

# 여성의 생애와 취업 : 여성의 취업실태조사 학술세미나

- 일시: 2002년 11월 1일 (금) 오후 1:00-6:00
- 장소: 한국여성개발원 여성공동의 장 5층 국제회의실
- 주최: 한국여성개발원, 한국인구학회
- 후원: 조선일보

한 국 여 성 개 발 원



# 세미나 순서

13:00 - 13:15 등 록

13:15 - 13:40 개회식

개회사: 장하진 (한국여성개발원장)

축 사: 구성열 (한국인구학회장)

## 제1부 계층별 취업실태

13:40 - 15:40 제1부 주제발표 및 토론 (사회 : 김재인 실장)

---

발제 I. 여성 자영업자의 특성과 취업력

문유경 (한국여성개발원 연구위원)

토론자 : 김원년 (인구학회 부회장)

---

발제 II. 여성의 노인부양부담이 취업실태에 미치는 영향 분석

김미경 (한국여성개발원 연구위원), 주재선 (한국여성개발원 전문연구원)

토론자 : 박영란 (한국여성개발원 연구위원)

---

발제 III. 젊은 세대 고학력 여성의 노동시장 참여

이미정 (성균관대학교 사회학과 연구교수)

토론자 : 양인숙 (한국여성개발원 연구위원)

---

발제 IV. 여성 청년층 집단의 취업이행 형태 연구

김태홍 (한국여성개발원 선임연구위원), 김종숙 (한국여성개발원 연구위원)

토론자 : 노홍성 (평택대학교 교수)

---

15:40 - 16:00 휴식

## 제2부 여성의 생애와 취업

16:00 - 18:00 제2부 주제 발표 및 토론 (사회 : 김원년 인구학회 부회장)

---

발제 I. 여성 취업이행 경로의 생애과정 씨퀀스 분석

은기수 (한국정신문화연구원 교수), 박수미 (한국여성연구소 박사)

토론자 : 한준 (연세대 교수)

---

발제 II. 여성의 동태적 노동공급: 취업연속성과 첫 노동시장 퇴출행태를 중심으로

김영옥 (한국여성개발원 연구위원)

토론자 : 정우진 (연세대 교수)

---

발제 III. 한국여성의 생애: M 자형 취업곡선과 저출산력에의 함의

박경숙 (동아대학교 사회학과 교수)

토론자 : 황수경 (한국노동연구원 부연구위원)

---

발제 IV. 취업여성의 가사 및 육아부담과 생활만족에 관한 연구

박재규 (전라북도 여성발전연구원, 책임연구원)

토론자 : 방하남 (한국노동연구원 연구위원)

---

18:00

리셉션

## 목 차

1. 여성 자영업자의 특성과 취업력 .....	1
I. 서론 .....	3
II. 여성 자영업자의 규모와 시계열적 추이 .....	4
III. 여성 자영업주의 특성 .....	9
IV. 여성 자영업자의 취업력 .....	17
V. 결론 .....	25
2. 여성의 노인부양부담이 취업실태에 미치는 영향 분석 .....	31
I. 서론 .....	33
II. 본론 .....	40
III. 결론 및 앞으로의 연구과제 .....	59
3. 젊은 세대 고학력 여성의 노동시장 참여 .....	69
I. 연구배경 .....	71
II. 연구내용 .....	72
III. 연구방법 .....	75
IV. 분석 .....	77
V. 요약 및 결론 .....	83
4. 여성 청년층 집단의 취업이행 형태 연구 .....	85
I. 서론 .....	87
II. 본론 .....	89
III. 결론 .....	104
5. 여성 취업이행 경로의 생애과정 씨퀀스 분석 .....	107
I. 연구의 목적 .....	109
II. 선행연구검토 .....	110
III. 연구 가설 및 연구 모형 .....	112
IV. 분석 결과 .....	115
V. 맺음말 .....	127

6. 여성의 동태적 노동공급 : 취업연속성과 첫 노동시장 퇴출행태를 중심으로 .....	131
I. 머리말 .....	133
II. 여성의 동태적 노동공급: 무엇을 알고 있나? .....	134
III. 추정모형과 변수 .....	140
IV. 분석결과 .....	144
7. 한국여성의 생애 : M자형 취업곡선과 저출산력에 함의 .....	159
I. 머리말 .....	161
II. 선행 연구 .....	162
III. 연구내용과 연구방법 .....	165
IV. 분석결과 .....	169
V. 맺음말 .....	182
8. 취업여성의 가사 및 육아부담과 생활만족에 관한 연구 .....	187
I. 서론 .....	189
II. 경험적 문헌검토 .....	191
III. 연구방법론 .....	194
IV. 자료분석 및 논의 .....	197
IV. 요약 및 결론 .....	208
9. 여성의 교육과 첫 직업성취 : 연관성의 시계열적 변화양상 .....	213
I. 서론 .....	215
II. 기존의 연구들과 가설 .....	219
III. 자료와 변수 .....	223
IV. 교육과 현재의 고용상태 .....	225
V. 대수선형 모형 분석 : 교육과 직업간의 전반적인 연관성 .....	227
VI. OLS 회귀분석 .....	233
VII. 요약과 토론 .....	237

# 여성 자영업자의 특성과 취업력

---

문 유 경 (한국여성개발원 연구위원)





## I. 서론

우리 사회에서 자영업자는 어떤 사람들로 구성되어 있으며 이들의 경제활동상의 특징이 무엇인가에 대한 관심이 최근에 증가하고 있다. 특히 외환위기 이후 자영업자에 대한 본격적인 연구가 시작되고 있는데 그 배경으로서는 창업이 실업난을 완화할 수 있는 적극적 방안의 하나가 될 수 있다는 정책적 필요성을 들 수 있다. 자영업에 대한 관심의 또 다른 이유는 국가의 경제적 발전단계와 자영업의 비율이 대체적으로 반비례하는 경향이 있는데 비해 우리나라는 경제발전단계에서 예상되는 것보다 자영업의 비율이 높고 또한 1990년 이후 그 규모와 비율이 증가하고 있다는 점에 대한 이론적인 관심이다.

자영업자에 대한 연구들은 크게 자영업의 선택과 이동, 성장과 사멸의 과정, 취업 환경으로 분류될 수 있다. 어떤 사회인구학적 배경과 노동시장에서의 경력을 가진 사람이 자영업을 선택하는지, 이들의 자영업 지속기간은 어느 정도이고 이것에 영향을 미치는 요인은 무엇인지, 자영업자들의 근로 조건 혹은 소득이 임금근로자와 비교할 때 어떤 위치에 있는지를 봄으로써 지금까지 취업자에 대한 연구 시 임금 근로자에게 주로 초점이 맞추었기 때문에 결핍되었던 잔여부분이 밝혀질 수 있을 것으로 기대한다.

자영업자에 대한 지금까지의 국내 연구들에서 여성 자영업자의 특성을 파악하기는 매우 힘들다. 여성 자영업자의 특성을 무시한 채 남녀를 분리하지 않고 같이 분석대상으로 하고 있거나, 여성 자영업자의 이질성을 고려하여 분석대상에서 제외하고 있는 실정이다.

국내의 연구현황을 보면 여성의 자영업 결정요인과 경력단절 가능성을 분석한 연구와 (성지미, 2000)와 자영업자와 무급가족종사자를 포괄하는 여성 비임금근로자의 특성과 생애경력에 대한 연구(정진성, 장지연, 2001)가 최근에 발표되어 본격적인 연구가 시작되었지만 전반적으로 연구가 부족한 상태이다.

여성 자영업자에 대한 외국의 연구결과들은 다음과 같이 여성 자영업자의 특성을 밝히고 있다. 첫째 여성이 자영업을 선택할 때 남성과는 달리 가족의 상황을 고려한다는 점이다. 남성은 자영업 결정요인으로 연령, 학력, 경력년수 등의 시장적 요인이 크게 작용하는 반면, 여성은 이러한 변수외에 결혼상태, 자녀수, 가구수입, 남편의 취업상황 등 가족과 관련된 변수가 결정요인에 영향을 미치는 특성을 보이고 있다. 둘째 여성근로자에 비해 여성 자영업자들의 소득과 근로시간 등 근로조건이 가족의 특성에 더욱 예민하게 반응하고 있다는 것을 보여 준다. 셋

째 자영업의 결정요인이 남성과 다기 때문에 여성들이 종사하고 있는 업종과 직종 역시 남성과 차이를 보이고 있다. 넷째 부부가 공동으로 자영업을 하는 경우 국가마다 다른 기준에 의해 아내의 자영업자로 혹은 무급가족종사자로 분류된다. 이에 따라 여성 자영업자와 무급가족종사자의 관계에 대한 설정이 필요하다.

본 논문은 여성 자영업자의 이론적, 정책적 중요성에도 불구하고 이 분야의 연구가 결여되어 있는 점을 고려하여 여성자영업자에 대한 기본적인 실태와 함께 이들의 특성에 대한 연구를 시도하고자 한다. 보다 구체적인 목적으로는 첫째 여성 자영업자의 전체적인 규모와 시계열적인 추이를 남성과 혹은 다른 국가와 비교하여 그 특성을 파악하고자 한다. 둘째로는 여성 자영업자가 임금근로자와 비교하여 어떻게 다른 인구학적 특성을 갖고 있으며, 이들이 종사하고 있는 업종과 직종, 노동조건의 특징이 무엇인지를 살펴본다. 마지막으로 여성 자영업자들의 취업력에 대한 분석이다. 이들이 생애주기별로, 세대간에 어떤 변화를 거쳤는지, 자영업자로 진입한 시점과 지속기간은 어느 정도인지에 대한 분석을 통하여 여성 자영업자들의 특성을 파악하려 한다.

### <자료 및 용어>

본 논문에서 여성 자영업자의 규모와 추세를 파악하기 위해서는 주로 통계청의 『경제활동인구조사보고서』와 원자료를 이용하였으며, 이들의 특성과 취업력 분석은 한국여성개발원의 『제4차 여성취업실태조사』보고서와 원자료가 이용되었다. 자영업자의 개념은 일반적으로 유급직원 없이 사업체를 경영하는 자로 규정하거나 조금 범위를 넓혀 5인미만의 소규모 사업체를 운영하는 자로 규정하고 있다. 본 논문에서는 자영업주는 자영자와 고용주를 합한 개념으로, 자영자는 유급직원 없이 사업체를 경영하는 자로, 자영부문은 무급가족종사자까지 포함한 개념으로 사용하였다.

## II. 여성 자영업자의 규모와 시계열적 추이

지난 30년간의 우리 나라 비농가 부문의 자영업 규모를 보면 1963년의 약80만명에서 2001년에 4백9십만명으로 6배 이상의 증가를 보인다. 비율면에서 1963년에 29.6%에서 점차 감소하였다가 1990년의 22.4%를 최저점으로 반전하여 그 이후 계속 증가세를 보여 2001년에는 25.8%를 보인다. 즉 도시지역 취업자 4명 중 1명인 셈이다.

<표 1> 연도별 전체 취업자(비농가)의 자영업주 비율

단위: 천명, %

	전체 취업자(비농가)	임금근로자	자영업주	
			자영업주	자영업주 비율
1963	2691	1686	796	29.6%
1970	4580	2933	1236	27.0%
1980	8575	5660	2273	26.5%
1990	14629	10418	3273	22.4%
2000	18583	12693	4715	25.4%
2001	18959	12895	4892	25.8%

자료: 경제활동인구조사 각년도

이러한 우리 나라의 자영업 비중은 경제수준이 비슷한 OECD국가와 비교하여 볼 때 높은 편에 속한다. 경제 발전 수준과 자영업주의 비중간의 관계를 연구에 의하면 둘 사이에는 역의 관계가 존재하여 경제발전 수준이 높은 국가일수록 자영업주의 비율이 감소하고 있음을 보여 준다. 그러나 우리나라의 경우 자영업주의 비율이 회귀선보다 상당히 위에 위치하고 있는데 이는 우리의 발전단계에서 기대되는 수준보다 자영업근로자의 비율이 매우 높다는 것을 시사하는 것이다(류재우, 최호영 1999).

자영부문을 여성으로 국한하여 보면 조금 다른 양상을 보인다. 우선 자영업주와 무급가족종사자를 포함한 자영부문은 2001년 현재 여성은 31.7%, 남성은 31.0%로 비슷한 수준이다. 그러나 좀 더 세분하여 보면 여성 취업자 중 여성 고용주는 3.8%, 자영자는 15.0%, 무급가족종사자는 12.9%로 남자에 비해 고용주비율이 적은 대신 무급가족 종사자 비율이 높게 나온다. 이는 자영부문 종사비율이 남녀 비슷한 수준이지만 내부적으로 자영부문에서의 여성 취업자의 경제적 상황이 남성보다 열악할 가능성이 있음을 보여 주는 것이다. 이러한 현상은 임금근로자 부분에서도 유사하여 상용근로자의 비율이 여성은 22.3%임에 비해 남성은 41.8%로 여성의 고용 불안정이 훨씬 높아, 자영부문과 임금근로자 부문 모두 여성의 고용환경이 취약함을 보여준다. 자영부문에서는 무급가족종사자의 비율은 지속적으로 감소하고 있는 반면 자영자는 지속적으로, 고용주는 불규칙한 가운데 미미하게 증가세를 보이고 있어 임시고와 일용고의 비중이 늘어나고 있는 임금근로자부문과는 자못 다른 양상이 추후 예측된다.

<표 2> 연도별 여성 취업자의 종사상의 지위별 분포

단위 : %

취업자(여자)	1985	1990	1995	2000	2001
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
자영업주	21.3	16.9	18.1	18.5	18.8
고용주	3.0	3.3	3.9	3.5	3.8
자영자	18.3	13.6	14.2	15.0	15.0
무급가족종사자	16.4	13.8	14.0	13.5	12.9
임금근로자	62.3	69.2	67.9	68.0	68.3
상용	31.9	26.8	29.3	21.0	22.3
임시	19.5	28.1	28.2	32.1	32.2
일용	10.9	14.3	10.4	14.9	14.2

자료: 경제활동인구조사, 각년도

<표 3> 연도별 남성 취업자의 종사상의 지위별 분포

단위 : %

취업자	1985	1990	1995	2000	2001
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
자영업주	26.9	25.0	27.1	29.1	29.8
고용주	9.6	10.4	11.3	10.6	10.9
자영자	17.3	14.5	15.8	18.5	18.8
무급가족종사자	1.2	1.1	0.9	1.1	1.2
임금근로자	71.8	73.9	72.0	69.7	69.0
상용	52.2	48.3	49.0	41.5	41.8
임시	10.7	16.3	14.1	18.3	18.0
일용	8.9	9.3	8.9	9.9	9.1

자료: 경제활동인구조사, 각년도

다음의 표는 지난 10년간 자영부문의 세부집단별 취업자수에 대한 연도별 증가율이다. 이 표에 의하면 고용주집단의 증가율은 여성이 남성보다 높아 지난 10여년간 평균 증가율이 여성은 4.3%인 반면 남성은 2.8%로 큰 차이를 보인다. 반면 자영자 집단의 증가율은 남성이 높아 여성인 3.6%인 반면 남성은 4.7%의 높은 증가율을 보인다. 이 사실은 지난 10여년간 자영부문의 증가가 주로 남성자영자의 증가에 기인한 것임을 보여 준다. 여성 고용주의 증가는 그 비율은 높지만 점유율이 적어 큰 영향을 주었다고 보기 어렵기 때문이다. 또 하나의 특기할 만한 사실은 1998년 IMF경제위기를 전후한 자영업주의 비율변화이다. 1998년에 여성 고용주는 21.9%, 남성은 11.5%의 급격한 감소를 보이는 반면 남성 자영자는 오히려 증가를 하고 있다. 또한 1999년

의 남성 무급가족종사자는 무려 20.0%의 증가를 보이고 있다. 이는 남녀 모두 고용주의 경우 폐업, 부도 등으로 감소한 반면, 남성 자영자는 기업에서 구조조정 등으로 퇴출을 당한 임금근로자들이 대거 자영자로 전환한 것에 기인한 것으로 분석된다. 경기가 회복되기 시작하는 2000년과 2001년의 경우 고용주의 증가율이 다시 큰 폭으로 증가하여 자영부문의 규모는 개인의 선택과 함께 경기에 강한 영향을 받는 것을 알 수 있다.

<표 4> 자영부문의 성별 전년대비 증가율

단위 : %

	여 자			남 자		
	고용주	자영주	무급가족종사자	고용주	자영주	무급가족종사자
1991	6.4	6.9	5.1	11.5	5.1	6.3
1992	5.1	4.9	-2.0	6.6	5.1	2.8
1993	0.1	-1.0	14.1	-0.4	10.1	0.5
1994	13.6	3.2	1.5	5.7	2.2	-8.5
1995	10.0	8.8	1.0	4.4	5.6	-6.1
1996	8.4	4.8	1.9	5.1	2.1	5.1
1997	5.6	5.7	-0.6	1.0	5.8	-3.9
1998	-21.9	-6.3	2.9	-11.5	4.7	2.8
1999	2.7	7.3	-2.6	-4.1	4.3	20.0
2000	5.4	3.0	3.3	7.8	2.2	5.4
2001	11.6	3.4	-1.3	4.1	3.2	10.4
연평균 증가율	4.3	3.7	2.1	2.8	4.6	3.2

자료: 통계청, [경제활동인구조사], 각년도.

외국의 경우 OECD국가등 선진국을 중심으로 1980년대 이후 자영업부문의 증가를 보이고 있는데, 이 현상은 우리 나라와 달리 여성의 자영업 증가가 크게 영향을 미친 것으로 보고 있다. 1970년대의 연평균 증가율을 보면 OECD 회원국의 평균 취업자 증가율이 1.2%인 반면 자영업주는 0.2%로 상대적으로 낮은 증가율을 보인다. 그러나 1980년대 이후 증가율은 역전되어 자영업주는 2.2%, 전체 취업자는 1.4%로 자영업주가 더욱 빠르게 증가한다. 이러한 자영업자의 증가는 주로 여성 자영업자의 증가에 기인한다고 보는데 이는 성별 자영업자 증가율을 비교하면 여성이 각각 3.4%, 1.0%로 남성의 2.3%, 0.5%에 비해 높은 증가율을 보이고 있다는 사실과 자영업내 여성비율이 높아져 1970년대의 26.4%에 비해 1990년대는 29.2%로 증가하였다는 사실에 의해서도 알 수 있다. 또한 자영업의 증가는 경제성장이 상대적으로 빠른 서비스부문에서 나타나는데 서비스부문의 여성자영업자의 비율이 남성보다 높다는 점도 이러한 사실을 뒷받침한다.(OECD, p.157; Aronson, pp. 16-17)

<표 5> OECD회원국의 자영업과 민간부문 취업자 연평균 증가율

단위 : %

	1973-1979	1979-1990	1990-1998
자영업	0.2	2.2(2.3)	1.7
민간부문취업자	1.2	1.4	1.0

주: 농업부문과 무급가족종사자 제외.

통계별로 해당국가의 차이가 있음, ()안은 제외국가가 다른 경우

출처: OECD, Employment Outlook, p. 159.

<표 6> OECD회원국의 성별 자영업 증가율과 비중

단위 : %

	1973-1979		1979-1990		1990-1998	
	여성	남성	여성	남성	여성	남성
성별 자영업증가율	0.7	0.6	3.4	2.3	1.0	0.5
자영업내 성별 비중	26.4	73.6	28.1	71.9	29.2	70.8

주: 농업부문과 무급가족종사자 제외.

통계별로 해당국가의 차이가 있음, ()안은 제외국가가 다른 경우

출처: p. 161.

우리 나라의 여성 자영업주의 비율은 OECD회원국에 비해 약간 높은 편에 속한다. 앞선 종사상의 지위별 연평균 증가율에서도 알 수 있듯이 고용주의 여성비율은 지속적으로 증가하여 1985년의 16.0%에서 2001년에는 19.3%로 증가하였으나 자영자는 38.8%에서 35.6%로 절대 규모면에서는 증가하였지만 여성비율은 오히려 감소하고 있다. 이에 따라 고용주와 자영자를 합한 자영업주의 여성비율은 1985년에 비해서는 감소한 반면 2000년에 비해 약간 증가한 복잡한 양상을 띠고 있다.

<표 7> 자영부문의 연도별 여성비율

단위 : %

	자영업주			무급가족종사자
		고용주	자영자	
1985	32.3	16.0	38.8	88.9
1990	30.8	17.3	38.0	88.8
1995	30.2	18.4	36.7	91.0
2000	30.2	18.3	35.6	89.0
2001	30.5	19.3	35.6	87.8

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』 각년도.

지금까지의 분석을 요약하면 첫째 우리나라의 자영업 부문은 1960년 이후 점차 감소하였으나 1990년대를 기점으로 자영업 비중이 점차 증가하고 있으며, 자영업의 절대 비율이 경제발전단계에서 예상되는 비율에 비해 높다. 둘째 1980년대 이후 자영업의 비중이 증가하고 있는 선진국의 경우 여성 자영자의 증가에 기인하는 것과 달리 한국은 남성 자영자의 증가가 더욱 가파르다. 셋째 자영업주의 여성비율은 OECD선진국에 비해 약간 높은 편이다. 고용주의 여성비율은 19.3%로 매우 낮지만 점진적으로 여성 비율이 증가하고 있으며, 자영자는 35.6%로 여성비율이 감소하고 있다. 마지막으로 일반적인 예상대로 자영업의 비율이 경기변동에 민감하게 반응하고 있음이 나타난다.

### Ⅲ. 여성 자영업주의 특성

이 장에서는 여성 자영업주가 임금근로자와 비교하여 어떻게 다른 인구학적 특성을 갖고 있는지 이들의 종사업종과 직종 노동조건은 어떤 특징을 갖고 있는지를 살펴본다. 특히 여성 자영업주가 임금근로자에 진입하지 못한 채 남아 있는 불안정, 저소득을 특징으로 하는 잔여 집단인지 혹은 자신의 능력을 최대한 활용하기 위해 자발적으로 진입한 집단인지에 대한 분석에 비중을 두려 한다.

다음의 표는 2001년 현재 종사상의 지위별 평균 연령이다. 우선 여성 자영업주를 고용주와 자영자로 세분하여 보면 고용주의 평균 연령은 43.1세 자영자는 45.7세로 오히려 고용주의 연령이 높다. 이는 고용주가 자영자에서 출발하여 일정한 성공을 거친 뒤 고용주가 되기보다는 임금근로자나 무직상태에서 곧바로 고용주가 될 가능성이 높음을 보여 주는 것이다. 남성 고용주의 평균연령에 비하면 여성 고용주는 조금 낮은 반면 자영자는 여성의 평균연령이 더욱 높아 여성 자영자 집단의 평균연령이 가장 높음을 보여 준다. 여성 임금근로자와 비교하면 상용직이 31.9세로 가장 큰 격차를 보여주는 반면 일용직은 41.5세로 연령상 자영자 집단에 가장 근접한 연령집단임을 보여 준다. 무급가족종사자도 42.5세로 일용직 집단과 유사한 수준이다. 남성 취업자의 평균연령이 임시직이 가장 낮고, 무급가족종사자, 상용근로자, 일용근로자의 순으로 나타나는 것과 다른 양상을 보여 노동시장내의 종사상의 지위에 따른 연령별 구조가 성별로 다를 것을 분명하게 보여주고 있다.

<표 8> 성별 종사상의 지위별 평균 연령(비농가)(2001년)

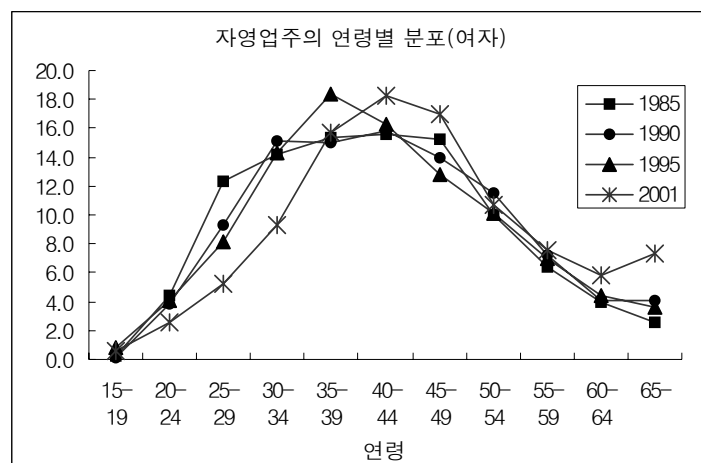
단위 : %

	연령	가구주여부	유배우율	교육년수
여자	38.7	24.4	64.2	10.9
고용주	43.1	39.8	76.5	11.9
자영자	45.7	38.4	70.7	9.5
무급가족종사자	42.5	0.2	94.8	10.4
상용	31.9	21.3	47.6	12.9
임시	37.0	27.1	57.2	11.0
일용	41.5	26.2	68.3	9.2
남자	40.2	82.1	76.2	12.4
고용주	43.6	95.9	93.6	13.0
자영자	44.9	91.6	87.9	11.4
무급가족종사자	38.6	17.5	50.2	11.8
상용	38.7	85.2	78.4	13.4
임시	36.4	66.5	56.6	11.8
일용	41.4	71.2	63.8	10.1

자료: 통계청, [경제활동인구조사]

다음은 여성 자영업주 집단의 연령별 분포에 대한 시기별 변화를 분석한 것이다. 이 그림에 의하면 여성 자영업자의 연령별 분포는 우리 나라 여성 취업자의 전형적인 연령별 분포는 M형과는 달리 종형을 보여 주고 있음을 알 수 있다.

[그림 1] 여성 자영업주의 연령별 분포



자료: 통계청, 경제활동인구조사, 각년도.

즉 결혼, 출산에 의한 단절현상이 보여지지 않고 있다. 이 현상에 대해서는 두 가지 해석이 가능한데 첫째는 자영업주의 연령과 혼인상태를 고려할 때 출산을 마친 후 자영업업을 시작하기 때문일 수 있으며, 다른 하나는 결혼과 출산에 의한 부담이 조직 내에서 일하는 임금근로자 보



다 적기 때문에 즉 근로시간과 양의 자율적인 통제가 가능하여 가사노동과의 병행이 용이하기 때문으로 추측된다. 시기별 변화를 보면 평균연령이 점차 증가하는 가운데 두 가지 특징이 나타난다. 첫째는 저연령층의 비율이 낮아지고 반면 40대의 비율이 높아진 것으로 자영업주의 연령이 점차 높아지고 있음을 보여 준다. 다른 하나는 최근으로 올수록 연령분포의 폭이 좁아지면서 30대 후반에서 40대 후반에 집중적으로 몰려 있어 연령편차가 적어지고 있다는 것이다. 1985년의 경우 30대와 40대가 비슷한 비율을 보이는 반면 2001년은 30대 후반에 대폭 증가하여 40대 전반에 정점을 보이다가 50대 이후에 급격하게 감소하고 있다.

전체 여성 취업자와 비교하여 여성 자영업주의 특성중의 하나는 기혼비율이 높다는 점이다. 2001년 현재 전체 취업자는 미혼이 25.1%, 기혼이 74.9%로 1:3의 비율인 반면 비임금근로자의 경우 미혼의 비율이 6.1%로 낮은 반면 임금근로자는 33.9%로 혼인상태에 따라 종사상의 지위의 분포가 크게 달라진다. 자영업주 세부 집단별 차이를 보면 고용주 집단의 유배우율이 자영업자보다 높은 반면 자영업자는 사별상태가 다른 집단에 비해 가장 높아 가장 고연령층 집단임을 간접적으로 보여 준다. 다른 한편으로는 사별 이후 생계를 책임져야 되는 처지가 되었을 때 자영업의 진입이 다른 종류의 취업보다 용이하기 때문일 가능성도 배제할 수 없다.

<표 9> 종사상의 지위별 혼인상태

단위 : % (명)

(2001년)	계		미혼	유배우	사별	이혼
계	100.0	(7858777)	25.1	64.2	7.0	3.6
<b>비임금근로자</b>	100.0	(2492834)	6.1	81.2	9.0	3.6
자영업주	100.0	(1476400)	8.1	71.9	14.2	5.8
고용주	100.0	(296339)	6.1	76.5	10.3	7.1
자영자	100.0	(1180060)	8.6	70.7	15.2	5.5
무급가족종사자	100.0	(1016435)	3.3	94.8	1.5	0.4
<b>임금근로자</b>	100.0	(5365942)	33.9	56.3	6.1	3.6
상용	100.0	(1753211)	48.7	47.6	2.4	1.2
임시	100.0	(2527521)	31.2	57.2	6.6	5.0
일용	100.0	(1085210)	16.3	68.3	10.9	4.4

자료: 통계청, [경제활동인구조사]

이는 자영자 다음으로 일용직 근로자 중 사별비율이 높은 사실에서도 추측이 가능하다. 무급가족종사자는 예상대로 유배우율이 94.8%로 가장 높아 여자 무급가족종사자의 대부분은 남편의 사업에 참가하고 있는 것으로 밝혀진다.

여성 자영업주의 학력은 남성에 비해 혹은 다른 여성취업자 집단에 비해 전반적으로 낮은 수

준이다. 전체 여성취업자의 평균 교육년수는 10.9년에 비교할 때 고용주는 평균 이상인 반면 자영자는 평균이하의 수준이다. 고용주의 학력은 11.9년으로 상용근로자와 거의 유사한 반면 자영자는 9.5년으로 일용근로자 다음으로 낮은 수준으로 나타나 고용주와 자영자의 학력수준이 큰 차이를 보이고 있다.(부표 참조) 학력별 분포를 보면 고용주는 고졸이 거의 절반을 차지하고 중졸이하, 대졸이상의 순서인 반면 자영자는 86%가 중졸이하, 고졸, 대졸이상의 순서로 낮아지는 가운데 고졸이하가 86%를 차지하고 있다. 남성 자영업주와 비교하면 여성 자영업주의 학력수준이 낮으며, 특히 자영자의 학력수준의 차이가 1.9년으로 고용주의 1.1년보다 더욱 크다. 이는 여성 고용주와 자영자의 학력수준의 차이가 남성간의 차이보다 더욱 큼을 보여 주는 것으로 여성 자영자의 학력이 매우 낮은 수준을 보여 준다. 또 하나의 특이한 점은 자영자의 학력분포는 중졸이하가 가장 많지만 대졸이상이 10.5%의 수준임에 비해 무급가족종사자는 고졸이 48.3%로 가장 많은 반면 대졸이상은 5.1%에 불과해 자영자의 학력이 이질적인 반면 무급가족종사자의 학력은 보다 균질적임을 알 수 있다. 1985년과 비교하면 자영자의 학력수준이 2.5년 상승하여 큰 상승폭을 보여주고 있으며, 중졸이하가 급격히 감소하면서 고졸이상 집단은 증가세를 보여준다.

<표 10> 성별 종사상의 지위별 학력별 분포와 평균 교육년수

	평균년수	계	취업자수	중졸이하	고졸	전문대	대졸이상
2001년 여성	10.9						
고용주	11.9	100.0	296339	24.5	49.6	6.0	20.0
자영자	9.5	100.0	1180060	49.9	36.1	3.5	10.5
무급가족종사자	10.4	100.0	1016436	42.4	48.3	4.1	5.1
2001년 남성	12.4						
고용주	13.0	100.0	1235242	13.7	48.1	6.9	31.3
자영자	11.4	100.0	2131767	29.4	54.3	4.7	11.6
1985년 여성							
고용주	10.2	100.0	128095	51.0	33.6	2.7	12.7
자영자	7.0	100.0	770382	80.0	16.0	0.5	3.4

자료: 통계청, [경제활동인구조사]

여성 자영업주의 노동시간을 보면 임금근로자에 비해 장시간 노동을 하고 있다. 주당 평균근로시간이 고용주는 59.5시간, 자영자는 50.7시간으로 여성 전체 취업자의 평균 근로시간인 48.7시간을 상회하고 있다. 특히 여성 고용주는 54시간 이상이 68.5%로 3명 중 2명꼴로 장시간 노동을 하고 있음이 드러난다. 자영자는 평균 근로시간이 상용직 근로자나 임시직 근로자보다 높

지만 시간분포를 보면 35시간 이하의 비율과 54시간 이상의 비율이 자영자가 높고, 반면 36-53시간의 비율은 상용근로자와 임시근로자보다 낮다. 이는 자영자의 노동시간이 임금근로자보다 편차가 크다는 사실을 말해 주는 것이다. 남성의 경우 고용주는 56.2시간, 자영자는 55.2시간으로 역시 장시간 노동이지만 남성 전체 취업자의 52.9시간에 비해 그리 길지 않다. 또한 고용주와 자영자와의 시간의 차이가 여성만큼 크지 않으며, 35시간 미만 자영자와 54시간 이상 자영자의 비율이 여성보다 적다. 이는 남성에 비해 여성 자영업주가 고용주와 자영자의 근로조건의 차이가 크며, 각 집단간의 시간편차 역시 남자보다 큰 것으로 남성보다 이질적인 집단임을 알 수 있다.

<표 11> 종사상의 지위별 노동시간

단위 : % (시간)

	평균노동시간	계	0-17시간	18-35시간	36-53시간	54-71시간	72시간이상
여자( 2001년 )							
전체	(48.7)	100.0	8.1	8.6	46.9	29.4	7.1
고용주	(59.5)	100.0	2.8	3.3	25.4	46.3	22.2
자영자	(50.7)	100.0	10.1	9.5	29.5	36.7	14.2
무급가족종사자	(44.1)	100.0	19.7	7.9	29.9	31.2	11.3
상용직	(47.7)	100.0	2.7	2.2	69.9	23.4	1.8
임시직	(48.7)	100.0	4.0	7.9	51.2	31.7	5.3
일용직	(40.1)	100.0	11.8	21.9	44.2	19.2	3.0
남자( 2001년 )							
전체	(52.9)	100.0	3.0	4.0	45.1	38.2	9.6
고용주	(56.2)	100.0	1.8	2.3	37.5	45.4	13.0
자영자	(55.2)	100.0	4.2	5.0	32.7	43.0	15.1
무급가족종사자	(36.3)	100.0	25.5	14.5	32.4	23.0	4.6
여자( 1985년 )							
전체	(57.6)	100.0	1.2	5.0	34.3	43.0	16.5
고용주	(68.8)	100.0	1.6	2.7	15.0	36.1	44.5
자영자	(61.5)	100.0	1.3	7.1	25.9	37.9	27.8
무급가족종사자	(59.6)	100.0	0.1	7.7	29.6	41.2	21.3

자료: 통계청, [경제활동인구조사]

일반적으로 여성이 자영업을 선택할 경우 수익성을 주로 고려하는 남성과 달리 가사와의 병행가능성을 고려하여 시간의 융통성이 있고, 진입이 쉬우며, 비용 또는 자본이 적게 드는 업종을 선택할 가능성이 높다고 한다(Hundley, 2000) 자영업주들이 종사하고 있는 산업별 분포를 성별로 나누어 보면 뚜렷한 대조를 이루고 있어 위의 견해를 어느 정도 뒷받침한다. 여성 자영업주의 36.0%가 도소매업으로 가장 높고, 사회 및 개인 서비스업, 음식숙박업의 순서로 나타난다. 이 세 업종을 합하면 85.4%로 10명 중 8-9명의 자영업주가 이 업종에 종사하고 있다. 여성 전체 취업자와 비교하면 제조업의 비중이 특히 낮으며, 도소매업과 음식숙박업의 비중이 특

히 높다. 그러나 1985년에 여성 자영업주의 49.7%가 도소매업에 집중되어 있던 것과 비교하면 도소매업의 집중도가 낮아졌으며, 대신 사회 및 개인 서비스업의 비중이 높아졌다. 또한 미미하지만 금융보험업과 부동산임대사업서비스업의 비중이 높아져 향후 이 부문에 여성 자영업주의 진출이 예상된다. 미국과 서유럽의 경우 1980년대 이후 자영업의 성장은 여성 자영업자들이 사회 및 개인서비스업에 대거 진입한 것을 큰 요인으로 설명되고 있는바 우리 나라의 경우도 여성 자영업주의 비중이 증가하지는 않았지만 업종별 변화추세는 유사하게 나타나는 것으로 분석된다. 반면 남성 자영업주는 도소매업의 33.3%를 제외하고 나머지 산업에의 종사비율은 비교적 고른 편이다. 여성 자영업주와 비교하면 제조업, 건설업, 운수통신업의 비중이 높고, 반면 음식숙박업, 사회 및 개인서비스업의 비중이 낮다. 즉 도소매업의 비중이 높은 가운데 여성은 음식숙박업과 사회 및 개인서비스업에 남성은 제조업, 건설업, 운수통신업의 비중이 상대적으로 높아 남녀 자영업주의 차이를 보이고 있다.

<표 12> 성별 산업별 분포(비농업)

단위 : % (천 명)

	여 성				남 성			
	1985		2001		1985		2001	
	전체취업자	자영업주	전체취업자	자영업주	전체취업자	자영업주	전체취업자	자영업주
계	(4212) 100.0	(898) 100.0	(7858) 100.0	(1476) 100.0	(7000) 100.0	(1884) 100.0	(11309) 100.0	(3367) 100.0
광업	0.1	0.0	0.0	0.0	2.1	0.2	0.2	0.1
제조업	32.1	9.5	19.2	6.8	30.7	16.6	23.8	13.6
전기가스 및 수도사업	0.1	0.0	0.2	0.0	0.5	0.0	0.4	0.0
건설업	1.5	0.1	1.7	0.4	12.0	5.0	12.8	10.1
도소매업	26.6	49.7	23.2	36.0	19.0	46.4	18.1	33.3
음식숙박업	14.8	25.1	17.0	23.8	4.2	9.0	5.4	9.1
운수통신업	1.5	0.0	1.9	0.5	9.1	6.2	10.4	12.3
금융보험업	3.3	0.1	5.1	1.7	2.3	0.3	2.9	1.0
부동산임대사업 서비스업	1.3	0.5	6.0	3.2	3.0	5.2	9.2	7.2
사회 및 개인서비스업	18.6	14.9	25.7	27.6	17.1	11.0	16.9	13.3

자료: 통계청, [경제활동인구조사]

여성 자영업주의 직업을 보면 서비스종사자 38.1%, 판매종사자 33.8%로 앞의 산업별 분포와 긴밀한 관련성을 보여 준다. 그러나 전문가와 준전문가의 비율도 15.1%로 적지 않은 비중을 차지하고 있어 여성 자영업주가 단순히 서비스, 판매직에만 몰려 있지는 않다. 자영업주와 비교할 때 무급가족종사자는 사무종사자와 판매종사자, 기능직의 비중이 높으며 서비스종사자의 비중

이 낮다. 남성자영업주는 의회직 및 고위임직원의 비중이 8.4%로 여성 자영업주보다 직업적 위세가 매우 높은 직종의 비율이 높으며, 서비스종사자와 판매종사자의 비중이 낮고, 반면 기능직 및 장치기계조립직의 비중이 높다. 이와 같이 남녀 자영업주는 매우 다른 직업적 분포를 보여주고 있다.

<표 13> 자영업주와 무급가족종사자의 성별 직업별 분포 ( 2001년 )

단위 : % (명)

	여성		남성
	자영업주	무급종사자	자영업주
계	(1476398) 100.0	(1016434) 100.0	(3367012) 100.0
의회의원,고위임직원 및 관리자	1.4	0.0	8.4
전문가	4.3	0.9	4.4
기술공 및 준전문가	10.8	1.9	10.7
사무종사자	1.2	14.3	1.3
서비스종사자	38.1	26.5	11.9
판매종사자	33.8	39.1	26.6
기능원 및 관련 기능 종사자	6.1	10.0	16.7
장치,기계조작원 및 조립원	1.2	3.3	17.1
단순노무 종사자	3.1	3.9	2.8

자료: 통계청, [경제활동인구조사].

자영업에서 예상되는 높은 수입은 자영업 선택의 주요 동기이다. Hundley는 남성은 주로 고용주의 준비단계로서 자영업을 선택하지만 여성은 경우는 가사와의 병행이 가능하기 때문으로 보고 있으며, 여성의 가사노동, 결혼, 가족규모가 수입에 미치는 영향이 근로자보다 자영업부문에서 더 크다고 주장하고 있다(Hundley, 2000) 본원의 취업실태자료를 이용하여 종사상의 지위별 수입분포를 보면 우선 고용주가 월 202만원으로 가장 높고 자영자 126만원, 상용근로자, 임시/일용근로자의 수준이다. 그러나 고용주와 자영자의 근로시간이 임금근로자보다 많다는 것을 고려하여 시간당 수입을 계산하면 여전히 고용주가 가장 높지만 자영자와 상용근로자는 그 순위가 뒤바뀌어 상용근로자가 더 높게 나온다. 여성 취업자의 종사상의 지위선택에 있어 가구총수입이 중요한 영향을 미치고 있음을 고려하여 가구총수입에서 여성취업자가 차지하는 비중을 계산하였다. <표 14>의 평균기여율은 개별 여성취업자의 수입이 가구총수입에서 차지하는 비율을 계산하여 평균값을 취한 것이다. 이 표에 의하면 여성 고용주의 수입이 가장 높음에도 불구하고 가구에의 기여율이 가장 낮은 반면 자영자의 기여율이 가장 높은 것으로 나타난다. 이와 같이 자영자의 기여율이 높은 이유는 첫째 여성 자영자의 가구주 비율이 다른 취업자 집

단에 비해 높기 때문이다. 여성 취업자 전체의 가구주 비율인 14.6%임에 비해 자영자는 37.3%로 두 배 이상의 높은 비율을 보인다. 이에 따라 가구총수입은 적지만 여성 자영자의 기여율이 높은 가구가 자영자 집단에서 많이 나타난다. 가구 총수입과 기여율과의 상관관계를 분석하면 음의 상관관계( $r=-.534$ ,  $sig=.000$ )를 보여 주는데 이는 가구총수입이 낮을수록 즉 가난할수록 여성의 기여율이 높다고 볼 수 있다.

<표 14> 종사상의 지위별 월수입비교

단위: 천원, 원, 천원, %

	월수입	시간당수입	가구총수입	평균 기여율
고용주 (4)	201.7	8559.4	1063.8	31.9
자영자 (204)	126.0	5405.9	245.4	60.5
무급가족종사자 (189)			225.4	
상용고 (712)	108.3	5532.3	259.8	51.1
임시/일용고 (293)	62.7	4703.0	180.9	48.7
Total (1402)	100.6	5320.7	238.9	52.0

자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

자영자의 가구 총수입중 기여율이 높은 이유가 가구주비율이 높기 때문이라는 사실을 감안하여 자영자가 가구주일 때와 가구주의 배우자일 때를 비교하여 각각의 수입과 총수입을 비교하였다. 그 결과 자영자가 가구주일 때 월수입과 시간당수입이 모두 높지만 가구 총수입은 자영자가 가구주의 배우자일 때 즉 남편과 같이 사는 부인일 경우 두 배 가까이 높게 나타나고 있다. 이는 여성 자영자의 경우 남편의 유무가 개인의 수입에 큰 영향을 미치지 않지만 가구총수입에는 큰 영향을 미쳐 여성이 속한 가구의 생활정도가 좌우되고 있음을 보여준다. 이에 따라 가구주인 여성자영자는 빈곤에 처할 확률이 높으며 여성 자영자의 정책수립시 정책의 우선 대상으로 선정할 필요가 있다.

<표 15> 자영자의 가구주와의 관계별 월수입

단위 : 만원(원)

가구주와의관계	월수입	시간당수입	가구총수입	가구 수입중 비율
가구주 (76)	128.0	(5161.6)	160.6	85.7
가구주배우자 (125)	125.1	(5565.5)	295.6	45.6
그외가족 (3)	116.7	(4944.9)	300.0	38.7
total (204)	126.0	(5405.9)	245.4	60.5

자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

## IV. 여성 자영자의 취업력

여성의 결혼, 출산 등의 생애단계는 여성의 취업에 큰 영향을 미친다. 여성들이 어느 생애단계에서 혹은 어느 상태에서 자영업에 진입하게 되는지, 자영업을 시작한 이후 지속기간이 어느 정도 유지되는지에 대한 분석함으로써 여성 자영업자들의 특성을 파악할 수 있다. 이 장에서는 한국여성개발원의 「제4차 여성의 취업실태조사」 자료를 이용하여 여성 자영업주의 생애단계에서의 진입 및 지속에 대해 분석하고자 한다. 동 조사에서는 회고법을 이용하여 여성의 전 생애를 조사하고 있다. 즉 15세 이후 현재까지의 생애단계와 취업상태의 변화를 매년 조사함으로써 패널 조사를 통해 얻을 수 있는 자료와 유사한 성격의 자료를 구축할 수 있다.

본 장에서의 주요 분석대상은 취업력 설문지에 응답한 30세 이상 64세 이하의 시부에 거주하는 여성 중 한 번 이상의 취업경험을 가진 여성이다. 30세 미만인 여성은 취학, 결혼, 출산 등의 사건이 진행중인 여성이 많아 취업력 분석결과가 왜곡될 가능성이 많아 제외하였으며, 조사결과 고용주는 사례수가 너무 적어(4명) 분석대상에서 역시 제외하였다. 주로 농업에 종사하고 있는 군부여성은 제외하였으나, 현재 시부에 거주하면서 과거에 농업부문에 종사한 경험이 있는 여성의 경우 농업부문 종사기간만을 제외할 수 없어 분석대상에 포함하였다. 이러한 유형은 현재나 50세 이상의 여성 중 일부 발견된다.

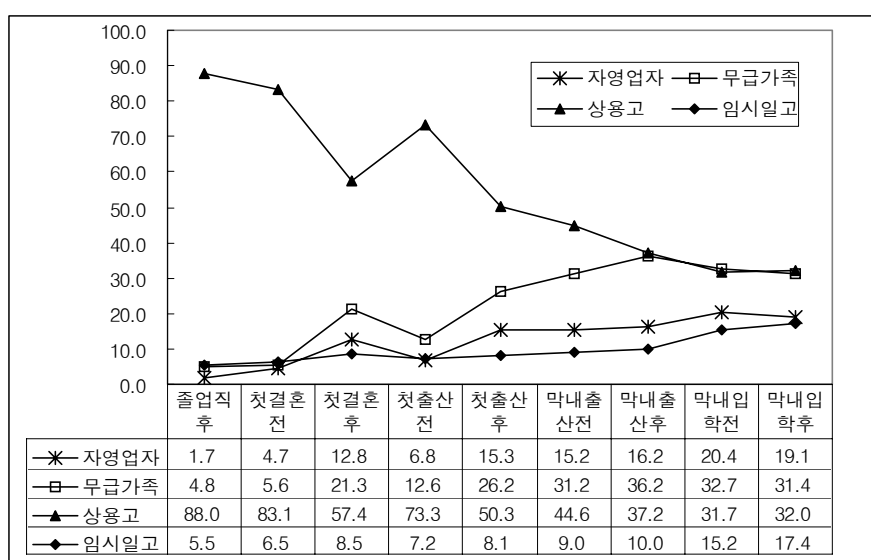
먼저 여성의 생애에 걸친 유업률을 세대별로 보면 연령계층별 유업률 곡선이 최근 세대로 올수록 전반적으로 상향 이동하고 있다. 또한 세대별 여성 피고용률은 전반적으로 최근 세대로 올수록 증가하는 추이를 보이고 있으며 특히 무급가족종사자의 비율은 급감하고 있다. 고용주나 자영자, 임시 및 일용고로 처음 직장을 갖는 여성비율도 지속적으로 감소하는 동시에 상용고의 신분으로 취업한 여성비율이 최근 세대로 올수록 증가하고 있다. (제4차 여성의 취업실태조사, pp.225-227) 그러나 1998년의 경제위기 이후 여성상용고의 비중이 감소한 반면 임시, 일용직의 비율이 증가하고 있는 상황을 고려할 때 향후 최초 노동시장 진입시 초직이 상용고가 될 가능성이 더욱 적어지고 있어 이들 세대가 분석대상이 되는 시점에서 앞에서 나타난 세대효과가 여전히 지속될지는 의문이다.

아래의 그림은 결혼, 출산 등의 생애단계를 전후하여 여성 취업자의 종사상의 지위가 변하는 것을 보여주고 있다.<sup>1)</sup> 졸업직후 전체 여성 취업자의 90% 가까이 상용직근로자로 일하고 있으며, 자영자는 1.7%로 지극히 적다. 그러나 결혼과 첫출산을 전후해서 종사상의 지위분포에 큰 변화를 보인다. 결혼 전후를 보면 상용고의 비율이 83.1%에서 57.4%로 하락하는 반면 자영자는

1) 이 그림은 취업자만을 대상으로 하고 있기 때문에 생애단계별 유업률의 변화는 나타나지 않는다.

4.7%에서 12.8%로 , 무급가족종사자는 5.6%에서 21.3%로 상승한다. 이는 결혼이란 생애사건이 여성의 종사상의 지위를 변하게 하는 중요한 요인임을 보여 주는 것이다. 첫 출산 역시 동일한 유형의 변화를 보여 출산 전에 높게 나타나던 상용고비율이 출산후에 50.3%로 감소하며 반면 자영자와 무급가족의 비율이 가파르게 증가한다. 이러한 변화는 그 정도는 작지만 막내 자녀 출산을 전후해서도 동일하게 나타난다. 육아의 부담이경감이 예상되는 생애단계로서 막내자녀 초등학교 입학전후를 비교하면 아주 미미하기는 하지만 자영업자와 무급가족종사자는 조금 감소하는 반면 상용고와 임시일용고는 약간 증가하고 있다.<sup>2)</sup>

[그림 2] 생애단계별 종사상의 지위 변화



출처: 제4차 여성의 취업실태조사 p. 198.

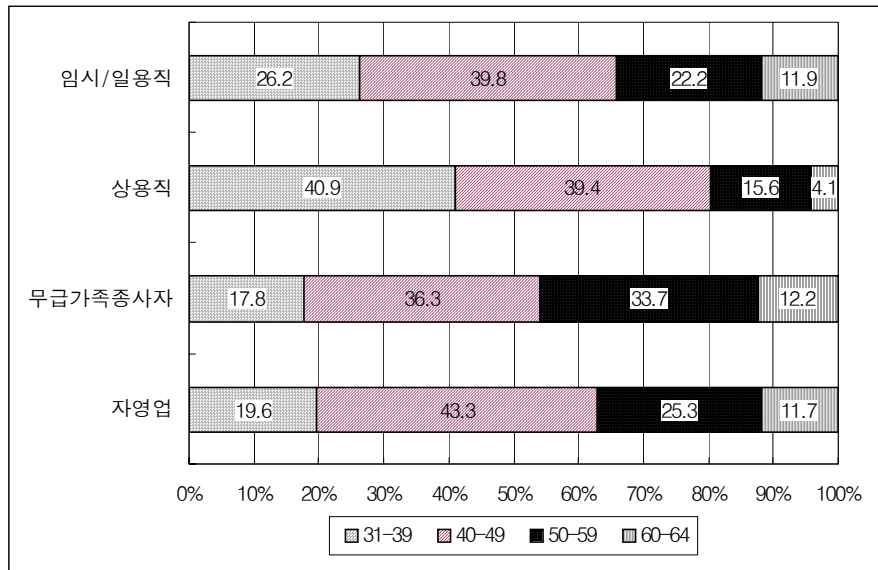
[그림 3]는 종사상의 지위별로 경험자의 현재 나이 분포이다. 예를 들어 자영업을 한 번이라도 한 적이 있는 사람의 현재 나이분포를 보면 40대가 43.3%로 가장 많고 30대가 25.3%, 30대가 19.6%의 순으로 40대가 자영업 경험자가 가장 많을 것으로 나타난다.

무급가족종사자 역시 비슷한 경향을 보여 40대, 50대 30대의 순서이나 50대의 비율이 자영업보다 높아 무급가족종사자들의 현재 연령이 더욱 높을 것으로 예상된다. 반면 상용직의 경험자는 연령이 높아질수록 그 비율이 적어지는 경향을 보인다. 이와 같이 종사상의 지위경험별 현재 나이의 분포를 보면 앞의 세대별 분석과 비슷하게 젊은 사람의 상용직비율이 높다. 결론적으로 상용직 경험자의 현재 평균 연령이 가장 낮으며, 그 다음으로 임시/일용직, 자영자, 무급가족종사자의 순서로 전반적인 연령이 높아지고 있다고 볼 수 있다.

2) 첫 출산 전과 첫 결혼 후는 시기적으로 겹치는 부분이 있어 연속적인 시점으로 보기는 어렵다.

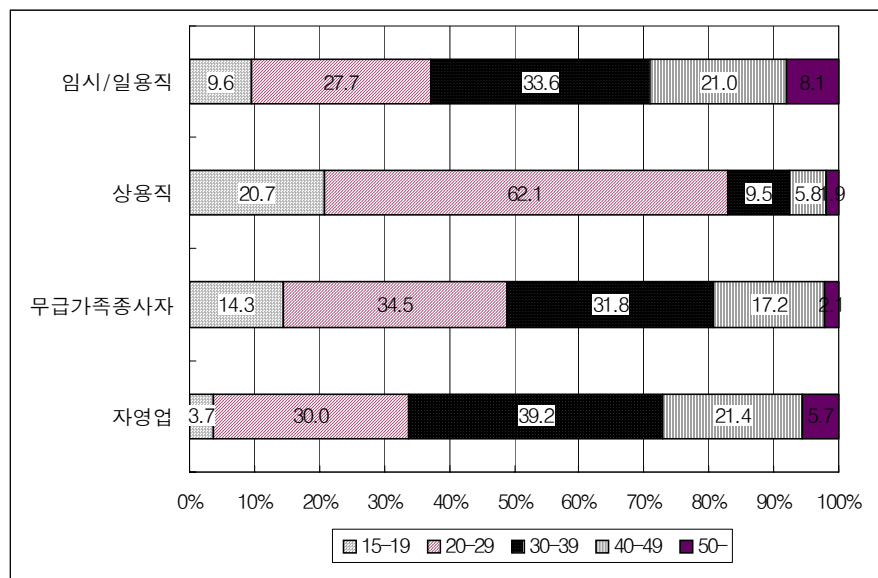


[그림 3] 종사상의 지위별 경험자의 현재 나이 분포



자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

[그림 4] 첫 종사상의 지위별 시작 연령



자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

이러한 경향은 언제 그 일을 시작했는지 즉 시작나이와 종사상의 지위를 연결하여 보면 더욱 선명하게 드러난다. 상용직을 경험한 여성의 경우 10대후반의 비율이 20.7%로 가장 많으며 20대가 62.1%로 가장 높다. 반면 30대 이상의 나이에 상용직을 시작한 비율은 20%가 안되게 나타나 현실적으로 30대 이상의 여성이 새롭게 상용직으로 진입할 가능성이 매우 적음을 보여 준

다. 반면 임시/일용직은 동일한 임금근로자집단임에도 불구하고 상용직보다는 자영자나 무급가족종사자 집단과 유사한 분포를 보여 준다. 이는 여성의 취업시 선택하는 종사상의 지위는 연령에 크게 제한을 받으며, 그 결과 임시/일용직의 특성이 상용직보다는 비임금근로자와 더욱 유사한 가능성이 있음을 보여 준다.

연령과 동시에 결혼유무 역시 종사상의 지위를 결정하는 중요한 변수로 예상된다. 해당되는 취업을 언제 시작했는지를 결혼전후로 나누어 분석하면 종사상의 지위와 결혼여부가 밀접한 관련이 있음을 보여준다. 즉 결혼후에 자영자를 시작한 사람은 전체 자영자 경험자 중 84.0%로, 가장 높을 것으로 예상되는 무급가족종사자보다 더 높은 비율을 보인다. 또한 임금근로자의 경우도 혼인상태별로 대조를 이루어 상용직을 경험한 여성 중 79%가 결혼전에 상용직을 시작했으며, 임시/일용직은 결혼후에 종사한 비율이 74.9%로 오히려 비임금근로자집단에 가깝다. 이에 따라 자영업자의 연령별 분포를 횡단적으로 분석한 제 3장의 [그림 1]에서 여성 취업의 특징으로 간주되는 결혼과 출산을 전후한 경력단절이 자영업집단에서 보이지 않는 이유가 여성 자영자가 자영업의 특성인 자율성과 유연성에 의해 결혼과 출산후 노동시장을 이탈하지 않고 잔류하기 때문이라고 보기보다는 대부분이 결혼이후에 시작하였기 때문으로 연령의 영향을 적게 받는 것으로 분석된다. 이는 결혼이후에 취업을 원하는 기혼여성들이 상용직에 진입하는 것이 매우 어려우며, 상용직 외의 다른 종사상의 지위에 있는 집단들은 상용직보다 근로조건이나 위세가 높지 못한 한계적 일자리일 확률이 높음을 말해 준다.

<표 16> 최초의 종사상의 지위별 결혼상태

	자영자	무급가족종사자	상용직	임시/일용직
계	100.0 (362)	100.0 (369)	100.0 (1404)	100.0 (390)
결혼후종사	84.0	79.9	20.9	74.9
결혼전종사	16.0	20.1	79.1	25.1

자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

이와 같이 자영업에 종사하는 여성들이 상용직을 원하지만 자격이 부족하거나 노동시장의 차별 등에 의하여 진입하지 못한 여성들이 이윤이 적고 불안정한 한계적 일자리를 메우고 있는 것인지 아니면 임금근로자로서 자신의 일자리에 만족하지 못하고 자신의 능력을 최대한 발휘하여 소득을 극대화하거나 자율성을 추구하는 자발적 자영자인지를 파악하는 것은 자영업자의 상황을 파악하는데 매우 중요하다. <표 17>는 자영업에 진입하기 전의 노동력상태를 분류한 것이다. 이 표에 의하면 전반적으로 취업자 내부에서 종사상의 지위를 바꾸는 비율이 매우 적은

반면 대부분 비취업에서 취업상태로 전환하고 있음을 보여 준다.

자영자 역시 이러한 경향을 보여 임금근로자에서 자영업으로 전환한 비율은 12.1%로 낮은 반면 80%가까이는 무직에서 자영업으로 이전한 것으로 나타난다. 자영자 내부의 이질성을 고려하여 고능력군과 저능력군으로 이분할 경우 고능력군은 인적자본이 많은 고능력자로서 큰 폭의 소득향상을 기대하는 자발적 이직자로 충원되는 반면 저능력군은 미취업상태에서 곧바로 진입하거나 상용직에서 비자발적으로 퇴직한 자들로 이루어진다고 보고 있다.(금재호·조준모, 2000) 이 가정에 근거한다면 본 연구에서의 분석결과는 자발성 여부를 파악할 수 없는 상용직에서의 이전을 제외하더라도 나머지 상태에서의 자영업으로의 진입은 저능력자군일 확률이 높음을 말해 준다.

그러나 다른 종사상의 지위 집단 역시 무직에서 이전한 비율이 가장 높아, 우리 나라 여성 취업자들이 취업한 상태에서 다른 종사상의 지위로 바꿀 가능성은 매우 적음을 보여 준다. 특히 상용직은 무직상태에서 진입한 비율이 가장 높다. 이러한 현상은 다른 종사상의 집단에 속해 있다가 상용직으로 진입하는 것이 어렵기 때문에 나타나는 결과인지 혹은 상용직을 회피하기 때문에 나타나는 결과인지에 대해서는 이 논문에서는 밝히기가 어렵다. 다만 여기서는 상용직에서 다른 집단으로의 진입비율이 자영자가 12.1%로 가장 높고, 무급가족종사자 8.3%, 임시/일용직 8.2%로 유사한 수준을 보이고 있어, 시작연령의 분포에서 보여지는 것과 같이 여성취업시 종사상의 지위에 대한 선택은 상용직과 다른 종사상의 지위집단으로 크게 대별되고 있음을 보여 준다.

<표 17> 최초의 종사상의 지위별 이전의 노동력 상태

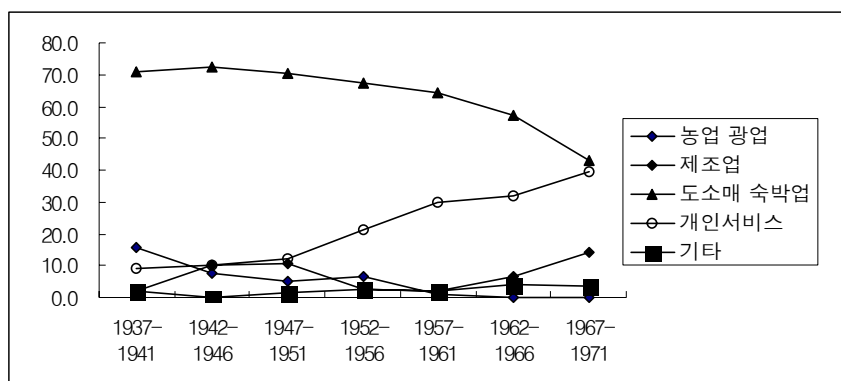
현재종사직 과거종사직	자영자	무급가족종사자	상용직	임시/일용직
계	100.0 (381)	100.0 (348)	100.0 (1463)	100.0 (401)
자영자	0.0	2.9	0.6	2.0
무급가족종사자	4.5	0.0	0.9	3.2
상용직	12.1	8.3	0.0	8.2
임시/일용직	3.7	0.9	1.0	0.0
무직자	79.8	87.9	97.5	86.5

자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

자영업에 진출한 여성들이 종사하고 있는 산업별 분포를 횡단적으로 본 제3장의 <표 12>에 의하면 2001년을 1985년의 비교에서 도소매업과 음식숙박업의 비중이 감소하고 사회 및 개인서비스업이 증가하는 것으로 나타나는데 이러한 현상에 대해 기존의 자영자들이 보다 수익성이

높은 업종으로 전환을 했을 가능성과 새로 자영업에 진입하는 집단이 기존 자영업 집단과 다른 산업을 선택할 가능성을 예측할 수 있다. 취업력 자료를 이용하여 세대별 산업별 분포를 본 결과에 의하면 영향력의 정도는 측정을 하지 못하였지만 일정 정도 세대별 효과가 종산 산업의 변화에 영향을 미치고 있는 것으로 나타난다. 즉 세대별로 자영업을 시작했을 당시에 선택한 산업이 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 예를 들어 여성 자영업의 비중이 가장 높은 도소매 음식숙박업을 보면 1937-41년생 세대는 71.1%가 동 업종으로 시작하였다. 그러나 이 비율은 최근 세대로 올수록 낮아져 가장 최근 세대인 1967-71년생 세대는 42.9%의 낮은 비율을 보이고 있다. 반면 개인 및 사회서비스업의 경우 8.9%에서 최근 세대로 오면서 급격하게 증가하여 1967-71년생 세대는 39.3%의 높은 비율을 보이고 있다. 즉 세대별로 종사하고 있는 산업의 분포가 차이를 보이고, 그러한 차이가 횡단분석에서 보여지는 산업별 분포의 차이와 일치하고 있기 때문에 업종의 변화에 세대별 효과가 영향을 미친다고 볼 수 있다.

[그림 5] 세대별 자영업 산업분포



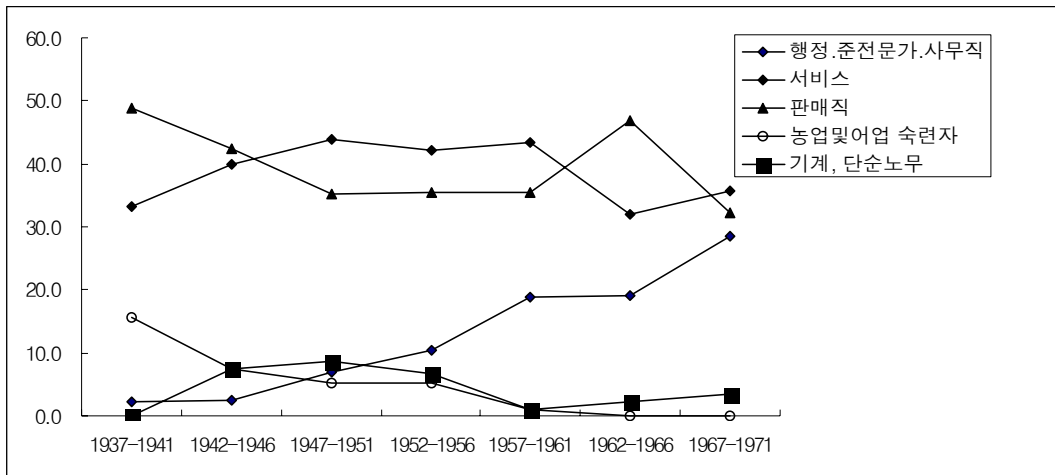
자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

세대별 첫 자영업의 직업분포 역시 세대별로 차이가 있음을 보여 준다. 직종을 4개 집단으로 나누어 본 결과 전체적으로는 서비스직이 39.7%, 판매직인 38.9%로 가장 높고 행정/전문/준전문직의 비율이 12.5%의 낮은 비율을 보이고 있다.

그러나 이 3개의 직종군에서 세대별로 일정한 경향의 변화를 나타내고 있는데, 첫째 행정직/전문직/준전문직 집단의 경우 최근 세대로 올수록 그 비율이 증가하여 특히 가장 젊은 세대인 1967-71년생 세대의 경우 28.6%로 급상승하고 있다. 둘째 판매직은 1962-1966년생 세대를 제외하고는 지속적으로 감소하여 가장 고연령 세대에 비해 약 16%포인트가 감소하였다. 반면 서비스직은 조금 복잡한 양상을 띠고 있으나 전반적으로 중간 세대의 비율이 가장 높고, 그 이후 점차 감소하고 있는 것으로 보여 진다. 세대별 직종의 변화는 산업의 변화와 마찬가지로 횡단

분석의 결과와도 일치하여 세대효과가 작용하고있음을 보여주며, 더 나아가 향후 여성 자영자의 특성에 세대효과에 큰 영향을 미치고 있음을 예상할 수 있다.

[그림 6] 세대별 자영업 직종분포



자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

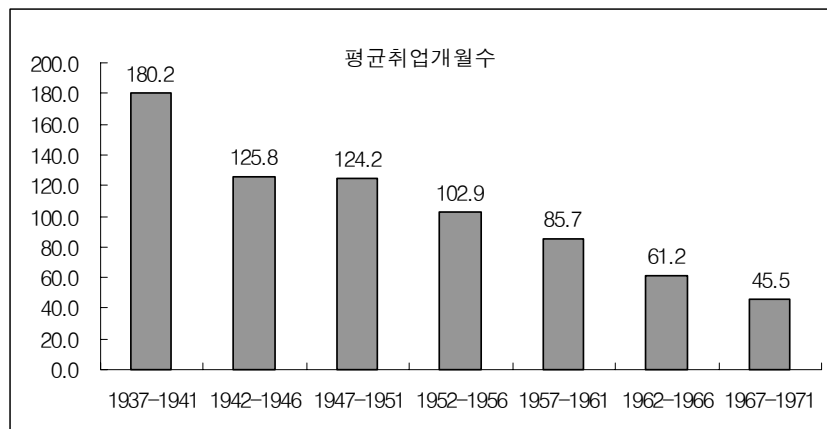
자영업의 지속기간은 자영자들의 상태를 파악하는 중요한 변수이다. 일반적으로 자영업의 지속기간이 길어질 경우 노동의 질이 향상되고 자금이 안정되는 등 긍정적 영향을 미친다고 보고 있다.(류재우·최호영 2000) 한 연구에 의하면 우리 나라 남성 자영업주는 상당히 오랜기간 자영업을 지속하여, 자영업주의 생존기간은 대략 3-4년인 것으로 추정하고 있다. (류재우·최호영 2000) 또한 한번 자영업을 시작한 뒤 5개월 이후까지도 계속적으로 자영업에 잔류하고 있을 확률은 1992년 이후의 경우 92-98%에 이르는 것으로 보고 있으며 1998년의 경제위기 전까지는 자영업자의 지속기간이 길어져 노동의 질과 취업안정성이 높아져 왔다는 결론을 내리고 있다.

여성 취업력의 특징 상 취업/비취업간의 이동이 빈번하다는 점을 고려할 때 여성 자영자의 지속기간은 남성에 비해 짧을 것을 예상이 되나 자료의 한계상 남녀의 비교가 불가능하다. 본 논문에서는 자영업을 한 경험이 있는 여성들의 첫 자영업에 대한 지속기간을 분석한 결과 전체 383명이 일생에 걸쳐 자영업을 한 기간은 평균 109개월로 나타난다. 이중 2회의 자영업을 경험한 사람(즉 자영업상태에서 비경황이나 임금근로자로 전환하였다가 다시 자영업을 시작한 경우)이 26명, 3회가 2명으로 나머지 355명은 자영업을 1회만 경험한 것으로 나타나(자영업 상태를 유지하면서 직업, 산업을 바꿀 경우 연속적인 것으로 보았다) 2회 이상의 자영업경험자들의 지속기간을 각 횟수별로 나누어 재계산 결과 평균 104개월로 약간 감소한다. 이와 같이 지속기

간이 길게 나타나는 것은 비경활이나 임금근로자로의 노동력 이동률이 그리 높지 않음을 보여주는 것으로, 예상외로 종사상의 지위변화가 적다는 사실을 보여 준다. 또한 평균 104개월의 지속기간은 앞의 남성 자영업자의 생존기간에 비해 상당히 긴 것이다.<sup>3)</sup> 그러나 이 지속기간이 어떤 의미를 갖는가를 정확히 파악하기 위해서는 보다 심층적인 분석이 필요하다. 즉 지속기간이 긴 것이 여성 자영자에게 반드시 긍정적인 현상이라고 단정지어 말하기가 어렵기 때문이다. 젊은 세대에 집중되어 있는 행정직/전문직/준전문직의 고학력 자영업 집단을 제외한 나머지 집단들은 자발적인 선택이라기 보다는 한계상황에서의 비자발적인 선택일 가능성이 높으며, 이들의 월수입이 100만원정도인 점을 감안하면 지속기간의 증가에 따른 소득의 안정이나 노동의 질의 향상이 기대되지 않는다. 둘째 분석의 문제로서 종사상의 지위를 바꾸지 않은 채 일의 내용을 바꾼 경우 본 연구에서는 그것을 지속적인 일로 간주하여 한 건수로 취급하였는데, 별도의 건수로 취급하는 것과 어느 것이 더 적합한 지의 문제가 있다.

지속기간을 세대별로 보면 연령효과로 오랜 세대일수록 긴 취업기간을 보여 준다. 그러나 세대별 차이는 일정하지 않아 1937-41년생에 비해 그 다음 세대인 1942-46년생의 취업개월수는 55개월이 감소하는 반면 1947-51년생과의 취업개월수는 1개월만 감소하고 있어 세대효과이외에 다른 요인들이 지속기간에 영향을 미치고 있음을 보여 준다.

<표 17> 세대별 자영업 지속기간



자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

지속기간에 영향을 미칠 것으로 예상되는 학력별 자영업 지속기간을 보면 전체적으로는 저학력일수록 지속기간이 길게 나타난다. 그러나 이 결과는 학력과 세대간의 강한 상관관계로 인하여 즉 연령이 높을수록 학력이 낮기 때문에 보여지는 결과일 수 있다. 이에 따라 세대를 통제

3) 물론 자료와 분석대상이 다르기 때문에 정확한 비교는 무리이다.

하고 학력별 지속기간의 차이를 본 결과 1937-1961년생 집단은 학력별로 일정한 경향을 보이지 않으나 최근세대 즉 1962-1971년생 집단에서는 학력별로 뚜렷한 지속기간의 차이를 보여, 중졸은 38개월, 고졸 58개월, 대졸 60개월로 학력이 높아질수록 지속기간이 길어지는 현상을 보인다.

<표 18> 학력별 자영업 지속기간

단위: 개월수

	1937-1951	1952-1961	1962-1971	계
중졸	145.0	108.2	37.8	129.2
고졸	160.5	88.9	57.5	94.5
대졸	113.5	108.7	59.8	83.9
계	148.2	98.2	56.9	108.7

자료: 한국여성개발원, [제4차 여성취업실태조사]

## V. 결론

우리 나라 여성 자영업의 규모의 변화추세를 보면 첫째 우리나라의 자영업 부문은 1960년 이후 점차 감소하였으나 1990년대를 기점으로 자영업 비중이 점차 증가하고 있으며, 자영업의 절대 비율이 경제발전단계에서 예상되는 비율에 비해 높다. 둘째 1980년대 이후 자영업의 비중이 증가하고 있는 선진국의 경우 여성 자영자의 증가에 기인하는 것과 달리 한국은 남성 자영자의 증가가 더욱 가파르다. 셋째 자영업주의 여성비율은 OECD선진국에 비해 약간 높은 편이다. 고용주의 여성비율은 19.3%로 매우 낮지만 점진적으로 여성 비율이 증가하고 있으며, 자영자는 35.6%로 여성비율이 감소하고 있다. 마지막으로 일반적인 예상대로 자영업의 비율이 경기변동에 민감하게 반응하고 있음이 나타난다.

여성 자영업주의 인구학적 특성은 임금근로자에 비해 고연령의 저학력의 특성을 보인다. 자영업주 내에서 이질성을 보면 고용주는 자영자보다 평균연령이 낮고 고학력이어서 자영자 중 성과가 좋은 집단이 고용주로 진입하기 보다는 두 집단의 진입경로가 처음부터 다를 가능성이 높음을 보여준다. 특히 자영자의 학력은 다른 종사상의 지위와 비교할 때 일용직근로자 다음으로 낮은 수준이어서 여성 자영자들의 대부분이 임금근로자로 진입하지 못한 생산성이 낮은 집단일 확률이 높다. 그러나 학력의 편차가 매우 커서 자영자들이 매우 이질적인 집단으로 구성되어 있음을 보여준다.

혼인상의 특징을 보면 다른 집단보다 기혼비율이 높은 가운데 사별의 비율이 가장 높다. 이는 가장 높은 유배우율을 보이는 무급가족종사자와 가장 대조되는 점이다. 반면 일용근로자 역시 사별의 비율이 자영자 다음으로 높아 이 두집단의 경우 사별 이후 생계를 책임져야 되는 처지에서 진입이 용이한 취업을 선택했을 가능성이 높다. 이와 같이 사별을 했거나 혹은 이혼등으로 가구의 생계를 책임져야 되는 자영자는 남편이 있는 자영자에 비해 월수입은 조금 높은 반면 가구총수입은 절반을 겨우 넘어 빈곤에 처할 확률이 매우 높다.

여성의 취업력을 분석하면 결혼, 출산 등의 생애단계를 거칠 때마다 경제활동참가율이 변하는 것은 물론 종사자의 지위 역시 달라진다. 결혼과 첫 출산을 전후해서 상용고의 비율은 크게 하락하는 반면 자영자와 무급가족종사자는 크게 상승한다. 첫 종사상의 지위별 시작연령 역시 상용직은 20대 이전에 대부분 시작한 반면 나머지 집단들은 그 진입연령이 유사한 특징을 보이고 있어 취업력 상 여성취업자는 상용직과 나머지 집단으로 크게 대별될 수 있다. 종사상의 지위별 이전의 노동력 상태 역시 상용직과 나머지 집단으로 크게 대별되어 상용직은 97%이상이 무직자에서 이전한 반면 자영자와 무급가족종사자 및 임시/일용근로자들은 상용직에서 이전한 비율이 8~12%의 높은 비율을 보여 상용직에서 다른 지위로의 이전이 용이한 반면 그 역의 이전은 매우 어려운 것으로 나타난다.

이와 같이 30대 이후, 결혼과 출산 이후 상용직으로 진입하는 비율이 매우 낮은 반면 자영자로의 진입비율이 높은 이유가 상용직에의 진입을 원함에도 불구하고 노동시장에서의 성차별이나 여성 개인의 저능력 등으로 진입하지 못하고 상대적으로 진입이 용이한 자영업을 선택한 비자발적 요인인지 혹은 자영업자의 높은 수익성과 일의 자율성과 유연성을 선호하여 선택한 자발적 요인인지에 대해서는 추후 더욱 심층적인 분석이 필요하다. 다만 이 논문에서는 연령, 학력 등 인구학적 특성 및 취업력 분석 결과 여성의 취업구조는 임금근로자와 비임금근로자로 구별되기 보다는 상용직과 나머지 집단으로 구별할 때 훨씬 특성이 잘 파악될 수 있다.

저학력 고연령으로 특징되는 자영자 집단의 특성이 점차 변하고 있음이 취업력 분석에서 드러난다. 취업력 분석결과 세대별 효과가 나타나는데, 최근 세대로 올수록 개인 및 사회서비스업에의 종사비율이 높아지며 직종 역시 전문직/준전문직의 비율이 높아져 자영자 내부의 이질성을 가져오는 큰 요인이 되고 있다. 또한 학력별 지속기간의 차이 역시 최근세대에서만 나타나고 있어 자영업 내부에서 학력에 따른 자영업의 운영결과가 더욱 달라질 전망이다.

## 참고문헌



- 금재호 · 조준모. “자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석”. 『勞動經濟論集』 제23권 특별호. 2000 : 81-107.
- 김우영. “취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석.” 『勞動經濟論集』 제23권 특별호. 2000 : 55-77.
- 류재우 · 최호영. “우리나라의 자영업부문에 관한 연구”. 『勞動經濟論集』 제22권 제1호. 1999 : 109-140.
- \_\_\_\_\_. “자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동” 『勞動經濟論集』 제23권 제1호. 2000 : 137-165.
- 성지미. “여성의 자영업 결정요인과 경력단절 가능성.” 제3회 345-364한국노동패널 학술대회, 한국노동연구원 · 한국노동경제학회주최.
- 안주엽. “경기변동과 일자리탐색기간: 임금노동과 자영업의 선택”. 『勞動經濟論集』 제23권 특별호. 2000 : 109-132.
- 정진성, 장지연. “여성 비임금근로자의특성과 생애경력.” 『성곡논총』 제32집 하권. 2001: 53-83.
- Aronson, Robert L. Self-Employment: A Labor Market Perspective. Ithaca, New York: ILR Press, 1991.
- Blanchflower, David, and Oswald Andrew J. “What Makes an Entrepreneur?” Journal of Labor Economics 16 (January 1998): 26-60.
- Blau, David. “A Time Series Analysis of Self-Employment.” Journal of Political Economy 95 (June 1987) : 445-67.
- Bregger, John E. “Measuring Self-Employment in the United States.” Monthly Labor Review 107 (January/February 1996): 3-9.
- Evans, David S., and Leighton, Linda. “Some Empirical Aspect of Entrepreneurship.” American Economic Review 79 (June 1989): 519-35.
- Evans, David S., and Jovanovic, Boyan. “An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints.” Journal of Political Economy 97 (August 1989): 808-27.
- Hundley, G. “Male/Female Earnings difference in Self-Employment: The Effects of Marriage, Children and the Household Division of Labor,” Industrial and Labor Relations Review, 54(1) (Oct 2000): 95-114.

<부표 1> 연도별 전체 취업자(비농가)의 자영업주 비율

단위 : 명, %

	전체 취업자(비농가)	임금근로자	자영업주	
			자영업주	자영업주 비율
1963	2691	1686	796	29.6%
1965	3109	1871	973	31.3%
1970	4580	2933	1236	27.0%
1975	6181	4026	1651	26.7%
1980	8575	5660	2273	26.5%
1981	8871	5883	2330	26.3%
1982	9579	6113	2640	27.6%
1983	10011	6529	2676	26.7%
1984	10454	7103	2606	24.9%
1985	11165	7577	2799	25.1%
1986	11766	7934	2996	25.5%
1987	12630	8629	3135	24.8%
1988	13216	9087	3238	24.5%
1989	13920	9851	3188	22.9%
1990	14629	10418	3273	22.4%
1991	15357	10867	3504	22.8%
1992	15759	11064	3717	23.6%
1993	16291	11329	3871	23.8%
1994	16959	11857	4014	23.7%
1995	17652	12296	4263	24.2%
1996	18133	12584	4424	24.4%
1997	18479	12749	4616	25.0%
1998	17348	11784	4425	25.5%
1999	17762	12074	4553	25.6%
2000	18583	12693	4715	25.4%
2001	18959	12895	4892	25.8%

<부표 2> 종사상의 지위별 노동시간 (1985, 2001)

단위 : % (시간)

	노동시간						
	평균노동시간	계	0-17시간	18-35시간	36-53시간	54-71시간	72시간이상
여자( 1985년 )							
전체	(57.6)	100.0	1.2	5.0	34.3	43.0	16.5
고용주	(68.8)	100.0	1.6	2.7	15.0	36.1	44.5
자영자	(61.5)	100.0	1.3	7.1	25.9	37.9	27.8
무급가족종사자	(59.6)	100.0	0.1	7.7	29.6	41.2	21.3
상용직	(54.3)	100.0	1.3	1.1	45.6	44.2	7.8
임시직	(60.8)	100.0	0.5	1.9	25.9	54.1	17.6
일용직	(48.5)	100.0	3.2	15.0	42.6	32.8	6.4
남자( 1985년 )							
전체	(59.3)	100.0	1.0	1.9	31.5	48.1	17.4
고용주	(63.7)	100.0	0.9	1.9	20.1	51.0	26.0
자영자	(65.5)	100.0	1.0	2.8	19.5	44.3	32.5
무급가족종사자	(57.4)	100.0	1.6	8.4	28.6	43.2	18.2
상용직	(56.7)	100.0	1.0	0.7	39.9	46.4	12.1
임시직	(61.9)	100.0	0.8	1.7	19.3	59.6	18.5
일용직	(54.5)	100.0	1.9	7.1	33.1	49.2	8.8
여자( 2001년 )							
전체	(48.7)	100.0	8.1	8.6	46.9	29.4	7.1
고용주	(59.5)	100.0	2.8	3.3	25.4	46.3	22.2
자영자	(50.7)	100.0	10.1	9.5	29.5	36.7	14.2
무급가족종사자	(44.1)	100.0	19.7	7.9	29.9	31.2	11.3
상용직	(47.7)	100.0	2.7	2.2	69.9	23.4	1.8
임시직	(48.7)	100.0	4.0	7.9	51.2	31.7	5.3
일용직	(40.1)	100.0	11.8	21.9	44.2	19.2	3.0
남자( 2001년 )							
전체	(52.9)	100.0	3.0	4.0	45.1	38.2	9.6
고용주	(56.2)	100.0	1.8	2.3	37.5	45.4	13.0
자영자	(55.2)	100.0	4.2	5.0	32.7	43.0	15.1
무급가족종사자	(36.3)	100.0	25.5	14.5	32.4	23.0	4.6
상용직	(52.2)	100.0	1.4	1.4	55.3	35.0	6.9
임시직	(54.4)	100.0	2.6	3.6	39.2	42.9	11.7
일용직	(45.0)	100.0	6.3	14.9	46.9	28.5	3.3

<부표 3> 종사상의 지위별 평균 교육년수

	여자	남자
전체	10.9	12.4
고용주	11.9	13.0
자영자	9.5	11.4
무급가족종사자	10.4	11.8
상용	12.9	13.4
임시	11.0	11.8
일용	9.2	10.1

<부표 4> 자영자의 직업, 산업, 학력별 월수입

단위: 만원(원)

직업별	월수입	시간당수입	가구총수입	평균기여율
입법공무원 고위임직원및 관리자 전문가, 기술공무원 및 준전문 (23)	189.3	(9438.8)	340.7	64.3
사무직 (3)	93.3	(4565.0)	160.0	77.8
서비스직 (103)	117.6	(4711.0)	230.7	61.0
판매직 (68)	122.5	(5340.5)	242.7	58.9
기능직,노무직,조립직,단순노무직 (7)	91.4	(3375.6)	211.4	48.5
Total (204)	126.0	(5405.9 )	245.4	60.5
산업별				
광업제조업 (7)	96.4	(3927.4)	176.4	63.4
도소매 수리업 (65)	110.3	(4287.5)	216.5	58.6
숙박 음식업 (66)	114.2	(5286.2)	223.4	64.2
운수 통신업 창고업 (1)	250.0	(11627.9)	250.0	100.0
금융 보험 부동산 사업서비스 (7)	264.3	(10958.8)	464.3	73.8
사회및 개인서비스업 (58)	142.0	(6196.4)	284.6	55.7
Total (204)	126.0	(5405.9 )	245.4	60.5
학력별				
중졸이하 (77)	101.7	(3718.6)	192.5	65.0
고졸 (101)	134.4	(5818.8)	259.0	58.9
전문대졸 (3)	116.7	(9339.2)	333.3	52.7
대졸이상 (23)	172.0	(8728.2)	351.5	53.2
Total (204)	126.0	(5405.9)	245.4	60.5

# 여성의 노인부양부담이 취업실태에 미치는 영향 분석

---

김 미 경 (한국여성개발원 연구위원 )

주 재 선 (한국여성개발원 전문연구원)



# I. 서론

## 1. 문제제기

여성의 경제활동을 비롯한 사회참여에의 요구가 최근 들어 그 어느 때 보다 높아가고 있다. 실제로 남성의 경제활동 참가율은 지난 20년 사이 점차 감소한 반면, 여성의 경우는 증가하고 있다.<sup>4)</sup> 그 가장 큰 원인은 IMF외환 위기 등을 계기로 급격히 진행되는 구조조정 및 노동시장 유연화<sup>5)</sup> 과정에서 비정규직이 증가하였으며, 이렇듯 노동시장이 불안정해짐에 따라 남성보다 유연한 여성 노동력이 노동시장에 주로 공급되고 있기 때문이다. 2001년 현재 비정규직 노동력 중 여성이 차지하는 비율은 52.1%<sup>6)</sup>로 비정규직 문제는 여성의 문제라 해도 과언이 아닌 실정이다. 비정규직 문제<sup>7)</sup>는 노동시장의 수요차원에서만 접근할 수 없는 것이 현실이다. 즉, 노동력 공급자인 여성들 역시 전일제 노동보다는 시간제<sup>8)</sup> 노동을 선호하고 있는 것이 사실이기 때문이다.<sup>9)</sup> 물론 시간제 노동을 선호하는 이면에는 여성들이 전일제 노동을 선택할 수 없는 구조적인 문제가 존재하며, 그 중심에는 여성의 재생산노동에 대한 책임이 중요한 자리를 차지하고 있다.

그동안 여성의 재생산 노동에 대한 책임 중 임신, 출산, 육아 문제가 여성취업을 방해하는 가장 중요한 요인으로 지적 되어왔다. 따라서 여성 취업을 활성화하기 위한 지원정책은 주로 보육문제 및 모성보호와 같은 문제들에 치중되어 있다. 물론 이러한 정책적 고려에도 불구하고 우리나라 여성의 연령별 경제활동 참가율은 여전히 20-24세를 기점으로 감소하여 30-34세에

4) 1985년의 경우 여성의 경제활동참가율은 42.8%, 남성은 76.4%였는데 반해, 2002년 8월 현재 여성은 49.1, 남성은 74.2%의 비율을 보이고 있다.

5) 노동시장 유연화 정책에 따른 여성노동력의 변동과정에 대해서는 Seifert, H., 1976, Frauenarbeit - Eine disponible Arbeitskraeftereserve?, WSI-Mitteilung 1/1976을 참고할 수 있음.

6) 통계청 「경제활동인구조사」 부가조사 자료에 따라 분류하면, 전체 근로자 중 여성 비율은 40.4%를 차지하고 있으며 정규직 내 여성비율은 26.6%이다. 또한 비정규직과 - 법적으로는 정규직이나 기업 내에서의 신분이나 처우가 정규직과 다른 - 명목비정규직 근로자를 합하면 전체 여성 근로자의 70.9%를 차지하고 있다. 이에 대해서는 김태홍(2002), 「기업의 여성 비정규직 관리 현황과 정책과제」, 『여성비정규직 정책의 실효성 제고』, 한국여성개발원 제 5차 여성정책포럼 자료집을 참조하기 바람.

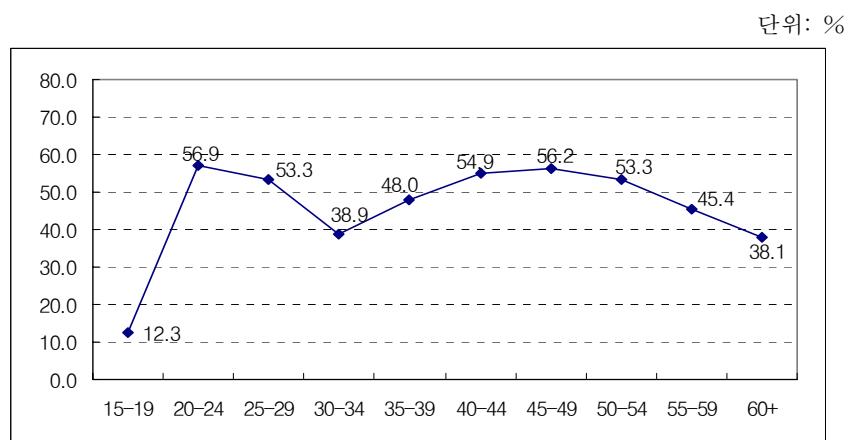
7) 비정규직에 대한 개념정의는 연구자에 따라 다양하게 이루어지고 있다. 가장 일반적으로는 서류상의 고용계약유무, 노동시간(주당 35시간미만), 근무형태(가내, 파견 등), 고용계약형태(임시, 일용) 등을 중심으로 개념이 규정되고 있다(김태홍·김미경, 「제 4차 여성의 취업실태조사」, p.98).

8) 시간제 노동은 흔히 35시간을 기준으로 35시간 미만으로 정의되고 있으나 시간제 노동에 대한 정의는 다양하다. 이에 대한 자세한 논의는 김태홍·김미경, 『제 4차 여성의 취업실태조사』, p. 91을 참고.

9) 「제 4차 여성의 취업실태조사」에서 실시한 여성들의 35시간 이상 일자리 희망여부에 대한 조사결과에 따르면, 57.6%가 '아니오'라고 응답하였다. 김태홍·김미경(2002), 「제 4차 여성의 취업실태조사」, p.94.

가장 낮게 나타나다 이후 서서히 다시 증가<sup>10)</sup>하는 전형적인 M자형 구조를 보이고 있는 실정이다. 보육문제 및 모성보호 정책을 통해 여성의 경제활동 참가율 향상을 꾀할 경우 목표집단은 결혼, 출산, 육아, 자녀교육의 문제에 직면해 있는 20-34세 사이의 여성이 된다. 그러나 여성의 경제활동 참여율제고에 있어 또한 고려해야 할 집단은 45-64세의 중고령 여성집단이라 할 수 있다. 그 이유는 육아의 부담으로부터 벗어나기 시작한 35세부터 여성경제활동 참가율이 다시 증가하다 45세를 기점으로 하락하고 있기 때문이다([그림 1] 참조).

[그림 1] 여성의 연령계층별 경제활동참가율



자료: 김태홍·김미경(2002), 『제4차 여성의 취업실태조사』.

실제로 우리나라의 여성의 연령별 경제활동참가율을 남성과 비교해보면 여성인력활용 문제가 심각함을 알 수 있다. 즉, 남녀차이가 가장 두드러진 연령대가 30-40대로 이시기는 출산 및 자녀교육이라는 변수가 가장 많은 영향을 미치기 시작하지만 동시에 노인부양에 대한 책임을 떠맡기 시작하는 시점이기도 하다. 40-49세의 남성의 경제활동 참가율은 93.5%인데 반해, 여성은 63.7%에 지나지 않고 있다.

이러한 중고령층의 성별 경제활동참가율의 차이는 50-59세에서도 두드러지게 나타나서 남성은 83.6%로 여전히 높게 나타나고 있는 반면, 여성은 53.5%로 떨어지고 있다([그림 2]참조).

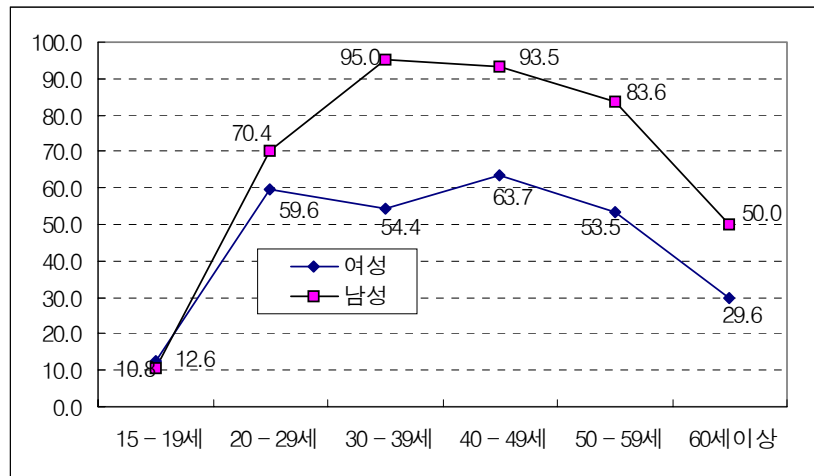
45세 이상 여성노동력에 대해 노동시장 내 수요가 낮은 이유를 노동수요 측면에서 접근했을 때, 출산, 육아 등으로 경제활동을 그만둠에 따라 직업경력을 쌓지 못한 45세 이상 연령층 여성들에 대한 수요가 - 특히 전문직에서 - 별로 없다는데서 찾아 볼 수 있다.<sup>11)</sup>

10) 35세 이후 다시 급격히 증가하는 여성의 경제활동은 여성의 재취업이 전문직을 비롯한 상용직에서 보다 단순서비스업을 비롯한 임시직 등에서 이루어지는데서 기인하고 있음을 주목해야 한다.

11) 2000년 자료에 따르면 여성의 전문직 종사자는 387천명으로 전체의 35.2%를 차지하고 있으며 이중 45세 미만이 334천명으로 전체 전문직 여성의 86.3%를 차지하고 있다(한국여성개발원, 2001: 191).



[그림 2] 연령 및 성별 경제활동참가율(2001)



자료: 통계청(2002), 「경제활동인구연보」.

따라서 이 연령층 여성들에 대한 수요는 저임금, 단순직에 대부분 머물러 있는 실정이다. 그러나 노동공급 측면에서 살펴보자면, 출산과 육아의 부담으로부터 벗어나 다시 노동시장에 진입한 여성들이 다시 직업경력을 쌓아갈 즈음에 다시 노인부양이라는 또 다른 부양책임이 떠맡겨지는 경우가 적지 않음을 알 수 있다. 노인부양 책임을 지는 여성의 연령대가 주로 중고령자에 몰려 있음을 감안할 때 여성의 경제활동참가율이 45세 이상부터 다시 하락하는 현상은 충분히 설명되어진다.

고령화 사회로의 진입과 함께 중고령자 여성의 경제활동 참가율을 제고하고자 하는 목소리가 높아 가고 있다. 이 때 다시 한 번 집고 넘어가야 할 중요한 쟁점은 여성의 노인부양 부담에 대한 문제가 아닐 수 없다. 본고는 노동시장 유연화 정책에 따른 노동시장 내 여성노동력에 대한 수요증가 및 여성 고학력화 경향에 따른 경제활동참가율의 증가추세 등을 고려하여 여성의 취업을 활성화할 수 있는 가능성을 제고하기 위해 중장년층 여성 인력활용에 초점을 맞추고, 중장년 여성의 취업(종속변수)을 방해하는 요인으로서 이들의 노인부양(독립변수) 문제를 살펴보는 가운데 여성의 노인부양부담과 취업과의 상관관계를 밝혀내고자 한다. 여성의 취업 결정여부와 노인부양부담과의 정적인 상관관계가 밝혀 질 경우 앞으로 여성취업을 활성화하기 위한 정책으로 여성의 노인부양을 완화할 수 있는 정책들이 적극적으로 개발되어야 할 것이다.

## 2. 연구의 목적 및 내용, 연구가설

### 가. 연구목적

최근 우리 사회 인구구조의 변화 가운데 가장 주목되고 있는 현상이 출산율 감소<sup>12)</sup>에 따른 연소인구의 감소 및 평균수명 연장에 따른 고령인구의 증가라 할 수 있다. 65세 이상 노령인구가 전 인구의 7%에 해당하는 경우 고령화 사회로 보는 UN의 기준<sup>13)</sup>에 따르면 우리나라는 이미 2000년 고령화 사회로 진입하였다. 노령인구의 증가와 출산율 감소라는 문제는 경제활동인구의 부양비의 구조변화를 의미한다. 즉, 유소년인구에 대한 부양부담의 증가는 줄어드는 반면, 노년부양부담은 증가한다는 뜻이다. 그러나 <표1>에서 알 수 있듯이 2000년 현재 유소년부양부담(29.2%)이 노년부양부담(10.2%)보다 더 높게 나타나고 있다.

〈표 1〉 1980년 이후 유소년, 청장년 및 고령인구 현황

단위 : 천명, %

	1980년	1990년	2000년
[구성비]			
0-14	33.8	25.7	21.0
15-64	62.3	69.3	71.7
65+	3.9	5.0	7.3
유소년부양비 <sup>1)</sup>	54.3	37.0	<b>29.2</b>
노년부양비 <sup>2)</sup>	6.2	7.2	<b>10.2</b>
노령화지수	11.4	19.4	<b>35.0</b>

주 : 1) 유소년부양비=유소년인구(0-14)/청장년인구(15-64)×100

2) 노년부양비=노년인구(65세이상)/청장년인구(15-64)×100

자료: 통계청 DB

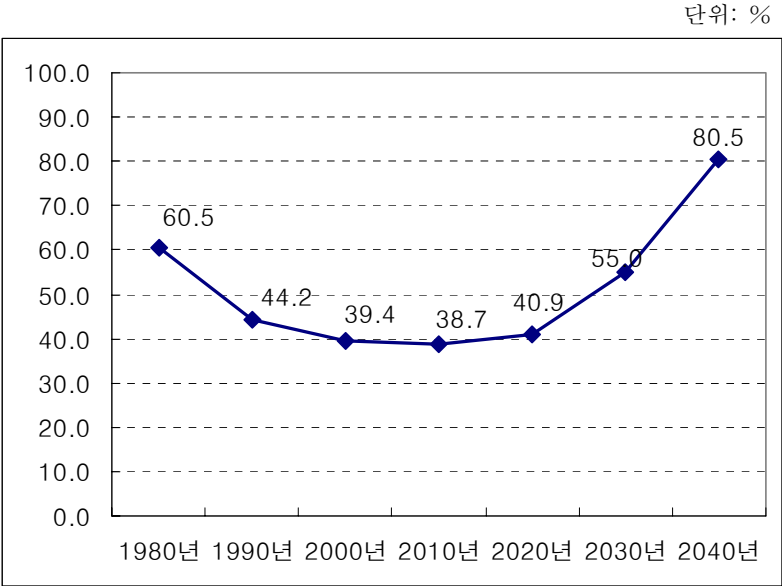
따라서 고령인구의 증가가 곧바로 생산연령인구의 부양부담 증가를 의미하는 것은 아니다. 노년인구의 증가보다 급속히 진행되고 있는 유소년 인구의 감소로 현재까지 생산연령인구의 총 부양비는 오히려 감소하고 있기 때문이다. 장래인구추계 자료에 따라 부양비를 산정해보면, 노년부양비가 유소년부양비보다 높아지는 때는 2020년 즈음이다. 즉, 출산율 감소 및 고령화 추세

12) 2000년 현재 우리나라의 합계출산율은 1.47(1970년 4.5%)로 저출산에 대한 문제의식이 확산되어 가고 있다.

13) 노년학자 Cowgill(Cowgill, 1986)은 65세 이상 노령인구가 전체 인구 대비 4% 미만인 경우 유년인구국(young populations), 4-6%인 경우 청년국(youthful populations), 7-9인 경우 성년국(mature aging populations), 10%이상을 노년국(aged populations)으로 구분하고 있다.

가 인구구조의 변화에 의미 있는 영향을 미치기 시작하는 시점이 유소년 인구보다 고령인구가 많아지는 시점인 2020년 즈음이다.

[그림 3 ] 총부양비



자료: 통계청 DB에서 재구성

[그림 3]에 나타나듯이 1980년 이후 꾸준히 감소추세에 있던 총 부양부담이 - 현재의 인구변화 추세로 간다면 - 2020년을 시점으로 다시 증가하다 2040년에는 80.5%로 피크를 이룰 전망이다. 즉 인구고령화에 따른 생산연령인구의 부양부담의 문제는 2020년에 이르러 진정한 사회 문제로 우리의 피부에 와 닿을 것으로 보이며, 따라서 이에 대한 대비하는 인구정책을 지금부터 마련해나가야 할 것이다.

<표 2> 부양비

	단위 : %			
	2010년	2020년	2030년	2040년
유소년부양비	23.9	19.6	19.2	22.8
노년부양비	14.8	21.3	35.8	58.7

자료: 통계청 DB에서 재구성

고령화 사회로의 진입에 따라 가족부양의 영역으로만 여겨져 왔던 노인부양의 문제가 사회문제로 부각되고 있다. 우리나라의 경우 노인부양은 여전히 사회부양보다는 가족부양이 주를 이

루고 있는 실정으로, 노인부양 주책임자는 며느리(35.1%)나 부인(31.5%) 등 여성이 대부분을 이루고 있다(정경희, 2001). 최근 들어 가족 내 노인부양부담을 완화하기 위한 사회지원방안에 대한 활발한 논의가 이루어지기 시작하고 있지만 현재 진행되고 있는 노인부양정책 및 프로그램개발 방향은 만성질환 및 기능장애 노인들에 대한 요양시설이용 및 이에 대한 경제적 부담 완화에 주로 초점이 모아지고 있는 실정이다. 따라서 여성들이 재가 무보수 노인부양 부담을 져야 하는 이유 때문에 결과하는 취업을 비롯한 사회참여에 있어서의 어려움은 단지 문제제기(Blody et., 1987; 최혜경, 1999)에만 그치고 있을 뿐, 이에 대한 보다 구체적인 실태조사 및 대책마련이 아직까지 이루어지지 못하고 있다.

그러나 점차 증가하는 생산연령인구의 노령인구에 대한 부양부담을 감소하기 위해서는 취업을 원하는 생산연령인구를 노동시장에서 최대한 활용하여야 할 것이다. IMF 외환위기 이후 현재까지는 청년실업을 비롯한 남성 중고령자의 조기퇴직 문제 등이 아직까지 노동시장 내 중요한 문제가 되고 있지만, 이러한 인구변화 추세로 간다면 2020년 이후에는 노동력 부족현상이 초래될 것으로 보인다. 따라서 그 때를 대비해 여성인력을 지금부터 개발, 활용하여야 할 것이다. 여성노동력을 활용하기 위해 무엇보다 중요한 정책은 여성의 가정 내 재생산 노동부담을 완화할 수 있는 정책의 도입이며, 인구고령화 및 만성질환노령자 증가 추세를 감안할 때 노인부양에 대한 사회적 대처방안이 적극적으로 제시되어야 할 것이다. 물론 현재까지는 보육문제가 여성의 취업에 가장 큰 걸림돌(여성부, 2001)로 작용하고 있지만 출산을 감소 및 평균수명연장에 따른 고령층 증가는 앞으로 보육문제보다 노인부양 문제를 더 부각시키기에 이를 것으로 지금부터 이에 대한 대책마련을 위해 여성의 노인부양에 따른 취업장애 요인을 밝히고 이를 제거할 수 있는 정책들이 개발되어야 할 것이다.

노인부양 부담 완화를 위한 정책수립과 관련한 가장 중요한 목표집단이 중고령 여성 계층이 아닐 수 없다. 결혼·출산과 함께 취업을 중단하였거나 애초에 취업경험조차 없는 여성들이 출산 및 육아 부담을 벗어난 시점에 이르러 재취업을 원하고 있다. 실제로 「제4차 여성의 취업실태조사」에서 비경제활동 여성 중 일자리가 있다면 취업을 희망하는가하는 질문에 대해 31.2%의 기혼여성이 희망한다고 응답하였고<sup>14)</sup>, 기혼여성이 취업의향이 있음에도 불구하고 구직을 못한 이유로 가사 및 집안일 때문이 38.7%로 가장 높게 나타났다. 또한 취업을 원하는 기혼여성들 중 70.2%가 고졸이상의 학력을 지닌 사람들이었고 가사 및 집안일 때문에 취업의향이 있음에도 구직을 못한 기혼여성들 중 대졸이상자가 39.1%로 가장 높게 나타났다.

14) 미혼여성의 경우 19.8%만이 취업할 의사가 있는 것으로 응답하였다.

## 나. 연구내용 및 연구가설

현재 한국사회는 그 어느 때보다 여성들의 경제활동을 중심으로 한 사회참여에의 욕구가 높으며, 이러한 추세는 여성의 고학력화를 반영하는 것이다. 그러나 여성들은 결혼과 함께 출산, 양육, 자녀교육의 문제뿐만 아니라 가사노동, 노인부양 등 재생산 노동에의 이중, 삼중 부담(Mehrfach Belastung)을 안고 있으며(Becker-Schmidt, 1983; Kim, 2000), 이러한 부담은 여성의 직업경력에 부정적인 영향을 미치고 여성노동력에 대한 수요를 감소시키는 결과를 초래하고 있다. 특히 인구의 고령화로 치매 및 만성질환 노인 인구층의 증가가 여성의 부양부담을 더욱 더 증가시키고 있으며 고령화 사회로의 진입과 함께 이 문제는 나날이 더 심각해져 갈 전망이다. 평균수명의 연장과 함께 장수의 길은 열렸지만 중요한 관건은 노인들의 건강이 아닐 수 없다. 실제로 우리나라 노인들의 평균수명은 늘었지만 이들이 건강한 노후를 보내고 있는 것은 아닌 것으로 나타났다. 보건사회연구원의 2001년 전국 22,000가구 5,058 노인을 대상으로 조사한 결과에 의하면 이 중 45.6%가 장기요양보호대상자였다. 이는 결국 우리나라 노인들의 평균수명은 늘었지만 상당히 많은 노인들이 건강하지 못한 와병상태에서 노후를 보내고 있으며 이들을 돌봐야 하는 노인부양문제가 심각해져 가고 있음을 의미한다.

〈표 3〉 장기보호대상자의 연령별 건강상태

단위 : %

	전체	남자	여자
65-69세	26.0	28.6	25.3
70-74세	26.0	24.8	26.4
75-79세	23.4	23.4	23.4
80세 이상	24.5	23.2	24.9

자료: 보건사회연구원, 2001, 노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안,  
보건복지부, p. 455에서 인용

본 연구는 여성의 취업활성화를 위해서는 증가하는 노인부양 부담에 대한 사회적 지원체계가 확대되어야 한다는 주장의 타당성을 높이기 위해 노인부양이 여성의 취업결정에 미치는 영향을 밝히고자 한다. 이를 위해 다음과 같은 가설을 세워 볼 수 있다.

첫째, 노인부양 부담은 여성취업에 어떤 형태로든 영향을 미칠 것이다.

둘째, 노인을 부양하는 여성이 취업해 있을 경우 비부양 여성보다 시간제를 비롯한 비정규직에의 취업 가능성이 높아진다.

셋째, 부양하는 노인의 건강이 좋을 경우에는 노인들이 육아 및 가사에 도움을 줌으로써 여

성취업에 오히려 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

넷째, 노인부양 가구의 수입이 높을수록 여성이 취업할 확률은 낮아진다. 물론 가구수입이 여성취업에 영향을 미치려면 수입이 일정정도의 수준에 도달하여야 한다.

다섯째, 여성의 노인부양에 있어 부양부담 정도, 즉 부양의 주 책임자인가 하는 주 부양 여부가 취업결정에 직접적인 상관관계를 갖는다. 즉, 노인과 같이 동거는 하지만 주부양자가 아닐 경우 여성의 취업 가능성은 더욱 커진다.

### 3. 연구방법

위에서 제시한 가설의 검증을 위해 「제 4차 여성의 취업실태」의 원자료를 이용하여 65세 이상 노인을 모시고 사는 가구 내 15세 이상 65세 미만 여성의 노인부양부담 실태 및 이것이 여성의 취업에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 「제 4차 여성의 취업실태」에서는 15세 이상 65세 미만 여성을 대상으로 2001년 11월 10일부터 12월 9일까지 한 달 동안 제주도를 제외한 전국 125개 지역 4,646가구 및 4,758여성에 대한 취업실태를 조사하였다. 본 연구에서는 「제 4차 여성의 취업실태」의 조사결과를 65세 이상 노인이 거주하는 가구로만 한정하고 재구성하여 통계처리 하였다.

따라서 본 연구에서는 전체 4,646가구 중 독거노인 및 65세 이상 노인부부가구 557가구를 제외한 65세 이상 노인을 모시고 사는 618가구(전체 조사가구의 13.3%에 해당하며, 이 중 45에서 64세의 여성이 함께 사는 가구는 413가구)에 대한 가구의 일반적 사항 및 65세 이상 노인(1,524명)의 건강상태를 비롯한 경제활동상태, 65세 이상 노인을 모시고 사는 15세 이상 65세 미만 1,246명 부양자(이 중 45세 이상은 532명 42.7%)의 부양부담 정도 및 취업실태를 중심으로 노인부양과 여성의 취업과의 상관관계를 분석하였다.

## II. 본론

### 1. 65세 이상 노인의 일반적 사항 및 경제활동상태

#### 가. 일반적 사항 및 건강상태

조사대상 가구의 65세 이상 노인 1,524명의 일반적 사항을 살펴보면, 연령별 분포의 경우 65세에서 69세가 42.5%로 가장 높은 비율을 차지하고 있으며, 여성의 경우 고연령자의 분포가 약

간 높게 나타나고 있다.

<표 4> 65세 이상 노인의 연령별 분포

단위 : %(명)

	65~69세	70~74세	75~79세	80~84세	85세 이상	계
계	42.5(647)	27.1(413)	16.9(258)	8.8(134)	4.7(72)	100.0(1524)
여성	41.3(366)	26.2(232)	17.0(151)	9.7(86)	5.9(52)	100.0(887)
남성	44.1(281)	28.4(181)	16.8(107)	7.5(48)	3.1(20)	100.0(637)

혼인상태는 유배율의 비율이 58.8%로 가장 높고 다음이 사별(39.6%), 별거(1.2%), 이혼(0.3%), 미혼(0.1%) 순이다. 특히 유배율은 남성이 85.2%로 여성(39.8%)보다 매우 높게 나타나고 있다. 반면, 사별의 경우 여성은 58.9%, 남성은 12.9%를 나타내고 있어 65세 고령자의 재혼율이 여성보다 남성이 월등히 높음을 알 수 있게 한다.<sup>15)</sup> 우리나라 65세 노인의 교육수준은 무학이 46.9%로 가장 많은 비율을 차지하고 있으며 여성의 비율이 60.5%나 차지하고 있어 65세 이상 노인계층의 성별 교육차이를 나타내고 있다.

65세 이상 노인들의 건강 상태는 특별한 보호가 필요 없는 경우가 72.0%로 가장 높게 나타나고 있다. 나머지 28.0%의 보호가 필요한 노인의 건강상태를 살펴보면, 신체쇠약자가 50.2%로 가장 높았으며, 다음이 신체쇠약자이면서 질병중인 노인이 20.9%를 차지하고 있다.

성별로 비교했을 때, 남성보다 여성의 건강이 더 좋지 않은 것으로 나타나고 있는데 이러한 결과는 고연령층이 남성보다 여성의 비율이 더 높은 점을 반영한 것으로 보인다.

<표 5> 65세 이상 노인의 건강상태

단위 : %(명)

	특별한 보호가 필요 없음	보 호 필 요							계
		소계	신체 쇠약자	질병중인 가족	장애가족	신체쇠약 자/질병중 인 가족	신체쇠약자/ 장애가족	질병중인 가족/장애 가족	
계	72.0(1,096)	100.0(426)	50.2	13.6	5.2	20.9	1.2	8.9	100.0(1,522)
여성	71.0(628)	100.0(257)	57.6	12.1	1.6	19.8	1.6	7.4	100.0(885)
남성	73.5(468)	100.0(169)	39.1	16.0	10.7	22.5	0.6	11.2	100.0(637)

15) 연령을 고려하지 않은 2000년의 통계를 참조할 경우 여성(60.1%)과 남성(61.2%)의 경우 유배율에 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 물론 사별의 경우 여성이 12.8%, 남성이 1.8%로 여성이 11.0% 포인트 정도 높게 나타나고 있다. 이는 결국 65세 이상의 노인인구의 경우 배우자와 사별할 경우 남성의 재혼율은 매우 높은 반면, 여성 그렇지 않아 독거노인의 비율이 여성보다 남성이 더 높음을 시사한다고 하겠다.

65세 이상 노인의 가구주와의 관계를 살펴보면, 55.2%가 본인이 가구주 인 것으로 나타났고 남성노인이 가구주인 경우가 83.8%나 된다. 따라서 가구주의 배우자(20.6%)일 경우 여성(33.6%)의 비율이 남성(2.5%)보다 높았다. 가구주의 부모(22.2%)일 경우 역시 여성(28.9%)이 남성(13.0%)보다 높았으며, 배우자의 부모(1.8%) 역시 여성(2.7%), 남성(0.6%)로 여성이 높게 나타났다. 65세 이상 노인의 가구주와의 관계가 가구주 배우자의 부모인 경우가 1.8%에 지나지 않는다는 사실은 가구주의 대부분이 남성(80.9%)<sup>16)</sup>인 경우를 고려하였을 때, 친정부모를 모시고 사는 여성들이 많지 않음을 시사하고 있다.

## 나. 경제활동상태

65세 이상 노인의 경제활동 상태를 살펴보면, 79.6%가 비경제활동상태에 있는 것으로 나타났다. 취업자비율은 남성 28.3%, 여성 12.9%로 남성이 여정보다 두배 이상 높았고 취업자의 상당수가 69세 미만에 몰려 있었다. 그러나 남성의 경우 75~79세 취업률이 21.5%로 상당히 높게 나타난 반면, 여성은 9.9%에 지나지 않고 있다. 따라서 남성의 경우 아직까지 상당수의 고령자들이 취업상태에 있음을 알 수 있다.

<표 6> 65세 이상 노인의 연령별 경제활동상태

단위 : %(명)

	연령	취업자	실업자	비경제활동인구	계
남자	남자 계	28.3(180)	1.3(8)	70.5(449)	100.0(637)
	65~69세	37.4(105)	2.1(6)	60.5(170)	100.0(281)
	70~74세	26.5(48)	1.1(2)	72.4(131)	100.0(181)
	75~79세	21.5(23)	0.0(0)	78.5(84)	100.0(107)
	80~84세	6.3(3)	0.0(0)	93.8(45)	100.0(48)
	85세 이상	5.0(1)	0.0(0)	95.0(19)	100.0(20)
여자	남자 계	28.3(180)	1.3(8)	70.5(449)	100.0(637)
	65~69세	17.5(64)	1.9(7)	80.6(295)	100.0(366)
	70~74세	12.9(30)	0.4(1)	86.6(201)	100.0(232)
	75~79세	9.9(15)	0.7(1)	89.4(135)	100.0(151)
	80~84세	4.7(4)	0.0(0)	95.3(82)	100.0(86)
	85세 이상	1.9(1)	0.0(0)	98.1(51)	100.0(52)

65세 이상 노인의 경제활동상태를 교육정도별로 살펴보면, 여성의 경우 취업자의 대부분이

16) 김태홍·김미경 (2002), 「제4차 여성의 취업실태 조사」, p.37.



초졸이하에 몰려 있어 저학력자들의 취업활동이 두드러진 반면, 남성노인의 경우 취업자들이 학력과 무관하에 골고루 분포되어 있음을 알 수 있다.

<표 7> 65세 이상 노인의 교육정도별 경제활동상태

단위 : %(명)

		취업자	실업자	비경제활동인구
여성	초졸이하	14.3(111)	1.0(8)	84.7(659)
	중졸	2.0(1)	0(0.0)	98.0(48)
	고졸	4.2(2)	2.1(1)	93.8(45)
	전문대졸	0(0.0)	0(0.0)	100(12)
	계	12.9(114)	1.0(9)	86.1(764)
남성	초졸이하	31.2(119)	0.8(3)	68.0(259)
	중졸	21.25(17)	1.25(1)	77.5(62)
	고졸	24.6(28)	1.8(2)	73.7(84)
	전문대졸	25.8(16)	3.2(2)	71.0(44)
	계	28.3(180)	1.3(8)	70.5(449)

65세 이상 노인의 고용구조를 살펴보면, 자영업자의비율이 63.6%로 가장 높았으며, 다음으로 는 무급가족종사자(18.0%), 일용고(7.8%), 상용고((5.1%), 임시고(4.4%), 고용주(1.0%) 순으로 나타났다. 무급가족종사자의 경우 여성노인의 비율이 훨씬 높아 여성노인은 43.9%인데 반해 남성 노인은 1.7%에 지나지 않고 있다. 여성노인의 비율이 더 높은 곳은 일용고로 여성노인이 종사상의 지위가 월등히 낮은 것을 알 수 있게 한다. 여성노인이 고용주인 경우는 한 사례도 없었으며, 자영업자 역시 여성노인의 36.8%에 지나지 않은 반면, 남성노인은 대다수인 80.6%를 차지하고 있다. 또한 노인들의 경우 상용고 비율이 절대적으로 낮은 점이 두드러진다.

<표 8> 65세 이상 취업노인의 종사상지위별 분포

단위 : %(명)

	고용주	자영업자	무급가족 종사자	상용고	임시고	일용고
여성	0.0(0)	36.8(42)	43.9(50)	2.6(3)	4.4(5)	12.3(14)
남성	1.7(3)	80.6(145)	1.7(3)	6.7(12)	4.4(8)	5.0(9)
계	1.0(3)	63.6(187)	18.0(53)	5.1(15)	4.4(13)	7.8(23)

## 2. 15세 이상 65세 미만 여성의 가족관계 및 부양실태

### 가. 조사대상자의 개인적 특성 및 가족관계

65세 이상 노인과 함께 거주하는 618가구에 거주하는 15세 이상 65세 미만 여성(1,246명)의 연령별 분포를 보면, 15-19세가 7.9%, 20대는 15.0%, 30대 16.1%, 40대 18.9%, 50대는 20.6%, 60-64세는 24.6%를 나타내고 있다. 65세 이상 노인과 동거하고 있는 여성의 연령층이 60-64세 이상에 주로 몰려 있는 이유는 이 연령층의 여성들이 동거노인의 배우자일 확률이 높기 때문이다. 또한 이 연령층 동거인구 중 남성비율이 5.4%에 불과하다는 사실은 남성보다 여성 동거인의 부양부담이 절대적으로 클 수 있는 가능성을 시사한다. 30대미만 동거인의 경우는 65세 이상 노인의 부양자라기보다 그들의 미혼자녀일 가능성이 높아 이들은 오히려 노인들로부터 돌봄을 받고 있을 것으로 추측할 수 있다. 여기서 주목할 사항은 이 연령층 여성은 19.9%에 지나지 않는데 비해 남성은 30.4%나 차지하고 있다는 점으로, 따라서 30대 이하의 남성들이 여성보다 부모님의 보살핌을 더 많이 받음을 알 수 있다. 30대에서 50대의 동거비율이 높게 나타나고 있어 이 연령층이 노인에게 대한 부양부담을 지는 주 연령층으로 보이며, 이 연령층의 여성들이 부양하는 노인인구는 주로 시부모일 것으로 추측된다. 이는 앞선 노인인구의 가구주와의 관계에 대한 설명에서 지적하였듯이 65세 이상 노인이 가구주의 배우자 부모일 경우가 1.8%에 지나지 않는다는 사실을 주목할 때 충분히 유추해 볼 수 있다.

<표 9> 조사대상자의 연령별 분포단위

단위 : %(명)

	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세	50~54세	55~59세	60~64세
남성	10.8(66)	7.8(48)	11.8(72)	11.8(72)	10.9(67)	15.0(92)	10.8(66)	9.0(55)	6.7(41)	5.4(33)
여성	7.9(50)	6.8(43)	5.2(33)	7.3(46)	8.8(56)	10.9(69)	8.0(51)	10.3(65)	10.3(65)	24.6(156)
계	9.3(116)	7.3(91)	8.4(105)	9.5(118)	9.9(123)	12.9(161)	9.4(117)	9.6(120)	8.5(106)	15.2(189)

이러한 65세 이상 노인과 함께 사는 동거가족의 특성을 혼인상태별로 살펴보면 성별 특성이 더욱 두드러지게 나타난다. 즉, 미혼의 경우가 남성은 61.9%인데 반해, 여성은 21.9%에 지나지 않고 있다. 반면, 유배우율에 있어 남성은 48.0%인데 반해, 여성은 75.2%로, 65세 노인과 동거하면서 이들을 부양해야 하는 여성들의 65세 노인과의 관계는 주로 배우자이거나 배우자의 며느리임을 충분히 짐작할 수 있다.

<표 10> 조사대상자의 혼인상태별 분포

단위 : %(명)

	유배우	이혼	사별	별거	미혼
계	61.9(771)	2.6(33)	1.9(24)	0.5(6)	33.1(412)
여성	75.2(477)	1.3(8)	2.1(13)	0.3(2)	21.1(134)
남성	48.0(294)	4.1(25)	1.8(11)	0.7(4)	45.4(278)

65세 이상 노인과 함께 사는 15세 이상 65세 미만 여성의 교육정도를 살펴보면, 고졸이 33.8%로 가장 높았으며, 다음이 초졸(22.6%), 중졸(18.5%), 대졸이상(11.4%), 무학(9.6%), 전문대졸(4.3%) 순으로 나타났다. 이는 남성의 학력 순위인 고졸(44.8%), 대졸이상(20.1%), 중졸(18.0%), 초졸(11.3%), 무학(3.6%), 전문대졸(2.3%)과는 차이를 보이는 것으로, 여성의 경우 고졸이상이 차지하는 비율이 49.5%에 불과한 반면, 남성의 경우 67.2%나 차지하고 있어 여성의 학력이 남성보다 월등히 떨어지고 있음을 알 수 있다. 또한 「제4차 여성의 취업실태조사」의 전체 대상자 여성의 고졸이상 학력 소유자가 53.2%(김태홍·김미경, 2002: 30)임을 감안할 때, 본 연구의 조사대상자 학력이 약간 떨어지고 있다.

조사대상 여성의 가구주와의 관계를 살펴보면, 본인 스스로 가구주인 경우는 4.4%에 지나지 않았으며, 가구주의 배우자가 65.9%로 가장 높게 나타나 조사대상자가 동거하고 있는 노인이 주로 시부모임을 알 수 있게 한다. 다음으로 높은 비율은 가구주의 미혼자녀가 18.6%를 차지하고 있다.

<표 11> 조사대상자의 가구주관계별 분포

단위 : 명(%)

	가구주	가구주의 배우자	가구주의 미혼자녀	가구주의 미혼형제, 자매	가구주의 기혼자녀	가구주의 며느리	기타
남성	49.8(305)	0.5(3)	35.5(217)	2.0(12)	9.0(55)	0.0(0)	3.3(20)
여성	4.4(28)	65.9(418)	18.6(118)	0.8(5)	1.1(7)	6.6(42)	2.5(16)
계	26.7(333)	33.8(421)	26.9(335)	1.4(17)	5.0(62)	3.4(42)	2.9(36)

## 나. 조사대상자의 부양내용

이들 조사대상자의 부양내용을 살펴보면, 돌봄이 필요한 노인의 유무<sup>17)</sup>에 따라 부양자의 성별 및 부양내용에 있어 차이가 나타난다. 돌봄이 필요한 노인이 없는 경우 특별히 돌보고 있는 사람이 없다에 여성의 경우 91.2%, 남성은 97.4%가 응답하고 있는 반면, 돌봄이

17) 돌봄이 필요한 노인은 65세 이상이면서 돌봄이 필요한 가구원에 체크된 노인을 말한다.

필요한 노인이 있는 경우 여성은 44.7% 남성은 74.9%만이 특별히 돌보고 있는 사람이 없다고 응답하였다. 즉 돌봄이 필요한 65세 이상 노인 여부에 따라 가구의 부양부담이 절대적으로 증가하며, 특히 여성의 부양부담이 상당히 (46.5%포인트) 늘고 있음을 알 수 있다.

부양내용에 있어서도 돌봄이 필요한 노인이 없는 경우 부양부담은 취학 전 아동이 가장 높아 여성의 부양부담 중 85.0%, 남성의 72.7%를 차지하고 있다. 반면, 돌봄이 필요한 노인이 있는 경우의 부양부담은 신체쇠약자가 가장 높고 다음으로는 신체쇠약자이면서 질병중인 환자, 질병중인 가족 등의 순으로 취학 전 아동에 대한 부담이 차지하는 비율이 절대적으로 감소하고 있다.

<표 12> 조사대상자의 부양내용(1)

단위 : %(명)

성별	돌봄이 필요한 노인유무	특별히 돌보고 있는 사람이 없음	현재 돌보고 있는 가구원							
			소계	취학전 아동	신체 쇠약자	질병중인 가족	장애가족	신체쇠약자/질병중인 가족	신체쇠약자/장애가족	질병중인 가족/장애가족
여성	없음	91.2(416)	100(11)	85.0	0.0	0.0	7.5	2.5	2.5	2.5
	있음	<b>44.4(79)</b>	<b>100(47)</b>	<b>9.1</b>	<b>42.4</b>	<b>10.1</b>	<b>8.1</b>	<b>20.2</b>	<b>2.0</b>	<b>8.1</b>
	소계	78.1(495)	100(58)	30.9	30.2	7.2	7.9	15.1	2.2	6.5
남성	없음	97.4(414)	100(40)	72.7	0.0	9.1	0.0	0.0	9.1	9.1
	있음	<b>74.9(140)</b>	<b>100(99)</b>	<b>6.4</b>	<b>46.8</b>	<b>12.8</b>	<b>8.5</b>	<b>19.1</b>	<b>2.1</b>	<b>4.3</b>
	소계	90.5(554)	100(139)	19.0	37.9	12.1	6.9	15.5	3.4	5.2

그러나 <표 13>에 나타나듯 돌봄이 필요한 가족에 대한 부양부담은 여성이 전반적으로 높게 나타나고 있다.

<표 13> 조사대상자의 부양내용(2)

단위 : %(명)

성별	돌봄이 필요한 노인유무	특별히 돌보고 있는 사람이 없음	취학전 아동	신체쇠약자	질병중인 가족	장애가족	신체쇠약자/질병중인 가족	신체쇠약자/장애가족	질병중인 가족/장애가족
여성	없음	91.2(416)	7.5(34)	0(0.0)	0(0.0)	0.7(3)	0.2(1)	0.2(1)	0.2(1)
	있음	44.4(79)	5.1(9)	23.6(42)	5.6(10)	4.5(8)	11.2(20)	1.1(2)	4.5(8)
	소계	78.1(495)	6.8(43)	6.6(42)	1.6(10)	1.7(11)	3.3(21)	0.5(3)	1.4(9)
남성	없음	97.4(414)	1.9(8)	0(0.0)	0.2(1)	0(0.0)	0(0.0)	0.2(1)	0.2(1)
	있음	74.9(140)	1.6(3)	11.8(22)	3.2(6)	2.1(4)	4.8(9)	0.5(1)	1.1(2)
	소계	90.5(554)	1.8(11)	3.6(22)	1.1(7)	0.7(4)	1.5(9)	0.3(2)	0.5(3)

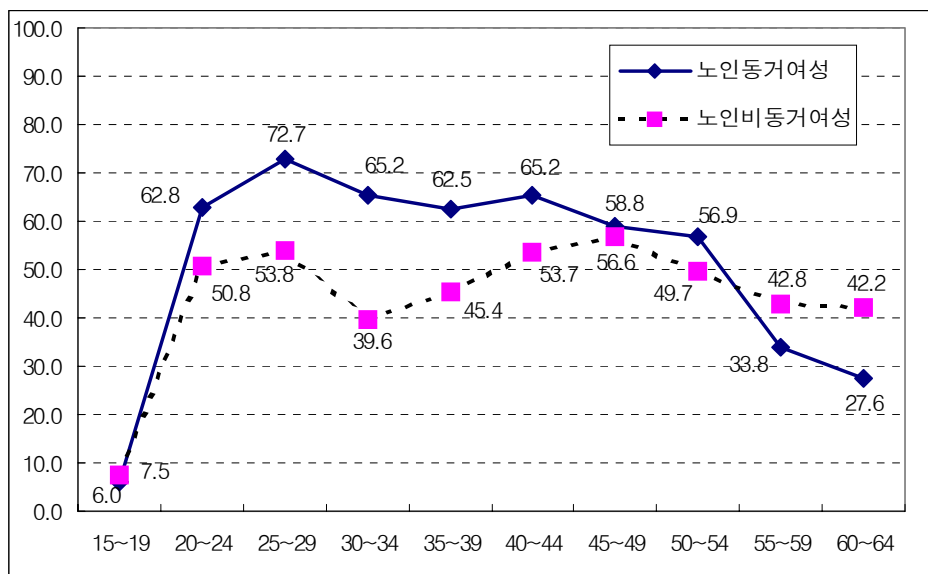
### 3. 노인부양 여성의 경제활동

#### 가. 연령별 경제활동

여성의 경제활동참가율의 형태가 M자 형태를 갖는다는 점은 잘 알려진 사실이다([그림1] 참고). 하지만 노인부양 여성의 경제활동형태는 약간의 다른 모습을 보인다. ([그림5])를 보면, 노인비동거 여성은 M자 형태를 보이지만 노인동거 여성은 노인비동거 여성과 비교하여 출산과 육아로 인한 노동시장 퇴장이 그리 많지 않음을 알 수 있다. 또한 40세 후반이후 노인동거 여성의 경제활동참가율은 급격히 떨어지는 반면 노인비동거 여성은 상대적으로 완만한 곡선을 보이고 있다. 노인비동거의 경우 30-34세를 기점으로 급격히 떨어져 다시 꾸준히 증가하다 50-54세 이후 완만히 감소하는 반면, 노인동거의 경우 비교적 완만한 감소세에서 35세를 기점으로 약간 떨어졌다가 다시 회복하지만 45세부터 하강세를 보인다 50세 이후로는 급격히 떨어지고 있다.

[그림 4] 노인동거유무 및 연령별 여성의 경제활동참가율

단위 : %(명)



위의 그림을 통해 우리는 노인동거와 관련하여 두 가지 사실을 알 수 있다. 첫째, 노인과 동거하는 여성은 비 동거 여성에 비해 높은 경제활동을 보이고 있으며, 노인과 동거는 특히 출산과 육아 기간에 있는 여성의 경제활동에 긍정적인 영향을 준다는 점이다. 둘째, 40세 후반 이후 급격히 떨어지는 여성경제활동 참가율은 노인부양이 상당히 영향을 미치고 있다.

먼저 첫 번째 사실은 <표 14>를 통해 더욱 분명해진다. 15-64세 여성의 경제활동참가율을 보면, 노인동거 여성이 48.2%(취업자비율 44.0%)로서 노인 비동거 여성의 44.8%(취업자비율 37.4%)에 비해 3.4%포인트 높게 나타난다. 언 듯 보기에는 큰 차이가 없어 보이지만, 연령계층별로 살펴보면 출산과 육아기간과 관련된 15-44세 연령층 여성과 육아 및 자녀교육 부담으로부터 벗어난 45-64세 연령층 여성들 사이에는 노인과 동거함으로써 나타나는 경제활동참가율의 양상은 상반되게 나타나고 있다. 즉 노인부양이 15-44세 여성들에게는 강한 정적 상관관계를 보여주고 있지만, 45-64세 여성에게는 부적 상관관계를 갖음을 알 수 있다.

<표 14> 65세 이상 노인을 부양하는 15세-64세 여성 부양자의 경제활동분포  
단위 : %(명)

			경제활동참가율		비경제활동 인구비율
			취업자비율	실업자비율	
노인동거	15~64세의 여성	48.2(296)	44.0(279)	2.7(17)	53.3(338)
	15~44세의 여성	55.2(164)	51.5(153)	3.7(11)	44.8(133)
	45~64세의 여성	39.2(132)	37.4(126)	1.8(6)	60.8(205)
노인비동거	15~64세의 여성	44.8(1,854)	41.5(1,716)	3.3(138)	55.2(2,282)
	15~44세의 여성	42.7(1,211)	39.1(1,107)	3.7(104)	57.3(1,623)
	45~64세의 여성	49.4(643)	46.8(609)	2.6(34)	50.6(659)

15-45세 여성집단의 연령계층을 5세 간격으로 세분화해 보면 노인동거가 어떤 측면에서 여성의 경제활동에 긍정적인 영향을 미치는지 더욱 분명히 알 수 있다. 일반적으로 여성이 출산과 육아로 인해 노동시장을 퇴장하는 비율이 가장 높은 집단은 30-34세 연령층이다([그림 4]참고). 그러나 이 연령층에 있는 여성을 노인동거여부에 따라 다시 세분화하여 살펴보면 여성의 경제활동참가율은 전혀 다르게 나타나고 있다. 즉, 노인과 동거가 여성의 경제활동에 오히려 긍정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 노인과 동거하는 경우 25-29세 연령층의 경제활동참가율이 7.5%포인트나 높게 나타나고 있다. 하지만 노인비동거 여성집단을 비교해보면, 30-34세 연령층의 경제활동참가율이 25-29세 연령층에 비해 14.2%포인트나 하락하는 것을 알 수 있어 노인과 함께 동거하지 않을 경우 오히려 경제활동 참가율이 더 낮게 나타나고 있음을 알 수 있다.

<표 15> 15-44세 여성부양자의 경제활동 분포

단위 : %

노인동거 여부	연령계층	경제활동참가율			비경제활동 인구비율
			취업자비율	실업자비율	
노인동거	25~29세	72.7	66.7	6.1	27.3
	30~34세	65.2	48.3	5.6	46.2
	35~39세	62.5	60.7	1.8	37.5
	40~44세	65.2	65.2	0.0	34.8
	계(15~44세)	55.2	51.5	3.7	44.8
노인비동거	25~29세	53.8	33.6	4.4	62.0
	30~34세	39.6	36.2	3.5	60.4
	35~39세	45.4	43.0	2.4	54.6
	40~44세	53.7	50.3	3.4	46.3
	계(15~44세)	42.7	39.1	3.7	57.3

출산과 육아는 대개 기혼여성과 관련된 것이기 때문에 혼인상태별로 확인해 보았다. 결과를 <표 16>을 통해 보면, 미혼의 경우 노인동거여성과 비동거여성과의 경제활동참가율 격차가 4.1%포인트로서 그 차이가 작은 것에 비해, 기혼여성의 경우는 18.9%포인트로 크게 나타난다. 이는 함께 동거하는 노인이 육아기간 동안 부양여성의 자녀를 돌봄으로서 여성의 경제활동참가율에 도움을 주고 있음을 말해준다.

<표 16> 노인동거, 혼인상태 및 연령계층별 경제활동분포

단위 : %

	경제활동분류	기혼					미혼
		25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	15~44세	15~44세
노인동거	취업자비율	45.5	58.3	58.8	66.2	58.9	41.9
	실업자비율	9.1	2.8	0.0	0.0	2.4	5.4
	경제활동참가율	54.5	61.1	58.8	66.2	61.3	47.3
	비경제활동	45.5	38.9	41.2	33.8	38.7	52.7
노인비동거	취업자비율	24.4	32.1	42.3	50.0	39.3	38.6
	실업자비율	4.9	2.6	2.4	3.2	3.1	4.6
	경제활동참가율	29.3	34.8	44.8	53.2	42.4	43.2
	비경제활동	70.7	65.2	55.2	46.8	57.6	56.8

따라서 노인과의 동거유무별 보육시설 이용여부를 살펴보면, 실제로 노인과 동거하는 여성들

은 6세 미만의 자녀를 주로 시부모 및 친정부모에게 맡기고 있었으며, 노인과 동거하지 않는 경우는 본인 스스로 돌보고 있는 경우가 가장 많은 반면 시부모 및 친정에 맡기는 비율은 매우 작게 나타나고 있다.

<표 17> 여성의 연령계층별 6세 미만 자녀의 보육분포

단위 : %

가구구분	연령계층	보육시설	시부모 및 친정부모	본인	기타
노인동거	15~44세	36.0	24.0	46.0	6.0
	25~34세	39.4	33.3	45.5	0.0
	30~34세	45.8	33.4	41.7	0.0
노인비동거	15~44세	39.5	6.7	58.1	6.2
	25~34세	24.9	6.9	74.6	3.5
	30~34세	44.9	7.6	53.6	7.0

주 : 1) 자녀가 2명 이상인 경우는 복수응답을 함.

2) 학생응답자는 제외.

이러한 사실은 결국 앞 서 지적하였듯이 15-44세 여성에게 있어서 노인과의 동거는 경제활동 참가율에 긍정적인 영향을 미치는 반면, 45-64세 여성에게는 부정 상관계수를 미치고 있음을 입증해 준다. 45-64세 연령집단에 있어 노인동거와 비동거 여성의 경제활동참가율의 차이는 10.2%포인트로서 비동거 여성의 참가율이 높은 반면, 반대로 15-44세 연령집단 여성들은 비슷한 차이로(12.5% 포인트) 노인동거 여성의 참가율이 더 높게 나타나고 있다(〈표 14〉 참고). 연령계층을 5세 간격으로 다시 살펴보면, 노인동거여성은 노인 비동거 여성에 비해 15-54세의 연령층에서 높은 경제활동참가율을 보이지만 55-59세 연령층에서 급격히 하락하여 노인비동거 여성에 비해 9%포인트 낮은 것을 볼 수 있다. 그리고 60-64세의 경우는 더욱 큰 차이를 보여 14.6%포인트 낮은 참가율을 보인다.

45-64세 노인동거 여성의 경제활동이 노인비동거 여성에 비해 크게 떨어지는 이유는 노인과 동거가 보육의 도움으로 작용했던 15-44세 여성들과는 달리 이 연령층의 여성에게서는 노인부양의 책임이 남기 때문일 것이다. 이로써 앞 서 제시한 노인부양이 여성의 경제활동에 어떤 형태로든 영향을 미칠 것이라는 첫번째 가설이 증명되었으며, 이는 여성의 취업실태 조사의 몇 가지 다른 항목을 통해서 한 번 더 확인 할 수 있다.



<표 18> 45-64세 여성부양자의 경제활동

단위 : %

연령계층	노인동거				노인비동거			
	경제활동인구			비경제 활동인구	경제활동인구			비경제 활동인구
		취업자	실업자			취업자	실업자	
45~49세	58.8	52.9	5.9	41.2	56.6	54.0	2.6	43.4
50~54세	56.9	56.9	0.0	43.1	49.7	46.2	3.5	50.3
55~59세	33.8	32.3	1.5	66.2	42.8	39.9	2.8	57.2
60~64세	27.6	26.3	1.3	72.4	42.2	41.3	0.9	57.8
계(45~64세)	39.2	37.4	1.8	60.8	49.4	46.8	2.6	50.6

먼저 노동시간을 살펴보면, 노인동거 시 15-44세의 경우는 노인으로부터 보육 등의 도움을 얻음으로서 36시간 미만 일한 취업여성 비율이 9.9%로 낮았지만, 45-64세의 경우 20.0%로 크게 높아지는 것을 볼 수 있다. 물론 출산과 육아를 마친 후 여성이 다시 노동시장에 진입할 때 경력단절 등의 이유로 인해 시간제와 임시직 등의 비정규직으로 노동시장에 들어오는 경우가 증가되는 것도 하나의 주요한 이유로 작용할 것으로 보인다. 하지만 노인동거여성의 경제활동 참가율을 살펴보면, 15-44세 연령층에서 노인 비동거 여성에 비해 노동시장에서 퇴장하는 경우가 더 낮고, 36시간 미만 일한 여성의 비율 또한 매우 낮았지만, 45-64세의 경우는 더 높게 나타나고 있어 이 연령계층은 노인부양부담이 경제활동참가율 저하에 확실히 영향을 미치고 있음을 알 수 있다<sup>18)</sup>.

<표 19> 노인동거유무 및 노동시간별 취업여성분포

단위 : %(명)

	15~44세		45~64세	
	36시간 미만	36시간 이상	36시간 미만	36시간 이상
노인동거	9.9(15)	90.1(136)	20.0(25)	80.0(100)
노인비동거	13.8(152)	86.2(953)	18.9(115)	81.1(494)
계	13.3(167)	86.7(1089)	19.1(140)	80.9(594)

이렇듯 노인부양이 45-64세 연령계층 여성의 경제활동참가율 저하에 영향을 미친다는 사실은 <표 20>을 통해서도 설명되어진다. 45-64세의 36시간 미만 일하고 있는 취업여성 중 36시

18) 물론 15-44세 노인동거여성이 모두 45-64세 연령층일 때 노인과 동거하지 않을 수 있고 15-44세 노인비동거여성이 45-64세에 이르러 노인과 동거할 수 있을 것이다. 하지만 이를 고려하더라도 36시간 미만 일한 여성비율이 45-64세에서 급격히 증가하여 그 비율이 역으로 약간 높게 나타나는 것은 노인부양부담이 영향을 고려하지 않을 수 없게 한다.

간 이상의 일을 원하지 않는 이유를 살펴보면, 노인동거가구의 경우 ‘건강상의 이유와 연로 및 질병’이 33.3%로 가장 높게 나타나고 있지만, ‘노부모 부양과 가족수발’ 역시 26.7%로 상당히 높게 나타나고 있다. 이러한 사실은 두 번째 가설(노인을 부양하는 여성이 취업해 있을 경우 비부양 여성보다 시간제를 비롯한 비정규직에의 취업 가능성이 높아진다) 역시 입증한다.

<표20> 36시간 미만 일하는 취업여성이 36시간 이상의 일을 원하지 않는 이유  
단위 : %

이 유	노인동거가구		노인비동거가구	
	15~64세	45~64세	15~64세	45~64세
가사 및 육아, 탁아문제	32.0	6.7	36.5	6.8
노부모 부양 및 가족수발	20.0	26.7	0.9	0.0
건강상의 이유, 연로 및 질병	20.0	33.3	22.6	54.5
필요가 없어서	20.0	26.7	15.7	20.5
안정성이 없고 보수가 낮아서	0.0	0.0	2.6	2.3
기타	8.0	6.7	21.7	15.9

주 : 학생응답자는 제외.

또한 비경제활동 여성 중 일거리가 있어도 일을 하지 못하는 이유를 보면 노부모를 부양하는 여성이 그렇지 못한 여성에 비해 2.3%포인트 높게 나타나고 있다.

<표21> 45-64세의 비경제활동 여성 중 일거리가 있어도 일을 하지 못하는 이유  
단위 : %

이 유	노인동거가구	노인비동거가구
가사 때문	15.5	25.2
건강이 나빠서	44.6	40.3
쉬고 싶어서	15.5	14.7
필요가 없어서	20.0	0.2
노부모 부양 때문	7.1	4.8
경제적 필요가 없어서	4.2	5.7
남편의 반대	2.4	1.1
가족의 병간호	4.8	8.0
기타	6.0	21.7

주 : 학생응답자는 제외

물론 이와 같은 결과만으로 노인과 동거하는 여성은 노인부양부담 때문에 노동시장에 진입하기 힘들다라고 단정하기에는 힘들 수 있으며, 이와 함께 고려되어야 할 또 다른 변수가 있을 수 있다. 하지만 앞 선 설명들을 통해 한가지 분명한 것은 노인부양이 40세 이후 여성의 경제활동참가율의 하락에 상당한 영향을 주었을 것이라는 점이다.

## 나. 노인의 건강상태별 경제활동

동일하게 노인을 부양하더라도 부양하고 있는 노인의 건강상태에 따라 여성의 경제활동은 차이가 있을 것으로 예상된다. 그리고 이것은 여러 논문에서 일관성 있게 주장되는 내용으로, 노인의 건강상태가 부양자의 스트레스를 증가시키며(이영자·김태현, 1992: 1-18), 직업과 경제활동에 큰 영향을 미친다(Montgomery et., 1987)고 보고되고 있다. 따라서 본 연구를 통해 부양노인의 건강상태가 여성의 취업에 어느 정도 영향을 주는가를 분석해 본 결과, 15-44세 여성의 경우 건강상 보호가 필요한 노인이 없을 경우 경제활동참가율이 3.3%포인트 더 높게 나타났고, 취업자 비율은 이보다 높은 6.2%포인트의 차이를 보이고 있다. 즉 노인이 건강할수록 여성의 취업가능성이 높았다. 45-64세 여성 부양자의 경우에도 동일한 결과가 나타나고 있다. 물론 15-44세 여성부양자에 비해 취업자 비율의 격차는 약간 낮게 나타나서 보호필요의 유무에 따라 3%포인트의 격차만을 보여주고 있다. 이러한 결과만으로 부양노인의 건강상태가 여성의 경제활동에 절대적인 영향을 준다고 말할 수는 없지만, 확실히 부양노인의 건강상태는 여성 경제활동에 영향을 주고 있음에는 분명하다. 이로서 세 번째 가설(부양하는 노인의 건강이 좋을 경우에는 노인들이 육아 및 가사에 도움을 줌으로써 주고 여성취업에 오히려 긍정적인 영향을 미칠 것이다) 역시 증명되고 있다.

<표 22> 동거노인의 보호필요 유무별 여성부양자의 경제활동참여 분포

단위 : %

	보호유무	경제활동 참가율			비경제활동 인 구
			취업자비율	실업자비율	
15~44세	보호가 필요한 노인 없음	56.2	53.3	2.9	43.8
	보호가 필요한 노인 있음	52.9	47.1	5.7	47.1
45~64세	보호가 필요한 노인 없음	40.2	38.2	2.0	59.8
	보호가 필요한 노인 있음	36.3	35.2	1.1	63.7

노인의 건강상태가 여성의 취업·비취업에 미친 영향은 노인과의 동거여부<sup>19)</sup>에 따른 취업·비취업의 차이보다는 낮게 나타나고 있지만, <표 14>와 비교해보면 알 수 있듯이 노인과 취업

과의 정적 상관관계가 확실히 있는 것을 알 수 있다. 즉, 노인을 부양함으로써 취업에 어려움을 겪고 있는 것으로 나타난 44-64세 연령층의 여성경제활동참가율만을 비교해 보면, 노인과의 동거 시 경제활동참가율은 39.2%, 비동거 시에는 49.4%를 나타내었고, 노인과 동거하는 여성들 중에는 보호가 필요한 노인이 있을 경우 36.3%로 떨어졌으며, 보호가 필요한 노인이 없을 경우에는 40.2%를 나타내어 동거하는 노인의 건강이 좋지 않을 경우 부양하는 여성의 경제활동참가율에 확실히 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

#### 다. 가구수입별 경제활동

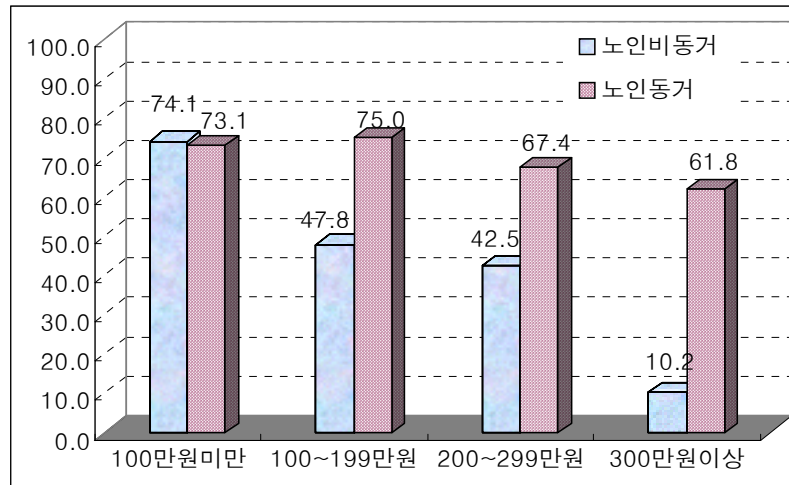
일반적으로 가구의 수입이 높을수록 여성의 경제활동은 낮아진다. 하지만 노인동거상태에 따른 분포는 약간 다른 분포를 하고 있다. 다음에서는 총 가구 수입에서 여성부양자의 수입을 제외하고 여성의 경제활동이 가구수입에 어느 정도 영향을 받는가를 살펴보았다. [그림 6]은 15-44세 여성부양자의 경제활동참가율을 가구수입별로 보여주고 있다. 그림을 보면 노인비동거 여성의 경우 경제활동참가율이 수입이 높을수록 낮아지는 경향을 볼 수 있다.

본인의 수입을 제외한 수입이 100만원 미만일 때 74.1%로 가장 높고 가구의 수입이 높아질수록 경제활동참가율은 점차 낮아져 가구의 수입 300만원 이상의 수입이 있을 경우 10.2%의 여성만이 경제활동을 하고 있었다. 반면 노인동거 여성의 경우 전반적으로 수입이 높을수록 경제활동참가율이 낮아지고 있으나, 노인비동거 여성에 비해 고수입에 따라 떨어지는 폭이 작았으며, 100-199만원 지점에서 가장 높은 참가율을 보인 후 감소하는 형태를 보인다. 100만원 미만의 경우는 노인동거유무와 상관없이 거의 비슷한 경제활동참가율을 보이고 있지만, 가구수입이 높아질수록 차이는 커져서 오히려 노인과 동거하는 여성의 경제활동 참여율이 300만원 이상의 수입이 있는 가구의 경우 차이는 50%포인트 이상이 나고 있다.

15-44세 연령층의 여성들이 미혼 및 출산 및 육아 등의 부담을 진 여성층이 대부분임을 감안할 때 가구수입이 높아지더라도 노인비동거에 비해 경제활동참가율이 높으며, 이는 노인동거가 가사분담 및 육아보조에 도움을 주고 있기 때문인 것으로 보인다. 즉 노인과 동거하는 여성들은 일정수준의 수입이 보장되었을 때까지 계속 경제활동참여를 지속하다가 일정정도의 수입이 보장될 때 노동시장을 빠져나가고 있음을 알 수 있다.

19) 노인부양 여부에 따른 연령계층별 여성경제활동참가율 격차는 앞 서 살펴보았듯이 15-44세의 경우 12.5%포인트, 45-64세는 10.2%포인트의 차이를 나타냈다.

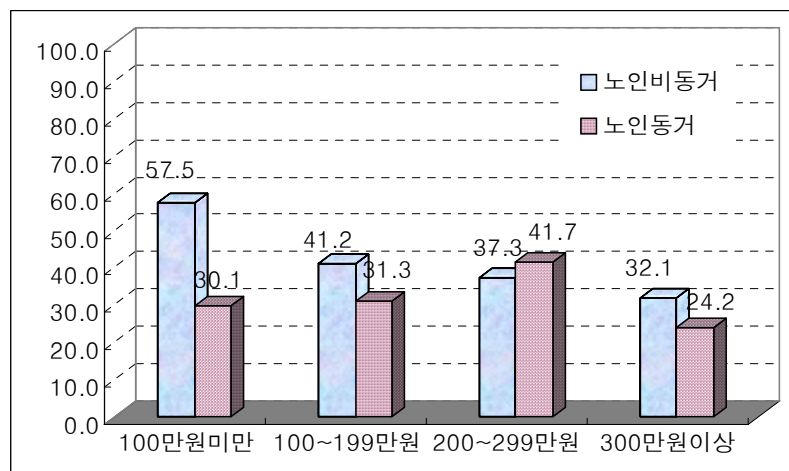
[그림 5] 노인동거여부 및 가구수입별 15-44세 여성부양자의 경제활동참가율



주 : 가구수입=총 가구수입 - 여성부양자의 수입

노인부양이 경제활동참가율에 부정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타난 45-64세 연령계층 여성은 15-44세 여성부양자의 경제활동참가율과 비교하여 볼 때 눈에 띄게 경제활동참가율이 낮아서 저소득층의 경우 동거자와 비동거자의 경제활동 참가율이 27.1%포인트나 차이나고 있다. 그러나 한가지 주목할만한 사항은 노인비동거 여성의 경우 가구수입의 증가에 따라 경제활동참가율이 계속적으로 감소하는 경향을 갖고 있는 반면, 노인과 동거하는 여성의 경제활동은 일정수준(-299만원)까지 소득이 도달할 때까지 오히려 증가하다, 그 소득수준에 도달하면 대폭 감소하는 것으로 나타났다.

[그림 7] 노인동거여부 및 가구수입별 45-64세 여성부양자의 경제활동참가율



주 : 가구수입=총 가구수입 - 여성부양자의 수입

결론적으로 노인비동거 여성의 경제활동참가율은 노인동거 여성에 비해 전반적으로 높으며, 15-44세 연령층의 경우 100-199만원의 가구수입에서 노인동거 여성의 경제활동 참가율이 가장 높다(75.0%) 떨어졌던 것에 비해, 45-64세의 경우 200-299만원의 가구수입에서 정점(41.7%)을 이룬 후 감소하였다. 또한 15-44세의 경우 가구수입이 높을수록 노인비동거 여성의 경제활동참가율이 급격한 감소를 보인 반면, 45-64세 연령층의 경우 그 감소치가 작아 노인동거 여성과의 경제활동참가율이 100만원미만에서 가장 크게 나타나고 수입이 높을수록 그 격차 가 감소하는 경향을 보이고 있다. 이 결과는 14-44세의 경우 노인의 동거가 오히려 여성의 경제활동에 정적인 영향을 미치는 반면, 45-64세 연령층은 오히려 부정 상관계수를 가지고 있음을 다시 한 번 확인시켜주고 있다고 하겠다. 또한 앞서 제시한 네 번째 가설(노인부양 가구의 수입이 높을수록 여성이 취업할 확률은 낮아진다. 물론 가구수입이 여성취업에 영향을 미치려면 수입이 일정 정도의 수준에 도달하여야 한다) 역시 이로서 입증되고 있다.

#### 라. 노인부양의 부담정도별 경제활동

제 4차 여성의 취업실태조사에서 노인부양 부담정도에 대한 직접적인 문항은 조사되지 않았다. 이에 노인부양의 부담정도에 대한 대안변수로서 돌봄이 필요한 가구원 및 돌보는 내용, 그리고 돌보는 가구원에 대해 조사한 내용을 이용하였다. 만약 65세 이상이면서 동시에 돌봄이 필요한 가구원을 직접 돌보는 여성이라면 노인부양 주책임자로 정의 내렸다. 본 절에서는 이러한 노인부양에 대한 부담정도를 살펴보고 이것이 여성취업에 어떤 영향을 미치는지 알아보았다.

<표 23> 노인동거 및 가구원 보호 여부별 15-44세 기혼여성의 경제활동

단위 : %(명)

노인동거여부	가구원보호여부	경제활동참가율			비경제활동인구
			취업자비율	실업자비율	
노인동거	특별히 돌보고 있는 가구원 없음	64.7(66)	64.7(66)	0.0(0)	35.3(36)
	보호하고 있는 가구원 있음	56.1(37)	50.0(33)	6.1(4)	43.9(29)
노인비동거	특별히 돌보고 있는 가구원 없음	51.0(559)	48.3(526)	3.0(33)	448.7(530)
	보호하고 있는 가구원 있음	28.8(204)	25.5(181)	3.2(23)	71.2(505)

<표 23>을 보면, 15-44세 연령집단 여성들은 보호하는 가구원의 유무와는 상관없이 노인과 동거할 경우 여성의 경제활동참가율이 크게 떨어지지 않고 있다. 그런데 노인동거보다 비동거시 보호할 가구원이 있으면 경제활동참가율이 오히려 더 떨어지는 것을 볼 수 있는데 이는 돌보는 사람이 취학 전 아동이라는 사실과 관련 있기 때문이다<sup>20)</sup>.

이에 보호하는 대상에 노인이 포함된 경우를 뽑아 타 돌봄이 필요한 가구원과의 관계를 고려하여 여성의 경제활동 참여율을 살펴보았으나 돌봐야 하는 노인뿐만 아니라 돌봄이 필요한 다른 가족구성원이 더 있음에도 불구하고 이 연령대 여성의 경제활동참여율에 큰 변화가 나타나지 않고 있으며, 돌봐야 하는 노인이 없는 경우보다도 오히려 약간 더 높게 나타나고 있음을 알 수 있다(<표 24> 참고). 이는 앞서 다른 변수(수입)를 통해 계속적으로 증명되었듯이 이 연령대 여성들의 노인부양이 경제활동참가율에 오히려 긍정적인 영향을 미치고 있다는 것을 의미한다. 즉 부양하고 있는 노인들이 어떤 형태로든 가사 및 취학 전 아동을 돌보는 일을 분담하고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 24> 돌봄이 필요한 가구원 및 노인 여부별 15-44세 여성의 경제활동참가율  
단위 : %(명)

가구원보호	보호대상 노인	경제활동참가율			비경제활동인구
		경제활동참가	취업자비율	실업자비율	
특별히 돌보고 있는 사람 없음	없음	63.2(55)	63.2(55)	0.0(0)	36.8(32)
	있음	73.3(11)	73.3(11)	0.0(0)	26.7(4)
	계	64.7(66)	64.7(66)	0.0(0)	35.3(36)
보호하고 있는 사람 있음	없음	55.2(16)	44.8(13)	10.3(3)	44.8(13)
	있음	56.8(21)	54.1(20)	2.7(1)	43.2(16)
	계	56.1(37)	50.0(33)	6.1(4)	43.9(29)

하지만 45-64세 여성의 경우는 이와는 전혀 다른 결과를 나타내고 있다. 보호가 필요한 노인이 있는가를 고려하지 않을 경우 <표 25>에서처럼, 특별히 돌봄이 필요한 가구원이 있던 없던 큰 차이를 보이지 않고 있었다. 노인과 동거유무를 고려했을 때, 노인과 동거하는 여성의 경제활동참가율이 현저히 떨어지고 있음을 알 수 있다. 즉 노인과 동거할 경우 조사 대상 여성이 직접 돌보고 있는 가구원의 유무와 상관없이 경제활동참가율이 감소하고 있다.<sup>21)</sup> 이러한 사실

20) 15-44세 여성이 보호하는 가구원 중 ‘취학 전 아동’이라 응답한 여성은 노인동거의 경우 52.2%, 노인 비동거의 경우 95.0%로 나타났다.

21) 오히려 이상한 것은 보호하고 있는 가구원이 있을 경우 여성의 경제활동참가율이 약간 높게 나타나

은 이 연령집단 여성들은 15-44세 연령층보다 노인에 대한 부양부담이 매우 크다는 사실을 다시 한 번 더 확인시켜 주는 결과이다. 상식적으로 누군가를 보호하고 있는 여성집단은 보호할 사람이 없는 여성에 비해 낮은 경제활동참가율을 보여야 하지만 그렇지 않게 결과가 나타난 이유는 이 연령집단 여성의 노인부양부담이 그만큼 크다는 것을 나타내며, 노인을 부양함과 동시에 또 다른 가구원을 돌보아야 하고, 거기다 경제활동까지 해야 하는 이중, 삼중, 다중의 부양부담을 지고 있음을 나타낸다.

<표 25> 노인동거 및 가구원 보호 여부별 45-64세 기혼여성의 경제활동

단위 : %(명)

노인동거여부	가구원보호여부	경제활동참가율			비경제활동인구
			취업자비율	실업자비율	
노인동거	특별히 돌보고 있는 가구원 없음	38.8(102)	37.6(99)	1.1(3)	61.2(161)
	보호하고 있는 가구원 있음	40.6(28)	37.7(26)	2.9(2)	59.4(41)
노인비동거	특별히 돌보고 있는 가구원 없음	49.5(602)	46.9(570)	2.6(32)	50.5(613)
	보호하고 있는 가구원 있음	46.5(33)	43.7(31)	2.8(2)	53.5(38)

따라서 [그림 8]은 돌봐야 하는 노인 및 다른 가족구성원이 있을 경우 45-64세 여성의 다중부담을 알 수 있게 한다. 물론 돌봄이 필요한 노인이 있을 경우 이 연령집단 여성의 경제활동참가율은 15-44세 여성보다(<표 24> 참고) 전체적으로 경제활동참가율이 현저하게 낮았다.

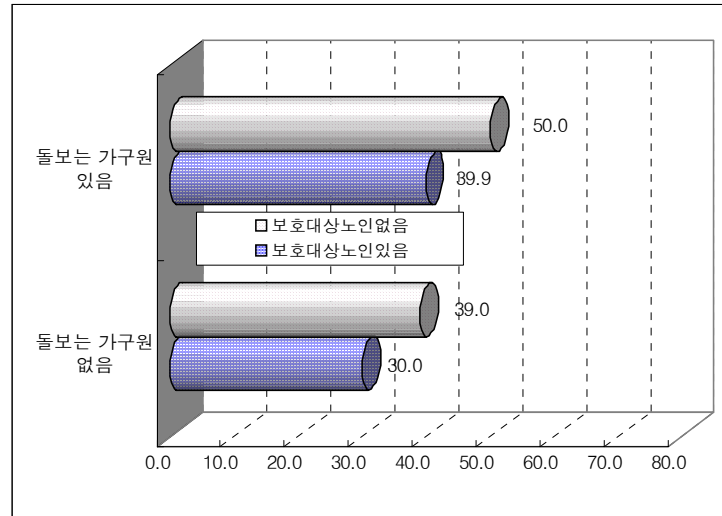
고 있다는 점이다. 그 원인을 알아보기 위해 노인과 동거하는 기혼여성의 가구주와의 관계를 알아보았다. 보호하고 있는 사람이 있는 여성의 경우가 보호하고 있는 사람이 없는 여성에 비해 가구주 비율이 높음을 아래의 표를 통해 알 수 있게 되었다. 대개 한 가구의 경제적 책임이 많은 부분 가구주에게 있음을 고려할 때 노인과 동거하면서 돌보아야 하는 또 다른 가구원이 있을 지라도 여성이 가구주일 경우 경제활동을 할 수밖에 없음은 자명한 일이다.

<44-64세 노인동거 기혼여성의 가구주와의 관계>

	가구주	가구주의 배우자	기타
보호하고 있는 사람 없음	2.7	93.5	3.8
보호하고 있는 사람 있음	14.5	81.2	4.3



[그림 8] 돌봄이 필요한 가구원 및 노인 여부별 45-64세 여성의 경제활동참가율



그러나 15-44세 연령집단의 경우 돌보는 가구원이 있는 경우 경제활동참가율이 훨씬 낮게 나타난 것과는 달리, 이 연령집단 여성은 돌보는 가구원이 많을수록 경제활동참가율이 높게 나타나고 있다. 따라서 이 연령층 여성은 다중의 노동부담을 안고 있음과 동시에 15-44세 연령집단과는 정반대로 노인부양이 취업에 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이로서 본 고의 다섯 번째 가설(여성의 노인부양에 있어 부양부담 정도, 즉 부양의 주 책임자인가 하는 주 부양 여부가 취업결정에 직접적인 상관관계를 갖는다. 즉, 노인과 같이 동거는 하지만 주부양자가 아닐 경우 여성의 취업 가능성은 더욱 커진다. ) 역시 증명되고 있다.

### Ⅲ. 결론 및 앞으로의 연구과제

이상에서는 노인부양 여부가 여성의 경제활동상태에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 가운데에서 드러난 가장 두드러진 특징은 14-44세 여성의 경우 노인과 동거가 경제활동참여에 긍정적인 영향을 미치는 반면, 45-64세의 경우 오히려 부정적인 효과를 갖는다는 점이다.

이러한 사실은 노인과 동거유무 뿐만 아니라 보살핌이 필요한 노인 및 기타 보호가 필요한 가구원 유무라는 변수를 고려할 때에도 동일하게 결과하였다. 이러한 결과는 본고의 서두에서 이러한 연구가 필요한 이유 즉, 고령화 사회를 맞아 중장년 여성의 취업이 활성화되어야 하며, 이를 위해 이 연령집단 여성의 취업을 방해하는 요인으로 작용하는 노인부양부담을 완화할 수 있는 정책이 필요하다는 주장을 뒷받침하는 충분한 근거자료가 될 것으로 보인다.

그러나 본고는 본 연구를 위해 활용된 「제 4차 여성의 취업실태」의 데이터 사용에 있어서의 한계를 분명히 안고 있다. 즉 「제 4차 여성의 취업실태」에는 본 연구에서 밝혀내고자 하는 내용이 조사항목으로 직접적으로 조사되지 않았기 때문에 본 연구의 타당성을 높일 수 있는 자료로 활용하기에는 매우 제한적이었다. 따라서 본 연구를 출발점으로 고령화사회의 전개에 따른 노인부양부담의 증가가 여성취업에 어떤 영향을 미치는가 하는 문제에 대한 보다 심층적인 조사가 이루어져야 할 것이다. 그런 연후에야 비로소 고령사회에 맞는 여성인력 개발 및 활용을 위한 정책제언이 보다 풍부하고 구체적으로 이루어 질 수 있을 것으로 보인다. 물론 본 연구자들에게는 본 연구조사 결과를 토대로 45세-64세 중고령 여성의 취업확대를 위해 어떤 정책이 개발되어야 할지 연구해야 하는 후속 과제가 남아 있다.

## 참고문헌

- 김미경, 2000. “노인복지에 대한 가족사회학적 접근”, 『한국사회학』, 제34집 봄호, 한국사회학회
- 김태홍·김미경, 2002, 『제4차 여성의 취업실태 조사』, 한국여성개발원
- 박영란, 1999, “노인부양의 현황과 정책과제”, 『21세기 노인복지정책』, 한국노인문제연구소
- 이영자, 김태현, 1992. 노인부양자 유형에 따른 스트레스인지와 대처방안에 관한 연구. 한국노년학, 12
- 정경희 외, 2001, 『장기요양보험대상 노인의 수발실태 및 복지욕구』, 한국보건사회연구원
- 최혜경, 1999, “정책적 관점에서 본 여성취업과 노인부양”, 『노인복지연구』, '99 겨울호, 한국노인복지학회
- 한국여성개발원, 2001, 『한국여성의 삶과 일에 대한 국민체감 의식조사 연구』, 여성부
- 한국여성개발원, 2001, 『여성통계연보 2001』
- 한국노동연구원, 한국보건사회연구원, 한국여성개발원, 2002, 『고령화 시대의 사회정책 장기 발전방안』
- 한국보건사회연구원, 2001, 『노인 장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안』, 보건복지부
- Becker-Schmidt, R. (1987), Die doppelte Vergesellschaftung - die doppelte Unterdrueckung: Besonderheiten der Frauenforschung in den Sozialwissenschaften, in: Unterkirchner, L. und Wagner, J. (Hg.), Die andere Haelfte der Gesellschaft, wien. Cowgill, D.U., 1986, aging around the world, Belmont, CA: Wadsworth Publishing Company
- Brody, E. M., Kleban, M. H., Johnsen, P. T., Hoffman, C., Schoonover, C. B., 1987, "Work

- Status and Parent Care: A Comparison of Four Groups of Women", 『The Gerontologist』, Vol. 27, No. 2, 201-208
- Kim, Mi-Kyong (2000), *Frauenarbeit im Spannungsfeld zwischen Beruf und Familie – Arbeits- und Lebenssituation von Lehrerinnen und Lehrern in Suedkorea*, Opladen: Leske+Budrich
- Kramer, Betty J. and Kipnis Stuart, 1995 "Eldercare and Work-Role Conflict: Toward an Understanding of Gender Differences in Caregiver Burden", 『The Gerontologist』, Vol. 35, No. 3, 340-348
- Lewis Jane (eds), 1993, 『Women and Social Policies in Europe』, London: Edward Elgar
- Montgomery Rhonda J. V. & Borgatta, Edgar F., 1987, " Value, Costs, and Hath Care Policy", in: Borgatta, Edgar F.(ed.) 『Critical Issues in Aging Policy – Linking Research and Values』, California : Sage
- Seifert, H., 1976, *Frauenarbeit – Eine disponible Arbeitskraeftereserve?*, WSI-Mitteilung

<부표 1> 노인동거유무, 보호주책임부양의 및 가구수입별 45-64세  
여성부양자의 경제활동분포

단위 :%(명)

		수입정도	취업자	실업자	비경제활동인구
노인 동거	특별히 돌보고 있는 사람 없음	100만원 미만	25.3(21)	2.4(2)	72.3(60)
		100~199만원	28.3(15)	0.0(0)	71.7(38)
		200~299만원	40.6(13)	0.0(0)	59.4(19)
		300만원 이상	26.1(6)	4.3(1)	69.6(16)
		계	28.8(55)	1.6(3)	69.6(133)
	보호하고 있는 사람 있음	100만원 미만	40(8)	0.0(0)	60(12)
		100~199만원	35.7(5)	7.1(1)	57.1(8)
		200~299만원	25(1)	25(1)	50(2)
		300만원 이상	10(1)	0.0(0)	90(9)
		계	31.3(15)	4.2(2)	64.6(31)
노인 비동거	특별히 돌보고 있는 사람 없음	100만원 미만	54.4(185)	4.4(15)	41.2(140)
		100~199만원	37.7(109)	3.5(10)	58.8(170)
		200~299만원	33.5(66)	3.6(7)	62.9(124)
		300만원 이상	30.9(55)	1.1(2)	68.0(121)
		계	41.3(415)	3.4(34)	55.3(555)
	보호하고 있는 사람 있음	100만원 미만	43.75(14)	0.0(0)	56.25(18)
		100~199만원	41.7(5)	16.7(2)	41.7(5)
		200~299만원	42.9(3)	0.0(0)	57.1(4)
		300만원 이상	33.3(3)	0.0(0)	66.7(6)
		계	41.7(25)	3.3(2)	55.0(33)

<부표 2> 노인동거유무 및 학력별 15-44세 여성부양자의 경제활동분포

단위 :%(명)

		취업자	실업자	비경제활동인구
노인동거	중졸이하	28.8(21)	0.0(0)	71.2(52)
	고졸	53.7(79)	5.4(8)	40.8(60)
	전문대졸	68.8(53)	3.9(3)	27.3(21)
노인비동거	중졸이하	27.0(166)	2.6(16)	70.4(432)
	고졸	39.9(589)	4.2(62)	55.9(825)
	전문대졸	47.3(352)	3.5(26)	49.2(366)

<부표 3> 노인동거유무 및 학력별 45-64세 여성부양자의 경제활동분포

단위 :%(명)

		취업자	실업자	비경제활동인구
노인동거가구	중졸이하	39.5(98)	1.2(3)	59.3(147)
	고졸	32.8(22)	4.5(3)	62.7(42)
	전문대졸	27.3(6)	0.0	72.7(16)
노인비동거가구	중졸이하	49.4(445)	2.4(22)	48.2(434)
	고졸	38.8(118)	3.6(11)	57.6(175)
	전문대졸	47.4(46)	1.0(1)	51.5(50)

<부표 4> 노인동거유무 및 학력별 15-64세 여성부양자의 경제활동분포

단위 :%(명)

		취업자	실업자	비경제활동인구
노인동거가구	중졸이하	37.1(119)	0.9(3)	62.0(199)
	고졸	47.2(101)	5.1(11)	47.7(102)
	전문대졸	59.6(59)	3.0(3)	37.4(37)
노인비동거가구	중졸이하	40.3(611)	2.5(38)	57.2(866)
	고졸	39.7(707)	4.1(73)	56.2(1000)
	전문대졸	47.3(398)	3.2(27)	49.5(416)

<부표 5> 연령계층 및 혼인상태별 노인동거 분포

단위 :%(명)

연령계층	혼인상태	노인동거	노인비동거	전체
15~44세 여성	기혼	8.5(168)	91.5(1,798)	100.0(1,966)
	미혼	11.1(129)	88.9(1,036)	100.0(1,165)
	계	9.5(297)	90.5(2,834)	100.0(3,131)
45~64세 여성	기혼	20.5(332)	79.5(1,286)	100.0(1,618)
	미혼	23.8(5)	76.2(16)	100.0(21)
	계	20.6(337)	79.4(1,302)	100.0(1,639)

<부표 6> 연령계층 및 노인동거별 경제활동

단위 :%(명)

연령계층	노인동거				노인비동거			
	경제활동인구			비경제 활동인구	경제활동인구			비경제 활동인구
		취업자	실업자			취업자	실업자	
15~19세	6.0	4.0	2.0	94.0	7.5	5.7	1.8	92.5
20~24세	62.8	51.2	11.6	37.2	50.8	44.9	5.8	49.2
25~29세	72.7	66.7	6.1	27.3	53.8	48.3	5.6	46.2
30~34세	65.2	60.9	4.3	34.8	39.6	36.2	3.5	60.4
35~39세	62.5	60.7	1.8	37.5	45.4	43.0	2.4	54.6
40~44세	65.2	65.2	0.0	34.8	53.7	50.3	3.4	46.3
45~49세	58.8	52.9	5.9	41.2	56.6	54.0	2.6	43.4
50~54세	56.9	56.9	0.0	43.1	49.7	46.2	3.5	50.3
55~59세	33.8	32.3	1.5	66.2	42.8	39.9	2.8	57.2
60~64세	27.6	26.3	1.3	72.4	42.2	41.3	0.9	57.8
15~44세	55.2	51.5	3.7	44.8	42.7	40.2	3.7	56.1
45~64세	39.2	37.4	1.8	60.8	49.4	46.8	2.6	50.6
15~64세	46.7	44.0	2.7	53.3	44.8	41.5	3.3	55.2

<부표 7> 연령계층, 노인동거유무 및 노동시간별 취업여성분포

단위 :%(명)

	노인동거		노인비동거	
	36시간 미만	36시간 이상	36시간 미만	36시간 이상
15~19세	0(0.0)	100(2)	22.7(5)	77.3(17)
20~24세	4.5(1)	95.5(21)	9.6(17)	90.4(161)
25~29세	13.6(3)	86.4(19)	9.6(20)	90.4(188)
30~34세	14.3(4)	85.7(24)	16.2(32)	83.8(166)
35~39세	15.2(5)	84.8(28)	17.4(38)	82.6(180)
40~44세	4.5(2)	95.5(42)	14.2(40)	85.8(241)
45~49세	15.4(4)	84.6(22)	12.4(31)	87.6(218)
50~54세	8.1(3)	91.9(34)	17.8(28)	82.2(129)
55~59세	28.6(6)	71.4(15)	26.5(30)	73.5(83)
60~64세	29.3(12)	70.7(29)	28.9(26)	71.1(64)
계	14.5(40)	85.5(236)	15.6(267)	84.4(1,447)

<부표 8> 노인동거유무 및 가구수입별 15~64세 여성부양자의 경제활동분포

단위 :%(명)

노인동거여부	가구수입	경제활동참가율			비경활인구
			취업자비율	실업자비율	
노인동거가구	100만원 미만	45.5(69)	40.0(62)	4.5(7)	55.5(86)
	100~199만원	51.2(63)	49.6(61)	1.6(2)	48.8(60)
	200~299만원	55.7(44)	53.2(42)	2.5(2)	44.3(35)
	300만원 이상	43.3(29)	38.8(26)	4.5(3)	56.7(38)
노인비동거가구	100만원 미만	66.6(549)	60.8(501)	5.8(48)	33.4(275)
	100~199만원	46.3(567)	41.4(507)	4.9(60)	53.7(657)
	200~299만원	41.0(295)	37.3(268)	3.8(27)	59.0(424)
	300만원 이상	37.0(173)	35.5(166)	1.5(7)	63.0(295)

주 : 가구수입=총 가구수입 - 여성부양자의 수입

<부표 9> 노인동거여부 및 가구수입별 45~64세 여성부양자의 경제활동분포

단위 :%(명)

노인동거여부	가구수입	경제활동참가율			비경활인구
			취업자비율	실업자비율	
노인동거가구	100만원 미만	30.1(31)	28.2(29)	1.9(2)	69.9(72)
	100~199만원	31.3(21)	29.9(20)	1.5(1)	68.7(46)
	200~299만원	41.7(15)	38.9(14)	2.8(1)	58.3(21)
	300만원 이상	24.2(8)	21.2(7)	3.0(1)	75.8(25)
노인비동거가구	100만원 미만	57.5(214)	53.5(199)	4.0(15)	42.5(158)
	100~199만원	41.2(126)	37.9(114)	4.0(12)	58.1(175)
	200~299만원	37.3(66)	33.8(69)	3.4(7)	62.7(128)
	300만원 이상	32.1(60)	31.0(58)	1.1(2)	67.9(127)

주 : 가구수입=총 가구수입 - 여성부양자의 수입

<부표 10> 가구원 보호 및 보호대상노인 여부별 15~44세  
노인부양기혼여성의 경제활동분포

단위 :%(명)

가구원 보호유무	보호대상 노인	경제활동참가율			비경제활동인구
		경제활동참가	취업자비율	실업자비율	
돌보고 있는 사람 없음	없음	63.2(55)	63.2(55)	0.0(0)	36.8(32)
	있음	73.3(11)	73.3(11)	0.0(0)	26.7(4)
	계	64.7(66)	64.7(66)	0.0(0)	35.3(36)
보호하고 있는 사람 있음	없음	55.2(16)	44.8(13)	10.3(3)	44.8(13)
	있음	56.8(21)	54.1(20)	2.7(1)	43.2(16)
	계	56.1(37)	50.0(33)	6.1(4)	43.9(29)

<부표 11> 가구원 보호 및 보호대상노인 여부별 45~64세  
노인부양기혼여성의 경제활동분포

단위 :%(명)

가구원보호유무	보호대상 노인	경제활동참가율			비경제활동인구
			취업자비율	실업자비율	
돌보고 있는 사람 없음	없음	39.9(93)	38.6(90)	1.3(3)	60.1(140)
	있음	30.0(9)	30.0(9)	0.0(0)	70.0(21)
	계	38.8(102)	37.6(99)	1.1(3)	61.2(161)
보호하고 있는 사람 있음	없음	50.0(5)	40.0(4)	10.0(1)	50.0(5)
	있음	39.0(23)	37.3(22)	1.7(1)	61.0(36)
	계	40.6(28)	37.7(26)	2.9(2)	59.4(41)



<부표 12> 노인의 보호필요 유무 및 가구수입별 15~44세  
여성부양자의 경제활동참여 분포

단위 :%(명)

노인보호유무	가구수입정도	취업자	실업자	비경제활동인구
노인보호 필요 없음	100만원 미만	56.6(333)	5.8(34)	37.6(221)
	100~199만원	38.0(430)	4.4(50)	57.6(653)
	200~299만원	31.3(221)	2.4(17)	66.2(467)
	300만원 이상	29.9(126)	1.4(6)	68.6(289)
	계(15~44세)	39.0(1110)	3.8(107)	57.3(1630)
노인보호 필요 있음	100만원 미만	42.1(8)	10.5(2)	47.4(9)
	100~199만원	56.5(13)	4.3(1)	39.1(9)
	200~299만원	52.6(10)	5.3(1)	42.1(8)
	300만원 이상	36.4(4)	9.1(1)	54.5(6)
	계(15~44세)	48.6(35)	6.9(5)	44.4(32)

<부표 13> 동거노인, 노인보호필요 유무 및 가구수입별 15~44세  
여성부양자의 경제활동참여 분포

단위 :%(명)

	노인보호유무	가구수입정도	취업자	실업자	비경제활동인구
노인동거	노인보호 필요 없음	100만원 미만	59.1(26)	6.8(3)	34.1(15)
		100~199만원	58.0(29)	2.0(1)	40.0(20)
		200~299만원	50.0(18)	0(0.0)	50.0(18)
		300만원 이상	42.1(16)	2.6(1)	55.3(21)
		소계(15~44세)	53.0(89)	3.0(5)	44.0(74)
	노인보호 필요 있음	100만원 미만	42.1(8)	10.5(2)	47.4(9)
		100~199만원	56.5(13)	4.3(1)	39.1(9)
		200~299만원	52.6(10)	5.3(1)	42.1(8)
		300만원 이상	36.4(4)	9.1(1)	54.5(6)
		소계(15~44세)	48.6(35)	6.9(5)	44.4(32)
노인비동거		100만원 미만	56.4(307)	5.7(31)	37.9(206)
		100~199만원	37.0(401)	4.5(49)	58.4(633)
		200~299만원	30.3(203)	2.5(17)	67.1(449)
		300만원 이상	28.7(110)	1.3(5)	70.0(268)
		소계(15~44세)	38.1(1021)	3.8(102)	58.1(1556)

<부표 14> 가구원 보호 및 보호대상노인 여부별 45~64세  
노인부양기혼여성의 경제활동분포

단위 :%(명)

	가구수입정도	취업자	실업자	비경제활동인구
노인보호 필요 없음	100만원 미만	49.7(219)	3.6(16)	46.7(206)
	100~199만원	36.5(129)	2.8(10)	60.6(214)
	200~299만원	33.3(78)	2.6(6)	64.1(150)
	300만원 이상	31.0(62)	0.5(1)	68.5(137)
	소계(45-64세)	39.7(488)	2.7(33)	57.6(707)
노인보호 필요 있음	100만원 미만	25.0(8)	0.0(0)	75.0(24)
	100~199만원	33.3(5)	0.0(0)	66.7(10)
	200~299만원	62.5(5)	12.5(0)	25.0(2)
	300만원 이상	12.5(1)	0.0(0)	87.5(7)
	소계(45-64세)	30.2(19)	1.6(1)	68.3(43)

<부표 15> 동거노인, 노인보호필요 유무 및 가구수입별 45~64세  
여성부양자의 경제활동참여 분포

단위 :%(명)

	노인보호유무	가구수입	취업자	실업자	비경제활동인구
노인동거	노인보호 필요 없음	100만원 미만	29.6(21)	2.8(2)	67.6(48)
		100~199만원	28.8(15)	1.9(1)	69.2(36)
		200~299만원	32.1(9)	0.0(0)	67.9(19)
		300만원 이상	25.0(6)	0.0(0)	75.0(18)
		소계(45-64세)	29.1(51)	1.7(3)	69.1(121)
	노인보호 필요 있음	100만원 미만	25.0(8)	0.0(0)	75.0(24)
		100~199만원	33.3(5)	0.0(0)	66.7(10)
		200~299만원	62.5(5)	12.5(1)	25.0(2)
		300만원 이상	12.5(1)	0.0(0)	87.5(7)
		소계(45-64세)	30.2(19)	1.6(1)	68.3(43)
노인비동거	100만원 미만	53.5(198)	3.8(14)	42.7(158)	
	100~199만원	38(114)	3(9)	59(178)	
	200~299만원	33.5(69)	2.9(6)	63.6(131)	
	300만원 이상	31.8(56)	0.6(1)	67.6(119)	
	소계(45-64세)	41.5(437)	2.8(30)	55.7(586)	

# 젊은 세대 고학력 여성의 노동시장 참여

---

이 미 정 (성균관대학교 사회학과 교수)



## I. 연구배경

고학력 여성의 취업난은 1980년대 중반이후 두드러지면서 커다란 사회적 관심을 불러일으켰다. 이러한 현상은 1980년대 초반의 대학정원 증가로 인한 고학력 인력의 양산과 관련이 있는데, 1980년대 초 대학정원 증가 효과는 1980년대 중반부터 노동시장에서 가시적으로 나타나게 되었다. 노동시장에서 필요한 인력수요를 무시한 대학정원 증가로 인하여 대졸자들의 취업은 어렵게 되었으며 1985년 대졸자들의 취업률은 급격히 감소하게 된다. 이러한 추세는 1990년대 이후 들어서면서 서서히 회복되기는 하지만, 최근의 대졸 취업률은 1980년대 대졸 취업률을 아직도 회복하지 못하고 있다. 그런데, 1980년대 중반이후부터 가시화된 고학력 여성의 취업난은 단순히 노동시장의 수급 불균형과 사회적 요인이 결합하여 나타난 것으로 볼 수 있다. 남성보다 여성 고학력 취업이 노동과잉 공급에 더 타격을 받는 것을 고려할 때, 경제적 요인이외에 사회적 요인도 크게 작용하고 있는 것을 알 수 있다.

대졸 인력의 양산과 이로 인한 취업난이 고학력 여성 고용에 미치는 영향은 무엇인가? 여성 대졸자들은 1980년대 초반 증원된 대졸 인력이 대학에서 배출되는 1985년 최악의 취업난을 겪게 되었고 양산된 대졸 인력이 배출되기 이전인 1980년의 취업률은 아직도 회복되지 못하고 있다. 대졸자의 취업난이 보편적인 가운데, 여성의 취업난은 더욱 심각하다.

여성의 취업을 묘사하는 다양한 용어가 경제학적 관점에서 만들어졌듯이 여성의 노동시장참여는 경제활동이라는 측면에서 많이 논의하여 개인의 선택이라는 관점에서 다뤄지고 있다. 그러나, 여성의 취업 활동은 경제적 측면 외에도 여성의 행동이나 역할을 규제하는 사회적 규범에 큰 영향을 받는다. 우리사회에서 여성 취업활동에 대한 사회적 규범은 점점 호의적인 방향으로 변하고 있지만 여성의 사회적 역할에 대한 전통적 규범은 아직도 여성의 노동시장 진입이나 노동시장에서의 역할, 임금에 큰 영향을 미치고 있다.

우리나라 고학력 여성의 저조한 취업은 60년대이래 관찰되었으며, 80년대 중반이후부터는 사회적 문제로 부각되게 되었다. 우리사회에서 여성의 취업에 대한 여성들의 태도가 적극적으로 변하고 사회적 인식도 호의적으로 변하고 있다. 또 차별적인 여성고용 관행을 개선하려는 움직임이 1980년대 말부터 나타나기 시작한다. 80년대 말 이전 고학력 여성의 저조한 노동시장 참여는 화이트칼라 직종에서 두드러졌던 결혼퇴직 관행과 밀접한 관련이 있었는데, 고용관행과 관련된 일련의 변화는 80년대 말 고학력 여성의 노동시장참여에 큰 영향을 미쳤을 것으로 예상된다. 대졸인력의 과잉 공급과 그로 인한 취업난이 여성 일반 그리고 우리사회에 함축하는 바는 무엇인가? 고급인력이 사회적으로 활용되지 못하는 것은 여성의 역할과 관련된 사회의식과 제도의 변화를 고려할 때 풀어나가야 할 우리사회의 과제이다.

본 연구에서는 고학력 여성취업과 관련된 변화가 일기 시작한 80년대 이후의 사회적·제도적 변화가 고학력 여성의 취업에 어떠한 영향을 미쳤는가를 검토하려고 한다. 이러한 일련의 사회적 변화는 새롭게 노동시장에 진입하는 젊은 세대 여성들의 취업 행위에 영향을 미쳤을 것이다. 본 연구에서는 90년대 젊은 세대 여성들을 중심으로 노동시장참여에 대해서 검토하려고 한다.

## II. 연구내용

기존연구에서 고학력 여성의 취업난이나 저조한 취업률은 빈번하게 지적되어왔다. 고학력 여성의 취업에 대해 체계적인 관점에서 연구가 시작된 것은 1980년대라고 할 수 있다. 그 분야에 대한 관심은 점증하여 고학력 여성의 일에 대한 많은 연구가 나오고 있다. 그러나, 이러한 연구들은 고학력 여성의 취업난과 그리고 차별에 대해서 언급하고 있지만, 고학력 여성의 저조한 취업률에 대한 체계적 설명에는 미흡한 수준에 있다. 미시데이터를 이용한 기존연구를 살펴보면 우리나라에서는 여성의 노동시장참여에 대한 교육효과가 거의 없는 것으로 나타나고 있다 (김영화 1988; 김수곤 1976; 김수곤·심경옥 1984; 이주호 1995; Bai and Cho 1995; Lee, 1998; Park 1990).

우리나라 고학력 여성의 취업률은 90년대 중반이후 향상되는 기미를 보이지만 선진국의 경우와 비교하면 여전히 낮다. 선진국의 경우, 고학력 여성의 취업률은 여타 집단에 비해 월등히 높다. 우리나라 고학력 여성의 저조한 취업률은 산업화된 국가들 중 예외적 경우로 지적되고 있다. 여성의 노동시장참여에는 경제적 요인만이 작용하는 것이 아니다. 여성의 역할에 대한 일반적인 인식이 여성의 노동시장참여에 영향을 미치며 또 이것이 노동시장의 환경을 형성하는데 중요한 역할을 한다 (Goldin 1990; Kessler-Harris ). 전통적 성별분업이 강조되는 산업화 초기 특히 중류계층의 기혼여성 취업에 대한 사회적 인식은 부정적이다. 이런 환경에서 고학력이 여성 취업에 부정적으로 나타나게 된다. 80년대까지 보편적이었던 화이트칼라직종에서의 결혼퇴직제는 여성의 적절한 사회적 역할에 대한 중류층의 관점과 여성노동을 값싸게 활용하려는 기업주의 동기가 결합되어 나타난 것으로 볼 수 있다.

그러나, 여성의 취업에 대한 관점이 80년대 말 이후 급격히 변화하기 시작했다. 이러한 관점의 변화는 중류계층 이상 여성의 취업에 긍정적 방향으로 영향을 미치고 있다. 또 계층과 학력의 높은 상관관계를 고려하면 이것은 고학력 여성의 취업에 호의적인 사회적 관점이 형성되는 것과 연결되는 것을 알 수 있다.

80년대 말 이후 여성의 신규 노동시장 구직자 중 대졸여성의 비중이 증가하고, 취업에 대한 여성의 태도도 적극적으로 변화한다. 80년대 초반 이전 고학력 여성에게 있어서 결혼은 직업적 커리어보다 우선하는 것이지만, 90년대에 들어서면서 고학력 여성들 중에서 결혼보다는 직업적 커리어에 더 큰 비중을 두는 여성들이 증가하기 시작했다. 젊은 세대 여성들 사이에서 직업적 커리어는 결혼에 의해 중단되거나 조정되는 것으로 생각되기보다는 결혼과 독립적으로 자신의 삶의 기반이 되는 것이라는 생각이 급속히 확산되고 있다. 물론, 이전 세대의 여성과 다른 이러한 사고방식이 실제 이들의 삶에서 구현되느냐 아니냐와는 별개로 젊은 세대 고학력 여성의 취업에 대한 태도를 적극적으로 만들게 되었다.

80년대 말 이후 여성의 취업과 관련된 자료를 보면 이전과 비교하여 몇 가지 변화가 관찰된다. 1960년부터 80년대 말에 이르는 자료를 보면 우리나라 여성의 노동시장참여는 결혼에 의해서 큰 영향을 받는 것으로 나타난다. 연령별 노동시장참여를 살펴보면 M자 형으로 나타나는데, M자형의 움푹 패인 부분은 여성들이 결혼과 자녀양육으로 노동시장으로부터 벗어나 있다는 것을 보여준다. 25-29세 여성들의 노동시장참여가 가장 낮았으나 이러한 경향은 90년대 중반에 들어서면서 변화한다. 그러나 이러한 경향은 90년대 중반에 이어 2000년대에 들어서면서 변화한다. 1995년 자료에 의하면 25-29세 여성들은 30-34세의 여성과 비슷한 정도로 일하며 2000년에 이르러서는 25-29세 여성은 30-34세 여성들보다 더 일을 많이 한다. M곡선에서의 저점이 1995년에는 25세에서 34세에 이르는 기간에 걸쳐 있다가 2000년에 이르러서는 그 저점이 25-29세에서 30-34세로 이동한다.

이러한 변화의 원인으로는 80년대 말 결혼퇴직에 대한 제도적 규제로 인하여 여성들이 결혼과 더불어서 퇴직하는 경향이 완화된 것과 관련이 있을 것으로 생각된다. 결혼연령의 상승과 결혼 후 첫 자녀 출산의 연기화도 관련이 있을 것으로 짐작된다.

90년대에 들어서 나타난 M곡선의 저점이 25-29세에서 30-34세로 이동한 것은 무엇을 의미하는가? 어떠한 요인들이 M곡선의 저점 이동에 영향을 미쳤는가? 이것은 여성들의 직업적 커리어가 가족요인에 의해서 덜 영향을 받는다는 것을 보여주는가? 이것은 여성의 취업이 결혼이나 육아 등 가족생활에 과거와 같이 덜 영향을 받는다는 것을 보여주는가 아니면, 여전히 그러하지만, 단지 시간이 연기된 것을 보여주는가? 또 과거 25-29세 저점이 30-34세로 이동하는 것은 고학력 여성들의 취업에 시사하는 바는 무엇인가? 이와 같은 일련의 질문에 대한 답을 2001년 여성개발원 자료를 이용하여 모색하려고 한다.

고학력 여성과 관련된 구체적 연구질문은 아래와 같다. 교육과 노동시장참여 교차표에 의한 페센티지 분포에 의하면 80년대 말부터 초대졸 이상 교육수준을 가진 여성의 노동시장참여가

증가하여 90년대에 들어서면 고졸 이하 여성들의 참여율보다 높아진다. 이것은 80년대 중반까지 고학력 여성들의 참여율이 더 낮았던 것을 고려하면 커다란 변화라고 할 수 있다. 그러나 이러한 변화에도 불구하고 90년대에도 고학력 여성들의 참여율은 미국의 경우같이 고졸이하 여성들의 참여율보다 월등하게 높지 않다. 다시 말하면 90년대에 들어서 여성의 노동시장참여에 대한 교육효과가 나타나기는 하지만 그다지 크지 않을 것으로 추측된다. 80년대 말 이후, 여성의 취업과 관련된 사회적 여건은 고학력 여성에게 호의적인 방향으로 변화했다. 우리나라 고학력 여성의 노동시장 참여가 활발하지 않는 이유는 무엇인가?

<표 1>의 교육수준별 혼인상태별 노동시장참여율 자료를 보면서, 이것과 관련된 상황을 단편적으로 살펴볼 수 있다.

아래 <표 1>에 제시된 교육수준별 혼인상태별 여성의 경제활동참가율을 살펴보자. 미혼여성 과 기혼여성이 좋은 대조를 보이고 있다. 미혼여성들의 경우는 해당기간동안 교육수준이 높은 여성들이 더 적극적으로 일한다. 다시 말하면 교육효과가 잘 나타나고 있다. 반면, 유배우자 여성들의 경우는 교육효과가 나타나지 않는다. 유배우자의 경우 중졸이하의 여성들이 가장 많이 일을 한다. 이것을 통해서 알 수 있는 것은 가족에 대한 여성의 책임이라는 것이 고학력 여성의 취업에 큰 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다. 여성취업에 호의적인 일련의 많은 사회적 변화에도 불구하고 결혼과 가족은 고학력 여성의 취업에 큰 장애가 되고 있다. 미혼여성은 15세 이상 인구 중 25%에 불과하기 때문에 기혼여성들의 취업행태는 전체 여성의 취업 행태에 큰 영향을 미칠 수밖에 없다. 기혼여성의 자녀양육 책임과 관련한 자료를 보면, 우리나라 총출산률이 80년대 중반부터 인구 대체율(replacement level)을 밑도는 수준으로 유지되어 우리나라는 세계적으로 저출산 국가 집단에 속한다. 또 교육 수준과 출산력을 보면, 교육수준이 높은 여성의 출산력은 교육수준이 낮은 여성에 비해 낮다. 이것을 고려할 때 공급의 측면에서 본 고학력 기혼여성의 취업여건은 양호하다고 짐작할 수 있다.

<표 1> 교육수준별 혼인상태별 여성의 경제활동참여

단위: %

	1990		1995		2000	
	미혼	유배우자	미혼	유배우자	미혼	유배우자
중졸이하	15.7	57.3	8.1	58.0	7.1	57.6
고 졸	66.1	34.7	66.9	40.7	54.0	46.7
전문대졸	87.1	44.0	85.9	40.5	87.0	42.6
대졸이상	78.8	39.6	85.0	45.0	81.3	46.3



2000년에도 고학력 기혼여성들의 노동시장 참여는 가족에 대한 책임으로 큰 영향을 받는다. 기존 자료를 통해서 짐작할 수 있는 것은 고학력 여성들이 미혼일 때 활발히 일하다가 결혼 후 많은 여성들이 가족과 관련된 요인으로 취업을 중단한다는 것을 볼 수 있다. 어떻게 고학력 여성들은 2000년이라는 시점에서도 새로운 가족의 여건이 여성의 노동시장참여에 영향을 미치는가? 차별적 고용관행에 대한 제재가 선언된 이후 노동시장에 진입한 젊은 세대의 본 연구에서는 이러한 질문에 대한 답을 모색해 보려고 한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 로짓모델

본 연구에서는 2001년 수집된 여성개발원의 ‘여성의취업실태조사’ 자료를 이용하여 가족이라는 여건이 젊은세대 여성의 노동시장참여에 어떠한 방식으로 영향을 미치는가를 검토하려고 한다. 이것을 위해서 로짓 분석을 사용할 것이다. 로짓분석은 종속변수에서 사례가 연속적으로 분포되지 않고 하나의 범주나 다른 범주에 분포될 경우 특정 변수에 의해 종속변수의 분포를 설명하려고 할 때 사용하는 방법이다 (Menard 2002). 종속변수가 1의 값을 가지지 않을 확률에 대해 1의 값을 가질 확률의 비(ratio)에 로그값을 취한 것을 로짓(logit)이라고 한다. 종속변수와 독립변수와의 관계를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\text{Logit}(Y) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_K X_K.$$

여기서  $\text{Logit}(Y)$ 는  $\ln\{P(Y=1)/[1-P(Y=1)]\}$ 으로 정의된다.

현재 취업하고 있거나, 구직을 하고 있는 실업인 경우 1의 값을 부여하였고, 비경제활동 상태인 경우 0 값을 부여하였다. 가족이 미치는 여건을 파악하기 위해서 기혼여성과 미혼여성을 구분하여 각각의 설명변수가 여성의 일에 대한 결정에 어떻게 영향을 미치는가를 살펴보려고 한다. 젊은 세대 여성들에게 초점을 맞추어서, 이들이 과거세대와는 다르게 행동하는지 보려고 한다. 젊은세대에서 결혼이라는 요인이 과거세대에서와 마찬가지로 여성의 취업에 부정적으로 영향을 미치는지 아니면 취업 결정과 관련하여 중요한 요인으로 작용하지 않는지 검토하려고 한다. 세대별 비교를 위해서 미혼여성과 기혼여성 집단을 세대별로 나누어서 분석을 시도해 보려고 한다.

## 2. 자료와 변수선정

15세에서 65세 이하, 재학중이지 않은 여성. 전체 4824의 사례가 분석대상으로 선정되었다. 그러나 각각 변수별로 결측값을 갖는 응답자의 수가 다르게 나타나 실제분석에서는 결측값에 따라서 사례수가 감소한다. 교육의 효과를 보다 명확하게 살펴보기 위하여 분석을 도시지역에 거주하는 여성에게 한정하였다.

노동시장참여 여부가 종속변수이다. 이와 관련된 문항으로는 경제활동상태에 관한 문항이 있다. 지난 일주일간 주된 활동이 취업인지, 실업인지, 비경제활동 상태인지를 묻는 것이다. 본 연구에서는 일을 하고 있는 사람이나 실업상태이지만 일을 찾고 있는 사람을 노동시장참여자로 규정했고 비경제활동 인구를 비참여자로 규정했다.

설명변수는 크게 개인관련 변수와 가족관련 변수로 구분된다. 응답자의 교육은 무학자에서 대학원졸업에 걸쳐 분포되어 있는데, 이들 범주를 결합하여 교육변수를 중졸이하, 고졸, 초급대졸, 대졸이상으로 나누었다. 교육은 모델에서 범주변수로 사용되며 중졸이하가 준거집단이다.

노동시장에 참여한다는 것은 여성이 전통적 성별분업에서 벗어나는 역할을 취하는 것이다. 이러한 역할에 참여하는데는 성별 역할에 대한 태도가 중요하다고 생각된다. 관련문항은 ‘여성은 직장생활을 하더라도 남성들처럼 성공하려고 애 쓸 필요가 다’ ‘여성이 잘 되는 길은 자신의 성공보다 남편을 잘 섬겨야 한다’ ‘여성의 취업은 남편수입의 보조적인 수단일 뿐이다.’ 이 세가지 문항은 여성이 취업과 관련하여 남성을 보조하는 전통적인 역할로 생각하는가 아니면 적극적으로 독립적으로 생각하는가에 관한 것이다. 세가지 문항을 결합하여 태도를 보여주는 하나의 변수를 만들었다. 각 문항은 5점 척도로 이루어져 있는데, ‘매우 그렇다’는 여성을 남성의 보조자로 생각하는 전통적 입장이며 5점 값을 취한다.

가족관련 변수들은 다음과 같다. 결혼지위 변수는 세 개의 범주로 나누었다. 유배우자와 이혼, 별거, 사별의 경우 같이 배우자가 없는 경우, 그리고 미혼이다. 결혼지위와 관련하여서는 이혼·별거·사별의 경우를 배우자가 없는 경우로 묶고, 미혼을 분석에서 준거집단으로 사용하였다.

가족의 소득이 여성 취업에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 가구주 소득을 변수로 사용한다. 기혼 여성의 경우 남편의 태도가 미치는 영향이 중요한 것을 고려하여 여성의 일에 대해 남편이 찬성하는지를 변수로 도입했다. 남편의 태도에 대한 문항은 5점 척도로 이루어져 있는데, 5점은 ‘매우 찬성’을 의미한다. 전체 여성 중 6세 미만의 자녀가 있는 경우는 14.5%인데 해당 자녀가 있는 경우 1을 없는 경우 0을 부여하여 더미변수로 사용하였다.

<표2> 변수의 기술적 통계: 미혼여성과 기혼여성 전체

종속변수	평균	표준편차
노동시장참여	.521	.500
설명변수		
개인변수		
교육수준		
중졸이하		
고등학교	.434	.496
초급대학	.058	.233
대졸이상	.202	.401
연령		
일에 대한 태도	2.67	.859
가족관련변수		
결혼지위		
유배우자	.698	.459
이혼·별거·사별·미혼	.103	.304
가구소득	144.5	129.3
6세미만의 자녀	.145	.355
남편의 태도	3.38	1.03
대도시거주	.592	.492
사례수	4,824	

자료: 2001 제4차 여성취업실태조사

본 연구에서는 교육효과를 보다 명확하게 살피기 위해서 도시지역 거주자만을 분석 대상으로 삼았다. 도시 규모에 따른 노동시장참여에 차이가 있는지를 살펴보기 위해서 광역시도 이상 지역을 대도시 지역 변수로 만들었다. 분석에 사용된 변수들에 대한 기술적 통계는 <표 2>에 정리되어 있다.

## IV. 분석

<표 3>에서는 기혼여성과 미혼여성 전체를 합하여 노동시장참여에 대한 분석을 시도해 보았다. 이전 연구에서 여성의 교육효과가 약하거나 부정적이라는 지적이 있었는데, 2001년 자료에서도 여성의 교육효과는 부정적인 것으로 나타나고 있다. 저학력 여성에 비해 초급대졸 이상의 고학력 여성이 덜 일하는 것으로 나타나고 있다. 취업에 대한 사회의 인식이나 여성 자신의 인식의 변화에도 불구하고 고학력 여성의 교육효과가 2001년에도 부정적이라는 것은 놀라운 일이다.

여성이 일에 대해 지니는 태도가 중요하게 작용하는 것으로 나타나고 있다. 일에 대한 태도 변수가 부정적으로 나타나는데, 일에 대한 태도의 값이 높은 것은 여성이 일과 관련하여 남성을 우선하고 자신의 일을 부수적인 것으로 간주하는 전통적 태도를 반영하는 것이기 때문이다. 일에 대해서 적극적이고 독립적이기보다는 전통적 태도를 고수하는 여성의 경우는 일을 할 가능성이 적은 것이다.

여성의 경우 가족관련 변수가 중요하게 작용하는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 결혼상태가 노동시장참여에 미치는 영향을 살펴보고 있는데, 미혼에 비해 유배우자나 이혼·별거·사별과 같이 배우자가 없는 경우 덜 일하는 것으로 나타나고 있다. 배우자가 있는 경우 배우자가 없는 경우보다 훨씬 덜 일하는 것으로 나타나고 있다.

<표 3> 기혼여성과 미혼여성의 노동시장참여에 대한 로짓분석

교육수준	
중졸이하	
고등학교	-.224***
초급대학	-.492***
대졸이상	-.434***
연령	-.002
일 태도	-.321***
결혼지위	
유배우자	-1.106***
이혼·별거·사별	-.532***
미혼	
가구소득	.000
대도시거주	-.107
상수	2.211***
사례수	4,197
-2 Log Likelihood	5,536.03

\*\*\* p < .01

자료: 2001 제4차 여성취업실태조사

교육효과나 일에 대한 태도가 기혼자집단과 미혼자 집단에서 어떻게 다른지 살펴보기 위해서 표본을 기혼여성과 미혼여성으로 나누었다. <표 4>에 제시된 결과는 기혼여성을 대상으로 한 것이다. 전체 여성을 대상으로 한 모델에 6세미만의 자녀와 남편의 태도 변수가 추가되었다. 기

혼여성을 대상으로 2개의 모델을 시도해보았다. 하나는 연령을 연속변수로 넣어보고 다른 모델에서는 범주화된 변수로 넣어보았다.

분석결과를 정리하면 다음과 같다. 기혼여성을 대상으로 하는 분석에서 교육의 부정적 효과가 더 강하게 나타나고 있다. 위 분석에서 기혼여성은 유배우자 여성과 이혼·별거·사별로 결혼의 경험이 있는 여성을 포함하는데, 전체 표본의 80%로 대다수를 구성하고 있다.

<표 4> 기혼여성의 노동시장참여에 대한 로짓분석

	모델 1	모델 2
교육수준		
중졸이하		
고등학교	-.125	-.113
초급대학	-.564**	-.458*
대졸이상	-.587***	-.546***
연령	-.024***	
범주화된 연령		
18 - 34		.685***
35 - 44		1.020***
45 - 54		.756***
55 +		
일 태도	-.077	-.076
결혼지위		
유배우자		
이혼·별거·사별	1.673***	1.791***
가구소득	-.001**	-.001***
6세미만자녀	-.843***	-.573***
남편태도	.942***	.945***
대도시거주	-.028	-.012
상수	-3.548***	-5.435***
사례수	2,614	2,614
-2 Log Likelihood	3,033.19	3,005.626

\* p < .10 \*\* p < .05 \*\*\* p < .01

자료: 2001 제4차 여성취업실태조사

기혼여성을 대상으로 한 분석에서는 연령을 두 가지의 형태로 시도하여 연속변수와 범주화된

변수로 사용해보았다. 연속변수의 경우는 연령은 부의 효과를 나타낸다. 연령을 범주화할 때 젊은 연령층을 34세를 기준으로 묶었다. 우리나라에서 남녀고용 불평등에 대한 법적인 제재가 선언되고 실시 이후에 노동시장에 진입하는 대졸 여성 세대를 살펴보기 위해서 34세를 선택하였다. 범주화된 연령을 보면 35세에서 44세에 이르는 여성들이 가장 많이 일하는 것으로 나타나고 있다. 개대했던 34세 이하의 젊은 여성집단의 노동시장참여는 45세-54세 집단보다 덜한 것으로 나타났다. 물론 이 젊은세대 기혼여성들이 가족형성의 초기단계에 있어서 자녀양육으로 분주하기 때문에 노동시장참여가 상대적으로 덜 활발하기는 하게 나타나는 것일 수도 있지만, 1980년대부터 시작된 여성고용과 관련된 제도적 변화라는 것이 이들의 노동시장참여에 큰 영향을 미치지 못한 것 같다. 여성 개인의 일에 대한 태도는 여성의 노동시장참여 결정에 영향을 미치지 못하고 있다.

가족과 관련된 여건들이 여성의 노동시장참여에 중요하게 작용하고 있다. 이혼·별거·사별 상태에 있는 여성들의 경우 유배우자 여성들보다 더 많이 일하고 있다. 이외에 가구소득, 6세미만의 자녀유무, 남편의 태도 모두 여성의 노동시장참여에 영향을 미치고 있다. 여기서 주목할 것은 일에 대한 여성 자신의 태도는 중요하지 않은데 남편의 태도가 중요하게 작용하는 것으로 나타나고 있다는 것이다.

요약하면, 기혼여성의 경우는 가족여건이 노동시장참여에 중요하게 작용하고 있다. 여성 개인과 관련된 변수의 경우 여성의 교육의 부정적 효과는 전체 여성집단에서보다 기혼여성의 경우 더 강하게 나타나며, 일에 대한 여성 개인의 태도가 전체 여성집단에서는 중요한 것으로 나타나지만 기혼여성의 경우는 그렇지 않은 것으로 나타난다.

다음에서는 기혼여성 집단에서 세대에 따라서 여성노동시장참여에 영향을 미치는 요인들이 어떻게 차이가 나는지 살펴보겠다. 특히 교육효과가 세대별로 차이가 나는지에 관심이 크다.

<표 5>의 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 교육효과가 세대별로 차이가 있는 것으로 나타나고 있다. 34세 이하의 젊은 세대에서는 교육효과가 긍정적인 것으로 나타나고 있는데, 이들 계수가 통계적으로 유의미하게 나타나지는 않는다. 여기서도 대졸이상 집단이 고졸이나 초급대졸보다 덜 일하는 것으로 나타나지만, 적어도 이전까지 계속 나타났던 교육의 부정적인 효과가 사라진 것이다. 적어도 여기서 확인할 수 있는 것은 34세 이하 여성 집단에서 교육의 부정적 효과가 사라졌다는 것이다.

다른 세대에서 교육효과는 전체 기혼여성을 대상으로 했을 때와는 다른 다양한 모습을 보이고 있다. 35세-44세에서는 초급대학 교육의 부정적 효과가 강하게 나타나고 45세-54세에서는 고등학교 교육의 부정적 효과가, 55세 이상 집단에서는 대졸 이상 집단의 교육효과가 다르게

나타나는 것을 알 수 있다.

<표 5> 기혼여성의 노동시장참여에 대한 로짓분석

	18세-34세	35세-44세	45세-54세	55세 이상
교육수준				
중졸이하				
고등학교	.952	.035	-.362*	-.357
초급대학	.980	-1.015**	-1.223	1.570
대졸이상	.597	-.363	-.467	-.993*
연령	.053*	.023	-.082**	-.093*
일 태도	-.088	-.063	-.104	.062
결혼지위				
유배우자				
이혼 · 별거 · 사별	.588	-.428	4.872	1.318*
가구소득	-.002*	-.003***	-.001	.000
6세미만자녀	-.792***	-.556*	-.185	.806
남편태도	.738***	.924***	1.058***	1.208***
대도시거주	.012	-.045	.012	-.027
상수	-5.234***	-2.890	-4.095	-1.053
사례수	706	920	604	384
-2 Log Likelihood	809.46	1,087.62	690.47	358.79

\* p < .10 \*\* p < .05 \*\*\* p < .01

자료: 2001 제4차 여성취업실태조사

연령효과도 전체 기혼여성을 대상으로 하였을 때는 부정적인 것으로 나타났는데, 세대 · 연령 별로 살펴보면 다양하다. 전체적으로 상대적으로 젊은세대에서 연령의 증가는 노동시장참여 증가로 이어지는데, 45세 이상의 세대에서는 노동시장참여 감소로 이어지고 있다. 모든 세대에서 여성 자신이 가지고 있는 일에 대한 태도는 여성의 노동시장참여에 영향을 미치지 않는다.

가구소득의 부정적 효과는 젊은세대에서 강하게 나타난다. 6세미만 자녀의 부정적 효과도 44세 이하 세대 여성에서 나타나는데, 34세 이하의 젊은세대에서 더 강하게 나타나고 있다. 어린 자녀의 육아가 여성이 일하는 것을 어렵게 하고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 5>에서 모든 세대에 걸쳐서 가장 강력하고 분석에서 가장 강력하고 일관되게 나타나는 효과는 여성의 일에 대한 남편의 태도이다. 34세 이하의 젊은세대에서도 일에 대한 본인의 태도는 중요한 변수로 작용하지 않지만, 남편의 태도는 의미 있게 나타난다. 남편의 태도는 젊은세대보다는 나이든 세대에서 더 강하게 나타나고 있다. 기혼여성의 일과 관련된 사회적 태도가 그동안 호의적인 방향으로 변화하였는데, 이것이 여성의 노동시장참여에 결정적으로 영향을 미치는 데는 여성 자신의 일에 대한 태도보다는 남편의 태도가 크게 작용하는 것을 알 수 있다.

<표 6> 미혼여성의 노동시장참여에 대한 로짓분석

교육수준	
중졸이하	
고등학교	1.682***
초급대학	1.707***
대졸이상	1.637***
연령	
- 28세	-.208
29세-34세	-.636
35세 이상	
일 태도	-.600***
가구소득	.000
대도시거주	-.269*
상수	1.270**
사례수	887
-2 Log Likelihood	1,010.552

\* p < .10 \*\* p < .05 \*\*\* p < .01

자료: 2001 제4차 여성취업실태조사

<표 6>의 결과는 미혼여성을 대상으로 한 분석결과인데 기혼여성의 경우와 아주 다르다. 미혼여성은 표본에 있는 모든 연령층의 여성을 포함하고 있지만, 연령분포는 젊은세대로 편중되어 있다. 표본의 미혼여성 중 28세 이하 여성은 76%를 구성하고 29세-34세는 18%이고 35세 이상은 6%에 불과하다. 34세 이하 여성이 전체 기혼여성의 96%를 구성하고 있어서 미혼여성 집단은 1980년대 말 성차별적 고용관행에 금지를 선언한 법안이 만들어지고 실시되는 초기에 노동시장에 진입한 여성들이다. 따라서 이 결과를 결혼하지 않은 젊은세대 여성의 노동시장참여 행태로 해석하여도 무방하다.



위의 결과에서 나타나는 두드러진 특징은 노동시장참여에 대한 교육의 긍정적 효과가 통계적으로 유의미하게 나타난다는 것이다. 기혼여성 젊은세대에서는 교육의 부정적 효과가 사라졌었는데, 미혼 젊은세대 여성에게서는 교육효과가 긍정적으로 나타나고 있다. 그러나 이 결과가 그다지 고무적이지는 않다. 왜냐하면 34세 이하의 세대는 중학교 수준의 교육이 보편화된 시대에 학교를 다녔던 세대이기 때문에 중졸이하의 학력은 나이든 세대에 비교하여 특별한 경우이기 때문이다. 미혼의 젊은 세대에서도 고졸, 초급대졸보다 적게 일하는데, 고졸 이상 학력 집단에서 노동시장의 참여정도는 교육에 큰 영향을 받지 않는다.

1980년대부터 나타나기 시작한 여성고용에 대한 제도적 배려가 효과가 있었다면, 이들의 경우 초급대졸 이상이 고졸보다 그리고 대졸이 초급대졸보다 더 적극적으로 일해야 할 것이다. 물론 중졸이하 교육소지자에 비해 여타 학력이 긍정적 교육효과를 보이고 있는 것은 주목할만한 일이지만, 아직도 교육효과가 약하다는 것은 부인할 수 없다.

일과 관련된 태도에 있어서도 기혼여성과 좋은 대조를 보인다. 기혼여성의 경우 일에 대한 여성 스스로의 태도가 실제로 일을 하게 되는데 영향을 미치지 않는 반면, 미혼여성의 경우 이것이 큰 영향을 미친다. 여성이 자신의 일을 남성 일의 부수적이고 보조적인 것으로 생각하거나 자신의 사회적 성공에 대해서 부정적으로 생각하는 경우, 실제 노동시장에 참여하려는 경향이 감소한다는 것이다. 다시 말하면, 일에 대해서 적극적이고 독립적으로 생각하는 여성들이 더 많이 노동시장에 참여한다는 것이다.

기혼여성과는 달리 미혼여성들은 가구소득에 영향을 받지 않는다는 것이다. 젊은 미혼여성들에게서 나타나는 일의 경향은 경제적 필요에 의해서 움직이기보다는 태도 변수에서 볼 수 있듯이 일을 통한 새로운 역할을 획득하려는 욕구와 가치관에 의해서 움직이는 것을 알 수 있다.

## V. 요약 및 결론

기혼여성과 미혼 여성을 대상으로 한 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 노동시장참여와 관련하여 젊은세대에서 어떤 변화가 보이고 있다. 본 연구에서 알 수 있는 것은 교육효과의 변화이다. 이전 세대의 부정적 교육효과는 사라지거나 긍정적인 것으로 나타나고 있다. 물론 아직도 교육효과가 미약하게 나타나고 있지만, 이러한 변화는 주목할 만하다.

전반적으로 가족의 여건이라는 것이 여성이 일하는 것을 어렵게 하고 있다는 것을 알 수 있다. 여성의 연령별 노동시장참여율이 아직도 M자형을 보이고 있는 것이 여성이 가족여건에 영향을 받고 있다는 것을 나타내고 있다.

미혼여성과는 달리 여성 자신의 일에 대한 태도가 노동시장참여에 영향을 미치지 않는데, 달리 말하면 우리사회에서 가족이라는 맥락 하에서는 여성 자신의 일에 대한 의지라는 것이 여성을 일하게 하는 중요한 요인으로 작용하는 것은 아니다. 놀라운 것은 가족이라는 맥락에서는 일에 대한 여성 자신의 의견은 중요하지 않지만, 남편의 의견은 중요하게 나타난다는 것이다. 이것을 통해서 아직도, 그리고 젊은세대에서도 여성의 의견이 남편의 의견에 종속적인 경향이 강하다는 것을 알 수 있다. 34세 이하 젊은 세대 여성을 고려할 때, 가족이라는 맥락에서는 교육효과도 크게 약화되는 것을 알 수 있다. 젊은 세대에서도 대졸이상의 학력이라는 것이 결혼하지 않았을 때는 여성의 일과 관련하여 의미 있게 작용하지만, 가족이라는 맥락에 처하면, 별 의미가 없다. 물론, 젊은 세대에서 교육과 관련된 긍정적인 변화가 엿보이기는 하지만, 과거 세대와 마찬가지로 여전히 결혼은 일한다는 것과 관련하여 여성의 교육을 별 의미 없는 것으로 만들고 있다.

## 참고문헌

- 강이수·신경아. 2001. 《여성과일: 한국여성노동의 이해》. 동녘.
- 어수봉. 1991. 〈한국의 여성노동시장〉. 한국노동연구원.
- 이미정. 1996. “한국노동시장에서 여성교육의 저활용.” 《한국인구학》 19(2): 107-137.
- \_\_\_\_\_. 1997. “인적자본으로서 여성교육의 의미.” 《한국인구학》 20(2): 135-160.
- 이미정·정진성. “여성의 교육수준향상과 노동시장참여; 1980-1990년대를 중심으로.” 한국사회과학》 21(4): 75-114.
- 장지연. 2001. “고학력 여성 경제활동의 국제비교.” 《여성과 직업》. 부산대학교 여성연구소.
- 정진화. 1996. 〈고학력화와 인력정책의 방향〉. 산업연구원.
- 조정아. 2000. “대졸여성의 노동경험과 직업의식 변화.” 《노동과 페미니즘》 조순경엮음. 이화여자대학교출판부.
- Goldin, Claudia. 1989. Understanding the Gender Gap: an Economic History of American Women. Oxford Universtiy Press.
- Kessler-Harris, Alice. 1981. Out to Work: A History of Wage-Earning Women in the US. Oxford University Press.
- Lee, Mijeong. 1998. Women's Education, Work, and Marriage in Korea: Women's Lives under Instututional Conflicts. Seoul National University Press.

## 여성 청년층 집단의 취업이행 형태 연구

---

김 태 홍 (한국여성개발원 선임연구위원)

김 중 속 (한국여성개발원 연구위원)



## I. 서론

경제위기 직전 한국의 노동시장은 완전고용에 가까운 2%대의 낮은 실업률을 보이고 있었으나 이후 1997년 말 경제위기를 거치며 실업률은 1998년 6.8%, 1999년 6.3%로 급상승하였다. 이러한 노동시장 전반의 변화와 맥을 함께 하면서도 청년층의 실업률은 경제위기 전후 상당히 높은 수준을 보이고 있어 청년층 집단의 실업률은 경기변동 및 회복과 그 흐름을 같이하는 것이 아닌 보다 구조적인 문제를 내포한 것으로 평가되고 있다 (안주엽, 홍서연 2002). 청년층의 경우 경제위기 이전인 1995년 전문대졸 남성 20-24세 집단의 실업률은 14.0%, 25-29세 집단은 4.6%, 전문대졸 여성의 경우 20-24세 집단의 실업률은 7.7%, 25-29세 집단은 2.5%를 나타내었고 1995년 대졸자 남성 25-29세 집단의 실업률은 4.7%, 여성 20-24세 집단은 7.9%, 25-29세 집단은 2.2%를 보여 전반적으로 전체 실업률을 상회하는 수준을 보이고 있다. 또한 청년층 실업률의 특징인 과잉반응(overshooting)을 반영하듯 경제위기 직후인 1998년 전문대졸 남성 20-24세 집단의 실업률은 24.1%, 대졸여성 20-24세 집단의 실업률은 12.1%까지 치솟았다. 이후 남성 20-24세 집단의 실업률은 2001년 11.2%, 25-29세의 실업률은 7.1%, 여성 20-24세 실업률은 7.4%로 회복을 보이고 있으나 주요 경제활동인구 집단 중 높은 수준이다.

청년층 집단의 고실업률의 심각성은 이들 집단은 타 집단과는 달리 일자리탐색 노력의 강도나 범위에 있어 다소의 차이는 있으나 기본적으로 항상 일자리를 찾고 있는 집단이라는 점에 있다. 더 나아가 이들의 첫 일자리는 향후 이들의 직업경로, 경력개발 등 청년 개인들의 문제뿐만 아니라 향후의 경제활동의 내용과 질적 측면에 영향을 미친다는 점에서 노동시장 측면에서도 간과할 수 없는 문제이다. 이러한 맥락에서 청년층 실업의 문제는 수요부족에 기인하는 단기적 경기변동의 문제로 파악할 것이 아니라 학교교육, 노동시장 등 전체를 망라하는 구조적 문제로 규정하고 중장기적인 대책을 수립해야 한다는 연구결과들이 축적되고 있다.

청년층 집단 중 특히 여성 청년층 집단에 대하여 관심을 기울여야 할 필요가 있다. 여성 청년층 집단의 지속적인 고학력화에 따른 교육에의 투자수익 환수문제, 고령화와 저출산률로 인한 미래의 경제활동인구 감소에 따라 예상되는 경제성장 둔화 등을 해결하기 위한 여성노동 활용의 문제제기가 이루어지고 있다. 그러나 동시에 여성 청년층 집단의 경제활동을 나타내는 지표는 현상을 정확히 반영하지 못함에 따라 노동시장에서 이 집단의 중요성이 간과되고 있다. 예컨대 현재의 실업률 통계에서는 여성의 비경제활동 부분을 고려하지 않음에 따라 여성청년층 집단의 실업률은 남성과 비교할 때 그 심각성이 부각되고 있지 못하다. 통계청의 경제활동

인구조사에 의하면 전문대졸 여성 청년층 집단의 실업률은 남성에 비하여 낮으며 대졸여성 24-29세 연령집단도 동일 연령대의 남성집단에 비하여 낮은 실업률을 보이고 있다. 그러나 이 연령층을 구성하고 있는 여성들은 결혼과 출산의 시기가 함께 맞물려 전체의 56.76%가 현재 배우자가 있는 여성으로 구성되어 있어 가사 및 육아로 인하여 노동시장에서 이탈하는 비율이 높고 이로 인한 유희화율이 높은 수준에 이른다. 즉 청년층 노동시장을 설명할 때 여성의 경우 비경제활동 인구가 차지하는 비중이 상대적으로 높음에 따라 실제와는 달리 실업률의 수치가 매우 낮게 나타난다 (안주엽 2002). 이는 여성 청년층 집단의 미취업에 대한 적극적인 정책적 대응을 어렵게 하고 있다.

여성 청년층 집단은 청년층 집단의 유희화의 원인이 기업의 경력직 선호와 학교와 노동시장의 불일치라는 점에서 장기적으로 경력축적에서 소외될 가능성이 큰 집단이다. 청년기의 미취업은 개인적으로 인적자본의 감가상각, 노동시장에서의 근착성(attachment) 결여로 인한 생애 경제활동패턴에 부정적인 영향을 미치며, 사회적으로는 교육에의 투자수익률을 낮추어 인력자원이용의 효율성을 저해하고 경제의 생산성 위축을 초래할 수 있다.

2001년 여성청년층 집단의 경우 대졸여성의 취업률은 41.0%에 그치고 있으며 이중 68.5%만이 정규직으로 취업하여, 양적 및 질적 측면에서 여성 청년층 집단의 학교에서 노동시장으로의 이행이 원만하지 못하다는 것을 보여주고 있다. 졸업이후 첫 일자리로의 이행은 개인의 낙인효과(stigma), 즉 노동시장에서 부정적인 신호(negative signal)를 주게 되는 효과를 경험하므로 첫 일자리로의 이행기간이 길어질수록 이후의 취업에 어려움을 겪게 되고 이 낙인효과는 여성의 경우 더욱 크게 나타난다. 첫 일자리 진입과 더불어 관심의 대상이 되고 있는 것은 여성취업자의 종사상 지위에 관련된 부분이다. 여성의 경우 근로조건이 상대적으로 열악한 비정규직으로 첫 일자리에 진입하는 경향이 많아 노동시장으로 진입하는 규모는 증가하는데 반하여 질적 수준의 개선이 요구되고 있다.

이러한 문제의식을 가지고 본 연구는 최종학교 졸업이후 노동시장에 진입하는 청년층을 대상으로 학교-노동시장 이행형태를 연구하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 두 부분으로 나뉘어져 있다. 하나는 학교에서 첫 일자리로의 이행기간, 즉 미취업기간(nonemployment duration)을 분석한다. 미취업기간에 영향을 미치는 제 요소들과 그 영향을 점검하여 여성청년층 집단의 첫 일자리로의 취업이행 형태를 보이고자 한다. 두 번째 연구는 첫 일자리로 고용조건이 불안정한 비정규직을 선택한 청년층 집단의 다음 직업으로의 이행을 파악하는 것이다. 이들 집단이 고용조건이 상대적으로 안정적인 정규직으로 이행하는가, 비정규직에 머물러 있는가, 혹은 비경제활동상태로 편입되는가를 주로 분석할 것이다.

## II. 본론

### 1. 분석모형

일반적으로 미취업상태에서 취업으로 이행하는 기간, 비정규 취업에서 다른 경제활동상태로 이행하는 기간에 대한 분석은 해자드모형(hazard model)으로 가능하다. 본 연구에서 사용한 해자드모형은 다음과 같은 두 가지 유형이다. 즉, 일반적으로 J개의 탈출경로가 존재하고 미완료 상태를 고려할 때, 실직에서 취업 혹은 비정규 취업에서 다른 경제활동상태로의 탈출에 소요된 경과 기간은 식 (3-1)과 같이 정의된다. 식 (3-1)에서 T는 관찰된 경과기간,  $T_j^c$ 는 미 관찰되는 완료된 탈출경로별 경과기간(uncensored destination-specific durations), c는 미 완료상태의 경과기간(censoring time)이다.

$$T = \text{Min}(T_1^c, T_2^c, \dots, T_j^c, c) \quad (1)$$

탈출경로 j를 통해 한 상태에서 탈출하였음을 나타내는 탈출경로 지표함수(destination-specific indicator function)는 식 (2) 와 같이 정의된다. Kalbfleisch와 Prentice (1980)에 따르면 일정시간 t 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출경로 j를 통해 탈출할 조건부 확률인 탈출경로별 위험함수(hazard function)는 식 (3)과 같이 정의된다. 식 (3)에서 Prob[z]는 사건(event) z가 일어날 확률을 의미한다. 이 위험함수의 적분함수인 탈출경로별 누적위험함수(integrated hazards)는 식 (4)로 나타낼 수 있다.

식 (4)에서  $\text{Int}_{[0, J]} h(u) = \int_0^T h(u) du$ 로 함수  $f(u)$ 의 0에서 T 사이의 적분을 말한다. 따라서 조건부 탈출경로별 잔존함수(survival function)는 식 (5)로 표현되며, 일정시점 t에서의 탈출확률함수(destination-specific failure time sub-density function)는 식 (6)으로 정의된다.

$$d_j = 1 \text{ (탈출경로 j를 통해 탈출)} \quad (2)$$

$$0 \text{ (그렇지 않은 경우)}$$

$$h_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}[t \leq T < t + \Delta t, J = j | T_j \geq t, j = 1, 2, \dots, J] / \Delta t \quad (3)$$

$$H_j(t) = \text{Int}_{[0, J]} h_j(u) \quad (4)$$

$$S_j(t) = \exp[-H_j(t)] \quad (5)$$

$$f_j(t) = h_j(t) S_j(t) \quad (6)$$

분석을 위해서는 식 (3)의 해자드함수를 설정해야 하는데, 일반적으로 가장 많이 사용되는 해자드함수는 식 (7)과 같다. 식 (7)의 첫 번째 항은 탈출경로별 기준선 위험을 나타내는 것으로 시간의존성을 나타낸다. 두 번째 항은  $X$ 는 근로자의 특성을 나타내는 벡터(vector)이며  $\beta$ 는 설명변수  $X$ 의 효과를 나타내는 계수 벡터이다. 본 연구에서는 모형설정을 분석목적에 따라 두 가지로 설정하였다. 먼저 여성 청년층 집단의 첫 일자리 진입에 관한 분석에는 탈출구가 하나 ( $j=1$ )인 비례적 해자드모형으로 식 (8)을 설정하여 분석하였다. 비례적 해자드모형은 시간의존(time dependent covariates)과 상관없이 비례적으로 독립변수의 영향이 분석되므로, 시간의존에 대한 별 다른 가정을 하지 않아도 되고 이행에 따른 독립변수의 영향을 용이하게 해석할 수 있다.

$$h_j(t) = h_{j0}(t) \exp (X_{ij}' \beta_j) \quad (7)$$

$$\frac{\ln h(t, x)}{\ln h(t, 0)} = \beta' x \quad (8)$$

두 번째 분석인 비정규 취업으로 처음 취업한 여성청년층의 비정규취업 탈출을 분석에서는 먼저 비정규 취업상태의 탈출확률이 시간 의존적인 상황에서, 다탈출경로에서 각 경로별 탈출확률이 시간에 대해서 비례적으로 변화되는 지를 검증(parametric test)하였다. 이를 위해서 본 연구에서는 Cox and Oakes(1984)의 방식에 따라 식 (9)에서 식 (10)과 같이 설정, 추정하여 비례위험가설(proportional hazards hypothesis)을 검증하였다. 본 논문에서 식 (10)을 추정하여 비례위험가설을 검증한 결과에 의하면, 시간에 대한 추정계수가 '0', 즉  $j$  탈출경로별  $\beta_j = \beta$ 인 것으로 나타났다. 이에 따라 여성청년층의 비정규상태 탈출을 분석에서도 식 (12)를 다탈출구인 비례적 해자드모형으로 설정하여 분석하였다.

$$h_j(t) = w_j h(t) \quad (9)$$

$$\log h_j(t) = \alpha_0(t) + \alpha_j + \beta_j t \quad j=1, 2, \dots, J \quad (10)$$

$$h_j(t) = h_{j0}(t) \exp (X_{ij}' \beta_j) \quad (11)$$

$$\ln h_j(t) = \alpha_{0j} + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \dots \beta_k X_{kj} \quad (12)$$



## 2. 여성청년층의 첫 일자리 이행 현황 및 결정요인

### 가. 첫 일자리 취업이행 현황

본 논문은 한국여성개발원이 2001년에 전국 4,646가구를 조사한 「제4차 여성취업실태조사」를 이용한다. 본 논문의 첫 일자리로의 이행분석을 위하여 조사된 일반여성 4,136 명 중 조사시점 현재 연령이 15-29세에 걸쳐있는 집단을 표본으로 추출하였다<sup>22)</sup>. 최종적으로 639명이 연구에 이용되었다. 본 분석의 관심은 최종학교 졸업 후 첫 직업을 갖는데 걸린 시간이다. 여성의 취업실태조사의 취업력 부분에서 측정한 취업이행기간은 1년 단위로 직업의 유무를 조사하였으므로 그 기간의 간격이 통상적으로 조사하는 취업이행 기간에 비하여 크다. 일반적으로 실업률은 계절적 변동이 다소 존재할 만큼 1년 내에도 편차가 존재하며 최종학교를 졸업하고 노동시장에 나온 청년층 집단의 경우 구직을 계속적으로 하고 있는 집단이라는 점을 고려할 때 1년 간격의 조사는 그 결과에 있어 한계를 가지고 있다. 본 연구를 위해 추출된 표본이 15세부터 29세 기간에 분포하여 있기 때문에 개인이 취업이행에 걸리는 기간은 년 단위로 할 때 14년에서 단절을 갖는다.

이 표본들은 기간별로 분포되어 있다. 최종학교를 졸업한 연령을 기준으로 하여 1986-1990년 졸업한 집단은 전체의 2.34%, 1991-1995년 졸업한 집단은 41.88%, 외환위기 직전인 1996-1997년 졸업한 집단은 22.50%, 외환위기 직후인 1998-1999년 졸업한 집단은 20.47%, 2000년 이후 12.66%를 나타내고 있다. 표본의 교육수준별 분포를 살펴보면 급격한 교육수준의 향상으로 인하여 현재 청년층 집단의 중졸이하 비율은 2.03%에 그치고 있으며 고졸이 54.86%, 초급대졸이 17.86%, 대졸이 25.13%를 차지하고 있다. 전체 표본 중 첫 직업을 가진 여성의 비율은 전체의 86.2%인 551명이고 직업을 갖지 않은 여성은 13.8%인 88명이다.

각 교육수준에서 취업자의 비중은 고졸미만의 경우 61.54%만이 첫 일자리로 취업하여 상대적으로 낮은 수준이며 고졸 중 87.14%, 초급대졸 중 87.72%, 대졸 중 85.09%로 고졸이상의 학력계층에서는 큰 차이를 보이지 않았다.

22) 본 연구는 한국여성개발원에서 조사한 제4차 “여성의 취업실태 조사” 자료를 이용한다. “여성의 취업실태 조사”자료는 1985년 제1차 조사를 시작으로 2001년 제4차 조사에 이르기 까지 5년을 주기로 생산되었으며 여성의 취업 뿐 아니라 이에 영향을 미치는 노동시장 이외의 변수들을 폭넓게 담고 있다. 노동과 임금에 대한 정보, 가족, 혼인, 여성의 취업에 관한 사회적 관습과 배우자의 견해, 보육 및 사교육비, 가구의 경제상황 등 여성의 취업과 관련있는 유용한 변수가 이들이다. 제4차 “여성의 취업실태 조사”는 조사대상 125개 지역에서 4,646 가구, 4,758명의 여성이 조사되었다. 이중 15-65세의 일반인 4,136명, 학생 622명이고 기혼여성은 3,574명, 미혼여성은 1,184명 이다.

<표 1> 교육수준별 첫 일자리로의 이행분포

(단위: %)

	고졸미만	고졸	초급대졸	대졸
각 교육계층별 첫 일자리 취업률	61.54	87.14	87.72	85.09

이어서 이행기간을 중심으로 그 분포를 알아보았다. 최종학교 졸업 후 첫 일자리로 1년 미만의 기간에 이행을 한 집단은 전체의 16.85%, 1년의 기간이 걸린 집단은 35.43%, 2년이 걸린 집단은 19.69%로 2년 내에 첫 일자리로 이행한 집단이 약 72%에 이른다. 평균 미취업기간은 3.42년으로 나타났으며 10년이 경과한 후에는 사실상 취업으로의 이행이 없어 비경제활동상태에 남아있는 것으로 볼 때 실제로 취업으로 이행한 표본의 평균값보다 크다. 취업으로 이행한 551명의 취업이행기간을 대상으로 평균값을 구하면 1.54년의 기간이 소요되는 것으로 나타났다. 전술하였듯이 분석기간의 단위가 1년이므로 1.54년이라는 수치는 실제로 1년과 2년 사이에 많은 취업이 이루어진다는 것을 의미한다. 청년층의 경우 졸업이전 혹은 졸업과 동시에 구직을 하는 집단이라는 점을 고려할 때 이러한 기간의 경과를 학교에서 노동시장으로의 이행에 상당한 시간이 소요됨을 나타낸다고 하겠다.

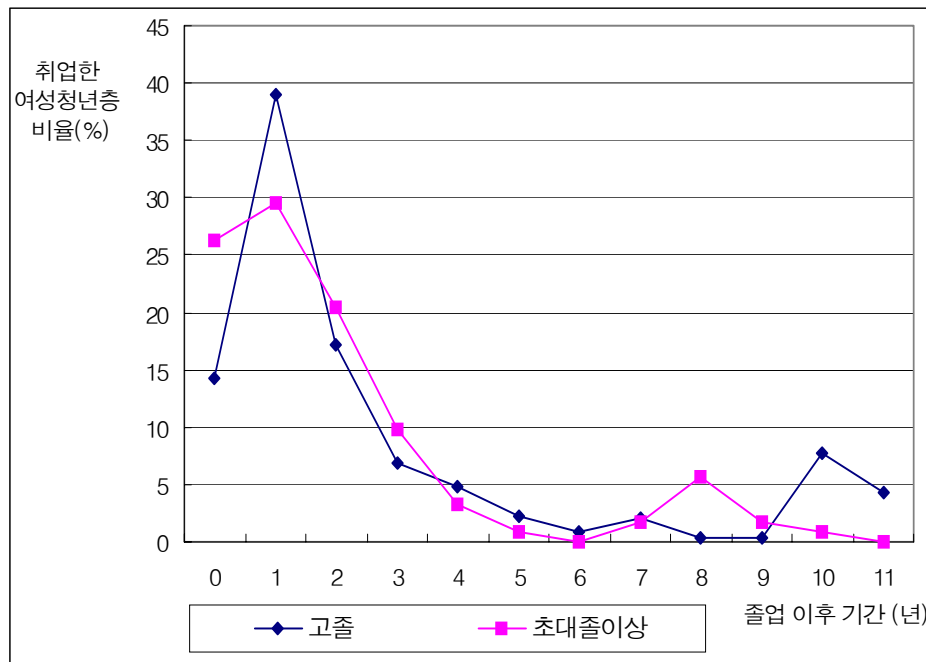
이러한 취업이행기간을 구체적으로 미취업상태의 여성 청년층 집단이 취업상태로 탈출하는 확률을 Kaplan-Meier의 방법을 사용하여 분석한 결과는 <표 2>과 같다.

분석은 앞에서 이미 설명한 바와 같이 미취업으로부터 취업한 연령까지, 그리고 탈출을 하지 못한 집단은 29세가 되는 시점까지 분석하였다. 첫 일자리로의 탈출은 1년과 2년의 기간에 집중적으로 미취업탈출이 이루어지며 최종학교 졸업 후 7년에서 8년이 경과하면 취업으로 탈출이 크게 감소하여 10년이 경과하면 첫 일자리의 취업으로 탈출할 확률이 0이 된다.

<표 2> 여성청년층 집단의 미취업탈출

미취업기간	여성청년층수	기간내 탈출자	잘려진 관측치	탈출확률	생존율
0	639	107	0	0.17	0.83
1	532	225	0	0.42	0.58
2	307	124	1	0.40	0.60
3	182	48	1	0.26	0.74
4	133	24	1	0.83	0.17
5	106	25	2	0.24	0.76
6	92	9	5	0.10	0.90
7	75	5	12	0.07	0.93
8	61	7	7	0.11	0.89
9	52	1	4	0.02	0.98
10	49	0	3	0.00	1.00

[그림 1] 교육수준별 여성청년층의 취업이행기간 분포



이러한 취업이행에 걸리는 기간은 교육수준별로 차이를 보이는데 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 초급대졸과 대졸의 경우 큰 차이를 보이지 않고 있으나 고졸과 초급대졸 이상의 취업이행은 약간의 차이를 보이고 있다. 먼저 졸업 후 1년 이내에 취업하는 비율은 초급대졸 이상의 여성이 25%를 상회하는 반면 고졸의 경우 15%미만으로 큰 차이가 있다. 1년이 경과하였을 경우 고졸의 취업이행이 매우 가파르게 증가하고 그 이후 이행하는 비율이 급락한다. 이후 2-3년까지는 초급대졸 이상이 고졸자에 비하여 다소 취업이행확률이 높다. 기간이 경과하여 8년 11년에 각각 높은 비율을 보이는 것은 취업으로 탈출하지 못한 집단을 포함하기 때문이다.

#### 나. 취업이행에 영향을 미치는 요인

다음으로 첫 일자리로의 이행에 영향을 미치는 결정요인을 살펴보았다. 분석에 사용된 변수를 정리하면 다음의 표와 같다. 종속변수는 최종학교 졸업 후 첫 일자리 취업에 걸린 기간을 사용하였으며 측정 단위는 1년이다. 취업으로 탈출하지 못한 집단은 우측절단된 형태를 보이고 있다. 설명변수로는 대졸자의 취업이행이 타 교육수준 집단에 비하여 원활한지를 보기 위하여 대졸을 나타내는 더미변수를 사용하였고, 대학졸업자의 경우는 전공의 취업이행에 미치는 영향을 보기 위하여 인문, 사회과학, 상경계열을 대표하는 더미변수를, 자연공학의학계열을 대표하는 더미변수를 각각 이용하였다. 고등학교 졸업자의 경우 인문계졸업을 나타내는 더미를 이용

하여 인문계 졸업자의 취업이행이 비인문계에 비하여 원활한가를 살펴보고자 하였다.

<표 3> 미취업기간 탈출함수 추정에 사용된 변수

변수명		정의 및 측정단위
<종속변수>		
미취업기간	duration	-학교 졸업후 첫 취업상태로 전환하기까지의 기간
<독립변수>		
교육수준	edu	-4년제 대졸이면 edu=1, 그렇지 않으면 0.
대학전공 더미	humanity scitech	-인문, 사회, 경상계열이면 humanity=1, 그렇지 않으면 =0. -공학, 의학, 의학계열이면 scitech=1, 그렇지 않으면 =0.
고교계열 더미	high	-인문계이면 high=1, 그렇지 않으면 =0.
가정환경 더미	dadedu	-15세때 부친의 학력이 고졸이상이면 dadedu=1, 그렇지 않으면 =0.
기간더미1	period1	-최종학교졸업이 1998-1999, 즉 외환위기 직후이면 period1=1, 그렇지 않으면 =0.
기간더미2	period2	-최종학교졸업이 2000년 이후면 period2=1, 그렇지 않으면 =0.
의식태도더미	attitude	-남성과 동일하게 성공하려고 노력하는 정도가 5점 중 4점이상이면 attitude=1, 그렇지 않으면 0.
전공만족도더미	satisf	-전공에 대한 만족수준이 5점 중 4점 이상이면 satisf=1, 그렇지 않으면 0.
자격증 더미	certific	-최종학교 졸업이전 자격증 취득하였으면 certific=1, 그렇지 않으면=0.
훈련더미	exercise	-학교졸업 이전 직업훈련경험 있으면 exercise=1, 그렇지 않으면 0.

가정상황이 취업이행에 어떠한 영향을 나타내는지를 살펴보기 위하여 대리변수로 15세 때 부친의 학력수준더미를 이용하였다. 경기변동을 나타내는 중요한 변수로 기간변수를 고려하였다. 1996년에서 최근은 한국경제가 외환위기라는 경제의 급격한 충격을 경험하였고 실업률에 있어서 커다란 변동(fluctuation)을 경험하였던 기간이다. 따라서 본 연구에서는 외환위기 직후와 회복기의 두 기간을 고려하였다. 취업과 관련한 남녀평등 의식을 나타내는 변수, 대학의 전공만족도를 나타내는 더미, 재학 중 자격증 취득 여부를 나타내는 더미를 포함시켰다.

청년층 여성의 미취업상태 탈출 결정요인에 대한 추정결과는 <표 4>과 같다. 추정결과에 의하면 인문계 고교더미, 전공만족도, 기간 중 외환위기 직후와 그 이후 회복기를 나타내는 변수들이 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 고졸자의 경우 인문계 고교 졸업자의 취업이행이 그 외 실업계 및 공업계 고교졸업에 비하여 어려움을 나타내고 있다. 경기변동을 나타내는 기간더미에서 나타나듯이 외환위기 직후의 청년층 미취업기간은 유의미하게 증가하고 있으며 그 이후 회복기에 들어서도 청년층의 미취업기간은 역시 유의하게 증가하였다. 미취업기간의 폭은 다소 줄어들었으나 크게 줄어들지 않는 것으로 나타났다.

학과의 전공만족도가 높은 집단은 그렇지 않은 집단에 비하여 취업으로 이행할 확률이 높은 것으로 나타났는데 반하여 기존에 유의한 영향을 미칠 것으로 생각되는 자격증의 보유나 취업에 관한 태도, 직업훈련의 경험 등은 미취업기간을 단축하는데 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그 밖에도 대졸자의 취업이행 비율은 다른 교육집단에 비하여 높기는 하나 통계적으로 유의하지는 않으며 대학 전공 더미도 자연, 공학, 의학계열의 경우 취업이행에 정의 효과, 인문, 사회, 상경계열의 경우 부의 효과를 나타내기는 하나 통계적으로 유의한 수준은 아니어서 교육수준이나 대졸자의 전공계열도 취업이행기간을 단축하는데 크게 기여하지는 못하는 것으로 나타나 전체적으로 취업이행이 어려움을 암시하고 있다.

### 3. 비정규취업 청년층 여성의 노동이행형태 분석

#### 가. 비정규취업 탈출현황

비정규직 취업탈출 분석을 위하여 한국여성개발원이 2001년에 조사한 「제4차 취업실태조사」의 취업력(work history) 자료를 활용하였다. 취업력 자료는 15-64세 여성을 대상으로 회상법(retrospective method)를 사용하여 15세부터 현재 연령까지의 취업력, 교육 및 혼인 현황 등을 조사한 자료의 일부이다. 본 분석에서는 최종학교를 졸업한 이후 처음 취업한 일자리의 종사상지위가 상대적으로 지위가 낮고 근로조건이 열악한 임시 및 일용고, 무급가족종사자인 여성집단이 다른 경제상태로 탈출하는 현황을 분석하였다.<sup>23)</sup> 분석은 비정규직으로 취업한 이후부터 만 35세가 되는 시점까지를 대상으로 하였다. 분석대상을 통상적으로 청년층이라고 하는 30세 미만보다 긴 35세로 한 것은, 고등교육기관을 이수함에 따라 처음 일자리를 얻은 연령이 상당히 늦어진 경우에도 비정규직 탈출현황을 관찰하기 위함이었다. 분석에 사용된 표본 수는 최종학교를 졸업하고 만 30세 이전에 취업한 여성 2,800명 중에서 임시직 및 일고, 무급가족종사자로 취업한 602명이었다. 「제4차 여성취업실태조사」 자료에 의하면 30세 이전에 처음 취업한 여성 중에서 73.4%는 상용근로자, 21.5%는 임시고 및 일용고, 무급가족종사자로 취업한 것으로 나타났다.

23) 본 논문에서는 경제적 사회적 지위가 상대적으로 저위에 있는 임시·일용고나 무급가족종사자로 취업한 집단을 '비정규근로자'보다 범주가 넓은 '비정규 취업자'라고 정의하여 사용하였고, 이러한 취업상태와 대비되는 용어로 상용직이나 고용주로 취업한 집단을 '정규직 취업자'라고 정의하였다.

<표 4> 미취업기간 탈출 결정요인 분석

	추정계수	표준오차	Chi-Square	Hazard Ratio
edu	0.5654	0.4059	1.9399	1.760
humanity	-0.0748	0.1870	0.1602	0.928
scitech	0.1320	0.1886	0.4900	1.141
high	-0.2658	0.1235	4.6356**	0.767
dadedu	-0.0581	0.0887	0.4293	0.944
period1	-0.4474	0.1181	14.3519***	0.639
period2	-0.3445	0.1497	5.2918**	0.709
attitude	0.1322	0.1358	0.9474	1.141
satisf	0.1833	0.1084	2.8579*	1.201
certifc	0.1000	0.0974	1.0563	1.105
exercise	0.1562	0.1936	0.6511	1.169
-2 LOG L	6538.821			

주: \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

비정규 취업자가 정규직취업이나 비경제활동상태로 탈출하는 확률을 Kaplan-Meier의 방법을 사용하여 분석한 결과는 <표 4>과 같다. 이미 설명한 바와 같이 비정규상태로 취업한 연령부터 만 34세가 되는 시점까지 분석하였으며 15세 때에 비정규상태로 취업한 여성근로자의 경우 최대 18년까지 관찰이 가능하다. 비정규직에서의 탈출은 크게 정규직 (정규직/고용주/자영업자 포함)과 미취업상태로 구분하여 살펴보았으나, 먼저 정규직과 미취업상태를 포괄해서 비정규상태 탈출을 분석하였다. 분석기간을 최대 만 35세까지를 기준으로 하면 평균 비정규상태 취업지속기간은 11.388 (표준오차 0.2735)으로, 여성 비정규취업자는 한번 비정규상태로 취업되면 평균 11년 이상 비정규상태로 계속 일하는 것으로 나타났다.<sup>24)</sup> 비정규상태 취업기간별 탈출확률을 보면, 여성 비정규 취업자의 25% (탈출한 여성 비정규 취업자의 50%)가 4년 정도 비정규상태로 일하다가, 다른 종사상지위로 탈출하는 것으로 나타났다.

비정규직 여성근로자의 다른 종사상지위로의 탈출을 정규직과 미취업상태로 구분해서 살펴보았다. 학교를 졸업하고 처음 비정규상태로 취업하는 여성근로자 중에서 정규직으로 탈출 현황을 보면, 비정규 취업기간이 18년 경과한 이후에 9.2%만 정규직으로 탈출하였다.<sup>25)</sup>

24) 비정규 취업지속기간이 18년을 기준으로 했을 때 censoring data가 상당히 많기 때문에, 평균탈출기간이 실제보다 낮게 추정될 가능성이 크다.

25) 비정규직 여성근로자 중에서 미취업상태로 탈출한 여성집단은 잘려진 자료(censoring data)로 처리됨.

<표 5> 비정규직 취업의 탈출확률 및 생존율

비정규직 취업기간	비정규직 근로자수	기간내 탈출자 (정규직/비정규)	잘려진 관측치	비정규직 탈출확률	생존율
1	602	53 ( 7 / 46 )	5	0.0880	0.9120
2	544	42 ( 7 / 35 )	6	0.0772	0.8416
3	496	38 ( 7 / 31 )	6	0.0766	0.7771
4	452	29 ( 5 / 24 )	2	0.0642	0.7272
5	421	20 ( 3 / 17 )	2	0.0475	0.6927
6	399	14 ( 1 / 13 )	2	0.0351	0.6684
7	383	14 ( 1 / 13 )	4	0.0366	0.6439
8	365	17 ( 2 / 15 )	2	0.0466	0.6139
9	346	14 ( 1 / 13 )	4	0.0405	0.5891
10	328	8 ( 3 / 5 )	3	0.0244	0.5747
11	317	2 ( 0 / 2 )	5	0.0063	0.5711
12	310	3 ( 0 / 3 )	1	0.0097	0.5656
13	306	3 ( 0 / 3 )	1	0.0098	0.5600
14	302	2 ( 1 / 1 )	3	0.0066	0.5563
15	297	4 ( 3 / 1 )	4	0.0135	0.5488
16	289	2 ( 0 / 2 )	4	0.0069	0.5450
17	283	1 ( 1 / 0 )	7	0.0035	0.5431
18	275	0 ( 0 / 0 )	275	0.0000	0.5431

그리고 비정규 취업여성 중에서 약 5%(비정규 취업 여성 중에서 정규직으로 취업한 여성의 약 50%)는 4년 이내에 정규직으로 탈출하였다. 비정규 여성취업자는 정규직보다 미취업상태로 탈출하는 여성비율이 훨씬 높았다. 즉, 비정규 취업기간이 18년 정도 경과하는 동안에 비정규 여성취업자의 39.9%가 미취업상태로 탈출하는 것으로 나타났다. 비정규 취업여성의 약 25%가 5년 이내에 미취업상태로 탈출하는 것으로 나타났다. 이와 같이 학교를 졸업하고 비정규로 취업한 청년층 여성들은 5년 이내에 5%는 정규직, 25%는 미취업상태로 탈출하는 것으로 나타났다. 그러나 비정규 여성취업자의 50% 정도는 만 34세가 될 때까지도 비정규 취업상태로 남아 있었다.

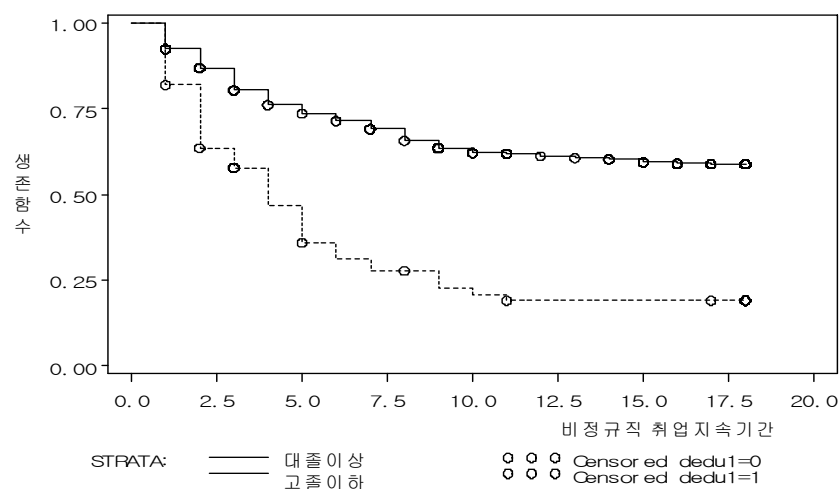
또한 학력별로 구분해서 비정규 취업지속과 관련된 비정규 취업의 잔존함수를 살펴보면 [그림 2]과 같다. 즉, 초직을 비정규로 취업한 대졸이상 고학력여성고졸이하 저학력여성을 보면 만 34세까지 비정규로 계속 취업한 고졸여성은 58.8%가 비정규직상태로 남아 있는 반면에, 대졸 여성은 19.1%만이 비정규직 상태로 잔존하였다. 또한 비정규로 취업한 대졸여성의 경우 2년 이내에 약 25%가 다른 종사상지위로 탈출하는 것으로 나타났다. 그리고 비정규 취업기간이 4년 정도 경과하면 50%가 정규직 혹은 미취업상태로 탈출하며, 9년이 경과하면 75%가 탈출하

는 것으로 나타났다. 대졸여성의 탈출경로를 보면 만 35세 이전에 비정규직을 탈출한 전체 대졸여성의 24.1%는 정규직, 나머지 75.9%는 미취업상태로 탈출하는 것으로 나타났다. 고학력 여성 중에서 정규직으로 탈출한 여성은 대부분(76.9%)이 4년 이내에 탈출하였다. 미취업상태로 탈출한 고학력 여성도 탈출여성의 48.3%가 3년 이내, 그리고 4년 이내에 55.1%가 탈출하였다.

이에 비해 고졸여성은 비정규 취업기간이 5년 경과하면 25% 정도가 정규직 혹은 비취업상태로 탈출하는 것으로 나타났다. 고졸여성 중에서 정규직으로 탈출한 여성의 경우 대략 8년이 경과한 이후에 탈출여성의 72.4%가 정규직으로 탈출하였다. 미취업상태로 탈출한 고졸여성의 경우 탈출여성의 48.6%는 3년 이내, 59.6%는 4년 이내에 탈출하였다.

이러한 분석결과에 의하면 동일하게 초직(初職)을 비정규직으로 취업하였더라도 고졸여성은 대졸여성보다 비정규직으로 취업하고 있는 기간이 상당히 긴 것으로 나타났다.<sup>26)</sup> 뿐만 아니라 고졸여성은 대졸여성보다 정규직으로 탈출하는 비율뿐만 아니라 미취업상태로 탈출하는 비율도 상당히 낮았다. 또한 동일하게 정규직으로 탈출하더라도 대졸여성은 고졸여성보다 훨씬 빠른 속도로 정규직으로 탈출하였고, 미취업상태로 탈출하는 경우에는 대졸여성의 탈출기간이 고졸여성과 비슷한 것으로 나타났다.<sup>27)</sup>

[그림 2] 학력별 비정규직 취업의 잔존함수



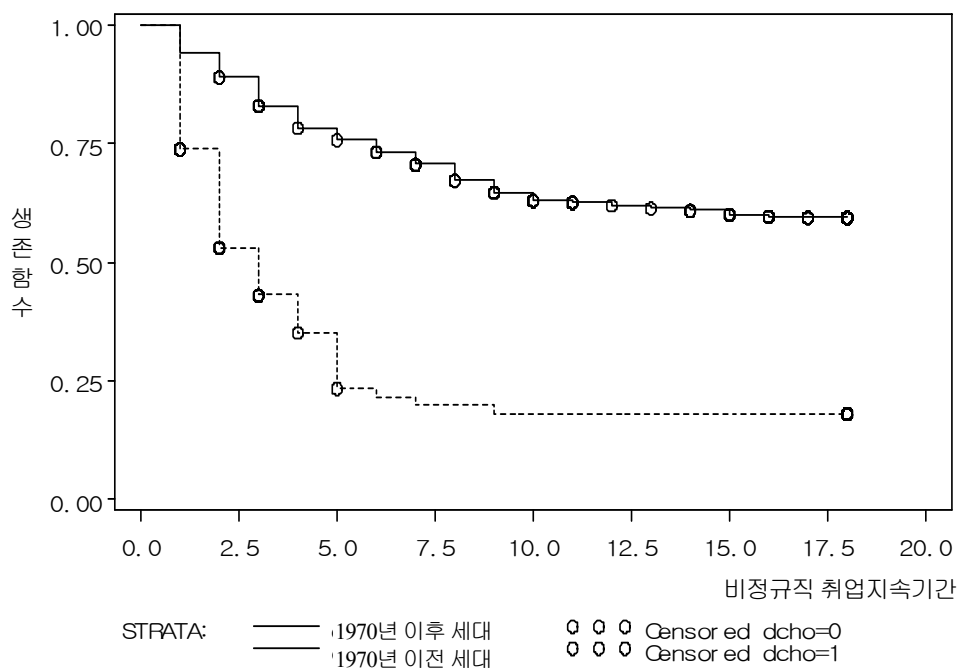
26) 학력별 생존함수에 대한 동질성 검증에 의하면 학력별로 탈출형태가 차이가 있는 것으로 나타났다. Log-rank test, Wilcoxon test,  $-2\text{Log(LR)}$  test에서 모두 99% 유의수준에서 이질적인 것으로 나타났다.

27) 앞에서 이미 언급한 바와 같이 자료 중에서 단절된 자료(censoring data)가 상당히 많기 때문에, 정규직 및 미취업상태로의 탈출기간의 평균값은 과소 평가될 가능성이 크다. 따라서 탈출하는데 소요되는 평균기간을 비교분석하지 않았다.



또한 비정규직 취업의 잔존함수를 출생세대 즉, 1970년 이전(30세 이상인) 세대와 그 이후에 출생(30세 미만)한 세대를 구분해서 보면 [그림 3]과 같다. 먼저 30세 미만 여성 중에서 최종학교 졸업이후에 비정규직으로 처음 취업한 여성은 9년 이내에 82%가 정규직 혹은 미취업상태로 탈출하는 것으로 나타났다. 이를 좀 더 자세히 보면 [그림 3]에서와 같이 비정규직으로 취업한 1년 이내에 해당 집단의 25%가 비정규직 상태에서 탈출하고, 3년 이내에 50% 그리고 5년 이내에 75%가 탈출하는 것으로 나타났다. 이에 비해 30세 이상 세대의 경우 학교를 졸업한 이후 비정규직으로 취업한 여성의 59.4%가 만 35세 때까지 계속 비정규직으로 일하고 있었다. 그리고 이들 여성의 경우 6년 이내에 25% 정도 다른 종사상지위로 탈출하는 것으로 나타났다. 이와 같은 통계는 과거 세대 여성의 경우 비정규직으로 취업한 여성들은 비정규직 상태에서 상당히 오래 동안 경제활동을 한 반면에, 최근 세대의 여성들은 비정규직으로 처음 취업한 이후에 상당히 빠른 시일 내에 다른 경제활동상태로 전환하고 있음을 나타내었다.

[그림 3] 세대별 비정규직 취업의 잔존함수



세대별로 구분해서 보면 30세 미만 여성 집단의 경우 비정규직으로 처음 취업한 여성 중에서 30세 이전에 정규직으로 탈출한 여성비율은 15.5%이었고, 미취업상태로 탈출한 여성비율은 56.0%이었다. 정규직으로 탈출한 여성비정규직은 모두 5년 이내에 탈출하였는데, 정규직 탈출 여성의 기간별 분포를 보면 2년 이내에 정규직으로 탈출한 여성의 77%, 4년 이내에 90% 이상

이 탈출하였다. 미취업상태로 탈출한 여성의 59.6%는 2년 이내, 80.9%가 4년 이내에 미취업상태로 탈출하였다.

이에 비해 1970년 이전 출생 여성을 보면 비정규직으로 처음 취업한 여성 중에서 만 35세 이전에 정규직으로 탈출한 여성비율은 5.6%, 미취업상태로 탈출한 여성비율은 34.2%이었다. 미취업상태에서 정규직으로 탈출한 여성 중에서 4년 이내에 탈출한 여성비율은 48.3%, 9년 이내 탈출한 여성비율은 72.4%이었다. 미취업상태로 탈출한 여성의 탈출기간별 분포를 보면, 전체 미취업상태로 탈출한 여성의 55.3%가 4년 이내, 75.1%가 7년 이내에 탈출하였다.

즉, 젊은 세대의 여성일수록 학교를 졸업한 이후 처음 비정규직으로 취업한 이후에 정규직이나 미취업상태로 탈출하는 여성비율이 높았다. 뿐만 아니라 전반적으로 비정규직에서 정규직으로 탈출하는 여성비율은 낮은 상황에서 젊은 세대로 올수록 정규직으로 탈출하는 비율도 높고, 비정규직에서 미취업상태로 탈출하는 여성비율도 높았다. 또한 젊은 세대일수록 정규직으로 탈출하는 기간과 미취업상태로 탈출하는 기간이 훨씬 빨라졌다.

## 나. 비정규 취업상태의 탈출 결정요인

학교를 졸업한 이후에 비정규직으로 처음 취업한 여성근로자들이 정규직과 미취업상태로의 탈출하는 영향을 미치는 요인을 분석하기 전에, 정규직과 미취업상태로의 탈출에 대한 해자드 함수가 유사한지 여부를 분석하였다. 즉, 앞에서 언급한 식 (8)에서 모든  $j$ 에서  $\beta_j = \beta$  인 지를

먼저 검증하였다. 식 (8)을 로짓(logit) 모형으로 설정하여 추정한 결과에 의하면, 비례적 해자드 가설이 충족되었다.<sup>28)</sup> 이에 따라 본 연구에서는 Cox 모형으로 탈출모형을 설정하여, 정규직 및 미취업상태로의 탈출에 영향을 미치는 요인을 추정하였다.

본 분석에 사용된 종속변수와 독립변수는 <표 6>과 같다. 분석에서는 취업상태를 크게 3가지로 구분하였다. 즉, 상대적으로 고용이 안정적이고 소득 및 임금수준이 적정 수준인 상용고, 고용주, 자영업자 (편의상 본 분석에서는 ‘정규직’이라고 함), 고용이 불안정적이고 소득 및 임금수준이 낮은 임시 및 일용고, 무급가족종사자 (‘비정규직’이라고 함), 실업 및 비경제활동상태 (‘미취업상태’라고 함)로 나누었다.

분석에 사용된 종속변수인 비정규직 취업지속기간은 최종학교를 졸업한 이후에 비정규직(통계적 의미에서 임시 및 일용고, 무급가족종사자)으로 처음 취업한 시점부터 비정규직을 탈출하는 시점까지의 기간을 나타낸다. 설명변수는 먼저 엄밀한 의미의 비정규직인 임시 및 일용고와

28) 추정결과에 의하면  $\beta_j$ 의 추정계수는 0.0571이었고, 추정계수의 chi-square는 1.68로, 검증하려고 하는 두 해자드(hazard type)의 비례성(proportionality)은 기각되지 않았다.

무급가족종사자를 구분한 고용형태 더미를 포함시켰다. 그리고 대학의 전공, 고등학교의 계열, 비정규직 취업과 최종학교 학업의 병행 여부를 나타내는 더미, 최종학교 졸업 이후부터 처음 취업하기까지의 구직기간, 취업과 관련한 남녀평등 의식과 태도를 나타내는 변수, 세대를 구분하는 더미, 취업과 관련된 자격증 보유 여부를 나타내는 더미, 처음 취업한 일자리가 속하는 산업을 나타내는 더미, 그리고 처음 취업한 직종을 나타내는 더미를 포함시켰다.

<표 6> 비정규직 탈출함수 추정에 사용된 변수

변수명		정의 및 측정단위
<종속변수>		
비정규직 취업기간	p-nonstan	-학교 졸업후 처음 비정규상태로 취업한 이후, 정규직 혹은 미취업상태로 전환하기까지의 기간
<독립변수>		
고용형태더미	dstatus	-분석대상인 비정규직 유형에서 dstatus=0이면 임시,일용고 등 비정규직근로자, =1 이면 무급가족종사자를 나타냄.
대학전공 더미	dumaj1 dumaj2	-기준 전공계열은 사범 및 예체계열 -인문, 사회, 경상계열이면 dumaj1=1, 그렇지 않으면 =0. -공학, 이학, 의학, 수해양 계열이면 dumaj2=1, 그렇지 않으면 =0.
고교계열 더미	dhmaj	-기준계열은 실업계 -인문계이면 dhmaj=1, 그렇지 않으면 =0.
취업 중 재학을 나타내는 더미	dstudent	-기준은 취업과 최종학력에 해당하는 학업을 병행한 여성집단 -최종학교를 마친 이후에 취업하였으면 dstudent =1, 그렇지 않으면 =0.
대졸 더미	dedu	-기준학력은 고졸이하임. -대졸이상이면 dedu=1, 그렇지 않으면 =0.
졸업이후 구직기간	psearch	-최종학교를 졸업한 이후부터 처음 취업할 때까지의 기간
세대 더미	dcohort	-기준세대는 1970년 이전 출생 세대 -1970년 이후에 출생한 세대이면 dcohort=1, 그렇지 않으면 =0.
의식태도	att	-남녀평등적인 의식을 나타내는 변수. 값의 범위는 0~15이고, 값이 높을수록 취업과 관련해서 남녀평등적인 의식을 가짐. -결혼이후 계속 취업, 남성과 동일하게 성공하려고 노력, 맞벌이인 경우 자녀양육은 남녀의 책임에 관한 의식을 5점 척도로 조사한 결과를 합침.
자격증 더미 1	dlic1	-최종학교 졸업이후에서 학교 졸업 이후 처음 취업하기 전까지 취업과 관련된 자격증을 하나라도 취업하면 dlic1=1, 그렇지 않으면=0.
자격증 더미 2	dlic2	-최종학교 졸업이전에 취업과 관련된 자격증을 하나라도 취업하면 dlic2=1, 그렇지 않으면=0.
산업더미	dind1 dind2 dind3	-기준산업은 농어업 -제조업이면 dind1=1, 그렇지 않으면=0. -도소매업이면 dind2=1, 그렇지 않으면=0. -금융보험, 건설업, 기타 서비스업이면 dind3=1, 그렇지 않으면=0.
직종더미	docc1 docc2	-기준직종은 농어업관련직 및 생산관련직 -관리직,전문직,사무직이면 docc1=1, 그렇지 않으면=0. -판매서비스직이면 docc2=1, 그렇지 않으면=0.

먼저 비정규직 여성의 정규직 탈출 결정요인에 대한 추정결과는 <표 7>과 같다. 추정결과에 의하면 고용형태를 나타내는 더미, 대학 전공을 나타내는 변수 중에서 인문·사회·경상계열을 나타내는 더미, 최종학교 졸업 이후 취업을 나타내는 더미, 졸업 이후 비정규직 일자리를 얻기까지의 구직기간을 나타내는 변수들이 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다.

먼저 고용형태를 나타내는 더미 변수의 추정계수를 보면 임시·일고로 취업한 여성이 무급가족종사자보다 훨씬 정규직으로 탈출할 확률이 높은 것으로 나타났다. 즉, 무급가족종사자는 임시 및 일고보다 비정규직 탈출확률이 62.8%나 낮았다. 또한 대학전공계열을 나타내는 더미변수의 추정계수에 의하면 동일하게 비정규직으로 취업하였더라도 인문·사회·경상계열 출신 여성 대졸은 사범·예술·체육계열보다 정규직으로 탈출할 확률이 3배정도 높았다.

또한 학교를 졸업한 이후 상당히 오랜 기간을 구직한 이후에 비정규직으로 취업한 여성집단은 정규직으로 탈출할 확률이 구직기간이 짧은 집단보다 훨씬 낮은 것으로 나타났다. 이와 같은 사실은 구직기간이 상당히 길었음에도 불구하고 비정규직으로 취업한 여성집단의 경우에는 그 이후에도 기업이 정규직으로 제의할 가능성이 적음을 나타낸다. 마지막으로 최종학교를 졸업한 이후에 비정규직에 취업한 여성집단은 그렇지 않은 집단보다 정규직 탈출확률이 훨씬 낮았다. 이와 같은 사실은 최종학교에 졸업한 이후에 비정규직으로 취업한 여성은 정규직으로 탈출할 확률이 낮은 반면에, 최종학교 재학 중에 비정규직으로 취업한 여성은 학교를 졸업한 이후에 정규직으로 취업될 가능성이 큰 일반적인 사실을 확인시켜주었다.

<표 7> 비정규직 여성의 정규직 탈출 결정요인 분석

	추정 계수	표준오차	Chi-Square	Risk Ratio
dstatus	-0.9884	0.5917	2.7801*	0.372
dumaj1	1.2172	0.7099	2.9392*	3.378
dumaj2	1.1284	0.8215	1.8866	3.091
dhmaj	-0.4529	0.5921	0.5851	0.636
dstudent	-0.8810	0.4952	3.1643*	0.414
dedu	-0.8040	0.6838	1.3824	0.447
psearch	-0.1396	0.0645	4.6735**	0.870
dcohort	0.5006	0.4233	1.3986	1.650
att	-0.0261	0.0824	0.1004	0.974
dlic1	0.3681	0.4593	0.6423	1.445
dlic2	0.20003	0.4661	0.1848	1.222
dind1	0.1369	0.7356	0.0347	1.147
dind2	-0.0475	0.8831	0.0029	0.954
dind3	0.4372	0.8476	0.2661	1.548
docc1	0.6023	0.7462	0.6512	1.826
docc2	0.5398	0.7086	0.5803	1.716
-2 LOG L	512.537			

주: \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의미함을 나타냄.

또한 최종학교를 졸업한 이후에 비정규직으로 처음 취업한 여성이 미취업상태로 탈출하는데 영향을 미친 변수를 보면, 정규직으로의 탈출과 마찬가지로 고용형태를 나타내는 더미가 통계적으로 유의하였다. 그리고 졸업 이후 비정규직 일자리를 얻기까지의 구직기간을 나타내는 변수, 산업더미 변수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

먼저 비정규직 고용형태를 나타내는 더미 변수의 추정계수를 보면 무급가족종사자는 임시 및 일용고보다 미취업상태로 탈출할 확률이 낮았다. 즉, 무급가족종사자로 처음 취업한 여성취업자는 그와 같은 종사상지위에 상당히 오래 동안 머물러 있는 것으로 나타난 반면에, 임시 및 일용직 여성은 실업이나 비경제활동상태로 탈출하는 확률이 상대적으로 높았다. 졸업한 이후에 비정규직 일자리에 취업하기까지의 구직기간을 나타내는 더미변수의 추정계수를 보면, 구직기간이 길수록 미취업상태로 탈출하는 확률이 낮은 것으로 나타났다. 이와 같은 추정결과는 졸업한 이후에 곧 바로 비정규직으로 취업한 기간이 짧을수록 실업이나 비경제활동상태로 탈출할 확률도 높음을 나타낸다.

<표 8> 비정규직 여성의 미취업상태 탈출 결정요인 분석

	추정 계수	표준오차	Chi-Square	Risk Ratio
dstatus	-0.9841	0.2207	19.871***	0.374
dumaj1	-0.2234	0.3468	0.415	0.800
dumaj2	-0.1090	0.4378	0.062	0.897
dhmaj	0.1277	0.2131	0.359	1.136
dstudent	0.4648	0.3043	2.233	1.591
dedu	-0.3210	0.3241	0.980	0.725
psearch	-0.1313	0.0243	27.046***	0.877
dcohort	-0.0183	0.1936	0.009	0.982
att	-0.0039	0.0335	0.014	0.996
dlic1	-0.1404	0.2535	0.306	0.869
dlic2	-0.0385	0.2220	0.302	0.962
dind1	1.5424	0.2845	29.382***	4.676
dind2	1.4537	0.3254	19.957***	4.279
dind3	1.2017	0.3371	12.707***	3.326
docc1	0.4381	0.2882	2.309	1.550
docc2	0.0021	0.2599	0.0001	1.002
-2 LOG L	2736.495			

주: \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

산업을 나타내는 더미변수 추정결과에 의하면 학교졸업 이후 최초로 비정규직으로 일한 일자리가 속한 업종이 제조업인 여성은 농어업부문에 취업여성보다 훨씬 탈출확률이 높았다. 이 외에도 도소매업과 ‘금융·보험, 건설업, 기타 서비스업’에 처음 취업한 여성들도 농어업부문에 취업한 여성들보다 훨씬 미취업상태로의 탈출확률이 높았다. 상대적으로 미취업상태로의 탈출확률이 높은 산업을 보면 제조업에 비정규직으로 취업한 여성이 미취업상태로 탈출할 확률이 가장 높았고, 그 다음은 도소매업, ‘금융·보험, 건설업, 기타 서비스업’이었다. 즉, ‘금융·보험, 건설업, 기타 서비스업’에 비정규직으로 처음 취업한 여성근로자는 제조업이나 도소매업보다 비정규직으로 탈출하는 확률이 상대적으로 낮았다.

### III. 결론

우리나라 청년층 여성의 경우 미취업에서 취업상태로 이행하는데 있어 몇 가지 의미있는 요인들을 찾아보았다. 청년층의 취업이행에 있어 가장 중요한 점은 경기변동이다. 경기변동을 나타내는 외환위기 직후의 취업이행 확률이 매우 낮아지고 경제의 다른 부분이 회복기에 접어들 이후에도 청년층의 취업이행은 크게 개선되지 않아 청년층 집단의 과잉반응(overshooting) 경향은 여성 청년층 집단에도 예외가 아님을 시사하고 있다. 고졸자의 경우 인문계 고교졸업자들이 미취업상태로 남아있을 확률이 타 계열 졸업자들에 비해 높아 여성 인문계졸업생의 취업이행이 여전히 어려움을 겪고 있는 것을 알 수 있다. 이 점은 추후 실업계 졸업생들의 취업이행과의 비교연구로 보완이 가능하다고 생각된다. 대졸자의 경우나 그들의 전공 등은 취업이행에 별다른 유의한 영향을 미치지 않고 있어 대졸의 졸업장 효과가 나타나지 않고 있음을 보여주고 있다. 또한 청년층의 첫 일자리 진입에 학교 재학 중 자격증 취득이나 여성으로서 가지는 취업에 대한 태도 등 매우 중요하다고 여겨지던 변수보다는 오히려 개인의 전공만족도가 취업이행 확률을 높이는데 중요한 요인을 작용함을 알 수 있다.

비정규상태로 취업된 청년층 여성집단의 탈출현황을 보면, 학교를 졸업하고 30세 이전에 처음 취업한 일자리의 종사상지위가 임시 및 일용고, 무급가족종사자인 여성의 약 50%는 분석대상으로 하는 기간동안 정규직이나 미취업상태로 전환하는 것으로 나타났고, 나머지 50%는 그러한 상태를 유지하였다. 대졸여성은 고졸에 비해서 비정규 취업상태에서 정규직 취업상태나 미취업상태로 이행하는 비율이 높았고, 상대적으로 정규직으로 탈출하는 비율이 높았다. 그러나 대졸여성도 비정규상태로 취업한 여성의 일부만 정규직으로 탈출하는 것으로 나타났고, 정규직으로 탈출한 여성의 50%가 4년 이내에 탈출하였다. 또한 세대별로 보면 젊은 세대의 여성일수

록 학교를 졸업한 이후 처음 비정규직으로 취업한 이후에 정규직이나 미취업상태로 탈출하는 여성비율이 높았다. 뿐만 아니라 전반적으로 비정규직에서 정규직으로 탈출하는 여성비율은 낮은 상황에서 젊은 세대로 올수록 정규직으로 탈출하는 비율도 높고, 비정규직에서 미취업상태로 탈출하는 여성비율도 높았다. 또한 젊은 세대일수록 정규직으로 탈출하는 기간과 미취업상태로 탈출하는 기간이 훨씬 빨라졌다.

비정규직으로 처음 취업한 여성집단의 경우 임시·일고로 취업한 여성은 무급가족종사자로 취업한 여성보다 정규직뿐만 아니라 미취업상태로의 탈출확률이 훨씬 높았다. 또한 졸업 이후 처음 취업하는데 소요된 구직기간은 정규직뿐만 아니라 미취업상태로의 탈출확률도 상대적으로 낮았다. 그러나 정규직 탈출에는 대학의 전공계열, 비정규직 취업과 학업의 병행 여부가 영향을 미치는 반면에, 미취업상태로의 탈출에는 처음 취업한 업종이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정규직에 탈출의 경우 인문·사회·경상계열 졸업자는 정규직 탈출확률이 다른 계열보다 정규직 탈출확률이 높았고, 비정규직 취업과 학업을 병행한 여성집단은 정규직으로 탈출확률이 높았다. 미취업상태로의 탈출의 경우에는 처음 제조업에 비정규직으로 취업한 여성집단이 미취업상태로 탈출할 확률이 가장 높았고, 그 다음은 도소매업, 금융·보험·건설업·기타 서비스업, 농어업 순이었다.

연구결과에 따른 몇 가지 정책적 시사점을 도출한다면 다음과 같다. 첫째, 여성 청년층 집단의 취업이행에 1-2년 이상의 기간이 소요된다는 점은 급변하는 사회환경을 고려할 때 학교에서 습득한 지식의 감가상각이 빠르게 진행될 여지를 갖는다. 따라서 사회적으로 교육의 투자수익률을 제고하기 위한 정부와 각급학교의 노력이 요구된다. 둘째, 여성 고졸자 집단은 빈곤계층화 하기 쉬운 고위험집단이라는 사실을 인지하고 고교졸업 후 노동시장으로 이행하는 집단을 위한 적극적인 취업지도가 요구된다. 특히 인문계 고교졸업생의 취업이행 상태를 점검하고 노동시장에서 요구되는 실무능력을 학교가 신속하게 반영할 수 있는 제도적 장치의 마련이 필요하다고 생각된다. 여성 청년층 취업이행에 나타난 경기예의 과잉반응은 경제의 불확실성이 고조되면 기업들의 신규채용인력 규모를 축소시키고 기존에 보유한 인력을 활용하거나 교육훈련이 불필요한 경력직을 채용할 유인이 커지는데 기인하는 것으로, 장기적인 관점에서는 신규로 노동시장에 진입하는 집단의 경력개발 기회상실로 오히려 기업의 경쟁력을 약화시킬 수 있다. 이와 더불어 출산 및 육아 등으로 경력단절이 빈번한 여성의 경우 경력직 채용으로부터도 소외될 가능성이 크므로 경기변동에 민감하게 반응하는 여성 청년층 집단의 첫 일자리 진입을 경기변동의 충격으로부터 완화할 수 있는 제도적 장치를 마련하여 향후의 경력개발을 위한 기초를 제공해 줄 필요가 있다. 셋째, 청년층 여성에게 제공되는 임시 및 일용고, 무급가족종사자로서의 일자리는 향후 정규직으로 전환할 수 있는 가교가 아니라, 그러한 종사상의 지위에 빠질 함

정이 될 가능성이 크다. 따라서 비정규직으로 취업한 여성 청년층집단의 경우 가능하면 빠른 시일 내에 정규직으로 탈출할 수 있는 교육훈련프로그램, 취업알선기회 등을 제공하는 것이 필요하고, 또한 비정규직이 정규직으로 취업할 수 있는 가교가 될 수 있도록 정규직 채용의 경우 비정규직근로자에게 우선 기회를 제공하거나 비정규직으로 근무한 경력에 대해서 일정한 혜택을 주는 것이 필요하다.

## 참고문헌

안주엽, 홍서연(2002), 「청년층의 첫 일자리 진입과 재취업과정」, 2002 경제학 공동학술대회 발표문.

안주엽(2002), 「경기변동과 청년층 실업률」, 매월노동동향, 한국노동연구원, 2002. 2.

P. D. Allison(1995), 「Survival Analysis Using The SAS System」. SAS Institute Inc.

Cox, D. R. and Oakes, D.(1984), 「Analysis of Survival Data」, Chapman & Hall.

Kazuo Yamaguchi(1991), 「Event History Analysis」, Sage Publication.



## 여성 취업이행 경로의 생애과정 시퀀스 분석

---

은 기 수 (한국정신문화연구원 교수)

박 수 미 (한국여성연구소)



## I. 연구의 목적

여성들의 취업유형은 갖은 경력 단절로 특징지어진다. 그 이유는 여성들의 경제활동 상태가 ‘가족주기’와 같은 ‘생애과정’과 밀접히 관련되어 있기 때문이다. 최근 증가하는 여성들의 경제활동 참여율을 여성들의 취업연속성의 증대로 해석하는 경향이 대두되고 있다(금재호, 2001; 통계청, 1998). 이와 동시에 이에 대한 비판들도 함께 제기되고 있다. 이에 대한 비판은, 여성들의 취업연속성 증대를 전망하는 논의들이 주로 횡단적 자료 분석에 근거하고 있다는 점에서부터 논의를 시작하고 있다(김영옥, 1999). 이와 같이 한국사회 여성들의 취업유형은 아직도 명확히 규명되지 못한 채, 경험적 연구들이 분절적으로 이뤄지고 있다.

사실 한국 여성들의 취업유형이 명확히 규명되지 못한 것은 그 자체가 여성노동 특성의 중요한 한 단면을 드러내 준다고도 볼 수 있다. 즉 여성노동의 중요한 특성 가운데 하나가 바로 취업경로의 측면에서 여성집단 내부에 매우 이질적인 하위집단들이 혼재해 있다는 사실이다(Moen, 1985). 여성들은 자신의 인적자본량에 따라서, 또는 종사하고 있는 취업 직종이나 여성 자신이 속한 가족, 특히 남편의 사회경제적 배경에 따라서 매우 이질적인 취업경로를 지닌다. 뿐만 아니라 동일한 여성 개인의 입장에서도 생애과정의 이행에 따라서 매우 이질적인 경제활동상의 지위 변화를 경험한다. 따라서 여성의 취업 이행 과정은 일률적으로 논해질 수 없으며, 이와 같은 이질성들이 규명되어야 할 것이다.

이 연구는 한국여성의 취업유형을 규명하는 데, 특히 여성들의 생애과정 씨퀀스(연계, sequence)가 갖는 효과를 중심으로 여성들의 취업 이행 과정을 분석하고자 한다. 종단적 분석은 조사대상의 과거의 생애사건들이 축적적으로 다음 사건에 영향을 미친다고 전제한다(Allison, 1995; Abbott, 1983).

따라서 생애과정단계에 따라 민감하게 노동시장 진입·퇴장을 반복하는 여성들의 취업유형 분석에는 종단적 분석이 적합하다. 그런데 이 가운데에서도 과거의 일회적인 생애사건이 여성들의 취업이행에 미치는 영향 못지 않게 여성들의 축적적인 생애과정 씨퀀스가 여성들의 취업 이행 과정에 미치는 영향이 매우 중요하다. 그럼에도 불구하고 기존의 연구들 가운데 이와 같은 생애과정 씨퀀스에 주목한 연구들은 거의 없는 실정이다(한준, 2001). 이 연구는 여성노동에 대한 기존의 종단적 연구 결과들을 기반으로 하여, 생애과정 씨퀀스에 따라서 여성들의 취업이행 과정이 어떻게 달라지는지에 주목하고자 한다.

## II. 선행연구검토

여성노동에 대한 연구들은 내용적으로는 ‘인적자본론’(Becker, 1981; Bryant, 1990; Mincer & Ofek, 1982)에 대한 비판, 방법론적으로는 ‘횡단적·정태적 분석’에 대한 비판에서 시작한다. 인적자본론에 대한 비판은, 주로 개별 노동력 공급자의 인적자본요소가 그들의 시장노동 행위를 설명할 수 있다는 주장이 여성의 경우에는 그다지 유효하지 않다는 것으로 요약된다(어수봉, 1996; 이재열, 1996; England, 1982). 그 이유는 이 이론이 노동시장 외부의 성별화된 상황을 주어진 전제로 가정하기 때문이다(한국여성연구소, 1999). 여성은 양육과 가사노동의 전담자라는 성별 분업 관행을 당연시하여, 노동시장 안에서의 형식적인 공정성에만 초점을 두는 것은 여성의 인적자본 투자를 제한하는 누적된 장애 요소들을 간과하고(Parish, 1993), 노동시장에서의 성불평등을 정당화할 수 있는 보수성을 지닌 것이다(소콜로프, 1996). 특히 어느 정도 인적자본론의 설명틀이 부합되는 몇몇 서구사회와 비교해볼 때, 고학력 여성의 취업률이 현저하게 낮은 한국사회에서 여성의 노동시장 행위를 설명하는 인적자본론의 한계는 더욱 뚜렷하게 드러난다(Lee, 1996).

여성노동 연구의 방법적 측면에서 횡단적·정태적 분석이 갖는 한계점은 여성노동이 여성의 생애과정단계에 따라 민감하게 규정된다는 점에서 비롯된다. 횡단적 연구들이 집합적인 수준에서 전체적인 실태를 요약적으로 보여주는 장점이 있지만, 여성들 내부의 하위집단별로 나타나는 이질적인 취업경로와 여성개인의 ‘시간’에 따른 이질적인 취업경로를 규명하기에는 많은 한계를 지니고 있다. 따라서 여성노동에 대한 ‘생애과정적 접근’이 요구되며(Elder, 1985; Moen, 1985) 이와 같은 동태적 방법에 의한 연구 논문들이 축적되고 있는데 그것을 유형별로 살펴보면 다음과 같다. 여성의 취업 이행 과정에 대한 기존의 연구 가운데 한 유형은, 주로 한 ‘사건’을 중심으로 시기를 구분하여 여성들의 취업 이행 행위를 분석한 것이다. 예를 들면, 출산을 전후한 기간으로 구분하여 이 기간 동안 여성들의 취업 이행 행위가 어떠한가를 따져본다든가(Chang, 1997), 아니면 33세와 같이 여성들의 취업 이행의 중요한 전환점이 될 것으로 여겨지는 연령대만을 분석 대상으로 삼는 연구가 있다(Elliot & Egerton, 2001). 또는 5년간의 관찰 기간 동안 여성들의 취업 이행 행위만을 분석한 연구들도 있다(Moen, 1985). 또 다른 유형의 연구는, 여성의 생애사 자료를 대상으로 (비)취업 이행 과정의 결정 요인들을 에피소드별로 분석한 연구들이 있다(이재열, 1996; 김영옥, 1999). 그런가 하면 여성들의 ‘취업경력’이 이후 여성들의 취업 행위에 미치는 영향을 중심으로 분석한 연구(Chan, 1999; Corcoran & Duncan, 1979)와 취업단절을 완화시키기 위한 ‘시간제 취업’의 영향에 대한 연구도 있다(Drobnic, Blossfeld &

Rohwer, 1999).

이상에서 살펴본 연구들은, 여성의 취업유형 결정에 여성들의 생애과정 단계가 중요한 요인으로 작용한다는 점을 동태적으로 분석한 연구들이다. 각 연구들은 이와 같은 점을 전제하고, 여성취업의 다양한 지점과 각도에서 설명 대상에 접근하고 있다. 그런데, 박수미(2002)는 여성들의 최초 노동시장 진입·퇴장 과정을 분석해 본 결과, 여성들의 생애과정 씨퀀스가 여성들의 취업 행위에 중요한 결정 요인으로 작용함을 확인한 바 있다. 그러나 이에 대한 본격적인 분석은 차후의 연구 과제로 남겨 두고 있다. 여성들의 생애과정 씨퀀스가 여성들의 취업 이행 과정에 미치는 영향을 분석하는 것은 그야말로 종단적 연구의 장점을 최대한 부각시킬 수 있는 연구 방법이라고 생각된다.

한준(2001)은 그 동안 종단적 자료를 분석할 수 있는 통계적 방법으로서 사건사 분석(event history analysis), 사건추계 분석(event count analysis), 집합적 시계열 분석(pooled time-series analysis) 등의 방법들이 개발되고 적용되어 왔으나 이러한 분석방법들이 개인의 경력을 사건 혹은 각 시점 단위로 쪼개어 분석함으로써 개인의 장기간에 걸친 경력을 총체적으로 고려하지 못하는 한계를 지닌다고 지적하였다(한준, 2001). 그는 최적일치법과 집락분석방법을 통해 일련의 생애과정 씨퀀스를 범주화시킴으로써 세대내 사회이동 경로를 모형화했다. 20대부터 40대까지 남성의 취업력 자료를 분석하여, 직업 경력 배열의 측면에서 분명히 구분되는 이동 경로를 확인하였다. 또한 출생코호트간 비교 연구를 통해서 사회의 구조적 변동에 따른 기회구조의 분포가 변화하는 모습을 직업배열상의 분포의 변화로부터 찾아볼 수 있었다. 서구 사회에서 노동시장에서의 경력이동에 대한 연구들이 본격적으로 진행된 데 비해(Chan, 1995; Halpin & Chan, 1998), 한국사회에선 이에 비견할 만한 연구가 제대로 이뤄지지 않았고 아직까지 씨퀀스 분석의 도입 단계에 있다고 하겠다. 이런 상황에서 한준의 사회이동에 대한 연구는 씨퀀스 분석의 장점과 필요성을 잘 보여주고 있으며 여성취업의 씨퀀스 분석을 시도하고 있는 이 논문에 많은 통찰력을 제공하고 있다.

Scherer(2001)는 영국과 독일의 국가 비교를 통해서 청년들의 초기 직업 경력 유형에 대한 씨퀀스 분석을 시도했다. 그는 졸업후 5년간의 직업경력 배열을 분석함으로써, 노동시장의 구별되는 진입유형이 경험적으로 규정될 수 있는지, 또 그것이 제도적 맥락의 차이에 따라 얼마나 달라지는지에 대해 규명했다. 그의 연구 결과 가운데 이 논문의 연구 주제와 관련된 부분을 살펴보면, 청년들의 초기 직업 경력 배열에서 국가별로 ‘성’의 효과가 다르게 나타난다는 점을 들 수 있다. 독일의 경우 전일제 근무의 남녀 차이가 가장 극명하게 나타나는 반면, 영국의 경우엔 시간제 근무에 여성보다 남성의 비율이 더 높을 뿐만 아니라 시간의 경과에 따라 이 비율은 더 증가하고 있음을 확인할 수 있었다. 이것은 두 나라의 노동시장 유연화의 차이를 드러내 주는

것이다. 그러나 입직 초기의 직업경력 배열 분포에 따르면, 두 나라 모두 노동시장 진입의 첫 번째 배제 기준이 ‘성’이라는 점을 확인할 수 있었고 다만 그것이 작동하는 방식에서 차이가 있을 뿐이었다. 즉 ‘성’이라는 범주는 노동시장 입직에서의 차별적 이동 배치 또는 아예 입직 자체에서 실패하는 원천적인 배제의 방식으로 또는 전일제 근무에서 점차 시간제 근무로 이동해 가는 형태로 사회의 맥락에 따라 두 나라에서 각각 다르게 작동하고 있었다. 가족관련 활동으로 노동시장을 떠나는 여성들은 여성취업경력의 지배적인 유형으로 두 나라 모두에서 공통적으로 발견되었으며, 다만 영국의 경우 상대적으로 이 경력단절이 연기되고 있을 뿐이었다. 이와 같은 Scherer의 연구 결과는 씨퀀스 분석을 통해서 최근 서구 사회 여성들의 취업경력을 유형화한 것으로, 이 연구에 많은 시사점을 제공하고 있다.

여성의 취업이행과정에 대한 씨퀀스 분석 연구를 통해서, 기존 연구에서 여성들의 취업 이행 과정을 설명하는 계기적 변수들을 보다 세밀하고 구체적으로 살펴볼 수 있을 것이다. 그렇게 함으로써 여성들의 다양한 취업 경로에 영향을 미치는 또 하나의 중요한 ‘범주’를 밝힐 수 있을 것이다.

### III. 연구 가설 및 연구 모형

#### 1. 연구 가설

이 연구는 생애과정 씨퀀스가 여성들의 취업 이행 과정에 미치는 영향을 살펴보기 위한 것으로 두 부분으로 구성되어 있다. 첫째는 조사대상 여성들을 취업경력 씨퀀스의 유형에 따라 네 개의 집단으로 구분하여 각 집단 사이의 사회·인구학적 특성을 비교하는 것이다. 졸업, 취업, 결혼, 출산, 취업중단 등의 생애사건이 어떤 순서로 연결되어 있는지에 따라 ‘연속취업형’, ‘불연속취업형’, ‘비경제활동형’, ‘결혼후 퇴장형’의 네 집단으로 구분하였다. 상이한 취업경력 씨퀀스를 지닌 집단들이 사회경제적인 측면에서 또 인구학적 측면에서 구체적으로 어떤 차이를 지니는지를 살펴봄으로써, 여성들의 취업 유형에 영향을 미치는 요인들을 추론할 수 있을 것이다. 둘째는 여성들의 취업 이행에 크게 영향을 미칠 것으로 여겨지는 생애과정 씨퀀스, 즉 ‘결혼’과 ‘취업’이 어떤 순서로 연계되었느냐에 따라 양분한 두 집단의 (비)취업 이행률을 분석할 것이다.

그 두 집단은 ‘취업후 결혼형’과 ‘결혼후 취업형’이며, 여성들에게 중요한 두 생애사건이 어떤

순서로 연결되었는지에 따라 취업 이행 행위와 취업 단절 행위가 얼마나 달라지는지를 살펴보고자 한다. 이와 같은 두 가지 연구 내용을 통해서 검증하고자 하는 연구 가설은 다음과 같다.

<가설 1> “취업경력별로 나뉘어진 ‘연속취업형’, ‘불연속취업형’, ‘비경제활동형’, ‘결혼 후 퇴장형’ 집단내 여성들의 사회·인구학적 특성은 유의미한 차이를 지닌다.”

<가설 2> “‘취업후 결혼형’ 여성들과 ‘결혼후 취업형’ 여성들의 취업으로 이행과 비취업으로 이행에 영향을 미치는 요인들간에는 유의미한 차이가 있다”

## 2. 연구 모형

### 가. 연구 방법

이 연구의 두 가지 연구 가설을 검증하기 위한 연구 방법은 다음과 같다. 먼저 ‘압축적 생애과정 씨퀀스(compressed life course sequences)’<sup>29)</sup> 분석 방법(은기수, 1996)을 통해서 여성들의 취업 이행 경로를 보다 구체화하고자 한다. ‘압축적 생애과정 씨퀀스 분석’은 조사대상자의 생애과정 지위 변화에 따라 분석 단위별 생애사건을 일련의 유사한 유형으로 구분하는 것이다. 이 연구에서는 여성들의 ‘학교 졸업’, ‘실업’, ‘취업’, ‘결혼’과 같은 네 가지 생애사건변수들을 활용하여 여성의 생애과정 씨퀀스를 만들 수 있다. 이들 네 가지 생애사건들의 연결 순서를 통해서, 동일한 비경제활동상태가 ‘학업 상태’, ‘비경제활동(또는 실업) 상태’, ‘전업 주부 상태’ 등으로 다시 구별될 수 있다. 이 세 가지 취업 지위에 ‘취업 상태’를 추가하여 여성들의 압축적 생애과정 씨퀀스를 유형화할 수 있다. 그것은 ① 연속취업형 ② 불연속취업형 ③ 비경제활동형(또는 주부형) ④ 결혼후 퇴장형 등으로 표현된다.

이와 같이 구성된 네 집단은 여성취업 집단의 이질적인 하위집단을 대표할 것으로 여겨지며, 이들간의 사회·인구학적 특성들을 일원변량분석 및 사후 검증을 통해서 통계적 유의도를 검증하고자 한다. 일반적으로 씨퀀스 분석은 분석 대상을 특정한 관심 기준에 따라 유형화시키는

29) 압축적 생애과정 씨퀀스는 다음과 같은 형태를 말한다. 예를 들어 여성의 생애사 자료가 1년 단위로 되어 있을 때 그 여성의 생애과정 씨퀀스는 “학생-학생-실업-실업-실업-결혼-주부-주부-취업-취업-취업...”으로 표현될 것이다. 이것은 해마다 여성의 생애사건 또는 생애단계들이 연계된 것인데 압축적 생애과정 씨퀀스는 이들 연계에서 ‘기간’을 무시하고 생애단계가 달라질 때만 연계에 포함시키는 것이다. 따라서 압축적 생애과정 씨퀀스에 따르면 이 여성의 경우는 “학생-실업-결혼-주부-취업...”으로 표현될 수 있다.

분석 방법으로서 자료 변형 과정의 복잡함에 비해 분석 결과가 소략한 경향이 있다. 이 연구방법이 연구 대상에 대한 인과적 설명보다는 주로 묘사적 유형화에 그치는 경향이 있지만, 여성 취업 이행과정처럼 복잡한 일련의 생애과정연계를 몇 개의 대표적인 유형으로 분류하는 작업 자체는 큰 의미가 있으며, 이것이 이 논문에서처럼 ‘집단간 차이에 대한 분석’이나 ‘사건사 분석’과 같은 연구방법과 연계되면 인과적 설명의 중요한 기반이 될 수 있다.

둘째, 생애과정의 씨퀀스 효과를 보다 구체적으로 살펴보기 위해서 ‘결혼’과 ‘취업’ 사건의 배열순서에 따라 ‘취업후 결혼형’과 ‘결혼후 취업형’의 두 집단으로 유형화한다. 그 다음에 이 집단별로 각각 인구학적 변수, 인적자본 변수, 생애과정 변수들의 효과를 살펴보는 사건사분석을 시도할 것이다. 이를 통해서 동일한 변수가 생애과정 씨퀀스의 차이에 따라 여성들의 취업 이행과정에 전혀 다른 효과를 나타낼 수 있다는 점을 살펴볼 것이다. 사건사분석의 장점을 부각시키기 위해서 이 논문의 연구 모형에 포함되는 독립변수들 가운데 생애과정 변수들은 모두 시간의 경과에 따라 관찰 기간 동안 변화되는 시간의존변수(time dependent variable)로 처리되었다.

## 나. 자료와 분석 변수

이 연구의 분석 대상은 여성개발원에서 조사한 “2002년도 여성취업력 조사”자료 대상 가운데 연구의 목적에 부합되지 않는 학생을 제외한 15세 이상 64세 미만 4,136명의 여성이다. 이 연구의 두 번째 부분에 해당하는 생애순서 유형별 사건사분석에서는 미혼여성을 제외한 3,326명이 분석 대상이다.

연구 모형에 포함된 종속변수와 독립변수는 다음과 같다.

### 1) 취업경력 유형별 사회·인구학적 특성에 대한 일원변량분석

- ① **종속변수** : 현재 연령, 최종학교 졸업연령, 어머니의 취업경력 유무, 건강 상태, 자격증 소지 여부, 혼인 상태, 출산 경험 유무.
- ② **독립변수** : 조사대상여성의 취업경력 유형 (연속취업형, 불연속취업형, 비경제활동형, 결혼후 퇴장형)

### 2) 생애과정 씨퀀스별 (비)취업 이행률에 대한 사건사분석

- ① **종속변수** : 취업상태에서 비취업상태로 이행할 재해율(hazard rate), 비취업상태에서 취업상태로 이행할 재해율
- ② **독립변수** : 인구학적 변수(출생코호트)



인적자본 변수(교육수준, 아버지의 직업, 어머니의 취업경험 유무)

생애과정 변수(결혼 경험, 첫 출산 경험, 둘째 출산 경험, 6세 미만 자녀 유무, 학령기 자녀 유무, 총자녀수)

이 가운데 생애과정 변수는 관찰시작시점부터 관찰사건이 발생하는 시점까지의 기간(spell) 동안 변화되는 값을 측정하도록 가변변수 처리되었다. 그럼으로써 개인의 생애과정 지위의 변화가 여성들의 취업 이행과정에 미치는 영향을 보다 정확하게 파악할 수 있다. 한편, 여성의 취업 이행에 중요한 결정 요인으로 알려진 남편의 인적자본요소, 즉 남편의 학력, 직업, 소득 등과 같은 변수는 이 논문의 연구 모형에서 제외되었다. 자료의 한계상 남편과 관련된 변수는 조사당시의 상태에 대한 정보만을 제공하기 때문에 여성들의 취업 또는 비취업으로 이행률에 영향을 미치는 선행 변수로 볼 수 없기 때문이다. 따라서 이 연구는 여성의 취업 이행에 영향을 미치는 중요한 변수 가운데 하나인 남편 관련 사항과 실업률과 같은 구조적 요인 변수가 빠짐으로써 일정한 한계를 지니고 있음을 밝혀 둔다.

## IV. 분석 결과

### 1. 취업경력 유형별 사회·인구학적 특성

취업경력 유형별 사회·인구학적 특성은 아래의 <표 1>과 같다. 먼저 조사대상여성의 취업 경력 유형별 분포를 살펴보면, ‘연속취업형’이 1,332명으로 전체 여성의 32.2%를 차지하고 있다. ‘불연속취업형’은 673명으로 전체의 16.3%를 차지하고 있으며 ‘비경제활동형’은 700명으로 16.9%를 차지하고 있다. 마지막으로 ‘결혼후 퇴장형’은 1,431명으로 전체 여성의 34.6%를 차지하고 있어 여성취업유형 가운데 가장 비중이 큰 유형임을 확인할 수 있다. ‘연속취업형’은 학교 졸업후 조사완료시점까지 한번도 경력단절을 경험하지 않은 여성들이다. 반면 ‘불연속취업형’은 졸업후 취업, 실업, 전업주부, 재취업 등의 과정을 반복적으로 경험한 경력단절형으로서 어떤 여성의 경우 압축적 생애과정 씨퀀스가 무려 12개로 구성된 경우도 있었다. ‘비경제활동형’은 졸업후 조사완료시점까지 한번도 취업한 적이 없는 여성들이다. 이 집단내부에도 곧 취업할 가능성이 있는 젊은 여성들에서부터 일생 동안 한번도 경제활동을 하지 않은 나이든 여성들까지 다양한 집단이 혼재해 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 한번도 취업한 경험이 없는 여성들이 전체 여성의 16.3%나 된다는 점을 확인할 수 있다.

<표 1> 조사대상자의 취업유형별 사회·인구학적 특성

(단위: 명, %)

항 목 유형		취업	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형	결혼후 퇴장형	합 계
출생코호트	20대		328(24.6)	92(13.7)	85(12.1)	149(10.4)	654(15.8)
	30대		246(18.5)	217(32.2)	109(15.6)	565(39.5)	1,137(27.5)
	40대		354(26.6)	253(37.6)	184(26.3)	371(25.9)	1,162(28.1)
	50대		257(19.3)	93(13.8)	185(26.4)	224(15.7)	759(18.4)
	60대		147(11.0)	18(2.7)	137(19.6)	122(8.5)	424(10.3)
교육수준	무학		97(7.3)	10(1.5)	44(6.3)	55(3.8)	206(5.0)
	초졸		270(20.3)	77(11.4)	152(21.7)	154(10.8)	653(15.8)
	중졸		175(13.1)	100(14.9)	148(21.1)	184(12.9)	607(14.7)
	고졸		427(32.1)	353(52.5)	233(33.3)	692(48.4)	1,705(41.2)
	전문대졸		91(6.8)	29(4.3)	17(2.4)	76(5.3)	213(5.2)
혼인 상태	대졸 이상		272(20.4)	104(15.5)	106(15.1)	270(18.9)	752(18.2)
	유배우		808(60.7)	483(71.8)	543(77.6)	1,319(92.2)	3,153(76.2)
	이혼		45(3.4)	25(3.7)	19(2.7)	23(1.6)	112(2.7)
	사별		99(7.4)	35(5.2)	53(7.6)	82(5.7)	269(6.5)
	별거		15(1.1)	7(1.0)	3(0.4)	7(0.5)	32(0.8)
출산 경험	미혼		365(27.4)	123(18.3)	82(11.7)	0(0.0)	570(13.8)
	출산한 적 있다		908(68.2)	512(76.1)	593(84.7)	1,352(94.5)	3,365(81.4)
	출산한 적 없다		424(31.8)	161(23.9)	107(15.3)	79(5.5)	771(18.6)
아버지 직업 (15세 당시)	무직		25(2.1)	9(1.6)	8(1.3)	23(1.8)	65(1.8)
	전문·관리직		116(9.7)	63(10.9)	41(6.6)	121(9.6)	341(9.3)
	사무직		139(11.6)	90(15.6)	87(14.0)	191(15.1)	507(13.8)
	판매·서비스직		156(13.0)	84(14.5)	87(14.0)	217(17.2)	544(14.9)
	농림어업직		630(52.6)	275(47.6)	349(56.0)	608(48.1)	1,862(50.8)
어머니 취업력 (15세 당시)	생산·기술·노무		132(11.0)	57(9.9)	51(8.2)	105(8.3)	345(9.4)
	취업한 적 있다		812(61.0)	382(56.8)	373(53.3)	846(59.1)	2,413(41.7)
	취업한 적 없다		520(39.0)	291(43.2)	327(46.7)	585(40.9)	1,723(41.7)
건강 상태	일상생활도 곤란		9(0.7)	4(0.6)	34(4.9)	36(2.5)	83(2.0)
	직업생활 곤란		47(3.5)	24(3.6)	145(20.7)	235(16.5)	451(10.9)
	쉬운 직업 가능		164(12.3)	78(11.6)	108(15.4)	196(13.7)	546(13.2)
	일에 제한 없음		1,111(83.5)	567(84.3)	413(59.0)	962(67.3)	3,053(73.9)
	자격증 소지여부						
자격증 소지여부	자격증 소지		391(29.4)	239(35.5)	83(11.9)	485(33.9)	1,198(29.0)
	자격증 미소지		941(70.7)	434(64.5)	617(88.1)	946(66.1)	2,938(71.0)
합 계			1,332(32.2)	673(16.3)	700(16.9)	1,431(34.6)	4,136(100.0)

이 조사자료가 횡단적 자료가 아닌 종단적 자료인 까닭에 잦은 경력단절의 특징을 갖는다는 여성들이 15세부터 현재 연령까지 한번도 취업하지 않은 경우가 16.3%나 된다는 것은 여성들

내부에 취업경력 이행에서 상당히 많은 편차가 있음을 나타낸다. 마지막으로 ‘결혼후 퇴장형’은 한번 이상의 취업을 경험하고 결혼하면서 노동시장을 퇴장한 여성들이다. 따라서 이들은 이후 노동시장에 재진입할 가능성이 있고 그럴 경우에는 ‘불연속취업형’으로 분류될 여성들이다. 이와 같이 ‘불연속취업형’과 ‘결혼후 퇴장형’의 구분이 다소 모호한 까닭에 이들은 유사한 사회·인구학적 특성을 지닐 것으로 짐작할 수 있다. 그러나 한국여성의 노동시장 진입 횟수가 의외로 저조하다는 선행연구(박수미, 2002)에 입각하여 실질적인 ‘결혼후 퇴장형’이 중요한 취업경력 유형으로 분류될 수 있다고 보인다.

취업경력 유형별로 구성 여성들의 사회·인구학적 특성이 어떻게 다른가를 일원변량 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 이 집단들간에 연령수준의 차이가 있는지를 살펴본 것이 <표 2>의 분석결과이다. 사후검증을 해본 결과, ‘비경제활동형’의 여성들이 다른 세 집단의 여성들에 비해서 연령층이 높은 것으로 나타났다. 주로 나이든 세대의 경우 일생 동안 한번도 경제활동을 하지 않는 여성들이 많다. 상대적으로 젊은층의 여성들은 경제활동 참여율이 높다고 볼 수 있다. 그러나 나머지 세 집단간에는 연령상의 유의미한 차이가 없었다. 즉 ‘연속취업형’의 경우 아직 경력 단절을 경험하기 전인 젊은 여성들로 집중되어 있을 것이라는 추측과 달리 취업경력상의 유형은 단순히 생애주기의 어느 단계에서 나뉘어지는 것이 아니라 취업 태도에서 분명히 구분되는 집단의 존재를 암시해 준다.

<표 2> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: <연령>

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형	결혼후 퇴장형
연속취업형	-		***(-5.00)	
불연속취업형		-	***(-6.33)	
비경제활동형	*** (5.00)	*** (6.33)	-	*** (5.05)
결혼후 퇴장형			*** (-5.05)	-
평균값	42.22			
R <sup>2</sup>	0.03			
F값(d.f.)	42.79(3)***			

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.

2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

취업경력 유형별 교육수준을 살펴보면 <표 3>과 같다. ‘불연속취업형’과 ‘결혼후 퇴장형’이 다른 두 집단, 즉 ‘연속취업형’과 ‘비경제활동형’에 비해서 교육수준이 더 높았다. 이후의 집단간 차이 분석결과를 보면 이와 같이 ‘불연속취업형’과 ‘결혼후 퇴장형’이 유사한 특성을 나타냄을

확인할 수 있다. 이들은 ‘비경제활동형’보다 젊은층이면서 상대적으로 교육수준이 높은 여성들이다. 교육수준이 높은 여성들의 높은 경력단절 경향은 여러 가지 측면에서 설명될 수 있다. 높은 인적자본으로 인해 노동시장 재진입이 용이하다는 점, 고학력 여성들의 자녀 양육에 대한 높은 가치 부여 태도, 고학력 여성에 걸맞는 노동시장 수요의 부족 등이 그것이다.

이 가운데 어느 것이 이 조사대상의 경우를 적절히 설명할 수 있는지는 좀더 심층적인 연구를 필요로 한다.

<표 3> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: <졸업 연령>

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형	결혼후 퇴장형
연속취업형	-	***(-1.42)		***(-1.15)
불연속취업형	*** (1.42)	-	*** (1.77)	
비경제활동형		***(-1.77)	-	***(-1.49)
결혼후 퇴장형	*** (1.15)		*** (1.49)	-
평균값	17.52			
R <sup>2</sup>	0.02			
F값(df.)	21.96(3)***			

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.

2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

다음으로 <표 4>는 조사대상 여성들이 15세일 때 어머니가 취업을 했는지 안했는지에 대한 취업경력 유형별 차이를 나타낸 것이다. 이 경우는 집단간 차이가 별로 발견되지 않는데 다만 ‘연속취업형’ 여성들이 ‘비경제활동형’ 여성보다 어머니 취업 경험률이 높았다. 이와 같은 사실을 통해서 ‘성역할사회화론’의 주장을 어느 정도 확인할 수 있을 것이다.

<표 4> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: <어머니 취업력>

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형	결혼후 퇴장형
연속취업형	-		*** (0.08)	
불연속취업형		-		
비경제활동형	*** (-0.08)		-	
결혼후 퇴장형				-
평균값	1.58			
R <sup>2</sup>	0.003			
F값(유의도 수준)	4.06(3)**			

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.

2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

현재 여성들의 건강 상태가 취업경력 유형별로 어떻게 다른지를 살펴본 것이 <표 5>이다. 분석 결과, ‘연속취업형’과 ‘불연속취업형’이 ‘비경제활동형’과 ‘결혼후 퇴장형’보다 건강 상태가 좋은 것으로 나타났다. ‘결혼후 퇴장형’은 ‘비경제활동형’보다 건강 상태가 좋은 것으로 나타났다. 이와 같은 사실로 미루어 볼 때, ‘연속취업형’과 ‘불연속취업형’은 건강한 인적자본을 지닌 여성들로 직업생활에 적극적인 취업에착을 보이는 반면 ‘비경제활동형’과 ‘결혼후 퇴장형’은 상대적으로 건강 상태가 좋지 않아 취업을 중단하거나 혹은 경험하지 않았다고 볼 수 있다. 물론 종속변수가 되는 ‘건강 상태’가 현재 시점의 사실이고 취업경력이 진행된 과거의 사실이 아니기 때문에 건강 상태에 따라 취업경력 유형이 변했는지, 취업경력 유형에 따라 건강 상태가 변했는지는 알 수 없다. 이것은 별도의 분석이 요구되며 다만 취업경력 유형별로 건강 상태에 유의미한 차이가 있다는 사실만은 확인할 수 있었다.

<표 5> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: < 건강 상태 >

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형	결혼후 퇴장형
연속취업형	-		*** (0.50)	*** (0.32)
불연속취업형		-	*** (0.51)	*** (0.33)
비경제활동형	*** (-0.50)	*** (-0.51)	-	*** (-0.18)
결혼후 퇴장형	*** (-0.32)	*** (-0.33)	*** (0.18)	-
평균값	3.59			
R <sup>2</sup>	0.07			
F값(유의도 수준)	99.85(3)***			

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.

2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

취업경력 유형별로 자격증 소지 여부에 차이가 있는지를 살펴본 것이 <표 6>이다. 분석 결과, ‘비경제활동형’이 다른 세 집단에 비해서 유의미하게 자격증 소지율이 낮은 것으로 나타났다. 이들 집단의 여성들은 상대적으로 나이가 많으면서 학력수준이 낮고 자격증 소지율도 낮은 여성들이라고 할 수 있다. 건강 상태도 상대적으로 열악하여 인적자본량이 낮은 여성들로 구성되어 있음을 확인할 수 있다.

<표 6> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: < 자격증 소지 여부 >

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형	결혼후 퇴장형
연속취업형	-	***(-0.06)	***(-0.17)	
불연속취업형	***(-0.06)	-	***(-0.24)	
비경제활동형	***(-0.17)	***(-0.24)	-	***(-0.22)
결혼후 퇴장형			***(-0.22)	-
평균값	1.29			
R <sup>2</sup>	0.03			
F값(유의도 수준)	44.90(3)***			

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.  
 2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

취업경력 유형별로 결혼 상태가 어떠한지를 살펴본 것이 아래의 <표 7>이다. <표 7>과 다음의 <표 8>은 결혼과 출산에 대한 분석이므로 이 두 사건의 경험 여부가 이미 결정된 ‘결혼 후 퇴장형’은 비교 집단에서 제외하였다. 분석 결과에 따르면 결혼 상태는 비교집단간에 분명한 차이를 나타내고 있는데, ‘연속취업형’의 미혼 비율이 가장 높고 그 다음으로 ‘불연속취업형’의 미혼 비율이 높고, ‘비경제활동형’의 미혼 비율이 가장 낮았다. 이와 같은 결과는 위에서 계속된 각 집단별 특성과 일맥상통하는 것이다. 결국 이 결과를 통해서 ‘결혼’이라는 생애사건이 여성들의 취업을 단절시키는 중요한 요인으로 작용함을 확인할 수 있다.

<표 7> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: < 혼인 여부 >

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형
연속취업형	-	***(-0.09)	***(-0.16)
불연속취업형	***(-0.09)	-	***(-0.07)
비경제활동형	***(-0.16)	***(-0.07)	-
평균값	0.78		
R <sup>2</sup>	0.03		
F값(유의도 수준)	37.0(2)***		

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.  
 2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

마지막으로 <표 8>은 취업경력 유형별로 출산 경험 여부를 비교해 본 것이다. 역시 <표 7>의 결혼상태와 일맥상통하는 결과가 나왔다. 특히 결혼과 출산의 간격이 매우 짧은 한국사회에서 취업경력에 미치는 결혼의 효과와 출산의 효과는 분명히 구분되기 어려울 정도로 유사한 방향으로 나타나고 있다. 결혼 상태와 마찬가지로 출산 경험도 ‘연속취업형’, ‘불연속취업형’, ‘비경제활동형’의 순서로 높게 나타났다.

<표 8> 취업경력 유형별 특성 비교를 위한 일원변량분석결과: < 출산 여부 >

	연속취업형	불연속취업형	비경제활동형
연속취업형	-	***(-0.08)	***(-0.17)
불연속취업형	***(-0.08)	-	***(-0.09)
비경제활동형	***(-0.17)	***(-0.09)	-
평균값	0.74		
R <sup>2</sup>	0.03		
F값(유의도 수준)	34.5(2)***		

주: 1) 괄호 안의 값은 좌변 집단과 우변 집단의 평균차임.

2) # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

## 2. 생애과정 씨퀀스별 (비)취업 이행률에 대한 분석 결과

### 가. ‘취업으로 이행’에 미치는 생애과정 씨퀀스 분석

조사시작 시점인 15세부터 조사완료 시점까지의 생애사 자료에 대한 사건사분석을 통해서 각 요인들이 여성들의 취업으로 이행률에 미치는 효과를 살펴본 것이 <표 9>의 내용이다. 여성들의 첫 번째 취업 이행 과정만을 분석하되, 생애과정 씨퀀스의 배열순서에 따라 구분된 두 집단별로 연구 모형을 설정했다. ‘취업후 결혼형’의 분석대상은 1,946명이며, ‘결혼후 취업형’의 분석대상은 1,380명이다. 이 가운데 ‘결혼후 취업형’ 여성 1,380명 가운데 첫 취업을 경험한 여성들은 전체의 58.2%이고 나머지 577명, 41.8%는 조사시점까지 첫 취업을 경험하지 않아 우측절단된(right-censored) 자료이다. 두 연구 모형 모두 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 여성의 첫 취업으로 이행에 대한 요인별 효과를 비교집단별로 살펴보면 다음과 같다.

먼저 출생코호트별로 두 집단의 취업 이행을 분석 결과를 비교해 보면, 두 집단 모두 준거범주인 40대 여성보다 50대 여성들의 취업 이행률이 낮았다. 그러나 상대적으로 젊은 층인 20대

와 30대 여성의 경우 ‘취업후 결혼형’에선 40대 여성들의 취업 이행률과 거의 차이가 발견되지 않았다. 반면 ‘결혼후 취업형’에선 20대, 30대 여성들이 40대 여성에 비해 뚜렷하게 취업 이행률이 높아지고 있다. 즉 최근 출생코호트로 올수록 결혼을 하고서 첫 취업 시점을 앞당기고 있음을 알 수 있다.

취업 이행에 대한 ‘학력’의 효과를 살펴보면, ‘취업후 결혼형’에선 예상대로 수학기간이 긴 고학력일수록 일률적으로 취업 이행률이 낮아졌다. 고학력 여성일수록 졸업 연령이 늦춰져서 첫 취업 진입 시점도 지연되기 때문이다. 그러나 ‘결혼후 취업형’의 경우에 이와 같은 학력 효과는 사라진다. 취업보다 먼저 결혼을 한 여성들의 경우, 준거범주인 고졸 여성들보다 학력이 낮은 무학자, 또는 초졸 학력 여성들의 취업 이행 시점이 더 앞당겨지고 고졸 여성들보다 학력이 높은 여성들은 고졸여성들과 취업 이행 시점의 측면에서 차이가 발견되지 않았다. 이와 같이 결혼과 취업의 순서가 어떻게 연결되어 있는지에 따라서 학력으로 대표되는 여성들의 인적자본 요소는 서로 다르게 영향을 미치고 있다.

조사대상 여성들의 아버지의 직업은 여성들의 취업 이행 행위에 유의미한 영향을 미치지 않았으며 다만 어머니의 취업 경험 여부가 결혼을 먼저 하고서 취업한 여성들의 경우에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 생애과정 변수들이 두 집단별로 어떻게 다른 효과를 나타내는지 살펴보겠다. 먼저, ‘취업후 결혼형’의 경우, 첫 취업 이전에 결혼 또는 출산과 같은 생애사건의 경험이 없기 때문에 연구 모형의 결혼변수, 출산변수, 자녀 변수 등의 생애과정 변수가 별 의미가 없고 실제로 거의 발견된 사례가 없다. 다만 결혼의 경우 취업과 결혼이 동시에 발생한 여성들의 경우 ‘결혼’ 변수가 취업으로 이행률을 현저히 높이는 것으로 나타났다. 다만 시간불변변수로 일회적인 경험 여부만을 표현하는 ‘둘째 출산’ 경험자의 경우 첫 취업으로 이행률이 더 높은 것으로 나타났다.

‘결혼후 취업형’의 경우, 분석 대상이 모두 결혼한 여성들이므로 연구 모형의 ‘결혼’변수 효과가 불안정하게 나타났다. 그밖에 특기할 만한 것은 결혼, 출산, 어린 자녀의 존재, 총자녀수 등과 같은 생애과정 변수가 일반적으로 여성들의 취업 이행을 지연시킨다는 선행연구결과들과 달리 여성들의 취업 이행에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 다만 7세 이상의 학령기 자녀를 둔 여성들이 그렇지 않은 여성들에 비해 첫 취업으로 이행률이 높았다. 이와 같은 분석 결과를 통해서, 결혼을 먼저 하고서 취업한 여성들에게 자녀가 어느 정도 커서 학교에 다닐 때까지의 생애사건들은 경제활동 참여에 중요한 고려 대상이 아니라는 점을 확인할 수 있다. 즉 이런 생애과정 순서를 밟는 여성들은 아이가 어느 정도 클 때까지 취업 시점을 연기시킨다는 것이다. 따라서 그 사이에 아이를 낳든, 6세 미만의 어린 자녀가 있든 여차피 연기된 취



업 시점을 더 늦추지도 앞당기지도 않는다는 말이다.

<표 9> 여성들의 첫 취업으로 이행에 대한 콕스회귀분석결과

변 수		무차 모형	취업후 결혼형	결혼후 취업형
출생코호트	20대	-0.662(0.092)***	0.029(0.103)	1.706(0.431)***
	30대	0.421(0.049)***	0.102(0.057)#	0.729(0.118)***
	(40대)	준거범주	준거범주	준거범주
	50대	-0.405(0.055)***	-0.255(0.078)***	-0.685(0.096)***
	60대 이상	-0.735(0.073)***	0.133(0.087)	-1.184(0.127)***
학력	무학	0.038(0.095)	0.140(0.145)	0.383(0.154)*
	초졸	-0.078(0.066)	0.245(0.093)**	0.278(0.106)**
	중졸	0.419(0.057)***	0.471(0.076)***	-0.005(0.105)
	(고졸)	준거범주	준거범주	준거범주
	전문대졸	0.471(0.114)***	-0.600(0.115)***	-0.281(0.367)
아버지의 직업	대졸 이상	0.165(0.069)*	-0.999(0.073)***	-0.009(0.148)
	전문 · 행정 · 관리	0.190(0.075)**	0.144(0.095)	0.349(0.173)*
	사무	0.015(0.062)	0.055(0.086)	0.047(0.161)
	판매 · 서비스	0.105(0.062)#	0.099(0.079)	0.177(0.139)
	(농림직)	준거범주	준거범주	준거범주
	생산 · 기술 · 노무	0.222(0.078)**	0.090(0.096)	0.211(0.160)
	무직	0.201(0.154)	0.589(0.197)**	0.490(0.260)#
어머니의 취업력	취업경험이 없다	-0.158(0.039)***	-0.049(0.059)	-0.360(0.087)***
	(취업경험이 있다)	준거범주	준거범주	준거범주
결혼 상태	기간내 결혼 안 함	준거범주	준거범주	준거범주
	기간내 결혼함	-0.511(0.066)***	0.794(0.091)***	15.309(162.502)
첫 출산 경험	기간내 출산 안 함	준거범주	준거범주	준거범주
	기간내 출산함		0.029(0.218)	0.395(0.308)
둘째 출산 경험	둘째 출산 안 함	준거범주	준거범주	준거범주
	둘째 출산함	0.547(0.044)***	0.169(0.059)**	-0.196(0.128)
6세 미만 자녀	없다	준거범주	0	준거범주
	있다	()	0	-0.028(0.165)
학령기 자녀	없다	준거범주	0	준거범주
	있다	()	0	0.196(0.098)*
총자녀수		()	0	0.00(0.067)
합 계			N=1,946	N=1,380
사건수			N=1,946	N=804
절단된 수(%)			N=0(0.0)	N=577(41.81)
-2 log likelihood (자유도)			25666.962(18)***	10388.636(21)***

주: ① # p < 0.1 \* p < 0.05 \*\* p < 0.01 \*\*\* p < 0.001.

② 괄호 안의 숫자는 표준편차임.

이것은 두 비교집단의 관찰 사건 발생의 평균 연령을 살펴보면 더욱 분명해진다. ‘취업후 결혼형’ 여성들의 첫 취업 연령이 평균 20.5세인 반면, ‘결혼후 취업형’ 여성들의 첫 취업 연령은 무려 15년이나 늦은 평균 35.9세이다. 이 연령은 바로 첫 아이가 학령기에 접어들고 둘째아이는 어린 상태로 결과적으로 총자녀수는 더 늘어난 생애과정 단계에 놓여 있다. 따라서 이들 여성들의 첫 취업 이행에는 일반적으로 가정되는 것과 달리 어린 자녀의 존재나 총자녀수가 부(-)적 효과를 갖지 않고 오히려 정(+)적 효과를 갖는 것으로 나타날 수도 있다.

여성들 내부에는 생애과정 씨퀀스 및 취업경력 씨퀀스 상에 매우 상이한 집단들이 공존한다. 따라서 이들의 취업 이행과정에 동일한 요인들이 전혀 다른 효과를 나타낼 수도 있다는 점을 확인할 수 있었다. 여성취업유형의 복잡성을 염두에 둘 때, 여성취업 결정 요인들의 효과의 방향과 정도에 대한 일률적인 해석은 현상의 본질을 심하게 왜곡시킬 수 있다.

#### 나. ‘비취업으로 이행’에 미치는 생애과정 씨퀀스 분석

여성들의 ‘비취업으로 이행’의 분석 대상은 한번 취업한 경험이 있어서 취업단절 가능성에 노출되어 있는 여성들이다. ‘취업후 결혼형’ 여성의 전체인 1,946명과 ‘결혼후 취업형’ 여성 가운데 취업한 적이 있는 803명의 여성이 이 절의 분석 대상이다. ‘취업후 결혼형’ 여성 가운데 관찰사건인 취업중단을 경험한 여성들은 1,602명이고 나머지 344명, 17.7%는 조사완료 시점까지 첫 취업 상태를 유지하여 우측절단된 자료이다. ‘결혼후 취업형’ 여성 가운데 관찰사건인 취업중단을 경험한 여성들은 256명이고 나머지 547명, 68.1%는 조사완료 시점까지 첫 취업 상태를 유지하여 우측절단된 자료이다.

‘비취업으로 이행’에 미치는 요인들의 사건사분석 결과를 살펴보면 다음의 <표 10>과 같다.

출생코호트별로 첫 취업 단절 행위를 살펴보면, ‘취업후 결혼형’과 ‘결혼후 취업형’ 모두 젊은 여성들일수록 경력 단절 경향이 더 높아짐을 알 수 있다. 나이는 세대일수록 취업연속성이 더 높고, ‘결혼후 취업형’의 경우 ‘취업후 결혼형’에 비해 20대, 30대 여성들의 경력 단절 경향이 더 높게 나타나는 등 최근 세대로 올수록 취업연속성이 증대된다는 전망과는 배치되는 결과를 보였다.

‘학력’이 여성들의 경력 단절에 미치는 영향은 두 비교집단별로 큰 차이를 보였다. ‘취업후 결혼형’의 경우 준거범주인 고졸 여성들에 비해 다른 학력 여성들의 경력 단절 경향이 모두 높았으며, 전문대졸 여성보다 대졸 여성들의 경력 단절 경향이 더 높았다. 즉 인적자본론의 주장과 반대로 한국사회에서 학력의 효과는 여성들의 취업연속성을 증대시켜주지 못하고 오히려 경력 단절을 높이고 있음을 확인할 수 있었다. 반면 ‘결혼후 취업형’의 경우 이와 같은 학력의 효과

는 모두 사라진다. 이 분석 결과 역시 인적자본론의 주장을 기각하는 것으로 해석할 수 있다.

‘아버지의 직업’은 ‘결혼후 취업형’ 여성들의 경우 아버지 직업이 ‘전문·행정·관리직’이었던 여성들이 첫 취업을 계속 유지하려는 경향이 높게 나타났다. 어머니의 취업 경험 여부는 ‘결혼후 취업형’의 경우 오히려 부(-)적 효과를 지니는 것으로 나타났다.

이제 생애과정 변수가 여성들의 경력 단절에 미치는 영향이 두 비교집단별로 어떻게 구별되는지를 살펴보겠다. ‘취업후 결혼형’의 경우, 일반적으로 여성들의 취업단절을 야기하는 생애사건들의 효과가 그대로 나타나고 있다. 즉 결혼, 출산과 같은 생애사건은 여성들의 취업중단률을 급격히 높였다. 둘째 출산을 경험한 여성들의 경우도 마찬가지로 취업중단률을 높였다. 반면 여성들의 취업중단률을 가장 높인다고 알려져 있는 학령전기 자녀의 존재, 총자녀수와 같은 요인들은 반대로 여성들의 취업중단률을 낮추는 것으로 나타났다. 7세 이상 학령기 자녀의 존재는 예상대로 여성들의 취업중단률을 낮추는 것으로 나타났지만 특기할 만한 사실은 이 변수의 취업중단 억제 효과보다 6세 미만 어린 자녀 변수의 취업중단 억제 효과가 더 크다는 사실이다.

이와 같은 분석 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. ‘취업후 결혼형’ 집단 내부에는 경제활동 참여의 측면에서 매우 이질적인 두 집단이 존재한다는 것이다. 이들 가운데 한 집단은 첫 취업을 시작하고서 결혼 또는 출산을 경험하면서 빠르게 노동시장을 퇴장한다. 상대적으로 경력단절경향이 높은 여성들, 또는 첫 취업의 기간이 짧은 여성들이 ‘취업후 결혼형’ 집단에서 빠져나가고 남은 또 다른 집단은 상대적으로 취업연속성 또는 취업애착이 높은 여성들이라고 할 수 있다. 이들은 결혼이나 출산 이후에도 첫 취업 상태를 꾸준히 유지하다가 둘째 출산을 경험하면서 첫 번째 취업을 중단하는 취업 행태를 보인다고 짐작된다. 따라서 6세 미만의 어린 자녀가 있을 때보다 오히려 자녀가 어느 정도 커서 학령기에 있을 때 그 동안 지속했던 첫 취업을 마감하는 여성들이 증가하는 것으로 보여진다.

‘결혼후 취업형’은 첫 취업으로 이행 분석의 경우와 마찬가지로 첫 비취업으로 이행 분석의 결과도 뚜렷한 결정 요인이 발견되지 않는다. 즉 위의 ‘취업후 결혼형’의 경우와 달리, 이들 집단에서는 결혼, 출산, 어린 자녀의 존재, 학령기 자녀의 존재, 총자녀수 등과 같은 생애사건 또는 생애과정이 취업 중단에 유의미한 효과를 갖지 않는다. 왜냐하면 이 집단의 여성들은 이미 첫 취업에 진입할 때 위와 같은 생애단계들을 거쳤기 때문이다. 따라서 이들 여성에게 취업단절을 설명할 수 있는 중요한 변수는 ‘연령’의 증가에 따른 취업 지속성의 감소일 것이다. 실제로 두 비교집단의 관찰 사건 발생의 평균 연령을 살펴보면 이 점을 더욱 분명히 확인할 수 있다. ‘취업후 결혼형’ 여성들의 첫 취업 단절 연령이 평균 30.6세인 데 비해, ‘결혼후 취업형’ 여성들의 첫 취업 단절 연령은 평균 40.7세이다. 여성의 생애과정에서 30세와 40세가 갖는 의미는 전혀 다르다. 이와 같은 생애주기 효과가 여성들의 취업 또는 비취업 이행 행위에도 그대로 드

러나고 있는 것이다.

<표 10> 여성들의 첫 비취업으로 이행에 대한 콕스회귀분석결과

변 수		무차 모형	취업후 결혼형	결혼후 취업형
출생코호트	20대	1.156(0.99)***	0.385(0.111)***	3.417(0.683)***
	30대	0.493(0.057)***	0.065(0.061)	1.474(0.251)***
	(40대)	준거범주	준거범주	준거범주
	50대	-0.701(0.076)***	-0.420(0.090)***	-0.179(0.198)
	60대 이상	-1.554(0.120)***	-0.855(0.168)***	-0.856(0.264)***
	학력			
	무학	-1.257(0.145)***	-1.355(0.217)***	-0.178(0.268)
	초졸	-0.767(0.092)***	-0.658(0.113)***	-0.367(0.205)#
	중졸	0.595(0.071)***	-0.041(0.084)	-0.117(0.197)
	(고졸)	준거범주	준거범주	준거범주
아버지의 직업	전문대졸	0.670(0.126)***	-0.171(0.119)	0.537(0.603)
	대졸 이상	0.259(0.085)**	-0.580(0.075)***	0.305(0.256)
	전문·행정·관리	0.464(0.086)***	0.109(0.102)	0.774(0.296)**
	사무	0.420(0.073)***	0.140(0.091)	0.116(0.289)
	판매·서비스	0.484(0.071)***	0.144(0.084)#	0.418(0.224)#
	(농림직)	준거범주	준거범주	준거범주
	생산·기술·노무	0.364(0.092)***	0.157(0.102)	-0.178(0.331)
어머니의 취업력	무직	-0.109(0.202)	0.048(0.228)	0.263(0.464)
	취업경험이 없다	0.243(0.048)***	0.054(0.064)	-0.294(0.162)#
결혼 상태	(취업경험이 있다)	준거범주	준거범주	준거범주
	기간내 결혼 안 함	준거범주	준거범주	준거범주
첫 출산 경험	기간내 결혼함	0.222(0.072)**	2.444(0.079)***	12.795(281.5)
	기간내 출산 안 함	준거범주	준거범주	준거범주
둘째 출산 경험	기간내 출산함	-0.218(0.069)***	1.657(0.390)***	0.937(0.749)
	둘째 출산 안 함	준거범주	준거범주	준거범주
6세 미만 자녀	둘째 출산함	0.537(0.051)***	0.259(0.065)***	0.245(0.259)
	없다	준거범주	준거범주	준거범주
학령기 자녀	있다	1.668(0.068)***	-1.052(0.318)***	-0.138(0.279)
	없다	준거범주	준거범주	준거범주
총자녀수	있다	6.760(0.502)***	-0.446(0.197)*	0.064(0.196)
	없다	6.304(0.500)***	-1.103(0.094)***	-0.179(0.143)
합 계			N=1,946	N=803
사건수			N=1,602	N=256
절단된 수(%)			N=344(17.72)	N=547(68.12)
-2 log likelihood (자유도)			20289.325(21)***	2886.840(21)***

주: 1) #  $p < 0.1$  \*  $p < 0.05$  \*\*  $p < 0.01$  \*\*\*  $p < 0.001$ .

2) 괄호 안의 숫자는 표준편차임.

## V. 맺음말

한국사회가 40년 동안 지속해온 인구억제정책을, 2001년을 기점으로 인구축진정책, 출산장려 정책으로 전환한 시점에서 대안적 노동력군으로서 여성노동에 대한 관심이 부각되었다. 한국사회 여성들의 독특한 취업 실태들을 명확하게 규명하기 위해서 고학력 여성들의 낮은 취업률, 복잡한 취업경력 유형, 잦은 경력 단절의 원인 등에 대한 연구가 꾸준히 진행되고 있다. 이 연구는 이와 같은 노력의 과정에 여성들의 독특한 생애과정 씨퀀스 효과에 주목해야 한다는 점을 상기시키고자 기획되었다.

여성들의 경제활동상의 지위 변화 과정을 설명하는 데 과거의 일회적인 사건의 효과 이상으로 과거 생애과정의 축적된 연계의 효과가 중요할 것이다. 이 연구는 이와 같은 문제 의식에서 출발하여 두 개의 연구 가설을 설정했다. 조사대상 여성들의 생애과정 씨퀀스별로 구분되는 네 개의 취업경력 유형들 사이에 유의미한 사회·인구학적 차이가 있을 것이라는 점이 이 연구의 첫 번째 연구 가설이었다. 이 연구의 두 번째 연구 가설은 생애과정 씨퀀스의 순서 배열에 따라 여성들의 취업 이행 과정은 매우 다르다는 내용이다. 이 가설을 검증하기 위해서 생애과정 씨퀀스의 순서 배열에 따라 두 집단으로 여성들을 구분하고 각 집단별로 ‘취업으로 이행’, ‘비취업으로 이행’에 대한 사건사분석을 함으로써 동일한 설명변수의 상이한 이행 효과를 확인하고자 했다.

분석 결과, 취업경력 유형에 따라 구분된 ‘연속취업형’, ‘불연속취업형’, ‘비경제활동형’, ‘결혼후 퇴장형’의 네 집단간에는 연령, 학력, 결혼 상태, 자격증 소지 여부, 부모의 인적자본, 건강 상태 등에서 유의미한 차이가 존재함을 발견하였다. 또한 씨퀀스 배열의 서열차에 따라 구분된 ‘취업 후 결혼형’과 ‘결혼 후 취업형’은 취업 진입과 취업 단절 행위에서 매우 구별되는 집단임을 확인할 수 있었다. 이와 같은 분석 결과를 통해서, 여성들 내부의 경제활동상의 이질적인 집단의 구분과 각 집단내부 여성들의 다양한 취업 경로가 좀더 구체화되었다고 여겨진다.

## 참고문헌

- 금재호. 2001. 「노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로」.
- 『제3회 한국노동패널 학술대회 발표문』(미간행). 307.
- 김영옥. 1999. 「여성취업력의 동태적인 변화 분석」. 한국여성개발원 '98 연구보고서 230-22. 3-52.
- 나탈리 소콜로프. 1996. 『여성노동시장이론』. 이효재 역. 이화여자대학교 출판부.
- 박수미. 2002. 「한국여성들의 첫 취업 진입·퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향」. 『한국사회학』. 제36집 2호.
- 어수봉. 1996. 『한국의 여성노동시장』. 한국노동연구원. 121-144.
- 은기수. 1996. 「결혼으로 이행에 있어서 연령규범과 순서규범」. 『한국인구학회지』 제18권 1호. 89-117.
- 이재열. 1996. 「여성의 생산노동과 재생산노동의 상호연관성이 취업에 미치는 영향에 관한 경험적 연구」. 『한국인구학회지』 제19권 1호. 1-45.
- 통계청. 1998. 『경제활동인구연보』.
- 한국여성개발원. 1985. 『여성의 취업실태조사』.
- \_\_\_\_\_. 1992. 『여성의 취업실태조사』.
- \_\_\_\_\_. 1997. 『여성의 취업실태조사』. 97 연구보고서 220-19.
- \_\_\_\_\_. 1999. 『1998 여성통계연보』. '98 연구보고서 230-2.
- 한국여성연구소. 1999. 『새 여성학강의』. 동녘.
- 한 준. 2001. 「사회이동 경로의 배열 분석」 『제3회 한국노동패널 학술대회 발표문』(미간행). 159-174.
- Allison, Paul D. 1995. Survival Analysis Using the SAS System. SAS Institute Inc..
- Abbott, Andrew. "Sequences of Social Events: Concepts and Methods for the Analysis of Order in Social Processes" Historical Methods 16(4). 129-147.
- Becker, Gary S. 1981. A Treatise on the Family. Cambridge: Harvard University Press.
- Bryant, W. Keith. 1990. The Economic Organization of the Household. New York: Cambridge University Press.
- Chang, Jiyeun. 1997. "Labor Force Withdrawal and Entry Surrounding First Childbirth of Married Women" (Dissertation). Univ. of Wisconsin.
- Chan, Tak Wing. 1995. "Optimal Matching Analysis: A Methodological Note on Studying Career Mobility" Work and Occupations 22(4)(November). 467-490.

- \_\_\_\_\_. 1999. "Revolving Doors Reexamined: Occupational Sex Segregation Over the Life Course" *American Sociological Review*. vol. 64.
- Corcoran, Mary & Greg J. Duncan. 1979. "Work History, Labor Force Attachment, and Earnings Differences Between Races and Sexes" *The Journal of Human Resources* 14(winter). 3-20.
- Drobnic, Sonja, Hans-Peter Blossfeld, Gotz Rohwer. 1999. "Dynamics of Women's Employment Patterns over the Family Life Course: A Comparison of the United States and Germany" *Journal of Marriage and Family* 61(1). 133-146.
- Elder, Glen H. Jr.. 1985. *Life Course Dynamics: Trajectories and Transitions, 1968-1980*. New York: Cornell University Press.
- Elliot, Jane, Angela Dale & Muriel Egerton. 2001. "The Influence of Qualifications on Women's Work Histories, Employment Status and Earnings at Age 33." *European Sociological Review*. vol. 17. no.2: Oxford University Press. 145-168.
- England, Paula. 1982. "The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregation" *The Journal of Human Resources* 17(3). 358-370.
- Halpin, Brendan & Chan, Tak Wing. 1998. "Class Careers as Sequences: An Optimal Matching Analysis of Work-Life Histories" *European Sociological Review* 14(2)(July). 111-130.
- Lee, Mijeong. 1996. "Women's Education, Work, and Marriage in Korea: Women's Lives Under Institutional Conflict" (Dissertation of Ph.D.). UCLA.
- Mincer, Jacob & Haim Ofek. 1982. "Interrupted Work Careers; Depreciation and restoration of Human Capital" *Journal of Human Resources*. 3-24.
- Moen, P. 1985. "Continuities and Discontinuities in Women's Labor Force Activity" in *Life Course Dynamics: Trajectories and Transitions, 1968-1980*. (ed.). by G. Elder Jr. Ithaca. New York: Cornell University Press.
- Parish, William L. and Robert J. Willis 1993. "Daughters, Education and Family Budgets: Taiwan Experiences" *The Journal of Human Resources* 28. 863-898.
- Scherer, Stefani. 2001. "Early Career Patterns: A Comparison of Great Britain and West Germany" *European Sociological Review* 17(2)(June). 119-144.





## 여성의 동태적 노동공급 : 취업연속성과 첫 노동시장 퇴출행태를 중심으로

---

김 영 옥<sup>30)</sup> (한국여성개발원 연구위원)

---

\* 한국여성개발원 연구위원, youngkk@kwdi.re.ke



## I. 머리말

여성의 노동공급은 남성과 다른 모습으로 노동시장의 여건만큼이나 노동공급 측의 요인, 그 중에서도 가계소득이나 자녀양육 등 가구관련변수의 영향을 받는다고 알려져 있다. 따라서 여성은 다양한 노동공급 패턴을 보이고 이런 이유로 노동공급에 대한 이론과 실증연구는 여성을 대상으로 발전하여 왔다고 하여도 과언이 아니다.

그런데 최근 기혼여성의 경제활동참가율이 1980년에 40.0%에서 2001년에 49.0%로 꾸준히 증가하고 있고, 출산 및 양육의 시기로 알려진 20대 후반과 30대 초반에 노동시장에 잔류하는 여성의 규모가 증가하고 있어, 여성취업의 단속성이 완화되어 가고 있다는 기대가 생겨나고 있다. 기혼여성의 노동공급량이 상대적으로 급증하고 있고 연령별 경제활동참가율이 변화한다는 결과를 갖고 여성의 취업경력유형이 불연속적인 형태를 벗어나는 것으로 기대하는 것은 횡단면 자료(cross-section data)의 분석결과를 지나치게 확대해석하는 오류를 범하는 것이라고 보여진다. 여성의 경제활동 참여가 결혼과 출산 등의 가족형성 단계들과 밀접히 연관되어 있다면 여성의 경제활동참여는 동태적인 맥락에서 파악되어야 한다.

예컨대 ‘경제활동참가율’은 대표적인 노동공급 측정치이지만 저장변수(stock)로서 한 시점에서의 노동시장참가자 비율이라는 정태적 측면만을 보여준다. 2001년 현재 여성의 경제활동참가율이 48.8%인데 만약 여성집단이 동질적이라면 이것은 각 여성이 경제활동에 참가할 확률이 48.8%임을 의미하고 1년 중 평균취업기간은 6개월 정도이며 노동이동이 빈번할 것으로 기대된다. 또 다른 극단적인 예로서 이질적인 모집단을 상정할 수 있다. 이 집단의 48.8%는 항상 일을 하고 나머지 반은 전혀 일하지 않는다. 따라서 노동이동은 없고 여성집단이 양극화되어 있으며 취업여부에 대한 현재의 정보가 미래의 취업상태를 완벽하게 예측한다. 물론 이 두 극단적 사례 외에 횡단적 통계치인 경제활동 참가율에 대한 수없이 많은 해석이 가능하다. 이처럼 경제활동참가율이 같다고 해도 모집단내 여성의 노동공급구조가 동일한 것은 아니므로 단순히 貯量(stock)의 개념으로 접근하여 고용정책을 수립하게 되면 그 실효성을 거두기가 어려울 것이다.

본고의 목적은 우리나라 여성의 동태적 노동공급에 대한 이해를 높이려는 것으로, 두가지 연구과제를 푸는데 집중하고 있다. 하나는 생애에 걸친 여성의 노동시장 참가유형을 기술적 방식으로 분석하려는 것이다. 여성이 최종학교를 졸업한 이후 생애기간동안 실제 취업에 종사한 기간은 얼마나 되는지, 그러한 취업이 연속적으로 이루어졌는지, 세대간 차이가 나타나는지 등의 분석을 통해 여성이 노동공급에 관한 한 매우 이질적인 집단임을 확인하게 될 것이다.

두 번째 연구과제는 첫 노동시장 퇴출이 취업연속성 분석에서 갖는 의미를 고려하여 첫 노동

시장 퇴출행태에 초점을 맞춘다. 구체적으로 여성의 첫 노동시장 퇴출을 결정하는 요인이 무엇인지, 세대효과가 있는지 등을 규명하고자 한다. 남자들은 시간에 걸친 임금변화에 대한 기간간 노동공급의 탄력성이 크지만 여성은 단기적인 임금변화보다 가구특성이 노동공급의 결정에 중요하다. 따라서 노동공급 선택에 대한 다양한 가변변수의 효과를 측정하는데 적합한 모델을 선정해야 할 것이다. 많은 연구들이 과거 노동공급 선택은 여성의 현재 노동공급을 예측하는데 매우 중요하다고 지적한다. 이것은 과거 취업유형이 현재의 선택에 직접적 영향을 미치기 때문이 아니라 과거와 현재의 선택에 모두 영향을 미치는 어떤 측정불가한 변수와 관련되기 때문일 것이다. 이처럼 과거의 경험이 영향을 미치는 것을 구조적 상태의존성이라 한다. 개인의 노동시장 상황이 현 사건에서의 조건보다, 과거의 누적된 경험에 영향을 받는다면 개인이 노동시장에서 경험하는 여러 취업상태(multiple spells)에 대한 자료가 필요하다. 그런데 다양한 주기의 복합 해자드 모형을 이론적으로 추정해낼 수는 있겠지만, 현재의 계량방법으로는 실제 추정이 불가능하다(Blank, 1994). 따라서 동태적 노동시장 이동을 분석하는 확실한 방법중의 하나가 취업, 비취업상태 주기에 초점을 맞추는 것이다. 즉 한 상태의 지속기간의 결정요인을 분석하는 것이다.

분석자료는 한국여성개발원에서 2001년 11월-12월에 실시한 『제4차 여성취업실태조사』 결과이다. 이 조사는 전국의 5,000호의 표본가구를 대상으로 실시되었으며, 분석가능한 가구는 총 4,646호로 집계되었다. 분석대상자는 표본가구에 거주하는 15세 이상 65세 미만의 여성으로 총 4,758명중 재학생을 제외한 4,109명이다.

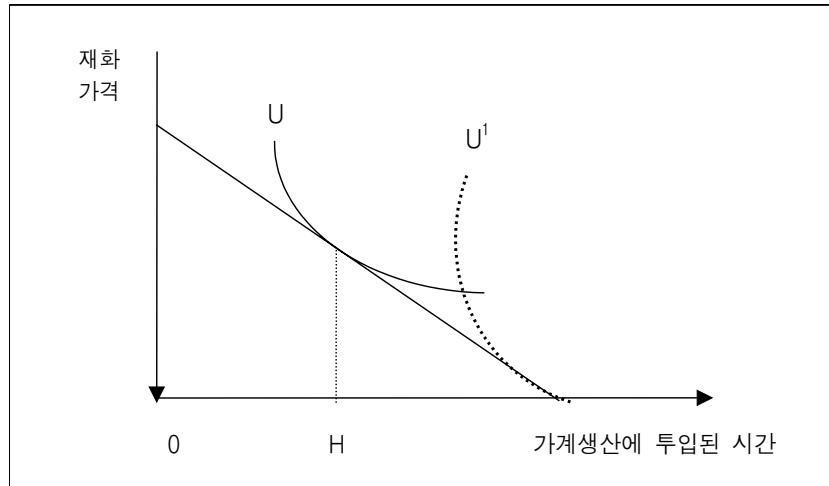
## II. 여성의 동태적 노동공급: 무엇을 알고 있나?

### 1. 여성 노동공급의 연속성

산업사회에서 취업경험이 전혀 없는 여성은 점차 드물어지고 있다. 예컨대 영국에서 1980년에 수행된 ‘여성취업실태조사(the Women Employment Survey)’는 16 - 59세의 여성 중 한번도 임금노동을 하지 않은 여성의 비율은 단지 2%임을 발견했다(Martin & Roberts, 1984: 122). 이와 같이 대부분의 여성들이 노동경험을 갖는다면, 생애에 걸친 취업유형도 남성과 유사하게 연속적인 형태로 변화하고 있는지에 대한 의문이 발생하게 된다. 이에 Hakim(1996)은 영국여성의 지난 30-40년간의 생애주기에 걸친 노동참가 형태를 파편화(fragmented), 불연속적, 간헐적, 시간제 취업 등의 용어로 특징지우고 있다. 여성의 시장노동 총량이 증가한 것은 사실이나 과반

수 이상의 여성이 생애주기에 따라 간헐적으로 취업하고 시간제와 전일제를 교류하는 파편화된 참여하는 행태를 보인다는 것이다. 전직율이 낮고 장기근속의 경향을 나타내는 여성은 대체로 고급 자격증을 소지하고 오랜 기간의 교육과 훈련을 쌓은 전문직이었다.

[그림 1] 생애주기에 따라 변화하는 가계생산성



자료: Ehrenberg & Smith(1985: 206-207)에서 재인용.

Becker(1965)는 가계가 단순한 소비주체가 아닌, 가사노동시간을 투입하여 재화와 서비스를 만드는 생산주체라는 가계생산모델(model of household production)을 통해 여성의 노동공급이 생애주기에 의해 영향을 받는다는 것을 설명하였다. 즉 가사노동의 일부는 소득증가에 의해 보다 쉽게 대체될 수 있는 반면 자녀양육과 같은 가사노동영역은 상당히 낮은 대체효과를 보인다는 것이다. 기혼여성의 한계 가계생산성이 어린 자녀가 있을 때 증가하게 되고 이로 인해 어머니의 노동공급이 영향을 받는다. 위의 [그림 1]를 통해 설명하면, 어린 자녀는 기혼여성의 효용 곡선을 U에서부터 U'로 이동시킨다. U'는 1시간의 가계생산 포기에 따른 기회비용이 크기 때문에 가족의 효용을 일정하게 유지하기 위해서는 커다란 보상을 요구하게 되지만 이를 보상할 만큼 시장임금이 크지 않아 노동공급하지 않게 되는 것을 나타낸다. 자녀가 자라게되면 여성의 무차별곡선은 U와 같이 뒤로 기울어지고 여성은 직장탐색을 하기 시작한다.

미국에서도 유사한 결과가 나타난다. Smith(1982: 18-19)는 미국 25-50세 남녀취업자의 노동 시장 이직률과 진입률 자료를 비교한 결과를 갖고 여성의 노동시장의 진입·퇴출이 빈번하므로 취업연속성이 남성보다 매우 낮을 것으로 보았다. 35-40세 연령층의 경우 여성의 노동력 이탈

률은 11%로서 남성의 2%의 5배나 되었으며, 재진입률도 8%로서 남성의 2%의 4배가 되었다. Goldin(1990: 28-41)은 미국 개인여성의 취업경력사에 관한 자료를 분석한 결과, 그간의 노동력 참가율의 증가는 취업경력이 거의 없는 새로운 참가자에 의해 이끌어져 온 것이고, 따라서 평균 취업지속기간은 오히려 감소해 왔다는 것을 지적했다. 그리고 경제활동참가율의 증가가 노동시장 경험의 축적을 의미하지 않기 때문에, 남녀간 직종과 임금 격차가 여전히 유지된다는 것이다. 결론적으로 여성의 동태적 취업참가 행태가 크게 연속취업형과 중단형으로 나뉘어지며 이러한 여성인구의 이질성은 좀처럼 완화되지 않고 있다고 하였다.

Heckman & Willis(1977)은 미시간대학의 PSID의 1968-72년간의 패널자료에 기초하여 기혼 여성의 연속노동참가모텔(sequential labor force participation)의 분석 결과, 상당한 크기의 이질성이 존재하는 것을 발견하였다. 여기서 이질성은 외생변수의 도입만으로 결정요인에서의 변이의 모든 근원을 일정하게 유지할 수 없을 때 발생하는 것으로 정의하였다. 표본여성의 노동참가 확률분포가 U자형으로, 거의 1인 집단과 0인 집단으로 나누어질 수 있을 정도였다. 따라서 표본여성의 평균 경제활동참가율이 40%라고 할 때, 이 참가확률을 갖는 여성 수는 생각보다 적을 것이라고 하였다. 이것의 경제학적 암시는 무차별곡선과 소득제약으로 설명되지 않는 변이가 매우 크다는 것이다.

Blank(1994)은 1976-1989년간 노동시장 행태의 동태성을 분석한 결과, 여성의 노동공급 유형이 훨씬 다양하고, 특히 노동시장 상태간 이동이 빈번한 것을 보였다. 동태적인 노동공급 유형을 볼 때, 여성은 두 집단으로 나뉜다. 첫 번째 집단의 여성은 노동공급이 안정적이다. 즉 꾸준히 정규직으로 일하거나 아예 수년간 노동시장에 참여하지 않는다. 이와 같은 장기적 행태에서의 이질성은 여성 내 노동공급 결정의 다양성을 낳은 주 요인이다. 두 번째 집단의 여성은 자주 노동시장 상태를 바꾸는 이동자(movers)이다. 따라서 특정 시점에서 관찰되는 여성 노동공급의 다양성은 일부 여성의 안정적 이질성과 과도한 이동성의 결과이다.

따라서 횡단면 분석방법은 표본의 이질성문제를 해결하지 못한다. Ben-Porath (1973)는 노동공급결정요인에 대한 횡단면적 추정치가 응답확률분포의 고차원 적률(moment)에 대해 아무런 정보를 주기 않기 때문에, 일생동안의 경제활동 애착에 대해 주는 암시점이 모호하다고 하였다. 남성과 같이 모집단이 동질적이라면 경제활동참가율의 증가를 연속취업자의 증가로 해석할 수 있지만, 여성집단이 이질적이라면 Marshall의 “대표적인(혹은 평균적인) 여성”에 대한 횡단면 추정결과는 모집단내 각 개인에 대해 정확한 정보를 제공하지 못할 것이다. 이와 같은 선행연구의 결과를 토대로 한국여성의 동태적 노동공급이 불연속적인 한편, 개인별로 불연속의 정도가 다양할 것으로 예상된다.

가설 1 : 한국여성의 동태적 노동공급 행태는 불연속적이고 또 매우 이질적일 것이다.

## 2. 첫 노동시장 퇴출의 결정요인

### 가. 인적자본과 생애주기

최근 세대에 올수록 여성노동공급의 연속성이 증가한다는 세대효과가 검증되고 있다. Dewit(1997)은 캐나다 자료를 통해서 최근 세대로 올수록 어린 자녀의 유무와 학력이 노동시장 이행에 미치는 효과가 감소하고 있음을 발견하여 세대효과를 입증하였다. Chang(1997)은 미국 여성의 첫 출산 전후의 노동시장 이행과정에서 일정한 세대효과를 발견하고 있다. 첫자녀 출산이 여성의 노동공급에 미치는 負的 효과가 고연령 세대에서 상대적으로 뚜렷하다는 것이다. Desai & Waite(1991)는 점차 기혼여성들이 출산을 중심으로 늦게 노동시장에서 퇴장하고 보다 빨리 진입함으로써 경력단절을 최소화하려는 경향을 보였다. 반면 방하남(1996)은 미국여성들에서 젊은 여성일수록 비취업에서 취업으로의 이행확률이 높음과 동시에 취업에서 비취업으로 이행확률도 높은 것을 보였다.

신고전과 노동공급 이론에 따르면 학력과 숙련수준이 높고 경험이 많을수록 기대임금이 높아지며 따라서 노동시장참여도와 고용안정도가 높은 경향이 나타난다. 동태적인 분석에서도 인적자본 변수들은 고용지속기간과 정적인 관계를 가질 것으로 예상된다.

Felmlee(1984)는 미국 여성의 노동시장 이행률에 가장 강력한 효과를 미치는 요인이 여성자신의 임금이라고 밝혔다. 즉 여성의 임금은 임신으로 인해 직장을 그만두는 비율에 負的 효과를 나타냈다. 이 결과는 높은 보수가 임신을 미루도록 하는 단기효과를 갖는다는 것을 의미하기도 하고 한편 고임금 직종의 여성은 임신으로 인한 잠시부재에 대한 제도적 정비에 쉽게 접근할 수 있음을 의미하기도 한다. 이처럼 직종은 임금과 사회적 지위의 측면에서 상이한 보상체계를 나타내며, 이러한 보상의 정도가 클수록 직장을 그만둘 비율은 낮아진다. 예컨대 서비스 직종이나 노무직 등의 직종들은 낮은 임금과 고용안정, 열악한 작업환경 등을 갖는 것으로 알려져 있다. 이러한 직종에 근무하는 여성들은 해고될 위험성이 높거나 장기적인 직장경력을 쌓을 유인을 발견하기 어려워 쉽게 노동시장에서 퇴장하거나 경제적으로 필요할 때만 다시 진입하는 비연속적 참여행태를 보이는 경향이 있다(Reskin & Hartman, 1986). 실제로 Goldin(1983: 33)은 로짓분석을 통해 생산직에 종사한 여성들의 노동시장 체류기간이 전문직이나 사무직에 비해 10%p 이상 짧아진다고 추정함으로써 직종의 유의성을 밝혔다.

반면 학력의 효과는 다소 논쟁거리이다. 일반적으로 교육성취가 여성의 노동참여를 증가시킬 것으로 기대하지만, 전술한 Felmlee(1984)의 추정에서는 여성의 학력수준이 높을수록 노동시장 탈출률이 높아져, 인적자본론에서의 예상과 상충되었다. Felmlee는 고학력 여성의 경우 재진입

이 상대적으로 쉽기 때문에 기꺼이 노동시장을 떠난다고 추론했다. 특히 출산으로 인한 노동시장 퇴출과정에서 학력의 효과는 불분명하다. 왜냐하면 고학력 여성들은 자녀양육을 상대적으로 중시하는 경향이 있어 이들의 요구임금은 출산 직후 오히려 더 높다는 주장도 있기 때문이다 (Leibowitz, 1975; Moen, 1985). 즉 생애시점에 따라 인적자본의 효과가 달라질 수 있다. Hill(1990)은 대학 교육을 받은 여성이 고등학교를 졸업한 여성보다 3세 미만의 아동이 있을 때 노동시장 참가가 현저히 감소함을 보여주었다. Waite(1980)는 무자녀 여성의 경제활동참여율은 고학력일수록 높지만 아이가 있는 경우 학력의 효과가 없거나 오히려 음의 효과를 낸다는 것을 발견하였다.

반면 Klerman(1993)은 해자드 모형의 분석결과, 백인여성일수록 그리고 고학력 여성일수록 임신기간에 노동시장을 떠날 확률이 낮다는 사실을 발견했다. Chang(1997)은 미국에서 첫 임신 이후의 노동시장 퇴출률이 고학력 여성의 경우 낮게 나타나므로, 젊은 여성에서 교육획득은 일반적으로 노동시장 애착을 증가시킨다고 결론내렸다. 이와 같이 여성 노동 참여에 대한 교육의 총체적인 효과는 분명하지 않다. 전반적으로 취업할 확률은 고학력 여성에서 높지만 어린 자녀가 있을 경우 학력의 효과는 사라지거나 반대방향을 나타내기도 한다.

여성의 노동력 참여와 출산·양육 간의 실증연구는 일관적으로 음의 관계를 발견해 왔다. 6세 미만 자녀의 존재, 자녀 수는 여성의 취업확률을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다 (Bowen & Finegan, 1969; Killingsworth & Heckman, 1986). 취학전 아동 유무는 여성의 이직률을 유의미하게 증가시킨다(Felmler, 1984). 여성 노동시장 이동행위에 관한 문헌분석 결과, Browning(1992)은 여성의 생애를 통한 노동 공급이 첫 출산 이전, 첫 출산 시기 전후, 첫 출산 이후의 세 단계로 구분될 수 있으며, 첫 출산후 이직은 특성상 다른 경력 중단들과 다를 가능성이 있다고 주장하였다. 미국에서는 첫 번째 출산을 둘러싼 취업행동이 생애전반의 노동력 참가행태에 대한 유의한 예측변수로 보아 이 기간의 노동이동에 대한 연구가 많이 이루어졌다 (Shapiro & Mott, 1994).

한국에서도 이재열(1996)은 한국여성개발원의 제2차 여성취업실태조사(1992년) 자료중 시부여성을 대상으로 특정분포를 가정하지 않는 콕스회귀분석방법을 사용하여 취업과 비취업상태 간의 이행률에 영향을 미치는 요인을 밝혔다. 먼저 취업에서 비취업상태로의 이행확률은 젊은 세대일수록 높고, 결혼이전의 취업주기가 가장 높은 이행률을 나타냄으로써 결혼은 취업을 종결시키는 가장 중요한 생애사건인 반면, 과거의 취업경험은 이행률을 낮췄다. 박수미(2002)는 한국여성개발원의 제3차 여성취업실태조사(1997년) 자료를 갖고 출산 및 6세미만 자녀, 학령기 자녀의 유무 등의 생애사건이 첫취업 진입과 퇴출에 미치는 영향을 콕스회귀분석방법을 사용하여 검증하였다.



이와 같은 선행연구결과를 토대로 연구가설을 다음과 같이 설정할 수 있다.

가설 2 : 최근 세대일수록 첫 비취업으로의 이행률이 낮아진다.

가설 3 : 여성의 학력과 첫 비취업으로의 이행률 간에는 약한 부의 상관관계가 있지만  
생애주기에 따라 상이한 결과가 나타날 것이다.

가설 4 : 직종과 종사상 지위는 첫 비취업으로의 이행률에 유의한 영향을 미친다.

가설 5 : 결혼과 출산의 생애사건은 첫 비취업으로의 이행률을 높인다.

가설 6 : '6세미만 자녀의 존재'는 첫 비취업으로의 이행률을 높인다.

## 나. 지속기간 의존성

한 상태의 기간이 지속될수록 이행확률(해자드율)이 증가하는지 또는 감소하는지의 지속기간 의존성(duration dependency)을 결정하는 것은 노동이동의 동태분석에서 가장 중요한 방법론적 관심 중 하나이다. 취업상태에서 비취업상태로 이행할 경우 지속기간 의존성이란 지금까지 취업경력(employment history)의 효과라고 할 수 있다. 인적자본이론을 따르면 취업지속 기간이 장기화될수록 기업특수한 인적 자본이 증가하고 또한 고용주들은 과거의 취업경력을 일에 대한 헌신도나 잠정적 생산성의 표시로 본다면, 경험이 많고 안정된 경력을 가지고 있는 여성노동력이 그렇지 못한 여성노동력에 비해 고용될 확률이 높고, 고용되었을 경우 해고될 위험도 낮아 고용안정성이 더 높을 것이라는 것이 일반적 관측이다(Heckman & Borjas, 1980).

이와 반대로 비취업상태에서 취업상태로 이행의 경우 노동시장 밖에 머무는 기간이 길어질수록 인적자본의 손실, 적절한 일자리에 대한 정보의 부족, 그리고 가사일에 대한 선호도의 점증 등으로 인해 다시 고용상태로 진입할 확률이 현저히 줄어드는 경향이 있다. 이 경우 기간의존성의 부호가 음이다. 그러나 비취업상태가 장기화될수록 요구임금이 감소한다면 양의 지속기간 의존성이 나타날 수도 있다.

그런데 지속기간 의존성은 모집단에서의 관찰되지 않은 이질성으로 발생할 수도 있기 때문에 문제는 더욱 복잡해진다. 노동공급모형에서 이질성의 문제는 소위 이동하는 자(mover)와 머무는 자(stayer)를 구분하는 것이다. Blumen, Kogan & McCarthy(1955)는 특정 직업을 떠날 조건부 확률이 그 직업에서 머문 시간에 반비례함을 발견했다. 동시에 과거에 매우 빈번하게 직업을 바꾼 개인이 미래에도 직업을 바꿀 가능성이 많음을 발견했다. 이것은 일부 표본의 이직경향이 지속적으로 클 정도로 모집단이 이질적이라는 것을 암시한다. 즉 일부는 '이동자'이고 나머지는 '잔류자'이다. 시간이 흐름에 따라, '잔류자'는 주어진 직업에 남아있는 표본의 더 큰 부분이 되는 경향이 있다. 따라서 한 집단의 이직할 조건부 확률은 비록 개인의 이직확률이 일정

하다고 하더라도 체제기간이 증가할수록 감소하는 것으로 나타난다.

만약 몇몇 개인들이 다른 사람보다 더 높은 참여 확률을 갖고 이러한 차이들이 과거 참여 상태에 관한 최근의 참여 상태의 회귀의 교란항에 소속된다면, 더 높은 참여 확률을 가진 사람들이 과거뿐만 아니라 현재에도 참여하기 쉽기 때문에 회귀분석 결과에서 실제로는 존재하지 않는 상태 의존성이 “증명”되게 된다. 이 경우 최근과 과거의 경험간 양의 관계는 가성적(spurious)이다(Heckman & Willis, 1977).

이러한 추정편의를 피하는 방법은 해자드율에 영향을 미치는 모든 가능한 요소들을 모델 안에 포함시키거나 비관측 이질성을 나타낸다고 가정되는 확률변수에 특정한 분포를 부과하는 것이다. 지속기간 의존성과 비관측 이질성에 관한 실증분석 결과를 살펴보면 Felmlee(1984)는 미국여성의 노동시장 진입과 퇴출확률에서 음의 기간의존성을 발견했다. 그러나 Phang(1994)은 비관측 이질성을 통제할 때 취업에서 비취업으로의 이행확률에서 음의 지속기간 의존성이 사라지는 반면 비취업에서 취업으로의 이행확률에서는 여전히 진정한(true) 음의 기간지속성이 존재한다고 하였다. 취업에서 비취업으로의 이행확률에서 기간의존성이 사라지는 것은 표본집단이 비취업으로의 이행행태에서 매우 이질적임을 암시한다.

가설 7 : 한국여성의 첫 비취업으로의 이행확률에서 음의 기간의존성이 존재할 것이다.

### III. 추정모형과 변수

#### 1. 추정모형

여성의 첫 노동시장 퇴출행태를 분석함에 있어 분석단위는 개인이 아니라, 취업주기 또는 취업상태라는 스펠(spell)이다. 여기서 주기란 한 상태가 지속된 기간을 말하며 각 여성은 하나 이상의 주기를 가지게 된다. 한 상태에서 다른 상태로 바뀌는 것을 이행 또는 해자드(hazard)라고 하며, 그 확률을 이행확률, 전환률, 해자드율 등으로 부른다.

한 상태의 지속기간을 연속확률변수(continuous random distribution)로 이해하면 그 기간은 일정 기간이 지난 후에 어느 사건(취업, 재취업, 비경제활동상태)이 발생할 확률분포, 즉 연속기대시간 분포를 갖게 된다. 한 상태의 지속기간과 탈출확률이 독립적이라고 가정하면 이는 바로 지수분포로서 한 상태로부터의 탈출률(hazard rate)은 그 상태의 지속기간(length of spell, duration)의 역수이다<sup>31)</sup>.

31) 이에 대한 자세한 통계적 설명은 Amemiya(1985, 412-456)을 참조할 것.

해자드모형은 이와 같은 상태간 이동에 대한 통계분석방법으로서 어느 한 상태에 머무르는 기간과 이와 관련된 설명변수로 구성되므로 지속기간모형(duration model)이라고도 한다. 특히 해자드모형은 관측기간 중에 특정 상태가 발생하지 않는 우측 잘림(right censoring)이 존재하는 경우에도 우도함수에 잘린 주기(censored spell of length)를 포함시킴으로써 일치성을 상실하지 않는다는 장점이 있다.

해자드함수  $h(t)$ 는 어떤 사건이 시점  $t$ 까지 발생하지 않았다는 조건하에서 이 사건이 이 시점  $t$ 에서 발생할 조건부 순간 탈출확률인 것이다. 이를 수식으로 표현하면, 한 개인  $i$ 가 첫 취업상태에  $t$  기간동안 머물다가 그 상태에서 나갈 단위시간당 해자드(hazard)를  $h_i(t)$ 라 하고,  $T$ 를 첫 취업 상태에서의 이행이 발생할 때까지의 경과시간을 나타내는 무작위 확률변수라고 할 경우,  $h_i(t)$ 의 함수는 다음과 같다.

$$h_i(t | x_i(t)) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_i [t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t, x(t)]}{\Delta t} \quad (1)$$

여기에서  $X(t)$ 는  $h_i(t)$ 를 결정하는 변수들의 시간  $t$ 에 측정된 값이다. 함수 (1)은 개인  $i$ 가 첫 취업상태에  $t$  기간동안 머무른 후,  $\Delta t$ (여기서는 단위시간인 1년)만큼의 시간이 더 경과하기 전에 그 상태에서 나갈 확률로서 개인  $i$ 의 그 당시의  $X$ 값, 즉  $X(t)$ 를 조건으로 하는 조건부 확률이다. 이 때 독립변수는 가변변수(time-varying covariates,  $X1$ )와 고정변수(time-fixed covariates,  $X2$ )로 나눌 수 있으며  $X1$ 에는 시간과 함께 그 값이 변하는 나이, 생애주기, 총 취업 기간, 직업 관련 변수(직종, 임금) 등이 포함된다.  $X2$ 에는 시간경과에도 불구하고 그 값이 변하지 않는 가족배경, 최종학력 등이 해당된다.

해자드함수는 사건 발생시기의 확률분포를 묘사하는 방법이므로 모든 해자드함수는 대응되는 확률분포를 가진다. 본고에서는 해자드함수를 추정함에 있어 해자드의 분포가 특정한 형태를 띤다고 가정하는 모수적 접근(parametric model of duration)을 취한다. 가장 단순한 분포형태는 해자드율이 지속기간과 관계없이 일정한 지수분포를 갖는 것으로 구체화하면 해자드함수는 다음과 같이 표시된다.

$$h(t) = \exp(X' \beta) \quad (2)$$

이와 같은 지수적 방식은 비음의 해자드율을 보장하기 때문에 대부분의 실증연구에서 널리 사용되어 왔으나, 해자드율은 기간이 지속됨에 따라 변화할 수 있으므로 사실 비현실적인 가정이다. 이에 Lancaster(1979)는 다음과 같이 지수분포를 이용하되 탈출확률이 시간에 따라 변화

하는 와이불(weibull) 분포함수를 도입했다.

$$h(t) = \alpha t^{(\alpha-1)} \exp(X'\beta) \quad (3)$$

여기서  $\alpha$ 가 1보다 크면(작으면) 탈출확률은 시간이 흐름에 따라 증가(감소)하는 즉 정(부)의 시간의존도(duration dependence)를 갖게 된다. 만약  $\alpha$ 가 1이면, 탈출확률은 시간에 관계없이 일정하고 해자드함수는 식(2)와 같이 통상적인 지수함수로 환원한다<sup>32)</sup>.

그러나 이행확률의 기간의존성이 입증된다 해도 이 시간의존성은 진실한 것이 아닐 수 있다. 즉 실질적으로는 기간분포가 지수분포임에도 불구하고 회사의 이윤, 경제상황, 개인의 위험에의 태도, 성실성 등 관찰되지 못한 이질성(unobserved heterogeneity)으로 인해 기간의존성이 존재하는 것처럼 나타나는 가성적 기간의존성(spurious duration dependence)일 수 있다는 것이다. Lancaster(1979)는 통상의 회귀모형에서와 같은 교란항을 포함시킴으로써 개인의 관찰되지 않는 특성을 감안한 해자드모형을 제시하였다. 즉

$$h(t) = \nu \exp(X'\beta) \alpha t^{(\alpha-1)} \quad (4)$$

으로  $\nu$ 는 평균이 1, 분산이  $\sigma^2$ 인 감마분포를 따르는 교란항이다. Lancaster는 이 모형을 실업탈출확률모형에 적용시켰는데, 와이불분포함수를 이용한 추정결과에서는 탈출확률이 유의적인 負의 시간의존도( $\alpha=0.77$ )를 갖는 것으로 나타났으나 비관측 특성을 고려할 경우 이 값은 0.9로서 좀 더 1에 근접함으로써 탈출확률에서 존재하는 시간의존성은 가성적임을 보였다.

본고는 첫 비취업으로의 이행확률 결정요인을 추정할 때, 가변변수를 통합하고 또한 지속기간 의존성과 비관측 이질성을 통합할 수 있도록 Lancaster(1979)가 제안한 모수적 해자드모형을 따라 기본해자드 모형을 확장시킬 것이다.

## 2. 변수

본고의 종속변수는 첫 취업주기로서 최종학교 졸업이후 취업이 시작된 해부터 시작해서 노동시장을 퇴출하기 직전의 해까지 했수이다. 4,109명의 조사대상자중 조사시점까지 취업한 경험이 없는 709명을 제외한 3,400명의 첫 취업주기에 대한 해자드 분석을 실시한다. 첫 취업이 지속된 기간의 평균값은 9.6년으로 나타난다.

32) 이밖에 이행확률의 시간의존도를 고려하기 위해 Tuma(1976)가 제시한 모형은  $h(t) = X'\beta + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2$  형태의 선형 해자드함수인데, 이 함수는 실증분석시 해자드가 음이 될 수 있는 결함이 있다.

설명변수는 관측기간 이전에 이미 결정되기 마련인 본인의 출생연도, 학력과 같은 고정변수와 그렇지 않은 가변변수로 나뉜다. 먼저 세대효과를 통제하기 위해 조사대상자를 동년배층으로 군집화하였다. 조사대상자는 15세에서 64세까지 분포하므로 10대에서 60대에 이르기까지 총 6개 동년배층으로 나눌 수 있지만, 청년층과 고령층의 범주를 단순화하여 20대 이하(1972년 이후 출생세대), 30대(1962-71년 출생세대), 40대(1952-61년 출생세대), 50대 이상(1951년 이전 출생세대)의 4개 출생세대(cohort)를 만들었다. <표 1>은 이와 같은 범주에 따라 분석모형에 포함된 변수들의 정의와 기초통계량을 보여준다.

<표 1> 첫 노동시장 퇴출요인의 추정에 사용된 변수의 정의와 평균값

변 수		정 의	빈도/평균
출생 코호 트	COHORT1 (20대 이하)	1972년 이후 출생(20대 이하)이면 준거집단	16.2%
	COHORT2 (30대)	1962-71년생(30대)이면 1	29.8%
	COHORT3 (40대)	1952-61년생(40대)이면 1	28.6%
	COHORT4 (50대 이상)	1952년 이전 출생(50대 이상)이면 1	25.4%
인적 자본	EDU1 (중졸 이하)	중졸이하이면 준거집단	33.1%
	EDU2 (고졸)	고졸이면 1	43.3%
	EDU3 (전문대졸 이상)	전문대졸 이상이면 1	23.6%
	SKILL (자격증 소지)	자격증 소지자이면 1	32.0%
직업 관련	OCC1 (전문직)	퇴출전 직종이 전문직이면 준거집단	9.6%
	OCC2 (준전문직)	준전문직이면 1	6.4%
	OCC3 (사무직)	사무직이면 1	27.9%
	OCC4 (판매·서비스직)	판매·서비스직이면 1	23.0%
	OCC5 (생산직)	생산직이면 1	22.2%
	OCC6 (농어업직)	농어업직이면 1	11.0%
	STATUS1 (상용직)	퇴출전 종사상지위가 상용직이면 준거집단	62.9%
	STATUS2 (임시·일용직)	임시·일용직이면 1	12.2%
	STATUS3 (자영·고용주)	자영·고용주이면 1	10.9%
	STATUS4 (가족종사자)	가족종사자이면 1	14.0%
생애 주기 변수	Mar (기혼)	첫취업시 기혼이면 1	50.8%
	Birth (출산)	출산이면 1	41.5%
	Under_6 (6세미만 자녀)	6세미만 자녀 있으면 1	6.9%
CENSOR (관측단절)		첫취업주기가 취업력의 마지막 주기이면 0	0.62

가변변수란 직종, 결혼여부, 출산여부, 6세미만 자녀 유무 등 관측기간 동안 변화되는 값을 말한다. 본 연구는 최종학교를 졸업한 이후 첫 취업 상태에서 비취업상태로의 이행을 분석하고 있으므로 일부 독립변수는 이러한 주기가 발생한 시점의 상태를 반영하여야 할 것이다. 가변변수들의 효과를 고려함에 있어 발생하는 문제는 하나의 취업상태가 지속되는 기간동안에도 이들 변수가 변화할 수 있다는 것이다. 즉 취업이 지속되는 동안 연령이 변하는 것은 물론이고, 결혼·출산 등으로 인해 가족 생애주기가 변할 수 있다. 또 한 직종에서 다른 직종으로 이동함으

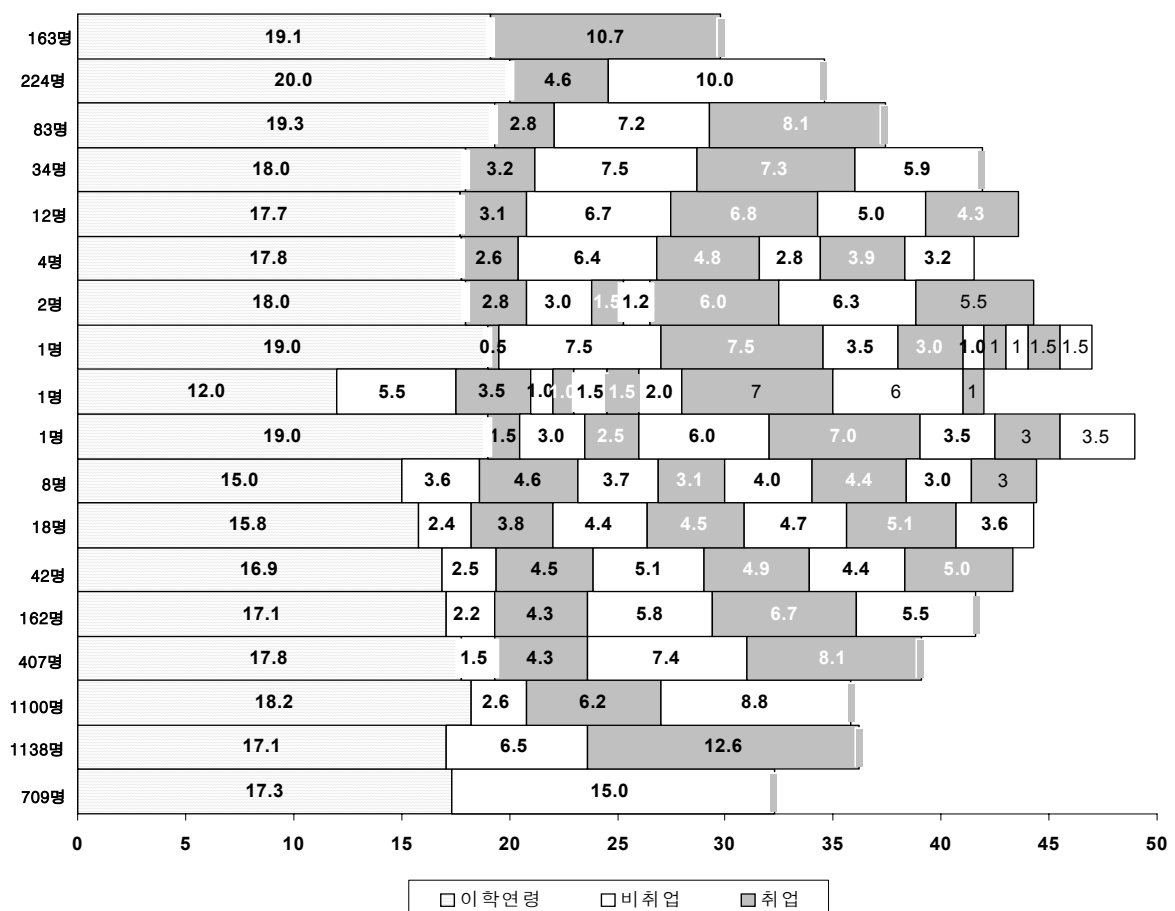
로써 직종도 변화할 수 있다. 본고에서는 첫 퇴출 전까지의 혼인상태, 출산상태, 6세 미만 자녀의 유무를 기준으로 가변변수를 처리하였고, 직종과 종사상 지위는 첫 퇴출 직전의 직종과 종사상 지위로 하였다.

## IV. 분석결과

### 1. 여성취업의 연속성

본고는 한국여성의 동태적 노동공급이 대체로 불연속적이지만 개인별로 불연속의 정도는 다양할 것으로 예상하였다(가설 1). 가설 1의 검증을 위해 이학 후 관측시점까지의 최대 50년에 이르는 생애기간을 취업과 비취업 상태로 분류하고 두 상태가 어떻게 교차하는지를 살펴보았다.

[그림 2] 이학이후 취업과 비취업상태의 분포유형 및 평균 지속기간



[그림 2]는 여성의 생애기간 동안 취업과 비취업상태가 분포하는 유형과 각 주기의 평균 지속기간을 보여준다. 최종학교 졸업이후 관측시점까지 내내 취업상태인 여성이 4.0%(163명)인 반면, 내내 비취업상태인 여성은 17.3%(709명)이다. 나머지 87.9%에 해당하는 여성은 한번 이상의 취업 또는 비취업주기를 경험하는데, 최대 5번의 취업주기와 5번의 비취업주기가 교대하는 여성도 있다. 조사대상 여성의 절반 이상이 17.1세에 학교를 떠난 후 6.5년간 비취업상태에 있다가 23.6세에 입직하여 현재까지(만 36.2세) 취업상태에 있는 유형(1,138명, 전체의 27.7%)이거나, 18.2세에 졸업한 후 2.6년간 비취업상태에 있다가 20.8세에 노동시장에 진입하여 6.2년간 머문 후 27.0세에 노동시장을 퇴출하여 현재 연령까지(만 35.8세) 비취업 상태에 머무는 유형(1,100명, 26.8%)에 해당한다.

<표 2>는 표본의 취업, 비취업주기의 분포를 보여준다. 이 표에 따르면 전체 응답자 4,109명은 관찰기간 동안 총 6,009번의 비취업주기와 4,279번의 취업주기를 경험하였다. 따라서 개인당 각각 1.46번의 비취업주기와 1.04번의 취업주기를 경험한 셈이 된다. 취업주기와 비취업주기는 각각 최대 5회까지 나타나지만, 차수가 증가할수록 평균 지속기간이 급격하게 짧아진다. 첫 번째 취업주기는 평균 9.6년간 지속되었고, 비취업주기는 11.5년 지속됨으로써 비취업주기의 절대수가 많은 한편 평균기간도 길어, 여성의 생애에서 비취업상태의 누적치가 취업주기의 합보다 클 것을 예상할 수 있다. 첫 번째 취업주기의 지속기간별 분포를 보면 절반가량이 5년 이하의 지속기간을 갖고 있고 나머지 절반은 6년에서 50년에 걸쳐 산포되어 있다.

<표 2> 여성의 취업·비취업주기의 특성

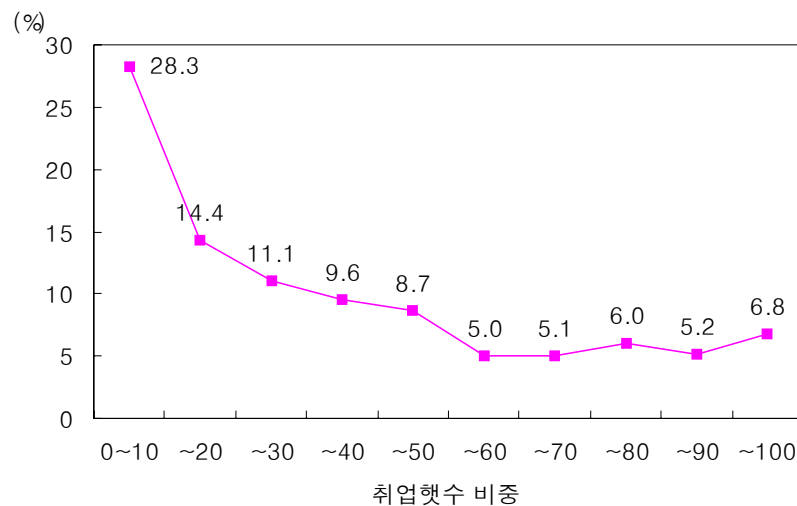
		취업주기			비취업주기		
		사례수	평균기간	%	사례수	평균기간	%
첫번째 주기		3,400 스펬	9.6년	100.0	3,946 스펬	11.5년	100.0
지속 기간의 분포	1년			8.9			26.1
	2년			9.1			12.7
	3년			11.2			7.0
	4년			10.0			4.6
	5년			9.6			3.0
	6-10년			25.5			9.9
	11-20년			12.1			13.8
	21년이상			13.8			23.0
두번째 주기		775 스펬	6.4년		1,792 스펬	9.5년	
세번째 주기		89 스펬	4.7년		239 스펬	4.7년	
네번째 주기		13 스펬	4.8년		29 스펬	2.9년	
다섯번째 주기		2 스펬	1.5년		3 스펬	2.3년	
계		4,279 스펬			6,009 스펬		

최종학교를 졸업한 4,109명 여성의 이학 후 관측시점까지의 헛수는 평균 21.3년이다. 그런데 이 기간중 실제로 취업한 헛수(취업상태의 누적기간)는 8.2년으로 총 기간의 38.5%에 해당한다. 여성집단이 동질적이라면 이 평균값을 개별 여성의 값으로 간주하여 평균적으로 여성은 취업가능한 생애기간 중 40% 정도의 기간만 취업한다고 할 수 있을 것이다. 이 문제는 노동공급의 측면에서 여성 집단이 얼마나 동질적인가의 관련된다.

이학 후 현재까지의 생애기간중 취업활동에 참가한 헛수가 차지하는 비중이 어떻게 분포하는지를 살펴보면 여성의 노동공급에서의 이질성 정도를 보다 명확히 알 수 있다. [그림 3]에서 취업기간의 비중이 10% 이하인 여성이 28.3%에 이른다. 반대로 결혼이후 기간 대비 취업기간의 비중이 91%이상인 연속취업형이 6.8%이다. 나머지 64.9%는 불연속취업형으로 취업기간의 비중이 11%에서 90%에 이르기까지 다양하게 나타난다. 연속취업형에 해당하는 여성이 많지 않아 취업기간의 비중 분포가 Heckman & Willis(1977)에서처럼 U자형으로 나타나지는 않지만, 여성집단 내에서 취업기간의 비중이 매우 산포되어 있음을 파악하기에는 큰 무리가 없다.

이상의 결과는 우리나라 여성의 취업경력이 상당히 불연속적이고 또 이질적임을 보여줌으로써 가설 1을 지지한다. 그간 여성의 경제활동참여 증가는 취업연속성의 향상에 의해 기인한 것이 아니라 취업경력이 짧은 신규 진입자의 증가에 의한 것임을 암시한다.

[그림 3] 여성의 이학 후 취업헛수의 비중 분포





## 2. 첫 노동시장 퇴출의 결정요인

여성의 첫 비취업으로 이행률에 관한 가설을 검증하기 위한 분석모형은 설명변수들을 확대해 가는 위계적 모형들로서 총 다섯가지이다. 모형 1은 출생코호트, 학력 및 자격증 소지 유무 등 인구학적 특성과 인적자본 변수만을(모두 시간고정변수) 통제하여 추정한다. 모형 2는 여기에 퇴출 직전의 직종과 종사상 지위 변수를 추가한 것이고, 모형 3은 여기에 다시 첫 취업주기에 서의 혼인 상태, 출산상태, 6세미만 자녀 유무 등 생애주기 관련 변수(가변변수)를 포함한 것이다. 모형 4 및 모형 5는 지속기간 종속성의 존재와 방향을 파악하고, 또 기간종속성이 비관측 이질성으로 인한 가성적 관계(spurious)인지를 검증하기 위해 확대한 모형이다. 각 모형의 추정 결과는 <표 3>에 제시되어 있다.

여기에서는 첫 취업상태에 머문 기간이 이행률로 전환되어 추정되기 때문에 계수값이 양이면 해당 변수의 값의 증가와 더불어 비취업상태로의 이행률이 증가하고(즉 취업상태의 지속기간이 짧아지고), 음이면 해당 변수값의 증가와 더불어 이행률이 감소하는(첫 취업상태의 지속기간이 길어지는) 것을 의미한다.

### 가. 모형 1

모형 1은 출생코호트와 인적자본 변수만을 고려한 단순모형이다. 먼저 세대효과를 보면, 준거 연령층인 20대 이하에 비해 30대 여성의 첫 취업주기가 더 길게 유지되나 통계적으로 유의한 수준이 아니다. 반대로 준거연령층에 비해 40대의 취업지속기간은 짧아지는 한편 그 이후 연령 층의 경우 다시 취업지속기간이 길어지는 등 비선형 관계가 나타난다. 이후 모든 변수들이 포함되고 또 지속기간 의존성, 비관측 이질성이 통제된 완전 모형에서 모든 연령집단의 추정치는 통계적 유의성을 상실한다. 최근 출생코호트로 올수록 취업단절을 기피하여 취업연속성이 증대 되고 있다는 기대와 달리, 여성의 노동시장 퇴장행위에서 세대간 차이가 나타나지 않는다. 따라서 최근 세대일수록 첫 비취업으로의 이행률이 낮아진다는 가설 2는 지지되지 않는다.

학력의 경우는 상당히 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 일단 연령과 생애주기를 통제한 이 모형에서 여성의 학력은 취업지속기간을 짧게 하는 것으로 나타난다. 즉 고학력일수록 비취업으로의 이행률이 높다. 이것은 일반적인 인적자본이론에서 기대하는 결과에 배치되는 것이며, 또한 미국 등 서구여성에서 나타나는 노동이동에서의 학력효과와도 배치된다. 이 추정결과는 이후 직종과 생애주기 변수를 통제한 모형에서도 동일하게 유지됨으로써, 상당히 견고한(robust) 것을 알 수 있다. 북미여성의 경우 학력과 취업지속성간에는 정의 상관관계가 존재하

나, 자녀양육기에는 부의 상관관계로 방향이 달라진다고 한다. 즉 고학력 여성중 자녀양육기에 노동시장을 퇴출하는 비율이 높다는 연구결과들이 있다(Chang, 1997; Drobnic, Blossfeld, & Rohwer, 1999; Even, 1987). 그러나 우리나라의 경우, 여성의 학력과 노동시장퇴출율 간의 정적인 상관관계가 모든 생애주기에서 유의하게 나타남으로써 “여성의 학력과 첫 비취업으로의 이행률 간에는 약한 부의 상관관계가 나타나지만 생애주기에 따라 상이한 결과가 나타날 것이다”는 가설 3을 기각한다.

또한 자격증의 소지 여부도 개인의 인적자본량의 대리변수가 될 수 있다. 추정 결과, 자격증 소지자의 경우 다른 조건이 동일할 때 취업연속성이 증가하게 나타나지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 직종관련 변수를 포함시킨 모형에서 자격증 변수의 유의성이 살아나지만, 이후 생애주기 변수 등을 포함시키게 되면 통계적 유의성이 사라진다. 요컨대 여성의 인적자본 변수는 노동시장에 머물게 하는 데에는 별 영향을 미치지 못하거나 오히려 역 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

## 나. 모형 2

직종과 종사상 지위에 따라 보상체계가 달라지고, 근무강도와 승진전망 등 가시적 및 비가시적 근로조건, 고용안정성, 가정과 직장병립조치등 제도적 지원이 상이하므로 근무기간에 뚜렷한 영향을 미칠 것으로 기대된다. 모형 2는 여성들의 노동시장 이동률에 미치는 구조적인 영향을 추정하기 위해 첫 취업주기의 마지막 직종과 종사상 지위를 통제하였다.

준거집단인 전문직에 종사하는 여성들은 준전문직, 사무직, 판매서비스직, 생산직 종사자보다는 비취업으로의 이행률이 낮았다. 이와 같이 전문직 종사자의 경우 상대적으로 취업지속성이 높다는 사실은 여성이 유입되는 직종이 이후 여성취업의 안정성에 중요한 영향을 미치는 것을 확인케 한다. 흥미로운 사실은 농업부문의 종사자의 취업지속성이 전문직 종사자보다 높다는 것인데, 이는 농업이라는 산업특성과 관련된 결과로 볼 수 있다.

종사상 지위를 보면 자영업자 및 가족종사자의 취업지속성이 상용고보다 약한 것으로 나타난다. 즉 자영업과 가족종사자의 취업단절경향이 높다고 할 수 있다. 그러나 임시·일용직의 경우 상용근로자보다 취업지속성이 높게 나타나는데, 생애주기변수 등으로 추정모형을 확장시키면 임시·일용직의 통계적 유의성은 사라진다. 요컨대 상용고와 임시·일용간의 차이보다는 임금근로자와 비임금근로자의 차이가 첫 취업기간의 지속성을 결정하는 요인이라고 할 수 있으며 자영업이 일과 가사의 병행을 도와줌으로써 취업단절을 줄일 수 있다는 일반적 기대와는 다른 결과라 하겠다. 모형 2의 추정결과는 직종과 종사상 지위가 첫 비취업으로의 이행률에 유의한

영향을 미칠 것이라는 가설 4를 지지한다.

#### 다. 모형 3

모형 3은 인구학적 변수, 인적자본 변수, 직종 등을 포함한 모형에 생애주기 변수를 추가한 것이다. 추정 결과, 결혼과 출산 등 생애사건이 여성의 동태적 노동공급을 중단케 할 것이라는 예상과 달리 결혼과 첫 출산은 취업단절을 낮추는 것으로 나타났다. 한국여성개발원의 「제3차 여성취업실태자료」의 분석에서 동일한 결과를 얻은 박수미(2002)는 첫 출산이후에도 지속되던 취업상태가 두 번째 출산시점을 중심으로 급격히 중단되는 것을 설명하기 위해 두 가지 가능성을 제기하였다. 경제활동을 하다가 결혼·첫 출산을 경험한 여성들은 이후 어느 정도 취업상태를 유지하다가 두 번째 출산을 즈음하여 노동시장을 이탈하는 취업경력을 보이고, 취업 전에 결혼·출산을 한 경우는 보육 등의 역할을 어느 정도 완료할 시기까지 노동시장 진입을 연기하기 때문에 이와 같은 결과가 나타난 것으로 해석하였다.

한편 생애주기를 반영하는 또 하나의 변수인 ‘6세 미만 자녀유무’는 여성의 취업을 중단시키는 중요변수로 나타났다. 이와 같이 얼핏 상충되는 듯한 생애주기 변수에 대한 추정결과는 자녀별 출산과 양육의 생애 사건을 입체적으로 배치함으로써 설명가능하다. 이제 우리나라 여성이 결혼이나 첫 자녀 출산 직후 취업을 중단하는 단계는 지난 것 같다. 출산 직후 취업을 계속 하던 여성들이 양육역할의 가중 및 둘째 자녀의 출산 등으로 취업을 중단하는 것이 아닌가 싶다. 본 추정에서처럼 6세 미만 자녀의 유무가 비취업으로의 이탈률을 유의하게 높이는 것을 감안할 때, 자녀출산이후 취업을 지속하는 기간은 몇 년되지 않을 것으로 판단된다.

따라서 결혼이나 출산 자체는 여성의 취업지속성에 영향을 미치지 않고, 자녀양육이라는 보육부담이 여성의 퇴출을 야기하는 요인이라 하겠다. 이에 따라 “결혼과 출산의 생애사건은 첫 비취업으로의 이행률을 높인다”라는 가설 5는 기각되는 반면, “6세미만 자녀의 존재는 첫 비취업으로의 이행률을 높인다”라는 가설 6은 지지된다.

본 추정결과는 매우 의미있는 정책시사점을 제시한다. 많은 여성들이 결혼·출산의 시점을 경과한 후, 보육이라는 이중역할의 부담으로 인해 노동시장에서 퇴출하고 있는 만큼, 우리나라 여성의 취업연속성을 제고하기 위해서는 정책중심이 결혼퇴직제의 철폐, 유급 출산휴가의 보장으로부터 보육서비스의 다양화와 확충, 육아휴직의 연장 및 탄력성 제고로 이동해야 함을 암시한다.

## 라. 모형 4와 모형 5

모형 4와 모형 5는 지속기간 종속성의 존재와 방향을 파악하고 비관측 이질성 계수를 추정함으로써 기간의존성이 가성적인지의 여부를 검증하려는 것이다. 먼저 모형 4에서는 Lancaster (1979)가 한 것처럼 취업지속기간의 분포가 와이블 분포를 갖는다고 가정하고 비취업 이행률의 기간지속성을 검증하였다. 모형 4의 계수추정치는 균제상태의 가정하에 이행률이 지속기간의 길이에 관계없이 일정하게 나타나는 지수분포를 상정한 해자드 함수 추정치와 크게 다르지 않다. 다만 와이블계수가 0.5로서 1보다 작고 또 통계적으로 유의하다. 따라서 취업이 지속될수록 이행률이 감소하는 負의 기간지속성(negative duration dependence)이 나타난다.

모형 4에서 나타난 부의 시간의존성은 성실성, 취업에 대한 애착, 근로조건 등 관측되지 않은 설명변수의 이질성(unobserved heterogeneity)으로 인해 나타난 가성적 관계(spurious duration dependence)일 수 있다. 이럴 경우 추정된 해자드는 실제로 지속기간과 무관함에도 불구하고 마치 지속기간의 길이에 따라 이행률이 변화하는 것으로 나타나는 가성적인 것이고 따라서 추정치들은 편의된다. 이에 Lancaster(1979)의 방식을 좇아 와이블 함수에 관측되지 않은 이질성을 나타내는 평균이 1이고 분산이 2인 감마분포(gamma distribution)를 추정한 결과가 모형 5이다.

표본의 비관측 특성을 고려할 경우,  $\Gamma$ (gamma scale parameter)가 0.74로서 첫 취업에서 비취업으로의 이행확률에서 음의 기간의존성이 여전하여 진정한(true) 음의 기간의존성이 존재하는 것으로 추정된다. 즉 노동시장 퇴출률의 기간의존성이 표본집단의 비관측 이질성을 제대로 통제하지 못해 나타난 가성적 결과가 아니라, 취업상태가 지속될수록 실제로 노동시장 퇴출확률이 줄어드는 것을 의미한다. 따라서 한국여성의 첫 비취업으로의 이행확률에서 음의 기간의존성이 존재할 것이라는 가설 7은 지지된다.

비관측 이질성을 통제할 때, 그 동안 부분적으로 존재하던 세대효과가 완전히 사라지는 것을 볼 수 있다. 그 밖의 변수의 계수추정치에는 변화가 없다. 우리나라 여성은 세대별로 취업지속성이 증가하거나 감소하는 등 비선형적 관계를 나타내었는데, 비관측 특성을 통제하는 경우 모든 세대의 부호가 양으로 바뀌지만 통계적 유의성이 없기 때문에 큰 의미를 부여할 수 없다. 따라서 최근 세대일수록 취업연속성이 증가하는 추이가 나타난다고 할 수 없다.

<표 3> 첫 취업 지속기간(첫 퇴출 이행률) 추정 결과

변 수		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
		계수(s.d.)	계수(s.d.)	계수(s.d.)	계수(s.d.)	계수(s.d.)
인구 학적 특성 / 인적 자본	60년대 출생	-0.087(0.073)	-0.041(0.074)	0.140(0.074)	0.055(0.050)	0.077(0.050)
	50년대 출생	0.547(0.070)***	0.293(0.071)***	0.065(0.071)	0.135(0.047)**	0.070(0.049)
	40년대 출생	-0.840(0.095)***	-0.429(0.097)***	0.201(0.096)*	-0.041(0.064)	0.061(0.066)
	고졸	0.655(0.068)***	0.414(0.073)***	0.255(0.073)***	0.188(0.049)***	0.187(0.051)***
	전문대졸이상	0.621(0.080)***	0.511(0.098)***	0.506(0.099)***	0.341(0.065)***	0.381(0.067)***
	자격증 소지	0.097(0.052)	-0.129(0.055)*	-0.084(0.054)	-0.054(0.036)	-0.060(0.038)
직종 변수	준전문직		0.374(0.118)**	0.228(0.117)*	0.145(0.078)	0.233(0.080)**
	사무직		0.493(0.100)***	0.337(0.100)***	0.238(0.067)***	0.239(0.067)***
	판매서비스직		0.298(0.119)*	0.274(0.117)*	0.177(0.078)*	0.223(0.079)**
	생산직		0.563(0.117)***	0.495(0.116)***	0.347(0.078)***	0.363(0.079)***
	농림직		-0.248(0.168)	-0.265(0.171)	-0.283(0.112)*	-0.320(0.111)**
	임시·일고 자영·고용주 가족종사자		-0.267(0.129)* 0.995(0.099)*** 0.905(0.111)***	-0.095(0.130) 0.626(0.099)*** 0.876(0.110)***	-0.043(0.086) 0.470(0.067)*** 0.595(0.073)***	-0.073(0.084) 0.448(0.067)*** 0.663(0.074)***
생애 주기 관련	기혼 출산 6세미만 자녀			-0.230(0.065)*** -1.546(0.088)*** 0.675(0.112)***	-0.157(0.043)*** -1.155(0.059)*** 0.537(0.074)***	-0.202(0.047)*** -1.126(0.060)*** 0.566(0.074)***
와이블계수(III)					0.501***	
IV						0.740***
Likelihood Ratio / Log Likelihood		512.5	1091.0	1801.9	-3248.9	-3208.1

주: \*는 5%, \*\*은 1%, \*\*\*은 0.1% 유의수준임.

## V. 결론 및 시사점

본고는 우리나라 여성의 동태적 노동공급에 대한 이해를 높이고자, 생애에 걸친 한국여성의 경제활동참가유형은 어떠한 것이며, 첫 노동시장 이동을 결정하는 요인은 무엇인지를 규명하는데 그 목적을 두었다. 본고는 첫 비취업으로의 이행확률 결정요인을 추정하기 위해 가변변수를 통합하고, 또한 지속기간 의존성과 비관측 이질성을 통합할 수 있도록 Lancaster(1979)의 방식을 따라 기본해자드 모형을 확장시켰다. 분석자료는 한국여성개발원에서 2001년 11월-12월에 실시한 『제4차 여성취업실태조사』 결과이며, 최종분석대상은 표본가구에 거주하는 15세 이상 65세 미만의 여성 중 재학생을 제외한 4,109명이다.

먼저 노동공급 행태의 이질성을 파악하고자 여성의 이학 후 관측시점까지의 최대 50년에 이르는 생애기간을 취업과 비취업 상태로 분류하고 두 상태가 어떻게 교차하는지를 살펴보았다. 그 결과 한국여성의 동태적 노동공급이 매우 불연속적이며, 개인별로 불연속의 유형이 다양하다는 것을 발견하였다. 최종학교 졸업이후 관측시점까지 내내 취업상태인 여성이 4.0%(163명)인 반면, 내내 비취업상태인 여성은 17.3%(709명)이다. 나머지 87.9%에 해당하는 여성은 한번 이상의 취업 또는 비취업주기를 경험하는데, 최대 5번의 취업주기와 5번의 비취업주기가 교대하는 여성도 있다. 최종학교를 졸업한 4,109명 여성의 이학 후 관측시점까지의 햇수는 평균 21.3년인데, 이 기간중 실제로 취업한 햇수는 8.2년으로 총 기간의 38.5%에 해당한다. 이 취업기간의 비중 또한 정규분포를 나타내지 않고 매우 산포되어 있다.

여성의 첫 노동시장 퇴출을 결정하는 요인은 무엇인가. 먼저 여성의 학력은 생애주기에 관계없이 일관되게 그리고 통계적으로 유의하게 취업지속기간을 짧게 하는 것으로 나타나 인적자본 이론의 기대와 배치된다. 지식경제에서 고학력 여성의 지속적인 경력개발이 요구될 전망이지만, 이들의 취업지속성을 제고시킬 수 있는 방안을 마련하기가 쉽지 않을 것임을 예고한다.

전문직에 종사하는 여성일수록 비취업으로의 이행률이 낮았다. 이와 같이 전문직 종사자의 취업지속성이 높다는 사실은 여성이 유입되는 직종이 이후 여성취업의 안정성에 중요한 영향을 미치는 것을 확인케 한다. 흥미로운 사실은 농업부문의 종사자의 취업지속성이 전문직 종사자보다 높다는 것인데, 이는 농업이라는 산업특성과 관련된 결과로 볼 수 있다. 취업시의 종사상지위 또한 유의한 영향을 미치는데, 자영업자 및 가족종사자의 취업지속성이 임금근로자보다 약한 것으로 나타난다. 자영업이 일과 가사의 병행을 도와줌으로써 취업단절을 줄일 수 있다는 일반적 기대와는 다른 결과라 하겠다.

생애사건은 여성의 취업지속성에 강력한 영향을 미치는 요인으로 기대되지만, 본고의 추정결과에서는 결혼과 첫 출산 자체가 노동시장 퇴출을 초래하지 않았다. 반면 ‘6세 미만 자녀유무’는 여성의 취업을 중단시키는 중요변수로 나타났다. 이 결과들은 일견 상충되는 듯하지만, 생애사건의 유형에 따라 여성 취업의 중단 효과를 세분함으로써 이해할 수 있다. 즉 우리나라 여성이 결혼이나 첫 자녀의 출산 직후 취업을 중단하는 단계는 지난 것 같다. 출산이후에도 취업을 계속하던 여성들이 양육역할의 가중 및 둘째 자녀의 출산 등으로 취업을 중단하는 것으로 보인다. 따라서 결혼이나 출산 자체보다는 자녀양육이라는 보육부담이 여성의 퇴출을 야기하는 요인이라 하겠다. 본 추정결과는 매우 의미있는 정책시사점을 제시한다. 많은 여성들이 결혼·출산의 시점을 통과한 후, 보육부담이라는 장애에 부딪혀 노동시장에서 퇴출한다. 따라서 우리나라 여성의 취업연속성을 제고하기 위해서는 결혼이나 출산 시점에 개입하는 정책에서부터 출산 이후 양육부담을 완화하는 정책으로 그 중심이 이동해야 함을 암시한다. 예컨대 결혼퇴직제의

철폐, 유급 출산휴가의 보장보다는 보육서비스의 다양화와 확충, 현행 1년의 육아휴직기간의 연장 및 신축성 제고, 육아기간 내 경력단절과 숙련마모를 방지하기 위한 단축근무제도의 도입 등의 정책개발에 무게가 실려야 할 것이다.

첫 퇴출로의 이행률은 負의 기간지속성을 나타낸다. 즉 취업이 지속될수록 퇴출할 확률이 줄어든다. 이러한 부의 시간의존성은 성실성, 취업에 대한 애착, 근로조건 등 관측되지 않은 이질성으로 인해 나타난 가성적 관계일 수 있는데, 비관측 이질성을 통제한 이후에도 負의 기간의존성이 여전하여 진정한(true) 음의 기간의존성이 존재하는 것으로 추정된다.

또한 비관측 이질성을 통제할 때, 그 동안 부분적으로 존재하던 세대효과가 완전히 사라지는 것을 볼 수 있다. 그 밖의 변수의 계수추정치에는 변화가 없다. 우리나라 여성은 세대별로 취업지속성이 증가하거나 감소하는 등 비선형적 관계를 나타내었는데, 비관측 특성을 통제하는 경우 모든 세대의 부호가 양으로 바뀌지만 통계적 유의성이 없다. 따라서 최근 세대일수록 취업연속성이 증가하는 추이가 나타난다고 할 수 없다. 전술한 바와 같은 여성의 취업지속성에 대한 기술적인 분석 결과에 더하여 이 추정결과는 그간 여성의 경제활동참여 증가가 취업연속성의 향상에 의해 기인한 것이 아니라 취업경력이 짧은 신규 진입자의 증가에 의한 것임을 암시한다.

여성이 취업연속성 면에서 이질적이라는 사실은 이론적·정책적으로 시사하는 바가 적지 않다. 먼저 이론적인 암시점은 노동공급에 관한 대표적인 통계치인 경제활동참가율이 여성의 노동공급에서의 특징과 추세변화에 대한 정확한 정보를 제공할 수 없다는 것이다. 예컨대 특정시점에서 100명의 여성중 40명이 취업 또는 실업상태이면 경제활동참가율은 40%인데, 문제는 여성집단이 동태적으로 볼 때 매우 이질적이라는 것이다. 즉 연속취업자, 불연속취업자, 비취업자가 섞여 있다. 따라서 우리나라에서 산업화 이후 여성의 경제활동참가율이 증가하는 추세가 나타나고 있지만, 이것이 연속취업자의 증가로 인한 것인지 불연속취업자의 증가로 인한 것인지를 경제활동참가율의 추이만 갖고는 구별할 수가 없다. Hakim(1991)이 주장하듯이 경제활동참가율이 갖는 한계를 보완하기 위해 연속취업자의 비중 등 새로운 노동공급 통계치의 개발이 요구된다.

여성이 이질적이라는 사실은 정책적으로도 중요한 암시점을 갖는다. 여성이 노동공급의 연속성 측면에서 매우 이질적이므로 고용주들은 직업훈련 등 인적 자본을 투자하려 할 때 어떤 여성이 연속적 취업행태를 나타낼 것인지를 가리기 어렵다. 고용주가 합리적일 경우에도 잠재적 연속취업자를 가려내려는 노력을 투하하기보다는 여성전체를 단속적 취업자로 간주하여 인력배치, 직업훈련의 기회제공 등에서 차별을 하게 된다. 뿐 아니라 취업을 중단하게 되면 재진입하기가 쉽지 않고, 또 재진입시 하향 직종이동을 경험하는 등 값비싼 비용을 치르는 것이 현실이

다. 따라서 연속취업자의 비중을 증가시킬 수 있는 정책이 여성의 노동시장내 지위 상승을 위해 매우 중요한 과제로 부각된다.

마지막으로 전문직 여성의 퇴출률이 낮다는 추정결과로부터 지속적 경력개발이 이루어지는 직종으로의 진입은 여성의 취업연속성을 늘리는 지름길이 될 것으로 기대한다. 따라서 여성의 전문직 진출을 지원하는 정책은 여성취업 경력을 개선하는데 의미있는 성과를 낼 것이다. 향후 우리나라의 산업구조가 지식집약화되면 전문직에 대한 수요도 증가할 것으로 예상되는 만큼, 우호적인 여건이 실질적인 결실을 도출할 수 있도록 여성의 전문직 진출을 강화할 수 있는 구체적 전략을 모색할 시점이라 하겠다.

## 참고문헌

- 김영옥. 1998. 「여성 취업력의 동태적인 변화 분석」. 한국여성개발원.
- 김영옥. 1993. “여성의 불연속적 취업과 직종이동.” 『여성연구』 제11권, 제4호.
- 박수미. 2002. “한국여성들의 첫 취업 진입·퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향.” 『한국사회학』 제36집. 2호. 145-174.
- 방하남. 1996. “여성노동력의 노동시장 전이과정의 동태적 분석: 미국 젊은 여성들의 경우.” 『한국사회학』 제30집. 봄호. 93-124.
- 이재열. 1996. “여성의 생산노동과 재생산 노동의 상호연관성이 취업에 미치는 영향에 관한 경험적 연구.” 『한국인구학』 제 19권 제 1호. 한국인구학회. 1-45.
- Amemiya, T. 1985. Advanced Econometrics. Cambridge, Mass: Havard University Press.
- Becker, G. 1965. "A Theory of Allocation of Time." The Economic Journal. 75. 493-517.
- Ben-Porath, Y. 1973. "Labor Force Participation Rate and the Supply of Labor." Journal of Political Economy. 14-1. 100-125.
- Blank, Rebecca M. 1994. "The Dynamics of Part-Time Work." NBER Working Paper Series. No. 4911.
- Blumen, Kogan & McCarthy. 1955. "The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process." Cornell Studies in Industrial & Labor Relations. Vol. 6. Ithaca. Cornell Univ. Press. Heckman & Willis(1977, 28-29)에서 재인용.
- Bowen, W. and T. Finegan. 1969. The Economics of Labor Force Participation. Princeton: Princeton University Press.
- Browning, M. 1992. "Children and Household Economics Behavior." Journal of Economic Literature. 30. 1434-1475.



- Chang, Jiyeun. 1997. "Labor Force Withdrawal and Entry Surrounding First Childbirth of Married Women" (Dissertation). Univ. of Wisconsin.
- Desai, S. and L. J. Waite. 1991. "Women's Employment During Pregnancy and After the First Birth: Occupational Characteristics and Work Commitment." *American Sociological Review*. 56: 551-566.
- Dewit, D. 1997. "Determinants of the Time of Labor Force Transition among Ever-Married, Ever-Worked, Women in Canada" (Dissertation). Univ. of West Ontario.
- Drobnic, S., Hans-Peter Blossfeld and Gotz Rohwer. 1999. "Dynamics of Women's Employment Patterns over the Family Life Course: A Comparison of the United States and Germany." *Journal of Marriage and Family*. 61(1): 133-46.
- Ehrenberg, R. and R. Smith. 1985. *Modern Labor Economics*. Glenview: Scott, Foresman and Company.
- Even, W. 1987. "Career Interruptions Following Children." *Journal of Labor Economics*. 5-2.
- Felmlee, D. H. 1984. "A Dynamic Analysis of Women's Employment Exits." *Demography*. 21: 171-183.
- Goldin, C. 1983. "Life-Cycle Labor Force Participation of Married Women: Historical Evidence and Implications." NBER Working Paper. No. 1251.
- \_\_\_\_\_. 1990. *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. Oxford Univ Press.
- Hakim, C. 1996. *Key Issues in Women's Work : Female heterogeneity and the polarisation of women's employment*. London: Athlone.
- \_\_\_\_\_. 1991. "Grateful slaves and self-made women : fact and fantasy in women's work orientations." *European Sociological Review*. 7. 101-121.
- Heckman, J. J. 1979. "New Evidence on the Dynamics of Female Labor Supply." in *Women in the Labor Market*. (ed). by Cynthia B. Lloyd, E. Andrews, and C. Gilroy. New York: Columbia University Press.
- Heckman, J. and G. Borjas. 1980. "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions, and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence." *Economica*. 47. 247-283.
- Heckman, J. and B. Willis. 1977. "A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women." *Journal of Political Economy*. vol.85

- no.11. 27-58.
- Heckman, J. and T. McCurdy. 1980. "A Life Cycle Model of Female Labor Supply." *Review of Economic Studies*. 27. 47-74.
- Hill, M. A. 1990. "Intercohort differences in Women's Labor Market Transitions." *American Economics Review*. 80.
- Kiefer. 1988. "Economic Duration Data and Hazard Functions." *Journal of Economic Literature*. 26.
- Killingsworth, M. R. and Heckman, J. 1986. "Female Labor Supply: A Survey." In O. Ashenfelter and R. Layard (ed). *Handbook of Labor Economics*. Elsevier Science Publishers.
- Klerman, J. 1993. "Characterizing Leave for Maternity: Modeling the NLSY Data." *RAND Labor and Population Program Working Paper Series*. 93-34.
- Lancaster, T. 1979. "Econometric Models for the Duration of Unemployment." *Econometrica*. 47: 939-956.
- \_\_\_\_\_. 1990. *The Econometric Analysis of Transition Data*. New York: Cambridge University Press.
- Leibowitz, Arleen. 1975. "Education and Home production." *American Economic Review*. 64. 243-250.
- Martin, J. and Robert, C. 1984. *Women and Employment: A Lifetime Perspective*. London: HMSO.
- Moen, P. 1985. "Continuities and Discontinuities in Women's Labor Force Activity." in *Life Course Dynamics: Trajectories and Transitions, 1968-1980*. (ed). by G. Elder Jr. Ithaca. New York: Cornell University Press.
- Phang, H. 1994. "A Dynamic Study of Young Women's Labor Market Transitions over the Early Life Course: Cohort Trends, Racial Differentials and Determinants." (Dissertation). University of Wisconsin.
- Reskin, B. F. and Hartmann, H. I. 1986. *Women's Work, Men's Work: Sex Segregation on the Job*. Washington DC: National Academy Press.
- Shapiro, D. and Mott, F. 1994. "Long-term Employment and Earnings of Women in Relation to Employment Behavior Surrounding the First Birth." *Journal of Human Resources*. 29.

- Smith, J. P. 1979. *Female Labor Supply: Theory and Estimation*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- \_\_\_\_\_. 1982. "New worklife estimates reflect changing profile of labor force." *Monthly Labor Review*. 105/3. 15-20.
- Tuma, N. B. 1976. "Rewards, resources, and the rate of mobility: A nonstationary multivariate stochastic model." *American Sociological Review*. 41. 338-360.



## 한국여성의 생애 : M자형 취업곡선과 저출산력에 함의

---

박 경 숙<sup>33)</sup> (동아대학교 사회학과 교수)

---

33) \* 자료 수집 및 분석에 도움을 준 김영혜(부산대 박사과정)님께 감사의 마음을 전한다.



## I. 머리말

최근의 인구 변동은 그 동안 우리 사회에서 진행되었던 여성 생애의 역동적인 변화의 일면을 반영하고 있다. 한국 여성의 출산율은 1970년 초부터 급속히 감소하기 시작하면서, 1980년대 초반이후부터 인구대체 수준이하로 감소하기에 이르렀다(통계청, 2001). 급격한 출산력 감소의 퍼즐은 인구학자들의 주된 연구 주제가 되고 있다(권태환·김두섭, 2001; 전광희, 2002; 조남훈, 김승권, 조애저, 장영식, 오영희, 1997; 은기수, 2001). 인구학자는 출산력 감소의 직접적인 원인으로, 결혼 연령, 피임 실천, 이혼률과 같은 중간변수(intermediate variables)의 변화에 초점을 두었다(Davis & Blake, 1956; Bongaarts, 1978). 국내의 많은 연구결과도, 1970년대 초반부터 진행된 한국여성의 급격한 출산력 감소는 피임실천의 확대, 인공유산, 결혼연령 상승에 의해 주도되었다고 밝히고 있다(권태환, 1978; 권태환·김두섭, 2001). 또한 이와 같은 중간변수의 상대적 영향력은 시기에 따라 변하였다. 1990년대 이후부터 지금까지 지속되고 있는 저출산력의 제일 요인은 결혼연령의 상승에 기인한다(전광희, 2002).

일반적으로 여성의 출산, 가족 형성 행위의 급격한 변화는 여성의 경제활동의 변화와 밀접히 연관된다고 인식되고 있다. 지난 몇 십년간 남성의 경제활동참가율의 변화는 주로 인구구조의 연령구성 변화에 따른 것이며, 그 변화 양도 별로 크지 않았다. 이와는 대조적으로 여성의 경제활동참가율은 크게 변하였다. 전체 여성의 경활인구비율이 크게 증가하였고, 특히 기혼여성의 경제활동참가율이 크게 향상되었다. 이제 일은 여성 생애의 중요한 부분을 차지하게 되었다.

그런데, 여성의 노동 지위에 관한 많은 연구들은 여전히 대다수의 여성들이 노동경력이 짧으며, 성분리적인 업무나 직종에 집중되어 일하고 있다고 주장하고 있다(정영애, 1996; 강세영, 1995; 남춘호, 2001). 한국 여성의 취업곡선은 M자형을 특징으로 하고 있는데, 이는 출산, 집중적 양육기에는 노동기회가 크게 제한되고 있음을 가리킨다. 개인 행위 결정에 관한 여러 연구들도 여성의 취업이나 가족 행위사이에 부의 관계가 작용하고 있다고 지적하고 있다(이재열, 1996; 김영옥, 1999). 여성 취업 지속은 교육, 훈련, 근속기간과 같은 인적자본보다 출산, 육아와 같은 가족역할에 결정적인 영향을 받는다고 논의하고 있다(장지연, 2001).

이와 같이 행위수준에서 그리고 집합수준에서 동시에 관찰되는 노동과 가족역할사이의 부의 관계를 어떻게 설명할 수 있을까? 왜 두 역할사이에 모순, 갈등이 심한 것인가? 여성의 경제활동이 인구의 제로성장과 저출산의 원인이라면, 최적의 출산수준을 유지하기 위하여 여성의 사회참여는 근본적으로 제한될 수밖에 없는가? 아니면 여성과 남성의 동등한 사회참여를 위해서는, 가족 역할의 부정이 불가피하며, 가족해체는 피할 수 없는 선택인가? 어느 쪽을 선택하더라도, 개인적으로, 사회적으로 지불해야 하는 비용은 막대하다.

그러나, 비교 사회적 접근에서 보면, 여성의 일과 가족역할이 반드시 부정적이지는 않음을 확인할 수 있다. 우리 보다 여성의 경제활동참여율이 높지만, 출산률 수준은 우리 보다 높은 여러 사회가 지구상에 공존하고 있다. 이는 여성의 일-가족 역할 관계에 대한 맥락적 이해가 필요함을 시사한다.

이 연구에서는 여성의 일, 가족 형성 행위가 급격히 변화된 동시에, 두 역할 사이에 강한 대립 관계가 성립하고 있는 상황에서, 한국 여성은 생애과정을 통해 일, 가족 역할을 어떻게 구성하는가를 살펴보고자 한다. 생애과정을 통해 일, 가족 역할이 이행되는 방식에 대한 통시적 연구는 한국 여성에게 일과 가족이 어떠한 의미를 가지는가를 이해하는데 깊은 통찰력을 제공할 수 있다. 왜냐 하면, 일과 가족 역할 중 어느 것에 더 가치를 두느냐에 따라, 두 역할의 시간적 선후관계와 배열(sequence)에 유의한 차이가 생길 수 있기 때문이다. 연구자들은 한 시점에서 관찰된 삶의 다양성을 설명하는데 있어, 같은 시점의 공변인의 설명력이 제한된다는 것에 쉽게 공감할 것이다. 그런데, 공시적 연구의 설명력이 제한된 것은 생애사적 영향을 고려하지 못한 때문일 수 있다. 현재의 일, 가족 역할은 장기간에 걸쳐 연결된 일, 가족 역할의 연쇄고리 가운데 놓여져, 그 가치가 평가될 수 있기 때문이다. 이와 같은 배경에서, 생애 변천 과정에 대한 이해는 여성 삶의 다양성과 유사성에 대한 인과적 설명을 풍부하게 할 수 있다.

이 연구는 청중장년기 생애를 거쳐 한국 여성의 가족역할, 노동활동이 배열되는 시기와 순서를 종단적으로 분석하고 있다. 분석을 위하여 2002년 여성개발원의 ‘제 4차 여성 취업실태조사’ 자료를 활용하였다. 연구의 구체적인 주제는 다음과 같다. 첫째, 2002년 현재 15세에서 64에 이르는 여성을 대상으로 가족 역할, 노동 역할이 생애를 통해 어떻게 변하는가를 추적한다. 초혼, 자녀 출산, 첫직업, 이직, 재고용, 은퇴에 이르기까지 가족, 노동 역할의 변화과정을 분석하고, 현 여성 생애를 유형적 특성을 발견한다. 둘째, 상이한 가족-일 생애 변천과정을 밟는 여성들은 서로 어떻게 구분되는지, 이와 관련된 주요 결정 요인이 무엇인가를 분석한다. 마지막으로 위에서 분석한 한국 여성 생애의 특성에 비추어 볼 때, 현재 진행되고 있는 저출산, M자형 취업력의 사회구조적 함의를 도출하고자 한다.

## II. 선행 연구

### 1. 여성의 가족 형성 행위의 변화

한국 여성의 출산력은 크게 감소하였다. 1960-1965년에 총출산률이 6명에서 1975년에는 3.5명으로 크게 감소하였고, 1983년 이후 인구대체 수준 이하로 크게 떨어졌다(전광희, 2002). 2000년



의 총출산률은 1.47 명으로, OECD 국가의 합계출산율인 1.58명보다 상당히 낮은 것으로 나타나고 있다. 불과 몇 십년 전 만해도 과도한 인구성장이 우려되었고, 출산력을 적절한 크기로 감소하느냐가 경제성장과 사회안정에 중요한 관건이 된다고 인식하였다(박상태, 1999). 그런데, 지금은 지나친 저출산이 경제활력과 사회 재생산을 위협하고 있다고 우려하고 있다. 인구문제의 이와 같은 상극으로의 회귀는 역설적이다. 고출생, 고사망에서 저출생, 저사망으로 요약되는 인구변천은 가족, 경제, 사회구조의 커다란 변화를 수반한 혁명적 변화였다. 이제 인구감소, 정지인구, 가족해체, 인구대체 수준 이하의 저출산이라는 제 2의 인구 변천이 사회의 제반 구조에 충격을 가하고 있다.

그렇다면, 왜 여성의 출산력이 급격하게 감소하였는가? 출산력을 연구하는 국내외 인구학자들은 출산력 변화에 직접적으로 영향을 미치는 중간변수의 영향에 주목하고 있다(권태환·김두섭, 2001; 전광희, 2002; 은기수, 1997; 조남훈, 김승권, 조애저, 장영식, 오영희, 1997; Davis & Blake, 1956; Bongaarts, 1978). 중간변수는 임신, 출산, 유산과 직접적으로 관련된 변수로서, 혼인연령, 인공유산, 피임, 이혼, 사별률 등의 변수를 가리킨다. 최근 실시된 인구변동에 관한 심포지엄에서, 전광희(2002)는 중간변수의 상대적 효과에 있어서 주요한 시기적 변화를 분석하였다. 그의 분석에 따르면, 피임 실천의 확대는 1970년에서 1990년 사이 출산력 감소에 제일 큰 요인으로 작용하였다. 1990년 이전까지 출산력 감소는 유배우자의 자녀에 대한 가치나, 피임 실천과 같은 요인에 의해 진행되었다. 피임실천이 확대되고 소자녀가 지배적 이념으로 확산된 데에는 자녀의 가치, 가족 이념의 변화, 여성의 사회참여와 같은 사회적 요인이 존재하였다. 그런데, 1990년 이후 지속된 저출산력은 이전과는 다른 요인의 상대적 영향력이 신장한데 비롯하였다. 최근의 출산감소의 제일 요인은 결혼연령의 상승이다. 한국 여성의 결혼연령은 1960년 21.5세에서 2000년 26.5세로 크게 늦어지고 있다. 결혼연령이 출산률에 미치는 영향은 유배우자의 구성비 변화와, 혼인연령 변화와 출산기간의 변화에서 비롯한다. 출산은 주로 20대에서 30대 초중반에 집중되어 있는데, 20대 후반의 미혼율이 증가하면서, 전체 여성의 출산률이 크게 감소한 것이다. 또한 결혼 연령의 상승이 출산의 속도에 영향을 미쳤을 것이라는 논의가 이루어지고 있다(은기수, 2001).

## 2. M자형 취업곡선과 노동기회의 성차별

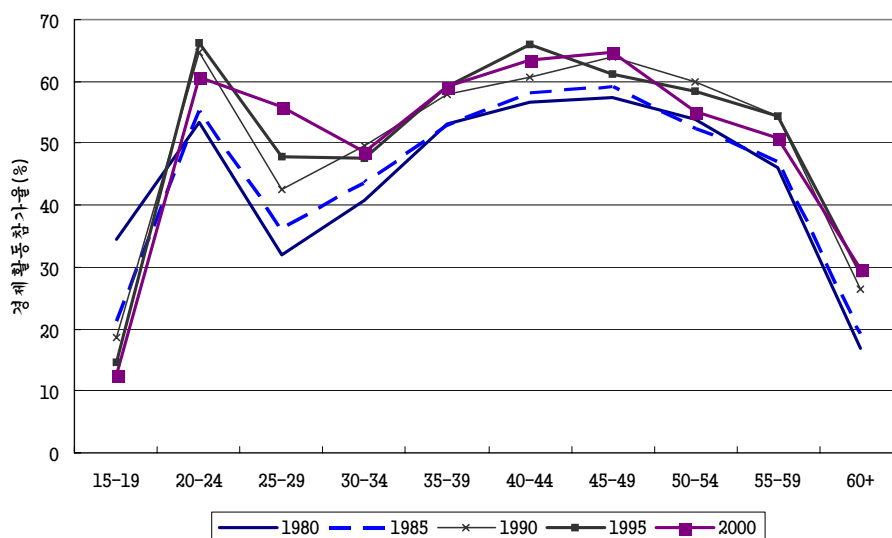
앞에서 살펴보았듯이, 기혼여성의 출산률 감소와 결혼 연령의 연장은 총출산률감소의 두 요인이었다. 또한 1990년대 이후, 출산력 감소에 후자의 상대적 영향이 더욱 커지고 있다. 총 자녀수의 급감, 첫 자녀에서 막내자녀까지의 출산기간의 압축, 결혼연령의 연장은 여성 생애의 큰

변화를 의미한다. 이러한 변화가 암시하고 있는 또 다른 주요 생애 변화가 여성의 경제활동에서 목격된다.

주지의 사실이듯이 여성의 경제활동참가율은 크게 개선되었다. 1966년 여성의 경제활동참가율은 37% 수준에 그쳤으나, 1980년에는 42.8%, 1990년에는 47%, IMF 직전에는 49.5%까지 증가하였다. IMF 경제 위기 이후 여성의 경제활동참가율이 단기간에 크게 감소하였지만, 이후 다시 개선되어, 2000년 48.3%에 이르고 있다(통계청, 2002 KOSIS).

여성의 경제활동이 증가하면서, 생애 노동 패턴도 변하였다. 1970년대 한국 여성의 전형적인 생애노동력은 주로 결혼 전에 직장생활을 하다가 결혼이나 육아와 더불어 일자리를 그만 둔 뒤, 막내 자녀의 양육이 종료된 이후에 다시 일자리로 돌아오게 되는 M자형 취업형을 특징으로 하였다. 연령별 경제활동 참가율을 살펴보면, 미혼기인 20대 무렵과 초기 양육기를 지낸 40대 이후 취업률이 가장 높은데 비해 결혼·임신·출산이 집중적으로 이루어지는 25~34세 시기에 취업률이 급격히 떨어지는 패턴을 보인다. 그런데 그림에서 살펴볼 수 있듯이, 취업률이 급감하는 시기가 점차 압축되고 있다 ([그림 1]). 1980년에서 2000년 사이 취업률에 변화가 가장 큰 연령집단은 25-29세이다. 1980년 25-29세 여성의 취업률은 32%에서 2000년 55.9%로 23.9% 포인트 증가하였다. 또한 1995년과 2000년 사이 이 연령대에서 취업률이 크게 상승한 것에 주목할 수 있다. 20대 후반 여성의 취업률이 이와 같이 급상승한 것은 만혼현상과 밀접히 연관된다. 30-34세에서의 취업률은 1980년에서 1990년 사이 다소 큰 폭으로 상승하였지만, 이후에는 변화가 완만하다.

[그림 1] 한국 여성의 연령별 경제활동 참가율



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』

이와 같이, 20대 후반의 경제활동참가율이 크게 향상되고, 기혼여성의 경제활동 참가율이 향상되고 있지만, 이것이 여성 노동의 질적인 개선을 반영하는가에 대해서는 비판적 입장이 지배적이다. 예를 들어, 김병조·김순영(1996)은 30대 후반의 노동시장에 참여한 인구 중에는 결혼 전에 노동경력이 없는 여성들도 존재하며, 결혼전과 결혼 이후에 노동에 참가하는 인구는 이질적인 집단임을 강조하고 있다. 또한 최근에 기혼여성의 경제활동이 증가한 것은 취업연속성이 개선된 때문이 아니라, 취업경력이 짧은 신규 진입자의 증가에 의한 것이었다고 주장되고 있다(김영옥, 1999). 직무에 있어서의 성분리 현상도 별로 감소하지 않았다고 주장되고 있다(강세영, 1995; 남춘호, 2001).

이와 같이 노동시장에서 노동경력이 여전히 짧고 직종, 직무 상의 성분리현상이 완화되지 않는 것은 무엇보다 여성의 출산, 가족 역할사이에 갈등이 심함을 반영한다. 많은 연구들은 여성의 종사상 지위에 개인의 교육, 훈련과 같은 인적자본보다는 노동시장의 성차별 구조나 가족 역할이 더욱 중요하다고 지적하고 있다(장지연, 2001; 이재열, 1996). 특히, 결혼 및 출산은 여성의 생애의 중요한 사건으로서, 시대의 변화에도 불구하고 취업의 지속을 저해하는 가장 중요한 요인 중 하나라고 지적되고 있다(박수미, 2002). 기혼 여성들은 미혼여성보다 시간제를 선호하는 것으로 나타나지만(문유경, 1998), 실제 시간제의 고용시간이나 임금조건으로서는 실제로 가족역할과의 양립이 불가능하여, 가족역할과의 양립효과는 거의 없다고 논의되고 있다(정영애, 1996). 가족역할에 기인한 여성노동자의 취업불연속성이나 짧은 경력은 업무의 전문성과 숙련도를 저하시킴으로써, 여성의 노동시장의 주변적 위치에 머물게 하는 요인으로 작용한다. 취업 단절, 경력 불안의 주요 원인이 인적자본보다 여성의 가족 역할에 기인한다면, 여성 고용안정성을 위해서 무엇보다 시급히 해야 정착되어야 하는 것이 양육과 가사 노동에 대한 사회적, 가족적 지원이라고 강조되고 있다(신경아, 2001).

### Ⅲ. 연구내용과 연구방법

#### 1. 생애를 통한 가족-노동 역할의 변천

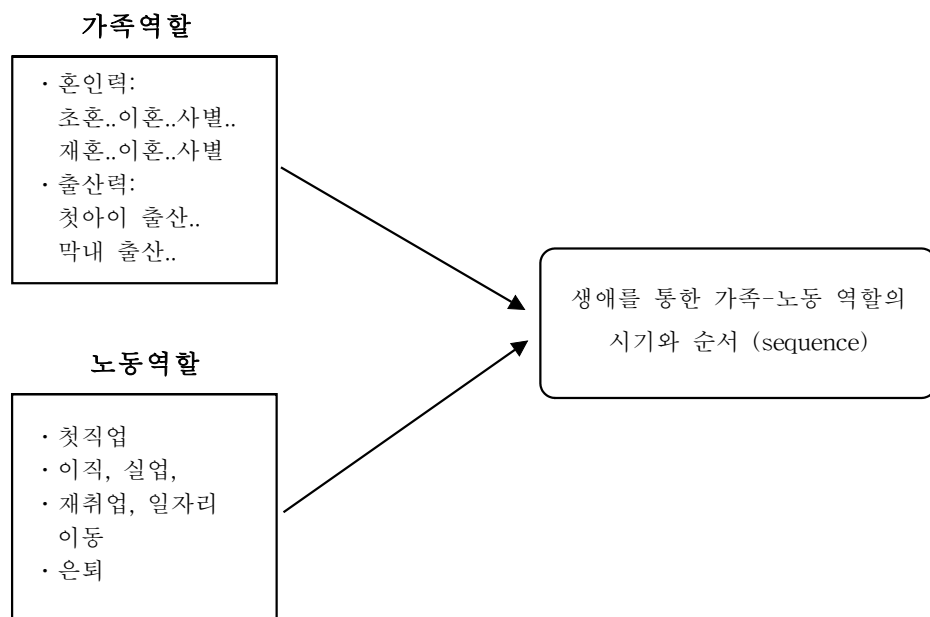
여성의 경제활동과 출산, 양육 행위가 동시에 크게 변화하였다는 것은 두 요인이 밀접하게 연관되어 있음을 반영한다. 그러나, 어떠한 경로로 노동에의 욕구가 저출산률 유도하였는가, 역으로 가족 역할이 어떻게 경력단절을 초래하였는가에 대한 인과적 설명은 단순하지 않다. 생애과정은 일, 가족 역할의 수많은 행위 연쇄를 통해 어떤 고유한 경로를 밟게 된다. 또한 여성 내부의 가족, 일 역할의 이질성을 간과해서는 안될 것이다. 최근 몇몇 학자는 여성 노동자 내

부의 격차를 새로운 불평등 문제로 제기하고 있다(강이수, 2001; 정원오, 1995). 노동경력 of 이 질성은 출산, 양육 행위가 더욱 복잡해짐을 함축한다.

생애변천과정에 대한 연구는 여성이 일, 가족 역할에 부여하는 의미를 이해하는데 깊은 통찰력을 제공할 수 있다. 왜 어떤 여성이 어떤 시점에서 그 역할을 수행하는가에 대한 이해는 생애 과정의 맥락을 파악함으로써 풍부해 질 수 있다. 횡단적으로 포착되는 여성 경험의 다양성은 동시적인 공변인에 의해 조성된 결과이기보다는 시간 껍을 둔 과거 상태에 더 큰 영향을 받을 수 있다.

생애과정을 통하여 일, 가족 역할은 계속해서 변한다. 현재 혹은 미래의 행위는 지금까지 이루어진 생애경로에서 크게 이탈된 선택을 취하기 힘들다. 이러한 의미에서 지금까지의 생애과정은 현재, 미래의 행위, 태도를 결정짓는 주요 요인이다. 그렇다면 상이한 생애경로는 어떻게 결정되는가? 생애경로의 분화, 다양성, 이탈 정도는 시기적으로, 그리고 사회집단에 따라 차이가 있다. 연령규범의 규제력이 강한 사회에서, 생애 사건들의 경로는 사회적으로 기대되는 연령규범으로 일관되게 채워질 수 있다. 한편으로 개인이 취할 수 있는 기회와 자원은 사회집단에 따라 다르며, 그 결과 상이한 생애 경로를 밝을 수 있다.

이 연구는 한국 여성의 가족, 노동 역할의 시간, 순서의 시기적 변화와 집단간 차이에 초점을 둔다([그림 2]). 노동역할의 주요 사건들로서 노동시장 진입(첫직업), 이직·실업, 노동시장으로부터의 퇴출(혹은 은퇴)의 이행시기를 분석하고, 주요 가족역할로서 결혼 및 출산 사건의 발생 순서를 분석한다. 그리고, 가족-노동 역할의 연쇄과정(Sequence)의 유형적 특성을 발견한다.



[그림 2] 생애를 통한 가족-노동 역할의 시기와 순서

이 연구에서는 가족과 노동 역할의 생애변천과정을 분석하기 위하여, 사건 연쇄분석(Event-Sequence Analysis) 접근을 활용하고 있다. 사건 연쇄분석은 직업이동, 조직변화, 결혼, 취업 등 청소년기 역할 변화, 노년기 퇴직과정 등을 포괄하여 사회적 과정 연구에 널리 활용되고 있다(Abott, 1983; Blair-Loy, 1999; Han & Moen, 1999). 국내에서는 은기수(1999), 한준·장지연(2000) 등에 의해 소개되었다. 은기수(1999)는 기술적 수준에서 생애사건 연쇄과정을 배열 짓고, 사회적으로 기대되는 이념에 비추어 정상적인 생애와 비정상적인 생애를 구분하였다. 한준·장지연(2000)은 TDA 프로그램을 활용하여, 임금근로자의 노동력을 분석하였다. 필자는 결혼, 자녀출산, 노동 역할의 시기 및 지속성에 초점을 두면서, 여성 생애의 유형적 특성을 분석하고자 한다.

이 연구의 일차적 목적은 생애변천과정의 유형적 특성을 살펴보는 것이지만, 생애과정의 이질성에 대한 인과적 설명에도 유의하고 있다. 이러한 배경에서, 생애과정의 이질성을 설명하는 주요 요인들을 분석하고자 한다. 한국 여성의 생애과정이 크게 변하고 있다는 점을 고려하여, 세대별, 결혼 코호트에 따라 생애과정의 순서가 어떻게 차이가 나타나는가를 분석할 것이다. 이 밖에 여성의 결혼, 출산, 노동 행위와 관련하여 중요한 요인으로 지적되고 있는 어머니의 취업력, 남편의 특성, 여성의 교육수준과 성역할 태도에 따라 생애과정의 순서에 어떠한 차이가 발견되는가를 분석한다.

## 2. 자료와 조사 대상자의 일반 특성

한국 여성의 가족-노동 역할의 생애변천과정을 분석하기 위하여, 한국여성개발원이 실시한 제4차 여성취업실태조사」(2002)를 이용하였다. 이 조사의 주요 설문대상은 전국 15세 이상 64세 이하의 여성이다. 여성의 정보는 가구원표, 일반 여성 설문조사표, 15세에서 조사 당시까지 이루어진 결혼, 출산, 취업 상태의 변화를 묻는 설문지로부터 추출하였다. 가구 질문표로부터 여성과 기혼시 여성의 남편의 자료를 추출하였다. 가구표로부터 추출된 여성 사례수는 5,720이었으나, 이 중 일반 여성 조사에 응답한 여성 사례는 4,758이다. 이 중 측정오류가 의심되는 사례를 제외하고, 최종 4,722 명의 여성 자료를 확보하였다. 기혼시 배우자의 정보는 가구표로부터 추출하였다. 배우자 정보를 포함한 사례는 3,116이다.

결혼, 출산, 취업상태는 각 연령에서 이루어진 변화에 대한 정보를 활용하였다. 조사에서는 결혼상태의 변화와 관련하여 매 연령에서 초혼시기, 이혼, 재혼, 사별의 사건이 발생하였는가를 묻고 있다. 출산력은 첫 자녀의 출산으로부터 네 번째 자녀 출산 시기까지의 정보를 묻고 있다.

마지막 자녀를 네 번째 자녀로 제한하였기 때문에 총 출산자녀에 대한 정보를 완성할 수는 없었다. 취업력은 종사상 지위와 업종, 직종 상태의 변화에 대한 정보를 포함하고 있다. 취업력을 결혼, 출산력과 함께 고려해야 하기 때문에, 세 종류의 취업력 자료를 모두 활용하는데 어려움이 클 것으로 판단되어, 종사상 지위의 변화에 국한하여 지위변화를 측정하였다. 종사상 지위는 고용주, 자영업자, 무급가족종사자, 상용직, 임시직, 일용직으로 구분하였다.

<표 1>은 조사대상 여성의 일반 특성을 간략히 정리한 것이다. 조사 대상 여성의 평균 연령은 39.3세이며, 가구의 생업이 농업인 비율은 11.0%이다. 여성의 교육수준은 고등학교 수준이 41.5%로 가장 높으며, 전문대 이상 비율은 26.0%이다. 기혼시 현재 남편의 교육수준은 고등학교 수준이 40.5%, 전문대 이상 비율이 32.2%이다. 조사 대상 여성 중 초혼 경험이 있는 여성은 74.5% 이다. 초혼 연령은 24.5세이고, 초혼경험이 있는 여성 중 이혼을 경험한 여성은 3.9%이다. 첫 자녀 출산 연령은 25.8세이다. 이 조사 자료에서는 넷째 아이까지의 출산력이 최대한의 출산력 정보이다. 조사에서 관찰된 출산력 정보에 기초할 때, 첫 아이로부터 마지막 아이 출산까지 평균 4.5년이 경과한 것으로 나타난다. 현재까지 출산한 자녀 수는 총 1.6명이다. 15세 이후 현재의 연령까지 최소한 한 번 이상 일한 경험이 있는 여성이 73.1%에 이르고 있다. 이러한 수치는 단일 시점에서의 집합 자료의 수치에 비하여 훨씬 높다. 처음 일자리를 가진 시기는 평균 24.7 세이다.

<표 1> 조사 대상 여성의 일반 특성

전체 사례 수 N	4,722
평균연령 (세)	39.3
농업비율 (%)	11.0
교육수준	
고등학교 이상 비율 (%)	41.5
전문대학교 이상 비율(%)	26.0
유배우시 남편의 교육수준	
고등학교 이상 비율 (%)	40.5
전문대학교 이상 비율 (%)	32.2
초혼	
초혼율 (%)	74.5
초혼시 초혼연령 (세)	24.5
초혼시 이혼율 (%)	3.9
출산	
첫아이 출산 연령 (세)	25.8
총 출산 자녀수 (명)	1.6
첫 출산에서 마지막 출산까지의 기간 (년)	4.5
일	
일한 경험 (%)	73.1
첫 일자리 시기 (세)	24.7

## IV. 분석결과

### 1. 생애를 통한 결혼, 출산, 취업 상태의 변천

먼저 생애과정을 통하여 결혼, 출산, 취업 상태가 어떻게 변하는가를 살펴보고자 한다. 개인 생애 과정의 시기적 변화에 유의하기 위하여, 생애 주요 사건들의 발생 시기를 20대 이하, 30대, 40대, 50대 이상의 연령집단별로 구분해 비교해 보았다. 그런데 연령대별로 관찰되는 차이를 해석하는데 있어서 주의가 필요하다. 상이한 연령대에서 나타나는 생애과정의 차이는 개인 수준에서 진행된 변화와 시대변화, 집단간 차이와 같은 거시적 변화가 혼재되어 있기 때문이다. 또한 단일 시점에서 여러 코호트를 비교하거나 연령집단별 차이를 비교할 때 우측절단(right censoring)의 문제를 간과할 수 없다. 생애과정의 변화가 일정 연령대에서는 완료되지 않았기 때문에 연령집단간, 코호트간에 정확한 비교가 사실상 불가능하다.

#### 가. 결혼 상태의 변화

결혼으로의 이행은 30대에 거의 완료되고 있다(<표 2>). 20대에 결혼한 경험이 있는 여성은 16.8%이다. 30대 여성 90%는 초혼 경험이 있다.

<표 2> 결혼 상태의 변화

	20대이하	30대	40대	50대이상	전체
미혼->초혼					
초혼율 (%)	16.8	90.0	97.6	98.2	74.4
초혼연령 (세)	24.6	25.8	24.9	23.1	24.5
초혼지속률 (%)	98.5	96.6	90.3	78.3	88.6
초혼->이혼					
이혼율 (%)	1.0	2.3	5.0	4.7	3.9
이혼연령 (세)	27.0	32.2	36.5	41.4	37.6
초혼->사별					
사별율 (%)	0.5	0.8	3.5	15.8	6.6
사별연령 (세)	26.0	35.6	36.6	46.0	44.0
초혼->이혼, 사별->재혼					
재혼율 (%)	0.0	0.3	1.2	1.2	0.9
재혼연령 (세)	-	30.7	32.9	34.0	33.2
N	1,258	1,124	1,159	1,181	4,722

초혼연령이 연령대별로 차이가 나타나는데, 이를 통해 결혼 연령의 시기적 변화를 어느 정도 가늠해 볼 수 있다. 20대는 아직 결혼으로의 이행이 완료되지 않은 시기이기 때문에 논외로 하고, 결혼률이 90% 이상 완료된 30대 이상에 초점을 두면, 최근 연령대로 올수록 초혼연령이 늦어지는 것이 확인된다. 30대 여성의 초혼연령은 25.8세이며, 40대 여성의 초혼연령은 24.9세, 50대 이상 여성의 초혼연령은 23.1세로 젊은 세대일수록 초혼연령이 늦어지고 있다. 이혼, 사별, 재혼상태로의 이행은 연령집단이 젊을수록 완료률이 낮기 때문에, 비교에 어려움이 있다.

## 나. 출산 상태의 변화

출산은 결혼상태에서 주로 이루어진다(<표 3>). 그래서 출산력 연구는 대부분 기혼여성을 중심으로 이루어진다. 그러나 결혼연령의 변화가 클 경우, 결혼내부에서 이루어지는 출산력 변화만큼이나, 결혼하지 않은 여성의 구성변화가 전체 출산력에 미치는 영향의 중요성도 크다. 또한 법 제도나 규범으로서 혼인외 출산이 부정되고 있지만, 실제 혼인 밖의 출산이 증가하고 있다. 이러한 고려에서, 출산상태의 변화를 전체 여성과 기혼여성으로 구분하여 각각 분석하였다.

<표 3> 출산 상태의 변화

	20대이하	30대	40대	50대이상	전체
첫출산율 <sup>a</sup>	12.4	85.7	95.9	96.3	71.3
첫출산율 <sup>b</sup>	73.6	94.3	97.8	97.6	95.3
첫출산연령	25.1	26.9	26.1	24.6	25.8
둘째출산율 <sup>a</sup>	3.8	63.5	79.0	87.9	57.5
둘째출산율 <sup>b</sup>	22.6	70.2	80.7	89.1	77.0
둘째출산연령	25.8	29.2	28.4	26.9	28.0
세째출산율 <sup>a</sup>	0.3	9.1	18.3	61.0	22.0
세째출산율 <sup>b</sup>	1.9	10.1	18.7	61.8	29.5
세째출산연령	25.0	31.0	30.6	29.0	29.5
네째출산율 <sup>a</sup>	0.1	1.0	2.6	29.3	8.2
네째출산율 <sup>b</sup>	0.5	1.1	2.7	29.8	11.0
네째출산연령	29.0	31.1	31.5	30.8	30.9
총자녀수(명) <sup>a</sup>	0.2	1.6	2.0	2.7	1.6
총자녀수(명) <sup>b</sup>	1.0	1.8	2.0	2.8	2.1
총출산기간(년) <sup>c</sup>	1.8	3.5	4.1	6.1	4.5
N	1,158	1,124	1,159	1,181	4,722

주 : a는 조사 대상 여성 전체 (N=4,722)를 기준으로 계산한 값이고, b는 기혼여성 (초혼경험이 있는 여성 N=3,515)만을 선택하여 계산한 값임.

c-여기서 측정된 마지막 출산은 총 출산력 중 절단된 정보일 수 있기 때문에, 총 출산기간이 과소평가 되었을 수 있음.



전체 여성을 기준으로 계산한 출산률은 기혼 여성을 기준으로 계산한 출산력보다 값이 작다. 전체 여성을 기준으로 계산하였을 때 총 자녀수는 1.6명으로, 기혼여성을 기준으로 하였을 때에 비해 0.5명 더 작다. 전체여성과 기혼여성의 출산력 차이는 주로 20대 여성의 미혼 상황에 비롯한다. 20대 전체 여성 중 자녀를 출산한 비율은 12.4%이지만, 같은 연령대의 기혼 여성의 출산률은 73.6%이다. 기혼여성의 출산력을 연령대별로 좀 더 자세히 살펴보면, 20대 여성의 출산력은 주로 첫째 아이를 출산한 시기에 놓여 있다.

30대 기혼 여성의 94.3%가 첫 아이를 낳았으며, 70.2%는 둘째 아이를 출산하였다. 셋째 아이 이상을 출산한 경우는 드물다. 30대 기혼 여성이 현재까지 출산한 자녀는 평균 1.8명이며, 첫 자녀 출산부터 마지막 출산까지 3.5년이 경과되었다. 첫 자녀의 출산시기는 26.9세이다.

40대 기혼 여성의 97.8%는 첫 아이를 낳았으며, 80.7%는 둘째 아이를 출산하였다. 30대와 마찬가지로 세 명 이상을 출산한 비율은 낮다. 조사 시점까지 출산한 자녀 수는 평균 2명이며, 첫 출산에서 마지막 출산까지 4.1년이 소요되었다. 첫 자녀 출산시기는 26.1세이다.

50대 여성의 96.6%는 아이를 출산한 경험이 있다. 둘째 아이를 출산한 비율은 89.1%이다. 30대, 40대와 대조적으로 셋째 자녀를 출산한 비율도 높으며, 넷째 자녀를 출산한 비율도, 30대, 40대 기혼 여성이 셋째 자녀를 출산한 비율보다 높다. 조사 시점까지 출산한 자녀는 평균 2.8명이다. 첫 자녀 출산 시기는 24.6세이다.

출산력의 시기적 변화 모습을 정리해보면, 첫 출산이 완료된 30대 이상 여성을 중심으로 살펴볼 때, 첫 출산연령은 최근으로 올수록 늦어지고 있다. 둘째 자녀의 출산연령도 최근으로 올수록 늦어지고 있다.

## 다. 취업 상태의 변화

현재 한국 여성은 생애를 통해 어느 정도 일한 경험이 있는가? 또한 여성의 생애 취업율은 연령집단에 따라 어떠한 차이가 나타나는가? <표 4>에서 요약하고 있듯이, 전 생애를 걸쳐 적어도 한번 이상 일한 경험이 있는 여성 비율은 높다. 전체 여성의 73.1%가 15세 이후 조사 시점의 나이에 이르기까지 적어도 한 번 이상 일한 경험이 있다고 응답하고 있다. 이와 같이 생애 취업률이 단일 시기에 포착된 경제활동참가율에 비해 훨씬 높은 이유에 대하여 보다 면밀한 검토가 필요하지만, 아마도, 여성 노동의 경력 불안정과 관련이 깊다고 사료된다.

연령집단별로 살펴보면, 20대 여성의 47.1%가 노동에 임한 기회가 있다. 30대에서는 그 비율이 90.5%에 이르고 있다. 40대, 50대 이상에서의 생애 취업률은 30대보다 낮은데, 이는 시기적으로 여성의 취업률이 향상되어 왔음을 시사한다. 연령집단별 입직연령의 차이는 각 연령집

단의 연령범위의 차이에서 비롯한 것으로, 실질적 의미를 반영하지 않는다고 판단된다.

퇴직연령, 입직에서 퇴직까지의 총기간, 일자리수, 일자리 이동수는 최종 조사 시점에 의해 관찰중지되었을 개연성이 크므로, 연령집단별 비교에 무리가 있다. 그렇지만 노동기간 동안 종사한 일자리의 연수의 상대적 크기는 유의미한 차이를 나타낸다. 예를 들어, 20대 이하 여성의 경우, 총 노동기간 중 가장 오래 종사한 일자리는 상용직이다. 30대 여성에서도 상용직은 가장 오래 머문 일자리이다. 40대 여성에서도 상용직의 기간이 가장 길지만, 자영업이나, 가족종사자로 머문 기간도 길다. 50대 이상 여성에서는 가족종사자에 머문 기간이 특별히 길다. 이러한 경향은 여성 직종에 시기적으로 커다란 변화가 있었음을 의미한다.

50대에서 가족종사자의 비중이 큰 이유는 무엇보다 농업 종사 여성의 비중이 컸기 때문일 수 있다. 고용단절 경험도 연령집단에 따라 차이가 있다. 50대 이상 여성은 총 노동기간이 가장 길지만, 총 노동기간 동안 경력 공백을 경험한 경향은 30대, 40대 여성보다 약하다. 이는 최근으로 올수록 일자리 이동과 고용단절 경향이 강화되고 있음을 시사한다.

<표 4> 여성의 취업 상태의 변화

	20대이하	30대	40대	50대이상	전체
일한 경험 (%)	47.1	90.5	84.1	73.2	73.1
입직 연령 (세)	21.5	22.6	25.5	28.3	24.7
퇴직(최종 일자리) 연령 (세)	24.5	30.1	39.1	50.9	36.9
입직에서 퇴직까지의 총기간(년)	4.0	8.6	14.6	23.6	13.2
입직에서 퇴직까지의 총 노동기간(년)	3.8	7.2	11.0	21.2	11.1
다른일자리수	1.1	1.2	1.3	1.3	1.2
일자리이동수	0.2	0.6	0.9	0.7	0.6
고용주에서의 기간 (년)	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
자영업에서의 기간 (년)	0.1	0.5	1.7	3.7	1.6
무급가족종사자의 기간 (년)	0.1	0.7	2.8	11.1	3.8
상용직의 기간 (년)	3.3	5.4	5.1	4.0	4.6
임시직의 기간 (년)	0.3	0.6	1.3	2.3	1.2
일용직의 기간 (년)	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
공백율(1회이상 %)	8.9	24.3	33.7	19.5	23.2
공백율(2회이상,%)	0.3	2.4	3.5	3.4	2.6
총공백기간 (년)	0.2	1.4	3.6	2.4	2.1
N	1,258	1,124	1,159	1,181	4,722

## 2. 결혼, 출산, 일의 생애 유형

지금까지 결혼, 출산, 취업상태가 여성의 생애과정을 거쳐, 그리고 세대에 따라 어떻게 변화하였는가를 살펴보았다. 간략히 정리하면, 조사대상 여성의 평균 초혼연령은 24.5세이다. 평균 첫 자녀 출산연령은 25.8세이다. 30대 이상 초혼으로의 이행을 완료한 집단을 중심으로 살펴볼 때, 초혼 연령은 젊은 세대일수록 늦어지고 있다. 초혼 연령이 증가하면서 출산력에도 유의미한 변화가 확인된다. 우선 첫 자녀 출산연령도 최근세대로 올수록 늦어지고 있다. 그리고, 기혼 여성의 출산률은 평균 2.1 명인데, 전체 여성의 출산률은 1.6명으로 기혼여성 출산률에 비해 크게 작다. 이러한 차이의 주요 원인은 20대 후반에서의 결혼률이 크게 낮아진 현상과 밀접히 연관된다.

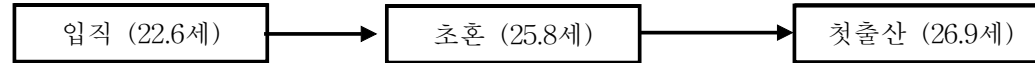
한국 여성이 일생을 통해 노동에 종사하는 기회는 증가되어 왔다. 현재 30대 여성의 90.5%가 15세에서 조사 시점까지 한번 이상 일한 경험이 있다고 말하고 있다. 50대는 주로 가족종사자로 오랜 동안 일한 경험이 있으며, 일자리 이동을 경험한 경우는 별로 많지 않다. 40대 이하 여성은 정규직, 비정규직, 가족종사자 다양한 분야에서 일한 경험을 가지고 있으며, 개인 수준에서도 일자리 이동을 경험한 경우가 많다.

이와 같은 결혼, 출산, 취업상태의 생애주기적, 세대적 변화를 종합해 볼 때 성인기로의 이행 과정에 중요한 변화가 진행되었음을 알 수 있다(<표 5>). 20대, 30대 여성에서는 성인기로의 이행이 주로 취업을 통해 이루어졌다. 20대 여성은 결혼이나 취업으로의 이행이 미완료된 비율이 높기 때문에, 30대 여성의 생애를 좀 더 자세히 살펴보면, 첫 일자리 입직시기가 초혼 시기에 비해 3년 이상 빠르다. 초혼에서 첫 자녀 출산까지 1년 정도의 기간을 소요하고 있다. 이와는 대조적으로 40대 여성에서는 성인기로의 이행이 취업보다는 결혼으로 이루어지는 경향이 크다. 그렇지만, 초혼과 입직시기의 차이가 별로 크지 않다. 초혼에서 첫 자녀 출산까지의 기간은 30대 여성에 비해 길게 나타난다. 50대 이상 여성의 생애는 30대, 40대 여성과 크게 대조된다. 성인으로의 이행은 결혼을 통해 이루어지며, 그 시기도 23.1세로 매우 빠르다. 결혼 이후 1년 6개월 이후 첫 아이를 출산하였다. 첫 일자리 입직 시기는 초혼시기보다 5년 이상 늦게 이루어진다.

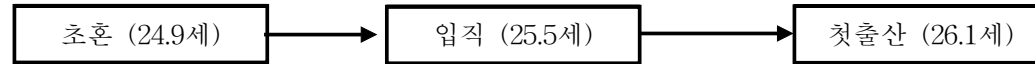
20대 이하 여성의 생애 (이행 미완료)



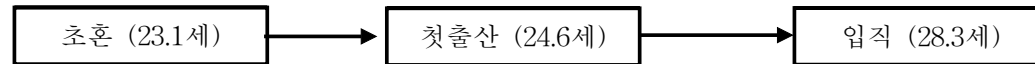
30대 여성의 생애



40대 여성의 생애



50대 이상 여성의 생애



<표 5> 2002년 한국 여성의 연령별 결혼, 출산, 입직의 시기와 순서

정리하자면, 개인적 시간과 사회적 시간의 효과가 혼재된 연령집단 비교라는 제약을 가지지만 여성의 생애에 얼마나 큰 변화가 이루어 졌는가를 가늠해볼 수 있다. 최근 연령일수록 결혼이 아닌 일자리를 통해 성인으로 이행하고 있다. 초혼 연령은 늦어지고 있고, 출산기간도 다소 압축된 경향을 보인다. 다음에서는 개인수준 경험에 보다 밀착하여 생애변천과정의 유형적 특성을 분석해보자. 각 연령에서 가족, 일 역할의 사건의 발생과 지속성을 조합해 본 결과 생애과정에 몇 개의 유형적 분류가 가능하였다(<표 6>). 각 생애 유형의 특징을 정리하면 다음과 같다.

<표 6> 한국 여성의 생애 유형

생애 유형	초혼 (M)	출산(C)				노동(W)						평균 연령	생애과정 S	계
	초 혼 연 령	첫 아 이 출 산 연 령	막 내 출 산 연 령	총 출 산 기 간	총 자 녀 수	첫 입 직 연 령	최 종 일 자 리 연 령	총 노 동 기 간	일 자 리 변 화 여 부	경 력 단 절 여 부 (@)	총 경 력 단 절 기 간			
I 결혼전 일중심	-	-	-	-	-	22.3	27.0	5.7	16.4	10.7	0.4	27.7	W@W	11.5
II 일,가족 중복	23.7	24.9	29.3	5.4	2.4	20.7	46.7	27.1	27.7	0.0	0	48.0	WMCCW	10.3
III M자형	25.1	26.3	29.2	4.0	2.0	19.9	41.5	22.6	100	100	10.0	42.7	WM@C@CW	13.9
IV 결혼,육아와 동시에 일 그만둠 (잠재 M형)	26.2	27.4	29.8	3.4	1.8	20.9	25.4	5.5	6.1	2.0	0	37.6	W@MCC	20.1
V 양육후 일	23.2	24.6	28.6	5.0	2.4	36.6	47.0	11.4	16.7	8.3	0.4	48.9	MCCW@W	17.6
VI 일한 경력 전혀 없음	23.7	25.1	29.2	5.2	2.4	-	-	-	-	-	-	49.5	MCC...	12.9
VII 성인 이전기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	19.8	.....	14.1
전체 (N=4,701)	24.5	25.8	29.2	4.48	136	24.7	36.9	13.2	31.0	23.1	2.1	39.3		100

1) 일 중심, 지연된 가족 형성: 일자리 경험은 있지만, 결혼, 출산은 아직 진행되지 않음.  
11.5%

이 유형에 속하는 여성은 일 중심의 생애를 특징으로 한다. 아직 결혼과 출산을 경험하지 않았다. 평균 연령은 28.0세로서, 대부분 20대이지만, 30대 이상의 여성 비율도 27%에 이르렀다. 처음 입직 연령은 22세이며, 최종 일자리에서의 연령은 27세로, 총 노동기간은 5.9년이다. 가장 오래 종사한 일자리는 상용직이다. 일자리 이동이나 휴직 경험은 1년 미만이다.

<사례 1> 현재 나이 28세, 대학교 중퇴/졸업. 26세에 일 시작. 미혼임. 현재까지 정규직으로 일하고 있음.

<사례 2> 현재 나이 30세, 고등학교 중퇴/졸업. 20세에 일 시작. 미혼임. 3년 일을 쉬고, 현재까지 일하고 있음. 1년은 임시직으로 일하였고, 7년간 정규직으로 일함.

2) 일, 가족 역할 지속형: 첫 입직 연령 < 초혼 연령 &  
최종 일자리 연령 >= 마지막 자녀 출산 연령 &  
첫 입직에서 최종 일자리까지 공백기가 없었음. 10.3%

이 유형에 속하는 여성은 경력단절 없이 일과 가족 역할을 동시에 수행하고 있다. 평균 연령은 48세이다. 결혼과 양육의 특성을 살펴보면, 초혼연령은 23.7세이며, 첫 아이 출산 연령은 24.9세이며, 막내 자녀 출생까지 평균 5.4년을 소요하였다. 평균 자녀수는 2.4 명이다. 입직 연령은 20.7세이며, 최종 일자리에서의 연령은 46.7세이며, 조사 시점까지 일하고 있었다. 총 노동기간 동안 한번도 쉬지 않았으며, 종사상 지위의 변화도 거의 경험하지 않았다. 가장 지속기간이 긴 상태는 무급 가족종사자이다. 또한 이 유형은 농업가구에 속한 여성에서 흔히 관찰되었다.

<사례 3> 현재 나이 53세, 초등학교 교육수준. 15세에 일 시작. 22살에 결혼함. 첫 자녀는 23세에 출산, 마지막 자녀는 27살에 출산. 총 자녀는 3명임. 일은 15세에 시작, 현재도 일하고 있음. 중간에 한 번도 쉬지 않고, 가족종사자로 일함.

<사례 4> 현재 나이 45세, 대학원 중퇴/졸업. 24세에 일 시작. 결혼은 30세에 함. 첫 아이는 31살에 낳고, 막내는 33세에 출산함. 총 자녀는 두명. 일을 처음 시작한 시기는 24세임. 중간에 결혼, 출산기간 중에도 일을 쉬지 않음. 임시직을 4년 하였고, 18년 동안 정규직으로 일함.

3) M자형 : 첫 입직연령 < 초혼 연령 &  
 최종 일자리 연령 > 마지막 자녀 출산 연령 &  
 첫입직연령에서 최종일자리사이 공백기가 1회 이상 존재. 13.9%

이 유형에 속하는 여성은 전형적인 M자형 노동경력을 나타내고 있다. 평균 연령은 42.7세로써, 30대와 40대 여성이 주를 이루고 있다. 초혼 연령은 평균 25세이며 평균 2명의 자녀를 출산하였다. 첫 아이는 26.3세에 출산하였으며, 첫 아이와 막내 자녀 출산사이에 4년 정도 시간이 소요되었다. 처음 입직 연령은 20세이며, 최종 일자리에서 연령은 41.5세이다. 총 노동기간 중 1회 이상 일을 그만두었으며, 평균 10년 동안 경력 단절을 경험하였다. 종사상 지위에도 변화를 경험하였다. 이 유형에 속하는 여성이 가장 오래 머문 상태는 정규 임금근로자이다.

<사례 6> 현재 나이 36세, 전문대학 중퇴 혹은 졸업. 23살에 결혼함. 첫 자녀는 24세에 출산, 마지막 자녀는 26살에 출산. 총 자녀는 2명임. 일은 23세에 시작. 정규직으로 2년 일하다가, 결혼, 양육 동안 10년을 쉬. 현재 무급 가족종사자로 2년간 일하고 있음.

<사례 7> 현재 나이 47세, 고등학교 중퇴/졸업. 결혼은 28세에 함. 첫 아이는 29살에 낳고, 막내는 31세에 낳음. 총 자녀는 두명. 일을 처음 시작한 시기는 19세임. 양육기간 동안 7년간 일을 쉬. 결혼 전에는 정규직으로 9년간 일하였고, 양육후에는 자영업에 13년간 일하고 있음.

<사례 8> 현재 나이 57세, 초등학교 중퇴 혹은 졸업. 결혼은 23세에 함. 첫 아이는 24살에 낳음. 마지막 자녀는 33살에 낳음. 총 자녀수는 3명임. 일을 처음 시작한 시기는 15세임. 결혼 전에는 가족종사자로 8년 일하였으며, 결혼, 양육기간 동안 19년 쉬고, 13년간 정규직으로 일하고 있음.

4) 결혼, 육아와 동시에 일 그만둔, 잠재적 M형 : 첫 입직 연령<초혼연령 &  
 최종 일자리 연령 < 결혼 혹은 마지막 자녀 출생 연령. 20.1%

이 유형의 여성은 결혼이나 육아와 동시에 일을 그만둔 특성을 띤다. 평균 연령은 37.6세로써, 주로 30대 여성에서 흔하게 나타나고 있다. 결혼보다는 육아와 함께 일을 그만두는 경우가 흔하다. 초혼은 26.2세에 하였으며, 첫 자녀는 27.4세에 출산하였다. 평균 1.8명의 자녀를 출산하였고, 막내 출산까지 3.4년을 보냈다. 이 유형에 속하는 여성의 연령이 상대적으로 적은 점을 고려할 때, 양육 이후 노동시장에 재진입할 개연성이 높은 것으로 사료된다. 한편 40대의 비율도 높은 점에서 노동시장에 재진입을 포기한 여성들도 이 집단에 속한다. 입직 연령은 20.9세이

며, 최종 일자리에서의 연령은 25.3세로 경력이 가장 짧다. 대다수가 미혼시 정규 임금근로자로 종사한 경력을 가지고 있다.

<사례 11> 현재 나이 28세, 대학교 중퇴 혹은 졸업. 26살에 결혼함. 첫 자녀는 26세에 출산함. 마지막 자녀는 28세에 낳음. 일은 24세에 시작하여 3년간 정규직으로 결혼 전까지 함.

<사례 12> 현재 나이 33세, 대학교 중퇴 혹은 졸업. 29살에 결혼함. 첫 자녀는 30세에 출산함. 마지막 자녀는 32세에 낳음. 일은 26세에 시작하여 결혼 전까지 비정규직으로 2년 함.

<사례 13> 현재 나이 45세, 고등학교 중퇴 혹은 졸업. 27살에 결혼함. 첫 자녀는 28세에 출산함. 마지막 자녀는 29세에 낳음. 일은 20세에 시작하여 결혼 전까지 비정규직으로 2년 함.

5) 양육 이후 입직형: 첫 입직연령  $\geq$  마지막 자녀 출생 연령, 17.6%

이 유형에 속하는 여성은 미혼시 일한 경험이 없다가, 결혼 이후나 자녀 양육기 이후에 처음으로 경제활동에 종사하는 여성이다. 이 유형에 속하는 여성의 평균 연령은 48.9세이다. 초혼 연령은 23.2세이며, 첫 아이는 24.6세에 출산하였다. 평균 2.4명의 자녀를 출산하였으며, 첫 아이 출산부터 막내 출산까지 5년 정도 소요하였다. 첫 일자리는 36세에 시작하였으며, 최종 일자리에서의 연령은 47.0세이다. 총 노동기간 사이에 휴직한 기간은 1년 미만이며, 종사상 지위에 변화가 나타나지 않는다. 이 집단에 속하는 여성의 종사상 지위는 자영, 가족종사자, 정규직, 비정규직에 걸쳐 분포하고 있다.

<사례 9> 현재 나이 45세, 고등학교 중퇴 혹은 졸업. 23살에 결혼함. 첫 자녀는 25세에 출산함. 일은 33세에 시작함. 무급 가족종사자로 11년간 일하고 있음.

<사례 10> 현재 나이 56세, 고등학교 중퇴/졸업. 결혼은 27세에 함. 첫 아이는 30살에 낳음. 51세에 자영업을 시작함.

6) 가족 중심형: 일한 경험 없음. 초혼 경험 있음. 12.9%

전통적인 성역할 규범에 가장 근접한 유형으로서, 결혼 전후 일의 경험이 없는 여성이 해당된다. 평균연령은 49.5세로 가장 나이가 많은 집단이다. 결혼시기도 23.7세로 다른 유형에 비해

빠르다. 첫 자녀 출산 연령은 25세이며, 총 자녀수는 평균 2.4명이며, 첫 아이출산부터 막내 출산까지의 기간은 평균 5.2 년으로 총 출산기간이 길다.

<사례 11> 현재 나이 47세, 고등학교 중퇴 혹은 졸업. 21살에 결혼함. 첫 자녀는 23세에 출산함.  
마지막 자녀는 27살에 낳음. 일한 경험이 전혀 없음.

<사례 11> 현재 나이 56세, 중학교 중퇴 혹은 졸업. 23살에 결혼함. 첫 자녀는 27세에 출산함. 마지막 자녀는 32살에 낳음. 일한 경험이 전혀 없음.

7) 성인이전기- 첫직장, 초혼, 첫 자녀 출생 모두 진행되지 않음. 14.1%

마지막으로, 이 유형은 일, 결혼으로 이행하기 이전의 기간을 특징으로 하는 여성 집단이다. 이 유형에 속하는 여성의 평균연령은 19.8세이다.

종합하면, 각 생애 유형은 가족역할, 노동 역할이 이루어지는 시간과 순서에 있어서 유의한 차이를 가진다. 성인 이전기(VII)나 결혼전 일중심(I) 생애 유형은 젊은 여성으로 분포되어 있다. 이 유형은 생애과정이 전개됨에 따라 다른 유형으로 이행하는 생애 전기에 속한 특성을 띤다.

평균 연령이 가장 많은 집단은 전혀 일한 경험이 없는 유형(VI)의 여성이다. 일, 가족 중복형(II)이나, 양육 후 일을 처음으로 시작한 유형에 속한 여성의 평균 연령도 40대 후반에 속한다. 이에 비하여 M 자형이나 결혼, 육아와 동시에 일을 그만 둔 잠재 M 자형에 속한 여성의 평균 연령은 30대 후반이거나 40대 초반으로 상대적으로 젊은 연령대가 주를 이룬다.

기혼 여성이 속한 다섯 형태의 생애 유형은 결혼, 출산, 일의 변천 시기에서 중요하게 대비된다. 양육후 일 유형 (V)은 초혼 연령이 매우 빠르다. 일한 경험이 전혀 없는 여성 집단의 초혼 연령도 상당히 빠르다. 한편, 초혼 연령이 가장 느린 집단은 M자형과 잠재 M형에 속한 여성이다. 초혼연령이 가장 느린 집단은 결혼, 육아와 동시에 일을 그만둔 여성집단(잠재 M형)이다. 이 집단에 속한 여성의 평균 연령은 가장 젊다. 이 유형에 속한 여성의 결혼 연령이 M 형의 여성보다 느리고, 연령대가 젊은 점에 비추어 볼 때, 이 유형은 육아 이후 다시 일자리로 돌아가는, M자형의 궤적을 밟을 잠재성을 가지고 있다.



### 3. 결혼 코호트별, 사회집단별 기혼 여성 생애 유형의 차이

위에서 M자형, 잠재 M형에 속한 여성의 연령이 상대적으로 적은 것을 살펴보았다. 이 같은 연령대 차이는 시기적 변화를 함축한다. 젊은 연령대의 관찰기간의 제약을 완전하게 극복하기는 힘들지만, <표 7>에서 살펴볼 수 있듯이, 기혼 여성의 생애 유형 분포는 결혼코호트별로 크게 차이가 있다. 일가족 중복형은 1980년대까지는 그 감소 폭이 컸지만, 1990년 초반 다소 큰 폭으로 증가하였다. 이것은 이 유형에 속하는 집단이 시기별로 상이한 특성의 여성으로 분포되고 있음을 가리킨다. 1980년대까지 이 유형은 주로 농가 여성에 의해 대표되며, 계속해서 농가 여성 비중의 감소되면서, 이 유형의 상대적 비중이 감소하였을 수 있다. 1990년대에 이 유형의 비중이 다시 증가한 것은 최근에 도시 임금근로자 중에서도 결혼, 육아와 함께 일을 추구하는 여성이 증가한 결과에 따를 수 있다. 육아 이후 일로 복직한 M자형은 1980년대까지는 증가세가 뚜렷하다. 1990년대 결혼 코호트에서 비율이 감소한 것은 최근 코호트의 관찰기간이 짧은 것에 비롯한다. 이 코호트에서 잠재 M형의 비율이 급증하고 있는 것도 같은 맥락에서 이해될 수 있다. 양육 후 일하는 생애는 최근 코호트로 올수록 그 경향이 감소하고 있다. 일 경험이 전혀 없는 유형도 최근으로 올수록 크게 감소하고 있다.

<표 7> 결혼 코호트별 생애 유형의 분포

	결혼시기				
	<=1969	1970-1979	1980-1989	1990-1994	>=1995
일가족 중복	23.3	14.0	8.4	12.7	10.9
M형	6.7	19.3	28.4	22.5	11.3
잠재M형	5.6	11.5	24.4	46.4	68.4
양육후일	35.4	34.0	24.1	9.6	2.8
일경험없음	29.0	21.2	14.8	8.8	6.6
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

종합해보면, 한국 여성의 생애는 최근으로 올수록 M형이 지배적이다. 생애를 통하여 전혀 일한 경험이 없거나, 양육 이후에 처음 일자리를 가지는 생애는 흔하지 않다. 비록 1990년 이후 일, 양육을 동시에 수행하는 여성의 비중이 다소 증가하고 있는 경향이 확인되지만, 아직은 지배적인 생애 유형은 아니다.

또한 상이한 생애 궤적을 가지더라도, 일반적인 결혼연령, 출산연령, 입직연령의 변화는 유사한 방향으로 전개되고 있다(<표 8>). 모든 유형에서 결혼 유형은 최근 코호트로 올수록 만혼화되는 경향이 강하며, 그 결과 첫 출산연령도 늦어지고 있다. 첫 입직연령은 양육 이후 일한

유형을 제외하면, 평균 2-3년 늦어진 것으로 분석된다. 양육 후 일하는 생애 유형에서는 일을 시작하는 시기가 매우 크게 앞당겨지고 있다.

<표 8> 결혼코호트, 생애 유형별 결혼, 첫 출산, 첫 입직 연령

기혼여성의 생애		결혼시기					변화
		<=1969	1970-1979	1980-1989	1990-1994	>=1995	
일가족 중복	결혼연령	20.9	23.5	25.7	26.7	26.7	+5.8
	첫출산연령	22.6	24.6	26.8	27.7	27.6	5.0
	첫입직연령	19.0	20.8	21.6	22.5	22.0	3.0
M형	결혼연령	22.5	24.1	25.2	26.3	26.6	3.5
	첫출산연령	25.5	26.3	27.6	27.5	27.5	2.0
	첫입직연령	17.9	19.1	20.2	20.6	21.2	3.3
잠재 M형	결혼연령	23.3	25.2	25.7	26.3	27.1	3.8
	첫출산연령	24.9	27.0	27.2	27.5	28.0	3.1
	첫입직연령	19.0	20.1	20.8	21.0	21.3	2.3
양육후 일	결혼연령	21.8	23.0	24.4	25.4	24.3	2.5
	첫출산연령	23.6	24.5	25.7	26.0	24.5	0.9
	첫입직연령	39.2	37.0	34.8	30.6	26.9	-12.3
일경험없음	결혼연령	22.1	23.9	24.6	25.6	26.5	4.4
	첫출산연령	24.0	25.1	25.5	27.0	27.3	3.3
	첫입직연령	-	-	-	-	-	

이와 같이 생애 유형은 시기적으로 크게 변하였다. 그렇다면, 동일 시점에서, 동일 세대에 속한 여성사이에 생애 유형은 어떻게 차이가 나는가? <표 9>에서는 코호트 차이를 통제하였을 때, 동일 코호트 내 생애 유형의 차이를 설명하는 주요 변인들을 제시하고 있다. 분석에 활용된 기법은 다항로짓분석이다. 미혼상태에 제한된 두 생애 유형은 분석에서 제외하였고, 결혼/양육 후 일을 그만둔 유형은 M형과 함께 묶었다. 종속변수의 기준범주는 전통적인 성역할에 가장 근접한 전혀 일 경험 없는 유형이다. 표에 제시된 b값은 공변인 x의 단위 변화나 해당 변수 값에서 특정 생애 유형에 속할 확률의 로짓비를 나타낸다.

<표 9> 기혼 여성의 생애 유형에 대한 다항로지분석

		생애유형(기준: 일경험없음)		
		일가족중복	M 형	양육후일
결혼코호트	1960년대이전	-0.18	<u>-1.67</u>	<u>-0.48</u>
	1970-1979	-0.06	<u>-0.75</u>	-0.13
	1990-1994	<u>0.73</u>	<u>0.68</u>	-0.41
	1995+	<u>1.10</u>	<u>1.37</u>	<u>-1.41</u>
	(기준: 1980년대이전)			
교육수준	중학교	<u>-0.80</u>	0.09	-0.19
	고등	-0.02	<u>0.57</u>	0.35
	대학 (기준:초등)	<u>0.92</u>	-0.02	0.05
가구생업	농업 (기준: 비농업)	<u>3.21</u>	<u>0.84</u>	<u>1.11</u>
어머니의 일	취업 (기준: 비취업)	<u>0.78</u>	<u>0.51</u>	<u>0.47</u>
어머니의 교육수준	고등학교이상 (기준: 중학교이하)	-0.19	-0.09	-0.00
남편의 소득	1: 저<->10: 고	-0.03	0.03	<u>-0.06</u>
남편의 교육	중학교	0.17	0.16	0.01
	고등학교	0.07	0.26	0.20
	대학교 (기준: 초등학교)	0.24	0.52	-0.60
부인 취업에 대한 남 편의 태도	1:반대<->5:찬성	<u>1.06</u>	<u>0.46</u>	<u>0.86</u>
전통적 성역할태도	1:약<->10:강	<u>-0.06</u>	<u>-0.05</u>	-0.05
상수		<u>-4.78</u>	<u>-1.01</u>	<u>-2.06</u>
R <sup>2</sup>			0.21	
N			2,823	

주 : 밑줄 친 계수는 유의수준 0.05 이하에서 통계적으로 유의미함.

결혼코호트의 효과를 먼저 살펴보면, 1980년도에 결혼한 코호트와 비교하여, 1990년 이후에 결혼한 코호트에서 일가족 중복형의 개연성이 크다. 이전 결혼코호트에서는 의미 있는 차이가 나타나지 않는 것은 가구의 생업 변수에 의해 농촌 여성의 구성 이 통제된 때문이라 판단된다. M자형에 속한 여성의 비율은 최근으로 올수록 커지고 있다. 양육후 일하는 여성의 비율은 감소하는 추세가 확인된다.

여성의 교육수준의 효과가 통계적으로 부분적으로 확인되고 있다. 일, 가족 역할을 동시에 수행하고 있는 여성은 대학 이상의 고등교육을 받은 여성일 개연성이 큰 것으로 추정된다. 이러한 생애 경력은 전문직, 공무원과 같이 최근 증가하고 있는 전문직종 여성 분포를 반영하는 것이 아닌가 추측된다. M형의 여성은 대개 고등학교 여성인 개연성이 크다.

농업가구와 비농업가구에 속한 여성의 생애형태가 크게 대조된다. 농업가구에 속한 여성 중

전업주부의 생애를 보낸 경우는 드물다. 농업가구에 속한 여성의 대부분은 가족 역할과 일을 동시에 수행하거나, 적어도 양육 이후에 가구의 일을 돕는 생애를 보낸다.

어머니의 취업경험 효과가 부분적으로 확인되고 있다. 표에 제시된 유형은 생애 어느 시점에 서든지 일한 경험을 가지고 있는 여성 집단을 가리키는데, 이 세 유형의 발생 개연성은 모두 여성의 어머니가 취업한 경험이 있을 때 상대적으로 높다. 한편, 어머니의 교육수준의 영향력은 통계적으로 유의미한 의미를 가지지 않는다. 성장기 일하는 여성의 역할 모델이 존재하였는가 여부가 여성의 성인기 이후 취업력에 중요한 영향을 미친다고 판단할 수 있다.

남편의 교육수준, 소득 효과는 제한적이다. 예외적으로 양육 이후에 처음 일하게 된 여성의 경우, 남편의 소득이 낮을 확률이 크다. 결혼 전에 취업경험이 없다가, 결혼, 양육 이후에 일 자리를 갖는 것은 대개 가구의 생계비 보조 때문일 수 있다. 남편의 교육, 소득 수준에 따라 여성의 생애 유형이 별로 차이가 없는 것은, 아마도 남성의 계층적 지위의 다양성에 비해, 여성의 생애유형은 계층간 동질성이 크기 때문이 아닌가 추측해본다.

여성의 생애 유형에 보다 직접적으로 영향을 미치는 남편 관련 변수는 부인의 일에 대한 남편의 태도이다. 전업 주부 여성에 비해, 결혼 후에도 일한 경험이 있는 여성의 남편은 부인이 일하는 것에 강하게 찬성하는 태도를 견지하고 있다. 특히 일, 가족 역할을 동시에 수행하는 여성의 남편은 부인 일에 대하여 지지하는 태도가 가장 강한 것으로 추정된다.

마지막으로, 가족, 일에 대한 여성의 태도도 생애 유형에 따라 의미 있는 차이를 나타낸다. 결혼, 육아 후 일을 경험한 여성에서는 전통적 성역할 태도가 유의하게 약하게 나타난다.

## V. 맺음말

이 연구는 저출산과 M형의 취업력이 공존하고 있는 현재 한국 여성의 일-가족 역할이 생애 과정을 통해 어떻게 이행하는가를 통시적으로 분석하고 있다. 결혼, 출산, 노동지위의 발생 시기, 순서, 지속 특성을 조합할 때 현 한국 여성의 생애에 어떠한 유형적 특성이 발견되는지 분석하였다. 또한 생애 유형의 시기적 변화와 집단간 차이에 유의하면서 세대별, 결혼코호트별 그리고 여성의 가족, 개인적 특성에 따라 생애 유형이 어떻게 차이가 있는가를 분석하였다.

분석 결과는 지난 몇 십년간 한국 여성의 일, 가족 역할의 시기, 양, 순서에 커다란 변화가 있었음을 확인시켜 주고 있다. 결혼 연령이 최근세대로 올수록 상승하고 있다. 전통적으로 여성의 주요 역할로 간주되었던 출산력은 크게 감소하였고, 첫아이 출산에서 막내 출산까지의 출산 기간도 크게 압축되었다. 결혼에서 자녀 출산완료까지의 기간이 압축된 것과는 대조적으로 여

성의 경제활동참가율은 크게 신장하였다. 성인기로의 이행은 현 50대 여성에서는 결혼을 통해 이루어졌지만, 30대 여성의 성인기로의 이행은 일을 통해 이루어졌다.

한국 여성의 결혼, 출산, 노동력의 시기, 순서, 지속성을 조합한 결과, 한국 여성의 생애에 유형적 특성을 발견할 수 있었다. 초혼 경험이 있는 기혼 여성의 생애는 크게 다섯 유형으로 구분되는데 결혼, 출산기간에도 쉬지 않고 일한 여성, 결혼 전에 일하였지만 출산/육아기간 일을 그만두고, 공백기 이후, 다시 일자리로 돌아온 여성(M형), 결혼, 출산 직후 일을 그만 둔 여성(잠재 M형), 결혼 전에 일한 경험이 없지만 결혼/육아 이후 일자리를 처음 가진 여성(양육 후 일), 마지막으로 전혀 일한 경험이 없는 여성이다.

결혼코호트별로 생애 유형의 구성변화를 살펴본 결과, 최근으로 올수록 M형(잠재 M형 포함)이 지배적인 생애유형이 되고 있다. 양육 후 처음 일을 하거나, 전혀 일한 경험이 없는 여성의 비율은 최근세대로 올수록 감소하고 있다. 1990년 이후 결혼한 여성에서 일가족 중복형의 생애 패턴이 증가하고 있지만, 아직 지배적인 유형은 아니다. 동일 코호트내에서 살펴보면, 생애 유형은 성장기 일하는 여성의 역할 모델의 존재(어머니의 취업), 남편과 여성의 일에 대한 태도, 가구의 주 생업(농업가구와 임금근로자 가구)에 따라 유의미한 차이가 나타났다.

이와 같이 저출산력을 초래한 결혼 및 출산 행위의 변화 그리고 M자형 취업형의 지속은 가족 역할과 노동역할의 갈등이 심한 상황에서 비롯하고 있다. 또한 가족역할과 노동역할의 상충은 전통적인 가족 역할과 노동시장에서의 성불평등기회가 여전히 강하게 유지되는 사회 구조의 맥락과 밀접히 연관된다.

한국 여성에게 노동과 가족역할은 상충적이다. 양 역할을 동시에 수행하는데 제약이 크다. 한편으로, 가족역할은 여성의 노동활동의 기회를 제약한다. 가족역할의 성규범은 가족역할과 일 역할 사이에 시간적 갈등을 조성한다. 나아가 가족역할의 성규범은 노동시장에서의 다양한 성차별을 정당화하거나 결과한다. 일-가족 역할의 갈등적 상황에서 여성이 발전시킬 수 있는 주요한 두 행위 전략에 유의하자.

우선, 노동시장에서의 성차별은 여성을 결혼, 가족으로부터 완전하게 독립시키지는 못한다. 결국, 여성의 고용기회가 구조적으로 제한된 상황에서, 결혼, 출산, 양육으로 대표되는 가족역할을 통해, 여성은 자신의 사회적 지위와 정체성을 획득하는 행위전략을 발전시키기 쉽다. 노동기회의 제약 속에서, 교육은 자신의 고용능력, 생산성을 상징하는 인적자본보다는, 자신의 계층적 출신과 교양을 상징하는 문화적 자본으로 그 의미가 크다. 이러한 배경에서, 고학력 여성의 취업률은 저조하지만, 결혼시장에서 경쟁력은 높다. 여성=모성의 문화에서, 여성은 자녀교육과 자신 가족의 성공에 매몰된 가족이기주의의 주역으로 비쳐지고 있다.

다른 한편으로 일을 통한 지위 획득에 강한 욕구를 가진 여성들도 증가하고 있다. 양육의 사

회화가 별로 진행되지 않은 상황에서, 결혼 후 고용단절을 위기가 큰 상황에서, 이들 여성이 선택할 수 있는 주요 전략 중의 하나가 만혼일 것이다. 결혼 이후에도 출산시기를 연장할 수 있다. 결혼시기의 연장, 양육기간의 단축은 모두 출산을 억제하는 힘을 가지기에 충분하다.

가족으로의 귀의 혹은 일로의 귀의 어느 쪽을 선택하든지, 사회적 혹은 개인적으로 치러야 하는 비용은 막대하다. 가족으로의 귀의에 대한 기회비용을 크게 인지할수록, 가족역할을 통한 대리적 지위획득의 열망도 강해질 것이며, 이는 과도한 가족 이기주의라는 사회적 문제를 초래할 수 있다. 후자의 선택이 지배적이면 또한 결혼, 가족 해체는 피할 수 없는 상황이 될 수 있다.

그렇다면 대안은 무엇인가? 저출산력, M자형 취업곡선이 내포한 여성 생애의 갈등에 대한 보다 사회구조적인 원인 진단이 필요하다. 한국 여성에게 노동-가족 역할의 관계가 상충적이며, 갈등적인 것은 전통적인 성역할 관계가 우리 사회의 지배적인 조직원리로 작동하고 있기 때문이다. 노동-가족의 성역할 분리이념의 희생자는 비단 여성에만 국한되는 것은 아니다. 평생을 노동, 작업장에서 일벌레로 살지만, 경제적 부양자의 의미 외의 가족역할에 참여하지 못하는 아버지 역할의 갈등 또한 전통적 성역할 규범 속에서 심화된 노동-가족 역할의 갈등 현상에 다름 아니다. 지금의 갈등을 해결할 수 있는 관건은 가족과 노동시장 두 영역 모두에서 양성 평등적인 사회조직원리의 재편이라 생각한다.

## 참고문헌

- 강세영. 1995. “사업체 성별직종분리 요인의 분석”, 『한국인구학』 18/1: 46-61.
- 강이수. 2001. “변화하는 노동시장과 여성노동자”, 『경제와 사회』. 51권 가을호: 10-37.
- 권태환. 1978. “인구성장의 추세와 요인.” 이해영, 권태환 (편) 『한국사회 I』. 서울대학교 인구 및 발전 문제 연구소.
- 권태환·김두섭, 2001. 『인구의 이해』 서울대학교 출판부.
- 김병조 김순영. 1996. “한국의 여성시간제 노동자, 그들은 누구인가?”, 『경제와 사회』 31권 가을호: 159-178.
- 김영옥. 1999. “여성노동시장 이행의 결정요인”, 『여성연구』 57권 겨울호: 113-134.
- 김태홍. 2000. “여성 경제활동 참가의 결정요인과 특징”, 『여성연구』 59권 겨울호: 93-114.
- 남춘호. 2001. “성별직종격리에 대한 새로운 접근; 누적불이익 모형대 회전문가설”, 『산업노동연구』 7/1: 115-156.
- 문유경. 1998. “여성의 취업실태조사”, 『여성연구』 54권 여름호

- 박상태. 1999. “인구쟁점에 대한 가치관의 변화.” 『한국인구학』 22/2: 5-45.
- 박수미. 2002. “한국여성들의 첫 취업 진입·퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향.”  
한국사회학 36/2: 145-174.
- 신경아. 2001. “노동시장과 모성, 가족의 문제; 남성중심적 노동자 모델을 넘어서”, 『경제와 사회』 .51권 가을호:
- 여성특별위원회. 2001. 『저출산 시대의 여성정책』
- 은기수. 1999. “생애과정이 결혼시기에 미치는 영향; 생애사건연쇄분석”. 『한국인구학』 . 22/2 : 46-70.
- \_\_\_\_\_. 2001. “ 결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계.” 『한국사회학』 . 35/6: 105-140.
- 이재열. 1996. “여성이 생산노동과 재생산노동의 상호연관성이 취업에 미치는 영향에 관한 경험적 연구.” 『한국인구학』 19/1: 1-45.
- 장지연. 2001. “비정규직 노동의 실태와 쟁점; 성별차이를 중심으로”, 『경제와 사회』 51권 가을호:
- 전광희. 2002. “한국의 출산력: 추이와 전망.” 한국의 인구 및 주택 심포지엄 발표 논문.
- 정영애. 1996. “시간제 노동과 성별분업: 시간제노동 논의에 관한 여성학적 비판”,  
『한국여성 학』 12/1 :
- 정원오. 1995. “지난 20년간 임금불평등의 변화추세; 집단간과 집단내의 임금불평등의 변화”,  
『사회복지연구』 제16호, 서울대 사회복지연구소; 70-89.
- 조남훈, 김승권, 조애저, 장영식, 오영희. 1997. 『1997년 전국 출산력 및 가족보건실태조보고』 ,  
한국보건사회연구원.
- 통계청. 2001. 『장래인구추계』
- 통계청. 2002. KOSIS
- 한 준·장지연. 2000. “정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력과 생애주기”, 『노동경제논집』,  
23/특별호: 33-53.
- Abott, Andrew. 1983. "Sequences of social events: Concepts and methods for the analysis of order in social processes." Historical Methods 16/4: 129-147
- Blair-Loy, Mary. 1999. "Career patterns of executive women in finance: An optimal matching analysis." American Journal of Sociology 104/5: 1356-1397.
- Han, Shin-Kap, and Moen. Phyllis. 1999. "Clocking out: Temporal patterning of retirement." American Journal of Sociology 105/1: 191-236.

- Davis, Kingsley and Judith Blake. 1956. "Social structure and cultural fertility: An analytic framework." *Economic Development and Cultural Change* 4/3:
- Rindfuss, Ronald and S. Philip Morgan. 1983. "Marriage, sex and the first birth interval: The quiet revolution in Asia." *Population and Development Review* 9(2): 259-278.
- Bongaarts, J., 1978. "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility," *Population and Development Review* 4/1:105-132.



## 취업여성의 가사 및 육아부담과 생활만족에 관한 연구

---

박 재 규 전라북도 여성발전연구원, 책임연구원)



# I. 서론

## 1. 문제제기

가부장제적 문화 아래서 여성의 역할은 어머니나 아내로 규정되었기 때문에 여성은 자신의 잠재력과 자아를 인식하거나 개발할 기회를 갖지 못한 채 불행한 삶을 살았다고 한다. 이러한 불행으로부터 벗어나기 위해서 여성은 가부장제적 문화의 산물인 남성 의존적 사고에서 벗어나 가정 밖의 창조적인 사회활동에 참여하고 이를 통해 자아를 발전시켜야 한다고 베티 프리단은 일찍이 주장하였다(Friedan, 1963). 남성에 의한 여성억압 및 통제에 관한 프리단의 고발 이후 사회구조의 변화는 여성의 사회-경제적 활동을 증가시키는데 크게 기여하였다. 그러나 여성의 사회-경제활동 확대에도 불구하고, 여성의 사회-경제적 지위와 생활향상은 기대만큼 실현되지 않았고, 이런 현실을 목격한 프리단은 1981년 『제2의 단계』에서 직장생활과 가정생활을 함께 수행하면서 겪게되는 취업여성의 고통을 다시금 고발하였다. 특히 그녀는 사회활동을 통해 성공한 여성이 ‘여성의 신비’를 극복하지 못한 전통적 여성보다 더 불행해질 수도 있음을 경고하였다(Friedan, 1981). 이런 경고는 오늘날 취업여성들이 겪어야 하는 ‘이중적 고통’을 단적으로 잘 보여주고 있다. 다시 말해서, 취업여성은 직장생활의 ‘성공’을 달성하는데 겪게 되는 여러 가지 어려움에도 불구하고 줄어들지 않는 가정의 가사노동과 자녀양육 부담에 따른 스트레스로 어려움을 겪고 있다고 한다. 따라서 배우자 취업에 대한 남편의 태도와 가사노동 및 자녀양육 분담참여는 매우 중요한 연구과제로 인식되어 그 동안 많은 연구들이 진행되어 왔다(Hoschild, 1989; Thompson and Walker, 1989).

오늘날 여성의 고등교육 확산과 자아실현의 의식강화, 핵가족화와 함께 진행된 자녀수의 감소, 평균수명의 증가, 그리고 맞벌이 부부의 선호 등 이른바 ‘사회구조의 변화’는 여성에게 사회-경제적 활동참여를 크게 확대시켰다. 특히 가정 밖의 경제활동 참여가 여성들에게 가정이라는 ‘사적영역’에서 벗어나 공적영역으로 진출할 수 있는 계기가 되었으며, 보다 중요한 것은 경제활동 참여가 여성문제를 새롭게 인식하는 기회로 작용하여 결국 양성평등의식을 강화시키는데 크게 기여할 것이라는 점이다(이승희, 1993; 한경혜, 1994; 김현희, 2001). 그러나 프리단이 지적하였듯이, 가부장제적 유교문화의 영향이 아직도 지배적인 한국사회에서 여성의 사회활동 참여는 ‘이중적 고통’을 수반할 가능성이 매우 높다. 왜냐하면 성 차별적인 분업구조가 잔존하고 있는 한국사회에서 여성은 우선 취업과정에서 경험하는 차별로 어려움을 겪을 뿐만 아니라 일단

취업에 성공한 여성들도 남성과 비슷한 수준의 경제활동을 요구받고 있기 때문이다(김양희, 1995; 이승미·이성희, 2001). 더욱이 기혼취업여성은 가정 밖의 ‘성공적인’ 경제활동 압력과 함께 가정에서 줄어들지 않고 있는 가사노동과 자녀양육 부담에 따른 심각한 스트레스에 시달리고 있기 때문이다(한경혜, 1994; 한국여성개발원, 1996; 장혜경, 1997; 조금희, 1999). ‘남성은 생계책임자, 여성은 가사전담자’라는 성 역할 분업체계가 해체되지 않고 있는 한국사회에서 남성의 여성취업에 대한 부정적 편견과 함께 소극적인 가사노동과 자녀양육 부담은 결국 취업여성에게 직장과 가정생활 전반에 걸친 일상생활을 어렵게 만들 가능성이 높다고 하겠다(한경미, 1989; 이성희·강성희, 2002; 박성연·임미리, 2002).

최근 들어 여성의 직업활동 증가와 사회구조 변화에 따라 직장에서의 남녀간의 역할공유는 어느 정도 진척된 것으로 평가되고 있다(옥선화·정민자, 1993; 조미환·임정빈, 1997). 여성을 보호하고 양성평등을 구현할 수 있는 일련의 법적·제도적 정비는 여성의 직장생활 참여와 삶의 질을 향상시키는데 기여하였다고 한다(Smart, 1989). 그럼에도 불구하고 여성의 경제활동참여에 대한 남성의 부정적인 태도와 가정에서 남녀간의 가사 및 육아부담 역할 공유는 지연되고 있어 결국 취업여성의 일상생활만족(직장과 가정생활)에 부정적인 영향을 미치고 있다. 예를 들면, 취업여성은 직장과 가정의 다중역할을 수행해야 하는 부담감으로 많은 스트레스를 경험하게 되지만, 부인의 취업에 대한 남편의 이해와 지지가 있는 경우 그 스트레스가 낮아져 취업여성의 생활만족도가 높았다고 한다. 그런 의미에서 남편으로부터의 지지는 취업여성의 스트레스 축소에 가장 중요한 요인으로 간주되고 있다(박성옥·김정훈, 1995; 이희정·이숙현, 1995; Belsky and Kelly, 1994). 비록 취업여성의 남편이 비취업여성의 남편에 비해 가사노동이나 자녀양육에 보다 적극적으로 참여한다고 하지만, 전자 또한 그렇게 활성화되어 있는 것은 아니다. 결국 남편의 가사활동 및 자녀양육 참여가 소극적인 가정에서 취업여성은 ‘가정과 직장생활’을 동시에 담당해야 하는 ‘이중적 고통’을 겪을 수밖에 없다고 한다(조미환·임정빈, 1997).

## 2. 연구의 목적

남편의 여성취업에 대한 태도, 가사노동과 자녀양육 참여는 경제활동에 참여하고 있는 기혼 여성 자신의 직장생활과 가정생활에 직접적으로 영향을 미치기 때문에 취업여성에게 있어 매우 중요한 문제이다. 그것은 또한 양성평등사회의 구현과정에서 극복해야 하는 과제이기 때문에 학문적·실천적 차원에서 중요한 연구과제로 인식되어 왔다. 그럼에도 불구하고, 이러한 관계를

경험적으로 규명하려는 실질적인 노력이 한국사회에서는 아직 부재한 상태이다. 그런 의미에서 본 연구는 이런 관련성을 우회적으로 검토하고자 한다. 즉 본 연구는 한국여성개발원이 수집한 “여성의 취업실태조사” 자료를 이용하여 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담 정도에 따라 자신의 일상생활(만족)에 어떤 차이가 있는지 분석하고자 한다. 보다 구체적으로 본 연구는 1) 취업 여성의 가사 및 자녀양육의 부담 정도를 분석하고, 그 부담 정도에 따라 취업여성의 일상생활 만족에 어떤 차이가 있는지, 그리고 2) 이런 결과들을 바탕으로 취업여성에게 대한 남편의 편견 해소와 남편의 가사노동 및 자녀양육 참여를 활성화시킬 수 있는 방안을 모색하는데 그 목적이 있다.

## II. 경험적 문헌검토

### 1. 사회구조의 변화와 여성의 사회활동 참여

한국사회에서 여성의 사회적 지위 변화와 경제활동 참여를 이해하기 위해서는 한국사회의 가부장제도의 기원 및 그 특성, 그리고 변천과정을 우선적으로 이해할 필요가 있다. 왜냐하면 비록 최근 들어 가부장제적 유교문화의 영향력이 약화되었다고는 하지만, 가정 및 사회 전역에 걸쳐 그 잠재적 영향력이 아직도 잔존하고 있어 여성에 대한 차별과 억압이 여전히 근절되지 않고 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 한국사회에서 가부장제의 변천과정 및 그에 따른 여성의 지위변화를 간략하게 검토하였다.

하트만에 의하면, 가부장제(patriarchy)란 물질적 기반을 갖춘 남성들 간의 계층적, 제도적 관계로 남성들의 여성지배를 가능하게 하는 사회적 관계를 의미한다(Hartman, 1981). 즉 최근까지 지배적인 영향력을 행사해 왔던 가부장제는 경제, 문화, 정치 등 사회 전역에 걸쳐 남성의 지배와 여성의 종속이라는 사회제도적 권력관계를 의미하였다. 남녀간의 불평등한 권력관계를 설정했던 ‘가부장제’는 농경사회가 형성되는 과정에서 출현하였다. 남성의 노동력이 농업에 크게 기여하는 농경사회 정착과정에서 그리고 잉여생산물을 관리하는 과정에서 남성은 지배자로 변모하였고, 특히 고대국가의 형성과 함께 남성의 지배권력은 크게 증가하였다. 조선시대 유교 사상과 접목되면서 가부장제는 남녀간의 활동공간 분리와 함께 여성차별을 더욱 강화시켰다.

그러나 조선 말기 서구의 평등사상과 제도의 도입으로 남성 중심적인 가부장제도는 변화의 단초를 맞게 되었고, 특히 1950년대 이후 산업화와 근대화과정을 걸치면서 커다란 변화를 겪게

되었다. 교육제도의 확산과 생활수준의 향상으로 여성도 교육기회를 갖게 되었으며, 농업에서 공업으로의 산업구조 재편은 가정 밖의 많은 일자리 창출하였고, 그 결과 여성들은 가정 밖의 경제활동에 참여할 수 있는 기회를 갖게 되었다. 가정 밖의 경제활동 참여를 통하여 여성들은 자신에게 부여된 사회적 지위와 역할이 얼마나 차별적·억압적인지 깨닫게 되었다(김현희, 2001; Park, 1991). 이런 가능성에도 불구하고, 여성의 지위향상은 1990년대까지 매우 제한적일 수밖에 없었다. 왜냐하면 권위주의 군사정권은 남성지배와 여성의 종속구조를 유지시키고 정당화시키는데 큰 역할을 수행하였기 때문이다. 군사정권은 수출산업 전략을 추진하는 과정에서 여성 노동력을 억압하고 착취하는 노동정책을 재벌과 함께 강력하게 추진하였고, 그 결과 노동 시장이나 가정에서 여성을 보호할 수 있는 정책이나 제도 구축은 자연스럽게 지연되었다. 결국 가부장제적 유교문화와 군사정권의 결합은 현대 한국사회에서조차 남성 지배적 사회질서 혹은 여성 억압적 문화구조를 재생산하는데 있어서 중요한 계기로 작용하였다.

비록 1960년대 이후 여성의 교육기회 확대와 함께 사회-경제적 활동이 크게 증가하였지만, 여성의 지위에 실질적인 변화를 수반하지는 못하였다. 여성의 사회적 지위에 질적으로 커다란 변화는 1980년대 후반 민주화 투쟁과 권위주의 군사정권의 붕괴에 따라 도입된 민주화 조치 및 여성보호 관련 제도의 입법화부터라고 할 수 있다. 그 결과 오늘날 여성의 지위와 역할에 많은 변화가 있었다. 예를 들면, 여성의 고등교육 진학과 사회-경제적 활동도 꾸준히 증가해 왔다. 여성의 경제활동 참여의 경우, 1970년대 39.3%에서 2001년 48.8%로 크게 증가하였고, 이들 중에서 기혼여성이 51.6%로서 미혼여성의 48.1%보다 약간 높게 나타나고 있다(통계청, 2001). 이처럼 기혼여성의 경제활동 참여비율이 미혼여성을 앞서기 시작한 것은 1990년대 후반부터이며, 기혼여성의 경제활동 증가추세는 앞으로 계속될 것으로 전망된다. 그런 의미에서 기혼여성의 ‘삶의 질’ 문제와 관련하여 시급하게 해결되어야 할 문제는 바로 가정에서 가사 및 자녀양육 분담에 대한 부부간의 역할 재정립과 함께 직장에서도 여성 노동력을 실질적으로 보호할 수 있는 제도적 입법화와 그 실천강령이 마련되어야 할 것이다.

## 2. 취업여성의 가사부담과 생활만족

가정 밖의 사회-경제적 활동에 참여하는 여성의 증가와 남녀평등의식이 어느 정도 자리를 잡아가고 있음에도 불구하고, 가사와 자녀양육의 역할수행은 아직도 과거와 마찬가지로 여성에 의해 담당되고 있다. 이러한 결과는 여성이 가사노동과 자녀양육을 자신의 책임으로 인식하는

사회적 의식구조와 결부된 ‘여성성’의 정체성 때문이라고 한다. 반면에 남성은 가정의 가사와 자녀양육에서 자기역할인식과 가사에 대한 책임의식도 비교적 낮았다고 한다. 실제 경험연구에 의하면, 가사노동을 자신이 해야 한다는 주부의 태도가 전반적으로 높게 나타났고 심지어 취업 여성의 경우에도 가사노동을 자신이 수행해야 하는 것으로 인식하고 있었다(임정빈·김명희, 1984; 석드보라·이기영, 1999). 결국 여성의 경제활동참여 증가에도 불구하고 남편의 가사노동과 자녀양육 분담은 증가하지 않고 있으며, 심지어 비취업 상태에 있는 남편도 기사 및 자녀양육 업무를 취업여성과 동일하게 분담하려 하지 않는다고 한다. 그리고 비록 취업여성의 남편은 가사노동에 참여할지라도, 음식 만들기, 설거지, 청소 등과 같은 여성중심형 과업(female-typed tasks)에 참여하는 것을 꺼리는 성향마저 있었다고 한다(Belsky, Gilstrap and Rovine, 1984).

이처럼 취업여성 남편의 가사 및 자녀양육 분담 기피는 결국 취업여성의 역할과다로 이어져 생활만족을 저하시킬 것이다. 가사노동에 대한 남편의 지원이 없는 취업여성은 직장의 업무와 가정의 가사 및 자녀양육을 동시에 수행해야 하는 ‘이중적 어려움’ 때문에 결국 직업활동에서 뿐만 아니라 가정생활에서도 만족수준이 높지 않을 것이다. 예를 들면, 남편의 지지도는 취업여성의 직업만족도, 부모역할 만족도, 그리고 자녀만족도 등 심리적 안정감에 유의미한 영향을 미치고 있어 남편이 부인의 취업에 대해 이해하고 지원해 줄 때 취업여성의 스트레스와 불안감은 크게 경감될 수 있으며(김리진·윤종희, 2000; 전보운, 1989), 나아가 직업수행과 부모역할수행에 긍정적인 영향을 미쳐 취업여성의 안녕감에 긍정적인 영향을 준다고 한다(박성연·임미리, 2002).

취업여성의 생활만족도 개념은 특정한 하부영역이나 요인과 관련된 것이 아닌 생활전체(totality of life)와 관련하여 개인이 느끼는 전반적인 만족감이라고 할 수 있는데, 이런 의미를 가장 포괄적이고 함축적으로 반영하고 있는 개념이 바로 ‘삶의 질’(quality of life) 개념이다. 삶의 질 개념은 개인생활의 사회적 조건 및 제도와 사회성원 사이에 일어나는 상호작용의 결과를 반영하는 것으로 개인의 삶을 가치 있고 보람 있게 만들어 주는 총량으로서의 만족감을 의미하기 때문에 인간의 행위와 사고가 작용하는 모든 영역에 관련된 내용이 포함될 수 있다고 한다(김상균, 1996). 좀더 구체적으로, 삶의 질 내용은 개인의 경제적 생활수준, 교육성취, 심리적 및 주관적 만족, 생활만족, 행복감, 주관적 복지 등을 포함하고 있다. 이처럼 ‘삶의 질’ 개념은 인간생활의 모든 측면을 포괄하고 있지만, 적용하는 대상과 범위에 따라 그 내용이 다소 상이하게 규정될 수도 있다(임희섭, 1996; 김영기·박재규, 2001).

최근 에반스(Evans)의 경험연구를 받아들여 ‘삶의 질’ 내용을 몇 가지 차원으로 분류한 다음

그 차원들간의 관계를 정립하는 개념적인 분석틀이 제시되었다. 에반스는 삶의 질에 관한 기존 연구들을 검토하면서 상호간에 통계적으로 상관관계가 높을 것으로 판명된 직업만족, 결혼만족, 재정만족, 지역사회만족, 결혼적응, 종교적 만족, 가족생활의 질, 가족의 복지 등 8가지 영역으로 삶의 질 척도를 구성하였다(Evans, 1994). 에반스의 경험연구에서 증명되었듯이, 객관적인 지표들이 적절하게 선택되었을 경우 그것은 주관적인 삶의 만족에 높은 상관관계를 가질 수 있으며, 그런 의미에서 객관적인 삶의 질 만족은 주관적인 삶의 질 만족에 충분조건은 아닐지라도 필수조건은 될 수 있다고 한다(임희섭, 1996). 이런 유형의 이론적·경험적 작업이 최근 활성화되면서 삶의 질에 관한 실증적 연구가 크게 활성화되었다(김상균 외, 1996; 한성덕, 1996; 박재규, 1999; 김영기·박재규, 2001; 한형수, 2002).

그럼에도 불구하고 삶의 질에 관한 주관적 차원과 객관적 차원을 포괄한 ‘종합적인’ 삶의 질 척도는 현실적으로 여러 가지 어려움이 있어 더 이상 진척되지 못하고 있다. 그런 까닭에 본 연구는 여성개발원이 수집한 <여성의 취업실태자료>에 포함된 취업여성의 직장생활과 일상생활에 대한 주관적 만족상태를 평가한 10개 문항을 사용하여 취업여성의 ‘생활만족’ 혹은 삶의 질 척도로 사용하였고, 그 과정은 <표2>에 정리되어 있다.

### Ⅲ. 연구방법론

#### 1. 연구자료와 표본의 추출

본 연구 목적은 기혼취업여성이 실제 느끼고 있는 가사노동과 자녀양육 부담에 따라 자신의 일상생활(직장과 가정생활)에 어떤 차이가 있는 규명하고자 한다. 이런 목적을 달성하는데 일단 2001년 한국여성개발원이 수집한 “여성의 취업실태자료” 중에서 <취업여성 일반가구> 자료를 사용하였다. 전체 취업여성 일반가구 중에서 본 연구는 기혼여성인 동시에 가족이 있는 사람을 표본으로 추출하여 사용하였다.

#### 2. 분석에 사용된 변수의 개념정의와 문항분석

본 연구는 취업기혼여성의 가사 및 자녀양육 부담 정도에 따라 일상생활(직장과 가정생활), 그리고 사회-경제적 특성 등에 어떤 차이가 있는지를 분석하며, 그리고 취업여성의 일상생활



만족에 영향을 미치는 요인을 밝히는데 그 목적이 있다. 본 연구에서 사용하고 있는 변수의 개념정의는 아래의 <표 1>과 같다.

<표 1> 분석에 사용된 변수의 측정

구 분	변 수	척도구성	변수의 측정
독립변수	취업여성의 가사/양육부담	서열	1 전혀 어렵지 않다 ~ 5 매우 어렵다
종속변수	일상생활만족	서열	1.0 매우 불만족 ~ 5.0 매우 만족 (10개 문항의 평균점수)
통제변수	여성의 취업 태도	서열	1.0 매우 부정 ~ 5.0 매우 긍정 (7개 문항의 평균점수)
	교육수준	서열	1 무학, 2 초등학교, 3 중학교, 4 고등학교 5 초대졸 이상
	연령	등간	만 나이
	생활수준	서열	1 아주 못사는 편 ~ 5 아주 잘사는 편
	월평균 소득	등간	만원 단위
	가정의 유아	명목	1. 없다, 2 있다
	주당평균 근로시간	등간	시간 단위
	작업장 종업원 규모	서열	1 4인 이하, 2 5-9인, 3 10-49인, 4 50-99인, 5 100-299인, 6 300-999인, 7 1000명 이상
	출근 소요 시간	서열	1 1시간 이상, 2 1-30분 소요, 3 30분 미만 4 집이나 집근처
	근무 기간	등간	년 단위

본 연구에서 사용하고 있는 변수들 중에서 ① 일상생활만족과 ② 여성의 취업태도 변수는 단일문항이 아닌 여러 문항을 조합시켜 만든 것이다. 이들 변수의 구성은 각각 구성 문항들을 대상으로 문항분석과 신뢰도 검토를 통해 최종적으로 결정되었다.

먼저 종속변수인 취업여성의 일상생활만족 변수는 임금만족, 일자리 안정성, 일의 내용, 근무 환경, 인사의 공정성, 개인발전 가능성, 인간관계, 복지후생, 직장과 가정생활 병행, 하고 있는 일에 대한 만족 등 10개의 문항이 포함되었다. 이들 10개 문항으로 구성된 ‘일상생활만족’ 변수는 먼저 문항에 대한 주성분 분석(principal component analysis)과 직각회전방법(varimax rotation)을 통해 결정되었는데, 그 결과는 <표 2>와 같다. 분석결과에 의하면 요인은 오직 1개 밖에 추출되지 않았고 고유값(Eigenvalues)도 4.46으로 높게 나타났다. 1개 요인에 포함된 10개 문항 모두가 0.5 이상이었으며, 설명력은 44.56%로 나타났다. 다음으로 척도구성 신뢰도 계수(cronbach's alpha)도 .859로 높게 나타나 척도구성에 어려움이 없었다.

<표 2> 일상생활만족 구성내용, 요인분석, 그리고 신뢰도

일상생활만족 구성내용	요인1	고유치	분산설명	신뢰도
임금수준	.616	4.46	44.56	.859
일자리 안정성	.707			
일의 내용	.784			
근무환경	.736			
인사의 공정성	.628			
직장과 가정생활 병행	.512			
개인발전 가능성	.679			
복지후생	.658			
인간관계	.597			
하고 있는 일에 대한 만족	.717			

다음으로 <표 3>은 여성의 취업활동과 관련된 문항 9개 문항을 사용한 주성분분석과 직각회전방법에 의한 문항분석과 신뢰도 검토 결과를 요약한 것이다. 먼저 문항분석에서 고유치(Eigenvalues)가 1인 넘는 요인이 2개 추출되었고, 2개 요인에 포함된 9개 문항은 각 요인에서 .5 이상으로 나타났다. 2개 요인에 의한 설명력은 요인1과 요인2가 각각 34.0%와 14.5%로 전체 48.5%로 나타났다. 그런데 측정도구의 신뢰성을 검증하는 신뢰도 계수에서 요인1은 0.784로 나타나 신뢰성 문제가 없었지만, 요인2는 0.5보다 적은 0.314로 나타나 신뢰성 문제가 제기되었다. 따라서 척도구성의 신뢰성 문제로 인하여 본 연구는 요인2에 포함된 2개 문항을 제외하고 7개 문항(요인1)만을 사용하여 여성의 취업태도 변수를 구성하였다.

<표 3> 여성의 취업태도 구성내용, 요인분석, 그리고 신뢰도

여성의 취업태도 문항구성	요인1	요인2
여성은 직장생활을 하더라도 남성처럼 성공하려고 애쓸 필요가 없다	.515	.437
능력이 같다면 여자보다 남자를 취직시켜야 한다	.715	-.034
여성은 취업을 해도 집안 일과 자녀양육은 여성의 책임이다	.660	.089
여성이 잘되는 길은 자신의 성공보다 남편을 잘 섬겨야 한다	.779	-.064
정리해고를 할 때 맞벌이 부부의 경우 남자보다 여자가 퇴사하는 게 낫다	.670	-.120
여성의 취업률이 남성보다 낮은 것은 여성의 직업적 능력부족 때문이다	.568	.213
여성의 취업은 남편수입의 보조적 수단일 뿐이다	.706	.101
여성도 결혼 후 계속 취업하는 것이 바람직하다	.099	.761
여성의 취업이 남성보다 낮은 것은 가사 및 육아부담 때문이다	-.142	.669
고유치(Eigenvalues)	3.06	1.30
분산설명	34.00	14.45
신뢰도(Cronbach's alpha)	.784	.314

## IV 자료분석 및 논의

### 1. 응답자의 사회-경제적 특성

본 연구의 분석에 사용된 취업여성의 전체 표본 크기는 1277명이었고, 그 사회-경제적 특성은 <표 4>와 같다. 먼저 취업여성의 교육수준을 보면, 공식적인 교육기관에서 교육을 받은 경험이 없는 여성 6.0%를 포함하여 초등학교 이하가 27.6%로 나타났고, 중학교 교육을 받은 여성은 18.6%, 고등학교 교육을 받은 여성은 37.2%, 그리고 초대졸 이상의 교육을 받은 여성은 17.0%로 나타났다. 이런 교육수준 분포는 1995년 통계청의 “인구주택총조사보고서”의 결과와 일정 부분에서 매우 비슷하며<sup>34)</sup>, 본 연구에서 사용하고 있는 표본이 어느 정도 대표성을 갖고 있음을 간접적으로 암시해 준다.

다음으로 취업여성의 연령분포를 보면, 20대 여성이 4.2%로 비교적 많지 않았다. 그 이유는 본 연구에서 사용하고 있는 표본의 구성이 미혼 여성을 제외한 기혼여성취업자만으로 이뤄졌기 때문이다. 반면에 30대 - 50대가 다수를 차지하였다. 즉 30대가 28.5%, 40대가 39.8%, 50대가 21.5%를 차지하였는데, 이런 결과는 40대 이후 기혼여성들이 자녀양육의 부담에서 벗어나 경제활동에 재진입하고 있다는 기존의 연구들과도 일치하고 있다(황수경, 2002). 이점은 6세 미만의 아동을 갖고 있는 취업여성의 비율에서도 잘 나타나 있다. 즉 전체 응답자 가운데 19.2%만이 6세 미만의 아동을 갖고 있었으며, 80.8%는 없는 것으로 나타났다. 그리고 취업여성의 거주지역 분포에서도 대다수인 80.2%가 도시지역(대도시 44.6%, 중소도시 35.6%)에 거주하였고, 19.8%는 농촌지역에 거주한 것으로 나타났다.

취업여성의 거주지역 분포는 직업분포를 어느 정도 반영하고 있는데, 특히 취업여성 가운데 농업 종사자는 14.9%로 농촌지역(특히 읍·면 소재지) 거주자 가운데 일부가 농업이 아닌 다른 업종에 종사하고 있음을 엿볼 수 있다. 판매/서비스 종사자 비율은 38.5%로 가장 많이 나타나 한국사회의 여성 취업자들 가운데 많은 여성이 판매업이나 서비스직에 종사하고 있음을 엿볼 수 있다. 행정/사무직 종사자가 16.2%, 기능생산직 종사자가 11.0%, 단순노무직 종사자가 11.3%, 그리고 전문관리직 종사자가 8.1%로 나타났다. 이들 가운데 전문관리직에 종사한 여성 취업자의 비율이 실제보다 다소 많이 나타났는데, 이는 교직에 종사하고 있는 여성이 5.6%로 다수를 차지하였기 때문이다.

34) 통계청의 “인구주택총조사보고서”에 나타난 2000년 여성의 교육수준 분포를 보면, 초등학교 이하교육을 받은 여성이 30.4%, 중학교 14.3%, 고등학교 37.3%, 그리고 대학이상이 18.0%로 나타났다(통계청, 2001).

마지막으로 취업여성의 소득수준과 생활수준을 보면, 우선 소득에서 201-300만원의 월평균 소득을 갖고 있는 여성이 27.0%로 가장 많았고, 다음으로 100만원 이하가 19.9%, 151-200만원이 18.9%, 301-500만원이 16.2%, 그리고 500만원 이상이 4.0%로 나타났다. 그리고 이들의 생활수준을 ‘주관적 평가’에 따라 3개의 범주로 재분류하여 제시하면, 못사는 편이라고 응답한 여성이 24.2%를 차지하였고, 보통수준이라고 응답한 사람은 64.1%로 다수를 차지하였고, 그리고 11.7%는 잘사는 편이라고 응답하였다. 특히 보통수준이라고 응답한 사람이 다수를 차지하였는데 이는 한국사회가 IMF 외환위기를 어느 정도 극복했다고 평가되는 2001년도에 자료수집이 이루어졌고, 더욱이 계층의 개념보다 응답자 자신이 주관적 기준으로 생활수준을 평가하였기 때문일 것이다.

<표 4> 응답자의 인구사회학적 특성

변수	범주	빈도	비율	합계
교육수준	무학	76	6.0	1270(100.0)
	초등학교	271	21.2	
	중학교	231	18.6	
	고등학교	475	37.2	
	초대졸 이상	217	17.0	
연령	20대	54	4.2	1277(100.0)
	30대	363	28.5	
	40대	509	39.8	
	50대	275	21.5	
	60대 이상	76	6.0	
6세 미만의 아동	없음	1030	80.8	1224(100.0)
	있음	194	19.2	
거주지역	대도시	547	44.6	1226(100.0)
	중소도시	436	35.6	
	농촌지역	243	19.8	
직업구성	전문/관리직	108	8.1	1275(100.0)
	사무/행정직	202	16.2	
	판매/서비스	491	38.5	
	농업	190	14.9	
	기능/생산직	140	11.0	
	단순노무자	144	11.3	
소득수준	100만원 이하	251	19.9	1264(100.0)
	101-150	177	14.0	
	151-200	239	18.9	
	201-300	341	27.0	
	301-500	205	16.2	
	501만원 이상	51	4.0	
생활수준	못사는 편이다	296	24.2	1257(100.0)
	보통이다	812	64.1	
	잘사는 편이다	149	11.7	

## 2. 취업여성의 가사 및 양육부담과 취업태도

취업여성이 겪고 있는 ‘이중적 고통’이란 가정 밖의 경제활동에 참여하면서도 가사노동이나 혹은 자녀양육의 부담이 전혀 줄어들지 않고 있음을 의미한다. 이런 문제점을 간파한 프리단은 사회적으로 성공한 여성이 가부장제적 문화에 묶여 ‘여성의 신비’를 극복하지 못한 ‘전통적인 여성’보다 더 불행해질 수도 있음을 일찍이 경고하였다(Friedan, 1981). 그런데 본 연구결과에 나타난 취업여성의 가사노동 및 자녀양육 부담에 관한 분석결과를 보면, 프리단의 경고가 결코 과장된 것이 아니라는 점을 확인할 수 있었다.

<표 5>에 의하면, 전체 취업여성 가운데 일을 하면서 가사나 자녀양육에 어려움을 느끼지 않는다고 응답한 사람은 21.1%에 불과하였다. 반면에 과반수에 이르는 51.7%가 가사를 돌보거나 자녀를 양육하는 것이 어렵다고 응답하였다. 특히 이들 가운데 6세 미만의 자녀를 가지고 있는 응답자 19.2%를 제외하더라도 취업여성의 32.5%가 순수하게 가사노동에 부담을 느끼는 것으로 나타났다. 이런 결과는 경제활동에 참여하고 있는 여성이 가사노동으로부터 결코 자유롭지 못하다는 것을 암시해 준다. 그리고 그저 그렇다고 응답한 사람은 27.1%로 나타났다.

이상과 같이 경제활동에 참여하고 있는 여성 다수는 자신의 일을 하면서 가사활동 및 자녀양육에 어려움을 겪고 있는 것으로 확인되었다. 이런 결과는 가사의 주요 담당자 분석에서도 확인하게 나타나고 있는데, 전체 취업여성 가운데 88.5%가 가사의 주요 담당자로 분류되었다. 반면에 남편을 포함하여 다른 사람이 담당한 경우가 11.5%로 나타났고, 이들 가운데 특히 남편이 담당하고 있는 경우는 단지 1%에 불과하였다.

<표 5> 가사노동 및 자녀양육 부담 분석결과

부 담 정 도	빈 도	비 율
전혀 어렵지 않다	56	4.4
대체로 어렵지 않다	212	16.7
그저 그렇다	344	27.1
대체로 어렵다	531	41.8
매우 어렵다	126	9.9
합 계	1269	100.0

가정 밖의 경제활동에 참여하고 있는 여성이 가사나 자녀양육에서 벗어나지 못하고 여전히 ‘이중적 고통’을 당할 수밖에 없는 것은 우리사회에 아직도 지배적인 영향력을 갖고 있는 남성

중심적인 가부장제적 유교문화가 남아 있기 때문일 것이다. 이점은 가사 및 자녀양육의 주요 담당자 분석에서도 부분적으로 확인되고 있다. 비록 여성이 가정 밖의 경제활동에 참여하고 있음에도 불구하고, 여전히 취업여성 대부분은 가사 및 자녀양육을 담당하고 있었다. 이런 경향은 취업여성의 취업태도에 관한 분석에서도 부분적으로 확인할 수 있었다.

여성의 취업과 관련된 7개 문항에 대한 취업여성의 태도를 분석한 <표 6>에 의하면, 여성취업을 긍정적으로 생각하는 사람이 32.9%에 불과하였다. 다시 말해서, 취업여성의 1/3정도만이 자신의 취업과 관련된 여성의 성공을 위한 노력의 불필요성, 남성의 우선적 취업, 가사와 자녀교육의 여성책임, 정리해고에서 맞벌이 부부 중 여성의 퇴사, 여성의 낮은 취업은 여성의 가사 및 육아부담, 그리고 여성의 취업은 남편에 대한 보조역할 등에 반대하는 태도를 갖고 있었다. 다시 말해서, 취업여성 10명 가운데 3명만이 여성의 취업활동을 남성과 비슷한 수준에서 적극적으로 평가하였다.

반면에 취업여성의 35.2%는 여성의 취업에 관해 부정적인 태도를 갖고 있었으며, 중립적인 태도를 갖고 있는 사람도 31.9%나 되었다. 따라서 취업여성의 다수는 자신이 경제활동에 참여하고 있으면서도 자신의 경제활동참여를 당당하게 평가하지 못하고 있는 것 같다. 다시 말해서 취업여성의 경제활동에 대한 부정적인 평가는 이들이 아직도 남성 중심적인 가부장제적 문화를 내면화하고 있거나 혹은 경제활동의 현실적인 어려움에 대한 깨달음 때문이 아닐까 한다. 그런 의미에서 여성의 경제활동참여를 활성화시키기 위해 우리사회는 다음과 같이 두 가지 측면에서 노력해야 할 것이다.

<표 6> 취업여성의 여성취업현상에 대한 태도 분석

태도	빈도	비율
매우 긍정적으로 생각한다	52	4.1
대체로 긍정적으로 생각한다	365	28.8
그저 그렇다	404	31.9
대체로 부정적으로 생각한다	363	28.6
매우 부정적으로 생각한다	83	6.6
합계	1267	100.0

첫 번째 노력은 우리사회를 지배하고 있는 남성 중심적인 가부장제적 유교문화를 청산하는 일이다. 가부장제적 유교문화의 청산은 사회구조의 개혁 차원에서 제도개혁과 의식개혁이 함께 추진되어야 할 것이다. 특히 호주제의 폐지나 가족제도의 보완(상속, 재산분할권 등)이 우선적으로 이루어져야 할 것이다. 여기에 여성 스스로의 끊임없는 노력도 필수적이다. 서구 유럽의

여성역사가 말해주듯이, 여성 차별적인 사회구조를 변화시키기 위한 여성 스스로의 의식전환과 노력이 있을 때 남녀평등사회는 보다 앞당겨 질 수 있기 때문이다. 그런 의미에서 여성 스스로 자신의 경제활동에 대한 여성 차별적인 차별과 편견을 극복하려는 노력과 함께 실천적 노력이 뒤따라야 할 것이다.

### 3. 취업여성의 가사 및 양육부담과 일상생활만족

본 연구의 주요 목적은 가사노동이나 자녀양육 문제로 부담을 많이 느끼고 있는 취업여성이 일상생활(직장과 가정)의 만족수준이 낮을 것이라는 가정을 검증하는 것이다. <표 2>에 나타나 있듯이, 일상생활은 직장생활과 가정생활이 서로 연관성을 갖고 있는 10가지 문항내용으로 구성되었다. 취업여성의 일상생활만족과 가사 및 양육부담간에 어떤 관련성이 있는지 분석하기 위해 우선 ‘교차분석’(crosstabulation)을 시도하였다.

취업여성의 가사 및 자녀양육 부담과 일상생활내용을 구성하는 10가지 문항간의 관련성을 분석한 결과에 의하면, 취업여성의 근무환경 변수를 제외한 나머지 9가지 내용은 가사 및 자녀양육 부담과 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났다. 이들 가운데 몇 가지만 소개하면 다음과 같다.

<표 7>은 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담과 현재 하고 일에 대한 만족수준간의 관계를 요약한 것인데, 양자 사이에는 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났다( $X^2 = 23.67$ ,  $p < .01$ ). 즉, 가사 및 자녀양육 부담을 적게 느끼고 있는 취업여성일수록 자신이 현재 하고 있는 일에 대한 만족수준이 높았다.

먼저 취업여성은 자신이 하고 있는 일에 대한 ‘만족수준’ 평가에서 불만족을 느낀 사람은 18.6%로 만지 않았다. 이들 가운데 가사 및 자녀양육 부담을 많이 갖고 있는 취업여성이 20.8%로서 부담이 적은 여성의 16.5%보다 4.3% 많았다. 그런데 현재 하고 있는 일에 대한 평가에서 중간정도의 만족을 느낀 취업여성이 46.1%로서 거의 절반을 차지하였다. 이들 중에서도 가사 및 자녀양육 부담을 많이 느낀 취업여성이 45.3%로서 부담을 적게 느낀 취업여성의 40.1%보다 약 5.2% 많았다. 결국 현재 하고 있는 일에 대해 만족을 느끼지 못하는 취업여성(불만족하거나 혹은 그저 그렇다)이 64.7%로서 매우 많았고, 이들 가운데 가사 및 자녀양육 부담 정도에 따라 그 차이도 더욱 넓혀졌다.

반면에 현재 하고 있는 일에 대해 만족하다고 평가한 취업여성은 35.5%로 1/3 수준에 불과하였다. 이들 가운데 가사 및 자녀육아 부담 정도에 따른 차이를 비교하면, 가사 및 자녀양육 부담이 적은 취업여성이 43.4%로서 부담을 많이 느낀 취업여성의 34.0%에 비해 약 10% 정도 많았다.

이상의 결과로부터 본 연구는 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담 정도가 자신이 현재 하고 있는 일에 대한 만족에 매우 유의미한 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 그런 의미에서 기혼취업여성의 일에 대한 만족수준을 끌어올리기 위해서는 무엇보다도 자신이 현재 담당하고 있는 가사 및 자녀양육 부담을 경감시키는 일이 급선무이다.

<표 7> 취업여성의 가사 및 양육부담과 하는 일에 대한 만족간의 관계

가사 및 육아부담 하는 일에 대한 만족	적은 편이다		중간 정도		많은 편이다		합 계	
	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
매우 불만족	3	1.1	2	.6	17	2.6	22	1.7
대체로 불만족	41	15.4	53	15.5	119	18.2	213	16.9
그저 그렇다	107	40.1	179	52.5	296	45.3	582	46.1
대체로 만족	97	36.3	99	29.0	194	29.7	390	30.9
매우 만족	19	7.1	8	2.3	28	4.3	55	4.4
합 계	267	100.0	341	100.0	654	100.0	1262	100.0

$$X^2 = 23.67, p < .01$$

<표 8>은 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담과 직장-가정 병행에 대한 만족수준간의 관계를 나타낸 것인데, 양자 사이에도 유의미한 관계가 있었다( $X^2 = 131.63, p < .001$ ). 즉, 가사 및 자녀양육 부담을 적게 느끼고 있는 취업여성일수록 자신의 직장생활과 가정생활 병행에 대한 만족수준이 높았다.

먼저 취업여성의 직장생활과 가정생활 병행에 대한 만족수준 평가에서 만족과 불만을 느끼고 있는 여성은 각각 31.8%와 30.9%로 비슷하였고, 중간정도의 수준에 있는 여성취업자가 37.2%로 다소 많았다. 그리고 중간정도의 만족감을 갖고 있는 취업여성 가운데 가사 및 자녀양육의 부담을 적게 느끼고 있는 사람과 많이 느끼는 사람도 각각 32.9%와 31.7%로 비슷하였다.

그러나 가정생활과 직장생활 병행에서 만족을 느끼는 여성 중에서 가사 및 양육부담을 적게 느낀 취업여성이 51.1%로 가사 및 양육부담을 많이 느낀 취업여성의 25.3%에 비해 2배 가량 많았다. 반면에 가정과 직장생활 병행에서 불만을 느끼고 있는 여성 중에서 가사와 양육부담을 많이 느끼고 있는 취업여성이 41.8%로서 가사 및 양육부담을 적게 느끼는 취업여성의 17.2%에 비해 2배 이상 많았다.



<표 8> 취업여성의 가사 및 양육부담과 직장-가정생활 병행간의 관계

가사 및 육아부담 직장-가정 병행 만족	적은 편이다		중간 정도		많은 편이다		합 계	
	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
매우 불만족	5	1.9	5	1.5	50	7.6	60	4.7
대체로 불만족	41	15.3	66	19.2	225	34.2	332	26.2
그저 그렇다	85	31.7	171	49.9	216	32.9	472	37.2
대체로 만족	111	41.4	94	27.4	149	22.7	354	27.9
매우 만족	26	9.7	7	2.0	17	2.6	50	3.9
합 계	268	100.0	343	100.0	657	100.0	1268	100.0

$$X^2 = 131.63, p < .001$$

끝으로 <표 9>는 10개 문항을 조합시켜 만든 취업여성의 ‘일상생활만족’ 변수와 가사 및 자녀양육 부담 변수간의 관계를 교차분석한 것인데, 양자 사이에 유의미한 관계가 있었다( $X^2 = 19.76, p < .01$ ). 다시 말해서, 가사 및 자녀양육부담을 적게 느끼는 취업여성일수록 일상생활에 대한 만족수준이 높다고 한다. 이런 결과를 좀더 자세하게 기술해 보면 다음과 같다.

먼저 일상생활에 불만족을 느끼고 있는 취업여성은 20.1%로 응답자의 10명 가운데 2명으로 나타났다. 일상생활에 불만족을 느끼고 있는 취업여성 가운데 가사 및 자녀양육의 부담을 많이 느끼고 있는 사람이 22.2%로서 부담을 적게 느끼는 사람의 16.5%에 비해 약 6% 정도 많았다. 그리고 일상생활만족에서 중간 수준을 유지하고 있는 사람은 47.9%로서 전체 취업여성 가운데 절반 정도를 차지하였다. 이와 같은 생각을 갖고 있는 사람들 중에는 가사 및 자녀양육 부담이 적은 취업여성이 그렇지 않은 여성보다 약간 높게 나타났다.

반면에 일상생활에 만족을 느낀다고 응답한 취업여성은 32.0%로 전체 취업여성의 약 1/3을 차지하였다. 이와 같이 일상생활에 만족하고 있는 취업여성들 가운데 가사 및 자녀양육 부담을 적게 느끼고 있는 여성이 40.4%로서 부담을 많이 느끼고 있는 여성의 28.8%에 비해 11.6% 많았다.

이상과 같이 취업여성의 가사 및 자녀양육부담 정도에 따라 일상생활의 만족수준에 일정한 차이를 가져오고 있었다. 그런 의미에서 기혼취업여성의 성공적인 직장생활 보장과 함께 삶의 질 수준을 높이기 위해서는 가사 및 자녀양육 부담을 경감시키는 일이 우선적으로 모색되어야 할 것이다. 이런 결과는, 비록 자료가 불완전하다고 할지라도, 그 동안 선형적으로 제기되어 왔던 취업여성의 ‘성공적인’ 직장생활과 ‘가사 및 자녀양육’에 따른 ‘이중적 고통’ 문제를 경험적으로 보여주었고, 그런 점에서 본 연구의 의미를 찾을 수 있을 것이다.

<표 9> 취업여성의 가사 및 육아부담과 일상생활만족간의 관계 분석

가사 및 양육부담 일상생활만족	적은 편이다		중간 정도		많은 편이다		합 계	
	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
매우 불만족	5	1.9	4	1.2	28	4.5	37	3.0
대체로 불만족	38	14.6	60	18.0	111	17.7	209	17.1
그저 그렇다	112	43.1	165	49.4	307	49.0	584	47.9
대체로 만족	80	30.8	98	29.3	164	26.2	342	28.0
매우 만족	25	9.6	7	2.1	16	2.6	48	4.0
합 계	260	100.0	334	100.0	626	100.0	1220	100.0

$$X^2 = 19.76, p < .01$$

#### 4. 취업여성의 일상생활만족 요인분석

위에서 살펴보았듯이, 취업여성의 가사 및 양육부담은 일상생활만족에 유의미한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이런 결과를 좀더 자세하게 확인하기 위해서 본 연구는 취업여성의 일상생활만족과 관련된 변수들을 중심으로 단순상관관계와 회귀분석을 시도하였다.

##### 가. 주요 변수간의 상관관계 분석

취업여성의 일상생활만족에 영향을 미치는 변수들간의 관련성과 변수 상호간의 독립성 여부를 검토하기 위해 변수간의 상관관계를 분석하였다. <표 10>은 여러 변수들간의 관계를 나타낸 것인데, 변수간의 상관관계(r)는 최저 .033(취업여성의 근무기간과 취업여성의 가사 및 양육부담)에서 최고 .588(연령과 교육수준) 사이에 분포하여 각 변수들이 어느 정도 독립성을 확보하면서 상호관계를 유지하고 있는 것으로 나타났다.

<표 10>의 분석에 의하면, 취업여성의 일상생활만족은 상관관계 분석에 도입된 모든 변수들과 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났다. 다시 말해서, 가사 및 양육부담이 적은 취업여성일수록 일상생활만족은 높았고( $r = -.102, p < .01$ ), 여성취업에 긍정적인 태도를 갖고 있는 여성일수록 만족도가 높았고( $r = .219, p < .01$ ), 취업여성의 연령이 낮을수록, 교육수준이 높을수록, 생활수준이 높을수록, 취업여성이 종사하는 직장규모가 클수록, 출근시간이 오래 걸릴수록, 그리고 근무기간이 오래된 취업여성일수록 생활만족 수준이 높게 나타났다.

다른 한편, 취업여성의 가사 및 자녀양육부담과 관련된 변수들 가운데 직장규모 와 근무기간 변수를 제외한 나머지 모든 변수는 가사 및 자녀양육부담과 유의미한 관련성을 갖고 있었다. 즉 취업여성의 여성취업에 대한 태도가 부정적일수록, 나이가 많을수록, 교육수준이 낮을수록, 생활수준이 낮을수록, 그리고 출근시간이 많이 걸릴수록 가사 및 자녀양육 부담이 큰 것으로 드러났다.

그밖에 나머지 변수간의 상관관계 모두는 유의미하게 나타났다. 이들 가운데서도 취업여성의 연령과 교육수준 사이에는 매우 강한 관련성이 발견되고 있는데, 교육수준이 낮은 사람일수록 연령이 많았고( $r=-.588$ ), 교육수준이 높은 여성일수록 여성취업에 대하여 긍정적이었고( $r=.458$ ), 나이가 많은 취업여성일수록 여성취업에 부정적인 태도를 갖고 있었고( $r=-.341$ ), 교육수준이 높을수록 직장규모가 큰 작업장에 근무하는 성향이 있었다( $r=.334$ ).

<표 10> 주요 변수들간의 상관관계

변 수	생활 만족	가사 양육부담	여성취업 태도	연령	교육 수준	생활 수준	직장 규모	출근 소요시간	근무 기간
생활만족	1.000								
가사 양육부담	-.102**	1.000							
여성취업 태도	.219**	.097**	1.000						
연령	-.163**	-.176**	-.341**	1.000					
교육수준	.372**	.128**	.458***	-.588***	1.000				
생활수준	.264**	-.067*	.128**	-.073**	.247**	1.000			
직장규모	.310**	.041	.192**	-.210**	.334**	.072*	1.000		
출근시간	.202**	.077**	.167**	-.131**	.228**	.057*	.383**	1.000	
근무기간	.276**	-.033	.111**	.203**	.165**	.281**	.203**	.099*	1.000

\*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ ,

#### 나. 취업여성의 일상생활만족 요인분석

취업여성의 일상생활만족에 영향을 미치는 요인은 다양하지만, 본 연구는 크게 가사 및 자녀양육부담과 여성취업 태도 요인, 직장관련 요인, 그리고 인구-사회적 요인으로 구분하여 살펴본 다음 이들 전체 요인을 사용한 회귀분석을 시도하였는데 그 결과는 <표 11>과 같다.

먼저 모델1에 따르면, 취업여성의 가사 및 양육부담과 여성취업 태도는 여성의 일상생활만족에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 즉 가사 및 자녀양육부담을 느끼고 있는 취업여성일수록 생활만족수준이 낮았고( $\beta=-.129$ ,  $p<.001$ ), 반면에 여성취업에 긍정적인 태도를 갖고 있는 여성

일수록 생활만족 수준이 높게 나타났다( $\beta=.229, p<.001$ ). 그리고 취업여성의 일상생활만족은 이들 변수에 의해 약 6% 정도 설명되었다.

다음으로 모델1에 직장관련 변인을 함께 사용하여 분석한 모델2에 따르면, 일단 설명력이 모델1(6.3%)에 비해 10% 이상 증가하여 18.1%로 나타났다. 분석결과에 따르면, 여성취업 태도, 지난주 근무시간, 직장규모, 그리고 근무기간 변수는 여성의 생활만족에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 즉, 근무시간이 길지 않을수록, 직장규모가 클수록, 그리고 근무기간이 길수록 생활만족도가 높게 나타났다. 그러나 본 연구의 주요 관심사인 취업여성의 가사 및 자녀양육부담 변수의 영향력이 유의미하지 않게 나타났다( $\beta=-.039, p>.05$ ). 이런 결과는 취업여성의 가사 및 자녀양육부담이 여성의 생활만족에 영향을 미치지 않은 것이 아니라, 오히려 취업여성의 직장관련 변수들이 취업여성의 가사 및 자녀양육부담에 영향을 미치고 있어 그 결과에 따라 취업여성의 일상생활만족 정도가 달라질 수 있는 것으로 해석할 수 있다. 그런 의미에서 취업여성의 직장관련 변인들에 대한 좀더 체계적인 연구와 그들의 가사 및 자녀양육부담을 경감시켜 줄 수 있는 방안을 모색해야 할 것이다.

모델3은 모델1에 여성의 인구-사회적 특성을 함께 사용하여 분석한 결과인데 그 설명력은 모델2에서보다 크게 증가하여 24.5%로 나타났다. 이러한 결과는 취업여성의 일상생활만족에 있어 직장관련 변인보다 개인의 인구-사회적 변인이 상대적으로 중요한 요인임을 암시해 주고 있다. 먼저 취업여성의 가사 및 양육부담 변수는 모델1에 비해 그 영향력이 더욱 강화되었는데( $\beta=-.148, p<.001$ ), 이는 바로 여성의 인구-사회적 변인에 따라 가사 및 자녀양육 부담에 차이를 가져올 수 있으며, 그 결과는 궁극적으로 여성의 일상생활만족에 차이를 가져왔다는 함축적 의미를 갖는 것으로 해석할 수 있다. 인구-사회학적 변인들 가운데 교육수준, 생활수준, 월평균 수입, 유아 변수 등이 취업여성의 일상생활만족에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 즉 취업여성의 교육수준이 높을수록, 생활수준이 높거나 혹은 월평균 수입이 많을수록, 그리고 유아가 있는 경우 일상생활만족 수준이 높게 나타났다.

그런데 부록 <부표 1>의 취업여성의 가사 및 자녀양육부담에 관한 회귀분석에 의하면, 취업여성의 인구-사회적 변인 가운데 유일하게 유아 관련 변수와 연령 변수만이 여성의 가사 및 양육부담에 유의미한 영향을 갖고 있었다. 특히 유아관련 변수의 경우, 유아를 갖고 있는 취업여성일수록 가사 및 자녀양육부담이 큰 것으로 나타났고( $\beta=.122, p<.01$ ), 유아와 관련된 젊은 취업여성일수록 가사 및 자녀양육 부담이 큰 것으로 나타났다( $\beta=-.099, p<.05$ ). 반면에 취업여성의 직장관련 변인들 가운데 근무시간과 출근 소요 시간이 취업여성의 가사 및 자녀양육부담에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 즉, 지난주 근무시간이 길었던 취업여성일수록, 가정과 직장간의 거리가 멀어 출퇴근 시간을 많이 사용하는 취업여성일수록 가사 및 양육부담이 큰 것

으로 나타났다(각각  $\beta=.133$ ,  $p<.001$ ;  $\beta=-.090$ ).

마지막으로 위의 분석에서 사용한 모든 변인들을 다시 사용하여 분석한 모델4에 의하면, 이들 변인에 의한 취업여성의 일상생활만족 설명력(R<sup>2</sup>)은 28.0%로 모델2와 모델3의 설명력에 비해 크게 증가하였다. 모델4의 분석결과에서 발견되는 몇 가지 특성을 정리하면 아래와 같다.

먼저 취업여성의 가사 및 자녀양육부담 변수의 영향력이 앞의 분석에서보다 더욱 강화되어 나타났는데( $\beta=-.166$ ,  $p<.001$ ), 즉 가사 및 자녀양육부담이 큰 취업여성일수록 일상생활만족 수준이 낮았다. 이러한 결과는 취업여성의 가사 및 양육부담이 여성의 일상생활만족에 매우 중요한 변수임을 다시 한번 입증해 준 것으로 볼 수 있다.

그리고 앞의 분석에서 취업여성의 일상생활만족에 유의미한 영향을 미쳤던 일부 변수들은 영향이 없는 것으로 나타났고, 일부 변수는 그대로 그 영향력이 유지되고 있었다. 즉 여성취업 태도, 지난주 근무시간, 교육수준, 생활수준 변수는 전체 분석에서 그 영향력이 사라졌지만, 취업여성의 직장규모, 근무기간, 평균수입, 유아 관련 변수 등은 여전히 유의미한 영향을 미치고 있었다. 즉 취업여성이 근무하고 있는 직장규모가 클수록, 근무기간이 길수록, 월평균 수입이 많을수록, 그리고 유아가 있는 경우 일상생활만족 수준이 높았다.

<표 11> 취업여성의 일상생활만족에 관한 회귀분석

종속변수 주요독립/통제변수	일상생활만족							
	모델1 B $\beta$		모델2 B $\beta$		모델3 B $\beta$		모델4 B $\beta$	
상            수	2.733***		2.745***		2.320***		2.842***	
가사/양육부담	-.078	-.129***	-.019	-.039	-.089	-.148***	-.001	-.166***
여성취업 태도	.187	.229***	.072	.090**	.027	.033	-.008	-.001
지난주 근무시간			-.001	-.109**			-.002	-.053
근무 직장 규모			.094	.249***			.063	.167***
출근 소요시간			.042	.067			.030	.048
근무 기간			.022	.205***			.016	.164***
연            령					.003	.048	-.001	-.010
교육 수준					.106	.252***	.019	.048
생활 수준					.065	.073**	.026	.030
평균 수입					.001	.263***	.001	.257***
유아 있음					.117	.076**	.162	.117**
유아 없음					-	-	-	-
R <sup>2</sup>	.063		.181		.245		.280	

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

## IV. 요약 및 결론

이상의 분석으로부터 본 연구가 확인한 내용을 정리하면, 전체 취업여성 가운데 대부분이 가정에서 가사의 주요 담당자로 분류되고 있듯이 취업여성은 가정 밖의 경제활동에도 불구하고 남편과의 가사 및 자녀양육 부담이 정립되지 않고 있는 관계로 가사 및 자녀양육에 커다란 부담을 갖고 있었다. 더욱이 전체 응답자(취업여성) 가운데 1/3 정도만이 자신의 취업활동을 긍정적으로 생각할 만큼 취업여성 다수는 자신이 참여하고 있는 경제활동에 관해서도 부정적인 생각을 갖고 있었다. 이런 결과는, 비록 그 동안 우리사회를 지배해 왔던 남성 중심적인 가부장제적 유교문화가 최근 들어 약화되었다고 할지라도, 아직도 남녀 사이에 차별적인 역할모델을 제공하는데 영향력을 갖고 있음을 단적으로 보여준 것으로 해석할 수 있다.

취업여성의 가사 및 자녀양육 부담은 일상생활만족에 유의미한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났는데, 먼저 교차분석에서 양자간의 관련성은 유의미하게 나타났다. 다시 말해서, 가사 및 자녀양육 부담을 적게 느끼고 있는 취업여성일수록 일상생활만족 수준이 높은 것으로 나타났다. 그리고 취업여성의 일상생활만족에 관한 회귀분석에서도 가사 및 자녀양육 부담 변수는 일상생활만족에 유의미한 영향을 미치고 있었다. 특히 종합적인 회귀분석에서 취업여성의 직장규모, 근무기간, 월평균 수입, 그리고 유아(있음) 변수들이 취업여성의 일상생활에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 즉 취업여성이 종사하고 있는 작업장의 규모가 클수록, 근무기간이 길수록, 월평균 수입이 많을수록, 그리고 유아가 있을수록 일상생활만족도가 높았다.

다른 한편, 취업여성의 가사 및 자녀양육부담에 유의미한 영향을 미친 변수로는 취업여성의 연령과 유아 여부, 지난주 근무시간, 그리고 출퇴근 소요 시간으로 나타났다. 즉 나이가 적고 6세 미만의 어린이를 갖고 있는 취업여성일수록, 지난주 근무시간이 길수록, 그리고 출퇴근 시간이 오래 걸리는 취업여성일수록 가정에서 가사 및 자녀양육부담이 큰 것으로 나타났다.

오늘날 여성, 특히 기혼여성의 경제활동 참여는 크게 증가하였고, 향후 계속해서 증가할 것으로 예상된다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 분석결과에서 드러났듯이, 취업여성의 대부분은 여전히 가정에서 가사의 주요 담당자로 분류되고 있는 반면에 남편의 가사 및 자녀양육 참여는 극소수에 불과하였다. 이처럼 한국사회에서 많은 여성들은 가정 밖의 경제활동에 종사하면서도 가정의 주요 가사 및 자녀양육 담당자 역할로부터 결코 자유롭지 못한 상태에 놓여있다. 그런 의미에서 취업여성은 가정 밖의 경제활동에 따른 스트레스와 함께 가정에서 줄어들지 않고 있는 가사노동 및 자녀양육에 따른 스트레스로 ‘이중적 고통’에 시달릴 가능성이 높다. 이와 같은 상황은 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담을 가중시키는 결과를 초래하며, 후자는 또한 일상생

활에서 불만족으로 이어질 가능성이 높았다. 따라서 본 연구는 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담 완화와 함께 일상생활의 만족수준을 높여 줄 수 있는 몇 가지 방안을 모색해 보았다.

첫째, 여성의 경제활동 참여에도 불구하고 여성의 가사 및 자녀양육부담이 줄어들지 않는 것은 남성은 생계책임자, 여성은 가사담당자라는 ‘이분법적·전통적인’ 성 역할 태도가 아직도 우리사회에 강하게 남아있기 때문이다. 이런 남녀 차별적인 사회구조 하에서 여성의 경제활동 참여는 여성에게 자아실현이나 자기완성이 아닌 스트레스가 될 가능성도 배제할 수 없다. 그런 의미에서 사회구성원 모두가 양성 평등적인 성 역할 모델을 습득할 수 있도록 사회적 홍보 및 교육이 강화되어야 할 것이다. 특히 교육과정에서 남녀간의 평등한 성 역할 사회화교육을 강화시켜야 할 것이다. 유치원 교육과정부터 시작하여 전체 교육과정에서 어린이들이 남녀 차별 없는 역할 모델과 수행에 익숙해 질 수 있도록 프로그램을 개편할 필요가 있다.

동시에 기성세대를 대상으로 하는 성 역할 재사회화 교육도 필요하다. 왜냐하면 가부장제적 유교문화에 함몰되어 있는 어머니들은 가사노동 전담자로서의 역할을 자신의 딸에게 학습시키고 있기 때문이다. 다시 말해서, 부모에 의한 ‘전통적인’ 성 역할 태도의 자녀세대 전승이 중단되지 않고서는 새로운 세대에게 있어서도 남녀 차별적인 성 역할 태도가 계속해서 재생산될 수 있기 때문이다. 서구 유럽의 여성역사가 입증해 주었듯이, 여성 차별적인 사회구조를 변화시키려는 여성의 끊임없는 노력이 없이는 남녀평등사회를 구현할 수 없다. 그런 의미에서 여성 스스로의 의식전환 노력과 함께 이를 뒷받침해 줄 수 있는 사회교육을 확산을 통한 기성세대의 남녀 평등 역할 인식에 대한 교육을 강화시킬 필요가 있다. 이러한 일련의 과정은 가정에서 가사 및 자녀양육과정에 남편의 참여를 자연스럽게 유도하는 동시에 여성 차별적인 가부장제적 유교문화를 신속하게 청산함으로써 여성의 지위향상과 삶의 질 향상에 기여할 것이다.

셋째, 취업여성의 자녀양육 부담을 줄일 수 있는 방안이 사회적 차원에서 모색되어야 할 것이다. 기존의 연구에서 밝혀졌듯이, 취업여성의 가장 커다란 어려움은 바로 자녀양육 문제였다. 본 연구에서도 6세 미만의 아동을 갖고 있는 취업주부는 가사 및 자녀양육에 부담을 크게 느끼고 있었다. 특히 경제적으로 빈곤한 여성에게 있어서 커다란 부담으로 작용하였다. 반면에 경제적 지위가 높은 취업여성에게 있어서 자녀는 오히려 일상생활만족에 긍정적 효과를 갖고 있었다. 따라서 자녀양육 비용을 사회적 차원에서 준비하는 것이 필요하지만, 우선적으로 경제적으로 어려운 취업여성의 자녀를 정부와 사회가 양육하는 방안을 적극 모색할 필요가 있다. 예를 들면, 취업여성을 위한 직장내 탁아소 설치 확대 및 내실 있는 운영, 탁아방에 대한 정부의 실

질적인 재정지원이 강화되어야 할 것이다. 특히 지역사회 내 소규모 탁아시설을 설치하여 주부 및 정년퇴직 한 여성들로 하여금 운영 관리하게 하는 방안이 있을 수 있다.

마지막으로 본 연구가 갖는 의의와 한계점을 지적하면 다음과 같다. 본 연구는 취업여성의 경제활동 참여와 가정의 가사 및 자녀양육 전담에 따른 ‘이중적 고통’을 부분적으로 확인하였다는 점에서, 그리고 취업여성의 행복에 가사 및 자녀양육의 경감, 즉 남편의 참여가 필요하다는 것을 보여 줌으로써, 그리고 취업여성의 이중적 고통을 해결할 수 있는 방안을 모색해 보았다는 점에서 그 의의를 찾아 볼 수 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 측면에서 한계점을 갖고 있다. 먼저 남편의 가사 및 자녀양육 참여를 직접 측정하지 못하고 배우자의 가사 및 자녀양육 부담을 통하여 간접적으로 측정하였다. 더욱이 취업여성의 가사 및 자녀양육 부담 측정도 단일 변수로 측정되어 있어 그 다양한 내용을 포괄하지 못했다는 한계점이 있다. 끝으로 취업여성의 일상생활, 혹은 삶의 질 내용을 구성하고 있는 문항들이 포괄적이지 못하고 한정되어 있다는 점에서 취업여성의 ‘일상생활’ 전반을 측정하는 개념으로서 다소 한계가 있었다. 향후 이런 문제점을 보완한 좀더 체계적인 연구가 진행되어 이론화 작업과 함께 취업여성의 삶의 질을 향상시킬 수 있는 대안모색이 이루어지길 기대한다.



## 참고문헌

- 김리진·윤종희. 「직장보육시설을 이용하는 취업모의 양육 스트레스에 관한 생태학적 연구」. 『대한가정학회지』 38권 12호(2000) : 47-58.
- 김상균 외. 『21세기 삶의 질에 관한 지표 연구』. 서울: 서울대 사회복지연구소, 1996.
- 김양희. 「직장여성의 성희롱 경험과 관련정책에 관한 의식」. 『여성연구』 49호 (1995): 37-56.
- 김영기·박재규. 『IMF 경제위기 실직위험 그리고 삶의 질』. 서울 : 나눔의 집, 2001.
- 김현희. 「대안정치세력으로서의 여성: 21세기 한국여성의 투표행태의 전환가능성 연구」. 『경제와 사회』 52호, 겨울호(2001) : 227-251.
- 박성연·임미리. 「취업모의 직업관련 특성, 탁아기관의 질 및 심리적 안녕감이 양육행동에 미치는 영향」. 『한국가정관리학회』 20권 2호(2002): 57-68.
- 박성옥·김정훈. 「취업모의 가정생활과 일의 균형을 위한 방안 모색」. 『대한가정학회지』 33권 4호(1995) : 13-25.
- 박재규. 「IMF 경제위기와 삶의 질에 관한 연구」. 『한국사회학평론』 5집(1999) : 100-130.
- 석드보라·이기영. 「부부의 가사노동 자기역할인식과 사회화저항감」. 『한국가정관리학회지』 17권 3호 (1999): 171-185.
- 이성희·강성희. 「기혼직장여성의 탁아실태와 직무만족도」. 『한국가정관리학회지』 20권 3호 (2002): 101-110.
- 이승미·이성희. 「전라북도 직장여성의 직장 내 가부장적 특성에 관한 탐색적 연구」. 『대한가정학회지』 39권 1호(2001) : 191-204.
- 이승희. 「한국인의 정치적 태도와 행태의 성차 연구」. 『한국정치학회보』 26집 3호(1993).
- 이희정·이숙현. 「취업모의 심리적 안녕」. 『대한가정학회지』 33권 6호(1995) : 25-41.
- 임정빈·김영희. 「가사노동 가치에 대한 주부의 의식조사연구-서울시 거주 주부를 중심으로」. 『한국가정관리학회지』 2권 1호 (1984): 13-33.
- 임희섭. 「삶의 질의 개념적 논의」. 『한국행정연구』 5집 1호(1996) : 5-18.
- 장혜경. 「직장내 성차별 관행과 인식 실태조사 및 교재개발」. 『여성연구』 35권(1997).
- 전보윤. 「주부의 취업유무에 따른 만족도가 아동양육 역할수행에 미치는 영향」. 건국대학교 대학원 석사학위논문.
- 조금희. 「생산직 기혼여성의 노동부담 침 건강상태와 대처방안과의 관계 - 대구시 생산직 기혼여성을 중심으로」. 경희대 박사학위논문.
- 조미환·임정빈. 「기혼남성의 가사노동참여」. 『한국가정관리학회지』 15권 4호 (1997): 369-86.
- 한경미. 「취업주부의 가사노동시간에 관한 연구」. 『한국가정관리학회지』 7권(1989) : 1-13.

- 한경혜. 「동반자적 부부관계의 정립을 위한 소고」. 『여성연구』 44호(1994) : 87-105.
- 한성덕. 「삶의 질 지표체계의 구상」. 『21세기 삶의 질 향상을 위한 전망과 과제』. 대구 대학교 사회과학연구소(1996) : 35-73.
- 한형수. 「한국사회 도시노인의 삶의 질에 관한 연구」. 고려대학교 박사학위논문(2002).
- 허경옥. 「부인과 남편의 가사 및 육아시간 결정요인 연구」. 『한국가정관리학회지』 12권 2호 (1994): 90-105.
- 황수경. 「기혼여성의 경제활동참여에 관한 연구」. 『한국노동패널연구 2002-01』 (2002).
- Belsky, J., B. Gilstrap, and M. Rovine. "The Pennsylvania Infant and Family Development Project," *Child Development* 55(1984): 692-705.
- Belsky, J. and J. Kelly. *The Transition to Parenthood: How A First Child Changes A Marriage*. Delacorte Press, 1994.
- Evans, D. R. "Enhancing Quality of Life in the Population at Large," *Social Indicators Research* 33(1, 1994) : 47-88.
- Friedan. Betty. *The Feminine Mystique*. New York : Norton, 1963.
- The Second Stage*. London : Micheal joseph, 1981.
- Hartman, Heidi. "The Family as the Locis of Gender, Class, and Political Struggle : The Example of Housework," *Signs* 6(Spring, 1981) : 366-394.
- Hochschild, A. *The Second Shift*. New York : Viking, 1989.
- Park, Chaekyu. "Women in the Korean Society: Change and Limitations?" Unpublished paper(1991).
- Thompson, L. and A. Walker. "Gender in Families, Women and Men in Marriage, Work, and Parenthood," *Journal of Marriage and the Family* 51(1989) : 854-871.
- Smart, C. *Feminism and the Power of Law*. Routledge, 1989.

# 여성의 교육과 첫 직업성취 : 연관성의 시계열적 변화양상

---

박 현 준 (University of wisconsin-madison)



지난 몇 십 년 간에 걸쳐 한국 사회에서 여성들의 교육수준은 급속하게 증가하였다. 본 연구는 이러한 배경을 염두에 두면서 여성들의 교육수준이 첫 직업획득에 어떠한 영향을 끼치며 또 그것은 어떠한 양상으로 변화하였는지 살펴본다. 이를 위해 한국여성개발원에서 2001년에 수집한 「제4차 여성취업실태조사 원자료」를 이용해 노동시장에 처음으로 진입한 시점을 기준으로 1980년 이전, 1980년대, 그리고 1990년대 코호트를 구분하였다. 우선, 코호트별로 상이한 교육과 직업의 분포를 통제한 후 교육과 직업의 전반적인 연관성을 파악하기 위해 대수선형모형(log-linear model) 분석을 시도하였다. 그 결과 최근 코호트로 올수록 교육과 직업의 전반적인 연관성이 약화되는 것으로 나타난다. 이어 OLS 회귀분석을 통해 각각의 학력수준이 직업위세 점수에 미치는 영향을 살펴보았으며, 분석결과는 학력수준간 직업위세점수 차이가 최근 코호트로 올수록 감소하였다는 것을 보여준다. 다시 말해 학력수준이 직업적 지위에 미치는 영향은 시계열적으로 계속해서 약화되었다. 이러한 변화는 그간 한국 사회의 급속한 교육팽창, 그리고 특히 실업계 고등학교 교과과정에서 직업적 특정성이 점점 더 감소하였다는 사실과 연관된다고 보여진다.

## I. 서론

교육 체계와 노동시장에 관한 여러 비교 연구들은 놀라운 속도로 증가한 교육참여에도 불구하고 한국 여성들의 노동시장 참여율은 남성들과 비교해 볼 때 현저히 낮은 수준임을 보여주었다. 한국 여성들의 낮은 노동시장 참여율은 서구 산업 사회들에 비교해서 뿐만 아니라 같은 동아시아 지역인 일본이나 대만과 비교해서도 두드러진다(Brinton 2001). 몇몇 OECD 국가들의 노동시장 참여율을 성과 학력 수준별로 보여주는 <표 1>은 전반적으로 한국 여성들의 노동시장 참여율이 낮음을 잘 보여준다. 1998년에 25-64세 한국 남성들은 91%의 노동시장 참여율을 기록했는데 이는 일본에 이어 두 번째로 높은 수준이다. 반면, 같은 해 한국에서 여성 노동시장 참여율은 55%로 이는 표에서 두 번째로 낮은 참여율이다. 오직 이태리만이 47%로 한국보다 낮은 여성 노동시장 참여율을 기록하고 있으며 아일랜드는 한국과 유사한 수준이다. 일본 여성들의 노동시장 참여율은 67%로 미국이나 다른 서구 유럽 국가들에 비교해서는 낮은 수준이지만 한국보다는 높다.

<표 1>에서 나타나는 보다 흥미로운 사실은 한국 여성들의 학력별 노동시장 참여수준이다. 표의 가장 오른쪽 열에서 보여지는 바와 같이 4년제 대학을 졸업한 여성들의 노동시장 참여율은 대부분의 국가들에서 80% 이상이지만, 한국의 경우 54%로써 표에 있는 국가들 가운데 가

장 낮다.

<표 1> 25-64세 인구의 성별, 교육수준별 노동시장 참여율 (1998)

		전체 교육수준	고등학교 미만	고등학교	고등교육 B (전문대학)	고등교육 A (일반대학)
호주	남성	87%	81%	89%	92%	94%
	여성	64	55	66	78	82
캐나다	남성	87	74	88	94	92
	여성	71	47	73	82	84
프랑스	남성	85	77	89	93	91
	여성	69	57	76	83	83
독일	남성	85	77	84	93	88
	여성	66	46	69	81	83
아일랜드	남성	87	81	92	93	95
	여성	55	38	63	81	89
이태리	남성	80	74	86	x	91
	여성	47	33	64	x	81
일본	남성	95	87	96	98	98
	여성	62	57	63	62	68
한국	남성	91	87	91	96	93
	여성	55	60	49	58	54
스웨덴	남성	87	80	89	88	93
	여성	81	67	83	86	92
영국	남성	86	68	88	91	93
	여성	73	52	76	85	87
미국	남성	88	75	88	92	94
	여성	73	50	73	82	82

출처: OECD Education at a Glance (OECD 2000)

더욱 특이한 사실은 오직 한국에서만 가장 높은 교육수준의 여성들이 가장 교육 수준이 낮은 여성들 보다 낮은 노동시장 참여율을 보여준다는 것이다 -- 대학 졸업 여성들의 노동시장 참여율은 54%인 반면에 중학교 이하 교육 수준을 가진 여성들의 노동시장 참여율은 60%이다.

이처럼 다른 산업 사회와 비교해 특이한 한국 여성들의 노동시장 참여 양상을 염두에 두면서 이 논문은 한국 여성들에서 나타나는 교육과 노동시장의 관계라는 주제에 관심을 갖는다. 현대 사회에서 교육 수준은 직업 성취를 결정짓는 가장 중요한 단일 요인이라고 할 수 있다. 특히 지난 한 세대 동안 한국은 세계에서 그 유례를 찾아 볼 수 없을 정도의 놀라운 교육 팽창을 경험하였다. 더욱 놀라운 사실은 그러한 교육 팽창이 남성들에게서는 물론 여성들에게서도 비슷한 속도로 이루어졌다는 것이다(Brinton and Lee 2001, Park 2002).

이러한 급격한 교육 팽창의 맥락에서 여성들의 교육 수준 증대는 그들의 직업성취에 어떠한 영향을 미쳤는가? 기존의 많은 연구들은 다른 사회에서 발견되는 교육과 노동시장 지위간의 정(positive)의 관계가 한국 여성들에게서는 나타나지 않음을 밝혔다(장지연 2001, 박수미 2002). <표 1>에서 이미 확인했듯이, 경제활동 정도는 교육 수준에 따라 크게 상이하지 않으며 초등 교육과 비교해 중등 교육이나 심지어 고등 교육 이수가 여성들이 공식 부문의 피고용 근로자가 될 확률을 높이는 것도 아니다(Brinton, Lee, and Parish 2001). 이러한 발견들은 한국 여성들의 급격한 교육 증대는 자신들의 노동시장 가치를 높이려는 경제적 이유보다는 결혼시장을 위한 문화적 이유에서 비롯되었다는 주장을 가능케 하였다(Brinton and Lee 2001, 김용학·김진혁 1990).

여성의 교육과 고용지위 혹은 노동시장 참여 여부간에 정의 관계가 없다는 이러한 연구들은 성과 관련된 한국 노동시장의 중요한 측면을 부각시켰지만, 교육과 노동시장간의 관계를 좀 더 정확히 파악하기 위해서는 노동시장의 또 다른 측면, 즉 직업성취에 미치는 교육의 영향력에 관한 자세한 연구가 필요하다. 교육 수준에 별 상관없이 많은 여성들이 결혼 후 급속하게 노동시장을 이탈하는 관계로 노동시장에서의 고용지위와 교육간에 뚜렷한 정의 관계가 발견되지 않더라도, 교육이 (특히 첫) 직업 성취에 중요한 영향을 미친다는 사실이 부정되는 것은 아니다. 한국 여성들의 교육 증대가 노동시장에서의 수익이라는 경제적 이유보다는 결혼시장에서 경제력이 있는 좋은 배우자를 만나기 위한 문화적 이유에서 비롯되었다는 주장이 설득력 있다해도, 본인의 교육 수준이 노동시장에서의 수익으로 전환된다는 사실을 완전히 부정하고서는 여성들의 급속한 교육 증대를 설명하기는 힘들다. 다시 말하면, 비록 결혼이나 출산 같은 생애주기 요인들의 효과로 교육이 현재 노동시장에서의 고용지위에 약한 효과를 미친다고 해도, 높은 학력 수준은 높은 지위의 직업획득을 가능하게 하며 이러한 교육의 경제적 수익은 지난 한 세대 동안의 급속한 교육팽창에 일정한 기여를 했을 것이다.

<표 2> 일년 이하의 직장 경험을 가진 노동자들의 교육수준과 성별에 따른 상대적 월급

	연도 = 1990		연도 = 1998	
	남성	여성	남성	여성
중졸 이하	94.5	88.7	95.8	86.3
고졸	100.0	100.0	100.0	100.0
전문대졸	110.4	128.5	101.4	108.6
4년제 대졸	147.2	170.1	134.7	133.2

주: 여기서 상대적 임금은 고등학교 학력 소유자의 평균 월급에 대한 각각의 학력 소유자의 평균 월급의 비로 정의된다.

출처: 노동부 임금구조조사(1991, 1996-1999)

사실, 교육이 노동시장에서 낳는 다른 형태의 수익, 즉 교육 수준별 임금에 관한 통계는 남성들 보다 여성들에게서 교육의 효과가 크게 나타난다는 사실을 보여준다. 일년 이하의 노동경험을 가진 노동자들의 월별 임금을 교육 수준과 성별에 따라 구분해 보여주는 <표 2>는 고등학교 졸업자에 비해 대학을 졸업한 여성의 상대적 임금은 남성의 그것보다 훨씬 높거나(1990년) 혹은 적어도 비슷하다는(1998년) 것을 알려준다. 예를 들어 1990년에 일년 이하의 직장 생활을 경험을 남성 고등학교 졸업자가 받는 월급이 100만원이라고 할 때 남성 대학 졸업자의 경우 147만원을 받은 것으로 나타난다. 반면에 여성의 경우 고등학교 졸업 학력을 가진 노동자가 월급으로 100만원을 받았을 때, 대학 졸업자는 170만원을 받았다. 이러한 학력수준간 월급의 차이는 1998년에 남녀 모두 감소해, 남성 대학 졸업자가 받는 월급의 상대적인 비는 135이며 여성 대학 졸업자의 그것은 133이다. 전문 대학이나 중학교 이하의 교육 수준을 가진 노동자와 고등학교를 졸업한 노동자가 받는 임금의 상대적 격차는 1990년과 1998년 모두 여성의 경우가 크다. 이 자료는 노동시장에서 발현되는 교육의 경제적 수익이 여성들에게서도 상당함을 시사한다.

이처럼 교육이 직업적 지위에 얼마나 영향을 미치며 또 그런 교육의 영향력은 남성과 여성에 따라 어떻게 다른지에 관한 본격적인 분석은 노동시장에서의 성별 차이에 관한 우리의 이해를 넓힐 수 있다. 더 나아가 급속한 교육 팽창의 맥락 하에서 교육의 직업적 수익(occupational returns to education)이 어떻게 변화해왔는지에 관한 시계열적 연구는 각각의 수준별 교육 제도가 졸업자들의 학교로부터 노동시장으로의 이행과정에 얼마나 효과적으로 영향을 미쳤는지에 관한 평가를 제공해 줄 수 있다.

이러한 문제의식 하에서 본 논문은 여성의 교육이 첫 직업의 성취에 미치는 영향을 살펴본다. 교육이 직업에 미치는 영향은, 전 생애 중에서, 최종 교육을 마치고 최초로 노동시장에 진입하는 시점에서 가장 분명하다. 일단 노동시장에 진입한 이후에는 노동경험이나 직무 수행, 혹은 사회적 연결망 같은 요인들이 경력에 미치는 영향력이 증가하면서 교육의 직접적 영향력은 감소하는 경향이 있기 때문이다(Gerber 2001). 따라서 직업획득에 영향을 미치는 교육의 효과를 제대로 파악하기 위해서는 졸업 후 첫 직업의 성취에 관심을 가질 필요가 있다. 본 논문에서 사용되는 자료가 아쉽게도 오직 여성들만을 포함하고 있게 때문에 교육과 첫 직업간의 관계가 성별로 어떻게 다른지에 관한 본격적인 분석을 시도할 수 없고 주로 여성들에 초점을 맞춘다. 하지만 기존의 자료들을 활용해 조심스럽게나마 교육의 직업적 수익에 관한 성별 차이를 언급할 것이다. 본 논문은 특별히 시계열적 분석을 통해 한국 교육이 급속하게 팽창하게 되는 시점인 1980년대와 1990년대를 그 이전 시기와 비교함으로써 그러한 교육 팽창의 맥락 하에서 교육이 직업적 성취에 미치는 영향이 어떻게 변화하였는지를 추적한다.



## II. 기존의 연구들과 가설

### 1. 한국의 경험연구들

한국 사회에서 교육이 직업지위 획득에 미치는 영향에 관해서는 드물지만 꾸준한 연구들이 진행되어왔다. 블라우와 던컨(Blau and Duncan 1967)의 지위획득 모형에 기반한 연구들은 부친의 교육이나 직업 같은 가족배경 요인과 본인의 교육이 본인의 직업지위 성취에 미치는 영향을 구분하면서 각각의 상대적 비중을 파악하였다(차종천 1987, 1992, 방하남·김기현 2000). 하지만 이러한 연구들은 최종 학력연수를 변수로 활용했기 때문에 각각의 학력 수준이 노동시장에서 직업적 지위로 전화되는 구체적인 양상을 파악할 수는 없었다. 이런 점에서 교육의 직업적 수익에 관한 본격적인 연구는 장상수(2001)의 그것이라고 할 수 있다.

한국의 교육제도와 노동시장간의 연계에 관한 구조적 설명과 그러한 학교-직장 이행 구조가 교육의 효과에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고 있는 그 논문은 기본적으로 학교 교육이 첫 직업지위 획득에 미치는 영향은 남성과 여성간에 그다지 큰 차이가 없음을 보여주었다. 다시 말해 학력수준간 직업지위의 차이는 여성과 남성에게서 유사한 양상을 띠었다. 아울러 특히 중등교육의 직업적 특정성이 낮고 교육체계와 노동시장간의 연계가 미약하다는 것을 입증하였다. 이처럼 장상수의 연구는 한국 사회에서 교육이 어떻게 직업지위 획득에 영향을 미치고 있는가를 구체적으로 보여주었지만, 본인이 인정하고 있듯이, 자료의 제약으로 고등학교 교육의 두 가지 형태, 즉 일반계 고등학교와 실업계 고등학교의 효과를 구분하지 못한 아쉬움이 있다. 특히 한국 교육의 직업적 특정성이 낮다는 중요한 주장이 뒷받침되기 위해서는 이러한 일반계과 실업계 고등학교 졸업간의 구분은 필수적이다. 자료의 제약은 또 다른 중요한 연구주제인 교육의 직업적 수익이 교육의 팽창 속에서 어떻게 변화하였는가하는 시계열적 분석을 불가능케 하였다. 따라서 한국 사회에서 고학력화 경향이 본격화되는 1980년대와 고등교육의 대중화 시대라고 할 수 있는 1990년대를 그 이전 시기와 비교함으로써 학력효과의 시계열적 변화를 파악하는 일은 추후의 연구주제로 미루어지게 되었다(장상수 2001:100).

박수미(2002)의 최근 연구는 교육수준의 직업적 수익을 강조하는 ‘인적자본론’이 한국 여성들의 취업특성을 설명하는데 얼마나 유용한지를 경험적으로 분석하고 있다. 우선 취업여부에 관한 로짓분석은 학력수준이 높을수록 오히려 취업확률이 낮아짐을 보여 교육과 노동시장간에 정의 관계가 존재하지 않는다는 기존의 연구들과 궤를 같이 한다. 하지만 학력수준이 취업직종에 미치는 영향에 관한 분석은 학력수준이 높을수록 판매·서비스직이나 생산, 운수, 단순 노무직

에 비해 전문·관리직이나 사무직에 취업할 가능성이 높다는 것을 밝혀냈다. 이러한 연구는 학력수준의 효과가 노동시장의 어떠한 측면을 주목하는가에 따라 다른 양상을 띌 수 있다는 것을 의미한다.

이처럼 여성의 경제활동상태와 취업직종을 구분해서 교육의 효과를 파악하고 있다는 점에서 이 연구의 의의가 있다 하겠으나 아쉽게도 이러한 교육의 효과에 관한 시계열적 분석은 시도되지 못하고 있다. 분석에서 사용되는 모형들은 연령 코호트를 독립변수로 포함하고 있으나 이러한 연령 코호트와 교육간의 상호작용을 포함하고 있지 않은 채 교육의 효과가 모든 연령 코호트에게서 동일하다고 가정한다. 아울러 취업직종을 종속변수로 하고 있으나 전문·관리직과 사무직을 묶어 판매·서비스직, 생산, 운수, 단순 노무직 전체에 대비되는 이항변수로 활용함으로써 직업들간의 차이를 제대로 고려하지 못한다는 문제점이 있다.<sup>35)</sup>

## 2. 가설

학교에서 직장으로서의 이행과정에 관한 13개국에 걸친 비교연구에서 Mueller와 Shavit(1998)는 교육제도와 노동시장의 구조가 교육과 직업성취간의 관계에 중요한 영향을 미친다고 보고 다음과 같은 네 가지 가설을 내세웠다. 1) 교육체계의 표준화(standardization)와 중앙집중(centralization) 정도는 교육이 직업 성취에 미치는 영향력을 강화시킨다. 전국에 걸쳐 유사한 커리큘럼, 학교 예산이나 교육과정에 관해 전국적으로 적용되는 동일한 기준을 가지는 등 교육체계의 표준화 정도가 높을수록, 학력의 비교성(comparability)이 높아지고 이는 다시 노동시장에서 고용자가 피고용자를 고용할 때 쉽게 학력에 의지할 수 있게 만든다. 2) 학교체계의 층화(stratification) 정도가 높으면 높을수록 교육과 직업간의 연관성은 강화된다. 매우 층화되어 있는 교육체계 하에서는 학생들이 일찍부터 다른 교육과정을 밟게 되고 그리하여 최종적으로 분명히 구분되는 학력자격을 갖추게 된다. 이렇게 분명히 구분되는 학력자격은 그 자격을 소유하고 있는 학생의 기술과 능력에 관한 분명한 지표가 되고 이는 교육과 직업성취간에 강한 연계가 존재함을 의미한다. 3) 직업교육의 특정성(specificity)이 높을수록 교육과 직업성취간에 강한 연계가 존재한다. 특정적인 직업교육은 학생들에게 특정한 직업에서 필요한 기술을 습득하게

---

35) 박수미(2002)의 연구와 본 연구의 또 하나의 중요한 차이는 전자는 응답자의 현재 취업직종을 분석하나 후자는 첫 직업을 분석한다는 것이다. 앞서도 말한 것처럼 교육이 직업에 미치는 효과는 학교를 마치고 처음으로 노동시장에 진입할 무렵에 가장 분명하다고 할 수 있다. 일단 노동시장에 진입한 이후에는 학력이외의 여러 요인들이 경력형성에 미치는 영향력이 증대되면서 교육의 효과가 가려지는 경향이 있다.

하며 이는 노동시장에서 학생들이 상응하는 직업을 얻는데 도움을 준다. 특히 직업교육이 숙련 기술을 가진 육체노동자를 생산하는데 그 목적을 둔다는 점을 고려한다면 직업교육이 높은 특정성을 가지면 가질수록 졸업자들이 미숙련 육체노동자가 아니라 숙련노동자가 될 가능성이 높아진다. 4) 대학 교육을 받은 사람의 비율이 높으면 높을수록 교육과 직업성취간의 관계는 약화된다. 고학력의 과잉 공급은 노동시장에서 대학교육의 가치를 저하시킨다.

이상과 같은 Mueller와 Shavit의 가설들은 원래 일정한 시점에서의 국가 간 비교를 위한 것들이었다. 다시 말해 비교 연구에 포함된 13개국을 비교하면서 각 국가의 교육체계가 보여주는 표준화와 층화, 직업교육의 특정성, 그리고 대학교육자의 비율에 따라 이들 나라의 교육과 직업성취간의 연계가 어떻게 다른지를 분석하기 위한 가설들이었다. 하지만 이 가설들은 비단 일정한 시점에서의 국가 간 비교 연구에만 유용한 것들이 아니라 한 사회 내에서의 시계열적 분석을 위해서도 유용하다. 앞서 언급한 네 가지 제도적 요인들 -- 표준화와 층화, 직업교육의 특정성, 그리고 대학교육자의 비율 --이 한 사회 내에서 시계열적으로 어떻게 변화했는지에 관해 살펴봄으로써 교육이 직업성취에 미치는 영향이 어떤 식으로 변화했는가를 예측할 수 있다.

지난 30-40 년 간 한국의 교육제도는 교육과정이나 진학정책 등 여러 가지 측면에서 급격한 변화를 겪어 온 것이 사실이다(김영화 외 1997). 하지만, 초등학교 6년, 중학교 3년, 고등학교 3년, 그리고 대학교육 4년으로 이루어진 교육구조는 기본적으로 크게 변화하지 않았다고 할 수 있다. 아울러 중앙 정부가 교육체계의 전반을 주도적으로 관리하는 중앙집중 식의 교육행정이 여전히 유지되어왔으며 전국에 걸친 선발 시험을 매개로 단일한 교과과정이 적용되어왔다. 이런 점에서 Mueller와 Shavit가 지적한 바 있는 교육제도의 네 가지 측면 가운데 표준화와 층화의 정도는 크게 달라지지 않았다고 할 수 있다. 따라서 교육제도의 다른 두 가지 측면, 즉 대학교육 졸업자의 비율이 얼마나 증가하였으며 직업교육의 특정성은 어떻게 변화하였는지를 파악함으로써 교육이 직업 성취에 미치는 영향이 어떻게 변화하였는지에 관해 예측하고자 한다.

한국의 교육제도와 관련해서 가장 특징적인 사실은 놀라운 속도로 이루어진 교육팽창이 단지 초등 교육이나 중등 교육 수준에서만 일어난 것이 아니라 고등 교육 수준에서도 일어났다는 것이다. 1999년 OECD 자료에 의하면, 55-64세 한국인의 오직 8%만이 대학교육을 이수했으나 25-35세 젊은층 가운데에서는 23%가 대학교육을 받은 것으로 되어있다. 이러한 젊은층의 대학 교육 비율은 일본, 캐나다, 네덜란드의 그것과 비슷하며 29개의 OECD 국가 중에서 오직 두 나라 (노르웨이와 미국)만이 더 높은 비율을 보여준다. 이러한 통계치는 지난 한 세대 동안 대학 교육의 팽창이 얼마나 급속도로 이루어졌는지를 잘 보여준다.<sup>36)</sup>

급속한 대학교육 팽창과정에서 나타나는 또 한가지의 특이한 사실은 앞서 언급한 것처럼 한국 여성들의 교육 수준이 남성들의 그것과 비교해 유사한 속도로 팽창되었다는 것이다. 이미 1985년이래 여성의 일반 고등학교에서 고등교육 기관(2년제 전문대학과 4년제 일반 대학을 포함해서)으로의 진학률은 남성의 그것보다 높거나 유사한 수준이었다.<sup>37)</sup> 한국 여성들의 고등교육 진학률이 남성들의 그것과 비교해 유사한 속도로 증가했을 뿐만 아니라, 진학하는 고등교육 기관의 유형 면에서도 성별 차이가 두드러지지 않는다. 예를 들어 여성들의 고등교육 증대가 주로 그들의 2년제 전문대학에의 진학에 의해 이루어진 일본에 비해 한국에서는 여성들의 4년제 대학 선호가 상대적으로 훨씬 강하였다(Brinton and Lee 2001, Lee 2001).

Mueller와 Shavit는 자신들의 13개국 비교 연구에서 앞서 살펴 본 네 번째 가설, 즉 대학 졸업자의 비율이 높을수록 교육과 직업성취간의 관계는 약화된다는 가설을 경험적으로 확인하였다. 즉 미국이나 일본처럼 상대적으로 높은 비율의 대학 졸업자를 지닌 사회는 독일처럼 대학 졸업자의 비율이 상대적으로 낮은 사회보다 약한 학력효과를 보여주었던 것이다.

이러한 경험적 증거는 지난 수십 년 간에 걸친 한국 대학교육 팽창의 과정에서 교육의 직업적 수익이 계속해서 줄어들었음을 예측케 한다. 특히 80년대에 들어 대학교육의 본격적인 팽창이 시작되고 특히 90년대에는 대학교육의 대중화라고까지 일컬어 질 정도의 확대를 경험하였다는 점에서 그 이전 시기와 비교해 대학교육이 직업지위에 미치는 영향력이 계속해서 약화되어 왔을 것이라고 판단된다. 더 나아가 대학교육의 팽창이 남성들뿐만 아니라 여성들에게도 비슷한 속도로 이루어졌다는 사실은 학력효과 약화는 여성들에게서도 마찬가지로 발견될 것이라고 예측할 수 있다.

대학교육의 팽창은 노동시장에서 대학 졸업장이 가지는 가치를 약화시킴과 동시에 중등교육이나 초등교육의 직업적 수익도 저하시킨다. 많아진 대학교육 졸업자들의 경쟁이 더욱 치열해지고 이로 인해 그 이전에는 주로 중등교육 졸업자들이 차지했던 직업에까지 대학교육 졸업자들이 밀려들어오기 때문이다. 하지만, 이와는 별도로 한국 직업교육의 변화과정은 특히 실업계 고등학교 졸업의 직업적 효과를 더욱 약화시켰다고 파악된다. 몇몇 연구들은 1970년대의 실업계 고등학교 교과과정은 상대적으로 직업교육의 특정성이 높았음을 보여준다. 이 당시에는 직업교육이 특정한 직업에의 취업을 목표로 특수한 기능습득에 치중하였다(이무근 1990, 장상수

36) 고등학교에서 고등교육 기관으로의 진학을 변화 추이는 한국 사회에서 진행되어 온 교육팽창의 정도를 가늠하게 하는 또 하나의 지표이다. 일반계 고등학교에서 고등교육(전문대학과 4년제 일반대학을 포함해서)으로의 진학률은 1970년에 40%이었으나, 1985년에는 54%로 증가하였고 10년 뒤인 1995년에는 73%로 증가하였다(한국교육개발원 2000).

37) 그리하여 1998년에는 여성과 남성의 일반 고등학교에서 고등교육으로의 진학률의 상대적 비율은 1:0.96이었다(한국교육개발원 2000).

2001). 그러던 실업계 고등학교 교과과정이 1970년대 후반 이후 인문·교양 위주로 바뀌게 되었다(장상수 2001). 이러한 1980년대 이후의 실업계 고등학교 교과과정의 변화는 직업교육의 특성을 더욱 약화시켰을 테고, 이는 결과적으로 실업계 고등학교 졸업장이 노동시장에서 나타내는 가치를 약화시켰다고 기대된다.

### III. 자료와 변수

이 연구에서 분석에 사용된 자료는 한국여성개발원에서 2001년에 실시한 『제4차 여성취업실태조사 원자료』이다. 1985년에 수행된 1차 조사와 1991년의 2차 조사, 1997년에 이루어진 3차 조사에 이어 2001년에 4차 조사가 이루어진 이 자료는 조사 대상자의 현 경제활동 상태를 취업, 실업 및 비경제활동상태로 나누어 각각의 특성을 파악하고 있을 뿐만 아니라 특히 15세 이후의 취업력(career history), 교육력(educational history), 그리고 결혼·출산 같은 생애사적 경력을 담고 있다. 이러한 자료의 특성은 학교를 마치고 나서 얻은 최초의 직업지위에 미치는 교육의 효과를 파악하는데 무척이나 유용하다. 이 자료가 제공하는 또 다른 유용성은 교육 변수를 세분화했다는 것이다. 여타의 자료와는 달리, 일반계 고등학교와 실업계 고등학교 졸업을 분명히 구분하고 있어 각각의 학력이 직업에 미치는 영향을 구분해서 파악할 수 있다.

최종학력이 직업 성취에 미치는 영향을 알아보려는 본 논문은 따라서 현재 학생이거나 혹은 재학 중인 조사 대상자들을 배제한다. 이 글에서는 응답자가 15세 이후 처음으로 6개월 이상 재직된 직업을 ‘첫 직업’이라고 정의하고 이들을 크게 여섯 개의 직업 군으로 구분한다: 전문·관리직, 사무직, 판매·서비스직, 농수산, 숙련 노동, 미숙련 노동. 직업의 교육별, 세대별 분포와 대수선형 모형(log-linear models) 분석을 위해서는 이러한 범주형 변수를 사용하며 이후 OLS 회귀 분석을 위해서는 범주형 변수 대신에 응답자 각각의 직업지위를 척도화한 연속형 변수를 사용한다. 갠즈봄·트라이만(1996)의 알고리즘을 이용해 각각의 직업에 해당하는 트라이만 위세점수(Treiman's prestige score)를 부여한다.<sup>38)</sup> 이러한 연속 변수의 이점은 보다 적은 수의 모수들을 가지고 보다 간결한 모형을 추정할 수 있다는 것이다.

---

38) 이 논문에서 사용되는 ‘제4차 여성의 취업실태조사’에서 시도하고 있는 직업분류는 일관되어 있지 못하다. 예를 들어 한국표준직업분류표의 중분류 항목과 소분류 항목을 구분 없이 혼합해서 사용하고 있다. 따라서 이러한 자료의 성격은 일관된 소분류 체계에 기반해 직업위세점수를 부여하는 보다 적합한 방식을 취할 수 없게 한다. 제5차 조사에서는 이러한 문제점을 개선해 일관된 직업분류표를 제시해야 할 것이다.

이 글에서 가장 중요한 독립변수인 학력 변수는 크게 6가지 범주로 구분된다: 초졸, 중졸, 실업계 고졸, 일반계 고졸, 2년제 전문대학, 그리고 4년제 일반대학. 이렇게 자세하게 구분함으로써 각각의 학력수준이 직업획득에 미치는 영향과 그 추이에 관해 구체적인 분석을 시도할 수 있다. 앞서도 언급했듯이 이전의 많은 연구들이 자료의 제약으로 일반계와 실업계 고등학교를 구분하지 못함으로써 실업계 고등학교 졸업이 노동시장에서 갖는 효과에 관해 자세한 분석이 이루어지지 못한 실정임을 감안할 때, 이러한 학력변수의 사용은 그 의미가 크다 하겠다.

본인의 학력과 아울러 첫 직업획득에 미치는 요소로 이 논문에서 고려되는 다른 요인은 노동시장에 진입할 때의 연령이다. 똑같은 학력을 가진 여성들이 처음으로 노동시장에 진입해 직업을 갖는다고 해도 각각의 연령에 따라 다른 종류의 직업을 가질 가능성이 크다. 예를 들어 같은 대학 졸업자라고 해도 학교를 갓 졸업하고 직장을 갖는 사람과 결혼하고 나서 처음으로 직장을 갖는 사람간에는 취업 가능한 직종 면에서 상당한 차이가 있을 것이다. 따라서 학력의 효과를 제대로 파악하기 위해서는 첫 직업을 얻을 때의 연령을 통제할 필요가 있다.

학력과 첫 직업 획득 시의 연령 같은 본인 자신의 특성과 아울러 가족배경이 직업지위에 미치는 영향을 살펴보기 위해 부모의 교육수준과 직업을 독립변수로 사용한다. 학력수준이 노동시장에서 갖는 효과에 관한 선행연구들은 개인의 학력이 통제되었을 때 가족배경을 나타내는 변수들의 영향력은 거의 유의미지 않다는 것을 보여 주었다(장상수 2001, Shavit and Mueller 1998). 다시 말해 가족배경 영향력의 상당부분은 본인의 교육을 매개로 직업 획득에 연결된다. ‘여성의 취업실태 조사’ 자료는 먼저 응답자가 15세 무렵 누구랑 같이 살았는지를 묻고 이어 해당하는 부모의 당시 직업과 최종학력에 관한 질문을 하였다. 이 글에서는 15세 무렵 동거한 부모가 양친이거나 편부인 경우 아버지의, 편모인 경우 어머니의 최종학력과 직업을 부모의 학력과 직업 변수로 삼는다. 부모의 교육수준은 초졸 이하, 중졸, 고졸, 대졸(전문대학과 일반대학을 모두 포함)의 4가지 항목으로 구분되며 직업은 전문·관리직, 사무직, 판매·서비스직, 농수산, 생산직, 그리고 기타의 6가지 항목으로 분류된다.<sup>39)</sup> 부모의 직업 역시 보다 간결한 모형을 위해 연속형 범주로 취급하는 것이 유용하나 원자료는 구체적인 직업항목 대신에 오직 위와 같은 대분류의 직업항목만을 갖고 있다.

---

39) 이 글에서는 15세 무렵 양친이 이미 모두 생존에 게시지 않았거나 부모의 최종학력 문항에 응답하지 않은 사람들을 분석에서 제외시키지 않고, 하나의 더미 변수를 만들어 회귀분석에 포함시켰다. 부모의 직업변수도 마찬가지로 구성하였다. 다만 직업변수에서는 무응답과 양친이 생존에 게시지 않았던 경우와 아울러 무직의 경우를 모두 같은 더미 변수에 포함시켰다.

마지막으로 학력수준이 직업지위에 미치는 영향의 시계열적 분석을 위해 응답자들을 첫 직업 획득 시점을 기준으로 세 개의 코호트로 구분한다. 첫 직장을 갖게 되었을 때가 1980년 이전인 첫 번째 코호트와 그 시점이 1980년대인 두 번째 코호트, 그리고 그 시점이 1990년 이후인 세 번째 코호트를 구별해 각각의 학력수준이 직업획득에 미치는 영향이 이들간에 어떻게 변화하였는지를 추적한다. 첫 직업 획득시점을 기준으로 하는 이러한 분류 방식은 보통 다른 연구들에 서처럼 출생시점을 기준으로 코호트를 구성하는 방식보다 노동시장의 환경 변화를 더욱 잘 반영한다. 같은 년도에 출생하였더라도 진학이나 결혼 등의 이유로 노동시장에 진입하는 시점에 있어서는 상당한 차이가 있을 수 있기 때문이다.

앞서 살펴 본 것처럼 80년대 들어 고등교육이 본격적으로 확장되기 시작했으며 특히 90년대에는 그 팽창 속도가 더욱 두드러져 고등교육의 대중화시기라고까지 불리게 되었다. 따라서 이러한 교육의 팽창이 학력과 직업간의 관계에 어떠한 영향을 미쳤는지를 파악하기 위해서는 이처럼 80년 이전, 80년대, 그리고 90년대를 기준으로 코호트를 구성하는 것이 바람직해 보인다. 아울러 실업계 고등학교 교육의 직업 특정성이 1970년대에는 상대적으로 높았던 반면에 80년대 들어 인문화 과정을 겪으면서 그 특정성이 약화되었다는 점에서 80년대와 그 이전을 구분하는 방식은 이 주제와 관련해서 특히 유용하다.

#### IV. 교육과 현재의 고용상태

교육이 첫 직업지위에 미치는 영향을 살펴보기 이전에 현재의 고용상태에는 어떠한 영향을 끼치는지 알아보기 위해 다항로짓(multinomial logit) 분석을 시도하였다. 이것은 한국 여성들에게 있어 교육과 고용상태간에 정(positive)의 관계가 존재하지 않는다는 기존 연구들과의 비교를 위함이기도 하다. 본 연구의 주된 관심은 교육과 첫 직업간의 연관성이기 때문에 교육과 고용상태간의 관계를 알아보려는데 있어 복잡한 논의는 생략한다. 아울러 이 분석에 포함되는 표본은 이후의 분석 표본과 상이하며 사용되는 변수에 있어서도 차이가 존재함을 염두에 두어야 한다.

<표 3> 현재의 고용상태에 관한 교육수준과 연령의 효과 : 다항로짓 분석

	비임금 노동	실업/비경제활동
본인의 학력		
초졸 (준거 변수)		
중졸	0.281	0.510*
실업계 고졸	0.006	0.574**
일반계 고졸	0.242	0.673***
전문대졸	-0.519	0.337
4년제 대졸	-0.927***	0.270
현재 연령	0.092***	0.020**
상수	-4.086***	-0.642
N	2612	
Chi <sup>2</sup>	205.72 (12 d.f)	

주: 다항로짓 분석에서 준거집단은 피고용 (전일제 혹은 시간제) 노동이다.

\* p<.05    \*\* <.01    \*\*\* <.001

<표 3>은 2001년 설문 조사 당시 25세에서 64세 여성들의 경제활동상태를 세 가지로 나누어, 피고용 노동(전일제 혹은 시간제)에 비해 비임금 노동(자영업, 가족노동, 고용자를 모두 포함)이나 실업/비경제활동 상태에 있을 확률에 미치는 본인 학력수준과 현재 연령의 효과를 보여준다. 먼저 피고용 노동자에 비해 비임금 노동자가 될 확률에 미치는 학력수준의 영향을 살펴보면, 오직 대학 졸업의 경우에만 유의미한 부정적 효과를 나타내고 있다. 전문대학 졸업의 경우에도 부정적인 효과를 보이나 통계적 의미에서 유의미하지 못하다. 다시 말해, 중졸이나 고졸, 심지어 전문대학 졸업마저도 초졸에 비해 피고용 노동자가 될 가능성을 높이지 못한다. 현재의 연령 변수는 유의미한 효과를 나타내며 나이가 많을수록 피고용 노동자보다는 비임금 노동자가 될 가능성이 높다는 것을 보여준다.

이어 피고용 노동에 비해 실업이나 혹은 비경제활동상태에 처할 확률에 미치는 교육의 영향을 살펴보면, 초졸에 비해 중졸이나 실업계 고졸, 혹은 일반계 고졸의 경우 오히려 실업이나 비경제활동상태에 처할 확률이 높은 것으로 나타난다. 전문대학 졸업이나 일반대학 졸업의 경우 역시 피고용 노동자가 될 확률을 높이지는 못한다. 비록 전문대학이나 일반대학 졸업의 효과가 통계적으로 유의미하지 않으나, 그 방향은 오히려 실업이나 비경제활동상태에 있을 확률을 낮추는 쪽이 아니라 높이는 쪽이다. 앞서의 비임금 노동과 피고용 노동의 대비에 있어서와 마찬가지로, 연령이 높으면 높을수록 피고용에 비해 실업이나 비경제활동상태에 있을 가능성이 높다.

교육수준이 높다해도 실업이나 비경제활동상태에 있을 가능성이 낮기는커녕 오히려 그 반대



라는 이러한 결과는 교육은 여성들의 고용상태에 별다른 영향을 미치지 못한다는 기존의 연구들과 상통한다. 이제 초점을 옮겨 교육이 직업지위에 끼치는 영향은 어떠한 양상을 띠는지 알아보기로 하자.

## V. 대수선형 모형 분석 : 교육과 직업간의 전반적인 연관성

### 1. 교육과 직업의 코호트별 분포표

<표 4> 코호트별 교육과 직업의 분포(%)

	1980년 이전	1980년대	1990년대
본인의 최종학력			
초졸 이하	44.4	11.7	8.1
중졸	21.1	12.2	8.7
실업계 고졸	13.2	30.5	28.7
일반계 고졸	14.6	24.4	20.5
전문대졸	1.5	4.1	8.8
4년제 대졸	5.2	17.1	25.2
첫 직업			
전문/관리직	7.5	15.1	21.9
사무직	18.6	38.2	31.0
판매/서비스직	13.7	17.8	28.4
농수산직	30.4	4.1	1.0
숙련 육체 노동직	19.6	17.3	8.3
미숙련 육체 노동직	10.4	7.5	9.5

주: 소수점 아래 자리수의 반올림으로 교육과 직업의 각 분포의 합은 100%가 안될 수도 있다.

본격적인 논의에 앞서 각 코호트별로 교육수준과 첫 직업의 분포를 살펴보는 것이 유익할 듯 싶다. <표 4>는 각각의 코호트별로 여섯 개 교육수준의 분포를 보여준다. 표에서 두드러진 변화는 여성 노동자들의 교육 수준의 확대이다.

1980년 이전에 첫 직업을 갖고 노동시장에 진입한 사람들 가운데 거의 과반수(44%)가 초등학교 졸업이거나 그 이하인 반면에 1990년대에 노동시장에 직업한 사람들 가운데에는 오직 8%만이 그러한 학력수준을 가지고 있다. 반면 고등교육을 이수한 사람들의 비율은 최근의 코호트로 올수록 높아지고 있다. 1990년대에 노동시장에 진입한 사람들 가운데 9%가 전문대학을 졸업했으며 25%는 일반대학 졸업자이다. 이러한 분포는 1980년 이전 코호트의 경우 오직 1.5%만

이 전문대학을 졸업했으며 5%만이 일반대학을 졸업했다는 사실에 비추어 그간 한국사회에서 고등교육이 얼마나 빠른 속도로 확대되었는지를 잘 말해준다.

이러한 교육수준의 증가는 표에서 드러나는 초직의 분포 변화와 밀접하게 연결되어 있다. 예를 들어 고등교육의 팽창은 표에서 볼 수 있는 것처럼 전문·관리직의 비율이 코호트별로 증가하는 것과 연관된다. 1980년 이전에 첫 직장을 갖게 된 사람들 가운데에 7%만이 전문·관리직에서 자신들의 직장 생활을 시작한 반면에, 1990년대 코호트 가운데에서는 22%가 전문·관리직에서 직장 생활을 시작했다.<sup>40)</sup> 다른 한편, 이러한 전문·관리직의 증가와 동시에 농수산직의 급속한 감소가 두드러진다. 1980년 이전 코호트의 30%가 농수산직에 취업한 반면에 1990년대 코호트 가운데에서는 오직 1%만이 농수산직에서 자신의 직장 생활을 시작했다.

표에서 나타나는 또 한가지 특이한 변화는 숙련 노동직의 감소이다. 1980년 이전에 노동시장에 진입했던 사람들 가운데 20%가 생산직에 취업했지만, 그 비율은 90년대에 들어 8%로 감소하였다. 다른 연구들에서도 나타나는 이러한 여성들의 생산직 취업 감소는 1980년대 후반부터 본격화된 노동집약적 제조산업의 사양화에 따른 생산직 취업기회의 감소와 관련되는 것으로 파악된다(김태홍 외 1997). 하지만, 미숙련 노동직의 경우 이렇다할 변화를 찾기 힘들다.

1980년대 후반 이후의 생산직의 감소와는 대조적으로 판매·서비스직으로의 유입은 크게 증가하고 있다. 1980년 이전 코호트의 14% 정도가 판매·서비스직에 취업한 반면에 1990년대 코호트 가운데에서는 28%가 판매·서비스직에 취업하고 있다.

이는 1990년대 들어 한국 경제에서 서비스 산업이 차지하는 비중이 늘어났음을 반영하며 이러한 서비스직으로의 여성들의 진출이 두드러졌음을 나타낸다.

## 2. 대수선형 모형(log-linear model)

---

40) 한국노동연구원에서 수집한 1998년도 ‘한국노동패널 1차년도 조사자료’를 이용해 1990년대에 직장생활을 시작한 사람들의 직업분포를 살펴보면, 남성과 여성의 전문/관리직 비율이 유사하게 나타난다. 다시 말해, 학교를 마치고 전문직이나 관리직으로 진입하는 비율에 있어 남성과 여성간에 별 차이가 없다. 하지만, 같은 전문직이나 관리직 안에서도 남성과 여성간에 상당한 직종 차이가 발견된다는 사실이 강조될 필요가 있다. 예를 들어, 현재의 분석에 포함되는 총 3,299명의 표본 가운데 15%에 해당하는 504명이 전문/관리직에서 첫 직장생활을 시작했는데, 이들 504명중에서 자그마치 77%에 해당하는 388명이 의료전문가거나 교육전문가이다. 전자의 항목은 주로 간호에 관련된 직종이고 후자의 항목은 초, 중고등학교 교사직이다. 이는 비록 여성들의 전문직 비율이 남성의 그것과 비교해 별 차이가 없다고 해도 같은 전문직 안에서 성별에 따른 직종분리가 상당함을 시사한다.

이제 논의를 옮겨 본격적으로 학력수준과 초직의 관계가 어떻게 변화하였는지 살펴보기로 하자. 이를 위해 대수선형 모형 분석을 시도한다. 앞서도 언급한 것처럼 교육이 직업에 미치는 영향의 시계열적 분석을 위해서는 교육과 직업의 주변부 분포(marginal distribution)의 변화를 통제하고 오직 교육과 직업간의 순수 연관관계(association)를 살펴야한다. 이에 적합한 분석방법은 대수선형 모형(log-linear model)이다(차중천 1991, 1992).

대수선형 모형은 특히 출신계급과 도달계급의 연관성을 포착하려는 사회이동(social mobility) 연구분야에서 널리 활용돼 비약적인 발전을 거듭해왔다(Hout 1983, Powers and Xie 2000). 여러 가지 모형 가운데에서 대수승법적 결효과 모형(log-multiplicative layer effect model)은 세대간 이동의 연관성이 코호트별로 어떻게 변화하였는지를 파악하는데 특히 널리 사용되었고 이런 점에서 교육과 직업간의 연관성의 시계열적 변화를 추적하려는 본 연구에 유용하다. 따라서 본 연구에서는 교육과 직업간의 연관성이 코호트별로 다르지 않다고, 다시 말해, 연관성의 정도가 그다지 변하지 않았다고 가정하는 항상 모형(constant model)과 연관성이 코호트별로 다르다고 가정하는 대수승법적 결효과 모형의 적합도를 비교해 교육과 직업간의 연관성이 변화하였는지를 우선 판단한다. 이어 만약 변화였다면, 즉 대수승법적 결효과 모형의 적합도가 우수한 것으로 판명 나면, 모형의 모수가 어떠한 방향으로 변화하였는지를 분석한다.

대수승법적 결효과 모형의 기본적인 가정은 어떤 특정한 코호트의 교육과 직업간의 연관성은 전체 코호트들에 적용되는 공통의 연관성 모수와 이러한 공통 모수로부터의 각 코호트별 편차를 나타내는 모수의 대수승법적 곱으로 표현된다는 것이다(Xie 1992). 연관성의 각 코호트별 편차를 나타내는 모수가 크면 클수록 교육과 직업간의 연관성이 크다는 것을 의미한다. 이처럼 대수승법적 결효과 모형은 편차 모수들을 비교함으로써 간결(parismonious)하고 쉽게 여러 코호트들을 비교할 수 있게 한다.

앞서 언급한 것처럼, 결혼 전에 취업을 하는 경우와 결혼하고 나서 취업하는 경우, 취업 가능한 직종 면에서 차이가 있을 수 있다는 것을 염두에 두고 여섯 개의 교육수준과 여섯 개의 직업 범주, 그리고 다시 결혼 전에 직장 생활을 시작한 경우와 결혼 후에 직장 생활을 시작한 경우의 두 개 항목, 마지막으로 세 개의 코호트로 구성된 여섯 개의 6\*6 교차표를 만들어 여러 가지 대수선형 모형들을 여기에 적용한다. 가장 일반적인 유형의 대수선형 모형은 다음과 같이 표기될 수 있다.

$$F_{ijkl} = \tau_0 \tau_i^E \tau_j^O \tau_k^M \tau_l^C \tau_{ik}^{EM} \tau_{jk}^{OM} \tau_{il}^{EC} \tau_{jl}^{OC} \tau_{ikl}^{EMC} \tau_{jkl}^{OMC} \tau_{ij}^{EO} \tau_{ijk}^{EOM} \tau_{ijl}^{EOC} \tau_{ijkl}^{EOMC} \quad (1)$$

여기서,  $F_{ijkl}$ 는 4차원 교차표에서 교육 수준  $i(i=1,...,6)$ , 직업 범주  $j(j=1,...,6)$ , 결혼전 취업 여부  $k(k=1,2)$ , 마지막으로 코호트  $l(l=1,2,3)$ 에 해당하는 칸의 기대치이다. 식 (1)은 사실 모든 모수를 다 포함하고 있는 포화모형(saturated model)이며 이 식으로부터 적절한 변형을 통해 보다 간결한 모형을 찾는 것이 대수선형 모형 분석의 기본이라 하겠다. 식 (1)에서 교육과 직업간의 연관성을 나타내는 마지막 네 개의 모수를 제외하면, 다음과 같은 모형을 얻는다.

$$F_{ijkl} = \tau_{0i} \tau_{1j}^E \tau_{2k}^O \tau_{3l}^M \tau_{4ik}^C \tau_{5jk}^{EM} \tau_{6il}^{OM} \tau_{7jl}^{EC} \tau_{8ikl}^{OC} \tau_{9jkl}^{EMC} \tau_{10jkl}^{OMC} \quad (2)$$

식 (2)의 모형은 교육과 직업의 분포가 결혼 전 취업 유무와 코호트별로 다르다는 것을 인정하나 교육과 직업간에는 어떠한 연관성도 없다는 것을 가정하는 조건부 독립모형(conditional independence model)이다. 대부분의 경우 이러한 조건부 독립모형은 자료에 적합하지 않으나 다른 모형들의 적합성을 판단할 수 있는 비교 준거점 역할을 한다.

다음으로 식 (1)에서 오직 마지막 세 개의 모수들을 제외하고  $\tau_{ij}^{EO}$  모수를 포함하면 다음과 같은 모형이 된다.

$$F_{ijkl} = \tau_{0i} \tau_{1j}^E \tau_{2k}^O \tau_{3l}^M \tau_{4ik}^C \tau_{5jk}^{EM} \tau_{6il}^{OM} \tau_{7jl}^{EC} \tau_{8ikl}^{OC} \tau_{9jkl}^{EMC} \tau_{10jkl}^{OMC} \tau_{ij}^{EO} \quad (3)$$

이 모형은  $\tau_{ij}^{EO}$  모수를 포함함으로써 교육과 직업간의 연관성을 상정하나 이러한 연관성이 다른 두 변수, 즉 결혼 전 취업 여부나 코호트에 따라 다르다는 것을 나타내는 3차원 상호작용 모수들을 제외함으로써 교육과 직업간의 연관성이 결혼 전 여부나 코호트에 상관없이 일정하다는 항상 모형(constant model)이다.

마지막으로 대수승법적 결효과 모형은 다음의 식으로 표현된다.

$$F_{ijkl} = \tau_{0i} \tau_{1j}^E \tau_{2k}^O \tau_{3l}^M \tau_{4ik}^C \tau_{5jk}^{EM} \tau_{6il}^{OM} \tau_{7jl}^{EC} \tau_{8ikl}^{OC} \tau_{9jkl}^{EMC} \tau_{10jkl}^{OMC} \exp(\tau_{ij} \phi_{kl}) \quad (4)$$

여기서  $\tau_{ij}$ 은 전체 교차표에 공통인 교육과 직업간의 연관성을 나타내며  $\phi_{kl}$ 는 결혼 전 취업 여부와 코호트별 각각의 편차 모수들이다. 식 (4)로 표현되는 모형은 편차 모수들이 결혼 전 취업 여부와 코호트별로 각각 상이하다고 가정한다. 그러나 편차 모수들이 코호트별로 상이하나 결혼 전 취업 여부에 따라서는 그다지 다르지 않다는 또 하나의 보다 간결한 모형을 설정할 수 있다.

<표 5> 대수선형 모형들의 적합도

	df	$L^2$	BIC	1980년 이전		1980년대		1990년대	
				결혼 후	결혼 전	결혼 후	결혼 전	결혼 후	결혼 전
1. 조건부 독립 모형	150	1928.33	713						
2. 항상 모형	125	153.46	-859						
3. 대수승법적 결효과 모형A	123	129.28	-867	0.685		0.582		0.438	
4. 대수승법적 결효과 모형B	120	122.77	-849	0.583	0.734	0.482	0.662	0.497	0.451

주: 모형 3의 편차모수들의 합은 1, 모형 4의 편차모수들의 합은 2가 되도록 척도화 하였다.

<표 5>는 여러 가지 대수선형 모형들이 교육, 직업, 결혼 전 취업 여부, 그리고 코호트를 교차시켜 만든 여섯 개의 6\*6 교차표에 적용되었을 때의 적합도와 자유도를 나타낸다. 이 글에서는 모형의 적합도를 비교하는데 전통적으로 사용되어 온 대수우도비 카이제곱 통계치(log-likelihood ratio chi-square statistics:  $L^2$ )와 아울러 베이저안 정보규준(BIC: Bayesian Information Criterion)을 활용한다. 기존의 대수우도비 카이제곱 통계치에 비해 표본수를 감안한다는 특징이 있는 BIC 통계치는 전통적인 모형 비교 방법에 대한 대안으로 널리 사용되고 있다(Raftery 1995, Powers and Xie 2000).<sup>41)</sup> 특정 모형의 BIC 값이 음일 경우 그 모형은 포화 모형에 비해 선호되며 일반적으로 BIC의 값이 작으면 작을수록 적합도가 좋을 것을 의미한다.

<표 5>에서 모형 1은 앞서 소개한 조건부 독립모형이다. 이 모형은 교육과 직업의 분포가 결혼 전 취업 여부와 코호트에 따라 다르다는 것을 가정하나 교육과 직업간에는 연관성이 없다고 가정한다.

150개의 자유도에  $L^2 = 1928$ 를 나타내는 이 모형은 적합도가 매우 나쁘며 이것은 교육과 직업간에 연관성이 존재함을 의미한다. 따라서 모형 2는 교육과 직업간의 연관성을 상정하고 특히 이 연관성이 코호트에 따라 다르지 않다고 가정하는 항상 모형이다. 125개의 자유도에  $L^2 = 153.46$ 을 나타내는 모형 2는 모형 1에 비해 25개의 모수를 더 필요로 하지만,  $L^2$  값을 자그마치 1775( $1928.33 - 153.46$ )나 줄이고 있다. 아울러 BIC 통계치 역시 -859로써 포화모형보다 월등히 우수하다는 것을 보여준다. 모형 3은 교육과 직업간의 연관성이 결혼 전 취업 여부에 따라서는 그다지 다르지 않으나 코호트별로는 상이하다고 가정하는 대수승법적 결효과 모형이다. 이 모형은 항상 모형(모형 2)보다 2개의 모수를 더 활용해  $L^2$  값을 24( $153.46 - 129.28$ )만큼 줄인

41) BIC 통계치는 다음과 같이 계산된다.

$$BIC = L^2 - d.f * \log N$$

여기서,  $L^2$ 은 대수우도비 카이제곱 통계치이며, d.f는 자유도를, 그리고 N은 전체 표본수를 나타낸다(Raftery 1995).

다. 카이제곱 분포표에 따르면 2개의 자유도에 24만큼의 차이는 95% 수준에서 매우 유의미한 차이이다. 아울러 모형 3의 BIC 값은 -867로써 모형 2의 BIC 값 -859보다 더욱 작으며 따라서 전자는 후자에 비해 모형 선택에 있어 선호된다. 이러한 모형 2와 모형 3의 비교는 교육과 직업간의 연관성이 3개의 코호트간에 상이하다는 것을 드러내준다. 마지막으로 모형 4는 교육과 직업간의 연관성이 코호트에 따라 다를 뿐만 아니라 결혼 전 취업 여부에 따라서도 상이하다고 가정하는 또 하나의 대수승법적 결효과 모형이다. 이 모형은 모형 3에 비해 3개의 모수를 더 활용하고 있지만, L2 값을 오직 6만큼 밖에 줄이지 못해 모형 3에 비해 유의미한 향상을 보여 주지 못한다. 아울러 -849의 BIC 통계치는 모형 3의 -867보다 더 크며 이는 모형 3의 적합도가 모형 4의 적합도에 비해 우수하다는 것을 알려준다.

교육과 직업간의 연관성이 코호트에 따라 다르다는 것을 가정하는 모형 3의 적합도가 <표 5>의 네 가지 모형들 가운데에서 가장 우수하다는 것을 안 이상 다음으로 살펴보아야 할 사항은 모형 3이 나타내는 편차모수들의 방향성이다. 다시 말해 편차모수들이 코호트별로 어떠한 변화를 보여주고 있는지를 파악해 교육과 직업의 연관성이 어떠한 방향으로 변화였는지 살펴보아야 한다.

<표 5>는 모형들의 적합도와 아울러 모형 3과 모형 4의 편차모수들을 보여주고 있다. 앞서도 언급했듯이 편차모수의 크기가 크면 클수록 연관성의 크기가 크다는 것을 의미한다. 표에서 보듯이 편차모수는 최근의 코호트로 올수록 그 크기가 작아지고 있다.<sup>42)</sup> 1980년 이전에 최초로 노동시장에 진입한 코호트에게서 나타나는 편차모수를 0.685라고 했을 때, 1980년대 코호트와 1990년대 코호트에게서는 그 편차모수가 각각 0.582와 0.438이다. 편차모수들이 이런 식으로 최근 코호트로 올수록 그 크기가 작아진다는 사실은 교육과 직업간의 연관성이 점점 더 약화되어 왔다는 것을 의미한다.

교육과 직업간의 연관성이 코호트별로는 물론이거니와 결혼 전 취업 여부에 따라서도 다르다고 가정하는 모형 4는 좋은 적합도를 보여주지는 못했지만, 모형의 편차모수들이 코호트와 결혼 전 취업 여부에 따라 어떠한 양상을 보여주는지를 파악하는 것도 흥미롭다. 1980년 이전에 최초로 노동시장에 진입했을 때 이미 결혼한 이후였던 사람들에게서 나타나는 편차모수를 0.538이라고 했을 때 같은 시대에 노동시장에 진입했지만 결혼 전이었던 사람들의 편차모수는

42) 모수 추정을 위해 모형 3의 편차모수들의 제곱의 합은 1이 되고 모형 4의 편차모수들의 제곱의 합은 2가 된다는 제약을 부과한다. 따라서 편차모수들의 절대적인 값 아니라 그것들의 상대적인 크기를 비교해야 한다. 대수승법적 결효과 모형의 모수 추정을 위해 필요한 이러한 제약에 관련해서는 Raymo와 Xie(2000)을 참조할 수 있다.

0.734, 1980대 코호트의 상응하는 편차모수들은 각각 0.482와 0.662이다. 1990년대에 노동시장에 진입한 사람들 가운데에서 결혼한 이후에 직장 생활을 시작한 사람들의 경우 편차모수는 0.497인 반면, 결혼 전 사람들의 경우 0.451이다. 다시 말해, 1980년 이전 코호트와 1980년대 코호트의 경우 결혼 전에 직장 생활을 시작한 사람들의 경우가 결혼한 이후에 직장 생활을 시작한 사람들에 비해 상대적으로 강한 교육과 직업간의 연관성을 보여주는 반면에, 1990년대의 코호트에게는 그러한 양상이 발견되지 않는다. 이는 특히 1980년대 코호트에 비해 1990년대 코호트 가운데 결혼 후 취업을 한 사람들의 경우에는 교육과 직업의 연관성이 그다지 변하지 않았지만, 결혼 전에 직장 생활을 시작한 사람들의 교육과 직업간의 연관성은 크게 약화되었기 때문이다. 결론적으로, 모형 4가 보여주는 편차모수의 전반적인 양상은 1980년대와 1990년대 코호트들 중에서 결혼 후 취업을 시작한 사람들의 경우를 제외한다면 교육과 직업의 연관성이 점점 약화되었다는 것이고 이는 모형 3의 결론과 일치한다. 특히 결혼 전에 취업을 하는지 여부에 따라 교육과 직업간의 연관성이 약간은 다른 변화양상을 보인다는 사실은, 비록 모형선택은 코호트에 따른 변화만을 가정하는 모형을 지지하지만, 결혼 전에 취업을 하는가 하는 문제를 여전히 고려해야 한다는 것을 시사한다.

## VI. OLS 회귀분석

지금까지 살펴 본 것처럼 대수선형 모형 분석은 한국 여성 노동자들 사이에서 교육과 직업의 전반적인 연관성이 약화되어왔음을 드러내어주었다. 이처럼 대수선형 모형 분석은 전반적인 변화의 양상을 잘 보여주지만, 각각의 개별적인 학력수준이 직업획득에 어떠한 영향을 미치며 또 그러한 영향력은 어떻게 변화하였는지에 관한 구체적인 분석은 제공하지 않는다.

아울러 본인의 학력과 결혼 전 취업 여부만이 고려되고 있을 뿐 부모의 학력이나 직업 같은 가족배경의 영향은 고려하지 못하고 있다. 따라서 이하에서는 직업지위를 종속변수로 하는 OLS 회귀분석을 통해 각각의 학력수준이 직업획득에 어떠한 영향을 미치며 또 그것은 시계열적으로 어떻게 변화하였는지 살펴본다. 아울러 가족배경과 첫 직업 획득시의 연령은 본인의 학력수준과는 별도로 직업지위에 어떠한 영향을 미치는지 알아본다.

<표 6> 초직의 위세점수에 관한 OLS 회귀분석

	1980년 이전	1980년대	1990년대
본인의 학력			
초졸	(준거 변수)		
중졸	2.100***	0.463	1.122
실업계 고졸	5.730***	3.899***	1.830
일반계 고졸	5.359***	4.275***	2.705*
전문대 졸	20.234***	16.723***	10.688***
대졸 이상	24.239***	19.148***	14.618***
첫 취업시 연령	-0.057	-0.128**	-0.228***
부모의 교육			
초졸	(준거 변수)		
중졸	0.958	0.554	0.569
고졸	1.298	1.558*	1.757*
대졸	0.232	1.142	2.032
부모의 직업			
전문/관리직	(준거 변수)		
사무직	-4.412***	-1.014	-0.370
판매/서비스직	-2.839**	0.125	-0.223
농수산직	-3.579***	-0.208	-1.133
생산직	-3.876***	-0.581	-0.568
상수	34.240***	33.909***	38.643
R <sup>2</sup>	0.511	0.479	0.413
표본수	1017	924	1263

\* p<.05    \*\* <.01    \*\*\* <.001

<표 6>에는 트라이만 위세점수로 척도화된 직업지위에 미치는 여러 독립변수들의 영향력이 각각의 코호트별로 제시되어 있다. 우선 1980년 이전 코호트를 살펴보면, 중학교를 졸업한 사람의 경우 초등학교 졸업이나 혹은 그 이하의 학력을 가진 사람보다 위세점수가 약 2점 정도 높은 직업을 갖고 직장생활을 시작하였다. 실업계 고등학교나 일반계 고등학교를 졸업한 사람들의 첫 직업은 가장 낮은 학력을 가진 사람들의 첫 직업보다 위세 점수면에서 약 5점 정도 높



다. 전문대학 졸업할 경우는 20점, 일반대학을 졸업할 경우는 24점 정도 높은 직업을 갖은 것으로 나타난다. 다시 말해, 학력이 높으면 높을수록 첫 직업의 위세점수가 높다. 이것은 직업획득에 미치는 교육의 영향력이 여성 노동자들 사이에서도 실제적이라는 사실을 보여준다.

교육수준이 높을수록 높은 위세점수의 직업을 갖는다는 사실은 비단 1980년 이전 코호트뿐만 아니라 나머지 두 개의 코호트들에게서도 그대로 나타난다. 이러한 사실은 교육과 여성 노동자들의 고용지위 혹은 노동시장 참여간에는 매우 약한 관계가 존재한다는 기존의 연구와는 대조적으로 여성 노동자들에게도 교육수준이 노동시장에서 중요한 요인이라는 것을 드러내준다. 아마도 결혼이나 출산 같은 생애주기 요인들의 영향력이 상당하고 따라서 많은 여성 노동자들이 교육수준에 상관없이 결혼을 전후로 노동시장에서 퇴출함으로써 교육수준은 고용지위 혹은 노동시장 참여 여부에 별 영향을 미치지 못하지만, 이들 여성 노동자들이 학교를 마치고 직업을 얻는데 있어서는 중요한 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

여성 노동자들의 직업획득에 있어 유의미한 교육수준의 차이가 발견됨과 아울러 <표 6>에서 드러나는 또 하나의 흥미로운 사실은 그러한 교육의 영향력이 최근 코호트들로 오면서 약화되고 있다는 것이다. 예를 들어 1980년 이전 코호트의 경우 대학 졸업자의 첫 직업은 초등학교 졸업 혹은 그 이하의 학력을 가진 사람들의 첫 직업보다 위세점수에서 24점이 높았지만, 1980년 코호트에서는 19점, 그리고 1990년 코호트에서는 15점으로 그 차이가 줄어들었다. 비단 대학 졸업의 경우만이 아니다. 전문대학 졸업자의 첫 직업과 최저 학력 소지자의 첫 직업간의 위세점수 차이는 최근 코호트로 오면서 20점에서 17점, 그리고 더 나아가 11점으로 줄어들었다. 일반계 고졸이나 실업계 고졸의 경우도 마찬가지로의 양상을 보여 1990년대 코호트의 경우 실업계 고등학교를 졸업한 사람들과 초등학교를 졸업한 사람들이 갖게 되는 첫 직업의 위세점수가 별반 다르지 않다. 최저 학력수준에 대비한 중학교 졸업장의 노동시장 가치는 이미 1980년대 코호트에서부터 별 의미가 없는 걸로 나타난다.

이처럼 학력간 직업위세의 차이가 최근 코호트로 올수록 줄어든다는 발견은 앞서 학력수준과 직업간의 전반적인 연관성이 시계열적으로 약화되었다는 대수선형 모형 분석결과와도 일치한다. 이러한 결과는 교육체계의 급속한 팽창으로 대학교육의 비율이 높아질수록 노동시장에서 학력이 가지는 가치가 줄어들고 특히 한국 사회의 경우 여성들의 교육팽창이 남성들의 그것과 비슷한 속도로 이루어진 점을 감안해 교육이 직업획득에 끼치는 영향이 약화될 것이라는 앞서의 가설을 지지한다.

직업획득에 미치는 영향이 모든 학력수준에서 약화되었음을 보여주는 <표 6>에서 특히 실업계 고등학교 졸업의 효과에 주목해보자. 1980년 이전 코호트의 경우에 최저 학력과 실업계 고

등학교 졸업간의 첫 직업 위세점수 차이는 5.7이며 이러한 위세점수 차이는 1980년대 코호트의 경우 3.9, 1990년대 코호트의 경우 1.8로 특히 이 경우 유의미한 차이가 아니다. 이러한 실업계 고등학교 졸업의 가치 저하는 특히 일반계 고등학교 졸업의 가치와 비교할 때 두드러진다. 1980년 이전 코호트의 경우 실업계 고등학교 졸업은 노동시장에서 일반계 고등학교 졸업과 거의 유사한 가치를 지녔다(5.7 대 5.4). 그러나 1980년대 코호트의 경우 최저 학력과 실업계 고등학교 졸업의 위세점수 차이가 3.9인 반면에 최저 학력과 일반계 고등학교 졸업의 위세점수 차이는 4.3이다. 1990년대 코호트에 오면 그 차이가 각각 1.8과 2.7로서 실업계 고등학교 졸업은 더 이상 일반계 고등학교 졸업이 가지는 노동시장에서의 가치를 따라가지 못한다.

앞서 가설들을 논의하면서 1970년대 실업계 고등학교의 직업적 특정성을 언급했었다. 1970년대 한국 사회에서 산업화가 진행되면서 숙련 노동자들에 대한 경제적 수요가 증가하고 이를 위해 당시 실업계 교과과정은 상대적으로 특정한 직업에 적합한 기술을 습득하는데 치중했었다. 이러한 실업계 교과과정이 1980년대에 들어오면서 교양, 인문 위주로 바뀌게 되면서 직업적 특정성을 잃게 되고 이는 실업계 고등학교 졸업의 직업적 수익을 저하시켰을 것이라는 예측이 <표 6>에서 어느 정도 확인된다고 하겠다.

이제 초점을 옮겨 취업 당시의 연령이 직업지위에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기로 한다. 우선 1980년 이전 코호트에게서는 몇 살 때 취업을 했는가 하는 여부는 직업지위에 별 영향을 미치지 않은 걸로 밝혀진다. 비록 음의 영향을 나타내고 있지만, 통계적 의미에서 유의미하지 않다. 하지만, 1980년대나 1990년대에 처음으로 직장 생활을 한 사람들에게는 취업 당시의 연령이 직업지위에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타난다. 여기서 연령 변수의 모수 추정치가 음의 부호를 띠는 것은 여성 노동자들의 연령이 직업지위에 미치는 영향은 부정적이라는 것을 의미한다. 다시 말해, 나이가 들어 노동시장에 진입할수록 낮은 위세점수의 직업을 갖게된다. 표는 이러한 부정적인 연령 효과와 아울러 효과의 시계열적 변화를 가늠하게 하는데, 최근 코호트로 오면서 연령의 부정적인 효과가 더욱 증가하는 것을 알 수 있다. 1980년 이전 코호트의 경우 연령의 효과는 유의미하지 않으며, 1980년대 코호트의 경우 노동시장 진입시 연령이 한 살 증가할수록 직업의 위세 점수가 0.13 정도 낮은 반면에, 1990년대 코호트의 경우에는 0.23 정도가 낮다.

마지막으로 부모의 최종학력과 본인의 15세 당시 부모의 직업이 본인의 직업지위에 미치는 영향을 살펴봄으로써 한국 사회 여성들에게 있어 가족배경이 본인의 성취지위에 어떠한 영향을 끼치는지 알아보자. <표 6>에서 드러나는 양상은 본인의 교육수준과 취업 당시의 연령이 통제

되면 부모의 교육이나 직업은 기본적으로 본인의 직업지위에 이렇다할 영향을 미치지 않는다는 것이다. 물론 1980년대 이전 코호트의 경우, 전문·관리직의 부모를 두었으면 다른 직업의 부모를 둔 경우보다 훨씬 더 위세점수가 높은 직업을 획득한 것으로 드러난다.<sup>43)</sup> 하지만, 이 경우를 제외하고는 부모의 교육수준과 직업은 별 유의미한 영향을 끼치지 못한다. 여기서 제시되지는 않지만, 본인의 교육수준과 취업시 연령을 제외하고 오직 부모의 교육수준과 직업을 독립변수로 하는 OLS 회귀분석 결과는 부모의 교육과 직업이 본인의 직업지위에 매우 중요하다는 것을 입증했다. 하지만, 표에서 나타나듯이 본인의 교육수준이 모형에 첨가되면 이러한 가족배경의 중요성은 대부분 상실된다. 이는 가족배경의 효과 대부분은 본인의 교육수준을 매개로 직업지위에 영향을 미친다는 기존의 많은 연구들과 일치하는 것이다.

## VII. 요약과 토론

대수선형 모형과 직업 위세점수를 이용한 OLS 회귀분석을 통해, 본 연구는 한국 여성들의 교육과 첫 직업간의 연관성을 규명하려고 했다. 기존의 여러 연구들이 보여주었고 또 본 연구에서도 드러났듯이 여성의 교육수준은 고용상태에 별 유의미한 영향을 끼치지 못한다. 다시 말해, 학력이 높다 해도 공식 부문의 피고용자가 될 확률이 높은 것은 아니다. 이러한 발견은 많은 사람들이 한국 여성들의 인적자본은 노동시장에서 별 가치를 지니지 못한다는 주장을 가능케 하였다(박수미 2002). 하지만 본 연구는 노동시장 지위의 다른 측면인 직업획득에 있어서 여성의 교육은 유의미한 효과를 발휘한다는 것을 보여주었다. 학교를 마치고 첫 직장을 갖는데 있어 여성 자신의 학력수준은 중요한 요인이다.<sup>44)</sup>

물론 이러한 경험적 증거는 똑같은 학력을 가지면 여성들도 남성들과 같은 수준의 직업을 갖는다는 것을 의미하지 않는다. 같은 학력의 소유자라 해도 여성은 남성에 비해 저임금을 받고

43) 전문/관리직의 직업을 가진 부모를 둔 경우에 비해 다른 직종의 직업을 가진 부모를 둔 경우의 상대적인 불리함을 보여주는 이러한 결과는 그러나 일반적인 이해와는 거리가 있다. 예를 들어 1980년 이전 코호트 가운데 사무직에서 일한 아버지를 둔 경우가 다른 여타의 경우보다 가장 불리한 것으로 나타난다. 왜 이런 현상이 나타나는지, 그리고 왜 유독 1980년 이전 코호트에게서만 부모의 직업이 유의미한 영향을 발휘하는지 하는 질문에 답하기 위해서는 좀 더 정교한 직업 분류와 많은 표본수를 가진 다른 자료를 활용해 심도 있는 연구를 해야할 것이다.

44) 본 연구에서 사용되는 자료가 여성들만을 포함하고 있어 학력수준간 직업지위 차이의 성별 차이를 직접 분석할 수는 없으나 장상수(2001)의 연구나 한국노동패널 자료를 분석한 본인의 예비적 연구는 여성들에게서 나타나는 학력수준간 직업지위 차이는 남성의 그것에 비해 크거나 적어도 작지 않다는 것을 말해준다.

노동환경이나 경력형성 면에서도 훨씬 불안정한 노동시장에 처한다는 사실은 이미 기존의 많은 연구들이 보여준 바 있다(금재호 2002). 본 논문이 강조하는 바는 학력수준간 직업지위의 차이가 여성들에게도 있어 실제적이며 이는 부분적이거나 여성들의 교육투자에 대한 근거를 제공한다는 것이다. 대학을 졸업해도 결혼 후에는 취업할 확률이 초등학교 졸업자에 비해 오히려 낮다는 사실에도 불구하고 일단 학교를 마치고 직장을 갖는데 있어서는 여전히 교육수준은 중요한 요인으로 작용한다는 것이다. 이렇게 어느 정도의 직업적 수익이 있기에 교육에 대한 여성들의 투자가 가능한 것이다. 그간 한국 사회에서 나타난 여성 교육수준의 급속한 증대를 단순히 결혼시장을 위한 문화적 이유로만 해석하는 것은 무리가 있다.

하지만, 이 글에서 드러난 또 다른 흥미로운 사실은 이런 교육의 직업적 수익이 최근 코호트로 오면서 약화되고 있다는 것이다. 대학교육의 급속한 팽창, 실업계 고등학교 교과과정의 직업적 특정성 약화등의 요인들과 어울려 학력수준간 직업지위 차이는 점점 줄어들었다. 교육이 직업지위 획득에 미치는 영향이 남성들의 경우에는 그동안 어떻게 변화였는지 이 글에서는 살펴볼 수 없었지만, 이처럼 여성들의 교육효과가 약화되고 있다는 사실은 여성들이 노동시장에서 경험하는 어려움을 한층 더한다고 보여진다.

일반계 고등학교나 일반대학 교육은 물론이거니와 실업계 고등학교와 전문대학 교육이 노동시장에서 가지는 가치가 계속해서 감소하고있다는 본 연구의 결과는 여성들의 학교로부터 노동시장으로의 이행과 관련해 현 직업교육에 대해 다시 한번 생각해 볼 것을 권고한다. 대학교육의 급속한 팽창 속에서 전문대학과 실업계 고등학교 교육은 어떠한 위상을 가져야 하며 또 어떤 식으로 직업적 특정성을 높여 졸업생들의 노동시장 진입을 수월하게 할 것인가 하는 문제를 제기한다.

마지막으로 교육과 직업간의 연관성이라는 주제와 관련해 본 연구가 수행하지 못한 몇 가지 연구과제를 생각해보면서 논의를 끝맺기로 한다. 우선 교육이 노동시장 진입에 미치는 영향과 현 고용상태에 미치는 영향이 다르다는 것을 안 이상, 이 두 측면을 동시에 고려하는 보다 역동적인 분석이 필요하다고 보여진다. 다시 말해, 노동시장에 진입해서 어떠한 경로를 통해 경력을 쌓거나 혹은 노동시장에서 퇴출하며 교육수준은 이러한 단계에서 어떤 식으로 차별적인 효과를 나타나는지에 관한 연구가 필요하다(장상수 2001). 이를 위해서는 종단면 자료 분석에 요구되는 엄밀한 방법론이 요구된다.

앞서 직업 분포를 살펴보면서 언급했듯이, 비록 여성들의 전문직 진출이 남성의 그것과 비교해 별반 다르지 않다 해도 전문직 내에서 남성과 여성들이 진출하는 직종에는 상당한 차이가

존재한다. 특히 여성 전문직의 대부분은 간호나 교사직과 연관된 것이다. 이러한 전문직 직종의 차이는 아마도 남성과 여성들의 대학 전공차이와 밀접한 연관을 맺고 있을 것이다. 따라서 본 연구에서처럼 교육수준을 그저 일반대학과 전문대학으로 구별할 것이 아니라 구체적인 전공까지도 고려할 때 교육이 직업에 미치는 효과의 성별 차이를 보다 자세히 규명할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 금재호. 2002. 『여성 노동시장의 현상과 과제』. 한국노동연구원.
- 김영화, 박용현, 한승희, 김승주. 1997. 『한국의 교육과 국가발전』. 한국교육개발원 연구보고 97-9.
- 김용학·김진혁. 1990. "지역감정의 관계적 분석: 결혼 연결망을 중심으로." 『한국 사회학』 24: 1065-76.
- 김태홍, 김영옥, 양승주, 문유경. 1997. 『여성의 취업실태조사』. 서울: 한국여성개발원.
- 박수미. 2002. "한국여성의 '인적자본'이 취업에 미치는 영향에 대한 연구." 『한국 인구학』 25: 113-43.
- 방하남·김기현. 2000. "변화와 세습: 한국 사회의 세대간 신분이동 및 성취구조." 제2회 한국 노동패널 학술 대회 자료집.
- 이무근. 1990. 『직업·기술교육에서의 교육과정』. 서울: 배영사.
- 장상수. 2001. 『한국의 사회이동』. 서울: 서울대학교 출판부.
- 장지연. 2001. "고학력여성 경제활동의 국제비교." 『여성과 일』. 부산대학교 여성연구소
- 차종천. 1987. "지역주의가 한국 사회 계층화에 미치는 영향: 서울 시민의 출신 지역별 지위 획득과 사회이동을 중심으로." 『한국 사회학』 21: 69-91.
- \_\_\_\_\_. 1992. "사회계층의 구조와 과정." 황일청 편. 『한국사회의 불평등과 형평』. 서울: 나남.
- 한국교육개발원. 2000. 『교육통계편람』. 서울: 한국교육개발원.
- Blau, Peter M., and Otis D. Duncan. 1967. American Occupational Structure. New York: The Free press.
- Brinton, ed. 2001. Women's Working Lives in East Asia. Stanford: Stanford University Press.
- Brinton, Mary C., and Sunhwa Lee. 2001. "Women's Education and the Labor Market in

- Japan and South Korea." In *Women's Working Lives in East Asia*, edited by Mary C. Brinton, 125-50. Stanford: Stanford University Press.
- Hout, Michael. 1983. *Mobility Tables*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Gerber, Theodore P. 2001. "Loosening Links? School-to-Work Transitions and Institutional Change in Russia since 1970." Paper presented at the conference of International Sociological Association, RC28, Mannheim, Germany, April 2001.
- Lee, Sunhwa. 2001. "Womens' Education, Work, and Marriage in South Korea." In *Women's Working Lives in East Asia*, edited by Mary C. Brinton, 204-30. Stanford: Stanford University Press.
- Mueller, Walter and Yossi Shavit. 1998. "The Institutional Embeddedness of the Stratification Process : A Comparative Study of Qualifications and Occupations in Thirteen Countries." In *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, edited by Yosshi Shavit and Walter Mueller, 1-48. Oxford: Clarendon Press.
- OECD. 2000. *Education at a Glance: OECD Indicators*. Paris: OECD.
- Powers, Daniel A., and Yu Xie. 2000. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. New York : Academic Press.
- Raftery, Adrian E. 1995. "Bayesian Model Selection in Social Research." In *Sociological Methodology*, edited by P. Marsden, 111-63, Washington, DC: American Sociological Association.
- Raymo, James M., and Yu Xie. 2000. "Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy: Comment on Smits, Ultee, and Lammers." *American Sociological Review* 65: 773-81.
- Shavit, Yossi and Walter Mueller. 1998. *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*. Oxford: Clarendon Press.
- Xie, Yu. 1992. "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables." *American Sociological Review* 57: 380-95.