

노동정책연구
2007. 제7권 제4호 pp.1~24
© 한국노동연구원

연구논문

외환위기 이후 중산층의 규모 및 소득 변화의 추이*

남준우*

본 연구는 최근 우리나라의 소득분포에서 중산층 비중의 축소라는 가설에 대하여 분석하며 더불어 우리나라 소득분배의 최근 흐름에 대하여 살펴보고 있다. 한국노동연구원의 KLIPS 1999~2005년의 자료를 이용하여 분석한 결과 중산층의 비중은 1998년 42.3%에서 2004년에는 40.7%로 계속 감소했으며 또한 최근의 우리나라 소득분포에서는 양극화 현상이 심화되고 있음을 알 수 있었다. 또한 중산층에서 이탈한 계층은 하위층으로 더 많은 비중이 이동하였음을 발견하였다. 소득이동에 대해 분석한 결과 남성 가구주, 고학력 가구, 타인에 고용되었거나 서울 및 광역시 거주자가 이득을 본 층으로 구분되었으며, 여성 가구주의 가정, 저학력 가구, 자가 고용자 및 기타 시·군에 거주하는 가구가 손해를 본 패자로 구분되었다.

핵심용어 : 중산층, 양극화, 소득이동, 전이 확률

논문접수일 : 2007년 11월 29일, 심사의뢰일 : 12월 4일, 심사완료일 : 12월 20일

* 본 연구는 한국노동연구원의 연구비 지원에 의하여 이루어진 연구이며, 한국노동연구원의 세미나에서 유익한 지적을 해주신 세미나 참석자께 감사드립니다.

** 서강대학교 경제학과 교수(Jnahm@sogang.ac.kr)

I. 서론

지난 30여 년 동안 한국경제는 ‘한강의 기적’이라 불리는 높은 경제성장률을 기록하였으며, 이러한 고성장과 더불어 소득분배에 있어서도 대체로 1980년대~1990년대 초 지니계수가 완만하게 하락함으로써 소득격차가 축소되는 예외적인 현상을 보여왔다. 그러나 최근 소득분배에 대한 연구는 특히 경제위기 이후 소득분배의 불평등도가 심해졌으며 이와 더불어 소득분포의 양극화가 심화되어 ‘중산층의 실종’ 혹은 ‘중산층의 몰락’이라고 표현하고 있다. 이러한 중산층의 비중이 축소하는 한 단면에는 사회보장적인 측면에서 중산층의 비중이 축소하면서 중산층에서 이탈한 계층이 하위층으로 전락하지 않았나 하는 불안감이 존재하고 있다. 하지만 이에 대한 엄밀한 분석은 별로 없는 실정이다.

최근 우리나라의 소득분배에서 중산층 비중이 축소하였으며 이와 함께 소득분포의 양극화가 심화되었다는 데에 대해서는 이견이 없는 듯하다. 그러나 소득분배에 있어서 어떠한 계층을 중산층이라 지칭하는지의 중산층에 대한 일치된 정의는 존재하지 않는 것이 사실이다. 이로부터 초래되는 중산층 비중에 대한 연구 또한 이 정의에 따라 그 결과가 달라질 듯하다.

본 연구는 최근 우리나라의 소득분포에서 중산층 비중의 축소라는 가설에 대하여 분석하며 더불어 우리나라 소득분배의 최근 흐름에 대하여 살펴보고자 한다. 중산층의 쇠퇴는 중산층의 비중이 축소되었다는 것을 의미하는데 본 연구에서는 한국노동연구원의 KLIPS 1999~2005년의 자료를 이용하여 연도별로 중산층의 비중이 어떻게 변화해 왔으며 이와 더불어 시간에 따른 소득이동을 분석함에 따라 중산층에서 이탈한 계층이 소득분포에서 어느 계층으로 이동하였는지를 살펴본다. 또한 회귀분석 모형을 구축하여 이러한 소득이동에 있어서 어떤 특성의 가구가 상위층 혹은 하위층으로 이동하였는지 소득이동 단계에서의 승자(소득이동에서 상위 계층으로 상승한 그룹)와 패자(소득이동에서 하위 계층으로 전락 그룹)에 대하여 살펴본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 중산층 비중의 축소와 관련된

선행연구에 대해 살펴보면 제Ⅲ장에서는 소득분배에서 양극화에 대한 지표를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 다루는 자료 및 자료의 통계치, 소득분배에 대한 지표에 대하여 토론한다. 이로부터 제Ⅴ장에서는 중산층 비중의 축소라는 가설에 대해 분석하며, 제Ⅵ장에서는 패널 자료를 구축하여 소득이동에 대하여 살펴본다. 그리고 제Ⅶ장에서는 회귀분석 모형을 구축하여 이러한 소득이동 단계에서 승자와 패자에 대하여 살펴보면, 제Ⅷ장에서는 결론을 다룬다.

Ⅱ. 선행 연구에 대한 고찰

중산층 비중의 축소에 대해 분석한 논문의 효시로는 Thurow(1984)를 들 수 있다. Thurow(1984)는 미국의 가계자료를 이용하여 가계소득 중위수의 75%에서 125%에 해당하는 가구를 중산층으로 분류하여 분석한 결과 중산층의 비중이 1967년 28%에서 1982년에는 24%로 감소하였으며 중산층에서 이탈한 계층은 상위층과 하위층으로 균등하게 이동하였음을 발견하였다. 비슷한 시기에 Lawrence(1984)는 중산층을 가계소득 중위수의 2/3에서 4/3로 정의하여 분석한 결과 중산층은 1969년 50%에서 1983년 46%로 감소하였음을 발견하였다. 이상에서 보듯 Thurow(1984)와 Lawrence(1984)는 소득 중위수의 일정한 퍼센트를 차지하는 관찰치를 중산층으로 분류하는 중위소득에 대한 일정 비율 접근법(fixed percentage of median income approach)을 사용하였다.

이에 반해 Bradbury(1986)는 미국의 자료를 이용하여 분석한 결과 중산층의 비중이 53%에서 48%로 감소하였음을 발견하였고, Duncan et al.(1991)은 미국에서 1980년 이후 중산층의 비중은 감소하였는데 이러한 변화에는 경기나 인구구조적인 요인이 별 작용을 하지 못했다고 한다. 영국의 자료를 이용하여 분석한 Jenkins(1995)의 경우 1980년대 중산층의 감소가 보편적인 현상이며 총체적인 변화의 원인은 근로가구와 비근로가구의 경우 다르다는 것을 발견하였다.

이들 연구는 특정 연도의 소득에 따라 중산층을 정의하였으며 다른 비교 연도에 대해서는 소비자물가지수의 변동을 고려하였는데, 중산층의 정의에 대한 이러한 접근방법을 구간환가방법(interval deflator approach)이라고 한다.

Burkhauser et al.(1996)의 경우에는 소득분포의 비교에 있어서 서로 다른 두 연도의 소득분포가 교차하는 점을 기준으로 중산층을 정의하였는데 1980년대 미국 자료를 이용한 결과 중산층의 축소는 소득 규모가 나빠졌다기보다는 개선되었다는 것을 발견하였다.

한편 Horrigan and Haugen(1988)은 구간환가방법(interval deflator approach)과 일정 비율 접근법(fixed percentage of median income approach)의 두 방법을 공히 사용하여 중산층의 정의와 소득의 정의, 표본 단위에 대해 다양한 설정을 적용하여 민감도 분석을 시행한 결과 1969~86년 기간 동안 중산층의 비중은 꾸준히 감소하였는데 이들 감소된 대부분은 상위층으로 이동하였다는 것을 발견하였다.

우리나라의 경우 삼성경제연구소(2006)의 소득 양극화를 분석한 보고서에서는 중산층을 중간값 소득의 50~150%에 해당하는 계층으로 정의하였으며, 이로부터 외환위기 이후 중산층이 감소하고 하위 소득 계층의 비중은 증가하였는데 1997년 이후 8년간 중산층은 5.3% 감소한 반면 하위층은 3.7%, 상위층은 1.7% 증가하였다고 한다. 한편 중산층의 쇠퇴라는 현상은 소득의 양극화를 초래하는데 우리나라 소득의 양극화 현상을 분석한 신관호·신동균(2006)에 의하면 양극화가 가장 심한 1997~98년에 중산층으로부터 고소득 혹은 저소득층으로 이동한 비율은 상당히 높은 반면, 저소득층으로부터 중산층으로 이동한 비율은 현저하게 낮게 나타났다고 보고하고 있다. 이와 마찬가지로 양극화의 지수로부터 중산층의 규모를 측정하여 중산층 비중의 축소를 검증한 논문으로는 이정우·이성립(2001)을 들 수 있다. 이정우·이성립(2001)에서는 여러 가지 기준으로 중산층의 규모를 측정하였는데 특히 1998년 외환위기의 충격으로 중산층 규모가 크게 감소하였고 상위와 하위로 양극화 된 것으로 분석하였다. 이외에도 중산층에 대한 사회학적 연구나 가구 단위의 자료를 활용하여 중산층의 규모를 추정한 논문과 양극화 지수의 추정을 통하여 중산층의 감소를 실증분석한 논문으로는 다수가 있다(전병유, 2007).

Ⅲ. 소득 불평등 및 양극화에 관한 지표

1990년대 중반부터 외국 문헌에서 언급되기 시작한 극화(polarization)의 개념은 소득 불평등도와는 다른 개념으로 기존의 소득 불평등도를 측정하는 지표로는 소득분포상에서 이질적인 집단간의 갈등이 심화되거나 혹은 중산층이 축소 또는 붕괴되는 현상을 제대로 반영하지 못한다는 문제 의식하에서 소득분포의 변화를 새로운 시각에서 조명한다는 차원에서 등장하였다. 즉, 소득 양극화의 심화와 소득분배의 불평등도는 별개의 개념이기 때문에 소득 양극화에 대한 적절한 척도가 제시되어야 한다.

소득분포의 불평등도를 일목요연하게 나타내는 것으로 로렌츠 곡선을 들 수 있는데 로렌츠 곡선과 관련된 지표로는 다음의 지니계수가 있다.

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(X) dX, \quad (1)$$

여기서 $L(\cdot)$ 은 로렌츠 곡선을 나타낸다.

본 연구에서는 특별히 소득분포의 불평등도보다는 중산층의 쇠퇴에 관심이 있는데 중산층의 비중과 관련하여서는 소득분포의 양극화를 들 수 있다. Wolfson (1994)에 의하면 소득분포의 양극화는 중산층 비중의 축소를 의미하며 따라서 양극화는 소득분포의 중간 계층의 관찰치가 양 극단으로 이동함을 의미한다. 그러나 전통적인 소득 불평등도에 대한 척도로는 소득 불평등도와 양극화를 구분할 수 없다는 단점이 있다.

소득분배의 불평등과 양극화는 다른 개념으로 예컨대 소득분배의 불평등도가 개선되었다고 하더라도 만약 소득분포에 있어서 몇 개의 소득 축을 중심으로 소득분포의 관찰치가 집중되어 있다면 이는 양극화가 극심하다는 것을 의미한다. 이러한 양극화의 척도에 대한 연구로는 다음의 두 연구를 들 수 있다. 첫째로, Esteban and Ray(1984), Esteban et al.(1999) 및 Duclos et al.(2004)를 들 수 있으며, 둘째로는 Wolfson(1994, 1997)을 들 수 있다. 전자의 연구는 양극화

의 개념으로 그룹 내의 동질성과 그룹 간 이질성을 사용하였으며, 후자의 연구는 로렌츠 곡선으로부터 직접 양극화의 개념을 도출하였다.

양극화의 측정에 대한 지표에 있어서 Esteban and Ray(1984), Esteban et al.(1999) 및 Duclos et al.(2004)류의 양극화의 개념은 중산층을 정의함에 있어서 소득분포의 평균 소득을 중심으로 한 일정 구간의 개념을 사용하고 있으나 Wolfson(1994, 1997)은 중앙값을 중심으로 한 일정 구간의 개념을 사용하고 있다. 그런데 대체로 소득분포는 다음 제V장에서 보듯이 오른쪽으로 길게 분포하는(skew to the right) 극심한 비대칭의 모양을 가지기 때문에 이러한 자료에 있어서는 평균보다는 중위수가 대표치로 더 강건(robust)하다는 사실하에 본 연구에서는 양극화의 척도로 Wolfson(1994, 1997)에 의한 양극화의 지표를 사용한다.

Wolfson(1994, 1997)에 의한 양극화의 지표는 양극화 곡선에서 설명되는데 양극화 곡선이란 소득의 중위수 값을 중심으로 일정한 구간에 속하는 관찰치의 비중을 일목요연하게 보여주는 곡선으로 로렌츠 곡선으로부터 도출된다. 이 양극화 곡선은 로렌츠 곡선이 소득의 불평등도를 나타내는 것과 마찬가지로 양극화의 정도, 중산층의 비중을 나타내는 곡선이라 할 수 있다. 이러한 양극화 곡선으로부터 전체 소득의 양극화 정도를 일목요연하게 나타내는 양극화 지표는 다음의 식 (2)와 같다.

$$P^* = \frac{4[0.5 - L(0.5)] - 2G}{m/\mu} \quad (2)$$

여기서 m 은 소득의 중위수 값을, μ 는 소득의 평균을 나타낸다. 만약 소득 분포가 완벽하게 평등한 구조를 가진다면 P^* 는 0의 최소값을 가지며, 만약 전체 관찰치의 반은 0의 소득을 가지며, 나머지 반은 2μ 의 소득을 가지는 소득 분포가 완벽하게 두 개의 최대치를 가지는 분포를 이룬다면 P^* 값은 1이 된다.

IV. 자료의 통계치 및 전체 소득분배 지표에 대한 분석

본 연구에 사용되는 자료는 한국노동연구원(KLIPS)의 1999~2005년 기간

동안의 연도별 자료이다. KLIPS의 표본 추출 단위는 가구이며, 1998년 처음 약 5,000가구를 추출하여 현재까지 추적 관찰해 오고 있다. KLIPS 자료는 표본이 무직자와 실업자 가구 등을 모두 포함하고 있기 때문에 우리나라 전체 가구의 소득분포 특성을 잘 반영한다고 할 수 있다. KLIPS 자료는 가구별 정보 이외에 가구원에 대한 정보도 따로 조사하고 있기 때문에 소득분배를 다룸에 있어서 노동공급에 대한 논의를 가능하게 하여 아주 유용하다. 또한 KLIPS 자료는 중산층의 소득이동, 즉 중산층에서 상위층 혹은 하위층으로 이동한 가구를 추적하기 위해 필요한 패널 자료의 성격을 가지고 있는데 여기서 어떤 특성을 가진 가구들이 중산층에서 이탈되었고, 중산층에서 이탈된 가구들이 저소득층과 고소득층 중 어디로 편입되었는가 등에 대한 연구는 양극화 실태 혹은 원인에 대한 이해를 한층 더 깊이 있게 하는바 이를 위해서는 패널 자료의 사용이 필수적이다. 그러나 이러한 장점에도 불구하고 자료 구축 기간이 짧음으로 인해 장기간에 걸친 소득이동에 대한 연구를 어렵게 하고 있다.¹⁾

KLIPS 자료에서는 가구소득을 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득 및 기타소득의 항목별로 보고하고 있는데 본 연구에서는 가구소득을 노동소득, 금융소득, 부동산소득 및 기타소득의 합으로 정의하고 있다. 여기서 사회보험 및 이전소득을 가구소득의 정의에서 제외²⁾한 이유는 사회보험과 이전소득은 해당 가구가 노동 및 자본에 의하여 벌어들인 소득이라기보다 사회보장적인 성격이 강하므로 이 소득을 제외하는 것이 전체 가구의 특성과 어떠한 연관을 가지는지를 자세히 분석하기 위함이다.

다음의 <표 1>은 표본 기간인 1998~2004년 기간 동안 소득 자료의 대표치를 보여주고 있다. 여기서 소득이라 함은 가구소득을 의미하며 이 가구소득은 1인당 가구소득을 의미한다. 실제로 가구소득과 소비에 따라 중·상·하위층을 구분함에 있어서는 가구원 전체의 소득보다는 1인당 가구소득이 더 적당한 지

1) 이러한 특징 이외에도 유경준(2007)에 의하면 KLIPS자료는 원래 조사 목적이 소득보다는 노동관련 통계 수집에 목적이 있기 때문에 공식 통계 조사에 비하여 빈곤율이 과대추정되는 등 소득수준이 과소추정되는 경향이 있으며, 어느 정도의 측정 오차가 있는 등의 문제가 있다고 보고되고 있다.

2) 다음의 <표 2>에서는 <표 1>의 가구소득에 이어 이전소득 등의 사회보장 성격을 가진 소득이 소득분배에 어떠한 영향을 미쳤는지를 간단히 살펴보기 위해 가구소득에 이전소득을 합한 소득을 총소득이라 칭하여 분석하고 있다.

표로 간주되기 때문이다. 또한 가구 전체 소득을 1인당 가구소득으로 전환함에 있어서는 가구원 수에 따른 규모의 경제를 감안하여 OECD 동등화 지표(OECD equivalence scale)를 사용하였는데 예컨대 가구원 중 첫 번째 성인에게는 1, 두 번째 성인부터는 0.7, 미성년인 경우에는 0.5의 가중치를 적용하여 1인당 소득을 환산하였다. 또한 <표 1>에서는 표본 기간 동안 소득분배의 변화를 일목요연하게 보기 위해 1998년, 2000년, 2002년, 2004년 네 개의 연도³⁾를 선택하여 결과를 보여주고 있다. 본 연구에서는 통계치의 연도간 비교를 용이하게 하기 위하여 모든 자료는 소비자물가지수를 감안하여 2004년 가격으로 환산하였다.

<표 1>에서 패널 (1)은 1인당 가구소득에 대한 대표치를 보여주고 있으며, 패널 (2)는 패널 (1)에 추가로 1인당 소득이 아닌 전체 가구소득에 대한 대표치를 보여주고 있다. 또한 괄호 안은 붓스트랩(bootstrap) 표준오차를 보여주고 있다. 이 붓스트랩 표준오차는 각 연도의 표본 크기 수만큼 표본을 1,000번 생성한 결과로부터 구한 것이다. 우선 패널 (1)에서 가구원 1인당 연 소득은 1998년에 927만 원에서 2000년 998만 원으로 소폭 증가하다가 2002년에는 1,251만 원으

<표 1> 가구소득*에 대한 통계치: 1998~2004년

(단위: 백만원, %)

	1998	2000	2002	2004
평균	9.267	9.975	12.509	13.530
중위수	7.884	8.382	10.397	11.111
표준편차	8.568	8.571	10.223	12.365
지니계수	0.388 (0.375, 0.402)	0.389 (0.375, 0.402)	0.369 (0.357, 0.381)	0.381 (0.367, 0.395)
90/10 비율	6.779 (6.061, 7.498)	7.376 (6.564, 6.188)	5.824 (5.419, 6.228)	6.141 (5.651, 6.630)
극화지수	0.301 (0.287, 0.315)	0.309 (0.297, 0.322)	0.303 (0.290, 0.315)	0.318 (0.306, 0.330)
Sample size	3,369	3,167	3,350	3,478

주: * 여기서 가구소득은 노동소득+금융소득+부동산소득+기타소득으로 정의함.

() 안은 붓스트랩 95% 신뢰 구간을 나타냄.

3) KLIPS 자료의 소득변수들은 전 연도에 해당하므로 2차(1999년), 4차(2001년), 6차(2003년), 8차(2005년) 연도의 자료를 이용하여 1998년, 2000년, 2002년, 2004년에 해당하는 소득분포에 대해 분석한다.

로 크게 증가하였다. 이 기간 동안 소득분배의 불평등도를 나타내는 지니계수는 2000년에 0.389로 가장 높았으나⁴⁾ 이후 개선되는 모양을 보여주고 있다. 본 연구에서 구한 지니계수는 같은 자료를 이용하여 분석한 신관호·신동균(2007)과 유경준·김대일(2002)에 비하여 다소 낮게 나타나는데 이러한 차이는 우선 본 연구에서는 1인당 소득을 분석한 결과이며, 신관호·신동균(2007), 유경준·김대일(2002)은 가구 전체 소득을 분석한 차이에 일부 기인할 뿐만 아니라 본 연구에서는 가구소득을 정의함에 있어서 <표 1>에서는 사회보험과 이전소득을 제외한 소득을 대상으로 하고 있기 때문⁵⁾이다.

중산층 비중의 축소와 관련하여 양극화란 소득분포가 두 극값을 중심으로 밀집되는 현상을 의미하나 이는 양극단을 지칭할 경우 대체로 상위층과 하위층으로 밀집되는 현상을 의미하기 때문에 중산층 비중의 축소를 측정하는 지표로 양극화의 지표가 이용된다. 이 장에서는 이러한 지니계수 이외에도 양극화의 지표를 논의함에 따라 전체적인 소득분배의 특징과 대체적인 중산층의 비중에 대하여 살펴보면, 제V장에서는 구체적으로 중산층의 비중이 어느 수준에서 얼마나 변동하였는지를 살펴보기로 한다.

중산층의 쇠퇴와 관련된 양극화 지수는 1998년 0.301에서 2004년 0.318로 표본 기간 동안 계속 악화되는 모습을 보여주고 있다. 따라서 이상을 통해 볼 때 소득 불평등도와 양극화는 다른 개념으로 소득분배가 개선되었다고 해서 양극화 문제가 완화되었다고 볼 수 없다는 것이다. 이러한 결과는 가장 극단적인 두 연도의 붓스트랩 표준오차에 의한 95% 신뢰 구간이 소폭 중복되는 것으로부터 어느 정도(marginally) 유의미한 수준⁶⁾이라고 할 수 있다. 같은 방법으로

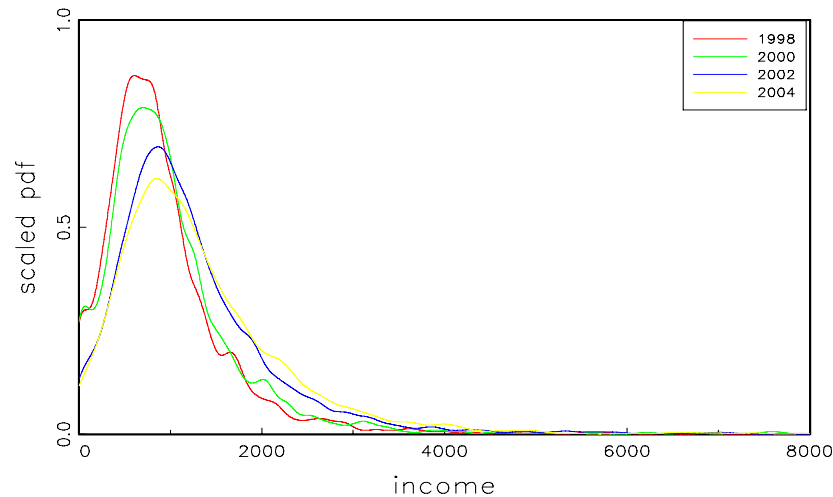
-
- 4) 표본 기간 동안 서로 다른 시점의 지니계수 값의 비교에 있어서 유의해야 할 사실은 실제로 소득분배의 불평등도가 악화되어 지니계수의 값이 크게 나타날 수도 있으나 또한 표본의 크기가 증가함에 따라 소득 자료의 분산도가 증가하여 지니계수의 값이 크게 나타날 수도 있다. 그러나 본 연구에서 표본의 크기는 연도에 따라 약 3,170~3,480명으로 표본 크기의 증가에 따른 지니계수의 변화는 그다지 크지 않을 것으로 보여진다.
- 5) 다음의 <표 2>에서는 이전소득과 사회보장을 포함한 총 소득을 대상으로 통계치를 구하고 있는데 <표 2>의 결과는 다른 연구에서의 결과와 근소한 차이를 이룬다. 또한 본 연구에서는 제VII장의 회귀분석을 위해 가구의 특성에 대한 자료가 미비한 관찰치는 제외하고 있다.
- 6) 예를 들어 양극화에 대한 극화지수의 경우 극화지수의 값이 가장 큰 연도인 2004년과 가장 작은 1998년의 신뢰구간이 중복되기 때문에 5% 유의수준에서 유의미한 값이라 할 수 없으나 20% 유의수준에서는 중복되지 않는다.

도시가계조사의 자료를 이용한 유경준(2007)의 경우 양극화 지수는 최소 0.271에서 최고 0.279로 다소 차이를 보이고 있는데 이는 도시가계조사의 경우에는 비근로자가구가 표본에서 제외됨에 따라 소득분배의 불평등도 및 양극화 정도가 낮게 나타나기 때문으로 보여진다.

다음의 [그림 1]은 이상에서 발견한 양극화의 진전이라는 결과에 따라 실제로 중산층의 규모가 어떻게 변화해 왔는가를 보기 위해 비모수추정법에 의해 네 연도에 대한 소득분포를 추정한 결과이다. [그림 1]의 비모수추정법에서는 중핵(kernel) 함수로는 정규분포함수를 선택하였으며 대역폭(bandwidth)값의 크기로는 Silverman(1986)의 제안에 따라 연도별로 표본 크기(n)의 차이를 감안한 $1.06 \times S \times n^{-0.2}$ 을 선택하였으며, 여기서 S 는 해당 연도 소득의 표준편차를 나타낸다.

[그림 1]에서 1998년에 비해 시간이 지남에 따라 전체적인 분포가 오른쪽으로 이동함을 알 수 있는데 이는 <표 1>에서 보듯이 소득의 평균 및 중위수 등의 전체적인 지표가 증가하는 성장의 영향 때문이다. 이러한 전체적인 분포

[그림 1] 우리나라의 소득분포 : 1998~2004년

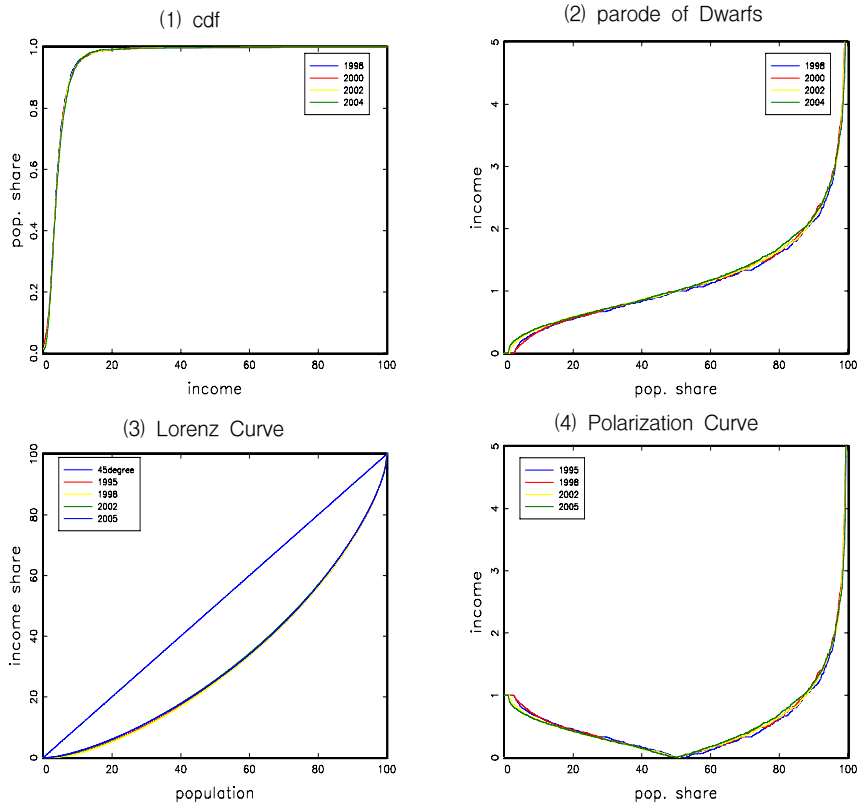


7) [그림 1]에서 0의 소득 값에 많은 관찰치가 모여 있는 것으로 표현되는데 이는 전체 표본 중에서 1998년과 2000년의 경우 전체 표본 중에서 약 3.6~4%의 표본이 소득이 0으로 보고되었으며, 2002년과 2004년의 경우에는 약 1.8~1.9%의 표본이 소득이 0으로 보고되었기 때문이다.

가 오른쪽으로 이동함에 반해 분포의 최빈수를 중심으로 한 중간 영역의 값은 그 봉우리의 값이 작아지고 있음을 알 수 있는데 이는 본 연구에서 주장하는 중산층의 감소 때문이다. 이러한 중산층 비중의 감소는 2000년 이후 두드러지고 있는데 이는 앞의 <표 1>에서 양극화의 지수가 2000년 이후 큰 폭으로 증가하고 있는 것으로부터도 확신된다.

또한 이러한 양극화 추세를 확인하기 위해 위 표본 시점의 소득분배에 대해 [그림 2]에서는 Wolfson(1987)에서 제안된 양극화 곡선을 그리고 있다. [그림 2]의 (1)은 [그림 1]에서 나타난 소득분포의 누적분포함수를 나타내고 있고, (2)에서는 (1)의 누적분포함수의 역함수를, (3)에서는 이로부터 소득분포의 불평등도를 설명하는 데 가장 많이 인용되는 로렌츠 곡선을 나타내고 있으며, (4)에서는 이 역함수로부터 도출된 양극화 곡선을 나타내고 있다. 전체 그림에서 공히

[그림 2] 우리나라의 소득분배에 관한 로렌츠 곡선 및 극화 곡선 : 1998~2004년



연도간 차이가 크게 두드러지지는 않으나 연도별 차이는 인지할 수 있다. 특히 (3)의 로렌츠 곡선에서는 1998년에 비해 2000년, 2002년, 2004년의 로렌츠 곡선이 아래에 위치하여 소득 불평등도가 증가한 것을 나타내고 있다. 또한 (4)의 양극화 곡선에서는 X-축의 50에 해당하는 값이 소득의 중위수를 나타내고 있는데 이 값을 중심으로 일정한 구간으로 중산층이 정의된다면 그 면적이 중산층의 비중을 나타내는 것이라 할 수 있다. 예컨대 중산층을 소득 중위수 값의 75%에서 150%의 값을 가진 가구로 정의한다면 중위수를 중심으로 37.5와 75에 해당하는 점에서 수직으로 양극화 곡선에 직선을 그은 다음 그 가운데 면적이 바로 중산층의 비중을 나타낸다. [그림 2]의 (4)에서 알 수 있는 사실은 중산층의 정의에 있어서 소득 중위수 값의 75~150%, 2/3~4/3, 60~125%로 어떠한 정의를 사용한다고 하더라도 1998년에 비해 2000년, 2002년, 2004년으로 갈수록 그 면적이 감소하고 있다는 것이다. 이로부터 우리는 중산층의 감소가 중산층을 어떻게 정의하는가에 따르는 문제가 아니라 우리나라 소득분포의 보편적 현상임을 알 수 있다.

〈표 2〉 가구 총소득*에 대한 통계치 : 1998~2004년

(단위: 백만원, %)

	1998	2000	2002	2004
평균	9.472	10.204	12.897	14.024
중위수	8.031	8.487	10.627	11.364
표준편차	8.579	8.673	11.634	12.816
지니계수	0.378 (0.364, 0.393)	0.381 (0.368, 0.394)	0.367 (0.352, 0.382)	0.369 (0.355, 0.384)
90/10 비율	6.039 (5.597, 6.480)	6.333 (5.732, 6.935)	5.411 (5.036, 5.788)	5.344 (5.012, 5.677)
극화지수	0.293 (0.281, 0.306)	0.303 (0.291, 0.316)	0.299 (0.287, 0.311)	0.311 (0.298, 0.323)
Sample size	3,369	3,167	3,350	3,478

주: * 여기서 총소득은 노동소득+금융소득+부동산소득+기타소득+이전소득+사회보험으로 정의함.

() 안은 붓스트랩 95% 신뢰 구간을 나타냄.

앞의 <표 2>는 <표 1>의 통계치를 가구소득이 아닌 가구총소득에 대하여 구한 결과이다. 여기서 가구총소득이란 <표 1>에서 정의한 가구소득에 이전소득과 사회보험을 합한 금액이다. <표 1>의 가구소득에 이전소득과 사회보험을 합한 금액에 대해 살펴보는 이유는 추가된 이 두 소득은 사회보장적인 성격이 강한 소득으로 이를 추가로 삽입함에 따라 사회보장 소득의 소득분배에 대한 효과를 볼 수 있기 때문이다.

<표 2>의 결과 또한 <표 1>의 결과와 비슷한 양상을 보이고 있으나 전반적인 결과는 소득분배 면에서 <표 1>의 결과에 비해 불평등도 및 양극화가 개선된 양상을 보이고 있다. 사회보장 소득을 포함하여 고려한 결과 1인당 소득의 경우 지니계수는 이러한 소득을 포함시키지 않은 <표 1>에 비해 2004년 0.318에서 0.311로 약 3.4%, 양극화 정도는 2004년 0.318에서 0.311로 감소하여 약 2.2% 개선되었음을 나타내고 있다. 이로부터 공·사적인 사회보장 소득은 표본 기간 동안 소득분배의 불평등과 양극화를 소폭 개선한 것을 알 수 있다.

V. 중산층 비중의 축소

중산층의 비중이 감소하거나 축소한다는 중산층의 쇠퇴라는 가설을 검증하기 위하여 다음 <표 3>은 1인당 가구소득의 금액에 따라 전체 표본을 하위층, 중산층, 상위층으로 구분하여 그 비중을 구한 결과이다. 여기서 각 계층을 구분함에 있어서 중산층은 중위소득의 75~150%로 두었다. 또한 <표 3>에서는 극빈층과 최상위층의 비중도 구하였는데 극빈층은 각 연도별로 1인당 소득이 최저생계비 이하인 가구를 의미하며, 여기서 최상위층이란 Duncan et al.(1991)에 서와 같이 1인당 소득이 최저생계비의 6배 이상인 가구를 의미한다. 또한 <표 3>의 괄호 안은 붓스트랩 표준오차를 나타낸다. 붓스트랩 표준오차는 <표 1>에 서와 같은 방법으로 구하였다.

<표 3>에서 중산층은 1998년 전체 가구의 42.3%를 차지하다가 2001년에는 43.7%로 표본 기간 중 최고조에 달했다가 이후로는 감소하여 2004년 40.7%에 달하였다. 이로부터 확신할 수 있는 것은 중산층의 규모는 2001년 이후 계속

감소해 왔다는 것이다. 이와 더불어 하위층은 1998년 34.3%에서 2004년 33.2%로 감소하였으나 반면 상위층은 23.4%에서 26.0%로 증가하였다. 이와 더불어 극빈층은 1998년 17.1%에서 2004년 13.2%로 감소하였으며, 반면 최상위층은 1998년 4.2%에서 6.2%로 증가해 왔다. 이러한 변화는 하위층, 상위층, 극빈층 및 최상위층의 경우 가장 극단적인 비중을 나타내는 두 연도의 붓스트랩 표준오차에 의한 95% 신뢰 구간이 중복되지 않는 것으로 보아 유의한 변화라고 할 수 있다. 또한 중산층의 경우에는 붓스트랩 표준오차에 의한 95% 신뢰 구간이 소폭 중복되고 있어 어느 정도 유의한 변화라고 할 수 있다. <표 3>의 패널(2)에서는 각 계층별 소득규모 점유율을 나타내고 있다. 여기서 중산층과 하위층 및 극빈층의 소득 점유율은 계속 감소한 반면, 상위층과 최상위층은 증가해 온 것을 알 수 있다. 특히 상위층의 소득은 전체 소득규모의 약 절반을 상회하고 있으며, 최상위층은 전체의 약 20%에 달한다.

<표 3> 소득분포에서 각 계층의 비중

	1998	2000	2002	2004
(1) 각 계층별 비중				
하위층	34.3 (33.1, 35.6)	32.8 (31.5, 34.2)	31.8 (30.6, 33.0)	33.2 (32.1, 34.4)
중산층	42.3 (40.6, 43.9)	43.7 (41.5, 45.9)	43.0 (41.4, 44.7)	40.7 (39.2, 42.3)
상위층	23.4 (22.1, 24.7)	23.5 (21.7, 25.2)	25.2 (23.8, 26.5)	26.0 (24.8, 27.3)
극빈층	17.1 (15.8, 18.3)	16.5 (15.2, 17.9)	11.6 (10.5, 12.7)	13.2 (12.1, 14.3)
최상위층	4.2 (3.5, 4.9)	4.4 (3.7, 5.2)	6.7 (5.9, 7.6)	6.2 (5.4, 7.0)
(2) 소득 점유율				
하위층	12.6 (11.8, 13.4)	11.5 (10.7, 12.3)	12.1 (11.4, 12.8)	12.4 (11.8, 13.1)
중산층	38.9 (36.8, 40.9)	40.0 (37.3, 42.7)	38.3 (36.3, 40.3)	36.0 (34.1, 37.9)
상위층	48.5 (46.2, 50.9)	48.5 (45.6, 51.4)	49.6 (47.4, 51.8)	51.6 (49.5, 53.7)
극빈층	3.4 (3.1, 3.8)	3.1 (2.8, 3.5)	2.1 (1.8, 2.4)	2.6 (2.3, 2.9)
최상위층	16.2 (13.5, 18.9)	16.5 (13.8, 19.2)	21.0 (18.5, 23.4)	20.5 (17.8, 23.1)

주: () 안은 붓스트랩 95% 신뢰 구간을 나타냄.

VI. 소득이동

앞 장에서는 1998~2004년 기간 동안 중산층의 규모가 축소하였음을 보았다. 그런데 이러한 결과는 표본 기간 동안의 횡단면 자료로부터 구한 결과로 예를 들어 1998년의 표본에서 각 계층의 비중을 다른 연도에서의 다른 표본에서의 비중과 비교한 결과이다. 이 장에서는 위 표본 기간 동안 각 가구를 추적하는 패널 자료를 형성하여 특정한 가구의 소득이동에 대해 설명한다. 패널 자료를 구축함에 있어서 정년퇴직 등의 이유로 소득이 변동하여 중산층에서 다른 계층으로 이동하는 것을 구분하기 위해 모든 표본은 가구주의 나이가 시작 연도인 1998년 현재 30세 이상이며 표본 기간의 종점인 2004년 현재 60세 이하인 가구만을 대상으로 추출하였다.

다음 <표 4>의 패널 (1)에서는 1998~2004년 기간 중에서 연속되는 두 연도에 공히 표본에 속한 가구를 대상으로 마르코프(Markov) 전이확률의 평균을 구한 결과이다. <표 4>에서 열(column)은 두 연도 중에서 시작 연도를 지칭하며 행(row)은 종착 연도를 지칭한다. 예를 들어 행렬에서 두 번째 행에 위치한 0.213, 0.645, 0.142는 시작 연도에 중산층인 가구의 21.3%는 하위층으로 이동하였고 64.5%는 그대로 중산층에 잔류하였으며, 14.2%는 상위층으로 이동하였음을 의미한다. 이로부터 중산층의 약 65%는 다음 해에 중산층으로 잔류하지만 나머지 35%는 하위층 혹은 상위층으로 이동함을 알 수 있다. 여기서 축소된 중산층의 약 60%는 하위층으로 이동하였고, 나머지 40%만이 상위층으로 이동하였음을 알 수 있는데 이는 Thurow(1984), Burkhauser et al.(1996) 및 Horrigan and Haugen(1988)에서 나타난 미국의 결과 및 Jenkins(1995)에서 나타난 영국의 결과와 다른 양상을 보이고 있다. 또한 이러한 전이확률은 미국의 경우에 대해 분석한 Duncal et al.(1991)의 결과에서는 중산층이 1년 후 중산층에 그대로 잔류할 확률이 약 86%인 데 비해 우리나라의 경우에는 약 65%이어서 우리나라가 미국에 비해 소득이동이 더 역동적인 것으로 나타났다.

〈표 4〉 소득계층별 1년간 평균 전이확률

	하위층	중산층	상위층
(1) 1998~2004년 기간 동안 1년간 평균 전이확률			
하위층	0.626	0.321	0.052
중산층	0.213	0.645	0.142
상위층	0.062	0.282	0.657
(2) 1998년에서 2004년으로의 6년간 전이확률			
하위층	0.509	0.379	0.112
중산층	0.290	0.504	0.207
상위층	0.159	0.273	0.568

〈표 4〉의 패널 (2)는 6년간의 전이확률을 보여주고 있는데 1998년 중산층이었던 가구의 약 50%는 2004년에 중산층에 그대로 잔류하였으나 나머지 50%는 하위층과 상위층으로 이동하였다. 이 이동한 가구의 약 42%는 상위층으로 소득이 상승하였으나 나머지 58%는 하위층을 이탈하였다. 여기서도 〈표 4〉의 패널 (1)에서와 마찬가지로 중산층에서 이탈한 계층의 반 이상이 하위층으로 이탈하는 양상을 볼 수 있다.

VII. 승자와 패자

표본 기간 동안 소득이동에 있어서 어떠한 특성의 가구가 상대적으로 이득을 보았거나 혹은 상위층으로 많이 이동했는지(승자), 또한 어떠한 특성의 가구가 상대적으로 피해를 입었거나 혹은 하위층으로 이동했는지(패자)를 살펴보기 위해 다음의 〈표 5〉에서는 중산층 가구를 대상으로 가구 특성별로 1년간 평균 전이확률 혹은 6년간의 전이확률을 구한 것이다. 우선 남녀 성별 구분에 있어서 가구주가 남자인 경우 여자인 경우에 비해 중산층에 잔류할 확률이 높으며, 여자의 경우에는 중산층에서 상위층으로 이동하는 확률에 비해 하위층으로 전락할 확률이 더 높다. 가구주의 학력별로는 중졸 학력 가구의 경우 상위층보다 하위층으로 전락할 확률이 높으나 대학이나 대학원 졸업 학력의 경우 상위층으

〈표 5〉 가구 형태별 1년간 평균 전이확률

	하위층	중산층	상위층
(1) 1998~2004년 기간 동안 1년간 평균 전이확률			
가구주의 성별			
남자인 경우	0.206	0.653	0.141
여자인 경우	0.363	0.488	0.149
가구주의 학력			
중졸	0.315	0.585	0.099
고졸	0.216	0.669	0.115
전문대졸	0.153	0.678	0.169
대졸	0.121	0.649	0.231
대학원졸	0.128	0.586	0.286
가구주의 취업형태			
타인에 고용	0.181	0.685	0.134
자가 고용	0.282	0.562	0.157
무급·친척	0.327	0.510	0.184
거주 지역			
서울	0.228	0.622	0.181
광역시	0.229	0.665	0.106
기타 시·군	0.212	0.643	0.145
(2) 1998년에서 2004년으로의 6년간 전이확률			
가구주의 성별			
남자인 경우	0.278	0.515	0.207
여자인 경우	0.579	0.237	0.184
가구주의 학력			
중졸	0.398	0.484	0.117
고졸	0.295	0.507	0.198
전문대졸	0.202	0.536	0.262
대졸	0.152	0.494	0.354
대학원졸	0.182	0.727	0.091
가구주의 취업형태			
타인에 고용	0.248	0.515	0.237
자가 고용	0.366	0.478	0.155
무급·친척	0.400	0.600	0
거주지역			
서울	0.265	0.543	0.193
광역시	0.295	0.481	0.225
기타 시·군	0.299	0.499	0.202

로 상승할 확률이 더 높다. 가구주의 취업형태별로는 타인에 고용되어 있는 경우가 자가 고용이나 무급·친척에 고용되어 있는 경우에 비해서 중산층에 잔류할 확률이 높으며, 특히 자가 고용과 무급·친척에 고용되어 있는 경우에는 상위층으로 상승하기보다 하위층으로 전락할 확률이 더 높다. 가구의 거주 지역별로는 뚜렷한 차이를 보이고 있지 않다.

이상의 결과는 가구주의 다른 특성을 고려하지 않은 결과로서 예컨대 여성 가구의 가구가 남성 가구의 가구에 비해 학력이 낮아서 상위층으로 상승할 확률이 낮은지 아니면 가구주의 성별에 따른 차이인지는 판단할 수 없다. 이러한 경우 각 가구주의 특성별로 전이확률을 고려함에 있어서 다른 특성을 통제한 결과를 구해야 한다. 이러한 바를 고려하여 다음의 회귀분석 모형을 고려하자. $c_{1,t+1}$ 을 $t+1$ 연도의 소득($y_{i,t+1}$)이 소득 중위수값의 75%를 나타내며, $c_{2,t+1}$ 을 $t+1$ 연도의 소득($y_{i,t+1}$)이 소득 중위수값의 150%를 나타낸다고 할 경우, t 연도에 중산층이었던 가구 중에서 만일 $t+1$ 연도의 소득($y_{i,t+1}$)이 $y_{i,t+1} \leq c_{1,t+1}$ 의 조건에 해당하면 하위층으로 전락한다. 또한 $c_{1,t+1} < y_{i,t+1} \leq c_{2,t+1}$ 이면 $t+1$ 연도에 중산층에 잔류하며, $c_{2,t+1} < y_{i,t+1}$ 이면 상위층으로 상승한다. 이로부터 $d_{i,t+1}$ 을 다음과 같이 가구 i 가 $t+1$ 연도에 하위층이면 1, 중산층이면 2, 상위층이면 3을 나타낸다고 표시할 경우,

$$d_{i,t+1} = \begin{cases} 1 & \text{if } X_{i,t+1}\beta + \varepsilon_{i,t+1} \leq c_{1,t+1} \\ 2 & \text{if } c_{1,t+1} < X_{i,t+1}\beta + \varepsilon_{i,t+1} \leq c_{2,t+1} \\ 3 & \text{if } c_{2,t+1} < X_{i,t+1}\beta + \varepsilon_{i,t+1}. \end{cases} \quad (3)$$

이 된다. 여기서 $X_{i,t+1}$ 은 가구의 특성을 나타내는 변수이다. 오차항의 누적분포함수를 $F(\cdot)$ 로 표현할 경우, 각 계층에 속할 확률은 다음과 같이 표시되며 이는 전형적인 ordered response 모형이 된다.

$$\begin{aligned} P_1 &= F(c_{1,t+1} - X_{i,t+1}\beta) \\ P_2 &= F(c_{2,t+1} - X_{i,t+1}\beta) - F(c_{1,t+1} - X_{i,t+1}\beta) \\ P_3 &= 1 - F(c_{2,t+1} - X_{i,t+1}\beta). \end{aligned} \quad (4)$$

다음의 <표 6>은 위 모형을 추정한 결과이다. <표 6>에서는 오차항이 정규 분포를 가진다는 가정하에서 ordered probit 분석의 결과를 나타내고 있으며 <표 6>에서는 1998년에서 2004년의 기간 동안 1년간의 소득이동에 대한 회귀 분석 결과를 회귀계수, 표준오차 및 각 계층으로 이동하는 확률에 대한 한계효과를 동시에 표현하고 있다⁸⁾. 우선 유의한 변수로는 가구주의 연령과 연령의 제곱 변수로 이는 전형적인 소득방정식 추정 결과와 마찬가지로의 결과를 낳는다. 또한 여성에 비해 남성, 대출 학력, 타인에 고용된 상태가 유의한 양의 결과

<표 6> 표본 기간 동안 1년간의 소득이동에 대한 회귀분석

	회귀계수 (표준오차)	한계효과		
		하위층	중산층	상위층
가구주의 연령	0.129** (0.023)	-0.43	0.43	7.5×10^{-4}
가구주의 연령 제곱	-0.001** (0.0002)			
남성	0.413** (0.070)	-0.88	0.88	1.1×10^{-3}
고졸	0.251** (0.041)	-0.35	0.35	5.5×10^{-4}
전문대졸	0.459** (0.058)	-0.17	0.17	2.7×10^{-4}
대출	0.647** (0.051)	-0.38	0.38	5.9×10^{-4}
석사학위 이상	0.908** (0.110)	-0.06	0.06	1.1×10^{-4}
타인에 고용	0.111** (0.032)	-0.24	0.24	3.8×10^{-4}
서울	0.060 (0.038)	-0.05	0.05	7.9×10^{-5}
광역시	-0.132** (0.034)	0.14	-0.14	-2.6×10^{-4}
Log-Likelihood		-5302.1		
Pseudo R-Squared		0.04		
Sample Size		6,262		

주: 한계 효과는 %를 나타냄.

8) Ordered probit 분석의 결과에서 Pseudo R²값이 낮게 나타나고 있는데 이러한 이유는 KLIPS 자료에서 조사하는 가구의 특성에 대한 정보의 제한으로 통제할 수 있는 변수가 제한되어 있을 뿐만 아니라 본 모형에서 통제하지 못한 비선형성 등의 여러 가지 모형 설정의 오차에 기인한다고 보여진다.

를 낳았으며, 거주 지역별로는 기타 시·군에 비해 서울 지역의 거주자가 유의하며 상위층으로 상승할 확률이 높게 나타났다. 또한 한계효과의 추정에 있어서 남성 가구주는 여성 가구주에 비해 상위층으로 상승할 확률이 1.1×10^{-3} , 가구주가 타인에 고용된 경우 기타의 경우에 비해 상위층으로 상승할 확률이 3.8×10^{-4} , 서울 지역 거주 가구의 경우 기타 시·군 지역 거주 가구에 비해 상위층으로 상승할 확률이 7.9×10^{-5} 만큼 더 높은 것으로 나타났다.

다음의 <표 7>는 위의 회귀분석 모형을 1998년에서 2004년으로 6년이라는 기간에 걸친 소득이동 모형을 추정한 결과이다. 즉 이 모형은 1998년에 중산층

<표 7> 6년간의 소득이동에 대한 회귀분석

	회귀계수 (표준오차)	한계효과		
		하위층	중산층	상위층
가구주의 연령	0.131** (0.054)	-0.17	0.17	9.2×10^{-4}
가구주의 연령 제공	-0.001* (0.6×10^{-3})			
남성	0.658** (0.164)	-0.40	0.40	1.5×10^{-3}
고졸	0.219** (0.112)	-0.12	0.12	5.8×10^{-4}
전문대졸	0.553** (0.148)	-0.09	0.09	4.7×10^{-4}
대졸	0.841** (0.136)	-0.20	0.20	9.2×10^{-4}
석사학위 이상	0.827** (0.253)	-0.03	0.03	1.5×10^{-4}
타인에 고용	0.227** (0.080)	-0.17	0.16	7.8×10^{-4}
서울	0.070 (0.096)	-0.02	0.02	1.1×10^{-4}
광역시	0.144* (0.089)	-0.05	0.05	2.8×10^{-4}
Log-Likelihood		-876.7		
Pseudo R-Squared		0.07		
Sample Size		920		

주: 한계 효과는 %를 나타냄.

인 가구들이 2004년에 하위층, 중산층, 상위층으로 어떻게 이동하였는지를 회귀분석 모형을 통해 추정된 결과이다. 전반적인 결과는 1년 평균 전이확률을 고려한 <표 6>과 유사하나 <표 6>에 비해 장기를 고려하였기 때문에 유의한 변수를 중심으로 한 회귀계수 및 한계효과의 크기는 <표 6>에 비해 크게 나타났다. 따라서 가구주의 특성은 단기에 비해 상대적으로 그 가구의 소득이동에 서의 위치를 더욱더 잘 설명한다고 볼 수 있다.

이상의 결과에서 소득이동 단계에서 대체로 소득이 상승한 그룹(승자)으로는 가구주가 남성인 경우, 고학력 가구, 타인에 고용된 가구 및 대도시 거주 가구이며, 소득이 하락한 그룹(패자)로는 가구주가 여성인 가구, 저학력 가구, 자가 고용인 가구, 기타 서울 및 기타 광역시를 제외한 기타 시·군에 거주하는 가구라고 할 수 있다.

VIII. 결 론

본 연구는 우리나라의 최근 자료를 이용하여 최근의 소득분포에서 중산층의 비중이 축소되었다는 중산층의 쇠퇴라는 가설에 대해 살펴보았다. 양극화 지수의 계산 결과 및 전체 소득계층에서 중산층이 차지하는 비중을 계산한 결과 중산층의 비중은 2000년 이후 계속 감소해 왔다. 중산층의 비중은 1998년 42.3%에서 2000년 43.7%로 증가했다가 그 이후 계속 감소하여 2004년에는 40.7%로 표본 기간 동안 최대 3% 감소했다. 또한 중산층에서 이탈한 계층은 상위층이나 하위층으로 이동하였는데 우리나라에서는 미국이나 영국의 결과와는 달리 하위층으로 더 많은 비중이 이동하였음을 발견하였다. 그러나 소득분포상에서 최상위층에 해당하는 계층은 꾸준히 증가해 왔다. 이러한 결과는 소득점유율에서는 더 극명하게 나타나는데 중산층의 소득이 전체 소득에서 차지하는 소득점유율은 감소하는 추세를 보이는 반면, 상위층과 특히 최상위층이 차지하는 비율은 계속 증가해 왔다. 이러한 결과로부터 최근의 우리나라 소득분포에서는 양극화 현상이 심화되고 있음을 알 수 있었다.

서로 다른 두 연도 간의 1년 평균 마르코프 전이확률을 구한 결과, 중산층의

약 65%는 그대로 중산층에 잔류하나 그 중에서 21%는 하위층으로 전락하며 14%는 상위층으로 상승함을 알 수 있었다. 또한 표본 기간 6년 동안의 전이확률 계산에서는 중산층의 약 50%는 6년 후에도 그대로 중산층에 잔류하나 29%는 하위층으로 전락하며 21%는 상위층으로 상승하여 중산층에서 이탈한 계층이 상류층보다는 하위층으로 더 많이 이동함을 알 수 있었다. ordered 회귀분석 모형을 구축하여 살펴본 소득이동의 결과 남성 가구주, 고학력 가구, 타인에 고용되었거나 서울 및 광역시 거주자가 이득을 본 승자로 구분되었으며, 여성 가구주의 가정, 저학력 가구, 자가 고용자 및 기타 시·군에 거주하는 가구가 손해를 본 패자로 구분되었다.

참고문헌

- 유경준. 『소득 불평등도와 양극화』. 한국개발연구원, 2007.
- 유경준·김대일. 『외환위기 이후 소득분배 구조 변화와 재분배정책 효과 분석』. 한국개발연구원, 2002.
- 이정우·이성림. 「경제위기와 빈부격차: 1997년 위기 전후의 소득분배와 빈곤」. 『국제경제연구』 7 (2) (2001): 79~109.
- 삼성경제연구소. 「소득양극화의 현상과 원인」. 『CEO Information』 547호, 2006.
- 신관호·신동균. 「소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향」, 『노동시장 양극화의 경제적 분석』. 노동경제연구원, 2007.
- 전병유. 「한국 노동시장의 양극화에 관한 연구: 중간일자리 및 중간임금계층을 중심으로」, 『한국경제의 분석』 13 (2) (2007): 171~244.
- Bradbury, K. "The Shrinking Middle Class." *New England Economic Review*. 1986, pp.41~55.
- Burkhauser, R., A. Crews, M. Daly and S. Jenkins. *Income Mobility and the Middle Class*, American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1996.
- Duclos, J., J. Esteban and D. Ray. "Polarization: Concepts, Measurement, Estimation," *Econometrica* 72 (6) (2004): 1737~1772.

- Duncan, G., T. Smeeding and W. Rodgers. "W(h)ither the Middle Class? A Dynamic View." Working Paper No.56, The Jerome Levy Economics Institute of Bard College, 1991.
- Esteban, J. and D. Ray. "On the Measurement of Polarization." *Econometrica* 62 (4) (1994): 819~851.
- Esteban, J., C. Gradin and D. Ray. "Extension of a Measure of Polarization with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries." Working Paper No.218, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse University, 1999.
- Horrigan, M. and S. Haugen. "The Declining Middle-class Thesis: A Sensitivity Analysis." *Monthly Labor News* 111 (1988): 3~13.
- Jenkins, S. "Did the Middle Class Shrink during the 1980s? UK Evidence from Kernel Density Estimates," *Economics Letters* 49 (1995): 407~413.
- Lawrence, R. "Sectoral Shifts and the Size of the Middle Class." *The Brooking Review*. 1984, pp.3~11.
- Silverman, B. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, 1986.
- Thurow, L. "The Disappearance of the Middle Class." *The New York Times*. 1984.
- Wolfson, M. "Stasis Amid Change: Income Inequality in Canada 1965~1983." *Review of Income and Wealth*. 1986, pp.337~369.
- Wolfson, M. "When Inequalities Diverge." *American Economic Review* 84, Papers and Proceedings, 1994, pp.353~358.
- Wolfson, M. "Divergent Inequalities Theory and Empirical Results." *Review of Income and Wealth* 43 (4) (1997): 401~421.

The Size of Middle Class and Changing Income Distribution after Economic Crisis

Jun-Woo Nam

This paper investigates the shrinking middle class hypothesis and reveals more details about recent trends in income distribution of Korea from 1999 to 2005 using KLIPS data. We find that the consensus view of a declining middle class is correct and the declining middle class moves into the class mainly. We then move beyond cross-sectional analyses to look at how the mobility of worker and families changes over this period. We search for clues as to who moved out of the middle class and the source of such changes through an ordered probit regression model.

Keywords : middle class, bi-polarization, income mobility, transition probability, ordered probit model.