

경제·인문사회연구회 협동연구총서 10-34-02

연구보고 10-R18-1

청년기에서 성인기로의 이행과정 연구 I: 우리나라의 청년기에서 성인기로의 이행 실태

책임연구원 : 이병희(한국노동연구원 · 선임연구위원)

공동연구원 : 장지연(한국노동연구원 · 선임연구위원)

윤자영(한국노동연구원 · 연구위원)

성재민(한국노동연구원 · 책임연구원)

안선영(한국청소년정책연구원 · 부연구위원)

 국무총리산하국책연구기관
한국청소년정책연구원


한국노동연구원

경제·인문사회연구회 협동연구총서

“청년기에서 성인기로의 이행과정 연구 I”

1. 협동연구총서 시리즈

협동연구 총서 일련번호	연구보고서명	연구기관
10-34-01	청년기에서 성인기로의 이행과정 연구 I: 총괄보고서	한국청소년정책연구원 호주 멜버른대학교 청년연구소
10-34-02	청년기에서 성인기로의 이행과정 연구 I: 우리나라의 청년기에서 성인기로의 이행 실태	한국노동연구원 한국청소년정책연구원

2. 참여연구진

	연구기관	연구책임자	참여연구진
주관 연구기관	한국청소년정책연구원	안선영 부연구위원 (총괄책임자)	
협력 연구기관	한국노동연구원	이병희 선임연구위원	장지연 선임연구위원 윤자영 연구위원 성재민 책임연구위원
	호주 멜버른대학교 청년연구소	Hernan Cuervo 연구원	Johanna Wyn 교수

연구 요약

1. 연구의 배경과 목적

- 최근 성인기로의 이행 지체와 불안정성에 대한 우려가 증대하고 있다. 정규교육단계에서의 집중적인 투자를 거쳐 안정적인 일자리를 획득하여, 결혼 및 출산, 부모로부터의 독립에 이르는 단선적인 경로는 최근 다양화되고 있을 뿐만 아니라 불확실성과 위험에 노출되고 있기 때문이다. 고학력화에 따른 노동시장으로의 이행의 지체, 노동시장의 불안정에 따른 청년 노동력의 유희화, 개인주의화에도 불구하고 부모에의 경제적 종속의 지속, 결혼의 지연과 저출산 등이 그 현상이라고 할 수 있다. 본 연구는 청년기에서 성인기로의 이행과정 실태에 대한 종합적인 실증 연구에 기초하여 생애주기 관점(life course perspective)에서 원활한 이행을 지원할 수 있는 방안을 모색하고자 하였다.

2. 연구내용

- 성인기 이행경로의 유형화
- 학교-노동시장 이행과정 분석
- 결혼과 출산 이행과정 분석
- 분가의 패턴과 결정요인 분석

3. 연구결과

- 60년대 초반 코호트에 비해 최근의 젊은 코호트로 올수록 대학진학률의 현격한 증가, 혼인 및 출산의 지연, 첫 일자리 취업시기의 지체 추세를

확인하였다.

- 성인기 이행과정에서 생애사건이 발생하는 시점이 변화해 온 것이 뚜렷한데 비하여, 생애사건 순서는 코호트 간 차이가 명확하게 드러나지는 않는 것으로 보인다.
- 청년층 고용률은 2009년 40.5%를 기록하여 1980년 이후 가장 낮은 수준을 기록하고 있다. 특히 2000년대 중반 이후 청년층의 고용률은 가파르게 하락하였다.
- 2000년대 중반 이후 청년 실업률이 하락하고 있음에도 불구하고 취업자가 감소하고 비경제활동인구가 증가한 것은 적극적인 구직활동을 포기한 취업애로층이 증가하였기 때문이다. 비재학 취업애로층은 2009년에 17.2%에 이르며, 2000년대 중후반에 지속적으로 증가하고 있다. 대졸 이상의 고학력자는 주로 취업준비 비경황의 비중이 높으며, 고졸 이하의 저학력자는 주로 실업자와 유휴 비경황 상태에 있는 비중이 높다.
- 우리나라 청년들의 학교 졸업 이후 첫 직장까지 이행 기간은 OECD 국가에 비해 길지 않은 것으로 나타난다. 반면 청년층의 고용률은 크게 낮으며, 저임금 고용 비중은 가장 높은 것으로 나타난다. 특히 저임금 고용 발생비는 지난 10년간 OECD 평균이 하락한 데 비해 우리나라는 변함없이 최고 수준을 유지하고 있어, 좋은 일자리로의 진입이 매우 어렵다는 것을 보여준다.
- 첫 일자리를 획득하기까지의 소요기간이 길다고 해서 첫 일자리의 질이나 매칭의 질이 높아지는 것은 아니지만, 장기적으로 이후의 임금에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 이후의 임금에 직접적인 영향을 미치는 것은 첫 일자리의 질, 직장경험횟수, 비정규직 경력 비중인 것으로 나타난다.
- 교육기회의 확대와 근대적 가치관의 내면화는 남녀의 초혼 이행을 지연시키고 있다. 남녀 모두 학력수준이 높을수록 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았고, 1970년대 이후 출생자도 그 이전에 출생한 사람에 비해 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았다.

- 최근의 사회경제적 불확실성과 노동시장 불안정화가 초혼 형성에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.
- 연령과 코호트 등의 인구학적 변수와 교육 수준은 출산 이행에서도 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. 결혼 이행에서 나타난 결과와 마찬가지로, 대학이상의 고학력자는 그렇지 않은 여성에 비해 연령이 경과할수록 출산 해저드가 훨씬 가파르게 상승했다. 이러한 결과는 남성도 마찬가지였다. 즉 고학력자는 출산을 미루는 경향은 있어도 저학력자에 비해 나이가 들어도 출산할 가능성이 훨씬 높았다.
- 최근의 저출산 현상이 노동시장 불안정성에 상당 부분 기인하고 있는 것으로 나타났다.
- 우리나라 분가의 패턴은 결혼 전에는 부모와 같이 사는 경우가 많은 남유럽형이나 유교문화권에 가깝지만, 결혼 후에는 부모와 같이 살지 않는 형태로 변화하여 결혼 후에도 부모와 같이 사는 비율이 높은 남유럽형과의 동질성은 존재하지 않는 것으로 보인다.
- 분가율은 전반적으로 1990년대 전반 이후 감소해 왔다. 주로 결혼 시기가 늦어지면서 결혼 분가가 줄어들어 발생한 현상이다.
- 취업 후 분가가 아직 일반적인 현상은 아니지만, 실증분석 결과 취업이 분가에서 중요한 것으로 나타났다. 취업 자체가 분가에 직접적인 영향을 주기도 하지만, 남성의 경우 취업을 해야 결혼을 하고, 그 다음 단계로 분가를 하기 때문에 간접적인 경로로 분가에 영향을 주기도 한다.

4. 정책제언

- 펜잡은 일자리(decent job)의 창출에 주력할 필요가 있다. 민간 기업의 적극적인 일자리 창출을 촉진하기 위해서 일자리 창출 실적을 공시하는 방안을 검토할 필요가 있다. 또한 구인과 구직의 불일치(mismatch)가 구조적으로 재생산하는 노동시장의 양극화를 해소하기 위하여 중소기업의 혁신역량을 강화하는 한편으로 대·중소기업의 상생협력을 촉진시켜

나가야 한다.

- 교육과 노동시장간 괴리에 따른 제도적인 장애는 시급히 개선되어야 한다. 교육과정 개편을 위해 교원임용 및 평가제도 개선, 특성화 학과 선정·운영, 현장실습 학점제 실시 등 산학협력에 필요한 요인들을 시스템적으로 개선하는 노력이 필요하다. 또한 대학취업역량 인증제를 도입하여 대학의 취업 책임을 강화할 필요가 있다. 매년 20명을 상회하는 졸업생을 배출하고 있음에도 고등직업교육기관으로서의 위상을 확립하고 있지 못한 전문대 교육에 대해 혁신적인 개선이 필요하다.
- 적극적 노동시장정책의 효과적인 수행을 위해 직업훈련, 직장체험 등 개별적인 프로그램을 심층상담에 기초하여 개인의 능력과 특성에 맞는 통합적인 서비스를 제공하고, 취업지원인프라를 확충하는데 역점을 기울여야 한다.
- 여성의 현재 노동시장참여 상태가 결혼과 출산 이행을 방해하는 것이 아닌 도움이 되는 것으로 기능할 수 있도록 일·가정 양립의 제도적 지원이 필요하다. 일과 가족의 양립을 가능하게 하기 위한 정책으로 돌봄노동의 사회화와 가족친화적 근로환경을 조성할 것이 요구된다.

목 차

I. 머리말	3
1. 연구의 목적	3
2. 연구의 구성	6
II. 성인기 이행 유형	11
1. 들어가는 말	11
2. 전형적인 이행과정: 기초통계	13
3. 성인기이행의 유형	18
4. 요약 및 시사점	25
III. 학교에서 노동시장으로의 이행 실태	29
1. 머리말	29
2. 청년층 노동시장의 실태와 문제점	31
3. 학교-노동시장 이행 실태의 국제비교	45
4. 학교-노동시장 이행과정의 노동시장 성과	57
5. 요약 및 시사점	69
IV. 결혼과 출산을 통한 가족 형성	75
1. 결혼 이행	76
2. 출산 이행	111
3. 요약 및 시사점	134
V. 성인기 이행과 분가 결정	141
1. 성인기 이행에서 분가결정요인에 대한 이론과 실증 연구	141

2. 다른 나라와의 비교 관점에서 본 우리나라 분가의 특징	145
3. 우리나라 성인기 이행 과정에서 분가의 위치	155
4. 우리나라 분가의 결정요인 분석 - KLIPS를 이용한 분석	188
5. 요약 및 시사점	203
VI. 결론 : 성인기 이행 지원정책	207
1. 주요 연구결과와 정책적 시사점	207
2. 학교-노동시장 이행 지원정책	215
3. 일-가족 양립 지원정책	222
참고문헌	229

표 목차

<표 II-1> 성·출생코호트별 진학 및 군복무	14
<표 II-2> 성·출생코호트별 혼인 및 출산	16
<표 II-3> 성·출생코호트별 첫 일자리	17
<표 II-4> 코호트별 생애사건 구성요인: 상위 5개 유형: 남성	21
<표 II-5> 코호트별 생애사건 구성요인: 상위 5개 유형: 여성	22
<표 II-6> 코호트별 생애사건 순서: 상위 10개 유형: 남성	23
<표 II-7> 코호트별 생애사건 순서: 상위 5개 유형: 여성	24
<표 III-1> 청년층 주요 고용지표 추이	32
<표 III-2> 청년층 취업자 감소의 요인분해	35
<표 III-3> 청년 실업률 추이	36
<표 III-4> 학교를 마친 청년 취업애로층의 노동이동	37
<표 III-5> 청년 취업애로층의 구성 (전체)	39
<표 III-6> 학교를 마친 청년의 최종학력별 취업애로층의 추이	40
<표 III-7> 학교를 마친 청년층의 학력별 취업애로층 구성의 추이 ...	42
<표 III-8> 청년 취업준비·유휴 비경제활동인구의 6개월간 이동 (2006)	44
<표 III-9> 학교-노동시장 이행기간의 국제비교(2006)	50
<표 III-10> 청년 노동공급 특성의 국제비교	52
<표 III-11> 청년 노동시장 상황의 국제비교	54
<표 III-12> 청년 일자리 질의 국제비교	56
<표 III-13> 표본의 구성	59
<표 III-14> 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 진입과정 자료의 기초 통계	60
<표 III-15> 첫 일자리로의 이행기간이 첫 일자리 매칭의 질에 미치는 영향(한계효과)	62

<표 III-16> 첫 일자리로의 이행기간이 첫 일자리 질에 미치는 영향(한계효과)	63
<표 III-17> 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 정착과정 자료의 기초 통계	65
<표 III-18> 노동시장 이행경험이 최근 일자리 임금에 미치는 영향 (OLS)	67
<표 III-19> 노동시장 이행경험이 일자리 임금에 미치는 영향 (확률효과모형)	68
<표 IV-1> 미혼율 추이	78
<표 IV-2> 성별 평균 초혼연령	79
<표 IV-3> 조결혼율의 1970~2007 변화 국제 비교	80
<표 IV-4> 2003년 초혼 연령의 국제 비교	82
<표 IV-5> 미혼의 결혼에 대한 견해	83
<표 IV-6> 동거에 대한 견해	84
<표 IV-7> 미혼남녀의 아직까지 결혼 하지 않은 이유	85
<표 IV-8> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-교육과 결혼	101
<표 IV-9> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-노동시장이력과 결혼	102
<표 IV-10> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-교육과 결혼	108
<표 IV-11> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-노동시장이력과 결혼	109
<표 IV-12> 합계출산율, 조혼인율과 조이혼율	112
<표 IV-13> 연령별 유배우 출산율: 1981~2005년도	113
<표 IV-14> 미혼남녀(20~44세)의 자녀출산 의향	113
<표 IV-15> 자녀출산을 희망하지 않는 이유	114
<표 IV-16> 출산 가치관	115
<표 IV-17> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-교육과 출산	126
<표 IV-18> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-노동시장이력과 출산	

.....	127
<표 IV-19> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-교육과 출산	132
<표 IV-20> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-노동시장이력과 출산	133
<표 V-1> 연령별 부모와의 동거 비중	147
<표 V-2> 남성의 연령별 부모와의 동거 비중	150
<표 V-3> 여성의 연령별 부모와의 동거 비중	151
<표 V-4> 결혼 전 연령별, 성별 부모와의 동거 비중	153
<표 V-5> 결혼 후 연령별, 성별 부모와의 동거 비중	154
<표 V-6> 인구주택총조사에 나타난 우리나라 15~34세의 부모와의 분가 비중 추이	156
<표 V-7> 인구주택총조사에 나타난 우리나라 15~34세 남성의 부모 와의 분가 비중 추이	157
<표 V-8> 인구주택총조사에 나타난 우리나라 15~34세 여성의 부모 와의 분가 비중 추이	157
<표 V-9> 15~34세 남성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이	159
<표 V-10> 20~24세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이	160
<표 V-11> 25~29세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이	160
<표 V-12> 30~34세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이	161
<표 V-13> 15~34세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이	162
<표 V-14> 20~24세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이	163
<표 V-15> 25~29세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이	163
<표 V-16> 30~34세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이	164
<표 V-17> 20~34세 학력별 부모와 분가 비중 추이	166
<표 V-18> 20~34세 남성 학력별 부모와 분가 비중 추이	167

<표 V-19> 25~29세 남성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이	168
<표 V-20> 30~34세 남성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이	169
<표 V-21> 20~34세 여성 학력별 부모와 분가 비중 추이	170
<표 V-22> 25~29세 여성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이	171
<표 V-23> 30~34세 여성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이	172
<표 V-24> 연도별 자료를 이용한 분가결정요인 분석(15~34세)	193
<표 V-25> 2005~2008년 묶음 자료(pooled data)를 이용한 분가결정요인 분석(15~34세)	197
<표 V-26> 2005~2008년 묶음 자료(pooled data)를 이용한 분가결정요인 분석-연령별	199
<표 V-27> 연령집단별 분가 건수	200
<표 V-28> 분석모형을 변화시킬 때 결과차이	202
<표 VI-1> 2003년 이후 청년 종합대책 현황	216
<표 VI-2> 연령계층별 임금계층 변동	218
<표 VI-3> 정책 유형별 청년 고용대책 현황	221

그림 목차

[그림 I-1] 다양한 이행경로에 대응한 사회보장 및 사회정책의 역할	5
[그림 III-1] 청년층 실업률과 고용률 추이	33
[그림 III-2] 청년 인구, 취업자수, 고용률 추이	34
[그림 III-3] 학교를 마친 청년층의 취업애로층 구성과 추이	40
[그림 III-4] 학교를 마친 청년의 취업애로층 비중과 구성 (2009년)	41
[그림 III-5] 취업준비 및 휴학 비경제활동인구의 6개월간 이동 (2006)	43
[그림 III-6] 연령별 활동 상태(2009)	46
[그림 III-7] 청년층 연령별 활동상태의 국제비교(2006)	48
[그림 IV-2] 결혼 이행 생존 함수 Kaplan-Meier survival estimates)	93
[그림 IV-3] 남성 결혼 이행 생존 함수(Kaplan-Meier survival estimates)	94
[그림 IV-4] 여성 결혼 이행 생존 함수(Kaplan-Meier survival estimates)	95
[그림 IV-5] 결혼 이행 생존 함수(Smoothed hazard estimates)	96
[그림 IV-6] 여성 결혼 이행 생존 함수(Smoothed hazard estimates)	97
[그림 IV-7] 남성 결혼 이행 생존 함수(Smoothed hazard estimates)	97
[그림 IV-8] 출산 이행 생존 함수(Kaplan-Meier survival estimates)	121
[그림 IV-9] 여성 출산 이행 생존 함수(Kaplan-Meier survival	

estimates)	122
[그림 IV-10] 남성 출산 이행 생존 함수(Kaplan-Meier survival estimates)	122
[그림 IV-11] 출산 이행 생존 함수(smoothed hazard estimates)	
.....	123
[그림 IV-12] 여성 출산 이행 생존 함수(smoothed hazard estimates)	124
[그림 IV-13] 남성 출산 이행 생존 함수(smoothed hazard estimates)	124
[그림 V-1] 15~34세 성별 분가율 추이(1985~2008년)	174
[그림 V-2] 15~34세 취업 및 분가여부별 비중 추이(1985~2008년)	175
[그림 V-3] 15~34세 취업여부별 분가율 비중 추이(1985~2008년)	176
[그림 V-4] 15~34세 성별 취업 및 분가여부별 비중 추이 (1985~2008년)	176
[그림 V-5] 15~34세 취업여부별 분가율 추이(1985~2008년)	178
[그림 V-6] 15~34세 혼인여부별 취업여부별 분가율 추이 (1985~2008년)	179
[그림 V-7] 15~34세 남성의 혼인여부별 취업여부별 분가율 추이 (1985~2008년)	180
[그림 V-8] 15~34세 여성의 혼인여부별 취업여부별 분가율 추이 (1985~2008년)	181
[그림 V-9] 20~24세 남성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%) 추이(1985~2008년)	182
[그림 V-10] 20~24세 여성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%) 추이(1985~2008년)	183
[그림 V-11] 25~29세 남성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%)	

추이(1985~2008년)	184
[그림 V-12] 25~29세 여성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%)	
추이(1985~2008년)	185
[그림 V-13] 30~34세 남성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%)	
추이(1985~2008년)	186
[그림 V-14] 30~34세 여성의 혼인여부별 취업여부별 분가율 추이	
(1985~2008년)	186

I. 머리말

1. 연구의 목적
2. 연구의 구성

I. 머리말

1. 연구의 목적

학교교육을 마치고 노동시장에 신규 진입하는 청년층은 경제적·사회적인 독립을 모색하는 계층이다. 학교교육 종료 이후 평생 일자리(career job) 탐색, 결혼 및 출산을 통한 가족 형성, 부모로부터의 분가 등은 성인으로의 이행하는 과정에서 경험하게 되는 주요한 사건이라고 할 수 있다.

청년기에서 성인기로의 원활한 이행과정은 사회 안정과 경제 발전의 토대이다. 학교에서 노동시장으로의 이행의 지체와 불안정성(churning)에 따른 청년 실업 문제는 노동력의 유희화뿐만 아니라 장기적으로도 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 또한 출산을 저하는 인구구조의 급속한 고령화와 맞물려 향후 노동력 부족에 따른 경제적 성장 기반 훼손과 부양 부담의 가중을 초래할 우려가 있다.

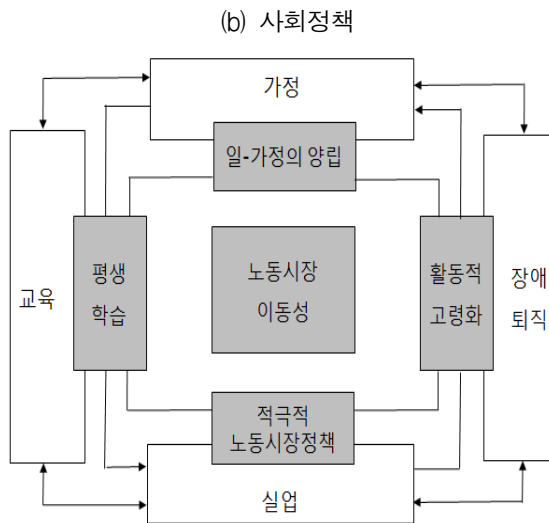
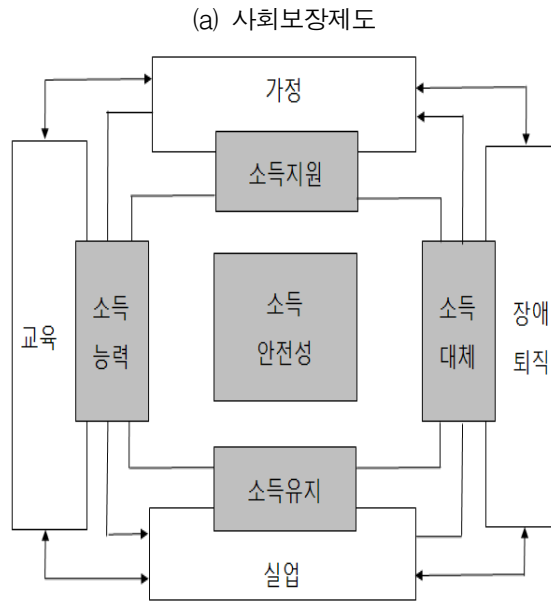
최근 성인기로의 이행 지체와 불안정성에 대한 우려가 증대하고 있다. 정규교육단계에서의 집중적인 투자를 거쳐 안정적인 일자리를 획득하여, 결혼 및 출산, 분가 등의 단선적인 경로는 최근 다양화되고 있을 뿐만 아니라 불확실성과 위험에 노출되고 있기 때문이다. 고학력화에 따른 노동시장으로의 이행의 지체, 노동시장의 불안정에 따른 청년 노동력의 유희화, 개인주의화에도 불구하고 부모에의 경제적 종속의 지속, 결혼의 지연과 저출산 등이 그 현상이라고 할 수 있다.

이러한 이행경로의 다양화와 불확실성에 주목하여 이행노동시장이론(transitional labor market theory)은 위험을 최소화하고 이행이 이득을 볼 수 있도록(make transitions pay) 유럽의 고용전략과 사회보장제도를 혁신하는 방향으로 사회정책의 재구성을 제안하는 데까지 나아가고 있다. 이행노동시장이론은 교육(education)→노동(work)→은퇴(inactivity)로 표현되는 남성 부양자 모델의 전형적인 이행경로가 글로벌화와 기술혁신이라는 경제적 요인, 노동시장 유연성 확대, 저출산과 고령화 등의 인구학적 변

동, 개인적 욕구의 다양화 · 여성의 경제 참여 확대 · 가족의 역할 변화 등의 문화적 요인에 따라 생애에 걸쳐 이행경로가 다양화되고, 불확실성과 위험에 노출되어 있다는 점에 주목하고 있다.

생애에 걸친 이행은 크게 다섯 가지 유형으로 구분(Schmid, 1998)되는데, Nicaise(2007)는 이러한 이행에 대응한 사회보장 및 사회정책의 역할을 다음과 같이 제시하고 있다. 첫째, 교육 · 훈련과 고용간의 이행과정에서 소득능력의 유지 · 제고와 평생학습(school-to-work transition, work-to-school transition)의 활성화가 요구된다. 둘째, 단시간 근로와 전일제 근로, 임금노동과 자영업 등과 같이 노동시장 내에서 다양한 고용형태간의 이행이 이루어지고 있다. 소득 안전성을 확립하여 비자발적인 고용단절과 이에 따른 하향 이동을 막고 노동시장 이동성을 촉진할 필요가 있다. 셋째, 생애주기에 있어 자녀나 다른 가족을 돌보는 일과 같이 가족과 사회적 의무로 인하여 소득능력이 감소되는 시기에 소득지원 제공과 일 · 가정양립을 촉진할 필요가 있다. 넷째, 고용과 실업 간의 이행기간 동안 소득유지가 보장되어야 한다. 또한 재취업을 촉진하기 위하여 적극적 노동시장정책이 강화되어야 한다. 다섯째, 장애가 발생하거나 퇴직하는 경우에는 소득대체가 제공되어야 하며, 인구고령화에 따른 연금 위기에 대응하여 활동적 고령화를 지향하여야 한다.

이행노동시장이론은 자발적인 선택에 의한 이행을 촉진하고, 비자발적인 이행에 따른 위험을 사회적으로 관리(social risk management)함으로써 유연하고 안전한 사회를 지향한다. 또한 유연안전성 전략과도 밀접한 관련을 가지는데, 이행노동시장이론은 안전성 기반하에 유연성(flexibility in security)을 추구하는 전략이라고 할 수 있다.



자료 : Schmid, Günter(1998); Nicaise, Ides(2007), (이병희(2010)에서 재인용)

[그림 I -1] 다양한 이행경로에 대응한 사회보장 및 사회정책의 역할

본 연구는 청년층이 경험하는 이행에 한정하여 종합적인 실증 연구에 기초하여 생애주기 관점(life course perspective)에서 원활한 이행을 지원할 수 있는 방안을 제시하고자 한다. 학교로부터 노동시장으로의 이행과정이나 출산을 저하 등에 대한 개별적인 연구가 진행되어 왔지만, 청년층이 경험하는 다양한 이행과정에 대한 종합적인 연구는 미비한 것이 사실이다.

2. 연구의 구성

본 연구는 성인기 이행 연구를 유형화하고, 학교-노동시장 이행과정, 결혼과 출산을 통한 가족형성, 분가 결정 등의 주요한 이행 사건별로 그 결정 요인과 불확실성과 위험을 최소화할 수 있는 방안을 모색하고자 한다.

우선 II장에서는 성인기 이행과정을 통합적으로 이행하기 위하여 이행경로의 유형화를 시도한다. 「한국노동패널」 자료(1~11차년도)를 사용하여, 성인기 이행과정의 다양성을 사건계열분석(Event Sequence Analysis)을 통하여 이행과정을 유형화하는 분석을 수행한다. 이 때 이행과정을 정의하는 주요 생애사건으로는 ① 상급학교 진학과 졸업 ② 군복무 ③ 취업 ④ 결혼 ⑤ 출산에 주목할 것이다. 또한 각 이행 유형을 따르게 되는 개인 및 환경의 특성을 밝힐 것이다. 특히 성별과 출생코호트별로 이행 유형을 분석한 결과는 어떤 서로 다른 이행 경험을 하는지를 보여 줌으로써 사회변동의 방향과 흐름을 이해하는 자료가 될 것이다.

III장은 청년층의 고용 위험에 주안을 두어 동태적인 관점에서 학교-노동시장 이행과정을 실증적으로 규명하고자 한다. 우선 청년층의 낮은 고용률과 높은 유희화율로 표현되는 청년층의 고용 위험은 실업자뿐만 아니라 취업을 준비하거나 유희화되어 있는 비경제활동인구로 취업예로층을 확장시켜 이해할 필요가 있음을 지적할 것이다. 또한 국제비교를 통해 학교-노동시장 이행과정은 첫 일자리 획득에 이르기까지의 노동시장 진입과정을 넘어서서 좋은 일자리 진입의 어려움 등을 고려한 정착과정을 포괄해야 함을 지적

한다. 이는 청년층의 노동시장 진입과정과 정착과정의 경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 분석을 통해서도 확인할 수 있을 것이다.

IV장은 결혼과 출산을 통한 가족 형성을 다룬다. 만혼, 결혼 기피 및 출산 기피, 출산 지연 등의 최근 양상의 문제점을 결혼과 출산 추이를 통해 지적한다. 이어서 결혼과 출산 이행에서 남녀의 노동시장이력의 영향에 초점을 맞추어 「한국노동패널」 자료를 사용하여 생존 분석을 수행한다. 특히 결혼과 출산 결정에서 노동시장참여 이력의 효과가 어떻게 변화했는지를 출생코호트별로 분석한다.

V장은 성인기 이행에서 부모로부터의 분가 과정을 살펴본다. 국제사회조사 프로그램(International Social Survey Programme) 자료를 이용하여 국제비교를 통해 우리나라 분가 패턴의 차이를 제시하고 그 주된 원인을 추론한다. 이어서 우리나라 분가의 결정 요인을 실증적으로 분석한다. 부모의 사회경제적 특성, 부모의 혼인 상태, 자녀의 일자리 획득과 결혼, 가족의 구조, 부모와 자녀간의 경제적 의존관계 등이 분가 결정에 어떤 영향을 미치는지를 확인할 수 있을 것이다.

마지막으로 VI장에서는 이상의 실증적인 연구 결과를 요약하고 성인기로의 이행에서 발생하는 불확실성과 위험을 줄이는 정책을 모색한다. 학교-노동시장 이행 지원정책과 일-가족 양립 지원정책에 대한 비판적인 개선방안을 제시한다.

Ⅱ. 성인기 이행 유형

1. 들어가는 말
2. 전형적인 이행과정: 기초통계
3. 성인기 이행의 유형
4. 요약 및 시사점

II. 성인기 이행 유형

1. 들어가는 말

은희경은 『마이너리그』라는 성장소설에서 1958년생 남자 네 명이 고등학교 시절부터 대학에 진학하고 군에 입대하였다가 취업하고 결혼하고 아이아빠가 되면서 겪는 일들을 그리고 있다. 청소년이 성인기로 이행하는 과정을 나와 바로 옆 친구에게서 일어나는 일처럼 생생하게 바라보게 한다. 주인공들이 크게 성공한 특이한 인물은 아니라는 점에서 작가는 마이너리그라는 제목을 붙였겠으나, 사실 이들을 그 시대의 비주류라고 불러야할지는 조금 망설여진다. 당시의 대학진학률은 남자만 따로 보더라도 35% 내외였다. 대학을 졸업하였다는 사실 만으로도 일정하게 기회를 누린 사람들인 것이다. 진정 평균적인 사람들은 이런 모습은 아닐 수 있다.

청년이 성인이 되어가는 과정에서 겪는 주요 사건들은 개인별로 무척 다양하다. 소설이라면 그 어떤 사례를 가지고라도 이야기를 할 수 있을 것이다. 아주 특별한 경험을 하는 사람을 주인공으로 삼았다고 해서 무엇이 문제가 되겠는가? 그러나 사회과학은 일반화를 추구한다. 이 과정에서 개인이 경험한 특별한 사건들은 깎이고 접혀서 어딘가에 깊숙이 묻히게 된다. 이장에서 우리는 청년이 성인기로 이행하는 과정을 극도로 단순화하여 묘사해보고자 한다. 어떤 사건들이 서로 긴밀하게 연관되는지, 왜 이런 일이 일어나는지 등과 같은 질문은 다음에 이어지는 장들에서 하나씩 짚어보기로 하고, 여기서는 우선 전체의 큰 그림을 어떤 ‘인상’ 같은 것으로 파악해 보려는 것이다.

성인기 이행과정으로 다루려는 사건은 ① 학교와 관련된 사건, 즉 입학과 졸업, ② 군복무, ③ 첫 번째 취업, ④ 혼인의 네 가지 이다. 이 사건들을 조합하여 이행기의 특성을 이해하는 가장 간단한 방식은 평균을 계산하는 것이다. 고등학교를 졸업하는 연령, 대학에 진학하는 사람들의 비율, 이들의

졸업연령 등을 계산하면, 마치 한 사람의 생애인 것처럼 새롭게 구성된 하나의 이행모델이 나온다. 그러나 평균을 나열하여 만든 모델은 지나치게 단순하여 우리의 흥미를 끌지는 못 한다. 여기서 한 발자국 나아가자면, 이행기의 특성을 유형화하여 몇 가지의 모델을 만들어내는 것이 될 것이다. 현실에 한 발 더 다가가면서, 그러면서도 여전히 단순화하여 모형의 형태로 청년의 성인기 이행의 실태를 이해하고자 하는 것이다.

특별히 이 장에서는 이행기의 특성을 가시화함에 있어서 성별과 코호트를 중요한 도구로 삼고자 한다. 일반적으로 ‘코호트란 동일한 시간구간동안 특정한 경험을 공유하는 사람들’ 이라는 뜻으로, 우리말로 굳이 번역하자면 ‘동기’ 라고 할 수 있다. 따라서 특정년도에 함께 대학에 진학한 대학진학 코호트나 특정 기간 중에 결혼한 결혼코호트 등 다양한 코호트가 가능하지만, 우리가 흔히 간단하게 코호트라고 할 때에는 출생코호트를 가리킨다. 즉, 특정한 시기에 태어난 사람들을 집단적으로 일컫는다. 특정 코호트에 속한 사람들은 사회적 역사적 사건들을 함께 경험하며 특정 시기에 그 사회가 제공하는 기회와 제약을 공유한다. 때로는 코호트의 규모 자체가 이러한 기회와 제약에 영향을 미치기도 한다(Alwin & McCammon, 2003).

사회변동에 관한 대표적인 이론 중 하나는 ‘코호트의 대체(replacement, 또는 승계 succession)’ 에 의해 사회가 점진적으로 변동한다고 본다(Alwin & McCammon, 2003). 이 이론의 주요 가정은 (1) 청년기는 자신이 속한 사회환경으로부터 커다란 영향을 받는 시기로 ‘사회화’의 과정이 진행된다, (2) 개인은 청년기까지 가치관과 태도를 형성하는데, 이후 성인기에도 이 때 형성된 가치관과 태도는 비교적 유지된다, (3) 같은 코호트에 속한 사람은 역사적 사회적 경험을 공유하기 때문에 이것이 그 코호트에 독특한 가치체계를 형성하게 만들 수 있다, (4) 이상과 같은 과정이 반복되면서 사회는 점차 변화해 간다. 따라서 코호트별로 어떤 서로 다른 경험을 하는지를 아는 것은 사회변동의 방향과 흐름을 이해하는 것이 된다.

이 장에서는 아래와 같은 코호트 구분을 사용하였다. 괄호 안은 2010년

1월 1일 기준 연령이다.

1985~1989년생 (21~25세)
1980~1984년생 (26~30세)
1975~1979년생 (31~35세)
1970~1974년생 (36~40세)
1965~1969년생 (41~45세)
1960~1964년생 (46~50세)

이 장에서는 출생코호트별로 설정한 범주를 이용하여 청년의 성인기로의 이행 과정을 대략적으로 살펴보고, 사건계열분석(Event Sequence Analysis)을 통하여 이행과정을 유형화하는 분석을 수행한다. 이행과정을 정의하는 주요 생애사건으로는 ① 상급학교 진학과 졸업 ② 군복무 ③ 취업 ④ 결혼 ⑤ 출산에 주목한다. 데이터는 한국노동패널자료(1~11차년도)를 사용하였다.

2. 전형적인 이행과정: 기초통계

고등학교를 졸업하는 사람의 비율은 이제 따로 따질 필요가 없을 만큼 거의 대부분의 사람들이 고등학교를 졸업한다<표 II-1>. 주목할 만한 변화는 대학에 진학하는 사람의 비율에서 나타난다. 60년대 초반 코호트의 경우 남성은 38.4%, 여성은 17.8%만이 대학에 진학했으나, 80년대 후반 코호트의 대학 진학률은 남녀 모두 80%를 넘어섰다. 남성의 경우 대학을 졸업하기 전에 군복무를 먼저 마치는 경우가 많다. 입대연령은 대체로 20세이고 복무기간은 28.4개월에서 25.6개월로 점차 줄어드는 추세이다.

<표 II-1> 성·출생코호트별 진학 및 군복무

남성								
		85~89년생	80~84년생	85~79년생	70~74년생	65~69년생	60~64년생	전체
고등학교	졸업자%	97.7	96.2	96.3	93.8	89.6	79.5	91.7
대학교	진학자%	82.8	78.0	72.0	62.4	48.3	38.4	61.5
	졸업연령	20.7	23.3	24.1	24.1	24.8	23.7	24.1
대학원 (석사)	진학자%	0.4	3.0	8.3	8.5	6.1	4.9	5.8
	졸업연령	.	24.7	27.6	27.7	30.6	35.1	29.5
대학원 (박사)	진학자%	0.0	0.4	1.4	2.0	1.4	0.9	1.2
	졸업연령	.	.	29.5	32.3	32.4	38.3	33.3
군복무	복무자%	31.0	88.4	87.5	81.3	80.6	75.5	78.2
	복무기간	24.2	25.6	26.9	26.2	27.2	28.4	26.7
	입대연령	19.8	20.5	20.5	20.9	20.8	21.1	20.7
여성								
		85~89년생	80~84년생	85~79년생	70~74년생	65~69년생	60~64년생	전체
고등학교	졸업자%	95.9	96.7	99.0	96.4	86.0	66.5	89.9
대학교	진학자%	81.1	74.1	68.8	51.9	31.9	17.8	52.4
	졸업연령	20.1	21.6	21.6	22.3	22.2	22.6	21.8
대학원 (석사)	진학자%	0.8	4.4	5.4	3.7	2.6	1.4	3.2
	졸업연령	.	24.6	27.0	28.4	33.9	38.2	28.9
대학원 (박사)	진학자%	0.0	0.0	0.3	0.2	0.4	0.4	0.2
	졸업연령	.	.	.	.	39.0	44.0	41.5

비혼자가 늘어나고 혼인연령도 높아지고 있다는 사실은 알려진 바이다. <표 II-2>에서 혼인연령이나 출산연령이 높아지는 현상이 뚜렷하지는 않은데, 이는 11차년도 조사시점인 2008년까지 특정한 생애사건을 경험한 사

람들만을 가지고 평균연령을 계산했기 때문에 나타나는 현상이다. 즉, 60~64 코호트의 경우 40세에 결혼한 사람이 있으면 그 사람이 계산에 포함되어 평균 초혼연령을 높이게 되는 것이다. 한편 어린 코호트 일수록 이미 결혼한 사람은 일찍 결혼한 사람이므로 이들만을 가지고 평균연령을 계산하면 평균 초혼연령이 낮게 나타나게 된다. 따라서 평균 혼인 연령이나 출산연령에서 얻는 정보의 시사점은 크지 않다.

대신 25세까지 혼인한 사람의 비율이나 30세까지 혼인한 사람의 비율을 살펴보는 것이 더 유의미하다. 여성의 경우 60~64년 코호트의 경우 25세까지 혼인하는 사람은 60%이며 30세까지는 91.5%이므로, 30세까지는 거의 대부분 결혼을 한다고 볼 수 있다. 그러나 70년대 후반 코호트만 해도 25세까지 혼인하는 사람은 30%도 안 되고 30세까지 혼인하는 사람도 69.9%까지 줄어들었다. 남성도 마찬가지로 60년대 초반 코호트는 30세까지 72%가 혼인하였으나, 최근 코호트는 43%만이 30세까지 혼인하며 25세까지 혼인하는 사람은 8.6%에 불과하다.

출산연령도 비슷한 추이를 보인다. 60년대 초반 코호트의 여성은 26세 이전에 첫 출산하는 비율이 38.5%, 31세 이전에 첫 출산하는 비율은 80.4%였으나, 70년대 후반 코호트 여성은 57.3%만이 31살이 되기 전에 출산 경험을 갖는다. 26세 이전에 출산하는 여성은 16.5%로 줄어들었다. 마찬가지로 남성의 경우 70년대 후반 코호트에서 31세 이전에 아빠가 되는 사람의 비율은 32.3%에 불과한 것으로 나타났다.

〈표 II-2〉 성·출생코호트별 혼인 및 출산

남성								
		85~89년생	80~84년생	75~79년생	70~74년생	65~69년생	60~64년생	전체
혼인	25세까지 혼인%	-	3.8	8.6	8.3	10.4	19.3	9.3
	30세까지 혼인%	-	-	42.9	51.0	57.3	72.4	43.2
	(혼인경험자) 혼인 연령	-	25.1	27.8	29.1	29.1	28.5	28.6
출산	25세까지 출산%	-	2.0	5.8	3.9	5.7	11.8	5.4
	30세까지 출산%	-	-	32.3	38.2	45.5	59.5	33.5
	(출산경험자) 첫 출산 연령	-	24.9	28.2	30.2	30.3	29.3	29.6
여성								
		85~89년생	80~84년생	75~79년생	70~74년생	65~69년생	60~64년생	전체
혼인	25세까지 혼인%	-	17.2	28.3	35.5	51.3	60.3	34.7
	30세까지 혼인%	-	-	69.9	76.9	85.5	91.5	63.5
	((혼인경험자) 혼인 연령	20.5	24.1	26.0	26.5	25.5	24.9	25.6
출산	25세까지 출산%	-	9.6	16.5	21.1	36.6	38.5	21.9
	30세까지 출산%	-	-	57.3	66.3	77.9	80.4	54.6
	(출산경험자) 첫 출산 연령	20.0	24.5	26.9	27.7	26.7	26.1	26.8

첫 일자리 취업 시기에 관해서도 25세까지 취업한 사람의 비율과 30세까지 취업한 사람의 비율에 주목하는 것이 타당할 것으로 판단된다. 60년대 초반 코호트 남성의 경우 47.3%는 26세가 되기 전에 첫 일자리에 취업하였다.¹⁾ 30세까지는 68.6%가 첫 일자리에 취업하였다. 60년대 후반 코호트는 이보다도 좀 일찍 취업하는 경향이 발견된다. 이때까지는 졸업 후 첫 일자리를 잡기까지의 기간이 늦추어지는 현상이 나타나지 않은 것으로 판단되며, 군복무 기간 단축 등의 이유로 25세, 30세까지 첫 일자리에 취업하는 사람의 비율은 이전 코호트보다 오히려 증가한 것으로 보인다. 그러나 그 이후 70년대 코호트부터는 다시 첫 취업 시기는 늦추어지게 된다. 70년대

1) 재학기간에 취업한 것은 아르바이트 일자리로 간주하여 첫 취업으로 포착하지 않았다. 다만, 졸업을 몇 개월 앞두고 취업하는 경우는 첫 일자리로 간주하였다.

후반 남성 코호트는 25세까지 40%가 취업하며 30세까지는 66.3%만이 취업한 것으로 나타났다.

여성의 경우는 좀 더 복잡한 양상이다. 분석대상 코호트의 여성들이 성인 기로의 이행을 겪던 시기 동안 두 가지 뚜렷한 사회적 변화가 있었는데, 이 두 변화의 흐름은 여성의 첫 일자리 취업 시점에 서로 상반되는 방향으로 영향을 미친다. 첫째는 대학 진학률의 증가이다. 대학에 진학하는 여성들이 늘어나면서, 일단 취업을 하는 사람들의 경우 그 시기는 뒤로 늦추어지는 현상이 초래될 것으로 예상된다. 둘째는 여성 취업률 자체의 증가이다. 이전에는 학교를 졸업하고 취업을 위하여 노동시장에 뛰어들지 않는 여성들이 상당수 있었으나 최근에는 이런 사람들의 비율은 크게 줄어들었다. 이 요인은 25세, 30세까지 취업자의 비율을 높이는 방향으로 작용할 것이다. 여기에 더하여 최근에는 청년층의 취업난이 심화되면서 첫 일자리 취업시기가 늦추어지는 일반적인 현상의 영향을 여성들도 받게 된다. 이러한 변화의 흐름은 서로 상쇄효과가 있을 것으로 짐작되는데, 결과적으로 보자면 25세, 30세까지 취업률은 젊은 코호트에서 더 높게 나타난다.

〈표 II-3〉 성·출생코호트별 첫 일자리

		남성						
		85~89년생	80~84년생	75~79년생	70~74년생	65~69년생	60~64년생	전체
첫 일자리	25세까지 취업%	-	35.6	40.4	43.7	49.0	47.3	40.7
	30세까지 취업%	-	-	66.3	70.4	75.3	68.6	60.7
	(취업경험자) 첫 취업 연령	20.2	22.8	24.4	24.8	24.4	24.8	24.4
	(취업경험자) 일자리 유지기간	7.5	15.2	29.5	49.0	66.6	89.0	50.6
		여성						
		85~89년생	80~84년생	75~79년생	70~74년생	65~69년생	60~64년생	전체
첫 일자리	25세까지 취업%	-	54.9	58.9	63.0	59.8	47.3	52.9
	30세까지 취업%	-	-	65.1	69.0	67.4	54.9	58.0
	(취업경험자) 첫 취업 연령	19.9	21.5	21.7	21.7	22.8	25.3	22.6
	(취업경험자) 일자리 유지기간	10.5	21.1	33.6	46.0	53.2	62.0	42.0

3. 성인기이행의 유형

1) 분석방법: 사건계열분석(Event Sequence Analysis)

패널자료나 시계열자료를 수집하였을 때, 횡단면 자료로는 수행할 수 없는 몇 가지 추가적인 분석기법을 적용함으로써 분석의 지평을 넓힐 수 있다. 우선 무엇보다도 변수로 측정하지 못한 표본의 이질성을 통제하는 분석이 가능해진다. 시간의 흐름에 따른 특정 사건의 발생(또는 상태의 전환)가능성을 순간확률로 분석할 수도 있다. 그리고 마지막으로 본 분석에서 시도하는 기법인 사건계열분석을 통하여 장기간에 걸쳐 일어난 사건들의 배열 순서를 비교할 수 있다.

사건계열분석이 이전의 다른 분석방법과 구분되는 가장 큰 특징은 데이터를 각 시점에서의 상태로 구분하지 않고 각 데이터 계열을 하나의 단위로 취급한다는 점이다(Macindoe & Abbott, 2004). 사건사분석(Event History Analysis)이나 시계열분석(Time-Series Analysis)에서는 시계열 상의 각 시점에서 표본이 어떤 상태에 있는지를 분석하는데, 각각의 상태가 결정되는 것은 확률적인(stochastic) 과정에 따르는 것으로 간주한다. 이에 비하여, 사건계열분석에서는 여러 시점에서 관찰되는 사건의 연쇄를 하나의 단위로 보고 그 발생 순서를 고려하면서 총체적으로 파악한다.

사건계열분석이 갖는 주요 특징은 다음과 같이 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 사건계열분석은 특정한 시점에서 어떤 사건이 일어날지를 확률적으로 파악하는 방식이 아니라, 시계열적으로 관찰되는 일련의 사건들을 총체적(holistic)으로 파악하고자 하는 분석기법이다. 예컨대 개인의 근로생애 동안 취업과 실업, 전직과 같은 일련의 사건이 관찰되었다면 이를 하나의 연속적인 사건연쇄로 보는 것이다. 둘째, 사건계열분석은 주로 대상을 분류하고 유형화하는데 유용한 방법이다. 즉, 통상적인 통계이론에 근거하여 가설을 검증하는 분석방법이 아니라 현상을 기술하는 탐색적(exploratory) 연구방법이라고 할 수 있다.

이러한 두 가지 특징으로 인하여 사건계열분석은 개인의 노동시장 경력을 분석하는데 특별한 장점을 갖는다. 예컨대 한준·장지연(2000)은 정규임금근로-비정규임금근로-자영업의 사건연쇄를 분석하여 비정규직임금근로가 노동시장 경력에서 보다 안정적인 일자리로 가는 ‘가교’의 역할을 하는지 아니면 ‘함정’으로 기능할 가능성이 큰지를 살펴보았다. Brzinsky-Fay(2007b)는 유사한 연구질문을 가지고 독일과 영국의 노동시장을 비교분석하였다. Brzinsky-Fay(2007a)는 대학 졸업 후 5년 기간 동안 일어나는 경력이동(school to work transitions)을 유형화하고 유럽 10개국 자료를 이용하여 각국의 특징을 비교분석하였다. 이밖에도 사건계열분석은 고령자의 은퇴과정을 드러내는 연구나 노동시장의 분절성 정도를 파악하기 위한 노동이동패턴의 연구 등에 폭넓게 활용될 수 있다.

이 장에서 분석을 위한 데이터의 구성은 다음과 같은 과정을 밟았다. 먼저 코호트별로 분석에 포함시킬 연령의 범위를 정하고, 각 연령시점에서 재학, 혼인, 군복무, 취업, NEET의 상태를 결정하여 배열하였다.²⁾ 기본적으로 하나의 연령시점에는 각각 한 가지의 상태를 대응시켰으나 취업과 혼인은 둘 다 동시에 한 시기가 가능하도록 하였다.³⁾ 재학과 군복무 중에서는 군복무를 우선적으로 배정하였다. 즉 둘 다 한 년도에는 군복무를 채워 넣었다. 재학과 취업, 재학과 혼인사이에서도 각각 취업, 혼인에 우선순위를 배정하였다. 이상의 어떤 주요 활동상태로도 정의되지 않는 년도에는 NEET를 배정하였다.

2) 본 장에서는 적절한 용어를 찾기 어려워서 NEET를 사용하기는 하였으나, 이 시기동안 훈련을 받았거나 구직활동을 했는지의 여부는 확인할 수 없다. 다만, 학교, 군대, 취업, 혼인의 네 가지 상태 중에 어디에도 속하지 않는 경우에 NEET를 부여하였다. 실제 데이터를 분석한 이후에 판단하건대, 이 기간은 구직기간에 가장 가까운 것으로 보인다.

3) 학교와 군복무는 끝난 시점을 포착하였으나, 혼인과 취업은 최초 시작 시점만 포착하고 끝난 시점(이혼과 이직)은 표시하지 않았다. 이행기 연구의 특성 상, 초혼과 첫 일자리의 시작 시점이 중요하다고 판단하였고, 데이터 구성에서 지나치게 복잡한 과정을 밟기 어려웠기 때문이다.

Box 1. [데이터 구성]

1985~1989년생 (21~25세) ~ 20세까지
 1980~1984년생 (26~30세) ~ 25세까지
 1975~1979년생 (31~35세) ~ 30세까지
 1970~1974년생 (36~40세) ~ 35세까지
 1965~1969년생 (41~45세) ~ 35세까지
 1960~1964년생 (46~50세) ~ 35세까지

이렇게 하여 구성된 데이터는 예컨대 다음과 같은 모양을 갖는다. 첫 줄에 나타난 사례A의 경우는 19세까지 학교를 다니다가 20세와 21세 때에는 군복무를 하고 22세에 다시 학교로 돌아와서 24세까지 다닌다. 25세 때에는 특별히 하는 일이 없다가 26세에는 첫 취업을 하게 되고 28세에 결혼을 하는 경우이다. 사례B는 대체로 사례A와 대체로 비슷하지만 26세에 결혼을 먼저 하고 28세에 취업을 한 경우이다.

	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
사례A	S	S	S	S	M	M	S	S	S	N	W	W	B	B	B	B	B	B	B	B
사례B	S	S	S	S	M	M	S	S	S	N	F	F	B	B	B	B	B	B	B	B

주 : S=재학, W=취업, F=혼인, B=취업&혼인 동시에 유지된 시기, N=특별히 하는 일 없이 쉰 시기, M=군복무

<표 II-4>는 남성코호트의 청소년에서 성인기로의 이행시기에 어떤 생애사건을 겪는지를 생애사건의 구성요인으로 정리한 표이다<부도 2도 참조>. 가장 어린 85~89년생 코호트의 경우는 전체의 절반 이상이 16세에서 20세까지 지속적으로 재학 중인 상태이다. 19%의 이행기는 학교(S)와 군복무(M)로 구성되고, 또 다른 17.9%는 학교(S)와 NEET(N)로 구성된 이행을 보낸다. 80~84년생 코호트의 경우는 가장 많은 27.6%가 학교(S)와 군복무(M)로 16세에서 25세까지의 이행을 보내고, 다음으로는 학교(S), 군복무(M), NEET(N)의 세 가지 생애사건으로 이 연령대가 구성되는

경우가 24.2%이다. 젊은 코호트의 경우는 대체로 군복무와 학교, NEET기로 구성되는 이행기를 보내며, 상위 5가지 생애사건 구성패턴만으로도 각각 96%, 78%의 이행기가 설명된다. 한편, 현재 연령대가 높은 코호트일수록 생애경험(구성요소)이 다양해지기 때문에 상위 5가지 구성패턴으로는 50~60% 정도의 사람들만 설명할 수 있을 뿐이다. 여성의 경우는 85~89년생의 62%는 20세까지 재학(S)만으로 이행기가 구성된다. 다른 20.8%는 학교(S)와 NEET(N)로 구성된다. 80~84년생 여성코호트의 25세까지의 이행기는 33%가 학교(S)와 NEET(N)로 구성되며, 다른 22%는 학교와 첫취업(W)으로 구성된다. 70년대 생으로 넘어가면, 학교(S), 취업(W),취업+혼인(B)으로 구성된 이행기를 보내는 사람이 많이 나타난다.

〈표 II-4〉 코호트별 생애사건 구성요인: 상위 5개 유형: 남성

85~89년생 (16~20세)		80~84년생 (16~25세)		75~79년생 (16~30세)		70~74년생 (16~35세)		65~69년생 (16~35세)		60~64년생 (16~35세)	
요소	%	요소	%	요소	%	요소	%	요소	%	요소	%
S	50.8	SM	27.6	SNM	17.8	SWBNM	25.3	SWBNM	24.4	SWBNM	21.3
SM	19.1	SNM	24.2	SWNM	15.2	SWNM	10.9	SWBN	11.8	SWBN	12.2
SN	17.9	SWNM	10.2	SWBNM	10.6	SFNM	9.8	SWB	9.2	SWB	7.1
SNM	5.0	SWM	9.6	SFNM	7.6	SWBN	8.8	SWBM	8.3	SFNM	6.9
SW	3.8	SN	7.0	SWM	7.2	SWB	7.5	SFNM	5.5	SWBM	6.2
	96.6		78.6		58.4		62.3		59.2		53.6

주 : S=재학, W=취업, F=혼인, B=취업&혼인, N=특별히 하는 일 없이 쉬는 시기, M=군복무

〈표 II-5〉 코호트별 생애사건 구성요인: 상위 5개 유형: 여성

85~89년생 (16~20세)		80~84년생 (16~25세)		75~79년생 (16~30세)		70~74년생 (16~35세)		65~69년생 (16~35세)		60~64년생 (16~35세)	
요소	%	요소	%	요소	%	요소	%	요소	%	요소	%
S	62.5	SN	33.8	SWB	24.0	SWB	29.6	SWBN	25.7	SWBN	21.7
SN	20.8	SW	22.4	SFN	19.7	SWBN	25.7	SWB	25.5	SWB	19.4
SW	9.9	SWN	20.3	SWBN	17.2	SFN	20.7	SFN	12.3	FN	19.1
SWN	3.3	SWB	5.2	SN	10.6	SWN	4.5	FN	8.5	SFN	12.0
N	2.7	S	4.6	SW	10.1	SN	4.5	SFBN	6.8	SFBN	7.2
	99.2		86.3		81.6		85.0		78.7		79.4

주 : S=재학, W=취업, F=혼인, B=취업&혼인, N=특별히 하는 일 없이 쉰 시기, M=군복무

우리가 생애사건분석에 관심을 가질 때 가장 궁금한 것은 생애사건의 구성요소 뿐 아니라 각 사건들 간의 순서까지를 고려하여 이행기의 특징을 살펴보는 것이다<표 II-6 참조>. 현재까지 너무 나이가 어려서 생애사건배열의 유형이 단순한 85~89년생에 대한 설명은 생략하기로 한다. 80~84년생 코호트의 경우 16~25세의 기간 동안, 학교(S)-군복무(M)-학교(S)의 생애사건순서를 갖는 사람이 27.2%이다. 학교(S)-군복무(M)-학교(S)-취업(W)의 사건순서를 갖는 경우와 학교(S)-군복무(M)-학교(S)-NEET(N)의 순서를 갖는 경우, 학교(S)-취업(W)의 세 가지 사건순서의 경우가 각각 7% 내외로 나타났다.

현재 연령이 더 높은 코호트로 갈수록 생애사건순서의 다양성은 더 커져서 어느 하나의 사건순서 유형이 10%를 넘게 차지하는 경우는 거의 없어진다. 60년대와 70년대 생의 경우 상위 유형 10가지를 모두 합쳐도 40~50% 정도의 사례를 포괄할 수 있을 뿐이다. 75~79년생이 16~30세에 겪은 생애사건의 순서는 학교(S)-군복무(M)-학교(S)-취업(W)의 사건순서를 갖는 경우와 학교(S)-군복무(M)-학교(S)-NEET(N)의 순서를 갖는 경우가 가장 많지만, 이 두 경우를 합쳐도 12.5%에 불과하다. 16~35세까지를 살펴본 70년대 후반과 60년대 생 코호트의 경우, 사건순서의 다양

성이 뚜렷한 것은 사실이지만, 자세히 들여다보면 학교에서 시작하여 취업과 혼인의 순서를 밟는 경우가 지배적이고, 다만 군복무가 어느 위치에 오는지만 다른 경우가 많다.

〈표 II-6〉 코호트별 생애사건 순서: 상위 10개 유형: 남성

85~89년생 (16~20세)		80~84년생 (16~25세)		75~79년생 (16~30세)		70~74년생 (16~35세)		65~69년생 (16~35세)		60~64년생 (16~35세)	
사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%
S	50.8	SMS	27.2	SMSN	6.5	SWB	7.5	SNWB	10.4	SNWB	10.2
SM	19.1	SMSW	7.4	SMSW	6.0	SNWB	5.4	SWB	9.2	SNMNWB	7.6
SN	11.1	SMSN	7.0	SW	5.8	SNMNWB	5.3	SNMNWB	8.5	SWB	7.1
SNS	5.3	SW	6.8	SNWB	4.6	SMSWB	4.8	SMSWB	7.3	NF	5.8
SW	3.8	SNW	4.6	SWB	3.9	SNW	4.7	SMSNWB	6.1	NWB	5.3
SNSM	1.9	SN	3.6	SMSWB	3.9	SMSNWB	4.7	SMSF	3.6	SMSWB	5.1
SNM	1.9	SNMN	3.2	SMSNW	3.9	SNMWB	3.3	SNMWB	3.5	SMNWB	4.4
SNW	1.5	SNSMS	2.8	SMSNWB	3.0	SNSMSWB	2.9	SNW	2.9	SNMWB	2.9
N	1.2	SNMNW	2.6	SNW	2.8	SNMNW	2.7	SW	2.8	SMSF	2.7
NS	1.2	SMN	2.4	SNMNW	2.8	SNMNF	2.6	SMNWB	2.8	SMSNF	2.7
	97.7		67.6		43.2		43.9		56.9		53.8

주 : S=재학, W=취업, F=혼인, B=취업&혼인, N=특별히 하는 일 없이 쉬는 시기, M=군복무

<표 II-7> 코호트별 생애사건 순서: 상위 5개 유형: 여성

85~89년생 (16~20세)		80~84년생 (16~25세)		75~79년생 (16~30세)		70~74년생 (16~35세)		65~69년생 (16~35세)		60~64년생 (16~35세)	
사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%	사건순서	%
S	62.5	SW	22.4	SWB	24.0	SWB	29.6	SWB	25.5	SWB	19.4
SW	9.9	SN	17.2	SNF	12.2	SNWB	16.9	SNWB	21.3	SNWB	19.4
SNS	9.6	SNW	10.2	SNWB	11.5	SNF	12.9	SNF	9.4	NF	19.1
SN	7.1	SNSN	7.4	SW	10.1	SNSWB	4.2	NF	8.5	SNF	9.9
NS	3.6	SNS	6.8	SN	6.6	SNSNF	4.0	SNFB	5.7	SNFB	6.5
	92.6		64.1		64.4		67.5		70.4		74.3

주 : S=재학, W=취업, F=혼인, B=취업&혼인, N=특별히 하는 일 없이 쉰 시기

여성의 경우 남성보다 생애사건순서는 약간 더 단순한 것으로 나타나는데 <표 II-7>, 이는 남성은 군복무(M)를 포함하여 6개의 구성요소 간의 배열인데 비하여 여성은 5개 생애사건 구성요소 간의 배열이기 때문이다.

80~84년생 코호트의 경우 학교(S)-취업(W)의 이행기 생애사건순서를 갖는 경우와 이 사이에 잠시 NEET기를 갖는 경우를 합치면 32.6%에 달한다. 상위 5개 유형의 나머지는 학교와 NEET기로만 구성되어 있는 것으로 나타났다.

75~79년생의 경우는 30세가 될 때까지 학교(S)-취업(W)-혼인(B)의 순서를 밟는 경우와 이 순서를 따르되 중간에 NEET기를 가졌던 경우를 합치면 35.5%이다. 학교(S)에서 NEET를 거쳐 혼인(F)으로 가는 경우는 12.2%, 학교(S)-취업(W)의 경로를 갖는 경우는 10.1%이다.

16세에서 35세까지를 관찰한 70년대 후반 코호트와 60년대 코호트의 경우는 학교(S)-취업(W)-혼인(B)의 순서를 갖는 경우와 이 사이에 잠시 NEET기를 갖는 경우를 합치면 각각 46%, 47%, 40%로 나타나서 이것이 이 코호트의 가장 전형적인 생애사건 순서라고 볼 수 있다. 즉, 학교를 졸업하고 취업하였다가 혼인하거나, 학교를 졸업하고 잠시 NEET기를 가진 후 취업하였다가 혼인하는 것이 전형적인 유형인 것으로 보인다.⁴⁾ 이러한 생

애사건순서의 유형이 가장 전형적인 형태로 나타난다는 점에서 60년대 생과 70년대 생 코호트 사이에 뚜렷한 차이점이 나타나지 않은 점이 오히려 특이한 점이라고 볼 수 있다. 이들 코호트에서는 학교(S)-NEET(N)-혼인(F)의 유형도 9~13% 정도로 나타났다.

4. 요약 및 시사점

이 장에서는 우리나라 청년의 성인기로의 이행을 기술적인(descriptive) 통계와 유형화를 통해서 개략적인 특징들을 살펴보았다. 특히 출생코호트별 접근방식을 이용하여 지금은 40대 초반에 들어선 과거의 청년들과 그보다 좀 더 젊은 세대 간에 성인기로의 이행과정에 어떤 차이점이 존재하는지 검토하였다. KLIPS 데이터 분석 결과는 그동안 미디어를 통해 회자되던 내용과 대략 일치하는 결과를 보인다.

간략한 통계 수치에 기초하여 살펴볼 때 가장 확연하게 드러나는 특징은 60년대 초반 코호트에 비하여 최근의 젊은 코호트로 올수록 대학진학률이 현격하게 높아진다는 점이다. KLIPS 데이터에서는 남성의 38.4%, 여성의 17.8%만이 대학에 진학하던 것이 최근에는 남녀 모두 80% 이상이 대학에 진학한다.

혼인시점과 출산시점은 과거보다 늦어졌다고 볼 수 있다. 여성의 경우, 60년대 초반 코호트는 25세까지 60%가 혼인하였고, 30세까지는 91.5%가 혼인하였는데 비하여, 70년대 후반 코호트는 25세까지는 30% 미만이 혼인하며, 30세까지 기준을 넓혀서 보더라도 70% 정도만 혼인한다. 출산도 마찬가지로 이전 코호트(60년대 초반 출생)는 25세까지 출산하는 비율이 38%, 30세까지는 80%가 출산하였으나, 최근 코호트(70년대 후반 출생)는 이 비율이 각각 16%, 57%로 줄어들었다.

4) 앞서 데이터 구성방법을 소개하면서 언급한 바와 같이, 이들이 혼인 이후에 일자리를 그만두었는지는 알 수 없다. 여기서는 다만 생애사건의 순서만을 다룬 것이다.

남성의 경우는 첫 일자리 취업시점도 과거에 비하여 점차 늦어지고 있다. 이전코호트는 25세까지 47%가 취업하였으나, 최근 코호트는 35%만이 이때까지 취업하였다. 여성의 경우는 대학진학률의 급속한 증가와 혼인·출산 시기연기가 결합하여 서로 효과를 상쇄시키는 것으로 보인다. 그러나 최종 결과를 보자면, 이전 코호트는 47%가 25세까지 취업하였으나 최근 코호트는 이때까지 55%가 취업을 경험하는 것으로 나타났다. 여성의 첫 일자리 취업시점은 과거에 비하여 앞당겨졌다고 말하기 어려우나, 특정 연령까지 취업하는 사람의 비율은 증가하였다.

사건계열분석 방법을 이용하여 생애사건의 배열, 즉 생애사건순서에 따라 유형을 구분하였다. 성인기 이행과정에서 생애사건이 발생하는 시점이 변화해 온 것이 뚜렷한데 비하여, 생애사건 순서는 코호트 간 차이가 명확하게 드러나지는 않는 것으로 보인다.

남성의 경우는 6가지 상태(재학, 군복무, 취업, 혼인, 취업+혼인, NEET) 간에 변동의 유형을 포착하고자 하였으나, 유형이 너무나 다양하고 복잡한 양상을 보인다. 그러나 16~35세까지를 살펴본 70년대 후반과 60년대 생 코호트의 경우, 사건순서의 다양성이 뚜렷한 것은 사실이지만, 자세히 들여다보면 학교에서 시작하여 취업과 혼인의 순서를 밟는 경우가 지배적이고, 다만 군복무가 어느 위치에 오는지만 다른 경우가 많다.

여성의 경우는 군복무 상태가 없으므로 유형의 종류는 남성보다 단순해 보인다. 70년대와 60년대 코호트의 경우 모두, 재학(S)-취업(W)-혼인(B)의 생애사건순서가 계속 지배적인 유형을 차지하고 있다. 재학(S)에서 곧장 혼인상태(F)로 전환하는 경우도 아직 남아있다.

Ⅲ. 학교에서 노동시장으로의 이행실태

1. 머리말
2. 청년층 노동시장의 실태와 문제점
3. 학교-노동시장 이행실태의 국제비교
4. 학교-노동시장 이행과정의 노동시장 성과
5. 요약 및 시사점

III. 학교에서 노동시장으로의 이행 실태

1. 머리말

학교에서 노동시장으로 이행과정은 교육 종료, 집중적인 훈련, 평생 일자리(career job) 탐색을 통하여 근로생애에 걸친 노동시장 참여형태 및 평생 소득을 결정하는 단계이다. 이러한 이행과정은 개개인마다 다양하게 형성된다. 인적자원에 대한 투자로서 교육(교육수준, 교육과정 등)에 대한 선택에 따라 이행유형은 달라질 것이다. 또한 청년층의 일자리 기회는 경기 변동에 따라 민감하게 영향을 받으므로, 노동시장 여건이 나쁠 때에는 취업 애로를 피하기 위하여 휴학 또는 진학을 선택함으로써 학교에 머무르는 기간이 길어질 수 있다. 노동시장 진입단계에서도 일부는 최종학교를 마치기 직전이나 직후에 첫 일자리를 획득할 수도 있지만, 적합한 일자리를 획득하기 위하여 장기간의 미취업 상태에 있을 수 있다. 그리고 노동시장에 진입해서도 경력 일자리를 획득하기 위하여 잦은 노동이동과 이에 따른 상대적으로 짧은 근속기간, 불안정한 고용형태를 경험할 수 있다.

학교-노동시장 이행과정에서 경험하는 혼란(floundering, churning, milling about)은 청년층의 미취업과 빈번한 직장이동으로 대표된다. 근로생애 시작 시기에 경험하는 미취업의 부정적인 영향은 다른 연령계층에 비해 심각한 것으로 알려져 있다. 기존의 교육훈련을 통해 축적된 인적자본이 감가상각할 뿐만 아니라 근로경험을 통해 능력을 개발할 수 있는 기회를 상실(human capital effect)함으로써 또는 잠재적인 고용주가 실업 경험을 채용과정의 선별수단으로 사용(signaling effect)함으로써 이후의 실업위험을 증가시키거나 소득을 하락시킬 가능성이 높기 때문이다. 또한 잦은 직장이동이 적합한 일자리를 찾아가기 위한 직장 모색(job shopping)일 수 있지만, 자칫 불안정한 취업 경험이 평생에 걸친 취업경험에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다. 이러한 장기적인 미취업이나 불안정한 고용 경험은 청년

개인의 사회적 배제 위험을 심화시킬 뿐만 아니라 사회적·경제적으로도 손실을 유발한다(Bell and Blanchflower, 2010). 청년 고용문제의 지속은 기업의 인력구조 왜곡, 전반적인 경제활력의 둔화, 세수의 감소, 사회적 불안을 초래할 수 있기 때문이다.

청년층의 고용 위험은 학교-노동시장 이행이 순조롭지 않기 때문이라고 할 수 있다. 고학력화에도 불구하고 좋은 일자리 기회의 제약으로 인하여 높은 유희화율과 잦은 노동이동을 경험하며, 청년 일자리 질의 저하, 과잉교육과 하향 취업에 따른 수급 불일치(job mismatch) 등이 발생하고 있기 때문이다. 학교-노동시장 이행과정은 청년층 노동시장의 성격을 규정할 뿐만 아니라 성인기로의 이행에도 주요한 영향을 미치게 된다. 본 연구는 청년층의 고용 위험에 주안을 두어 동태적인 관점에서 학교-노동시장 이행과정을 실증적으로 규명하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 청년층의 낮은 고용률과 높은 유희화율로 표현되는 청년층 노동시장 문제를 개관한다. 특히 청년 취업애로층의 실태 및 추이에 초점을 둔다. 3절에서는 학교-노동시장 이행 실태를 국제비교를 통해 살펴본다. OECD(2008)가 제시한 학교-노동시장 이행 기간에 관한 국제비교를 통해 우리나라의 첫 일자리 획득에 소요되는 기간은 OECD 평균에 비해 긴 것은 아님을 확인할 수 있다. 이는 노동시장 진입과정을 넘어서서 학교-노동시장 이행과정을 살펴보아야 함을 시사한다. 청년층의 낮은 고용률과 좋은 일자리로의 진입의 어려움 등이 그것이라 할 수 있다. 4절에서는 학교-노동시장 이행과정의 노동시장 성과를 분석한다. 학교에서 노동시장으로의 이행과정은 크게 정규 학교교육을 마치고 첫 일자리를 획득하는 노동시장 진입과정과 첫 일자리 이후 직장 이동을 통한 노동시장 정착과정으로 나눌 수 있다. 청년층의 노동시장 진입과정과 정착과정의 경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한다. 마지막으로 5절에서는 이상의 실증 분석결과를 요약하고 학교-노동시장 이행 지원 정책의 수립시 필요한 시사점을 도출한다.

2. 청년층 노동시장의 실태와 문제점

1) 청년 경제활동 참여의 감소

OECD가 청년을 15~24세로 정의하는 것과는 달리 우리나라에서는 남성이 군복무 의무가 있고, 고학력자가 20대 후반에 본격적으로 노동시장으로 진입한다는 점을 고려하여 본 연구에서는 15~29세로 정의한다. 이하에서는 청년을 15~29세로 정의하여 분석하며, 국제비교 시에만 제한적으로 15~24세로 정의할 것이다.

청년층 노동시장은 경기변동에 상당히 민감하게 작용하는 특징을 가진다. 특히 경제위기 상황에서 기업은 우선적으로 신규 채용을 하지 않거나 그 규모를 축소한다는 점에서 청년 고용지표는 과잉반응(overshooting)하는 경향을 가지고 있다. 이는 지난 10여 년 동안 두 차례의 경제위기 상황에서 전체 노동시장에 비해 청년층 노동시장이 더 급격하게 악화된 사실을 통해 확인할 수 있다./

1997년 말 외환위기 당시 기업의 도산과 구조조정, 신규채용의 격감에 따라 청년 실업률은 1997년 5.7%에서 1998년 12.2%로 급증하였으며, 청년 고용률 또한 45.6%에서 40.6%로 급감하였다. 또한 2008년 하반기 글로벌 금융위기가 발발했을 때 외환위기 당시에 비해 고용에 미치는 충격은 적었지만, 청년 실업률은 2007년 7.2%에서 2009년 8.1%로 증가하였으며, 청년 고용률 또한 42.6%에서 40.5%로 감소하였다.

최근 청년층의 경제활동참가율은 외환위기 이전인 1997년에 비해서도 낮은 수준이다. 이는 글로벌 금융위기에 따른 노동시장 여건의 악화뿐만 아니라 2000년대 들어서서 경제활동참가율이 지속적으로 하락하는 추세를 반영하는 것이다. 특히 청년층의 낮은 경제활동 참여가 구조화되는 추세는 2006~2008년에 두드러진다. 이 시기에는 경제활동참가율 참가가 감소하는데도 실업률이 감소하는 이례적인 현상이 진행되었다.

〈표 III-1〉 청년층 주요 고용지표 추이

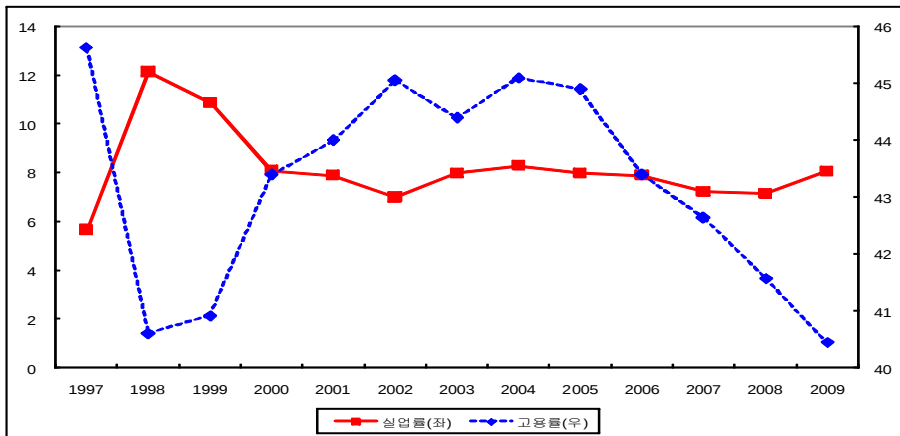
(단위 : 천명, %)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
15세이상인구	11,724	11,651	11,461	11,243	10,953	10,651	10,368	10,141	9,921	9,843	9,855	9,822	9,780
(증가율)	-0.2	-0.6	-1.6	-1.9	-2.6	-2.8	-2.7	-2.2	-2.2	-0.8	0.1	-0.3	-0.4
경활인구	5,671	5,387	5,264	5,309	5,228	5,160	5,007	4,990	4,837	4,634	4,530	4,398	4,304
(증가율)	-0.2	-5.0	-2.3	0.8	-1.5	-1.3	-3.0	-0.3	-3.1	-4.2	-2.2	-2.9	-2.2
취업자	5,349	4,733	4,691	4,879	4,815	4,799	4,606	4,578	4,450	4,270	4,202	4,084	3,957
(증가율)	-1.3	-11.5	-0.9	4.0	-1.3	-0.3	-4.0	-0.6	-2.8	-4.0	-1.6	-2.8	-3.1
(증감)	-71	-617	-42	188	-64	-16	-193	-28	-128	-180	-68	-118	-127
실업자	322	655	574	430	413	361	401	412	387	364	328	315	347
(증가율)	21.9	103.3	-12.4	-25.0	-4.0	-12.6	11.1	2.7	-6.1	-5.9	-10.0	-4.0	10.4
(증감)	58	333	-81	-144	-17	-52	40	11	-25	-23	-36	-13	33
비경활인구	6,053	6,264	6,197	5,934	5,725	5,491	5,361	5,151	5,084	5,209	5,325	5,423	5,477
(증가율)	-0.1	3.5	-1.1	-4.2	-3.5	-4.1	-2.4	-3.9	-1.3	2.5	2.2	1.8	1.0
(증감)	-6	211	-67	-263	-209	-234	-130	-210	-67	125	116	98	53
경제활동참가율	48.4	46.2	45.9	47.2	47.7	48.4	48.3	49.2	48.8	47.1	46.0	44.8	44.0
실업률	5.7	12.2	10.9	8.1	7.9	7.0	8.0	8.3	8.0	7.9	7.2	7.2	8.1
고용률	45.6	40.6	40.9	43.4	44.0	45.1	44.4	45.1	44.9	43.4	42.6	41.6	40.5

주 : 실업률 기준이 2000년 이전까지는 구직기간 1주이며, 2000년 이후에는 구직기간 4주임.

자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

(단위 : %)

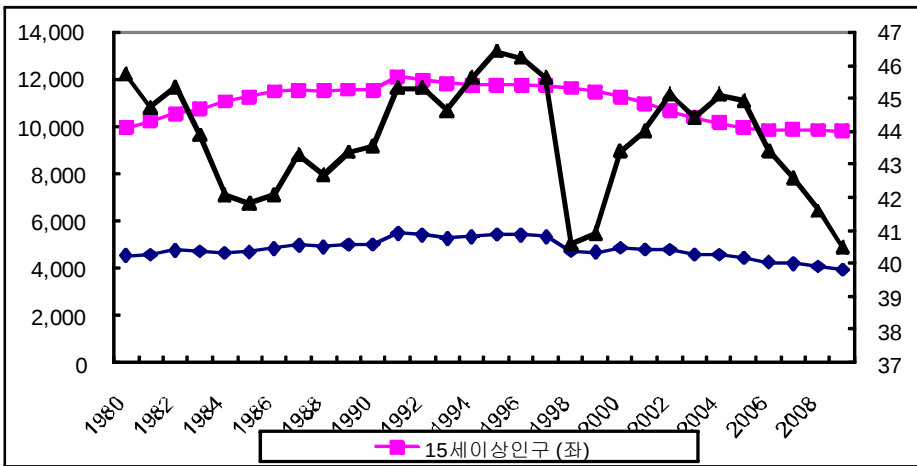


자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

[그림 III-1] 청년층 실업률과 고용률 추이

노동시장 유입과 유출이 잦고 구직단념 또는 실망실업에 의한 비경제활동 인구 상태로 있는 비중이 높은 청년 노동시장의 특성 때문에 실업률보다 고용률이 청년층 노동시장 상황을 보다 적절하게 반영하는 지표라고 할 수 있다. 청년층 인구 가운데 취업자가 차지하는 비중으로 정의되는 고용률의 추이가 [그림 III-2]에 제시되어 있다. 2009년 청년층 고용률 40.5%는 통계청의 국가통계포털(kosis.kr)에서 확인할 수 있는 1980년 이후 통계에서 가장 낮은 수준을 기록하고 있다.

(단위 : 천명, %)



자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

[그림 Ⅲ-2] 청년 인구, 취업자수, 고용률 추이

한편 [그림 Ⅲ-2]는 2003년 이후 청년 취업자의 감소가 인구의 감소가 함께 이루어지고 있음을 보여준다. 청년 취업자 감소의 주된 원인이 무엇인지를 요인분해(decomposition)를 통해 파악할 수 있다. 청년 취업자수는 다음의 정의식으로 구성된다.

$$E = P \times \frac{E}{P} = P \times \frac{L}{P} \times \frac{E}{L}$$

이 때 P 는 생산가능인구, L 은 경제활동인구, E 는 취업자이다. 따라서 동태적으로는 다음과 같은 산식으로 전환된다.

$$\dot{E} \approx \dot{P} + \left(\frac{\dot{E}}{P}\right) = \dot{P} + \left(\frac{\dot{L}}{P}\right) + \left(\frac{\dot{E}}{L}\right) + \epsilon$$

즉, 취업자 변화율은 인구 변화율, 고용률의 변화율, 오차항의 합으로 구성된다. 그리고 고용률의 변화율은 경제활동참가율의 변화율과 취업률 변화율의 합이다.

<표 III-2>에는 외환위기 이후 고용률이 정점에 이르렀던 2002년 이후 청년층 취업자수 감소에 대한 요인분해 결과를 2002~2009년의 8년간과 연간 추이가 제시되어 있다. 우선 2002~2009년의 8년간 변화를 보면, 청년 취업자수는 17.6% 감소하였는데, 이는 청년 인구의 8.2% 감소와 고용률의 10.2% 감소에 기인한다. 그리고 고용률 감소는 주로 경제활동참가율의 9.2%에 기인한다.

청년 취업자수 감소 요인을 시기별로 보면, 2005년까지는 주로 청년 인구의 감소에 기인하였으나, 2006년 이후에는 경제활동참가율 감소에 따른 고용률 감소가 주된 원인이었다. 즉, 최근의 청년 취업자 감소 추세는 주로 경제활동참여의 하락에 기인한다고 할 수 있다. 다만, 2008~2009년에는 글로벌 금융위기에 따라 취업률 감소의 영향이 상대적으로 커졌다.

<표 III-2> 청년층 취업자 감소의 요인분해

(단위 : %)

	취업자 수 변화율	인구 변화율	고용률 변화율		
				참가율변화	취업률변화
2002~09	-17.6	-8.2	-10.2	-9.2	-1.1
2002~03	-4.0	-2.7	-1.4	-0.3	-1.1
2003~04	-0.6	-2.2	1.6	1.9	-0.3
2004~05	-2.8	-2.2	-0.6	-0.9	0.3
2005~06	-4.0	-0.8	-3.3	-3.4	0.1
2006~07	-1.6	0.1	-1.7	-2.4	0.7
2007~08	-2.8	-0.3	-2.5	-2.6	0.1
2008~09	-3.1	-0.4	-2.7	-1.7	-1.0

자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각 년도.

2) 청년 취업애로층 분석

청년 실업률은 외환위기 직후인 1998년 12.2%까지 상승하였다가 2002년 7.0%까지 하락하였으나, 이후 8% 내외의 수준을 기록하고 있다. 2009년 현재 청년 실업률은 8.1%로서 2008년에 비해 증가하였으며, 전체 실업자 가운데 청년 실업자가 차지하는 비중도 전년에 비해 증가한 35.5%를 기록하고 있다.

그러나 실업률 지표상으로는 청년 실업 문제가 다른 선진국에 비해 심각하다고 보기는 어렵다. OECD(2009)에 따르면, 2008년 청년(15~24세) 실업률은 OECD 평균이 12.4%로서 한국 9.3%에 비해 높다.

〈표 III-3〉 청년 실업률 추이

(단위 : 천명, %)

		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
전체	실업자(A)	568	1,490	1,374	979	979	979	979	979	979	979	979	979	979
	실업률(B)	2.6	7.0	6.3	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4	4.4
청년	실업자(C)	322	655	574	430	413	361	401	412	387	364	328	315	347
	실업률(D)	5.7	12.2	10.9	8.1	7.9	7.0	8.0	8.3	8.0	7.9	7.2	7.2	8.1
청년실업자 비중(C/A)		56.7	43.9	41.8	43.9	42.2	36.9	41.0	42.1	39.5	37.2	33.5	32.1	35.5
실업률 격차(D/B)		2.2	1.7	1.7	1.8	1.8	1.6	1.8	1.9	1.8	1.8	1.6	1.6	1.8

주 : 실업률 기준이 2000년 이전까지는 구직기간 1주이며, 2000년 이후에는 구직기간 4주임.
자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

그러나 청년층의 경우 실업과 비경제활동상태를 구분하기가 어렵다는 것이 일반적으로 받아들여진다(이병희, 2003). 실업급여를 수급할 가능성이 낮은 청년층은 실직 시 실업이 아닌 비경제활동상태로 진입하는 비중이 높으며, 노동시장에서 이탈한 비경제활동상태에서 바로 취업하는 비중도 높기 때문이다.

미취업(joblessness) 상태에서 취업 애로를 겪는 계층을 어떻게 정의할 것인지와 관련하여 이병희 외(2004)는 <표 III-4>에서 보이는 바와 같이 「경제활동인구조사」를 개인별로 패널화하여 동일인의 2003년 6월의 노동력상태와 2004년 6월의 경노동력상태간 이행확률을 분석하고 있다. 이때, 노동력 상태는 취업, 실업과 함께 비경제활동인구를 취업준비 비경활, 유휴 비경활, 재학 비경활, 기타 비경활로 세분화하였다.¹⁾

실업자의 69.6%가 1년 이후에 취업 상태로 전환하였거나 실업상태에 머무르고 있다. 취업준비 비경제활동인구와 유휴 비경제활동인구의 노동시장 참여도 매우 높은 수준인데, 각각 50.6%, 60.8%가 1년 이후에 취업이나 실업상태로 이동하는 것으로 나타난다. 이로부터 실업자만이 아니라 비경제활동인구의 상당수를 노동시장 근착성(labor market attachment) 측면에서 포괄하여야 함을 알 수 있다.

<표 III-4> 학교를 마친 청년 취업애로층의 노동이동
: 2003년 6월 → 2004년 6월

(단위 : %)

2004년 6월 2003년 6월	취업	실업	취업준비 비경활	유휴 비경활	기타 비경활	재학 비경활	전체 (천명)
취업	88.2	3.8	2.2	1.8	4.1	8.0	4,059
실업	54.0	15.6	8.0	7.1	7.2		329
취업준비 비경활	44.5	6.2	38.2	4.3	6.8		216
유휴 비경활	53.4	7.4	5.2	24.0	10.0		169
기타 비경활	16.4	1.1	2.2	2.2	78.2		832
재학 비경활	57.3				42.7		4
전체 (천명)	4,082	241	224	164	873	26	5,610

자료 : 통계청, 경제활동인구조사 패널자료 (이병희 외, 2004에서 인용)

본 연구에서도 이병희 외(2004)에 따라 실업자뿐만 아니라 취업을 준비

1) 비경제활동인구 가운데 조사 이전 1주 동안 주된 활동상태를 ‘취업을 위한 학원·기관 통학’, ‘취업준비’라고 응답한 경우 취업준비 비경활, ‘쉬었음’이라고 응답한 경우 유휴 비경활로 정의하였다.

하거나 유희화되어 있는 비경제활동인구를 포괄하여 취업애로층이라고 정의하여, 청년 고용문제를 살펴본다.

청년 취업애로층은 2003년 893천명에서 2009년 1,073천명으로 증가하였다. 취업애로층이 청년 인구에서 차지하는 비중도 2003년 8.6%에서 2009년 11.0%로 증가하였다. 2009년 청년 취업애로층은 적극적 구직활동을 하는 실업자 3.6%, 취업을 위한 학원·기관 통학, 개인적인 취업준비 등의 ‘취업준비 비경황’이 4.4%, “그냥 쉬었다”는 ‘유희 비경황’이 3.0%를 차지한다. 경제위기의 영향을 받았던 2009년을 제외하면, 실업자의 감소에도 불구하고 취업애로층의 비중이 증가하여 왔다. 특히 취업준비 비경황이 지속적으로 증가하는 현상이 두드러진다.

취업 애로를 직접적으로 경험하는 층은 정규학교 교육을 마치고 노동시장으로 진입하는 계층이라고 할 수 있다. 이에 학교를 마친(졸업 또는 중퇴) 청년층으로 한정하여 보면, 취업애로를 겪고 있는 계층은 2009년 청년 인구의 17.2%에 이른다. 학교를 마친 청년층에서 취업애로층의 비중은 2003년 12.4%에 비해 크게 증가하였다.

글로벌 금융위기가 발생한 2008년 하반기 이후에는 실업자와 유희 비경제활동인구는 증가한 반면, 취업준비 비경제활동인구는 감소하였다. 금융위기에 따른 고용위기는 졸업 후 신규취업을 해야 하는 청년 노동시장에 직접적으로 타격을 준 것으로 보인다. 이에 따라 구직활동을 포기하고 노동시장으로 나오지 않거나, 아니면 취업준비조차 포기하는 청년이 증가하였음을 알 수 있다.

〈표 III-5〉 청년 취업애로층의 구성 (전체)

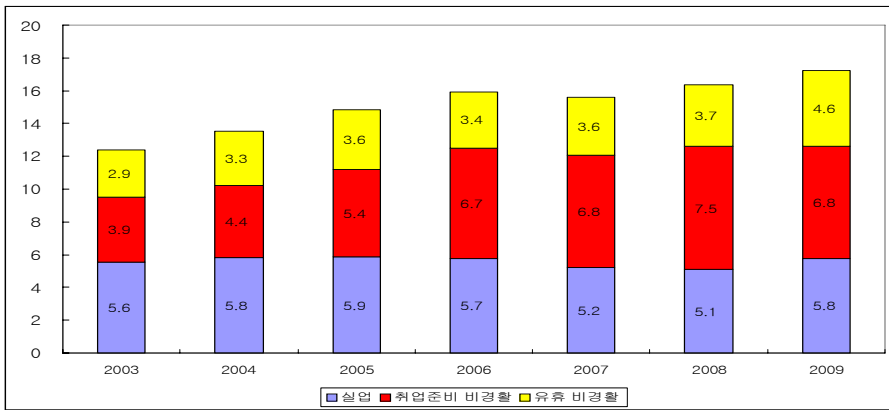
(단위 : 천명, %)

		2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
〈청년 전체〉								
취업		4,606 (44.4)	4,578 (45.1)	4,450 (44.9)	4,270 (43.4)	4,202 (42.6)	4,084 (41.6)	3,957 (40.5)
실업 (A)		401 (3.9)	412 (4.1)	387 (3.9)	364 (3.7)	328 (3.3)	315 (3.2)	347 (3.6)
비 경 활	육아가사	773 (7.5)	693 (6.8)	571 (5.8)	521 (5.3)	501 (5.1)	476 (4.8)	466 (4.8)
	재학·학업	3,872 (37.3)	3,704 (36.5)	3,701 (37.3)	3,865 (39.3)	4,028 (40.9)	4,114 (41.9)	4,155 (42.5)
	취업준비 (B)	268 (2.6)	297 (2.9)	351 (3.5)	413 (4.2)	417 (4.2)	455 (4.6)	429 (4.4)
	유휴 (C)	225 (2.2)	258 (2.5)	278 (2.8)	258 (2.6)	245 (2.5)	249 (2.5)	297 (3.0)
	기타	223 (2.2)	199 (2.0)	183 (1.8)	152 (1.5)	134 (1.4)	130 (1.3)	129 (1.3)
	소계	5,361 (51.7)	5,151 (50.8)	5,083 (51.2)	5,209 (52.9)	5,325 (54.0)	5,423 (55.2)	5,477 (56.0)
취업애로층 (A+B+C)		893 (8.6)	966 (9.5)	1,016 (10.2)	1,035 (10.5)	990 (10.0)	1,018 (10.4)	1,073 (11.0)
〈청년 졸업·중퇴자〉								
취업		3,876 (69.1)	3,811 (68.7)	3,679 (68.9)	3,528 (69.1)	3,469 (69.4)	3,357 (68.7)	3,218 (67.7)
실업 (A)		312 (5.6)	321 (5.8)	312 (5.9)	293 (5.7)	260 (5.2)	249 (5.1)	274 (5.8)
비 경 활	육아가사	750 (13.4)	672 (12.1)	557 (10.4)	505 (9.9)	483 (9.7)	460 (9.4)	452 (9.5)
	재학·학업	166 (3.0)	196 (3.5)	206 (3.9)	178 (3.5)	194 (3.9)	192 (3.9)	194 (4.1)
	취업준비 (B)	221 (3.9)	245 (4.4)	286 (5.4)	343 (6.7)	342 (6.8)	368 (7.5)	325 (6.8)
	유휴 (C)	163 (2.9)	183 (3.3)	194 (3.6)	175 (3.4)	178 (3.6)	183 (3.7)	219 (4.6)
	기타	122 (2.2)	119 (2.1)	105 (2.0)	83 (1.6)	73 (1.5)	76 (1.6)	71 (1.5)
	소계	1,422 (25.3)	1,416 (25.5)	1,348 (25.3)	1,284 (25.2)	1,270 (25.4)	1,279 (26.2)	1,260 (26.5)
취업애로층 (A+B+C)		696 (12.4)	750 (13.5)	793 (14.8)	812 (15.9)	780 (15.6)	799 (16.4)	818 (17.2)

주 : ()는 청년층 인구에서 차지하는 비중임

자료 : 통계청, 경제활동인구조사

(단위 : %)



자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

[그림 III-3] 학교를 마친 청년층의 취업애로층 구성과 추이

학교를 마친 청년층 가운데 취업애로층의 비중은 학력별로 차이가 있다. 대졸 이상의 고학력자에서 취업애로층의 비중이 가장 많고, 고졸 이하의 저학력자, 전문대졸자의 순서로 나타난다. 또한 2000년대 중반의 취업애로층의 증가는 대졸 이상에서 가장 크게 발생하였다. 다만, 글로벌 금융위기의 영향은 저학력자에게서 더 크게 나타나, 2008 ~ 2009년 동안 취업애로층의 증가는 고졸 이하에서 가장 크다.

<표 III-6> 학교를 마친 청년의 최종학력별 취업애로층의 추이

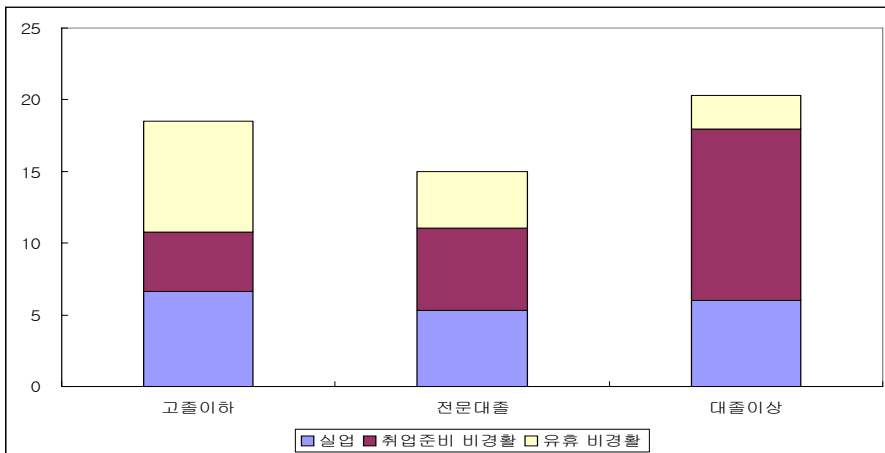
(단위 : %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
전체	12.4	13.5	14.8	15.9	15.6	16.4	17.2
고졸이하	13.1	14.3	15.9	16.2	16.2	16.7	18.5
전문대졸	11.3	12.8	13.9	14.0	13.0	14.8	15.0
대졸이상	14.6	15.5	16.8	19.7	19.8	19.9	20.3

자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

학력별로 취업애로층의 구성은 차이가 있는데, 이는 학력별로 구직행태의 차이가 있음을 시사한다. 고졸 이하의 저학력자는 적극적인 구직활동을 하는 실업자와 유휴 비경활의 비중이 높은 반면, 대졸 이상은 취업준비 비경활의 비중이 상대적으로 높다. 학력이 높을수록 의중임금(reservation wage)이 높아 좋은 일자리를 탐색하는 기간이 길기 때문에 취업준비 비경활의 비중이 높게 나타나는 것이다.

(단위 : %)



자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

[그림 III-4] 학교를 마친 청년의 취업애로층 비중과 구성 (2009년)

또한 학력별로 취업애로층 구성의 추이를 보면, 고졸 이하 저학력 청년에서는 유휴 비경활의 비중이 크게 증가하였으며, 대졸 이상의 고학력자에서는 취업준비 비경활의 증가가 두드러진다.

<표 III-7> 학교를 마친 청년층의 학력별 취업애로총 구성의 추이

(단위 : 천명, %)

		고졸이하		전문대졸		대졸이상	
2003	취업자	1,930	(69.9)	1,002	(76.3)	944	(74.1)
	실업자	165	(6.0)	77	(5.8)	71	(5.6)
	육아가사 비경활	505	(18.3)	135	(10.3)	110	(8.6)
	통학 비경활	141	(5.1)	11	(0.8)	14	(1.1)
	취업준비 비경활	78	(2.8)	47	(3.6)	96	(7.6)
	유휴 비경활	119	(4.3)	25	(1.9)	19	(1.5)
	기타 비경활	86	(3.1)	16	(1.2)	19	(1.5)
	계	929	(33.7)	234	(100.0)	258	(100.0)
취업애로총		362	(13.1)	148	(11.3)	186	(14.6)
2009	취업자	1,081	(65.0)	1,071	(75.6)	1,066	(72.7)
	실업자	111	(6.7)	76	(5.3)	88	(6.0)
	육아가사 비경활	261	(15.7)	114	(8.1)	76	(5.2)
	통학 비경활	169	(10.2)	8	(0.6)	17	(1.1)
	취업준비 비경활	68	(4.1)	81	(5.7)	176	(12.0)
	유휴 비경활	129	(7.7)	56	(4.0)	34	(2.3)
	기타 비경활	50	(3.0)	10	(0.7)	10	(0.7)
	계	677	(40.7)	271	(19.1)	312	(21.3)
취업애로총		308	(18.5)	213	(15.0)	297	(20.3)

자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 각년도

[그림 III-5]와 <표 III-8>은 취업준비 비경제활동인구와 유휴 비경제활동인구가 각각 6개월간 취업으로의 전환 또는 비경제활동상태의 지속 여부를 보여준다. 이는 2006년 「경제활동인구조사」를 개인별로 패널화하여 1월~7월, 2월~8월, ... 6월~12월까지의 6개월간 이동경로를 추적하여 평균한 결과이다.

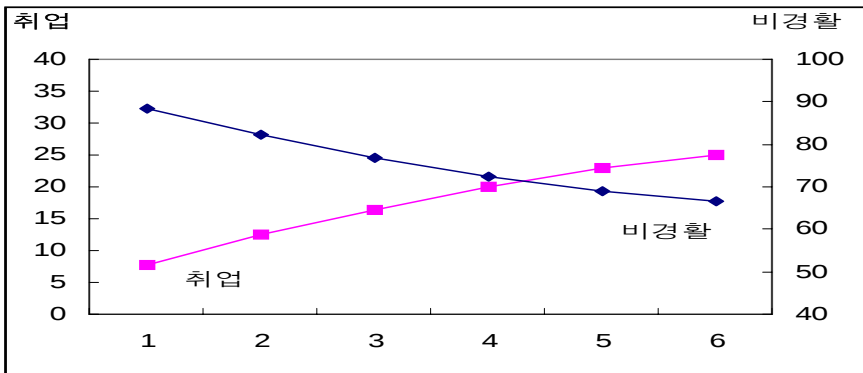
취업준비 비경제활동인구는 6개월이 경과한 시점에서도 2/3는 비경제활동상태를 지속하는데 대부분이 여전히 취업준비중이며, 취업상태로 전환한

자는 25.1%에 불과하다. 고학력자 중심의 취업준비 비경제활동인구는 의중 임금이 높기 때문에 좋은 일자리를 획득하기 위해 노동시장 밖에서 오래 머물러 노동시장으로의 이행이 장기화되는 경향이 있음을 알 수 있다.

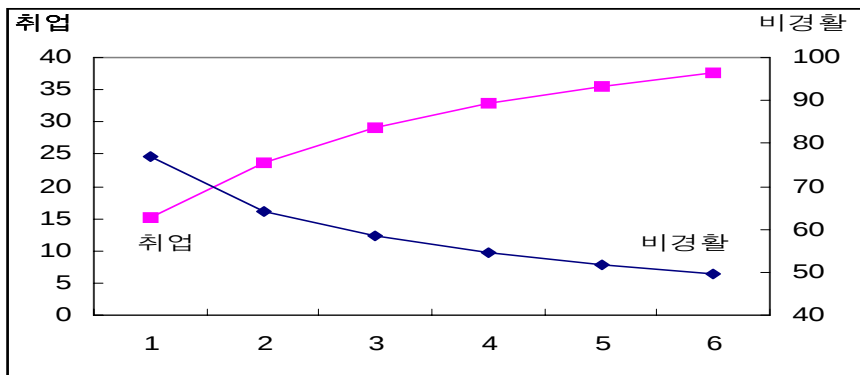
반면 유휴 비경제활동인구는 6개월이 경과한 시점에서 37.6%가 취업으로 전환하여, 취업으로의 이행률이 상대적으로 높다. 그러나 취업자 가운데 66.5%는 임시·일용직, 무급가족종사자 등의 불안정한 고용상태로 취업하고 있다.

(단위 : %)

취업준비 비경활



유휴 비경활



자료 : 통계청, 경제활동인구조사 패널자료, 2006

[그림 III-5] 취업준비 및 유휴 비경제활동인구의 6개월간 이동 (2006)

〈표 III-8〉 청년 취업준비·유휴 비경제활동인구의 6개월간 이동 (2006)

(단위 : %)

	T+1	T+2	T+3	T+4	T+5	T+6
<유휴 비경활>						
취업	15.2	23.8	29.1	32.9	35.6	37.6
상용	1.9	4.0	4.6	5.3	6.5	6.5
임시	5.5	8.7	12.2	14.8	15.2	15.2
일용	4.6	5.5	5.5	4.6	6.8	6.8
고용주	0.0	0.0	0.0	0.2	0.2	0.2
자영자	1.7	3.0	4.6	5.3	5.9	5.9
무급가족	1.5	2.5	2.3	2.7	3.0	3.0
실업	8.0	12.2	12.5	12.5	12.7	12.7
비경활	76.8	64.1	58.4	54.6	51.7	49.6
육아가사	1.9	3.4	4.6	5.1	5.7	6.7
통학	4.0	4.9	4.6	4.0	4.0	3.6
취업준비	3.8	5.3	6.7	6.1	5.7	5.9
유휴	64.3	46.6	38.6	35.6	32.5	30.2
기타	2.9	3.8	4.0	3.8	3.8	3.2
<취업준비 비경활>						
취업	7.7	12.4	16.4	20.0	22.9	25.1
상용	1.9	2.9	4.3	5.9	7.7	9.1
임시	3.4	5.1	6.3	7.5	8.1	8.8
일용	1.0	2.1	2.8	3.0	3.1	3.0
고용주	0.3	0.4	0.6	0.9	1.0	1.1
자영자	0.5	1.1	1.3	1.5	1.6	1.6
무급가족	0.6	0.9	1.2	1.3	1.6	1.7
실업	3.8	5.4	6.8	7.6	8.1	8.2
비경활	88.5	82.2	76.8	72.4	69.0	66.7
육아가사	1.0	1.5	2.1	2.5	3.2	3.9
통학	0.9	1.3	1.4	1.6	2.0	2.5
취업준비	85.6	77.6	71.1	66.1	61.4	57.4
유휴	0.5	0.7	1.2	1.3	1.7	2.3
기타	0.5	1.2	1.1	1.0	0.7	0.7

자료 : 통계청, 경제활동인구조사 패널자료, 2006

3. 학교-노동시장 이행 실태의 국제비교

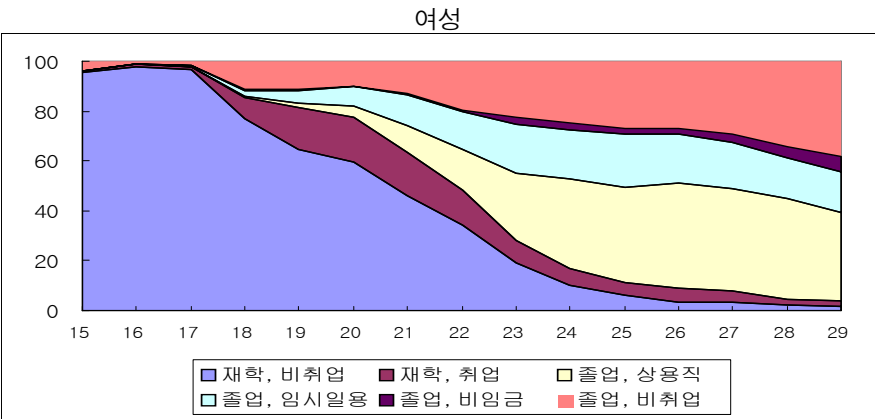
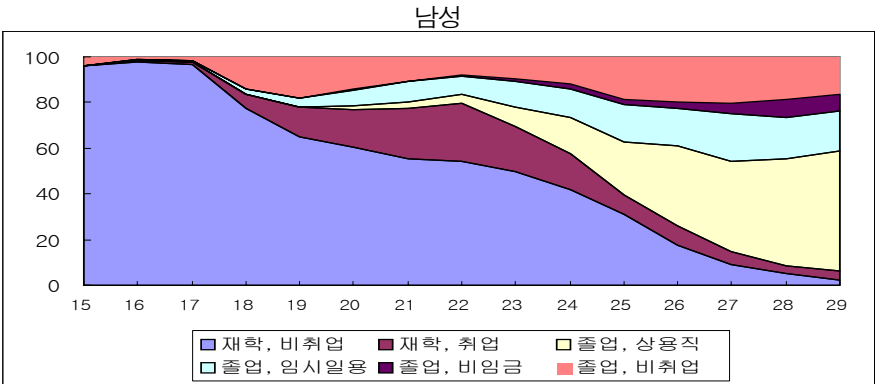
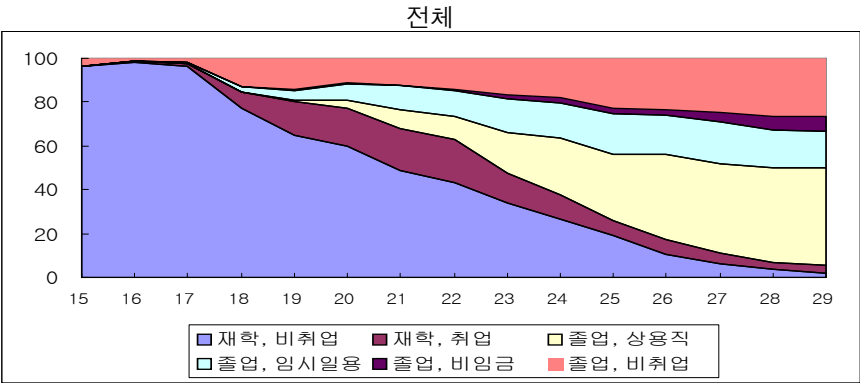
1) 학교-노동시장 이행의 국제비교

OECD(2008)는 학교를 졸업하고 노동시장으로 이행하는 과정을 살펴보기 위해 연령별 활동상태의 비중을 제시하고 있다. 이 때, 활동상태는 ① 재학(휴학 포함) 중이면서 미취업인 상태 ② 재학(휴학 포함) 중이면서 취업인 상태 ③ 졸업(중퇴 포함) 중이면서 상용직 근로자인 경우 ④ 졸업(중퇴 포함) 중이면서 임시·일용직 근로자인 경우 ⑤ 졸업(중퇴 포함) 중이면서 비임금근로자인 경우 ⑥ 졸업(중퇴 포함) 중이면서 비취업인 상태 등의 6가지로 구분된다.

본 연구에서는 OECD(2008)의 방법에 따라 통계청의 「경제활동인구조사」 2009년 자료를 이용하여 연령별 활동상태의 변화를 살펴보았다. [그림 III-6]을 보면, 높은 대학 진학률을 반영하여 동연령세대(cohort)의 50% 이상이 학교를 마치는 연령은 23세인 것으로 나타나며, 노동시장 진입 초기에는 임시·일용직의 비중이 높다가 20대 중반에 이르러 상용직의 비중이 높아지며, 29세에 학교를 마치고 비취업인 상태는 26.4%에 이르고 있다.

성별로 연령별 활동상태는 뚜렷한 차이를 보이는데, 동연령세대의 50% 이상이 학교를 마치는 연령이 여성은 22세인데 비해, 남성은 병역 의무에 따라 25세로 늦어서 학교에 머무르는 기간이 긴 것으로 나타난다. 한편 학교 졸업 이후 여성의 낮은 경제활동참여율을 반영하여, 비취업의 비중은 여성이 훨씬 높게 나타난다.

(단위 : %)



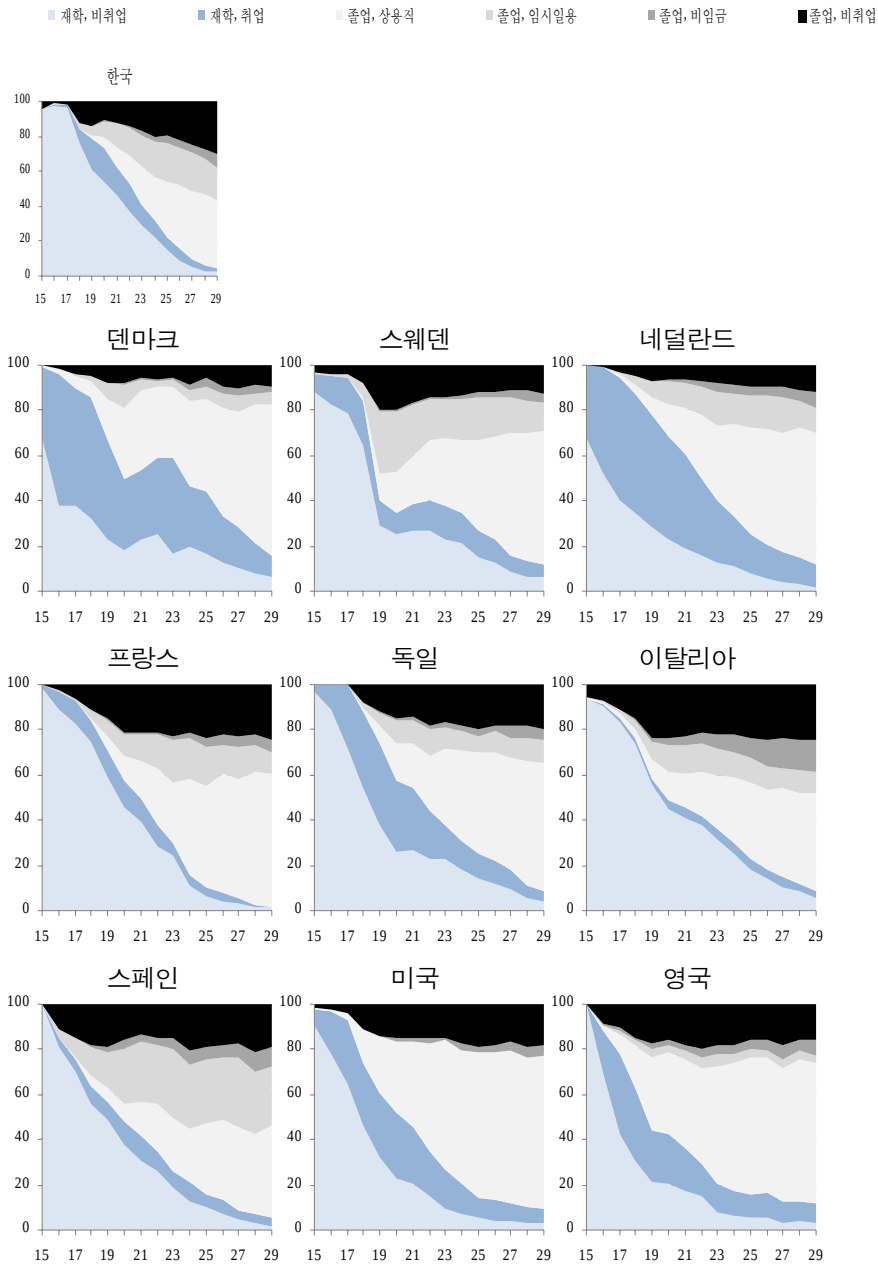
자료 : 통계청, 경제활동인구조사, 2009.

[그림 III-6] 연령별 활동 상태(2009)

OECD(2008)는 연령별 활동상태의 비중을 국제비교하고 있는데, [그림 III-7]은 우리나라도 함께 제시하였다. 다른 나라의 통계가 2006년 기준이므로, 마찬가지로 2006년 경제활동인구조사 자료를 사용하였다.

연령별 활동상태의 국가별 차이는 크게 네 가지 요인의 영향을 받는다고 할 수 있다. 우선 최초 교육(initial training)의 종료 시기를 들 수 있다. 고등교육 진학률과 고등교육 이수기간에 따라 이행 시작 시기는 다를 것이다. 둘째, 학교 교육을 마치고 난 후 이행기간의 신속성의 차이를 들 수 있다. 노동시장 진입이 원활한지, 아니면 지체되는지에 따라 노동시장 진입 연령은 다를 것이다. 셋째, 일정한 노동시장 경력을 쌓은 후 계속 교육을 선택하거나 일과 교육을 병행하는 평생학습의 확산 정도에 따라 활동상태는 차이가 발생한다. 넷째, 노동시장 진입 이후에 획득하는 일자리의 질이나 임금 등의 근로조건에 따라 취업과 비취업을 오가는 노동시장 정착과정의 차이가 연령별 활동상태의 차이를 발생한다.

[그림 III-7]을 보면, 연령별 활동상태는 나라마다 큰 차이를 보인다. 북유럽은 20대 후반에 매우 높은 고용률을 기록하는 반면 남유럽과 프랑스는 학교를 마치고 난 후 미취업자의 비중이 높게 나타난다. 이탈리아는 학교 졸업 후 자영업의 비중이 높다. 우리나라는 고학력화와 병역 의무에 따라 학교에 머무르는 기간이 길며, 20대 후반에 미취업자의 비중이 가장 높게 나타난다.



자료 : OECD(2008); 통계청, 경제활동인구조사, 2006.

[그림 III-7] 청년층 연령별 활동상태의 국제비교(2006)

학교-노동시장 이행과정을 가장 대표적인 지표는 학교에서 노동시장으로 이행하는데 소요되는 기간이다. OECD(2008)는 이와 관련하여 다양한 방법을 소개하고 있는데, 본 연구에서는 가장 대표적인 두 방법을 중심으로 살펴보자.

우선 횡단면 자료를 이용하여 동연령집단의 활동상태에 기초하여 이행 기간을 산정하는 것이다(cohort-based measure). 이는 동연령집단 가운데 50%가 최종학교를 졸업한 연령을 최종학교 졸업연령으로 정의하고, 노동시장 진입연령을 동연령 집단 가운데 취업하는 비중이 50%를 상회하는 최초의 연령으로 정의하여, 그 차이를 학교-노동시장 이행기간으로 추정하는 것이다. 이행기간을 산출하는 또 하나의 방법은 횡단면 자료 또는 패널 자료를 이용하여 개인이 학교를 마치고 난 후 첫 일자리를 획득하기까지 소요된 기간의 평균값을 산출하는 것이다(individual-based measure). 동연령세대 자료를 이용한 이행기간 지표는 각국의 노동력조사를 이용하여 산출할 수 있으므로 손쉽게 획득할 수 있는 장점이 있지만, 학교 졸업연령의 분포에 크게 영향을 받기 단점이 있는 반면 개인 자료를 이용한 이행기간 지표는 이러한 단점을 가지지 않는다.

<표 III-9>에는 학교-노동시장 이행기간에 관한 두 지표의 국제비교 통계가 제시되어 있다. 동연령세대 자료를 이용한 이행기간 지표는 개인 자료를 이용한 이행기간 지표에 비해 길고, 국가별 편차도 크게 나타난다. 동연령세대 자료를 이용한 평균 이행기간은 우리나라가 1.9년으로, EU 15개국의 단순평균 2.7년에 비해 짧으며 비교대상 25개국 가운데 9번째로 나타난다. 또한 개인별 패널자료를 이용한 평균 이행기간은 우리나라가 1.1년으로,²⁾ EU 15개국의 단순평균 1.7년에 비해 짧으며 비교대상 14개국 가운데 6번째로 나타난다.

이상의 국제비교 통계는 우리나라의 학교-노동시장 이행기간이 OECD

2) 통계청이 2002년부터 매월 5월에 실시하는 「경제활동인구 청년층 부가조사」에서 회고적인 설문을 통해 이행기간을 산출할 수 있다. 취업경험이 있는 청년층 인구가 첫 일자리 취업까지 소요되는 기간은 평균 10~12개월로 나타나, 추이의 변화가 발견되지 않는다. 가장 최근 조사인 2010년 5월의 이행기간은 10개월로 조사되었다.

평균에 비해서는 다소 짧은 것을 암시한다. 이는 우리나라 청년층의 미취업 문제가 첫 일자리 획득에 소요되는 지표로 포착할 수 있는 문제를 넘어선다는 것을 암시한다.

〈표 III-9〉 학교-노동시장 이행기간의 국제비교(2006)

(단위 : 년)

	동연령세대 자료	개인 패널자료
호주	. .	0.9
오스트리아	0.9	2.3
벨기에	1.4	1.4
캐나다	1.8	. .
체코	2.5	. .
덴마크	5.0	1.8
핀란드	5.2	0.9
프랑스	2.3	. .
독일	2.4	0.4
그리스	1.9	3.1
헝가리	2.3	. .
아이슬랜드	1.3	. .
아일랜드	. .	0.9
이탈리아	4.5	3.0
한국	1.9	1.1
룩셈부르크	1.0	. .
네덜란드	0.8	. .
뉴질랜드	3.6	. .
노르웨이	2.0	. .
폴란드	2.1	. .
포르투갈	2.5	1.4
슬로바키아	2.6	. .
스페인	2.2	2.3
스웨덴	5.2	. .
스위스	0.5	. .
영국	3.1	1.4
미국	1.7	0.9
EU-15	2.7	1.7

자료 : OECD(2008)

2) 청년 노동시장의 국제비교

3절에서는 청년을 15~24세로 정의하여 국제비교한다. 지난 10년간 청년 노동 공급 특성의 변화를 보면, 청년 인구 비중의 감소와 고학력화의 진전은 대부분의 OECD 국가에서 공통된 현상이지만, 한국은 특히 급격한 변화를 경험하였다. <표 III-10>에서 보듯이, 1996-2006년 동안 청년 인구의 비중은 OECD 회원국들이 평균 2.0%p 하락한 데 비해 한국은 6.0%p 하락하였으며, 2006년 현재 우리나라 청년 인구의 비중은 17.6%로서, OECD 평균 21.7%를 하회하였다. 반면 25-29세 청년층의 고등교육 이수률은 지난 10년간 OECD 평균 7.9%p 증가한 데 비해 무려 21.4%p 증가를 기록하였다. 2005년 현재 고등교육 이수자의 비중은 OECD 회원국 가운데 가장 높은 53.5%에 이르고 있다.

<표 III-10> 청년 노동공급 특성의 국제비교

(단위 : %)

	인구 비중(15~24세)		고등교육 이수률(25~29세)	
	1996	2006	1997	2005
Australia	21.9	20.7	26.8	38.4
Austria	18.4	17.8	11.3	18.8
Belgium	19.1	18.4	34.9	42.1
Canada	20.0	19.5	45.7	51.9
Czech Republic	24.2	18.4	9.9	15.4
Denmark	19.4	17.1	25.2	36.0
Finlande	18.5	18.7	36.4	31.8
France	20.4	19.4	31.4	41.5
Germany	16.3	17.8	16.5	18.7
Greece	20.3	17.0	21.6	24.8
Hungary	23.2	18.4	10.8	21.1
Iceland	23.7	19.6	20.0	29.2
Ireland	27.0	22.0	35.2	40.4
Italy	20.1	15.6	8.0	15.1
Japan	20.9	16.5	..	..
Korea	23.6	17.6	32.0	53.5
Luxembourg	17.5	17.0	19.6	36.3
Mexico	34.3	29.6	17.6	20.0
Netherlands	18.6	17.8	28.9	35.3
New Zealand	22.5	21.9	22.9	29.6
Norway	18.5	18.9	29.9	39.7
Poland	21.8	22.1	10.2	27.8
Portugal	23.9	17.9	13.0	20.5
Slovak Republic	25.4	22.2	10.2	18.0
Spain	22.2	15.7	34.0	40.9
Sweden	17.6	17.4	29.3	36.4
Switzerland	17.7	17.4	20.7	28.3
Turkey	32.0	25.5	7.4	13.1
United Kingdom	17.4	17.8	24.1	37.2
United States	19.2	19.1	35.5	37.2
OECD	23.7	21.7	23.1	31.0

자료 : OECD(2008)

지난 10년간 대부분의 OECD 회원국에서 청년 실업률과 장기실업률은 감소하는 등 청년 노동시장은 개선되었다. 한편 청년 고용률은 평균적으로 하락하였는데, 주의해야 하는 것은 청년 고용률 하락을 경험한 대부분의 나라에서 NEET 비중(취업이나 교육훈련에 참여하지 않는 청년의 비중)도 함께 하락하였다는 점이다. 이는 청년 고용률의 하락이 청년층 노동시장 여건의 악화라기보다는 고학력화에 따라 노동시장 진입 연령이 늦어지는 데 주로 기인한다는 것을 시사한다. 달리 말해서, OECD 평균적으로는 청년층 구직자의 취업 기회가 개선되었다고 할 수 있다.

반면 한국의 2006년 고용률 27.2%는 OECD 평균 43.3%에 비해 크게 낮은 수준일 뿐만 아니라 지난 10년간 청년층 고용률 하락도 OECD 평균에 비해 큰 폭이었다. 또한 고학력화뿐만 아니라 노동시장 여건의 악화에 따른 취업애로층의 증가에도 기인한다는 점을 앞서 살펴 본 바 있다.

앞서 살펴본 청년 인구비중의 감소와 고학력화라는 노동공급 측면의 변화는 청년 노동시장 개선에 기여하는 요인일 가능성이 크다. 청년 노동력과 성인 노동력이 생산에서 완전한 대체재가 아니라면, 청년 인구의 감소는 청년에게 보다 많은 노동시장 기회를 제공할 것이기 때문이다. 또한 고속런지향적인 기술변화(skill-biased technological change)에 따라 숙련 노동력에 대한 수요가 증가할 것이므로 교육수준이 높은 청년이 더 유리할 것이다. 그럼에도 불구하고 청년층 고용률의 감소와 비재학 유희화율이 증가하여 온 것은 우리나라 청년 노동시장여건이 상대적으로 악화되어 왔음을 의미한다.

〈표 III-11〉 청년 노동시장 상황의 국제비교

(단위 : %)

	고용률 (15~24세)		실업률 (15~24세)		청년 실업률/ 성인 실업률		장기 실업자 비중 (15~24세)	
	1996	2006	1996	2006	1996	2006	1996	2006
Australia	60.5	63.8	15.7	10.4	2.3	2.7	18.9	10.9
Austria	55.7	54.0	6.1	9.1	1.6	2.2	18.2	15.8
Belgium	26.1	26.2	20.5	18.9	2.4	2.5	38.2	32.3
Canada	52.7	58.7	15.4	11.6	1.8	2.2	7.1	2.6
Czech Republic	45.8	27.7	7.2	17.5	2.2	2.7	19.6	38.4
Denmark	66.0	63.7	10.6	7.6	1.8	2.3	10.5	0.9
Finlande	29.8	40.6	27.9	18.8	2.3	3.1	10.6	5.5
France	21.3	25.3	26.3	23.9	2.4	2.8	20.2	26.6
Germany	47.0	43.9	9.4	13.5	1.2	1.4	27.6	36.7
Greece	25.4	24.5	31.2	24.5	4.0	3.1	53.5	47.7
Hungary	30.4	21.7	18.0	19.1	2.1	2.8	42.7	37.5
Iceland	54.8	72.9	8.4	8.4	3.2	4.3	5.4	1.5
Ireland	36.4	48.0	18.3	8.4	1.6	2.2	47.0	25.3
Italy	26.9	25.5	32.2	21.6	3.6	3.7	64.2	50.5
Japan	45.0	41.4	6.7	8.0	2.5	2.1	10.5	20.4
Korea	33.7	27.2	6.1	10.0	3.7	3.2	2.3	0.4
Luxembourg	36.9	24.9	9.2	13.7	3.4	3.5	33.3	14.0
Mexico	48.2	44.8	9.2	6.2	2.3	2.4	1.2	1.9
Netherlands	58.3	63.9	12.1	7.6	2.2	2.1	34.8	21.1
New Zealand	59.5	58.8	11.8	9.6	2.4	3.6	12.0	2.8
Norway	52.3	53.1	12.4	8.6	3.2	2.9	4.4	4.3
Poland	27.9	24.0	28.5	29.8	2.6	2.4	28.9	37.2
Portugal	37.1	35.8	16.3	16.2	2.6	2.2	40.7	34.5
Slovak Republic	36.8	25.7	21.0	26.6	2.2	2.2	37.7	57.6
Spain	28.3	43.3	39.9	17.9	2.1	2.4	46.8	17.9
Sweden	40.3	44.0	21.2	21.3	2.5	4.0	13.4	4.0
Switzerland	63.3	63.3	4.6	7.7	1.3	2.2	. .	. .
Turkey	42.0	30.8	13.5	18.7	3.0	2.2	43.1	32.9
United Kingdom	60.2	57.3	14.7	13.9	2.1	3.4	25.1	14.5
United States	57.6	54.2	12.0	10.5	2.8	2.8	5.3	6.3
OECD	44.9	43.3	14.0	12.5	2.2	2.3	24.8	19.6

자료 : OECD(2008)

한편 청년 일자리의 질을 보면, 지난 10년간 대부분의 OECD 회원국에서 저임금 고용은 감소하였지만, 단시간 고용이나 임시직 고용은 증가하였다. 우리나라는 지난 10년간 청년층의 단시간 고용 비중이 증가하였지만, OECD 평균 수준에는 미치지 못한다. 반면 중위임금의 2/3 미만의 임금을 받는 저임금 고용의 발생비는 무려 59.7%에 이르고 있으며, 지난 10년간 거의 변함 없이 OECD 회원국 가운데 가장 높은 수준을 기록하고 있다.

〈표 III-12〉 청년 일자리 질의 국제비교

(단위 : %)

	단시간고용 발생비(15~24세)		저임금 고용 발생비(15~24세) ¹⁾	
	1996	2006	첫 해	마지막해
Australia	38.9	43.1	41.2	40.4
Austria	5.3	11.8	38.2	28.1
Belgium	14.7	18.7	34.4	26.6
Canada	45.7	44.1	..	..
Czech Republic	2.5	3.0	..	..
Denmark	41.7	55.1	35.8	51.5
Finlande	24.3	31.8	45.3	40.0
France	19.8	17.1	54.8	55.9
Germany	7.4	18.0	64.4	70.6
Greece	8.0	11.8	59.4	61.8
Hungary	1.7	2.8	..	..
Iceland	39.4	35.6	..	..
Ireland	13.8	23.1	65.4	35.5
Italy	7.9	14.9	33.9	39.2
Japan	22.6	31.1	..	..
Korea	5.5	14.9	59.3	59.7
Luxembourg	4.7	4.9	..	..
Mexico	16.1	17.6	..	..
Netherlands	46.8	59.9	61.1	68.1
New Zealand	32.5	36.0	..	..
Norway	40.4	48.8	..	..
Poland	16.3	16.3	..	..
Portugal	5.7	7.1	49.9	26.6
Slovak Republic	1.0	3.2	..	..
Spain	12.6	19.6	64.1	44.3
Sweden	36.2	36.2	..	..
Switzerland	16.3	18.7	..	..
Turkey	6.3	7.9	..	..
United Kingdom	28.3	34.9	54.8	58.3
United States	35.0	33.8	..	..
OECD	22.6	28.3	50.5	46.3

주 : 전일제 근로자를 대상으로 함. 핀란드 1996~2001, 한국 1998~2004, 호주 2001~2005, 나머지 국가들은 1995~2001년임

자료 : OECD(2008)

4. 학교-노동시장 이행과정의 노동시장 성과

1) 자료의 구성

학교에서 노동시장으로의 이행과정은 크게 정규 학교교육을 마치고 첫 일 자리를 획득하는 노동시장 진입과정과 첫 일자리 이후 직장 이동을 통한 노동시장 정착과정으로 나눌 수 있다. 청년층의 노동시장 진입과정과 정착과정의 경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한다.

「한국노동패널」(한국노동연구원)은 9차년도(2006년)에 청년층을 대상으로 부가조사를 실시하였다. 이 조사는 15~35세 청년을 대상으로 교육력과 사교육 경험, 졸업·중퇴 이후의 구직활동·첫 일자리를 획득하는 과정·첫 일자리의 근로조건, 성장기 동안의 가족생활과 이상 행동 등을 묻고 있다. 본 연구는 「한국노동패널」 9차년도의 청년층 부가조사를 기본자료로 삼아 ‘직업력 자료’를 결합하여 학교-노동시장 이행과정의 노동시장 성과를 분석하였다. 이행과정의 노동시장 성과를 분석하는 본 연구의 목적에 비추어 분석대상은 15~35세 청년층 가운데 정규교육을 마친 자(졸업 또는 중퇴)로 한정하였다.

학교-노동시장 진입과정에 대한 자료는 다음의 방법으로 구성하였다. 우선 학교를 마치고 난 후 첫 일자리에 대한 정보는 9차년도 청년층 부가조사에서 얻을 수 있다. 첫 일자리의 취업시기, 고용형태, 임금, 근로시간, 사업체 규모 및 유형, 교육수준·전공분야와 일치도, 졸업·중퇴하기 이전의 희망하던 직업 여부 등의 정보를 추출하였다. 둘째, 최종 학력 및 이수시기에 대한 정보는 9차년도 ‘개인용 자료’에서 획득하여 결합하였다. 학교를 최종적으로 마치고 난 후 첫 일자리를 획득하기까지의 이행기간은 최종 학력 이수시기와 첫 일자리 획득시기를 비교하여 산출할 수 있다. 셋째, 남성은 군복무로 인해 첫 일자리로의 이행과정이 단절될 수 있으므로, 군복무 시기에 대한 정보가 추가로 필요하다. 이에 ‘개인용 자료’ 1차~9차년도의 군복무 정보를 추가로 결합하였다. 최종적으로 구성한 ‘노동시장 진입과정 자

료’는 9차년도 청년층 부가조사 응답자 가운데 1) 최종적으로 학교교육을 마친 자(졸업·중퇴) 2) 졸업시기가 누락되거나 오기된 자를 제외 3) 9차년도 청년층 부가조사에서 졸업·중퇴 이후 2개월 이상 취업경험 질문에 응답한 자 4) 취업경험이 있다고 응답하였음에도 취업시기가 누락되거나 오기된 자 제외 5) 학교교육 마치기 7개월 전에 첫 직장에 취업한 경우는 이미 노동시장 경험을 가진 근로자의 계속교육일 가능성이 높아 제외 6) 군복무경험이 있음에도 그 시기가 오류인 자를 제외하여, 최종적으로 2,285명의 표본을 구성하였다.

한편 첫 일자리 획득 이후 직장 이동 등을 통한 노동시장 정착과정은 ‘직업력 자료’를 통해 파악할 수 있다. 이용가능한 가장 최근 자료인 11차년도 ‘직업력 자료’에서 개인별 일자리 주기(spell) 가운데 마지막 년도에 조사된 정보를 개인별로 결합하였다. 이 때 최종학교를 마치기 전에 경험하였던 일자리 정보는 제외하였다. 최종적으로 구성한 ‘노동시장 정착과정 자료’는 ‘노동시장 진입과정 자료’에 있는 개인별로 직업력 자료를 결합하는 과정에서 1) 학교교육을 마치고 난 후 취업을 경험하지 못한 자를 제외 2) 취업경험이 있다고 응답하였으나 직업력 자료가 없는 자 제외 3) 취업 년월 정보가 누락되거나 학교를 최종적으로 마치기 7개월 이전에 취업한 일자리 제외 4) 이직 시기 누락 일자리 제외 5) 임금 정보가 누락되거나 이상치(시간당 임금 분포에서 상하한 1%에 해당)인 일자리를 제외하여, 최종적으로 1,695명의 취업 경험자에 대한 3,455명의 일자리 자료를 구축하였다.

〈표 III-13〉 표본의 구성

	누락 개인	개인 표본	누락 일자리	일자리 표본
1. 노동시장 진입과정 자료				
9차년도 청년층 부가조사 응답자		4,389		
학교교육을 마치지 않은 자	1,494	2,895		
졸업/중퇴시기 누락	36	2,859		
졸업/중퇴 이후 취업 경험 무응답	238	2,621		
취업시기 누락	24	2,597		
졸업/중퇴 7개월 이전 취업자	293	2,328		
군복무시기 누락	312	2,285		
2. 노동시장 정착과정 자료				
직업력 자료 결합		2,285		6,791
청년 자료, 취업 미경험	105	2,180	196	6,595
직업력 자료, 취업 미경험	39	2,141	39	6,556
취업시기 누락, 졸업 6개월이전 직업력	72	2,069	1,121	5,435
퇴직시기 누락	112	1,957	473	4,962
임금 누락, 임금 상하한 1% 제외	262	1,695	1,507	3,455

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」

2) 학교-노동시장 진입과정의 노동시장 성과

학교-노동시장 진입과정 지표로 학교교육을 마치고 난 후 첫 일자리를 획득하기까지 소요된 기간을 사용하였다. 첫 일자리 획득 여부는 졸업 이후 경과기간을 고려하지 않는 문제가 있다. 또한 청년층의 경우 실업과 비경제 활동상태간의 경계가 모호하므로, 첫 일자리를 획득하기까지의 구직기간도 적합하다고 보기는 어렵다.

학교를 마치고 난 이후 첫 일자리를 획득하기까지의 이행기간은 첫 일자리를 취득하였을 경우에 졸업 이후 첫 일자리를 취득하기까지 경과한 기간으로 정의하며, 첫 일자리를 경험하지 않았을 경우에는 졸업이후 조사시점까지 경과한 기간으로 정의한다. 이 때 군 복무 경험자는 졸업하고 난 후 군대를 입대하여 제대하고 나서 첫 일자리를 취득한 경우에 졸업 이후 첫 일

자리를 획득하기까지의 경과기간에서 군복무기간을 제외한 값으로 정의하였다.

<표 III-14>에는 ‘노동시장 진입과정 자료’의 표본 특성이 제시되어 있다. 취업을 경험한 경우에는 평균 이행기간이 9.6개월로 조사되었으며, 취업경험이 없는 4.6%의 표본의 이행기간은 우측절단된 불완전한 관찰값인데, 이를 포함하면 평균 11.7개월로 조사되었다. 한편 별도로 제시하지 않았지만, 표본 중 15.0%가 학교교육을 마치기 이전에 이미 첫 일자리를 획득한 것으로 조사되었는데, 이 경우에는 이행기간을 0으로 처리하였다. 6개월 이내에 첫 일자리를 획득하는 비중은 64.9%이며, 15.3%는 첫 일자리를 획득하기까지 2년 이상의 장기적인 미취업을 경험하고 있다.

<표 III-14> 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 진입과정 자료의 기초 통계

	평균	(표준편차)
<인적 특성>		
남성 비중	0.448	(0.497)
중졸 이하 비중	0.036	(0.186)
초졸 비중	0.264	(0.441)
대졸 비중	0.272	(0.445)
대학원졸 이상 비중	0.016	(0.126)
졸업자 비중	0.948	(0.222)
<첫 일자리 이행기간>		
첫 일자리 이행기간(개월, 전체)	11.692	(23.793)
첫 일자리 이행기간(개월, 취업경험자)	9.596	(18.964)
<첫 일자리 특성>		
직무-교육수준 일치도 (나의 교육수준과 동일하거나 높은 수준의 업무)	0.726	(0.446)
직무-전공 일치도(매우 일치)	0.261	(0.439)
희망하던 직업 비중	0.568	(0.496)
정규직 비중	0.766	(0.424)
대기업/공공부문 비중	0.373	(0.484)
표본수(명)	2,285	

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 진입과정 자료

첫 일자리로의 이행기간이 첫 일자리 매칭의 질에 미치는 영향을 살펴보자. 일자리 매칭의 질은 직무-전공 일치도³⁾, 직무-교육수준 일치도⁴⁾, 희망한 직업과의 동일 여부⁵⁾를 사용하였다. 직무-전공 일치도는 순서화된 다항 변수이므로 서열 로짓 모형(ordered logit model)을, 직무-교육수준 일치도와 희망한 직업 여부는 이항변수이므로 로짓 분석 모형(binary logit model)을 추정한 후, 각 변수의 평균값에서의 한계효과(marginal effect)⁶⁾를 구하여 그 결과를 제시하였다. 이 때 설명변수는 성, 교육수준, 졸업 여부, 첫 일자리 이행기간을 포함하였다. 표본은 첫 일자리를 획득했던 자에 한정하였다.

<표 III-15>는 첫 일자리로의 이행기간이 첫 일자리 매칭의 질에 미치는 영향을 추정한 결과이다. 통제 변수의 효과를 보면, 남성은 여성에 비해 첫 일자리에서 직무-교육수준 일치도와 직무-전공 일치도가 낮은 것으로 나타났다. 그리고 학력이 높을수록 첫 일자리에서 직무-전공 일치도가 높고, 희망했던 직업에 종사할 가능성이 높게 나타나지만, 직무-교육수준 일치도는 통계적으로 유의하지 않았다. 학교 졸업자는 중퇴자에 비해 직무-교육수준 일치도와 희망하던 직업에 종사할 확률이 높은 것으로 나타났다.

한편 첫 일자리로의 이행기간은 직무-교육수준 일치도의 제고에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 추정되었다. 또한 첫 일자리로의 이행기간이 길어지면 직무-전공 일치도가 낮고, 희망하던 직업에 종사할 확률이 낮은 것으로 나타났다.

3) 「한국노동패널」에서 설문은 다음과 같다. “첫 일자리에 취업할 당시 귀하의 전공분야와 업무내용은 어느 정도 일치하였습니까?”

4) “첫 일자리에 취업할 당시 귀하가 수행한 업무는 어느 정도 교육을 받는 것이 가장 적합하다고 생각하십니까?”

5) “첫 일자리는 귀하가 학교를 최종적으로 졸업/중퇴/휴학하기 전 희망하던 직업이었습니까?”

6) 한계 효과는 모든 변수의 평균값 수준에서 연속변수의 경우 $dF(x)/dx$, 더미변수의 경우 0에서의 1로 변할 때의 확률 변화분을 의미한다.

〈표 III-15〉 첫 일자리로의 이행기간이 첫 일자리 매칭의 질에 미치는 영향(한계효과)

	직무-교육수준 일치도			직무-전공 일치도			희망하던 직업 여부		
	추정 계수 (표준오차)			추정 계수 (표준오차)			추정 계수 (표준오차)		
남성	-0.044	(0.020)	**	-0.055	(0.015)	***	0.010	(0.022)	
중졸 이하	0.079	(0.047)	*	-0.078	(0.034)	*	-0.002	(0.065)	
초졸	0.008	(0.024)		0.138	(0.021)	***	0.105	(0.026)	***
대졸	0.027	(0.023)		0.214	(0.022)	***	0.117	(0.025)	***
대학원졸 이상	0.082	(0.067)		0.533	(0.064)	***	0.237	(0.066)	***
졸업	0.216	(0.056)	***	0.050	(0.032)		0.118	(0.056)	**
첫 일자리 이행기간	-0.0001	0.0005		-0.0013	(0.0004)	***	-0.0015	(0.0006)	***
Pseudo R2	0.011			0.038			0.019		
표본수	2,179								

주 : ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 진입과정 자료

첫 일자리 이행기간이 첫 일자리 질에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 이 때 일자리의 질은 고용형태, 사업체 규모 및 유형을 이용하여 정의하였다. 우선 고용형태 측면에서는 정규직 여부를 사용하였으며, 사업체 규모 및 유형에서는 100인 이상 민간기업 또는 공공부문 중사 여부를 사용하였다. 첫 일자리 변수를 이항변수로 설정하였으므로, 로짓 모형으로 추정하여 각 설명변수의 한계 효과를 제시한 것이 <표 III-16>이다.

본 연구의 관심인 첫 일자리로의 이행기간의 영향을 보면, 이행기간이 길수록 정규직/고용주로 취업할 확률이 낮으며, 대기업/공공부문으로 취업할 확률도 낮아지는 것으로 나타난다. 이상의 분석결과는 첫 일자리 이행기간의 장기화가 적합한 일자리를 찾거나 첫 일자리의 질을 높이는 탐색과정이라고 보기 어렵다는 것을 시사한다.

〈표 III-16〉 첫 일자리로의 이행기간이 첫 일자리 질에 미치는
영향(한계효과)

	정규직			대기업/공공부문		
	추정계수	(표준오차)		추정계수	(표준오차)	
남성	-0.019	(0.019)		-0.009	(0.022)	
중졸 이하	-0.146	(0.063)	**	-0.147	(0.060)	**
초졸	0.027	(0.022)		0.074	(0.028)	***
대졸	0.070	(0.021)	***	0.203	(0.028)	***
대학원졸 이상	0.003	(0.073)		0.302	(0.082)	***
졸업	0.038	(0.047)		-0.041	(0.062)	
첫 일자리 이행기간	-0.0016	(0.0005)	***	-0.0019	0.0007	***
Pseudo R2	0.021			0.033		
표본수	2,114			2,035		

주 : ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 진입과정 자료

3) 학교-노동시장 정착과정의 노동시장 성과

청년층은 노동시장에 진입한 이후에도 빈번한 직장이동을 경험한다. 「한국노동패널」 9차년도 청년층 부가조사에서도 학교교육을 마치고 난 후 첫 일자리에 계속 머무르는 비중은 29.1%에 불과하다. 특히 교육과 노동시장 간 괴리에 따른 숙련의 불일치가 큰 상황에서 직장이동은 잦을 수밖에 없을 것이다. 빈번한 직장이동이 보다 나은 평생일자리를 획득하는 과정인지, 아니면 불안정한 취업을 반복하는 것인지 살펴보고자 한다.

첫 일자리로의 이행기간이 장기화된다고 해서 첫 일자리의 질이나 매칭의 질이 높아지는 것은 아니라는 것을 앞서 살펴보았다. 그러나 첫 일자리의

질이 이후의 노동시장 성과에 지속적인 영향을 미친다면, 좋은 일자리를 획득하기 위한 탐색과정의 장기화는 청년 구직자 당사자로서는 합리적인 행위라고 할 것이다.⁷⁾ 본 연구에서는 첫 일자리 이행기간, 첫 일자리의 질 뿐만 아니라 첫 일자리 이후의 노동시장 경험 등이 노동시장성과에 미치는 영향을 살펴본다.

분석자료는 앞서 소개한 ‘노동시장 정착과정 자료’이다. 노동시장 이행과정 변수로는 첫 일자리로의 이행기간(군복무기간 제외), 첫 일자리의 비정규직 여부, 첫 일자리가 공공부문이 아닌 중소 민간기업 여부를 사용하였다. 그리고 노동시장 정착과정 변수로는 직장경험횟수, 최근 일자리가 첫 일자리의 산업 또는 직업으로부터의 변화 여부, 비정규직 경력비중으로 포착하였다. 직장경험횟수는 학교를 마치고 난 후의 직장이동성을 대표한다. 그리고 산업 또는 직업 변화 비중은 학교를 마치고 난 후 일자리들의 산업 또는 직업이 첫 일자리 산업 또는 직업의 대분류와 다른 경우, 그 경력년수가 전체 경력년수에서 차지하는 비중으로 정의하였다. 비정규직/비고용주 경력비중은 전체 직업경력에서 상용직이 아니거나 고용주가 아닌 경력이 차지하는 비중으로 정의하였다.

7) 일자리 제의를 수락하기 위한 최소한의 임금인 의중임금(reservation wage)에 대한 연구를 수행한 이병희 외(2009)에 따르면, 의중임금과 제시된 임금(offered wage) 또는 취업했을 때 받을 수 있는 잠재적인 시장임금(imputed wage)간의 격차, 이른바 언론에서 말하는 눈높이 격차는 노동시장 경험이 있는 신규 구직자에서 가장 크게 나타나지만, 미취업기간이 길어질수록 의중임금이 동태적으로 조정이 이루어지고 있다.

〈표 III-17〉 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 정착과정 자료의 기초 통계

	평균	(표준편차)
<인적 특성>		
남성	0.491	(0.500)
중졸 이하	0.033	(0.179)
초졸	0.273	(0.445)
대졸	0.289	(0.453)
대학원졸 이상	0.019	(0.136)
졸업	0.950	(0.217)
<노동시장 진입과정 특성>		
첫 일자리 이행기간(개월)	9.764	(18.944)
첫 일자리 비정규직	0.244	(0.429)
첫 일자리 중소기업/비공공부문	0.634	(0.482)
<노동시장 정착과정 특성>		
직장경험횟수	2.563	(1.669)
첫 일자리 산업 이동비중	0.272	(0.348)
첫 일자리 직업 이동비중	0.301	(0.357)
비상용직/비고용주 경력비중	0.169	(0.296)
졸업/중퇴이후 직업경력(년)	6.200	(3.672)
<최근 일자리 특성>		
상용직/고용주 비중	0.808	(0.394)
대기업/공공부문 비중	0.397	(0.489)
시간당 임금	7911.7	4017.7
표본수(명, 일자리)	1,695(3,455)	

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 정착과정 자료

본 연구에서는 노동시장 성과 지표로 임금을 사용하였다. 이 때 임금은 개인별로 마지막에 관찰된 일자리의 시간당 임금이다. 따라서 최근 일자리의 임금은 노동시장 경력 초기의 경험이 일정기간 경과한 지표라고 할 수 있다. 한편 임금 조사시점의 차이를 조정하기 위하여, 계속 취업하고 있는 일자리의 경우에는 조사년도를 기준으로, 그만 둔 일자리의 경우에는 이직

년도를 기준으로 관측된 임금을 2005년도 기준 소비자 물가지수로 디플레이트하였다. 추정모형에서 종속변수는 시간당 임금의 로그값을 사용하였다. 설명변수로는 인적특성과 함께 노동시장 진입과정과 정착과정을 대표하는 변수를 사용하였다. 임금함수 추정에서 일반적으로 포함되는 근속 변수는 제외하였는데, 이는 직장경험횟수와 상관관계가 높기 때문이었다.

<표 III-18>에는 노동시장 이행경험이 최근 일자리의 임금에 미치는 영향을 회귀분석한 결과가 제시되어 있다.

우선 노동시장 진입과정의 경험이 최근 임금에 미치는 영향을 보면, 이행기간은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 반면 첫 일자리의 질, 즉 비정규직 또는 중소기업/비공공부문 종사 경험은 최근 임금에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 첫 일자리 획득 이후의 노동시장 경험이 이후의 임금에 미치는 영향을 보면, 직장경험횟수가 많을수록 이후의 임금에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 노동시장 경력 초기의 빈번한 노동이동이 더 나은 일자리의 획득을 위한 임금추구과정이 아닐 수 있음을 시사한다. 한편 비정규직 경험비중이 높을수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 근로생애 초기에 비정규직에 종사하는 경력이 누적될수록 이후에도 지속적인 영향을 미치는 것으로 해석된다.

〈표 III-18〉 노동시장 이행경험이 최근 일자리 임금에 미치는 영향(OLS)

	(1)			(2)		
	추정계수 (표준오차)			추정계수 (표준오차)		
상수항	8.358	(0.057)	***	8.433	(0.058)	***
남성	0.199	(0.020)	***	0.192	(0.020)	***
중졸 이하	-0.282	(0.062)	***	-0.239	(0.062)	***
초졸	0.235	(0.025)	***	0.208	(0.025)	***
대졸	0.501	(0.025)	***	0.468	(0.026)	***
대학원졸 이상	0.899	(0.074)	***	0.876	(0.074)	***
졸업	-0.038	(0.053)		-0.032	(0.053)	
첫 일자리 이행기간	-0.0003	(0.0005)		-0.0003	(0.0005)	
첫 일자리 비정규직	-0.071	(0.023)	***	-0.051	(0.023)	**
첫 일자리 중소기업/비공공부문	-0.105	(0.021)	***	-0.091	(0.021)	***
직장경험횟수				-0.032	(0.008)	***
첫 일자리 산업 이동비중				0.033	(0.036)	
첫 일자리 직업 이동비중				-0.012	(0.036)	
비상용직/비고용주				-0.106	(0.036)	***
경력비중						
직업경력	0.048	(0.003)	***	0.051	(0.003)	***
Adj R-Sq	0.389			0.400		
표본수	1,695			1,695		

주 : ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 정착과정 자료

한편 ‘노동시장 정착과정 자료’는 일자리 단위로도 구성할 수 있으므로, 개인 단위의 패널자료로 재구성할 수 있다. 패널 자료의 특성을 고려한 선형회귀모형은 다음과 같다. $y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + \epsilon_{it}$, 이 때 i 는 개인, t 는 시점을 의미한다. u_i 는 개인별로 관측할 수 없는 이질성을 가지지만, 그 개인 내에서는 기간에 따라 변하지 않는 특성을 가진다. 이러한 개인별 고정효과를 무시하고 통상적인 회귀분석방법(OLS)을 사용할 경우 일치추정량을 구할 수 없는 문제가 발생한다. 본 연구에서는 패널 확률효과 모형

(random effect model)을 사용하여 이러한 문제를 해결하였다.⁸⁾

추정결과는 앞서의 분석결과와 유사하다. 첫 일자리를 획득하기까지의 기간은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 반면 첫 일자리의 질은 이후 임금에 유의한 영향을 미친다. 반면 직장경험횟수가 많을수록, 비정규직 경험비중이 높을수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

〈표 III-19〉 노동시장 이행경험이 일자리 임금에 미치는 영향(확률효과모형)

	추정계수	(표준오차)	
상수항	8.393	(0.046)	***
남성	0.151	(0.016)	***
중졸 이하	-0.194	(0.045)	***
초졸	0.200	(0.020)	***
대졸	0.460	(0.021)	***
대학원졸 이상	0.908	(0.064)	***
졸업	-0.045	(0.040)	
첫 일자리 이행기간	0.0002	(0.0004)	
첫 일자리 비정규직	-0.032	(0.019)	*
첫 일자리 중소기업/비공공부문	-0.084	(0.017)	***
직장경험횟수	-0.049	(0.005)	***
첫 일자리 산업 이동비중	0.053	(0.028)	*
첫 일자리 직업 이동비중	0.031	(0.027)	
비상용직/비고용주 경력비중	-0.141	(0.023)	***
직업경력	0.062	(0.002)	***
Adj R-Sq		0.409	
표본수		3,455	

주 : ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 청년층 졸업·중퇴자의 노동시장 정착과정 자료

8) 고정효과모형을 사용하는 것이 개인의 관찰할 수 없는 능력을 통제하는데 유용할 수 있지만, 이행기간과 첫 일자리의 특성 정보는 기간에 따라 변화하지 않기 때문에 확률효과모형을 사용하였다.

이상의 분석 결과는 학교-노동시장 이행과정을 첫 일자리를 획득하기까지의 진입과정에 국한해서는 안 된다는 것을 의미한다. 첫 일자리를 획득하기까지의 소요기간이 길다고 해서 첫 일자리의 질이나 매칭의 질이 높아지는 것은 아니지만, 장기적으로 이후의 임금에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 이후의 임금에 직접적인 영향을 미치는 것은 첫 일자리의 질, 직장 경험횟수, 비정규직 경력 비중인 것으로 나타나고 있기 때문이다.

이러한 분석결과는 이병희(2003), 이시균(2010)의 연구결과와 부합한다. 이병희(2003)는 직장경험횟수가 많을수록, 비정규직 경험이 누적될수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미친다는 분석결과를 통해 노동시장 경력 초기의 빈번한 직장이동이 보다 나은 일자리로의 탐색을 통한 임금추구과정이 아닐 수 있다고 해석하고 있다. 또한 이시균(2010)은 이행기의 미취업기간이 고용에 직접적인 영향을 미치지 않지만, 첫 일자리의 질은 향후 노동경력에 중요한 영향을 미친다는 실증결과를 제시하고 있다. 그는 미취업상태에 머물러 있는 것이 좋은 일자리만을 선호하기 때문이라기보다는 초기에 주변부 부문에 고용되면 벗어나기 힘들다고 판단하기 때문이라고 해석하고 있다. 노동시장 이행 초기의 실업 경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 연구들을 리뷰하고 있는 Scarpetta, Sonnet and Manfredi, 2010)에서도 이후의 실업 위험에는 그다지 강력한 영향을 미치지 않지만, 이후의 임금수준에는 심각한 부정적인 영향을 미친다고 밝히고 있다.

5. 요약 및 시사점

청년층의 고용 위험에 주안을 두어 동태적인 관점에서 학교-노동시장 이행과정을 실증적으로 분석한 본 연구의 주된 결과는 다음과 같다.

첫째, 청년층 고용률은 2009년 40.5%를 기록하여 1980년 이후 가장 낮은 수준을 기록하고 있다. 특히 2000년대 중반 이후 청년층의 고용률은 가

파르게 하락하였는데, OECD 회원국 가운데 청년층의 고용률이 가장 낮은 나라 중의 하나일 뿐만 아니라 지난 10년 동안의 하락폭도 가장 큰 나라에 속한다. 청년층 고용률 하락을 경험한 OECD 회원국들은 주로 고학력화에 따라 노동시장 진입 연령이 늦어진 데 주된 원인이 있지만, 우리나라는 청년층 노동시장 여건의 악화에 따라 학교-노동시장 이행이 원활하지 못한 데 기인한다.

둘째, 청년 취업애로층은 실업자뿐만 아니라 취업을 준비하거나 유휴화되어 있는 비경제활동인구를 포괄해야 한다. 2000년대 중반 이후 청년 실업률이 하락하고 있음에도 불구하고 취업자가 감소하고 비경제활동인구가 증가한 것은 적극적인 구직활동을 포기한 취업애로층이 증가하였기 때문이다. 비재학 취업애로층은 2009년에 17.2%에 이르며, 2000년대 중후반에 지속적으로 증가하고 있다. 대졸 이상의 고학력자는 주로 취업준비 비경황의 비중이 높으며, 고졸 이하의 저학력자는 주로 실업자와 유휴 비경황 상태에 있는 비중이 높다.

셋째, OECD(2008)에 따르면, 학교 졸업 이후 첫 직장까지 이행 기간은 OECD 국가에 비해 길지 않은 것으로 나타난다. 반면 청년층의 고용률은 크게 낮으며, 저임금 고용 비중은 가장 높은 것으로 나타난다. 특히 저임금 고용 발생비는 지난 10년간 OECD 평균이 하락한 데 비해 우리나라는 변함없이 최고 수준을 유지하고 있어, 좋은 일자리로의 진입이 매우 어렵다는 것을 보여준다.

다섯째, 첫 일자리를 획득하기까지의 소요기간이 길다고 해서 첫 일자리의 질이나 매칭의 질이 높아지는 것은 아니지만, 장기적으로 이후의 임금에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 이후의 임금에 직접적인 영향을 미치는 것은 첫 일자리의 질, 직장경험횟수, 비정규직 경력 비중인 것으로 나타난다.

이상의 분석 결과에 따른 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 청년 고용 문제를 해결하기 위해서는 전통적인 의미의 실업대책뿐만 아니라 학교로부터 노동시장으로의 이행을 원활하도록 지원하는 정책이

병행되어야 함을 시사한다. 청년 실업대책의 전형적인 대상은 적극적인 구직활동을 하는 실업자이지만, 학교를 마치고 비경제활동상태로 있으면서 취업준비 또는 유희화되어 있는 자도 학교로부터 노동시장으로 이행하는 과정에서 취업 애로를 경험하고 있기 때문이다.

둘째, 학력간 구직행태 및 탐색 일자리의 차별성이 존재한다는 사실은 청년 취업애로층을 세분화하여 특성 및 능력에 맞는 정책을 추진하여야 함을 시사한다. 저학력 중심의 실업자와 유희 비경활은 불안정한 취업과 비취업을 반복적으로 경험하는 경향이 높으므로, 적극적인 고용정책을 통해 취업능력을 증진시켜야 할 대상이다. 반면 고학력자 중심의 취업준비 비경활은 좋은 일자리를 찾기 위해 노동시장 밖에서 머무르는 경향이 높으므로, 사후적인 고용정책보다 교육과정 개편, 진로·직업지도의 강화, 노동시장 정보의 제공 등 학교-노동시장 이행을 원활히 하는 예방적인 정책을 강화할 필요가 있다.

셋째, 학교-노동시장 이행경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 분석결과는 청년층의 노동시장 이행과정을 첫 일자리를 획득하기까지의 진입과정을 넘어서 정착과정까지 고려하여야 한다는 점을 시사한다. 첫 일자리로의 이행기간보다 첫 일자리의 질이나 불안정한 취업경험의 지속이 지속적으로 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 것은 청년 비취업 문제를 개인의 과도한 희망임금으로 단순화하기 어렵다. 첫 일자리 이행기간의 장기화가 더 나은 일자리만을 선호하기 때문이라기보다는 초기에 열악한 일자리에 고용되면 벗어나기 힘들다고 판단하기 때문이라고 해석할 수 있기 때문이다.

넷째, 청년의 초기 노동시장 행태는 노동시장의 구조적 요인에 의해 주되게 설명할 수 있으며, 청년들의 고용성과를 개선하기 위해서는 노동시장 구조 개선이 필요한 것이다. 불안정한 취업 경험의 지속이 이후의 경력에 부정적인 영향을 미치므로, 경력개발을 동반하지 않은 단기적인 일자리 제공만으로는 청년 실업을 완화하기 어렵다는 것을 시사한다.

IV. 결혼과 출산을 통한 가족형성

1. 결혼 이행
2. 출산 이행
3. 요약 및 시사점

IV. 결혼과 출산을 통한 가족 형성

성인기 이행에서 마지막 단계로 여겨지는 결혼과 출산 행위의 추이와 동향은 성인기 이행이 개인적인 차원의 의사 결정이 사회경제적 조건과 상호작용을 이루면서 전체 국민 경제에 중대한 함의를 지니고 있음을 보여준다. 결혼과 출산 이행과 관련되어 특징적인 양상은 만혼, 결혼 기피 및 출산 기피, 출산 지연 등이며, 이러한 양상을 이끄는 데 개인이 직면하는 사회경제적 요인의 변화가 큰 역할을 하고 있음을 많은 연구들은 지적하고 있다. 고용 없는 성장과 불안정 고용, 자녀 양육비 부담 증가, 일·가정 양립을 위한 사회적 인프라 부족 등은 청년이 결혼과 출산을 통해 출생 가족에서 벗어나 자신의 독자적 가족을 형성하는 선택을 현실화하는 데 장애가 되고 있다.

과거에 비해 결혼과 출산은 누구나 경험할 것으로 기대하는 통과의례로 당연하게 여기지 않게 되었다. ‘어른’이라는 말은 남녀가 짝을 이루는 행위인 ‘얼우다’라는 말에서 비롯되었다고 하듯이, 결혼과 출산의 경험을 한 인간의 생애에서 굵직한 마디로 인정하는 공동체 의식이 있었음을 알 수 있다. 그러나 결혼과 출산이 점차적으로 ‘선택’이 되는 과정에서, 개인적으로는 욕망하지만 결혼과 출산으로 성공적으로 이행하지 못하는 상황도 벌어지고 있다. 결혼과 출산이 아닌 독신과 대안 가족의 형성을 통해 성인으로서의 정체성과 사회경제적 삶을 영위하는 개인들도 존재하지만, 여전히 결혼과 출산을 성공적인 ‘성인’으로의 이행과 동일시하는 사회적 규범이 존재하는 것도 사실이다. 이러한 맥락에서 결혼과 출산이 성인기로의 이행에서 차지하는 역할과 이행 결정 요인을 이해하는 것은 중요하다. 본 연구에서는 결혼과 출산 경험의 개인 간 차이를 인구학적 요인과 노동시장참여 요인으로 나누어 설명하고자 한다. 결혼과 출산으로의 이행에 영향을 미치는 인구학적·가족적·노동시장참여 배경에 관한 정보를 제공하는 한국노동패널을 사용하여 2008년도 기준 18세 이상 성인 남녀의 결혼과 출산 이행을 분석한다.

1. 결혼 이행

1) 결혼 이행에 관한 실태와 의향 변화

결혼은 삶의 동반자를 통한 심리적 안정과 질병과 가난이라는 여러 형태의 위험에 공동으로 대처할 수 있는 안전망을 제공한다. 동시에 결혼은 가족 구성원에 대한 책임과 구속을 동반한다는 점에서 심리·경제적 부담과 억압으로 작동하기도 한다. 과거 여성의 교육과 소득 기회를 제한하던 가부장제적 사회경제 질서 하에서 여성에게 결혼은 삶의 유일한 대안으로서 받아들여졌다. 남성에게도 가족의 생계를 책임지우는 ‘생계부양자’로서의 역할을 떠맡겼다. 그러나 결혼을 무조건적으로 성인의 정체성의 구성 요소로 규정하는 사회적 규범과 개인의 가치관이 약해짐에 따라, 전통적인 가족 테두리 안에서의 역할에서 벗어나 자유롭게 살고 싶다는 욕구를 실천하는 사람들이 많아지고 있다. 결혼은 개인이 당연하게 경험하는 삶의 자연스러운 경로라기보다는, 더 나은 삶의 조건과 기회를 제공할 것이 보장될 때에만 선택하는 것이 되었다.

한 개인의 결혼 결정에 여러 가지 요인이 복합적인 영향을 미치고 있다. 기존 논의들은 가장 중요한 요인으로 개인적인 차원의 가치관의 변화와 결혼을 위한 사회경제적 조건의 변화를 들고 있다. 우선 가치관 차원에서 결혼을 반드시 거쳐야 할 성인기 사건으로 여기는 사람들이 점차 감소하고 있다. 여성은 남성보다 결혼을 성인기의 중요한 통과의례적 경험으로 큰 가치를 부여하지 않는 경향이 강해졌다. 여권의 신장과 여성의 경제적 기회의 확대는 여성의 생계가 결혼을 통해서만 보장되던 가부장적 관념과 가치관을 퇴색시켰다. 그러나 결혼은 장기적인 계약관계를 기반으로 제도적 혜택을 누리는 동시에 어느 정도 심리적·경제적 안정을 추구할 수 있다는 점에서 많은 사람들이 결혼을 선택하고 있다. 결혼을 ‘선택’으로 받아들인다는 것은 본인에게 ‘유리’한 경우에는 적극적으로 할 수 있다는 것이지만 무조건적으로 거부하는 것은 아님을 의미한다. 이러한 점에서 최근의 급격한 미

혼비율의 상승은 결혼 가치관이 근본적으로 변화하여 결혼을 영원히 기피하기 보다는 결혼에서 누릴 수 있는 혜택을 최적화하기 위한 탐색에 시간을 많이 할애하는 개인이 많아졌음을 반영하는 듯하다. 생애 적어도 한 번 결혼이라는 사건을 경험하지 않을 가능성은 극히 적을 것이기 때문에 아직까지는 결혼 여부보다는 결혼 시기에 더 많은 관심이 부여되고 있다.

최근 주목할만한 현상은 남성의 결혼 가치관의 변화가 여성보다 급격하게 이루어지고 있다는 것이다. 보건복지부가 제2차 저출산고령사회기본계획 수립을 위해 실시한 <전국 결혼 및 출산 동향 조사>⁹⁾에 의하면 미혼남녀의 비혼화만혼화 경향이 점점 심화되고 있다. 미혼남녀 가운데 결혼의향이 있다고 응답한 사람의 비중이 2005년에 비해 2009년에 감소되었다. 2005년 미혼 남성의 82.5%가 결혼의향이 있다고 응답한 데 비해 2009년에는 75.5%로 감소했고, 미혼 여성은 2005년 73.8%에서 2009년 73.1%로 큰 변화를 보이지 않았다. 미혼남성의 결혼의향이 여성에 비해 아직까지 높은 수준이나, 여성에 비해 남성들의 결혼 의향이 더욱 급감하여 남녀가 수렴하고 있는 현상이 주목할만하다. 결혼계획 연령이 더 늦추어지는 경향도 뚜렷이 나타나고 있다. 2005년 미혼남성은 평균 31.8세에 결혼을 계획한다고 응답했는데 2009년에는 32.1세라고 응답했다. 여성도 마찬가지로 2005년에는 29.7세라고 응답했지만 2009년에는 30.6세라고 응답했다. 그러나 미혼의 경우 반드시 결혼을 해야 한다고 응답한 비율이 20.3%로서 기혼자보다 높았으며, 하지 않는 것이 낫다고 응답한 비율은 2.6%에 불과했다¹⁰⁾.

우리나라 여성의 결혼 이행에 관한 역사적 추이는 해당 연령대 미혼율 비중의 변화와 초혼 연령의 변화로 나누어 볼 수 있다. <표 IV-1>에서 보듯이, 각 연령대별로 과거보다 최근에 미혼으로 남아있는 비중이 증가해왔다. 가장 두드러진 변화를 보이는 연령대는 25~29세로 과거 결혼 적령기로 간주되던 시기에서 결혼 지연이 눈에 띄게 증가했다. 초혼 연령 또한 점점 늦어지고 있는데, <표 IV-2>에서 보듯이 2008년 현재 남녀 평균 초혼 연령

9) 전국 단위 조사로서 10,211가구 내 거주하는 20~44세 미혼남녀 3,314명, 기혼여성 3,585명을 대상으로 2009.06.01-07.19 동안 조사원의 면접조사를 통해 실시되었다.

10) ‘고용불안에 결혼 늦어진다’, 경향신문 2009년 12월 10일자

은 남성 31.4세, 여성 28.3세로 약 30년 동안 남녀 모두 5세 정도 상승했다.

〈표 IV-1〉 미혼율 추이

(단위 : %)

여성	1970년(A)	1975년	1980년	1985년	1990년	1995년	2000년	2005년(B)	BA(%p)
15~19세	97.1	97.4	98.2	99.1	99.5	99.2	99.3	99.6	2.5
20~24세	57.2	62.5	66.1	72.1	80.5	83.3	89.1	93.7	36.5
25~29세	9.7	11.8	14.1	18.4	22.1	29.6	40.1	59.1	49.4
30~34세	1.4	2.1	2.7	4.2	4.3	6.7	10.7	19.0	17.6
35~39세	0.4	0.7	1.0	1.6	2.4	3.3	4.3	7.6	7.2
40~44세	0.2	0.3	0.5	0.7	1.1	1.9	2.6	3.6	3.4
45~49세	0	0.2	0.3	0.4	0.6	1.0	1.7	2.4	2.4

자료 : 통계청, Kosis

<표 IV-2> 성별 평균 초혼연령

(단위 : 세)

연도	남자	여자	차이
1981년(A)	26.4	23.0	3.2
1985년	27.0	24.1	2.9
1990년	27.8	24.8	3.0
1991년	27.9	24.8	3.1
1992년	28.0	24.9	3.1
1993년	28.1	25.0	3.1
1994년	28.2	25.1	3.1
1995년	28.4	25.3	3.0
1996년	28.4	25.5	3.0
1997년	28.6	25.7	2.9
1998년	28.8	26.0	2.8
1999년	29.1	26.3	2.8
2000년	29.3	26.5	2.8
2001년	29.6	26.8	2.8
2002년	29.8	27.0	2.8
2003년	30.1	27.3	2.9
2004년	30.5	27.5	3.0
2005년	30.9	27.7	3.2
2006년	31.0	27.8	3.2
2007년	31.1	28.1	3.0
2008년 (B)	31.4	28.3	3.1
차이(B-A)	5.0	5.1	-

자료 : 통계청, Kosis

다음 <표 IV-3>에서는 조결혼율의 국제 비교를 제시하고 있다. 우리나라는 국제적 기준에 의하면 조결혼율이 그다지 낮지 않은 편에 속한다. 또한 지난 40여년 동안 조결혼율의 감소폭도 다른 나라에 비해 그다지 크지 않다. 남녀의 혼전 동거가 허용되지 않는 사회 규범이 존재하기 때문에 다른 나라보다 조결혼율이 높지 않나 짐작된다. 그럼에도 불구하고 최근 높은 미

혼비중에 대한 우려가 높아지고 있는 것은 외환위기 이후 미혼자가 급증했을 가능성 때문인 것으로 판단된다. 지난 40여년이 아닌 10년 사이의 변화를 국제적으로 비교한다면, 한국의 조결혼율의 감소폭이 다른 국가들보다 컸을 수도 있다. 그러나 <표 IV-4>에서 제시되어 있듯이, 2003년 현재 우리나라의 남녀 초혼 연령은 다른 국가에 비해 비교적 높은 편이다. 높은 초혼 연령이 출산에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다고 볼 때, 우리나라의 저출산 문제가 높은 초혼 연령과 어느 정도 상관 관계에 있음을 보여준다고 하겠다.

<표 IV-3> 조결혼율¹¹⁾의 1970~2007 변화 국제 비교

	1970	2006/2007
United States	10.60	7.40
Latvia	10.17	6.80
Japan	10.00	5.80
Lithuania	9.53	6.83
Netherlands	9.48	4.49
Portugal	9.38	4.37
Hungary	9.35	4.06
Czech Rep	9.19	5.53
New Zealand	9.23	5.10
Korea	9.20	7.00
Estonia	9.08	5.23
Finland	8.84	5.58
Poland	8.62	6.52
Bulgaria	8.61	3.87
United Kingdom	8.47	5.23
Slovenia	8.28	3.17
OECD-29	8.10	5.10
Slovak Rep	7.94	5.08

11) 조결혼율은 인구 천명당 결혼건수를 의미한다.

EU27	7.87	4.88
Malta	7.85	6.06
Iceland	7.78	5.53
France	7.75	4.19
Greece	7.67	5.16
Belgium	7.60	4.28
Norway	7.58	4.98
Switzerland	7.55	5.34
Australia	7.50	5.40
Germany	7.40	4.48
Denmark	7.38	6.70
Spain	7.32	4.61
Italy	7.35	4.21
Austria	7.07	4.33
Ireland	7.04	5.13
Luxembourg	6.36	4.10
Sweden	5.38	5.24
Mexico		5.60
Canada		4.70
Turkey		8.91

주 : OECD Family Database Base.

Canada와 Mexico는 2004년, Turkey 와, Denmark and Ireland를 제외한 EU는 2005년, Denmark, Iceland, Ireland, New Zealand, the US는 2006년 자료임.

〈표 IV-4〉 2003년 초혼 연령의 국제 비교

	Men	Women
Sweden	32.4	30.0
Iceland	32.0	30.1
Denmark	31.8	29.7
Norway	31.1	28.6
Greece	30.6	26.9
Netherlands	30.3	27.9
Germany	30.2	27.6
Switzerland	30.2	27.9
Korea	30.1	27.3
Finland	29.9	28.0
Italy	29.9	27.0
France	29.9	27.8
Luxembourg	29.8	27.4
Spain	29.8	27.9
Slovenia	29.6	27.1
Canada	29.6	27.6
Austria	29.4	27.0
United Kingdom	29.2	27.1
Belgium	28.8	26.7
Malta	28.5	26.0
Hungary	28.1	25.4
Czech Rep	28.0	25.2
Ireland	27.8	27.3
Bulgaria	27.8	24.4
Estonia	27.6	25.0
Portugal	27.5	25.7
Slovakia	27.2	24.5
Romania	27.1	23.7
Poland	26.6	24.3
Latvia	26.4	24.4
Lithuania	26.2	24.0

주: 1 Data refer to: 1999 for Ireland; 2000 for Italy and the UK; 2002 for Austria, Cyprus, Estonia, Finland, France, Greece, and Spain.

미혼율과 초혼 연령 상승의 원인에는 여러 가지가 있을 수 있다. 우선 지난 30여년 동안 평균 교육년수가 증가했다. 교육에 할애하는 시간이 길어진 만큼 초혼 연령이 늦어졌다. 교육년수가 증가한 것과 불가분의 관계에 있겠지만 결혼 가치관 자체의 변화도 결혼 시기의 지연과 상관 관계가 있다. <표 IV-5>에 제시된 우리나라 남녀의 결혼에 대한 의향 조사를 보면 미혼 남녀 모두 결혼을 ‘반드시 해야 한다’ 고 생각했던 사람의 비중이 1998년과 2008년 사이 감소했다. ‘하지 않는 것이 좋다’ 라고 생각하는 사람의 비중도 약간 증가했다. 반드시 해야 한다거나 하는 것이 좋다고 생각하는 사람의 비중이 여성보다 남성에게서 훨씬 높다. 그러나 ‘해도 좋고 안 해도 좋다’ 고 생각하는 남성이 여성에 비해 1998~2008년 사이 급격하게 증가한 것을 보면, 결혼에 대한 자유주의적 성향을 지니는 남성들이 점차 증가할 것임을 시사한다.

<표 IV-5> 미혼의 결혼에 대한 견해

연도		반드시 해야 한다	하는 것이 좋다	해도 좋고 안해도 좋다	하지 않는 것이 좋다	하지 말아야 한다	잘 모르겠다
1998	남자	26.6	46.6	23.0	0.6	0.2	3.1
2002		23.6	49.8	23.1	0.6	0.2	2.7
2006		22.8	46.8	25.5	0.8	0.4	3.8
2008		19.1	45.6	30.0	2.2	0.6	2.4
1998	여자	12.7	38.7	43.3	1.7	0.2	3.3
2002		10.0	39.9	44.9	2.1	0.3	2.9
2006		11.5	41.1	41.8	1.7	0.3	3.6
2008		9.8	36.7	46.8	3.5	0.5	2.7

자료 : 통계청 Kosis, 사회조사, 15세 이상 인구

또한 ‘남녀가 결혼을 하지 않아도 함께 살 수 있다’ 라는 질문에 대해 미혼 남성은 여성에 비해 동의하는 비중이 높았다. 여성에게만 더욱 엄격하게 적용되는 정절 이데올로기라는 이중 규범 때문에 여성은 상대적으로 결혼이라는 제도 안에서 남성과의 친밀한 관계를 유지하고자 하기 때문일 것으로 생각된다. 반면 남성은 결혼을 위한 경제적 조건이 충족되지 않았을 경우 친밀한 관계를 동거의 형식으로 대체할 의향이 존재함을 알 수 있다.

〈표 IV-6〉 동거에 대한 견해

혼인상 태와 성별	2008						
	계	동의	전적으로 동의	약간 동의	반대	약간 반대	전적으로 반대
미혼	100.0	59.1	8.9	50.3	40.9	26.7	14.2
- 남자	100.0	64.2	10.7	53.6	35.8	24.2	11.5
- 여자	100.0	52.9	6.7	46.2	47.1	29.7	17.5
유배우	100.0	36.9	4.2	32.7	63.1	30.4	32.7
- 남자	100.0	37.8	4.6	33.2	62.2	29.7	32.5
- 여자	100.0	35.9	3.8	32.1	64.1	31.1	32.9

자료 : 통계청 KOSIS, 사회조사, 15세 이상 인구

그렇다면 미혼남녀가 아직까지 결혼하지 않은 이유는 무엇일까? 30세 이상 미혼 남성은 소득부족(14.3%), 실업/고용불안정(13.9%) 등 경제적 이유를 들었고, 여성은 결혼시기를 놓쳐(17.6%), 마땅한 사람이 없어서(15.8%) 등 비경제적 이유를 주로 지목했다. 남성들은 생계부양자로서의 준비 상태가 결혼을 위한 전제 조건이라고 생각하는 반면, 여성들은 결혼 적정 연령을 넘을 경우 결혼 상대를 구하기 쉽지 않은 상황을 드러낸다.

〈표 IV-7〉 미혼남녀의 아직까지 결혼 하지 않은 이유

아직까지 결혼하지 않은 이유	25세이상		30세이상		35세이상	
	남	여	남	여	남	여
마땅한 사람이 없어서	9.1	10.7	12.1	15.8	9.7	20.0
소득부족	13.8	7.6	14.3	8.5	10.7	9.2
집이 마련되지 않아서	5.7	3.9	5.9	2.6	4.4	-
결혼비용이 마련되지 않아서	7.3	9.5	5.7	5.5	3.4	3.3
결혼생활의 비용이 부담돼서	6.4	6.1	7.1	4.4	7.3	4.2
실업고용불안정	14.0	5.9	13.9	4.4	17.5	5.0
직장불이익	3.2	6.7	3.8	4.4	2.9	3.3
이른 나이	14.2	11.1	6.1	2.9	4.4	1.7
결혼제도 부담	1.0	3.4	0.6	4.0	0.5	4.2
자아성취	8.5	10.2	5.9	7.0	4.4	5.8
결혼시기를 놓쳐서	5.8	6.8	11.3	17.6	19.9	26.7
결혼생각이 없어서	2.0	5.3	1.4	7.0	1.0	7.5
상대방에 구속되기 싫어서	3.2	7.2	4.4	10.7	6.8	5.8
기타	5.8	5.4	7.5	5.1	7.3	3.3
전체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
계	1,051	792	492	271	206	120

자료 : 한국보건사회연구원, 2009 결혼 및 출산동향조사

2) 결혼 이행에 관한 기존 연구

국내 연구들은 크게 가치관의 변화와 교육 수준이 결혼에 미치는 영향에 초점을 맞추거나, 결혼의 기회비용 상승이 결혼에 미치는 영향, 결혼을 위한 경제적 준비 상태인 취업 여부와 결혼의 관계, 그리고 사회경제적 환경의 변화, 특히 외환위기를 전후한 사회경제적 구조의 변화가 미혼율 증가에 미친 영향에 관심을 두었다.

우선 교육은 결혼 시기를 늦춘다는 것을 여러 연구들은 지적하고 있다.

그 가운데 우해봉(2009)은 노동패널자료를 사용하여 교육이 초혼 형성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과는 남녀 모두 최근 출생한 코호트에 속할수록 미혼의 비중이 상대적으로 높게 나타나고 있었고 이러한 격차는 남성의 경우에 더욱 뚜렷하게 관측되었다. 또한 1970년 이전에 출생한 코호트의 경우 대체로 남녀 모두 교육수준이 높은 개인들은 초기에는 결혼을 하는 비율이 낮지만 연령이 증가함에 따라 상대적으로 빠른 속도로 결혼을 함으로써 교육으로 인해 연기한 결혼을 따라잡기하는 것으로 나타났다. 그러나 1970년 이후에 출생한 코호트 가운데 고학력 여성에게서는 이러한 따라잡기 현상이 발견되지 않았다. 즉 최근 출생한 고학력 여성은 교육으로 인해 결혼을 미룬 경우, 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 더욱 높아졌다는 것이다.

두 번째로 결혼을 통해 효용극대화를 이루려는 개인의 합리적 선택이라는 측면에서 결혼의 기회비용이 결혼에 미치는 영향에 관심을 둔다. 조병구 외(2007)은 결혼 결정에 대해 서치모형에 입각해 영향 요인들을 살펴보았다. 서치모형에 의하면 결혼 주체는 배우자 후보군에서 배우자를 확률적 추출 과정을 통해 선택하는데, 배우자의 임금이 높을수록 결혼을 통해 경제주체의 효용이 증가할 것이다. 결혼 결정은 결혼이 주는 효용이 자신의 유보임금보다 높을 때 이루어진다. 유보임금에 영향을 미치는 요인은 연령, 교육, 지역, 평균 교육연수, 고용안정성, 남성의 평균임금 및 임금 편차로 측정한다. 미혼으로 남아있을 때의 효용 또한 유보임금에 영향을 미치므로 여성 자신의 임금, 가구소득을 영향 요인으로 파악한다. 결혼할만한 배우자군으로 표현되는 결혼시장의 조건 또한 결혼 결정에 영향을 미친다고 보고 남녀 성비를 구성할 때 취업 남성의 수, 상용직 근로 남성의 수를 변수로 사용하였다. 이와 같은 변수들을 고려하여 1993년부터 2005년에 이르기까지 결혼 이행을 1993~2005년도까지 각 연도의 경제활동인구조사 자료를 사용하여 22~34세 여성을 대상으로 분석했다. 분석 결과, 남성의 실질임금률 상승은 여성의 결혼확률을 크게 높이는 반면 여성의 실질임금률 상승은 여성의 결혼확률을 현저하게 감소시킨다. 교육비와 전세비용지수는 결혼확률

을 낮췄다. 이러한 요인들을 통제하면 연도가 증가할수록 결혼 확률은 증가하고 있었다. 그러나 외환위기 이후 결혼율은 크게 감소했다. 이들은 1993년에서 2005년에 걸쳐 일어난 결혼 확률 감소가 결혼할만한 남성의 수가 감소해서라기보다는 상당 부분 여성의 교육수준 증가 및 임금을 상승 등 결혼으로 인한 기회비용에 직결되는 요인과 교육비와 같이 자녀비용에 관련된 요인에 의한 것으로 결론내리고 있다. 이러한 결론은 여성은 직장경험에 의한 노동시장에서의 수익이 늘어나면 결혼과 출산을 연기 혹은 단념한다는 Caucutt et al. (2002)이 분석한 서구의 경험과 일치한다.

세번째로 결혼의 중요한 조건은 독립된 생계를 꾸리기 위한 경제적 자원, 즉 취업이다. 결혼 시기의 지연은 결혼을 하기 위한 사회경제적 조건의 마련에서 과거보다 더 오랜 기간이 소요되고 있기 때문이다. 열망하는 안정적인 직장을 갖기 위해 교육과 취업 준비에 소요되는 기간이 길어졌다. 결혼을 위해서는 안정적인 일자리가 필수적이지만 청년층 앞에 놓여 있는 노동시장의 전망의 불확실성은 청년들이 친밀한 애정관계를 거쳐 결혼으로 이를 가능성을 제약하고 있다. 따라서 최근의 결혼율의 저하는 청년 실업률의 상승과 불안정 고용에서 비롯되었다는 견해가 우세한 편이다. 특히 남성생계부양자 모델이 지배적인 사회에서 청년 실업은 부양자로서 ‘준비된’ 남성 풀을 좁히고 있다. 남성생계부양자 모델이 관념적으로나 현실적으로 지배적인 경제 체제에서 남성의 취업 지연과 불안정 고용은 남성을 ‘결혼할만한 배우자’가 되지 못하도록 방해하고 있는 것이다.

서구에서도 남성들이 ‘결혼할만한 조건 (marriageable)’이 충족되지 못하는 것이 남성의 결혼을 지연시키고, 따라서 여성의 결혼도 지연시키는 원인이 되고 있음이 밝혀진 바 있다. Wilson(1987)은 1970년대 이후 흑인의 급속한 혼인율 감소가 흑인 남성들의 일자리 안정성에 원인이 있음을 밝혔다. Oppenheimer et al.(1997)은 미국의 패널자료를 이용하여 남성들이 자신의 경력이 안정된 궤도에 오를 때까지 결혼을 미룸으로써 결혼시기가 늦어진다고 설명한다.

은기수 (1995)는 1983년 전국인구이동조사 자료 중 개인사자료를 사용

하여 한국인 남녀가 결혼으로 이행해 나갈 때 결혼에 관한 규범 중 연령규범과 순서규범에 의해 어떻게 영향을 받는지를 보고자 했다. 연령규범은 결혼적령기라는 개념으로 표현되고 순서규범은 결혼에 이르기 위해서는 어떤 생애 과정을 밟아야 하고 어떤 조건을 충족시켜야 하는지를 나타내는 것으로 상정했다. 그는 남자의 경우 결혼적령기가 지나도 결혼하기 전에 안정된 직업을 확보해야 한다는 의미의 순서규범이 큰 영향력을 발휘했지만, 여자의 경우에는 결혼 직전 경제활동상태에 관계없이 연령규범에 더 큰 영향을 받았다고 한다. 여자는 결혼 직전에 실업상태로 있거나 가사를 돌보고 있는 경우에도 취업 상태에 있는 경우에 비해 결혼으로 진입하는데 있어 불리함을 경험하지 않는 것으로 나타났다. 남성은 실업상태에 있는 경우에 결혼으로 이행이 어려움이 있었지만 여성에게 취업 여부는 결혼으로 이행하는 데 중요한 변수가 되지 않았던 것이다.

은기수 (1999)는 후속 연구에서 같은 자료를 사용하여 결혼 전의 생애과정이 결혼시기에 어떻게 영향을 미치는지를 이산시간 사건사분석을 통해 밝히고 있다. 생애과정은 교육, 직장, 군대, 결혼, 출산 등과 같은 주요한 생애사건의 연결로 표시된 생애사건연쇄이다. 그는 남자의 경우, 상당히 먼 과거의 생애과정도 결혼시기에 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 여자의 경우에는 가까운 과거의 생애과정만이 결혼시기에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 여자의 경우 취업 기간에 따라 결혼시기에 미치는 영향이 다르게 나타났다. 은기수(1995, 1999)의 연구는 20여 년 전의 자료에 기반하여 결혼 전 생애과정, 즉 취업과 결혼 이행에 관하여 분석하고 있기 때문에, 변화된 사회경제적 환경 하에서 개인의 노동시장참여 이력과 결혼 이행에 어떻게 영향을 미치는지 밝히지 못하고 있다.

반면 현성민 (2009)은 결혼연기의 원인을 규명하기 위해 1995년, 2000년, 2005년 세 시점에서 『인구주택총조사』 2% 원자료를 이용해 20~44세의 남녀를 분석했다. 세 시점에서의 분석결과 남성의 경우 교육수준, 취업여부와 같은 경제적 자원이 결혼 여부에 매우 긍정적인 영향을 미친 반면, 여성의 경우 대학교 이상의 높은 교육수준과 취업이 결혼 여부에 불리

하게 작용하였다. IMF 경제위기 후 남성에게서 경제적 자원의 질적인 측면이 중요해지고 있으며 또한 경제위기 이후 초등학교 이하의 저학력층의 경우 남녀 모두 결혼으로 이행이 갈수록 어려워지고 있었다. 이와 같은 결과는 경제적 자원이 많은 남성일수록 결혼가능성이 높은 반면, 여성의 경우 경제적 자원은 결혼 가능성을 낮아지게 한다는 전통적 가설을 지지하는 것이었다. 또한 결혼 시장이 경제적 자원에 따라 양극화되고 있으며, 직업안정성과 같은 경제적 자원의 질적 측면이 향후 더 중요해질 수 있음을 시사하고 있다.

김경화 (2004)는 대졸 미혼 여성들의 노동시장 경험이 어떻게 결혼가치관과 결혼 행위에 영향을 미치는지 심층면접기법을 사용한 질적 연구를 수행했다. 대구에서 4년제 대학을 졸업하고 비정규노동에 종사하고 있는 미혼 여성 23명을 인터뷰했다. 조사대상 여성들은 결혼에 대해서 선택적이거나 지연시킬 수 있는 것으로 생각하는 소극적 입장(7명)과 결혼을 반드시 하려고 생각하는 적극적인 입장(16명)으로 구분할 수 있는데, 결혼에 대해 소극적인 태도를 보이는 여성들은 취업을 준비하고 있거나 결혼에 대해 무관심했다. 적극적으로 주변부 노동시장을 벗어나기 위해 시험을 준비하는 여성들은 결혼을 연기하고 있었고, 비정규노동자로서의 지위를 수용하며 적응하고 있는 여성들은 결혼에 대해 보다 적극적인 경향을 나타냈다. 이들은 자신들이 노동시장에서 경험하고 있는 저임금과 고용불안정성 등으로 오히려 결혼생활에 기대를 걸고 결혼을 적극적으로 하려고 한다. 결혼에 대한 기대가 있기 때문에 비정규노동에 대해 보다 수용적인 태도를 가진다. 결혼과 동시에 일을 중단할 가능성이 높고, 일을 계속하더라도 직장과 집안일 사이 갈등이 존재할 것을 예상하고 있는 이들은 계약직이나 시간제 비정규노동을 결혼생활과 병행이 가능한 적절한 방식이라고 생각하는 것이다. 여성에게 취업이라는 것이 결혼을 지연시키기도 하지만, 일자리의 질에 따라 결혼 이행 양상이 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

이러한 연구들은 취업 및 노동시장 경력과 결혼의 연관관계를 밝히려고 시도하였으나, 주로 결혼 시점이나 직전 취업 여부에 한정짓고 있어, 청년층

일자리의 불안정화와 장기적 안정성이 결혼 여부 및 시기에 미치는 영향에 대해서는 밝혀진 바가 없다. 따라서 본 연구에서는 노동시장참여 이력이 결혼 이행에 미치는 영향에 초점을 맞추고, 코호트별로 나타난 차별적인 영향을 밝히고자 한다.

3) 결혼으로의 이행 실증 분석

본 연구는 노동시장경력이 초혼 형성에 미치는 영향에 관한 분석의 경우 단순히 초혼의 발생 ‘여부’ 뿐만 아니라 초혼이 발생한 ‘시점’을 분석하는 것이 중요하므로 생존분석 모형을 추정한다. 특히 결혼 이행에서 초혼 해저드가 연령의 경과와 함께 비비례적으로(nonproportional) 변하도록 함으로써 노동시장경력이 단순히 결혼의 연기로 이어지는지 아니면 연령의 경과에 따라 기준선 해저드 자체를 변화시키는지 살펴본다. 또한 노동시장경력이 초혼 형성에 미치는 영향이 코호트별로 어떻게 차별적으로 나타나는가를 분석한다.

특히 노동시장이력이 결혼 이행에 미치는 영향을 코호트별로 분석하는데 초점을 맞추고자 한다. 사회변동을 동일한 시기동안 특정 경험을 공유하는 사람들인 ‘코호트’의 대체 또는 승계¹⁾로 파악하는 이론(Alwin & McCammon, 2003)에서는 특정 코호트에 속한 사람들은 사회적 역사적 사건들을 함께 경험하며 특정 시기에 그 사회가 제공하는 기회와 제약을 공유한다고 본다. 또한 같은 코호트에 속한 사람은 역사적 사회적 경험을 공유하기 때문에 이것이 그 코호트에 독특한 가치체계를 형성하게 만들 수 있고 이상과 같은 과정이 반복되면서 사회는 점차 변화해 간다. 따라서 코호트별로 비슷한 사회경제적 기회와 제약이 어떻게 결혼 이행에 영향을 미치는지 파악하는 것은 노동시장구조 변화와 가족 형성이라는 거대한 사회변동의 방향과 흐름을 이해하는 데 도움이 될 수 있다.

본 연구에서는 출생 코호트를 1970년대 이후에 출생한 코호트와 그 이전

에 출생한 코호트로 구분했다. 이러한 구분에는 1970년 이후에 출생한 코호트의 상당수가 1997년 경제 위기 이후에 노동시장에 진입하였다는 점에서 결혼 패턴과 관련하여 그 이전 출생 코호트들과는 일정 수준 차이를 보일 수 있다는 점이 고려되었다. 다음에 제시할 기술 분석도 1970년 이후와 이전 출생자들 간에 결혼 행위에서 차이가 있었음을 보여주고 있다.

모형은 이산형 생존분석 (discrete-time survival analysis)을 사용하며 개인-기간 (person-period)자료를 구축하여 추정했다. 기간(duration)의 측정은 개인이 18세에 도달한 시점부터 시작하여 측정의 종료는 18세 이후에 초혼을 한 사람은 초혼이 이루어진 연령으로, 관측이 종료될 때까지 초혼을 하지 않을 경우에는 관측된 시점에서의 연령 혹은 초혼 행위가 완료되는 연령으로 상정한 41세 중 선행하는 연령으로 관측한다. 자료를 개인-기간(person-period)로 구축한 후 이항변수의 분석에 사용하는 로그-로그 모형을 적용하였다.

자료는 한국노동패널을 사용했다. 분석 대상자들은 가장 최근의 조사 시점인 2008년 기준으로 만 연령이 18세 이상인 개인들이다. 결혼 시기에 영향을 미치는 예측변수들로는 교육수준, 출생 코호트, 유년기 성장지, 종교, 부모의 교육수준, 현재 재학 상태이거나 군대에 있음, 노동시장 이력을 포함한다. 유년기 성장지와 종교 유무는 결혼과 관련하여 개인들의 가치관 형성에 기여할 수 있다. 유년기 성장지는 더미 변수로 광역시 거주자와 비광역시 거주자를 구분했다. 광역시에서 성장한 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 결혼에 대한 근대적 가치관의 영향을 받아 결혼 해저드가 유의하게 낮을 것이다. 종교가 있는 사람도 그렇지 않은 사람에 비해 결혼을 보다 정상적인 삶의 경로로 인식해 그로부터 이탈하지 않고자 하는 성향이 강할 것으로 예측할 수 있다. 마지막으로 부모의 교육수준은 범주형 변수로 고졸 미만(준거범주), 고졸, 전문대 이상의 범주로 구분했다. 부모의 교육은 아버지의 교육수준을 우선으로 하며, 아버지의 정보가 결측되었을 경우 어머니의 정보를 대체 사용했다. 교육 수준이 높은 부모는 그렇지 않은 부모보다, 결혼에 대한 근대적 가치관을 전승하거나 자녀에 대한 높은 교육과 직업적 성취에

대한 기대를 갖을 가능성이 높으므로 결혼을 강제하지 않을 것이다. 이러한 효과는 남성에게서보다 여성에게서 더 두드러지게 나타날 것이라 예측할 수 있다.

본 연구는 일자리 안정성과 지속성을 노동시장 통합의 정도와 지표로 삼는다. 일자리 안정성과 지속성이 결혼 시기에 미친 영향을 분석하기 위해 4가지 변수를 다음과 같이 구축했다.

(1) 결혼 시점에서의 현재 취업상태 여부를 나타내는 더미 변수 : 현재 취업 상태에 있음은 남성에게는 결혼을 위한 준비된 조건을 의미하므로 결혼 해저드를 높일 것이다. 반대로 여성의 경우 비취업 상태가 낮은 직업적 성취에 대한 기대나 포기를 의미해 결혼 해저드를 높일 것이다.

(2) 결혼 시점에서의 현재 일자리 안정성을 나타내는 더미 변수 (1:정규직¹²⁾, 0: 그 외) : 남성에게 정규직 여부는 결혼 해저드에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않을 것인데, 일자리의 안정성보다는 취업 상태 여부가 더 중요할 것이라 판단된다. 반면 여성에게 정규직 일자리는 결혼의 기회비용을 높여 결혼 해저드를 낮출 것이라 예측할 수도 있다.

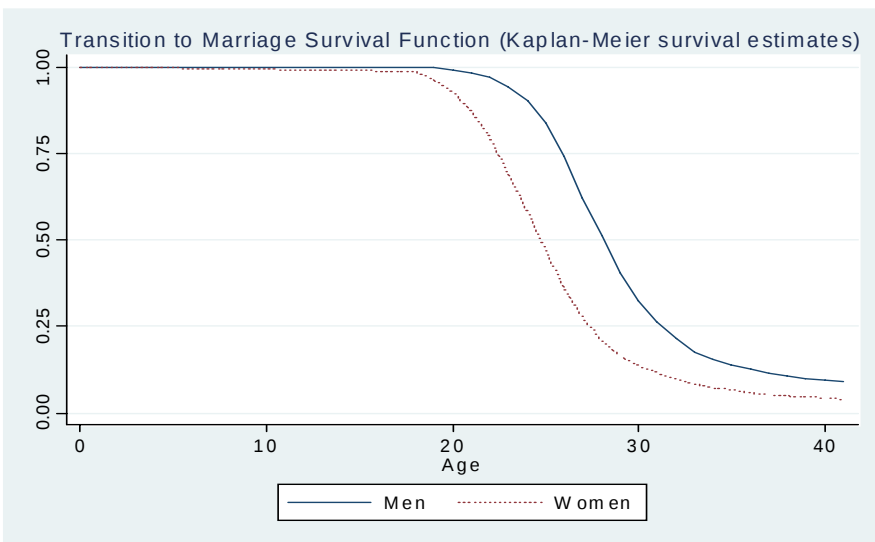
(3) 지난 3년 동안 무직 기간이 1년 이상 더미 : 장기 무직은 남녀 모두의 결혼 해저드를 낮출 것이라 예상된다. 여성에게 장기무직은 경력을 포기·단념함으로써 결혼 해저드를 높일 가능성도 있는 반면, 남성과 마찬가지로 결혼 준비 상태가 되어 있지 않음을 의미하여 결혼 해저드를 낮출 가능성도 있다. 특히 여성의 경우 장기무직의 부정적 효과는 성역할 분리가 약화된 최근 코호트에서 더 강하게 나타날 것이다.

(4) 지난 3년 동안 정규직으로 일한 기간이 2년 이상 더미: 정규직 근속 기간은 남성의 결혼 해저드를 높일 것이다. 여성의 경우 정규직 근속 기간이 길다는 것은 안정된 정규직 커리어를 쌓기 위해 그만큼 경력에 몰입하고 있음을 의미하기 때문에 결혼 해저드를 낮출 것이라 예상할 수 있다.

12) 자료에서 정규직 변수가 미성인 경우 종사상 지위가 상용직인 경우 정규직이라고 가정하였다.

기술 분석

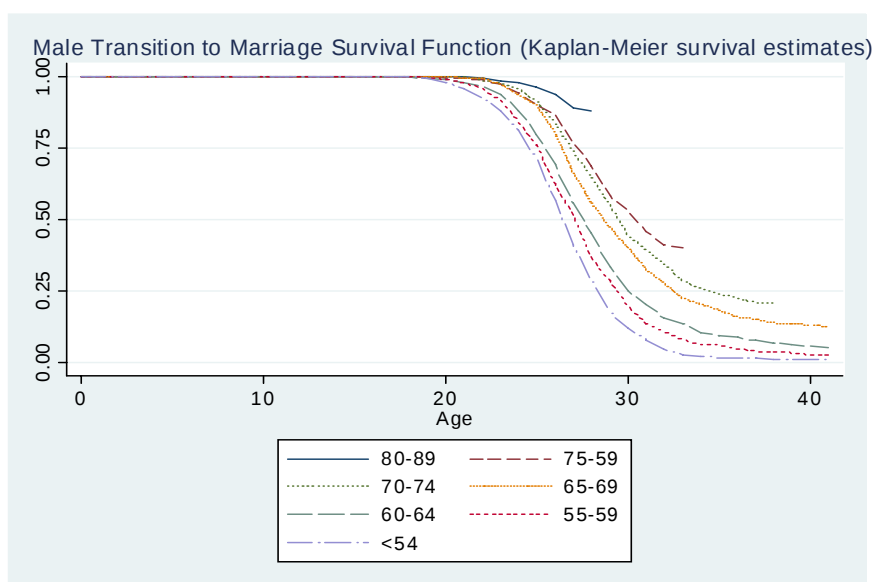
[그림 IV-2]는 특정 연령에서 남녀 각각 미혼으로 남아 있을 비중을 보여준다. 세로축에 있는 0.50이 전체 남성 인구 중 50%라고 이해하면 그 50%에 대응되는 가로축의 연령은 대략 29세인데, 대략 29세에서 50%의 남성이 미혼으로 남아 있음을 보여준다. 반면 여성 가운데 50%가 대략 25세에 미혼으로 남아 있을 가능성이 있음을 나타내고 있다. 그래프가 가파르게 떨어지고 있는 구간이 바로 남녀가 미혼 상태를 탈피하는 비중이 급격히 증가하고 있음을 의미하는데, 남자는 20대 중후반, 여자는 20대 초반에 초혼이 활발히 이루어지고 있음을 보여준다.



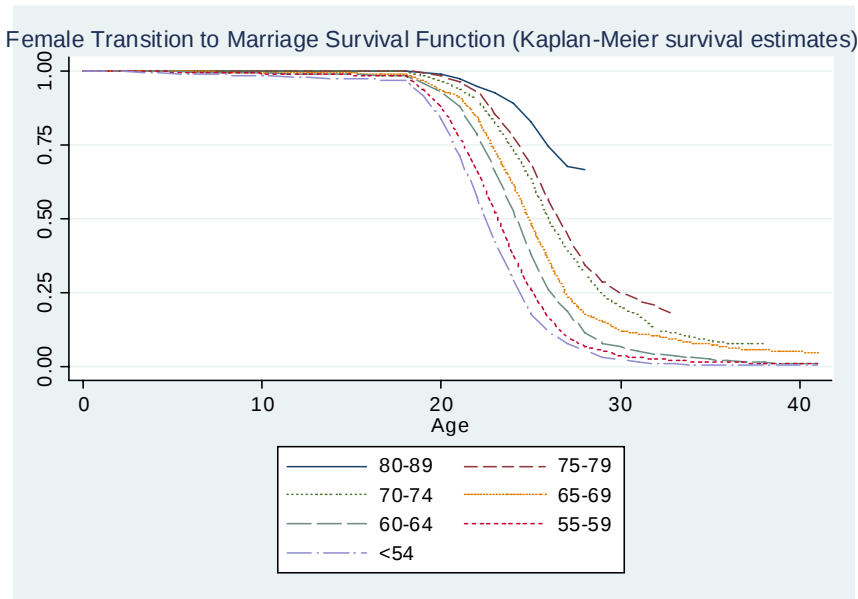
[그림 IV-2] 결혼 이행 생존 함수 (Kaplan-Meier survival estimates)

[그림 IV-3]과 [그림 IV-4]는 남녀 각각 출생 코호트별로 나누어 결혼 이행 생존 함수를 보여주고 있다. 코호트는 1954년 이전 생(50세 이전), 1955~1959년생 (51~55세), 1960~1964년생 (46~50세), 1965~1969년생 (41~45세), 1970~1974년생 (36~40세), 1975~1979년생

(31~35세), 1980~1989년생 (21~30세)로 나누었다. 앞의 그래프와 같은 방식으로 해석하면, 각 코호트별로 75%의 남녀가 결혼을 하게 될 연령이 최근 코호트, 즉 최근에 출생한 자일수록 늦어지고 있음을 보여주고 있다. 특히 [그림 IV-3]이 제시하듯이, 1965년 이후와 이전 출생자 남성 그래프 간의 간격이 벌어져 있어 이 두 집단 간 초혼 시기에 급격한 조정이 있었음을 알 수 있다. [그림 IV-4]가 제시하듯이, 여성의 경우도 주목할 만한 사실은 1970년 이후와 이전 출생자 간에 결혼 시기의 지연이 급격하게 진행되었다는 사실이다. 남성이 여성보다 군대와 결혼 연령차로 인해 결혼 적령기가 늦다는 점을 고려하면 남녀 모두에게 공통적으로 영향을 끼친 환경적인 요인이 있었음을 의미한다. 즉 이들의 대학졸업 이후 사회진출 시기가 1997년 외환위기와 맞물려 있다고 가정했을 때 외환위기로 인한 사회경제적 지각 변동이 결혼 이행에 부정적인 영향을 미쳤다는 선행 연구 결과들을 지지하고 있다고 볼 수 있다.

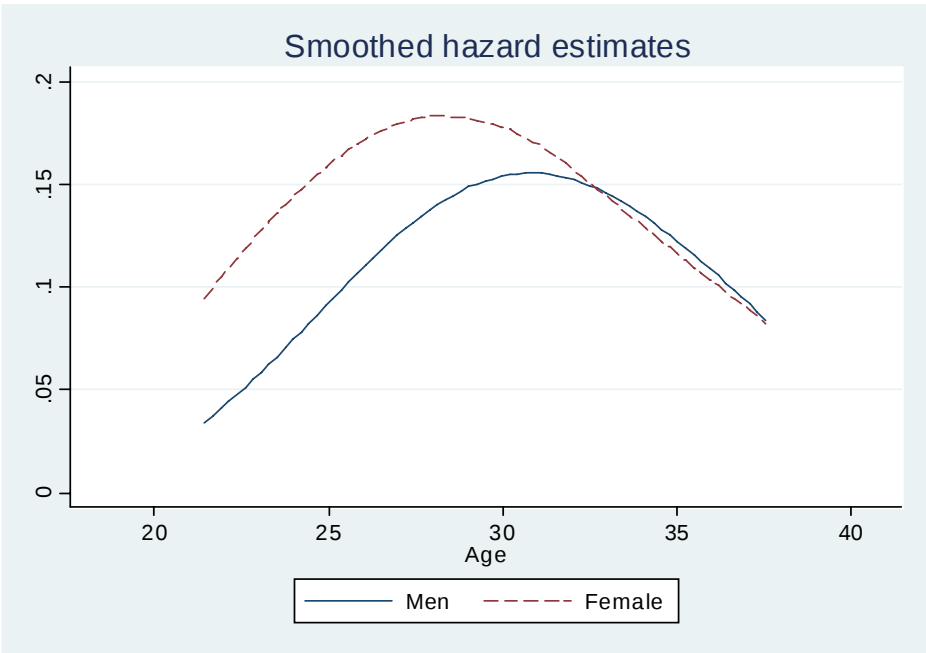


[그림 IV-3] 남성 결혼 이행 생존 함수 (Kaplan-Meier survival estimates)



[그림 IV-4] 여성 결혼 이행 생존 함수 (Kaplan-Meier survival estimates)

[그림 IV-5]에서 [그림 IV-7]는 결혼 이행 생존 함수 추정의 결과를 다른 각도에서 제시하고 있다. [그림 IV-5]는 연령이 경과하면서 남성은 31세, 여성은 28세 정도에 결혼할 위험이 가장 높음을 나타낸다. [그림 IV-6]과 [그림 IV-7]에서는 남녀 코호트별로 나누어 제시했는데, 여성의 경우 1970년 이전과 이후 출생자 간에 결혼을 가장 많이 하는 연령이 눈에 띄게 차이가 있지만, 남성의 경우 결혼 위험이 가장 높은 연령에서는 코호트 간에 큰 차이를 보이지 않고 있다. 결혼 여성에게서 결혼 연기 현상이 더욱 두드러지게 일어났음을 의미한다. 그러나 남성에게서 과거 출생자에 비해 최근 출생자가 연령대별로 결혼할 위험이 비교적 고르게 분포되고 있음을 알 수 있다. 다시 말해 특정 시기에 집중적으로 결혼을 하는 결혼 적령기 현상이 약화되고 있음을 보여준다.



[그림 IV-5] 결혼 이행 생존 함수 (Smoothed hazard estimates)

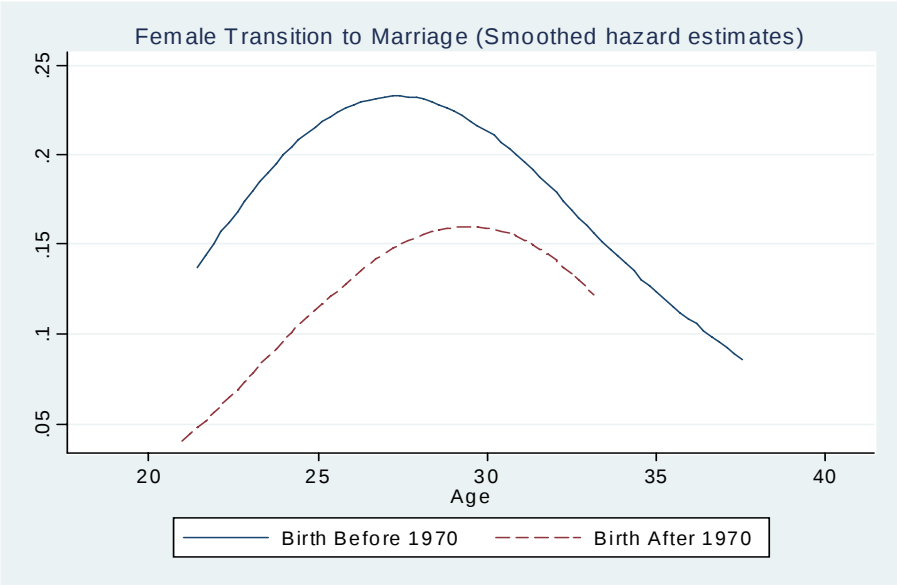
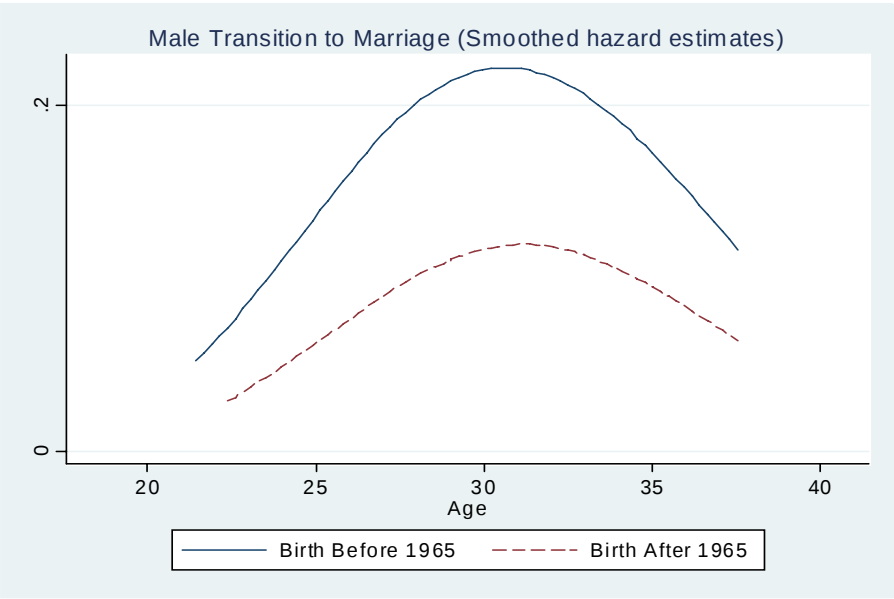


그림 IV-6] 여성 결혼 이행 생존 함수 (Smoothed hazard estimates)



[그림 IV-7] 남성 결혼 이행 생존 함수 (Smoothed hazard estimates)

분석 모형

본 절에서는 앞 절의 기술 통계를 통해 드러난 남녀의 결혼 시기의 차이와 코호트별 차이의 결정 요인을 회귀 분석을 통해 살펴본다. 분석 모형들은 교육이 초혼 형성에 미치는 영향과 노동시장참여경력이 초혼 형성에 미치는 영향을 나눠서 자세히 살펴보기 위해 설정했다.

첫 번째 교육이 초혼 형성에 미치는 영향에 대한 분석을 위해 구성한 모형들은 우해봉(2009)과 유사하다. 본 연구에서도 연령의 경과에 따른 보여 로그-로그 기준선 해저드의 형태¹³⁾를 사용했다. 기준선 해저드를 통하여 특정 연령에 도달한 시점에서는 아직 결혼을 하지 않았지만 해당 연령에서 결혼을 할 조건부 확률의 연령별 패턴에 관한 정보를 도출한다. 우해봉(2009)은 기준선 해저드를 연령의 제곱항을 넣음으로써 함수적 형태로 정의했지만, 본 연구에서는 해석의 편의를 위하여 연령 더미를 사용했다. 연령을 18~23세, 24~29세, 30~35세, 36~41세의 4개의 구간으로 나누었다.

모형(1)은 기준선 해저드인 연령더미 (24-29 준거), 초혼형성에 영향을 미치는 요인들인 재학(군대) 상태, 대학이상졸업(더미), 코호트 더미(70년대 이후 출생), 종교 유무, 유년기 성장지(광역시), 부 고졸 여부, 부 대졸 여부 변수들을 넣었다.

모형(2)와 (3)은 이들 변수 외에 각각 연령과 코호트, 연령과 교육수준의 상호작용항을 넣음으로써 출생 코호트, 교육수준과 초혼 형성 사이의 관계가 연령의 경과에 따라 비비례적으로 변하는가를 살펴보았다. 모형 (1)에서는 출생 코호트와 교육수준의 효과는 준거 집단에 대비해 기준선 해저드를 상하 수직으로 비례적으로 이동시킬 뿐인데 반해, 모형(2)와 (3)은 출생코

13) 본 연구도 우해봉(2009)에서처럼 링크함수로 보여 로그-로그 링크를 사용한다. 이항 변수에 대해서는 로짓 링크가 더 보편적으로 쓰이고 있지만 초혼까지의 연령이라는 종속 변수가 본질적으로 이산적이라기보다는 연속적인 속성을 갖고 있음을 고려할 때 로짓 링크보다는 보여 로그-로그 링크를 사용하는 것이 낫다 (Singer and Willett, 2003).

호트와 교육수준별로 연령이 경과함에 따라 기준선 해저드 자체가 다를 수 있음을 가정하는 것이다.

모형 (4)는 교육수준과 출생 코호트 사이의 상호작용을 검토하는 모형으로 교육이 초혼 형성에 미치는 영향이 출생 코호트에 따라 상이한 효과를 갖는가를 검토한다.

모형 (5)는 교육, 출생 코호트, 기준선 해저드 사이의 동시적 상호작용을 검토하는 모형이다.

두 번째 노동시장참여가 초혼 형성에 미친 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 모형을 검토한다.

모형(1)은 기준선 해저드인 연령더미(24-29 준거)와 더불어 초혼형성에 영향을 미치는 요인들인 재학(군대) 상태, 대학이상졸업(더미), 코호트 더미(70년대 이후 출생), 종교 유무, 유년기 성장지(광역시), 부 고졸 여부, 부 대졸 여부 변수들을 기준선 해저드에 넣었다. 이 외에 현재 시점에서 관측한 취업상태와 정규직 여부 변수를 넣었다.

모형(2)는 현재 노동시장 참여뿐만 아니라 결혼 시기 이전에 노동시장 참여 이력이 결혼 결정에 영향을 미쳤을 것이라 보고 결혼 시기 이전 과거 3년 동안 1년 이상 장기무직상태에 있었는지를 나타내는 더미 변수와 과거 3년 동안 정규직으로 근무한 총 기간이 2년 이상이 되는지 여부를 나타내는 더미 변수의 효과를 검토했다.

모형(3)은 노동시장참여이력의 영향이 코호트별로 달라지는지를 검토하기 위해 둘 간의 상호작용항을 넣었다. 이 모형을 통해 특히 외환위기 전후한 청년층의 노동시장구조 둘러싼 사회경제적 환경 변화의 영향이 결혼 이행에 영향을 미쳤는지를 간접적으로 검토한다.

모형 (4)는 연령더미와 노동시장참여이력의 상호작용을 검토하는 모형으로 노동시장참여이력이 초혼 형성에 미치는 영향이 연령이 경과하면서 기준선 해저드 자체에 영향을 미치는지를 검토한다.

모형 (5)는 노동시장이력, 출생 코호트, 기준선 해저드 사이의 동시적 상호작용을 검토하는 모형이다.

분석 결과

<표 IV-8>은 교육이 여성의 초혼 형성에 미치는 영향의 분석 결과를 보여주고 있다. 우선 모형 (1)의 추정 결과에서 기준선 해저드를 살펴보면, 24~29세 연령에서보다 다른 연령에서 결혼 해저드가 낮음을 알 수 있다. 또한 대학이상학력은 해저드를 감소시켜, 학력수준이 높을수록 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높음을 보여준다. 1970년대 이후 출생자도 그 이전에 출생한 사람에 비해 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았다. 종교가 있는 사람은 없는 사람에 비해 결혼을 할 개연성이 높았다. 광역시에서 유년기를 보낸 여성은 그렇지 않은 여성보다 결혼 해저드가 낮았다. 예측한 바대로 부의 높은 교육수준도 여성의 결혼 해저드를 감소시켰다.

모형 (2)의 추정 결과는 코호트별로 연령이 경과함에 따라 기준선 해저드가 유의하게 달라짐을 보여준다. 예를 들어 24~29세 연령보다 30~35세 연령은 결혼해저드가 낮으나 1970년 이전 출생자가 이후 출생자보다 24~29세 연령에 비해 30~35세에서 훨씬 더 낮은 결혼 해저드를 경험하고 있다. 즉 최근 코호트의 초혼 연령이 늦어졌으나 30세가 넘어가면 이전 코호트보다 빠른 속도로 결혼에 진입하고 있음을 의미한다.

모형 (3)에서는 대학교육수준의 영향력 역시 연령이 경과함에 따라 해저드가 달라짐을 보여준다. 특히 18~24세와 24~29세간에 대학교육수준의 영향이 차이가 있었는데, 대학이상의 학력을 가진 사람이 그렇지 않은 사람보다 24~29세 연령에 비해 18~24세의 결혼 해저드가 훨씬 더 낮았다. 즉 대학이상학력자들은 대학 교육으로 인해 미뤄둔 결혼을 20대 후반에 빠른 속도로 따라잡기하고 있다.

모형 (4)에서는 대학이상교육수준이 초혼 해저드를 감소시키는 효과는 코호트별로 유의한 차이를 보이지 않았음을 보여준다.

모형 (5)는 이 모든 변수들의 동시작용 효과를 보여주고 있는데, 대학교육수준이 연령이 경과함에 따라 결혼 해저드에 미치는 영향이 달라짐을 다시 확인하고 있지만, 코호트별로 차이가 있음을 통계적으로 지지할 수는 없

었다. 즉 여성의 교육수준의 향상이 결혼을 지연시키고 있다는 기존의 연구와 일치한다.

<표 IV-8> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-교육과 결혼

	(1) 결혼	(2) 결혼	(3) 결혼	(4) 결혼	(5) 결혼
연령더미1 (18~23세)	-1.497*** (0.0396)	-1.418*** (0.0438)	-1.301*** (0.0433)	-1.497*** (0.0396)	-1.304*** (0.0466)
연령더미3 (30~35세)	-0.360*** (0.0859)	-0.528*** (0.119)	-0.439*** (0.114)	-0.361*** (0.0858)	-0.492*** (0.141)
연령더미4 (36~41세)	-1.530*** (0.238)	-1.496*** (0.252)	-1.298*** (0.281)	-1.531*** (0.238)	-1.273*** (0.289)
재학(군대)상태	-0.255*** (0.0395)	-0.248*** (0.0392)	-0.175*** (0.0387)	-0.254*** (0.0397)	-0.172*** (0.0388)
대학이상	-0.504*** (0.0429)	-0.499*** (0.0432)	-0.236*** (0.0515)	-0.485*** (0.0518)	-0.178*** (0.0632)
코호트(70년대이후)	-0.782*** (0.0482)	-0.702*** (0.0572)	-0.764*** (0.0484)	-0.763*** (0.0665)	-0.746*** (0.0835)
종류	0.0973** (0.0381)	0.0903** (0.0376)	0.0863** (0.0368)	0.0978** (0.0380)	0.0860** (0.0366)
광역시 성장	-0.327*** (0.0405)	-0.323*** (0.0400)	-0.315*** (0.0398)	-0.328*** (0.0405)	-0.316*** (0.0395)
부 고졸	-0.210*** (0.0477)	-0.203*** (0.0481)	-0.193*** (0.0482)	-0.211*** (0.0478)	-0.189*** (0.0480)
부 대졸	-0.244*** (0.0644)	-0.236*** (0.0637)	-0.229*** (0.0653)	-0.246*** (0.0645)	-0.227*** (0.0645)
연령더미1*코호트		-0.388*** (0.0902)			0.0274 (0.113)
연령더미3*코호트		0.382** (0.168)			0.174 (0.231)
연령더미4*코호트		-0.206 (0.668)			-0.616 (1.084)
연령더미1*대학			-1.245*** (0.121)		-1.157*** (0.168)
연령더미3*대학			0.186 (0.170)		-0.158 (0.256)
연령더미4*대학			-0.787		-0.967*

			(0.517)		(0.585)
대학*코호트				-0.0460	-0.120
				(0.0909)	(0.111)
연령1*대학*코호트					-0.205
					(0.250)
연령3*대학*코호트					0.488
					(0.350)
연령4*대학*코호트					1.254
					(1.422)
상수	-0.742***	-0.769***	-0.865***	-0.746***	-0.870***
	(0.0418)	(0.0433)	(0.0430)	(0.0423)	(0.0444)
관측치	36,113	36,113	36,113	36,113	36,113
Robust standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

<표 IV-9> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-노동시장이력과 결혼

	(1) 결혼	(2) 결혼	(3) 결혼	(4) 결혼	(5) 결혼
연령더미1 (18~23세)	-1.520*** (0.0406)	-1.339*** (0.0432)	-1.326*** (0.0435)	-0.998*** (0.142)	-0.969*** (0.142)
연령더미3 (30~35세)	-0.361*** (0.0857)	-0.382*** (0.0872)	-0.387*** (0.0870)	0.0116 (0.253)	0.0153 (0.254)
연령더미4 (36~41세)	-1.517*** (0.236)	-1.562*** (0.240)	-1.541*** (0.237)	-1.574*** (0.543)	-1.444*** (0.538)
제학(군대)상태	-0.306*** (0.0420)	-0.225*** (0.0419)	-0.231*** (0.0422)	-0.193*** (0.0424)	-0.198*** (0.0428)
대학이상	-0.494*** (0.0432)	-0.456*** (0.0434)	-0.442*** (0.0435)	-0.439*** (0.0435)	-0.422*** (0.0438)
코호트(70년대이후)	-0.758*** (0.0485)	-0.798*** (0.0490)	-0.636*** (0.142)	-0.795*** (0.0484)	-0.622*** (0.139)
종규	0.0956** (0.0384)	0.100*** (0.0383)	0.0909** (0.0381)	0.0970** (0.0382)	0.0874** (0.0381)
광역시 성장	-0.324*** (0.0407)	-0.320*** (0.0410)	-0.316*** (0.0407)	-0.322*** (0.0408)	-0.317*** (0.0406)
부 고졸	-0.215*** (0.0478)	-0.195*** (0.0483)	-0.172*** (0.0484)	-0.196*** (0.0484)	-0.172*** (0.0486)
부 대졸	-0.255*** (0.0650)	-0.209*** (0.0646)	-0.173*** (0.0651)	-0.205*** (0.0655)	-0.167** (0.0664)

현재 취업	-0.196*** (0.0525)	-0.561*** (0.0698)	-0.484*** (0.0893)	-0.555*** (0.0937)	-0.474*** (0.114)
현재 정규직 더미	0.00585 (0.0553)	-0.172** (0.0759)	-0.443*** (0.104)	-0.0821 (0.0967)	-0.351*** (0.129)
장기무직 더미		-0.688*** (0.0702)	-0.512*** (0.0915)	-0.459*** (0.0912)	-0.265** (0.111)
정규직 근속 더미		0.209*** (0.0721)	0.409*** (0.100)	0.199** (0.0885)	0.402*** (0.118)
연령1*취업 상태				0.0932 (0.141)	0.0779 (0.141)
연령3*취업 상태				-0.464 (0.283)	-0.487* (0.282)
연령4*취업 상태				-0.718 (0.690)	-0.814 (0.687)
연령1*정규직				-0.531*** (0.176)	-0.477*** (0.177)
연령3*정규직				0.634** (0.303)	0.569* (0.298)
연령4*정규직				0.607 (0.646)	0.825 (0.648)
연령1*장기무직				-0.575*** (0.143)	-0.602*** (0.143)
연령3*장기무직				-0.347 (0.276)	-0.310 (0.278)
연령4*장기무직				0.842 (0.570)	0.678 (0.568)
연령1*정규직 근속				0.303* (0.175)	0.279 (0.175)
연령3*정규직 근속				-0.527* (0.289)	-0.487* (0.285)
연령4*정규직 근속				-0.254 (0.550)	-0.446 (0.553)
현재취업*코호트			-0.0564 (0.151)		-0.0340 (0.147)
정규직*코호트			0.650*** (0.154)		0.596*** (0.157)
장기무직*코호트			-0.591*** (0.141)		-0.624*** (0.139)
정규직 근속*코호트			-0.471*** (0.143)		-0.455*** (0.145)
상수	-0.620*** (0.0514)	-0.198*** (0.0749)	-0.317*** (0.0936)	-0.319*** (0.0926)	-0.452*** (0.111)
관측치	36,113	36,113	36,113	36,113	36,113
Robust standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

<표 IV-9>은 여성의 노동시장이력이 초혼 형성에 미치는 영향의 분석 결과를 보여주고 있다. 우선 모형 (1)의 추정 결과에서 기준선 해저드를 살펴보면, 24~29세 연령에서보다 다른 연령에서 결혼 해저드가 낮음을 알 수 있다. 또한 대학이상학력은 해저드를 감소시켜, 학력수준이 높을수록 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높음을 보여준다. 1970년대 이후 출생자도 그 이전에 출생한 사람에 비해 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았다. 종교가 있는 사람은 없는 사람에 비해 결혼을 할 개연성이 높았다. 광역시에서 유년기를 보낸 여성은 그렇지 않은 여성보다 결혼 해저드가 낮았다. 예측한 바대로 부의 높은 교육수준도 여성의 결혼 해저드를 감소시켰다. 현재 취업상태에 있는 여성이 그렇지 않은 여성보다 초혼 해저드가 낮으나 정규직 여부는 초혼 해저드에 영향을 미치지 않음을 보여준다. 안정적 일자리는 여성에게 결혼의 기회비용을 높여 결혼 해저드를 낮출 것이라 예상했으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 재학(군대) 상태를 통제하고 난 후의 결과이다. 이는 현재 노동시장이력과 초혼 형성의 관계를 보여주는 것인데, 결혼 시기는 반대로 현재 시점의 노동시장참여에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 해석에 유의해야 한다.

모형 (2)에서는 결혼 시점 이전의 3년 동안의 노동시장이력에 해당하는 장기무직과 정규직 근속 여부의 효과를 검토했다. 장기무직은 여성의 결혼 해저드를 낮추고, 정규직 근속기간이 2년 이상인 경우 그렇지 않은 경우보다 결혼 해저드가 높아짐을 보여주고 있다. 결혼 이전의 노동시장이력 변수를 추가하자, 특정 연령에서의 취업 관련 변수의 계수가 바뀌었다. 현재 취업상태는 여전히 결혼 해저드를 감소시키는 것으로 나옴에 반해, 현재 정규직으로 취업한 여성은 그렇지 않은 여성보다 결혼 해저드가 낮다.

모형 (3)은 노동시장참여이력의 효과가 코호트별로 달라지는지를 검토하는 모형이었다. 현재 취업상태는 코호트별로 효과가 유의하게 다르지 않았다. 현재 정규직에 있는 여성은 1970년 이후 출생자가 1970년 이전 출생자에 비해 초혼 해저드가 높다. ‘커리어’를 가진 안정적 일자리를 가진 여성이 결혼 상태에 있을 가능성은 과거보다 더 높아졌음을 시사한다. 장기무직 상

태의 효과도 코호트별로 차이가 있었는데 장기무직 상태가 결혼 해저드에 미치는 부정적 효과는 최근 코호트에게서 더 크게 나타났다. 정규직근속 기간이 초혼 해저드에 미치는 긍정적인 영향은 1970년 이전 출생자들보다 1970년 이후 출생자들에게서 감소했다. 즉 여성이 가진 일자리의 안정성이 초혼에 미치는 긍정적 영향이 외환 위기 이후 노동시장에 진입했을 개연성이 높은 코호트에서 더 낮게 나타났다. 외환위기 이후 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성이 상대적으로 결혼할 만한 남성을 찾기가 쉽지 않았음을 의미할 수 있다.

모형 (4)에서는 노동시장이력의 효과가 기준선 해저드를 변화시키는지 검토했다. 예를 들어 24~29세 연령보다 30~35세 연령은 결혼해저드가 낮으나 현재 취업상태인 여성이 그렇지 않은 여성보다 24~29세 연령에 비해 30~35세에서 훨씬 더 낮은 결혼 해저드를 경험하고 있다. 즉 24~29세 연령에서 현재 취업 여부에 따른 결혼 해저드의 차이보다 30~35세에서 현재 취업 여부에 따른 결혼 해저드의 차이가 더 컸다는 것을 의미한다.

이번에는 교육이 남성의 초혼 형성에 미치는 영향을 보자. 우선 모형 (1)의 추정 결과에서 기준선 해저드를 살펴 보면, 24~29세 연령에서보다 30~35세의 결혼 해저드가 높음을 알 수 있다. 재학 중이거나 군대에 있는 남성은 그렇지 않은 남성보다 결혼 해저드가 낮다. 학력수준, 코호트, 종교, 유년기 성장지의 효과는 여성과 비슷했다. 부의 높은 교육수준도 결혼 해저드를 감소시켰는데, 여성과 달리 부의 교육 수준이 중졸 이하 학력에 비해 고졸 학력인 경우에만 통계적으로 유의한 차이가 있었다.

모형 (2)의 추정 결과는 코호트별로 연령이 경과함에 따라 기준선 해저드가 유의하게 달라지는지 여부를 보여주는데, 여성과 달리 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 모형 (3)에서는 대학교육수준의 영향력 역시 연령이 경과함에 따라 해저드가 달라짐을 보여준다. 여성과 마찬가지로, 18~24세와 24~29세간에 대학교육수준의 영향이 차이가 있었는데, 대학이상의 학력을 가진 사람이 그렇지 않은 사람보다 24~29세 연령에 비해 18~24세의 결

혼 해저드가 훨씬 더 낮았다. 여성과는 달리, 24~29세에 비해 30~35세, 그리고 36~41세의 결혼 해저드도 대학학력이상과 그렇지 않은 남성이 차이가 있었다. 대학이상 교육수준의 남성은 그렇지 않은 남성에 비해 30대에 더 빠른 속도로 결혼에 진입한다. 즉 저학력 남성은 고학력 남성에 비해 연령이 경과할수록 초혼 해저드가 더 낮아짐을 의미한다.

모형 (4)에서는 대학이상교육수준이 초혼 해저드를 감소시키는 효과는 코호트별로 유의한 차이를 보이지 않았음을 보여준다.

모형 (5)는 이 모든 변수들의 동시작용 효과를 보여주고 있는데, 대학교육수준이 연령이 경과함에 따라 결혼 해저드에 미치는 영향이 달라짐을 다시 확인해주고 있다. 남성에게서도 교육수준의 향상이 결혼을 지연시키고 있었음을 보여주고 있는데, 대학을 졸업하고도 한참 후의 연령까지 결혼해저드에 영향을 미치고 있었다. 즉 대학이상 학력을 가진 남성은 그렇지 않은 남성에 비해 나이가 30세 이상이 되어서도 결혼 해저드가 그다지 낮아지지 않았다.

다음으로는 남성의 노동시장이력과 초혼 형성과의 관계를 살펴보자 <표 IV-11>.

이번에는 노동시장이력이 남성의 초혼 형성에 미치는 영향을 보자. 우선 모형 (1)의 추정 결과에서 기준선 해저드를 살펴 보면, 24~29세 연령에서보다 30~35세의 결혼 해저드가 높음을 알 수 있다. 재학 중이거나 군대에 있는 남성은 그렇지 않은 남성보다 결혼 해저드가 낮다. 학력수준, 코호트, 종교, 유년기 성장지의 효과는 여성과 비슷했다. 부의 높은 교육수준도 결혼 해저드를 감소시켰는데, 여성과 달리 부의 교육 수준이 중졸 이하 학력에 비해 고졸 학력인 경우에만 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 현재 취업상태와 정규직 근무는 남성의 초혼 형성 해저드를 증가시킴을 보여준다. 남성은 여성과 달리 취업상태에 있을수록 결혼에 이를 가능성이 높았다.

모형 (2)에서는 결혼 이전 3년 동안 장기무직 상태에 있었는지 여부와 정규직 근속 기간이 2년 이상 되는지 여부가 초혼 형성에 미치는 영향을 보여주고 있다. 장기무직인 남성은 그렇지 않은 남성보다 결혼 해저드가 낮다.

모형 (3)에서는 여성과 마찬가지로 취업의 효과는 코호트마다 달랐다. 최근 코호트일수록 현재 정규직에 근무하고 있는 남성은 그렇지 않은 남성보다 결혼으로 이행할 확률이 높았다. 장기무직과 정규직 근속 여부는 남성의 결혼 해저드에 코호트별로 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 주된 생계부양자인 남성에게 일자리의 안정성과 지속성이 결혼 이행에 결정적인 전제 조건임은 과거나 지금이나 큰 차이가 없음을 시사한다.

모형(4)에서는 노동시장이력이 연령이 경과함에 따라 해저드를 변화시킨다는 것을 검토하는 모형이었다. 장기무직 여부는 연령 경과에 따른 기준선 해저드를 변화시키고 있었다. 18~24세와 24~29세간에 장기무직 여부의 영향이 차이가 있었는데, 장기무직인 남성이 그렇지 않은 남성보다 24~29세 연령에 비해 18-24세의 결혼 해저드가 훨씬 더 낮았다.

<표 IV-10> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-교육과 결혼

	(1) 결혼	(2) 결혼	(3) 결혼	(4) 결혼	(5) 결혼
연령더미1 (18~23세)	-2.491*** (0.0747)	-2.448*** (0.0805)	-2.313*** (0.0800)	-2.491*** (0.0747)	-2.339*** (0.0850)
연령더미3 (30~35세)	0.376*** (0.0530)	0.349*** (0.0625)	0.191*** (0.0714)	0.376*** (0.0531)	0.193** (0.0796)
연령더미4 (36~41세)	-0.858*** (0.141)	-0.905*** (0.148)	-1.151*** (0.177)	-0.859*** (0.141)	-1.136*** (0.183)
재학(군대)상태	-0.462*** (0.0425)	-0.458*** (0.0424)	-0.414*** (0.0420)	-0.463*** (0.0426)	-0.416*** (0.0422)
대학이상	-0.118*** (0.0414)	-0.116*** (0.0413)	-0.207*** (0.0483)	-0.132*** (0.0454)	-0.220*** (0.0544)
코호트(70년대이후)	-1.063*** (0.0545)	-1.087*** (0.0605)	-1.050*** (0.0561)	-1.098*** (0.0819)	-1.090*** (0.0877)
종류	0.179*** (0.0404)	0.178*** (0.0401)	0.176*** (0.0399)	0.179*** (0.0404)	0.176*** (0.0399)
광역시 성장	-0.265*** (0.0439)	-0.264*** (0.0436)	-0.266*** (0.0440)	-0.263*** (0.0440)	-0.263*** (0.0439)
부 고졸	-0.127** (0.0571)	-0.123** (0.0571)	-0.127** (0.0586)	-0.127** (0.0571)	-0.127** (0.0583)
부 대졸	-0.0789 (0.0696)	-0.0756 (0.0695)	-0.0893 (0.0727)	-0.0780 (0.0695)	-0.0900 (0.0726)
연령더미1*코호트		-0.293 (0.199)			0.250 (0.234)
연령더미3*코호트		0.116 (0.114)			0.000272 (0.174)
연령더미4*코호트		0.518 (0.447)			-0.373 (0.626)
연령더미1*대학			-0.910*** (0.214)		-0.721*** (0.253)
연령더미3*대학			0.459*** (0.107)		0.462*** (0.129)
연령더미4*대학			0.894*** (0.298)		0.770** (0.319)
대학*코호트				0.0628 (0.107)	0.0671 (0.119)
연령1*대학*코호트					-0.810* (0.479)
연령3*대학*코호트					-0.0182

연령4*대학*코호트					(0.233)
					1.122
					(0.847)
상수	-1.526*** (0.0398)	-1.524*** (0.0400)	-1.512*** (0.0392)	-1.522*** (0.0405)	-1.508*** (0.0401)
관측치	48,790	48,790	48,790	48,790	48,790
Robust standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

<표 IV-11> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-노동시장이력과 결혼

	(1) 결혼	(2) 결혼	(3) 결혼	(4) 결혼	(5) 결혼
연령더미1 (18~23세)	-2.176*** (0.0771)	-2.149*** (0.0781)	-2.152*** (0.0780)	-1.632*** (0.209)	-1.632*** (0.210)
연령더미3 (30~35세)	0.286*** (0.0525)	0.235*** (0.0540)	0.225*** (0.0543)	0.134 (0.206)	0.143 (0.210)
연령더미4 (36~41세)	-0.931*** (0.141)	-0.987*** (0.142)	-0.987*** (0.141)	-1.305* (0.723)	-1.384* (0.723)
재학(군대)상태	-0.285*** (0.0434)	-0.266*** (0.0441)	-0.255*** (0.0441)	-0.265*** (0.0442)	-0.254*** (0.0442)
대학이상	-0.113*** (0.0433)	-0.0889** (0.0444)	-0.0858* (0.0440)	-0.0783* (0.0445)	-0.0745* (0.0440)
코호트(70년대이후)	-1.096*** (0.0538)	-1.101*** (0.0543)	-2.058*** (0.190)	-1.099*** (0.0542)	-2.034*** (0.190)
종규	0.193*** (0.0407)	0.196*** (0.0413)	0.191*** (0.0408)	0.193*** (0.0410)	0.189*** (0.0405)
광역시 성장	-0.247*** (0.0433)	-0.246*** (0.0439)	-0.246*** (0.0435)	-0.246*** (0.0437)	-0.246*** (0.0434)
부 고졸	-0.0903 (0.0559)	-0.0839 (0.0565)	-0.0733 (0.0563)	-0.0827 (0.0564)	-0.0728 (0.0562)
부 대졸	0.0178 (0.0712)	0.0316 (0.0723)	0.0534 (0.0726)	0.0260 (0.0726)	0.0477 (0.0729)
현재 취업	0.845*** (0.0586)	0.701*** (0.0704)	0.572*** (0.0811)	0.672*** (0.0810)	0.547*** (0.0897)
현재 정규직 더미	0.248*** (0.0449)	0.267*** (0.0607)	0.167** (0.0760)	0.284*** (0.0743)	0.179** (0.0888)

장기무직 더미		-0.256*** (0.0621)	-0.263*** (0.0730)	-0.256*** (0.0695)	-0.254*** (0.0784)
정규직 근속 더미		-0.0317 (0.0680)	0.0345 (0.0849)	0.0469 (0.0853)	0.121 (0.102)
연령1*취업 상태				0.0112 (0.195)	0.0125 (0.197)
연령3*취업 상태				0.132 (0.210)	0.119 (0.214)
연령4*취업 상태				0.321 (0.688)	0.403 (0.688)
연령1*정규직				-0.148 (0.311)	-0.125 (0.311)
연령3*정규직				-0.0606 (0.152)	-0.0739 (0.153)
연령4*정규직				-0.316 (0.408)	-0.236 (0.409)
연령1*장기무직				-0.685*** (0.191)	-0.689*** (0.192)
연령3*장기무직				0.341* (0.188)	0.346* (0.190)
연령4*장기무직				0.856 (0.532)	0.846 (0.531)
연령1*정규직 근속				-0.427 (0.449)	-0.450 (0.449)
연령3*정규직 근속				-0.125 (0.154)	-0.130 (0.154)
연령4*정규직 근속				0.0503 (0.445)	-0.0161 (0.447)
현재취업*코호트			0.997*** (0.182)		0.977*** (0.184)
정규직*코호트			0.291** (0.125)		0.309** (0.128)
장기무직*코호트			-0.00492 (0.132)		-0.0366 (0.134)
정규직 근속*코호트			-0.178 (0.141)		-0.189 (0.142)
상수	-2.331*** (0.0631)	-2.123*** (0.0829)	-2.000*** (0.0929)	-2.132*** (0.0912)	-2.016*** (0.0997)
관측치	48,790	48,790	48,790	48,790	48,790

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. 출산 이행

1) 출산 이행에 관한 실태와 의향 변화

출산 결정은 주어진 자원과 외부의 제약 조건 및 기대 효용, 가족부양능력, 부모됨의 매력과 대안적 삶의 방식의 존재 등에 따라 좌우된다. 출산 결정은 보통 개인이 생물학적·경제적 조건을 고려하는 합리적 의사 결정 과정을 통해 이루어진다고 가정되지만, 자녀 출산이 ‘정상적인’ 삶의 경로라고 생각하는 부모님의 기대와 압박과 사회적 규범에 대한 조응이라는 비경제적 상황이 출산 이행에 영향을 미칠 수도 있다. 어떠한 과정을 거쳐 출산을 하게 되었건, 부모됨(parenthood)은 가족과 사회의 인정을 수반하는 중요한 인생 경로 가운데 하나이다 (Siegwart, 1991; Lindenberg 1990; Lindenberg & Frey 1993).

자녀 출산은 결혼한 부부에게 가족을 ‘완성’ 하는 사건이지만 부모로서의 보람과 부담을 동시에 야기한다. 출산한 자녀는 부모에게 자녀를 돌보는 시간과 노력이라는 간접적 비용과 자녀를 위한 직접적 지출을 가져 온다는 점에서 경제적 부담이 된다. 그러나 다른 한편 자녀 양육을 통한 보람, 기쁨, 배움, 고민과 절망을 통해 인격적 성숙을 도모하고, 자녀를 통해 다양한 인간관계와 사회관계망, 제도 안으로의 포섭을 경험하게 된다. 그만큼 출산은 결혼 생활의 질적 전환을 가져오는 중대한 사건이다.

그동안 우리 사회는 결혼과 출산을 크게 분리시키지 않은 채, 결혼한 부부가 오랜 시간이 경과하지 않아 첫 자녀를 출산하는 것을 당연하게 여겨왔다. 그러나 노후부양 기제로서의 자녀의 경제적 가치 감소와 자녀 부양 능력과 조건의 미비는 출산을 가족의 완성으로 여기는 시각을 크게 변화시켰다. 출산을 강제하는 윗세대와 또래의 압력도 과거보다 많이 약화했다. 가족 생활보다는 직업적 성공에서 더 삶의 완성을 추구하고자 하는 개인도 늘고 있다. 전반적인 사회경제적 불안이 가중되면서 자녀 양육보다는 노후 대비에 더 힘을 쏟고자 한다. 여전히 대다수의 기혼 부부가 자녀를 최소한 한 명

은 낳고 있다고는 하지만, 출산 시기가 지연되고 있다. 이 모든 요인이 종합적으로 작용한 결과 우리나라의 합계 출산율은 1970년 4.53명에서 2009년에는 1.15명으로 감소했다. 조혼인율은 9.25%에서 6.2% 감소한 데 반해, 합계 출산율은 그보다 훨씬 급격한 감소를 보였다. <표 IV-13>이 제시하듯이, 1981년에서 2005년 사이 20대 초반의 출생아수가 다른 연령대에 비해 가장 많이 감소했다.

<표 IV-12> 합계출산율, 조혼인율과 조이혼율

연도	출생아수	합계출산율	혼인건수	조혼인율(%)
1970	1,006,645	4.53	295,137	9.2
1975	874,030	3.47	283,226	8.0
1980	862,835	2.83	403,031	10.6
1985	655,489	1.67	384,686	9.4
1990	649,738	1.59	399,312	9.3
1995	715,020	1.65	398,484	8.7
2000	634,501	1.47	332,090	7.0
2001	554,895	1.30	318,407	6.7
2002	492,111	1.17	304,877	6.3
2003	490,543	1.18	302,503	6.3
2004	472,761	1.15	308,598	6.4
2005	435,031	1.08	314,304	6.5
2006	448,153	1.12	330,634	6.8
2007	493,189	1.25	343,559	7.0
2008	465,892	1.19	327,715	6.6
2009	445,200	1.15	309,759	6.2

자료 : 통계청, Kosis

<표 IV-13> 연령별 유배우 출산율: 1981~2005년도

(단위 : 유배우부인1,000명당 출생아수)

연령	1981년 (A)	1987년	1990년	1993년	1996년	1999년	2002년	2005년 (B)	B/A	B-A
20~24세	440	271	360	320	377	386	313	202	45.9	-238
25~29세	279	192	234	237	264	224	250	231	82.8	-48
30~34세	97	41	53	65	88	86	106	108	111.3	11
35~39세	23	6	7	15	11	14	16	17	73.9	-6
40~44세	3	4	1	1	4	4	2	4	133.3	1
45~49세	0	0	0	0	0	0	0	-	-	-

자료 : 한국보건사회연구 <전국출산력 및 가족보건 실태조사>, 각연도

미혼남녀의 출산의향도 비교적 짧은 기간 동안 뚜렷한 변화 양상을 보이고 있다. 2009년 미혼남녀 가운데 출산의향이 있다고 응답한 남성이 86.5%, 여성이 84.5%로 그다지 낮지 않았지만 반드시 갖고 싶다는 비율은 24.3%, 24.0%로 2005년 54.4%, 42.1%에 비해 많이 감소하여 출산에 대한 의지가 갈수록 약화되고 있음을 보여준다. 가능하면 가지고 싶다고 응답한 미혼남녀가 2005년에 비해 증가했다는 사실은 출산 의향은 있으나 여러 가지 조건이 유동적으로 출산 결정에 영향을 미칠 것임을 시사한다.

<표 IV-14> 미혼남녀(20~44세)의 자녀출산 의향

(단위 : %, 명)

구분	반드시 가지고 싶다	가능하면 가지고 싶다	별로 가지고 싶지 않다	가지고 싶은 생각 전혀 없다	생각해 본 적 없다	계(명)
미혼 2005	54.4	38.7	3.5	0.7	2.8	100.0 (1,449)
남성 2009	24.3	62.2	6.3	0.8	6.4	100.0 (1,735)
미혼 2005	42.1	46.6	6.6	1.0	3.6	100.0 (1,188)
여성 2009	24.0	60.5	7.5	1.5	6.5	100.0 (1,579)

자료 : 2005, 2009년도 전국 결혼 및 출산 동향 조사

그렇다면 자녀출산을 희망하지 않는 이유는 무엇일까? 2005년에 미혼남성은 실업상태 및 고용상태 불안정, 자녀양육비용 부담, 아이를 싫어해서, 여가 및 자아성취 등의 이유로 자녀 출산을 희망하지 않는다고 응답했고, 각각의 이유가 15~20% 정도로 고르게 분포해 있다. 반면 미혼 여성은 일·가정 양립 문제가 가장 큰 고려 사항이라고 응답했다. 자녀 출산을 위한 경제적 조건과 비용 등은 남성 생계부양자의 주된 책임 내지는 부모의 공동 책임으로 인식하는 데 반해, 여성의 삶에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 출산과 커리어 병행 문제가 여성의 출산 의향에 많은 영향을 미치고 있음을 시사한다.

〈표 IV-15〉 자녀출산을 희망하지 않는 이유

		2005		
		전체	미혼남성	미혼여성
소득·고용불안정 ($\chi^2=13.2$) (%)	소득부족	6.1 (%)	9.5 (%)	3.6 (%)
	실업상태 및 고용 상태 불안정	10.2 (%)	19.0 (%)	3.6 (%)
	자녀양육을 위한 주택 마련 어려움	2.0 (%)	- (%)	3.6 (%)
자녀양육·교육비용부담 ($\chi^2=13.2$) (%)	자녀 양육 비용 부담	12.2 (%)	19.0 (%)	7.1 (%)
	자녀 교육 비용 부담	4.1 (%)	- (%)	7.1 (%)
육아 인프라부족 (%)	소계	2.0 (%)	4.8 (%)	- (%)
일·가정 양립논란 (%)	소계	16.3 (%)	4.8 (%)	25.0 (%)
여가 및 자아성취 (%)	소계	12.2 (%)	14.3 (%)	10.7 (%)
건강문제 (%)	소계	4.1 (%)	- (%)	7.1 (%)
기타($\chi^2=13.2$) (%)	본인이 아이를 싫어해서	22.4 (%)	17.7 (%)	26.0 (%)
	가족 수발 때문에	8.2 (%)	10.9 (%)	6.1 (%)
총계 (%)	소계	100.0 (%)	100.0 (%)	100.0 (%)
미혼자 (명)	소계	49.0 (명)	21.0 (명)	28.0 (명)

자료 : 2005년도 전국 결혼 및 출산 동향 조사, 이삼식 외, 2006.

문제는 자녀 가치관에서도 자녀가 경제적으로 이득이 된다거나 출산을 의무로 생각하는 사람의 비중이 낮고, 자녀를 심리적·관계적 의미와 가치를 주는 존재로 생각하는 미혼남녀의 비중이 높다는 것이다. 후자의 의미에서 자녀 가치가 전자의 의미에서의 자녀 가치를 압도할 때, 출산에 긍정적인 현실적인 조건이 마련되지 않을 때 출산을 연기하거나 포기할 가능성은 높아진다.

〈표 IV-16〉 출산 가치관

자녀가치항목별(1)	자녀가치항목별(2)	2005				
		매우 찬성 (%)	대체로 찬성 (%)	별로 찬성 않음 (%)	찬성 않음 (%)	소계 (%)
부모가 되는 것은 인생에서 가치 있는 일이다	미혼남성	50.5	44.5	4.3	0.7	100
	미혼여성	43.2	49.3	6.7	0.7	100
자녀는 부부간의 관계를 더 굳건하게 해준다	미혼남성	45.3	48.5	5.6	0.6	100
	미혼여성	35.8	54.9	8.6	0.7	100
자녀가 있는 사람들은 노년에 덜 외롭다	미혼남성	35.1	45.5	16.5	2.9	100
	미혼여성	32.0	47.2	18.4	2.4	100
자녀가 있으면 노후에 경제적으로 도움을 받을 수 있다	미혼남성	11.1	32.8	46.2	9.8	100
	미혼여성	7.7	35.5	47.8	9.0	100
집안의 대를 잇기 위해 자녀를 두는 것은 당연하다	미혼남성	15.0	33.5	40.3	11.1	100
	미혼여성	6.5	23.4	51.9	18.3	100
자녀를 갖는 것은 사회에 대한 의무이기도 하다	미혼남성	10.6	30.1	45.7	13.6	100
	미혼여성	6.1	29.4	50.2	14.3	100
자녀가 있더라도 부모의 자유가 제약되지 않는다	미혼남성	12.8	47.5	34.6	5.2	100
	미혼여성	8.0	42.6	42.0	7.4	100

자료 : 2005, 2009년도 전국 결혼 및 출산 동향 조사

2) 출산 이행에 관한 기존 연구

출산 행위 결정 요인에 관한 국내 연구들은 주로 교육수준, 취업 경력, 외환 위기의 사회·경제적 조건의 변화와 출산의 관계를 분석하거나, 이러한 변인들이 코호트별로 이질적으로 나타나고 있는지 여부에 초점을 두고 있다.

류기철·박영화 (2009)는 여성가족패널조사 자료를 사용하여 1940년대 이후 출생한 우리나라 여성들의 연령별 출산율, 연령별 누적출산율, 결혼연령을 5개의 출생코호트별로 살펴보고 위험도 모형을 이용하여 결혼연령 및 결혼 이후 초산까지의 간격에 영향을 미치는 요인을 각각 분석했다. 특히 출생 코호트별로 연령별 결혼율과 출산율을 산출함으로써 1960년대 이후 출산율의 하락양상을 살펴보고 콕스 비례위험도 모형을 이용하여 여성의 결혼과 첫 자녀 출산 위험도에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 결혼 이후 첫 자녀의 출산 위험도의 경우에는 출생시기나 결혼시기 모두 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 한편, 결혼 이후에도 상당기간 취업상태를 유지한 여성의 경우 출산 위험도가 크게 낮았다.

김두섭 (2007)은 IMF 외환위기를 계기로 사회경제적 차별출산력의 양상이 어떻게 변화하였는가를 파악하고 있다. 2003년 전국출산력조사 자료를 활용하여 20~49세 기혼 여성의 총출생아수와 1998년 이후의 출생아수를 비교분석하였다. 또한 분석대상을 1997년 이전에 결혼하였거나 재혼한 부인들과 1997년 이후 처음 결혼한 부인들의 두 집단으로 구분하여 출산력 수준과 출산행태를 비교함으로써 IMF 외환위기 이전과 이후의 변화양상을 파악하고자 시도했다. 분석 결과 경기 침체가 계속되고 사회경제적 불평등이 심화되는 과정에서 사회경제적 지위가 낮은 부부들에게 자녀수를 줄이고자 하는 동기가 매우 절실했음을 반영한다.

인구주택센서스 자료를 이용하여 1959~1999년 사이의 출산력 변화를 매 10년 간격으로 분석한 김승권(2004)은 한국의 출산율이 급격히 저하된 직접적인 인구학적 원인은 혼인연령의 상승 및 혼인율 저하와 유배우 출산율의 저하에 있다고 한다. 만혼화는 만산화로 이어짐으로써 기혼여성 1인당 출산율이 지속적으로 저하하고 있다. 1970년 이후 2000년까지는 나이별 출산율이 모든 연령층에서 크게 저하되어 연령층 여성인구의 수가 증가되었음에도 출산아 수는 감소하였다. 가시적으로 나타나는 인구학적 원인 뒤에는 저출산 현상의 보다 근본적인 경제, 사회, 문화적 원인이 존재하고 있다. IMF 이후의 경기침체와 불안정한 경제상황은 특히 20대 젊은이들로 하여

금 결혼과 출산을 연기하거나 회피하는 결과를 초래했다고 지적하고 있다.

이성용 (2006)도 외환위기를 전후로 하여 각 출산순위별 출산 행위가 어떻게 변화하였고, 또 그러한 출산행위에 영향을 미치는 결정요인들이 어떻게 변화했는지 분석했다. 이 연구에서는 먼저 결혼과 출산 행위에 영향을 미칠 수 있는 외환위기로 인한 경제적 변동—특히 여성의 경제활동참여율과 청년실업—을 고찰한 다음 2005년 전국 결혼 및 출산 동향 자료를 이용하여 외환위기 이전과 이후 첫째아, 둘째아, 그리고 셋째아에 대한 Kaplan-Meier 생존함수 분석 및 위험함수 분석을 행하였다. 또한 출산에 영향을 미칠 수 있는 요인들이 외환위기를 전후로 하여 어떻게 변하였는지를 살펴보기 위해 로지스틱 다변량 분석을 행하였다. 첫째아 출산만 살펴보면, 외환위기 이후에 결혼한 여성들에 대한 분석에서 부인과 남편의 직업, 자녀로부터 노후 경제적 보장기대, 그리고 초혼연령과 출생코호트에 따라 첫째아를 5년 이내에 출산할 가능성이 유의미하게 다르다는 것을 보여준다. 외환위기 이후 많은 기혼여성들에게 첫째아 출산이 더 이상 보편적 규범으로 작용하지 않는다고 생각된다. 부인의 직업보다는 남편의 직업이 더 강하게 첫째아 출산에 영향을 미쳤고, 남편 직업의 안정성은 부인직업의 부정적 효과를 상쇄하고 첫째아 출산에 긍정적 영향을 미칠 수 있는 첫 출산에서 매우 중요한 요인이다.

서구의 연구들도 출산 이행 과정에서 출산과 직업 경력 및 성과 간의 관계를 주목해 왔다. 개인이 인생 경로에서 출산과 경력 추구에 초점을 맞추는 것은 둘 다 삶의 지고한 목표를 달성 가능하게 하는 대안적 수단을 제공하기 때문이라고 한다. 출산과 경력 가운데 개인은 어느 하나를 완전히 포기하기 쉽지 않다. 왜냐하면 소득 창출을 동반하는 고용 노동의 참여는 생계유지를 위해 반드시 필요한 반면, 출산 또한 여전히 성인의 삶에 보편적이고, 대체불가능한 기쁨을 주기 때문이다 (Schoen, Kim, Nathanson, Fields & Astone 1997: 335).

남녀 모두에게 최소 수준의 직업 성취는 출산을 위한 전제 조건이며, 특히 남성에게서 그 역할이 더 클 것이다. 이러한 출산과 경력의 관계는 남성

과 여성에게 다른 의미를 갖는다. 여성에게 경력에 대한 열망과 모성의 의무 사이의 갈등은 출산 이행을 회피하거나 지연시킨다. 왜냐하면 출산은 초기 경력 추구 과정에서 부정적인 영향을 미치기 때문이다 (Brewster & Rindfuss 2000: 282). 다른 한편 출산은 안정적인 일자리의 확보를 통해서만 가능한 경제적 자원 여부에 달려 있다. 자녀양육은 장기간의 헌신을 필요로 하기 때문에, 안정적 일자리는 가족 부양 자원을 제공하는 중요한 역할을 한다. 그러나 여성에게 출산 이전에 구축한 안정적인 일자리는 출산으로 인해 노동시장을 이탈할 경우 감내해야 하는 기회비용이 증가함을 의미한다. 따라서 여성에게 안정적인 일자리는 출산을 위한 경제적 자원의 확보를 의미하여 출산에 긍정적인 영향을 미칠 수도 있고, 기회비용을 증가시켜 출산에 부정적인 영향을 미칠 수도 있는 것이다. 다른 한편 남녀 모두 경력 추구는 개인의 시간을 상당부분 흡수하기 때문에 출산과 자녀 양육을 위해 가용한 시간의 감소를 야기한다. 이러한 시간 부족은 오히려 출산을 회피하거나 지연시키는 역할을 할 수도 있다.

출산과 직업 경력의 관계에 대해 다른 관점도 가능하다. 생애 우발적 사건의 위험을 감소하기 위해 직업적 불안전성을 주부로서의 역할과 부모됨으로의 변화로 보상 받는다 (Friedman, Hechter & Kanazawa 1994). 특히나, 여성의 불안정 고용 상태는 직업적 성취를 통한 사회적 인정을 얻을 기회를 감소시키기 때문에 부모 역할을 통해 사회적 지지를 보상받고자 할 수도 있다 (Tolke & Diewald 2003). 그러나 남성들은 불안정 고용은 가족을 안정적으로 부양하기 위한 능력이 부족한 것으로 인식되어지면서 부모될 자격이 없는 것으로 치부될 수 있다.

3) 첫 출산으로의 이행 실증 분석

본 절에서는 결혼한 기혼 부부가 첫 출산으로 이행하는 데 영향을 미치는 요인을 실증 분석을 통해 밝힌다. 본 연구는 첫 출산 형성 해저드가 연령의

경과와 함께 비비례적으로(nonproportional) 변하는 것을 허용함으로써 교육수준과 노동시장경력이 출산에 미치는 영향이 연령의 경과에 따라 다르게 나타나는지 여부를 분석하고자 한다. 모형은 이산형 생존분석(discrete-time survival analysis)을 사용하며 개인-기간(person-period)자료를 구축하여 추정했다. 기간(duration)의 측정은 개인이 21세에 도달한 시점부터 시작하여 측정의 종료는 21세 이후에 첫 출산을 한 사람은 출산이 이루어진 연령으로, 관측이 종료될 때까지 출산을 하지 않을 경우에는 관측된 시점에서의 연령 혹은 출산 행위가 완료되는 연령으로 상정한 42세 중 선행하는 연령으로 관측한다. 자료를 개인-기간(person-period)로 구축한 후 이항변수의 분석에 사용하는 로그-로그 모형을 적용하였다.

자료는 한국노동패널을 사용했다. 분석 대상자들은 가장 최근의 조사 시점인 2008년 기준으로 만 연령이 21세 이상인 개인들이다. 21세에서 42세까지 첫 출산을 경험한 결혼 경험이 있는 남녀를 대상으로 첫 출산 시점까지 기간을 설명하는 생존분석을 실시했다. 기혼 성인남녀 가운데 결혼 전에 출산한 자 (386명)를 제외했다.

결혼 이행 결정 요인 분석들과 마찬가지로, 교육수준과 가족적 배경의 인구학적 변수와 노동시장참여 이력이 첫 출산 시기에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석했다. 출산 결정에서 배우자의 인구학적 정보와 노동시장참여 이력이 동시에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것이 중요하나, 노동패널 자료는 조사가 처음 시작된 시점에서 이미 이혼했거나 사별한 개인의 배우자 정보를 조사하지 않았기 때문에, 일부 표본, 특히 연령이 높은 표본 가운데 배우자 정보를 알 수 없는 대상이 일부 존재하여 배우자 정보는 독립 변수로 사용할 수 없었다. 또한 기존 연구들이 밝힌 바와 같이 출산에 따른 비용 요인, 즉 부모의 임금률과 자녀양육비도 출산 이행에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있지만, 자료의 제약으로 본 연구에서는 노동시장참여 이력이 출산 결정에 미치는 영향과 코호트에 따른 이질성을 분석하는 데 초점을 두기로 한다.

일자리 안정성과 지속성이 첫 출산 시기에 미친 영향을 분석하기 위해 4가지 변수를 다음과 같이 구축했다.

- (1) 출산 시점에서 1년 전 취업상태 여부를 나타내는 더미 변수
- (2) 출산 시점에서 1년 전 일자리 안정성을 나타내는 더미 변수 (1:정규직¹⁴⁾, 0: 그 외)
- (3) 출산 시점에서 1년 전 지난 3년 동안 실업 기간이 1년 이상 더미
- (4) 출산 시점에서 1년 전 지난 3년 동안 정규직으로 일한 기간이 2년 이상 더미

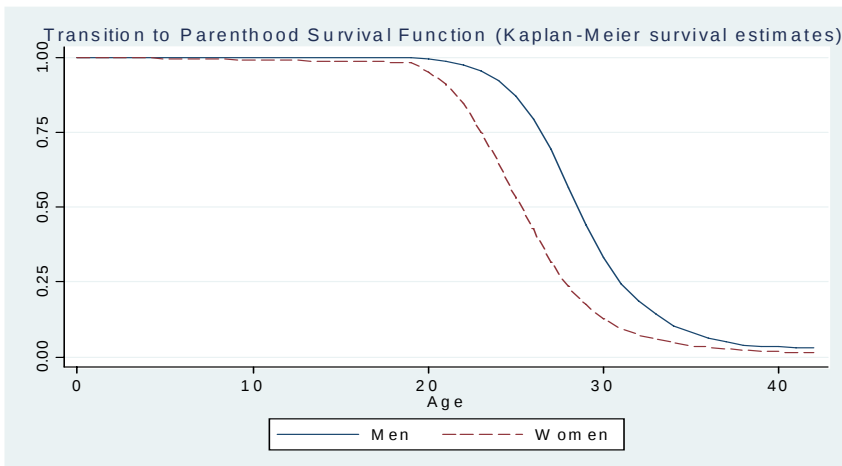
결혼 이행에서 사용한 노동시장이력 변수들과 다른 점은, 출산 시점에서 약 1년 전을 기준으로 노동시장이력 변수들을 구축했다는 것이다. 출산 약 1년 전이 임신 시기이며, 임신 시기를 기준으로 노동시장이력이 출산에 미치는 영향을 고려하는 것이 보다 적절하기 때문이다.

기술 분석

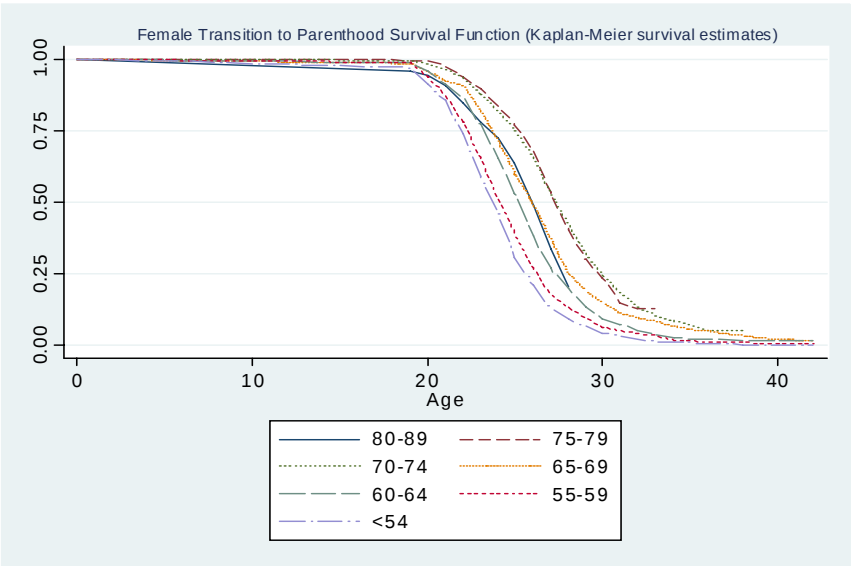
[그림 IV-8]은 특정 연령에서 전체 기혼 남녀 중 출산에 도달하는 비중을 보여주고 있다. 세로축에 있는 0.50이 전체 남성 인구 중 50%라고 이해하면 그 50%에 대응되는 가로축의 연령은 대략 29세인데, 대략 29세에서 50%의 남성이 부모가 되고 있음을 보여준다. 반면 여성 가운데 50%가 대략 26세에 부모가 될 가능성이 있음을 나타내고 있다. 그래프가 가파르게 떨어지고 있는 구간이 바로 기혼 남녀가 부모가 되는 비중이 급격히 증가하고 있음을 의미하는데, 남자는 20대 중후반, 여자는 20대 초반에 초혼이 활발히 이루어지고 있음을 보여준다. 여성의 경우에는 20대 중후반에 비교적 고른 속도로 어머니가 된다.

14) 자료에서 정규직 변수가 미성인 경우 종사상 지위가 상용직인 경우 정규직이라고 가정하였다.

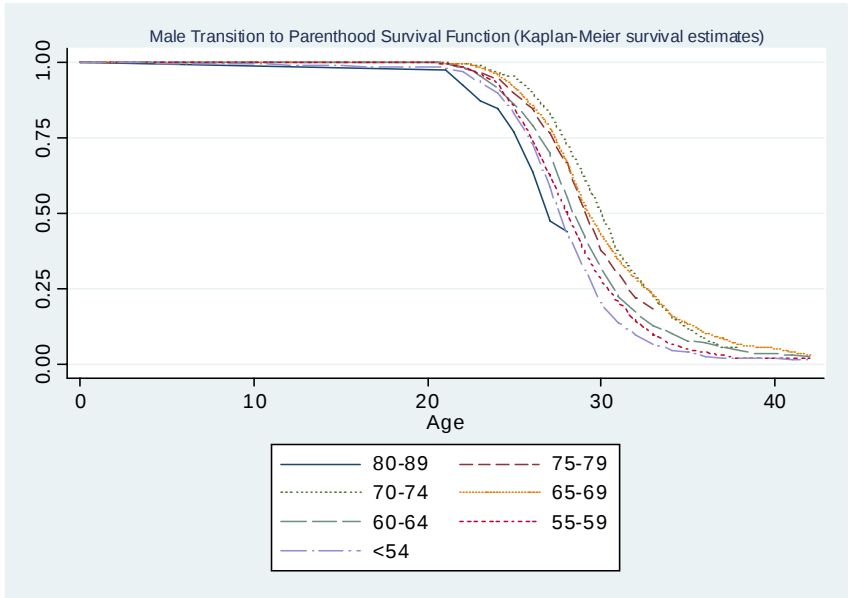
[그림 IV-9]와 [그림 IV-10]은 남녀 각각 코호트별로 나누어 결혼 생존 함수를 보여준다. 코호트는 역시 1954년 이전 생(50세), 1955~1959년생(51~55세), 1960~1964년생(46~50세), 1965~1969년생(41~45세), 1970~1974년생(36~40세), 1975~1979년생(31~35세), 1980~1989년생(21~30세)로 나누었다. 남녀 모두 가장 최근 출생자(80~89년)를 제외하고 50%의 기혼 남녀가 첫 출산에 이르는 연령이 최근 코호트, 즉 최근에 출생한 자일수록 늦어지고 있다. [그림 IV-10]이 제시하듯이, 1965년 이후와 이전 출생자에 해당하는 그래프선의 간격이 벌어져 있는데, 이 두 집단 남성 간에 첫 출산 시기에 급격한 조정이 있었음을 알 수 있다. 여성의 경우도 주목할 만한 사실은 1975년 이후와 이전 출생자 간에 첫 출산 시기의 지연이 급격하게 진행되었던 듯하고, 그보다는 못하지만 1960년 이후와 이전 출생자 간에도 다소 차이가 있다는 사실이다. 가장 최근 출생자는 다소 예측과 다른 첫 출산 패턴을 보여주고 있는데, 출산 이행을 기혼자에게만 한정된 표본 구성 때문에 이러한 결과가 나왔을 것이라 추측된다. 즉 이미 결혼을 한 가장 어린 코호트는 임신으로 인해 결혼을 서둘렀을 가능성과 함께, 가족생활에 대한 강한 선호를 지녀 첫 출산으로의 이행도 다른 코호트에 비해 빨랐을 가능성이 있다.



[그림 IV-8] 출산 이행 생존 함수 (Kaplan-Meier survival estimates)

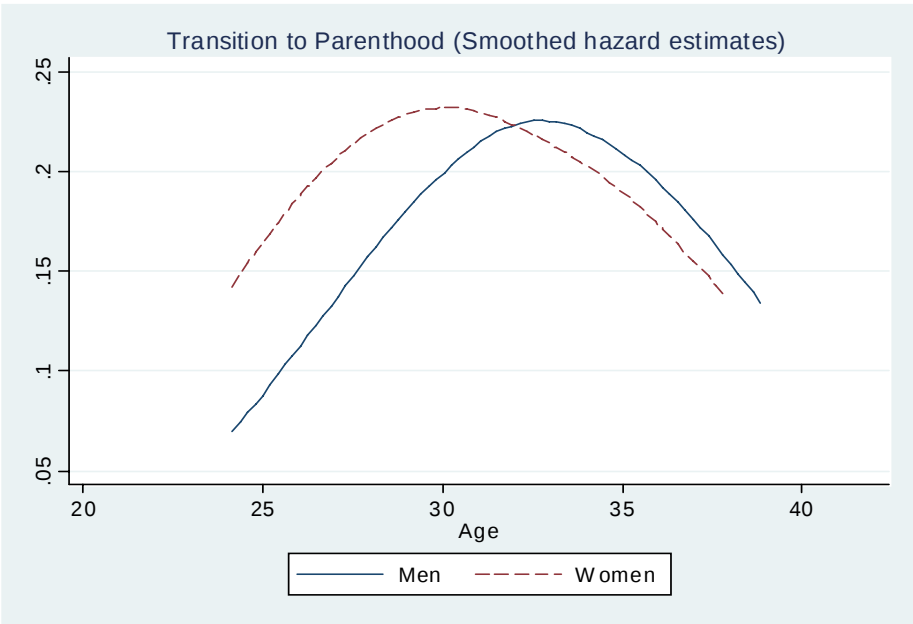


[그림 IV-9] 여성 출산 이행 생존 함수 (Kaplan-Meier survival estimates)

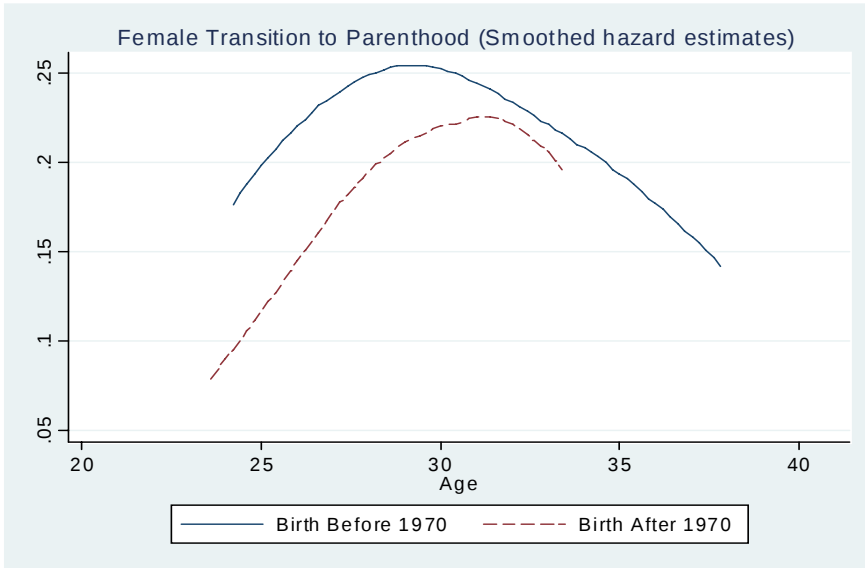


[그림 IV-10] 남성 출산 이행 생존 함수 (Kaplan-Meier survival estimates)

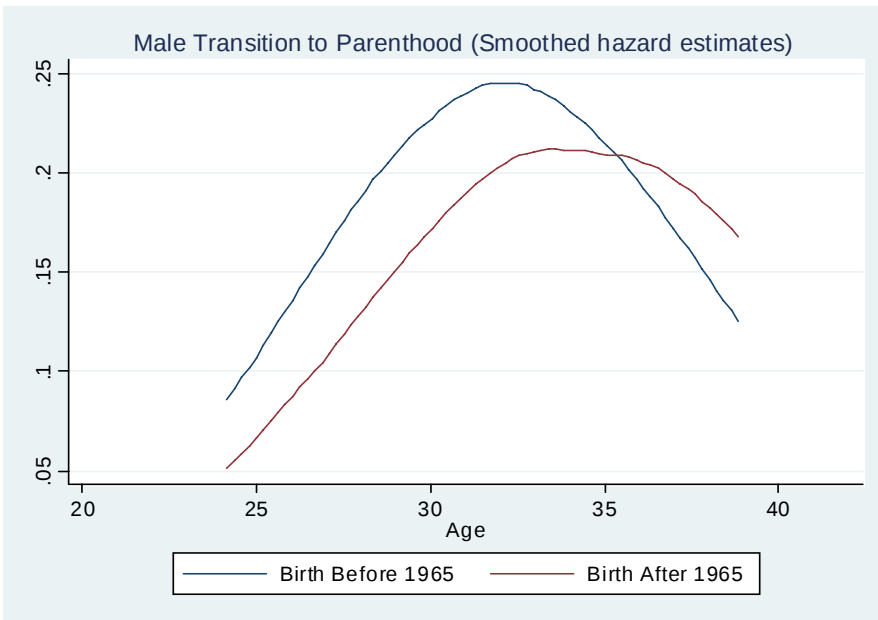
출산 이행 생존 함수를 추정한 결과를 다른 시각에서 제시한 그림이 [그림 IV-11]에서 [그림 IV-13]에 나와 있다. [그림 IV-11]은 남성은 약 33세, 여성은 약 30세 정도에 첫 출산 위험이 가장 높음을 보여주고 있다. 코호트별로 나누어 보면 여성의 경우 1970년 이전과 이후 출생자 간에 첫 출산 시기가 뚜렷이 차이가 난다. 남성의 경우에는 결혼 위험이 가장 높아지는 연령에서 코호트 간에 큰 차이를 보이지 않지만 출산 위험에서는 여성과 마찬가지로 코호트별로 차이가 드러났다. 최근 출생한 코호트는 첫 출산 위험이 최고점이 되는 연령이 이전 코호트에서보다 높다. 남녀 모두 최근 코호트가 이전 코호트에 비해 첫 출산을 늦추고 있음을 알 수 있다.



[그림 IV-11] 출산 이행 생존 함수 (smoothed hazare estimates)



[그림 IV-12] 여성 출산 이행 생존 함수 (smoothed hazard estimates)



[그림 IV-13] 남성 출산 이행 생존 함수 (smoothed hazard estimates)

분석 모형

본 절에서는 앞 절의 기술 통계를 통해 드러난 남녀의 출산 시기의 차이와 코호트별 차이의 결정 요인을 회귀 분석을 통해 살펴본다. 분석 모형에 대한 설명은 앞 절에서 결혼 이행 결정 요인을 분석한 틀과 유사하므로 생략한다. 출산 결정 요인 분석에서 추가된 변수는 초혼 연령이다. 해석의 편의를 위해 역시 기준선 해저드를 연령 더미로 구성했는데, 연령을 21~24세, 25~30세, 31~36세, 37~42세의 4개의 구간으로 나누었다.

분석 결과

<표 IV-17>은 교육수준이 여성의 첫 출산 이행에 미치는 영향의 분석 결과를 보여주고 있다. 우선 모형 (1)의 추정 결과에서 기준선 해저드를 살펴보자. 25~30세 연령에서보다 21~24세에서 출산 해저드가 낮고, 31~36세의 출산 해저드가 더 높음을 알 수 있다. 결혼을 늦게 했을수록 출산 해저드가 낮아졌으며, 재학 상태에 있는 여성은 그렇지 않은 여성보다 출산 해저드가 낮았다. 대학이상학력은 첫 출산 해저드를 감소시켜, 학력수준이 높을수록 첫 출산을 지연시킬 가능성이 높음을 보여준다. 1970년대 이후 출생자도 그 이전에 출생한 사람에 비해 출산을 지연하거나 단념할 가능성이 높았다. 첫 출산에서 종교의 영향력은 통계적으로 유의하지 않았다. 광역시에서 유년기를 보낸 여성은 그렇지 않은 여성보다 출산 해저드가 낮았다. 부의 교육수준도 출산 해저드를 감소시키기는 하나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다.

모형 (2)의 추정 결과는 코호트별로 연령이 경과함에 따라 기준선 해저드가 유의하게 달라지지 않음을 보여준다. 37~42세 연령더미는 코호트를 분석 가능한 수준에서 나눌 수 없어 탈락되었다. 모형 (3)에서는 대학교육수준의 효과가 연령에 따른 기준선 해저드에 차별적으로 일어나고 있음을 보여준다. 특히 21~24세와 25~30세간에 대학교육수준의 영향이 차이가 있

었는데, 대학이상의 학력을 가진 사람이 그렇지 않은 사람보다 25~30세 연령에 비해 상대적으로 21~24세의 출산 해저드가 훨씬 더 낮았다. 반대로 25~30세에서 31~36세로 이동하면서 대학이상학력 수준은 출산 해저드를 훨씬 높이고 있다. 다시 말하면 대학이상학력자는 그렇지 않은 여성에 비해 연령이 경과할수록 출산 해저드가 훨씬 가파르게 상승한다는 것이다.

모형 (4)에서는 대학이상교육수준이 출산 해저드를 감소시키는 효과는 코호트별로 유의한 차이가 있지만 통계적 유의성은 약하다.

모형 (5)는 이 모든 변수들의 동시작용 효과를 보여주고 있는데, 대학교육수준이 연령이 경과함에 따라 출산 해저드에 미치는 영향이 달라짐을 다시 확인하고 있다.

<표 IV-17> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-교육과 출산

	(1) 출산	(2) 출산	(3) 출산	(4) 출산	(5) 출산
연령더미1 (18~23세)	-1.731*** (0.0561)	-1.709*** (0.0619)	-1.585*** (0.0623)	-1.734*** (0.0555)	-1.619*** (0.0649)
연령더미3 (30~35세)	1.035*** (0.118)	0.963*** (0.158)	0.876*** (0.148)	1.041*** (0.118)	0.900*** (0.181)
연령더미4 (36~41세)	0.583 (0.477)	0.630 (0.497)	0.493 (0.611)	0.582 (0.485)	0.495 (0.624)
결혼 연령	-0.283*** (0.0200)	-0.283*** (0.0201)	-0.281*** (0.0192)	-0.284*** (0.0192)	-0.282*** (0.0188)
재학(군대)상태	-0.114* (0.0608)	-0.114* (0.0604)	-0.0582 (0.0585)	-0.129** (0.0577)	-0.0666 (0.0562)
대학이상	-0.212** (0.0932)	-0.210** (0.0936)	-0.0598 (0.0897)	-0.289** (0.122)	-0.105 (0.122)
코호트(70년대이후)	-0.231*** (0.0592)	-0.216*** (0.0688)	-0.220*** (0.0573)	-0.320*** (0.0781)	-0.343*** (0.0936)
종교	0.0465 (0.0479)	0.0448 (0.0477)	0.0488 (0.0466)	0.0477 (0.0477)	0.0518 (0.0464)
광역시 성장	-0.112** (0.0518)	-0.112** (0.0511)	-0.0941* (0.0494)	-0.112** (0.0521)	-0.0955* (0.0495)

부 고졸	-0.0132 (0.0477)	-0.0182 (0.0480)	-0.00882 (0.0478)	-0.0194 (0.0464)	-0.0113 (0.0463)
부 대졸	-0.107* (0.0634)	-0.110* (0.0632)	-0.102 (0.0642)	-0.103 (0.0635)	-0.0953 (0.0641)
연령더미1*코호트		-0.120 (0.0898)			0.204* (0.117)
연령더미3*코호트		0.179 (0.211)			-0.0383 (0.290)
연령더미1*대학			-0.943*** (0.124)		-0.937*** (0.165)
연령더미3*대학			0.396* (0.217)		0.228 (0.367)
연령더미4*대학			0.353 (0.785)		0.495 (0.838)
대학*코호트				0.215* (0.119)	0.167 (0.133)
연령1*대학*코호트					-0.129 (0.249)
연령3*대학*코호트					0.284 (0.460)
상수	6.426*** (0.527)	6.417*** (0.530)	6.299*** (0.509)	6.483*** (0.503)	6.349*** (0.495)
관측치	21,352	21,337	21,352	21,352	21,337

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 IV-18> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 여성-노동시장이력과 출산

	(1) 출산	(2) 출산	(3) 출산
연령더미1 (18~23세)	-1.688*** (0.0600)	-1.344*** (0.0627)	-1.352*** (0.0625)
연령더미3 (30~35세)	0.935*** (0.122)	1.010*** (0.116)	0.994*** (0.115)
연령더미4 (36~41세)	0.391 (0.503)	0.648 (0.458)	0.628 (0.456)
결혼 연령	-0.265*** (0.0205)	-0.261*** (0.0241)	-0.261*** (0.0234)
재학(군대)상태	-0.208***	-0.119*	-0.127**

	(0.0623)	(0.0610)	(0.0597)
대학이상	-0.139	-0.188*	-0.175
	(0.101)	(0.113)	(0.108)
코호트(70년대이후)	-0.111*	-0.136**	0.168
	(0.0661)	(0.0618)	(0.108)
종교	0.0115	0.0317	0.0321
	(0.0495)	(0.0473)	(0.0472)
광역시 성장	-0.105*	-0.0797	-0.0847*
	(0.0550)	(0.0492)	(0.0487)
부 고졸	-0.0214	0.00150	0.00362
	(0.0537)	(0.0514)	(0.0518)
부 대졸	-0.0802	-0.0480	-0.0442
	(0.0683)	(0.0673)	(0.0682)
현재 취업	-0.678***	-0.836***	-0.646***
	(0.0631)	(0.0688)	(0.0849)
현재 정규직 더미	-0.186***	-0.289***	-0.481***
	(0.0649)	(0.0795)	(0.103)
장기무직 더미		-0.664***	-0.542***
		(0.0695)	(0.0836)
정규직 근속 더미		0.155*	0.204
		(0.0889)	(0.126)
현재취업*코호트			-0.617***
			(0.138)
정규직*코호트			0.550***
			(0.158)
장기무직*코호트			-0.382***
			(0.124)
정규직 근속*코호트			-0.0815
			(0.159)
상수	6.297***	6.457***	6.350***
	(0.544)	(0.621)	(0.600)
관측치	21,352	21,352	21,352

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 IV-18>은 노동시장이력이 여성의 첫 출산 이행에 미치는 영향의 분석 결과를 보여주고 있다. 모형 (1)의 추정치는 출산 1년 전 취업상태에 있는 여성이 그렇지 않은 여성보다 출산 해저드가 낮고, 출산 1년 전 정규직 근무 여부도 출산 해저드를 통계적으로 유의한 수준에서 낮추고 있음을 보여

주고 있다. 이 변수들은 출산을 결정한 시점에서의 현재 노동시장이력과 출산 이행의 관계를 보여주는 것으로, 임신과 출산 결정과 준비는 반대로 노동시장참여에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 해석에 유의할 필요가 있다.

따라서 모형 (2)에서는 출산 1년 전부터 지난 3년 동안의 노동시장이력에 해당하는 장기무직과 정규직 근속 여부의 효과를 검토했다. 장기무직은 여성의 출산 해저드를 낮추었고, 통계적으로 유의성이 약하지만 정규직 근속기간이 2년 이상인 경우 그렇지 않은 경우보다 출산 해저드가 높아짐을 보여주고 있다. 모형 (3)은 노동시장참여이력의 효과가 코호트별로 달라지는지를 검토하는 모형이다. 현재 취업상태는 코호트별로 효과가 유의하게 달랐는데, 최근 코호트가 이전 코호트에 비해 출산 1년 전 취업 상태가 출산에 미치는 부정적 영향이 더 컸다. 반면 출산 1년 전에 정규직에 있었던 여성은 그렇지 않은 여성에 비해 최근 코호트에서 출산 해저드가 더 높게 나타났다. 안정적인 일자리에 있는 여성은 그렇지 않은 여성에 비해 출산할 가능성이 과거보다 최근에 더 커졌음을 시사한다. 장기무직 상태의 효과도 코호트별로 차이가 있었는데 장기무직 상태가 출산 해저드에 미치는 부정적 효과는 최근 코호트에게서 더 크게 나타났다. 정규직근속 기간은 통계적으로 유의하게 출산 이행에 영향을 미치지 않았다. 즉 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성과 그렇지 않은 여성의 출산 이행에 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 앞 절의 분석에 의하면 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성은 상대적으로 결혼 해저드가 낮았는데, 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성이 일단 결혼을 했을 경우 그렇지 않은 여성과 출산 행위에 있어서는 그다지 차이가 없음을 의미한다.

이번에는 교육이 남성의 출산 이행에 미치는 영향을 보자. 우선 모형 (1)의 추정 결과에서 기준선 해저드를 살펴 보면, 25~30세 연령에서보다 31~36세와 37~42세의 출산 해저드가 높음을 알 수 있다. 재학 중이거나 군대에 있는 남성은 그렇지 않은 남성보다 출산 해저드가 낮았다. 학력수준, 코호트, 종교의 효과는 여성과 비슷했으나, 유년기 성장지의 효과는 여성과 달리 통계적으로 유의하지 않았다.

모형 (2)의 추정 결과는 코호트별로 연령이 경과함에 따라 기준선 해저드가 유의하게 달라짐을 보여주는데, 여성과 달리 25~30세와 37~42세의 출산 해저드의 차이가 코호트별로 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 최근 코호트는 37~42세에 이전 코호트보다 출산 해저드가 더 높았다. 모형 (3)에서는 대학교육수준의 영향력 역시 연령이 경과함에 따라 해저드가 달라짐을 보여준다. 25~30세와 31~36세, 25~30세와 37~42세 간에 대학교육수준이 기준선 해저드에 미치는 영향에 차이가 있었는데, 대학이상의 학력을 가진 사람이 그렇지 않은 사람보다 나이가 들수록 출산할 해저드가 가파르게 상승했다.

모형 (4)에서는 대학이상교육수준이 출산 해저드를 감소시키는 효과는 코호트별로 유의한 차이를 보이지 않았음을 보여준다.

모형 (5)는 이 모든 변수들의 동시작용 효과를 보여주고 있는데, 대학교육수준이 연령이 경과함에 따라 출산 해저드에 미치는 영향이 달라짐을 다시 확인해주고 있다. 남성에게서도 교육수준의 향상이 출산을 지연시키고는 있지만, 대학이상 학력을 가진 남성은 그렇지 않은 남성에 비해 나이가 30세 이상이 되어서는 출산 해저드가 더 높았다.

다음으로는 남성의 노동시장이력과 초혼 형성과의 관계를 살펴보자 <표 IV-20>.

모형 (1)은 현재 취업상태와 정규직 근무가 남성의 출산 해저드를 증가시키는 효과를 보여준다. 남성은 여성과 달리 취업상태에 있을수록 출산 해저드가 높았다.

모형 (2)의 분석 결과, 장기무직인 남성은 그렇지 않은 남성보다 출산 해저드가 낮다. 정규직 근속 여부는 출산 해저드에 긍정적인 영향을 미치고 있다. 여성보다 남성에게서 안정적 일자리 여부가 출산에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 생계부양자인 남성 소득원의 안정성이 여성 소득원의 안정성보다 출산에 유의한 영향을 미친다는 기존 연구 결과와 일치한다.

모형 (3)에서는 여성과 마찬가지로 노동시장이력의 효과는 코호트마다

달랐다. 최근 코호트일수록 현재 정규직 여부가 출산 해저드에 미치는 긍정적인 영향력이 더 컸다. 반면 현재 정규직 더미 변수의 계수는 통계적 유의성을 상실했는데, 정규직 일자리가 출산에 미치는 긍정적 영향이 최근 코호트에서 주로 나타나고 있었음을 의미한다. 현재 취업 여부와 장기무직은 코호트별 차이가 없었는데, 과거나 지금이나 변함없이 남성이 주된 생계부양자라는 관념이 지배적이기 때문에 남성의 무직 상태는 출산에 부정적인 영향을 미치기 때문인 것으로 짐작된다.

〈표 IV-19〉 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-교육과 출산

	(1) 출산	(2) 출산	(3) 출산	(4) 출산	(5) 출산
연령더미1 (18~23세)	-2.411*** (0.0820)	-2.440*** (0.0873)	-2.365*** (0.0842)	-2.411*** (0.0820)	-2.412*** (0.0890)
연령더미3 (30~35세)	1.471*** (0.0922)	1.472*** (0.104)	1.361*** (0.115)	1.471*** (0.0921)	1.338*** (0.127)
연령더미4 (36~41세)	0.647** (0.258)	0.544** (0.265)	0.0164 (0.326)	0.648** (0.258)	-0.0156 (0.330)
결혼 연령	-0.268*** (0.0182)	-0.269*** (0.0182)	-0.273*** (0.0174)	-0.268*** (0.0182)	-0.274*** (0.0173)
재학(군대)상태	-0.518*** (0.0533)	-0.516*** (0.0528)	-0.476*** (0.0494)	-0.517*** (0.0530)	-0.473*** (0.0487)
대학이상	-0.111*** (0.0371)	-0.113*** (0.0370)	-0.190*** (0.0393)	-0.106** (0.0416)	-0.211*** (0.0426)
코호트(70년대이후)	-0.355*** (0.0485)	-0.383*** (0.0506)	-0.346*** (0.0505)	-0.339*** (0.0717)	-0.420*** (0.0718)
종교	-0.00804 (0.0512)	-0.00781 (0.0509)	-0.0148 (0.0489)	-0.00808 (0.0511)	-0.0130 (0.0488)
광역시 성장	-0.0538 (0.0527)	-0.0548 (0.0524)	-0.0429 (0.0516)	-0.0540 (0.0527)	-0.0428 (0.0513)
부 고졸	-0.0964* (0.0537)	-0.0956* (0.0536)	-0.113* (0.0604)	-0.0963* (0.0538)	-0.114* (0.0600)
부 대졸	-0.0198 (0.0561)	-0.0198 (0.0562)	-0.0234 (0.0583)	-0.0204 (0.0561)	-0.0261 (0.0581)
연령더미1*코호트		0.188 (0.192)			0.442** (0.223)
연령더미3*코호트		0.0162 (0.109)			0.182 (0.160)
연령더미4*코호트		2.015*** (0.628)			2.170* (1.112)
연령더미1*대학			-0.398* (0.210)		-0.361 (0.250)
연령더미3*대학			0.286*** (0.104)		0.385*** (0.125)
연령더미4*대학			1.835*** (0.502)		1.769*** (0.528)
대학*코호트				-0.0288 (0.0948)	0.130 (0.0977)
연령1*대학*코호트					-0.412

연령3*대학*코호트					(0.466)
					-0.409*
					(0.211)
연령4*대학*코호트					-1.285
					(1.363)
상수	6.090***	6.124***	6.254***	6.089***	6.283***
	(0.506)	(0.501)	(0.481)	(0.506)	(0.477)
관측치	28,661	28,661	28,661	28,661	28,661

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 IV-20> 이산형 생존모형 분석 결과 I: 남성-노동시장이력과 출산

	(1)	(2)	(3)
	출산	출산	출산
연령더미1 (18~23세)	-2.213*** (0.0842)	-2.085*** (0.0859)	-2.084*** (0.0859)
연령더미3 (30~35세)	1.420*** (0.0927)	1.287*** (0.0927)	1.281*** (0.0926)
연령더미4 (36~41세)	0.643** (0.259)	0.506* (0.259)	0.502* (0.257)
결혼 연령	-0.267*** (0.0188)	-0.268*** (0.0192)	-0.267*** (0.0192)
재학(군대)상태	-0.404*** (0.0516)	-0.375*** (0.0531)	-0.372*** (0.0525)
대학이상	-0.142*** (0.0392)	-0.0946** (0.0419)	-0.0916** (0.0420)
코호트(70년대이후)	-0.432*** (0.0487)	-0.453*** (0.0515)	-0.784*** (0.228)
종교	-0.0142 (0.0507)	-0.0166 (0.0523)	-0.0182 (0.0522)
광역시 성장	-0.0364 (0.0489)	-0.0294 (0.0500)	-0.0301 (0.0499)
부 고졸	-0.107* (0.0568)	-0.111* (0.0612)	-0.109* (0.0612)
부 대졸	0.0214 (0.0599)	0.0370 (0.0637)	0.0419 (0.0640)
현재 취업	0.598*** (0.0766)	0.424*** (0.0783)	0.408*** (0.0845)
현재 정규직 더미	0.231***	0.146**	0.0788

	(0.0445)	(0.0593)	(0.0709)
장기무직 더미		-0.381***	-0.364***
		(0.0636)	(0.0721)
정규직 근속 더미		0.172**	0.240***
		(0.0688)	(0.0835)
현재취업*코호트			0.312
			(0.226)
정규직*코호트			0.267**
			(0.129)
장기무직*코호트			-0.0724
			(0.145)
정규직 근속*코호트			-0.247*
			(0.145)
상수	5.461***	5.792***	5.793***
	(0.519)	(0.541)	(0.544)
관측치	28,661	28,661	28,661
Robust standard errors in parentheses			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

3. 요약 및 시사점

본 연구에서는 남녀의 교육과 노동시장이력이 결혼과 출산 이행에 미치는 영향에 초점을 맞추어 노동패널자료를 사용하여 생존 분석을 수행했다. 남녀의 교육과 노동시장참여 상태와 이력 가운데 결혼 및 출산 시점과 그 3년 전의 일자리 유무와 고용형태를 가지고 일자리의 안정성과 지속성에 관한 변수를 구축하고, 노동시장통합이 초혼과 출산 형성에 유의한 영향을 미치는지 살펴 보았다.

분석 결과를 보면, 교육기회의 확대는 남녀의 초혼 이행을 지연시키고 있다. 남자는 31세, 여자는 28세 정도에 초혼으로 이행할 위험이 가장 높은 가운데, 남녀 모두 학력수준이 높을수록 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았고, 1970년대 이후 출생자도 그 이전에 출생한 사람에 비해 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았다. 종교 유무, 유년기 성장지가 광역시인지 여부도 초혼 이행에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음이 확인되었다.

결혼 위험이 최고수준을 지난 뒤 연령이 경과함에 따라 초혼 해저드가 낮아지지만, 학력 수준에 따라 연령에 따른 초혼 해저드가 유의하게 달라졌다. 남녀 모두 대학이상학력을 가진 사람들이 저학력자들에 비해 결혼을 미루고 있는 것은 사실이나 나이가 들수록 빠른 속도로 결혼에 진입하는 양상을 보이고 있다. 다시 말해 저학력자들은 나이가 들수록 결혼으로 이행할 가능성이 낮아진다.

현재 취업상태는 남성의 초혼 형성 해저드는 높이는 반면 여성의 초혼 형성 해저드는 낮추었다. 특정 시점에서 결혼 상태는 역으로 현재 취업상태에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 이러한 결과는 단순한 연관 관계만을 보여줄 뿐인데, 여성의 경우 초혼과 현재 취업 상태로 있음이 부(-)의 관계라는 것은 여전히 여성에게는 결혼과 노동시장참여가 일정 정도 대체 관계에 있음을 시사한다. 정규직 근무는 남성의 초혼 형성 해저드를 증가시켰으나, 여성에게서는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 안정적인 일자리는 여성에게 결혼으로 이행하는 전제 조건이 아님을 시사한다.

결혼 시점 훨씬 이전에 노동시장에 통합되어 있는 정도도 결혼 이행에 영향을 미쳤다. 장기무직, 즉 결혼 전 3년 동안 2년 이상 무직 상태에 있음은 남녀 모두의 결혼 해저드를 낮추었다. 이는 재학 중이거나 군대에 있는 상태 변수를 통제하고 난 후의 결과이다. 또한 정규직 근속기간이 2년 이상인 여성은 그렇지 않은 여성보다 결혼 해저드가 낮아졌다. 정규직 근속기간이 긴 남성에게서는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 여성에게 정규직 근속기간이 2년 이상이라는 것이 의미하는 바가 여러 가지가 있을 수 있다. 정규직이라는 일자리가 요구하는 장시간 근로와 경쟁적인 커리어 문화로 인해 결혼으로 이어질 수 있는 친밀성의 기회를 갖지 못할 수도 있다. 또는 정규직, 즉 노동시장에 안정적으로 통합되어 있는 여성일수록 그렇지 않은 여성보다 결혼으로 인해 희생하게 될 수도 있는 기대 경제적 기회비용이 높기 때문에 결혼을 지연시킬 가능성이 높다. 직접적인 원인을 정확히 파악하기는 힘들지만, 본 연구는 여성의 커리어 추구하고 안정적인 노동시장 통합이 결혼을 지연시킨 원인이 되고 있음을 보여 주었다.

또한 코호트별로 통계적으로 유의한 차이가 발견되어 최근의 사회경제적 불확실성과 노동시장 불안정화가 초혼 형성에 큰 영향을 미치고 있음을 시사했다. 코호트별로 노동시장참여 상태와 이력의 효과에 차이가 있었는데, 현재 정규직에 있는 여성은 1970년 이후 출생자가 1970년 이전 출생자에 비해 초혼 해저드가 높았다. 역시 역의 인과관계가 가능하다는 점을 주의해서 해석해야 하겠지만, 정규직 상태 여성일수록 그렇지 않은 여성에 비해 결혼 상태에 있을 가능성이 과거보다 높아졌다는 사실은 정규직 여성의 경우 노동시장참여와 결혼이라는 사건이 대체적인 관계일 가능성이 과거보다 낮아졌음을 시사한다. 연령대별로 1년이라는 기간에 벌어진 사건의 관계를 분석한 본 연구에서 굳이 전후 관계를 따지자면 취업 상태가 결혼 시점에 선행할 가능성이 높다. 결혼에 관한 의사 결정은 보통 결혼일자보다 적어도 3개월 길게는 몇 년에 걸쳐 일어나기 때문이다. 그러나 결혼 전 3년 동안 정규직에 2년 이상 결혼한 여성이 그렇지 않은 여성에 비해 과거보다 결혼에 이를 가능성이 낮아졌다는 사실은 결혼보다 노동시장참여를 우위에 두는 여성의 경우 결혼을 지연시키거나 회피할 가능성도 있음을 시사한다. 특히 통계적 유의성은 약하나 24-29세 정규직 근속 여성보다 30-35세 정규직 근속 여성의 결혼 해저드가 낮다는 사실은 연령이 경과할수록 정규직 여성이 결혼하지 않을 가능성은 더욱 증가한다고 볼 수 있다.

반면 남성의 경우, 최근 코호트일수록 현재 취업 상태와 정규직 여부가 결혼 해저드에 미치는 긍정적인 영향력이 더 컸다. 현재 취업상태와 결혼간의 역의 인과관계가 여성에게서보다 약하다고 가정할 수 있다면, 과거보다 노동시장의 통합 정도가 남성의 결혼에 미치는 긍정적 영향이 더욱 강화되었다고 보아야 할 것이다. 다시 말해, 소득별이자로서의 남성의 역할이 결혼의 전제 조건이 되고 있는 현실은 과거나 지금이나 크게 변하지 않았으나, 최근 들어 이러한 경향은 더욱 강해지고 있다는 사실이다.

연령과 코호트 등의 인구학적 변수와 교육 수준은 출산 이행에서도 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. 결혼 이행에서 나타난 결과와 마찬가지로, 대학이상학력자는 그렇지 않은 여성에 비해 연령이 경과할수록 출산

해저드가 훨씬 가파르게 상승했다. 이러한 결과는 남성도 마찬가지였다. 즉 고학력자는 출산을 미루는 경향은 있어도 저학력자에 비해 나이가 들어도 출산할 가능성이 훨씬 높았다.

노동시장참여 상태와 이력은 출산 이행에 유의한 영향을 미쳤는데, 코호트별로도 유의한 차이가 발견되어 최근의 저출산 현상이 노동시장 불안정성에 상당 부분 기인하고 있음을 시사하고 있었다. 출산 결정 시기의 취업 상태의 효과를 보면, 출산 1년 전에 취업상태에 있던 여성과 정규직 일자리에 종사하고 있던 여성은 그렇지 않은 여성보다 출산 해저드가 유의하게 낮았다. 반면 현재 취업상태와 정규직 근무가 남성의 출산 해저드를 증가시켰다. 장기무직은 남녀 모두의 출산 해저드를 낮추었다. 통계적으로 유의성이 약하지만 정규직 근속기간이 2년 이상인 여성은 그렇지 않은 경우보다 출산 해저드가 높았는데, 이러한 효과는 남성에게서 더 강하게 나타났다. 생계부양자인 남성 소득원의 안정성이 여성 소득원의 안정성보다 출산에 유의한 영향을 미침을 시사한다. 코호트에 따른 차이도 드러났는데, 남녀 모두 안정적인 일자리에 있는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 출산할 가능성이 과거보다 최근에 더 커졌다. 여성의 장기무직 상태는 최근 코호트에서 출산 해저드에 더 큰 부정적 영향을 미치고 있었다. 정규직근속 기간은 통계적으로 유의하게 출산 이행에 영향을 미치지 않았다. 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성은 상대적으로 결혼 해저드가 낮았지만, 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성이 일단 결혼을 했을 경우 그렇지 않은 여성과 출산 행위에 있어서는 그다지 차이가 없음을 의미한다.

이상의 분석 결과에 따른 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 저소득층 취약계층의 결혼과 출산 이행을 원활히 하기 위한 소득 및 고용 지원 정책이 필요하다. 본 연구는 고학력자에 비해 저학력자에게서 연령이 경과할수록 결혼과 출산으로 이행할 가능성이 낮아지고 있음을 보여주었다. 교육을 마친 20대에 저학력 청년들이 노동시장에 안정적으로 통합되지 못하여 결혼과 출산의 조건을 갖추지 못할 경우, 그들의 결혼과 출산 가능성은 연령이 경과할수록 요원해질 것이다. 각종 사회 위험을 공유·분

산시킬 수 있는 것이 가족이라고 할 때, 저학력자들은 더더욱 사회경제적 위험 계층으로 전락할 가능성이 높다. 따라서 저학력자 청년들의 노동시장 정책이 결혼과 출산율을 제고하는 데 요구된다.

둘째, 여성의 현재 노동시장참여 상태가 결혼과 출산 이행을 방해하는 것이 아닌 도움이 되는 것으로 기능할 수 있도록 일·가정 양립의 제도적 지원이 필요하다. 여성이 현재 취업 상태에 있음은 결혼과 출산을 지연시키고 있음을 본 연구가 확인해 주고 있다. 여전히 여성에게는 취업과 가족 생활이 보완적 관계가 아닌 양자택일적 상황으로 나타나고 있는 것이다.

셋째, 일자리 안정성을 제고시킬 수 있는 일자리 대책이 결혼율과 출산율을 제고하기 위해 필요하다. 본 연구 결과는 현재 정규직 일자리를 갖고 있는 여성이 왜 결혼과 출산을 지연시키고 있는가라는 질문에 명확한 해답을 제시하지는 못했다. 여기에는 정규직 일자리 종사자의 직업 열망이 그렇지 않은 사람보다 강한 선호의 문제나 정규직 일자리의 남성중심적 직장문화, 결혼과 출산의 기회비용 증가 등 여러 가지 요인이 복합적으로 작용하고 있기 때문일 것이다. 따라서 일·가정 양립 지원 제도의 완비만으로 결혼과 출산 이행에 도움이 될지는 확신하기 힘들다. 그러나 정규직 근속기간이 길수록 여성의 결혼과 출산 이행이 원활했다는 점은 일자리의 안정성을 높이는 제도적 지원이 절실히 필요함을 보여주고 있다. 특히 안정적 일자리와 결혼·출산의 긍정적 관계가 최근 코호트로 올수록 더욱 강해졌다는 사실은, 가족을 형성하기 위한 경제적 준비 상태에 대한 우려가 최근 결혼율과 출산율 저하에 큰 역할을 하고 있음을 보여준다. 일자리 안정성을 제고시키기 위한 일자리 대책과 더불어 고용 불안을 상쇄하는 소득 및 복지 지원 정책이 동시에 전개될 필요가 있다.

V. 성인기 이행과 분가결정

1. 성인기 이행에서 분가결정요인에 대한 이론과 실증연구
2. 다른나라와의 비교관점에서 본 우리나라 분가의 특징
3. 우리나라 성인기 이행과정에서 분가의 위치
4. 우리나라 분가의 결정요인 분석- KLIPS를 이용한 분석
5. 결론

V. 성인기 이행과 분가 결정

1. 성인기 이행에서 분가결정요인에 대한 이론과 실증 연구

부모의 품에서 독립하는 행위인 분가는 성인기 이행에서 중요한 단계 중 하나로 외국에서 분석되어 왔다. 기존 연구들은 나라마다 분가 패턴에 큰 차이가 있다는 것을 발견해 왔다. 이를테면 분가는 성인자녀의 교육이 끝나는 시점에서 발생할 수 있다. 이런 나라들의 경우 부모가 자녀의 교육을 지원하는 동안 함께 살다가 교육이 끝나는 시점에서 지원이 중단되는 패턴이 일반적이다. 분가는 자녀의 취업 이후에 발생할 수도 있다. 취업이 될 때까지 자녀는 부모의 경제적 도움을 받다가 취업 이후에 독립하는 것이다. 분가는 자녀의 결혼 이후에 발생할 수 있다. 결혼 후 분가하는 유형은 대체로 결혼 후에도 종신토록 같이 사는 특징도 동시에 가지고 있다. 이를테면 과거 우리나라는 장남이 부모를 모시고 종신토록 살고, 그 외의 자녀는 결혼 후 독립하는 것이 일반적이었다.

대체로 남유럽이나 구공산권, 아시아권을 대상으로 하는 분석들은 분가가 자녀의 결혼 이후에 발생하고, 또 다른 지역에 비해 결혼 이후에도 함께 사는 비중이 높음을 발견해 왔다. 미국, 프랑스, 북유럽의 경우 중등교육이 끝날 즈음 분가가 발생하는 패턴을 보인다는 연구결과들이 있다. 영국은 취업 이후 분가하는 패턴으로 분류된다.

지금까지 분가결정을 다루는 연구들은 국가별 문화 및 제도적인 차이, 부모의 사회경제적 특성, 부모의 혼인상태가 이혼인지, 재혼인지 같은 가족의 구조, 성인이 된 자녀의 일자리 획득과 결혼이 중요함을 발견해 왔다. 국가별 문화 및 제도적 차이는 국가별로 분가유형을 비교 연구하는 문헌에서 주로 주목받았다(Cavalli and Galland, 1996). 성인기 이행의 한 단계로서 분가는 부모와 자녀의 공동결정으로서 적절한 때가 언제인지는 사회적 관습의 영향을 받을 가능성이 크다. 이는 쉽게 변화하는 것이 아니므로, 문화적 차이가 주목을 받는 것이다. 적절한 분가의 때가 교육을 마쳤을 때냐, 취업전

후나, 결혼 전후나에 따라 국가별 유형이 분류되는 것도 바로 이러한 문화적 차이의 결과로 볼 수 있을 것이다. 제도적 차이도 국가 유형의 차원에서 주목받는 요인이다. 조기에 분가하려면 청년들이 살 수 있는 집에 대한 지원이 필수적이다. 청년에게까지 혜택이 연장되어 있는 거주수당의 존재가 이런 차원에서 주목받았다.

국가 유형 분류의 맥락에서 가족구조의 중요성을 강조하는 연구도 있다. 전통적으로 대가족이 모여 사는 가족이나, 핵가족이 지배적이냐에 따라 자녀의 분가 시기와 양태가 달라짐이 강조된다. 부모의 결혼해체가 자녀의 분가결정을 촉진한다는 연구도 같은 맥락에 있다(Aquilino, 1991; Acock & Kiecolt, 1989).

국가별로 분가의 형태가 다른 한편으로, 한 나라 안에서도 빠르게 분가하는 사람들이 있는가 하면 그렇지 않은 사람들도 있다. 이와 관련해 부모의 사회경제적 특성의 영향이 주목받았다. 부모의 사회경제적 특성을 강조하는 연구는 자녀의 분가 결정을 자녀에 대한 부모의 이타적 또는 이기적 동기로 부터 오는 지원의 차원에서 연구해 왔다(Rosenzweig & Wolpin, 1993; Laferrere, 2005). 성인이 된 자녀는 독립적인 삶을 영위하고자 욕구가 있다. 자녀가 취업을 하거나 원격지에 있는 학교를 다니고 싶더라도 부모의 경제적 지원이 없으면 살 수 있는 곳을 마련하기가 어려워 분가해 나가기가 어려울 것이다. 하지만, 자녀의 이와 같은 욕구를 부모가 인정하고 지원하기로 결정하면 부모는 자녀에 비해 신용제약(credit restraint) 문제가 더 적기 때문에 도움을 줄 수 있다. 이와 같이 부모가 자녀의 결정을 지원해 분가를 돕는 상황을 부모의 이타적 동기에 따른 분가지원으로 해석하는 경제학 연구의 흐름이 있었다. 이 모형에 따르면 부모의 소득이 많을수록 자녀는 분가할 가능성이 높게 된다.

반면, 이태리처럼 부모와 자녀가 결혼까지 같이 살고, 또 결혼 이후에도 종신토록 같이 사는 비율이 높은 나라에서는 부모의 이기적 동기가 주목받았다. 부모는 자녀와 같이 사는 것에서 행복을 느낀다. 따라서 부모는 자녀가 성인이 되더라도 분가하지 못하도록 금전적인 것을 포함한 생활상의 해

택을 제공한다. 분가하면 이와 같은 현금, 현물 흐름이 상당히 줄어들게 된다. 이런 동기가 강하게 작용한다면 앞서와 달리 부모의 소득이 높을수록 자녀의 분가율은 감소하는 경향이 있을 것이다(Aassve, Billari & Ongaro, 2001; Manacorda & Moretti, 2006).

그런데, 부모의 경제적 자원은 여러 특징을 가지고 있다. 소득이나 금융자산처럼 쉽게 이전 가능한 자원이 있는가 하면, 부동산 자산처럼 쉽게 이전 가능하지 않은 자원도 있다. 이런 차원에서 부모의 경제적 자원과 분가의 관계를 볼 때 자원 자체의 성격을 구별하는 것이 중요하다는 연구가 있었다. 실제 부모의 부동산자산은 많을수록 분가를 막는 효과가 있었다. 경제학적 시각에서 볼 때 자녀의 입장에서 부모의 크고 좋은 집은 독립적 삶의 욕구를 능가하는 더 큰 효용가치가 있기 때문이다. 이런 연구들은 부모의 경제적 자원을 모두 합산해 실증연구를 해서는 안 되고 부모의 소득과 부동산 자산을 별도로 분리해 실증 연구해야 함을 보여준다(Laferrere, 2005).

분가의 시기가 전반적으로 늦어지는 것이 글로벌 트렌드라 불릴 정도로 적어도 OECD 국가 안에서는 분가지연이 일반적으로 관찰되는 특징이다. 지난 20년간 분가연구의 주된 관심은 바로 이 영역에 있다. 분가 결정은 분가 후 독립적인 생활영위 능력과 연관되므로 자녀가 공적지원이나 부모의 지원에 전적으로 의존하지 않는 한 일자리 획득여부가 중요할 수밖에 없다. OECD 국가들에서 지난 20년 가까이 관찰되어 온 분가 지연 현상을 설명할 때 공통적으로 주목되어온 설명이 바로 청년 고실업과의 연관이다(Card & Lemieux, 1997). 분가는 거주비용에도 의존한다. 호주 등을 대상으로 한 연구에서 거주비용의 증가가 청년들의 분가를 저해한다는 연구가 있어 왔다(Cobb-Clark, 2008).

이상의 요인들 중 어떤 것이 한 나라의 분가 유형, 분가 지연 같은 분가 패턴 변화와 관련해 가장 중요한 요인인지에 대해서는 통일된 의견이 없으며, 나라마다, 시대마다 강조점에 차이가 있는 것으로 보인다. 이 장은 우리나라의 분가과정에서 나타나는 특징을 외국과 비교하여 어떤 유형에 가깝게 보이는지 그 특징을 파악하는 것과 우리나라에서 나타나는 성인기 이행단계

로서의 분가결정에 영향을 미치는 주요 변인들이 무엇인지 식별하는 것에 주안점이 있다.

우리나라 분가의 특징, 분가결정에 영향을 미치는 변인들을 탐색하고 주요 요인을 식별하기 위해 본 연구에서는 인구주택총조사, 경제활동인구조사, 한국노동패널조사, 국제사회조사(International Social Survey Programme) 자료를 활용하였다. 인구주택총조사와 경제활동인구조사는 분가가 과거부터 지금까지 어떤 식으로 변화해 왔는지를 분석하기 위해 이용하였다. 이 두 자료의 장점은 표본수가 많고, 1980년대 이래의 결과를 분석할 수 있을 만큼 충분한 시계열이 확보가능하다는 데에 있다. 또한 이 두 조사는 대표통계 작성을 목표로 설계되었으므로 비교적 표본특성과 관련된 이슈가 적어 우리나라 분가의 패턴을 정식화하는 데에 가장 적합한 특징을 가지고 있다. 따라서 이 두 자료를 통해 우리나라 분가의 정형화된 사실이 무엇인지 살펴볼 것이다.

분석모형을 설정하고 여러 변인의 효과를 동시에 통제하기 위한 목적으로는 한국노동패널조사를 이용하였다. 한국노동패널조사는 부모-자녀 변수가 동시에 필요한 본 연구의 특징에 가장 잘 부합할 수 있는 자료이다. 이 외에도 국제적으로 볼 때 우리나라의 분가는 어떤 특징을 가지고 있는지 비교하기 위해 국제사회조사 자료를 이용했다. 국제적으로 비교 가능한 결과를 얻기 위해서는 나라마다 같은 조사도구를 활용해 통계가 수집되어야 하는데 이 조사가 이런 목적에 잘 부합한다. 우리나라는 2000년대 들어서야 이 조사에 합류하였으므로 시계열이 짧아 시간 축에 따른 비교는 불가능하다. 횡단면에서의 비교 목적으로만 활용할 것이며, 표본수가 매우 적어 심층적인 분석은 불가능하다는 단점이 있다.

아직까지 우리나라에서는 분가에 대한 종합적인 연구가 존재하지 않았다. 사실상 이 연구가 우리나라 분가의 특징, 변화, 결정요인을 분석하는 최초의 연구라는 점을 감안해 다양한 자료를 활용하여 공통적으로 추출되는 사실들을 확립하고, 특징 및 주요변인이 무엇인지 탐색하는 것에 주안점을 둘 것이다. 이를 위해 다음 절에서는 외국과 비교해 우리나라 분가패턴의 차이를

비교할 것이다. 3절에서는 우리나라 분가가 발생하는 과정을 유형화하기 위해 인구주택총조사와 경제활동인구조사를 분석할 것이다. 4절에서는 한국노동패널조사를 이용해 분가의 결정요인을 분석하기 위해 탐색적 차원에서 간단한 회귀모형을 추정할 것이다. 5절에서는 이 장의 분석결과를 정리할 것이다.

2. 다른 나라와의 비교 관점에서 본 우리나라 분가의 특징

이 절에서는 국제사회조사프로그램(International Social Survey Programme; 이하 ISSP)의 데이터를 활용하여 우리나라 성인 자녀의 부모동거에서 나타나는 특징을 다른 나라와 비교 분석한다. 부모와의 동거를 분석하기 위해서는 ISSP의 2001년 조사모듈을 이용해야 하는데, 다른 나라는 2001년 모듈을 이용하면 되지만 우리나라는 2003년에 이르러서야 성균관대학교 서베이리서치 센터에서 한국종합사회조사라는 이름으로 ISSP와 동일한 설문지를 이용해 조사를 시작했고, 부모와의 동거 설문은 2004년 한국종합사회조사에 들어가 있으므로 2004년 조사 자료를 이용해야만 했다. 같은 년도가 아니긴 하지만 분가 패턴이라는 것은 수년 사이에 쉽게 바뀌는 것이 아니므로 그리 큰 문제를 야기하지는 않을 것이다.¹⁵⁾

우리나라의 경우 18세 이상부터 조사되어 있으므로 이하에서 표를 작성할 때 15~19세 구간은 비워두었다. 표본수가 매우 적어 별 의미도 없다. 한국종합사회조사에서 확인되는 18-34세 전체 표본수는 420명이다.¹⁶⁾

기존 국제 비교 연구들은 서유럽 국가들을 크게 세 가지 유형으로 구분한다(Cavalli and Galland, 1996). 지중해 유형 또는 남유럽 유형/ 프랑스와

15) 외국은 가중치가 있지만, 우리나라 2004년 조사는 한국사회과학자료원에서 다운로드 받은 2003~2008년 한국종합사회조사 데이터에 가중치가 없어 가중치 없이 계산하였다.

16) 인구학적 집단을 세부적으로 나누어 통계를 작성하기엔 표본수가 적다. 따라서 아래 표들에서 보고되는 세부집단별 통계치는 모집단 모수를 제대로 보여준다고 보기 어려울 수 있다. 다른 나라와 비교해 대략 이 정도 수치가 나온다고 해석하는 것이 안전하다.

북유럽 유형/ 영국식 유형이 그것인데, 지중해 또는 남유럽 유형은 부모의 집에 머무르다가 결혼을 하면서 집을 떠나는 유형이다. 이 유형에서는 결혼을 한 이후에도 집에 남는 경우가 많고, 대체로 이런 경우 종신토록 부모와 동거하는 경향이 있다. 학자들에 따라서는 강한 가족 유형(strong family type)이라고 칭하기도 한다(Reher, 1998).

프랑스와 북유럽 유형은 결혼을 통해 가족을 형성하기 전에 부모를 떠나 혼자 독립해 오랜 시간을 보내는 유형이다. 이 유형에서는 2차 교육을 마치면 일찌감치 부모의 집을 나와 혼자 사는 것이 일반적이다. 영국식 유형은 학교 졸업 후 일자리를 찾으면서 분가가 이루어지는 유형으로 취업과 분가 사이에는 밀접한 관계가 있지만, 결혼과 분가 사이에는 밀접성이 떨어지는 특징이 있다.

Billari, Philipov & Baizan(2001)은 여기에 미국, 동유럽까지 포함해 국제 비교 연구를 수행하였다. 이들의 연구에서도 남유럽 유형은 그 특징을 유지하고 있었다. 독일 등 서유럽 국가들은 프랑스, 노르웨이, 덴마크, 핀란드, 스웨덴 같은 조기 분가 유형에 속하는 프랑스 및 북유럽 국가들 패턴보다 분가가 늦은 시기에 발생하는 것으로 파악되었다. 동유럽은 남유럽과 서유럽 사이의 혼재된 모습을 보이는 것으로 보고되었다. 미국은 조기분가가 발생하는 국가로 분류되었다.

아래 <표 V-1>는 ISSP에 포함된 15-34세 인구를 대상으로 부모와 함께 사는 비중을 분석하여 보고하고 있다.

〈표 V-1〉 연령별 부모와의 동거 비중

(단위 : %)

	15~34세	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
호주	29.9	-	57.6	18.5	2.1
독일	25.5	77.8	40.4	18.4	4.4
영국	28.7	73.7	50.0	20.2	7.2
아일랜드	34.4	66.3	62.6	24.2	8.9
미국	13.8	33.3	26.6	9.7	5.4
오스트리아	39.5	91.9	42.3	34.8	20.4
헝가리	40.7	80.6	63.0	37.7	18.9
이태리	64.0	95.5	82.3	62.1	38.1
노르웨이	19.0	58.5	32.3	7.4	5.6
체코	45.0	79.8	62.8	34.3	14.8
슬로베니아	35.3	60.9	51.4	23.9	14.3
폴란드	44.0	87.5	62.8	40.0	18.2
러시아	49.2	80.5	63.6	40.8	24.4
뉴질랜드	24.3	100.0	49.3	16.4	7.8
캐나다	21.5	46.6	45.3	16.4	10.2
필리핀	26.9	59.3	42.4	20.3	13.2
일본	61.6	95.6	78.6	61.5	27.5
스페인	61.7	90.6	85.8	43.1	38.1
라트비아	37.6	88.6	45.7	30.4	22.0
프랑스	12.5	70.3	19.7	7.3	1.1
칠레	44.5	86.7	57.8	37.8	20.3
덴마크	15.5	90.0	34.2	1.8	0.0
스위스	29.9	90.7	35.1	8.0	6.1
브라질	44.6	78.7	57.1	32.8	18.4
남아프리카공화국	39.7	55.6	53.9	36.9	22.9
핀란드	26.2	84.5	16.5	3.4	3.5
한국	45.7	-	78.8	58.5	12.4
평균	37.7	79.3	53.2	29.4	14.9

대체로 기존 연구결과에 합치되는 내용으로 부모와의 동거 비중이 계산되었다. 15~34세 전체를 보면 미국, 노르웨이, 프랑스가 10%대만이 부모와 동거하는 것으로 나타난다. 캐나다, 뉴질랜드, 핀란드, 독일, 호주, 스위스가 20%대, 아일랜드, 오스트리아, 헝가리, 체코, 폴란드, 러시아, 칠레, 브라질, 남아프리카 공화국, 한국 등이 30~40%대, 일본, 스페인, 이태리 등이

60%대를 나타냈다. 이에 따르면 일본, 스페인, 이탈리아가 가장 늦게 분가하는 나라이다.

15~19세는 나라마다 조사 시작 연령이 달라 결과를 신뢰하기 어렵다는 한계가 있긴 하지만, 조기 분가유형에 속하는 몇몇 나라를 제외하면 부모와 동거하는 것이 일반적임을 알 수 있다. 20~24세를 기준으로 보면 30% 미만만이 부모와 동거하는 나라에 미국, 프랑스, 핀란드가 포함되었다. 우리나라는 이탈리아, 폴란드, 러시아, 일본, 스페인, 헝가리, 아일랜드와 함께 60% 이상 부모와 동거하는 나라에 포함되었다.

25~29세를 기준으로 보면, 이탈리아, 일본과 함께 절반 이상 부모와 동거하는 나라 집단에 포함된다. 이 연령대까지는 부모와 동거를 하는 것이 일반적인 나라 유형에 속한다. 그러나 30~34세를 기준으로 보면, 우리나라는 더 이상 부모와 동거를 많이 하는 나라가 아니다. 대략 캐나다와 비슷해진다. 아마도 이 연령대에 이르면 대부분이 결혼을 할 것인데, 우리나라는 이탈리아처럼 결혼 후에도 부모와 함께 사는 비중이 높은 남유럽 유형에 더 이상 가깝지 않게 변화해 왔으며, 이 점에서 유교문화권이라는 동질성이 있는 일본과도 차이가 생겼다고 해석하는 것이 적당할 것으로 보인다. 이 부분은 우리나라 분가특징의 시간에 따른 변화를 분석하는 다음 절에서 보다 자세히 살펴볼 것이다. 일본은 이 연령대에서도 25% 이상 부모와 동거하고 있다. 25%가 적은 것으로 보이지만, 남성이 부모와 함께 사는 문화권에서 2명의 자녀를 낳는 것이 일반적인 사회일 경우 대체로 장남의 비율과 25%라는 수치가 근접성을 가질 것이다. 이와 같이 25% 이상 부모와 동거하는 나라로는 이탈리아, 일본, 스페인 정도를 꼽을 수 있다. 북유럽, 프랑스는 5% 미만만이 이 연령대에서 부모와 동거하고 있었다.

<표 V-2>는 남성의 연령별 동거율을 보고하고 있다. 이탈리아, 스페인은 30~34세가 되어도 남성의 거의 절반가량이 부모와 동거하고 있는 높은 동거율을 보이는 나라다. 그 뒤를 러시아, 라트비아, 헝가리 같은 동구권과 남아프리카공화국, 오스트리아, 일본 등이 잇고 있다. 우리나라도 남성의 분가율은 20%를 약간 넘어 슬로베니아, 체코 등과 유사한 수준이다.

<표 V-3>은 여성의 연령별 동거율을 보여준다. 대부분의 나라에서 여성의 부모와의 동거율은 남성보다 낮은 편이다. 이런 차이는 이미 20대 초반 연령대부터 나타난다. 이태리, 스페인은 여성의 동거율도 높아 30~34세가 되어도 남성보다 낮기는 하지만 30%대의 동거율을 보이고 있다. 이 연령대에서 일본은 남성과 거의 비슷한 동거율을 보이고 있으며, 러시아, 폴란드도 20%대의 동거율을 보이고 있다. 우리나라의 경우 여성은 남성에 비해 15-34세 연령대에서 10%포인트 가량 낮은 동거율을 보인다. 30-34세는 그 차이가 훨씬 크게 나타나 겨우 5%만이 부모와 동거하는 것으로 나타났는데, 이는 조기 분가국가인 미국과도 별로 차이하지 않는 수치이다.

〈표 V-2〉 남성의 연령별 부모와의 동거 비중

(단위 : %)

	15~34세	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
호주	27.8	-	50.0	8.3	6.3
독일	28.8	75.0	50.0	20.0	6.0
영국	40.8	90.0	60.3	30.6	17.4
아일랜드	40.8	77.3	77.1	31.8	11.5
미국	16.2	33.3	31.0	13.8	3.2
오스트리아	55.9	100.0	48.0	56.2	37.8
헝가리	53.6	85.4	71.6	51.9	27.7
이태리	69.0	96.5	91.3	63.0	42.4
노르웨이	24.9	68.0	50.0	12.3	8.2
체코	53.5	74.4	75.7	43.4	22.5
슬로베니아	41.5	61.2	55.0	34.4	21.1
폴란드	46.3	92.3	63.2	44.7	15.8
러시아	55.1	86.6	71.3	44.9	27.8
뉴질랜드	26.6	100.0	50.0	16.7	6.1
캐나다	25.0	100.0	63.8	0.0	16.6
필리핀	32.8	78.9	53.2	22.0	18.6
일본	62.4	97.3	76.5	60.4	26.1
스페인	67.6	96.7	89.1	50.8	45.5
라트비아	42.0	93.8	50.0	31.9	30.9
프랑스	11.6	72.6	20.9	5.6	2.7
칠레	41.6	85.3	55.5	32.5	19.8
덴마크	20.0	100.0	39.0	5.3	0.0
스위스	37.5	93.5	41.0	13.3	10.2
브라질	52.7	87.2	65.0	43.9	21.9
남아프리카공화국	43.8	55.6	54.2	41.6	29.4
핀란드	27.7	94.6	28.2	3.9	5.0
한국	50.7	-	77.3	65.8	21.1
평균	43.4	84.2	59.9	35.1	18.9

〈표 V-3〉 여성의 연령별 부모와의 동거 비중

(단위 : %)

	15~34세	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
호주	31.3	-	63.6	26.7	0.0
독일	21.8	80.0	28.6	15.6	2.9
영국	19.3	55.6	41.9	12.3	0.0
아일랜드	30.3	62.7	52.5	18.9	7.1
미국	11.3	33.3	21.6	5.4	7.5
오스트리아	21.5	76.8	34.7	13.9	5.5
헝가리	27.4	73.2	49.4	24.5	12.3
이태리	59.8	94.5	75.3	61.2	35.0
노르웨이	13.8	50.0	21.8	2.9	2.6
체코	36.5	86.2	48.2	26.8	6.4
슬로베니아	29.3	60.6	48.1	12.2	8.9
폴란드	42.0	81.8	62.5	35.9	20.0
러시아	43.2	72.8	56.1	36.8	21.3
뉴질랜드	22.3	-	48.4	16.2	9.1
캐나다	20.1	30.9	38.9	21.8	6.8
필리핀	22.2	43.3	35.4	19.1	7.6
일본	60.9	93.6	80.6	62.5	28.6
스페인	55.8	83.3	82.8	34.6	31.0
라트비아	33.9	84.2	42.9	29.1	13.0
프랑스	13.1	69.2	19.2	8.4	0.0
칠레	47.3	88.0	60.0	41.9	20.9
덴마크	12.4	84.6	29.3	0.0	0.0
스위스	22.8	87.4	27.2	3.7	3.2
브라질	37.1	70.1	50.3	21.8	15.3
남아프리카공화국	36.4	55.6	53.7	32.2	18.7
핀란드	24.9	78.7	5.3	3.0	1.9
한국	41.1	-	80.0	51.0	5.3
평균	32.7	74.8	47.3	24.5	11.5

아래 표는 결혼 전 동거비중을 보고하고 있다. 국가별로 조사 시작연령이 다르므로 20~34세를 기준으로 보는 것이 안전하다. 우리나라는 헝가리, 체코, 폴란드, 러시아, 필리핀, 일본, 스페인과 함께 65% 이상 결혼 전에는 부모와 동거하는, 그러나 결혼 후 분가하는 유형의 국가에 속함을 알 수 있다.¹⁷⁾ 기존 국제비교를 참고할 때 남유럽 유형이 결혼 전 부모와 동거하는 유형이다. 그러나, 남유럽 유형은 결혼 후에도 부모와 동거할 경우 종신토록 부모 집에서 거주하는 유형이기도 하다. 일본과 같은 유교문화권도 유사한 전통을 가지며, 동유럽도 남유럽과 비슷한 특성을 공유한다고 밝혀져 왔다. 우리나라는 결혼 전 동거비중을 보면 비교적 남유럽, 동유럽, 일본이 공유하는 특성을 함께 가지고 있음을 확인할 수 있다. 다만, 스페인, 일본, 우리나라는 남자보다 여자가 부모와 더 많이 동거하고 있는데, 동유럽은 비슷하거나 남자가 여자보다 더 많이 동거한다는 차이가 있다.

17) 이태리는 결혼 변수에 문제가 있어 분석에서 제외하였다.

<표 V-4> 결혼 전 연령별, 성별 부모와의 동거 비중

(단위 : %)

	15~34세	20~34세	남자: 15~34세	남자: 20~34세	여자: 15~34세	여자: 20~34세
호주	40.7	41.1	36.6	36.6	44.0	44.9
독일	38.4	31.6	37.5	33.1	39.8	28.8
영국	55.2	51.3	63.7	58.1	46.2	44.2
아일랜드	60.6	58.1	64.0	61.1	58.1	55.3
미국	19.8	19.2	25.7	25.2	13.1	12.5
오스트리아	55.9	47.7	64.2	55.9	40.9	33.0
헝가리	70.0	67.8	74.5	72.9	61.4	58.1
노르웨이	25.3	19.2	31.9	25.4	19.2	13.4
체코	70.5	66.9	73.6	72.5	66.2	58.4
슬로베니아	57.0	55.4	57.6	56.6	56.3	53.7
폴란드	71.7	69.0	70.5	66.2	73.0	71.9
러시아	78.7	77.6	84.2	82.9	71.1	70.3
뉴질랜드	35.8	35.3	36.9	35.9	34.8	34.8
캐나다	41.3	38.5	42.3	33.0	40.9	40.8
필리핀	69.3	69.4	75.7	73.8	61.6	63.6
일본	87.0	83.4	83.8	77.5	90.4	89.2
스페인	85.8	84.5	85.0	82.1	86.9	88.0
라트비아	57.1	47.9	58.0	49.2	56.2	46.3
프랑스	21.9	14.9	19.4	12.6	23.5	16.4
칠레	64.1	58.8	62.7	56.5	65.2	60.7
덴마크	24.1	16.7	26.6	20.7	21.9	12.9
스위스	41.8	22.0	45.9	27.4	37.2	15.6
브라질	58.7	52.4	64.6	58.3	51.9	45.3
남아프리카공화국	53.5	52.7	51.9	51.1	55.1	54.2
핀란드	48.5	18.5	50.2	25.0	46.8	10.3
한국	71.9	71.8	67.1	68.2	78.7	76.8
평균	56.1	50.3	59.1	53.5	52.8	46.6

결혼 후 동거 비중을 보면 우리나라는 캐나다, 호주, 영국, 오스트리아 수준의 동거율을 보이는 국가로 변한다. 스페인 및 동유럽 국가들은 여전히 상위의 동거율을 보인다. 일본도 더 이상 상위그룹에 속하지 않으며 중간정도 그룹에 속하는 것으로 바뀌지만 우리나라보다 약 두 배 가량 높은 동거율을 보인다.

이렇게 결혼 후 동거비중을 보면 우리나라는 남유럽 국가와 유사하지 않

다. 일본과도 다르다. 우리나라는 결혼 전 동거로 볼 때 남유럽이나 유교문화권의 특성을 가진다고 볼 수 있지만, 결혼 후에는 이들 유형에 속하지 않는, 더 이상 부모와 같이 살지 않는 국가로 변화된 것이다.

〈표 V-5〉 결혼 후 연령별, 성별 부모와의 동거 비중

(단위 : %)

	15~34세	20~34세	남자: 15~34세	남자: 20~34세	여자: 15~34세	여자: 20~34세
호주	3.9	3.9	0.0	0.0	5.3	5.3
독일	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
영국	3.7	3.7	10.0	10.0	0.0	0.0
아일랜드	0.7	0.8	0.0	0.0	1.1	1.1
미국	2.7	2.7	0.0	0.0	5.7	5.7
오스트리아	4.7	4.7	15.1	15.1	1.5	1.5
헝가리	11.0	11.1	15.5	15.5	8.2	8.3
노르웨이	2.5	2.5	5.4	5.4	0.0	0.0
체코	12.3	12.4	14.1	14.3	10.9	10.9
슬로베니아	7.5	7.6	9.0	9.0	6.7	6.8
폴란드	13.9	13.2	12.3	12.3	15.0	13.9
러시아	21.6	21.1	21.3	20.8	21.9	21.4
뉴질랜드	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
캐나다	4.4	4.6	10.4	10.4	2.0	2.1
필리핀	11.7	10.6	12.3	10.1	11.4	10.9
일본	6.0	6.0	6.7	6.7	5.5	5.5
스페인	9.8	9.8	2.7	2.7	13.2	13.2
라트비아	20.1	20.1	23.7	23.7	17.5	17.5
프랑스	1.5	1.5	2.7	2.7	0.8	0.8
칠레	15.1	14.0	16.0	14.1	14.0	14.0
덴마크	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
스위스	1.8	1.8	5.3	5.3	0.0	0.0
브라질	10.7	9.5	10.9	9.1	10.6	9.7
남아프리카공화국	10.9	10.9	19.5	19.1	6.5	6.6
핀란드	0.5	0.0	0.0	0.0	0.8	0.0
한국	3.2	3.2	2.0	2.0	3.8	3.8
평균	12.4	11.2	14.9	13.3	10.7	9.8

3. 우리나라 성인기 이행 과정에서 분가의 위치

지금까지는 1개년 횡단면 자료를 이용해 국제적으로 우리나라 분가가 어떤 특징을 가지고 있는지 살펴보았다. 이하에서는 취업, 결혼, 분가가 성인기 이행에서 어떤 관계를 맺고 있으며, 시계열상에서 어떤 변화를 보여 왔는지 분석하겠다.

1) 인구주택총조사에서 나타난 분가

우리나라는 80년대 이래 고학력화가 진행되어 왔고, 외환위기를 전후한 시기부터 만혼화, 청년층 취업난 등이 동시에 발생하였다. 이와 같은 요인들은 분가 행태에서도 큰 변화를 야기해 왔을 것으로 추측된다.

이하에서 분가는 부모와 함께 살지 않는 것으로 정의한다. 남편의 집안에 들어가서 산다는 전통이 있는 우리나라에서 기혼여성은 혼인 자체가 분가행위이다. 이하 분석에서 기혼여성의 분가는 자신의 부모만이 아니라 배우자의 부모와도 함께 살지 않는 것으로 정의하고 분석하였다. 부모는 아니지만 형제자매와 함께 사는 경우는 시기에 따라 구별하기 쉽지 않은 경우가 있어 따로 고려하지 않고 분가한 것으로 정의하였다.

<표 V-6>은 분가를 이상과 같이 정의할 때 분가가 어떻게 변화해 왔는지를 1980~2005년에 걸쳐 보여주고 있다. 15~34세를 보면 1995년까지는 분가가 증가하는 추이를 보이지만, 그 이후로는 감소하는 추이를 보이고 있다. 1985~1995년간 4.2%포인트가 증가한 반면 1995~2005년 간에는 5.4%포인트 감소해 1995년까지 증가하는 속도보다 감소의 속도가 더 빠르다는 것도 엿보인다.

연령구간별로 나누어서 보면 15~19세는 2.4~2.9%로 거의 분가가 발생하지 않는 것을 알 수 있다. 20~24세는 1980년 21.7%가 분가를 한 반면 2005년에는 16.1%만이 분가하였다. 15~34세 전체와는 달리 꾸준히 분가율이 떨어지는 것을 알 수 있다. 25~29세는 1995년이 아니라 1990년까

지 분가율이 증가하다가 이후 하락세를 보인다. 정점에 도달했던 1990년 절반이 넘는 57.4%가 이 연령대에 분가했는데 2005년에는 절반 미만인 40.4%만이 분가해서 분가율이 17%포인트 하락한 것을 알 수 있다. 30~34세는 1995년까지 분가율이 증가하다가 그 이후 감소하는 추세를 보여주고 있고, 하락의 폭은 25~29세만큼 극적이지는 않지만 정점이었던 1995년 78.6%에 비해 8.8%포인트가 떨어져 상당히 감소한 것을 알 수 있다.

〈표 V-6〉 인구주택총조사에 나타난 우리나라 15~34세의
부모와의 분가 비중 추이

(단위 : %)

	15~34세	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
1980년	34.0	2.9	21.7	55.9	73.3
1985년	37.0	2.8	21.1	56.6	74.7
1990년	39.1	2.3	18.0	57.4	76.6
1995년	41.2	2.7	19.1	55.3	78.6
2000년	38.7	2.4	16.5	49.2	75.9
2005년	35.8	2.4	16.1	40.4	69.8

〈표 V-7〉은 앞서와 같은 추이를 남성에 대해 요약하고 있다. 분가율의 추이 자체는 남자로 한정한다 해도 크게 변화하지 않는다. 15~34세를 보면 앞서 표에서는 상승보다 하락의 속도가 빨랐는데 남성에 국한하면 정점인 1995년보다 1985년 4.4%포인트 낮고 2005년 5.2%포인트 낮아 상승과 하락의 속도가 거의 같다는 차이가 보인다. 〈표 V-8〉은 여성의 분가율을 보여주는데, 남자와 달리 1995년 이전 상승기보다 이후 하락기에 더 빠르게 변화하는 차이가 있다. 이로 인해 전체 추이는 상승보다 하락이 더 빠른 것으로 나타났던 것이다. 남녀 간의 또 다른 주목할 만한 차이는 같은 연령대에서 남성의 분가율이 여성보다 눈에 띄게 낮다는 것이다. 1980년 남녀 간 분가율 차이는 11.4%포인트였던 반면 2005년은 8.4%포인트로 나타나 과거보다 현재의 남녀 간 분가율 차이가 좁혀졌다는 것도 또 하나의 특

장이다.

〈표 V-7〉 인구주택총조사에 나타난 우리나라 15~34세 남성의
부모와의 분가 비중 추이

(단위 : %)

	15~34세	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
1980년	28.2	2.5	10.9	45.0	70.8
1985년	31.3	2.4	11.6	45.8	72.2
1990년	34.3	1.9	11.1	46.4	73.8
1995년	36.7	2.4	13.8	44.3	75.1
2000년	34.0	2.1	12.5	38.7	70.8
2005년	31.5	2.2	14.0	33.3	62.9

〈표 V-8〉 인구주택총조사에 나타난 우리나라 15~34세 여성의
부모와의 분가 비중 추이

(단위 : %)

	15~34세	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
1980년	39.5	3.5	30.0	66.3	75.9
1985년	42.5	3.1	28.8	66.9	77.3
1990년	43.7	2.6	23.6	67.9	79.5
1995년	45.4	3.0	23.1	65.9	82.1
2000년	43.2	2.7	19.5	59.2	80.9
2005년	39.9	2.7	17.7	47.4	76.5

20~24세를 보면 남성의 분가율이 전반적으로 여성보다 낮은 가운데 변화추이가 여성과는 반대로 나타나는 것을 알 수 있다. 남성은 1980~2005년 간 대체로 분가율이 상승해온 반면, 여성은 같은 시기 분가율이 대체로 하락해 왔다. 남성 분가율 상승은 매우 완만한 속도로 이루어져 2005년과 1980년 사이의 차이가 3.1%포인트에 불과한 반면, 여성은 매우 빠르게 분가율이 하락해 12.4%포인트나 하락했다는 것도 흥미로운 차이이다. 이로

인해 1980년 여성의 분가율은 남성보다 3배 가까이 높았지만, 2005년에는 그 차이가 겨우 3.7%포인트 차이로 좁혀졌다.

25~29세를 보아도 남성의 분가율이 여성보다 전 시기에서 낮았다. 남성은 절반 미만만이 분가한 반면, 여성은 2000년까지 절반 이상이 분가했었다. 2005년에는 여성의 분가율도 50% 미만으로 하락했다. 1980년 남녀 간 분가율 격차는 21.3%포인트였던 반면 2005년에는 14.1%포인트로 좁혀졌다. 남녀 모두 1980~1995년까지는 별다른 분가율 추세가 보이지 않는 가운데 1995년 이후 시기 급격한 분가율 하락을 경험하고 있다.

30~34세에서도 남성의 분가율이 여성보다 낮지만, 그 이전 연령대에 비하면 그 차이는 적다. 특징적인 것이 있다면 1995년까지 분가율이 상승하고 그 이후 하락하는 것에는 남녀 간 차이가 없지만, 하락하는 속도에서 남녀 차이가 뚜렷하게 나타난다는 점이다. 남성은 같은 기간 12.2%포인트나 하락한 반면 여성은 5.6%포인트 떨어지는 데에 그쳤다.

다음으로는 혼인 여부를 추가하여 어떤 변화가 있었는지 분석해 보았다. <표 V-9>에 따르면, 15~34세 남성의 경우 결혼 분가자 비중은 1995년까지 증가하다가 그 이후 감소 추이를 보이고 있다. 결혼했음에도 분가하지 않은 사람의 비중은 일관되게 감소해 왔다. 반대로 미혼 분가자 비중은 일관되게 증가해 왔으며, 미혼 미분가자 비중은 1995년까지 감소하다가 그 이후 증가하는 추이를 보인다. 혼인 여부에 따라 분가는 반대의 양상을 보이는 셈이다.

<표 V-9> 15~34세 남성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	24.6	9.3	3.6	62.5	100.0
1985년	26.8	8.5	4.5	60.2	100.0
1990년	28.6	6.8	5.8	58.9	100.0
1995년	28.9	5.6	7.8	57.7	100.0
2000년	25.5	4.8	8.5	61.3	100.0
2005년	20.0	3.6	11.5	64.9	100.0

15~34세 중 결혼하면 분가하는 추세는 지난 25년간 지속적으로 강화되어 왔다. 결혼한 사람 중 부모와 동거하는 사람은 1980년 27.5%¹⁸⁾에서 2005년 15.3%로 줄어들었다.¹⁹⁾ 또한 미혼자 중에서도 부모와 분가하는 비중이 꾸준히 늘어왔다. 1980년 5.5%에서 2005년 15.0%로 증가했다. 그렇지만, 결혼하는 사람들의 비중이 1995년 이후 크게 줄어들면서²⁰⁾ 이 연령대에서 결혼 분가자 비중 또한 1995년 이후 줄어들고, 이 추세를 넘을 만큼 미혼 분가자 비중이 늘지 못하면서 미혼 미분가자 비중이 1995년 이후 빠른 속도 증가한 것이 남성 전체적으로 이 연령대에서 1995년을 기점으로 <표 V-7>에서 나타난 것처럼 미분가자 비중이 증가한 원인이다.

<표 V-10>은 20~24세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이를 보여준다.²¹⁾ 이 연령대에서 결혼 분가, 미분가자의 비중은 지속적으로 줄어왔고, 미혼분가는 2000년 정도를 제외하면 꾸준히 늘어왔다. 미혼 미분가는 뚜렷한 추세가 있다고 보기 어려운 모습으로 대략 85% 정도를 유지하고 있다.

18) $100 \times 24.6 / (24.6 + 9.3) = 72.5\%$.

19) 다만, 결혼 후 부모와 분가하는 사람의 비중은 1995년 이전에는 매 5년마다 3~4% 포인트씩 감소한 반면 2000년 2005년 간에는 겨우 0.4%포인트 감소하여 횡보에 가까운 모습을 보이고 있다.

20) 1980년 혼인율 33.9%에서 1990년 35.4%, 2005년 23.6%.

21) 15~19세는 결혼한 사람이 거의 없으므로 분석에서 제외하였다.

〈표 V-10〉 20~24세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	5.1	3.5	5.8	85.6	100.0
1985년	4.8	2.6	6.8	85.8	100.0
1990년	3.5	1.2	7.6	87.8	100.0
1995년	4.0	1.5	9.8	84.7	100.0
2000년	2.8	1.3	9.7	86.2	100.0
2005년	1.5	0.7	12.5	85.4	100.0

〈표 V-11〉은 25~29세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이를 보여준다. 이 연령대에서도 결혼 분가자 및 미분가자 비중은 꾸준히 줄어왔고, 미혼 분가자 비중은 꾸준히 증가해 왔다. 20~24세와는 달리 미혼 미분가자 비중도 꾸준히 증가한 것을 알 수 있다. 미혼 미분가자 비중의 증가는 매우 가팔라서 1980년 38.8%에서 2005년 63.8%로 무려 25%포인트 증가하였다.

〈표 V-11〉 25~29세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	39.6	16.3	5.4	38.8	100.0
1985년	38.8	12.9	7.0	41.3	100.0
1990년	35.4	8.7	11.0	44.9	100.0
1995년	30.8	6.6	13.5	49.1	100.0
2000년	24.9	5.2	13.8	56.1	100.0
2005년	15.7	3.0	17.5	63.8	100.0

30~34세의 경우 결혼 분가자 비중은 1995년까지는 69~70%를 횡보하다가 그 이후 급격히 감소하는 모습을 보이고 있다. 결혼 미분가자 비중은 꾸준히 감소해왔다. 반면 미혼 분가자와 미분가자는 꾸준히 증가해 왔다. 결혼 분가, 미분가자 비중이 줄어드는 것은 순전히 이 연령대에서 결혼한 사람의 비중이 급격히 감소하고 있기 때문에 나타나는 현상이며, 결혼한 사람만 보면 결혼 분가자 비중이 꾸준히 늘고 있으며, 미혼인 사람만 보면 1995년까지는 꾸준히 미혼 분가자 비중이 늘다가 그 이후 횡보 중에 있다.²²⁾

〈표 V-12〉 30~34세 남성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	69.7	23.2	1.0	6.1	100.0
1985년	70.4	20.5	1.8	7.3	100.0
1990년	70.5	16.3	3.3	10.0	100.0
1995년	69.2	12.1	5.9	12.7	100.0
2000년	62.4	10.4	8.4	18.8	100.0
2005년	50.4	8.7	12.5	28.4	100.0

여성의 경우에도 15~34세 혼인 여부별 분가 여부별 비중 추이는 남성과 유사한 모습을 보였다. 결혼 분가자 비중은 1995년까지 증가, 그 이후로 감소했으며, 결혼 미분가자 비중은 꾸준히 감소해 왔다. 미혼 분가자 비중은 꾸준히 증가했고, 미혼 미분가자 비중은 1995년 이후로 증가했다. 다만, 미혼 미분가자 비중의 1995년 이전 추세는 남성과 다소 달라 횡보하는 모습을 보였다. 전반적으로 보면 남성보다는 결혼쪽 비중이 높았고, 미혼 쪽 비중이 낮았다.

22) 1980년 미혼자 중 분가자 비중은 $14.1\%(=100 \times 1.0 / (1.0 + 6.1))$, 1995년 31.7%, 2000년 30.8%, 2005년 30.6%로 나타났다.

〈표 V-13〉 15~34세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	36.5	12.9	3.0	47.6	100.0
1985년	38.6	11.6	3.9	46.0	100.0
1990년	39.7	9.2	4.0	47.1	100.0
1995년	40.6	7.7	4.8	46.9	100.0
2000년	37.1	6.5	6.0	50.3	100.0
2005년	31.4	5.6	8.6	54.6	100.0

세부 집단별로 흐름을 분석해 보면 원인 또한 남녀에서 비슷하게 나타난다. 15~34세 중 결혼하면 분가하는 추세는 지난 25년간 지속되어 왔다.²³⁾ 결혼한 사람 중 부모와 동거하는 사람은 1980년 26.1%에서 2005년 15.0%로 줄어들었다. 또한 미혼자 중에서도 부모와 분가하는 비중이 꾸준히 늘어왔다. 1980년 6.0%에서 2005년 13.6%로 증가했다. 그렇지만, 결혼하는 사람들의 비중이 1995년 이후 크게 줄어들면서(1980년 혼인을 49.4%에서 1990년 48.9%, 2005년 37.0%) 이 연령대에서 결혼 분가자 비중 또한 1995년 이후 줄어 들고, 이 추세를 넘을 만큼 미혼 분가자 비중이 늘지 못하면서 1995년 이후 미혼 미분가자가 증가했다. 혼인 여부와 관계 없이 1995년 이후로는 미분가자가 늘어나는 것을 앞서 확인할 수 있었는데, 혼인 여부별로 분석해본 결과 가장 중요한 원인이 1995년 이후 발생한 결혼의 감소에 있음을 알 수 있다.

〈표 V-14〉는 20~24세 여성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이를 보여준다. 이 연령대에서 결혼 분가, 결혼 미분가자의 비중은 지속적으로 줄어왔고, 미혼분가는 꾸준히 늘어왔다. 미혼 미분가자의 비중도 꾸준히 늘어왔다.

23) 2000년과 2005년은 기혼자 중 분가율이 85.0%에서 횡보중이다.

〈표 V-14〉 20~24세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	24.1	11.3	5.9	58.7	100.0
1985년	20.9	8.4	7.9	62.8	100.0
1990년	15.5	4.5	8.1	71.9	100.0
1995년	14.2	4.1	8.9	72.8	100.0
2000년	9.0	2.6	10.5	77.9	100.0
2005년	4.8	1.8	12.9	80.5	100.0

〈표 V-15〉는 25~29세 여성의 혼인여부별 부모와의 동거비중 추이를 보여준다. 이 연령대에서도 기혼 분가자 및 기혼 미분가자 비중은 꾸준히 줄어왔고, 미혼 분가자 및 미혼 미분가자 비중은 꾸준히 증가해 왔다. 기혼 분가자 비중의 감소와 미혼 미분가자 비중의 증가는 매우 극적이어서 각각 1980년보다 2005년 29.1%포인트 감소, 34.4%포인트 증가했다. 특히 결혼 분가자 비중은 1980년부터 1995년까지 3.9%포인트 감소한데 그쳤지만, 1995년부터 2000년 사이에는 9.1%포인트, 2000년부터 2005년 사이에는 무려 16.1%포인트가 감소해 이러한 변화가 매우 단기간에 급격한 속도로 발생했음을 보여주고 있다.

〈표 V-15〉 25~29세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	64.3	22.3	2.0	11.5	100.0
1985년	63.8	19.1	3.1	14.0	100.0
1990년	63.7	14.8	4.3	17.3	100.0
1995년	60.4	11.1	5.5	23.0	100.0
2000년	51.3	9.3	7.8	31.6	100.0
2005년	35.2	6.7	12.2	45.9	100.0

30~34세의 경우 결혼 분가자 비중은 1995년까지는 증가하다가 그 이후 급격히 감소하는 모습을 보이고 있다. 결혼 미분가자 비중은 꾸준히 감소해 왔다. 미혼 분가자와 미혼 미분가자는 꾸준히 증가해 왔다. 결혼 분가, 미분가자 비중이 1995년 이후 줄어드는 것은 순전히 이 연령대에서 결혼한 사람의 비중이 감소하고 있기 때문에 나타나는 현상이며, 결혼한 사람만 보면 결혼 분가자 비중이 꾸준히 늘고 있다.

<표 V-16> 30~34세 여성의 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	계
1980년	75.3	22.1	0.7	2.0	100.0
1985년	76.0	19.8	1.3	2.9	100.0
1990년	77.9	17.1	1.6	3.4	100.0
1995년	79.7	14.1	2.4	3.8	100.0
2000년	77.4	12.4	3.5	6.7	100.0
2005년	70.5	11.2	6.0	12.2	100.0

지금까지의 내용을 정리하면 남녀 모두 결혼 후 분가가 일반적이라고 할 수 있다. 결혼 후 동거보다 분가를 택하는 비중이 나날이 늘고 있어 남유럽이나 동유럽, 아시아권과는 차이가 갈수록 분명해지고 있는 것으로 보인다. 미혼 분가도 증가하는 추세에 있지만, 아직까지 미혼이면서 분가한 경우는 남녀 공히 15%안팎이어서 결혼 전 분가가 일반적이라고 말할 수는 없는 상황이다. 다만, 1995년 이후 결혼 자체가 점점 늦어지는 경향이 강해서 분가율도 점점 낮아지고 있으며, 이는 남녀 공히 나타나는 현상이다.

다음으로는 고학력화 현상이 분가에 어떤 영향을 주고 있는지를 보기 위하여 지금까지의 분석에 학력을 추가해 보았다. 여기서 분석의 초점은 학교 졸업과 분가의 선후관계를 확인하고, 졸업한 학교급별로 분가시기에 차이가 나타나는지 여부이다. 앞서의 분석을 통해 이미 혼인 후 분가가 일반적이라

는 사실을 확인했으므로 자연스럽게 초점은 후자에 맞춰질 것이다.

인구주택총조사에서는 연도에 따라 대졸/ 전문대졸/ 대학원 이상이 구분되지 않으며, 재학/ 수료/ 중퇴도 구분되지 않는 해가 있으므로 전문대졸 이상, 고졸 이하로만 최종학력을 구분하여 추이를 분석할 것이다. 따라서 본 분석에서의 고졸 이하는 상급학교에 진학하지 않은 고등학교 졸업자 및 그보다 학력이 낮은 사람 전체를 의미하며, 전문대졸 이상은 전문대 재학 이상의 학력을 가진 모든 사람을 포함한다. 연도에 따라 혼인상태별×학력집단별 분가추이를 분석하는 부분에서 각 집단 내 표본이 얼마 안 되어 결과가 왜곡되는 경우가 발생하는 24세 이하는 분석에서 제외했다. 현실적으로 남성은 군대를 갔다 오면 전문대졸 이상의 경우 20대 중반은 되어야 결혼도 할 수 있을 것이므로 큰 문제는 없을 것이라 판단하였다.

<표 V-17>을 보면 20~34세의 학력별 분가 비중 추이를 정리하고 있다. 학력에 관계없이 1995년까지는 분가율이 증가하다가 그 이후로는 감소하는 모습을 보이고 있다. 이는 앞서의 분석들에서 확인된 바가 학력별로 집단을 나누어도 변화하지 않음을 보여준다. 다만 연령집단별로의 추이는 학력에 따라 상이한 모습이 나타났다. 20~24세의 경우 학력과 관계없이 어떤 추이를 파악하기가 다소 어려우며, 25~29세의 경우 고졸 이하는 1990년까지 분가율 증가, 그 이후로는 감소, 전문대졸 이상은 1995년까지 대략 50% 수준에서 횡보하다가 그 이후 분가율이 감소하는 모습을 보여주고 있다. 30~34세는 학력과 관계없이 1995년까지는 증가하다가 그 이후 감소하여 전체 추이와 유사한 모습을 보이고 있다.

학력별로 볼 때 특기할 만한 사항이 있다면 29세 이하에서는 고졸 이하의 분가율이 높아 전문대졸 이상보다 빠르게 분가함을 알 수 있지만, 30대 초반에 접어들면 더 이상 학력이 낮다고 분가가 더 빠르지 않게 된다는 것이다.

추가하여, 학교를 졸업하고 분가하는 것이 아직까지 우리나라의 일반적인 패턴이라는 것은 20~24세 분가율을 보면 알 수 있다. 이미 학교를 졸업한 고졸 이하의 분가율이 22~23%에 머물고 있으며, 학교를 마쳤거나 마치는

과정 중에 있을 전문대졸 이상의 분가율은 14~15%에 불과하다.

<표 V-17> 20~34세 학력별 부모와 분가 비중 추이

(단위 : %)

	20~34세		20~24세		25~29세		30~34세	
	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상
1980년	49.4	52.9	23.7	16.4	57.5	50.3	73.6	72.5
1985년	53.9	51.2	25.4	15.2	59.4	49.8	74.9	74.8
1990년	56.6	54.5	22.1	14.8	61.8	50.6	76.6	77.8
1995년	57.6	56.4	23.8	15.3	60.3	50.0	78.7	79.3
2000년	58.8	53.2	23.6	16.3	56.8	44.6	76.4	76.1
2005년	53.9	48.9	22.2	14.6	47.8	39.2	69.6	70.6

<표 V-18>은 이를 남성에게 한해 보여주고 있다. 20~34세의 경우 고졸 이하 분가율은 1995년까지 증가하다가 그 이후 감소하는 것은 앞서와 유사하지만, 1990~2000년 사이에는 변화가 없었다고 보는 것이 옳을듯하다. 반면 전문대졸 이상은 1985~1995년까지 증가하다가 그 이후 감소하는 패턴을 분명하게 보여준다. 이와 같은 현상은 20~24세 고졸 이하에서 2000년까지 분가율이 다소간 증가하고, 25~29세 고졸 이하에서 분가율이 1990년까지 증가하다가 감소하는 현상이 맞물리면서 나타난 것으로 보인다. 30~34세 고졸 이하는 1995년까지 분가율이 증가하다가 그 이후 감소하는 전형적인 분가율 변화 형태를 보여주고 있다. 전문대졸 이상은 25~29세의 분가율 패턴이 다소 특이하다. 1980년 이후 꾸준히 분가율이 감소하는 모습을 보여주고 있다.

<표 V-18> 20~34세 남성 학력별 부모와 분가 비중 추이

(단위 : %)

	20~34세		20~24세		25~29세		30~34세	
	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상
1980년	41.8	55.5	11.4	11.5	45.9	46.9	70.6	73.3
1985년	46.3	53.5	13.4	9.2	47.7	46.2	71.8	75.1
1990년	49.4	56.9	13.0	10.4	49.6	45.7	72.6	77.8
1995년	49.5	58.9	15.5	12.3	47.4	43.7	73.3	78.8
2000년	49.3	54.8	15.7	13.6	43.3	38.0	68.7	74.2
2005년	44.4	48.7	15.4	13.3	37.4	34.1	59.2	66.4

<표 V-19>는 학력별 혼인여부별 분가여부를 남성 25~29세에 한해 보여주고 있다. 결혼율 자체는 1980년의 경우 고졸 이하($40.7+17.1=57.8\%$)가 전문대졸 이상($40.9+14.3=55.2\%$)에 비해 높았다. 1985년에는 각각 55.1%, 50.8%로 더 차이가 벌어졌다. 그 이후로도 고졸 이하가 전문대졸 이상에 비해 결혼율이 높았으나 양 학력 집단 공히 결혼율의 급격한 하락을 경험했다. 2005년 기준 고졸 이하 혼인율 26.2, 전문대졸 이상 혼인율 18.6%를 기록했다.

이는 졸업이 빠르므로 혼인도 좀 더 빨리 할 수 있는 것과 연관이 있을 것이다. 하지만, 결혼 후 분가를 선택하는 비율은 전문대졸 이상에서 대체로 더 높다. 그러나, 미혼일 경우 분가하는 비중은 고졸이하에서 조금 높은 것으로 나타난다.

〈표 V-19〉 25~29세 남성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이
(단위 : %)

	고졸 이하					전문대졸 이상				
	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계
1980년	40.7	17.1	5.2	37.0	100.0	40.9	14.3	5.9	38.9	100.0
1985년	41.2	13.9	6.5	38.3	100.0	39.2	11.6	7.0	42.2	100.0
1990년	38.3	9.1	11.3	41.2	100.0	36.1	8.8	9.6	45.5	100.0
1995년	33.6	7.5	13.8	45.1	100.0	31.5	6.3	12.2	50.0	100.0
2000년	30.2	6.8	13.1	49.9	100.0	24.4	4.3	13.6	57.7	100.0
2005년	21.1	5.1	16.4	57.6	100.0	16.4	2.2	17.7	63.7	100.0

30~34세 남성에 이르면 혼인율은 역전되어 1980년을 제외하면 전문대졸 이상의 혼인율이 고졸 이하보다 높게 됨을 알 수 있다. 고졸 이하의 결혼 후 분가자 비중은 1985년 정점에 이른 후 지속적으로 하락해으며, 전문대졸 이하의 결혼 후 분가자 비중은 1990년 정점에 이른 후 하락했다. 고졸 이하의 결혼 후 미분가자 비중은 1980년 이래 계속 하락했으며 전문대졸 이상도 마찬가지로 나타났다. 미혼분가는 양 집단 모두 증가했으며, 미혼 미분가도 마찬가지로 증가했다. 미혼 집단 안에서만 보면 분가가 꾸준히 증가해왔지만, 워낙 급속히 혼인율이 감소해 미혼집단 인구 비중이 늘어나면서 미혼 미분가 비중이 늘어났다.

<표 V-20> 30~34세 남성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	고졸 이하					전문대졸 이상				
	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계
1980년	69.6	23.7	1.0	5.7	100.0	72.0	21.2	1.3	5.5	100.0
1985년	70.0	21.1	1.8	7.2	100.0	73.5	18.9	1.6	6.1	100.0
1990년	69.1	16.9	3.5	10.5	100.0	75.2	14.8	2.6	7.4	100.0
1995년	66.3	12.3	7.0	14.4	100.0	74.8	11.8	4.0	9.4	100.0
2000년	59.2	11.1	9.4	20.2	100.0	67.4	9.6	6.7	16.3	100.0
2005년	46.4	10.4	12.7	30.5	100.0	54.1	7.4	12.3	26.2	100.0

정리하면, 학력은 분가의 속도와 관련해서는 약간의 의미가 있지만 분가 여부 자체에 큰 영향이 있다고 보기는 어렵다. 낮은 학력, 빠른 졸업이 빠른 결혼을 통해 빨리 분가하는 효과를 낸다 하더라도 그 효과는 일시적이어서 30대 초반만 되면 벌써 역전되기 때문이다. 이 때가 되면 오히려 결혼에 성공하는 사람 비중이 낮아져 고졸 이하의 분가자 비중은 전문대졸 이상에 비해 낮게 된다.

<표 V-21>은 여성의 학력과 분가의 관계를 요약하고 있다. 20~34세의 학력별 분가 비중 추이를 보면, 학력에 관계없이 1995년까지는 분가율이 증가하다가 그 이후로는 감소하는 모습을 보이고 있다는 점에서 남성과 유사하다. 이는 앞서의 분석들에서 확인된 바가 학력별로 집단을 나누어도 변화하지 않음을 보여준다. 다만 연령집단별로의 추이는 학력에 따라 상이한 모습이 나타났다. 20~24세의 경우 고졸이하는 어떤 추이를 파악하기가 다소 어려우며, 전문대졸 이상은 2000년을 제외하고 보며 대체로 감소한 것이 아닌가 판단된다. 25~29세의 경우 학력과 관계없이 1990년까지 분가율 증가 후 감소하는 모습을 보여주고 있다. 30~34세는 학력과 관계없이 1995년까지는 증가하다가 그 이후 감소하여 전체 추이와 유사한 모습을 보이고 있다.

〈표 V-21〉 20~34세 여성 학력별 부모와 분가 비중 추이

(단위 : %)

	20~34세		20~24세		25~29세		30~34세	
	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상	고졸 이하	전문대졸 이상
1980년	55.3	48.8	31.8	18.9	67.2	55.9	76.4	70.7
1985년	59.8	47.8	33.3	18.4	68.6	55.6	77.6	74.3
1990년	62.0	51.2	28.3	16.8	71.0	57.3	79.9	77.8
1995년	63.7	53.7	29.6	16.2	70.5	57.1	82.9	80.2
2000년	66.2	51.8	29.1	17.0	67.8	50.5	82.4	78.7
2005년	61.9	49.0	27.4	15.0	56.8	43.5	78.4	75.1

남성과 비교할 때 특기할 만한 사항이 있다면 남성의 경우 29세 이하에서는 고졸 이하의 분가율이 높고 30~34세에서는 전문대졸 이상의 분가율이 높았던 반면, 여성의 경우 34세까지의 모든 연령대에서 고졸 이하의 분가율이 높았다는 점이다. 물론, 고졸 이하와 전문대졸 이상 간에 나타나는 이러한 차이는 현대로 올수록, 연령이 높아질수록 줄어드는 모습을 보이고 있기는 하지만, 남성처럼 역전되지는 않았다.

추가하여, 여성의 경우도 학교를 졸업하고 분가하는 것이 아직까지 우리나라의 일반적인 패턴이라는 것은 20~24세 분가율을 보면 알 수 있다. 학교를 마쳤거나 마치는 과정 중에 있을 전문대졸 이상의 분가율은 15%에 불과하다.

〈표 V-22〉는 학력별, 혼인여부별 분가 비중 추이를 25~29세 여성에 대해 정리하고 있다. 결혼율은 1980년의 경우 고졸 이하($65.3+22.6=87.9\%$)가 전문대졸 이상($52.5+19.9=72.4\%$)에 비해 높았다. 그 이후로도 고졸 이하가 전문대졸 이상에 비해 결혼율이 높았으나 양 학력 집단 공히 결혼율의 급격한 하락을 경험했다. 2005년 기준 고졸 이하 혼인율 57.3%, 전문대졸 이상 혼인율 35.6%를 기록했다.

고졸 이하의 혼인율이 전문대졸 이상보다 이 연령대에서 높게 나타나는

것은 졸업이 빠르므로 혼인도 좀 더 빨리 할 수 있는 것과 연관이 있을 것이다. 하지만, 결혼 후 분가를 선택하는 비율은 전문대졸 이상에서 대체로 더 높다. 그러나, 미혼일 경우 분가하는 비중은 고졸이하에서 훨씬 높은 것으로 나타난다.

〈표 V-22〉 25~29세 여성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	고졸 이하					전문대졸 이상				
	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계
1980년	65.3	22.6	1.8	10.2	100.0	52.5	19.9	3.4	24.2	100.0
1985년	65.8	19.7	2.8	11.7	100.0	51.0	15.1	4.6	29.3	100.0
1990년	67.3	15.6	3.8	13.3	100.0	51.7	11.8	5.6	30.9	100.0
1995년	65.8	12.3	4.7	17.2	100.0	50.5	8.8	6.5	34.2	100.0
2000년	61.0	11.4	6.8	20.8	100.0	41.9	6.9	8.5	42.7	100.0
2005년	46.3	11.0	10.5	32.2	100.0	30.9	4.7	12.5	51.9	100.0

남성의 경우 25~29세 집단까지는 고졸 이하의 혼인율이 높지만 30~34세 집단에 이르게 되면 혼인율이 역전되어 1980년을 제외하면 전문대졸 이상의 혼인율이 고졸 이하보다 높게 됨을 보았다. 하지만, 여성의 경우 이와 같은 역전 현상은 나타나지 않았다. 1980년 고졸 이하의 혼인율은 97.8%, 전문대졸 이상의 혼인율은 93.1%인데 비해 2005년 고졸 이하의 혼인율은 86.5%, 전문대졸 이상의 혼인율은 77.9%로 나타나 예나 지금이나 고졸 이하의 혼인율이 높은 것을 알 수 있다. 양 집단 모두에서 결혼 분가자 비중은 1995년을 정점으로 그 이후 하락했으며, 결혼 미분가자 비중은 1980년 이래 지속적으로 감소해 왔다. 미혼 분가자 비중은 반대로 1980년 이래 양 집단 모두에서 증가해 왔으며 미혼 미분가자 비중도 마찬가지였다. 미혼 집단 안에서만 보면 분가가 꾸준히 증가해왔지만, 워낙 급속히 혼인율이 감소해 미혼집단 인구 비중이 늘어나면서 미혼 미분가 비중이 늘어났다.

〈표 V -23〉 30~34세 여성 학력별 혼인 및 분가여부별 비중 추이

(단위 : %)

	고졸 이하					전문대졸 이상				
	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계	결혼 분가	결혼 미분가	미혼 분가	미혼 미분가	소계
1980년	75.8	22.0	0.6	1.7	100.0	69.3	23.8	1.3	5.6	100.0
1985년	76.5	20.0	1.1	2.4	100.0	72.1	19.0	2.3	6.7	100.0
1990년	78.5	17.4	1.4	2.7	100.0	75.2	15.1	2.6	7.2	100.0
1995년	80.7	14.4	2.2	2.7	100.0	77.4	13.1	2.9	6.6	100.0
2000년	79.5	13.1	2.9	4.4	100.0	74.5	11.0	4.2	10.3	100.0
2005년	73.3	13.2	5.1	8.5	100.0	68.6	9.3	6.5	15.6	100.0

이 절의 내용을 정리하면 다음과 같다. 대체로 여성이 남성보다 더 빨리 분가하는 경향이 있다. 이는 대부분 여성들이 남성보다 빨리 결혼하여 분가하는 경향이 있기 때문이다. 미혼 분가율은 남성이 약간 높았다.

혼인상태를 중심으로 분가율을 보면 결혼이 분가의 가장 결정적 단계임은 아주 분명해 보인다. 결혼시기가 갈수록 느려지고 있어 분가율도 점차 하락해 왔지만, 미혼 분가율은 꾸준히 증가하는 것으로 보인다. 하지만, 아직 미혼 분가율은 인구비중으로 볼 때 미미한 수준이어서 혼인 전 분가에서 남유럽이나 일본형과의 유사성은 질적으로 유지되고 있는 상태이다.

학력은 분가와 관련해 결혼만큼 중요한 요인은 아니다. 하지만, 고학력화가 성인기 이행의 과정을 조금씩 늦춤으로 인해 분가의 속도가 늦어지는 정도의 영향은 있는 것으로 나타난다. 이와 같은 속도 차이는 20대를 경과하면서 남성의 경우 완전히 사라지지만, 여성은 고학력자의 경우 결혼율이 갈수록 떨어지고 있어 학력별 분가율 차이가 사라지지 않는 것으로 나타났다. 즉, 고학력화는 남성에게는 일시적인 분가 지연요인이지만, 여성의 경우에는 분가를 상당히 오랜기간 늦추는 효과가 있다.

또 하나의 특징은 연령이 증가하면 결혼여부나 학력과 무관하게 분가율이

증가한다는 것이다. 다음으로는 취업과 분가의 관계를 살펴보도록 하겠다.

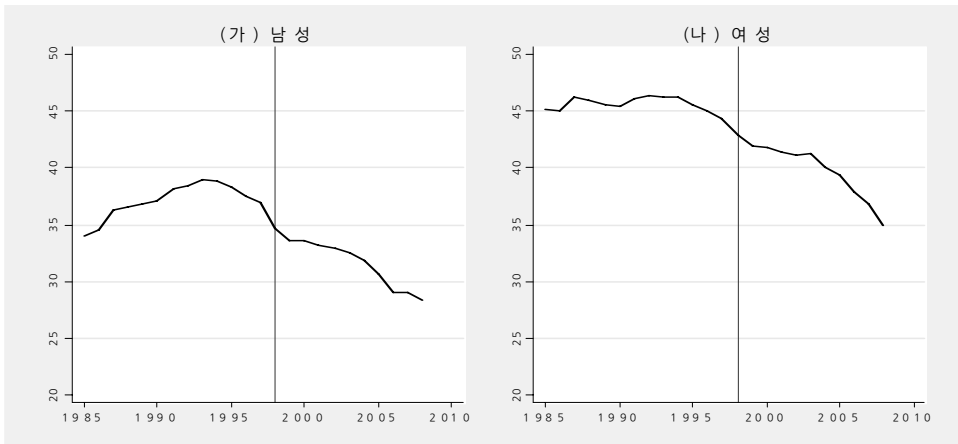
2) 분가와 취업의 관계 - 경제활동인구조사를 이용한 추이 분석

분가와 관련해 중요한 요인으로 취업이 거론되곤 한다. 이 소절에서는 취업과 분가의 관계를 분석하기 위해 경제활동인구조사(이하 경활)를 활용하였다. 인구주택총조사의 취업은 통계청 분류체계에 따라 구분하기 어려운 문제가 있다. 먼저, 인구주택총조사와 경제활동인구조사에서 나타나는 분가율에 어떤 차이가 있는지 [그림 V-1]을 통해 확인해 보자.

남녀 모두에서 1985년 분가율의 경우 경활이 총조사보다 높게 나타난다. 남성의 경우 총조사는 1990년 34.3%에서 36.7%로 분가율이 증가했는데 경활에서는 같은 시기 분가율이 37.1%에서 38.3%로 증가한 것으로 나타난다. 경활통계는 연간으로 집계했기 때문에 총조사에서는 확인하기 어려운 극대점을 확인할 수 있는데 극대점은 1993년인 것으로 보인다. 1993년부터 하락추세에 접어들었지만 1990년보다 1995년의 분가율이 높았으므로 총조사에서는 1995년이 극대점인 것처럼 보였던 것이다.

여성의 경우에도 총조사는 소폭이지만 꾸준히 분가율이 상승하여 1995년에 정점을 찍고 그 이후 하락하는 것으로 나타난다. 하지만, 경활에서는 1990년 45.4%, 1995년 45.6%로 사실상 이 시기는 증가라기보다 그 이전 시기까지 같이 볼 때 횡보에 가까운 등락의 시기에 가까운 결과를 보여주고 있다. 그렇지만, 그 이후의 하락은 경활에서나 총조사에서나 공히 뚜렷이 확인되고 있다.

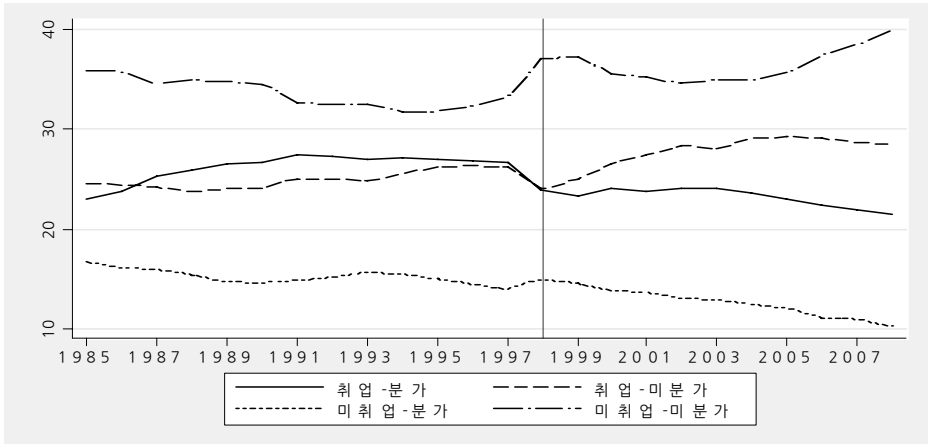
(단위 : %)



[그림 V-1] 15~34세 성별 분가율 추이(1985~2008년)

15~34세 인구 전체를 취업 및 분가여부별로 나누어 1985년부터 2008년까지 연도별로 비중 추이를 보면[그림 V-2], 취업-분가자의 경우 1990년대 초반까지 그 비중이 상승하다가 횡보 국면에 접어들고 1998년을 기점으로 비중이 감소하지만 다시 횡보하다가 2000년대 중반부터 소폭 감소하는 추이를 보이고 있다. 취업-미분가자는 1990년대 중반 소폭 증가하다가 1998년 외환위기를 기점으로 비중이 1980년대 수준으로 감소한 후 다시 증가하는 모습을 보이고 있다. 미취업-분가자는 다소간의 증가와 하락이 있기는 하지만 1985년 이후 지금까지 그 비중이 하락하는 모양을 보이고 있다. 미취업-미분가자는 대체로 1990년대 중반까지는 감소하다가 1996~1998년 증가, 다시 감소하다가 2004~2008년간 증가하는 모습을 보이고 있다.

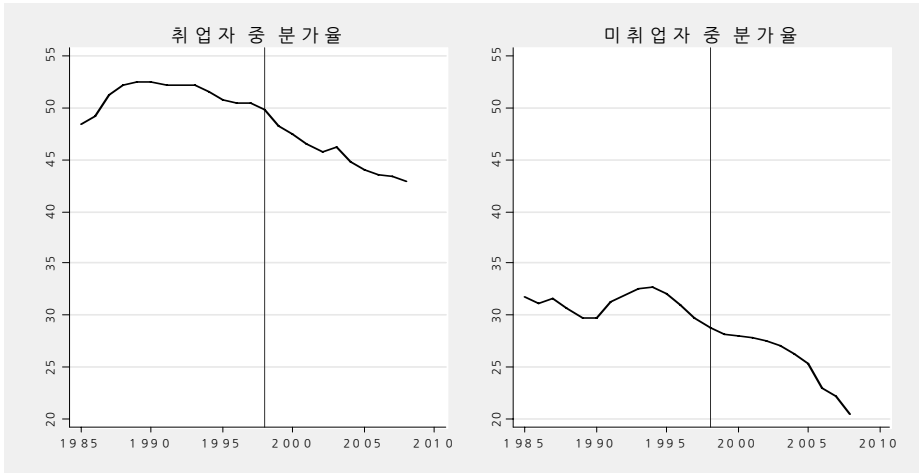
(단위 : %)



[그림 V-2] 15~34세 취업 및 분가여부별 비중 추이(1985~2008년)

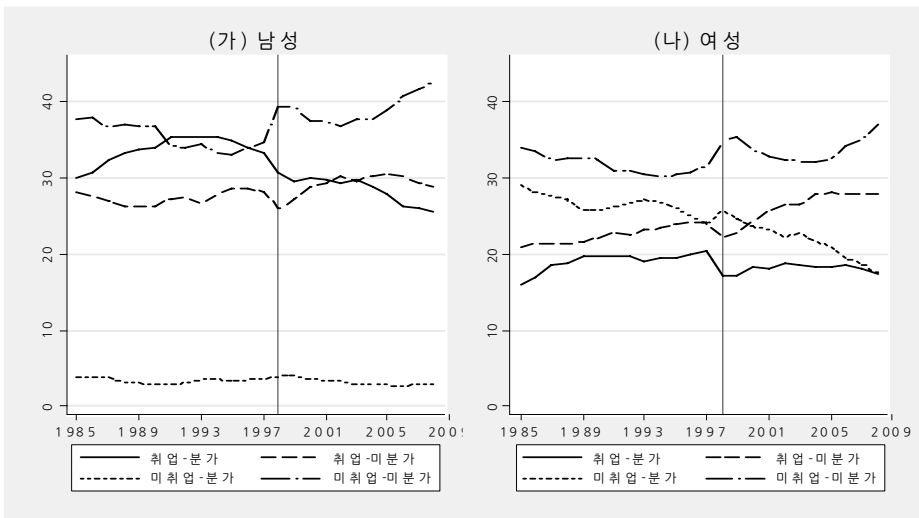
[그림 V-3]은 15~34세의 취업여부별 분가율을 요약해 보여준다. 취업자 중 분가율은 1990년대 초반부터 감소 추세에 접어든 것으로 보인다. 미취업자 중에서도 분가율은 유사한 시점부터 감소추세를 보이고 있다. 감소의 속도가 아주 빠른 것은 아니어서 대략 15년간의 시간동안 각각 10%포인트 정도 분가율이 감소한 것으로 보인다.

(단위 : %)



[그림 V-3] 15~34세 취업여부별 분가율 비중 추이(1985~2008년)

(단위 : %)



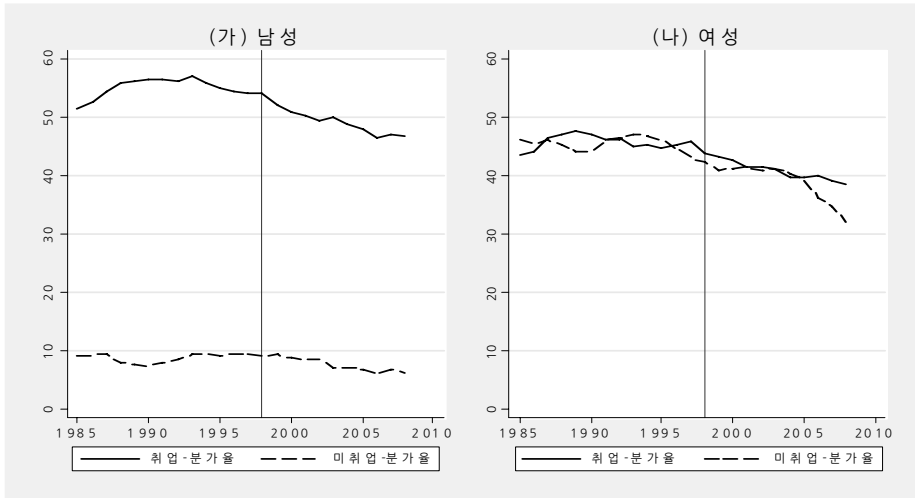
[그림 V-4] 15~34세 성별 취업 및 분가여부별 비중 추이(1985~2008년)

[그림 V-4]를 통해 성별로 취업여부별 분가여부별 비중 추이를 보면 남성의 경우 미취업-분가자 비중은 예나 지금이나 매우 미미하나 여성은 상당한 비중을 차지하고 있고, 또 그 추이가 지속적으로 하락하는 모습을 보이는 차이가 있다는 것을 알 수 있다. 아마도 남성은 미취업이면 결혼이 안 되고, 그럴 경우 부모로부터 분가하는 사람이 거의 없는 현실이 과거나 지금이나 크게 변화가 없다는 정도로 해석할 수 있을 것이다. 여성 미취업-분가자는 아마도 상당한 비중의 전업주부를 포함하고 있을 것인데, 혼인율이 과거에 비해 대폭 감소하면서 이 연령대의 전업주부가 대폭 줄면서 이와 같은 감소추세가 나타나고 있는 것이 아닌가 판단된다.

그 외에는 남성에서 취업-분가자가 감소추세에 있는데 여성은 횡보한다는 점 정도가 차이라고 할 수 있을 것 같고, 나머지는 수준의 차이일 뿐 크게 다른 모습을 보인다고 보기는 어려울 것으로 보인다.

[그림 V-5]는 취업여부별, 성별 분가율 추이를 보여주고 있다. 남성의 미취업자 중 분가율은 10%를 한 번도 넘어본 적이 없는 상태에서 1998년 외환위기 이후 다소 하락하는 모습을 보여주고 있다. 남성 취업자 분가율은 1990년대 초중반쯤부터 지속적으로 하락하는 추이다. 여성의 취업자 분가율은 1980년대 후반부터 하락하는 중이며, 미취업자 분가율은 1990년대 초중반 무렵부터 하락하고 있으며, 특히 최근 들어 하락의 정도가 심해지고 있다.

(단위 : %)



[그림 V-5] 15~34세 취업여부별 분가율 추이(1985~2008년)

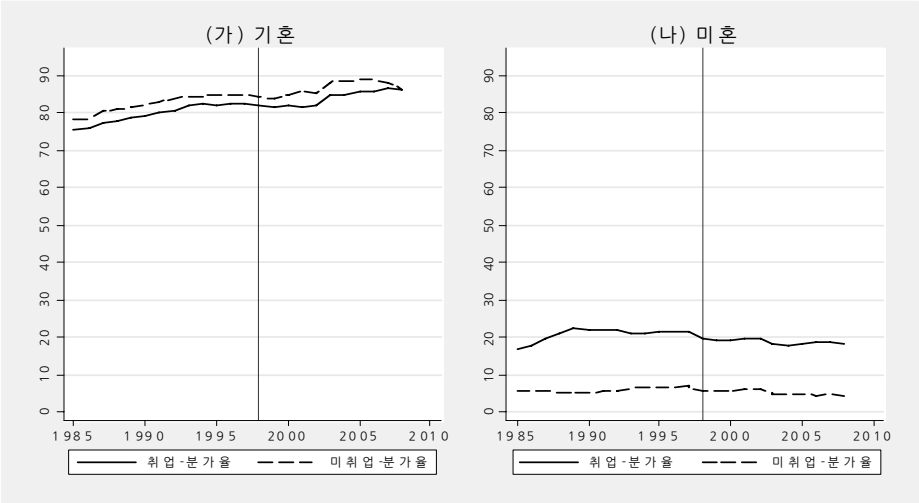
지금까지 본 취업여부별 분가율 추이로 알 수 있는 것은 미취업일 경우 분가율은 특히 남성에서 낮게 나타나며, 이로부터 미루어볼 때 취업해야 분가한다는 관계가 존재하지 않겠는가하는 추측이다. 이를 보다 분명히 알려면 지금까지의 분석에서 분명히 알 수 있었던 결혼 후 분가라는 성인기 이행의 패턴에서 취업은 어떤 위치를 차지하는가를 분석해 보아야 한다. 이를 위해 지금까지의 분석에 혼인여부를 포함시켜 보았다.

[그림 V-6]에 따르면 기혼분가율은 지속적으로 상승해 취업여부에 상관없이 90%에 육박하는 분가율을 보이고 있는 반면, 미혼분가율은 취업자의 겨우 1980년대 후반 20%대까지 상승했다가 점차 하락해 18%대에 머물고 있음을 알 수 있다. 미혼 미취업자의 경우는 5%대의 분가율을 기록하고 있다. 이를 통해 미루어볼 때 역시 취업보다는 결혼이 분가를 위한 가장 중요한 조건이며, 미혼 미취업분가보다는 미혼 취업분가가 높은 것으로 미루어 취업과 분가가 상관관계는 있으나 18%대에 머무는 미혼 취업분가율을 통해 볼 때 그 강도는 높지 않다고 정리할 수 있겠다.

그런데, 여기서 주의할 점이 한 가지 있다. 인구주택총조사에서는 미혼 분

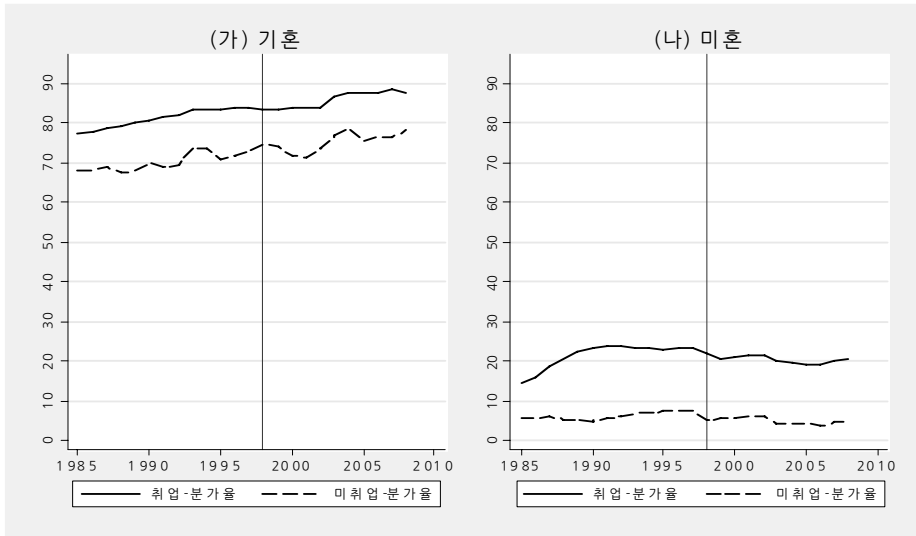
가율이 1980년 이래 꾸준히 증가해온 것으로 파악된다. 하지만, 경제활동인 구조사 결과로 보면 미혼 취업자, 미취업자 모두 분가율이 1998년을 기점으로 소폭 하락해 전체적으로 미혼 분가율이 그 시점 이후로 소폭 하락한 것으로 나타난다. 이는 두 조사 결과가 상충되는 것이다. 따라서 이하에서는 미혼의 취업분가율, 미혼의 미취업분가율의 경우 추이 해석은 유보할 것이다. 지금 중요한 것은 취업이 분가에 어떤 영향을 미치는지, 혼인까지 고려할 경우 어떤 변화를 보이는지를 분석하는 것이므로 큰 문제는 없을 것이다.

(단위 : %)



[그림 V-6] 15~34세 혼인여부별 취업여부별 분가율 추이(1985~2008년)

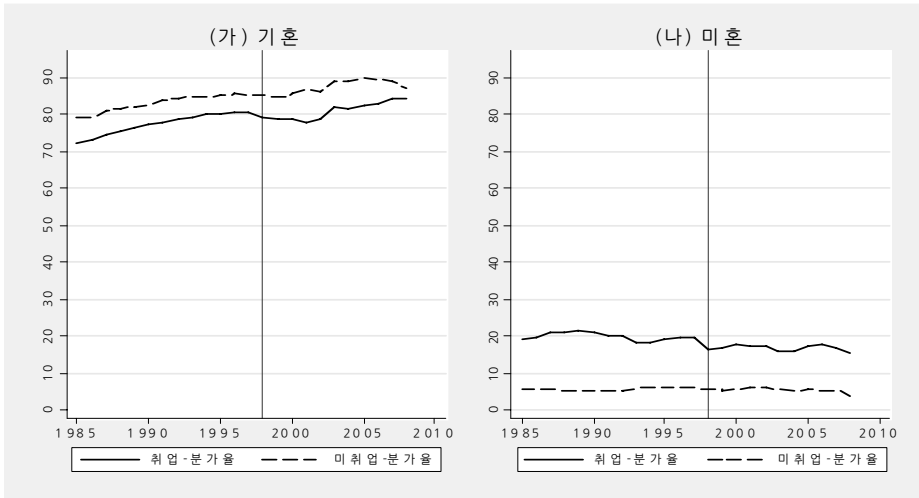
(단위 : %)



[그림 V-7] 15~34세 남성의 혼인여부별 취업여부별
분가율 추이(1985~2008년)

[그림 V-7]은 위에서 보았던 것을 남성에 한해 보여주고 있다. 이를 보면 기혼 분가는 매우 높은 수준이며, 취업여부에 관계없이 꾸준히 증가추세를 이어오고 있다. 미혼 미취업 분가는 5~8% 정도에 불과해 남성의 경우 미혼 미취업일 때 분가하는 것은 대단히 예외적인 현상임을 확인할 수 있으며, 미혼 취업분가는 미혼 미취업보다 두 배 이상 높은 20% 수준이긴 하지만 여전히 10명 중 2명만이 분가하는 수준이어서 취업과 분가가 상관관계는 있으나 그 강도는 약할 것임을 알 수 있다.

(단위 : %)

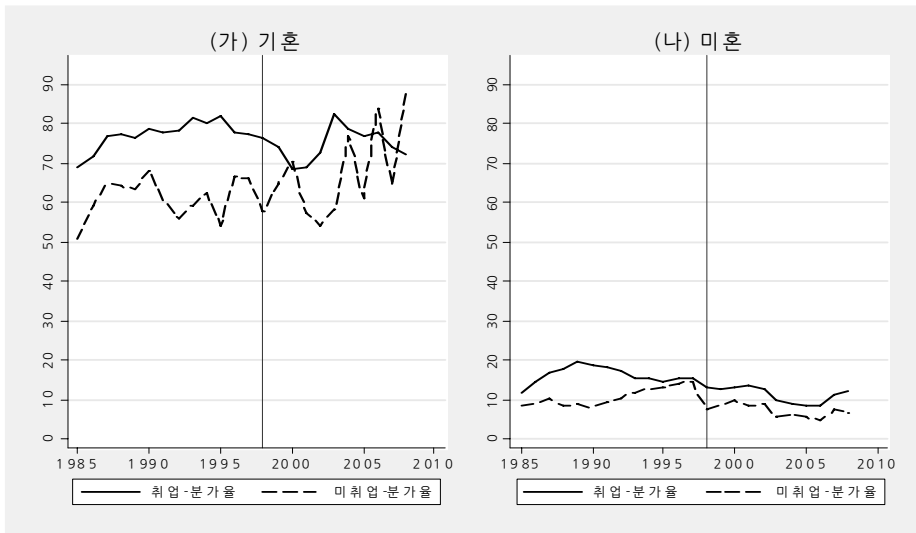


[그림 V-8] 15~34세 여성의 혼인여부별 취업여부별
분가율 추이(1985~2008년)

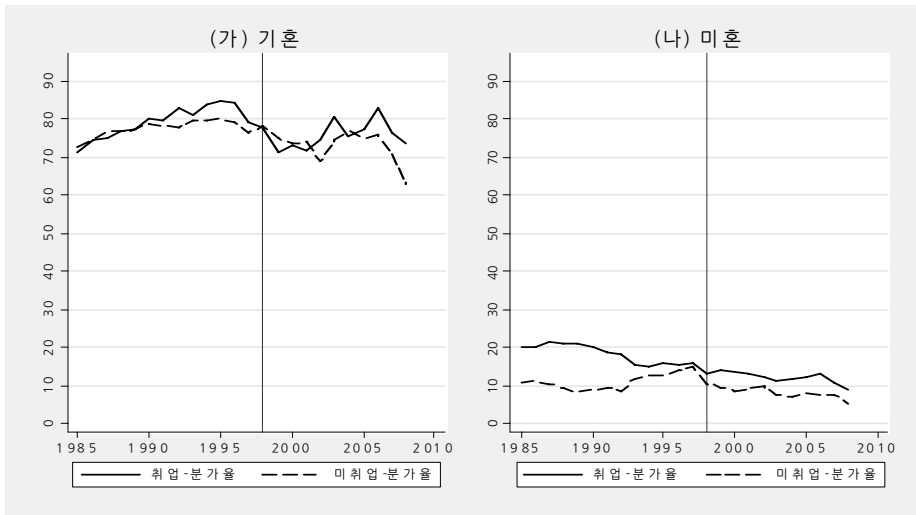
[그림 V-8]은 여성을 보여준다. 여성 역시 기혼 분가는 취업여부에 관계 없이 꾸준히 증가추세를 이어오고 있다. 남성의 경우 기혼일 경우 취업자 분가율이 더 높았는데, 여성의 경우 미취업자 분가율이 더 높았다. 육아부담이 그 이유가 아닐까 추론해볼 수 있겠지만, 이는 추후 분석의 주제이다. 미혼 미취업 분가는 5~7% 정도에 불과해 여성의 경우에도 남성처럼 미혼 미취업일 때 분가하는 것은 대단히 예외적인 현상임을 확인할 수 있다. 미혼 취업분가는 미혼 미취업분가보다 두 배 이상 높은 16~21% 수준이어서 여성의 경우에도 남성처럼 취업과 분가가 상관관계가 있는 것은 틀림없으나 그 강도는 크지 않을 것임을 알 수 있다.

[그림 V-9]는 20~24세 남성의 혼인 및 취업 여부별 분가율 추이를 보여준다. 이를 보면 기혼자의 경우 곡선 형태가 그리 안정적이지 않은데, 이 집단에 해당되는 표본 수가 매우 적기 때문에 발생하는 문제다. 분명히 알 수 있는 사실은 기혼 분가는 취업과 관계없이 20~24세 남성에게서도 일반적으로 나타나는 현상이라는 점이다.

미혼인 경우 취업 분가율이 미취업 분가율보다 약 3~4% 정도 높게 나타나는데, 취업분가율은 10%를 겨우 넘어서는 수준이고, 미취업 분가율은 5%를 겨우 넘는 수준으로 나타난다. 이는 미혼 분가가 이 연령대에서 매우 예외적인 현상임을 보여준다.



[그림 V-9] 20~24세 남성의 혼인여부별 취업여부별
분가율(%) 추이(1985~2008년)



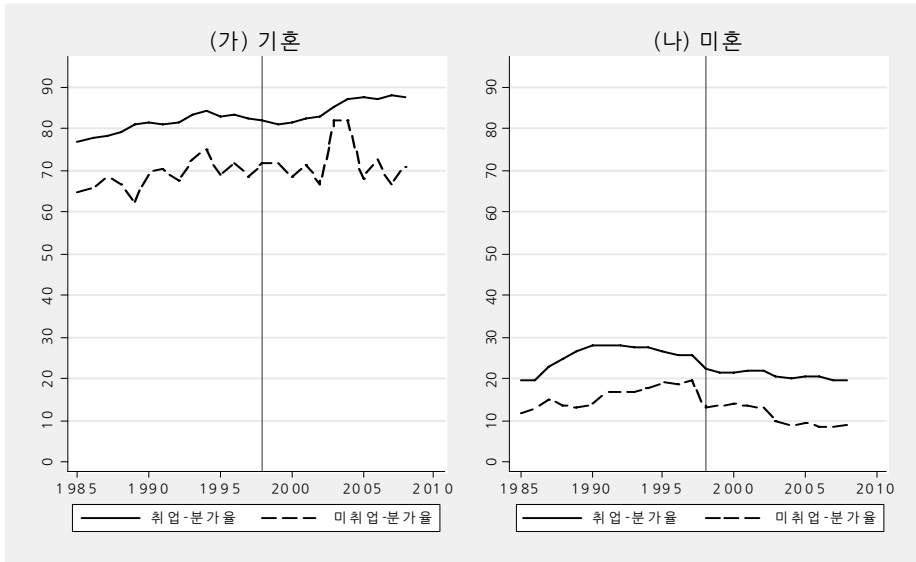
[그림 V-10] 20~24세 여성의 혼인여부별 취업여부별
분가율(%) 추이(1985~2008년)

[그림 V-10]은 20~24세 여성의 분가율을 정리하고 있다. 기혼 쪽의 그래프는 최근으로 올수록 매우 들쭉날쭉한데, 이 역시 이 집단에 해당하는 표본수가 매우 적기 때문에 발생하는 문제이다. 따라서 추이를 해석하기는 어렵지만, 기혼이면 취업과 관계없이 분가율이 매우 높다는 것은 이 연령대에서도 확인된다.

미혼일 경우 분가율이 10%대이고, 미취업인 경우 10% 정도의 분가율이다. 이 역시 취업과 분가가 상관관계가 있긴 하지만 그 관계의 강도는 약하다는 것을 보여준다. 이와 같이 20~24세 여성의 경우에도 남성과 마찬가지로 결혼하면 분가하지만 결혼 안하면 분가하지 않는 것이 일반적임을 재확인시켜 준다.

[그림 V-11]은 25~29세 남성을 보여준다. 기혼이면 취업여부와 관계없이 분가한다는 것은 이 연령대에서도 재확인된다. 미혼일 경우 미취업 분가율은 20~24세보다 1~2%포인트 정도 분가율이 높게 나타나지만, 취업 분가율은 약 4~5%포인트 정도 높게 나타난다. 연령이 증가하면 분가율도 상승함을 보여준다. 하지만, 아직 이 연령대까지는 미혼일 경우 분가는 일반

적인 것이 아니라 예외적 현상이다. 미혼 미취업일 경우 10명 중 한명만이 부모와 따로 살고, 미혼 취업일 경우 10명중 2명만이 부모와 따로 살고 있기 때문이다.

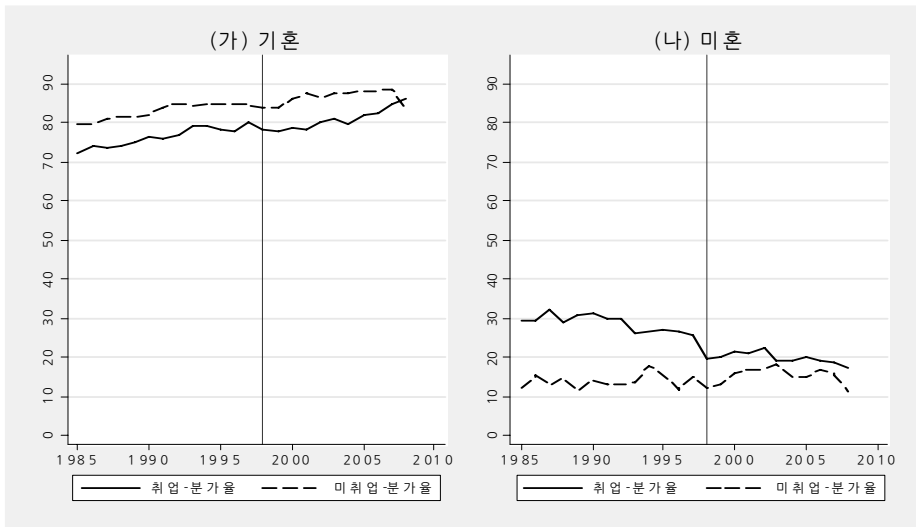


[그림 V-11] 25~29세 남성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%)
추이(1985~2008년)

[그림 V-12]은 25~29세 여성을 보여준다. 기혼이면 취업여부와 관계 없이 분가한다는 것은 이 연령대에서도 재확인된다. 미혼일 경우 미취업 분가율과 취업 분가율 사이의 차이는 남성보다 작은 것으로 보인다. 이는 미취업 분가율이 남성보다 여성에서 1~2%포인트 정도 높기 때문이다. 남성보다도 미혼일 경우 취업-분가 간의 상관관계는 약하다고 볼 수 있는 근거가 된다.

20~24세와 비교해 보면 남성과 마찬가지로 연령이 증가할수록 분가율이 상승함을 알 수 있다. 하지만, 아직 이 연령대까지는 여성의 경우에도 미혼

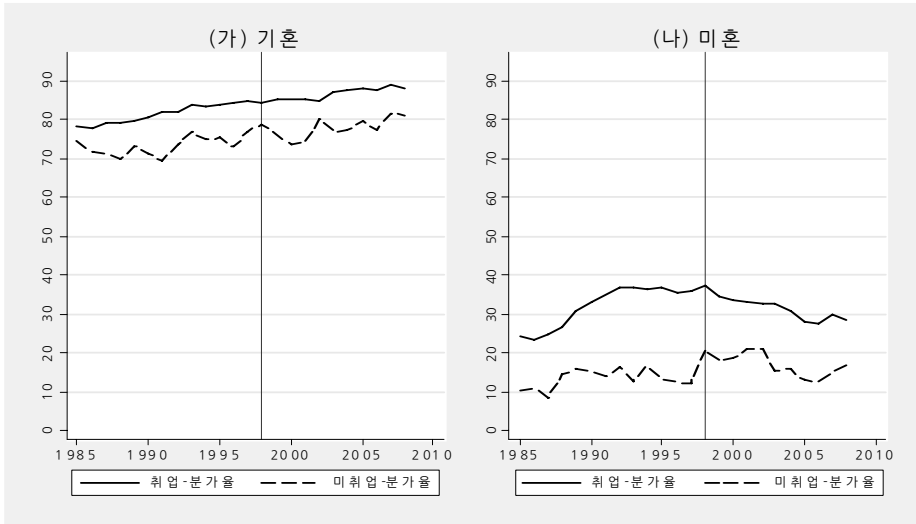
일 경우 분가는 일반적인 것이 아니라 예외적 현상이다. 미혼 미취업일 경우 10명 중 한명(또는 1.5명)만이 부모와 따로 살고, 미혼 취업일 경우 10명 중 2명만이 부모와 따로 살고 있기 때문이다.



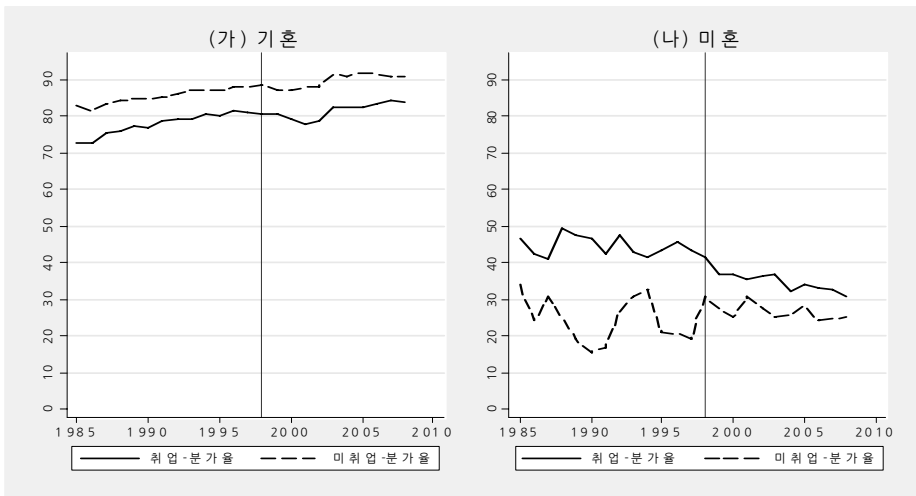
[그림 V-12] 25~29세 여성의 혼인여부별 취업여부별
분가율(%) 추이(1985~2008년)

30~34세 남성의 경우에도 기혼이면 취업여부를 떠나 분가율이 지속적으로 상승하고 있다([그림 V-13]). 30~34세가 되면 미혼 취업 분가율과 미혼 미취업 분가율 모두 25~29세에 비해 상승(최근에는 대략 7~8%포인트 정도)하는 것으로 보인다. 연령이 증가할수록 취업과 무관하게 분가가 늘어나는 것이다. 연령에 관계없이 미혼 미취업 분가율은 미혼 취업 분가율에 비해 절반 정도밖에 되지 않아 연령이 증가한다고 특별히 미혼 취업과 분가율의 상관관계가 더 강해지는 것 같지는 않다.²⁴⁾

24) 다만, 이 연령대가 되면 기혼 미취업과 미혼 미취업 모두 표본수가 감소하므로 이들 집단에서 분가율 추이를 진지하게 해석하는 것은 바람직하지 않다고 판단된다.



[그림 V-13] 30~34세 남성의 혼인여부별 취업여부별 분가율(%)
추이(1985~2008년)



[그림 V-14] 30~34세 여성의 혼인여부별 취업여부별 분가율
추이(1985~2008년)

30~34세 여성의 경우에도 기혼이면 취업여부를 떠나 분가율이 지속적으로 상승하고 있다([그림 V-14]). 30~34세가 되면 미혼 취업 분가율과 미

혼 미취업 분가율 모두 25~29세에 비해 상승(최근에는 대략 10%포인트 정도)하는 것으로 보인다. 여성에서도 연령이 증가할수록 취업과 무관하게 분가가 늘어나는 것이다. 남성과 유사하게 연령에 관계없이 미혼 미취업 분가율은 미혼 취업 분가율에 비해 절반 정도밖에 되지 않아 연령이 증가한다고 특별히 미혼 취업과 분가율의 상관관계가 더 강해지는 것 같지는 않다.²⁵⁾

3) 소결: 우리나라 성인기 이행에서 분가의 위치와 변화

지금까지 인구주택총조사, 경제활동인구조사를 이용해 우리나라 분가의 특성에 대해 살펴보았다. 학교, 혼인여부, 취업여부, 남녀차이를 분석해본 결과 우리나라 성인기 이행에서 분가의 위치는 교육 → (취업) → 결혼 → 분가라는 것이었다. 남성의 경우 취업해야 결혼을 할 수 있지만, 여성의 경우 취업을 건너뛰고 결혼을 하는 경우가 많으므로 분가로 이르는 과정에서 취업의 역할은 성차가 있다.

혼인 후 분가는 지난 20여 년간 꾸준히 증가해 결혼 후에도 같이 사는 비율은 10% 미만으로 떨어지고 있는 추세에 있다. 국제비교를 통해 확인한 것처럼 결혼하고 나서도 분가하지 않고 부모와 오래 사는 남유럽형이나 아시아형과의 동질성은 날이 갈수록 더욱 찾아보기 힘들게 되고 있다.

좀 더 학교를 오래 다니면 그렇지 않은 경우보다 분가가 늦어지는 것은 사실로 확인된다. 하지만, 남성의 경우 그 차이는 단지 일시적이었고, 여성의 경우에만 오래 지속되는 차이가 있었다.

분가에서 가장 중요한 요인인 혼인시점이 뒤로 연기되면서 1990년대 중반부터 15-34세 분가율이 급락, 즉 좀 더 늦은 나이로 연기되고 있는 중이라는 것은 분명히 확인되는 바이다. 미혼 분가율 추세는 인구주택총조사와 경제활동인구조사에서 상충되는 결과를 주므로 속단할 수는 없지만, 미혼

25) 다만, 남성과 마찬가지로 이 연령대가 되면 기혼 미취업과 미혼 미취업 모두 표본수가 감소하므로 이 집단에서 분가율 추이를 진지하게 해석하는 것은 바람직하지 않다고 판단된다.

미취업이면 10% 미만의 매우 낮은 분가율을 보여주며 미혼 취업이더라도 20% 안팎, 시기에 따라 10% 중후반대 정도 분가율을 기록하고 있으므로, 아직까지 우리나라에서 취업이 결혼만큼 중요한 분가의 결정적 요인이라 할 수는 없을 것이다. 그렇지만, 어떤 경우에도 미혼 미취업보다 미혼 취업의 분가율이 높으므로 상관관계는 분명히 있다고 말할 수 있다.

보다 분명한 결론을 얻으려면 여러 요인들을 동시에 고려하는 모형설정이 필요하다. 이는 회귀분석의 영역이고, 다음 절에서 다룰 주제이다.

4. 우리나라 분가의 결정요인 분석 - KLIPS를 이용한 분석

지금까지 우리나라 분가 패턴을 정형화하기 위해 인구주택총조사와 경제활동인구조사를 분석해 보았다. 우리가 앞서 발견한 분가에 영향을 미치는 요인들이 실제로 중요한 요인인지 확인하려면 이들 요인들과 앞서 검토한 논문들에서 중요한 것으로 거론되었던 요인들을 함께 통제했을 때에도 통계적 중요성이 확인되는지를 분석해 보아야 한다. 이를 위해 이 절에서는 한국노동패널조사를 이용해 간단한 회귀모형을 추정해 보겠다.

한국노동패널조사(이하 KLIPS)를 이용하는 이유는 분가와 관련해 해외 연구들에서 중요한 요인으로 거론되곤 하는 부모의 결혼생활이나 소득 등의 변수들을 자녀의 변수와 동시에 통제할 수 있는 유일한 자료이기 때문이다. KLIPS는 1998년 우리나라 도시거주 5,000가구를 표본으로 하여 이들 가구에 사는 전체 개인을 추적 조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)이다. 같은 개인을 추적하는 패널자료(panel data)이기 때문에 분가와 같이 시간에 따라 변화하는 변수를 분석하는 데에 강점을 갖고 있다.

여기서는 부모와 자녀가 동시에 자료에서 확인되는 사람들로 분석대상을 한정할 것이다. 자녀는 해당년도 15~34세인 사람들이 대상이다. 앞서 보았을 때 분가행위는 15~19세 사이에서는 거의 발생하지 않고 30~34세면 어느 정도 완성되는 단계로 접어들기 때문에 이와 같이 표본을 한정하였다.

패널조사의 특성상 표본인 사람들과 결혼 등의 이유로 같이 살게 되면 조사대상자 명단에 편입되게 된다. 하지만, 이들 신규 표본들은 그들의 부모 관련 정보가 존재하지 않는다. 이하의 분석에서 이와 같이 새로 표본으로 진입한 사람들은 분석대상에서 제외하였다. 이렇게 되면 대표성 문제가 생긴다고 볼 수 있다. 이를테면 11차년도 조사에서 15~34세 중에는 많은 사람들이 기존 표본이지만, 일부의 사람들은 신규 진입한 표본이기 때문이다. 하지만, KLIPS 같은 종단조사는 기존 표본만 가지고도 전체 모집단을 대표할 수 있도록 가중치를 부여하는 논리를 가지고 있다.²⁶⁾ KLIPS 개인자료에 함께 제공되는 종단면 가중치가 바로 그런 논리에 따라 작성된 가중치다. 따라서 신규 진입한 표본을 제외하는 데에서 오는 추정치의 편의(bias) 문제는 존재하지 않는다.

다만, 1998년 첫 조사를 실시할 때부터 이미 분가상태에 있었던 15-34세들은 분석대상에서 원천적으로 배제되는 문제가 남는다. 이들은 첫 조사 때부터 분가상태에 있어 부모 정보가 존재하지 않기 때문에 본 분석에서는 분석 대상 표본으로 활용할 수 없기 때문이다. 이를 감안해 본 연구에서는 가급적 1998년에서 멀리 떨어진 해로 분석대상 시기를 제한하였다. 구체적으로는 2005~2008년 간 15~34세인 사람들로 분석대상을 한정했다. 이렇게 하면 2005년에 34세였던 사람들은 1998년에는 27세, 30세였던 사람은 23세가 된다. 즉, 1998년 당시 8~27세였던 사람들로 분석대상이 제한되는 것이다. 이렇게 되면 이들 연령 집단에서 1998년 당시 이미 분가자였던 사람들의 숫자는 그리 많지 않게 될 것이다. 상당히 부분적인 해결책이긴 하지만, 지금으로서는 이 방법이 문제를 최소화할 수 있는 유일한 방법이다. 따라서 본 연구의 결과를 편의가 전혀 없는 것으로 받아들이는 것은 적절치 않고, 좀 더 시간이 경과해야 보다 분명한 결론을 내릴 수 있을 것이라 판단된다.

분석대상을 선정할 때 부모가 모두 사망했을 경우 당연히 분가가 되므로 분

26) 우리나라만이 아니고 외국의 종단조사들에서도 동일한 성격의 가중치를 발견할 수 있다.

석대상에서 제외할 것이다. 이하 결과해석에서 또 한 가지 주의해야 하는 점이 있다. 여자는 결혼하면 자신의 집에서 나와 배우자의 집으로 들어가는 관행이 남아 있는 우리나라에서 위와 같이 부모-자녀 쌍으로 분석대상을 제한하면 결혼할 경우 자연히 분가하게 된다. 데릴사위제가 예외적 상황인 우리나라에서 남성의 경우 결혼하고도 분가하지 않는 사람들이 있으므로 남성표본과 여성표본에서 분가의 정의가 동등하지 않게 된다. 분가의 정의를 자신의 친부모와 같이 살지 않는 것으로 할 경우 여성에게 결혼하면 거의 100%가 분가하게 되는데 남성의 경우 결혼해도 상당수가 분가하지 않고 부모와 함께 살게 되므로 정의의 등가성이 확보되지 않게 되는 것이다. 만약, 배우자의 부모와 함께 살지 않는 것까지 분가의 정의로 포함할 경우 표본이 원천적으로 1998년 당시 부모와 함께 살았던 자녀로 제한되므로 이 당시 배우자의 부모는 표본이 아니어서 여성의 경우 배우자 부모 정보를 확보할 수 없게 된다. 이로 인해 회귀분석 과정에서 결측으로 인한 자연누락이 발생되고 배우자 부모 정보가 없는 많은 여성은 분석대상에서 과잉배제되게 된다.

하지만, 본고에서 주제는 성인기 이행과정으로서의 분가인데, 결혼하고도 부모와 같이 사는 관행이 강했던 우리나라에서 결혼 이후 분가는 성인기 이행과정으로서의 의미는 그리 강하지 않을 것이라 생각된다. 또한 최근 세대로 올수록 앞서 본 것처럼 결혼하고도 부모와 같이 사는 것은 예외적인 현상이 되고 있다 그러므로, 다소간의 제한은 있지만 이런 제한점이 결과를 근본적으로 흔들지는 않을 것이다. 다만, 해석상의 주의는 필요하다.

분석을 위해 선택한 회귀모형은 선형확률모형(Linear Probability Model)이다. 종속변수가 1=분가, 0=미분가인 이항변수일 때 일반적으로 많이 사용하는 방법론은 로짓이나 프라빗 같은 비선형 모형이지만, 집단별 비교를 할 때 이들 방법론은 모형에 잠재되어 있는 분가 결정구조에 정확히 규명되지 않는 이분산이 개입될 경우 편의된(biased) 결과를 준다는 것이 잘 알려져 있다(Allison, 1999).²⁷⁾ 이 이분산은 형태가 알려져 있지 않고

27) 프라빗(probit)이나 로짓(logit) 추정을 할 때 우리가 얻는 회귀계수 β 는 실제로는

연구자의 주관적 견해를 바탕으로 교정해야 하는데, 이럴 경우 더 심한 편의가 발생할 수 있다(Keele & Park, 2006). 여기서는 남/녀, 연령집단별 비교를 해야 하므로 로짓과 프라빗이 좋은 선택이 아닐 수 있다.

선형확률모형은 그와 같은 문제가 존재하지 않기 때문에 추정결과를 놓고 직접 비교를 할 수 있는 이점이 있다. 이 외에도 로짓이나 프라빗은 계수해석을 위해 오즈비 변형이나 주변효과(marginal effect)를 계산하기 위해 복잡한 변형과정을 거쳐야 하지만, 선형확률모형은 종속변수를 이항변수로 하는 간단한 선형회귀분석이기 때문에 그런 변형과정 없이 바로 계수에 대한 해석이 가능하다는 장점도 있다.

또한, 선형확률모형은 설명변수와 종속변수 간의 평균적인 관계를 분석할 때에 매우 좋은 결과를 준다는 것이 알려져 있다(Wooldridge, 2002). 다만, 종속변수가 0, 1 두 값 뿐이어서 이분산 문제가 생기는데, 이 분산의 형태는 통계 이론적으로 이미 알려져 있기 때문에 간단한 프로그래밍을 통해 교정해 줄 수 있다. 여기서의 모든 선형확률모형을 이용한 분석결과는 이와 같은 형태의 이분산을 통상적인 FGLS(Feasible General Least Squares) 방식으로 교정한 결과이다.

분석을 마무리할 때는 모형 설정을 바꿀 때 결과가 얼마나 로버스트한 지 확인하기 위해 패널프라빗모형(panel probit model)을 추가로 추정할 것이다. 이는 데이터 상으로는 관찰되지는 않으나 모형을 위해 중요한 개인의 특성이 존재할 때 결과에 어떤 영향을 주는 지 확인할 수 있게 해준다.

이 절에서의 분석을 위해 활용한 통제변수는 앞서 해외의 연구들이 주로 활용한 것들이다. 앞에서 분석해온 혼인, 취업, 학력, 일자리의 질과 관련된 변수들은 당연히 포함된다. 부모의 행복하지 않은 결혼생활이 자녀의 분가 결정을 촉진한다는 결과가 있으므로 이를 포착하기 위해 부모의 이혼경험 변수를 추가했다. 부모가 잘살수록 분가가 느려진다는 연구결과도 있으므로

β/σ 이다. 이 때의 σ 는 추정이 불가능해 정규화(normalized) 시킨다. 하지만, 만약 이 추정할 수 없는 σ 에 이분산이 있을 경우 제대로 회귀계수를 추정하는 것이 불가능하다. Allison(1999)의 연구는 σ 에 이분산이 있는 경우가 혼해 프라빗이나 로짓에서 집단별 비교는 매우 주의가 필요함을 주장하고 있다.

부모의 경제적 변수도 포함했다. 쉽게 이전 가능한 부모의 소득과 이전이 불가능한 부모의 자산은 분가에 다른 결과를 준다는 연구결과를 감안해 부모의 경제적 변수로는 전년도 부모의 근로소득과 부모의 부동산 자산변수를 동시에 고려했다. 이 중 부동산 자산액은 지난 3년간의 평균실질자산액을 활용했다. 다만, 자녀가 함께 살고 있을 경우 자녀의 부동산 자산 기여분이 있을 수 있다. 하지만, 이 부분은 KLIPS의 구조상 파악이 불가능하다. 가정으로 해결할 수밖에 없는 영역이고, 여기서는 그런 경우 부동산자산은 전액 부모의 것으로 간주하였다.²⁸⁾ 15-34세인 자녀만이 대상이므로 이와 같은 가정이 평균적으로는 큰 문제가 없을 것이라 판단하였다. 부모의 연령이 증가함에 따라 소득이 감소하는 문제가 있을 것이므로 부모 연령 변수도 포함했다. 여기서 부모의 연령변수는 아버지를 기준으로 하되, 아버지가 없는 경우 어머니의 연령으로 대체했다. 이 외에도 부모의 학력이 높으면 자녀의 교육에 더 투자할 가능성이 있으므로 분가가 늦어질 수도 있을 것이다. 이 가능성을 확인하기 위해 부모 학력변수도 추가했다.

28) 부모의 이전 가능한 소득으로 금융자산을 상정해볼 수도 있는데, 이 역시 자녀의 기여분을 구별할 수 없다. 자녀가 집에는 기여를 안 해도 저축은 있을 가능성이 높으므로 금융자산보다 누구 것인지가 분명한 부모의 근로소득을 이전 가능한 소득의 대리지표로 활용하였다.

<표 V-24> 연도별 자료를 이용한 분가결정요인 분석(15~34세)

	(1) 2008년 개인 변수만	(2) 2008년 부모변수 포함	(3) 2007년	(4) 2006년	(5) 2005년
기혼	0.766***	0.819***	0.809***	0.821***	0.835***
연령	0.009***	0.006***	0.006***	0.006***	0.004***
여성	0.000	0.003	0.008*	-0.001	0.004
전문대졸	-0.028** *	-0.005	-0.013*	-0.001	0.003
대졸이상	-0.049** *	-0.010	-0.016** *	-0.006	-0.002
취업자(상용직)	0.085***	0.101***	0.097***	0.065***	0.068***
임시일용직	0.004	-0.024	-0.042** *	0.032***	-0.018
자영고용주	-0.062** *	-0.055***	-0.089** *	-0.018	-0.041**
무급가족종사	-0.147** *	-0.145***	-0.140** *	-0.109** *	-0.083** *
부모부동산자산(로그)		-0.004**	-0.008** *	-0.003	-0.004**
아버지 전문대졸		-0.000	0.012	0.012	0.004
아버지 대졸이상		0.004	0.012	0.006	-0.003
어머니 전문대졸		0.008	0.005	0.010	0.002
어머니 대졸이상		0.000	-0.001	0.002	0.001
부모 근로소득(로그)		-0.002	0.005***	0.001	0.004***
부모 연령		-0.001**	0.000	-0.001	0.001
부모 이혼경험여부		-0.012	-0.016	0.039**	0.036**
상수	-0.120** *	-0.027	-0.105** *	-0.065**	-0.090** *
관측치수	3,256	3,027	3,114	3,128	3,118
R-squared	0.873	0.954	0.921	0.943	0.863

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 V-24>는 분가결정요인을 15~34세를 대상으로 분석하고 있다. (1)은 2008년 조사(11차년도 조사)를 대상으로 자녀 개인 변수만 통제했을 때의 분가결정 결과를 보여주고 있다. 혼인만 하면 분가확률이 76%쯤 증가

하므로 혼인상태는 강한 영향력을 발휘하고 있음을 알 수 있으며, 다른 조건이 같더라도 연령이 증가하면 분가가 증가함을 알 수 있다. 1년에 0.9% 쯤 증가하므로 다른 조건이 같다면 10년이 지날 때 9%정도 분가확률이 증가하는 셈이다. 성별은 유의한 차이를 보여주지 못했다. 전문대졸이면 고졸보다, 대졸이상이면 고졸보다 통계적으로 유의하게 분가가능성이 낮아졌으며, 계수의 크기로 볼 때 전문대졸보다 대졸 이상이 더 느리게 분가하는 것으로 보인다.

취업 여부와 고용의 질을 파악하기 위해 4개의 더미변수를 통제하였다. 미취업자=0, 취업자=1인 더미변수와 임시일용직이면 1이고 나머지는 0인 더미변수, 자영고용주이면 1, 나머지면 0인 더미변수, 무급가족종사자면 1이고 나머지는 0인 더미변수가 그것이다. 고용의 형태는 상용직(정규직), 임시일용직(비정규직), 자영업자 및 고용주, 무급가족종사자로 나뉘고, 이들은 모두 취업자이므로 취업자=1이고 미취업자=0인 더미변수는 취업자일 때 분가에 대한 영향을 포착하는 변수가 아니라 고용 지위 중 1로 추가시키지 않은 상용직 취업자일 때 미취업자에 비해 분가에 어떤 영향을 주는지를 포착하는 변수가 된다. 나머지 고용지위 변수는 상용직을 기준으로 임시일용직이면 분가에 어떤 영향을 주는가 식으로 해석하면 된다. 분석결과를 보면 상용직 취업자일 경우 미취업자보다 통계적으로 유의하게 약 8.5% 정도 분가를 더 할 것을 알 수 있으며, 임금근로자로 취업할 경우에는 임시일용직 변수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보아 상용직(정규직)이나 임시일용직이냐는 분가와 큰 관련이 없음을 알 수 있다. 다만, 상용직(정규직)보다는 자영고용주일 때, 무급가족종사자일 때 분가할 가능성이 낮았다. 계수의 크기를 비교해볼 때 자영고용주일 때보다 무급가족종사자일 때 분가할 가능성이 훨씬 낮은 것으로 나왔다.

(2)는 (1)과 같은 2008년 15~34세인 사람들을 대상으로 부모 관련 변수를 추가할 때 분석결과가 어떻게 바뀌는지 보여주고 있다. 이에 따르면 혼인의 영향력은 더 커졌고, 연령의 영향은 줄었으며, 학력의 효과는 사라졌다. 취업의 효과도 커졌지만 여전히 상용직(정규직)이나 아니냐는 중요하지

않았고, 자영고용주, 무급가족종사자일 때는 (1)과 유사한 결과를 얻을 수 있었다. 부모의 변수 중 단연 효과가 중요한 것은 부모 부동산 자산의 크기였다. 부동산 자산이 많을수록 통계적으로 유의하게 분가가능성이 떨어졌다. 다른 조건이 일정하다면 부모의 연령이 많을수록 분가가능성이 떨어졌다. 예상과는 다르게 부모의 이혼경험여부는 유의하지 않았고, 부모 학력이나 근로소득도 중요하지 않았다. 모형적합도는 0.873에서 0.954로 상승해 매우 높은 적합도를 보였으며 상승의 폭이 약 0.08포인트로 부모 변수를 추가할 때 전체 설명력의 약 10% 가량이 상승한 것을 알 수 있다.

다른 년도에 대해서도 동일한 분석을 수행한 결과가 (3)~(5)에 제시되어 있다. 결과를 비교해 보면 2007년의 경우 학력변수가 통계적으로 유의하다. 부모의 부동산 자산은 2006년만 유의하지 않았다. 부모의 근로소득은 2007년과 2005년 통계적으로 유의했는데 흥미롭게도 분가를 촉진하는 효과를 보였다. 부모의 학력변수는 전부 유의하지 않았다. 부모 학력변수는 자녀의 분가에 영향을 주지 않는다는 가설을 검증하기 위해 네 변수 모두 0이라는 가설을 검증해본 결과 2005년에서 2008년까지 모두 기각하지 못했다. 이는 부모의 학력과 자녀의 분가는 상관관계가 없다는 의미이다. 아마도 부모가 자녀의 분가에 영향을 미치는 경로로는 재산이나 소득이 중요하지 않거나 학력 같은 것은 중요하지 않다는 의미일 것이다. 이 결과를 반영해 이하의 분석에서는 부모 학력변수를 사용하지 않을 것이다.

<표 V-25>는 2005~2008년간 15~34세를 모두 묶는 대신 남/녀를 나누어 선형확률모형으로 분석한 결과이다. 이를 보면 남성보다는 여성에서 혼인의 영향이 더 크고, 연령의 효과도 남성보다 여성에서 다소간 더 크게 나타난다. 학력은 남성에서는 부모 변수를 통제할 경우 분가와 통계적 관계가 사라졌지만, 여성에서는 부모변수를 통제할 경우 학력과 분가의 관계가 통계적으로 뚜렷이 유의하게 나타났다. 여성의 경우 고학력은 분가가능성을 통계적으로 유의하게 낮추는 효과가 있다. 취업이 분가를 촉진하는 효과는 여성보다 남성에서 훨씬 컸다. 부모 변수까지 통제했을 때 상용직 취업은 여성의 분가확률을 3.8% 증가시켰는데 남성은 17% 넘게 증가시켰다.

고용지위별 분가확률 차이도 남성이 여성보다 훨씬 크고 뚜렷하게 나타났다. 상용직이나 임시일용직이냐는 여성에서는 분가와 통계적 관계가 없었던 반면, 남성에서는 임금근로자로 취업한 경우 임시일용직이면 남성의 경우 통계적으로 유의하게 분가가능성을 낮추는데 여성의 경우에는 그런 효과가 없었다. 자영고용주, 무급가족종사자이면 정규직 취업보다 분가확률이 통계적으로 유의하게 떨어졌다. 특히, 무급가족종사자일 경우 남성은 여성보다 훨씬 높은 확률로 분가가능성이 떨어졌다.

부모의 부동산자산은 많을수록 남/녀 모두 분가가능성이 떨어졌는데, 특히 여성의 경우 더 효과가 큰 것으로 나타났다. 부모의 근로소득은 남/녀 모두에서 분가가능성을 높였다. 부모의 연령은 남성 분가와 관계가 없었지만, 여성 분가 가능성에는 저해요인으로 작용했다. 부모의 이혼도 남성 분가와 관계가 없었지만, 여성 분가는 통계적으로 유의하게 증가시켰다.

앞서 정리한 LaFerrere(2005)의 논의에 따르면 이타적 동기에 따라 부모가 자녀를 지원할 경우 자녀의 분가확률은 부모의 소득이 증가함에 따라 증가하게 된다. 반면, 부모의 이전 불가능한 자산인 집이 좋을 경우 자녀는 굳이 생활편의를 포기하고 분가하는 불편을 감수하지 않게 될 가능성이 높다. 즉, 부모의 부동산 재산은 많을수록 자녀의 분가를 늦추는 효과를 갖기 쉽다. 부모 근로소득과 부동산 자산의 계수를 보면 우리나라에서 이 현상이 나타나고 있는 것으로 보인다. 또한, 두 변수의 효과는 모두 여성에게서 더 강하게 나타나고 있다. 부모 (근로)소득이 높을 때 자녀 분가확률이 높아지는 배경에 부모의 자녀 분가를 지원하려는 이타적 동기가 있는지는 물론 추가 연구가 필요할 것이다. 다만, 일견 상충하는 것으로 보이는 부모의 근로소득과 부동산 자산의 효과가 이론적 시각에 따라서는 정합적인 것으로 해석될 수도 있다는 점을 지적하고, 보다 심층적인 연구는 추후과제로 남기겠다.

부모 변수를 통제할 경우 여성보다 남성에서 약간 더 많이 모형의 설명력이 증가하는 것도 보고할 만한 사항이다. 여성은 0.868에서 0.939로 약 0.07포인트가 상승했지만, 남성은 0.804에서 0.910으로 약 0.1포인트가 상승했다.

<표 V-25> 2005~2008년 묶음 자료(pooled data)를 이용한
분가결정요인 분석(15~34세)

	(1) 남성	(2) 남성	(3) 여성	(4) 여성
기혼	0.726***	0.746***	0.832***	0.869***
연령	0.004***	0.003***	0.006***	0.008***
전문대졸	-0.009**	-0.001	-0.001	-0.010**
대졸이상	-0.007	0.002	-0.030***	-0.021***
취업자(상용직)	0.169***	0.172***	0.049***	0.038***
임시일용직	-0.082***	-0.085***	0.021*	0.020
자영고용주	-0.104***	-0.108***	-0.108***	0.036***
무급가족종사	-0.208***	-0.206***	-0.073***	-0.057***
부모 부동산자산(로그)		-0.003***		-0.010***
부모 근로소득(로그)		0.002*		0.004***
부모 연령		0.000		-0.002***
부모 이혼여부		-0.004		0.054***
상수	-0.069***	-0.075***	-0.095***	0.015
관측치수	6,290	6,290	6,097	6,097
R-squared	0.804	0.910	0.868	0.939
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

<표 V-26>은 위와 동일한 자료를 연령집단별로 나누어 분가결정요인을 분석하고 있다. 기혼, 연령은 이전과 큰 차이가 없으나, 여성이면 15~24세 일 때 분가할 가능성이 유의하게 높다는 점은 지금까지의 분석과는 차이나는 지점이다. 고학력은 15~24세에서는 분가저해요인인데, 25~34세에서는 분가촉진요인이라는 점도 중요한 차이이다. 25~34세일 때 정규직보다 임시일용직의 분가가능성이 높다는 것은 좀 더 추가적인 분석이 필요한 부분이다. 부모의 부동산 자산은 두 집단에서 모두 (-)이지만, 부모의 근로소득효과는 연령집단별로 다르게 나타났다. 15~24세에서는 부동산 자산처럼 (-)였지만, 25~34세에서는 분가 촉진 요인으로 바뀌어 있었다. 분가가 유보되고 성인자녀와의 동거가 좀 더 오래 지속되는 원인으로 자녀의 인적자본 형성에 대한 부모의 투자가 지속되고 있기 때문이라는 해석이 있었다

(Rosenzweig & Wolpin, 1993). 이 해석에 따른 실증연구 대상이 미국의 15-24세 청년층이었는데, 이 연령대에서는 신용제약 문제가 존재하기 때문에 인적자본 형성에 투자를 하고 싶어도 부모가 지원하거나 공적인 지원이 추가되지 않으면 어려운 특수성이 있다. 부모는 자녀의 신용제약을 해소시켜줄 수 있는 중요 경로이기 때문에 독립보다는 품에 두고 있으면서 인적자본 형성을 도와주는 메커니즘이 작동해 분가가 지연되고 있다고 이들은 주장하였다. 우리나라 15-24세에서 부모의 근로소득이 많을수록 분가가 유보된다는 추정결과도 이러한 차원에서 이해될 수 있는 여지가 있다고 생각된다. 25세 이후 집단에서는 여성의 경우 이미 대학원석사를 마쳤을 것이고, 남성도 약간의 차이가 있을 뿐 20대 후반 중 같은 과정이 마무리될 것이므로 그 이후로는 Laferrere(2005)의 논의처럼 부모의 소득이 자녀의 독립 결정을 지원하는 방향으로 쓰이므로 부모의 근로소득이 분가에 (+)요인으로 작용하게 바뀐다고 생각할 수 있을 것이다.

부모의 이혼경험은 15~24세 집단에서는 분가촉진요인이지만, 25~34세에서는 분가와 통계적 관계가 없다는 점도 차이점이다.

<표 V-26> 2005~2008년 묶음 자료(pooled data)를 이용한
분가결정요인 분석-연령별

	(1) 15~24세	(2) 15~24세	(3) 25~34세	(4) 25~34세
기혼	0.788***	0.796***	0.783***	0.805***
연령	0.002***	0.002***	0.006***	0.005***
여성	0.006***	0.005***	0.000	0.010*
전문대졸	-0.005	-0.007***	0.055***	0.045***
대졸이상	-0.009***	-0.011***	0.025***	0.029***
취업자(상용직)	0.077***	0.070***	0.063***	0.078***
임시일용직	-0.043***	-0.057***	0.047***	0.067***
자영고용주	-0.061***	-0.053***	-0.013	-0.008
무급가족종사	-0.035	-0.025	-0.134***	-0.136***
부모 부동산산 자산(로그)		-0.001***		-0.011***
부모 근로소득(로그)		-0.001**		0.008***
부모연령		0.000		0.001
부모이혼경험		0.026***		-0.019
상수	-0.030***	-0.031***	-0.140**	-0.134***
관측치수	6,016	6,016	6,371	6,371
R-squared	0.081	0.093	0.673	0.832

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

연령집단별로 볼 때 위에서 언급한 사항들보다 더욱 중요한 차이는 모형의 설명력(R^2)이다. 15~24세 집단에서 모형의 설명력은 본인 변수만 통제할 경우 겨우 0.081, 부모 변수까지 통제할 경우에도 0.093에 불과했다. 반면 같은 모형으로 분석했음에도 불구하고 25~34세는 본인변수만 통제할 경우 0.673, 부모 변수까지 통제할 경우 0.832로 분가와 관련된 거의 대부분이 여기서 설정한 설명변수들에 의해 설명되고 있었다. 더구나 몇 가지 회귀계수의 차이를 제외하면 대부분의 회귀계수는 연령집단과 관계없이 질적으로 유사한 결과가 나왔음에도 설명력에서 이와 같은 차이가 벌어졌다.

<표 V-27>은 각 연령집단별 KLIPS에서 나타난 분가건수를 보고하고 있다. 2005~2008년 묶음 자료에서 확인된 자료인데, 이를 보면 15~24세

분가율은 약 8%로 이미 앞서 여러 차례 확인한 것처럼 예외적 현상이다. 모형 설명력의 현저한 차이로 미루어볼 때, 이 연령대에서 분가하는 인구집단에만 해당하는 다른 분가 설명요인이 존재하는 것 아닌가 의심하는 것이 합리적이다. 이들 연령대에서 분가하는 집단은 예외적 성격이 강한 집단이기 때문에 충분히 그런 의심이 가능하고 설득력 있다. 이를테면 모형에서는 배제된 개인의 분가성향, 자료상으로 관찰되지 않는 복잡한 개인사나 부모와의 관계 같은 요인이 중요할 수 있을 것이다.²⁹⁾ 아니면, 이 연령대의 분가에는 매우 다양한 요인이 존재하여 애시당초 일반적인 분가패턴을 설명하는 것처럼 강력한 요인 - 결혼, 취업 같은 - 이 없는 것일 수도 있다. 여기서는 그럴 가능성이 있겠다는 정도만 지적하고 더 깊은 연구는 추후 과제로 남긴다.

<표 V-27> 연령집단별 분가 건수

	15~24세	25~34세
미분가	6,014	3,680
분가	4,81	6,136
계	6,495	9,816

마지막으로, <표 V-28>에서는 지금까지 얻은 결과가 얼마나 로버스트(robust)한지 확인하기 위해 패널프라빗분석을 한 결과를 보고하고 있다. 패널분석을 위해 균형패널(balanced panel)로 전환하는 과정에서 2005~2008년 중 매년 조사되지 않은 사람은 분석대상에서 제외했다. 이렇게 분석대상을 좁히면 표본의 특성이 달라질 가능성이 존재한다. 한번이라도 조사에서 누락된 사람은 제외되며, 2005년 15~31세, 2006년 16~32세,

29) 데이터 상에서는 확인되지 않는 개인의 미관찰된 성향이 얼마나 설명력이 있는지는 앞의 모형을 패널 고정효과 모형(panel fixed effect)이나 패널 확률효과 모형(panel random effect)으로 재추정한 후 R^2 차이를 확인해보는 방식으로 감을 잡을 수 있다. 물론, 정확히 같은 R^2 는 아니므로 일률적인 비교는 불가능하다. 어쨌든, 패널고정효과로 할 때 대략 0.15, 패널확률효과로 할 때 0.21 정도로 모형적합도가 커지는 것으로 보아 설명력이 존재할 것으로 예상된다.

2007년 17~33세, 2008년 18~34세로 표본이 제한된다.

아래에서 보고되는 패널고정효과프라빗모형(panel fixed effect probit model)은 “Chamberlain의 random effect probit model” 이라고 불리는 모형이다(Wooldridge, 2002). 프라빗은 함수형태의 복잡함으로 인해 고정효과 추정이 불가능하다. 하지만, 개인의 미관찰된 특성이 모형의 설명변수들과 평균적으로 선형 관계에 있다고 가정할 수 있다면 그 선형관계를 추정 과정에 명시적으로 도입함을 통해 개인의 미관찰된 특성을 통제할 수 있다. 이 아이디어를 추정과정으로 구현해낸 것이 바로 챔벌레인의 확률효과 프라빗 모형이다. 확률효과 모형이라는 이름이 붙어 있기는 하지만, 개인의 미관찰된 특성과 모형에 들어오는 설명변수 간의 독립성을 가정하는 일반적인 확률효과 모형과는 달리 둘 사이의 관계가 독립이 아니라고 가정하는 고정효과 모형의 특징을 가지고 있다.³⁰⁾

하우스만 테스트(Hausman test)를 할 경우 패널고정효과프라빗모형이 가장 적합한 모형이라는 결과를 준다. 이 때 자료상 관찰되지 않은 개인 특성의 후보로는 개인의 분가하고자 하는 성향, 독립 욕구 같은 것이 우선적인 대상이 될 것이다. 이와 같은 특성이 통제될 때 부모 부동산 자산효과, 부모 근로소득 효과는 부호는 앞서와 같지만 통계적 유의도는 사라진다. 부모의 이혼경험은 분가 저해요인으로 변화된다. 고졸보다 전문대졸이, 고졸보다 대졸이 통계적으로 유의하게 분가할 가능성이 높아지는 것도 이전과는 다른 결과이다.

통계적으로 유의하게, 여전히 동일한 효과가 유지되는 것은 결혼, 취업 및 고용 지위의 분가에 대한 관계이다. 이렇게 보면 결혼, 취업 및 고용 지위의 분가에 대한 관계는 상당히 로버스트한 결과라 볼 수 있으며, 연령, 부모 부동산 자산효과, 부모 근로소득 효과는 좀 더 검증이 필요한 부분이라고 볼

30) 로짓 모형으로 추정하면 일반적인 고정효과 모형을 추정할 수 있지만, 이럴 경우 분석 대상 시기인 4년간 분가를 실제 한 표본만 대상으로 추정하게 되므로 표본수가 대폭 감소하는 문제가 생긴다. 반면, 챔벌레인 모형을 이용하면 개인의 미관찰된 특성이 모형에 들어오는 방식에 약간 강한 가정이 들어올 뿐 표본수가 감소하는 문제는 발생하지 않는다. 만약, 분석대상 시기인 4년간 분가를 한 사람들과 우리가 규명하려고 하는 15-34세 중 분가를 한 사람들의 특성에 차이가 있다면 고정효과 로짓모형은 잘못된 결과를 줄 수 있다.

수 있을 것이다.³¹⁾ 통계적 유의성과 함께 부호도 변화한 부모 이혼경험 같은 변수는 그다지 로버스트한 결과로 보기 힘들 것이다.

프라빗 같은 비선형모형은 선형모형의 R^2 같은 모형 설명력 지표 추정이 불가능하다. 따라서 앞서의 모형들과 R^2 비교는 불가능하므로 보고를 생략했다.

<표 V-28> 분석모형을 변화시킬 때 결과차이

	(1) 프라빗	(2) 고정효과 프라빗	(3) 확률효과 프라빗
연도더미(2006년)	0.039	-46.381	0.530**
연도더미(2007년)	0.007	-93.31	0.634***
연도더미(2008년)	-0.069	-140.399	0.645**
기혼	2.721***	21.567***	15.332***
연령	0.134***	47.736	0.443***
여성	0.165***		0.126
전문대졸	0.121*	3.184**	0.651**
대졸	0.056	2.964**	0.466
취업자(상용직)	0.533***	1.747***	1.351***
임시일용직	-0.095	-2.088***	-0.742**
자영고용주	-0.162	-1.517**	-0.850**
무급가족종사	-1.264***	-5.422***	-3.205***
부모 부동산 자산(로그)	-0.079***	-0.275	-0.303***
부모 근로소득(로그)	0.041***	0.113	0.103*
부모연령	-0.011**	0.124	-0.037
부모 이혼경험	0.315**	-17.104***	-0.224
상수	-4.502***	38.692	-17.892***
관측치수	6,996	6,996	6,996
실제 개인수	1,749	1,749	1,749

31) 더 많은 것을 통제한 모형이니 패널 프라빗 고정효과 결과를 신뢰해야 한다고 생각할 수도 있겠지만, 프라빗이라는 분포가정, 챔벌레인 식으로 모형에 들어오는 고정효과 가정 등 경험적으로 검증되기 힘든 제약적 가정들을 감안하면 이 모형이 꼭 선형확률모형보다 우수한 모형이라고만 말할 수는 없으므로 유보적으로 해석하겠다.

5. 요약 및 시사점

이 장은 우리나라에서 분가의 패턴과 결정요인을 탐색해 보았다. 우리나라 분가의 패턴은 결혼 전에는 남유럽형이나 유교문화권에 가깝지만, 결혼 후에는 부모와 같이 살지 않는 형태로 변화해와 남유럽형과의 동질성은 존재하지 않는 것으로 판단된다.

분가율은 전반적으로 1990년대 전반 이후 감소해 왔다. 주로 결혼 시기가 늦어지면서 결혼 분가가 줄어들어 발생한 현상이다. 우리나라 분가의 패턴은 교육을 마친 후 취업, 결혼까지 거쳐야 발생하는 것이 일반적이다. 특히 남성의 경우 그렇다. 결혼을 하지 않더라도 나이가 증가할수록 부모와 따로 사는 비율이 증가했으나, 그 비중이 빠르게 늘지는 않았다. 교육은 분가의 시점을 다소간 늦추는 것 이상의 효과를 보이지는 않았다.

취업 후 분가는 아직 일반적인 현상은 아니다. 하지만, 회귀분석을 해보면 취업을 했는지 안했는지는 분가에서 매우 중요한 것으로 나타난다. 고용된 지위는 모형에 따라 통계적 유의도가 엇갈리게 나타났다.

부모의 영향은 상당히 존재했다. 부모 변수가 추가되면 약 10% 가량 모형적합도가 증가하며, 자녀 개인 변수 중 일부의 통계적 관계에 영향을 미쳤다. 부모의 학력은 영향이 없었고, 부모의 자산과 현재 근로소득은 자녀의 분가와 유의한 통계적 관계를 가졌다.

이 장에서의 분석을 위해 활용한 설명변수들의 설명력은 매우 뛰어난 것으로 나타났다. 하지만 다소간의 유보가 필요하다. 15~24세 집단처럼 분가가 예외적 현상일 경우 일반적인 우리나라 분가 패턴을 설명하는 모형의 설명력이 매우 떨어지는 것으로 나타났기 때문이다. 이 연령대 분가의 특징은 추가적인 분석이 필요한 영역이다.

우리나라에서 발생하고 있는 청년 고실업의 지속으로 인한 취업의 어려움은 개인의 성인기 이행 패턴에도 영향을 미치고 있다. 취업은 어떤 모형을 사용해도 통계적으로 일관된 관계를 보여준 변수였다. 취업 자체가 분가에 직접적인 영향을 주기도 하지만, 남성의 경우 취업을 해야 결혼을 하고, 그

다음 단계로 분가를 하기 때문에 간접적인 경로로 분가에 영향을 주기도 한다.

성인기 이행과정에서 노동시장에의 진입과 결혼은 사회적, 정책적, 학문적으로 많은 관심을 받아왔고, 진입실패와 결혼을 하락이 어떤 악영향을 미치는 지 다양하게 조명되어 왔다. 상대적으로 분가는 비교적 최근 들어서야 가족형태 변화와 청년실업 관련해 주목을 받아왔고, 이로 인해 아직 분가지연의 결과가 무엇인지에 대해 충분한 연구가 쌓이지 않은 상태이다. 다만 기존 연구들에서 공통적으로 지적되는 것은 분가지연의 부담은 결국 부모에게 쌓인다는 것이다. 이태리에서 이루어진 한 연구에 따르면 분가가 늦춰지면 개인 생애소득에 인과적 영향을 준다.

VI. 결론: 성인기 이행 지원정책

1. 주요 연구결과와 정책적 시사점
2. 학교-노동시장 이행 지원정책
3. 일-가족 양립 지원정책

VI. 결론 : 성인기 이행 지원정책

1. 주요 연구결과와 정책적 시사점

본 연구는 청년기에 성년기로의 이행과정 실태에 대한 종합적인 실증 연구에 기초하여 생애주기 관점(life course perspective)에서 원활한 이행을 지원할 수 있는 방안을 모색하고자 하였다. 이를 위해 성인기 이행 연구를 유형화하고, 학교-노동시장 이행과정, 결혼과 출산을 통한 가족형성, 분가 결정 등의 주요한 이행 사건별로 실증적인 분석을 하였다.

II장은 우리나라 청년의 성인기로의 이행을 기술적인(descriptive) 통계와 유형화를 통해서 개략적인 특징들을 살펴보았다. 특히 출생코호트별 접근방식을 이용하여 지금은 40대 초반에 들어선 과거의 청년들과 그보다 좀 더 젊은 세대 간에 성인기로의 이행과정에 어떤 차이점이 존재하는지 검토하였다. 한국노동패널 데이터 분석 결과는 그동안 미디어를 통해 회자되던 내용과 대략 일치하는 결과를 보인다.

간략한 통계 수치에 기초하여 살펴볼 때 가장 확연하게 드러나는 특징은 60년대 초반 코호트에 비하여 최근의 젊은 코호트로 올수록 대학진학률이 현격하게 높아진다는 점이다. 한국노동패널 데이터에서는 남성의 38.4%, 여성의 17.8%만이 대학에 진학하던 것이 최근에는 남녀 모두 80% 이상이 대학에 진학한다.

혼인시점과 출산시점은 과거보다 늦어졌다고 볼 수 있다. 여성의 경우, 60년대 초반 코호트는 25세까지 60%가 혼인하였고, 30세까지는 91.5%가 혼인하였는데 비하여, 70년대 후반 코호트는 25세까지는 30% 미만이 혼인하며, 30세까지 기준을 넓혀서 보더라도 70% 정도만 혼인한다. 출산도 마찬가지로 이전 코호트(60년대 초반 출생)는 25세까지 출산하는 비율이 38%, 30세까지는 80%가 출산하였으나, 최근 코호트(70년대 후반 출생)는 이 비율이 각각 16%, 57%로 줄어들었다.

남성의 경우는 첫 일자리 취업시점도 과거에 비하여 점차 늦어지고 있다. 이전코호트는 25세까지 47%가 취업하였으나, 최근 코호트는 35%만이 이때까지 취업하였다. 여성의 경우는 대학진학률의 급속한 증가와 혼인·출산 시기연기가 결합하여 서로 효과를 상쇄시키는 것으로 보인다. 그러나 최종 결과를 보자면, 이전 코호트는 47%가 25세까지 취업하였으나 최근 코호트는 이때까지 55%가 취업을 경험하는 것으로 나타났다. 여성의 첫 일자리 취업시점은 과거에 비하여 앞당겨졌다고 말하기 어려우나, 특정 연령까지 취업하는 사람의 비율은 증가하였다.

사건계열분석 방법을 이용하여 생애사건의 배열, 즉 생애사건순서에 따라 유형을 구분하였다. 성인기 이행과정에서 생애사건이 발생하는 시점이 변화해 온 것이 뚜렷한데 비하여, 생애사건 순서는 코호트 간 차이가 명확하게 드러나지는 않는 것으로 보인다.

남성의 경우는 6가지 상태(재학, 군복무, 취업, 혼인, 취업+혼인, NEET) 간에 변동의 유형을 포착하고자 하였으나, 유형이 너무나 다양하고 복잡한 양상을 보인다. 그러나 16~35세까지를 살펴본 70년대 후반과 60년대 생 코호트의 경우, 사건순서의 다양성이 뚜렷한 것은 사실이지만, 자세히 들여다보면 학교에서 시작하여 취업과 혼인의 순서를 밟는 경우가 지배적이고, 다만 군복무가 어느 위치에 오는지만 다른 경우가 많다.

여성의 경우는 군복무 상태가 없으므로 유형의 종류는 남성보다 단순해 보인다. 70년대와 60년대 코호트의 경우 모두, 재학(S)-취업(W)-혼인(B)의 생애사건순서가 계속 지배적인 유형을 차지하고 있다. 재학(S)에서 곧장 혼인상태(F)로 전환하는 경우도 아직 남아있다.

Ⅲ장은 청년층의 고용 위험에 주안을 두어 동태적인 관점에서 학교-노동 시장 이행과정을 실증적으로 분석한 본 연구의 주된 결과는 다음과 같다.

첫째, 청년층 고용률은 2009년 40.5%를 기록하여 1980년 이후 가장 낮은 수준을 기록하고 있다. 특히 2000년대 중반 이후 청년층의 고용률은 가파르게 하락하였는데, OECD 회원국 가운데 청년층의 고용률이 가장 낮은 나라 중의 하나일 뿐만 아니라 지난 10년 동안의 하락폭도 가장 큰 나라에

속한다. 청년층 고용률 하락을 경험한 OECD 회원국들은 주로 고학력화에 따라 노동시장 진입 연령이 늦어진 데 주된 원인이 있지만, 우리나라는 청년층 노동시장 여건의 악화에 따라 학교-노동시장 이행이 원활하지 못하는데 기인한다.

둘째, 청년 취업애로층은 실업자뿐만 아니라 취업을 준비하거나 유휴화되어 있는 비경제활동인구를 포괄해야 한다. 2000년대 중반 이후 청년 실업률이 하락하고 있음에도 불구하고 취업자가 감소하고 비경제활동인구가 증가한 것은 적극적인 구직활동을 포기한 취업애로층이 증가하였기 때문이다. 비재학 취업애로층은 2009년에 17.2%에 이르며, 2000년대 중후반에 지속적으로 증가하고 있다. 대졸 이상의 고학력자는 주로 취업준비 비경활의 비중이 높으며, 고졸 이하의 저학력자는 주로 실업자와 유휴 비경활 상태에 있는 비중이 높다.

셋째, OECD(2008)에 따르면, 학교 졸업 이후 첫 직장까지 이행 기간은 OECD 국가에 비해 길지 않은 것으로 나타난다. 반면 청년층의 고용률은 크게 낮으며, 저임금 고용 비중은 가장 높은 것으로 나타난다. 특히 저임금 고용 발생비는 지난 10년간 OECD 평균이 하락한 데 비해 우리나라는 변함없이 최고 수준을 유지하고 있어, 좋은 일자리로의 진입이 매우 어렵다는 것을 보여준다.

다섯째, 첫 일자리를 획득하기까지의 소요기간이 길다고 해서 첫 일자리의 질이나 매칭의 질이 높아지는 것은 아니지만, 장기적으로 이후의 임금에 부정적인 영향을 미치는 것은 아니며, 이후의 임금에 직접적인 영향을 미치는 것은 첫 일자리의 질, 직장경험횟수, 비정규직 경력 비중인 것으로 나타난다.

이상의 분석 결과에 따른 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 청년 고용 문제를 해결하기 위해서는 전통적인 의미의 실업대책뿐만 아니라 학교로부터 노동시장으로의 이행을 원활하도록 지원하는 정책이 병행되어야 함을 시사한다. 청년 실업대책의 전형적인 대상은 적극적인 구직활동을 하는 실업자이지만, 학교를 마치고 비경제활동상태로 있으면서 취

업준비 또는 유희화되어 있는 자도 학교로부터 노동시장으로 이행하는 과정에서 취업 애로를 경험하고 있기 때문이다.

둘째, 학력 간 구직행태 및 탐색 일자리의 차별성이 존재한다는 사실은 청년 취업애로층을 세분화하여 특성 및 능력에 맞는 정책을 추진하여야 함을 시사한다. 저학력 중심의 실업자와 유희 비경황은 불안정한 취업과 비취업을 반복적으로 경험하는 경향이 높으므로, 적극적인 고용정책을 통해 취업능력을 증진시켜야 할 대상이다. 반면 고학력자 중심의 취업준비 비경황은 좋은 일자리를 찾기 위해 노동시장 밖에서 머무르는 경향이 높으므로, 사후적인 고용정책보다 교육과정 개편, 진로·직업지도의 강화, 노동시장 정보의 제공 등 학교-노동시장 이행을 원활히 하는 예방적인 정책을 강화할 필요가 있다.

셋째, 학교-노동시장 이행경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 분석결과는 청년층의 노동시장 이행과정을 첫 일자리를 획득하기까지의 진입과정을 넘어서 정착과정까지 고려하여야 한다는 점을 시사한다. 첫 일자리로의 이행기간보다 첫 일자리의 질이나 불안정한 취업경험의 지속이 지속적으로 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 것은 청년 비취업 문제를 개인의 과도한 희망임금으로 단순화하기 어렵다. 첫 일자리 이행기간의 장기화가 더 나은 일자리만을 선호하기 때문이라기보다는 초기에 열악한 일자리에 고용되면 벗어나기 힘들다고 판단하기 때문이라고 해석할 수 있기 때문이다.

넷째, 청년의 초기 노동시장 행태는 노동시장의 구조적 요인에 의해 주되게 설명할 수 있으며, 청년들의 고용성과를 개선하기 위해서는 노동시장 구조 개선이 필요한 것이다. 불안정한 취업 경험의 지속이 이후의 경력에 부정적인 영향을 미치므로, 경력개발을 동반하지 않은 단기적인 일자리 제공만으로는 청년 실업을 완화하기 어렵다는 것을 시사한다.

IV장은 결혼과 출산 이행에서 남녀의 노동시장이력의 영향에 초점을 맞추어 노동패널자료를 사용하여 생존 분석을 수행했다. 본 연구의 주된 결과는 다음과 같다.

첫째, 교육기회의 확대와 근대적 가치관의 내면화는 남녀의 초혼 이행을 지연시키고 있다. 남자는 31세, 여자는 28세 정도에 초혼으로 이행할 위험이 가장 높은 가운데, 남녀 모두 학력수준이 높을수록 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았고, 1970년대 이후 출생자도 그 이전에 출생한 사람에 비해 결혼을 지연하거나 단념할 가능성이 높았다. 종교 유무, 유년기 성장지가 광역시인지 여부도 초혼 이행에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음이 확인되었다.

둘째, 결혼 위험이 최고수준을 지난 뒤 연령이 경과함에 따라 초혼 해저드가 낮아지지만, 학력 수준에 따라 연령에 따른 초혼 해저드가 유의하게 달라졌다. 남녀 모두 대학이상학력을 가진 사람들이 저학력자들에 비해 결혼을 미루고 있는 것은 사실이나 나이가 들수록 빠른 속도로 결혼에 진입하는 양상을 보이고 있다. 다시 말해 저학력자들은 나이가 들수록 결혼으로 이행할 가능성이 낮아진다.

셋째, 남녀의 노동시장참여 상태와 이력은 초혼 형성에 유의한 영향을 미치고 있었는데, 특히 코호트별로 통계적으로 유의한 차이가 발견되어 최근의 사회경제적 불확실성과 노동시장 불안정화가 초혼 형성에 큰 영향을 미치고 있음을 시사한다. 현재 취업상태는 남성의 초혼 형성 해저드는 높이는 반면 여성의 초혼 형성 해저드는 낮추었다. 정규직 근무는 남성의 초혼 형성 해저드를 증가시켰으나, 여성에게서는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 장기무직은 남녀 모두의 결혼 해저드를 낮추었다. 정규직 근속기간이 2년 이상인 경우 그렇지 않은 여성보다 결혼 해저드가 높아짐을 보여주고 있다. 남성에게서는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 코호트별로 노동시장참여 상태와 이력의 효과에 차이가 있었다. 현재 정규직에 있는 여성은 1970년 이후 출생자가 1970년 이전 출생자에 비해 초혼 해저드가 높았다. ‘커리어’를 가진 안정적 일자리를 가진 여성이 결혼할 가능성은 과거보다 더 높아졌음을 시사한다. 남성의 경우, 최근 코호트일수록 현재 취업 상태와 정규직 여부가 결혼 해저드에 미치는 긍정적인 영향력이 더 컸다. 장기무직 상태의 효과도 코호트별로 차이가 있었는데 장기무직 상태의 결혼 해저드에

미치는 부정적 효과는 최근 코호트에게서 더 크게 나타났다. 정규직근속 기간이 초혼 해저드에 미치는 긍정적인 영향은 1970년 이전 출생자들보다 1970년 이후 출생자들에게서 감소했다. 외환위기 이후 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성이 상대적으로 결혼할 만한 남성을 찾기가 쉽지 않았음을 의미할 수 있다.

넷째, 연령과 코호트 등의 인구학적 변수와 교육 수준은 출산 이행에서도 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. 결혼 이행에서 나타난 결과와 마찬가지로, 대학이상학력자는 그렇지 않은 여성에 비해 연령이 경과할수록 출산 해저드가 훨씬 가파르게 상승했다. 이러한 결과는 남성도 마찬가지였다. 즉 고학력자는 출산을 미루는 경향은 있어도 저학력자에 비해 나이가 들어도 출산할 가능성이 훨씬 높았다.

다섯째, 노동시장참여 상태와 이력은 출산 이행에 유의한 영향을 미쳤는데, 코호트별로도 유의한 차이가 발견되어 최근의 저출산 현상이 노동시장 불안정성에 상당 부분 기인하고 있음을 시사하고 있었다. 출산 결정 시기의 취업 상태의 효과를 보면, 출산 1년 전에 취업상태에 있던 여성과 정규직 일자리에 종사하고 있던 여성은 그렇지 않은 여성보다 출산 해저드가 유의하게 낮았다. 반면 현재 취업상태와 정규직 근무가 남성의 출산 해저드를 증가시켰다. 장기무직은 남녀 모두의 출산 해저드를 낮추었다. 통계적으로 유의성이 약하지만 정규직 근속기간이 2년 이상인 여성은 그렇지 않은 경우보다 출산 해저드가 높았는데, 이러한 효과는 남성에게서 더 강하게 나타났다. 생계부양자인 남성 소득원의 안정성이 여성 소득원의 안정성보다 출산에 유의한 영향을 미침을 시사한다. 코호트에 따른 차이도 드러났는데, 남녀 모두 안정적인 일자리에 있는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 출산할 가능성이 과거보다 최근에 더 커졌다. 여성의 장기무직 상태는 최근 코호트에서 출산 해저드에 더 큰 부정적 영향을 미치고 있었다. 정규직근속 기간은 통계적으로 유의하게 출산 이행에 영향을 미치지 않았다. 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성은 상대적으로 결혼 해저드가 낮았지만, 정규직 커리어를 쌓고 있는 여성이 일단 결혼을 했을 경우 그렇지 않은 여성과 출산 행위에 있어

서는 그다지 차이가 없음을 의미한다.

이상의 분석 결과에 따른 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 저소득층 취약계층의 결혼과 출산 이행을 원활히 하기 위한 소득 및 고용 지원 정책이 필요하다. 본 연구는 고학력자에 비해 저학력자에게서 연령이 경과할수록 결혼과 출산으로 이행할 가능성이 낮아지고 있음을 보여주었다. 교육을 마친 20대에 저학력 청년들이 노동시장에 안정적으로 통합되지 못하여 결혼과 출산의 조건을 갖추지 못할 경우, 그들의 결혼과 출산 가능성은 연령이 경과할수록 요원해질 것이다. 각종 사회 위험을 공유·분산시킬 수 있는 것이 가족이라고 할 때, 저학력자들은 더더욱 사회경제적 위험 계층으로 전락할 가능성이 높다. 따라서 저학력자 청년들의 노동시장 정책이 결혼과 출산율을 제고하는 데 요구된다.

둘째, 여성의 현재 노동시장참여 상태가 결혼과 출산 이행을 방해하는 것이 아닌 도움이 되는 것으로 기능할 수 있도록 일·가정 양립의 제도적 지원이 필요하다. 여성이 현재 취업 상태에 있음은 결혼과 출산을 지연시키고 있음을 본 연구가 확인해 주고 있다. 여전히 여성에게는 취업과 가족 생활이 보완적 관계가 아닌 양자택일적 상황으로 나타나고 있는 것이다.

셋째, 일자리 안정성을 제고시킬 수 있는 일자리 대책이 결혼율과 출산율을 제고하기 위해 필요하다. 정규직 일자리를 갖고 있는 여성이 결혼과 출산을 지연시키고 있는 것은 정규직 일자리 종사자의 직업 열망이 그렇지 않은 사람보다 강한 선호의 문제나 정규직 일자리의 남성중심적 직장문화, 결혼과 출산의 기회비용 증가 등 여러 가지 요인이 복합적으로 작용하고 있기 때문인 것으로 보이기 때문에 일·가정 양립 지원 제도의 완비만으로 결혼과 출산 이행에 도움이 될지는 확신하기 힘들다. 정규직 근속기간이 길수록 여성의 결혼과 출산 이행이 원활했다는 점은 일자리의 안정성을 높이는 제도적 지원이 절실히 필요함을 보여주고 있다. 특히 안정적 일자리와 결혼·출산의 긍정적 관계가 최근 코호트로 올수록 더욱 강해졌다는 사실은, 가족을 형성하기 위한 경제적 준비 상태에 대한 우려가 최근 결혼율과 출산율 저하에 큰 역할을 하고 있음을 보여준다. 일자리 안정성을 제고시키기 위한

일자리 대책과 더불어 고용 불안을 상쇄하는 소득 및 복지 지원 정책이 동시에 전개될 필요가 있다.

V장에서는 분가의 패턴과 결정요인에 대한 탐색적인 분석을 시도하였다. 우리나라 분가의 패턴은 결혼 전에는 부모와 같이 사는 경우가 많은 남유럽형이나 유교문화권에 가깝지만, 결혼 후에는 부모와 같이 살지 않는 형태로 변화하여 결혼 후에도 부모와 같이 사는 비율이 높은 남유럽형과의 동질성은 존재하지 않는 것으로 판단된다.

분가율은 전반적으로 1990년대 전반 이후 감소해 왔다. 주로 결혼 시기가 늦어지면서 결혼 분가가 줄어들어 발생한 현상이다. 우리나라 분가의 패턴은 교육을 마친 후 취업, 결혼까지 거쳐야 발생하는 것이 일반적이다. 특히 남성의 경우가 그렇다. 결혼을 하지 않더라도 나이가 증가할수록 부모와 따로 사는 비율이 증가했으나, 그 비중이 빠르게 늘지는 않았다. 교육은 분가의 시점을 다소 늦추는 이상의 효과를 보이지는 않았다.

취업 후 분가가 아직 일반적인 현상은 아니지만, 회귀분석을 해보면 취업이 분가에서 중요한 것으로 나타난다. 취업 자체가 분가에 직접적인 영향을 주기도 하지만, 남성의 경우 취업을 해야 결혼을 하고, 그 다음 단계로 분가를 하기 때문에 간접적인 경로로 분가에 영향을 주기도 한다. 모형설정이나 집단에 따라 다소간 효과가 차이가 있기는 하지만, 임금근로자일 경우 일자리의 질(고용형태)도 중요한 고려요인이었다.

부모의 영향도 상당히 존재했다. 부모 변수가 추가되면 약 10% 가량 모형적합도가 증가하며, 자녀 개인 변수 중 일부의 통계적 관계에 영향을 미쳤다. 부모의 학력은 분가에 영향이 없었고, 부모의 자산과 현재 근로소득은 대체로 유의한 통계적 관계를 가졌다.

이상의 분석 결과에 따른 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 자녀의 취업상태가 불안정하면 자녀의 부모로부터 독립적인 삶의 영위 가능성도 떨어지는 것을 발견하였다. 분가 자체는 독립된 성인으로서의 삶을 살기 위한 개인적, 사회적 단계로서의 의미를 갖지만 경제적 요인에 의해 그와 같은 단계로의 진전이 저해되고 있다는 것이다. 이는 저소득

청년에 대한 노동시장 정책이 이들의 경제적 환경을 개선하는 의미만 갖는 것이 아니라 이들의 원활한 성인기 이행을 위해서도, 그래서 독립된 성인으로서의 삶을 영위하도록 지원하는 측면에서도 중요하다는 것을 의미한다. 따라서 저소득 청년들이 안정적인 일자리를 구할 수 있도록 지원하는 노동시장 정책이 요구된다.

둘째, 부모의 소득이 자녀의 독립을 위해 중요하다는 것은 부모 가구가 저소득 상태에 처하면 자녀가 독립된 성인으로서 살아가는 데에도 어려움을 야기하게 된다는 것을 의미한다. 이는 가구의 가처분 소득을 늘리는 복지정책이 가계경제에만 도움을 주는 것이 아니라 가구에 있는 자녀들의 성인으로서의 성장과정에도 중요한 함의를 가짐을 의미하는 것이다.

2. 학교-노동시장 이행 지원정책

청년층 고용 문제는 학교-노동시장 이행 지원이 원활하지 못한데 기인한다. 2003년 이후 정부는 5회의 종합대책, 4회의 부문대책을 수립하여 추진하였으며, 가장 최근인 2009년 3월에 발표한 「청년고용 추가대책」은 예산 1조 3,240억원, 지원인원 39만명에 이른다. 그러나 이러한 대규모의 대책에도 불구하고 청년 고용 문제가 지속되고 있는 현실은 청년층 고용문제가 경기적인 요인을 넘어서 구조적·제도적인 요인에 의해 발생한 현상이며, 따라서 사후적인 단기 실업대책을 넘어서 예방적이고 근본적인 대책이 요구되고 있음을 시사한다(이병희, 2003).

〈표 VI-1〉 2003년 이후 청년 종합대책 현황

(단위 : 억원, 명, 개)

대책명	일자	예산	지원인원	사업수	부처수
청년실업 종합대책	2003.9	5,390	126,453	31	11
청년고용 촉진대책	2005.1	7,885	252,716	53	13
청년고용 촉진대책	2008.8				
청년고용 추가 대책	2009.3	13,240	397,198	38	13

- 주 : 1. 2004년 예산 기준, 2005년 예산 기준, 2009년 예산(추경포함) 기준
 2. 2008년은 구체적인 사업목록이 제시되지 않음.
 3. 청년고용 추가대책(2009.3)의 사업수(38개)는 미래산업 청년리더육성 프로젝트(9개 부처, 44개 세부사업)을 1개의 사업으로 처리한 수준임
 4. 학교 역할을 강화하는 내용의 청년실업 보완대책(2007.4)은 기존 대책과의 차별성이 적은 점을 고려하여 별도로 기재하지 않음

자료 : 국회예산정책처, 『청년고용대책 평가』, 2010.10

청년층 고용 문제는 청년층이 선호하는 양질의 일자리가 감소하고 경력중시형 노동력 수요로 변화하는 구조적인 원인, 고학력화에도 불구하고 노동수요와 괴리된 인력이 양성되고 있는 공급 측면의 요인, 구인과 구직의 불일치(job mismatch)를 해소할 수 있는 취업지원서비스의 취약이라는 제도적인 요인이 복합적으로 작용한 결과이다(이병희 외, 2004).

1) 관참은 일자리의 창출

우선 노동력 수요 요인으로 성장과 투자의 고용창출력 저하가 지적되지만, 저임금·불안정한 일자리는 직업경력에 지속적인 부정적인 영향을 미치고 비효율적인 직장 이동을 야기한다는 제 III장의 분석 결과에 비추어 일면적이라고 할 수 있다. 고학력화 추세를 고려하면, 관참은 일자리의 감소에 보다 주목해야 할 것이다.

전병유(2007)는 이와 관련하여 의미 있는 연구결과를 제시하고 있다. 그는 일자리 분포와 임금 분포에서 세 계층을 나누어 1993~2006년 동안의 연령계층별 고용 변동을 제시하고 있다. 우선 산업×직업셀을 하나의 일자리로 보고, 각 일자리의 평균임금을 기준으로 일자리를 서열화한 다음, 1993년의 근로자 분포에 따라 하위일자리는 1~24%, 중간일자리는 25~75%, 상위일자리는 76~100%로 정의하였다. 그리고 임금 분포에서는 해당 연도 중위 임금의 67~133%를 중간임금계층으로, 그 이하와 이상을 각각 하위임금계층, 상위임금계층으로 정의하였다.

<표 VI-2>에는 1993~2006년 동안 연령계층별 일자리 및 임금 분포에 따른 고용변동을 제시되어 있다. 1993~2006년 동안 중간일자리의 감소는 대부분 청년층에서 집중되었다. 청년층에서 상위 일자리가 증가하고는 있지만, 상위임금계층의 절대적 규모는 줄어들고 있다. 이는 청년층의 경우 상위 일자리에 진입해도 좋은 조건으로 진입하는 것이 아님을 시사한다. 이러한 분석결과는 과거에 청년층에게 제공되던 중간일자리 기회가 사라지면서 안정된 일자리로 진입하지 못하고 노동시장 밖에서 대기하거나 불안정한 일자리와 미취업을 전전하는 청년층이 증가하였음을 의미한다.

〈표 VI-2〉 연령계층별 임금계층 변동

		고용비중 변화			고용 증가율	고용변동(천명)		
		1993년	2006년	비중변화 (%p)		1993년	2006년	고용변동량
15 ~ 29세	하위일자리	9	6	-3	-19	929	757	-172
	중간일자리	20	11	-9	-32	2,135	1,458	-677
	상위일자리	10	9	-1	13	1,019	1,147	128
30 ~ 49세	하위일자리	11	13	2	50	1,122	1,683	560
	중간일자리	24	24	0	22	2,519	3,071	552
	상위일자리	13	19	6	82	1,337	2,437	1,100
50세이상	하위일자리	5	8	3	97	538	1,058	519
	중간일자리	5	6	1	38	567	784	217
	상위일자리	2	3	1	63	251	410	159
		고용비중 변화			고용 증가율	고용변동(천명)		
		1993년	2006년	비중변화 (%p)		1993년	2006년	고용변동량
15 ~ 29세	하위임금계층	8	7	-2	-17	895	746	-149
	중간임금계층	20	14	-5	-23	2,106	1,625	-481
	상위임금계층	6	6	-1	-7	676	627	-50
30 ~ 49세	하위임금계층	9	10	1	22	940	1,149	209
	중간임금계층	22	22	0	8	2,311	2,488	177
	상위임금계층	21	23	2	14	2,282	2,610	328
50세이상	하위임금계층	5	8	3	61	545	877	332
	중간임금계층	5	6	1	27	544	689	145
	상위임금계층	3	4	1	47	320	471	151

주 : 고용비중은 전체 연령대의 고용을 100으로 할 때, 일자리 및 임금계층 비중임
 자료 : 통계청, 경제활동인구조사; 경제활동인구 고용형태별 부가조사
 (전병유, 2007에서 인용)

이처럼 중간일자리 창출이 부진한 상황에서 중관계층이 될 만한 소득을 받을 수 있는 근로자계층의 절대 수가 감소하는 노동시장의 양극화 상황을 시정하지 않고서는 구인과 구직의 불일치(mismatch)가 구조적으로 재생산 될 수밖에 없다. 따라서 중소기업의 혁신역량을 강화하는 한편으로 대·중

소기업의 상생협력을 촉진시켜 나가야 한다. 특히 노동시장의 이중구조화와 중소기업의 고용여건 악화를 초래하는 불공정한 하도급 거래 관행의 개선이 중요하다. 지난 9월에 발표된 ‘대-중소기업 동반성장 추진대책’은 공정 거래 질서 확립 측면에서 주목할 만한 조치를 담고 있다. 하도급법을 2차 이하 협력업체로 확대하고 하도급 단가를 인하하려면 정당한 사유를 입증하도록 대기업에게 책임을 부과하는 조치 등이 그것이다. 다만, 개별 중소기업의 협상력이 취약한 현실을 고려하면, 공정한 하도급 단가가 책정될 수 있도록 실효성을 높이는 방안이 뒷받침되어야 할 것이다. 또한 하도급 단가를 결정할 때 적정한 임금을 반영하도록 최저낙찰제를 개선할 필요가 있다.

한편 민간 기업의 적극적인 일자리 창출을 촉진하기 위해서 일자리 창출 실적을 공시하는 방안을 검토할 필요가 있다.³²⁾ 일자리 창출 실적의 공개는 기업의 사회적인 공헌에 대한 명성(reputation)을 높이고, 조달계약시 우대할 수 있는 기초자료가 될 수 있을 것이다. 이를 위해서 고용보험DB 또는 건강보험 직장가입자 DB를 이용하여 일자리 창출의 양적 지표(고용 증가율, 매출액 증가율 대비 고용 증가율 등)와 일자리 창출의 질적 지표(신규 채용 근로자 중 정규직의 비중, 신규 채용 근로자의 평균 임금 등)를 작성할 수 있을 것이다. 또한 고용조정 실적을 공공기관 평가의 주요한 기준으로 삼는 관행은 시정될 필요가 있다.

2) 교육과 노동시장간 연계 강화

노동력 공급 측면에서 고학력화 추세는 사회문화적인 요인으로 인해 비가역적이라고 하더라도 교육과 노동시장간 괴리에 따른 제도적인 장애는 시급히 개선될 필요가 있다. 이를 위해 대학의 취업 책임을 강화할 필요가 있다. 대학의 취업실태 공표제는 단순한 취업률만이 아니라 취업유지율, 취업의 질 등을 포함하고 관련 정보를 사회보험DB를 통해 객관적으로 산정할 필요

32) 「경제활동인구조사」(통계청)에 따르면, 청년 취업자 가운데 300인 이상 대기업에서 일하고 있는 비중은 2008년 10.8%이며, 300인 이상 대기업에서 청년층이 차지하는 비중은 1996년 36.7%에서 2008년 23.6%로 하락하였다.

가 있다. 한편 이병희 외(2009)는 노동시장 경력이 없는 청년층은 의중임금이 높을 뿐만 아니라 시장임금과 비교한 상대적 수준도 높다는 것을 보이고 있다. 노동시장 경험이 없는 신규 구직자가 장기 비취업 상태를 경험하지 않도록 하기 위해서는 학교교육단계에서 진로·직업지도가 강화될 필요가 있다. 대학의 취업지원 노력을 평가하는 ‘대학취업역량 인증제’를 실시하고, 평가 결과가 정부의 재정지원사업과 연계되도록 함으로써 대학이 자발적으로 취업지원을 위해 노력하도록 유도할 필요가 있다.³³⁾

한편 교육과 노동시장간 연계를 강화하기 위해서는 무엇보다 교육과정의 개편이 중요하다. 교육부가 추진하고 있는 ‘산학협력중심대학사업’은 이러한 측면에서 주목할 만한 하다. 이 사업은 교원임용 및 평가제도 개선, 특성화 학과 선정·운영, 현장실습 학점제 실시 등 산학협력에 필요한 요인들을 시스템적으로 반영하고 있다(류장수·백성준·김중환, 2010). 교수에 대한 평가를 개인적인 학술업적보다 교육과 취업 지원 노력을 중요하게 반영하도록 개선하고, 참여 기업에 대한 재정 지원, 전공별 또는 융복합 학문별로 기업-대학간 협의체 구성을 통해 교육과정 개편을 추진할 필요가 있다.

한편 매년 20만명을 상회하는 졸업생을 배출하는 전문대 교육에 대한 혁신적인 접근이 필요하다. 최근 특성화 교육과 산업체와의 주문식 교육을 활발하게 추진하고 있지만, 4년제 대학으로의 편입 경로로 기능하거나 노동시장에 진입하더라도 고졸자와 비슷한 임금수준을 받는 등 고등직업교육기관으로서의 위상을 확립하고 있지 못한 것이 사실이다. 재정 지원을 통해 지역단위의 산학협력을 중시하는 지역직업대학으로서의 위상을 확립하는 한편으로 전문대 학비의 지원을 통해 직업교육의 공공성을 강화할 필요가 있다.

33) 고용노동부가 2010년 5~6월에 걸쳐 실시한 「전국 4년제 대학 및 전문대학의 취업지원 실태조사」에 따르면, 2009년 교비 총예산 대비 취업지원 예산은 0.55%에 그치고, 취업지원 전문인력은 평균 2.1명에 불과하여 전문인력 1인당 재학생수는 4,266명에 이르고 있는 것으로 나타났다. 또한 대학에서 제공하는 취업지원 프로그램도 취업캠프, 취업특강 등 단기 프로그램 위주로 이루어지고 있으며, 취업관련 교과목도 재학생의 16%만 수강하는 것으로 나타났다. 고용노동부, 2010.8.3 보도자료 참조.

3) 적극적 노동시장정책

정부는 2010년에 지원 인원 262천명을 대상으로 예산 9,397억원의 청년고용대책을 실시하고 있다. 전 해에 비해 단기 일자리 제공사업이 축소되었지만 여전히 대규모의 대책이라고 할 수 있다. 국회 예산정책처(2010)는 청년 고용대책 사업 구성의 적정성, 일관된 비교, 취업 성과 분석을 위해 OECD의 노동시장정책 분류에 따라 청년고용대책을 다섯 가지로 유형화하였다. 이러한 유형화에 따른 <표 VI-3>을 보면, 2009년 예산을 기준으로 가장 큰 비중을 차지하는 사업은 정부가 재정 지출을 통해 직접 참여자를 한시적으로 고용하고 인건비를 지급하는 직접 일자리 창출이었으며, 이어서 직업훈련이 뒤를 잇고 있다. 2010년에는 직업훈련 예산이 가장 많으며, 청년층의 고용창출을 촉진하기 위해 일정한 기간 동안 사용자에게 인건비 일부를 지원하거나 취업자 개인에게 수당을 지급하는 고용인센티브, 직접 일자리 창출 순으로 나타났다. 취업알선, 직업상당 및 진로지도, 노동시장 정보 제공 등 구직자의 직업탐색과 고용주의 인력확보를 지원하기 위한 공공 고용서비스 예산은 2009년과 2010년 모두 2% 이하로 가장 낮게 나타났다.

<표 VI-3> 정책 유형별 청년 고용대책 현황

(단위 : 백만원, 명, %)

	2009년 실적				2010년 계획	
	예산		지원인원		예산	
고용인센티브	180,518	(22.8)	42,427	(17.9)	214,226	(30.1)
직업훈련	261,578	(33.0)	81,442	(34.4)	242,118	(34.0)
체험·연수·인턴	62,068	(7.8)	34,289	(14.5)	63,096	(8.9)
직접 일자리 창출	272,232	(34.4)	61,877	(26.1)	180,222	(25.3)
공공고용서비스	15,879	(2.0)	16,600	(7.0)	12,076	(1.7)
계	792,275	(100.0)	236,635	(100.0)	711,738	(100.0)

자료 : 국회예산정책처, 『청년고용대책 평가』, 2010.10

고용 위기 상황에서 단기적인 일자리 제공에 치중하는 직접 일자리 창출 사업의 불가피성은 별도로 하더라도, 노동시장으로의 원활한 이행을 지원하는 장기적이고 구조적인 접근이 취약하다는 점을 확인할 수 있다. 특히 고용률 성과가 높은 국가들에서 적극적 노동시장정책이 공공고용서비스와 노동시장훈련에 치중하고 있다는 점(국회 예산정책처, 2010; 한국노동연구원, 2010)에서 고용서비스를 강화할 필요가 있다. 이 때 고용서비스는 단순히 취업알선을 제공하는 것이 아니라 직업훈련, 직장체험 등 개별적인 서비스를 심층상담에 기초하여 개인의 능력과 특성에 맞는 통합적인 서비스를 제공하고, 취업지원인프라를 확충하는데 역점을 기울여야 한다. 이러한 측면에서 취업애로 청년층을 대상으로 한 청년 뉴스타트는 고용정책 측면에서 주목할 만한 하다. 심층상담에 기초하여 직업훈련, 직장체험, 취업알선과 같은 사업을 패키지화하여 통합적으로 제공함으로써 개인별 특성에 맞는 맞춤형 취업지원을 제공하는 것을 목적으로 하기 때문이다. 다만 공공서비스 인프라가 취약한 상태에서 민간위탁을 확대하더라도 위탁대상자의 선정, 개인별 취업지원계획의 점검 등에서 고용센터의 역할은 분명히 할 필요가 있다.

직장체험·연수제도는 직접적인 취업으로 연계되지 않더라도 근로경험을 통해 경력개발 기회를 제공하는 것을 목적으로 한다. 문제는 전공과 무관한 단순 업무 중심의 근로경험으로 경력 형성에 기여하지 못한다는 사실이다. 근로경험을 통한 현장실습의 실효성을 높이기 위해서는 전공·적성에 적합한 연수기업을 선정하고 교육과 연계된 연수가 이루어질 수 있도록 학교의 역할이 강화될 필요가 있다. 한편 직업훈련은 취업과 연계를 강화할 필요가 있다. 이를 위해 채용과 연계된 직업훈련 모델을 확산하고 취업성과와 연계한 직업훈련 지원을 강화할 필요가 있다.

3. 일-가족 양립 지원정책

여성이 출산과 이에 따른 양육의 부담을 거의 전적으로 떠안고 있는 현실 조건 하에서라면 여성의 경제활동참가와 출산의 관계는 역의 관계

(negative)를 보이는 것이 당연하다. 그러나 선진국에서 이러한 관계는 1980년대를 기점으로 바뀌었다는 연구결과들이 속속 나타나고 있다. Ahn and Mira(2002)는 1970년부터 1995년까지 OECD 국가들의 출산율과 여성경제활동참가율 데이터를 분석하였는데, 1980년대 중반을 기점으로 이들 사이의 관계가 음(-)의 상관관계에서 양(+)의 상관관계로 전환되었음을 보여준다.

우리나라에서는, 본 보고서의 제4장에서 살펴본 바와 같이, 노동시장의 불안정성은 초혼과 출산을 연기시키는 결과를 낳는데, 이러한 현상은 보다 젊은 코호트에서 더욱 강하게 나타나고 있다. 특히 여성에게 있어서 현재 취업해 있다는 사실은 초혼과 출산에 부정적인 영향을 미치지만 안정적인 일자리에서 지속적으로 일해 온 이력은 오히려 긍정적인 영향을 미친다는 발견은 시사하는 바가 크다. 우리나라는 아직까지 혼인·출산과 일자리를 동시에적으로 유지할 수 있도록 뒷받침하는 정책과 사회환경이 미비한데, 이것이 청년층의 원활한 성인기 이행을 가로막고 있는 형편이다. 일과 가족의 양립을 가능하게 하기 위한 정책으로 돌봄노동의 사회화와 가족친화적 근로환경을 조성할 것이 요구된다.

1) 돌봄노동의 사회화³⁴⁾

우리가 벤치마킹하는 주요 선진국들은 모두 여성 경제활동촉진을 비롯한 몇 가지 정책목표를 가지고 돌봄노동의 사회화를 추진해 왔다. 돌봄노동의 사회화 정책은 크게 다음과 같이 세 가지 유형으로 구분해 볼 수 있다: ① 국가에 의한 돌봄서비스 제공 ② 부모를 위한 휴직·휴가제도 ③ 가족수당(또는 아동수당). 이 세 가지 돌봄노동의 사회화정책 중에서 가장 역점을 두고 추진해야 할 과제는 국가에 의한 돌봄서비스 제공, 특히 보육서비스이며, 현재 아동수당의 변형된 형태로 추진되고 있는 양육수당제도는 여성고용확대

34) 이 부분은 장지연(2010)의 ‘돌봄노동사회화와 여성의 경제활동’ 발표문의 일부를 수정·요약한 것임.

에 치명적인 악영향을 줄 수 있으므로 제고되어야한다. 돌봄노동의 사회화 정책은 사실상 복지와 노동이 만나는 지점으로서, 고용친화적으로 설계해야 원원할 수 있다.

(1) 보육서비스

우리나라는 최근 보육예산을 크게 늘렸다.³⁵⁾ 그러나 이런 노력은 다른 선진국의 경험과는 달리 여성의 경제활동참가율을 높이는 데는 전혀 효과를 발휘하지 못한 것으로 평가되었다(이택면 2010).³⁶⁾ 이런 현상은 다음 두 가지 요인에서 원인을 찾을 수 있다.

첫째, 우리나라의 보육지원제도는 여성고용에 친화적으로 설계되어 있지 않다. 여성고용지원 보다는 출산장려와 아동발달, 아동간 형평성의 문제에 보다 큰 관심이 두어져 있었다. 정책의 어디에도 취업모를 배려한 흔적은 보이지 않으며, 소득수준을 고려한 차등보육료 지원이 주가 되면서 맞벌이 부부는 오히려 불리한 위치에 놓이게 되었다. 자녀를 둘 둔 여성이 낮은 임금을 받고 취업하는 것보다는 아이 두 명의 보육료 지원을 받는 것이 유리하다는 판단을 할 수밖에 없는 지원구조를 가지고 있는 것이다. 결국 보육시설을 이용하는 아동이 증가하기는 하였으나 취업모 자녀의 이용과 전업주부 가정의 자녀의 이용이 비슷한 비율로 증가하게 됨으로써 보육예산의 증가가 여성의 취업을 촉진하지는 못하게 된 것이다. 여성고용에 친화적이지

35) 국고지원사업에 소요되는 중앙 및 지방정부 보육예산은 해마다 크게 증가하여 2005년 1조 3229억원, 2007년 2조 2866억원, 2009년 3조 5738억원임. 2009년 보육, 유아교육, 농어민 지원 등 세 부처의 영유아 보육 지원 사업 총 예산은 5조 4000억 규모로 GDP 대비 0.53%임. (복지부, 2010, 2009 보육실태조사 보도자료)

36) 이택면 (2010) ‘지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동’한국여성정책연구원. 성인지예산 포럼 발표자료. 복지부의 실태조사(2010)에서도 출산과 자녀양육을 위해 경제활동을 그만둔 여성의 경력 중단 이유로는 아이를 믿고 맡길 곳이 마땅치 않기 때문이 46.9%로 가장 높았음. 영유아를 둔 취업모들이 꼽은 애로사항은 과도한 직장일이 30.9%이고 아이를 맡길 곳이 없다는 20.2%, 아이를 맡기는 비용이 21.2%, 근로시간과 보육시간의 불일치가 15.0%임.

많은 보육서비스제도는 모든 아동에게 똑같은 시간의 서비스를 지원하는 데서도 드러난다. 대부분의 OECD 국가에서 취업모나 한부모 가정의 자녀에게는 전일제 보육을 제공하고 전업주부 자녀에게는 반일제 서비스를 제공한다. 모든 아동에 대하여 전일제 서비스를 제공하는 것은 자원의 효율적인 배분이라는 관점에서도 부적절한 정책이다. 중산층까지 무상보육을 실시하더라도 전일제와 반일제를 구분하여 단가를 책정하고 취업모 자녀와 한부모 가족의 자녀에게 전일제 서비스를 제공하도록 정책설계를 변경하는 것이 필요하다.

둘째, 보육료 지원정책으로 많은 예산을 투입하였음에도 불구하고 개별 가족 수준에서 보육비용 감소나 서비스의 질 향상을 체감하기 어렵기 때문에 보육에 대한 투자가 여성고용확대로 이어지지 못한 것으로 보인다. 이는 서비스제공의 인프라의 90%가 민간시설로 구축되어 있는 현실과 관련이 있다. 민간시설에서 다양한 특별활동비를 추가로 받으면서 결과적으로 보육료 감소효과는 거의 사라져 버리고 말았고, 평가인정제도를 비롯한 규제가 강제되지 못하면서 서비스의 질 향상을 꾀할 도구도 상실한 상태이다. 국가가 예산을 더 배정한다고 해서 공공성이 저절로 담보되는 것이 아님을 확인한 경험이라고 할 수 있다.

(2) 육아휴직제도

육아휴직제도는 부모권과 노동권을 동시에 보장한다는 의미가 있는 제도이다. 우리나라의 육아휴직제도는 남성과 여성이 각자 개인 노동자의 자격으로 1년씩 사용할 수 있도록 설계되어 있는데, 이는 다른 나라와 비교해 볼 때 매우 선진적인 제도이다. 현재 육아휴직급여 수급자격이 있는 여성의 50%가 이 제도를 활용하고 있는데, 이러한 활용율이 지나치게 낮은 수준이라고 볼 수는 없다.

다만 육아휴직제도와 관련한 가장 중대한 결함은 산전후휴가와 육아휴직을 이용할 수 없는 노동자가 많다는 사실이다. 이는 육아휴직제도 자체가

찾는 결함이라기보다는 본 제도가 없혀있는 우리나라의 사회보험이 폭넓은 사각지대를 갖고 있기 때문에 발생한 것이다. 따라서 이 문제는 본 제도 내에서 해소하기 어려운 문제이며 사회보험료 감면 등을 통하여 고용보험의 사각지대 자체를 줄여나가는 방식으로 해결방안을 찾아가야 할 것으로 판단된다.

(3) 양육수당

이명박정부 들어와서 아동수당 도입의 재정적 부담을 비켜가고자, 변형된 형태로 양육수당제도를 도입하였고, 2012년까지 전면 확대가 예정되어 있다. 양육수당제도는 일반적으로 돌봄노동의 가치인정이라는 의의를 가지고 있으며, 아동발달과 빈곤완화의 목적을 가지고 있다. 그러나 여성의 경제활동참여에는 부정적인 영향을 미친다. 양육수당을 통하여 기여할 수 있는 빈곤완화 효과보다는 여성고용확대를 통해 기여할 수 있는 빈곤완화효과가 더 크기 때문에 양육수당의 아동빈곤완화효과도 기대하기 어렵다.

우리나라는 다른 나라와는 달리 양육수당 도입의 근거로 보육시설 이용아동과 미이용아동간의 형평성을 들고 있는데, 이는 타당하지 않다. 국가가 보편적인 서비스(현물급여)를 제공하면서 이를 이용하지 않는 사람에게는 돈으로 보상을 한다는 것은 논리적으로 맞지 않는다. 여성경제활동참가에 미치는 영향을 비롯하여 여러 가지 연관효과를 고려할 때, 서둘러 양육수당을 도입하고 이를 전면 확대하기로 한 정책방향은 근본적으로 제고되어야 한다.

2) 가족친화적인 근로환경: 근로시간

여성과 남성이 각기 다른 직종에서 일하게 되는 것을 일컫는 성별직종분리는 궁극적으로 보상의 차이로 귀결되며 여성의 사회적 지위향상과 경제적 독립성 강화에 부정적인 영향을 미치게 된다. 이와 마찬가지로 남성은 전일제로 일하고 여성은 시간제(단시간근로)로 일하는 것이 규범이 된다면 이

역시 여성의 고위직 진출을 저해하고 성별임금격차를 온존시키는 기제로 작동하여, 여성은 지속적으로 노동시장의 주변부를 떠돌게 될 것이다. 달리 말하자면, 여성을 위한 일·가정양립형 일자리가 따로 있어서는 안 된다는 의미이다. 남녀를 불문하고 모든 근로자들은 일과 가정을 양립하여야한다.³⁷⁾

일·가정양립형 일자리는 ‘양질의 근로시간 및 근무형태와 함께 고용형태의 자발적인 선택, 그리고 동등한 처우와 기본적인 권리보장과 같은 요건이 충족되는’ 일자리를 일컫는다(김태홍, 2010). 유연근로제나 단시간근로를 확대하려는 정책들은 의도와는 달리 결과적으로 열악한 저임금 일자리를 확대시킬 위험성을 배제하기 어렵다. 실제로 2009년에 우리나라 시간제 근로자의 62%는 비자발적으로 시간제를 선택하였으며(김태홍, 2010), 시간당 임금은 정규직 전일제 근로자의 56% 수준에 불과하였다. 시간제 근로자의 시간당 임금은 최근들어 오히려 급격히 감소하고 있다는 점에 주목하여야한다. 우려한 바와 같이 단시간근로 확대정책이 저질 일자리의 확대를 동반하고 있는 것으로 짐작되는 부분이다. 이렇게 되면 일·가정양립형 일자리 확대 정책은 지속가능하지 않다고 보아야 할 것이다. 정부가 아무리 ‘양질의’ 시간제 근로 확대를 추진한다고 하여도, 실제로 시장에 전해지는 시그널은 저임금 시간제 노동의 활용이 된 것이다.

‘유연근로/시간제근로 확대’를 목표로 내세울 것이 아니라 ‘고용형태 간 차별금지와 비례보호’를 정책목표로 삼는다면 일자리가 급속하게 증가하지는 않더라도 조금씩은 증가할 것이고, 지속가능한 정책이 될 수 있을 것이다. 육아기 단시간근로 청구권제는 좋은 방식의 지속가능한 정책의 예이다. EU의 여성고용확대방안을 비롯하여 주요 선진국의 사례를 살펴보면, ‘시간제근로 확대’ 자체를 정책목표로 내 건 경우는 없다. 오히려 노동시장에서 시간제 근로가 증가하는데, 정책적으로는 이들을 어떻게 보호할 수

37) 시간제근로가 매우 널리 활용되고 있는 네덜란드에서 2008년에 시간제 고용의 비율은 47.3%이다. 남성의 시간제 비율은 23.9%, 여성은 75.3%이다. 네덜란드에서 시간제근로에 대한 비례보호가 철저하고 대부분이 고용이 안정적으로 보호되는 시간제이다. 그럼에도 불구하고 여성노동자의 3/4이 시간제근로자인 상태로 갔을 때 과연 여성의 노동시장 내 지위가 남성과 동등한 수준으로 유지될 수 있을 것이라는 기대는 하기 힘들다.

있는가에 초점이 맞춰져있다(ILO 1994 ‘시간제근로제 관한 협약,’ EU 1997 ‘단시간근로에 관한 기본협약’).

시간제 근로 확대보다는 모든 노동자의 실근로시간 단축이 여성의 노동시장 참여에 긍정적인 영향이 더 클 것으로 짐작된다. 미취업여성을 대상으로 한 조사에 따르면 30시간 미만의 단시간근로를 원하는 경우도 물론 있겠으나 주당 40시간의 근로를 원한다는 여성이 압도적으로 많았다(한국여성노동자회, 2010). 44시간 이상 일하는 것을 원치 않는 것은 분명하지만, 여성들은 30시간 미만의 단시간근로를 원한다고 생각하는 것도 편견일 수 있다. 여성고용확대를 위해서 우선 추진하여야할 것은 단시간근로의 확대가 아니라 전일제 근로자의 실근로시간 단축이다.

참 고 문 헌

- 국회예산정책처(2010), 『청년고용대책 평가』.
- 김경화(2004), "비정규직 여성노동자의 일과 결혼-대졸 미혼여성을 중심으로-," 가족
과문화, 16(3), pp.175~99.
- 김두섭(2007), "TMF 외환위기와 사회경제적 차별출산력의 변화," 한국인구학, 30(1),
pp.67~95.
- 김승권(2004), "최근 한국사회의 출산을 변화원인과 향후 전망," 한국인구학27(2),
pp.1~34.
- 김정석(2006), "미혼남녀의 결혼의향 비교분석," 한국인구학, 29(1), pp.57-70.
- 류기철·박영화(2009), "한국여성의 출산을 변화와 출산간격 영향요인," 한국인구학,
32(1), pp.1~23.
- 류장수·백성준·김종한(2010), 『지방대학 취업률 제고를 위한 산학협력 개선방안 연
구』, 지역발전위원회
- 박경숙·김영혜·김현숙(2005), "남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리
규범, 경제조정의 우발적 결합," 한국인구학, 28(2), pp.33-62.
- 우혜봉(2009), "교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?" 한국인구학,
32(1), pp.25~50.
- 은기수(1995), "결혼으로 이행에 있어서 연령규범과 순서규범," 한국인구학, 18(1),
pp.89~117.
- 은기수(1999), "생애과정이 결혼시기에 미치는 영향: 생애사건 연쇄분석," 한국인구
학, 22(2), pp.47~71.
- 이병희(2010), 「노동시장 이동성 실태와 노동시장 위험의 사회적 보호 방안」, 강신
옥·이병희·장수명·김민희, 『고용·교육·복지 연계를 통한 사회적 이동성 제고방
안 연구』, 사회통합위원회.
- 이병희(2003), 『청년층 노동시장 분석』, 한국노동연구원
- 이병희·윤윤규·김주영·정성미(2009), 『청년 비취업자의 눈높이 조정과정 연구』, 노
동부·한국노동연구원
- 이병희·장수명·채창균·최영섭(2004), 『청년 실업의 원인과 대책』, 노동부·한국노동연
구원
- 이성용(2006), "경제위기와 저출산," 한국인구학, 29(3), pp.111~37.
- 이시균(2010), 「청년의 초기 노동시장 경험이 향후 고용에 미치는 효과」, 한국고용
정보원 고용동향조사 심포지엄 발표문

이택면(2010, 발간예정) 『지방자치단체 보육예산과 지역 여성경제활동』 한국여성정책연구원 ‘성인지 예산 제도화 방안 연구’의 단위 보고서. (성인지예산 포럼 발표자료)

장상수(1999), 「한국 사회의 교육수준별 혼인 유형과 그 변화」, 한국사회학, 33(여름), pp. 417~48.

장지연(2010), 「돌봄노동의 사회화와 여성의 경제활동」, 한국행정학회 주최 제23차 국정포럼 발표문

전병유(2010), 「한국의 청년 실업·고용문제와 고용안전망」, 한국사회보장학회 정책토론회 발표문, 2010.5.26

전병유(2007), 「한국 노동시장의 양극화에 관한 연구 : 중간 일자리 및 중간임금계층을 중심으로」, 『한국경제의 분석』, 제13권 2호, pp.171 ~ 244.

한국노동연구원(2010), 『일자리 정책 : 평가와 과제』.

현성민(2009). 경제적 자원이 결혼연기에 미치는 영향. 사회학과. 서울, 성균관대학교. 석사학위논문.

Aassve, Arnstein, Simon Burgess, Andrew Chesher and Carol Propper(2001), "Transitions from Home to Marriage of Young Americans", MPIDR Working Papers WP 2001-004.

Acock, Alan C. and K. Jill Kiecolt(1989), "Is It Family Structure or Socioeconomic Status? Family Structure during Adolescence and Adult Adjustment", Social Forces, Vol. 68, No. 2., pp. 553-571.

Ahn, N. and P. Mira, 2002, "A note of the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries," Journal of Population Economics, vol. 15, 667-682.

Allison, Paul D.(1999), "Comparing Logit and Probit Coefficients Across Groups", Sociological Methods & Research, Vol. 28.

Alwin, D. & R. McCammon, 2003, "Generations, Cohorts, and Social Change," J. Mortimer and M. Shanahan (Eds.) Handbook of the Life Course, Kluwer Academic/Plenum Publishers.

Aquilino, William S.(1991), "Family Structure and Home-Leaving: A Further Specification of the Relationship," Journal of Marriage and Family, 53(4), pp. 999-1010

Aquilino, William S.(1997), "From Adolescent to Young Adult: A Prospective Study of Parent-Child Relations during the Transition to Adulthood", Journal of Marriage and

Family, Vol. 59, No. 3

- Bell, David N.F. and David G. Blanchflower(2010), "Youth Unemployment: Déjà Vu?," IZA(Institute for the Study of Labor) Discussion Papers 4705.
- Billari, Francesco C., Dimiter Philipov and Pau Baizán Munoz(2001), "Leaving home in Europe: the experience of cohorts born around 1960," MPIDR Working Papers WP-2001-014, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany.
- Buck, Nicholas and Jacqueline Scott(1993), "She's Leaving Home: But Why? An Analysis of Young People Leaving the Parental Home", Journal of Marriage and Family, Vol. 55, No. 4., pp. 863-874.
- Card, David and Thomas Lemieux(1997), "Adapting To Circumstances: The Evolution Of Work, School, and Living Arrangements Among North American Youth", Nber Working Paper Series
- Caucutt, Elizabeth; Gunder, Nezih and Knowles, John. "The Timing of Births: A Marriage Market Analysis." Review of Economic Dynamics, 2002, 5, pp. 815~55.
- Cobb-Clark, Deborah A.(2008), "Leaving Home: What Economics Has to Say about the Living Arrangements of Young Australians", IZA Discussion Paper No. 3309.
- Cox, A. G. , J. M. Hermesen and J. A. Klerman (2003), "Economic Opportunities and the Transition to Marriage among Young Women in the United States: Demographic Issues," in B. Garcia et al.(eds.), Women in the Labor Market in changing Economies: Oxford University Press: 245~63.
- Ellwood, David T.(1982), "Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes?," R.B. Freeman and D. A. Wise(eds.), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences, University of Chicago Press, Chicago, pp. 349-390.
- Keele, Luke and David K. Park(2006), "Difficult Choices: An Evaluation of Heterogeneous Choice Models." Working Paper, March 21.
- LaFerrère, Anne(2005), Leaving the nest: the interaction of parental income and family environment, Discussion Paper.
- Manacorda, M. and E. Moretti(2006), "Why Do Most Italian Youths Live with Their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure." Journal of the European Economic Association 4(4), pp. 800-829.
- McLeon, J. & E. Almazan, 2003, "Connections Between Childhood and Adulthood," J. Mortimer and M. Shanahan (Eds.) Handbook of the Life Course, Kluwer Academic/

Plenum Publishers.

- Mroz, Thomas A. and Timothy H. Savage(2006), "The Long-Term Effects of Youth Unemployment," *Journal of Human Resources*, vol. 41, No. 2, pp. 259-293.
- Nicaise, Ides(2007), "Unemployment and non-employment: towards an integrated approach", Thematic Review Seminar of the European Employment Strategy.
- OECD(2008), "Off to a good Start? Youth labour market transitions in OECD countries", *Employment Outlook*.
- Oppenheimer, V.; Kalmijin, M. and Lim, N.(1997) "Men's Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality." *Demography*,34(3),pp.311 ~ 30.
- Reher, David S.(1998), "Family ties in Western Europe: Persistent Contrasts," *Population and Development Review*, Vol. 24., pp. 203-224.
- Rosenzweig Mark R. and Kenneth I. Wolpin(1993), "Intergenerational Support and the Life-Cycle Incomes of Young Men and Their Parents: Human Capital Investments, Coresidence, and Intergenerational Financial Transfers," *Journal of Labor Economics*, 11(1), pp. 84-112.
- Scarpetta, Stefano, Anne Sonnet and Thomas Manfredi(2010), "Rising youth unemployment during the crisis: how to prevent negative long-term consequences on a generation?" *OECD Social, Employment and Migration Papers* No. 106.
- Schmid, Günter(1998), *Transitional Labour Markets: A New European Employment Strategy*, WZB discussion paper.
- Sieglwart, L. (1991), "Social Approval, Fertility and Female Labour Market," in J. J. Siegerset al.(eds.), *Female Labour Market Behaviour and Fertility*: Springer: 32 ~ 61.
- Singer, Judith D. and Willett, John B. *Applied Longitudinal Data Analysis Modeling Change and Event Occurrence*. Oxford University Press, 2003.
- Stanfors, M. and L. Svensson (2003), "Education, Career Opportunities, and Changing Patterns of Fertility: A Study of Women in the Labour Market in Twentieth-Century Sweden," in B. Garciaet al.(eds.), *Women in the Labour Market in Changing Economies: Demographic Issues*: Oxford University Press: 264 ~ 91.
- Wilson, W. J. *Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press, 1987.

2010년 한국청소년정책연구원 간행물 안내

■ 기관고유과제

- 10-R01 한국아동·청소년패널조사2010 I / 김지경·백혜정·임희진·이계오
- 10-R02 지역사회중심 아동·가족 맞춤형 지원서비스 개선 방안 연구 / 서정아·조흥식
- 10-R02-1 아동·가족 공공지원서비스 편람 / 서정아·조흥식
- 10-R03 위기가동·청소년 긴급구호 체계개편 및 안전모니터링시스템 구축방안 연구 / 이춘화·윤옥경·진혜전·황의갑
- 10-R04 청소년활동시설 평가모형 개발연구 I / 임지연·송병국·이교봉·김영석
- 10-R05 세대간 의식구조 비교를 통한 미래사회 변동 전망III / 이종원·오승근·김은정
- 10-R06 디지털 유해매체환경에 대한 청소년수용자중심 대응방안 연구 / 성윤숙·유홍식
- 10-R07 청소년시설 지도인력의 역량 강화 및 복지 개선 방안 연구 / 맹현임·길은배·전명기
- 10-R08 초·중·고 창의적 체험활동과 청소년활동정책의 연계방안 연구 / 김현철·최창욱·민경석
- 10-R09 청소년의 글로벌 시티즌십 강화 방안 연구 : 관련프로그램을 중심으로 / 윤철경·송민경·박선영
- 10-R10 한국 청소년 지표 조사V : 건강 및 안전(보호)지표 -총괄보고서- / 최인재·이기봉·김현주·이명선·이은경·박경옥
- 10-R10-1 한국 청소년 지표 조사V : 2010 한국 청소년 건강·안전(보호)지표 조사 자료집 / 최인재·이기봉
- 10-R10-2 한국 청소년 지표 조사V : 2010 한국 청소년 건강·안전(보호)지표 활용 분석 보고서 / 최인재·이기봉·김청송·김진호
- 10-R10-3 한국 청소년 지표 조사V : 청소년 건강실태 국제비교 조사 -한·미·일·중 4개국 비교- / 최인재·이기봉
- 10-R11 국제기준 대비 한국 아동·청소년 인권 수준 연구V : 발달권·참여권 기본보고서 / 모상현·김영지·김영인·이민희·황옥경
- 10-R11-1 국제기준 대비 한국아동·청소년의 인권수준 연구V : 2010 한국 아동·청소년 인권실태 조사 자료집 -발달권·참여권- / 모상현·김영지
- 10-R11-2 국제기준 대비 한국아동·청소년의 인권수준 연구V : 발달권·참여권 정량지표 / 모상현·김영지·김윤나·이중섭
- 10-R12 다문화가족 아동·청소년의 발달과정 추적을 위한 종단연구 I / 양계민·김승경
- 10-R13 조기유학청소년의 적응 연구II : 귀국청소년을 중심으로 / 문경숙·이현숙
- 10-R13-1 조기유학청소년의 적응 연구II : 미국사례를 중심으로 / 임재훈·최운정·안소연·윤소윤
- 10-R14 취약가정·시설의 아동·청소년 지원을 위한 종단연구 I / 이혜연·황진구·유성렬·이상균·정윤경
- 10-R15 청소년의 사회적 참여 활성화를 통한 저소득가정 아동 지원 방안 연구 I : 청소년 멘토링활동을 중심으로 / 김경준·오해섭·김지연·정익중·정소연
- 10-R15-1 청소년 멘토링활동 운영 매뉴얼 / 김지연
- 10-R15-2 청소년 멘토링활동 효과 측정 / 김지연·정소연

■ 협동연구과제

- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-32-01** 장애아동·청소년의 삶의 질 향상을 위한 지원방안 연구Ⅱ / 박영균·이상훈·양숙미 (자체번호 10-R16)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-32-02** 장애아동·청소년의 성문제 실태 및 대책연구 / 전영실·이승현·권수진·이현혜 (자체번호 10-R16-1)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-32-03** 장애아동·청소년의 가족지원 서비스 개선방안 연구 / 백은령·유영준·이명희·최복천 (자체번호 10-R16-2)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-01** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 총괄보고서 / 김기현·장근영·조광수·박현준 (자체번호 10-R17)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-02** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 지적도구활용 영역 / 최동선·최수정·이건남 (자체번호 10-R17-1)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-03** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 사회적 상호작용 영역 / 김태준·이영민 (자체번호 10-R17-2)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-04** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 자율적 행동 영역 / 김기현·장근영·조광수 (자체번호 10-R17-3)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-05** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 학교연계 프로그램 시범사업 / 권해수·김민성·강영신 (자체번호 10-R17-4)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-06** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 수련시설기반 프로그램 시범사업-사고력 / 임영식·조아미·정경은·정재천 (자체번호 10-R17-5)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-33-07** 청소년 핵심역량 개발 및 추진방안 연구Ⅲ : 수련시설기반 프로그램 시범사업-사회적 상호작용, 자율적 행동 / 권일남·김태균·김정울·김지수·김영희 (자체번호 10-R17-6)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-31-01** 청년기에서 성인기로의 이행과정 연구Ⅰ : 총괄보고서 / 안선영·Hernan Cuervo·Johanna Wyn(자체번호 10-R18)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 **10-31-02** 청년기에서 성인기로의 이행과정 연구Ⅰ : 우리나라의 청년기에서 성인기로의 이행 실태 / 이병희·장지연·윤자영·성재민·안선영 (자체번호 10-R18-1)

■ 수시과제

- 10-R19 학교폭력 가해 청소년 선도를 위한 스포츠활동 적용 연구 : 총괄보고서 / 김남수·이기봉·박일혁
- 10-R19-1 학교폭력 예방을 위한 「스포츠활동」 지도 매뉴얼(중·고등학생용) / 김남수·이기봉·박일혁
- 10-R20 청소년지도자의 현장지도력 강화 프로그램 개발 및 적용 연구 : 창의적 체험활동을 중심으로 / 한상철·길은배·김민·김진호·김혜원·문성호·박선영·설인자·오승근·윤은중·이명옥·이은경·최순중·김영지
- 10-R21 청소년쉼터 서비스 표준화를 위한 평가체계 연구 / 황진구·김성경·남미애·정경은
- 10-R22 학생 상담 및 생활지도 매뉴얼(교사용) / 구본용·박제일·이은경·문경숙
- 10-R23 취약계층 청소년의 실질적인 자립을 위한 정책방안 연구 : 학교중단 청소년의 취업 자립을 중심으로 / 서정아·권해수

■ 용역과제

- 10-R24 소년범죄자에 대한 전자감독 확대방안 / 이춘화·김정환·조운오
- 10-R25 2010 청소년방과후아카데미 운영모델 개발 연구 / 양계민·김승경·조영희
- 10-R26 7~13세 아동·청소년을 위한 한국형 성취포상제 운영모형 개발 / 백혜정·장근영
- 10-R26-1 국제청소년성취포상제 효과성 연구 : 패널조사계획 / 장근영·백혜정
- 10-R27 소년원생 재범방지를 위한 소년원 교육 효과성 및 개선방안 연구 / 안선영
- 10-R28 방과후 돌봄 서비스 실태조사 / 양계민·김지경·김승경
- 10-R29 비행청소년 자립능력개발을 위한 공공-민간협력 시범사업 / 김지연(2011년 발간)
- 10-R30 졸업식 유형별 사례집 : 졸업식 이렇게도 할 수 있어요 / 맹영임
- 10-R31 보편적·통합적 청소년정책 수립 연구 / 김현철·최창욱·김지연·이춘화·오해섭
- 10-R32 청소년 권리증진을 위한 참여확대 방안 연구 / 최창욱·김승경
- 10-R33 학업중단현황 심층분석 및 맞춤형 대책 연구 / 윤철경·류방란·김선아
- 10-R34 2010년 청소년 백서 발간 / 김기현·김형주
- 10-R35 졸업식 및 입학식 개선을 위한 학교문화 선도학교 위탁운영사업 / 성운숙·이창호
- 10-R36 청소년 가치관 국제비교 조사 / 최인재·김지경·임희진(2011년 발간)
- 10-R37 2010 청소년 디지털 이용문화 실태조사 연구 / 문경숙·장근영
- 10-R38-1 외국의 청소년 활동프로그램 / 김경준·모상현·서정아
- 10-R38-2 우수 청소년활동프로그램 사례집 / 김경준·모상현·서정아(2011년 발간)
- 10-R38-3 청소년활동프로그램 컨설팅 및 평가사업 : 만족도 조사 결과보고서 / 김경준·모상현·서정아
- 10-R39-1 청소년 권리찾기로 청소년에게 행복을(청소년용 권리교재) / 김영지·이혜연
- 10-R39-2 청소년이 함께 행복한 세상(청소년용 핸드북) / 김영지·이혜연
- 10-R39-3 청소년지도자, 인권지킴이 되다(청소년지도자용 권리교재) / 김영지·이혜연
- 10-R40 2010 서울시 청소년프로그램 운영평가 / 이기봉·김형주(2011년 발간)

■ 세미나 및 워크숍 자료집

- 10-s01 2010년 한국아동·청소년패널조사 데이터분석방법론 세미나 I 자료집 (1/26)
- 10-s02 비행청소년 멘토링 시범사업의 성과와 발전방안 (3/9)
- 10-s03 2010년 한국아동·청소년패널조사 콜로키움 I 자료집 (3/19)
- 10-s04 제2차 연구성과 발표회 (4/15)
- 10-s05 다문화가족 아동·청소년의 학교생활 실태와 지원방안 (5/6)

- 10-s06 제1차 청소년미래포럼 (6/21)
- 10-s07 청소년수련원 평가모형의 시범적용을 위한 전문가워크숍 (6/29)
- 10-s08 아동·청소년 인권지표 개발현황과 개선과제·발달권·참여권 정량지표- (6/29)
- 10-s09 2010년 한국아동·청소년패널조사 콜로키움Ⅱ 자료집 (7/2)
- 10-s10 글로벌 시티즌십 함양 활동의 국제적 동향과 발전과제 (7/9)
- 10-s11 청소년멘토링 봉사활동의 세계적 동향과 전망 (7/8)
- 10-s12 2010년 한국아동·청소년패널조사 콜로키움Ⅲ 자료집 (7/27)
- 10-s13 한국의 다문화주의: 현황과 쟁점 (8/18)
- 10-s14 2010년 한국아동·청소년패널조사 데이터분석방법론 세미나Ⅱ 자료집 (8/19)
- 10-s15 학교문화선도 운영학교 워크숍 (8/24, 25)
- 10-s16 국제결혼가정의 생활 실태 및 정책 방안 (8/25)
- 10-s17 다문화관련 정책용어 개선과 제안을 위한 토론회 (8/26)
- 10-s18 청소년 또래멘토링 시범사업 평가 (8/27)
- 10-s19 청소년수련시설 유형별 자도자의 역량강화 및 복지개선 방안 (9/10)
- 10-s21 소년범죄자에 대한 전자감독 확대방안 모색을 위한 전문가 워크숍 (9/29)
- 10-s22 청소년 체험활동 개념정립을 위한 세미나 (9/30)
- 10-s23 청소년의 멘토링봉사활동 활성화를 위한 정책대안 마련 (9/28)
- 10-s24 장애아동·청소년의 성문제 실태 및 가족지원 서비스 (10/13)
- 10-s25 청소년 글로벌 시티즌십 프로그램의 성과와 발전방안 (10/8)
- 10-s26 청년기에서 성인기로의 이행과정연구Ⅰ 콜로키움 자료집 (10/8)
- 10-s27 2010년 한국아동·청소년패널조사 콜로키움Ⅳ 자료집 (10/14)
- 10-s28 청소년정책 모니터링단 토론회 (10/16)
- 10-s29 학업중단 청소년 유형별 현황 및 맞춤형 정책 개발 (10/19)
- 10-s30 미래시민으로서 청소년의 핵심역량 개발과 교육에 관한 국제회의 (10/26)
- 10-s31 디지털 유해매체환경에 대한 청소년수용자 중심 대응방안 모색을 위한 전문가 워크숍 (10/28)
- 10-s32 아동·청소년 인권정책개발을 위한 워크숍 -발달권·참여권- (11/5)
- 10-s33 정부부처 디지털 유해매체환경관련 청소년보호정책 현황과 대응방안 모색 워크숍 (11/5)
- 10-s34 제4차 청소년정책기본계획 수정·보완(안) 공청회 (11/8)
- 10-s35 학교문화선도학교 우수사례 워크숍 (11/22, 23)

■ 학술지

「한국청소년연구」 제21권 제1호(통권 제56호)

「한국청소년연구」 제21권 제2호(통권 제57호)

「한국청소년연구」 제21권 제3호(통권 제58호)

「한국청소년연구」 제21권 제4호(통권 제59호)

■ 청소년지도총서

청소년지도총서① 「청소년정책론」, 교육과학사

청소년지도총서② 「청소년수련활동론」, 교육과학사

청소년지도총서③ 「청소년지도방법론」, 교육과학사

청소년지도총서④ 「청소년문제론」, 교육과학사

청소년지도총서⑤ 「청소년교류론」, 교육과학사

청소년지도총서⑥ 「청소년환경론」, 교육과학사

청소년지도총서⑦ 「청소년심리학」, 교육과학사

청소년지도총서⑧ 「청소년인권론」, 교육과학사

청소년지도총서⑨ 「청소년상담론」, 교육과학사

청소년지도총서⑩ 「청소년복지론」, 교육과학사

청소년지도총서⑪ 「청소년문화론」, 교육과학사

청소년지도총서⑫ 「청소년 프로그램개발 및 평가론」, 교육과학사

청소년지도총서⑬ 「청소년 자원봉사 및 동아리활동론」, 교육과학사

청소년지도총서⑭ 「청소년기관운영론」, 교육과학사

청소년지도총서⑮ 「청소년육성제도론」, 교육과학사

청소년지도총서 「청소년학 연구방법론」, 교육과학사

청소년지도총서 「청소년학 개론」, 교육과학사

■ 한국청소년정책연구원 문고

한국청소년정책연구원 문고 01 「좋은교사와 제자의 만남」, 교육과학사

한국청소년정책연구원 문고 02 「행복한 십대 만들기 10가지」, 교육과학사

한국청소년정책연구원 문고 03 「집나간 아이들 - 독일 청소년 중심」, 교육과학사

한국청소년정책연구원 문고 04 「청소년학 용어집」, 교육과학사

■ NYPI 창의적 체험활동 시리즈

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 I : 외국의 창의적 체험활동

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 II : 1부 일본의 「종합적학습」 가이드 “오코하마의 시간”
2부 일본의 「청소년체험활동전국포럼」 보고서

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 III : 학교폭력 예방을 위한 「스포츠타활동」 지도 매뉴얼(중·고등학생용)

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 IV : 청소년지도자 전문성 교육 매뉴얼 : 생활권수련시설 지도자용 /
한상철 · 길은배 · 김민 · 김진호 · 김혜원 · 문성호 · 박선영 · 설인자 · 오승근 · 윤은종 · 이명
옥 · 이은경 · 최순종 · 김영지

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 V : 청소년민주시민 교육 매뉴얼(중·고등학생용)

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 VI : 학교기반 지도매뉴얼 I : 핵심역량·창의적체험활동 연계 / 김기현 ·
장근영 · 권해수 · 김민성 · 강영신

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 VII : 학교기반 지도매뉴얼 II : 핵심역량·교과(지리)수업연계 / 김기현 ·
장근영 · 권해수 · 김민성 · 강영신

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 VIII : 청소년 수련관 기반 지도매뉴얼 I : 핵심역량·사고력 / 김기현 ·
장근영 · 임영식 · 정경은 · 조아미 · 정재천

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 IX : 청소년 수련관 기반 지도매뉴얼 II : 핵심역량·사회성 / 김기현 ·
장근영 · 권일남 · 김태균 · 김정율 · 김지수 · 김영희

NYPI 창의적 체험활동 시리즈 X : 청소년 수련관 기반 지도매뉴얼 III : 핵심역량·지울적행동 / 김기현 ·
장근영 · 권일남 · 김태균 · 김정율 · 김지수 · 김영희

■ 기타 발간물

NYPI YOUTH REPORT 7호 : 청소년들의 핵심역량(4월)

NYPI YOUTH REPORT 8호 : 청소년들의 진로 및 직업(6월)

NYPI YOUTH REPORT 9호 : 청소년들의 활동 및 문화(8월)

NYPI YOUTH REPORT 10호 : 다문화가정 및 장애아동 · 청소년들의 역량강화(10월)

NYPI YOUTH REPORT 11호 : 멘토링과 청소년사회참여(11월호)

경제·인문사회연구회 협동연구총서 10-34-02
연구보고 10-R18-1

청년기에서 성인기로의 이행과정 연구 I
우리나라의 청년기에서 성인기로의 이행 실태

인 쇄 2010년 12월 22일

발 행 2010년 12월 27일

발행처 **한국청소년정책연구원**

서울특별시 서초구 태봉로 114

발행인 이 명 숙

등 록 1993. 10. 23 제 21-500호

인쇄처 청송문화인쇄사 전화 02)2676-4573 대표 한상환

사전 승인없이 보고서 내용의 무단전재·복제를 금함.

구독문의 : (02) 2188-8844(학술정보아카이브팀)

ISBN 978-89-7816-913-4(93330)

978-89-7816-911-0(세트)

