

賃金所得不平等度の 分解 및 原因分析

俞 京 濬

(本院 研究委員)

-
- * 세미나를 통해 유익한 제언을 해주신 한국노동연구원의 박우성·신동균·어수봉·유규창·최강식 박사께 감사를 드리며, 한국개발연구원 세미나에 참석하여 예리한 제언을 해주신 여러 연구위원께 감사드립니다. 특히 초고를 세심히 읽고 예리한 비평과 제언을 해주신 서울대 김대일 교수와 본원의 황성현 박사께 감사를 드립니다.

◇ 要 約 ◇

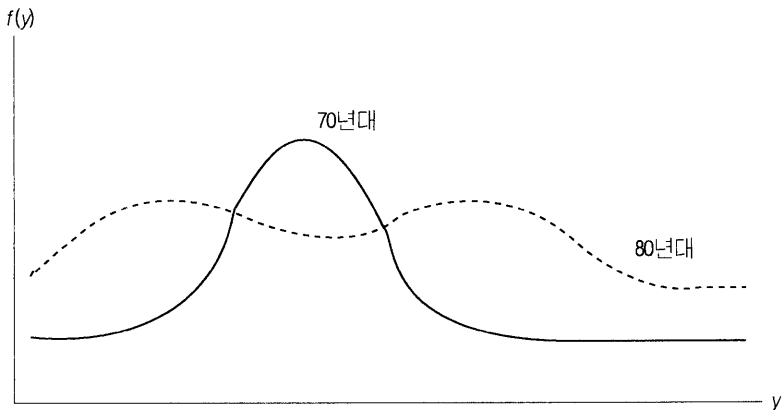
본 논문은 한국의 임금소득불평등도가, 다른 구미제국과는 달리, 1970년대 중반 이후 1993년까지 지속적으로 감소하여온 원인을 알고자 작성하였다. 특히 임금방정식의 추정을 통해 임금불평등도를 원인별로 분해하는 새로운 방법론을 처음 적용시킨 논문으로, 일정시점과 일정기간에 있어서의 원인별 기여도의 수량적 추정을 통해 불평등도를 분해하였다. 이러한 분해를 통하여 1980년대 중반 이후 한국의 임금불평등도가 감소된 주된 원인은 노동조합운동에 기인한 제도적 측면이 아니라 대졸자의 공급확대에 기인한 교육의 투자수익률 감소에 따른 시장적 측면이었다는 점을 보였다.

또한 1993년 이후 임금소득불평등도는 점차 확대되고 있으며, 최근 실업의 급증과 함께 불평등도의 확대가 더욱 심화되고 있는 것으로 파악되고 있다.

I. 研究의 目的

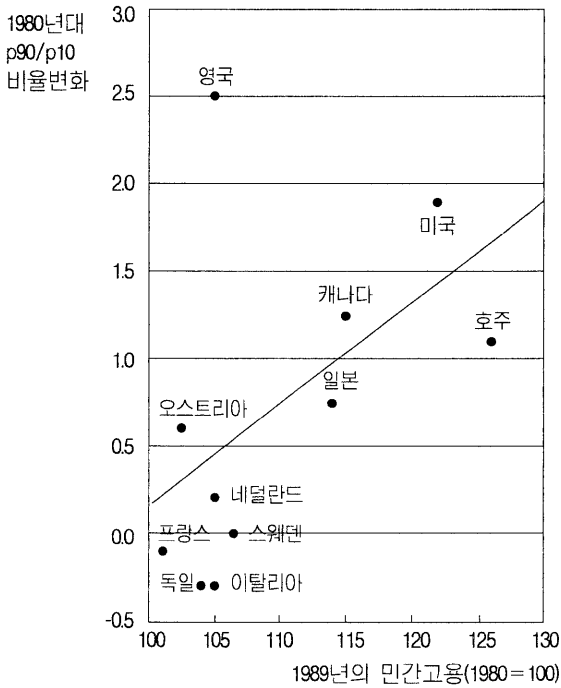
지난 20년 동안 한국경제는 연평균 약 7%의 실질경제성장을 기록하는 놀라운 발전을 보였다. 이러한 발전을 World Bank(1993)나 학자들은 ‘기적의 경제(miracle economy)’라 일컬었다. 더구나 한국의 경제발전은 임금소득불평등도 감소와 함께 하였기 때문에¹⁾ 더욱 놀라운 결과로 받아들여지고 있다. 이는, 미국은 최근 20년 동안 실질임금소득의 변화는 거의 없었으며 최근 경제의 회복에도 불구하고 임금소득불평등도는 지속적으로 심화되었고, 대부분의 유럽국가는 최근 경제회복을 위한 노동시장 유연화정책의 결과 [그림 1]에서 보듯이 1980년대에 부익부 빈익빈현상의 심화로 소득분포가 양극화되는, 이른바 ‘중산층의 몰락’ 현상이

[그림 1] 유럽의 소득분포 변화도



1) 이에 대한 자세한 내용은 유경준(1996) 참조.

[그림 2] 임금소득불평등도와 고용의 창출



자료 : OECD(1994), Chart 5.1에서 재인용.

대두되었기 때문이다.

또한 외국의 경우에 있어 임금소득불평등도의 증감은 고용창출의 증감과 그 축을 같이하여 음에 따라 영국을 제외한 대부분의 OECD국가에 있어 [그림 2]와 같이 고용의 창출과 임금소득불평등도의 개선은 부(負)의 상관관계를 보여왔다.²⁾

한국의 임금소득불평등도는 1970년대 이후 지속적으로 감소추세를 보여왔다. 소득불평등도의 측정에 널리 쓰이는 지니계수의 경우 1976년의 0.3937에서 1993년에는 0.2891로 17년 사이에

2) OECD(1994), Part II, p.3 참조.

24% 감소하였으며, 로그분산의 경우는 1976년의 0.446에서 1993년에는 0.289로 동 기간에 33% 감소하였다. 같은 기간 동안 우리나라는 고용도 지속적으로 증가하여 외국의 일반적인 사례와는 맞지 않았다. [그림 2]에서 한국의 경우는 제Ⅱ사분면 하단에 속하여, 1970년대 이후부터 1990년대 중반까지의 우리나라의 상황을 선진제국과 직접 비교하는 데는 무리가 있다. 다만, 우리나라의 경우 1993년 이후 임금소득불평등도가 1970년대 이후 처음으로 정체 내지는 악화되기 시작하였고, 최근 실업의 증가와 더불어 임금소득불평등도가 더욱 악화되는 현상을 보일 것으로 예상되고 있다. 이는 위에서 언급한 1980년대 선진국의 경험과 비슷한 흐름이며, 우리나라 역시 임금소득 분포의 양극화가 우려되고 있는 실정이다.

본 연구는 연구의 시점을 임금소득이 지속적으로 하락한 1970년대 이후부터 1993년까지로 한정하였으며, 임금방정식을 이용한 새로운 임금소득불평등도의 분해방법을 이용하여 이러한 임금소득 분배상의 평준화 요인을 각 요소의 기여도별로 분해하고 그 원인을 분석하고자 작성되었다.

또한 본 연구에서는 그동안 한국의 임금불평등도의 감소가 1987년 이후 활발히 진행되어온 노동조합운동에 기인한 제도적인 측면에 기인한다는 견해와 그보다는 노동시장의 수요·공급 원리에 따른 시장적 요인에 기인한 것이라는 상반된 두 주장에 대한 검토를 통하여 1980년대 후반 이후 한국의 임금소득불평등도의 감소는 주로 시장적 요인에 기인한 것이라는 점을 밝힐 것이다. 또한 1993년 이후에 발생하고 있는 임금소득불평등도의 정체 내지는 악화현상과 고용의 창출과의 관련성에 대해서는 본 연구의 시사점을 통하여 개관적으로 언급할 것이다.

II. 過去의 研究

우리나라의 경우 소득불평등도에 관한 연구는 주학중(1979), 주학중·윤주현(1984), 권순원 외(1992), 김대모·안국신(1987), Choo(1992), Leipziger(1992), 이정우(1997), 이정우·황성현(1998) 등의 연구가 있으나, 임금소득불평등도의 변화와 관련된 체계적인 연구는 거의 없다고 말할 수 있다.

단지 어수봉·이태현(1992)과 이정우·남상섭(1994)의 연구가 임금소득불평등도와 관련된 연구인데, 이들은 노동조합부문의 임금불평등도가 비조합부문보다 낮음을 1989년을 대상으로 보여주었으며, 나아가 Freeman의 분해방법을 이용하여 그 이유가 조합이나 비조합부문에 취업한 근로자들 특성의 차이 때문이 아니라 학력별·성별 등 제 변수로 인한 임금격차가 조합부문이 비조합부문보다 작기 때문임을 실증적으로 분석하여 노동조합의 임금평준화효과가 한국에 존재함을 보여주었다. 즉, 이들의 연구로부터 추론할 수 있는 것은, 1986년 이후 노동조합운동의 결과 조합부문의 임금불평등도가 줄어들었고, 조합운동의 영향이 비조합부문에까지 미쳐(위협효과 ; threat effect) 우리나라 전부문의 임금불평등도가 줄어들었다는 것이다. 그러나 이들은 추론적인 노동조합의 효과만을 고려하였을 뿐 노동시장의 제 요인들 — 노동력의 수요와 공급에 관련된 — 은 고려하지 못하고 있다.

또한 한국의 임금소득불평등도의 하락에 대하여 Kim and Topel(1995)은 교육의 평준화에 따라 고학력자들의 노동공급이 저학력자들의 노동공급보다 상대적으로 증가한 데에 기인한 것

이라고 밝힌 바 있으나 그들은 교육 이외의 요소에 대하여 체계적인 고려를 못하고 있으며, 그들이 밝힌 바와 같이(p.261) 고학력자들의 상대적 증가가 불평등도에 수량적으로 얼마나 많이 기여했는지는 계속되는 연구과제로 남아 있다. 본 연구는 이러한 수량적인 계측이 가능하다는 점에서 진일보한 방법론을 사용하고 있다고 할 수 있다. Choi(1996, pp.7~8)는 한국의 교육별 임금격차의 축소에 대하여 상품 수요변화에 따른 노동수요적 변화에 기인한 부분은 미미하며, 주로 노동공급적 요인에 기인하였다고 주장하고 있다. 이 점은 본 논문에서도 수량적 분해를 통해 구체적으로 확인될 것이다.

미국의 경우 1980년대 이후부터 1990년대 초반까지 임금소득 불평등도가 지속적으로 증가하여 그 원인에 대한 연구가 1990년대 이후 미국 학계의 주요한 관심사 중의 하나였다. 소득불평등도의 증가원인에 대해서는 미국 내의 일치된 견해가 없으나, 첫째 국제무역의 개방화(growing international trade)에 원인이 있다는 주장(Murphy and Welch[1991], Borjas, Freeman, and Katz[1992] 등)과, 둘째 기술진보(technical shock)에 원인을 두는 주장(Krueger[1991]), 그리고 셋째 1980년대 이후 노동조합 조직률의 하락에 따른 제도적 변화(institutional change)에 원인을 두는 주장(Freeman[1993]) 등 임금불평등도 확대원인에 대한 주요한 견해들이 있다. 그러나 위의 견해들이 임금불평등도 확대원인의 전체를 대변하는 것은 아니라고 생각된다. 폴 크루그먼(1997)은 무역개방화 논리를 주장하는 견해에 대하여 논리상에 근거를 두지 않는 대중 국제주의자(pop internationalist)의 잘못된 주장이라고 평가하여 미국내 임금소득불평등도의 지속적인 확대는 기본적으로 기술진보에 기인한 것이라고 주장하고 있다. 또한 무역개방화 논리와 기술진보 논리가 시장경제적 접근이라 하면 노조조직률 하

락의 논리는 제도적 접근이라 할 수 있다.

불평등도의 변화요인에 대한 정확한 분석을 위해서는 시장적 요인과 제도적 요인 모두를 고려한 종합적인 분석들이 요구되는 바, 본고에서는 임금방정식을 이용한 미시적인 접근을 통해 임금 소득불평등도를 분해하고 원인분석을 시도하였다.

Ⅲ. 韓國의 賃金不平等度 變化推移

토지 및 금융자산 등을 포함한 한국의 총소득에 대한 불평등도의 변화추이에 대한 의견은 발표자에 따라 견해가 약간씩 다르게 나타나고 있으나, 전반적으로 1970년대 중반 이후 증가추세에 있고 최근으로 올수록 소득분포가 악화되고 있다는 견해가 지배적으로 나타나고 있다(권순원 외[1992], Choo[1992], 이정우[1997], 이정우·황성현[1998]).

임금소득불평등도는 1970년대 중반 이후부터 1992년까지는 지속적인 감소추이를 보여왔으며, 1993년 이후에는 약간의 증가추이를 보이고 있다. 1980년대 이후는, 자세히 살펴보면, <표 1>에서 보는 바와 같이 지니계수의 측정이나 $p9/p1$ 의 비율³⁾ 모두 비슷한 추이를 보이고 있는데, 약간의 차이점은 지니계수의 경우는 1991년에 불평등도가 약간 증가한 것으로 나타나고 있으나 $p9/p1$ 지수의 경우는 감소된 것으로 나타나고 있다는 것이다. 또한

3) 소득분배를 10등분하였을 경우 상위 2번째 소득($p9$)을 하위 1번째($p1$)로 나누어준 지수를 의미하며, 이 비율이 높아질수록 소득격차가 심화되어 소득분배가 악화된 것으로 여길 수 있다(분위소득의 합을 나누어주는 것을 의미하는 것은 아님).

〈표 1〉 한국의 임금소득불평등도 추이

	1981	1984	1986	1988	1990	1991	1992	1993	1996	1997
지니	0.366	0.351	0.340	0.327	0.300	0.302	0.287	0.289	0.288	0.282
p9/p1	4.79	4.59	4.38	4.14	3.89	3.87	3.63	3.75	3.75	3.77

주 : 지니계수의 계산에 있어서는 임시직 근로자를 포함시키지 않았으며, p9/p1 계산시는 임시직 근로자를 포함시켰음.

자료 : 임금구조기초통계조사보고서 테이프 각년도에서 계산.

1993년 이후에는 지니계수의 경우는 불평등도가 약간 감소한 것으로 나타나고 있으나 p9/p1지수의 경우는 약간 증가한 것으로 나타나고 있다.

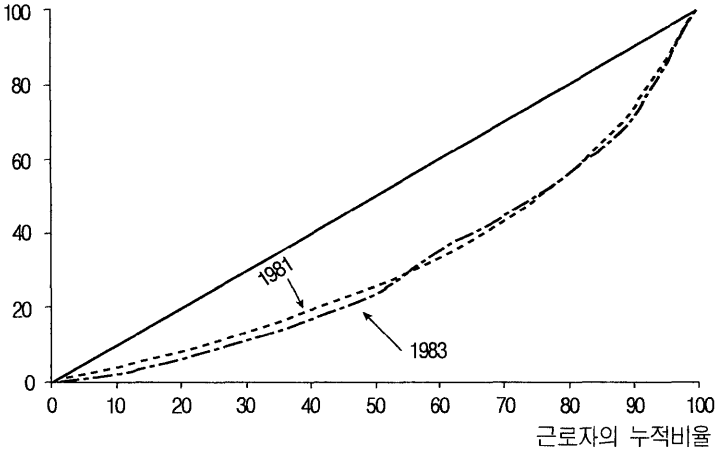
그러나 1990년과 1991년 사이의 임금소득 분포는 양지수의 측정 결과가 엇갈리고 있다. 이런 경우는 로렌즈곡선이 교차하고 있는 경우로서, 변화된 소득분포에 따라 한 계층은 전년도에 비해 소득이 증가하였고, 한 계층은 소득이 감소한 경우를 나타낸다. 가치판단이 배제되지 않은 상태에서는 1990년과 1991년의 소득분포 중 어느 소득분포가 개선되었는지 개악되었는지 말할 수 없는 상황인 것이다(1981년과 1983년, 1993년과 1996년의 경우도 마찬가지이다). 로렌즈곡선이 교차하여 두 소득분포의 절대적 우위를 판단할 수 없는 경우를 1981년과 1983년을 예로 들어 [그림 3]에 나타내었다.

〈표 2〉에는 1970년대 중반 이후 변화된 우리나라의 임금 10분위의 누적비율이 나타나 있다.⁴⁾ 이 표를 이용하여 1976년부터 5

4) 누적분포라는 점에 주의를 요한다. 따라서 이 표에 나타난 5분위의 수치라 하면 1분위에서 5분위 사이에 있는 모든 근로자의 임금소득의 합이 총근로자의 임금소득의 합에서 차지하는 비율을 의미한다. 따라서 1997년 5분위의 누적비율 30.3%는 하위 절반의 근로자계층이 전임금소득의 30.3%를 차지함을 의미한다. 역으로 1997년의 상위 1분위의 소득비율은 10분위 누적비율 100%에서 9분위 누적비율 78.2%를 뺀 21.8%로 계산되며, 상위 10%의 임금

[그림 3] 로렌츠곡선이 교차하여 소득분포의 개선 여부를 판단할 수 없는 경우(1981년 : 1983년)

임금소득의 누적비율



<표 2> 임금 10분위의 누적비율 변화추이

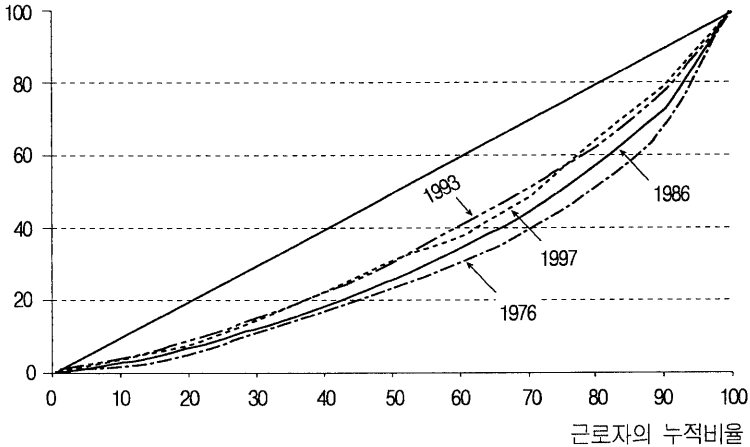
(단위 : %)

	1976	1981	1983	1986	1991	1993	1996	1997
1분위	3.08	3.14	3.03	3.37	3.71	3.83	3.71	3.72
2분위	7.21	7.38	7.15	7.82	8.65	8.90	8.68	8.75
3분위	12.08	12.36	12.10	13.06	14.50	14.93	14.64	14.82
4분위	17.63	18.19	17.93	19.18	21.29	21.95	21.69	21.99
5분위	24.00	25.10	24.92	26.47	29.14	30.11	29.91	30.30
6분위	31.48	33.38	33.40	35.13	38.24	40.51	39.33	39.80
7분위	40.73	43.44	43.67	45.44	48.84	51.21	50.09	50.61
8분위	52.61	55.97	56.16	57.86	61.26	62.47	62.61	63.16
9분위	68.92	72.13	71.96	73.40	76.49	77.29	77.76	78.20
10분위	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

자료 : 임금구조기본통계조사 테이프 각년도에서 계산.

[그림 4] 한국의 로렌츠곡선의 추이(1976~97)

임금소득의 누적비율



년의 기간으로 그린 로렌츠곡선은 1993년까지 이후 연도의 로렌츠곡선이 이전 연도의 로렌츠곡선과 모든 부분에서 같거나 상위에 위치하고 있는 로렌츠 지배(Lorenz dominant) 상황을 나타내고 있어, 1970년대 중반 이후 한국의 임금소득불평등도는 모든 임금소득계층에 대하여 지속적으로 개선되어왔다고 단정적으로 말할 수 있다. 그러나 위에서 언급하였듯이 1993년과 1997년의 로렌츠곡선은 교차하고 있어 어느 소득분배가 더 나은 소득분배라고 말할 수 없으므로 최근의 임금소득불평등도는 1992년 이전에 비하여 개선되지 않고 있다고 말할 수 있다.

소득이 전체 임금소득의 21.8%를 차지하고 있음을 의미한다.

IV. 賃金所得不平等度 分解의 方法論

이 장에서는 임금소득불평등도를 여러 변수들이 포함된 임금방정식을 이용하여 계량적으로 분해할 수 있는 방법론을 제시하고자 한다.

여기서 사용되는 임금불평등도의 측정계수는 로그임금의 분산이다. 즉, 로그임금을 종속변수로 한 임금방정식을 설정하고 이를 이용하여 로그분산을 각 원인별로 분해하는 방법이 제시된다. 그러나 로그분산은 소득불평등도 측정지수가 갖추어야 할 네 가지 정리⁵⁾ 중 세번째 정리인 인구 독립성(population independence)을 만족시키지 못하여 각년도별로 동일한 모집단이 아닌 경우 불평등도의 비교에 문제를 야기시킨다. 그러나 이 점에 대하여 Fields and Yoo(1998, p. 33)는 선형로그모형이며, 이 논문에서 제시하는 분해방법에 따르는 경우 지니계수나 앳킨슨(Atkinson)계수, 여러 형태의 분위(centile)지수들의 불평등도 기여 비율은 궁극적으로 동일하기 때문에 문제가 없다고 밝히고 있다.

아래의 방법은 Yoo(1995)와 Fields and Yoo(1998)에서 개발된 방법을 수식으로 구체화한 것이다.

이 방법에 따르면 ① 한 시점(예 : 1986년 또는 1993년)에 있어 개별 설명변수들이 전체의 임금불평등도에 상대적으로 어느 정도 기여했는지를 분해할 수 있고, ② 일정기간(예 : 1986년과 1993년 사이)의 임금불평등도의 변화에 대하여 어느 요인들이 상대

5) 이 네 가지 정리에 대해서는 유경준(1996) 참조.

적으로 기여했는지를 분해할 수 있으며, ③ 개별요인(예 : 교육 또는 노동조합)을 다시 그 수익률(또는 노조 유무간 임금격차)의 변화와 개별변수 분산의 변화(예 : 교육수준의 평준화, 노동조합 조직률의 변화)와 그들의 공분산의 변화로 분해할 수 있다.

본 연구에서 사용된 자료는 임금구조기본통계조사 테이프(구 직종별임금조사 테이프)이며, 이 자료는 기본적으로 10인이상 사업체를 표본으로 추출한 자료이므로 전체근로자의 약 절반 정도가 표본에 반영되지 못하여 임금수준이 높게 보고되는 한계가 있다.

1. 해당 시점의 임금소득불평등도의 분해방법

$\ln W_a = \sum_{i=1}^n b_{ai} X_{ai}$ 를 일정시점 a 의 추정된 임금함수로 놓으면, 이를 벡터로 표시하면 $X_a = [1, X_2, X_3, \dots, X_{n-1}]$, ϵ : 임금함수의 설명변수들과 잔차항, $b_a = [b_1, b_2, b_3, \dots, b_{n-1}, 1]$: 추정된 회귀계수들로 되며, 통계학적 정리⁶⁾에 따라 $var(\ln W_a) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n cov(b_{ai} X_{ai}, b_{aj} X_{aj})$ 가 되고, 이 식은 아래와 같이 변화된다.

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^n cov(\ln W_a, b_{ai} X_{ai}) \quad (\ln W_a = \sum_{i=1}^n b_{aj} X_{aj} \text{ 이므로}) \\ &= \sum_{i=1}^n b_{ai} cov(\ln W_a, X_{ai}) \quad \dots\dots\dots(A) \end{aligned}$$

식 (A)의 양변을 $var(\ln W_a)$ 로 나누고 100을 곱하면, 식 (A)는 아래와 같이 변환되고, s_i 를 요소 i 의 상대적 불평등 기여도라 정의하면 아래와 같이 표현될 수 있다.

6) 통계학적 정리에 따른다. Mood, Grayvill, and Boss(1974), p.179 참조.

$$\begin{aligned}
 100\% &= \sum_{i=1}^n cov(b_{ai}X_{ai}, \ln W_a) / var(\ln W_a) \\
 &= \sum_{i=1}^n b_{ai} * cov(X_{ai}, \ln W_a) / var(\ln W_a) = \sum_{i=1}^n s_i \quad \dots\dots\dots(B)
 \end{aligned}$$

따라서 식 (B)에서 각 요소들을 구하면, 즉

- ① 추정된 회귀변수들(b_{ai} 들),
- ② 로그임금과 잔차를 포함한 설명변수들의 공분산들[$cov(X_{ai}, \ln W_a)$], 여기서 상수항과 로그임금의 공분산은 0을 구하면, 로그분산으로 구한 일정 시점의 임금소득불평등도를 각 요소의 상대적 기여도 [$s_i = b_{ai} * cov(X_{ai}, \ln W_a) / var(\ln W_a)$]로 분해할 수 있다.

2. 해당기간의 임금불평등도 감소원인에 대한 분해방법

일정시점 a 와 c 사이의 임금소득불평등도의 변화는 $var(\ln W_a) - var(\ln W_c)$ 로 표현될 수 있고 이 식은 다시 아래와 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{i=1}^n cov(\ln W_a, b_{ai}X_{ai}) - \sum_{i=1}^n cov(\ln W_c, b_{ci}X_{ci}) \\
 &= \sum_{i=1}^n s_i^a * var(\ln W_a) - \sum_{i=1}^n s_i^c * var(\ln W_c)
 \end{aligned}$$

여기서 S_i^a 는 a 시점에서의 요소 i 의 상대적 불평등 기여도, S_i^c 는 c 시점에서의 요소 i 의 상대적 불평등 기여도를 의미한다.

위의 식을 $var(\ln W_a) - var(\ln W_c)$ 로 양변을 나누고 100을 곱하면 $100\% = \frac{\sum_{i=1}^n [s_i^a * var(\ln W_a) - s_i^c * var(\ln W_c)]}{var(\ln W_a) - var(\ln W_c)}$ 로 변화되고, T_i^{ac} 를

$\frac{s_i^a var(\ln W_a) - s_i^c var(\ln W_c)}{var(\ln W_a) - var(\ln W_c)}$ 라 정의하면 T_i^{ac} 는 요소 i 의 $a \sim c$ 기간

동안의 임금소득불평등 감소분에 대한 상대적 기여도를 의미한다.

3. 해당시점과 해당기간에 있어 개별원인 변수의 기여도의 분해

일정시점에 있어 개별변수의 기여도를 다시 세분하기 위하여 식 (B)를 변화시키면 아래와 같이 표현될 수 있다. 즉, $cor(X_{ai}, \ln W_a) = cov(X_{ai}, \ln W_a) / sd(X_{ai}) * sd(\ln W_a)$ 이므로

$$\begin{aligned} & cov(X_{ai}, \ln W_a) / var(\ln W_a) \\ &= cor(X_{ai}, \ln W_a) * sd(X_{ai}) * sd(\ln W_a) / var(\ln W_a) \\ &= cor(X_{ai}, \ln W_a) * sd(X_{ai}) / sd(\ln W_a) \end{aligned}$$

으로 변환된다. 여기서 $cor(*)$ 는 상관계수(correlation coefficient)를, $sd(*)$ 는 표준편차(standard deviation)를 의미한다.

따라서 식 (B)는 다시 아래의 식 (C)로 변환된다.

$$\sum_{i=1}^n s_i = \sum_{i=1}^n b_{ai} * cor(X_{ai}, \ln W_a) * sd(X_{ai}) / sd(\ln W_a) \dots\dots\dots(C)$$

따라서 식 (B)는 식 (C)로 변화되어 세분할 수 있으며, 식 (C)를 이용하여 일정기간에 있어 개별변수의 불평등도 변화에 대한 기여도를 세분하면 아래와 같이 표현될 수 있다.

식 (C)의 양변에 log를 취하면 식 (C)는 아래와 같이 변화하고

$$\log s_i = \log b_{ai} + \log cor(X_{ai}, \ln W_a) + \log sd(X_{ai}) - \log sd(\ln W_a)$$

$\Delta \log x = \Delta x/x$ 이므로, 위의 식은 아래의 식 (D)로 변환다.

$$\begin{aligned} \Delta s_i / s_i &= \Delta b_{ai} / b_{ai} + \Delta cor(X_{ai}, \ln W_a) / cor(X_{ai}, \ln W_a) \\ &+ \Delta sd(X_{ai}) / sd(X_{ai}) - \Delta sd(\ln W_a) / sd(\ln W_a) \dots\dots\dots(D) \end{aligned}$$

따라서 개별원인 변수의 기여도 변화율은

- ① 회귀계수의 변화율과
- ② 각 요소와 로그임금의 상관계수의 변화율과
- ③ 각 요소의 표준편차 변화율의 합과
- ④ 로그임금의 표준편차 변화율의 차로 분해할 수 있다.

그러나 식 (D)의 경우 각항의 해석에 있어 상관계수가 끼어 있게 되어 경제학적 의미를 해석하는 데 어려움이 있다.

즉, 식 (D)의 문제는 b_i 와 $cor(X_i, \ln W)$ 이 모두 $cov(X_i, \ln W)$ 의 함수여서 하나가 변하면 양자가 동시에 변화한다는 점이다(왜냐 하면 단순회귀의 경우 $b_i = cov(X_i, \ln W) / \sigma^2(X_i)$ 이고 $cor(X_i, \ln W) = cov(X_i, \ln W) / \sigma(X_i) \sigma(\ln W)$ 이기 때문에).

그러나 이 문제는 다른 근사치를 구하는 방법으로 극복될 수 있다. 즉, 만약 i 번째 임금소득 결정요인이 다른 임금소득 결정요

인들에 독립이라면 $s_i = \frac{b_i^2 a^2(X_i)}{\sigma^2(\ln W)}$ 가 되며 윗식은 시간의 변화

에 대하여 근사식으로 아래와 같은 식 (E)로 변환된다.

$$\frac{\Delta s_i}{s_i} = 2 \frac{\Delta b_i}{b_i} + 2 \frac{\Delta \sigma(X_i)}{\sigma(X_i)} - 2 \frac{\Delta \sigma(\ln W)}{\sigma(\ln W)} \dots\dots\dots(E)$$

따라서 식 (E)는 개별변수의 기여도를 세분화할 경우 그것은 근사적으로 추정계수의 변화율과 추정변수 표준편차의 변화율의 합과 로그임금 분산의 변화율 차로 분해됨을 알 수 있다.

5. 임금함수의 추정

임금함수의 추정시 일반적으로 사용되고 있는 민서형(Mincer

〈표 3〉 임금방정식에 있어 변수의 정의⁷⁾

변 수	표 기	정 의
임 금	<i>ln W</i>	월 총임금의 자연로그 정액급여+초과급여+연간특별급여/12
교육 정도	<i>Dedu</i>	교육 정도의 더미변수 국졸(base), 중졸, 고졸, 대졸이상
결혼 여부	<i>Dmarr</i>	기혼자=1, 기타=0의 더미변수
성 별	<i>Dsex</i>	남자=1, 여자=0의 더미변수
사업체규모	<i>Esize</i>	사업체규모의 더미변수 10~29(base), 30~99, 100~299, 300~499, 500인이상
근 속	<i>Tenu</i>	현 직업에서의 근속연수
근속의 제공	<i>Tenusq</i>	현 직업에서의 근속연수의 제공
경 력	<i>Dexp</i>	이전 직업의 경력연수의 더미변수
근로시간	<i>Hour</i>	초과근로시간을 포함한 총근로시간
조합 유무	<i>Dunion</i>	그 기업에 조합이 있으면 1, 없으면 0의 더미변수, 근로자의 조합가입 여부로 분류한 것이 아님
직 종	<i>Docc</i>	직종의 더미변수
산 업	<i>Dind</i>	산업의 더미변수
지 역	<i>Dreg</i>	지역의 더미변수

Type) 임금방정식에 따라 추정하여, 종속변수는 로그임금을 사용하였고 독립변수는 아래와 같이 개인적 속성에 따른 변수와 기업속성에 따른 변수를 사용하였다.

$$\ln W = f(Dedu, Tenu, Tenusq, Dexp, Dmarr, Dsex, Esize, Hour, Dunion, Docc, Dreg, Dind).$$

7) 변수설정에 대한 자세한 논의는 유경준(1995) 또는 Fields and Yoo(1998)를 참조.

V. 分解의 結果

1. 임금소득불평등도 요인의 구성

설명되지 않은 요소(잔차)를 제외하면, 근속 및 경력(약 25%)이 1976년 이후 임금소득불평등도의 가장 큰 요인이었으며, 성별에 의한 것(14%)이 두번째로 큰 비중을 차지하고 있다(표 4 참조). 여기서 설명되지 않은 요소라 하면 회귀방정식에서 포함되지 않은 변수들에 기인한 불평등도를 의미하는데, 1996년까지는 이 요인에 의한 불평등도가 줄어왔으나 1993년 들어 다시 증가하고 있다.

교육에 의한 기여도는 직종에 의한 기여도와 더불어 서너번째의 요인으로 나타나고 있으며, 1976년 이후 지속적인 감소추세를 보이고 있다.

교육과는 반대로 기업규모에 의한 기여도는 비록 그 정도는 작으나 1976년 이후 지속적인 증가추세를 보이고 있다.

〈표 4〉에서 특징적인 것은 근로시간의 기여도가 1976년과 1981년, 1986년에 양(陽)의 효과가 아니라 음(陰)의 효과로 나타나고 있다는 점이다. 이 점을 해석하기 위해서는 제Ⅳ장의 식 (B)를 유념하여 살펴보아야 한다. 즉, 식 (B)에서 알 수 있듯이 근로시간의 기여도가 음(陰)이 되기 위해서는 근로시간의 추정계수와 로그임금의 분산이 양(陽)이기 때문에 근로시간과 로그임금의 공분산[$cov(X_i, \ln W)$]이 음(陰)이어야 한다. 이 의미는 근로시간이 평균보다 큰 경우는 로그임금의 평균보다 작은 것과, 또는 근로

〈표 4〉 임금소득불평등도의 원인별 분해

(단위 : %)

	1976		1981		1986		1993	
	기여도	순 위	기여도	순 위	기여도	순 위	기여도	순 위
교 육	18.3	2	16.5	3	14.2	4	7.9	5
경력 및 근속	14.9	3	23.0	2	22.9	2	28.0	2
결 혼 여 부	7.6	6	6.6	6	6.6	6	2.1	6
성 별	10.4	5	14.7	4	14.7	3	14.1	3
사업체규모	0.5	8	0.6	9	0.9	8	1.9	7
근로시간	-0.6	10	-1.4	10	-1.2	11	0.1	11
조합유무	n.a.		n.a.		0.2	10	1.4	8
산 업	3.3	7	4.7	7	4.9	7	1.4	8
지 역	0.2	9	0.9	8	0.9	9	1.0	10
직 종	10.7	4	10.3	5	10.2	5	9.5	4
잔 차	29.4	1	28.4	1	25.6	1	32.5	1
전 체	100		100		100		100	

시간이 평균보다 작은 경우는 로그임금의 평균보다 큰 것과 함께 움직인다는 것을 의미하여, 근로시간이 길수록 임금은 적게 받거나 근로시간이 짧을수록 임금은 많이 받는 결과를 의미하게 된다. 필자는 이 점을 본 연구의 분석에 사용된 자료(임금구조기본통계조사 테이프)의 측정오차(measurement error) 문제 때문이라 생각한다. 즉, 통상의 경우 사무직 이상의 직급은 초과근로수당이 인정되지 않아 초과근로시간이 보고되지 않는 문제를 내포하고 있기 때문에 임금은 상대적으로 많이 받고 있으나 근로시간은 적게 나타나고 있기 때문이라 여겨진다. 이러한 측정오차의 문제가 적어지리라고 여겨지는 1993년에는 근로시간의 임금소득 불평등에 대한 기여도가 양으로 나타나고 있는 점이 이를 반증하고 있다고 말할 수 있다.

2. 임금소득불평등도 변화요인의 구성

가. 1986~93년 기간

이 기간을 다른 기간과 분리한 이유는, 이 기간에는 노동조합의 변수가 포함되어 있기 때문이다. 1986~93년 사이에 임금소득 불평등도 감소에 가장 큰 영향을 준 변수는 1987년 6·29선언 이후에 활성화된 노동조합운동의 결과로 인식되어왔으나, <표 4>와 <표 5>에서 보는 바와 같이 한국 기업에 있어 노동조합의 존재는 임금소득불평등도나 그의 변화에 적어도 1986~93년에는 거의 영향을 주지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이렇게 일반적인 추론과는 다른 결과가 나온 이유는 노동조합 유무간 임금격차가 우리나라에서는 매우 작거나 없다는 점과⁸⁾ 노동조합운동의 결과로 일부 기인된 성별·학력별 임금격차의 축소가 회귀방정식의 다른 변수(성, 학력)로 반영되어 나타났기 때문이라고 추론할 수 있다. 즉, 노동조합의 유무는 임금소득불평등도의 변화에 직접적으로 미친 영향은 매우 작지만 다른 변수를 통한 간접적인 영향은 존재한다고 말할 수 있을 것이다. 그러나 본 연구의 추가 작업을 통하여 확인된 바는 위에서 지적한 두번째 요인, 즉 1987년 6·29선언 이후 노동조합의 활성화를 통하여 나타난 제도적 요인에 의한 임금소득불평등도의 변화는 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 확인하기 위하여 기본 모형에 대한 견고성 검증(robustness test) — 노동조합과 다른 변수간의 교차항 설정을 통한 노동조합의 간접적 영향 검토 — 을 한 결과 노동조합과 다른 변수(학력, 성 등)의 교차항이 임금소득불평등도의 감소에 영향을 미친 바가 거의 없는 것으로 나타나(Fields

8) 이에 대해서는 조우현·유경준(1997) 참조.

〈표 5〉 임금소득불평등도 감소원인의 분해

(단위 : %)

	1976~81		1981~86		1986~93	
	기여도	순 위	기여도	순 위	기여도	순 위
교 육	24.1	3	34.9	2	33	1
경력 및 근속	-13.7	-1	-27.5	-1	14	5
결 혼 여 부	4.6	6	19.6	4	6	7
성 별	-26.7	-4	21.4	3	11	6
사업체 규모	4.9	5	-2.5	-3	-2	-3
근 로 시 간	7.6	4	-3.1	-2	-6	-1
조 합 유 무	n.a.		n.a.		-3	-2
산 업	-4.7	-3	2.5	6	16	3
지 역	-5.6	-2	0.5	7	0	8
직 종	41.0	2	4.5	5	17	2
잔 차	79.8	1	50.1	1	15	4
전 체	100		100		100	

and Yoo[1998]), 우리나라의 임금소득불평등도의 감소는 적어도 1986~93년에는 제도적 요인에 기인한 것이 아니라 학력별 임금 격차의 축소 등을 통한 시장적 요인에 기인한 것으로 보는 것이 타당하다 할 것이다.

또한 1986~93년 기간중 기업규모에 기인한 임금소득불평등 정도는 다른 요소들과는 달리 증가한 것으로 나타나고 있어(그 정도는 노동조합변수와 마찬가지로 매우 미미하지만) 기업규모 간 임금격차의 확대와 더불어 기업규모간에 있어 임금소득불평등도가 심화되고 있는 것으로 확인되었다.

교육의 차이에 따른 임금소득불평등도는 1986년이나 1993년에는 불평등도의 구성요인에 있어서 네번째와 다섯번째를 차지하고 있으나, 위에서 언급한 바와 같이, 1986~93년 기간에는 임금소득불평등도를 감소시킨 가장 중요한 변수로 작용하고 있다. 교육 차이에 대한 설명은 다음 절의 교육변수에 대한 심층분해를

통하여 구체적으로 언급할 것이다.

나. 1976~93년 기간

임금불평등도 변화요인의 구성과는 달리 일정한 형태를 보이지는 않으나 교육요소에 의한 임금소득불평등의 감소 정도가 약 30%로 1976년 이후 지속적이며 가장 큰 요인으로 작용하고 있다.

또한 임금소득불평등도는 기업규모 요인에 의해 1981년 이후 약간의 증가추세를 보이고 있다.

3. 개별요소(교육)의 심층분해

앞 절에서 본 바와 같이 임금소득불평등의 감소에 있어서 교육이 1976년 이후 가장 큰 역할을 해왔음이 확인되었다. 따라서 식 (D)를 이용하여 교육에 의한 기여도를 교육에 대한 수익률의 감소에 기인한 부분과 교육 평준화에 따른 부분으로 세분하면 <표 6>에서 보는 바와 같이, 교육에 의한 임금소득불평등도의 감소는, 1976년과 1993년 사이에 주로 교육에 대한 수익률 감소에 의한 부분이 큰 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 특이한 점

<표 6> 개별요소의 심층분해 I

	1986~93		1981~86		1976~81	
	변화분	비중(%)	변화분	비중(%)	변화분	비중(%)
1) $\Delta b_i / b_i$	-41	74	-8.84	58.3	-6.71	88.2
2) $\Delta sd(Yedu) / sd(Yedu)$	1	-2	-5.61	37.0	-2.83	37.3
3) $\Delta cor(Yedu, \ln W) / cor(Yedu, \ln W)$	-30	54	-7.18	47.4	-3.63	47.8
4) $-\Delta sd(\ln W) / sd(\ln W)$	14	-25	5.86	-38.6	5.46	-71.8
5) $\Delta s_i / s_i$	-55	100	-15.1	100	-7.60	100

〈표 7〉 근로자의 교육정도별 분포사항 및 표준편차

(단위 : %)

	1981	1986	1993
국졸이하	20.2	10.4	8.1
중 졸	36.1	31.9	17.4
고 졸	31.5	41.8	50.1
초대졸	2.4	4.1	6.9
대졸이상	9.8	11.9	17.6
전 체	100	100	100
교육의 표준편차	8.23	7.47	11.11

자료 : 임금구조기초통계조사 테이프(10% 표본)에서 계산.

은 1986년 이전 기간에는 교육 평준화로 인한 불평등도의 감소도 전체 불평등도 감소에 어느 정도 기인한 것으로 나타나고 있으나, 1986~93년 기간 동안에는 교육의 표준편차가 〈표 7〉에서 보듯이 오히려 증가하여 전체 불평등도 감소에 부(負)의 영향을 주는 것으로 나타났다는 점이다.

교육변수가 임금소득불평등도의 감소에 미친 영향을 1986~93년 기간 대신 1986~91년 기간으로 살펴보면 1986~93년의 기간과는 다른 결론이 나온다. 즉, 〈표 8〉에서 보는 바와 같이 1986~93년 기간에 비하여 1986~91년 기간은 교육이 수익률 감소에 기인한 비율은 낮으나, 교육의 표준편차의 축소에 기인한 비율은 상당히 높다. 또한 1986~91년 기간은 임금소득불평등도의 감소에 영향을 미친 부분이 교육의 수익률 감소에 기인한 부분보다 점점 낮아지고, 교육의 표준편차의 감소에 기인한 부분이 점점 큰 비중을 차지하는 측면에서 이전 기간과의 추이와 일치하고 있으나, 1986~93년 기간은 이전 기간과는 다른 추이를 보이고 있다. 위에서 언급한 바와 같이 교육의 수익률이 감소한 부분이 높은 비중을 차지하고 교육의 표준편차는 오히려 이전 기간보다

〈표 8〉 개별요소의 심층분해 II

	1986~93		1986~91	
	변화분	비중(%)	변화분	비중(%)
1) $\Delta b_i / b_i$	-41	74	-9.022	33.6
2) $\Delta sd(Yedu) / sd(Yedu)$	1	-2	-14.48	53.9
3) $\Delta cor(Yedu, \ln W) / cor(Yedu, \ln W)$	-30	54	-16.60	61.8
4) $-\Delta sd(\ln W) / sd(\ln W)$	14	-25	11.29	-42.0
5) $\Delta s_i / s_i$	-55	100	-26.86	100

증가하여 임금소득불평등도의 감소에 부(負)의 영향을 주고 있다.

이러한 이유는 1978년과 1981년 이후에 걸친 초대 및 대학입학 정원의 증가로 대학에 입학한 자들이 본격적으로 노동시장에 진입하는 시점이 1988년으로 생각을 하면(남성의 경우 1985년에 졸업하고 군대 3년후인 1988년에 노동시장 진입), 교육의 경우 고급인력의 배출이 점점 늘어나 인력에 대한 수요보다는 공급이 지속적으로 증가하게 됨에 따라 1991년보다는 1993년의 교육의 수익률이 점차 축소하게 되고, 한편으로는 대졸자의 공급이 일정 시점까지는 교육수준의 증가로 교육수준의 평준화(교육의 표준편차 감소) 효과가 임금소득불평등도를 감소시켰지만 1993년에는 대졸자의 증가로 인한 교육의 표준편차가 오히려 증가하여 임금소득불평등도의 개선에 교육의 표준편차 변화율이 기여하지 못하게 된 것이라고 추정할 수 있다.

4. 최근의 임금소득불평등도의 변화추이 및 전망

앞에서 언급한 바와 같이 영국이나 미국과 같이 실업대책의 일

환으로 노동시장 유연성 제고를 강력하게 추진하는 경우 임시직 근로자와 시간제 근로자의 비중 증가에 따라 임금소득의 불평등도가 악화된 것이 일반적인 사례였고, 개방화와 국제화 및 급격한 기술혁신의 결과 근로자계층이 고도의 기술을 갖춘 지식근로자와 단순근로자로 이분화됨에 따라 이른바 ‘중산층의 몰락’으로까지 표현되는 임금소득분배 악화현상이 나타나게 된다. 또한 영국이나 미국과 같이 근로자의 소득 평준화를 지향하는 노동조합 기능의 위축은 임금소득분배를 악화시킴에 따라(Freeman[1993]) I 장의 [그림 2]에서 보듯이 선진국에 있어 고용의 창출과 임금소득불평등도의 증가는 정의 상관관계를 보여왔다.

현재 우리나라에서는 외국의 사례에서 지적한 ① 노동시장 유연화정책의 추진, ② 기술진보에 따른 근로자계층의 이분화, ③ 노동조합 조직력의 약화가 동시에 진행되고 있기 때문에 임금소득의 분배가 악화되고 있는 것으로 추정되고 있다.

또한 최근에는 실업의 급증에 따라 1998년에는 제조업의 실질임금이 1997년에 비하여 10% 이상 감소할 것으로 예상되고 있어 임금소득의 분배악화는 계속될 전망이다, 이는 최근의 임금하락이 주로 초과근로급여와 특별급여(보너스)의 하락에 기인하고 있어 임금감소의 효과가 고임금인 사무직근로자보다 저임금인 생산직근로자에 상대적으로 더 크게 작용하고 있는 데서 그 근거를 찾아볼 수 있다(사무직 근로자의 경우 명목임금 3.8% 하락, 생산직의 경우 7.1% 하락).

또한 1998년 10월 현재 1년 미만의 前職失業者(137만명) 중 임시직 및 일용직의 비율이 61.8%로 나타나는 등 저임금계층에 실업이 집중됨에 따라, 향후 이들이 더욱 낮은 임금을 받고 취업(공공근로사업 등)한다고 볼 때 임금소득의 분배는 추가적으로 악화될 가능성이 존재하고 있다.

〈표 9〉 최근 내역별 임금증감률의 추이(제조업, 1월부터 9월까지
누계평균)

(단위: 원, %)

	임금총액		정액급여		초과급여		특별급여	
	금 액	증감률	금 액	증감률	금 액	증감률	금 액	증감률
생산직	1,125,258	-7.1	773,627	2.6	165,248	-20.0	186,382	-25.6
사무직	1,464,160	-3.8	1,154,616	4.4	61,174	-13.9	248,368	-28.0
평 균	1,253,492	-5.6	917,787	3.5	125,868	-19.0	209,836	-26.7

자료: 노동부, 『매월노동통계조사 보고서』, 1998년 9월호.

Ⅵ. 要約 및 結論

기존의 미국 학자들의 임금소득불평등도에 대한 분석방법은 주요한 한두 가지 요인(기술 — 교육, 근속, 직종 — 에 대한 가격 상승 또는 노동운동의 쇠퇴에 따른 효과, 수출입 비중이 경제에서 차지하는 비중이 늘어남에 따른 산업구조조정의 결과)을 제시하고 이에 대한 근거를 보여주는 것이었으나 본 논문에서는 마이크로 자료를 사용하여 일정시점에 있어 한국의 임금소득불평등도를 구성요소별로 분해하여 어느 요인이 다른 요인에 비해 상대적으로 어떠한 비중을 차지하고 있는지를 보여주고, 또한 일정기간에 있어 임금소득의 불평등도가 어느 요인에 의해 얼마나 감소 또는 증가되었는지를 분해하여 제시하고 있어 기존의 방법론에 비해 진일보한 방법론을 사용하고 있다. 즉, 임금방정식을 이용한 임금소득불평등도 감소원인에 대한 분해를 통해 교육이 임금불평등도의 개선에 가장 중요한 역할을 한 점을 실증적으로 보였고 다시 교육변수를 세분하여 원인별로 설명했다는 점에서 기존의 연구를 능가하고 있다고 할 수 있다.

또한 본 연구는 1986년 이후 한국의 임금소득불평등도가 개선된 주요 원인은 노동조합운동에 의한 것이 아니라 학력 수준의 평준화에 의해 노동공급이 수요를 초과함에 따라 발생한 노동시장적 요인에 의한 것이라는 가설을 실증분석을 통하여 보여주었다.

해당 시점에 있어 불평등도를 요인별로 분해한 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 즉, 우리나라의 임금소득불평등도는 설명되지 않는 사항들(잔차)을 제외하고는 1976년 이후 근속이나 경력의 차이에서 오는 불평등도가 1993년 현재 전체의 4분의 1을 차지하여 가장 큰 비중을 차지하여왔으며, 그 다음으로 성별 차이에서 오는 불평등도가 약 15%로 큰 비중을 차지하고 있다. 교육 정도의 차이와 직종의 차이에서 오는 불평등도는 약 10% 내외로서 교육 정도에 기인한 차이는 근래에 올수록 점차 줄어들고 있다. 특이한 점은 기업의 노동조합 유무에 따른 불평등도의 차이는 1986년과 1993년에 각각 1% 내외로서 기대한 것에 비해 아주 작은 비중을 차지하고 있다. 또한 기업규모의 차이에서 오는 불평등도는 비록 그 비중이 작으나 1993년에는 그 비중이 이전에 비해 상대적으로 증가하여(1% 미만에서 2%로) 근래에 들어 기업규모별 임금격차뿐만 아니라 기업규모별 복지수준의 차이도 확대되고 있음을 알 수 있다.

<표 5>는 해당 기간에 있어 임금소득불평등도가 어느 요인에 의해 어느 정도 감소 또는 증가하였는지를 보여주고 있다. 설명이 되지 않은 요인을 제외하면, 교육 정도의 차이에서 오는 요인이 전기간을 걸쳐 꾸준히 감소되어왔음을 알 수 있다. 이는 학력수준의 상승에 따른 근로자들의 평균교육연수의 차이가 줄어들고 더불어 학력수준별 임금격차의 축소에 의해 불평등도가 감소된 것으로 설명될 수 있다. 또한 같은 기간동안 노동조합의 유무

에 기인한 불평등도는 약 3%를 차지하고 있어 임금소득불평등도의 축소에 노동조합이 직접적으로 기여한 바는 없는 것으로 나타나고 있다. 기업규모의 차이에서 오는 임금소득불평등도는 비록 그 비중은 미미하나 1981년 이전의 기간에는 축소된 것으로 나타나, 그 이후는 오히려 확대시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 보이고 있다.

본고에서 본 바와 같이 한국의 임금소득불평등도는 1970년대 중반 이후 지속적으로 축소되어왔으나 1993년 이후에는 확대되고 있으며, 특히 대량실업 발생 이후 더욱 확대될 것으로 짐작된다. 그 이유는 서론에서도 언급한 바와 같이 현재 우리나라가 추진하고 있는 노동시장 유연화정책은 외국의 일반적 경험에 비추어볼 때 임금소득불평등도를 확대시켜온 것이기 때문이다. 따라서 고용의 창출과 임금소득불평등도는 상충관계(trade off)에 있음과 임금격차가 지나치게 확대되면 빈곤근로자(working poor)를 양산하여 중산층의 몰락을 초래하게 되므로 현재 미국이 우려하고 있는⁹⁾ 사회적 위기를 초래할 수 있음을 인식하는 것이 정책 입안자에게는 필요하다.

임금불평등도의 확대를 어느 정도까지 받아들여느냐는 사회에 따라 다른 견해를 가질 수 있다. 유럽 국가들에서는 고용 증대를 위해 임금격차 확대를 받아들이지 않는다는 사고방식이 광범위하게 지지되고 있다. 그러나 사회가 그 목표를 달성하는 방법도 상황에 따라 변화해야 한다. 높은 실업이 오래 지속되는 한 다른 수단으로, 예를 들면 사회보장 확대, 평등의 목표를 추구하고 한편으로는 시장의 작용으로 실업을 감소시키는 임금의 역할이 작동될 필요성이 있다고 판단된다.

9) 리차드 프리만(1997) 참조.

정책 차원에서 임금불평등도의 조절은 본 연구에서 밝혀진 바와 같이 개별변수의 조절을 통하여 가능하므로 장기적인 안목을 가지고 이를 실행할 수 있는 구체적인 대안이 모색될 시기라고 판단된다. 이를 위해서는 개별변수들의 변화 원인이 구체적 (underlying causes)으로 필요하나 본 연구에서는 임금소득불평등도의 감소요인 중 가장 큰 기여를 한 교육에 대한 심층분해만을 다루었다.

끝으로 본 논문은 임금소득에 한정된 분석이기 때문에 이를 재산소득이나 금융소득이 포함된 전체 소득의 불평등도에 미친 영향으로 오해하지는 말아야 한다. 즉, 현재 우리나라의 총소득의 분배 정도는 일치된 견해가 없이 학자에 따라 다른 견해들을 가지고 있기 때문에 임금소득에 한정된 본 논문의 분석과는 전혀 다른 결과가 나올 수 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 권순원·고일동·김관영·김선웅, 『분배불균등도의 실태와 고용 정책과제』, 한국개발연구원, 1992.
- 김대모·안국신, 『한국의 소득분배 및 그 결정요인과 분배문제에 대한 국민의 의식구조』, 중앙대학교, 1987.
- 김영봉·N.F. 맥긴, 『한국의 교육과 경제 발전』, 한국개발연구원, 1984.
- 리차드 프리만, 「계층간 격차의 심화: 미국 경제의 새로운 문제 (Toward an Apartheid Economy)」, 최강식(역), 한국경제신문사, 1997.

- 어수봉·이태현, 「노동조합의 임금평등효과」, 『한국노동연구』, 제3집, 한국노동연구원, 1992.
- 유경준, “Poverty and Inequality in Korea,” 『한국노동연구』, 제6집, 한국노동연구원, 1996.
- 이정우, 『소득분배론』, 비봉출판사, 1997.
- 이정우·남상섭, 「한국노동조합이 임금분배에 미치는 영향」, 『경제학연구』, 제41권 제3호, 한국경제학회, 1994. 2.
- 이정우·황성현, 「한국의 분배문제 : 현황, 문제점과 정책방향」, 『KDI정책연구』, 제20권 제1·2호, 한국개발연구원, 1998. 12.
- 조우현·유경준, 「노동조합가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과」, 『경제학연구』, 제45권 제3호, 한국경제학회, 1997. 9.
- 주학중, 『한국의 소득분배와 결정요인(상)』, 한국개발연구원, 1979.
- 주학중·윤주현, 「1982년 계층별 소득분배 추계와 변동요인」, 『한국개발연구』, 제6권 제1호, 한국개발연구원, 1984.
- 폴 크루그먼, 『팝 인터내셔널리즘』, 김광전(역), 한국경제신문사, 1997.
- Borjas, G.J., R.B. Freeman, and L.F. Katz, “On the Labor Market Effects of Immigration and Trade,” in G.J. Borjas and R.B. Freeman(eds.), *Immigration and the Work Force*, Chicago : University of Chicago Press, 1992.
- Choi, Kang-Shik, “The Impact of Shifts in Supply of College Graduates: Repercussion of Educational Reform in Korea,” *Economics of Education Review*, 1996.
- Choo, Hakchung, “Income Distribution and Distribution Equity in

- Korea,” Prepared for the UCSD Symposium on Social Issues in Korea June 25-27, La Jolla, California, 1992.
- Fields, Gary S. and Gyeongjoon Yoo, “Falling Labor Income Inequality in Korea’s Economic Growth: Patterns and Underlying Causes,” May 1998.
- Freeman, Richard B., “How much Has De-Unionization Contributed to the Rise in Male Earning Inequality?” in S. Danziger and P. Gottschalk(eds.), *Uneven Tides: Rising Inequality in America*, New York, Russel Sage Foundation, 1993, pp.133~163.
- Kim, Dae-il and Robert Topel, “Labor Markets and Economic Growth: Lessons from Korea’s Industrialization, 1970-1990,” in Richard Freeman and Lawrence Katz(eds.), *Differences and Changes in Wage Structures*, University of Chicago Press, 1995.
- Krueger, Alan B., “How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984~89,” mimeo, Princeton University, August 1991.
- Leipziger, Danny M., “Korea: Issues of Distribution Prepared for the UCSD Symposium on Social Issues in Korea,” June 25~27, La Jolla, California, 1992.
- Murphy, Kevin M. and Finis Welch, “The Role of International Trade in Wage Differentials,” in M. Koster(ed.), *Workers and Their Wages*, Washington, DC: The AEI Press, 1991, pp.39~69.
- _____, “The Structure of Wages,” *Quarterly Journal of Economics*, CVII, 1992, pp.285~326.
- Mood, Graybill, and Boss, *Introduction to the Theory of Statistics*, 3rd., 1974.
- OECD, *The Jobs Study: Evidence and Explanations*, Part I and Part

II, 1994.

World Bank, *The East Asian Miracle*, 1993.

Yoo, Gyeongjoon, *An Analysis and Decomposition of Changing Labor Income Distribution in Korea*, Unpublished Doctoral Dissertation, Cornell University, Aug. 1995.

<부표 1> 1993년 회귀분석결과

Source	Ss	df	Ms	Number of obs = 43987 F(34, 43952) = 2689.26 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.6754 Adj R-squared = 0.6751 Root MSE = .29335		
Model	7868.48475	34	231.426022			
Residual	3782.31207	43952	.086055517			
Total	11650.7968	43986	.264875115			
	Coef.	Std. Err.	P> t	t	[95t Conf.	Interval]
yedu	.0361504	.0007613	47.483	0.000	.0346582	.0376426
married	-.0615934	.0046056	-13.374	0.000	-.0706205	-.0525663
union	.0578411	.003535	16.363	0.000	.0509125	.0647697
female	-.3141789	.0036487	-86.106	0.000	-.3213304	-.3070273
hour	.3273139	.0092658	35.325	0.000	.3091528	.345475
potexp	.0210241	.0005842	35.991	0.000	.0198791	.022169
potexpsq	-.0003865	.0000113	-34.098	0.000	-.0004087	-.0003643
tenure	.0581378	.0007769	74.834	0.000	.0566151	.0596605
tensqr	-.0012908	.0000346	-37.327	0.000	-.0013586	-.0012231
dsize2	.0197679	.004219	4.685	0.000	.0114986	.0280372
dsize3	.0554003	.004912	11.279	0.000	.0457727	.0650278
dsize4	.0682683	.0067434	10.124	0.000	.0550512	.0814855
dsize5	.1207551	.0052101	23.177	0.000	.1105431	.130967
dreg2	-.0677268	.0060661	-11.165	0.000	-.0796165	-.0558372
dreg3	-.0172086	.0045717	-3.764	0.000	-.0261693	-.0082479
dreg4	-.0736539	.0064975	-11.336	0.000	-.0863892	-.0609186
dreg5	-.0600393	.0056824	-10.566	0.000	-.0711768	-.0489018
dreg6	-.0998582	.0053279	-18.742	0.000	-.110301	-.0894154
dreg7	.0001367	.0045125	0.030	0.976	-.0087078	.0089812
docc2	-.2117949	.0089433	-23.682	0.000	-.2293239	-.1942659
docc3	-.2675886	.0088258	-30.319	0.000	-.2848874	-.2502899
docc4	-.3095251	.0079003	-39.179	0.000	-.3250097	-.2940405
docc5	-.406878	.0106167	-38.324	0.000	-.4276869	-.3860691
docc6	-.4913279	.0355177	-13.833	0.000	-.5609432	-.4217125
docc7	-.3959929	.0084625	-46.794	0.000	-.4125795	-.3794064
docc8	-.3724862	.0083569	-44.572	0.000	-.3888658	-.3561066
docc9	-.6859659	.0101786	-67.393	0.000	-.7059163	-.6660156
dind2	-.1908881	.0178917	-10.669	0.000	-.2259561	-.15582

<부표 1>의 계속

dind3	-.1979162	.0238193	-8.309	0.000	-.2446024	-.15123
dind4	-.0811652	.0189124	-4.292	0.000	-.1182339	-.0440966
dind5	-.1332506	.0185301	-7.191	0.000	-.16957	-.0969312
dind6	-.2123031	.0182503	-11.633	0.000	-.248074	-.1765322
dind7	-.0781821	.0182607	-4.281	0.000	-.1139734	-.0423908
dind8	-.0765217	.0186902	-4.094	0.000	-.1131548	-.0398885
cons	11.59675	.0534871	216.814	0.000	11.49192	11.70159

<부표 2> 1986년 회귀분석 결과

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	93831.96338	3127.73211	5448.834	0.0001
Error	58258	33441.17723	0.57402		
C Total	58288	127273.14061			
Root MSE		0.75764	R-square	0.7372	
Dep Mean		12.56179	Adj R-sq	0.7371	
C.V.		6.03131			

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP	1	11.415169	0.01664898	685.638	0.0001
YEDU	1	0.045953	0.00061243	75.034	0.0001
TENU	1	0.038152	0.00089195	42.774	0.0001
TENUSQ	1	-0.000577	0.00004075	-14.161	0.0001
DEXP2	1	0.130189	0.00475565	27.376	0.0001
DEXP3	1	0.197267	0.00496880	39.701	0.0001

<부표 2>의 계속

DEXP4	1	0.285266	0.00558967	51.034	0.0001
DEXP5	1	0.361020	0.00668090	54.038	0.0001
DMAR	1	0.178430	0.00335557	53.174	0.0001
DSEX	1	0.327615	0.00329391	99.461	0.0001
ESIZE2	1	0.089326	0.00438336	20.378	0.0001
ESIZE3	1	0.162527	0.00463134	35.093	0.0001
ESIZE4	1	0.198208	0.00574680	34.490	0.0001
ESIZE5	1	0.248276	0.00458624	54.135	0.0001
HOUR	1	0.000963	0.00003539	27.212	0.0001
DIND3	1	-0.167509	0.01118188	-14.980	0.0001
DIND4	1	-0.126512	0.01108797	-11.410	0.0001
DIND5	1	-0.050244	0.01125396	-4.465	0.0001
DIND6	1	-0.097453	0.01284259	-7.588	0.0001
DIND7	1	0.116852	0.01200196	9.736	0.0001
DIND8	1	0.006691	0.01175216	0.569	0.5691
DREG2	1	-0.122700	0.00453093	-27.081	0.0001
DREG3	1	-0.052433	0.00380112	-13.794	0.0001
DREG4	1	-0.036518	0.00944475	-3.866	0.0001
DREG5	1	-0.085495	0.00560244	-15.260	0.0001
DREG6	1	-0.152314	0.00521745	-29.193	0.0001
DREG7	1	-0.079017	0.00370778	-21.311	0.0001
DOCC2	1	0.156028	0.00813794	19.173	0.0001
DOCC3	1	-0.199491	0.00550308	-36.251	0.0001
DOCC4	1	-0.515718	0.00794119	-64.942	0.0001
DOCC5	1	-0.301695	0.00601524	-50.155	0.0001

〈부표 3〉 1981년 회귀분석 결과

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	75911.60599	2300.35170	2982.183	0.0001
Error	39072	30138.77562	0.77137		
C Total	39105	106050.38162			
Root MSE		0.87827	R-square	0.7158	
Dep Mean		12.02765	Adj R-sq	0.7156	
C.V.		7.30213			

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP	1	11.168540	0.01984442	562.805	0.0001
DEDU2	1	0.073442	0.00490195	14.982	0.0001
DEDU3	1	0.213084	0.00589479	36.148	0.0001
DEDU4	1	0.387502	0.01297994	29.854	0.0001
DEDU5	1	0.632934	0.00934797	67.708	0.0001
TENU	1	0.040628	.00146411	27.750	0.0001
TENUSQ	1	-0.001199	0.00007931	-15.124	0.0001
DEXP2	1	0.130173	0.00534404	24.359	0.0001
DEXP3	1	0.201554	0.00625633	32.216	0.0001
DEXP4	1	0.312452	0.00717497	43.547	0.0001
DEXP5	1	0.410943	0.00893957	45.969	0.0001
DMAR	1	0.187751	0.00463641	40.495	0.0001
DSEX	1	0.355071	0.00451135	78.706	0.0001
ESIZE2	1	0.099091	0.00631145	15.700	0.0001
ESIZE3	1	0.138247	0.00656128	21.070	0.0001
ESIZE4	1	0.166619	0.00792248	21.031	0.0001
ESIZE5	1	0.223195	0.00632984	35.261	0.0001

〈부표 3〉의 계속

HOUR	1	0.001322	0.00004184	31.590	0.0001
DIND3	1	-0.198519	0.01338262	-14.834	0.0001
DIND4	1	-0.178607	0.01329685	-13.432	0.0001
DIND5	1	-0.027384	0.01382366	-1.981	0.0476
DIND6	1	-0.087222	0.01691592	-5.156	0.0001
DIND7	1	0.083856	0.01453815	5.768	0.0001
DIND8	1	-0.050315	0.01492440	-3.371	0.0007
DREG2	1	-0.074849	0.00560212	-13.361	0.0001
DREG3	1	-0.062140	0.00515383	-12.057	0.0001
DREG4	1	0.064527	0.01318651	4.893	0.0001
DREG5	1	-0.056844	0.00765597	-7.425	0.0001
DREG6	1	-0.126857	0.00744482	-17.040	0.0001
DREG7	1	-0.033546	0.00502533	-6.675	0.0001
DOCC2	1	0.197532	0.01224333	16.134	0.0001
DOCC3	1	-0.073346	0.00960109	-7.639	0.0001
DOCC4	1	-0.415890	0.01244579	-33.416	0.0001
DOCC5	1	-0.237753	0.01034118	-22.991	0.0001

〈부표 4〉 1976년 회귀분석 결과

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	73790.78064	2459.69269	1888.848	0.0001
Error	30089	39182.45169	1.30222		
C Total	30119	112973.23232			
Root MSE		1.14115	R-square	0.6532	
Dep Mean		11.00062	Adj R-sq	0.6528	
C.V.		10.37349			

〈부표 4〉의 계속

Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP	1	10.281465	0.02493724	412.294	0.0001
DEDU2	1	0.060217	0.00585746	10.280	0.0001
DEDU3	1	0.244084	0.00756940	32.246	0.0001
DEDU4	1	0.411145	0.01845945	22.273	0.0001
DEDU5	1	0.718803	0.01247752	57.608	0.0001
TENU	1	0.051434	0.00194913	26.388	0.0001
TENUSQ	1	-0.001367	0.00010387	-13.159	0.0001
YEXP	1	0.043524	0.00162784	26.737	0.0001
YEXPSQ	1	-0.001124	0.00007059	-15.929	0.0001
DMAR	1	0.199378	0.00625016	31.900	0.0001
DSEX	1	0.278490	0.00604087	46.101	0.0001
ESIZE2	1	0.116880	0.00920142	12.702	0.0001
ESIZE3	1	0.215832	0.00876448	24.626	0.0001
ESIZE4	1	0.310405	0.00898896	34.532	0.0001
HOUR	1	0.000902	0.00004504	20.028	0.0001
DIND3	1	-0.165465	0.01683224	-9.830	0.0001
DIND4	1	-0.120143	0.01680967	-7.147	0.0001
DIND5	1	-0.051013	0.01764710	-2.891	0.0038
DIND6	1	0.007847	0.02382085	0.329	0.7418
DIND7	1	0.146501	0.01925110	7.610	0.0001
DIND8	1	-0.125274	0.01919059	-6.528	0.0001
DREG2	1	-0.009931	0.00699757	-1.419	0.1559
DREG3	1	0.001040	0.00709153	0.147	0.8834
DREG4	1	0.002397	0.01743177	0.138	0.8906
DREG5	1	0.014992	0.00938869	1.597	0.1103
DREG6	1	-0.102411	0.01019923	-10.041	0.0001
DREG7	1	0.071609	0.00674943	10.610	0.0001
DOCC2	1	0.194915	0.01547262	12.597	0.0001
DOCC3	1	-0.114095	0.01319634	-8.646	0.0001
DOCC4	1	-0.449394	0.01641824	-27.372	0.0001
DOCC5	1	-0.288189	0.01370254	-21.032	0.0001

論 評

金 大 逸

(서울대학교 경제학부 교수)

이 논문은 임금소득의 불평등도에 영향을 미치는 변수에 대하여 각각의 기여도를 평가하고, 이와 같은 각 변수의 기여도가 시간이 흐름에 따라 어떻게 변화하고 있는지에 대하여 분석하고 있다. 이와 같은 분석결과는 일차적으로 소득불평등화가 발생하는 원인을 변수별로 구분하여 볼 수 있다는 장점과 앞으로의 소득분배정책을 입안하는 과정에서 각 원인별로 효과적인 대응책이 수립될 수 있는 근거를 제공하고 있다고 볼 수 있다. 소득분포에 대한 기존의 많은 연구들이 단순히 소득불평등도의 수준을 비교하는 데 그치고 있는 점을 감안할 때, 저자의 분석방법과 그로부터 도출된 결과는 기존의 연구에 비해 진일보한 것이라고 평가된다.

지금까지 일반적으로 우리나라의 소득분배는 여러 지표상으로 볼 때 선진국에 비하여 그리 나쁘지 않은 것으로 알려져 왔고, 특히 임금소득의 분포는 1980년대와 1990년대 중반까지 지속적으로 개선되어왔다. 이 기간동안 노동력에 대한 수요는 비록 고학력·고기능 근로자에게 유리한 방향으로 변화하였지만, 고학력·고기능 근로자의 노동공급 증가세가 수요의 증가세를 훨씬 상회함에 따라 임금의 불평등도는 대체로 개선되는 추세를 보인 것이다. 그러나 1980년대 후반 이후에 노동수요의 고학력·고기능화가 가속화되었고, 1990년대 초반 이후 고학력 근로자의 공급 증가세가 다소 누그러지기 시작하여, 1990년대 중반 이후에는 임

금분포가 다소 악화되는 경향이 나타나고 있다. 특히 임금분포의 확대현상은 1997년 말에 촉발된 경제위기로 인하여 더욱 뚜렷하게 나타나고 있는 실정이다.

이러한 시점에서 임금분포의 확대, 나아가 소득분포의 확대를 어떻게 억제하는 것이 바람직한가를 깊이 있게 고려해볼 필요가 있다. 이 논문의 분석결과는 이 문제에 대하여 두 가지의 매우 중요한 시사점을 제공하고 있다. 첫째, 중요한 정책변수라고 할 수 있는 교육의 경우, 임금분포에 미치는 영향이 지대하다는 점이다. 일례로 1970년대에는 임금의 결정변수 가운데 가장 큰 부분을 차지하고 있는 것이 교육이다. 한편 1980년대를 거치면서 지속적인 교육확대에 따라 교육수준에 따른 임금격차가 급속히 감소하여, 전체 임금분포에서 교육이 차지하고 있는 부분이 1993년도에 이르러서는 3단계나 하락하였다. 이와 같은 결과는 앞으로 계속 진행될 노동수요의 고학력화와 이에 따른 임금분포 확대압력에 대응함에 있어서 근로자의 교육 및 기능의 향상이 매우 효과적일 수 있음을 시사하고 있다.

둘째, 많은 선진국가에서는 노동조합이 임금분포의 확대를 억제하는 효과를 보이고 있으나, 우리나라 노동시장의 경우에는 그러한 효과가 관측되지 않는다는 점이다. 저자의 분석에 의하면, 노동조합의 효과가 가장 크게 나타난 1993년도도 전체 임금분포에서 노동조합의 역할이 차지하고 있는 부분은 1.4%에 불과하다. 또한 1986~93년 기간에 걸쳐 노동조합의 등장은 오히려 임금분포의 확대요인으로 작용하였을 가능성이 제기되고 있다. 이러한 결과는 우리나라 노동조합의 역할이 선진국에서 볼 수 있는 경우와 사뭇 다를 가능성이 높음을 의미한다. 실제로 우리나라의 노조 조직률은 100인 미만 기업에서는 5%에도 못미치는 반면 15,000인 이상의 기업에서는 70%를 상회하는 등 기업규모

와 밀접한 관계를 가지고 있다. 따라서 노동조합이 상대적으로 기능수준이 낮고 소규모 기업에 종사하는 근로자를 대상으로 조직되기보다는 상대적으로 기능수준이 높고 임금도 높은 대기업 근로자를 주대상으로 조직되고 있다. 그 결과로서 노동조합과 그에 따른 임금인상효과가 저임금 근로자의 임금을 높여 임금소득 불평등도를 개선하기보다는 오히려 고임금 근로자의 임금을 상승시켜 불평등도 심화라는 효과를 초래한 것으로 보인다.

이와 같은 결과를 바탕으로 이 논문은 향후 임금소득불평등도의 완화, 더 나아가 소득불평등도의 완화라는 과제를 위해 노력해야 할 부분이 무엇인지를 분명히 시사하고 있다. 논평자가 이해하기로는 이 부분이 바로 교육의 확대이다. 현재의 진학률을 보면 18세 인구 가운데 고등학교를 졸업하는 인구의 비중이 남녀 공히 90% 수준에 이르고 있다. 더욱이 이러한 고등학교 졸업자 가운데 거의 절반이 4년제 또는 2년제 대학에 진학하고 있는 실정이다. 이와 같이 본다면 교육의 양적 확대는 이제 한계에 이르렀다고 해도 과언이 아닐 것이다. 그렇다면 이 논문이 주는 시사점을 어떻게 정책적으로 실제화할 것인가? 이 문제에 대한 논평자의 대답은 교육의 질적 확대이다.

교육의 질적 확대란 두 가지 측면에서 바라볼 수 있다. 첫째, 현대 경제구조에서 기술진보는 매우 빠르게 진행되고 있어, 과거에 습득한 지식이 곧 새로운 지식 또는 기술로 대체되고 있다. 따라서 지금 필요한 교육은 기존의 기술을 습득시키는 교육보다는 새로운 기술 및 환경에 보다 신속하고 적절히 대응할 수 있는 능력(adaptability)을 육성하는 교육이라고 할 수 있다. 이러한 교육효과는 기존의 대입 위주 교육에서 기대하기 어렵기에, 이제부터는 창의적인 사고능력(creativity)과 지식습득능력(learning skill) 육성에 보다 치중할 필요가 있다. 둘째, 학교교육의 질을

제고한다고 하여도, 이는 신규 노동력의 기능을 제고시킬 뿐 기존 노동력의 적응력 향상에는 큰 도움이 되지 못한다. 따라서 정규교육과정의 개선뿐 아니라, 기존의 노동력에 대한 훈련기능도 질적인 변화가 요구된다고 할 수 있다. 결국 그동안 양성훈련에만 치중해온 직업훈련과정이 획기적인 변화를 거칠 필요가 있다는 의미가 된다.

이와 같은 관점에서 볼 때 이 논문은 단순한 임금분포의 분석에 그치지 않고 소득불균형 해소를 위한 정책입안에 시사하는 바가 크기 때문에 매우 중요한 연구결과라고 인정된다. 다만, 저자의 분석에 있어 다소 아쉬운 부분이 존재하는 것도 사실이다. 일례로 분석대상연도 모두에서 임금분포의 30% 가량을 잔차항이 차지하고 있는데, 이 잔차항의 비중이 시계열적으로 변화하고 있는 부분에 대하여 추가적인 설명이 필요하다고 사료된다. 이러한 변화가 노동의 수요나 공급 측면에 연계될 수 있다면, 시사하는 바가 클 것이기 때문이다. 그리고 임금 또는 소득의 분포에 있어서 그 수준 자체도 중요하지만 개별 근로자 소득의 분포내 이동(earnings mobility)도 매우 중요한 분석대상이다. 왜냐하면 상대적으로 빈곤한 계층이 계속 빈곤하게 남아 있는지, 아니면 시간이 경과함에 따라 상위계층으로 이동할 여지가 많은지가 소득 분배정책의 주요 쟁점이라고 할 수 있기 때문이다. 물론 자료의 부족이 가장 큰 이유겠지만, 이 논문에서는 이러한 부분이 다루지고 있지 않고 있어 아쉬움이 남는다.

黃 晟 鉉

(본원 연구위원)

이 논문은 우리나라 임금방정식의 추정을 통해 임금소득불평

등도의 원인을 실증적으로 분석한 논문이다. 이 논문에서 저자는 1980년대 중반 이후 임금소득불평등도 감소의 주된 요인이 노동조합 운동에 기인한 제도적 측면에 의한 것이 아니라 대졸자의 공급 확대에 기인한 교육의 투자수익률 감소에 따른 시장적 측면에 의한 것임을 보여주고 있다. 임금방정식 추정식을 이용한 임금소득불평등도 감소원인에 대한 분해를 통해 교육이 임금소득불평등도의 개선에 가장 중요한 역할을 한 점을 실증적으로 보였고, 교육변수를 보다 세분화한 분석을 시도하였다.

지금까지 우리나라의 분배문제에 관한 연구에서 불평등도의 원인분석에 대한 실증적 연구는 거의 이루어지지 못했는데, 이 논문에서는 독창적으로 개발한 불평등도 분해방법을 이용해서 엄밀한 원인분석을 행했다는 점에서 의의가 크며, 향후 이러한 방법론이 가계소득의 불평등도 등에 대한 원인분석에도 적용될 수 있으리라 기대된다.

여기서는 비록 이 논문에서 구체적 분석이 이루어지지는 않았으나 최근의 경제상황과 관련하여 주요 정책이슈로 논의하고 있고, 우리나라의 분배문제 및 노동정책 방향과 깊은 연관성이 있다고 판단되는 형평측면에서의 노동시장 유연성 제고 문제와 관련한 몇 가지 논점을 제시하고자 한다. 저자는 이 논문에서 외국의 경우에 있어 임금소득불평등도의 증감은 고용창출의 증감과 그 축을 같이하여옴에 따라 영국을 제외한 대부분의 OECD 국가에서 고용의 창출과 임금소득불평등도의 개선은 負의 상관관계를 보였음을 지적하고 있다. 노동시장 유연성 제고를 강력하게 추진하는 경우 임시직 근로자와 시간제 근로자의 비중 증가에 따라 노동소득의 불평등도가 악화된 것이 외국의 일반적인 사례라는 것이다. 이러한 관찰에 입각해서 현재 우리나라에서 추진하고 있는 노동시장 유연화정책이 노동소득 분배 악화의 원인이

될 것으로 보고 있다.

그런데 이러한 주장은 사실 이 논문의 주된 분석결과와는 별다른 관계가 없으며, 외국의 일반적인 사례에 비추어서 결론을 내리는 데에는 주의를 기울일 필요가 있는 것으로 보인다. 우선 저자가 지적한 대로 우리나라에서는 1970년대 이후 1993년에 이르기까지 임금소득불평등도가 개선되면서 고용도 지속적으로 증가하여 외국의 일반적인 사례와는 맞지 않았다. 또한 최근에 실업의 대폭적인 증가와 더불어 임금소득불평등도는 상당히 악화되고 있는 것으로 보고 있는데 실업문제의 해결을 위해서는 노동시장 유연화정책이 매우 중요하고, 따라서 최근의 우리 현실에서 노동시장의 유연성 제고는 실업문제의 해결과 노동소득불평등의 개선이라는 두 가지 목표를 동시에 해결할 수 있는 정책수단이 될 수 있는 것으로 보인다.

단순히 외국의 경험상 노동시장 유연화의 강도 높은 추진이 임금소득불평등도를 심화시키므로 우리의 경우에도 이러한 현상이 일어나리라 보는 것은 문제가 있다. 나라별로 노동시장의 상황도 크게 다르고 노동시장 유연화의 구체적 내용과 수단도 다를 것이다. 최근 OECD 국가들의 정책논의에서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 것이 분배문제의 개선인데, 분배문제의 개선을 위한 가장 효과적인 정책수단이 고용의 창출-실업의 축소이고 이를 위해 노동시장의 유연성 제고가 매우 중요한 정책과제라는 데 대해서 상당한 정도 의견의 일치를 보이고 있는 것으로 알려져 있다. 올바른 정책 판단을 위해서는 임금소득 또는 노동소득의 불평등도를 계산할 때 실업자에서 고용자로 전환된 계층의 임금소득이 어떻게 포함되어 비교되는지 살펴볼 필요가 있으며, 예를 들어 임시직 근로자나 시간제 근로자가 늘어날 경우 가계 전체의 소득불평등도는 개선될 수도 있을 것이다. 따라서 임금소

득불평등도가 뜻하는 정확한 내용과 측정단위, 방법 자체가 면밀히 검토될 필요가 있다.

결국 노동시장 유연화와 임금소득불평등도의 관계에 대한 분석은 우리나라의 노동시장에 대한 분석과 노동시장 유연화의 구체적인 내용과 파급효과 분석에 기초해서 이루어져야 한다. 그리고 노동시장 유연화의 정도를 개략적이거나 측정할 수 있는 방법이 있다면 이를 임금방정식 추정에 포함시킴으로써 이 논문의 분석틀 안에서 원인분석이 가능해질 것이다. 이러한 분석이 이루어지지 않은 채 노동시장 유연화정책의 형평 측면에서의 효과를 예단하는 것은 바람직하지 않은 것 같다. 이는 노동시장의 유연성 제고를 통한 실업의 축소 자체가 우리의 현실에서도 가장 시급한 분배개선정책인 것으로 보이기 때문이다.

향후 이러한 정책과제의 분석과 더불어, 저자의 임금소득불평등도 원인분석의 기본틀을 가계소득에 대한 분석으로 확대해나간다면 우리나라의 소득불평등도에 대한 엄밀한 원인분석과 이에 기초한 정책제안이 가능해질 것이고, 이는 우리나라의 분배문제에 대한 정책연구를 한 단계 발전시키는 결과를 가져올 수 있을 것이다. 이러한 방향에서의 발전을 기대해본다.