KDI政策研究 • 2002. Ⅰ • 第24卷 第1號 • 通卷 第89號/1979年 3月 13日 登錄 • 登錄番號 사-01960/ISSN 1225-9888 00

KDI政策研究

Journal of Economic Policy

2002 Ⅰ

… 한국 무역수지 변동의 요인 분석 _ 한진희 · 신인석 · 조동철

… 고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과_ 최경수

… 오염집약도와 국제경쟁력의 변화 _ 김동석

… 한국 자본소득과세의 평가와 정책방향 _ 윤건영 · 현진권

韓國開發研究院

2002 I 제24권 제1호

KDI政策研究

Journal of Economic Policy

… 한국 무역수지 변동의 요인 분석
_ 한진희 · 신인석 · 조동철 / 3

… 고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과 _ 최경수 / 45

… 오염집약도와 국제경쟁력의 변화
_ 김동석 / 113

… 한국 자본소득과세의 평가와 정책방향 _ 윤건영 · 현진권 / 191

편집진

위 원 장 심상달
간 사 조동철
위 원 고영선 김대일 박원암 신광식 우천식 임영재 함상문 함준호
편 집 류세희

편집문의 편집위원회(958-4046)
구독문의 발간자료상담실 (958-4326~7)

한국 무역수지 변동의 요인 분석: 수요 및 공급측면의 상대적 중요성

한 진 희 __ 본원 연구위원... 신 인 석 __ 본원 연구위원... 조 동 철 __ 본원 연구위원...

ABSTRACT

This study attempts to explain why traditionally pro-cyclical trade balance became counter-cyclical since early 1990's in Korea. Structural VAR analysis for two sub-periods reveals two interesting changes in the role of the supply shock. First, impulse response analysis shows that the conditional correlation between the supply shock and trade balance turned from positive to negative over the two sub-periods. Second, the relative importance of the supply shock increased over the sub-periods. These two factors together explain the change in the cyclical properties of trade balance over time. Underlying cause behind these changes is likely to be the trade and financial market liberalization since late 1980's.

Ⅰ. 서 론

한국 국민소득에서 수출과 수입, 그리고 무역수지(순수출)가 차지하는 비중은 국제적으로 보아 높은 편이다. 비중이 높은 가운데 한국의 수출·수입·무역수지는 역시 국제비교를 통해 볼 때 변동성도 높은 것으로 나타난다. 국민경제에서 차지하는 비중과 변동성이 높음에 따라 한국의 무역수지 변화는 흔히 시사적(journalistic) 관심사가 되고, 원인에 대한 추측이 거론되곤 한다. 예를 들어, 신문지상에서는 최근 2001년 3/4분기 무역수지 흑자규모가 축소되는 것이 미국 경기의 침체에 따른 수출수요의 감소에 의한 것으로 원인을 제시하고 있다.[1] 사실 비단 최근 사례뿐 아니라 한국 무역수지의 변동을 주로 실질수요충격 내지는 명목환율의 변동 등 수요측면의 충격에 기인한 것으로 해석하는 인식은 과거에도 대중매체 및 정책당국에 있어 일반적이었던 것으로 생각된다.

그러나 미국 등 선진국 학계의 무역수지 변동에 대한 이론적 이해는 이러한 인식과는 상당한 거리가 있다. 미국 학계의 연구자들은 선진국 국가들의 자료에서 발견되는 무역수지와 국민소득 간의 음의 상관관계에 주목하고 이를 정형화된 사실(Stylized Fact)로 받아들이고 있다.[2] 그리고 이러한 무역수지의 경기역행성은 많은 연구자들에 의하여

1) 2001년 3/4분기 상품수지는, 한국은행 잠정발표에 의하면, 32억 달러로서 전분기(2001년 2/4분기: 52억 달러) 및 전년동기 대비(2000년 3/4분기: 54억 달러) 크게 감소하였다.

무역수지의 결정요인으로 생산성충격과 같은 공급충격이 중요한 역할을 하고 있음을 의미하는 것으로 이해되곤 한다. 예컨대, Backus, Kehoe, and Kydland(1994)는 확률동태 일반균형모형(Stochastic Dynamic General Equilibrium Model)에서 생산성충격이 있을 경우 경기역행적인 무역수지 패턴이 발생함을 보이고 있으며, Glick and Rogoff(1995)도 생산성충격에 기반을 둔 모형을 이용할 때 G-7 선진국의 경상수지 추이의 기본패턴이 잘 설명된다고 논의하고 있다.

그렇다면 과연 한국 무역수지 변동의 원인에 대한 정확한 이해로서는 어떤 인식이 타당한 것일까? 선진국 일부 연구자의 주장과 같이 생산성충격 등 공급충격의 영향이 한국의 경우에도 절대적인 것인가? 아니면 실질수요충격 및 명목충격 등 수요측면 충격의 역할이 크다는 일반의 인식이 올바른 것인가? 본 연구는 이와 같은 문제의식에서 출발하고 있다.

이를 위하여 우선 한국 무역수지와 국민소득의 단순상관관계를 조사하였다. 그 결과 1990년대에는 선진국에서와 같이 무역수지가 경기에 역행하고 있는 것으로 나타나고 있으나, 1990년대 이전에는 한국의 무역수지가 오히려 경기에 순행하였음을 발견하였다. 이와 같은 관찰은 한국 무역수지의 변동요인으로서 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 중요성이 시기에 따라 변천하였을 가능성을 시사하는 것으로 보인다.

---

2) 선진국 자료를 근거로 경기역행(Counter-cyclical)성을 무역수지의 기본성격으로 보고한 연구로서는 Danthine and Donaldson(1993), Backus, Kehoe, and Kydland(1994), Prasad and Gable(1998) 등이 있다. 특히 Prasad and Gable(1998)은 가장 많은 국가인 OECD 22개국의 1970~95년간 자료를 조사하였는데, 22개국 모두에서 무역수지는 국민소득과 음의 상관관계를 갖고 있는 것으로 보고되었다. 자료기간이 한국이 OECD에 가입하기 이전이므로 한국은 그들의 조사에 포함되어 있지 않다.

이러한 기초조사 결과에 따라 본 연구는 보다 정교한 계량분석에 의하여 한국의 무역수지 변동요인을 공급충격과 수요충격(실질수요충격과 명목수요충격)으로 분해하고자 하였다. 이와 같은 식별(Identification)을 위하여 본 논문에서는 Blanchard and Quah(1989) 이후 널리 사용되고 있는 장기제약조건(Long-Run Restriction)을 통한 구조 VAR(Structural Vector Auto-Regression) 분석방식을 사용하였다.[3] 즉, 공급충격, 실질수요충격, 명목충격 등 3개의 충격을 상정하고 국민소득, 무역수지, 물가의 세 변수로 기본모형을 구성하였다. 이와 같은 기본모형에서 공급충격은 세 변수 모두에 장단기에 영향을 주는 한편, 실질수요충격은 무역수지와 물가에는 장단기에 영향을 미치나 국민소득에는 장기 효과가 없으며, 명목충격은 물가에는 장단기에 영향력이 있으나 나머지 두 실질변수에는 단기에 한하여만 영향을 미친다는 가정을 도입하여 세 가지 종류의 충격을 식별하였다.

이와 함께 분석결과의 견고성(robustness)을 검증하기 위하여 기본모형 이외에 두 가지 변형모형에 대해서도 동일한 분석을 시도하였다. '변형모형 1'은 Prasad(1999)에 의거한 것으로서, 국민소득·실질환율·무역수지 세 변수로 모형을 구성하여 공급충격, 실질수요충격, 명목충격의 세 가지 구조충격을 식별하였다. 여기에서의 식별제약이 기본모형과 다른 점은 명목충격이 장기적으로 무역수지를 변화시킬 수 있음을 가정한 것이다. Prasad(1999)는 이와 같은 가정에 대해 '히스테리 효과(hysterisis effect)'로 정당화하고 있다.

3) 여타 식별조건과 같이 장기제약조건에도 결점이 있다. 예를 들어, Faust and Leeper(1997)는 한정된 자료에서 각 충격의 장기효과는 정확하게 추정되기가 어렵다는 점을 지적하고 있다. 그러나 경제이론의 측면에서 장기제약은 비교적 보편성이 있는 식별제약이라고 생각된다.

다음으로 '변형모형 2'는 기본모형과 변형모형 1을 포괄하는 모형을 상정하고 있다. 즉, 국민소득·실질환율·무역수지·물가의 네 변수로 구성된 변형모형을 설정하고, 히스테리충격이 국민소득과 실질환율에는 장기효과가 없으나 무역수지와 물가에는 장기적인 효과가 있는 충격인 반면 명목충격은 물가에만 장기적인 효과가 있는 충격으로 가정하였다. 따라서 명목충격 중 어떤 이유로 무역수지에 장기효과를 미친 충격이 있다면 모형에서 이는 히스테리충격으로 식별된다.

무역수지와 국민소득의 단순상관관계가 1990년대 이전·이후에 달랐다는 점을 상기하여, 위에서 설명한 세 모형을 1970년에서 1989년까지의 표본(1990년대 이전 표본)과 1981년에서 1997년까지의 표본(1990년대를 포함한 최근 표본)으로 구분하여 추정하였다. 이와 같은 계량분석으로부터 나타난 견고한 결과는 다음의 두 가지이다. 첫째, 분산분해분석에 의거할 때 무역수지 변동을 설명하는 데 있어 공급충격의 상대적 중요성이 최근 표본에서 증가한 것으로 나타났다. 둘째, 충격반응함수에 의할 때 양의 공급충격에 대한 무역수지의 반응방향이 달라졌다. 즉, 1990년대 이전 표본에서는 개선되는 것으로 나타났으나, 최근 표본에서는 악화되는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 공급충격과 무역수지의 조건부 상관관계의 부호가 양에서 음으로 달라지는 한편 무역수지의 변동에 있어 공급충격의 중요성이 증가함에 따라, 국민소득과 무역수지의 단순상관관계가 양에서 음으로 변화되었음을 의미하는 것으로 생각된다.[4] 아울러 이와 같은 결과는 1990년 이후 한국의 무역수지가, 공급충격의 역할을 중심으로 선진국의 무역수지 동학을 설명하는

4) 양의 공급충격은 국민소득을 증가시킨다. 이제 양의 공급충격이 무역수지를 악화시키고 또한 공급충격이 국민소득과 무역수지 변동을 설명하는 중요한 요인이라면, 국민소득과 무역수지의 단순상관관계는 음으로 나타날 것이다.

확률동태 일반균형 모형의 설명에 부합하는 성격을 지니게 되었음을 뜻하는 것이기도 하다. 본고는 1990년대에 무역수지 변동에 대한 공급충격의 역할이 변화된 원인에 대한 설명으로서 외환 및 무역관련 규제의 완화·철폐를 대안으로 제시한다.

한국의 무역수지와 경기의 상관관계를 본 연구에서와 같은 문제의식하에서 진행한 기존연구는 없는 것으로 알고 있다. 단, 본 연구에서와 같이 장기제약 식별조건을 통한 구조VAR 모형을 한국의 거시경제자료에 적용한 기존 연구들은 유병삼(1992, 1995), 김준일(1996), 송욱헌(1998) 등을 거론할 수 있다. 이 중 송욱헌(1998)은 구조적 VAR 모형을 사용하였다는 점 이외에도 한국의 무역수지 변동요인에 대하여 고찰하고 있다는 점에서 본 연구와 가장 관련이 깊은 것으로 보이나, 주요 관심사항이 무역수지와 경기의 상관관계가 아닌 교역조건과 무역수지의 관계라는 점에서 본 연구와 구분된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 한국 무역수지의 추이와 기초통계적 성질을 국제비교를 통하여 살펴본다. Ⅲ장에서는 무역수지 변동의 결정요인에 대한 이론적 논의와 함께 본 연구에서 사용하고 있는 구조VAR 모형에 대해 간략히 소개한다. Ⅳ장에서는 이러한 분석기법을 활용하여 한국 무역수지의 변동요인에 관하여 실증적인 분석 및 해석을 시도한다. Ⅴ장에서는 논문이 마무리된다.

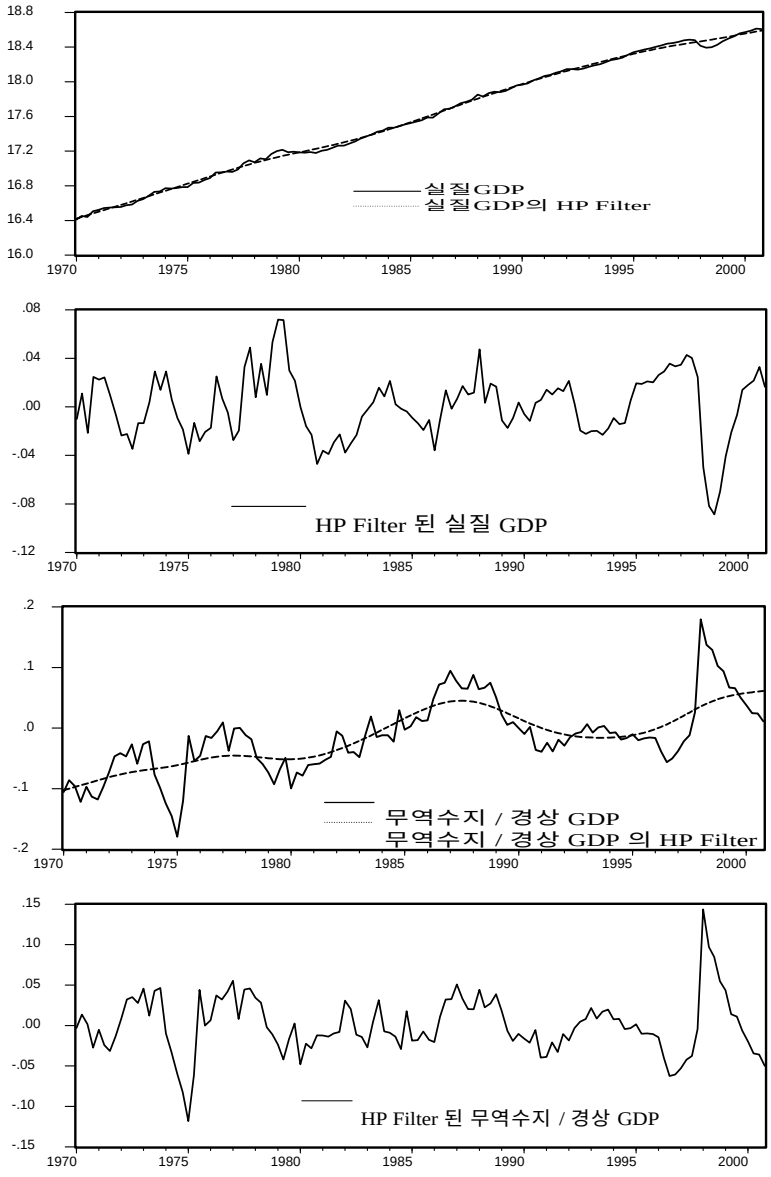
Ⅱ. 한국 무역수지의 추이: 기초통계량

[그림 1]은 한국의 무역수지 변화추이를 국민소득과 함께 보여주고 있다. 우선 1980년대 중반의 이른바 3저 호황기간 이전까지 한국의 무역수지는 항상 적자상태에 머물러 있었으며, 그중에서도 유가 급등이 발생하였던 1972~73년의 기간과 1979~80년의 기간 중에 적자폭이 컸던 것을 알 수 있다. 그러나 무역수지는 1980년대 후반에 국민소득의 7~8%에 이를 정도의 대규모 흑자로 반전되었으며, 이후 1990년대 중반까지는 대체로 균형 내지 소폭의 적자상태를 지속하였다. 이른바 반도체 가격의 폭락이 발생한 1996~97년에는 무역수지적자가 다소 확대되었으나, 외환위기의 발생과 함께 1998년의 무역수지는 사상 유례를 찾을 수 없을 정도의 흑자를 기록하였으며, 이후에는 흑자폭이 완만히 축소되는 추세에 있다.

<표 1>은 이와 같은 한국 무역수지에 대한 기본적인 통계량을 OECD 주요 8개국과 비교하여 제시하고 있다. 우선 한국의 경우 국민소득에서 수출입이 차지하는 비중이 60~70%에 이르러 스위스와 함께 가장 높은 수치를 기록하고 있음을 알 수 있다. 또 무역수지의 경우에도 한국의 국민소득 대비 비중은 70년대 -5.1%, 80년대 2.3%, 90년대 1.6%로서 전체적으로 보아 절대치 기준으로 가장 높은 수준임을 알 수 있다.

<표 1>은 각국 무역수지의 표준편차와 국민소득의 상관관계도 제시하고 있다. 여기에서 국민소득은 실질 국민소득을 로그 변환하여 사

[그림 1] 한국의 GDP 및 무역수지 변화추이



<표 1> 한국 및 주요 OECD 국가의 무역수지와 국민소득

		수출입·무역수지의 GDP 대비 비중		표준편차	국민소득과의 상관관계		
국 가	기간(년)	(수출/수입)/경상GDP	무역수지/경상GDP	무역수지/경상GDP	수출/경상GDP	수입/경상GDP	무역수지/경상GDP
오스트레일리아	1970~1979	0.297	-0.002	0.014	0.250	0.001	0.141
	1980~1989	0.335	-0.021	0.010	0.168	0.608	-0.430
	1990~2000	0.392	-0.001	0.009	-0.361	0.149	-0.441
	1970~2000	0.366	-0.012	0.011	0.048	0.291	-0.210
캐나다	1970~1979	0.471	0.003	0.008	0.568	0.317	0.317
	1980~1989	0.521	0.017	0.009	0.526	0.723	-0.547
	1990~2000	0.701	0.020	0.010	0.604	0.479	0.236
	1970~2000	0.621	0.017	0.009	0.544	0.580	-0.098
이탈리아	1970~1979	0.427	0.001	0.016	0.148	0.711	-0.635
	1980~1989	0.416	-0.002	0.012	-0.154	0.368	-0.579
	1990~2000	0.463	0.025	0.008	0.179	0.425	-0.441
	1970~2000	0.448	0.017	0.013	0.079	0.558	-0.586
미 국	1970~1979	0.156	-0.005	0.005	-0.356	-0.016	-0.391
	1980~1989	0.186	-0.019	0.005	0.185	0.702	-0.488
	1990~2000	0.229	-0.016	0.004	-0.086	0.255	-0.324
	1970~2000	0.208	-0.015	0.005	-0.134	0.284	-0.415
영 국	1970~1979	0.536	-0.004	0.014	-0.152	0.013	-0.182
	1980~1989	0.523	-0.007	0.011	-0.144	0.344	-0.614
	1990~2000	0.543	-0.011	0.005	0.439	0.509	-0.251
	1970~2000	0.534	-0.009	0.009	0.088	0.411	-0.513
프랑스	1970~1979	-	-	-	-	-	-
	1980~1989	0.437	-0.013	0.006	0.212	0.397	-0.333
	1990~2000	0.460	0.014	0.005	0.406	0.616	-0.453
	1970~2000	0.452	0.005	0.005	0.295	0.501	-0.393
일 본	1970~1979	-	-	-	-	-	-
	1980~1989	0.228	0.020	0.006	0.345	0.569	-0.484
	1990~2000	0.183	0.015	0.005	0.571	0.764	-0.616
	1970~2000	0.200	0.017	0.005	0.395	0.639	-0.547
스위스	1970~1979	-	-	-	-	-	-
	1980~1989	0.717	-0.001	0.007	0.822	0.642	-0.100
	1990~2000	0.725	0.038	0.007	0.245	0.549	-0.453
	1970~2000	0.720	0.024	0.007	0.554	0.579	-0.270
한 국	1970~1979	0.604	-0.051	0.039	-0.116	-0.115	0.023
	1980~1989	0.681	0.023	0.024	0.128	-0.441	0.471
	1990~2000	0.694	0.016	0.040	-0.665	0.498	-0.868
	1970~2000	0.690	0.015	0.035	-0.366	-0.013	-0.314
	1970~1996	0.618	-0.009	0.030	-0.136	-0.132	0.003

주 : 수출, 수입은 경상수치임.
무역수지는 수출에서 수입을 뺀 값임.
위의 표준편차와 상관관계값은 Hodrick-Prescott Filter된 자료를 근거로 계산되었음.

자료 : OECD, *Quarterly National Accounts*, 각호.

용하였으며, 무역수지는 국민소득의 규모에 따른 무역수지규모의 변동효과를 제거하기 위하여 경상 무역수지의 경상 국민소득에 대한 비율로 계산되었다. 또 모든 자료는 HP 필터링(Hodrick-Prescott Filtering)에 의하여 장기성장추세를 제거하였다.[5] 우선 국민소득 대비 무역수지의 표준편차가 대부분의 국가에서 1%를 하회하고 있는 반면 한국의 경우에는 3% 내외에 이르고 있어 여타 국가에 비하여 한국의 무역수지 변동성이 현저하게 높음을 알 수 있다.

다음으로 무역수지와 국민소득 간의 상관관계를 살펴보면 대부분의 국가에서 뚜렷한 음의 상관관계가 관찰되고 있음을 확인할 수 있다. 양의 상관관계가 발견되는 경우는 오스트레일리아의 1970년대, 캐나다의 1970년대와 1990년대뿐이다. 그러나 한국의 경우에는 상당히 다른 패턴이 발견되고 있다. 한국의 경우에도 1990년대에는 여타 국가에서와 마찬가지로 음의 상관관계가 관찰되는 반면 1970~80년대에는 두 변수의 상관관계가 오히려 양으로 나타나고 있다. 선진국에서 무역수지와 국민소득의 상관관계가 음인 이유는 보통 수입의 경기순행성이 강하기 때문인 것으로 알려져 있으며, 그와 같은 사실은 <표 1>에서 명확히 확인할 수 있다. 그러나 한국의 경우에는 1990년대를 제외하고는 수입이 국민소득과 오히려 뚜렷한 음의 상관관계를 나타내고 있으며, 이는 1970~80년대 한국의 무역수지가 경기순행적으로 나타나게 된 주요 원인을 제공하고 있다.

이와 같이 국제적으로는 무역수지와 국민소득 간에 음의 상관관계가 일반적이지만 한국의 경우 지난 30년 중 오히려 양의 상관관계가 관찰된 시기가 길었고 최근 들어 음의 상관관계가 나타나고 있다는 사실

5) HP필터링에서 평준화 계수(Smoothing Parameter)로는 분기자료에 통상 사용되는 1,600을 선택하였다.

은 한국 무역수지의 변동요인에 대하여 시사하는 바가 있는 것으로 보인다. 즉, Backus, Kehoe, and Kydland(1994)는 확률동태 일반균형모형을 사용하여 양의 생산성충격이 발생하면 자본총량의 조정, 즉 투자가 이루어지는 동안에 국민소득의 성장과 무역수지의 악화가 동시에 발생한다는 점을 보이고 있는데, 이는 선진국에서 일반적으로 국민소득과 무역수지가 음의 상관관계를 보이고 있다는 사실을 설명하기 위함이었다.[6] 또한 이 모형은 투자증대에 의해 촉발된 수입증가가 국민소득 상승기에 무역수지를 악화시키는 것을 의미하여, 선진국에서 수입과 국민소득이 양의 상관관계를 보이는 것과도 부합되는 장점이 있다.

그러나 한국의 경우 무역수지가 과거 경기역행적이지 않았고 수입 역시 경기순행적이지 않았다는 사실은 생산성충격이 중심역할을 하는 이론모형이 과거 한국 무역수지의 추이를 설명하는 모형으로서 충분히 적합하지 않을 가능성과 함께 생산성충격 이외에 여타 충격의 역할이 과거 무역수지의 변동요인으로 중요하였을 가능성을 제기한다. 동시에 1990년대 이후 선진국과 같이 무역수지가 경기역행성을 보이고 있다는 점은 무역수지 변동에 있어 공급충격의 상대적 역할이 이 시기에 변화되었을 가능성을 제기한다. 이하 실증분석을 통하여 이를 점검하고자 한다.

6) 생산성충격에 의하여 무역수지를 설명하는 이론모형을 논의하고 있는 다른 연구로서는 Backus, Kehoe, and Kydland(1992), Elliott and Fatas(1996) 등이 있다.

Ⅲ. 실증분석방법

1. 실증분석의 이론적 배경

여기에서는 실증분석을 위한 이론적 배경으로 Clarida and Gali(1994)가 제시한 모형에 무역수지를 포함시킨 모형을 개략적으로 설명하고자 한다.[7] 물론 본 연구의 실증분석이 전적으로 하나의 특정한 모형에 의존하고 있는 것은 아니나, 아래 모형은 비교적 표준적인 케인지안 모형으로서 우리가 식별조건으로 사용하고자 하는 장기제약조건에 대한 이론적 배경을 어느 정도 제공하고 있다. 이 모형은 다음 다섯 개의 식으로 구성된다.

$$y_t^d = d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) \quad (1)$$

$$p_t = (1-\theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e \quad (2)$$

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (3)$$

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (4)$$

$$tb_t = \xi q_t - \beta y_t. \quad (5)$$

7) Clarida and Gali(1994) 모형에는 무역수지에 관한 별도의 식이 없다. 무역수지는 IS식에 암묵적으로 포함되어 있을 뿐이다. 그러나 Prasad(1999)에서와 같이 실질환율과 국민소득의 함수로서 별도의 무역수지식을 설정하면 그들의 모형이 의미하는 균형 무역수지값은 쉽게 구해진다. 본문 모형에서 무역수지 항목은 Prasad(1999)에 의거한 것이다.

여기에서 y는 국민소득, d는 실질수요충격, s는 명목환율, p는 물가, i는 금리, m은 통화량, tb는 무역수지를 각각 나타내며 $q \equiv s-p$로 정의되는 실질환율이다. 모형의 변수는 금리 i를 제외하고는 모두 로그변환된 상태이며, 명목환율 s를 제외하고는 모두 외국에 대비한 상대적 수준을 의미한다. 즉, 국민소득을 예로 할 경우 $y_t \equiv y_t^h - y_t^f$와 같이 외국변수를 차감한 상대국민소득을 뜻한다. 모형의 파라미터들은 모두 양의 값을 취하며 θ는 0과 1 사이이다.

식 (1)은 IS식이다. 실질수요충격 d의 전형적인 예로서는 국내외의 재정정책충격을 생각할 수 있다. 국내에서 팽창적인 재정정책충격이 발생하면 이는 양의 실질수요충격으로 해석되며, 반대로 외국에서 같은 재정정책충격이 발생한다면 이는 음의 실질수요충격으로 해석된다. 식 (2)는 이 경제의 물가책정과정을 나타내는 식인데, 가격경직성을 반영하고 있다. 식 (3)은 통화수요함수이고, 식 (4)는 금리평형식이다. 외생변수가 주어지면 식 (1)~(4)에 의하여 각 내생변수의 값이 결정되고, 정해진 실질환율과 국민소득에 따라 무역수지는 식 (5)에 의하여 결정된다.

모형에서 외생변수는 실질수요충격(d), 통화량(m), 공급측면의 국민소득(y^s)이다. 이제 이들 외생변수가 따르는 확률과정(Stochastic Process)을 가정하면 모형은 완결된다. 확률과정은 단순한 임의보행(random walk)인 것으로 가정한다. 또 실질수요에 한하여 충격이 MA(1)이라고 가정하여 충격에 항구적 요소와 일시적 요소가 같이 존재하는 것으로 상정한다. 이상의 가정을 식으로 표시하면 다음과 같다. 식에서 (z, δ, ν)는 백색충격(White Noise)항이고, γ는 0과 1 사이의 값이다.

$$
\begin{aligned}
y_t^s &= y_{t-1}^s + z_t \\
d_t &= d_{t-1} + \delta_t - \gamma\delta_{t-1} \\
m_t &= m_{t-1} + \nu_t.
\end{aligned} \tag{6}
$$

모형의 풀이는 먼저 가격이 완전히 신축적인 상태, 즉 모형에서 θ가 1인 경우의 균형값(y_t^e, q_t^e, p_t^e)을 찾는 데서 시작된다. 이 균형값은 또한 장기균형상태에서 각 변수가 취하게 될 값이기도 하다.

$$
\begin{aligned}
y_t^e &= y_t^s \\
q_t^e &= (y_t^s - d_t)/\eta + (\eta(\eta+\sigma))^{-1}\sigma\gamma\delta_t \\
tb_t^e &= (\frac{\xi}{\eta} - \beta)y_t^s - \frac{\xi}{\eta}\left[d_t - \frac{\sigma}{(\eta+\sigma)}\gamma\delta_t\right] \\
p_t^e &= m_t - y_t^s + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta+\sigma)^{-1}\gamma\delta_t.
\end{aligned} \tag{7}
$$

식 (7)은 장기에 있어 공급충격, 실질수요충격, 명목충격이 모형의 각 변수에 미치는 효과를 보여준다. 먼저 상대국민소득 y의 경우 공급충격 이외의 다른 충격으로부터는 장기에 있어서 아무런 영향을 받지 않는다. 실질환율은 공급충격과 실질수요충격에 의해서는 영향을 받지만 명목충격의 영향은 받지 않는다. 그러나 그 효과의 방향은 두 충격이 상이하다. 양의 공급충격은 실질환율을 절하시키지만 양의 실질수요충격은 실질환율을 절상시킨다. 무역수지의 경우 이러한 국민소득과 실질환율의 움직임을 반영하여 각 충격에 대한 반응의 정도가 정해진다. 명목충격은 무역수지에 장기효과가 없으며 공급충격과 실질수요충격만이 효과를 보인다. 양의 공급충격 효과의 방향은 계수의 구체적인 크기에 의존하나, 양의 실질수요충격은 무역수지의 악화를 가져온다. 마지막으로 물가는 공급충격, 명목충격에 영향을 받는다. 이 모형의 단점은

항구적인 실질수요충격이 장기에 있어 물가에 아무런 영향을 미치지 않는다는 것이다. 그것은 모든 조정이 금리에 의하여 이루어지기 때문인데, 이 점은 모형의 특이한 성질인 것으로 받아들여 Clarida and Gali(1994)도 계량분석에서는 적용하지 않고 있다. 본 연구에서도 계량분석의 식별제약에서 이 성질은 사용하지 않기로 한다.

이제 위에서 얻어진 p_t^e값을 이용하면 θ가 1이 아니고 가격경직성이 존재하는 경우의 (y_t, p_t, q_t)와 그에 해당하는 tb_t가 다음과 같이 구해진다.[8)]

$$
\begin{aligned}
y_t &= y_t^s + (\eta+\sigma)\phi(1-\theta)(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\
q_t &= q_t^e + \phi(1-\theta)(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\
tb_t &= tb_t^e + \Phi(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\
p_t &= p_t^e - (1-\theta)(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t),
\end{aligned}
\qquad (8)
$$

$$
\begin{aligned}
where \quad \phi &\equiv (1+\lambda)(\lambda+\sigma+\eta)^{-1} \\
\alpha &\equiv \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta+\sigma)^{-1} \\
\Phi &\equiv \phi(1-\theta)(\xi - \beta(\eta+\sigma)).
\end{aligned}
$$

이와 같은 해는 가격경직성이 존재하는 단기에 나타나는 각 변수의 균형값으로 해석된다. 즉, 이들은 공급충격, 실질수요충격, 명목충격이 각 변수의 단기적인 동태경로에 미치는 영향을 보여주고 있으며, 그

8) 모형의 풀이에서 중요한 가정은 단기에 있어 y는 수요측면에 의해 전적으로 결정된다는 것이다. 즉, 먼저 외생변수와 p, q가 정해지면 y는 그에 따른 수요에 의해 결정된다. 이러한 케인지안 특유의 가정 때문에 모형에서 y_t는 단기적으로 y_t^s와 편차를 보이게 된다.

결과는 비교적 표준적이므로 추가적인 설명은 생략하고자 한다. 단, 본 연구의 관심 변수인 무역수지의 경우, 세 충격에 의해 모두 영향을 받고 있으나 그 방향은 모형에서 상정한 모수들의 상대적 크기에 의존하게 된다. 즉, 무역수지의 충격반응 방향은 장단기에 있어 모두 불확정적인 셈이다.

2. 실증분석방법

이상에서 설명한 이론모형을 한국의 자료에 적용하기 위하여 상대국민소득 y_t, 국민소득 대비 무역수지 비율 tb_t 및 상대물가 p_t로 구성된 3변수 VAR를 기본모형으로 설정하였다. 이하에서는 특별한 경우를 제외하고는 상대국민소득, 국민소득 대비 무역수지 비율, 상대물가를 각각 국민소득, 무역수지 및 물가로 지칭하고자 한다.

축약형 모형을 통하여 구조모형의 계수 및 구조적 충격을 추정하는 방식은 비교적 표준적이라고 할 수 있으므로 구체적인 설명은 생략하고자 한다. 단, 3변수 VAR라는 축약형 모형의 추정치로부터 구조모형의 계수 및 충격을 식별하기 위해서는 3개의 식별제약조건이 필요하며, 본고는 Blanchard and Quah(1989)의 방법론을 따라 구조적 모형의 계수에 대한 장기제약조건을 식별조건으로 사용하였다는 점은 강조될 필요가 있다. 이와 같이 구조적 충격에 대한 내생변수의 장기반응에 대해서만 제약을 가하는 방법론이 갖는 장점은 모형의 단기적인 동학(dynamics)에 대해 어떠한 선험적인 제약도 가하지 않는다는 점이다. 전 절에 기술된 이론모형은 실질수요충격 및 명목충격은 각각 국민소득 수준에 장기적으로 영향을 주지 않으며, 또한 명목충격은 무역수지 수준에 장기적으로 영향을 주지 않을 것임을 의미한다. 이러한 세 가지

식별제약을 사용하면 구조모형의 식별이 가능하며, 이처럼 추정된 충격을 각각 공급충격, 수요충격, 명목충격 등으로 해석할 수 있다. 이하의 분석에서는 이와 같은 3변수 모형을 기본모형으로 분석하되, 4변수 모형 등 다소 변형된 모형도 함께 분석하여 분석결과의 견고성(robustness)을 점검하고자 한다.

Ⅳ. 한국 무역수지의 변동요인: 분석결과 및 해석

1. 자료 및 추정기간

본 연구는 1970년에서 외환위기 이후의 기간을 제외한 1997년까지 28년간의 분기별 자료를 사용하였다. 상대국민소득 및 상대물가는 1995년 한국과의 무역규모로 가중평균된 무역상대국의 실질GDP 및 소비자물가지수 대비 한국의 실질GDP 및 물가의 로그 변환값으로 정의하였다. 국민소득 및 물가가 상대적 수준으로 표시되어 있으므로 분석결과에서 국민소득 및 물가의 변화는 상대적 수준의 변화를 의미하는 것이지 절대적 수준의 변화를 의미하는 것은 아니다.[9] 본 연구에서 사용된 무역상대국가는 미국·일본·영국·프랑스·이탈리아·캐나다 등 선

9) <표 1>은 상대GDP가 아닌 한국GDP와의 상관관계를 보고하였다. 그러나 상대GDP를 사용할 경우에도 기본적인 패턴은 대체로 유지되고 있는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어, 1970년대, 1980년대 및 1990년대의 한국GDP와 무역수지의 상관관계가 0.023, 0.471 및 -0.868로 나타난 데에 비하여 상대GDP와 무역수지의 상관관계는 각각 -0.150, 0.507 및 -0.821로 나타나고 있다.

진 6개국으로 한정되었다. G7 국가 중 독일의 경우 통일 이전과 이후의 자료에 큰 괴리가 발생하여 본 연구에서 제외되었으며, 1980년대 말 이후 한국과의 교역규모가 급신장한 동남아 및 중국의 경우 과거 자료가 가용하지 않은 관계로 포함시킬 수 없었다.

무역수지는 한국의 국민계정에 나타난 총수출물량에서 총수입물량을 차감하여 사용하였으며, 경제규모 변화에 따른 규모효과(scale effect)를 통제하기 위해 관련 문헌의 관행에 따라 국민소득에 대한 비율로 표시되었다. 마지막으로 본 연구에 이용된 대부분의 자료는 OECD Database에서 구하였으나, 각국의 소비자물가지수는 IFS(International Financial Statistics)에서 구하였다.

<표 2>는 한국과 본 연구의 무역상대국으로 포함된 선진 6개국과의 무역거래비중의 추이를 나타내고 있는데, 선진 6개국이 한국의 무역거래에서 차지하는 비중은 1985년의 약 56%를 정점으로 감소하여 2000년에는 약 41% 수준을 보이고 있다. 본 연구의 무역수지변수가 한국 이외의 모든 국가와의 무역거래를 나타내는 반면 상대국민소득 및 상대물가 변수에는 선진 6개국만이 포함되어 있다는 사실은 이하의 분석결과를 해석하는 데 다소 주의를 요구한다. 예를 들어, 동남아 혹은 중국의 경기변동은 한국의 수출 및 무역수지의 변동을 초래할 수 있으나 측정된 상대국민소득 및 상대물가에는 직접적인 영향을 미치지 않을 것이다.

<표 3>은 각 변수에 대한 단위근 검정결과를 보고하고 있다. 국민소득과 물가의 경우 단위근이 존재한다는 결과는 수없이 보고된 바 있으나, 상대적인 국민소득 및 상대적인 물가와 무역수지가 단위근을 포함하고 있다는 사실은 자주 보고된 적이 없는 것으로 사료된다. 3변수 모두 1차 차분할 경우에는 안정적인 것으로 나타나고 있어 실증분석에

<표 2> 지역별 무역거래비중 추이

(단위 : %)

	표본국가 (선진 6개국)	기타 OECD	ASEAN	중 국	기 타
1980	53.1	10.4	9.0	-	27.6
1985	55.7	11.2	9.8	-	23.4
1990	54.9	12.0	12.1	-	21.0
1995	46.2	12.1	16.9	6.4	18.4
2000	41.4	11.3	17.0	9.4	20.9

주: ASEAN : 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 인도네시아, 대만, 홍콩, 태국.
G6 : 미국, 영국, 프랑스, 일본, 캐나다, 이탈리아.

<표 3> 단위근 및 공적분 검정결과

	변 수	Lag4	Lag8	임계치
단위근 검정	RGDP	-0.79	-1.05	1%: -3.54 5%: -2.91
	TB	-1.65	-1.80	
	RCPI	0.49	0.43	
공적분 검정	RGDP, TB, RCPI	11.23	12.40	1%: 35.65 5%: 29.68

주: 단위근 검정은 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 설정하고 있으며, 공적분 검정은 '공적분관계가 하나도 없다'는 귀무가설을 설정하고 있음.

서는 1차 차분된 변수를 사용하였다. 아울러 <표 3>은 이 세 변수 사이에 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다고 보고하고 있어, 앞에서 제시한 구조적 VAR 모형을 적용하는 데에 무리가 없는 것으로 나타나고 있다.

아울러 이하의 실증분석에서는 국민소득과 무역수지의 단순상관관

계가 1990년대 이전과 이후 달라졌다는 앞에서의 관찰과 대응시키기 위하여 1970년에서 1997년까지의 전체표본기간뿐 아니라, 1970년에서 1989년까지의 1990년대 이전 기간(기간 Ⅰ)과 1981년에서 1997년까지의 기간(기간 Ⅱ)의 표본에 대해서도 분석을 시도하였다. 마지막으로 시차의 길이는 8분기로 상정하였다.[10]

2. 분석결과

가. 충격반응

[그림 2]~[그림 4]는 식별된 각각의 구조적 충격에 표준편차 크기의 충격이 발생할 경우에 대한 국민소득, 무역수지, 물가의 충격반응함수를 전체표본, 기간 Ⅰ(1970~89), 기간 Ⅱ(1981~97)의 순서로 도시한 것이다. 그림에서 실선은 추정된 충격반응함수이며, 점선은 충격반응함수의 90% 신뢰구간을 의미한다. 신뢰구간의 계산은 1,000번 반복된 Bootstrapping 방법으로 산출된 표준편차에 근거하였다.[11] 충격반응함수의 모양이 이론의 예상과 합치하는지의 여부를 검토하면 주어진 식별제약의 타당성을 간접적으로 점검할 수 있다. 이와 같은 취지에서 먼저 충격반응함수의 개요를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체 표본의 경우 충격반응함수의 모양은 전반적으로 이론의 예측과 부합되는 것으로 나타난다. 먼저 10% 유의수준에서 통계적으로 零과 유의하게 다른 반응을 보이고 있는 것은 공급충격에 대한 국

10) 구조VAR 추정에서 8분기의 시차를 허용하였으므로 실제 추정이 시작되는 시점은 각각 1972년 1/4분기와 1983년 1/4분기이다.

11) 한편 제시된 충격반응은 구조적 충격에 대한 각 변수수준의 반응을 살펴보기 위해서 누적된 충격반응을 계산하여 제시한 것이다.

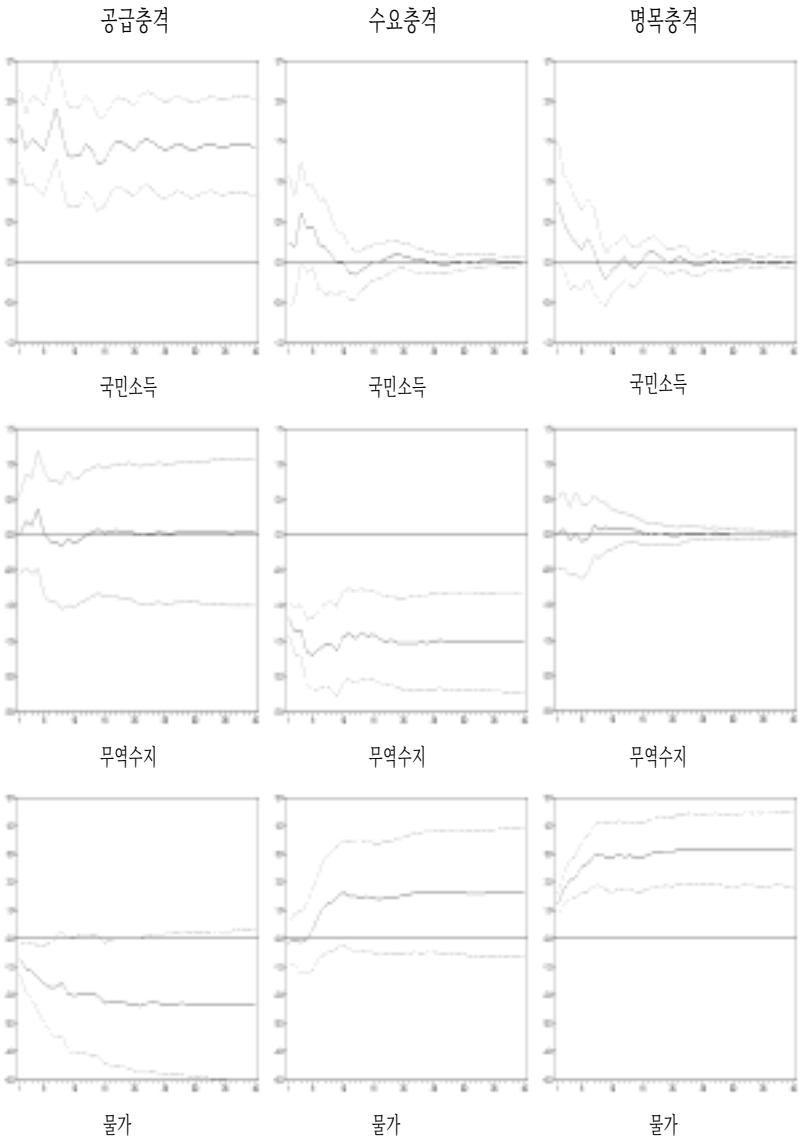
민소득과 물가, 실질수요충격에 대한 무역수지와 물가, 명목충격에 대한 물가이다. 이들의 경우 반응방향은 각각 국민소득 증가·물가하락, 무역수지 악화·물가상승, 물가상승 등으로서 이론적 예상과 일치한다. 기타 충격반응함수는 10% 유의수준에서 零과 다르지 않은 것으로 나타났다. 따라서 크게 언급할 사항은 없으나 추정된 충격반응만을 기준으로 할 경우에도 이론에 비추어 이해하기 어려운 모습은 없는 것으로 판단된다.

둘째, 기간 Ⅰ과 기간 Ⅱ의 충격반응함수의 경우에는 실질수요충격과 명목충격에 대한 반응의 일부에서 이론과는 쉽게 일치하지 않는 모습이 나타난다. 기간 Ⅰ을 먼저 살펴보면, 양의 실질수요충격에 대한 물가의 단기반응이 앞서 제시된 이론과는 잘 맞지 않는다. 이론에 따르면 물가는 양의 실질수요충격에 따라 상승하여야 할 것이나, 나타난 결과에서는 충격 후 4분기까지 통계적으로 유의하게 하락하고 있기 때문이다. 또한 기간 Ⅱ에 있어서는 무역수지의 반응이 앞서 제시된 이론과 배치되지는 않더라도 교과서적 이론과는 다르게 나타나고 있다. 양의 실질수요충격은 통상적으로 무역수지의 악화를 가져오는 것이 기대되나 실제 충격반응함수에서는 무역수지의 개선이 얻어졌다. 또 양의 명목충격은 예상과는 달리 무역수지의 악화를 가져온 것으로 나타났다.

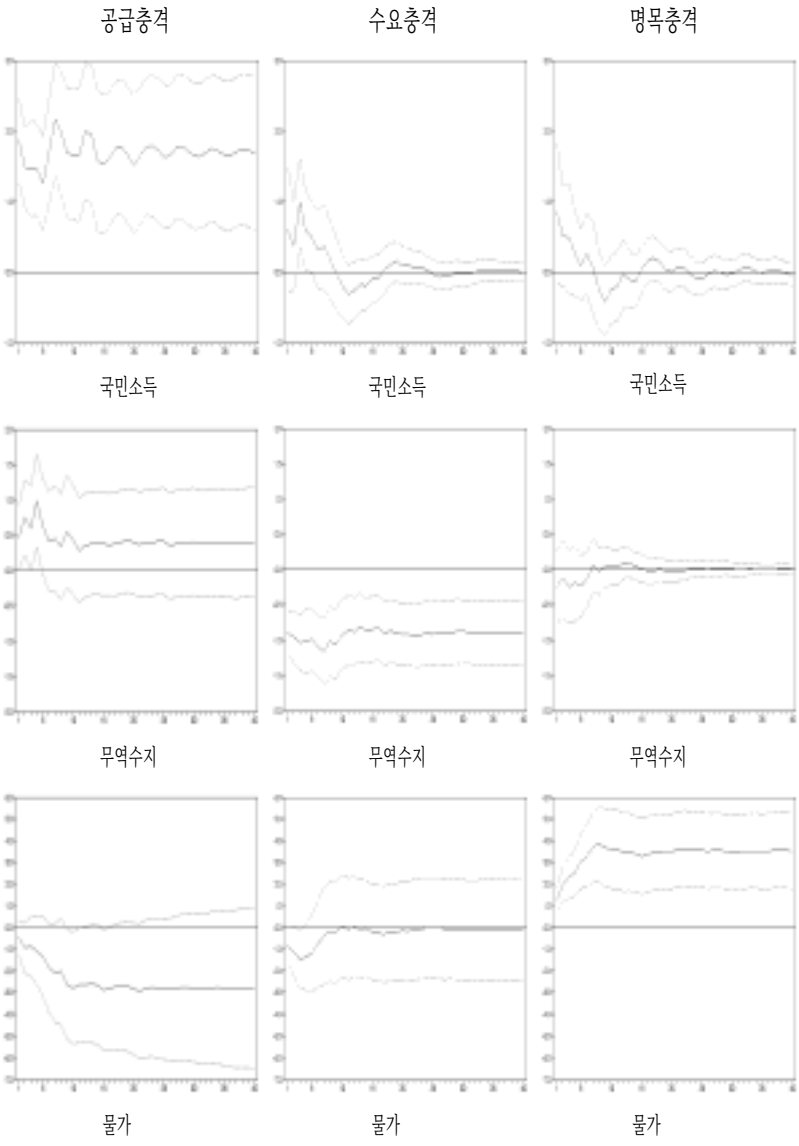
기간 Ⅰ에서 실질수요충격에 대한 물가의 반응, 그리고 기간 Ⅱ에서 실질수요충격과 명목충격에 대한 무역수지의 반응이 이론과 일치하지 않는 것은 우리가 상정한 식별제약의 설득력을 약화시키는 요인이고, 앞으로 내려질 해석이 무엇이든 그에 대한 견고성 점검이 필요함을 시사한다.

다음으로 본 연구의 초점인 무역수지의 변동요인 식별, 특히 기간에 따른 공급충격의 상대적 역할 변화를 기준으로 [그림 2]~[그림 4]의

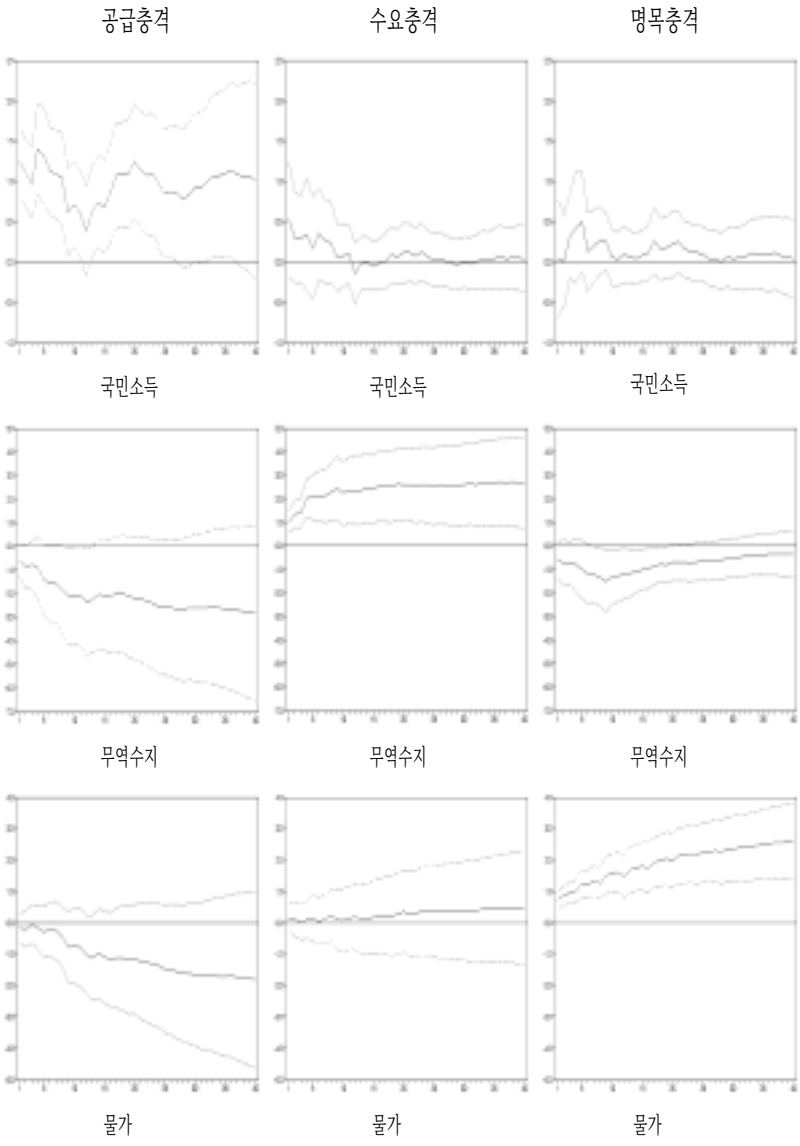
[그림 2] 기본모형의 충격반응: 전체기간(1970: Ⅰ ~1997: Ⅳ)



[그림 3] 기본모형의 충격반응: 기간 Ⅰ(1970: Ⅰ ~1989:Ⅳ)



[그림 4] 기본모형의 충격반응: 기간 II(1981: Ⅰ ~1997 :Ⅳ)



충격반응함수를 살펴볼 경우에는 다음과 같은 점이 강조되어야 할 것이다. 즉, 기간 Ⅰ과 기간 Ⅱ에서 나타나는 공급충격에 대한 무역수지 반응의 차이이다. 기간 Ⅰ의 경우 양의 공급충격에 대하여 무역수지는 개선되는 반응을 보이고 있으나,[12] 기간 Ⅱ에서는 무역수지가 악화되는 것으로 나타난다. 앞의 이론모형 부분에서 설명하였듯이 공급충격에 대한 무역수지의 이론적 반응방향은 불확정적이다. 그러므로 기간 Ⅰ, Ⅱ의 어느 쪽이 이론과 합치하는 충격반응이라는 판단은 어려우나, 두 기간에서 반응의 방향이 달라졌다는 점은 기억되어야 할 사항이다.

나. 분산분해

무역수지 변동에 있어서 공급충격, 수요충격, 명목충격의 상대적 중요성을 간단히 살펴볼 수 있는 방법은 분산분해(variance decomposition) 분석이다. <표 4>는 전 기간 및 기간 Ⅰ·Ⅱ에 대하여 추정된 구조VAR 모형에서 구해진 무역수지 수준의 예측오차 조건부 분산을 각 구조적 충격별로 분해한 것이다. 이 결과를 특히 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 역할에 초점을 두어 살펴보면 다음의 판단이 얻어진다.

첫째, 공급충격의 상대적 역할은 최근 기간으로 오며 증가한 것으로 나타난다. 기간 I의 경우 2년 이후 무역수지 예측오차 분산의 약 25%, 그리고 장기 예측오차 분산의 약 18%가 공급충격에 기인하는 것으로 나타난다. 그러나 기간 Ⅱ에 대한 결과에서는 공급충격이 2년 이후 무역수지 예측오차 분산의 약 27%를 설명하며, 장기 예측오차 분산의 경우에는 약 46%까지 설명하는 것으로 나타나고 있다.

12) 단, 기간 Ⅰ에서 무역수지의 공급충격에 대한 반응의 통계적 유의성은 4분기 이후에는 다소 약화되었다.

<표 4> 무역수지 분산분해 : 기본모형

예측기간	1970~97			1970~89			1981~97		
	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격
1	0.0000 (0.123)	1.0000 (0.167)	0.0000 (0.124)	0.1905 (0.207)	0.7518 (0.252)	0.0578 (0.210)	0.1997 (0.216)	0.6014 (0.292)	0.1989 (0.264)
2	0.0107 (0.124)	0.9882 (0.164)	0.0011 (0.115)	0.2969 (0.226)	0.6724 (0.250)	0.0307 (0.185)	0.2233 (0.223)	0.5881 (0.288)	0.1887 (0.253)
4	0.0221 (0.134)	0.9763 (0.165)	0.0016 (0.104)	0.3411 (0.230)	0.6296 (0.247)	0.0293 (0.168)	0.1855 (0.211)	0.6607 (0.272)	0.1538 (0.225)
8	0.0122 (0.129)	0.9853 (0.149)	0.0025 (0.081)	0.2546 (0.199)	0.7229 (0.212)	0.0225 (0.121)	0.2703 (0.239)	0.5681 (0.274)	0.1617 (0.194)
16	0.0072 (0.142)	0.9905 (0.148)	0.0023 (0.047)	0.2182 (0.198)	0.7671 (0.200)	0.0148 (0.076)	0.3514 (0.262)	0.5130 (0.277)	0.1356 (0.140)
32	0.0038 (0.154)	0.9951 (0.155)	0.0012 (0.027)	0.1900 (0.209)	0.8016 (0.206)	0.0084 (0.051)	0.4148 (0.277)	0.5098 (0.283)	0.0754 (0.090)
50	0.0025 (0.160)	0.9967 (0.161)	0.0007 (0.018)	0.1787 (0.217)	0.8157 (0.213)	0.0056 (0.038)	0.4599 (0.287)	0.4948 (0.291)	0.0453 (0.073)

주 : ( ) 안은 1,000번 반복한 Bootstrapping방법으로 계산된 표준편차임.

둘째, 수요측면 충격의 경우 전 기간을 통틀어 실질수요충격의 역할이 명목충격의 역할을 압도한 것으로 나타난다. 그러한 가운데 최근 기간에서 단기 무역수지 변동요인으로서 명목충격의 역할이 이전에 비하여 다소 커진 것으로 나타난다.

3. 변형모형에 대한 추가분석

가. 견고성(Robustness) 점검을 위한 변형모형 설계

앞의 구조VAR 분석결과에서 실질수요충격과 명목충격에 대한 일부 충격반응함수의 모양은 우리가 도입한 식별제약이 과연 이론이 상정하고 있는 구조적 충격을 제대로 식별하고 있는지에 대한 의문을 제기한다. 그러므로 여기에서는 변형된 모형에 의한 구조VAR 분석을 통

하여 위의 기본모형 분석에서 얻어진 결과 중 보다 견고한 결과가 무엇인지를 점검하고자 한다.

변형모형 1

기존문헌 중 본 연구와 가장 유사한 논문으로는 G7 국가의 무역수지 변동요인을 연구한 Prasad(1999)가 있다. 본 연구와 Prasad(1999)의 방법론상 가장 큰 차이는 식별제약으로서, 본 연구에서는 명목충격이 무역수지에 대하여 장기효과가 없다고 가정하고 있으나 Prasad(1999)는 장기효과를 인정하고 있다. 그는 명목충격이 무역수지에 대하여 단기뿐 아니라 장기에서도 영향을 미칠 수 있다는 가정을 '히스테리 효과(hysterisis effect)'에 의한 것으로 정당화하고 있다. 여기에서는 이와 같은 식별제약이 본 연구에서 사용된 식별제약에 비해서 우월한 것인가에 대한 논의보다는, 기본모형의 분석결과에 대한 견고성 검정을 위한 하나의 가능한 '변형모형 1'로 고려하고자 한다.[13]

13) 명목충격이 실질환율, 무역수지 등 실질변수에 대하여 장기효과를 미칠 수도 있다는 것에 대해서는 이론적 기반이 없지 않다. Obstfeld and Rogoff (1995)는 가격경직성이 도입된 모형에서, 무한히 생존하는 경제주체가 상정된 경우라면 통화충격이 장기적으로 실질변수에 영향을 미칠 수 있음을 보이고 있다. 또한 통화충격으로 명목환율이 변동할 때 그에 따른 가격변동이 불충분하여 실질환율에 장기적인 변동이 발생한다는 점에 대해서도 실증연구와 이론적인 연구가 존재한다(Obstfeld and Rogoff[1996], pp.711~712 참조). 그러나 이들 연구에 의거하여 명목충격이 무역수지 및 실질환율에 장기효과가 있다고 가정할 경우, 계량분석에서는 실질수요충격과 명목충격이 '관측상 동일(observationally equivalent)'해지고 따라서 두 충격의 식별이 불가능해지는 문제점이 있다. 그러므로 이들 연구결과를 인정한다고 해도 본 연구의 맥락에서 식별조건으로 도입하는 것은 쉽지 않을 것으로 생각된다. Prasad(1999)의 식별제약도 이들 연구와는 거리가 있다. 그는 무역수지에는 장기효과가 있으나 실질환율에는 장기효과가 없는 충격으로 명목충격을 정의하고 있고, 이는 명목충격이 무역수지 및 실질환율 전반에 장기효과

구체적으로 '변형모형 1'은 Prasad(1999)와 동일한 모형으로서 기본모형의 물가를 제외하고 실질환율을 사용한 국민소득 · 실질환율 · 무역수지의 세 변수로 구성된다. 식별조건으로는 공급충격이 모든 변수에 장단기 효과가 있는 충격, 실질수요충격은 국민소득에 대해서는 장기효과가 없는 충격, 명목충격은 국민소득과 실질환율에 대하여 장기효과가 없는 충격이라고 가정한다.

변형모형 2

만일 공급충격과 실질수요충격이 아니면서 '히스테리 효과'라는 불확실한 경로에 의하여 무역수지에 장기적인 영향을 미치는 충격이 있다고 한다면, 그 같은 충격을 별도로 설정하여 공급충격, 실질수요충격, 히스테리충격, 명목충격의 네 가지 구조충격을 상정하는 방법도 논리적으로 가능하다. 이에 따라 우리는 국민소득, 실질환율, 무역수지, 물가의 네 변수로 구성된 '변형모형 2'를 설계하였다. 공급충격, 실질수요충격에 대한 식별제약은 그대로인 가운데, 히스테리충격은 국민소득과 실질환율에는 장기효과가 없으나 무역수지와 물가에는 장단기 효과가 모두 있는 충격으로 가정하였다. 또 명목충격은 물가에만 장기효과가 있는 충격으로 가정하였다. 따라서 명목충격 중 어떤 이유로 무역수지에 장기효과를 가져온 충격이 있다면 모형에서 이는 히스테리충격으로 식별될 것이다.

가 있을 수 있다는 위의 연구들과는 다른 것이다. 결국 Prasad(1999)의 식별제약은 실질환율에는 장기효과가 없으면서 무역수지에는 장기효과가 있는 충격을 상정하는 새로운 가정이며, 이러한 의미에서 이를 '히스테리충격'으로 정당화한 것으로 보인다.

나. 변형모형 분석결과[14)]

변형모형 1

변형모형 1에서 산출된 충격반응함수는 [그림 5]~[그림 6]에 도시되어 있는데, 그 내용은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 기간 Ⅱ에서 실질수요충격과 명목충격에 대한 무역수지의 반응이 이론과 일치하지 않는다는 기본모형 분석에서의 문제점이 사라졌다.[15)] 둘째, 양의 공급충격에 대한 무역수지의 반응이 기간Ⅰ의 경우 개선되는 것으로 나타나는 반면 기간 Ⅱ에서는 악화된다는 점은 기본모형 결과와 동일하다. 다만 기간 Ⅰ의 무역수지 반응의 통계적 유의성은 기본모형에 비하여 다소 하락하였다.

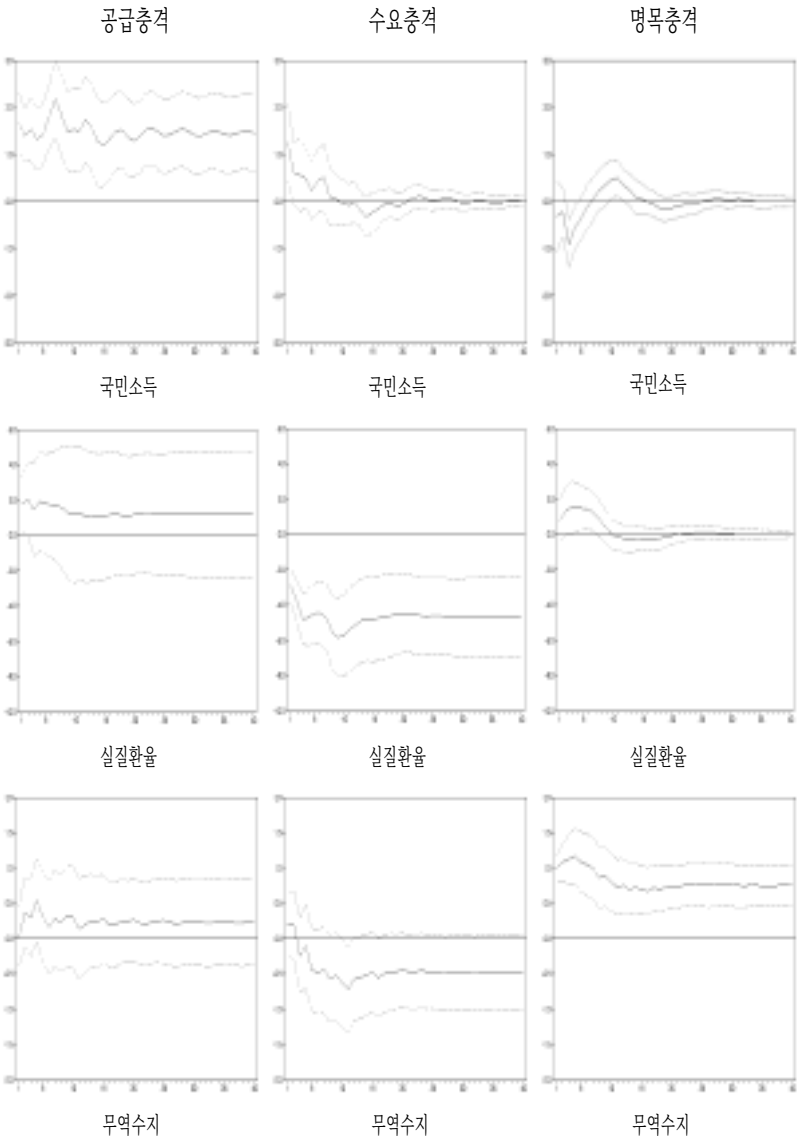
분산분해분석의 결과는 <표 5>에 정리되어 있으며, 다음과 같이 요약된다. 첫째, 무역수지 변동요인으로서 공급충격의 상대적 역할이 기간 Ⅱ에서 크게 상승하는 점은 기본모형의 결과와 동일하다. 상승폭은 변형모형 1에서 더욱 확대된 것으로 보인다. 둘째, 수요측면 충격에서 명목충격의 역할은 기간 Ⅰ에서는 절대적이었으나 기간 Ⅱ에서는 크게 감소한다. 이 같은 명목충격의 역할 변화는 기본모형에서의 결과와는 다른 것이다.

---

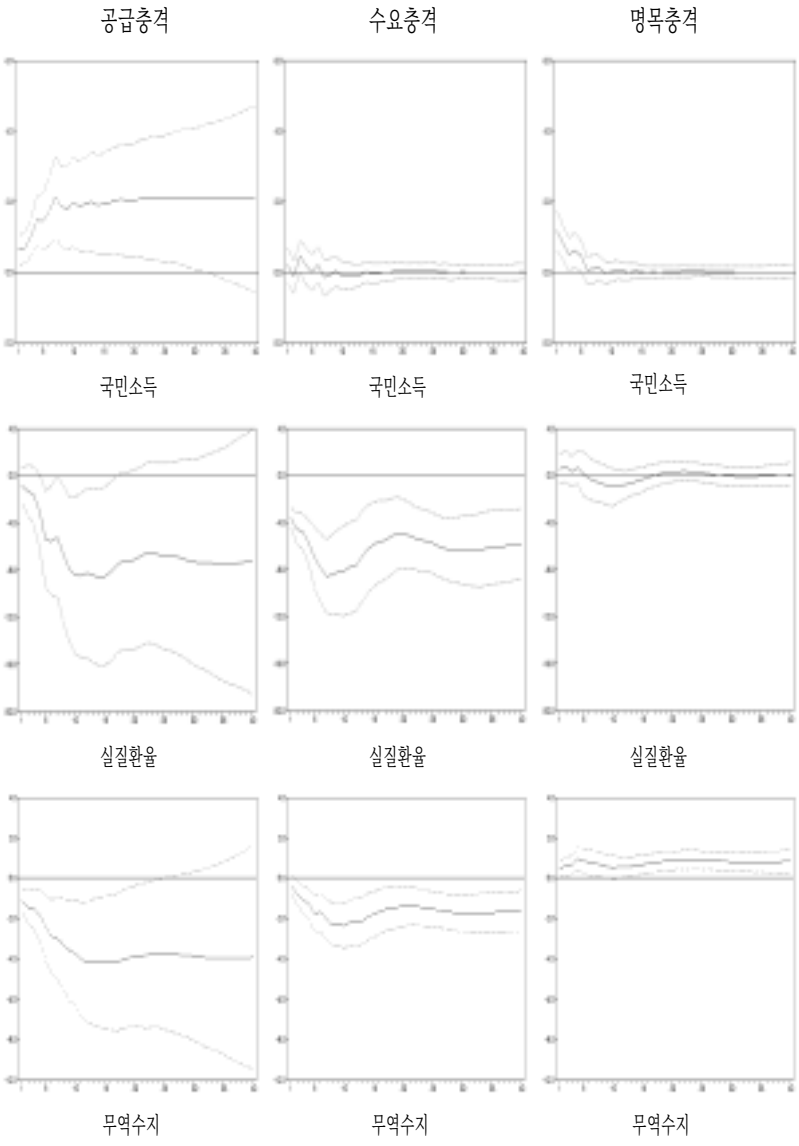
14) 변형모형 1과 2의 추정에는 기본모형의 추정에서와 마찬가지로 모두 상대화된 변수값이 사용되었다. 또 시차변수 8개가 포함되었는데, 다만 기간 Ⅱ의 추정에서는 특히 변형모형 2의 경우 자유도 부족으로 모형이 불안정해지는 문제가 있는 것으로 보여 시차변수를 6개까지만 포함하였다.

15) 또 하나의 문제점이었던 기간 Ⅰ에서 양의 실질수요충격에 대하여 물가가 하락하는 반응의 경우, 변형모형 1에서는 물가변수가 없으므로 해당 사항이 없어졌음을 언급해 둔다.

[그림 5] 변형모형 1의 충격반응 : 기간 Ⅰ(1970 : Ⅰ ~1989 : Ⅳ)



[그림 6] 변형모형 1의 충격반응 : 기간 Ⅱ(1981 : Ⅰ ~1997 : Ⅳ)



<표 5> 무역수지 분산분해 : 변형모형 1

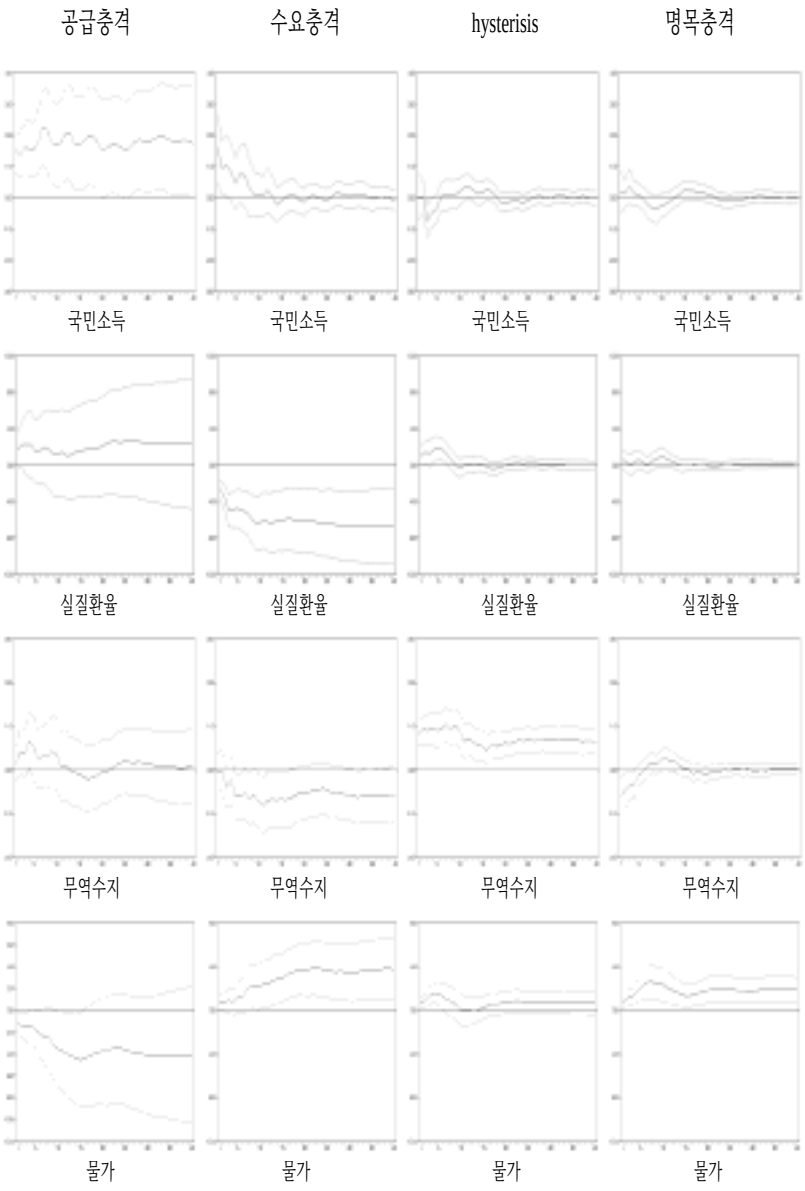
예측기간	1970~97			1970~89			1981~97		
	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격
1	0.0116 (0.122)	0.1128 (0.171)	0.8756 (0.200)	0.0003 (0.121)	0.0422 (0.130)	0.9575 (0.165)	0.7825 (0.234)	0.0781 (0.163)	0.1394 (0.197)
2	0.0088 (0.109)	0.1642 (0.185)	0.8270 (0.207)	0.0570 (0.142)	0.0326 (0.122)	0.9105 (0.170)	0.7299 (0.228)	0.1543 (0.182)	0.1158 (0.175)
4	0.0124 (0.115)	0.2936 (0.209)	0.6941 (0.226)	0.0936 (0.159)	0.0277 (0.112)	0.8787 (0.175)	0.6362 (0.230)	0.2387 (0.198)	0.1251 (0.157)
8	0.0068 (0.119)	0.3895 (0.218)	0.6037 (0.223)	0.0711 (0.153)	0.1058 (0.157)	0.8231 (0.188)	0.6546 (0.235)	0.2858 (0.206)	0.0595 (0.105)
16	0.0073 (0.130)	0.4715 (0.219)	0.5212 (0.213)	0.0680 (0.158)	0.2079 (0.187)	0.7241 (0.200)	0.7419 (0.234)	0.2296 (0.204)	0.0285 (0.069)
32	0.0053 (0.137)	0.5093 (0.226)	0.4854 (0.217)	0.0661 (0.166)	0.2370 (0.203)	0.6969 (0.216)	0.7872 (0.237)	0.1788 (0.205)	0.0340 (0.066)
50	0.0046 (0.140)	0.5233 (0.229)	0.4721 (0.219)	0.0651 (0.173)	0.2508 (0.213)	0.6841 (0.226)	0.7993 (0.238)	0.1665 (0.207)	0.0342 (0.064)

주 : ( ) 안은 1,000번 반복한 Bootstrapping방법으로 계산된 표준편차임.

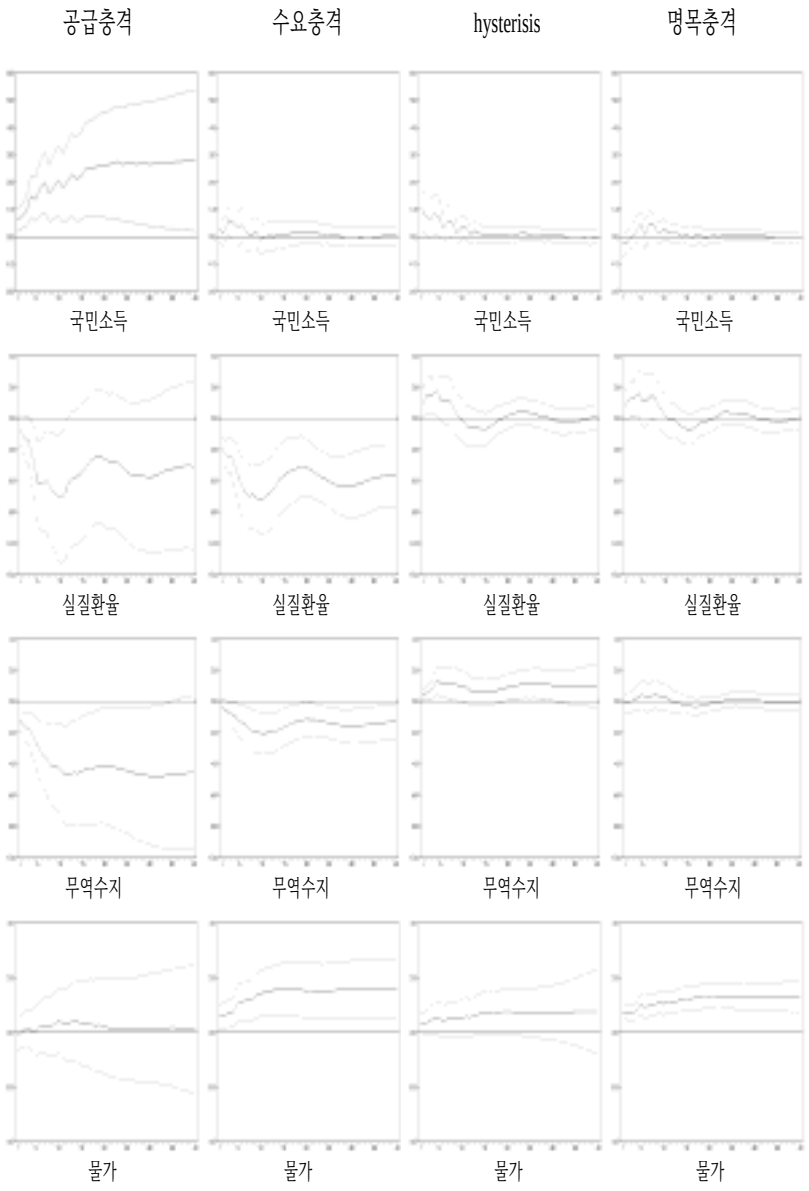
변형모형 2

변형모형 2에서 얻어진 충격반응함수는 [그림 7]~[그림 8]에 도시되어 있으며, 그 내용은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 기간 Ⅰ에서 양의 실질수요충격에 대하여 물가가 상승하는 것으로 나타났고, 또한 기간 Ⅱ에서 양의 실질수요충격에 대하여 무역수지가 악화되는 것으로 나타났다. 이에 따라 이제 실질수요충격에 대하여 이론의 예상과 합치되지 않았던 기본모형에서의 충격반응함수가 모두 이론과 부합되게 되었다. 또한 기간 Ⅱ에서 양의 명목충격에 대하여 무역수지는 통계적으로 零과 다르지 않은 반응을 보이는 것으로 나타났으며, 따라서 최소한 무역수지가 악화되는 반응을 보인 기본모형에서의 문제점이 사라졌다. 둘째, 그러한 가운데 양의 공급충격이 있을 경우 무역수지가 기간 Ⅰ에서

[그림 7] 변형모형 2의 충격반응 : 기간 Ⅰ(1970 : Ⅰ ~1989 : Ⅳ)



[그림 8] 변형모형 2의 충격반응 : 기간 II(1981 : Ⅰ ~1997 : Ⅳ)



는 개선되지만 기간 Ⅱ에서는 악화된다는 점은 이전 두 모형의 결과와 동일하게 나타났다. 기간 Ⅰ에서 4분기 이후 무역수지 반응의 통계적 유의성이 약해지는 것은 기본모형에서와 유사하다.

분산분해의 결과는 <표 6>에 정리하였으며 주요 내용은 다음과 같다. 첫째, 무역수지 변동요인으로서 공급충격의 상대적 역할이 기간 Ⅱ에 상승하는 점은 이전의 두 모형과 동일한 것으로 나타났다. 상승폭은 다른 두 모형에 비하여 변형모형 2에서 가장 큰 것으로 보인다. 둘째, 명목충격의 역할은 기간 Ⅰ에서는 상당하였으나 기간 Ⅱ에서는 미미한 것으로 나타났다. 이 점은 기본모형의 결과와는 다르나 변형모형 1의 결과와는 같은 점이다.[16]

<표 6> 무역수지 분산분해 : 변형모형 2

예측기간	1970~97				1970~89				1981~97			
	공급충격	수요충격	hysteri-sis	명목충격	공급충격	수요충격	hysteri-sis	명목충격	공급충격	수요충격	hysteri-sis	명목충격
1	0.0088 (0.127)	0.3018 (0.217)	0.6281 (0.241)	0.0612 (0.119)	0.0082 (0.130)	0.0004 (0.125)	0.6388 (0.229)	0.3526 (0.210)	0.8290 (0.259)	0.0729 (0.176)	0.0857 (0.182)	0.0124 (0.160)
2	0.0083 (0.127)	0.3465 (0.225)	0.6153 (0.239)	0.0299 (0.090)	0.0783 (0.154)	0.0003 (0.133)	0.6609 (0.221)	0.2605 (0.183)	0.8074 (0.250)	0.1014 (0.185)	0.0865 (0.176)	0.0048 (0.137)
4	0.0144 (0.143)	0.4470 (0.232)	0.5281 (0.231)	0.0105 (0.059)	0.1519 (0.178)	0.0401 (0.158)	0.6377 (0.215)	0.1702 (0.139)	0.7186 (0.241)	0.1233 (0.193)	0.1528 (0.184)	0.0054 (0.111)
8	0.0084 (0.147)	0.5246 (0.228)	0.4610 (0.215)	0.0061 (0.033)	0.1205 (0.173)	0.1564 (0.186)	0.6381 (0.196)	0.0849 (0.079)	0.7455 (0.243)	0.1483 (0.204)	0.0984 (0.156)	0.0079 (0.079)
16	0.0148 (0.168)	0.5842 (0.227)	0.3968 (0.199)	0.0042 (0.018)	0.0874 (0.168)	0.2888 (0.201)	0.5653 (0.181)	0.0585 (0.055)	0.8036 (0.239)	0.1473 (0.197)	0.0454 (0.109)	0.0037 (0.037)
32	0.0104 (0.183)	0.6317 (0.234)	0.3559 (0.202)	0.0021 (0.011)	0.0650 (0.178)	0.3288 (0.212)	0.5688 (0.191)	0.0375 (0.042)	0.8415 (0.241)	0.1122 (0.190)	0.0440 (0.101)	0.0023 (0.022)
50	0.0082 (0.192)	0.6529 (0.240)	0.3376 (0.206)	0.0013 (0.007)	0.0467 (0.190)	0.3593 (0.225)	0.5680 (0.203)	0.0260 (0.036)	0.8564 (0.243)	0.0995 (0.192)	0.0427 (0.097)	0.0014 (0.016)

주 : ( ) 안은 1,000번 반복한 Bootstrapping방법으로 계산된 표준편차임.

16) 명목충격과 히스테리충격의 분산에 대한 기여도를 합할 경우에도 두 충격의 역할은 기간 Ⅱ에서는 크지 않은 것으로 나타났음을 알 수 있다.

4. 분석결과 종합

이제 기본모형 및 변형모형 1, 2의 분석결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 수요측면 충격 중에서 명목충격과 실질수요충격의 역할이 상대적으로 어떠하였는지는 확정적으로 말하기 어려운 것으로 보인다. 모형에 따라 결과가 달랐기 때문이다. 둘째, 그러나 공급충격에 따른 무역수지의 변동에 대한 결과는 세 모형이 일치한다. 먼저 분산분해를 근거로 할 때 무역수지를 변동시킨 요인으로서 공급충격의 역할은 기간 Ⅱ에 증가한 것으로 나타났다. 또 양의 공급충격이 있을 경우 무역수지는 기간 Ⅰ에서는 개선되었으나 기간 Ⅱ에서는 악화되는 반응을 보인 것으로 모든 모형에서 추정되었다. 따라서 공급충격과 무역수지 변동 간의 관계에 대한 결과는 모형의 식별제약에 큰 영향을 받지 않는 비교적 견고한 사실인 것으로 받아들일 수 있는 것으로 보인다.

우리는 앞에서 한국의 무역수지가 국민소득과 1990년대에는 강한 음의 상관관계를 보이는 반면 1980년대 이전에는 양의 상관관계를 보이고 있음을 지적하였고, 이를 근거로 1990년대 이전과 이후 한국 무역수지의 변동요인으로서 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 역할이 달랐을 가능성을 제기하였다. 구조VAR 분석결과는 이와 같은 가설이 실증에 의해 뒷받침됨을 보여준다. 즉, 최근으로 오며 공급충격의 역할이 커지면서 공급충격에 대하여 무역수지가 악화되는 반응을 보이고 있는 것이 무역수지와 국민소득의 단순상관관계에서는 음의 관계를 낳은 것으로 해석된다.

그렇다면 공급충격과 무역수지의 관계가 최근에 변화된 이유는 무엇인가? 우선 공급충격의 상대적 역할이 커진 것에 대해서는 두 가지 가능성이 존재한다. 하나는 공급충격의 크기 자체가 기간에 따라 달랐

을 가능성이다. 만일 기간 Ⅰ에 비하여 기간 Ⅱ에서 공급충격이 커졌다면 이로 인하여 무역수지의 변동요인으로 공급충격의 상대적 역할이 상승하였을 수 있기 때문이다. 또 다른 가능성은 경제의 구조변화이다. 공급충격의 크기는 일정한 가운데 이에 대해 경제가 반응하는 메커니즘이 변화함에 따라 무역수지의 변동에 기여하는 정도가 커졌을 가능성이다.

첫 번째 가능성의 타당성을 보기 위하여 각 모형에서 식별된 구조충격의 표준편차를 <표 7>에 정리하였다. <표 7>을 살펴보면 공급충격의 표준편차는 모든 모형에서 공통적으로 기간 Ⅰ에 비하여 기간 Ⅱ에서 오히려 작아졌음을 알 수 있다. 명목충격의 경우 기본모형과 변형모형 1에서 역시 표준편차가 작아졌으나 공급충격 표준편차 크기의 감소율에는 미치지 못함을 알 수 있다.

이와 같은 사실은 두 번째 가능성, 즉 경제의 구조변화 가능성이 설득력이 있을 수 있음을 시사하고 있다. 즉, 어떤 이유로 공급충격에 대하여 둔감하였던 무역수지가 최근 들어 상대적으로 민감하여졌을 가능성이다. 기간 Ⅰ에서는 양의 공급충격에 대하여 무역수지가 둔감하

<표 7> 구조충격의 표준편차

	공급충격		수요충격		명목충격		히스테리충격	
	기간 Ⅰ	기간 Ⅱ	기간 Ⅰ	기간 Ⅱ	기간 Ⅰ	기간 Ⅱ	기간 Ⅰ	기간 Ⅱ
기본모형	1.874	1.249	0.901	1.001	1.276	0.719	-	-
변형모형1	1.674	0.624	2.942	3.585	0.985	0.469	-	-
변형모형2	1.560	0.610	2.643	2.913	0.520	0.688	0.815	0.383

거나 또는 개선되는 반응을 보였으나 기간 II에서는 확실히 악화되는 모습을 보였다는 앞의 분석결과는 이와 같은 가능성에 대한 방증으로 해석될 수 있다.

그렇다면 그 구조변화의 내용은 무엇이었을까? 무역수지의 공급충격에 대한 충격반응함수의 기간별 차이는 구조변화의 내용을 추론하는 데 있어서도 단서를 제공한다. 앞에서 제시된 이론모형 식 (7)에 의하면 공급충격에 대한 국민소득과 무역수지 간의 조건부 장기 상관관계는 $(\xi/\eta)-\beta$ 혹은 $\xi-\eta\beta$의 부호에 의하여 결정된다. 즉, $\xi-\eta\beta>0$일 경우 두 변수는 공급충격에 대해 장기적으로 양의 상관관계를 보이게 되는 반면, $\xi-\eta\beta<0$일 경우 음의 상관관계를 보이게 된다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과를 이론모형의 관점에서 해석한다면 한국경제에서 ξ(무역수지의 실질환율 탄력성)의 값이 감소하였거나 아니면 η(총수요의 실질환율 탄력성) 및 β(무역수지의 소득탄력성)의 값이 증가하였다고 할 수 있다. 무역수지의 실질환율 탄력성과 총수요의 실질환율 탄력성은 유사하다고 가정하면(즉, 실질환율의 총수요에 대한 효과는 무역수지를 통한 효과 이외에는 다른 경로가 없다고 하면), 결국 무역수지의 소득탄력성 증가라는 변화가 있었을 가능성이 제기된다. 여기에서 앞의 <표 1>에서 제시된 수입과 GDP의 상관관계는 이와 같은 추론을 간접적으로 지지하는 듯하다. 즉, 1970~80년대까지 한국의 수입이 선진국과는 달리 경기순행적이지 않았으나 1990년대에 이르러 비로소 경기순행적인 것으로 나타나고 있음은 바로 β, 즉 무역수지의 소득탄력성이 1990년대 들어 크게 증가하였다는 가설과 부합된다.

만일 1990년대 이후 β의 값이 크게 증가한 것이 사실이라면 그 궁극적인 원인은 어디에 있을까? 한국경제에 광범위하게 적용되어 왔던 수입규제 혹은 할당이 1980년대 말 3저 호황기를 거치면서 크게 완화

되었다는 사실을 상기해 볼 수 있다. 즉, 3저 호황기 이전까지 무역수지 적자가 지속되는 상황하에서 한국정부는 외환통제 및 수입규제정책을 강력히 실시하였으며, 따라서 소득변동에 대해 수입 및 무역수지가 반응할 수 있는 여지를 크게 축소시켰던 것으로 해석할 수 있다. 그러나 3저 호황기 이후에는 세계적인 자유화 추세에 따라 외환 및 수입규제정책이 크게 완화되었으며, 이 과정에서 수입 및 무역수지의 소득에 대한 탄력성이 여타 선진국과 같이 높아지게 되었을 수 있다.

Ⅴ. 맺음말

본 연구는 한국의 무역수지가 선진국의 일반적인 패턴과는 달리 1990년대 이전에는 경기순행적이었으나 1990년대 이후 경기역행적으로 변화하였다는 데에 주목하고, 이를 토대로 한국 무역수지의 변동요인으로서 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 역할이 어떻게 변모하였는지를 살펴보았다. 본 연구의 구조VAR 분석결과는 특히 공급충격과 무역수지의 관계가 과거와 최근에 있어 차이가 있었음을 보여주었다. 즉, 공급충격에 대한 무역수지의 반응방향이 달라졌을 뿐 아니라 무역수지 변동요인으로서 공급충격의 상대적 역할도 최근 들어 더욱 증대되었다. 본 연구는 이러한 변화가 80년대 후반 3저호황 이후 진전된 외환 및 수입규제정책의 완화 등에 따른 시장메커니즘의 정착 혹은 경제구조변화에 기인하였을 가능성을 제시하였다.

● 참 고 문 헌 ●

김준일, 「경기변동과 GDP Gap」, 『KDI 정책연구』, 1996 봄호, 한국개발연구원, pp.217~270.

송욱헌, 「한국의 교역조건과 무역수지: 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 분석」, 『경제분석』, 제4권 제2호, 한국은행, 1998, pp.1~27.

유병삼, 「수요 및 공급교란이 한국경제에 미치는 영향」, 『금융경제연구』, 제39호, 한국은행, 1992.

유병삼, 「소규모 개방경제로서의 한국경제의 경기변동」, 『경제분석』, 제1권 제1호, 한국은행, 1995, pp.96~126.

Backus, David, Patrick Kehoe, and Finn Kydland, "International Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1992, pp.745~775.

Backus, David, Patrick Kehoe, and Finn Kydland, "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?" *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, pp.84~103.

Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol.79, 1989, pp.655~673.

Clarida, Richard and Jordi Gali, "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 1994, pp.1~56.

Danthine, Jean-Pierre and John Donaldson, "Methodological and

Empirical Issues in Real Business Cycle Theory," *European Economic Review*, Vol. 37, 1993, pp.1~35.

Elliott, Graham and Antonio Fatas, "International Business Cycles and the Dynamics of the Current Account," *European Economic Review*, Vol. 40, 1996, pp.361~387.

Glick, Reuven and Kenneth Rogoff, "Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, 1995, pp.159~192.

Faust, Jon and Eric Leeper, "When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15, 1997, pp.345~353.

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, 1995, pp.624~660.

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, "Foundations of International Macroeconomics," The MIT Press, 1996.

Prasad, Eswar and Jeffery Gable, "International Evidence on the Determinants of Trade Dynamics," *IMF Staff Papers*, Vol. 45, 1998, pp.401~439.

Prasad, Eswar, "International Trade and the Business Cycle," *Economic Journal*, Vol. 109, 1999, pp.588~606.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

최 경 수 __ 본원 연구위원

본 논문은 졸저, 「노동시장 유연화의 고용효과 분석—고용보호규제 완화를 중심으로」(KDI 정책연구시리즈 2001-09, 한국개발연구원, 2001)를 바탕으로 수정, 재집필한 것이다. 본 논문에서 생략된 자세한 내용은 위의 보고서에 실려 있다.

ABSTRACT

Enhancing labor market flexibility is currently posted as one of the major economic policy objectives in Korea. However, the labor market effects of specific policies to achieve it have not been sufficiently investigated. This paper takes up the issue of employment protection deregulation and surveys and empirically analyzes its policy effects. Academic researches generally confirm that deregulation tends to promote labor turnover and employment of the disadvantaged groups such as the youth and female by raising the overall efficiency of the economy, but its effects on unemployment is not clear. In the Korean labor market, both job creation and destruction, and labor mobility have increased after the economic crisis of 1998, but they can not be seen as deregulation effects as the changes are confined to the temporary and daily employment whose labor markets are least regulated whereas the regular employment market remains virtally unchanged. Such results suggest that labor market deregulation need to be pursued consistently as a policy goal since the labor demand condition shift and the need for expanding regular employment necessitates it, for which detailed policy agenda for removing market inefficiencies should be carefully arranged.

Ⅰ. 서 론

우리나라에서 노동시장의 유연성(labor market flexibility)을 제고하여야 한다는 논의는 대략적으로 1990년대 중반부터 본격화되었다. 유럽에서 노동시장 유연성은 고실업 해소를 위한 방안으로 제기되었으나, 우리나라에서는 기업 수익률의 하락에도 불구하고 임금은 계속 상승하였으며 해고도 용이하지 않아 기업들이 구조조정과 수익률 개선에 곤란을 겪고 있었으므로 노동시장 유연성은 경제 효율성을 제고하기 위한 경제제도 개선 방안의 일환으로 모색되었다. 우리나라에서 노동시장 유연성이란 용어에 대한 노동 측의 인식이 부정적인 것은 이러한 배경에 연유한다. 어쨌든 경제위기 이후 노동시장의 경직성은 한국경제의 체제 위험(system risk)의 하나로 지적되었으며, 현재 노동시장 유연성 제고는 정부의 4대 부문 개혁과제의 하나로 정립되고 있다.

그럼에도 불구하고 노동시장 유연성에 대한 국내의 연구는 매우 빈약하며, 특히 그 효과에 대한 경험적 연구는 찾기 어렵다. 노동시장 유연성에 대한 국내의 연구들은 그 개념정립을 시도하고 있거나 혹은 '유연성'을 제고할 수 있는 여러 방안들을 나열한 경우가 일반적이며(박동운[1997], 김장호[1997]), 구체적인 정책효과에 대한 이론적 혹은 실증적 연구는 찾아보기 어렵다.[1] 이러한 문제점은 부분적으로는 '유연

1) 외국의 연구로는 다수가 있으나, 개론적인 차원에서는 OECD[1986]를 들 수 있다.

성'이라는 개념 자체가 가지고 있는 모호성에서 비롯된다.

유연성(flexibility)이란 일반적으로 환경 변화에 대응하여 신속하게 변화할 수 있는 체제적 능력을 의미하는 정책용어이다. 경제의 유연성이란 가격이나 기술구조 등 외부환경 변화에 적응하여 경제가 신속하게 재편될 수 있는 능력을 의미하며, 마찬가지로 노동시장 유연성(labor market flexibility)이란 외부적 변화에 대응하여 노동력의 재배치와 임금 조정이 신속하게 이루어질 수 있는 노동시장의 능력을 의미한다. 이와 같이 정의되는 유연성이 최근에 특히 강조되고 정책목표로 설정되는 이유는 유연성의 제고가 변화하는 환경에서 경제 효율성을 제고하는 최선의 수단이라는 믿음에 있다.

반면 노동시장 유연성이란 극히 다원적이며 포괄적인 개념이어서 개념적으로 모호한 측면이 있다.[2] 노동시장 유연성이란 경제구조나 노사관계 구조와도 관련되며 임금의 결정, 해고 및 인력의 배치전환과도 관련된다.[3] 이러한 개념적 다원성 때문에 유연성을 둘러싼 논의에서는 그 개념을 서로 다르게 정의하고 그 정의에 관하여 논쟁하는 경우가 많아 흔히 비생산적 차원에 머무르고 있다. 노동시장 유연성에 관한 논의가 진전되지 못하는 다른 한 가지 이유는 다양한 유연성 개념의 대체 보완관계에 대한 인식의 공유가 부족하다는 점이다.[4] 유연성에 관한

2) 역설적으로 말한다면 이러한 개념적 유연성이 '유연성(flexibility)'이라는 용어의 매력이라고 할 수도 있다.

3) 여기에서 임금에 관련된 유연성을 임금유연성, 해고 및 채용의 신속성과 관련된 유연성을 수량적 유연성, 그리고 인력의 기업 내에서의 배치전환과 관련된 유연성은 기능적 유연성이라고 칭하기도 한다.

4) 예를 들어, 수량적 유연성과 기능적 유연성 간에 대체관계가 존재한다는 주장도 있으나, Cappelli and Neumark(2001)의 미국 기업들의 자료를 이용한 경험적인 연구에 의하면 그 대체관계는 매우 약하다.

논의가 실질적으로 진전되기 위해서는 우선 그 하위개념으로서의 개별적인 항목에 대한 효과 분석이 이루어져야 하며, 각 개념 사이의 관계까지로 연구의 지평이 넓혀져야 한다. 그러한 연후에야 유연성 제고를 위한 종합적인 정책 설계가 가능할 것이다.[5] 이와 같은 견지에서 본 연구에서는 노동시장 유연성의 구체적인 하위 개념으로서 고용보호법제(EPL; Employment Protection Legislation) 규제완화의 효과를 연구대상으로 설정하고, 그 효과가 이론적 및 경험적 분석에 의하면 어떻게 나타나는가를 고찰한다.

노동시장규제 완화가 노동시장 성과에 대하여 긍정적 효과를 가진다는 이론적 분석 결과의 근거는 규제완화는 경제의 신속한 조정을 가능하게 하여 경제효율성을 제고한다는 데에 있다. 따라서 고용보호규제 완화의 효과를 평가하기 위해서는 고용과 실업 등 노동시장의 변화뿐만 아니라 생산성, 성장, 기업창출, 투자행태 등 경제의 효율성, 특히 동태적 효율성에 관련된 방대한 분석이 요구된다. 이러한 측면에서 노동시장의 유연성의 측정과 평가는 학문적 접근이 용이하지 않은 까다로운 연구주제이다. 본 연구에서는 연구의 범위와 방법을 이와 같이 광범하게 설정하지는 않았으며, 대신 고용보호규제 완화의 효과를 문헌을 통하여 이론적으로 고찰하고 우리나라 노동시장의 실증적 자료분석을 통하여 그 효과가 어떻게 나타나고 있는가를 살펴보았다.

이하에서는 제Ⅱ장에서 고용보호규제 완화의 효과에 대한 외국의 이론적 및 실증적 분석에 걸친 학술적 연구결과를 고찰하며, 제Ⅲ장에서는 우리나라의 노동시장의 변화를 동태적 측면을 중심으로 분석하여

5) 예를 들어, 최저임금과 근로기준 준수 등은 노동시장 유연화 정책의 범주에는 속하지 않지만 노동시장 유연화 정책을 보완하기 위하여 필수적일 수도 있다.

고용보호규제의 변화와 그 효과에 대하여 어떠한 추론이 가능한가를 검증한다.[6] 결론에 해당하는 제Ⅳ장에서는 이상의 논의를 정리하고 정책적 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 고용보호규제 완화의 효과

1. 고용보호법제(EPL)와 노동시장 성과

고용관계에 대한 규제(regulation)란 특정 형태의 고용관계나 고용계약을 맺을 경우에는 개별 고용주가 근로자와 합의하였다 하더라도 법적 제재가 가해지거나 혹은 무효화되는 등의 제약이 존재하는 것을 의미한다. 그리고 고용보호법제(EPL; Employment Protection Legislation)란 고용보호를 위한 이러한 규제를 의미한다. 고용보호규제에는 매우 다양한 영역이 있으므로 각국의 규제수준을 비교하는 것은 간단하지 않다. 그럼에도 불구하고 노동시장의 성과에 미치는 영향은 매우 중요한 정책적 함의를 가지므로 고용보호법제의 효과에 대한 많은 연구가 있는데, 본절에서는 이러한 연구의 결과를 고찰한다.

해고에 관련된 규제의 영역으로는, 첫째 해고관련 절차에 소요되는 시간 혹은 절차의 복잡성, 둘째 사전통고의무 및 해고수당(severance

6) 본 연구의 초고에서는 선진국들의 노동시장 유연성에 대한 정책적 접근과 노동시장의 상황변화에 따른 정책방향의 변화를 다루었으나(제Ⅱ장), 수정과정에서는 분량의 문제로 생략하였다. 그 내용에 대해서는 최경수(2001)를 참조할 수 있다.

pay),[7] 셋째 불공정 해고에 관한 법규를 들 수 있다. 사전통고의무, 해고절차, 불공정 해고 판결의 기준 등은 비금전적 규제이지만 실질적으로는 상당히 중요한 해고비용이 된다. 규제수준의 국제비교에는 각 영역에 걸쳐 매우 다양한 각국의 해고관련 규제를 평가하여야 하므로 정성적(定性的)인 평가가 불가피하여 일률적인 기준을 정하기가 어렵다는 문제가 있다. OECD의 문헌들(Grubb and Wells[1993], OECD[1999])은 평균순위비교(rank-in-rank) 방법을 사용하고 있다. 구체적으로 이 방법에서는 수 개의 항목별로 비교대상 국가들 간의 순위(rank)를 매기고 각 순위를 평균한 순위를 비교한다. Grubb and Wells(1993)는 해고절차의 복잡성, 정당한 해고의 사전통고기간과 해고수당, 해고의 정당성(불공정 해고의 정의 및 보상, 판결기간)의 세 범주로 나누어 평가하여 종합적 평균순위에서 유럽국가들 중 포르투갈과 스페인을 해고제한 규제가 강한 국가로, 이탈리아, 그리스, 독일, 프랑스, 네덜란드, 벨기에를 중간 수준, 아일랜드, 덴마크, 영국을 비교적 규제가 약한 국가들로 평가하였다. OECD(1999)는 OECD 회원국 전체를 비교 범위로 하고 일시적 고용(temporary employment)에 대한 규제도 연구대상으로 포함하여 이전 연구의 비교 대상과 범위를 확장하였다는 차이는 있으나 분석의 틀과 결과는 대동소이하다. 이러한 법적 규제 수준의 비교연구는 법규정이 현실적으로 적용되는 수준이 국가마다 다르다는 점을 고려하지 못하였음이 맹점으로 지적된다. 대표적인 예로서 OECD(1999)는 한

7) 해고수당(severance pay)이란 사용자 측의 사유에 의한 정당해고일 경우 사용자가 해고에 대한 보상으로서 근로자에게 지불하여야 하는 수당을 의미한다. 따라서 해고수당은 해고사유와 상관없이 지급되는 퇴직금(retirement pay)과는 다르다. 그러나 현실적으로 우리나라에서 퇴직금은 평소에 적립되고 있는 부분이 크지 않으므로 사용자에게 있어 퇴직금은 일부 해고수당으로 작용하는 측면이 있을 것이다.

국이 영구적 고용에 관한 규제가 OECD 27개 국가들 중 제2위의 높은 수준이라고 하였으나, 그 주된 이유가 된 퇴직금 규정은 현실적으로는 전체 근로자의 약 반수에만 적용되고 있다.[8]

위의 연구를 포함하여 많은 연구에서는 다양한 방법으로 측정된 고용보호규제 수준과 취업률, 실업률 등 주요 노동시장 성과변수의 관계에 대해서 국제비교를 실시하였는데, 전반적으로는 고용보호규제는 취업률과는 부(-)의 관계를 가지지만 실업률과의 관계는 명확하지 않다는 것으로 요약할 수 있다. 이러한 결과는 약한 고용보호규제는 취업률뿐만 아니라 경제활동참가율도 상승시킴에 따른 것이다.

Lazear(1990)는 유럽 및 미국 등 29개국의 1956~84년간의 통계를 이용하여 고용보호규제 수준과 주요 노동시장 성과변수의 관계를 분석하였다. 분석에 사용된 EPL 지표는 해고수당이 몇 개월분의 임금인가의 지표와 사전통고기간이다. 단순회귀분석(OLS)의 결과, 해고수당은 취업률과 경제활동참가율에 대해서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값, 실업률에 대해서는 양(+)의 값을 가졌으며, 사전통고기간도 역시 같은 효과를 가졌다.[9] 실업률에 관한 Lazear(1990)의 OLS 추정 결과에 대하여 Addison and Grosso(1996)는 의문을 제기하였으며, 그들은 고용보호법제와 실업률 간에는 통계적 유의성을 가진 관계가 존재하지 않는다고 보고하였다. 그러나 고용보호법제와 취업률 간에 서로 부(-)의 관계가 존재한다는 결과는 다른 고용보호법제의 척도를 사용하였음에도 불구하고 동일하였다. Nickell(1997) 역시 고용보호법제는 전체 취업률에는

8) 통계청의 『경제활동인구조사 부가조사』에 의하면 우리나라 근로자 중 퇴직금을 수혜한다고 밝힌 근로자는 전체 근로자의 51.0%(2001년 8월)이다.

9) Lazear(1990)에서 실업률에 대한 효과는 국가별 요인(country effect)을 통제하기 위하여 임의효과모형(random effect model)을 적용할 때에는 통계적 유의성을 상실하였다.

부(-)의 효과를 가지지만 기간연령층(prime-age) 남성 취업률에는 아무런 효과를 갖지 않음을 제시하였다. 앞서 인용한 Grubb and Wells (1993)는, 그들의 방법으로 측정된 고용보호법제의 수준은 취업률과는 약한 부(-)의 관계를 가지며, 임금근로자 취업률과는 이보다 강한 부(-)의 관계, 파트타임 고용과도 부(-)의 관계를 가진다고 보고하였다. 반면 고용보호규제가 적용되지 않는 자영업 비율 및 일시적 고용의 비율과는 정(+)의 관계를 가진다. OECD 국가들을 대상으로 한 연구들 중에는 예외적으로 Anderson(1993)만이 해고비용과 장기취업률 간에 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 분석하였다. OECD(1999)는 1990년대의 자료를 이용하였는데, 고용보호규제(EPL)는 취업률, 특히 임금고용률과는 강한 부(-)의 상관관계를 가지지만 기간연령층 남성근로자의 취업률과의 관계는 미약하였다. 따라서 EPL은 주로 여성과 청년층의 취업률에 영향을 가지는 것으로 추론되었다. EPL은 자영업과는 정(+)의 관계이지만 일시적 고용과의 관계는 명확하지 않으며 다만 청년층의 일시적 고용과는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.[10]

고용보호규제와 실업률 간에 명확한 관계가 존재하지 않는다는 분석 결과는 앞의 Addison and Grosso(1996)뿐만 아니라, Blanchard (1998), Esping-Anderson(2000), Nickell(1997) 등에서도 동일하다. 반면, Scarpetta(1996)는 Lazear(1990)와 같이 양자 간에 양(+)의 상관관계가 있다고 보고하였다. OECD(1999)에서는 고용보호규제 수준은 전체 실업률과의 관계는 명확하지 않으나 청년층 및 여성실업률과는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 고용보호법제가 취업률과 실업률에

10) 이러한 결과는 영구적 고용에 대한 강한 EPL을 기피하는 경향은 일시적 고용의 증가요인이 되는 반면, 강한 EPL 자체는 일시적 고용 확대를 규제하여 일시적 고용을 감소하게 함에 기인하는 것이다.

미치는 효과는 서로 별개로서 강한 고용보호규제가 취업률에 부(-)의 효과를 가진다는 사실이 필연적으로 실업률에 양(+)의 효과를 가짐을 의미하지는 않는다. 고용보호법제로 인한 취업감소가 경제활동참가의 의사결정에 영향을 미쳐서 경제활동참가율이 하락한다면 실업이 반드시 증가하지는 않는 것이다.

OECD(1999)는 패널분석이 가능한 유럽국가들의 자료를 이용하여 노동시장의 동태적 측면과 EPL의 관계도 분석하였다. EPL은 일자리 변동과는 상관관계가 나타나지 않지만 노동이동과는 부(-)의 상관관계를 가진다.[11][12] 평균근속기간 및 5년 이상 장기근속자 비율은 EPL이 높은 국가에서 보다 높은 경향이 있다. 실업의 동태적 측면과 관련해서는 높은 EPL은 낮은 실업에의 유입률 및 유출률, 장기의 실업기간과 상관관계를 가진다.

Heckman and Pagés(2000)는 평균순위비교(rank-in-rank)의 서수적 비교 방법은 고용보호규제 수준의 차이를 고려하지 못한다는 단점을 가지며, 또한 고용보호규제가 현실적으로 얼마나 강하게 작용하는가를 판단하기 위해서는 이자율, 근로자의 노동이동과 근속기간 구조 등을 고려할 필요가 있음을 지적하였다. 그들은 이러한 관점에서 각국별로 신규채용된 근로자당 해고비용의 기대값을 도출하여 그 기대값을 고용보호규제 수준의 서수적 지표로 사용하였다. 구체적으로 그들은 이자

11) 여기에서 일자리 변동(job turnover)이란 기업별 고용데이터의 패널분석을 통하여 얻어진 일자리 창출(job creation)과 일자리 소멸(job destruction)을 합한 수치를 의미하며, 노동이동(labor turnover)이란 일자리 변동(job turnover)의 통계에 일자리의 변동을 수반하지 않는 근로자의 이동을 더한 것이다.

12) 예외적으로 고용보호규제가 강한 스페인에서는 노동이동의 비율도 높은데, 이는 일시적 고용의 비중이 높은 데에 기인한다.

율, 근로자의 직장이동률, 해고의 사전통고기간과 근속기간당 해고수당, 부당해고로 판정될 확률 등을 고려하여 지표를 구축하였다. 그들의 지표에서는 사전 해고통고를 받은 근로자는 일하지 않을 것으로 간주하여 그 기간의 임금은 해고비용으로 산정하였으므로 사전통고기간을 해고비용에 합산하여 하나의 지표를 구축하였다는 장점이 있으며, 반면 이자율과 직장이동률은 미국의 수치를 일률적으로 대입하였으므로 이 부분의 국가별 차이는 고려하지 못하였다는 단점이 있다.

Heckman and Pagés(2000)의 연구는 남미 국가들을 대상으로 하여 남미 국가들에서의 고용보호규제가 선진국들과 비교하여 얼마나 강한가를 평가하기 위한 것이었다. 그들은 이 지표를 이용하여 기대해고비용의 현재 가치는 미국, 캐나다, 오스트레일리아 등 영미계 국가에서는 1개월분 임금 이하이며 독일, 프랑스 등 유럽국가들은 대체로 1~2개월분의 임금에 해당하는 반면, 남미 국가들과 스페인, 포르투갈에서는 3~4개월분의 임금에 해당함을 보였다.[13] 또한 니카라과, 베네수엘라, 파나마, 페루의 1990년대의 노동개혁은 이 지표의 크기를 절반으로 감축하는 효과를 가졌음을 지적하였다.

그들의 지표를 이용하여 한국의 고용보호규제 수준을 OECD 및 남미 국가들과 비교한다면 다음과 같다. 지표의 구축과정에서 퇴직금은 해고비용에 포함되지 않으므로 근로기준법상 1개월인 사전통고기간만을 해고비용으로 간주한다면 한국의 지표값은 약 0.6개월분의 임금으로 계산되어 영미계 국가 다음으로 낮은 수준의 고용보호규제에 해당한다.[14] 한국의 고용보호지수값이 이와 같이 낮은 이유는 한국에서

13) 남미 국가들의 기대해고비용의 평균은 3.04개월치의 임금에 해당한다.

14) 퇴직금은 법적으로는 사외에 적립하게 되어 있어 해고시에 비용이 발생하는 것은 아니므로 Heckman and Pagés(2000)는 퇴직금을 해고비용에 포함하지

는 퇴직금 외에 근속기간에 따른 사전통고기간의 차이라든지 해고수당 등 다른 해고규제가 존재하지 않기 때문이다. 반면 남미 국가들에서는 근무연수에 따라 일정액의 해고수당이 존재하므로 고용보호규제 수준이 매우 높게 산정된다. 우리나라의 퇴직금도 일부 이러한 성격을 가지고 있고[15] 현실적으로 퇴직금의 지급준비율은 매우 낮다는 사실을 감안하여[16] 우리나라의 퇴직금을 모두 해고비용으로 계산한다면 지표의 값은 3.863으로 남미 국가들보다도 높으며, 퇴직금 수혜비율이 약 50%이므로 퇴직금의 50%를 해고비용으로 계산한다면 지표값은 2.250으로 남미 국가들 중 중간 정도에 해당한다. 이와 같이 우리나라에서 퇴직금 외의 해고에 대한 제도적 보상은 취약한 반면 퇴직금제도를 포함하여 전반적인 고용보호규제의 수준은 높은 편에 속한다고 할 수 있다.[17]

Heckman and Pagés(2000)는 그들이 구축한 고용보호지수를 이용하여 규제와 노동시장 성과와의 국제비교도 실시하였는데, 이 연구는 매우 최근의 연구이며 다양한 분석방법을 적용하였으므로 그 결과를 인용하기로 한다. 그들은 28개 OECD 국가와 15개 남미 국가들을 대상

않았다.

15) 우리나라의 퇴직금은 이러한 해고수당의 성격과 근속에 대한 사후적 보상인 이연급여의 성격을 복합적으로 가진다고 보아야 할 것으로 사료된다.

16) 2000년에 실시된 한 조사에서는 우리나라 기업의 퇴직금 지급준비율이 약 10.8%로 나타났다(방하남 외[2001], p.33).

17) 엄격한 규제는 이에 대한 회피노력을 유발하기 마련이다. 남미 국가들의 경우 기업들은 규제가 적용되지 않는 비공식적 부문(informal sector)으로 회피하여 노동시장도 공식적 부문과 비공식적 부문으로 분단되고 있다. 반면 우리나라에서는 동일한 기업 내에서 해고와 퇴직금 등의 규제를 회피할 수 있는 계약직 등 형태의 고용이 증가하고 있으며, 비정규직 고용문제는 이러한 고용형태 차별화에 대한 문제의식에서 비롯되고 있다고 생각된다. 퇴직금제도를 포함한 전반적인 고용보호규제 제도의 국제비교에 대해서는 OECD (1999) 참조.

으로 하였으며, 설명변수로는 GDP 수준과 그 성장률, 여성경제활동참가율, 15~24세 청년층 인구 비율을 고용보호지수에 추가하였다. 회귀분석방법으로는 단순회귀모형(OLS), 임의효과모형(Random Effects model), 고정효과모형(Fixed Effects model)의 세 방법이 사용되었으며 OLS와 RE 모형에서는 남미 국가임을 나타내는 더미변수도 추가되었다. 그들은 대부분 국가에 대하여 1980년대와 1990년대의 각각 1~2개씩의 관찰치를 가지고 있었으므로 FE 모형의 추정에서는 그 변화분이 이용되었다. 각 추정방법별로 노동시장 성과변수들에 대한 고용보호지수 계수추정치의 통계적 유의성을 표시한 결과는 <표 1>과 같다.

Heckman and Pagés(2000)의 추정결과에 의하면, 가장 중요한 노동시장 성과인 총취업률에 대한 고용보호지수의 효과는 OLS와 RE 모

<표 1> 고용보호지수의 취업률 및 실업률에 대한 영향 비교

	OLS 분석결과	RE(Random Effects) 추정결과	FE(Fixed Effects) 추정결과
총취업률	***	***	-
남성 기간연령층 취업률	***	**	-
여성 기간연령층 취업률	-	-	-
청년층 취업률	***	***	*
자영업 취업률	**	-	***
총실업률	***	-	-
남성 기간연령층 실업률	***	**	-
여성 기간연령층 실업률	***	**	-
청년층 실업률	*	-	-
실업기간 6개월 이하의 비율	-	-	-

주 : 회귀분석식에서 고용보호지수 변수의 계수 추정치는 유의수준 10%(*), 유의수준 5%(**), 유의수준 1%(***)에서 각각 통계적으로 유의하며, '-'는 통계적으로 유의하지 않음을 표시.

자료: Heckman and Pagés(2000).

형에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, FE 모형에서는 통계적 유의성이 얻어지지 않았다. 추정계수의 크기는 어느 모형에서나 약 -0.05로서 이는 만약 고용보호법제의 개혁으로 근로자의 기대해고비용의 현재가치가 50% 감소한다면, 생산가능인구의 변화가 없을 때 고용규모는 2.5% 증가할 것으로 평가되었다.

고용보호지수는 OLS 모형과 RE 모형에서는 총취업률, 남성 기간연령층 취업률, 자영업 취업률과 총실업률, 남성 및 여성 기간연령계층 실업률 등 다양한 취업률 및 실업률 변수들과도 통계적으로 유의한 관계를 가지지만 FE 모형에서는 청년층과 자영업의 취업률에 대해서만 통계적으로 유의한 효과를 가지는 것으로 나타난다. 흔히 횡단면 회귀분석에 의한 국제비교에서는 OLS와 RE 모형은 고용보호규제 외의 다른 제도에 의한 효과까지 포함하여 과대추정하는 반면 FE 모형은 국가별의 고정효과가 고용보호규제에 의한 효과의 일부를 흡수하므로 고용보호지수의 효과가 과소추정되는 경향이 있다.[18] 그러므로 그들의 추정결과를 매우 보수적으로 해석한다면 고용보호법제는 기존에 고용된 근로자들에게 유리하게 작용하여 청년층 고용확대를 저해하고 임금고용을 기피하는 경향을 유도하여 비임금(자영업) 고용을 확대하는 효과를 가진다고 해석할 수 있다.

Heckman and Pagés(2000)는 이러한 결과를 인용하여 Freeman (2000) 등의 "노동시장제도는 분배의 형평성에 대하여는 명백한 큰 영향을 미치지만, 효율성에 대해서는 작거나 발견하기 어려운 영향을 미친다"는 주장을 반박하는 근거로 삼고 있다.[19] 노동시장제도가 분배에

18) Heckman and Pagés(2000)는 이러한 편의 발생 가능성을 고려하여 OECD 국가들과 남미 국가들을 두 개의 표본으로 나누어 별도로 추정하기도 하였으나 그 추정결과는 크게 다르지 않았다.

큰 영향을 미친다고 하는 주장은 임금이 비교적 평등한 유럽과 불평등도가 높은 미국의 제도를 비교한 것이다. 그러나 임금평등화에 대한 고용보호법제의 효과는 노동조합의 임금평등화 효과와 같이 명백히 증명된 바는 아니다. 또한, 경험적 연구결과에 의하면, 강한 노동시장규제는 청년층과 여성의 취업률에 부정적인 영향을 미치며 임금고용의 확대를 저해하는 효과를 가지고, 고용조정의 부담도 비교적 규제가 약한 근속기간이 짧은 근로자 혹은 청년층에 집중된다. 그들은 대부분 취약계층이므로 실업과 비임금 고용의 위험을 고려한다면 노동시장규제는 분배를 오히려 악화시키는 측면도 있다는 것이다. 효율성에 작거나 발견하기 어려운 영향을 미친다는 주장은 고용보호규제와 실업률 간의 관계에 대한 분석결과에 바탕을 둔 주장으로 취업률에 대한 영향을 고려한다면 효율성에 영향을 미치지 않는다고 할 수는 없으며, 실업률에 대한 영향과 취업률에 대한 영향은 서로 대칭적이 아니라고 하였다. 그들은 나아가 고용보호법제를 완화하는 노동개혁은 기존 근로자들의 이해관계에 반하는 것이므로 근로자들의 반발을 초래하는 것이 당연하지만, 노동시장의 효율성을 증진하고 청년층, 여성, 자영업 및 비정규직 근로자 등 취약계층의 이해관계를 보호한다는 측면에서 기존의 근로자 계층보다 광범한 계층의 지지를 기반으로 추진되어야 한다고 주장한다.

이상의 논의를 간단하게 요약한다면 다음과 같다. 첫째, 각국의 고용보호법규는 매우 다양한 요소로 구성되어 있으므로 그 평가에 있어

19) 원문은 다음과 같다. "the institutional organization of the labour market has identifiable large effects on distribution, but modest hard-to-uncover effects on efficiency" (Freeman[2000], Abstract). Freeman(2000)과 유사한 견해를 피력한 논문으로는 Abraham and Houseman(1994), Blank and Freeman(1994) 등이 있다.

서는 특수성을 고려할 필요가 있다.[20] 둘째, 대체로 고용보호법제(EPL)의 강도는 취업률 및 경제활동참가율과는 음(-)의 관계를 가지나 실업률과의 관계는 명확하지 않으며, 자영업, 일시적 고용, 청년층 고용과는 대체로 양(+)의 관계를 가진다. 동태적 측면에서는 EPL은 노동이동 및 실업에의 유출입을 감소하게 하는 효과를 가진다.

그러나 횡단면적인 국제비교분석은 흔히 피상적 혹은 상황적 분석에 그칠 수 있다는 큰 단점을 가진다. 노동시장의 성과는 각국의 고유한 경제적 사정 및 그 성과와 고용보호법제의 상호작용의 결과인 측면이 강하므로 현실적인 규제수준은 법규정과 다를 수 있으며 따라서 단순한 노동시장 성과의 국제비교로서 고용보호법제의 진정한 효과를 판단하기는 어렵다는 것이다. 그러므로 이러한 단점을 극복하기 위해서는 고용보호법제가 노동시장에 미치는 효과를 보다 분석적으로 고찰할 필요가 있다. 따라서 다음의 제2절에서는 고용보호규제의 범위를 해고관련 규제로 좁혀 노동시장 성과와의 관계에 관한 이론적 분석 결과를 살펴본다. 또한 피상적인 국제비교의 단점을 극복하기 위해서는 고용보호법제의 변경이 있었던 시점을 전후로 한 노동시장의 변화에 대한 경험적 분석이 바람직하다고 할 수 있다.[21] 제3절에서는 라틴아메리카 국가들에 대한 이러한 실증적 연구의 결과를 살펴본다.

---

20) OECD(1999)의 표 2.2(p.57)에서는 각국의 해고절차, 해고수당 및 사전통지의무, 해고의 난이도를 비교하고 있다. 각 항목에 있어서 국가별 순위는 항목마다 비슷한 양상을 보이고 있다.

21) Lazear(1990)는 국제비교 연구에서 각국별로 이러한 분석을 시도하였으나, 해고수당의 변화의 폭이 작았던 관계로 의미 있는 결론에는 도달하지 못하였다.

2. 해고비용과 고용창출

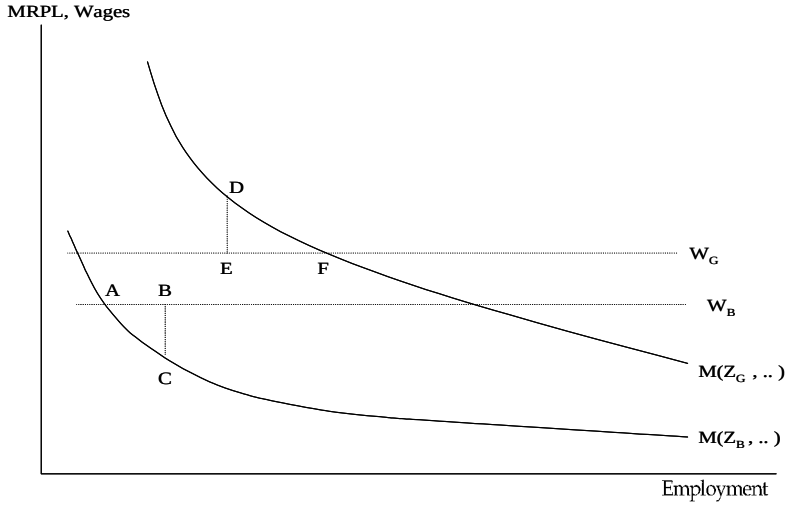
해고와 관련된 규제의 수준은 해고비용으로 간단히 요약될 수 있다. 해고비용과 고용창출 간의 관계에 대한 이론적 분석은 부분균형분석과 일반균형분석으로 나누어진다. 전자의 분석에서는 해고비용이 기업의 의사결정에 미치는 영향을 분석할 수 있지만 경제 전체의 고용량 결정에 대한 영향은 분석할 수 없다는 점이 단점으로 지적되며, 반면 후자의 경우에는 매우 추상화된 모형에서의 분석에 그친다는 점이 단점으로 지적된다. 대체로 전자에서는 해고비용은 고용을 안정시키지만 기업의 효율성과 그 가치를 떨어뜨리는 것으로 분석되며, 경제 전체의 효율성 제고와 기업창출 및 고용창출에 대한 효과는 일반균형모형에서 입증된다.

해고비용이 고용에 관한 기업의 의사결정에 미치는 영향은 Bertola (1990)의 부분균형모형으로 간단히 설명할 수 있다. 어떠한 외부 충격(shock)이 발생할 경우 개별 기업은 고용에 관한 의사결정(policy)으로 (i) 해고를 통한 고용감소, (ii) 채용을 통한 고용증가, (iii) 현 고용량의 유지, 즉 해고도 신규채용도 하지 않는 세 가지 중의 한 가지를 택할 수 있다. 해고비용의 존재는 경제에 부(-)의 충격이 발생하여 노동의 한계가치가 하락할 때 고용감축의 비용을 증가시켜 기업의 해고동기를 약화시키며 해고규모를 감소하게 하는 효과를 가진다. 반면 정(+)의 경제적 충격이 발생하는 경우, 기업은 고용을 늘리고자 하지만 고용확대는 미래에 노동수요가 감소할 경우 해고비용을 증가하게 함을 감안할 것이다. 결과적으로 해고비용의 존재는 채용비용을 증가하게 하여 채용규모를 감소하게 한다. 따라서 해고비용의 존재는 경기확장기에는 고용규모 증가를 둔화하게 하며, 경기후퇴기에는 고용규모 감소를 억제

하는 요인으로 작용하여 고용의 안정성을 높이게 된다.

해고비용은 기업의 고용변화와 관련하여 발생하는 비용이므로 그 분석에는 동태적인 모형이 요구된다. 또한 분석모형에는 외부환경 변화에 대한 기대 형성과정을 명시적으로 도입할 필요가 있다. Bertola (1990)는 이산적 시간(discrete time)에서 호황과 불황의 두 상황이 Markov 이행확률에 따라 변화하는 환경을 상정하였으며, Bentolila and Bertola(1990)는 연속시간에서 외부환경이 Brownian motion에 따라 연속적으로 변화한다고 가정하였다는 차이는 있으나 두 모형은 본질적으로 같은 결론에 도달하고 있다. Bertola(1990)의 결과를 간단히 그림으로 나타낸다면 [그림 1]과 같다. 기업은 위험중립적이며 미래수익의 현재 가치를 최대화하는 고용량을 선택한다고 가정한다. Z_G는 호황(Good)이라는 외부충격, Z_B는 불황(Bad)의 충격을 표기한다면, 호황기의 고용의 한계현재가치는 그림에서 $M(z_G, \cdot)$ 곡선, 불황기에는 $M(z_B, \cdot)$ 곡선으로 나타난다. 경쟁임금수준이 호황기에는 w_G 불황기에는 w_B이라면, 해고비용이 없다면 기업의 고용량 결정은 호황기에는 F점, 불황기에는 A점에서 이루어진다. 그러나 해고비용의 존재는 고용의 감소와 증가시에 각각 BC와 DE의 기대현재가치에 해당하는 비용을 발생하게 하므로 불황기의 최적고용량은 A점이 아닌 B점에서 결정되며 호황기에는 F점이 아닌 E점에서 고용량이 결정된다. 그러므로 해고비용의 존재는 고용조정에 대한 비용으로 작용하여 고용변동의 폭을 축소하는 효과를 가진다. 그림에서와 같이 고용량의 변화가 일어나지 않는 AB와 EF의 일정한 영역이 존재하는 것은 Bertola(1990), Bentolila and Bertola(1990) 등 해고비용의 존재를 상정한 고용량 결정 모형에서는 공통적으로 나타나고 있다. 또한 동태적 고용조정 모형에서는 채용

[그림 1] 해고비용이 존재할 경우의 고용규모의 결정(Bertola[1990])



비용 역시 고용조정에 대한 비용으로서 실질적으로 해고비용과 같은 효과를 가지게 된다.[22] 그러나 해고비용의 존재는 한계생산성과 임금의 불일치를 가져와 한계조건이 성립하지 못하며 따라서 기업의 효율성은 감소하고 기업가치도 하락하게 된다.

Bertola(1990)와 Bentolila and Bertola(1990) 모형에서 해고비용은 고용변동의 폭을 감소시키는 효과를 가지지만 각 개별 기업의 고용량 수준에 대한 효과는 분명하지 않으며 할인율 수준, 생산함수의 형태와 노동수요 탄력성, 경제적 충격의 지속성에 따라 다르게 결정된다. 해고

22) 본 연구에 대한 심사의견은 퇴직금은 실질적으로 해고비용이 아닌 채용비용으로 간주되어야 한다고 제시하였다. Bertola(1990) 등의 모형에서 채용비용이란 고용에 따른 고정비용으로 정의되고 있어서 임금의 일부인 우리나라의 퇴직금과는 정의가 다소 다른 측면이 있다. 동태적 모형에서 퇴직금이 채용비용으로 해석되더라도 채용비용은 실질적으로 해고비용과 같은 효과를 가진다.

비용이 고용규모에 가지는 부정적 효과는 할인율이 낮고 경제적 충격의 변화폭이 클 때 더욱 커지며(Bentolila and Saint-Paul[1994]), 생산물 수요에 대한 탄력성이 높을수록 커진다(Risager and Sørenson[1997]).[23] 뿐만 아니라, 투자 결정까지 고려한다면 해고비용은 이윤과 투자를 감소시키므로 해고비용이 노동수요를 감소시키는 효과는 확대된다(Bertola [1990], Risager and Sørenson[1997]).

기업의 고용량에 대한 효과를 측정하기 위한 시뮬레이션 결과에 의하면, Bertola(1990)는 Cobb-Douglas와 Linear-Quadratic 생산함수를 가정하여 각 계수의 값으로는 미국의 통계 수치를 적용하고 채용비용이 연간임금의 5%라고 가정할 경우, 반년분의 임금에 해당하는 해고비용은 고용량을 호황기에 20% 감소, 불황기에 100% 증가하게 하여 고용을 크게 안정시키는 효과를 가지며 평균고용량은 C-D 함수의 경우 -2.7%, L-Q 함수의 경우 +2.7% 변화하여 그 변화방향은 결정되지 않는다고 보고하였다. 시뮬레이션 결과는 각 파라미터의 변화에 대하여 대체로 안정적이었으나, 이자율의 수준과 불황의 지속확률에 대해서는 민감하였다. Bentolila and Bertola(1990)는 1961~73년과 1975~86년의 두 기간을 대상으로 실적치를 대입한 시뮬레이션의 결과, 외부환경변수 중에서는 수요충격의 변화폭은 채용규모를 감소시키는 방향으로 작용하였으며 다른 변수의 영향은 작은 것으로 나타났다. 해고규모는 해고비용에 가장 크게 영향받으며, 불리한 수요환경, 낮은 생산성 향상속도, 높은 자발적 이탈률은 해고가 쉽게 일어나게 한다. 그들은 프랑

23) 직관적으로 설명한다면 할인율이 높을수록 기업은 근시안적으로 행동하므로 미래의 비용인 해고비용의 효과가 감소한다. 마찬가지로 경제적 충격의 폭이 크거나 노동수요가 탄력적이라면 고용의 변화폭은 커지게 되며 해고비용의 중요성은 증가한다.

스와 이탈리아의 경우 1975~86년의 저성장과 수요환경 악화는 그 자체로서 해고의 경계선을 4~7% 낮추는 효과를 가졌다고 평가한다. 반면, 장기적으로는 해고비용이 개별 기업의 고용에 미치는 영향은 미미하며 오히려 개별 기업의 고용규모를 증가하게 하는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 해고비용은 호황기에는 고용증가의 폭을 감소하게 하지만 불황기에는 해고의 규모를 축소하는데, 해고억제에 대한 영향이 매우 크므로 장기적으로는 평균고용량이 증가하도록 작용한다는 것이다.

임금에 대한 영향에 있어서는 해고비용은 기존의 근로자를 교체하는 경우 발생하는 추가적 비용으로 기존 근로자의 임금협상력을 강화하여 정태적 분석 모형인 내부자-외부자 모형(Lindbeck and Snower [1987])에서와 같이 내부자들의 임금이 경쟁임금보다 높은 수준에서 결정되도록 하는 반면 고용량은 감소시키게 하는 효과를 가진다. 반면 동태적 모형에서 기업이 외부자를 채용한 후에도 일정한 기간 동안 낮은 외부자의 임금수준을 유지할 수 있다면 기업은 이러한 가능성을 활용하여 내부자의 임금수준의 과도한 상승을 억제할 수 있다(Bertola[1990]). 우리나라에서 비정규직 근로자가 크게 확대되고 있는 원인은 이러한 측면에서도 설명 가능하다.

반면 Caballero and Hammour(1998)는 단기적으로 높은 해고비용으로 인하여 노동이 고정생산요소가 된다면 기존의 자본은 노동특수적이 되어 노동으로부터 분리되는 경우 생산성을 상실하며, 그 결과 노동은 자본의 렌트를 '착취'할 수 있지만, 장기적으로는 기업이 보다 노동절약적인 생산방식에 투자할 것이므로 노동수요는 감소한다고 분석하였다.

해고비용은 개별 기업의 고용량뿐만 아니라 경제 내 기업수의 결

정에도 영향을 미치므로 부분균형분석으로서는 경제 전체의 고용량 결정에 대한 영향은 평가할 수 없다. 따라서 전체 고용량 결정에 대한 영향을 평가하기 위한 일반균형분석이 요구되는데, Hopenhayn and Rogerson(1993)은 시뮬레이션이 가능한 일반균형모형을 구축하였다. 그들은 매 기간 기업특수적 충격(firm specific shock)이 발생하여 이에 따라 기업이 생성하고 소멸하는 Hopenhayn(1992)의 일반균형모형에 Bentolila and Bertola(1990)의 해고비용을 도입하여 해고비용이 고용량을 감소시킴을 명시적으로 보였다. 구축된 모형에 의하면, 해고비용의 증가는 기업의 해고규모를 감소시키므로 소멸하는 기업에 의한 고용감소의 규모는 증가하며, 기업의 생성을 저해하며 신규 기업에 의한 고용창출규모를 감소시킨다. 그들이 미국 경제로부터 추산한 파라미터값을 대입한 모형 시뮬레이션 결과는 위의 두 가지 고용감소의 효과가 기존 기업에서의 고용증가효과보다 커서 해고비용의 증가는 전체적인 고용규모를 감소하게 하는 것으로 나타난다.

기업의 차원에서는 해고비용은 불황기의 해고규모를 축소하는 반면 호황기의 채용규모 역시 감소하게 하므로 고용의 변화폭을 축소하고 고용 안정성을 높이는 결과를 가져온다. 이러한 고용안정성 제고 효과와 고용규모 축소의 교환관계를 비교한 결과는, 미국경제에서 5년 근속당 1년분의 임금에 해당하는 해고비용이 도입된다면 고용의 파괴율은 8% 감소하는 반면 전체적인 고용규모는 2.5% 줄어드는 것으로 평가되었다.

일반균형모형에서는 해고비용의 경제 전체의 효율성에 대한 영향을 가상적으로 평가할 수 있다. Hopenhayn and Rogerson(1993)은 근속 5년당 1년분의 임금에 해당하는 해고비용은 생산과 고용의 감소를 통하여 소비 2.8% 감소에 해당하는 경제효율성의 감소를 결과할 것으

<표 2> 해고비용의 경제 전체에 대한 효과의 시뮬레이션 결과

해고비용	없 음	5년 근속당 6개월분	5년 근속당 1년분
물 가	1.00	1.026	1.048
소비(생산)	100	97.5	95.4
고용량	100	99.2	97.9
평균생산성	100	98.3	97.5
소비(여가에 의한 효용변화 고려)	100	98.7	97.2
평균기업규모	61.2	61.8	65.1
노동비용 중 해고비용 비율	0.0	0.026	0.044
노동이동률	0.30	0.26	0.22
성장률의 분산	0.55	0.45	0.39

자료: Hopenhayn and Rogerson(1993), p.934, Table 3.

로 분석하였다. 해고비용의 존재는 고용의 변화가 일정한 범위 내에서는 외생적 충격에 대해서는 영향받지 않도록 하므로 고용안정성은 증가하는 대신 노동의 신속한 재배분이 저해되어 노동생산성은 하락하게 한다. 앞서와 동일한 해고비용규모에 대하여 노동생산성의 감소규모는 2.1%로 추정되었으며, 생산성의 감소로 인한 생산물 가격 상승을 유발하는 효과는 4.8%에 달하는 것으로 측정되었다(표 2).

개별 기업 및 경제 전체 차원의 고용규모에 대한 영향 외에 해고비용은 근로자들에게 차별적인 영향을 미침으로써 고용구조에도 영향을 미치게 된다. 만약 경제 내에 규제가 미치지 않는 영역이 존재한다면 기업의 규제회피노력은 규제가 미치지 않는 영역으로 고용 및 자원이 이동하게 하는 결과를 가져온다. 남미 국가들에서와 같이 노동시장이 규제가 적용되는 공식적 부문(formal sector)과 규제회피가 일상적인 비공식적 부문(informal sector)으로 나누어져 있다면 이러한 이중노동시

장 구조에서 고용보호규제는 특히 노동이동(job turnover)이 잦은 기업들로 하여금 비공식적 부문으로 이동하게 하여 비공식적 부문의 고용이 증가하게 하는 효과를 가진다.[24] 비공식적 부문에서는 기업들이 규제를 회피하기 위하여 소규모의 비효율적인 기업으로 머물러 있으므로 이러한 비효율성이 규제에 대한 비용이 되는 것이다.

Kugler(2000, 2001)는 이중노동시장 구조에서 해고비용을 축소하는 노동개혁의 효과를 이론적 측면에서 다음과 같이 분석하였다. 첫째, 공식적 부문의 해고는 보다 빈번하게 되어 비공식적 부문에 비하여 상대적으로 공식적 부문의 직장 이동률이 상승한다. 둘째, 해고수당의 감소는 실업의 잠재적 가치를 떨어뜨려 임금수준을 하락하게 하며 임금수준의 저하로 공식적 부문과 비공식적 부문에서의 해고 확률은 다소 감소한다.[25] 셋째, 해고비용의 경감은 공식적 부문의 생산비용을 감소시키므로 기업들의 비공식적 부문으로부터 공식적 부문으로의 진입을 유발하며, 그 결과 근로자들의 공식적 부문 취업률은 상승한다는 것이다.

Pagés and Montenegro(1999)는 노동시장규제는 청년층 고용을 저해하며 중장년층 근로자에게 유리하게 작용하는 노동수요의 편의를 결과함을 지적하였다. 해고수당은 근속기간에 따라 증가하고 근속기간은

24) 스페인, 포르투갈 및 남미 국가들에서는 전통적으로 고용보호규제의 수준이 매우 높다. 반면 규제 기피 성향도 높아서 규제감독이나 사회보험을 준수하지 않는 영역(기업)이 광범하게 존재하는데 이를 비공식적 고용(informal employment)이라 하며 이와 같이 분단화된 노동시장을 이중노동시장(dual labor market)이라고 지칭한다.

25) Kugler(2000, 2001)는 해고수당 감소와 더불어 이에 상응하는 임금상승이 이루어지는 것으로 가정하지는 않았다. 따라서 실업자의 잠재적 임금이 하락하는 것은 해고수당이 감소하여 근로자의 기대소득이 하락함에 기인한 것이다. 만약, 해고수당 감소와 더불어 같은 폭으로 임금이 증가한다면 이러한 임금하락의 효과는 발생하지 않는다.

대체로 고연령일수록 높으므로 해고에 관련된 비용은 중장년층 근로자에 있어 보다 높기 때문에, 경제에 부(-)의 충격이 발생할 때 임금수준이 유연하게 조정되지 못하는 한 해고는 청년층 근로자에게 집중된다. 그러므로 근속기간에 따라 강화되도록 설정된 해고관련 규제의 구조는 해고의 위험을 청년층에 집중함으로써 중장년층에 비하여 청년층의 취업률을 낮게 하는 부작용을 수반하는 것이다.

이러한 이론적 분석 결과로부터 해고관련 규제는 고용의 증가, 특히 청년층 고용증가와 활발한 노동이동을 저해하는 경향이 있으며, 고용구조면에서는 규제의 적용이 약한 부분이 상대적으로 확대되는 결과를 초래한다는 결론이 도출된다. 그러나 특정 경제에서의 고용보호규제의 효과는 그 경제의 고유한 상황 또는 파라미터에 따라 달라지기 때문에 이론적 분석에 의하여 어떠한 일률적인 결론을 얻을 수는 없다. 뿐만 아니라 명시적인 규제의 수준과 현실에서 적용되는 규제의 수준에는 차이가 있을 수 있다. Lazear(1990)가 지적한 바와 같이 규제가 존재하더라도 거래비용이 없다면 Coase 정리에 의하여 근로자와 고용주는 이러한 규제를 푸는('undone') 어떠한 고용계약을 고안할 수도 있다.[26] 그러므로 해고관련 규제의 효과를 평가하기 위해서는 이론적 분

26) 예를 들어, 근로자와 사용자 양측이 모두 법정퇴직금제도를 기피하고자 하는 동기를 가진다고 가정하자. 사용자는 해고시에 퇴직금 일시지불에 따른 비용부담을 회피하려고 하며 근로자는 불확실한 미래의 퇴직금보다는 현재의 임금을 선호할 수 있다. 이 경우 양측은 퇴직금 대신, 퇴직금에 해당하는 액수만큼 임금을 높이기로 합의함으로써 법정퇴직금제도를 무효화(undone)할 수 있다. 그러나 이러한 계약이 성립하기 위해서는 근로자가 퇴직시에 법적으로 보장된 퇴직금을 청구하지 않는다는 보장을 필요로 한다. 이와 같은 경우는 시간적 비일관성(time inconsistency) 혹은 기회주의에 의한 거래비용(transactions cost)이 존재하여 당사자 간의 계약에 의한 효율성 개선이 실현될 수 없는 하나의 예이다.

석이나 규제의 수준에 대한 국제비교만으로 부족하며, 실제의 자료에 바탕을 둔 경험적 분석이 요구된다. 다음의 제3절에서는 제Ⅲ장의 한국 노동시장에 대한 경험적 분석에 앞서 외국의 경험적 분석결과를 고찰한다.

3. 해고비용의 효과에 대한 경험적 분석 결과

앞서 고찰한 이론적 분석들에서는 해고비용은 경제효율성을 저하시켜 고용량을 감소시키며 고용구조 및 노동이동에 영향을 미친다는 결과가 제시되었다. 본절에서는 이러한 이론적 분석 결과들이 실제의 경험적 자료에서는 어떻게 나타나고 있는가를 고찰한다. 해고비용의 고용량에 대한 효과는 국제비교 연구에서 측정된 바 있지만 그 설득력이 매우 강하다고 할 수는 없다. 반면 경제효율성에 대한 효과는 일반균형모형을 구축하여 모의실험할 수 있으나 경험적 자료에 의한 직접적 입증은 매우 어렵다. 이런 이유로 해서 본절에서는 각국에 있어서 고용보호법제의 변화가 실제로 고용구조 및 노동이동에 어떠한 변화를 결과하였는가를 고찰한다.

본절에서는 주로 남미 국가들을 대상으로 한 IADB(Inter-American Development Bank)의 「라틴 아메리카의 노동시장 법제와 고용상황」 프로젝트의 연구결과들을 고찰한다.[27] 이 연구결과들이 한국의 상황을 분석하는 데 있어 특히 유익한 시사점을 제공하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 이 연구들은 매우 최근의 연구로 고용보호법제의 효과와 관련한

27) 구체적으로는 IADB(Inter-American Development Bank)의 Research Network Study on "Labor Market Regulations and Employment in Latin America"의 연구 결과들임.

최근의 연구결과들을 잘 반영하고 있다. 특히 많은 연구들은 횡단면적 국제비교가 아니라 특정 국가에서 개혁 전후의 두 시점을 비교하고 있으며, 노동이동 등 동태적 분석의 접근방법을 택하고 있어서 노동시장 유연성에 대한 최근의 연구동향을 잘 반영하고 있다. 둘째, 남미 국가들은 OECD 국가들에 비하여 경제발전이 낙후되어 노동시장 성과는 미흡한 반면 법제상으로는 강한 고용보호조항을 가지고 있어서 1990년대 동안 급격한 고용보호법제 완화조치를 취한 국가들이 많았다. 따라서 남미는 고용보호법제의 변경이 노동시장에 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 좋은 실험장이 된다.[28] 셋째, 남미에는 스페인, 포르투갈 등 남유럽국의 강한 고용보호법제를 시행하고 있어서 비공식적 노동시장이 광범하게 존재하고 있다. 이러한 상황에서 고용보호법제의 변경은 공식 및 비공식 부문의 고용구조에 큰 영향을 미친다. 이러한 비공식적 부문의 존재는 임시일용직 고용이 크게 증가하고 있는 한국의 노동시장을 분석하는 데에 중요한 시사점을 제공할 수 있다.

실증적 연구결과에서는 이론적 분석에서 예측된 고용보호법제 완화의 효과 중 노동이동률 증가의 효과가 가장 명확하게 드러나고 있다. 노동이동률의 변화는 근속기간 및 실업기간의 변화, 그리고 취업 및 실업상태로부터의 유출률의 변화에 의하여 추정된다. 취업상태로부터의 유출률 상승은 해고(layoff)나 자발적 이직(quit)의 증가를 의미하며, 반대로 실업상태로부터의 유출률 상승 혹은 공식적 부문에의 유입률 상

28) 유럽 국가들의 노동시장 유연성 제고를 위한 조치들은 '일시적 고용계약'이나 '파트타임 근로'의 허용폭을 넓히거나(벨기에, 프랑스, 독일, 스페인) 혹은 해고의 사전허가 조항을 완화(프랑스, 스페인)시키는 정도로서 남미에서와 같이 해고수당을 포함한 고용제도 자체를 변화시키는 정도의 수준은 아니었다. 유럽의 1980년대 중반 이후의 고용보호법제의 완화에 대해서는 OECD (1999), p.52, Table 2.1 참조.

승은 공식적 부문의 활발한 고용창출을 의미하는 것으로 해석된다.

Kugler(2000)의 콜롬비아의 1990년대 노동시장 개혁의 효과를 분석한 연구에 따르면, 고용보호규제의 완화는 평균근속기간의 단축과 취업상태로부터의 유출률 상승을 수반하였다.[29] 근속기간의 감소는 고용보호규제가 적용되는 공식적 부문에서 두드러졌으며, 취업상태로부터의 유출률은 기업규모가 클수록 뚜렷이 상승하였다. 이직률의 상승은 과거 고용보호법규의 보호를 받고 있던 대기업의 중고령 남성 근로자에게서 두드러졌으며, 임시계약뿐만 아니라 영구적 고용계약 근로자들에서도 상승하여 공식적 부문의 이직률 상승이 임시계약 근로자의 증가에 의한 영향은 아닌 것으로 분석되었다.[30] 실업기간은 전반적으로 단축되었으며, 실업에서 비공식적 부문으로 입직하는 경우보다는 공식적 부문으로 유입하는 경우에서 더 크게 단축되었다. 입직률의 변화는 이직률의 경우만큼 뚜렷하지는 않았으나, 대기업으로의 입직률 상승이 두드러졌다. 입직률 상승의 약 2/3는 임시계약의 증가에 의한 것이나, 나머지는 공식적 부문의 영구적 고용으로의 입직률 상승에 기인하는 것으로 추정되었다. 한편 이직률의 경우와는 반대로, 실업으로부터 이탈하여 공식적 부문으로의 입직률이 높아진 현상의 주된 수혜

29) 콜롬비아의 1990년대 노동개혁의 자세한 내용에 대해서는 최경수(2001)에 수록하였다. 이러한 변화는 교역재 부문과 비교역재 부문에서 차이를 보이지 않았으므로 국제 무역구조 변화의 영향은 아닌 것으로 평가되었다.

30) 그녀는 두 가지 방식의 분석을 병행하였다. 그녀는 먼저 difference-in-difference estimator를 이용하여, 개혁 전후의 평균 취업기간(및 실업기간)의 변화가 공식적 부문과 비공식적 부문에서 통계적으로 유의한 수준에서 서로 다르게 나타나는지를 분석하였다. 또한 동시에 그녀는 개혁 전후의 자료들을 pooling하여 공식적 부문과 비공식적 부문 간에 상이하게 나타나는 효과를 포착하기 위한 교차항을 포함하는 exponential duration model을 추정하였다.

자는 여성 및 청년층이었던 것으로 분석되었다. 입직률의 상승의 효과는 이직률의 상승의 효과보다 커서 실업률을 1.3~1.7%p 정도 감소시킨 것으로 추정되었다.

동일한 방법론을 사용한 Saavedra and Torero(2000)는 페루의 1991년 노동시장 개혁을 대상으로 하였다. 페루 노동시장에서는 1991년 고용보호법제가 완화되면서 기업의 해고비용이 감소하여 근속기간은 단축되었으며 이직률은 상승하였다. 콜롬비아의 경우와 같이 이러한 효과는 비공식적 부문보다는 공식적 부문에서 더 크게 나타났다. 산업부문 간의 큰 차이는 관찰되지 않았으므로 이러한 현상이 당시 이루어지고 있던 페루의 교역패턴 변화에 의하여 설명되기는 어렵다는 점도 Kugler(2000)의 연구 결과와 동일하다. Paes de Barros and Corseuil (2001)의 브라질에 대한 사례연구의 결과도 이와 유사하다. 그들의 분석에 따르면, 1988년 헌법 개정에 따라 브라질 기업들의 해고비용이 상승하였는데, 그 결과 취업상태로부터의 유출률은 하락하였으며 이는 특히 비공식적 부문보다는 공식적 부문에서 보다 현격하였다.

이상의 연구들에서는 공통적으로 비공식적 부문을 노동개혁으로부터 영향받지 않는 통제집단(control group)으로 설정하고 공식적-비공식적 부문 간의 격차 변화를 비교하여 개혁의 효과를 측정하였다. 따라서 분석 결과와 그 해석은 비공식적 부문의 정의에 따라 달라질 수 있다는 점이 약점으로 지적된다. 그러나 Kugler(2000)는 이와 같은 방법론은 최소한 규제개혁이 아무런 효과를 갖지 않는다는 귀무가설에 대한 검증방법으로서는 유효하다고 주장하였다. 이와 같은 결과를 종합할 때, 해고비용 및 고용보호법규의 존재는 노동시장 내 인력재배치를 저해하는 기능을 지님을 시사하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 다만 이상의 연구들에서 인력재배치의 원활화가 해고의 증가에 기인한 것인

지 아니면 자발적 이직에 기인한 것인지, 혹은 두 가지가 복합적으로 작용한 결과인지는 명확하지 않다.

Hopenhayn(2000)은 아르헨티나의 사례연구를 통해 인력재배치가 원활화된 원인을 보다 명쾌하게 규명하고자 하였다. 아르헨티나에서는 1991년에 임시계약 및 단기계약과 관련한 각종 규제들이 완화되었고 1995년에는 3개월 수습기간제 도입을 포함한 다양한 고용계약 형태들이 허용되었는데, 이 연구에 따르면 그 결과 기업의 해고비용은 대폭 감소하였으며 단기근속자들의 취업으로부터의 유출률은 크게 상승하였다. 이 연구는 특히 이와 같은 이직률 상승이 자발적 이직과 정리해고에 각각 어느 정도 기인하였는가를 분석하였는데, 자발적 이직보다는 정리해고 증가에 더 크게 기인하였던 것으로 분석되었다.

이상의 연구들은 고용보호법규가 노동시장에 미치는 효과와 관련하여 다음과 같은 점을 시사한다. 첫째, 고용보호규제는 근로자들의 고용안정을 결과한다. 따라서 고용보호법규가 완화된다면 기존에 보호받던 근로자들의 소득의 안정성은 저하될 수 있다. 둘째, 그러나 지나치게 엄격한 고용보호법규는 실업상태로부터의 유출률을 낮추고, 실업자들의 공식적 부문으로의 유입 가능성을 저하시키며 실업기간을 연장시키는 효과를 갖는다. 따라서 남미 각국에서 이루어진 최근의 고용보호규제 완화는 실업자들의 공식적 부문으로의 유입 가능성을 증대시켰다고 평가된다.

이 밖에 Marquéz and Pagés(1998)는 라틴아메리카와 OECD 주요국을 대상으로 고용보호규제가 취업구조에 미치는 효과를 분석하여 고용보호규제가 엄격할수록 취업자 중 자영업자의 비중이 높아진다는 결과를 얻었으며, Pagés and Montenegro(1999)는 고용보호규제가 엄격할수록 청년층에서 임금근로자 비중은 감소하며, 중고령층에서는 오히려

증가하는 경향이 있음을 밝혀냈는데, 이는 고용보호규제의 내용이 근속기간에 따라 달라지기 때문에 기업의 해고비용이 해고 대상 근로자의 연령이 높을수록 증가함에 따른 결과로 해석하였다. 이상의 두 연구에서는 고용보호규제가 전체 취업률에 대하여는 부(-)의 효과를 가지는 것으로 분석되었다.

기업의 고용규모에 대한 고용보호법규의 영향은 실증분석에서는 부(-)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. Saavedra and Torero(2000)와 Mondino and Montoya(2000)는 각각 페루와 아르헨티나의 기업패널자료를 이용하여 고용보호규제가 기업의 고용규모에 미치는 효과를 분석하였다. 두 연구에서는 기업의 노동수요 방정식을 추정하였는데, 방정식의 우변에는 고용보호 정도를 측정하는 변수를 포함하였다. 이 연구들에서는 다음의 세 가지의 사실이 확인되었다. 첫째, 고용보호 정도가 엄격할수록 고용규모는 하락한다.[31] 둘째, 고용보호가 취업률에 미치는 효과는 고용보호의 정도가 엄격해짐에 따라 체증한다. 페루의 경우, 기업들이 대단히 높은 해고비용에 직면해 있었던 1987~90년 기간 중 고용보호법규의 효과는 대단히 크게 추정되었으나 이후 규제완화와 더불어 고용보호법규 변수의 계수는 뚜렷이 하락하였다. 셋째, 해고비용의 변화에 대한 장기 취업률 변화의 탄력성은 매우 크다. 1987~90년 기간 중 페루에서는 일정한 임금수준에 대하여 해고비용 10% 증가에 대해 장기 취업률은 11% 가량 감소하였으며, 아르헨티나의 경우에는 해고비

31) 페루의 경우에는 전 산업 10인 이상 사업장으로부터 수집된 기업패널자료를, 아르헨티나의 경우에는 제조업 부문의 기업패널자료를 이용하였다. 따라서 그들의 연구가 이용한 고용자료는 경제 전체보다는 공식적 부문에 대한 것이라고 볼 수 있다. 또한 그들의 자료에는 신규기업의 진입에 따른 고용창출효과가 반영되어 있지 않으므로 경제 전체보다는 기업의 고용규모를 대상으로 한 것이다.

용 10% 증가에 대해 장기 취업률은 3~6% 가량 감소한 것으로 추정되었다.

Ⅲ. 고용보호규제 완화와 한국 노동시장의 변화

1. 한국의 고용보호규제 변화

한국의 고용보호규제의 중요한 변화로는 1997년 3월과 1998년 2월의 두 차례에 걸친 근로기준법 개정을 들 수 있다. 해고 및 해고비용과 관련된 중요 내용으로는 1997년 3월의 퇴직금 중간정산제의 도입, 1998년의 경영상 해고제의 도입이 있으며, 이 밖에 1998년의 파견근로의 합법화도 규제완화에 중요한 영향을 미쳤을 것으로 생각할 수 있다.

1997년의 퇴직금 중간정산제의 도입으로 기업은 근로자와 합의하여 퇴직금을 매년 지급함으로써 퇴직금을 사실상 임금의 일부로 한다든가, 혹은 퇴직금을 중간정산하여 기업은 미래의 일시적인 지급부담을 덜며 근로자는 퇴직금의 수급여부에 대한 불확실성을 제거할 수 있는 방안이 마련되었다. 기업의 선택에 따라서 퇴직금이 해고비용으로 작용하지 않을 수도 있는 여건이 형성된 것이다. 그러나 퇴직금 중간정산제는 노사 쌍방의 동의에 의하여만 실시할 수 있는 제도로서 그 자체가 퇴직금제도를 변경하는 효과를 가진 것은 아니다. 그러므로 퇴직금 중간정산제 도입은 노동시장규제 완화를 위한 중요한 조치였으나, 제도도입 자체에 의하여 고용보호법제가 실효적으로 크게 변화하였다고 할 수는 없다.

1998년의 경영상 해고조항의 근로기준법 도입은 그 내용에 있어서는 기존의 판례를 명문화한 것에 불과하여 정당한 해고의 범위를 넓히는 효과는 없었다. 다만, 법원의 판례에 의하여 인정되고 있던 바를 근로기준법에 명시함으로써 경영상 해고의 절차를 간편화 혹은 신속화하였다는 점에서는 기업 측에는 해고비용을 경감하는 효과가 있었던 것으로 평가할 수 있다. 그리고 이러한 측면이 경영 측에서 경영상 해고를 근로기준법에 명기할 것을 주장한 이유이기도 하였다.

파견근로자법의 제정 역시 광범하게 존재하고 있던 파견근로자제도를 법적으로 뒷받침하여 그 영역과 기한을 규제한 것으로서 법 자체가 파견근로제도를 활성화한 효과는 크지 않으며, 또한 파견근로자 규모는 임금근로자의 1.0%로서 파견근로의 활성화가 노동시장 전체에 큰 영향을 미치지는 못하였을 것이라는 점도 지적된다.

그러므로 한국에서의 두 차례에 걸친 근로기준법 개정은 그 자체로서 한국의 고용보호법제의 수준을 크게 낮춘 효과는 없을 것으로 판단된다. 다만, 기업이 미래의 해고비용의 부담을 경감하는 것을 가능하게 하거나, 혹은 경영상의 해고시에 그 절차를 간편하게 하여 비금전적 비용을 낮추는 효과는 가졌던 것으로 평가된다.

그러나 법제의 변화가 없었다고 하더라도 노동시장에서 실제로 적용되는 해고비용은 법규정과는 크게 다를 수 있다는 점도 고려되어야 한다. 우리나라에서 고용보호에 관한 법제는 외국과 비교하더라도 매우 높은 수준인 반면, 그 적용을 회피하는 사례는 현실적으로 광범위하게 존재한다. 남미의 경우 Kugler(2001)는 저생산성 기업은 해고수당 지급의무를 기피하기 위하여 공식적 부문보다 비공식적 부문을 선택한다고 하였다. 마찬가지로 한국 노동시장에서 기업들이 퇴직금 등 해고비용을 기피하기 위하여 임시일용직 등 고용형태를 중심으로 채용을

전환하고 있다면 실제의 해고비용은 고용구조 변화와 더불어 하락하였을 가능성도 있다.

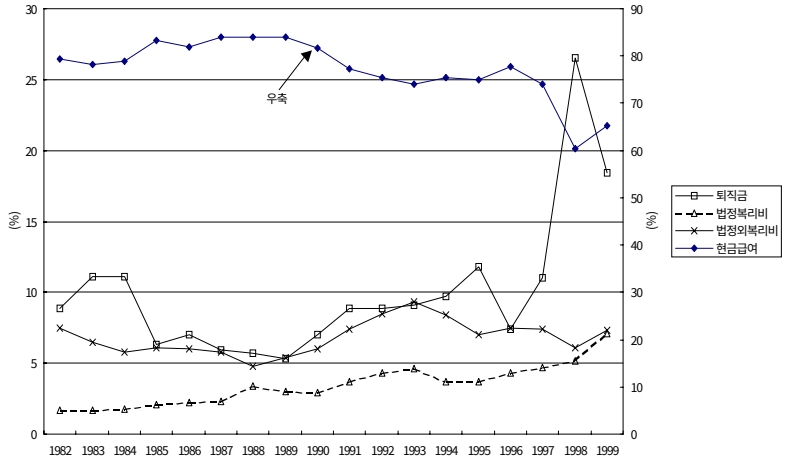
1990년대 중반 이후 우리나라 임금근로자의 종사상 지위별 구조에서 상용직은 감소하고 임시직과 일용직이 크게 증가하였으며, 임시직과 일용직 근로자들 중 퇴직금을 수급하는 근로자의 비율은 매우 낮다. 임금근로자 중에서 상용직의 비율은 1993년의 58.8%에서 2000년에는 47.6%로 감소하였으며, 그 감소추세는 특히 1998년의 경제위기를 겪으면서 더욱 빠르게 진행되었다. 퇴직금의 수급비율은 2000년 8월의 『경제활동인구조사 부가조사』에 의하면 임금근로자 전체의 50.2%이나, 종사상 지위별로는 상용직 중에서는 88.7%이나 임시직 및 일용직에서는 그 비율이 14.7%에 지나지 않는다. 그 비율은 근속기간이 1년 이상인 근로자만을 대상으로 하더라도 전체의 65.8%, 상용직의 90.9%, 임시일용직의 20.1%에 불과하다. 만약 퇴직금의 수급 여부를 해고관련 규제의 적용을 받고 있는가의 여부를 나타내는 지표로 판단한다면 퇴직금 수급비율이 낮은 임시일용직의 고용비중이 상승하였다는 사실은 해고관련 규제가 충분히 적용되지 않는 근로자의 비율이 증가한 것으로 해석할 수 있다.

반면 고용보호규제의 적용여부와는 별도로 해고에 대한 노조나 근로자의 태도도 매우 중요한 비금전적 해고비용이 된다. 실제로 대기업들이 해고시에 퇴직금 외에 명예퇴직금 등 해고수당을 지급한다는 사실은 대기업에서는 현실적으로 법제보다 더욱 높은 수준의 해고비용이 존재함을 의미한다. 그러므로 해고관련 규제의 변화가 없더라도 노조 등의 해고 억제력이 변화하였다면 실질적인 해고비용은 변화하였다고 보아야 한다.

노동비용 측면에서는 노동시장규제에 의한 노동비용의 비중은 증

가하였다. [그림 2]는 근로자 1인당 노동비용총액에서 차지하는 퇴직금 및 법정복리비 비용 비율이 1990년대 후반에 크게 증가하였음을 보여준다. 1998~99년에 퇴직금 비용 비율이 대폭적으로 상승하였음은, 경제에 대한 외부 충격의 폭이 클수록 해고비용의 고용감소효과가 크게 작용한다는 이론적 분석의 결과에 비추어볼 때, 상용직 고용증가에 부(-)의 영향을 주었을 것으로 평가할 수 있다. 사회보험 분담금의 증가는 그 비용이 실질적으로 임금에 전가된다고 할 때, 근로자가 느끼는 사회보험의 혜택이 그 비용부담보다 크지 않는 한 실질임금의 하락을 의미하므로 고용의 확대에는 부정적인 효과를 가진다. 사회보험 분담금은 임금의 일정한 비율로 부과되므로 채용비용이나 해고비용이라기보다는 실질임금 수준에 영향을 미치는 요인이다.

[그림 2] 근로자 1인당 각 노동비용의 총액에 대한 구성비



자료: 노동부, 『기업체노동비용조사보고서』, 각년도.

2. 한국의 노동이동성의 변화

제1절에서는 한국의 노동시장에서 고용구조의 변화를 유발하였을 것이라고 추정할 만한 뚜렷한 고용보호법제의 변화는 없었음을 지적하였다. 제도의 변화가 없었다면, 노동시장의 변화는 노동시장 외부로부터의 경제적 충격 혹은 다른 요인에 의하여 유발된 것으로 추론할 수 있다. 본절에서는 노동시장 변화 요인에 관한 추론에 앞서서 우리나라 노동시장에서 어떠한 변화가 발견되는가를 살펴본다.

가. 통계자료

노동이동이란 동태적 현상이므로 그 분석을 위해서는 패널 데이터를 필요로 한다. 본 연구에서는 통계청의 『경제활동인구조사』 자료의 매월의 관찰치를 연결하여 구축한 연결패널자료(linked panel)를 사용한다. 이러한 연결패널을 구축하는 방법은 김대일(1997)과 남재량(1997)에 의하여 사용된 바 있으므로 자세한 방법에 대해서는 그들의 연구를 참조할 수 있다. 본 연구에서는 조사구번호, 구역번호, 가구번호를 이용하여 각 가구의 식별번호를 설정하고 개인에 대해서는 생년월일과 성별을 합하여 개인의 식별번호를 설정하였다. 따라서 각 개인은 가구, 생년월일, 성에 의하여 식별된다. 만일 같은 가구에 동일한 개인 식별번호의 관찰치가 복수일 경우에는 가구원번호순으로 추가적인 개인의 식별번호를 부여하였다.

나. 고용의 창출과 소멸

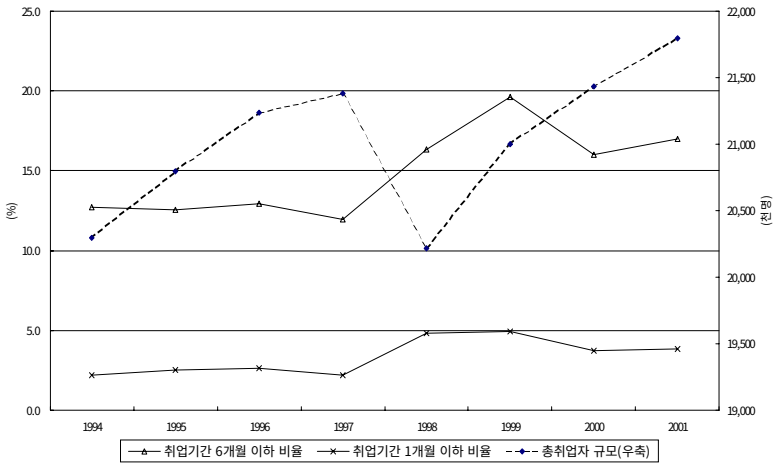
규제완화의 가장 중요한 논거는 고용의 창출에 있다. 따라서 규제완화의 효과와 관련하여 노동시장의 변화를 살펴보는 데 있어서는 고

용의 창출과 소멸 추이부터 살펴볼 필요가 있다. 그 지표로서는 Hopenhayn(2000)에 따라 전체 취업자수에 대한 6개월 및 1개월 이하 취업자의 비율을 고용창출의 지표로, 6개월 및 1개월 이하 실업자 비율을 고용의 소멸에 대한 지표로 사용한다. 분석을 위한 자료는 앞서 구축된 연결패널자료로부터 매년의 9월을 기준으로 3~9월의 7개월간의 자료가 모두 존재하는 관찰치를 선정하였다. 이 경우, 7개월간에 걸친 패널을 구축할 수 있는 관찰치의 수는 종료시점을 기준으로 매년 9월 관찰치의 약 80%였다. 고용창출의 지표에 해당하는 신규취업자 비중은 7개월간의 자료가 존재하며 9월에 취업상태에 있는 관찰치 중에서 취업상태에 진입한 기간이 6개월 혹은 1개월 이하인 관찰치의 비율이다.

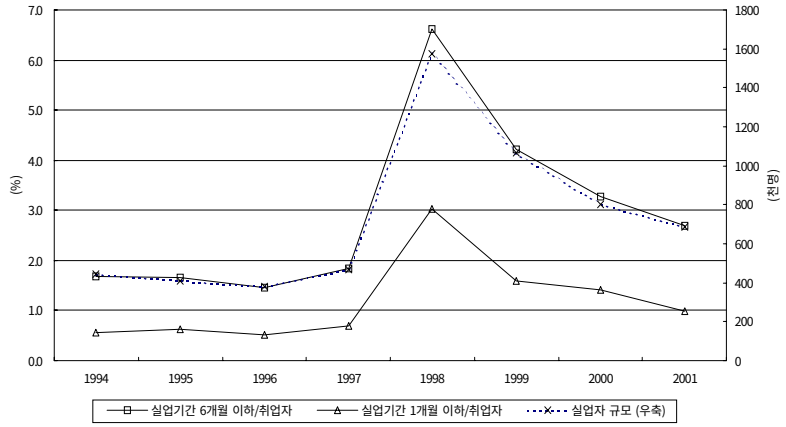
총취업자 중 신규취업자의 비중은 1994~97년간에는 큰 변화가 없었으나 경제위기 이후 크게 증가하였다(그림 3 및 표 3). 그 비율은 대략 1개월 이하 취업자 비율이 2%대, 6개월 이하 취업자 비율은 약 11~12%였으나 경제위기 이후에는 각각 3~4%대, 16~19%로 상승하였다. 이러한 고용창출규모의 증가는 경제위기 기간 동안 일시적으로 축소된 일자리들이 이후 재충원된 데에도 일부 기인한다. 그러나 취업자규모가 위기 이전의 수준으로 회복된 후에도 계속 고용창출이 높은 수준에 있다는 사실은 고용창출구조가 변화하였음을 의미하는 것으로 평가된다. 고용의 소멸규모도 경제위기 이후에 그 이전보다 확대되었다(그림 4 및 표 3). 신규실업자의 총취업자에 대한 비율은 경제위기 이전에는 1% 이하(1개월 이하) 혹은 1~2%(6개월 이하)였으나, 경제위기 이후에는 각각 1~2%와 3~4%로 상승하였다.[32] 그러므로 경제위기 이후 고용의 창출과 소멸은 모두 증가하였으며, 노동이동은 위기 이전보다 활

32) 경제위기 기간 동안인 1998년에는 이 비율은 3.0%, 6.6%로 크게 상승하였다.

[그림 3] 고용의 창출—총취업자 중 취업기간 6개월 및 1개월 이하 취업자 비율



[그림 4] 고용의 소멸—6개월 및 1개월 이하 신규실업자의 총취업자에 대한 비율



<표 3> 고용의 창출과 소멸

(단위: 천 명, %)

고용의 창출								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
총취업자 규모	20,294	20,794	21,240	21,379	20,214	21,000	21,432	21,797
잔존율(6개월)	84.2	83.6	85.9	87.0	86.7	83.8	84.9	85.5
취업기간 6개월 이하 비율	12.7	12.6	12.9	11.9	16.3	19.6	16.0	17.0
취업기간 1개월 이하 비율	2.2	2.5	2.6	2.2	4.8	4.9	3.7	3.8
임금근로자 규모	12,434	12,871	13,218	13,220	12,096	12,947	13,163	13,452
잔존율(6개월)	81.4	80.7	83.4	84.8	85.3	81.5	82.6	83.2
취업기간 6개월 이하 비율	13.6	13.1	13.2	12.5	18.5	21.9	18.6	19.0
취업기간 1개월 이하 비율	2.6	3.2	3.3	2.8	6.2	6.3	4.9	5.0
상용직 규모	7153.2	7,434	7,416	7,013	6,260	6,079	6,319	6,536
잔존율(6개월)	82.3	81.1	84.1	86.1	86.5	83.3	83.4	82.9
취업기간 6개월 이하 비율	5.1	4.4	4.4	3.3	3.7	5.1	5.0	4.8
취업기간 1개월 이하 비율	0.7	0.9	0.8	0.5	0.6	1.0	0.9	0.8
임시직 규모	3470.3	3,591	3,914	4,278	3,916	4318.8	4,488	4625.9
잔존율(6개월)	78.5	78.7	81.5	82.6	83.9	79.4	81.5	82.6
취업기간 6개월 이하 비율	22.2	21.7	20.7	19.7	25.5	27.5	23.9	25.2
취업기간 1개월 이하 비율	3.8	5.0	5.1	4.5	6.8	7.7	5.6	6.3
일용직 규모	1810.5	1,846	1,887	1,929	1,920	2,550	2,356	2290.2
잔존율(6개월)	83.2	82.9	84.8	84.7	84.3	80.8	82.8	85.2
취업기간 6개월 이하 비율	32.7	31.5	32.6	30.7	53.4	54.0	45.6	46.4
취업기간 1개월 이하 비율	8.0	8.9	9.9	7.6	23.9	17.3	14.4	14.3
자영업자 규모	7,860	7,922	8,022	8,159	8,028	8,052	8,269	8,344
잔존율(6개월)	88.8	88.3	90.0	90.7	88.7	87.5	88.6	89.3
취업기간 6개월 이하 비율	11.5	11.7	12.5	11.1	13.2	16.1	17.1	14.0
취업기간 1개월 이하 비율	1.5	1.6	1.6	1.3	2.8	2.8	2.0	2.1
고용의 소멸								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
실업자 규모	445.4	411.4	378.8	468.9	1,572	1,069	804	684
잔존율(6개월)	72.1	73.6	72.5	77.0	80.1	78.5	78.8	74.1
실업기간 6개월 이하/취업자	1.7	1.7	1.5	1.8	6.6	4.2	3.3	2.7
실업기간 1개월 이하/취업자	0.6	0.6	0.5	0.7	3.0	1.6	1.4	1.0

발해진 양상을 가지게 되었다고 해석된다.

취업자 중 신규취업자의 비율은 임금근로자와 자영업자에서 모두 상승하였으나 그 상승폭은 임금근로자에 있어 더욱 크다. 임금근로자의 종사상 지위별로는 소위 정규직근로자에 해당하는 상용직에서는 신규취업자 비율이 6개월 및 1개월 이하의 두 경우에 있어서 모두 경제위기 이전과 큰 차이가 없는 반면, 임시직과 일용직 중에서는 크게 증가하였으며, 특히 일용직의 증가폭이 높다(표 3).

20~34세의 청년층 노동시장에서도 변화 양상은 대동소이하나 변화폭은 더욱 크다. 청년층 노동시장에서는 고용창출의 지표인 총취업자 중 6개월 이하 취업자의 비율은 경제위기 이전의 13~14%에서 위기 이후에는 약 20%로 증가하였으며, 1개월 이하 취업자 비율도 약 3%에서 약 5%로 증가하였다. 고용소멸의 지표인 실업기간 6개월 이하 실업자의 취업자에 대한 비율은 경제위기 이전의 2~3%로부터 4~5%로 상승하였으며, 1개월 이하 실업자의 비율 역시 약 1%에서 약 2%로 증가하였다. 임금근로자 중에서도 신규취업자 비중과 고용창출과 소멸의 상승폭이 높게 나타나지만 각 종사상 지위별 신규취업자의 비중 등 전체적인 변화의 양상은 전 연령의 경우와 크게 다르지 않다.[33]

노동시장에서 고용의 창출과 소멸이 모두 증가하였다는 사실은 노동이동의 증가를 의미하며 인력배치의 효율성이 증가하였음을 의미하는 것으로도 해석될 수 있다. 이러한 변화의 요인으로는 규제완화의 제도적 요인과 노동 수요의 변동성 증가라는 경제적 요인을 생각할 수 있다. 고용보호법제 등 규제가 충실히 적용되지 않는 임시직과 일용직 노동시장에서 고용의 창출과 소멸이 경제위기 이후 크게 증가하였음은

33) 청년층(20~34세) 노동시장의 고용 창출과 소멸에 관한 통계표는 논문의 수정과정에서 생략되었다. 그 표는 최경수(2001)에 수록되어 있다.

적어도 이 부문에서는 노동수요의 변동성이 증가하였음을 의미하는 것으로 해석된다.[34] 이러한 가운데 현실적으로 고용보호법제가 충실히 적용되는 상용직 계층에서 고용창출의 변화가 거의 없었다는 사실은 규제완화 등 제도적 변화가 주 요인일 가능성은 작음을 의미하는 것으로 해석된다.[35] 만약 노동이동성의 증가가 규제완화에 기인하였다면 규제완화의 영향을 가장 크게 받는 상용직 근로자들의 고용구조가 가장 크게 변화하였을 것이다. 이러한 추론의 근거는 남미의 규제완화의 경우 공식적 부문의 고용이 가장 크게 영향을 받은 경우와 같다(Kugler[2000]). 만약 노동수요의 변동성이 증가하였다면 해고관련 규제는 변화가 없더라도 그 규제로 인한 고용감소효과는 증가한다(Bentolila and Bertola[1990]). 따라서 기업들의 규제회피 동기는 증가하였을 것이며 그 결과 상용직보다는 법규제의 보호가 미약한 임시일용직을 중심으로 고용이 증가하였다는 추론이 가능하다.

다. 경제활동상태의 변화

노동력의 경제활동상태 변화는 연결패널자료로부터 1993~2001년의 각 2/4분기인 4~6월의 표본 중에서 익월과 연결 가능한 관찰치들을 대상으로 하여 추정되었다. 취업자 및 실업자의 익월 경제활동상태의 변화를 분석할 경우에도 고용의 창출 및 소멸의 경우와 유사한 결론이 도출된다.

---

34) 임시직과 일용직의 고용소멸 역시 증가하였다는 직접적인 증거는 없지만, 고용창출이 크게 증가한 가운데 전체 고용규모는 크게 증가하지는 않았음은 고용소멸 역시 증가하였음을 의미하는 것으로 해석된다.

35) 상용직 중 6개월(1개월) 이하 신규취업자의 총취업자에 대한 비율은 2000년 5.0%(0.9%), 2001년 4.8%(0.8%)로서 1995년(4.4% 및 0.9%), 1996년(4.4% 및 0.8%)과 크게 다르지 않다.

취업자가 익월에도 취업상태에 머무를 확률은 경제위기 이후 크게 하락하였다(표 4). 그 비율은 1997년까지는 약 98%였으나, 1998~99년에 96.6%와 96.7%로 감소한 이후 2000~2001년에는 약 97%의 수준이다. 취업상태로부터 유출한 취업자의 익월 경제활동상태는 실업과 비경활이 거의 비슷한 비율을 차지한다. 실업으로의 이행확률은 약 0.4%로부터 2000~2001년에는 약 0.7%로 상승하였으며, 비경제활동상태로의 이행확률은 약 1.5%에서 2% 이상으로 증가하였다.

경제활동상태의 변화가 거의 없는 자영업자를 제외한 임금근로자만을 대상으로 할 경우에도 그 변화양상은 취업자 전체의 경우와 대체로 같다. 임금근로자가 익월에 취업상태를 지속할 확률은 1997년 이전의 약 97.5%로부터 위기기간 동안 95%대로 하락한 이후 2000~2001년에도 약 96.5%의 수준에 머무르고 있다. 경제위기 이후의 취업상태로부

<표 4> 취업자의 익월 경제활동상태 분포

(단위: %)

	익월상태	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
취업자 전체	취 업	98.0	98.1	98.1	98.3	98.0	96.6	96.7	97.2	97.0
	실 업	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4	1.5	1.1	0.7	0.7
	비경활	1.6	1.5	1.5	1.4	1.6	2.0	2.2	2.1	2.3
임금근로자	취 업	97.5	97.2	97.7	97.9	97.6	95.8	95.9	96.6	96.4
	실 업	0.7	0.5	0.5	0.5	0.6	2.0	1.6	1.0	1.0
	비경활	1.7	1.8	1.8	1.6	1.1	2.2	2.5	2.4	2.7
(상용직)	취 업	99.1	99.2	99.1	99.1	99.1	98.6	99.1	99.1	99.1
(임시직)	취 업	96.4	96.7	96.7	97.0	96.6	94.9	95.7	96.3	95.7
(일용직)	취 업	93.5	93.7	93.6	94.4	93.6	86.7	88.2	91.0	89.7

터의 유출률 증가 현상은 종사상 지위별로는 임시직과 일용직에서 관찰되며 상용직의 유출률 증가는 뚜렷하지 않다. 상용직 근로자의 익월 취업지속확률은 99.1%로서 경제위기 전후에 차이가 없으며, 다만 1998년에만 98.6%로 크게 떨어졌다. 임시직 근로자의 익월 취업지속확률은 1997년 이전의 96~97%로부터 2000~2001년에는 95~96%로 다소 감소하였으며, 일용직 근로자들의 경우에는 약 93%에서 약 90%로 크게 하락하였다(표 4).

이러한 양상은 실업자의 익월 경제활동상태 변화에서도 유사하다. 실업자의 익월 취업확률은 경제위기 이후에 이전과 비교하여 큰 차이가 없으며 다만 비경제활동으로의 유출률만 증가하였다. 그 양상은 성별로나 청년층(20~34세) 가운데에서도 크게 다르지 않다(표 5). 그러므로 실업자의 취업 가능성은 경제위기 이후에도 크게 변화하지 않은 가운데 실업과 비경제활동상태 간의 유동성은 증가한 것이다. 그러나 익월에 취업한 실업자의 종사상 지위별 분포는 경제위기 이후에 이전과 뚜렷한 차이를 보이고 있다(표 6). 임금근로자 취업의 비율은 크게 변화하지 않은 가운데 상용직 취업의 비율은 크게 하락하였으며 임시직 취업비율은 다소 하락한 반면 일용직 취업의 비율은 크게 증가하였다. 경제위기 이전에는 익월 취업 실업자의 약 20%가 상용직으로 취업하였으나, 2000~2001년에는 그 비율이 10%를 약간 상회하는 정도에 지나지 않는다. 경제위기 이후 실업자의 규모가 크게 증가하였음을 감안할 때, 실업자의 취업비율이 유사한 수준을 유지하고 있다는 사실은 실업자의 취업을 위한 고용창출규모가 증가하였음을 의미하지만, 그 고용창출은 대부분 일용직 혹은 임시직에서 이루어졌으며 상용직에서는 실업해소에 기여할 만큼의 고용창출이 이루어지지 않은 것이다.

경제위기 이후에는 실업자의 비경제활동으로의 이행비율 증가는

<표 5> 실업자의 익월 경제활동상태 분포

(단위: %)

	익월상태	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
전 체	취 업	23.4	22.0	25.0	24.2	24.3	18.9	22.6	25.1	24.7
	실 업	72.5	73.5	70.3	71.2	68.5	72.4	67.3	65.6	65.0
	비경활	4.1	4.5	4.9	4.5	7.2	8.7	10.1	9.3	10.3
남 자	취 업	22.7	21.4	24.7	22.9	23.7	18.4	22.6	23.8	23.4
	실 업	74.3	75.5	71.8	73.8	70.9	75.5	70.6	68.4	68.6
	비경활	2.9	3.1	3.6	3.4	5.4	6.1	6.9	7.8	8.0
여 자	취 업	24.7	23.3	25.3	27.4	25.3	20.1	22.8	27.9	27.3
	실 업	68.5	69.4	67.6	65.7	64.5	65.9	60.4	59.7	57.8
	비경활	6.7	7.3	7.2	7.0	10.2	14.0	16.8	12.4	15.0
20~34세	취 업	21.8	22.2	23.1	23.9	23.0	17.2	22.7	24.3	22.6
	실 업	74.6	74.0	71.7	71.9	71.3	73.9	67.7	67.2	66.3
	비경활	3.6	3.9	5.2	4.2	5.7	8.9	9.6	8.5	11.1

<표 6> 실업자 중 익월 취업자의 종사상 지위별 분포

(단위: %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
임금근로자	85.5	84.7	83.1	83.8	85.8	84.6	86.1	87.0	83.0
(상용직)	22.1	23.1	21.7	23.5	15.9	8.5	8.2	11.4	10.3
(임시직)	44.9	45.9	43.2	42.7	45.0	35.3	35.0	39.7	38.4
(일용직)	18.6	15.7	18.2	17.6	24.9	40.8	42.9	35.9	34.3
비임금근로자	14.5	15.3	16.9	16.2	14.2	15.4	13.9	13.0	17.0
(고용주)	4.5	3.9	4.6	4.1	5.1	2.7	2.7	2.1	3.7
(자영업)	7.6	9.7	9.9	10.1	7.8	9.6	8.5	8.9	10.7
(가족종사자)	2.5	1.8	2.4	2.1	1.4	3.2	2.7	2.0	2.6

<표 7> 실업자의 전월 경제활동상태 분포

(단위: %)

	전월상태	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
남 녀	취 업	16.9	15.1	20.0	19.4	16.6	18.7	16.6	18.3	19.5
	실 업	76.1	79.3	72.6	73.9	74.7	69.5	70.3	68.9	67.5
	비경활	6.9	5.6	7.4	6.7	8.7	11.7	13.1	12.8	13.0
남 자	취 업	16.6	14.7	20.4	19.5	16.9	18.9	16.3	17.4	19.2
	실 업	77.4	80.7	73.4	75.4	76.6	72.4	73.8	71.7	71.2
	비경활	6.1	4.7	6.2	5.2	6.6	8.7	9.9	10.8	9.6
여 자	취 업	17.8	16.0	19.1	19.1	16.1	18.4	17.0	20.0	20.1
	실 업	73.3	76.6	71.3	70.6	71.6	63.5	63.0	63.0	60.2
	비경활	8.8	7.5	9.6	10.3	12.2	18.1	20.0	16.9	19.6
20~34세	취 업	14.7	14.1	18.4	18.0	16.1	16.3	16.0	16.3	17.3
	실 업	79.1	80.2	74.1	75.2	76.7	72.2	70.3	70.9	68.1
	비경활	6.2	5.7	7.6	6.9	7.2	11.5	13.7	12.8	14.6

주: 5~7월 실업자의 전월 경제활동상태 분포임.

그 반대방향인 비경활인구의 실업이행 증가를 수반하였다(표 7). 실업자 중 전월 취업자의 비율은 경제위기 이후 크게 증가하지 않았으나, 비경제활동자 비율이 크게 증가하여 전월 실업자의 비율은 하락하였다. 각 인적속성별 집단별로도 변화 양상은 대체로 유사하지만 변화폭은 남자보다는 여자, 그리고 청년층에서 보다 현격하다.

실업과 비경제활동 간의 이동성 증가는 실업상태에 머무르는 동기가 약해졌음을 의미한다. 실업, 즉 구직활동의 동기는 취업확률의 제고에 있다. 그러므로 익월 취업확률에 비례하여 실업자규모가 결정되는 가운데 잠재적인 실업자규모는 증가하였으므로 비경활과 실업 간의 유출입은 활발해진 것으로 추론할 수 있다. 이러한 현상은 일용직과 임시

직을 중심으로 고용의 창출과 파괴가 활발해지고 있다는 사실과도 서로 일치한다. 임시직 및 일용직과 저학력 계층은 실업상태를 거치지 않고 비경제활동과 취업을 오가는 경향이 높은 집단으로서 경제활동상태에 대한 정착성은 떨어진다(김대일[1997]). 그러므로 임시일용직 중심의 고용창출과 실업과 비경제활동 간의 유동성 증가는 서로 일치하는 현상인 것이다.

라. 취업기간 및 실업기간의 변화

취업 및 실업기간의 변화는 경제위기 이전과 이후인 1995년 7월과 1999년 7월에 임금근로자로서 취업상태이거나 혹은 실업상태인 관찰치를 대상으로 각각 이후 2년간에 걸친 연결패널을 구축하여 그 시점의 취업 혹은 실업상태의 지속기간의 분포를 나타내는 생존함수(survivor function)를 추정하여 측정되었다. 1995년 7월과 1999년의 7월을 연결패널의 시작 시점으로 선정한 것은 표본의 지속기간을 24개월로 할 때, 1995년 표본은 1997년 6월까지이므로 경제위기의 본격적인 영향을 받지 않았을 것으로 판단하였기 때문이며, 마찬가지로 1999년 7월은 이후 24개월간에 걸친 패널 구축이 가능할 뿐만 아니라 이 시점은 경제위기로부터도 충분히 시간이 경과한 이후이므로 경제위기의 영향이 크지 않으리라고 판단하였기 때문이다.

구축된 표본의 특성은 다음의 <표 8>과 같다. 1995년과 1999년부터 시작되는 취업자와 실업자 각각의 연결패널은 대략적으로 약 50%의 관찰치에 대하여 2년간의 완전한 패널이 구축 가능하여 취업자의 경우 1995년 표본의 51.5%, 1999년 표본의 53.8%의 관찰치가 2년간 추적 가능하였다. 취업자 표본 패널은 구축된 패널의 70.3%(1999년)와 78.0%(1995년)의 관찰치가 패널의 종료시점까지 취업상태의 변화가 없어 우

측단절(right-censored)되었으며, 그중 24개월간에 걸친 완전한 패널은 구축 가능하며 취업상태가 지속되어 우측단절된 표본은 전체 표본의 각각 34.5%와 37.2%이다. 실업자 표본에서는 11.2%(1999년)와 13.5%(1995년)의 표본에서 우측단절이 발생하였으나 실업상태가 2년간 지속된 경우는 1995년 표본에서 단 한 건만 발견되었다. 결과적으로 패널 내에서 완료된 기간, 즉 취업 혹은 실업상태로부터의 유출(exit)이 발견된 관찰치는 취업자 표본은 전체의 29.7%(1999년)와 22.0%(1995년), 실업자 표본은 전체의 88.8%(1999년)와 86.5%(1995년)이다.

취업자 표본에서 취업상태가 완료된 관찰치들의 평균 취업지속기간은 1999년 표본은 7.5개월, 1995년 표본은 8.5개월이며, 취업상태가 24개월 이상 지속되어 우측단절된 관찰치들의 취업지속기간을 24개월

<표 8> 생존함수 추정을 위하여 구축된 연결패널표본의 특성

	취업자 표본		실업자 표본	
시작 시점	1999. 7	1995. 7	1999. 7	1995. 7
시작시점 표본수 (가중평균, 천 명)[1]	23,670 (12,603)	30,024 (12,873)	2,511 (1,349)	934 (389)
종료시점 표본수 (가중평균, 천 명)[1]	12,734 (6,581)	15,469 (6,380)	1,237 (669)	423 (174)
종료/시작시점 표본수 비율(%)	53.8	51.5	49.3	42.3
우측단절(right-censored)[2]	16,646 [8,164]	23,416 [11,183]	281 [0]	126 [1]
(표본 내 비중, %)	(70.3) [34.5]	(78.0) [37.2]	(11.2)	(13.5)
완료기간(completed spells) (표본 내 비중, %)	7,024 (29.7)	6,608 (22.0)	2,230 (88.8)	808 (86.5)
완료기간들의 평균(개월)[3]	7.5 [16.4]	8.5 [18.2]	2.8 [2.8]	3.7 [3.8]

주: 1) 가중평균은 각 표본의 시작시점(1995. 7 및 1999. 7)의 가중치로 환산.
2) [ ] 안은 종료시점에서 우측단절된 표본수임.
3) [ ] 안은 종료시점에서 우측단절된 관찰치들의 지속기간(24개월)을 포함한 경우임.

로 하여 합산한다면 그 평균은 1999년 표본은 16.4개월, 1995년 표본은 18.2개월이다. 실업자 표본의 완료기간들의 실업지속기간 평균은 1999년 표본이 2.8개월, 1995년 표본이 3.7개월이며, 실업상태가 24개월 이상 지속된 1995년 표본의 하나의 관찰치의 실업지속기간을 24개월로 계산한다면 1995년 표본의 평균은 3.8개월이 된다.

구축된 연결패널표본들의 통계는 대체로 경제위기 이후 취업기간과 실업기간이 모두 단축되었음을 제시한다. 이러한 결과는 경제위기 이후 고용의 창출과 파괴가 동시에 증가하였다는 사실과 일치한다. 그러나 연결패널표본에서는 우측단절이 빈번하게 발생하여 단순평균의 비교는 정확하지 않으므로 이하에서는 비계수적 방법으로 추정된 생존함수(survivor function)의 비교를 통하여 경제위기 전후의 취업기간과 실업기간의 변화를 비교한다.

생존함수(survivor function)란 어떠한 상태의 지속기간(T, duration spell)이 t 이상이 될 확률($S(t) = \Pr\{T > t\}$)을 나타내는 함수이다. 본 연구에서는 1995년 7월과 1999년 7월에 임금근로자로 취업 중이거나 실업상태인 관찰치를 대상으로 그 시점부터 추적하는 패널자료를 구축하였으므로, 추정되는 생존함수는 특정시점(t_0)에서 취업 혹은 실업의 특정 상태에 있는 관찰치들의 그 시점에서 탈출까지의 생존함수이다. 외부환경의 변화가 없는 정태적(time-homogenous) 상황에서는 시점 t_0에서 계속 중인 상태의 t_0시점 이후의 지속기간의 분포는 t_0까지 지속된 기간의 분포와 같다.[36] 따라서 상태지속기간의 총길이는 t_0부터 시작된 기간의 2배로 추정할 수 있으므로, 어느 특정 시점에서 계속 중인 상태의 종료시점까지의 기간의 분포로부터도 상태지속기간 전

36) Heckman and Singer(1985), p.76.

체에 관한 추론이 가능하다. 생존함수의 추정은 대표적인 비계수적 방법인 Kaplan-Meier estimator를 이용하여 실시하였다.[37] 추정된 비계수적 생존함수들에 대해서는 함수의 변화 여부에 대한 비계수적 검정도 가능한데 구체적으로는 log likelihood test와 rank test의 일종인 log rank-test와 Wilcoxon test를 사용할 수 있다.

1995년과 1999년의 임금근로자 취업자 표본의 생존함수를 비교하면 남자와 여자 모두에 있어 취업상태의 생존율은 경제위기 이후에 그 이전에 비하여 하락하였다(표 9). 구체적으로 1999년 7월에 취업상태인 임금근로자가 취업상태를 지속할 확률은 1997년 7월에 취업상태에 있었던 임금근로자보다 낮아졌으며 근속기간 역시 단축되었다. 취업상태의 생존율이 하락하였음은 경제위기 이후 고용의 창출과 소멸, 경제활동상태 간의 이동성이 증가하였다는 앞의 분석결과가 의미하는 바와도 같다. 종사상 지위별로는 임금근로자의 취업상태의 생존율은 상용직보다 주로 임시직과 일용직에서 하락하였다. [그림 5]는 남자 임금근로자의 취업상태의 생존함수 추정치를 종사상 지위별로 예시한 것이다. 생존함수는 경제위기 이후에 그 이전보다 모든 종사상 지위에서 하락하였으나, 상용직 중에서는 하락폭이 크지 않은 반면 임시직과 일용직에서는 대폭 하락하였다. 이러한 경향은 여자의 경우에도 공통적인데(표 9), 임금근로자 취업상태의 지속성 하락이 대부분 임시직과 일용직에서의 하락에 기인하였음을 의미한다. 임금근로자 취업상태의 지속성 하락이 상용직보다는 임시직과 일용직에서의 변화에 기인하여 일어났다는 사실 역시 경제위기 이후 노동이동이 주로 임시직과 일용직 가운데에서 증가하였다는 앞의 분석결과와 일치하는 것이다.

37) Kaplan-Meier 추정치에 대한 설명은 Kalbfleisch and Prentice(1980), pp.10~16 참조.

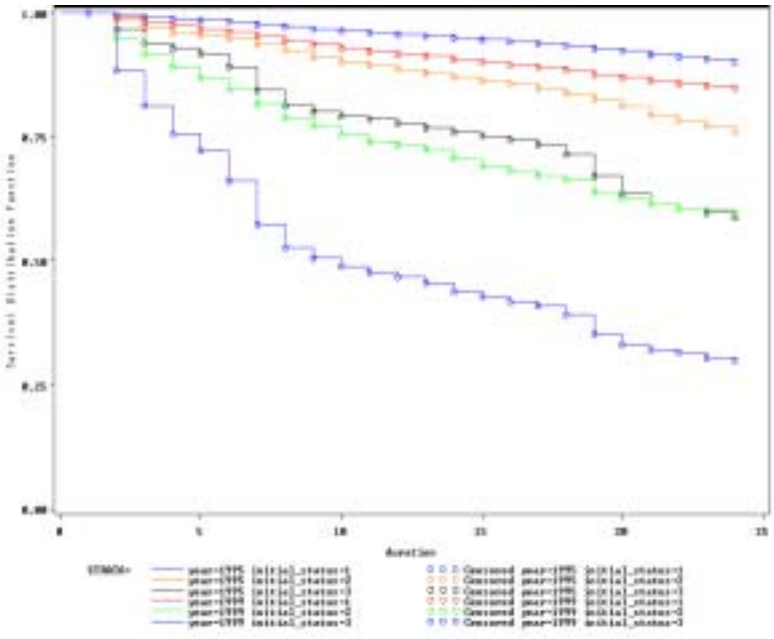
<표 9> 임금근로자 취업상태의 종사상 지위별 생존함수

남 자	임금근로자		상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.982	0.964	0.993	0.991	0.968	0.949	0.943	0.883
7	0.911	0.842	0.959	0.944	0.874	0.791	0.710	0.519
13	0.866	0.788	0.926	0.907	0.795	0.711	0.646	0.431
19	0.819	0.735	0.895	0.872	0.731	0.636	0.539	0.331
23	0.792	0.713	0.875	0.852	0.686	0.608	0.504	0.310
여 자	임금근로자		상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.956	0.936	0.984	0.987	0.953	0.945	0.896	0.854
7	0.804	0.746	0.902	0.907	0.799	0.767	0.579	0.508
13	0.710	0.640	0.837	0.821	0.685	0.645	0.465	0.405
19	0.639	0.575	0.777	0.779	0.607	0.571	0.388	0.330
23	0.598	0.532	0.746	0.749	0.573	0.535	0.358	0.298

실업자의 실업상태의 생존함수도 1999년 표본에서는 1995년에 비하여 남녀 모두에 있어 하락하였으며 따라서 실업기간은 단축되었다(표 10).[38] 실업탈출 상태별로는 비경활보다는 취업의 구성비중이 높지

38) 김대일(1997)은 경제위기 이전까지 실업은 장기화하는 경향이 있다고 보고하였다. 그러므로 경제위기 이후 실업기간이 단축된 것은 경제위기 이전까지의 실업의 장기화 경향이 역전된 것이다. 이후의 논의가 입증하는 바와 같이 이러한 실업기간 단축의 효과는 임시직과 일용직으로의 취업에 의하여 주로 이루어진 것이다.

[그림 5] 임금근로자의 종사상 지위별 생존함수(Survivor Function): 남자



주: 그림의 생존함수는 위로부터 95년 상용직, 99년 상용직, 95년 임시직, 95년 일용직, 99년 임시직, 99년 일용직순임.

<표 10> 실업자의 성별 실업상태의 생존함수

지속기간(월)	남 자		여 자	
	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.724	0.669	0.673	0.586
7	0.178	0.110	0.147	0.065
13	0.058	0.028	0.031	0.009
17	0.027	0.016	0.013	0.003
21	0.203	0.000	0.000	0.000

<표 11> 실업자의 이행상태별 생존함수

	남 자				여 자			
	취 업		비 경 활		취 업		비 경 활	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.712	0.666	0.773	0.676	0.681	0.624	0.652	0.530
7	0.143	0.099	0.300	0.138	0.120	0.055	0.212	0.081
13	0.045	0.024	0.102	0.039	0.027	0.005	0.042	0.016
17	0.026	0.009	0.023	0.029	0.004	0.002	0.031	0.003
20	0.021	0.006	0.023	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000

만(남자 73.6%, 여자 64.0%, 1999년), 실업상태 생존함수의 하락폭은 남녀 모두에 있어 취업으로 이행한 경우보다 비경제활동으로 이행한 경우에 더욱 크다(표 11). 취업의 상태별로는 상용직에 취업한 실업자의 생존함수 하락폭은 남녀 모두에 있어 크지 않은 반면 임시직과 일용직 취업 실업자의 생존함수는 크게 하락하였다(표 12). 임금근로로 이행한 실업자의 종사상 지위별 구성에서도 상용직 비율이 크게 하락한 반면 임시직과 일용직 비율이 증가하였다(표 13). 그러므로 실업기간의 단축 역시 비경제활동으로의 이행이나 임시직 및 일용직 취업이 증가한 데에 기인하며 상용직 취업에 기인한 바는 크지 않다.

3. 한국노동시장의 변화와 규제완화의 효과

제Ⅱ장의 문헌고찰 결과가 제시하는 바와 같이 고용보호규제 완화의 효과는 여러 측면에 걸쳐 다양하므로 제Ⅲ장 제2절의 노동이동의 변화 분석이 규제완화의 효과를 검증하는 데 충분하다고 할 수는 없다.

<표 12> 임금근로 취업으로 이행한 실업자의 종사상 지위별 생존함수

남 자	상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.803	0.728	0.710	0.681	0.560	0.628
7	0.193	0.141	0.134	0.080	0.115	0.098
13	0.047	0.065	0.076	0.010	0.035	0.023
17	0.047	0.014	0.035	0.005	0.013	0.011
20	0.023	0.014	0.000	0.000	0.013	0.006
여 자	상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.684	0.631	0.679	0.665	0.637	0.550
7	0.141	0.147	0.118	0.067	0.181	0.029
13	0.000	0.000	0.044	0.007	0.000	0.000
17	0.000	0.000	0.006	0.003	0.000	0.000
20	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

<표 13> 취업으로 이행한 실업자의 종사상 지위별 구성

(단위: %)

성 별	표 본	상용직	임시직	일용직	고용주	자영업	가족종사
남 자	1999년	13.5	30.6	38.7	4.5	9.7	2.9
	1995년	27.0	38.0	18.0	3.9	10.9	2.2
여 자	1999년	9.4	42.2	37.7	0.8	6.9	3.0
	1995년	24.7	57.1	10.5	1.2	3.2	3.2

특히 본 연구는 경제효율성의 변화와 그 결과인 기업창출, 생산성 변화의 측면까지 진전되지는 못하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 분석에 의하여 우리나라에서의 규제완화의 효과가 어떻게 평가될 수 있는가를 정리해 본다면 다음과 같다.

제2절의 분석에서는 경제위기 이후 고용의 창출과 소멸, 경제활동상태 간의 노동이동, 근속기간 및 실업기간 등 거의 모든 측면에서 노동이동은 증가하였음이 확인되었다. 또한 실업구조에 있어서도 경제위기 이후 실업탈출률과 비경활인구의 실업진입이 동시에 증가하였다. 이러한 변화는 총량적, 피상적으로는 규제완화의 효과와 유사하므로 규제완화가 이루어졌음을 시사하는 듯하다. 그러나 보다 구체적으로 그 변화의 양상을 분석해 본다면 이러한 변화가 시사하는 바가 규제완화의 효과는 아니라는 것을 알 수 있다.

노동이동의 증가는 상용직보다는 임시직과 일용직을 중심으로 일어났으며 실업의 유출입 증가도 실업과 임시직 및 일용직, 실업과 비경활 사이의 유출입 증가에 의한 결과이며 상용직으로의 이행은 경제위기 이후 오히려 감소한 것으로 나타난다.[39] 임시직과 일용직은 우리나라의 노동시장 현실에서는 규제의 적용이 낮은 근로자 집단이며 따라서 규제완화의 효과도 작은 집단이다. 즉, 이 집단은 규제완화의 효과를 통계학적으로 평가하는 경우 규제완화의 실시 이전과 이후에 변화가 없는 통제집단(control group)에 해당한다. 이러한 통제집단에서 큰

39) 콜롬비아 노동시장에 관한 연구에서 Kugler(2000)는 고용보호규제가 완화되었을 경우, 공식적 부문의 근속기간 감소와 노동이동 증가가 일어남과 동시에 공식적 부문에 대한 취업이 증가함을 이론적 및 실증적으로 입증한 바 있다. 이러한 사례에 비추어보더라도 우리나라에서 규제완화가 실효적으로 이루어졌다면 상용직 고용에서 큰 변화가 일어났을 것이다.

변화가 일어났다고 하는 사실은 노동시장에 규제완화 외의 어떠한 변화가 있었음을 의미하는 것으로 해석된다. 임시 및 일용직이 고용보호라고 하는 제도적 완충장치가 가장 미약하게 작동하는 근로자 계층임을 고려할 때, 그 노동시장의 변화는 공급 측보다 수요 측의 변동성 증가일 가능성이 높다.[40] 노동수요의 변동성은 기업에 대한 외부 경제적 충격의 변동폭이 증가하거나 혹은 노동수요의 탄력성이 커질 때 증가한다. 이러한 노동수요 변동성 증가 외에도 기업들의 고용사정이 어떠한 수준에 있었는가 하는 점도 노동이동 증가의 중요한 요인이 된다. Bertola(1990)와 Bentolila and Bertola(1990)에 의하면, 고용조정비용(해고비용 및 채용비용)이 존재할 때 기업은 고용을 변화하지 않는 일정한 고용범위를 설정하게 되며 이 범위 밖에서는 해고와 채용이 시작된다.[41] 기업이 고용조정을 실시하지 않았더라도 기업의 고용상태가 이 범위 내에서 해고가 필요한 하단에 가까이 위치하고 있었는가 혹은 채용이 필요한 상단에 가까웠는가에 따라 외부충격에 대한 고용조정의 반응은 다르게 된다. 만약 한국의 일부 기업들(특히 대규모 기업)이 경제위기 이전부터 많은 잉여인력을 안고 있어서 해고가 필요한 지점에

40) 다른 가능성으로서, 임시일용직의 고용비중이 증가하였으므로 임금근로자의 구성이 변화한 데에 따른 효과를 고려할 수 있다. 그러나 임시일용직의 고용비중 증가는 과거 상용직으로 충원되던 일자리들이 임시일용직으로 충원됨을 의미하며, 상용직의 노동이동성이 임시일용직보다 낮다는 사실을 고려할 때, 구성변화의 효과는 임시일용직의 노동이동성을 떨어뜨리는 방향으로 작용하였을 것으로 판단되므로 반대 방향의 효과라고 할 수 있다.

41) 근로기준법상으로는 임시일용직에 대해서도 1개월간의 사전통고의무, 1년 이상 근무하였다면 퇴직금 지급의 의무가 발생한다. 이러한 해고비용이 전혀 적용되지 않는다고 하더라도 기초적인 직업훈련이나 직장의 정착과정 등 채용비용은 발생할 것이므로 규제가 적용되지 않더라도 고용조정의 고정비용은 존재한다고 보아야 할 것이다.

위치하고 있었다면 외부충격에 대하여 해고의 폭이 증가하였으며 그들이 직장을 옮기는 과정에서 고용의 창출도 증가하였을 것이라는 가능성도 고려함직하다.

이러한 변화와 더불어 상용직의 노동이동성은 경제위기 이후에 이전과 비교하여 거의 변화가 없는 가운데 상용직의 고용비중은 하락하였다. 그 원인과 관련하여 위에서 제시한 임시일용직의 노동이동성을 증가시키는 외부의 경제적 충격의 변동폭 증가 및 노동수요 탄력성 증가와 더불어 할인율의 하락은 고용보호규제의 고용감소효과를 확대하는 요인이 된다는 이론적 분석의 결과는 매우 중요한 시사점을 제공한다(Bentolila and Bertola[1990], Hopenhayn and Rogerson[1993], Bentolila and Saint-Paul[1994], Risager and Sørenson[1997]). 그러므로 임시일용직의 노동이동성이 증가하면서 상용직의 고용이 감소하는 현상은 이론적으로 보더라도 서로 상반되는 것이 아니며 기업들의 고용보호규제 완화 요구가 오히려 증가하고 있는 것도 경제상황변화에 기인한 것이라고 해석할 수 있다.

Ⅳ. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 우리나라에서도 뜨거운 논란의 대상이 되고 있는 고용보호규제 완화의 효과를 문헌연구를 통하여 분석하고 한국노동시장의 변화를 이에 비추어 해석함으로써 우리나라에서의 효과를 평가하고자 하였다. 결론 부분에 해당하는 본장에서는 본 연구에서 제기된 논점들과 우리나라의 고용보호규제 변화에 대하여 시사하는 바를 정리한다.

외국의 학술적 분석 결과들에 의하면 규제완화는 경제 효율성과 고용창출의 제고에 기여하는 효과를 가진다. 이와 더불어, 노동시장 규제는 각 근로자 계층에 대하여 다른 영향을 미치므로 그 배분적 효과에 대하여도 면밀한 주의를 기울일 필요가 있다. 노동시장규제의 변화는 그 규제가 직접적으로 영향을 미치는 범위에서 고용을 변화시킴으로써 노동시장을 변화하게 한다. 유럽 노동시장에서는 규제완화가 주로 임시적 고용을 대상으로 이루어짐으로써 청년층과 여성층의 고용이 확대되어 실업이 감소하였으며,[42] 남미의 노동시장에서는 규제완화는 실질적으로 규제가 미치는 공식적 부문의 고용을 확대하는 효과를 가져왔다. 유럽에서는 규제완화의 효과가 특정 인적특성 계층에서 현저하며 남미에서는 노동시장의 특정부문에서 나타나는 것은 규제의 실질적인 범위가 서로 다름에 기인하는 것으로 해석된다. 규제가 노동시장 전반에 영향을 미치는 유럽에서는 규제요건이 다른 임시적 고용형태에서 규제완화의 효과가 현저하게 실현되었으며, 규제가 노동시장의 일부에서만 실효성을 가지는 남미에서는 규제완화의 효과도 이 부분에 국한되었다는 해석이 가능하다.

반면 우리나라에서는 현격한 규제완화가 이루어진 바도 없으며 그 효과도 분명하지 않다. 노동이동과 고용안정성을 중심으로 우리나라 노동시장을 경제위기를 전후하여 비교한다면 경제위기 이후 임시직과 일용직 임금근로자, 자영업자 중에서는 고용의 창출과 소멸 및 노동이

42) 예를 들어, 벨기에, 프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인, 스웨덴에서는 1980~90년대에 고정계약기간 고용의 허용요건이 객관적 사유에 의하여 종료되는 고용으로부터 사유에 제한을 두지 않는 방향으로 완화되었으며, 이탈리아, 스페인, 스웨덴에서는 일시파견업이 허용되는 조치가 이루어졌다(OECD [1999], pp.52~53, Table 2.1).

동이 증가하였다. 그러나 우리나라 노동시장에서 실질적으로 규제되는 부분인 상용직 노동시장에서는 경제위기 이후에 그 이전과 큰 차이가 발견되지 않는다. 이러한 종사상 지위별의 노동시장 변화의 격차는 인적특성별 혹은 기업규모별의 격차보다 현격하게 나타난다. 노동시장 규제가 실효적으로 적용되는 부분인 상용직 노동시장에서 큰 변화가 없었다는 사실은 규제의 변화로 인한 효과는 크지 않음을 시사한다.

경제위기 이후 실질적인 규제의 수준이 높지 않은 임시일용직 노동시장에서 노동이동성이 크게 증가하였다는 사실은 노동수요의 변동성 혹은 탄력성이 증가하였음을 의미한다. 유사한 변화가 상용직의 노동수요에도 있었다고 가정한다면 상용직의 노동이동 양상에 큰 변화가 없다는 사실은 상용직 노동시장에서는 수요조건의 변화가 고용의 변화를 유발하는 것을 억제하는 어떠한 규제가 존재함을 의미한다고 해석된다. 이러한 해석을 전제로 한다면 어떠한 규제가 상용직 고용의 변화를 억제하는 요인으로 작용하고 있는가를 검토할 필요가 있다.

『경제활동인구조사 부가조사』(2001. 8) 결과에 의하면 상용직이 다른 종사상 지위와 근로조건에 있어 가장 큰 차이를 보이는 점은 퇴직금 및 각종 사회보험의 수급여부이다.[43] 이러한 근로조건의 차이 중 어떠한 요인이 상용직 근로자의 고용안정을 가져온 가장 중요한 요인인가 하는 점은 중요한 이슈이다. 그 요인으로는, 첫째 퇴직금의 지급의무

43) 2001년 8월의 『부가조사』 결과에 의할 경우, 퇴직금을 수급한다고 답한 비율은 상용직 중에서는 93.1%이나 임시직 중에서는 10.1%, 일용직 중 1.0%에 지나지 않으며, 국민연금, 건강보험, 고용보험의 수급여부에 대한 응답결과도 이와 유사하다. 고용의 안정성에 관련하여서는 상용직 중 99.1%가 특별한 사정이 없는 한 그 직장에 계속 다닐 수 있다고 응답하였으나 임시직 중에서도 86.4%가 이와 같이 응답하였다. 따라서 상용직과 임시직의 중요한 차이는 고용의 지속성보다 근로조건에 있다고 할 수 있다.

그 자체가 해고수당으로 작용하여 상용직 고용을 안정시키는 효과를 가졌을 수 있으며, 둘째 퇴직금의 지급 및 각종 사회보험의 적용 등 규제의 준수가 상용직에 국한되고 있다는 사실을 들 수 있는바, 이로 미루어 볼 때 상용직은 우리나라 노동시장에서 규제가 실효적으로 적용되고 있는 부분이며 기존의 고용보호에 대한 규제의 준수 여부가 종사상 지위 간의 고용보호 및 고용안정의 차이를 가져왔다고 볼 수도 있다.

이상의 두 가지 요인 중 어느 요인이 보다 더 중요한가를 판단하는 것은 어려운 일이지만 같은 정도의 고용조정 압력이 있었다고 가정할 때, 퇴직금의 존재 그 자체가 상용직과 임시일용직의 노동이동성의 격차를 얼마나 설명할 수 있는가를 측정함으로써 두 요인의 상대적 중요성을 대략적으로 평가할 수 있다. Hopenhayn and Rogerson(1993)의 시뮬레이션에 의하면, 5년 근속당 6개월분의 해고수당이 부과될 때, 노동이동률은 0.30으로부터 0.26으로 13.3% 감소하는 것으로 평가된다(표 2). 한편, 우리나라의 임시직과 상용직의 노동이동률을 비교하면 취업으로부터의 이탈만을 고려할 때 임시직의 노동이동률은 경제위기 이후 평균 26.8% 증가하였으나 상용직의 노동이동률은 증가하지 않았다. 만약 임시직의 노동이동을 증가시킨 노동수요의 변화가 상용직의 고용에도 있었다면 퇴직금의 존재는 상용직의 노동이동을 이보다는 작은 23.3%(=26.8×(1 − 0.133)) 증가하도록 하였을 것으로 추정된다.[44] 따라서 퇴직금의 존재에 의하여 설명될 수 있는 노동이동률 변화의 격차는 실제의 격차보다 매우 작다. 또한 만약 상용직과 임시일용직 간의 고용

44) 상용직과 임시직의 노동이동률은 1995~97년과 1999~2001년의 월평균 취업지속확률(표 4)을 12배한 것이다. 1999~2001년의 상용직과 임시직의 노동이동률은 각각 10.8%와 49.2%로서 현격한 격차를 가지며 이러한 격차 역시 퇴직금의 존재가 설명할 수 있는 범위를 크게 초과한다.

조정비용의 차이가 주로 퇴직금이라는 금전적 측면이라면 노동수요의 변화에 대하여 고용변화는 같은 방향이나 다만 그 수준에 차이가 있을 가능성이 크다. 그러나 실제로는 상용직의 노동이동성은 전혀 변화하지 않았으므로 상용직의 고용보호는 상당한 정도로는 비금전적 규제의 효과에 기인하였을 가능성이 크다. 이와 같이 종사상 지위에 따른 노동이동성 변화 격차의 주된 요인은 퇴직금보다는 비금전적 규제일 가능성이 크다고 판단된다.[45] 다만 우리나라에서 퇴직금의 적립률이 매우 낮다는 사실과 퇴직금을 지급하지 못하는 경우도 드물지 않다는 사실로부터 추론할 때, 퇴직금에 의한 고용보호효과도 무시할 수 없는 수준일 것으로 추정된다.[46]

유럽과 남미의 노동개혁 사례에 비추어볼 때 노동시장 정책과제는 정책목표에 따라 일관되게 선정되어야 효과적이며, 정책목표는 상황의 진단에 따라 결정되어야 한다. 고용보호규제 측면에 있어 우리나라에서는 상용직 노동시장에는 비교적 높은 수준의 규제가 적용되고 있으

45) 그렇다면 과연 어떠한 비금전적 규제가 상용직의 고용보호를 결과하였는가 하는 의문이 제기된다. 여기에 대하여 필자는 전문적 연구가 부족하여 보다 구체적으로 지적하지는 않고자 한다. 다만, 본고의 심사의견은 근로기준법상으로는 '정당한 사유'가 있으면 집단해고뿐만 아니라 개별해고도 가능하지만 그 입증책임이 사용자 측에 있으므로 이는 현실적으로 해고에 대한 강한 규제로 작용하며 이러한 제도적 요인은 경제위기 이후에도 변화가 없음을 지적하였다.

46) 우리나라에서 기업의 퇴직급여충당금 누적액은 퇴직급여 추계액의 40%까지 세제상 경비로 인정되나 실제의 지급준비율은 10.8%에 불과하다(방하남 외[2001], p.33). 또한 경제위기 기간 중의 설문조사 결과이기는 하나 1998년 2월에 실시한 노동연구원의 조사에 의하면, '퇴직금을 받지 못하고 있다'고 응답한 실직자의 비율은 18.8%에 이르렀다(방하남 외[2001], pp.10~11, 보다 자세한 퇴직금 수급 여부의 분포는 다음과 같다; '받았음' (43.9%), '조만간 받을 것임'(16.6%), '받지 못하고 있음'(18.8%), '해당사항 없음'(20.7%)).

므로[47] 규제완화와 효율성 제고가 정책목표로 설정되어야 하는 반면, 임시 및 일용직 노동시장에서는 규제가 실효적으로 적용되고 있지 않다는 것이 문제이므로 규제완화보다는 규제의 적용을 유도 혹은 감독하는 것이 필요하다. 이러한 두 노동시장에서의 상이한 정책목표는 상호모순적이 아니라 상호보완적이다. 남미의 노동개혁이 규제완화를 통한 공식적 부문의 고용확대를 목표로 하였듯이 상용직 노동시장의 규제완화는 상용직 고용확대 및 규제 적용범위의 확대를 가져올 수 있다.

이러한 정책목표 아래 노동시장규제의 경직적인 부분의 완화는 정책과제로 추진될 필요가 있을 것으로 사료된다. 규제완화는 피고용자와 사용자 사이의 권리관계를 재조정하기 위함이 아니라 비효율성을 제거하는 데에 목적이 있다. 필자가 세부적인 사항을 모두 지적할 수는 없으나, 우리나라에서는 고용보호의 수준은 높은 반면 많은 비효율적인 부분이 존재하여 노동시장의 경직성이나 규제기피 성향을 유발하는 요인이 되고 있다. 예를 들어, 해고 정당성의 입증책임이나 사회보험 가입은 고정비용을 수반하므로 소규모 기업일수록 오히려 규제수준이 높은 역진적 구조를 결과하여 소규모 기업들의 규제 회피 성향을 초래하는 경향이 있다.[48] 퇴직금제도도 기업들이 사외적립을 하지 않기 때문에 퇴직금이 임금의 일부가 아니라 해고비용으로 작용하고 있음이 비효율성의 요인이 된다. 현재의 제도는 기업들의 퇴직금 사외적립에

47) 우리나라 상용직 노동시장 규제수준의 국제비교에 대해서는 OECD(1999)를 참조.

48) 우리나라에서 해고정당성의 입증 책임은 사용자에게 있으므로 인사노무관리가 체계적이지 못한 소규모 기업의 해고비용은 대기업보다 오히려 크다. 사회보험의 경우에도 이에 관련된 사무비용은 고정비용이므로 근로자당 비용은 소규모 기업에서 오히려 클 것이다.

대한 유인을 제공하지 않기 때문에 기업들은 비용 부담이 큰 사외적립을 회피하는 경향을 가진다.[49] 경제효율성을 위한 규제완화는 이와 같은 세부적 부분부터 추진되어야 할 것이다.

고용보호규제 완화와 관련된 논의에서는 그 주장하는 내용에 따라 이익단체에 의하여 어느 편으로 분류되어 발전적인 논의가 저해되는 경우가 흔하다. 그러나 고용과 근로조건의 실질적인 개선을 위해서는 관념적인 차원에서의 공방보다는 실증적인 분석에 토대를 둔 구체적이고 세부적인 논의가 더욱더 필요할 것으로 판단된다.

● 참 고 문 헌 ●

김대일, 「실업장기화의 효과 분석」, 『KDI정책연구』, 제19권 제4호, 1997, pp.47~96.

김장호, 「고용안정의 제도경제학」, 『노동경제론집』, 제20권 제1호, 1997, pp.269~296.

남재량, 『한국의 실업률 추세변화에 대한 연구』, 서울대학교 박사학위논문, 1997.

박동운, 「노동시장 변화와 노동시장의 유연성 제고」, 『노동경제론집』, 제20권 제1호, 1997, pp.233~267.

방하남 · 김원식 · 김호경 · 이호영 · 신기철, 『기업연금제도 도입방안 연구』, 연구보고서 2001-06, 한국노동연구원, 2001.

전국경제인연합회, 『법정퇴직금제도의 문제점과 개선방안 – 국민연금제도

49) 전국경제인연합회(2001) 참조.

와의 연계 및 기업연금제도의 도입을 중심으로』, 조사연구자료 ECO 2001-23, 2001. 12.

최경수, 『노동시장 유연화의 고용효과 분석－고용보호 규제완화를 중심으로』, KDI 정책연구시리즈 2001-09, 한국개발연구원, 2001.

통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료, 각년도.

_____ , 『경제활동인구조사 부가조사』, 원자료, 2000 및 2001.

Abraham, K. and Susan Houseman, "Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility: Lessons from Germany, France and Belgium," in Rebecca M. Blank(ed.), *Protection Versus Economic Flexibility: Is There a Tradeoff?* University of Chicago Press, Chicago, U.S.A., 1994.

Addison, John T. and Jean-Luc Grosso, "Job Security Provisions and Employment: Revised Estimates," *Industrial Relations*, Vol. 35, No. 4, 1996, pp.585～603.

Anderson, Patricia M., "Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 4, 1993, pp.1015～1042.

Bentolila, Samuel and Giuseppe Bertola, "Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis?" *Review of Economic Studies* 57, 1990, pp.381～402.

Bentolila, Samuel and G. Saint-Paul, "A Model of Labor Demand with Linear Adjustment Costs," *Labour Economics*, V. 1, n. 3-4, 1994, pp.303～326.

Bertola, Giuseppe, "Job Security, Employment and Wages," *European Economic Review* 34, 1990, pp.851～886.

Blanchard, Oliver, "Think about Unemployment," Manuscript, Department of Economics, MIT, 1998.

Blank, R. and Richard B. Freeman, "Does a Larger Social Safety Net Mean Less Economic Flexibility?" in R. Blank and R.B. Freeman(eds.), *Working Under Different Rules*, New York, Russell Sage, 1994.

Caballero, Ricardo J. and Mohamad L. Hammour, "Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution, and Unemployment," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48, North-Holland, 1998, pp.51~94.

Cappelli, Peter and David Neumark, "External Job Churning and Internal Job Flexibility," NBER Working Paper No. 8111, 2001.

Esping-Anderson, G., "Who is harmed by Employment Regulation?" in G. Esping- Anderson and M. Regini(eds.), *Why De-Regulate Labour Markets*? Oxford University Press, Oxford, Great Britain, 2000.

Freeman, Richard B., "Single Peaked vs. Diversified Capitalism: The Relation Between Economic Institutions and Outcomes," NBER Working Paper Series, No. 7556, 2000.

Grubb, David and William Wells, "Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries," OECD *Economic Studies*, No. 21, 1993, pp.7~58.

Heckman, James J. and Carmen Pagés, "The Cost of Job Security Regulation: Evidence From Latin American Labor Markets", NBER Working Paper Series, No. 7773, 2000.

Heckman, James J. and B. Singer, "Social Science Duration Analysis," in J.J. Heckman and B. Singer(eds.), *Longitudinal Analysis of Labor*

Market Data, Cambridge, U.S.A., 1985.

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

_____ , "Labor Market Policies and Employment Duration : The Effects of Labor Market Reforms in Argentina," Inter-American Development Bank, Research Network Working Paper n. R-407, 2000.

_____ and Richard Rogerson, "Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 5, 1993, pp.915~938.

Kalbfleisch, John D. and Ross L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley and Sons, 1980.

Kugler, Adriana D., "The Incidence of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility and Compliance in Colombia: Evidence from the 1990 Reform," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-393, 2000.

_____ , "Effects of Increased Labor Market Flexibility: Theory and Evidence from Colombia's Labor Market Reform," unpublished manuscript, Universitat Pompeu Fabra, Spain, 2001.

Lazear, Edward P., "Job Security Provisions and Employment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 3, 1990, pp.699~726.

Lindbeck, Assar and Dennis J. Snower, "Union Activity, Unemployment Persistence and Wage-Employment Ratchets," *European Economic Review*, Vol. 31, 1987, pp.157~167.

Marquéz, G. and C. Pagés, "Ties that Bind: Employment Protection and Labor Market Outcomes in Latin America," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-373, 1998.

Mondino, Guillermo and Silvia Montoya, "The Effects of Labor Market Regulations on Employment Decisions by Firms: Empirical Evidence for Argentina," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-391, 2000.

Nickell, Stephen, "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 3, 1997, pp.55~74.

OECD, *Flexibility in the Labour Market—The Current Debate*, A Technical Report, Paris, 1986.

_____ , "Employment Protection and Labor Market Performance," Chapter 2 in *Employment Outlook*, Paris, 1999.

Paes de Barros, Ricardo and Carlos Henrique Corseuil, "The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance," *Inter-American Development Bank Research Network Research Paper*, n. R-427, 2001.

Pagés, C. and C. Montenegro, "Job Security and the Age-Composition of Employment: Evidence from Chile," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-398, 1999.

Risager, Ole and Jan R. Sørensen, "On the Effects of Firing Costs when Investment is Endogenous: An Extension of a Model by Bertola," *European Economic Review* 41, 1997, pp.1343~1353.

Saavedra, Jaime and Máximo Torero, "Labor Market Reforms and Their Impact on Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-394, 2000.

Scarpetta, Stefano, "Assessing the Role of Labour Market Policies and

Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study," *OECD Economic Studies*, No. 26, 1996, pp.43~98.

1,800	1,800	1,800
1,600	1,600	1,600
1,400	1,400	1,400
1,200	1,200	1,200
1,000	1,000	1,000
800	800	800
600	600	600
400	400	400
200	200	200
0	0	0

오염집약도와 국제경쟁력의 변화: 1993~98

김 동 석 __ 본원 연구위원

ABSTRACT

The purpose of this paper is to perform empirical studies on the impact of pollution intensity on international competitiveness using 1993 and 1998 data, and to estimate the change in environmental regulation level faced by the firms during 1993~1998. Collecting relevant data and providing them for further studies in the area are another purposes of the paper.

The first method is the regression of various indices of international competitiveness on factor costs, such as labor, capital, R&D and pollution abatement costs. Goal of the regression analysis is to estimate the scarcity and comparative advantage effect of each production factor, especially environmental resource. Regression results show that those industries which employ more environmental resource have higher comparative advantage in both years, which implies that Korean firms are endowed with abundant environmental resource compared to other countries.

The second method is to compute the relative scarcity indices(HOVL indices) of production factors, proposed by Leamer based on Vanek's generalized Hecksher-Ohlin Theorem. This method estimates the relative scarcity of production factors by computing factor costs embodied in import and export of commodities. This method shows similar results as the regression method; i.e., trade pattern of production factors implies that the manufacturing sector in Korea is endowed with abundant environmental resource compared to other countries.

Considering population density, water resource endowment, intensity of economic activity per unit area and current air and water pollution levels, it is evident that Korea is never endowed with abundant environmental resource compared to other countries. Then the abundance of environmental resource revealed by the trade patterns of commodities and production factors implies that Korea's environmental regulation level is excessively generous compared to environmental capacity, and that this increased the environmental resource endowment supplied to firms and thus distorted the inter-industry comparative advantages.

Both regression and HOVL methods, on the other hand, show that overall environmental regulation level faced by the firms has been strengthened during 1993~1998.

Ⅰ. 서 론

본 논문은 김동석(1998)에 이어 오염집약도, 환경규제 및 국제경쟁력의 관계를 실증적으로 분석하기 위한 두 번째 작업의 결과이다. 김동석(1998)은 1993년도 『산업총조사보고서』의 환경오염방지비용(pollution abatement cost ; PAC) 자료와 산업연관표, 연구개발비 통계, 그리고 각종 무역통계를 이용하여 제조업 내 산업부문별 환경오염방지비용과 국제경쟁력의 관계를 분석하였다. 이 논문에서 1993년도의 통계자료를 이용한 이유는, 산업부문별 환경오염방지비용 통계가 체계적으로 집계·발표된 것은 1993년 자료가 처음이며, 또한 실증분석에 사용될 산업연관표 역시 1993년 표가 작성되었기 때문이다.

우리나라의 환경오염방지비용은 1990년대에 꾸준히 증가하여 2000년에는 국내총생산(GDP)의 1.54%에 해당하는 7조 9,690억 원으로 늘어났으며, 이 가운데 기업부문에서 지출한 환경오염방지비용은 전체의 약 56.3%인 4조 4,833억 원에 달하였다. 2000년도 기업부문의 연구개발투자 총액이 10조 3,967억 원이었음을 감안할 때, 이제는 환경오염방지비용이 생산비에서 차지하는 비중이 무시할 수 없을 만큼 커졌음을 알 수 있으며, 이 점이 본 논문의 출발점이다. 수출은 지난 30여 년간 우리 경제의 성장에서 핵심적인 역할을 담당해 왔으며, 앞으로도 수출의 중요성은 결코 낮아지지 않을 것이다. 따라서 환경규제의 국제경쟁력 효과는 정책당국의 중요한 관심사가 아닐 수 없다.

그럼에도 불구하고 이 주제에 대한 국내의 실증연구는 충분히 이루어지지 않아 왔으며, 그 가장 큰 원인은 실증분석에 필요한 통계자료가 충분하지 않았기 때문이다. 그러나 다행스럽게도 1998년도의 산업부문별 환경오염방지비용 통계가 최근에 집계·발표됨에 따라, 김동석(1998)에서 사용된 실증분석에 필요한 모든 통계자료가 사용 가능하게 된 것이다. 본 논문의 목적은 1993년도와 1998년도의 통계자료를 동일한 실증분석방법에 적용하여 비교함으로써 1993~98년 기간 중 환경규제와 국제경쟁력의 변화를 분석하는 것이다. 한편 본 논문에서는 제조업만을 실증분석 대상으로 하고 있는데, 이는 『산업총조사보고서』에 발표된 환경오염방지비용 통계가 광업 및 제조업에 국한되어 있기 때문이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 환경규제의 국제경쟁력 효과를 논함에 있어 다루어야 할 논점을 지적하고 실증분석을 위한 방법론을 논하기로 한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에 사용될 통계자료의 수집과 가공절차를 상술하고, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하였다. 실증분석 결과의 해석과 시사점은 제Ⅴ장에 제시되어 있다.

Ⅱ. 분석의 방법

1. 환경규제의 국제경쟁력 효과[1)]

환경규제가 국제경쟁력에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위한 방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 우선 첫 번째 방법은 환경규제수준이 우리나라의 무역성과(trade performance)에 미치는 영향력을 집계(aggregate) 자료를 이용하여 분석하는 것이다. 이는 정책당국이 가장 많은 관심을 두고 있는 주제로서, 환경규제수준의 변동이 수출 혹은 순수출의 변동—방향과 크기—에 미치는 영향에 관한 것이다.

환경규제는 다양한 경로를 통하여 국제시장에서의 경쟁력에 영향을 미친다. 환경규제의 강화가 국제경쟁력에 미치는 가장 직접적이고 단기적인 효과는 생산비를 증가시킴으로써 국제시장에서의 경쟁력을 낮추게 되고, 이의 결과로 무역수지가 악화되는 것이다. 다른 국가의 환경규제 정도가 불변인 상태에서 自國의 규제가 강화될 경우 각 기업이 취할 수 있는 행동은 생산과정에서 발생된 오염물질 배출농도를 낮추거나(직접규제의 경우) 汚染排出權(emission permit)을 더 많이 사들이는 것이며(간접규제의 경우), 어느 경우에도 단위생산비는 증가하게 된다. 환경규제가 장기적으로도 국제경쟁력에 부정적 효과를 미친다는

1) 환경규제의 국제경쟁력 효과에 관한 이론적, 실증적 연구결과는 Jaffe, Peterson, Portney, and Stavins(1995)에 잘 정리되어 있다.

이론의 예로 '산업도피가설'을 들 수 있는데, 이는 강화된 환경규제로 인한 생산비 증가분이 충분히 커서 환경규제가 약한 국가로 생산시설이 이전된다는 것이다.

국제경쟁력에 대한 환경규제의 부정적 효과가 비교적 직접적이고 단기적인 반면에 긍정적 효과는 간접적이고 장기적이다. 환경규제가 강화되면 우선 개선된 환경으로 근로자의 건강이 증진되어 노동의 생산성이 높아지며, 일부 산업에서는 생산비가 감소할 수도 있다. 공기와 물 등의 환경자원을 직접 생산요소로 사용하는 산업이 그 예이다. 환경규제의 가장 중요한 긍정적 효과는 생산설비의 교체로 인한 효율성의 증대이다. 환경규제를 충족시키기 위하여 각 기업은 생산설비를 교체하지 않을 때와 교체할 때의 비용의 현재가치를 비교하게 되며, 前者가 더 클 경우 기업은 설비교체를 선택하게 된다. 새로운 설비는 오염물질의 배출이 적을 뿐 아니라 생산비 측면의 효율성도 높은 것이 일반적이어서, 전체적인 단위생산비가 감소될 수도 있으며 이 경우 국제경쟁력은 증진된다. 한편 환경규제는 청정기술에 대한 수요를 증대시켜 이 분야에서의 기술혁신을 유도하여 환경산업뿐 아니라 오염집약적 산업의 국제경쟁력을 높이기도 한다. 또한 환경규제가 강화되면 환경기준에 의거한 무역장벽을 피할 수 있게 되며 환경친화적인 생산과정에서 생산된 제품에 대한 선진국의 수요가 증대되기도 한다.

환경규제가 국제경쟁력에 미치는 영향을 파악하기 위한 가장 이상적인 방법은 이러한 긍정적·부정적 효과가 모두 고려된 巨視經濟模型을 사용하는 것이며, 이는 自國의 환경규제 정도와 생산조건은 물론 다른 나라의 해당 경제변수들이 모두 포함된 動態的인 모형이어야 한다. 그러나 이러한 모형을 추정하는 것은 현실적으로 거의 불가능하다. 왜냐하면 추정에 필요한 자료를 구하기가 매우 어려울 뿐 아니라 환경규

제가 미치는 영향의 많은 부분을 계량화하기가 어렵기 때문이다.

환경규제가 국제경쟁력에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위한 두 번째 방법은 주어진 환경규제수준하에서 '오염집약도' 혹은 '환경자원 사용의 집약도'의 산업 간 차이(variation)가 산업별 수출성과의 차이, 즉 비교우위체계에 미치는 영향에 관한 것이다.[2] 여기에서 오염집약도란 생산과정에서 배출되는 오염물질 혹은 생산과정에서 사용한 환경자원의 양을 의미하며, 배출된 오염물질을 제거하기 위하여 기업이 지불한 비용, 즉 환경오염방지비용으로 측정된다. 따라서 환경오염방지비용은 '생산과정에 투입된 생산요소로서의 환경자원에 대한 보수', 즉 요소비용의 하나로 해석할 수 있으며, 오염집약도는 '환경자원 사용의 집약도', 즉 무역이론에서 사용되는 요소집약도(factor intensity)의 개념에 해당한다.

환경규제의 비교우위효과를 파악하기 위한 대표적인 분석방법은 헥셔-오린(Heckscher-Ohlin)의 무역이론에 근거한 回歸分析(regression analysis)으로, 산업부문별 수출입 자료를 환경오염방지비용, 자본비용, 노동비용 등의 요소비용에 회귀하는 것이다. 회귀분석의 직접적인 목적은 요소집약도가 비교우위에 미치는 영향을 분석하는 것이지만 헥셔-오린의 이론에 따라 각 생산요소의 稀少性(scarcity)을 판별할 근거를 마련한다. 따라서 환경오염방지비용이 설명변수의 하나로 포함된 회귀분석을 이용하면, 주어진 환경규제수준하에서 기업이 느끼는 부존환경자원(environmental resource endowment)의 희소성을 판별할 수 있게 된다.

2) 앞에서 언급한 방법이 거시적인 방법이라면 이 방법은 미시적인 방법이라고 할 수 있다.

환경규제의 국제경쟁력 효과를 분석하기 위한 두 가지 방법 중 본 논문에서는 두 번째, 즉 주어진 환경규제수준하에서 오염집약도의 산업 간 차이가 비교우위체계에 미치는 영향을 파악하는 것이다. 이를 위하여 본 논문에서는 위에서 논의한 회귀분석과 함께, 생산요소의 희소성을 직접 검증하기 위하여 Leamer(1980)가 제시한 지표를 사용하기로 하며, 1993년 및 1998년의 산업부문별 자료를 이용하여 1993~98년 기간 중 환경규제와 국제경쟁력의 변화를 분석하기로 한다.

2. 회귀분석

환경오염방지비용을 비롯한 여러 생산요소비용을 이용하여 산업 간 비교우위체계를 설명하기 위한 기본적인 회귀방정식은 다음과 같다.

$$N_i = \beta_0 + \beta_1 F_{1i} + \beta_2 F_{2i} + \cdots + \beta_k F_{ki} + u_i \qquad (1)$$

여기에서 첨자 i는, 사용된 자료가 각 나라에서 얻어진 경우에는 i번째 국가를, 그리고 산업부문의 자료가 이용된 경우에는 i번째 산업부문을 의미한다. 피설명변수 N_i는 경쟁력 지표로서, 흔히 수출, 순수출(=수출−수입, net export) 혹은 국제시장에서의 점유율을, 그리고 설명변수 $F_{1i}, F_{2i}, \ldots, F_{ki}$는 노동, 자본 등 각 생산요소의 투입량을 의미한다. 마지막으로 u_i는 오차항이며 i.i.d.(independent and identically distributed)의 조건을 충족시키는 것으로 가정한다. 식 (1)에 주어진 방정식은 헥셔-오린의 무역이론에 근거한 것으로서, 1950년대 이후 많은 학자들에 의하여 사용되어 왔다. 대표적인 연구로는 Branson and Monoyios(1977), Stern and Maskus(1981), Kalt(1988) 등이 있으며, 본

논문에서는 이들의 실증분석방법을 수정 없이 그대로 사용하였다.

환경규제가 경쟁력에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 규제의 정도를 나타내는 지표가 설명변수의 하나로 사용되어야 하며, 배출허용농도 혹은 오염물질 한 단위 배출권의 가격 등을 예로 들 수 있다. 그러나 이 지표는 식 (1)의 방정식이 산업부문별 자료에 적용될 때에는 사용할 수 없는데, 그 이유는 전술한 바와 같이 환경규제가 모든 산업에 동일하게 적용되기 때문이다. 이 경우에 사용할 수 있는 규제정도의 지표는 각 산업부문에서 지출한 환경오염방지비용이다. 환경오염방지비용은 개인의 소득으로 귀결되지 않는다는 점에서 노동·자본 등의 본원적 생산요소와 차별되나, 생산과정에서 사용한 환경자원에 대하여 지불한 비용이라는 점에서 다른 생산요소와 본질적인 차이가 없다. 즉, 환경오염방지비용은 생산요소에 대한 비용(factor cost)의 하나로 이해할 수 있다. 물론 환경자원이라는 요소의 공급은 정부가 규제수준을 통하여 결정한다는 차이를 갖는다.

본 논문에서는 산업부문별 자료를 이용한 橫斷面 分析(cross-section analysis)을 시도하기로 하고, 설명변수로는 노동, 자본에 대한 요소비용과 연구개발비 및 환경오염방지비용을 포함시키기로 한다. 한편 노동비용은 Branson and Monoyios(1977)에서와 같이 비숙련노동(unskilled labor)과 숙련노동(skilled labor)에 대한 보수로 구분하여 회귀방정식에 포함시키는 방법을 사용하였다. 산업부문 i의 총노동비용, 평균임금, 피고용자수를 각각 R_i, w_i, L_i라고 하고 평균임금이 가장 낮은 부문의 임금수준을 $\underline{w} \equiv \min_i \{w_i\}$라고 하자. 그러면 총노동비용은 다음과 같이 분해된다.

$$R_i = w_i L_i = \underline{w} L_i + (w_i - \underline{w}) L_i = UL_i + HK_i,$$
$$UL_i \equiv \underline{w} L_i, \quad HK_i \equiv (w_i - \underline{w}) L_i.$$

여기에서 UL_i와 HK_i는 각각 비숙련노동과 숙련노동에 대한 부문 i에서의 요소비용을 의미하며 Branson and Monoyios(1977)는 HK_i를 부문 i에 투입된 인적자본(human capital)에 대한 보수로 해석하였다. 결국 추정할 회귀방정식은

$$N_i = \beta_0 + \beta_1 UL_i + \beta_2 K_i + \beta_3 HK_i + \beta_4 RD_i + \beta_5 PAC_i + u_i \quad (2)$$

이며, 여기에서 K_i, RD_i, PAC_i는 각각 부문 i의 자본서비스에 대한 보수, 연구개발비 및 환경오염방지비용을 의미한다.[3)]

순수출이 피설명변수로 사용된 경우 회귀방정식 (2)는 헥셔-오린의 무역이론에 따른 각 생산요소의 희소성을 판별하기 위한 방정식이 된다. 예를 들어, 식 (2)의 추정 결과 UL_i의 계수인 β_1의 추정치가 陽(+)의 부호를 가진다고 하자. 이는 비숙련노동을 많이 투입한 산업일수록 순수출 역시 많았음을 의미하며, 이는 다시 헥셔-오린의 무역이론에 따라 우리나라가 비숙련노동을 풍부히 가지고 있어서 비숙련노동을 집약적으로 사용하는 산업에 비교우위(comparative advantage)를 가지고 있음을 의미하는 것이다. 마찬가지로 PAC_i의 계수 β_5의 추정치가 陽(+)의 부호를 가진다면, 이는 우리나라가 (주어진 환경규제수준하에서 각 기업이 오염시킬 수 있는) 환경자원을 풍부히 가지고 있어서

3) Branson and Monoyios(1977)는 회귀방정식에 환경오염방지비용을 포함시키지 않았으며, 인적자본을 계산할 때에 $\underline{w}$ 대신 w_i들의 中央値(median)를 사용하였다. 식 (2)는 Kalt(1988)가 사용한 회귀방정식이다.

환경오염방지비용이 많은, 즉 오염집약적인 산업에 비교우위를 가지고 있음을 의미한다.

이러한 의미에서 본 논문이 분석하고 있는 '환경규제의 국제경쟁력 효과'는 '규제수준 강화시 총수출의 변동을 예측'하기 위한 것이 아니라 '주어진 규제수준하에서 오염집약도가 각 산업의 비교우위에 미치는 영향을 파악'하기 위한 것이다.

3. 헥셔-오린의 무역이론과 환경자원의 상대적 희소성

정부가 환경규제를 강화할 때에 직면하게 되는 일차적인 저항은 경쟁력 논리에 의거한 기업으로부터의 반발이다. 환경규제가 강화되면 동일한 수준의 환경자원을 생산에 투입하기 위하여 기업이 지불해야 하는 비용이 증가하는데, 이는 환경규제가 강화됨에 따라 기업이 사용할 수 있는 '생산요소로서의 환경자원'의 희소성이 커졌음을 의미한다. 이때에 기업은 '적어도 다른 나라와 비슷한(level field) 규제수준하에서 경쟁에 참여할 수 있어야 한다'는 주장을 하게 되며, 따라서 논의의 초점은 생산요소로서의 환경자원의 희소성을 나타내는 지표에 모아지며, 이 지표는 환경자원의 국가 간 및 생산요소 간 상대적 희소성을 나타내는 것이어야 한다.

본 논문에서는 생산요소의 상대적 희소성을 측정함에 있어, 헥셔-오린 定理(Heckscher-Ohlin Theorem)와 Vanek(1968)의 무역이론을 바탕으로 Leamer(1980)가 제시한 지표를 이용하여 우리나라의 환경자원의 희소성, 즉 환경규제의 상대적 强度를 측정하기로 한다. 우선 생산요소 k의 부존량, 소비량 및 순수출량을 각각 Z^k, Z_C^k 및 Z_{XM}^k라

고 하고, 요소 k의 전 세계 부존량을 Z_W^k라고 하자. 요소시장의 균형이 이루어질 경우 $Z^k = Z_{XM}^k + Z_C^k$의 관계가 성립한다. 요소 k와 요소 l의 국내 부존량 비율이 전 세계 부존량 비율보다 클 경우 요소 k가 요소 l보다 풍부하다고 정의할 수 있다.

Leamer(1980)는 요소 k가 요소 l보다 풍부(희소)할 필요충분조건은 생산과 소비에 체화되어 있는 요소 k의 비율이 요소 l의 비율보다 큰(작은) 것임을 증명하였다. 즉,

$$\frac{Z^k}{Z^l} \gtrless \frac{Z_W^k}{Z_W^l} \quad \Leftrightarrow \quad \frac{Z_j^k}{Z_j^k - Z_{XMj}^k} \gtrless \frac{Z_j^l}{Z_j^l - Z_{XMj}^l}.$$

따라서 각 생산요소별로 $Z_j^k/(Z_j^k - Z_{XMj}^k)$의 값을 계산한 후 크기순으로 배열하면 각 생산요소의 상대적 희소성을 판별할 수 있다. 이 값을 'HOVL 지표'라고 부르기로 하자. Vanek(1968)의 일반화된 헥셔-오린 정리와 HOVL 지표의 도출과정은 <부록 Ⅰ>에 정리되어 있다.

Ⅲ. 자료의 수집과 가공

1. 부문분류

회귀분석 및 HOVL 지표의 계산을 위해서는 부문별 수출입 및 요소비용 통계가 필요하다. 우선 수출입 자료, 피용자보수 및 자본서비스에 대한 보수(영업잉여)는 『산업연관표』에서 쉽게 구할 수 있으며, 이

들은 산업연관표 작성에 사용되고 있는 부문분류(sector classification)에 따라 수록되어 있다. 연구개발비 통계는 과학기술부의 『과학기술연구활동조사보고』에 수록되어 있으며, 산업연관표의 부문분류와 정확히 일치하지는 않으나 비교적 용이하게 재분류할 수 있다. 부문별 국제시장 점유율 통계는 국제연합(UN)에서 간행한 『국제무역통계연감(*International Trade Statistics Yearbook*)』에 수록되어 있으며, 국제표준무역분류(Standard International Trade Classification)에 따라 집계되고 있다. 마지막으로 환경오염방지비용 통계는 한국표준산업분류(Korea Standard Industry Classification; KSIC)에 의거하여 『산업총조사보고서』에 집계·발표되고 있다.

이와 같이 본 논문의 실증분석에 사용될 통계자료는 다양한 분류체계에 따라 집계되어 있으므로 이를 동일한 분류방식에 따라 재분류할 필요가 있다. 본 논문에서는 통계자료 가공의 편의를 위하여 산업연관표의 부문분류를 사용하기로 한다.

1993년과 1998년의 산업연관표는 각각 1990년 및 1995년도 산업연관표의 부문분류체계에 따라 작성되었으며, 양자는 서로 일치하지 않는다. 따라서 1993년과 1998년의 통계자료를 동일한 기준에 의하여 사용하기 위해서는 양자를 일치시킬 필요가 있다. 본 논문에서는 1995년도 산업연관표상의 부문분류를 사용하였으며, 특히 전 산업을 77개 부문으로 나누는 '統合中分類'를 사용하기로 한다. 1993년도 산업연관표 자료를 1995년도 부문분류로 재분류함에 있어서는 한국은행에서 입수한 對比表를 사용하였다.

1993년도 및 1998년도의 환경오염방지비용 통계는 통계청에 의하여 집계되어 『산업총조사보고서』에 수록되어 있는데,[4] 여기에는 광업과 제조업부문의 자료만이 포함되어 있다. 한편 우리나라 전체 수출에

서 광업이 차지하는 비중은 0.1% 미만으로 극히 미미하여 별도의 부문으로 취급하는 것은 적당하지 않을 것으로 판단된다. 따라서 본 논문에서는 제조업을 제외한 모든 부문을 단일 부문('비제조업')으로 간주하였다. 통합중분류에 따른 77개의 부문 중 제조업에 해당되는 부문은 모두 50개(부문 9~58)이므로, 비제조업부문을 포함한 관찰치는 모두 51개가 된다. <부표 1>은 본 논문의 실증분석에 사용된 자료들의 부문분류표이다.

『산업총조사보고서』에 수록된 통계자료는 한국표준산업분류에 따라 분류되어 있으므로 이 자료를 사용하려면 1995년도 통합중분류에 따라 재분류하여야 한다. 재분류 방법은 연구의 목적에 따라 달라질 수 있으며, 동일한 자료를 이용한 연구결과에서도 상당한 차이가 나는 것은 흔히 상이한 재분류방법에 기인한다. <부표 2>는 본 논문에서 사용한 재분류표(concordance table 혹은 matching table)로서 1995년도 통합중분류상의 각 부문에 해당되는 세세분류번호(5자리 KSIC코드)를 정리하고 있다.

참고로, 한국표준산업분류는 1991년 9월 9일(제6차 개정), 1998년 2월 18일(제7차 개정), 그리고 2000년 1월 7일(제8차 개정)에 개정되었으며, 1993년도와 1998년도의 산업총조사보고서는 각각 제6차 및 제7차 개정에 따라 집계되어 있다. 그러나 제조업의 경우 의복제조업(3자리 KSIC 코드 181에 해당)을 제외하고는 산업분류의 변화가 없었다.

4) 『산업총조사보고서』의 환경오염방지비용 자료는 '지역별' 및 '공업단지별'로 분류되어 있다. '부문별' 환경오염방지비용 통계는 통계청으로부터 직접 입수하였다.

2. 수출과 순수출

헥셔-오린의 무역이론에 근거하여 식 (2)의 회귀방정식을 추정하기 위해서는 순수출을 피설명변수로 사용하여야 한다. 그러나 연구의 목적에 따라서는 수출 자체를 피설명변수로 사용한 추정식이 더 유용할 수도 있으며, 산출 한 단위당 (순)수출 혹은 국제시장에서의 점유율을 피설명변수로 한 추정결과가 더 큰 의미를 가질 수도 있다.[5] 본 논문에서는 이러한 다양한 경쟁력 지표를 모두 사용하기로 한다.

부문별 수출입자료는 산업연관표에서 쉽게 얻을 수 있다. 우선 1993년의 경우 전체 수출에서 제조업이 차지하는 비중은 약 80%이며 제조업 중 수출이 가장 많은 5개 부문은 부문 49(전자기기 부분품), 20(섬유직물), 21(의복 및 장신품), 54(자동차), 그리고 50(영상, 음향 및 통신기기)이다. 이들 5개 부문의 수출이 차지하는 비중은 총수출의 약 34%, 제조업 수출의 약 42%에 달한다. 이들 5개 부문은 산출 한 단위당 수출 비중이 높은 부문이기도 하며, 특히 부문 49와 20은 산출 한 단위당 수출이 50%를 넘어서고 있다. 참고로 전 산업과 제조업의 산출 한 단위당 수출비중은 각각 약 13%와 21%이다. 1993년도의 산업부문별 수출 및 순수출 자료는 <부표 3>에 정리되어 있다.

1998년의 경우에는 전체 수출에서 제조업이 차지하는 비중이 약 83%로 증가하였다. 제조업 중 수출이 가장 많은 5개 부문은 부문 49(전자기기 부분품), 54(자동차), 55(선박), 20(섬유직물), 그리고 43(철강 1차제품)이다. 이들 5개 부문의 수출이 차지하는 비중은 총수출의 약 36%, 제조업 수출의 약 44%에 달한다. 전 산업과 제조업의 산출 한 단위당

5) 이때에는 산출 한 단위당 요소비용을 설명변수로 사용한다.

수출비중은 1993년에 비하여 크게 늘어난 약 20%와 35%를 각각 기록하였다. 1998년도의 산업부문별 수출 및 순수출 자료는 <부표 4>에 정리되어 있다.

제조업분야의 부문별 수출입 통계는 한국무역협회에서 발행하는 『무역통계』에서도 얻을 수 있다. 김동석(1998)에서는 1993년도의 통계자료를 이용하여 실증분석을 수행함에 있어, 1993년뿐 아니라 1994년도의 (순)수출을 피설명변수로 하여 식 (2)를 추정하기도 하였다. 이는 환경오염방지비용이 국제시장에서의 경쟁력에 영향을 미침에 있어 時差가 있을 수 있기 때문이다. 회귀분석 결과 (ⅰ) 『무역통계』와 산업연관표의 수출입 통계는 거의 유사하여 단순상관계수가 약 0.95에 달하며, (ⅱ) 이로 인하여 회귀분석 결과 역시 거의 유사한 것으로 분석되었다. (ⅲ) 또한, 1994년도의 (순)수출을 피설명변수로 하여 식 (2)를 추정한 결과는 1993년 자료를 이용한 경우와 거의 유사한 반면 모형의 설명력이 다소 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 『무역통계』에서는 산업부문별 수출입자료가 1998년 이후 집계되지 않고 있기도 하다. 이러한 이유로 본 논문에서는 『무역통계』의 수출입 자료를 사용하지 않았다.

부문별 국제시장 점유율은 UN에서 간행한 『국제무역통계연감(*International Trade Statistics Yearbook*)』의 제2권(Volume Ⅱ. Trade by Commodity)에서 얻을 수 있으며, 우리나라의 부문별 수출액을 해당 부문의 전 세계 수출로 나누어 구하였다. UN의 수출입 통계는 세 자리 국제표준무역분류(Standard International Trade Classification)에 따라 수록되어 있는데, 본 논문에서는 이를 1995년도 통합중분류에 따라 재분류하였다. 1993년과 1998년의 산업부문별 국제시장 점유율은 각각 <부표 3>과 <부표 4>에 제시되어 있다.

3. 노동비용, 자본비용 및 연구개발비

노동비용은 비숙련노동에 대한 보수와 인적자본에 대한 보수로 구분되며, 각각 $UL_i \equiv \underline{w} L_i$와 $HK_i \equiv (w_i - \underline{w}) L_i$로 정의된다. 앞에서 보았듯이 이 둘의 합은 총노동비용 $R_i = UL_i + HK_i = w_i L_i$가 된다. 본 논문의 회귀분석에 사용한 R_i, w_i, L_i의 자료는 다음과 같이 계산되었다. 우선 총노동비용 R_i는 산업연관표의 피용자보수 항목을 사용하였는데, 이 역시 자료의 일관성을 유지하기 위해서이다. 제조업분야($i = 9 \sim 58$)의 부문별 평균임금수준 w_i는 『산업총조사보고서』의 부문별 총피용자보수(=연간급여액+퇴직금)를 해당 부문의 총피용자수(=월평균 종사자수-자영업주·무급가족)로 나누어 구하였으며, 부문별 피용자수 L_i는 R_i를 w_i로 나누어 계산하였다.

비제조업부문($i = 59$)의 임금수준과 피용자수는 다음의 절차에 따라 계산하였다. 우선 제조업부문의 w_i 및 L_i를 이용하여 계산된 제조업 전체의 평균임금수준은 1993년의 경우 1,145만 6,219원이다. 한편 『노동통계연감』에 의하면, 1993년 우리나라 제조업과 전 산업의 평균임금수준은 각각 1,062만 4,776원과 1,170만 1,500원이다. 본 논문에서 사용된 자료에 대하여 이 비율이 동일하게 적용된다고 가정하면, 전 산업의 평균임금수준은 1,261만 7,202원이며 이로부터 전 산업의 총피용자수를 계산할 수 있다. 비제조업부문의 피용자수는 총피용자수에서 제조업부문의 피용자수를 차감하여 구할 수 있으며, 다시 이를 이용하여 비제조업부문의 평균임금수준을 구할 수 있다. 1998년의 노동에 대한 보수 역시 동일한 절차에 따라 계산하였다.

이렇게 구해진 1993년 및 1998년의 부문별 피용자보수(R_i), 비숙련노동에 대한 보수(UL_i), 인적자본에 대한 보수(HK_i), 평균임금수준(w_i) 및 피용자수(L_i)의 자료가 각각 <부표 5> 및 <부표 6>에 정리되어 있다. 평균임금수준이 가장 낮은 부문은 1993년과 1998년 모두 부문 10(수산가공품)이었으며, 인적자본에 대한 보수(HK_i)의 정의에 의하여 이 부문에서는 $HK_{10}=0$이 된다.

자본서비스에 대한 보수는 다양한 통계에서 구할 수 있으나, 본 논문에서는 자료의 일관성 및 편의성을 위하여 산업연관표의 부가가치 항목 중 하나인 영업잉여 자료를 사용하였다.

1993년과 1998년의 부문별 연구개발비는 과학기술부에서 간행한 『科學技術硏究活動調査報告』에서 얻을 수 있다. 이 통계자료집은 기업체에 의한 연구개발투자지출을 부문별로 분류하여 수록하고 있는데, 이 분류방법은 산업연관표상의 통합중분류와 비슷하지만 유사한 몇 개의 부문이 합쳐져 있다. 이를 1995년도 산업연관표상의 통합중분류와 일치시키기 위하여 산출액에 비례하여 재배분하였으며, 마지막으로 연구기관과 대학에 의한 투자분은 전 산업에 동일한 비율로 배분하였다. 1993년과 1998년의 부문별 자본서비스에 대한 보수 및 연구개발비 통계는 각각 <부표 7>과 <부표 8>에 정리되어 있다.

4. 환경오염방지비용

한국은행은 녹색 국민소득(Green GDP) 작성을 위한 준비작업의 일환으로 1995년 이후 환경오염 방지지출 통계를 작성하여 왔으며, 1998년 이후에는 이를 OECD에도 제출하고 있다. 여기에는 1992년 이

후의 통계자료가 포함되어 있으며, 환경오염방지비용 통계를 지출주체별(정부, 가계 및 기업), 오염원별(대기, 수질, 폐기물 및 기타), 지출의 성격별(투자지출 및 경상지출) 및 부담주체별(지출기준 및 부담기준)로 집계하여 발표하고 있다. <부표 9>는 1992~2000년 기간 중의 지출주체별 환경오염방지비용 통계이다. <부표 9>에서 '지출기준(abater principle)' 비용이란 환경오염방지를 위하여 개별 경제주체가 직접 지출한 비용을 말하며, 경제주체 간 이전지출을 포함하여 조정한 금액을 '자금부담기준(financing principle)' 비용이라고 한다. 이전지출에는 상하수도 요금, 폐기물처리 수수료, 그리고 환경개선부담금, 배출부과금 등 각종 환경자원 사용료 등 기업 및 가계로부터 정부로 이전되는 비용을 말한다.

<부표 9>에 의하면, 우리나라 전체 환경오염방지비용의 1992~2000년 기간 중 연평균 증가율은 약 8.5%에 달하며, 경제주체별 부담비중에는 큰 변화가 없었던 것으로 분석된다. 2000년의 경우 정부, 기업 및 가계의 자금부담 기준 지출비중은 각각 30%, 56% 및 14%로 계산되었다.

<부표 10>과 <부표 11>은 1993년도 및 1998년도의 환경오염방지비용 지출액을 지출주체별, 성격별 및 오염원별로 분해한 결과이다. 우선 1993년의 경우 총지출 4조 6,175억 원의 지출주체별 비중을 살펴보면 정부 31.3%, 가계 12.2%, 기업 중 제조업분야 37.7%, 비제조업분야 18.8%이고(자금부담 기준), 오염원별로는 대기 17.4%, 수질 47.0%, 폐기물 31.4%, 기타 4.2%이며, 지출의 성격별로는 투자지출과 경상지출이 각각 49.1%와 50.9%를 차지하였다. 정부의 지출 중 투자지출은 61.6%의 높은 비중을 차지하고 있는데, 이는 정부의 환경분야 지출이 주로 환경기초시설의 건립에 사용되었음을 반영하고 있다. 1998년에는

총지출이 7조 2,704억 원으로 늘어났으며, 지출주체별로는 정부(31.3%→35.7%)와 가계(12.2%→13.2%)의 비중이 다소 늘어난 반면 제조업부문의 비중이 감소(37.7%→32.3%)하였고, 오염원별로는 대기부문의 비중이 감소(17.4%→14.0%)한 반면 폐기물부문의 비중이 다소 증가(31.4%→35.1%)하였다. 투자지출의 비중은 1993년의 49.1%에서 1998년 46.2%로 약간 감소하였다.

기업의 환경오염방지비용 지출은 제조업과 비제조업 모두 대기, 수질, 폐기물분야에 고르게 분포되어 있으나, 투자지출이 차지하는 비중은 제조업부문이 비제조업부문에 비하여 훨씬 낮은 편이다. 한 가지 특이한 점은 제조업부문의 환경오염방지 투자지출이 1993년 이후 환경규제의 강화로 상당히 증가되었으나, 1998년에는 1997년 경제위기의 영향으로 오히려 1993년 수준 미만으로 감소되었다는 점이다. 한편, 오염원별로는 대기부문의 경우 제조업분야의 지출이 전체의 50% 이상으로 가장 큰 비중을 차지하고 있으며 수질과 폐기물부문에 있어서는 정부의 비중이 60% 이상으로 가장 크다.

한국은행에서 발표하는 환경오염방지비용 통계가 경제 전체의 집계자료(aggregate data)인 반면, 본 논문의 회귀분석에 사용할 부문별 환경오염방지비용은 『산업총조사보고서』에서 구할 수 있으며, 여기에는 산업부문별(5자리 KSIC 코드) 및 오염원별(대기, 수질, 폐기물 및 기타) 환경오염방지시설의 연말잔액과 연간 운영비용이 수록되어 있다.

본 논문에서는 『산업총조사보고서』의 자료를 산업연관표의 자료와 함께 사용하기 위하여 다음의 절차에 따라 재가공하였다. 첫째, 『산업총조사보고서』의 자료는 한국표준산업분류 체계에 따라 집계되어 있으므로, 이를 <부표 2>에 따라 1995년도 산업연관표의 통합중분류로 재분류하였다.

둘째, 『산업총조사보고서』의 자료는 5인 이상의 사업체를 대상으로 집계되어 있는 반면 산업연관표는 경제 내의 모든 재화의 흐름을 기록한 표이다. 더욱이 전자가 사업체 단위로 작성된 것인 반면, 후자는 상품의 유사성을 기초로 작성된다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 본 논문에서는 『산업총조사보고서』상의 부문별 생산액이 산업연관표의 총산출과 일치하도록 조정하였다. 즉, (ⅰ) 우선 <부표 2>를 이용하여 『산업총조사보고서』의 자료를 통합중분류에 맞추어 재분류하고, (ⅱ) 산업연관표의 부문별 총산출액을 재분류된 자료의 부문별 생산액으로 나눈 후, (ⅲ) 이 값을 부문별 자료에 곱하였다. <부표 12>~<부표 15>는 이러한 과정을 통하여 계산된 제조업분야의 1993년도 및 1998년도 부문별 환경오염방지시설 연말잔액과 연간운용비용이다.

셋째, 기업의 환경오염방지지출은 경상지출, 투자지출 및 기회비용으로 구성되며, 경상지출은 환경오염방지시설의 운영에 필요한 제반 비용을, 투자지출은 시설의 연간 증감분을, 그리고 기회비용은 시설의 연간 이자비용을 의미한다. 우선 <부표 13>과 <부표 15>의 연간운영비용은 이 중 경상지출에 해당되며, 이를 각각 <부표 10> 및 <부표 11>과 일치시키고자 <부표 13> 및 <부표 15>의 자료에 상수를 곱하여 오염원별 운영비용의 합계가 <부표 10> 및 <부표 11>의 제조업부문 오염원별 경상지출 및 이전지출의 합계와 같아지도록 하였다.

넷째, <부표 12>와 <부표 14>의 자료만으로는 부문별 투자지출을 구할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 환경오염방지시설 연말잔액 중 해당 연도에 증가된 부분의 비율이 동일하다고 가정하고, 연말잔액에 상수를 곱하여 오염원별 투자지출의 합계가 <부표 10>과 <부표 11>의 제조업분야 오염원별 투자지출과 같아지도록 조정하였다.

다섯째, 환경오염방지시설의 기회비용은 연말잔액에 7.5%의 이자

율을 곱하여 구하였다.

여섯째, 비제조업부문(부문 59)의 경상지출과 투자지출은 <부표 10>과 <부표 11>의 정부부문 및 비제조업부문의 자료를 더하여 구하였으며, 투자지출과 기회비용의 비율이 제조업분야에서와 동일하다는 가정하에 이 부문의 기회비용을 산출하였다. 1993년 및 1998년의 산업부문별 및 오염원별 환경오염방지지출 총액은 각각 <부표 16>과 <부표 17>에 정리되어 있다.

5. 직접비용과 총비용(직 · 간접비용)

앞에서 구한 각 요소비용은 개별 산업부문이 생산활동과정에서 직접 지불한 비용이다. 그러나 각 부문의 최종생산품 내에는 해당 산업부문에서 지불한 비용뿐 아니라 이 부문의 前方에 위치한 부문에서 지불한 비용도 포함되어 있다. 예를 들어, 인건비의 경우 자동차 한 대에는 자동차 생산업체가 직접 지불한 인건비뿐 아니라 타이어와 엔진을 생산하는 업체가 지불한 인건비가 포함되어 있으며, 다시 여기에는 합성고무와 1차금속을 생산하는 업체가 지불한 인건비도 포함되어 있다. 이렇게 생산품 안에 포함되어 있는 모든 비용은 산업연관효과가 모두 고려된 비용으로서, 총비용 혹은 직·간접비용이라고 불리며, 대체로 산업연관관계의 後方에 위치한 산업일수록 직접비용과 직·간접비용 사이의 차이가 크다. 요소비용과 국제경쟁력의 관계를 연구할 때에 직·간접비용이 중요한 이유는, 최종 생산부문에서 지출한 비용뿐 아니라, 생산물에 포함되어 있는 모든 비용에 따라 최종 가격이 결정되기 때문이다.

부문에 걸친 직·간접 요소비용의 합계는 큰 의미를 가지지 않는

데, 그 이유는 이 합계 내에 二重計算(double counting)된 부분이 있기 때문이다. 직·간접비용이 이중계산을 가지는 것은 각 부문의 산출액의 합계가 이중계산을 내포하고 있는 것과 동일하다. 생산요소별 및 부문별 직접비용 통계와 산업연관표를 이용하여 직·간접비용을 계산하기 위한 절차는 <부록 II>에 제시되어 있다.[6]

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 단순 상관분석

환경오염방지비용의 국제경쟁력 효과를 파악하기 위한 가장 단순한 방법은 부문별 환경오염방지비용과 경쟁력지표 간의 상관관계를 알아보는 것이다. <부표 18>은 환경오염방지비용과 (순)수출 사이의 상관계수를 정리한 것이며, 이로부터 다음의 내용을 추론할 수 있다. 우선, 환경오염방지비용과 (순)수출 사이에는 正(+)의 관계가 존재한다. 즉, 오염집약적인 산업일수록 (순)수출이 많다. 이 관계는 각 오염원별 비용에 대해서도 성립하며 수질분야에서 가장 강하다. 둘째, 환경오염방지비용과의 상관관계는 순수출보다 수출의 경우 더욱 강하다. 셋째, 직접비용보다는 직·간접비용에 대한 상관관계가 일률적으로 더욱 강한데, 이는 앞에서 지적하였듯이 국제시장에서의 경쟁력을 결정하는 생산비조건이 직·간접비용에 의존하기 때문이다.

6) 직·간접비용을 구할 때에는 국산투입계수표를 사용하였다.

2. 회귀분석

여기에서는 앞 장에서 구한 통계자료를 이용하여 회귀방정식 (2)를 추정하기로 한다. 전술한 바와 같이 헥셔-오린의 무역이론에 근거하여 식 (2)를 추정할 때에는 순수출을 피설명변수로 사용해야 하지만 본 논문에서는 다양한 모든 경쟁력지표를 이용한 추정을 시도하였다. 본 논문에서 사용한 피설명변수는 산업연관표에서 얻은 수출과 순수출, 산출 한 단위당 수출과 순수출, 그리고 UN의 『국제무역통계연감』에서 얻은 부문별 국제수출시장 점유율이며, 국제시장 점유율과 산출 한 단위당 (순)수출을 피설명변수로 사용한 방정식에서는 산출 한 단위당 요소비용을 설명변수로 사용하였다.

각 추정식은 사용된 설명변수의 종류(직접비용 혹은 직·간접비용)와 오염제거비용의 분류여부(환경오염방지비용 합계 혹은 오염원별 비용)에 따라 네 가지 방법으로 추정하였고, 각 母數의 추정치는 通常最小自乘推定法(OLS)을 통하여 계산하였으며, 피설명변수가 국제시장 점유율과 산출 한 단위당 (순)수출인 경우에는 加重 通常最小自乘推定法(WLS)을 추가로 적용하였다.

한편, 본 논문에서 정의한 '비제조업'부문은 제조업을 제외한 모든 부문을 포함하는 부문으로서, 이를 하나의 부문으로 처리하여 추정에 포함시키는 것은 적당하지 않은 것으로 판단되다. 본 논문에서 정의한 비제조업부문은 통합중분류상 27개의 부문(부문 1~8과 59~77)을 더한 것으로서, 총산출의 51~52%, 총노동비용의 71~73%, 총자본비용의 73~74%, 총환경오염방지비용의 62~72%, 총수출의 17~20%를 차지하는 매우 큰 부문이며, 더욱이 요소투입 구조와 산출액 중 수출입 비중이 제조업과 크게 다르다. 이러한 이유로 본 논문에서는 50개 제조업

부문(통합중분류 9~58)만을 실증분석 대상으로 한정하였다.

1993년도 통계자료만을 이용한 김동석(1998)의 회귀분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 추정방정식의 설명력(fitness, R^2)을 기준으로 볼 때, (1) 수출방정식이 순수출방정식에 비하여 훨씬 큰 설명력을 가지며, (2) 원래 단위의 자료를 사용한 방정식의 설명력이 산출 한 단위당 자료를 이용한 방정식의 설명력보다 큰 반면, (3) 직접비용과 직·간접비용을 사용한 방정식 사이에는 설명력의 차이가 거의 없다. 회귀방정식의 계수 추정치와 유의성에 있어서는 (4) 환경오염방지비용이 순수출과 수출 모두에 대하여 正(+)의 효과를 가지며, (5) 오염원별로는 대기 및 수질부문의 환경오염방지비용이 正(+)의 효과를 가지며 추정치의 유의성이 큰 반면, 폐기물과 기타 오염원에 대한 오염방지비용은 逆(−)의 효과를 가지며 추정치의 유의성이 낮은 것으로 나타났다. (6) 산출 한 단위당 환경오염방지비용은 산출 한 단위당 (순)수출과 국제시장 점유율 방정식에서도 비교적 유사한 효과를 보이고 있으나, 추정치의 유의도가 매우 낮으므로 이들 방정식의 설명력은 거의 없는 것으로 판단된다. (7) 마지막으로, 다른 생산요소의 경쟁력효과는 다음과 같다. 우선 비숙련노동에 대한 보수와 연구개발비는 모든 방정식에서 正(+)의 효과를, 그리고 인적자본에 대한 보수는 逆(−)의 효과를 가지며, 이들 추정치의 유의성은 매우 크다. 반면에 자본서비스에 대한 보수의 국제경쟁력효과는 일률적으로 판단하기 어려운 양상을 보이고 있다.

김동석(1998)의 결과는 1993년 및 1998년도 통계자료를 대상으로 한 본 논문의 실증분석에서도 대부분 동일하게 나타났으며, <부표 19>와 <부표 20>은 이와 같이 다양한 경쟁력 지표 및 설명변수들을 이용하여 추정한 회귀방정식들의 설명력을 정리한 것이다. 우선 추정방정식의 설명력을 기준으로 볼 때, 수출방정식이 순수출방정식에 비하여,

그리고 원래 단위의 자료를 사용한 방정식이 산출 한 단위당 자료를 이용한 방정식에 비하여 더 큰 설명력을 가지는 반면, 직접비용과 직·간접비용을 사용한 방정식 사이에는 설명력의 차이가 거의 없으며, 국제시장 점유율 방정식의 설명력은 대단히 작은 것으로 나타났다. 물론 WLS를 이용한 1998년도 점유율 방정식의 설명력이 다소 큰 편이기는 하나, 수출 및 순수출 방정식에 비하면 상당히 작은 편이다. 한편, 산출 한 단위당 변수 및 국제시장 점유율 방정식의 경우 OLS와 WLS를 이용한 방정식 사이의 설명력 차이는 크지 않은 것으로, 그리고 1998년도의 추정 방정식이 1993년도에 비하여 큰 설명력을 가지는 것으로 나타났다.

이상의 결과에서 알 수 있듯이, 산출 한 단위당 (순)수출을 피설명변수로 사용한 회귀방정식은 설명력이 대단히 작으며, 본 논문에 포함시키지는 않았으나 추정치의 유의성이 매우 낮으므로 요소비용의 국제경쟁력 효과를 분석하기에는 바람직하지 않은 것으로 판단된다. 이러한 이유로 본 논문에서는 원래 단위의 수출 및 순수출 방정식의 추정결과만을 제시하기로 한다. 한편, 이들 방정식의 추정에 있어 일부 산업부문은 피설명변수의 예측치와 실제치의 차이가 너무 커서 同一한 추정식에 포함되기 어려운 것으로 판단되었으며, 따라서 이들 예외적인 관찰치(outliers)를 제외한 후 다시 추정해 보았다. 추정에서 제외된 부문은 수출방정식의 경우 부문 49(전자기기 부분품)와 55(선박), 순수출 방정식의 경우 부문 46(일반 목적용 기계 및 장비)과 55(선박)이다.

<부표 21>~<부표 24>는 1993년 및 1998년의 수출 및 순수출방정식 추정결과이다. 우선 1993년의 경우 환경오염방지비용은 수출과 순수출 모두에 대하여 正(+)의 효과를 가지며 계수 추정치의 유의성도 상당히 높은 것으로 나타났다. 50개의 관찰치를 모두 사용하고 총비용을

설명변수로 한 수출방정식의 경우 계수의 추정치가 陰(−)의 값을 가지기는 하지만 유의하지 않은 것으로 판단된다. 한편, 계수의 추정치와 유의성은 수출방정식이 순수출방정식에 비하여 높은 것으로 추정되었다. 오염원별 비용에 있어서는 김동석(1998)의 결과에서와 같이 대기 및 수질부문의 환경오염방지비용이 正(+)의 효과를 가지며 추정치의 유의성이 큰 반면 폐기물과 기타 오염원에 대한 제거비용은 逆(−)의 효과를 가지며 추정치의 유의성이 낮은 것으로 나타났다.

1998년도의 추정결과는 1993년과 다소 상이한 양상을 보이고 있다. 우선 50개의 관찰치를 모두 사용한 경우 환경오염방지비용의 경쟁력 효과는 비교적 부정적인 것으로 판단되며, 특히 총비용을 설명변수로 사용한 수출방정식의 부정적 효과는 상당히 유의한 것으로 보인다. 그러나 이를 제외한 경우에는 추정치의 유의성이 상당히 낮은 편이며, 더욱이 예외적인 관찰치를 제외한 추정방정식에서는 계수의 추정치가 모두 陽(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 종합적으로 볼 때, 환경오염방지비용의 경쟁력 효과는 여전히 긍정적이지만 1993년에 비해서는 다소 약해진 것으로 판단된다. 오염원별 비용에 있어서는, 1993년도의 결과에서와 같이 전반적으로 수질부문의 환경오염방지비용이 긍정적인 영향력을, 그리고 폐기물부문의 비용이 부정적인 영향력을 가지는 반면, 대기부문 비용의 효과는 낮은 유의성을 보이고 있다.

여타 생산요소의 경쟁력 효과는 다음과 같다. 첫째, 비숙련노동에 대한 보수의 경쟁력효과는 1993년의 경우 모든 방정식에서 긍정적인 효과를 보이고 있으나 1998년의 경우에는 계수의 추정치와 유의성이 모두 작아지고 있다. 특히 50개의 관찰치가 모두 사용된 일부 방정식에서는 추정치가 陰(−)의 값으로 계산되었다. 둘째, 자본서비스에 대한 보수의 경쟁력 효과는 1993년과 1998년 모두 일률적으로 판단하기 어

려운 양상을 보이지만 1998년에는 1993년에 비하여 추정치의 크기와 유의성이 모두 높아지는 것으로 추정되었다. 셋째, 인적자본에 대한 보수는 1993년의 경우 일률적으로 부정적인 효과를 보였으나 1998년에는 추정치의 크기와 유의성이 모두 높아지는 것으로 나타났다. 넷째, 연구개발비의 효과는 1993년과 1998년 모두 일률적으로 긍정적인 효과를 보이고 있으며 계수의 추정치가 커진 것으로 나타났다.

이상의 회귀분석 결과를 헥셔-오린의 무역이론에 적용할 때 다음의 결론을 얻을 수 있다. 우선 환경오염방지비용의 계수 추정치가 1993년과 1998년 모두 陽(−)의 값을 가지는 것으로 보아 우리나라의 제조업부문이 느끼는 환경자원 부존량은 다른 나라에 비해 풍부함을 알 수 있다. 그러나 1993~98년 기간 중 계수 추정치와 유의성이 낮아진 것으로 보아 환경자원의 희소성은 높아진 것으로 판단된다. 이는 동 기간 중 환경규제가 강화되었음을 의미한다. 여타 생산요소의 경우에는, 인적자본, 자본서비스 및 연구개발투자의 희소성이 낮아진 반면 비숙련 노동의 희소성은 높아진 것으로 판단된다.

3. Heckscher-Ohlin-Vanek-Leamer (HOVL) 테스트

<부표 25>와 <부표 26>은 각각 1993년과 1998년의 HOVL 테스트 결과로서, 우리나라의 수출입에 체화되어 있는 각 생산요소의 부존량과 교역량을 정리하고 있다. 우선 1993년 우리나라의 총요소부존량은 약 408조 원이다. 이 중 노동비용과 자본비용이 각각 54.4%와 40.5%를 차지하고 있으며 연구개발비와 환경오염방지비용은 각각 약 2.5%와 2.6%를 차지한다. 환경오염방지비용을 오염원별로 살펴보면 수질부문이 총오염방지비용의 47.0%로 가장 크며, 다음으로는 폐기물(26.1%),

대기(22.2%), 기타(4.7%)의 순서로 나타나고 있다. 총요소수출입액은 각각 46조 6,293억 원과 45조 3,841억 원인데, 이는 우리나라가 1조 2,451억 원만큼의 요소 순수출국임을 의미한다. 생산요소별로는 비숙련노동과 연구개발비가 순수출된 데 비하여 자본서비스, 인적자본 및 환경자원은 순수입되었다. 따라서 우리나라는 우리의 무역상대국들에 비하여 비숙련노동과 연구개발비는 풍부한 편이나 자본(실물 및 인적자본)과 환경자원은 희소한 편이라고 할 수 있다.

<부표 25>의 다섯 번째 열은 생산요소 간 상대적 희소성을 파악하기 위한 HOVL 지표이다. 이 지표가 클수록 상대적으로 풍부한 요소이므로 결국 우리나라의 무역패턴이 제시하는 요소 간 상대적 풍부성의 지표는 연구개발비>비숙련노동>환경자원>인적자본>자본서비스의 순서이다. 결론적으로 우리나라에서는 비숙련노동이 가장 풍부하며 자본이 가장 희소한 요소이다. 오염원별 환경자원의 상대적 풍부도는 수자원>기타>대기>폐기물의 순서이다.

<부표 25>의 나머지 두 표는 전 산업을 제조업과 비제조업으로 분리하여 계산한 결과이다. 이 표에 의하면, 우리나라의 제조업은 총생산요소의 약 40%를 사용하였고 전체 수출과 수입의 75%와 62%를 각각 담당하였으며, 비제조업부문이 5조 3,988억 원의 생산요소를 순수입한 반면 제조업부문은 6조 6,439억 원의 요소를 순수출하였다. 제조업분야는 모든 생산요소를 순수출하였는데, 이는 우리나라의 제조업분야가 다른 나라의 제조업분야에 비하여 모든 생산요소를 풍부하게 가지고(사용하고) 있음을 의미한다. 생산요소 간의 상대적 희소성은 연구개발비>비숙련노동>인적자본>자본서비스>환경자원의 순서로, 그리고 환경자원의 경우에는 수질>폐기물>기타>대기의 순서로 나타났다.

1998년 우리나라의 총요소부존량은 1993년에 비하여 약 61% 증가

한 656조 원으로 계산되었다. 생산요소별로는 노동비용, 자본비용 및 연구개발비 비중이 0.2~0.4%p 증가한 반면 환경오염방지비용의 비중은 1993년의 2.6%에서 1.6%로 상당히 감소되었다. 총요소수출입액은 각각 약 113조 원 및 85조 원으로서, 약 27조 원의 요소 순수출을 기록하였다. 1993년과 달리 1998년에는 모든 생산요소가 순수출되었으며, 이는 1998년의 대폭의 무역흑자를 반영한다고 할 수 있다.

1998년도 HOVL 지표를 살펴볼 때, 우리나라의 무역패턴이 제시하는 요소 간 상대적 풍부성 지표는 연구개발비>자본서비스>환경자원>비숙련노동>인적자본의 순서이다. 이는 1993년에 비하여 노동이 희소해지고 자본이 풍부해졌음을 의미한다.

1993년과 같이 1998년에도 제조업부문은 모든 생산요소를 순수출하였으며, 생산요소 간 상대적 희소성은 연구개발비>자본서비스>비숙련노동>인적자본>환경자원의 순서로 나타났다. 1993년에서와 같이 1998년에도 우리나라의 제조업부문은 연구개발비를 가장 풍부하게, 그리고 환경자원을 가장 희소하게 사용한 반면, 1993~98년 기간 중 노동(숙련 및 비숙련)이 희소해진 동시에 자본이 풍부해졌음을 알 수 있으며, 이는 회귀분석 결과와도 일치한다고 할 수 있다. 환경자원의 상대적 희소성은 기타>수질>폐기물>대기의 순서로 분석되었다.

V. 결 론

본 논문에서는 1993년 및 1998년의 산업부문별 자료를 이용하여 오염집약도가 각 산업부문의 국제경쟁력에 미치는 효과 및 1993~98년

기간 중 환경자원의 희소성의 변화에 관한 실증분석을 시도하였다. 우선 헥셔-오린의 무역이론에 근거한 회귀분석에서는 다양한 국제경쟁력 지표를 노동비용, 자본비용, 연구개발비 및 환경오염방지비용에 回歸함으로써 환경규제의 비교우위효과를 측정하였다. 제조업부문에 대한 회귀분석 결과 1993년과 1998년 모두 환경자원을 많이 사용하는 산업일수록, 즉 환경규제의 영향을 많이 받는 산업일수록 더 큰 비교우위를 가지는 것으로 나타났으며, 이는 우리나라의 제조업부문이 (주어진 규제수준하에서) 환경자원을 풍부히 사용하고 있음을 의미한다.

구체적으로, 총환경오염방지비용은 수출과 순수출에 모두 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판단되며, 오염원별로는 대기와 수질에 대한 오염제거비용이 긍정적인 효과를 가지는 반면 폐기물의 제거비용은 부정적인 효과를 가진다. 환경오염방지비용은 산출 한 단위당 (순)수출과 부문별 국제시장 점유율에도 비교적 긍정적인 효과를 가지지만 추정치의 有意度가 낮은 점으로 볼 때 이들 방정식의 설명력은 제한적인 것으로 판단된다.

한편, 1998년에 오염집약도가 국제경쟁력에 미치는 효과는 1993년에 비하여 감소한 것으로 분석되었으며, 이는 동 기간 중 환경자원의 희소성이 높아졌음을 의미한다. 정부의 환경규제 수준이 환경자원의 공급량을 결정한다는 점을 고려할 때, 동 기간 중 제조업부문이 느끼는 환경규제 수준이 강화되었음을 알 수 있다.

본 논문에서 사용한 두 번째 실증분석방법은 Leamer(1980)가 제시한 지표를 사용하여 상품의 수출입에 체화되어 있는 환경자원의 규모를 계산하고 이를 통하여 우리나라 환경자원의 희소성을 파악하는 것이다. 분석결과에 의하면, 우리나라가 전체적으로는 우리의 무역 상대국에 비하여 비슷한 수준의 환경자원 부존량을 가지고 있는 반면 우리

의 제조업부문은 다른 나라에 비하여 환경자원을 풍부히 사용하고(가지고) 있으며, 생산요소로서의 환경자원은 노동, 자본, 연구개발투자 등 여타 생산요소에 비하여 희소한 편인 것으로 나타났다.

이상의 실증분석 결과는 환경자원의 부존량에 관한 일반적인 인식과 큰 차이를 보여준다. 이는 주요 지표를 통하여 본 우리나라의 환경용량을 고려할 때 결코 우리나라의 환경자원 부존량이 풍부하다고 할 수 없기 때문이다. 예를 들어, 인구밀도, 수자원 부존량, 단위 면적당 경제활동의 강도(예를 들어, GDP) 혹은 현재의 대기·수질 오염수준을 우리의 주요 무역상대국들과 비교해 볼 때 우리나라의 환경용량, 즉 환경자원 부존량이 다른 나라에 비하여 결코 풍부하지 않다는 것은 자명하다.

결론적으로, 우리나라의 환경규제 수준은 환경자원 부존량에 비하여 너무 낮게 책정됨으로써 기업이 느끼는 환경자원 可用量이 늘어났으며, 이로 인하여 생산요소 간 및 산업 간 비교우위체계가 왜곡되어 있는 것으로 판단된다. 더욱이 수출의 80% 이상을 담당하고 있는 제조업부문에서는 환경자원 부존량의 많은 부분이 순수출되고 있으며, 특히 그 비중이 1993년에는 약 19%였으나 1998년에는 약 30%로 크게 증가하였다. 이는 물론 1998년의 수출호조의 결과이기도 하지만, 제조업부문이 환경자원을 풍부하게 사용하고 있음에는 의심의 여지가 없다. 환경자원 부존량 대비 수출 비중을 오염원별로 보면, 1993년의 경우 대기 19.0%, 수질 17.5%, 폐기물 20.8%였으나, 1998년에는 각각 29.7%, 32.5%, 29.6%로 증가하였다. 최근 대기 및 폐기물부문의 오염문제가 비교적 개선되고 있는 반면 수질오염은 크게 개선되지 않고 있음을 고려할 때 수질규제를 더욱 강화할 필요가 있음을 알 수 있다.

또한 본 논문의 실증분석 결과에서는 1993~98년 기간 중 생산요

소 간 상대적 희소성을 변화를 판단할 수 있었다. 구체적으로는 제조업 부문의 경우 연구개발투자가 가장 풍부하고 환경자원이 가장 희소하다는 점에는 변동이 없었으나, 노동(숙련 및 비숙련)의 희소성이 높아지고 자본의 희소성이 낮아짐으로써 노동과 자본의 희소성이 역전되었음을 알 수 있었다. 오염원별 상대적 희소성은 전 산업의 경우 1993년 수질>대기>폐기물에서 1998년 대기>폐기물>수질로 변화하였으나, 제조업 부문에서는 수질>폐기물>대기의 순서로 변동이 없었다.

마지막으로 본 논문에서 사용한 실증분석방법의 문제점을 지적하기로 하자. 우선 환경규제가 다른 경제변수에 미치는 영향을 분석하기 위한 실증분석의 가장 근본적인 문제점은 환경오염방지비용이 총생산비 혹은 생산액에서 차지하는 비중이 매우 작다는 점이다. 따라서 환경오염방지비용의 영향력에 대한 추정치의 신뢰도는 사용된 통계자료의 정확성에 크게 의존한다. 특히 우리나라는 환경통계가 매우 제한적일 뿐 아니라 통계의 일관성이 충분하지 않은 실정이다. 대부분의 선진국이 이미 1970년대에 환경통계를 집계하기 시작한 데에 비하여 우리나라는 1990년대에 들어서야 처음으로 오염제거비용이 체계적으로 집계되었으며, 최근 OECD 가입을 계기로 전반적인 환경통계 수집확대계획이 세워진 정도이다.

둘째, 생산요소의 상대적 희소성을 판별하기 위한 HOVL 테스트의 신뢰도는 사용된 가정의 현실성에 의존한다. 예를 들어, HOVL 지표는 모든 나라에서 완전고용, 완전경쟁하의 균형이 이루어지고 있다는 가정뿐 아니라 요소가격의 국제적 균등화 및 국제적으로 동일한 생산·효용함수 등의 매우 강한 가정에 근거를 두고 있다. 이러한 가정들이 현실과 괴리를 가질수록 HOVL 지표의 신뢰성은 떨어질 것이며, 특히 환경오염방지비용의 비중이 대단히 작다는 점을 고려할 때 김동석

(1998)에 대한 한진희(1998)의 논평에서 지적된 바와 같이 산업보호적인 무역 및 산업정책 등 무역패턴을 왜곡시킬 수 있는 요인에 의하여 실증분석 결과가 크게 영향을 받았을 가능성도 있다.

셋째, 회귀분석과 HOVL 방법은 모두 무역패턴이 제시하는 생산요소의 비교우위 효과를 파악하기 위한 것이다. 그러나 상품의 무역패턴과 요소투입량 사이의 관계를 추정한 후 이로부터 생산요소의 상대적 희소성을 '간접적으로 추론'하는 것이 회귀분석의 방법론인 데 비하여, HOVL 테스트는 생산요소의 무역패턴으로부터 생산요소의 상대적 희소성을 '직접 계산'한다. 간단히 말하자면, 회귀분석이 상품의 교역패턴을 분석대상으로 하는 반면 HOVL 방법은 생산요소의 무역패턴을 분석대상으로 한다.

따라서, 한진희(1998)의 논평에서 지적된 바와 같이 회귀분석과 HOVL 테스트의 결과 사이에는 괴리가 있을 수 있으며, 사실 본 논문에서도 양자 사이의 괴리를 일부 발견할 수 있다. 본 논문에 포함시키지는 않았으나, 비제조업부문을 포함한 회귀분석 결과는 제조업부문만을 대상으로 한 결과와 크게 다르지 않았다. 여기에서도 오염집약도의 국제경쟁력 효과는 긍정적인 것으로 나타났으며, 이는 우리나라가 환경자원을 풍부하게 가지고 있음을 의미한다. 그러나 HOVL 방법에 의하면, 1993년의 경우 우리나라는 환경자원을 순수입하였으며, 더욱이 제조업부문의 경우 1993년과 1998년 모두 환경자원의 상대적 희소성이 가장 높은 것으로 나타나고 있다. 따라서 HOVL 분석결과에 의하면, 우리나라에서는 환경자원의 희소성이 높다고 할 수 있다.

넷째, 앞에서 지적한 바와 같이 1998년은 경제위기 직후의 해로서 대폭의 무역흑자를 기록하였다. 따라서, 1993년과 1998년의 직접적 비교에는 여러 가지 문제가 있을 수 있으며, 특히 국제시장에서의 다양한

요인에 의하여 전통적 무역이론의 가정이 성립하지 않았을 수 있으며, 이러한 요인들 역시 본 논문의 실증분석에서 고려되지 않고 있다.

● 참 고 문 헌 ●

科學技術部, 『科學技術硏究活動調査報告』, 各年度.

金東石, 「環境規制와 國際競爭力」, 『KDI 政策硏究』, 제19권 제4호, 한국개발연구원, 1998.

노동부, 『노동통계연감』, 각년도.

統計廳, 『産業總調査報告書』, 1995, 2000.

統計廳, 『한국표준산업분류』, 1991, 2000.

한국은행, 『산업연관표』, 1996, 1998, 2001.

한국은행, 「환경오염방지지출 추계결과」, 각년도.

한진희, 「環境規制와 國際競爭力」에 대한 논평, 『KDI 정책연구』, 제19권 제4호, 한국개발연구원, 1998.

Branson, William H. and Nikolaos Monoyios, "Factor Inputs in U.S. Trade," *Journal of International Economics*, 1977.

Jaffe, Adam B., Steven R. Peterson, Paul R. Portney, and Robert N. Stavins, "Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?" *Journal of Economic Literature*, 1995.

Kalt, Joseph P., "The Impact of Domestic Environmental Regulatory Policies on U.S. International Competitiveness," Michael A. Spence

and Heather A. Hazard(eds.), *International Competitiveness*, Cambridge, MA.: Harper and Row, Ballinger, 1988.

Leamer, Edward E., "The Leontief Paradox, Reconsidered," *Journal of Political Economy*, 1980.

Stern, Robert M. and Keith E. Maskus, "Determinants of the Structure of U.S. Foreign Trade, 1958-76," *Journal of International Economics*, 1981.

Vanek, Jaroslav, "The Factor Proportions Theory: The N-Factor Case," *Kyklos*, 1968.

United Nations, *International Trade Statistics Yearbook*, New York: United Nations, 1995, 2000.

〈부록 Ⅰ〉 일반화된 헥셔-오린 정리와 HOVL 지표

우선 헥셔-오린 정리에 따르면, 두 나라, 두 재화 및 두 생산요소가 있는 경우 각국은 타국에 비하여 상대적으로 풍부히 가지고 있는 요소를 집약적으로 사용하는 재화의 생산에 비교우위를 갖게 된다. 예를 들어, A國이 B國에 비하여 노동부존량이 풍부하고($L_A/K_A > L_B/K_B$) X재의 생산이 Y재의 생산에 비하여 노동집약적(즉, 어떠한 요소상대가격하에서도 $L_X/K_X > L_Y/K_Y$)이라면 A, B 두 나라는 각각 X재와 Y재의 생산에 비교우위를 가지며, 이때 X재는 A國에서 B國으로, Y재는 B國에서 A國으로 수출된다.

Leamer(1980)는 생산요소의 상대적 희소성을 측정하기 위한 가장 이상적인 방법은 수출과 수입에 체화된 생산요소의 집약도가 아니라 생산과 국내소비에 체화된 요소집약도를 비교하는 것임을 보였다. 우선 Leamer(1980)가 제시한 방법의 이론적 출발점이 되고 있는 Vanek (1968)의 一般化된 헥셔-오린 정리를 살펴보기 위하여 다음을 정의하자. 여기에서 $i=1,...,I$, $j=1,...,J$, $k=1,...,K$는 각각 I개의 산업부문, J개의 국가 및 K개의 생산요소를 나타내는 첨자이다.

$Y_j=\left[Y_j^1, Y_j^2, \cdots, Y_j^I \right]'$, j국의 생산량 벡터,

$C_j=[C_j^1, C_j^2, \cdots, C_j^I]'$, j 국의 국내소비 벡터,
$X_j=[X_j^1, X_j^2, \cdots, X_j^I]'$, j 국의 수출 벡터,
$M_j=[M_j^1, M_j^2, \cdots, M_j^I]'$, j 국의 수입 벡터,
$XM_j=X_j-M_j$, j 국의 순수출 벡터,
$Z_j=[Z_j^1, Z_j^2, \cdots, Z_j^K]'$, j 국의 생산요소부존량 벡터,
$Y_W=Y_1+Y_2+\cdots+Y_J$, 전 세계의 생산량 벡터,
$Z_W=Z_1+Z_2+\cdots+Z_J$, 전 세계의 생산요소부존량 벡터,
v_{ki} = i 재 생산 한 단위에 투입된 생산요소 k 의 직·간접 비용,

$$\boldsymbol{V}=\begin{bmatrix} v_{11} & \cdots & v_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ v_{K1} & \cdots & v_{KI} \end{bmatrix},$$ 투입산출 행렬.

생산 소비 및 수출입 벡터 사이에는 $Y_j=X_j-M_j+C_j=XM_j+C_j$ 의 관계가 성립한다.

정리(Heckscher-Ohlin-Vanek) 다음을 가정하자. (1) J 個國, I 個 재화, K個 생산요소가 존재하며 모든 나라에서는 완전고용, 완전경쟁하의 일반균형이 이루어지고 있다. (2) 생산요소의 국제적 이동은 불가능하며 생산요소가격의 국제적 균등화가 이루어지고 있다. (3) 재화의 국제적 이동이 자유로우며 이동에 따른 비용은 존재하지 않는다. (4) 생산함수는 1차동차이고 효용함수는 同調的(homothetic)이며 이들 함수는 국제적으로 동일하다. 그러면 다음의 관계를 만족시키는 상수 α_j, $j=1,\ldots,J$가 존재한다.

$$\boldsymbol{V}\cdot XM_j=Z_j-\alpha_j Z_W. \qquad (3)$$

증명 요소가격의 국제적 균등화가 이루어지고 있으므로 투입-산출행렬인 $\boldsymbol{V}$는 국제적으로 동일하며 요소시장의 완전고용 가정에 따라 $\boldsymbol{V}\cdot Y_j = Z_j$가 성립한다. 이를 모든 나라에 대하여 더하면 $\boldsymbol{V}\cdot Y_W = Z_W$가 되고, 동조적 효용함수의 가정에 따라 C_j는 모두 서로 비례의 관계를 갖게 되어 결국 전 세계의 생산량 벡터 Y_W에 비례하게 된다. 즉, $C_j = \alpha_j Y_W$. j國의 순수출은 $XM_j = Y_j - C_j$이며, 결국

$$\begin{aligned} \boldsymbol{V}\cdot XM_j &= \boldsymbol{V}\cdot(Y_j - C_j) = \boldsymbol{V}\cdot Y_j - \boldsymbol{V}\cdot C_j \\ &= Z_j - \boldsymbol{V}\cdot\alpha_j\cdot Y_W \\ &= Z_j - \alpha_j Z_W \ . \end{aligned} \qquad (4)$$

■

이 정리의 가장 중요한 용도는 (국제적 이동이 자유로운) '재화'의 교역에 관한 자료를 이용하여 (국제적 이동이 불가능한) '생산요소'의 교역을 설명하는 데 있다. 식 (3)의 좌변은 재화의 순수출(XM_j)에 체화되어 있는 생산요소의 양을 의미하며, 우변의 첫 항(Z_j)은 생산요소의 부존량, 즉 생산량에 체화되어 있는 요소의 양을, 그리고 둘째 항($\alpha_j Z_W$)은 국내에서 소비된 재화에 체화되어 있는 요소의 양을 나타내고 있다. 그런데 $XM_j = X_j - M_j$이므로, $Z_{Xj} \equiv \boldsymbol{V}\cdot X_j$, $Z_{Mj} \equiv \boldsymbol{V}\cdot M_j$, $Z_{Cj} \equiv \boldsymbol{V}\cdot C_j$라고 정의하면 식 (4)의 첫번째 등식을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} (4) &\Rightarrow \boldsymbol{V}\cdot X_j - \boldsymbol{V}\cdot M_j = \boldsymbol{V}\cdot Y_j - \boldsymbol{V}\cdot C_j \\ &\Rightarrow Z_{Xj} - Z_{Mj} = Z_j - Z_{Cj}\,. \end{aligned} \qquad (5)$$

식 (5)는 요소시장의 균형을 설명하는 방정식으로서, 총부존요소가 소비와 수출에 배분되고 있음을(즉, $Z_j = Z_{Cj} + Z_{Xj} - Z_{Mj}$) 나타내고 있으며 생산요소의 국가 간 상대적 희소성의 지표로 사용된다. 우선 식 (5)의 k번째 항은

$$Z_{Xj}^k - Z_{Mj}^k = Z_j^k - Z_{Cj}^k$$

이다. 따라서 j國의 k번째 생산요소부존량이 소비에 사용된 양보다 크면($Z_j^k - Z_{Cj}^k > 0$) j國은 k번째 요소의 수출이 수입을 초과하는 순수출국(net exporter)이 된다(즉, $Z_{XMj}^k \equiv Z_{Xj}^k - Z_{Mj}^k > 0$).

정의(생산요소의 국가 간 상대적 희소성) $Z_{XMj}^k > (<) 0$일 때 j國은 다른 나라에 비하여 생산요소 k의 부존량이 풍부(희소)하다고 말한다.

요소 간의 상대적 희소성을 측정하기 위한 가장 바람직한 방법은 요소 간의 국내부존비율과 전 세계의 부존비율을 비교하는 것이다.

정의(생산요소 간의 상대적 희소성) 두 요소의 부존비율이 전세계의 부존비율보다 클(작을) 때, 즉 $Z_j^k / Z_j^l > (<)\ Z_W^k / Z_W^l$일 때 요소 k가 요소 l보다 풍부(희소)하다고 말한다.

이 정의를 이용하려면 각 요소별 전 세계 부존량의 자료가 필요하다. 그러나 효용함수에 대한 가정에 의하여 각국의 소비 벡터는 동일한 비례관계를 갖게 되며 Leamer는 이를 바탕으로 自國의 자료만을 이용하여 요소 간 상대적 희소성을 판별할 수 있는 지표를 다음과 같이 제시하였다.

정리(Heckscher-Ohlin-Vanek-Leamer ; HOVL) j국의 요소 k가 요소 l보다 풍부(희소)할 필요충분조건은 생산과 소비에 체화되어 있는 요소 k의 비율이 요소 l의 비율보다 큰(작은) 것이다. 즉,

$$\frac{Z_j^k}{Z_j^l} \gtrless \frac{Z_W^k}{Z_W^l} \Leftrightarrow \frac{Z_j^k}{Z_{Cj}^k} \gtrless \frac{Z_j^l}{Z_{Cj}^l} \Leftrightarrow \frac{Z_j^k}{Z_j^k - Z_{XMj}^k} \gtrless \frac{Z_j^l}{Z_j^l - Z_{XMj}^l}.$$

〈부록 Ⅱ〉 직접비용과 총비용(직 · 간접비용)

각 생산요소의 직 · 간접비용은 다음의 방법에 의하여 계산된다. 우선 다음을 정의하자.

Y_j = 부문 j의 총산출, $j = 1, \ldots, n$,
Y_{ij} = 부문 i에서 j로의 중간투입,
$a_{ij} = Y_{ij}/Y_j$ = 부문 i에서 j로의 중간투입계수,
$\boldsymbol{A} = \| a_{ij} \|$ = $n \times n$ 중간투입계수행렬,
$\boldsymbol{I}$ = $n \times n$ 항등행렬(identity matrix),
C_j^d = 특정 생산요소에 대한 부문 j의 직접비용,
C_j^t = 이 생산요소에 대한 부문 j의 직 · 간접비용,
$c_j^d = C_j^d / Y_j$ = 부문 j의 산출 한 단위당 직접비용,
$c_j^t = C_j^t / Y_j$ = 부문 j의 산출 한 단위당 직 · 간접비용,
$c^d = [\, c_1^d \cdots c_n^d \,]'$,

$$c^t = [c_1^t \cdots c_n^t]'.$$

부문 j의 직·간접비용은 해당 부문에서 지출한 직접비용과 타 부문에서 구입한 중간투입물에 포함되어 있는 직·간접비용의 합, 즉 $C_j^t = \sum_{i=1}^{n}(C_i^t/Y_i)Y_{ij} + C_j^d$이다. 이 식의 양변을 Y_j로 나눈 후 행렬식으로 표현하면

$$\Rightarrow \; c_j^t = \sum_{i=1}^{n} c_i^t a_{ij} + c_j^d \;\Rightarrow\; c^t = (\boldsymbol{I} - \boldsymbol{A}')^{-1} c^d. \qquad (6)$$

결국 직·간접비용은 직접비용 벡터에 행렬 $(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{A}')^{-1}$를 前乘(premultiply)하여 구하게 된다. 참고로, 요소별 산출 한 단위당 직·간접비용 벡터 c^t들을 연결(concatenate)하면 투입산출행렬 $\boldsymbol{V}$가 되며, 따라서 회귀분석에 필요한 자료 외에 HOVL 테스트를 위하여 추가적으로 필요한 자료는 없다.

위의 식은 다음과 같은 방법으로도 도출할 수 있다. 우선 부문 j의 산출액 중 다른 부문에서 지출한 직접비용의 합계는 $C_j^t = \sum i a_{ij} C_i^d$이다. 이 식의 양변을 Y_j로 나눈 후 행렬식으로 표현하면 $c^t = \boldsymbol{A}' c^d$인데, 이는 산업연관분석의 1차 파급효과에 해당한다. 이제 $\boldsymbol{A}' c^d$에 포함되어 있는 직접비용은 $\boldsymbol{A}'(\boldsymbol{A}' c^d) = \boldsymbol{A}'^2 c^d$이며 이는 2차 파급효과를 나타낸다. 이 과정이 경제 내에서 무한히 반복된다고 하면 결국 산출한 단위당 직·간접비용 벡터는

$$c^t = \boldsymbol{A}' c^d + \boldsymbol{A}'^2 c^d + \boldsymbol{A}'^3 c^d + \cdots = (\boldsymbol{I} - \boldsymbol{A}')^{-1} c^d$$

가 된다.

<부표 1> 부문분류

부문 번호	부 문 명	부문 번호	부 문 명
9	육류 및 낙농품	35	기타 화학제품
10	수산가공품	36	플라스틱제품
11	정곡 및 제분	37	고무제품
12	제당 및 전분	38	유리제품
13	빵, 과자 및 국수류	39	도자기 및 점토제품
14	조미료 및 유지	40	시멘트 및 콘크리트제품
15	과채 가공품 및 기타식료품	41	기타 비금속광물제품
16	음료품	42	선철 및 강반성품
17	배합사료	43	철강1차제품
18	담배	44	비철금속괴 및 1차제품
19	섬유사	45	금속제품
20	섬유직물	46	일반목적용기계 및 장비
21	의류 및 장신품	47	특수목적용 기계 및 장비
22	기타 섬유제품	48	전기기계 및 장치
23	가죽제품 및 모피	49	전자기기부분품
24	목재 및 나무제품	50	영상, 음향 및 통신기기
25	펄프 및 종이	51	컴퓨터 및 사무기기
26	인쇄, 출판 및 복제	52	가정용전기기기
27	석탄제품	53	정밀기기
28	석유제품	54	자동차 및 부분품
29	유기화학기초제품	55	선박
30	무기화학기초제품	56	기타 수송장비
31	합성수지 및 합성고무	57	가구
32	화학섬유	58	기타 제조업제품
33	비료 및 농약	59	비제조업
34	의약품 및 화장품		

주 : 비제조업은 통합중분류의 부문 1~8(농림수산품 및 광산품)과 59~77(전력, 가스 및 수도, 건설, 도소매, 음식점 및 숙박, 운수 및 보관, 통신 및 방송, 금융 및 보험, 부동산 및 사업서비스, 공공행정 및 국방, 교육 및 보건, 사회 및 개인서비스)를 모두 포함하며 본 논문에서는 '부문 59'로 부르기로 한다.

자료 : 한국은행, 『1995년 산업연관표』, 1998.

<부표 2> 한국표준산업분류와 통합중분류

통 합 중분류	해당 세세분류번호(5자리 KSIC 코드)
9	15111 15112 15119 15201 15202 15203 15204 15205 15209
10	15121 15122 15123 15124 15125 15126 15129 15483 15498
11	15311 15312 15481 15482
12	15321 15322 15421 15422 15429
13	15411 15412 15413 15419 15430 15440
14	15141 15142 15143 15451 15452 15453 15454 15459
15	15131 15132 15139 15313 15314 15319 15455 15489 15491 15492 15493 15494 15495 15496 15497 15499
16	15511 15512 15513 15514 15519 15521 15522 15523 15529 15531 15532 15541 15542 15549
17	15330
18	16001 16002
19	17111 17112 17113 17114 17115
20	17116 17117 17118 17119 17121 17122 17123 17124 17129 17291 17292 17301
21	17302 17303 17304 17305 17309 (1993년도) 18111 18112 18113 18119 18121 18122 18123 18124 18125 18126 18127 18128 18129 (1998년도) 18101 18102 18103 18104 18105 18106 18107 18108 18109
22	17211 17212 17213 17214 17215 17219 17220 17231 17232 17239 17293 17294 17295 17296 17297 17299
23	18201 18202 18203 19111 19112 19121 19122 19123 19124 19125 19129 19201 19202 19203 19204 19205 19206 19207 19209
24	20101 20102 20103 20109 20211 20212 20213 20221 20222 20231 20232 20239 20291 20292 20293 20294 20295 20296 20297 20298 20299
25	21011 21012 21013 21014 21015 21016 21017 21019 21021 21022 21023 21024 21029 21091 21092 21093 21094 21095 21096 21097 21099 37201
26	22110 22121 22122 22130 22190 22211 22212 22213 22214 22219 22221 22222 22229 22301 22302 22309
27	10102 23100
28	23210 23221 23229
29	24115 24116 24117 24119
30	23300 24111 24112

<부표 2> 한국표준산업분류와 통합중분류(계속)

통 합 중분류	해당 세세분류번호(5자리 KSIC 코드)
31	24131 24132 24133
32	24301 24302
33	24121 24122 24123 24124 24129 24211 24212
34	24231 24232 24233 24234 24235 24239 24241 24242 24243 24244 24245 24246 24249
35	24113 24114 24221 24222 24223 24224 24225 24226 24229 24291 24292 24293 24294 24295 24296 24297 24298 24299
36	25211 25212 25213 25214 25219 25221 25222 25231 25232 25239 25241 25242 25243 25249 25291 25292 25293 25299 37202
37	25111 25112 25191 25192 25193 25194 25199
38	26101 26102 26103 26104 26105 26106 26107 26109 37209
39	26911 26912 26913 26914 26915 26916 26919 26921 26922 26929 26931 26932 26933 26939
40	26941 26951 26952 26954 26955 26956 26957 26959
41	26942 26943 26953 26961 26962 26991 26992 26993 26994 26995 26996 26997 26999
42	27111 27112 27113 27119 37101
43	27121 27122 27123 27124 27125 27129 27191 27199 27311 27312 27313 27319
44	27211 27212 27213 27214 27219 27221 27222 27229 27231 27232 27239 27290 27321 27322 27323 27329 37102
45	28111 28112 28113 28114 28119 28121 28122 28123 28131 28132 28911 28912 28913 28921 28922 28923 28924 28925 28929 28931 28932 28933 28934 28935 28936 28937 28939 28991 28992 28993 28994 28995 28996 28997 28998 28999
46	29111 29112 29119 29121 29122 29123 29131 29132 29141 29142 29151 29152 29191 29192 29193 29194 29195 29196 29197 29198 29199
47	29210 29221 29222 29223 29224 29225 29226 29229 29230 29241 29242 29251 29252 29253 29259 29261 29262 29269 29270 29291 29292 29293 29294 29295 29296 29297 29298 29299
48	31101 31102 31103 31104 31109 31201 31202 31203 31301 31302 31401 31402 31501 31502 31503 31901 31902 31903 31904 31905 31906 31909
49	32101 32102 32103 32104 32105 32106 32109
50	32201 32202 32300

<부표 2> 한국표준산업분류와 통합중분류(계속)

통 합 중분류	해당 세세분류번호(5자리 KSIC 코드)
51	30011 30012 30013 30019 30021 30022 30023 30029
52	29301 29302 29303 29304 29305 29306 29309
53	33111 33112 33113 33114 33115 33119 33121 33122 33123 33124 33125 33126 33127 33128 33129 33130 33201 33202 33203 33204 33205 33209 33301 33302
54	34101 34102 34103 34201 34202 34203 34300
55	35111 35112 35113 35114 35115 35119 35120
56	35201 35202 35203 35204 35209 35301 35302 35303 35910 35920 35990
57	36101 36102 36103 36104 36105 36106 36109
58	36910 36921 36922 36923 36924 36925 36926 36927 36929 36931 36932 36933 36939 36941 36942 36943 36944 36949 36951 36952 36953 36954 36955 36956 36957 36958 36959 36991 36992 36993 36994 36995 36996 36997 36998 36999

주 : 5자리 KSIC 코드는 의복제조업(181로 시작하는 세세분류)을 제외하고는 1993년과 1998년의 산업총조사보고서에 동일하게 적용된다. 의복제조업은 통합중분류 21에 해당한다.

자료 : 한국은행, 『1995년 산업연관표』, 1998; 통계청, 『한국표준산업분류』, 1991, 2000.

<부표 3> 1993년 부문별 (순)수출 및 국제시장 점유율

부문번호	수 출 (백만 원)	순수출 (백만 원)	산출 한 단위당		국제시장 점 유 율
			수 출	순수출	
9	104,842	-1,136,967	0.015151	-0.164311	0.001401
10	506,705	359,303	0.258273	0.183141	0.036903
11	53,122	-15,942	0.006689	-0.002007	0.008281
12	68,950	-290,446	0.069666	-0.293460	0.008001
13	136,907	53,631	0.042626	0.016698	0.010595
14	63,188	-398,482	0.031894	-0.201131	0.000278
15	246,021	-10,592	0.099100	-0.004267	0.011736
16	85,341	-174,653	0.015220	-0.031149	0.002622
17	1,470	-16,509	0.000521	-0.005852	0.001369
18	24,749	-101,769	0.008717	-0.035846	0.000000
19	758,305	-147,683	0.161766	-0.031505	0.036732
20	4,926,158	3,929,252	0.566408	0.451784	0.112735
21	4,634,623	4,028,698	0.479946	0.417199	0.049296
22	1,174,749	908,176	0.440610	0.340628	0.002850
23	3,219,240	2,799,020	0.603215	0.524475	0.063703
24	83,051	-1,070,054	0.027081	-0.348925	0.001536
25	426,206	-674,132	0.068139	-0.107776	0.007288
26	86,090	-91,418	0.020210	-0.021461	0.005969
27	29,159	4,652	0.021539	0.003436	0.000061
28	1,780,648	-1,320,842	0.121208	-0.089909	0.022851
29	1,000,247	-1,042,997	0.182109	-0.189892	0.013248
30	146,817	-532,125	0.086662	-0.314098	0.011304
31	1,468,451	522,162	0.318340	0.113198	0.024857
32	422,641	255,926	0.162402	0.098341	0.000679
33	185,186	-42,563	0.125581	-0.028863	0.011587
34	233,535	-448,960	0.029223	-0.056181	0.003297
35	1,069,952	-1,370,389	0.242578	-0.310693	0.022708
36	719,066	198,931	0.096993	0.026833	0.015014
37	973,918	789,306	0.354387	0.287211	0.046679
38	101,938	-238,067	0.056166	-0.131170	0.007861
39	58,766	-109,811	0.031334	-0.058550	0.004884
40	116,517	64,806	0.017077	0.009498	0.045490
41	208,632	12,477	0.105477	0.006308	0.008078
42	74,903	-1,523,972	0.008545	-0.173853	0.039290
43	3,727,319	2,224,967	0.208305	0.124344	0.047537
44	667,682	-1,815,926	0.164605	-0.447683	0.009655
45	1,951,825	1,317,139	0.182984	0.123482	0.036747
46	1,017,961	-2,509,435	0.090751	-0.223715	0.024795

<부표 3> 1993년 부문별 (순)수출 및 국제시장 점유율(계속)

부문번호	수 출 (백만 원)	순수출 (백만 원)	산출 한 단위당		국제시장 점 유 율
			수 출	순수출	
47	1,430,923	-3,531,869	0.146208	-0.360877	0.009826
48	1,296,263	-741,455	0.190125	-0.108751	0.020543
49	8,334,574	2,380,923	0.558267	0.159479	0.086427
50	3,913,424	3,074,783	0.359477	0.282442	0.055183
51	2,095,794	888,048	0.497960	0.211000	0.022278
52	1,415,493	1,287,498	0.376570	0.342519	0.047785
53	765,084	-1,863,981	0.290957	-0.708862	0.010042
54	4,048,943	2,824,562	0.144848	0.101047	0.015158
55	3,722,933	3,004,814	0.799314	0.645134	0.133004
56	334,196	-1,363,491	0.182745	-0.745584	0.012187
57	176,372	69,668	0.055180	0.021796	0.005015
58	1,549,736	924,156	0.397623	0.237115	0.023634
제 조 업	61,638,615	9,338,368	0.208584	0.031601	0.025756
비제조업	15,346,546	-7,049,947	0.048367	-0.022219	0.000826
全 産 業	76,985,161	2,288,421	0.125628	0.003734	0.023632

자료 : 한국은행, 『1993년 산업연관표』, 1996; UN, 1993 *International Trade Statistics Yearbook*, 1995.

<부표 4> 1998년 부문별 (순)수출 및 국제시장 점유율

부문번호	수 출 (백만 원)	순수출 (백만 원)	산출 한 단위당		국제시장 점 유 율
			수 출	순수출	
9	562,677	-1,585,259	0.053503	-0.150738	0.004492
10	773,922	468,733	0.309102	0.187210	0.026959
11	146,063	-120,390	0.014093	-0.011616	0.010580
12	177,482	-544,099	0.115988	-0.355580	0.010673
13	448,419	-63,852	0.093518	-0.013316	0.007484
14	237,861	-764,445	0.068821	-0.221180	0.000850
15	531,031	-57,697	0.159393	-0.017318	0.012597
16	569,653	-435,288	0.074548	-0.056964	0.003577
17	8,765	-30,314	0.001643	-0.005681	0.000000
18	63,323	-106,762	0.017216	-0.029026	0.002015
19	2,067,023	515,962	0.481367	0.120157	0.042320
20	10,010,418	8,746,362	0.632434	0.552574	0.101811
21	6,742,516	5,787,008	0.479706	0.411725	0.032117
22	3,519,920	2,936,051	0.631585	0.526821	0.003765
23	3,428,905	2,376,832	0.644437	0.446708	0.028707
24	167,723	-642,141	0.057045	-0.218401	0.001155
25	2,194,204	206,642	0.192005	0.018082	0.013810
26	256,689	-350,829	0.033334	-0.045560	0.008513
27	67	-37,628	0.000031	-0.017347	0.000000
28	7,305,123	1,381,757	0.217229	0.041089	0.045212
29	4,215,977	-778,787	0.274429	-0.050693	0.021451
30	407,865	-1,030,574	0.140379	-0.354704	0.015130
31	5,974,924	4,397,325	0.503351	0.370448	0.048693
32	1,072,058	840,093	0.247497	0.193945	0.004192
33	299,130	-115,958	0.129607	-0.050242	0.006789
34	854,984	-546,772	0.076382	-0.048847	0.003435
35	2,118,473	-2,090,462	0.314856	-0.310693	0.032946
36	2,067,851	1,129,853	0.175252	0.095756	0.013014
37	2,302,613	2,026,025	0.472670	0.415893	0.041073
38	492,445	-154,118	0.147933	-0.046298	0.014402
39	153,212	-171,671	0.067076	-0.075157	0.002953
40	110,876	93,590	0.012793	0.010798	0.011151
41	202,626	18,910	0.081584	0.007614	0.012763
42	253,539	-2,733,852	0.017101	-0.184399	0.032040
43	9,644,939	7,351,891	0.317370	0.241916	0.052003
44	7,234,777	1,333,075	0.785407	0.144719	0.020888
45	3,717,151	2,477,721	0.198125	0.132063	0.023528
46	4,226,715	-1,872,154	0.266334	-0.117968	0.032463

<부표 4> 1998년 부문별 (순)수출 및 국제시장 점유율(계속)

부문번호	수 출 (백만 원)	순수출 (백만 원)	산출 한 단위당		국제시장 점 유 율
			수 출	순수출	
47	4,543,154	-689,364	0.353870	-0.053695	0.015105
48	3,612,357	-1,013,979	0.246589	-0.069217	0.014117
49	30,456,908	10,211,556	0.750579	0.251653	0.100910
50	8,216,864	6,037,578	0.396950	0.291671	0.033603
51	6,889,952	4,509,263	0.542362	0.354959	0.019335
52	2,435,552	2,204,981	0.489709	0.443348	0.048867
53	2,098,107	-3,010,816	0.441533	-0.633606	0.016045
54	15,976,624	14,366,206	0.462034	0.415461	0.023144
55	10,474,917	9,890,189	0.920787	0.869387	0.194984
56	2,008,008	-99,626	0.665684	-0.033027	0.010973
57	255,362	87,532	0.082598	0.028313	0.003656
58	3,019,026	2,260,881	0.706731	0.529255	0.016569
제 조 업	174,548,770	72,609,179	0.348530	0.144982	0.026345
비제조업	35,916,725	-16,087,174	0.063892	-0.028618	0.000880
全 産 業	210,465,495	56,522,005	0.198000	0.053174	0.024374

자료 : 한국은행, 『1998년 산업연관표』, 2001; UN, *1998 International Trade Statistics Yearbook*, 2000.

<부표 5> 1993년 부문별 총산출 및 노동통계

(단위 : 백만 원, 명)

부문 번호	총산출	피용자보수	비숙련노동에 대한 보수	인적자본에 대한 보수	피용자수	평균임금 수준
9	6,919,621	484,082	259,928	224,154	43,314	11.176149
10	1,961,898	230,948	230,948	0	38,485	6.001032
11	7,942,289	113,992	57,206	56,786	9,533	11.958062
12	989,729	81,120	34,008	47,112	5,667	14.314581
13	3,211,787	420,799	256,654	164,145	42,768	9.839036
14	1,981,206	219,735	106,029	113,706	17,669	12.436512
15	2,482,542	354,927	245,826	109,101	40,964	8.664377
16	5,607,100	428,491	201,191	227,300	33,526	12.780842
17	2,821,236	176,801	73,383	103,418	12,228	14.458312
18	2,839,063	209,640	61,883	147,757	10,312	20.329727
19	4,687,664	363,203	236,045	127,158	39,334	9.233802
20	8,697,187	1,311,944	830,404	481,540	138,377	9.480944
21	9,656,549	1,518,144	1,157,749	360,395	192,925	7.869091
22	2,666,185	468,971	320,932	148,039	53,479	8.769184
23	5,336,802	1,057,491	737,950	319,541	122,971	8.599544
24	3,066,715	418,380	253,052	165,328	42,168	9.921711
25	6,254,934	790,710	425,706	365,004	70,939	11.146361
26	4,259,769	1,102,283	506,647	595,636	84,427	13.056112
27	1,353,782	103,577	48,886	54,691	8,146	12.714633
28	14,690,902	406,058	121,054	285,004	20,172	20.129510
29	5,492,577	305,692	96,033	209,659	16,003	19.102419
30	1,,694,135	231,514	96,776	134,738	16,127	14.356072
31	4,612,836	252,159	96,124	156,035	16,018	15.742250
32	2,602,442	170,545	66,709	103,836	11,116	15.342011
33	1,474,633	109,515	42,773	66,742	7,128	15.364732
34	7,991,376	1,245,213	607,088	638,125	101,164	12.308854
35	4,410,752	554,664	251,402	303,262	41,893	13.239957
36	7,413,565	1,025,392	598,807	426,585	99,784	10.276118
37	2,748,179	403,002	211,121	191,881	35,181	11.455190
38	1,814,950	364,895	155,453	209,442	25,904	14.086269
39	1,875,498	515,765	332,594	183,171	55,423	9.306007
40	6,823,232	955,568	446,209	509,359	74,355	12.851366
41	1,977,982	299,437	163,732	135,705	27,284	10.974846
42	8,765,857	351,199	160,776	190,423	26,791	13.108625
43	17,893,586	1,395,755	536,717	859,038	89,437	15.605930

<부표 5> 1993년 부문별 총산출 및 노동통계(계속)

(단위 : 백만 원, 명)

부문 번호	총산출	피용자보수	비숙련노동에 대한 보수	인적자본에 대한 보수	피용자수	평균임금 수준
44	4,056,280	415,010	208,396	206,614	34,727	11.950744
45	10,666,641	1,825,680	988,021	837,659	164,642	11.088798
46	11,217,086	1,806,786	934,669	872,117	155,751	11.600446
47	9,786,893	1,869,007	920,880	948,127	153,454	12.179629
48	6,817,945	1,068,503	610,915	457,588	101,802	10.495924
49	14,929,358	2,235,608	1,160,609	1,074,999	193,402	11.559406
50	10,886,426	1,308,322	789,160	519,162	131,504	9.948916
51	4,208,761	460,269	254,831	205,438	42,464	10.838913
52	3,758,913	383,158	215,067	168,091	35,838	10.691279
53	2,629,539	422,489	261,971	160,518	43,654	9.678062
54	27,953,003	3,592,529	1,436,579	2,155,950	239,389	15.007096
55	4,657,658	843,308	255,510	587,798	42,578	19.806370
56	1,828,755	230,233	91,671	138,562	15,276	15.071649
57	3,196,311	522,692	317,300	205,392	52,874	9.885580
58	3,897,499	712,816	456,555	256,261	76,079	9.369366
제 조 업	295,509,628	36,138,021	18,929,930	17,208,091	3,154,446	11.456219
비제조업	317,295,092	89,977,287	41,053,418	48,923,869	6,841,059	13.152537
全 産 業	612,804,720	126,115,308	59,983,348	66,131,960	9,995,505	12.617202

자료 : 한국은행, 『1993년 산업연관표』, 1996; 통계청, 『1993년 산업총조사보고서』, 1995.

<부표 6> 1998년 부문별 총산출 및 노동통계

(단위 : 백만 원, 명)

부문 번호	총산출	피용자보수	비숙련노동에 대한 보수	인적자본에 대한 보수	피용자수	평균임금 수준
9	10,516,650	746,505	418,798	327,707	47,499	15.716225
10	2,503,776	298,819	298,819	0	33,891	8.816994
11	10,364,123	212,970	111,442	101,528	12,639	16.849585
12	1,530,175	101,011	38,824	62,187	4,403	22.939819
13	4,795,004	621,087	373,237	247,850	42,332	14.671947
14	3,456,212	361,885	182,670	179,215	20,718	17.467232
15	3,331,591	464,915	337,569	127,346	38,286	12.143159
16	7,641,450	644,788	300,234	344,554	34,052	18.935527
17	5,336,066	307,683	133,069	174,614	15,092	20.386761
18	3,678,092	295,040	79,769	215,271	9,047	32.611141
19	4,294,071	343,187	246,264	96,923	27,931	12.287153
20	15,828,408	2,264,592	1,440,143	824,449	163,337	13.864524
21	14,055,516	2,463,377	1,967,846	495,531	223,188	11.037234
22	5,573,152	826,762	574,223	252,539	65,127	12.694634
23	5,320,779	1,046,659	748,233	298,426	84,863	12.333574
24	2,940,195	384,268	245,399	138,869	27,832	13.806470
25	11,427,876	1,332,062	679,877	652,185	77,110	17.274866
26	7,700,446	1,980,980	994,429	986,551	112,786	17.564132
27	2,169,152	92,558	44,730	47,828	5,073	18.244828
28	33,628,733	937,455	250,986	686,469	28,466	32.932203
29	15,362,746	671,362	201,299	470,063	22,831	29.405933
30	2,905,451	416,036	167,895	248,141	19,042	21.848119
31	11,870,286	648,775	213,850	434,925	24,254	26.748893
32	4,331,598	265,370	82,038	183,332	9,305	28.520435
33	2,307,978	152,549	69,307	83,242	7,861	19.406637
34	11,193,524	1,651,536	824,661	826,875	93,531	17.657667
35	6,728,383	795,743	358,863	436,880	40,701	19.550798
36	11,799,276	1,689,740	1,017,842	671,898	115,441	14.637268
37	4,871,502	760,508	392,784	367,724	44,549	17.071444
38	3,328,830	623,692	248,788	374,904	28,217	22.103546
39	2,284,153	500,210	319,790	180,420	36,270	13.791387
40	8,667,084	1,240,742	547,543	693,199	62,101	19.979472
41	2,483,648	392,804	223,331	169,473	25,330	15.507679
42	14,825,731	617,216	325,684	291,532	36,938	16.709411

<부표 6> 1998년 부문별 총산출 및 노동통계(계속)

(단위 : 백만 원, 명)

부문 번호	총산출	피용자보수	비숙련노동에 대한 보수	인적자본에 대한 보수	피용자수	평균임금 수준
43	30,390,218	2,091,793	877,510	1,214,283	99,525	21.017801
44	9,211,498	718,132	379,791	338,341	43,075	16.671730
45	18,761,683	3,615,763	2,007,572	1,608,191	227,693	15.879959
46	15,869,996	2,895,658	1,548,447	1,347,211	175,621	16.488131
47	12,838,467	1,962,383	972,040	990,343	110,246	17.800014
48	14,649,331	2,385,411	1,418,186	967,225	160,847	14.830320
49	40,577,877	3,940,279	1,701,605	2,238,674	192,992	20.416850
50	20,699,992	1,667,383	925,021	742,362	104,913	15.892937
51	12,703,603	878,477	434,432	444,045	49,272	17.829071
52	4,973,472	537,506	291,109	246,397	33,017	16.279777
53	4,751,873	798,308	482,299	316,009	54,701	14.594018
54	34,578,918	4,853,388	2,038,840	2,814,548	231,240	20.988546
55	11,376,052	2,119,785	682,239	1,437,546	77,378	27.395287
56	3,016,456	364,679	141,116	223,563	16,005	22.785263
57	3,091,622	635,440	410,710	224,730	46,582	13.641418
58	4,271,820	903,443	597,060	306,383	67,717	13.341453
제 조 업	500,814,535	56,520,714	29,368,216	27,152,498	3,330,865	16.968781
비제조업	562,143,546	155,440,513	70,632,843	84,807,670	8,010,989	19.403412
全 産 業	1,062,958,081	211,961,227	100,001,060	111,960,167	11,341,854	18.688411

자료 : 한국은행, 『1998년 산업연관표』, 2001; 통계청, 『1998년 산업총조사보고서』, 2000.

<부표 7> 1993년 부문별 자본서비스에 대한 보수 및 연구개발비

(단위 : 백만 원)

부문 번호	자본서비스에 대한 보수	연구개발비	부문 번호	자본서비스에 대한 보수	연구개발비
9	177,196	34,299	36	767,564	56,296
10	85,908	9,725	37	284,152	20,869
11	111,576	39,369	38	283,064	9,312
12	51,304	4,906	39	250,509	9,623
13	182,805	15,920	40	933,290	35,010
14	106,211	9,821	41	182,864	10,149
15	213,228	12,306	42	417,095	28,849
16	221,849	27,793	43	2,050,943	58,888
17	170,319	13,984	44	367,810	13,349
18	156,571	330	45	1,128,016	40,897
19	282,878	22,546	46	933,550	147,114
20	726,501	41,831	47	919,982	128,357
21	440,859	2,891	48	652,775	39,812
22	158,956	798	49	2,845,954	87,178
23	217,362	16,161	50	642,710	1,948,865
24	171,061	1,420	51	164,058	101,082
25	585,218	14,450	52	199,705	21,950
26	360,609	10,124	53	211,173	29,727
27	87,174	8,364	54	1,236,420	1,004,874
28	1,520,583	90,763	55	65,606	139,498
29	401,096	125,022	56	74,358	54,772
30	160,626	38,562	57	219,484	10,901
31	369,507	104,997	58	462,208	13,293
32	188,173	59,237			
33	91,867	33,566	제 조 업	24,136,308	5,032,146
34	1,177,630	181,899	비제조업	67,700,239	1,120,837
35	425,951	100,397	全 産 業	91,836,547	6,152,983

자료 : 한국은행, 『1993년 산업연관표』, 1996; 과학기술처, 『과학기술연구활동조사보고』, 1994.

<부표 8> 1998년 부문별 자본서비스에 대한 보수 및 연구개발비

(단위 : 백만 원)

부문 번호	자본서비스에 대한 보수	연구개발비	부문 번호	자본서비스에 대한 보수	연구개발비
9	493,398	25,434	36	432,707	139,352
10	96,587	6,055	37	524,436	57,534
11	418,303	25,065	38	574,298	22,481
12	86,133	3,701	39	246,282	15,426
13	400,392	11,596	40	676,970	58,533
14	305,740	8,359	41	231,141	16,773
15	190,769	8,057	42	427,449	43,866
16	313,242	18,481	43	3,798,504	89,918
17	481,631	12,905	44	742,033	33,853
18	317,125	361	45	1,922,077	89,544
19	328,773	8,847	46	1,207,744	292,531
20	2,566,445	32,611	47	955,347	236,651
21	1,784,893	4,734	48	980,593	272,408
22	1,132,937	11,482	49	5,803,509	1,380,475
23	299,440	7,016	50	2,642,046	2,580,197
24	134,727	1,650	51	158,899	158,248
25	895,199	24,596	52	351,689	91,676
26	192,790	27,996	53	408,221	105,753
27	27,419	7,475	54	260,869	2,088,976
28	2,351,069	115,894	55	2,016,877	251,104
29	891,567	191,852	56	209,395	51,111
30	302,802	36,284	57	169,353	3,642
31	1,451,742	148,238	58	473,512	45,463
32	102,922	54,093			
33	134,621	28,822	제 조 업	43,215,174	9,146,127
34	1,679,387	114,983	비제조업	115,619,640	2,190,490
35	621,170	84,025	全 産 業	158,834,814	11,336,617

자료 : 한국은행, 『1998년 산업연관표』, 2001; 과학기술부, 『과학기술연구활동조사보고』, 1999.

<부표 9> 1992~2000년 기간 중 경제주체별 환경오염방지지출

(단위 : 억 원)

연 도	정 부			기 업		
	지출기준	이전지출	부담기준	지출기준	이전지출	부담기준
1992	19,103	6,898	12,205	20,100	3,979	24,079
1993	21,901	7,433	14,468	21,533	4,530	26,063
1994	24,986	9,184	15,802	25,466	5,350	30,816
1995	29,281	12,574	16,707	29,666	6,726	36,392
1996	33,669	14,155	19,514	33,290	7,692	40,982
1997	43,271	16,331	26,940	35,219	8,987	44,206
1998	40,402	14,475	25,926	28,792	8,394	37,186
1999	43,806	14,686	29,120	32,949	8,015	40,964
2000	41,588	17,453	24,135	34,732	10,101	44,833

연 도	가 계			합 계
	지출기준	이전지출	부담기준	
1992	2,165	2,920	5,085	41,368
1993	2,740	2,903	5,644	46,175
1994	3,065	3,834	6,899	53,517
1995	4,113	5,848	9,961	63,060
1996	5,432	6,463	11,895	72,391
1997	5,716	7,344	13,060	84,206
1998	3,510	6,082	9,592	72,704
1999	3,476	6,671	10,147	80,231
2000	3,370	7,352	10,722	79,690

자료 : 한국은행, 『환경오염방지지출 추계결과』, 각년도.

<부표 10> 1993년 지출주체별, 성격별 및 오염원별 환경오염방지지출

(단위 : 백만 원)

투자의 성격	오염원	정부	가계	기업			합계
				제조업	비제조업	합계	
투자지출	대기	2,371		217,916	201,863	419,779	422,150
	수질	1,082,658		140,102	137,345	277,447	1,360,105
	폐기물	256,611		79,974	82,165	162,139	418,750
	기타	7,169		42,846	17,839	60,685	67,854
	합계	1,348,809		480,838	439,212	920,050	2,268,859
경상지출	대기	20,421	79,851	248,595	32,415	281,010	381,282
	수질	207,608	194,180	312,111	94,979	407,090	808,878
	폐기물	569,565		291,157	172,541	463,698	1,033,263
	기타	43,737		71,219	10,241	81,460	125,197
	합계	841,331	274,031	923,082	310,176	1,233,258	2,348,620
지출기준 합계	대기	22,792	79,851	466,511	234,278	700,789	803,432
	수질	1,290,266	194,180	452,213	232,324	684,537	2,168,983
	폐기물	826,176		371,131	254,706	625,837	1,452,013
	기타	50,906		114,065	28,080	142,145	193,051
	합계	2,190,140	274,031	1,403,920	749,388	2,153,308	4,617,479
이전지출	대기	-110,513		97,765	12,748	110,513	0
	수질	-295,822	135,725	122,745	37,352	160,097	0
	폐기물	-336,959	154,599	114,504	67,856	182,360	0
	기타						
	합계	-743,294	290,324	335,014	117,956	452,970	0
부담기준 합계	대기	-87,721	79,851	564,276	247,026	811,302	803,432
	수질	994,444	329,905	574,958	269,676	844,634	2,168,983
	폐기물	489,217	154,599	485,635	322,562	808,197	1,452,013
	기타	50,906	0	114,065	28,080	142,145	193,051
	합계	1,446,846	564,355	1,738,934	867,344	2,606,278	4,617,479

자료 : 한국은행, 『환경오염방지지출 추계결과』, 각년도.

<부표 11> 1998년 지출주체별, 성격별 및 오염원별 환경오염방지지출

(단위 : 백만 원)

투자의 성격	오염원	정부	가계	기업			합계
				제조업	비제조업	합계	
투자지출	대기	11,149		113,211	378,569	491,780	502,929
	수질	1,763,541		134,328	159,343	293,671	2,057,212
	폐기물	532,789		55,006	125,685	180,691	713,480
	기타	23,605		46,985	12,134	59,119	82,724
	합계	2,331,084		349,530	675,731	1,025,261	3,356,345
경상지출	대기	29,288	38,961	407,697	41,961	449,658	517,907
	수질	485,545	312,034	458,120	161,475	619,595	1,417,174
	폐기물	1,128,458		449,832	259,241	709,073	1,837,531
	기타	65,776		61,655	13,993	75,648	141,424
	합계	1,709,067	350,995	1,377,304	476,670	1,853,974	3,914,036
지출기준 합계	대기	40,437	38,961	520,908	420,530	941,438	1,020,836
	수질	2,249,086	312,034	592,448	320,818	913,266	3,474,386
	폐기물	1,661,247		504,838	384,926	889,764	2,551,011
	기타	89,381		108,640	26,127	134,767	224,148
	합계	4,040,151	350,995	1,726,834	1,152,401	2,879,235	7,270,381
이전지출	대기	-212,235		192,430	19,805	212,235	0
	수질	-576,054	283,611	216,228	76,215	292,443	0
	폐기물	-659,244	324,568	212,317	122,359	334,676	0
	기타						
	합계	-1,447,533	608,179	620,975	218,379	839,354	0
부담기준 합계	대기	-171,798	38,961	713,338	440,335	1,153,673	1,020,836
	수질	1,673,032	595,645	808,676	397,033	1,205,709	3,474,386
	폐기물	1,002,003	324,568	717,155	507,285	1,224,440	2,551,011
	기타	89,381	0	108,640	26,127	134,767	224,148
	합계	2,592,618	959,174	2,347,809	1,370,780	3,718,589	7,270,381

자료 : 한국은행, 『환경오염방지지출 추계결과』, 각년도.

<부표 12> 1993년 부문별 환경오염방지시설 연말잔액

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
9	89,525	5,359	67,205	11,387	5,574
10	27,709	1,980	22,633	2,235	861
11	24,589	17,931	1,017	72	5,568
12	18,482	4,890	10,375	2,672	544
13	32,451	4,091	15,304	2,253	10,803
14	23,437	6,564	12,600	2,463	1,810
15	32,688	2,050	23,816	5,821	1,001
16	84,211	10,612	52,488	16,662	4,448
17	15,382	8,091	4,897	708	1,686
18	3,287	1,551	1,402	2	333
19	21,570	4,140	13,058	784	3,588
20	96,818	10,205	71,653	11,538	3,422
21	4,948	477	3,805	438	228
22	6,150	2,177	2,311	1,302	359
23	21,635	4,887	14,278	1,790	681
24	18,346	13,915	559	2,042	1,830
25	230,088	33,922	100,036	58,545	37,584
26	3,614	1,375	1,390	734	115
27	9,217	7,388	303	21	1,505
28	671,560	488,354	140,733	16,119	26,354
29	232,202	92,186	83,259	21,851	34,906
30	77,144	37,434	22,070	14,683	2,958
31	161,525	62,023	63,381	13,022	23,100
32	14,612	3,889	9,150	1,029	544
33	63,556	37,378	17,758	2,285	6,135
34	69,814	24,212	30,108	4,661	10,834
35	72,290	38,950	24,663	5,282	3,395
36	38,846	16,542	5,578	3,825	12,901
37	30,741	13,458	10,827	3,452	3,003
38	30,697	20,885	7,480	1,875	457
39	27,442	17,260	4,961	1,141	4,079
40	211,974	159,963	23,741	12,432	15,838
41	30,519	17,906	8,834	1,407	2,371
42	108,731	83,095	4,881	9,738	11,018
43	747,256	483,966	165,805	39,830	57,655
44	54,129	31,329	18,801	3,102	897

<부표 12> 1993년 부문별 환경오염방지시설 연말잔액(계속)

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
45	69,919	33,038	21,271	8,444	7,166
46	27,146	11,132	7,734	3,434	4,847
47	68,492	37,223	23,104	2,567	5,598
48	19,935	9,354	8,211	1,006	1,365
49	93,555	36,650	50,270	5,429	1,206
50	39,919	17,772	5,549	9,015	7,582
51	8,235	3,761	3,979	170	324
52	8,904	3,655	3,976	771	502
53	9,378	1,699	5,313	1,542	824
54	82,979	32,779	33,254	7,009	9,937
55	5,055	3,590	613	762	90
56	18,259	6,382	5,973	4,655	1,249
57	14,991	10,306	1,606	979	2,101
58	9,001	3,455	2,639	1,297	1,610
제조업 합계	3,882,956	1,981,232	1,234,655	324,282	342,787

자료 : 통계청, 『1993년 산업총조사보고서』, 1995.

<부표 13> 1993년 부문별 환경오염방지시설 연간운영비용

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
9	24,017	2,108	14,043	7,405	461
10	8,189	165	5,996	1,836	193
11	10,293	8,897	96	524	776
12	7,652	878	4,622	1,933	220
13	8,785	2,151	3,307	2,827	501
14	14,239	889	7,055	5,719	575
15	8,474	447	5,495	2,406	126
16	27,176	3,396	16,369	6,788	623
17	6,551	675	2,713	2,946	217
18	1,840	808	790	122	121
19	6,647	1,222	3,182	2,088	155
20	72,554	3,939	56,311	11,404	900
21	2,288	206	1,193	774	115
22	3,973	541	2,145	1,199	88
23	21,535	1,220	12,099	7,757	460
24	15,649	2,000	544	12,692	412
25	54,436	5,466	29,784	16,361	2,825
26	1,512	148	719	589	57
27	1,041	809	39	29	164
28	23,969	6,840	6,686	3,819	6,624
29	39,034	10,034	19,823	8,416	762
30	20,151	4,883	9,041	5,654	574
31	35,897	7,452	20,456	5,150	2,838
32	5,496	825	2,510	2,084	77
33	13,738	8,735	3,775	1,023	205
34	20,276	5,146	8,559	6,079	491
35	25,095	4,355	12,806	7,513	421
36	12,025	4,404	1,661	4,907	1,053
37	9,271	2,044	1,772	4,967	488
38	8,224	4,372	2,074	1,626	152
39	6,984	2,779	1,305	2,456	445
40	37,313	28,863	3,553	3,571	1,326
41	11,435	6,319	2,442	2,248	426
42	44,894	25,032	1,160	17,687	1,015
43	194,874	95,402	56,107	34,346	9,019
44	25,384	14,558	7,881	2,683	262
45	24,232	5,753	12,022	5,028	1,429

<부표 13> 1993년 부문별 환경오염방지시설 연말운영비용(계속)

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
46	7,315	1,443	2,383	2,746	742
47	6,871	1,989	2,122	2,141	619
48	5,375	1,442	1,569	1,981	384
49	29,613	6,342	13,759	8,912	599
50	6,548	1,897	1,159	3,104	388
51	3,295	638	2,037	589	31
52	3,447	564	1,417	1,338	128
53	1,756	362	883	368	144
54	33,808	8,799	7,652	14,767	2,591
55	2,125	179	228	1,678	39
56	4,287	930	2,301	873	183
57	3,329	1,294	564	1,209	262
58	3,709	688	1,321	1,069	631
제조업 합계	966,624	300,329	377,529	245,428	43,338

자료 : 통계청, 『1993년 산업총조사보고서』, 1995.

<부표 14> 1998년 부문별 환경오염방지시설 연말잔액

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
9	90,562	6,641	71,106	11,654	1,161
10	32,230	3,583	24,859	3,367	421
11	26,170	22,193	1,944	417	1,616
12	17,066	7,023	7,816	903	1,323
13	19,214	2,073	15,600	1,252	288
14	27,800	7,503	14,855	4,014	1,428
15	45,862	4,364	35,248	5,297	954
16	144,970	25,727	86,519	31,327	1,397
17	7,727	5,062	1,903	414	348
18	6,158	3,008	1,375	549	1,227
19	7,292	2,896	3,267	829	299
20	112,222	14,491	86,226	10,073	1,432
21	2,759	278	2,033	155	292
22	7,310	3,103	2,026	1,522	659
23	17,150	4,810	8,141	2,840	1,359
24	234,261	230,708	1,503	837	1,212
25	198,122	48,585	95,599	51,131	2,807
26	4,222	2,237	968	477	540
27	23,580	19,658	1,762	943	1,216
28	1,157,518	833,725	313,178	6,395	4,220
29	237,549	129,900	72,313	15,495	19,842
30	35,167	18,177	14,038	1,277	1,675
31	187,275	74,972	102,071	2,336	7,897
32	11,439	2,924	6,869	1,280	366
33	47,455	18,969	22,801	3,064	2,620
34	46,513	10,035	23,559	10,948	1,971
35	88,973	37,063	38,278	6,517	7,116
36	38,220	20,574	9,911	5,649	2,086
37	30,816	18,640	3,496	2,055	6,626
38	60,696	28,722	18,045	13,190	738
39	41,262	17,741	21,382	1,942	197
40	171,785	135,694	21,026	9,950	5,116
41	32,702	21,087	7,989	2,503	1,124
42	139,602	117,462	7,822	4,073	10,245
43	795,029	536,026	144,796	109,704	4,503
44	58,824	38,784	15,515	3,483	1,042
45	92,444	55,840	20,693	4,600	11,311

<부표 14> 1998년 부문별 환경오염방지시설 연말잔액(계속)

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
46	43,984	17,161	21,575	4,477	771
47	43,062	19,067	18,940	3,387	1,668
48	26,252	9,030	9,961	6,289	972
49	259,439	81,816	129,977	45,365	2,282
50	9,425	2,606	2,766	3,805	247
51	28,073	3,018	16,710	8,224	122
52	20,719	8,068	10,971	1,281	400
53	23,289	2,211	19,190	1,223	665
54	117,458	24,897	76,927	13,470	2,163
55	30,917	21,691	3,760	3,353	2,112
56	25,202	6,160	15,607	2,493	941
57	10,270	6,226	1,516	1,265	1,262
58	7,048	2,981	1,957	1,176	935
제조업 합계	4,943,082	2,735,211	1,656,388	428,269	123,214

자료 : 통계청, 『1998년 산업총조사보고서』, 2000.

<부표 15> 1998년 부문별 환경오염방지시설 연말운영비용

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
9	36,937	2,764	24,047	9,544	581
10	10,988	871	5,920	4,027	170
11	1,819	1,118	156	315	230
12	12,864	2,064	7,546	3,080	175
13	5,306	502	3,165	1,503	136
14	14,399	1,499	5,505	7,013	382
15	15,553	1,457	9,761	4,106	229
16	33,467	3,662	20,879	8,751	175
17	1,788	631	465	341	351
18	1,993	598	671	507	217
19	3,982	985	2,162	784	51
20	122,091	6,313	98,675	16,650	452
21	4,924	1,150	1,573	2,011	190
22	6,831	1,060	3,144	2,145	482
23	21,189	733	12,927	7,446	83
24	3,699	1,818	856	709	315
25	82,425	14,035	37,616	30,427	348
26	2,993	354	827	1,216	596
27	5,312	3,698	918	248	447
28	107,182	57,374	45,542	3,433	833
29	57,788	17,848	25,525	12,564	1,850
30	31,975	13,512	8,856	9,421	186
31	27,873	5,798	15,146	6,760	168
32	7,750	1,286	3,354	3,049	61
33	25,629	9,228	12,537	2,821	1,043
34	26,241	3,663	13,277	9,115	186
35	43,398	7,716	19,965	15,062	656
36	14,470	4,048	2,878	7,094	450
37	11,700	5,560	1,428	3,732	979
38	16,535	4,253	4,715	7,417	150
39	10,338	5,473	1,394	3,410	61
40	52,886	46,095	2,913	3,464	414
41	13,188	7,732	2,305	2,950	201
42	94,031	20,041	861	70,097	3,032
43	351,504	144,822	71,702	78,727	56,253
44	49,121	28,246	14,095	6,498	283
45	36,811	7,851	16,481	10,216	2,263

<부표 15> 1998년 부문별 환경오염방지시설 연말운영비용(계속)

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
46	11,554	3,335	3,332	4,677	209
47	15,542	3,639	6,557	3,961	1,385
48	8,063	2,218	2,098	3,360	386
49	124,387	69,652	34,986	19,493	256
50	3,660	770	1,252	1,586	52
51	4,633	348	2,531	1,541	213
52	3,022	606	667	1,711	38
53	2,352	200	1,091	945	116
54	37,860	10,418	11,150	15,325	967
55	10,475	2,255	2,274	5,713	233
56	2,454	601	886	916	50
57	4,407	1,200	464	2,211	531
58	3,010	458	716	1,667	168
제조업 합계	1,598,400	531,562	567,792	419,765	79,281

자료 : 통계청, 『1998년 산업총조사보고서』, 2000.

<부표 16> 1993년 부문별 및 오염원별 환경오염방지비용

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
9	50,038	3,422	28,842	15,902	1,872
10	15,971	557	11,172	3,753	489
11	17,158	13,577	303	889	2,390
12	13,721	1,917	7,279	4,055	470
13	18,311	3,237	6,693	5,397	2,983
14	24,294	2,240	10,502	10,245	1,307
15	17,969	894	10,818	5,849	408
16	53,119	5,879	28,747	16,579	1,914
17	12,113	2,275	4,048	5,097	693
18	2,860	1,219	1,174	201	265
19	12,976	2,175	6,126	3,703	972
20	109,520	6,430	78,366	22,560	2,163
21	4,071	326	2,092	1,419	234
22	6,551	1,027	2,906	2,401	217
23	33,226	2,311	16,627	13,396	892
24	28,292	4,881	733	21,635	1,043
25	123,771	12,579	53,161	45,872	12,160
26	2,841	425	1,090	1,209	116
27	3,027	2,300	102	54	570
28	160,108	98,229	34,226	11,497	16,157
29	96,321	28,625	38,525	20,938	8,233
30	42,731	12,556	14,573	14,067	1,535
31	77,560	20,068	35,508	12,701	9,283
32	10,297	1,671	4,616	3,776	235
33	28,674	16,988	7,696	2,426	1,564
34	40,468	10,414	15,534	11,547	2,974
35	47,115	12,228	19,399	14,116	1,371
36	24,755	8,139	2,964	9,341	4,310
37	19,652	4,847	4,081	9,321	1,403
38	16,337	8,905	3,799	3,291	342
39	14,809	6,398	2,438	4,426	1,547
40	86,693	62,879	8,567	9,901	5,347
41	20,420	10,600	4,478	4,168	1,174
42	82,734	44,241	2,256	32,366	3,871
43	391,362	199,554	95,877	69,579	26,352
44	41,248	22,585	12,621	5,432	610
45	45,411	12,747	17,856	11,027	3,781
46	15,759	3,724	4,203	5,644	2,189

<부표 16 > 1993년 부문별 및 오염원별 환경오염방지비용(계속)

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
47	22,480	9,180	6,798	4,365	2,137
48	11,249	3,393	3,355	3,598	904
49	57,120	14,094	25,323	16,476	1,226
50	18,040	5,475	2,381	8,030	2,155
51	5,672	1,432	3,096	1,028	116
52	6,479	1,326	2,381	2,460	312
53	4,255	731	2,019	1,104	401
54	64,199	16,211	15,081	26,662	6,245
55	4,351	871	378	3,018	83
56	9,519	2,254	3,776	2,940	550
57	7,515	3,399	953	2,313	850
58	6,995	1,432	2,019	2,184	1,359
제 조 업	2,030,156	712,868	667,557	509,956	139,774
비제조업	3,377,835	298,568	2,070,470	914,805	93,992
全 産 業	5,407,990	1,011,436	2,738,027	1,424,761	233,766

<부표 17> 1998년 부문별 및 오염원별 환경오염방지비용

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
9	61,961	3,894	39,659	17,426	982
10	19,673	1,401	10,912	7,037	324
11	5,832	3,845	489	582	916
12	19,111	3,148	10,182	5,042	740
13	9,865	809	6,193	2,626	237
14	24,251	2,566	8,857	11,879	949
15	27,415	2,153	17,095	7,554	613
16	66,382	7,129	38,302	20,177	773
17	3,205	1,302	849	623	432
18	3,677	1,025	1,011	912	729
19	6,108	1,449	3,078	1,406	176
20	168,786	8,814	130,653	28,314	1,005
21	7,002	1,331	2,186	3,204	281
22	9,977	1,558	4,050	3,693	676
23	31,019	1,387	16,624	12,324	684
24	32,243	28,905	1,252	1,288	798
25	141,047	21,500	59,598	58,398	1,552
26	4,518	660	1,133	2,015	710
27	9,315	6,463	1,366	583	902
28	274,076	161,812	102,975	6,716	2,574
29	110,338	35,270	41,603	22,972	10,493
30	46,110	17,370	12,710	15,121	909
31	64,067	15,272	33,922	11,139	3,734
32	12,132	1,792	5,056	5,070	214
33	38,156	12,627	18,449	5,074	2,006
34	42,400	5,303	19,446	16,606	1,044
35	71,553	13,025	29,687	25,085	3,757
36	25,572	6,965	4,965	12,340	1,302
37	20,780	8,447	2,242	6,306	3,785
38	31,399	8,145	8,416	14,384	454
39	19,149	8,244	4,994	5,774	137
40	84,721	67,835	6,741	7,488	2,657
41	21,000	11,184	3,984	5,163	669
42	156,975	36,297	2,244	111,402	7,033
43	525,956	225,891	107,760	146,504	45,801
44	67,219	36,403	19,162	10,958	695
45	62,140	15,363	22,804	17,051	6,922
46	21,892	5,763	7,326	8,289	515

< 부표 17 > 1998년 부문별 및 오염원별 환경오염방지비용(계속)

(단위 : 백만 원)

부문번호	합 계	대 기	수 질	폐기물	기 타
47	25,847	6,328	10,744	6,937	1,838
48	14,926	3,555	4,046	6,580	744
49	191,217	88,159	61,840	39,979	1,240
50	6,521	1,173	1,919	3,277	153
51	10,684	744	5,614	4,105	221
52	7,299	1,623	2,505	2,960	212
53	6,907	484	4,291	1,739	394
54	68,564	14,660	25,250	26,915	1,739
55	19,198	5,071	3,288	9,694	1,145
56	7,305	1,395	3,489	1,953	469
57	7,602	2,080	788	3,745	989
58	5,447	864	1,156	2,869	558
제 조 업	2,718,540	918,479	932,905	749,275	117,881
비제조업	6,839,434	974,715	3,848,385	1,893,797	122,537
全 産 業	9,557,974	1,893,193	4,781,290	2,643,072	240,418

<부표 18> 환경오염방지비용과 (순)수출 간의 단순상관계수

설명변수	오염원별	1993년		1998년	
		수 출	순수출	수 출	순수출
직접비용	합 계	0.2754	0.1294	0.4203	0.3138
	대 기	0.1809	0.0479	0.3922	0.2537
	수 질	0.3655	0.2317	0.4588	0.3756
	폐 기 물	0.2624	0.1385	0.2628	0.2013
	기 타	0.1805	0.0485	0.1730	0.2059
총 비 용	합 계	0.3979	0.2386	0.4905	0.4393
	대 기	0.2961	0.1357	0.4614	0.3663
	수 질	0.4906	0.3483	0.5864	0.5395
	폐 기 물	0.3819	0.2462	0.3556	0.3422
	기 타	0.3069	0.1587	0.2709	0.3103

<부표 19> 추정방정식의 설명력(1993년)

피설명변수	추정방법	환경오염방지비용의 구분			
		합 계		오염원별	
		직접비용	총 비 용	직접비용	총 비 용
수 출	OLS	0.6061	0.5488	0.6798	0.5827
순수출	OLS	0.3023	0.3137	0.3597	0.3701
산출 한 단위당 수출	OLS	0.1462	0.1688	0.2373	0.2356
	WLS	0.1785	0.1695	0.3034	0.2431
산출 한 단위당 순수출	OLS	0.1124	0.1172	0.1614	0.1687
	WLS	0.1299	0.1563	0.1886	0.2015
국제시장 점유율	OLS	0.0571	0.0603	0.1209	0.1059
	WLS	0.1126	0.0787	0.2536	0.1863

<부표 20> 추정방정식의 설명력(1998년)

피설명변수	추정방법	환경오염방지비용의 구분			
		합 계		오염원별	
		직접비용	총 비 용	직접비용	총 비 용
수 출	OLS	0.8028	0.7494	0.8196	0.7700
순수출	OLS	0.5546	0.5480	0.5948	0.5711
산출 한 단위당 수출	OLS	0.2683	0.2671	0.2969	0.2787
	WLS	0.3116	0.2599	0.3354	0.2654
산출 한 단위당 순수출	OLS	0.2489	0.2336	0.2725	0.2667
	WLS	0.2164	0.1896	0.2539	0.2188
국제시장 점유율	OLS	0.2618	0.1819	0.2749	0.1879
	WLS	0.4592	0.2960	0.4783	0.3089

<부표 21> 회귀분석 결과(1993년 수출)

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	49, 55 제외	제조업 전체	49, 55 제외
상 수	-239404 (-0.94)	-246845 (-1.46)	-183769 (-0.67)	-118240 (-0.67)
비숙련노동	3.25 (3.48)	4.47 (7.26)	2.39 (2.85)	3.66 (6.90)
자본서비스	1.26 (2.38)	-0.96 (-1.73)	1.40 (2.80)	-0.74 (-1.51)
인 적 자 본	-1.53 (-1.71)	-1.79 (-2.87)	-2.66 (-3.33)	-2.55 (-4.77)
연구개발비	0.92 (1.54)	1.24 (3.24)	0.85 (1.38)	1.47 (3.83)
PAC 합 계	1.69 (0.48)	12.89 (4.43)	-2.28 (-0.76)	9.04 (3.62)
R^2	0.6061	0.7353	0.5488	0.7251
adjusted R^2	0.5613	0.7037	0.4975	0.6924

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	49, 55 제외	제조업 전체	49, 55 제외
상 수	-187668 (-0.77)	-112121 (-0.73)	-205080 (-0.72)	7804 (0.05)
비숙련노동	2.43 (2.60)	4.56 (7.45)	1.88 (1.98)	4.09 (7.85)
자본서비스	1.32 (2.50)	-1.82 (-2.82)	1.29 (2.37)	-1.90 (-3.83)
인 적 자 본	-0.85 (-0.98)	-1.02 (-1.78)	-2.23 (-2.68)	-1.76 (-3.75)
연구개발비	1.25 (2.19)	1.36 (4.03)	1.09 (1.73)	1.68 (5.22)
PAC대 기	10.53 (0.93)	24.81 (3.38)	7.01 (0.69)	28.35 (4.82)
PAC수 질	42.04 (2.88)	40.46 (4.66)	20.69 (1.52)	33.86 (4.77)
PAC폐기물	-18.70 (-0.79)	-43.22 (-2.87)	-15.89 (-0.77)	-40.19 (-3.68)
PAC기 타	-175.21 (-1.99)	8.31 (0.14)	-105.58 (-1.34)	4.60 (0.11)
R^2	0.6798	0.8144	0.5827	0.8276
adjusted R^2	0.6173	0.7763	0.5013	0.7922

주 : 괄호 안의 숫자는 추정치의 t값(t-statistics)임.

<부표 22> 회귀분석 결과(1993년 순수출)

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	46, 55 제외	제조업 전체	46, 55 제외
상수	-711992 (-2.25)	-906922 (-3.34)	-650049 (-2.06)	-882990 (-3.28)
비숙련노동	3.74 (3.24)	4.68 (4.68)	3.10 (3.21)	3.83 (4.66)
자본서비스	-0.71 (-1.09)	-0.45 (-0.80)	-0.43 (-0.74)	-0.14 (-0.29)
인적자본	-1.75 (-1.58)	-2.58 (-2.61)	-2.25 (-2.46)	-3.04 (-3.79)
연구개발비	1.21 (1.63)	1.15 (1.83)	1.33 (1.88)	1.21 (2.03)
PAC합계	7.64 (1.74)	7.41 (1.99)	4.88 (1.42)	4.24 (1.47)
R^2	0.3023	0.4578	0.3137	0.4783
adjusted R^2	0.2230	0.3933	0.2357	0.4162

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	46, 55 제외	제조업 전체	46, 55 제외
상수	-647575 (-2.03)	-846330 (-3.06)	-674639 (-2.08)	-893661 (-3.20)
비숙련노동	3.23 (2.63)	4.26 (3.96)	2.49 (2.29)	3.39 (3.61)
자본서비스	-0.78 (-1.13)	-0.53 (-0.88)	-0.57 (-0.92)	-0.28 (-0.53)
인적자본	-1.17 (-1.02)	-2.08 (-2.00)	-1.73 (-1.82)	-2.62 (-3.10)
연구개발비	1.47 (1.96)	1.34 (2.08)	1.62 (2.24)	1.42 (2.30)
PAC대기	20.31 (1.36)	15.77 (1.23)	16.13 (1.40)	12.32 (1.26)
PAC수질	40.25 (2.10)	33.31 (2.03)	32.36 (2.08)	25.04 (1.88)
PAC폐기물	-17.72 (-0.57)	-16.35 (-0.61)	-11.27 (-0.48)	-11.46 (-0.57)
PAC기타	-144.40 (-1.25)	-91.91 (-0.93)	-120.05 (-1.33)	-74.24 (-0.97)
R^2	0.3597	0.4954	0.3701	0.5122
adjusted R^2	0.2347	0.3919	0.2472	0.4121

주 : 괄호 안의 숫자는 추정치의 t값(t-statistics)임.

<부표 23> 회귀분석 결과(1998년 수출)

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	49, 55 제외	제조업 전체	49, 55 제외
상수	-494619 (-0.92)	11230 (0.02)	-616395 (-0.97)	241905 (0.47)
비숙련노동	-1.44 (-1.20)	1.76 (1.35)	-2.66 (-2.22)	1.26 (1.06)
자본서비스	2.95 (5.55)	0.44 (0.63)	3.06 (6.21)	0.50 (0.86)
인적자본	4.21 (3.16)	0.81 (0.55)	2.13 (1.67)	-1.03 (-0.87)
연구개발비	1.74 (1.78)	2.89 (3.21)	1.37 (1.36)	2.71 (3.26)
PAC 합계	-5.94 (-1.03)	11.57 (1.79)	-12.35 (-2.65)	5.36 (1.11)
R^2	0.8028	0.6803	0.7494	0.6516
adjusted R^2	0.7804	0.6423	0.7210	0.6102

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	49, 55 제외	제조업 전체	49, 55 제외
상수	-623726 (-1.15)	139975 (0.31)	-813049 (-1.26)	235111 (0.50)
비숙련노동	-1.32 (-1.06)	2.66 (2.02)	-2.04 (-1.59)	2.92 (2.54)
자본서비스	2.73 (4.90)	-0.53 (-0.69)	2.73 (5.09)	-0.76 (-1.24)
인적자본	4.11 (3.07)	-0.13 (-0.09)	1.73 (1.33)	-2.55 (-2.28)
연구개발비	1.76 (1.80)	3.59 (4.07)	1.37 (1.35)	3.65 (4.68)
PAC대기	2.79 (0.15)	10.81 (0.74)	15.72 (0.88)	20.68 (1.65)
PAC수질	12.42 (0.68)	54.30 (3.32)	-8.46 (-0.51)	46.51 (3.35)
PAC폐기물	4.92 (0.22)	-23.35 (-1.26)	-7.35 (-0.39)	-27.55 (-2.12)
PAC기타	-160.43 (-1.49)	88.17 (0.92)	-185.66 (-1.61)	101.70 (1.14)
R^2	0.8196	0.7419	0.7700	0.7496
adjusted R^2	0.7844	0.6889	0.7251	0.6982

주 : 괄호 안의 숫자는 추정치의 t값(t-statistics)임.

<부표 24> 회귀분석 결과(1998년 순수출)

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	46, 55 제외	제조업 전체	46, 55 제외
상 수	-934619(-1.70)	-1143170(-2.38)	-962924(-1.66)	-1092550(-2.19)
비숙련노동	0.34 (0.28)	2.20 (1.86)	-0.24 (-0.22)	1.40 (1.37)
자본서비스	0.77 (1.42)	0.25 (0.50)	0.94 (2.10)	0.55 (1.38)
인 적 자 본	1.98 (1.46)	0.29 (0.21)	0.54 (0.46)	-0.98 (-0.89)
연구개발비	2.01 (2.01)	2.68 (2.87)	1.84 (2.00)	2.42 (2.91)
P A C 합 계	1.44 (0.24)	7.22 (1.27)	-2.39 (-0.56)	1.75 (0.44)
R^2	0.5546	0.6297	0.5480	0.6344
adjusted R^2	0.5039	0.5857	0.4966	0.5909

피설명변수	직접비용을 설명변수로 사용		총비용을 설명변수로 사용	
	제조업 전체	46, 55 제외	제조업 전체	46, 55 제외
상 수	-884162(-1.61)	-1095850(-2.31)	-982869(-1.64)	-1191570(-2.38)
비숙련노동	-0.14 (-0.11)	2.01 (1.62)	-0.41 (-0.35)	1.66 (1.50)
자본서비스	0.72 (1.27)	0.07 (0.13)	0.84 (1.70)	0.23 (0.52)
인 적 자 본	2.33 (1.70)	0.40 (0.29)	0.56 (0.47)	-1.35 (-1.20)
연구개발비	2.22 (2.24)	2.98 (3.22)	2.05 (2.18)	2.82 (3.35)
PAC대 기	-22.76 (-1.24)	-6.77 (-0.41)	-12.74 (-0.77)	2.52 (0.18)
PAC수 질	30.86 (1.67)	37.19 (2.28)	13.96 (0.90)	24.16 (1.76)
PAC폐기물	-26.05 (-1.12)	-24.66 (-1.24)	-20.47 (-1.18)	-20.28 (-1.41)
PAC기 타	151.84 (1.39)	122.88 (1.30)	115.27 (1.08)	83.87 (0.94)
R^2	0.5948	0.6730	0.5711	0.6726
adjusted R^2	0.5157	0.6059	0.4874	0.6055

주 : 괄호 안의 숫자는 추정치의 t값(t-statistics)임.

<부표 25> 1993년 Heckscher-Ohlin-Vanek-Leamer(HOVL) 테스트

[전 산 업] (단위 : 백만 원)

생 산 요 소	부 존 량	수 출	수 입	순 수 출	HOVL 지 표	순 위
비 숙 련 노 동	105,206,970	12,591,640	11,726,186	865,453	1.0083	2 2
자 본 서 비 스	165,469,846	18,186,367	18,436,143	-249,776	0.9985	5 6
인 적 자 본	116,865,160	12,611,023	12,683,922	-72,899	0.9994	4 5
연 구 개 발 비	10,143,066	2,001,193	1,296,785	704,408	1.0746	1 1
P A C 합 계	10,597,749	1,239,095	1,241,147	-2,052	0.9998	3
대 기	2,356,254	310,934	315,038	-4,104	0.9983	7
수 질	4,977,209	549,506	540,513	8,993	1.0018	3
폐기물	2,765,260	315,290	322,698	-7,408	0.9973	8
기 타	499,026	63,365	62,898	467	1.0009	4
총 요 소 비 용	408,282,792	46,629,317	45,384,183	1,245,134	1.0031	

[제 조 업] (단위 : 백만 원)

생 산 요 소	부 존 량	수 출	수 입	순 수 출	HOVL 지 표	순 위
비 숙 련 노 동	43,524,209	9,608,242	7,372,266	2,235,976	1.0542	2 2
자 본 서 비 스	64,464,887	13,301,081	11,306,638	1,994,442	1.0319	4 5
인 적 자 본	44,580,830	9,114,862	7,581,683	1,533,179	1.0356	3 4
연 구 개 발 비	7,619,623	1,879,142	1,118,666	760,476	1.1109	1 1
P A C 합 계	5,112,131	973,773	853,941	119,833	1.0240	5
대 기	1,556,341	272,245	258,575	13,669	1.0089	8
수 질	1,936,039	402,415	325,850	76,565	1.0412	3
폐기물	1,314,277	245,111	220,279	24,832	1.0193	6
기 타	305,474	54,004	49,236	4,767	1.0159	7
총 요 소 비 용	165,301,681	34,877,100	28,233,193	6,643,907	1.0419	

[비제조업] (단위 : 백만 원)

생 산 요 소	부 존 량	수 출	수 입	순 수 출	HOVL 지 표	순 위
비 숙 련 노 동	61,682,760	2,983,397	4,353,920	-1,370,523		
자 본 서 비 스	101,004,959	4,885,286	7,129,505	-2,244,219		
인 적 자 본	72,284,330	3,496,161	5,102,239	-1,606,078		
연 구 개 발 비	2,523,444	122,051	178,119	-56,068		
P A C 합 계	5,485,618	265,322	387,206	-121,884	0.9783	- -
대 기	799,913	38,689	56,462	-17,773		
수 질	3,041,170	147,092	214,663	-67,571		
폐기물	1,450,984	70,179	102,419	-32,239		
기 타	193,552	9,361	13,662	-4,301		
총 요 소 비 용	242,981,111	11,752,217	17,150,989	-5,398,772	0.9783	

<부표 26> 1998년 Heckscher-Ohlin-Vanek-Leamer(HOVL) 테스트

[전 산 업] (단위 : 백만 원)

생 산 요 소	부 존 량	수 출	수 입	순 수 출	HOVL 지 표	순 위
비 숙 련 노 동	169,187,016	28,307,445	21,775,172	6,532,273	1.0402	4 5
자 본 서 비 스	268,146,399	46,202,598	35,107,455	11,095,143	1.0432	2 4
인 적 자 본	190,026,710	30,177,196	23,982,194	6,195,002	1.0337	5 7
연 구 개 발 비	17,596,742	5,987,000	2,934,661	3,052,338	1.2099	1 1
P A C 합 계	10,807,759	1,881,238	1,455,110	426,128	1.0410	3
대 기	2,368,077	504,209	362,765	141,444	1.0635	3
수 질	5,247,637	811,614	664,688	146,926	1.0288	8
폐기물	2,762,245	475,098	369,598	105,500	1.0397	6
기 타	429,800	90,317	58,059	32,259	1.0811	2
총 요 소 비 용	655,764,625	112,555,477	85,254,592	27,300,886	1.0434	

[제 조 업] (단위 : 백만 원)

생 산 요 소	부 존 량	수 출	수 입	순 수 출	HOVL 지 표	순 위
비 숙 련 노 동	63,941,662	21,583,062	12,038,924	9,544,138	1.1755	3 3
자 본 서 비 스	98,592,599	35,369,391	19,422,033	15,947,358	1.1930	2 2
인 적 자 본	65,851,967	22,243,369	12,494,789	9,748,580	1.1738	4 4
연 구 개 발 비	13,260,364	5,709,938	2,533,503	3,176,435	1.3150	1 1
P A C 합 계	4,884,051	1,502,758	907,107	595,651	1.1389	5
대 기	1,511,652	449,489	283,537	165,953	1.1233	8
수 질	1,823,539	592,840	347,924	244,915	1.1551	6
폐기물	1,284,696	380,694	232,910	147,784	1.1300	7
기 타	264,164	79,734	42,736	36,999	1.1629	5
총 요 소 비 용	246,530,643	86,408,518	47,396,356	39,012,162	1.1880	

[비제조업] (단위 : 백만 원)

생 산 요 소	부 존 량	수 출	수 입	순 수 출	HOVL 지 표	순 위
비 숙 련 노 동	105,245,354	6,724,383	9,736,248	-3,011,865		
자 본 서 비 스	169,553,799	10,833,207	15,685,422	-4,852,215		
인 적 자 본	124,174,743	7,933,828	11,487,405	-3,553,578		
연 구 개 발 비	4,336,378	277,062	401,158	-124,097		
P A C 합 계	5,923,708	378,480	548,002	-169,522	0.9722	- -
대 기	856,426	54,719	79,228	-24,509		
수 질	3,424,098	218,774	316,763	-97,989		
폐기물	1,477,549	94,404	136,688	-42,284		
기 타	165,635	10,583	15,323	-4,740		
총 요 소 비 용	409,233,982	26,146,959	37,858,235	-11,711,276	0.9722	

한국 자본소득과세의 평가와 정책방향:
미국의 근본적 세제개혁안을 통한 새로운 패러다임의 모색

윤 건 영 __ 연세대 경제학과 교수.... 현 진 권 __ 한국조세연구원 연구위원

본 논문의 초안은 한국재정·공공경제학회와 한국경제연구원이 공동주최하는 정책세미나에서 발표되었으며, 많은 조언을 준 논평자와 참가자들에게 감사드린다. 본 논문의 내용은 필자들 개인의 의견이며, 필자들이 속한 기관의 공식견해와는 무관함을 밝힌다.

ABSTRACT

This paper is to examine some issues and policy direction of capital income taxation in Korea. Fundamental tax reform in US was reviewed to get some lessons for reforming the capital income taxation. One of main characteristics in Korea's capital income taxation is different treatment by corporation type, investment goods, and financial structures. Especially, the tax differential for debt and equity financing has been serious, as debt has been deducted as cost.

We discuss that tax policy should try to satisfy the efficiency, equity, and simplicity under the structure of income based taxation for the time being. However, the changes of tax policies in advanced economies should be carefully examined, as Korea has the structure of small open economy. The current issue on the abolition of corporation income tax might be premature in logical structure and implementation. The US fundamental tax reform might be useful reference for determining the direction of capital income taxation in Korea, as it gives us some chances to discuss about tax base issue with income and consumption. Consumption based taxation is superior to income based taxation in the perspective of administrative and compliance costs. We should consider these tax costs for reforming capital income tax system in Korea.

Ⅰ. 서 론

자본소득에 대한 과세제도는 그 경제논리적 당위성에 대한 의문으로 인하여 많은 변화를 거듭하여 왔으며 현행제도는 여전히 불안한 이론적 기반 위에 서 있다. 특히 법인소득세는 거의 모든 국가에서 관행적으로 사용되고 있는 재정수입 확보의 중요한 수단의 하나이지만 개인소득에 대한 과세와 별도로 존재해야 하는 뚜렷한 이론적 근거를 갖지 못하고 있다. 최근 일각에서 법인소득세의 폐지론이 제기되고 있기는 하지만 자본소득에 대한 개인소득세와 법인소득세의 중복과세 문제에 대한 전통적인 정책대응은 개인소득세와 법인소득세의 통합을 중심으로 이루어져 왔다.

개인소득세와 법인소득세의 완전한 통합은 현실적으로 극복하기 어려운 기술적 문제를 안고 있기 때문에 한국을 포함한 대부분의 OECD국가에서는 완전한 통합보다는 부분통합을 선택하고 있다. 즉, 배당소득에 이미 납부된 법인소득세의 일부를 합산하여 개인소득세를 계산한 다음 다시 법인단계에서 납부한 세액을 제외한 금액만을 개인소득세로 납부하게 하는 것이다. 부분통합은 사실상 대부분의 국가에서 법인소득세가 개인소득세와 별도로 존재해야 하는 이유가 분명하지 않으며 자본소득의 일부에 대한 중복과세가 부작용을 지니고 있음을 인식하고 있음을 반영하는 것이라 보아도 무리가 없다.

법인소득세의 통합론은 기본적으로 자본소득과세를 부인하는 것이 아니라 중복과세의 문제를 해소하는 데 관심을 지니고 있다. 한편 보다

근본적으로 자본소득에 대한 과세를 소비에 대한 과세로 대체해야 한다는 견해가 있다.[1] 이 견해는 최근 정률세(Flat Tax)를 주창하는 Hall and Rabushka(1995)에 의해 널리 전파되었으며 이른바 근본적 조세개혁(fundamental tax reform)의 중심적 개념으로 자리잡게 되었다. 2001년 5월 Paul O'Neill 미국 재무부장관의 법인소득세 폐지론은 법인소득세 통합론의 극단적인 표현일 수도 있지만 Flat Tax의 도입을 통한 소득세의 소비세 전환을 지지해 온 부시행정부의 소비세에 대한 관심을 반영하는 것으로 볼 수도 있다.[2]

소득과세를 소비과세로 전환하는 구체적인 방안에 대해 처음으로 체계적인 연구를 한 것으로는 1970년대 말 영국의 Meade Committee (1978)와 1970년대 미국 재무부의 세제개혁안을 들 수 있다.[3] 그러나 그 후 소득세의 소비세 전환은 실천에 옮겨지지 않고 지적 실험의 주제로만 남아 있었다. 그 중요한 이유는 소비세로의 전환과정이 매우 복잡하고 사회·경제적 비용도 만만치 않을 것이라는 판단 때문이었다. 그럼에도 불구하고 최근에 다시 소득과세의 소비과세로의 전환이 (특히 미국의) 경제학자, 정책담당자, 정치인들의 관심을 끌고 있는 것은 1980년대의 조세개혁의 성과에 대한 반작용 때문이라 할 수 있다.

미국의 1986년 조세개혁(Tax Reform Act of 1986)은 각종 조세 감

1) 이는 조세기반에 대한 논의로 소득 혹은 소비로 나눌 수 있다. 이를 소득기반과세(income based taxation) 혹은 소비기반과세제도(consumption based taxation)라고 하며, 편의상 소득과세, 소비과세로 명하고 있다.

2) O'Neill 장관의 제안은 미국 연방정부 수입의 10%를 차지하고 최고세율이 35%인 법인소득세를 폐지하고 부족한 세수는 개인소득세를 늘림으로써 보충한다는 것이다. 따라서 이는 자본소득에 대한 과세를 철폐한다는 의미는 아니다.

3) 미국의 세제개혁안은 일반적으로 Blueprints for Basic Tax Reform이라 하며, Bradford(1984)에 잘 정리되어 있다.

면을 전면적으로 폐지하다시피 하였으며, 그 결과 넓어진 과세기반에 낮은 세율을 적용함으로써 조세의 중립성을 고도로 높이는 목적을 추구하였다. 그러나 대규모의 재정적자가 발생하고 이어서 소득재분배에 큰 비중을 두는 민주당 정부의 집권으로 세율이 다시 높아지고 조세의 효율성은 낮아지는 "과거로의 회귀" 현상이 나타나게 되었다. 이에 일부 전문가들은 조세의 기본 틀을 바꾸지 않고 감면제도나 세율을 조정하는 것만으로는 장기적으로 조세의 효율성을 높은 수준으로 유지하기는 어렵다고 판단하고 근본적인 조세개혁의 필요성을 절감하게 된 것이다.

미국이 법인소득세를 폐지하면 소득과세는 개인소득세를 중심으로 재편되고 미국은 자기자본에 대한 중복과세 폐지에 있어 다른 선진국들을 앞지르게 될 것이다. 소득과세를 소비과세로 전환한다면 그 충격은 법인소득세의 폐지보다 훨씬 더 큰 충격을 세계경제에 가하게 될 것이다. 미국이나 주요 OECD국가에서 소득세를 소비세로 대체하거나 법인소득세를 폐지하는 정책전환이 실제로 일어나거나 일어난다면 언제 일어날지를 알기는 어렵다. 그러나 일단 이러한 변화가 일어나면 1980년대에 미국의 조세개혁 이후에 그러했던 것처럼 한국의 조세정책도 근본적으로 달라질 수밖에 없다.

본 연구는 한국의 자본소득과세의 현황을 분석하고 앞으로의 발전방향을 모색하는 데 목적이 있다. 이를 위해 한국의 자본소득과세의 역사적 흐름을 투자에 대한 유효한계세율을 통해 고찰한다. 아울러 한국의 자본소득과세가 지향해야 할 방향을 탐색하는 데 있어서는 자본소득과세의 정책분석과 대안개발에서 가장 앞서가고 있는 미국에서의 정책논의를 특별한 관심을 가지고 살펴본다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 유효한계세율을

통해 우리나라 자본과세의 세부담 추이를 살핀다. 제Ⅲ장에서는 최근 미국에서 진행되고 있는 근본적 조세개혁 논의의 배경과 구체적인 내용을 살펴보고 현행제도와 여러 가지 형태의 근본적 조세개혁안들을 비교해 본다. 제Ⅳ장에서는 한국의 자본소득과세제도의 특징을 고찰하고, 주요 정책과제를 제시한다. 제Ⅴ장에서 본 연구를 요약하고 결론짓는다.

Ⅱ. 한국 자본소득의 유효한계세율 추이

한국경제는 1960년대 이후 -2.1%의 GDP 성장을 보인 1980년을 제외하면 적어도 1997년까지는 고속성장을 지속해 왔으며, 경제개발의 전 기간에 걸쳐 정부는 전략적 성장부문에 자원을 집중적으로 배분하기 위해 금융정책, 재정지출정책과 함께 조세지원정책을 적극적으로 구사하였다. 한국경제의 발전과정을 기술하고 평가·분석하는 연구는 많다. 그러나 경제개발과정에서 조세정책이 수행한 역할에 관한 정교하고도 계량화된 연구는 드물다. 자본비용을 계산하거나 유효한계세율을 사용하는 실증적 연구도 많지 않다.

자본소득과세에 대한 체계적 분석이 많이 이루어지지 않은 중요한 원인의 하나는 아마도 조세정책의 투입과 성과를 정확하게 반영할 수 있는 시계열 자료가 체계적으로 정리되어 있지 않다는 사실일 것이다. 자료의 양적·질적 부족과 열악한 연구환경을 감안할 때 한국의 조세정책분석이 양이나 질의 측면에서 OECD의 선진국 수준에 미치지 못하고 있는 것은 놀라운 일이 아니다. 그러나 한국의 조세정책을 체계적

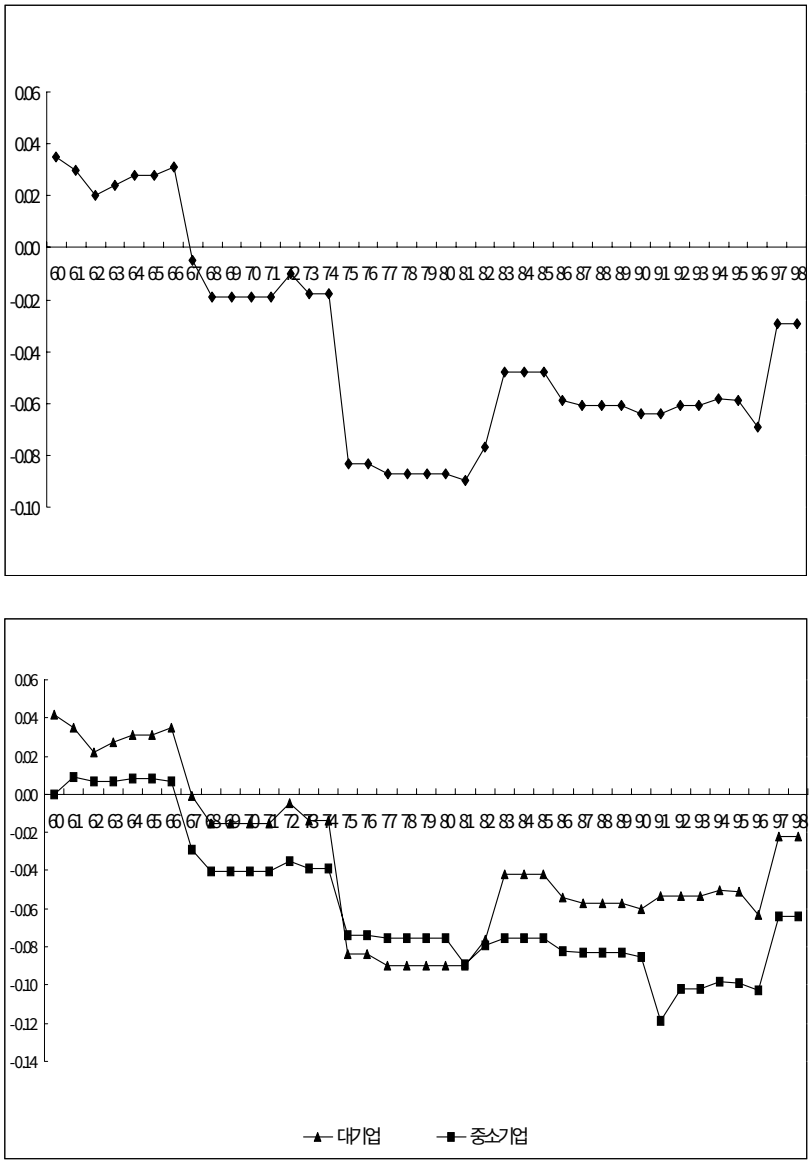
으로 분석하려는 노력이 없었던 것은 아니다. 관점에 따라서는 선진국들의 조세정책에 대한 활발한 분석에 자극을 받아 한국의 조세정책에 대한 체계적인 분석도 상당히 이루어졌다고 평가할 수도 있을 것이다.

한국의 자본소득에 대한 유효한계세율을 추정한 연구로는 곽태원(1985), 원윤희(1996), 유일호(1995), 윤건영(1988a, 1988b), 윤건영・김종웅(1997) 등이 있다. 그러나 이들 대부분의 연구들은 자료의 제약으로 인해 전반적으로 분석기간이 짧거나 여러 해의 자료를 취합하여 평균적인 파라미터 값을 계산한 다음 이를 토대로 일정기간 동안의 한국의 자본소득과세를 대표한다고 볼 수 있는 기준 점을 설정하고 그 기준 점에서의 유효세율을 계산하는 방법을 사용하고 있다. 그 결과 충분히 길고도 비교 가능한 유효세율의 시계열을 만들 수 없어 자본소득과세의 한계유효세율의 추이를 파악하는 것이 어렵다. 초기의 연구는 무엇보다 자료수집의 어려움으로 인해 시계열분석이 여의치 않았다.

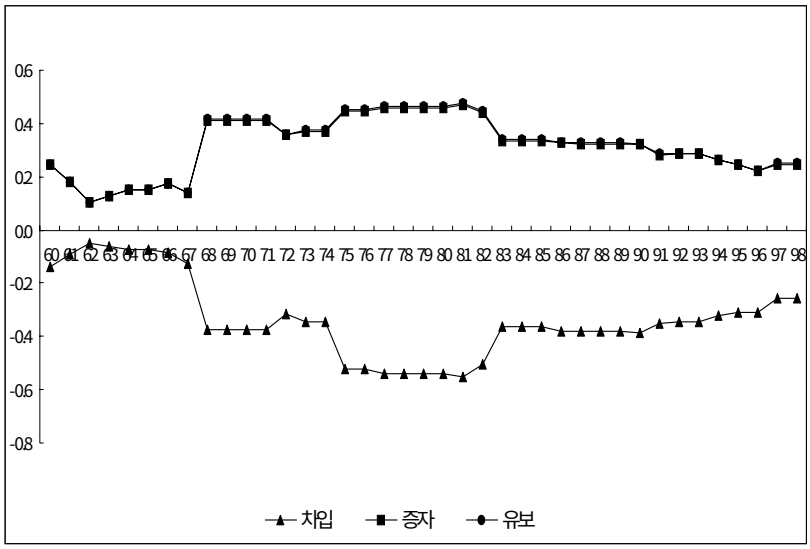
Hyun et al.(2000)은 한국의 경제개발과정에서 가장 중요한 시기인 1960년부터 가장 최근 자료가 가능한 1998년까지 39년간의 유효한계세율을 법인단계와 개인단계로 나누어 계산하였으며, 그 결과는 [그림 1], [그림 2], [그림 3]과 같다.[4] 이 연구는 동일한 방법으로 비교적 장기간인 39년간의 유효한계세율을 추정하기 때문에 다양한 자료의 불완전성에 직면하게 되었으며, 도처에서 조세정책 및 기업의 경영구조와 관련하여 여러 가지 가정을 해야만 했다. 이러한 제약이 있음에도 불구하고 1960~98년의 39년간의 유효한계세율에 대한 분석으로부터 몇 가지 결론을 도출할 수 있다.

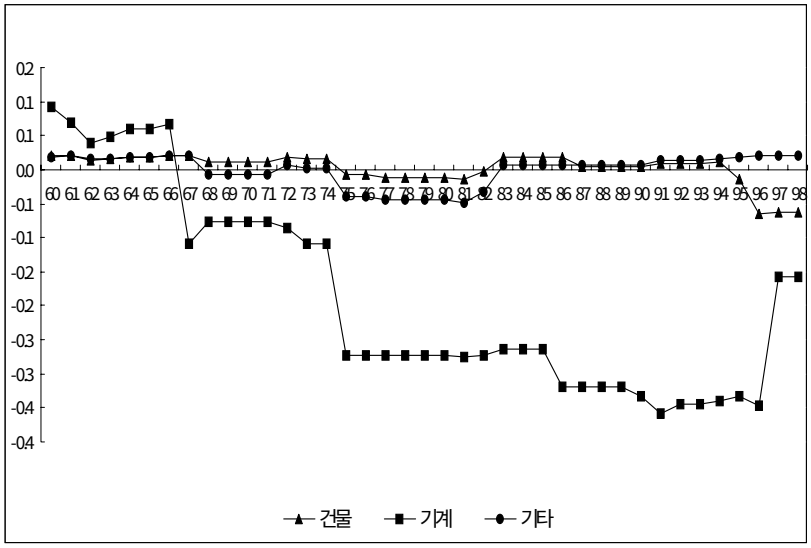
4) 유효한계세율의 계산과정과 사용한 가정은 매우 복잡한 과정을 필요로 한다. 여기에서는 가중치를 특정연도에 고정시킨 결과만을 제시하며, 이는 세법효과만을 반영하기 위함이다. 본 추정치는 제조업종을 대상으로 분석한 결과이다.

[그림 1] 법인단계 유효세율

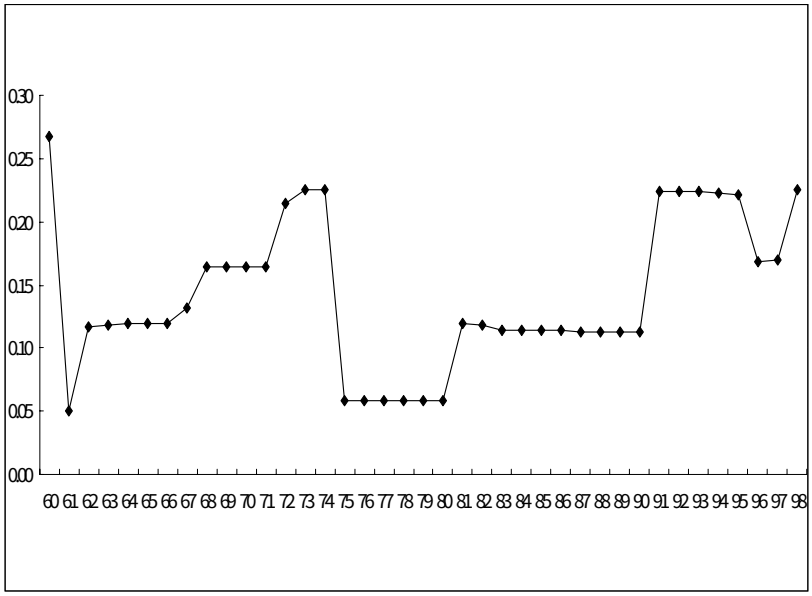


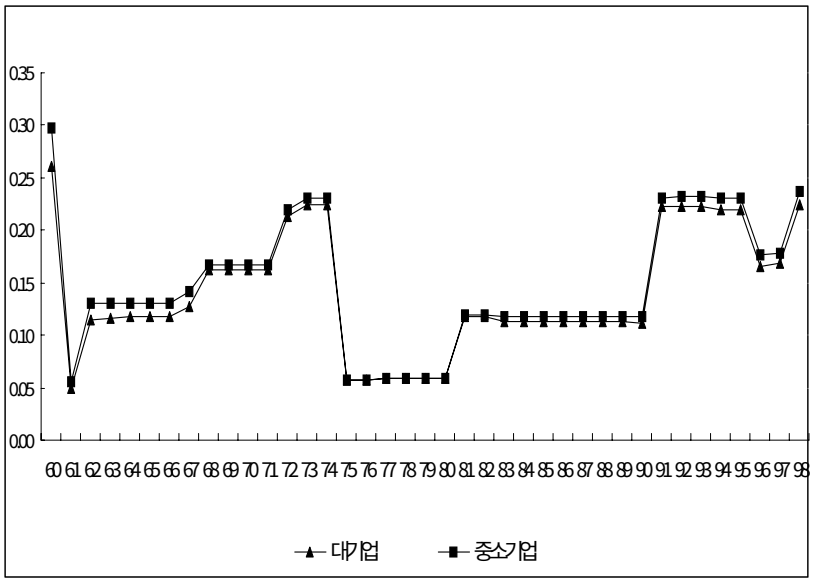
[그림 1] 법인단계 유효세율(계속)



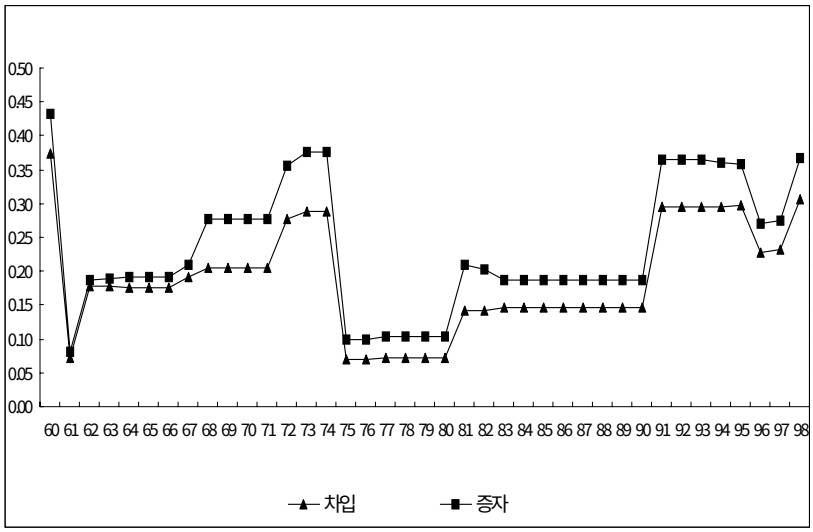


[그림 2] 개인단계 유효세율

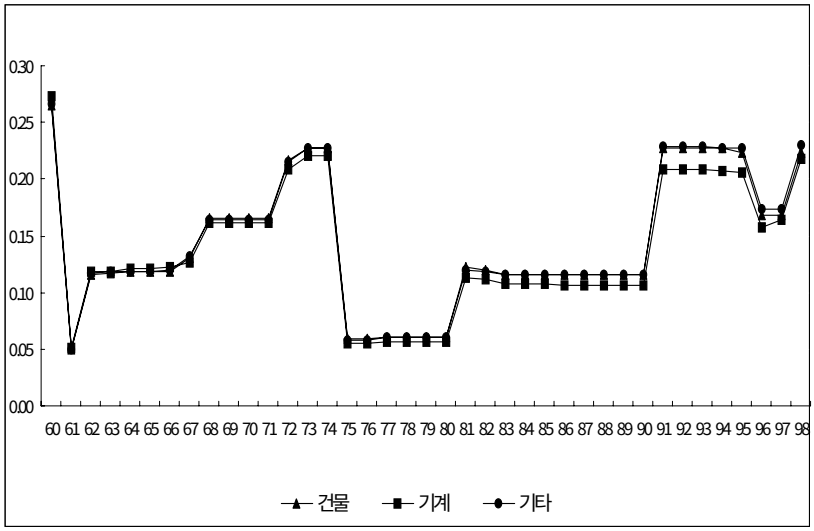




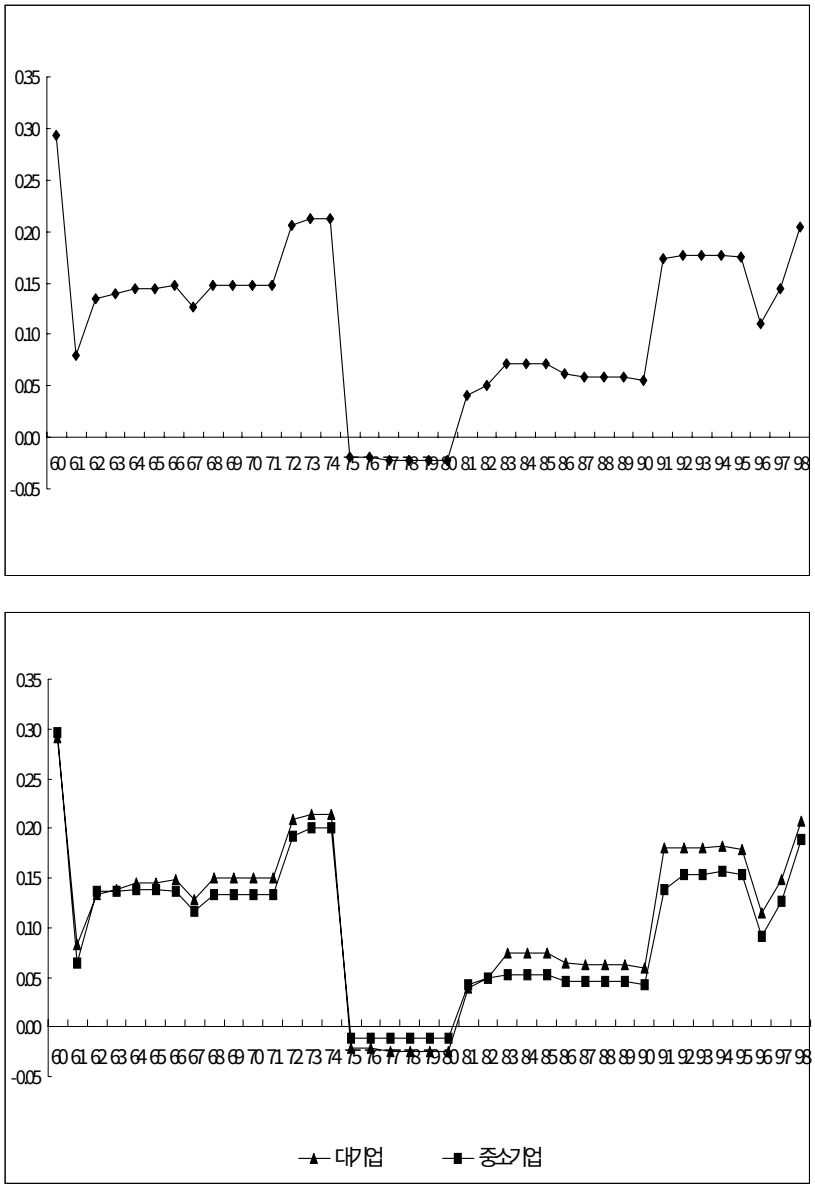
[그림 2] 개인단계 유효세율(계속)



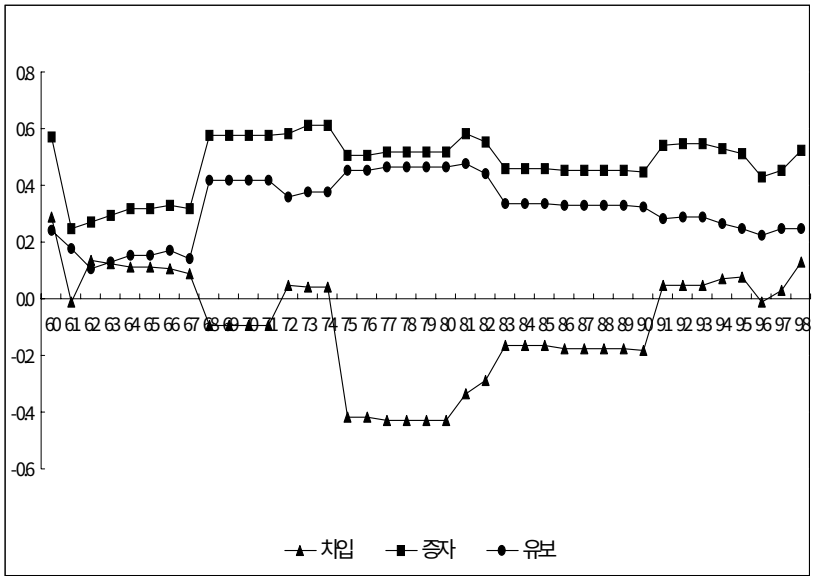
주: 자본이득에 대한 개인소득세율이 0이므로 사내유보 재원으로 이루어진 투자의 개인소득세 유효세율은 0임.

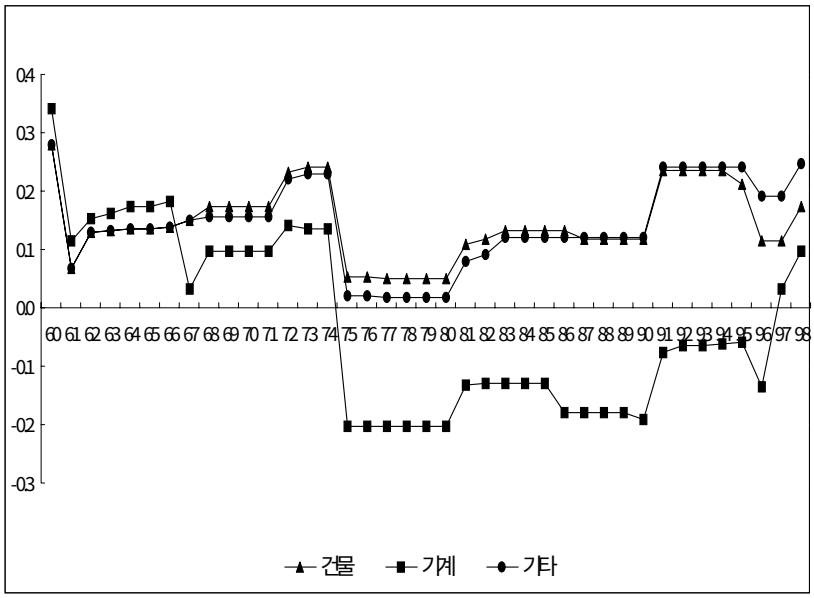


[그림 3] 총한계유효세율


0.35
0.30
0.25
0.20
0.15
0.10
0.05
0.00
-0.05
60 61 62 63 64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94 95 96 97 98
대기업
중소기업

[그림 3] 총한계유효세율(계속)





첫째, 조세지원정책은 1970년대에 적극적으로 활용되었다. 특히 1975~80년의 조세지원 강도는 매우 높았던 것으로 보인다. 그러나 1982년 이후 조세지원이 특정업종 중심에서 기능 위주로 바뀜에 따라 세부담이 다소 증가하였다. 투자에 대한 조세지원은 법인단계에 집중되었으며 개인단계의 조세지원은 미미하였다. 그 결과 법인단계에서의 유효한계세율은 상대적으로 매우 낮은 반면 개인단계의 유효세율은 사내유보의 경우를 제외하고는 항상 양의 값을 지니고 있었다.

법인규모별, 재원별, 투자자산 종류별 조세부담에는 뚜렷한 차이가 있는 것으로 나타났으며, 특히 법인의 경우 그 차이가 크게 나타났다. 중소기업, 차입에 의한 재원조달, 기계 및 장비자산 투자에 대한 세부담이 상대적으로 낮게 나타났는데, 이는 곧 조세지원이 차별적으로 이루어지고 있었음을 반영하는 것이다. 그러나 이러한 차이는 점차 줄어드는 경향을 보이고 있다.

기업규모별, 재원별, 투자자산별로 유효한계세율이 서로 다른 경우 조세정책은 자원배분의 비효율성을 야기한다. 따라서 특정자산에 대한 투자, 특정 형태의 투자재원조달, 특정형태의 기업 등을 선호하거나 차별하는 한국의 자본소득과세 정책은 자원배분의 효율성의 관점에서 볼 때 비판적으로 평가될 수 있다. 이는 한국의 자본소득과세정책의 발전방향을 설정하는 과정에서 반드시 고려되어야 할 사항이다

Ⅲ. 미국의 근본적 조세개혁안

1. 배 경

미국에서 진행되고 있는 근본적 조세개혁(fundamental tax reform)에 대한 논의의 내용을 이해하기 위해서는 1980년대의 조세정책의 흐름을 먼저 살펴볼 필요가 있다. 미국의 조세정책은 1981년 공화당의 레이건 대통령이 집권하면서 일대 전환점을 맞이하였다. 레이건 정부는 소위 "공급 측면의 경제학(supply side economics)"을 바탕으로 조세의 형평성보다는 조세정책을 통한 경제성장을 적극적으로 추구하였다. 특히 1981년에는 ERTA(Economic Recovery Tax Act)를 입법하여 강력한 세제지원을 도입하여 경제성장을 도모하였다.

ERTA는 1971년부터 사용되어 온 ADR(Asset Depreciation Range) 제도를 폐지하는 대신 ACRS(Acelerated Cost Recovery System)을 도입하여 자산의 감가상각 기간을 대폭 줄이고, 10% 투자세액공제의 적용을 받을 수 있는 자산의 범위를 획기적으로 확대하였으며 개인소득세의 세율을 인하하였다.[5] 그러나 이러한 조세지원정책은 과세기반을 심각하게 위축시키고 대규모 재정적자를 유발하게 되었다. 이에 레이건 정부는 1982년에 TEFRA(Tax Equity and Fiscal Responsibility Act)를 입법하여 ERTA하에서 단계적으로 도입되기로 예정되어 있던 감가

5) 개인소득세의 최고한계세율은 70%에서 50%로 낮아졌으며 법인소득세의 최고한계세율은 1979년부터 1986년까지 46%에 유지되었다. Pechman(1983, pp. 307~310).

상각 가속을 중지하고 감가상각 기간을 늘리는 조치를 취하게 된다.

결과적으로 1981년의 조세개혁은 경제성장에 기여를 할 수 있는 기회를 갖지 못하게 된 셈이다. 더구나 과도한 조세지원으로 조세제도가 복잡하게 되었고, 조세지원을 얻기 위한 로비활동이 번성하여 사회적 비용이 높아졌으며, 조세의 형평성도 훼손되었다는 비판도 받게 되었다. 1982년의 TEFRA에 의해 1981년의 ERTA가 지닌 문제점이 부분적으로 완화되었지만 조세개혁이 완성된 것은 결코 아니었다. 따라서 재선에 성공한 레이건은 집권 2기에 들어서 좀더 합리적인 조세개혁을 추진하게 되는데 그 결과가 1986년의 조세개혁법 TRA(Tax Reform Act)이다.

1986년의 TRA는 1981~86년 기간에 적용된 ACRS를 수정하여 감가상각 기간을 전반적으로 늘리고(Modified ACRS) 1962년에 도입되어 1981년에 이르러서는 ERTA에 의해 투자촉진을 위한 조세지원의 중심수단으로까지 사용되었던 투자세액공제제도를 전면 폐지하였다. 동시에 TRA는 법인소득세율과 개인소득세율을 낮춤으로써 ERTA나 TEFRA와는 달리 조세감면을 줄이고 한계세율을 낮추는 원칙에 충실한 획기적인 조세개혁이었다.[6] 이러한 조세정책의 변화로 ERTA에 의해 큰 폭으로 벌어졌던 자산간의 조세부담격차가 현저하게 줄어들고 전반적으로 자본에 대한 유효세율도 낮아지게 되었다.[7]

1986년의 TRA는 1980년대 미국 조세개혁의 완성판이었으며 향후

6) 개인소득세율은 15단계의 세율계급에 최고한계세율이 50%이던 것을 15%와 28%의 두 단계의 세율구조로 단순화하고 세율을 큰 폭으로 인하하였다. 법인소득세율은 5단계의 세율계급에 최고세율이 46%이던 것을 15%, 25%, 34%의 3단계로 단순화하고 세율도 인하하였다. U.S. Congress(1986).

7) 자세한 분석에 대해서는 Jorgenson and Yun(2001), Chapter 4 참조.

한국을 포함하는 세계적인 조세개혁 붐을 촉발하는 계기가 되었다. 1986년 조세개혁의 이론적인 바탕은 감면을 최대한으로 줄이고 한계세율을 낮추면 자원배분의 효율성을 높이면서 제도도 단순화할 수 있다는 사실이다. 구체적으로 기업의 경우 특정 유형의 자산에 집중되는 조세지원은 자원배분의 왜곡을 심화시키는 부작용이 있기 때문에 자원배분의 효율성을 위해서는 감면을 전면적으로 폐지하고 한계세율을 낮추는 것이 좋다는 것이다. 개인소득의 과세에 있어서는 형평성을 위해 너그러운 소득공제를 허용하고 높은 한계세율을 적용하는 정책은 효율성 손실에 비해 형평성 제고에 대한 기여는 크지 않은 것도 문제였다.

그러나 1986년의 조세개혁 이후 민주당 정권이 들어서자 법인소득세율과 개인소득세율이 높아지고 조세지원에 대한 요구가 늘어나게 되었다. 대표적인 사례는 1993년의 세법개정인데 개인소득세의 최고한계세율은 39.6%까지 상승하고 법인소득세율도 34%에서 35%로 인상되었다. 특히 1986년의 법개정으로 50%에서 28%로 낮아졌던 개인소득세의 최고한계세율이 7년 만에 다시 39.6%까지 상승한 사실은 미국의 조세제도가 1986년의 조세개혁 이전으로 회귀하고 있다는 우려를 낳고 근본적인 조세개혁의 필요성에 대한 인식을 확산시키는 중요한 요인이 되었다.

2. 1986년 조세개혁의 파급효과

1986년의 미국 조세개혁은 이러한 과세기반을 넓히고 세율을 낮춘다는 두 가지 기본원칙에 입각해 추진되었다. 세율계급의 수를 줄이고 세율을 인하하며 투자세액공제제도의 폐지와 함께 각종 감면제도를 축소 또는 폐지함으로써 자원배분의 효율성을 높이고 조세제도도 단순화

하는 복합적인 목표를 추구한 것이다. 1986년의 조세개혁은 미국에게도 중요한 조세개혁이었지만 세계각국에서 유사한 조세개혁을 추진하게 된 중요한 계기가 되었다.

미국의 1986년 조세개혁이 다른 나라에 미친 영향은 전 세계적으로 일어난 세율인하 바람이다. <표 1>에 의하면 전체 18개 OECD국가

<표 1> OECD 국가들의 법인소득세율 변화

(단위: %)

	1985	1990	1995	2000	추세
벨 기 에	45	41	40.2	40.2[1)]	-
덴 마 크	50	50	34	32	-
핀 란 드	57	42	25	29	△
프 랑 스	50	37	33.3	33.3	-
그 리 스	49	40	40	nda	-
아이슬란드	51	48	33	30	-
아일랜드	50	40	40	24	-
이탈리아	46	46	52.2	37	△
네덜란드	43	42	33	30/35[2)]	-
노르웨이	51	51	28	28	-
포르투갈	50	40	39.6	32	-
스 페 인	35	35	35	35	◯
스 웨 덴	57	30	28	28	-
영 국	45	35	33	30	-
터 키	49	47	42.8	30	-
독 일	56	50	58.9/46.1	42.2/30[1)]	-
미 국	51	39	40	35	△
오스트리아	55	30	34	34	△

주: 증가(+) : 0개, 감소(-) : 13개, 변화 없음(◯) : 1개, 변화(△) : 4개

1) 부가세 포함기준.

2) 앞의 세율은 과세이익 NLG 50,000까지, 뒤의 세율은 그 이상

자료: OECD, *The OECD Tax Database*, 2000.

들 중 13개국에서 법인소득세율이 뚜렷하게 감소하고 있다.[8] 이러한 세계적인 조세정책의 변화는 미국 조세개혁을 뒷받침한 이론적 바탕이 설득력을 지녔을 뿐만 아니라 국제간의 자본흐름이 조세제도에 민감하기 때문이기도 하였다. 이렇게 볼 때 미국의 1986년 조세개혁은 세계의 조세개혁의 동향을 이해하는 데 중요한 시발점으로 볼 수 있다.

3. 근본적 조세개혁안의 내용

1986년 조세개혁 이후 근본적인 조세개혁에 대한 논의는 주로 현행의 소득기반과세를 소비기반과세로 전환하는 방안을 중심으로 이루어졌다. 이러한 논의가 설득력을 지니기 위해서는 먼저 소득과세보다 소비과세가 우월하다는 것을 입증해야 할 뿐만 아니라 소비과세로의 전환과정에서 발생하는 사회적 비용이 소비과세로의 전환으로부터 얻을 수 있는 사회적 편익에 비해 현저하게 적어야 한다. 그러나 조세개혁의 사회적 비용과 편익을 객관적으로 평가하는 것은 매우 어려운 일이며 편익과 비용이 사회구성원들 사이에 균등하게 분배되지 않을 것이 분명하기 때문에 사실상 거의 불가능에 가까운 일이라 하여도 과언이 아니다.

그럼에도 불구하고 1980년대부터 미국의 조세개혁에 이어 조세개혁 붐이 세계적으로 확산됨에 따라 소비과세와 소득과세의 비교는 물론 소득과세를 소비과세로 전환하는 방안에 대한 논의가 활발하게 진행되고 정책대안의 사회적 순편익을 측정하려는 노력이 다양하게 이루어지고 있다. 현실적으로 조세의 왜곡을 피할 수는 없기 때문에 이론적

8) 같은 기간 한국의 법인소득세율은 33%(비상장대법인)에서 30%로 낮아지는 소폭의 변동을 보였다.

으로 소비과세가 좋은지 아니면 소득과세가 좋은지를 판별하기는 어렵다. 여러 가지 분석모형이 동원되고 있지만 정교한 모형을 사용하는 동태적 일반균형분석도 모형의 구조와 사용하는 모수의 값에 따라 시뮬레이션의 결과가 달라지기 때문에 완전한 정보를 제공할 수 있는 것은 아니다.

그럼에도 불구하고 일반적으로 소비과세가 소득과세에 비해 세제의 단순화 측면에서 우월하다는 사실에 대해서는 공감대를 형성하고 있다. 그러나 그 우수성이 소득과세를 소비과세로 전환하는 데 수반되는 사회적 비용을 상쇄하고도 충분히 남는지에 대해서는 아직도 판단하기가 쉽지 않다. 그럼에도 불구하고 소비과세제도는 소득과세제도 하에서 소득을 측정하는 것이 어려운 것과 같은 근본적인 문제를 지니고 있지는 않다. 예를 들면, 소비를 측정하는 데는 소득세제가 필요로 하는 감가상각이나 물가변동에 대한 연동(indexing)과 같은 번거로운 제도가 필요하지 않다. 효율성의 면에서도 소비과세가 소득과세보다 우월하다는 평가가 많다.

가. 근본적 조세개혁안의 대두

얼마나 "근본적"이어야 "근본적 조세개혁"의 범주에 포함될 수 있는지를 객관적으로 정하기는 어렵다. 따라서 근본적인 조세개혁의 범위를 설정하는 데에는 자의적인 요소를 완전히 배제하기 어렵다. 최근 미국에서 논의되고 있는 근본적인 조세개혁안의 범주에는 가끔씩 기존의 소득과세 틀을 유지하면서 개인소득세의 기반을 확대하고 세율을 낮추는 방안도 포함되는 경우가 있다.[9] 그러나 현행의 소득과세제도를

9) 예를 들면, 민주당의 Richard Gephardt 하원의원의 10% 조세(The 10% Tax)는 법인소득세는 현행대로 유지하면서 개인소득세의 과세대상에 각종 附加給

포괄적인 소비과세제도로 전환하는 방안이 근본적인 조세개혁안의 주류를 이루고 있다고 할 수 있다.

지금까지 다양한 "근본적인 조세개혁안"이 제시되었으며 개혁안 사이에는 구체적인 내용에 큰 차이가 있음에도 불구하고 대부분 제도를 단순화하고 과세기반을 최대한으로 확대하며 한계세율을 낮추려 한다는 점에서 1986년의 미국 조세개혁과 비슷한 목적을 지니고 있다. 그러나 1986년의 미국 조세개혁은 법인소득세와 개인소득세의 기본 틀을 유지한 반면 근본적인 조세개혁은 소득과세제도를 포괄적 소비과세제도로 전환하려고 한다는 점에서 큰 차이가 있다. 개혁의 범위와 깊이에 있어서 비교하기 어려울 정도의 큰 차이가 나는 것은 당연한 일이다.

소비과세에 관한 논의는 최근에 시작된 일이 아니다. 예를 들면, 1970년대 말의 영국의 Meade Committee 보고서(1978)와 1970년대 미국 재무부의 세제개혁안에서 이미 소비과세에 대한 이론적 분석은 물론 소득과세에서 소비과세로 전환하는 방법과 예상되는 문제에 이르기까지 깊이 있는 연구가 이루어졌다. 그 후 학계와 정치권 일각에서 소비과세로의 전환에 대해 관심을 가지고 꾸준한 연구를 해왔지만 그 실현가능성은 높지 않다고 보아온 것이 사실이다. 가장 큰 이유는 전환과정을 무리 없이 관리하기 어렵다는 것이었다.

소득과세를 소비과세로 전환함으로써 과감한 조세정책의 변화를 추구하는 근본적 조세개혁에 힘이 실리게 된 데에는 두 가지 중요한 이

付(fringe benefits: 주로 건강보험료와)와 포괄적인 자본소득(자본이득, 지방정부의 채권이자 등)을 포함시키고 연금납부금의 공제를 중단하는 등의 방법으로 과세기반을 확대하고 한계세율을 낮출 것을 제안하고 있다. Gephardt의원의 10% 조세는 그 명칭에 불구하고 10, 20, 28, 32, 34%의 5단계 세율구조를 지니고 있다.

유가 있는 것으로 보인다. 첫째, 1986년의 조세개혁이 근래에 보기 드문 획기적인 것이었음에도 불구하고 소득과세의 여러 가지 문제를 근원적으로 치유하는 데에는 미치지 못하였다는 사실이다. 예를 들면, 저축 및 투자에 대한 중복과세로 인한 자원배분의 비효율성 문제는 여전히 남아 있다. 세법상의 감가상각과 경제적 감가상각이 일치하지 않고, 물가변동에 대해 자본이득, 이자, 감가상각 등을 적절하게 조정하지 못함에 따라 실질 자본소득을 정확하게 계산하지 못하는 문제도 그대로였다.

둘째, 1990년대의 미국의 조세제도가 1986년의 조세개혁 이전으로 회귀하는 경향을 보인 것이다. 예를 들면, 1986년의 조세개혁은 투자세액공제 등 다수의 감면제도를 폐지하고 세율계급의 수를 줄임으로써 세제를 단순화하고 한계세율을 낮추는 성과를 얻었지만 1990년대를 지나면서 점차 세제의 복잡성이 더해지고 세율은 높아지는 세제개편이 이루어졌다. 이에 따라 1986년 조세개혁은 당초의 목표를 달성하지 못하였다는 평가도 나오게 되었다.[10] 결국 1986년 조세개혁은 경제성장과 세부담의 형평성 및 세제의 단순화를 위한 것이었지만 개혁목표의 달성에는 실패하였다는 것이다.

1986년의 조세개혁이 비록 미국의 조세정책 변천사에 큰 획을 긋는 일대 사건이었음에도 불구하고 그 성과를 오랫동안 유지하기 어렵게 된 것은 기존의 소득과세제도의 기본 틀을 버리지 않았기 때문에 나타날 수밖에 없는 불가피한 현상이라 할 수 있을 것이다. 특히 소득과세를 바탕으로 하는 기존세제의 틀을 유지하였기 때문에 소득과세제도가 지니고 있는 근본적인 문제에 대한 해법을 제시하지 못하는 한계가

10) 이러한 연구의 대표적인 것으로 Auerbach(1999)를 들 수 있다.

있었을 뿐만 아니라 과거로의 회귀가 용이하게 이루어질 수 있는 여건을 변화시키지 못하였던 것이다. 근본적 조세개혁에 대한 관심과 지지가 학계와 정책담당자들 사이에 급속도로 확산된 것은 이와 같은 배경을 토대로 하고 있다.

나. 근본적 조세개혁안의 대략적 내용

근본적인 조세개혁에 관한 논의에서 대부분의 관심은 포괄적 소비과세제도에 집중되고 있다. 특히 Hall and Rabushka(1983, 1995)는 기존의 소득과세제도를 부가가치세 형태의 소비과세제도로 전환하는 방안을 제안하고 있다. Hall and Rabushka의 소비세는 부가가치 중 자본의 몫은 기업단계에서 과세하고 노동의 몫은 개인단계에서 재분배를 위한 인적공제를 허용한 다음 과세한다. 기업과 개인에게 동일한 단일세율을 적용하기 때문에 Flat Tax로 불리는 이 제도는 부가가치를 자본과 노동의 몫으로 구분하고 기업과 개인의 두 갈래로 나누어 과세하는 제도(bifurcated VAT)라 할 수 있다. Hall and Rabushka는 Flat Tax를 도입하면 조세신고서(tax return)를 우편엽서 크기로 줄일 수 있다고 주장한다.

근본적인 조세개혁안은 Hall and Rabushka의 제안 외에 여러 가지가 있는데, 대표적인 것으로는 Armey-Shelby안, Nunn-Domenici의 USA(Unlimited Savings Allowance) Tax, 소매세(National Retail Sales Tax)등을 들 수 있다.[11] Armey-Shelby안은 Hall and Rabushka의 Flat Tax안을 약간 수정하여 법률안으로 만든 것인데 미국의 하원의원 Dick Armey와 상원의원 Richard Shelby의 공동제안으로 1995년에 상하양원

11) 보다 자세한 내용에 대해서는 Aaron and Gale(1996), Boskin(1996)을 참조하기 바란다.

에 제출되었다. 그 기본골격은 Hall and Rabushka안과 동일하고 세율과 개인의 인적공제액에 약간의 차이가 있다.

USA Tax는 현금흐름에 기초한 부가가치세제도이다. 기업의 부가가치에는 11%의 단일세율을 적용하고, 개인에 대해서는 소득에서 저축에 대한 무제한의 공제를 허용하여 계산한 소비에 최고 40%의 누진세율을 적용한다. 특기할 만한 것은 다른 주요 개혁안과는 달리 제도의 도입시점에 이미 존재하는 기업의 자본과 개인의 부에 대해서는 세금이 부과되지 않는 점이다. 즉, 기업에 대해서는 기존의 자본에 대해 감가상각을 계속 허용하고 개인에 대해서는 제도의 도입시점에서 보유하고 있는 자산 중 5만 달러까지는 소비에 충당하여도 공제가 허용되며 5만 달러를 초과하는 부분은 납세자의 순저축이 음(net dissaver)일 때 공제가 허용된다.

차입은 개인납세자가 순저축자(net saver)일 때 과세대상이 되며 순저축이 음일 때에는 과세대상에 포함되지 않는다. 기존의 부에 대한 비과세제도는 제도의 도입시점에서의 납세자의 자산을 정확하게 파악하고 이를 계속해서 관리해야 하는 난제를 안겨주고 있다. 기업과 개인이 납부한 사회보장세(social security tax)에 대해서는 세액공제를 허용함으로써 노동에 부과되고 이는 사회보장세를 부가가치세에 대한 과세로 전환하는 것도 USA Tax의 중요한 특징의 하나이다.

소매세(National Retail Sales Tax)는 Flat Tax처럼 개인소득세와 법인소득세를 대체하고 단일세율을 적용하는 것은 같지만 최종소비액에 직접 세금을 부과하는 간접세 형태를 지니는 것이 다르다. 소매세는 기존의 소비세와는 달리 서비스를 과세대상에 포함시키는 반면 투자는 제외함으로써 기업 간의 거래는 과세대상에서 제외하고 최종소비에 과세하게 되는 것이다. 1996년과 1997년에 Dan Schaefer, Bill Tauzin 의

원 등이 미국 의회에 제출한 법안은 법인소득세, 개인소득세, 상속·증여세, 기타 몇 가지 개별소비세를 대체하는 것으로 17.6%(과표에 세금을 포함하면 15%)의 단일세율을 적용할 것을 제안하고 있다.

민간단체인 Americans for Fair Taxation은 더 야심적인 제안을 내놓고 있는데 그 내용은 최종소비에 29%(과표에 세금을 포함하면 23%)의 세율을 적용하는 대신 법인소득세, 개인소득세, 상속·증여세 외에 사회보장세까지 대체하는 것이다. Flat Tax나 USA Tax처럼 소매세도 재분배를 위한 장치를 필요로 하는데, 이 부분은 직접세의 경우와 같이 소비액 또는 세액에 대한 인적공제를 허용하는 형태를 취할 수밖에 없다. 소매세가 해결해야 할 문제의 하나는 특정거래가 투자를 위한 기업과 기업 간의 거래가 아니라 최종소비를 위한 것이라는 것을 간편한 방법으로 입증하는 일이다. 보다 심각한 문제는 기존의 부가가치세와는 달리 최종소비단계에서 총부가가치에 대해 높은 세율을 적용할 경우 탈세의 유혹이 매우 강해진다는 것이다.

Ⅳ. 한국 자본소득과세제도의 특징과 정책과제

1. 경제개방과 법인소득세제의 변화

경제개방은 조세환경을 급속도로 바꾸고 있다. 개방의 속도가 빨라짐에 따라 조세정책을 평가하는 기준도 달라질 수밖에 없다. 경제개방과 국제적인 자원이동의 신속화가 진행됨에 따라 이동성이 강한 세원에 대해서는 높은 세율을 적용하는 것이 어려워지게 되었다. 국제적

이동성이 강한 자원의 대표적인 것은 자본이다. 그러나 교통·통신의 발달로 이동시간과 이동비용으로 측정한 나라 사이의 거리가 짧아지게 됨에 따라 노동의 국제적 이동도 조세정책의 중요한 고려대상이 되어야 할 날도 멀지 않은 것으로 보인다.

이에 따라 조세의 수직적 형평성을 위한 높은 세율은 정책적 기능을 제대로 담당하기 어렵게 되고, 세율인하를 통한 세원유치가 더 중요한 정책목표로 떠오르고 있다. 경제개방과 관련하여 조세정책도 자본과 일자리의 유치에 무관심할 수 없게 된 것은 어제나 오늘의 이야기가 아니다. 대표적인 세목으로 법인소득세제를 들 수 있다. 그러므로 경제개방의 진전에 따라 각국의 법인소득세제는 많은 변화를 겪어왔는데 그 기저에는 국제적인 조세경쟁과 조세조화와의 필요성이 큰 힘을 발휘하고 있다.

<표 2>는 OECD 국가들의 법인소득세수입이 GDP에서 차지하는 비율을 1985, 1990, 1994년의 세 시점에서 살펴본 결과이다. 법인소득세수가 세 시점에서 모두 증가한 국가는 4개, 모두 감소한 국가는 7개이고, 그 외 국가들에서는 뚜렷한 추세를 보이지 않는 것을 볼 수 있다. 이렇게 볼 때 GDP에서 법인소득세수가 차지하는 비중은 점차로 감소하는 추세에 있다고 보아도 큰 무리는 없을 것이다. 이러한 결과는 전체 세수에서 법인소득세수가 차지하는 비중을 살펴보아도 확인할 수 있다. 예를 들면, 미국의 경우 2차 세계대전 이전에는 법인소득세수가 전체 세수에서 차지하는 비중이 약 33%였으나, 지금은 12% 수준으로 낮아질 정도로 법인소득세수의 기여도가 감소하고 있다.

법인소득세수가 감소하는 이유로는 여러 가지를 생각해 볼 수 있다. 중요한 것으로는 국가 간의 조세경쟁, 세율 인하 및 조세지원 확대, 이전가격을 통한 다국적기업의 탈세 및 절세, 기업의 재무구조의 타인

<표 2> 법인소득세수규모의 GDP 대비 비율

(단위: %)

	1985	1990	1994	추세
캐 나 다	2.7	2.6	2.4	-
미 국	2.0	2.1	2.5	+
호 주	2.8	4.4	4.2	△
일 본	5.8	6.8	4.1	△
뉴질랜드	2.8	2.4	4.4	△
오스트리아	1.5	1.5	1.3	-
벨 기 에	2.6	2.4	2.8	△
덴 마 크	2.4	1.6	1.9	△
핀 란 드	1.4	2.1	1.9	△
프 랑 스	2.0	2.3	1.6	△
독 일	2.3	1.8	1.1	-
그 리 스	1.0	2.0	2.4	+
아이슬란드	0.9	0.9	0.8	-
아일랜드	1.2	1.7	3.3	+
이탈리아	3.2	3.9	3.7	△
룩셈부르크	8.3	6.9	7.6	△
네덜란드	3.1	3.4	3.3	△
노르웨이	8.1	3.8	3.5	-
스 페 인	1.5	3.0	1.7	△
스 웨 덴	1.7	1.7	2.8	+
스 위 스	1.9	2.1	2.0	△
터 키	1.5	1.3	1.3	-
영 국	4.7	3.9	2.7	-

주: 증가(+) : 4개, 감소(-) : 7개, 변화(△) : 12개

자본 의존심화 등을 생각해 볼 수 있다.

<표 1>에서 살펴보았듯이 OECD 대부분의 국가들이 법인소득세율을 낮추고 과세기반을 확대하는 방향으로 움직이고 있음을 알 수 있다. <표 3>은 한국의 일반법인의 최고한계세율의 변화를 통하여 법인소득

<표 3> 한국 법인소득세율의 변천과정: 일반법인의 최고한계세율

(단위: %)

연 도	법인소득세율
1981	40
1982	38
1983	30
1989	30
1991	34
1994	32
1995	30
1996	28
2002	27

세율의 추이를 보여주고 있다. 1981년의 경우 40%에서 점차로 감소하여 1996년 이후부터는 28% 수준을 유지하고 있다. OECD 국가들의 경우와 마찬가지로 한국에서도 법인소득세율은 뚜렷한 감소추세를 보이고 있다.

2. 조세부담의 국제비교

조세정책에서 가장 중요한 정책과제는 조세부담의 수준을 적정한 수준에서 결정하는 것이라고 할 수 있다. 한국에서도 조세부담이 무겁다는 불평이 많으며, 특히 자본과세와 관련하여서는 법인소득세율을 인하해야 한다는 주장이 많이 제기되고 있다. 조세부담의 적정성 여부는 절대적인 기준에 따라 판단하기 어렵기 때문에 가장 보편적으로 사용하는 방법론이 국제간 비교이다. 국제비교는 실제로 국제적인 자본이동이 중요한 경우에 유용한 판단의 기준이 될 수 있다.

조세부담의 수준을 비교하기 위해 보편적으로 사용하는 지표는 법인소득세의 최고한계세율이다. 그러나 비과세 및 감면이 많아 과세기반이 상대적으로 좁을 경우에는 세율이 높다고 해도 실제로 부담하게 되는 평균세율은 낮아지므로, 조세구조와 조세수입을 고려하는 종합적인 관점에서 접근하는 것이 중요하다.

Hyun et al.(2000)에서는 자본소득세를 법인단계와 개인단계로 나누어 한계자본이 실제로 부담하는 세부담을 유효세율의 개념을 사용하여 측정하였다. 기존의 국제비교 연구인 Jorgenson and Landau(1993)와 같은 방법론을 사용하였으므로 이 결과를 사용하여 한국의 유효세율 수준을 비교·평가해본다.

<표 4>는 Hyun et al.(2000), Jorgenson and Landau(1993)의 결과를 사용하여 자본소득세의 유효한계세율을 국제적으로 비교하고 있다. 전반적으로 기업단계에서 한국의 유효한계법인소득세율은 OECD 9개국에 비해 낮게 나타나고 있다. 특히 법인단계의 유효한계세율은 점차 줄어들고 있기는 하지만 절대값이 매우 큰 음의 세율을 보이고 있는데, 가장 중요한 이유는 한국 법인기업의 재무구조가 타인자본 의존적이며 투자에 대한 강한 조세지원을 제공하고 있기 때문이다.

법인단계의 유효한계세율이 음의 값을 보이는 사례는 한국 외에 프랑스, 이탈리아, 1985년의 영국 등에서 찾아볼 수 있다. 1990년의 경우 이탈리아의 유효한계법인소득세율이 가장 낮게 나타났으며, 프랑스와 한국이 그 다음으로 절대값이 큰 음의 값을 보여주고 있어 매우 적극적인 조세지원정책을 구사했던 것으로 보인다. 그러나 이는 조세지원제도와 고도로 타인자본 의존적인 기업의 재무구조가 상승작용을 하였기 때문에 나타나는 현상일 가능성이 크다.

개인단계의 유효한계세율은 1990년 영국과 같은 수준이었던 것을

<표 4> 유효한계세율의 국제비교

(단위: %)

	유효한계세율	호주	캐나다	프랑스	독일	이탈리아	일본	스웨덴	영국	미국	한국
1980	tc	41.4	10.3	-30.3	16.2	-94.4	7.6	-19.7	-53.3	33.8	-46.3
	tp	23.4	20.0	73.6	33.0	58.0	15.0	31.8	33.9	21.8	7.2
	t	55.1	28.2	65.6	43.9	18.4	21.5	18.4	-1.3	48.2	-35.7
1985	tc	13.6	11.2	-35.3	11.1	-100.3	1.0	-0.9	14.7	27.5	-20.2
	tp	18.5	21.2	74.5	31.6	58.8	16.2	31.9	18.2	17.7	14.1
	t	29.6	30.0	65.5	39.2	17.5	17.0	31.3	30.2	40.3	-3.3
1990	tc	15.0	24.5	-37.3	5.2	-78.4	6.7	-	24.8	34.0	-22.5
	tp	28.2	18.5	64.3	28.6	57.0	22.6	-	14.2	18.8	14.2
	t	39.0	38.5	51.0	32.3	23.3	27.8	-	35.5	46.4	-5.1
1995	tc	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-11.2
	tp	-	-	-	-	-	-	-	-	-	25.1
	t	-	-	-	-	-	-	-	-	-	16.7

주: tc는 법인단계의 유효한계세율, tp는 개인단계의 유효한계세율, t는 총유효한계세율을 의미한다.

자료: Hyun et al.(2000), Jorgenson and Landau(1993).

제외하면 항상 한국이 가장 낮은 수준을 보이고 있는데, 그것은 전반적으로 한국의 개인소득세율이 낮을 뿐만 아니라 대부분의 이자소득과 60% 가량의 배당소득이 저율분리과세되기 때문이다. 법인단계와 개인단계에서 부담하는 세부담을 모두 고려하면 <표 4>의 OECD 10개국 중에서 한국의 유효한계세율이 가장 낮은 수준을 보이고 있다.

Jorgenson and Landau(1993)의 마지막 연도는 1990년이므로, 이후의 추세에 대해서는 선진국과 비교할 수 없다. 그러나 한국의 경우 1980년대 이후 1990년까지 법인단계와 개인단계의 유효한계세율이 증가하는 추세를 보였는데 같은 추세가 1995년까지 이어지고 있음을 확

인할 수 있다. 이러한 추세는 적어도 부분적으로는 조세지원정책이 방만하게 운영되어 조세수입의 손실과 자원의 비효율적 배분을 유발한다는 평가에 따라 조세지원을 축소하는 정책을 시행한 결과를 반영하고 있는 것으로 보인다.

3. 한국 자본소득과세의 정책과제

한국의 조세체계는 포괄적 소득과세를 기본으로 하고 있다. 포괄적 소득과세제도는 과세소득을 포괄적으로 인식하는 데 수반되는 여러 가지 기술적 어려움으로 인하여 이상적인 수준에 도달하기는 현실적으로 불가능하다. 특히 소득기반과세에서는 소득을 빠뜨리지 않고 포착하는 것도 중요하지만 소득을 정확하게 계산하는 것도 중요하다. 그러나 포괄성이나 정확성은 다 같이 사회적 비용의 대가로 얻어지는 것이다. 구체적으로 조세행정기관은 직접적으로 행정비용을 들여야 하고 납세자는 납세의무를 완수하기 위해 납세협력비용을 지불해야 하는 것이다.[12)]

한국의 자본소득과세로 투입자본에 대한 과세는 투자자산의 종류, 법인규모, 투자재원 등에 따라 다양한 수준의 유효한계 세부담을 부과하기 때문에 자원배분의 비효율성에 따른 사회적 비용이 클 가능성이 높다. 그러나 전반적으로 자본소득에 대한 유효한계세율은 높지 않기 때문에 현재와 미래 사이의 자원배분 왜곡은 심각하지 않을 수 있다.

이러한 예측은 자원배분의 한계(margin)에서의 대체탄력성을 알지 못하는 상태에서 조세격차에만 의존하고 있기 때문에 매우 신뢰성이

12) 우리나라 조세행정에서 소득파악과 관련한 주요 정책과제에 대한 자세한 논의는 현진권(1998)을 참조하기 바란다.

낮을 수밖에 없다. 그럼에도 불구하고 선진국에 대한 시뮬레이션 결과와 한국의 유효한계세율 구조를 감안할 때 한국의 자본소득에 관한 조세정책이 자원배분의 효율성을 높이는 데 큰 비중을 두어야 한다는 결론은 부인하기 어렵다. 보다 신뢰성이 높은 정책제안을 위해서는 비효율적 조세정책으로 인한 사회복지의 감소를 계량적으로 측정하는 신뢰할 만한 연구가 이루어져야 한다.

한국의 자본소득과세제도가 지니고 있는 문제점은 나라에 따라 정도에 차이는 있지만 소득과세를 근간으로 하는 대부분의 나라에서 공통적으로 나타나고 있다. 미국의 경우 소득과세제도의 문제점에 대한 불만은 소비과세제도의 도입에 대한 관심으로 표출되고 있으며 실제로 소득과세를 소비과세로 전환하는 나라가 있다면 미국이 선두주자의 하나가 될 수도 있다. 이미 학계와 정책담당자들의 연구는 정치적인 지지만 확보되면 곧 시행될 수 있을 정도의 다듬어진 조세개혁안을 제시하는 수준에 이르고 있다.

세계적인 개방경제체제하에서 각국의 조세정책은 국제적인 규범으로 수렴하는 경향을 보이게 된다. 특히 경제적 국경의 장벽이 없어진 상황에서 세계경제에서 큰 비중을 지니고 있는 미국이 근본적 조세개혁을 단행한다면 그 파급효과는 전 세계에 미치게 될 것이다. 1980년대에 당시로서는 획기적이었던 미국의 조세개혁 이후 OECD선진국은 물론 한국도 과세기반을 확대하고 한계세율을 낮추는 정책전환을 추진하였다. 만약 미국이 Flat Tax와 같은 근본적인 조세개혁을 단행하여 소득과세를 소비과세로 전환한다면 그 충격과 파급효과는 1986년의 조세개혁을 훨씬 능가하게 될 것이다.

미국이나 EU가 과연 근본적인 조세개혁을 선택할지, 그리고 한다면 언제 할지는 예측하기 어렵다. 근본적인 조세개혁은 이론적·실증

적으로 상당한 타당성을 지니고 있는 것으로 평가되고 있다. 아직은 정치적 여건이 충분히 성숙되지 않은 것으로 보이지만 정치적 지지기반이 단단해지면 언제든지 실행될 가능성도 있다. 그러나 소규모 개방경제를 가진 한국이 대규모 선진국에 앞서 근본적 조세개혁을 단행하는 것은 위험한 일이다. 보다 현명한 자세는 세계적인 정책변화의 흐름을 예의 주시하면서 변화에 기민하게 효과적으로 대응할 수 있는 태세를 갖추는 것이다.

근본적인 조세개혁은 반드시 실행되지 않는다고 하여도 조세정책에 대한 이해의 폭과 깊이를 더하는 데 좋은 연습장이 될 수 있다. 특히 정책담당자들이 현행 제도의 틀에 묶이지 않고 창의적으로 사고할 수 있는 능력을 기르는 데 유용한 지적 유희장이 될 수도 있다. 따라서 지나치게 단기적인 유용성에만 집착하지 말고 한국도 다양한 창의적인 조세정책을 분석하여 신뢰성 있는 결과를 얻어 비교·평가할 수 있는 역량을 축적하는데 많은 관심을 기울일 필요가 있다. 그러면 한국의 자본소득과세와 관련하여 중요한 정책과제를 과세기반의 포괄성과 조세격차의 축소 관점에서 제시한 다음, 최근 정치권 일각에서 거론하고 있는 법인소득세 폐지론에 대해 간략히 언급한다.

가. 자본소득세 기반의 포괄성

한국의 소득세제는 포괄적 소득기반과세를 개념적 토대로 하고 있다. 그러나 Haig-Simons의 정의에 합당한 이상적인 과세기반을 갖추는 일은 현실적으로 선진국에서도 불가능한 일이다. 따라서 과세대상소득의 포괄성에 대한 현실적인 기준 자체가 Haig-Simons의 정의에 현저하게 미치지 못하는 불완전한 형태를 지닐 수밖에 없어 엄격한 논의를 전개하기는 어렵다. 그럼에도 불구하고 자본소득으로서 과세대상에 포함

되지 않고 있거나 과세대상 자본소득이 부정확하게 포착되는 문제를 명시적으로 인식하는 것은 중요한 조세정책적 의미를 지닌다.

소득과세대상의 범위가 Haig-Simons의 정의에 미치지 못하게 하는 중요한 예의 하나는 자기소유주택에 대한 귀속임대료(imputed rent)이다. 실제로 자기소유주택에 대한 귀속임대료를 과세하는 나라는 없기 때문에 중요한 관심사가 아니라고 생각할 수도 있지만 소득과세의 틀을 떠나 소비과세의 관점에서 보면 귀속임대료에 대한 실질적인 과세여부는 큰 의미를 가지고 있음을 알 수 있다. 따라서 현행제도의 틀 속에 구속되지 않고 근본적 조세개혁의 관점에서 보면 귀속임대료를 과세대상소득에서 제외하는 현행 제도는 포괄성의 기준에 비추어 볼 때 중요한 결함을 지니고 있다고 할 수 있다.

소액주주의 상장주식 양도차익에 대한 비과세도 포괄성의 기준에 맞지 않는 예이다. 과세대상의 포괄성에 과세대상을 세분하지 않고 넓은 과세대상에 일관성 있는 과세방법을 적용하는 의미도 있다고 본다면 개인소득세의 분류과세도 포괄성을 떨어뜨리는 요인이라 할 수 있을 것이다. 실제로 한국은 1974년에 개인소득의 종합과세를 확대하였지만 아직 이자소득의 대부분과 배당소득의 60% 가량이 분리과세되고 있다. 최근에는 금융소득 종합과세제도를 도입하였지만 그 대상은 부부합산 이자·배당소득 중 연간 4,000만 원을 넘는 부분에 한정되고 있다.

과세대상의 포괄성이 부족하면 과세대상소득과 비과세소득 사이에 조세격차가 발생하여 자원배분의 효율성이 낮아지게 된다. 같은 이유로 포괄적으로 넓게 정의된 과세대상에 일관성 있는 세율체계를 적용하지 않을 경우 과세대상 경제활동 사이에 유효세율 차등이 발생하고 그 결과 자원배분이 왜곡된다. 과세대상의 포괄성이 충분하지 않으면 형평성이 훼손되는 것도 쉽게 생각할 수 있다. 한국의 소득과세에서 과

세대상소득의 포괄성을 높이는 것은 중요한 정책과제라 할 것이다.

나. 조세격차의 축소

법인이 이익을 창출하기 위해 투입하는 중요한 생산요소는 노동과 자본이다. 이 두 생산요소에 대해서는 유효세율에 차이가 없어야 자원배분의 중립성이 유지될 수 있다. 그러나 현재 법인소득세제도는 노동투입에 대해서는 비용으로 인정하는 반면, 자본투입에 대해서는 자기자본인 경우 과세하고 있다. 현행 법인소득세제는 노동과 자본에 대해 차별적인 처우를 할 뿐만 아니라 타인자본을 자기자본보다 유리하게 처우함으로써 재무구조를 타인자본 의존적인 방향으로 유도하는 효과를 지니고 있다. 이와 같은 법인소득세의 중립성 결여는 노동과 자본, 자기자본과 타인자본의 선택을 왜곡하게 된다.

논의의 범위를 자본배분으로 좁혀서 보면 기업규모, 투자재원의 조달방법, 자산종류 등에 따라 뚜렷한 유효한계세율의 차이가 있으며, 이러한 조세격차가 한국만의 특유한 현상은 아니지만 자원배분의 효율성을 현저하게 떨어뜨리고 있을 가능성이 있다. 특히 타인자본과 자기자본 사이의 유효세율 차이는 투자재원의 조달방법에 관계없이 제공되고 있는 조세지원제도가 재원배분의 관점에서는 매우 비효율적이 될 가능성이 있음을 암시하고 있다.

자원배분을 왜곡하는 조세정책이라도 시대적인 필요에 따라 타당성을 지닐 수는 있다. 그러나 여러 가지 경험적 연구에 의하면 조세의 자원배분 왜곡은 현실적으로 매우 큰 효율성 손실을 가져오기 때문에 결코 가볍게 생각해서는 안 되는 일이다.[13]

13) 선진국에서는 조세의 자원배분 왜곡이 국민복지에 미치는 효과를 분석하기 위해 정교한 동태적 일반균형모형(dynamic general equilibrium model)을

다. 근본적 조세개혁과 법인소득세 폐지안

법인소득세제 폐지는 법인소득세와 개인소득세의 부분통합의 극단적인 형태이기 때문에 이론적으로 새롭거나 조세정책분야에서 생소한 발상은 아니다. 최근 한국의 정치권 일각에서 주장하는 법인소득세 폐지론은 법인소득세의 존재 이유가 이론적으로 분명하지 않다는 이미 잘 알려진 사실에 근거하고 있는 것으로 보인다. 이러한 논리의 전개는 전혀 새로운 것이 아니며 틀린 것도 아니다. 실제로 법인소득세를 폐지할 경우 각종 조세격차가 큰 폭으로 줄어들고 자본배분의 효율성이 개선될 가능성이 높다. 문제는 법인소득세 폐지 이후의 조세체계와 조세수입구조를 어떤 모습으로 할 것인지에 대한 구체적인 대안이 제시되지 않은 데 있다.

쉬운 문제부터 먼저 점검해 보자. 법인소득세 폐지에 따른 조세수입 부족에 대비해 재정지출 축소로 대응할 것인지 아니면 다른 세금을 더 많이 거둘지가 분명하지 않다.[14] 다른 세금을 더 거둔다면 어느 세목에서 얼마를 어떻게 더 거둘지에 대한 방안도 있어야 한다. 그것은 법인소득세 폐지의 성과는 독립적으로 평가될 수 있는 것이 아니라 법인소득세 폐지와 함께 제시되어야 하는 조세수입 결손에 대한 대응책에 따라 달라지기 때문이다. 따라서 조세수입 결손에 대한 대책과 같이 제시되지 않은 법인소득세 폐지안은 평가가 불가능한 불완전한 대안이

사용하고 있지만 한국의 조세정책에 대해서는 아직 신뢰성이 있는 일반균형분석이 이루어지지 않고 있다. 한국의 모형과 파라미터 값을 사용하는 수준높은 연구가 나오기까지는 외국의 분석결과를 참고하여 조세정책을 신중하게 운영하는 것이 좋을 것이다.

14) 1994~2000년 기간에 법인소득세는 국세수입의 12.4~19.2%를 차지하였으며 평균비중은 15.2%였다. 재정경제부, 『조세개요』, 2001, p.14.

라 할 수밖에 없다.

조세수입의 문제를 떠나 조세체계를 중심으로 보면 법인소득세 폐지론은 소비과세로의 전환에 대한 분명한 언급이 없는 것으로 미루어 보아 소득과세의 기본 틀을 유지하는 입장을 취하고 있는 것으로 보인다. 그러나 이는 추측에 불과하며 분명한 언급이 있을 때까지는 단정할 수 없는 일이다. 만약 법인소득세 폐지안이 소비과세로의 전환을 위한 보다 근본적인 조세개혁의 일환이라면 문제는 전혀 달라진다. 그러나 이 경우 국민들에게 법인소득세의 문제점을 지적하는 것으로는 부족하고 소비과세로의 전환으로부터 발생하는 사회적 편익에 대해 설명할 수 있어야 할 것이다.

2001년 5월의 Paul O'Neill 미국 재무부장관은 미국 연방정부 수입의 10%를 차지하고 최고세율이 35%인 법인소득세를 폐지하고 부족한 세수는 개인소득세를 늘림으로써 보충하는 방안을 제안하였다. O'Neill 장관의 제안은 자본소득에 대한 과세를 철폐한다는 의미가 아니다. 그의 제안은 소득과세를 기본으로 하는 조세체계를 유지한다는 전제하에 있으며 법인소득세의 통합론과는 동일선상에 있다. 사실 미국의 자본소득과세제도는 법인소득세의 (부분)통합을 허용하지 않고 있기 때문에 고전적 체계(classical system)로 불리고 있다. 만약 O'Neill 장관의 제안이 실행된다면 미국은 사실상 법인소득세의 완전한 통합을 이루는 최초의 국가가 됨으로써 부분통합에 머물고 있는 다른 OECD 국가를 앞지르게 될 것이다.

현 시점에서 보기에 O'Neill 장관의 안이 폭넓은 지지기반을 가진 것으로 보이지 않는다. 더 큰 주목을 받고 있는 조세개혁안은 지난 대통령 선거기간 중 Bush 대통령 진영에서 관심을 가지고 지지해 온 소비과세로의 전환방안으로 보인다. 만약 이러한 관측이 맞는다면 O'Neill

재무부장관의 말만 믿고 한국이 조세체계의 기본 틀을 섣불리 바꾸다가는 큰 위험에 처하게 될 수도 있다. 세계시장에서의 중심적 역할을 하는 국가의 정책흐름을 예의 주시하는 것은 중요하지만, 넘겨짚고 앞질러가기에는 한국경제의 대외개방도가 너무 높고 세계경제에 비해 규모가 너무 작다.

불확실성이 높은 상황에서는 불확실성과 불확실성에 따른 손해를 줄이는 방도를 찾는 것이 좋다. 미국에서 법인소득세의 폐지나 소득과세의 소비과세 전환 등의 제안이 나오고는 있지만 대테러 전쟁이나 중동사태 등에 비추어 볼 때 1~2년 안에 결말이 날 일은 아닌 것으로 보인다. 따라서 자본소득과세에 관한 한국의 정책기조는 적어도 당분간은 소득과세가 세계적인 규범으로 남아 있을 것이라는 전제하에 수립하는 것이 좋을 것이다. 법인소득세의 폐지나 소비과세로의 전환은 국제적 자본이동에도 큰 영향을 미치기 때문에 철저한 분석과 사전 준비 없이 섣불리 단독으로 결행하기보다 신중하게 다루는 것이 좋을 것이다.

Ⅴ. 결 론

자본소득과세는 소득의 범위설정과 측정, 물가변동에 대한 조정, 중복과세, 자원배분의 왜곡에 이르기까지 다양한 이론적·정책적 문제를 안고 있다. 이미 고전적인 논의가 되었지만, 법인소득과세의 존재이유를 명쾌하게 설명하는 이론은 아직 없다. 그럼에도 불구하고 법인소득세를 폐지해야 한다는 주장은 최근에 와서야 희미하게 들리기 시

작했을 뿐, 법인소득세와 개인소득세를 통합하는 것이 현실적으로 무난하다는 주장이 아직도 압도적인 주류를 형성하고 있는 것으로 보인다.

효율성, 단순성, 형평성을 기치로 내건 1986년의 미국의 획기적인 조세개혁이 원래의 취지에 맞게 정착되지 못하였으며, 1993년의 세법개정 이후에는 개인소득세 최고한계세율이 39.6%에까지 도달하고 구조도 점차 복잡해지는 "과거로의 회귀" 현상이 나타나게 되었다. 이러한 현상에 대한 개혁주의자들의 반응은 주로 소비과세로의 전환을 핵심으로 하는 근본적 조세개혁이었다. 그들에게는 이러한 부작용이 없어도 1986년 이후의 자본소득과세제도는 여러 가지 문제를 안고 있는데 과거로의 회귀는 어불성설로 보였는지도 모를 일이다. 소득과세의 결함을 근원적으로 해소하기 위해서는 소득과세를 소비과세로 전환하는 근본적인 조세개혁이 필요하다는 것이다.

1990년대의 소비과세론자의 주장은 전혀 새로운 것이 아니었다. 영국과 미국에서는 1970년대 말에 이미 소비과세에 대한 체계적인 논의를 시작하였으며, Hall and Rabushka(1983, 1995)는 자본과 노동의 부가가치를 각각 기업과 개인단계에서 과세하는 두 갈래 부가가치세(bifurcated VAT)를 주장해 왔다. 그 후 1995~97년에 미국 의회에 Flat Tax, USA Tax, National Retail Sales Tax 등 근본적인 조세개혁안이 법률안형태로 의회에 제출되었으며, 2000년의 미국 대통령 선거기간 중에는 근본적 조세개혁에 관한 논의가 증폭되었다. 급기야 2001년에는 미국 재무부장관이 법인소득세의 폐지를 제안하고 한국에서도 법인소득세 폐지론이 부상하게 되었다.

본 연구는 이러한 와중에 한국 자본소득과세의 구조와 경제적 효과를 분석하고 최근 미국의 근본적 조세개혁 논의에 비추어 볼 때 한국 자본소득과세의 발전방향은 무엇인지를 탐색해 보고자 하였다. 기업의

투자를 법인규모, 재원조달방법, 자산종류 등에 따라 구분하고 각각의 경우 유효한계세율을 살펴본 결과, 자원배분의 다양한 한계(margin)에서 뚜렷한 조세격차(tax wedge)가 존재함을 드러내었다. 특히 자기자본과 타인자본 사이의 유효세율 차이는 가장 큰 조세격차를 보여주었다. 이러한 결과는 의도적인 조세정책의 결과인 부분도 있지만 더 근본적인 원인은 투자에 대한 조세지원은 투자재원의 조달방법(신주발행, 사내유보, 사채발행)에 대해 중립적으로 제공된 반면, 법인소득세는 타인자본에 대한 보상인 이자에 대해서만 비용공제를 허용하기 때문이다. 이러한 문제는 한국만의 특유한 것은 아니지만 타인자본 의존적인 한국 기업의 재무구조와 관련하여 유의해야 할 대목이다.

유효세율의 분석은 자본소득과세가 자원배분의 효율성을 현저하게 떨어뜨릴 수 있는 가능성을 보여주었다. 물론 유효세율의 차등이 국민복지에 미치는 영향은 조세격차뿐만 아니라 대체탄력성의 함수이기도 하기 때문에 이러한 추측은 불완전한 것이다. 현행 자본소득세제는 유효한계세율의 차등 외에 Haig-Simons 정의에 비추어 본 과세소득 범위의 부적절성, 물가변동에 대한 민감성, 소득측정의 부정확성 등 많은 문제를 지니고 있다. 이러한 문제는 소득과세제도를 유지하는 한 만족스럽게 해소되기 어려운 난제라 할 수 있다. 어쩌면 유효세율의 차등은 오히려 쉽게 해소될 수 있는 문제라 할 수도 있을 것이다.

그러면 한국 자본소득과세의 방향은 무엇인가? 당분간은 세계경제의 흐름을 주도하는 선진국의 정책흐름을 앞지르기보다는 예의 주시하면서, 소득과세의 기본 틀 안에서 단순화, 효율화, 공평화를 도모하는 노력을 꾸준히 기울이는 것이 좋다. 최근 한국 내에서 부상한 법인소득세 폐지론은 논리적으로 완전한 틀을 갖추지 못하고 있기 때문에 심각하게 다루기 어렵다. 법인과 개인단계의 소득과세 부담을 종합적으로

고려한 유효한계세율은 Jorgenson and Landau(1993)에 포함된 9개 OECD국가와 비교할 때 한국이 가장 낮은 수준을 보이고 있기 때문에 조세격차를 줄이는 것이 세율을 낮추는 것보다 더 중요한 정책과제라 할 수 있다.

조세제도를 운영하기 위해 필요한 사회비용으로 효율비용, 납세순응비용, 조세행정비용 등을 들 수 있다. 이러한 조세제도의 사회적 비용이 큰 것으로 알려지고 있기 때문에 조세제도는 이러한 비용을 줄이는 방향으로 발전되어야 할 것이다.[15] 이런 관점에서 미국의 근본적 조세개혁안은 많은 것을 시사하고 있다. 소비과세는 구조가 단순하여 조세비용을 낮추는 데 유효한 개혁안이 될 수 있다. 또 소비과세제도하에서는 소득을 측정할 필요가 없기 때문에 과세소득의 범위설정이나 측정과 관련된 여러 가지 문제가 원천적으로 해소됨은 물론 자본에 대한 유효한계세율이 영이기 때문에 자본의 배분이나 현재와 미래 사이의 자원배분에 관한 왜곡도 없어진다.[16]

● 참 고 문 헌 ●

곽태원, 『감가상각제도와 자본소득과세』, 한국개발연구원, 1985.

원윤희, 「유효한계세율의 측정을 통한 우리나라 자본소득과세 분석」, 『한국조세연구』, 제11권, 한국조세학회, 1996.

15) 우리나라 조세제도의 운영비에 대한 자세한 논의는 현진권·윤건영(1999)을 참조하기 바란다.

16) 다른 조세가 있기 때문에 소비세가 최적이라는 것은 물론 아니다.

유일호, 『UR 타결에 따른 산업별 조세지원제도 개편방안』, 한국개발연구원, 1995.

윤건영, 「한국자본소득세 정책의 투자유인 효과분석」, 『재정논집』, 제2집, 한국재정학회, 1988a, pp.261~288.

_____, 「자본소득세와 자본의 배분」, 『한국조세연구』, 제4권, 한국조세학회, 1988b, pp.121~158.

윤건영·김종웅, 「한국의 법인투자 유효한계세율」, 『공공경제』, 제2권, 한국공공경제학회, 1997, pp.161~200.

현진권, 「조세행정의 개선방향과 정책과제」, 현진권(편), 『조세행정과 정책과제』, 한국조세연구원, 1998.

현진권·윤건영, 「우리나라 조세정책의 평가와 개혁과제」, 『조세개혁의 방향모색: 한국과 미국』, 한국조세연구원 개원 7주년 기념 심포지엄 발표논문집(연구논문집 99-01), 한국조세연구원, 1999.

Aaron, Henry and William Gale(eds.), *Economic Effects of Fundamental Tax Reform*, Brookings Institution Press, Washington, DC, 1996.

Auerbach, Alan, "Tax Reform in the United States: Lessons from the Tax Reform Act of 1986 and Its Aftermath," 『조세정책의 방향모색: 한국과 미국』, 연구논문집 99-01, 한국조세연구원, 1999.

Boskin, Michael, *Frontiers of Tax Reform*, Hoover Institution Press, 1996.

Bradford, David, "Blueprints for Basic Tax Reform," *Tax Analysts*, 1984.

Hall, Robert and Alvin Rabushka, *Low Tax, Simple Tax, Fair Tax*, McGraw Hill, 1983.

_____, *The Flat Tax*, 2nd ed., Hoover Institution Press, 1995.

Hyun, Jin K., Yunhi Won, and Ilho Yoo, "Marginal Effective Tax Rates in Korea: 1960~98," Working Paper 00-02, Korea Institute of

Public Finance, 2000.

Jorgenson, Dale and Kun-Young Yun, *Lifting the Burden: Tax Reform, the Cost of Capital, and U.S. Economic Growth*, The MIT Press, 2001.

Jorgenson, Dale and Ralph Landau, *Tax Reform and the Cost of Capital*, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1993.

Meade, James Edward, *The Structure and Reform of Direct Taxation: Report of a Committee Chaired by Professor James Edward Meade*, London, Allen and Unwin, 1978.

Pechman, Joseph A., *Federal Tax Policy*, 4th ed., The Brookings Institution, Washington, DC, 1983.

U.S. Congress, *Tax Reform Act of 1986: Conference Report*, Volume II, U.S. Government Printing Office, Washington, DC, 1986.