

외환위기 이후 소득이동에 대한 연구 : 패널자료를 활용한 분석

석상훈*

본 연구는 『한국노동패널』 1-9차년도 자료를 활용하여 외환위기 이후 우리나라의 소득이동의 양상과 그러한 변화를 가져오게 되는 요인을 파악하여 저소득층의 소득상향 이동의 가능성을 가져올 수 있는 정책의 방향을 모색해 보았다. 분석결과에 의하면, 첫째 외환위기 이후 우리나라의 소득계층간 이동성은 상당히 낮아지고 있으며 특히, 저소득계층과 고소득계층에서 동일계층으로 잔류하고 있을 가능성은 지속적으로 높아지는 양상을 보이고 있다. 둘째, 빈곤지위의 변화 양상은 빈곤층으로 진입과 탈출은 전반적으로 하락하는 추세를 보이지만 조사기간 동안 빈곤으로의 진입이 탈출에 비해 높아 매년 비빈곤계층에서 빈곤층으로 이동하고 있으며, 빈곤층 내부에서는 계층이동의 가능성이 약화되어 빈곤이 고착화되는 조짐을 보이고 있다. 셋째, 가구주가 여성이거나 고령자일 경우 빈곤이 고착화될 가능성이 높으며, 빈곤으로 진입이나 탈출의 가능성은 가구주의 취업상태나 가구내 취업자수의 변화에 따라 결정되는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 근로무능력가구에겐 시혜적인 복지정책을 그리고 근로능력가구에겐 폭넓은 취업의 기회를 제공하는 보다 적극적인 고용전략이 필요함을 시사한다.

1. 문제제기

외환위기 이후 우리사회에서는 소득분배의 악화나 빈곤의 고착화, 그리고 소득집단의 양분화가 급속하게 진행되고 있다(석상훈, 2007; 성명재, 2007; 삼성경제연구소, 2006). 만약 이러한 추세가 계속 유지된다면, 단순한 소득분배의 악화를 넘어 세대 내·세대 간 소득이동의 약화를 가져올 수도 있다.

그러나 현재까지 소득분배나 빈곤의 동태성 그리고 소득양극화 등에 대한 논의는 상당히 진전되어 왔으나 소득이동에 대한 국내의 연구는 아직까지 문제제기 단계를 벗어나지 못하고 있다. 소득이동에 대한 연구가 중요한 이유는 소득분배구조에 있어서 일반적으로 취약계층이라 일컬어지는 저소득층이 시장을 통해 소득을 쉽게 제고할 수 있는가와 직결되기 때문이다. 이러한 경로가 많지 않을 경우 저소득층은 빈곤의 함정에 빠질 위험이 있으며, 이에 대한 정책 대응이 필요하다. 따라서 소득이동에 대한 분석을 통해 그리고 소득이동을 유발하는 요인에 대한 분석을 통해, 저소득층이 시장에서 스스로 소득을 제고할 수 있는 경로를 파악하고 그러한 여건을 조성하는 것은 매우 중요하다.

* 국민연금연구원 부연구위원, shseok@nps.or.kr

그리고 가구 특성별로 소득이동을 파악함으로써, 저소득층 가운데에서 소득이 정체되어 있을 가능성이 높은 가구유형을 파악할 수 있고, 이를 통해 대중적 생계지원정책의 수혜 대상도 효과적으로 선정할 수 있다는 점도 소득이동에 대한 연구에서 기대할 수 있는 중요한 효과이다. 따라서 정책적으로도 빈곤율을 낮추고 빈곤의 고착화 가능성을 불식시키기 위해서라도 소득이동성을 제고를 위한 정책이 필요할 것이다(유경준·김대일, 2002).

그러나 현재까지 이 문제를 국내에서 본격적으로 다루고 있지 못했던 이유는 분석하기 필요한 충분한 통계자료가 구축되어 있지 않았기 때문이다. 왜냐하면 소득이동에 대한 연구는 개인이나 가구의 장기간 변화과정을 살펴볼 수 있는 패널자료(panel data)가 축적되어 있어야 하기 때문이다. 특히, 우리나라에서는 아쉽게도 외환위기 전후를 아우르는 패널자료는 존재하지 않아 외환위기가 가져온 가구나 개인의 소득변동이나 소득이동에 대한 연구를 심도있게 진행하기에는 아직까지 한계가 존재한다. 이에 본 연구에서는 현재 입수가 가능한 한국노동연구원의 『한국노동패널』 조사 1차년도(1998년)에서 9차년도(2006년) 자료를 활용하여 외환위기 이후 우리사회의 소득이동 양상과 그 수준을 파악하고 그러한 소득이동을 유발하는 요인에 대한 분석을 시도하고자 한다. 이를 위해 2장에서는 소득이동에 대한 기존의 연구성과를 살펴보고 3장에서는 외환위기 이후 우리 사회 소득계층의 이동 실태와 특질을 규명한다. 이를 토대로 4장에서는 소득이동을 가져오는 요인을 찾아보고 마지막으로 5장에서는 분석결과를 요약하고 이를 기초로 하여 저소득계층의 소득 상향이동 가능성과 이에 대한 대책을 모색하고자 한다.

II. 기존연구

소득이동에 대한 연구는 패널자료가 많이 축적되어 있는 국가를 중심으로 활발하게 이루어지고 있다. 이들 연구는 주로 근로소득이나 빈곤지위의 이동을 분석하고 있으며 이미 정형화된 사실도 존재하며 이에 대한 국가간 비교도 상당히 진전되고 있다(Bane and Ellwood, 1986; Stevens, 1999; Jenkins, 2000; Jenkins and Riggs, 2001; Gottschalk and Moffit, 1994; OECD, 1997 등).

우리나라에서도 외환위기 이후 소득계층간 상대소득격차가 확대되고 빈곤문제가 심각해지면서 저소득계층의 빈곤의 탈출과 진입에 대한 연구를 중심으로 소득계층의 이동에 대한 논의가 활발하게 진행되고 있다(황덕순, 2001; 이병화·정재호, 2002; 금재호·김승택, 2001; 홍경준, 2004; 구인회, 2005; 석상훈, 2007; 조용수·김기승, 2007). 이들 연구를 종합해보면 2000년 이후 빈곤탈출률은 감소추세를 보이고 있으며 빈곤의 고착화 조짐을 보이는 것으로 분석된다. 한편, 남준우(2007)는 『한국노동패널』 자료를 이용하여 외환위기 이후 중산층의 규모와 소득변화를 살펴본 결과, 우리나라 소득분포에서 양극화 현상은 심화되고 있으며 중산층에서 이탈한 계층은 하위층으로 더 많은 비중이 이동하였음을 발견하였다.

그리고 유경준·김대일(2001)은 『도시가계조사』를 패널자료로 구축하여 계층간 소득의 이동성을 분석한 결과에 의하면, 외환위기 이전보다 외환위기 이후 소득이동성은 증가한 것으로 추정하

고 있다. 특히, 중상위계층의 이동성이 하위계층에 비해 많이 상승하고 하위계층에서는 소득의 하방이동이 상방이동에 비해 상대적으로 빈번하게 발생하여 빈곤의 함정과 유사한 양상이 일부 관측되기도 하였다. 이들의 연구는 외환위기를 전후하여 소득이동의 실태를 비교했다는 점에서 의의가 있으나 분석기간이 짧아 경제충격으로 인한 단기적인 소득이동을 설명하는 한계를 지니고 있다. 이에 장기적인 관점에서 소득이동성의 변화를 살펴본 성명재(2007)는 외환위기 소득이동성은 하락하기 시작하였으며 이는 빈곤탈출률의 저하로 나타났다. 이러한 소득이동성의 하락에 대해 그는 실업률의 상승 및 장기화에 관련이 있는 것으로 지적하고 있어 소득이동의 정도는 소득분배구조뿐만 아니라 경기변동과도 관련이 깊은 것으로 판단된다¹⁾.

이상의 연구결과를 정리하면, 외환위기로 인하여 가계경제에 심한 충격이 주어져 외환위기 직후에는 소득계층간 이동이 증가했으나 경제가 회복되는 과정에서 중간계층이 저소득계층으로 하락하는 비율이 증가하나 소득이동의 가능성은 점점 감소하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이에 본 연구에서는 우리나라에서 장기간 조사가 이루어지고 있는 『한국노동패널』 자료를 이용하여 소득이동의 실태를 보다 심도있게 살펴보고 이러한 소득이동을 유발하는 요인에 대해 분석하고자 한다.

III. 소득계층간 이동 추이

소득이동 수준을 측정하는 방법과 관련해서 많은 소득이동척도가 개발되어 있는 상태이지만 이들 지표는 이동에 대한 개념이 상이하여 시간변화에 따라 소득이동이 증가했는지 아니면 감소했는지 또는 남성근로자가 여성근로자보다 소득이동이 많은지 아니면 낮은지 등과 기초적인 질문에 대해 각 지표마다 상당히 다른 수치를 보여주고 있다(Fields, 2005). 이에 본 연구에서는 다양한 이동지표를 통해 소득이동 수준을 나열하기 보다는 특정한 개인이나 가구의 소득분포상의 위치가 기준연도와 비교 연도 사이에 어떻게 변화되었는가를 나타내는 이행행렬(transition matrix)을 중심으로 그 변화 추이를 살펴볼 것이다²⁾.

1. 분석 자료의 소개

소득이동의 실태를 살펴보기 위해서는 동일한 가구의 연간 소득정보의 결합이 필요하다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원의 「한국노동패널」 1차년도(1998년)에서 9차년도(2006년)까지 가구소득 및 가구원의 인적정보를 활용하여 분석을 진행한다. 소득이동의 수준은 사용하는 원자료의 특징과 소득 및 소득계층의 정의에 따라 상이한 분석이 가능하다. 이에 본 연구에서 사용한 분석 자료의 구축과정과 소득 및 소득계층의 정의를 소개한다.

1) 이와 같은 경기변동과 소득이동의 관계는 안중범·임병인·석상훈(2006)에서도 발견되고 있다.

2) 이행행렬을 통해 소득이동을 측정하는 방법은 두 기간의 변화만을 측정한다는 한계점이 존재하나 특정한 개인이나 가구의 소득분포상의 위치 변화에 대한 구체적인 정보를 보여줄 수 있다는 장점이 있다.

첫째, 본 연구의 기초자료인 소득패널자료는 「한국노동패널」 원자료에서 인접한 2개년도의 정보를 결합하여 하나의 소득 자료를 구성하는 방법으로 자료 획득이 가능한 9차년도까지 최대 8개의 소득 자료를 생성한 후 이에 모두 정보가 있는 가구만을 패널자료로 구성하였다. 이는 「한국노동패널」에서 소득정보는 조사시점에서 지난 한해의 것을, 그리고 가구 및 가구원 인적정보는 조사시점의 것을 제공하기 있기 때문에 이들을 결합하여 분석하고자 할 경우에 발생하는 문제이다³⁾.

둘째, 2차년도 이후 분가가구가 발생함에 따라 소득정보와 가구정보가 일치하지 않는 가구가 존재하게 된다. 이들 분가가구는 연도별 연결패널자료를 구성하는 과정에서 제외되지만, 당해 연도 소득정보를 활용할 때에도 분석대상에서 제외해야 한다. 왜냐하면 「노동패널」에서 당해 연도 분가한 가구의 소득은 온전한 지난해 1년간의 소득이 아니라 분가한 이후의 소득이기 때문에 낮게 추정된 소득이다. 이러한 가구의 소득을 가구 평균소득 계산에 포함시킬 경우 하향편의의 문제가 발생하게 된다. 그리고 분가가구의 원가구 또한 가구의 소득지위를 판별하기 위해 당해 연도 소득을 지난해의 분가되지 않은 가구원수로 조정하기 때문에 소득이 낮게 추정된다(석상훈, 2007). 이러한 문제로 인하여 2차년도 이후 패널가구로 새로 진입하는 분가가구와 그 분가가구의 원가구를 분석대상에서 제외시킨 자료를 분석대상으로 한다.

셋째, 분석에서 사용된 소득은 가구의 경상소득⁴⁾(근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험급여, 이전소득의 합)을 동거하는 가구원수(N)의 제곱근으로 조정한 균등화소득을 사용하였다. 균등화 소득은 가구원수의 증가에 따른 가구별 복지수준의 변동을 고려하기 위한 것으로 여기서는 OECD 등의 방식을 따랐다.

넷째, 이행행렬을 통해 살펴볼 소득이동은 소득계층을 구분하는 방식에 따라 상대적인 수준 및 절대적인 수준으로 구분될 수 있다. 상대적인 수준은 소득계층을 5개의 분위로, 절대적인 수준은 일반적으로 소득의 중위값(median)을 기준으로 중위값의 50% 미만, 50-70%, 70-150%, 150% 이상 등 4개의 소득계층으로 구별한다(OCED, 1995; 유경준김대일, 2002).

2. 상대적 소득계층간 이동 추이

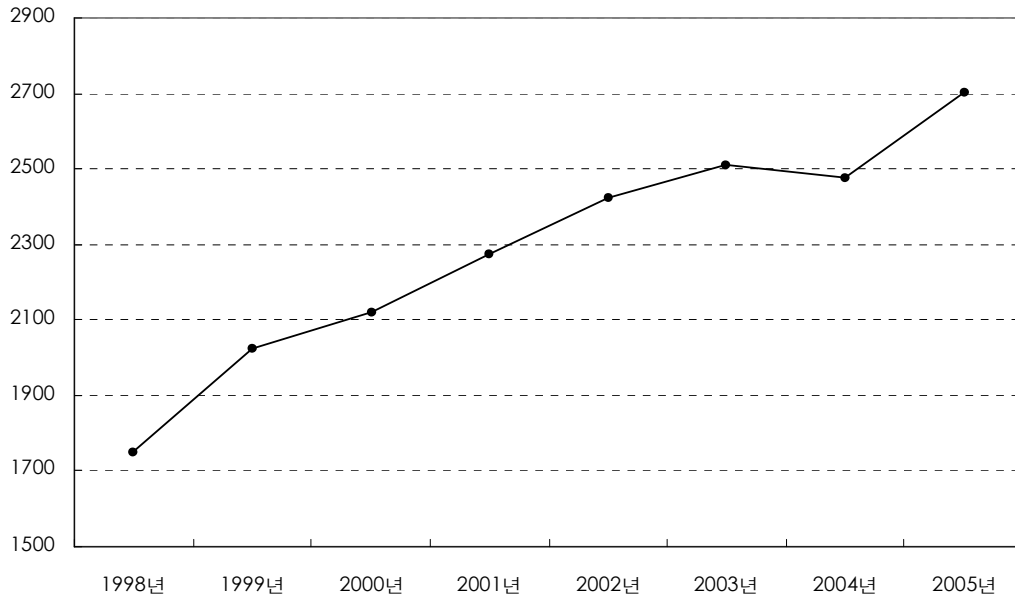
이상과 같이 구축된 자료를 활용으로 1998년을 기준 연도로 하여 특정 분위의 소득계층이 시간이 지남에 따라 어떠한 방향으로 이동하고 있으며 그 수준은 어느 정도인지를 알아보자.

먼저, 상대적 소득이동에 대해 본격적으로 살펴보기 전에 소득패널자료에 나타난 균등화 소득의 중위소득의 추이와 5분위로 세분한 소득계층 소득점유율의 추이를 살펴보자. 균등화소득의 중위소득은 1998년 1,749만원에서 2003년 2,510만원까지 전반적으로 상승하는 추세를 보이다가 2004년에 2,478만원으로 소폭 감소하다가, 이후 다시 반전하여 2005년 2,704만원으로 상승하여 1998년 대비 1.5배나 증가하였다.

3) 패널자료를 연결하여 활용하는 경우에 사례의 누락이 발생할 수밖에 없는데, 여기서 누락된 사례가 확률적으로 발생하지 않는다면 분석결과는 편의(bias)를 가질 수 있다.

4) 재산소득 중 '주식 및 채권의 매매차익'과 '부동산 매매차익'은 통계청 기준에 의하면 소득항목이 아니라 기타수입에 해당하는 부분이기 때문에 소득항목에서 이를 제외하였다.

[그림 1] 중위소득(실질소득)의 추이 (단위 : 만원)



주 : 실질소득은 통계청에서 발표한 『소비자물가조사』의 물가지수(2005년=100)로 조정함.
 자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

이러한 가구소득 성장의 영향은 경기에 따라 소득계층별로 차이 보이고 있다. 이를 소득점유율로 살펴보면, 최저소득계층인 1분위의 소득점유율은 외환위기 직후 5.26%를 정점으로 지속적으로 하락하여 2002년에는 4.08%까지 하락한 이후 다시 상승하는 추세를 보여주고 있으며, 중간계층인 3분위의 경우에는 외환위기 이후 2000년대 초반까지 17%수준을 유지하다가 2003년을 기점으로 2004년까지 16.48%으로 감소하다가 2005년에 들어 다시 17%수준으로 돌아왔다. 그리고 최고소득계층인 5분위의 경우에는 외환위기 직후인 1999년 다소 감소한 것을 제외하고는 44%수준을 유지하고 있어 전반적으로 외환위기 이후 2003년까지 저소득계층의 소득점유율은 감소하고 고소득계층의 동비율은 다소 증가하는 추세를 보이다가 2004년 이후에는 중산층의 소득점유율이 감소하고 저소득계층의 소득점유율은 증가하는 양상을 보이고 있다.

<표 1> 소득분위별 소득점유율 (단위: %)

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
1998년	4.99	11.83	17.11	23.76	42.32
1999년	5.26	12.19	17.30	23.34	41.91
2000년	4.59	11.29	17.29	23.62	43.21
2001년	4.57	11.20	17.03	24.19	43.00
2002년	4.08	11.16	17.14	23.62	44.00
2003년	4.26	10.80	16.82	24.01	44.10
2004년	4.83	10.57	16.48	23.69	44.43
2005년	4.73	10.96	17.01	23.37	43.93

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

소득계층별 소득점유율은 한 사회의 소득분배상태를 평가하는데 있어 단편적인 정보만을 제공하고 있다. 이에 사회의 소득분배구조를 올바르게 평가하기 위해서는 소득계층간 이동의 가능성에 대한 분석도 함께 이루어져야 한다. 이는 동일한 소득분포하에서도 저소득층이 소득을 제고할 수 있는 수단이 열려 있다면 계층간 소득이동은 활발할 것이고 반대로 계층간 이동성은 낮다면 이는 소득분배구조가 경직되어 지속성을 가질 수 있다. 이러한 점에 의거하여 외환위기 시기인 1998년에 특정 분위의 가구가 2005년에는 어느 분위로 이동하였는지를 살펴보자. <표 2>를 살펴보면, 1998년에 최하위 소득계층인 1분위에 속해 있던 가구 중에서 54.89%는 그 계층에 그대로 잔류하고 있으며, 45.11%가 상위 소득계층으로 이동하였다. 반면에 최상위 소득계층인 5분위에 속해 있던 가구 중에서 51.86%가 같은 분위에 지속되고 있으며, 48.14%는 하위 소득계층으로 이동하였다. 중간 계층인 3분위에 속해 있던 가구 중에서 27.54% 지난 2년간 동일한 소득계층에 잔류하고 있으며, 38.95%는 상위 소득계층으로 이동한 반면 33.50%는 하위 소득계층으로 이동하였다. 전체적으로 1998년과 2005년간에 38.44%의 가구가 동일한 소득계층에 남아 있었고 31.00%는 하위 소득계층으로, 그리고 30.56%는 상위 소득계층으로 이동하여 외환위기 이후 우리사회에 소득이동의 수준은 상당히 높게 나타나고 있다. 만약 이러한 소득계층간 이동이 장기간 지속된다면 소득분배구조는 개선되고 빈곤은 장기간 지속되지 않아야 한다. 그러나 현실에서는 외환위기 이후 우리사회를 빈곤의 함정이나 양극화의 현상 등이 심화되어 가고 있다고 지적한다. 이는 소득계층별 이행확률이 단편적으로 1998년과 2005년 두 연도간의 소득계층의 이동만을 보여주고 있을 뿐, 소득계층간의 동태적 추이는 보여주지 못하고 있기 때문이다. 이를 반영하기 위해 인접한 2개년 사이의 소득계층간 이행확률을 산출하여 소득계층간 동태적 이동 추이를 다시 살펴보자.

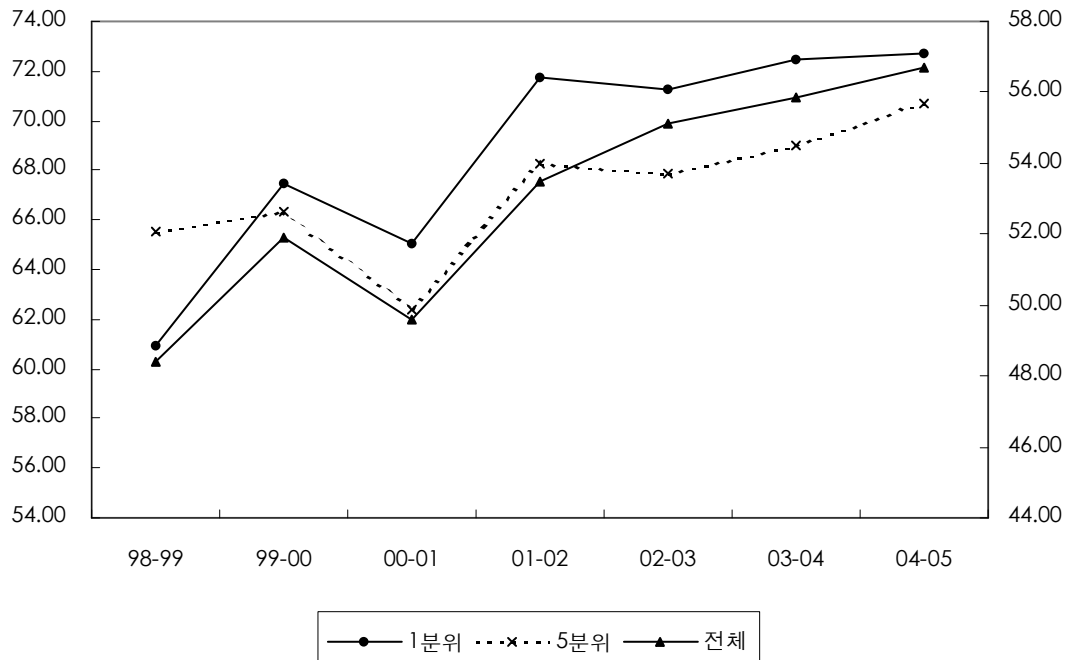
<표 2> 1998-05년 소득분위별 이행확률 (단위: %)

		2005년				
		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
1998년	1분위	54.89	21.55	12.03	6.77	4.76
	2분위	23.83	30.96	21.87	16.22	7.13
	3분위	10.42	23.08	27.54	26.05	12.90
	4분위	7.43	15.35	26.49	27.23	23.51
	5분위	4.22	8.68	11.91	23.33	51.86

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

[그림 2]의 결과를 보면, 외환위기 이후 소득이동의 수준은 시간이 지나감에 따라 상당히 낮아지고 있다는 점을 알 수 있다. 소득계층간 이동지표 중 하나인 소득분위 지속비율은 전체적으로 48.41%에서 56.70%로 증가하여 소득계층간 이동성은 줄어들고 있는 추세를 보이고 있다. 더욱 심각한 문제는 최저소득계층인 1분위와 최고소득계층인 5분위의 가구가 동일한 소득계층에 잔류하고 있을 가능성은 지속적으로 높아져 가고 있다는 점이다. 5분위의 경우 소득계층간 잔존률이 외환위기 이후 65.51%에서 70.72%로, 그리고 1분위의 경우에도 동비율이 60.90%에서 72.70%로 상승하여 소득계층간 이동은 상당히 줄어들고 있는 추세를 보이고 있다.

[그림 2] 소득분위 지속확률 (단위: %)



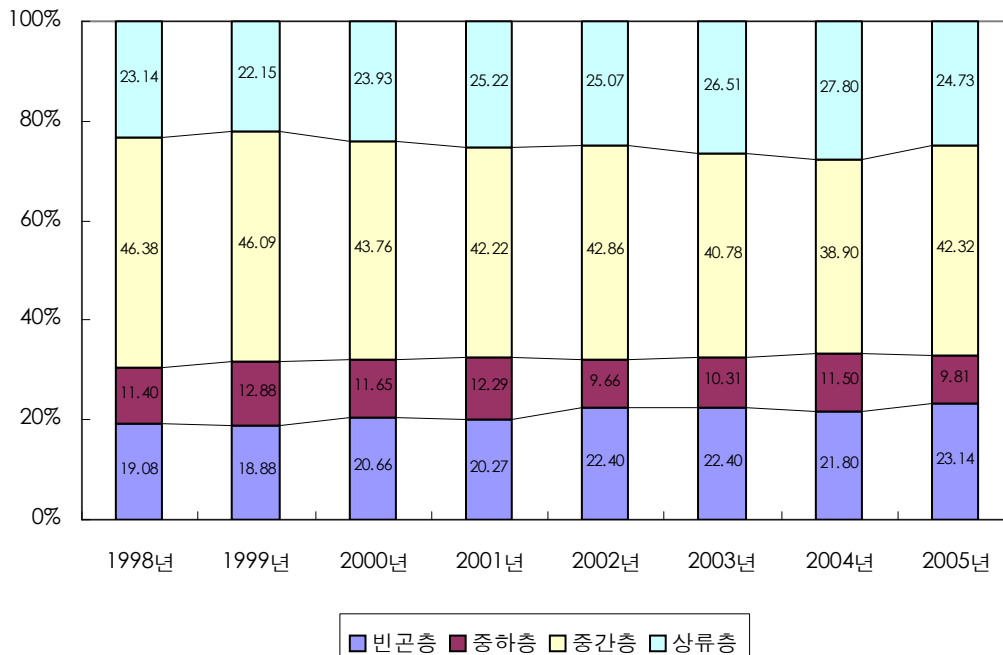
자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

3. 절대적 소득계층간 이동 추이

다음으로 절대적 소득이동 실태에 대해 살펴보자. 이를 위해 우선 균등화소득을 기준으로 연결패널로 구성된 자료에서 각 연도 2,018가구의 중위소득을 구한 다음, 이 중위소득의 50%미만인 가구를 빈곤층으로, 50-70% 범위인 가구를 중하층으로, 70-150% 범위의 가구를 중상층으로, 그리고 150%이상을 고소득층으로 정의하였다.

먼저, 가구원수로 균등화된 가구소득을 기준으로 한 우리나라 가구의 소득계층비율의 변화 추이를 계산한 결과 2005년 현재 중위소득의 50%미만인 빈곤층은 23.14%로 1998년 당시 19.08%에 비해 4.06% 포인트 상승한 것으로 나타났으며, 중위소득의 150% 이상인 고소득층 가구의 비율은 1998년 23.14%에서 2005년 현재 24.73% 수준으로 1.59% 포인트 늘어난 것으로 나타났다. 중위소득 70-150% 범위인 중상층의 경우 반대로 1998년 46.38%에서 2005년 42.32%로 줄어들었으며 중위소득 50-70% 범위인 중하층도 1998년 11.40%에서 9.81%로 줄어든 것으로 나타났다. 결국 전체적으로 볼 때 외환위기 이후 고소득계층과 빈곤가구의 비율은 늘어나고 중간계층 가구의 비율은 줄어들고 있는 추세를 보이고 있다.

[그림 3] 소득계층별 점유율 (단위: %)



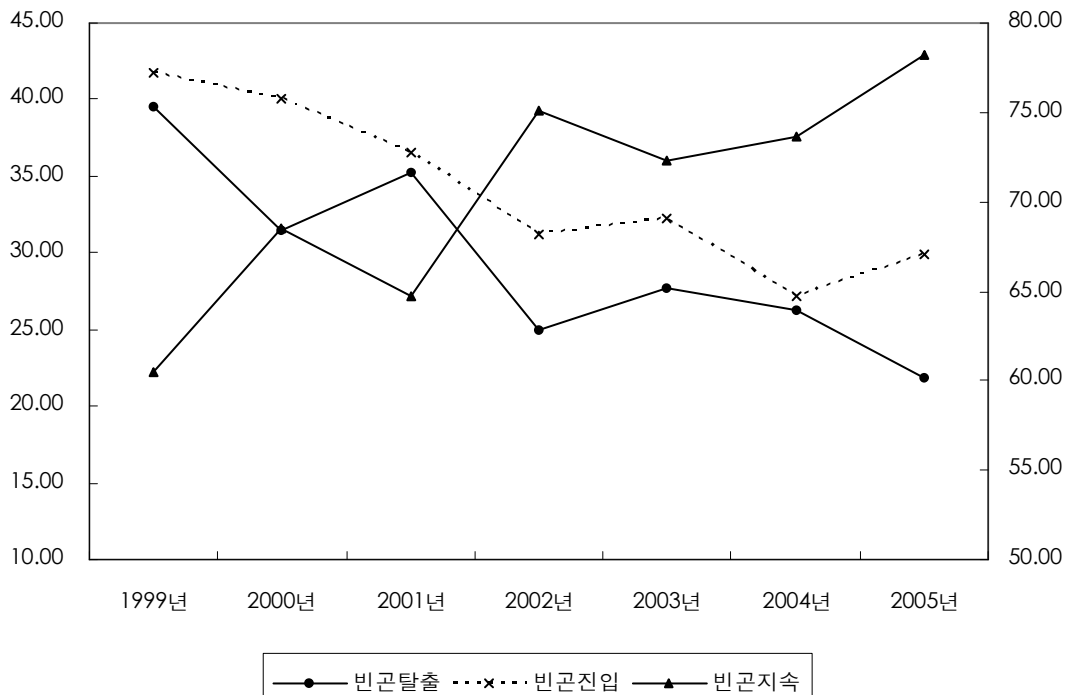
자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

절대적 기준에 의한 소득이동의 연간 이동패턴은 빈곤층을 중심으로 연도별 빈곤층의 진입과 탈출 추이를 통해 우리 사회의 계층이동에 관한 좀 더 구체적인 정보를 추출할 수 있다. 이를 위해

우선 1998년을 시점으로 각 조사연도에서 빈곤층으로 분류되었던 가구가 다음 연도에서 빈곤층으로 지속될 경우를 빈곤지속으로, 빈곤층에서 중하층이상으로 이동할 경우 빈곤탈출로 그리고 반대로 중하층이상에서 빈곤층으로 이동한 경우를 빈곤진입이라 정의한다.

1998년 이후 7개년도의 빈곤층의 지속, 탈출 그리고 진입률을 살펴보면, 외환위기 이후 우리사회에서 빈곤층으로 진입과 탈출은 전반적으로 하락하고 있는 추세이지만 조사기간 동안 진입률이 탈락률에 비해 절대수준 면에서 높았다는 점은 매년 비빈곤계층에서 빈곤층으로 이동했음을 보여준다. 이러한 문제와 더불어 빈곤층 내부에서도 계층이동 가능성이 약화되어 빈곤의 고착화 조짐을 보여주고 있다.

[그림 4] 빈곤지속, 탈출, 진입 비율 (단위: %)



자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

<표 3>는 1998-2005년 기간 동안 분석대상 가구들 중 소득이동 유형에 따른 가구분포를 보여주고 있다. 우선 빈곤한 가구가 다음해 빈곤을 경험한 적이 있는 가구는 14.69%, 비빈곤층으로 소득이동을 경험한 가구와 반대로 비빈곤층에서 빈곤층으로 소득하락을 경험한 가구는 6.68%인 것으로 나타나고 있다. 비빈곤지속 가구를 준거집단으로 한 빈곤지속, 탈출, 진입가구의 특성은 다음과 같다.

첫째, 소득지위 이동유형별 가구소득의 구성비를 살펴보면, 비빈곤지속 가구일수록 가구소득 중 근로소득이 가장 높은 비중을 차지하고 있는 반면에 빈곤지속 가구는 이전소득이 가장 높게 나타나고 있다. 빈곤지위의 변화가 있는 빈곤탈출 및 진입 가구의 경우에도 비빈곤지속 가구와 동일하

고 근로소득의 비중이 높게 나타나고 있으며 빈곤진입 가구보다 빈곤탈출 가구에서 근로소득의 비중이 높은 것을 알 수 있다. 빈곤지위에 따른 가구소득 중 근로소득의 비중과 동일하게 가구내 취업자수도 변화하고 있다. 비빈곤 지속가구에서는 1.57명이 취업하고 있으며 빈곤탈출 가구에서도 1.23명이 취업을 하고 있어 취업이 가구소득에 미치는 긍정적인 영향이 크다는 사실을 알 수 있다.

둘째, 가구원수에 대한 분포를 살펴보면, 취업자수와 동일하게 빈곤지속 가구의 동거하는 평균 가구원수는 2.08명으로 가장 작게 나타나고 비빈곤지속 가구일수록 가구원수가 많은 것으로 나타났다. 빈곤지속 가구의 동거하는 가구원수가 작다는 사실은 동거하는 가구원의 유형에서도 나타나는데, 빈곤지속 가구인 경우 1인가구의 비중이 다른 유형의 가구보다도 높게 나타나고 있다.

셋째, 가구주의 인구·사회학적 특성으로 빈곤지속 가구일수록 가구주가 여성인 경우가 많으며 빈곤탈출 및 진입 가구들도 비빈곤지속가구보다 여성가구주의 비중이 높은 것을 알 수 있다. 그리고 가구주의 연령은 빈곤지속 가구인 경우에 60대 이상의 노인의 비중이 상당히 높으며 비빈곤계층으로 갈수록 가구주의 연령은 낮아지고 있다. 가구주의 교육수준도 빈곤지속 가구와 빈곤 진입 및 탈출 가구의 교육수준이 비빈곤지속 가구보다 상대적으로 교육수준이 낮은 것으로 나타났다.

마지막으로 가구주의 경제활동상태를 살펴보면, 빈곤지속 가구의 가구주는 대부분 비취업상태인 것으로 나타났으며, 비빈곤지속가구일수록 임금근로자의 비중이 높아진다는 것을 알 수 있다.

정리하면, 빈곤지속가구는 가구주가 여성일수록, 나이는 60대이상의 고령자일수록, 학력은 고졸이하의 저학력일수록, 경제활동상태는 비취업상태일수록, 그리고 가족의 구성형태는 1인가구일수록 계속빈곤을 경험할 가능성이 높은 것으로 보인다.

〈표 3〉 빈곤지위 변화별 비중 (단위: %)

		빈곤→빈곤 (빈곤지속)	빈곤→비빈곤 (빈곤탈출)	비빈곤→빈곤 (빈곤진입)	비빈곤→비빈곤 (비빈곤지속)
상태변화	가구비중	14.69	6.10	6.68	72.54
가구소득 구성비	근로소득	35.87	75.96	66.49	91.54
	금융소득	2.07	2.24	2.76	1.30
	부동산소득	4.01	5.19	4.75	2.34
	사회보험급여	4.00	2.69	4.47	2.28
	이전소득	54.05	13.91	21.53	2.54
가구원수	가구원수	2.08	2.95	2.92	3.56
	취업자수	0.53	1.23	0.99	1.57
가구유형	부부단독	27.16	17.45	19.15	6.70
	부모미혼자녀	16.97	45.18	41.69	69.71
	편부모미혼자녀	7.67	10.98	10.57	5.22
	1인가구	35.67	12.14	13.29	4.45
	비핵가구	12.54	14.25	15.31	13.91
가구주 성	남자	55.87	77.34	76.54	91.75
	여자	44.13	22.66	23.46	8.25
가구주 연령	20대	0.45	0.67	0.70	1.17
	30대	4.84	11.54	11.40	24.03
	40대	12.76	28.14	26.50	38.64
	50대	8.01	19.32	17.95	20.83
	60대 이상	73.94	40.33	43.45	15.33
가구주 교육수준	무학	30.95	10.35	11.01	2.02
	고졸미만	50.63	50.21	49.23	27.88
	고졸	15.67	30.63	29.95	44.08
	전문대졸	0.56	2.32	2.10	6.33
	대졸	2.19	6.48	7.71	19.68
가구주 경제활동 상태	임금근로자	13.09	35.22	24.55	56.22
	비임금근로자	20.56	27.74	28.24	30.29
	실업자	2.80	2.64	6.16	0.99
	비취업자	63.55	34.40	41.05	12.50

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널』 연간 연결패널.

IV. 소득이동에 대한 실증분석

1. 모형설명

전장에서 소득계층별 소득이동 상태가 고착화되어 가는 것을 보았지만, 빈곤의 지속, 탈출 그리고 진입이 어떤 요인에 의해 이루어지는가를 파악할 필요가 있다. 본고에서는 이를 분석하기 위해 다항로짓(Multinomial logit) 모형을 이용하였다. 다항로짓 모형은 빈곤의 이행상태가 빈곤의 지속, 진입, 탈출 그리고 비빈곤지속으로 나누어질 때 각각의 선택확률이 어떤 변수에 의해 영향을 받는가를 판단할 수 있게 한다.

빈곤의 이행을 결정하는 모형은 다음과 같다.

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_j}}{\sum_{j=0}^3 e^{\beta_j' x_j}}, \quad j=0, 1, 2, 3. \quad \text{식 (1)}$$

여기서 $\beta_0 = 0$ 의 벡터를 가정하면 위의 확률은 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_j}}{1 + \sum_{j=1}^3 e^{\beta_j' x_j}}, \quad j=1, 2, 3. \quad \text{식 (2)}$$

$$\text{Prob}(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^3 e^{\beta_j' x_j}}, \quad j=1, 2, 3. \quad \text{식 (3)}$$

추정은 다음의 로그우도함수를 극대화하여 이루어진다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^3 d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j) \quad \text{식 (4)}$$

여기서 d_{ij} 는 i 가 j 를 선택하였을 때 1이고, 나머지는 0이다. 이를 극대화조건으로 풀면 β_j 를 구할 수 있다. 다항로짓모형을 추정해서 얻는 계수값들인 β_j 는 독립변수의 기준 0에 대한 $j(=1, 2, 3)$ 의 결정 확률을 나타내는 것으로 독립변수들의 각 결정에 대한 한계적 영향을 보여주는 것은 아니다. 이에 각 범주의 결정에 대한 독립변수의 한계적 영향을 보기 위해 식 (4)을 독립변수들로 미분하면 독립변수의 한계적 영향을 나타내는 계수값을 구할 수 있다.

$$\delta_i = \frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P \left[\beta_j - \sum_{k=0}^3 P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}]$$

2. 실증분석 결과

본 연구에서 사용하는 변수들에 대한 기초통계량은 아래 <표 4>와 같다. 본 연구에서는 빈곤이행 자료로 구성하기 위하여 소득패널자료를 이용하여 인접한 연도간의 빈곤지위 이행변수를 생성하였다. 이렇게 구성된 2,016가구의 7개년도 관측치 중에서 주요 변수에 대한 무응답이 존재하는 가구를 제외한 13,946개 관측치의 조사 결과를 이용하였다. 종속변수는 빈곤지위 이행 변수로 비빈곤지속=0, 빈곤지속=1, 빈곤탈출=2, 빈곤진입=3이 도입되었다. 설명변수는 가구원내 취업자수의 연간 변화 변수와 빈곤지위 이행양상을 가구 특성별로 파악하기 위하여 가구주의 연령, 교육수준, 경제활동상태 등을 사용하였다. 그리고 우리나라에서 가구주가 여성이면서 무배우자인 경우 빈곤의 진입이나 빈곤지속의 위험성을 높일 수 있기에 이를 설명변수로 포함하였다.

<표 4> 주요 변수의 기초통계량

변수	변수설명	평균	표준편차	최소	최대	표본수
POV	빈곤지위이행(0,1,2,3)	0.47	0.88	0	3	13,946
EB	취업자수의 변화	0.02	0.57	-3	3	13,946
MAR	여성*무배우자=1	0.02	0.14	0	1	13,946
AG1	연령더미1(20대=1)	0.01	0.10	0	1	13,946
AG2	연령더미2(30대=1)	0.20	0.40	0	1	13,946
AG3	연령더미3(40대=1)	0.33	0.47	0	1	13,946
AG4	연령더미4(50대=1)	0.19	0.39	0	1	13,946
AG5	연령더미5(60대 이상=1)	0.27	0.45	0	1	13,946
ED1	교육더미1(무학=1)	0.07	0.26	0	1	13,946
ED2	교육더미2(고졸미만=1)	0.34	0.47	0	1	13,946
ED3	교육더미3(고졸=1)	0.38	0.49	0	1	13,946
ED4	교육더미4(전문대졸 이상=1)	0.21	0.40	0	1	13,946
EM1	경제활동상태더미(임금근로자=1)	0.71	0.45	0	1	13,946
EM2	경제활동상태더미(비임금근로자=1)	0.04	0.21	0	1	13,946
EM3	경제활동상태더미(실업자=1)	0.04	0.19	0	1	13,946
EM4	경제활동상태더미(비경제활동인구=1)	0.20	0.40	0	1	13,946

설명변수로 취업자수의 변화와 가구주 특성변수를 사용한 다항로짓모형을 이용하여 이들 변수들이 빈곤지위이행 결정확률에 미치는 영향을 최우추정법에 의해 추정한 결과는 다음과 같다. 먼저,

빈곤지속 확률을 살펴보면, 가구내 취업자수의 변화변수는 통계적으로 유의하면 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 가구내 취업자수가 증가할수록 빈곤상태가 지속될 확률은 낮아진다는 것을 의미한다. 그리고 가구주 특성으로 여성이고 무배자일수록, 학력수준은 낮을수록 그리고 60대 이상의 고령자일수록 빈곤지속 확률이 높아지는 것으로 추정되었다. 가구주의 경제활동상태 변수는 가구주의 임금근로자일경우 빈곤지속 확률이 낮아지는 것으로 나타났다.

다음으로 빈곤탈출 확률에 대한 설명변수들의 추정계수를 살펴보면, 가구내 취업자수의 변화 변수가 양(+)의 부호를 나타내며 통계적으로도 유의미하다. 따라서 빈곤탈출 확률도 취업자수가 증가할수록 높아진다고 판단할 수 있다. 가구주의 교육수준이 낮을수록 빈곤탈출 확률은 낮아지는 것으로 나타났으며, 경제활동상태는 취업상태일 경우 음(-)의 부호를, 실업자인 경우에는 양(+)의 부호를 보이면서 통계적으로 유의한 것으로 나타나는데, 이는 가구주의 취업상태가 가구소득 향상에 큰 도움이 되는 것으로 추측되어진다.

빈곤진입 확률의 경우, 빈곤지속 확률과 동일한 변수들이 동일한 방향으로 영향을 미치고 있는 것으로 나타났고, 빈곤지속 확률에서와 다른 것은 가구주의 경제활동상태가 진입 가능성에서 큰 영향을 주는 것으로 추정되어진다.

<표 5> 다항로짓모형 추정(MLE)

	Prob(Y=빈곤지속)			Prob(Y=빈곤탈출)			Prob(Y=빈곤진입)		
	추정계수	표준오차	유의확률	추정계수	표준오차	유의확률	추정계수	표준오차	유의확률
상수	-3.51	0.50	***	-3.17	0.50	***	-3.09	0.44	***
EN	-0.15	0.06	***	0.12	0.06	**	-0.12	0.06	**
MAR	0.97	0.20	***	0.00	0.29		0.54	0.23	**
AG2	0.50	0.49		0.31	0.48		0.18	0.42	
AG3	0.67	0.48		0.42	0.48		0.29	0.42	
AG4	0.27	0.49		0.21	0.48		0.15	0.42	
AG5	1.80	0.49	***	0.80	0.49		0.85	0.42	**
ED1	3.65	0.17	***	-2.01	0.19	***	1.93	0.18	***
ED2	2.36	0.15	***	-1.39	0.14	***	1.27	0.13	***
ED3	1.29	0.15	***	-0.69	0.14	***	0.61	0.13	***
EM1	-1.66	0.07	***	1.18	0.10	***	-0.99	0.10	***
EM2	0.22	0.15		0.64	0.22	***	-0.75	0.15	***
EM3	-0.17	0.15		-0.79	0.14	***	0.48	0.21	**

주: *는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01의 유의수준을 의미함.

이와 같은 결과를 기초로 하여 가구내 취업자수 변화 변수와 가구주의 특성들이 빈곤지위 이행 확률에 미치는 한계적 영향(marginal effects)을 계산할 수 있다. 한계효과 추정결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 주요 설명변수의 한계효과의 통계적 유의성은 전반적으로 높게 나타났으며, 그 부호도 일반적인 기대와 부합하였다.

먼저, 비빈곤지속에 대한 확률에 대한 설명변수의 한계효과를 살펴보면, 가구내 취업자수가 1명

늘어나면 비빈곤이 지속될 확률은 1.1% 높아지는 것으로 추정된다. 또한 비빈곤지속확률은 가구주가 여성무배우자인 경우에는 8.6%, 연령은 60대 이상의 고령인 경우에는 19% 낮아지는 것으로 추정되었다. 그리고 가구주가 학력수준이 낮을수록 비빈곤지속확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 가구주가 무학인 경우 비빈곤지속 확률은 41.4%, 고졸미만인 경우 27.4% 그리고 고졸인 경우 14.2%로 낮아지는 것으로 추정되어진다. 한편 취업상태가 임금근로자인 경우에는 비빈곤지속 확률은 20.7% 높아지는 것으로 나타났다.

빈곤지속 확률에 대한 설명변수들의 한계효과를 살펴보면, 가구내 취업자수가 늘어나면 빈곤지속 확률은 1% 상승하고, 가구주가 여성무배우자인 경우 빈곤지속 확률은 6.4% 높아지는 것으로 나타났다. 가구주의 연령변수의 빈곤지속 확률에 대한 한계효과는 60대 이상인 경우 11.7% 높아지는 반면, 취업상태가 임금근로인 경우에는 10.5% 낮아지는 것으로 추정되었다.

빈곤탈출 확률에 대한 설명변수들의 한계효과를 살펴보면, 가구내 취업자수가 늘어나면 0.6% 빈곤탈출확률이 높아지고 또한 교육수준이 무학인 경우 8.8%, 고졸미만인 경우 6.2%, 고졸인 경우 3.1%로 빈곤탈출확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 그리고 가구주의 취업상태인 경우에는 5.5%와 4.0%로 빈곤탈출확률이 높아지고 실업상태인 경우에는 4.6% 낮아지는 것으로 추정되어진다.

빈곤진입 확률에 대한 한계효과의 부호는 빈곤지속의 경우와 같고 그 한계효과는 조금 낮았다. 단지 빈곤지속의 경우와 다른 것은 가구주의 경제활동상태가 취업상태인 경우에 빈곤진입 확률을 줄이고 반대로 실업상태인 경우에는 3.1% 높이는 것으로 분석되었다.

<표 6> 소득계층 변화별 결정확률에 대한 설명변수의 한계효과

	Prob(비빈곤지속)			Prob(빈곤지속)			Prob(빈곤탈출)			Prob(빈곤진입)		
	추정 계수	표준 오차	유의 확률	추정 계수	표준 오차	유의 확률	추정 계수	표준 오차	유의 확률	추정 계수	표준 오차	유의 확률
상수	0.522	0.05	***	-0.214	0.03	***	-0.149	0.03	***	-0.159	0.03	***
EN	0.011	0.01	*	-0.010	0.00	***	0.006	0.00	**	-0.007	0.00	***
MAR	-0.086	0.03	***	0.064	0.01	***	-0.007	0.02		0.028	0.01	**
AG2	-0.054	0.05		0.033	0.03		0.014	0.03		0.008	0.03	
AG3	-0.075	0.05		0.043	0.03		0.019	0.03		0.013	0.03	
AG4	-0.034	0.05		0.017	0.03		0.010	0.03		0.007	0.03	
AG5	-0.190	0.05	***	0.117	0.03	***	0.033	0.03		0.040	0.03	
ED1	-0.414	0.02	***	0.234	0.01	***	-0.088	0.01	***	0.092	0.01	***
ED2	-0.274	0.01	***	0.151	0.01	***	-0.062	0.01	***	0.061	0.01	***
ED3	-0.142	0.01	***	0.083	0.01	***	-0.031	0.01	***	0.028	0.01	***
EM1	0.207	0.01	***	-0.105	0.01	***	0.055	0.01	***	-0.047	0.01	***
EM2	0.022	0.02		0.015	0.01		0.040	0.01	***	-0.047	0.01	***
EM3	-0.002	0.02		-0.013	0.01		-0.046	0.01	***	0.031	0.01	**

주: *는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01의 유의수준을 의미함.

이상의 다항로지모형 분석에서 얻을 수 있는 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 가구내 취업자수가 증가할수록 빈곤지속과 빈곤진입 확률은 낮아지고 비빈곤지속과 탈출 확률은 높아질 가능성이 높아진다. 둘째, 가구주가 여성무배우자일수록, 연령은 60대이상일수록 빈곤상태가 지속될 가능성이 높아진다. 셋째, 가구주의 교육수준은 낮을수록 빈곤지속 및 빈곤진입 확률은 높아지고 비빈곤지속 및 빈곤탈출 확률은 높다. 넷째, 가구주가 취업상태일수록 비빈곤지속이나 빈곤탈출 가능성이 높아지고 실업상태인 경우에는 빈곤으로 진입할 확률이 높다. 이는 가구내 취업자수 변화 변수와 함께 가구주의 경제활동상태가 가구소득 변화 방향에 중요한 변화요인임을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구에서는 외환위기 이후 소득이동의 동태적인 실태를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여 동일한 가구를 지속적으로 관측한 「한국노동패널」 자료를 활용하여 우리나라 소득이동의 변화양상과 그러한 변화를 가져오게 되는 요인에 대하여 분석하였다. 주요한 분석결과 및 시사점을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 외환위기 이후 상대적 기준에 의한 우리나라의 소득계층간 이동은 상당히 낮아지고 있다. 소득계층간 이동지표 중 하나인 소득분위 지속비율은 48.41%에서 56.70%로 증가하여 소득계층간 이동성은 줄어드는 추세를 보이고 있다. 특히, 소득계층에 잔류하고 있을 가능성은 최저소득소득계층인 1분위는 60.90%에서 72.70%로, 최고소득계층인 5분위는 65.51%에서 70.72%로 상승하여 저소득계층과 고소득계층에 잔류하고 있을 가능성은 외환위기 이후 더욱 높아지고 있다.

둘째, 절대적 기준에 의한 빈곤지위의 변화 양상은 빈곤층으로 진입과 탈출은 전반적으로 하락하는 추세를 보이지만 조사기간 동안 빈곤으로의 진입률이 탈출률에 비해 높아 매년 비빈곤계층에서 빈곤층으로 이동하고 있으며, 빈곤내부에서는 계층이동의 가능성은 약화되어 빈곤이 고착화되는 조짐을 보이고 있다.

셋째, 빈곤지위 이행확률은 가구주가 여성무배우자일수록, 연령은 60대 이상일수록 그리고 교육수준은 낮을수록 빈곤지속이나 빈곤으로의 진입확률은 높아지고 빈곤탈출이나 비빈곤지속 확률은 높다. 그리고 가구주가 취업상태에 있거나 가구내 취업자수가 증가할 경우 비빈곤지속이나 빈곤으로부터의 탈출가능성이 높다. 이는 가구내 취업자수 변화 변수와 함께 가구주의 경제활동상태가 가구소득 변화 방향에 중요한 변화요인임을 알 수 있다.

이상의 사실은 소득향상이나 빈곤으로부터의 탈출하기 위해서는 가구의 특성에 따라 다양한 정책적 노력이 필요함을 시사한다. 따라서 고령자와 같은 근로무능력계층에게는 자활노력 지원보다는 사회적 보호를 통한 최저생활의 보장이, 근로능력이 있는 가구에 대해서는 일자리를 가질 수 있도록 적극적인 고용전략이 필요할 것이다.

참고문헌

- 남준우(2007), “외환위기 이후 중산층의 규모 및 소득 변화의 추이”, 노동정책연구 제7권 제4호, 한국노동연구원.
- 삼성경제연구소(2006), “소득양극화의 현상과 원인,” 『CEO Information』, 제547호.
- 석상훈(2007), 빈곤의 지속-상태의존성 검증-, 사회보장연구 제23집 제3호, 한국사회보장학회.
- 성명재(2007), 빈곤탈출률 추이와 빈곤정책 소요재원 규모의 추정, 재정논집 제22집 제1호, 한국재정학회.
- 안중범·임병인·석상훈(2006), 경기변동과 분배 및 빈곤간 동태적 관계, 경제학연구 제54제 제4호, 한국경제학회.
- 유경준·김대일(2002), 외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책 효과 분석, 연구보고서 2002-08, 한국개발연구원.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식(2001), 소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제, 연구보고서 2002-004, 한국노동연구원.
- 조용수·김기승(2007), 세대별 빈곤 진출입 결정요인 연구, 사회보장연구 제23집 제3호, 한국사회보장학회.
- 홍경준(2004), “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로”, 『사회복지연구』 제24권 봄호.
- 황덕순(2001), 경제위기 이후 빈곤에 대한 동태분석, 노동정책연구 2001년 가을호, 한국노동연구원.
- Atkinson A.B., F. Bourguignon, and C. Morrisson(1992), Empirical Studies of Earnings Mobility. Harwood.
- Bane, M.J., and Ellwood D.(1986), Slipping into and out of Poverty: The dynamics of spells, Journal of Human Resources, vol. 21 no. 1.
- Fields, G.S. and Ok, E.A.(1996), The Meaning and Measurement if Income Mobility, Journal of Economic Theory, 71.
- Fields, G.S.(2005), The Many Facets of Economic Mobility, Cornell Univ. Working Paper.
- Gottschalk, P. and R. Moffit(1994), Earning Mobility and Long-Run Inequality: An Analysis Using Matched CPS Data, Industrial Relations, vol. 35. no. 2.
- Jarvis, S. and S.P. Jenkins(1998), How Much Income Mobility Is There in Britain? The Economic Journal, 108.
- Jenkins and Riggs(2001), The Dynamics of Poverty in Britain, DWP Research Report 157.
- Jenkins, S.P.(2000), Modelling household income dynamics, Journal of Population Economics, vol. 13.

Maasoumi, E.(1998), On Mobility, in D. Giles and A. Ullah, eds., Handbook of Applied Economic Statistics, Marcel Dekker.

OECD(1997), Earning Mobility: Taking a Longer Run View, Employment Outlook.

Shorrocks, A.F.(1978), Income Inequality and Income Mobility, Journal of Economic Theory 19.

Stevens, A.(1999), Climbing Out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells, Journal of Human Resources, 34.