

외환위기 전후 소득분배의 변화추이 및  
원인분석:  
소득이동을 중심으로

유 경 준 \_ 본원 연구위원

## **ABSTRACT**

Income inequality in Korea has increased after the economic crisis, and the main reason for the widening of income distribution is due to the increase of the unemployed when analyzed using the Family Income and Expenditure Survey(FIES). However, income inequality has not decreased although the rate of unemployment decreased after 2000. Further data bases for income-related statistics are necessary to examine the exact causes of changing income inequality as a whole since the FIES covers only statistics on urban employees' wage and salary in Korea.

## I. 연구의 목적

우리나라의 소득분배구조는 외환위기 이후 악화된 것으로 대부분 보고되고 있다. 통계청에서 공식적으로 집계하고 있는 지니계수(도시근로자가구 소득이 대상)를 보면 소득불균등정도가 외환위기 이전 3년간 대략 0.28에서 외환위기 이후 3년간은 약 0.32로 높아진 것으로 나타나고 있다. 그러나 소득불평등도 상승의 원인에 대해서는 외환위기동안 겪은 구조적 변화가 반영되어 부익부·빈익빈의 현상을 초래하여 그렇게 되었으리라는 짐작에 그치고 있을 뿐, 그 구체적인 경로와 원인에 대해서는 아직 정확한 파악이 되지 않고 있는 실정이라 할 수 있다.

또한 통계청에서 발표하고 있는 공식 통계치도 그 바탕이 되는 도시가계조사의 표본이 외환위기 전후(1997년과 1998년 사이) 완전히 단절되었기 때문에, 외환위기 전후 지니계수의 상승이 부분적으로 표본의 교체에 기인하고 있을 가능성을 배제할 수 없을 것이다.

본고는 외환위기 전후 소득분배악화의 추이와 그 원인을 파악하고자 작성되었다. 분석자료는 타 통계의 부재로 통계청 도시가계조사의 도시근로자가구의 소득으로 한정하였다. 외환위기 전후의 소득통계의 단절을 극복하는 방법으로 외환위기 전후 3년간의 도시근로자가구 패널자료(KDI소득패널(도시근로자))를 구성하여 양 기간의 소득이동(income mobility) 상황을 분석함으로써, 외환위기 전후 소득불평등도 상승의 원인을 간접적으로 파악하고자 하였다.

즉, 통계의 단절에 따라 1997년 이전과 1998년 이후의 직접적인 비교가 불가능한 상황에서 공식 통계상의 결과는 외환위기 직전인 1995년에서 1997년 사이에는 소득불평등도나 분배구조에 커다란 변동이 없었으나, 외환위기 이후 1998년부터 현재까지 소득불평등도가 상승된 것으로 나타나기 때문에 양 기간의 소득이동변화를 통하여 외환위기 이후 소득

1) 통계청에서는 1998년부터 경제활동인구조사와 도시가계조사의 표본을 100% 교체한 바 있다.

불평등도 상승원인에 대한 분석이 이루어질 것이다.

연구의 순서는 다음과 같다. II장에서는 KDI소득패널(도시근로자)자료 구축방법과 그 특성에 대해 설명하고, III장에서는 소득분배의 변화 추이를 살펴볼 것이며, IV장에서는 외환위기 전후 3년간의 소득패널자료를 이용하여 양 기간의 소득이동에 대한 여러 가지 분석이 시도될 것이다. V장에서는 III장과 IV장의 논의를 토대로 외환위기 이후 소득불평등도 상승의 원인을 분석하고, 마지막 VI장에서는 소득분배개선을 위한 향후 과제가 제시될 것이다.

## II. KDI 소득패널(도시근로자)의 구성

### 1. 분석대상

통계청 도시가계조사자료<sup>2)</sup>의 가구유형은 가구주의 경제활동상태에 따라 크게 근로자가구와 근로자의가구(무직 포함)로 구분되어 있다. 이 중 근로자의가구의 소득은 조사되기는 하나 그 신뢰성의 문제로 공개되지 않으므로 본 연구에서는 근로자가구만을 분석대상으로 구성하였다. 이에 따라 아래 <표 1>에 제시된 것처럼 자영업주나 실업자를 포함한 무직가구는 패널의 구성에서 제외되어 도시가계표본의 약 60%만이 패널의 기본 구성가구로 포함되게 된다.

<표 1>에서는 도시근로자가구의 비중이 1995년 이후 계속 하락추이에 있으며, 특히 외환위기가 시작되는 1998년에는 1997년에 비하여 무직자(실업자를 포함하는)가구 비중이 급격히 늘었음을 알 수 있다. 이는 2000년에 근로자가구의 비율이 다소 회복되는 점을 고려할 때 외환위기

2) 통계청의 도시가계조사는 2인 이상 도시가구 근로자의 소득만을 발표하고 있어서, 비근로자가구, 1인가구, 비도시가구 등의 소득파악은 제외되고 있다. 따라서 전 가구의 63.8%만이 모집단상의 대상가구이며, 조사가구의 약 60%만 소득통계 공표대상으로 포함되고 있는 한계를 가지고 있어, 실제로 전 가구의 38.3%만을 대상으로 한 소득조사라 할 수 있다.

〈표 1〉 도시가계조사 응답가구의 연도별 가구유형분포

(단위 : %)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000
근로자가구		63.5	63.0	62.1	58.5	56.6	57.3
근로 자외 가구	자영업주	29.3	29.4	29.6	29.4	29.8	30.1
	무직	7.2	7.6	8.4	12.2	13.6	12.7

주 : 자영업주라 하면 상인, 개인경영자, 법인경영자, 자유업자를 의미하며, 무직이라 하면 가  
주주가 일정한 직업이 없이 연금, 타 가구로부터의 송금보조, 이자소득 등에 의하여 가계  
를 운영하는 가구를 의미.

자료 : 도시가계 원시자료에서 삼입가구는 제외하고 계산된 비중임.

이후 통계상의 단절 외에도 실업률의 증가와 밀접한 관련이 있다는 추  
측이 가능하다. 즉, 1997년에 2.6%였던 실업률이 1998년 6.8%, 1999년  
6.3%, 2000년 4.1%로 변화했음을 고려할 때 무직가구의 증감이 1999년  
을 제외하고는 실업률의 증감과 유사한 추이를 보이고 있기 때문이다.

이 같은 상황에서 실업자가구를 포함하는 무직가구의 처리문제는 분  
배구조 변화과약에 있어 심도 있게 고려되어야 할 사항임에 틀림이 없  
다. 그러나 통계청의 자료에서는 무직가구나 실직가구의 소득을 공표하  
지 않기 때문에 그 처리문제가 간단하지 않다. 즉, 무직가구나 실직가구  
를 포함하여 분배구조를 파악할 경우 해당가구가 실업급여와 같은 근로  
소득 이외의 이전소득이나 기타소득 등이 어느 정도 있을 것으로 판단  
되나 모든 소득을 0으로 취급해야 하기 때문에 분배구조 악화를 과대  
추정할 우려가 있다. 그 반대로 무직가구나 실직가구를 분석대상에서  
제외하면, 근로자가구가 무직이나 실직가구로 전환됨으로써 소득이 하  
향된 부분이 고려의 대상에서 제외되어 소득분배구조 악화를 과소 추정  
할 가능성이 있다.

본 패널의 구성에서는 무직가구의 경우는 가구형태의 변화에 따라  
해마다 표본으로 포함되는 가구와 이탈하는 가구의 비중이 유사하다는  
다소 강한 가정으로 분석에서 제외하였다. 또한 외환위기 전후에 근로  
소득이 있다가 실업가구로 전환되어 소득을 0으로 처리할 수밖에 없는  
가구는 분배구조의 악화를 과대 또는 과소 추정할 가능성이 동시에 존

재하기 때문에 분석에서 제외하였다. 따라서 본 연구에 사용된 패널가구의 소득 불평등도는 과소추정될 가능성이 있다.<sup>3)</sup>

위의 과소추정문제를 해결하기 위해 패널자료의 구성시 통계청 원시자료의 표본으로부터 탈락하는 가구의 특성을 고려하여 가구에 대한 가중치를 그에 맞게 변경해 주는 것도 하나의 방법으로 고려될 수 있다. 그러나 본 연구에서는 이러한 가중치의 변경방법도 처음부터 무직이나 실직가구의 소득이 공표되지 않는 상황에서는 기준치를 어디에 주어야 하는지에 대한 판단이 어려운 관계로 향후 이 분야 연구의 보완과제로 남겨 두기로 한다.

성명재(2000)의 경우, 외환위기 전후 소득세의 부담 분포를 연구하는 과정에서 실직자가구를 근로자가구에 포함시킨 경우도 있다. 그의 연구에서는 실직자가구비율이 실제 실업률보다 과도하게 집계된다는 자료의 특성을 고려하기 위하여 실직자가구 일부를 무작위로 제거한 후 실직자가구의 비율을 조정하여 표본을 재구성하였으나, 분배구조의 변화 추이를 파악하기에는 현실과의 차이가 발견되는 한계를 여전히 안고 있다.

## 2. 삽입(Imputation) 및 탈락가구의 처리

통계청 조사표(가계부)의 회수율은 1995~2000년 기간동안 약 82% 내외이며, 회수되지 않은 가구의 수입 및 지출에 관한 내용은 통계청의 기준에 따라 선정된 응답가구의 조사내용으로 대체되어 있다. 이러한 가구는 매년 연속적으로 조사되는 가구가 아니고, 어떤 가구를 대체한 것인지 파악이 되지 않기 때문에 패널구성이 불가능하므로, 본 KDI소득패널(도시근로자)의 구성시 통계청에서 제공한 원자료에서 삽입(Imputation)자료로 표시된 가구는 제외하였다.<sup>4)</sup>

3) 통계청 도시간계조사의 원시자료를 사용하여 소득불평등도를 추정할 시에도 이와 동일한 문제가 발생하며, 통계청에서도 무직(실직포함)가구를 소득불평등도 측정시 제외하고 있다.

4) 통계청에서 분기 및 연간 발표하는 도시간계연보의 수치는 imputation 자료가 모두 포함된 결과이다.

〈표 2〉 연도별 삽입(Imputation)가구 비중

(단위 : %)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
비중	19.2	17.7	18.4	22.5	19.5	18.9

그러나 삽입가구는 설문에 응하지 않아 조사에서 누락된 가구이기 때문에 설문에 응답하여 표본에 포함되는 가구와 그 성격이 현저하게 틀리다면 역시 표본선택편의(標本選擇偏倚, sample selection bias)를 발생시켜 분배구조의 변화를 분석하는 데 오류를 범할 수 있다. 그러나 설문에 응답하지 않은 가구 대신 삽입된 가구가 전체의 가구 특성과 어떻게 다른지에 대한 사전 정보가 없기 때문에 표본선택에서 발생하는 문제를 어떻게 해결할 것인지에 대한 방법을 찾기는 쉽지가 않다.

또한 기준연도에는 표본에 있었으나 차기연도 혹은 그 다음 연도에 표본에서 이탈하는 가구들은 KDI소득패널(도시근로자)의 구성에서는 제외되었다.

이러한 표본선택편의를 해결할 수 있는 구체적인 방법은 기준연도 이후 표본에서 탈락한 가구와 표본에 남아 있는 가구의 특성을 비교하여 표본에서 탈락한 가구를 표본에 남아 있는 가구의 특성과 가장 유사한 가구로 편입시키는 방법이다.<sup>5)</sup> 이러한 방법은 앞에서 언급된 가구주의 실직 등으로 소득자료가 공표되지 않는 가구의 처리방법과 함께 차기연도의 연구과제에서 다루기로 한다.

위에서 언급한 두 가지의 경로로 패널에서 탈락한 가구를 제외하면, 본 KDI소득패널(도시근로자)에 포함되는 가구는 3개년 동안 지속적으로 매년 1회 이상 근로자가구로 응답한 가구이며, 그 비중은 기준연도 대비 50%에 다소 못 미치고 있다. 즉, 응답거부나 추적불가 등의 이유로 표본에서 누락되거나, 응답을 하였다고 하더라도 근로자가구에서 근로자외가구(무직 포함)로 전환된 경우 분석대상에서는 제외됨에 따라 2차 연도에 약 30%, 3차연도에 약 20%의 표본이탈이 발생하고 있다.

5) 이에 대한 자세한 논의는 강석훈(1999, 2000) 참조.

〈표 3〉 연도별 Matching시 표본가구수 및 표본유지율

연 도	관측기간		3년
	1년	2년	
1995	4,032	2,818	1,947 (48.3%)
1996	3,935	(69.9%)	
1997	3,576	2,759 (70.1%)	
1998	3,731	2,560	1,776 (48.1%)
1999	3,590	(68.6%)	
2000	3,467	2,539 (70.7%)	

### 3. KDI소득패널(도시근로자)의 구성방법

연도별 자료를 패널로 구성할 경우 결합키(matching key)는 통계청의 협조를 받은 가구ID를 이용하였으며, 10분위수는 가구당 월평균소득 수준에 따라 정렬한 후 월평균 가중치의 누계를 10분할하였다.

또한 월평균 소득수준 계산시 분기별 소비자물가지수(1995=100)를 사용하여 물가에 따른 소득변화의 영향을 제거하였다.

한편 통계청의 도시가계 원시자료는 동일한 표본가구의 월별 응답내용으로 구성되어 있으나, 연간자료는 동일가구 여부를 무시하고 단순히 월간자료를 합한 형식으로 구성되기 때문에 엄밀한 의미에서는 가구기준이라 말하기 곤란한 측면이 있다.

이러한 측면을 고려하기 위하여 연간 원시자료에서 동일한 가구가 월별로 관측되는 경우, 하나의 가구로 취급하여 그 평균값을 사용함으로써 가구기준의 자료로 전환하였다. 따라서 이 자료를 이용하여 소득 분배와 관련한 연간 지표를 작성하는 경우, 동일한 가구가 연간에 중복되어 존재하여도 각각을 독립된 가구로 취급하여 지니계수 등의 통계치를 측정할 통계청의 '도시가계연보' 수치와는 다소간의 차이를 발생시킬 수 있다.



### 4. 자료별 기초통계량 비교

먼저 도시가계 원시자료와 가구기준 전체자료의 기초통계량 차이를 비교하여 보면, 도시가계 원시자료에서 추출한 동일한 가구로 구성된 가구기준 전체자료에서 각종 월별소득의 연간 평균값은 도시가계 원시자료의 평균값에 비하여 1997년, 2000년 모두 평균소득은 낮아지고 총수입에서 차지하는 비중은 줄어든 것을 확인할 수 있다. 일반적으로 소득수준이 상대적으로 높은 근로자가구는 연간자료의 구성에 있어 매월 안정적으로 표본가구에 포함되나, 소득이 상대적으로 낮은 근로자가구는 응답이 저조하거나 자영업 및 무직가구로 전환될 가능성이 크게 되어 연간 자료구성시 응답횟수가 적을 가능성이 크다. 따라서 원시자료에는 상대적으로 소득이 높은 가구가 더욱 빈번하게 독립된 가구로 계산되어 가구기준 전체자료보다 평균소득 수준이 높게 나타난다고 판단된다. 또한 1997년보다 2000년에 이러한 현상이 좀더 크게 나타나고 있

〈표 4〉 자료별 기초통계량 비교

(단위 : 천 원 %)

	도시가계 원시자료				가구기준 전체자료				KDI소득패널(도시근로자)			
	1997		2000		1997		2000		1997		2000	
	평균	비중	평균	비중	평균	비중	평균	비중	평균	비중	평균	비중
총수입	3,713.2	100.0	3,705.4	100.0	3,725.3	100.0	3,592.8	100.0	4,056.0	100.0	3,982.9	100.0
소득	2,087.0	56.2	1,964.5	53.0	1,993.9	53.5	1,831.2	51.0	2,129.1	52.5	2,015.7	50.6
경상소득	1,953.1	52.6	1,822.4	49.2	1,865.7	50.1	1,703.5	47.4	1,997.0	49.2	1,853.6	46.5
근로소득	1,769.0	47.6	1,653.1	44.6	1,686.7	45.3	1,529.4	42.6	1,802.4	44.4	1,673.3	42.0
가구주	1,407.8	37.9	1,349.3	36.4	1,352.4	36.3	1,254.1	34.9	1,436.8	35.4	1,363.7	34.2
배우자	194.9	5.2	166.1	4.5	189.0	5.1	149.3	4.2	191.2	4.7	158.8	4.0
기타	166.2	4.5	137.6	3.7	145.3	3.9	126.0	3.5	174.4	4.3	150.8	3.8
사업 및 부업	72.0	1.9	77.6	2.1	69.4	1.9	75.2	2.1	75.5	1.9	79.9	2.0
재산소득	48.9	1.3	37.1	1.0	43.5	1.2	33.5	0.9	56.4	1.4	42.2	1.1
이전소득	63.1	1.7	54.7	1.5	66.1	1.8	65.4	1.8	62.8	1.5	58.2	1.5
비경상소득	133.9	3.6	142.2	3.8	128.1	3.4	127.8	3.6	132.1	3.3	162.2	4.1
기타수입	1,333.4	35.9	1,535.9	41.4	1,440.0	38.7	1,558.2	43.4	1,619.0	39.9	1,759.5	44.2
전월이월금	292.9	7.9	205.0	5.5	291.4	7.8	203.3	5.7	307.9	7.6	207.6	5.2
취업자수(명)	1.6		1.5		1.5		1.5		1.6		1.5	
가구주연령	40.3		40.9		39.0		40.1		41.7		42.2	

주 : 총수입 = 소득 + 기타수입 + 전월이월금

는데 이에 대한 원인은 추론하기가 어렵다.

한편 KDI소득패널(도시근로자)은 가구기준 전체자료 가운데 외환위기 전후 각 3년간 지속적으로 응답한 가구를 대상으로 소득을 파악한 자료이다. 따라서 가구형태가 전환된 가구(근로자가구에서 자영업주나 무직가구 등으로)나 주소불명 등의 이유로 전혀 응답을 하지 않은 가구는 패널구성시 탈락하게 되는데 대체로 가구형태가 전환된 가구나 응답하지 않은 가구 등은 소득수준이 상대적으로 낮은 가구라 추측할 수 있기 때문에 KDI소득패널(도시근로자)상의 평균소득이 타 자료상의 평균 소득보다 높게 나타난다고 판단된다.

<표 5>에서는 이러한 추론을 확인해 주고 있다.

<표 5> 응답유형별 비중 및 평균소득

(단위: 천 원 %)

	1995년⇒1996년		1996년⇒1997년		1998년⇒1999년		1999년⇒2000년	
	비중 <sup>1)</sup>	평균소득 <sup>2)</sup>	비중	평균소득	비중	평균소득	비중	평균소득
KDI소득패널 (도시근로자) 가구	69.4	1,895.9	69.8	2,009.1	68.8	1,716.6	70.5	1,752.1
무응답 가구	25.4	1,687.1	25.4	1,856.6	22.2	1,589.1	22.3	1,666.7
가구형태전환 <sup>3)</sup>	5.2	1,737.1	4.8	1,846.8	9.1	1,640.8	7.2	1,666.3

주 : 1) 가중치가 고려된 비중으로 <표 3>의 두 기간 패널유지율과는 약간의 차이가 있음.

2) 소득 = 정상소득 + 비정상소득

3) 근로자와가구(자영업 및 무직가구)로 가구유형이 전환된 경우.

### III. 외환위기 전후 소득분포의 변화추이

#### 1. 소득불평등도의 변화추이

<표 6>에서 외환위기 전후의 도시근로자가구를 대상으로(통계청 발표와 동일) 한 지니계수의 추이는 외환위기 이전 0.28 수준에서 외환위기 이후 0.32 수준으로 약간 높아진 수치를 나타내고 있다.

그러나 본 연구를 위해 '도시가계 원시자료'를 동일가구기준으로 재구성한 '가구기준 전체자료'의 지니계수는 외환위기 이전 약 0.26에서 외환위기 이후 약 0.29로 나타나고 있다. 또한 외환위기 이전 3년과 외환위기 이후 3년간의 패널로 구축된 'KDI소득패널(도시근로자)'의 지니계수는 외환위기 이전 0.25에서 외환위기 이후 0.27로 나타나고 있다.

〈표 6〉 지니계수의 변화추이

	도시가계 원시자료	가구기준	
		가구전체기준	KDI소득패널(도시근로자)
1995	0.284	0.255	0.247
1996	0.291	0.260	0.246
1997	0.283	0.254	0.249
1998	0.316	0.284	0.273
1999	0.320	0.287	0.267
2000	0.317	0.293	0.289

이처럼 자료에 따라 지니계수의 차이가 발생한 기본적인 원인은 II장에서 설명한 통계자료 구성방법상의 차이에 기인한 것으로 생각된다. 통계청의 원시자료와 그 자료를 가구단위로 재구성한 통계자료의 차이에서 지니계수가 약 0.03지니포인트 상이하게 추산되는 것은 이론적으로 설명하기 어렵다. 즉, 월 단위로 중복구성된 가구자료를 연 단위로 통합하여 평균을 사용하였을 경우 소득불평등도가 높아질 수도 있고 낮아질 수도 있기 때문이다.

한편 3년간 지속적으로 관찰된 가구로 구성된 KDI소득패널(도시근로자)의 지니계수가 도시가계 원시자료의 지니계수와 차이가 나는 이유는, <표 4>에서 설명한 바와 같이, 3년간의 패널구성에서 이탈한 가구는 소득수준이 상대적으로 낮은 가구로서 소득불평등도를 높이는 가구가 많았기 때문이라 판단된다.

여기에서 알 수 있는 것은, 위 세 가지 지니계수가 모두 외환위기 이전인 1995년에서 1997년 사이에는 거의 변화가 없으나, 외환위기 이후인 1998년에서 2000년에는 도시가계 원시자료를 제외하고는 2000년에

약 0.01지니포인트 높게 나타나고 있어 외환위기 이후 3년간 소득불평등도가 상승한 것으로 나타났다는 점이다.

## 2. 소득분포의 변화추이

소득분포의 변화추이를 보기 위해서는 소득계층에 대한 분류가 필요하다. 소득계층에 대한 분류는 다양한 방법으로 시행되고 있으나, 본 연구에서는 OECD(1995)에 따라 상대적 소득계층을 분류하고자 한다.

OECD(1995)와 유경준(1999)에서는 소득계층을, 중간값의 150% 이상을 상류층(high income class), 50% 이하를 빈곤층(low income class)으로 분류하고, 기존의 중산층에서 70~150% 계층을 중간층(middle income class)으로, 50~70% 계층을 중하층(modest income class)으로 나누어 소득계층 변화의 추이를 분석한 바 있다.

이러한 기준에 따른 분석결과, 외환위기 이후 빈곤층의 비율은 증가추이를 보이다가 2000년 이후 정체하고 있으나, 그 비율이 외환위기 이전에 비하면 다소 증가한 것으로 나타났다. 또한 중산층의 비율 중 중하층의 비중이 증가하고 있는 것이 특징적이라 할 수 있다.

〈표 7〉 소득계층의 변화추이(상대적 변화)

(단위: %)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000
상류층		22.1	22.8	21.8	22.9	23.3	22.0
중산층	중간층	69.0	54.8	67.5	53.6	65.4	51.6
	중하층	14.1	13.9	68.5	54.8	64.7	50.6
빈곤층		8.9	9.7	9.7	11.7	11.9	11.9

자료 : 통계청, '도시가계 원시자료'에서 계산.

한편 중산층은 외환위기 이전부터 감소추이를 보여 1999년까지 지속적으로 감소하고 있으나, 2000년에는 다소 증가하여 외환위기 이후 제기되었던 '중산층의 몰락' 현상은 지속되지 않고 있다. 따라서 외환위기로 인하여 중산층이 붕괴되었다는 주장은 이미 외환위기 이전에 중산층

의 감소가 시작되었고, 외환위기 이후 3년 뒤인 2000년에는 중산층의 비중이 다시 높아지는 점을 고려할 때, 그 추이는 좀더 지켜보아야 할 것으로 판단된다.

또한 OECD기준의 상대적 소득계층으로 분류된 1997년의 소득분포를 기준으로 각년도의 소비자 물가상승률을 감안한 소득분포의 변화추이를 분석한 것이 <표 8>이다.

<표 8> 소득계층의 변화추이(1997년 기준)

(단위: %)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000
상류층		16.6	20.8	21.8	14.3	15.9	17.4
중산층	중간층	71.7	53.8	53.4	49.2	49.0	51.5
	중하층		17.9	15.3	13.7	18.9	18.3
빈곤층		11.7	10.6	9.7	17.6	16.9	14.7

자료 : 통계청, '도시가계 원시자료'에서 계산.

분석결과 상류층은 1997년을 정점으로 그 비율이 증가하였다가 외환위기 직후 감소하였으며, 2000년에 다시 증가하는 추이를 보이고 있다. 반면 빈곤층은 상류층과 대칭적인 비중의 추이를 보이고 있다. 중산층의 경우는 상류층과 빈곤층의 대칭적인 추이에 따라 그 비율이 안정적인 모습을 보이고 있으나, 중산층 가운데 중하층의 비율은 외환위기 이후 증가하는 양상을 보이고 있다.

이처럼 1997년 기준의 소득분포 추이를 고려할 때 빈곤층과 중하층의 증가가 외환위기 이후 전체의 분배구조를 악화시키는 요인으로 작용하였을 것이라는 추론을 가능하게 한다. 그러나 이러한 정태적인 분석 결과가 외환위기 이후 저소득층의 소득이 타 계층에 비하여 상대적으로 더 크게 감소하여 분배구조를 악화시켰다는 기존의 논의를 뒷받침하는 것으로 보기에는 좀더 철저한 분석이 필요하다.

## IV. 소득이동

### 1. 소득이동 측정방법

소득이동(income mobility) 연구에 있어 그 측정방법은 소득이동을 통해 무엇을 파악하고자 하느냐에 따라 여러 가지가 있을 수 있으나 대체로 다음과 같은 방법론적 측면에서 연구가 이루어지고 있다. Fields (2001)는 소득이동연구의 측정방법을 대체로 다음 세 가지로 나누고 있다. 첫 번째는 일정한 집단(given units)의 소득변화를 시간의 경과에 따라 파악하는 것이다. 즉, 일정기간에 있어 계층 간의 소득이동이 어떻게 변화하였느냐를 측정하는 것으로, 이때는 대상집단에 대한 패널자료(panel data)가 필요하다. 두 번째는 측정단위의 문제이며, 주로 개인이나 가구를 그 대상으로 한다. 세 번째는 어떤 측면의 경제적 복지를 측정하느냐에 대한 것으로, 그 대상은 소득, 소비, 근로소득 등이 있을 수 있다.

본절에서는 외환위기 전후를 두 시기로 구분하여, 경제위기 이전인 1995년과 1997년(A기간), 이후인 1998년과 2000년(B기간) 사이의 소득이동정도를 비교분석하고자 한다. 외국의 경우 소득이동정도의 파악은 대체로 5년 이상의 단위를 분석기간으로 하고 있으나, 본고는 자료의 제한과 외환위기라는 특수한 점을 고려하기 위하여 A와 B기간을 분석단위로 하였다. 또한 본고의 분석에서 기본자료로 사용되는 통계청 도시가계조사의 표본이 외환위기를 전후로 100% 개편되어 1997년과 1998년 사이의 패널자료 구축이 불가능한 것도 A와 B로 두 기간을 분류한 중요한 이유 중의 하나이다. 따라서 이러한 자료상의 제한으로 외환위기 전후 분배구조가 어떻게 변화하였는지에 대한 원인을 간접적인 방법으로 파악하고자 하였다.

또한 측정단위는 가구로 하며, 분석의 대상은 가구소득으로 한정하여 분석할 것이다. 소비나 근로소득을 측정기준으로 하는 분석은 추후

의 작업으로 돌리고자 한다.

### 가. 소득분위이동(income positional movement)의 추정

외환위기 전후로 소득이동 정도가 어떻게 변화했는지 파악하는 한 가지 방법은 먼저 각 가구소득을 분위소득(decile income)으로 측정하고, 당해가구가 일정 시점이 지난 후에 원래의 분위에 그대로 있는지, 아니면 다른 분위로 이동하였는지를 측정하는 것이다.

엄밀한 측정을 하지 않더라도 외환위기 이후가 외환위기 이전보다 가구소득의 분위 간 이동이 많았을 것이라 예측할 수 있다. 이는 외환위기를 통하여 우리나라 경제의 구조적인 변화가 있었다면 각 가구가 이에 대응하는 과정에서 구조적인 변화가 상대적으로 미약했던 외환위기 이전보다는 소득분위이동이 컸을 것으로 짐작되기 때문이다.

이를 추정하기 위해서는 소득분위불이동비율(IR; immobility ratio)이라는 지표를 사용할 수 있다. 이 지표는 일정기간에 있어 각 가구의 소득분위가 처음과 마지막 시기에 동일한 분위에 있는 가구의 비율을 의미하는 지표로, 비교하는 두 시점(A기간: 1995년에서 1997년)에서 각 가구들의 소득분위가 또 다른 두 시점(B기간: 1998년에서 2000년)보다 변동이 적었다면 IR의 비율은 A기간이 B기간에 비해 높게 나타날 것이다.

도시가계 원시자료와 KDI소득패널자료를 이용하여 작성된 <표 9>와 <표 10>의 분위소득변화표(transition matrix, 변이행렬)를 이용하여 계산된 IR은 1995년에서 1997년 사이에 0.314, 1998년에서 2000년 사이에는 0.297로 나타나(즉, A기간 동안에 분위소득변화가 없는 가구는 전 가구의 31.4%, B기간에는 29.7%) 외환위기 이후인 B기간의 분위소득이동 정도가 보다 높은 것으로 추정되고 있다.<sup>6)</sup>

한편 A기간에 소득분위가 상승한 가구비율은 전체의 36.6%, 하향한 가구는 31.9%로 나타나고 있으며, B기간은 각각 43.2%, 27.1%로 외환위기 이후 소득분위가 상승한 가구의 비율이 외환위기 이전보다 약 6.6%p

6) 먼저 통계청의 도시가계 원시자료를 이용하여 기준시점과 비교시점의 소득분위를 파악한 후 KDI소득패널상에 3년간 지속관찰된 가구를 대상으로 분위소득이동 정도를 파악하였다.

〈표 9〉 외환위기 이전의 소득분위이동

(단위: %)

1997 1995	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	53.1	18.2	9.2	10.6	2.9	3.2	2.1	0.8	0.0	0.0
II	19.8	32.9	16.0	14.4	6.5	4.1	3.7	0.8	0.0	1.9
III	9.3	21.9	27.5	15.8	12.7	6.2	4.4	0.6	1.7	0.0
IV	8.9	8.0	9.2	19.3	21.4	12.6	10.8	6.9	1.3	1.5
V	2.0	8.3	14.3	13.0	12.9	20.6	13.3	12.3	1.9	1.5
VI	0.2	1.7	5.1	9.0	12.4	18.5	22.8	13.3	12.1	4.9
VII	2.4	2.5	2.7	5.7	5.9	22.7	20.9	18.7	12.4	6.3
VIII	0.4	1.6	2.6	4.1	6.4	11.0	18.4	25.9	19.0	10.7
IX	0.2	1.3	0.9	2.4	4.8	7.9	6.8	17.2	35.1	23.3
X	0.4	0.0	0.7	3.3	5.0	0.4	2.7	8.8	14.3	64.6

〈표 10〉 외환위기 이후의 소득분위이동

(단위: %)

2000 1998	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	45.7	20.2	17.9	7.7	5.2	3.1	0.2	0.0	0.0	0.0
II	18.9	23.6	20.6	13.0	12.1	8.0	2.3	1.1	0.5	0.0
III	14.6	12.4	22.5	20.5	6.8	10.2	5.0	6.0	1.1	1.0
IV	3.7	7.0	15.2	21.1	24.6	12.2	11.0	2.4	2.5	0.4
V	3.0	4.5	6.8	13.3	18.4	16.5	22.5	7.8	5.4	2.1
VI	0.4	3.8	5.2	6.0	14.7	21.9	20.4	18.2	5.8	3.7
VII	1.3	0.3	2.5	8.4	8.3	11.3	21.1	22.9	16.1	8.0
VIII	1.5	0.0	0.3	3.1	3.5	9.7	12.4	27.7	29.9	12.0
IX	0.8	1.1	1.2	2.1	2.8	4.6	4.2	16.3	32.8	34.2
X	1.7	0.0	0.0	0.7	2.0	3.7	3.7	6.1	20.3	61.8

높게 나타나고 있다.

<표 11>은 소득이동유형(하향, 불변, 상승)에 따라 구분된 가구들의 소득원천별 구성비를 비교한 것이다. 외환위기 이전인 1997년과 이후인 2000년으로 나누어 소득분위가 하향, 불변, 상향 이동한 가구의 특성을 비교하였을 때 양 기간 사이의 뚜렷한 차이점은 나타나지 않고 있다.



〈표 11〉 소득이동유형 : 소득원천별 구성비

(단위: 천 원 %)

	1997년(1995→1997)						2000년(1998→2000)					
	하향이동		불변		상향이동		하향이동		불변		상향이동	
	평균	비중	평균	비중	평균	비중	평균	비중	평균	비중	평균	비중
총수입	3,191.9	100	4,661.0	100	4,289.2	100	3,304.6	100	4,398.0	100	4,122.5	100
소득	1,675.4	52.5	2,364.1	50.7	2,322.5	54.1	1,473.9	44.6	2,232.9	50.8	2,205.8	53.5
경상소득	1,574.6	49.3	2,243.0	48.1	2,153.6	50.2	1,411.9	42.7	2,085.6	47.4	1,970.7	47.8
근로소득	1,439.2	45.1	2,025.8	43.5	1,927.0	44.9	1,258.5	38.1	1,895.9	43.1	1,780.1	43.2
가구주	1,210.5	37.9	1,622.2	34.8	1,474.7	34.4	1,052.7	31.9	1,531.6	34.8	1,443.1	35.0
배우자	102.2	3.2	242.5	5.2	224.7	5.2	90.6	2.7	228.0	5.2	153.9	3.7
기타	126.5	4.0	161.1	3.5	227.6	5.3	115.2	3.5	136.4	3.1	183.1	4.4
사업및부업	58.6	1.8	81.6	1.8	84.8	2.0	56.8	1.7	94.8	2.2	84.1	2.0
재산소득	33.2	1.0	80.6	1.7	55.7	1.3	42.5	1.3	43.8	1.0	40.9	1.0
이전소득	43.6	1.4	55.0	1.2	86.0	2.0	54.2	1.6	51.1	1.2	65.6	1.6
비경상소득	100.8	3.2	121.1	2.6	168.9	3.9	62.0	1.9	147.3	3.3	235.1	5.7
기타수입	1,226.6	38.4	1,983.1	42.5	1,648.1	38.4	1,630.0	49.3	1,954.9	44.4	1,706.3	41.4
전월이월금	289.8	9.1	313.8	6.7	318.6	7.4	200.6	6.1	210.2	4.8	210.3	5.1
취업자수	1.5		1.5		1.6		1.4		1.5		1.6	
가구주연령	41.3		43.3		40.7		42.6		43.3		41.3	

IR과 유사한 개념으로 분위소득이동 정도를 파악하는 지수로 Shorrocks Index(SI)가 있다. 이는 분위소득 변이행렬(transition matrix)에 있어 대각선 행렬만을 이용하여 분위소득이동 정도를 파악한다는 점에서 기본적인 착상은 IR과 같다. SI는  $[C - tr(M)] / (C - 1)$ 로 정의되며,  $tr(M)$ 은 M의 trace, C는 분위수를 의미한다. 따라서 두 시점에서 분위소득이동 정도가 작다면  $tr(M)$ 이 커지고 SI는 작게 나타날 것이다.

추정결과, A기간의  $SI(SI_a)$ 는 0.766, B기간의  $SI(SI_b)$ 는 0.782로 외환위기 이후가 이전보다 분위소득이동 정도가 크게 나타나고 있어 IR의 추정결과를 확인해 주고 있다.

Kim(2001)은 본고와 유사한 자료를 이용한 한국의 분위소득이동(5분위별) 분석에서, 1988~92년 기간과 1993~97년 두 기간의 SI 추정결과를 각각 0.627과 0.642로 보고하고 있다. Kim(2001)의 결과와 본 연구의 결과를 종합하면, 비록 분석기간(5년 대 3년)과 소득분위 나눔의 정도(5분위 대 10분위)가 틀려 직접적인 비교는 곤란하지만, 대체적으로 우리나라는 1990년대 초반에 비해 1990년대 중반에 소득이동의 정도가 줄었다가 외환위기를 겪으면서 다시 소득이동 정도가 늘고 있다 말할 수 있다.

이를 소득불평등도와 연관하여 생각하면, 소득불평등도의 경우도 1990년대에 감소추이에 있다가 1990년대 중반 이후 증가하는 것으로 보고되고 있는 점을 상기한다면 우리나라의 경우 소득이동과 소득불평등도는 비례관계에 있다는 가설 설정이 가능할 수도 있을 것이다.

이러한 가설이 검증되기 위해서는 좀더 긴 기간에 대한 통계자료의 구축과 세밀한 통계작업이 선행되어야 할 것이나, 이는 쿠즈네츠(Kuznets[1955])의 역 U자 가설(inverse U hypothesis)을 상기하면 이해가 쉬울 수도 있다. 즉, 경제발전의 초기에는 소득분배가 악화되지만 경제발전단계가 성숙될수록 소득분배가 개선된다는 골자의 그의 가설은 경제발전의 초기에는 소득이동 정도가 증가하지만 경제가 성장하고 난 뒤 안정적인 상황에서는 소득이동 정도가 감소한다는 식으로 변형될 수도 있을 것이다. 물론 쿠즈네츠가설 자체가 현재에는 여러 가지 다른 반증이 발견됨에 따라 정설로는 받아들여지지 않고 있다. 그러나 현재 빠른 기술진보로 인하여 과거와는 다른 새로운 경제체제(지식기반경제)가 형성되고 있는데, 이를 새로운 경제발전단계의 시작으로 본다면 현 시점을 소득이동이 심하게 되어 불평등도가 높아지는 단계로 해석할 수도 있을 것이다.

### 나. 분위소득이동 정도의 추정 및 검증

위에서 추정한 IR이나 SI는 단순히 한 기간에 있어 분위소득이동이 없는 가구를 대상으로 소득이동 정도를 파악한 것이다. 따라서 분위소득이동이 있었던 가구의 분위소득이동의 방향이나 분위소득이동 정도를 반영하지는 못하고 있다. 즉, 분위소득 변이행렬(transition matrix)에 있어 대각선 행렬 외의 가구소득의 이동정도는 반영하지 못한다는 한계가 있다.

대각선 행렬 이외의 가구소득이동 정도를 반영하고 기간 내의 분위소득이동 정도가 두 시점 사이에 유의하나 하는 판단기준을 제시하는 추정계수로 피어슨카이스퀘어값(pearson chi-squared calculation)이 있다. 이 지수의 개념 및 추정방법은 개략적으로 다음과 같다.

먼저 두 시점에 있어 분위소득이동이 전혀 없다면 분위소득 변이행

렬의 구성은 대각선 행렬만이 1이고 나머지는 0인 행렬(단위행렬, identity matrix)로 구성될 것이다. 그와는 반대의 경우, 즉 만약 변이행렬이 역단위행렬(reverse identity matrix)인 경우 두 시점의 소득분포는 완전히 반대로 구성될 것이다. 따라서 양자의 경우 모두 비교시점의 소득분포는 기준시점의 소득분포에 완전히 종속(perfect time dependence)되었다 할 수 있다.

이와는 반대로 가상의 변이행렬이 기준시점에 완전히 종속되지 않는(perfect time independence)다면, 패널구성가구의 비교시점 소득분포와 기준시점에서의 소득분포는 완전히 다를 것이다.

이러한 점에 착안하여 각 요소가 모두 동일한 수치로 구성된 가상의 변이행렬을 고려해 볼 수 있다. 즉, 10분위 분포를 이용하였다면, 표본의 수를 N이라고 하였을 때, 변이행렬의 모든 요소가 0.01N인 행렬을 가상할 수 있을 것이다. 이 행렬을 이용하여 비교시점의 소득분포가 기준시점의 소득분포에 종속되는지 여부를 판단할 수 있다. 즉, 두 시점의 변이행렬이 위의 가상행렬과 어느 정도 차이가 있느냐에 따라서 비교시점의 소득분포가 기준시점의 소득분포와 의미 있게 다르냐를 간접적으로 비교할 수 있을 것이다. 이러한 판단기준을 제공하여 주는 것이  $\chi^2$ 이다.

구체적으로 실제의 변이행렬이 가상의 변이행렬과 얼마나 다를지에 대한 가설 검증을 위하여, 다음과 같은 귀무가설을 설정한 후  $\chi^2$ 를 이용하여 통계학적 가설검증을 하는 것을 의미한다.

$H_0$ : 소득이동이 시간에 비종속적이다.

여기에 사용되는  $\chi^2$ 값은 다음과 같이 구성된다. 가상행렬의 각 요소 값을  $EXP_{ij}$ 라 하고 실제 변이행렬의 관찰치를  $OBS_{ij}$ 라 하면,

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(OBS_{ij} - EXP_{ij})^2}{EXP_{ij}}$$

이 된다. 위 값의 의미는 실제의 변이행렬이 얼마나 기준시점과 독립적인지에 대한 정보를 제공해 줄 수 있다.

또한 기간이 다른 두 개의 변이행렬로부터 구한  $\chi^2$ 값의 비교를 통하여 어느 쪽이 더 기준시점과 관계없는 소득이동을 하였는지에 대한 정보도 얻을 수 있다.

즉,  $\chi^2$ 값이 클수록 좀더 기준시점에 종속적인 소득이동이 발생하였고 따라서 소득이동 정도는 덜 하게 된다.

KDI소득패널(도시근로자)에서는 A기간의  $\chi^2$ 값이 2,351.2, B기간의  $\chi^2$ 값이 2,019.4로 계산되어 두 기간 모두 변이행렬이 기준시점에 독립적이라는 가설을 기각하고 있으며, 7) 외환위기 이후의 소득이동이 외환위기 직전의 소득이동에 비해 활발한 것으로 나타나고 있다.

한편 비교시점의 소득분포의 변화가 기준시점의 분포구조와 얼마나 연관되어 있는지를 판단하는 또 하나의 지표는 상관계수(correlation coefficient)이다. 1995년과 1997년의 상관계수는 0.777, 1998년과 2000년의 상관계수는 0.592로 계산되어 앞의  $\chi^2$ 검증 결과와 마찬가지로 B기간의 소득이동이 A기간의 소득이동보다 활발했던 것으로 나타나고 있다.

#### 다. 대칭적 소득이동(symmetric income movement)

지금까지는 주로 두 기간의 소득이동방향에 대하여 논의하였다. 그러나 소득이동에 있어 평가해야 할 요소는 그 외에도 여러 가지가 있을 수 있다. 여기에서는 외환위기 전후의 소득이동을 양적인 면에서 비교하고자 한다. 이를 위해 사용되는 지표는 주로 Fields and Ok(1996, 1999a)에 의해 개발된 지표이다. 이 지표를 간단히 설명하면 다음과 같다.

먼저 기준시점의 소득을  $x_i$ , 비교시점의 소득을  $y_i$ 라 하고, 표본의 크기가  $n$ 이라 하면, 총소득의 이동은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$d^{(1)}_n(x, y) = \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| \dots\dots\dots(1)$$

위 식을  $n$ 으로 나누어주면 1인당 소득이동을 의미하는 아래의 지표

---

7) 통계적 유의성은 계산된  $\chi^2$ 값을  $C \times C$  변이행렬의 경우  $C(C-1)$ 의 자유도로 검증을 한다.

로 표시할 수 있다.

$$m^{(1)}_n(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| \dots\dots\dots(2)$$

또한 위 식을 기준연도 소득의 합으로 나누어주면, 아래와 같은 평균 소득이동을 계산할 수 있다.

$$p^{(1)}_n(x, y) = \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| / \sum_{i=1}^n x_i \dots\dots\dots(3)$$

Fields(2001)는 위의 지표들을 F-O 1 집합지표(F-O 1 set of measure)라 명명하고 있다.

KDI소득패널(도시근로자)에서 외환위기 전후 기간인 A와 B기간에 대한  $d^{(1)}$ ,  $m^{(1)}$ ,  $p^{(1)}$ 값을 계산하여 보면, A기간에는 각각 933,955,486원, 479,690원, 0.252, B기간에는 각각 1,058,952,945원, 589,617원, 0.336으로 계산된다.

따라서 외환위기 이후인 B기간의 소득이동이 절대적인 양에서도 외환위기 이전에 비해 컸음을 확인할 수 있다. 1인당 평균소득이동( $p^{(1)}$ )은 A기간이 약 25%, B기간이 34% 정도로 나타나고 있어, 외환위기 이후는 개인당의 소득변화에 있어서도 외환위기 이전보다 크게 나타나고 있다.

Fields(2001)에는 F-O 1 지표 외에 F-O 2 지표도 언급되고 있는데, 그중  $m^{(2)}$ 지표는 개인 간의 소득차이를 고려하여 개인에 있어 소득변화율의 차이를 평균하여 소득이동 정도를 측정하는 것으로 다음과 같이 정의된다.

$$m^{(2)}_n(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\log x_i - \log y_i| \dots\dots\dots(4)$$

이 지표는 한 개인의 소득이동 정도가 본인의 소득크기에 따라 달라질 수 있다는 점, 즉 연봉이 3천만 원인 사람과 6천만 원인 사람에 있어 천만 원의 소득변화는 각각에게 비울적인 면에서는 다르다는 점을 고려한 지표라 할 수 있다.

$m^{(2)}$ 는 A기간에는 0.26, B기간에는 0.3으로 계산된다.

또한  $d^{(1)}$ 은 아래와 같은 방법에 의해 성장요인(growth component)과 이전요인(transfer component)으로 분해될 수 있다.

$$d_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1}^n |x_i - y_i| = g_n^{(1)}(x, y) + t_n^{(1)}(x, y) \dots (5)$$

여기서  $g_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1}^n y_i - \sum_{i=1}^n x_i$ 을 의미하며,  $t_n^{(1)}(x, y) = 2 \left( \sum_{i \in L_n(x, y)=0} (x_i - y_i) \right)$ 을 의미한다.

또한,  $L_n(x, y)$ 은 분석기간동안 소득이 감소한 가구의 집합을 의미한다.

주어진 자료를 사용하여 위의 값들을 계산하여 보면, A기간에는 전체의 소득이동 중 성장요인에 기인한 비율이 41%, 이전요인에 기인한 비율이 59%이며, B기간에는 각각 50.6%와 49.4%로 계산된다. 즉, 외환위기 이후에는 소득이동의 절반정도가 경제성장에 기인한 것으로 나타나 외환위기 이전보다 그 비율이 높게 나타나고 있다. 이는 외환위기로 인해 1998년에 마이너스를 기록했던 경제성장률이 1999년과 2000년에 반등되어 나타난 현상으로 파악할 수 있다.

#### 다. 소득이동방향의 판단

앞에서는 주로 소득이동의 흐름을 판단하는 지표를 사용하여 외환위기 전후의 소득이동에 대하여 살펴보았다.

그러나 두 기간에 있어 소득이동의 방향에 대한 평가는 앞에서 사용된 지수로 판단할 수 없었다. 외환위기 전후의 소득이동의 방향성을 살펴볼 수 있는 지표로는 각 기간에 있어 소득증가가구나 하락가구의 비율, 소득증가(또는 하락)가구의 평균증가소득 등을 이용하여 비교할 수는 있으나, 두 기간에 있어 어느 소득이동이 타 기간에 비하여 더 좋다는 규범적인 판단은 할 수 없을 것이다.

소득이동의 규범적인 판단을 가능하게 해주는 지표가 Fields and Ok(1999a)에 의해 개발된 F-O 3 집합지표(F-O 3 set of measure) 중의

하나인 아래의 지표이다.

$$m^{(3)}_n(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log y_i - \log x_i) \dots\dots\dots(6)$$

위 지표의 의미는 실질소득을 사용할 경우 기준연도의 소득수준에 따라 소득변화 정도 차이가 심해지는 것을 보완하기 위하여 log를 취한 소득변화율을 기본지표로 설정하고 두 시기에 있어 소득변화율의 차이를 평균한 값으로 비교하고자 하는 두 기간의 소득이동방향에 대하여 평가하는 것이다. 위 지표의 계산결과 외환위기 이전에 0.095, 외환위기 이후에 0.136으로 모두 양의 값을 기록하여 1995~97년, 1998~2000년 사이에 소득이동이 모두 긍정적인(positive) 방향으로 이루어졌으며, 외환위기 이후의 소득이동이 이전보다 좀더 긍정적으로 발생했음을 의미한다.

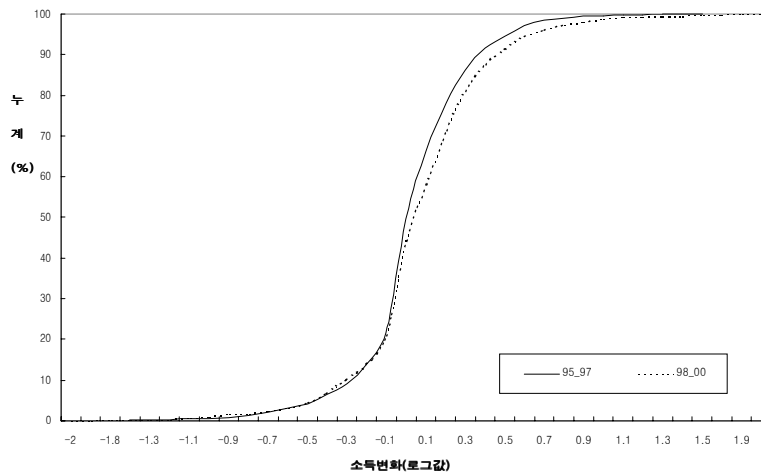
그러나  $m^{(3)}$  지표의 계산결과가 양으로 나타났다고 해서 그 사회의 소득분배 정도가 개선되었다고 말할 수는 없다. 즉, 한 사회에서 일부소득계층의 소득분배상태가 개선되었다고 해서 전체의 소득분배 정도가 개선되었다고 말할 수는 없기 때문이며,  $m^{(3)}$ 의 지표는 사회 전체의 소득이동방향성은 설명해 주고 있으나, 사회구성원의 개별적인 소득이동 방향이나 어느 일부 집단의 소득이동방향을 설명해 주지는 못한다.

따라서 개별 사회구성원의 소득이동의 정도가 일정기간에 있어 타 기간보다 소득분배를 개선하는 방향으로 이루어졌는지 여부는  $m^{(3)}$ 의 식에서와 같은 전체의 평균이 아니라 개별 가구의 소득이동변화 정도를 파악함으로써 가능하다. 실제소득을 이용한 그래프에서는 두 기간에 있어 가장 소득손실비율이 높은 가구부터 누적적인 비중을 그래프로 작성하여 한 기간의 소득이동이 타 기간의 소득이동 그래프에 비하여 모든 구간에서 상위에 위치하지 않으면(적어도 한 가구는 하위에 있거나 같다면) 소득분배가 개선되었다고 말할 수 있다.<sup>8)</sup>

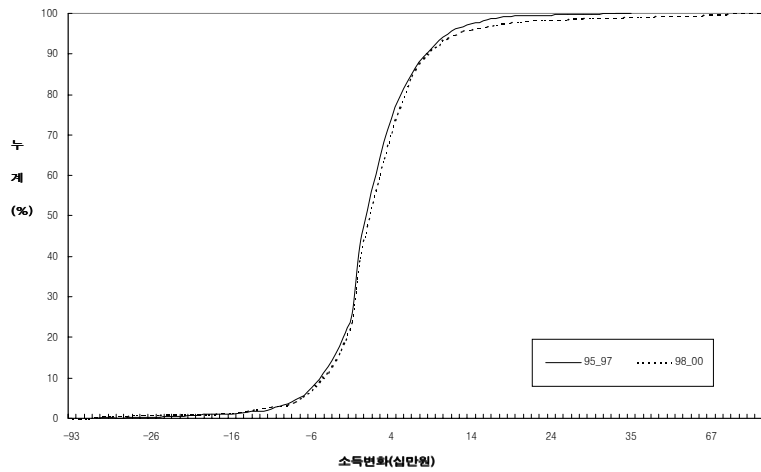
8) 이 개념은 두 개의 로렌츠커브를 비교하여 소득불평등도와 소득평준화 여부를 비교하는 것과 비슷하다. 이 그래프는, 가로축은 일정기간에 있어 소득변화의 양을 음에서 큰 가구부터 양으로 큰 가구까지 나열한 값을 의미하며, 세로축은 그러한 가구들의 누계 구성비율을 나타낸 것이다. 또한 여기서의 의미는 로그소득이 아니라 소득

외환위기 전후의 소득이동방향에 대한 규범적인 판단을 위해 작성된 그래프가 [그림 1]과 [그림 2]이다. [그림 1]은 로그소득의 차이를 이용하여 작성된 것이고, [그림 2]는 실제소득의 차이를 이용하여 작성되었다.

[그림 1] 소득이동방향의 분포(log값)



[그림 2] 소득이동방향의 분포(실제값)



의 절대치를 의미한다. 소득의 절대치와 로그소득을 이용한 비교상의 차이는 다음 절에서 다룰 것이다.



[그림 2]에서 알 수 있는 것은 하위 3% 소득이동과 최상위층을 제외 하고는<sup>9)</sup> 모두 외환위기 이후의 소득변화가 이전의 소득변화에 비해 아래쪽으로 나타나고 있다. 따라서 소득의 하락과 상승이 극심한 일부가구를 제외하고는 외환위기 이전에 비하여 외환위기 이후의 소득이동의 방향이 긍정적임을 확인할 수 있으나, 전체의 소득분배구조가 개선되었다고는 말할 수 없다.

따라서 <표 6>에서 제시된 KDI소득패널(도시근로자)의 지니계수가 외환위기 이전보다 이후에 높게 나타나 소득불평등도가 악화된 것으로 나타나는 이유를 그래프에서 제시된 소득이동의 결과를 바탕으로 판단한다면, 외환위기 이후의 소득이동방향이 외환위기 이전의 소득이동방향에 비하여 그 진폭이 상당히 큰 것에 그 원인이 있음을 짐작할 수 있다. 이 점은 본고의 IV장에서 집중적으로 분석된 결과이기도 하다.

이상의 결과를 종합하면 KDI소득패널(도시근로자)상에 나타난 외환위기 이후 소득의 상승폭이 외환위기 이전보다 높은 가구는 극히 일부에 해당된다는 점을 고려할 때, 외환위기 이후에 분배구조가 악화된 것은 소득의 하락을 경험한 가구의 소득하락폭이 외환위기 이후 더 크다는 것에 그 원인이 있다 할 수 있을 것이다. 다음 장에서는 이들 가구에 대한 분석을 통해 외환위기 이후 분배구조악화의 원인을 추론해 보고자 한다.

한편 실제소득의 차이에 의해 분석된 소득이동방향의 규범적인 평가 결과는 식 (6)에서와 같이 로그값을 이용한 [그림 1]의 결과를 이용해도 공리적으로(axiomatically) 일치한다.<sup>10)</sup> 따라서 다음 장에서는 [그림 1]의 결과뿐만 아니라 [그림 2]의 결과도 동시에 이용하여 외환위기 이후 소득의 이동이 외환위기 이전보다 절대적 또는 상대적으로 큰 가구의 특성 파악을 통하여 분배구조 악화 원인을 규명하고자 한다.

9) 그림에서는 잘 나타나지 않지만 소득상승폭이 310만 원 이상의 가구는 1995년과 1997년 사이의 소득이동변화에서는 없는 것으로 나타났다.

10) Fields and Ok(1999a)에 증명되어 있다.

## V. 외환위기 이후 소득불평등도 상승의 원인분석

### 1. 절대소득이동이 큰 가구 중심으로

#### 가. 분배구조의 악화 원인분석

외환위기 이후 분배구조악화의 원인에 대한 기존의 연구결과는 도시 가계자료의 분석을 통해 대체로 저소득층 또는 하위층(본 연구의 중하층과 빈곤층)에서 집중적으로 나타났음을 지적하고 있다[유경준[1999], 정광수[2000], 정진호·최강식[2001], 정진호[2001]].

이러한 정태적인 분석결과는 같은 정태적인 방식으로 분석한 본 연구 II장의 소득계층의 분포변화의 추이(표 7과 표 8의 결과)와 부합하고 있다.

그러나 패널자료를 통한 동태적인 분석인 소득이동(income mobility)의 분석에 기초한 본 연구의 결론은 이전 연구의 결과와 다음과 같은 상이한 점이 존재한다.

즉, 외환위기 전후 소득이동방향에 대한 결과인 [그림 2]에서 분석된 바와 같이 도시근로자가구에 있어 외환위기 이후 분배구조가 악화된 원인은 주로 외환위기 이전에 비하여 소득이 급상승(310만 원 이상)한 가구의 비율증가와 외환위기 이후 소득이 급격히 하락(1997년 기준의 110만 원 이상)한 가구가 외환위기 이전보다 더 큰 폭으로 소득이 하락하였기 때문인 것으로 나타났다.<sup>11)</sup>

따라서 외환위기 이후 소득하락의 폭이 큰 가구가 주로 저소득층에 속하고 동일가구가 소득이 더 하위인 계층으로 이동하였다면 기존의 정태적인 분석결과와 일치할 것이다. 그에 대한 해답은 <표 12> 및 <표 13>에서 찾을 수 있다.

11) 110만 원과 310만 원 값의 기준은 [그림 1]에서 두 개의 그래프가 교차하는 점의 값을 의미함.

<표 12> 1998~2000년 소득하락가구(110만 원 이상)의 소득분위이동

(단위 : %)

2000 1998	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
VII	4.1 <sup>1)</sup> 100.0 <sup>2)</sup>	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	6.0 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	3.2 15.9	4.2 23.5	5.2 26.1	6.9 34.5	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	6.8 9.7	0.0 0.0	0.0 0.0	2.8 3.9	8.0 11.4	14.7 21.0	9.8 14.1	8.8 12.5	8.9 12.7	10.3 14.8

주 : 1998~2000년간 110만 원 이상 소득이 하락한 총가구는 가중치 고려시 46가구(전체의 2.7%)

1) 46가구를 기준으로 한 비중.

2) 1998년 각 소득분위에 속한 가구수를 기준으로 한 비중(raw percent).

<표 13> 1995~97년 소득하락가구(110만 원 이상)의 소득분위이동

(단위 : %)

1997 1995	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
VII	5.0 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	1.7 30.8	3.9 69.3	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	1.1 6.7	5.8 36.1	4.0 24.7	3.0 18.9	2.2 13.6	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	1.5 2.1	0.0 0.0	3.0 4.2	14.5 19.8	22.0 30.0	1.7 2.3	8.0 11.0	13.8 18.9	6.1 8.3	2.6 3.6

주 : 1995~97년간 110만 원 이상 소득이 하락한 총가구는 가중치 고려시 51가구(전체의 2.7%)

1) 51가구를 기준으로 한 비중.

2) 1995년 각 소득분위에 속한 가구수를 기준으로 한 비중(raw percent).

외환위기 이후 소득하락폭이 커서 외환위기 이전의 분배구조보다 외환위기 이후 분배구조를 악화시킨 가구의 소득분위이동을 정리하여 보면, 그러한 가구는 모두 1998년에 7분위 이상의 고소득층에 속해 있던 가구이다. 이들 가구는 2000년에 큰 폭의 소득감소를 경험하여 다양한

소득분위로 소득계층의 변동을 경험하고 있다. 즉, 1998년에 7분위에 속했던 가구는 1분위로, 8분위에 속했던 가구는 1분위와 3분위로, 9분위였던 가구는 6분위 이하로 극심한 소득분위의 변동을 겪었으며, 1998년에 10분위에 속했던 가구는 다양한 소득분위로 소득계층의 이동을 경험한 것으로 나타나고 있다.

따라서 기존의 정태적 분석에 기초하여 외환위기 이후 소득분배구조 악화의 주원인이 하위 소득계층의 몰락에 기인하였다는 논의는 동태적인 분석결과 타당성이 확인되지 않고 있다.

또한 중산층의 몰락과 관련한 기존연구의 문제제기와 반론도 동태 및 정태 분석결과에서 그 기반이 확인되지 않고 있기 때문에 그렇지 않다는 결론에 도달할 수 있다.<sup>12)</sup>

이하에서는 본 연구의 결론, 즉 외환위기 전후의 도시근로자가구의 소득분배악화는 외환위기 이후가 외환위기 이전보다 소득이동의 정도가 더 컸으며, 그에 따라 소득이 큰 쪽으로 상승한 가구가 외환위기 전보다 증가하였고, 소득하락의 폭이 큰 가구가 외환위기 이전보다 더 큰 폭의 소득하락을 경험한 결과 분배구조가 나빠졌다는 동태적 분석의 결과 중 소득하락폭이 컸던 가구를 추출하여 그 특성을 분석할 것이다.

#### 다. 소득하락가구의 소득유형별 특징분석

<표 14>와 <표 15>는 외환위기 전후 3년 동안 소득이 큰 쪽으로 하락한 가구의 유형별 소득변화를 분석한 것이다.

양 기간의 차이의 특징을 살펴보면, 먼저 외환위기 이후에 소득하락을 경험한 가구는 하락된 소득 중 비경상소득의 하락이 차지하는 비중

12) 이러한 결론에 대하여 절대소득이 110만 원 이상 감소한 가구는 당연히 1998년에 소득분위가 7분위 이상인 고소득가구였기 때문이고 저소득가구는 110만원 이상의 소득이 하락할 이유가 없기 때문에 기존의 저소득층의 몰락에 의한 소득불평등도의 악화논리가 타당하지 않다는 본고의 지적 역시 근거가 없다는 주장이 가능하나, 다음 절에서 log 소득을 이용한 상대적 소득의 증감에서도 본장의 내용과 동일한 결론에 이르고 있기 때문에 본고의 결론이 유효하다고 볼 수 있다. 기존의 저소득층 몰락에 의한 소득불평등도의 상승이 타당하려면, 역시 정태적인 분석에 의해서는 답을 구할 수 없으며, 동태적인 분석이 선행되어야 하고, 본고에서 사용한 log 소득을 이용한 결론이 유효하다 할 수 있다.

이 46.9%로 외환위기 이전 12.7%에 비하여 상당히 크게 나타나고 있다. 비경상소득이란 경상소득 이외의 소득으로 경조사로 받은 금액, 경품 및 복권 등의 상금, 연금일시금 및 퇴직금, 장학금 등을 의미하는데, 이는 외환위기 직후인 1998년에 구조조정의 일환 등으로 받은 퇴직금의 소득이 2000년에는 감소함에 따라 나타난 현상이 아닌가 짐작된다. 이 추론이 옳다면 이는 일시적인 하락이기 때문에 향후의 분배구조 악화에는 더 이상의 악재로 작용하지는 않을 것이다.

한편 외환위기 이후 소득하락 중 경상소득의 하락이 차지하는 비율은 53.1%이며, 근로소득하락이 차지하는 비율은 절반 정도인 48.8%이다. 외환위기 이후 기간에 있어 근로소득의 하락은 가구주의 소득하락이 23%, 배우자의 소득하락이 11.6%, 기타가 14.1%로 나타나고 있다. 또한 외환위기 이전 기간에 있어 소득하락 중 근로소득하락이 차지하는 비율이 76.6%이고, 항목별로는 가구주가 28.9%, 배우자가 16.3%, 기타가 31.3%로 나타나고 있다.

결론적으로 외환위기 전후에 있어 소득하락의 주요인은 취업자수의 하락(양 기간 유사하게 약 2.1~2.4명의 가구당 평균취업자수가 1.5명으로 하락)인 것으로 판단된다. 즉, 큰 폭으로 소득이 하락한 가구는 외환위기 전후에 동일하게 실직 등으로 가구 내 취업자수가 감소하였고, 그로 인해 근로소득이 감소한 것이 소득하락의 중요한 원인이 되고 있다.

한편 동일가구가 연결된 패널자료임에도 불구하고, 소득하락폭이 큰 가구의 경우에는 양 기간 모두 가구주의 연령변화가 거의 없는 것으로 미루어 짐작할 때 다수의 가구에서 가구주의 변동이 발생하였음을 추론할 수 있다. 이에 대한 직접적인 이유는 설명하기 힘들지만 분가를 하여 취업자수가 줄어든 경우와 가구주가 사망한 경우가 많이 포함되어 있을 것이라는 추측이 가능한 것으로 보인다.

#### 다. 외환위기 이후 소득증가가구의 특징분석

외환위기 이전보다 외환위기 이후 소득분배가 악화된 원인 중 하나로서 외환위기 이후 3년간 소득의 증가가 310만 원 이상인 가구의 소득 분위이동과 특성을 살펴보면 다음과 같다.

<표 14> 1995~97년 소득하락가구(110만 원 이상)의 소득원천별 구성비

(단위: 천 원 %)

	1995년 기준		1997년 기준		소득차이 (97-95)	소득차액 비중		증감률 (97-95)
	소득액	비중	소득액	비중		총수입 기준	소득기준	
총수입	5,482.9	100.0	3,854.6	100.0	-1,628.3	100.0	-	-29.7
소득	3,603.1	65.7	1,771.0	45.9	-1,832.2	112.5	100.0	-50.8
경상소득	3,236.7	59.0	1,637.0	42.5	-1,599.7	98.2	87.3	-49.4
근로소득	2,894.8	52.8	1,492.2	38.7	-1,402.6	86.1	76.6	-48.5
가구주	1,714.5	31.3	1,184.7	30.7	-529.8	32.5	28.9	-30.9
배우자	450.9	8.2	152.4	4.0	-298.5	18.3	16.3	-66.2
기타	729.4	13.3	155.1	4.0	-574.3	35.3	31.3	-78.7
사업및부업	120.3	2.2	47.8	1.2	-72.5	4.5	4.0	-60.3
재산소득	58.7	1.1	50.4	1.3	-8.3	0.5	0.5	-14.1
이전소득	163.0	3.0	46.6	1.2	-116.4	7.1	6.4	-71.4
비경상소득	366.5	6.7	134.0	3.5	-232.4	14.3	12.7	-63.4
기타수입	1,564.4	28.5	1,837.9	47.7	273.5	-16.8	-	17.5
전월이월금	315.3	5.8	245.7	6.4	-69.6	4.3	-	-22.1
취업자수(명)	2.4		1.5		-			
가구주연령	40.4		40.5		-			

<표 15> 1998~2000년 소득하락가구(110만 원 이상)의 소득원천별 구성비

(단위: 천 원 %)

	1998년 기준		2000년 기준		소득차이 (2000-98)	소득차액 비중		증감률 (2000-98)
	소득액	비중	소득액	비중		총수입 기준	소득기준	
총수입	7,051.2	100.0	4,235.1	100.0	-2,816.1	100.0	-	-39.9
소득	4,013.0	56.9	1,766.7	41.7	-2,246.3	79.8	100.0	-56.0
경상소득	2,859.3	40.6	1,666.8	39.4	-1,192.5	42.3	53.1	-41.7
근로소득	2,383.4	33.8	1,286.6	30.4	-1,096.8	38.9	48.8	-46.0
가구주	1,619.2	23.0	1,101.8	26.0	-517.4	18.4	23.0	-32.0
배우자	298.3	4.2	36.7	0.9	-261.6	9.3	11.6	-87.7
기타	465.9	6.6	148.1	3.5	-317.8	11.3	14.1	-68.2
사업및부업	176.6	2.5	127.7	3.0	-48.9	1.7	2.2	-27.7
재산소득	166.0	2.4	150.4	3.6	-15.7	0.6	0.7	-9.4
이전소득	133.3	1.9	102.2	2.4	-31.1	1.1	1.4	-23.4
비경상소득	1,153.6	16.4	99.8	2.4	-1,053.8	37.4	46.9	-91.3
기타수입	2,778.8	39.4	2,241.2	52.9	-537.6	19.1	-	-19.3
전월이월금	259.4	3.7	227.3	5.4	-32.2	1.1	-	-12.4
취업자수(명)	2.1		1.5		-			
가구주연령	47.3		46.5		-			

〈표 16〉 1998~2000년간 소득상승가구(310만 원 이상) 소득분위이동

(단위 : %)

1998 \ 2000	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
X	8.1	2.6	1.9	2.5	10.6	30.9	29.3	14.2

비록 표본의 수가 적어 유의성에는 한계가 있겠지만 소득분위이동을 보면 1998년에는 3분위부터 10분위 사이에서 분포하였다가 2000년에 최고소득계층인 10분위로 상향이동한 가구들이다. 1998년에 8분위와 9분위에서 2000년에 10분위로 이동한 가구의 비중이 약 60%로 높게 나타나고 있다.

또한 이들 가구의 소득유형별 변화의 특성은 비록 20가구 정도밖에 되지 않아 신뢰성에는 약간의 문제가 있겠지만, 소득상승분의 77%가 비경상소득의 증가에 기인한 것으로 나타나고 있으며, 나머지 22.7%는 경상소득의 증가로 이루어진 것이다.

한편 가구주의 연령변화가 2년의 기간동안 정확히 일치하고 있어 동일가구임을 확인시켜 주고 있으며, 취업자수가 1998년에 1.3명에서 2000년에 1.5명으로 약간 증가한 추이를 보이고 있으나, 앞에서 설명한 바와 같이 외환위기 이후 3년간 증가한 소득상승분의 대부분이 비경상소득의 증가에 기인한 것이기 때문에 소득증가에 있어 취업자수의 증가가 커다란 요인으로 작용하고 있지는 않다.

또한 가구주의 연령이 30대 후반인 점과 비경상소득의 증가를 감안하면, 이들 가구소득증가는 소득하락가구와 동일하게 퇴직금 등의 증가에 기인한 것으로 추측할 수 있다.<sup>13)</sup> 한편 벤처붐에 따른 주식 등의 배당 증가가 주요한 원인 중의 하나일 것으로 추측되기는 하지만 통계청의 자료는 재산소득 파악이 불충분하여 직접적인 증거는 포착하기 힘들다.<sup>14)</sup>

13) 2000년의 경우 퇴직금 중간정산이 광범위하게 시행되어 취업자수는 감소하지 않으나 중간정산의 경우 퇴직금 항목이 대폭 상승할 수 있다.

14) 가구조사의 경우 응답자가 주부인 경우가 많을 것으로 추측되어 금융소득상의 변동에 대하여 자세한 반영이 힘들 것으로 추측된다.

<표 17> 1998~2000년 소득상승가구(310만 원 이상)의 소득원천별 구성비

(단위: 천 원 %)

	1998년기준		2000년기준		소득차이 (00-98)	소득차액 비중		증감률 (2000-98)
	소득액	비중	소득액	비중		총수입 기준	소득기준	
총수입	4,103.7	100.0	13,453.6	100	9,349.9	100	-	227.8
소득	2,267.4	55.3	8,218.6	61.1	5,951.2	63.6	100.0	262.5
경상소득	2,175.5	53.0	3,525.0	26.2	1,349.5	14.4	22.7	62.0
근로소득	2,077.2	50.6	3,127.0	23.2	1,049.8	11.2	17.6	50.5
가구주	1,835.3	44.7	2,739.9	20.4	904.5	9.7	15.2	49.3
배우자	237.9	5.8	259.6	1.9	21.6	0.2	0.4	9.1
기타	3.9	0.1	127.5	0.9	123.6	1.3	2.1	3,146.4
사업및부업	39.0	1.0	143.9	1.1	104.9	1.1	1.8	269.1
재산소득	29.8	0.7	16.4	0.1	-13.4	-0.1	-0.2	-45.1
이전소득	29.6	0.7	237.8	1.8	208.2	2.2	3.5	704.3
비경상소득	91.9	2.2	4,693.6	34.9	4,601.7	49.2	77.3	5,007.0
기타수입	1,628.7	39.7	5,021.8	37.3	3,393.0	36.3	-	208.3
전월이월금	207.5	5.1	213.2	1.6	5.7	0.1	-	2.7
취업자수(명)	1.3		1.5				-	
가구주연령	37.7		39.7				-	

주 : 1998~2000년간 310만 원 이상 소득이 상승한 가구수는 가중치 고려시 20가구(전체의 1%).

## 2. 상대소득이동이 큰 가구 중심으로

### 가. 분배구조의 악화원인 분석

외환위기 전후 소득이동방향에 대한 결과인 [그림 1]에서 분석된 바와 같이, 도시근로자가구에 있어 외환위기 이후 분배구조가 악화된 원인은 주로 외환위기 이전에 비하여 소득이 급상승한 가구의 비율증가와 외환위기 이후 소득이 급격히 하락한 가구가 외환위기 이전보다 더 큰 폭으로 소득이 하락하였기 때문인 것으로 나타났다.

외환위기 이후 로그소득 하락폭이 외환위기 이전보다 커서 외환위기 이전의 분배구조보다 외환위기 이후 분배구조를 악화시킨 가구의 소득



<표 18> 1998~2000년 로그소득이 크게 하락한 가구의 분포

(단위 : %)

2000 1998	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	6.1 <sup>1)</sup> 100.0 <sup>2)</sup>	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
II	6.1 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
III	9.9 86.4	1.6 13.6	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IV	2.6 48.1	2.8 51.9	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
V	2.5 33.9	3.7 50.8	1.1 15.3	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VI	0.3 4.1	3.2 42.8	3.7 48.5	0.4 4.6	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VII	1.2 8.6	0.2 1.8	2.3 16.7	7.7 56.8	2.2 16.1	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	1.3 17.2	0.0 0.0	0.2 3.0	2.6 34.4	2.4 30.7	1.1 14.7	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	0.7 5.4	1.0 8.0	1.1 8.9	2.0 15.3	2.6 19.9	3.5 27.3	2.0 15.2	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	1.5 6.7	0.0 0.0	0.0 0.0	0.6 2.7	1.7 7.9	3.2 14.5	3.3 14.8	4.0 18.0	4.1 18.3	3.8 17.3

주 : 1998~2000년간 로그소득이 0.24 이상 하락한 총가구수는 가중치 고려시 211가구(12.3%).

1) 211가구를 기준으로 한 비중.

2) 1998년 각 소득분위에 속한 가구수를 기준으로 한 비중(raw percent).

분위이동을 정리하여 보면, <표 18>에서 보듯이 1998년에 2분위 이하인 빈곤층과 중하층에서 발생한 비율은 12.2%, 3분위와 8분위 사이인 중산층에서 발생한 비율은 52.8%, 9분위와 10분위인 상류층에서 발생한 비율은 35.1%로 나타나고 있다. 그리고 이 비율은 외환위기 이전에는 <표 19>에서와 같이 각각 8.1%, 53.8%, 38.2%로 나타나고 있다.

이는 외환위기 이전에 비하여 이후에 로그소득의 하락폭이 큰 가구의 빈곤층과 중하층에서의 발생비율이 외환위기 이전보다는 외환위기 이후에 약 4%p 높아지기는 했으나 나머지 가구의 비율이 약 90%를 점

〈표 19〉 1995~97년 로그소득이 크게 하락한 가구의 분포

(단위 : %)

1997 1995	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	3.3 <sup>1)</sup> 100.0 <sup>2)</sup>	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
II	4.8 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
III	7.0 95.2	0.4 4.8	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IV	6.7 78.3	1.9 21.8	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
V	1.4 14.3	6.0 59.8	2.6 25.9	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VI	0.1 2.4	1.4 26.3	3.9 71.4	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VII	2.1 21.5	2.2 22.8	2.4 24.4	3.1 31.4	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	0.4 3.0	1.4 11.2	2.2 17.6	3.5 27.8	3.9 30.5	1.3 9.9	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	0.2 1.3	1.3 7.2	0.9 4.9	2.3 13.0	4.7 26.0	6.9 38.7	1.6 9.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	0.3 1.7	0.0 0.0	0.7 3.3	3.2 15.9	4.9 24.1	0.4 1.8	2.7 13.1	4.6 22.7	2.6 13.0	0.9 4.4

주 : 1995~97년간 로그소득이 0.24이상 하락한 총 가구수는 가중치 고려시 231가구(12.3%).

1) 231가구를 기준으로 한 비중.

2) 1995년 각 소득분위에 속한 가구수를 기준으로 한 비중(Raw percent).

하고 있기 때문에 본장의 서두에서 언급한 바와 같이 정태적 분석에서 언급되고 있는 외환위기 이후 분배악화의 요인인 저소득층에서 집중적으로 발생하였다는 기존의 논의는 역시 근거가 미약한 것으로 판단된다.

이에 대한 재검증을 위해 IV장에서 소득이동의 분석에 사용된 여러 가지 지표들을 소득계층별로 분해한 것이 아래 <표 20>이다.

먼저 IV장의 식 (5)를 이용하여 소득계층별로 소득이동( $d^{(1)}$ )을 성장요인(growth component)과 이전요인(transfer component)으로 분해하면, 외환위기 이전에는 저소득층의 소득이동에서 81%가 성장요인, 19%

<표 20> 소득계층별 소득이동 정도의 측정 및 분해

(단위: 원)

소득계층	기간	지수		
		$d^{(1)}$	$g^{(1)}$	$t^{(1)}$
저소득층 (I, II분위)	1995~1997	131,757,997 (100.0%)	106,254,711 (80.6%)	25,503,286 (19.4%)
	1997~2000	112,351,820 (100.0%)	92,771,642 (82.6%)	19,580,178 (17.4%)
중간층 (III~VIII분위)	1995~1997	503,801,459 (100.0%)	264,088,384 (52.4%)	239,713,076 (47.6%)
	1997~2000	554,617,078 (100.0%)	369,850,190 (66.7%)	184,766,888 (33.3%)
고소득층 (IX, X분위)	1995~1997	298,396,030 (100.0%)	10,954,458 (3.7%)	287,441,572 (96.3%)
	1997~2000	391,984,046 (100.0%)	73,223,506 (18.7%)	318,760,540 (81.3%)

가 이전요인으로 나누어지며, 외환위기 이후에는 각각 83%와 17%로 분해된다. 따라서 외환위기 이후 저소득층의 소득향상은 경제성장요인에 기인한 부분이 외환위기 이전보다 절대값은 다소 작으나 상대적으로 더 높은 비율로 나타나고 있다. 이는 외환위기 이후 계층별 총소득이동에서 중간층이나 상류층에서 발생한 성장요인의 기여율보다 크게 나타나고 있기 때문에 분배의 악화가 저소득층에 집중된 결과로 해석하기에는 역시 무리가 있다고 판단된다.

### 나. 로그소득하락가구의 소득유형별 특징 분석

외환위기 전후 각 3년 동안 로그소득이 큰 폭으로 하락한 가구의 유형별 소득변화를 분석한 것이 <표 21>과 <표 22>에 정리되어 있다.

여기에서의 시사점은 앞 항에서 해석된 바와 같이 외환위기 이후 비경상소득의 하락(퇴직금의 감소)으로 인한 외환위기 이후 일시적인 요인과 취업자수의 감소에 따른 양 기간의 동일한 이유에 기인한 것임을 확인할 수 있다.<sup>15)</sup>

15) <표 21>과 <표 22>에서 로그소득 0.24의 기준은 앞에서 밝힌 바와 같이 [그림 2]에서 두 개의 그래프가 교차하는 점의 로그소득값을 의미한다.

<표 21> 1995~97년 로그소득하락가구(0.24 이상)의 소득원천별 구성비

(단위: 천 원 %)

	1995년 기준		1997년 기준		소득차이 (97-95)	소득차액 비중	
	소득액	비 중	소득액	비 중		총수입 기준	소득기준
총수입	3,465.9	100.0	2,656.8	100.0	-809.1	100.0	-
소득	2,281.0	65.8	1,401.9	52.8	-879.0	108.6	100.0
경상소득	2,093.9	60.4	1,313.0	49.4	-780.9	96.5	88.8
근로소득	1,862.3	53.7	1,188.6	44.7	-673.7	83.3	76.6
가구주	1,238.1	35.7	984.6	37.1	-253.5	31.3	28.8
배우자	243.6	7.0	89.0	3.4	-154.6	19.1	17.6
기타	380.6	11.0	114.9	4.3	-265.6	32.8	30.2
사업및부업	94.2	2.7	38.6	1.5	-55.5	6.9	6.3
재산소득	45.1	1.3	34.5	1.3	-10.5	1.3	1.2
이전소득	92.4	2.7	51.3	1.9	-41.1	5.1	4.7
비경상소득	187.1	5.4	88.9	3.3	-98.1	12.1	11.2
기타수입	877.4	25.3	1,000.8	37.7	123.3	-15.2	-
전월이월금	307.5	8.9	254.1	9.6	-53.4	6.6	-
취업자수(명)	1.9		1.4		-		
가구주연령	41.7		42.2		-		

<표 22> 1998~2000년 로그소득하락가구(0.24 이상)의 소득원천별 구성비

(단위: 천 원 %)

	1998년 기준		2000년 기준		소득차이 (2000-98)	소득차액 비중	
	소득액	비 중	소득액	비 중		총수입 기준	소득기준
총수입	3,637.0	100.0	2,745.1	100.0	-891.9	100.0	-
소득	2,179.7	59.9	1,261.4	46.0	-918.3	103.0	100.0
경상소득	1,841.8	50.6	1,195.7	43.6	-646.0	72.4	70.4
근로소득	1,630.4	44.8	992.4	36.2	-638.0	71.5	69.5
가구주	1,151.0	31.6	847.1	30.9	-303.9	34.1	33.1
배우자	190.6	5.2	63.8	2.3	-126.8	14.2	13.8
기타	288.7	7.9	81.4	3.0	-207.3	23.2	22.6
사업및부업	73.7	2.0	55.4	2.0	-18.3	2.0	2.0
재산소득	72.5	2.0	68.8	2.5	-3.7	0.4	0.4
이전소득	65.2	1.8	79.1	2.9	14.0	-1.6	-1.5
비경상소득	337.9	9.3	65.7	2.4	-272.2	30.5	29.6
기타수입	1,213.3	33.4	1,286.3	46.9	73.0	-8.2	-
전월이월금	244.0	6.7	197.3	7.2	-46.7	5.2	-
취업자수(명)	1.8		1.4		-		
가구주연령	44.3		45.2		-		

## 다. 외환위기 이후 로그소득증가가구의 특징분석

여기서의 분석은 절대소득증가가구의 경우와 별다른 차이가 없기 때문에 생략한다.

### 3. 소 결

본장에서 외환위기 이전보다 외환위기 이후 불평등도가 나빠진 원인으로 지목된, 양 기간에 있어 절대소득 감소폭과 로그소득 감소폭이 큰 가구의 분석을 통해 파악된 사실을 다시 정리하여 보면 다음과 같다.

외환위기 전에 비해 외환위기 이후의 소득분배구조가 나빠진 이유는, 첫 번째는 소득하락가구에 있어 비경상소득의 감소(주로 퇴직금이라 추측), 두 번째는 소득하락가구에 있어 취업자수의 감소에 따른 근로소득의 감소, 세 번째는 소득증가가구에 있어 비경상소득의 증가(역시 주로 퇴직금이라 추측)와 확인은 되지 않지만 금융소득의 증가로 정리될 수 있다.

여기서 첫 번째 원인은 외환위기와 구조조정에 따른 일시적인 요인이라 여겨지기 때문에 향후의 분배구조에는 커다란 영향을 미치지 않을 것으로 판단되며, 세 번째 원인인 IT산업의 발전과 그에 따른 구조적 요인에 기인한 금융소득의 증가는 향후의 소득분배를 악화시키는 요인으로 계속 작용될 수 있을 것이다.<sup>16)</sup>

그리고 취업자수의 증감에 따른 소득이동변화는 상승과 하락 양측에서 비대칭적인 모습을 보이는 것이 특징적이다. 외환위기 이후 소득이 대폭 하락한 가구의 경우는 취업자수의 감소가 중요한 원인으로 작용하고 있지만 소득이 대폭 상승한 가구는 취업자수의 증가에 기인한 면이 거의 없다.

---

16) Digital Divide로 표현된다.

## VI. 소득분배개선을 위한 과제

### 1. 소득불평등도 파악을 위한 기초통계자료의 구축

본 연구는 서론에서 밝힌 바와 같이 도시근로자의 근로소득을 중심으로 소득분배 변화추이와 외환위기 이후 소득불평등도 악화의 원인에 대하여 분석한 글이다. 따라서 비도시지역의 임금근로자나, 가구형태에 따른 자영업주와 무직자의 소득통계는 본 연구에 포함되어 있지 않다.

따라서 분배구조나 추이가 이러한 한계하에 분석된 점을 반드시 염두에 두어야 하며, 좀더 심층적인 분석이나 정책대안을 이끌어 내기 위해서는 도시가계조사 외의 소득관련 통계 파악이 시급하다. 외환위기 이후 4대보험의 가입대상자 확대와 2000년 10월 국민기초생활보장법의 시행에 따른 사회안전망의 확대가 분배구조에 일정부분 영향을 미쳤을 것으로 판단되나, 현 상황에서는 분석자료의 한계로 소득재분배정책의 효과에 대해 검증할 수 없는 것은 안타까운 일이다.

특히 외환위기 직후는 실업률의 급상승에 따른 실업자가구의 소득감소가 소득분배구조에 커다란 영향을 미쳤을 것으로 판단되나, II장에서 언급한 바와 같이 이들의 소득자료가 없는 상태에서 소득을 0으로 취급하여 분석대상에 포함시킨다면 소득불평등도를 과대추정하게 되고, 이들을 제외할 경우에는 과소추정하게 되는 문제가 발생한다. 현 단계에서는 적절한 처리방법이 없기 때문에 통계청의 방식대로 이들을 제외하고 소득불평등도를 분석하였으며, 이로 인해 외환위기 이후 소득불평등도 악화 정도는 다소 과소 추정되었을 가능성이 크다. 통계청에서는 다소 노력이 필요한 작업이기는 하겠지만, 무직자나 실직자가구의 경우에도 근로소득을 제외한 소득규모의 파악이 가능한 경우 이를 조사·공표한다면 향후 소득분배의 추이와 정책대안을 수립할 시에 많은 도움을 줄 수 있을 것이다.

한편 도시가계근로자 소득통계에는 자산소득이나 금융소득이 포함

되어 있기는 하나 응답자들이 과소보고(under-report)할 가능성이 높다고 판단되기 때문에 자산이나 금융소득으로 인한 분배구조의 변화를 정확히 반영한다고 보기는 힘들다. 이정우·이성림(2001)은 자산이나 금융소득이 보다 자세히 파악된 대우패널자료의 가구소득을 이용하여 지니계수를 측정한 결과 외환위기 이전인 1997년 0.363에서 외환위기 직후인 1998년에는 0.396으로 상승하여 가구소득의 불평등정도가 상당히 높아졌음을 밝힌 바 있다.<sup>17)</sup>

따라서 이러한 증거들로 볼 때 자산이나 금융소득이 제대로 측정된다면 소득불평등도는 외환위기 이후 현재에 파악되고 있는 것보다는 좀 더 악화되었을 가능성이 높다 하겠다. 본고의 V장에서도 외환위기 이후 분배구조 악화의 원인 가운데 하나로서 이에 대해 언급한 바가 있다.

근로소득뿐 아니라 자산 및 금융소득 등에 대한 정확한 파악이 분배구조개선을 위한 선결과제를 부인하는 사람은 아무도 없을 것이다. 분배구조개선을 위해 아무리 노력을 한다 하더라도 실태파악이 전혀 되지 않는 상황에서 정책방안을 수립한다는 자체가 무리이기 때문이다. 그러나 수십 년 전부터 제시되어 온 이러한 문제에 대한 해결방안이 제대로 작동하지 않고 있다는 점은 매우 심각한 문제라고 할 수 있다.

소득파악을 위해서는 기본적으로 조세제도와 연결되어 소득파악이 되어야 하기 때문에 국세청을 중심으로 관련된 자료를 집계한 후, 그러한 자료를 일반에 공개할 필요가 있다. 자영업주의 소득파악문제도 그러하다. 건강보험에서 보험료 징수문제가 발생하는 것이나, 국민연금에서 봉급생활자가 불리하다는 주장은 모두 자영업주의 소득파악문제가 선결되고 있지 않기 때문이다. 국민연금이나 건강보험에서 집계된 소득 관련 자료를 국세청에서 통합적으로 취합하여 과세와 보험료 징수의 기초자료로 삼고, 개인의 익명성이 손상되지 않는 범위에서 일반에 공개되어야 할 것이다. 익명성이 담보된 상태에서도 자료공개를 거부하는 경우는 정보공개법에 의하여 공개되도록 타당한 조치를 취해야 할 것이다.

이러한 분배관련 통계의 기반이 조성되지 않는 상태에서 분배구조개

17) 대우패널은 1999년 이후 조사가 중단되어 추가적인 연구가 불가능한 상황이다.

선을 위한 정책을 수립한다는 것은 원인을 파악하지 못한 상태에서 대책을 마련하는 것과 마찬가지로 사상누각에 불과하다는 점을 명심해야 할 것이다.

따라서 분배관련통계의 집계와 그를 통한 원인분석, 그리고 제대로 된 정책처방을 수립하기 위하여 실무자로 구성된 가칭 「소득통계개선위원회」를 경제사회이사회 산하로 상시적으로 운영할 필요가 있다.

## 2. 분배철학의 정립

분배구조와 관련된 외국의 정책기조는 대체로 두 가지로 구분할 수 있다. 북구식과 영미식이 바로 그것이다. 북구식의 경우는 상대적 소득 불평등도를 중시하여 소득분배구조의 악화는 사회적 통합(social cohesion)을 훼손시키므로 소득격차를 줄이는 정책에 그 주안점을 두고 있다. 그러나 이와는 반대인 영미식 정책기조는 절대적 빈곤의 문제는 국가에서 책임지고 해결을 해주고, 나머지는 시장경쟁에 맡기는 효율성을 중시하는 제도이다.

위의 두가지 다른 정책기조의 배경은 과거로부터 이어온 성장과 분배 간의 상충관계(trade-off)에서 한 가지를 선택하여야 하는 문제로서 분배정책의 본질을 파악하는 데 기인하는 것이라고 생각된다.

현재 우리의 관심은 위와 같은 소득분배를 개선하기 위한 재분배정책과 지속적이고 안정적인 성장 상호 간의 관계에 있을 것이다. 유경준(1999)에 정리된 내용을 인용하면 위의 견해에 대하여 다음과 같이 평가하고 있다.

재분배정책이 성장을 감소시킨다는 견해는 칼도(Kaldor)의 이론에 기초한 것이다. 성장을 위한 전제조건은 높은 저축인데, 일반적으로 고소득층이 한계저축성향이 높기 때문에 재분배정책은 저축을 감소시키고 결국은 성장을 감소시킨다는 논리와 재분배정책은 경제적 동기(economic incentives)를 왜곡시켜 성장을 감소시킨다는 전통적인 논리에 기반을 둔 것이다. 그러나 이러한 성장과 분배에 대한 논리전개는 자본시장실패(capital market failure)와 소득분배의 상호관계를 배제하는 문제점이 있다. 즉, 빈곤층은 담보능력의 부족 등으로 자본시장에서의



대출이 어려우므로 인적자본에 투자할 수 있는 기회를 상실하게 되어 오히려 성장을 감소시킬 수 있다는 측면이 배제된 것이다. 따라서 이 논리가 고려된다면 자본시장의 실패가 존재하는 경우 소득재분배정책은 빈곤층의 인적자본축적을 통하여 성장을 촉진시킬 수 있다는 설명이 가능해진다. 또한 조세와 이전제도(tax and transfer system)를 통한 재분배정책은 사회전반의 인적자본축적을 저해할 수 있으나, 빈곤층의 인적자본형성을 도와줄 수 있으므로 성장에 대한 순효과를 일률적으로 말하기 힘들다. 따라서 종합하면 분배구조가 극도로 악화되어 있고 제한된 수준의 재분배정책과 자본시장실패가 존재하는 경우 조세와 이전제도를 통한 재분배정책은 성장을 촉진할 수 있는 것으로 판단할 수 있을 것이다. 또한 소득이전의 간접적인 경로를 통한 빈곤층의 인적자본축적형성을 돕는 것보다는 목표집단을 정확히 선정하여 빈곤층에 직접적인 교육보조금이나, 학자금 용자를 하는 것이 재분배정책을 통해 성장을 촉진할 수 있는 방안이라 판단된다.

따라서 위의 견해는 성장 이후에 분배를 논하는 것이 옳다고 지적하고 있는 견해이다. 즉, 분배를 먼저 논하는 경우 목표집단의 불확실성과 근로의욕의 감퇴를 동시에 수반할 수 있기 때문에, 절대적 빈곤 문제의 해결은 기본적인 수준에서 하고 시장경쟁 활성화를 통해 시장에 의한 근로자의 보호와 시장실패의 경우에 한정된 정부의 개입을 주장하는 논리라 할 수 있다. 그러나 분배의 철학과 정책방향에 대한 논의들은 이외에도 상당히 다른 주장들이 많으므로 별도로 연구되어야 할 분야라 판단된다.

위 견해는 일자리의 창출(성장)이 분배와 역의 관계에 있지 않다는 다음 항의 논리와 일맥 상통한다 볼 수 있다.

### 3. 일자리의 창출

본 연구에서 사용한 자료의 경우 무직자나 실직자가구가 포함되지 않아 소득분배의 악화 정도를 과소평가하고 있다는 점과 가구당 취업자수의 감소가 분배구조를 악화시키는 주요인으로 판단된다는 점을 고려하면, 향후 분배구조의 개선을 위해서는 무엇보다도 고용의 증가를 위

한 노력이 선행되어야 할 것이다. 이는 유경준(1999)의 결론과 일치하는 점이다. 그는 다음과 같은 논의를 근거로 분배구조 개선의 시발점이 고용의 확대에 있다고 보고 있다.

유경준(1999)에 따르면 선진국의 경우, 노동시장 구조조정을 통한 실업의 감소와 소득분배의 악화는 정의 상관관계를 가지며, 고용의 증가와 소득분배의 악화도 다소 약하지만 정의 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있다(OECD [1996]). 그러나 노동시장의 구조조정은 전반적인 소득분배의 악화를 가져올 가능성에도 불구하고, 일자리를 가짐으로써 불평등도를 개선하는 고용효과(employment effect)와 임금격차가 확대됨으로써 불평등도를 악화시키는 임금효과(income effect)의 상대적인 관계에 따라 소득분배의 방향은 달라질 수 있다. 즉, 불평등도의 측정은 그 대상에 따라 결과가 달라질 수 있다는 점을 강조하고 있다.

그는 OECD(1996)의 연구결과를 인용한 <표 23>을 통해, 전일근무자(full-time workers)를 대상으로 소득불평등도를 측정한 경우, 미국은 유럽국가보다 높은 불평등도를 보이고 있으나, 구매력지수(purchasing power parity)를 고려할 경우 미국 빈곤층의 평균소득은 네덜란드를 제외한 유럽국가보다 높음을 보여주고 있다. 또한 생산가능인구(working age population)의 불평등도는 미국이 유럽국가보다 낮은 것으로 나타나고 있어, 불평등도에 있어 고용효과가 임금효과를 상회하는 것을 알 수 있다. 따라서 빈곤계층을 고려한 불평등도의 개선을 위해 일자리의 제공이 매우 중요한 역할을 하고 있어, 소득불평등도와 일자리 증가 간의 상충관계(trade-off)가 성립하지 않을 수도 있음을 보여주고 있다.

따라서 향후 분배구조의 개선을 위해서는 지속적인 경제성장을 통해 고용흡수력을 배양함과 동시에 시혜적인 복지대책보다는 근로의욕을 고취할 수 있는 여러 가지 제도들이 도입되어야 할 것이다.<sup>18)</sup>

#### 4. 국민기초생활보장법의 제도보완

현재 시행되고 있는 국민기초생활보장법에 기초한 빈곤층의 보호는

18) 고용창출에 관한 구체적인 방법론은 유경준(2000)에서 다루고 있다.

〈표 23〉 개인과 가구의 노동소득의 분포: 국가별, 시기별 비교

	1980년경 (MLD수준)	1990년경 (MLD수준)	변화율 (1980-90)	1990년경 의 순위
전일근로자의 개별 소득(연간근로)				
미국(1979~91)	0.14	0.17	+17.6	1
독일(1984~92)	0.15	0.12	-18.1	3
캐나다(1981~91)	0.15	0.16	+5.9	2
네덜란드(1983~91)	-	0.09	-	5
스웨덴(1981~92)	0.08	0.11	+34.9	4
전 근로자의 개별 소득				
미국(1979~91)	0.47	0.47	-1.0	1
독일(1984~91)	0.27	0.27	-1.8	3
캐나다(1981~91)	0.45	0.46	+2.1	2
네덜란드(1983~91)	0.16	0.25	+62.1	4
스웨덴(1981~92)	0.16	0.22	+38.5	5
생산가능인구의 개별 소득				
미국(1979~91)	1.41	1.25	-11.0	3
독일(1984~91)	1.50	1.38	-8.1	2
캐나다(1981~91)	1.26	1.19	+5.5	4
네덜란드(1983~91)	2.15	1.67	-22.1	1
스웨덴(1981~92)	0.61	0.77	+27.5	5
생산가능인구의 가구소득				
미국(1979~91)	0.59	0.66	+13.3	3
캐나다(1981~91)	0.88	0.68	-22.8	2
네덜란드(1983~91)	1.21	0.97	-19.8	1
스웨덴(1981~92)	0.35	0.54	+54.8	4

주 : MLD(mean log deviation)지수는 로그소득과 로그평균소득의 차이를 의미. 지니계수 등 다른 지수와 비교하여 빈곤층의 소득분포를 민감하게 반영함.

자료 : OECD(1996). [유경준(1999)에서 재인용].

절대적 빈곤층의 생계보호의 측면에서는 시의적절하고 바람직한 제도라 평할 수 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 외환위기 이후 정부의 소득 재분배정책(4대보험의 확대적용, 국민기초생활법의 실시 등)은 외환위기 이후 분배구조의 변화에 긍정적인 방향으로 상당한 영향을 미쳤을 것으로 짐작하고 있으나, 이에 대한 효과성 검증이 되고 있지 않아(자료

의 한계 등으로) 향후 소득재분배정책의 방향이나 강도에 대해 심도 있는 논의가 이루어지지 않고 있다.

다만, 모든 제도가 그렇듯이 시행 전에 예견되거나 혹은 시행 중에 발생하는 문제점들에 대한 적극적인 개선이 필요하다.

국민기초생활보장법에서 시행 전부터 지적된 문제점은, 저소득층에 대한 소득과약 미비로 그 대상의 선정에 있어 포함되어야 할 가구가 빠지거나 제외되어야 할 가구가 포함될 수 있다는 점과, 최저생계비에서 본인의 소득 등을 제외한 차액에 대하여 정부가 지원을 하기 때문에 차상위 계층이나 수혜를 받는 사람의 근로의욕이 저하될 수 있다는 두 가지 사항이었다.

시행단계에서 이 두 가지 문제점은 그대로 노출되고 있는 것으로 보인다. 비록 빈곤층의 정확한 소득과약을 위해 많은 인원(사회복지전문요원)이 보강되었지만 아직도 받아야 할 가구가 여러 가지 사정에 의해 못 받는 경우와,<sup>19)</sup> 부정수급의 문제는 빈번히 발생하고 있다. 이러한 문제점은 점진적으로 개선될 것으로 보이나, 기본적으로 소득과약이 정확히 되지 않고는 한계가 있을 것으로 보인다.

두 번째로, 근로의욕고취 문제는 좀더 심각하고 신중하게 처리되어야 할 것이다. 국민기초생활보장법은 외환위기 이후 급격한 실업증가 및 빈곤의 확산에 대응하여 저소득층의 기초생활을 보장해 주기 위한 취지로 도입된 법이다. 이 법에 따르면, 근로능력의 여부 및 연령 등에 상관없이 최저생계비에 미달하는 가구에 대하여 생계비를 지급하는 것을 주요 골자로 하고 있다. 이에 따라 근로소득이 있는 경우 그 소득이 생계비에 미달한다면, 그 차액만큼을 생계비로 지원하고 있다. 따라서 향후 근로소득이 증가할 경우 이에 상응하는 보충급여액(지원금)이 줄어들게 되어 추가적인 근로유인을 감퇴시킬 수 있다. 이는 실업자 및 그 배우자의 노동시장참여를 저해하는 요인으로 작용해 소위 '빈곤의 함정(poverty trap)' 문제를 야기할 가능성이 있다. 이에 따라 근로소득을 비롯한 각종 소득의 일정부분을 소득인정액에서 공제해 주는 방식이 이

19) 부양가족이 서류상으로는 있으나 실제로는 가출 또는 행방불명이 된 경우, 빈곤자의 금융소득이 많은 것으로 조사되었으나 실제로는 다른 사람이 빈곤자의 명의를 차용한 경우 등.

법에 도입되어 있다. 그러나 그 폭이 작고, 2002년 이후 도입하기로 정해짐에 따라 현 시점에서는 실효성이 없다.

외국의 경우 이러한 방식으로 설계된 제도는 복지함정(welfare trap)에 빠지는 경우가 많았기 때문에, 폐지하거나 근로의욕고취를 위한 소득공제제도가 반드시 포함되는 방식으로 전환된 경우가 많다.<sup>20)</sup>

따라서 근로의욕감퇴를 방지하기 위하여, 근로능력이 있는 가구원이 존재하는 가구에 대해서는 수급기한을 제한하거나, 일정기간 후 생계비를 감액하는 방식을 고려해 볼 필요가 있을 것이다. 또한 소득공제제도는 2002년부터는 반드시 시행되어야 하며, 공제율도 현행 10~15%하에서는 그 효과가 미약할 것으로 판단되므로 보다 상향조정하는 방향으로 나가야 할 것이다.

---

20) 미국의 AFDC나, TANF의 경우가 그 대표적인 사례이다.

## 참 고 문 헌

- 강석훈, 「KLIPS 1차 웨이브의 가중치 부여방안에 대한 연구」, 『제1회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 1999.
- 강석훈, 「KLIPS 2차 웨이브의 가중치 부여방안에 대한 연구」, 『제2회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 2000.
- 성명재, 『외환위기 발생후 2년간의 소득, 소비패턴 및 개인소비세의 변화분석』, 한국조세연구원, 2000.
- 유경준, 『IMF 이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향』, 한국개발연구원, 1999.
- 유경준(편저), 『고용창출에 관한 연구』, 한국개발연구원, 2000.
- 이정우 · 이성림, 「경제위기이후 빈부격차: 소득분배와 빈곤」, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 2001. 8.
- 정광수, 『한국 도시근로자가구에 대한 연구』, 한국개발연구원, 2000.
- 정진호, 「최근의 소득불평등도 변화 및 소득원천별 분해」, 『노동정책연구』 창간호, 2001.
- 정진호 · 최강식, 『임금불평등 확대에 대한 요인분석』, 한국노동연구원, 2001.
- 현진권 · 강석훈, 「한국소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 46권 3호, 1998.
- Fields, Gary S., Jesse B. Leary, and Efe A. Ok, *Dollars and Deciles: Changing Earnings Mobility in the United States, 1970-1995*, Cornell University, 1999.
- Fields, Gary S. and Efe A. Ok, "The Meaning and Measurement of Income Mobility," *Journal of Economic Theory*, 1996
- Fields, Gary S. and Efe A. Ok, "Measuring Movement of Incomes," *Economica* 66, 1999a.
- Fields, Gary S. and Efe A. Ok, "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature," *Handbook of Inequality Measurement*, 1999b.
- Fields, Gary S., *Distribution and Development: A New Look at the Developing World*, Russel Sage Foundation and The MIT Press, 2001
- Kim, Young-Sung, "Income Inequality and Mobility in Korea 1988-1997: Nonparametric approach," mimeo, 2001

OECD, "Income Distribution in OECD Countries," *Social Policy Studies* No.19, 1995.

\_\_\_\_\_, *OECD Economic Outlook*, Dec. 1996.

## 부 록

□ 연도별 소득10분위별 가구당 월평균소득(분기별 소비자물가지수 ('95=100)적용)

## 1) 가구기준 전체자료

(단위: 천 원)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
I	664.7	713.1	723.1	542.9	551.3	601.0
II	1,014.8	1,064.0	1,081.0	847.4	848.4	900.3
III	1,221.0	1,278.2	1,321.2	1,035.4	1,057.4	1,108.3
IV	1,401.4	1,473.9	1,525.9	1,213.9	1,253.0	1,296.9
V	1,583.5	1,672.8	1,721.1	1,396.8	1,427.7	1,484.0
VI	1,766.6	1,888.3	1,933.2	1,597.7	1,638.8	1,708.6
VII	1,992.4	2,139.8	2,192.1	1,813.6	1,873.1	1,948.7
VIII	2,247.9	2,444.6	2,502.8	2,095.5	2,185.7	2,268.7
IX	2,650.4	2,862.1	2,926.5	2,523.4	2,597.8	2,757.9
X	3,799.2	4,082.3	4,004.9	3,732.2	3,830.7	4,225.1

## 2) KDI소득패널(가구기준 전체자료의 소득분위 사용)

(단위: 천 원)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
I	681.7	725.4	741.4	573.1	571.3	609.4
II	1,011.7	1,067.7	1,082.5	852.6	839.6	907.2
III	1,217.7	1,281.5	1,321.8	1,033.0	1,062.8	1,110.0
IV	1,399.5	1,481.4	1,527.5	1,214.7	1,255.8	1,298.2
V	1,587.2	1,676.6	1,720.7	1,396.2	1,427.0	1,484.9
VI	1,764.5	1,891.1	1,933.8	1,594.2	1,636.5	1,710.8
VII	1,988.7	2,146.9	2,187.3	1,815.1	1,873.5	1,951.4
VIII	2,258.4	2,447.5	2,504.3	2,089.6	2,183.3	2,267.3
IX	2,647.2	2,872.9	2,934.2	2,509.8	2,610.6	2,755.1
X	3,726.6	4,007.5	3,974.0	3,694.2	3,736.5	4,242.6



3) KDI소득패널(패널구성 후 소득10분위 재분류)

(단위: 천 원)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
I	727.4	796.3	784.5	601.0	634.1	647.6
II	1,091.3	1,163.9	1,157.7	897.2	952.3	1,009.9
III	1,288.4	1,388.7	1,424.3	1,084.7	1,171.3	1,239.4
IV	1,487.0	1,596.1	1,644.1	1,290.0	1,360.0	1,439.3
V	1,683.7	1,811.7	1,858.7	1,478.3	1,561.4	1,664.2
VI	1,878.2	2,046.9	2,083.3	1,675.9	1,777.5	1,892.6
VII	2,106.2	2,300.5	2,352.8	1,886.0	2,028.1	2,162.1
VIII	2,381.4	2,587.2	2,662.6	2,160.7	2,311.1	2,491.1
IX	2,789.9	2,994.9	3,130.4	2,574.5	2,708.9	3,002.6
X	3,863.9	4,127.2	4,182.8	3,752.7	3,834.0	4,595.8