

勞 動 經 濟 論 集

第27卷(2), 2004. 8, pp. 91~115

© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

가구특성에 따른 소득계층 변화*

김진욱** · 정의철***

본 연구에서는 한국노동패널의 1998년과 2001년 자료를 이용하여 가구별 균등화된 소득에 따른 소득계층을 구분하고 가구특성이 소득계층의 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 소득계층은 저소득층, 중산층, 고소득층으로 구분하였으며 소득계층의 변화는 4년 동안 계층 하락, 계층 유지, 계층 상승 등 3가지 변화와, 가장 하락, 하락, 유지, 상승, 가장 상승 등 5가지 변화로 구분하여 순위 프로빗모형을 이용하여 실증 분석하였다. 또한 1998년 저소득층의 가구특성이 계층 상승에 미치는 영향을 분석하기 위해 1998년 저소득층과 설명변수의 상호작용을 고려하였다. 순위 프로빗모형의 추정 결과 1998년 거주지, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구내 취업자수와 1998년과 2001년 사이의 가구내 취업자수의 변화가 통계적으로 유의하게 나타났다. 설명변수별 한계효과를 추정한 결과 1998년의 가구주 교육수준이 높을수록, 1998년의 가구내 취업자수가 많고 2001년까지 취업자수가 증가할수록 소득계층이 상승할 확률이 더 높아진다는 결과를 얻었다. 가구주 연령에 있어서는 중산층 및 고소득층의 경우 연령이 증가할수록 소득계층 상승 확률은 감소하나 저소득층의 경우 40대와 50대는 소득계층 상승 확률이 증가하는 것으로 나타났다.

— 주제어: 소득계층, 가구특성, 순위 프로빗모형

투고일: 2004년 6월 12일, 심사일: 2004년 6월 22일, 심사완료일 2004년 8월 9일

* 본 논문은 제4회 한국노동패널 학술대회에 발표하였던 원고를 수정 정리한 것이다. 학술대회에서 토론해 주신 한국노동연구원 김승택 박사와 수정된 논문에 유의한 심사의견을 주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

** 건국대학교 상경대학 경상학부 경제학전공(geneuhc@konkuk.ac.kr)

*** 건국대학교 정치대학 부동산학과(echung@konkuk.ac.kr)

I. 서론

1997년 말 외환위기 이후 기업들의 강도 높은 구조조정에 따른 실업 및 급격한 소득 감소로 인해 상당수의 가구들이 빈곤층으로 진입하게 되었으며, 한편으로는 고금리가 일정 기간 지속됨에 따라 고소득층은 부를 더욱 증대시키는 계기가 되었고, 중산층은 고금리의 부담으로 저소득층으로 전락하는 사회의 양극화 현상이 두드러졌다고 알려져 있다. 1998년 이후 금리가 안정되고, 빈부 격차를 해소하려는 일련의 정부정책이 실시되었으나 최근 연구 결과에 따르면 외환위기 이후 소득분배가 개선되지 않은 것으로 나타나고 있다(김진욱, 2002).

소득 격차의 확대는 사회·경제적인 측면에서 다양한 파급효과를 내포하게 된다. 급격한 소득 감소는 가구의 생계유지를 곤란하게 할 뿐만 아니라 자녀교육 등과 같은 기본적인 지출을 감소시켜 향후 생산성이 높은 노동력을 배출하기 어렵게 된다. 또한 저소득층에 대한 정부지출의 확대가 필연적이어서 재정적자를 누적시키게 되고, 소득이 양극화됨에 따라 소득계층간의 불신을 낳게 하며, 사회적 위화감을 조성하여 사회통합을 어렵게 만든다.

외환위기 이후 우리나라 가구의 소득계층의 변화에 대한 연구는 극히 제한적이다. 대부분의 연구들은 유사패널자료(pseudo-panel data)를 형성하여 소득계층을 분석하고 있다. 유경준(2000)은 「도시가계조사」의 도시근로자가구 자료를 이용하여 소득계층 분포의 변화를 검토하고 중하위층과 상위층의 상대적 격차가 확대되고 있음을 밝히고 있다. 박순일 외(2000)의 보고서에서는 「도시가계조사」 자료를 이용하여 계층별 이동 실태를 파악하기 위해 사회부조 대상 극빈층, 비대상인 절대빈곤층, 상대적 빈곤층, 저소득층, 서민층, 중상위층으로 구분하여 근로자가구의 경우에는 소득을 기준으로, 비근로자가구를 포함한 전체 가구의 경우에는 지출을 중심으로 계층의 귀속 및 이동의 원인과 기간을 분석하였다. 정진호 외(2001)는 「도시가계조사」의 원자료를 이용하여 빈곤 탈출과 진입, 그리고 빈곤 기간 등에 대하여 로짓모형을 통해 동태적 분석을 시도한 바 있다. 그러나 이러한 연구들은 「도시가계조사」 자료에 기초한 유사패널자료를 구축하여 분석하였으나, 정확한 패널자료가 아니라는 점과 도시가계자료의 특성상 1인 가구가 조사 대상에서

누락된 상태에서 빈곤을 분석하였다는 점에서 일정한 한계를 지니고 있다고 볼 수 있다.) 또한 소득 자료 대신 소비지출 자료를 이용하였다는 단점을 지니고 있으며, 소득을 대상으로 분석하는 경우에는 근로자가구만을 분석함으로써 우리나라 전체 가구의 계층 이동을 정확하게 파악하지 못하였을 가능성이 높다고 볼 수 있다. 소비지출을 기준으로 전 가구를 대상으로 분석하는 경우에는 과연 지출 수준이 계층을 분류하는 기준으로 바람직한 것인가는 논란의 대상이 될 수 있다. 한편 패널 자료를 이용하여 계층의 특성을 분석한 논문으로는 김진옥·박창원(2001)을 들 수 있다. 이 연구에서는 한국노동패널 자료(KLI Panel Data)를 이용하여 소득계층을 구분하고, 어떠한 특성을 가지고 있는 가구가 어떠한 계층에 속할 가능성이 높은지를 다항로지토모형을 통하여 분석하였다. 그러나 이 연구의 초점은 특정 시점에서의 가구특성과 소득계층을 분석하는 데 있었으며 어떠한 가구특성이 소득계층의 변화에 영향을 줄 수 있는지에 대한 분석은 이루어지지 않았다.

본 연구의 목적은 한국노동패널 자료를 이용하여 전체 가구를 대상으로 1998년과 2001년 시점에서 각 소득계층의 실태를 파악하고, 가구특성 및 가구특성의 변화가 소득계층의 변화에 미치는 영향을 분석하는 데 있다. 소득계층 변화와 가구특성을 연결하는 작업은 다음과 같은 점에서 그 의의를 찾을 수 있을 것이다. 첫째, 소득계층 변화와 가구특성을 분석함으로써 소득수준에 국한된 정부정책을 가구특성별로 세분화할 수 있는 보다 미시적인 지원정책의 수립을 가능하게 할 수 있을 것이다. 예를 들어 동일한 소득수준을 가지고 있는 가구들도 그 특성이 다를 수 있으므로 어떠한 특성을 가진 가구의 소득이 더욱 감소하였는가를 파악하고, 이러한 특성에 적절한 정책대안의 수립이 필요하게 될 것이다. 둘째, 다양한 가구특성 중 어떠한 특성이 소득계층의 변화(특히 소득상승계층의 경우)에 유리하게 작용하고 있는지를 분석함으로써 이러한 특성을 충분히 활용할 수 있는 정책방안의 수립도 가능할 것이다.

본 연구에서는 가구 소득을 가구동등화지수(equivalence scale)를 이용하여 균등화된 가구 소득으로 변형한 후 이를 근거로 소득계층을 저소득층, 중산층, 고소득층으로 구분한 다음, 1998년과 비교하여 2001년에 계층이 상승한 계층(상승계층), 계층이 하락한 계층(하락계층), 그리고 변화가 없는 계층(유지계층)으로 구분하였다. 그리고 상승계층, 유지계층 및 하락계층의 실태를 거주지역, 가구원수, 가구당 취업자수, 가구주의 성, 학력, 연령 등 인구·사회학적 특성을 중심으로 살펴보고, 순위 프로빗(Ordered Probit)모형을

1) 보건복지부 자료(2002)에 의하면 기초생활보장 가구원수별 수급자 가운데 1인 가구가 302,380가구로 전체 가구(688,354가구) 가운데 44%에 달한다.

이용하여 가구특성 및 가구특성의 변화가 소득계층의 변화에 미치는 영향을 실증분석하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 가구동등화지수를 활용하여 가구별 소득을 파악하고, 소득계층을 구분한다. 각 소득계층의 가구특성별 실태를 제Ⅲ장에서 분석하고, 제Ⅳ장에서는 추정방정식 모형을 설정하고 추정 결과를 해석한다. 제Ⅴ장에서 연구 결과 및 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 소득계층의 구분

계층의 정의 및 구분은 다양한 차원에서 이루어질 수 있으나 본 연구에서는 소득을 기준으로 계층을 구분한다. 한국노동패널 자료에서 소득은 임금소득(wages and salaries), 금융소득(income from savings and investment), 부동산소득(income from real estate), 사회보험 수혜(income from social security), 이전소득(transfer income except income from social security), 기타소득(income from other sources) 등으로 구분하고 있는데, 이러한 소득은 항상소득(permanent income)과 임시소득(transitory income)으로 구분할 수 있을 것이다. 계층이동은 항상소득을 중심으로 분석하여야만 저소득층의 빈곤 탈출 요인이나 중산층 이상 계층의 빈곤화 요인을 명확하게 도출할 수 있을 것이다. 임시소득은 해당 연도에 일시적으로 나타난 것이므로 임시소득의 변화로 말미암아 일시적으로 저소득층에 속한 가구에 대해서 정책적인 지원이나 보조는 타당하지 않을 것이다.²⁾ 따라서 본 연구에서는 항상소득에 해당하는 임금소득, 금융소득, 부동산소득의 합을 가구소득으로 정의하고자 한다.

가구소득을 기준으로 소득계층을 구분하는 경우 가구에 따라 다르게 나타나는 가구원수를 하나의 균등한 지표로 전환하여 가구원수의 효과를 통제할 필요가 있다. 이 경우 가구동등화지수가 이용되고 있는데 <표 1>은 이에 대한 대표적인 연구 결과와 OECD 결과를 보여주고 있다.

2) 항상소득을 통한 소득계층의 구분이 더욱 타당하다는 내용을 지적해 주신 심사위원회 심심한 사의를 표한다.

<표 1> 가구동등화지수

가구원수	OECD ¹⁾	장현준 ²⁾	김진욱 ³⁾	한국보건사회연구원 ⁴⁾	
				1989	1994
1	1.00	-	1.00	-	-
2	1.41 (1.00)	1.00	1.41 (1.00)	1.00	1.00
3	1.73 (1.23)	1.31	1.74 (1.23)	1.33	1.53
4	2.00 (1.42)	1.63	2.08 (1.48)	1.64	1.87
5	2.23 (1.58)	1.90	2.27 (1.61)	1.93	2.15
6	2.44 (1.73)	2.31	2.49 (1.77)	2.20	2.36
7	2.65 (1.88)	-	-	-	-

주: () 안의 수치는 2인 가구를 1.00으로 계산한 결과임.

자료: 1) Föster, Michael F. "Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons." Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 14, OECD/GD(94)10, OECD, Paris 1994.

2) 장현준, 『한국도시부문의 표준생계비』, 한국개발연구원, 1986.

3) 김진욱, 「한국 가계의 동등화 소비 단위」, 『공공경제』, 2000.

4) 한국보건사회연구원, 『최저생계비계측조사』, 1989, 1994.

OECD를 비롯하여 많은 국가에서는 가구소득이나 가구 지출을 가구원수의 제곱근으로 나누어서 균등화된 소득이나 균등화된 지출 수준을 도출하여 분석하고 있다. 우리나라에서 도출한 가구동등화지수를 살펴보면 1996년 가구소비실태 조사를 이용하여 분석한 김진욱(2000a)의 결과는 OECD의 결과와 흡사하였다. 반면에 1986년에 추정된 장현준(1986)의 연구 결과에서는 OECD나 김진욱의 결과보다는 약간 더 높은 것으로 나타났다. 3) 장현준의 연구 결과는 1985년 자료를 사용하였는데, 1985년 이후 한국 경제가 급변하였으므로 이 결과를 사용하기에는 적절하지 않다고 판단된다. 한국보건사회연구원(1989, 1994)의 결과는 1989년의 경우 장현준의 결과와 유사하고, 1994년의 경우에는 장현준의 결과보다 약간 높게 추정되었다. 그러나 한국보건사회연구원의 결과는 전 가구를 대상으로 분석한 것이 아니라 빈곤가구(최저생계비 이하 계층)만을 대상으로 분석하였으므로 이 결과를 전체 가구의 가구동등화지수로 사용하기에는 무리가 있을 것이다.

가구동등화지수의 측정에는 여러 가지의 방법이 소개되고 있는데, 동일한 자료를 이용하여도 사용한 방법에 따라 커다란 차이를 보이고 있다. 그러나 김진욱(2000b), 현진권·임병인(2004) 등의 연구에 따르면 어떠한 가구동등화지수를 사용하더라도 소득불평

3) OECD와 김진욱의 결과를 다른 연구 결과와 비교하기 위해서는 2인 가구를 기준으로 분석하여야 하므로 <표 1>의 () 안의 수치와 비교해야 한다.

등을 나타내는 지니계수의 연도별 변화 추이는 차이가 없는 것으로 분석되고 있다.⁴⁾ 따라서 본 연구에서는 동등화된 가구 소득을 도출하기 위해 OECD의 방법을 사용하였는데 이를 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\text{가구동등화 소득 (혹은 지출)} = \frac{\text{가구 소득 (혹은 지출)}}{\sqrt{\text{가구원수}}}$$

본 연구에서 다루고자 하는 계층은 저소득층, 중산층, 고소득층으로 구분한다. 저소득층은 일반적으로 빈곤선을 기준으로 구분하고 있다. 빈곤의 개념은 절대빈곤, 상대빈곤, 주관적 빈곤으로 나누어 정의된다. 절대빈곤의 개념에 대해서는 '총수입이 육체적 효율성의 유지에만 필요한 최저 수준을 획득하기에도 불충분한 가구'를 일차적 빈곤(primary poverty)이라고 규정한 것(Rowntree, 1901)이 효시라 할 수 있다. 그러나 빈곤을 분석함에 있어 빈곤층의 생활수준뿐만 아니라 빈곤하지 않은 다른 계층과의 상대적 위치가 고려되지 않으면 안 되는데 이러한 측면을 충분히 고려하지 않고 있다는 점이 절대빈곤이 가지는 주요한 한계라고 할 수 있다(이정우, 1991). 상대빈곤 개념에 의하면 빈곤층은 해당 사회의 평균 소득이나 평균 지출 수준과 대비하여 상대적으로 소득이 낮은 계층을 칭한다. Townsend(1979)는 '절대적 욕구(absolute needs)'라는 개념 대신에 '욕구에 대한 사회적 결정(social determination of needs)'이라는 개념을 도입하여 상대빈곤 개념을 구체화하고자 하였다. 즉, 빈곤의 개념은 영양의 박탈보다는 상대적 박탈로 표현되어야 한다는 것이다. 그러나 상대적 박탈을 유발하는 재화 선택에 자의성이 포함될 수 있으므로 일반적으로 상대적 빈곤을 평균 혹은 중위소득의 일정 비율 이하라고 정의하고 있다. 아무리 경제가 성장하고 소득수준이 높아져도 상대빈곤은 해소되지 않으므로 더 평등하고 적절한 생활의 영위를 목표로 하는 정책에 우선순위를 두는 경우에는 상대 빈곤선 개념

4) 확장된 선형지출체계(Extended Linear Expenditure System)를 이용하여 분석한 지니계수(김진욱, 2000a), 통계청에서 발표한 십분위별 소득분포 자료를 사용한 지니계수(현진권·윤건영, 1999), 도시가계연보의 1사분기 자료만을 사용한 지니계수(정건화, 1999), 본 연구에서 사용한 방법(OECD 방법)에 의한 지니계수(박찬용·김진욱·김태완, 1999)의 결과가 수치의 차이는 있지만 추세가 동일한 것으로 나타났다(김진욱, 2000b, pp. 162-164). 2000년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 동등화지수 유형에 따라 세전소득과 세후소득을 비교 분석한 결과에서도 지니계수의 변화가 일정한 추세를 보이고 있으므로(현진권·임병인, 2004, pp. 61-62), 본 연구의 가구동등화 소득 산정은 다른 방법을 이용하여 분석한 결과와 큰 차이가 없을 것이다. 아울러 장기적으로 국제비교를 위해서는 선진국에서 사용하고 있는 이 방법을 사용하여 비교하는 것이 바람직할 것이다.

이 적절할 것이다. 주관적 빈곤은 빈곤을 개개인의 느낌(상대적 박탈감, 행복감 등)이나 개개인의 욕구에 근거를 둔 것이라고 볼 수 있으므로 개인이 느끼는 빈곤감은 다양하게 나타날 수 있다. 주관적 빈곤을 분석하기 위해서는 주관적 빈곤에 대한 문항이 포함된 설문조사의 결과가 필요하나 본 연구에서는 자료의 제약으로 주관적 빈곤에 기초한 분석은 불가능하였다.

본 연구에서는 상대빈곤 개념에 기초하여 소득계층을 구분하고자 하는데 아래의 <표 2>는 학자나 연구기관에 따라 다양하게 제시된 상대적 빈곤선에 대한 결과를 제시하고 있다.

<표 2> 상대적 빈곤선

주요 기관 및 연구자	상대적 빈곤선
OECD	중위 가구소득의 40%, 50%, 60%
세계은행	개발도상국은 평균 가구소득의 1/3, 선진국은 평균 가구소득의 1/2
V. Fuchs	중위가구소득의 50%
P. Townsend	빈곤층은 평균 가구소득의 80% 이하, 극빈층은 50% 이하
L. Rainwater	가구당 평균소득의 46~58%
일본	근로자가구 소비지출의 68%

자료: 김미곤, “최저생계비 계층 현황과 정책과제”, 『보건복지포럼』, 통권 제 13호, 1997. 10.

<표 2>에 의하면 저소득층은 OECD, 세계은행 및 Fuchs 등의 연구 결과에 따라 중위가구소득(median household income)의 50% 이하의 계층이라고 하는 것이 타당할 것이다. 중산층에 대해서도 여러 종류의 분석이 있을 수 있으나, 류상영·강석훈(1999)의 논문에 의하면 중산층은 중위소득의 50~150%에 속하는 계층이라고 정의하고 있다.⁵⁾ 이들의 분석 결과에 따라 본 연구에서도 역시 중위소득의 50~150%에 속하는 계층을 중산층으로 구분하였으며, 고소득층은 중위소득의 150% 이상인 계층으로 구분하여 분석하였다.

본 연구에서 사용한 한국노동패널은 첫 해인 1998년 5,000가구를 조사하고 있으나 이중 본 연구에서 대상이 된 가구는 3,215가구이다. 이는 첫째, 1998년과 2001년의 가구 고유번호가 상이한 가구와, 둘째, 소득에 대하여 대답을 하지 않거나 모른다고 대답한 가구 및 1998년이나 2001년에 가구주가 종사하는 산업이나 직업이 알려져 있지 않은 가구,

5) 중산층의 정의에 대해서는 류상영·강석훈(1999) 참조.

그리고 셋째, 첫 해 조사 이후 안정적인 가구만을 분석 대상으로 하기 위해 2001년 조사에서 가구주의 성이 변화되었거나 가구주의 연령이 변화된 가구를 제외하였기 때문이다.

<표 3>은 위에서 설명한 소득계층 분류의 기준에 기초하여 3,215가구에 대한 1998년 소득계층과 2001년 소득계층별 가구수를 구분한 결과이다. 1998년과 2001년의 동등화된 가구별 소득에 따라 계층을 구분하면 지난 4년 동안 저소득층에서 중산층 이상으로 계층이 상승한 계층과 중산층에서 고소득층으로 변한 계층(상승계층)은 756가구(23.5%)이며, 1998년이나 2001년에 계속해서 저소득층, 중산층 혹은 고소득층에 속한 계층, 즉 계층 변화가 없는 계층(유지계층)은 1,768가구(55.0%)이고, 중산층이나 고소득층에서 저소득층으로 하락한 계층 혹은 고소득층에서 중산층으로 하락한 계층(하락계층)은 692가구(21.5%)에 달하였다.

<표 3> 소득계층 분류에 따른 가구수

	2001	저소득층	중산층	고소득층	총 가구수
1998					
저소득층		387			757
중산층			969		1,642
고소득층				422	816
총 가구수		811	1,517	887	3,215

자료: 한국노동패널(1998, 2001).

Ⅲ. 소득계층별 실태

한국노동패널 자료에서 얻을 수 있는 가구의 특성은 다음과 같이 분류할 수 있다. 첫째, 가구의 특성으로 취업자수, 거주 지역 및 가구원수를 고려하였으며, 둘째, 가구주의 특성으로서 가구주의 성, 연령, 교육수준을 고려하였다.

1. 가구특성에 의한 소득계층별 실태

<표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 1998년과 비교하여 2001년에 계층이 상승한 가구는 취업인원이 2인 이상인 경우가 큰 것으로 나타났다. 취업자수가 2인인 가구 중 계층

이 상승한 가구는 43.1%로 전체 평균 33.9%보다 컸으며, 3인이 취업한 가구의 경우에는 10.2%로 전체 평균 6.5%보다 비중이 큰 것으로 나타났다. 4인 이상이 취업한 가구는 전체 평균(2.2%)보다 큰 3.7%에 달하였다. 한편 하락한 계층의 경우에는 취업자가 없는 가구가 2001년에 26.0%로 전체 평균 14.7%보다 높은 것으로 나타나, 취업자수가 증가할수록 계층이 상승할 가능성이 높아질 것으로 판단된다.

〈표 4〉 가구특성별 소득계층 변화 I

취업자수	상승계층		유지계층		하락계층		전체	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001	1998	2001
0	127 (16.8)	25 (3.3)	294 (16.6)	266 (15.1)	105 (15.2)	180 (26.0)	526 (16.4)	471 (14.7)
1	361 (47.8)	300 (39.7)	822 (46.5)	794 (44.9)	307 (44.4)	282 (40.8)	1,490 (46.4)	1,376 (42.8)
2	212 (28.1)	325 (43.1)	550 (31.1)	570 (32.2)	211 (30.5)	195 (28.2)	973 (30.3)	1,090 (33.9)
3	46 (6.1)	77 (10.2)	83 (4.7)	102 (5.8)	56 (8.1)	29 (4.2)	185 (5.8)	208 (6.5)
4이상	9 (1.2)	28 (3.7)	19 (1.1)	36 (2.0)	13 (1.9)	6 (0.9)	41 (1.3)	70 (2.2)
거주지역	상승계층		유지계층		하락계층		전체	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001	1998	2001
특별·광역시	464 (61.5)	445 (58.9)	956 (54.1)	934 (52.8)	314 (45.4)	311 (44.9)	1734 (53.9)	1690 (52.6)
도	291 (38.5)	310 (41.1)	812 (45.9)	834 (47.2)	378 (54.6)	381 (55.1)	1481 (46.1)	1525 (47.4)
가구원수	상승계층		유지계층		하락계층		전체	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001	1998	2001
1	44 (5.8)	38 (5.0)	190 (10.8)	181 (10.2)	56 (8.1)	56 (8.1)	290 (9.0)	275 (8.6)
2	63 (8.3)	60 (8.0)	213 (12.1)	201 (11.4)	135 (19.5)	144 (20.8)	411 (12.8)	405 (12.6)
3	142 (18.8)	128 (17.0)	338 (19.1)	300 (17.0)	151 (21.8)	141 (20.4)	631 (19.6)	569 (17.7)
4	302 (40.0)	325 (43.1)	689 (39.0)	722 (40.8)	228 (33.0)	228 (33.0)	1,219 (37.9)	1,275 (40.0)
5	135 (17.9)	136 (18.0)	255 (14.4)	278 (15.7)	80 (11.6)	79 (11.4)	470 (14.6)	493 (15.3)
6이상	69 (9.1)	68 (9.0)	83 (4.7)	86 (4.9)	42 (6.1)	44 (6.4)	194 (6.0)	198 (6.2)

주: () 안의 수치는 각 계층별로 가구원수, 취업자수, 거주 지역에 따라 차지하는 비중을 표시한 것임.

자료: 한국노동패널(1998, 2001).

도 지역에 거주하는 가구에 비하여 특별·광역시 지역에 거주하는 가구 중 계층이 상승한 가구가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 즉 특별·광역시에 거주하는 가구의 전체 평균은 53.9%(1998년), 52.6%(2001년)인데, 상승계층은 각각 61.5%(1998년), 58.9%(2001년)로 높게 나타났다. 유지계층은 전체 평균과 거의 비슷한 추세를 보였다. 하락계층은 도 지역에 거주하는 가구가 1998년에 54.6%, 2001년에는 55.1%로 전체 평균 46.1%, 47.4%보다 높은 것으로 나타나, 특별·광역시 지역에 거주할수록 계층이 상승할 것으로 예측된다. 가구원수가 많을수록 계층이 상승한 가구가 많은 것으로 나타났다. 4인 가구와 5인 가구의 경우 1998년과 비교하여 2001년에 상승계층이 많아서 각기 43.1%

와 18.0%에 달하였다. 한편 하락계층은 2001년에 2인 가구와 3인 가구가 전체 평균(각기 12.6%, 17.7%)보다 높은 20% 이상으로 나타나, 가구원수가 많을수록 계층이 상승할 확률이 높을 것으로 예상된다.⁶⁾

2. 가구주 특성에 의한 소득계층별 실태

<표 5>에 따르면 상승계층은 가구주가 20대, 40대, 50대인 계층에서 평균보다 높게 나타났다. 상대적으로 상승할 확률이 높은 가구주 연령은 40대(35.6%)와 50대(24.1%)였다. 유지계층은 30대 비율(23.3%)이 평균(21.3%)보다 높았으며, 하락한 계층은 60대 이상이 33.5%로 평균(24.1%)보다 높은 것으로 나타났다. 따라서 가구주 연령이 60대 이상으로 높아지면 하락계층에 속할 가능성이 높은 것으로 추정된다.

<표 5> 가구특성별 소득계층 변화 II

	상승계층		유지계층		하락계층		전체	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001	1998	2001
20대	51 (6.8)	15 (2.0)	107 (6.1)	28 (1.6)	31 (4.5)	12 (1.7)	189 (5.9)	55 (1.7)
30대	220 (29.1)	160 (21.2)	516 (29.2)	411 (23.3)	140 (20.2)	105 (15.2)	876 (27.3)	676 (21.3)
40대	246 (32.6)	269 (35.6)	484 (27.4)	544 (30.8)	176 (25.4)	196 (28.3)	906 (28.2)	1009 (31.4)
50대	154 (20.4)	182 (24.1)	333 (18.8)	371 (21.0)	174 (25.1)	147 (21.2)	661 (20.6)	700 (21.8)
60대 이상	84 (11.1)	129 (17.1)	328 (18.6)	414 (23.4)	171 (24.7)	232 (33.5)	583 (18.1)	775 (24.1)
	상승계층		유지계층		하락계층		전체	
	1998	2001	1998	2001	1998	2001	1998	2001
초등졸이하	139 (18.4)	137 (18.1)	419 (23.7)	417 (23.6)	195 (28.2)	193 (27.9)	753 (23.4)	747 (23.2)
중졸	136 (18.0)	128 (17.0)	264 (14.9)	260 (14.7)	135 (19.5)	135 (19.5)	535 (16.6)	523 (16.3)
고졸	278 (36.8)	285 (37.8)	688 (38.9)	675 (38.2)	240 (34.7)	239 (34.5)	1,206 (37.5)	1,199 (37.3)
전문대졸이상	202 (26.8)	205 (27.1)	397 (22.5)	416 (23.5)	122 (17.6)	125 (18.1)	721 (22.4)	746 (23.2)
	상승계층		유지계층		하락계층		전체	
남성	672 (89.0)		1,519 (85.9)		600 (86.7)		2,791 (86.8)	
여성	83 (11.0)		249 (14.1)		92 (13.3)		424 (13.2)	

주: () 안의 수치는 각 계층별로 가구주의 연령·교육수준·성별에 따라 차지하는 비중을 표시한 것임.

자료: 한국노동패널(1998, 2001).

6) 가구원수가 많을수록 소득계층이 상승하는 이유는 명확하지 않다. 가구원수와 취업자수 사이에 높은 상관관계를 가지고 있는 경우, 가구원수가 취업자수를 대변하여 취업자수의 역할을 할 수 있을 것으로 판단되나 가구원수와 취업자수 간의 상관계수는 0.44로 그리 높지 않다. 다만 동등화된 가구소득을 계산할 때 가구원수의 계급을 분모로 이용함으로써 나타날 수 있는 결과로 추측된다. 따라서 향후 실증분석 결과에서도 가구원수가 소득계층 변화에 미치는 효과 해석에 대해서는 세심한 주의를 기울일 필요가 있다.

일반적으로 학력이 높을수록 계층이 상승할 가능성이 높다는 것을 반영하여 상승계층의 경우 전문대졸 이상의 학력을 소유한 가구주 가구가 27.1%로 평균 23.2%보다 가장 큰 것으로 계산되었다. 계층을 유지한 경우에는 고졸 학력을 소유한 계층이 38.2%로 평균(37.3%)보다 크게 나타났고, 하락계층은 중졸 이하의 학력을 소유한 계층이 각기 19.5%, 27.9%로 평균 16.3%, 23.2%보다 크게 나타났다. 이러한 사실로 미루어 보아 학력이 낮을수록 하락계층에 속할 확률이 높아질 것으로 예상된다.

가구주의 성별 소득계층 변화는 상승계층의 경우 남성 가구주의 비율(89.0%)이 다른 계층에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 여성 가구주의 경우는 유지계층(14.1%)이 상승계층이나 하락계층보다 상대적으로 많은 것으로 나타났다.

IV. 추정방정식 설정 및 추정 결과

가구소득의 변화가 독립변수인 가구특성과 선형관계가 존재함을 가정하고 다음과 같은 추정방정식을 설정하자.

$$\Delta Y_i = \beta' X_i + \epsilon_i, \tag{1}$$

여기서 ΔY_i 는 이산적으로 측정되는 가구 i 의 소득계층의 변화를 의미하며, β 는 상수항을 포함한 설명변수(X_i)의 추정계수 벡터이고, ϵ_i 는 오차항이다.

소득계층의 변화는 하락, 유지, 상승과 같이 순위를 가지고 있으므로 추정식의 오차항 분포에 대한 가정에 따라 순위 프로빗모형이나 순위 로짓모형을 통한 추정이 가능할 것이다. 하락계층에는 고소득층에서 중산층 또는 저소득층으로 변화된 계층 및 중산층에서 저소득층으로 변화된 계층을 포함하며, 상승계층은 저소득층에서 중산층 또는 고소득층으로 변화된 계층 및 중산층에서 고소득층으로 변화된 계층을 포함할 것이다. 각 소득계층에서 다른 소득계층으로 변화가 없는 계층은 유지계층이 될 것이다.

한편 계층 변화의 정도에 따라 보다 세분된 계층 변화의 분류도 가능하다. 저소득층에서 중산층으로 이동한 계층보다 저소득층에서 고소득층으로 이동한 계층의 경우 소득계층의 변화 정도가 더 높을 것이며, 반대로 고소득층에서 중산층으로 이동한 계층보다 고소득층에서 저소득층으로 이동한 계층이 그 변화 정도가 더 높을 것이다. 소득계층은

가장 하락한 계층(고소득층→저소득층), 하락한 계층(고소득층→중산층, 중산층→저소득층), 유지계층, 상승한 계층(저소득층→중산층, 중산층→고소득층), 가장 상승한 계층(저소득층→고소득층)으로 분류가 가능하며, 하락에서 상승의 정도에 따라 순위를 표현할 수 있다.

오차항(ϵ_i)이 표준정규분포를 갖는다고 가정하면 다음과 같은 순위프로빗모형을 상정할 수 있다.⁷⁾

$$\begin{aligned} I_i &= 0 \text{ if } \Delta Y_i \leq \mu_0, \\ I_i &= 1 \text{ if } \mu_0 < \Delta Y_i \leq \mu_1, \\ I_i &= 2 \text{ if } \mu_1 < \Delta Y_i \leq \mu_2, \\ &\vdots \\ I_i &= J \text{ if } \mu_{J-1} < \Delta Y_i. \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 I_i 는 가구 i 의 소득계층의 변화를 의미하는 지표이며, j 는 0(하락), 1(유지), 2(상승)의 값을 가질 수 있다. 또한 소득계층의 변화를 세분화한 경우 j 는 0(가장 하락), 1(하락), 2(유지), 3(상승), 4(가장 상승)의 값을 갖게 된다. μ_j 는 사전적으로 알고 있지 못하며 β 와 같이 추정될 계수이다. $\Phi(\cdot)$ 가 표준정규누적분포함수라고 하면 가구의 소득 변화가 각 범주에 속할 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{prob}(I_i = 0) &= \Phi(-\beta X_i), \\ \text{prob}(I_i = 1) &= \Phi(\mu_1 - \beta X_i) - \Phi(-\beta X_i), \\ \text{prob}(I_i = 2) &= \Phi(\mu_2 - \beta X_i) - \Phi(\mu_1 - \beta X_i), \\ &\vdots \\ \text{prob}(I_i = J) &= 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \beta X_i). \end{aligned} \quad (3)$$

모형의 로그우도함수는 다음과 같이 표시할 수 있다.

7) 모형의 특성상 오차항에 대한 가정에 따라 순위 프로빗모형과 순위 로짓모형 모두 추정이 가능하나 본 연구 후반부에서는 순위 프로빗모형의 추정 결과를 제시하였다. 순위 로짓모형의 추정결과는 순위 프로빗모형의 추정 결과와 매우 유사하다.

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J M_{ij} \log [\Phi(\mu_j - \beta X_i) - \Phi(\mu_{j-1} - \beta X_i)], \quad (4)$$

여기서 I_i 가 j 범주에 속하면 M_{ij} 는 1이고 그렇지 않으면 M_{ij} 는 0이 된다. 또한 모든 μ 가 식별되지 않으므로 $\mu_0 = 0$ 으로 가정한다. 식 (4)를 최우추정법을 이용하여 추정하면 μ_j 와 추정계수 벡터 β 를 구할 수 있다.

Greene(1997)이 지적한 바와 같이 순위 프로빗모형 추정 결과의 해석은 조심스러울 필요가 있다.⁸⁾ 순위 프로빗모형에서 독립변수의 변화가 종속변수에 미치는 확률은 추정계수의 부호를 가지고 정확하게 예측할 수 없다. 추정계수 벡터와 μ 들이 일정하다는 가정 하에서 특정 독립변수의 변화는 확률분포를 이동시키게 되는데 만일 고려하고 있는 독립변수의 추정계수가 양(+)이라고 한다면, 이 독립변수가 증가할 때 $prob(I_i = 0)$ 는 감소하며 $prob(I_i = J)$ 는 증가한다. 즉 $prob(I_i = 0)$ 는 추정계수의 부호와 반대의 부호를 가질 것이며, $prob(I_i = J)$ 는 같은 부호를 가질 것이다. 따라서 특정 독립변수의 변화가 가구의 소득계층 변화에 미치는 효과는 가구가 속하는 소득계층 변화 확률의 한계효과를 고려함으로써 올바르게 해석될 수 있다. 독립변수 벡터(X) 중 h 번째 변수가 소득계층 변화에 미치는 한계효과는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \partial prob(I_i = 0) / \partial X_h &= -\phi(\beta X_i) \beta_h, \\ \partial prob(I_i = 1) / \partial X_h &= [\phi(\beta X_i) - \phi(\mu_1 - \beta X_i)] \beta_h, \\ \partial prob(I_i = 2) / \partial X_h &= [\phi(\mu_1 - \beta X_i) - \phi(\mu_2 - \beta X_i)] \beta_h, \\ &\vdots \\ \partial prob(I_i = J) / \partial X_h &= \phi(\mu_{J-1} - \beta X_i) \beta_h, \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 β_h 는 h 번째 독립변수의 추정계수이다.

모형의 추정은 가구의 소득계층 변화(I_i)를 어떠한 수준으로 고려하는가에 따라 두 가지로 이루어졌다. 모형 1은 소득계층의 변화를 계층하락, 계층유지, 계층상승 등 세 단계로 고려한 것으로서, 고소득층에서 중산층 또는 저소득층으로 변화된 가구와 중산층에서 저소득층으로 변화된 가구는 계층하락에 속하고, 저소득층에서 중산층 또는 고소득층으로 변화된 가구와 중산층에서 고소득층으로 변화된 가구는 계층상승에 속하며, 계

8) 보다 구체적인 내용은 Greene(1997), pp. 926-929를 참조할 것.

층의 변화가 없는 가구는 계층유지에 속한다. 이 경우 j 는 0, 1, 또는 2의 값을 갖게 된다. 모형 2는 소득계층의 변화를 변화의 정도에 따라 다섯 단계로 세분한 형태로서 계층 하락 1은 고소득층에서 저소득층으로 변화한 가구를 포함하며, 계층하락 2는 고소득층에서 중산층으로 또는 중산층에서 저소득층으로 변화한 가구, 유지계층은 계층의 변화가 없는 가구, 계층상승 1은 저소득층에서 중산층으로 또는 중산층에서 고소득층으로 변화한 가구, 그리고 계층상승 2는 저소득층에서 고소득층으로 변화한 가구를 포함한다. 이 경우 j 는 0, 1, 2, 3 또는 4의 값을 갖게 될 것이다.

소득계층의 변화요인을 설명하는 변수들은 여러 가지가 있을 수 있다. 본 연구에서는 가구소득에 영향을 미칠 것으로 판단되는 가구별 특성변수를 시간에 따라 변화하지 않는(time-invariant) 변수들과 시간에 따라 변화하는(time-variant) 변수들로 나누어 설명변수로 이용하였다. 시간에 따라 변화하지 않는 변수로는 가구의 거주 지역 및 가구의 성을 포함시켰으며, 시간에 따라 변화하는 변수로는 가구원수, 가구주 교육수준, 가구내 취업자수를 포함시켰다.

노동패널 자료에서 거주 지역은 광역자치단체별로 구분되어 있다. 따라서 특별시·광역시에 거주하는 가구는 0의 값을, 도에 거주하는 가구는 1의 값을 갖도록 설정하였다. 가구의 거주 지역은 시간에 따라 변화할 수 있으나 이러한 거주 지역의 변화가 소득계층의 변화에 따른 거주 지역의 변화인지, 거주 지역의 변화로 인한 소득계층의 변화인지 그 인과관계가 불분명할 수 있으므로 설명변수에서 생략하였다. 가구의 성은 남성의 경우 1, 여성의 경우 0의 값을 갖는다.

한편 가구특성의 초기 상태에 따라 소득계층의 변화가 다를 것이므로 이를 통제하기 위하여 시간에 따라 변화하는 변수들의 경우 1998년의 변수 값을 설명변수에 추가적으로 포함시켰다. 가구주 교육수준은 노동패널 자료에서 구분한 바와 같이 미취학에서 대학원 박사까지 1에서 9의 값을 가지며, 교육수준의 변화는 1998년 교육수준과 2001년 교육수준의 차이를 의미한다. 가구내 취업자수는 가구내 각 가구원의 취업상태를 파악하고 취업중인 가구원의 합으로 계산하였으며, 가구내 취업자수의 변화는 1998년 취업자수와 2001년 취업자수의 차이로 계산하였다. 가구주 연령은 시간에 따라 변화하나, 그 변화의 크기가 고정되어 있으므로 1998년 가구주 연령에 기초하여 30대 이하, 40대, 50대, 60대 이상 등 연령별 더미변수의 형태로 설명변수에 포함시켰으며 30대 이하가 기준 더미이다.

앞에서 언급한 바와 같이 가구원수가 소득계층을 변화시킬 수 있다는 이론적 근거는 뚜렷하지 않다. 이 경우 소득계층의 변화를 추정하는 모형에 가구원수와 가구원수의 변화를 설명변수로 포함시키는 것은 원칙적으로 적절하지 않을 수 있다. 그러나 소득계층을 분류함에 있어 본 연구에서 고려한 동등화된 가구소득이 가구원수에 영향을 받게 되므로 가구원수와 관련된 변수를 추정에 포함시키지 않는 경우 이로 인해 발생하는 문제를 통제하지 못하여 그 영향이 다른 변수의 추정계수에 반영될 가능성도 높다. 따라서 본 연구에서는 가구원수 및 가구원수의 변화를 설명변수에 포함시켰으나 이 변수들이 소득계층의 변화에 미치는 영향에 대한 해석은 신중해야 할 필요가 있을 것이다.

한편 각 모형에서는 저소득층의 가구특성과 중산층·고소득층의 가구특성이 소득계층 변화에 미치는 영향을 차별적으로 분석하기 위하여 각 설명변수에 1998년 저소득층 더미를 곱하는 형태로 설명변수들을 추가하였다. 이 경우 저소득층 더미가 포함된 설명변수의 추정계수는 중산층 및 고소득층에 비하여 각 특성이 저소득층의 소득계층 변화에 미치는 추가적인 효과를 반영하게 될 것이다.

<표 6>은 모형 1의 추정 결과를 보여준다. 저소득층 더미가 포함되지 않은 모형(모형 1A)의 추정 결과는 로그우도($L(\beta)$)값은 -3033.48이고 상수항을 제외한 모든 설명변수가 0이라고 가정한 제한된 로그우도($L(0)$)값은 -3214.03으로 계산된다. $-2[L(\beta) - L(0)]$ 가 χ^2 분포를 가지고 있고 χ^2 값이 361.09로 자유도 11에서 유의수준 1%의 χ^2 값이 26.76이므로 모형 전체의 적합성은 우수한 것으로 판단된다. 총 3,215가구 중 약 55.8%인 1,793가구의 소득계층 변화가 올바르게 예측되었다. 또한 저소득층 더미가 포함된 모형(모형 1B)의 추정 결과에서는 약 65.8%인 2,115가구의 소득계층 변화가 올바르게 예측되었다.

모형 1A의 추정 결과를 보면 1998년 거주 지역, 가구주 성, 가구주 연령, 1998년 가구원수, 1998년 가구주 교육수준, 1998년 가구내 취업자수와 가구내 취업자수의 변화는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났으며, 가구원수의 변화와 가구주 교육수준의 변화는 유의적이지 않았다. 추정계수의 부호가 음(-)인 변수인 1998년 거주 지역, 가구주 성, 가구주 연령 등은 계층하락에 양(+)의 영향을 줄 것이며, 추정계수의 부호가 양(+)인 변수인 가구주 교육수준, 1998년 가구내 취업자수 및 취업자수의 변화는 계층상승에 양(+)의 영향을 줄 것이다. 1998년 가구원수도 계층상승에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 이는 가구특성으로서의 가구원수가 계층상승에 긍정적인 영향

〈표 6〉 순위 프로빗모형 추정 결과 1: 모형 1

	모형 1A		모형 1B	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	0.648***	5.66	0.086	0.68
1998년 거주지 (도=1)	-0.215***	-5.20	-0.288***	-6.26
가구주 성별 (남=1)	-0.237***	-3.49	-0.105	-1.21
1998년 가구주 40대	-0.156***	-2.92	-0.262***	-4.60
1998년 가구주 50대	-0.245***	-4.07	-0.481***	-7.21
1998년 가구주 60대 이상	-0.204***	-3.02	-0.832***	-10.12
1998년 가구원수	0.063***	3.27	0.027	1.22
가구원수 변화	-0.029	-1.11	-0.063*	-1.81
1998년 가구주 교육수준	0.045***	2.82	0.095***	5.36
가구주 교육수준 변화	0.100	0.90	0.143	1.18
1998년 가구내 취업자수	0.120***	3.83	0.368***	9.83
가구내 취업자수 변화	0.424***	14.93	0.489***	14.71
1998년 거주지 (도=1)×1998년 저소득층			0.182	1.44
가구주 성별 (남=1)×1998년 저소득층			-0.053	-0.29
1998년 가구주 40대×1998년 저소득층			0.373**	2.13
1998년 가구주 50대×1998년 저소득층			0.441**	2.52
1998년 가구주 60대 이상×1998년 저소득층			0.886***	5.49
1998년 가구원 수×1998년 저소득층			0.122**	2.35
가구원 수 변화×1998년 저소득층			0.156**	2.05
1998년 가구주 교육수준×1998년 저소득층			0.146***	4.34
가구주 교육수준 변화×1998년 저소득층			0.375	1.05
1998년 가구내 취업자수×1998년 저소득층			0.222**	2.40
가구내 취업자수 변화×1998년 저소득층			0.169*	1.77
μ_1	1.622***	50.99	1.914***	50.03
Log likelihood	-3033.482		-2585.984	
Restricted log likelihood	-3214.028		-3214.028	

주: * 유의수준 10%에서 유의적임.; ** 유의수준 5%에서 유의적임.; *** 유의수준 1%에서 유의적임.

을 준다기보다는 가구동등화소득을 계산하는 과정에서 반영된 가구원수의 영향으로 해석하는 것이 적절할 것이다.

모형 1B의 추정 결과 가구주 성 및 가구주 교육수준의 변화는 1998년 저소득층 더미 포함 여부에 관계없이 모두 유의적이지 않았으며, 1998년 거주 지역은 1998년 저소득층 더미를 포함시키지 않는 경우 1%에서 유의적이었으나 1998년 저소득층 더미를 포함한 경우 유의적이지 않았다. 즉 1998년 거주 지역은 중산층과 고소득층의 소득계층 상승에 음(-)의 영향을 주나 저소득층에는 영향이 없다고 볼 수 있을 것이다. 가구주의 연령이

나 1998년 가구주 교육수준, 그리고 1998년 가구내 취업자수 및 취업자수의 변화는 1998년 저소득층 더미를 포함시킬 때 취업자수의 변화(유의수준 10%에서 유의적)를 제외하고 유의수준 5% 이상에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 이러한 설명변수들의 추정계수가 모두 양(+)으로 나타난 것은 본 연구에서 설정한 순위 프로빗모형의 특성상 저소득층의 경우 중산층 및 고소득층에 비하여 소득계층 상승의 기회가 더 많다는 점에 기인한 바가 크다고 볼 수 있다. 그러나 각 변수의 영향에 대한 보다 자세한 분석은 한계효과를 통하여 규명되어야 할 것이다.

아래 <표 7>은 모형 1B의 추정 결과에 기초한 통계적으로 유의적인 설명변수의 소득계층 변화에 대한 한계효과를 보여준다. 모형 1B의 경우 1998년 저소득층 더미가 각 설명변수에 곱해진 형태이므로 한계효과도 중산층 및 고소득층의 경우와 저소득층의 경우가 다르게 계산될 수 있으며, 이를 이용하여 각 설명변수가 1998년의 소득계층에 따라 작용하는 차별적 영향을 고려할 수 있다. 1998년 거주 지역이 도인 경우 특별시·광역시 거주에 비해 중산층 및 고소득층의 계층하락 내지 유지의 확률을 높이는 반면 계층상승의 확률을 감소시킨다.

<표 7> 모형 1B 추정 결과에 따른 한계효과

	1998년 중산층·고소득층			1998년 저소득층		
	계층하락	계층유지	계층상승	계층하락	계층유지	계층상승
1998년 거주지 (도=1)	0.0683	0.0088	-0.0771	-	-	-
1998년 가구주 40대	0.0620	0.0080	-0.0700	-0.0264	-0.0034	0.0298
1998년 가구주 50대	0.1141	0.0148	-0.1289	0.0096	0.0013	-0.0109
1998년 가구주 60대 이상	0.1973	0.0255	-0.2228	-0.0127	-0.0017	0.0144
1998년 가구주 교육수준	-0.0226	-0.0029	0.0255	-0.0573	-0.0074	0.0647
1998년 가구내 취업자수	-0.0873	-0.0113	0.0986	-0.1399	-0.0181	0.1580
가구내 취업자수 변화	-0.1160	-0.0150	0.1310	-0.1561	-0.0202	0.1763

가구의 연령에 대한 한계효과는 중산층 및 고소득층과 저소득층 간의 차이에 대하여 혼합된(mixed) 결과를 보여준다. 중산층 및 고소득층의 경우 30대 이하에 비하여 연령이 증가할수록 계층상승 확률은 감소하고 계층하락 확률을 증가시키고 있다. 즉, 30대 이하에 비하여 가구주가 40대인 가구의 계층상승 확률은 0.07만큼 감소하나 60대 이상에서는 0.2228만큼 감소하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 저소득층의 경우에는 30대 이하 가구주에 비하여 40대 가구주의 계층상승 확률이 더 높게 나타나고 있다. 가구주가

40대인 가구의 계층상승 확률은 0.0298만큼 증가한다. 이렇게 가구주 연령별 계층 변화의 효과가 다르게 나타나는 보다 구체적인 이유에 대해서는 보다 심도있는 추가 연구가 필요할 것으로 생각되나 외환위기의 영향이 경제 전반에 파급되었던 1998년에 실업, 파산 등으로 급격한 소득 감소가 나타났던 계층이 40대 연령층임을 고려할 때 이후 경제 위기 극복 과정에서 재취업 또는 재창업 등을 포함한 어떠한 형태로든지의 가구소득 증대 가능성이 높았을 것으로 추론해 볼 수 있을 것이다.

한편 가구주 교육수준, 1998년 가구내 취업자수와 가구내 취업자수의 변화는 계층상승 확률을 증가시키며 계층하락 확률을 감소시킨다. 중산층 및 고소득층의 경우 이러한 변수들의 계층상승에 대한 한계효과는 각각 0.0255, 0.0986, 0.1310로 나타나고 있으며, 가구내 취업자수 및 가구내 취업자수의 증가의 효과가 상대적으로 높게 나타나고 있다. 특히 저소득층의 경우 이 변수들의 한계효과는 더욱 크게 나타나고 있다. 1998년 가구주 교육수준의 한계효과는 0.0647로 중산층 및 고소득층에 비하여 0.04 정도 더 높으며 1998년 가구내 취업자수와 취업자수 변화의 한계효과는 중산층 및 고소득층에 비해 1.3~1.6배 정도 더 높다.

모형 2에 대한 추정 결과는 <표 8>에 나타나 있다. 저소득층 더미가 포함되지 않은 모형(모형 2A)과 저소득층 더미를 포함한 모형(모형 2B) 모두 $-2[L(\beta) - L(0)]$ 에 근거한 χ^2 값인 367.89과 1399.78와 유의수준 1%의 χ^2 값 임계치인 26.76과 42.80을 비교할 때 두 모형 모두 모형 전체의 적합성은 우수한 것으로 판단된다. 모형 2A의 추정 결과는 약 54.7%인 1,759가구의 소득계층 변화를, 모형 2B의 추정 결과는 약 61.3%인 1,972가구의 소득계층 변화가 올바르게 예측되었다.

모형 2A의 추정 결과는 모형 1A에 비하여 추정계수의 절대값이 약간 하락하였다는 것 이외에는 큰 차이가 없다. 그러나 μ 에 대한 추정계수들이 모두 통계적으로 유의적이어서 소득계층 변화를 세분화한 순위 프로빗모형 또한 소득계층의 변화를 추정할 수 있는 적절한 방법을 보여준다. 모형 2B의 추정 결과는 모형 1B에 비하여 1998년 중산층과 고소득층의 효과를 반영하는 추정계수 중 가구주 연령에 관한 변수들과 1998년 가구내 취업자수의 추정계수는 절대값이 약간 상승하였으며 나머지 변수들의 추정계수의 절대값은 약간 하락하였다. 1998년 저소득층 더미를 포함한 경우 1998년 가구주 교육수준의 영향이 약간 증가하였고 1998년 가구내 취업자수와 취업자수의 변화의 영향은 약간 감소하였다. 가구주의 연령의 경우 60대는 약간 감소한 반면 50대는 약간 증가하였다.

<표 8> 순위 프로빗모형 추정 결과 II: 모형 2

	모형 2A		모형 2B	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	1.688***	14.83	1.359***	11.24
1998년 거주지 (도=1)	-0.213***	-5.34	-0.271***	-6.04
가구주 성별 (남=1)	-0.231***	-3.53	-0.127	-1.51
1998년 가구주 40대	-0.146***	-2.83	-0.271***	-4.90
1998년 가구주 50대	-0.224***	-3.91	-0.503***	-7.84
1998년 가구주 60대 이상	-0.244***	-3.77	-0.843***	-10.96
1998년 가구원수	0.062***	3.33	0.035*	1.67
가구원수 변화	-0.019	-0.76	-0.055*	-1.67
1998년 가구주 교육수준	0.043***	2.94	0.077***	4.64
가구주 교육수준 변화	0.070	0.63	0.120	1.01
1998년 가구내 취업자수	0.124***	4.10	0.366***	10.26
가구내 취업자수 변화	0.399***	14.53	0.454***	14.25
1998년 거주지 (도=1)×1998년 저소득층			0.120	1.11
가구주 성별 (남=1)×1998년 저소득층			0.052	0.32
1998년 가구주 40대×1998년 저소득층			0.373***	2.56
1998년 가구주 50대×1998년 저소득층			0.561***	4.02
1998년 가구주 60대 이상×1998년 저소득층			0.798***	5.53
1998년 가구원수×1998년 저소득층			0.054	1.16
가구원수 변화×1998년 저소득층			0.154**	2.29
1998년 가구주 교육수준×1998년 저소득층			0.202***	7.18
가구주 교육수준 변화×1998년 저소득층			0.221	0.62
1998년 가구내 취업자수×1998년 저소득층			0.188**	2.38
가구내 취업자수 변화×1998년 저소득층			0.132*	1.65
μ_1	1.036***	25.22	1.195***	26.05
μ_2	2.656***	55.06	3.105***	57.60
μ_3	3.975***	61.37	4.969***	48.06
Log likelihood	-3613.639		-3097.696	
Restricted log likelihood	-3797.585		-3797.585	

주: * 유의수준 10%에서 유의적임.; ** 유의수준 5%에서 유의적임.; *** 유의수준 1%에서 유의적임.

전반적으로 보았을 때 소득계층의 변화를 세분화하여 순위 프로빗모형을 추정하는 경우와 그렇지 않은 경우의 추정 결과는 유사하다고 볼 수 있다.

<표 9>은 모형 2B의 추정 결과에 의거한 각 설명변수의 한계효과를 나타낸 것이다. 1998년 거주지가 도 지역인 중산층 및 고소득층 가구의 경우에는 특별시·광역시 거주 가구에 비해 계층하락 가능성이 높으며 계층상승 가능성은 낮다. 가구주의 연령대별 한계효과를 보면 중산층 및 고소득층의 경우 30대 이하에 비하여 계층상승 확률이 감소하

는데 그 정도는 가구주의 연령이 더 높을수록 더 큰 것으로 나타났다. 가구주가 40대인 경우 계층상승 1의 확률은 0.0705만큼, 계층상승 2의 확률은 0.0024만큼 감소하나 60대 이상의 경우 계층상승 1의 확률은 0.219만큼, 계층상승 2의 확률은 0.0076만큼 감소한다. 그러나 1998년 저소득층의 경우 40대와 50대의 계층상승 확률은 30대 이하보다 더 높으며, 특히 40대의 계층상승 확률이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 1998년 저소득층에 속한 가구주의 연령이 40대인 가구의 경우 30대 이하에 비하여 계층상승 1의 확률은 0.0264만큼, 계층상승 2의 확률은 0.0011만큼 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 60대의 경우에는 중산층 및 고소득층과 같이 계층상승 확률은 낮게 나타난다.

한편 1998년 가구주 교육수준, 1998년 가구내 취업자수, 그리고 가구내 취업자수의 변화는 1998년의 소득계층 구분과 관계없이 계층상승 확률을 증가시키고 있다. 특히 가구내 취업자수와 취업자수 변화의 계층상승 확률에 미치는 한계효과는 1998년 가구주 교육수준의 한계효과보다 월등하게 높게 계산되었다. 또한 이러한 변수는 1998년 저소득층의 경우가 중산층과 고소득층인 경우보다 더 높은 영향력을 보이고 있다.

〈표 9〉 모형 2B의 추정 결과에 따른 한계효과

		계층 하락 1	계층 하락 2	계층 유지	계층 상승 1	계층 상승 2
1998년 중산층· 고소득층	1998년 거주지 (도=1)	0.0093	0.0549	0.0087	-0.0704	-0.0025
	1998년 가구주 40대	0.0093	0.0549	0.0087	-0.0705	-0.0024
	1998년 가구주 50대	0.0172	0.1019	0.0161	-0.1306	-0.0046
	1998년 가구주 60대 이상	0.0288	0.1708	0.0270	-0.2190	-0.0076
	가구주 교육수준 변화	-0.0041	-0.0243	-0.0038	0.0311	0.0011
	1998년 가구내 취업자수	-0.0125	-0.0742	-0.0118	0.0952	0.0033
	가구내 취업자수 변화	-0.0155	-0.0920	-0.0146	0.1180	0.0041
1998년 저소득층	1998년 가구주 40대	-0.0035	-0.0207	-0.0033	0.0264	0.0011
	1998년 가구주 50대	-0.0020	-0.0117	-0.0019	0.0151	0.0005
	1998년 가구주 60대 이상	0.0015	0.0092	0.0014	-0.0117	-0.0004
	1998년 가구주 교육수준	-0.0095	-0.0566	-0.0090	0.0726	0.0025
	가구주 교육수준 변화	-0.0117	-0.0691	-0.0109	0.0886	0.0031
	1998년 가구내 취업자수	-0.0189	-0.1122	-0.0178	0.1439	0.0050
	가구내 취업자수 변화	-0.0200	-0.1188	-0.0189	0.1524	0.0053

주: 계층하락 1은 고소득층→저소득층, 계층하락 2는 고소득층→중산층, 중산층→저소득층, 계층상승 1은 저소득층→중산층, 중산층→고소득층, 계층상승 2는 저소득층→고소득층으로의 이동을 의미함.

V. 결 론

본 연구에서는 한국노동패널의 1998년과 2001년 자료를 이용하여 가구특성이 소득계층의 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 가구소득을 균등화된 소득으로 수정하기 위해 OECD 방법을 이용하였으며 소득계층의 변화를 계층하락, 계층유지, 계층상승 등 3가지로 구분한 경우와, 가장 하락, 하락, 유지, 상승, 가장 상승 등 5가지로 구분한 경우를 고려하였다.

가구의 소득계층 변화에 관한 추정은 순위 프로빗모형을 이용하였다. 독립변수로는 가구별 특성변수를 이용하였는데 시간에 따라 변화하지 않는 변수들과 시간에 따라 변하는 변수로 구분하여, 시간에 따라 변화하지 않는 변수로는 가구의 거주 지역, 가구주의 성별을 포함시켰으며, 시간에 따라 변하는 변수로는 가구주 교육수준과 가구내 취업자 수를 고려하였다. 가구주 연령은 시간에 따라 변하지만 변화 크기가 고정되어 있으므로 1998년을 기준으로 연령더미를 이용하였다. 또한 1998년 저소득층과 중산층 및 고소득층 가구들에 대하여 각 설명변수들이 미치는 차별적 영향을 분석하기 위해 1998년 저소득층과 설명변수들과의 상호작용 효과도 고려하였다.

소득계층의 변화를 계층하락, 계층유지, 계층상승 등 3가지로 구분하고 1998년 저소득층과 설명변수들의 상호작용을 고려한 모형(1B)의 추정 결과에 근거한 한계효과에 따르면, 1998년 거주 지역이 도인 경우 특별시·광역시에 비해 계층하락 내지 유지의 확률을 높이는 반면 계층상승의 확률을 감소시키며, 이러한 효과는 저소득층의 경우 그 정도가 상대적으로 작게 나타나고 있다. 가구주의 연령에 대한 한계효과는 중산층 및 고소득층과 저소득층 간의 차이에 대하여 혼합된 결과를 보여주었는데 중산층 및 고소득층의 경우 30대 이하에 비하여 연령이 증가할수록 계층상승 확률은 감소하고 계층하락 확률은 증가하는 반면, 저소득층의 경우에는 40대 가구주의 계층상승 확률이 더 높게 나타나고 있다.

1998년 가구주 교육수준, 1998년 가구내 취업자수와 가구내 취업자수의 변화는 계층상승 확률을 증가시키며 계층하락 확률을 감소시키는데, 가구내 취업자수와 취업자수의 변화에 따른 한계효과가 상대적으로 높게 나타나고 있다. 특히 1998년 저소득층의 경우

이 변수들의 한계효과는 더욱 크게 나타나고 있다. 1998년 가구주 교육수준의 한계효과는 0.0647로 중산층 및 고소득층에 비하여 0.04 정도 더 높으며 1998년 가구내 취업자수의 한계효과 및 취업자수 변화의 한계효과는 중산층 및 고소득층에 비하여 1.3~1.6배 정도 더 높다. 소득계층의 변화를 가장 하락, 하락, 유지, 상승, 가장 상승 등 5가지로 구분한 순위 프로빗모형(2B)의 추정 결과도 모형 1B와 유사한 추정 결과를 보였다.

소득 계층상승 확률을 높이는 변수 중 주목할 만한 변수로는 교육수준과 취업자수를 들 수 있다. 이러한 변수들은 정부정책을 통해 어느 정도 개선할 수 있는 변수이기도 하다. 교육수준에 대해서는 교육수준이 높아질수록 소득계층이 상승할 확률이 높아지므로 정부에서는 저소득계층에 속한 가구의 자녀들이 교육을 받을 수 있는 기회를 넓히는 정책을 실시하여야 할 필요가 있다. 따라서 이들을 위한 교육투자가 구체적으로 실행되어야 하며, 동시에 현재 한국 사회에 커다란 문제점으로 부각되는 사교육을 줄일 수 있는 획기적인 정책을 통해 저소득층도 고등교육에 쉽게 접근할 수 있는 방안을 마련하여야 할 것이다. 취업에 대해서는 취업자수가 많을수록 계층상승 확률이 높아지므로 저소득계층의 취업기회를 높일 수 있도록 이들에 대한 실질적인 직업교육을 실시하여야 하며, 이들이 직업교육 후에 적합한 일자리를 찾을 수 있도록 일자리 알선 창구를 더욱 공고히 하는 동시에 일자리창출을 위해 다각적으로 노력하여야 할 것이다.

또한 이러한 각 소득계층에 적절한 미시적 정책과 함께 성장을 통해 고용창출의 저변 확대를 도모할 수 있는 거시적인 측면에서의 정책이 균형있게 추구되어야 한다. 일자리 창출의 선결조건은 우리 경제의 성장잠재력의 확보와 기업의 투자 활성화일 것이다. 기업의 투자가 증가하면 생산이 증가하고 이 과정에서 추가적인 고용창출이 가능하기 때문이다. 정부는 기업이 안심하고 적극적으로 투자할 수 있도록 경제 전반에 확산되어 있는 불확실성을 줄이고자 노력해야 하는 한편, 다양한 측면에서 기업들의 투자에 대한 인센티브를 제공할 필요가 있다. 경제가 안정적 성장 궤도에 진입할 때까지 한시적으로 법인세를 감면해 주거나 기업이 부담하는 사회보장분담금 등을 일부 지원해 주는 정책들이 그 예가 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김미곤. 「최저생계비 계층 현황과 정책과제」. 『보건복지포럼』, 13호(1997. 10): 75-84.
- 김진옥. 「한국가계의 동등화 소비 단위」, 『공공경제』 5권 1호 (2000a. 5): 251-283.
- _____. 『계층간 갈등상태에서 최적소득세』. 서울: 집문당, 2000b.
- _____. 「한국의 소득불평등 변화요인 분석 -가구주 특성을 중심으로-」. 『사회경제평론』 19호 (2002. 10): 267-293.
- 김진옥·박창원. 「소득계층의 실태와 특성에 관한 분석」, 『공공경제』 6권 2호 (2001. 11): 57-77.
- 김진옥·정의철. 「소득계층의 변화요인 분석 -가구특성을 중심으로-」. 『제4회 한국노동패널 학술대회 논문집』 pp.1-17, 서울: 한국노동연구원, 2003.3.
- 류상영·강석훈. 『중산층의 변화실태와 정책방향』. 서울: 삼성경제연구소, 1999.
- 박순일·최현수·강성호. 『빈부격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』. 서울: 한국보건사회연구원, 2000.
- 박찬용·김진옥. 「경제위기 전후 가구주 특성별 빈곤수준 변화계측」. 『사회보장연구』 16권 1호 (2000. 6): 1-23 .
- 박찬용·김진옥·김태완. 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』. 서울: 한국보건사회연구원, 1999.
- 보건복지부. 『2000-2001년 국민기초생활보장 수급자 현황』. 2002.
- 유경준. 『IMF 이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향』, 서울: 한국개발연구원, 2000.
- 이정우. 『소득분배론』. 서울: 비봉출판사, 1991.
- 장원준. 『한국도시부문의 표준생계비』. 서울: 한국개발연구원, 1986.
- 정건화. 「외환위기 이후 도시가구의 생활상태 변화-도시가계조사 자료 분석을 중심으로」. 『IMF 이후 한국의 빈곤』, 서울: 나남출판, 2000, pp.109-143.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식. 『소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제』. 서울: 한국노동연구원, 2001.

한국보건사회연구원. 『최저생계비계측조사』. 1989, 1994.

현진권·임병인. 「우리나라 소득분배 실증연구의 한계」. 『응용경제』 6권 1호 (2004. 6): 49-67.

현진권·윤건영. 「우리나라 조세정책의 평가와 개혁과제」. 『조세개혁의 방향모색-한국과 미국』. 개원 7주년 기념 심포지엄, 서울: 한국조세연구원, 1999, pp.75-93.

Förster, M. F. *Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons*. Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 14, OECD/GD(94)10, Paris, 1994: OECD.

Greene, William. *Econometric Analysis*. 3rd ed., New Jersey: Prentice-Hall Inc., 1997.

Rowntree, B. S. *Poverty: A Study of Town Life*. London, 1901.

Townsend, P. *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standard of Living*. Harmondsworth: Penguin Books, 1979.

abstract

Household Characteristics and Changes in Income Class: 1998~2001

Geneuhc Kim · Eui-Chul Chung

Based on household characteristics, this study analyzes the sources of changes in income class. Using KLI panel data in 1998 and 2001, household equivalent income is calculated and households whose income class is changed are identified. Various household characteristics are examined to understand which characteristics are influential in income class changes. Empirical estimations are carried out by employing an ordered probit model. Region of residence, age of household head, education level of the head, the number of employed family members in 1998, and a change in the number of employed family members are shown to be statistically significant. Calculation of marginal probability based on the ordered probit estimation results show that the probability of upward movement in income class decreases as a household lives in rural areas, while the probability of upward movement increases as the household's head is better educated, the number of employed family members are higher and there is a higher increase in the number of employed family members. Age of the head has mixed results; while the probability of upward movement in income class decreases as the head gets older for the households in middle and high income classes, that probability increases as the head is in the range of the 40s and the 50s in low income class households.

Key words: income class, household characteristics, ordered probit model