성과 일자리 이동

신 광 영*

I. 문제제기

본 논문은 두 가지 목적을 지닌다. 하나는 1997년부터 노동연구원에서 수집한 노동임금패널 자료를 이용하여 외환위기 이후 성별에 따른 일자리 이동(job mobility)을 분석하는 것이다. 일자리 이동은 다양한 형태로 나타난다. 과연 한국의 피고용자들은 어떠한 정도로 또한 어떠한 형태로 일자리 이동을 경험하고 있는가? 다른 하나는 동일한 자료를 이용하여 1998년부터 2000년까지 3년 동안 연령 세대에 따라서 일자리 이동이 어떻게 나타났는가를 분석하는 것이다. 1997년 말 외환위기로 시작된 한국의 경제위기는 대량실업, 신규취업 축소, 임금 하락 등 노동시장의 구조적인 변화를 촉발시켰다. 그러나 경제위기가 모든 개인들에게 동일하게 영향을 미치지는 않았다. 경제위기의 효과는 노사관계 제도나 가부장제 문화와 같은 사회적, 문화적 요인을 매개로 해서 나타났기 때문에, 노동조합원과 비조합원, 대기업과 중소기업, 공공부문 종사자와 사적 2부문 종사자, 여성과 남성 등 여러 가지 조건에 따라서 매우 다른 경제위기의 효과를 경험하였다. 그렇다면, 구체적으로 가부장제가 크게 약화되지 않은 한국의 노동시장에서 경제위기는 노동시장에 참여하고 있는 남성과 여성에게 각각 어떻게 영향을 미쳤는가? 그리고 그러한 영향은 가부장제의 또 다른 축인 연령세대에 따라서는 어떻게 다르게 나타나는가? 남성과 여성은 생애과정에서 큰 차이를 보이고 있기 때문에 성과 연령세대를 중심으로 일자리 이동을 분석한다.

일자리 이동은 경제 주체의 의사에 따라서 자발적인 이동과 비자발적인 이동으로 구분된다. 개인이 자발적으로 기존의 일자리보다 더 만족스러운 일자리로 이동하는 경우, 일자리 이동은 오히려 긍정적인 의미를 지닐 수 있다. 자발적인 이동을 중심으로 노동시장의 유연성 증대는 일을 통한 개인의 자아실현이라는 점에서 또한 일의 만족도를 높일 수 있다는 점에서 긍정적으로 평가할 수 있기 때문이다. 오늘날 여러 사회적으로 문제가 되는 것은 비자발적인 일자리 이동으로 인한 고용불안정과 경제적 박탈이다.

* 중앙대학교 사회학과

II. 일자리와 이동

일자리 이동은 고용주가 바뀌는 직장이동이나 직종이동을 의미한다. 그러나 공공부문이나 대기업에서 이루어지는 고용주가 바뀌지 않은 상태에서 근무하는 부서나 공간이 바뀌는 전근과는 달리 일자리 이동은 고용주가 바뀌는 직장 혹은 직종의 이동을 포함한다. 그러므로 동일한 직업 내에서 일자리 이동이 이루어지기도 하고, 직업이동을 동반하여 일자리 이동이 이루어지기도 한다.

직업이동이나 계층이동과는 달리 일자리 이동이 활발한 경우는 이동의 원인에 따라서 그 평가가 크게 달라진다. 자발적으로 임금이 높거나 안정성이 높은 일자리로의 이동이 빈번하게 이루어지는 경우, 이러한 일자리 이동은 사회적으로 긍정적인 의미를 지닌다. 그러나 해고를 통해서 혹은 다른 이유로 인하여 비자발적인 일자리 이동이 빈번해지는 경우, 이러한 일자리 이동은 고용불안정의 증가를 의미하거나 혹은 노동력과 일자리의 부적절한 결합의 정도가 높다는 것을 의미한다.

일자리 이동이 일어나는 이유는 크게 4가지이다. 첫째, 구조적인 수준에서 산업구조의 변화나 직업구조의 변화로 인하여 기존의 일자리가 줄어들고, 새로운 일자리가 생겨나면서, 개인들이 이러한 일자리 변화에 대응하여 일자리 이동이 이루어진다. 이러한 이동은 구조적인 수준에서 일어나는 변화의 결과이다(Erikson and Goldthorpe, 1992; DiPrete et al., 1997). 둘째, 기업수준에서 산업구조나 직업구조가 변화지 않더라도, 기업이 여러 가지 이유로 해고를 하거나 채용을 하는 경우에 일자리 이동이 나타난다. 기업수준에서의 고용은 종신고용제와 같은 기업의 고용관행과 제도(Dore, 1973; Baron and Bielby, 1980; Hashimoto and Raisian, 1985; Lincoln and Kalleberg, 1992; O'Reilly and Fagan, 1998) 혹은 기업파산이나 기업합병과 같은 기업의 경영 상태나 경영 전략(Havemand and Cohen, 1994)에 따라서 피고용자를 채용하거나 해고하는 경우 일자리 이동이 이루어진다. 셋째, 동일한 기업 혹은 기업집단 내에서 직무순환이나 승진으로 직책이나 직무의 변화가 나타나는 경우이다. 고용주의 변화가 없이 일자리 이동이 이루어지기 때문에, 이러한 일자리 이동은 주로 개인의 경력 이동의 차원에서 연구의 대상이 되었다. 넷째, 개인적인 수준에서 이루어지는 노동시장 이동으로 전직이나 자발적인 퇴직으로 인한 일자리 이동이다. 현실에서 네 가지 요인들은 모두 서로 밀접하게 연관되어 있지만, 분석적인 목적으로 이러한 구분을 시도하였다.

노동시장 제도나 복지제도와 같은 제도적인 요인들이 경제적인 요인들이 일자리 이동에 미치는 정도를 매개한다. 노동법, 노동조합과 단체교섭제도 등 노사관계에 영향을 미치는 요인들이 경제적인 수준에서 이루어진 변화가 고용관계에 미치는 영향력의 정도를 다르게 한다. 그러므로 경제환경의 변화가 동일하다고 하더라도, 노동시장 제도의 차이에 의해서 일자리 이동이 크게 다르게 나타난다 (Freeman, 1998). 실업보험이 발달되어 있는 경우, 피고용자들의 자발적인 일자리 이동이 경제적 박탈을 경험함이 없이 이루어질 수 있기 때문에 일자리 이동이 더 빈번하게 일어날 수 있다. 이러한 요인들은 한국의 경우에는 해당되는 요인은 아니다.

일자리 이동은 다른 형태의 이동(계급이동, 직업이동, 직장이동, 경력이동, 고용주 이동, 지리적 이동 등)을 동반하는 경우가 많다. 일자리 이동은 세대내 계급이동과 밀접한 관련을 맺고 있다. 일자리 이동은 다른 형태의 이동과 관련하여 여러 형태로 구분이 가능하다. 일자리 이동이나 고용불

안정은 전체 이직율과 입직률을 통해서 간접적으로 알 수 있다. 노동시장에서 수요의 주체인 기업 수준의 자료를 이용하여 신규 입직과 이직을 분석할 수 있지만, 기업수준의 자료는 현재 가용하지 않기 때문에, 개인 수준에서 수집된 자료를 중심으로 분석을 시도한다.

한국의 경우 본 연구의 분석 대상은 경제위기 이후 일자리 이동에 초점을 맞추었기 때문에, 일자리 이동에 영향을 미치는 산업구조적 요인이나 노사관계 제도적 요인들의 효과가 밝혀질 수는 없다. 노동패널 자료를 통하여 우리가 알 수 있는 점은 일자리 이동과 관련하여 개인적인 요인과 일자리의 속성과 같은 요인들의 효과만을 추정할 수 있다. 구조적 요인과 제도적 요인의 효과를 분석하기 위해서는 더 장기적인 패널자료가 필요하다.

III. 자료 및 변수

1. 자료

본 연구에 사용한 자료는 노동연구원이 1998년부터 2000년까지 3년간에 걸쳐서 수집한 노동임금 패널 조사 자료이다. 이 논문은 임금을 받는 피고용자들의 일자리 이동에 초점을 맞추었기 때문에, 1998년 고용상의 지위가 임금을 받는 피고용자로 파악된 4012명만을 분석의 대상으로 삼았다. 4012명 가운데 조사 시점마다 일자리를 유지한 응답자는 1999년 3854명, 2000년 3620명이었다. 응답자가 줄어든 이유는 응답거부, 추적 불가능의 이유로 표본에서 탈락한 응답자들뿐만 아니라 실업이나 비임금 근로자로 이동한 응답자를 포함하고 있기 때문이다. 실직으로 인하여 일자리를 상실한 경우는 분석에서 제외시켰고, 계속해서 일자리를 지니고 있는 응답자들을 대상으로 하였기 때문에, 실제로 일어난 일자리 이동보다 본 연구에서 분석된 일자리 이동은 적을 것이다. 일자리 이동 이후 실직한 경우도 있을 수 있기 때문이다.

2. 변수

본 연구에서 사용한 교육은 최종학력을 기준으로 하였다. 학력보다는 학벌이 사회적으로 중요한 역할을 하고 있기 때문에 수료만 한 경우나 중퇴를 한 경우의 최종학력은 그 전 단계의 학력을 최종학력으로 하였다. 국졸이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 전문대 졸업, 대학 졸업, 대학원 졸업

연령은 만 나이를 기준으로 하였다. 또한 연령 세대별은 15-17세, 18-32세, 33-44세, 45-55세, 55세 -65세, 66세 이상 여섯 세대로 나뉘어졌다. 이러한 구분은 일상적인 연령 세대 구분과 차이를 보이고 있으나, 노동시장 진출 연령을 고려한 것으로서 20대, 30대, 40대, 50대, 60대로 구분하는 통상적인 구분을 약간 수정한 것이다.

<표 1> 분석에 사용된 기본 변수들의 속성

변수	값	전체(4012)	남성(2531)	여성(1481)
나이	만나이	37.15(11.13)	38,27(1,33)	35.24(11.69)
교육	학력	5.188(1.37)	5,365(1,33)	4.89(1.38)
결혼	기혼	1104(27.5)	564(22.3)	564(22.3)
	미혼	2907(72.5)	1967(77.7)	1967(77.7)
근로시간 형태	시간제	478(11.9)	194(7.7)	284(19.2)
	전일제	3530(88.0)	2335(92.3)	1195(80.7)
	모름/무응답	4(0.1)	2 (0.1)	2 (0.1)
고용형태	상시고용	3236(80.7)	2119(83.7)	1117(75.4)
	임시고용	385(9.6)	182 (7.2)	203(13.7)
	일용직	386(9.6)	227 (0.9)	159(10.7)
	모름/무응답	5(0.1)	3 (0.1)	2 (0.1)
취업형태	정규직	3062(76.3)	2044(80.8)	1018(68.7)
	비정규직	949(23.7)	486((19.2)	463(31.3)

IV. 분석결과

1. 성과 일자리 이동

가. 1998년 가을 이전

외환위기 이전까지 전반적으로 한국에서 일자리 이동은 상대적으로 낮은 것은 것으로 나타났다. <표 1>은 15세부터 1998년 가을까지 일자리 이동 추세를 보여주고 있다. 1998년 노동패널조사에서는 15세부터 현재 일자리(직장)까지 임금근로자들의 일자리 이동 횟수를 회고적으로 질문하여 얻은 값이다. 회고적으로 얻은 정보가 정확한 것은 아니지만, 대체적인 윤곽을 파악하는데는 나름대로 도움이 되는 정보가 될 수 있다. 한국 임금근로자의 경우 15세부터 조사 당시까지 평균적으로 2.34회 직장을 옮긴 것으로 나타났다.[1] 그리고 표준편차가 매우 커서 임금근로자들 내부에서 일자리 이동의 차이가 매우 크다는 것을 알 수 있다.

1) 임금근로자 이외의 응답자들의 경우를 살펴보면, 비임금근로자의 경우 2.35회, 실업자의 경우 2.59회로 나타나 임금근로자와 큰 차이를 보여주고 있지 않았다. 그러나 비임금근로자의 경우 성별 일자리 이동 횟수에서 큰 차이를 보이고 있다. 남성과 여성은 각각 2.69회와 1.89회로 다른 임금근로자나 실업자(남성, 2.58, 여성 2.37)에 비해서 큰 차이를 보여주었다.

임금근로자의 일자리 이동횟수를 연령 세대별로 살펴보면, 전체적으로 연령이 높아질수록, 일자리 이동횟수가 약간씩 증가하는 것으로 나타났다. 그 결과 66세 이상의 임금근로자들의 평균 이동횟수는 2.606회로 연령 세대 가운데 가장 높게 나타났다. 그러나 30대 중반 이후의 일자리 이동 횟수는 그다지 유의미하게 증가하지는 않는 것을 밝혀졌다. 33세부터 44세 사이의 임금근로자들의 경우 2.52회 일자리 이동을 하여 18-32세 임금근로자의 일자리 이동 횟수 평균 1.94회와 큰 차이를 보이지만, 그 이후는 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 연별 세대별 분석에서 뚜렷하게 나타난 점은 표준편차가 4.0732로 가장 커서 33-44세 사이의 임금근로자들 내부에서 일자리 이동의 정도가 극단적인 편차를 보이고 있다는 것을 알 수 있다. 이 연령 시기에 달한 임금근로자들 사이에서 이동이 거의 없는 임금근로자들과 이들이 극심한 임금근로자들이 공존한다는 것을 의미한다.

다른 나라의 경우를 살펴보면, 미국 남성의 경우 평생 동안 평균적으로 10번 정도의 일자리 이동을 경험하고, 독일 남성들의 경우 평생동안 4번 정도의 일자리 이동을 경험하고 있는 것으로 나타났다 (Booth, 1999). 더욱이 80년대 이후 신자유주의적 경제정책이 실시되면서, 미국 노동자들의 일자리 이동이 더욱 높아져서, 18-32세 미국 임금근로자들의 일자리 이동 횟수는 무려 9.2회로 나타났다. 서구의 사례와 비교해 볼 때, 1998년 가을까지 상대적으로 한국 임금근로자들의 평균적인 일자리 이동은 매우 낮은 수준이었음을 알 수 있다.

<표 2> 일자리 이동의 추세

연령 세대	전체	남성	여성	
15-17	1.4938(0.8385)	1.5333(0.8996)	1.4706(0.8088)	.0627
18-32	1.9395(1.2017)	2.0293(1.3090)	1.8493(1.0768)	.1800*
33-44	2.5199(4.0732)	2.5033(3.4903)	2.5620(5.2704)	.0587
45-55	2.4953(1.5132)	2.5705(1.6638)	2.3629(5.3177)	.2076
56-65	2.5301(1.5132)	2.6883(1.6198)	2.1200(1.0960)	.5683***
66+	2.6552(1.5428)	2.9691(1.6167)	2.0208(1.1576)	.9482***
평균	2.3415(3.0006)	2.4473(2.4420)	2.1607(3.7623)	.2866**

참고) 1. * < 0.05, ** < 0.01 *** <0.001 (two-tailed test)
2. 괄호 안은 표준편차이다.

남성과 여성의 일자리 이동은 유의미하게 차이를 보여주고 있다. 15세 이후 남성의 평균 일자리 이동 횟수는 .4473회로 여성의 2.1607회에 비해서 0.2866회가 통계적으로 유의미하게 많은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 연령 세대에 따라서 더욱 뚜렷한 차이를 보여주고 있다. 남성에 비해서 여성 임금근로자의 일자리 이동 횟수가 33-44세에서 더 높은 것으로 나타났다. 여성의 경우 이를 정점으로 하여 급격하게 일자리 이동 횟수가 줄어드는 것으로 나타났다. 남성의 경우는 30세 중반 이후 계속해서 일자리 이동 횟수가 증가하지만, 여성의 경우 급격히 감소하는 이유는 많은 여성들의 경우 노동시장에 진출한 여성들이 결혼이나 출산을 계기로 노동시장에서 나가고 경제활동 경험

이 없는 여성들이 노동시장으로 진출하고 있으며, 이들의 경우 일자리 이동의 기회가 없는 직종으로 진출하기 때문이다. 그 결과 남성 임금근로자와 여성 임금근로자 사이의 일자리 이동 횟수가 유의미하게 다른 패턴을 보여주는 결과를 낳게 되었다.

또한 여성들의 경우 표준편차 값이 남성에 비해서 대단히 커서 여성들 내에서도 일자리 이동상의 편차가 매우 큼을 알 수 있다. 남성의 경우 33-44세 연령집단에서 일자리 이동 평균값의 표준편차가 가장 커서 3.4903을 보여주었지만, 여성의 경우 33-44세와 45-55세 연령집단 모두가 일자리 이동 평균값이 남성에 비해서 훨씬 높을 뿐만 아니라 표준편차도 대단히 커서 연령 세대 내에서 매우 큰 편차가 존재한다는 것을 보여주고 있다. 또한 이것은 여성들의 경우 중년 이후 여성 임금근로자들 사이에서 이질적인 노동시장이 존재하고 있음을 보여준다. 동일한 여성 임금 근로자들 사이에서 고용안정성이 없는 임금근로자들의 비율이 매우 높다는 것을 함의한다.

나. 1998년 가을 이후

대조적으로 외환위기 이후 시작된 일자리 이동은 매우 다른 양상을 보여주고 있다. 먼저 일자리 이동을 경험한 임금근로자의 비율이 크게 늘어났다. 제1차 패널 조사 당시와 제2차 패널조사 사이에 일자리 이동을 경험한 임금근로자의 비율은 17.0 퍼센트에 달하였다. 이는 조사 기간 사이에 직업이 없는 사람들을 포함한 것으로서, 이들을 제외한 경우에는 더욱 높아져서, <표 3>에서 알 수 있듯이, 18.2 퍼센트에 달하여, 매우 급격한 일자리 이동이 일어났음을 알 수 있다.[2] 제2차 패널조사와 제3차 패널조사 사이에 일자리 이동을 경험한 응답자는 14.1 퍼센트로 전보다 크게 줄어들었다. 점차 실업률이 낮아지고, 경제가 어느 정도 회복되면서 나타난 결과라고 볼 수 있다. 이를 임금근로자 개인을 중심으로 하여 보면, 제1차 패널 조사와 제2차 패널조사 사이에 평균적으로 1인당 0.2회의 이동을 경험한 것이며, 제2차 패널조사와 제3차 패널조사 사이에는 0.15회 일자리 이동을 경험한 것과 같다. 미국과 호주의 경우 매년 일자리 이동 비율이 10 퍼센트에 달하며 (Lankard, 19980, 스웨덴의 경우도 미국이나 호주보다 낮기는 하지만, 약 6.0 퍼센트 정도에 달하고 있다는 사실(Widerstedt, 1998)을 고려한다면, 이러한 결과는 경제위기로 인하여 한국의 임금근로자들의 일자리(직장) 이동이 매우 크게 증가하였고, 그 결과 고용안정성이 극도로 악화되었다는 점을 분명히 보여주고 있다.

2) <표 3>은 일자리를 중심으로 한 표이기 때문에 전체 임금근로자 수는 일자리 이동 횟수가 0인 3201과 일치한다. 그러므로 한번 이상 일자리를 이동한 사람 수는 584명으로 전체 3201명 가운데 18.3 퍼센트에 해당한다.

<표 3> 패널조사 기간 사이에 임금근로자가 경험한 일자리 이동 개수(n=3201, 3153)

이동횟수\조사 차수	1차 - 2차		2차 - 3차	
	빈도	퍼센트	빈도	퍼센트
0	3201	83.1	3153	87,1
1	584	15.2	446	12,3
2	58	1.5	15	,4
3	8	.2	5	,1
4	3	.1	1	,0
	3854	100.0	3620	100,0

참고) 4번 이동한 사람은 0, 1, 2, 3번에 모두 포함되었다.

남성과 여성은 일자리 이동과 관련하여 유의미한 차이를 보이는가? <표 4>는 일자리 이동을 결정짓는 요인을 분석하기 위한 로짓 회귀분석 결과이다. 일자리 이동의 횟수에 관계없이 일자리 이동을 경험한 경우와 그렇지 않은 경우로 구분하고, 성(gender)이 일자리 변화 로짓(일자리 이동/일자리 비이동)에 영향을 미치는 요인인지를 먼저 밝히고, 일자리 변화 로짓에 영향을 미치는 다른 요인들을 밝히고자 하였다. <표 4>에서 우리가 알 수 있는 것은 먼저 남성과 여성의 성별 차이는 일자리 이동에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그렇다면, 1998년과 1999년 사이에 어떤 요인으로 인하여 일자리 이동/비이동에 영향을 미치는가? 교육연수가 일자리 이동에 부정적인 효과를 지니는 것으로 나타나, 교육수준이 낮은 임금근로자들에서 일자리 이동이 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 연령이 높아질수록 일자리 이동의 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다.

모형 2에서는 일자리 성격을 보여주는 변수들을 도입하였다. 그 결과, 연령은 일자리 이동 로짓에 유의미하게 영향을 미치지 않는 변수로 나타났고, 교육연수는 유의미한 변수로 나타났지만, 그 효과는 크게 줄어들었다. 일자리 이동 로짓에 영향을 미치는 요인은 현재 일자리 근무 연수로 나타났다. 현재 일자리에서 보낸 시간이 길면 길수록, 현재의 일자리에서 덜 이동한다는 것을 의미한다. 이것은 역설적으로 현재 일자리에 오래 머무르는 사람일수록 이동의 가능성은 낮고, 현재 일자리서 일을 한지 얼마 되지 않는 사람일수록 이동의 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이것은 일자리 이동이 양극화된 형태로 진행되고 있음을 알 수 있다. 이미 기존의 일자리에서 근무하고 있는 사람들의 경우는 일자리 이동이 상대적으로 낮게 나타난 반면, 새롭게 일을 시작하는 사람들의 경우 일자리 이동이 매우 높게 나타났다.

<표 4> 일자리 이동 로짓 회귀분석 결과

모형	1	2
상수	,004	-,287
성(여성=1)	,080(1,083)	-,114(,892)
결혼여부(결혼=1)	,028(1,028)	,094(1,098
연령	-,026(,975)***	-,013(,987)
성*결혼		,002(1,002)
교육연수	-,206(,814)***	-,101(,904)*
근무시간형태		-,124(,883)
시간제(=1)		
고용형태		,271(1,311)
비정규(=1)		,282(1,326)
근로형태		
상용(=2)		-,304(,737)
임시(=1)		-,025(,975)
일용(=0)		
현 일자리 근무년수		-,087(,916)***
-2 log likelihood	2240,362	2163,965

* p < .05, ** p < .01, *** p <.001

일자리 이동 횟수에 영향을 미치는 회귀분석에서도 일자리 이동 로짓분석 결과와 유사한 결과가 나타났다. 다만 모형 1에서 일자리 이동 횟수에 미치는 성 변수가 유의미하게 나타나, 남성보다 여성이 유의미하게 낮은 일자리 이동 횟수를 경험하는 것으로 나타났지만, 다른 변수를 도입한 모형 2와 3에서 남성과 여성의 유의미한 차이는 없는 것으로 나타났다. 모형 2에서 알 수 있듯이, 일자리 이동 로짓에 유의미한 효과를 보여주었던 연령과 교육연수가 동일하게 일자리 이동 횟수에도 유의미하게 영향을 미치는 것으로 타나났다. 일자리 속성 변수를 도입한 모형 3에서는 유의미한 효과가 없는 것으로 나타났다. 상시직, 임시직, 일용직과 같은 근로형태도 일자리 이동 횟수에 유의미한 차이를 낳지 않는 것으로 나타났다. 유일하게 일자리 이동 횟수에 영향을 미치는 변수는 현재 일자리 근무 연수로 나타났다. 이러한 결과는 현재 일자리에서 근무하는 기간을 결정하는 요인이 무엇인가를 밝히는 작업이 필요하다는 것을 보여준다.

<표 5> 일자리 이동 횟수 결정 요인 회귀분석 결과

모형	1	2	3
상수	,129	,361	,348
성(여성=1)	.0312*	- ,020	- ,014
결혼여부(결혼=1)	- ,008	- ,025	- ,005
연령	- ,0015	- ,003**	- ,001
교육년수		- ,021***	- ,008
성*결혼		,0523	,015
근무형태(시간제=1)			- ,023
고용형태(정규=1)			- ,0434
근로형태			
상시			- ,070
임시			,0025
일용			-
현 일자리 근무연수			- .0062***
조정된 R*R	,0045	,009	,029

다. 성별 분석 결과

노동시장에서 남성과 여성의 차이는 성에 따라서 다른 변수들의 효과가 달라질 수 있다는 점에서 성과 다른 변수들간의 상호작용을 분석할 필요가 있다. 여기에서는 남성 표본과 여성 표본을 분리하여 분석하였다. <표 6>은 일자리 이동 로짓 회귀분석 결과이다. 남성과 여성의 차이는 연령의 효과와 근로형태에서 나타났다. 남성의 경우 연령이 높아질수록 일자리 이동의 가능성이 줄어드는 반면, 여성은 나이와 일자리 이동 가능성과 관계가 없는 것으로 나타났다. 이것은 여성들의 경제활동 참여가 경력과 관계없이 이루어지기 때문인 것으로 보인다. 남성과 여성의 일자리 이동 가능성에 영향을 미치는 공통적인 변수는 현재 일자리 근무기간으로 밝혀졌다.

<표 7>은 현재 일자리 근무연수 결정 요인 회귀분석 결과이다. 남성의 경우 기혼 남성이 미혼 남성에 비해서 현재 근무연수가 유의미하게 더 긴 것으로 나타났다. 이것은 여성의 경우도 마찬가지로, 미혼 남성과 여성들의 경우 여러 가지 이유로 일자리를 자주 이동하기 때문에 근무연수가 대체로 짧은 것으로 나타났다. 그러나 결혼여부의 효과가 남성에서 더 크게 나타나 결혼한 남성과 여성들의 경우에도 직장 근속과 관련하여 차이가 있음을 보여주었다. 교육수준이 높으면 높을수록, 근무연수도 길어지는 것으로 나타나, 고학력 임금근로자들의 일자리가 상대적으로 안정되어 있음이 밝혀졌다. 교육의 효과는 여성에서 약간 더 커서, 일자리 근무연수에 미치는 교육의 효과가 여성에서 더 큼을 알 수 있다.

<표 6> **일자리 이동/비이동 로짓 회귀분석 결과**

모델	남성		여성	
	1	2	1	2
상수	,172a	,018	-,299	-,610
결혼	-,033(.968)b***	,133(1,1142)	,114 (1,121)	,071(1,073)
교육	-,076(.927)***	-,037(,964)	-,076 (,927)**	-,044(,957)
나이	-,033(.967)	-,021(,979)**	,009 (,979)	-,007(,993)
근무형태(시간제=1)		-,435(,647)		,116(1,123)
고용형태(비정규=1)		,439(1,551)*		,177(1,193)
근로형태				
상용		-,280(,756)		-,195(,823)
임시		-,056(,946)		,054(1,056)
현재 일자리 근무연수		-,070(,932)***		-,151(,860)***
-2 Log likelihood	1342,774	1295,343	894,862	858,454

a: **비표준화된 계수** * p < .05 **유의수준** (one-tailed test)
b: Exp(B) ** p < .01

<표 7> **현재 일자리 근무연수 결정 요인 회귀 분석**

모형	남성		여성	
	1	2	1	2
상수	,597	3,284	,150	-1,671
결혼	5,817***	5,622*	2,983***	3,395***
교육	.226***	,180***	238***	,199***
근무형태(시간제=1)		-6,500E-02		,944*
고용형태(비정규직=1)		-1,895***		-,720***
근로형태				
상용		-1,546		1,726*
임시		-4,365***		-,115
일용		-		-
R*R	,102	,120	,067	,113

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

일자리 속성 변수들에서는 남성과 여성간에 차이가 큰 것으로 나타났다. 남성들의 경우 근무형태가 현재 일자리 근무연수에 유의미하게 영향을 미치는 요소가 아닌 것으로 나타났지만, 여성들의 경우 근무형태가 유의미한 변수로 나타났다. 이는 여성들의 경우 시간제 근무와 전일제에 따라서 일자리 근무기간이 유의미하게 달라지는 것을 의미한다. 또한 비정규직과 정규직의 차이에서도 여성이 남성에 비해서 차이가 적은 것으로 나타났다. 가장 뚜렷한 차이는 근로형태에 따라서 남성과 여성의 일자리 근무기간이 크게 달라진다는 점이다.

남성의 경우 일용직과 비교하여 상용직 임금근로자들은 근무연수에 차이가 없는 반면, 임시직 임금근로자들의 매우 낮은 일자리 근무연수를 보여주었다. 반면에 여성의 경우, 일용직과 상용직의 차이가 유의미하게 큰 반면, 임시직과 일용직의 차이는 유의미하지 않았다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 노동패널 자료를 이용하여 한국의 임금근로자 남성과 여성의 일자리 이동을 분석하였다. 특히 노동패널 자료를 이용하여 1998년과 1999년 사이 임금근로자들의 일자리 이동과 이동 횟수를 중심으로 분석하였다.

분석결과는 다음과 같다. 첫째, 한국 임근근로자들의 경우 1998년 이전까지 일자리 이동이 매우 낮았지만, 경제위기 이후 일자리 이동의 급격한 증가를 경험하고 있다. 이러한 변화는 직접적으로 임금근로자들의 고용불안정을 야기하고 있다고 볼 수 있다.

둘째, 일자리 이동 로짓에 영향을 미치는 요인은 현재 일자리 근무기간인 것으로 밝혀졌다. 남성과 여성간의 차이가 없이, 유일하게 현재 일자리 근무기간이 클수록, 일자리 이동 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다. 이것은 근무기간이 짧은 젊은 임금근로자들의 경우 이동 가능성이 매우 높다는 것을 보여준다.

셋째, 남성과 여성를 분리하여 분석한 결과, 남성과 여성의 일자리 이동과 일자리 이동 횟수를 결정짓는 요인이 다른 것으로 나타났다. 남성의 경우 나이, 고용형태, 현재 일자리 근무연수가 유의미한 변수로 나타났지만, 여성들의 경우 나이는 유의미한 효과가 없는 것으로 밝혀졌다. 이것은 남성과 여성의 노동시장 행태가 매우 다르다는 것을 보여주는 것으로서 여성들의 경우 나이가 고용안정을 가져다주지 못함을 의미한다. 또한 남성의 경우 비정규직과 정규직의 고용안정상의 차이가 존재하지만, 여성은 그렇지 못한 것으로 밝혀졌다.

본 연구는 일자리 이동과 관련하여 매우 제한적인 분석에 그쳤다. 일자리 이동 유형이나 이동과정에 분석이 필요하며 또한 계급과 산업에 따른 편차를 분석하는 것이 필요하다. 그리고 시기적으로 1998-1999년 조사에 한정하여 경제위기가 가장 심했던 기간만을 분석의 대상으로 하였다. 이

시기는 다른 시기와 매우 다른 경제적 상황이었기 때문에 일상적으로 관찰되었던 일자리 이동과는 다른 양상이 나타났을 수도 있다. 패널 자료의 축적을 통하여 이러한 문제들이 다루어질 수 있을 것이다.

참고문헌

통계청, 2001, http://kosis.nso.go.kr/cgi-bin/sws_999.cgi

한국은행, 2001, **경제통계**(http://www.bok.go.kr/bokis/bokis/m_statis_disp_main(2001, 10, 10).

Dore, Ronald, 1973, British Factory and Japanese Factory, Berkeley: California University Press.

Freeman, Richard B. 1998, "War of the models: Which labour market institutions for the 21st century," Labour Economics 5:1-24.

Hashimoto, M. and Raisian, J., 1965, "Employment tenure and earnings profiles in Japan and the United States, American Economic Review, 75(4), 721-35.

Haveman, Heather A. and Lisa E. Cohen, 1994, "The Ecological Dynamics of Careers: The Impact of Organizational Founding, Dissolution, and Merger on Job Mobility, " American Sociological Review,

Kerckhoff, Alan C., 1995, "Institutinal Arrangements and Stratification Processes in Industrial Societies, " Annual Review of Sociology, 15:323-47.

Lancard, Bettin Brown, 1998, Career Mobility: A Choice or Necessity? ERIC Diget No. 191.

Lincoln, and Kalleberg, 1992, Culture, Control and Commitment, Cambridge: Cambridge University Press.

Mayer, Karl Ulrich and Glenn R. Carroll, 1990, "Jobs and Classes: Structural Constraints on Career Mobility," Mayer, Karl Ulrich and Nancy Brandon Tuma (ed.), 1990, Event History Analysis in Life Course Research, Madison: University of Wisconsin Press, pp.23-52.

Mayer, Karl Ulrich and Nancy Brandon Tuma (ed.), 1990, Event History Analysis in Life Course Research, Madison: University of Wisconsin Press.

Shavit, Yossi, Judah Matras, and David Featherman, 1990, "Job Shifts in the Career Beginnings of Israeli Men," Mayer, Karl Ulrich and Nancy Brandon Tuma (ed.), 1990, Event History Analysis in Life Course Research, Madison: University of Wisconsin Press, pp.53-68.

Tanaka, Yasuhide, 2001, "Employment tenure, job expectancy, and earnings profile in Japan," Applied Economics, 33, 365-374.

Wiederdtedt, Barbro, 1998, Job Mobility as a Sorting Process, Umea Economic Studies, No. 464. Umea University.