

# 韓國開發研究

2007 [별호]

KDI Journal of Economic Policy

- | 소득분포 극화의 추정과 검증..... 유경준  
*Estimation and Verification for Polarization of Income Distribution in Korea*
- | 보육보조금의 효과 분석: 영아기본보조금을 중심으로..... 조윤영  
*An Evaluation of a Basic Subsidy Program for Infants*
- | 수입관세 인하가 기업 생산성에 미치는 효과 분석..... 이시목  
*Tariff Reduction and Within-Plant Productivity: Micro-evidence from Korean Manufacturing*

# 韓國開發研究

## Korea Development Review

### Contents

#### 1 소득분포 극화의 추정과 검증..... 유경준 / 1

Estimation and Verification for Polarization of Income Distribution in Korea  
... Gyeongjoon Yoo

#### 2 보육보조금의 효과 분석: 영아기본보조금을 중심으로..... 조운영 / 29

An Evaluation of a Basic Subsidy Program for Infants  
... Yoon Young Cho

#### 3 수입관세 인하가 기업 생산성에 미치는 효과 분석..... 이시욱 / 75

Tariff Reduction and Within-Plant Productivity: Micro-evidence from Korean Manufacturing  
... Siwook Lee



# 韓國開發研究

제29권 제3호(통권 제101호)

## 소득분포 극화의 추정과 검증

유 경 준

(한국개발연구원 선임연구위원)

### Estimation and Verification for Polarization of Income Distribution in Korea

Gyeongjoon Yoo

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

\* 유경준: (e-mail) yoogj@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro,  
Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

- 핵심주제어: 소득불평등도(income inequality), 극화지수(polarization index, DER), 양극화지수(bi-polarization index, EGR)
- JEL 코드: B9, B8, F2
- 논문투고일: 2007. 10. 2     • 심사시작일: 2007. 10. 9     • 심사완료일: 2007. 12. 5

## ABSTRACT

Upon analyzing several Korean Income data sets, it is confirmed that the relationship between Gini coefficient and bi-polarization measure (EGR) is empirically not different although they each come from different theoretical basis. Furthermore, it is difficult to state that the degree of polarization of income distribution, measured by DER, in Korea has deepened more than that of income inequality, estimated by Gini coefficient, in the periods of before and after the economic crisis.

본고의 분석 결과 지니계수와 양극화  
지수가 이론적으로는 상이하나, 실증적  
으로는, 상관관계를 통해서 볼 때, 다른  
지수라 보기 어렵다는 점이 확인되었다.  
또한 DER지수의 추정을 통해 한국

소득분포의 극화를 추정한 결과도 외환  
위기 전후로 소득분포의 극화가 지니계  
수로 측정되는 소득불평등도보다 심화  
되었다고 여길 수 없음이 확인되었다.

## I. 서 론

우리나라의 소득불평등도가 외환위기 전후로 상당히 빠른 속도로 증가하였다 는 점에는 대부분이 공감하고 있으나 그 원인은 아직 구체적으로 밝혀지지 않고 있다. 그 이유는 소득통계자료의 부재에 기인한 측면도 있다.

한국의 소득 관련 통계는 2002년 이전의 경우 통계청에서 월별로 집계되는 도시가계조사가 대표적이다. 그러나 도시 가계조사는 도시 지역에 거주하는 2인 이상 가구 중에서 임금 및 봉급 생활자를 대상(가구주 기준)으로 하고 있어 농어촌 지역의 가구나 1인 가구 또는 가구주가 자영업주, 실직자나 무직자인 경우에는 조사대상에서 제외되거나 공표되지 않기 때문에 전체 가구의 약 1/3만을 포괄하는 한정된 자료이다. 통계청의 소득통계 공식자료는 이 외에도 1991년과 1996년, 2000년에 3번 조사된 가구소비실태조사가 존재한다. 이 자료는 전체 가구를 표본으로 하여 조사되었으나, 1991년의 경

우는 농어촌과 자영업주 가구, 그리고 1996년과 2000년에는 농어촌가구가 발표 대상에서 빠져 있다.

따라서 연간자료로 외환위기 전후의 소득분배구조를 자세히 살펴볼 수 있는 자료가 없기 때문에 연구자들은 한국노동연구원에서 1998년부터 조사를 시작한 한국노동패널을 이용하는 경우도 있다.<sup>1)</sup>

그러나 통계청의 가구소비실태조사와 한국노동연구원의 노동패널자료를 이용한 외환위기 전후 소득불평등도의 변화에 대한 추정은 상당한 차이를 보인다.<sup>2)</sup>

유경준(2007)에 의하면 1996년과 2000년 사이의 가구소비실태조사에 의한 지니계수는 19.3% 증가한 것으로 추정되나, 신동균·전병유(2005) 등에서는 1997년과 2000년 사이의 한국노동패널에 의한 지니계수가 3.65% 증가한 것으로 분석되고 있다.

이는 통계자료의 특성 차이에서 기인한 것으로 볼 수도 있으나 보다 큰 문제는 지니계수가 아닌 양극화지수의 경우에는 두 자료를 이용한 추정 결과가 아주 커다란 차이를 보인다는 점이다.

각각의 자료를 이용하여 추정한 극화지수인 EGR의 경우 위와 유사한 기간(외

1) 한국노동패널과 가구소비실태조사의 차이점은 가구소비실태조사는 도시뿐만 아니라 군부를 포함하여 조사범위가 더 넓다는 점이며, 둘 다 농어가나 섬 지역을 조사대상에서 제외한 점은 동일하다. 따라서 한국노동패널의 조사가구 수는 1998년 5,000가구 기준이며, 가구소비실태조사는 1996년의 경우 표본가구 수가 24,290가구이다.

2) 이미 많이 지적된 바와 같이 한국노동패널은 가구소비실태조사에 비하여 소득불평등도와 빈곤율이 다소 높게 추정된다.

환위기 전후)에 가구소비실태조사는 약 15%의 증가를 보이고 있는(유경준[2007]) 반면, 한국노동패널을 이용한 추정은 최대 235%의 증가(신동균·전병유[2005] 등)를 보이고 있다.

신동균·전병유(2005)와 신관호·신동균(2007)은 한국노동패널을 이용한 소득 불평등도 및 양극화지수의 추정을 근거로 1) 한국은 외환위기 전후로 지니계수 보다 양극화지수가 매우 빠르게 증가되었으므로 두 지수는 다르며, 2) 양극화지수의 매우 큰 증가는 한국 사회에 잠재해 있는 사회갈등 수준이 매우 심각하다는 점을 의미한다는 주장을 하여 현 정부의 정책방향에 커다란 영향을 미쳤다.

이 연구에 대하여 유경준(2007)에서는 통계청의 가구소비실태조사를 이용하여 1) 외환위기 전후로 지니계수와 양극화지수는 방향의 변화나 증감 정도가 별반 차이가 없기 때문에 두 지수는 이론적으로는 차이가 있으나 실증적으로는 큰 차이가 없으며, 2) 한국노동패널에서 두 지수의 변동이 차이가 나는 이유는 한국노동패널이 가지는 자료상의 한계인 표본 오차의 일종인 반올림 오차(rounding error)에 기인한 것이라 주장한 바 있다.

그러나 신동균(2007)에서는 유경준(2007)에 대하여 한국노동패널에 반올림

오차가 있더라도 양극화지수의 증가율에는 별다른 영향을 미치지 못한다는 점을 주장하며 유경준(2007)을 재반박하였다.<sup>3)</sup>

한편 기존의 양극화(bi-polarization)지수는 소득계층을 저소득계층과 고소득 계층으로 이분화하여 두 소득계층이 같은 계층에는 동질감을, 다른 계층에는 이질감을 느끼는 정도를 종합하여 측정하는 지수이다. 원래 ER지수나 EGR지수는 소득계층 전체의 극화(polarization)정도를 측정하기 위하여 고안된 지수이나 계산상의 편의와 양극화가 주는 의미로 인하여 주로 소득계층의 양극화 정도를 추정하는 데 사용되었다.

그러나 ER지수나 EGR지수의 경우, 소득계층이 어느 소득을 기준으로 양극화되었는지에 대한 정보가 내생적으로 주어지지 않기 때문에 전체 소득의 평균을 중심으로 저소득층과 고소득층을 임의적으로 이분화하여 추정한다.

이러한 소득계층 구분에 있어 임의성을 극복하고, 양극화지수가 아닌, 소득계층 전반에 대하여 동질감과 이질감을 측정하는 원래 의미의 극화지수가 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에 의해 제시되었다.

본고에서는 기존에 우리나라에서는 추정된 적이 없는 DER지수의 추정을 통하여 외환위기 전후로 우리나라 소득계층의

3) 이 점은 반올림 오차가 심한 경우 증가율의 변동에 어떠한 영향을 미치는가는 사전적으로 알 수 없다는 면에서 부분적으로 타당하나, 반올림 오차가 있는 경우 지니계수는 과소추정, 양극화지수는 과대추정된다는 점은 피할 수 없는 사실이라 판단된다.

극화가 어느 정도로 증가하였는지를 분석할 것이다. 따라서 우리나라가 외환위기 이후 과연 소득계층이 분절되는 극화현상이 어느 정도인지 DER지수를 통하여 추적적으로 확인될 것으로 기대한다.

본고는 두 가지 목적을 위하여 작성되었다.

첫 번째는 서로 다른 자료(노동연구원의 한국노동패널 vs 통계청의 가구소비 실태조사)를 이용하여 추정된 양극화지수의 추정 결과가 아주 상이한 이유를 검증하고자 작성되었다.

두 번째는 좀더 개량된 극화지수인 DER지수를 소개하고자 함이며, 그의 추정을 통하여 외환위기 전후로 우리나라의 소득분포가 어느 정도 극화되었는지 추적적으로 검증할 것이다.

이를 위하여 본고는 다음과 같은 순서로 작성되었다.

본 서론에 이어 Ⅱ장에서는 기준의 상반된 주장의 검증을 위하여 상반된 주장의 근원인 통계청의 가구소비실태조사와 노동연구원의 한국노동패널 두 자료에 동일한 방법을 적용시켜 지니계수와 양극화지수를 추정하여 비교·검증할 것이다. Ⅲ장에서는 DER의 개념과 추정 결과가 제시될 것이다. 그리고 마지막 장에서는 요약과 결론이 제시될 것이다.

## II. 기존 연구 결과의 검증

### 1. 검증의 내용

여기서 기본적으로 검증되어야 할 내용은 신동균·전병유(2005)와 유경준(2007)에서 대비되는 양극화지수의 외환위기 전후 증가율의 차이이다. 양자의 차이가 사용한 소득통계자료 차이에서 기인한 문제라면 두 자료 중 하나는 소득의 집계가 잘못된 자료인 것으로 여길 수도 있다. 그러나 방법론상의 차이라면 두 논문 중 하나는 방법론의 적용이 잘못되었을 것이다.

이 검증 결과가 가지는 의미는 외환위기 전후로 한국에서 소득불평등도가 증가한 것은 사실이지만, 소득계층의 분절화를 통해 발생하는, 사회갈등 정도를 좀 더 정확히 포착하는 개념을 가진 양극화지수가 신동균·전병유(2005) 등의 추정대로 지니계수와는 비교할 수 없을 정도로 급격히 증가하였는지, 아니면 유경준(2007)의 추정대로 지니계수의 증가율과 별반 차이가 없이 증가하였는지가 확인될 것이다.

따라서 향후 소득분배구조를 파악하는 척도로서 양극화지수가 지니계수와는 다른 정책지표로 사용할 가치가 있으며, 참여정부 이후 국정의 최우선과제로

〈Table 1〉 Comparison of Gini and Bi-polarization Index in Previous Researches

	Gini		EGR			
	Shin · Cheon	Yoo	$\alpha=1.3$		$\alpha=1.6(1.5)^2)$	
			Shin · Cheon	Yoo	Shin · Cheon	Yoo
1996 (1997) <sup>1)</sup>	0.4053	0.292	0.0571	0.065	0.0187	0.124
2000	0.42	0.348	0.1040	0.075	0.0627	0.143
increase rate(%)	3.6	19.3	82.1	15.4	235.3	15.3

Note: 1) the year of estimation: Shin · Cheon(2005)=1997, Yoo(2005)=1996

2) Shin · Cheon(2005) uses  $\alpha=1.6$ , Yoo(2005) uses  $\alpha=1.5$

추진되고 있는 양극화 해소의 이론적 기반이 된 신동균 · 전병유(2005)의 추정 결과가 옳게 되었는지가 검증될 것이다.

<표 1>을 통하여 기존의 논문에서 추정된 지니계수와 양극화지수의 추정치를 좀더 자세히 비교해 보면 다음과 같다.

두 논문의 불평등도지수 추정에서는 소득통계자료의 차이뿐만 아니라 추정방법론에서도 다소의 차이를 보이고 있다. 신동균 · 전병유(2005)는 한국노동패널에서 총소득을 사용하고 가구원 수의 차이를 조절해 주는 동등화지수(equivalence scale)를 사용하지 않았으며, 유경준(2005)은 총소득이 아닌 가처분소득을 사용하였고, 동등화지수를 사용하였다.<sup>4)</sup> 서로 다른 소득 기준으로 추정된 지니계수나 양극화지수에는 차이가 존재할 것이며, 적

용된 방법론의 차이에 따라서도 추정된 소득불평등도는 차이가 있을 것이다. 일반적으로 총소득을 기준으로 하는 경우 가처분소득보다 불평등도지수를 높게 추정하며, 가구원 수가 조정되지 않는 경우도 조정된 경우보다 불평등도지수를 높게 추정한다.

그러나 <표 1>에서 보는 바와 같이 이러한 방법론의 차이로 인해 시기별로 양극화지수의 변화율에서 커다란 차이를 보이고 있는 것은 논리적으로 해석하기가 불가능하다.

더구나 신동균 · 전병유(2005)의 추정 결과와 유경준(2007)의 추정 결과는 지니계수와 양극화지수의 증가율에서 상당한 차이를 보이고 있다. 즉, 신동균 · 전병유(2005)의 추정에서는 지니계수의 증가율

4) 동등화지수(equivalence scale)란 가구원 수가 다름에 따른 소득의 차이를 조정해 주기 위하여 사용된다. OECD에서 주로 쓰는 방식은 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 주는 방식이다. 본고에서도 이를 사용하였다.

은 외환위기 전후로 3.6%에 불과하나, EGR의 경우 무려 235%의 증가를 보이고 있다. 반면, 유경준(2007)의 추정에서는 두 지수가 모두 외환위기 전후로 15~20%의 증가를 보이고 있다. 따라서 지니 계수의 경우는 유경준(2007)에서, EGR지 수의 경우는 신동균·전병유(2005)에서 더 크게 측정되고 있다.

또한 <표 1>에는 비교되어 있지 않으나, 신관호·신동균(2007)과 신동균(2007) 등에서도 신동균·전병유(2005)의 주장과 동일한 결과를 보고하고 있다. 신관호·신동균(2007)의 결과는 신동균·전 병유(2005)를 인용하여 이전의 결과를 확 인하고 있다.

신동균(2007)의 새로운 추정 결과는 기 존의 한국노동패널을 이용하여 가치분소 득을 분석 기준으로 삼았으며, 동등화지 수를 사용하고 있다. 그리고 새로이 제안 된 R-EGR지수를 추정하지만 기존의 연구 와 비교하기 위하여 가급적 기존의 EGR 지수와 동일한 방법론을 사용하여 추정하였다고 밝히고 있다. 다만 기존의 연구와 차이가 있다면 지나치게 극단적인 소득값 에 의하여 지수가 민감하게 영향을 받는 것을 피하기 위하여 한국노동패널에서 소

득분포 상하위 1%의 소득값을 제외하고 추정하였으며,<sup>5)</sup> 저소득집단 구성원과 고 소득집단 구성원이 각각에 대해 가지는 반감의 정도가 다를 것이라는 점을 R-EGR지수체계의 고안과정에서 포함하여 저소득집단이 고소득집단에게 가지는 반 감이 두 배 정도 크다고 가정하여 이를 지수의 추정에 반영시키고 있다.<sup>6)</sup>

이와 같은 방법에 의해 추정된 불평등 도지수는 기존의 신동균·전병유(2005) 와 신관호·신동균(2007)에서 추정된 불 평등도지수와 수준과 변화율에서 다소 차이를 보이고 있으나 신동균(2007)의 주 장대로 기존의 결과를 재확인하는 같은 추이를 제시하고 있다. 즉, 지니계수는 1997년과 2004년 사이에 변화가 있다고 볼 수 없으며, 양극화지수의 EGR지수( $\alpha = 1.6$ )는 1997년 0.0505에서 지속적으로 증가하여 2004년에는 240% 증가(부록에 따르면 1997년과 2000년 사이에는 86.8% 로 계산됨)하였다고 보고하고 이는 통계 적으로 유의하며, 가장 중요한 발견이라 주장하고 있다.

본고에서는 이러한 추정 결과의 차이 뿐만 아니라 통계청의 가구소비실태조사와 한국노동연구원의 한국노동패널

5) 상하위 소득계층 1%의 제외는 지니계수를 적게 추정하고, 양극화지수도 전체의 표본을 사용한 경우보다 적게 추정할 것이다.

6) EGR은 ER이 가지는 소득집단 구분의 임의성에서 오는 오차를 줄이기 위하여 고안된 점을 감안할 때 R-EGR지수가 소득계층의 반감 정도가 다르다는 사실을 침안한 점은 신선히, 소득계층의 반감 정도가 사전적으로 알려지지 않은 상태에서 각 소득계층의 반감을 사전적으로 지수의 계산에 반영해야 하기 때문에 이를 임의적으로 구분하는 것은 R-EGR이 가지는 한계라 판단된다.

에 동일한 추정방법을 적용하여 추정한 지니계수와 양극화지수가, 신동균·전병유(2005) 등에서 주장된 바와 같이 양극화지수는 지니계수와 이론적인 측면 뿐만이 아니라 실증적인 면에서도 차이가 나는지, 아니면 유경준(2007)의 주장처럼 이론적으로는 차이가 있으나 외국과 한국의 실증분석을 토대로 볼 때 별 차이가 없는지를 부가적으로 검증할 것이다.

만약 신동균·전병유(2005), 신관호·신동균(2007), 신동균(2007)의 한국노동패널에 의한 추정처럼 외환위기 전후부터 최근까지 우리나라의 소득양극화 현상이 지니계수와는 달리 매우 빠르게 진행되어 우리나라의 소득양극화 문제가 심각하다면, 양극화 해결을 위한 과제가 최우선이 되어야 할 것이다. 그러나 유경준(2007)의 가구소비실태조사를 이용한 추정처럼 양극화지수의 증가도 지니계수와 별 다를 바가 없고, 이러한 소득불평등도의 증가 현상이 외국에 비해 다소 빠르기는 하지만 심각하지는 않다면 그에 대한 정책처방은 달라져야 할 것이다.

## 2. 추정 및 검증 결과

### 가. 추정 결과

앞서 서술한 바와 같이 본고는 통계청의 가구소비실태조사 1996년과 2000년,

한국노동연구원의 한국노동패널 1997년, 2000년, 2003년을 이용하여 상대적 소득 불평등지수인 지니계수와 극화지수인 Wofson지수(W지수)와 EGR지수를 계산하였다. 먼저 가구소비실태조사의 결과는 <표 2>와 같다.

1996년 가구소비실태조사의 경우 비경상소득을 조사하지 않았기 때문에 총소득(경상소득+비경상소득)항목이 없으며, 2000년에는 비경상소득이 조사되어 총소득이 포함되어 있다. 또한 가구원 수를 고려하기 위한 동등화지수를 고려한 결과도 함께 수록되어 있다.

가구원 수를 고려하여 동등화지수를 적용한 각 지수들은 이를 사용하지 않은 결과에 비해 모두 낮은 수치를 보여주고 있으며, 경상소득을 사용한 경우도 총소득을 기준으로 한 경우보다 모든 지수를 낮추고 있다.

한편 1996년에서 2000년 사이의 각 지수의 증가율은 경상소득과 동등화지수를 사용한 경우 모두 같은 기간에 지니계수와 양극화지수(EGR)가 18.7~22.5% 사이의 증가율을 보여주고 있어 양 지수가 증가율에서 차이를 보이고 있다고 보기 어렵다.

<표 3>은 한국노동패널을 이용하여 지니계수와 극화지수를 계산한 결과이다. 한국노동패널은 총소득을 기준으로 하였으며,<sup>7)</sup> 동등화지수를 고려한 결과도 함께 수록되어 있다.

<Table 2> Gini and Bi-polarization Index(National Survey of Household Income and Expenditure)

		Gini	W	EGR		
				$\alpha=1.0$	$\alpha=1.3$	$\alpha=1.6$
1996	gross income	0.3257	0.2674	0.1271	0.0855	0.0623
	equivalence scale	0.2978	0.2367	0.1166	0.0790	0.0581
2000	gross income	0.3934	0.3240	0.1532	0.1044	0.0773
	equivalence scale	0.3619	0.2873	0.1384	0.0938	0.0690
	total income	0.4004	0.3270	0.1571	0.1078	0.0804
	equivalence scale	0.3689	0.2908	0.1432	0.0983	0.0736
increase rate	gross income	20.8	21.2	20.5	22.1	24.1
	equivalence scale	21.5	21.4	18.7	18.7	18.8

<Table 3> Gini and Bi-polarization Index(KLI Panel Survey)

		Gini	W	EGR		
				$a=1.0$	$a=1.3$	$a=1.6$
1997	total income	0.4021	0.3404	0.1604	0.1106	0.0830
	equivalence scale	0.3849	0.3126	0.1507	0.1028	0.0762
2000	total income	0.4148	0.3496	0.1659	0.1138	0.0849
	equivalence scale	0.3934	0.3199	0.1557	0.1064	0.0790
2003	total income	0.4362	0.3629	0.1765	0.1218	0.0915
	equivalence scale	0.4119	0.3462	0.1648	0.1135	0.0851
incre- ase rate	1997~2000	total income	3.2	2.7	3.4	2.9
		equivalence scale	2.2	2.3	3.3	3.5
	2000~2003	total income	5.2	3.8	6.4	7.0
		equivalence scale	4.7	8.2	5.8	6.7
	1997~2003	total income	8.5	6.6	10.0	10.1
		equivalence scale	7.0	10.7	9.4	10.2
						11.7

7) 경상소득을 기준으로 계산하여도 증가율에는 큰 변화가 없다.

표에서 보는 바와 같이 외환위기 전후(1997~2000)에 동등화지수를 적용한 지니계수와 양극화지수는 모두 2.2~3.7%의 증가율을 보여주고 있다. 또한 1997년에서 2003년 사이의 지니계수와 양극화지수의 증가율도 모두 7.0~11.7% 사이로 추정되어 역시 큰 차이를 보이고 있지 않다. 이는 신동균·전병유(2005) 등에서 추정된 결과와는 아주 다르다.<sup>8)</sup>

## 나. 검증

서론에서 제기된 두 가지 사항에 대하여 앞의 추정 결과를 가지고 검증하면 다음과 같다.

먼저 가구소비실태조사와 한국노동패널에서 발생한 지니계수와 양극화지수 증가율의 차이에 대한 사항이다.

앞의 추정 결과에서 보았듯이 <표 2>와 <표 3>을 통해 알 수 있는 점은, 가구소비실태조사와 한국노동패널을 통해 추정된 각 계수들은 다음 두 가지의 기본적인 차이점을 가지고 있다는 것이다.

첫 번째, 한국노동패널은 가구소비실태조사에 비하여 각 연도에 있어 각 지수의 수준을 높게 측정한다. 두 번째, 한국노동패널은 가구소비실태조사에 비하여

일정기간 동안의 모든 지수의 증가율을 낮게 측정한다.

이 두 가지 차이는 각 자료의 본질적인 차이에서 기인한 것으로 여겨지기 때문에 더 이상 그 원인을 알기는 쉽지 않다.

그러나 문제는, 신동균·전병유(2005)와 유경준(2007)이 각각 한국노동패널과 가구소비실태조사 두 자료를 통해 추정한 양극화지수 증가율에서는 커다란 차이가 나타났지만, 본고의 추정에서는 동일한 자료의 경우 커다란 차이가 나타나지 않았다는 점이다.

결과적으로 한국노동패널을 이용하여 신동균·전병유(2005) 등에서 추정한 양극화지수와 본고에서와 추정한 결과가 상당히 차이가 나고 있다. 계산과정의 검증을 위하여 양극화지수와 지니계수의 관계식을 살펴보면 아래와 같다.

$\mu$ 를 평균값,  $m$ 을 중앙값,  $L(x)$ 를  $x$ 에서의 로렌츠곡선의 값, 즉 소득  $x$  이하 계층의 소득합계가 전체에서 차지하는 비율,  $G$ 를 지니계수,  $\pi_\mu$ 를 평균값 이하의 소득을 가진 가구의 비율로 정의하면, 지니계수와 Wolfson지수, 그리고 지니계수와 EGR지수( $\alpha = 1, \beta = 1$ ) 사이에는 아래와 같은 관계가 성립한다(Esteban, Gardin, and Ray[1999], Rodriguez[2006]).<sup>9)</sup>

8) <표 2>와 <표 3>에 제시된 지니계수와 양극화지수의 상관관계를 계산하여 보면 동등화지수를 적용한 경우 0.99, 동등화지수를 적용하지 않은 경우 0.98, 두 가지 모두를 이용한 상관계수는 0.98로 계산되어 모두 1% 수준에서 두 지수는 통계적으로 유의하게 유사하다.

9) 아래 두 식을 통해서 Wolfson지수는 평균소득을 중심으로 소득계층을 이분화하는 대신 중앙값을 중심으로 소득계층을 이분화하여 양극화를 추정하는  $\alpha = 1, \beta = 1$ 인 경우 EGR지수를 의미하는, 즉 EGR지수

&lt;Table 4&gt; Wolfson Index Related Statistics

## 1) National Survey of Household Income and Expenditure

	Gini	L(0.5)	0.5-L(0.5)	mean( $\mu$ )	median( $m$ )	$\mu/m$	W Index
1996	0.2978	0.2982	0.2018	1342.41	1198.60	0.893	0.2369
2000	0.3619	0.2588	0.2412	1489.52	1248.00	0.838	0.2874

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

## 2) KLI Panel Survey

	Gini	L(0.5)	0.5-L(0.5)	mean( $\mu$ )	median( $m$ )	$\mu/m$	W Index
1997	0.3849	0.2432	0.2568	1030.83	848.53	0.823	0.3126
2000	0.3934	0.2351	0.2649	1161.74	990.00	0.852	0.3199
2003	0.4119	0.2244	0.2756	1636.98	1316.36	0.804	0.3462

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

$$W = 4 \frac{\mu}{m} [0.5 - L(0.5) - \frac{G}{2}]$$

$$EGR(\alpha = \beta = 1) = 2[\pi_\mu - L(\pi_\mu)] - G$$

위 식에 따라 양극화지수의 계산에 사용된 기본 통계량을 <표 4>에 제시하였다.

여기에서 알 수 있는 점은, 가구소비실태조사와 한국노동패널에서 Wolfson지수의 차이를 발생시키는 주요한 차이, 즉 전체 가구소득의 중위값 이하의 소득을 가진 계층의 소득합계가 전체의 소득합계에서 차지하는 비율을 나타내는 로렌츠 곡선의 값인,  $L(m = 0.5)$  값이 2000년에 있어 가구소비실태조사의 경우 26%

이나 한국노동패널은 24%로 한국노동패널에서 낮게 집계된다는 점이다.

이러한 차이는 EGR지수를 계산하기 위한 <표 5>의 기초통계량에서도 확인된다. 전체 가구의 평균소득 이하의 소득을 가진 가구들의 비율은 가구소비실태조사나 한국노동패널 모두 약 60~62%로 큰 차이를 보이지 않는다. 그러나 이 저소득 가구들의 소득합계가 전체 소득에서 차지하는 비율은 2000년에 있어 가구소비실태조사의 경우 약 37%이나, 한국노동패널의 경우는 약 34%로 집계되고 있다. 이 차이가 지니계수의 차이와 더불어 가구소비실태조사와 한국노동패널이 EGR의

의 특별한 한 형태에 해당한다고 볼 수 있다.

〈Table 5〉 EGR Index Related Statistics

## 1) National Survey of Household Income and Expenditure

	$\pi_\mu$	1- $\pi_\mu$	$L(\pi_\mu)$	$\pi_\mu \cdot L(\pi_\mu)$	EGR ( $\alpha=1$ )
1996	0.60	0.40	0.3923	0.2077	0.1166
2000	0.62	0.38	0.3687	0.2513	0.1384

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

## 2) KLI Panel Survey

	$\pi_\mu$	1- $\pi_\mu$	$L(\pi_\mu)$	$\pi_\mu \cdot L(\pi_\mu)$	EGR ( $\alpha=1$ )
1997	0.62	0.38	0.3522	0.2678	0.1507
2000	0.61	0.39	0.3355	0.2745	0.1557
2003	0.62	0.38	0.3317	0.2883	0.1648

Note: Based on Gross income controlled by equivalence scale.

차이를 가져오는 기본적인 이유이다.<sup>10)</sup>

한국노동패널을 이용하여 추정한 EGR 지수에 있어 신동균·전병유(2005)의 결과와 본고의 결과는 〈표 6〉에서 보는 바와 같이 2000년과 2003년의 경우는 큰 차이가 없으나, 1997년의 기초통계량에서 매우 큰 차이가 발생하고 있다.<sup>11)</sup> 즉, 〈표 6〉에서 보는 바와 같이 가장 큰 차이는 외환위기 이전 시점에서의 평균소득 이하 가구의 비율( $\pi_\mu$ )과 그들 소득이 전체 소

득에서 차지하는 비중( $L(\pi_\mu)$ )의 추정치이다. 다른 연도에서도 차이가 있기는 하나, 이를 추정치의 차이가 양극화 지수의 비교연도 간에 증가율의 차이를 발생시키는 기본적인 이유라 여겨진다. 〈표 6〉에서 보는 바와 같이 1997년의 신동균·전병유(2005)의  $\pi_\mu$ 와  $L(\pi_\mu)$ 의 추정치는 다른 연도의 값과 비교하여 전혀 다른 추이를 보이고 있다. 2000년에는 본고와 신동균·전병유(2005)의 추정치들이 유사한

10) 한국노동패널에서 저소득가구들의 소득합계에 대한 비중이 낮은 것은 지니계수도 높이는 작용을 할 것이다. 한편 가구소비실태조사는 세전소득과 세금을 함께 질문하고 있으나 한국노동패널은 세후소득을 질문하는 차이가 있다.

11) 비록 본고는 가구원 수를 고려한 동등화지수를 고려하였고 신동균·전병유(2005)의 경우는 고려하지 않았지만 동등화지수의 사용 여부가 평균소득 이하의 가구비율이나, 그 가구들의 소득합계가 전체 소득에서 차지하는 비율을 크게 변화시키지는 않는다.

〈Table 6〉 Comparison of EGR Related Statistics(KLI Panel Survey)

		$\pi_\mu$	$L(\pi_\mu)$	EGR ( $\alpha=1$ )
1997 (1996)	This Study	0.62	0.3522	0.1507
	Shin & Cheon	0.55	0.2989	0.1045
2000	This Study	0.61	0.3355	0.1557
	Shin & Cheon	0.62	0.3311	0.1554
2003	This Study	0.62	0.3317	0.1648
	Shin & Cheon	0.62	0.3150	0.1750

Note: This study is based on total income controlled by equivalence scale, Shin · Cheon(2005) is based on total income not controlled by equivalence scale.

값을 보이나, 2003년에는 다시  $L(\pi_\mu)$ 에서 차이를 보이고 있다.

이러한 이유로 신동균·전병유(2005)의 1997년 EGR( $\alpha = 1$ )지수를 위한 추정치는 0.1045로 본고의 0.1507과 상당한 차이를 보인다.<sup>12)</sup>

왜 이러한 차이가 발생하였는지는 현재 상황에서는 더 이상 알기가 힘들지만 본고의 추정 결과를 토대로 살펴보면 신동균·전병유(2005)의 추정 결과는 받아들이기 어렵다. 따라서 본고의 추정 결과가 틀리지 않았다면 신동균·전병유(2005)의 추정 결과는 어떤 이유에서인지 알 수 없으나 1997년의 양극화지수가 과소추정된 결과 1998년 이후 비교연도

의 양극화지수의 증가율을 과대추정하고 있는 것으로 판단된다.<sup>13)</sup>

추가적으로 생각할 수 있는 통계 추정치 차이의 원인은 가중치와 소득이 없는(또는 무응답) 가구의 처리문제이다. 가중치는 원 통계자료에 있는 것을 그대로 사용하였다만 차이가 발생하지 않을 것이다. 본고는 총소득의 추정에서 가구소비 실태조사의 경우에는 근로, 사업, 재산, 이전소득의 합인 경상소득과 기타 소득을 합한 수치를 사용하였으며, 한국노동패널의 경우는 근로, 금융, 부동산, 사회보험, 이전, 기타 소득이 각각 따로 조사되어 있어 이 모든 소득의 합을 총소득으로 사용하였다.

12) 동등화지수를 적용하지 않은 1997년의 EGR( $\alpha = 1$ )지수의 추정 결과는 0.1604로 신동균·전병유(2005)의 0.1045와 무려 53.5%의 차이를 보인다.

13) 계산상의 오류로 판단된다. 한편, 이미 알려진 대로 한국노동패널은 1998년부터 조사가 시작되었다. 1997년의 소득은 1998년 소득조사 당시에 같은 가구를 대상으로 지난해의 소득이 얼마였느냐를 회고적으로 묻고 있어 1998년 이후의 자료와는 다소 다른 성격의 자료이다.

그 결과 가구소비실태조사의 경우 전체 소득의 합이 0인 가구는 1996년의 경우 전국 전체 24,290가구 중에서 16가구, 2000년의 경우는 23,720가구 중에서 10가구였다. 그리고 한국노동패널의 경우는 전체 소득의 합이 0이거나 결측치(missing)인 가구는 1997년에 5,000가구 중에서 281가구, 2000년의 경우는 4,095가구 중에서 4가구였다. 이러한 결과를 두고 한국노동패널의 경우 외환위기 이전인 1997년에 실제소득이 0이거나 결측치인 가구가 전체의 5.6%나 되고 외환위기 이후에는 불과 0.1%인 점을 고려하고, 1997년의 소득은 1998년 조사 시 회고적으로 물어 기입한 수치이기 때문에 무응답으로 보는 것이 타당하여 추정에서 제외하였으며, 2000년 수치도 같은 방식으로 처리하였다. 그러나 가구소비실태조사의 결과는 해당 연도에 자계식으로 조사되어 신뢰할 수 있다는 판단하에 무응답으로 처리하지 않고 소득이 0인 가구로 취급하였다.

따라서 소득이 0인 가구를 포함하느냐 아니냐 여부에 따라 각 지수가 차이가 날 것(특히 한국노동패널의 1997년의 경우)이다. 하지만 신동균·전병유(2005)에서 추정된 1997년의 표본가구 수가 4,677가구이며, 본고에 추정된 1997년의 가구는

4,719개인 점으로 미루어 보아 신동균·전병유(2005)에서도 소득이 0인 가구를 제외한 것으로 판단된다. 따라서 본고의 추정 결과와 신동균·전병유(2005)에서의 1997년 양극화 지수의 차이가 소득이 0인 가구를 포함했느냐 아니냐에 의한 것은 아닌 것으로 판단된다.<sup>14)</sup>

두 번째로 검증할 사항은 지니계수와 양극화지수가 이론적으로는 다른 공리체계를 가지고 등장하였으나 실증적으로 과연 다른 지수이냐 하는 문제이다.

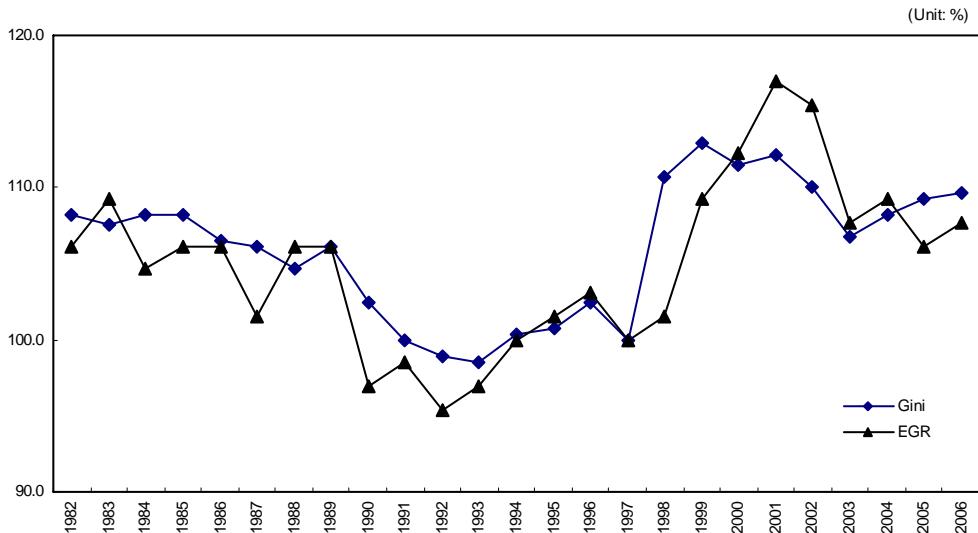
신동균·전병유(2005)와 신동균(2007) 등에서는 한국노동패널을 이용한 양극화지수와 지니계수의 추정 결과를 이용하여 외환위기 이후 양극화지수가 지니계수보다 아주 빠른 증가율을 보이고 있기 때문에 다른 지수로 보고 있으며,<sup>15)</sup> 유경준(2007)에서는 이론적으로는 다르나 외국과 한국의 양극화지수와 지니계수를 상관관계를 이용하여 분석한 결과 통계적으로 다른 지수라 보기 어렵다고 주장하고 있다.

이 부분을 자세히 언급하면 다음과 같다. 아래 그림에서 보는 바와 같이 1982년부터 2006년까지의 지니계수와 양극화지수는 변화율과 변화 방향에서 시각으로 식별될 수 있을 정도로 유사한 추이를 보이고 있다. 또한 양자의 상관계수(0.824)를

14) 한편 한국노동패널 1997년 소득자료에는 가구의 가중치가 0인 가구도 포함되어 있어 이를 제외한 분석 가구 수는 4,663개로 줄어든다.

15) 최희갑(2002)도 유사한 주장을 한 바 있다.

[Figure 1] Trend of Gini and Bi-polarization Index



Note: Indexation based on 1997=100.

Source: Author's Calculation using 「Urban Employees Survey」(every year) Korean Nation Statistical Office.

이용하여 두 지수가 다르지 않다는 귀무 가설을 유의한 수준(1%)에서 기각하지 못하기 때문에 두 지수가 실증적으로 다른 지수라 보기 어렵다고 해석된다.<sup>16)</sup>

앞에서 살펴본 바와 같이 신동균·전병유(2005) 등에서 추정된 지니계수와 양극화지수의 추정치가 오류에 의한 잘못된 추정의 결과라면, 이 추정에 근거하여

두 지수가 다른 지수라는 주장은 받아들일 수 없게 된다.

또한 본고의 추정 결과에서도 두 지수는 소득통계자료에 상관없이 증가율은 큰 차이가 나지 않았기 때문에 두 지수가 다르다는 주장 역시 받아들이기 어려운 것으로 판단된다. 따라서 유경준(2007b)에서 추정된 바와 같이, 1982년부터 2006

16) 지니계수와 양극화지수는 서로 다른 공리체계를 가지고 있기 때문에 두 지수의 증가율 차이는 별 의미가 없을 수 있다. 그러나 두 지수 모두 최대 1을 넘지 않도록 정규화(normalize)하는 방식으로 고안되었기 때문에 수준의 비교는 의미가 없겠으나, 증가율 정도를 비교하는 것이 의미가 없는 것은 아니다. 이는 정책지표로서 양극화지수가 지니계수와 다른 의미가 있느냐와 관계가 있기 때문이다. 또한 두 지수가 이론적으로는 다르나 실증적으로 차이가 있느냐를 통계학에서 사용하는 상관계수를 이용하여 검증을 하고 있는 논문들(Ravallion and Chen[1997], Zhang and Kanber[2000], Keefer and Knack[2002])도 있다. 이들은 공통적으로 두 지수에 대해 '개념적으로는 차이가 있으나 놀랍도록 유사한 추이를 보인다'고 언급하고 있다.

년까지의 연도별 시계열을 이용하여 지니계수와 Wolfson지수, 그리고 EGR지수를 이용하여 각각의 상관계수를 통해 모든 지수들이 통계적으로 유의한 수준에서 유사하다는 결과는 계속 수용되어야 할 것으로 판단된다.

한편 유경준(2007)에서 주장된 바와 같이 한국노동패널에 반올림 오차가 있는 경우 지니계수는 원래의 값보다 과소추정되고, 그에 따라 양극화지수는 과대추정된다는 지적은 각 지수의 공리체계<sup>17)</sup>와 앞에서 제시된 지니계수와 양극화지수의 관계식에서 확인될 수 있는 사항이다.<sup>18)</sup>

### III. DER지수

Esteban and Ray(1994)에서 제시된 ER지수는 소득분포상에서 유사한 소득을 가진 사람들에게는 동질감을, 다른 소득을 가진 사람에게는 이질감을 느낀다는

동질감-이질감(identification-alienation)의 구조에서 도출된 것이다. 즉, 극화는 개인이나 집단이 다른 개인이나 집단으로부터 느끼는 이질감과 관계가 있으며, 이러한 이질감은 집단내부 동질감(within group identify)이 클수록 확대될 것이다.

그러나 ER지수는 기준의 많은 문헌에서 지적되었듯이 한 개인이 속한 집단을 어떤 기준에 의해 구분하여야 하는지에 대한 방법을 제시해 주지 못하여 소득계층의 구분이 자의적이라는 한계를 가지고 있다. 이러한 한계를 보완하기 위한 방법은 다음 두 가지로 나누어 볼 수 있다.

첫 번째는 Esteban, Gardin, and Ray(1999)에서 고안된 EGR지수이다. EGR지수는 기준의 여러 한국문헌에 소개되었기 때문에 간단히 언급하면, 임의적인 집단구분에서 발생한 극화지수의 오차를 최소화시켜 ER지수에 비하여 개선된 점이 있으나, 역시 집단의 구분에 대한 기준을 제시하지 못하는 한계를 가지고 있다.

두 번째는 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에 의해 제시된 DER지수이다. DER

17) 한국노동패널(KLIPS)의 소득은 유경준(2007)에서 지적된 바와 같이 상당한 정도의 반올림 오차(rounding error)를 포함하고 있다. 따라서 주변의 소득이 특정한 한 소득으로 조사되는 경우 지니계수는 피구-달頓 원칙(Pigou-Dalton principle)을 만족시키기 때문에 과소추정되고, 반대로 극화지수들은 국지적으로 동일한 소득계층들이 증가하게 되므로 과대추정된다.

18) 신동균(2007)에서는 기준의 EGR지수가 아닌 새로이 고안된 R-EGR지수의 추정을 통하여 한국의 양극화 정도가 지니계수로 추정된 결과와는 다르게 매우 빠르게 진행되었으며, 이를 근거로 지니계수와 양극화지수는 다르다는 기준의 주장을 확인하고 있다. 그러나 본고에서 검증된 바와 같이 만일 ① 한국노동패널의 1997년 소득자료 자체에 문제가 있거나, ② 잘못 계산된 결과라면 양극화지수가 다르다고 해서 기준의 주장이 계속 유지될 수는 없을 것이다. 이 점은 추후에 한국노동패널 1997년도의 자료 문제와 추정방법의 정확성, 그리고 ③ 가구소비실태조사와의 일치성 확인을 위한 재검증이 필요할 것이다.

지수는 극화지수의 구조를 동질감과 이질감의 합의 형태로 표현한 ER 및 EGR 지수와 그 개념은 유사하나, 소득의 분포를 이산적인(discrete) 형태가 아닌 연속적인 밀도함수(density function)로 변환하여 기존의 극화지수가 가지는 집단 구분의 임의성과 오차를 동시에 없애는 장점을 가지고 있다. 즉, 소득집단을 임의적으로 구분하는 것이 아니라 극점의 수를 표본 수 만큼 확대하여 각 극점에서의 동질성과 이질성의 합이 전체 극화지수로 표현되게 고안한 것이다. 이는 전체 소득집단(모집단)은 아주 크기 때문에 소득분포가 연속적이라 가정하는 것이 무리가 없다는 판단에 의한 것이다. 따라서 DER지수는 ER지수나 EGR지수와는 달리 임의의 소득집단으로 구분할 필요가 없기 때문에 ER지수나 EGR지수처럼 소득집단을 고소득과 저소득 두 집단으로 구분하여 극화 정도를 측정하는 양극화(bi-polarization)지수를 의미하지 않으며, 원래의 표현 그대로 극화 또는 다극화(polarization) 지수라는 표현에 좀더 부합된다고 할 수 있다.<sup>19)</sup> 또

한 유럽에서는 소득조사가 구간별로 이루어지는 경우가 많은데, 구간으로 조사된 소득분포는 표본오차를 발생시키게 됨에 따라 이를 줄이기 위한 방법으로 DER이고안되었다는 사실이 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에 암시되어 있다. DER지수는 표본으로 집계된 소득들을 비모수적인 커널밀도함수(non-parametrically using kernel estimation)로 변환하여 극화지수를 추정하고 있으며, 가우지안 커널함수(Gaussian kernel function)를 이용하여 표본오차를 최소화하는 구간(bandwidth)의 추정에서는 평균제곱오차(mean square error)를 최소화하는 방법을 사용하고 있다.

여기에서는 극화지수의 추정에 앞서 기준에 국내에 소개된 적이 없는 DER지수의 공리체계와 지수의 성격을 간단히 소개하고자 한다.

## I. DER지수의 공리체계

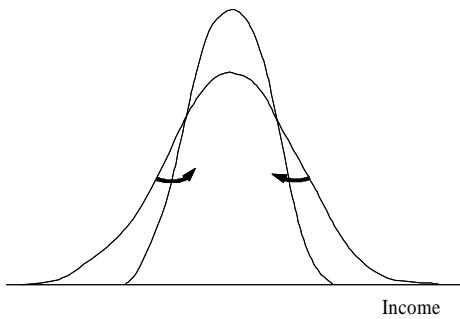
DER은 잘 정의된 소득밀도함수(basic density)<sup>20)</sup>에 함수형태의 축소(squeeze)<sup>21)</sup>

19) 신동균(2007)에서는 DER지수에 대하여 “… 극점의 수를 임의의 N(표본 수)개로 확대하여 지수의 현실적 중요성을 잃어버렸다는 ‘비난’을 면하기 어렵다”라고 평하고 있으나 이는 지나친 평가라 판단된다. ER지수도 처음에는 양극화가 아닌 다극화의 개념으로 출발하였으나 소득집단을 3개 이상으로 구분하는 경우 ER지수의 계산상 어려움으로 인하여 주로 양극화를 계산하는 것이다. 따라서 최근 논문들이 DER지수가 아닌 EGR지수를 많이 사용하는 이유도 이와 무관하지 않다. DER지수는 ER지수나 EGR지수가 가지는 소득계층 구분의 임의성을 극복했다는 점에서 진보된 극화지수로 보아야 하며, DER지수가 다른 문헌에 잘 등장하지 않는 이유는 계산상의 어려움에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 이 지수를 주도적으로 고안한 Duclos가 World Bank를 통하여 DER지수의 추정 프로그램을 공개함에 따라 이 지수를 이용하여 극화 정도를 계산하기가 용이해졌다. 더구나 양극화에 관심이 더 크다면 고안 당시부터 소득집단을 두 개로 상정하여 중산층의 축소 정도(중산층의 몰락)를 집중적으로 볼 수 있는 Wolfson지수를 이용하는 것이 더 나을 것이다.

와 이동(slide)<sup>22)</sup>이라는 개념을 도입하여 기본공리에서는 ER이나 EGR과 유사하게 다음과 같이 설정되어 있다

공리 1. 소득분포가 단일한 분포함수로 이루어진 경우, 분포함수의 축소는 극화를 증가시키지 않는다.

[Figure 2] Axiom 1

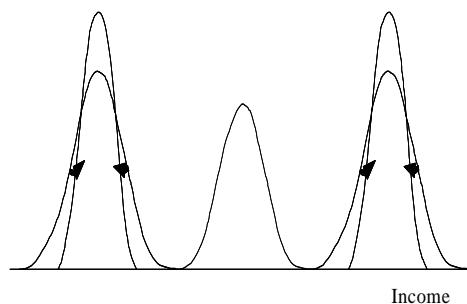


위와 같이 밀도함수가 축소되는 경우 개인 간의 이질감은 감소하나 동시에 동질감은 증가한다. 따라서 밀도함수가 축소되는 경우 이질감의 축소에서 오는 극화 정도의 감소가 동질감의 확대에서 오는 극화의 증가 정도를 상쇄하거나 능가하여 전체 극화의 정도를 증가시키지 않는다는 의미이다.

위와 같은 경우 지니계수와 같은 상대적 불평등도지수는 감소한다.

공리 2. 대칭적인 소득분포가 서로 중복되지 않는 3개의 분포함수로 이루어진 경우 대칭적인 분포함수의 축소는 극화를 감소시킬 수 없다.

[Figure 3] Axiom 2



이 공리는 공리 1처럼 소득분포의 축소가 전체적(global)이 아닌 대칭적으로 국지적(local)으로 발생하는 경우 극화지수는 증가한다는 의미이다. 이 공리가 일반적인 상대적 소득불평등도와는 구별되는 극화지수의 핵심적인 공리이며 모든 극화지수의 출발점이다. 지니계수 등 상대적 소득불평등도지수들은 이 경우에도 이전원칙(transfer principle)에 의해 감소한다. 따라서 극화지수는 국지적으로 소득계층이 유사한 집단이 다수 생기는 경우 유사한 소득계층에 대해서는 동질감이, 다른 소득계층에 대해서는 이

20) 구성원이 정규화되지 않았으며(un-normalized by population), 대칭적이고, 평균을 중심으로 양쪽의 소득계층 빈도 수는 감소하며(unimodality), 일정한 정의역(compact support)을 가지는 밀도함수를 의미한다.

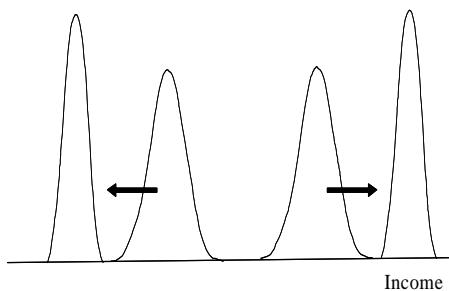
21) 축소(squeeze)는 밀도함수의 퍼짐 정도(spread of f)를 평균이 변하지 않은 상태에서 밀도함수의 분포를 평균에 가깝게 좁힌다는 의미이다.

22) 이동(slide)은 밀도함수의 형태가 변화하지 않는 상태에서 밀도함수가 소득구간의 좌 또는 우로 이동한다는 의미이다.

질감이 증가됨에 따라 전체의 유효이질감(effective alienation)이 증가하여 극화지수의 증가를 가져오게 되는 구조이다.

공리 3. 대칭적인 소득분포가 서로 중복되지 않는 4개의 분포함수로 이루어진 경우, 가운데 소득분포가 계속 겹치지 않는 상태에서 가운데 2개의 분포가 양쪽 극단으로 이동하는 경우 극화는 증가하여야 한다.

[Figure 4] Axiom 3



공리 3은 상대적 소득불평등도지수의 경우도 같은 방향으로 불평등도 수준의 증가를 가져온다.

공리 4. 인구동차성(population-invariance principle), 즉 모든 사회구성원의 소득이 동일한 비율로 증가 또는 감소되는 경우 극화지수는 변화가 없다.

이 공리 역시 상대적 소득불평등도가 가지는 공리체계와 다름이 없다.

Duclos, Esteban, and Ray(2004)에는 위

의 공리체계를 가지는 극화지수(DER)가 다음과 같은 형태를 가진다는 점이 증명되어 있다.

$$\begin{aligned} DER = P_\alpha(f) &\equiv \\ &\int \int f(x)^{1+\alpha} f(y) |y-x| dy dx, \\ &\alpha \in [0.25, 1] \end{aligned}$$

## 2. DER지수의 해석

위 식의 형태는 극화지수 중에서 Wolfson 지수와 더불어 최초로 제안된 Esteban and Ray(1994)에서 소개된 ER지수와 유사한 형태를 가지고 있다. 즉, ER지수는 이산적인 소득분포에 대하여 다음과 같은 형태의 극화지수를 제안하였다.

$$ER(x) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |x_j - x_i|, \quad 0 < \alpha \leq 1.6.$$

여기에서  $\pi^\alpha$ 는 동질감을,  $|x_j - x_i|$ 는 이질감을 각각 추정하여 ER지수 전체는 개인들이 느끼는 동질감과 소외의 합인 유효이질감의 전체를 추정하는 구조를 가지는 것이다. DER은 이미 설명한 바와 같이 연속적인 소득분포함수를 가정하고 있으나 ER지수와 본질적으로 동일한 구조를 가지고 있다. 즉, 식 (1)에서  $f(y)^\alpha$ 는 동질감을,  $|y-x|$ 는 이질감을 측정하

여 이 동질감과 이질감의 합인 유효이질감이 전체의 극화 정도를 측정하게 되어 ER과 동일한 구조를 가지고 있다.

ER지수와 DER지수에서 동질감의 가중치로 해석되는  $\alpha$ 의 구간이 다른 이유는 각각 이산적인 소득분포와 연속적인 소득분포를 기반으로 하기 때문이며, 각각의 가정된 기본공리체계에 부합하는 극화지수를 유도하는 과정에서 달라진 것이다.

두 소득분포를 비교하는 경우 어떤 분포가 DER로 측정되는 극화 정도가 높게 나타나는가 하는 문제는 다음의 식을 통해 간접적으로 추론이 가능하다.

먼저 소득규모에서 오는 차이를 없애기 위하여 평균으로 정규화된 소득분포와 일정한  $\alpha$ 값을 고정한 상태에서 동질성함수  $f(y)^\alpha$ 에 의해 추정된 소득  $y$ 에서  $\alpha$ 동질성( $\alpha$ -idenification)을  $l_\alpha(y)$ 로 정의하면, 이것의 평균  $\bar{l}$ 는 아래와 같이 정의된다.

$$\bar{l}_\alpha \equiv \int f(y)^\alpha dF(y) = \int f(y)^{1+\alpha} dy$$

또한 소득  $y$ 와  $x$ 를 가진 두 개인 간의 이질감은  $|y-x|$ 로 주어지기 때문에 소득  $y$ 를 가진 개인이 전체에 대하여 느끼는 이질감은

$$a(y) = \int |y-x| dF(x)$$

으로 표현되고, 이것의 평균  $\bar{a}$ 는 아래와 같이 표현된다.<sup>23)</sup>

$$\begin{aligned}\bar{a} &= \int a(y) dF(y) \\ &= \int \int |y-x| dF(x) dF(y)\end{aligned}$$

여기에서  $\rho$ 는 동질감과 이질감의 정규화된 공분산(normalized covariance),  $\rho \equiv cov_{l_\alpha, a} / \bar{l}_\alpha \bar{a}$ 을 의미하며 아래와 같이 계산된다.

$$\begin{aligned}\rho &\equiv \frac{cov_{l_\alpha, a}}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} \\ &= \frac{1}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} \int [l_\alpha(y) - \bar{l}_\alpha][a(y) - \bar{a}] f(y) dy \\ &= \frac{1}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} \left[ \int f(y)^{1+\alpha} a(y) dy - \bar{a} \bar{l}_\alpha \right] \\ &= \frac{P_\alpha(f)}{\bar{l}_\alpha \bar{a}} - 1, \text{ 여기서 } P_\alpha(f) \text{는 } DER \text{을 의미}, \\ &\text{따라서 } DER = P_\alpha(f) = \bar{a} \bar{l}_\alpha [1 + \rho] \text{로 표시된다.}\end{aligned}$$

위 식에서 DER의 변화는 평균 이질감과 평균 동질감, 그리고 양자의 정규화된 공분산의 변화에 의해 발생하게 됨을 알 수 있다. 이질성은 각 개인 간의 소득차이가 증가할수록 커지지만, 동질성의 해석은 좀 복잡하다. 즉, 위 식을 통해 추정된 DER은 동질성의 측정에서 밀도함수

23) 여기서  $\bar{a}$ 의 두 배는 지니계수와 같음에 유의하라.

에  $\alpha$ 를 포함하고 있는 식이기 때문에 위와 같은 종류의 동질성은 밀도함수 고유의 성격에 좌우되는 것이 아니다. 하지만, 위 식을 통해 극화지수에서, 다른 조건이 일정할 경우, 동질감의 정도는 밀도함수의 변동성(variability)과 비례하여 밀도함수의 변동성이 커질수록 극화지수가 증가하게 됨을 추론할 수 있다. 변동성이란 각 소득값의 분포 수가 달라지는 정도를 의미하며, 인구의 수가 일정한 경우 이미 많은 인원으로 구성된 소득값의 수는 다른 소득값을 지닌 구성원을 줄여야 더 많은 구성원이 추가될 수 있기 때문에, 각 소득값을 구성하는 구성원의 차이가 심할수록 동질성은 커지게 되어, 다른 조건이 일정할 때, 전체 극화지수를 증가시키게 된다.<sup>24)</sup>

동질성의 차이에서 오는 DER지수의 변동을 좀더 자세히 이해하기 위해서 다음의 두 가지 예를 가지고 설명하여 보자.

첫 번째로 지니계수는 유사하나 DER지수( $\alpha=1$ )로 측정된 극화 정도가 지니계수로 측정된 소득불평등도의 순위와 차이가 나게 되는 경우다.

Duclos, Esteban, and Ray(2004)에는 륙셈부르크소득조사(LIS: Luxembourg Income Study) 데이터를 이용하여 21개국을 대상으로 지니계수와 DER지수를 측정한 결과가 수록되어 있다.

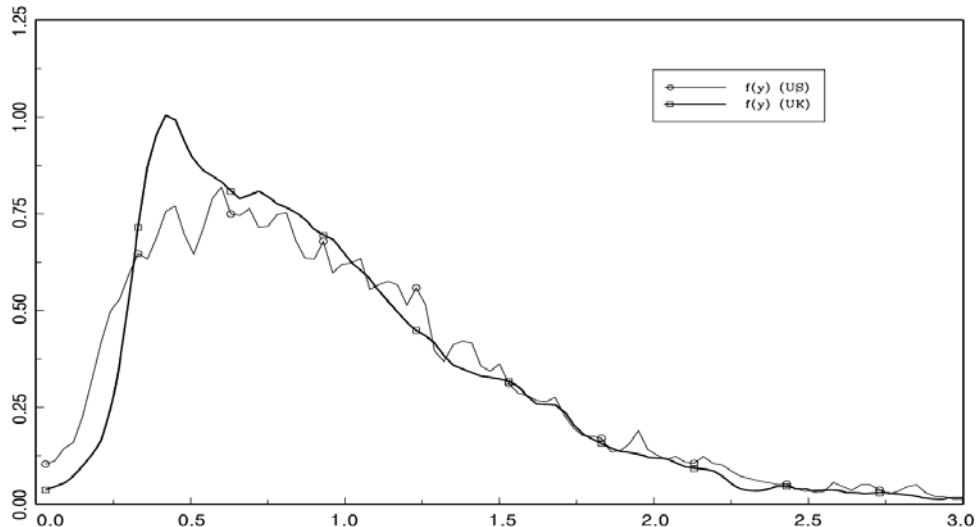
[그림 5]는 미국과 영국의 1991년 소득분포함수이다. 위의 결과에 상응하는 지니계수는 영국이 0.3381, 미국이 0.3394로 거의 유사한 수치를 보여주고 있다. DER지수도  $\alpha=0.25$ 의 경우 각각 0.2607과 0.2525로 순서에 차이가 없으며, 역시 유사한 수치를 나타내고 있다. 그러나 DER지수,  $\alpha=1$ 의 경우 각각 0.1716과 0.1551로 상당한 차이를 보이며, 지니계수와 DER지수,  $\alpha=0.25$ 의 경우 비교집단에서 소득불평등도의 순위(낮은 순위로부터)가 각각 18위와 19위로 동일한 순위를 나타내고 있다가 DER지수,  $\alpha=1$ 의 경우에 영국은 19위, 미국은 9위로 심한 순위 변동을 나타내고 있다.

그럼에서 보는 바와 같이 영국은 미국과 달리 소득의 최빈값(mode)이 평균에 비하여 적은 값을 나타내는 반면, 미국은 소득의 양극단이 영국보다 두터운 꼬리를 가지고 있기 때문에 양자가 상쇄되어 지니계수는 비슷하게 측정된다.

그러나 DER지수에서  $\alpha$  값에 따라 지수값이 변화하는 이유는 이질성의 지수는 변함이 없으나 동질성 지수가 변하기 때문이다. 즉,  $\alpha$ -동질성을 나타내는  $f(x)^{1+\alpha}$ 는  $f$ 에 강볼록(strictly convex)하기 때문에  $\alpha$  값이 커질수록 동질성은 커지게 된다. 따라서 이질성이 일정한 경우, 동질성의 변동이 커지는 나라일수록

24) 이것은 바로 공리 2에서 의미하는 국지적 소득계층의 모임(local squeeze)을 의미한다.

[Figure 5] Estimated Densities for the U.S.A. and the U.K.



Source: Duclos, Esteban, and Ray(2004).

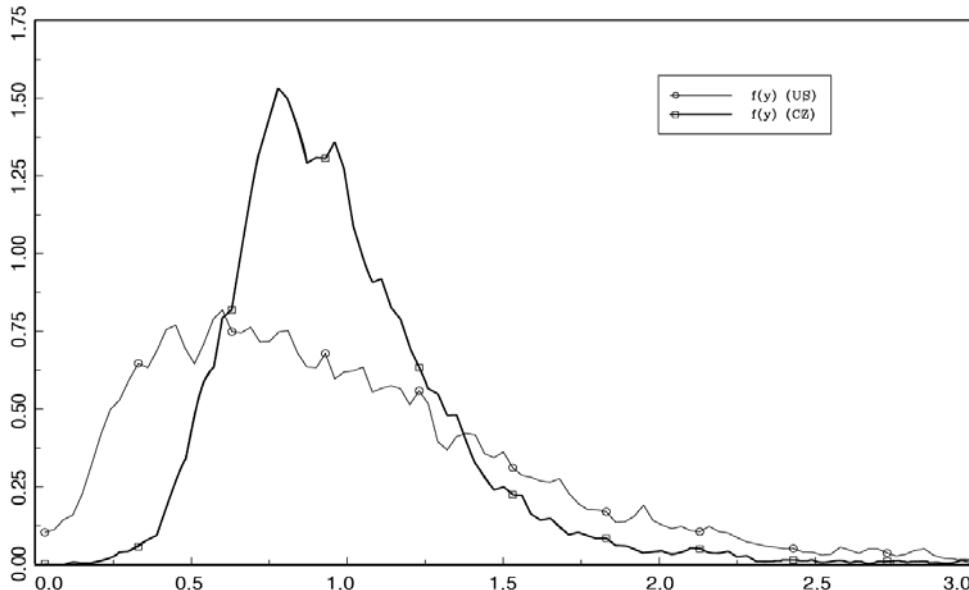
DER은 더욱 극화된 것으로 측정된다.<sup>25)</sup>

두 번째 보기인 DER지수( $\alpha=1$ )로 측정된 극화 정도의 차이는 거의 없으나 지니계수로 측정된 소득불평등도는 차이가 나는 경우이다. [그림 6]은 역시 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에서 소개된 체코의 1992년 소득분포와 미국의 1991년 소득분포이다. DER( $\alpha=1$ )은 미국이 0.1551로 9위, 체코가 0.1575로 11위를 차지하고 있어 유사한 극화 수준을 보여주고 있다. 그러나 지니계수는 미국이 0.3394로 19위, 체코가 0.2082로 가장 낮은 21위를 나타내고 있다.

그림으로 보았을 때 미국이 체코보다 지니계수가 높은 이유는 체코보다 중간 계층이 적고 양 극단이 두터운 모양이기 때문이며, 이는 당연한 결과로 여길 수 있다. 하지만 DER 극화지수( $\alpha=1$ )의 경우는 소득계층이 최빈값 부근에 밀집한 형태이기 때문에 미국보다 동질감  $f(x)$ 의 변동성(variability)이 높아  $\alpha$ 가 1에 가까워짐에 따라  $\alpha$ -동질성을 더욱 크게 하고 그에 따라 DER지수의 값을 증가시켜 극화의 정도를 높이게 된다.

25) 그러나 주의해야 할 점은 동질성의 변동이 크다고  $\alpha$ 가 1에 가까워지는 경우 극화지수가 항상 크다는 보장은 없다는 것이다. 즉, 밀도함수의 축소(squeeze)는 동질성을 증가시키지만 DER지수 공리 1에 따라, 이질성이 감소하게 되면 극화는 감소하기 때문이다.

[Figure 6] Estimated Densities for the U.S.A. and the Czech Republic



Source: Duclos, Esteban, and Ray(2004).

### 3. DER지수의 추정 결과

<표 7>은 가구소비실태조사 1996, 2000년과 한국노동패널 1997, 2000, 2003년을 대상으로  $\alpha=0.25, 0.5, 1$ 에 대하여 DER지수와 DER지수를 계산하기 위한 평균 이질성, 평균 동질성, 평균화된 상관계수의 값을 계산한 결과이다. 앞서 설명한 바와 같이  $\alpha=0$ 인 경우 DER지수는 정확히 지니계수의 두 배가 되므로<sup>26)</sup> 비교상 편의를 위하여 각 수치들을 2로 나누어 주었다.

<표 7>에서 알 수 있는 점은, 가구소

비실태조사와 한국노동패널 모두 조사 기간동안 상대적 소득불평등도를 측정한 지니계수가 증가하여, 지니계수 값의 두 배와 동일한 평균 이질감지수가 증가하고 있다는 것이다. 하지만 동질감의 값은 두 통계에서 모두 감소하고 있으며, 같은 연도에서는  $\alpha$ 의 값이 증가함에 따라 동질감의 값이 감소하고 있다.

따라서 같은  $\alpha$  값에 대하여 DER지수의 연도별 증가율은 지니계수(이질감)의 증가율보다 낮게 되고, 이러한 낮은 증가율은  $\alpha$  값이 증가함에 따라 더욱 낮은 증가율을 보이게 되는 구조를 짐작할 수 있다.

26) 또한 평균 이질성  $\bar{a}$ 는  $\alpha$  값과 상관없이 항상 일정한 값이며, 지니계수의 2배 값을 가진다.

〈Table 7〉 DER Index Related Statistics(NSHIE, KLIPS, Based on Gross Income)

	Gini( $\bar{a}$ )	$\bar{\tau}$	c	$\bar{\tau} \times c$	DER
$(\alpha = 0.25)$					
NSHIE96	0.2978	0.8646	0.9045	0.7820	0.2329
NSHIE00	0.3619	0.8429	0.8814	0.7429	0.2689
KLIPS97	0.3849	0.8334	0.8855	0.7380	0.2840
KLIPS00	0.3934	0.8207	0.8965	0.7358	0.2895
KLIPS03	0.4119	0.8179	0.8888	0.7270	0.2995
$(\alpha = 0.5)$					
NSHIE96	0.2978	0.7704	0.8547	0.5685	0.1961
NSHIE00	0.3619	0.7325	0.8306	0.6084	0.2202
KLIPS97	0.3849	0.7141	0.8354	0.5966	0.2296
KLIPS00	0.3934	0.6927	0.8466	0.5864	0.2307
KLIPS03	0.4119	0.6888	0.8392	0.5780	0.2381
$(\alpha = 1)$					
NSHIE96	0.2978	0.6453	0.8042	0.5190	0.1545
NSHIE00	0.3619	0.5811	0.7864	0.4570	0.1654
KLIPS97	0.3849	0.5483	0.7922	0.4343	0.1672
KLIPS00	0.3934	0.5166	0.8013	0.4140	0.1629
KLIPS03	0.4119	0.5119	0.7964	0.4077	0.1679

Note:  $\bar{a}$ =average alienation,  $\bar{\tau}$ =average  $\alpha$ -identification, c=normalized covariance.

가구소비실태조사의 경우 경상소득 기준으로 1996년에서 2000년 사이(외환위기 전후)에 DER지수는  $\alpha$ 의 값 0.25, 0.5, 1에 대하여 동일한 기간에 각각 15.5%, 12.3%, 7.1% 증가하고 있다. 한국노동패널의 경우는 경상소득 기준으로 1997년과 2000년 사이(외환위기 전후)에 DER지수는  $\alpha$ 의 값 0.25, 0.5, 1에 대하여 동일한 기간에 각각 1.94%, -2.84%, -2.57%의 증가를 보이고 있어 아주 작게 증가하였거나 오히려 감소한 것으로 나타나고 있다.

한편 한국노동패널에서 DER지수의 1997년에서 2003년 사이의 증가율(동등화 지수가 적용된 총소득 기준)을 살펴보면  $\alpha$ 의 값 0.25, 0.5, 1에 대하여 동일한 기간에 각각 5.5%, 3.7%, 0.4%의 증가율을 보이고 있어 역시 낮은 증가율을 나타내고 있다.

가구소비실태조사와 한국노동패널에서 모두 같은 연도에서  $\alpha$ 값이 증가할수록 DER로 측정되는 극화 정도가 적게 나타나는 이유는 연도가 지남에 따라 소득계

총이 넓게 분포되어 유사한 소득을 가진 소득계층의 빈도 수가 줄어듦에 따라 동질감을 측정하는  $f(x)$ 의 변동성(variability)이 적어지게 된 결과로 짐작할 수 있다. 따라서 소득분포 전체의 극화 정도를 측정하는 DER지수로 외환위기 전후 우리나라의 소득분포의 극화 정도를 측정하면, 오히려 극화 정도가 감소되었다는 결론도 가능하게 된다.

## IV. 요약 및 결론

본고는 양극화지수의 추정에서 매우 큰 차이를 보이고 있는 신동균·전병유(2005) 등과 유경준(2007)의 추정 결과를 비교·검증하기 위하여 작성되었다. 검증을 위하여 상반된 추정 결과를 보이고 있는 통계청의 가구소비실태조사와 한국노동연구원의 한국노동패널에 대해 동일한 방법론에 적용시켜 지니계수와 양극화지수를 추정하여 비교하였다.

검증결과, 자료의 원천에 따라 지니계수와 양극화지수의 연도별 수준은 차이가 있으나, 유사한 기간(외환위기 전후)의 동일한 자료하에서는 두 지수의 증가율이 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 따라서 한국은 외

환위기 전후로 소득계층이 저소득층과 고소득층으로 이분하여 사회적 갈등 정도를 추정하는 EGR지수로 대변되는 양극화현상<sup>27)</sup>이 지니계수로 대변되는 상대적 소득불평등도의 증가보다 매우 심화되어 한국 사회의 갈등이 커졌다는 신동균·전병유(2005), 신관호·신동균(2007), 신동균(2007)의 주장은 수용되기 어렵다. 반면 지니계수와 양극화지수는 이론적으로는 다른 배경으로 출발하였으나 실증적으로는 별다른 차이를 찾기 어렵기 때문에 양극화지수를 지니계수와는 다른 별도의 정책지표로 볼 필요가 없다는 유경준(2007)의 결론이 설득력이 있는 것으로 판단된다.

이와 더불어 본고에서는 소득계층의 극화(polarization)를 기준에 소개된 ER지수나 EGR지수가 아닌 Duclos, Esteban, and Ray(2004)에서 고안된 극화지수인 DER지수를 소개하고 이를 통해 추정하였다. DER지수는 기존의 양극화지수인 ER지수나 EGR지수가 가지는 단점—소득계층 구분의 임의성—을 보완하기 위하여 소득분포를 이산분포가 아니라 연속적인 분포를 가지는 소득밀도함수(density function)를 이용하는 극화지수를 제안하였다. 이 경우 분포에 귀속되지 않는(distribution-free) 통계적 추론의 결과는 표본의 문제(sample noise)에 좌우되지 않

27) 중산층의 축소 내지 몰락 정도를 추정하는 Wolfson지수도 양극화지수의 범주에 포함시킬 수 있다.

는 극화지수를 제공하기 때문에 한국노동패널(KLIPS)이 가지고 있는 반올림 오차의 문제를 어느 정도 극복할 수 있는 방법론이라 여겨진다.

한편, DER지수는 평균을 중심으로 두 소득집단 간의 극화 정도를 측정하는 EGR지수와는 달리 소득분포 전체에 대하여 극화를 측정하는 지수이기 때문에 양극화지수와 직접적인 비교는 어렵다. 하지만 DER지수는 나름의 공리체계에

따라 사회전반의 극화 정도를 측정하는 지수이기 때문에 우리나라의 소득분포의 극화 정도에 대한 또 다른 측면에서의 판단 기준을 제공해 준다고 볼 수 있다.

DER지수를 통해 우리나라에 있어 외환위기 전후로 양극화가 아닌 전체 소득 계층의 극화를 판단하는 경우에도 역시 지니계수의 증가보다 극화가 더 심화되었다고 볼 근거는 없다고 판단된다.

## 참 고 문 헌

(in Korean)

- 강석훈, “양극화의 오해와 남용—소득양극화를 중심으로,” mimeo, 2006.
- Shin, Kwanho, “Bi-polarization of the Income Distribution After the Recent Financial Crisis: Trend, Causes, and Policy Implication Kyong Je Hak Yon Gu, Vol. 55, No. 4, 2007, pp.503~548.
- Shin, Kwanho and Donggyun Shin, “Bi-polarization of Income Distribution and Its Soci-Economic Consequences in Korea,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 13, No. 1, 2007, pp.63~111.
- Shin, Donggyun and ByungYoo Cheon, “Bi-polarization of Income distribution in Korea: 1997-2003,” *Korea Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 3, 2005, pp.77~109.
- Yoo, Gyeongjoon, “Inequality and Bi-polarization,” KDI Policy Study 2007-01, Korea Development Institute, 2007.
- \_\_\_\_\_, “International Comparison of Recognition of Income Inequality: Based on the Research Survey,” KDI Policy Study 2007-03, Korea Development Institute, 2007b.
- Choi, Heegab, “Diminishing Middle Class Since 1997: Application of Polarization Index to Korea Income Distribution,” International Economic Journal, Vol. 8, No. 2, 2002, pp.1~20.

(in English)

- Duclos, Jean-Yves, Joan Esteban, and Debraj Ray, “Polarization: Concepts, Measurement, Estimation,” *Econometrica* 72, 2004, pp.1737~1772.
- Esteban, Joan, Carlos Gradin, and Debraj Ray, “Extensions of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries,” Luxembourg Income Study Working Paper Series 218, CEPS/INSTEAD, 1999.
- Esteban, Joan, and Debraj Ray, “On the Measurement of Polarization,” *Econometrica* 62, 1994, pp. 819~851.
- \_\_\_\_\_, “Conflict and Polarization,” *Journal of Economic Theory* 87, 1999, pp.379~415.
- Gradin, Carlos, “Polarization and Inequality in Spain: 1973~1991,” *Journal of Income Distribution* 11(1-2), 2002, pp. 34~52.
- Keefer, Phil and Stephen Knack, “Polarization, Politics, and Property Rights: Links between Inequality and Growth,” *Public Choice* 111, Nos. 1~2, March 2002.
- Ravallion, Martin and Shaohua Chen, “What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in

- Distribution and Poverty?" *World Bank Economic Review* 11(2), 1997, pp.357~382.
- Rodriguez, Juan G., "Measuring Bi-polarization, Inequality, Welfare and Poverty," ECINEQ 2006-39, Society for the Study of Economic Inequality, 2006.
- Wang, You-Qiang, and Kai-Yuen Tsui, "Polarization Orderings and New Classes of Polarization Indices," *Journal of public Economic Theory* 2(3), 2000, pp.349~363.
- Wolfson, Michael C., "When Inequalities Diverge," *American Economic Review*, Papers and Proceedings 84, 1994, pp.353~358.
- Zhang, Xioabo and Ravi Kanber, "What Difference Do Polarization Measures Make? An Application to China," *Journal of Development Studies* 37(3), February 2000, pp.85~98.

# 韓國開發研究

제29권 제3호(통권 제101호)

## 보육보조금의 효과 분석: 영아기본보조금을 중심으로

조 윤 영

(한국개발연구원 부연구위원)

### An Evaluation of a Basic Subsidy Program for Infants

Yoon Young Cho

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

\* 조윤영: (e-mail) yooncho2000@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro,  
Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

- 핵심주제어: 보육지원(childcare subsidies), 기본보조금(basic subsidy program), 보육시설의 질(quality of care)
- JEL 코드: J13, I28
- 논문투고일: 2007. 10. 8     • 심사시작일: 2007. 11. 29     • 심사완료일: 2007. 12. 4

## ABSTRACT

This paper evaluates the effects of the Basic Subsidy Program provided to families with infants cared for in private day care centers. There has been a discrepancy in the price and quality level between public and private day care centers. Public day care centers which receive government support in their labor costs are able to maintain relatively higher quality at lower price than their private counterparts, while the majority of children are cared for at private day care centers. To reduce the gap of the price and quality of care between public and private day care centers by improving the quality and decreasing the price of private day care centers, the Basic Subsidy Program was introduced in 2006 to the private day care centers. The subsidies mainly aim to improve the quality and the accessibility of child care, and encourage mothers' labor supply.

For this purpose, the provision of the Basic Subsidy Program imposed prerequisites to the care providers including minimum wage and four major insurances for teachers, and child-staff ratio. I examine whether the subsidies improve the quality of care, help mothers balancing work and family, and increase satisfaction with child care from mothers' perspective. Since the outcome variables that measure the quality of care are difficult to obtain, I instead use the input variables for quality production. Child-staff ratio, teachers' welfare, and care environment are considered. The relationship between these variables and the introduction of subsidies is examined.

The 2004 National Survey of Child Care and Education and the 2004 National Survey of Day Care Centers are used for the base data set. To reflect the outcomes after the Basic Subsidy Program, equivalent data sets for households and care providers are constructed by the KDI Data Analysis Unit. Using these nationally representative data sets, information regarding child care is collected.

The findings show that the subsidies contribute to the quality of care improving the input variables of quality production. The welfare of teachers is improved, and the child-staff ratio significantly decreases. As a result, the usage of private day care centers greatly increases even though the price level rarely changes. However, mothers' satisfaction with child care are rarely affected by the subsidies. Although the subsidies with no eligibility criteria enlarge the recipients, the actual effects to increase maternal labor supply or to improve satisfaction is limited. Given this findings, I suggest some modifications of subsidies to raise the effectiveness of the subsidy program.

보육보조금은 일반적으로 여성의 노동시장참여를 용이하게 해주려는 것과 아동이 양질의 보육 및 교육 환경에서 돌보아지는 것을 돋는 목표로 지급된다. 본 연구는 보육 시설을 이용하는 영아가구에 보육료를 지원하는 영아기본보조금의 효과를 살펴봄으로써 영아기본보조금이 그 정책목표를 달성하고 있는지 검토한다. 기본보조금이 2006년 민간보육시설에만 도입되었고 유아는 제외하

고 영아에게만 지급된다는 준실험적(Quasi-Experiment) 설정을 이용하여 시설 측면과 가구 측면의 효과를 분석한다. 분석 결과, 보조금으로 인해 영아의 이용비중이 높은 보육시설에서는 교사의 처우 및 시설환경이 개선되는 등의 효과가 나타났으나 여성의 노동공급에는 거의 영향을 미치지 않았고, 수요자의 보육만족도에도 부정적 영향을 미친 것으로 나타났다.

## I. 도 입

정부의 보육보조는 일반적으로 두 가지 구체적 정책목표를 달성하기 위해 추진된다. 하나는 여성의 노동공급으로 인한 기회비용을 줄여줌으로써 그들의 노동시장활동을 돋기 위한 것이고, 다른 하나는 아동이 적절한 보육환경에서 돌보아질 수 있도록 보육서비스의 질을 향상시키는 것이다. 이러한 정책목표를 달성하기 위해 전통적 복지국가는 국가가 직접 보육서비스를 제공하기도 하고, 영미국가는 민간시장의 보육서비스를 감독하고 저소득층에 대해 보육보조금을 지급하기도 한다. 우리나라의 경우 정부가 운영하는 국공립시설의 공급이 적고, 민간시장에서 대부분의 보육서비스를 제공하고 있으나 가격상한제나 국공립시설과의 경쟁 등으로 인해 양질의 서비스를 제공하는 데에 한계가 있었으며, 보육서비스에 대한 규제 및 감독이 활발하지 못한 등의 문제를 지니고 있었다. 이를 해결하고 보육부담의 감소를 통한 저출산 문제를 완화하기 위해 보육시장에 일련의 개혁이 있었다.

본 연구는 보육시장에서 일어난 여러 가지 변화 중 영아기본보조금의 효과를 분석한다. 보육보조가 여성의 노동시장

참여에 어떠한 영향을 미치는가를 수량화시키는 것과 보육보조, 보육서비스 및 아동발달 간의 관계성을 파악하는 것은 이미 오래전부터 연구자들의 관심의 대상이었다. 보육과 노동공급 간의 연관성에 대해서는 Heckman(1974)을 비롯하여, Michalopoulos, Robins, and Garfinkle (1992), Kimmel(1998), Ribar(1995) 등이 대표적인 예인데, 이들은 여성의 보육비용과 노동시장참여 간의 관계를 밝히고 보육보조금이 여성노동참여에 긍정적인 역할을 할 것임을 예상하였다. 우리나라의 자료를 가지고도 김현숙·원종학(2004)과 조윤영(2006) 등이 여성의 보육비용과 노동공급 간의 관계를 통해 보조금이 미칠 수 있는 긍정적 효과에 관해 보인 바 있다. 하지만 보조금이 실제로 도입되었을 때 이론적으로 예상되었던 기대효과가 나타났는지 검증할 필요가 있다. 보육보조라든가 보육환경 등이 보육서비스의 질에 미치는 영향에 관한 연구는 Blau and Hagy(1998)와 Blau and Mocan(2002) 등이 대표적인데, 우리나라에서는 연구된 바 없다. 따라서 본 연구의 의의는 우리나라에서는 처음으로 기본보조금이 여성의 노동공급과 보육서비스의 질 등에 미치는 영향을 파악하였다는 데에 있다.

기본보조금의 효과성을 파악하기 위해서는 우리나라 보육시장의 현황에 대한 이해가 필요하다. 첫째, 보육 및 교육 시설의 구성을 살펴보면 만 0~2세의 영아

및 3~5세 유아의 보육은 놀이방 등 보육 시설에서, 만 3~5세 유아의 보육 및 교육은 유치원 등 교육시설에서 이루어진다. 둘째, 국공립시설<sup>1)</sup>의 경우 정부의 보조금을 통해 가격이나 서비스의 질적 측면에서 독점적 위치를 차지하면서도 취약 계층 보호 등 본래의 공적 영역을 담당하기보다 민간시설과 동일한 수요자에 대해 경쟁한다.셋째, 민간시설은 정부의 가격규제와 국공립시설 및 민간시설 간 경쟁 등으로 인해 취약한 재무구조를 가지고 있고 보육서비스의 질도 대체로 국공립시설에 비해 열악하다. 이와 같은 상황하에서 국공립시설의 기능 강화에 대한 노력을 행하기보다, 민간시설에 보조금을 지급하여 질을 향상시키되 가격을 올리지 않는 방안이 모색되었는데, 그 결과로 기본보조금이 도입된 것이다. 기본보조금은 국공립시설과 같이 적정한 보육환경을 유지하는 데 필요한 비용인 표준보육비용을 바탕으로 표준보육비용과 부모 가격부담의 차액만큼을 민간시설에 지급하여, 민간시설이 가격을 올리지 않고도 투입비용을 늘릴 수 있도록 하였다.

기본보조금은 2006년 영아에 대해 우선 도입되었고 유아에 대해서는 추후 도입을 고려하고 있다. 영아기본보조금이 민간시설에만 영향을 미치고, 영아를 둔 가정에만 혜택을 줄 것이기 때문에 보조

금의 도입은 준실험적(Quasi-Experiment)인 환경을 제공한다. 이와 같은 환경을 이용하여 보조금의 효과를 파악하기 위해 2004년에 실시된 「2004년 보육 실태조사」와 「2004년 보육·교육 이용 및 욕구 실태조사」를 이용하였으며, 보조금 도입 후의 자료를 위해 2004년과 마찬가지의 2007년의 시설조사 및 가구조사를 구축하였다.

이러한 자료를 이용하여 이중차감법 및 삼중차감법을 통해 기본보조금의 효과를 파악한 결과 영아가 많이 이용하는 시설에서 보조금은 보육교사의 처우를 향상시키고 환경을 개선하는 등의 효과가 있었다. 하지만 이와 같은 개선에도 불구하고 보육시설 이용가구의 만족도를 향상시키는 데에는 한계가 있었다. 보조금은 여성의 노동시장참여나 노동시간 등에 긍정적인 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이는 보조금이 전일제 보육을 사용하지 않는 여성이나 일하지 않는 여성에게도 동일한 혜택을 제공하기 때문이다. 또한 보조금이 수요자에게 지급되지 않고 공급자에게 지급되므로 가구에 미치는 영향은 미미한 반면, 공급자 수, 교사의 처우, 시설의 프로그램 등 공급자 측면의 변화가 있었다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 보육시장의 구조 및 문제점들을 통

1) 본 연구에서 국공립시설은 국공립 유치원, 국공립, 법인, 법인 외 단체에 의한 보육시설을 총괄하는 의미로 정부의 인건비 보조시설을 총괄한다.

해 기본보조금의 도입 배경에 대해 살펴보고, 기본보조금의 작동원리 및 지급원칙 등에 대해 살펴본다. III장에서는 기본보조금 도입 전후의 데이터에 대한 설명과 준실험적 환경을 통한 계량적 분석의 틀을 제공한다. IV장에서는 계량분석의 결과를 보여주고 그 정책적 함의에 대해 논한다. V장에서는 위의 논의를 바탕으로 정책개선안을 제시하며, VI장에서는 본 연구를 끝맺는다.

## II. 보육시장 및 기본보조금

### 1. 보육시장의 구조

2007년 현재 대부분의 유아는 시설을 적어도 하나 이상씩 이용하고 있으며, 절반 이상의 영아도 시설을 이용하고 있다. 영유아 모두 이용할 수 있는 보육시설은 설립주체에 따라 국공립, 법인, 법인 외, 민간개인, 가정시설 등으로 나눌 수 있다.<sup>2)</sup> 유아가 이용하는 시설로는 국공립 유치원과 사립 유치원이 있으며, 유아는 보육시설을 이용할 수 있으나 영아는 유치원을 이용하지 못하도록 되어 있다. 이들 중 가정시설은 소규모로 일반 가정환

경과 비슷한 보육환경을 제공하여 비교적 영아보육에 특화한 시설이다. 그 외 시설로는 문화센터, 놀이센터, 반일제 이상 학원, ‘영어유치원’ 등이 보육 및 교육의 기능을 담당하는 시설이라고 할 수 있다.<sup>3)</sup> 이들 중 국공립 보육시설 및 국공립 유치원의 경우 정부의 보조금이 투입되어 낮은 가격으로 양질의 보육 및 교육 서비스 이용이 가능하다. 하지만 2007년 현재 전국 보육통계에 의하면, 보육시설 중 국공립시설이 차지하는 비중은 약 14%에 불과하며, 이들이 돌보는 아동도 전체 보육시설 이용 아동의 20% 남짓에 지나지 않는다.

정부의 보조금을 지원받는 국공립시설이 저소득층, 편부모 가정, 결손 가정 등 취약계층 보호에 특화하였다면 정부의 보조금이 국공립시설에만 지원되고 민간 시설에 지원되지 않는 것은 당연하게 받아들여질 수 있다. 하지만 현재의 국공립 시설은 이들 취약계층 보호에 특화하기 보다 민간시설과 동일한 기능을 하고 있으며 같은 수요자를 대상으로 경쟁하고 있다. 따라서 정부가 국공립시설에만 보조금을 지급하고 민간시장에 보조금을 지급하지 않는 것이 불공정 경쟁으로 인식되게 되었다. 여기에 덧붙여, 민간시장이 스스로 질 향상을 피하여 경쟁력을 확보해 나가는 데에도 한계가 있어 보인다.

2) 이들 외에도 직장보육, 부모협동 등이 보육시설의 범주에 들어가나 성격이 다르고 매우 소수의 아동만이 이용하므로 본 분석에서는 제외시킨다.

3) ‘영어유치원’이라 불리는 시설은 유치원으로 등록된 시설이 아니므로 사설 학원이라고 볼 수 있다.

&lt;Table 1&gt; Structure of Child Care Market

Using Child Care Facilities			Not Using Child Care Facilities
Day care centers	kindergartens	other facilities	
public day carers, private day carers, nursery homes	public kinder, private kinder	hakwon(Taekwondo, Art, English, etc.)	Babysitter, nanny, tutor, grandparents, relatives

경쟁력이 있을 만한 민간시설은 가격상한에 부딪혀 양질의 보육서비스를 제공하는 데에 한계가 있고, 그렇지 않은 시설들은 가격상한이 아니더라도 경쟁에서 살아남기 위해 장시간 낮은 가격에 돌보아주는 것으로 경쟁자산을 삼는다. 그 결과 일반적으로 민간시설이 국공립시설에 비해 낮은 수준의 보육서비스를 제공하면서도 가격은 낮지 않은 상태가 발생하게 되었고, 당연히 국공립시설에 대한 수요가 매우 높아지게 되었다.

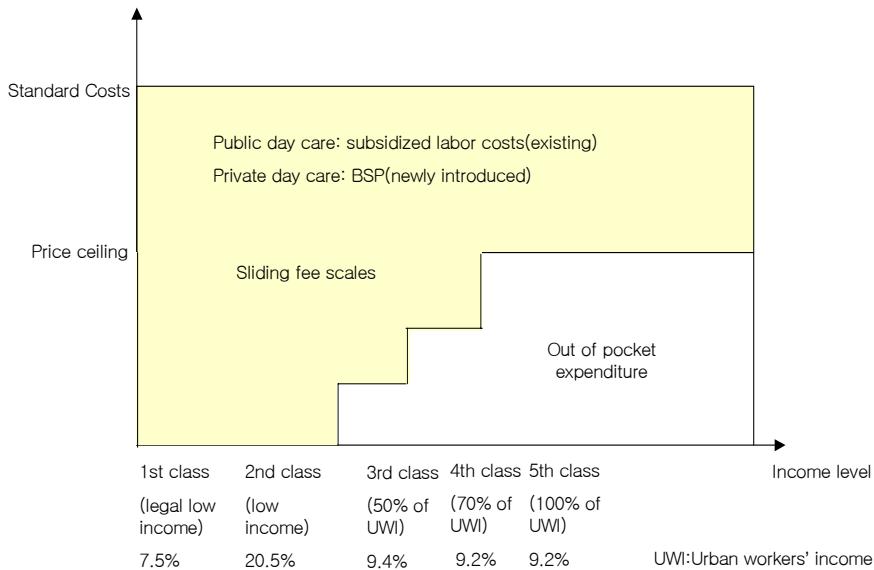
보육시장에서 민간시설이 차지하는 비중이 높은데, 이들의 서비스 질은 국공립에 비해 열악하고, 국공립에 대해 과잉수요가 존재하는 현재의 문제를 완화하면서도 보육비용을 감소시켜 저출산 대책으로 활용하기 위해 기본보조금이 도입되게 되었다.

## 2. 기본보조금 및 관련 제도

위에서 언급하였듯이 기본보조금은 국공립시설과 민간시설 간의 형평성을 맞추기 위한 방향으로 제도 고안이 이루어졌다. [그림 1]에 나타난 바와 같이 국공립시설은 표준보육비용<sup>4)</sup>을 기준으로 보육서비스에 대한 투입이 이루어진다. 국공립시설은 정부가 인건비를 보조하므로 부모부담금은 가격상한선에 맞추면서도 양질의 보육을 제공할 수 있었다. 반면, 민간시설은 가격상한선에 해당하는 부모부담금에 맞추어 투입비용을 산출하므로 투입 면에서 국공립시설에 훨씬 못 미치고, 이로 인해 국공립보다 낮은 수준의 보육서비스를 제공하게 된다. 표준보육비용과 가격상한선의 차이는 아동의 연령별로 상이하나 만 0세아의 경우가 가장 커서, 2007년 현재 만 0세아의 표준보육비용은 월 768,000원이나 가격상한의 경우 월 361,000원으로 그 차이가

4) ‘표준보육료 · 교육비’는 각 연령별로 적절한 보육환경을 조성할 때 드는 비용을 산출한 것으로 박기백 외(2005)를 바탕으로 조정한 값이다.

[Figure 1] The Design of Child Care Subsidies



현저하다.<sup>5)</sup>

이와 같은 시설 간 차이를 극복하기 위해 민간시설에도 국공립과 마찬가지 액수의 기본보조금을 지급하는데, 인건비 지원형식으로 하지 않고 아동별 지원형식으로 지급한다. 즉, 민간보육시설을 이용하는 아동당 표준보육비용과 가격상 한선의 차이만큼을 시설에 지급하여 주는 것이다. 이를 통해 시설이 표준보육비용을 기준으로 투입비용을 늘린다면 국공립시설과 마찬가지의 보육서비스를 제공할 것이라는 예측이 바탕이 되어 있다. 이와 더불어 기본보조금 지급을 통해 민

간시설의 보육서비스를 제고하기 위해 보조금 수령을 위한 여러 가지 전제조건을 부여한다. 첫째, 기본보조금 지원을 받으려는 보육시설은 보육교사 처우와 관련된 조건을 준수해야 한다. 보육교사의 처우를 개선하고 양질의 교사를 유인하는 것이 보육시설 질 향상의 지름길로 인식됨에 따라, 다음과 같은 조건이 우선 만족되도록 하였다. ① 보육교사 전원이 국민연금, 국민건강보험, 고용보험, 산재보험 등 4대 보험에 가입하여야 한다. ② 모든 교사에게 시·도지사가 정하는 보육교사 최저기준 보수수준 이상을 지급

5) 2007년 현재 민간시설 표준보육비는 국공립시설 표준보육비의 85%로 만 0세아의 민간시설 표준보육비용은 653,000원이다. 2010년까지 민간시설의 표준보육비용이 국공립시설의 수준에 이르도록 계획되어 있다.

하여야 한다. 시·도지사는 민간보육시설 보육교사의 최저기준 보수를 정하여 시·군·구청에 통보하여야 한다. 보육교사의 최저기준 보수는 국공립, 법인 등 정부지원시설의 보육교사 보수수준을 감안하고 지역여건을 고려하여 결정한다. ③ 가격인상분의 50% 이상을 인건비에 사용하여야 한다. 둘째, 시설 운영의 투명성과 전문성 확보를 위한 규제가 전제되어야 한다. 즉, 매월 보조금 신청 시 보육시설재무회계규칙에 의거한 수입·지출 항목별 총계금액을 재무회계프로그램을 이용하여 전송하거나 직접 입력하여야 한다. 또한 기본보조금 신청 보육시설은 e-보육(표준행정정보시스템)에 의해 아동 및 종사자 관리와 보조금 신청 등이 이루어져야 한다.셋째, 적절한 보육환경 조성을 위해 교사 대 아동 비율을 준수해야 한다. 영아에 대한 교사 대 아동 비율은 만 0세아의 경우 1:3, 만 1세아의 경우 1:5, 만 2세아의 경우 1:7이다.<sup>6)</sup> 기본보조금과 국공립 인건비 지원이 전 소득계층에게 동일하게 주어지며 시설에 지급되는 보조금이라면, 영유아 차등보육료지원은 수요자의 보육비용을 소득계층에 따라 차등 지원하는 방안이다. 차등보육료지원은 가격상한선을 기준으로 보육지원율을 산정한 것으로 2006년 현재 법정

저소득층 및 차상위 계층에 대해서는 100% 지원하고, 도시근로자평균소득 50% 이하인 3층에 대해서는 70%를, 도시근로자평균소득 70% 이하인 4층에 대해서는 40%를 지원하도록 되어 있다. 그 결과 보육시설 이용아동 중 약 50%(46.6%) 정도가 차등보육료 지원혜택을 받고 있다. 이러한 차등보육료지원은 매년 그 범위와 지원율이 조금씩 확대되고 있다(조병구 외[2007] 참조).

기본보조금을 통해 보육서비스의 질을 향상시키려는 노력은 평가인증과의 연계 논의에서도 알 수 있다. 보육시설의 질에 대한 관리·감독을 철저히 하여 보육시장의 정보비대칭성 문제를 완화시키려는 노력으로 2006년 평가인증사업이 도입되었다. 아직 정책 초기라 평가인증을 통과한 시설의 수는 그리 많지 않고 평가인증에 참여하겠다고 신청한 보육시설의 비율은 2007년 현재 32%이다. 평가인증제도를 정착시키고 기본보조금과 보육시설 질 향상의 연계를 강화하기 위해 기본보조금을 평가인증통과시설에만 지급하는 방안이 논의되고 있다. 평가인증과 같은 보육서비스 관련 제도가 기본보조금과 같은 시기에 도입되었기 때문에 평가인증의 효과와 기본보조금의 효과를 분리해 내는 것이 기본보조금 효과성 분석 시

6) 농어촌·도서·벽지 지역의 경우 교사 대 아동 비율 특례에 따라 교사 1인당 아동 수를 연령별로 만 0 세아 1명, 만 1, 2세아 2명, 만 3세 이상아는 4명까지 초과하여 보육할 수 있으나 특례 인정으로 초과된 아동에 대해서는 영아 기본보조금을 지원하지 않는다.

중요한 과제일 것이다.

### III. 데이터 및 계량적 분석의 틀

#### 1. 효과성 지표 및 자료

영아기본보조금을 실시하면서 정책당국이 인식하는 정책목표는 네 가지이다. 첫째, 보육시설의 질 향상이다. 앞에서 보인 바와 같이 보육시설에서 투입비용을 증가시켜 민간시설 보육의 질을 국공립시설만큼 향상시킬 수 있으리라는 기대가 있는 것이다. 둘째, 보육료 부담완화이다. 향상된 보육서비스를 누리면서도 가격상한이 오르지 않고 오히려 국공립시설 수준으로 소액 감소하기 때문에 보육료에 대한 부담이 완화될 것이라는 것이다. 셋째, 보육시설의 질 향상과 완화된 보육료 부담을 통해 영아보육 활성화를 이루는 것이다. 2004년에 영아의 시설이용률은 20%에 못 미치는데, 보육시설의 질을 고려할 때 맡길 만한 곳이 없다고 인식되어 영아의 시설이용률이 낮았던 것으로 생각되었다. 하지만 보조금 도입으로 인해 질적 향상이 이루어지면 좀더 쉽게 영아를 보육시설에 맡길 것으로 예상된다. 넷째, 영아를 시설에 비교적 쉽게 맡길 수 있음에 따라 영아보육이 절실한 근로여성의 욕구가 채워질 수 있

을 것이므로 이를 통해 여성의 노동시장 참여를 장려할 수 있을 것이다.

실제로 기본보조금이 이와 같은 정책 목표를 달성하였는지 살펴보기 위해 영유아 보육시설 가운데 민간시설인 민간 개인과 가정시설에만 기본보조금이 도입되었다는 사실과, 유아에 대한 보조금 도입에 앞서 영아에 대한 보조금이 먼저 도입되었다는 준실험적 설정을 이용한다. 우선 기본보조금 도입 이전의 자료를 위해 「2004년 보육 실태조사」(이하 「2004 시설조사」)와 「2004년 보육·교육 이용 및 욕구 실태조사」(이하 「2004 가구조사」)를 이용한다. 「2004 시설조사」는 2만 5천개 남짓의 보육시설에 대한 전수조사와 2,400개 시설에 대한 심층조사로 이루어져 있다. 심층조사는 시설장과 보육교사에 대한 설문과 조사원의 관찰기록으로 이루어져 있다. 시설장에 대한 질문을 통해 시설에 관한 기초정보, 교육프로그램, 특별활동, 모든 보육교사의 자격증 및 전공에 관한 정보 등에 대해 알 수 있다. 보육교사에 대한 설문을 위해서는 각 시설에서 가장 경력이 오래된 교사 한 명이 대표로 교사 처우 등에 답하였다. 마지막으로 조사원의 관찰에 의해 시설 환경 및 안전관리 등에 대한 정보가 수집되었다.

「2004 가구조사」는 13세 이하의 아동을 둔 모든 가구에 대해 전국적으로 대표성이 있는 표본을 추출하여 조사하였다.

〈Table 2〉 2007 Child Care Providers and Sample

Year	Type	total num.	public			private	nursery homes
			state	corp.	non-corp.		
2007	population	total	28,792	1,585	1,617	896	12,772
		%	100%	5.5%	5.6%	3.1%	44.4%
	sample	total	1,000	51	59	42	433
		%	100%	5.1% (2.2)	5.9% (2.4)	4.2% (2.0)	43.3% (5.0)

Note: standard errors are in the parenthesis.

기본적으로 이들 가구의 구성원, 인구 사회학적 특성, 소득 및 취업상태 등 경제상황 등에 대해 조사하고 아동의 보육·교육에 대해 상세하게 조사하였다. 특히 아동이 보육·교육 시설을 이용하는지 여부, 어떤 종류의 시설을 이용하는지, 시설 이용 시 원장, 교사, 환경 등 여러 항목에 대한 만족도, 보육·교육 비용, 보조금에 대한 인지 등 여러 항목을 조사하였다.

'2004년의 시설 및 가구조사'를 기본보조금 도입 이전 자료로 활용하기 위해 기본보조금 도입 이후의 2007년 자료를 2004년 조사와 유사하게 구축한다. 2007년 4월 현재 전국 보육기관의 수는 29,566개로 2006년 영아기본보조금이 실시된 이후 새로 생긴 시설이 전체의 16%에 이르렀다. 이러한 시설들 중 60%가 가정시설이고, 33%가 민간개인시설로서 기본보조금 대상 시설이 90% 이상을 차지함을 알 수 있다. 특히 가정시설은 타

보육시설에 비해 영아의 이용률이 높고, 이에 따라 보조금으로 인한 혜택이 크기 때문에 새로이 시장에 진입하는 시설의 수가 많다. '2007 시설조사'는 이와 같은 전체 보육시설의 지역별·시설유형별 분포를 고려하여 표본추출하였으며 표본수는 1,000개이다(표 2 참조).

'2007 가구조사' 역시 2004년과 동일한 내용으로 구축하였으며, 전국적으로 대표성을 갖는 표본을 추출하였다. 2004년과 달리 영유아(만 0~5세)를 둔 가구만 대상으로 표본추출을 실행해야 하는 현실적인 어려움을 고려하여 조사원의 방문조사가 아닌 인터넷 조사를 실시하였다. 정보통신부(2007)에 의하면, 우리나라의 인터넷 이용률에 대한 조사 결과, 2006년을 기준으로 본 연구의 조사대상 응답자 대부분이 속하게 될 20~40대 연령의 인구 중 약 90%가 인터넷을 이용하고 있는 것으로 보고되고 있다. 그렇지만 인터넷 조사로 인해 생길 수 있는 대표성의

&lt;Table 3&gt; 2006 National Survey of Households and 2007 KDI Households Survey

	Households with children under six	
	2006 National Survey	2007 KDI Survey
Mother's age	32.8	31.8
Mother's education		
High school grad.	52.4	51.5
Junior college	20.4	20.6
University and above	27.2	27.9
Mother's LFP	33.3	34.8
Total number of children	1.76	1.71
Number of children under six	1.27	1.27

문제를 해결하기 위해 지역별 대상 가구 비중에 대한 기초적인 정보는 「2005년 인구주택 총조사(센서스)」의 만 5세 이하 영유아 수를 기준으로 하여 표본을 추출하였다. 여기에 덧붙여 「2006년 전국가계 조사」를 통해 얻은 교육수준 및 소득 5분위 기준 소득을 이용하여 표본 안에 각 분위별 소득총이 포함되고, 표본의 인구학적 특성이 전국가계조사와 비슷하도록 가중치를 부여하여 조정하였다. 이렇게 3,000개의 가구를 조사한 표본의 인구학적 특성은 <표 3>에 나타난 바와 같다.

## 2. 기초통계량 및 기술적 분석

2004년과 2007년을 비교하여 시설 및 아동조사의 기초통계량에 대한 기술적 분석을 시도한다. <표 4>에 나타난 바와 같이 2004년에 비하여 2007년에는 시설

을 이용하는 아동의 비율이 훨씬 늘었음을 알 수 있다. 2004년에는 대다수의 영아가 시설을 이용하지 않았던 것에 비해 2007년에는 48.2%의 영아가 시설을 이용하고 있으며, 유아의 경우 2007년에는 거의 모든 유아가 시설을 이용하고 있다. 보육시설을 유형별로 살펴보면 시설 이용 유아 중 2004년에는 27.7%가, 2007년에는 35.1%가 유치원을 이용하나 영아의 유치원 이용률은 2004년 1.2%, 2007년 3.7%로 매우 낮은 편이다. 한편 시설 이용 영아 중 2004년 13.0%, 2007년 11.0%가 가정시설을 이용하나 가정시설을 이용하는 유아는 전체 시설 이용 유아의 1.0% 정도로 매우 적다. 따라서 유치원은 유아보육에, 가정시설은 영아보육에 주력하고 있음을 알 수 있다. 원칙적으로 영아는 유치원을 이용할 수 없으나 2007년 시설 이용 영아의 3.7%가 유치원을

&lt;Table 4&gt; Child Care Arrangement

			2004		2007			
			category		Total	category		Total
			infants	toddlers		infants	toddlers	
Usage Rate			14.1	82.5	51.9	48.2	96.5	72.4
type	day care center	public	18.9	17.0	17.2	18.4	22.3	21.0
		private	39.6	33.1	33.9	37.5	29.9	32.4
		nursery homes	13.0	1.1	2.5	11.0	1.0	4.3
	others	kindergartens	1.2	27.7	24.4	3.7	35.1	24.7
		others	27.2	21.2	21.9	29.4	11.8	17.6

Note: The usage rate for each type of care providers is the percentage of the users among those who use any kind of non-maternal care.

이용한다고 보고해, 최근 원아모집 어려움으로 인해 영아에까지 영역을 넓히기 원하는 유치원의 수가 늘어나고 있는 추세와 일치해 보인다. 문화센터, 반일제 이상 학원, ‘영어 유치원’ 등 기타시설의 경우 2004년에 비해 2007년에, 영아보육에서 차지하는 비중은 비슷하나 유아교육에서 차지하는 비중은 감소하였음을 알 수 있다. 2007년에는 기타시설의 역할이나 기능이 다양화되고 있는 가운데, 유아의 경우 기타시설을 주 보육시설로 이용하기보다 부수적(secondary) 시설로 이용하는 빈도가 늘어나서일 것으로 보인다.

위와 같은 시설을 이용하는 가구의 아동 일인당 총보육비 지출을 살펴보면 다음의 <표 5>와 같다.<sup>7)</sup> 우선 유아에 비해 영아의 보육비용 부담이 현저하게 더 커 있으나 2007년 들어 영유아 간 보육비 차이가 다소 감소하였다. 영아는 시설을 이용하지 않는 많은 경우에 대해 개인양육 등의 서비스를 구입하기 때문에 시설이 이용자에 비해 미이용 아동의 보육비 지출이 더 많다. 반면 유아는 시설 미이용 아동을 가정에서 돌보는 경우가 많을 것이므로, 시설이용 아동의 보육비 지출이 더 많다. 유아의 경우 보육시설 유형에 상관 없이 보육비 지출이 상당히 늘어났음을

7) 총보육비 지출은 아동이 시설을 다니며 지불하는 금액과 다른 부수적인 비용의 합으로서, 이용하는 시설의 수가 여러 개인 경우는 모든 시설에 지불하는 값을 합하였고, 여기에 학습지, 개인양육 등을 추가적으로 사용한다면 이에 대한 지출도 합하였다.

〈Table 5〉 Child Care Costs per Child by Type of Care

Total Costs per Child		2004		2007		increase	
		infants	toddlers	infants	toddlers	infants	toddlers
Not using care facilities		320	156	344	190	7.5%	21.8%
Using care facilities	public	261	204	274	219	5.0%	7.4%
	private	254	219	253	291	-0.4%	32.9%
	nursery homes	199	200	251	230	26.1%	15.0%
	kindergartens	217	264	303	345	39.6%	30.7%
	others	218	222	229	300	5.0%	35.1%
	average	230	222	262	277	13.9%	24.8%

Note: The average monthly child care costs are presented in 2004 KRW.

알 수 있다. 영아의 경우 가정시설이용 아동의 보육비 지출이 현저하게 늘었다.<sup>8)</sup>

### 3. 분석의 틀

#### 가. 보육시설 관련 분석

기본보조금의 주요 목적 중 하나는 교사의 처우를 개선하고 그 결과로 보육의 질적 향상을 꾀하는 데 있다. 비록 정책 당국이 보조금의 사용내역을 추적하여 어느 항목에 얼마만큼 쓰이는지 확인하고 있지는 않으나 보조금 일부를 인건비로 사용하도록 권고되고 있고, 교사의 처우를 개선해 주는 것이 보육의 질을 높이

는 지름길이라는 데에 정책입안자들이 동의하는 바이어서 기본보조금이 교사의 처우를 얼마만큼 개선시켰는지 살피는 것이 기본보조금 효과를 파악하는 가장 중요한 항목이라 할 수 있겠다. 이 외에 보조금과 더불어 정책당국이 실시한 평가인증제도, 보육교사 자격증제도, 시설 안전에 관한 규정 등 여러 제도의 혜택이 시설의 프로그램 및 시설 환경, 시설 운영 등에 영향을 미쳤을 것이다. 이와 같은 제도의 영향을 모두 보조금의 혜택이라 보기는 어려울 것이나 보조금이 없었을 경우 각 시설이 위의 규제를 준수하였을지도 의문시되는 사항이다. 따라서 위의 각 규제가 국공립시설과 비교하여 민간개인 및 가정 시설에 비대칭적으로 더

8) 유치원 이용 영아의 보육비 지출도 현저하게 늘었으나 앞에서 살펴본 바와 같이 유치원 이용 영아의 수가 매우 적기 때문에 전체를 대표하는 값으로 보기 어렵다.

많은(적은) 효과를 나타내었다면 이를 기본보조금의 효과라고 해석하였다.

위의 항목에 대한 분석을 위해 다음과 같은 회귀방정식을 고려해 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} y_{it} = & X_{it}' \beta + \alpha_1 D_{07} + \alpha_2 Center + \alpha_3 Home \\ & + \alpha_4 Center \cdot D_{07} + \alpha_5 Home \cdot D_{07} + \xi_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

여기서  $i$ 는 보육시설을,  $t$ 는 연도를 나타내는 것으로  $y_{it}$ 는 분석의 대상이 되는 종속변수의 각 유형과 시간에 따른 값을 의미한다. 분석에 이용되는 유형은 국공립, 민간개인, 가정시설로 나뉘고 시간은 2004년과 2007년의 두 해가 사용된다. 기본보조금이 2006년에 도입되었으므로 2004년의 값은 보조금 도입 이전의 값을, 2007년의 값은 보조금 도입 이후의 값을 나타내며, 보조금은 민간개인과 가정시설에만 지급되므로 시설유형은 보조금 수령 여부를 반영하게 된다. 이때, *Center* 와 *Home*은 각각 민간개인시설과 가정시설을,  $D_{07}$ 는 2007년을 나타내는 더미변수를 의미하며, 기본보조금 도입의 효과는 각 시설에 시간의 더미를 곱해준 변수(interaction)에 대한 계수(coefficient)에 반영되게 된다. 즉, 우리의 주요 관심계수는 보조금이 가정시설에 주는 효과인  $\alpha_4$  과 민간개인시설에 주는 효과인  $\alpha_5$ 에 반

영된다.

주요 설명변수( $X_{it}$ )로는 각 시설 교사의 평균 경력과 경력의 제곱, 교육수준, 자격증 종류, 시설장의 경력과 학력, 시설의 임대 여부와 규모를 포함하였다. 또한 각 지역의 서로 다른 특성을 반영하기 위해 15개 광역자치구의 더미변수, 소재 지역의 크기, 각 지역의 실업률, 주변생활 수준 등이 포함되었다. 주요 종속변수는 앞에서 설명한 바와 같이 교사의 처우, 프로그램 및 시설환경을 반영하는 변수에 대해 분석하였다.

## 나. 영유아 가구 관련 분석

영유아 가구데이터를 이용하여 기본보조금이 영·유아 가구에 미치는 영향에 대해 항목별로 분석한다. 영아기본보조금이 영아 자녀를 둔 가구의 변수(예를 들면, 모의 노동시장참여 여부)에 미친 영향을 살펴보기 위해 다음의 회귀분석식을 고려한다. 분석에 이용되는 유형은 영아를 둔 가구, 영아 없이 유아만 둔 가구로 나뉘고, 시간은 2004년과 2007년의 두 해가 사용되며, 시설은 보조금을 받는 민간개인과 가정시설 그리고 보조금을 받지 않는 시설로 나뉜다.<sup>9)</sup> 기본보조금이 2006년에 도입되었으므로 2004년의

9) 보조금을 받지 않는 시설은 기본보조금의 대상은 아니나 이미 보조금을 공급받고 있었던 국공립시설과, 기본보조금의 대상도 아니고 정부에서 전혀 보조를 받지 않는 반일제 이상 학원, 문화센터 등의 기타시설이 모두 포함된다. 이들의 시설유형 역시 설명변수에 포함된다.

값은 보조금 도입 이전의 값을, 2007년의 값은 보조금 도입 이후의 값을 나타내며, 보조금은 영아를 둔 가구를 대상으로 보육시설을 이용하는 경우 적용되므로 가구유형은 보조금 혜택 가능 여부를 반영하게 되고, 마지막으로 시설유형은 보조금의 혜택을 실제로 받는 시설 이용가구를 나타내게 된다. 회귀식은 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned}
 y_{ijt} = & X'_{ijt} \beta + \alpha_1 D_{07} + \alpha_2 Infant + \alpha_3 type \\
 & + \alpha_4 Infant \cdot D_{07} + \alpha_5 type \cdot D_{07} \\
 & + \alpha_6 Infant \cdot type \\
 & + \alpha_7 Infant \cdot type \cdot D_{07} + \epsilon_{ijt} \quad (2)
 \end{aligned}$$

여기서  $i$ 는 영아/유아의 가구를,  $j$ 는 보육시설 유형을,  $t$ 는 시간을 나타내는 것으로 위와 마찬가지로 *infant*는 영아가구를 나타내는 더미, *type*은 민간개인 및 가정을 나타내는 더미,  $D_{07}$ 는 2007년을 나타내는 더미변수를 의미한다. 여기서 세 개의 더미변수의 곱은 2004년과 달리 2007년에, 유아가 아닌 영아에, 다른 보육시설이 아닌 민간개인시설 및 가정시설을 이용하는 아동가구에 미치는 영향을 반영하는 것으로 기본보조금의 효과를 나타낸다.

## IV. 분석 결과

### 1. 보육시설 관련 분석

#### 가. 교사 처우

앞에서 언급한 대로 교사의 처우를 향상시켜 주는 것은 보육서비스의 향상으로 직결된다고 여겨지므로 기본보조금을 지급할 때에도 교사의 처우를 향상시키는 것을 조건으로 하고 있다. 보육교사에 대해 4대 보험에 의무적으로 가입해야 하고, 최저임금 이상으로 교사의 임금을 올리며, 단가상승의 50% 이상을 인건비 지원에 사용해야 한다는 것이다. 이와 같은 전제조건을 포함하여 기본보조금이 교사의 처우를 증진시켰는지 살펴보기 위해 교사의 실질임금(2004년 불변가격), 실질근로시간, 초과근무수당 지급 여부, 교사의 보수교육 수강 여부, 출산 휴가 시 대체교사 채용 여부, 교사가 직면한 가장 큰 문제가 재정 관련 문제인가에 대한 답 등을 분석하였다.

교사 임금에 대한 기본보조금의 효과를 추정하는 회귀분석에 대한 결과는 다음 <표 6>과 같다. 회귀분석 결과 임금 평균은 월 89만원으로 시간에 따른 물가변동을 반영하였을 때 2004년에서 2007년 사이에 실질임금은 약 2.6% 증가한 것으로

〈Table 6〉 Effects on Teachers' Wages

Log wages	Coefficient (S.E)		Coefficient (S.E)
experience	0.229*** (0.003)	large city	-0.022 (0.023)
experience squared	-0.001*** (0.000)	medium city	-0.020** (0.008)
years of schooling	0.001 (0.003)	high level	-0.002 (0.006)
major(child care)	0.001 (0.012)	principal's edu(high)	-0.004 (0.009)
major(child edu)	0.033*** (0.011)	principal's edu(college+)	-0.013 (0.009)
certificate 1	0.102*** (0.016)	principal's experience	0.002*** (0.001)
certificate 2	0.039*** (0.015)	own	0.026*** (0.006)
certificate, child edu 1,2	0.073*** (0.020)	size 21~79	0.098*** (0.018)
unemployment	0.069*** (0.015)	size 80 +	0.137*** (0.019)
private	-0.282*** (0.010)	nursery home	-0.272*** (0.020)
private × year	0.022 (0.016)	nursery home × year	0.039** (0.017)
year	0.026* (0.015)	constant	4.552*** (0.057)
N	2,955	$R^2$	0.591

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown here.

나타났다. 개인의 인적자본을 나타내는 변수의 효과는 다음과 같다; 경력이 높아 질수록 급여는 증가하나 증가율은 감소 한다; 다른 전공에 비해 유아교육을 전공 한 교사일수록 급여가 3.3% 정도 유의하게 높은 수준을 보인다; 자격증이 없거나 기타 자격증을 소유하는 것에 비해 보육 1, 보육2, 유치1, 2 자격증을 소유한 교사

가 평균적으로 각각 10.2%, 3.9%, 7.3% 높은 급여를 받는 경향이 있다; 경력이나 자격증을 고려하고 나면 교사의 학력, 즉 고졸이냐 대졸이냐는 평균적으로 급여에 거의 영향을 미치지 않는다; 또한 일반적으로 시설장의 경력이 오래되었고, 자가 소유의 보육시설을 운영하고 있으며, 시설의 규모가 클수록 교사의 급여가 높다.

그 외에, 15개 광역자치단체에서 서울에 비해 14개 지방이 모두 교사의 임금이 낮은 것으로 나타났다.

교사의 급여는 시설에 따라 매우 큰 차이를 보이고 있다. 교사의 교육, 경력 및 자격증 등을 감안하더라도 민간개인의 월평균급여는 국공립에 비해 28% 낮고, 가정시설의 경우는 27% 낮은 것으로 나타났다. 이 상황에서 영아기본보조금의 도입은 가정시설 교사의 급여를 3.9% 유의미하게 증가시키는 것으로 나타났다. 민간개인시설의 교사급여는 기본보조금에 의해 유의미하게 늘었다고 볼 수 없다. 영아기본보조금의 도입으로 상대적으로 영아보육을 주로 담당하고 있는 가정시설에서 교사급여의 개선이 이루어졌다고 볼 수 있다.

기본보조금이 임금으로 표현되지 않는 교사의 다른 처우 향상에 도움을 주었는 가를 보기 위한 회귀분석의 결과는 <표 7>에 표시되어 있다.<sup>10)</sup> 보육시설에 대한 조사항목 중 각 시설에서 경력이 가장 오래된 교사 한 명을 골라 시설의 교사 처우에 관한 추가질문에 응답하도록 하였

는데 그 결과로 얻어진 자료를 사용하였다. 먼저, 근로시간은 근로의 강도 등을 반영하여 교사의 처우를 측정하는 변수라고 볼 수 있다. 다른 변수로는 초과근무수당 지급, 보수교육 수강, 출산 휴가 시 대체교사 고용 여부, 교사가 직면한 어려움 중에서 재정 관련 문제가 가장 시급한 문제라고 대답한 것 등을 이용하여 회귀분석을 실시하였다.<sup>11)</sup> 국공립시설과 비교하였을 때 민간개인시설의 보육교사는 초과근무수당을 제공받거나 보수교육을 받을 가능성이 낮고 보육시설의 당면 문제 중 재정 관련 문제가 어렵다고 답할 확률이 많았다. 가정시설은 국공립시설에 비해 근로시간이 통계적으로 유의하게 길었으며 이에 따라 초과근무수당을 지급할 확률 역시 높았다. 하지만 가정시설은 민간개인시설과 마찬가지로 국공립시설 보육교사에 비해 보수교육 확률이 낮았다. 국공립시설과 비교하였을 때, 민간개인시설과 가정시설은 보수교육 참여 확률이 16.7~17.8%p 낮은 것으로 판단할 때, 교사에 대한 임금이 낮고 교육에 대한 강조도 낮은 것으로 보인다. 영아기본

10) 이들 회귀방정식에 사용된 자료의 관측개수(N)는 각각 조금씩 다르다. 우선 초과근무수당 지급 여부는 교사에게 질문하였으나 시설에 관한 문항으로 전체 시설 3,364개 중 일부 무응답을 제외한 3,298개의 자료가 사용되었다. 반면 보수교육 수강과 재정 관련 문제의 응답은 교사 개인의 의견을 반영한 것으로 응답한 교사만을 대상으로 각각 2,900여개의 자료를 사용하였다. 마지막으로 출산휴가 시 대체교사 고용 여부는 아예 출산휴가가 없거나 출산휴가를 사용한 예가 없는 보육시설이 존재하므로 해당사항이 없는 시설을 제외하고 나머지 1,081개의 자료에 대해 회귀분석하였다.

11) 교사가 직면한 어려움의 다른 답으로는 육아 관련, 프로그램 관련, 행정/사무 관련, 동료교사 관련, 학부모 관련, 시설장 관련, 개인적인 문제 등을 어려움으로 지적하였다. 이들 중 재정 관련 문제가 어렵다고 답한 것을 교사 처우와 관련 있는 변수로 간주하였다.

〈Table 7〉 Effects on Teachers' Welfare

Dependent Variables	Marginal Effects				
	(1) log hours	(2) overtime pay (Yes=1)	(3) teacher edu (Yes=1)	(4) supp teacher (Yes=1)	(5) financial prob. (Yes=1)
year(2007)	-0.010 (0.014)	0.164*** (0.041)	0.090* (0.050)	0.174** (0.064)	-0.024 (0.045)
private	0.010 (0.009)	-0.063** (0.026)	-0.167*** (0.030)	-0.008 (0.047)	0.107*** (0.028)
nursery home	0.044** (0.019)	0.099* (0.063)	-0.178*** (0.064)	-0.013 (0.103)	0.026 (0.056)
private × year	-0.027* (0.015)	-0.047 (0.035)	0.029 (0.056)	0.057 (0.078)	0.036 (0.054)
nursery home × year	-0.015 (0.016)	-0.044 (0.036)	-0.037 (0.065)	0.082 (0.084)	-0.039 (0.048)
N	2,927	2,971	2,922	1,081	2,915

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

보조금 도입에도 불구하고 이를 교사처우에 관한 변수는 크게 변화하지 않아, 영어기본보조금이 영어보육에 주력하는 가정시설 보육교사의 임금을 조금 상승시킨 것 외에 교사 처우에 큰 영향을 미친 것으로 보이지는 않는다.

#### 나. 교사 대 아동 비율 및 보육 프로그램

발달심리학자들(Developmental psychologists)은 보육교사와 아동의 소통(interaction) 상태, 아동이 처한 환경, 교육

프로그램(curriculum), 활동(activities) 등이 아동발달에 적합한 환경인가 여부가 보육의 질을 반영하는 지표라고 한다(Blau and Mocan[2002]). 궁극적으로 보육서비스의 질은 보육서비스의 수혜자가 되는 아동의 인지능력(cognitive)적 발달상황으로 측정될 수 있다. 미국의 저소득층 아동을 대상으로 하는 교육 프로그램인 헤드 스타트(Head Start)는 프로그램 참여가 중장기적으로 아동의 발달상황, 진학, 임금수준, 범죄율 등 여러 가지 성과에 어떠한 영향을 미치는지 분석한 바 있다 (대표적인 예: Garces et al.[2002], Currie

and Neidell[2007]). 이와 같은 특정 프로그램뿐 아니라 보육시설을 이용하는 것이 일반적으로 아동의 언어, 심리, 인지 능력에 어떠한 영향을 미치는지 시설 특성별로, 부모의 가구 소득과 노동시장 참여 등 다각적인 통제하에 평가하는 NICHD Study 역시 보육서비스의 질과 아동발달상황을 지속적으로 점검함으로써 보육서비스 개선에 도움을 준다.<sup>12)</sup> 하지만 종종 아동의 발달상황이라든가 보육교사의 태도 등은 단순한 설문조사만으로는 측정하기 어렵기 때문에 보육의 질을 간접적이나마 반영할 수 있는 지표를 사용한다. 교사 대 아동 비율, 반 정원의 크기, 보육교사에 대한 교육 등이 그 예이다(Powell and Cosgrove[1992]). 이들 변수들이 실제로 아동의 발달상황과 밀접하게 연관되어 있는지, 보육의 질을 반영하는 적합한 지표인지에 대해서는 논란의 여지가 있으나(Blau[1997, 1999]), 적어도 보육시설의 질을 결정하는 보육비용의 투입과 밀접한 연관이 있으므로 널리 쓰이는 이들을 사용하도록 한다.

기본보조금을 통해 보육의 질을 향상 시킬 만한 투입이 늘어났는지 살피기 위해 영아반의 교사 대 아동 비율, 특별활동 프로그램, 영유아 및 교사대상 교육

등을 검토하였다. 영아반 교사 대 아동 비율은 교사 일인당 돌봐야 하는 아동의 수를 의미한다. 시설의 특별활동은 별도의 수강료를 받고 운영하는 미술, 음악, 체육, 과학, 수학, 한글, 외국어, 컴퓨터, 놀이, 기타 프로그램을 의미하는 것으로, 이들 중 두 개 이상의 유료 특별활동을 실시하는 것을 종속변수로 하였다. 영유아 및 교사 대상의 소방, 교통, 기타 교육은 각각 연 4회, 4회, 3회 이상인 경우를 각 교육의 실시 더미변수로 간주하고, 이들 교육을 하나라도 실시하는 것을 나타내는 변수를 종속변수로 하였다. 기본보조금이 이들에게 미쳤을 영향은 <표 8>에 나타나 있다.

일반적으로 보육 및 유치교사 자격증을 지닌 교사비중이 높아질수록 교사 일인당 맡는 영아의 수가 늘어났다. 또한 보육시설의 규모가 아동정원 80명 이상의 매우 큰 시설에서 교사 대 아동의 비율이 높아짐을 알 수 있다. 민간개인시설은 0.54명, 가정시설은 0.86명만큼 국공립시설에 비해 교사 한 명이 돌보는 영아의 수가 많은 것으로 나타났다. 2004년에서 2007년 사이에 교사 대 아동 비율의 의무규제가 강화되면서 교사 한 명이 돌보는 영아의 수는 평균적으로 약 2.2명

12) NICHD는 the National Institute of Child Health and Human Development의 약자로서 NICHD Study는 이를 이 종합적으로 구축한 보육 관련 자료를 이용한 보육 및 아동발달에 관한 연구이다. 이들 자료는 영아, 유아, 초등학생, 14~15세 아동에 이르기까지 각 발달과정별로 구축되었으며, 이 자료를 이용하여 연구소, 학계, 정책입안자 등이 연구 결과를 만들어 내고 있다.

&lt;Table 8&gt; Effects on Child-staff Ratio and Curriculum

dependant variables	Marginal Effects			
	# of chidren per teacher	special activities	child training	teacher training
major(child care)	0.272 (0.248)	0.006 (0.038)	0.032 (0.040)	0.012 (0.038)
major(child edu)	0.038 (0.238)	-0.014 (0.036)	-0.012 (0.038)	-0.057 (0.036)
certificate 1	1.389*** (0.332)	0.165*** (0.047)	0.157*** (0.048)	0.183*** (0.048)
certificate 2	1.233*** (0.328)	0.124*** (0.043)	0.126*** (0.044)	0.147*** (0.045)
certificate 1,2	1.270*** (0.436)	0.085 (0.063)	-0.007 (0.066)	0.154** (0.064)
large city	-0.595 (0.464)	-0.152** (0.075)	0.041 (0.083)	0.010 (0.077)
medium city	-0.201 (0.178)	0.064** (0.028)	0.050* (0.029)	0.036 (0.028)
high level	0.367*** (0.119)	0.038** (0.019)	-0.064*** (0.020)	-0.016 (0.019)
principal's edu(high)	-0.130 (0.188)	-0.066 (0.050)	-0.148*** (0.054)	0.024 (0.050)
principal's edu(college+)	-0.026 (0.195)	0.035 (0.030)	-0.024 (0.030)	-0.009 (0.030)
unemployment rate	-0.085 (0.310)	0.036 (0.031)	-0.036 (0.031)	0.016 (0.030)
principal's experience	0.015 (0.013)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)
own	0.222* (0.127)	-0.008 (0.020)	0.023 (0.021)	0.035* (0.020)
size 21~79	0.382 (0.397)	0.101* (0.057)	0.195*** (0.059)	0.189*** (0.060)
size 80+	1.017** (0.424)	0.245*** (0.065)	0.314*** (0.056)	0.300*** (0.068)
year	-0.671** (0.202)	0.024 (0.048)	0.191*** (0.056)	0.285*** (0.050)
private	0.501** (0.202)	0.088*** (0.032)	-0.203*** (0.033)	-0.114*** (0.030)
nursery	0.696 (0.456)	-0.104 (0.064)	-0.168** (0.068)	-0.148** (0.064)
private × year	-0.448 (0.330)	-0.000 (0.054)	0.110* (0.063)	0.030 (0.056)
nursery × year	-0.709** (0.361)	0.180*** (0.061)	0.077 (0.066)	0.144** (0.063)

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

감소하였다. 여기에 기본보조금의 혜택을 가장 많이 본 가정시설은 평균 1.02명 추적적으로 감소한 것으로 나타났다. 그 결과 2007년에 가정시설의 영아교사 일인당 영아 수는 국공립시설에 비해 적은 것으로 나타났다. 또한 보육교사 자격증이 있는 교사가 많은 시설일수록, 시설규모가 클수록 특별활동 프로그램이 잘 되어 있는 것으로 나타났다. 2004년과 2007년 사이 영유아 및 교사를 대상으로 소방, 교통, 기타 교육을 실시하는 시설이 증가하고 있음이 드러났다. 유형별로 살펴보면 민간개인시설이 국공립에 비해 특별활동을 두 개 이상 실시할 확률이 약 8.9%p 높고, 영유아와 교사에 대한 교육실시 확률은 각각 20.0%p와 11.0%p 낮은 것으로 나타났다. 가정시설의 경우 국공립과 비교하였을 때 특별활동을 두 개 이상 실시할 확률은 통계적으로 그리 다르지 않으나 영유아 및 교사에 대한 교육실시 확률은 각각 16.4%p와 14.3%p 낮은 것으로 나타났다. 기본보조금 도입의 결과 영아기본보조금의 혜택을 가장 많이 보는 가정보육시설의 경우 특별활동을 두 개 이상 실시할 확률이 17.9%p 증가하였고, 교사 대상 교육을 적어도 연 3회 이상 실시할 확률이 14.3%p 늘어난 것으로 나타났다.

## 다. 요약 및 정리

보육시설(국공립, 민간개인, 가정시설)

에 대한 자료를 이용하여 영아기본보조금의 도입이 보육시설의 질에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 영아기본보조금의 대상이 되는 민간개인과 가정시설을 보조금 대상이 아닌 국공립시설과 대비하였을 때 보조금 도입 전후로 이를 기관에 어떠한 변화가 있는지 검토함으로써 보조금의 혜택을 파악하고자 하였다. 보육시설의 질을 측정할 수 있는 지표로서 교사에 대한 처우와 프로그램 및 환경을 설정하였다. 우선 교사에 대한 처우로 임금, 근로시간, 교사교육, 대체교사 채용, 추가근무수당, 재정 관련 문제에 관한 인식 등을 검토하였다. 영아기본보조금의 결과 수혜시설 중에서도 영아보육에 주력하는 가정보육시설에 어느 정도 영향이 있는 것으로 나타났다. 다른 변수에 비해 임금상승효과는 통계적으로 뚜렷하여 영아기본보조금이 가정시설 보육교사의 임금을 소액 상승시키는 것으로 나타났다. 프로그램에 대한 영아 기본보조금의 효과를 살펴본 결과 가정시설에 대해서는 약간의 개선이 있었던 것으로 평가되며, 특히 교사 일인당 아동 수가 유의미하게 감소한 것으로 나타났다. 그 외에 환경 측면에서의 보조금 효과는 거의 없는 것으로 드러났다.

요약하면, 시설 측면에서 기본보조금의 효과는 가정시설 교사의 급여 인상, 대보험 가입률 증가, 교사 대 아동 비율 감소 등이 대표적이다. 그렇다면 급여의

3.9% 증가, 4대 보험 가입률 증가, 교사 대 아동 비율의 감소가 전체 보조금 지급 액수 대비 어떤 의미를 지니는가 살피기 위해 다음과 같은 계산을 할 필요가 있다. 가정보육시설의 월평균 급여는 기본 보조금 없이 월 75만원(log 4.32)이었는데 여기서 시간에 따른 상승효과 2.6%를 고려하고 기본보조금에 따른 효과 3.9%를 반영하면 월 80만원으로 2007년 가정시설의 월평균 급여가 된다. 여기서 기본보조금의 효과는 가정시설에 종사하는 교사의 월평균 급여를 약 2만 9천원 증가시키게 한 것이다. 여기에 기본보조금 수혜 조건으로 4대 보험에 의무적으로 가입하도록 되어 있는데, 시설장의 보고에 의하면 가정시설의 경우 2004년 4대 보험 가입률이 24.1%에서 2007년 95.9%로 올랐다.<sup>13)</sup> 4대 보험으로 사업주에 의해 지급되는 비용이 월급여의 약 8.2%라고 한다면, 월 80만원을 기준으로 하여 교사당 6만 4천원이 오른 것이라고 할 수 있다.<sup>14)</sup>

각 시설에서, 교사의 임금은 돌보는 아동의 연령에 크게 상관없다는 가정하에 평균 교사임금을 교사 일인당 영아 수로 나누면 영아 일인당 교사비용을 산출할 수 있다. 2004년에는 평균 교사임금을 사용하고, 2007년에는 평균 교사임금에 4대 보험 가입으로 인한 인상분을 일괄적으로 추가하여 영아 일인당 교사비용을 산출하면 2004년 15만원, 2007년 20만 4천원으로 영아 일인당 교사비용이 최대 월 5만 4천원 가량 증가한 것으로 나타났다.<sup>15)</sup>

한편, 가정시설에서 2007년 교사 한 명당 돌보는 영아의 수가 평균 5.04명이고, 한 시설에서 평균적으로 1세 이하를 7.17명, 2세를 4.96명 돌보므로, 월평균 지급되는 기본보조금 액수를 아동 수로 가중 평균하면 아동 일인당 10만 7천원으로 환산할 수 있다.<sup>16)</sup> 따라서, 보조금으로 인해 추가로 지급된 10만 7천원 가운데 최대 5만 4천원은 교사의 처우를 개선하는 데에 사용된 것으로 보인다. 가정보육

13) 4대 보험 가입 여부에 대한 시설장과 교사의 응답 간에는 차이가 있다. 특히 가정시설의 경우 응답 간 차이가 더욱 큰데, 보육교사설문에 의하면 2004년 가정시설의 4대 보험 가입률은 19.9%였다가 2007년에 58.7%로 올랐다. 4대 보험 가입률이 급증한 것은 분명하나 시설장의 응답만큼은 아닌 것이다.

14) 일반적으로 국민연금은 급여의 4.5%, 건강보험은 2.2%, 고용보험은 0.9%, 산재보험은 0.65%를 사업주가 지불하므로 4대 보험으로 사업주가 지불하는 금액은 급여의 약 8.2%이다.

15) 시설장의 응답을 이용한다 하더라도, 2004년 가정시설의 4대 보험 가입률이 이미 24.1%였고, 2007년 가입률이 95.9%였으므로 2007년 교사 평균 임금에 4대 보험 가입으로 인한 인상분을 일괄적으로 추가 반영하는 것은 교사의 임금 상승에 투입되는 금액을 과대평가할 수 있으나, 여기서는 계산의 단순화를 위해 최댓값을 계산하였다.

16) 2007년 현재 기본보조금 액수는 만 0세 29만 2천원, 만 1세 13만 4천원, 만 2세 8만 6천원인데, 투입되는 보조금 액수를 보수적으로 잡기 위해 1세의 기준금액을 1세 이하에 적용한다. 2007년 영아가 하나라도 있는 가정보육시설에서의 1세 이하와 2세의 비율이 7.17:4.96이므로 이를 사용하여 가중평균하면 아동 일인당 지원액은  $(134,000 \times 7.17 + 86,000 \times 4.96) / (7.17 + 4.96)$ 으로 114,373원이다. 이를 2004년 불변가격으로 바꾸기 위해 각 연도의 CPI(소비자 물가지수) 비인 97.3/104.1을 곱하면 106,901원이다.

시설 평균 영아의 수가 11.75명이므로 아동 일인당 5만 3천원 가량의 순수입은 시설에 최소 월 622,750원의 추가 수입을 가져다 줄 수 있다. 이러한 추가 수입이 교사임금 외에 어디에 쓰이느냐에 따라 보조금이 보육시설의 질 향상에 얼마나 기여하는가가 판단 가능할 것이다.

## 2. 영유아 가구 관련 분석

### 가. 영아의 보육시설 이용률

일반적으로 보육에 대한 보조는 보육 서비스 대비 가격을 하락시켜 보육에 대한 수요를 늘리게 된다. 영아기본보조금으로 인해 영아보육에 주력하는 가정시설의 수가 급증하였음은 이미 언급한 바와 같다. <표 9>는 시설의 유형별 이용률이 기본보조금으로 인해 어떻게 변화하였는지를 나타내고 있다. 전체 시설이용률은 2004년에서 2007년 사이에 현저하게 증가하였는데, 특히 영아의 시설이용률이 큰 폭으로 상승하였다. 이를 가구 및 아동의 특성을 통제하여 분석하기 위해 다음의 다항로짓 분석을 시도하였다. 우선 시설의 이용률이 종속변수로서 시설유형의 차이를 설명변수로 이용하지 못하므로, 2004년과 2007년 사이 영아가구에 특

별히 나타난 현상을 기본보조금의 효과로 파악하였다.<sup>17)</sup> 다항로짓의 기준은 시설을 전혀 이용하지 않는 것이며, (1)열은 기타시설, (2)열은 국공립시설, (3)열은 민간시설 이용률을 나타낸다.

대체로 각 변수가 기타시설 이용에 미치는 영향은 보육시설과 조금 다르다. 보육시설 이용률은 아동 모의 교육에 크게 영향 받지 않으나, 고졸여성에 비해 초대졸 및 대졸 여성은 기타시설 이용률이 통계적으로 유의하게 높다. 아동 모의 소득을 제외한 가구소득이 높을수록 기타시설의 이용률이 높아지는 반면, 보육시설의 이용률은 낮아진다. 이는 아동 모의 소득을 제외한 가구소득이 높을수록 아동 모가 노동시장에 참여할 확률이 줄어들고, 보육시설의 이용률이 낮아지기 때문인 것으로 보인다. 정부가 보육에 대해 지원하는지 인지하고 있는 경우 국공립 및 민간시설을 이용할 확률이 높다. 시간의 흐름에 따라 시설이용률은 전반적으로 상승하였다. 기본보조금의 효과를 반영하는 ‘영아가구×연도’의 계수를 살펴보면, 기본보조금이 기타시설 및 국공립시설의 이용률에는 크게 영향을 미치지 않은 반면 보조금 대상인 민간시설의 이용률은 통계적으로 유의하게 높인 것으로 나타났다.

17) 물론, 2004년과 2007년 사이 영아가구의 보육시설 이용에만 특별히 영향을 미쳤을 다른 요인도 있을 수 있다. 하지만 이들의 상당 부분이 영아기본보조금의 도입과 관련이 있다고 판단하여 보조금의 효과로 해석하였다.

&lt;Table 9&gt; Effects on Usage Rate

type	coefficients (S.E.)		
	1 other	2 public	3 private
age	0.142 (0.171)	-0.061 (0.167)	0.223* (0.120)
age squared	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.004** (0.002)
edu0(2+college=1)	0.322** (0.132)	0.217 (0.143)	0.033 (0.112)
edu1(4+college=1)	0.308** (0.125)	0.136 (0.139)	-0.035 (0.108)
non-mother income( $1/10^6$ )	0.126** (0.053)	-0.093 (0.062)	-0.101** (0.051)
number of adults	-0.076 (0.086)	-0.060 (0.078)	-0.035 (0.060)
number of children	-0.112 (0.096)	-0.037 (0.103)	-0.102 (0.085)
age of the youngest child	1.046*** (0.075)	0.844*** (0.081)	0.574*** (0.061)
unemployment rate	0.087 (0.289)	0.836*** (0.310)	0.345 (0.259)
knows about subsidy	0.235 (0.143)	0.743*** (0.167)	0.398*** (0.116)
year(2007=1)	0.561*** (0.208)	1.336*** (0.235)	0.715*** (0.211)
infant(Yes=1)	-2.235*** (0.263)	-1.809*** (0.325)	-2.106*** (0.242)
infant × year	-0.091 (0.281)	0.333 (0.309)	0.651*** (0.242)
constant	-4.246 (2.980)	-3.904 (2.883)	-4.823** (2.118)
N	4,907		

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

The base outcome is not using child care facilities.

## 나. 아동 모의 노동공급

보육에 대한 보조를 하면서 가장 중요한 정책목표 중의 하나는 여성의 일과 가정 양립을 돋는 것일 것이다. 기존 연구들이 보육에 대한 보조를 함으로써 여성의 노동공급을 늘릴 수 있으리라는 예상을 했던 것은 여성의 노동공급으로 인한 기회비용이 양육비용에 있음을 주목하였기 때문이다. 당연히 기회비용을 줄여줌으로써 노동공급이 가능해지면 노동시장 참여가 늘고 노동시간이 증가하리라는 예상이다. 하지만 이와 같은 결과는 노동시장이 유연하여 진입과 탈퇴가 쉽고, 시간제/전일제 등 노동시간의 선택이 자유롭고, 여성노동활동의 인프라가 잘 갖추어진 경우에 가능한 듯하다. 노동시장이 경직되어 있어 진입과 탈퇴가 자유롭지 않아 노동시장에 성별, 연령, 경력단절 등에 의한 진입장벽이 존재한다면 보육비를 지원하는 것이 노동공급의 증가로 이어지기가 쉽지 않을 것이다. 마찬가지로 시간제 및 전일제의 선택이 자유롭지 않다면 보육비 지원을 통해 노동시간을 늘리는 것도 쉽게 관찰되지 않을 것이다. 이 외에도 보육에 대한 보조를 통해 여성의 노동공급을 증진시키려 한다는 뚜렷한 정책목표의 설정이 없다면 보조금이 오히려 소득효과를 발생시켜 노동공급을 감소시킬 수도 있다(조윤영[2006]).

그러기에 많은 나라에서 보육을 보조

하는 데에 있어 노동시장참여, 구직활동, 직업훈련, 교육 등 생산적 활동을 요구한다. 보편적 보육을 강조하는 북구의 전통적 복지국가에서도 노동시장활동에 참여하는 여성에게만 공보육이 개방되어 있고 장기실직자를 포함해 생산적 활동에 종사하지 않는 개인은 상대적으로 비싼 민간시장을 이용하도록 되어 있다. 저소득층 복지의 일환으로 보육보조금을 지급하는 영미국가 역시 최근 노동활동을 통한 생산적 복지(workfare)를 강조하면서 저소득층에게도 보조금 수령을 위해 노동활동을 하도록 강조한다. 하지만 우리나라의 보육보조금은 이러한 정책목표에 대한 뚜렷한 고려 없이 도입되어 영아 기본보조금이 노동공급에 미치는 영향은 거의 없을 것이라는 것이 예상되어 왔다.

이와 같은 결과는 <표 10>에 나타나 있다. 여성 노동공급은 세 가지 종속변수로 측정되었다. 첫 번째는 여성의 노동시장참여를 나타내는 이항변수이다. 두 번째는 여성의 노동시간을 고려하되, 노동시간이 0인 절단의 문제를 고려하여 토빗모형으로 측정하였다. 마지막으로 노동시간이 지속적으로 분포하기보다 시간제/전일제로 기준되는 곳에 관찰이 몰려 있을 것을 염두에 두어 일하지 않는 경우/시간제/전일제로 나누어 다항로짓을 실행하였다. 여성 노동공급에서 발견되는 일반적인 사항은 다음과 같은데 기존의 연구와 다르지 않다. 1) 노동공급은 여성의

〈Table 10〉 Effects on Maternal Labor Supply

	marginal effects (S.E.)	coefficients (S.E.)	coefficients (S.E.)	
	(1) work (Yes=1)	(2) hours of work (Tobit)	(3) multinomial logit	
			1 (part time)	2 (full time)
age	0.192 (0.124)	6.578** (2.971)	0.018 (0.194)	0.280** (0.139)
age squared	-0.003 (0.002)	-0.090** (0.045)	0.000 (0.003)	-0.004* (0.002)
edu0(2+college=1)	0.274*** (0.105)	2.964 (2.384)	0.030 (0.166)	0.355*** (0.116)
edu1(4+college=1)	0.475*** (0.102)	10.032*** (2.232)	0.212 (0.158)	0.581*** (0.110)
non-mother income( $1/10^6$ )	-0.369*** (0.050)	-8.840*** (0.882)	-0.240*** (0.083)	-0.421*** (0.051)
number of adults	0.200*** (0.071)	5.961*** (1.338)	0.100 (0.106)	0.231*** (0.076)
number of children	-0.271*** (0.079)	-6.895*** (1.698)	0.102 (0.119)	-0.423*** (0.088)
age of the youngest child	0.122** (0.056)	2.049* (1.211)	0.197** (0.086)	0.085 (0.062)
unemployment rate	0.467** (0.232)	11.600** (5.101)	0.955*** (0.353)	0.261 (0.254)
year(2007=1)	0.500*** (0.139)	3.466 (3.135)	0.605*** (0.220)	0.459*** (0.152)
infant(Yes=1)	0.143 (0.317)	-0.611 (7.148)	0.166 (0.522)	0.106 (0.348)
public	0.437*** (0.128)	9.788*** (2.801)	0.554*** (0.194)	0.382*** (0.142)
private	0.717*** (0.174)	17.504*** (3.785)	1.013*** (0.241)	0.564*** (0.193)
infant × year	-0.006 (0.328)	5.013 (7.366)	-0.245 (0.547)	0.063 (0.358)
private × year	-0.286* (0.228)	-7.608 (4.958)	-0.917*** (0.340)	-0.029 (0.251)
infant × year × private	0.495 (0.399)	11.219 (8.805)	0.404 (0.602)	0.553 (0.436)
constant	-0.490 (0.463)	-11.731 (10.119)	0.190 (0.720)	-0.719 (0.505)
constant	-5.444** (2.260)	-155.715*** (52.770)	-6.766* (3.551)	-5.961** (2.520)
N		2,653		

Note: \*, \*\*, \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

The base outcome is not using child care facilities.

연령에 따라 증가하나 그 증가율은 감소 한다. 2) 고졸 여성에 비해 초대졸, 대졸 여성의 노동공급이 높다. 특히 대졸 이상 여성은 노동시간이 길고 전일제로 일할 확률이 높다. 3) 여성의 근로소득을 제외한 가구소득이 높을수록 여성의 노동공급은 낮아짐을 알 수 있다. 4) 가구 내 어른의 수가 많을수록, 아동의 수가 적을수록, 최연소 아동의 나이가 많을수록 여성의 노동공급이 증가한다.

실업률이 높아졌을 때 오히려 여성의 노동시장참여율과 노동시간이 높으며, 특히 시간제 노동이 늘어나는 것으로 나타났다. 이는 실업률이 높아지고 경기가 나빠졌을 때 비교적 저렴하면서 유연한 노동으로의 대체가 이루어지면서 여성 노동력에 대한 수요가 증가하기 때문일 수 있다.<sup>18)</sup> 기타시설에 비해 보육시설을 이용하는 것이 노동공급과 양의 관계가 있는 것으로 나타났다. 2007년에는 2004년에 비해 노동공급 참여가 현저하게 증가하였다. 하지만 '(민간개인+가정)×2007'의 계수가 음인 것은, (민간개인+가정)을 이용하는 여성의 시간에 따른 노동공급 증가율이 다른 시설을 이용하는 여성에 비해 낮다는 것을 의미한다. 취업여성이 상대적으로 기타시설의 이용을 늘려서 일

수도 있고, 미취업여성이 상대적으로 (민간개인+가정)시설의 이용을 늘려서일 수도 있겠다. 여기에 '(민간개인+가정)×영아 유무×2007'의 계수가 나타내는 것은 영아가구라고 특별히 다르지 않다는 것으로서 영아기본보조금의 효과가 크게 나타나지 못하는 것을 의미한다. 뒤에서 다시 언급하겠으나, 영아기본보조금으로 인해 보육비부담 지출이 낮아지지 않아 여성 노동공급의 기회비용을 낮추지 못하므로 보조금이 노동공급에 특별한 영향을 미치지 못하는 것으로도 볼 수 있다.

#### 다. 보육비용

영아기본보조금을 통해 가구의 보육비 부담이 적어졌는지 검토하였다. 보육비 부담이 여성의 노동시장참여율을 감소시키므로 보육비를 보조하는 것이 여성의 노동시장참여를 증진시키리라는 기대가 있었으나 앞에서 살핀 바와 같이 기본보조금은 여성의 노동시장참여에 그리 긍정적인 역할을 하지 못하였다. 따라서 기본보조금이 실제로 보육비를 감소시켰는지를 살펴보았다. 보육비를 반영하는 지표로서 시설을 이용하는 각 아동당 시설에 고정으로 납부하는 보육료, 시설에 납

18) 앞에서 밝힌 보육교사의 임금방정식에서도 역시 지역의 실업률이 높을수록 교사의 임금이 올라가는 것을 발견할 수 있는데, 대다수의 보육교사가 여성이라는 점을 감안하면 비슷한 논리가 적용될 수 있을 것이다. 즉, 실업률이 높고 경기가 나쁠수록 비교적 저렴한 대체인력으로서의 여성노동에 대한 수요가 높아져, 여성의 노동공급이 증가하고 임금이 상승하는 것이다.

부하는 보육료 총액, 총보육료 지출을 검토하였다. 시설에 고정으로 납부하는 보육료는 가격상한에 영향을 받는 일정하게 정해진 보육료로 영아기본보조금이 도입되면서 월 만원에서 오만원까지 감소하도록 되어 있다. 여기에 교재·교구비, 차량비, 현장학습비, 특기교육비 등 여러 명목으로 추가적인 금액을 납부하도록 되어 있는데 이들을 포함해 기관에 납부한 총금액이 영아기본보조금의 도입으로 변화하였는지 살펴보았다. 마지막으로 시설에 납부하는 금액과 더불어 개인양육이든 기타시설이든 추가적인 보육서비스를 이용함으로써 지출해야 하는 총보육비 지출 변화를 살펴보았다.

보육비용 관련 결과는 <표 11>에 나타나 있다. 고졸과 초대졸 여성의 보육비 지출은 비슷하나 대졸 여성은 약 10.9~14.2% 통계적으로 유의하게 높은 비용을 지출한다. 총 보육·교육비에 대한 지출에서는 고졸 여성에 비해, 초대졸 여성은 6.4% 통계적으로 유의하게 높은 비용을, 대졸 여성은 16.7% 통계적으로 유의하게 높은 비용을 지불한다. 가구소득은 보육비 지출과 매우 밀접한 연관성을 지니며 평균적으로 가구소득이 월 백만원 상승하는 경우 보육비 지출이 8.7~12.1% 늘어난다. 탄력성으로 환산하면 0.25~0.34로 보육의 소득탄력성은 그리 크지 않아 보인다. 가구 내 어른의 수가 많을수록, 아동의 수가 많을수록, 아동의 나이가 많을

수록 아동 일인당 보육기관에 지출하는 비용은 감소한다. 하지만 총 보육·교육 비용은 가구 내 어른의 수와 상관없는 것으로 나타났다. 서울에 비해 모든 지역에서 보육 관련 비용이 적은 것으로 나타났다.

보육기관 유형별로 살펴보면, 국공립 시설 이용 가구는 기타시설 이용 가구에 비해 17.6% 낮은 고정금액을, 21.8% 낮은 총금액을 기관에 납부하는 것으로 나타나 국공립시설은 고정납부액이 낮을 뿐 아니라 추가적으로 드는 비용이 상대적으로 별로 많지 않음을 나타낸다. 총 보육·교육 비용에서 국공립시설 이용가구가 다른 시설 이용가구에 비해 9.3%만 낮은 금액을 지출한다고 해서, 보육시설에 지불하는 금액이 적은 만큼 다른 교육비 지출이 많아 상대적으로 기타시설을 이용하는 가구와의 차이가 줄어든다고 해석할 수 있다. 한편, 기타시설과 비교할 때, 민간보육시설 이용아동은 기관고정납부액에 대해서는 통계적으로 유의하게 약 8.8% 높은 비용을, 기관총납부액에 대해서는 5.8% 통계적으로 유의하게 높은 비용을 지불하고 있다. 총 보육·교육 비용에서 민간시설 이용 가구와 기타시설 이용자 간의 차이는 통계적으로 유의하지 않다.

영아기본보조금이 보육료 및 보육비용에 미친 영향은 '(민간개인+가정)×영아가구×연도'에 나타나 있다. <표 11>에

〈Table 11〉 Effects on Child Care Costs

dependent variables	coefficients(S.E.)		
	OLS		
	log(fixed fee)	log(total fee)	log(total out-of-pocket expenditure)
age	0.075* (0.040)	0.056* (0.032)	0.069* (0.040)
age squared	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.000)	-0.001* (0.001)
edu0(2+college=1)	0.038 (0.029)	0.020 (0.025)	0.064** (0.029)
edu1(4+college=1)	0.143*** (0.027)	0.109*** (0.023)	0.167*** (0.028)
non-mother income(1/10 <sup>6</sup> )	0.121*** (0.013)	0.087*** (0.010)	0.120*** (0.012)
number of adults	-0.055*** (0.019)	-0.039** (0.017)	0.005 (0.020)
number of children	-0.215*** (0.022)	-0.185*** (0.020)	-0.262*** (0.022)
age of the youngest child	-0.122*** (0.016)	-0.036*** (0.014)	0.050*** (0.017)
unemployment rate	0.050 (0.061)	0.062 (0.051)	0.015 (0.060)
year(2007=1)	-0.075** (0.036)	0.158*** (0.029)	0.061* (0.033)
infant(Yes=1)	-0.126 (0.089)	0.071 (0.081)	-0.356** (0.154)
public	-0.176*** (0.035)	-0.218*** (0.029)	-0.093** (0.036)
private	0.088** (0.035)	0.058** (0.029)	0.038 (0.034)
infant*year	-0.154 (0.100)	-0.250*** (0.090)	-0.009 (0.165)
private*year	-0.032 (0.048)	-0.075* (0.040)	0.023 (0.047)
infant*year*private	-0.147 (0.112)	-0.202* (0.105)	0.347** (0.173)
constant	-0.147 (0.112)	0.082 (0.126)	-0.197 (0.192)
constant	11.690*** (0.691)	11.4421*** (0.564)	11.172*** (0.696)
N	3,530		3,865

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

The base outcome is not using child care facilities.

나타난 바와 같이 영아기본보조금은 전반적으로 기관에 지불하는 보육료나 총 보육·교육 비용을 줄여주는 역할은 거의 하고 있지 않은 것으로 나타났다. 이는 보육시설의 가격상한은 일부 하락했으나, 가격상한보다 높은 가격을 받는 시설의 수가 늘었고, 기본보조금이 가격하락을 통한 보육비부담 감소보다는 보육시설의 질 향상에 초점을 두었기 때문이라고 해석할 수 있다.

#### 라. 보육시설 만족도

마지막으로 영아기본보조금을 통한 보육서비스의 향상이 가구의 보육만족도를 증진시켰는지 검토하였다. Walker(1991)에서 밝힌 것처럼 보육서비스에 대해 부모는 잘 인지하지 못하고 있는지도 모르겠다. 하지만 영아기본보조금을 도입한 이후 정부는 정부의 보조금 지급에 대해 교육하도록 각 시설에 권고하였고 우리나라 부모의 교육열과 관심으로 미루어 보육시설의 질에 대한 부모의 만족도 역시 보육시설 질의 대리변수(proxy)가 될 수 있을 것이다. 시설장, 교사, 주변환경, 시설설비, 교재교구, 내부 분위기, 비용, 건강관리, 영양관리, 안전관리, 교육내용, 부모참여, 부모교육 등 13개 항목에 대해 보육의 만족도를 조사하였다. 2004년과 2007년 모두 같은 항목에 대해 동일한 어구로 조사되었으며, 매우 만족은 1, 만족

은 2, 불만은 3, 매우 불만은 4로 표시하도록 하였다. 이들 중 만족과 매우 만족으로 표시한 것을 만족 여부에서 1로, 그렇지 않은 것을 0으로 하여 만족하였다고 답할 확률에 대해 검토한다. 앞에서와 마찬가지로, 2004년 대비 2007년, 유아대비 영아, 다른 시설 대비 민간개인 및 가정시설에 대한 효과를 분석하였다.

<표 12>에 나타난 바와 같이 영아기본보조금으로 인해 통계적으로 유의하게 만족도가 감소한 항목이 13개 중 6개에 이르러 보조금이 보육서비스의 만족도를 향상시키지 못했음을 알 수 있다. 정부가 보육에 보조금을 지급한다는 것을 알면 기대수준도 높아지고 만족도가 낮아질 것을 예상할 수 있어 정부의 보조금 지급 인지 여부를 추가하였으나 전반적인 만족도는 변화하지 않았다. 오히려 보조금 지급을 인지하고 있는 여성의 보육시설에 대한 만족도가 높은 것으로 나타났다. 전반적으로 시간의 흐름에 따라 만족도가 증가하였으나, 민간시설을 이용하는 영아가구에서는 특별히 만족도가 증진되지는 않았다. 이는 민간시설을 이용하는 영아가구의 구성(composition)이 예전과는 달라진 것이 하나의 단이 될 수 있다. 예를 들면, 예전에는 노동시장에 참여하는 등 꼭 필요한 경우에만 영아를 보육시설에 맡기게 되어 어느 정도의 보육서비스만 제공하여도 만족하였으나, 이제는 영아를 시설에 맡기는 것이 보편화되면서

<Table 12> Effects on Satisfaction

satisfaction=1	Marginal Effects												
	owner	teacher	environment	facility	tools	surroundings	costs	health	nutrition	safety	education	parents' participation	parents' edu
age	-0.307 (0.187)	-0.231 (0.186)	-0.456** (0.206)	-0.242 (0.147)	-0.107 (0.141)	-0.363** (0.184)	0.079 (0.133)	-0.100 (0.158)	0.051 (0.170)	0.032 (0.179)	-0.164 (0.169)	0.202 (0.136)	0.146 (0.136)
age squared	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	0.007** (0.003)	0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.005* (0.003)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
edu0(2+college=1)	-0.217 (0.151)	-0.178 (0.151)	-0.224* (0.119)	-0.146 (0.115)	-0.303** (0.119)	-0.110 (0.140)	0.116 (0.106)	-0.063 (0.131)	-0.055 (0.132)	-0.236* (0.140)	-0.029 (0.146)	0.097 (0.116)	-0.029 (0.113)
edu1(4+college=1)	-0.060 (0.144)	0.187 (0.145)	0.081 (0.113)	0.048 (0.107)	-0.110 (0.113)	0.275** (0.132)	0.027 (0.098)	0.087 (0.123)	0.178 (0.123)	0.070 (0.136)	0.020 (0.138)	0.107 (0.108)	-0.058 (0.104)
non-mother income(1/10 <sup>6</sup> )	-0.034 (0.056)	-0.029 (0.050)	0.026 (0.041)	0.010 (0.038)	0.039 (0.041)	-0.031 (0.044)	-0.024 (0.036)	-0.077* (0.044)	-0.075* (0.044)	0.057 (0.053)	0.038 (0.052)	-0.029 (0.040)	-0.028 (0.038)
number of adults	-0.097 (0.108)	0.093 (0.100)	0.075 (0.081)	-0.102 (0.069)	-0.092 (0.074)	-0.008 (0.087)	0.008 (0.064)	0.103 (0.086)	0.020 (0.082)	-0.128 (0.079)	-0.100 (0.084)	0.010 (0.071)	0.001 (0.073)
number of children	0.156 (0.018)	0.121 (0.127)	-0.015 (0.089)	0.131 (0.084)	0.142 (0.091)	-0.062 (0.102)	0.123 (0.077)	0.145 (0.102)	0.142 (0.099)	0.041 (0.107)	0.095 (0.105)	0.084 (0.086)	0.019 (0.082)
age of the youngest child	0.222** (0.087)	0.107 (0.087)	0.137** (0.064)	0.157*** (0.061)	0.201*** (0.064)	0.180** (0.076)	0.123** (0.055)	0.209*** (0.070)	0.082 (0.072)	0.170** (0.078)	0.133* (0.077)	0.058 (0.061)	0.102* (0.059)
unemployment rate	0.277 (0.330)	0.119 (0.336)	0.028 (0.262)	0.415* (0.249)	0.294 (0.263)	0.252 (0.298)	0.310 (0.229)	-0.178 (0.280)	-0.019 (0.282)	0.056 (0.312)	0.250 (0.308)	0.587** (0.243)	0.417* (0.234)
knows about subsidy	0.101*** (0.161)	0.200 (0.160)	0.161 (0.129)	0.195*** (0.121)	0.247** (0.126)	0.423*** (0.142)	0.238** (0.113)	0.350*** (0.134)	0.352*** (0.135)	0.255* (0.143)	0.305** (0.145)	0.364*** (0.120)	0.281** (0.118)

<Table 12> Continued

satisfaction=1	Marginal Effects												
	owner	teacher	environment	facility	tools	surroundings	costs	health	nutrition	safety	education	parents' participation	parents' edu
public	0.079*** (0.212)	0.698*** (0.238)	0.467*** (0.159)	0.408** (0.156)	0.436*** (0.168)	1.037*** (0.229)	0.846*** (0.136)	0.534*** (0.183)	0.614*** (0.189)	0.779*** (0.199)	0.515** (0.202)	0.347** (0.155)	0.276* (0.150)
private	0.996*** (0.256)	0.688*** (0.234)	0.494*** (0.182)	0.300* (0.171)	0.516*** (0.185)	0.500** (0.199)	0.286* (0.167)	0.823*** (0.203)	0.819*** (0.202)	0.589*** (0.207)	0.575*** (0.216)	0.076 (0.170)	0.135 (0.166)
year(2007=1)	0.901*** (0.202)	0.976*** (0.197)	0.896*** (0.155)	0.876*** (0.146)	0.791*** (0.158)	1.109*** (0.184)	-0.028 (0.137)	1.005*** (0.166)	0.984*** (0.167)	0.947*** (0.183)	0.864*** (0.185)	0.845*** (0.149)	0.800*** (0.142)
infant(Yes=1)	-0.727** (0.346)	-1.389*** (0.365)	-0.670** (0.304)	-0.660** (0.306)	-0.984*** (0.316)	-0.878*** (0.327)	-0.496* (0.290)	-0.267 (0.321)	-0.734** (0.328)	-0.868** (0.341)	-1.120*** (0.336)	-1.234*** (0.318)	-0.982*** (0.311)
infant × year	1.170*** (0.369)	1.681*** (0.416)	0.641** (0.326)	0.956*** (0.325)	1.180*** (0.330)	1.005*** (0.376)	0.810*** (0.301)	0.445 (0.342)	0.674* (0.346)	1.002*** (0.356)	1.213*** (0.355)	1.103*** (0.337)	1.223*** (0.336)
private × year	-0.786** (0.359)	-0.623* (0.339)	-0.544** (0.257)	-0.434* (0.283)	-0.613** (0.258)	-0.601** (0.293)	-0.125 (0.224)	-0.514* (0.298)	-0.992*** (0.285)	-0.416 (0.307)	-0.304 (0.327)	-0.226 (0.242)	-0.325 (0.231)
private × infant	1.223** (0.523)	1.505*** (0.480)	0.856** (0.392)	0.769** (0.380)	1.032*** (0.395)	1.204*** (0.419)	0.336 (0.368)	0.470 (0.417)	0.935** (0.433)	1.512*** (0.456)	1.051** (0.429)	0.826** (0.383)	0.840** (0.379)
private × infant × year	-1.253 (0.640)	-1.642*** (0.637)	-0.429 (0.486)	-0.822* (0.465)	-0.781 (0.483)	-1.047* (0.551)	-0.050 (0.435)	-0.485 (0.526)	-0.455 (0.535)	-1.438** (0.573)	-0.998* (0.557)	-1.025** (0.466)	-0.756 (0.462)

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5%, and 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

다양한 수요를 요구하는 가구가 이용하게 되었고, 이에 따라 만족도가 감소할 것일 수 있다. 혹은 보육시설 자체의 변화가 있을 수 있다. 예전에는 유치원은 유아들을 위한 교육시설로 반일만 운영 하므로 상대적으로 비싼 시설, 보육시설은 일반적으로 값이 싸고 질적 수준이 낮으나 종일 돌볼 수 있는 곳, 그 밖의 시설은 필요에 따라 이용할 수 있는 태권도 학원이나 미술학원 같이 특별활동을 하면서 보육기능을 하는 곳 등 시설별로 전형(stereotype)이 있었다. 하지만 저출산으로 아동의 숫자가 줄어들자, 이를 시설 간의 경쟁이 치열해지고 기능상의 차별이 줄어들기 시작하였다. 그 결과 유치원도 보육기능을 보충하고, 보육시설 역시 특별활동 등을 통해 특화된 수요를 충족시키고, 기타시설 역시 ‘영어유치원’과 같이 질 좋고 비싼 특화된 보육·교육 기능을 담당하는 곳으로 변화되고 있다. 따라서 보조금을 받는 시설 외의 다른 시설의 질이 전반적으로 상승하는 상황이라면 보조금으로 인한 만족도 향상이 적을 수 있다. 어떠한 이유이든 기본보조금 지출이 만족도를 증진시키지 못하는 것으로 나타났으므로 수요자의 필요를 충족하기 위해 보다 효율적으로 사용될 필요성이 있음을 시사한다.

## V. 정책제언

보육보조금을 지급하면서 달성하고자 하는 궁극적 정책목표는 보육비용을 낮추어 여성의 노동시장활동을 증진시키고, 보육서비스의 질을 향상시켜 아동 발달에 적합한 보육환경을 만들어주는 것일 것이다. 여기에 출산장려의 필요성을 인식하여 자녀비용을 낮추는 정책목적이 추가될 수 있다.

본 연구는 우리나라에 도입된 보육보조금인 영아기본보조금이 위에서 제시된 정책목표를 달성하고 있는지 검토하였다. 보육의 질을 측정하기 위해 교사 대 아동 비율과 같은 시설 측면의 변수와 모의 만족도와 가구 측면의 변수를 이용하였다. 기본보조금이 도입되어 영아보육에 주력하는 가정보육시설의 교사 처우, 교사 대 아동 비율과 같은 구조적 요소에 향상이 있었음이 나타났다. 특히 가정보육시설의 경우 다른 시설에 비해 시설의 질이 낮고 가격이 저렴한 시설로 인식되었으나 서비스 개선을 통해 영아보육 등에 특화하고 프로그램 개선 등 교육 측면도 강조되어 과거 인식과는 다른 모습으로 바뀌고 있는 것으로 보였다. 하지만 보육 영아의 10% 남짓만을 돌보는 가정보육 시설의 개선으로 전반적인 보육의 질을 향상시키기에는 한계가 있었다. 또한

〈Table 13〉 National Budget for Child Care

Annual Budget	2006	2007	2008	(unit: 0.1billion won) annual increase
Total	7,913	10,435	13,626	31.2%
Family's Sliding Fee	4,386	5,936	7,658	32.1%
Subsidies to Providers	2,189	2,612	3,190	20.7%
Basic Subsidy Program	942	1,356	2,348	57.9%
Infrastructure	343	417	430	12.0%

Source: Ministry of Gender Equality and Family.

보조금 도입과 더불어 시장에 진입한 가정보육시설의 수가 크게 늘어나면서 이들의 보조금 의존성이 장기적으로 건전한 보육시장 운영에 걸림돌이 될 수도 있을 것이다.

영유아 아동이 있는 가구를 통하여 영아기본보조금이 여성의 노동시장참여, 보육비부담, 보육서비스 만족도에 미치는 영향을 살펴보았다. 기대와 달리 여성의 노동시장참여 및 노동 공급은 영아기본보조금으로 인해 증가되지 않았다. 보육비 부담 면에서, 보조금을 통해 낮아진 보육료가 소득효과로 작용하여 보육비 지출이 더욱 늘어나는 것으로 나타났다. 보육비 보조가 자녀비용을 낮춰주지 못하고, 결국 노동시장참여의 기회비용을 낮춰주는 역할을 하지 못하기 때문에 노동시장참여에 변화가 없었던 것으로 보인다. 마지막으로 살펴본 보육서비스 만족도에 의하면 영아기본보조금을 통해 만족도의 증진이 뚜렷하게 이루어지지

않은 것으로 나타났다.

영아기본보조금이 도입된 지 일년 남짓 경과한 시점에서 평가하는 것에 대해, 일부에서는 짧은 기간으로 인해 효과가 충분히 나타나지 못한 것을 우려하기도 하고, 다른 일부에서는 정책도입 초반 단기적으로 나타난 효과를 지속적인 효과로 과대평가할까 우려하기도 한다. 여기서는 이에 대한 판단은 유보하고 제도의 도입 배경, 제도 설계, 지금까지 나타난 효과 등에 바탕을 두고 보육정책을 개선 할 수 있는 정책방안에 대해 제시하도록 하겠다.

보육예산은 크게 네 개의 지원사업에 사용되는데, 예산규모순서로 살펴보면 ① 영유아 보육료지원 ② 국공립 보육시설 운영지원 ③ 영아 기본보조금 지원 ④ 보육시설 확충 및 인프라 구축이다(표 13 참조). 이들 보육예산의 연평균증가율은 연 31%로 사회복지·보건 예산 증가율 약 10%(2006~2008년)에 비해 3배 이상

빠른 증가율을 보이고 있다. 사회복지 관련 예산의 상당 부분이 고령화를 대비한 노인복지 및 연금으로 인한 것임을 감안할 때, 영유아 보육을 위한 보육지원은 세대 간 형평성 측면에서 바람직한 것이라고 할 수 있지만 그 증가속도가 너무 빨라 우려되는 측면이 있다. 사회복지 예산의 속성상 일단 늘어나기 시작하면 줄이기 어려워 예산낭비 요인이 될 수 있기 때문이다.

예산항목 중 보육시설 운영지원의 대부분이 국공립시설의 인건비 지원에 사용되며, 보육시설 확충 역시 국공립시설의 신설 확충 등에 사용되므로 국공립시설(국공립, 법인, 법인 외)은 전체 시설 중 개수로는 적은 비중(14%)을 차지하고, 보육아동의 20% 정도를 돌보고 있지만 예산 측면에서는 상당한 부분을 차지한다. 또한 기본보조금의 도입배경이 국공립시설의 인건비 지원에 대한 형평성에서 시작된 것을 감안하여, 국공립시설의 기능에 대해 논하도록 한다. 또한 위의 네 가지 보육예산 항목 중 보육시설 확충 및 인프라 구축을 제외하고는 보육수요자의 보육료를 경감시켜 주는 데에 도움을 주는 사업인데, 여성노동유인에 대한 고려가 없음을 쉽게 알 수 있다. 보육을 지원하면서 아동 모의 노동활동과 연계시키지 않는 보육정책은 어느 나라에서도 찾아보기 힘들다. 조윤영(2006)에서도 밝힌 바와 같이 일하는 여성에게 보육지

원을 하는 것이 여성의 노동공급 확대 및 출산율 제고에 도움을 주어 저출산·고령화의 해답이 될 수 있다. 따라서 여성의 노동시장참여 증진을 위한 맞벌이에 대한 차등적 보육료 지원에 대해 논의한다. 마지막으로 보육지원사업에서 가장 큰 논란거리로 남아 있는 가격자율화와 시장기능에 대해 논의하도록 하겠다.

## 1. 공보육시설의 기능 차별화

기본보조금은 정부지원이 이루어지고 있는 국공립시설과 그렇지 않은 시설 간의 불공정 경쟁을 시정하기 위해 도입된 면이 있다. 국공립시설에만 정부지원이 이루어지는 것이 불공정이라고 인식되는 이유는 국공립시설과 그렇지 않은 시설이 차등화된 역할을 하지 않은 채 동일한 소비자를 놓고 경쟁하기 때문이다. 이를 시정하기 위해서는 민간시설에 국공립과 동일하게 보조금을 지급하는 것을 목표로 할 것이 아니라, 국공립시설의 역할 차등화가 필요하다. 무엇보다 정부개입의 정당성을 부여하는 요인들, 예를 들면 외부성, 금융시장 불완전성 등에 초점을 맞추어 국공립시설의 공적보육의 역할을 찾는 것이 시급하다. 이를 위해서는 우선 보조가 가장 필요한 계층에 가장 우선적으로 서비스를 공급할 필요가 있고, 수요자의 특성에 따라 국공립시설의 이용 우선권을 부여할 필요가 있다. 현재에도 영

유아보육법 및 시행규칙을 통해 우선적으로 서비스 공급이 필요한 계층을 아홉 호로 분류해 놓고 이들의 우선입소를 권고하고 있다.<sup>19)</sup> 하지만 현장에서 이들의 우선 입소는 잘 이루어지지 않는다. 현재 대기자 입소 시에만 부분적으로 이루어지고 있는 우선순위를 재정비하여, 처음 입소할 때부터 정하는 것이 바람직하고 이를 강하게 실행(enforce)해야 한다.

원칙적으로 우선순위는 다음과 같다. 처음 우선순위는 장애아 가구와 국민기초생활보장법에 따른 수급자 가구(1층 저소득층)이다. 물론 장애의 정도에 따라 일반 보육시설을 이용하기보다 특수 보육시설을 이용해야 할 경우가 많겠지만, 일반 보육시설을 이용할 수 있음에도 자리가 없어 국공립시설을 이용하지 못하는 경우는 없어야 하겠다. 1층 저소득층도 마찬가지로 우선되어야 할 계층이다. 앞의 이용률 분석에서 나타난 바와 같이 저소득층 가구의 아동은 비용 때문이든, 정보 때문이든, 가정문제 때문이든 시설 이용률이나 보육에 대한 투자 등이 현저하게 저조하다. 따라서 1층 저소득층 가구에 대해서도 국공립시설 입소를 원하는데 자리가 없어 이용하지 못하게 되는

경우는 없어야 하겠다. 두 번째 우선순위는 차상위계층, 모부자 복지법에 의한 모부자 자녀, 한부모 및 조부모 가정의 아동이다. 최우선순위인 법정 저소득층 및 장애아 가구를 다 합쳐도 전체 아동의 10%에도 미치지 못하지만 두 번째 우선순위까지 고려하면 소득 1분위 저소득층은 충분히 포함된다. 첫 번째 및 두 번째 우선순위는 취약계층에 대해 국가가 우선적으로 보호해 준다는 의미에서 수요자가 원한다면 국공립시설은 이들에게 항상 열려 있어야 한다. 세 번째 입소우선순위는 취약계층에 대한 보호에 덧붙여 인센티브를 고려한 우선순위라고 할 수 있다. 저소득층(3, 4층) 맞벌이 가구, 입양된 영유아, 세 자녀 이상 가정의 영유아이다. 즉, 노동시장참여를 통해 자족(self-sufficiency)하려는 저소득층을 장려하는 의미에서 저소득층 맞벌이에게, 그리고 사회적으로 외부성이 있는 입양과 다자녀를 장려하는 의미에서 입양아 및 세 자녀 이상 가정의 영유아에게 우선권을 부여할 수 있다.

여기까지는 필수적으로 우선권을 부여하고 지역적 특성 및 취약계층의 수요에 따라 그 다음 우선순위를 적용할지 여부

19) 영유아보육법에 의하면, ① 국민기초생활보장법에 따른 수급자 ② 모부자 복지법의 규정에 의한 보호대상자의 자녀 ③ 국민기초생활보장법 규정에 의한 차상위계층의 자녀 ④ 장애인복지법에 근거해 장애등급이 1급 또는 2급인 자, 3급인 정신지체인 또는 발달장애(자폐증)로 다른 장애가 중복된 자 ⑤ 아동복지법에 의해 아동복지시설에서 생활 중인 영유아 ⑥ 맞벌이 가구 및 결손가정 ⑦ 저소득층 보육료 지원 대상 영유아 중 기타저소득층(3층, 4층)의 영유아 ⑧ 입양된 영유아 ⑨ 세 자녀 이상 가정의 영유아에게 보육시설 입소우선권이 주어져 있다.

는 각 공보육시설이 지방자체단체와의 협의에 의해 결정할 수 있도록 탄력적으로 운용되어야 할 것이다. 다음 우선순위로는 저소득층(3, 4층) 일반가구, 중간소득(5층) 맞벌이 가구 등을 생각할 수 있다. 국공립 보육시설에 대한 과잉수요가 있는 상황에서 원칙적으로 자격조건이나 우선권을 부여하는 것이 한시적으로는 기득권자의 반발을 불러올 수도 있겠으나 취약계층 보호, 양의 외부성에 대한 사회적 보상 등을 고려할 때, 세금이 투입되는 공보육이 이들에게 우선적으로 제공되어야 하는 것은 당연하다. 지역에 있는 취약계층의 수가 국공립시설의 정원을 채울 만큼 많지 않아 이들을 위주로 운영하는 것이 어렵다고 주장하는 것은 국공립시설의 존재 이유를 망각한 것이기도 하고, 우선순위를 부여하되 나머지 정원은 일반 가정으로 채울 수 있다는 운영방식에 대한 이해가 부족한 것이기도 하다.

이러한 원칙에도 불구하고 우선순위를 실행하는 데에는 현실적으로 어려운 점이 있을 수 있다. 입소 시에는 위의 자격요건을 만족하였으나, 입소한 후 아동의 자격이 변하는 것이다. 저소득층 가구의 소득이 향상되거나, 맞벌이 부부 가구에

서 모가 노동시장참여를 포기하거나, 한부모 가구에서 부(모)가 재혼을 통해 양부모 가구가 되는 경우 등을 생각해 볼 수 있다. 차등보육료 적용 시에도 동일하게 발생하는 문제이다. 소득계층, 모의 노동시장참여, 한부모의 혼인상태 등의 변화를 수시로 확인할 수 있는 것이 아니므로, 얼마나 자주 이들을 확인하고 자격요건의 변화 시에 어떻게 해야 할 것인가 등의 현실적 문제가 제기될 수 있다.<sup>20)</sup> 이 경우에 대처하는 실무적인 방안들은 다양하게 제안될 수 있을 것이나 원칙에 대해서는 원아모집의 단계에서부터 수요자들에게 알려주고 대응할 수 있도록 도와주어야 할 것이다.

공보육시설이 ‘공’으로서의 역할을 하기 위해 보육이 가장 절실한 가구에 우선권을 부여하는 방안에 대해 논하였다. 이외에도 공보육시설이 지역사회와 연계하여, 정보부족이나 가정문제로 인해 보육 서비스를 제공받지 못하는 가구와 아동에게 적극적으로 다가가 서비스기회를 제공하고, 지역 저소득층 모의 직업훈련 등을 돋는 등 확대된 역할을 담당하는 것도 공보육과 민간보육을 차별화시키고 정부의 보조를 정당화시키는 방법일 수 있다.<sup>21)</sup>

20) 현재 차등보육료지원 시에는 일단 저소득층 자격자로 판정이 나면 추후 자격에 대한 점검 없이 계속해서 지원료를 받을 수 있는 것으로 알려져 있음.

21) 2007년 가구 조사에서 10분 이내에 갈 수 있는 국공립시설이나 민간시설의 존재 유무에 대해 질문하였는데, 이에 대해 전혀 알지 못한다고 응답한 비율은 저소득층(소득 1~2분위)이 다른 소득계층에 비해 높았다. 이는 차등보육료의 혜택대상인 저소득층이 이를 제대로 활용하지 못하고 있는 것을 방증한다.

## 2. 여성 노동시장참여유인 확대

저출산·고령화로 요약되는 여러 문제를 해결하기 위한 방안으로 출산율과 여성노동시장을 증진시키기 위해 크게 세 가지의 정책이 진행 중이다. 보육지원정책, 일·가정 양립을 위한 노동시장정책, 출산 및 양육지원 세제정책 등이 그것이다. 이들은 각각 다른 정책수단으로 다른 정책대상에게 제공되나 공통의 정책목표를 지니는데, 출산 및 양육으로 인한 비용을 줄이고 이를 통해 여성노동공급으로 인한 기회비용을 줄임으로써 출산 및 여성노동력 활용을 증진시키는 것이다. 이들 중 일·가정 양립을 위한 노동시장 정책에서 일하는 여성들에 대한 지원을 하고 있는 것을 제외하면 보육정책이나 세제정책에서 여성노동을 장려하는 유인은 그리 크지 않다.

우선 영유아 보육료 지원은 소득수준에 따른 0~4세 차등보육료와 5세아 무상보육료 지원이 있다. 이들 지원은 소득수준에 따른 보육료 지원인데, 지금까지는 저소득층에 대한 지원에 주력하였고 점차 지원대상 소득계층을 확대해 나갈 계획에 있다. 그러나 이들 계획에 맞벌이 가구나 일하는 여성에 대한 고려가 포함되어 있지 않다. 예를 들면, 가구주 혼자 월 200만원의 소득을 버는 경우와 남편이 월 120만원, 부인이 월 80만원 벌어야 하는 경우나 동일한 액수의 보육료를 지

원해 주게 되는 것으로 보육서비스가 더욱 절실한 두 번째 가구가 상대적으로 손해를 보는 것이며, 아동 모가 보육을 이유로 노동시장활동을 포기한다면 이 가구는 월 100만원 소득의 홀벌이가 되어 더 낮은 소득계층으로 떨어질 위험이 있다. 다음 예산 항목은 국공립 보육시설 운영지원으로, 국공립, 법인, 법인 외 시설 등에 대해 원장 및 영아교사 인건비의 80%, 유아교사 인건비의 30%, 취사부 및 치료사 인건비의 100%를 지원하는 사업이다. 그러나 국공립시설 우선순위에 맞벌이 부부(편부 혹은 편모) 혹은 일하는 여성에 대한 배려가 없는 것은 이미 서술한 바와 같다. 마지막으로 영아기본보조금은 소득계층이나 여성의 노동시장참여 여부 등 수요자의 특성에 따른 차등적 보조금으로 운영되지 않기 때문에 일하는 여성에 대한 유인이 없다. 앞의 효과성 분석에서 보인 바와 같이 기본보조금은 여성의 노동시장참여 확대에 전혀 효과가 없는 것으로 나타났다.

보육료 지원을 통해 여성의 노동시장 참여유인을 높여주기 위해서는 보육지원도 이에 합당한 제도로 개선될 필요가 있다. 첫째, 위에서 제시한 대로 국공립시설의 우선순위에 맞벌이 가구에 대한 고려를 포함한다. 둘째, 차등보육료 확대계획에서 맞벌이 가구에 대한 차등화된 보조율을 포함한다.<sup>22)</sup> 셋째, 기본보조금이 시설 보조보다 수요자 보조를 강조한다

면 마찬가지로 맞벌이에 대한 고려를 추가한다. 넷째, 맞벌이에 대한 고려를 할 때, 여성의 노동시장참여에 대한 범위를 생산적 활동으로 확대할 필요가 있다. 즉, 노동시장에서 시간제 및 전일제로 참여할 뿐 아니라, 노동부에서 실시하고 있는 직업훈련활동에 참여하고 있거나, 실업급여를 수령하며 구직활동 중인 여성을 포함시킬 수 있다.<sup>23)</sup>

### 3. 보육료 자율화

평균적으로 민간보육시설이 공보육시설만큼의 질을 제공하지 못하였던 이유로 가격상한선과 같은 시장활동 제한이 제시되곤 한다. 민간시설이 가격상한과 같은 제한만 없었어도 정상적으로 운영되어 적절한 질의 서비스를 제공한다는 것이다. 따라서 민간보육시설의 질 향상 방안으로 가격자율화와 같은 규제완화가 역할을 할 것이라는 의견이 있다. 하지만 가격상한제의 폐지만으로 민간보육시장의 정상화를 보장하지는 못한다. 정부로부터 인건비 지원을 받는 국공립시설과, 가구의 특화된 수요를 충족시키는 학원,

교육기능을 강조하는 유치원 등과의 경쟁과 더불어 민간보육시설 간의 원아모집 경쟁이 심하기 때문이다. 이 상황에서, 민간보육시설은 비교적 싼 가격으로 전일제 돌봄기능을 하는 기관으로 경쟁력을 확보하려 하였기 때문에 가격상한에 오히려 못 미치는 가격을 정해 놓은 기관도 많았다. 가격상한이 운영에 어려움을 미치는 (가격상한이 binding한) 시설이 많지 않은 경우, 혹은 가격상한으로 인해 운영에 어려움이 있지만 이를 이미 우회하는 시설이 많은 경우, 혹은 보육시설 가격상한의 규제하에 있지 않은 시설의 설립—예를 들면, 소위 영어유치원이라고 하는 사립학원—이 용이하고 활발한 경우, 가격자율화는 시장에 크게 영향을 미치지 못할 수 있다.

시설의 입장에서 보육료 수준 및 자율화에 대한 인식을 조사한 결과는 다음의 표에 정리되어 있다. ‘2004 시설조사’에서 과반수 이상(55.6%)의 시설이 보육료 기준보다 낮은 가격을 책정하고 있으며, 기준보다 높은 가격을 받는 시설은 4.9%에 불과하다. 2007년 본 연구를 위해 실시한 KDI 실태조사에서는 약 32.7%만이

22) 총예산규모를 유지하면서 맞벌이 가구에 대해 차등적으로 보육료를 지원하는 방안에 대해서는 조병구 외(2007)를 참조하라.

23) 소득계층에 따른 보조금 지원은 소득파악의 문제 때문에 어려움이 있고, 맞벌이 가구에 대한 차등지원은 여성의 노동시장참여를 증빙하기 어려운 직종이 많아 현실적인 어려움이 있음은 인지되고 있다. 사회 전반의 문제인 소득파악문제를 해결하기 위한 인프라 확충 등이 지속적으로 이루어져야 할 것이며, 노동시장참여의 문제 역시 세금납부를 증명하거나 생산활동에 종사했음을 증명하는 서류가 무급기족종사자나 비정규(informal sector) 직종에 어떻게 적용되어야 할지 등 구체적인 행정절차가 마련되어야 할 것이다.

〈Table 14〉 Fees and Price Ceilings

Year	2004	2007
<Fees>		
lower than the price ceiling	55.6%	32.7%
equal to the price ceiling	39.5%	44.6%
higher than the price ceiling	4.9%	22.7%
<Removal of Price ceiling>		
For	42.3%	52.7%
Against	48.4%	37.6%
Do not know	9.2%	9.7%

Source: KDI, '2004, 2007 Providers' Survey'.

기준보다 낮은 가격을 책정하고 있으며, 22.7%나 되는 시설이 기준보다 높은 가격을 책정하고 있다. 이와 같은 추세와 더불어 가격자율화에 대해 찬성하는 의견도 높아졌다. 전반적으로 시간이 지남에 따라 보육시장이 활발해지고, 다양한 수요와 기대가 형성되며, 이를 만족시키기 위한 시설 간의 경쟁이 치열해지는 과정에서 준수하기 어려운 일률적인 상한을 정해 놓는 것은 점차 의미가 없어질 것이다.

보육료 수준과 보육료 자율화에 대한 견해가 기본보조금의 실시와 더불어 어떻게 변화하였나 살펴보았다. 국공립시설과 비교하였을 때, 가격상한보다 적게 받을 확률은 오히려 민간시설과 가정시설이 각각 13.0%p, 27.7%p 평균적으로 높은 것으로 나타났다. 시간에 따라서는 가격상한이 낮아짐에 따라 가격상한보다

적게 받을 확률이 감소하고 있다. 기본보조금의 도입으로 인한 효과를 보면, 가격상한보다 적게 받을 확률이 가정보육시설에서 통계적으로 유의하게 16.9%p만큼 감소하였으나 민간개인시설에서는 큰 변화가 없었다. 즉, 비교적 열악한 보육서비스를 제공하더라도 가격상한보다 낮은 가격과 긴 보육시간 등을 경쟁력으로 하던 가정보육시설이 집중적으로 기본보조금의 혜택을 보면서, 질도 향상된 반면 가격도 상대적으로 올리는 것으로 보인다. 기본보조금으로 인해 가정시설의 이용가구들이 평균적으로는 낮아진 가격의 혜택을 크게 보지 못한 것도 이 때문이라고 할 수 있겠다. 보육료 자율화에 관해서는 당연히 민간개인과 가정시설이 모두 국공립시설에 비해 찬성한다고 밝힐 확률이 높았으며, 시간에 따라서 전반적으로 자율화에 대한 찬성비율이 높아졌다. 하지만

〈Table 15〉 Effects on Observance and Removal of Price Ceiling

Dependent variables	Marginal Effects	
	price ceiling (lower=1)	removal (for=1)
year(2007)	-0.202*** (0.053)	0.141*** (0.050)
private	0.130*** (0.035)	0.304*** (0.032)
nursery homes	0.277*** (0.070)	0.246*** (0.068)
private × year	0.035 (0.063)	-0.068 (0.056)
nursery homes × year	-0.169*** (0.061)	-0.045 (0.060)
log-likelihood	-1761.6	-1938.9

Note: \* , \*\* , \*\*\* indicates 10%, 5% , 1% significance, respectively.

Local dummies are included but not shown.

The base outcome is not using child care facilities.

기본보조금에 따라 자율화에 대한 의견이 크게 달라지지는 않았다.

한편, 2007년 조사에서 수요자에게 ① 보육료는 비싼 대신 시설 및 프로그램이 최상급인 시설과 ② 시설 및 프로그램은 최상급에 못 미치지만 보육료는 다소 저렴한 시설 간의 선호를 조사하였는데, 41%가 가격이 비싸도 시설 및 프로그램이 좋은 시설을 이용하겠다고 답하였다. 또한 보육료 상한선을 없애, 다른 곳들에 비해 비싼 보육료를 받는 대신 우수한 시설과 프로그램을 갖춘 보육시설들이 등장한다면 맡기겠다는 의견을 보인 응답자가 52%이다. 또한 이들 중 절반 가량 (48%)이 30만원 이상이라도 부담하겠다

는 의견을 밝혔다. 이와 같은 조사는 시장에 다양한 수요와 가격부담의사가 존재한다는 것 외에 가격 자율화에 대해 어떤 특정한 해답을 제공하는 것은 아니다. 다만 다양한 수요와 가격부담의사가 존재하고 시설 역시 이에 부응하기 위해 프로그램 및 가격을 조정하는 상황에서 일률적인 상한을 정해 놓는 것은 시장의 기능을 저해할 우려가 존재한다.

일반적으로 시설이 준수하기 어렵고 일률적인 가격상한선을 정해 놓은 것이 시장기능을 저해할 수 있다는 것을 염두에 두되, 지금과 같은 보조금이 존재하는 상황에서 가격상한을 없애는 것만이 능사가 아니라는 것을 지적할 필요가 있다.

현재의 기본보조금 설계에 의하면, 표준 보육비용과 가격상한의 차이만큼을 정부가 시설에 지급하도록 되어 있으므로 가격상한은 책정된 상한가격 이상의 시장가격을 가진 시설들에게만 한정적인 영향을 미치는 것이 아니라 보조금 대상이 되는 모든 시설과 이를 이용하는 부모, 그리고 정부예산에 영향을 미치게 된다. 일부 정부계획에 의하면, 가격상한을 두고 기본보조금을 지급하되, 가격상한을 준수하지 않는 예외 기관에는 보조금도 지급하지 않는다고 한다. 이러한 제도는 두 가지 이유로 실효성이 낮을 것으로 예상된다. 첫째, 이미 가격상한도 보조금에도 해당되지 않는 예외적인 ‘유사 보육시설’들이 시장수요에 맞게 생겨나고 있다. 둘째, 가격상한이 실시되고 있음에도 기준보다 많이 받고 있는 시설이 23%나 되는 상황이므로, 얼마나 엄격하게 가격상한 준수를 감독할지 여부에 따라 다르겠으나, 보조금의 혜택도 받고 가격상한 이상의 요금도 징수하는 시설이 생길 것이다.

따라서 민간에 보조금을 지급하고 일부 가격상한 예외규정을 두기보다는, 중장기적으로는 민간시설에 대한 일괄적인 가격상한을 없애고 자율성을 부여해보조금지급의 기준이 되는 부모부담단가에 대해서만 정책적으로 조정할 필요가 있다. 하지만 가격상한을 없앨 경우 생길 수 있는 부모의 추가부담으로 인해 저소득층이 균등한 보육기회를 상실하지 않

도록 국공립시설의 기능 정상화, 저소득층에 대한 보육보조 강화, 저소득 맞벌이에 대한 배려 등 위에서 언급한 정책우선순위들이 우선 실행되어야 할 것이다.

## VI. 맷음말

보조금제도를 개선시키는 것은 보육시장을 정상화시키는 것과 밀접한 관련이 있다. 국공립시설과 민간시설의 기능적 차이가 전혀 없는 상황에서, 국공립시설에만 보조금을 지급하는 것은 형평성 문제를 일으켰다. 이를 해결하기 위해 민간시설에도 보조금을 주고, 민간시설에 존재하는 가격상한은 유지하고, 일률적으로 표준보육비용을 적용하는 것은 민간시설의 장점을 전혀 살리지 못하는 요인이다. 국공립시설과 민간시설을 동일하게 만들어 공적자금을 투입하는 것이 ‘공보육화’의 핵심은 아닐 것이다. 국공립은 ‘공’적 기능에 충실하고 민간시설은 시장에서 민간의 장점을 살려 창의적이고 유연하게 수요에 대처하되, 여전히 소외받을 수 있는 계층을 ‘공적자금’을 통해 돋는 것도 ‘공보육’을 이루는 길이다.

국공립시설의 기능을 차별화하고, 여러 보육정책에 여성 노동시장에 대한 배려, 다자녀 가구 배려, 소득계층에 따른 차등지원을 추가하는 등 수요자의 특성

에 맞는 지원을 통해 보육정책의 효율성을 높이고, 민간시장에서 민간의 창의성을 가로막는 제약조건을 없애고, 평가인증과 같은 서비스 감독 기능을 유지해 나

가고 정착시키는 등 보육시장과 정책의 정상화가 서둘러 이루어져야 할 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

- 기획예산처, 『국가재정운용계획』, 용역보고서, 한국개발연구원, 2007.
- 김현숙 · 원종학, 『여성인력공급과 조세 · 재정정책: 자녀보육비용을 중심으로』, 한국조세연구원, 2004.
- 박기백 · 김현숙 · 김우철 · 김형준, 『표준보육 · 교육단가 및 적정부담수준에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2005.
- 정보통신부, 『2007년 상반기 정보화 실태조사 요약분석』, 2007.
- 조병구 · 조윤영 · 김정호, 『출산지원정책의 타당성 및 효과분석』, 연구보고서 2007-02, 한국개발연구원, 2007.
- 조윤영, 『기혼여성의 출산과 노동공급: 생애주기모형』, 정책연구시리즈 2006-01, 한국개발연구원, 2006.
- Blau, David, "The Production of Quality in Child Care Centers," *Journal of Human Resources* 32(2), 1997, pp.354~387.
- Blau, David, "The Effect of Child Care Characteristics on Child Development," *Journal of Human Resources* 34(4), 1999, pp.786~822.
- Blau, David and Alison Hagy, "The Demand for Quality in Child Care," *Journal of Political Economy* 106(1), 1998, pp.104~146.
- Blau, David and Naci Mocan, "The Supply of Quality in Child Care Centers," *Review of Economics and Statistics* 84(3), 2002, pp.483~496.
- Currie, Janet and Matthew Neidell, "Getting Inside the "Black Box" of Head Start Quality: What Matters and What Doesn't," *Economics of Education Review* 26(1), 2007.
- Garces, Eliana, Duncan Thomas, and Janet Currie, "Longer Term Effects of Head Start," *American Economic Review* 92(4), 2002, pp.999~1012.
- Heckman, James, "The Effect of Child-care Programs on Women's Work Effort," *Journal of Political Economy* 82(2), 1974, pp.S136~S163.
- Kimmel, Jean, "Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single and Married Mothers," *Review of Economics and Statistics* 80(2) 1998, pp.287~299.
- Michalopoulos, Chales, Philip Robins, and Irwin Garfinkle, "A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand," *Journal of Human Resources* 27(1), Winter 1992, pp.166~203.
- Powell, Irene and James Cosgrove, "Quality and Cost in Early Childhood Education," *Journal of Human Resources* 27(3), 1992, pp.472~84.
- Ribar, David, "A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women,"

*Journal of Labor Economics* 13(3), 1995, pp.558~597.

Walker, James, "Public Policy and the Supply of Child Care Services," in David Blau(ed.), *The Economics of Child Care*, Russell Sage Foundation: New York, 1991, pp.51~77.

# 韓國開發研究

제29권 제3호(통권 제101호)

## 수입관세 인하가 기업 생산성에 미치는 효과 분석

이 시 육

(한국개발연구원 부연구위원)

### Tariff Reduction and Within-Plant Productivity: Micro-evidence from Korean Manufacturing

Siwook Lee

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

\* 본고는 『개방화 시대의 한국경제』(연구보고서 2007-01, 한국개발연구원, 2007)의 제3장 「시장개방이 기업 생산성에 미치는 영향—수입관세 인하효과를 중심으로」으로 기발간된 논문을 수정·보완한 것임.

\* 이시육: (e-mail) swlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro,  
Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

- 핵심주제어: 수입관세(import tariff), 무역자유화(trade liberalization)
- JEL 코드: F15, O4
- 논문투고일: 2007. 1. 31    • 심사시작일: 2007. 2. 5    • 심사완료일: 2007. 4. 13

## ABSTRACT

This paper empirically investigates the effects of import tariff on within-plant productivity growth in Korean manufacturing, using the detailed plant-level longitudinal data of the Korea Census of Manufacturers for the period of 1993-2003. Our main findings are as follows: First, the productivity changes of Korean manufacturing for the period under analysis were mostly induced by within-plant productivity gains, rather than within-industry and/or between-industry resource reallocations. Second, after controlling for firm-specific heterogeneity, the estimation results indicate that lowering tariff-barriers has a positive impact on within-plant TFP growth. We interpret the results in a way that trade liberalization through the removal of tariff and non-tariff barriers heightens the competitive pressure, which in turn creates incentives to reduce production and managerial inefficiency and to invest more on innovative activities. Third, we also find that plant productivity growth from reducing tariff barriers is particularly conspicuous within a year after tariff changes, which implies that plants are quickly adjusting to heightened import competition. On the other hand, our results show that the trade effect on employment creation proceeds relatively slow.

본 연구는 1993~2003년 기간 중 통계청의 『광공업통계조사보고서』의 원자료에 포함되어 있는 개별 사업체 수준의 패널 자료를 이용하여 수입관세의 변화가 우리나라 개별 사업체의 생산성에 미치는 영향을 실증분석하고 있다. 분석 결과에 따르면, 첫째 분석기간 중 우리나라 제조업 전반의 생산성 변화는 산업 내 혹은 산업 간 자원이동에 기인했다기보다는 개별 사업체 내부의 생산성 변화에 의해 결정된 것으로 나타났다. 둘째, 수입관세장벽이 낮을수록 개별 사업체의 총요소생산성 증가율이 높은 것으로 나타났다. 이는 관세장벽의 철폐를 통한 수입시장의 개방이

국내시장에서의 경쟁을 촉진함으로써 개별 기업으로 하여금 생산·경영의 비효율성을 줄이고 기업의 혁신역량을 배양하는 유인으로 작용한 데 기인하는 것으로 사료된다.셋째, 연도별로는 관세율 인하 후 첫 번째 연도의 생산성 증가율이 가장 높은 것으로 나타나 사업체들이 비교적 짧은 기간 내에 관세 변화에 적응하는 것으로 나타났다. 반면, 고용의 경우에는 관세율 인하 후 차기연도 내에는 통계적으로 유의한 수준의 고용 변화가 감지되지 않지만, 이후 고용증대효과가 서서히 나타나는 것으로 분석되었다.

## I. 서 론

최근 우리나라는 한·미 FTA 추진과 관련하여 시장개방이 국내산업에 미치는 제반 영향에 대한 세간의 관심도가 높아지고 있다.<sup>1)</sup> 특히, 한·미 FTA 등 개방화 정책이 최근 지속되고 있는 경제성장률의 둔화현상에 대응하여 지속성장의 기반을 마련하는 차원에서 비롯되었다는 점에서 시장개방이 총요소생산성을 중심으로 경제성장에 미치는 효과에 대한 엄밀하고 체계적인 분석의 필요성이 제기되고 있다.<sup>2)</sup>

최근 개방 관련 국내외 실증분석의 동향을 살펴보면, 대체적으로 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 외국인직접투자와 함께 무역자유화를 통한 수입시장 개방에 분석의 초점을 맞추고 있다. 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 수입시장의 개방은 국내시장에서의 경쟁을 촉진함으로써 개별 기업으로 하

여금 생산·경영의 비효율성을 줄이고 혁신역량을 배양시키는 유인으로 작용한다. 또한, 무역장벽의 축소는 기업들이 보다 저렴한 가격에 최신 자본재를 구입할 수 있는 여건을 제공하는 동시에 이들 자본재에 체화된 기술지식의 확산에 기여한다. 아울러, 경쟁의 활성화를 통해 산업 내·산업 간 자원배분의 효율성을 높임으로써 좀더 경쟁력 있는 부문으로 자원을 재배치하는 효과도 지닌다.

그러나 다른 한편으로는 무역장벽이 외부의 경쟁압력으로부터 국내시장을 보호하면서 새로운 인프라나 생산기법의 개발에 투자할 수 있는 환경을 제공한다는 유치산업보호론 측면에서 개방정책의 효과에 대한 부정적인 이론적 시각이 존재하는 것도 사실이다. 이는 결국 시장개방 및 이와 관련한 정부정책의 효과성은 선형적인 이론적 판단보다는 실증분석 차원에서 검증해야 한다는 것을 의미한다.<sup>3)</sup>

본 연구에서는 이러한 맥락에서 시장개방과 관련하여 주요 정책변수의 하나인 수입관세의 변화가 우리나라 개별 사

- 1) 시장개방은 본시 상품, 자본, 인력 이동 등 그 범위 및 대상이 매우 광범위하나, 본고에서는 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 무역자유화에 분석의 초점을 두고 있음을 밝혀둔다.
- 2) 경제학 문헌에서는 장기적인 경제성장의 핵심적 요소로서 인적자본의 축적과 더불어 총요소생산성(total factor productivity) 증가의 중요성을 강조하고 있다. 총요소생산성의 증가란 노동, 자본, 중간재 등을 포함한 총요소투입 단위당 산출량의 변화분을 의미한다.
- 3) Grossman and Helpman(1991) 등은 개방을 통해 교역이 확대되면 이에 동반하여 기술의 확산이 이루어져 생산성이 향상된다는 이론을 제시한 반면, Lucas(1988), Young(1991) 등은 이론적 분석을 통해 시장개방이 기술에 대한 학습효과가 낮은 산업을 중심으로 산업구조를 재편할 경우 장기적으로 생산성 증가율이 개방하지 않는 경우에 비해 오히려 저하될 수 있음을 주장한다.

업체의 생산성에 미치는 영향을 실증분석해 봄으로써 시장개방에 대한 이해도를 제고하고 관련 정책 시사점을 도출하는 데에 초점을 맞추고 있다.

본 연구는 1993~2003년 기간 중 통계청의 『광공업통계조사보고서』의 원자료에 포함되어 있는 고용인원 5인 이상인 총 15만여개의 개별 제조업체를 분석의 대상으로 하고 있다. 수입관세율의 순효과를 식별하기 위하여 개별 사업체별 및 기간별 특성을 최대한 고려하여 실증분석을 진행하였다. 아울러, 수입관세 변화가 기업의 수익률 및 고용에 미치는 효과를 별도로 추정하여 이들 변수와 생산성 변화 간의 관계를 고찰하였다.

본 연구는, 사업체 수준의 미시자료를 이용하여 정책변수인 수입관세와 생산성 간의 관계를 규명한 국내 최초의 실증분석이라는 점에서 큰 의의가 있다고 하겠다. 산업연구원(2000), 이원기·김봉기(2003) 등 시장개방과 생산성에 관한 국내의 기존 연구들은 대부분 총량변수 혹은 산업수준변수를 사용했다는 점에서 본 연구의 차별성이 존재한다. 또한, 기존 연구에서는 대개 개방화의 지표로서 GDP 대비 수입비중이나 수입침투율 등을 활용하였는데, 이러한 변수들로는 정책의 직접적인 효과성을 식별하기 어렵다는 점에 한계가 있다. 이에 본고에서는

시장개방과 관련하여 가장 대표적인 정책변수인 수입관세율을 이용하여 개방정책의 효과성을 살펴보았다.

한편, 본 연구는 다음과 같은 연구방법론상의 한계점이 있어 추정 결과의 해석에 주의를 요한다. 첫째, 본 연구에서는 시장개방의 효과성을 관세율 인하와 이에 따른 경쟁압력 촉진을 통한 생산성 제고에 집중함으로써 R&D 과급효과 등 시장개방이 생산성 증가로 이어지는 여타 경로에 대한 구체적인 고려가 부족했다는 점이다. 시장개방의 경우 본고의 분석 초점인 관세율 인하 및 이에 따른 경쟁압력 촉진을 통한 생산성 제고 이외에도 기업의 진입·퇴출을 통한 산업 간·산업 내 자원배분의 효율화, R&D 과급효과 등 여타 경로의 생산성 증대효과를 지님을 고려해 볼 때, 시장개방의 전반적인 생산성 증가효과는 본고의 추정치보다 클 수 있다.

둘째, 본 연구는 비교연도 간의 존속사업체만을 분석의 대상으로 하고 있다는 점이다. 즉, 관세 인하 및 이에 따른 경쟁 촉진으로 인해 시장에서 퇴출되는 사업체는 분석에서 누락되어 있는바, 추정 결과를 산업 전반의 효과로 확대 해석할 경우 선택편의(selection bias)의 문제가 제기될 수 있음을 밝혀둔다.<sup>4)</sup> 한편, 본고의 분석 초점인 생산성의 경우 개별 존속사

4) 가령, 관세 인하와 사업체의 진입·퇴출에 따른 자원의 재배치로 존속사업체의 고용은 증가할 수 있는 반면, 한계기업의 퇴출로 인해 고용기회가 오히려 줄어들 수 있다. 이는 산업 전반에 대한 시장개방의

업체 내부의 생산성 변화가 우리나라 제조업 전반의 생산성 변화를 어느 정도 설명하는가에 따라 본 연구 결과의 유용성이 달려 있다. 이러한 맥락에서 본고의 제III장에는 분석기간 중 제조업 내 생산성 변화를 주요 요인별로 분해하여 상대적인 중요도를 고찰하고 있다.

셋째, 본고에서는 추정과정에서 발생할 수 있는 내생성(endogeneity) 문제를 최소화하기 위해 업력, 규모, 자본집약도 등 산업 및 개별 사업체 수준의 특정변수들과 관세율의 시차변수를 추정식에 도입하였다. 또한, 이들 변수에서 제어하지 못할 수 있는 여타 사업체 및 산업 특성들에 대해서는 고정효과(fixed effect) 모형을 사용하여 대처하였다. 그러나 고정효과 모형은 방법론적으로 시간에 따라 변화하는 변이(time-variant characteristics)을 효과적으로 제어하지 못한다는 점에서 본고의 추정치가 내생성 문제에서 완전히 자유로울 수는 없다고 사료된다.<sup>5)</sup>

이하 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 시장개방과 경제성장 간의 관계, 시장개방을 통한 생산성 증가의 경로, 개방정책의 효과성 등 시장개방과 생산성 간의 연계성과 관련하여 체계적인 이해 및 검증이 필요한 사항에

대한 기존 문헌의 분석 결과를 요약하였다. 제III장에서는 본고에서 사용된 총요소생산성 지수의 계산방법 및 요소별 분해방식을 소개하고, 이를 바탕으로 1990년대 이후의 우리나라 제조업 내 총요소생산성 변화의 주요 특징을 살펴보았다. 제IV장에서는 수입관세의 변화가 생산성에 미치는 영향에 대한 분석모형 및 결과가 소개되어 있다. 기업 생산성, 수익률 및 고용효과를 기업규모별로 상세히 살펴보는 동시에, 수입관세의 변화에 따른 기간별 생산성의 조정과정에 대해서도 고찰해 본다. 마지막으로 제V장에서는 본 연구 결과의 요약 및 시사점을 제시하였다.

## II. 문헌조사

### 1. 시장개방과 경제성장

시장개방과 경제성장 간의 상관성에 관한 기존 연구는 분석범위를 기준으로 총량변수를 이용한 국가비교분석, 산업수준변수를 활용한 분석, 개별 사업체를 대상으로 한 미시분석 등으로 대별해 볼

고용효과를 살펴보기 위해서는 후자에 대한 별도의 심층적인 연구가 필요함을 시사한다.

5) 내생성 문제를 제어하는 일반적인 방법론인 Blundell and Bond(1998)의 연립 일반화적률법(System Generalized Method of Moment)을 고려해 볼 만하나, 본고의 분석에 사용된 사업체표본 중 상당수가 2~3년 내에 소멸되는 경우가 많아 동 분석기법을 사용할 경우 표본의 손실로 인한 추정치의 대표성 문제가 제기될 수 있다.

수 있다.

최근까지 시장개방이 경제성장에 미치는 효과에 대한 실증분석들은 대체적으로 총량변수를 이용한 국가비교분석(cross-country analysis)을 중심으로 진행되어 왔다. 이들 분석에서는 과거 무역장벽의 축소 및 철폐 등을 통해 시장개방도를 높여온 국가들이 대체적으로 고성장을 시현하였다는 점을 들어, 개방정책이 경제성장에 긍정적인 효과를 지닌다고 결론짓고 있다.<sup>6)</sup> 그러나 시장개방도 측정문제, 성장과 개방화 간의 역인과성(reverse causality), 그리고 사회적·제도적 요인을 나타나는 변수의 누락으로 인한 내생성 문제 등 이들 분석방식의 문제점들이 다양한 형태로 제기되고 있다.

가령, Rodriguez and Rodrick(2001)은 과거 지속적인 경제성장에 성공한 대부분의 국가들은 시장개방과 병행하여 여타 경제정책의 개혁도 추진해 온 점에 주목한다. 그들은 무역의존도, Sachs-Warner 지수 등 기존 총량분석에서 널리 사용되는 개방도 지표가 시장개방 이외에 제도개혁 등 여타 사회적·제도적 요인들도 반영하고 있는바, 개방정책의 순효과만을 반영한다고 볼 수 없다는 점을 지적한다. 아울러, 개방화가 경제성장을 유인하였다기보다는 오히려 경제성장을 높은 국가가 개방화에 적극적이라는, 소위 역

인과성 문제도 설득력 있는 비판으로 제기되고 있다.

한편, 산업수준변수를 이용한 산업분석의 경우 기업의 개별적 특성(cross-plant heterogeneity)을 적절히 제어하지 못한다는 점에서 한계점이 존재한다. Schor(2004)는 1986~98년 기간 중 4천여개의 브라질 제조업체를 대상으로 한 실증분석에서 개별 기업 고유의 특성을 추정과정에서 어느 정도 고려했는가의 여부에 따라 시장개방의 효과가 매우 상이하게 나타난다는 점을 밝힌 바 있으며, Calderon-Madrid and Voicu(2005)도 NAFTA 관련 실증분석에서 유사한 결론을 도출하였다.

이러한 맥락에서 최근에는 개별 기업 혹은 사업체 수준의 통계자료를 이용하여 개방화의 효과를 추정하는 미시분석이 강조되고 있다. 미시분석은 총량 및 산업 분석에 비해 개방이 생산성에 미치는 영향뿐만 아니라 생산성 증가의 경로까지도 좀더 세부적이고 엄밀한 형태로 검증할 수 있다는 장점을 지니고 있다. 지금까지의 미시분석에서 일반적으로 나타나는 개방화 효과를 무역자유화를 중심으로 요약해 보면 다음과 같다. 첫째, 무역자유화는 대체적으로 생산성에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 나타난다. Tybout, de Melo, and Corbo(1991)는 칠레의 사례에서 관세율 인하를 통한 무역자

6) 대표적인 실증분석 문헌으로는 Sachs and Warner(1995), Edwards(1998), Frankel and Romer(1999) 등이 있다.

유화 정도가 높은 산업일수록 생산성 증가가 높게 나타난다는 분석 결과를 제시하였다. 이와 유사한 결론이 과거 무역자유화를 추진한 멕시코(Scan[1998], Tybout and Westbrook[1995] 등), 브라질(Muendler [2002], Hay[2001] 등), 인도(Krishna and Mitra[1998] 등), 아이보리 코스트(Harrison [1994, 1996] 등), 칠레(Pavcnik[2002] 등) 등의 국가에 대한 실증분석을 통해 도출되고 있다.

둘째, 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 무역자유화는 경쟁압력 증가를 통해 기업들의 수익성을 압박하는 요인으로 작용하며, 이는 기업 스스로가 생산·경영의 비효율성을 줄이고 혁신역량을 배양하는 유인을 발생시킨다. Hay(2001), Krishna and Mitra(1998), Harrison(1996) 등에 의하면, 개방화 정도와 종요소생산성 간에는 정의 상관관계가 존재하는 반면, 기업의 수익성은 시장보호도가 높을 수록 크게 나타난다. 한편, 무역자유화는 경쟁의 활성화를 통해 비효율적인 기업(산업)에서 보다 효율적 기업(산업)으로 자원을 재배치시키는 효과를 지닌다. Liu (1993) 및 Pavcnik(2002)은 칠레 제조업에 대한 실증분석에서 무역자유화로 인한 생산성 증대의 상당 부분이 기업의 진입·퇴출 등을 통한 산업 내 및 산업 간 자원배분의 효율성 향상에 기인한다는 점을 제시하였다.

셋째, 앞서 제기한 바와 같이 시장개방

의 효과는 기업이나 산업의 특성에 따라 매우 상이하게 나타나는 것으로 파악된다. 이는 무역자유화의 순효과를 식별하기 위해서는 분석과정에서 개별 기업 및 산업들의 고유 특성에 대한 세심한 고려가 필요함을 시사한다.

## 2. 시장개방을 통한 생산성 증가경로

경제학 문헌에서는 시장개방으로 인한 생산성 증가효과로 크게 ① 시장확대를 통한 규모의 경제 시현, ② 경쟁압력의 증가에 따른 기업경영의 합리화, 생산요소 이용의 효율화 및 기술투자의 유인 증가, ③ 국제간 기술이전 축진(pure technological spillover), 자본재의 가격 하락(rent spillover) 등의 R&D 파급효과 등을 제시하고 있다. 한편, <표 1>에 나타나 있는 바와 같이, 생산성 증가경로는 거래 형태 혹은 개방 대상국 등에 따라 상이한 것으로 나타난다.

우선, 규모의 경제(economies of scale) 시현을 통한 생산성 증가효과는 주로 수출확대에 초점을 두고 있다. Bhagwati (1988), Krueger(1980) 등은 개도국의 경우 대체적으로 협소한 내수시장이 산업화에 중대한 장애요소로 작용할 수 있는바, 대외 수출시장을 개척하여 규모의 경제를 시현하고 수출을 통한 학습효과(learning-by-exporting)의 축적을 도모함으로써

&lt;Table 1&gt; Channels of Productivity Growth through Trade Liberalization

Channels		Types of Transition	Trading Partners
Economies of Scale		Exports	all
Enhanced Competitive Pressure	Reducing X-inefficiency	Imports/ FDI	all
	Raising incentives for technological investment	Imports/ FDI	all
	Intra-/inter-industry resource reallocation	Imports/ FDI	all
R&D Spillovers	Transnational Technological Transfer	Imports/ FDI	Advanced countries
	Rent spillovers	Imports	Advanced countries

생산성을 제고하고 경제성장을 견인해야 한다고 주장하였다. 이러한 관점은 1960년대 이후 동아시아 경제의 수출지향형 성장전략의 성공에 힘입어 오랜 기간 동안 학계의 지지를 받아 왔다.

그러나 최근 사업체 단위 미시자료를 이용한 실증분석들에서는 수출을 통한 기업 생산성 증대효과가 그리 높지 않다는 결과가 도출되고 있어 주목을 끌고 있다. 이들에 따르면, 기존에 생산성이 이미 높아 경쟁력이 있었던 기업들이 수출이나 직접투자를 통해 국제시장에 진출

(self-selection hypothesis)하는 반면, 실제 수출을 통해 얻어지는 규모의 경제 및 학습효과는 미미했던 것으로 분석된다.<sup>7)</sup> 우리나라 제조업을 대상으로 한 한진희(2004)의 분석에서도 생산성과 수출 간에 강한 상관관계가 존재함이 입증되나, 수출활동이 사업체의 생산성 증가율에 미친 영향은 크지 않은 것으로 나타난다.<sup>8)</sup> 이에 따라 최근 분석의 초점은 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 외국인직접투자와 함께 무역자유화를 통한 수입시장 개방으로 옮겨지고 있

7) 이에 대한 대표적인 실증분석 사례로는 Bernard and Jensen(1999), Clerides, Lach, and Tybout(1998), Aw, Chung, and Roberts(2000) 등이 있다. 한편, self-selection 가설에 대한 대표적인 이론으로는 Melitz(2003)를 들 수 있다.

8) Aw, Chung, and Roberts(2000)는 한국의 경우 사업체 생산성과 수출 여부 간의 상관관계가 그리 높지 않은 반면, 대만의 경우에는 학습효과(learning-by-exporting)와 경쟁력 높은 기업의 수출활동(self-selection)에 대한 실증적인 증거가 존재함을 제시하였다.

다. Pavcnik(2002), Baggs et al.(2002) 등에서는 무역자유화 시 수입경쟁부문을 중심으로 진입 및 퇴출 과정을 통한 산업 내 자원배분의 효율성 제고나 최신 자본재에의 접근 확대의 효과성이 매우 큰 반면, 수출산업의 경우에는 생산성 제고효과가 그리 크지 않은 것으로 나타난다.<sup>9)</sup> Ederington and McCalman(2006)은 콜롬비아를 대상으로 한 실증분석에서 진입장벽이 낮고, 선진국과의 기술격차가 작고, 기준에 고관세를 유지했거나 내수시장의 규모가 큰 경우에 관세율 축소의 생산성 증가효과가 크게 나타남을 실증하였다.

한편, Lawrence and Weinstein(1999)은 과거 일본과 한국의 생산성 증가의 주 경로는 수입확대를 통한 경쟁 촉진 및 기술 투자 유인 확대에 있었음을 주장하였으며, 특히 산업경쟁력이 선진국 수준으로 수렴할수록 수입개방을 통한 생산성 증가 경로의 중요성이 높아짐을 제시한 바 있다. 산업연구원(2000)은 1966~99년 자료를 이용하여 수입증가율 1%p 상승 시 우리나라 제조업의 TFP 증가율이 0.19%p 증가함을 제시하였다. 최근 이원기·김봉기(2003)도 1990~2001년 기간 중 우리나라 총 17개 업종에 대한 수입증가효과 분석에서 수입증가율 1%p 상승 시 TFP 증가율은 0.11%p 증가하는 것으로 분석했다.

### 3. 개방정책의 효과성

무역자유화를 중심으로 한 개방정책의 효과성에 대해서는 크게 다음과 같은 두 가지 견해가 양립한다. 한편에서는 1960~70년대에 많은 개발도상국들이 각종 무역장벽의 유지를 통해 외부의 경쟁압력으로부터 국내시장을 보호하면서 새로운 인프라나 생산기법의 개발에 투자할 수 있는 환경을 제공받았다고 주장한다. 이에 무역장벽을 통한 국내시장 보호는 현 시점에서도 여전히 국내 유치산업을 발전시키는 데 필수 불가결한 요소로 인식한다.

반면, 능동적인 개방화 정책을 옹호하는 학자들은 국내기업들이 무역자유화를 통해 외국기업들과의 경쟁에 직면하면서 자체적인 생산비 절감 및 신기술 도입에 대한 유인이 증가하는 것으로 파악한다. 이에 제반 무역장벽의 제거는 국내기업의 현대화 노력을 촉진하는 데 결정적인 역할을 하는 것으로 인식하고 있다.

한편, O'Rourke(2000)의 분석에 따르면, 제1차 대전 이전 시기에는 국제적으로 관세율과 경제성장이 정의 상관성을 보였으나, 1950년대 이후에는 반대로 부의 상관성을 보인다. Clemens and Williamson(2004) 역시 실증분석을 통해 1914년 이

9) Baggs et al.(2002)에 의하면, 캐나다의 경우 미국과의 FTA 체결에 따른 수입관세의 인하는 기업의 진입·퇴출 및 자원배분의 효율성 제고를 통해 산업생산성 제고에 기여한 반면, 미국의 관세인하는 수출기업을 중심으로 캐나다의 산업생산성을 오히려 약화시키는 효과를 보인다.

전 시기에는 일단의 선진국들이 상호 조율을 통한 고율의 관세장벽을 활용하여 경제성장을 견인한 반면, 1950년대 이후에는 관세율 감축이나 폐지를 통해 경제 성장을 견인하는 등 양 기간 간에는 정책 효과성의 구조적 전환(*regime switch*)이 있었음을 제시한 바 있다.<sup>10)</sup> 이들은 다양한 가설 검증을 통해 1940년대 이전에는 빠른 성장세를 보이는 수출시장이 적어 산업화정책의 일환으로 무역자유화를 추진하는 것에 대한 개념이 모호하였고, 이에 해외로부터의 경쟁을 보호하는 형태로 내수시장에 의존하는 전략이 일반적인 반면, 1950년대 이후에는 수출시장의 확대로 선진국들을 중심으로 무역자유화를 산업정책 차원에서 추진했던 것이 이 같은 구조적 전환을 가져온 것으로 분석하고 있다.

기존의 계량분석에서는 개방정책의 척도로서 관세율, 비관세장벽, 실효보호율(*effective rates of protection*), 무역비중, 기간별 더미 등이 활용되고 있으며, 이 중 관세율이 가장 일반적으로 활용된다. 비관세장벽의 경우 그 범위가 넓고 측정이 난이하다는 점, 관세장벽과 비관세장벽은 상호 대체적 관계에 있다기보다는 보완적인 측면이 강하다는 점 등을 고려해

볼 때, 개방정책의 대리변수로서 관세율을 사용하는 데에 커다란 무리는 없을 것으로 보인다. 한편, 실효보호율(*effective rates of protection: ERP*), 무역비중 등은 개방정책 이외의 정책변수의 효과를 포함하여 개방정책의 순효과를 식별하기 어렵다는 문제점이 존재한다. 특히, 무역비중의 경우 정책에 대한 직접적인 변수가 아니라는 점에서 정책효과성을 파악하는 데에는 상대적으로 유효성이 적다고 볼 수 있다. 마지막으로, 무역자유화 전후의 기간더미를 사용하는 실증분석은 관세정책의 변화효과와 여타 거시환경 및 정책 변화의 효과를 제대로 구별해 내지 못한다는 문제점이 있다.

한편, 기존 실증분석의 상당수가 추정 과정에서 관세율과 생산성 간의 내생성 문제를 쉽게 간과하는 경향이 있다. 현실적으로는 정부가 생산성이 높고 경쟁력이 있는 산업을 우선적으로 개방하려는 유인이 존재하며, 다른 한편으로는 생산성과 산업집중도가 동시에 높은 산업에서 대정부 로비 등을 통해 시장보호를 유지할 가능성이 있다. 따라서, 개방정책이 생산성에 미치는 효과를 추정하는 경우 일반적으로 내생성 문제에서 자유로울 수 없으며, 추정과정에서 이에 대한 특별

10) Bagwell and Staiger(2002)는, 전략적 무역정책(*strategic trade policy*) 이론에 의거하여 관세정책의 국제간 조율이 부재한 경우, 개별국들은 각자의 입장에서 적정관세 수준까지 관세율을 올리게 되며, 그렇게 하지 않는 국가는 손해를 본다고 주장한다. 한편, 관세정책의 조율이 부분적으로 가능한 경우에는 정책조율을 한 국가들은 이익을, 조율에 참여하지 않은 국가는 손해를 보게 된다.

한 고려가 필요하다. 다만, Karacaovali (2006)와 Baier and Bergstrand(2007)가 제시하는 바와 같이, 내생성으로 인해 발생되는 추정치 편의(bias)의 방향성은 불확실하다고 생각된다. 즉, 생산성이 높은 산업이 로비 등을 통해 시장보호를 유지하는 경우 생산성효과가 최소 추정될 가능성이 있는 반면, 정부가 생산성이 높고 경쟁력이 있는 산업을 우선적으로 개방하는 경우에는 반대로 과대 추정의 가능성이 상존한다.

이상의 문헌조사 결과를 종합해 보면, 개방정책의 효과 분석과 관련하여 다음과 같은 시사점을 도출해 낼 수 있다. 첫째, 개방화의 효과성에 대해 체계적으로 이해하기 위해서는 개별 기업 혹은 사업체 수준의 엄밀한 미시분석이 필요하다는 점을 들 수 있다. 미시분석은 총량 및 산업 분석에 비해 개방이 생산성에 미치는 영향뿐만 아니라 생산성 증가의 경로 까지도 좀더 세부적이고 엄밀한 형태로 검증할 수 있다. 둘째, 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 무역 자유화를 통한 수입시장 개방에 대한 체계적인 분석이 중요하다고 본다. 특히, 개방정책의 직접적인 효과성을 살펴보기 위해서는 무역비중이나 수입침투율의 변화보다는 관세율 변화와 같은 직접적인 정책변수에 대한 고려가 중요하다. 셋째, 개방정책이 생산성에 미치는 효과를 추정하는 경우 추정과정에서 발생할 수 있

는 내생성 문제에 대한 특별한 고려가 필요하다는 점이다.

### III. 제조업 생산성 변화 추이

#### 1. 총요소생산성의 측정

본절에서는 수입관세의 생산성효과에 대한 실증분석에 앞서 최근 우리나라 제조업 내 생산성 변화의 주요 특징을 고찰해 보기로 한다. 이를 위하여 1992~2003년 기간을 대상으로 『광공업통계조사보고서』의 원자료를 이용하여 사업체별 총요소생산성을 계산한 후, 이러한 사업체별 총요소생산성을 가중평균한 값으로 산업별 및 제조업 전체의 총요소생산성을 측정하기로 한다. 아울러, Griliches and Regev(1995) 방식을 활용하여 우리나라 제조업의 총요소생산성을 사업체별 생산성 변화, 산업 내 자원이동에 의한 생산성 변화, 산업 간 자원이동에 의한 생산성 변화 등의 요소로 분해해 봄으로써 최근의 생산성 변화가 주로 어떠한 요인에 의해 결정되고 있는지를 살펴본다.

본고에서는 미시패널자료를 분석대상으로 하는 생산성 분석에서 널리 사용되고 있는 다자간 연쇄지수방식(chained multilateral index number approach)에 의거하여 개별 사업체의 생산성을 측정하고

있다.<sup>11)</sup> 즉, 특정연도  $t$ 에서의 개별 사업체  $i$ 의 총요소생산성은 다음과 같이 동 사업체가 속해 있는 산업  $j$  내 가상의 평균사업체의 생산성 수준과의 상대적인 격차로 계산된다.

$$\begin{aligned} \ln A^j &= \left( \ln Y_t^j - \overline{\ln Y_t^j} \right) \\ &- \sum_{n=1}^N \frac{\left( a_{nt}^j + \overline{a_{nt}^j} \right)}{2} \left( \ln X_{nt}^j - \overline{\ln X_{nt}^j} \right) \\ &+ \sum_{\tau=1}^t \left( \overline{\ln Y_\tau} - \overline{\ln Y_{\tau-1}} \right) \\ &- \sum_{n=1}^N \sum_{\tau=1}^t \frac{\left( \overline{a_{n\tau}^j} + \overline{a_{n\tau-1}^j} \right)}{2} \left( \overline{\ln X_{n\tau}} - \overline{\ln X_{n\tau-1}} \right) \end{aligned}$$

위 식에서  $A, Y, X$  및  $a$ 는 각각 총요소생산성, 생산량, 생산요소 투입량 및 요소분배율을 의미하며, 변수 위에 윗줄이 그어진 경우는 각 변수들의 산업 평균 값을 나타낸다. 아래 첨자  $n$ 과  $\tau$ 은 각각 투입요소와 특정 연도를 나타낸다.

한편, 산업  $j$ 의  $t$ 시점의 총요소생산성 지수는 동 산업에 속한 개별 기업  $i$ 의 총요소생산성을 동 기업이 산업 내에서 차지하는 생산액 비중( $s_{it}^j$ )으로 가중평균한 값으로 정의한다.

$$\ln A_t^j = \sum_{i \in j} s_{it}^j \ln A_{it}^j \quad (1)$$

비슷한 방식으로 전체 제조업의 총요소생산성은 개별 산업의 생산성 수준을

전체 제조업 내 개별 산업의 생산액 비중( $s_t^j$ )으로 가중평균한 값으로 계산된다.

$$\ln A_t = \sum_j s_t^j \ln A_t^j \quad (2)$$

## 2. 총요소생산성의 분해

전체 산업의 총요소생산성이 산업별 생산성지수를 가중평균한 값으로 계산되는 경우 총량 수준의 생산성 변화는 개별 산업의 생산성 변화뿐만 아니라 산업 간 생산비중의 변화에도 영향을 받게 된다. 가령, 산업별 생산성에 커다란 변화가 없더라도 생산성 수준이 평균 이상인 산업들의 생산비중이 상대적으로 높아지면 전체 산업의 생산성 지수는 높아지게 된다. 마찬가지로 산업별 생산성도 개별 사업체의 생산성 증가 및 생산액비중 변화에 영향을 받게 된다. 만일 총량 수준의 생산성 변화가 산업 내 혹은 산업 간 자원이동을 통한 생산비중의 변화에 주로 기인한다면, 본고와 같이 개별 존속 사업체 단위로 생산성 변화의 요인을 분석하는 것만으로는 전체 경제의 생산성 변화를 이해하는 데에 효과적이지 않을 가능성이 높다. 결과적으로 개별 존속사업체 내부의 생산성 변화가 우리나라 제조업 전반의 생산성 변화를 어느 정도 설명하는가에 따라 본 연구 결과의 유용성이 달

11) 다자간 연쇄지수방식에 대한 보다 구체적인 설명은 한진희(2003, pp.10~12)를 참조하기 바람.

라진다.

이러한 맥락에서 이하에서는 Griliches and Regev(1995)를 바탕으로 전체 제조업의 총요소생산성 변화율을 기업 내부의 생산성 변화, 산업 내 자원이동에 의한 변화, 산업 간 자원이동에 의한 변화 등으로 분해하여 최근 우리나라 제조업 생산성 변화의 주요인을 파악해 보기로 한다.

식 (2)에 나타나 있는 전체 제조업 총요소생산성의 연간 변화율은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln A_t &= \sum_j \Delta(s_t^j \ln A_t^j) \\ &= \sum_j \bar{s}_t^j \Delta \ln A_t^j + \sum_j \overline{\ln A_t}^j \Delta s_t^j\end{aligned}\quad (3)$$

여기에서 변수 상단에 있는 웃줄은 비교연도 간 변수의 산출평균을 의미한다. 이 경우, 제조업의 연간 생산성 증가율은 비교연도 간 산업별 생산액비중의 기간별 평균값에 산업생산성의 변화분을 곱한 값들의 합과 생산성 평균값에 비교연도 간 산업별 생산액비중 변화분을 곱한 값들의 합계로 정의된다. 이 중에서 후자의 경우 생산성을 고정시킨 상태에서 산업별 생산비중 변화분을 고려하고 있는데, Griliches and Regev(1995)는 이를 산업 간 자원이동에 의한 생산성 변화(between-industry resource reallocation)로 정의한다.

한편, 특정 산업  $j$ 의 총요소생산성 증

가율의 경우도 비슷한 방식을 통해 다음과 같이 나타날 수 있다.

$$\Delta \ln A_t^j = \sum_{i \in j} \bar{s}_{it}^j \Delta \ln A_{it}^j + \sum_{i \in j} \overline{\ln A_{it}}^j \Delta s_{it}^j\quad (4)$$

마지막으로 식 (4)를 식 (3)에 대입하면, 전체 제조업의 총요소생산성 변화는 다음과 같은 3가지 요인으로 분해된다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln A_t &= \sum_j \sum_{i \in j} \bar{s}_t^j \bar{s}^j \Delta \ln A^j \\ &\quad + \sum_j \sum_{i \in j} \bar{s}_t^j \overline{\ln A}^j \Delta s_t^j \\ &\quad + \sum_j \overline{\ln A_t}^j \Delta s_t^j\end{aligned}\quad (5)$$

우변의 첫 번째 항은 산업 및 사업체 부가가치 비중을 고정한 상태에서의 사업체 단위 생산성 변화분(within-plant TFP gains)을 나타내며, 두 번째 항은 산업 내 자원이동을 통한 생산성 변화분(within-industry reallocation), 그리고 세 번째 항은 앞서 언급한 바와 같이 산업 간 자원이동에 의한 생산성 변화분(between-industry reallocation)이라 볼 수 있다.

### 3. 90년대 이후 제조업 생산성 변화의 주요 특징

본 연구에서는 1992~2003년 기간을 대상으로 『광공업통계조사보고서』의 원자

료를 바탕으로 앞서 설명한 다자간 연쇄 지수방식을 이용하여 사업체별 총요소생산성을 계산하였다. 산업분류는 김동석(2003)이 구축한 KDI 일부문 모형의 29부문 분류를 사용하였으며, 이 중 제조업은 총 17개 부문으로 구성되어 있다. 생산성 추정 시, 총생산량은 『광공업통계조사보고서』에 포함된 사업체별 명목생산액을 국민계정을 이용하여 일부문 모형 기준 산업부문별 총산출 디플레이터로 나누어 실질화한 값을 이용하였다. 생산성 추정 시 노동, 자본스톡, 에너지 중간재, 비에너지 중간재 등의 생산요소 투입을 고려하였으며, 기업의 노동 및 자본투입은 각각 총 종사자 수와 실질 자본스톡 연방액을 활용하였다. 실질 자본스톡 연방액 추계의 경우 토지, 건물 및 구조물, 기계장비 및 운반구 등 각각의 자본재 형태별 유형고정자산 연초 잔액과 연말 잔액의 단순 평균값을 구한 후 국민계정의 고정자본형성 통계에서 얻은 자본재 형태별 디플레이터를 이용하여 실질화하였다. 한편, 에너지 중간재 투입량은 연료비와 전력비를 관련 생산자 물가지수로 나누어 실질화하여 합계한 값이며, 비에너지 투입량은 에너지 투입을 제외한 중간재 투입을 국민계정을 이용하여 계산된 디

플레이터로 실질화한 값이다.<sup>12)</sup>

식 (5)를 이용하여 추정한 우리나라 제조업 총요소생산성의 증가율은 1992~2003년 기간 중 연평균 2.0%인 것으로 나타났다. 제조업 총요소생산성은 외환위기 이전 시기인 1992~96년 중에는 연평균 2.2% 증가한 반면, 외환위기 전후인 1997~99년 동안에는 연평균 1.0% 수준으로 감소했던 것으로 나타났다. 한편, 2000~2003년에는 생산성 증가세가 다시 회복되어 연평균 2.6% 수준을 기록하였다.

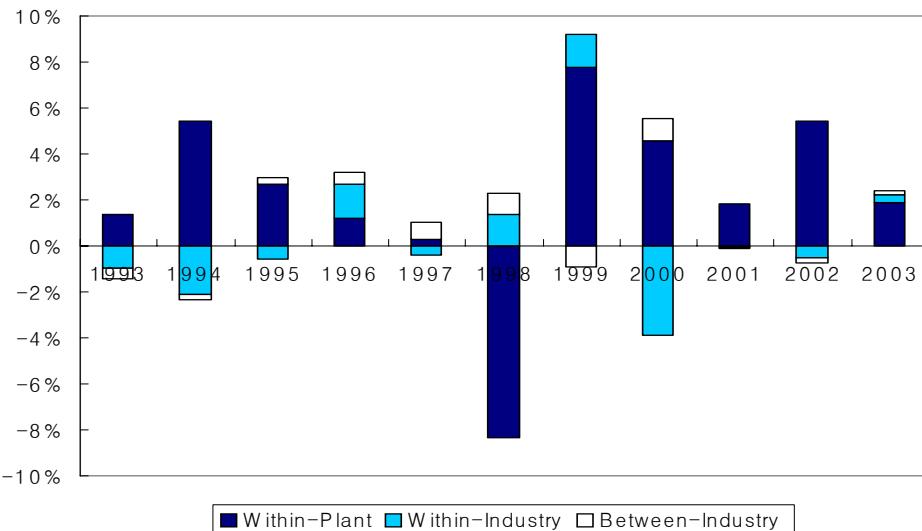
분석기간 중 우리나라 제조업의 생산성 변화는 전반적으로 산업 내 혹은 산업 간 자원이동에 기인했다기보다는 개별 사업체 내부의 생산성 변화에 의해 결정된 것으로 나타났다. 1992~2003년 기간 중 기업 내부의 생산성 증가에 의한 증가율은 연평균 2.2%인 반면, 산업 내 및 산업 간 자원이동에 통한 증가율은 각각 -0.4%와 0.1%에 불과했다.<sup>13)</sup> [그림 1]과 [부표 1]에 나타난 바와 같이, 연도별 총요소생산성 변화추이를 살펴보아도 제조업 전체의 생산성 변화는 기업 내 생산성에 의해 좌우된다는 점을 알 수 있다.<sup>14)</sup>

한편, [그림 2]와 <부표 2>에는 제조업

12) 본 연구에서 활용된 통계자료의 구축방식은 김동석(2003)에 보다 자세하게 설명되어 있음.

13) 반면, 유사한 방식으로 총요소생산성을 분석한 Lopez-Cordova(2002)에서는, 멕시코의 경우 1993~99년 기간 중 제조업 전체의 총요소생산성 상승이 대부분 산업 내·산업 간 자원배분의 효율화에 기인했으며, 동 기간 중 기업 내 생산성 증가율은 오히려 하락한 것으로 분석되었다. Lopez-Cordova(2002)는 이와 같은 기업 내 생산성 하락의 주요 요인으로 동 기간 중의 거시환경의 불안전성을 지적하고 있다.

[Figure 1] Decomposition of Annual TFP Changes in Manufacturing



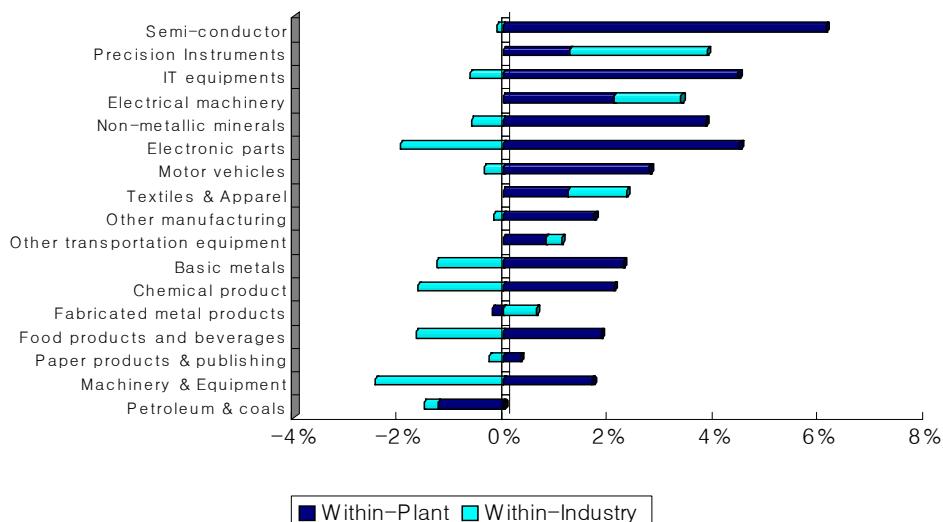
부문별 생산성 증가추이가 나타나 있다. 산업생산성의 연평균 증가율은 반도체가 6.0%로 가장 높고, 그 뒤를 이어 정밀기계(3.9%), IT기기(3.8%), 가전기기(3.4%) 순인 것으로 나타났다. 반면, 석유석탄(-1.5%), 일반기계(-0.8%) 등의 부문에서는 분석기간 중 연평균 총요소생산성이 감소세를 기록하였다. 이 중 일반기계의 경우 기업 내 생산성은 분석기간 중 연평균 1.7% 수준의 증가세를 보였으나, 산업 내 자원 재배분의 효율성이 약화됨으로써 전체 산업 생산성이 감소한 것으로 나타났다. 제조업부문별 생산성 변화도 정밀기계 등 일부 예외를 제외하고는 일반

적으로 개별 사업체 내부의 생산성 변화에 의해 결정되는 것으로 판단된다.

Liu(1993), Pavcnik(2002) 등은 무역자유화를 통한 생산성 증대의 상당 부분이 기업의 진입·퇴출 효과에 기인한다는 점을 실증한 바 있다. 그런데 지금까지의 분석에 사용된 Griliches and Regev(1995)의 총요소생산성 요소별 분해방식은 기업의 진입·퇴출을 통한 생产业과를 별도로 식별하지 못한다는 문제점이 있다. 앞서 언급했던 바와 같이, 만일 전체 생산성 변화가 진입·퇴출 효과에 주로 기인한다면, 본고와 같이 존속업체 위주로 개별 사업체 단위 생산성 변화의 요인을

14) 분석기간 중 각 요인별 제조업 생산성 증가율과의 상관계수는 기업 내 생산성 변화가 0.65인 폐 반해, 산업 내 및 산업 간 자원이동에 의한 변화분은 각각 0.23과 0.29인 것으로 나타난다.

[Figure 2] Decomposition of Within-industry TFP Changes



분석하는 것은 경제 전반의 생산성 변화를 이해하는 데에 한계가 있다. 이에 이하에서는 다음과 같은 계산식을 이용하여 우리나라 제조업 내 진입·퇴출을 통한 생산성 변화를 추가적으로 살펴보기로 한다.

$$\Delta \ln A_t^E = \sum_{i \in N} s_i \Delta \ln A_i - \sum_{i \in X} s_{-i} \ln A_{-i} \quad (6)$$

여기에서  $N$ 과  $X$ 는 각각  $t$ 년도와  $t-1$ 년도 사이의 진입사업체와 퇴출사업체를 의미한다. 이 경우 진입·퇴출 효과는  $t$ 년도에 신규로 진입한 사업체의 생산성을 부가가치 비중으로 가중평균한 값에서 유사한 방식으로 계산된 퇴출기업들의 전년도 기준 생산성의 가중평균값을

감합으로써 도출된다.

<표 2>에는 1992~2003년 기간 중 존속사업체와 진입·퇴출 사업체의 평균 생산성이 나타나 있다. 존속사업체의 평균 생산성은 0.31인 데 반해 신규 진입 사업체는 0.29, 퇴출사업체는 가장 낮은 0.28을 기록하였다.

<부표 1>과 <부표 2>의 마지막 행에는 식 (6)을 이용하여 계산된 연도별 및 산업부문별 진입·퇴출 효과가 각각 나타나 있다. 분석기간 중 기업의 진입·퇴출에 의한 연평균 생산성 증가율은 0.5% 수준인 것으로 파악되며, 이는 산업 내 혹은 산업 간 자원배분효과에 비해서는 높은 수치이나, 기업 내 생산성 증가율(2.3%)에 비해서는 상대적으로 낮은

〈Table 2〉 Comparison of Average Plant TFP Levels (1992~2003)

	Average TFP levels (Logarithm)	Standard deviation
Continuing plants	.3096	.3494
Exiting plants	.2823	.3801
New entrants	.2949	.3954

수준이다. 한편, 업종별로는 자동차와 전자부품에서 높게 나타났으며, 외환위기 전후 시기인 1996~98년에는 진입·퇴출 효과가 마이너스를 기록하였다.

이상을 종합해 보면, 1990년대 이후 우리나라 제조업의 생산성 변화를 이해하기 위해서는 개별 사업체의 생산성 변화의 결정요인을 파악하는 것이 분석의 핵심이라 하겠다. 다만, 본 연구가 비교연도 간의 존속사업체만을 분석의 대상으로 하므로, 추정 결과를 산업 전반의 효과로 지나치게 확대 해석할 경우 선택편의의 문제가 존재함을 다시 한 번 강조해 둔다.

이하에서는 지금까지의 분석 결과를 토대로 개방 관련 주요 정책변수인 수입관세 변화가 제조업 내 개별 사업체의 총 요소생산성 증가에 실질적으로 기여했는가의 여부를 본격적으로 실증분석해 보기로 한다.

## IV. 수입관세효과 분석

### 1. 모형 및 데이터

본절에서는 다음과 같은 추정식을 이용하여 수입관세의 생산성효과를 분석하였다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln A^j = & \beta_{0i} + \beta_T TR_{t-1}^j \\ & + \beta_A \ln A^j + \Phi X^j + \Omega \Gamma_t^j \\ & + \lambda_t + I^j + \nu \end{aligned} \quad (7)$$

$\Delta$ 는  $t$ 년도와  $t+1$ 년도 사이 변화분,  $A_{it}^j$ 는  $t$ 년도 기준 산업  $j$ 에 속한 기업  $i$ 의 총요소생산성 수준,  $TR$ 은  $t-1$ 년 기준 실행 수입관세율,  $X$ 와  $\Gamma$ 는 각각 해당 사업체와 산업 특성변수의 벡터이며,  $\Phi$ 와  $\Omega$ 은 이들 변수들의 추정계수 벡터이다.<sup>15)</sup> 한편,  $\beta_{0i}$ 은 기업  $i$  고유의 고정효과(fixed effect),  $\lambda$ 은 특정 연도의 각종 거시환경 변화를 나타내는 연도더미 벡터,  $I$ 는 산업더미 벡터이다.<sup>16)</sup>

15) 추정 시 업력변수는 창설연도 아래의 총연수를 100으로 나눈 값을 이용하였다.

본 연구의 기본적인 분석가설은 특정 산업의 수입관세율 수준이 동 산업 내 사업체들의 생산성 증가율에 어떠한 영향을 미쳤는가의 여부이다. 만일 식 (7)의  $\beta_T$  추정치가 통계적으로 유의한 수준의 양(+)의 값을 갖게 된다면, 이는 관세장벽이 낮을수록 사업체 생산성 증가율이 높음을 의미한다. 반면, 반대의 경우에는 관세장벽을 통한 시장보호도가 높을수록 생산성 증가율이 높다는 점을 시사한다.

본 추정식에서는 앞서 언급한 생산성 효과 추정과정에서의 내생성 문제에 대처하기 위해 수입관세율의 시차변수를 사용하는 동시에 산업 혹은 기업의 고정 효과를 명시적으로 고려하고 있다. 또한, 개별 사업체의 특성을 제어하기 위하여 생산성 수준, 창설연도 아래의 업력과 이의 자승항, 총고용인원의 로그값으로 정의한 기업규모, 자본장비율 등의 변수를 추정식에 포함하였다.

아울러, 사업체의 생산성은 수입관세의 인하뿐만 아니라 R&D 투자나 수출활동을 통한 학습효과(learning-by-exporting)에 의해서도 나타날 수 있으므로 관세인하의 순효과를 식별하기 위해 사업체의 수출활동 여부 및 R&D 투자 여부에 대한 더미변수도 추정식에 포함하였다. 한편,

산업별 특성변수로는 고용규모로 본 산업의 규모, 자본장비율, 산업 출하액 대비 수출활동의 집약도, 그리고 출하액 대비 R&D 집약도 등도 고려하였다.

사업체별 종요소생산성 수준은 앞서 III 장에서 설명된 다자간 연쇄지수방식으로 추정되었으며, 수입관세율은 관세청에서 집계하는 HSK(harmonized system of Korea) 기준의 수입관세액과 수입금액 자료를 활용하여 계산하였다. 보다 구체적으로는 관세청의 HSK 6단위 코드와 KDI 다부문 모형의 제조업 17개 부문을 연계시킨 후 제조업부문별 수입관세총액을 달러화로 전환한 후 달러화 표시 해당 부문별 수입총액으로 나누어 수입관세율로 환산하였다. 이는 개념적으로 각 개별 품목의 관세율을 수입금액의 비중으로 가중평균한 값과 같다고 볼 수 있다. HSK 코드는 분석기간인 1992~2003년 기간 중 두 차례에 걸쳐 개정되었으며, 데이터 구축 시 이를 반영하였다.<sup>17)</sup>

16) 사업체 고정효과 모형임에도 불구하고 산업더미를 추가로 포함시킨 이유는 분석기간 중 업종을 전환한 사업체가 상당수 존재하기 때문이다. 실제로 추정 결과에 따르면, 고정효과 모형에서도 산업더미들의 통계적 유의성이 매우 높게 나타났다.

17) 우리나라 관세율 구조, 결정방식 및 변화추이에 대한 구체적인 설명은 정재호(2003)를 참조하기 바람.

## 2. 분석 결과

### 가. 관세율 수준과 생산성 증가 간의 관계

<표 3>에는 식 (7)을 기본식으로 하여 최소자승법, 임의효과(random effect) 모형, 고정효과(fixed effect) 모형 등을 이용하여 수입관세율이 생산성에 미치는 효과를 추정한 결과치가 포함되어 있다. 분석에는 총 15만여개 사업체를 대상으로 총 38만여개의 관측치가 사용되었다.

분석 결과에 따르면, 추정방식에 상관 없이 수입관세장벽이 낮을수록 개별 사업체의 생산성 증가율이 높은 것으로 분석되었으며, 모든 추정치가 1% 이하 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 관세율이 1%p 낮아지면 생산성은 0.6~1.3% 정도 증가하게 된다.

한편, 산업더미, 연도더미 혹은 기업 고정효과를 고려했는가의 여부에 따라 추정치의 규모는 상당히 달라지는 것으로 나타난다. 가령, 산업더미 혹은 연도더미를 추가하는 경우가 반대의 경우에 비해 추정치 규모가 커지는 경향을 보인다. 따라서, 관세율의 생산성효과의 규모는 결국 이러한 변수들을 모형에 포함시키는 것이

적절한가의 여부와 관련하여 판단해야 한다. 연도더미와 산업더미에 대한 F-검정과 고정효과식에 대한 Hausman 검정을 시행해 본 결과, 연도더미를 포함하는 고정효과식이 가장 적절한 모형이라 판단된다. 따라서, 관세율이 1%p 낮아지면 사업체 생산성은 약 1.3% 정도 증가하는 것으로 보는 것이 타당하다고 결론지을 수 있다.<sup>18)</sup>

한편, 분석 결과에 의하면, 전기의 생산성 수준이 낮을수록, 사업체 규모가 클수록, 그리고 자본장비율이 낮은 업체일수록 생산성 증가율이 높게 나타난다. 또한, 수출업체가 비수출업체에 비해 그리고 R&D 투자를 하는 사업체가 그 반대의 경우에 비해 생산성 증가율이 약 0.01%씩 높다. 마지막으로 산업규모, 자본집약도, 수출집약도 및 R&D 집약도 등이 각각 높은 산업에 속해 있는 사업체일수록 생산성 증가율이 높게 나타났다.

### 나. 수입관세율과 기업 수익률 간의 관계

앞서 살펴본 바와 같이, 기존 실증분석에서는 개방화 정도와 종묘소생산성 증가율 간에는 정의 상관관계가 존재하는 반면, 기업의 수익성 증가율은 시장보호도가

18) 단, 분석대상 사업체 중에는 수출기업들이 다수 포함되어 있으며, 우리나라 관세율과 교역상대국의 관세율 간의 상관관계가 높을 가능성이 있는바, 본고에서 나타난 수입관세의 생산성 증대효과 중 일부는 수출경로를 통한 효과일 수 있다. 이를 지적해 주신 익명의 논평자에게 감사드리는 바이다.

〈Table 3〉 The Impacts of Tariff Reduction on Plant-Level Productivity

	OLS			Random Effect		Fixed Effect	
$TR_{t-1}$	-.748 (.031)***	-.581 (.062)***	-1.079 (.075)***	-.959 (.033)***	-1.315 (.077)***	-.757 (.083)***	-1.333 (.105)***
$lnA$	-.586 (.003)***	-.581 (.003)***	-.596 (.002)***	-.710 (.002)***	-.718 (.002)***	-.994 (.003)***	-.995 (.003)***
$AGE$	-.307 (.016)***	-.275 (.016)***	-.302 (.016)***	-.294 (.016)***	-.280 (.016)***	-.098 (.032)***	-.090 (.032)***
$AGE^2$	.611 (.045)***	.610 (.046)***	.623 (.046)***	.546 (.044)***	.548 (.045)***	.169 (.067)**	.159 (.067)***
$SIZE$	.026 (.001)***	.023 (.001)***	.027 (.001)***	.027 (.001)***	.028 (.001)***	.016 (.002)***	.016 (.002)***
$K/L Ratio$	-.039 (.001)***	-.039 (.001)***	-.040 (.001)***	-.043 (.001)***	-.044 (.001)***	-.030 (.001)***	-.030 (.001)***
$Dum^{Exports}$	.014 (.002)***	.013 (.002)***	.013 (.002)***	.014 (.002)***	.013 (.002)***	.010 (.002)***	.010 (.002)***
$Dum^{RD}$	.015 (.002)***	.024 (.002)***	.016 (.002)***	.012 (.002)***	.013 (.002)***	.006 (.002)***	.006 (.002)***
$SIZE^{industry}$	.017 (.001)***	.001 (.003)	.010 (.003)***	.025 (.001)***	.009 (.003)***	.007 (.003)**	.008 (.003)**
$K/L Ratio^{ind}$	-.003 (.001)***	.050 (.002)***	.012 (.002)***	-.013 (.001)***	.010 (.002)***	.009 (.003)***	.010 (.003)***
$EXP/Sales^{ind}$	.070 (.005)***	.157 (.004)***	.017 (.005)***	.070 (.005)***	.022 (.006)***	.033 (.009)***	.030 (.009)***
$RD/Sales^{ind}$	.413 (.053)***	.931 (.080)***	.642 (.079)***	.545 (.056)***	.704 (.078)***	.517 (.089)***	.596 (.088)***
Year Dummies	yes	no	yes	yes	yes	yes	yes
Industry Dummies	no	yes	yes	no	yes	no	yes
No. of Obs.	384,539						
R-Squared (Within)	.3258	.3136	.3302	.3250 (.5226)	.3292 (.5241)	.3149 (.5292)	.3186 (.5304)
(Between)	-	-	-	(.2874)	(.2917)	(.2713)	(.2749)

Note: The dependent variable is the annual growth rate of plant-level productivity. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

높을수록 크게 나타난다. 이는 시장개방이 수익성에 압박요인으로 작용하면서 기업 스스로가 생산·경영의 비효율성을 줄이

고 혁신역량을 배양시키는 유인을 발생 시킴을 간접적으로 시사한다고 볼 수 있다. 이러한 맥락에서 본 소절에서는 우리

나라 제조업의 경우 관세인하와 기업의 수익성 간에는 어떠한 관계가 있어 있는지를 추적해 보기로 한다.

분석을 위해, 『광공업통계조사보고서』의 원자료를 이용하여 사업체의 수익성 (mark-up)을 계산하였다. 수익성은 개별 사업체의 연간 출하액에서 가변비용을 차감한 금액을 출하액으로 나눠준 값으로 계산하였으며, 가변비용 항목에는 원재료비, 급여총액 및 복리후생비, 연료비, 전력비, 용수구입비 등을 포함시켰다. 기본 추정식인 식 (7)에서 좌변의 피설명변수를 생산성 증가율 대신 수익성 증가율로 대체하고, 우변의 전기 생산성 수준도 전기 수익성으로 바꾸어 분석을 시행하였다.

<표 4>에서 살펴볼 수 있듯이, 수입관세율 수준과 기업 수익성 증가율 간에는 정의 관계가 존재한다. 즉, 수입관세율이 낮을수록, 즉 국내 시장의 대외경쟁에 대한 노출 정도가 높을수록 기업의 수익성 증가율이 낮아진다. 가장 신뢰할 만한 고정효과 추정에 따르면, 수입관세율 수준이 1%p 낮아지면, 기업 수익성은 0.3% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

한편, 고용규모가 작은 사업체, 자본비율이 높은 사업체, 그리고 R&D 투자를 수행하는 사업체가 상대적으로 높게 나타난 반면, 수출 여부나 기업의 업력은

수익성과는 별다른 관계가 없는 것으로 분석되었다. 아울러, 산업 전체의 고용규모가 상대적으로 적을수록, 자본집약도가 높은 산업에 속해 있을수록 수익성 증가율이 높은 것으로 나타나며, 산업 전반의 수출 및 R&D 집약도와 개별 사업체의 수익성 간에는 통계적으로 유의한 상관관계가 나타나지 않았다.

#### 다. 수입관세율과 고용 간의 관계

본고에서는 생산성 및 기업 수익성에 더하여 관세율의 고용효과도 분석하였으며, 그 결과치가 <표 5>에 포함되어 있다. 여기에서 고용규모는 사업체별 총 종사자 수로 정의하였다.<sup>19)</sup>

분석 결과에 따르면, 대체적으로 관세율이 낮은 수준의 산업에 속해 있는 사업체일수록 고용 증가율이 높은 것으로 나타났다. OLS 추정 시, 연도더미를 누락하고 추정하는 경우 관세율 수준이 낮을수록 고용 증가율도 낮게 나타났으나, 그 밖의 추정식에서는 관세율 수준의 고용효과가 음(-)의 값을 갖는 것으로 분석되었다.

한편, Hausman 검정 결과는 생산성 및 수익성 분석과 마찬가지로 임의효과 추정보다는 고정효과 추정이 보다 신뢰할 만한 결과임을 암시하고 있다. 아울러, 고정효과식의 연도더미에 대한 F-검정

19) 앞서의 생산성 추정에서는 전기의 총 종사자 수의 로그값으로 기업규모를 측정하였는데, 고용효과 분석에서는 추정식에 전기의 고용수준이 포함되므로 기업규모변수를 생략하여 추정하였다.

&lt;Table 4&gt; The Impacts of Tariff Reduction on Plant-Level Price-Cost Margin

	OLS			Random Effect		Fixed Effect	
$TR_{t-1}$	.330 (.020)***	.776 (.068)***	.563 (.020)***	.323 (.018)***	.462 (.039)***	.253 (.036)***	.311 (.049)***
$Markup^{level}$	-.958 (.030)***	-.960 (.029)***	-.962 (.028)***	-.984 (.011)***	-.986 (.011)***	-1.007 (.008)***	-1.007 (.008)***
$AGE$	-.042 (.010)***	-.060 (.009)***	-.044 (.010)***	-.006 (.008)	-.014 (.008)*	.019 (.014)	.017 (.014)
$AGE^2$	.242 (.047)***	.224 (.027)***	.212 (.027)***	.117 (.022)***	.106 (.021)***	-.008 (.029)	-.007 (.029)
$SIZE$	-.013 (.001)***	-.013 (.001)***	-.014 (.001)***	-.016 (.001)***	-.016 (.000)***	-.009 (.001)***	-.008 (.001)***
$K/L Ratio$	.010 (.001)***	.012 (.001)***	.012 (.001)***	.007 (.000)***	.008 (.000)***	.002 (.001)***	.002 (.001)***
$Dum^{Exports}$	-.008 (.001)***	-.000 (.001)	-.002 (.001)**	-.004 (.001)***	-.001 (.001)	.001 (.001)	.001 (.001)
$Dum^{RD}$	.006 (.001)***	.005 (.001)***	.009 (.001)***	.004 (.001)***	.006 (.001)***	.004 (.001)***	.004 (.001)***
$SIZE^{industry}$	-.001 (.001)	-.015 (.001)***	-.011 (.001)***	.000 (.001)	-.009 (.001)***	-.007 (.001)***	-.008 (.001)***
$K/L Ratio^{ind}$	-.005 (.001)**	.012 (.001)***	.005 (.001)	-.004 (.001)***	.004 (.001)***	.000 (.001)	.003 (.001)***
$EXP/Sales^{ind}$	.027 (.003)**	-.021 (.002)***	.038 (.003)***	.019 (.003)***	.024 (.003)***	-.007 (.004)	-.006 (.004)
$RD/Sales^{ind}$	-1.053 (.049)***	-.045 (.037)	.006 (.037)	-.732 (.032)***	.026 (.035)	.014 (.045)	.061 (.045)
Year Dummies	yes	no	yes	yes	yes	yes	yes
Industry Dummies	no	yes	yes	no	yes	no	yes
No. of Obs.	384,524						
R-Squared (Within) (Between)	.8649 - -	.8660 - -	.8682 - -	.8646 .9195 .6213	.8679 .9197 .6305	.8629 .9197 .6156	.8663 .9199 .6255

Note: The dependent variable is the annual growth rate of plant-level price-cost margins. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

결과는 연도더미를 추정식에 포함시켜야 하는 것으로 나타난다. 따라서, 관세율의 고용효과는 연도더미를 포함한 고정효과

추정 결과가 가장 신뢰할 만하다고 결론 지을 수 있다.<sup>20)</sup> 고정효과 추정에 따르면, 특정 산업의

〈Table 5〉 The Impacts of Tariff Reduction on Plant-Level Employment

	OLS			Random Effect		Fixed Effect	
$TR_{t-1}$	-.125 (.028)***	.776 (.068)***	-.487 (.084)***	-.086 (.032)***	-.432 (.086)***	-.211 (.104)**	-.587 (.118)***
$Employ^{level}$	-.071 (.001)***	-.073 (.001)***	-.073 (.001)***	-.108 (.001)***	-.111 (.001)***	-.601 (.004)***	-.602 (.003)***
$AGE$	-.454 (.017)***	-.441 (.017)***	-.442 (.017)***	-.446 (.019)***	-.429 (.019)***	.251 (.041)***	.252 (.041)***
$AGE^2$	.916 (.047)***	.912 (.048)***	.907 (.046)***	.981 (.055)***	.965 (.055)***	-.505 (.083)***	-.510 (.083)***
$K/L Ratio$	.035 (.000)***	.036 (.001)***	.037 (.001)***	.045 (.001)***	.047 (.001)***	.035 (.001)***	.035 (.001)***
$Dum^{Exports}$	.039 (.002)***	.039 (.002)***	.038 (.002)***	.046 (.003)***	.045 (.002)***	.026 (.003)***	.026 (.003)***
$Dum^{RD}$	.038 (.002)***	.040 (.002)***	.037 (.002)***	.037 (.002)***	.035 (.002)***	.015 (.003)***	.015 (.003)***
$SIZE^{industry}$	.011 (.001)***	-.032 (.003)***	-.013 (.004)***	.013 (.001)***	-.012 (.004)***	.024 (.001)***	.018 (.004)***
$K/L Ratio^{ind}$	.002 (.001)**	.002 (.003)	-004 (.003)	.003 (.001)**	-.002 (.003)	.001 (.004)	-.004 (.003)
$EXP/Sales^{ind}$	.011 (.005)**	.042 (.005)***	-.003 (.006)	.024 (.006)***	.008 (.006)	.052 (.010)***	.049 (.010)***
$RD/Sales^{ind}$	1.138 (.057)***	.268 (.098)***	.161 (.099)	1.173 (.063)***	.220 (.099)**	.113 (.107)	.025 (.104)
Year Dummies	yes	no	yes	yes	yes	yes	yes
Industry Dummies	no	yes	yes	no	yes	no	yes
No. of Obs.	384,539						
R-Squared	.0562	.0505	.0582	.0541	.0561	.0287	.0289
(Within)	-	-	-	(.1932)	(.1958)	(.3253)	(.3258)
(Between)	-	-	-	(.0347)	(.0362)	(.0152)	(.0151)

Note: The dependent variable is annual growth rate of plant-level employment. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

20) 그러나 앞서 서론에서 밝힌 바와 같이, 본고의 추정치는 비교연도 간의 존속 사업체를 대상으로 한 것임을 상기할 필요가 있다. 수입관세가 낮으면 그만큼 시장의 경쟁도가 높다는 것을 의미하는바, 경쟁에 의한 기업퇴출 및 이에 따른 고용감소도 동반될 수 있다.

수입관세율 수준이 1%p 낮아지면, 동 산업에 속해 있는 개별 사업체의 고용은 약 0.6% 정도 증가한다. 기업특성별로는 자본장비율이 상대적으로 높은 사업체 그리고 수출업체 및 R&D 투자업체가 고용 창출능력이 높았던 것으로 분석된다. 산업변수 중에는 산업규모 및 수출집약도와 고용증가율 간에 정의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다.

#### 라. 기업규모별 관세효과

<표 6>은 관세율 인하의 생산성 및 고용에 대한 효과를 기업규모별로 추정한 결과를 포함하고 있다. 식 (7)에 제시된

고정효과 모형을 이용하여 추정을 수행 하였으며, 지면 관계상 관심변수인 관세율의 효과만을 보고하였다.

생산성의 경우, 총고용인원 300인 이상의 사업체에 대해서는 통계적으로 유의한 수준의 생산성 제고효과가 나타나지 않는 반면, 그 외의 경우에는 관세율 인하가 생산성을 제고시키는 것으로 분석되었다. 50인 이상 100인 미만 사업체가 관세율이 1%p 낮아지면 생산성 증가율이 2.2% 정도 높아지는 것으로 나타나 관세 인하로 인한 가장 높은 생산성 제고효과를 나타냈으며, 그 외에는 100인 이상 300인 미만 사업체(1.5%), 10인 이상 50인 미만 사업체(1.3%), 10인 미만 사업체(0.7%)

〈Table 6〉 The Effects of Tariff Reduction by Firm Size (Fixed Effect Estimation)

Firm Size (No. of obseravtions)	TFP Growth	Employment Growth
5 ≤ N < 10 (155,446)	<b>-.676</b> (.212)***	<b>-.734</b> (.182)***
10 ≤ N < 50 (186,534)	<b>-1.313</b> (.153)***	<b>-.683</b> (.175)***
50 ≤ N < 100 (23,960)	<b>-2.196</b> (.368)***	.078 (.410)
100 ≤ N < 300 (14,317)	<b>-1.497</b> (.377)***	<b>-.376</b> (.528)
300 ≤ N (4,282)	-.1028 (.597)	.999 (.758)

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

&lt;Table 7&gt; The Effects of Import Penetration by Firm Size (Fixed Effect Estimation)

	TFP Growth	Employment Growth
5 ≤ N < 10 (153,514)	<b>-.136</b> (.034)***	<b>-.110</b> (.032)***
10 ≤ N < 50 (184,532)	<b>-.207</b> (.025)***	<b>-.196</b> (.030)***
50 ≤ N < 100 (23,757)	<b>-.262</b> (.066)***	<b>-.267</b> (.083)***
100 ≤ N < 300 (14,208)	-.028 (.089)	<b>-.465</b> (.170)***
300 ≤ N (4,252)	-.026 (.125)	<b>-.274</b> (.157)*

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

순인 것으로 파악되었다.

고용효과를 기업규모별로 살펴보면, 10인 미만 사업체와 10인 이상 50인 미만 사업체는 관세율 수준이 1%p 낮아지면 각각 0.7% 수준의 고용증가효과가 나타나며, 100인 이상 300인 미만 사업체도 약 0.4% 정도 고용이 증가한다. 반면, 300인 이상 사업체와 생산성 제고효과가 가장 큰 것으로 나타난 50인 이상 100인 미만 사업체의 경우에는 통계적으로 유의한 수준의 고용창출효과가 나타나지 않았다.

한편, <표 7>에는 수입침투율의 변화가 우리나라 제조업 사업체에 미치는 효

과에 대한 추정치가 나타나 있다.<sup>21)</sup>

수입침투율은 무역비중과 함께 개방화 정도를 나타내는 지표로서 실증분석에서 자주 사용된다. 그러나 수입침투율은 개방정책 이외에 거시경제적 환경이나 산업 구조의 변화에 지대한 영향을 받는다는 점에서 관세율과는 사뭇 다른 효과를 나타낼 수 있으며, <표 7>에 포함된 추정 결과는 이를 확인시켜 주고 있다. 100인 이상 사업체의 경우 수입침투율과 생산성 간의 연관관계가 나타나지 않는 반면, 100인 미만 사업체의 경우 수입침투율의 증가가 생산성을 감소시키는 요인으로 작용하는 것으로 분석되었다.

21) 수입침투율은, 산업부문별 수입금액을 국내 사업체의 출하액에서 수출액을 차감한 후 수입금액을 합산 한 값으로 나누어 계산한다.

한편, 수입침투율이 높아지면, 전반적으로 고용을 줄이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히, 100인 이상 사업체가 100인 미만 사업체에 비해 고용감소효과가 상대적으로 큰 것으로 분석된다. 예를 들어, 100인 이상 300인 미만 사업체의 경우 수입침투율이 1%p 높아지면 고용은 0.5% 정도 감소한다.

이상의 결과를 요약해 보면, 특정 산업에 대한 수입침투율이 높아지는 경우 100인 미만의 상대적으로 소규모 사업체들은 고용 등 생산요소 투입의 조정을 통해 기업 수익성을 유지하는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 관세율을 설명변수로 하여 추정한 결과에서는 50인 미만 소규모 사업체들의 고용이 오히려 늘었으며, 10인 이상 50인 미만 사업체들에서는 1.3% 수준의 생산성 증가효과까지도 나타나고 있다. 이는 사업체들이 관세율 인하로 경쟁압력이 증가할 경우 생산성 제고노력을 통해 새로운 환경에 적응하는 것으로 해석될 수 있다. 관세율이 시장개방효과를 나타내는 직접적인 변수인 점을 고려해 보면, 개방화는 대체적으로 우리 경제에 긍정적인 영향을 주는 것으로 평가된다.

## 마. 기타 기업특성별 관세효과

수입관세율의 생산성효과는 개별 사업체들의 특성별로 서로 다르게 나타날 수 있다. 이러한 맥락에서 본고에서는 아래와 같이식(7)에 관세율 수준변수와 기업 및 산업 특성변수들 간의 교호작용(interaction effect)을 추가하여 분석을 수행하였다.<sup>22)</sup>

$$\begin{aligned} \Delta \ln A^j = & \beta_{0i} + \beta_T TR_{t-1}^j + \beta_A \ln A^j \\ & + \Phi_X' X^j + \Omega_T' I_t^j + \beta_{AT} [TR_{t-1}^j * \ln A^j] \\ & + \Phi_{XT}' [TR_{t-1}^j * X^j] + \Omega_{TT} [TR_{t-1}^j * I_t^j] \\ & + \lambda_t + I^j + \nu \end{aligned} \quad (8)$$

여기에서  $\beta_{AT}$ 는 전기 관세율과 생산성 수준 간, 그리고  $\Phi_{XT}'$ 와  $\Omega_{TT}$ 는 각각 관세율과 기업 및 산업특성변수 간의 교호작용에 대한 추정계수들이다.

<부표 3>에 나타나 있는 분석 결과에 따르면, 업력이 낮을수록, 사업체 규모가 클수록, 그리고 자본장비율이 높을수록 관세율 인하에 따른 생산성 제고효과가 큰 것으로 나타났다. 아울러, 사업체가 속해 있는 산업의 자본집약도, 수출집약도 및 R&D집약도가 높을수록 해당 사업체의 생산성 증가율이 높은 것으로 분석

22) 추정식에 교호작용변수(interaction variables)를 추가할 경우 다음과 같은 사항을 유의해야 한다. 첫째, X와 Y의 교호작용변수 추가 시 원변수인 X와 Y도 추정식에 반드시 포함되어야 한다. 그렇지 않을 경우 실제로는 교호작용효과가 존재하지 않는데도 불구하고 존재하는 것처럼 추정 결과가 나타나는 의사추론(spurious inference)의 위험성이 있다. 둘째, 교호작용변수 이외 변수들의 추정계수나 표준오차는 단위 종속성(scale-dependence) 문제가 존재하므로 가급적 결과의 해석을 피해야 한다는 점이다. 이에 대한 자세한 내용은 Aikem and West(1991) 등을 참조바람.

되었다.

한편, 고용의 경우에는 고용규모나 자본장비율이 낮은 업체일수록 관세율 인하를 통한 생산성 제고효과가 큰 것으로 나타났으며, 연구자의 예상과는 달리, 관세율 인하 시 수출업체의 고용증가율이 비수출업체에 비해 오히려 낮게 나타났다. 산업의 규모 및 수출집약도가 클수록 해당 사업체의 생산성 증가율이 그 반대의 경우에 비해 높은 것으로 파악된다. 마지막으로 사업체가 속해 있는 산업의 R&D 집약도가 크면 클수록 관세인하 시 고용이 오히려 감소하는 것으로 분석되었다.

#### 사. 수입관세 변화에 따른 동태적 조정과정

이하에서는 관세율 인하 시 개별 사업체들이 어떠한 동태적인 과정을 거쳐서 생산성효과를 시현하는가에 대해 추가적으로 분석하였다. 식 (7)에서  $t - 1$ 년도의 관세율 수준이  $t$ 년도와  $t + 1$ 년도 사이의 생산성 증가율에 미치는 영향을 살펴본 반면, 본 소절에서는 식 (8)에 나타난 바와 같이  $t - 1$ 년도와  $t$ 년도 간 관세율 수준의 변화가  $t$ 년도와  $t + 1$ 년도 사이의 생산성 증가율에 미치는 효과를 추가적으로 살펴보기로 한다. 전자가 관세율 수준과 생산성 증가율 간의 관계

(growth effect)라면, 후자는 두 변수 수준 간의 관계(level effect)를 고려하는 것이라 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln A_{it}^j = & \beta_0 + \beta_1 \Delta TR_{t-1}^j + \beta_2 TR_t^j \\ & + \beta_3 \ln A_{it}^j + \Phi_X' X_{it}^j + \Omega_T' T_t^j + \lambda_t \\ & + I^j + \nu_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

<표 8>은 관세 인하 후 약 3년에 걸쳐 나타난 생산성과 고용의 변화추이를 보여주고 있다. 표의 상단부에는 이용 가능한 관측치를 모두 사용한 결과가 나타나 있으며, 하단부에는 관세 인하 후 최소 4년 이상 존속한 사업체들을 대상으로 한 추정 결과가 나타나 있다.

분석 결과에 따르면, 일정 관세율 수준에서 수입관세가 추가적으로 1%p 하락 할 경우 기업의 생산성은 관세 인하 후 약 3년 기간에 걸쳐 총 2.9% 증가하는 것으로 나타난다. 연도별로는 관세율 인하 후 첫 번째 연도의 생산성 증가율이 가장 높은 것으로 나타나 사업체들이 비교적 짧은 기간 내에 관세 변화에 적응하는 것으로 나타났다. 고용의 경우에는 관세율 인하 후 차기연도 내에는 통계적으로 유의한 수준의 고용 변화가 감지되지 않지만, 이후 고용증대효과가 서서히 나타나기 시작하여 관세인하 후 3년 기간 동안 총 0.5% 정도의 고용증대를 시현하는 것으로 파악된다.

〈Table 8〉 The Dynamics of TFP and Employment Adjustment

	TFP			Employment		
	1- year change	2- year change	3- year change	1- year change	2- year change	3- year change
All surviving plants						
$\Delta TR_{t-k}$	2.309 (.108)***	1.610 (.167)***	2.855 (.208)***	-.138 (.124)	.345 (.208)*	.507 (.248)**
$TR_{t-k-1}$	-1.927 (.111)***	-2.079 (.157)***	-.685 (.204)***	-.552 (.125)***	-.870 (.201)***	-.834 (.268)***
No. of Obs.	384,539	227,728	139,083	384,539	227,728	139,083
R-Squared (Within) (Between)	.3194 (.5314) (.2759)	.3731 (.5805) (.3315)	.4092 (.5893) (.3978)	.0289 (.3258) (.0151)	.0384 (.4347) (.0241)	.0457 (.5033) (.0325)
Continuing Plants for at least 4 consecutive years						
$\Delta TR_{t-k}$	2.410 (.171)***	1.909 (.198)***	2.855 (.208)***	-.144 (.196)	.063 (.247)	.507 (.248)**
$TR_{t-k-1}$	-2.468 (.174)***	-2.261 (.189)***	-.685 (.204)***	-.450 (.197)**	-.912 (.241)***	-.834 (.268)***
No. of Obs.	139,083					
R-Squared (Within) (Between)	.2615 (.5127) (.1870)	.3297 (.5600) (.2717)	.4092 (.5893) (.3978)	.0217 (.3592) (.0103)	.0326 (.4378) (.0200)	.0457 (.5033) (.0325)

Note: The dependent variables are the growth rates of plant-level TFP and employment size. Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.

## V. 요약 및 시사점

최근 한·미 FTA 추진과 관련하여 시장개방이 국내 산업에 미치는 제반 영향에 대한 세간의 관심도가 높아지고 있다. 특히, 한·미 FTA가 향후 지속성장의 기반을 마련하는 차원에서 추진되었다는 점에서 시장개방이 국내경제의 종요소생산성에 미치는 효과에 대한 염밀하고 체계적인 분석의 필요성은 그 어느 때보다 높다고 판단된다.

최근 개방 관련 국내외 실증분석에서는 시장개방이 생산성 증가에 기여하는 주요 경로로서 무역자유화를 통한 수입시장 개방의 중요성을 강조하고 있다. 관세 및 비관세 장벽의 철폐를 통한 수입시장의 개방은 국내시장에서의 경쟁을 촉진함으로써 개별 기업으로 하여금 생산·경영의 비효율성을 줄이고 기업의 혁신역량 배양 및 산업 내·산업 간 자원배분의 효율성 제고를 가져오게 된다.

본고에서는 1993~2003년 기간 중 통계청의 『광공업통계조사보고서』의 원자료에 포함되어 있는 고용인원 5인 이상인

총 15만여개의 개별 제조업체를 분석대상으로 하여 수입관세 변화가 제조업 내 개별 사업체의 종요소생산성에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석해 보았다. 분석 결과에 따르면, 수입관세장벽이 낮을수록 개별 사업체의 종요소생산성이 높아지는 것으로 나타났다. 수입관세율이 1%p 하락할 경우 개별 사업체의 생산성은 평균적으로 1.3% 정도 증가하는 것으로 분석되었다.<sup>23)</sup>

본 연구는, 개별 사업체 수준의 미시자료를 이용하여 정책변수인 수입관세와 생산성 간의 관계를 규명한 국내 최초의 실증분석이라는 점에서 그 의의가 크며, 특히 개방정책의 직접적인 효과성을 식별하기 위해 주요 정책변수인 수입관세의 효과분석을 수행하였다는 점에서 기존 실증분석과의 차별성이 존재한다.

다만, 시장개방의 효과성을 관세율 인하와 이에 따른 경쟁압력 촉진을 통한 생산성 제고에 한정함으로써 R&D 파급효과 등 시장개방이 생산성 증가로 이어지는 여타 경로에 대한 구체적인 고려가 부족했다는 점이 본 연구의 한계점으로 지적될 수 있다. 특히, 비록 본고에서 통계자료의 부족으로 구체적으로 살펴보지 못

23) 본고에서 추정된 생산성 증가효과는 Fernandes(2004) 등 기존의 실증분석 문헌에 비해 상대적으로 높게 나타난다. 이는, 기존 문헌의 대부분이 농업이나 광업이 주력산업인 중남미 국가를 중심으로 분석한 데 비해, 본고는 생산성 제고의 여지가 높은 제조업 위주의 산업구조를 가진 우리나라를 분석대상으로 하였기 때문이다. 따라서 본고에서 생산성 제고효과가 높게 나타난 것은 그리 놀라운 일이 아니라 사료된다. 참고로, Trefler(2004)의 경우 NAFTA 체결 전후의 수입관세 인하로 캐나다 제조업의 노동생산성이 1988~96년 기간 동안 약 15% 증가한 것으로 분석했다.

했으나, 중간재 및 자본재 관련 무역장벽 철폐가 개별 기업의 총요소생산성에 매우 큰 영향을 미친다는 점에서 향후 이에 대한 심층적인 연구작업이 뒤따라야 할 것이다.<sup>24)</sup> 아울러, 서론에서 밝힌 바와 같이, 본 연구가 비교연도 간의 존속사업체 만을 분석의 대상으로 하고 있다는 점에서 산업 전반에 대한 시장개방의 효과를 살펴보기 위해서는 신규진입 및 퇴출기업에 대한 별도의 후속연구가 필요하다.

한편, 개방화 정책이 생산성 제고를 통해 경제성장의 기회를 제공하는 것은 사실이지만, 관련 국내제도 개선의 여부에 따라 시장개방정책의 경제적 효과가 달라지게 된다는 점을 강조하고 싶다. World Bank(2005)는 개방정책효과의 극대화를 위해서는 안정적인 거시정책, 교역 관련 사회간접자본 및 제도, 인프라와 인적자본에 대한 사회 전반의 투자, 제3시장 접근 확대, 법적 안정성 등이 필요

하다고 제시하고 있다. 2000년대 이후 멕시코의 경제성장을 및 NAFTA 회원국에 대한 교역량 증가세가 둔화되고 있는데, 이는 시장개방에 상응하는 국내제도의 개혁 미흡–노동시장의 경직성, 통신 등 서비스산업에 대한 규제, 사법제도의 불확실성 등–에서 기인하였다는 견해가 지배적인바, 우리에게 시사하는 바가 크다 하겠다.

마지막으로, 지금까지 한·미 FTA와 관련하여 국내에서 진행된 논의를 살펴보면, 수입관세 인하에 따른 기대효과의 초점을 주로 수입품 가격의 하락을 통한 소비자 후생 증가에 맞추어온 것이 사실이다. 이는, 지금까지 관세율 인하에 따른 생산성 제고효과에 대한 엄밀한 실증분석의 부재에 기인한 것이라고도 볼 수 있다. 이에 향후 본 연구 결과를 바탕으로 이러한 주제에 대한 보다 심도 있고 체계적인 분석작업이 진행되기를 기대한다.

24) Coe and Helpman(1995)은 OECD 국가를 대상으로 한 연구에서 R&D 투자가 많은 국가와의 교역, 특히 자본재 교역이 확대되면 될수록 총요소생산성이 높다는 분석 결과를 제시했다. 한편, Eaton and Kortum(1996)은 국가 간 생산성 격차의 약 25% 정도가 체화된 형태의 기술진보의 차이에서 기인한 것으로 추정하였는데, 이 중 상당 부분이 설비투자재 교역과 관련된 무역장벽에 의해 발생하였다는 점을 제시하고 있다. 마지막으로, 이시우(2006)은 1985~2003년 기간의 우리나라 총요소생산성 증가분 중 약 21% 정도가 자본재 투자를 전제로 한 체화기술진보(embodyed technological progress)였음을 제시하였다.

## 참 고 문 헌

- 김동석, 「생산성 분석」, 『한국의 산업경쟁력 종합연구』, 연구보고서 2003-07, 한국개발연구원, 2003.
- 이원기 · 김봉기, 「경제개방의 확대가 생산성에 미치는 영향」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2003.
- 산업연구원, 『한국산업의 생산성분석』, 연구보고서 439호, 2000.
- 한진희, 「진입 · 퇴출의 창조적 과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석」, 『KDI 정책연구』, 제25권 제2호, 2004.
- Aikem, L. S. and S. G. West, "Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions," Sage, Newbury Park, CA, 1991.
- Aw, B. Y., S. Chung, and M. Roberts, "Productivity and the Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan," *The World Bank Economic Review*, Vol. 14(1), 2000, pp.65~90.
- Baggs, J., K. Head, and J. Ries, "Free Trade, Firm Heterogeneity and Canadian Productivity," mimeo, 2002.
- Baier, S. L. and J. H. Bergstrand, "Do Free Trade Actually Increase Members' International Trade?" *Journal of International Economics* 71, 2007, pp.72~95.
- Bernard, A. and B. Jensen, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both," *Journal of International Economics*, Vol. 47(1), 1999, pp.1~25.
- Bhagwati, J. N., "Export-Promoting Trade Strategy: Issues and Evidence," *World Bank Research Observer*, Vol. 3, 1988, pp.22~57.
- Calderon-Madrid and Voicu, "Assessing Heterogeneity of Plant Responses to Trade Liberalization in Mexico: Productivity, Job Creation and Destruction and Survival of Manufacturing Plants in NAFTA," mimeo, 2005.
- Clemens, M. A. and J. G. Williamson, "Why did the Tariff-Growth Correlation Change after 1950?" *Journal of Economic Growth* 9, 2004, pp.5~46.
- Clerides, S., S. Lach, and J. Tybout, "Is 'Learning-by-Exporting' Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113(4), 1998, pp.903~947.
- Coe, D.T. and E. Helpman, "International R&D Spillovers," *European Economic Review* 39, 1995, pp.859~887.
- Eaton, J. and S. Kortum, "Trade in Ideas: Patenting and Productivity in the OECD," *Journal of*

- International Economics* 40, 1996, pp.251~278.
- Edwards, S., "Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know?" *The Economic Journal*, 1998, pp.383~398.
- Fernandes, A.M., "Trade Policy, Trade Volume and Plant-level Productivity in Columbian Manufacturing Industries," *Journal of International Economics* Vol. 71, No. 1, 2006, pp.52~71.
- Frankel, J. and D. Romer, "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, Vol. 89(3), 1999, pp.379~399.
- Griliches, Z. and J. Mairesse, "Production Functions: The Search for Identification," in *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, 1998, pp.169~203.
- Griliches, Z. and H. Regev, "Firm Productivity in Israeli Industry, 1979-1988," *Journal of Econometrics*, Vol. 65(1), 1995, pp.175~203.
- Grossman, G. and E. Helpman, *Innovation and Growth in the World Economy*, MIT Press, Cambridge, MA, 1991.
- Hahn, J., "Entry, Exit and Aggregate Productivity Growth: Evidence on Korean Manufacturing," *Korea Development Review*, Vol. 25, No. 2, 2003, pp.3~53.
- Hallak, J. C. and J. Levinsohn, "Trade Policy as Development Policy? Evaluating the Globalization and Growth Debate," The University of Michigan, mimeo, 2004.
- Harrison, A., "Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform: Theory and Evidence," *Journal of International Economics*, Vol. 36, 1994, pp.53~73.
- Harrison, A., "Determinants and Effects of Direct Foreign Investment in Cote d'Ivoire, Morocco, and Venezuela," in M. Roberts and J. Tybout (eds.), *Industrial Evolution in Developing Countries*, Oxford University Press, 1996.
- Hay, D., "The Post-1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large Manufacturing Firms: Productivity, Market Share and Profits," *The Economic Journal*, Vol. 111, 2001, pp.620~641.
- Iscan, T., "Trade Liberalization and Productivity: A Panel Study of the Mexican Manufacturing Industry," *Journal of Development Studies*, Vol. 34, 1998, pp.123~148.
- Karacaovali, B., "Productivity Matters for Trade Policy: Theory and Evidence," Policy Research Working Paper No. 3925, Washington, DC, World Bank, May 2006.
- Kim, D., "Productivity Analysis," *Comprehensive Study on Industrial Competitiveness of Korea*, Korea Development Institute, 2003, pp.151~178.
- Korea Institute for Industrial Economics and Trade, *Productivity Analysis on Korean Industries*, Policy Research 439, 2000.
- Krishna, P. and D. Mitra, "Trade Liberalization, Market Discipline and Productivity Growth: New Evidence from India," *Journal of Development Economics*, Vol. 56, 1998, pp.447~462.

- Krueger, A. O., "Trade Policy as an Input to Development," *American Economic Review* 70, 1980, pp.288~292.
- Lawrence, R. Z. and D. E. Weinstein, "Trade and Growth: Import-Led or Export-Led? Evidence from Japan and Korea," NBER Working Paper No.7264, 1999.
- Lee, W. and B. Kim, "The Impacts of Trade Liberalization on Productivity," *Monthly Bulletin*, the Bank of Korea, 2003.
- Levinsohn, J. and E. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies* 70, 2003, pp.317~341.
- Liu, L., "Entry-Exit, Learning and Productivity Change: Evidence from Chile," *Journal of Development Economics*, Vol. 42, 1993, pp.217~242.
- Lucas, R. E., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 1, 1988, pp.3~42.
- Melitz, M., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica* 71, 2003, pp.1695~1725.
- Muendler, M., "Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufactures, 1986~1998," mimeo, 2002.
- Pavcnik, N., "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvement: Evidence from Chilean Plants," *Review of Economic Studies* 69, 2002, pp.245~276.
- Rodriguez and Rodrick, "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence," in B. Bernanke and K.S. Rogoff (eds.), *Macroeconomics Annual*, the MIT Press, 2000.
- Sachs, J. and A. Warner, "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, pp.1~118.
- Schor, A., "Heterogeneous Productivity Response to Tariff Reduction: Evidence from Brazilian Manufacturing Firms," NBER Working Paper No.10544, 2004.
- Tybout, J. and M.D. Westbrook, "Trade Liberalization and Dimensions of Efficiency Change in Mexican Manufacturing Industries," *Journal of International Economics* 39, 1995, pp.53~78.
- Tybout, J., J. de Melo, and V. Corbo, "The Effects of Trade Reforms on Scale and Technical Efficiency: New Evidence from Chile," *Journal of International Economics* 31, 1991, pp.231~250.
- World Bank, *Economic Growth in the 1990s: Learning from a Decade of Reform*, Washington, D.C., 2005.
- Young, A., "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp.369~405.

&lt;Table A-1&gt; Decomposition of Aggregate TFP Changes (by year)

	Within-Plant (A)	Within-Industry (B)	Between-Industry (C)	Total (A+B+C)	(Entry/Exit)
1993	1.4%	-1.0%	-0.5%	-0.1%	(1.6%)
1994	5.5%	-2.1%	-0.2%	3.1%	(0.5%)
1995	2.7%	-0.5%	0.3%	2.4%	(0.8%)
1996	1.2%	1.5%	0.5%	3.2%	(-0.9%)
1997	0.3%	-0.4%	0.8%	0.7%	(-2.2%)
1998	-8.3%	1.4%	0.9%	-6.1%	(-1.7%)
1999	7.8%	-1.4%	-0.9%	8.3%	(0.3%)
2000	4.6%	-3.9%	0.9%	1.7%	(3.5%)
2001	1.8%	0.0%	-0.1%	1.7%	(-0.9%)
2002	5.4%	-0.5%	-0.2%	4.7%	(1.7%)
2003	1.9%	0.3%	0.2%	2.4%	(2.2%)
Entire Period (annual rate)	2.2%	-0.4%	0.1%	2.0%	(0.5%)

&lt;Table A-2&gt; Decomposition of Within-industry TFP Changes (by Sector)

Industry	Within-Plant (A)	Within-Industry (B)	Total (A+B)	(Entry/Exit)
Semi-conductor	6.1%	-0.1%	6.0%	(-1.6%)
Precision Instrument	1.3%	2.6%	3.9%	(1.3%)
IT Equipment	4.4%	-0.6%	3.8%	(0.1%)
Electrical machinery	2.1%	1.3%	3.4%	(-0.4%)
Non-metallic minerals	3.8%	-0.6%	3.2%	(-1.4%)
Electronic parts	4.5%	-2.0%	2.5%	(3.4%)
Motor vehicle	2.8%	-0.4%	2.4%	(1.1%)
Textile & Apparels	1.2%	1.1%	2.3%	(-3.3%)
Other manufacturing	1.7%	-0.2%	1.5%	(2.6%)
Other transportation equipment	0.8%	0.3%	1.1%	(0.1%)
Basic metals	2.3%	-1.3%	1.0%	(0.1%)
Chemical products	2.1%	-1.6%	0.4%	(0.1%)
Fabricated metal products	-0.2%	0.6%	0.4%	(-0.7%)
Food products and beverages	1.9%	-1.7%	0.2%	(0.3%)
Paper products & publishing	0.3%	-0.3%	0.0%	(0.8%)
Machinery & equipment	1.7%	-2.4%	-0.8%	(0.0%)
Petroleum & coals	-1.3%	-0.2%	-1.5%	(0.5%)

〈Table A-3〉 The Effects of Tariff Reduction (Interactive Regression Estimation)

	TFP Growth		Employment Growth	
TFP/Employment level* $TR_{t-1}$	.125 (.135)	.188 (.135)	<b>.204</b> <b>(.100)**</b>	<b>.195</b> <b>(.100)*</b>
$AGE * TR_{t-1}$	.706 (1.251)	<b>2.955</b> <b>(1.269)**</b>	-3.235 (1.464)**	-2.419 (1.491)
$AGE^2 * TR_{t-1}$	4.645 (3.048)	1.705 (3.069)	6.269 (3.730)*	5.223 (3.735)
$SIZE * TR_{t-1}$	<b>-.477</b> <b>(.062)***</b>	<b>-.481</b> <b>(.062)***</b>	-	-
$K/L Ratio * TR_{t-1}$	<b>-.237</b> <b>(.042)***</b>	<b>-.194</b> <b>(.042)***</b>	<b>.108</b> <b>(.042)***</b>	<b>.112</b> <b>(.043)***</b>
$Dum^{Exports} * TR_{t-1}$	-.128 (.118)	-.082 (.118)	<b>.337</b> <b>(.157)**</b>	<b>.312</b> <b>(.157)**</b>
$Dum^{RD} * TR_{t-1}$	-.117 (.119)	-.081 (.119)	.200 (.154)	.176 (.153)
$SIZE^{ind} * TR_{t-1}$	- -	.013 (.122)	-	<b>-.574</b> <b>(.143)***</b>
$K/L Ratio^{ind} * TR_{t-1}$	- -	<b>-.415</b> <b>(.103)***</b>	-	-.187 (.120)
$EXP/Sales^{ind} * TR_{t-1}$	- -	<b>-3.626</b> <b>(.320)**</b>	-	<b>-1.070</b> <b>(.363)***</b>
$RD/Sales^{ind} * TR_{t-1}$	- -	<b>-15.678</b> <b>(5.498)***</b>	-	<b>23.041</b> <b>(6.544)***</b>
No. of Obs.	384,539			
R-Squared	.3191	.3197	.0289	.0289
(Within)	(.5311)	(.5316)	(.3260)	(.3261)
(Between)	(.2755)	(.2762)	(.0151)	(.0152)

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses. \*, \*\* and \*\*\* indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.