

정책자료 2018-10-3

저출산·고령사회 대응 국제비교 공동연구

(3) 한국 여성의 결혼과 출산

- 교육, 노동 및 가구 내 의사결정, 결혼 결정에 대한 생애주기 모형



인구정책연구실

【책임연구자】

Italo Lopez Garcia RAND Corporation

【공동연구진】

Krishna Kumar RAND Corporation

Jinkook Lee RAND Corporation

Juliana Chen RAND Corporation

Ah Reum Lee RAND Corporation

【편집】

장인수 한국보건사회연구원 부연구위원

정책자료 2018-10-3

저출산·고령사회 대응 국제비교 공동연구

(3) 한국 여성의 결혼과 출산

- 교육, 노동 및 가구 내 의사결정, 결혼 결정에 대한 생애주기 모형

발 행 일 2018년 12월

저 자 인구정책연구실

발 행 인 조 흥 식

발 행 처 한국보건사회연구원

주 소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370

세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)

전 화 대표전화: 044)287-8000

홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>

등 록 1994년 7월 1일 (제8-142호)

인 쇄 처 (주)에이치에이엔컴퍼니

목 차

제1부 한국 여성의 결혼: 소비, 노동 및 결혼 결정에 대한 생애주기 모형

제1장 서론	3
제1절 연구의 배경 및 구성	5
제2절 분석방법의 틀	6
제2장 자료	9
제1절 고용 형태, 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 노동시장 참여	11
제2절 연령, 교육수준 및 고용 형태별 기혼여성 비율	14
제3절 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 가계자산	16
제4절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 여성의 소득 수준	18
제5절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 배우자의 소득 수준	19
제3장 모형	21
제1절 성인기 단계	23
제2절 퇴직 단계	28
제3절 재귀식 및 모형의 해	29
제4절 모형의 해 및 모의실험 개요	29
제4장 캘리브레이션 결과	31
제1절 캘리브레이션 기준	33
제2절 캘리브레이션 결과	37
제5장 결론 및 추후 연구사항	49

제2부 한국 여성의 결혼 및 출산: 교육, 노동 및 가족 의사 결정에 대한 생애주기 모형

제1장 서론	55
제1절 연구의 배경과 구성	57
제2절 분석방법의 틀	58
제2장 자료	59
제1절 고용 형태, 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 노동시장 참여	62
제2절 연령, 교육수준 및 고용 형태별 기혼여성 비율	66
제3절 연령 및 교육수준별 출산율	69
제4절 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 가계자산	71
제5절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 여성의 소득 수준	73
제6절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 배우자의 소득 수준	75
제7절 연령 및 교육수준별 자녀 투자	76
제3장 모형	79
제1절 성인기 단계	81
제2절 퇴직 단계	89
제3절 재귀식	90
제4장 모형의 해 도출 및 추정	91
제1절 후진방법의 해 도출	93
제2절 생애주기 개요 모의실험	95
제3절 모형 식별	95
제4절 추정 방법	98

제5장 분석결과	99
제1절 구조적 파라미터	101
제2절 적합도 검정	104
제6장 반사실적 정책 실험	117
제1절 결혼세액공제	119
제2절 출산비용 경감	121
제3절 양육비용 경감	122
제7장 결론 및 한계	125
참고문헌	129
부 록	133

표 목차

제1부

〈표 4-1〉 주성분 분석	34
〈표 4-2〉 요인 행렬	34
〈표 4-3〉 예측된 잠재 요인에 대한 교육 수준의 다항 로짓모형 분석 결과	34
〈표 4-4〉 고용 형태별 로그 임금 파라미터 보정	35
〈표 4-5〉 결혼 확률	35
〈표 4-6〉 선호도 파라미터(식 1, 3 및 12)	36
〈표 4-7〉 자녀 기술 형성 파라미터(식 4)	37

제2부

〈표 2-1〉 표본의 기술통계량	61
〈표 4-1〉 구조 파라미터 및 자료 적률 목록	97
〈표 5-1〉 보정된 파라미터	102
〈표 5-2〉 파라미터 추정 결과	103
〈부표 1〉 모형 외부에서 추정된 파라미터 목록	134

그림 목차

제1부

[그림 2-1] 연령별 여성의 노동시장 참여율(22-40세)	12
[그림 2-2] 고용 형태별 노동시장 참여율(22-40세)	12
[그림 2-3] 결혼 상태별 노동시장 참여율(22-40세)	13
[그림 2-4] 교육 이수율별 노동시장 참여율(22-40세)	14
[그림 2-5] 연령별 기혼 여성 비율(22-40세)	15
[그림 2-6] 교육 이수율별 기혼여성 비율(22-40세)	15
[그림 2-7] 고용 형태별 기혼 여성 비율(22-40세)	16
[그림 2-8] 연령 및 결혼 상태별 여성의 월간 가계자산(22-40세)	17
[그림 2-9] 교육 이수율별 여성의 월간 가계자산(22-40세)	17
[그림 2-10] 능력별 여성의 소득 (22-40세)	18
[그림 2-11] 교육 이수율 및 고용 형태별 여성의 소득 수준(22-40세)	19
[그림 2-12] 여성의 연령별 배우자 소득(22-40세)	19
[그림 2-13] 여성의 고용 형태 및 교육 이수율별 배우자 소득(22-40세)	20
[그림 4-1] 연령별 노동시장 참여 확률	38
[그림 4-2] 고용 형태별 노동시장 참여	39
[그림 4-3] 결혼 상태별 노동시장 참여	40
[그림 4-4] 교육수준별 노동시장 참여	40
[그림 4-5] 연령별 기혼 여성 비율	41
[그림 4-6] 교육수준별 기혼 여성 비율	42
[그림 4-7] 교육수준별 기혼 여성 비율	42
[그림 4-8] 연령별 가계자산	43
[그림 4-9] 교육수준별 가계자산	44
[그림 4-10] 고용 형태별 소득	45
[그림 4-11] 능력 유형별 정규직 수익	46
[그림 4-12] 능력 유형별 비정규직 소득	46
[그림 4-13] 교육수준별 정규직 소득	47
[그림 4-14] 교육수준별 비정규직 소득	48

제2부

[그림 2-1] 연령별 여성의 노동시장 참여율(22-40세)	63
[그림 2-2] 고용 형태별 노동시장 참여율(22-40세)	64
[그림 2-3] 결혼 상태별 노동시장 참여율(22-40세)	65
[그림 2-4] 교육 이수율별 노동시장 참여율	66
[그림 2-5] 연령별 기혼여성 비율	67
[그림 2-6] 교육 이수율별 기혼여성 비율	68
[그림 2-7] 고용 형태별 기혼여성 비율	69
[그림 2-8] 연령별 자녀가 1명 또는 2명 이상인 여성 비율	70
[그림 2-9] 교육 이수율별 기혼여성 비율	71
[그림 2-10] 연령별 여성의 월간 가계자산	72
[그림 2-11] 교육 이수율별 여성의 가계자산	73
[그림 2-12] 능력별 여성의 소득: 정규직/비정규직	74
[그림 2-13] 교육 이수율별 여성의 소득(정규직/비정규직)	74
[그림 2-14] 배우자 연소득	75
[그림 2-15] 여성의 교육 이수율별 배우자 소득	76
[그림 2-16] 여성 연령별 연간 자녀 투자	77
[그림 2-17] 여성의 교육 이수율별 연간 자녀 투자	78
[그림 5-1] 연령별 노동시장 참여	104
[그림 5-2] 연령 및 고용 형태별 노동시장 참여	105
[그림 5-3] 결혼 상태별 노동시장 참여율 a) 기혼, b) 미혼	106
[그림 5-4] 연령별 기혼 여성 비율	107
[그림 5-5] 교육수준별 기혼 여성 비율	108
[그림 5-6] 고용 형태별 기혼 여성 비율	109
[그림 5-7] 2명 이상 출산한 여성 비율	110
[그림 5-8] 고용 형태별 2명 이상 출산한 여성 비율	111
[그림 5-9] 연령별 가계자산	112
[그림 5-10] 교육수준별 가계자산	112
[그림 5-11] 고용 형태별 소득	113
[그림 5-12] 능력별 소득(정규직)	114
[그림 5-13] 능력별 소득(비정규직)	114

[그림 5-14] 교육수준별 정규직 소득	115
[그림 5-15] 교육수준별 비정규직 소득	116
[그림 6-1] 혼인세액공제가 결혼에 미치는 영향(기혼 여성 비율)	120
[그림 6-2] 혼인세액공제가 출산에 미치는 영향(자녀 수)	121
[그림 6-3] 둘째 세액공제가 결혼에 미치는 영향(기혼 여성 비율)	122
[그림 6-4] 둘째 세액공제가 출산에 미치는 영향(자녀 수)	122
[그림 6-5] 자녀 양육비 보조금이 결혼에 미치는 영향(기혼 여성 비율)	123
[그림 6-6] 자녀 양육비 보조금이 출산에 미치는 영향(자녀 수)	124
[그림 6-7] 자녀 수당이 출산에 미치는 영향(자녀 수)	124
 [부도 1] 교육수준별 노동시장 참여율	 133
[부도 2] 교육수준별 자녀가 2명 이상인 여성 비율	134

제 1 부

한국 여성의 결혼: 소비, 노동 및
결혼 결정에 대한 생애주기 모형

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경 및 구성

제2절 분석방법의 틀

제1절 연구의 배경 및 구성

한국은 빠른 인구 고령화와 세계 최저 출산율(2015년 여성 1명당 1.2명 출산)로 인해 급격한 인구 구조의 변화를 겪었다. 노벨경제학상 수상자이기도 한 게리 베커(Gary Becker) 교수가 지적했듯이 이러한 인구 구조 변화는 한국의 혁신 역량을 약화시켜 향후 생산성과 경제 성장을 저해할 뿐 아니라 세금으로 운영되는 사회보장제도의 지속가능성까지 크게 위협하고 있다. 본 연구는 한국에서 아직 시행되지 않은 결혼 및 출산 장려 정책의 효율성을 확인하고 정책결정자들에게 알려주기 위한 2개년 프로젝트이다. 본 프로젝트의 목적은 첫째, 교육, 노동, 결혼 및 출산 기회 등에 대한 한국 여성의 결정을 추정하는 생애주기 모형을 개발하고, 둘째 정책결정자에게 한국 여성들의 결혼과 출산을 효과적으로 장려할 수 있는 정책 및 정책 패키지를 권고하고 추정 모형 파라미터를 사용해 반사실적 정책을 모의 실험하는 것이다. 본 연구는 이론에 근거한 경제 모형에 기반해 의사를 결정하는 구조 모델링 방법을 사용한다. 구조 모델링 방법은 또한 소비, 노동 공급 및 결혼에 대한 개인 선호도는 물론 재정 제약과 고용 형태별 예상 소득에 기반하여 시간 경과에 따른 의사결정 프레임워크를 제공한다.

생애주기 모형은 두 단계로 개발된다. 한국 여성은 결혼 후 대부분 자녀를 최소 1명 출산하기 때문에 결혼 결정이 출산율에 상당한 영향을 미친다고 가정하고 프로젝트 첫 해에는 여성의 결혼 결정에 초점을 맞췄다. 결혼 결정은 소비 및 노동 공급과 같은 다른 결정과도 밀접하게 관련되어 있기 때문에 모든 결정을 함께 고려하는 모델링 접근법을 사용하였다. 이 단계에서 출산과 교육과 같은 기타 중요한 결정을 외생적으로 통합할 수 있다. 본 연구는 그런 다음 결혼과 출산 결정에 대해 관측된 생애주기 패턴을 설명하고 아직 시행되지 않은 결혼과 출산 장려 정책의 결합 효과를 검토할 수 있는 구조적 동태 행위 모형을 정의하고 개발하는데 집중하였다. 본 경과 보고서는 단순 보정을 통해 소비, 노동 공급 및 결혼 결정에 대한 한국 여성 대표 표본의 생애주기 프로필 패턴을 대표한 모형의 기능을 설명한다. 이들 결과가 제공하는 자료 패턴 복제 수준에

대한 개념 증명 내에서 반사실적 정책 실험에 사용할 수 있을 정도로 이러한 모형의 추정 결과가 자료에 적합한지 예측할 수 있다.

이번 프로젝트는 1998년 기준 18-35세 한국 여성으로 구성된 대표 표본을 추적한 한국 패널 자료를 사용해 모형을 보정했고 보정 결과는 긍정적이었다. 생애주기 모형은 자료 프로필을 사용해 고용 형태별 임금 수익과 결혼 확률을 보정하고 소비, 노동 비효용, 결혼 및 자녀에 대한 선호도 파라미터는 물론 자녀 기술 형성에 대한 생산함수 파라미터를 차용함으로써 고용 형태, 능력, 교육 및 노동시장 경력에 따른 전반적인 임금과 자산 연령 프로필을 매우 정확히 추정하였다. 보정 작업은 연령 및 교육 수준에 따른 일반적인 고용 형태별 노동시장 참여율과 혼인율 패턴도 양호한 수준으로 복제하였다. 단, “적합도”, 특히 최저 연령그룹에서 임금과 자산 프로필보다는 적합도가 낮게 나타나고 있다. 그러나 일부 모형을 조정하고 전체 추정 절차를 완료한 후 모형은 자료에 적합한 프로필을 보여주었다. 예를 들어 노동 공급과 결혼 선호도 파라미터를 다른 맥락에서 추출했기 때문에 자료에 부합하는 모의실험 프로필을 도출하기 위해 전체 추정 절차를 실시해야 한다. 둘째, 현재 모형 버전은 졸업 후 첫 번째 구직과 이후 고용 형태(실업 또는 비참여 포함) 이동 시 나타나는 노동시장 마찰 등과 같은 일부 기능이 아직 부족하다. 따라서 이들 마찰을 추가하면 노동시장 참여의 적합도를 크게 개선할 수 있을 것으로 보인다. 본 2차 연구 보고서는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 이번 연구에서 사용한 방법론적 접근법의 일반 기능과 장점에 관해 설명하고 3장에서는 보정 작업에 사용된 자료와 적률을 소개한다. 4장에서는 자료 적률에 사용한 생애주기 모형에 관해 자세히 설명한다. 5장에서는 보정 기준을 소개하고 연구 결과와 향후 단계에 관해 논의한다. 마지막 6장에서 종합적으로 결론을 통하여 마무리한다.

제2절 분석방법의 틀

본 연구의 최종 목표는 정책결정자들에게 결혼과 출산 장려 정책의 효과를 분석할 수 있는 도구를 제공하는 것이다. 일반적으로 정책은 (1) 준실험분석, (2) 미시모의 모델링, 및 (3) 구조 모델링 등과 같은 방법을 통해 평가할 수 있다. 도구 변수, 회귀 불연속 설계 또는 이중차분 등과 같은 준실험방법은 정책이 이미 시행되었고 최소한 정책

변경 후 대표 표본에 대한 데이터가 있는 경우에만 사용할 수 있다(많은 경우 정책 변경 전 데이터도 필요하다). 이들 두 요소 중 하나라도 부재하면 준실험방법을 사용할 수 없다. 미시모의 모형은 잠재 상태 간 기존 전환 확률을 사용해 (예: 미혼에서 기혼으로) 관측된 동향을 예측함으로써 시행되지 않은 정책을 분석할 수 있다. 그러나 이 방법은 전환 확률을 외생적으로 모형에 추가할 뿐 아니라 정책 변화에 대한 행동 반응을 고려하지 않기 때문에 한계가 있다.

반면 구조 모형은 시행되지 않은 정책을 평가하고(Gustman & Steinmeier, 2005; Heckman & Vytlacil, 2005; Rust & Phelan, 1997) 예상치 못한 결과를 초래할 수 있는 정책 변화에 대한 행동 반응을 통합할 수 있다. 무엇보다 이들 모형은 이론에 근거해 경제 이론에 부합하는 의사결정 프레임워크를 제공한다. 역학관계는 i) 개인의 의사결정에 미래의 불확실성을 추가해 현재 결정을 바꾸고 ii) 전이 함수를 명시적으로 통합해 현재 선택이 향후 당면할 수 있는 확률변수상태에 영향을 미치는 방식으로 생애주기 접근법의 최적 결정에 명시적으로 통합할 수 있다. 생애주기 모형은 장기간에 걸친 역학관계를 포함한 구조 모형을 의미하며 동적 계획법(DP: dynamic programming)과 벨만 식을 사용해 회귀적으로 계산할 수 있다(Bellman, 1956). 이러한 모형은 아직 시행되지 않은 정책이 많은 경우, 정책을 통해 향후 경제 환경에 영향을 미칠 수 있는 행동 반응을 유도하려는 경우 그리고 이들 행동 반응이 향후 의사 결정에 다시 영향을 미칠 수 있는 경우 이상적이다.

4장에서 설명한 모형은 소비, 노동시장 참여, 노동 부문 및 결혼 결정 등 학교 교육을 마친 후 시작되는 의사 결정 과정을 통합한 최신 연구에 기반하였다(Bronson, 2015; Mazzocco, Ruiz, & Yamaguchi, 2014). 본 연구는 결혼과 노동을 선택에 따라 달라는 확률 결과로 간주하고 한국 환경에 더욱 적합한 문헌 자료로 범위를 확대하였다.

제 2 장

자 료

제1절 고용 형태, 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 노동시장 참여

제2절 연령, 교육수준 및 고용 형태별 기혼여성 비율

제3절 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 가계자산

제4절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 여성의 소득 수준

제5절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 배우자의 소득 수준

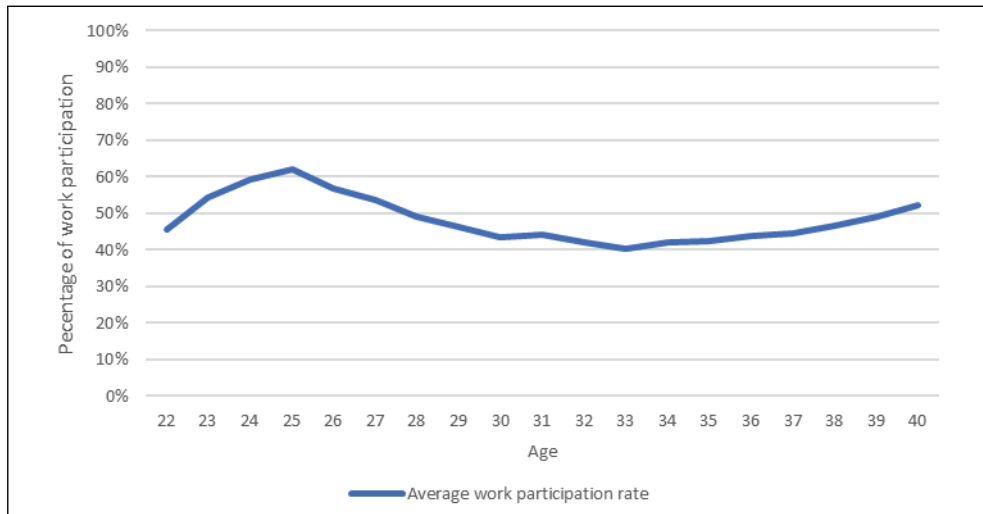
본 연구는 도시 지역에 거주하는 가구와 개인의 소득 활동과 노동시장을 포함하는 종단 조사인 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study)를 사용해 분석한다. KLIPS는 1998년 아시아 금융 위기 이후 한국에서 최초로 실시된 노동패널조사이다. 최근에는 17개 데이터 차수를 포함한 2014년까지의 자료를 조사하였다. 본 연구는 초기 생애주기 의사결정을 가장 정확히 포착할 수 있는 1998년 기준 18-35세 여성을 집중 분석하였다. 이 연령그룹은 1998년 기준 여성 2,678명으로 구성되어 있다. 아래 그림은 보정을 통해 모형과 일치해야 하는 자료 적률을 보여주고 있다. 그러나 이 목표를 정확히 실현하기 위해서는 완전 추정 절차를 실시해야 한다. 이번 모형 버전은 교육 결정을 포함하지 않기 때문에 모의실험 절차를 중단할 22-40세 여성의 자료 프로필에 대해서만 설명하고자 한다.

제1절 고용 형태, 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 노동시장 참여

그림 2-1은 한국 여성의 생애주기별 노동시장 참여율을 보여주고 있다. 여성의 노동 참여율은 18세 4.3%에서 25세 62%로 증가했지만, 26세 이후 감소하기 시작해 33세가 되어서야 다시 증가세를 보인다. 50세의 평균 노동시장 참여율은 25세에 관측된 최고점을 뛰어넘는다. 이러한 패턴은 20대 후반과 30대 결혼과 출산이 여성의 노동시장 참여에 부정적 영향을 미침을 의미한다.

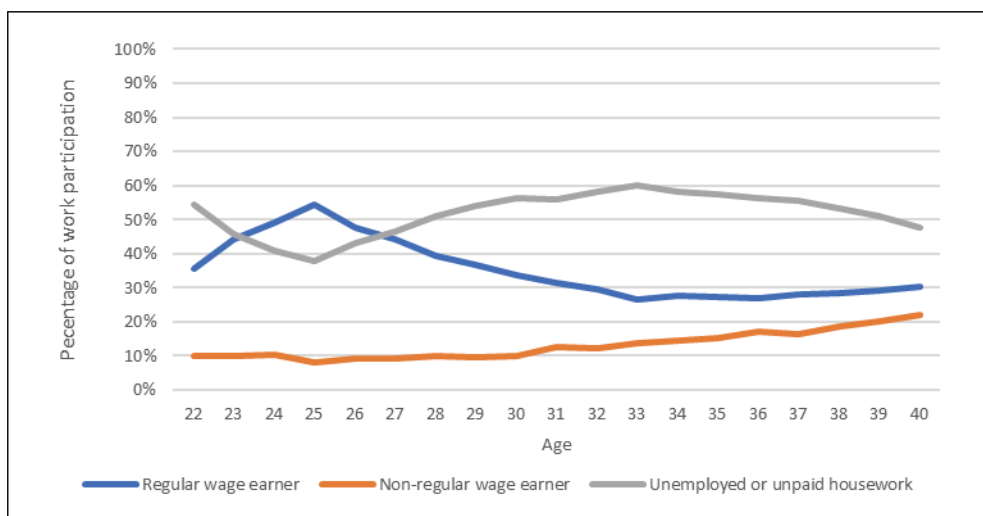
12 한국 여성의 결혼과 출산 - 교육, 노동 및 가구 내 의사결정, 결혼 결정에 대한 생애주기 모형

[그림 2-1] 연령별 여성의 노동시장 참여율(22-40세)



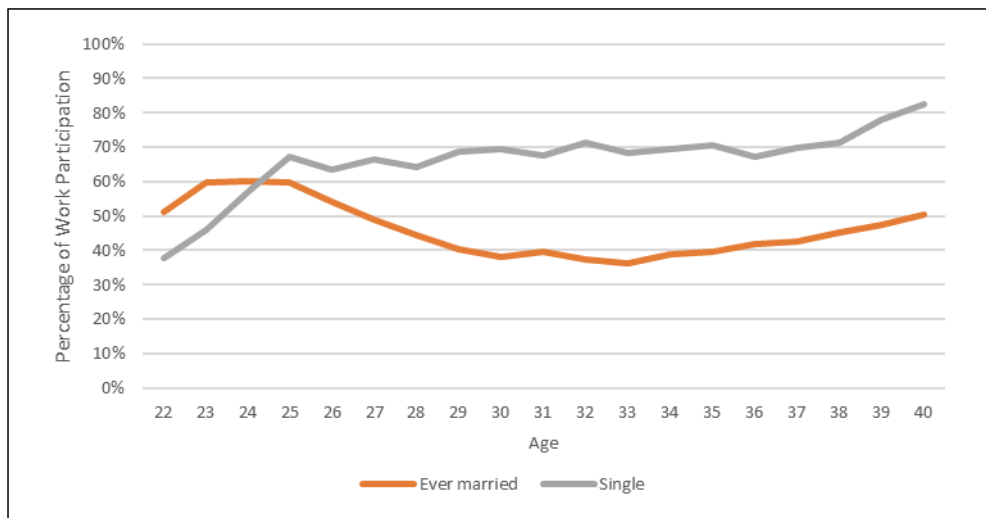
정규직 비중은 25세에 최고점을 기록한 후 33세까지 감소세를 보였다(그림 2-2). 반면 비정규직은 20대에 훨씬 낮은 비중을 유지하다가 30대 중반부터 증가하기 시작하였다. 30대 여성의 노동시장 참여율 증가는 근무 시간을 유연하게 조정할 수 있어 가계생산 활동과 병행할 수 있는 비정규직과 자영업에 대한 진출이 증가했기 때문으로 해석된다.

[그림 2-2] 고용 형태별 노동시장 참여율(22-40세)



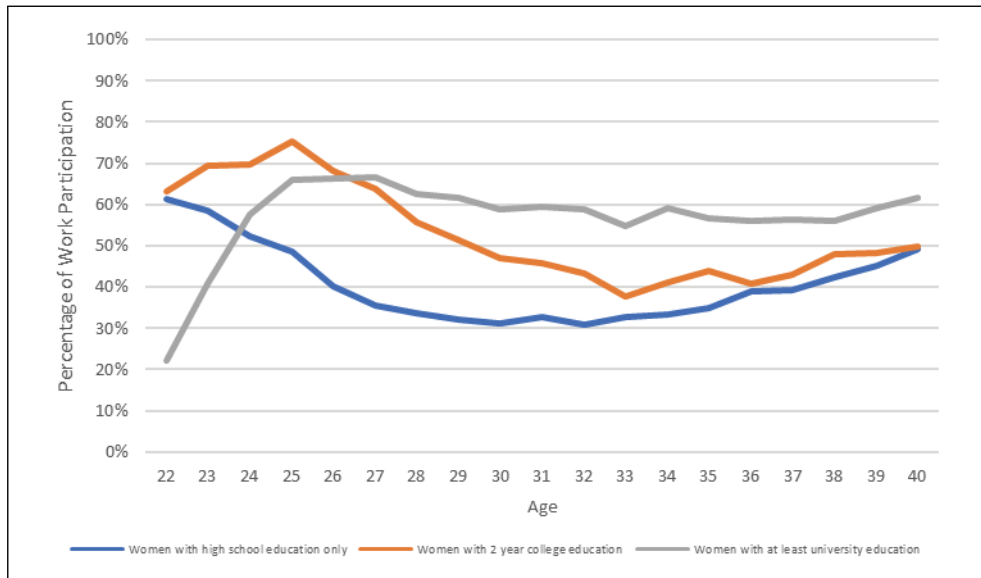
기혼 여성의 노동시장 참여율은 24세에 60%까지 증가하였다가 33세에 36%까지 감소하였다(그림 2-3). 미혼 여성의 노동시장 참여율 또한 25세까지 급증하지만 기혼 여성과 달리 중년기까지 꾸준히 증가한다. 이는 미혼 여성이 동일 연령의 기혼 여성보다 경력을 추구하는 경향이 강해 한국에서 여성의 노동공급과 결혼 결정이 매우 밀접하게 관련되어 있음을 시사한다.

[그림 2-3] 결혼 상태별 노동시장 참여율(22-40세)



교육 수준이 높을수록 학업을 마치고 노동시장에 진출하는 시기 또한 늦어지는 것으로 나타나고 있다(그림 2-4). 26세까지 4년제 대학 또는 2년제 대학 졸업 여성의 60% 이상이 노동시장에 진출하였다. 노동시장 참여율은 모든 교육 수준 그룹에서 처음에는 증가하지만 20대 중반과 30대에는 감소세를 보였고 교육 수준이 높을수록 노동시장 잔류 가능성도 높게 나타나고 있다. 이는 교육 수준이 낮을수록 결혼과 출산 인센티브에 민감하게 반응해 교육 수준이 높은 여성보다 20대 후반과 30대 노동시장 이탈률이 높다고 간주할 수 있다.

[그림 2-4] 교육 이수율별 노동시장 참여율(22-40세)



제2절 연령, 교육수준 및 고용 형태별 기혼여성 비율

그림 2-5는 지난 면접에서 기혼 여성 측도를 사용해 확인한 연령별 혼인상태를 보여주고 있다. 한국은 이혼율이 낮아 “결혼 경력”이 있는 여성 그룹과 생애주기 패턴이 유사하게 나타나고 있다. 연령 프로파일은 가족 구성의 예상 생애주기 프로파일과 일치하였다. 22세 여성의 혼인율은 2.2%에 불과하지만 31세에는 74%, 40세에는 87%로 증가하였다. 현재 기혼 상태인 여성의 생애주기 프로파일은 미국과 유사하지만, 미국의 경우 이혼율이 상당히 높기 때문에 “결혼 경력”이 있는 여성 그룹은 예외로 나타나고 있다.

[그림 2-5] 연령별 기혼 여성 비율(22-40세)

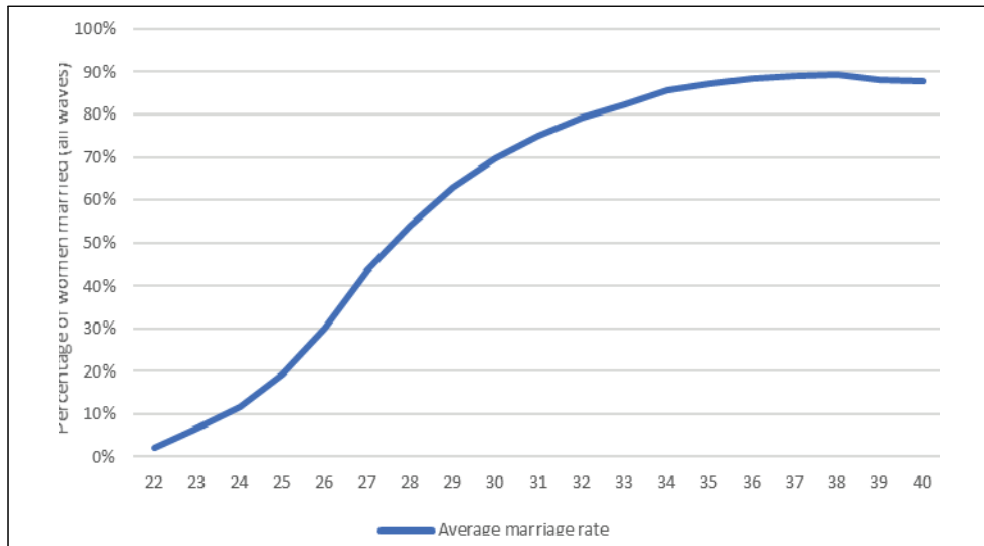


그림 2-6은 교육수준별 혼인율에 대한 생애주기 프로필을 보여주고 있다. 교육 투자의 예상 수익률이 높을수록 이른 결혼에 대한 기회비용이 높기 때문에 혼인율이 낮다. 또한 나이가 같을 경우 2년제 또는 4년제 대학 졸업자보다 고등학교를 막 졸업한 여성의 기혼율이 훨씬 높게 나타나고 있다.

[그림 2-6] 교육 이수율별 기혼여성 비율(22-40세)

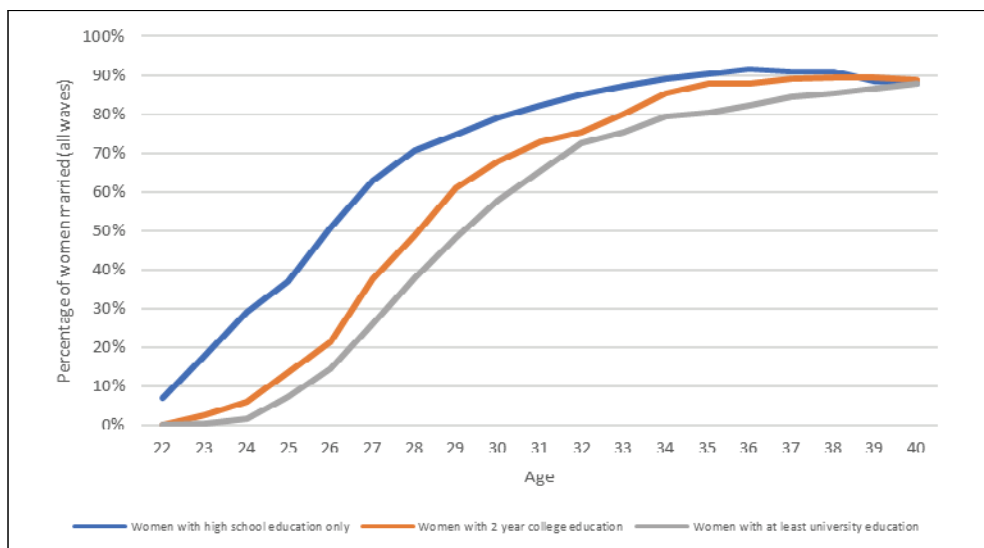
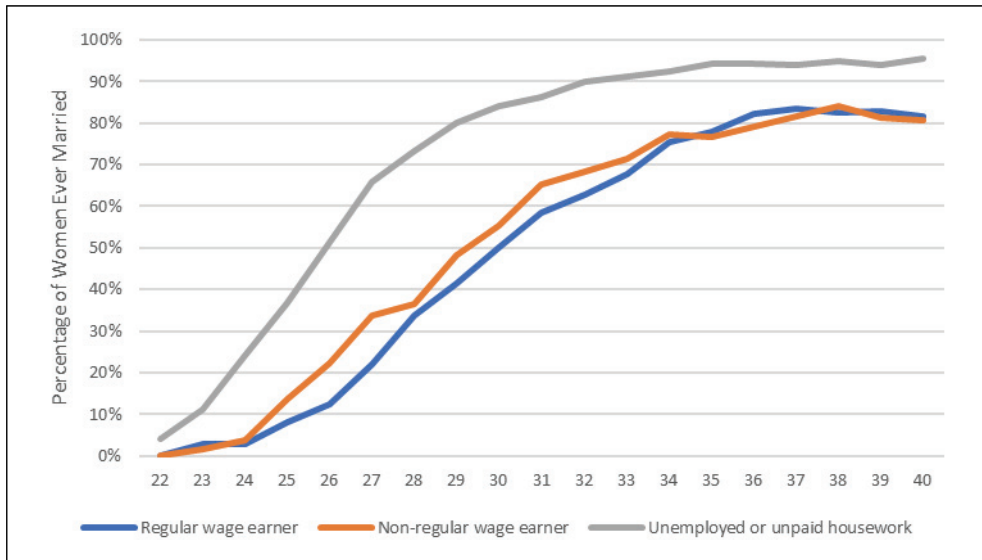


그림 2-7은 고용 형태별 혼인율에 대한 생애주기 프로필을 보여주고 있다. 노동시장에 참여하지 않거나 가족이 경영하는 사업체에서 무보수로 일하는 여성은 20대에 결혼을 결정할 가능성이 높게 나타나고 있다. 고용 형태별 여성의 혼인율은 정규직 여성이 34세까지 가장 낮게 나타나지만 40세 이후에는 격차가 다소 감소하였다.

[그림 2-7] 고용 형태별 기혼 여성 비율(22-40세)



제3절 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 가계자산

그림 2-8은 각 면접 시 확인한 연령별 및 결혼 상태별 여성의 가계자산 현황을 보여주고 있다(1만원 단위). 미혼 여성은 20대 중반부터 30대 중반까지 상대적으로 많은 자산을 축적하지만 30대 초반부터 격차가 급감한다. 결과적으로 33세 이후에는 기혼 여성의 가계 자산이 미혼 여성의 가계 자산을 앞지르기 시작한다.

[그림 2-8] 연령 및 결혼 상태별 여성의 월간 가계자산(22-40세)

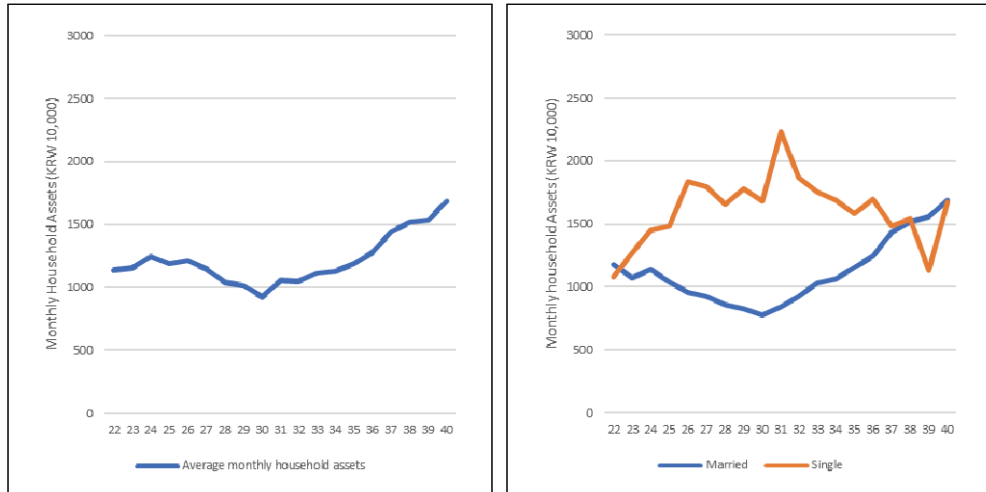
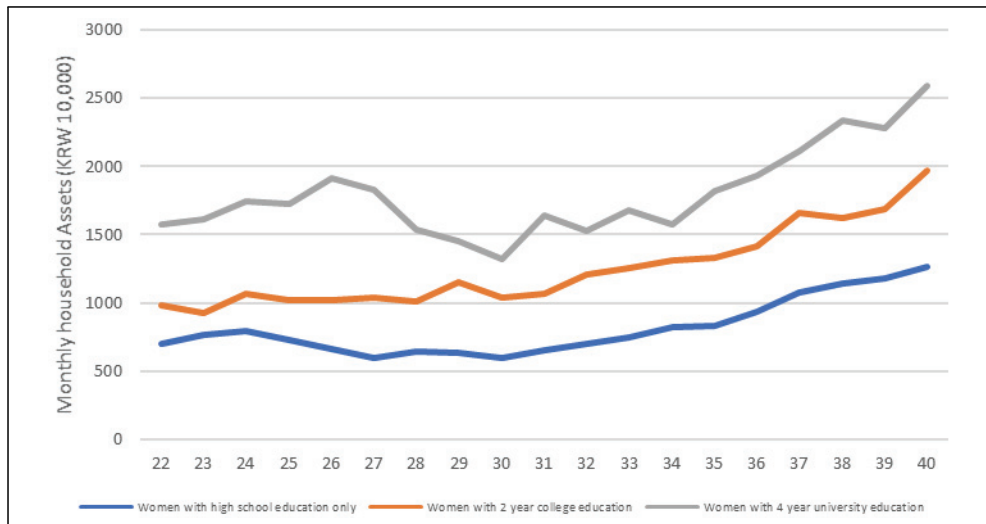


그림 2-9은 여성의 교육수준별 평균 가계자산의 차이를 보여주고 있다. 여성의 교육 수준이 높을수록 생애주기 동안 자산 수준도 높게 나타나고 있다. 2년제 대학 졸업 여성과 고등학교 졸업 여성의 자산 차이는 40대 중반이 되면 더욱 두드러졌다. 또한 4년제 대학 졸업 여성은 18세에도 초기 자산 수준이 더욱 높게 나타나 이들의 가족 배경(예: 경제 상태)이 교육 이수율에 긍정적인 영향을 미침을 시사한다.

[그림 2-9] 교육 이수율별 여성의 월간 가계자산(22-40세)



제4절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 여성의 소득 수준

그림 2-10은 고용 형태 및 능력별 월간 로그 임금을 보여주고 있다.¹⁾ 정규직은 비정규직보다 지속적으로 높은 임금 수준을 유지하였다. 능력별 고용 형태별 로그 임금 구분은 미관측 이질성에 대한 주성분 추정치를 통해 가족 배경의 잠재 요인을 확인하는데 도움이 됐다. 이 잠재 요인이 평균 이하에 분포하는 경우 평균 이상에 분포하는 개인보다 임금 수준이 지속적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 잠재 요인을 능력의 대용물로 해석할 수 있다. 이는 교육 수준 및 경력을 제어한 후에도 여전히 임금을 예측할 수 있음을 보여주는 고용 형태별 임금 회귀(5장 참조)로도 확인할 수 있다.

[그림 2-10] 능력별 여성의 소득 (22-40세)

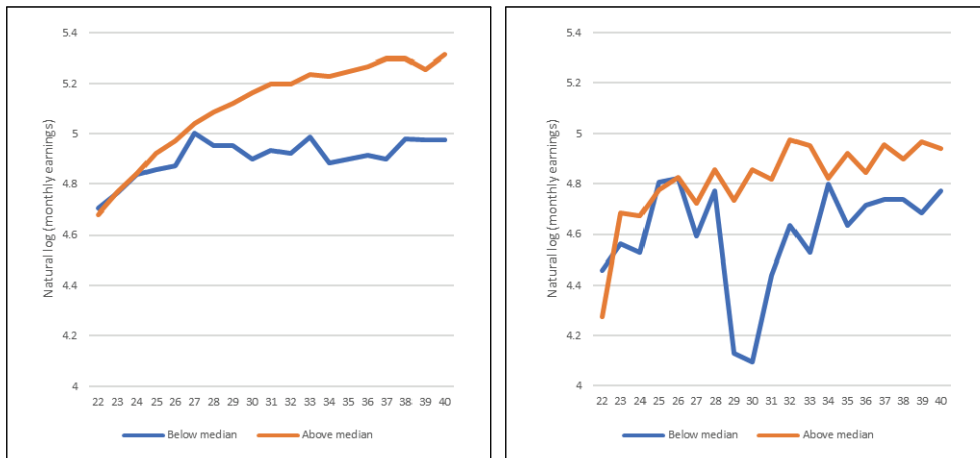
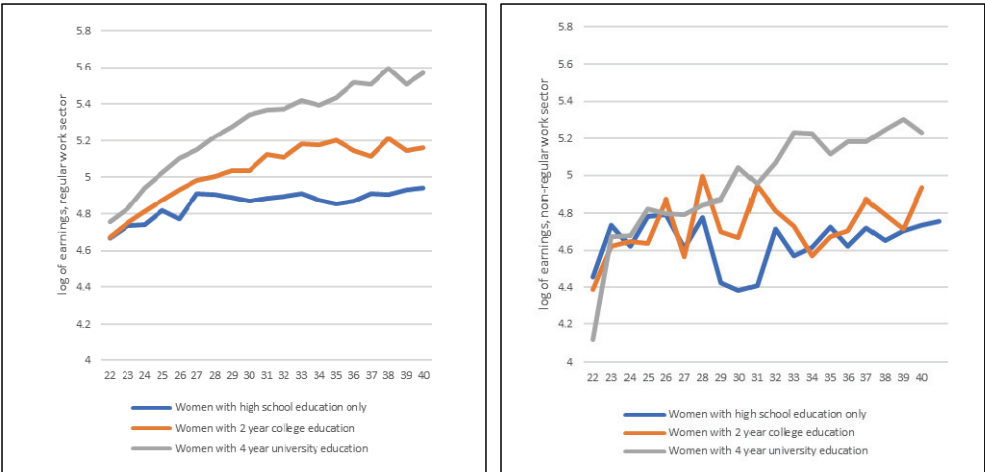


그림 2-11은 교육 수준 및 고용 형태별 여성의 소득 수준을 보여주고 있다. 정규직의 경우(왼쪽), 교육 수준이 높은 여성은 학원 수준이 낮은 여성보다 임금 수준이 현저히 높았다. 또한 2년제 또는 4년제 대학을 졸업한 여성의 경우 중년 이후에도 소득이 꾸준히 증가하는 반면, 고등학교 졸업 여성은 변화 없이 상대적으로 일정 수준을 유지하였다. 비정규직의 경우에도(오른쪽), 4년제 대학을 졸업한 여성이 교육 수준이 낮은 여성보다 높은 임금 수준을 유지하였다. 그러나 비정규직 부문에서는 2년제 대학 졸업자와 고등학교 졸업자 간 소득 격차가 거의 나타나지 않았다.

1) 월별 임금은 1만 원 단위로 측정한다.

[그림 2-11] 교육 이수율 및 고용 형태별 여성의 소득 수준(22-40세)

(왼쪽: 정규직 부문, 오른쪽: 비정규직 부문)



제5절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 배우자의 소득 수준

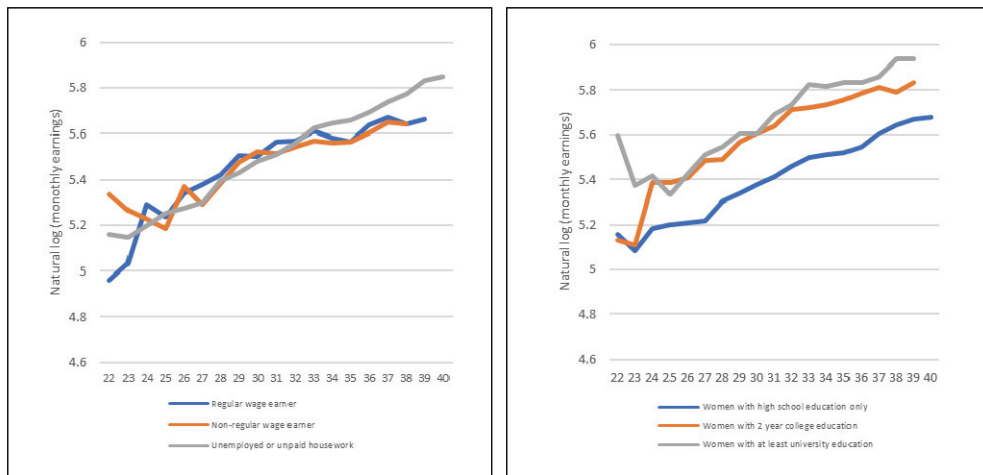
그림 2-12은 여성의 연령별 배우자의 소득 수준을 보여주고 있다. 배우자 소득은 39세까지 점진적으로 증가하다가 40대에는 거의 일정한 상태를 유지한다.

[그림 2-12] 여성의 연령별 배우자 소득(22-40세)



그림 2-13은 여성의 고용 형태는 물론 교육수준별 배우자 소득에 대한 생애주기 프로필을 보여주고 있다. 배우자 소득은 여성의 고용 형태에 따라서는 크게 달라지지 않았으나(왼쪽 그래프) 교육 수준에 따라서는 명확한 차이를 보였다(오른쪽 그래프). 실제로 고등학교 졸업 여성보다 2년제 대학 졸업 이상 여성의 배우자 소득이 생애주기 전체에 걸쳐 높게 나타나고 있다.

[그림 2-13] 여성의 고용 형태 및 교육 이수율별 배우자 소득(22-40세)



제 3 장 모 형

제1절 성인기 단계

제2절 퇴직 단계

제3절 재귀식 및 모형의 해

제4절 모형의 해 및 모의실험 개요

프로젝트 1단계에서는 학업을 마친 후 22세부터 중요한 결정을 내리기 시작하는 한국 여성으로 대표 표본을 구성하고 40세까지 소비, 노동 공급 및 결혼 결정에 대한 부분균형 생애주기모형을 보정하였다. 40세 이후에는 누적 자산과 인적자본 함수는 물론 가족 구성 함수로 퇴직 가능성을 포함한 계속값을 모델링하였다. 이번 장에서는 생애주기모형의 일반적인 설계 정보를 자세히 설명한다. 원래 모형을 단순화한 이 버전은 다음과 같은 세 가지 중요한 가정에 기반한다. 1) 자료에서 고등학교 졸업, 2년제 대학 졸업 또는 4년제 대학 졸업 등 3개 교육 이수율을 추출한 능력 요인과 동일한 방식으로 교육 수준을 초기 조건에 추가하였다. 2) 모든 기혼 여성의 첫째 출산 확률이 1이라고 가정하고 출산 결정을 통합하지 않는다. 3) 자녀 투자는 외생적으로 통합하고 고정되어 있다. 이들 가정은 추정 전에 완화될 수 있다.

제1절 성인기 단계

개인은 학업을 마치고 성인되면 노동시장에 참여하고 결혼을 할 수 있다. 일반적으로 성인기 초기에 취업과 진로를 결정하고 원하는 경우 결혼의 불확실성을 검토한다. 현재 모형은 여성이 특정 부문에서 일자리를 찾을 경우 고용된다는 완전 경쟁 노동시장을 가정하였다. 이러한 가정은 향후 추정 단계에 완화될 수 있다. 일을 할 때마다 경력이 축적돼 소득에 영향을 줄 수 있으므로 노동시장 결정은 지속적이다. 개인 소득은 누적된 인적자본(초기 조건으로 추가한 능력과 교육 수준)은 물론 노동시장 경력과 임금 충격 등에 따라 달라진다. 결과적으로 소득과 소비 선택은 자산 축적 과정에 영향을 미친다.

성인기에 개인은 1) 교육 수준 (HS, College2 College4), 누적 자산 (A_t), 일반 경력 (X_t), 자녀의 누적된 인적자본 (K_t)은 물론 기혼 여성의 경우 배우자 소득 수준 ($W^{HUSBAND}$) 등을 포함한 (t)세의 확률변수상태(상태공간), 2) 여가, 소비, 결혼의 가치, 출산의 가치 및 각 자녀의 인적 자본 가치에 대한 선호도 3) 본인 소득, 자산, 기혼

여성의 경우 배우자 소득을 고려한 예산 제약, 4) 능력과 같은 미관측 영구 요인 등에 따라 소비, 노동 공급, 결혼 여부 등을 최선으로 선택한다.

이들 요인에 대해서는 다음을 고려하였다. 첫째, 노동 공급은 정규직, 비정규직(임시직 또는 자영업) 또는 가계생산 활동에 전념하는 비경제활동 부문 등 3개 형태 중 하나를 선택하고 a 로 표시된다. 이 모형버전은 개인의 전체 노동시장 경력만 누적되고 최근 고용 형태별 경력($X_{a,t}$)은 추정 단계에 추가할 예정이다. 둘째, 영구적으로 관측되지 않는 요인은 부모의 교육 수준, 형제자매 및 14세까지 거주한 지역과 관련된 가족배경 변수로 대체하였다. 특히 임금 수준을 결정하는 첫 번째 성분(f)은 주성분 분석을 추정해 확인하였다. 상태공간 규모를 제한하고 쉽게 계산할 수 있도록, 요인을 이산화해 더미변수를 생성함으로써 개인이 요인 분포의 중간값 위 또는 아래에 있는지 확인하였다. 주성분 분석 결과와 이들을 사용해 모형을 보정한 결과는 이후 5장에서 살펴보고자 한다.

가족구성 동태는 결혼, 자녀 1명 이상 출산, 자녀의 질(Quality), 자녀의 인적자본 투자 관련 비용에 대한 여성의 선호도에 따라 달라진다. 결혼은 노동 공급, 연령 및 교육 수준에 따라 양의 확률을 갖는다. 여성은 부문별 노동시장 활동 수익과 결혼 및 자녀의 양과 질에 따라 달라지는 가계생산 수익의 균형을 맞춰 결혼 여부를 결정한다. 결혼 후 배우자 소득은 외생적 과정에 따라 결정된다. 앞서 논의했듯이 모형 1단계에서는 여성이 결혼 후 자녀를 1명만 출산한다고 가정한다. 2단계에서는 출산 결정을 선택 집합에 추가해 연령별 출산 프로필을 추정할 예정이다. 이번 모형에서는 이혼을 고려하지 않았다. 또한 본 연구는 특정 직업 활동과 가계생산 간 상보 정도를 이해하는데 집중했으므로 공공재의 가계생산 또는 시장 생산에 대한 시간 할당도 노동 공급 결정과 관련되어 있다.

1. 선호도

공식적으로 자녀가 t 명이고 고용 형태는 a 이며 결혼 상태는 m_t 인 n_t 세 여성의 유틸리티 효용함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1) \quad U_{t,a}(c_t^f, Q_{t,a}) = \frac{(c_t^f)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \psi_a + \kappa_a \log Q_t(m_t, n_t, K_t)$$

여기서 c_t^f 는 개인의 소비를, ψ_a 는 직업 유형 a 의 비효용성을, $Q_t(\cdot)$ 는 해당 여성이 가계생산에 할당하는 가치를 나타낸다. κ_a 는 가계생산과 소비/여가 선호도 간 고용형태별 한계대체율이다. 결과적으로 K_t 는 자녀 인적자본의 누적 수준을 나타낸다. Mazzocco et al. (2014)에 따라 본 연구는 현재 결혼 상태, 자녀 수($n_t = \{0, 1\}$) 및 각 자녀의 누적 인적자본 K_t 로 확인한 자녀의 질에 따라 콥-더글라스 함수로 가계생산을 구성하였다. 함수는 다음과 같다.

$$(2) \quad Q_t = (m_t + 1)^{\theta_1} (n_t + 1)^{\theta_2} (n_t K_t)^{\theta_3}$$

여기서 현재 단계의 n_t 는 1이라고 가정한다.

식 (2)에서는 추정 파라미터 θ_1 에 따라 결혼 후 여성의 복지(welfare)가 양의 값 또는 음의 값으로 변경될 수 있다. 둘째 일정 수준의 자녀 인적자본 K_t 를 달성하려면 비용이 필요하지만 예산 제약이 있으므로 자녀 수와 인적자본 사이에는 상충 관계를 포착한다. 셋째, 효용 함수의 이들 입력 간 상충관계는 고용 형태 (κ_a)에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어 결혼과 출산은 비경제활동 또는 자영업 참여 등과 같은 노동 공급 선택을 보완하고 직업 경력을 대체할 수 있다. 로그를 취하여 새로운 함수의 상수를 정규화한 후 다음 식 3을 도출하였다.

$$(3) \quad \log Q_t = \theta_1 \log(m_t + 1) + \theta_2 \log(n_t + 1) + \theta_3 n_t K_t$$

여기서 θ_1 는 결혼의 한계값이고 θ_3 는 자녀 인적자본의 한계값이다. 이 함수는 효용 함수에서 선형적으로 입력되기 때문에 파라미터 $\{\theta_1, \theta_2, \theta_3\}$ 는 κ_a 와 별도로 식별되지 않는다. 따라서 결혼, 자녀 수 및 자녀의 인적자본에 대한 고용 형태별 선호도를 다음과 같이 정의하였다.

$$\lambda_{1,a} = \kappa_a \theta_1, \quad \lambda_{2,a} = \kappa_a \theta_2, \quad \lambda_{3,a} = \kappa_a \theta_3$$

(Carneiro, Lopez-Garcia, Salvanes, & Tominey, 2015)에 따라 자녀의 인적자본 누적 기술을 다음과 같이 정의하였다.

$$(4) K_{t+1} = (\gamma_1 K_t^\phi + \gamma_2 i_t^\phi)^{\frac{\rho}{\phi}}$$

식 (4)는 누적된 인적자본스톡(K_t) 및 부모의 사교육 투자에 대한 함수로 다음 기간 (K_{t+1}) 동안 자녀의 인적 자본 누적을 반영하는 CES 생산 함수이다. 이 모형에서 사교육 투자는 ($i_t = \bar{i}$)로 고정되어 있다고 간주한다. 추정 단계에서 이 고정투자는 여성의 연령별 외생적 자녀 투자 프로필로 대체된다. 파라미터 ϕ , ρ 는 각각 이들 요인 간 기간 내 대체탄력성, 시간 경과에 따른 자녀 투자의 상보성 또는 대체성 수준을 반영하고 있다.

2. 예산 제약

자녀 교육에 대한 가계 소비와 투자비용이 높기 때문에 기간 간 예산 제약에 반영된다. 여성의 최적 결정은 가계 소비에 따라 달라지기 때문에 해당 여성의 소비를 가계소비 (C_t)의 절반으로 가정하였다.

$$(5) c_t^f = 0.5c_t$$

추정 단계에서 가족 구성에 따라 더욱 유연한 개인 소비 사량을 추가할 수 있다. 개인이 자녀에 대해 소비 및 투자하지 않고 절감하면 기간 간 예산 제약이 발생한다.

$$(6) A_{t+1} = (1+r)(A_t + y_a(m_t, Col, t, x_t, z) - c_t - n_t \bar{i})$$

여기서 A_t 는 t 세 여성의 자산이고 y_a 는 가계소득이다. 이는 여성의 직업 유형 (a), 결혼 상태(m_t), 교육 수준, 연령(t), 일반 능력(x_t) 및 가족배경 z 의 더미변수로 포착한 미관측 영구 요인에 대한 함수로 명시된다. 추정 단계에는 정책을 실험하기 위해 가계 세금과 급여 요인을 추가한다. 가계 소득의 식은 다음 (7)과 같이 구성되며,

$$(7) y_a(m_t, Edu, t, X_t, z) = W_a(Edu, t, x_t, z) + W^{Husband*} \Pi [m_t = married]$$

여기서 W_a 는 고용 형태별 여성의 임금, $W^{Husband}$ 는 정규분포 $W^{Husband} \sim N(\mu_{husband}, \sigma_{husband})$ 에서 추출한 소득이다.

3. 소득

본 연구는 인적자본 투자 방식을 사용해 연령, 관측되지 않는 이질성, 교육, 일반 경력 및 다음 로그 임금 제의에 따른 시변 충격에 따라 여성의 고용 형태별 소득 모형을 구성하였다.

$$(8) \ln W_a = (Edu, t, X_t, z) = \alpha_{a,0} + a_{a,0,z}z + a_{a,1}Cbl_{2yr} + a_{a,2}Cbl_{4yr} + a_{a,3}\ln(1+x_t) + \epsilon_t^a$$

상기 식 (8)에서 파라미터 $a_{a,0}$ 는 낮은 능력 유형에 대한 a 고용 형태의 평균 임금이고 $a_{a,0,z}$ 는 높은 능력 유형의 추가 임금 수익이다. 본 연구는 가족 배경에 대한 자료를 잠재 능력 구조로 간주해 관측되지 않은 이질적 특성을 반영하고자 하였다. $a_{a,1}$ 는 2년제 대학의 고용 형태별 수익, $a_{a,2}$ 는 4년제 대학의 고용 형태별 수익, $a_{a,3}$ 는 일반 경력의 수익이다. 여기서는 노동 경력의 잠재 임금 비선형성을 모델링하기 위해 로그 함수를 사용하였다. 마지막으로 평균이 0으로 정규 분포하고 분산공분산행렬 ϵ_t^a 로 부문과 상관 관계를 맺을 수 있는 고용 형태별 및 시변 임금 충격 Σ 을 사용해 모형에 불확실성을 추가하였다. 이는 모형의 나머지 구조 파라미터와 함께 보정해야 한다.

4. 가치함수(Value Function)

이번 모형은 구직 활동 시 마찰이 존재하지 않는 경쟁노동시장을 가정하고 있다. 모든 결과는 선호도 및 부문별 인적자본에 따라 결정된다. 추정된 모형에서 고용 형태별 구직 확률은 물론 실직 확률을 추가할 수 있다. 추후 5장에서 논의하겠지만, 이들 요소는 특히 저연령대 여성 그룹의 노동시장 참여 동향 적합성을 개선할 수 있는 핵심 요소

로 간주된다. 직업 유형에 종사하는 가치 또는 선택별 가치 함수(Aguirregabiria & Mira, 2010 참조)는 (1)에 설명된 유량적(flow) 효용을 극대화하는 소비 선택과 다음에 따라 여성이 참여할 수 있는 각 고용 형태에 대한 연속함수의 할인된 최대 기대값(또는 $E_{\max}$)으로 정의된다.

$$(9) \quad V_t^u(\Omega_t) = \max_{c_t, Q_t} U_{t,a}(c_t, Q_t) + \beta E \max[V_{t+1}^{Reg}(\Omega_{t+1}), V_{t+1}^{Nreg}(\Omega_{t+1}), \dots, V_{t+1}^{Unem}(\Omega_{t+1}) | (\Omega_t)]$$

여기서 기댓값은 고용 형태별 임금 충격을, β 는 할인요인을 각각 나타내고 있다. 결혼상태 값 m 은 $t-1$ 기간 결혼 상태가 $m_{t-1} = marr$, $sing$ 인 개인이 노동 공급을 결정하는 내포수열로 정의된다.

$$(10) \quad V_t^m(\Omega_t) = \max[V_t^{Reg}(\Omega_t), V_t^{Non-reg}(\Omega_t), \dots, V_t^{Unem}(\Omega_t)](m_{t-1})$$

여기서 m 은 결혼할 것인지 미혼 상태를 유지할 것인지 선택을 나타낸다. 마지막으로 가계 결혼은 미혼인 경우 결혼을 선택해 결정된다. 개인이 결혼을 선택한 경우, 모형에서 노동시장 참여 부문, 연령 및 교육 함수로 추정된 $\omega_M = \omega_M(a, t, Cbl_{2yr}, Cbl_{4tr}, work)$ 확률로 결혼할 수 있다. 지금까지의 논의를 바탕으로 결혼 결정의 함수는 다음 식 11과 같이 구성된다.

$$(11) \quad V_t^{adult}(\Omega_t) = \begin{cases} \max[m\omega_M V_t^{marr}(\Omega_t) + (1-\omega_M) V_t^{sing}(\Omega_t), V_t^{sing}(\Omega_t)] & \text{if } m_{t-1} = sing \\ V_t^{married}(\Omega_t) & \text{if } m_{t-1} = marr \end{cases}$$

제2절 퇴직 단계

나이가 들어 노동시장을 떠나면 퇴직 급여를 받고 이는 기존 소득 수준과 경력에 따라 결정된다. 본 연구는 한국노동패널조사에서 1988년 기준 18-35세 여성에 대한 자료를 추출해 표본을 구성했기 때문에 한국노동패널조사 자료의 마지막 차수 시기인 2014년까지 표본의 여성은 대부분 퇴직하지 않은 상태이다. 결과적으로 퇴직은 개인 자산 함수, 각 고용 형태의 최종 잠재 소득 및 성인기 말($T=40$)에 추정한 가계 생산 함

수인 연속 값으로 표시된다.

$$(12) \quad V_t^{retire}(\Omega_T) = \psi(A_t, W_a, Q_T)$$

제3절 재귀식 및 모형의 해

앞서 설명한 여성의 생애주기 모형은 다음과 같이 정의된 세부 부문별 재귀적 함수를 사용한다.

$$(13) \quad V_t(\Omega_T) = \begin{cases} V_t^{adult}(\Omega_t) & \text{for ages } 22 < t \leq 40 \\ V_t^{retire}(\Omega_t) & \text{for ages } t > T \end{cases}$$

참고적으로, 각 단계의 가치 함수는 앞서 살펴본 식 (11) 및 (12)로 정의된다.

제4절 모형의 해 및 모의실험 개요

모형 솔루션의 목적은 가능한 모든 상태와 충격 시나리오의 각 여성 그룹에 대해 앞서 설명한 이론적 모형을 토대로 여성의 소비, 노동 공급 및 결혼 결정을 확인하는 정책 함수를 도출하는 것이다. 모형은 성인기 말($T=40$)부터 시간을 거슬러 올라간다. 여기서 해당 연령의 개인 효용은 퇴직 단계의 연속값으로 제공된다(식 12). 각 t 기간에 개인은 현재 자산, 배우자 소득, 자녀의 인적자본, 누적 경력, 결혼 상태 및 임금 충격 수준으로 설명되는 확률변수상태를 평가하고 (실행 가능한 소비 수준에서) 최선으로 소비를 선택하고, 취업과 진로 및 결혼 여부를 결정해 현재 효용을 극대화한다. 현재 효용은 다음 기간 예상 효용 값과 선택에 따라 달라지고 다음 기간 예상 효용은 현재 선택과 전이 함수에 따라 달라지는 새로운 상태 변수 집합으로 평가한다. 예를 들어 자산에 대한 전이 함수는 예산 제약에 기반한다. 여기서 다음 기간 자산은 식 6에 설명된 것처럼 현재 소비, 노동 공급 및 결혼 선택에 따라 달라진다. 마찬가지로 자녀 인적자

본에 대한 전이 함수는 식 4에서 설명하지만, 개인이 노동시장 참여를 결정한 경우 경력 누적과 같은 간단한 전이는 경력연수만 추가한다. 솔루션은 순차적으로 진행된다. 먼저 노동 및 결혼 선택에 대한 가치 함수를 산출하고 해당 선택을 고려해 최적의 소비 수준을 계산한다. 그런 다음 벨만 식을 극대화하여 노동과 결혼 결정에 대해 최적의 소비 수준에서 평가된 선택별 가치 함수를 비교한다. 다음 기간의 기대 가치 함수를 평가하기 위해, 체비셰프 다항식을 사용해 선택별 근사치를 계산한다. 임금 충격으로 예상되는 선택의 최대 기댓값을 계산하기 위해 구적법을 사용하였다.

정책 함수를 도출한 후, 각 상태 변수에 대한 초기 조건을 고려해 소비, 노동 및 결혼에 대한 “인위적” 자료를 모의실험하고 T 기간 동안 N 여성의 임의 임금 충격을 추출하였다.

제 4 장

캘리브레이션 결과

제1절 캘리브레이션 기준

제2절 캘리브레이션 결과

4

캘리브레이션 결과 <<

제1절 캘리브레이션 기준

구조적 파라미터 집합은 (1) KLIPS 자료를 사용해 모형으로 추정한 파라미터, (2) 대체 자료원을 사용해 모형 외부에서 추정하고 모형에 적용한 파라미터(즉, 자녀 인적 자본의 생산 함수), (3) 자료에서 관측된 변동으로 식별할 수 없어 보정된 파라미터 등 3개 그룹으로 구성되어 있다. 이 단계에서는 모형을 추정하지 않았기 때문에 특정 파라미터가 어떤 그룹에 속해 있는지에 관계없이 아래 설명하는 다양한 자료를 사용해 모든 파라미터를 보정하였다.

1. 임금 파라미터

식 8을 사용해 자료를 모의실험하기 위해 능력, 교육 및 경력에 대해 보정된 임금 수익을 검토하기 전에 개인의 능력 수준에 대한 더미변수를 추정한 방법론을 먼저 살펴보자. 본 연구는 Blundell, Dias, Meghir, & Shaw (2013)에 따라 KLIPS가 제공한 가족배경 변수에 대한 정보를 사용하고 주성분 분석(PCA: Principal Component Analysis)에서 이들 변수를 함께 입력해 능력을 대신하는 잠재 요인을 추정하였다. 전체 표본에 대한 정보를 바탕으로 부모의 교육 수준, 형제자매 수 및 14세까지 거주했던 지역에 대한 변수를 선정하였다. 안타깝게도 부모의 경제 활동 또는 14세까지 가계의 사회경제적 상태와 같은 기타 변수는 관측 값이 적어 사용하지 못하였다.

표 4-1은 PCA 결과를 보여주고 있다. PCA 결과에 따르면 1개 추정 성분(성분 1)만 1보다 높은 고유값을 가져 잠재구조의 분포를 충분히 설명할 수 있는 예측력을 갖추고 있다.

〈표 4-1〉 주성분 분석

성분	고유값	차이	비율	누적
성분 1	1.96891	1.08148	0.4922	0.4922
성분 2	0.887433	0.104239	0.2219	0.7141
성분 3	0.783194	0.422731	0.1958	0.9099
성분 4	0.360463	.	0.0901	1

표 4-2는 각 성분 변수 분포의 특성을 보여주고 있다. 성분 1은 부모의 교육 수준과 긍정적 관계에 있지만 형제자매 수와 거주 지역(서울 이외 지역)과 부정적 관계에 있다. 따라서 PCA 방법을 사용해 관측되지 않는 이질성에 대한 연속 잠재요인을 예측하는 경우, 예측에 입력하는 자녀 수와 지역의 부호를 변경하였다.

〈표 4-2〉 요인 행렬

변수	성분 1	성분 2	성분 3	성분 4	설명되지 않음
부의 교육	0.5703	0.469	0.0311	-0.6736	0
모의 교육	0.6027	0.3028	0.1283	0.727	0
지역	-0.406	0.4526	0.7939	0.008	0
형제자매	-0.3829	0.6953	-0.5936	0.1325	0

각 개인에 대해 연속 잠재요인 f 를 추정한 후, f 가 중간값 이상인 경우 1의 값을 갖는, 그 외의 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수를 생성하였다. 향후 추정된 성분을 향후 선택 집합에 통합해 임금뿐 아니라 교육 선택도 예측해야 한다. 표 4-3은 능력에 대해 추정된 잠재 요인이 최대 교육 수준을 정확히 예측할 수 있음을 보여주고 있다.

〈표 4-3〉 예측된 잠재 요인에 대한 교육 수준의 다항 로짓모형 분석 결과

종속변수: 교육 수준	계수	표준 오차
고등학교(기본 결과)		
2년제 대학		
중간값 이상의 f	0.857***	(0.142)
_cons	-1.709***	(0.128)
4년제 대학		
중간값 이상의 f	1.522***	(0.143)
_cons	-1.812***	(0.134)
관측 수	2,488	

이를 토대로 능력, 교육 및 경력에 대해 고용 형태별로 로그 임금 회귀를 실시하고 이들 결과에 따라 다음과 같이 식 8의 임금 파라미터를 보정하였다.

〈표 4-4〉 고용 형태별 로그 임금 파라미터 보정

변수	파라미터	정규	비정규
평균 임금 저능력	$a_{a,0}$	4.246*** (0.104)	3.921*** (0.189)
추가 수익 고능력	$a_{a,0,x}$	0.0995*** (0.036)	0.114 (0.0771)
2년제 대학	$a_{a,1}$	0.116*** (0.039)	0.0157 (0.111)
4년제 대학	$a_{a,2}$	0.474*** (0.035)	0.174** (0.077)
경력 로그	$a_{a,3}$	0.437** (0.102)	0.302*** (0.078)
추정 표준 편차	$a_{\epsilon,a}$	0.43	0.68

2. 결혼 확률(ω_M)

식 11에 투입하는 함수 파라미터 $\omega M(t, Col_{2yr}, Col_{4yr}, work)$ 를 보정에 사용된 연령, 노동 상태 및 교육에 대한 결혼 상태의 선형 확률 모형을 추정해 각 개인의 결혼 확률을 예측하였다.

〈표 4-5〉 결혼 확률

변수	파라미터	기혼
노동	$\omega M, work$	-0.0661*** (0.004)
2년제 대학	$\omega M, Col2yr$	-0.0581*** (0.006)
4년제 대학	$\omega M, Col4yr$	-0.0904*** (0.005)
연령	$\omega M, age$	0.0152*** (0.0003)
상수	$\omega M, cons$	0.401*** (0.012)
관측		2,488

3. 선호도 파라미터

모형 내 선호도를 반영하는 파라미터는 자료에서 사전에 정보를 얻을 수 없기 때문에 더욱 보정하기가 어렵다. 따라서 본 연구는 자체 추정 값을 사용하고 가능하면 유사한 생애주기 모형을 사용하는 다른 구조 예측에서 파라미터를 차용하였다. 더욱 정확한 정보를 바탕으로 추정하기 위해서는 반추정법이 필요하다. 반추정법은 초기 값과 관련하여 가장 큰 변화는 첫 번째 반복에서 나타나므로 이들 각 파라미터가 움직이는 방향과 규모를 확인하기 위해 일부 반복에 대해 심플렉스와 같은 최적의 알고리즘을 사용할 수 있다. 그러나 본 연구는 반추정법 대신 다음 단계에 모형 전체 추정을 실시하기로 결정하였다.

〈표 4-6〉 선호도 파라미터(식 1, 3 및 12)

구분	파라미터	계수	자료
위험 회피	σ	0.5	Gustman & Steinmeier, 2005
할인 요인	β	0.95	Gustman & Steinmeier, 2005
노동의 비효용(정규직)	ψ_1	-4	Lopez-Garcia, 2014
노동의 비효용(비정규직)	ψ_2	-5	Lopez-Garcia, 2014
결혼의 한계값(정규직)	$\theta_{1,1}$	-3	Mazzocco et al (2015)
결혼의 한계값(비정규직)	$\theta_{1,2}$	-3	Mazzocco et al (2015)
결혼의 한계값(실업)	$\theta_{1,3}$	0	Mazzocco et al (2015)
자녀 기량의 한계값(정규직)	$\theta_{3,1}$	0.5	자체 추정
자녀 기량의 한계값(비정규직)	$\theta_{3,2}$	0.5	자체 추정
자녀 기량의 한계값(실업)	$\theta_{3,3}$	1	자체 추정
잔여가치: 자산	ϕ_1	1	자체 추정
잔여가치: 임금	ϕ_2	1	자체 추정
잔여가치: HH 생산	ϕ_3	1	자체 추정

마지막으로 자녀 기술(child skill) 누적에 관한 파라미터는 노르웨이 전국민을 대상으로 자녀 기술 형성 기술을 추정한 Carneiro et al.(2015)를 적용하였다.

〈표 4-7〉 자녀 기술 형성 파라미터(식 4)

구분	파라미터	계수
자녀 기술의 자기 생산성	γ_1	0.559
투자 생산성	γ_2	0.441
상보성 파라미터	ϕ	0.428
척도 파라미터	ρ	0.72

제2절 캘리브레이션 결과

본 연구는 5장 1절의 파라미터 값을 사용해 3장에 소개된 자료 적률의 모의 연령 프로필을 생성하였다. 이는 다음과 같은 두 단계로 진행됐다. 첫째, 역방향 재귀 방식으로 모델을 계산하고 연령, 자산, 배우자 임금, 자녀의 인적자본, 경력, 결혼 상태 및 정규직 및 비정규직 임금 충격값 등 모형의 모든 상태 변수 함수로 소비, 노동 공급 및 결혼 결정에 대한 정책 함수를 도출하였다. 둘째, 노동시장 경력을 누적하고 자료에서 얻은 분산을 통해 배우자 임금을 추출하는 것은 물론 식 4(자산 누적)와 식 6(자녀의 인적자본 누적)에 제시된 상태 전이 함수를 사용해 18세부터 시작하는 개인 프로필을 모의 실험하기 위해 최신 수치 계산법(체비셰프 다항식)을 사용해 이들 정책의 근사치를 추정하였다. 개인의 자산 수준과 자녀 인적자본이 0에서 시작한다고 가정하고 19개 기간에 대해 3,000명을 대상으로 모의실험을 실시해 고용 형태별로 각 개인과 시기의 임금 충격을 추출하였다. 생애주기 모형을 사용해 보정된 파라미터(θ_0)의 초기 벡터에서 자료를 모의 실험하는 방식으로 현재 모의 실험된 적률 집합을 복제하였다(3장 참조). 아래 그림은 이들 적률 집합을 보여주고 있다.

1. 노동 참여

그림 4-1은 보정된 모형으로 (고용 형태에 관계없이) 노동시장 참여율을 예측한 결과이다. 전체적으로 모형은 24세 이하 여성 그룹을 제외하고 그림 2-1에서 관측된 자료 패턴을 정확히 복제하였다. 24세 이하 그룹의 자료 프로필에서 노동시장 참여율은 증가했지만 모형의 모의실험에서는 감소하는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 자료

프로필에서 22세의 노동시장 참여율은 43%지만 모형에서는 90%를 기록하였다. 자료와 모의실험 패턴 간 이러한 격차는 이 단계에서 부문 전환 또는 구직 시 마찰이 없는 경쟁 노동시장을 가정했기 때문에 발생한 것으로 간주된다. 따라서 선호도와 예상 임금 수익만을 고려해 노동 공급이 결정됐다. 그러나 졸업 후 사회 진출을 관리하는 노동시장 마찰은 대부분 문서로 정리되어 있다(예: Vander Klaauw, Van Vuuren, & Berkhout, 2004) 다음에 추정할 모형 버전에서는 노동시장 마찰을 추가할 계획이다. 특히 개인이 학업을 마친 후 또는 실직 후 구직 활동(정규직 또는 비정규직)에 대해 추계학적 확률을 추정할 수 있다. 이들 확률은 연령, 교육 및 경력 등과 같은 일부 미관측 변수도 고려한다. 또한 정규직의 실직 확률도 추가할 예정이다.

[그림 4-1] 연령별 노동시장 참여 확률

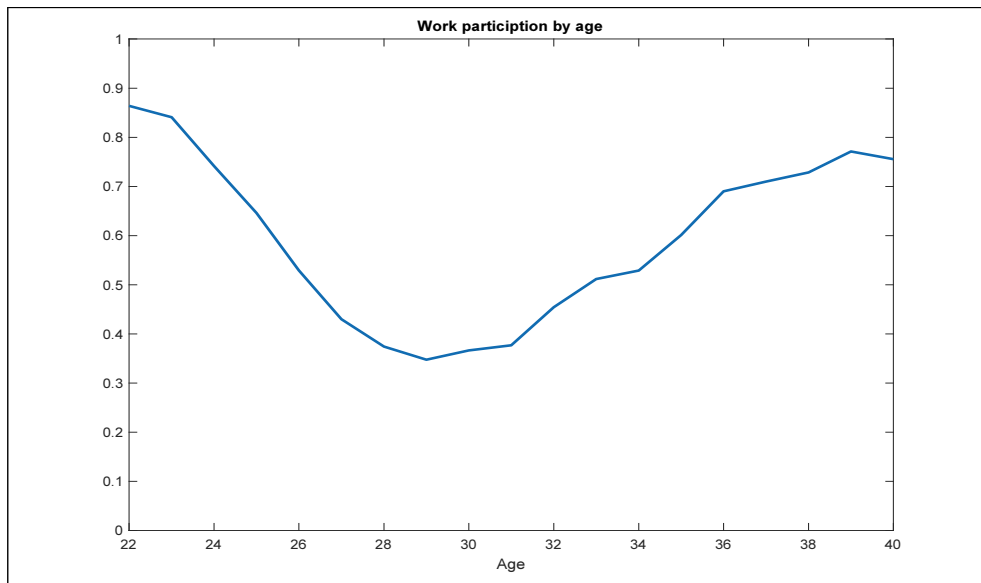


그림 4-2는 노동시장 참여를 3개 형태(정규직, 비정규직, 실업)로 분류한 것이다. 여기서도 모형은 앞에서 설명한 것과 같은 이유로 25세 이하 여성 그룹을 제외하고 자료 패턴을 정확히 복제하였다. 22세 여성은 대부분 졸업 후 노동시장에 진입하지만 학교에서 사회로의 전환은 쉽지 않다. 모형은 저연령 여성의 노동시장 참여율을 과다 예측하고 실업을 과소 예측하는 경향을 보였다. 이 문제는 구직 확률의 형태로 노동시장 마

찰을 추가할 경우 해결될 것으로 보인다. 또한 모형은 생애주기 말기에 실업률이 급감하고 정규직 참여가 증가할 것이라고 예측하였다. 이 문제는 여성의 연령, 교육 및 가족 구성에 따라 변화하는 구직 또는 정규직 구직 확률의 형태로 마찰을 추가해 해결할 수 있다.

[그림 4-2] 고용 형태별 노동시장 참여

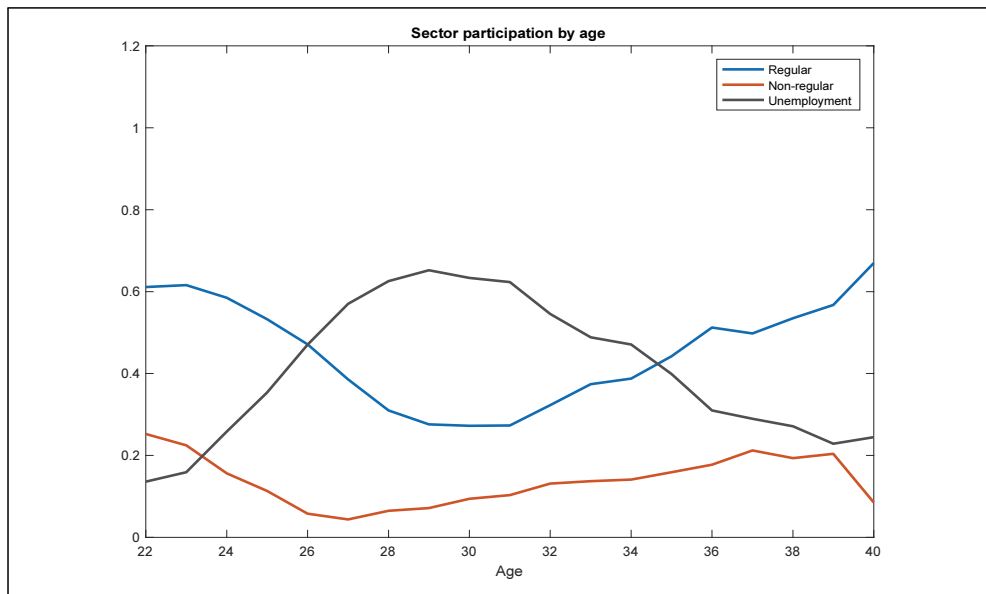
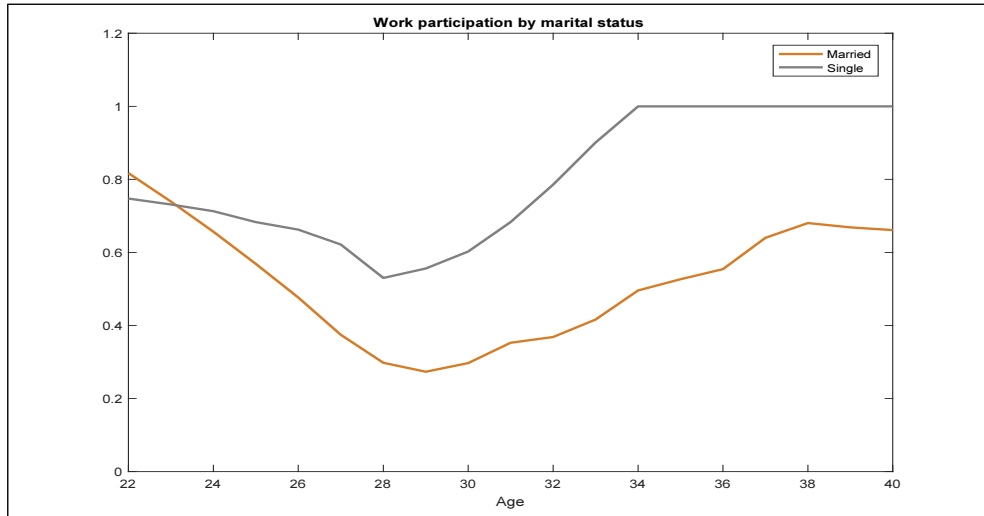


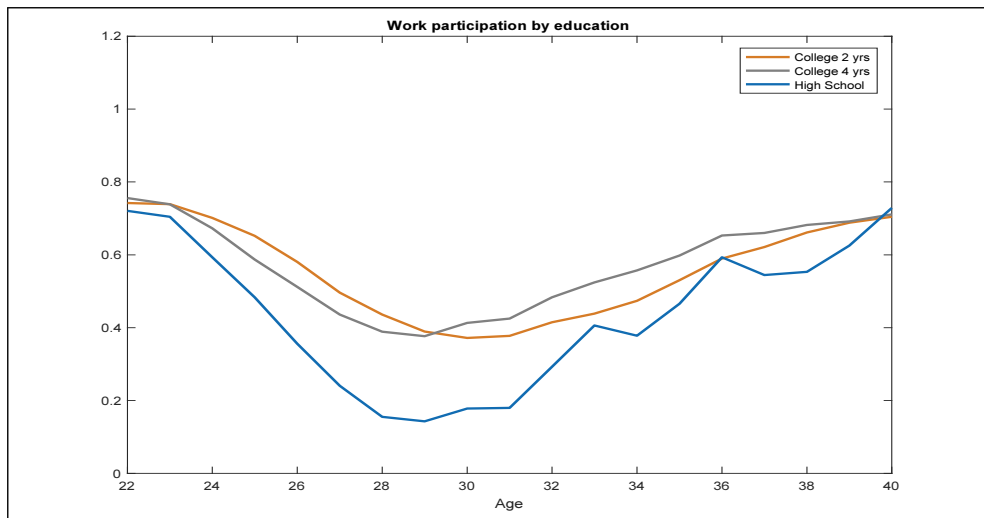
그림 4-3은 결혼 상태별로 모의실험된 노동시장 참여 프로필을 보여주고 있다. 그림 2-3의 자료와 비교하면 미혼 및 기혼 여성의 참여율은 25세 이상 개인에의 자료에서 관측된 것과 동일한 순위를 반영하였다. 그러나 25세 이하 그룹의 예상 참여율은 앞서 설명한 이유로 인해 두 그룹 모두에서 지나치게 높게 나타나고 있다. 또한 미혼 여성의 참여율은 자료보다 높게 나타나고 있다.

[그림 4-3] 결혼 상태별 노동시장 참여



마지막으로 그림 4-4는 교육수준별로 모의실험된 노동시장 참여 프로필을 보여주고 있다. 그림 2-4의 자료와 비교하면 교육수준별 노동시장 참여 순위는 자료와 동일하게 나타나고 있다. 모형으로 예측한 노동시장 참여율은 25세 이상 연령그룹에서 자료 패턴을 정확히 대표했지만 24세 이하 그룹의 참여율도 더욱 정확히 대표하기 위해서는 가치 함수의 전환 비용과 노동시장 마찰을 추가해야 한다.

[그림 4-4] 교육수준별 노동시장 참여



2. 결혼 프로필

그림 4-5는 연령별로 혼인율을 모의 실험한 결과이다. 그림 2-5에 제시된 자료 연령 프로파일과 비교해, 모의실험에서는 여성들이 훨씬 일찍 결혼하는 것으로 나타나고 있다. 미혼 여성의 결혼 선택은 a) 가계생산 함수의 결혼 및 자녀 선호도, b) 배우자 소득 및 자녀 1명 일 때 비용(두 가지 모두 예산 제약에 포함됨) 및 c) 미혼 여성이 결혼을 결정한 경우 결혼 확률 등 세 가지 요인에 따라 달라진다. 후자는 자료를 사용해 보정했기 때문에 연령별 과다 예측된 혼인율은 선호도와 비용의 상호작용 결과로 간주된다. 예를 들어 다른 맥락에서 추정된 모형을 사용해 효용 함수의 결혼 및 자녀 값을 보정했고 동일한 파라미터를 문헌 자료에서 확인하지 못한 경우도 있었다. 또한 여성의 연령을 고려하지 않은 정규 분포에서 배우자 소득을 추출하였다. 연령을 고려해 배우자 소득의 평균값을 산출하고 모형을 반복 추정해 선호도 파라미터 척도를 개선함으로써 적합도를 충분히 향상해야 한다.

[그림 4-5] 연령별 기혼 여성 비율

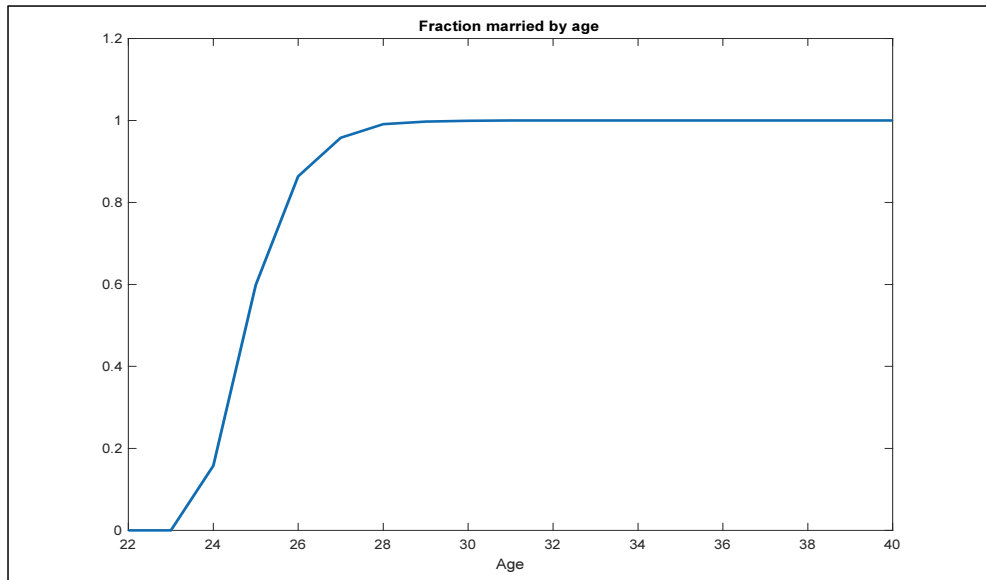
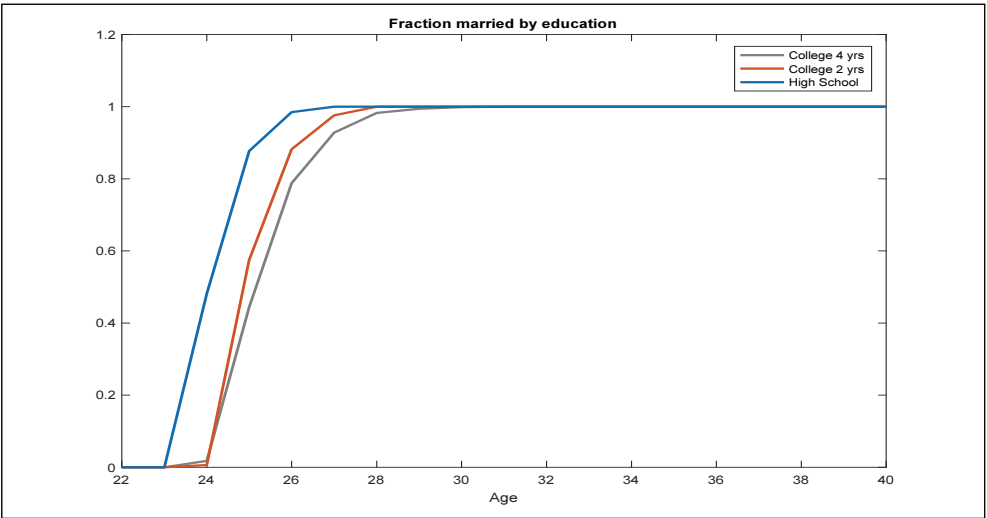


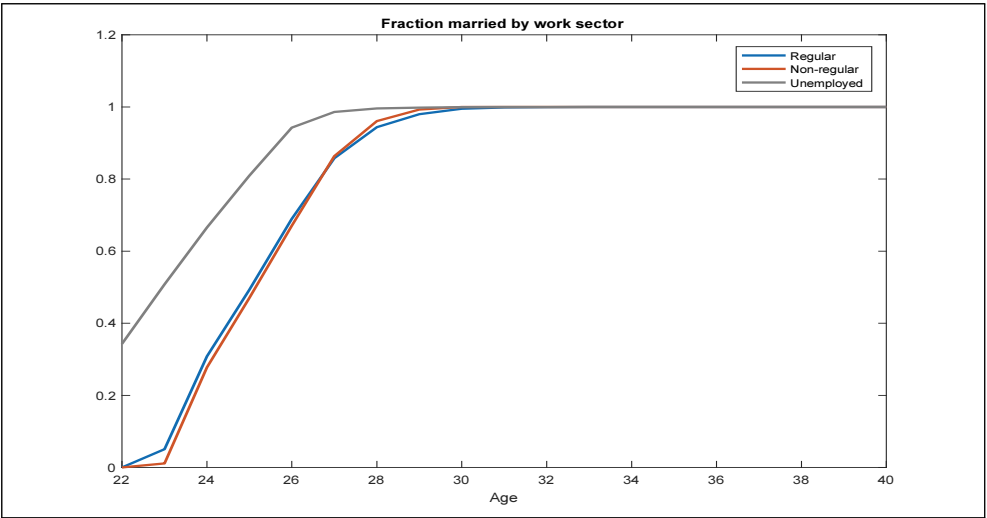
그림 4-6은 교육수준별 혼인율을 보여주고 있다. 결혼 연령을 지나치게 이르게 추정한 이유는 차치하고(해결책은 위에서 설명함), 모형은 그림 2-6과 같은 교육 수준에 따라 혼인율이 감소하는 패턴을 예측할 수 있었다.

[그림 4-6] 교육수준별 기혼 여성 비율



마지막으로 그림 4-7은 고용 형태별로 혼인율을 모의 실험한 결과이다. 모형은 자료에서 관측된 높은 가정 내 노동 분업 정도를 정확히 반영하였다. 그러나 자료에서는 노동시장에서 이탈한 여성이 노동시장에 참여하는 여성보다 결혼을 선택할 가능성이 훨씬 높게 나타나고 있다. 여성이 자녀를 2명 이상 출산할 수 있도록 수정하면 적합도 향상에 도움될 수 있다.

[그림 4-7] 교육수준별 기혼 여성 비율



3. 가계자산

그림 4-8은 지난 면접 시 측정한 가계 자산의 연령 프로필을 보여주고 있다. 연령 프로필은 그림 2-8에서 설명한 자료 프로필과 유사한 형태를 띤다. 모형은 앞의 사례와 마찬가지로 25세 이상 여성 그룹에서는 자료 패턴을 매우 정확히 반영했지만 24세 이하 그룹의 누적 자산은 과소 예측하는 경향을 보였다. 이러한 패턴이 나타나는 비교적 단순하다. 모형으로 자료를 모의실험할 때는 자산, 자녀의 인적 자본 및 배우자 소득과 같은 상태 변수의 초기 정보가 필요하다. 이번 연구는 모의실험 대상 3000명이 22세 자산 수준 0에서 시작한다고 가정하지만 실제 자료에서 이러한 경우는 드물다. 이는 22세 개인의 확률변수상태를 반영하는 초기 조건을 모의실험하여 해결한다.

[그림 4-8] 연령별 가계자산

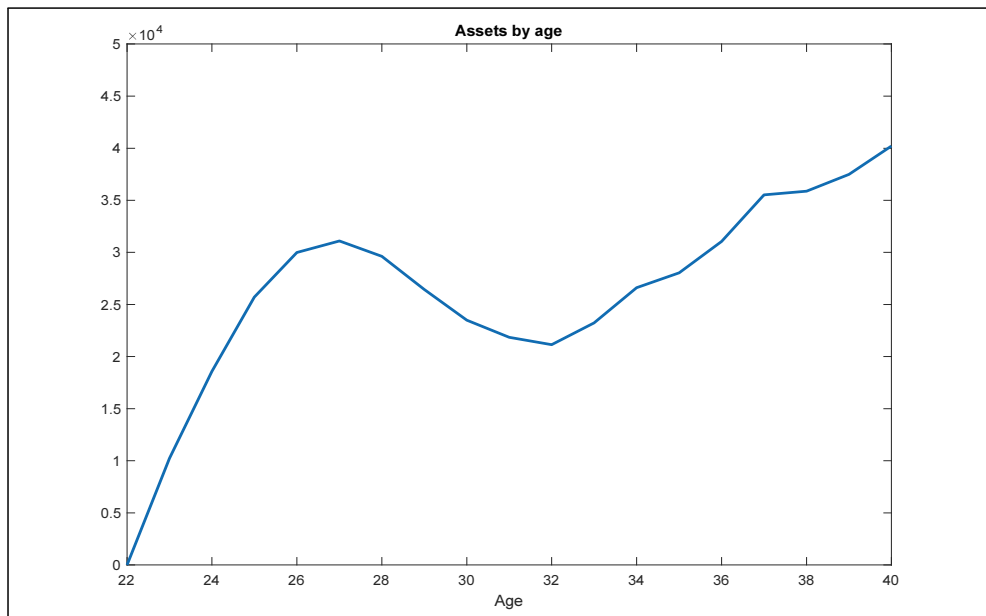
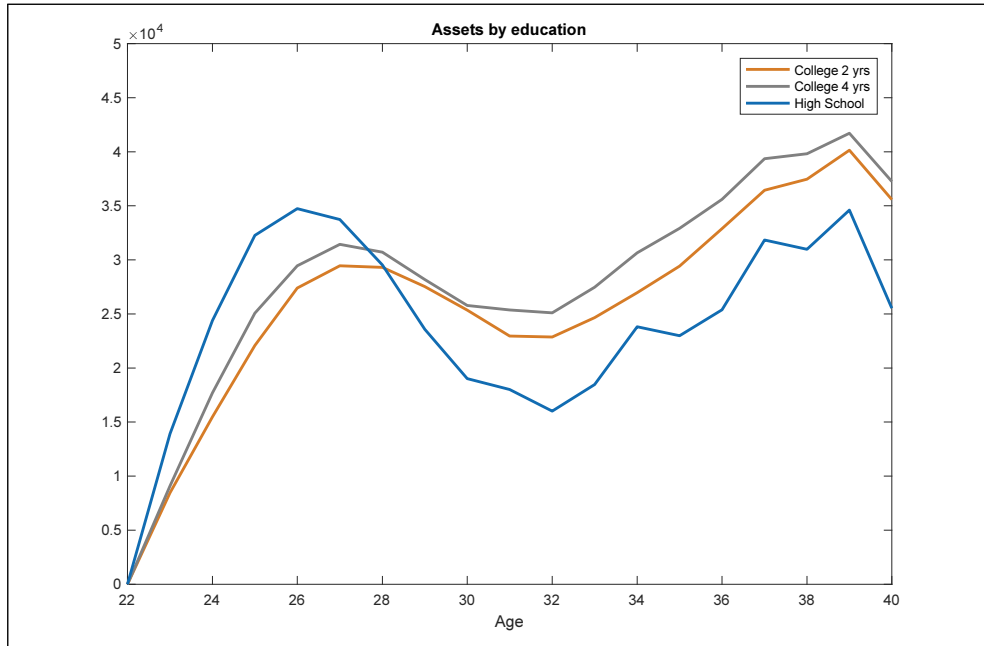


그림 4-9는 교육수준별로 모의실험된 가계 자산의 연령 프로필이다. 다양한 선택에 대한 교육 변화도를 검토한 이전 그림과 마찬가지로 모형은 모든 연령에서 교육 수준에 따른 자산 누적을 정확히 예측했고 그림 2-9에서 설명한 것과 동일한 패턴을 따르는 것으로 나타나고 있다.

[그림 4-9] 교육수준별 가계자산



4. 여성의 소득

그림 4-10은 고용 형태별로 모의실험된 여성의 소득에 대한 프로필이다. 그림 2-10의 자료 프로필과 마찬가지로 전체에 걸쳐 비정규직보다 정규직 임금이 높게 나타나고 있다. 자료에서 임금 파라미터를 보정했기 때문에 이는 당연한 결과라고 말할 수도 있지만 이들 임금 프로필이 다양한 고용 형태를 설명하는 반면 보정된 임금 파라미터는 그렇지 못하다는데 주목해야 한다. 따라서 임금 프로필의 높은 적합도는 여전히 놀랄 만한 결과이다.

[그림 4-10] 고용 형태별 소득

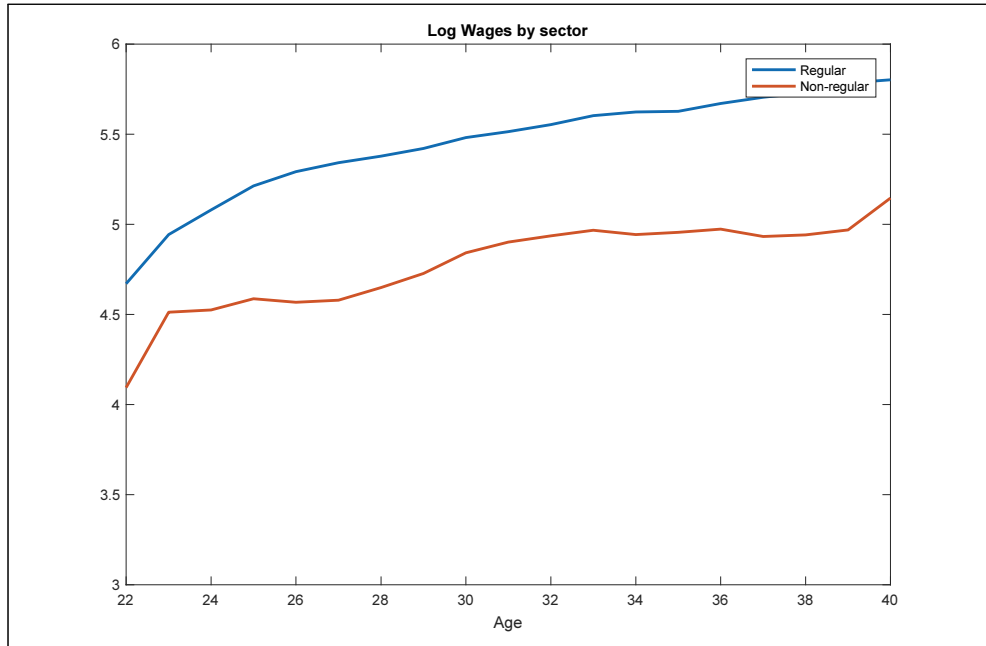
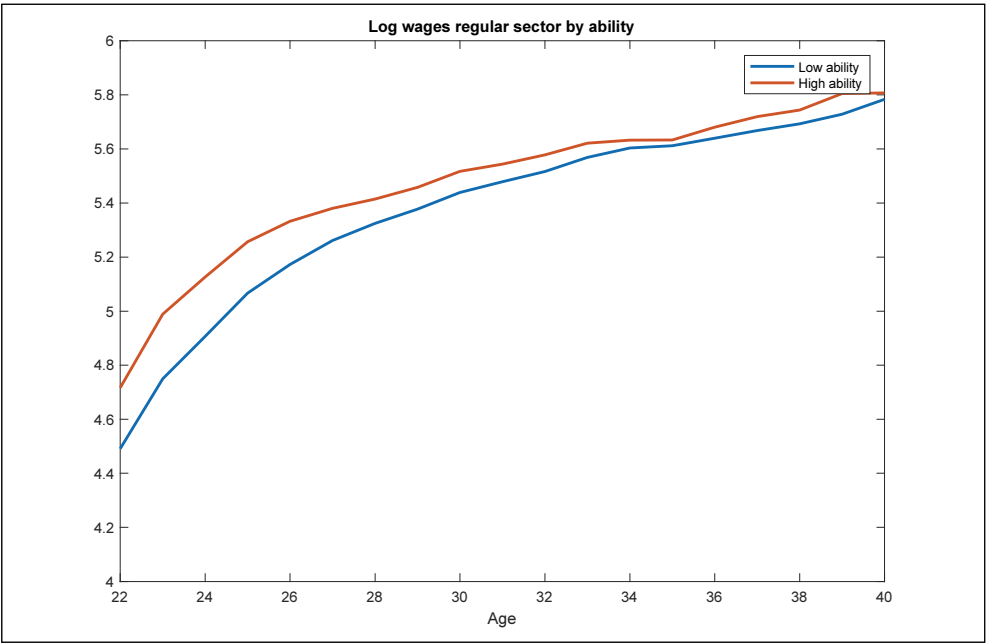
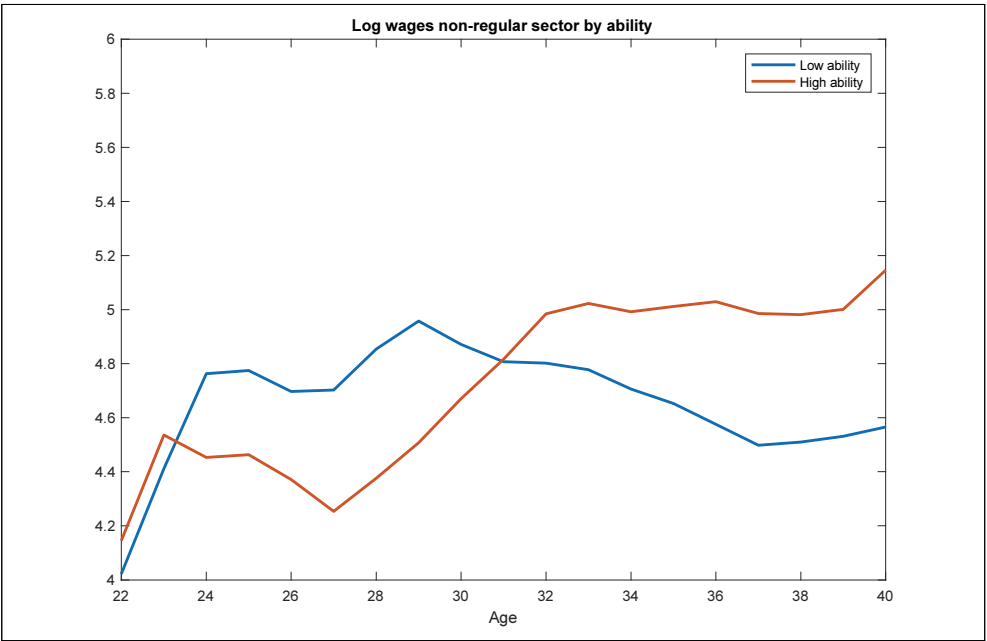


그림 4-11과 4-12는 고용 형태 및 능력 유형별 여성의 임금 프로필을 보여주고 있다. 모형은 고능력형 정규직의 상대적 고임금은 정확히 예측했지만 그러나 능력별 소득 격차는 생애주기 말기보다 초기에 크게 나타나고 있다. 비정규직의 경우에도 정규직보다 노이즈가 많다는 것 외에 능력 유형에 따라 순위는 명확히 보여주지 못하였다. 자료 패턴과의 이러한 차이는 선택을 고려하지 않은 단순 OLS 회귀에서 보정값을 추출하고 이들 보정값에만 의존했기 때문이다. 임금 식과 참여 식 간 상호작용을 고려한 모형은 표 4-4에 제시된 것과는 다른 계수 집합을 제공해야 한다. 본 연구는 경제 모형을 통해 가능한 모든 선택 과정을 포착하고 따라서 예상 임금 수익이 능력, 교육 및 경력별 자료 임금 프로필을 더욱 정확히 포착할 수 있다고 전제한다.

[그림 4-11] 능력 유형별 정규직 수익

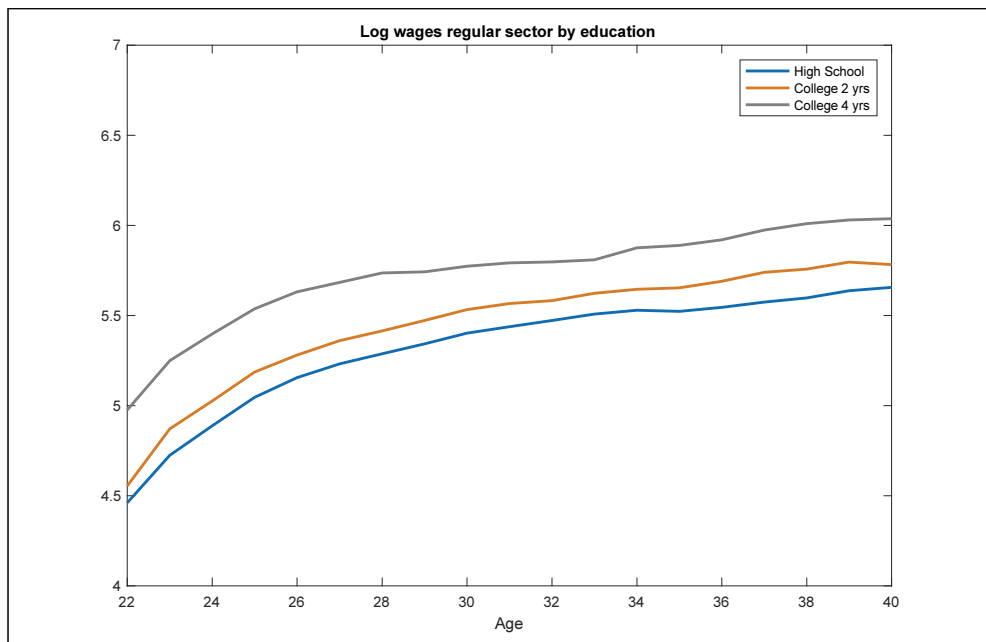


[그림 4-12] 능력 유형별 비정규직 소득

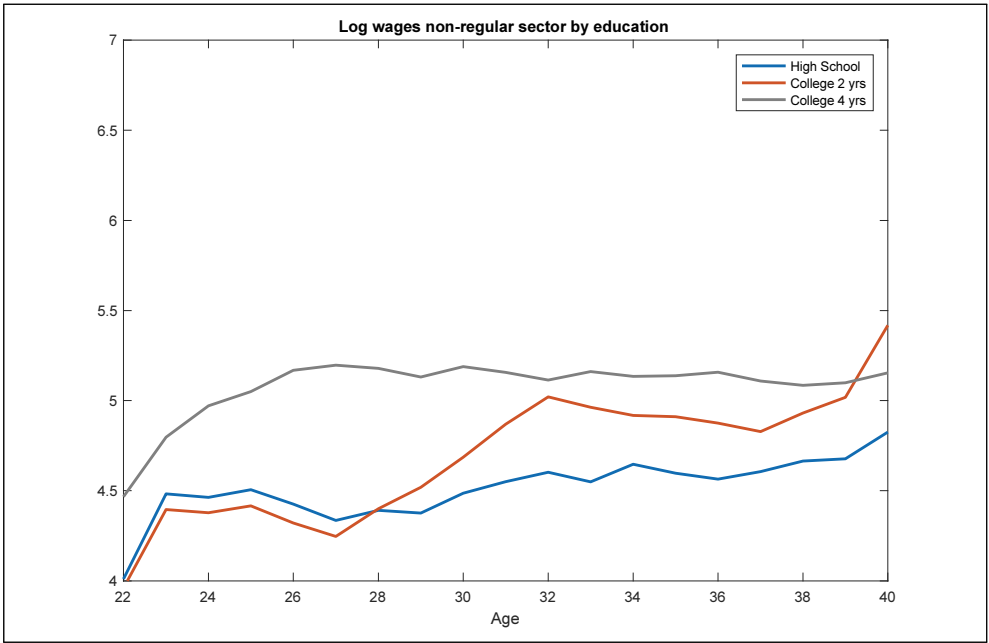


마지막으로 그림 4-13과 4-14는 고용 형태 및 교육수준별로 모의실험된 임금 프로 필을 보여주고 있다. 연구 모형은 그림 2-10과 같이 교육 수준에 따른 임금 증가를 예측하였다. 그러나 자료 패턴에서는 생애주기에 걸쳐 교육수준별 수익 격차가 점차 증가하는 것으로 나타난 반면 모형은 연령에 걸쳐 격차가 일정하게 유지된다고 예측하였다. 비정규직의 교육수준별 임금 수익도 유사하게 나타나고 있다. 이러한 차이는 주로 교육 수익과 경력 수익 간 가능한 상호작용으로 설명될 수 있다. 자료에서도 이들 상호 작용이 관측됐지만 식 8에 제시된 모델링 프레임워크에서는 다양한 인적자본 요인 간 상호작용을 고려하지 않았다. 이 문제는 상호작용으로 포함해 더욱 유연한 임금 식 사양을 추가해 쉽게 해결할 수 있다.

[그림 4-13] 교육수준별 정규직 소득



[그림 4-14] 교육수준별 비정규직 소득



제 5 장

결론 및 추후 연구사항

5

결론 및 추후 연구사항 <<

RAND는 한국보건사회연구원과 협력하여 소비, 노동 및 결혼을 포함한 한국 여성의 의사 결정에 대한 생애주기 의사결정 모형을 개발하였다. 첫 단계의 목적은 자료와 참고 문헌에서 적절히 추출한 파라미터로 모형을 보정해 이러한 모형이 자료 패턴을 정확히 추정하고 따라서 아직 시행되지 않은 결혼 및 출산 정책의 영향을 모의실험할 수 있는지에 대한 개념 증명을 제공하는 것이다. 생애주기 모형은 이론에 근거한 동태 행위 모형에 기반하고 노동 공급 및 결혼 결정에 대해 관측된 생애주기 패턴은 물론 자산 및 소득에 대한 생애주기 패턴을 설명할 수 있다. 본 연구는 1998년 기준 18-35세 한국 여성의 대표 표본을 선정해 17년간 추적한 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study)에서 생애주기 패턴을 추출하고 이들 패턴을 정확히 대표할 수 있도록 모형을 캘리브레이션하였다.

캘리브레이션 결과는 긍정적이었다. 다른 나라에서 추정한 구조 모형과 자료에서 추출한 추정치를 캘리브레이션해 파라미터로 사용했지만, 모형은 노동시장 참여, 혼인율, 자산 누적 및 소득에 대한 생애주기 프로필의 가장 중요한 측면을 정확히 복제하였다. 모의실험에서 자료의 모든 측면을 포착하지는 못했지만 실험 결과를 고려하고 아래 설명한 프레임워크에 복잡성을 추가해 전체 추정을 실시할 경우 이번 버전 모형을 통해 모든 자료 프로필을 정확히 예측할 수 있을 것으로 여겨진다. 예를 들어 25세 이하 여성 그룹의 노동시장 참여율을 과다 예측한 경향은 구직과 고용 형태 전환에 노동시장 마찰을 추가해 개선할 수 있다. 생애주기 동안 혼인율 과다 예측은 선호도 파라미터 보정에 대한 모범 선례가 부재하므로 간단한 모형 추정을 통해 개선할 수 있다. 생애주기 초기 자산 수준을 과소 예측하는 경향은 자료를 반영한 분포에서 모의실험 표본의 초기 자산 수준을 추출하여 개선할 수 있다. 그리고 모의실험 임금과 자료 임금 간 작은 차이는 모형에 더욱 유연한 임금 사양을 추가하여 개선할 수 있다.

모의실험 결과 모형은 관측된 주요 자료 패턴을 적절히 대표할 수 있는 추정을 통해 신뢰할 수 있는 반사실적 정책 실험에 사용할 수 있을 것으로 평가된다. 추후 연구에서는 앞서 설명한 개선 사항을 적용하고 세금/급여 함수와 같은 새로운 요소를 새 모형

버전에 추가할 것이다. 그리고 새 모형 버전을 추정해 적합도를 평가하고 세액 공제와 급여 변경과 같은 일부 반사실적 정책을 실험한다. 2018년 3월부터 2018년 5월까지 교육 보조금과 같은 정책을 모의실험하고 이들이 향후 노동시장 결과와 결혼 전망에 미치는 영향을 검토하기 위해 모형에 여성의 교육 결정을 추가한다. 2018년 6월부터 2018년 12월까지 모형의 출산 패턴을 검사하고 보육 보조금 또는 고등학생 또는 대학생 자녀의 사교육 투자 등과 같은 복잡한 정책 패키지를 평가하기 위해 모형에 출산 결정을 추가한다.

제 2 부

한국 여성의 결혼 및 출산: 교육,
노동 및 가족 의사 결정에 대한
생애주기 모형

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경 및 구성

제2절 분석방법의 틀

제1절 연구의 배경과 구성

한국에서 결혼과 출산 결정은 매우 밀접하게 관련되어 있다. 한국 여성은 결혼 후 대부분 자녀를 최소 1명 출산하지만 2명 이상 출산하는 경우는 많지 않다. 동시에 결혼과 출산 결정은 소비나 노동 공급과 같은 다른 결정에도 영향을 미친다. 예를 들어 자녀가 있는 기혼여성은 경제활동 참여를 미루고 가계생산에 전념하거나 근무 시간이 유연한 비정규 직업을 선택할 수 있다. 마찬가지로 한국에서 자녀 양육비와 교육비는 가계지출의 상당 부분을 차지하기 때문에 자녀 유무는 가계소비에 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 그런 다음 결혼과 출산 결정에 대해 관측된 생애주기 패턴을 설명하고 아직 시행되지 않은 결혼과 출산 장려 정책의 결합 효과를 검토할 수 있는 구조적 동태 행위 모형을 정의하고 개발하였다.

본 3차 연구보고서는 이러한 모형이 소비, 노동 공급 및 결혼 결정에 대한 한국 여성 대표 표본의 생애주기 프로필 패턴을 대표할 수 있음을 설명한다. 본 연구는 1998년 기준 22-30세 한국 여성으로 구성된 대표 표본을 추적한 한국 패널 자료를 사용해 모형을 추정함으로써 결혼과 출산율, 노동 참여, 소득, 경력 및 자산의 일반적인 생애주기 패턴을 매우 정확히 복제하였다. 고용 형태(정규, 비정규 및 실업), 교육 수준(고등학교 졸업, 2년제 전문대학 졸업, 4년제 종합대학 졸업), 경력연수 또는 가족배경 등과 같은 부분군별로 이들 프로필을 분석한 경우에도 적합도는 양호하게 나타나고 있다.

본 연구는 한국 여성 대표 표본을 대상으로 모형 추정치를 사용해 a) 기혼 여성 세액 공제, b) 둘째 출산을 결정한 여성에 대한 세액공제, c) 자녀 교육비 지출 비율에 따른 자녀 보조금 및 d) 일괄이전 형태의 아동수당 등 아직 시행되지 않은 네 가지 반사실적 정책의 효과를 모의 실험하였다. 결과적으로 모든 실험에서 결혼율은 2%-3%, 가구 당 평균 자녀 수는 9%까지 증가해 긍정적 영향을 보였다.

본 경과 보고서는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 이번 연구에서 사용한 방법론적 접근법의 일반 기능과 장점에 관해 설명하고 3장에서는 보정 작업에 사용된 자

료와 적률을 소개한다. 4장에서는 생애주기 모형과 추정 방법에 관해 자세히 설명하고 5장에서는 솔루션과 추정 방법에 관해 논의한다. 6장에서는 추정 결과와 적합도를 소개하고 7장에서는 반사실적 정책 실험과 정책 권고안을 검토한다. 8장은 결론이다.

제2절 분석방법의 틀

이번 연구는 정책결정자들에게 행동적 영향을 유도하는 대안 정책에 대한 분석 도구를 제공하기 위해 세대중첩모형(Alders & Broer, 2005) 및 출산과 노동에 대한 여성의 의사결정 모형 등과 같은 몇 가지 모델링 대안을 고려하였다(Francesconi, 2002; Haan & Wrohlich, 2011). 그러나 이번 연구는 세대중첩모형처럼 세대간 상충 관계가 아닌 정책에 대한 즉각적인 반응에 초점을 맞췄다. 또한 한국에서 혼외 출산율은 2% 미만이므로 결혼은 여성의 출산 결정에 핵심적인 역할을 한다. 따라서 4장에서 설명한 모형은 노동과 저축 결정 및 결혼과 출산 결정을 포함하여 학교 교육을 마친 후 시작되는 의사 결정 과정을 통합한 최신 연구에 기반하고 있다(Bronson, 2015; Mazzocco, Ruiz, & Yamaguchi, 2014).

제 2 장

자 료

제1절 고용 형태, 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 노동시장 참여

제2절 연령, 교육수준 및 고용 형태별 기혼여성 비율

제3절 연령 및 교육수준별 출산율

제4절 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 가계자산

제5절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 여성의 소득 수준

제6절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 배우자의 소득 수준

제7절 연령 및 교육수준별 자녀 투자

본 연구는 2차 연구와 마찬가지로 도시 지역에 거주하는 가구와 개인의 소득 활동과 노동시장을 포함하는 종단 조사인 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study)를 사용해 분석한다. 본 연구는 초기 생애주기 의사결정을 가장 정확히 포착할 수 있는 1998년 기준 23-30세 여성을 집중 분석하였다. 이 연령 그룹은 1998년 기준 여성 846명, 총 17개 차수의 14,785개 관측값으로 구성되어 있다. 표 2-1은 연령 그룹별 이들 여성의 표본 통계를 보여주고 있다.

〈표 2-1〉 표본의 기술통계량

구분 변수	표본 통계 (평균/표준편차/관측)			
	23-27세	28-33세	34-39세	40세 이상
노동시장 참여	0.5711 (0.4949)	0.4299 (0.4951)	0.4244 (0.4944)	0.4696 (0.4999)
	3,178	4,399	7,095	6,005
정규직 참여	0.4790 (0.4996)	0.3134 (0.4639)	0.2739 (0.4461)	0.2837 (0.4508)
	4,181	6,527	1,515	6,005
비정규직 참여	0.0920 (0.2891)	0.1164 (0.3207)	0.1504 (0.3567)	0.1858 (0.3890)
	4,181	6,527	1,515	6,005
실업	0.4288 (0.4949)	0.5700 (0.4951)	0.5755 (0.4944)	0.5303 (0.4991)
	4,181	6,527	1,515	6,005
결혼	0.2394 (0.4267)	0.7432 (0.4368)	0.8712 (0.3349)	0.8857 (0.3181)
	4,181	6,525	1,515	6,005
자녀 수	0.3293 (0.6072)	1.0085 (0.9070)	1.4125 (0.925)	1.6792 (0.8525)
	4,181	6,525	1,515	6,005
정규직 임금 (단위: 1만원, 연간)	1737.597 (650.2696)	2237.138 (1017.484)	2403.463 (1280.726)	2458.463 (1430.112)
	1,986	2,033	411	1,699

구분	표본 통계 (평균/표준편차/관측)			
비정규직 임금 (단위: 1만원, 연간)	1621.301 (2209.633)	1871.78 (1565.071)	2231.766 (2867.075)	2152.282 (2337.866)
	371	709	217	1075
교육 이수율 (고등학교 졸업)	0.3616 (0.4805)	0.4769 (0.4995)	0.5746 (0.4944)	0.6666 (0.4714)
	4,181	6,527	6,479	6,378
교육 이수율 (2년제 대학)	0.2542 (0.4354)	0.2112 (0.4082)	0.1636 (0.3699)	0.1222 (0.3276)
	4,181	6,527	6,479	6,378
교육 이수율 (4년제 대학)	0.3841 (0.4864)	0.3117 (0.4632)	0.2617 (0.4396)	0.2110 (0.4080)
	4,181	6,527	6,479	6,378
가계자산 (단위: 1만원, 연간)	14,280.57 (25404.28)	12443.7 (25719.98)	16529.78 (23684.95)	23169.46 (37937.68)
	4,181	6,527	6,479	6,378
가계임금 (단위: 1만원, 연간)	2526.562 (1132.01)	3364.99 (2441.483)	3825.54 (2679.867)	4153.908 (3031.341)
	843	4,143	1,103	4,591

다음부터 언급할 여러 상태별 그림들은 추정 시 동태 행위 모형과 일치해야 하는 자료 적률을 보여주고 있다.

제1절 고용 형태, 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 노동시장 참여

그림 2-1은 한국 여성의 생애주기별 노동시장 참여율을 보여주고 있다. 여성의 노동 참여율은 22세 37%에서 25세 60%로 증가했지만, 26세 이후 감소하기 시작해 33세가 되어서야 다시 증가세를 보인다. 40세 여성의 평균 노동시장 참여율은 52%였다. 이러한 패턴은 20대 후반과 30대 여성의 결혼과 출산 결정이 노동시장 참여에 악영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

[그림 2-1] 연령별 여성의 노동시장 참여율(22-40세)

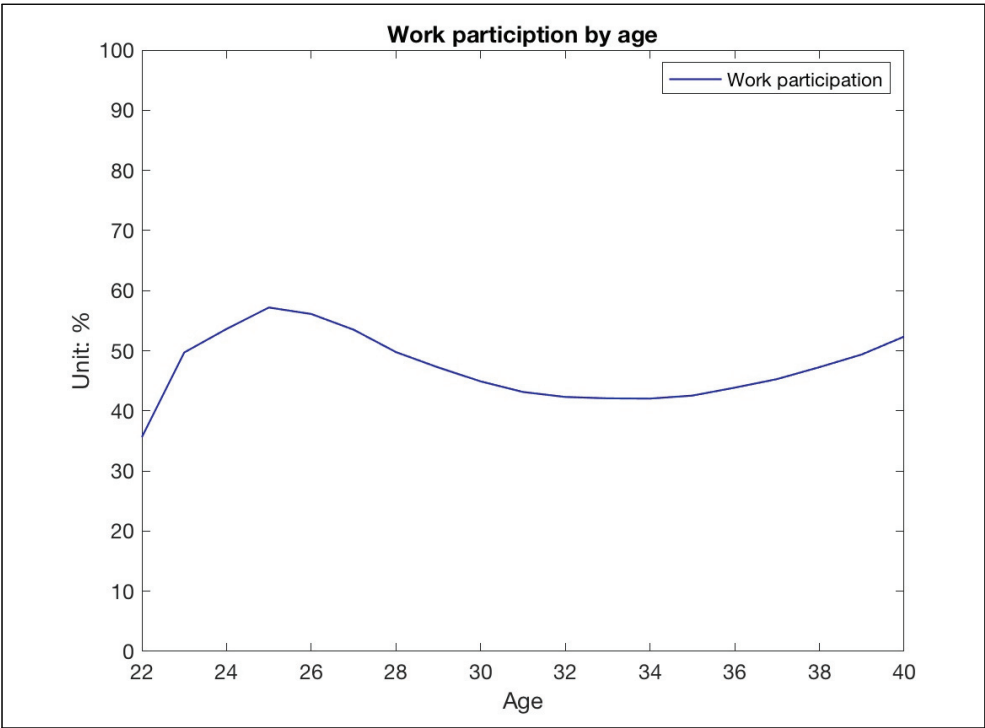
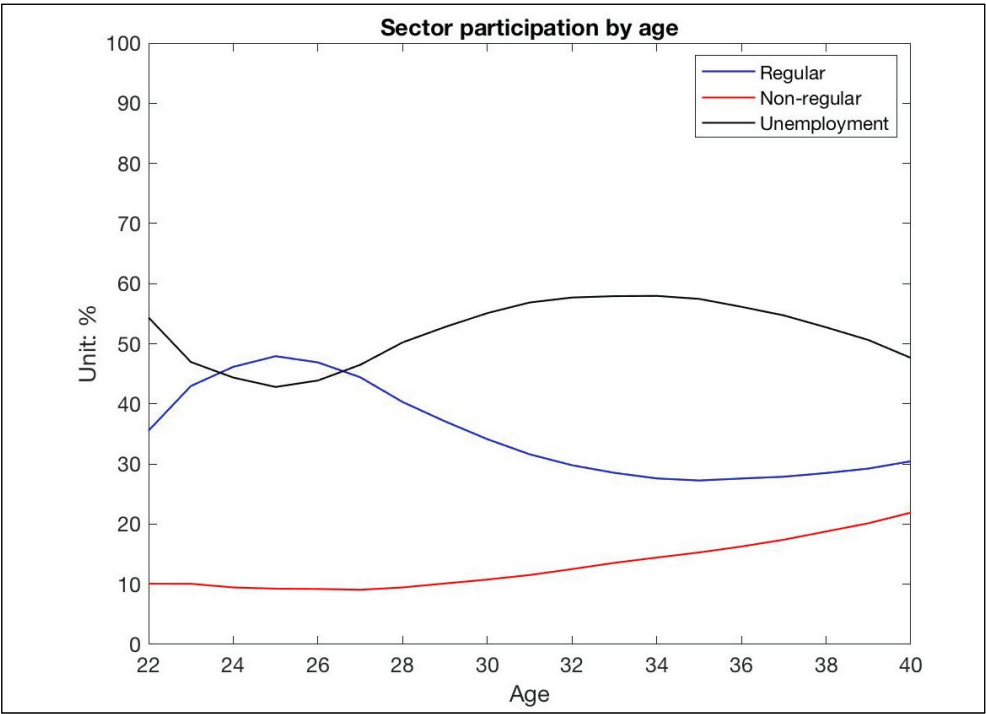


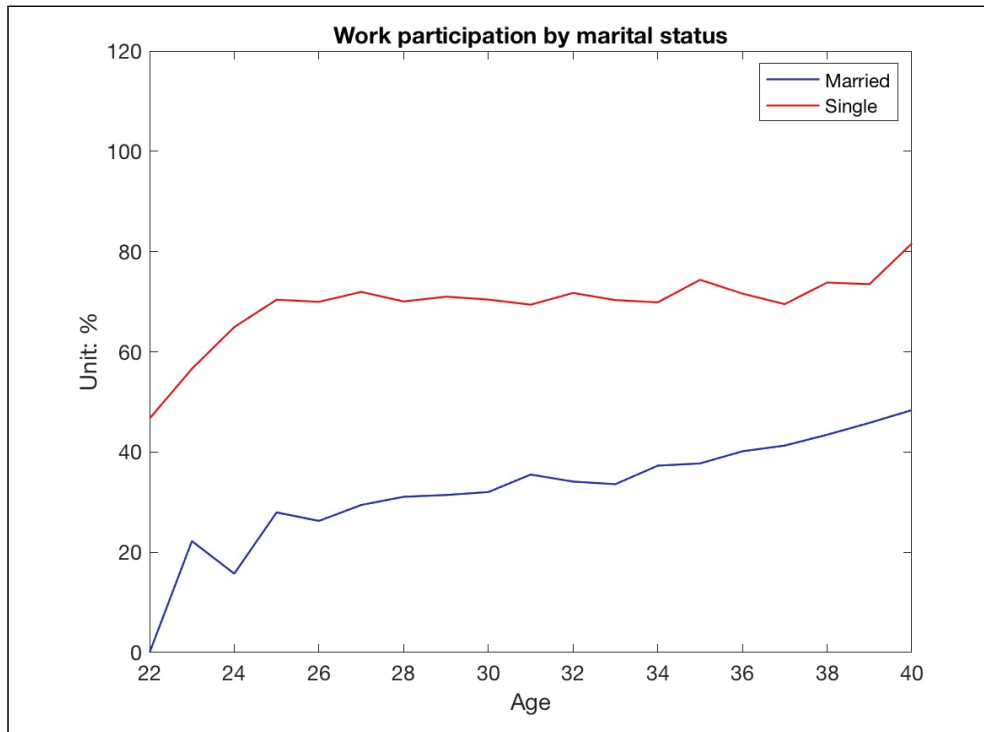
그림 2-2는 고용 형태별 노동시장 참여율을 보여주고 있다. 정규직 비중은 25세에 최고점을 기록한 후 33세까지 감소세를 보였다. 반면 비정규직(임시직 노동자 및 자영업자 포함)은 20대에 상대적으로 훨씬 낮은 비중을 유지하다가 30대 중반부터 증가하기 시작하였다. 30대 여성의 노동시장 참여율 증가는 근무 시간을 유연하게 조정할 수 있어 가계생산 활동과 병행할 수 있는 비정규직과 자영업에 대한 진출이 증가했기 때문으로 해석된다.

[그림 2-2] 고용 형태별 노동시장 참여율(22-40세)



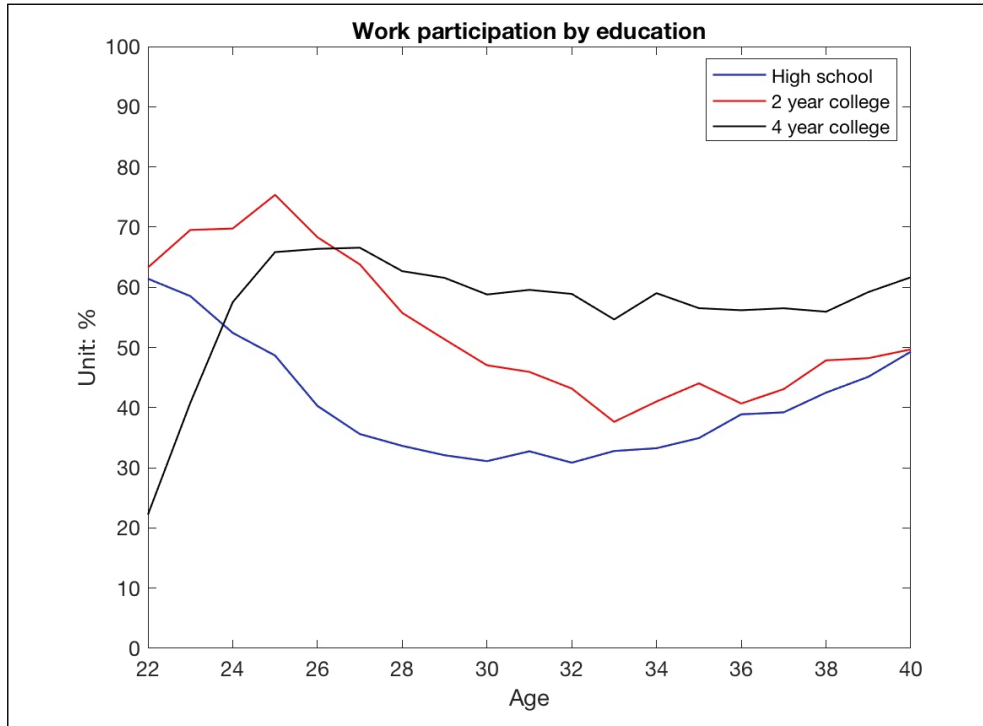
기혼 여성의 노동시장 참여율은 20대 중반 20%에서 40대에 40% 이상으로 꾸준히 증가하지만 같은 연령대의 미혼 여성보다는 지속적으로 낮게 나타난다(그림 2-3). 미혼 여성의 노동시장 참여율은 25세(72%)까지 급증하다가 이후부터 중년기까지 비교적 안정세를 유지해 미혼 여성이 기혼 여성보다 경력을 추구하는 경향이 강한 것으로 나타나고 있다.

[그림 2-3] 결혼 상태별 노동시장 참여율(22-40세)



교육 수준이 높을수록 학업을 마치고 노동시장에 진출하는 시기 또한 늦어지는 것으로 나타나고 있다(그림 2-4). 26세까지 4년제 대학 또는 2년제 대학 졸업 여성의 60% 이상이 노동시장에 진출하였다. 노동시장 참여율은 모든 교육 수준 그룹에서 처음에는 증가하지만 20대 중반과 30대에는 감소세를 보였고 교육 수준이 높을수록 노동시장 잔류 가능성도 높게 나타나고 있다. 이는 교육 수준이 낮을수록 결혼과 출산 인센티브에 민감하게 반응해 교육 수준이 높은 여성보다 20대 후반과 30대 노동시장 이탈률이 높다고 간주할 수 있다.

[그림 2-4] 교육 이수율별 노동시장 참여율



제2절 연령, 교육수준 및 고용 형태별 기혼여성 비율

그림 2-5는 지난 면접에서 기혼 여성 측도를 사용해 확인한 연령별 혼인상태를 보여주 고 있다. 한국은 이혼율이 낮아 "결혼 경력"이 있는 여성 그룹과 생애주기 패턴이 유사하게 나타나고 있다.²⁾ 연령 프로파일은 가족 구성의 예상 생애주기 프로파일과 일치하였다. 22세 여성의 혼인율은 2.2%에 불과하지만 31세에는 74%, 40세에는 87%로 증가 하였다. 현재 기혼 상태인 여성의 생애주기 프로파일은 미국과 유사하지만, 미국의 경우 이혼율이 상당히 높기 때문에 "결혼 경력"이 있는 여성 그룹은 예외로 나타나고 있다.³⁾

2) 통계청에 따르면 2006년부터 이혼율은 2.5% 이하를 유지하는 것으로 나타나고 있다.

3) <http://www.census.gov/population/socdemo/hh-fam/cps2004/tabA1-all.csv>

[그림 2-5] 연령별 기혼여성 비율

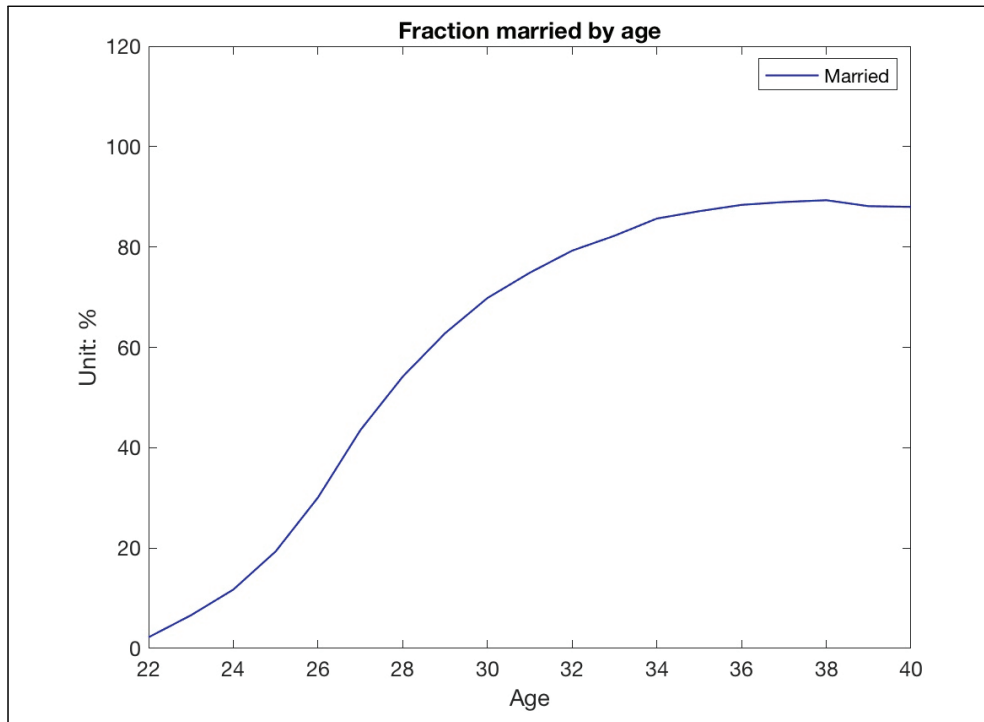


그림 2-6은 교육수준별 혼인율에 대한 생애주기 프로필을 보여주고 있다. 교육 투자의 예상 수익률이 높을수록 이른 결혼에 대한 기회비용이 높기 때문에 혼인율이 낮다. 또한 나이가 같을 경우 2년제 또는 4년제 대학 졸업자보다 고등학교를 막 졸업한 여성의 기혼율이 훨씬 높게 나타나고 있다.

[그림 2-6] 교육 이수율별 기혼여성 비율

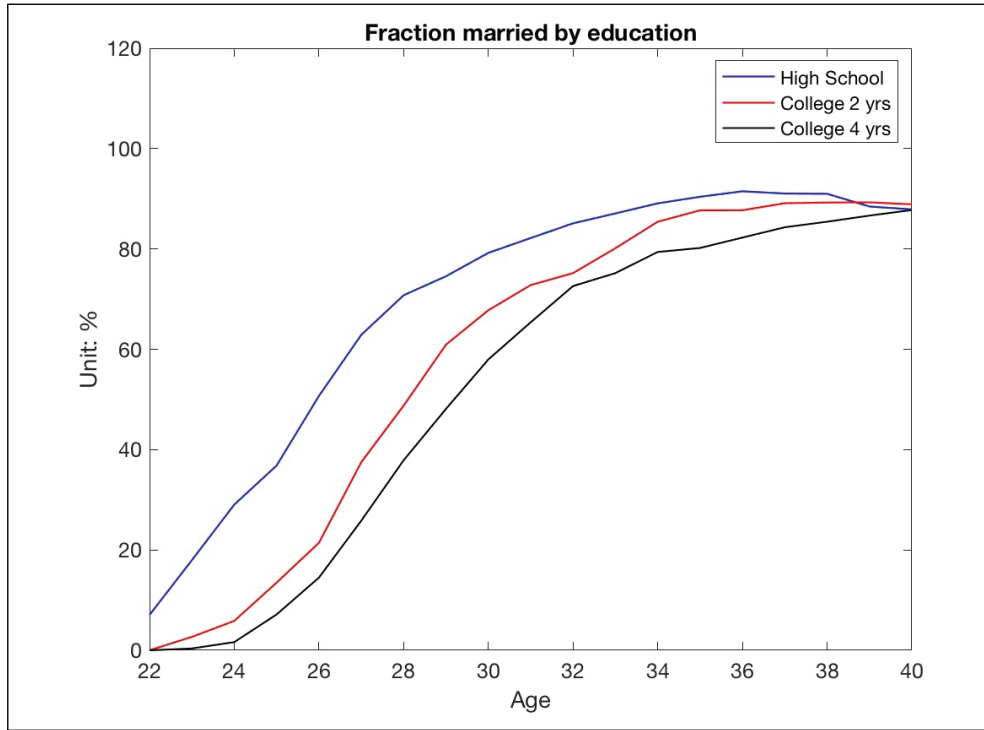


그림 2-7은 고용 형태별 혼인율에 대한 생애주기 프로필을 보여주고 있다. 노동시장에 참여하지 않거나 가족이 경영하는 사업체에서 무보수로 일하는 여성은 20대에 결혼을 결정할 가능성이 높게 나타나고 있다. 고용 형태별 여성의 혼인율은 정규직 여성이 34세까지 가장 낮게 나타나지만 40세 이후에는 격차가 다소 감소하는 것으로 도출되었다.

[그림 2-7] 고용 형태별 기혼여성 비율



제3절 연령 및 교육수준별 출산율

그림 2-8은 연령별로 자녀가 1명인 여성과 2명 이상인 여성의 비율을 비교한 것이다. 40세 이상 여성의 80% 이상이 자녀를 1명 이상 두고 있으며 자녀가 1명인 여성과 비교해 자녀가 2명 이상인 여성의 비율은 32세 이후 급증하였다. 이는 표본 그룹의 여성이 첫째와 비교해 둘째의 출산을 미루는 경향이 있음을 시사한다.

[그림 2-8] 연령별 자녀가 1명 또는 2명 이상인 여성 비율

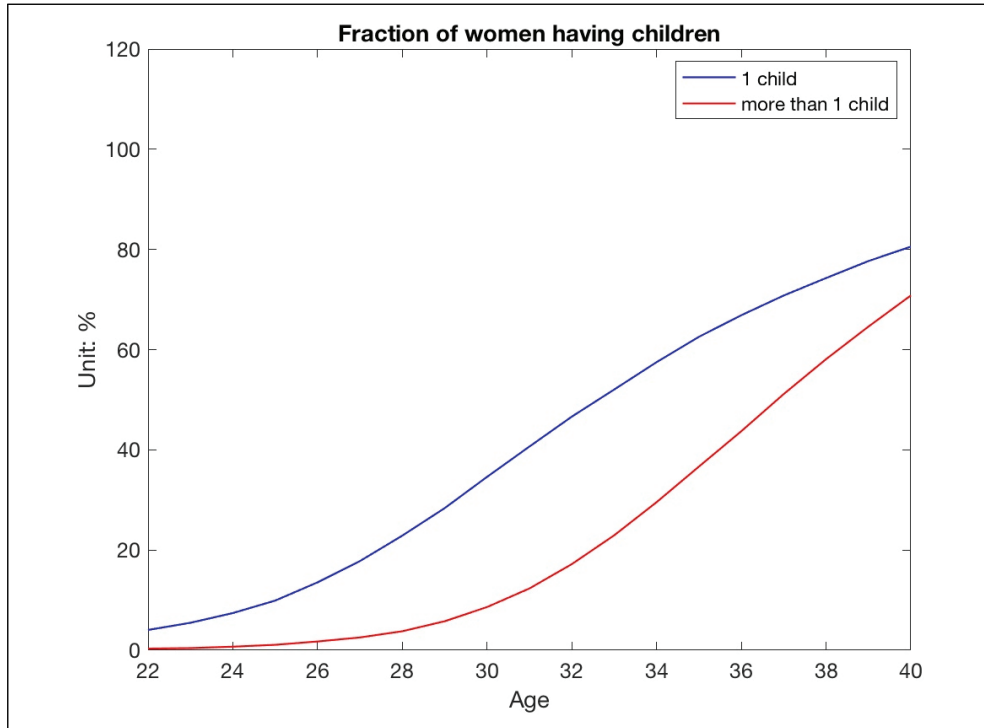
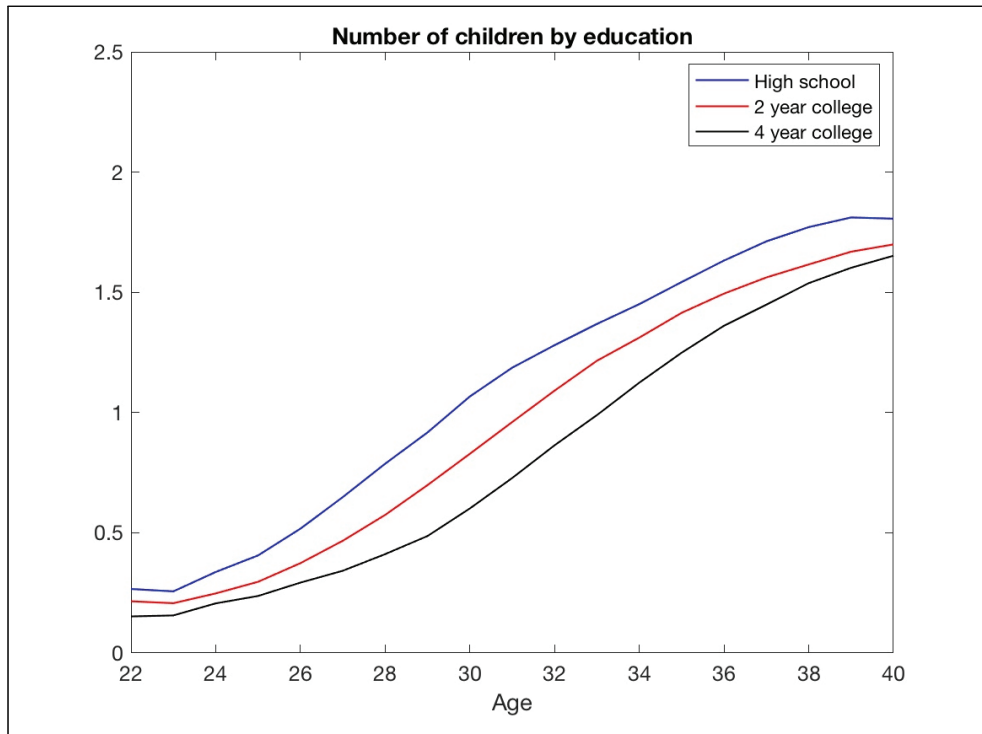


그림 2-9는 여성의 교육수준별 자녀 수를 보여주고 있다. 교육 수준이 높은 여성은 교육 수준이 낮은 여성과 비교해 출산을 현저히 늦게 결정하는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 고등학교를 졸업한 여성의 경우, 22세부터 출산율이 증가하기 시작해 26세에 평균 0.5명, 29세에 평균 1명, 34세에 평균 1.5명을 자녀를 둔다. 반면 2년제 대학을 졸업한 여성은 28세, 32세, 36세에, 4년제 대학을 졸업한 여성은 29세, 34세, 39세에 동일한 자녀 수에 도달한다. 교육수준별 출산율은 연령이 높아질수록 격차가 줄어들다가 기혼 여성 당 1.8-1.9명으로 안정화됐다.

[그림 2-9] 교육 이수율별 기혼여성 비율



제4절 연령, 결혼 상태 및 교육수준별 가계자산

그림 2-10은 각 면접 시 확인한 연령별 여성의 가계자산 현황을 보여주고 있다(1만원 단위). 한국 여성은 30대부터 자산을 크게 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 주로 20대 후반에는 기혼 여성보다 미혼 여성의 누적 자산이 많지만 30대 초반부터 격차가 급감하는 구성 효과에 기인한다. 결과적으로 기혼 여성의 가계자산은 33세 이후 미혼 여성을 앞지르고 30대 이후부터 급증하기 시작한다.

[그림 2-10] 연령별 여성의 월간 가계자산

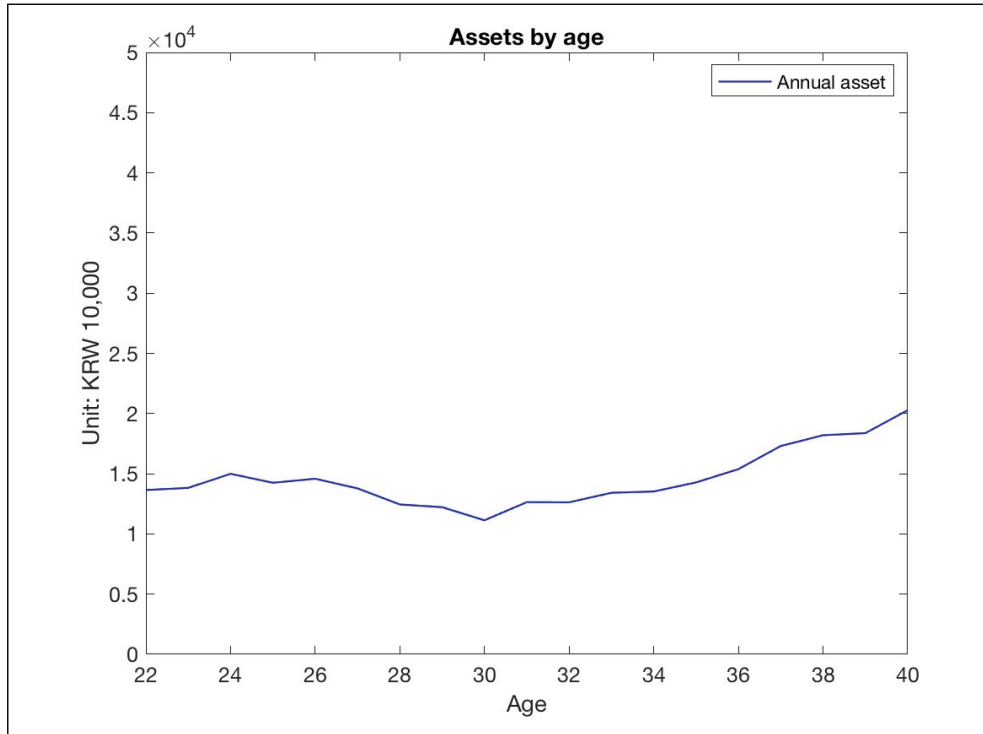
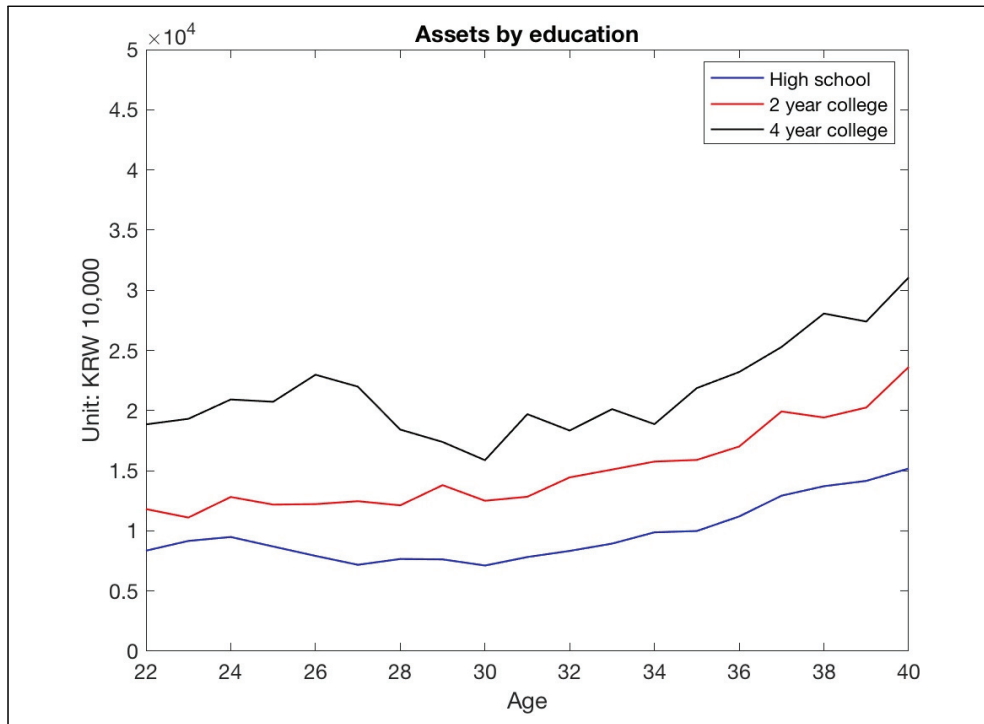


그림 2-11은 여성의 교육수준별 평균 가계자산의 차이를 보여주고 있다. 여성의 교육 수준이 높을수록 생애주기 동안 자산 수준도 높게 나타나고 있다. 2년제 대학 졸업 여성과 고등학교 졸업 여성의 자산 차이는 40대 중반이 되면 더욱 두드러졌다. 또한 4년제 대학 졸업 여성은 22세에도 초기 자산 수준이 더욱 높게 나타나 교육 이수 배경의 중요성을 보여주고 있다.

[그림 2-11] 교육 이수율별 여성의 가계자산



제5절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 여성의 소득 수준

그림 2-12는 고용 형태 및 능력별 연간 소득을 보여주고 있다. 정규직은 비정규직보다 지속적으로 높은 임금 수준을 유지하였다. 능력(가족배경에 대한 변수를 대신 사용)별 고용 형태별 로그 임금 구분은 미관측 이질성에 대한 주성분 추정치를 통해 가족 배경의 잠재 요인을 확인하는데 도움이 됐다. 이 잠재 요인이 평균 이하에 분포하는 경우 평균 이상에 분포하는 개인보다 임금 수준이 지속적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 잠재 요인을 능력의 대용물로 해석할 수 있다.

[그림 2-12] 능력별 여성의 소득: 정규직/비정규직

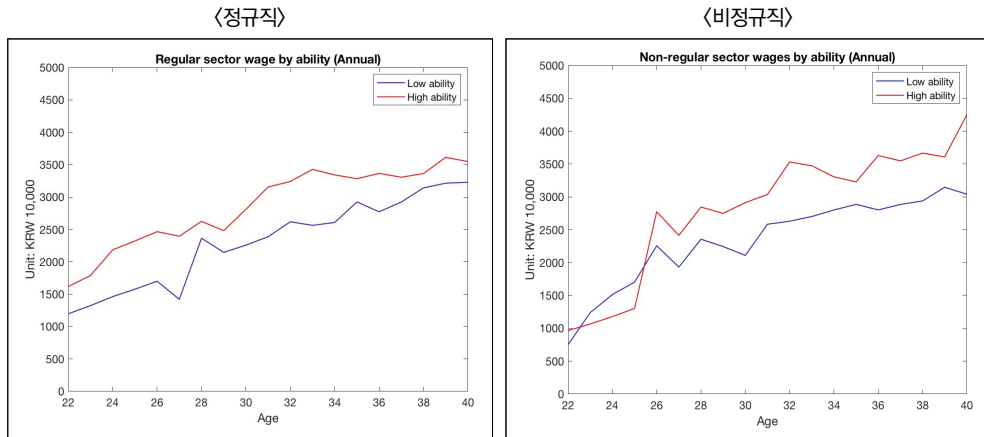
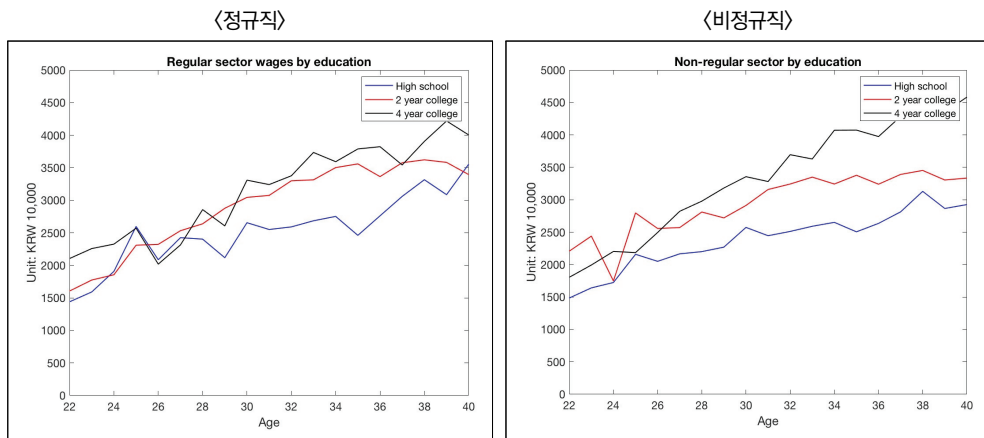


그림 2-13은 교육 수준과 고용 형태별 여성의 소득 수준을 보여주고 있다. 정규직의 경우(그림의 좌측), 교육 수준이 높은 여성은 교육 수준이 낮은 여성보다 임금 수준이 훨씬 높았다. 또한 2년제 또는 4년제 대학을 졸업한 여성의 경우 중년 이후에도 소득이 꾸준히 증가하는 반면, 고등학교 졸업 여성은 변화 없이 상대적으로 일정 수준을 유지하였다. 비정규직의 경우에도(그림의 우측), 4년제 대학을 졸업한 여성이 교육 수준이 낮은 여성보다 높은 임금 수준을 유지했고 연령이 높아질수록 격차가 커지는 것으로 나타났다.

[그림 2-13] 교육 이수율별 여성의 소득(정규직/비정규직)



제6절 연령, 능력, 고용형태 및 교육수준별 배우자의 소득 수준

그림 2-14은 여성의 연령별 배우자의 소득 수준을 보여주고 있다. 배우자 소득은 39세까지 점진적으로 증가하다가 (표에는 없지만) 나머지 생애주기 동안에는 상대적으로 일정한 수준을 유지하였다.

[그림 2-14] 배우자 연소득

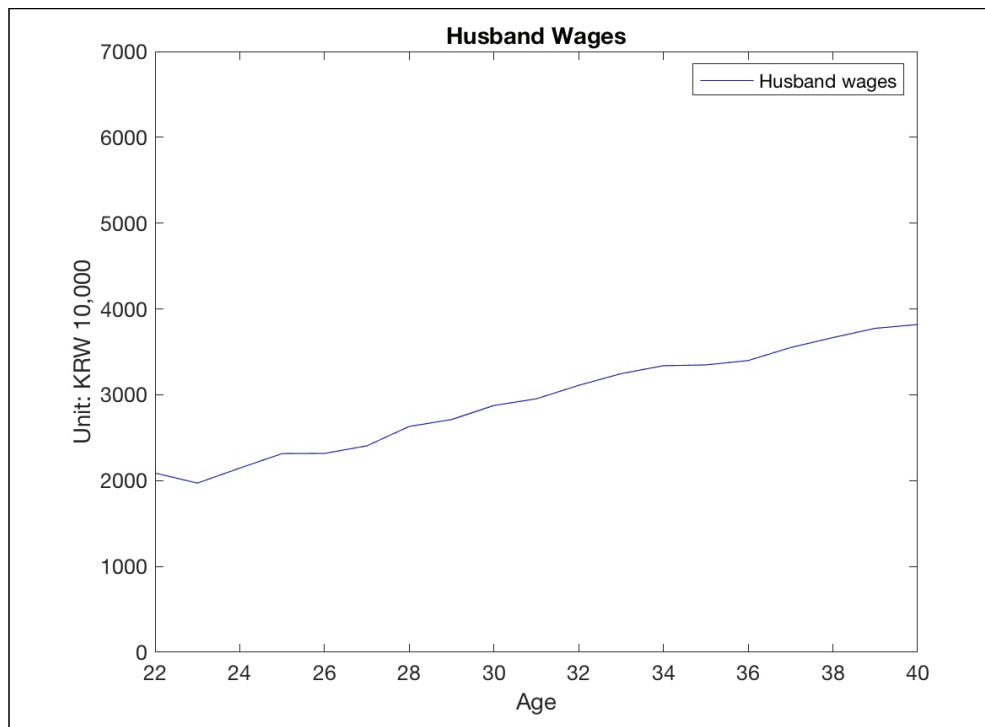
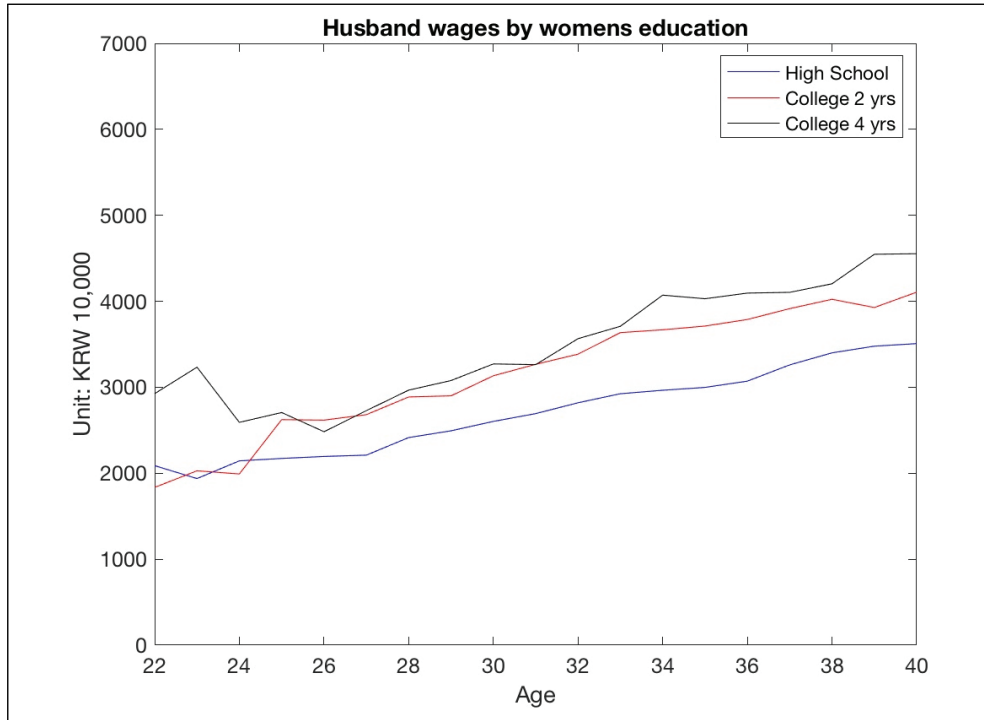


그림 2-15는 여성의 교육수준별 배우자의 소득 수준을 보여주고 있다. 배우자 소득은 대학 졸업 여성이 고등학교 졸업 여성보다 지속적으로 높아 동질적 선택혼 경향을 보여주고 있다.

[그림 2-15] 여성의 교육 이수율별 배우자 소득



제7절 연령 및 교육수준별 자녀 투자

그림 2-16은 여성의 연령별 자녀 교육 및 양육 지출에 대한 전체 생애주기 프로필을 보여주고 있다. 본 연구는 자녀에 대해 양의 지출을 조건으로 여성의 연령별 평균 교육비 지출을 1만 원 단위로 구성하였다. 연령별 평균 지출 프로필에 따르면 연령에 따라 자녀에 대한 투자가 완만하게 증가하다가 30대 중반 이후 급증하는 것으로 나타나고 있다. 30대 중반 둘째 자녀를 출산하는 여성 비율이 급증하는 점을 고려하면 교육비 지출 증가는 자녀당 지출 증가보다는 자녀 수의 증가에 기인했을 가능성이 높다.

[그림 2-16] 여성 연령별 연간 자녀 투자

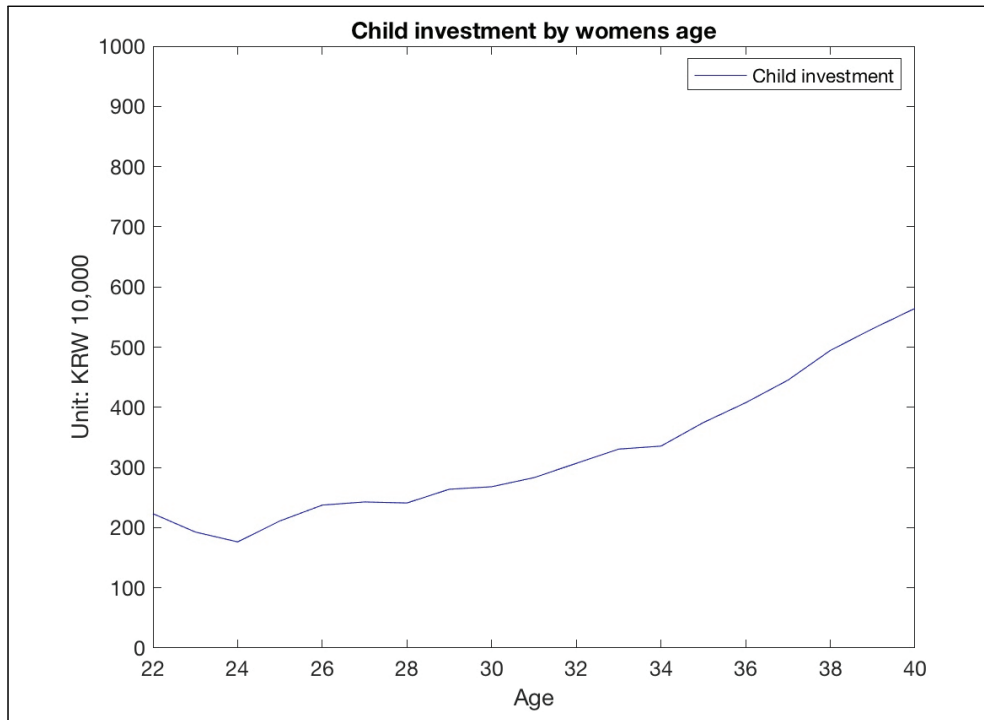
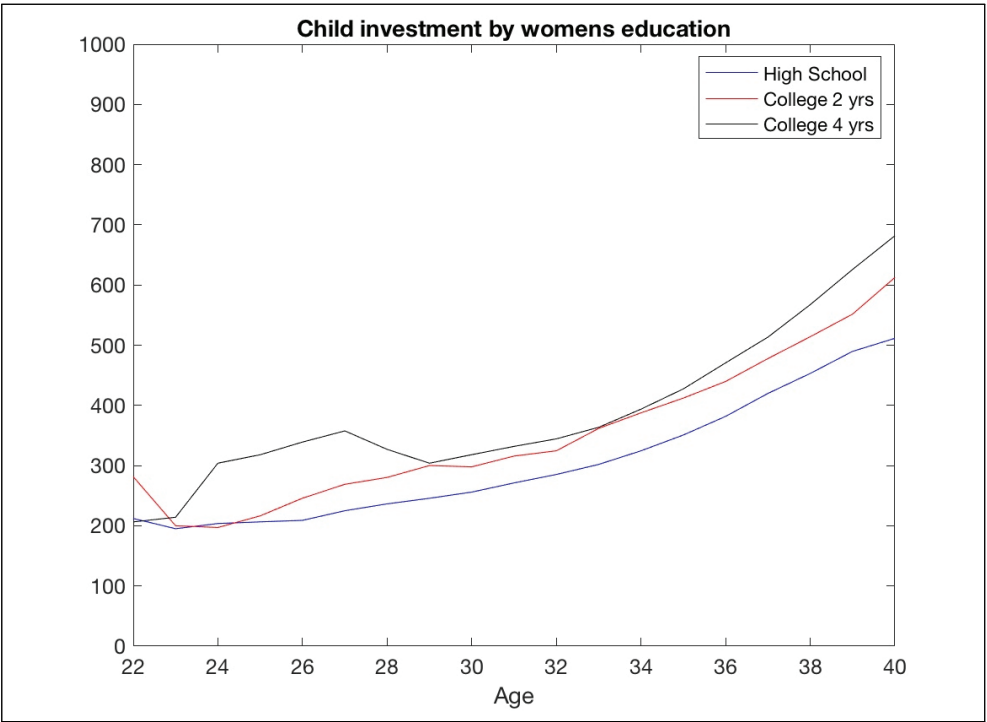


그림 2-17는 여성의 교육수준별 평균 교육비 지출 변화를 보여주고 있다. 자녀 교육비 지출은 교육 수준이 높을수록 높게 나타나고 있다. 특히 4년제 대학을 졸업한 여성은 같은 연령의 다른 여성 그룹보다 자녀의 교육비 투자가 높았다. 고등학교를 졸업한 유자녀 여성은 생애주기 전체에 걸쳐 자녀 투자 수준이 가장 낮게 나타나고 있다.

[그림 2-17] 여성의 교육 이수율별 연간 자녀 투자



제 3 장 모 형

제1절 성인기 단계

제2절 퇴직 단계

제3절 재귀식

제1절 성인기 단계

개인은 학업을 마치고 성인되면 노동시장에 참여하고 결혼을 할 수 있다. 일반적으로 성인기 초기에 취업과 진로를 결정하고 원하는 경우 결혼의 불확실성을 검토한다. 여성이 정규직을 구직하는 경우, 노동시장의 마찰로 인해 자료에서 외생적으로 결정된 확률로 취업할 수 있다. 그러나 비정규직은 확률 1로 취업이 가능하다. 동일한 방식으로 정규직에 종사하는 여성은 자료에서 외생적으로 결정된 확률로 실직할 수 있다. 일을 할 때마다 경력이 축적돼 소득에 영향을 줄 수 있으므로 노동시장 결정은 지속적인다. 개인 소득은 누적된 인적자본(초기 조건으로 추가한 능력과 교육 수준)은 물론 노동시장 경력과 임금 충격 등에 따라 달라진다. 결과적으로 소득과 소비 선택은 자산 축적 과정에 영향을 미친다.

성인기에 개인은 1) 누적 자산(A_t), 일반 경력(X_t), 자녀의 누적된 인적자원(K_t),은 물론 결혼한 경우 배우자의 소득 수준($W^{Husband}$)을 포함한 (t)세의 확률변수 상태(상태 공간), 2) 여가, 소비, 결혼의 가치, 출산의 가치 및 각 자녀의 인적자본 가치에 대한 선호도, 3) 본인 소득, 자산 및 결혼한 경우 배우자 소득을 고려한 예산 제약, 4) 능력 및 교육 수준을 포함한 초기 조건($HS, Col2yr, Col4yr$) 등에 따라 소비, 노동 공급, 결혼 여부(및 첫째 출산) 및 결혼한 경우 둘째 출산 여부 등을 최선으로 선택한다.

본 연구 프로젝트는 다음과 같은 설정을 고려하였다. 첫째, 노동 공급은 정규직, 비정규직(임시직 또는 자영업) 또는 가계생산 활동에 전념하는 비경제활동 부문 등 3개 형태 중 하나를 선택하고 a 로 표시된다. 둘째, 생애주기 모형에서 여성의 능력은 부모의 교육 수준, 형제자매 및 14세까지 거주한 지역과 관련된 가족배경 변수로 대체하였다. 특히 임금 수준을 결정하는 첫 번째 성분(f)는 주성분 분석을 추정해 확인하였다. 상태공간 규모를 제한하고 쉽게 계산할 수 있도록 첫 번째 요인에 대해서만 더미변수를 생성함으로써 개인이 요인 f 분포의 중간값 위 또는 아래에 있는지 확인하였다. 주성분 분석 결과는 이후 5장에서 살펴본다.

가족구성 동태는 결혼, 자녀 1명 이상 출산, 자녀의 질(Quality), 자녀의 인적자본 투자 관련 비용에 대한 여성의 선호도에 따라 달라진다. 결혼은 노동 공급, 연령 및 교육 수준에 따라 양의 확률을 갖는다. 여성은 부문별 노동시장 활동 수익과 결혼 및 자녀의 양과 질에 따라 달라지는 가계생산 수익의 균형을 맞춰 결혼 여부를 결정한다. 한국 기혼 여성은 대부분 자녀를 최소 1명 출산하므로 본 연구는 결혼 결정에 첫째 출산에 대한 결정이 포함되어 있다고 가정하였다. 결혼 후 배우자 소득은 외생적 과정에 따라 결정된다. 자녀를 1명 출산한 기혼 여성은 둘째 출산을 결정할 수 있다. 이번 모형에서는 이혼을 고려하지 않았다. 또한 본 연구는 특정 직업 활동과 가계생산 간 상보 정도를 이해하는데 집중했으므로 공공재의 가계생산 또는 시장 생산에 대한 시간 할당도 노동 공급 결정과 관련되어 있다.

1. 선호도

자녀가 n_t 명이고 고용형태는 a 이며 결혼 상태는 m_t 인 t 세 여성의 유량적 효용(flow utility) 함수는 다음과 같이 정의된다.

$$(1) \quad U_{t,a}(c_t^f, Q_{t,a}) = \frac{(c_t^f)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \psi_a + \kappa_a \log Q_t(m_t, n_t, K_t)$$

여기서 c_t^f 는 개인의 소비를, ψ_a 는 직업 유형 a 의 비효용성을, $Q_t(\cdot)$ 는 해당 여성이 가계생산에 할당하는 가치를 나타낸다. κ_a 는 가계생산과 소비/여가 선호도 간 고용형태별 한계대체율이다. 결과적으로 K_t 는 자녀의 인적자본 누적 수준을 나타내고 자녀 교육에 대한 부모 투자 함수로 표시된다. Mazzocco et al. (2014)에 따라 본 연구는 현재 결혼 상태, 자녀 수($n_t = \{0, 1, 2\}$) 및 각 자녀의 누적 인적자본 K_t 로 확인한 자녀의 질에 따라 콥-더글라스 함수로 가계생산함수를 구축하였으며, 이는 다음과 같다.

$$(2) \quad Q_t = (m_t + 1)^{\theta_1} (n_t + 1)^{\theta_2} (n_t K_t)^{\theta_3}$$

식 (2)에서는 추정 파라미터 θ_1 에 따라 결혼 후 여성의 복지(welfare)가 양의 값 또

는 음의 값으로 변경될 수 있다. 자녀가 있는 경우 자녀 수는 가계 효용 가치를 높일 수 있고 이는 파라미터 θ_2 로 확인한다. 마지막으로 가계 또한 자녀의 인적자본 가치를 높이고 이는 θ_3 로 확인한다. 식 (2)는 가정 형성 결정에서 가정이 당면하는 다양한 상충관계를 표시한다. 예를 들어 일정 수준의 자녀 인적자본 K_t 를 달성하려면 비용이 필요하지만 예산 제약이 있으므로 자녀 수와 인적자본 사이에는 상충 관계가 존재한다. 이는 자녀의 인적자본에 따라 달라지는 자녀의 가치 함수에 부모의 효용 함수를 입력하는 일반적인 벡커리안(Beckerian) 프레임워크에 대한 간단한 대안이다. 또한 효용 함수와 유자녀 여성의 경제 활동에 대한 이들 각 입력값 사이에도 상충 관계가 존재할 수 있다. 예를 들어 결혼과 출산은 비경제활동 또는 자영업 참여 등과 같은 노동 공급 선택을 보완하고 직업 경력을 대체할 수 있다. 이들 상호 작용은 유자녀 여성의 경제 활동 선택과 가계생산 간 상보성을 나타내는 κ_a 로 확인할 수 있다. 상기 식 2의 양변에 로그를 취하여 다음 식을 도출하였다.

$$(3) \log Q_t = \theta_1 \log(m_t + 1) + \theta_2 \log(n_t + 1) + \theta_3 n_t K_t$$

여기서 θ_1 는 결혼의 한계값이고 θ_3 는 자녀 인적자본의 한계값이다. 이 함수는 효용 함수에서 선형적으로 입력되기 때문에 파라미터 $\{\theta_1, \theta_2, \theta_3\}$ 는 κ_a 와 별도로 식별되지 않는다. 따라서 결혼, 자녀 수 및 자녀의 인적자본에 대한 고용 형태별 선호도를 다음과 같이 정의하였다.

$$\lambda_{1,a} = \kappa_a \theta_1, \quad \lambda_{2,a} = \kappa_a \theta_2, \quad \lambda_{3,a} = \kappa_a \theta_3$$

마지막으로 자녀의 인적자본은 여성의 능력과 교육 수준은 물론 부모의 자녀 교육 투자(사교육 지출의 형태)에 대한 단순 함수로 모델링하였다.

$$(4) K_t = k_0 + k_1 z + k_2 Col2yr + k_3 Col4yr + k_4 \ln v_t$$

여기서 식 (4)의 파라미터는 한국청소년패널조사의 자료를 사용해 보정하였다.

2. 예산 제약

자녀 교육에 대한 가계 소비와 투자 비용이 높기 때문에 기간간 예산 제약에 반영된다. 여성의 최적 결정은 가계 소비에 따라 달라지기 때문에 해당 여성의 소비를 가계소비 (C_t)의 절반으로 가정하였다.

$$(5) c_t^f = 0.5c_t$$

추정 단계에서 가족 구성에 따라 더욱 유연한 개인 소비 사양을 추가할 수 있다. 개인이 자녀에 대해 소비 및 투자하지 않고 절감하면 기간간 예산 제약이 발생한다.

$$(6) A_{t+1} = (1+r)(A_t + y_a(m_t, Col, t, x_t, z) - c_t - n_t E[\ln v_t])$$

식 (6)에서 A_t 는 t 세 여성의 자산, y_a 는 세금 및 급여 공제 후 순가계소득, c_t 는 가계 소비, $E[\ln v_t]$ 는 해당 연령 여성의 자녀 투자(금전적) 기댓값을 각각 나타내고 있다.

가. 자녀 교육 투자

자녀의 연령별 사교육 지출 분포를 고려해 자녀 투자 예상치를 모형에 외생적으로 대체하였다. 자녀의 연령에 따라 자료의 사교육 지출이 급변한다는 점에서 기대 기호를 도출했지만, 산술적으로 추적할 수 있는 모형을 만들기 위해 이 변수는 모델링하지 않았다. 본 연구는 다음 단계에 따라 자녀의 연령을 고려해 여성의 연령별 투자 프로필을 구성하였다.

자녀의 연령별로 자녀 양육비 프로필을 구성하고 연령 카테고리 τ 에서 cc_τ 로 표시된 평균 자녀 양육비를 계산한다. 연령 카테고리는 i) cc_{0-5} : 미취학생(0-5세), ii) cc_{6-11} : 초등학생(6-11세), iii) cc_{12-17} : 중등학생(12-17세), iv) cc_{18-22} : 대학생(18-22 세) 등 네 가지로 분류하였다.

정규분포 $cc_{t,\tau} \sim N(\mu_{t,\tau}^{cc}, \sigma_\tau^{cc})$ 에서 연령 그룹 τ 의 평균 자녀 양육비를 도출한다. 여

기서 평균 비용은 다음 식을 통해 도출한 가족 배경, 교육수준 및 연령 함수이다.

$$(7) \mu_{t,\tau}^{cc} = \iota_{\tau,0} + \iota_{\tau,1}z + \iota_{\tau,2}Col2yr + \iota_{\tau,3}Col4yr + \iota_{\tau,4}t$$

참고로 연령그룹별 분산은 자료에서 보정하였다.

t 세 여성이 τ 연령대 자녀를 두고 있을 확률을 추정하고 다음을 통해 관측된 특징(예: 가족 배경 및 교육)을 통제하고 $\pi_{t,\tau}$ 로 표시한다.

$$(8) \pi_{t,\tau} = \pi_{\tau,0} + \pi_{\tau,1}z + \pi_{\tau,2}Col2yr + \pi_{\tau,3}Col4yr + \pi_{\tau,4}t$$

다른 연령대 여성의 교육 지출은 다음과 같이 나타낸다.

$$(9) E[\ln v_t] = \sum_{\tau} \pi_{t,\tau}^* cc_{t,\tau}$$

나. 가계순소득

가계 가처분소득을 다음과 같이 정의한다.

$$(10) y_a(m_t, Edu, t, X_t, z) = \phi(W_a(Edu, t, x_t, z) + W^{Husband*} \Pi[m_t = married, T_t, B_t])$$

식 (10)에서 W_a 는 고용 형태별 여성의 임금으로서 교육 수준, 일반적인 경력 () 및 능력 함수로 명시된다. $W^{Husband}$ 는 영속 분포 $W_t^{Husband} \sim N(\mu_t^{husband}, \sigma^{husband})$ 에서 도출한 기혼 여성의 배우자 소득이다. 동질적 선택혼 경향을 반영하기 위해 다음 식에 따라 배우자 소득 ($\mu_t^{husband}$)의 평균값을 여성의 연령과 교육 수준 함수로 사용하였다.

$$(11) \mu_t^{husband} = \eta_0 + \eta_1z + \eta_2Col2yr + \eta_3Col4yr + \eta_4t$$

마지막으로 함수 ϕ 는 세액공제, 아동 수당 및 이번 조사 대상 기간에 시행되었던 기

타 급여 등을 포함한 다양한 급여 제도 B_t 와 조세 제도 T_t 를 고려해 가계 총소득을 가계 순소득으로 사상(mapping)하여 한국의 세금/급여 시스템을 반영하였다.

3. 소득

본 연구는 인적자본 투자 방식을 사용해 연령, 능력, 교육 수준, 일반 경력 및 다음 로그 임금 제의에 따른 시변 충격에 따라 여성의 고용 형태별 임금 모형을 구축하였다.

$$(12) \ln W_a = (Edu, t, X_t, z) = \alpha_{a,0} + a_{a,0,z}z + a_{a,1}Cbl_{2yr} + a_{a,2}Cbl_{4yr} + a_{a,3}\ln(1+x_t) + \epsilon_t^a$$

이 사양에서 파라미터 $a_{a,0}$ 는 낮은 능력 유형에 대한 a 고용 형태의 평균 임금이고 $a_{a,0,z}$ 는 높은 능력 유형의 추가 임금 수익이다. 본 연구는 가족 배경에 대한 자료를 잠재 능력 구조로 간주해 관측되지 않은 영구적 특성을 해석하였다. $a_{a,1}$ 는 2년제 대학의 고용 형태별 수익, $a_{a,2}$ 는 4년제 대학의 고용 형태별 수익, $a_{a,3}$ 는 일반 경력의 수익이다. 여기서는 노동 경력의 잠재 임금 비선형성을 모델링하기 위해 로그 함수를 사용하였다. 마지막으로 평균이 0으로 정규분포하고 분산공분산행렬로 부문과 상관관계를 맺을 수 있는 고용 형태별 및 시변 임금 충격 ϵ_t^a 을 사용해 모형에 불확실성을 추가하였다. 이는 모형의 나머지 구조 파라미터와 함께 보정해야 한다.

4. 상태 공간

각 기간 t 의 시작 시 확률변수상태를 결정하는 상태변수 집합은 Ω_t 로 표시되고, 외생적으로 결정된 다음 변수를 포함한다.

- 자산(A_t)
- 경력(X_t)
- 결혼 상태(m_t)
- 자녀 수(n_t)

또한 외생적으로 결정되는 다음 변수를 자료에서 직접 대체하였다.

- 배우자 소득($W_t^{husband}$)
- 예상 자녀 투자($E[\ln v_t]$)
- 교육($Ed = HS, Col2yr, Col4yr$)
- 능력(z)

또한 확률변수상태의 특이하고 예상치 못한 변화를 반영하는 다른 시변 충격 원인도 정규직 및 비정규직의 잠재 임금 충격 $\epsilon_t = (\epsilon_t^{reg}, \epsilon_t^{nreg})$ 을 포함한 선택에 영향을 미친다.

5. 가치 함수

본 연구는 노동시장에 고용 형태별 구직 확률은 물론 실직 확률의 형태로 마찰이 존재한다고 가정한다. 이들 마찰은 한국 여성의 고용 변동 규모 또는 지속성을 확인할 뿐 아니라 높은 청년 실업률을 설명하는데도 도움이 된다.

따라서 직업 유형 a 에 종사하는 가치 또는 선택별 가치 함수(Aguirregabiria & Mira, 2010 참조)는 앞선 식 (1)에 설명된 유량적 효용을 극대화하는 소비 선택과 여성이 참여할 수 있는 각 고용 형태에 대한 연속함수의 할인된 최대 기댓값(또는 E_{max})으로 정의한다. 정규직 여성의 선택별 가치 함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(13) \quad V_t^{reg}(\Omega_t, \epsilon_t) = \max_{ct} \{ U_{t, reg}(c_t, Q_{t, reg}) + \beta \lambda_{reg} E_{max} [V_{t+1}^{ump}(\Omega_{t+1}), \\ V_{t+1}^{nreg}(\Omega_{t+1})] + \beta (1 - \lambda_{reg}) E_{max} [V_{t+1}^{reg}(\Omega_{t+1}), \\ V_{t+1}^{nreg}(\Omega_{t+1}), V_{t+1}^{ump}(\Omega_{t+1}) | \Omega_t]] \}$$

식 (13)에서 정규직의 가치 함수는 a) 정규직 여성의 잠재 소득 및 정규직 여성의 경제활동과 가계생산 가치와의 상보성에 따라 달라지는 정규직의 유량적 효용성 $U_{t, reg}(c_t, Q_{t, reg})$, b) 할인 요인 ; c) 개별 충격으로 인해 실직할 확률($\lambda_{reg} \subset (0, 1)$) 및 d) 선택 가능한 고용 형태 중 가장 높은 가치를 제공하는 형태를 선택하고 정규직과

비정규직 임금 충격 분포가 기대를 대신하는 $t+1$ 기간의 최대 계속값에 대한 기대 값 등에 따라 달라진다. 예를 들어 여성이 t 시점에 실직하면 비정규직을 선택하거나 $t+1$ 기간 동안 실직 상태를 유지해야 한다.

마찬가지로 비정규직 또는 실직자의 가치 함수 ($a = nreg, unem$)는 다음과 같이 정의된다.

$$(14) \quad V_t^{a = nreg \text{ or } unem}(\Omega_t, \epsilon_t) = \max_{ct} \{ U_{t,a}(c_t, Q_{t,a}) + \beta \pi_{reg} Emax[V_{t+1}^{reg}(\Omega_{t+1}), V_{t+1}^{nreg}(\Omega_{t+1}), V_{t+1}^{unem}(\Omega_{t+1})] + \beta(1 - \pi_{reg}) Emax[V_{t+1}^{nreg}(\Omega_{t+1}), V_{t+1}^{unem}(\Omega_{t+1})] | \Omega_t \}$$

식 (14)는 비정규직 또는 실직 여성이 $t+1$ 기간에 (의 확률로 정규직에 취업할 수 있다는 것을 제외하고 식 (13)과 동일한 특성을 가지고 있다. 유량적 효용은 예를 들어, 일 자리를 찾지 않고 가계생산에 참여하거나 일반적으로 근무 시간을 더욱 유연하게 조정할 수 있는 비정규직을 선택해 가계생산 활동을 병행하는 경우의 상충관계를 확인한다.

무엇보다도 모형에서 구직 또는 실직 확률은 외생적으로 결정된다. 본 연구는 식 (15) 및 (16)에서처럼 여성의 연령, 교육 수준 및 누적 경력에 대해 관측된 구직 및 실업률의 선행 확률 모형을 추정하고, 추정 파라미터를 사용해 시간에 따라 변화하는 모형의 연령과 경력으로 이들 확률을 예측하였다.

$$(15) \quad \lambda_{reg,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Col2yr + \lambda_2 Col4yr + \lambda_3 t + \lambda_4 X_t$$

$$(16) \quad \pi_{reg,t} = \pi_0 + \pi_1 Col2yr + \pi_2 Col4yr + \pi_3 t + \pi_4 X_t$$

결혼 상태 값 $m = \{marr, sing\}$ 은 결정의 내포수열로 정의된다. 여기서 $t-1$ 기간에 결혼 상태가 $m_{t-1} = \{marr, sing\}$ 인 개인은 기혼 및 미혼 상태 모두에서 다음에 따라 t 시점의 노동 공급을 결정한다.

$$(17) \quad V_t^m(\Omega_t) = \max \{ V_t^{Reg}(\Omega_t), V_t^{Non-reg}(\Omega_t), V_t^{Unem}(\Omega_t) | m_{t-1} \}$$

식 (17)에서 은 결혼 또는 미혼 상태 유지에 대한 결정을 나타낸다($t-1$ 기간에 이미 결혼한 상태가 아닌 경우, 결혼 상태를 유지하는 것을 흡수 상태라 한다). 그런 다음 가 계 결혼은 미혼인 경우 결혼을 선택해 결정된다. 개인이 결혼 선택한 경우, $w_{a,t}^M = (Col2yr, Col4yr, t, A_t)$ 의 확률로 배우자를 찾을 수 있다. 이들 확률은 모형이 아닌 각 고용 형태에 대해 프로빗 회귀를 개별적으로 사용해 교육 수준, 연령 및 누적 자산 함수로 추정하였다.

$$(18) \omega_{a,t}^M = \phi(\omega_{a,0} + \omega_{a,1}Col2yr + \omega_{a,2}Col4yr + \omega_{a,3}\log(1+t) + \omega_{a,4}\log(1+A_t))$$

여성이 결혼하고 자녀를 1명 출산하면 다음 기간 동안 둘째 출산을 결정할 수 있다. 이는 식 (19)와 유사한 식으로 표시된다. 여기서 자녀 수 $n = \{1,2\}$ 는 결정의 내포수열로 정의되고 $t-1$ 기간에 자녀 수가 $n_{t-1} = \{1,2\}$ 인 개인은 자녀를 1명 둔 기혼 상태와 자녀를 2명 둔 기혼 상태인 경우 모두 다음에 따라 t 시점의 노동 공급을 결정한다.

$$(19) V_t^{m=1,n}(\Omega_t) = \max \{ V_t^{Non-reg}(\Omega_t), V_t^{Unem}(\Omega_t) | m=1, n_{t-1} \}$$

이들 추정 함수를 사용해 모형 내에서 시간에 따라 변화하고 외생적으로 상태가 결정되는 결혼 확률을 추정하였다. 개인은 성년기에 다음 가치 함수에 따라 결혼을 선택하고 자녀를 1명 이상 갖기로 결정한다.

$$(20) V_t^{adult}(\Omega_t) = \begin{cases} \max m t \{ \omega_M V_t^{marr}(\Omega_t) + (1 - \omega_M) V_t^{sing}(\Omega_t) \} & \text{if } m_{t-1} = sing \\ \max n t \{ V_t^{marr, 1\chi ld}(\Omega_t), V_t^{marr, 2\chi ld}(\Omega_t) \} & \text{if } m_{t-1} = marr \end{cases}$$

제2절 퇴직 단계

나이가 들어 노동시장을 떠나면 퇴직 급여를 받고 이는 기존 소득 수준과 경력에 따라 결정된다. 본 연구는 한국노동패널(KLIPS)에서 1988년 기준 22-30세 여성에 대한 자료를 추출해 표본을 구성했기 때문에 본 연구에서의 활용한 한국노동패널자료의 마

지막 차수인 2014년까지 표본의 여성은 대부분 퇴직하지 않은 상태인 것으로 파악되었다. 결과적으로 퇴직은 자산(A_T), 누적 경력(X_T), 결혼 상태(M_T)는 물론 미래 자녀 교육에 대한 예상 투자(EC_T) 등을 포함하여 성인기 말($T=40$) 개인의 상태 공간 함수인 연속값으로 표시된다.

$$(21) TVF = \lambda_1 \frac{A_T^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda_2 \frac{X_T^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda_3 \frac{M_T^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \lambda_4 \frac{EC_T^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

식 (21)의 마지막 항은 정책적 측면에서 경험적으로 중요하다. 표본의 유자녀 여성은 KLIPS의 마지막 차수 시기(2014)에 39-47세가 되고 자녀들은 대부분 아직 어린 상태이다. 따라서 교육비 지출은 대부분 중등교육과 관련되어 있고 대학교육 관련 비용은 아직 모형에서 확인되지 않는다. 본 연구는 T세 여성이 4개 연령층 중 하나에 해당하는 자녀를 1명 가질 확률 $\{\pi_{[0,5]}, \pi_{[6,11]}, \pi_{[12,17]}, \pi_{[18]}\}$ 은 물론 연령 그룹별 자녀의 평균 사교육 지출 확률 $\{cc_{[0,5]}, cc_{[6,11]}, cc_{[12,17]}, cc_{[18]}\}$ 을 토대로 향후 예상 지출을 추정하였다. 기간 당 투자 규모를 측정했던 기존 방법과의 가장 큰 차이점은 T기간 자녀의 연령층에 따라 달라지는 미래 기간 지출을 가중 평균 비용에 추가한 것이다.

$$EC_T = \pi_{[0,5]} \left(\frac{cc_{[0,5]}}{2} + cc_{[6,11]} + cc_{[12,17]} + cc_{[18]} \right) + \pi_{[6,11]} \left(\frac{cc_{[6,11]}}{2} + cc_{[12,17]} + cc_{[18]} \right) + \pi_{[12,17]} \left(\frac{cc_{[12,17]}}{2} + cc_{[18]} \right) + \pi_{[18]} \left(\frac{cc_{[18]}}{2} \right)$$

제3절 재귀식

앞서 설명한 여성의 생애주기 모형은 다음과 같이 정의된 조각별 재귀 식을 사용한다. 각 단계의 가치 함수는 식 (20) 및 (21)로 정의된다.

$$(23) V_t(\Omega_T) = \begin{cases} V_t^{adult}(\Omega_t) & \text{for ages } 22 < t \leq 40 \\ V_t^{retire}(\Omega_T) & \text{for ages } t > T \end{cases}$$

제 4 장

모형의 해 도출 및 추정

제1절 후진방법의 해 도출

제2절 생애주기 개요 모의실험

제3절 모형 식별

제4절 추정 방법

4

모형의 해 도출 및 추정 <<

제1절 후진방법의 해 도출

모형 솔루션의 목적은 가능한 모든 상태와 충격 시나리오의 각 여성 그룹에 대해 앞서 설명한 이론적 모형을 토대로 여성의 소비, 노동 공급, 결혼 및 출산 결정을 확인하는 정책 함수를 도출하는 것이다. 모형은 성인기 말($T=40$)부터 시간을 거슬러 올라간다. 여기서 해당 연령의 개인 효용은 퇴직 단계의 계속값으로 제공된다(식 14). 각 t 기간에 개인은 현재 자산, 배우자 소득, 자녀의 인적자본, 누적 경력, 결혼 상태, 자녀 수 및 임금 충격 수준으로 설명되는 확률변수상태를 평가하고 (실행 가능한 소비 수준에서) 최선으로 소비를 선택하고, 취업과 진로, 결혼, 둘째 출산(기혼인 경우) 여부를 결정해 현재 효용을 극대화한다. 현재 효용은 다음 기간 예상 효용 값과 선택에 따라 달라지고 다음 기간 예상 효용은 현재 선택과 전이 함수에 따라 달라지는 새로운 상태 변수 집합으로 평가한다.

예를 들어 자산에 대한 전이 함수는 예산 제약에 기반한다. 여기서 다음 기간 자산은 식 6에 설명된 것처럼 현재 소비, 노동 공급, 결혼 및 출산 선택에 따라 달라진다. 마찬가지로 개인이 노동 시장에 참여하기로 결정한 경우 경력연수만 추가한다. 솔루션은 순차적으로 진행된다. 먼저 노동, 결혼 및 둘째 출산 결정에 대한 가치 함수를 산출하고 이들 각 선택 조합에 대해 최적의 소비 수준을 계산한다. 그런 다음 벨만 식을 극대화하여 노동과 결혼 결정, 기혼인 경우 둘째 출산 결정에 대해 최적의 소비 수준에서 평가된 선택별 가치 함수를 비교한다. 알고리즘은 다음 순서로 진행된다.

- 1) 노동 공급 선택에 따른 최적의 소비 수준은 식 (10)과 (11)에 제시된 선택별 가치 함수를 극대화하여 도출한다. 이들 식은 예산 제약과 자녀의 인적자본 생산 함수에 따라 달라진다.
- 2) a)에서 도출한 최적 소비 수준을 고려한 최적의 노동 공급 선택(고용 형태)은 해당 기간 시작 시 결혼 상태와 자녀 수(0,1 또는 2명)로 평가한다.

- 3) 미혼의 경우, 결혼 선택(자녀 1명 출산) 시 기대되는 최적 노동 가치가 미혼 상태를 유지할 때 기대되는 가치를 초과하면 결혼(및 첫째 자녀 출산)이 최적의 선택이다.
- 4) 기혼의 경우, 둘째 출산 시 기대되는 최적 노동 가치가 자녀가 1명일 때 기대되는 가치를 초과하면 둘째 출산이 최적의 선택이다.

기술적으로 이는 다음 단계를 통해 이행된다.

- 1) 구조 파라미터 세트(선호도, 임금, 결혼 및 직업 전환 확률)를 고려한 잔여 가치 함수 계산
- 2) 각 여성 그룹별로 한 개 모형 버전 적용: 3개 교육 수준과 2개 능력 수준으로 결정된 초기 조건 반복 - 6개 유형.
- 3) 잔여 가치 함수로 시작하는 이전 기간의 최적 선택 확인: 여성 연령에 대해 반복 - 20개 기간
- 4) i) 15개 자산 격자점, ii) 경력 10년, iii) 2개 결혼 상태, iv) 2개 자녀 수 상태(0, 1, 2명) 및 v) 9개 임금 충격 상태(충격 당 3개 격자점)를 포함한 기간 당 8,100개 상태에 대한 최적의 선택 확인.
- 5) 각 상태별로 20개 소비 격자점, 3개 고용 형태, 2개 결혼 상태, 2개 출산 선택을 포함한 240개 선택 반복

누적 자산의 가치가 정의된 격자점 중 하나에서 벗어날 것이 확실한 경우, 근사법을 사용해 다음 기간의 기대 가치 함수를 평가한다. 본 연구는 체비셰프 다항식을 사용해 자산에 대한 E_{max} 함수의 근사치를 계산하였다(자세한 내용은 부록 참조). 또한 임금 충격의 분포가 기대를 대신하는 경우 가우스-허미트 구적법을 사용해 개별 선택의 최대 기대값을 평가하였다(E_{max} 함수). 이들 방법은 최소의 격자점(최대 3개)을 사용해 충격 분포의 특성을 확인할 수 있기 때문에 모형을 더욱 쉽게 계산할 수 있다.

제2절 생애주기 개요 모의실험

솔루션 단계에는 t 기간 시작 시 각 기간과 각 확률변수상태에 대해, 즉 각 연령, 자산점, 임금 충격, 경력, 결혼 상태 및 자녀 수에 대해 정의된 소비, 고용 형태, 결혼 여부 및 둘째 출산 여부 결정에 대한 정책 함수 집합을 도출하였다. 정책 함수 도출 후, 각 상태 변수의 초기 조건을 고려해 소비, 노동 및 결혼에 대한 "인위적" 자료를 모의실험하고 임금 충격, 배우자 소득 및 자녀 지출 등과 같은 확률 변수를 도출하였다. 본 연구는 자산(예산 제약)에 대한 전이 함수를 사용해 22-40세(19개 기간) 여성 3,000명을 모의실험하고 자료에서 얻은 분포에서 배우자 임금과 자녀 지출 자료를 추출하였다. 또한 22세 여성은 경력과 자녀가 없다고 가정하고 생애주기 모형이 아닌 가족 배경과 교육 수준에 대한 외부 자료를 토대로 초기 자산 수준을 추정하였다. 이들 추정치는 부표 1에서 확인할 수 있다. 마지막으로 지정된 그리드에 속하지 않는 상태 조합에서 정책 함수를 평가하는 경우가 많기 때문에 상태 가우스-허미트 체비셰프 다항식을 사용해 다차원에서 이들의 근사치를 산출하였다.

제3절 모형 식별

구조 파라미터는 세 가지 소스를 통해 식별하였다. 첫째, 구조 파라미터는 선호도와 기술에 대해 추정한 함수 형태에 따라 식별 가능하다(Heckman & Navarro, 2007; Heckman & Vytlačil, 2007). 이번 프로젝트는 이론에 근거한 인적자본 투자 모형(Becker & Tomes, 1986)을 사용해 인적자본 누적 및 소득 함수의 기술과 가계 선호도를 추정하였다. 이들 함수 형태는 미국에서 진행된 유사한 연구에서도 사용됐었다(Blundell, Costa Dias, Meghir, & Shaw, 2016; Francesconi, 2002; Mazzocco et al., 2014).

둘째 외생적 변동원에 대한 모수적 가정에 따라서도 식별이 달라질 수 있다. 이번 연구의 생애주기 모형은 내생적 선택을 식별할 수 있도록 여러 외생적 변동원을 고려하였다. 예산 제약에 영향을 미치는 정규직 및 비정규직 임금 충격을 반영하고 연구 표본에서 직접 추정된 배우자 소득은 물론 자녀의 연령에 따른 자녀 투자에 대한 외생적 확

를 과정을 통합하였다. 결혼 확률, 구직 및 실직 확률 또한 외생적으로 추정해 모형에 추가함으로써 추가 확률 변동을 유도하였다. 그러나 외생적으로 추정한 이들 변동원은 모형 식별에 확실히 도움이 되지만 구조 파라미터는 이들 외생적 과정을 관리하는 파라미터 선택에 따라 식별할 수 있다.

셋째, 공동으로 형성된 미관측 이질성으로 인해 식별이 복잡해질 수 있다. 본 연구는 개인의 연속 잠재요인 을 예측하기 위해 부모의 교육 수준, 형제자매 수 및 14세까지 거주했던 지역에 대한 KLIPS의 회고 자료를 사용해 주성분분석을 추정하고 값이 중간값보다 높으면(고능력) 더미변수 값을 1로, 그렇지 않으면(저능력) 0으로 설정하였다. 예비 분석 결과 추정된 요인은 교육 이수율을 정확히 예측했지만, 소득에 대한 예측 능력은 교육 효과를 뛰어넘기 때문에 여성의 인적자본 특성이 다양해졌다. 그런 다음 미관측 이질성을 최대한 통제하기 위해 이들 두 가지 능력과 세 가지 교육 수준을 통합해 6개 유형을 모델링하였다.

마지막으로 모형 파라미터를 식별하기 위해서는 선택 및 상태 변수에 대한 풍부한 자료가 필요하다. KILPS 자료는 이러한 관점에서 중요한 장점을 가지고 있다. 본 연구는 노동시장 참여, 임금, 결혼, 출산, 자녀 사교육 지출, 교육 수준 및 배우자 소득을 포함해 모형의 모든 선택 및 상태 변수에 대한 연령 프로필을 관측하였다. 그리고 이들 프로필을 통해 250개 식별 적률 집합을 구성하고 총 19개 구조 파라미터를 확인하였다. 모형의 나머지 파라미터는 KLIPS 자료 또는 기타 자료원을 사용해 외생적으로 추정 또는 보정하였다. 표 4-1은 모형 식의 모형 구조 파라미터를 3개 그룹으로 나눠서 설명한다.

1. 그룹 1: 모형 및 자료 적률을 통해 완전히 식별되고 성인 효용 함수, 가계생산 함수 및 임금을 포함한 최적화 알고리즘을 사용해 추정한 파라미터
2. 그룹 2: 할인 요인, 소비 효용, 가계생산 함수의 자녀 인적자본 값, 잔여 가치 함수의 일부 파라미터를 포함해 자료 적률에서 식별하지 못해 보정된 파라미터
3. 그룹 3: 추정 알고리즘의 계산 부담을 줄이기 위해 모형이 아닌 KLIPS 자료 또는 기타 자료원을 사용해 추정한 파라미터. 이 그룹에는 결혼 확률, 구직 및 실직 확률, 자녀에 대한 평균 투자 비용, 여성이 특정 연령의 자녀가 있을 확률 등에 대한 모든 회귀 계수가 포함되어 있다.

〈표 4-1〉 구조 파라미터 및 자료 적률 목록

식	구조 파라미터	식별 적률
	소비 효용(σ)	보정됨
(1) 성인 효용 함수	고용 형태별 노동 비효용(ψ_a)	추정됨: 연령 및 고용 형태별 노동시장 참여
	노동/소비 및 가계생산 간 한계대체율(κ_a)	추정됨: 연령, 부문, 결혼상태 및 자녀 수 별 노동시장 참여
(2) 가계생산	가계생산에서 결혼의 가치(θ_1)	추정됨: 연령, 교육, 고용 형태별 기혼 비율
	가계생산에서 자녀의 가치(θ_2)	연령, 교육, 고용 형태별 자녀 수
	가계생산에서 자녀 질의 가치(θ_3)	보정됨
(4) 자녀 인적자본	능력, 교육 및 금전 투자의 생산성($\kappa_0 - \kappa_4$)	한국청소년패널조사를 사용해 외생적으로 추정됨
(7) 자녀 연령별 자녀에 대한 투자	여성의 특성에 대한 평균 아동 지출 회귀($\mu_{t,\tau}^{cc}, \ell_\tau$)	KLIPS에서 외생적으로 추정됨
	자녀 지출 분산(σ_τ)	보정됨
(8) 세의 자녀가 있을 확률	능력, 교육 수준 및 여성의 연령에 대한 확률 계수(π_τ)	KLIPS에서 외생적으로 추정됨
(11) 배우자 소득	능력, 교육 수준 및 여성의 평균 소득(η)	KLIPS에서 외생적으로 추정됨
	소득 분산($\sigma^{Husband}$)	보정됨
(12) 소득	능력에 대한 수익($a_{a,0,z}$)	추정됨: 고용 형태 및 능력 유형 별 임금
	교육에 대한 수익($a_{a,1}, a_{a,2}$)	추정됨: 고용 형태 및 교육수준별 임금
	경력에 대한 수익($a_{a,3}$)	추정됨: 고용 형태, 경력별 임금, 결혼 상태 및 교육수준별 경력
(15)-(16) 구직 및 실직 확률	교육, 연령 및 경력에 대한 직업 전환확률 계수 λ 및 π	KLIPS에서 외생적으로 추정됨
(18) 결혼 확률	교육, 연령 및 자산별 확률 계수(ω_a^M)	KLIPS에서 외생적으로 추정됨
(21) 잔여가치함수	자산(λ_1)	추정됨: 연령, 결혼 상태, 능력, 교육 수준 및 경력별 자산 삼분위
	경력(λ_2)	보정됨
	결혼 상태(λ_3)	보정됨
	투자(λ_4)	추정됨: 연령 및 고용 형태별 자녀 투자

제4절 추정 방법

모형을 추정하기 위해서는 자료에서 관측된 개인의 노동공급 및 가계자산 패턴에 가장 적합한 모형의 파라미터가 필요하다. 본 연구는 모형을 추정하기 위해 최적의 파라미터 조합을 확인할 때까지 5단계 기준 계산을 반복하는 모의 적률 방법을 사용하였다.

5단계 기준 계산:

1. 구조 파라미터를 식별하기 위해 자료 적률 집합을 선택한다. 일반 기준에 따라 모형 구조 파라미터에 포함된 변동을 확인할 수 있는 적률을 선택한다. 본 연구는 총 19개 파라미터를 식별하기 위해 250개 적률을 선택하였다(표 3 참조).
2. 계량경제학 또는 최적화 알고리즘으로 모형 파라미터를 초기 추정한다. 본 연구는 시작점을 확인하기 위해 일련의 보정 작업을 수행하였다.
3. 확률 변수 추첨 및 초기 조건을 사용해 모형 결과를 모의실험하고 유사한 자료 적률 집합을 복제한다.
4. 자료와 모형에서 생성된(모의 실험된) 적률 간 차이를 계산하고 자료에서 관측된 적률 분산 함수로 이들 각 차이에 가중치를 부여한다(즉, 관측된 분산이 작을수록 가중치를 높게 부여한다).
5. 적률의 가중 2차 차이를 합산하고 최적화에 사용된 기준 측도로 사용한다.

이러한 추정 과정의 목적은 기준 측도를 최소화하는 것이다. 기준 함수는 이들 파라미터의 과거 변형을 토대로 모형 파라미터 변경 방법을 추정하는 최적화 알고리즘을 통해 최소화할 수 있다. 최소화될 때까지 최적화 알고리즘을 반복한다. 즉, 기준 측도는 개선할 수 없다.

제 5 장

분석결과

제1절 구조적 파라미터

제2절 적합도 검정

이번 장에서는 모형 추정 결과와 주어진 추정 파라미터의 적합도를 설명한다. 일부 파라미터는 연구 자료 또는 기타 자료원을 사용해 외부에서 추정하였다. 이러한 파라미터에는 식 (4)의 자녀 인적자본 함수, 식 (12) 및 (13)의 구직 및 실직 확률 및 식 (7) 및 (18)의 자녀에 대한 예상 투자 비용 등이 있다. 표 1은 모형 섹션에서 설명한 이들 파라미터를 요약한 것이다. 특정 계수는 부록의 표 A1에서 확인할 수 있다.

제1절 구조적 파라미터

구조모형은 보정 및 추정된 파라미터로 구성되어 있다. 일부 파라미터(예: 표 3의 선택도 파라미터)는 초기에 추정해야 하지만 안타깝게도 연구 자료 적절로는 식별하기 어렵다. 예를 들어 효용 함수(σ)의 CRRA는 추정하기 힘든 파라미터이고 할인 요인(β)는 식별할 수 없기 때문에 미국 연구에서 추정한 유사 모형에서 이들 값을 가져왔다 (Gustman & Steinmeier, 2005). 또한 가계생산함수 ($\theta_{a,r}$)에서 자녀의 인적자본 한계값과 잔여가치함수에서 예상 자녀 지출의 중요도를 식별하지 못하였다. 이는 KLIPS 자료가 자녀 투자에 대해서는 풍부한 정보를 제공했지만 이번 연구의 여성 표본과 관련하여 각 효용 함수에 중요한 영향을 미치는 자녀 인적자본에 대한 정보는 취약하기 때문으로 평가된다. 마지막으로 일반 경력, 결혼 및 예상 자녀 양육비 등과 같은 일부 잔여가치 함수 파라미터 또한 추정 알고리즘에 통합하면 명확히 식별하기 어려우므로 보정하였다. 고용 형태별로 자녀의 인적자본에 대한 한계 효용을 보정하기 위해 실업 부문에서는 이 파라미터 값을 0으로 설정하고($\theta_{3_a} = 0$), 나머지 두 부분에서는 추정된 파라미터 집합의 수렴을 고려해 후속 조정으로 적합성을 개선하여 이 값을 확인하였다. TVF 파라미터의 경우에도 각 모형 수렴을 반복한 후 예상되는 자녀 교육 지출의 잔여 가치를 조정해 모형 적합도를 향상하는 유사한 절차를 수행하였다.

〈표 5-1〉 보정된 파라미터

항목	파라미터	계수
선호도	위험 회피(ι)	0.5
	할인 요인(β)	0.95
	자녀 기술 한계값(정규직)($\theta_{3,r}$)	12.054
	자녀 기술 한계값(비정규직)($\theta_{3,n}$)	13.7
	잔여가치: 일반 경력(λ_2)	1.0
	잔여가치: 결혼(λ_3)	1.0
	잔여가치: 자녀 투자(λ_4)	0.1

표 5-1은 추정을 통해 도출한 구조 파라미터 집합이다. 실업 또는 비경제활동 여성의 여가 값을 0으로 정규화한 후⁴⁾, 각 고용 형태의 노동 비효용성을 합리적으로 추정하였다. 개인은 정규직보다($\psi_r < 0$) 비정규직을 선호하지만 비정규직($\psi_n < \psi_r < 0$)도 가계생산을 적절히 대체하지는 못하는 것으로 나타나고 있다.

그러나 초기 가정과 반대로, 가계생산 함수의 결혼과 자녀 가치에 대해 추정한 파라미터는 비경제활동 또는 노동 시간이 더욱 유연한 일자리(임시직 또는 자영업)와 가계생산 시간 간 상보성을 반영하지 않는다. 실직 상태에서 결혼과 자녀의 가치를 0으로 정규화한 후($\theta_{1,u} = \theta_{2,u} = 0$), 정규직의 결혼 값은 $\theta_{1rr} = 10.33$ 으로 실직 및 비정규직의 결혼 값은 $\theta_{1,n} = -20.1$ 로 나타나고 있다. 연구 결과는 추가 출산에서도 유사한 패턴을 보였다. 이러한 결과는 두 가지로 설명할 수 있다. 첫째, 가계효용함수에서 자녀의 인적자본 가치는 부모의 금전적 투자에 따라 크게 달라지므로 여성은 자녀 투자를 위해 더욱 좋은 일자리를 얻어야 한다는 압박을 느낄 수 있다. 이는 결혼이 확률 사건이므로 노동을 향후 가계지출을 위한 보험으로 간주할 수 있음을 고려하는 것이다. 그리고 둘째, 고용 형태별 자녀의 인적자본 값에 대해 보정된 파라미터를 적절히 선택하지 못했을 수 있다. 이러한 경우 이들 파라미터에 대한 더욱 유연한 가정 하에 모형을 다시 추정해야 할 수 있다.

마지막으로 고용 형태별 임금의 추정치는 자료 패턴을 적절히 반영한 것으로 보인다. 가족배경(또는 능력)의 중요성은 정규직에서 훨씬 높고, 3차 교육에 대한 수익은

4) 식별하기 위해서는 각 고용 형태의 고용 가치를 정규화해야 한다.

정규직에서 비정규직보다 항상 높게 나타나고 있다. 그러나 누적 경력에 대한 수익은 정규직보다 비정규직이 높았다. 이러한 결과는 생애주기 동안 정규직 또는 임시직보다 자영업 그룹의 소득 증가율이 높기 때문으로 설명될 수 있다.

〈표 5-2〉 파라미터 추정 결과

변수	파라미터	계수
노동의 비효율성(정규직)	ψ_r	-184.73
노동의 비효율성(비정규직)	ψ_n	-210
결혼의 한계값(정규직)	$\theta_{1,r}$	10.027
결혼의 한계값(비정규직)	$\theta_{1,n}$	-20.091
자녀의 한계값(정규직)	$\theta_{2,r}$	10.045
자녀의 한계값(비정규직)	$\theta_{2,n}$	-13.054
저능력형의 임금 수익(정규직)	$a_{01,r}$	6.902
저능력형의 임금 수익(비정규직)	$a_{01,n}$	6.739
부문별 고능력형의 추가 수익(정규직)	$a_{02,r}$	0.059
고용 형태별 고능력형의 추가 수익(비정규직)	$a_{02,n}$	0.106
2년제 대학의 임금 수익(정규직)	$a_{11,r}$	0.115
2년제 대학의 임금 수익(비정규직)	$a_{11,n}$	0.006
4년제 대학의 임금 수익(정규직)	$a_{12,r}$	0.390
4년제 대학의 임금 수익(비정규직)	$a_{12,n}$	0.194
일반 경력의 임금 수익(정규직)	$a_{2,r}$	0.185
일반 경력의 임금 수익(비정규직)	$a_{2,n}$	0.246
정규직에 대한 충격	σ_r	0.43
비정규직에 대한 충격	σ_n	0.43
잔여가치: 자산	λ_1	2.5

제2절 적합도 검정

1. 노동시장 참여

그림 5-1은 본 연구 모형이 노동시장 참여를 얼마나 정확히 유사하게 구현하는지 보여주고 있다. 연구 모형은 자료와 비교해 22-40세의 평균 참여 수준을 정확히 반영하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 관측된 노동시장 참여율은 25세에 58%로 최고점을 기록한 후 34세까지 감소해 여성의 가임연령과 일치하는 변화를 보인 반면, 모형은 30세에 62%로 최고를 기록하고 이후 감소한다고 예측하였다. 이러한 차이는 모형이 생애주기 동안 혼인율을 다소 과소 예측함으로써 노동시장에서 이탈해 가계생산에 전념하기로 결정하는 시기가 지연됐기 때문으로 해석된다.

[그림 5-1] 연령별 노동시장 참여

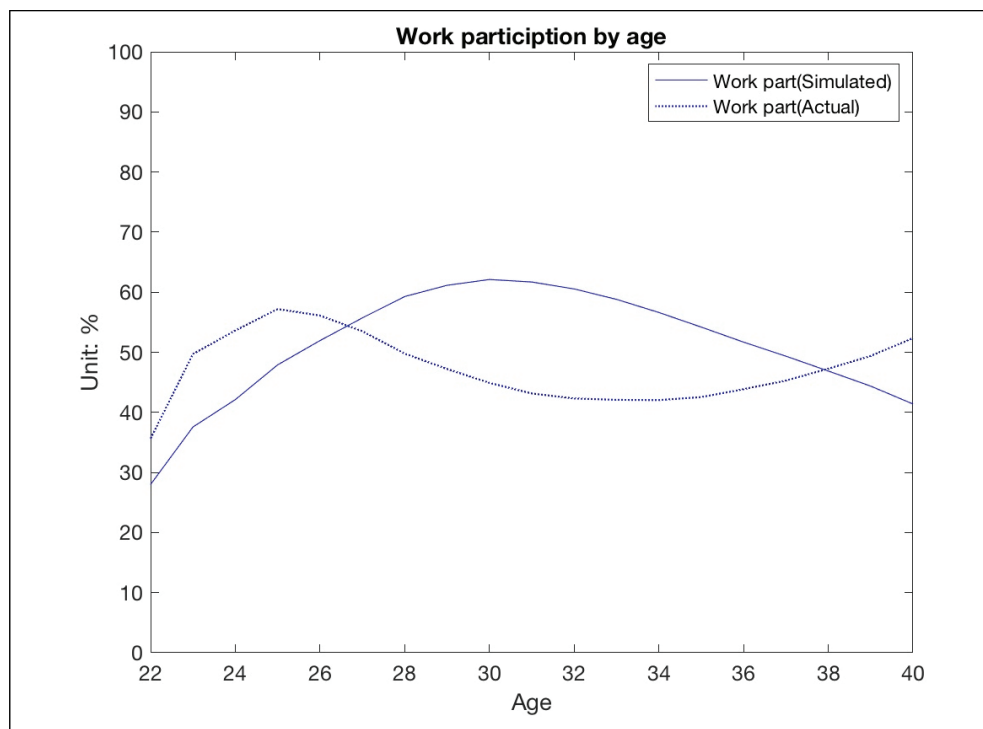


그림 5-2는 고용 형태별로 모의실험한 노동시장 참여율이다. 연구 모형은 기본 패턴을 매우 정확히 포착했지만 몇 가지 예외가 확인됐다. 예를 들어 연구 모형은 20대의 정규직 참여율을 과소 예측하고 실업률을 과대 예측한 반면 30대에서는 반대로 나타나고 있다. 이러한 결과는 효용함수가 시간 경과에 따른(연령에 걸쳐) 여가 및 가계생산에 대한 선호도 변화를 유연하게 포착하지 못했기 때문으로 설명될 수 있다. 따라서 향후 버전에서 이들 선호도에 시간 유연성을 추가할 수 있다. 연구 모형은 또한 비정규직 참여율을 과소 예측했고 실업률도 비슷한 수준으로 과대 예측한 것으로 나타나고 있다. 이는 고용 형태에 대한 차등적 선호도를 설명하는 40세의 잔여가치함수를 충분히 특성화하지 못했기 때문인 것으로 판단된다.

[그림 5-2] 연령 및 고용 형태별 노동시장 참여

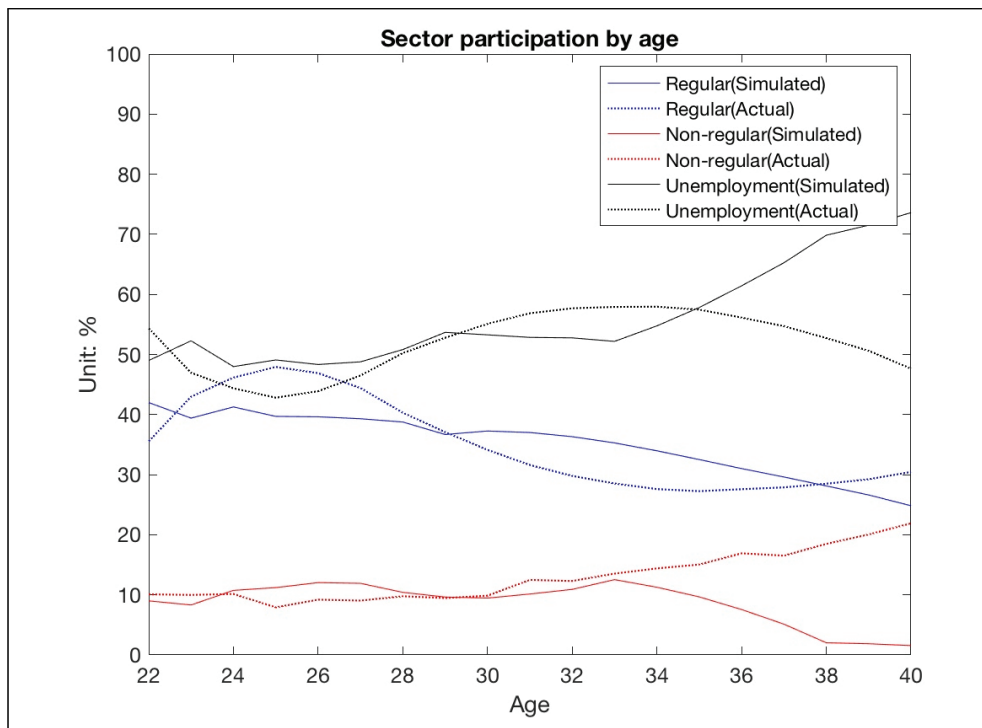
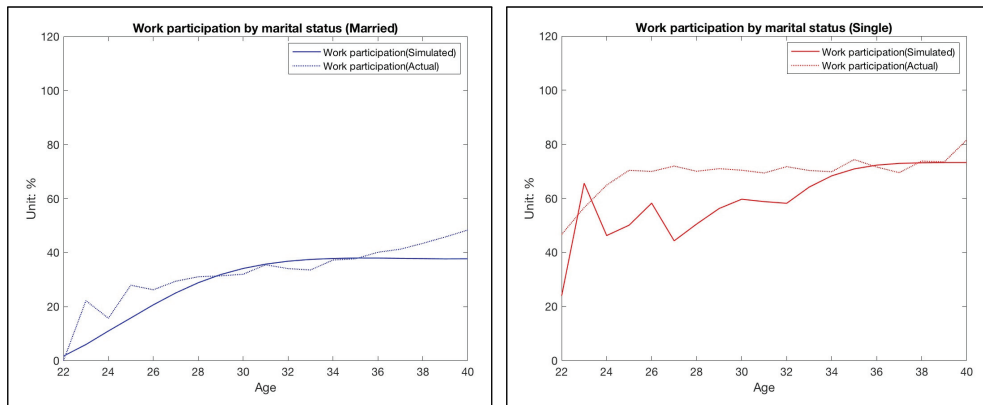


그림 5-3은 결혼 상태별 노동시장 참여 적합도를 보여주고 있다. 연구 모형은 기혼 여성의 노동시장 참여를 매우 정확히 복제했지만(오른쪽) 미혼 여성, 특히 20대의 노동 참

여율은 정확히 반영하지 못하였다. 이러한 결과는 고용 형태별 혼인율, 특히 자료 부족으로 비정규직 여성의 혼인율을 정확히 추정하기 어렵기 때문으로 해석된다. 마지막으로 연구 모형은 교육수준별 참여율을 정확히 반영하였다(부록 그림 a1 참조).

[그림 5-3] 결혼 상태별 노동시장 참여율 a) 기혼, b) 미혼



2. 결혼

그림 5-4는 생애주기 동안 모의실험 및 관측된 혼인율을 보여주고 있다. 앞서 논의했듯이 연구 모형은 27세까지 이들 프로필을 정확히 예측했지만 이후에는 관측된 자료보다 혼인율이 지속적으로 낮게 나타나고 있다. 이러한 결과는 연령별 결혼 확률을 모형의 나머지 파라미터를 따라 추정하지 않고 외생적으로 결정해 통합했기 때문으로 보인다. 이는 모형에서 유일하게 연령과 결혼 선호도가 상호작용하는 부분이기 때문에 추정치에 결혼 확률을 추가하는 것이 적절해 보인다.

[그림 5-4] 연령별 기혼 여성 비율

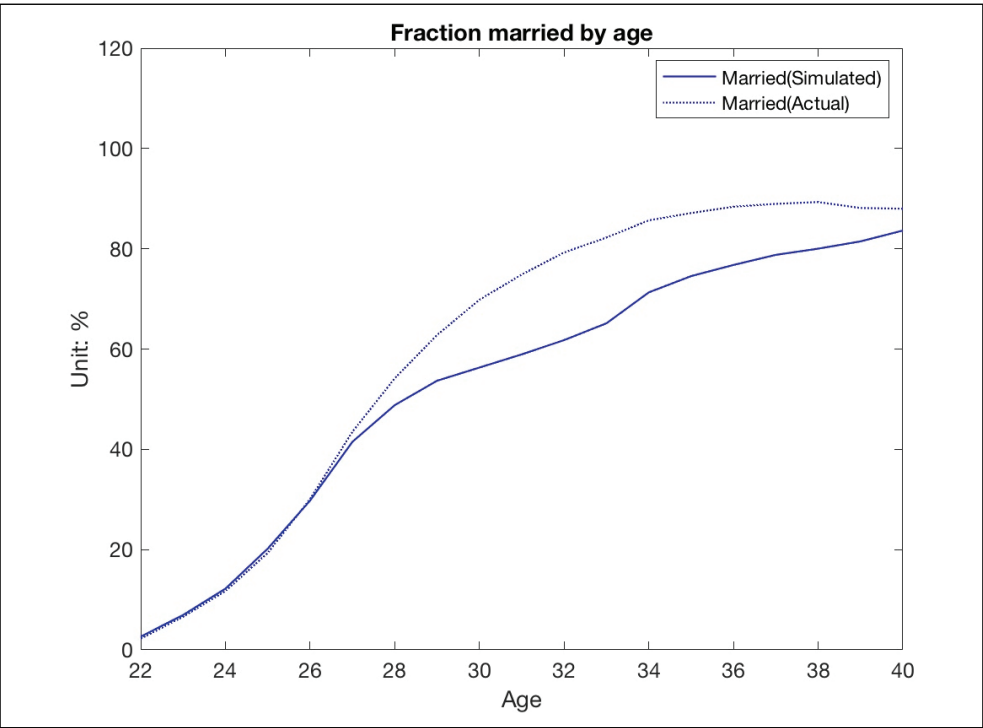
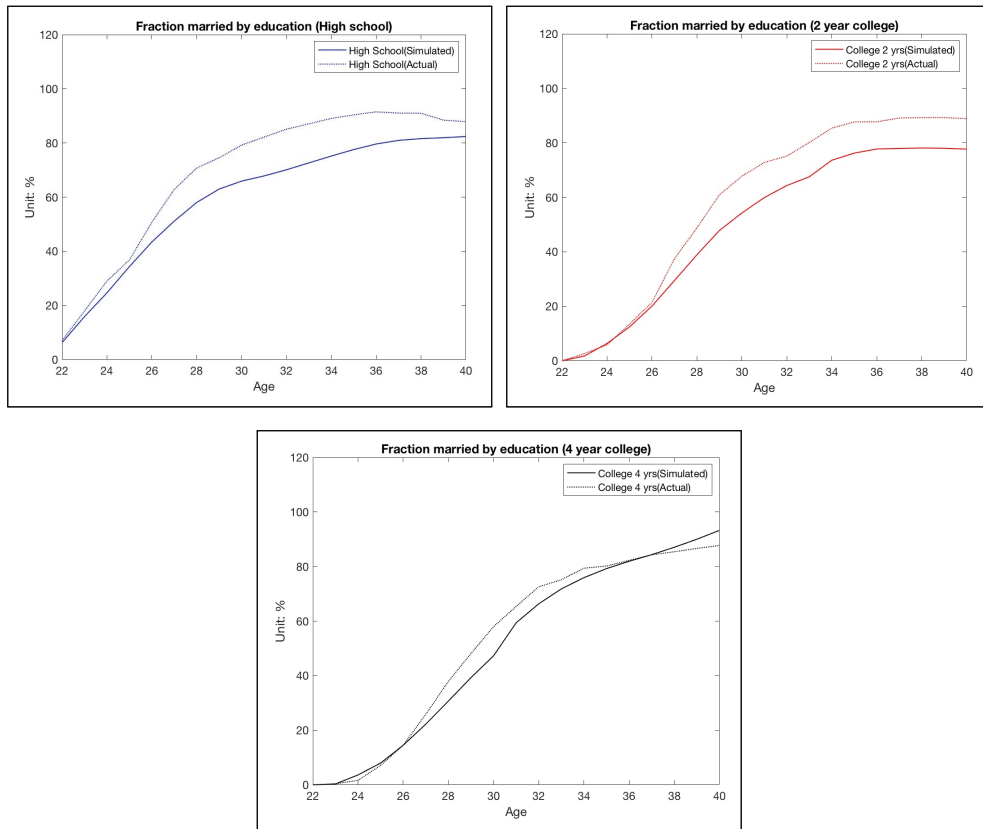


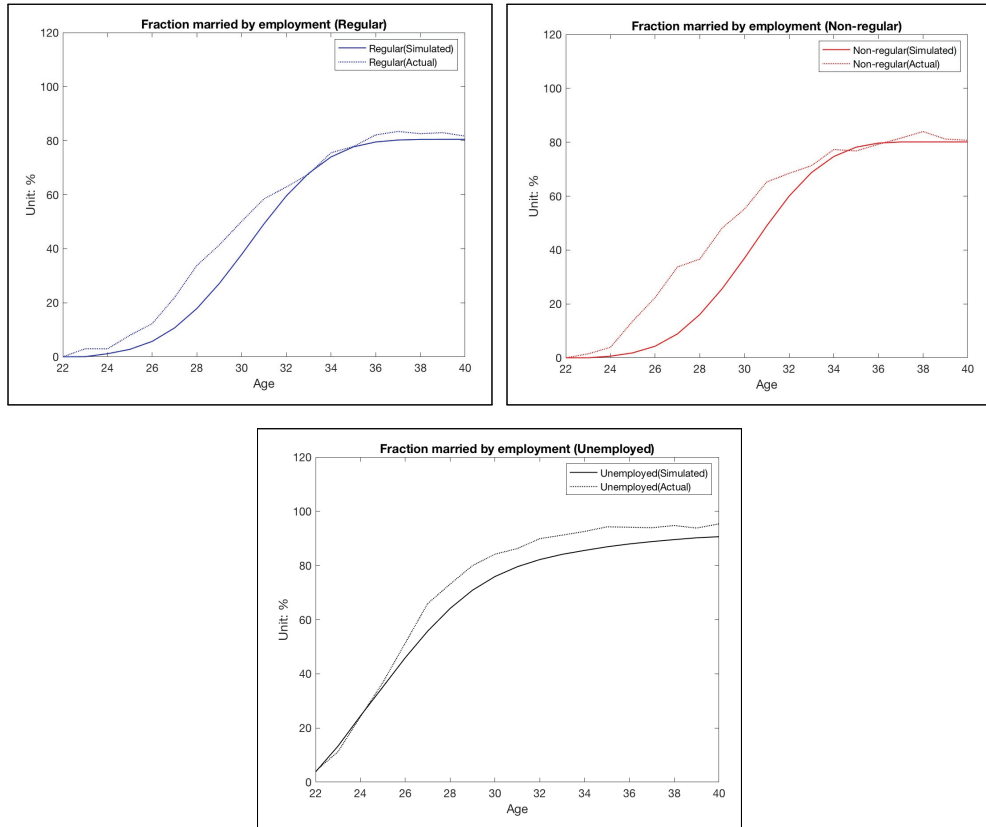
그림 5-5는 생애주기 동안 교육수준별 혼인율을 보여주고 있다. 연구 모형은 전체 생애주기에 걸쳐 교육 수준에 따른 혼인율 감소를 정확히 포착하였다. 그러나 적합도는 4년제 대학을 졸업한 여성 그룹에서 가장 정확하게 나타나고 있다. 나머지 그룹에 대한 모의 패턴의 경우 그래프 형태는 유사했으나 혼인률은 자료 프로파일보다 지속적으로 낮게 예측하였다.

[그림 5-5] 교육수준별 기혼 여성 비율



마지막으로 그림 5-6은 고용 형태별 모의실험 및 자료의 결혼 프로필을 설명한다. 모형은 세 가지 고용 형태의 자료 프로파일 형태는 복제할 수 있지만 일부 차이가 나타나고 있다. 정규직 또는 비정규직의 경우, 모형은 30대 여성의 참여율은 정확히 예측했지만 20대의 혼인율은 과소 예측하는 경향을 보였다. 반대로 실업 상태의 경우 20대 후반부터 혼인율을 과소 평가하는 편향성이 나타나고 있다.

[그림 5-6] 고용 형태별 기혼 여성 비율



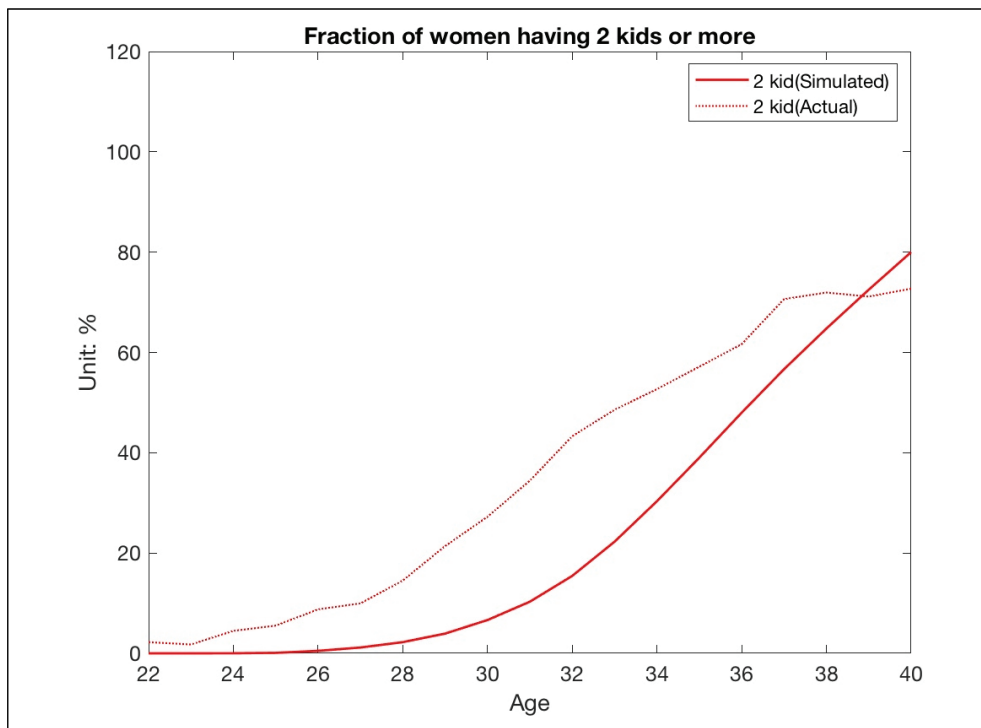
3. 출산

그림 5-7은 생애주기 동안 둘째 출산을 결정한 여성의 비율을 보여주고 있다. 연구 모형은 여성들이 결혼 결정 시 첫째 출산도 함께 결정한다고 가정하고 둘째 이상 출산 결정에만 집중하였다. 그림 5-4과 5-7을 보면 연구 모형이 무자녀, 1명 출산, 2명 이상 출산 결정에 대한 생애주기 프로필을 비교적 정확히 반영한 것을 알 수 있다. 둘째 출산에 대한 모의실험은 30초 초반에는 뒤쳐졌지만 30대 후반부터 자료와 일치하는 것으로 나타나고 있다(그림 5-4 참조).

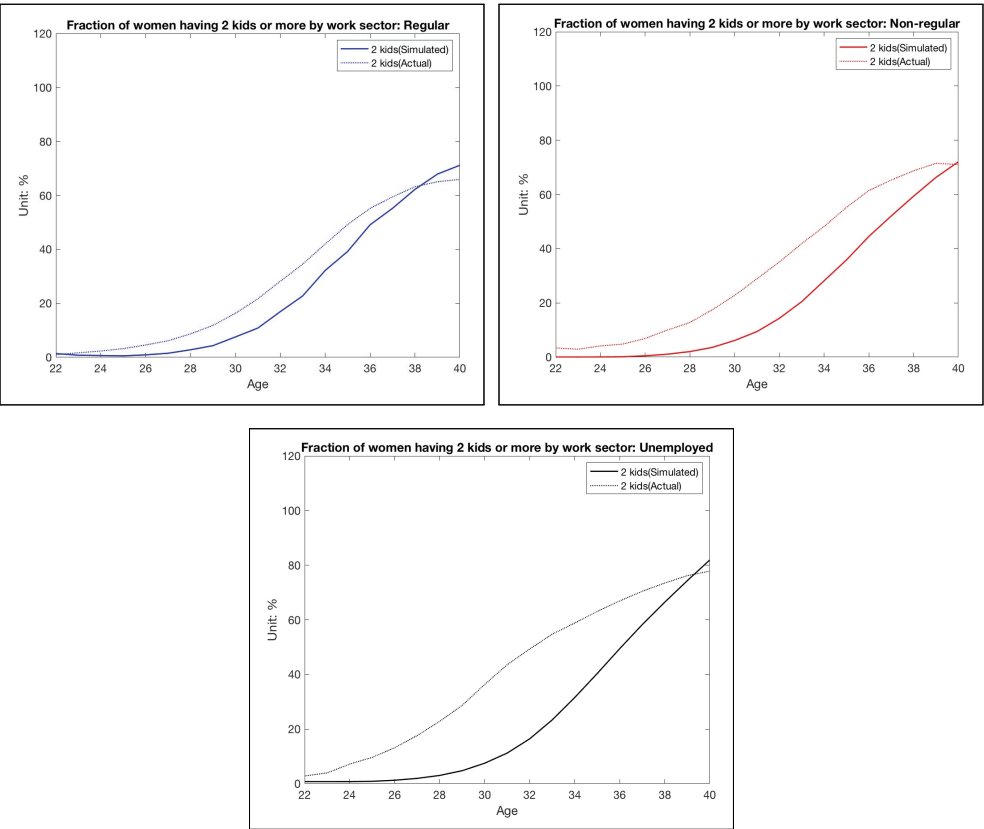
그림 5-8은 고용 형태별 동일한 프로필을 보여주고 있다. 정규직 여성의 둘째 출산 결정은 자료와 비교적 정확히 일치하는 반면, 비정규직 특히 실직/비경제활동 여성에 대한 정확성은 상대적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. 이러한 패턴에 따라 비경제활

동 또는 비정규직 비율이 높은 2년 대학 졸업 이하 학력 그룹보다 정규직 비율이 높은 4년제 대학 졸업 여성 그룹의 출산 결정을 상대적으로 정확히 예측하였다(부록의 부도 2 참조).

[그림 5-7] 2명 이상 출산한 여성 비율



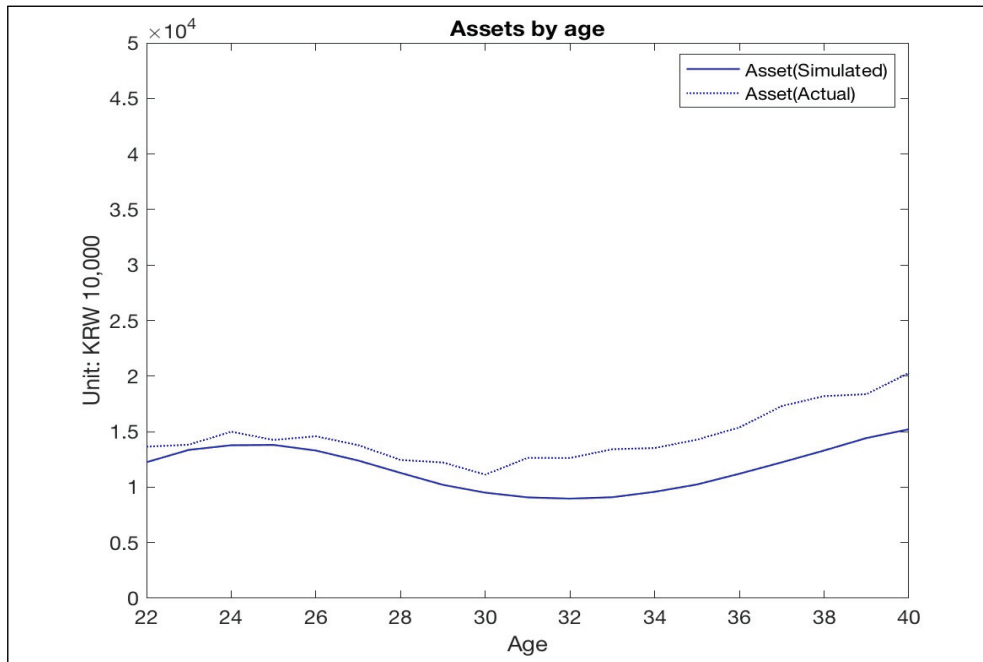
[그림 5-8] 고용 형태별 2명 이상 출산한 여성 비율



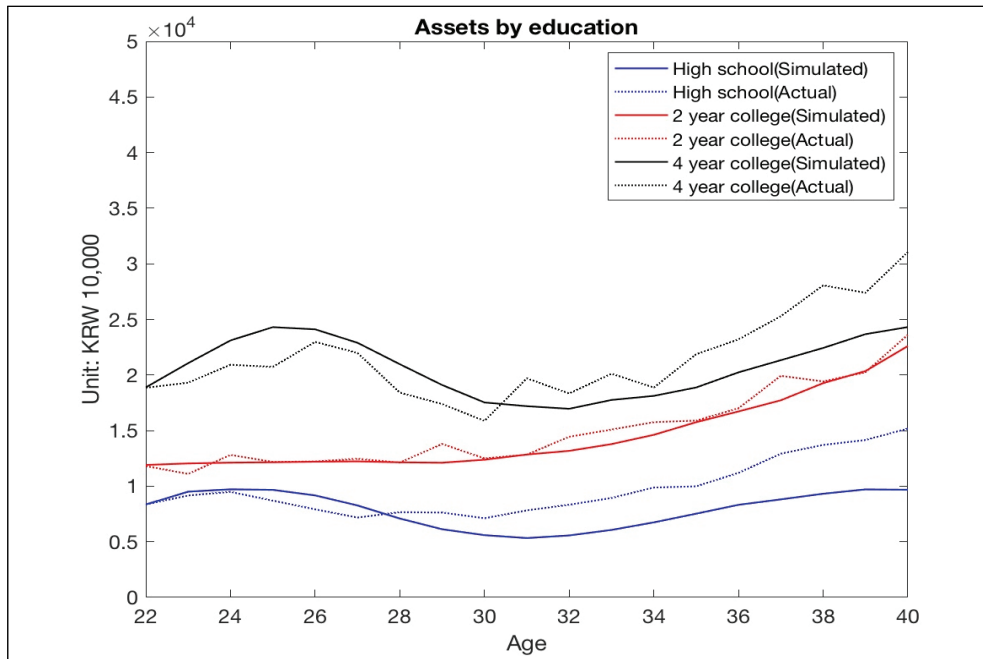
4. 가계자산

그림 5-9는 모의실험 및 실제 자료의 생애주기 동안 가계자산 프로필을 비교한 것이다. 여기서 모형은 30대 초반부터 다소 과소 예측하는 경향이 나타나지만 자산 누적 수준과 그래프 형태는 매우 정확히 반영하였다. 이는 누적 자산이 중요한 역할을 하는 잔여가치함수의 파라미터를 식별하기 어렵기 때문으로 간주된다. 교육수준별 자산 분석에서도 이러한 누적 수준과 그래프 형태의 적합도는 그대로 유지됐다.

[그림 5-9] 연령별 가계자산



[그림 5-10] 교육수준별 가계자산



5. 여성의 근로소득

마지막 수치는 고용 형태에 따라 추정된 여성 임금 제의의 적합도를 설명한다(식 18). 연구 모형에서는 비정규직보다 정규직 임금이 일관되게 높게 나타나고 있다. 단 22-34세 그룹의 경우 고용 형태 간 임금 차이가 최소 수준이어서 모형으로 이를 포착하지 못하였다. 그러나 30대부터 실제 자료보다 모의실험에서 기울기가 커졌다. 이는 연구 모형에서 이들 연령대의 노동시장 참여율이 과다 예측됐고 과다 예측된 추정치를 고용 형태에 따른 임금 차이로 그대로 전환했기 때문으로 보인다.

[그림 5-11] 고용 형태별 소득

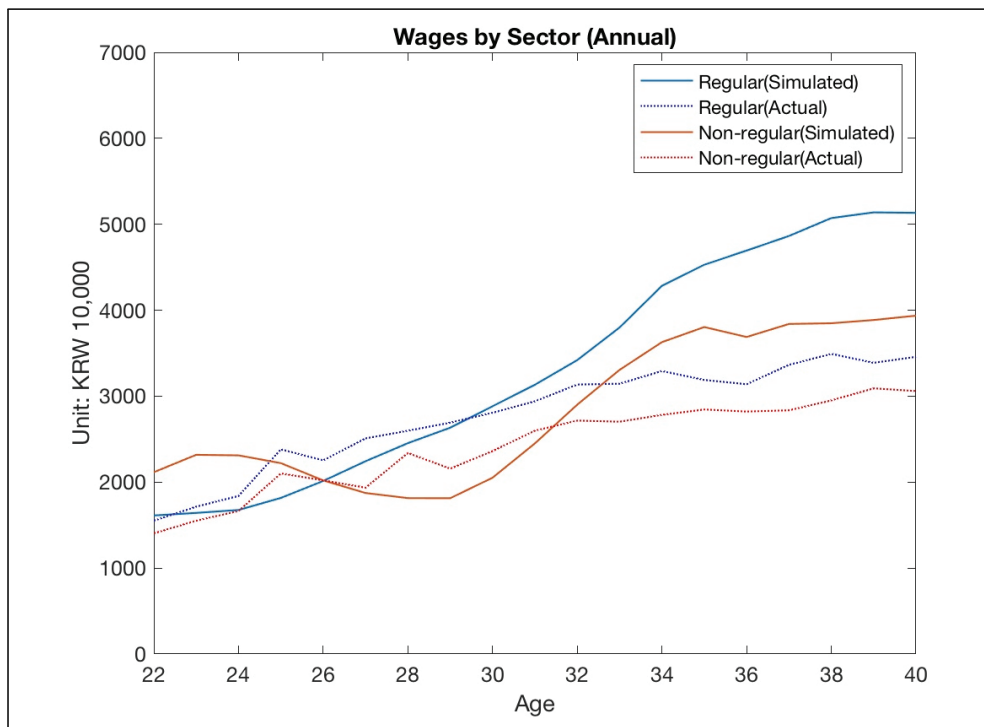


그림 5-12은 능력별로 모의시험 및 관측된 정규직 임금제의 프로필을 비교한 것이다. 연구 모형은 고능력형과 저능력형 모두에서 연간 소득 수준과 그래프 기울기를 복제하였다(가족배경으로 대체).

[그림 5-12] 능력별 소득(정규직)

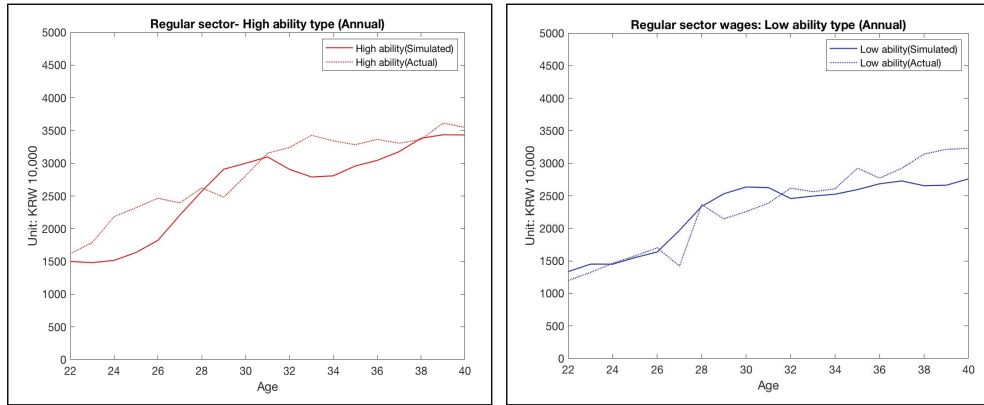


그림 5-13은 정규직 임금제의 프로필을 비교한 것이다. 저능력형의 적합도는 매우 양호하지만 고능력형은 그렇지 못하였다. 이는 가족배경지수가 중간값 이하인 경우 교육 수준이 낮아 정규직에 종사할 가능성이 훨씬 낮고 따라서 자료가 부족하기 때문이다.

[그림 5-13] 능력별 소득(비정규직)

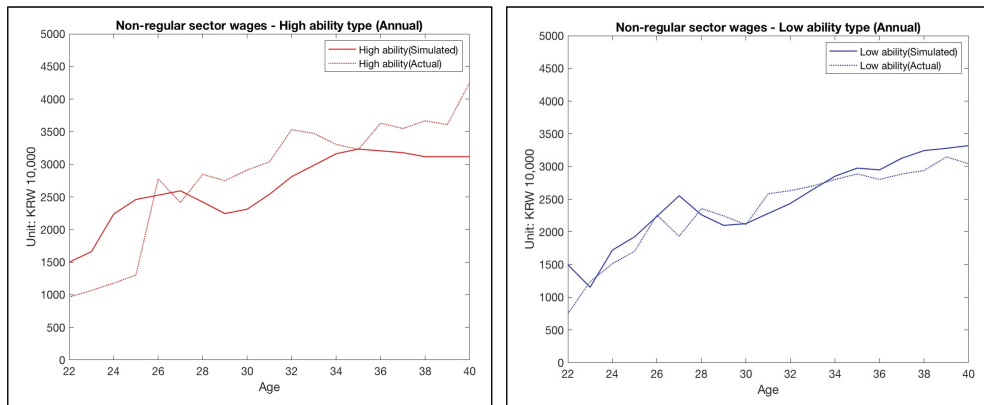


그림 5-14는 교육수준별로 모의실험 및 관측된 정규직 임금제의 프로필을 비교한 것이다. 연구 모형은 교육수준별 임금 증가 정도를 비교적 정확히 예측했고 특히 4년제 대학 졸업자 그룹의 적합도가 가장 양호하게 나타나고 있다. 그러나 고등학교와 2년제 대학 졸업 여성 그룹의 모의실험 프로파일은 28-30세부터 자료 프로파일에서보다 임금이 일관적으로 낮게 나타나고 있다. 한국 여성의 낮은 노동시장 참여 수준을 고려할

때 다른 변수보다 현저히 적은 관측 개수는 적합도를 저해하는 중요한 제한 요인으로 간주된다(표 2-1 참조).

[그림 5-14] 교육수준별 정규직 소득



마지막으로 그림 5-15는 교육수준별로 모의실험 및 관측된 비정규직 임금 제의 프로필을 비교한 것이다. 이번에도 모의실험 프로필은 그래프 기울기는 정확히 반영했지만 고등학교 졸업 여성의 경우 자료보다 임금 수준이 높게, 3차 교육 이수 여성의 경우 자료보다 임금 수준이 낮게 나타나고 있다. 비정규직의 관측 개수는 정규직보다 더욱 적기 때문에 예상된 결과라 할 수 있다.

[그림 5-15] 교육수준별 비정규직 소득



제 6 장

반사실적 정책 실험

제1절 결혼세액공제

제2절 출산비용 경감

제3절 양육비용 경감

6

반사실적 정책 실험 <<

본 연구는 모형을 통해 추정한 구조 파라미터를 사용해 다양한 정책 및 정책 조합의 효과를 평가하였다. 특히 정책안으로 인한 여성의 노동, 결혼 및 출산 결정 변화를 예측하기 위해 노력하였다. 이번 예비 분석은 결혼, 출산 및 양육 비용이 이들 결정에 미치는 영향에 집중하였다. 이들 비용을 변경하기 위해 세액공제, 보조금 및 일시불 현금 지원(아동 수당의 형태) 등 세 가지 정책 수단을 구성하였다. 이번 장에서는 추정 모형에서 실시한 정책 실험과 이들이 여성의 노동, 결혼 및 출산 결정에 대한 생애주기 프로필에 미치는 영향에 대해 설명한다. 각 실험 별로 다른 수준의 세액공제 또는 보조금을 적용하고 그 결과를 기준선 또는 현재 상태(예: 세금공제 또는 보조금이 없는 경우)와 비교하였다. 또한 이들 실험의 실행 가능성과 향후 시행할 수 있는 정책 수단을 확인하기 위해 이들 실험과 관련된 현재 정책(있는 경우)에 대해 설명한다.

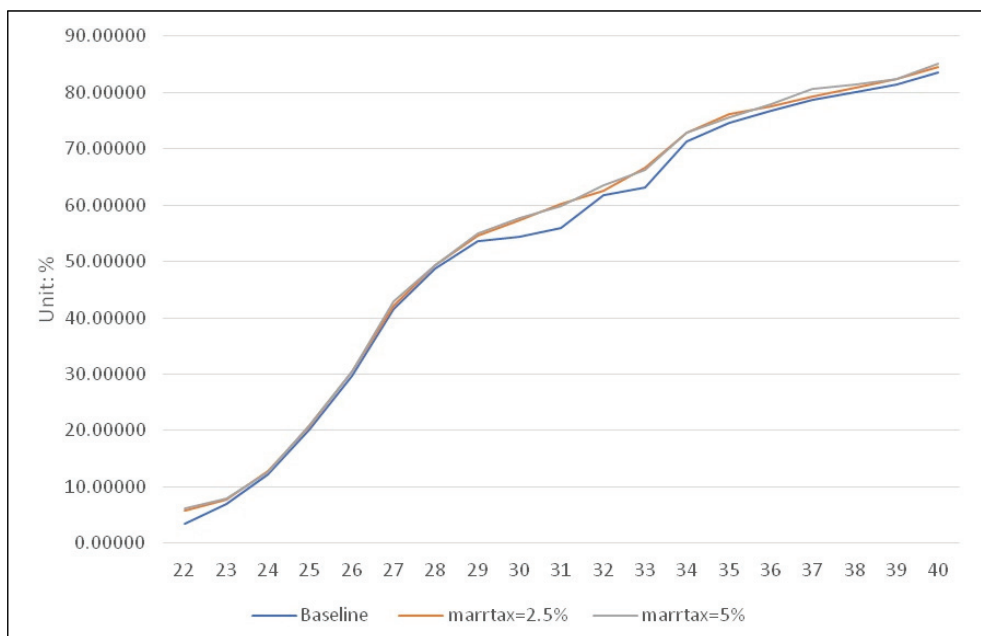
제1절 결혼세액공제

첫 번째 실험에서는 결혼 비용을 줄이고 결혼을 장려하기 위해 기혼 여성에게 영구 세액공제를 제공하였다. 이 실험을 위해 각 기간에 기혼자에게만 적용되는 세금/급여 함수 “혼인 공제” 항을 도입하였다. 이들 세액 변경의 목적은 결혼을 장려해 기혼 여성 비율과 이들의 출산율을 늘리는데 있다. 현재 한국 정부는 배우자 소득이 매우 낮은 경우(연간 1000달러 이하) 150만원을 공제해주고 있다. 연구 모형은 세금/급여 함수를 다음과 같이 변경해 여성의 세금 공제 후 임금(및 결과적으로 가계소득 및 예산 제약)을 바꿀 수 있다.

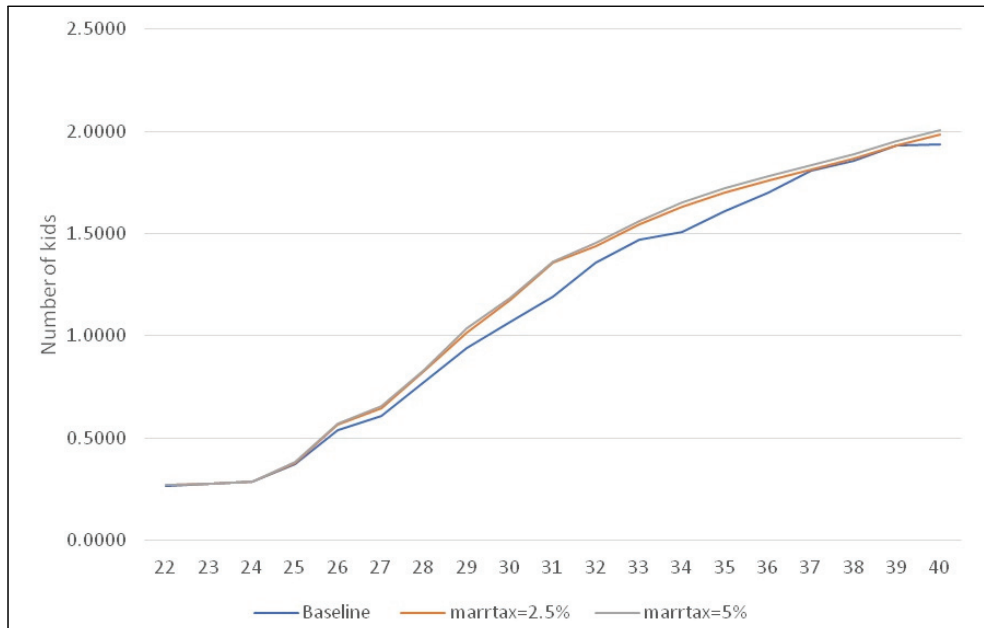
이 실험에서는 세액공제율을 2.5%와 5%로 설정하였다. 결과는 아래 그래프에서 확인할 수 있다. 실험 결과 여성에게 혼인세액공제를 제공하면 기혼 여성 비율은 기준선 52.5%에서 세액공제 수준이 2.5%일 때 53.9%로, 5%일 때 54.1%로 증가하였다(그림 36). 증가율은 30대 중반에 다소 높게 나타나고 있다. 또한 가계당 자녀 수도 기준선

1.13명에서 세액공제 수준이 2.5%일 때 1.18명으로, 5%일 때 1.20명으로 증가하였다(그림 37). 특히 29-33세 여성 그룹의 경우 기준선 1.36명에서 세액공제 수준이 2.5%일 때 1.45명으로, 5%일 때 1.47명으로 증가해 더욱 높은 효과를 보였다. 결과적으로 결혼에 미치는 영향은 확실히 낮았지만, 적령기 여성의 출산율은 6%까지 증가할 수 있는 것으로 나타나고 있다.

[그림 6-1] 혼인세액공제가 결혼에 미치는 영향(기혼 여성 비율)



[그림 6-2] 혼인세액공제가 출산에 미치는 영향(자녀 수)

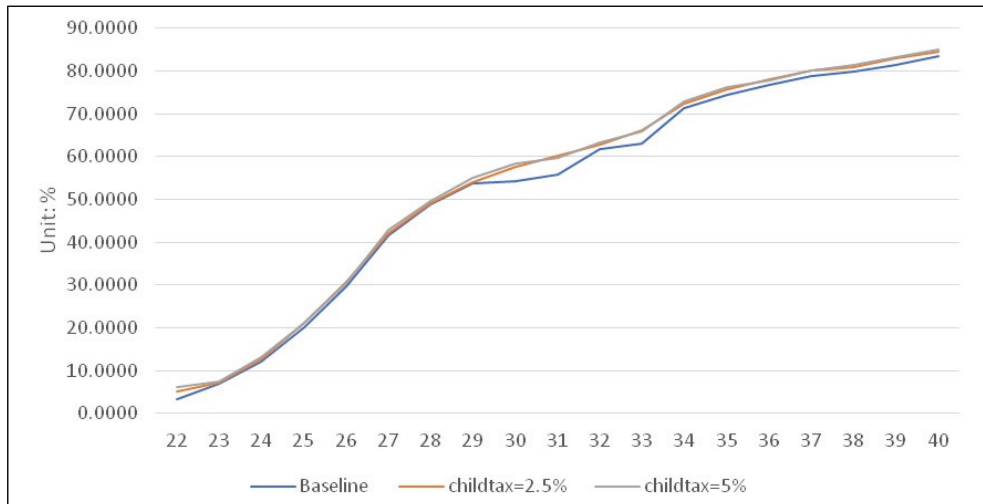


제2절 출산비용 경감

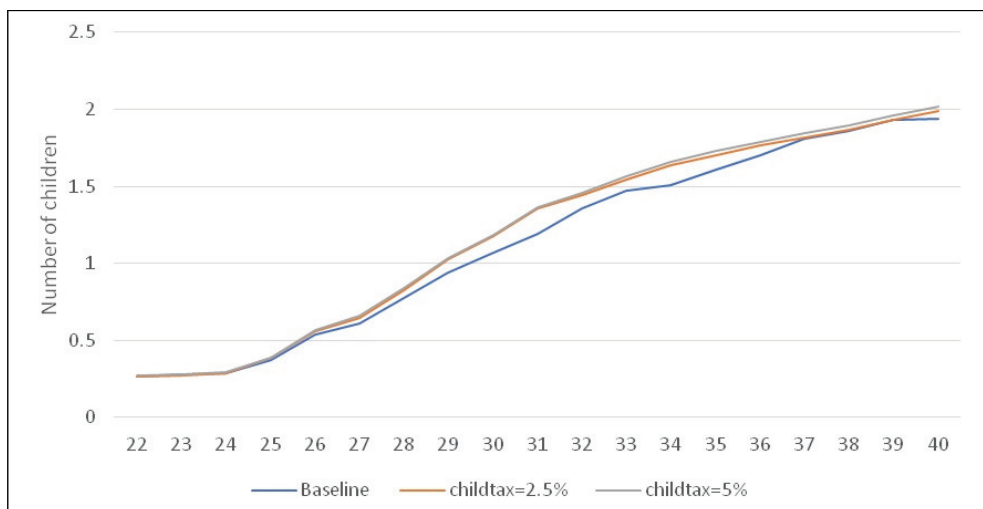
두 번째 실험에서는 가계의 출산 비용을 줄이기 위해 둘째 출산을 결정한 가계에 혼인세액공제와 유사한 세제 혜택을 제공하였다. 연구 모형은 기혼 부부가 자녀를 1명 둔다고 가정했기 때문에 둘째 출산 결정이 출산과 관련된 유일한 선택 사항이라 할 수 있다. 이 정책 실험의 목적은 각 기간의 세금/급여 함수를 다음과 같이 변경해 여성의 세금공제 후 임금(및 결과적으로 가계소득 및 예산 제약)을 변경함으로써 출산 관련 비용을 줄이는데 있다.

두 번째 실험에서도 세액공제율을 2.5%와 5%로 설정하였다. 결과는 아래 그래프에서 확인할 수 있다. 실험 결과 둘째 출산 시 여성에게 세제 혜택을 제공할 경우 기혼 여성 비율(그림 6-3)과 자녀 수(그림 6-4)가 혼인세액공제 실험과 매우 유사한 수준으로 증가하는 것으로 나타나고 있다.

[그림 6-3] 둘째 세액공제가 결혼에 미치는 영향(기혼 여성 비율)



[그림 6-4] 둘째 세액공제가 출산에 미치는 영향(자녀 수)

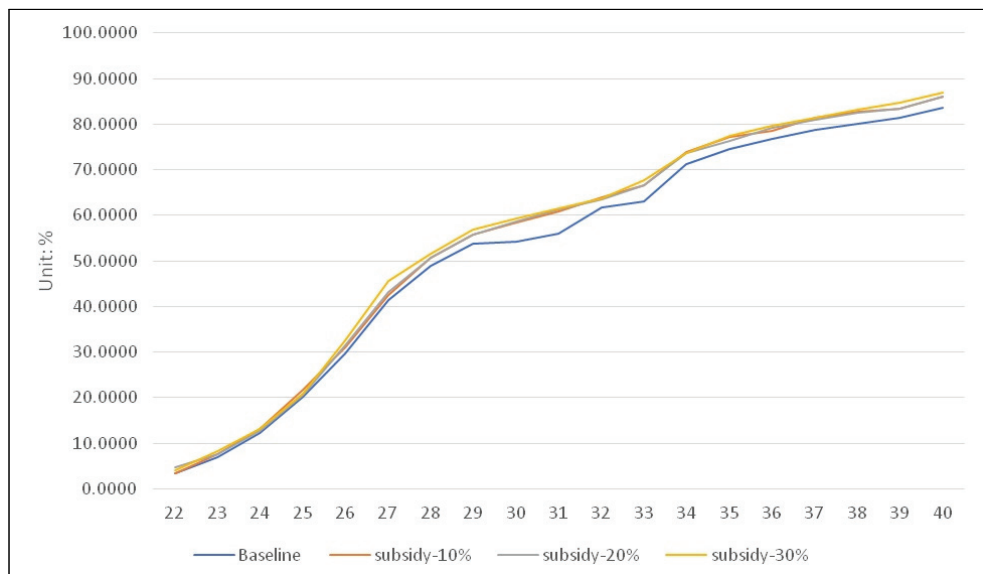


제3절 양육비용 경감

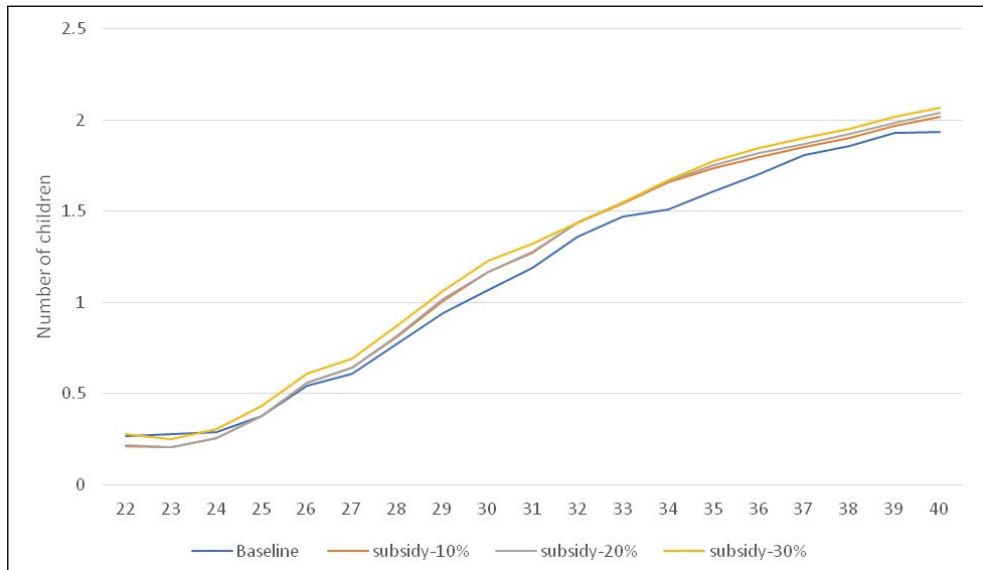
출산율을 높이는 또 하나의 방법은 자녀의 인적자본 투자를 저해하지 않고 양육비 부담을 줄이는 것이다. 이를 시험하기 위해 다음과 같은 두 가지 기본 메커니즘을 사용

하였다. 첫째, 사교육 비용을 줄이는 보조금을 지급하여 자녀에 대한 투자 비용을 줄이는 것이다(예: 가계 예산 제약의 자녀 투자 비용을 원래 가치의 80%까지 줄일 수 있는 20% 보조금). 실험에서는 각 연령그룹에 대해 자녀 투자비의 10%, 20% 및 30%를 보조금으로 지급하였다. 둘째, 자녀 투자에 대한 비용을 보상하기 위해 모든 연령그룹에서 가계에 현금을 지원하는 것이다. 실험에서는 1백만 원, 2백만 원 및 5백만 원을 수당으로 지원하였다. 이들 보조금 및/또는 수당은 모든 기간에 지급되고 40세 이후 예상되는 자녀 교육 비용을 포함한다. 이는 가계가 모형 말기까지 아직 어린 자녀의 대학 교육 비용(예상)에 대비해 보조금의 영향을 내면화할 수 있음을 의미한다. 결과는 아래 그림에서 확인할 수 있다. 실험 결과 자녀 양육비 보조금 수준에 따라 모든 연령층에서 혼인율이 2.5-2.9%까지 증가하고 30대 이상에서는 3% 이상 증가하였다(그림 6-5). 그림 6-6은 이들 보조금이 출산에 미치는 영향을 보여주고 있다. 보조금을 20% 지급한 경우 가계 당 평균 자녀 수는 1.13명에서 1.19명으로 5% 증가했고, 30% 지급할 경우 1.22명으로 8% 증가하였다. 마지막으로 그림 6-7은 일시불 현금 지원(즉 수당)이 자녀 수에 미치는 영향을 보여주고 있다. 가계 지출에서 자녀 투자 비용이 차지하는 비중이 감소할 경우 자녀 수가 9%까지 증가하는 것으로 나타나고 있다.

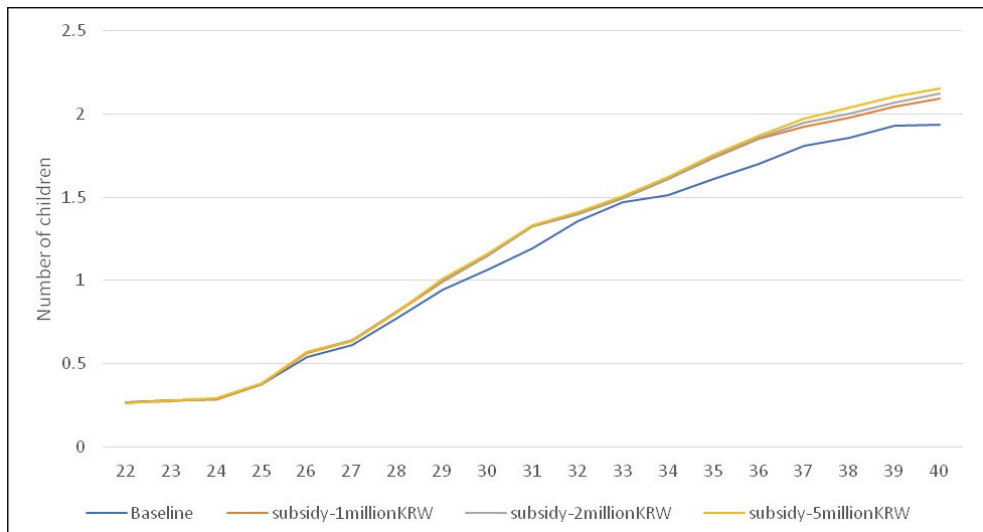
[그림 6-5] 자녀 양육비 보조금이 결혼에 미치는 영향(기혼 여성 비율)



[그림 6-6] 자녀 양육비 보조금이 출산에 미치는 영향(자녀 수)



[그림 6-7] 자녀 수당이 출산에 미치는 영향(자녀 수)



제 7 장

결론 및 한계

본 연구는 RAND 연구소와 한국보건사회연구원이 협력하여 소비, 노동, 결혼 및 출산을 포함한 한국 여성의 의사 결정에 대한 생애주기 의사결정 모형을 개발한 내용을 담고 있다. 본 연구의 주된 연구방법인 생애주기 모형은 이론에 근거한 동태 행위 모형에 기반하고 노동공급, 결혼 및 출산 결정에 대해 관측된 생애주기 패턴은 물론 자산과 소득에 대한 생애주기 패턴을 설명할 수 있다. 본 연구는 1998년 기준 18-35세 한국 여성의 대표 표본을 선정해 17년 동안 추적한 종단 조사인 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study)에서 이들 패턴에 대한 자료를 추출해 생애주기 모형을 추정하였다. 특히 1998년 기준 23-30세 연령그룹(846명)을 집중 분석하였다.

예비 추정 결과는 매우 우수한 것으로 도출되었다. 추정 모형은 노동, 고용 형태, 결혼, 출산, 자산 및 소득에 대한 생애주기 프로필의 형태와 수준을 매우 정확히 복제하였다. 교육, 능력 또는 고용 형태와 같은 부분군별로 이들 프로필을 분석한 경우도 마찬가지였다. 본 연구는 모형 추정치를 사용해 시행되지 않은 a) 기혼 여성 세액공제, b) 둘째 출산을 결정한 여성에 대한 세액공제, c) 자녀 교육비 지출 비율에 따른 자녀 보조금 및 d) 일괄이전 형태의 아동수당 등 네 가지 반사실적 정책의 효과를 모의 실험하였다. 실험 결과 모든 모의실험에서 결혼율은 2%-3%, 가구 당 평균 자녀 수는 9%까지 증가해 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

추정 결과는 우수했지만 여전히 개선의 여지가 남아 있다. 연구 모형은 젊은 연령그룹의 노동시장 참여율을 과대 예측하고 결혼과 출산을 과소 예측하는 경향을 보여 반사실적 정책 실험 결과에서 문제가 될 수 있다. 본 연구는 다음과 같은 두 가지 방법으로 적합도를 높일 수 있다고 평가한다. 첫째, 현재 외생적으로 결정되고 다양한 연령그룹에서 노동과 결혼 간 상호작용 확인에 도움이 되는 파라미터(예: 결혼확률)를 추정하는 절차를 추가한다. 둘째, 자료에서 식별할 수는 없지만 노동, 결혼 및 출산 간 관계에 영향을 줄 수 있는 파라미터를 재보정한다. 가계가 자녀의 인적자본에서 추출하는 효용을 예로 들 수 있다.

마지막으로 본 보고서에서 소개하는 반사실적 정책 실험은 아직 예비 단계이다. 본

보고서에서 논의하지 않았지만 다양한 연령의 아동을 대상으로 한 아동 수당, 신혼부부 최저소득보장 또는 자녀 양육 비용 또는 사교육 비용을 포함하는 표적 보조금 등과 같은 모의실험을 추후 연구에서 수행하고자 한다.

제1부

- Aguirregabiria, V., & Mira, P. (2010). Dynamic Discrete Choice Structural Models: A survey. *Structural Models of Optimization Behavior in Labor, Aging, and Health*, 156(1), 38-67. doi:10.1016/j.jeconom.2009.09.007
- Bellman, R. (1956). Dynamic programming and Lagrange multipliers. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 42(10), 767.
- Blundell, R., Dias, M. C., Meghir, C., & Shaw, J. M. (2013). Female Labour Supply, Human Capital and Welfare Reform. *Econometrica*. doi:10.3386/w19007
- Bronson, M. A. (2015). Degrees Are Forever: Marriage, Educational Investment, and Lifecycle Labor Decisions of Men and Women. NBER Summer Institute, (November), 1-55. Retrieved from <http://wpcarey.asu.edu/sites/default/files/uploads/department-economics/bronson-jmp-updated-1-22-14.pdf>
- Carneiro, P. M., Garcia, I. L., Salvanes, K. G., & Tominey, E. (2015). Intergenerational mobility and the timing of parental income. NHH Dept. of Economics Discussion Paper, (23).
- der Klaauw, B., Van Vuuren, A., & Berkhout, P. H. G. (2004). Labor market prospects, search intensity and the transition from college to work. IZA Discussion Paper Series, (1176).
- Gustman, A. L., & Steinmeier, T. L. (2005). The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth. *Journal of Public Economics*, 89(2-3), 441-463.
- Heckman, J. J., & Vytlacil, E. (2005). Structural equations, treatment effects, and econometric policy evaluation. *Econometrica*, 73(3), 669-738.
- Lopez-Garcia, I. (2014). Human Capital and Labor Informality in Chile: A structural dynamic approach. RAND Working Papers.
- Mazzocco, M., Ruiz, C., & Yamaguchi, S. (2014). Labor Supply and Household

Dynamics. *The American Economic Review*, 104(5), 354-359.

Rust, J., & Phelan, C. (1997). How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior in a World of Incomplete Markets. *Econometrica*, 65(4), 781-831.

제2부

Aguirregabiria, V., & Mira, P. (2010). Dynamic discrete choice structural models: A survey. *Journal of Econometrics*, 156(1), 38-67. doi:10.1016/j.jeconom.2009.09.007

Alders, P., & Broer, D. P. (2005). Ageing, fertility, and growth. *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 1075-1095. doi:10.1016/j.jpubeco.2004.06.001

Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3 Pt. 2), 1-47. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12146356>

Bellman, R. (1956). Dynamic programming and Lagrange multipliers. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 42(10), 767.

Blundell, R., Costa Dias, M., Meghir, C., & Shaw, J. (2016). Female labor supply, human capital, and welfare reform. *Econometrica*, 84(5), 1705-1753.

Bronson, M. A. (2015). Degrees Are Forever: Marriage, Educational Investment, and Lifecycle Labor Decisions of Men and Women. NBER Summer Institute, (November), 1-55. Retrieved from <http://wpcarey.asu.edu/sites/default/files/uploads/department-economics/bronson-jmp-updated-1-22-14.pdf>

Francesconi, M. (2002). A joint dynamic model of fertility and work of married women. *Journal of Labor Economics*, 20(2), 336-380.

Gustman, A. L., & Steinmeier, T. L. (2005). The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth. *Journal of Public Economics*, 89(2-3), 441-463.

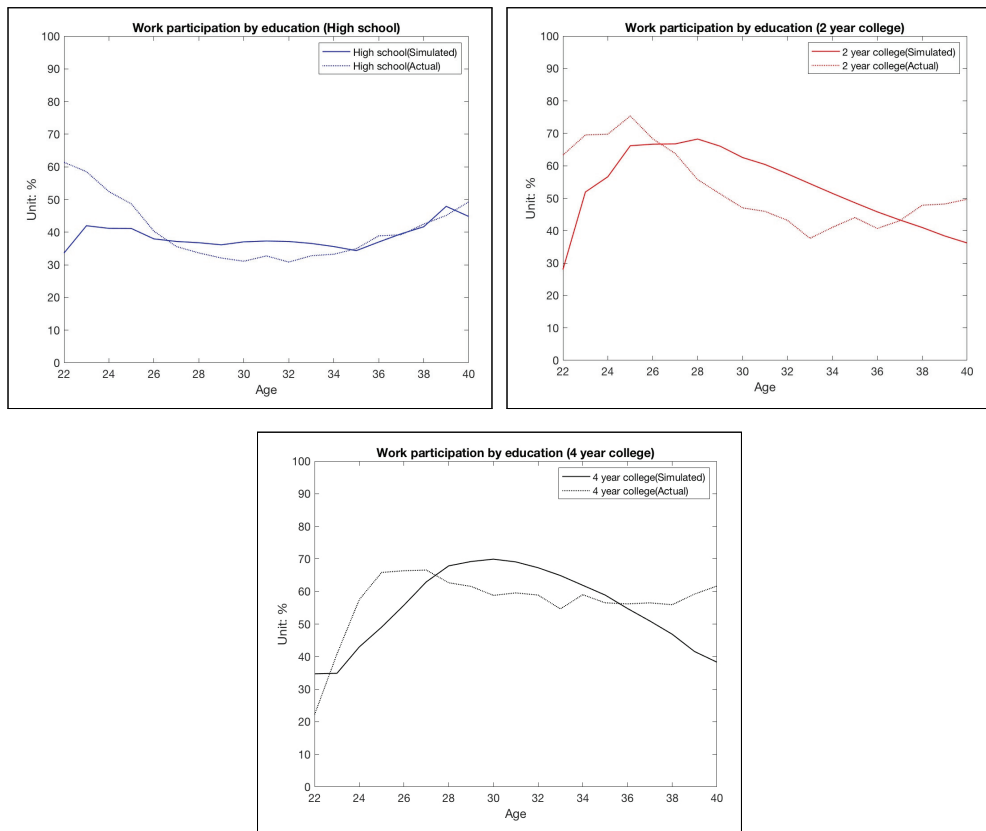
Haan, P., & Wrohlich, K. (2011). Can child care policy encourage employment and fertility?. Evidence from a structural model. *Labour Economics*, 18(4), 498-512. doi:10.1016/j.labeco.2010.12.008

Heckman, J. J., & Navarro, S. (2007). Dynamic discrete choice and dynamic treatment effects. *Journal of Econometrics*, 136(2), 341-396.

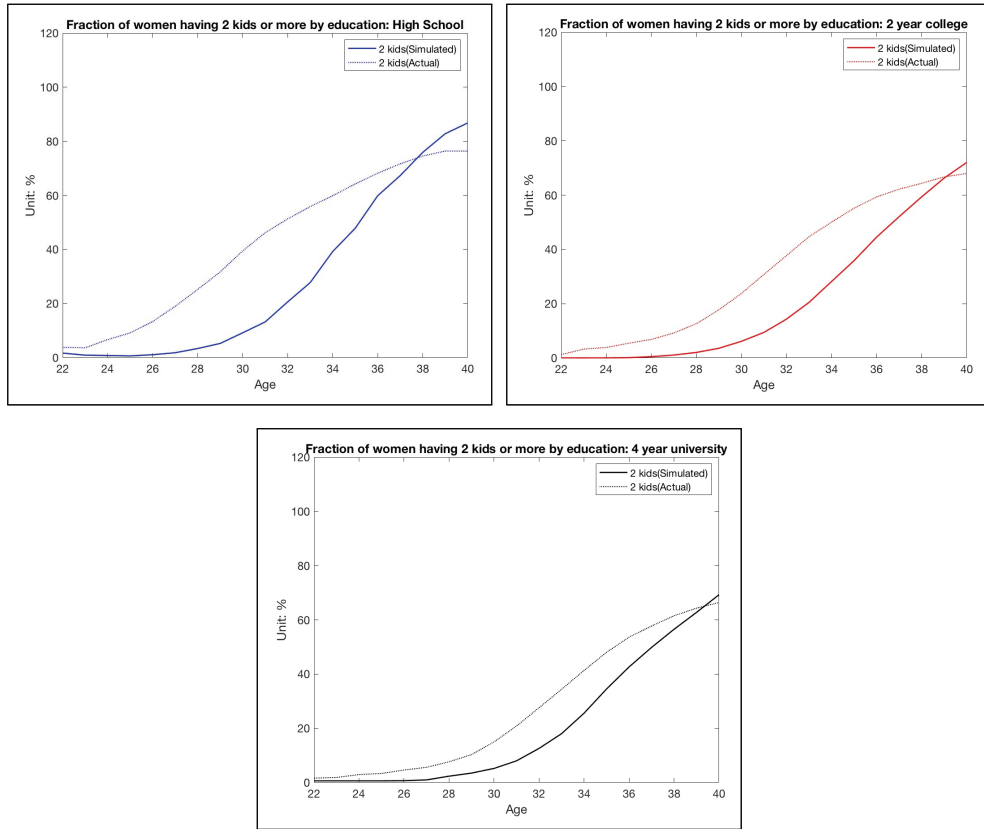
- Heckman, J. J., & Vytlačil, E. (2005). Structural equations, treatment effects, and econometric policy evaluation. *Econometrica*, 73(3), 669-738.
- Heckman, J. J., & Vytlačil, E. J. (2007). Econometric evaluation of social programs, part I: Causal models, structural models and econometric policy evaluation. *Handbook of Econometrics*, 6, 4779-4874.
- Mazzocco, M., Ruiz, C., & Yamaguchi, S. (2014). Labor Supply and Household Dynamics. *The American Economic Review*, 104(5), 354-359.
- Rust, J., & Phelan, C. (1997). How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior in a World of Incomplete Markets. *Econometrica*, 65(4), 781-831.

모형 외부에서 추정한 파라미터

[부도 1] 교육수준별 노동시장 참여율



[부도 2] 교육수준별 자녀가 2명 이상인 여성 비율



<부표 1> 모형 외부에서 추정한 파라미터 목록

식	파라미터	파라미터	계수	S.E.
	22-24세 초기 자산	능력	ρ_{02}	1464
		교육(2년제 대학)	ρ_{11}	1133
		교육(4년제 대학)	ρ_{12}	2671
(4)	자녀 인적자본	능력	κ_{02}	-0.019
		교육(2년제 대학)	κ_{03}	0.0555
		교육(4년제 대학)	κ_{04}	0.115
		사교육비	κ_{05}	1.769
(11)	배우자 소득	능력	η_{02}	0.127
		교육(2년제 대학)	η_{03}	0.19
		교육(4년제 대학)	η_{04}	0.216
		사교육비	η_{05}	0.038

식	파라미터	파라미터	계수	S.E.	
(15) 및 (16)	정규직 실직 확률	상수	λ_{10}	1.181	-0.058
		교육(2년제 대학)	λ_{11}	-0.143	-0.0287
		교육(4년제 대학)	λ_{12}	-0.239	-0.0236
		연령	λ_{13}	-0.0131	-0.0014
		경력	λ_{14}	-0.0977	-0.0159
	정규직 구직 확률	상수	π_{20}	0.191	-0.0245
		교육(2년제 대학)	π_{21}	0.104	-0.0119
		교육(4년제 대학)	π_{22}	0.0203	-0.0101
		연령	π_{23}	-0.0606	-0.0007
		경력	π_{24}	0.0852	-0.0045
(18) 결혼 확률	정규직의 결혼 확률	상수	ω_{10}	-28.3354	-1.293
		교육(2년제 대학)	ω_{11}	-0.1841	-0.476
		교육(4년제 대학)	ω_{12}	-0.071	-0.456
		연령	ω_{13}	7.1479	-0.0434
		자산	ω_{14}	1.5704	-0.0544
	비정규직의 결혼 확률	상수	ω_{20}	-24.2438	-3.897
		교육(2년제 대학)	ω_{21}	-0.4662	-1.437
		교육(4년제 대학)	ω_{22}	-0.5221	-1.314
		연령	ω_{23}	5.9974	-0.019
		자산	ω_{24}	-4.0406	-0.214
	실직의 결혼 확률	상수	ω_{30}	-27.5093	-2.583
		교육(2년제 대학)	ω_{31}	0.0439	-0.487
		교육(4년제 대학)	ω_{32}	-0.6047	-0.474
		연령	ω_{33}	7.5817	-0.0574
		자산	ω_{34}	-1.5704	-0.0707
(7) 및 (8) 자녀 교육 예상 투자	1~5세 자녀가 1명일 확률	상수	π_{01}	6.197	-0.431
		능력	π_{02}	0.201	-0.253
		교육(2년제 대학)	π_{03}	0.306	-0.215
		교육(4년제 대학)	π_{04}	0.462	-0.179
		연령	π_{05}	-0.21	-0.0124
	6~11세 자녀가 1명일 확률	상수	π_{11}	0.399	-0.52
		능력	π_{12}	-0.22	-0.326
		교육(2년제 대학)	π_{13}	-0.253	-0.256
		교육(4년제 대학)	π_{14}	0.0279	-0.218
		연령	π_{15}	-0.32	-0.0528

식	파라미터	파라미터	계수	S.E.
12-17세 자녀가 1명일 확률	상수	π_{21}	1.128	-0.56
	능력	π_{22}	0.0374	-0.369
	교육(2년제 대학)	π_{23}	-0.655	-0.317
	교육(4년제 대학)	π_{24}	-0.0302	-0.238
	연령	π_{25}	-0.25	-0.0317
18세 자녀가 1명일 확률	상수	π_{31}	1.261	-0.505
	능력	π_{32}	0.14	-0.437
	교육(2년제 대학)	π_{33}	-0.307	-0.383
	교육(4년제 대학)	π_{34}	-0.0447	-0.254
	연령	π_{35}	-0.35	-0.0216
1-5세 자녀 투자	상수	ι_{01}	4.001	-0.0639
	능력	ι_{02}	0.0446	-0.0385
	교육(2년제 대학)	ι_{03}	0.138	-0.0425
	교육(4년제 대학)	ι_{04}	0.141	-0.0356
	연령	ι_{05}	0.0406	-0.0246
6-11세 자녀 투자	상수	ι_{11}	3.253	-0.0251
	능력	ι_{12}	0.0903	-0.0115
	교육(2년제 대학)	ι_{13}	0.287	-0.013
	교육(4년제 대학)	ι_{14}	0.331	-0.0114
	연령	ι_{15}	0.0574	-0.00977
12-17세 자녀 투자	상수	ι_{21}	3.908	-0.414
	능력	ι_{22}	0.0903	-0.0257
	교육(2년제 대학)	ι_{23}	0.287	-0.0281
	교육(4년제 대학)	ι_{24}	0.331	-0.0245
	연령	ι_{25}	0.0574	-0.0167
18세 자녀 투자	상수	ι_{31}	5.778	-0.0397
	능력	ι_{32}	-0.0144	-0.023
	교육(2년제 대학)	ι_{33}	0.111	-0.0242
	교육(4년제 대학)	ι_{34}	0.192	-0.0217
	연령	ι_{35}	0.0238	-0.0156