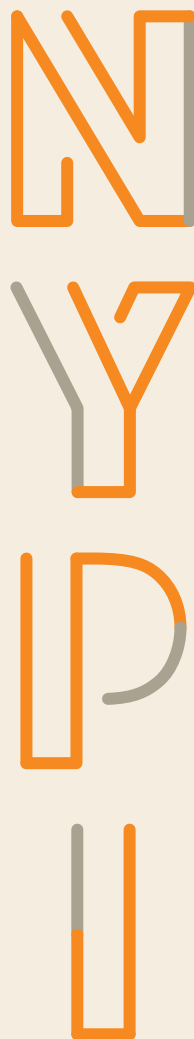


청년 사회 · 경제실태 및 정책방안 연구Ⅴ

- 전년도 공개데이터 심층분석연구

김형주 연보라 배정희



연구보고 20-R06-1

청년 사회·경제 실태 및 정책방안 연구 V

- 전년도 공개데이터 심층분석연구

저 자 김형주, 연보라, 배정희

연구진 연구책임자_ 김형주(한국청소년정책연구원 · 선임연구위원)
공동연구원_ 연보라(한국청소년정책연구원 · 부연구위원)
배정희(한국청소년정책연구원 · 부연구위원)
연구보조원_ 배진우(한국청소년정책연구원 · 연구사업운영원)

국문초록

본 연구의 기본 목적은 2020년 한국 청년들의 생활 전반을 파악할 수 있는 핵심지표를 기반으로 취업과 경제생활, 삶에 대한 만족과 행복, 교육, 가치관, 신체 및 정신건강, 주거, 결혼, 양육, 출산, 문화생활 등 청년의 삶을 둘러싼 사회·경제 전반에 대한 실태를 파악하고, 이를 토대로 정책방안을 제언하는 것이다. 본 보고서는 이와 같은 연구목적 하에 전년도 공개데이터에 대해 청년 문제 및 현안을 중심으로 주제를 선정하여 심층분석연구를 수행한 것이다.

본 연구의 청년사회·경제실태조사는 2017년 7월에 국가승인통계(제402004호)로 지정되었고, 매년 이루어지는 실태조사 결과는 다음해 초에 국가통계포털(KOSIS)에 공개되어 누구나 열람할 수 있다(김형주, 연보라, 유설희, 배진우, 2019). 이에 따라 2019년 조사결과는 2020년 초에 일반에 공개되었다.

본 심층분석의 대상이자 전년도 공개데이터인 2019년도 조사대상은 전국 17개 시·도에 거주하는 만15~39세 일반국민 3,500명이다(김형주 외, 2019).

금년도 심층분석연구는 첫째, 청년의 학자금 대출이 주거에 미치는 영향 : 경향점수 매칭 활용, 둘째, 대학교육, 고용안정, 주거소유 기대, 결혼 및 자녀출산의 구조적 관계, 셋째, 대출 취업자의 이직의도 결정요인 분석 : 부모로부터 독립 여부에 따른 비교 등 3가지 주제에 대해 분석 연구를 하였다.

청년 사회·경제 실태 및
정책방안 연구 V

- 전년도 공개데이터 심층분석연구

연구보고 20-R06-1

I. 청년의 학자금 대출이 주거에 미치는 영향:

경향점수 매칭 활용

1. 서론	3
2. 이론적 배경	6
3. 연구방법	10
4. 연구결과	15
5. 결론 및 시사점	21

II. 대학교육, 고용안정, 주거소유 기대, 결혼 및

자녀출산의 구조적 관계 분석

1. 서론	29
2. 이론적 배경	32
3. 연구방법	35
4. 연구결과	39
5. 결론 및 시사점	58

Ⅲ. 대졸 취업자의 이직의도 결정요인 분석:

부모로부터 독립여부에 따른 비교를 중심으로

1. 서론	67
2. 이론적 배경	69
3. 연구방법	78
4. 연구결과	83
5. 결론 및 시사점	92

참고문헌	101
-------------------	------------

표 목차

표 I-1. 측정변인의 구성	12
표 I-2. 종속변인의 분포	15
표 I-3. 처치변인의 분포	15
표 I-4. 경향점수 산출 공변인의 분포(이분형)	16
표 I-5. 경향점수 산출 공변인의 분포(연속형)	16
표 I-6. 학자금 대출 유무에 따른 집단별 비교(매칭 전)	17
표 I-7. 학자금 대출 유무에 따른 집단별 비교(매칭 후)	19
표 I-8. 학자금 대출이 공동주거에 미치는 영향	20
표 I-9. 학자금 대출이 부모와 거주에 미치는 영향	21
표 II-1. 조사 대상의 인구통계학적 특성	35
표 II-2. 각 요인의 하위 관찰변수	37
표 II-3. 청년 주거안정에 관한 대안 모형의 적합도 및 카이자승 검정	41
표 II-4. 완전 매개모형의 표준화 계수	42
표 II-5. 대학진학 여부에 따른 고용 차이 검증	43
표 II-6. 대학 학제에 따른 고용 차이 검증	44
표 II-7. 대학진학 여부와 학제에 따른 주거소유 기대	45
표 II-8. 임금근로 여부와 정규직 여부에 따른 주거소유 기대	46
표 II-9. 직장유형에 따른 주거소유 기대	47
표 II-10. 청년 결혼에 관한 대안 모형의 적합도 및 카이자승 검정	48
표 II-11. 결혼 관련 부분 매개모형의 표준화 계수	49
표 II-12. 주거 소유 기대에 따른 결혼의사와 실제 결혼여부 검증	49
표 II-13. 성별과 학력에 따른 결혼의사 카이자승 검증	50
표 II-14. 성별과 학력에 따른 결혼의사에 대한 이원분산분석 결과	51
표 II-15. 청년 출산에 관한 대안 모형의 적합도 및 카이자승 검정	52
표 II-16. 자녀 출산관련 완전 매개모형의 표준화 계수	53

표 II-17. 임금근로 여부에 따른 자녀 출산의사와 출산 유무 차이 ...	53
표 II-18. 정규직 여부에 따른 출산의사와 자녀 유무 차이	54
표 II-19. 직장 유형에 따른 출산의사와 자녀 유무 차이	55
표 II-20. 주거소유 기대 년도에 따른 출산의사와 자녀 유무 차이 ...	56
표 II-21. 성별과 학력에 따른 자녀출산의사 카이자승 검증	57
표 II-22. 성별과 학력에 따른 출산의사에 대한 이원분산분석 결과 ·	57
표 III-1. 변수 설명 및 코딩	80
표 III-2. 투입변인 기술통계 결과	83
표 III-3. 비독립집단과 독립집단의 이직 희망 사유	85
표 III-4. 거주형태에 따른 기본 특성 비교	86
표 III-5. 이직의도 결정요인 분석 결과	89
표 III-6. 비독립집단과 독립집단의 이직의도 결정요인 분석 결과 ...	91

그림 목차

그림 Ⅰ-1. 경향점수 매칭에 따른 경향점수 분포의 차이	19
그림 Ⅱ-1. 연구모형	36
그림 Ⅱ-2. 청년 주거안정에 관한 대안모형	40
그림 Ⅱ-3. 청년의 결혼에 관한 대안모형	48
그림 Ⅱ-4. 청년 출산에 관한 대안 모형	52
그림 Ⅲ-1. 분석 모형	82

○———— 제1장 청년의 학자금 대출이 주거에 미치는 영향: 경향점수 매칭 활용

- 1. 서론
- 2. 이론적 배경
- 3. 연구방법
- 4. 연구결과
- 5. 결론 및 시사점



청년의 학자금 대출이 주거에 미치는 영향: 경향점수 매칭 활용¹⁾

1. 서론

2018년도 주거실태 보고서에 따르면 수도권 청년가구의 월 소득 대비 임대료 비율은 20.1%로 나타났다. 이는 일반가구의 15.5%에 비해 높은 수준으로 OECD 가 권고하고 있는 20%를 초과하는 수치이다(국토교통부, 2018). 이러한 청년들의 소득 수준을 훨씬 상회하는 주거비용은 청년층의 주거문제를 초래하게 된다(이찬, 김근태, 황명진, 2019). 특히 사람이 살아가는 데 반드시 필요한 의식주 중 매우 중요한 욕구는 주거에 대한 욕구이며, 이는 소득이 충분한 경우라도 불안정한 주거생활은 삶을 재충전할 수 있는 기회가 보장되지 않으며, 안정적인 사회생활을 유지할 수 없게 한다(김태완, 박지혜, 2008). 이와 더불어 주거에 대한 불안은 자신의 주거에서 편안하게 쉴 수 있는 공간에 기능마저 상실시킨다. 이는 심리적 고통의 원인이 되고 사회·심리적 발달에 부정적 영향을 미칠 수 있어(박애리, 심미승, 박지현, 2017), 청년들에게 안정적인 주거를 보장해주는 것은 그 어떤 요인보다도 우선적으로 고려되어야 하는 일이다.

청년기는 부모들의 경제적 지원에서 벗어나 독립을 시작하며, 사회생활의 경험 이 얼마 되지 않기 때문에 사회 경력 및 노하우의 축적이 적어 모든 면에서 미숙한

1) 이 장은 본 연구의 전년도 공개데이터 심층분석 연구공모에 선정된 이정민(전북교육연구정보원), 백승희(한국 기술교육대학교)가 집필하였음

시기이다. 이러한 시기의 청년들이 부모로부터 재정적인 도움을 받지 않았다면 축적해 놓은 자산도 적을 수밖에 없다. 이와 같이 재정적인 어려움을 갖는 청년과 같이 주택 구매 능력이 낮은 청년층이 적정수준에서 주택을 소비하기 위한 필요자금을 스스로의 힘으로 마련하는 데에는 어려움이 따른다(이경애, 2017). 청년기의 특성상 이 시기에 빈곤으로 진입한 가구는 장년뿐만 아니라 노년기에도 빈곤에 빠질 가능성이 매우 높다(이태진, 김태완 외, 2016). 청년기의 빈곤은 낮은 자산형성에서 기인된 미흡한 노후 준비로 이어질 수 있으며, 이는 결국 사회적 부담이라는 문제로 직결되는 중요한 이슈를 야기한다. 또한 이 시기의 빈곤은 개인의 발달 단계로 이어져 있는 생애 주기에서 청년기 이후의 다음 단계로 이행을 저해하는 장애물로 작용하고 있다. 청년기에 겪게 되는 불안정으로 인해 청년층은 경제적 독립의 어려움을 경험하게 됨에 따라, 다음의 생애주기 단계인 독자적인 가구 형성 단계를 지연시킬 수밖에 없는 처지에 놓이게 된다(이태진 외, 2016). 이들이 당면한 삶의 불안정은 노동시장뿐만 아니라 학업이행 및 경제적 독립과 분가, 결혼, 출산 등을 수행하는 성인기 이행 과정 전반에 걸쳐 다양한 문제에 직면하고 있다(이상록, 이순아, 2019). 취업 후 주택 매매, 결혼 및 출산 등과 같은 이전 세대에서는 자연스러웠을 전형적인 삶의 계획을 설계할 수 없게 하고 포기할 수밖에 없게 만들기에(임경지, 2015), 현재 심각한 사회문제로 대두되고 있다(김비오, 2019).

청년기 주요 과업들의 이행 패턴은 이후 성인기뿐만 아니라 노년기의 삶의 패턴 및 삶의 질을 결정한다는 측면에서, 더 나아가 해당 사회의 인구사회구조, 경제, 사회, 문화 및 정치 등의 주요 영역에도 지대한 영향을 미친다는 점에서 각별한 주의가 요청되는 시기로 평가되고 있다(Arnett & Tauber, 1994). 특히 청년은 사회진출 과정에서 자연스럽게 부모로부터 경제적 독립이 이루어지지만 대학시기 학자금대출을 받은 경우에는 재정적인 어려움을 지니게 된다(곽민주, 이희숙, 2015). 이러한 학자금 대출은 학업능력과 포부를 가진 저소득층 학생에게 고등교육 기회를 제공하고, 인적자본을 비축하여 노동시장으로 이행하게 함으로써 궁극

으로는 사회 형평성을 제고하는 것을 목적으로 하고 있다(한국장학재단, 2019). 하지만 학자금 대출은 교육비를 대여해주고 일정기간이 경과한 후에 이를 상환하도록 하게 함으로써 학생에게 미래 상환부담을 남게 한다는 점에서 근로 장학(work study)이나 무상장학(grant)과는 차이가 크다. 학자금 대출은 신용 및 재무 상태가 제약에 놓인 학생들에게 교육의 기회를 제공하여 사회적으로 형평성을 꾀하고 계층을 이동하는 사다리로서 역할을 하고 있음은 많은 연구들에서 보고되고 있지만, 본격적인 소득 활동을 시작하기에 앞서 금융 거래 경험이 적은 대학생들을 채무자의 위치에 서게 한다는 점에서 상당한 재무·심리적 부담과 스트레스의 원인으로 작용 할 가능성이 큰 것이 현실이다(강지영, 윤정운, 최현자, 손상희, 2018). 이는 장학금과는 다르게 대출받은 학자금은 반드시 상환을 해야 하는 것이어서, 결국 갚아야 하는 빚으로 돌아오기 때문에 학자금 대출금 상환은 대학졸업자의 사회생활을 제약할 수밖에 없다(김성훈, 우명숙, 2019). 청년들은 이러한 불투명한 미래로 인하여 희망이 상실되고 나아가 대학 졸업 후 학자금 대출 상환과 더불어 주거비용의 부담으로 인하여 생활이 막막하고 사회진입 조차 순조롭지 못한 실정이다(김승연, 2018). 과도한 주거비 부담과 주거에 대한 불안정성은 생애주기별로 이어질 수 있는 장년 및 노년층의 안정적인 주거 사다리를 붕괴시켜 결혼, 출산 등 가구 형성을 지연시키거나 캥거루족과 같이 부모 부담이 연장되는 등 이행기적 어려움을 겪게 할 가능성이 크다(김비오, 2019). 따라서 본 연구에서는 청년세대가 직면한 재정적 문제인 학자금 대출이 그들의 주거에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 살펴보고자 하였다.

한편, 사회과학 연구에서는 처치집단(참여집단)과 통제집단(미참여집단)에 대한 무선헌당이 불가능하다. 이로 인해 집단 간 사전 동등성을 확보하기가 어려워 선택편의(selection bias)의 발생과 결과 해석의 제한이 있을 수 있다. 본 연구에서는 이러한 선택편의의 문제를 제거하고자 한국청소년정책연구원에서 조사된 2019년 청년사회·경제 실태자료를 활용하여 경향점수 매칭 방법(propensity score

matching; PSM)을 사용하였다. 경향점수매칭 방법의 주요 목적은 무작위 실험이 불가능할 경우 그와 유사한 조건을 만들어내는 것으로 처치집단과 통제집단 간의 비동등성에 따른 선택편의를 통계적으로 임의할당과 유사하게 만들어주는 것이다 (Rosenbaum & Rubin, 1983). 따라서 본 연구에서는 학자금 대출에 영향을 미치는 변인들로 보고되고 있는 특성을 공변인으로 설정하고 경향점수매칭에 사용하였다. 이를 통해 학자금 대출이 주거에 미치는 인과효과를 보다 실증적으로 추정하고자 하였으며, 앞선 연구들이 가지는 분석의 한계를 극복하고 보다 체계적이고 실증적인 연구결과를 제공하고자 하였다. 연구목적에 따른 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 청년의 학자금 대출 여부에 따른 두 집단(처치집단/ 통제집단) 간 차이가 존재하는가?

연구문제 2. 청년의 학자금 대출 여부와 주거는 어떠한 관계가 있는가?

2. 이론적 배경

1) 학자금대출과 주거

대학 학자금 대출은 2009년 5월에 ‘한국장학재단’을 설립을 통해 가정의 경제 사정으로 학비 마련이 어려운 대학생들에게 정부에서 지원해 주는 제도이다(이장희, 박상애, 김승희, 2018). 하지만, 부모와 학생의 입장에서 학자금 대출은 등록금 마련이 시급한 이들에게 도움이 되지만, 향후 상환의 의무도 있기에 상환이행을 하지 못하는 경우 부모뿐만 아니라 자녀에게 경제적 부담이 클 수밖에 없다(김수성, 최경진, 2016). 대학생의 학자금 대출제도는 고등교육의 기회 확대와 학업성취 향상, 대학의 중도 탈락률의 감소에 기여한다는 측면에서 긍정적으로 작용되지만, 대출자의 채무 부담과 채무불이행으로 인한 경제적 어려움이 초래된다는 측면

에서 부정적으로 작용된다는 연구결과가 보고되고 있다(김영식, 주현준, 김경선, 2012).

주거란 삶을 담는 그릇으로 그 안에는 주택에서 이루어지는 개인들의 삶은 물론, 사회·문화적 요소 등을 포함하는 주거지에서의 생활과 연관된 전반적인 모습들이 담겨져 있다고 할 수 있다(김병수, 정철모, 2013). 주거는 단위주택에서부터 거주자의 생활 터전인 지역사회까지 포함하고 있다(신화경, 조인숙, 2018). 2015년 인구주택총조사에 따르면 서울 청년 가구 중 주거 빈곤상태에 있는 가구는 29.6%에 이른다(통계청, 2018). 특히 주거 빈곤자 10명 중 2.9명이 20대 청년인 것으로 나타났으며, 이는 2015년 2.3명에 비해 0.6명이 증가한 결과이다(통계청, 2019a). 청년 단독가구의 빈곤율은 2006년 15.2%에서 2016년 19.9%로 증가하였으며, 19~25세의 상대적 빈곤율은 2006년 8.5%에서 2014년 9.0%, 2016년 10.2%로 증가하였다(김문길, 이주미, 2017). 이러한 문제는 청년들이 이전세대와 다르게 자립기반 형성이 어려운 사회적 약자의 위치에 자리 할 수 있으며, 사회 구조에서 강요된 빈곤세대가 될 가능성이 크다(박지현, 2020). 청년층의 불안함이 반영되듯 이들의 주거는 분가 지연과 성인자녀의 부모 동거의 형태를 보인다(Ward & Spitze, 1992). 또한, 부모의 부분적인 경제적 조력을 받아 독립을 이루기 때문에 청년 스스로 주거공간을 마련하는 것은 어려운 일이며(정민우, 이나영, 2011), 청년 취업난 문제를 배경으로 켤거루족 현상이 심화되고 있다(심재휘, 이명희, 김경근, 2018; 오호영, 2015; 최연실, 2014).

이와 더불어 학업 및 직장 등의 이유로 일시적으로 분리되어 살고 있는 1인 가구의 경우 생활비의 절반이 주거비로 지출되며 짧은 계약기간으로 인하여 주거지 이동이 빈번하다(박애리 외, 2017). 이들의 거주지는 고시원 및 오피스텔과 비좁은 공간에서 주로 거주하기 때문에 방음이나 방습, 방법 등의 문제에 쉽게 노출된다(안은희, 2018). 이는 주거 빈곤으로 이어지며 경제적 자립뿐만 아니라 사회적 관계망 형성에 어려움을 초래할 것으로 보인다.

선행연구에서는 전국 약 218만 명의 대학생 중 88만 명 정도가 타지역의 대학가에서 생활하고 있는데, 이들의 대부분은 기숙사 이외의 주거공간에서 거주한다고 보고하고 있다(안은희, 2018). ‘대학생 원룸 실태조사’에서 이들 대학생 약 68%가 독립된 주거공간인 원룸에 거주한다(대통령직속청년위원회, 2017). 대학생의 경우 10평 미만의 단독이나 다세대 주택과 같이 대부분 원룸형이며, 미혼의 직장인의 경우 단독이나 다세대 주택 또는 아파트 전·월세에 거주하기 때문에 독립된 공간에 거주한다(한지희, 정소이, 김홍주, 2016). 특히 이들이 대학졸업 후 선호하는 직장은 대부분은 수도권에 집중되어 있기에 비수도권 출신의 청년들은 대학생들과 마찬가지로 독립된 주거공간을 마련하게 된다(이현정, 2014). 또한, 학자금 대출을 받은 대출자는 노동시장 진입 이후 부채상환의무로 인하여 삶의 질이 상대적으로 불리한 상황에 놓이게 되며, 부모님과 동거하는 집단에 비해 단독 1인 전세가구일 경우 부채완납집단에 속할 가능성이 높다고 하였다(심재휘 외, 2018; 오호영, 2015; 최연실, 2014). 특히 청년의 학자금 대출 상환부담은 취업 등을 통해 안정적인 소득이 유지되어야 하지만, 생활비와 주거비 등의 부족으로 인한 다른 종류의 채무를 보유할 가능성이 크며, 채무상환의 이행을 할 수 없는 상황이 놓이게 되어 개인회생이나 개인워크아웃과 같은 채무 조정을 신청하는 청년이 증가하고 있다(박정민, 이기원, 하은솔, 2018). 이러한 결과는 청년들의 경제적 위기에서 기인되고 있음을 중의적으로 의미하므로 청년들의 경제적 상황과 주거에 대한 이해가 무엇보다 선행되어야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 학자금 대출 제도를 살펴보고, 이 제도를 이용한 청년세대들이 겪는 재정적 어려움을 이해하고자 한다. 본 연구에서의 주거는 공동주거, 부모와의 동거 및 독립여부를 중심으로 살펴보고자 한다.

2) 학자금 대출 영향요인

청년들의 학자금 대출에 영향을 미치는 변인들을 살펴보면 먼저 주관적 정신건강

을 들 수 있는데, 세계보건기구(WHO)에서는 정신건강이 사회·경제적, 환경적 요소에 의해 결정된다고 하였다(WHO, 2005). 이때 정신건강은 정신적 웰빙, 즉 삶의 질의 관점에서 이를 접근하였다(Eriksson, Cater, Andershed & Andershed, 2011). 학자금 대출의 도입 취지 중 하나는 졸업 후 일정 소득 수준에 도달할 때까지 의무상환이 자동으로 연기되기에 대출자의 졸업 이후 삶의 질 개선에 기여할 수 있다는 점이며, 학생들은 이러한 기대로 학자금을 대출을 시행한다(원세림, 남수경, 2020). 이와 더불어 재산·경제력, 화목한 가정, 직업·직장, 연인, 감사·긍정적 태도, 꿈·목표의식 등을 포함하는 행복한 삶의 조건이 학자금 대출에 유의한 영향을 미친다는 연구들이 보고되고 있다. 특히 소득이 낮고 기혼자일수록, 가구소득 5분위부터 기초생활수급 범주에 속하는 경우 일반학자금 대출을 선호하였다(남수경, 이희숙, 2012). 부모의 학력이 낮고 부모가 농업에 종사하는 학생의 경우도 학자금 수요가 큰 것으로 나타났다(김안나, 김정섭, 2006). 또한 학자금 대출은 자신에 대해 인식하는 경향에도 영향을 미쳤는데, 대출을 받고 상환하는 시기에는 자신을 긍정적 인식에서 부정적 인식으로 바뀌는 경향을 보였다(백진영, 오명석, 2015).

반면, 학자금 대출이 주관적 정신건강과 행복한 삶의 조건에 유의한 영향을 미친다는 연구도 보고되고 있다. 학자금 대출이 주관적 정신건강에 영향을 미친다는 연구들을 살펴보면, 학자금 대출을 받은 청년의 경우 두통이나 불면 등의 신체적 증상에 영향을 미칠 확률이 학자금 대출을 받지 않은 경우보다 더 높았으며, 학자금 대출을 상환하지 않은 경우 생활 스트레스가 더 높게 나타났다(곽민주 외, 2015; 홍승연, 2013). 또한, 학자금 대출을 받은 집단은 학자금을 대출 받지 않은 집단 보다 가계재정의 물질적 웰빙 등 삶의 질에서 차이를 보이는 것으로 보고되고 있다(강지영 외, 2018).

다음으로 학자금 대출이 행복한 삶의 조건에 영향을 미친다는 연구들에서는, 학자금 대출을 받은 청년의 경우 상환에 대한 부담으로 직업 선택과정에 있어 사회적으로 가치가 있어도 낮은 소득의 직업은 회피하고 고소득 직업군을 우선적

으로 선택하는 경향을 보인다고 하였다(Chapman & Lounkaewa, 2010). 국내 패널자료를 분석한 연구에서도 유사한 결과를 보였는데 학자금 대출을 이용한 청년들은 이용하지 않은 청년에 비해 정규직이 되는 비율이 낮은 경향을 보였으며, 직업탐색 기간도 짧은 것으로 나타났다(정지운, 채창균, 우서진, 2017). 또한 대출 액이 많고 적음에 상관없이 상환하지 않은 대출 잔액은 여성 대출자의 행복감을 낮게 하였으며(김성훈 외, 2019), 학자금 대출 경험에 있는 경우 학자금 대출금액이 많을수록 혼인이행 가능성이 낮게 나타났다(배호중, 한창근, 2018). 한편, 대학생들이 학자금 대출을 채무로 인식하지 않고 선물이나 미래에 대한 투자 등으로 인식해 비대출자에 비해 자신을 독립적이고 자존감이 높은 존재로 느낀다는 연구 결과도 보고되었다(백진영, 2014).

3. 연구방법

1) 분석자료

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 조사된 2019년 청년사회·경제 실태조사 자료를 활용하여 연구를 수행하였다. 2019년 청년사회·경제 실태조사 자료는 전국 17개 시·도에 거주하는 만15세 이상 39세 이하의 일반국민을 대상으로 조사가 이루어졌다. 본 연구에서는 전체 3,530명 중 은행이나 제2금융권, 대부업체 등 갚아야 할 채무 여부를 측정하는 변인에 응답한 총 738명을 연구대상으로 선정하여 분석하였다. 이들 연구대상자 중 남자 400명(54.2%), 여자 338명(45.8%)이다.

2) 측정변인

본 연구는 청년의 학자금 대출이 주거에 어떠한 인과관계를 나타내는지 탐색하고자 2019년 청년사회·경제실태조사의 설문 문항을 활용하였다.

본 연구에서는 은행이나 제2금융권, 대부업체, 또는 학자금 대출을 포함하여 개인에게 갚아야 할 채무가 있다고 응답한 대상자를 학자금 마련 유무에 따라 더미변인(1=예, 0=아니오) 처리하였다. 경향점수를 산출하기 위해 사용된 변인은 처치변인과 공변인이다. 처치변인은 학자금 대출 유무이며, 공변인은 행복한 삶의 조건과 주관적 정신건강 수준이다. 특히 공변인은 학자금 대출을 받은 집단과 학자금 대출을 받지 않은 집단을 동등하게 구성함으로써 학자금 대출이 예측되도록 하는 변인이다.

경향점수 매칭을 위해 사용되는 공변인 중 행복한 삶의 조건은 재산·경제력, 화목한 가정, 자아성취, 건강, 감사·긍정적 태도, 직업·직장, 연인(이성 관계 등), 친구·대인관계, 꿈·목표의식으로 구성되었으며, 재산·경제력을 참조변인으로 설정하여 더미변인(1=예, 0=아니오) 처리하였다. 이와 더불어 주관적 정신 건강 수준은 지난 2주간 일상생활을 보내면서 각 문항에 대해 얼마나 느끼는지를 평정하는 리커드 척도(0=전혀 그렇지 않다, 1=때때로 그렇다, 2=2주의 절반이하는 그렇다, 3=2주의 절반이상은 그렇다, 4=대부분 그렇다, 5=항상 그렇다)로 각 문항 점수의 평균을 분석에 사용하였다. 이 때 평점 점수가 높을수록 주관적 정신 건강 수준이 높음을 의미하며, 신뢰도는 $\alpha=.895$ 이다.

경향점수 매칭 이후 학자금 대출이 주거, 즉 공동주거, 부모와 거주에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 하였으며, 종속변인은 공동주거, 부모와 거주이다. 공동주거는 고시원 및 하숙의 거주 경험을 제외하고, 가족이 아닌 다수가 한 집에 살면서 방은 각자 사용하지만 거실과 욕실 등은 공동으로 사용하는 주거로 정의되며, 공동주거 경험이 있으며 1, 없으면 0으로 더미변인 처리하였다. 부모와 거주는 부모와 함께 살고 있는 경우 ‘동거=1’, 학업 및 군복무, 직장 등의 이유로 경제적으로 독립하지 않고 일시적으로 부모와 떨어져 살고 있는 경우 ‘비동거=2’, 현재 부모와 같이 거주하고 있지 않으며 결혼하거나 장성하여 경제적으로 독립한 상태를 ‘독립=3’으로 설정하였다.

표 1-1 측정변인의 구성

구분	변인	척도		문항번호
종속 변인	공동주거	1=예, 0=아니오		문59
	부모와 거주	1=동거, 2=비동거, 3=독립		문61
처치 변인	학자금대출	1=예, 0=아니오		문36-1
공변인	행복한 삶 조건	1=재산·경제력	6=종교생활	문74
		2=화목한 가정	7=직업·직장	
		3=자아성취	8=연인(이성관계 등)	
		4=건강	9=친구·대인관계	
		5=감사·긍정적 태도	10=꿈·목표의식	
	주관적 정신건강 수준	나는 밝고 즐거운 기분을 느낀다		문68 (1)~(5)
		나는 차분하고 편안함을 느낀다		
		나는 활동적이고 활기참을 느낀다		
		나는 잠에서 깨었을 때, 피로가 다 가시고 상쾌했다		
		나의 일상은 흥미로운 것들로 가득 차 있다		

3) 분석방법

본 연구에서는 청년들의 주거와 학자금 대출 유무 간 인과관계를 추론하는데 선택편의(sample selection bias)를 보정하기 위하여 경향점수 매칭방법을 활용하였다. 이후 청년의 학자금 대출이 공동주거, 부모와 거주에 따라 어떠한 영향을 미치는지 검증하기 위하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

(1) 경향점수 매칭

2019년 청년사회·경제실태조사와 같이 이미 수집된 자료를 사용하여 변인 간 관계를 살펴보는 비실험 연구에서는 집단 간 동질성을 확보 할 수 있는 실험연구와

다르게 선택편의가 나타날 가능성이 있다(김경선, 김영식, 정소라, 2014). 이러한 선택편의를 제거하지 않을 경우 효과의 크기가 과소추정 되거나 과대추정 될 수 있기에(박미경, 차용진, 이홍재, 2019), 경향점수(propensity scoring) 방법을 적용하여 실험연구의 무작위 선택처럼 처치집단과 통제집단의 두 집단 간 동질성을 확보함으로써 인과적 추론을 실시한다(Rosenbaum & Rubin, 1983). 즉, 경향점수를 사용할 경우 각 집단에서 서로 다른 공변인이 비슷한 성질을 갖도록 통제하여 유사한 조건을 만드는 것이다(하여진, 2015).

경향점수 산출을 위해 처치집단을 종속변인으로, 공변인을 독립변인으로 하여 처치집단에 속할 확률을 계산하는데, 이때 처치집단에 영향을 미치는 공변인이 처치집단에 포함될 조건부 확률을 의미하며, 경향점수를 산출을 위한 식은 다음과 같다.

$$\text{Logit}(P_j) = \ln\left(\frac{P_j}{1-P_j}\right) = \beta_0 + X_1\beta_1 + \dots + X_k\beta_k$$

$$P_j = \frac{1}{1 + e^{-X_j\beta_j}}$$

위의 식에서 $\text{Logit}(P_j)$ 는 청년 j 가 학자금 대출을 받을 확률의 로짓이며, $\beta_0, \dots, \beta_k$ 는 행복한 삶 조건과 주관적 정신건강 수준의 공변인 추정치를 의미한다. 이처럼 산출된 경향점수를 이용하여 역확률 가중치(Inverse-probability weighting), 매칭(matching) 등의 방식을 적용하여 인과효과 분석을 수행할 수 있다.

역확률 가중치 방법은 처치집단 피험자와 통제집단 피험자가 해당하는 소속집단에 속할 확률의 역수를 가중치로 사용하여 분석하는 방법이며(Hirano & Imbens, 2001), 참여확률에 따라 가중치를 부여하기 때문에 인위적인 무선헌당을 만든다(김준엽, 2011). 이에 극단적인 가중치의 영향으로 인하여 편향된 추정값을 나타낼 수 있다는 한계를 지닌다(하여진, 2015). 반면에 매칭 방법은 경향점

수가 유사한 처치와 통제집단의 피험자 간에 짝을 짓는 방법이다(Rosenbaum & Rubin, 1985). 이는 통제집단이 충분히 충족될 경우 실험설계와 가장 비슷하게 다루어 질 수 있으며 동등화가 직관적으로 이루어진다(하여진, 2015). 이에 본 연구에서는 실험설계와 가장 유사한 매칭 방법 중 최대 경향점수 거리의 허용 기준을 제시하는 캘리퍼 매칭(caliper matching) 방법을 적용하고자 한다(Rosenbaum & Rubin, 1985).

이 방법은 최대 경향점수 캘리퍼를 부여하여 처치집단(treatment group)의 구성 개체와 경향점수 간 차이가 있더라도 설정된 최대 거리 내에서 통제집단(control group)과 매칭하여 과도한 표집을 제한하고 매칭의 질을 높인다는 장점을 지녔다(박상현, 김태일, 2011; Smith & Todd, 2005). 본 연구에서는 Rosenbaum와 Rubin(1985)가 제시한 기준인 경향점수 거리를 0.25 표준편차로 설정하였으며, 이는 처치집단의 사례가 전체 경향점수 표준편차의 25% 범위 안에서 통제집단의 사례와 1대 1로 매칭한다(민병철, 박소영, 2010). 경향점수 매칭에서 학자금 대출을 받은 경우 처치집단(1)으로, 학자금 대출을 받지 않은 경우 통제집단(0)으로 설정하여 분석하였다. 본 연구를 위하여 R(version 3.5.3)과 MatchIt 패키지를 연동하여 분석하였다.

(2) 로지스틱 회귀 분석

본 연구에서는 경향점수 매칭을 적용하여 1대 1로 매칭된 처치집단과 통제집단의 사례수로 구성된 자료를 이용하여 학자금 대출이 주거에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 이를 위하여 종속변인이 참여나 선택, 사건 발생 여부처럼 이항이나 다항의 범주형 변인일 경우 사용되는 로지스틱 회귀분석(Logistic Regression)을 적용하여 분석하였다. 로지스틱 회귀분석을 위하여 R(version 3.5.3)과 nnet 패키지를 이용하였다.

4. 연구결과

1) 기술통계

본 연구의 종속변인, 처치변인, 공변인의 기술통계는 연속형과 이분형으로 나누어 제시하였으며 표 I -2부터 표 I -5와 같다.

분석에 활용된 종속변인은 청년의 주거(공동주거, 부모와 거주)이며 처치변인인 학자금 대출의 경우 경향점수 산출과정에서 종속변인으로 활용된다. 경향점수 추정을 위해서 처치변인의 독립변인으로 활용되는 공변인은 이분형(행복한 삶의 조건)과 연속형(주관적 정신 건강 수준) 변인을 분석에 활용하였다. 특히 연속형 변인의 왜도 절댓값 2, 첨도 절댓값 7의 기준을 적용하여 정규성 검정을 실시하였는데, 왜도 -.163, 첨도 -.879로 나타나 정규성을 충족하였다(Kline, 2016).

표 I -2 종속변인의 분포

변인	응답	빈도	비율
공동주거	예=1	62	8.5
	아니오=0	676	91.5
부모와 거주	동거=1	171	23.2
	비동거=2	39	5.3
	독립=3	528	71.5

표 I -3 처치변인의 분포

변인	응답	빈도	비율
학자금 대출	예=1	154	20.9
	아니오=0	584	79.1

표 1 -4 경향점수 산출 공변인의 분포(이분형)

변인	응답	빈도	비율
행복한 삶의 조건	재산·경제력=1	258	35.0
	화목한 가정=2	224	30.4
	자아성취=3	42	5.7
	건강=4	97	13.1
	감사·긍정적 태도=5	46	6.2
	종교생활=6	7	.9
	직업·직장=7	24	3.3
	연인(이성관계 등)=8	4	.5
	친구·대인관계=9	14	1.9
	꿈·목표의식=10	22	3.0

표 1 -5 경향점수 산출 공변인의 분포(연속형)

변인	최솟값	최댓값	평균	표준편차	왜도	첨도
주관적 정신 건강 수준	0	5	2.641	1.158	-.163	-.879

2) 경향점수 매칭

(1) 매칭 전 학자금 대출 유무에 따른 집단 간 비교

경향점수 매칭 전 학자금 대출 유무에 따라 집단 간 특성을 확인하기 위하여 화목한 가정, 자아성취, 건강, 감사·긍정적 태도, 종교생활, 직업·직장, 연인(이성

관계 등), 친구·대인관계, 꿈·목표의식의 행복한 삶의 조건은 χ^2 검정을, 주관적 정신건강 수준은 독립표본 t 검증을 실시하여 두 집단 간 차이를 살펴보았다. 두 집단 간 특성을 비교한 결과는 표 I-6과 같다.

분석결과 화목한 가정, 자아성취, 종교생활, 직업·직장, 친구·대인관계, 꿈·목표의식의 공변인은 학자금 대출 유무에 따라 두 집단 간 차이가 나타났음을 확인하였다. 이러한 결과는 학자금 대출이 있는 경우와 없는 경우 경향점수 매칭 전 두 집단 간 특성이 상이하다는 것이며, 학자금 대출의 효과를 분석하기 위해서는 사전 동등성의 확보를 위해 공변인을 통제해야 함을 의미한다(박종석, 김준엽, 2014).

표 I-6 학자금 대출 유무에 따른 집단별 비교(매칭 전)

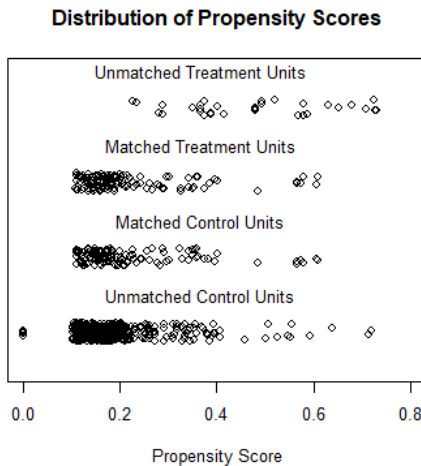
변인	학자금 대출 참여집단 (처치집단, n=154)	학자금 대출 비참여집단 (통제집단, n=584)	t/χ^2
화목한 가정	-	-	13.636***
자아성취	-	-	5.945*
건강	-	-	.041
감사·긍정적 태도	-	-	1.624
종교생활	-	-	10.941**
직업·직장	-	-	4.156*
연인(이성관계 등)	-	-	1.061
친구·대인관계	-	-	7.335**
꿈·목표의식	-	-	20.064***
주관적 정신 건강 수준	2.597	2.652	-.521

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

(2) 매칭 후 학자금 대출 유무에 따른 집단 간 비교

앞서 학자금 대출 유무에 따라 두 집단 간 차이가 나타났으며, 이러한 두 집단 간의 사전 동등성 확보를 위해 칼리퍼 0.25 표준편차를 적용하여 경향점수 매칭을 실시하였다. 매칭한 결과, 학자금 대출이 있는 집단(처치집단)과 학자금 대출이 없는 집단(통제집단)은 각각 120명씩이며, 두 집단이 동일하게 표집된 결과를 보였다. 그림 I-1의 그래프는 경향점수 매칭 전과 후의 처치집단과 통제집단의 분포를 나타내며, 매칭 이후 처치집단과 통제집단의 분포가 동일하게 조정되었으며, 변화된 경향점수 분포를 보여주고 있다. 이러한 결과를 통해 종속변인에 영향을 미치는 공변인이 두 집단에서 유사한 특성을 지니고 있기에 이들 집단 간 동일성을 확보한 것을 이해할 수 있다.

매칭 이후 최종 선정된 학자금 대출이 있는 집단과 학자금 대출이 없는 집단 간 공변인의 차이를 검증한 결과 표 I-7과 같다. 표 I-6과 비교하여 매칭된 이후 두 집단 간 공변인의 차이는 통계적 유의하지 않았으며, 이는 두 집단 간 공변인의 차이가 없는 것으로 해석할 수 있다.



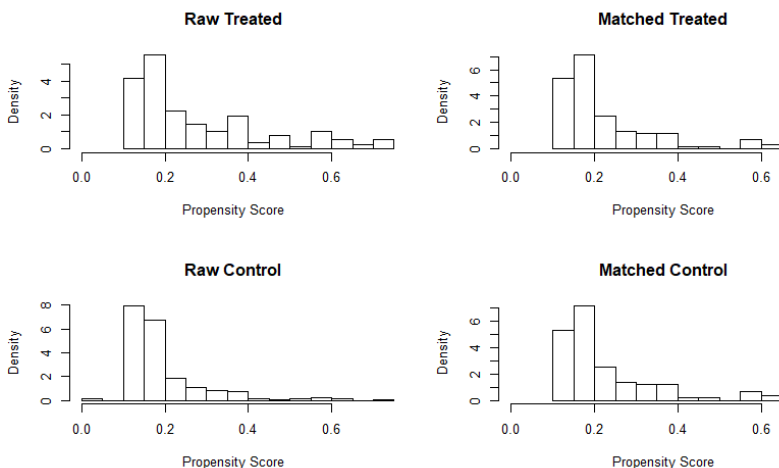


그림 1-1. 경향점수 매칭에 따른 경향점수 분포의 차이

표 1-7 학자금 대출 유무에 따른 집단별 비교(매칭 후)

변인	참여집단 (처치집단, n=120)	비참여집단 (통제집단, n=120)	t/χ^2
화목한 가정	—	—	.000
자아성취	—	—	.000
건강	—	—	.032
감사·긍정적 태도	—	—	.000
종교생활	—	—	.000
직업·직장	—	—	.000
연인(이성관계 등)	—	—	.000
친구·대인관계	—	—	.000
꿈·목표의식	—	—	.000
주관적 정신건강	2.635	2.603	.223

3) 학자금 대출이 주거에 미치는 영향

청년의 학자금 대출이 주거에 어떠한 영향을 미치는지 검증하기 위하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

우선 학자금 대출이 공동주거의 주거에 미치는 영향을 탐색하기 위하여 이항로지스틱 회귀분석을 실시하였으며, 구체적인 결과는 표 I -8과 같다. 연구모형의 적합도는 -2LL값은 123.893로 나타났으며, 독립변인 없이 상수항으로만 구성된 모형 보다는 적합도가 3.971만큼 향상됨을 의미하며, 모형의 유의확률 .001보다 작은 값을 나타낸 모형에 포함된 독립변수의 영향력이 0을 의미하는 것이 아니기에 본 연구모형은 유용하다고 해석할 수 있다($\chi^2=3.971^{***}$, $p<.001$).

학자금 대출이 공동주거($B=-1.028$, $Wald=3.580$, $p<.10$)에 통계적으로 유의하였다. 학자금 대출은 공동주거($OR=.358$)에 속할 확률이 낮았으며, 이는 학자금 대출이 있는 경우 공동주거가 아닌 주거에 거주할 가능성이 높다고 해석 할 수 있다.

표 I -8 학자금 대출이 공동주거에 미치는 영향

변인	B	S.E	Wald	OR
상수	-2.108***	.294	51.504	.121
학자금 대출	-1.028†	.543	3.580	.358

† $p<.10$, *** $p<.001$

학자금 대출이 주거 중 부모와 거주에 미치는 영향을 탐색하기 위하여 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였으며, 구체적인 결과는 표 I -9와 같다.

참조집단인 ‘독립’을 기준으로 비교집단인 ‘동거’와 ‘비동거’의 상대적 영향력을 살펴본 결과 학자금 대출이 동거($B=3.161$, $Wald=70.512$, $p<.001$)와 비동거($B=2.401$, $Wald=18.474$, $p<.001$)에 통계적으로 유의하였다. 이는 학자금 대출

이 있는 청년은 독립의 주거보다 동거(OR=23.604)와 비동거(OR=11.306)의 주거에 속할 확률이 더 높게 나타났다. 이와 더불어 참조집단인 ‘비동거’를 기준으로 비교집단인 ‘동거’의 상대적 영향력을 살펴본 결과 학자금 대출이 동거(B=.760, Wald=1.592)에 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 결과는 학자금 대출이 있는 청년의 경우 부모와 같이 거주하고 있지 않으며 경제적으로 독립한 상태의 주거보다는 부모와 함께 살고 있는 동거의 주거 또는 경제적으로 독립하지 않고 일시적으로 부모와 떨어져 사는 비동거의 주거에 거주할 확률이 더 높은 것으로 해석할 수 있다.

표 1-9 학자금 대출이 부모와 거주에 미치는 영향

구분	참조집단: 독립							
	동거				비동거			
변인	B	S.E	Wald	OR	B	S.E	Wald	OR
상수	-2.150***	.305	49.674		-3.025***	.458	43.643	
학자금 대출	3.161***	.376	70.512	23.604	2.401***	.559	18.474	11.036

구분	참조집단: 비동거			
	동거			
변인	B	S.E	Wald	OR
상수	.875	.532	2.705	
학자금 대출	.760	.602	1.592	2.139

***p<.001

5. 결론 및 시사점

학자금 대출은 사회초년생의 청년들에게 사회적 굴레로 작용하여 경제적 어려움에 직면하게 한다(곽민주 외, 2015). 이러한 청년의 재정적·경제적 어려움은 학업 및 취업 등의 문제뿐만 아니라 주거 여건에도 문제를 야기한다(김승연,

2018). 선행연구들은 청년의 학자금 대출과 다른 요인들 간 관계를 살펴보기 위하여 다양한 연구방법들을 적용하고 이를 검증하고 있다. 하지만, 무선 할당에 의한 실험연구가 아닌 사회과학연구에서는 청년의 학자금 대출 유무의 효과성을 검증하는 데 동등성이 보장되지 않는다. 이는 곧 자료에 의한 선택편의가 존재할 수 있으며, 추정된 결과를 해석하는 과정에서 올바르게 추론할 수 없는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 비실험 연구가 갖는 한계를 극복하기 위하여 사전 공변인을 활용하여 선택편의를 통제하고자 하였으며, 이를 위해 경향점수 매칭방법을 적용하였다. 학자금 대출 유무에 따라 처치집단과 통제집단 간 동등성을 확보한 후 주거와의 인과관계를 추정하였다.

경향점수 방법을 적용하기에 앞서 학자금 대출에 영향을 미치는 공변인은 선행 연구를 바탕으로 설정하였다. 이때 학자금 대출을 참여한 집단과 미참여한 집단을 처치집단과 통제집단으로 구분하고 두 집단 간 공변인의 차이를 검증하였다. 이때 설정한 공변인은 행복한 삶 조건과 주관적 정신건강 수준이다. 처치집단과 통제집단의 차이를 확인한 후 경향점수 매칭을 위한 변인을 설정하여 분석하였으며, 경향점수 매칭방법으로 최종 선정된 학자금 대출 참여집단(처치집단)과 미참여집단(통제집단) 간 차이를 분석한 결과, 이들 집단 간 동등성이 확보되었음을 확인하였다. 이와 같은 일련의 절차에 따라 청년의 학자금 대출 참여집단과 미참여집단을 최종 선정한 후 주거와의 관계를 검증하였다. 본 연구에서는 2019년 청년사회·경제 실태조사 자료를 활용하여 청년의 학자금 대출이 주거에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 연구의 목적을 달성하기 위하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였으며, 주요 연구결과 및 논의는 다음과 같다.

첫째, 청년의 학자금 대출이 공동주거 형태에 미치는 영향력은 검증한 결과 청년의 학자금 대출이 공동주거가 아닌 주거에 거주한 것으로 나타났다. 특히 통계청의 ‘인구주택총조사에 나타난 1인 가구의 현황 및 특성’의 보고서에 따르면 1인 가구는 2017년 기준 562만 가구이며, 1인 가구가 주로 거주하는 주거는

단독주택의 거주비용이 감소하고 아파트 또는 연립 및 다세대 주택, 오피스텔에 거주비용이 증가하는 것으로 보고되고 있다(통계청, 2018. 9. 28). 대학생의 경우 10평 미만의 단독이나 다세대 주택과 같이 대부분 원룸형의 독립된 공간에 거주한다는 한지희 외(2016)와 같이 이들의 대부분은 대학 졸업 후 선호하는 직장 역시 수도권에 집중되어 있기에 비수도권 출신들의 주거 마련의 문제와 함께 노동시장 진입 후 학자금 대출로 인한 부채상환의 의무로 인한 삶의 질이 하락할 수 있다는 심재휘 외(2018)와 오호영(2015), 최연실(2014)과 맥을 같이 한다. 1인 가구시대에 공동주거보다는 단독으로 생활할 수 있는 주거공간을 마련하며, 한 달 수입의 일정부분을 월세로 나머지는 학자금 대출을 상환해야 하기 때문에 주거비의 부담이 가중되고 있다. 이와 더불어 행복주택 등의 경우 원거리 출퇴근 문제가 발생하며, 행복주택과 근거리에 위치한 기업의 경우 입사경쟁으로 입주가 어렵기에 매월 고정적으로 지출되는 월세로 인하여 청년의 경제적 어려움이 지속될 가능성이 높다(동아일보, 2017.12.26.). 이러한 원인은 학자금 대출이 개인의 주거에 영향을 미치는 것으로 이해할 수 있다. 즉, 학자금 대출로 인한 재정적 어려움이 있더라도 자신만의 독립된 공간을 확보하기 위하여 다수가 함께 한 집에서 거실과 욕실을 공동으로 사용하는 주거보다는 독립된 원룸이나 고시원, 오피스텔과 같은 독립된 주거에 거주할 수 있음을 유추할 수 있다.

둘째, 청년의 학자금 대출이 부모와 거주하는 주거에 미치는 영향력을 검증한 결과, 독립의 주거를 참조집단으로 동거와 비동거의 주거에 학자금 대출이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부모의 부분적인 경제적 조력을 통해 독립을 이룬다는 정민우 외(2011)의 연구결과를 통해 분가지연이나 성인자녀가 부모와 함께 거주하는 동거의 형태를 보이기에(Ward & Spitze, 1992), 켄거루족 현상이 심화되고 있다는 심재휘 외(2018)과 오호영(2015), 최연실(2014)의 연구와 맥을 같이 한다. 특히 이들은 거주비용의 증대로 생활비를 줄이고 저축 등을 위해 독립생활에서 '켄거루족'으로 회귀하는 경향을 보이고 있다(동아일보, 2017.12.26.). 특히 학자

금 대출로 인한 부채의 증가는 빚의 수렁에 빠지게 되기에 월세의 부담을 해소하기 위하여 결혼이 아닌 동거의 가족형태를 이루게 된다(한겨레, 2018. 3.23.). 켄거루 족과 같이 부모에 의존하여 부모와 동거하는 경우 부모세대가 자녀세대에게 지원하는 경제적 지원이 부담될 수 있으며, 은퇴 이후 확보해야 할 소득이 감소하고 경제적 불안감이 높아진다는 이영분, 이용우, 최희정, 이화영(2011)이 지적한 것과 같이 부모세대는 이에 대한 주의가 필요하다. 또한, 학자금 대출을 상환하지 못하는 경우 안정적인 생활보다는 불안정한 생활을 지속하기 때문에 성년에 이르러서도 다른 종류의 채무를 부담할 수 있으며, 이러한 개인채무를 상환하지 못하여 개인회생의 채무조정 절차를 수행한다는 박정민 외(2018)의 연구결과와 같이 학자금 대출로 인한 주거 빈곤의 문제를 초래될 수 있을 것이라고 이해할 수 있다. 따라서 청년의 학자금 대출은 부모와 거주하는 동거뿐만 아니라 학업이나 직장 등의 일시적인 이유로 떨어져 있더라도 경제적 부담으로 인하여 부모와 함께 거주함을 유추할 수 있다.

이와 같은 연구결과를 바탕으로 본 연구의 의의와 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 2019년 첫째 본 연구는 2019년 청년사회·경제 실태조사의 패널자료를 활용하여 전국 만15세 이상 39세 이하의 일반국민 대상으로 수집된 자료를 통해 청년의 학자금 대출이 주거에 미치는 영향을 검증하였다. 무선할당이 이루어지지 않는 패널자료의 선택편의를 통제하고 연구를 수행하기 위하여 경향점수매칭을 실시하였으며, 이후 로지스틱 회귀분석 모형을 적용함으로써 학자금 대출이 주거에 미치는 영향을 실증적으로 검증하였다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 학자금 대출과 공동주거와 부모와 주거의 주거를 살펴 본 연구가 전무한 실정에서 학자금 대출이 공동주거에 미치는 영향이 공동주거가 아닌 주거에 속할 확률이 더 높다는 연구결과는 부모와 경제적으로 독립하는 경우보다 함께 거주하거나 1인 가구와 같이 원룸이나 단독세대에 거주할 수 있다는 연구결과를 도출하

였다. 학자금 대출은 청년세대에게만 부담되는 것이 아니라 부모세대에게도 경제적 어려움을 야기할 수 있다는 점에서 이에 대한 관리 및 이해가 필요하다.

청년 및 부모세대의 경제적 부담을 감소시키기 위한 청년의 학자금 대출 이자 지원 사업의 확대가 필요하다. 일부 지자체에서는 대학교 재학이나 휴학 중인 학생들을 대상으로 학자금 대출 이자를 지원 하고 있다. 하지만 취업이후 소득 수준에 따라 원리금을 상환하는 취업 후 상환 학자금 체납률이 2016년 이후 증가하고 있는데, 이는 청년들의 안정된 일자리가 부족하기 때문이다(세계일보, 2019.12.23.). 이에 따라 청년의 학자금 대출 이자 지원 사업을 취업 이후에도 지속적으로 지원함으로써 청년의 재정 보조뿐만 아니라 부모세대의 경제적인 부담을 완화할 수 있다. 이에 따라 향후 청년의 상황에 맞춘 세분화된 청년의 학자금 대출 이자 지원 사업을 제공할 필요가 있다.

또한, 청년을 위한 공공/사회주택 보급을 위한 개선 방안이 마련되어야 한다. 공공기숙사나 공공임대 주택을 통해 주거비용의 부담을 덜어줌으로써, 목돈을 마련할 수 있는 기틀을 마련하고 주거 안정감을 갖출 수 있도록 해야 한다. 따라서 서울시의 공공기숙사·행복주택 등과 같은 청년 및 신혼부부에게 지원하는 주거정책 등을 통해 사회적 비용뿐만 아니라 거주비 경감의 지원 확대가 이루어지도록 해야 한다.

마지막으로 연구의 한계점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 학자금 대출 참여에 따른 처치와 통제집단을 구분하고 이 두 집단 간 동등성 확보를 위해 공변인을 고려한 후 경향점수 매칭의 방법을 실시하였다. 하지만, 학자금 대출과 관련한 변인이 제외되거나 누락될 수 있기에 사전 동등성이 완전하게 확보되지 못할 가능성이 존재한다. 따라서 후속연구에서는 사전 동등성 확보를 위해 다양한 공변인을 활용하여 연구가 진행되어야 할 것이다.

둘째, 본 연구에서는 패널자료의 특성상 학자금 대출 참여의 제한된 인원으로

연구를 진행하였다는 점에서 한계를 지니고 있다. 이에 추후 연구에서는 청년의 학자금 대출 참여 대상 수를 확대하여 질적 차이를 반영하여 이들의 살펴보는 연구가 진행되어야 할 것이다.

셋째, 청년의 학자금 대출과 관련하여 다양한 연구가 축적되어 오고 있지만, 대부분의 연구는 학자금 대출 상환과 노동시장과의 관련성 살펴보는 연구가 주를 이루고 있어 학자금 대출에 관한 양적·질적 확대하는 연구가 수행되어야 할 것이다.

○ — 제2장 대학교육, 고용안정, 주거소유 기대, 결혼 및 자녀출산의 구조적 관계 분석

- 1. 서론
- 2. 이론적 배경
- 3. 연구방법
- 4. 연구결과
- 5. 결론 및 시사점

1. 서론

대한민국 사회에서 청년들의 실업과 고용불안이 지속되고 이로 인해 청년들의 빈곤과 주거 불안정이 심화되며, 궁극적으로 결혼과 출산이 지속적으로 감소하는 등 다양한 문제가 발생하고 있다(홍기석, 2018). 특히 2019년 기준 한국사회 결혼 적령기 청년들의 결혼률을 나타내는 조혼인율³⁾은 4.7로 2015년 5.9에서 지속적으로 하락 중이고, 출산율은 2019년 현재 가임여성 1인당 0.97명으로 OECD 국가 중 최하위를 기록하는 등 인구절벽이 심각한 수준에 도달했다 (통계청, 2019b). 그뿐만 아니라 2020년 현재 15~29세 사이의 청년 실업률은 9.3%로 악화된 상황인데(통계청, 2020.5.13), 다수의 전문가들은 청년 실업이 경제구조 요인에 의해서 발생하기 때문에 개인의 노력뿐만 아니라 국가적 차원의 개입과 지원이 필요한 상황이라고 진단했다(장효진, 2017; 안선민, 김병섭, 2018; 이태진 등, 2016).

이러한 문제의식에 기반하여 국가적 차원에서 청년들의 취업, 주거, 결혼 등의 경제사회적 기반 구축을 위한 정책연구가 증가하고 있다(김기현, 배상률, 2018; 김기현, 유민상, 2019). 청년들의 고용의 질에 영향을 미치는 다양한 요인 가운데 대학교육의 영향력에 대해서는 다양한 선행연구를 통해서 규명되고 있다(최수빈

2) 이 장은 본 연구의 전년도 공개데이터 심층분석 연구공모에 선정된 정병삼(육군3사관학교)이 집필하였음

3) 인구 천 명당 혼인건수를 나타내는 비율로서 매년 통계청 인구동향조사에서 통계치를 작성하여 공개함.

지형주, 김상준, 2018; 이종찬, 2019; 김혁주 이상호, 고현선, 2017). 이들의 연구에서는 공통적으로 대학교육 과정에 취업관련 과목을 개설하고, 산학(産學)연계 프로그램을 확대하여 청년층의 직업역량을 강화해야 한다고 제안했다.

대학교육은 청년들이 양질의 일자리에 취업하고, 이를 통해 경제력을 축적함으로써 결혼, 주거안정 등을 이루게 하는 결정적 요인으로 연구되어 왔다(강인주, 2018; 김인곤, 2018; 신동은, 이로미, 2012). 특히 대학에서 국가직무역량(NCS) 관련 교육과 취업교육과정을 운영하고, 재학생의 취업관련 교육을 지원을 함으로써 학생들의 직업역량을 향상시키면, 졸업생의 고용지위 향상에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다(김인곤, 2018). 이러한 대학의 취업교육으로 청년들이 안정적인 고용상태에 있을 경우 경제력을 축적하고, 이를 통해 주거안정, 결혼 및 출산을 위한 기반을 갖추게 된다(이태진 등, 2016).

과거에는 취업, 결혼, 출산 등을 생애주기에서 개인이 자연스럽게 달성하는 발달 단계로 간주하여 개인이 노력을 통해 더 나은 상태로 도달할 수 있다고 보는 시각이 많았으나(김은정, 2014), 현재는 경제시스템의 변화로 인해 개인적 노력에는 한계가 있다는 견해가 증가하고 있다. 즉, 인공지능기술의 발전과 인구구조의 변화 등 다양한 요인에 의한 경제패러다임이 저성장장으로 전환되고 있으며, 이는 대한민국뿐만 아니라 세계적으로 나타나는 현상으로 서 국가적 차원에서 청년층에 대한 연구와 지원이 요구된다(이태진 등, 2016; Laybourn-Langton & Jacobs, 2018).

특히 이태진 등(2016)은 교육불평등으로 인해 발생하는 고용의 차이가 청년빈곤, 주거불안정, 결혼 및 출산율의 저하 등으로 이어지는 경로관계를 규명했고, 일본 및 영국과의 비교를 통해서 이러한 부정적 연결 관계가 세계적으로 나타나는 현상임을 규명했다. 다만, 그의 연구는 4년 전에 수행된 것으로서 현 시점과는 차이가 있고, 지금까지 수행된 다른 연구는 비교적 소규모 표본을 대상으로 수행되어 연구결과를 전국의 청년층을 대상으로 일반화하기에 제한되며, 연구에 사용된 예측변인의 수가 적어서 정책에 반영하기에 어려움이 있었다.

최근 한국청소년정책연구원에서 실시한 전국단위 대규모 패널조사는 이러한 연구의 한계를 극복하기에 적합한 표본과 예측변인을 포함하고 있다. 그리고 대학 진학 여부, 학제, 직종, 현 직장에서의 계속근무 의도 등 세부적인 변수들을 포함하고 있어 전체적인 경로관계 뿐만 아니라 인구통계학적 변인이나 계속근무 의동 등에 따라서 결혼, 출산 등에 차이가 있는지를 규명하기에 적합하다.

이에 따라 본 연구에서는 「청년 사회·경제 실태조사 2019」 데이터를 활용하여 대한민국 청년들의 대학교육, 고용안정, 주거안정, 결혼 및 출산 등 변수의 관계를 규명하고, 고용, 주거, 결혼, 출산 등의 세부적인 차이를 규명하고자 한다. 선행연구에서는 교육, 고용, 결혼, 출산 등 변수들의 전체적인 관계를 규명되었으나, 세부적인 관계를 보여주는 연구는 많지 않다. 따라서 본 연구에서는 각 변수들 간의 전체적인 구조관계 뿐만 아니라 세부적인 관계도 규명하고자 한다.

이러한 연구목적을 달성하기 위한 구체적인 연구문제는 다음과 같다:

연구문제 1. 대한민국 청년들의 대학교육은 고용안정을 매개로 주거소유 기대에 유의미한 영향을 미치는가?

연구문제 1-1. 본인명의로의 주거소유 기대와 유의미한 관계가 있는 변인은 무엇인가?

연구문제 1-2. 직장유형과 유의미한 관계가 있는 변인은 무엇인가?

연구문제 2. 대한민국 청년들의 대학교육은 고용안정을 매개로 결혼의사에 유의미한 영향을 미치는가?

연구문제 2-1. 결혼여부와 유의미한 관계가 있는 변인은 무엇인가?

연구문제 3. 대한민국 청년들의 대학교육은 고용안정을 매개로 자녀출산 의사에 유의미한 영향을 미치는가?

연구문제 3-1. 실제 자녀출산 여부와 유의미한 관계가 있는 변인은 무엇인가?

2. 이론적 배경

1) 대학교육과 고용안정의 관계

대학교육은 진리탐구와 학문발전이 본래의 목적이지만 최근에는 취업률이 대학의 평가 및 경쟁력 지표로 간주되면서 대학교육과 취업률의 관계에 대한 연구가 증가하고 있다(염동기, 문상규, 박성수, 2017; 이종찬, 2019; 김영재, 2014; 조성은, 이영민, 임정연, 2018). 먼저, 이종찬(2019)이 수행한 연구에서는 대학생들이 취업준비 과정에서 경험한 교육요구를 분석하여 대학의 취업교육과정에 반영할 프로그램을 제안했다. 김영재(2014)는 대학의 취업률을 평가하는 취업통계 작성 절차와 요소 등에 문제점을 지적하고, 대안을 제시한 바 있는데, 그만큼 각 대학은 졸업생의 취업률 산정에 민감하게 관심을 가지고 교육과정을 설계하고, 취업교육을 강화하고 있다.

염동기 등(2017)은 대학 졸업자의 취업현황에 대한 실증분석을 통해서 취업성과에 긍정적인 영향을 주는 변수들을 규명했는데, 공학계열, 남성, 대학졸업성적 우수자, 인턴십 및 취업교육프로그램 경험자 등이 취업성과에 긍정적인 영향을 주었다. 특히, 인턴십 프로그램 경험 여부가 취업에 주는 영향이 가장 크기 때문에 대학교육에 이를 반영하도록 제안하고 있다. 조성은 등(2018)은 대졸자 직업이동 경로조사 자료를 분석하여 대학 졸업 취업자의 직무불일치 유형을 구분했는데, 노동시장에 가장 빠르게 진입한 유형으로서는 대학교육을 충실하게 이수한 졸업자가 고용수준에 대한 기대를 현실에 맞게 설정하는 경우로 나타났다.

고용에 영향을 미치는 요인의 관련성에 대한 연구 또한 상당히 축적되어 있는데, 여기에는 대학의 서열, 취업 및 직무교육 이수여부, 자격증 등 다양한 변수가 포함된다(이신남, 2009; 서병우, 2013; 송고은, 2019). 이러한 연구들을 종합적으로 고찰하면 현재 대학교육은 본래의 학과교육에 충실하면서도 대학생들이 현실적인 취업역량 및 국가직무역량(NCS)을 배양할 수 있도록 수요자 중심의 취업

준비 교육프로그램을 제공할 필요가 있다. 또한 대학의 전공교육과 더불어 체계적으로 취업교육프로그램을 운영하는지 여부가 졸업생의 고용안정에 영향을 준다(신혜숙, 남수경, 민병철, 2013).

2) 고용안정과 주거안정의 관계

전통적으로 주거는 인간에게 ‘단순히 생활하는 공간’ 이상의 의미를 가지는데, 여기에는 거주하는 구성원의 사회경제적 지위, 문화적 취향, 가족형태 등 다양한 요소를 나타낸다. 최근 대한민국 사회에서는 소위 ‘아파트 브랜드에 의한 계층구분’이 청소년들에게까지 공공연하게 통할 정도로 주거형태는 사회적 신분으로 인식되기까지 한다(신소영, 2015).

이러한 사회적 분위기 속에서 청년인구는 본인이 취업을 통해 경제력이 충분히 축적되지 않는 한 부모의 사회경제적 지위에 따라서 주거가 결정되는 위치에 있다. 문소희, 이현정(2019)이 수행한 청년들의 주거복지 실태에 관한 연구결과에 따르면 응답자의 64.2%가 불안정한 주거형태를 가지고 있었고, 90% 이상이 주거에 어려움을 경험한 적이 있다고 응답했다. 물론 청년 주거의 어려움은 경험과 정보의 부족도 작용하지만 가장 근본적인 요인은 경제력 부족이다(문소희, 이현정, 2017).

청년들의 경제력은 대부분 안정적인 고용관계에서 받는 급여를 축적함으로써 가능하기 때문에 고용은 주거안정과 긴밀하게 연결된다(주휘정, 김민석, 2018). 이태진 등(2016)이 수행한 연구에 따르면 청년층의 취업난과 고용불안정은 곧바로 주거빈곤으로 연결된다. 소위 ‘수저계급론’이 보여주는 바와 같이 부의 대물림 현상과 치솟는 주택가격이 지속되는 한 청년들의 주거빈곤이 개선될 가능성에 대한 기대감이 약해지고 있다(이병훈, 2017). 박미선(2017)은 청년층의 빈곤은 사회구조적인 원인이 작용하고 있기 때문에 그 부작용이 결혼, 출산, 정신보건,

건강 등 다양한 분야에 영향을 미치고, 이후 세대에까지 부정적 영향을 줄 수 있으므로 개인의 노력이 아니라 국가적 차원에서 장기적인 정책적 지원이 필요하다고 제안했다.

3) 결혼 및 출산에 영향을 미치는 변수

2019년 한국청소년정책연구원에서 실시한 「청년사회·경제실태조사」결과에 따르면 전국 만 15세에서 39세까지 청년 인구 가운데 ‘결혼해야 한다’고 응답한 비율은 45.8%에 불과했다. 이 조사에서 남성은 51.4%가 ‘결혼해야 한다’고 응답한 반면, 여성은 39.7%만 그렇게 응답했다. 또한 고졸 이하는 51.6%가 ‘결혼해야 한다’고 응답한 반면, 대졸 이상은 45%, 대학원졸 이상은 37.7%만 그렇다고 응답했다. 즉, 학력과 결혼의사는 반비례했다(한국청소년정책연구원, 2019).

한편 2018년 한국보건사회연구원에서 전국 만20세~44세 국민 2,464명을 대상으로 실시한「전국출산력 및 가족보건복지 실태조사」에서 남성은 55.8%가 ‘결혼할 생각이 있다’라고 응답한 반면, 여성은 45.3%에 그쳤다. 그런데 학력에 따른 결혼의향을 살펴보면 고졸이하는 55.6%가 ‘결혼할 생각이 있다’고 응답했고, 대학재학 이상은 60.6%가 그렇게 응답하여 학력과 결혼의향의 관계는 정비례하여 「청년사회·경제실태조사」결과와는 다소 다른 결과가 나타났다(한국보건사회연구원, 2018).

그런데 한국보건사회연구원(2018)의 조사결과에서 취업자는 47.5%, 비취업자는 40.7%만 결혼의사가 있었는데, 이를 통해서 볼 때 학력이 취업과 결혼에 미치는 영향에 대한 분석이 필요함을 알 수 있다. 신윤정, 박신아(2018)는 연구에서 교육수준은 결혼을 위한 전제조건으로서 취업, 배우자 선택 및 결혼, 출산 등에 영향을 미치고, 이는 계층화된다고 보고했다.

지금까지 연구에서는 학력이라는 단일 독립변인에 따라 결혼, 배우자와의 연령차, 자녀 등과 같은 다양한 가족관련 종속변인의 차이를 규명하여 학력의 효과를

규명했다. 그러나 개인의 취업에 대한 기대, 취업을 위한 교육훈련, 성별, 고용의 질에 대한 기대 등 매우 다양한 변인들이 함께 영향을 주는데, 선행연구에서는 데이터 구축의 한계로 이러한 다양한 변수들의 영향을 분석하지 못했다. 이에 따라 본 연구에서는 교육요인을 단순한 학력으로 간주하지 않고 취업을 위한 교육 훈련, 교육에 따른 기대 등 다양한 변인을 포함시켜 보다 정밀하게 분석을 시도할 것이다. 성별의 상호작용을 모형에 포함시켜 분석함으로써 대한민국 청년의 주거 및 결혼의사에 미치는 요인을 규명하고, 청년복지를 향상시키기 위한 정책적 제언을 시도한다.

3. 연구방법

1) 연구대상과 분석자료

본 연구의 대상은 한국청소년정책연구원이 시행한 『청년사회·경제실태조사』 4차 년도 응답자 3,530명이다. 2019년 청년사회·경제실태조사는 한국청소년정책연구원이 통계청 승인을 거친 국가승인통계로 인구주택총조사의 조사구를 활용하여 실시되었다.

표 II-1 조사 대상의 인구통계학적 특성

(단위: 명, %)

구분		사례 수	%
전체		3,530	100.0
성별	남자	1,839	52.1
	여자	1,691	47.9
연령	만15~18세	661	18.7
	만19~29세	1,431	40.5
	만30~39세	1,438	40.7

구분		사례 수	%
지역	서울	652	18.5
	인천/경기	786	22.3
	대전/충청/세종/강원	552	15.6
	광주/전라/제주	492	13.9
	부산/울산/경남	570	16.1
	대구/경북	478	13.5
학력	중/고등학생	582	16.5
	대학생/대학원생	540	15.3
	고졸이하	901	25.5
	대졸이상	1,507	42.7
주거 형태	동거	1,863	52.8
	비동거/독립	1,667	47.2

2019년 청년사회·경제 실태조사의 모집단은 조사 시점 현재 국내에 거주하는 전국 17개 시·도의 만 15~39세 일반국민이다. 최종 조사 결과 총 3,530개의 표본이 수집되었으며 조사 대상자의 인구통계학적 특성은 표 II-1과 같다.

2) 연구모형 및 변수

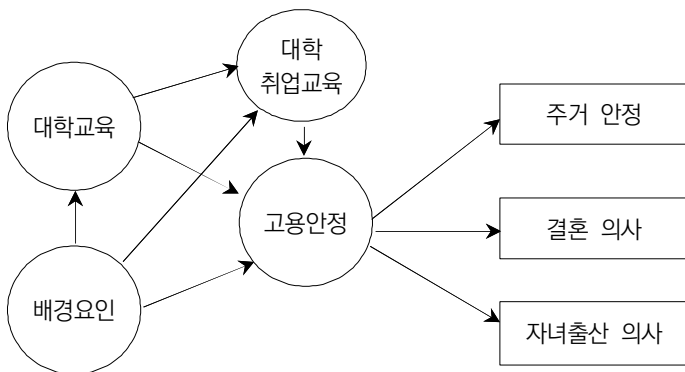


그림 II-1. 연구모형

본 연구의 목적은 청년들의 교육요인이 고용안정을 매개로 주거안정, 결혼 의사, 자녀 출산 의사에 미치는 영향을 규명하는 것이다. 이를 위해서 선행연구를 바탕으로 연구모형은 그림 II-1과 같이 설계했다. 또한 제시한 연구모형에 포함된 합성변수(관찰변수의 조합)와 하위 관찰변수는 표 II-2에 정리하여 제시했다.

표 II-2 각 요인의 하위 관찰변수

합성변수	관찰변수	측정방법
배경 요인	성별	이분 변수(남성=1, 여성=0)
	연령	연속변수
	부모의 소득수준	등간척도(최저=1, 최고=10)
	수도권 거주 여부	이분 변수(수도권=1, 비수도권=0)
대학 교육	대학 졸업	이분 변수(여성=1, 남성=0)
	대학 학제	이분 변수(4년제=1, 전문대=0)
대학 취업 지원	진로, 직업, 취업 상담	연속 변수(리커트 5점 척도)
	진로와 직업 수업	
	진로, 직업 체험	
	학과 및 전공 체험	
	진로, 직업 박람회 참석	
	취업처 도움 받기	
고용 안정	계속근무의사(이직의도 역채점)	연속 변수(리커트 5점 척도)
	직장 유형	명목변수
	임금근로 여부	이분변수(임금근로=1, 비해당=0)
	정규직 여부	이분변수(정규직=1, 비정규직=0)
주거 안정	주택 소유 기대 정도	연속 변수(리커트 7점 척도)
	주택 유형	명목변수
결혼 의사	결혼 의사 있음	이분 변수(해당=1, 비해당=0)
	실제 결혼 여부	이분 변수(해당=1, 비해당=0)
자녀출산 의사	자녀 출산 의사 있음	이분 변수(해당=1, 비해당=0)
	실제 출산 여부	이분 변수(해당=1, 비해당=0)

한국청소년정책연구원의 2019년도 조사자료 가운데 교육요인, 취업지위 및 소득, 주거현황, 결혼의사, 자녀 출산 의사에 관련된 문항의 데이터를 변수로 재구성했다. 본 연구에서 사용한 문항은 총 19개로서 세부적으로 아래와 같다.

첫째, 인구통계학적 배경변인으로서 성별(남=1, 여=0), 부모소득 수준(1~10

등간척도), 연령(연속척도), 수도권 거주(수도권=1, 비수도권=0) 등이 포함했는데, 본 연구에서의 관심은 배경변인의 효과가 아니라 이들의 영향을 통제하려는 목적으로 모형에 포함시켰다. 둘째, 독립변인으로서 교육요인에 해당하는 하위 관찰변인은 대학 진학 여부, 4년제 대학 졸업여부 등을 이분변수(0=비해당, 1=해당)로 처리했다. 셋째, 매개변인으로서 고용안정(리커트 5점 척도)으로서 이직의도를 역채점했다. 넷째, 종속변인으로서 주거소유 기대정도(리커트 7점 척도)와 실제 거주형태(명목변수)가 있다. 다섯째, 결혼의사(0=없음, 1=있음), 실제 결혼 여부(0=비해당, 1=해당), 자녀출산 의사(0=없음, 1=있음), 실제 자녀출산 여부 여부(0=비해당, 1=해당), 두 자녀 이상 출산 여부(0=비해당, 1=해당)등이 포함된다.

모든 변수는 「2019 청년사회·경제실태조사」의 원자료를 사용했으나, 대학교육, 대학 취업교육, 결혼, 출산 등은 잠재변수로 관련된 하위 관찰변수를 합성하여 재구성했다. 또한 고용안정성은 이직의도를 역채점하여 변환했고, 성별, 대학졸업 여부 등은 더미변수로 변환했다.

잠재변수의 구성타당도를 확인하기 위해서 확인적 요인분석을 실시한 결과 대학교육, 대학 취업교육, 결혼, 출산 등 네 개의 잠재요인과 하위 관찰변수의 인과관계는 모두 통계적으로 유의미했고($p < .001$), 측정모형의 적합도는 우수했다($\chi^2 = 321.75$, $df = 48$, $RMSEA = .04$, $CFI = .96$, $NFI = .96$, $TLI = .94$).

3) 자료분석 방법

대학교육과 대학 취업교육 등이 고용안정을 매개로 주거안정에 주는 영향을 규명하기 위한 연구문제 1을 해결하기 위해 배경요인, 대학교육, 대학 취업교육 등 잠재변인을 외생 독립변수, 고용안정을 매개변수, 주거안정을 종속변수로 하여 구조방정식모형분석을 실시했다. 이때 배경요인은 통제변인이고, 대학교육과 대학 취업교육 등이 종속변인에 미치는 직접효과를 추정할 부분 매개모형과 추정을 통제할 완전 매개모형의 적합도를 비교했다. 이어서 대학진학 여부, 4년제 대학

진학여부 등을 독립변수로 직장유형을 종속변수로 하여 교차분석을 실시했다.

대학교육과 대학 취업교육 등이 고용안정과 주거안정을 매개로 결혼에 미치는 영향을 규명하기 위한 연구문제 2를 해결하기 연구문제 1의 구조모형에 결혼을 내생종속변수로 추가하여 구조방정식모형 분석을 실시했다. 이어서 실제 결혼여부에 관계가 있는 변수를 규명하기 위해 직장유형, 정규직 여부 등을 독립변수로 하여 교차분석을 실시했다.

대학교육과 대학 취업교육 등이 결혼에 미치는 영향을 규명하기 위한 연구문제 3을 해결하기 연구문제 2의 구조모형에 출산을 내생 종속변수로 추가하여 구조방정식모형 분석을 실시했다. 이어서 실제 자녀 출산여부, 자녀 숫자 등과 관계가 있는 변수를 규명하기 위해 주거형태, 직장유형, 성별, 직장규모, 정규직 여부 등을 독립변수로 실제 자녀 출산여부를 종속변수로 하여 교차분석을 실시했다. 또한 위의 자녀 숫자를 종속변수로 하여 일원분산분석을 실시했다.

기술통계 분석, 상관 및 교차분석을 위해서는 IBM SPSS 20.0을 사용했고, 구조방정식모형 분석을 위해서는 AMOS 22.0을 사용했다.

4) 연구윤리의 고려

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 시행한 『2019년 청년사회·경제실태조사』의 원데이터 중 연구문제 해결에 필요한 변수의 데이터를 그대로 사용하거나, 이유를 밝히고 이분변수로 변환하여 사용했다. 또한 2020년 6월 10일에 연구자가 소속된 학교에서 연구에 대한 승인을 받았다.

4. 연구결과

1) 상관분석

부록에 제시된 주요 변수간 상관계수 행렬에서 종속변인과 상관이 높은 변수를

살펴보면 고용안정(계속근무 의도)은 4년제 대학($r=.17, p<.01$), 대학의 진로 및 직업수업 수강($r=.18, p<.01$)등과 유의미한 상관이 있었고, 주거안정과부모의 소득수준($r=.11, p<.01$)과 상관이 높았다. 결혼의사와 상관이 높은 변수는 주거안정($r=.16, p<.01$)이었고, 실제 결혼여부 역시 주거안정($r=.52, p<.01$)과 상관이 가장 높았다. 출산의사는 결혼여부($r=.85, p<.01$)와 자녀유무는 출산의사($r=.37, p<.01$)와 가장 상관이 높았으며, 자녀 유무는 출산의사와 상관이 가장 높았다($r=.37, p<.01$)

2) 연구문제 1 분석결과

연구문제 1의 분석모형은 아래 그림 2에 제시했는데, 배경요인을 통제변인, 대학교육과 대학 취업교육을 외생 잠재변수, 고용안정을 매개변수, 주거안정을 내생 잠재변수로 하여 구조방정식 모형분석을 실시했다. 이때 잠재변수 간 인과관계를 통제한 영모형, 외생 잠재변수와 내생 잠재변수의 직접효과를 추정한 부분매개모형, 외생 잠재변수가 매개변수를 통해서만 내생 잠재변수에 영향을 주는 완전매개모형 등 세 가지 모형의 적합도를 비교했다.

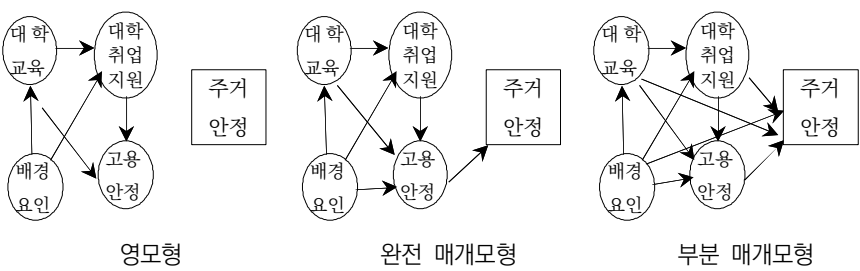


그림 II-2. 청년 주거안정에 관한 대안모형

세 가지 대안모형의 개념도는 그림 II-2에 제시했고, 각 모형의 적합도 지수는 표 II-3에 제시했다.

표 II-3 청년 주거안정에 관한 대안 모형의 적합도 및 카이자승 검정

모형	χ^2	df	RMSEA	CFI	NFI	TLI
① 영모형	1301.7	64	.074	.73	.73	.61
② 완전 매개모형	1220.9	62	.073	.75	.74	.63
③ 부분 매개모형	351.88	96	.034	.93	.92	.90
$\Delta(①-②)$	808.62	5	.046	.18	.19	.17

세 가지 모형의 적합도를 살펴보면 부분 매개모형의 적합도가 가장 우수했다($\chi^2=351.88$, $df=48$, $CFI=.93$, $NFI=.92$, $TLI=.90$). 완전 매개모형은 대학교육, 대학 취업교육, 고용안정 등의 요인이 주거안정에 미치는 영향의 추정을 통제한 모형으로 자유도는 부분 매개모형보다 5단위 높으나 카이자승 값(압시된 잠재변인 간 공변량 관계와 실제 관찰된 공변량 관계의 차이)이 더 높고, 상대적 모형 적합도 지수 등이 더 낮았다.

대학교육과 대학 취업교육 등이 매개변인인 고용안정뿐만 아니라 종속변수인 주거안정에 미치는 영향을 추정한 부분 매개모형의 경우 자유도가 5 단위 감소함에도 불구하고 카이자승치가 개선되었고, 상대적 적합도 지수가 개선되었기 때문에 채택했다. 이에 따라 부분 매개모형을 최적의 연구모형으로 채택하고, 모형 내 변수들 간의 경로계수는 표 II-3에 제시했다.

표 II-4에 제시된 표준화 구조계수를 살펴보면 다섯 개의 구조모수 추정치는 모두 통계적으로 유의미했다. 부모의 소득수준은 대학교육($\gamma_{11}=.25$, $CR=13.24$, $p<.001$), 대학 취업교육($\gamma_{21}=.10$, $CR=4.23$, $p<.001$), 주거소유기대($\gamma_{31}=.11$, $CR=4.31$, $p<.001$)에 통계적으로 유의미한 긍정적인 영향이 주는 것으로 나타났다. 또한 대학교육이 고용안정($\gamma_{32}=.47$, $CR=4.96$, $p<.001$)에 주는 영향과 대학 취업교육이 고용안정($\gamma_{33}=.10$, $CR=3.35$, $p<.01$)이 주는 긍정적 영향 역시 통계적으로 유의미했다. 배경변인 중에서 연령이 미치는 긍정적인 영향($\gamma_{34}=.19$, $CR=8.84$, $p<.001$)이 있으나, 이는 규명목적이 아닌 통제목적으로 모형에 포함했다.

표 II-4 완전 매개모형의 표준화 계수

구조모형 계수	Estimates	SE	CR	SMC
부모 소득수준 → 대학교육	.25	.01	13.24***	.73
부모 소득수준 → 대학 취업교육	.10	.02	4.23**	.04
부모 소득수준 → 수도권 거주	.06	.01	2.99**	.01
대학교육 → 고용안정(계속근무)	.47	.09	4.96***	.15
대학 취업교육 → 고용안정	.10	.02	3.35**	
연령 → 고용안정	.19	.03	8.84***	
고용안정 → 주거안정(소유기대)	.40	.13	3.08**	.24
연령 → 주거안정(소유기대)	.46	.05	30.21***	
부모 소득수준 → 주거안정(소유기대)	.11	.03	4.31***	
수도권 거주 → 주거안정	-.06	.12	-2.96**	

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

마지막으로 고용안정은 주거안정(소유기대)에 통계적으로 유의미한 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났고($\beta_{13}=.40$, $CR=3.08$, $p<.01$), 연령($\beta_{14}=.46$, $CR=30.21$, $p<.001$)과 부모의 소득수준($\beta_{11}=.11$, $CR=4.31$, $p<.001$)은 주거안정에 유의미하게 긍정적인 영향을 주었으나, 수도권 거주여부는 유의미하게 부정적 영향을 주었다($\beta_{15}=-.06$, $CR=-2.96$, $p<.01$). 구조모형은 청년층의 고용안정 변량의 15%($SMC=.105$), 주거안정 변량의 24%를 설명했다($SMC=.24$). 이어서 대학교육과 대학 취업교육이 고용안정을 매개로 주거안정에 주는 간접효과가 통계적으로 유의미한지 여부에 대해서 sobel test를 실시한 결과 대학교육이 고용안정을 매개로 주거안정에 주는 간접효과는 통계적으로 유의미했고($S=3.86$, $p<.001$), 대학 취업교육이 고용안정을 매개로 주거안정에 주는 간접효과도 통계적으로 유의미했다($S=3.62$, $p<.001$),

잠재변수들 간의 구조관계를 규명했기 때문에 변수들 간의 세부적인 관계를 규명하기 위한 후속 분석(follow-up analysis)을 실시했다. 먼저 대학진학 여부(이분변수)에 따른 임금근로 여부(이분 변수), 정규직 여부(이분 변수), 직장유형(7

개 명목변수)에 유의미한 차이가 있는지 여부를 규명하기 위해 카이자승 검증을 실시하고 그 결과를 표 II-5에 제시했다.

표 II-5 대학진학 여부에 따른 고용 차이 검증

단위: 명

구분	임금 근로 여부			정규직 여부		
	Yes	No	계	Yes	No	계
대학 진학	1,218 (84.2)	229 (15.8)	1,447 (100)	942 (77.3)	276 (22.7)	1,218 (100)
비진학	453 (81.2)	105 (18.8)	558 (100)	330 (72.8)	123 (27.2)	453 (100)
계	1,671 (83.3)	334 (16.7)	2,005 (100)	1,272 (76.1)	399 (23.9)	1,671 (100)
$\chi^2(df)$	2.59(1)			3.66(1)		

구분	직장 유형						
	회사/ 개인사업	외국인 회사	공기업	법인 단체	정부 기관	프리 랜서	계
대학 진학	1,194 (82.5)	18 (1.2)	42 (2.9)	50 (3.5)	110 (7.6)	33 (2.3)	1,447 (100)
비진학	517 (92.7)	2 (0.4)	4 (0.7)	10 (1.8)	2 (0.4)	33 (4.1)	558 (100)
계	1711 (85.3)	20 (1.0)	46 (2.3)	60 (3.0)	112 (5.6)	56 (2.8)	2,005 (100)
$\chi^2(df)$	62.83(5)***						

***p<.001

이어서 대학의 학제별(4년제 대학, 전문대학)로 고용 차이가 있는지 여부를 규명하기 위해 카이자승 검증을 실시하고, 그 결과를 표 II-6에 제시했다. 결과를 검토해보면 학제에 따라 정규직 여부($\chi^2(df)=.21(1)$, $p>.05$)에는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았으나, 임금 근로 여부($\chi^2(df)=5.89(1)$, $p<.05$)와 직장 유형에는 통계적으로 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=37.7(5)$, $p<.001$).

표 II-6 대학 학제에 따른 고용 차이 검증

단위: 명(%)

구분	임금 근로 여부			정규직 여부		
	Yes	No	계	Yes	No	계
4년제	829 (85.8)	137 (14.2)	966 (100)	638 (77.0)	191 (23.0)	829 (100)
전문대	389 (80.9)	92 (19.1)	481 (100)	304 (78.1)	85 (21.9)	389 (100)
계	1218 (84.2)	229 (15.8)	1447 (100)	942 (77.3)	276 (22.7)	1218 (100)
$\chi^2(df)$	5.89(1)*			0.21(1)		

구분	직장 유형						
	회사/ 개인사업	외국인 회사	공기업	법인 단체	정부 기관	프리 랜서	계
4년제	760 (78.7)	14 (1.4)	34 (3.5)	39 (4.0)	98 (10.1)	21 (2.2)	966 (100)
전문대	434 (90.2)	4 (0.8)	8 (1.7)	11 (2.3)	12 (2.5)	12 (2.5)	481 (100)
계	1194 (82.5)	18 (1.2)	42 (2.9)	50 (3.5)	110 (7.6)	33 (2.3)	1447 (100)
$\chi^2(df)$	37.70(5)***						

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

이어서 대학진학 여부와 학제에 따라서 주거 형태에 유의미한 차이가 있는지 여부를 규명하기 위해서 카이자승 검증을 실시하고 그 결과를 II-7에 제시했다. 그 결과를 검토해보면 대학 진학 여부에 따라 주거소유 기대에는 통계적으로 유의미한 차이가 있었으나($\chi^2(df)=37.70(8)$, $p<.001$), 학제에 따라서는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다($\chi^2(df)=10.23(8)$, $p>.05$). 즉, 대학교육 경험이 있는 청년들일수록 본인 명의의 주거소유 기대시기가 빨랐다.

이어서 고용형태(임금 vs. 비임금 근로, 정규직 vs. 비정규직)에 따라서 주거소유 기대시기에 통계적으로 유의미한 차이가 있는지 여부에 대해서 교차분석을 실시하고 그 결과를 표 II-7에 제시했다. 그 결과 임금근로 여부에 따라서 주택소유 기대연도에는 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=54.69(8)$, $p<.001$).

표 II-7 대학진학 여부와 학제에 따른 주거소유 기대

단위: 명(%)

구분	본인 명의 주거소유 기대									
	이미 소유	1년 이내	1~3년	3~5년	5~7년	7~ 10년	10 ~ 20년	20년 이후	불가능	계
대학 진학	435 (19.8)	19 (0.9)	52 (2.4)	125 (5.7)	211 (9.6)	271 (12.3)	622 (28.3)	310 (14.1)	151 (6.9)	2196 (100)
비진학	115 (15.3)	3 (0.4)	14 (1.9)	37 (4.9)	61 (8.1)	89 (11.8)	211 (28.1)	125 (16.6)	97 (12.9)	752 (100)
계	550 (18.7)	22 (0.7)	66 (2.2)	162 (5.5)	272 (9.2)	360 (12.2)	833 (28.3)	435 (14.8)	248 (8.4)	2948 (100)
$\chi^2(df)$	37.70(8)***									
전문대	145 (20.6)	7 (1.0)	13 (1.8)	34 (4.8)	72 (10.2)	85 (12.1)	197 (28.0)	83 (11.8)	68 (9.7)	704 (100)
4년제	290 (19.4)	12 (0.8)	39 (2.6)	91 (6.1)	139 (9.3)	186 (12.5)	425 (28.5)	227 (15.2)	83 (5.6)	1492 (100)
계	435 (19.8)	19 (0.9)	52 (2.4)	125 (5.7)	211 (9.6)	271 (12.3)	622 (28.3)	310 (14.1)	151 (6.9)	2196 (100)
$\chi^2(df)$	10.23(8)									

***p<.01

즉, 비임금근로자가 임금근로자에 비해서 본인 명의로 주택을 소유할 것으로 기대하는 시기가 더 빨랐다. 또한 정규직 여부에 따라서 주택소유 기대연도에는 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=102.08(8)$, $p<.001$). 즉, 정규직 근로자가 비정규직 근로자에 비해서 본인 명의로 주택을 소유할 것으로 기대하는 시기가 더 빨랐다.

표 II-8 임금근로 여부와 정규직 여부에 따른 주거소유 기대

단위: 명(%)

구분	본인 명의 주거소유 기대									
	이미 소유	1년 이내	1~3년	3~5년	5~7년	7~ 10년	10 ~ 20년	20년 이후	불가능	계
임금 근로	300 (18.0)	14 (0.8)	34 (2.0)	109 (6.5)	159 (9.5)	203 (12.1)	477 (28.5)	223 (13.3)	152 (9.1)	1671 (100)
비임금 근로	104 (31.1)	4 (12.0)	12 (3.6)	17 (5.1)	44 (13.2)	47 (14.1)	57 (17.1)	31 (9.3)	18 (5.4)	334 (100)
계	404 (20.1)	18 (0.9)	46 (2.3)	126 (6.3)	203 (10.1)	250 (12.5)	534 (26.6)	254 (12.7)	170 (8.5)	2005 (100)
$\chi^2(df)$	54.69(8)***									
정규직	279 (21.9)	13 (1.0)	28 (2.2)	99 (7.8)	124 (9.7)	151 (11.9)	337 (26.5)	138 (10.8)	103 (8.1)	1272 (100)
비정 규직	21 (5.3)	1 (0.3)	6 (1.5)	10 (2.5)	35 (8.8)	52 (13.0)	140 (35.1)	85 (21.3)	49 (12.3)	399 (100)
계	300 (18.0)	14 (0.8)	34 (2.0)	109 (6.5)	159 (9.5)	203 (12.1)	477 (28.5)	223 (13.3)	152 (9.1)	1671 (100)
$\chi^2(df)$	102.08(8)***									

***p<.01

다음으로 직장유형에 따라서 주거소유 기대시기에 통계적으로 유의미한 차이가 있는지 여부에 대해서 교차분석을 실시하고 그 결과를 표 II-8에 제시했다. 그 결과 직장유형에 따라서 주택소유 기대연도에는 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=57.04(8)$, $p<.001$). 즉, 외국인 회사에 소속된 청년들과 공무원/군인으로 종사하는 청년들일수록 본인 명의의 주거소유 기대시기가 다른 직장유형에 종사하는 청년들의 기대보다 빨랐다.

표 II-9 직장유형에 따른 주거소유 기대

단위: 명(%)

구분	본인 명의 주거소유 기대									
	이미 소유	1년 이내	1~3년	3~5년	5~7년	7~ 10년	10 ~ 20년	20년 이후	불가능	계
민간 회사	331 (19.3)	11 (0.6)	37 (2.2)	109 (6.4)	181 (10.6)	207 (12.1)	460 (26.9)	225 (13.2)	150 (8.8)	1711 (100)
외국 회사	7 (35.0)	0 (0)	1 (5.0)	2 (10.0)	1 (5.0)	1 (5.0)	7 (35.0)	0 (0)	1 (5.0)	20 (100)
공기업	10 (21.7)	2 (4.3)	0 (0)	2 (4.3)	3 (6.5)	4 (8.7)	16 (34.8)	7 (15.2)	2 (4.3)	46 (100)
법인	13 (21.7)	0 (0)	1 (1.7)	3 (5.0)	3 (5.0)	10 (16.7)	14 (23.3)	8 (13.3)	8 (13.3)	60 (100)
공무원 군인	31 (27.7)	4 (3.6)	6 (5.4)	7 (6.3)	11 (9.8)	20 (17.9)	22 (19.6)	6 (5.4)	5 (4.5)	112 (100)
프리 랜서	12 (21.4)	1 (1.8)	1 (1.8)	3 (5.4)	4 (7.1)	8 (14.3)	15 (26.8)	8 (14.3)	4 (7.1)	56 (100)
계	404 (20.1)	18 (0.9)	46 (2.3)	126 (6.3)	203 (10.1)	250 (12.5)	534 (26.6)	254 (12.7)	170 (8.5)	2005 (100)
$\chi^2(df)$	57.04(40)*									

*p<.01

3) 연구문제 2 분석결과

연구문제 2의 분석모형은 아래 그림 II-3에 제시했는데, 배경요인을 통제변인, 대학교육과 대학 취업교육을 외생 잠재변수, 고용안정, 주거안정을 매개변인, 결혼을 내생 잠재변수로 하여 구조방정식모형 분석을 실시했다. 이때 잠재변수 간 인과관계를 통제한 영모형, 외생 잠재변수와 내생 잠재변수의 직접효과를 추정한 부분 매개모형, 외생 잠재변수가 매개변수를 통해서만 내생 잠재변수에 영향을 주는 완전 매개모형 등 세 가지 모형의 적합도를 비교했다. 세 가지 대안모형의 개념도는 그림 II-3에 제시했고, 각 모형의 적합도 지수는 표 II-10에 제시했다.

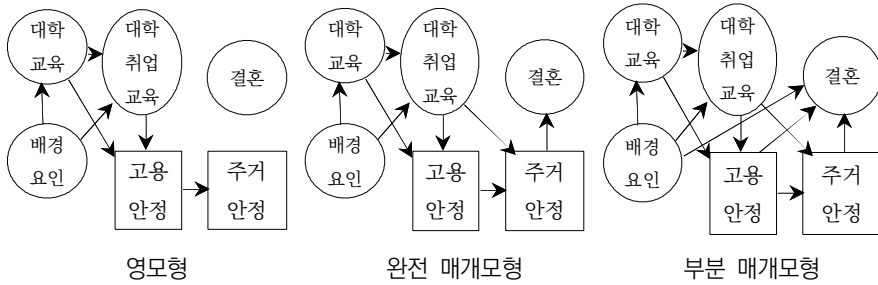


그림 II-3. 청년의 결혼에 관한 대안모형

표 II-10 청년 결혼에 관한 대안 모형의 적합도 및 카이자승 검정

모형	χ^2	df	RMSEA	CFI	NFI	TLI
① 영모형	1219.89	99	.061	.82	.81	.79
② 완전 매개모형	956.5	96	.054	.86	.85	.80
③ 부분 매개모형	484.66	93	.038	.94	.93	.91
$\Delta(2-3)$	471.84	3	.016	.08	.08	.11

세 가지 모형의 적합도를 살펴보면 대학교육과 대학취업교육이 고용안정에 영향을 주고, 고용안정이 주거안정에, 주거안정이 결혼에 영향을 주는 것을 가정한 완전 매개모형의 적합도($\chi^2=956.50$, $df=84$, $RMSEA=.054$, $CFI=.86$, $NFI=.85$, $TLI=.80$)는 열악한 수준이었다. 즉, 결혼은 고용뿐만 아니라 다른 변수들의 영향을 포함시켜야 관찰자료의 공변량을 설명할 수 있다. 이에 따라 고용안정과 주거안정, 연령, 성별, 수도권 거주 등도 결혼에 영향을 주는 것을 가정한 부분 매개요인의 적합도가 우수했다($\chi^2=484.66$, $df=93$, $RMSEA=.038$, $CFI=.94$, $NFI=.93$, $TLI=.91$). 완전 매개모형이 부분 매개모형에 위계적으로 내재되어 있기 때문에 위계적 카이자승 검정으로 적합도를 비교한 결과 부분 매개모형은 자유도가 3단위 감소함에도 불구하고 통계적으로 유의미하게 모형 적합도를 개선했다($\Delta\chi^2=471.84$, $\Delta df=3$, $p<.001$). 이에 따라 부분 매개모형을 연구모형으로 채택했다.

표 II-11에 제시된 부분 매개모형의 표준화 구조계수를 살펴보면 주거소유기대

가 결혼에 주는 영향($\beta_{33}=.21$, $CR=4.42$, $p<.001$)은 통계적으로 유의미했고, 연령($\gamma_{34}=.46$, $CR=4.53$, $p<.001$)은 유의미한 긍정적 영향을, 성별(여성)은 유의미한 부정적 영향($\gamma_{32}=-.13$, $CR=4.32$, $p<.001$)을 주었고, 외생독립변수들은 결혼 변량의 82%를 설명했다. 이는 Creswell(2019)이 제시한 사회과학 연구 기준으로 판단할 때 높은 수준이다.

표 II-11 결혼 관련 부분 매개모형의 표준화 계수

구조모형 계수			Estimate	SE	CR	SMC
결혼	←	주거소유 기대	.21	.01	4.42***	.82
		연령	.46	.01	4.53***	
		수도권 거주	-.01	.00	-0.51	
		성별(여성)	-.13	.01	-4.32***	
주거소유 기대	←	고용안정	.39	.13	3.05**	.01
고용안정감	←	대학교육	.50	.10	5.08***	.02
		대학 취업교육	.06	.02	2.73**	

p<.01, *p<.001

구조모형의 계수가 유의미했기 때문에 주거안정(주거 소유기대)에 따라서 결혼 의사와 결혼여부에 유의미한 차이가 있는지 여부를 규명하기 위해 교차분석을 실시하고 그 결과를 표 II-12에 제시했다.

표 II-12 주거 소유 기대에 따른 결혼의사와 실제 결혼여부 검증

단위: 명(%)

구분	결혼 의사				실제 결혼 여부		
	희망	중립적	불희망	계	미혼	기혼	계
이미 소유함	281 (17.7)	249 (14.5)	22 (10.0)	552 (15.6)	50 (9.1)	500 (90.9)	550 (100)
1년 이내	9 (0.6)	13 (0.8)	1 (0.5)	23 (0.7)	8 (36.4)	14 (63.6)	22 (100)
1~3년 이내	27 (1.7)	37 (2.2)	4 (1.8)	68 (1.9)	32 (48.5)	34 (51.5)	66 (100)
3~5년 이내	73 (4.6)	84 (4.9)	11 (5.0)	168 (4.8)	77 (47.5)	85 (52.5)	162 (100)

구분	결혼 의사				실제 결혼 여부		
	희망	중립적	불희망	계	미혼	기혼	계
5~7년 이내	126 (7.9)	155 (9.0)	16 (7.2)	297 (98.4)	161 (59.2)	111 (40.8)	272 (100)
7~10년 이내	187 (11.8)	204 (11.9)	23 (10.4)	414 (11.7)	220 (61.1)	140 (38.9)	360 (100)
10~20년	482 (30.3)	489 (28.4)	63 (28.5)	1034 (29.3)	665 (79.8)	168 (20.2)	833 (100)
20년 이후	286 (18.0)	326 (19.0)	56 (25.3)	668 (18.9)	374 (86.0)	61 (14.0)	435 (100)
불가능	119 (7.5)	162 (9.4)	25 (11.3)	306 (8.7)	179 (72.2)	69 (27.8)	248 (100)
계	1590 (100)	1719 (100)	221 (100)	3530 (100)	1766 (59.9)	1182 (40.1)	2948 (100)
$\chi^2(df)$	25.90(16)				886.89(8)***		

***p<.001

결과를 살펴보면 주거소유 기대에 따라 결혼의사($\chi^2(df)=25.90(16)$, $p>.05$)에는 통계적으로 유의미한 차이가 없었으나, 실제 결혼 여부에는 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=886.89(8)$, $p<.001$). 즉, 주거소유에 대한 기대년도가 짧을수록 기혼자의 비율이 높았다.

이어서 성별과 학력(대학진학 여부)에 따라서 결혼의사에 차이가 있는지를 확인하기 위해 교차분석과 이원분산분석(상호작용효과 검증)을 실시하여 그 결과를 표 II-13과 표 II-14에 제시했다.

표 II-13 성별과 학력에 따른 결혼의사 카이자승 검증

구분	결혼 의사			
	희망	중립적	불희망	계
남	51.4%	44.4%	4.3%	100%
여	39.7%	51.9%	8.4%	100%
$\chi^2(df)$	2906.6(2)***			
대학진학	43.8%	49.6%	6.6%	100.0%
비진학	51.7%	43.9%	4.5%	100.0%
$\chi^2(df)$	7982.73(2)***			

***p<.001

표 II-14 성별과 학력에 따른 결혼의사에 대한 이원분산분석 결과(N=3,530)

성별	대학	M	SD	SV	SS	df	MS	F
남자	Yes	2.46	.57	성별	4021.6	1	4021.6	2681***
	No	2.50	.58	대학	2949.5	1	2949.5	1966***
	합계	2.47	.57	상호작용	1110.4	1	1110.4	740.3***
여자	Yes	2.28	.63	오차	5326.7	3528	1.50	
	No	2.44	.58	합계	13408.2	3530		
	합계	2.32	.62					

*** $p < .001$

성별에 따른 결혼의사에 대한 카이자승 검증결과($\chi^2(df)=2906.6(2)$, $p < .001$) 유의미한 차이가 있었는데, 남성이 결혼에 대해 희망하는 비율이 여성보다 높았고, 대학에 진학하지 않은 청년 대학에 진학한 청년보다 결혼을 희망하는 비율이 높았다. 이어서 성별과 대학진학 여부에 따라서 결혼의사에 상호작용 효과가 있는지 여부를 확인하기 위해 이원분산분석 결과 유의미한 상호작용이 나타났다($F(1, 3528)=740.3$, $p < .001$). 즉, 남성의 경우 대학진학 여부에 따라서 결혼의사에 유의미한 차이가 나타나지 않았으나, 여성의 경우 대학에 진학하지 않은 집단($M=2.44$, $SD=.58$)이 대학에 진학한 집단($M=2.28$, $SD=.63$) 보다 결혼을 희망하는 비율이 높았다.

4) 연구문제 3 분석결과

연구문제 3의 분석모형은 아래 그림 II-4에 제시했는데, 배경요인을 통제변인, 대학교육과 대학 취업교육을 외생 잠재변수, 고용안정, 주거안정, 결혼을 매개변수, 자녀출산을 내생 잠재변수로 하여 구조방정식 모형분석을 실시했다. 이때 잠재변수 간 인과관계를 통제된 영모형, 외생 잠재변수와 내생 잠재변수의 직접효과를 추정한 부분매개모형, 외생 잠재변수가 매개변수를 통해서만 내생 잠재변수에

영향을 주는 완전매개모형 등 세 가지 모형의 적합도를 비교했다. 각 모형의 적합도 지수는 표 II-15에 제시했다.

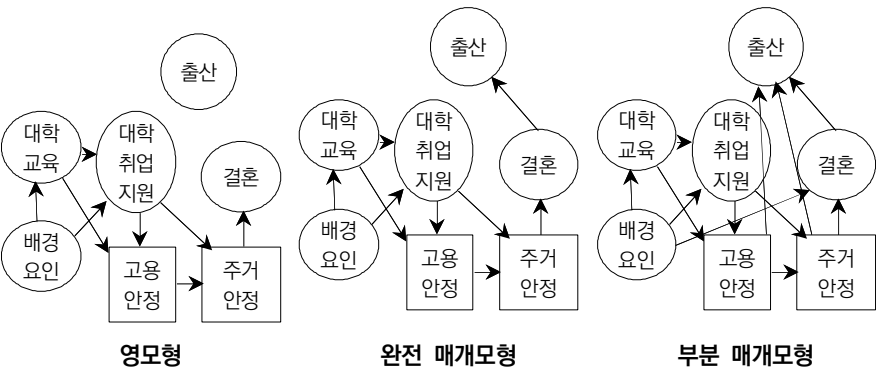


그림 II-4. 청년 출산에 관한 대안 모형

표 II-15 청년 출산에 관한 대안 모형의 적합도 및 카이자승 검정

모형	χ^2	df	RMSEA	CFI	NFI	TLI
① 영모형	4545.97	123	.101	.62	.61	.47
② 완전 매개모형	790.00	122	.040	.94	.93	.92
③ 부분 매개모형	788.09	120	.040	.94	.93	.92
$\Delta(②-③)$	1.91	2	0	0	0	0

세 가지 모형의 적합도를 살펴보면 대학교육과 대학취업교육이 고용안정에 영향을 주고, 고용안정이 주거안정에, 주거안정이 결혼에, 결혼이 출산에 영향을 주는 것을 가정한 완전 매개모형의 적합도($\chi^2=790.00$, $df=122$, $RMSEA=.04$, $CFI=.94$, $NFI=.93$, $TLI=.92$)와 결혼뿐만 아니라 고용안정과 주거안정도 결혼에 영향을 주는 것을 가정한 부분 매개요인의 적합도가 우수했다($\chi^2=788.09$, $df=120$, $RMSEA=.040$, $CFI=.94$, $NFI=.93$, $TLI=.92$). 완전 매개모형이 부분

매개 모형에 위계적으로 내재되어 있기 때문에 위계적 카이자승 검정으로 적합도를 비교한 결과 부분 매개모형은 자유도가 2단위 감소함에도 불구하고 통계적으로 유의미하게 모형 적합도의 변화가 없었다($\Delta\chi^2=1.91$, $\Delta df=2$, $p>.05$). 이에 따라 보다 간명한 완전 매개모형을 연구모형으로 채택했다. 표 II-16에 제시된 완전 매개모형의 표준화 구조계수를 살펴보면 결혼이 자녀 출산에 주는 영향($\beta_{43}=.95$, $CR=6.67$, $p<.001$)은 통계적으로 유의미했다.

표 II-16 자녀 출산관련 완전 매개모형의 표준화 계수

구조모형 계수			Estimate	SE	CR	SMC
출산	←	결혼	.81	.84	6.67***	.66

*** $p<.001$

결혼이 출산에 유의미한 영향을 주는 것은 당연한 결과이기 때문에 결혼여부에 따른 출산여부 검정은 큰 의미가 없고, 부분 매개모형 역시 적합도가 우수했기 때문에 부분 매개모형에서 출산에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타난 고용안정성과 주거안정성에 따른 후속분석을 실시했다.

먼저 고용안정에서 임금근로 여부(이분 변수), 정규직 여부(이분 변수), 직장유형(7개 명목변수)에 따라서 출산의사와 출산여부에 유의미한 차이가 있는지 여부와, 주거유형에 따라서 출산의사와 출산여부에 유의미한 차이가 있는지 여부에 대해 카이자승 검증을 실시하고 그 결과를 표 II-17에 제시했다.

표 II-17 임금근로 여부에 따른 자녀 출산의사와 출산 유무 차이

단위: 명(%)

구분	출산 의사				실제 자녀 유무		
	희망	중립적	비희망	계	있음	없음	계
임금 근로	767 (45.9)	804 (48.1)	100 (6.0)	1671 (100)	486 (29.1)	1185 (70.9)	1671 (100)

구분	출산 의사				실제 자녀 유무		
	희망	중립적	비희망	계	있음	없음	계
비임금 근로	160 (47.9)	158 (47.3)	16 (4.8)	334 (100)	148 (44.3)	186 (55.7)	334 (100)
계	927 (46.2)	962 (48.0)	116 (5.8)	2005 (100)	634 (31.6)	1371 (68.4)	2005 (100)
$\chi^2(df)$	1.49(2)				29.85(1)***		

***p<.001

결과를 살펴보면 임금근로 여부에 따라 출산의사($\chi^2(df)=1.49(2)$, $p>.05$)에는 통계적으로 유의미한 차이가 없었으나, 실제 자녀 유무에는 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=29.85(1)$, $p<.001$). 즉, 비임금 근로자가 실제 자녀를 가지고 있는 비율이 임금 근로자에 비해서 더 많았다.

정규직 여부에 따라 출산의사($\chi^2(df)=7.49(2)$, $p<.05$)에는 통계적으로 유의미한 차이가 있었는데, 정규직이 비정규직에 비해서 자녀 출산을 희망하는 비율이 더 많았다. 또, 실제 자녀유무에도 유의미한 차이가 있었는데($\chi^2(df)=50.14(1)$, $p<.001$) 정규직에 종사하는 청년은 비정규직에 종사하는 청년에 비해서 실제 자녀를 가진 비율이 더 높았다.

표 II-18 정규직 여부에 따른 출산의사와 자녀 유무 차이

단위: 명(%)

구분	출산 의사				실제 자녀 유무		
	희망	중립적	불희망	계	있음	없음	계
정규직	602 (47.3)	603 (47.4)	67 (5.3)	1272 (100)	426 (33.5)	846 (66.5)	1272 (100)
비정규직	165 (41.4)	201 (50.4)	33 (8.3)	399 (100)	60 (15.0)	339 (85.0)	399 (100)
계	767 (45.9)	804 (48.1)	100 (6.0)	1671 (100)	486 (29.1)	1185 (70.9)	1671 (100)
$\chi^2(df)$	7.49(2)*				50.14(1)***		

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

표 II-19 직장 유형에 따른 출산의사와 자녀 유무 차이

단위: 명(%)

구분	출산 의사				실제 자녀 유무		
	희망	중립적	불희망	계	있음	없음	계
민간 기업	802 (46.9)	808 (47.2)	101 (5.9)	1711 (100)	517 (30.2)	1194 (69.8)	1711 (100)
외국인 회사	10 (50.0)	9 (45.0)	1 (5.0)	20 (100)	8 (40.0)	12 (60.0)	20 (100)
공기업	25 (54.3)	18 (39.1)	3 (6.5)	46 (100)	17 (37.0)	29 (63.0)	46 (100)
재단/ 사단법인	29 (48.3)	27 (45.0)	4 (6.7)	60 (100)	19 (31.7)	41 (68.3)	60 (100)
공무원 (군인)	36 (32.1)	72 (64.3)	4 (3.6)	112 (100)	55 (49.1)	57 (50.9)	112 (100)
자영업 (프리랜서)	25 (44.6)	28 (50.0)	3 (5.4)	56 (100)	18 (32.1)	38 (67.9)	56 (100)
계	927 (46.2)	962 (48.0)	116 (5.8)	2005 (100)	634 (31.6)	1371 (68.4)	2005 (100)
$\chi^2(df)$	14.27(10)				18.66(5)**		

**p<.01

직장유형에 따라 출산의사($\chi^2(df)=14.27(10)$, $p>.05$)에는 통계적으로 유의미한 차이가 없었으나, 실제 자녀유무에서는 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=18.66(5)$, $p<.01$). 세부적으로 살펴보면 공무원(군인)에 종사하는 청년(49.1%)들의 경우 다른 직종에 비해서 자녀가 있는 비율이 높았으나, 민간기업 종사자는 자녀가 있는 비율이 낮았다(30.2%).

이어서 표 II-18에는 본인 명의의 주택을 소유할 수 있을 것으로 기대하는 연도에 따라서 결혼의사와 실제 결혼여부에 유의미한 차이가 있는지 여부를 규명하기 위한 교차검증을 실시한 결과를 제시했다.

표 II-20 주거소유 기대 년도에 따른 출산의사와 자녀 유무 차이

단위: 명(%)

구분	출산 의사				실제 자녀 유무		
	희망	중립적	불희망	계	있음	없음	계
이미 소유함	294 (53.3)	241 (43.7)	17 (3.1)	552 (100)	440 (80.0)	110 (20.0)	550 (100)
1년 이내	12 (52.2)	11 (47.8)	0 (0.0)	23 (100)	13 (59.1)	9 (40.9)	22 (100)
1~3년 이내	29 (42.6)	37 (54.4)	2 (2.9)	68 (100)	28 (42.4)	38 (57.6)	66 (100)
3~5년 이내	81 (48.2)	80 (47.6)	7 (4.2)	168 (100)	13 (59.1)	9 (40.9)	22 (100)
5~7년 이내	121 (40.7)	162 (54.5)	14 (4.7)	297 (100)	28 (42.4)	38 (57.6)	66 (100)
7~10년 이내	183 (44.2)	207 (50.0)	24 (5.8)	414 (100)	65 (40.1)	97 (59.9)	162 (100)
10~20년	467 (45.2)	501 (48.5)	66 (6.4)	1034 (100)	86 (31.6)	186 (68.4)	272 (100)
20년 이후	286 (42.8)	317 (47.5)	65 (9.7)	668 (100)	108 (30.0)	252 (70.0)	360 (100)
불가능	123 (40.2)	150 (49.0)	33 (10.8)	306 (100)	121 (14.5)	712 (85.5)	833 (100)
계	1596 (45.2)	1706 (48.3)	228 (6.5)	3530 (100)	964 (32.7)	1984 (67.3)	2948 (100)
$\chi^2(df)$	53.87(16)**				806.76(8)***		

p<.01, *p<.001

본인 명의로 주택을 소유할 것으로 기대되는 시기에 따라서 출산의사($\chi^2(df)=53.87(16)$, $p<.01$)에 통계적으로 유의미한 차이가 있었고, 실제 자녀가 있는지 여부에 대해서도 유의미한 차이가 있었다($\chi^2(df)=806.76(8)$, $p<.001$). 즉, 본인 명의로 주택을 소유할 것으로 기대되는 시기가 빠를수록 자녀 출산을 희망하는 비율과 실제 자녀가 있는 비율이 더 많았다. 이러한 결과를 통해서 볼 때 주택소유는 출산에 유의미한 영향을 주었다.

이어서 성별과 대학진학 여부에 따라서 자녀출산 의사에 유의미한 차이가 있는지 여부를 확인하기 위해 카이자승검증을 실시하고, 성별과 대학진학 여부의 상호

작용 효과가 자녀출산 의사에 유의미한 영향을 주는지 여부를 확인하기 위해서 이원분산분석을 실시했다.

표 II-21 성별과 학력에 따른 자녀출산의사 카이자승 검증

구분	자녀 출산 의사		
	희망	불희망	계
남	55.0%	45.0%	100.0%
여	39.4%	60.6%	100.0%
χ^2 (df)	36710.1(1)***		
대학진학	49.3%	50.7%	100.0%
비진학	42.6%	57.4%	100.0%
χ^2 (df)	51837.65(1)***		

***p<.001

성별에 따라서 출산의사(χ^2 (df)=36710.1(1), p<.001)에 통계적으로 유의미한 차이가 있었고, 대학진학 여부에 따라서도 출산의사에 유의미한 차이가 있었다(χ^2 (df)=51837.65(1), p<.001). 즉, 남성이 여성에 비해서 자녀 출산을 희망하는 비율이 높았고, 대학에 진학한 청년집단이 진학하지 않은 청년집단에 비해서 출산을 희망하는 비율이 높았다.

표 II-22 성별과 학력에 따른 출산의사에 대한 이원분산분석 결과(N=3,530)

성별	대학	M	SD	SV	SS	df	MS	F
남자	Yes	2.44	.57	성별	32601.21	1	32601.21	91840.90***
	No	2.50	.59	대학	28639.49	1	28639.49	80680.33***
	합계	2.46	.58	상호작용	4647.958	1	4647.958	13093.76***
여자	Yes	2.30	.61	오차	53537.49	15082	.355	
	No	2.47	.59	합계	92610.00	15085		
	합계	2.40	.60					

***p<.001

성별과 학력에 따른 출산의사에 상호작용 효과가 있는지 여부를 확인하기 위해 교차설계에 의한 이원분산분석을 실시한 결과 유의미한 상호작용효과가 나타났다($F(1, 15085)=13093.76, p<.001$). 즉, 남서의 경우 대학에 진학한 청년집단과 비진학한 청년집단 사이에 자녀출산 의사에 유의미한 차이가 나타나지 않았으나, 여성의 경우 대학에 진학한 집단에 비해서 비진학한 집단의 출산의사 평균이 더 높았다.

5. 결론 및 시사점

1) 요약

본 연구의 목적은 현 시대 대한민국 청년들의 대학교육과 고용안정, 주거안정, 결혼, 자녀출산 등의 구조관계를 검증하고, 유의미한 구조관계의 세부적인 영향을 분석하는데 있다. 이를 위해 2019년 청년사회·경제실태조사 데이터를 분석했는데, 이 데이터는 전국 만 15세~39세 청년층 전체를 모집단으로 하여 그 중 층화임의표집 방법을 통해 추출한 표본 3,500여 명이 응답한 결과로서 현재 대한민국 청년층을 대표할 수 있다. 약 415개의 변수들 가운데 대학졸업, 대학 내 취업교육, 고용안정, 주거안정(주거소유 기대), 결혼의사 및 실제 결혼여부, 자녀 출산의사 및 실제 자녀유무 등에 관련된 15개 변수를 추출하여 구조모형을 구성하고 적합도 분석을 실시했다. 이어서 통계적으로 유의미하게 나타난 구조관계에 대해서는 5개의 변수를 추가하여 세부적인 후속분석을 실시했다.

구조방정식모형 분석의 결과는 다음과 같다: 첫째, 부모의 소득수준은 대학교육과 대학취업교육에 유의미한 긍정적인 영향을 주었고, 대학교육과 대학취업교육은 고용안정성에 유의미한 긍정적인 영향을 주었으며, 고용안정성은 주거안정에 유의미한 긍정적인 영향을 주었다. 부모의 소득수준은 대학교육 변량의 73%, 대

학 취업교육 변량의 4%를 설명했고, 대학교육과 대학의 취업교육은 고용안정성 변량의 10%를 설명했으며, 고용안정성은 주거안정성 변량의 18%를 설명했다.

세부적인 후속분석 결과 대학 진학 여부에 따라 임금 근로 여부에는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았으나, 직장유형에는 유의미한 차이가 있었다. 즉, 대학 비진학자의 92.8%는 민간기업/자영업에 종사했으나, 진학자의 경우 그 비율이 82.5%로서 상대적으로 낮았고, 공무원으로 종사하는 비율은 진학자가 7.6%로 비진학자의 0.4%에 비해서 매우 높았다. 또한 대학 진학 여부와 학제에 따라서 주거형태에 차이가 있는지를 분석한 결과 대학 진학 여부에 따라 주거 형태에는 통계적으로 유의미한 차이가 있었으나, 학제에 따라서는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다.

둘째, 주거안정(주거소유 기대)이 결혼에 주는 영향에 관한 구조계수는 통계적으로 유의미했고, 결혼변량의 25%를 설명했다. 주거소유 기대 년도 범위에 따른 결혼의사에는 유의미한 차이가 없었으나, 실제 결혼 여부에는 유의미한 차이가 있었다.

셋째, 결혼이 출산에 주는 영향에 관한 구조계수는 통계적으로 유의미했고, 출산변량의 66%를 설명했다. 부분 매개모형에서 자녀 출산에 유의미한 인과관계를 가지는 것으로 나타난 고용안정성과 주거안정성에 따른 출산의사와 실제 자녀유무에 관한 차이검증 결과 임금근로 여부에 따라 출산의사에는 통계적으로 유의미한 차이가 없었으나, 실제 자녀 유무에는 유의미한 차이가 있었다. 즉, 비임금 근로자가 실제 자녀를 출산한 비율이 임금 근로자에 비해서 더 많았다. 정규직 여부에 따라 출산의사에는 통계적으로 유의미한 차이가 있었는데, 정규직이 비정규직에 비해서 자녀 출산을 희망하는 비율이 더 많았다. 또, 실제 자녀유무에도 유의미한 차이가 있었는데 정규직에 종사하는 청년은 비정규직에 종사하는 청년에 비해서 실제 자녀를 가진 비율이 더 높았다.

직장유형에 따라 출산의사에는 통계적으로 유의미한 차이가 없었으나, 실제

자녀유무에서는 유의미한 차이가 있었다. 세부적으로 살펴보면 공무원(군인)에 종사하는 청년(49.1%)들의 경우 다른 직종에 비해서 자녀가 있는 비율이 높았으나, 민간기업 종사자는 자녀가 있는 비율이 낮았다(30.2%). 또한 본인 명의로 주택을 소유할 것으로 기대되는 시기에 따라서 출산의사에 통계적으로 유의미한 차이가 있었고, 실제 자녀가 있는지 여부에 대해서도 유의미한 차이가 있었다. 즉, 본인 명의로 주택을 소유할 것으로 기대되는 시기가 빠를수록 자녀 출산을 희망하는 비율과 실제 자녀가 있는 비율이 더 많았다.

2) 결론 및 시사점

이상의 연구결과를 바탕으로 다음과 같이 결론을 내릴 수 있다: 첫째, 대한민국 청년들의 대학교육과 대학 취업교육은 고용안정(현 직장에 계속 근무하려는 의도)에 유의미한 긍정적인 영향을 주고, 고용안정은 주거안정(주거소유 기대)에 유의미한 긍정적인 영향을 준다. 대학진학자는 비진학자에 비해서 공기업과 공무원 등 직장에 종사비율이 높고, 대학 진학자는 비진학자에 비해서 본인 명의의 주거소유에 대한 기대시기가 빠르다. 대한민국 청년들 중 비임금근로자는 임금근로자에 비해서 본인 명의 주거소유 기대시기가 빠르고, 정규직 종사자들이 비정규직 종사자들보다 본인 명의의 주거소유 기대시기가 빠르다. 또한 외국인 회사 근무자, 공무원/군인 청년들이 다른 직종의 청년들보다 본인 명의의 주거소유 기대시기가 빠르다.

둘째, 대한민국 청년들의 주거안정은 결혼에 유의미하게 긍정적인 영향을 미친다. 세부적으로 볼 때 본인 명의의 주거소유 기대시기가 빠를수록 결혼의사에는 유의미한 영향을 주지 않지만, 실제 결혼여부의 비율이 높다.

셋째, 대한민국 청년들의 결혼은 자녀 출산의사와 실제 출산여부에 유의미하게 긍정적인 영향을 준다. 또한 고용형태가 실제 자녀출산 여부에 주는 영향을 살펴보

면 임금근로 여부에 따라서는 유의미한 차이가 없으나, 실제 자녀출산 유무에는 유의미한 차이가 있다. 즉, 비임금 근로자가 임금 근로자보다 실제 자녀를 출산한 비율이 더 높다. 여기에는 본인 명의 주거소유 기대가 매개변인으로서 영향을 주고, 정규직 근로자가 비정규직 근로자보다 자녀를 출산하려는 의지를 가지는 비율이 더 높고, 실제 자녀를 출산한 비율이 더 높다. 직장유형에 따라서 자녀를 출산하려는 의사의 비율에는 유의미한 차이가 없으나, 실제 자녀를 출산하는 비율에는 유의미한 차이가 있다. 즉, 외국인 회사, 공기업, 공무원/군인에 종사하는 청년일수록 다른 직종에 비해서 실제 자녀를 출산한 비율이 높다.

이러한 연구결과가 주는 이론적, 정책적, 교육적 시사점을 분석하면 다음과 같다: 첫째, 청년들의 학력은 주거형태 및 소유기대와 유의미한 관계가 나타났는데, 이는 김선주(2020)가 수행한 국내연구와 일치한다. 그러나 배남인, 정철모(2016)가 수행한 연구에서는 학력이 주거에 미치는 영향이 유의미하지 않게 나타나서 본 연구결과와는 일치하지 않아 추가적인 탐색이 필요하다. 둘째, 청년들의 고용안정이 주거안정에 미치는 긍정적인 영향에 대해서는 이태진 등(2016)이 수행한 연구와 일치한다.

셋째, 주거안정은 결혼 및 출산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이는 이다은, 서원석(2019)이 수행한 연구결과와 일치한다. 이들의 연구결과에서는 청년들의 주거빈곤이 결혼과 출산에서 심리적 부담으로 작용하고 미혼으로 남을 가능성을 상승시키는 것으로 나타났다. 다만 본 연구에서는 이다은 외(2019)의 연구와는 다른 관점에서 주거안정이 결혼과 자녀 출산에 주는 긍정적인 관계를 탐색하는데 중점을 두었다. 이들의 연구에서 제시한 시사점은 결혼과 출산 촉진을 위해서 청년층의 고용과 소득 등 경제적 기반과 더불어 주거안정을 위해 지원해야 한다고 강조하였다. 본 연구에서도 역시 청년층들의 결혼의사와 출산의사를 상승시키기 위해서는 고용안정을 통한 경제적 기반을 조성하고, 주거안정을 위해 지금보다 강화된 보금자리 주택 대출, 생애안정자금 대출 등을 지원할 것을 제안한다.

박성원, 진설아(2019) 역시 그들의 연구에서 청년층의 미래성장을 지원하기 위한 방안으로서 가장 먼저 고용과 주거 여건을 개선해야 한다고 제안한바 있어 본 연구의 시사점과 같다. 엄다원, 홍경준(2019)이 수행한 연구에서는 청년고용패널 분석을 통해서 주거비 부담이 결혼 이행에 부정적인 영향을 미치는데, 특히 남성에게 미치는 부정적인 영향이 더 컸다. 이는 한국사회에서 결혼을 준비하는 과정에서 남성은 주거를 책임지고, 여성은 혼수를 준비한다는 관습을 반영한 것이다.

서론에서 밝혔듯이 현재 한국사회의 조혼율과 출산율 지표는 OECD 국가 중 하위권에 머물고 있고, 더군다나 코로나-19로 취업난이 가중되어 지표가 향상될 가능성이 낮아지고 있다. 물론 결혼과 출산의 감소는 청년세대의 취업난과 경제적 빈곤뿐만 아니라 자유로운 독신생활을 즐기려는 가치관의 변화를 반영하는 측면도 있다(유계숙, 강민지, 윤지은, 2018). 청년세대는 부모와 자녀로 구성된 전통적인 가족개념을 계승하면서도 1인 가구, 반려동물의 가족화, 동성커플, 비혼 동거커플, 비혼 공동체 거주 등 다양한 형태의 가족개념을 수용한다(이순미, 2016). 그렇지만 결혼을 원하면서도 만성적인 취업난과 주거 불안정 등 경제구조적 이유로 결혼을 미루는 청년층도 매우 많다(이상호, 이상현, 2011). 본 연구에서는 대학교육, 고용안정, 주거안정, 결혼의사 및 실제 결혼, 자녀출산 의사 및 실제 출산 등의 인과관계를 실증적으로 규명함으로써 청년층의 취업, 주거, 결혼 및 출산 지원정책의 필요성을 명확하게 보여주었다. 더 이상 취업과 결혼, 출산이 개인의 노력으로만 해결될 수 있는 사회구조가 아니라는 것은 한국뿐만 아니라 전 세계적인 현상이고, 현재 코로나-19 등 확산으로 소위 비접촉 경제(untact economy)가 보편화 되면 고용절벽으로 인한 결혼 및 출산저하는 더욱 가속화 될 것이다. 그렇게 되면 더 이상 개인뿐만 아니라 국가존립 기반이 붕괴될 수도 있다.

기존 연구에서는 직업유형별 주거소유 기대, 결혼 및 출산의사 등을 세부적으로 규명한 경우가 드물었는데 본 연구에서는 전국적 수준의 표본을 분석하여 이를 보여주었다. 연구결과에서 제시한 바와 같이 임금근로자는 비임금근로자에 비해

서 본인 명의의 주거소유 기대가 현저히 낮았는데, 이는 특히 수도권에서 청년층의 경제능력이 갈수록 저하되어 임금의 저축만으로는 ‘내집 마련’이 거의 불가능에 가까운 현실을 반영한다(이수옥, 김태환, 2016). 따라서 국가에서는 청년들의 대학교육, 취업, 고용안정, 주거안정, 결혼 및 출산을 위한 기반 등에 장기적인 지원 정책을 수립하여 시행해야 한다(김승연, 2018; 양정선, 2018).

연구결과를 근거로 청년층을 지원정책을 구체적으로 제안하면 다음과 같다. 먼저, 결혼의사에 영향을 미치는 요인 중 배경변인인 연령을 제외하면 주거소유 기대의 영향이 가장 높았음을 감안할 때 주거지원이 가장 시급함을 알 수 있다. 정부에서도 청년주거복지를 향상시키기 위해서 다양한 정책을 시행하고 있는데, 본 연구결과를 바탕으로 볼 때 대학 비진학층, 고용불안계층을 세밀하게 파악하여 신속하게 지원을 전달할 수 있는 전달체계 구축이 중요하다. 이태진 등(2016)이 연구한 결과를 참고한다면 주택의 공공성을 강화하여 공공형 임대주택, 청년보금자리주택 등을 보다 많이 보급하되 특히 여기서 소외되기 쉬운 대학 비진학 청년층, 취업포기 청년층 등도 혜택을 받을 수 있도록 지원해야 한다.

또한 청년의 고용여건 개선을 통해 경제력이 향상되어야 이것이 결국 결혼과 출산율의 개선으로 이어질 수 있기 때문에 ‘일자리의 공공성’도 정책적으로 지원해야 한다. 물론 경제와 고용의 주체는 기업이 중심이 되어야 하지만 기업에만 맡긴다면 결국 인공지능기술에 의한 무인화가 가속화되어 실업률이 급증할 수밖에 없다. 특히, 코로나-19 사태 이후 미래경제는 소위 비접촉(untact society) 사회 경제가 가속화될 전망이어서 고용여건은 더욱 악화될 것이다(Roberts, 2020). 따라서 ‘양질의 일자리’는 더 이상 개인의 노력으로 획득할 수 있는 수준을 넘어서 희소성을 가지게 되었다. 그렇다면 일자리의 공공성을 강화하는 방편으로 정부 및 지자체에서 청년창업에 대한 공공보증의 확대, 청년취업에 대한 정부지원, 취업교육에 대한 바우처 지급, 신기술 무상교육, 재취업자를 위한 무상교육 등 다양한 정책을 개인 맞춤형으로 설계해주어야 한다.

물론 청년층에 대한 지원정책은 세밀한 유형분석을 통해서 수요자 중심으로 구성되어야 한다. 잠재계층분석 등 통계적 방법을 적용한다면 각 청년들의 어려움과 그들이 원하는 지원프로그램을 규명할 수 있고, 그 성과데이터를 축적하여 프로그램 효과분석을 통해 지원프로그램을 개선하는 거시적 접근이 필요하다. 이를 위해서는 한국청소년정책연구원의 청년사회경제조사나 노동부의 고용패널 등 전국적 인구동향을 대표할 수 있는 대규모 표본을 구축하고 공개함으로써 다양한 연구자들의 다양한 관점에서 분석을 시도하고 정책을 제안하는 연구지원이 필요할 것이다.

본 연구에서는 주로 대학교육에서 출발하여 결혼 및 출산에 이르는 인과관계를 규명하고 했으나 고용과 주거, 결혼 및 출산 등에는 경제적 요인뿐만 아니라 문화나 가치관, 의식 등 정신적 요소도 크게 작용한다(서인균, 이연실, 2020). 따라서 향후에는 가치관 변수를 연구모형에 포함하여 분석할 필요가 있다.



제3장 대졸 취업자의 이직의도 결정요인 분석: 부모로부터 독립여부에 따른 비교를 중심으로

- 1. 서론
- 2. 이론적 배경
- 3. 연구방법
- 4. 연구결과
- 5. 결론 및 시사점

대졸 취업자의 이직의도 결정요인 분석: 부모로부터 독립여부에 따른 비교를 중심으로⁴⁾

1. 서론

통계청이 2019년 5월 발표한 경제활동인구조사 청년층 부가조사 결과에 따르면, 대졸자가 첫 직장을 구하기까지는 약 10.8개월이 소요되고, 이들의 근속기간은 1년 5.3개월이다(통계청, 2019c). 다시 말해 대졸자가 평균적으로 첫 직장을 찾기까지는 약 1년이 소요되고, 1년 반 정도 근무한 뒤 다른 직장으로 이동한다는 것이다. 대졸자가 직장에 취직하여 조직문화에 적응하고 해당 직무에 숙련되기까지는 약 2~3년이 소요되는데(김소영, 장원섭, 김민영, 2007), 입직 1년 반만의 이직은 직무에 숙련되기도 전에 다른 직장으로 옮기는 것을 의미하며, 이는 개인의 경력 개발 측면에서 손해에 해당한다.

평생직장의 개념이 사라지고 노동시장의 유연성이 강조되는 현시대에 이직을 개인의 경력을 구성하는 방식이라는 관점으로 봐야 한다는 필요성이 제기되고 있다. 이직을 통해 다양한 경험을 쌓는 과정은 인적 자원을 축적해가는 과정으로 해석할 수 있다는 것이다. 그러나 대졸 청년층의 노동시장 진출 초기에 나타나는 이직은 경력 개발의 관점에서 설명하기엔 무리가 따른다. 오히려 이들의 이직은 성공적인 입직에도 불구하고 조직에 적응하지 못하거나, 기업의 규모, 임금, 소재지 등의 조건에 불만

4) 이 장은 본 연구의 전년도 공개데이터 심층분석 연구공모에 선정된 우선영(한국교육개발원), 김시현(고려대학교)이 집필하였음

족하여 다른 직장으로의 이동을 준비하는 것(임정연, 이영민, 2013)에 가깝다.

이직은 개인뿐만 아니라 조직에도 영향을 미친다. 무능한 인재가 이직으로 조직을 떠날 경우, 우수한 인재를 새로 영입할 수 있다는 장점이 있지만, 반대로 유능한 인재의 이직은 조직으로 하여금 인적 자원 유실을 경험하게 한다. 또한 이직비용, 즉 대체 인력으로 인한 저생산성뿐 아니라 신규인력 확보에 드는 선발 및 훈련비용(박동건, 염세걸, 2001: 2)을 조직이 지불해야 한다. 조직 구성원의 빈번한 이직은 조직문화에도 부정적인 영향을 미친다. 취업자의 이직으로 인해 조직 내 공석이 빈번하게 발생하면 남아있는 조직 구성원은 불안감을 느낄 수 있고, 이는 조직에 대한 불만으로 이어질 수 있기 때문이다.

조직을 떠나고자 하는 구성원들의 의도를 파악하는 것은 이직 행동에 대해 대처하고, 향후 그 원인을 해결하기 위한 대책 방안을 모색할 수 있기 때문에(정도범, 2019) 조직 연구에서 이직에 관한 연구는 큰 관심을 받아왔다. 무엇보다 대졸 초기 경력자들의 이직 결정요인을 파악하는 것은 직장 근속을 유도하여 사회적으로 낭비 요소를 없앨 수 있다는 점에서 의의를 가진다(이만기, 2013).

이직이 개인과 기업, 노동시장의 다양한 원인의 복합적 결과물임을 고려할 때, 이직 요인을 규명하는 것은 다각적 차원에서 이루어져야 할 필요가 있음에도 불구하고(손정은, 박재한, 김성혜, 장원섭, 2019; 이종현, 김민재, 성하늘, 유효종, 2019), 대졸 취업자의 이직에 대한 기존 연구는 직장에서의 근무 경험에 초점을 맞춘 분석이 주를 이루었다(문영만, 홍장표, 2017; 성지미, 안주엽, 2016; 이석열, 박철우, 이미라, 2014). 대졸 취업자의 이직은 개인적인 부적응 문제, 직장 불만족 등과 같은 직장 경험에서 가장 큰 영향을 받지만, 연령, 성별과 같은 개인배경, 그리고 취업의 바로 이전 교육단계인 대학에서의 교육 경험에서도 영향을 받는다. 이직을 결정하는 가장 중요한 요인이 취업에 대한 만족 여부라는 측면에서 대졸 취업자의 이직 결정은 취업의 질을 의미하는 것이고, 여기서 대학교육의 책무성을 제외하기는 어렵다.

대졸 취업자의 이직과 이에 영향을 미치는 요인의 영향력은 부모로부터 경제적 물리적 독립 여부에 따라서 달라진다. ‘캥거루족’이라 일컬어지는, 즉 성인이 되어서도 경제적으로 혹은 물리적으로 부모님에게 의존하는 집단과 독립한 집단은 현 직장에서도 다른 직장으로의 이동에 느끼는 부담감이 다르다. 1990년 초반부터 이직과 전직이 증가하고 있는데, 이 과정에서 경제적으로 의존할 수 있는 부모의 존재는 기존 직장에서도 취업 상태를 벗어나 새로운 직장을 탐색할 수 있는 여유를 제공할 수 있다. 따라서 개인의 특성, 직장 경험을 비롯하여 대학교육을 통해 축적된 인적자본이 노동시장에서 나타내는 성과에 미치는 영향력은 부모라는 경제적 지원의 유무에 따라 달라지는 것이다.

이상의 문제의식을 기반으로 본 연구는 대졸 취업자의 이직 의도에 영향을 미치는 요인을 규명하고 각 요인이 이직 결정에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 나아가 이러한 관계가 부모로부터 독립 여부에 따라 어떻게 달라지는지 분석하고자 한다. 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

연구문제 1: 대졸 취업자의 이직 의도에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 이들은 어떠한 영향력을 가지는가?

연구문제 2: 대졸 취업자의 이직 의도에 영향을 미치는 요인의 영향력은 부모로부터 경제적·물리적 독립 여부에 따라 어떻게 달라지는가?

2. 이론적 배경

1) 이직과 이직의도

이직(job mobility)은 조직 구성원이 조직을 떠나는 것을 의미하며, 이와 관련하여 이직의도는 중요한 개념으로 연구된다. 이직 의도는 이직 실행을 전제로, 심리적으로 이직을 준비하는 상태라고 정의할 수 있다. 이직과 관련한 대다수의 연구들은

이직의도를 중요한 변수로 사용하고 있는데, 이는 이 두 변수 간의 높은 상관관계가 선행연구를 통해 실증되었기 때문이다(이만기, 2013; 임정연 외, 2013).

이직은 이직의 결정 주체에 따라 자발적 이직과 비자발적 이직으로 나뉜다. 전자는 근로자 스스로의 판단에 의한 직장 이동을 의미한다. 여기에는 근로자가 자신에게 맞는 직무를 찾아 다른 기업으로 가는 전직과 학업으로의 전환, 회사에 대한 불만 또는 결혼, 임신, 출산, 질병, 가족의 이주로 인한 사직 등이 포함된다(손정은 외, 2019: 644). 후자는 근로자의 의사와 무관하게 기업의 경영 사정 등(정리해고 및 징계해고, 강요에 의한 희망퇴직 등)으로 인한 직장 이동을 의미한다(문영만 외, 2017). 최근에는 코로나바이러스감염증-19로 인해 임시직뿐만 아니라 상용 근로자의 비자발적 이직이 증가세를 띄고 있다(노컷뉴스, 2020.4.5).

선행연구에서 이직은 심리적·경제적·조직적 관점에서 설명되어 왔는데, 이를 설명하는 대표적인 이론으로는 인적자본이론, 기대이론, 직업탐색이론, 직무특성이론 등이 있다(정인호, 이대웅, 권기현, 2018: 149). 이중 직업탐색이론(job search theory)은 구직자의 관점에서 노동시장의 불완전성에 초점을 두어 이직 행동을 설명한 이론이다. 직업탐색이론은 청년들이 불완전한 정보, 직무나 기술의 숙련, 유보 임금이 제공되는 일자리와 불일치하여 직업탐색 기간이 길어지거나 취업과 실업을 반복할 수 있음을 설명한다. 또한 청년층의 직장이동에 대해서 긍정적으로 보는 관점과 부정적으로 보는 관점을 제시하고 있다. 긍정적 관점은 생애 첫 일자리를 경험하는 청년층의 직장이동을 자신의 적성에 맞는 일자리를 찾는 합리적인 탐색과정으로 보는 것이다⁵⁾. 이에 따르면 직업 탐색기간과 횟수가 증가할수록 구직자가 더 좋은 직장을 얻게 될 확률도 높아진다. 반면 부정적 관점은 청년구직자들의 빈번한 이직이 근로자들에게 체화된 기업특유의 인적자본 손실과 업무공백을 초래한다고 본다. 이는 기업 내 생산성과 임금 등 개인의 성과에

5) 이와 유사하게 일자리 궁합이론(job match theory)에서도 이직은 개인의 가치를 극대화하는 과정으로 보고, 현재의 직장보다 본인의 일 궁합이 잘 맞는 다른 직장이 노동시장에 존재한다고 믿는다면 이직을 선택한다고 설명하고 있다.

부정적인 영향을 미친다.

이직은 현 직장보다 자신에게 잘 맞는 좋은 직장에서의 근무하기 위한(김진하, 황민영, 2019: 34-36; 문영만 외, 2017) 개인차원에서는 합리적 선택이지만, 개인뿐 아니라 개인이 속한 조직 전체에 영향을 미치는 중요한 사건이다. 조직혁신의 계기가 될 수 있는 긍정적 측면도 있지만, 조직에 특화된 지식, 기술, 역량을 보유한 인적자원을 잃게 되는 부정적 결과를 가져올 수 있다(Shaw, Park & Kim, 2013). 또한 신규 조직원 선발 및 훈련비용을 수반하기 때문에 조직효과성과 생산성 측면에서 부정적 결과를 가져올 수 있다(김은석, 정철영, 2010). 조직에 남아있는 조직 구성원의 사기에도 부정적 영향을 미친다. 예를 들어, 조직 내 공석이 자주 발생하면 남아있는 조직 구성원은 불안감을 느낄 수 있고, 이는 조직에 대한 불만으로 이어질 수 있다.

젊은 청년층에서 나타나는 이직의 문제점은 이들이 경력 개발 측면에서 전문성을 축적하기도 전에 이직을 경험한다는 것이다. 대졸 신입사원 중 1년 미만의 조기퇴직률은 62.2%에 이르고 있고, 중소기업의 조기퇴직률은 더욱 심각한 것으로 나타난다(엄동욱, 2008). 남지우, 유수진, 차선희(2016)에 따르면, 이직을 경험한 청년 중 46.0%가 재직 1년 안에 이직을 경험했으며, 6개월 이내에 이직을 경험한 비율도 21.5%에 이르는 것으로 나타났다.

대졸 청년층에서 조기 이직이 빈번하게 발생하는 현상은 대학이 학생들에게 제공하는 교육 경험이 변화하는 직업 세계가 요구하는 역량을 함양 및 심화시키는 것에 대한 검토의 필요성을 제기한다. 이직은 현재 직장이 개인에게 주는 보상의 적절성에 대한 총체적 판단 결과이다. 이직이 입직 초기에 빈번하게 발생한다는 것은 대학 졸업과 노동시장으로의 연계가 원활하지 못하다는 것을 의미하고, 이 과정에서 대학교육의 역할이 무엇인지에 대한 심도 있는 논의가 필요하다는 것을 암시한다.

본 연구는 대졸 청년층의 무분별한 이직은 개인뿐만 아니라 조직과 사회적 비용

을 발생시킨다는 문제의식을 기반으로 한다. 이에 본인의 선택으로 이루어지는 자발적 이직에 제한하여 이직에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 한다.

2) 켅거루족에 대한 이해

개인별로 차이가 있지만, 대학 졸업, 취업, 결혼, 자녀의 출산은 청소년기에서 성인기로 이행하며 겪게 되는 대표적인 사건에 해당한다. 각 사건을 경험하는 시기가 점차 늦어짐에 따라 청소년에서 성인으로의 이행이 유예되는 성인기 지체 현상이 나타나고 있다⁶⁾. 취업이 어려워 대학 졸업을 유예하고, 취업 시기가 늦어지고, 이에 따라 결혼과 자녀 출산의 시기가 늦어지는 것이다. 경제적 수입은 경제적 독립을 가능하게 하는 원천이 되기 때문에(Whittington & Peters, 1996) 취업은 성인 자녀가 부모로부터 경제적으로 독립하는데 강력한 영향을 미치는 사건이 될 수 있다. 그러나 최근에는 취업하지 못해서, 심지어 취업한 후에도 부모에게서 경제적으로 독립하지 못하고 함께 살며 경제적으로 지원을 받는 성인, 소위 켅거루족이라 불리는 청년이 증가하고 있다(경향신문, 2019.2.1).

과거 대가족제도에서 부모와 성인 자녀의 동거는 주로 자녀가 부모를 부양하는 형태로 존재했다. 즉, 성인 자녀와 경제 활동이 어려운 노부모가 함께 지내며, 부모는 자녀에게 경제적으로 의존했다. 이와 반대로 현대사회에서는 대학 졸업 후에 취업을 못하거나, 취업 후에도 경제적으로 독립하지 않는 자녀가 부모에게 의존하는 형태의 동거가 증가하고 있다. 물리적으로 부모와 함께 사는 형태의 의존뿐만 아니라 결혼, 통근 등의 사유로 부모와 비동거 상태이지만 여전히 경제적으로는 부모에게 의존하는 형태의 켅거루족도 존재한다. 성인기의 부모의존은 형태도 다양하지만, 그 기간 또한 장기화되고 있다. 예를 들어, 취업 혹은 결혼으로 부모에게서 독립한 뒤 이혼, 실직, 자녀 양육, 경제적 문제 등의 사유로 다시

6) 법률적으로 민법상 성인이 되는 시기는 만 19세 이상이지만, 생애주기적 관점에서 진정한 성인기는 경제적 독립이 이루어진 이후에 시작된다(Arnett, 2000).

부모의 집으로 돌아오거나 생활비를 지원받거나 자녀의 육아를 부모에게 맡기는 부메랑 키즈(Boomerang kids) 또한 넓은 범위에서 켑거루족에 속한다고 할 수 있다.

켑거루족에 대한 선행연구는 이들이 발생한 사회적 원인을 취업난, 대학교육 이수율 증가, 이로 인한 부채 상승, 낮아지는 결혼률, 만혼 등에서 찾고 있다(박주영, 유소이, 2018; 안은미, 허정무, 2020; 오호영, 2017; 이영분 외, 2011; Olofsson, Sandow, Findlay & Malmberg, 2020). 개인적인 특성으로는 성별은 여성보다 남성이(Fry, 2013; White, 1994), 교육 수준이 낮을수록(Fry, 2013), 취업 상태는 취업보다 미취업 상태일 때(Fry, 2013; White, 1994) 켑거루족일 가능성이 높은 것으로 보고되고 있다. 인종, 국적, 거주지 또한 켑거루족일 가능성에 영향을 미치는 것으로 나타나는데(Drake, Dandy, Loh & Preece, 2017; White, 1994), 여기에는 지역적·문화적 특성이 함께 복합적인 영향력을 행사하는 것으로 판단된다. 부모와의 관계가 가까울수록 자립할 동기를 잃으며(Goldscheider, Hofferth, & Curtin 2014; White, 1994), 부모의 경제력은 자녀의 독립 시점을 늦춘다(심재휘 외, 2018). 그러나 부모의 사회·경제적 능력이 자녀의 경제적 독립에 긍정적인 역할을 한다는 연구 결과도 보고되고 있다. 부모의 경제력이 직접적으로 자녀의 독립에 영향을 끼치기보다는 자녀는 부모의 경제 활동을 보고 배우며, 경제적 자기 효능감을 갖게 하고, 이는 성인으로서의 이행기에서 이수해야 하는 다양한 활동을 성공적으로 수행하게 하여 자녀의 경제적 자립에 긍정적인 역할을 하기 때문이다(Lee & Mortimer, 2009).

대학 졸업, 결혼, 취업과 같이 성인으로 자립하기 위해 필요한 사건이 유예되며 경제적으로 부모에게 경제적으로 의존하는 시간이 길어지고 성인기로의 이행이 지연됨에 따라 부모의 경제적 부담이 증가하는 것은 한국에서만 나타나는 현상이 아니다.⁷⁾ 개인의 독립과 자유를 중시하는 서구 사회에서도 이러한 현상이 오래전

7) Arnett(2000)은 청년층에서 나타나는 성인으로서의 이행이 지연되는 이 청년의 시기를 신(新)성인기

부터 문제로 나타났고, 그 규모는 점차 증가하는 것으로 나타난다.

미국의 경우, U.S. Census Bureau에 따르면, 2019년을 기준으로 25~34세 성인 중 부모님과 함께 거주하는 비율은 남성 20.8%, 여성 12.8%로 나타난다. 이는 1960년과 비교할 때 각각 9.9%p, 5.4%p 상승한 결과이다. 증가세는 2000년 중반 이후부터 급격하게 증가하고 있는데, 2007~2009년 금융 위기는 성인 자녀의 독립을 방해하는 요인으로 작용했을 뿐만 아니라, 독립한 성인 자녀가 다시 부모의 집으로 돌아오게 하는 역할을 한 것으로 분석되고 있다(Newman, 2012; Payne & Copp, 2013).

물론 부모와 성인 자녀가 함께 사는 것은 상호 간에 이익을 발생시키기도 한다. 예를 들어, 성인 딸과 어머니의 관계에서 경제적으로 우위에 선 어머니는 딸에게 경제적 후원자이고, 딸은 어머니에게 패션이나 음식 등 새로운 화제의 발생지가 될 수 있다. 호혜적인 친구 관계를 모녀가 지속적으로 만들어 상호 간에 정서적으로 만족할 수 있는 관계를 만들 수 있는 것이다(허정무, 2019: 1297). 그러나 경제적 측면에서 볼 때 선행연구에서 부모와 성인 자녀의 동거는 성인 자녀에게 더 큰 이익을 발생시키고(Aquilino, 1990; Grigsby, 1989), 이는 부모에게 심리적 부담감과 재정적 압박을 동시에 경험하게 한다. 성인 자녀의 경제적 의존은 은퇴 이후 사회적 안전망이 부족한 우리 사회에서 퇴직 이후의 삶을 준비해야 하는 부담감을 가중하기 때문이다(박주영 외, 2018).

성인 자녀의 부모 의존 심화의 더 큰 문제는 사회·경제적인 측면에 있다. 청년기는 고통을 인내하고 부단한 노력을 통해 사회로 편입되는 시기이다. 그런데 이러한 힘든 경로를 포기하고 스스로 주변화되어 더 쉬운 삶을 추구하는 청년층이 증가하는 사회는 개인의 노력보다 불로소득이 추구되고, 계층 이동성이 떨어져 경제의 축소균형과 사회 활력 하락이라는 부작용을 불러일으킬 수 있다(오호영, 2017: 5). 또한 부모에게 의존하는 독신 성인의 증가는 청년 집단을 부모에게 의존할

(emergent adulthood)라 칭하고 있다.

수 있는, 즉 상대적으로 부유한 집단과 의존의 여건이 마련되지 않아 어쩔 수 없이 노동에 종사해야 하는 집단으로 계급화 된다는 문제를 야기한다. 이를 통해 청년의 경제적 지위가 스스로 노력한 대가가 아닌 부모의 경제력에 따라 결정되는 경제적 불평등의 세습을 초래할 수 있다(아마다 마사히로, 1999; 이영분 외, 2011에서 재인용).

이상의 선행연구를 종합하면, 과거에는 부모 의존집단과 독립집단을 가르는 요인은 취업으로 발생하는 수입과 같이 스스로 생활을 유지할 수 있게 물질적 자원과, 독립심, 부모로부터 배운 경제관념, 결혼 등과 같은 비물질적 자원의 유무였다. 그러나 전 세계적으로 경제적 침체가 지속되어 성인기의 개인이 물질적 자원을 획득하는 시점이 유예되고 있고, 심지어 자원을 얻기 시작했다 하더라도, 생활을 유지하기에는 여전히 부족해 부모의 경제적 자원에 의지하는 성인이 점차 증가하고 있는 것이다. 켄거루족 현상은 청년이 부모에게 경제적으로 의존할 수 있는지, 즉 부모의 경제적 지위에 따라 청년의 경제적 지위가 결정된다는 문제점을 야기하고 있다.

3) 대졸 취업자의 이직에 영향을 미치는 요인

이직은 개인과 조직, 고용시장에 영향을 미치기 때문에 개인 차원의 문제를 벗어나 조직과 국가 차원에서 관심을 가지고, 접근할 필요성이 제기되어왔다. 이직 의도가 있는 구성원들의 이직 의도를 미리 파악함으로써 이에 대처하기 위한 해결방안을 모색하기 위해 다양한 연구가 수행되어왔다(정도범, 2019).

한국에서 이직에 영향을 미치는 요인과 관련된 선행연구는 개인 변인, 교육-직무 일치도 변인, 일자리 및 외부 환경 변인을 바탕으로 이루어져 왔다(임정연 외, 2013). 이와 유사하게 이만기(2013)는 이직 결정요인으로 인구학적 배경, 개인 및 직무 요인, 조직 및 구조적 요인 등으로 구성됨을 보고하였으며, 임숙영, 이형룡

(2019)은 개인 요인, 직무 요인, 조직요인, 업무환경 및 태도적 요인 등으로 구분하였다. 요컨대 이직 영향요인으로 연령, 성별, 혼인 여부, 근무연수, 전공, 학력과 같은 개인 변인과, 직무만족도, 직무일치, 직무몰입, 직무스트레스와 같은 직무변인, 보수, 근로시간, 기업규모, 고용형태, 근무환경, 근무지역과 같은 조직, 구조적 요인, 이 밖에 실업률, 신규채용률 등과 같은 외부환경요인으로 구분할 수 있다.

이직 의도 및 이직 행동에 영향을 미치는 개인의 일반적 특성은 매우 다양하다. 그 중 성별, 연령, 교육 수준, 고용 형태 등은 대다수의 연구들에서 주요하게 다루어지고 있다(김은석 외, 2010: 110). 구체적으로 남성은 여성보다 이직할 가능성이 낮으며(강순희, 2014; 김진하 외, 2019; 조장식, 강창완, 최승배, 2020), 나이가 많을수록 이직을 경험할 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다(김경범, 이주현, 노진원, 권영대, 2016; 원지영, 2015). 그리고 미혼자는 기혼자에 비해 이직할 승산이 높았다(김경범 외, 2016; 박유정, 한은희, 임진숙, 한채정, 2013). 한편 교육 수준이 이직 의도에 미치는 영향력은 일관되지 않은데, 교육 수준이 높을수록 이직 가능성이 크다는 연구(정인호 외, 2018; 차성현, 주휘정, 2010)가 있는 반면, 김진하 외(2019)의 연구는 고졸 이하인 경우보다 초대졸인 경우 이직할 확률이 증가하였으나, 대졸 이상인 경우는 이직할 확률이 감소함을 보고하였다. 조장식 외(2020)는 정규직 대졸자는 비정규직 대졸자에 비해 이직 확률이 낮음을 보고한 바 있는데, 이는 교육 수준과 정규직 여부 등 다른 요인과의 상호작용을 살펴볼 필요성이 있음을 보여준다.

한편 보수나 근로시간과 같은 구조적 요인 중 보수는 이직 의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 즉 급여는 이직 확률에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(문영만 외, 2017; 이동하, 우석진, 강현아, 정익중, 노충래, 전종설, 2016; 임정연 외, 2013; 조장식 외, 2020; 한우리, 조영일, 2014). 일반적으로 근로시간이 길수록 이직 의도는 높게 나타날 개연성이 높아진다(박진아, 2016). 근로시간의 성격에 따라 이직 의사에 미치는 영향력이 달라지기도 하는데, 성지미

외(2016)의 연구에서 정규근로시간은 이직 의사에 부정적 영향을 미치는 반면 초과근로시간은 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 직장 규모는 그 규모가 작은 사업체에 종사하는 경우 이직의 가능성이 높아졌다(김진하 외, 2019; 원지영, 2015; 조장식 외, 2020).

직무만족도는 많은 연구자들이 실증연구를 통해 그 영향력을 보고하고 있다. 직무만족도는 이직에 부적 영향을 미치는 것으로 나타난다(김경희, 2007; 김남진, 김진국, 2014; 김민, 박정근, 2019; 문영만 외, 2017; 오인수, 김광현, Darnold, 황종오, 유태용, 박영아 외, 2007; 이영민, 임정연, 2010; 임정연 외, 2013; 정승철, 박지훈, 2015). 또한 직무-전공 적합도도 이직의사에 유의한 영향을 미치는 변인으로 보고된다. 적성 일치도와 일의 기술 수준은 이직 의도에 부적인 영향을 미친다(문영만 외, 2017; 정도범, 2019; 정인호 외, 2018). 이와 유사하게 공공기관 근로자를 대상으로 개인 직무 및 조직 적합성이 이직 의도에 미치는 영향을 살펴본 박지혜, 윤동열, 홍권표(2019)의 연구에서는 개인 직무 적합성은 이직의도에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미칠 뿐 아니라, 개인 직무 적합성이 자기효능감을 완전 매개로 하여 이직 의도에 부적인 영향을 미치는 것을 규명하였다. 또한 김진(2019)은 이직 재발을 경험한 직장인을 대상으로 이직재발 요인과 이직 후 직무만족 여부 등을 살펴보기 위해 심층 인터뷰를 통한 질적 사례 연구를 수행하였는데, 연구결과 개인의 적성과 재능, 직업과 직무에 대한 이해 부재가 이직재발의 주요 요인임을 규명하였다. 이를 통해 청소년 및 성인들을 위한 진로적성 상담 등의 진로교육 지원과 평생에 걸친 지속적 경력관리가 필요하다는 것을 제언하였다.

이와 같이 선행연구에서는 대졸자의 이직에 영향을 미치는 요인을 개인 및 직무, 조직 변인 등으로 구분하여 탐색이 이루어져왔다. 그러나 교육경험, 구체적으로 취업 바로 직전의 교육으로 취업에 가장 직접적인 영향을 미치는 대학교육 경험의 영향력을 탐색한 연구는 미비하다. 이직의 과정에서 부모의 경제적 지원은 이직 비용을 상당부분 차지하고 있고(남지우 외, 2016: 26), 이직 과정에서 부모로

부터 경제적으로 독립을 중요하게 생각한다는 점(이현서, 심희경, 2016)에서 대졸 취업자의 부모로부터 독립 여부 또한 중요한 요인임에도 불구하고 이에 대한 연구는 제한적이다. 이에 본 연구에서는 선행연구를 바탕으로 개인배경과 대학교육경험, 직장근로경험 등으로 구분하여, 이들이 대졸자의 이직의도에 미치는 영향력을 규명하고자 한다. 그리고 이들 관계가 부모로부터 독립 여부에 따라 어떻게 달라지는지 밝히고자 한다.

3. 연구방법

1) 연구 자료 및 대상

본 연구는 한국청소년정책연구원이 실시한 2019년도 청년 사회·경제 실태조사를 통해 수집된 자료를 활용하였다. 이 조사는 청소년의 일과 삶을 비롯해 전반적인 삶을 파악하기 위해 실시되었는데, 조사의 대상은 조사 기준일인 2019년 6월 1일 기준 전국 17개 시·도의 만 15~39세 국민이다. 2019년 조사를 통해 총 3,530 표본의 자료가 수집되었다.

본 연구는 대졸 취업자의 이직 의도에 미치는 영향 요인을 도출하고, 이들의 특성이 부모와 동거 혹은 독립으로 나뉘는 주거 형태별로 어떻게 달라지는지 분석하기 위하여 원자료 3,530 사례 중에서 최종학력이 대졸자 이상이며, 현재 취업 상태인 사례 1,150명의 자료를 최종적으로 분석에 활용하였다.

2) 연구 모형과 변수의 정의

(1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 대졸 취업자의 이직 의도이다. “현 직장(일자리)을 그만두

고 이직할 의향이 있습니까?” 질문에 ‘없다’로 응답한 경우 0, ‘있다’로 응답한 경우 1로 코딩하였다.

(2) 독립변수

선행연구 분석 결과를 바탕으로 독립변수를 개인배경, 대학교육경험, 직장근로 경험으로 구분하였다. 개인배경을 나타내는 변수 중 성별, 결혼 여부, 독립 여부는 이분변수로, 각각 여성, 미혼, 비독립상태를 준거집단으로 하여 ‘0’의 값을 부여하였다. 연령은 2019년 6월 1일 기준의 만 나이, 부모소득수준은 ‘1’을 최하, ‘10’을 최상으로 하는 연속선상에서 10점 척도로 조사된 결과를 활용하였다. 생활비는 한 달 생활비(만원)에 자연로그를 취했다.

대학교육경험에 속하는 변수 중 대학유형, 대학 소재지, 전공(사회), 전공(자연), 전공(공학), 전공(의약), 전공(교육), 전공(예체능), 전공(기타), 부복수연계전공, 졸업유예여부는 이분변수로 각각 전문대(2-3년제), 비수도권, 비사회계열, 비자연계열, 비공학계열, 비의약계열, 비교육계열, 비예체능계열, 비기타, 부복수연계전공 경험없음, 졸업유예 경험없음이 준거집단이다. 따라서 이들을 ‘0’으로 코딩하였다. 대학교육만족도, 대학교육의 인생 도움도, 대학교육의 취업 도움도, 학과적합도는 5점척도로 조사된 자료를 사용하였다.

직장근로경험에 속하는 변수 중 일중요도는 여가에서 일까지 이어지는 연속선 상에서 일이 중요한 정도를 7점 척도로 측정된 결과, 급여는 월평균 급여의 자연로그값, 노동시간은 주당 노동시간을 의미한다. 직장 규모는 종사자 수를 기준으로 1: 1-4인, 2: 5-9인, 3: 10-29인, 4: 30-99인, 5: 100-299인, 6: 300-499인, 7: 500인 이상을 의미한다. 고용형태는 비정규직이 준거집단으로 ‘0’으로 코딩하였고, 근속기간은 월 단위의 근속기간, 직장만족도는 5점 척도로 측정된 결과를 사용하였다.

표 III-1 변수 설명 및 코딩

구분	변수명	변수 코딩
개인 배경	성별	여성=0, 남성=1
	연령	2019년 6월 1일 기준 만 나이
	결혼여부	미혼=0, 기혼=1
	독립여부	비독립(동거상태, 경제적으로 의존하며 비동거)=0, 독립(비동거이며 경제적으로 독립)=1
	부모소득수준	부모 소득 수준 10점 척도
	생활비	한 달 생활비 로그값
대학 교육 경험	대학유형	전문대(2-3년제)=0, 대학교(4년제)=1
	대학소재지	비수도권=0, 수도권=1
	전공_사회	사회계열 아님=0, 사회계열=1
	전공_자연	자연계열 아님=0, 자연계열=1
	전공_공학	공학계열 아님=0, 공학계열=1
	전공_의약	의약계열 아님=0, 의약계열=1
	전공_교육	교육계열 아님=0, 교육계열=1
	전공_예체능	예체능계열 아님=0, 예체능계열=1
	전공_기타	기타 아님=0, 기타=1
	부복수연계전공	경험 없음=1, 경험 있음=1
	졸업유예경험	경험 없음=1, 경험 있음=1
	대학교육만족도	대학교육 만족 정도 5점 척도
	대학교육의 인생도움도	대학교육이 인생에 도움 될 것이라 생각하는 정도 5점 척도
	대학교육의 취업도움도	대학교육이 취업에 도움 될 것이라 생각하는 정도 5점 척도
	학과적합도	학과(전공)가 나에게 적합하다 생각하는 정도 5점 척도
직장 근로 경험	일중요도	일 중시 정도 7점 척도
	급여	월평균 소득 로그값
	노동시간	주당 노동시간
	직장규모	종사자 수 기준, 1=1-4인, 2=5-9인, 3=10-29인, 4=30-99인, 5=100-299인, 6=300-499인, 7=500인 이상
	고용형태	0=비정규직(기간제, 파견, 용역 등), 1=정규직(상용근로자)
	근속기간	근속 개월 수
	직장만족도	직장의 대우가 본인의 조건에 맞는 정도 5점 척도

3) 분석방법

대졸 취업자의 이직 의도 결정요인과 각 요인의 영향력이 비독립과 독립집단에 서 어떻게 달라지는 지 분석하기 위해 기술통계분석, 로지스틱회귀분석(logistic

regression analysis)을 실행하였다. 먼저 기술통계 분석에서는 연구 대상의 기본적인 특성을 살펴보았다. 또한 본 연구의 관심사인 대졸 취업자의 독립 여부에 따라 각 변수의 빈도 혹은 평균값을 비교하여 각 집단에서 나타나는 특성을 비교 분석하였다.

다음으로 대졸 취업자의 이직 의도 결정요인을 분석하기 위해 이분형 로지스틱 회귀분석(binary logistic regression analysis)을 실시하였다. 본 연구의 종속변인은 이직 의도로 범주형 변인에 해당한다. 로지스틱 회귀모형은 하나의 범주형 종속변수와 한 개 이상의 독립변수 사이의 관계를 표현하는 모형이다. 먼저 우도비 검정(likelihood ratio test), Hosmer-Lemeshow 적합통계량, Nagelkerke R²과 분류정확도(classification accuracy) 결과를 바탕으로 전반적인 모형의 적합성 여부를 판단한 후(Hair et al., 2010), 전체 대졸자 취업자 집단에서 각 회귀계수 값의 통계적 유의성을 검정하였고, 유의미하게 나타난 회귀계수 값에 대한 승산비(odds ratio)를 해석하였다.

로지스틱 회귀분석에서 독립변수가 종속변수에 미치는 효과는 승산비를 통해 검증된다. 즉, 독립변인이 주어졌을 때 종속변인이 1이 될 확률을 승산비(odds)로 표현할 수 있는데, 본 연구에서의 승산은 이직 의도가 없는 확률 대비 이직 의도를 가질 확률을 의미한다. 이를 로짓 변형(logit transformation)하면 다음 식(1)과 같이 표현할 수 있다. 그리고 식(1)을 이직 의도를 가질 확률로 정리하면 식(2)로 나타낼 수 있다.

$$Y = \log \frac{P_x}{1 - P_x} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (1)$$

$$E(y/x) = probability = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)} \quad (2)$$

다음으로 독립/비독립집단으로 나누어 두 집단에서 나타나는 회귀계수를 분석

하고, 각 집단에서 나타난 회귀계수의 차이가 통계적으로 유의한가에 대한 분석을 위해서는 Allison(1999)이 제안한 방법을 활용하였다. 회귀계수 값의 차이에 대한 검정 통계량을 구하는 공식은 다음과 같고, 검정통계량은 자유도가 1일 때의 카이 제곱분포표를 따른다. 아래 식에서 b 는 두 집단의 회귀계수, $s.e$ 는 두 집단 회귀계수의 표준오차를 의미한다.

$$\frac{(b_2 - b_1)^2}{[s.e(b_2)]^2 + [s.e(b_1)]^2} \tag{3}$$

실증분석을 위해 본 연구는 사회과학 통계패키지 프로그램인 SPSS(statistical package for social science) 20.0을 사용하였으며, 분석 모형은 다음과 같다.

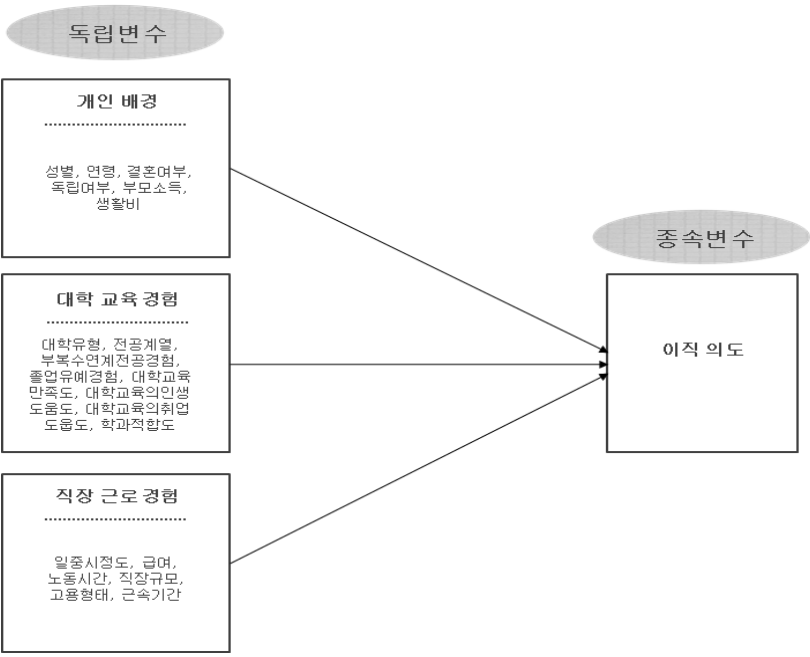


그림 Ⅲ-1. 분석 모형

4. 연구결과

1) 기초통계

본 연구의 분석 모형에 투입된 종속변수와 독립변수의 기초통계는 표 III-2와 같다.

표 III-2 투입변인 기술통계 결과

구분	변수명		사례수	평균 /(빈도)	표준편차 /(비율)
종속변수	이직의도	없음		(861)	(74.87)
		있음		(289)	(25.13)
	성별	여성		(516)	(44.87)
		남성		(634)	(55.13)
	연령		1150	31.62	4.74
	결혼여부	미혼		(611)	(53.13)
		기혼		(539)	(46.87)
	독립여부	비독립		(437)	(38.00)
		독립		(713)	(62.00)
	부모소득수준		1150	5.40	1.47
독립변수	생활비		1150	13.62	.63
	대학 유형	2-3년제		(384)	(33.39)
		4년제		(766)	(66.61)
	대학 소재지	비수도권		(703)	(61.13)
		수도권		(447)	(38.87)
	대학 교육 경험	인문		(207)	(18.00)
		사회		(228)	(19.83)
		자연		(115)	(10.00)
		공학		(313)	(27.22)
		의약		(59)	(5.13)
		교육		(61)	(5.30)
		예체능		(131)	(11.39)
		기타		(36)	(3.13)
	부복수연 계전공	경험없음		(1043)	(90.70)
		경험있음		(107)	(9.30)

구분		변수명		사례수	평균 /(빈도)	표준편차 /(비율)
		졸업유예	경험없음		(1009)	(87.74)
		경험	경험있음		(141)	(12.26)
		대학교육만족도		1150	3.21	.83
		대학교육의인생도움도		1150	3.38	.92
		대학교육의취업도움도		1150	3.47	.89
		학과적합도		1150	3.35	.87
	직 장 근 로 경 험	일중시정도		1150	4.15	1.43
		급여		1150	14.59	1.38
		노동시간		1150	41.09	7.32
		직장규모		1150	3.25	1.91
		고용형태	비정규직		(119)	(10.35)
			정규직		(846)	(73.57)
		근속기간		1150	49.30	41.65
		직장만족도		1150	3.23	.83

대졸 취업자의 독립 여부에 따른 기본 특성을 분석하기 위하여 집단간 평균비교를 실시하였다. 연속변수에 대해서는 t 검증, 명목변수에 대해서는 카이스퀘어검증(chi square test, χ^2 검증)을 실시하여 두 집단의 차이에 대한 통계적 유의성을 검증하였다.

본 연구의 종속변수인 이직 의도는 독립집단보다 비독립집단에서 유의하게 높게 나타났다(표 III-4 참조). 전체 1,150명의 대졸자 중 25.13%인 289명이 이직을 희망했는데, 비독립집단은 30.66%(437명 중 134명), 독립집단은 21.74%(713명 중 155명)이 이직을 희망하는 것을 알 수 있었다. 각 집단의 이직 희망 사유를 분석하였는데, 그 결과 응답의 분포가 유사하게 나타났다. 두 집단 모두 ‘더 나은 보수와 복지’가 가장 큰 비율을 차지했고(비독립 47.76%, 독립 52.90%), 더 나은 근무 환경(비독립 14.93%, 독립 18.71%)이 그 뒤를 이었다. 두 집단에서 비교적 큰 차이를 보이는 부분은 안정성으로, 비독립 집단에서 14.93%, 독립집단에서 8.39%로 나타났다(표 III-3 참조).

표 III -3 비독립집단과 독립집단의 이직 희망 사유

구분	비독립집단		독립집단	
	빈도	%	빈도	%
더 나은 보수/복지를 위해	64	47.76	82	52.90
개인발전/승진	13	9.70	14	9.03
더 나은 근무 환경 (직장상사, 동료, 식대, 출퇴근 시간/거리 등)	20	14.93	29	18.71
업무가 적성에 맞지 않아서	8	5.97	4	2.58
더 나은 안정성을 위해	20	14.93	13	8.39
기술 또는 기능 수준이 맞지 않아서	2	1.49	2	1.29
개인 사업을 위해서	4	2.99	8	5.16
건강상의 이유로	2	1.49	0	0.00
집안 사정 때문에(육아, 가사부담 등 포함)	0	0.00	3	1.94
기타	1	0.75	0	0.00
합계	134	100.00	155	100.00

개인배경을 살펴보면, 여성의 비율이 비독립집단 47.83%, 독립집단 43.06%로 비독립집단에서 근소하게 높았지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 평균 연령은 비독립집단 28.78세로 독립집단(33.36세)과 4.58세의 차이를 보였다. 기혼자의 비율은 비독립집단 6.18%, 독립집단 71.81%로 65.63%p 차이를 보였고, 그 차이가 통계적으로 유의했다. 부모의 소득 수준은 독립집단에서 다소 높게 나타났지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 생활비 평균은 독립집단(13.66)이 비독립집단(13.56)보다 통계적으로 유의하게 높게 나타났다.

대학교육경험에 속하는 변수는 졸업유예여부와 학과적합도를 제외한 모든 변수에서 통계적으로 유의한 차이가 나타났다. 2-3년제 대학 졸업생의 비율은 비독립집단 36.61%, 독립집단 31.42%로 비독립집단에서 5.19%p 높았고, 비수도권 졸업생 비율은 비독립집단 54.46%, 독립집단 65.22%로 독립집단에서 10.76%p 높았다. 전공계열은 비독립집단에서는 인문, 사회, 공학, 예체능, 자연, 의약, 교육, 기타 순으로 높게 나타났고, 독립집단에서는 공학, 사회, 인문, 예체능, 자연,

교육, 의약, 기타의 순서로 높게 나타났다. 부복수연계전공과 졸업유예 경험 여부에 대해서는 두 집단 모두 경험하지 않은 대졸자의 비율이 더 높게 나타났다. 부복수연계전공 경험자의 비율은 4.56%p 차이로 비독립집단에서, 졸업유예경험자의 비율은 1.32%p 차이로 독립집단에서 높게 나타났다. 대학교육만족도, 대학교육의인생도움도, 대학교육의 취업도움도는 각각 .14점, .12점, .12점의 차이로 비독립집단에서 높게 나타났다.

직장근로경험의 경우, 일중시정도와 노동시간은 모두 비독립집단에서 높게 나타났으나 그 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 이를 제외한 모든 변수의 차이는 통계적으로 유의했는데, 급여와 직장규모는 모두 독립집단에서 높게 나타났다. 고용형태로는 정규직 비율이 독립집단에서 높았으며, 근속기간 또한 독립집단에서 약 26.27개월 긴 것으로 나타났다. 직장만족도는 독립집단에서 .09점 높았다. 급여, 직장규모, 정규직 여부는 취업의 질을 나타내는 대표적인 변수로, 이를 통해 비독립집단보다 독립집단의 취업의 질이 양호한 상태임을 유추할 수 있다.

표 III-4 거주형태에 따른 기본 특성 비교

구분	변수명		비독립집단(N=437)			독립집단(N=713)			t/x2
			사례 수	평균/ (빈도)	표준편차 / (비율)	사례 수	평균/ (빈도)	표준편차 / (비율)	
종속변수	이직의도	없음		(303)	(69.34)		(558)	(78.26)	11.47***
		있음		(134)	(30.66)		(155)	(21.74)	
개인배경	성별	여성		(209)	(47.83)		(307)	(43.06)	2.49
		남성		(228)	(52.17)		(406)	(56.94)	
	연령		437	28.78	4.41	713	33.36	4.04	-17.65***
	결혼 여부	미혼		(410)	(93.82)		(201)	(28.19)	468.66***
		기혼		(27)	(6.18)		(512)	(71.81)	
	부모소득수준		437	5.35	1.45	713	5.43	1.48	-.93
	생활비		437	13.56	.54	713	13.66	.68	-2.70***
	대학 교육 유형	2-3년제		(160)	(36.61)		(224)	(31.42)	3.29*
		4년제		(277)	(63.39)		(489)	(68.58)	

구분	변수명		비독립집단(N=437)			독립집단(N=713)			t/x2
			사례 수	평균/ (빈도)	표준편차 / (비율)	사례 수	평균/ (빈도)	표준편차 / (비율)	
경험	대학 소재지	비수도권		(238)	(54.46)		(465)	(65.22)	13.19***
		수도권		(199)	(45.54)		(248)	(34.78)	
	전공 계열	인문		(92)	(21.05)		(115)	(16.13)	18.97***
		사회		(90)	(20.59)		(138)	(19.35)	
		자연		(45)	(10.30)		(70)	(9.82)	
		공학		(89)	(20.37)		(224)	(31.42)	
		의약		(26)	(5.95)		(33)	(4.63)	
		교육		(25)	(5.72)		(36)	(5.05)	
		예체능		(57)	(13.04)		(74)	(10.38)	
		기타		(13)	(2.97)		(23)	(3.23)	
	부복수 연계전공	경험없음		(384)	(87.87)		(659)	(92.43)	6.66***
		경험있음		(53)	(12.13)		(54)	(7.57)	
	졸업유예 여부	경험없음		(387)	(88.56)		(622)	(87.24)	.44
		경험있음		(50)	(11.44)		(91)	(12.76)	
	대학교육만족도		437	3.30	.77	713	3.16	.85	2.81***
	대학교육의인생도움도		437	3.45	.93	713	3.33	.92	2.13**
	대학교육의취업도움도		437	3.55	.86	713	3.43	.91	2.20**
	학과적합도		437	3.35	.84	713	3.35	.89	-.05
직장 근로 경험	일중시정도		437	3.86	1.40	713	3.85	1.45	.14
	급여		437	14.41	1.48	713	14.70	1.30	-3.42***
	노동시간		437	41.35	7.14	713	40.92	7.42	.97
	직장규모		437	2.99	1.74	713	3.41	1.99	-3.76***
	고용형태	비정규직		(78)	(20.53)		(41)	(7.01)	38.94***
		정규직		(302)	(79.47)		(544)	(92.99)	
	근속기간		437	33.01	32.09	713	59.28	43.67	-11.71***
	직장만족도		437	3.17	.84	713	3.26	.82	-1.74*

*p<.1, **p<.05, *** p<.001

2) 대졸 취업자의 이직의도 결정 요인 분석

대졸 취업자의 이직의도 결정 요인을 분석하기 위해 이분형 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 분석 모형의 -2Log Likelihood는 898.455로 나타나, 절편항만 갖는 모형과의 차이가 통계적으로 유의하게($\chi^2=220.106$, $p=.00$) 발전한 것으로 나타났다. 관측치와 기대치의 차이, 즉 적합도를 검증하는 Person χ^2 가 유의하지 않은 것으로 나타나($p=.117$) 모델이 현상을 대표하는 것으로 해석하였고(홍세희, 2011), 이로써 분석 모형이 실제 종속변수와 독립변수의 관계를 나타내는 모형으로 적합하다는 결론을 도출하였다.

종속변수에 대한 독립변수군의 설명력을 나타내는 Nagelkerke R^2 은 0.297로 나타났다. 연구모형의 분류정확도는 78.13%로 나타났으며, 상수항만 갖는 모형의 분류정확도인 73.37%와 비교할 때, 독립변수들로 인해 약 4.76%p의 정확도가 상승한 것을 알 수 있다. 모형의 적합도와 관련된 여러 통계량으로 미루어 볼 때, 본 연구모형은 전반적으로 적합한 수준이라는 것을 알 수 있었다.

Exp(B)를 통해 오즈비(odds ratio)를 살펴본 결과는 다음과 같다. 개인배경요인의 경우 연령의 오즈비는 약 $e^{-.050}=.952$ 로, 다른 독립변수들을 통제했을 때 연령이 한 단위 증가하면 이직 의도에 참여할 가능성은 .048배(.048= $1.000-.952$), 즉 4.8% 감소함을 알 수 있다. 부모소득수준이 1단위 증가할수록 이직 의도를 가질 가능성은 .18배($1.000-.820$), 즉 18% 감소하는 것으로 나타났다.

대학교육경험의 경우, 전공계열(의약), 졸업유예여부, 대학교육만족도, 학과적합도는 대졸자의 이직의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전공계열의 준거변수는 인문계열로, 전공계열이 인문보다 의약일 경우, 이직의도는 124.8% 증가하며(Exp(B)=2.248, $p<.05$), 졸업유예를 경험할수록 이직의도는 114.1% 증가하는 것(Exp(B)=2.141, $p<.001$)으로 나타났다. 대학교육만족도는 이직 의도를 낮추지만(Exp(B)=.598, $p<.001$), 학과적합도는 이직 의도를 높이는 것(Exp(B)=1.360, $p<.05$)으로 나타났다.

직장근로경험의 경우, 일중시정도, 고용형태, 직장만족도는 이직의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일을 중시하는 정도가 높아질수록 이직의도는 낮아지며($\text{Exp}(B) = .818$, $p < .001$), 고용형태는 비정규직보다 정규직일수록 이직의도가 유의하게 낮아졌다($\text{Exp}(B) = .255$, $p < .001$). 직장에서 해주는 대우가 본인의 조건에 적절하다고 생각할수록 이직의도가 유의하게 낮아졌다($\text{Exp}(B) = .489$, $p < .001$).

표 III-5 이직의도 결정요인 분석 결과

구분(준거변수)		B	S.E.	Wals	자유도	유의 확률	Exp(B)
개 인 배 경	성별(여성)	-.052	.199	.069	1	.792	.949
	연령	-.050	.025	3.869	1	.049	.952
	결혼여부(미혼)	.222	.260	.731	1	.392	1.249
	독립여부(비독립)	-.139	.229	.365	1	.546	.871
	부모소득수준	-.198	.061	10.735	1	.001	.820
	생활비	-.085	.153	.309	1	.578	.918
대 학 교 육 경 험	대학유형(2-3년제)	.158	.195	.657	1	.418	1.171
	대학소재지(비수도권)	.113	.175	.416	1	.519	1.120
	전공계열_사회(인문)	-.158	.278	.322	1	.570	.854
	전공계열_자연(인문)	-.430	.349	1.521	1	.217	.650
	전공계열_공학(인문)	-.013	.273	.002	1	.963	.987
	전공계열_의약(인문)	.810	.397	4.159	1	.041	2.248
	전공계열_교육(인문)	-.039	.422	.009	1	.926	.962
	전공계열_예체능(인문)	.032	.335	.009	1	.923	1.033
	전공계열_기타(인문)	.035	.541	.004	1	.949	1.035
	부복수연계전공(경험없음)	.460	.287	2.569	1	.109	1.583
	졸업유예여부(경험없음)	.761	.232	10.732	1	.001	2.141
	대학교육만족도	-.514	.136	14.292	1	.000	.598
	대학교육의인생도움도	-.172	.135	1.627	1	.202	.842
	대학교육의취업도움도	-.211	.129	2.666	1	.103	.810
	학과적합도	.308	.131	5.524	1	.019	1.360

구분(준거변수)		B	S.E.	Wals	자유도	유의 확률	Exp(B)
직 장 근 로 경 험	일종시정도	-.213	.062	12.006	1	.001	.818
	급여	-.209	.272	.589	1	.443	.811
	노동시간	.021	.014	2.218	1	.136	1.021
	직장규모	.042	.052	.660	1	.416	1.043
	고용형태(비정규직)	-1.365	.279	23.976	1	.000	.255
	근속기간	-.002	.003	.837	1	.360	.998
	직장만족도	-.716	.111	41.459	1	.000	.489
	Constant	8.969	3.857	5.408	1	.020	7853.053

-2Likelihood=898.455(x2=220.106(df=28), $p<.001$), Nagelkerke $R^2=0.297$

3) 부모로부터 독립 여부에 따른 대졸 취업자의 이직 의도 결정 요인 분석

부모로부터 독립 여부에 따라 대졸 취업자를 비독립집단과 독립집단으로 나누고 이들의 이직 의도 결정 요인을 분석하였다. 그 결과, 각 집단에서 이직 의도에 유의한 영향을 미치는 변인이 다르게 나타났다. 개인배경의 경우, 성별은 비독립 집단에서 여성보다 남성일 때 이직 의도를 낮추었으나($\text{Exp}(B)=.543$, $p<.05$), 독립집단에서는 이직의도에 유의한 영향력을 행사하지 못하는 것으로 나타났다. 연령은 독립집단에서만 이직 의도의 가능성을 낮추고($\text{Exp}(B)=.908$, $p<.01$), 부모 소득은 두 집단 모두에서 이직 의도를 가질 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 부모소득이 1단위 증가할수록 이직 의도를 가질 가능성이 비독립집단은 .204배($\text{Exp}(B)=.796$, $p<.05$), 독립집단은 .166배($\text{Exp}(B)=.834$, $p<.05$) 감소하는 것으로 나타났다. 단, 두 집단의 회귀계수 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다.

대학교육경험이 이직 의도에 미치는 영향력을 살펴보면, 졸업유예 경험($\text{Exp}(B)=2.926$, $p<.001$)과 학과적합도($\text{Exp}(B)=1.538$, $p<.05$)는 독립집단이 이직 의도를 가질 가능성을 높이고, 대학교육만족도($\text{Exp}(B)=.547$, $p<.01$)는 그 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 비독립집단의 경우, 대학교육의 취업도움도만 통계적으로 유의한 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 대학교육의 취업도움도가

1단위 증가할 때, 비독립집단이 이직의도를 가질 가능성은 .303배 감소하는 것으로 나타났다(Exp(B)=.697, $p<.1$).

직장근로경험의 경우, 두 집단에서 모두 여가보다 일을 중시할수록(비독립 Exp(B)=.793, $p<.05$; 독립 Exp(B)=.808, $p<.01$), 고용형태는 비정규직보다는 정규직일수록(비독립 Exp(B)=.176, $p<.01$; 독립 Exp(B)=.394, $p<.05$), 직장만족도가 높을수록(비독립 Exp(B)=.694, $p<.05$; 독립 Exp(B)=.338, $p<.01$) 이직 의도를 상실하는 것으로 나타났다. 직장만족도의 경우, 카이스퀘어 검증 결과 두 집단의 회귀계수 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이를 해석하면, 비독립집단보다 독립집단에서 직장만족도가 높을수록 이직 의도를 갖지 않을 가능성이 더 높아지는 것을 의미한다. 노동시간은 비독립집단에서 그 시간이 증가할수록 이직 의도를 가질 가능성이 .04배, 즉 4%가량 높아지는 것으로 나타났고 (Exp(B)=1.045 $p<.05$), 직장규모는 비독립집단에서 그 규모가 커질수록 직장 이직 의도를 가질 가능성이 .15배, 즉 15% 높아지는 결과(Exp(B)=1.115, $p<.1$)가 도출되었다.

표 III -6 비독립집단과 독립집단의 이직의도 결정요인 분석 결과

구분(준거변수)		비독립집단			독립집단			X2 (df=1)
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	
개 인 배 경	성별(여성)	-.611**	.303	.543	.308	.298	1.361	4.675**
	연령	.016	.039	1.017	-.097***	.037	.908	4.509
	결혼여부(미혼)	.726	.590	2.067	.345	.323	1.411	.322
	부모소득수준	-.228**	.097	.796	-.182**	.083	.834	.131
	생활비	.015	.301	1.015	-.181	.190	.835	.303
대 학 교 육 경 험	대학유형(2-3년제)	.199	.310	1.220	.059	.267	1.060	.118
	대학소재지(비수도권)	.077	.273	1.080	.041	.247	1.042	.009
	전공계열_사회(인문)	-.192	.412	.825	-.202	.392	.817	.000
	전공계열_자연(인문)	-.518	.526	.596	-.432	.493	.649	.014
	전공계열_공학(인문)	.190	.427	1.209	-.147	.380	.863	.348
	전공계열_의약(인문)	.920	.600	2.508	.826	.556	2.284	.013
	전공계열_교육(인문)	-.724	.694	.485	.297	.561	1.345	1.309
	전공계열_예체능(인문)	.294	.476	1.341	-.390	.525	.677	.930

구분(준거변수)		비독립집단			독립집단			X2 (df=1)
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	
직 장 경 험	전공계열_기타(인문)	1.028	.871	2.794	-.743	.803	.476	2.234
	부복수연계전공(경험없음)	.554	.436	1.740	.664	.410	1.942	.034
	졸업유예여부(경험없음)	.382	.392	1.465	1.074***	.311	2.926	1.911
	대학교육만족도	-.310	.222	.733	-.603***	.184	.547	1.026
	대학교육의인생도움도	-.175	.206	.839	-.189	.192	.828	.003
	대학교육의취업도움도	-.362*	.213	.697	-.146	.176	.865	.612
	학과적합도	.167	.211	1.182	.430**	.181	1.538	.898
	일중시정도	-.231**	.099	.793	-.213***	.083	.808	.020
	급여	-.618	.384	.539	.129	.465	1.138	1.535
	노동시간	.044**	.023	1.045	.003	.020	1.003	1.916
	직장규모	.144*	.086	1.155	-.014	.069	.986	2.032
	고용형태(비정규직)	-1.738***	.377	.176	-.930**	.474	.394	1.778
	근속기간	-.005	.005	.995	-.003	.003	.997	.091
	직장만족도	-.366**	.169	.694	-1.085***	.164	.338	9.335**
Constant		10.318*	5.570	30273.739	7.811	6.603	2468.816	.084
		-2L likelihood=375.102(x ² =100.410(df=27)***), Nagelkerke R ² =0.325			-2L likelihood=488.276(x ² =146.161(df=27)***), Nagelkerke R ² =0.334			

*p<.1, **p<.05, *** p<.01

5. 결론 및 시사점

이직을 다양한 원인에 의해 나타나는 결과물로 이해하고, 이를 결정하는 요인을 다각적 차원에서 규명하려는 연구가 수행되어 왔다. 이 연구들은 주로 직장 경험과 개인배경에 초점을 두고 있다. 그러나 대졸 청년층의 이직은 입직 초기에 빈번하게 발생한다는 점에서 노동시장 이행을 준비하는 과정에서 대학교육의 역할에 대한 분석이 필요한 실정이다. 이와 더불어 성인이 되어서도 경제적으로 부모에게 의존하는 켄거루족이 급증함에 따라 부모의 경제적 부담이 증가한다는 점에서 성인 자녀의 부모 의존 심화에 대한 실증연구가 수행될 필요가 있다. 이에 본 연구는 대졸 취업자의 이직 의도에 미치는 영향 요인은 무엇이며, 그리고 이들의 영향력이 부모로부터 독립 여부에 따라 어떻게 달라지는지 밝히는 것을 목적으로 하였다.

본 연구에서 나타난 결과는 다음과 같다. 먼저 부모로부터 독립 여부에 따라 이직 의도의 평균을 비교한 결과, 이직 의도는 비독립집단이 독립집단보다 유의하게 높았다. 비독립집단에서 이직 의도 빈도가 높게 나타난 것은 두 가지 해석이 가능하다. 먼저 전술하였듯이 부모에게 의존하는 집단과 독립한 집단의 경우, 경제적, 물리적으로 의존할 수 있는 자원이 다르다는 점에서 이직에 대한 부담감이 다를 수 있다. 실제로 청년층의 이직을 위한 비용의 상당 부분이 가족의 도움으로 이루어지고 있어(남지우 외, 2016: 26) 부모의 부양력은 대졸 청년층의 이직 결정에 대한 부담감을 경감시킬 수 있다는 해석이 가능하다.

또 다른 가능성은 비독립집단의 취업이 독립집단과 비교할 때 낮은 수준의 취업일 수 있다는 것이다. 개인이 이직 의도를 갖는 것은 자신이 가진 역량과 직장에서 주는 보상 간의 미스매치에 대한 총체적인 판단 결과로, 개인이 지각하는 취업의 질이 낮다는 것을 의미한다고 상술한 바 있다. 취업의 질을 나타내는 정규직여부, 직장규모, 직장만족도와 같이 직장 경험에 속하는 변인이 독립집단에서 높게 나타난 본 연구의 기초통계 분석 결과는 두 집단의 취업의 질이 다르다는 해석을 지지한다. 다시 말해 취업의 질이 독립집단에 비해 낮은 비독립집단은 더 안정성이 높고, 적절한 보상을 제공하는 직장을 찾는 것으로 볼 수 있다.

다음으로 대졸자의 이직 의도 결정요인을 분석한 결과, 개인배경에서는 연령과 부모소득수준이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연령과 부모 소득수준이 높을수록 이직 의도는 낮아지는 것으로 나타났는데, 이는 나이가 많을수록 이직 가능성이 낮다는 선행연구(김경범 외, 2016; 원지영, 2015)와 맥을 같이한다. 또한 부모의 소득 수준은 취업의 가능성, 임금, 직업지위 등으로 나타나는 노동시장 성과에 정적 영향을 미치는 요인으로(황여정, 백병부, 2008; 박환보, 김성식, 2011), 이직의 가능성을 낮추는 것으로 해석할 수 있다.

대학교육경험의 경우, 전공계열(의약), 졸업유예여부, 대학교육만족도, 학과적합도가 통계적으로 대졸자의 이직 의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

먼저 졸업을 유예한 경험이 있을수록 이직 의도가 높아지는 것으로 나타났다. 졸업유예는 졸업 예정자가 졸업 이전에 학교에 적을 두는 기간을 임의로 장기화하는 것이다. 이를 경험한 학생일수록 취업 후에 다른 직장으로 이직을 계획한다는 것은 취업 이전에 졸업유예를 통한 time-off 기간이 증가할수록 취업 이후에도 다음 취업을 위한 또 다른 시간을 갖는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 대학 재학 중 개인의 노동시장에 진입하기 전 본인 적성에 부합하는 진로 교육 및 취업 지원이 필요하다는 점을 시사한다.

특기할만한 점은 대학교육만족도가 높을수록 이직 의도는 낮아지지만 학과적합도는 이직 의도와 정적 관계를 가진다는 것이다. 대학교육만족도는 자신이 받은 대학교육에 대한 주관적 판단으로 여기에는 대학교육의 내용, 시설, 교수와의 상호작용 등 대학 생활의 전반적인 부분이 포함된다. 즉, 양질의 대학교육을 경험했는지에 대해 긍정적인 판단을 내릴수록 이직의도를 가질 가능성이 낮아진다는 것을 알 수 있다. 이는 대학교육이 취업의 질에 긍정적인 영향을 미친다는 점을 실증적으로 규명했다는 점에서 의의를 가진다. 한편 학과적합도는 학과가 자신에게 부합했는가에 대한 인식으로, 대학교육과정에서 전공한 학과가 적합하다고 느낄수록 이직에 대한 의도가 높다는 점은 전공과 일자리의 미스매칭이 이루어졌음을 시사한다. 즉, 본인의 적성 및 기술에 부합하는 일자리를 찾지 못하고 노동시장 진입 이후에도 계속 탐색하는 의도를 가지고 있는 것으로 볼 수 있다. 이러한 연구 결과는 전공/학과-업무 적합도, 업무-수준 적합도 등과의 관계에 대한 추가 분석을 통해 보다 구체적인 관계 규명이 가능할 것으로 생각된다.

직장근로경험 요인 중에서 취업의 질을 설명하는 급여, 노동시간, 직장규모 등은 본 분석에서 이직을 결정하는데 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 정규직 여부와 직장만족도는 대졸자의 이직의도를 감소할 승산이 높았다. 이러한 결과는 대졸자의 취업난이 날이 갈수록 심해지는 가운데 이직을 결정하는데 고용의 안정성은 취업의 다른 어떠한 조건보다 중요한 요인으로 고려되는 것으

로 해석할 수 있다. 대졸 청년층의 안정적 직장 선호 경향은 코로나 사태로 경제적 어려움이 가중된 시대에 더욱 강화될 것으로 예측된다.

마지막으로 대졸 취업자의 이직 의도 결정요인을 부모로부터 독립 여부에 따라 비교 분석한 결과, 각 집단별로 이직 의도에 영향을 미치는 변인이 다르게 나타났다. 대학변인은 독립집단에서 상대적으로 유의한 결과가 더 많았고, 직장근로경험은 비독립집단에서 유의한 결과가 더 많았다. 이는 독립집단의 이직은 대학 교육과 어느 정도 관련성을 가지지만, 비독립집단의 이직 결정은 주로 직장에서의 경험과 더 깊은 관계를 가진다는 것을 시사한다.

개인배정에 속하는 요인 중 성별은 비독립집단에서, 연령은 독립집단에서 이직 의도에 유의한 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 비독립집단의 경우, 여성보다 남성일수록 이직 의도를 가질 가능성이 낮아진다는 것은 두 가지 해석이 가능하다. 첫째는 남성의 취업의 질이 여성보다 상대적으로 우월하다는 해석이고, 둘째는 남성이 새로운 직장을 탐색하기 보다는 현재의 상태를 유지하려는 경향이 강하다는 해석이다. 이에 대해서는 추가 분석이 필요할 것으로 보이나, 비독립집단이 독립집단과 비교할 때 연령이 어리고, 미혼자의 비율이 상대적으로 높다는 본 연구의 기초 통계를 근거로 하면 두 번째 해석에 무게가 실린다. 독립집단의 연령은 이직 의도를 낮추는 결과 또한 상대적으로 기혼자가 많고, 연령이 높은 독립집단에서는 연령이 증가할수록 이직이라는 새로운 모험을 감수할 가능성이 낮아지는 것으로 이해할 수 있다.

부모 소득수준은 양 집단에서 이직 의도를 낮추는 요인으로 나타났다. 이는 부모의 소득 수준이 대졸자가 인적 자본을 축적하고, 이로써 양질의 취업 가능성을 높인다는 기존 연구 결과와 일치하는 결과라 볼 수 있다. 비독립집단과 독립집단의 회귀계수를 비교하면 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않았지만, 비독립집단에서 이직 의도를 더 낮추는 것으로 나타났다.

한편 대학교육경험에 관해서는 유일하게 대학교육의취업도움정도가 비독립집

단에서 이직의도를 낮추는 것으로 나타났고, 졸업유예여부, 대학교육만족도와 학과적합도는 독립집단의 이직 의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 대학교육경험이 비독립집단보다 독립집단에서 이직을 결정하는데 더욱 큰 영향력을 행사한다는 것은 비교적 안정적인 취업을 이룬 후에야 대학교육의 영향력이 발휘된다는 것으로 해석할 수 있다. 또한 비독립집단에서 대학교육의취업정도가 이직 의도에 부적 영향을 미치는 결과는 대학교육이 노동시장의 연계성을 강화하는 질 높은 교육을 제공할 필요가 있다는 것을 시사한다.

직장근로경험의 경우, 독립여부와 상관없이 직장만족도가 높을수록 이직의도를 가질 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 직장만족도가 이직의도에 부적인 영향을 미친다는 선행연구 결과와 맥을 같이한다. 회귀계수는 독립집단에서 그 크기가 더 크게 나타났으며, 두 집단의 차이는 통계적으로 유의했다. 이를 해석하면, 직장만족도는 비독립집단보다 독립집단에서 직장만족도가 이직을 낮추는데 더 큰 힘을 작용한다는 것이다. 한편 비독립집단에서만 노동시간과 직장규모가 이직의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 부모와 동거하는 근로자의 경우 노동시간이 길고, 직장규모가 클수록 이직의사가 높을 수 있는 것이다. 비독립집단의 노동시간이 독립집단보다 더 높고, 직장규모는 작게 나타난 본 연구의 기초통계 결과(표 III-4 참조)를 미루어볼 때, 비독립집단의 근로 여건이 독립집단의 그것보다 열악하며, 이는 다시 이직의도를 높인다는 것으로 볼 수 있다.

본 연구 결과를 통해 도출한 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 대졸 청년 취업자 중 비독립 집단, 즉 켄거루족 현상에 대한 다각적 접근이 필요하다. 이들은 취업을 했을지라도 노동시간, 급여, 직장규모, 고용 안정성 등의 근로 여건이 독립집단보다 열악하고, 이는 다시 이직의 가능성을 높이는 결과로 이어진다. 이러한 결과는 성인 자녀의 부모에 대한 경제적 과잉 의존 문제의 열쇠는 고등교육, 중등교육과 같이 노동시장 진입 이전 단계에서부터 찾아야함을 시사한다. 독립심이라는 가치는 전통적으로 가정에서 키울 수 있는 덕목으로 여겨졌

고, 성인의 독립 유예현상을 개인의 문제로 여겼다. 그러나 이제는 교육, 노동시장, 그리고 이를 둘러싼 사회적 차원의 관심이 필요한 것이다.

둘째, 대학은 노동시장과의 연계 속에서 교육과정 및 취업, 진로 교육을 강화할 필요가 있다. 대학생의 취업과 직업교육에서 대학의 책무성은 오랜 기간 논쟁의 대상이 되어 왔다. 그러나 대학 변인 중 대학교육의 취업 도움도가 비독립집단의 이직 의도를 낮춘다는 본 연구의 결과는 대학교육에서 취업 및 진로 지도가 필요하다는 주장을 지지한다. 빠르게 변화하는 경제 상황에서 학생들이 노동시장의 변화에 유연하게 대처하고 적응할 수 있는 역량을 갖추도록 하는 것은 현 대학이 당면한 주요한 과제이다. 대학생들이 미래사회에 변화하는 직업 세계에 대처할 수 있는 역량을 갖추는 것은 노동시장 진입 이후뿐 아니라 삶에 지속적으로 영향을 미치기 때문에 대학은 이에 대한 교육 및 지원을 강화할 필요가 있다.

특히 부모에게 경제적으로 의존하는 집단이 실효성 있는 대학의 진로 교육을 통해 양질의 취업을 하고, 계속 근속을 통해 인적 자본과 스스로 부양할 수 있는 능력을 갖추도록 하는 것은 이들의 독립 시점을 앞당길 수 있다는 점에서도 의의를 지닌다. 개인배경, 대학교육경험, 직장근로경험과 더불어 성인 자녀의 부모에 대한 경제적 의존 가능성은 이직을 결정하게 하는 요인이 되기도 하지만, 이직 자체가 다시 부모로부터 경제적 독립을 유예시키기도 한다. 입직 초기의 이직은 개인의 인적 자원 축적의 방해 요인이 되고, 빈번한 이직은 다음번 이직에 부정적 신호로 작용할 수 있기 때문에 결국 부모에게서 독립의 가능성을 낮추게 되는 것이다.

셋째, 대졸 청년 비정규직 근로자의 직장만족도 제고를 위한 사회적 노력이 필요하다. 본 연구에서 고용 안정성과 직장만족도는 대졸자의 독립 여부를 떠나 이직 대신 취업 상태를 계속하게 하는 유인가인 것으로 나타났다. 경제적 불황과 더불어 근로자의 고용 안정성은 이미 우리 사회의 고질적 문제에 해당하고, 청년층에서는 더욱 심각성이 두드러진 문제이다(정도범, 2018). 게다가 4차 산업시대의 노동시장에서 일자리의 생성과 소멸 주기가 짧아지며 고용 안정성은 지금보다

더 큰 위협을 받게 될 것이다. 따라서 비정규직의 임금, 복지 수준, 재교육, 업무 수준 등과 같은 근무 환경 제고를 통해 직장만족도를 높여야 할 것이다.

본 연구는 대졸 청년층의 이직 의도에 미치는 영향력을 분석함에 있어 대학교육과 부모로부터 독립 여부를 고려했다는 점에서 기존 연구와 차별점을 가진다. 그러나 청년층이 양질의 취업 혹은 건강한 경력개발을 통해 인적 자본을 축적하고, 나아가 독립된 성인으로 정착하도록 하기 위해서는 단순히 부모와의 독립 여부에 대한 분석만으로는 부족하다. 후속 연구를 통해 청년층의 독립에 대한 요인을 도출하고, 이들의 경제적 심리적 독립을 방해하는 부모 의존의 사회 심리적 요인을 면밀히 살펴볼 필요가 있음을 제언한다.



참고문헌

참고문헌

- 강순희 (2014). 청년여성의 초기 노동시장 이행실태와 결정요인, **여성연구**, 87, 317-347.
- 강인주 (2018). NCS 교육과정이 전문대학생의 고용가능성에 미치는 영향과 진로 계획의 매개효과. **성인계속교육연구**, 9-3, 87-106.
- 강지영, 윤정윤, 최현자, 손상희 (2018). 학자금 대출이 대학생의 삶의 질에 미치는 영향. **Financial Planning Review**, 11(4), 21-53.
- 경향신문(2019.2.1). **성인남녀 10명 중 6명 "나는 켄거루족"**. http://news.khan.co.kr/kh_news/khan_art_view.html?art_id=201902011537001
- 곽민주, 이희숙 (2015). 학자금대출상환으로 인한 사회초년생의 경제적 스트레스. **Financial Planning Review**, 8(3), 155-182.
- 국토교통부 (2018). **2018년도 주거실태조사(특성가구)연구보고서**. 국토교통부.
- 김경범, 이주현, 노진원, 권영대 (2016). 청년 취업자의 이직 준비 관련 요인.” **한국콘텐츠학회논문지**, 16(12), 480-491.
- 김경선, 김영식, 정소라 (2014). 경향점수 매칭과 재발사건생존분석을 활용한 장애인 고용 및 직업재활 서비스의 직업유지 효과 분석. **장애와 고용**, 24(1), 83-109.
- 김경희 (2007). 여행직 종사자 직무 만족과 이직 의사 연구-국의 여행업 종사자 중심으로. **문화 관광 연구**, 9(1), 113-126.

- 김기현, 배상률, 배진우 (2018). **청년 핵심 정책 대상별 실태 및 지원방안 연구II: 청년 니트**. 세종: 한국청소년정책연구원.
- 김기현, 유민상, 배진우 (2019). **청년 핵심 정책 대상별 실태 및 지원방안 연구II: 학교 졸업예정자**. 세종: 한국청소년정책연구원.
- 김남진, 김진국(2014). 공공스포츠센터 종사자들이 인식하는 조직몰입, 직무만족 및 이직의도와 의 관계 연구. **한국엔터테인먼트산업학회논문지**, 8(3), 133-143.
- 김문길, 이주미 (2017). 청년 고용 및 빈곤의 국제적 조망과 시사점. **보건복지포럼**, 2017(2), 20-37.
- 김민, 박정근 (2019). GX 지도자의 직무만족과 조직몰입, 대인애착 및 이직의도의 인과적 관계. **코칭능력개발지**, 21(1), 127-136.
- 김병수, 정철모 (2013). 주거환경영향요인에 따른 주거가치, 주거지 신뢰가 긍정적인 구전의도에 미치는 영향에 관한 연구: 전주시 일반주거지역 다가구주택거주자를 대상으로. **주거환경**, 11(2), 79-92.
- 김비오 (2019). 청년가구의 주거빈곤에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. **보건사회연구**, 39(3), 408-436.
- 김선주 (2020). 1인 가구의 연령대별 특성과 주거만족도. **주택도시연구**, 10-1, 39-62.
- 김성훈, 우명숙 (2019). 학자금 대출 채무가 대학졸업자의 행복감에 미치는 영향: 여성 대학졸업자를 중심으로. **한국사회**, 20(2), 63-101.
- 김소영, 장원섭, 김민영 (2007). 대출 초기경력자의 조직적응 요인들과 심리사회적, 구조적, 학습경험적 요인들 간의 정준상관 분석 연구. **한국교육**, 34(4), 105-129.
- 김수성, 최경진 (2016). 대학 학자금 마련 저축 Plan 의 도입을 위한 세제지원 방안: 미국 세법 Section 529 를 중심으로. **조세연구**, 16(3), 245-274.
- 김승연 (2018). [정책제안] 청년에게 희망을 주는 주거지원 정책. **월간 공공정책**,

148, 68-70.

김안나, 김정섭 (2006). 농촌출신 대학생 학자금용자 수요 집단의 세분화와 특성 분석. **교육사회학연구**, 16(1), 51-75.

김영식, 주현준, 김정선 (2012). 학자금 대출이 대졸자의 취업 및 임금에 미치는 영향 분석. **교육종합연구**, 10(4), 225-249.

김영재 (2014). 대학 취업률 평가의 문제점과 개선방향에 관한 소고. **취업진로연구**, 4-1, 23-40.

김은정 (2014). 20대 청년층의 새로운 생애발달단계로서 “성인모색기”에 관한 탐색연구. **담론201**, 17-3, 83-129.

김은석, 정철영 (2010). 청년근로자의 일반적 특성과 직무만족이 이직결정에 미치는 영향. **진로교육연구**, 23(3), 107-122.

김인곤 (2018). 특성화고등학교 졸업예정자의 고용가능성과 직업가치관, 취업준비태도 및 NCS기반 교육과정과의 인과적 관계. **직업능력개발연구**, 21(2), 31-58.

김준엽 (2011). 경향점수를 활용한 인과효과의 추론. **교육정책 분석방법론 워크샵 자료집**.

김진 (2019). 이직(移職) 재발(再發)을 경험한 직장인의 이직 후 직무 만족과 이직 재발 요인에 관한 질적 사례 연구: 이직재발 예방을 위한 해결방안 모색을 중심으로. **기업교육과 인재연구**, 21(1), 53-78.

김진하, 황민영 (2019). 서울시 청년층 이직·재취업 특성과 청년실업의 정책 시사점. 서울연구원 정책과제연구보고서, 1-101.

김태완, 박지혜 (2008). 복지패널자료를 활용한 장애인 가구의 주거빈곤 실태 및 함의. **한국복지패널 학술대회 논문집**, 1(-), 382-401.

김혁주, 이상호, 고현선 (2017). 대학의 진로교육과 취업의지에 대한 영향 관계와 교육기회충족의 조절효과에 관한 연구. **인문사회21**, 8-5, 249-266.

김형주, 연보라, 유설희, 배진우 (2019). **청년 사회·경제실태 및 정책방안 연구**

- IV(연구보고 19-R02). 세종: 한국청소년정책연구원.
- 남수경, 이희숙 (2012). 학자금 대출유형 선택의 결정요인 분석. **교육재정경제연구**, 21(3), 77-96.
- 남지우, 유수진, 차선희 (2016). 사회 초년생 조기 이직 실태. 청년리포트 12. 대통령직속 청년위원회.
- 노컷뉴스 (2020.4.5). **코로나19로 악화된 고용 지표...상용직도 비자발적 이직 직격탄**. <https://www.nocutnews.co.kr/news/5319278>.
- 대통령직속청년위원회 (2017). **(청년정책 수립지원을 위한) 청년위원회 실태조사 모음집**. 서울: 대통령직속청년위원회
- 동아일보 (2017.12.26.). **월세 내고 학자금 갚고나면 남는 돈 없어... '캥거루족' 유턴도** <https://www.donga.com/news/Economy/article/all/20171226/87897495/1>에
서 2020년 6월 26일 인출.
- 문소희, 이현정 (2017). 2014년도 주거실태조사에 나타난 청년 1인 임차가구의 가족 지원 및 주거비 부담에 따른 주거 실태 및 주거 기대. **한국주거학회논문집**, 28-3, 11-22.
- 문소희, 이현정 (2019). 청년의 주거 정보·교육·상담 프로그램 참여의향 영향요인. **한국주거학회논문집**, 30-3, 57-66.
- 문영만, 홍장표 (2017). 청년 취업자의 기업규모별 이직 결정요인 및 임금효과. **산업노동연구**, 23(2), 195-230.
- 민병철, 박소영 (2010). 외국어 고등학교 학교효과 분석 : 성향점수 매칭모형을 활용하여. **한국교육**, 37(1), 147-165.
- 박동진, 염세걸 (2001). 이직 모형 비교 연구 Mobley 의 모형을 중심으로. **한국심리학회지: 산업 및 조직**, 14(2), 1-22.
- 박미경, 차용진, 이홍재 (2019). 다문화가족지원센터 이용 경험이 다문화 청소년의 이중문화 정체성에 미치는 영향: 성향점수매칭을 중심으로. **다문화사회연구**, 12(3), 107-140.

- 박미선 (2017). 한국 주거불안계층의 특징과 양상 : 1인 청년가구를 중심으로. **공간과 사회**, 27-4, 110-140.
- 박상현, 김태일 (2011). 국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향. **한국정책학회보**, 20(4), 277-307.
- 박성원, 진설아 (2019). 청년 미래 성장 지원 방안의 새로운 관점: 30대 싱글들의 일, 주거, 관계를 중심으로. **동향과 전망**, 106, 67-110.
- 박애리, 심미승, 박지현 (2017). 청년세대의 주거 빈곤 진입과 주거 불안정성 인식에 관한 연구. **청소년복지연구**, 19(2), 1-20.
- 박유정, 한은희, 임진숙, 한채정 (2013). **아시안뷰티화장품학술지**, 11(1), 111-118.
- 박정민, 이기원, 하은솔 (2018). 청년 채무 보유의 관련요인: 부모 사회경제적 특성의 역할. **한국사회복지학**, 70(4), 93-116.
- 박종석, 김준엽 (2014). 경향점수를 활용한 남녀공학 효과 분석. **열린교육연구**, 22(1), 139-162.
- 박주영, 유소이(2018). 부모의존 독신성인 자녀를 둔 비은퇴자 가계의 은퇴준비에 대한 평가. **Financial Planning Review**, 11(3), 57-77.
- 박지현 (2020). 청년세대 주거 빈곤 경험 대처과정에 관한 근거이론 연구. **한국웰니스학회지**, 15(1), 143-159.
- 박지혜, 윤동열, 홍권표 (2019). 공공기관 구성원 개인의 직무 및 조직 적합성이 이직의도에 미치는 영향: 자기효능감의 매개효과. **대한경영학회지**, 32(12), 2199-2221.
- 박진아 (2016). 대출 청년층의 직장만족이 이직준비 여부에 미치는 영향. **산업진흥연구**, 1(1), 35-40.
- 박환보, 김성식 (2011). 개인배경, 취업준비노력, 대학서열유형이 대졸자의 노동시장 성과에 미치는 영향 분석. **교육사회학연구**, 21(3), 77-98.
- 배남인, 정철모 (2016). 자가주택 소유자의 주거환경 만족도에 관한 연구. **한국지**

역경제연구, 33, 37-49.

배호중, 한창근 (2018). 학자금 대출과 혼인이행: 4 년제 대학 졸업 여학생을 중심으로. **보건사회연구**, 38(1), 520-555.

백진영 (2014). 정부지원 학자금대출 경험을 통해 본 신용과 부채 인식의 형성, 석사학위논문, 서울대학교 대학원, 서울.

백진영, 오명석 (2015). “꿈에 투자하세요”: 학자금대출을 통해 본 대학생의 신용과 부채에 관한 연구. **한국문화인류학**, 48(2), 3-43.

서병우 (2013). 대학생의 특성이 정공선택동기와 직업선택요인에 미치는 영향에 관한 연구. **취업진로연구**, 3(2), 65-81.

서인균, 이연실 (2020). 부모됨 인식이 출산의식에 미치는 영향과 결혼의식의 매개효과: 청소년을 대상으로. **보건과 복지**, 22-1, 7-24.

성지미, 안주엽 (2016). 일자리 만족도와 이직의사 및 이직-청년층을 중심으로. **산업노동연구**, 22(2), 135-179.

세계일보 (2019.12.23.). <http://m.segye.com/view/20191203513012>에서 2020년 7월 30일 인출.

손정은, 박재한, 김성혜, 장원섭 (2019). 초기 경력자의 자발적 이직 경험에 관한 현상학적 연구: 학습과 성장을 중심으로. **교육문화연구**, 25(5), 641-660.

송고은 (2019). 대출자의 취업성가에 영향을 미치는 영어교육요인 분석-교육특성 및 교육맥락요인을 중심으로. **학습자중심교과교육학회지**, 19(22), 1335-1357.

신동은, 이로미 (2012). 고용가능성과 고등교육과정: 영국의 파운데이션 +1 학위과정 사례연구를 통해 고찰한 고등직업교육과정의 발전 방향. **한국직업교육학회 직업교육연구**, 31(4), 179-198.

신소영 (2015). "우린 너네랑 서 있는 위치가 달라": 중학생"노는 남자애들"간 갈등의 계급적 의미. **한국문화인류학**, 48-3, 105-161.

신윤정, 박신아 (2018). 배우자 간 학력 격차 변화와 결혼 선택: 출생코호트별

- 중심으로. **보건사회연구**, 38(4), 431-464.
- 신혜숙, 남수경, 민병철 (2013). 대학 취업교육프로그램의 취업성과 분석. **교육재정경제연구**, 22-1, 211-235.
- 신화경, 조인숙 (2018). 주거환경 무질서 인식과 주관적 정신건강과의 관계. **한국주거학회논문집**, 29(2), 91-99.
- 심재휘, 이명희, 김경근 (2018). 누가 켜거루족이 되는가: 청년층의 경제적 자립 격차 분석. **한국교육학연구**, 24(4), 29-53.
- 안선민, 김병섭 (2018). 정부의 일자리 문제 해결에 관한 논의. **한국행정학회보**, 52-1, 73-104.
- 안은미, 허정무 (2020). 부모의존 미혼독신들의 생활양식 연구. **한국산학기술학회논문지**, 21(1), 349-353.
- 안은희 (2018). 대학가 주변 1 인가구의 주거환경 실태조사 및 범죄불안감 연구: 지방소도시 대학가 중심으로. **한국주거학회논문집**, 29(4), 63-71.
- 야마다 마사히로 (1999). **패러사이트 싱글의 시대**. 김주희 옮김. 성신여자대학교 출판부.
- 양정선 (2018). [정책제안] 민선 7기, 어떻게 청년을 지원해야 하나. **공공정책**, 153, 58-60.
- 엄다원, 홍경준 (2019). 주거비 부담이 결혼 이행에 미치는 영향. **사회복지정책**, 46(3), 33-61.
- 엄동욱 (2008). 대졸 신규취업자의 직장이동과 노동시장 성과 - 기업 HRM의 함의를 중심으로. **제1회 대졸자 직업이동 경로조사 심포지엄 논문집**, 서울: 한국고용정보원.
- 엄동기, 문상규, 박성수 (2017). 대학졸업자의 취업성과 결정요인에 관한 실증분석. **취업진로연구**, 7-4, 45-68.
- 오인수, 김광현, Darnold, T. C., 황종오, 유태용, 박영아, 박량희(2007). 직무만족, 조직몰입, 성과, 이직의도 간의 관련성: 문헌고찰 및 메타분석. **인사 조직연**

- 구, 15(4), 43-86.
- 오호영 (2015). **캥거루족의 실태와 과제**. 이슈 브리프 한국직업능력개발원.
- 오호영 (2017). 캥거루족 실태분석과 과제. **KLI 패널 워킹페이퍼**, 7, 1-26.
- 원세림, 남수경 (2020). 대출자의 학자금 대출 상환부담 인식과 삶의 만족도에 영향을 주는 요인분석. **교육재정경제연구**, 29(1), 29-54.
- 원지영 (2015). “청년층 이직의 결정 요인과 효과.” **「비판사회정책」**, 46: 348-376.
- 유계숙, 강민지, 윤지은(2018). 청년층의 가족개념과 가치관. **한국가족학회지**, 30-3, 42-69.
- 이경애 (2017). 대출제약이 청년가구의 주택 점유형태 선택에 미치는 영향에 관한 연구. **부동산 도시연구**, 10(1), 205-223.
- 이다은, 서원석 (2019). 결혼 및 출산에 영향을 미치는 주거빈곤 특성요인 분석. **주거환경**, 17-4, 75-89.
- 이동하, 우석진, 강현아, 정익중, 노충래, 전종설 (2016). 임금이 사회복지사의 이직에 미치는 효과. **유라시아연구**, 13(2), 87-102.
- 이만기 (2013). 대출 초기경력자의 이직의도에 미치는 영향요인 분석. **진로교육연구**, 26(3), 61-81.
- 이병훈 (2017). 기회 불평등에 대한 국민 인식태도의 인과 분석. **한국사회정책**, 24-2, 157-179.
- 이상록, 이순아 (2019). 성인이행기 거주형태가 청년들의 심리정서에 미치는 영향 -거주형태의 영향 및 청년 특성의 조절효과 분석을 중심으로. **사회과학연구**, 35(4), 21-52.
- 이상호, 이상헌 (2011). 저출산, 인구고령화의 원인: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로. **경제분석**, 17-3, 131-166.
- 이석열, 박철우, 이미라 (2014). 청년층의 입직 및 이직 실태와 해소방안 탐색. **공학교육연구**, 17(6), 30-45.

- 이수옥, 김태환 (2016). 청년층의 소득 및 자산 감소에 따른 주택구입능력 변화와 구입 가능한 주택규모 추정. **부동산분석**, 2-1, 83-101.
- 이순미 (2016). 비혼 청년층의 가족의식에 나타난 가족주의의 변형과 젠더 차이. **지역과 세계**, 40-3, 1-30.
- 이신남 (2009). 취업결정에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. **글로벌경영학회 국제경상교육연구**, 6(3), 279-296.
- 이영민, 임정연 (2010). 대졸 초기 경력자의 자발적 이직 결정요인 및 효과분석. **기업교육과 인재연구**, 12(1), 129-153.
- 이영분, 이용우, 최희정, 이화영 (2011). 한국사회의 부모의존 독신성인에 대한 탐색적 연구. **한국가족복지학**, 31, 5-30.
- 이장희, 박상애, 김승희 (2018). 학자금 대출이 삶의 관계적 측면에 미치는 영향. **상업교육연구**, 32(6), 121-140.
- 이종찬 (2019). 취업역량에 관한 대학생 교육요구도 분석 - 경력관리활동, 면접전형, 인재상, NCS 직업기초능력을 중심으로 -. **취업진로연구**, 9-2, 117-141.
- 이종현, 김민재, 성하늘, 유효종 (2019). 한국 직장인들의 이직 결정요인에 대한 합의적 질적 연구. **한국심리학회지: 일반**, 38(2), 219-245.
- 이찬, 김근태, 황명진 (2019). 한국 청년층의 주택구입의향에 대한 영향요인 연구. **공공사회연구**, 9(3), 95-116.
- 이태진, 김태완, 정의철, 최은영, 임덕영, 윤여선, 우선희 (2016). **청년 빈곤 해소를 위한 맞춤형 주거지원 정책방안**. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이현서, 심희경 (2016). 청년층 이직과정에 나타난 일 경험과 일의 의미: '가족중심 개인화' 전략으로써의 이직. **문화와 사회**, 283-348.
- 이현정 (2014). 비수도권 출신 예비 사회진출자의 졸업 후 주거 및 경제적 지원에 대한 기대. **한국주거학회논문집**, 25(3), 155-164.
- 임경지 (2015). 청년 주거문제 실태와 현 공공임대주택 정책의 한계. **월간 복지동향**, (196), 5-11.

- 임숙영, 이형룡 (2019). 국내항공사 운항승무원의 이직의도에 영향을 주는 요소 간 상대적 중요도 및 우선순위에 관한 연구: AHP 기법을 사용하여. **관광레저연구**, 31(7), 359-378.
- 임정연, 이영민 (2013). 중소기업 대출 초기 경력자의 자발적 이직의도, 교육-직무 일치도, 일자리 특성의 관계에서 근무환경, 인간관계, 자기개발 가능성의 조절 효과: 기업교육에 대한 시사점. **기업교육과 인재연구**, 15(2), 155-181.
- 장효진 (2017). 노동시장정책이 청년의 고용성과에 미치는 효과 분석. **한국행정학회보**, 51- 3, 325-358.
- 정도범 (2019). 대출 청년층의 이직의도에 영향을 미치는 주요 요인: 정규직 여부에 따른 비교 및 분석. **노동정책연구**, 19(3), 93-127.
- 정민우, 이나영 (2011). 청년 세대, '집'의 의미를 묻다: 고시원 주거 경험을 중심으로. **한국사회학**, 45(2), 130-175.
- 정승철, 박지훈 (2015). 불확실성에 대한 적응성이 이직의도에 미치는 영향. **한국심리학회지: 산업 및 조직**, 30(2), 177-194.
- 정인호, 이대웅, 권기현 (2018). 청년 취업자의 이직의사 예측모형 탐색 연구: 의사결정나무모형을 중심으로. **국정관리연구**, 13(3), 147-174.
- 정지운, 채창균, 우석진 (2017). 학자금 대출이 대출자 직업탐색 기간에 미치는 영향. **노동경제논집**, 40(2), 69-87.
- 조성은, 이영민, 임정연 (2018). 대출 취업자의 직무불일치 유형 및 특성에 관한 잠재계층분석(LCA). **취업진로연구**, 8-3, 109-128.
- 조장식, 강창완, 최승배 (2020). 2단계 회귀모형을 활용한 이직 결정요인 분석. **한국데이터정보과학회지**, 31(1), 75-83.
- 주휘정, 김민석 (2018). 청년층의 결혼 이행 여부에 대한 경제적 배경 요인의 영향. **사회적경제와 정책연구**, 8-2, 59-88.
- 차성현, 주휘정 (2010). 교육 및 기술 불일치가 임금, 직무만족, 이직의도에 미치는 영향. **교육재정경제연구**, 19(3), 177-215.

- 최수빈, 지형주, 김상준 (2018). 교육에서 고용으로: 인턴십의 사후적 의미변화 과정 고찰. **경영학연구**, 47-4, 837-864.
- 최연실 (2014). 성인자녀의 부모 동거 현황 및 분석틀의 탐색. **한국가정관리학회지**, 32(4), 75-89.
- 통계청 (2018). **경제활동인구조사**. 대전: 통계청.
- 통계청 (2018. 9. 28). **인구주택총조사에 나타난 1인 가구의 현황 및 특성**. 대전: 통계청.
- 통계청 (2019a). **인구주택총조사**. 대전: 통계청.
- 통계청 (2019b). **인구동향조사**. 대전: 통계청.
- 통계청(2019c). **2019년 5월 경제활동인구조사 청년층 부가조사 결과 보도자료**. <http://kostat.go.kr/>
- 통계청 (2020.5.13). **경제활동인구조사 2020년 4월 고용동향**. 보도자료.
- 하여진 (2015). 교육연구에서 다중처치의 선택편의를 조정하기 위한 경향점수 활용. 박사학위논문, 서울대학교 대학원, 서울.
- 한국보건사회연구원 (2018). **전국출산력 및 가족보건복지실태조사**. 세종: 한국보건사회연구원.
- 한국장학재단 (2019). **2018 한국장학재단 연차보고서**. 대구: 한국장학재단.
- 한국청소년정책연구원 (2019). **2019년 청년사회·경제실태조사**. 세종: 한국청소년정책연구원.
- 한겨레 (2018.3.23.). 집 얻느라 또 빚...“결혼요? 아기요? 계획 없어요”. http://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/837368.html#csidxb1ce01304cc9ee9941c06eea0188da2에서 2020년 6월 26일 인출.
- 한우리, 조영일 (2014). 이직의도에 영향을 미치는 직무만족 요인의 탐색: 조직몰입과 직무만족의 매개효과 검증. **경영관리연구**, 7(1), 1-20.
- 한지희, 정소이, 김홍주 (2016). 청·장년층 1인가구의 주거수요에 따른 주택개발방향 연구. **대한건축학회 논문집-계획계**, 32(7), 3-12.

- 허정무 (2019). 부모의존 성인자녀세대의 생활양식과 가족관계의 미래 전망. **예술 인문사회융합멀티미디어논문지**, 9(12), 1295-1304.
- 홍기석 (2018). 청년실업의 결정요인 연구. **한국경제의 분석**, 24-2, 91-137.
- 홍세희 (2011). 청소년의 폭력 빈도 변화의 잠재계층에 대한 준모수적 집단 중심 방법의 적용. **한국청소년연구**, 22(3), 175-195.
- 홍승연 (2013). 대학생의 학자금대출 여부에 따른 생활스트레스와 신체화 증상에 관한 연구, 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원, 서울.
- 홍여정, 백병부 (2008). 대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인. **고용직업능력개발연구**. 11(2), 1-23.
- Allison, P. (1999). Comparing logit and probit coefficients across groups. *Social Methods and Research*, 28(2), 186-208.
- Aquilino, W. S. (1990). The likelihood of parent-adult child coresidence: Effect of family structure and parental characteristics. *Journal of Marriage and Family*, 52, 405-419.
- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: a theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, 55, 469-480.
- Arnett, J. J. Tauber, S. (1994). Adolescence terminable and interminable: When does adolescence end. *Journal of Youth and Adolescence*, 23, 23-517.
- Chapman, B., & Lounkaew, K. (2010). Repayment burdens with US college loans. *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 647*. Australian National University.
- Drake, D., Dandy, J., Loh, J., & Preece, D. (2018). Should parents financially support their adult children? Normative views in Australia. *Journal of Family and Economic Issues*, 39, 348-359.

- Eriksson, I., Cater, Å., Andershed, A. -K., & Andershed, H. (2011). What protects youths from externalizing and internalizing problems? A critical review of research findings and implications for practice. *Australian Journal of Guidance and Counselling*, 21(2), 113-125.
- Fry, R. (2013). *Arising share of young adults live in their parents' home*. Washington, DC: Pew Research.
- Goldscheide, F., Hofferth, S., & Curtin, S. (2014). Parenthood and leaving home in young adulthood, *Population Research and Policy Review*, 33(6), 771-796.
- Grigsby, J. (1989). Adult children in the parental household: Who benefits? *Lifestyles*, 10, 293-309.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis*. Prentice Hall Higher Education.
- Hirano, K., & Imbens, G. W. (2001). Estimation of causal effects using propensity score weighting: An application to data on right heart catheterization. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2, 259-278.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th Ed). New York, NY: The Guilford Press.
- Laybourn-Langton, L., & Jacobs, M. (2018). Paradigm Shifts in Economic Theory and Policy, *Intereconomics*, 53(3), 113-118.
- Lee, J. C. & Mortimer, J. T. (2009). Family socialization, economic self-efficacy, and attainment of financial independence in early adulthood. *Longitudinal and Life Course Studies*, 1, 45-62.
- Newman, K. S. (2012). *The accordion family: Boomerang kids, anxious parents, and the private toll of global competition*. Boston: Beacon

Press.

- Olofsson, J., Sandow, E., Findlay, A., & Malmberg, G. (2020). Boomerang behavior and emerging adulthood: moving back to the parental home and the parental neighbourhood in Sweden. *European Journal of Population*, Epub ahead of print.
- Payne, K. K. & Copp, J. (2013). Young Adults in the Parental Home and the Great Recession (FP-13-07). National Center for Family & Marriage Research, http://ncfmr.bgsu.edu/pdf/family_profiles/file126564.pdf.
- Roberts, C. (2020). Making GDP the focus of a post-coronavirus economy would be a mistake. <https://www.theguardian.com/commentisfree/2020/jun/03/post-coronavirus-economy-gdp-growth-green-economy-million-jobs>(검색: 2020.7.7.).
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1985). Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 39(1), 33-38.
- Shaw, J. D., Park, T., & Kim, E. (2013). A resource-based perspective on human capital losses, HRM investments and organizational performance. *Strategic Management Journal*, 34, 572-589.
- Smith, J. A., & Todd, P. E. (2005). Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?. *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305-353.
- Ward, R. A., & Spitze, G. (1992). Consequences of parent-adult child

- coresidence: A review and research agenda. *Journal of Family Issues*, 13(4), 553-572.
- White, L. (1994). Coresidence and leaving home: Young adults and their parents. *Annu. Rev. Social*, 20, 81-102.
- Whittington, L. A. & Peters, E. H. (1996). Economic incentives for financial and residential independence. *Demography*, 33, 82-97.
- WHO (2005). *Promoting mental health*. Geneva: WHO.

2020년 한국청소년정책연구원 발간자료 목록

기관고유과제

- 20-R01 청소년의 혐오표현 노출실태 및 대응 방안 연구 / 김영한·이유진·조아미·임성택
- 20-R02 청소년·청년 디지털 플랫폼노동 실태 및 대응방안 연구 / 유민상·최정원·이수정·장혜림
- 20-R03 Z세대 10대 청소년의 가치관 변화 연구 / 오해섭·문호영
- 20-R04 청소년활동의 사회적 가치 제고방안 연구 / 최용환·성유리·박윤수·김보경
- 20-R05 청소년지도자 양성시스템 재구조방안 연구 II: 청소년상담사를 중심으로 / 최창욱·좌동훈·이종원·남화성·정지희
- 20-R06 청년 사회·경제실태 및 정책방안 연구V / 김형주·연보라·배정희
- 20-R06-1 청년 사회·경제실태 및 정책방안 연구V - 전년도 공개데이터 심층분석연구 / 김형주·연보라·배정희
- 20-R06-2 청년 사회·경제실태 및 정책방안 연구V - 기초분석보고서 / 김형주·연보라·배정희
- 20-R07 국가 미래인적자원으로서 재외동포청소년 성장과 지원방안 연구 III / 김경준·김정숙·윤철경
- 20-R08 청소년 빅데이터 체계 구축 및 활용방안 연구 / 서정아·성윤숙·송태민
- 20-R08-1 청소년 빅데이터 체계 구축 및 활용방안 연구 데이터 분석 보고서 1_청소년 비만에 대한 비정형 빅데이터 연구 / 송태민
- 20-R08-2 청소년 빅데이터 체계 구축 및 활용방안 연구 데이터 분석 보고서 2_청소년 행복 결정요인에 대한 정형 빅데이터 연구 / 홍성효
- 20-R09 청소년의 주거권 실태와 보장방안 연구: 사회배제 관점을 중심으로 / 김지연·김승경·임세희·최은영
- 20-R10 2020 아동·청소년 권리에 관한 국제협약 이행 연구 - 한국 아동·청소년 인권실태: 총괄보고서 / 김영지·황세영·최홍일·이민희·김진호
- 20-R10-1 2020 아동·청소년 권리에 관한 국제협약 이행 연구 - 한국 아동·청소년 인권실태: 심화분석보고서 / 박한보·주경필
- 20-R10-2 2020 아동·청소년 권리에 관한 국제협약 이행 연구 - 한국 아동·청소년 인권실태: 기초분석보고서 / 김영지·황세영·최홍일

- 20-R11 지역사회 네트워크를 활용한 청소년 성장지원 정책 추진체계 구축 방안 연구 II / 최인재·강경균·송민경·조윤정·김가희
- 20-R12 2020 한국아동·청소년패널조사: 사업보고서 / 하형석·황진구·김성은·이용해
- 20-R12-1 2020 한국아동·청소년패널조사: 데이터분석보고서 / 김성은·황형석
- 20-R13 2020 다문화청소년 종단연구: 총괄보고서 / 양계민·장윤선·정윤미
- 20-R13-1 2020 다문화청소년 종단연구: 기초분석보고서: 1기패널 / 양계민·장윤선·정윤미
- 20-R13-2 2020 다문화청소년 종단연구: 기초분석보고서: 2기패널 / 양계민·장윤선·정윤미

협동연구과제

- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-82-01 학교 밖 청소년 지역사회 지원방안 연구 III: 질적패널 조사를 중심으로 / 김희진·장근영·이동훈·윤철경 (자체번호 20-R14)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-82-02 학교 밖 청소년 지역사회 지원방안 연구 III: 학교 밖 여성 청소년을 중심으로 / 오은진·장희영 (자체번호 20-R14-1)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-83-01 청년 핵심정책 대상별 실태 및 지원방안 연구 III: 청년 이직자 - 총괄보고서 / 김기현·신동훈·변금선·고혜진·신인철 (자체번호 20-R15)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-83-02 청년 핵심정책 대상별 실태 및 지원방안 연구 III: 청년 이직자 - 심층분석보고서 / 김기현·신동훈·고혜진·신인철 (자체번호 20-R15-1)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-84-01 청소년의 건강권 보장을 위한 정책방안 연구 II: 위기청소년 / 백혜정·임희진·송미경·김양희 (자체번호 20-R16)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-84-02 청소년의 건강권 보장을 위한 정책방안 연구 II: 위기청소년-국내·외 주요 법령 및 건강정책 분석 / 류정희·이상정·박선영·전민경 (자체번호 20-R16-1)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-84-03 청소년의 건강권 보장을 위한 정책방안 연구 II: 위기청소년 - 기초분석보고서 / 백혜정·임희진 (자체번호 20-R16-2)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-85-01 청소년 미디어 이용 실태 및 대상별 정책대응방안 연구 I: 초등학생 / 배상률·이창호·이정림 (자체번호 20-R17)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-85-02 청소년 미디어 이용 실태 및 대상별 정책대응방안 연구 I: 초등학생 - 해외사례 조사 / 정현선·심우민·윤지원·김광희·최원석 (자체번호 20-R17-1)
- 경제·인문사회연구회 협동연구총서 20-85-03 청소년 미디어 이용 실태 및 대상별 정책대응방안 연구 I: 초등학생 - 기초분석보고서 / 배상률·이창호 (자체번호 20-R17-2)

연구개발적립금

- 20-R24 위기청소년 현황 및 실태조사 기초연구 / 황여정·이정민
- 20-R24-1 위기청소년 현황 및 실태조사 기초연구: 예비조사 데이터분석보고서 / 황여정·이정민·김수혜
- 20-R25 10대 청소년 포럼 운영 / 모상현
- 20-R26 코로나 19 확산 및 이후 사회변화에 따른 청소년정책의 대응방안 / 김현철

수 시 과 제

- 20-R18 학생 인권교육을 위한 현장 실천 강화 방안 연구 / 이정민·이종원
- 20-R19 청년정책 평가체계 구축을 위한 기초연구 / 배정희·김기현
- 20-R20 가출청소년 지원 강화를 위한 청소년복지시설 재구조화 연구 / 황진구·김지연
- 20-R21 선거법 개정에 따른 청소년 정책 및 활동 지원 방안 연구 / 이창호
- 20-R22 청소년지도사 자격검정과목 개편 방안 연구 / 김경준·이종원·박정배
- 20-R23 학교밖청소년지원센터 운영모형 개발 / 김희진·백해정

수 탁 과 제

- 20-R27 청소년 비즈쿨 활성화를 위한 고교교육 정책 연계방안 연구 / 강경균·안재영·황은희
- 20-R28 청년정책 현황 진단 및 정책추진 실효성 제고 방안 연구 / 김기현·유민상·변금선·배정희
- 20-R29 (가칭)청양군 청소년재단 설립타당성 연구 / 김영한
- 20-R29-1 (가칭)청양군 청소년재단 설립타당성 연구(요약본) / 김영한
- 20-R30 2020년 학교폭력 예방교육 컨설팅 매뉴얼 / 성윤숙·양미석
- 20-R31 학교폭력 예방 어울림 기본 프로그램(5종)
- 20-R31-1 학교폭력 예방 어울림 기본 프로그램(초등학교 1~2학년용) / 성윤숙·서정아·장윤선·서고은·김성은
- 20-R31-2 학교폭력 예방 어울림 기본 프로그램(초등학교 3~4학년용) / 성윤숙·서정아·장윤선·서고은·김성은

- 20-R31-3 학교폭력 예방 어울림 기본 프로그램(초등학교 5~6학년용)/ 성윤숙·서정아·장윤선·서고은·김성은
- 20-R31-4 학교폭력 예방 어울림 기본 프로그램(중학교용) / 성윤숙·서정아·장윤선·서고은·김성은
- 20-R31-5 학교폭력 예방 어울림 기본 프로그램(고등학교용) / 성윤숙·서정아·장윤선·서고은·김성은
- 20-R32 2019 학교폭력 예방 어울림 프로그램 적용효과 분석 / 성윤숙·양미석
- 20-R33 지역단위 학교폭력 예방교육 프로그램 운영현황 및 적용방안: 회복적 생활교육을 중심으로 / 성윤숙·양미석
- 20-R34 2018~2019 학교폭력 예방교육 연구학교 결과보고서
- 20-R34-1 2018~2019 학교폭력 예방교육 연구학교 결과보고서(초등학교) / 성윤숙·이윤소
- 20-R34-2 2018~2019 학교폭력 예방교육 연구학교 결과보고서(중학교) / 성윤숙·이윤소
- 20-R34-3 2018~2019 학교폭력 예방교육 연구학교 결과보고서(고등학교) / 성윤숙·이윤소
- 20-R35 교육과정 기반 어울림 프로그램 운영 사례 / 성윤숙·이윤소
- 20-R36 어울림 자유학기 프로그램(5종)
- 20-R36-1 어울림 자유학기 주제선택 프로그램(놀러와! 어울림 세상) / 성윤숙·이선희·정미선·선보라·이혜옥·이윤소
- 20-R36-2 자유학기 프로그램 동아리활동 / 성윤숙·배은정·이윤소
- 20-R36-3 어울림 자유학기 교과연계 주제선택 프로그램(사회) / 성윤숙·선보라·이윤소
- 20-R36-4 어울림 자유학기 교과연계 주제선택 프로그램(도덕) / 성윤숙·이혜옥·이윤소
- 20-R36-5 어울림 자유학기 교과연계 주제선택 프로그램(국어) / 성윤숙·이선희·정미선·이윤소
- 20-R37 외국의 학교폭력 예방교육 정책 및 프로그램 동향 / 성윤숙
- 20-R38 서울특별시 청소년시설 종합성과평가 평가지표 개선 용역 / 김형주·김혁진·김정주
- 20-R39 제1차 청년정책 기본계획 수립 연구 / 김기현·유민상·변금선·배정희
- 20-R40 학교 안·밖 청소년정책 협력체계 구성 및 연계방안 연구 / 최창욱·좌동훈·남화성
- 20-R41 소년원학생 재범방지 통합프로그램 개발 연구 / 이유진
- 20-R41-1 꿈과 친구사이: 소년원학생 재범방지 통합프로그램 매뉴얼 / 이유진
- 20-R42 청소년 주도적인 활동지원을 위한 법률개정 방안 연구 / 최창욱·문호영
- 20-R43 보호종료아동 주거지원 통합서비스 사업 사례관리사 및 자립업무종사자 직무분석 연구 / 김지연·백해정·이상정
- 20-R44 2020년도 청소년 인터넷 건전이용제도 적용 게임물 평가 / 배상률·유홍식·김동일
- 20-R45 청소년 교육·문화공간 확충을 위한 지자체-교육청 협력 강화 방안 / 김영지·황세영·손진희·박명선·박종원·조기영
- 20-R46 2020년 청소년특별회의 정책과제 연구 / 최창욱·좌동훈

- 20-R47 농업인력 유입 확대를 위한 농촌 청소년 실태조사 / 오해섭·최홍일
- 20-R48 성남시 청소년시설 확충 및 개선 연구 / 황진구·남화성
- 20-R49 다함께돌봄센터 현장적용 프로그램 개발연구 / 황진구·좌동훈
- 20-R50 2020년 청소년수련시설종합평가 / 김경준·김영지·최창욱
- 20-R51 지역센터 관리운영을 위한 평가지표 개선방안 / 최용환·곽창규·이성규
- 20-R52 수원시 위기청소년 실태조사 연구 / 최용환·김보경
- 20-R53 2020 청소년방과후아카데미 효과·만족도 연구 / 양계민
- 20-R54 2020년 학교 내 대안교실 모니터링 연구 / 최인재·송원일·박지원
- 20-R55 2020년 대안교육 위탁교육기관 실태조사 연구 / 최인재·송원일·배수인
- 20-R56 복권기금 꿈사다리 장학생의 성장관리 및 성과측정 방안 연구 / 이정민·성유리·김혜원
- 20-R57 2020년 청소년 매체이용 및 유해환경 실태조사 / 김지연·김승경·백혜정·황여정
- 20-R57-1 2020년 청소년 매체이용 및 유해환경 실태조사(위기청소년 결과 분석) / 김지연·김승경·백혜정·황여정
- 20-R57-2 2020년 청소년 매체이용 및 유해환경 실태조사(부록: 기초통계결과표) / 김지연·김승경·백혜정·황여정
- 20-R58 지역사회 협력을 통한 직업계고 혁신 지원 방안 연구 - 특성화고 혁신지원 운영모형 개발 / 강경균·김영만·김용성
- 20-R59 지역아동센터 아동패널조사 2020 / 김희진·임희진·정윤미
- 20-R60 이주배경 아동·청소년 지원 지역기관 연계 시범사업 모니터링, 평가 및 모델 개발 / 연보라·최정원·김성은
- 20-R61 학업중단 현황 및 지원 방안 / 김성은·박하나·김현수
- 20-R62 환경 변화에 따른 후기청소년 정책 발전 방향 연구 / 장근영·김기현

세미나 및 워크숍 자료집

- 20-S01 2020년 학교폭력 예방교육 컨설팅단 워크숍(1.30)
- 20-S02 2019년 학교폭력 예방교육 운영학교 성과보고회(1.31)
- 20-S03 2020년 제28회 청소년정책포럼: 학교밖 청소년 취업 및 자립지원 방안(1.22)
- 20-S04 2019년 학교폭력 예방교육 어울림 프로그램 운영 우수사례집(1.31)
- 20-S05 제25차 NYPI 직원 역량강화 콜로키움: 강원국 교수의 매력적인 글쓰기 특강(4.23)

20-S06	제26차 NYPI 직원 역량강화 콜로키움: 김병완 작가의 쿼텀 독서법 및 책쓰기 특강 (4.21)
20-S07	2020년 제29회 청소년정책포럼: 학교 밖 청소년 규모 추정 방안(6.19)
20-S08	2020년 제30회 청소년정책포럼: 18세 선거권 이후 청소년 정치교육의 방향 및 과제(7.17)
20-S09	2020년 학교폭력 예방교육 컨설팅단 실무 역량 강화 연수(초등, 중등, 고등)(7.28)
20-S10	2020년 제31회 청소년정책포럼: 청소년정책 관련 법제도 개선 방향(7.28)
20-S11	제30차 NYPI 직원 역량강화 콜로키움: 플랫폼 노동의 미래를 묻다 <별점 인생>(8.5)
20-S12	2020년 학교폭력 예방교육 컨설팅단 상반기 성과보고회(8.11)
20-S13	제31차 NYPI 직원 역량강화 콜로키움: Z세대의 SNS 마켓에서의 소비자사회화 경험에 대한 현상학적 연구: 인스타그램을 중심으로(8.26)
20-S14	2020년 제32회 청소년정책포럼: 포스트 코로나 시대 청소년 활동과 정책의 방향(8.18)
20-S15	청소년 이슈 관련 네트워크 분석(8.25)
20-S16	2020년 제33회 청소년정책포럼: 학교 안밖 청소년 협력체계 구성 연계 방안(9.23)
20-S17	제32차 NYPI 직원 역량강화 콜로키움: 청소년의 혐오표현 노출실태 및 대응방안(10.6)
20-S18	2020년 대안학교 관리자 협의회 및 담당자 역량 강화 워크숍 (10.5)
20-S19	2020년 학교 내 대안교실 모니터링 위원 워크숍(10.5)
20-S20	2020년 제34회 청소년정책포럼: 코로나 시대 청소년 성장지원의 방향(10.21)
20-S21	2020 유로필로조피 서울 대회(11.12~13)
20-S22	2020년 미인가 대안교육시설 관리자 및 담당자 역량 강화 온라인 워크숍(11.13)
20-S23	제35차 청소년정책포럼: Z세대 청소년의 가치관 변화와 정책적 대응방안(11.18)
20-S24	2020년 학교폭력 예방교육 발전방안 포럼 (해외 사이버폭력 정책 동향 및 국내 사이버폭력 예방교육 방향 모색)(12.18)
20-S25	제3회 한일진로교육포럼(11.28)
20-S26	제9회 한국아동·청소년패널 학술대회 자료집(11.20)
20-S27	제36차 청소년정책포럼: 우리나라 한국아동·청소년의 삶은 어떠한가?(12.1)
20-S28	제37차 청소년정책포럼: 이주배경 아동·청소년의 지원 체계의 과제와 방향(12.8)
20-S29	제1차 10대청소년목소리포럼: 코로나로 세겨진 우울의 시대 우리의 꿈과 이상을 쏘다 -동고동락, 각양각색 청소년의 희망이야기(12.5)
20-S30	제38차 청소년정책포럼: 후기청소년 지원정책의 과제와 방향(12.17)
20-S31	제39차 청소년정책포럼: 청소년 매체이용 및 유해환경 실태조사 주요 결과와 과제(12.22)
20-S32	진로위기학생 유형별 진로교육 실천과제 성과보고회 자료집(11.27)

학 술 지

「한국청소년연구」 제31권 제1호(통권 제96호)

「한국청소년연구」 제31권 제2호(통권 제97호)

「한국청소년연구」 제31권 제3호(통권 제98호)

「한국청소년연구」 제31권 제4호(통권 제99호)

기타 발간물

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 119호: 대안교육 위탁교육기관의 질 제고 방안

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 120호: 청년 핵심정책 대상별 실태 및 지원방안 연구Ⅱ: 학교 졸업예정자

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 121호: 민간 위탁형 공립 대안학교의 운영 현황 및 발전 과제

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 122호: 국가 미래인적자원으로서 재외동포청소년 성장과 지원방안 연구

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 123호: 다문화청소년의 심리·사회적응 지원방안 모색

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 124호: 정보기술을 활용한 위기청소년 사회서비스 확충 방안

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 125호: 미래지향적 청소년관계법 정비 방안

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 126호: 「청년기본법」제정 전·후 정책형성의 성과와 한계, 그리고 앞으로의 과제

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 127호: 청년예술인 지위 및 권리보장을 위한 '예술 활동 증명' 기준의 적정성 검토

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 128호: 청년종합실태조사(안) 시행을 위한 조사 설계 방향

NYPI Bluenote 이슈 & 정책 129호: 정부 및 지자체 청년 정책참여 현황과 과제

NYPI Bluenote 통계 49호: 청소년 '일 경험' 제도 운영 실태 및 정책방안 연구Ⅱ: 대학교 실습학기제를 중심으로

NYPI Bluenote 통계 50호: '학교 밖 청소년'이 얼마나 있을까?

NYPI Bluenote 통계 51호: 청소년지도사 양성제도 관련 실태조사

NYPI Bluenote 통계 52호: 한국아동·청소년패널조사 2018 제2차년도 주요 조사 결과

연구에 도움을 주신 분들

◆ 집 필 진 ◆

이 정 민 (전북교육연구정보원)

백 승 희 (한국기술교육대학교)

정 병 삼 (육군3사관학교)

우 선 영 (한국교육개발원)

김 시 현 (고려대학교)

※ 위 집필진은 본 연구의 전년도 공개데이터 심층분석 연구공모에서 선정되었음

연구보고 20-R06-1

청년 사회·경제 실태 및 정책방안 연구 V

- 전년도 공개데이터 심층분석연구

인 쇄 2020년 12월 31일

발 행 2020년 12월 31일

발행처 **한국청소년정책연구원**
세종특별자치시 시청대로 370

발행인 김 현 철

등 록 1993. 10. 23 제 21-500호

인쇄처 (주)삼일기획 전화 044)866-3011

사전 승인없이 보고서 내용의 무단전재·복제를 금함.

구독문의: (044) 415-2125(학술정보관)

ISBN 979-11-5654-270-4 94330

979-11-5654-268-1 (세트)