



# 2020 한국노동패널 학술대회



일 시 2020년 12월 4일(금) 13:00~17:35

개최방식 **YouTube** 한국노동연구원   **LIVE** 온라인 생중계

주 최 한국노동연구원, 한국고용노사관계학회,  
한국노동경제학회, 한국사회보장학회, 한국사회학회,  
한국산업노동학회, 한국인구학회, 한국인사관리학회,  
한국재정학회, 한국조사연구학회



# 순서

12:50~13:00

진행준비

13:00~13:20

개회식

- ☑ **개회식** 배규식 (한국노동연구원 원장)
- ☑ **축사(동영상)** 이재갑 (고용노동부 장관), 강신욱(통계청장)
- ☑ **시상식** 대학원생논문경진대회 입상자

13:20~13:25

휴식

13:25~14:55

1 session

☑ **제1주제 부동산**

사회자: 송양민(한국사회보장학회장)

• **주택취득여부의 세대간 이동성에 관한 연구**

발표자: 이지은(한국노동연구원), 정세은(충남대학교)

토론자: 박종훈(한밭대학교)

• **주택가격과 자영업 선택**

발표자: 오세연(KAIST), 권현진(한국국방연구원)

토론자: 김형근(영산대학교)

• **고령가구의 주택유형: 아파트에 계속 거주할 것인가?**

발표자: 박동하(서울대학교), 김준형(명지대학교)

토론자: 성주한(창신대학교)

☑ **제2주제 교육**

사회자: 유홍준(한국사회학회장)

• **기술변화가 불평등에 미치는 영향**

발표자: 손창현(한국노동연구원)

토론자: 이해춘(성균관대학교)

• **한국노동패널조사(KLIPS) 교육력 자료 구축 방법 및 문제점 진단**

발표자: 고영우(한국노동연구원)

토론자: 최효미(육아정책연구소)

• **평생학습시대 도래에 비춰본 직업훈련 실태**

발표자: 박성재(한국노동연구원), 오민홍(동아대학교)

토론자: 권태희(한국고용정보원)

☑ **제3주제 만족도**

사회자: 신광영(중앙대학교)

• **임금근로자의 성격에 따른 직무만족도와 이직의 관계**

발표자: 옥지호(강원대학교)

토론자: 백유진(대한상공회의소)

• **주 52시간 상한제 시행 효과 분석 : 실근로시간, 임금, 삶의 만족도 영향을 중심으로**

발표자: 심재선(서울과학종합대학원), 김호현(서울과학종합대학원)

토론자: 김정우(한국노동연구원)

• **가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 관계연구: 교차지연 패널모형(CLPM)을 중심으로**

발표자: 이경호(서강대학교)

토론자: 박재춘(단국대학교)



14:55~15:00

휴 식

15:00~16:00

2 session

☑ 제4주제 가계소비

사회자: 박기백(한국재정학회)

• House Prices, Homeownership and Household Consumption in Korea

발표자: 이승윤(한국은행 경제연구원)

토론자: 장은종(한국은행 광주전남본부)

• 최저임금 인상의 가계소비 증대효과 분석

발표자: 김재호(한국노동연구원), 정주연(성균관대학교)

토론자: 전승훈(대구대학교)

☑ 제5주제 노동시장 I (복수일자리)

사회자: 김우영(공주대학교)

• 주 52시간 근무제 도입이 부업참여를 촉진시켰는가

발표자: 최형재(고려대학교), 임용빈(한국노동연구원)

토론자: 조동훈(한림대학교)

• 한국노동패널조사(KLIPS)를 활용한 복수일자리 보유자 근로실태 분석

발표자: 고영우(한국노동연구원)

토론자: 황규성(한신대학교)

☑ 제6주제 세대이동성/젠더

사회자: 유규창(한국인사관리학회장)

• 노동시장 이중구조와 출산의 기회비용

발표자: 최세림(한국노동연구원)

토론자: 최지은(정보통신정책연구원)

• 부모의 사회경제적 배경이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향에 관한 연구

발표자: 백승주(한국교육개발원), 김혜자(한국교육개발원), 김혜진(한국교육개발원)

토론자: 김민영(한국형사정책연구원)

16:00~16:05

휴식

16:05~17:35

3 session

☑ 제7주제 노동시장 II (노동시장 이행)

사회자: 정진호 (한국노동경제학회장)

• 주된 일자리 이탈 전후 노동시장 동학 연구

발표자: 남재량(한국노동연구원)

토론자: 조동훈(한림대학교)

• 생존분석을 통한 구직기간 결정요인 연구

발표자: 최지현(한국노동연구원)

토론자: 손종철(한국외국어대학교)

• 비임금근로 일자리 선택의 세대별 특성 분석

발표자: 김혜자(한국교육개발원), 백승주(한국교육개발원), 김혜진(한국교육개발원)

토론자: 송종운(울산과학기술원)

☑ 제8주제 노동시장 III (노동시장 성과)

사회자: 이장원(한국고용노사관계학회장)

• 근로자참여의식과 일자리의 관계

발표자: 이동진(한국기술교육대학교)

토론자: 표민호(KMAC)

• 우리나라 중소기업 생산기능직의 임금과 직무만족의 결정요인

발표자: 노용진(서울과학기술대학교), 박경원(한양대학교)

토론자: 황성수(한국직업능력개발원)

☑ 대학원생논문경진대회 우수논문 발표

사회자: 김유빈(한국노동연구원)

토론자: 김보민(경북대학교)

• 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향

발표자: 하정민(연세대학교)

• 한국의 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 분석

발표자: 권유진(이화여자대학교)

• 자녀 교육비 및 보육비 지출이 부모의 노동공급 탄력성에 미치는 영향 분석

- 한국노동패널조사 데이터를 이용하여

발표자: 김다윗(연세대학교)



# 목 차

## Session 1

### ☑ 제1주제 부동산

1. 주택취득여부의 세대간 이동성에 관한 연구 ..... 3  
이지은(한국노동연구원), 정세은(충남대학교)
2. 주택가격과 자영업 선택 ..... 23  
오세연(KAIST), 권현진(한국국방연구원)
3. 고령가구의 주택유형: 아파트에 계속 거주할 것인가? ..... 45  
박동하(서울대학교), 김준형(명지대학교)

### ☑ 제2주제 교육

1. 기술변화가 불평등에 미치는 영향 ..... 67  
손창현(한국노동연구원)
2. 한국노동패널조사(KLIPS) 교육력 자료 구축 방법 및 문제점 진단 ..... 77  
고영우(한국노동연구원)
3. 평생학습시대 도래에 비춰본 직업훈련 실태 ..... 95  
박성재(한국노동연구원), 오민홍(동아대학교)

☑ 제3주제 만족도

- 1. 임금근로자의 성격에 따른 직무만족도와 이직의 관계 ..... 117  
옥지호(강원대학교)
- 2. 주 52시간 상한제 시행 효과 분석 : 실근로시간, 임금, 삶의 만족도 영향을 중심으로 ..... 135  
심재선(서울과학종합대학원), 김호현(서울과학종합대학원)
- 3. 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 관계연구: 교차지연 패널모형(CLPM)을 중심으로 ..... 157  
이경호(서강대학교)

**Session 2**

☑ 제4주제 가계소비

- 1. House Prices, Homeownership and Household Consumption in Korea ..... 175  
이승윤(한국은행 경제연구원)
- 2. 최저임금 인상의 가계소비 증대효과 분석 ..... 185  
김재호(한국노동연구원), 정주연(성균관대학교)

☑ 제5주제 노동시장 I (복수일자리)

- 1. 주 52시간 근무제 도입이 부업참여를 촉진시켰는가..... 203  
최형재(고려대학교), 임용빈(한국노동연구원)
- 2. 한국노동패널조사(KLIPS)를 활용한 복수일자리 보유자 근로실태 분석 ..... 225  
고영우(한국노동연구원)

☑ 제6주제 세대이동성/젠더

- 1. 노동시장 이중구조와 출산의 기회비용 ..... 237  
최세림(한국노동연구원)
- 2. 부모의 사회경제적 배경이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향에 관한 연구 ..... 269  
백승주(한국교육개발원), 김혜자(한국교육개발원), 김혜진(한국교육개발원)

## Session 3

### ☑ 제7주제 노동시장 II (노동시장 이행)

1. 주된 일자리 이탈 전후 노동시장 동학 연구 ..... 287  
남재량(한국노동연구원)
2. 생존분석을 통한 구직기간 결정요인 연구 ..... 311  
최지현(한국노동연구원)
3. 비임금근로 일자리 선택의 세대별 특성 분석 ..... 343  
김혜자(한국교육개발원), 백승주(한국교육개발원), 김혜진(한국교육개발원)

### ☑ 제8주제 노동시장 III (노동시장 성과)

1. 근로자참여의식과 일자리의 관계 ..... 363  
이동진(한국기술교육대학교)
2. 우리나라 중소기업 생산기능직의 임금과 직무만족의 결정요인 ..... 381  
노용진(서울과학기술대학교), 박경원(한양대학교)

### ☑ 대학원생 논문경진대회 우수논문 발표

1. 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향 ..... 397  
하정민(연세대학교)
2. 한국의 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 분석 ..... 415  
권유진(이화여자대학교)
3. 자녀 교육비 및 보육비 지출이 부모의 노동공급 탄력성에 미치는 영향 분석  
- 한국노동패널조사 데이터를 이용하여 ..... 451  
김다윗(연세대학교)





[제1주제]

## 부동산



1. 주택취득여부의 세대간 이동성에 관한 연구
2. 주택가격과 자영업 선택
3. 고령가구의 주택유형: 아파트에 계속 거주할 것인가?



## 주택취득여부의 세대간 이동성에 관한 연구

이지은\*, 정세은\*\*

본 연구는 자녀가구의 주택 취득에 부모 가구의 자가 여부가 미치는 영향을 확인하고, 더 나아가 시대별, 지역별로 차이가 발생하는지 파악함으로써, 과거에 비해 세대간 이동성이 더욱 낮아져 불평등이 심화되고 있음을 밝히는 목적을 가지고 있다. 이를 위해 노동패널자료를 이용하여, 카플란마이어 생존곡선과 콕스비례위험분석을 수행하였다. 분석 결과, 자녀의 주택 취득기간에 영향을 미치는 요인으로는 자녀가구의 가구주연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부와 가구총소득이었다. 자녀의 주택취득 확률이 부모가 자가인 경우가 그렇지 않은 경우보다 1.7446 배 높았다. 분가지점을 1999~2005년, 2006~2012년으로 구분하여 분석한 결과, 부모의 자가 여부 위험비가 전기에는 1.5766, 후기에는 2.3136로 나타나, 과거에 비해 최근이 부모가 자가인 경우가, 자녀가 주택을 취득할 확률이 더 높아졌음을 알 수 있었다. 지역별로는 수도권이 1.7055, 비수도권은 1.6574로, 수도권에서의 자녀의 주택취득여부에 부모의 자가 여부가 더 큰 영향을 미치고 있었다. 주택을 구입하는데 있어, 자녀 본인의 취업상태나 소득, 맞벌이 여부는 영향을 미치지 못하고, 결혼여부와 부모의 자가 여부가 주요한 요인이라는 것은 한국사회의 부의 대물림의 심각성을 드러낸 것이라 생각된다. 이에 자녀의 주택 취득 가능성에 대한 부모의 영향력은 과거에 비해 현재 더욱 커지고 있어, 자산의 세대간 이전이 더욱 심하게 일어나고 있음을 증명하였다. 출발과 과정에서 공평한 기회를 보장하는 공정사회를 실현하기 위해서는, 부모와 자녀의 부의 대물림을 극복할 사회적 대안이 필요하며, 본 연구가 그 초석이 되길 기대한다.

주요용어 : 주택취득, 부동산, 분가가구, 수도권, 세대간 이동성, 생존분석, 콕스비례위험모형, KLIPS

---

\* 한국노동연구원 전문위원(lee332@kli.re.kr), 충남대학교 경제학과 박사수료

\*\* 충남대학교 경제학과 교수(jseeun@cnu.ac.kr)

## 1. 서론

우리 사회의 가장 심각한 문제를 꼽으라면 그것은 불평등일 것이다. 불평등은 한 개인이 노력해서 해결할 수 있는 문제가 아니라, 그 개인이 속한 사회 전반의 구조적 문제이다. 불평등은 소득, 재산, 직업, 건강, 시간, 지역, 권력, 명예, 기회 등 다양한 영역에 존재한다. 불평등은 ‘기회의 불평등’과 ‘소유의 불평등’으로 구분할 수 있다. 기회의 불평등은 어떤 일을 할 수 있는 권리와 자격, 기회 등이 차별적으로 주어지는 현상을 말한다면, 소유의 불평등은 재산이나 권력 등을 갖고 있는 정도의 차이를 말한다(김호기, 2020). 그러나 현실에서는 교육 기회의 불평등이 결국 낮은 임금의 비정규직 일자리로의 취업을 거쳐, 무주택자의 삶을 살게 하는 소유 불평등으로 이어지기 때문에, 그 둘은 상호작용을 통해 불평등을 증폭시킨다. OECD(2018)는 전 세계적으로 이미 불평등이 고착화 되었으며, 낮은 계층에서 높은 계층으로 이동하는 사다리는 부러졌다고 진단하였다. 특히 한국은 계층 이동이 가장 낮은 국가로 분류되었다.

‘흙수저’, ‘금수저’는 우리나라 청년 세대들의 감성적인 이야기가 아니라 현실을 정확하게 반영한 것이다. 생애 전반에서 발생하는 불평등은 세대간 이동성(inter-generational mobility)의 관점에서 설명할 수 있다. 세대간 이동성이란 부모세대와 자녀세대간의 사회 계층적 위치 변화를 말한다. 세대간 이동성이 낮다는 것은 부모세대의 직업이나 소득 등의 사회적 계층이 자녀세대에 그대로 이전되어 유사한 사회적 지위를 갖는 것을 말한다. 즉, 전문직 일자리에 높은 소득을 가진 부모는 자녀에게 양질의 사교육을 제공함으로써, 교육의 성과를 높이고, 이후 자신과 유사한 사회적 지위를 갖도록 유도한다는 것이다. 또한 상속이나 증여라는 합법적인 제도를 통해 금융자산이나 부동산을 자녀에게 물려주며, 부의 대물림을 시도한다. 결국 부유하지 못한 가정에서 자란 자녀와의 경제적 격차를 더욱 크게 한다. 이철승·정준호(2018)은 ‘자산’의 세대간 이전이 더 높은 소득을 위해 행하는 교육 투자와 같은 ‘기회’의 세대간 이전보다 더 노골적인 부의 재생산 과정이라고 하였다.

세대간 이동이 낮은 사회는 국가적으로는 인적 자본의 낭비와 오용을 초래하고, 개인적으로는 ‘노오력’을 통해 자신의 삶이 부모보다 좋아질 것이라는 희망을 품지 않게 한다. 이와 함께, 우리 사회는 진학, 취업, 결혼, 내집 마련, 승진, 퇴직 등 생애 전환 사건들에 대해 ‘성공과 실패’의 의미를 정의하고 있다(Levy, 2009; 신진욱·이민아, 2014). 세대간 이동성과 ‘성공과 실패’의 관점에서 주택을 소유한다는 의미는 단순한 주거 목적을 넘어서 계층적 특성을 갖는다.

최근 주택가격이 급등하면서, 자신의 소득만으로 주택을 구입하는 것은 불가능해 보인다. 가족주의가 강한 한국에서는 자녀의 결혼을 계기로 주택마련을 위한 경제적 지원을 하는 경우는 과거부터 흔히 발생해왔다. 그러나 과거에 비해 현저하게 오른 주택가격은 주택취득에 대한 부모의 영향력을 강화시켰을 것이라 생각된다. 현존하는 불평등의 문제보다 중요한 문제는 그 불평등이 더욱 증가하고 있다는 현실 인식이다. 이에 본 연구는 주택취득을 중심으로 세대간 이동성의 문제가 시간이 지날수록 악화되고 있음을 분석하고자 한다.

## II. 선행연구 고찰

### 1. 선행연구 고찰

분가한 자녀의 주택 취득은 단순한 자산 증식의 관점이 아니라 생애과정 경로로 접근하여야 한다. 생애과정 경로는 “사회 전반에 걸쳐서 개인과 집단들이 따르는 교육, 노동, 가족, 주거의 궤적”(신진욱·이민아, 2014)이기 때문에, 주택 취득 또한 삶 전체에 영향을 미치는 중요한 요인이다.

자녀가 주택을 구입하는 과정에서 자산의 세대간 이전이 가장 많이 일어나며, 부모의 도움을 받은 자녀는 그렇지 못한 사람들에 비해, 주택 취득까지의 기간을 단축시킬 것이다. 첫 번째 주택 구입에 대한 부모의 도움은 일회성으로 끝나는 것이 아니라, 이후 더 수준 높은 주택을 구입하는데 필요한 자산의 축적에까지 영향을 미칠 것이다.

자녀의 주택과 부모의 주택과 관련된 연구들은 해외에서는 주요 의제로 다뤄지고 있다. 마강래·권오규(2013)는 해외 연구들에서 주택소유의 사회적 전이현상을 네가지 이유로 구분하였다. 첫째, 부모가 자가인 경우, 자녀의 주택구입을 보조할 확률이 높다. 둘째, 많은 부모들은 자녀들과 인접한 지역에 거주하고 있으며, 인접한 지역은 유사한 주택시장형태가 존재한다. 그렇다면, 부모와 자녀는 유사한 주택점유형태를 보일 확률이 높다. 셋째, 사회적·경제적 지위가 높은 부모는 자녀에게도 높은 사회·경제적 지위를 물려주고자 하며, 주택은 사회·경제 지위의 부산물이다. 넷째, 자녀들은 부모의 사회 경제적 지위를 닮아가거나, 이 이상을 성취하고자 하는 강한 동기가 있기 때문에 유사한 주택점유형태를 가질 것이다.

이와 관련된 국내 연구들은 외국에 비해 제한적이긴 하지만, 자녀의 주택과 부모의 주택 또는 부모 자산의 관계에 주목한 연구들이 있다. 마강래·권오규(2013)는 세대간 주택자산 전이가 어떠한 요인에 영향을 받는지에 대하여 노동패널 자료를 이용하여 분석하였다. 자녀세대의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인 분석을 위해 다항로짓 모형을 이용하였다. 그 분석 결과, 부모세대와 자녀세대의 주택자산의 규모와 점유형태가 유사하게 나타나는 현상, 즉 주택자산의 세대간 이동성이 낮게 나타났다고 하였다. 즉 부모가 자가인 경우, 자녀는 월세에 비해 자가일 확률이 더 높고, 부모가 전세인 경우, 자녀는 월세에 비해 자가나 전세일 확률이 더 높은 것으로 나타났다.

신진욱·이민아(2014)은 분가가구의 자가 취득 성공 여부에 영향을 미친 계층적 요인과 출신 가구의 영향을 분석했다. 노동패널 자료를 이용하여, 다수준 이산형 사건사 분석을 시도하였다. 연구 결과, 첫째, 분가가구의 근로소득과 출신가구의 근로소득 및 부동산 소득이 자가 취득 여부에 가장 강한 영향을 미친 것으로 나타났다. 둘째, 가구주의 연령대가 높아질수록 분가가구의 근로소득 뿐 아니라 출신가구의 소득수준이 미치는 영향이 컸다.

강은택·안아림·마강래(2017)은 부의 대물림 정도를 노동패널 자료를 이용하여, 부동산 자산과 소득을 중심으로 회귀분석 하였다. 분석결과 첫째, 분가 시점에서의 소득과 부동산 자산 각각의 부의 대물림은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 분가 이후 시계열 변화에 따른 소득과 부동산 자산의 대물림 패턴은 차이를 보이는 것으로 분석되었다. 소득 세대간 이동성은 시간 변화에 통계

적으로 유의하지 않은 반면, 부동산 자산의 경우에는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 부동산 자산의 세대간 이동성은 시간이 지남에 따라 그 영향력이 더욱 커진 것으로 분석되었다.

김주영·유승동(2015)은 자산기반복지모델에 기반하여, 부모세대와 자녀세대간의 주택점유형태의 상관성을 노동패널 자료를 이용하여 이항 로짓 모형으로 분석하였다. 분가가구의 가구주의 연령이 높을수록, 자영업에 종사할수록 자가를 선택하는 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 부모 변수 중에서는 부모가구의 자가 여부 변수만 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다.

이길제(2016)는 부모가구의 순자산이 자녀 신혼가구의 거주 부동산 자산에 영향을 미치는가를 분석하기 위해 노동패널 자료를 이용하여 다중회귀분석과 경로분석을 수행하였다. 다중회귀분석 결과 신혼가구의 거주부동산자산은 부모 순자산과 양(+)<sup>1</sup>의 상관관계를 갖는 것으로 나타나, 자녀가 결혼할 때 부모로부터 주택마련 지원금을 받는 형태로, 자산의 세대간 이전이 존재한다고 볼 수 있었다. 경로분석을 통해서도 부모의 순자산이 자녀의 거주부동산 자산에 직접적으로 영향을 미치는 ‘물질적 도움’의 경로의 효과가 더 강하게 나타났다. 즉 자녀의 교육수준과 소득수준에 영향을 미쳐 거주부동산자산을 증가시키는 ‘사회화’ 효과보다는 직접적인 도움을 통해 자산의 세대간 이전이 발생하고 있는 것을 밝혔다.

## 2. 본 연구의 차별성 및 연구 질문

본 연구는 기존의 선행연구들과 비교하여 다음과 같은 차별성을 갖는다. 기존 연구들을 통해 자녀의 주택취득에 부모의 소득이나 자산의 규모, 주거형태 등이 영향을 미치는 것을 확인하였다. 그러나 기존 연구들은 부의 대물림이 심화되고 있는 한국의 현실, 과거와 달리 주택 가격이 폭등하고 있는 시대적 현실을 반영하지 못하였다. 주택 가격이 높아질수록, 자녀들이 자신의 힘의 주택을 구입하는 일은 점점 어려워질 것이 자명하다. 그렇다면, 자녀의 주택취득에 대한 부모의 영향력은 과거에 비해 더 커졌을 것인지 규명하는 일이 필요하다. 또한 금융자산과 달리 부동산자산이라고 할 수 있는 주택은 지역 조건이 매우 중요하다. 높은 주택가격이 형성되어있는 있는 수도권과 상대적으로 주택가격이 낮은 비수도권에서 자녀의 주택취득에 대한 부모의 영향력은 차이가 발생할 것이라 생각된다.

본 연구의 질문은 다음과 같다.

*질문 1. 자녀의 주택취득에 부모의 자가 여부가 영향을 미칠 것인가?*

*질문 1-2. 자녀의 주택취득에 부모의 자가 여부가 미치는 영향 정도는 분가시점에 따라 다를 것인가?*

*질문 2. 지역별로 자녀의 주택취득여부에 부모의 자가 여부의 영향정도는 다를 것인가?*

### III. 분석자료 및 기초통계량

#### 1. 분석자료 및 변수

본 연구는 청년가구의 주택취득에 미치는 부모가구의 영향 정도를 추정하는 것으로, 한국노동패널자료(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS라 함)를 사용하였다. KLIPS는 1998년 도시거주 5,000가구와 그 가구원을 대상으로 조사를 시작하여, 매년 추적 조사하고 있는 패널조사이다. 2009년 1,415가구의 표본 추가로 도시중심의 조사에서 전국단위조사로 확대되었다. 2018년 5,044가구의 표본 추가로 표본이 대폭 증가하여, 현재 11,720가구, 23,225명이 조사되었다<sup>1)</sup>.

<표 1> 년도별 분가가구 분포 및 분석표본 사례수

(단위: 가구, %)

연도	전체 응답가구	전체 분가가구	부모로부터 분가한 자녀가구(누적)	부모로부터 분가한 자녀가구 (당해년도)	분가당해년도 주택취득	분가후 5년내 주택취득 <sup>1)</sup>	분가후 10년내 주택취득 <sup>2)</sup>
1998	5,000	-	-	-	-	-	-
1999	4,507	129	100	100	22.0	41.0	58.0
2000	4,266	222	161	91	18.7	45.1	58.2
2001	4,248	382	274	132	9.8	40.2	47.7
2002	4,298	500	360	112	17.9	51.8	60.7
2003	4,592	730	500	172	18.0	46.5	59.3
2004	4,761	899	628	167	19.2	43.1	55.7
2005	4,849	1,027	723	144	22.9	49.3	58.3
2006	5,001	1,181	833	155	24.5	50.3	60.7
2007	5,069	1,294	913	147	18.4	40.8	53.1
2008	5,116	1,406	999	138	21.0	45.7	57.3
2009	6,721	1,648	1,172	236	21.2	40.7	53.4
2010	6,683	1,802	1,299	220	21.4	39.1	-
2011	6,686	1,924	1,406	159	28.3	47.2	-
2012	6,753	2,018	1,482	133	29.3	50.4	-
2013	6,785	2,110	1,556	154	22.7	46.1	-
2014	6,838	2,208	1,622	116	27.6	45.7	-
2015	6,934	2,345	1,732	136	19.9	-	-
2016	7,012	2,469	1,817	121	16.5	-	-
2017	7,066	2,578	1,909	116	16.4	-	-
2018	7,090	2,669	1,975	114	21.9	-	-
2019	7,118	2,760	2,028	108	26.9	-	-
합계	127,393	32,301	23,489	2,971	21.2	44.8	56.3

주: 1) '분가후 5년내'는 관찰시점이 5년이 필요하여, 1999~2014년도 분가가구를 대상으로 분석

2) '분가후 10년내'는 관찰시점이 10년이 필요하여, 1999년~2009년도 분가가구를 대상으로 분석

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

1) 본 연구는 분가이후 주택취급까지의 기간을 분석하는 것으로, 2018년 추가 표본은 분가 1년차까지만 조사되어, 분석에서 제외하였음.

KLIPS는 가구패널 조사로 기본적으로 가구를 추적조사한다. 1998년 최초 조사 당시에 조사했던 원가구를 추적하면서, 원가구에 속해있던 원가구원이 결혼이나 취업 등의 이유로 분가를 할 경우, 새로운 분가가구가 생성되며, 그 분가가구도 추적하여 조사한다. 따라서 본 연구의 목적인 부모의 자녀 주택취득 영향 정도를 파악하기에 KLIPS는 매우 유용한 자료이다. 부모 가구와 분가한 자녀 가구의 가구정보와 부모와 자녀의 개인 정보가 모두 파악되기 때문에, 부모세대와 자녀세대를 함께 분석 할 수 있다.

KLIPS에서 부모가구와 부모와 함께 살다가 분가한 자녀가구를 결합하여 자료를 구성하였다. KLIPS는 2차년도부터 22차년도까지 21년 동안 매해 약 150가구정도가 평균적으로 분가하고 있다. 이들 분가가구에는 부모로부터의 분가뿐만 아니라, 형제자매나 친인척과 함께 살다가 분가하는 경우도 포함된다. 본 연구는 부모와 자녀의 관계를 파악하는 것으로 부모로부터의 분가가 아닌 경우는 제외하고, 순수하게 부모 자녀사이에서 발생한 부모-자녀 가구쌍을 선택하였다.

본 연구에서 사용될 순수 부모-자녀 가구 표본은 총 23,489개 이고, 가구 기준으로 보면 2,971가 구이다. 본 연구의 주제인 주택취득 여부를 살펴보면, 분가당해년도 주택취득비율은 평균 21.2%, 분가 후 5년내 주택취득비율은 평균 44.8%, 분가 후 10년내 주택취득비율은 평균 56.3%이다. 주택 취득비율은 과거부터 최근까지 큰 차이를 보이지는 않는다(<표 1> 참조).

## 2. 연구방법론

본 연구는 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향에 대해 밝히는 것으로, 생존분석을 시도하였다. 생존분석(Survival Analysis)은 연구자가 관심이 있는 어떤 사건(event)이 발생할 때까지의 시간(time) 자료가 주어진 경우에 사용된다. 초기에는 주로 의학 분야에서 사용되는데, 환자 특성에 따른 생존률 차이, 치료방법에 따른 환자의 생존기간 차이 등의 연구를 진행한다. 의료 분야 뿐만 아니라, 개인의 특성에 따른 결혼생활 유지기간, 입사후 퇴직에 영향을 미치는 요인, 새로운 방법으로 개발된 전구와 기존 방법으로 제조된 전구의 수명의 차이 비교 등 사회 경제적인 연구에서도 많이 사용되고 있다(송경일, 2006).

생존분석에 사용되는 자료는 사건 발생이 불확실한 경우들이 발생하는데, 이러한 자료를 중도절단자료(censored data)라고 한다. 중도절단 양상은 크게 세가지로 나눌 수 있다. 첫째, 유형-I 중도절단(type-I censoring)으로, 연구기간을 미리 정해놓은 상태에서, 환자가 사망하기 전에 연구를 종료하는 경우로, 이 경우에는 생존 중에 연구가 중단되어 생존기간이 절단된다. 둘째, 유형-II 중도절단(type-II censoring)은 사건이 관측되는 개체수를 미리 정해놓고, 개체수가 채워지면 실험을 중단하는 경우로, 이 경우에도 생존기간이 절단된다. 셋째, 유형-III 중도절단(random censoring)으로, 연구 도중 여러 가지 이유로 중간에 탈락하여 사결 발생 결과를 모르는 경우이다(김상문, 2011). 본 연구에서는 KLIPS 자료를 이용하여, 분가이후 주택구입까지 걸리는 기간을 분석하는 것으로, 분가이후 2019년 조사당시까지 주택을 취득하지 못하여 미래 사건발생여부를 알 수 없는 유형 I 중도절단과, 조사기간동안 이사나 조사거절 등의 이유로 2019년 조사 이전에 탈락한 유형-III



중도절단이 발생한다.

본 연구는 생존분석 중 카플란마이어분석(Kaplan-Meier Method)와 콕스비례위험모형(Cox proportion hazards model)을 사용하였다. 카플란마이어 분석방법은 사건이 관측되는 시점마다 생존율을 계산하므로, 중도절단 자료를 분석하는 데 유용하다. 어떤 환자의 관찰기간이 중도절단 되었더라도 하더라도, N번째 사망 사건의 관찰기간 보다 길었다면, 이는 N번째 사망이 일어난 시점인 t까지는 분명 생존하였으므로, 생존율 계산에 반영된다. 그러나 N번째 사망 사건 관찰기간보다 짧았다면, 생존율이나 사망률에 미친 영향이 없으므로 계산에서 제외된다(송경일, 2006). 따라서 카플란마이어 생존함수는 부모의 자가 여부에 따라 자녀의 주택 취득 정도가 달라지는지를 검증할 수 있는 장점이 있다. 그러나 카플란마이어분석 생존함수는 단지 사건이 발생했는지 여부만 염두에 두기 때문에 사건 발생에 영향을 미치는 변수를 고려하지 못하는 한계가 있다. 즉 분가 이후 주택 구입까지의 기간 동안 본 연구에서 보고자하는 부모의 사회 경제적 위치 외에도 자녀 본인의 취업이나 결혼, 결혼이후 맞벌이 여부 등 여러 가지 요인에 영향을 받을 수 있지만, 카플란마이어 분석은 다른 요인에 의한 결과를 통제할 수 없는 단점이 있다. 이에 주택구입의 영향 요인을 분석하는데 콕스비례위험모형을 추가적으로 사용하고자 한다.

콕스모형은 중도절단 자료에서 사용되는 회귀분석 방법론이며, 로지스틱회귀분석(logistic regression)을 이용한 모형이다. 콕스모형이 생존시간 자체에 초점을 두었다면, 로지스틱회귀모형은 사건발생여부에 초점을 둔 차이가 있다. 추정기간이 짧거나, 전체 자료 수에 비해 사망한 수가 적은 경우는 회귀계수의 추정값이 비슷하겠지만, 두 집단의 중도절단 된 분포의 차이가 심하다면 로지스틱 회귀모형에 의한 추정치는 편의를 가지게 된다(송경일, 2006). 따라서 본 연구에 사용된 자료가 20년 동안에 걸쳐 조사된 패널자료라는 점과 표본의 주택취득비율이 약 50%임을 감안하면, 콕스비례위험모형이 본 연구에 더 적합한 모형이라 생각된다.

본 연구는 분가이후 주택을 취득하는 사건(event)과, 분가이후 주택을 취득하기 까지 기간(spell)이 분석단위가 된다(김난주, 2016). 생존분석에서 가장 중요한 개념은 위험률(hazard rate)이다. 생존분석에서 위험이란, 두 시점이 있다고 할 때 시작 시점이 되기까지 사건을 겪지 않았다는 조건 아래, 두 시점 사이에 사건이 일어날 확률을 두 시점의 시간 길이로 나눠 준 것으로, 그 기간이 0에 가까워 질 때의 순간 측정치이다. 분가 시점부터 주택 취득까지 걸린 기간은 다음과 같은 위험함수를 따른다(김현식, 2017).

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} \quad (\text{식 1})$$

콕스비례위험모형의 식은 다음과 같다(Cox(1972); Cleves, Gloud and Marchenko(2016)).

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) \quad (\text{식 2})$$

$h(t)$ 는 시간  $t$ 에서의 위험을 뜻하며,  $h_0(t)$ 는  $t$ 시기의 기본위험(baseline hazards)이다. 이는 설

명변수인  $x_1, x_2, \dots, x_n$ 이 모두 0의 값을 가질 때의 위험이다.  $\beta$ 는 예측변인의 계수로, 0보다 클 때 사건이 일어날 확률이 증가하는 것으로 해석하고,  $\beta$ 가 0보다 작을 때는 사건이 일어날 확률이 감소하는 것으로 해석할 수 있다(전현정이정민·백승희, 2020). (식 2)를 살펴보면, 설명변수들의 값이 변하면서,  $t$ 시기의 위험인  $h(t)$ 가 비례적으로 변한다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 간단하게 설명하기 위해 설명변수가 취업( $x_1$ )과 결혼( $x_2$ ) 두 개라고 설정하고, 취업을 했으면 1, 그렇지 않다면 0의 값을 갖는다고 가정해 보자. 이 경우 다음으로 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \text{취업을 한 경우} & : (h(t)|x_1 = 1) = h_0(t)\exp(1*\beta_1 + \beta_2x_2) \\
 \text{취업을 하지 않은 경우} & : (h(t)|x_1 = 0) = h_0(t)\exp(0*\beta_1 + \beta_2x_2) \\
 \frac{(h(t)|x_1 = 1)}{(h(t)|x_1 = 0)} & = \frac{h_0(t)\exp(1*\beta_1 + \beta_2x_2)}{h_0(t)\exp(0*\beta_1 + \beta_2x_2)} = \exp(\beta) \quad (\text{식 3})
 \end{aligned}$$

즉, 각 변수의 계수는 변수의 값이 한 단위 변할 때 위험이  $\exp(\beta)$ 배가 된다. 이렇게 위험이 비례적으로 변하는 특성으로 인해 비례위험모형이라고 알려져 있다(김현식, 2017).

본 연구의 설명변수는  $x_i$ 는 자녀 가구의 가구주의 연령, 취업여부, 결혼여부, 맞벌이여부, 가구소득, 가구부채, 부모가구의 자가 여부, 가구소득, 자산이다.

단, 콕스비례위험모형은 위험비(hazard ratio)가 시간에 따라 일정하다고 가정한다는 점에 주의해야 한다. 예를 들어, 암치료를 10년동안 받고 있는 집단이 있다고 가정하자. 치료를 받지 않는 집단의 사망 위험이 치료를 받는 집단의 사망 위험을 보다 두배(hazard ratio=2) 높다고 하면, 관찰시점이 1년 후이든, 2년 후이든 어느 시점에서든 동일하게 사망 위험률이 두 배 이어야 한다는 것을 의미한다. 즉 만약 시점마다 위험률이 다르다면, 비례위험가정(proportional-hazards assumption)의 성립을 실패하였기 때문에 콕스 모형을 사용할 수 없다(Allison, 2014). 따라서 비례위험성 가정 성립여부를 반드시 검증하여야 한다(Grambsch and Therneau, 1994).

통계분석은 STATA 16.0을 사용하였다.

### 3. 변수

분석에 사용되는 변수는 <표 2>와 같이 정의할 수 있다. 종속변수는 주택취득여부와 주택취득까지 기간이다. 주택취득은 1, 취득하지 못하면 0을 부여하였다. 주택취득까지 기간은 분가이후 주택취득까지 걸린 기간으로 연 단위이다. 주택을 취득하지 못한 가구는 조사 과정에서 추적에 실패하여, 표본에서 탈락한 임의중도절단(random censoring)과 분가이후 2019년 조사 당시까지 주택을 구입하지 못하고 있는 우측중도절단(right-hand censoring)이 포함된다. 자료를 구성할 때는 주택을 구입한 표본은 구입당시의 가구원 및 가구의 특성을 적용하였다. 주택을 취득하지 못하고, 조사가 중단되거나, 조사는 계속진행되었으나 조사당시까지 주택을 구입하지 못한 중도절단된 표본은

관찰된 마지막 시점의 가구 및 가구원의 상태를 적용하였고, 주택취득까지 기간은 분가시점부터 조사시점까지로 하였다.

자녀가구의 개인 특성은 가구주 연령, 가구주 취업여부, 결혼여부, 맞벌이 여부가 사용되었다. 가구 특성인 가구 총소득은 노동패널 설문 문항에 따라 근로소득, 금융소득, 사회보험소득 이전소득, 기타소득을 모두 더하여 생성하였다. 총부채는 금융기관부채, 비금융기관부채, 개인적으로 빌린돈, 전세금·임대보증금 받은 돈, 미리 타고 앞으로 부쳐야 할 계, 기타부채를 모두 더한 것이다. 거주지역은 수도권과 비수도권으로 구분하였다. 수도권은 서울, 경기, 인천을 포함한다.

부모가구의 개인특성은 자가 여부, 가구총소득, 가구총자산이다. 가구총소득은 자녀가구 총소득과 마찬가지로 방법으로 생성하였다. 가구 총자산은 금융자산과 거주 부동산자산(시가), 비거주 부동산자산(시가)을 더해서 생성하였다.

가구총소득, 가구총부채, 가구총자산 등의 금액변수는 소비자 물가지수를 이용하여 실질화하고, 해당 가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화 하였다.

<표 2> 분석 변수의 조작적 정의

구분	세분류	변수	설명	
종속		주택 취득 여부	0: 비주택취득 / 1: 주택취득	
		주택취득까지 기간	분가시점부터 주택취득까지 기간(년기준)	
독립 <sup>1)</sup>	자녀 가구	개 인 특 성	가구주 연령	가구주 연령
			가구주 취업여부	0: 미취업 / 1: 취업
			결혼	0: 미혼 / 1: 결혼
			맞벌이	0: 맞벌이 아님 / 1: 맞벌이
	가 구 특 성	가구 총소득 <sup>2)</sup>	작년한해 가구 총소득	
		가구 총부채	조사시점 가구 총부채	
		거주지역	0: 비수도권 / 1: 수도권(서울, 경기, 인천)	
	부모 가구	자가 여부	0: 비자가 / 1: 자가	
		가구총소득 <sup>1)2)</sup>	작년한해 가구 총소득	
		가구총자산 <sup>1)2)</sup>	조사시점 당시 총자산	

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화함

2) 독립변수는 주택취득자가구는 주택취득 당시 기준으로, 주택을 취득하지 못한 가구는 마지막 관찰시점을 기준으로 구성함.

## IV. 연구 결과

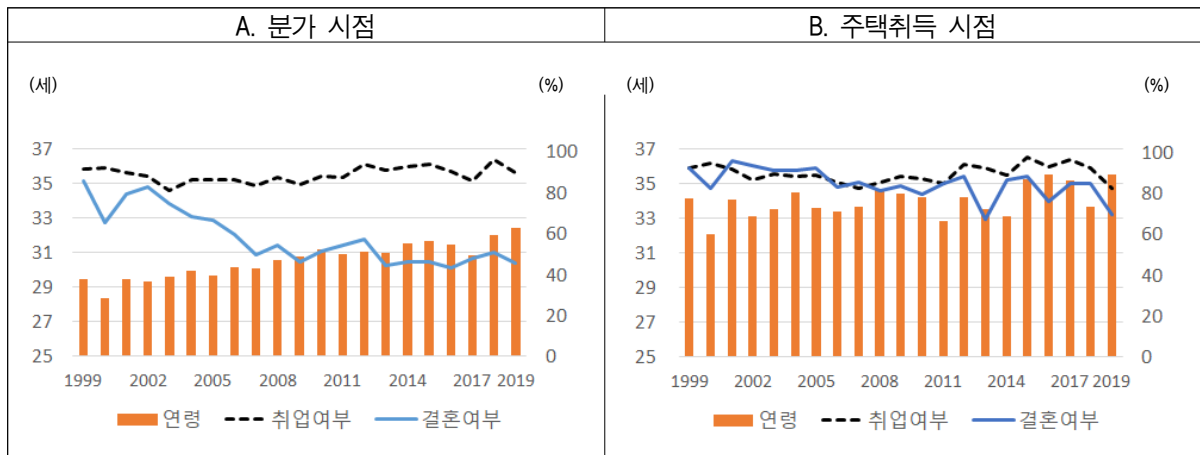
### 1. 기초 분석

본 연구는 자녀의 주택 취득과 부모의 자가 여부의 관계를 밝히고자 하는 것이다. 이에 앞서 [그림 1]에서 표본의 연도별 자택 취득현황을 살펴보았다. 분가당시 연령은 1999년 29세에서 2019년 32세로 약 3세정도 증가하였고, 취업여부는 20년동안 거의 비슷하게 약 90%였다. 결혼 상태는 20년전 약 86%에서, 2019년 현재 46%로 낮아져, 과거에는 결혼을 계기로 분가하는 경우가 많았으나, 현재는 결혼과 무관하게 분가하는 경우가 많아졌다고 추측할 수 있다.

주택을 취득할 시점을 기준으로 보면, 연령과 취업은 1999년부터 2019년까지 거의 비슷하고, 결혼은 소폭 감소한 것으로 보인다. 이는 과거에 비해 비혼자가 많아져 결혼과 무관하게 주택을 취득하는 경우가 많아졌기 때문이라고 생각된다.

[그림 1] 연도별 분석 표본의 특성(분가시점과 주택취득시점 비교)

(단위: 세, %)



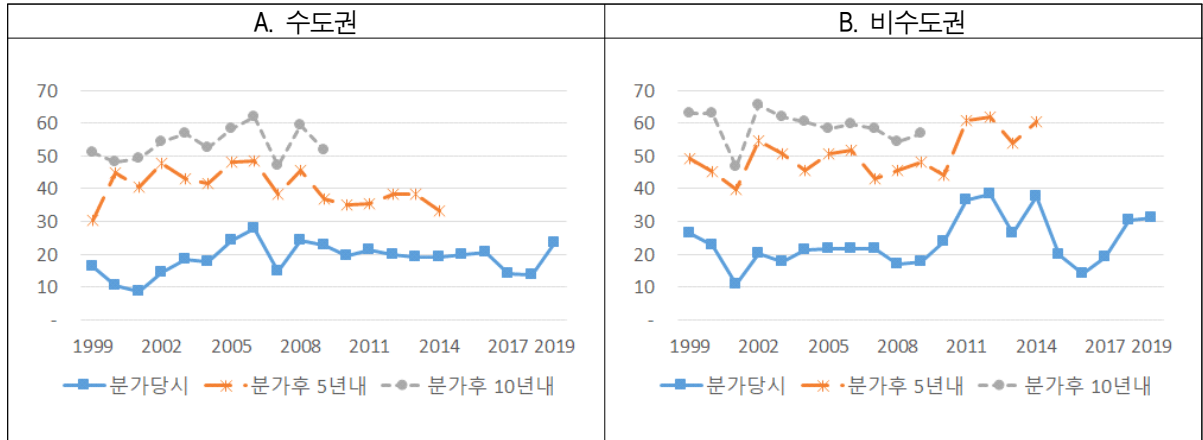
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

[그림 2]는 지역별 주택 취득 현황을 분가당시, 분가후 5년내, 분가후 10년내로 구분하여 보여주었다. 기본적으로 수도권이 비수도권보다 모든 상황에서 주택취득비율이 낮다. 특히 분가 후 5년내 주택취득 비율은 수도권은 계속 낮아지고 있는 반면, 비수도권은 증가하고 있어 수도권의 주택 취득 상황이 악화되고 있음을 보여준다.

주택취득여부에 따른 표본의 특성을 <표 3>에서 살펴보았다. 주택을 취득한 집단은 미혼보다는 기혼이, 혼자 버는 것보다는 맞벌이가, 수도권보다는 비수도권이 많은 것으로 조사되었다. 가구총소득과 가구 총부채도 많은 것으로 나타났다. 또한 자녀가구가 주택을 취득한 경우 부모가구가 자가이거나, 가구총소득이 높은 경우, 가구총자산이 더 많았다.

[그림 2] 연도별 지역별 주택취득 현황

(단위: %)



주: 1) '분가당시'는 1999~2019년도 분가가구를 대상으로 분석

주: 2) '분가후 5년내'는 관찰시점이 5년이 필요하여, 1999~2014년도 분가가구를 대상으로 분석

3) '분가후 10년내'는 관찰시점이 10년이 필요하여, 1999년~2009년도 분가가구를 대상으로 분석

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 3> 주택취득여부에 따른 표본 특성

(단위: 세, 만원)

		주택 미취득 (N = 1,432가구)	주택 취득 (N = 1,539가구)	T값
자녀 가구	가구주 연령	34.84	33.90	4.126***
	가구주 취업여부(0: 미취업 / 1: 취업)	0.87	0.89	-1.409
	결혼여부(0: 미혼 / 1: 결혼)	0.55	0.86	-18.936***
	맞벌이(0: 맞벌이 아님 / 1: 맞벌이)	0.18	0.30	-7.731***
	수도권(0: 비수도권 / 1: 수도권)	0.55	0.48	3.979***
	가구총소득	2,867.96	3,231.65	-3.749***
	가구총부채	1,291.75	3,147.52	-12.309***
부모 가구	자가 여부(0: 비자가 / 1: 자가)	0.68	0.81	-7.997***
	가구총소득	2,507.41	2,765.64	-3.172**
	가구총자산	16,259.10	18,196.32	-2.133**

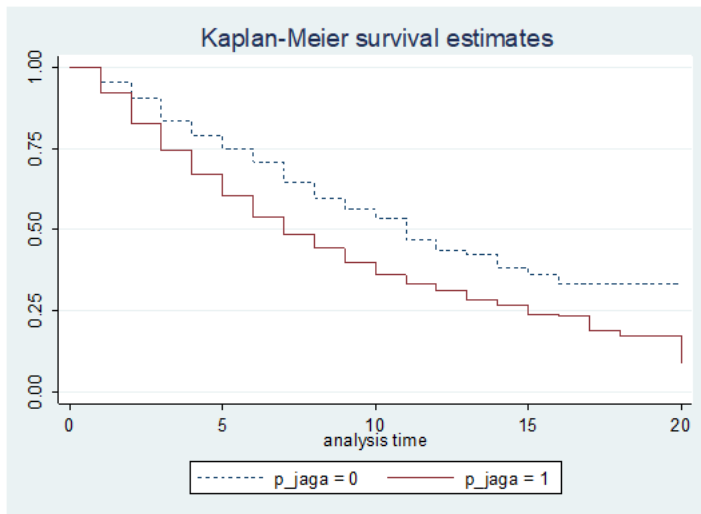
주: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \*p<0.1

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

## 2. 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향

부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 살펴보기 위해 우선 카플란마이어 생존함수를 그려보았다. 부모의 자가 여부에 대한 자녀의 주택취득 차이는 분가이후 주택 취득까지의 시간만을 고려할 경우, Log-Rank 검정에서 유의수준 1%에서 부모의 자가 여부에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 부모가 자가인 경우가 부모가 비자가인 경우보다 자녀가 주택취득 확률이 더 높은 것으로 나타났다([그림 3] 참조).

[그림 3] 부모의 자가 여부와 자녀의 주택취득 생존함수



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 4>는 자녀의 주택취득 기간에 영향을 미치는 요인을 콕스비례위험모형으로 분석한 결과이다. 콕스비례위험모형을 적용하기 위해서는 자료가 비례위험가정(proportional-hazards assumption)을 위반하지 말아야 한다. 비례위험성 검증 결과 유의수준이 0.05보다 크므로, 시간  $t$ 와 변수 사이에 상호작용이 없다는 가설을 기각하지 않았다. 즉 모형의 비례위험성이 성립하고 있다고 가정해도 좋으므로, 분석모형이 적합하다고 할 수 있다.

자녀의 주택취득 기간에 영향을 미치는 요인으로는 자녀가구의 가구주연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부, 가구총소득이었다. 결혼을 안한 사람보다는 결혼을 한 사람이 주택을 취득할 확률이 4.0032배 높다는 것을 알 수 있었다. 본 연구의 주요 관심 분야인 부모의 자가 여부는 비자가 보다 자가의 경우 1.7446배 자녀의 주택취득 확률이 높은 것으로 나타났다.

흥미로운 바는 가구주의 취업상태나 맞벌이 여부, 가구 총소득은 주택 취득에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 본인의 소득을 높여 주택을 구입하기 보다는, 결혼을 통한 이전된 부모의 사회 경제적 지위가 주택 취득에 유의한 차이를 주었다는 것이다.

<표 4> 자녀의 주택취득 기간에 미치는 영향 요인 분석(Cox 비례위험모형 추정결과)

구분	변수	Hazard Ratio	Std. Err.	z
자녀	연령	0.8377	0.0071	-20.88***
가구	취업상태(0: 미취업 / 1: 취업)	1.0703	0.1313	0.55
	결혼상태(0: 미혼 / 1: 결혼)	4.0032	0.4739	11.72***
	맞벌이(0: 맞벌이 아님 / 1: 맞벌이)	0.9185	0.0722	-1.08
	수도권(0: 비수도권 / 1: 수도권)	0.9091	0.0640	-1.36
	가구총소득 <sup>1)</sup>	1.0000	0.0000	1.55
	가구총부채 <sup>1)</sup>	1.0000	0.0000	6.8***
부모	자가 여부(0: 비자가 / 1: 자가)	1.7446	0.1626	5.97***
가구	가구총소득 <sup>1)</sup>	1.0000	0.0000	-2.14**
	가구총자산 <sup>1)</sup>	1.0000	0.0000	-0.01

가구수=1,946 / Log likelihood= -5458.4307 /  $\chi^2=692.68$ \*\*\*  
비례위험성 검증  $\chi^2=12.67$  / p-value=0.2428

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용함

2) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

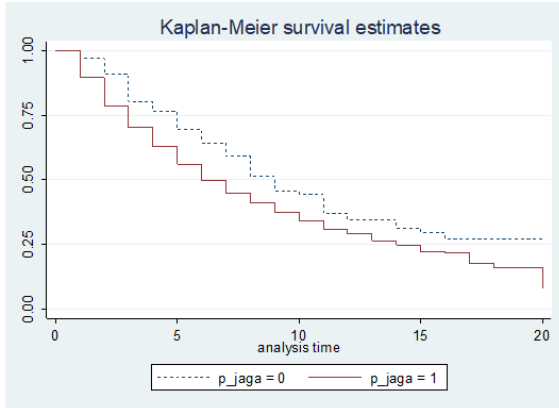
### 3. 시대별 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향

시대별로 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 살펴보았다. 관찰기간을 최소한 7년이상 확보하기 위해 2012년도 이전 분가가구만을 대상으로 분석하였다. 분가년도를 1999~2005년 분가가구와 2006~2012년 분가가구로 분리하였다. 앞서 카플란마이어 분석에서와 마찬가지로, 두 개의 시대 모두, Log-Rank 검정에서 유의수준 1%에서 부모의 자가 여부에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 부모가 자가인 경우가 부모가 비자가인 경우보다 자녀가 주택취득 확률이 더 높은 것으로 나타났다. 특히 A시점과 B시점을 비교할 때, 최근이 점선(부모 비자가)과 실선(부모 자가)의 간격이 더 벌어져, 자녀의 주택취득에 미치는 부모의 자가 여부의 영향력의 차이가 더 큰 것으로 해석된다([그림 4] 참조).

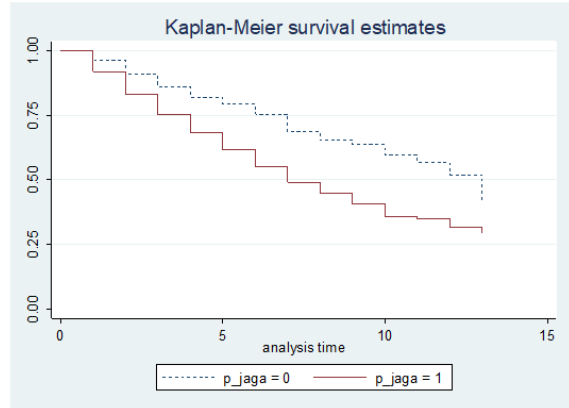
<표 5>는 콕스비례위험 모형으로 시대별 분석을 시도해 본 결과이다. 분가년도 1999~2005년은 비례위험성 검증결과 유의수준이 0.05보다 크므로, 앞서 설명한 바와 같이 모형이 적합하였다. 그러나 분가년도 2006~2012년은 유의수준이 0.05보다 작아 비례위험성 가정의 성립이 실패하였다. 검증결과 설명변수 중 자녀가구의 가구총부채의 유의수준이 제일 낮아, 부채를 통제한 모형을 다시 수립하였다. 다시 비례위험성 검증을 통해 유의수준이 0.05보다 큰 것을 확인하여, 가구총부채를 제외한 모형을 사용하였다.

[그림 4] 시대별 부모의 자가 여부와 자녀의 주택취득 생존함수

A. 1999년 ~ 2005년 분가가구



B. 2006년 ~ 2012년 분가가구



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 5> 시대별 자녀의 주택취득 기간에 미치는 영향 요인 분석(Cox 비례위험모형 추정결과)

변수	1999년 ~ 2005년 분가가구			2006년 ~ 2012년 분가가구		
	Haz.Ratio	Std.Err.	z	Haz.Ratio	Std.Err.	z
자녀 연령	0.8059	0.0105	-16.64***	0.8490	0.0176	-7.91***
가구 취업상태(0:미취업/1:취업)	0.9653	0.1710	-0.20	1.1016	0.3465	0.31
결혼상태(0:미혼/1:결혼)	3.0375	0.6484	5.20***	3.3288	0.7707	5.19***
맞벌이(0:맞벌이아님/1:맞벌이)	0.8834	0.0995	-1.10	0.9092	0.1864	-0.46
수도권(0:비수도권/1:수도권)	0.9985	0.1064	-0.01	0.7308	0.1318	-1.74*
가구총소득	1.0000	0.0000	0.39	1.0000	0.0000	0.66
가구총부채	1.0000	0.0000	2.88**	-	-	-
부모 자가 여부(0:비자가/1:자가)	1.5766	0.2244	3.20**	2.3136	0.5517	3.52***
가구 가구총소득	1.0000	0.0000	-0.98	1.0000	0.0001	-0.83
가구총자산	1.0000	0.0000	0.41	1.0000	0.0000	-0.6
	가구수=674 Log likelihood= -2075.69 $\chi^2=388.46^{***}$			가구수=770 Log likelihood= -628.954 $\chi^2=102.06^{***}$		
비례위험성 검증	$\chi^2=7.93$ / p-value=0.6353			(기준모형) $\chi^2=34.39$ / p-value=0.0002 (부채통제) $\chi^2=11.88$ / p-value=0.2199		

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용함

2) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료



전기에는 자녀가구의 가구주 연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모의 자가 여부가 유의하게 나타났다. 후기는 전기와 동일한 변수가 유의하게 나타났고, 추가로 자녀의 주거지의 수도권 여부가 유의하게 나타났다. 수도권 여부의 위험비는 0.7308로, 비수도권에 사는 사람보다 수도권에 사는 사람이 주택을 구입할 확률이 0.7308배 임을 알 수 있다. 즉 최근으로 오면서 수도권과 비수도권의 주택 가격의 차이가 커지면 수도권에서 주택 취득이 더 어려워 짐을 반영한 결과라 생각된다(<표 5> 참조).

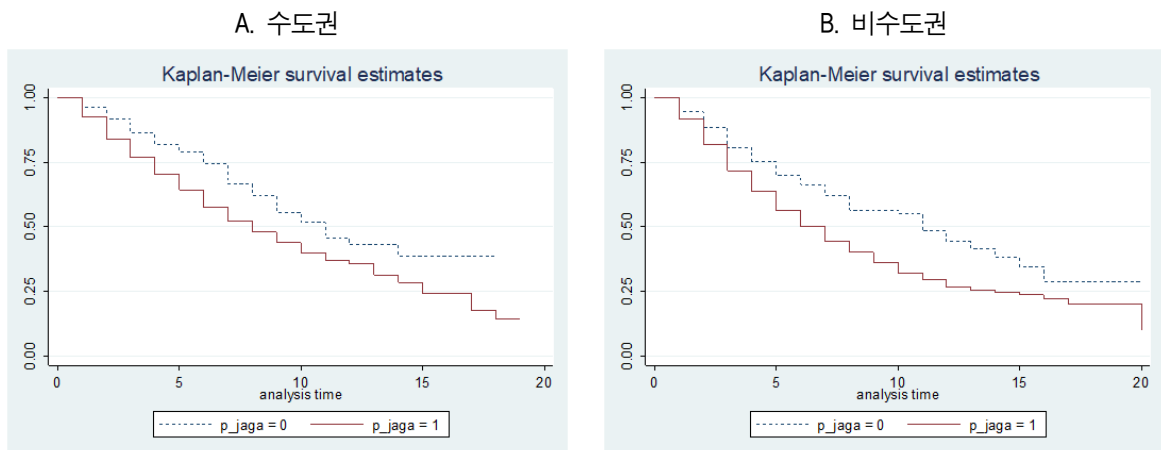
본 연구 주제인 부모가구의 자가 여부의 위험비를 살펴보면, 전기에는 1.5766배, 후기에는 2.3136배였다. 최근으로 오면서 부모가 집이 없는 경우보다 자기 집을 가지고 있는 경우, 자녀가 주택을 취득할 확률이 더 높아짐을 알 수 있다.

전기와 후기 모두 자녀가구의 가구주의 취업상태와 맞벌이, 가구 총소득은 유의하지 않았다.

#### 4. 지역별 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향

지역별로 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 살펴보았다. 지역은 수도권(서울, 경기, 인천)과 비수도권으로 구분하였다. 앞서 카플란마이어 분석에서와 마찬가지로, 두 지역 모두, Log-Rank 검정에서 유의수준 1%에서 부모의 자가 여부에 따라 자녀의 주택취득에 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 부모가 자가인 경우가 부모가 비자가인 경우보다 자녀가 주택취득 확률이 더 높은 것으로 나타났다. 그림 상으로는 두 지역간의 뚜렷한 차이를 구분하기는 어려워 보인다([그림 5] 참조).

[그림 5] 지역별 부모의 자가 여부와 자녀의 주택취득 생존함수



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

<표 6>은 지역별로 콕스비례위험모형을 분석한 결과이다. 수도권과 비수도권 모두 비례위험성 검증결과 유의수준이 0.05보다 크므로, 모든 시점에서 위험률이 동일하다는 가정이 성립되었다.

유의한 변수는 수도권은 자녀가구의 가구주 연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부, 가구총소득이었다. 비수도권의 유의한 변수는 수도권과 대부분 일치하고, 부모가구의 가구총소득만 제외되었다.

부모의 자가 여부의 위험비는 수도권은 1.7055배, 비수도권은 1.6574배로, 수도권에서 자녀의 주택취득여부에 부모의 경제적 영향력이 더 큰 것으로 나타났다.

<표 6> 지역별 자녀의 주택취득 기간에 미치는 영향 요인 분석(Cox 비례위험모형 추정결과)

변수	수도권			비수도권		
	Haz.Ratio	Std.Err.	z	Haz.Ratio	Std.Err.	z
자녀 연령	0.8275	0.0105	-14.86***	0.8447	0.0097	-14.62***
가구 취업상태(0:미취업/1:취업)	1.0393	0.1673	0.24	1.0184	0.1991	0.09
결혼상태(0:미혼/1:결혼)	3.2072	0.5256	7.11***	5.0704	0.8766	9.39***
맞벌이(0:맞벌이아님/1:맞벌이)	0.9835	0.1133	-0.14	0.8742	0.0946	-1.24
가구총소득	1.0000	0.0000	1.41	1.0000	0.0000	0.61
가구총부채	1.0001	0.0000	6.66***	1.0000	0.0000	2.75**
부모 자가 여부(0:비자가/1:자가)	1.7055	0.2220	4.10***	1.6574	0.2234	3.75***
가구 가구총소득	0.9999	0.0000	-2.42**	1.0000	0.0000	-0.18
가구총자산	1.0000	0.0000	-0.01	1.0000	0.0000	0.14
	가구수=1,015 Log likelihood=-2347.5 $\chi^2=356.71$ ***			가구수=931 Log likelihood=-2514.27 $\chi^2=343.93$ ***		
비례위험성검증	$\chi^2=5.78$ / p-value=0.7620			$\chi^2=9.10$ / p-value=0.4280		

주: 1) 소비자 물가지수(2015년=100)로 실질화하고, 자녀가구는 자녀가구의 가구원수의 제곱근으로, 부모가구는 부모가구의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화하여 사용함

2) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제2~22차(1999~2019년 조사) 학술대회용 자료

## V. 결론

본 연구는 자녀가구의 주택 취득에 부모 가구의 자가 여부가 미치는 영향을 알아보는 것으로, 세부적으로는 부모가구의 영향 정도가 시대별, 지역별로 차이가 있는지 살펴보았다. 20년 동안 조사된 노동패널자료를 이용하였으며, 조사기간 동안 주택을 구입하지 않았거나, 중간에 탈락한 가구들의 중도절단 특성을 반영하여 콕스비례위험분석을 수행하였다.

자녀의 주택 취득기간에 영향을 미치는 요인으로는 자녀가구의 가구주연령, 결혼상태, 가구총부채, 부모가구의 자가 여부와 가구총소득이었다. 자녀의 주택취득 확률이 부모가 자가인 경우가 그렇지 않은 경우보다 1.7446배 높았다. 분가지점을 1999~2005년, 2006~2012년으로 구분하여 분석한

결과, 부모의 자가 여부가 전기에는 1.5766배, 후기에는 2.3136배로 나타나, 과거에 비해 최근으로 오면서 부모가 자가인 경우가, 자녀가 주택을 취득할 확률이 더 높아짐을 알 수 있었다. 지역별로 수도권과 비수도권으로 나누어 분석한 결과, 부모의 자가 여부에 따른 자녀 주택취득 확률은 수도권이 1.7055배, 비수도권은 1.6574배로 나타나, 수도권에서의 자녀의 주택취득여부에 부모의 자가 여부가 더 큰 영향을 미치고 있었다.

본 연구는 부모의 주택점유형태나 자산규모와 자녀의 주택취득이나 점유형태가 관련이 있다는 기존연구 결과를 확증하였고, 시대별, 지역별로 부모의 영향력이 더 커지고 있음을 추가적으로 확인한 것에 의의가 있다. 주택을 구입하는데 있어, 자녀 본인의 취업상태나 소득, 맞벌이 여부는 영향을 미치지 못하고, 결혼여부와 부모의 자가 여부가 주요한 요인이라는 것은 한국사회의 부의 대물림의 심각성을 드러낸 것이다. 이에 자녀의 주택 취득 가능성에 대한 부모의 영향력은 과거에 비해 현재 더욱 커지고 있어, 자산의 세대간 이전이 더욱 심하게 일어나고 있음을 증명하였다.

그러나 본 연구는 자녀의 주택취득에 초점을 맞췄기 때문에 주택 가격 차이를 반영하지 못한 한계가 있다. 즉 주택가격이 높게 형성된 지역의 전세가 주택가격이 낮게 형성된 지역의 자가보다 자산 가치는 더 높을 수 있고, 이때 부모의 자가 여부가 미치는 영향력은 다를 수 있다. 따라서 주택가격까지 반영된 후속 연구가 필요하다고 생각된다.

과거에 비해 최근으로 오면서 불평등은 심화되었고, 부의 대물림을 통해 더욱 고착화되고 있다. 부모와 자녀의 사회 경제적 유사성을 띄고 있는 세대간 이동성이 낮은 사회에서는 자녀세대가 아무리 노력해도 부모세대보다 높은 사회적 지위를 획득하기 어렵다. 출발과 과정에서 공평한 기회를 보장하는 공정사회를 실현하기 위해서는, 부모와 자녀의 부의 대물림을 극복할 사회적 대안이 필요하며, 본 연구가 그 초석이 되길 기대한다.

## 참고문헌

- 강은택·안아림·마강래(2017), “부동산 자산과 소득의 세대간 이동성에 관한 연구”, 『대한부동산학회지』 제35권 제1호(통권 제44호)
- 김난주(2016), “경력단절여성의 재취업과 재취업 이후 고용유지 분석”, 『산업관계연구』 제26권 제2호, pp.1-27
- 김상문(2011), “생존분석을 이용한 중소기업 부실예측과 생존시간 추정”, 『중소기업금융연구』, 2011여름호, pp.78-107
- 김주영·유승동(2016), “주택점유의 세대간 이전성”, 『검정평가학 논집』 제15권 제1호(통권 제25호), pp. 1-10
- 김현식(2017), “자산과 소득에 따른 차별출산력 연구”, 『한국인구학』 제40권 제3호, pp.51-78
- 김호기, 2020, “2020년 한국 제1의 과제... ‘불평등의 해소’”, 「김호기의 굿모닝 2020s 칼럼」, 『한국일보』, (<https://www.hankookilbo.com/News/Read/A2020091409290001528>)
- 마강래·권오규(2013), “주택자산의 세대간 이동성에 관한 연구”, 『주택연구』 제21권 제2호, pp.169-188
- 송경일·안재역(2006), 『생존분석』, 도서출판 한나래
- 신진욱·이민아(2014), “주택보유의 사회경제적 불평등 요인과 가족자원의 영향”, 『사회와 경제』, 2014년 봄호(통권 제101호), pp.151-183
- 이길제(2016), 『신혼가구 주택소비에서 나타나는 세대간 자산과 시간의 이전 - 남녀부모간 역할차이를 중심으로-』, 서울대학교 대학원 환경계획학과 박사학위논문
- 이철승·정준호(2018), “세대간 자산이전과 세대 내 불평등의 증대”, 『동향과 전망』, 104호 가을·겨울호, pp.316-373
- 전현정·이정민·백승희(2020), “경향점수 매칭과 생존분석을 활용한 대학졸업자들의 첫일자리 획득 시점과 영향요인 검증”, 『직업능력개발연구』, 제23권(2), pp.181-211
- Allison, P. D, 2014, *Event History and Survival Analysis*. 2nd ed. Newbury Park, CA: SAGE
- Clausen, John A., 1993, *American Lives. Looking back at the Children of the Great Depression*, New York: Free Press
- Cox, D. R, 1972. “Regression models and life-tables(with discussion)”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B 34: 187 - 220.
- Cleves, M. A., W. W. Gould, and Y. V. Marchenko, 2016, *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, Rev. 3<sup>rd</sup> ed. College Station, TX: Stata Press
- Grambsch, P. M., and T. M. Therneau, 1994. “Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals”. *Biometrika* 81: 515 - 526.

- Levy, Rene, 2009, "Toward a Theory of Life Course Institutionalization", W.R. Heinz, J.Huiinink, and A.Weymann(ed.), *The Life Course Reader. Individuals and Society across Time*, Frankfurt/M.and New York: Campus, pp.178-199
- OECD, 2018, *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, OECD Publishing, Paris
- StataCorp, 2019, 『Stata survival analysis reference manual release 16』 , College Station, Texas: StataCorp LLC



# 주택가격과 자영업 선택

오세연\*, 권현진\*\*

본 연구는 주택가격이 개인들의 자영업 선택에 미치는 영향을 연구하였다. 한국에서 주택은 가계 자산에서 가장 큰 비중을 차지하는 자산이며, 금융기관에서 대출을 받을 때 담보로 활용된다. 따라서 주택 가격이 상승하면 창업에 필요한 자금조달이 용이해져 자영업 전환률이 상승할 가능성이 존재한다. 이를 실증분석하기 위해 본 연구는 한국노동패널의 자가가구 표본을 분석하였다. 그 결과, 주택가격이 1% 증가할 때 가구주의 자영업 전환률은 0.5%p~0.7%p 증가하는 것으로 나타났다. 반면 전세 또는 월세로 거주하고 있는 임차가구의 경우 거주지역의 주택가격이 자영업 선택 확률에 유의한 영향을 미치지 않았다. 이러한 결과는 주택가격 상승이 담보대출 채널을 통해 개인들의 자영업 선택에 영향을 미침을 시사한다.

주요용어 : 자영업, 주택가격, 신용계약, 담보대출

## 1. 서론

본 연구는 주택가격이 자영업 선택에 미치는 영향에 대해 분석한다. 한국은 2019년 기준 100명 중 약 24.6명이 자영업에 종사하여 자영업 부문의 비중이 OECD 회원국 평균보다 7% 이상 크다([그림 1]). 또한 World Bank 자료에 따르면 한국의 자영업자 비율은 1인당 GDP 3만 달러를 초과하는 국가들 중 가장 크다([그림 2]). 이처럼 자영업이 차지하는 비중이 큰 국내 고용구조의 특수성은 자영업 선택의 결정요인을 이해할 필요성을 제기한다.

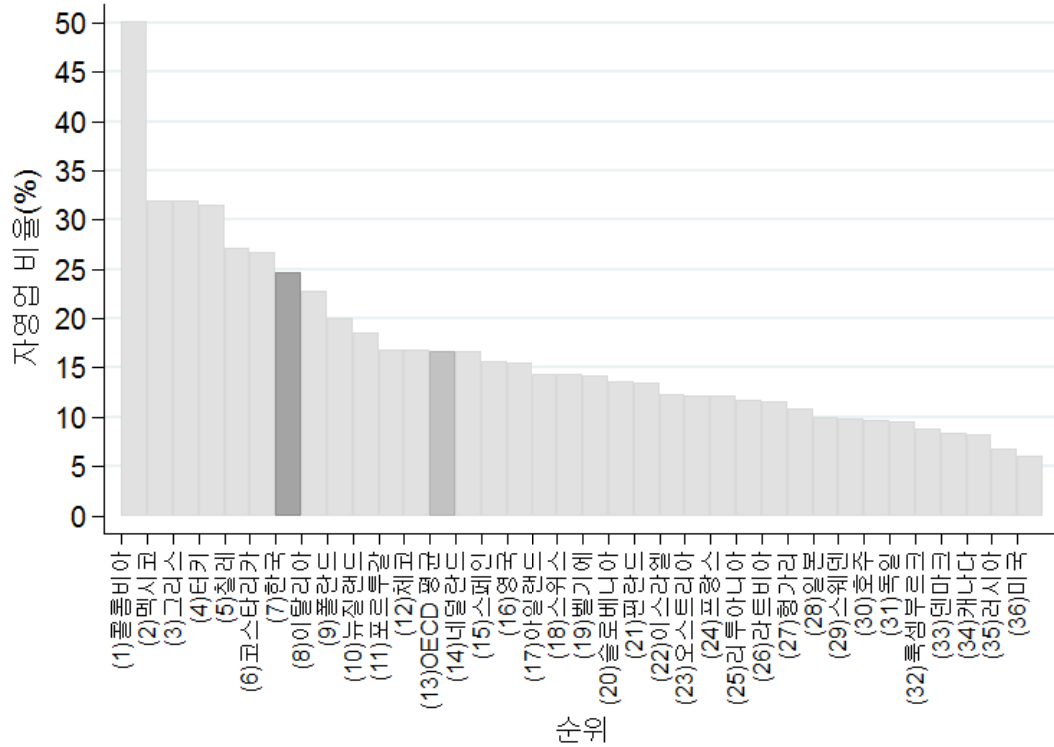
전병유(2003)는 자영업 선택에 영향을 미치는 미시적 요인을 인적자본(human capital), 기업가적 자본(entrepreneurial capital), 금융자본(financial capital)으로 구분하였다. 인적자본을 다룬 선행연구들은 자영업이 생산성이 높은 개인들을 끌어들이는지(유인가설), 혹은 생산성이 낮은 개인들이 임금근로시장에서 퇴출되어 자영업으로 밀려나는지(구축가설)에 많은 관심을 가진다. Levine and Rubinstein (2018)은 생산성이 높은 개인들은 호황기에 자영업에 진입하는 한편, 생산성이 낮은 개인들은 불황기에 자영업에 진입하는 경향이 있다고 분석하였다. 전자는 기업가(entrepreneur)가 될 확률이 높은 반면 후자는 기업가적 성격을 가지지 않는 자영업자로 전환될 확률이 높았다. 금재호 and 조준모(2000)는 한국의 자영업 부문에도 유사한 이원화가 존재함을 보였다. 한편 기업가적 자

\* KAIST 경영공학부

\*\* 한국국방연구원 인력정책연구실

본에 대한 연구들은 위험기피성향 또는 부모의 사업체 운영 경험 등에 초점을 맞춘다(Lindquist, Sol, and Van Praag, 2015; Koudstaal et al., 2016).

[그림 1] 국가별 자영업자 비중



주: 자영업 비율은 전체 근로자 중 자영업자 또는 무급가족 종사자로 정의된다(2019년 기준). OECD 회원국 중 데이터가 가용한 국가만을 제시하였다. 자료: OECD (2020), Self-employment rate (indicator). doi: 10.1787/fb58715e-en (Accessed on 04 November 2020)



[그림 2] 1인당 GDP와 자영업 비율

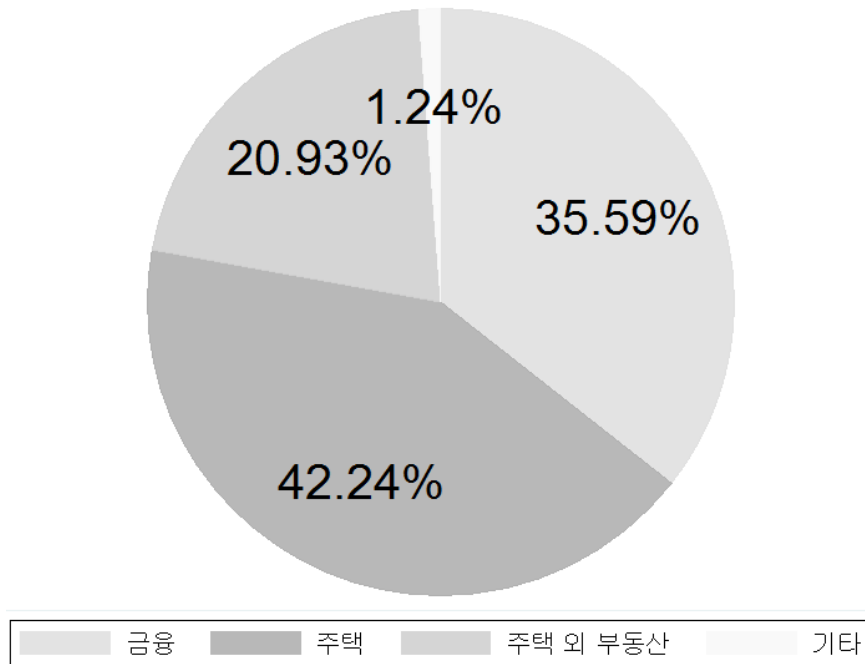


주: 2019년 1인당 GDP와 자영업 비율이다. 자영업 비율은 전체 근로자 중 자영업자 또는 무급가족종사자 비율이다. 1인당 GDP는 2020년 USD 기준이다. 자료: World Bank (2020), <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>; <https://data.worldbank.org/indicator/SL.EMP.SELF.ZS>

금융자본에 대한 연구들은 개인이 창업에 필요한 비용을 조달할 수 있는지에 대해 연구한다. 창업에 드는 초기 자본을 현금 또는 대출을 통해 충당할 수 없을 경우 개인들의 창업 선택은 제한을 받게 된다(Evans and Jovanovic, 1989; Dunn and Holtz-Eakin, 2000; Georgellis, Sessions, and Tsitsianis, 2005; Bellon et al., 2020). 2003년 신용대란이 자영업 감소에 결정적인 역할을 했다는 금재호 외(2009)의 연구결과는 한국의 경우도 신용제약이 자영업 선택에 중요한 역할을 해왔을 가능성을 시사한다. 그러나 자영업 선택에 신용제약이 미치는 영향력에 대한 국내연구는 제한적인 수준에서만 이루어졌다. 김우영(2000)은 주택소유와 재산소득을 자산의 대리변수로 활용하여 분석한 결과 두 변수가 자영업 선택에 미치는 효과를 발견하지 못하였다. 하지만 김우영(2000)은 두 변수는 신용제약에 대한 좋은 대리변수가 아니므로 추가 연구가 필요하다고 제언하였다. 전병유(2003)는 거주주택 외 5천만원을 넘는 부동산을 소유한 경우 임금근로에서 자영업으로의 전환률이 유의하게 높음을 발견하였으며, 김민지(2016)는 거주주택 외 부동산을 소유한 장년층의 자영업 진입 확률이 높음을 발견하였다. 모두 부동산자산의 담보가치가 자영업 선택 확률을 높이는 것으로 추측하였다. 하지만 두 연구는 거주주택 외 부동산 소유여부를 유동성제약의 대리변수로 활용하여 주택자산가치의 직접적 변화를 포착했다고 보기 어렵다. 주택자산이 가구의 총 자산에서 차지하는

비중이 42.24%로 상당히 높다는 사실을 고려할 때([그림 3]), 가계가 주택자산 담보대출을 통해 자영업 전환에 필요한 자금을 마련할 여지가 높다고 판단된다. 따라서 본 연구는 주택자산가치가 상승할 때 자영업 선택 확률이 높아진다는 가설을 검증하여 신용제약의 영향력을 확인하고자 한다.

[그림 3] 가계 자산의 구성



주: 자료: 한국은행 2019년 국민대차대조표(잠정)

해외 고용시장을 대상으로 한 선행연구에 따르면 주택가격은 개인의 창업선택과 소기업 자금조달에 있어 매우 중요한 역할을 한다(Fairlie and Krashinsky, 2012; Fort, Haltiwanger, Jarmin, and Miranda, 2013; Adelino, Schoar, and Severino, 2015; Corradin and Popov, 2015). Corradin and Popov (2015)는 미국시장의 미시 데이터를 사용한 분석에서 주택가치(home equity)가 10% 상승할 때 개인들이 자영업을 선택하는 확률은 7% 가량 증가함을 보였다. Adelino, Schoar, and Severino (2015)는 주택가격이 담보대출 채널을 통해 소기업 고용에도 유의미한 영향을 미침을 보였다. Fort, Haltiwanger, Jarmin, and Miranda, (2013)는 미국 금융위기 기간 동안 주택가격의 급락이 신생 기업과 소기업 고용에 부정적인 영향을 미쳤음을 보였다.

본 연구는 Corradin and Popov (2015)에서 사용된 방법론을 따라 한국에서 주택가격이 자가가구 가구주의 자영업 선택에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 지난 조사시점(t-1연도)에 자영업에 종사하고 있지 않던 가구주가 다음 조사시점(t연도)에 자영업에 종사하기 시작할 확률이 주택가격에 따라 어떻게 달라지는지 분석하였다. 그 결과 거주 주택가격이 1% 상승할 때 가구주의 자영업 전환률은 약 0.5%p~0.7%p가량 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 시간에 따라 변화하는 가

구 수준의 특성, 가구 및 연도 고정효과를 통제한 후에도 유의하였다.

이러한 분석에 있어서 관찰되지 않는 지역 수준의 누락변수로 인한 편의를 통제할 필요가 있었다. 예를 들면, 지역경기가 활성화되면 해당지역 부동산 가격이 상승할 것이고 동시에 수요 증가로 인한 사업기회 확대로 자영업 전환률도 높아질 것이다. 그러나 이는 개인들이 거주하고 있는 주택 가격의 담보가치 상승과는 무관한 효과이다. 이러한 효과를 통제하기 위해 본 연구에서는 시도별 인구, GDP, 또는 시도-연도 고정효과를 통제하는 방법을 사용하였다. 더 나아가 누락변수 편이가 발생할 가능성이 높은 부동산경기 민감 업종(건설/금융/부동산업) 및 소득탄력성이 높은 업종(교육/의료업)을 표본에서 배제하는 분석을 시행하였다. 지역 수준의 영향요인들을 통제한 경우도 주택 가격은 자영업 전환률과 정(+)의 관계를 갖는 것으로 추정되었다.

주택가격이 담보대출 채널을 통해 자영업 선택에 영향을 미치는지 살펴보는 또 다른 방법은 임차가구를 이용한 위약 실험(placebo test)을 해보는 것이다. 임차가구는 상기한 지역경기 활성화의 영향에는 노출되어 있으나 주택을 소유하지 않기 때문에 주택가격이 상승하여도 이를 담보로 추가적인 대출을 받을 수 없다. 따라서 임차가구를 대상으로 거주 지역의 부동산 가격 상승이 자영업 선택에 미치는 영향력을 추정한다면 그 크기는 자가가구 대비 작아야 한다. 이러한 예상과 같이 전세 또는 월세 등의 형태로 타인 소유 주택에 거주하는 임차가구를 조사한 결과, 임차가구에 대해서는 주택가격 상승이 자영업 전환으로 이어지지 않음을 확인하였다.

다음으로 주택가격이 자영업 전환에 미치는 영향이 신용제약에 직면해 있을 가능성이 높은 가구에서 더 뚜렷이 나타나는지 분석하였다. 근로소득이 낮거나 금융자산이 적은 가구는 신용제약으로 인해 창업자금을 마련하기 더 어려울 것으로 가정하였다. 실증분석 결과 신용제약에 직면했을 가능성이 높은 가구의 경우 주택가격이 자영업 선택 확률을 높임을 발견하였다. 반면 근로소득이 높거나 금융자산이 많은 가구의 자영업 선택은 주택가격 변화의 영향을 받지 않았다.

논문의 진행순서는 다음과 같다. 2장에서는 회귀분석모형을 소개하고, 회귀 모형 추정 시 우려되는 내생성 문제와 이를 해결하기 위한 방법론을 논의한다. 3장은 실증분석에 사용한 데이터를 기술한다. 4장은 주택가격이 자영업 선택에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 5장에서 주택 담보대출 채널에 대한 추가적인 분석결과를 제시하고 6장에서 결론을 맺는다.

## II. 실증분석 방법론

### 1. 『기본 분석모형』

본 연구의 목적은 주택 가격 상승이 개인들의 자영업 선택에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보는 것이다. 또한 주택가격 상승의 효과가 담보가치 상승으로 인한 신용제약 완화를 통해 일어나는지 분석하는 것이다. 이를 위해 가구-연도 수준 데이터를 활용하여, 이전 조사시점( $t-1$ 연도)에 자영업에 종사하고 있지 않던 개인이 다음 조사시점( $t$ 연도)에 자영업을 시작할 확률이 주택가격에 따라

어떻게 달라지는지 살펴보았다. 구체적으로 다음과 같은 회귀분석모형을 추정하였다.

$$SelfEmployed_{i,t} = \beta \times \ln(1 + Houseprice_{i,t-1}) + \gamma \times X_{i,t-1} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{i,t}$$

$i$ 와  $t$ 는 각각 가구와 연도를 나타낸다. 분석의 편의를 위해 본 연구는 가구주만을 대상으로 표본을 구성하였으므로  $i$ 는 가구주 개인을 나타내는 지표(index)로도 생각할 수 있다.  $SelfEmployed_{i,t}$ 는 가구주  $i$ 가  $t$ 연도에 자영업에 종사했으면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다.  $Houseprice_{i,t-1}$ 는  $t-1$ 연도에  $i$ 가 거주한 주택의 시가로 정의된다.  $X_{i,t-1}$ 은 통제변수들을 나타내며, 가구주의 나이, 성별, 가족 구성, 교육수준, 가구 근로소득 및 금융자산 등의 변수를 포함한다.  $\alpha_i$ 와  $\eta_t$ 는 각각 가구와 연도 고정효과를 나타낸다. 고정효과를 통제하여 시간에 따라 변하지 않는 개인 특성과 거시 경제 및 정책 변수들로 인해 발생할 수 있는 누락변수 편의를 제거하고자 하였다.

## 2. 『내생성의 통제』

상기 모형을 추정함에 있어서, 주택가격과 자영업 선택 모두에 영향을 미치는 누락변수로 인한 편의를 고려해야 한다. 능력 또는 위험선호도와 같은 관찰 불가능한 특성이 해당 가구가 어떠한 특성의 주택을 구입하는지에 영향을 미칠 수 있다. 관측되지 않는 지역의 특성 또한 내생성 문제를 야기할 수 있다. 주택가격이 오름에 따라 경기가 활성화되면 소득효과로 인해 재화에 대한 수요가 증가할 수 있다. 이는 창업을 통한 기대이익 증가로 이어져 개인들의 자영업선택 확률을 높일 수 있다. 주택가격에 외생적인 변화를 발생시키는 자연실험적 상황을 찾을 수 있다면 이상적이겠지만, 지역 간 이동(이사)과 투자가 활발한 국내 주택시장에서는 자연실험을 찾는 데 어려움이 있었다.

따라서 본 연구에서는 다음과 같은 방법으로 내생성을 통제하려는 시도를 하였다. 첫 번째로 고정효과를 통제하고 다양한 통제변수를 포함하였다. 가구 수준의 고정효과를 통제하여 시간에 따라 변화하지 않는 가구의 특성을 통제하였으며 연도 고정효과를 통해 중앙정부 수준에서의 주택시장 정책, 세금 정책, 경제 정책 및 거시경제 환경이 미치는 영향력을 통제하였다. 또한 시도-연도 수준의 고정효과를 추가한 분석을 통해 시도별로 시간에 따라 변화하는 지방 정부의 정책, 각 시도의 경기상황 등을 통제 한 후에도 주택가격이 자영업선택에 미치는 효과가 일관적으로 나타나는지 확인하였다.

두 번째는 Corradin and Popov (2015)를 따라 표본에서 주택가격 상승으로 수요가 증가할 가능성이 큰 업종을 배제하는 것이다. 먼저 건설업, 부동산업, 금융업을 표본에서 제외하였다. 해당 업종은 주택 수요와 직접적인 연관이 있는 산업들로 부동산 경기가 활성화될 때 직접적으로 업황이 개선되는 업종들이다. 다음으로 소득 탄력성이 높은 교육업과 의료업을 표본에서 제외한 분석 역시 시행하였다.

마지막으로 임차가구를 대상으로 위약 실험(placebo test)을 시행하였다. 주택을 소유하지 않고

전세, 또는 월세로 거주하고 있는 임차가구들은 주택가격이 상승하더라도 이를 통해 담보 대출을 받거나 현금화하여 창업에 필요한 자금을 확보할 수 없다. 반면 임차가구들도 해당 지역의 부동산 경기 활성화로 인해 수요가 상승하는 효과에는 동일하게 노출되어 있을 것이다. 따라서 임차가구가 거주하는 지역(시군구)의 부동산 가격이 상승할 때 임차가구의 자영업 선택 확률은 자가가구의 자영업 선택에 비해 상대적으로 덜 증가하여야 한다.

### 3. 『채널 분석』

주택가격이 상승할 때 주택을 소유한 가계가 담보대출을 통해 신용제약을 완화하여 자영업을 시작한다면 그 효과는 신용제약이 높은 가계에서 더 뚜렷하게 나타나야 할 것이다. 이러한 가설을 확인하기 위해 표본 가구를 가구 근로소득을 기준으로 2개의 부표본으로 구분하였다. 가구 근로소득이 표본 중위값보다 높은 가구는 근로소득이 낮은 가구에 비해 신용제약에 직면해 있을 가능성이 낮다. 은행을 비롯한 금융기관이 근로소득을 기준으로 원리금 상환능력을 판단할 수 있기 때문이다. 또한 가계 금융자산을 기준으로 표본을 분류하였다. 예금, 주식, 채권 등 금융자산을 많이 보유한 가구는 자산의 현금화를 통해 창업에 필요한 초기 자본을 마련할 수 있다. 따라서 주택가격 상승으로 인한 효과가 상대적으로 작게 나타날 것이다.

## III. 데이터

본 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS, Korean Labor & Income Panel Study)을 활용하여 분석을 진행하였다. 한국노동패널은 대표성을 지닌 5,000개의 비농촌지역 가구를 1년에 1회 추적조사하는 종단면 조사이다. 한국노동패널은 가구와 가구원의 경제활동, 노동시장 이동, 직업훈련 및 사회생활 등 근로 활동과 관련된 정보와 연령, 거주지, 학력, 소득, 자산 등 인구, 사회, 경제적 특성과 관련된 정보를 자세히 기록하고 있다.

우리의 주요 관심 변수는 자영업 여부와 거주주택의 가격이다. 조사시점 취업상태이고 종사상지위가 고용주 또는 자영업자인 경우 자영업을 하는 것으로 정의하였다. 거주 중인 주택가격은 거주주택의 시가로 정의하였다. 주택가격 변수에 거주주택 외 소유 부동산 가격은 포함하지 않았다. 거주주택 외 부동산을 소유한 가구의 가격 응답비율이 56% 가량으로 낮았기 때문이다. 또한 거주주택 외 소유 부동산에 대한 위치 정보가 없어 시간에 따라 변하는 지역 수준의 오염 요인들(contaminating factors)을 통제하기 어렵다고 판단하였다.

본 연구는 주택가격 변동에 따른 자영업으로의 진입 혹은 전환에 관심을 가지므로 이전 조사시점(t-1기)에 자영업을 하지 않은 개인만을 분석하였다. 또한 거주 중인 주택가격이 상승할 때 차입 제약 완화를 기대할 수 있는 개인에게 관심이 있으므로 자가가구로 분석대상을 한정하였다. 주택을 처분하고 구입한 경우 담보여력 증가 외 다른 요인이 차입계약 변화에 개입할 것으로 판단하여

조사시점 간 이사를 하지 않은 가구를 분석에 활용하였다. 거주주택 외 부동산을 소유한 개인 역시 분석에서 제외하였다. 이미 설명한 바와 같이 가격에 대한 응답률이 낮고 위치 식별이 불가능하여 거주주택 외 소유 부동산 가격을 주택가격에 포함하지 않았기 때문이다. 분석은 가구주를 대상으로 진행하였다.

분석 표본이 된 가구주 중 자영업 여부, 거주지, 연령, 성별, 혼인상태, 교육수준, 가구원 수, 거주 주택가격, 세후 가구소득, 가구자산 중 하나 이상의 변수에 대한 정보가 가용하지 않은 가구주는 분석에서 제외하였다. 2003년부터 2019년까지의 데이터를 사용하였으며, 주택가격, 가구소득, 가구자산의 경우 상위1%(하위 1%) 초과(미만)의 극단값을 상위1%(하위1%) 값으로 대체하는 윈저화(winsorization)를 시행하였다. 가구부채 역시 분석에 사용할 경우 똑같은 방식으로 윈저화하였다.

<표 1>은 주요 변수에 대한 기초 통계를 나타낸다. 최종적으로 분석에 사용한 표본의 개수는 28,488개이다. 서로 다른 5,873명의 가구주가 분석에 사용되었으며, 한 명의 가구주는 평균적으로 4.85번 관측되었다. t-1연도에 자영업을 하지 않았던 가구주가 t연도에 자영업을 했을 확률은 약 1.9%이다.<sup>1)</sup> 분석 표본의 t-1연도 주택가격은 평균 1억 9천만원이다.<sup>2)</sup> 분석대상이 된 가구주는 평균 55세이며 여성의 비율은 20% 수준이다. 약 65%의 가구주가 고졸 이상의 학력을 가지고 있으며 대졸 이상의 학력자는 약 23% 수준으로 확인된다. 본인을 포함해 평균적으로 약 3명의 가구원과 동거하며 5세 이하의 가구원수는 0.19명이다. 약 78%의 가구주가 기혼이며 별거 중이거나 이혼, 사별을 경험한 가구주는 약 19%로 나타난다. 분석 표본의 평균 연령이 50대 중반이므로 미혼인 가구주는 2.9%에 불과하다. 연 평균 가구 근로소득은 3,210만원, 금융자산은 약 2,130만원, 부채는 약 2,807만원으로 나타난다. 금융자산과 부채의 경우 오른쪽 꼬리가 긴 형태로, 금융자산의 중앙값은 약 800만원이며 절반 이상의 가구는 부채를 지지 않은 것으로 확인되었다. 모든 통제변수는 지난 조사시점(t-1기) 값을 사용하였다. <부록 표1>은 본 연구에서 사용한 주요 변수의 정의를 제시한다.

---

1) 전체 표본의 평균 자영업 비중은 27%이다.

2) 거주 주택가격의 최고가는 9억으로 상당히 낮으나 이는 윈저화의 결과이다. 윈저화를 하지 않은 경우 최고가는 60억으로 나타난다.

<표 1> 주요 변수 기술통계량

	관측치	평균	표준편차	최소	하위25%	중앙	상위25%	최대
자영업여부	28,488	0.019	0.137	0	0	0	0	1
거주주택가격	28,488	19,205	16,080	1,500	8,000	15,000	25,000	90,000
Log(1+거주주택가격)	28,488	9.544	0.831	7.314	8.987	9.616	10.127	11.408
연령	28,488	55.30	14.88	19	43	55	67	97
35-44세	28,488	0.215	0.411	0	0	0	0	1
45-54세	28,488	0.201	0.401	0	0	0	0	1
55-64세	28,488	0.203	0.402	0	0	0	0	1
65세이상	28,488	0.306	0.461	0	0	0	1	1
여성	28,488	0.204	0.403	0	0	0	0	1
5세이하가구원수	28,488	0.185	0.486	0	0	0	0	4
가구원수	28,488	2.999	1.246	1	2	3	4	10
고졸	28,488	0.301	0.458	0	0	0	1	1
고졸초과매출미만	28,488	0.120	0.325	0	0	0	0	1
대출이상	28,488	0.226	0.418	0	0	0	0	1
미혼	28,488	0.029	0.168	0	0	0	0	1
기혼	28,488	0.778	0.416	0	1	1	1	1
별거·이혼·사별	28,488	0.193	0.395	0	0	0	0	1
가구근로소득	28,488	3,210	2,756	0	768	2,960	4,800	11,900
Log(1+가구근로소득)	28,488	6.448	3.287	0	6.645	7.993	8.477	9.384
가구금융자산	28,488	2,130	3,657	0	0	800	2,500	21,500
Log(1+가구금융자산)	28,488	5.058	3.551	0	0	6.686	7.824	9.976
가구부채	28,426	2,807	4,967	0	0	0	4,000	25,400
Log(1+부채)	28,426	3.810	4.163	0	0	0	8.294	10.143

주: 3장에서 설명한 주 분석 표본(자가가구의 가구주)의 기술통계량이다. 자산, 소득, 부채 변수의 단위는 만원이다.

원자료: 한국노동패널.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 『기본 모형』

가구와 연도 고정효과를 통제한 기본 분석모형의 결과를 <표2>에 제시한다. 열(1)은 주택가격과 가구 및 연도 고정효과만을 포함하고 자영업 선택에 영향을 줄 수 있는 가구 특성은 포함하지 않은 추정결과를 제시한다. 추정된 계수값은 0.009로, 주택가격이 상승할 때 가구주가 자영업을 선택할 확률이 높아진다는 가설과 일치한다. 추정된 계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 주택가격이 1% 상승할 때 다음 해에 가구주가 자영업을 선택할 확률은 0.9%p 증가하는 것으로 나타났다. 본 연구의 표본 평균 주택가격이 약 1억9200만원이므로, 평균 주택가격의 10%에 해당하는 1920만원의 집값 상승 시 자영업선택 확률이 9%p가량 증가함을 나타낸다.

열(2)에서는 가구주의 나이, 성별, 가족구성, 교육수준, 가계 노동소득 및 자산 등 시간에 따라 변화하는 특성들을 추가로 통제하였다. 주택가격의 계수 추정치는 0.007로 크기가 줄어드나 여전히 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 주택가격이 1% 상승할 때 자영업으로의 전환 확률은 0.7%p 증가하는데, 이는 로그 주택가격이 1 표준편차 증가할 때 자영업 선택 확률이 0.6%p(0.007\* .83) 증가함을 의미한다.

가계가 주택을 구입할 때 이미 해당 주택을 이용하여 담보대출을 받은 상태라면, 주택 가격이 상승할 때 추가적으로 받을 수 있는 담보대출 금액은 기존에 가지고 있던 부채의 크기에 따라 달라질 것이다. 이러한 점을 고려하여 열(3)에서는 가계부채 금액을 통제변수로 추가하였다. 추정된 주택가격의 계수 추정치는 0.007로 열(2)의 추정결과와 동일하다. 다만 주택 가격의 상승 또는 상승 가능성이 가계가 기존에 가지고 있던 부채 규모에 영향을 미쳤을 가능성을 배제할 수 없다. 즉 가계부채 수준을 통제하는 열(3)의 모형은 나쁜 통제변수의 문제(bad control problem)에 대한 우려를 야기한다. 따라서 앞으로 제시할 실증분석에서는 열(2)의 모형을 바탕으로 하고 가계부채 금액은 통제변수에 포함시키지 않았다. 마지막 네 번째 열은 열(2)와 동일한 모형을 대상으로 로짓 회귀분석을 시행한 결과이다. 추정된 계수 추정치는 0.588로 (odds ratio 1.8) 1% 수준에서 유의하였다.



<표 2> 거주주택 가격이 자가가구 가구주의 자영업 선택에 미치는 효과

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) Logit
Log(1+거주주택가격)	0.009*** (3.168)	0.007** (2.466)	0.007** (2.572)	0.588*** (2.774)
35-44세		0.022*** (3.258)	0.022*** (3.260)	1.387*** (2.931)
45-54세		0.016* (1.841)	0.016* (1.846)	0.897 (1.401)
55-64세		0.014 (1.427)	0.013 (1.342)	0.900 (1.213)
65세이상		0.007 (0.618)	0.006 (0.534)	0.196 (0.218)
여성		0.016 (1.469)	0.017 (1.586)	1.226* (1.947)
기혼		0.012 (0.731)	0.013 (0.775)	2.545 (1.562)
별거·이혼·사별		-0.007 (-0.416)	-0.009 (-0.516)	0.761 (0.427)
5세이하가구원수		0.003 (0.860)	0.003 (0.863)	-0.018 (-0.096)
가구원수		-0.001 (-0.384)	-0.001 (-0.365)	0.058 (0.343)
고졸		0.008 (0.523)	0.007 (0.464)	1.360 (0.827)
고졸초과대졸미만		0.007 (0.269)	0.006 (0.222)	0.834 (0.487)
대졸이상		0.030 (1.559)	0.028 (1.487)	2.915 (1.567)
Log(1+가구근로소득)		0.002*** (3.531)	0.002*** (3.492)	0.207*** (3.079)
Log(1+가구금융자산)		0.000 (0.787)	0.000 (0.668)	0.025 (1.104)
Log(1+가구부채)			-0.000 (-0.700)	
관측치	26,297	26,297	26,233	2,189
Adjusted R-squared	0.176	0.178	0.178	0.092
가구 고정효과	✓	✓	✓	✓
연도 고정효과	✓	✓	✓	✓

주: 자가가구의 가구주에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 t연도 자영업여부를 나타내는 더미변수이다(1: 자영업 함, 0: 자영업 하지 않음). 괄호 안의 수치는 t통계치를 나타낸다. Logit 회귀분석의 경우 Pseudo R-squared 값을 제시하였다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수추정치가 유의함을 의미한다.

## 2. 『업종을 제한한 분석』

<표3>은 지역 주택가격 상승에 따라 직접적으로 수요가 증가할 것으로 예상되는 업종들을 표본에서 제외하고 분석한 결과를 제시한다. 건설/금융/부동산 업종은 주택수요가 증가할 때 직접적으로 수요가 증가하는 업종들이다. 따라서 특정 가구가 거주하고 있는 주택의 가격이 상승하지 않더라도, 그 가구가 거주하는 지역의 부동산 경기가 활성화된다면 해당 가구는 건설/금융/부동산 업종에서의 창업을 선택할 유인이 높아질 것이다. 이러한 효과를 제거하고, 거주 주택가격 상승으로 인한 효과를 분석하기 위해 열(1)은 건설/금융/부동산 업종을 표본에서 제외한 결과이다. 주택가격의 OLS 계수 추정치는 0.005로 감소하나 여전히 양의 값을 가지며 통계적으로 10% 수준에서 유의하다. 이는 표본평균 자영업 전환율(1.9%)의 26%에 해당하는 수치로 경제적으로 의미 있는 크기인 것으로 생각된다.

열(2)는 소득탄력성이 높은 교육과 의료 업종을 표본에서 제외한 결과를 제시한다. 주택가격이 상승하면 자산효과로 지역 주민들의 소비가 증가할 것이다. 그 지역에 거주중인 가구는 해당 가구가 거주하는 주택가격의 변화와 상관없이 수요가 늘어난 업종에서 창업할 가능성이 높아질 것이다. 이는 주택 담보대출 여력과는 무관한 효과이다. 열(2)의 추정치는 소득탄력성이 높아 자산효과가 클 것으로 생각되는 업종을 제외하고도 주택 가격이 자영업 전환에 유의미한 영향을 미침을 보여준다. 열(3)과 (4)는 각각 열(1), (2)의 표본을 이용하여 로짓 회귀분석을 시행한 결과이다. 로짓 분석의 경우에도 주택가격은 자영업 선택에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

## 3. 『시도 수준 경기 및 정책 변화 통제』

지역 부동산 경기 변화를 통제하는 또 다른 방법은 시간에 따라 변화하는 시도 수준의 특성 변수들을 직접 회귀 모형에 포함시키는 것이다. 용도지역 지정 또는 변경 등의 부동산 정책과 부동산 가격에 영향을 미칠 수 있는 경제 정책들이 시도 수준에서 많이 결정되기 때문이다. <표4>는 시도 수준의 통제변수를 포함한 결과를 제시한다. 첫 번째 열에는 비교를 위해 <표2> 열(2)의 결과를 제시하였다. 열(2)에서는 시도별 인구를 통제하였으며, 열(3)에서는 시도별 인구와 GDP 성장률을 동시에 통제하였다. 결과적으로 시도 수준 통제변수들의 계수추정치는 통계적으로 유의하지 않으며 주택가격의 계수 추정치는 기본 모형과 유사하다. 열(3)의 계수 추정치는 0.006으로 감소하는데, 이는 2019년 GRDP 데이터가 가용하지 않아 회귀분석 시 2019년 표본이 제외되었기 때문으로 생각된다. 열(4)는 시도 수준에서 시간에 따라 변하는 경기 및 정책 효과를 통제하기 위해 시도-연도 고정효과를 통제한 결과를 제시한다. 추정된 계수값은 0.007로 기본 모형의 추정결과와 동일하다.

<표 3> 주택경기 민감 업종 및 소득탄력성 높은 업종을 제외한 분석

	(1) 건설/금융/부동산 제외 OLS	(2) 교육/의료 제외 OLS	(3) 건설/금융/부동산 제외 Logit	(4) 교육/의료 제외 Logit
Log(1+거주주택가격)	0.005* (1.704)	0.005** (2.081)	0.533** (2.381)	0.522** (2.321)
35-44세	0.022*** (2.931)	0.023*** (3.492)	1.405** (2.573)	1.629*** (3.258)
45-54세	0.019** (2.028)	0.017** (2.037)	1.204* (1.664)	1.134* (1.657)
55-64세	0.017 (1.554)	0.016* (1.649)	1.146 (1.366)	1.204 (1.547)
65세이상	0.009 (0.722)	0.009 (0.779)	0.549 (0.556)	0.494 (0.530)
여성	0.016 (1.556)	0.014 (1.332)	1.130* (1.682)	1.125* (1.698)
기혼	0.015 (0.881)	0.012 (0.724)	4.693*** (3.595)	2.601 (1.596)
별거·이혼·사별	-0.007 (-0.391)	-0.006 (-0.321)	2.615* (1.909)	0.953 (0.539)
5세이하가구원수	0.001 (0.289)	0.003 (1.000)	-0.060 (-0.266)	-0.021 (-0.113)
가구원수	-0.000 (-0.023)	-0.001 (-0.527)	0.128 (0.563)	0.031 (0.174)
고졸	0.011 (0.704)	0.009 (0.675)	1.922 (0.972)	1.492 (0.953)
고졸초과대졸미만	0.011 (0.370)	0.008 (0.261)	1.469 (0.773)	0.926 (0.559)
대졸이상	0.017 (0.855)	0.032* (1.707)	2.574 (1.273)	3.018* (1.661)
Log(1+가구근로소득)	0.002*** (2.975)	0.002*** (3.628)	0.183*** (2.577)	0.225*** (3.245)
Log(1+가구금융자산)	0.000 (0.696)	0.000 (1.531)	0.027 (1.048)	0.042* (1.815)
관측치	22,497	25,812	1,736	2,070
Adjusted R-squared	0.182	0.181	0.105	0.099
가구 고정효과	✓	✓	✓	✓
연도 고정효과	✓	✓	✓	✓

주: 자가가구의 가구주에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 t연도 자영업여부를 나타내는 더미변수이다(1: 자영업 함, 0: 자영업 하지 않음). 괄호 안의 수치는 t통계치를 나타낸다. 열(1)과 (3)은 건설/금융/부동산 업종을 제외한 회귀분석 결과이며 열(2)와 (4)는 교육/의료 업종을 제외한 회귀분석 결과이다. Logit 회귀분석의 경우 Pseudo R-squared 값을 제시하였다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수추정치가 유의함을 의미한다.

<표 4> 시도 수준 변수 및 시도-연도 고정효과를 통제한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
Log(1+거주주택가격)	0.007** (2.466)	0.007** (2.480)	0.006** (2.088)	0.007** (2.418)
35-44세	0.022*** (3.258)	0.022*** (3.254)	0.022*** (3.154)	0.021*** (3.227)
45-54세	0.016* (1.841)	0.016* (1.843)	0.014 (1.614)	0.013 (1.589)
55-64세	0.014 (1.427)	0.014 (1.428)	0.014 (1.352)	0.012 (1.182)
65세이상	0.007 (0.618)	0.007 (0.618)	0.008 (0.679)	0.005 (0.443)
여성	0.016 (1.469)	0.016 (1.470)	0.011 (0.996)	0.016 (1.529)
기혼	0.012 (0.731)	0.012 (0.729)	0.010 (0.571)	0.012 (0.727)
별거·이혼·사별	-0.007 (-0.416)	-0.007 (-0.415)	-0.005 (-0.287)	-0.008 (-0.457)
5세이하가구원수	0.003 (0.860)	0.003 (0.858)	0.003 (0.843)	0.004 (1.049)
가구원수	-0.001 (-0.384)	-0.001 (-0.382)	-0.001 (-0.531)	-0.001 (-0.691)
고졸	0.008 (0.523)	0.008 (0.521)	0.005 (0.310)	0.008 (0.597)
고졸초과대졸미만	0.007 (0.269)	0.007 (0.269)	-0.004 (-0.163)	0.005 (0.197)
대졸이상	0.030 (1.559)	0.030 (1.560)	0.028 (1.481)	0.032* (1.674)
Log(1+가구근로소득)	0.002*** (3.531)	0.002*** (3.533)	0.002*** (3.432)	0.002*** (3.368)
Log(1+가구금융자산)	0.000 (0.787)	0.000 (0.787)	0.000 (1.416)	0.000 (0.989)
Log(시도인구수)		-0.002 (-0.286)	0.005 (0.699)	
시도GDP성장률			0.031 (0.675)	
관측치	26,297	26,297	24,094	26,295
Adjusted R-squared	0.178	0.178	0.180	0.177
가구 고정효과	✓	✓	✓	✓
연도 고정효과	✓	✓	✓	
시도-연도 고정효과				✓

주: 자가가구의 가구주에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 t연도 자영업여부를 나타내는 더미변수이다(1: 자영업 함, 0: 자영업 하지 않음). 괄호 안의 수치는 t통계치를 나타낸다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수추정치가 유의함을 의미한다.

#### 4. 『임차가구 가구주 분석』

주택가격 상승 시 담보대출 여력이 증가하여 신용제약이 완화되는 효과는 자가가구만이 누릴 수 있다. 주택을 소유하지 않은 임차가구의 경우 거주하는 지역의 부동산 가격이 상승하더라도 신용제약이 완화되지 않는다. 향후 주택을 구입하고자 하는 경우 오히려 미래 주택구입시기에 신용제약이 높아질 가능성을 고려하여 저축 유인이 증가할 수 있다(강민규, 최막중, 김준형, 2009). 따라서 주택가격 상승이 담보대출 채널을 통해 자영업 전환률을 높이는 효과는 자가가구에서만 관찰되어야 한다.

<표5>는 임차가구를 이용한 위약 실험(placebo test) 결과를 제시한다. 임차가구의 경우 한국노동패널에 거주 중인 주택의 가격이 보고되지 않으므로, 임차가구가 거주하고 있는 시군구의 평균 주택가격을 사용하였다. <표4>와 동일하게 열(1)에 기본 모형을 추정한 결과를 제시하였으며, 열(2)와 (3)에서 시도 인구 및 GDP 성장률을 통제하였다. 열(4)에서는 시도-연도 고정효과를 통제하였다. 추정결과는 지역 평균주택가격이 임차가구의 자영업 전환에 통계적으로 유의한 영향력이 없음을 나타낸다. 이러한 결과는 <표2>~<표4>에서 제시한 주택가격 상승에 따른 자가가구의 자영업 전환 증가가 담보대출 채널을 통해 발생함을 간접적으로 보여준다.

#### 5. 『채널 분석』

##### 가. 가구 근로소득 및 금융자산 수준에 따른 효과

주택가격 상승이 자영업 선택에 미치는 효과가 담보가치 상승에 기인한 것이라면 그 효과는 신용제약에 직면해 있을 가능성이 높은 가구에서 크게 나타나야 한다. 이를 확인하기 위해 근로소득이 높은 가구와 낮은 가구로 표본을 분류하여 각각의 부표본에 대해 회귀 모형을 추정하였다. 근로소득이 높은(낮은) 가구는 가구의 총 근로소득 표본 중간값인 2960만 원 이상(미만)인 가구로 정의하였다. <표6> 열(1)은 주택가격이 자영업 전환률에 미치는 효과가 근로소득이 낮은 가구에 대해서만 유의하게 나타남을 보여준다. 근로소득이 중간값 미만인 가구는 주택가격이 1% 증가할 때 자영업을 선택할 확률이 0.9%p 상승한다. 반면 근로소득이 높아 신용제약에 직면했을 가능성이 상대적으로 낮은 가구의 경우 주택가격 상승이 자영업 선택에 유의미한 영향을 미치지 않음을 열(2)에서 확인할 수 있다.

열(3), (4)는 금융자산이 많은 가구와 금융자산이 적은 가구를 비교한다. 금융자산은 은행예금, 주식/채권/신탁, 저축성보험 및 기타 금융자산 등을 포함한 자산을 의미한다. 필요시 가계는 금융자산을 유동화하여 사용하거나 금융자산을 담보로 대출을 받을 수 있으므로 금융자산을 많이 보유할수록 신용제약이 낮을 것이다. 표본의 금융자산 중간값 800만 원보다 더 많은(적은) 금액의 금융자산을 가진 가계를 금융자산이 많은(적은) 가구로 분류하였다. 열(3)과 (4)의 결과는 주택가격이 자영업 전환에 미치는 효과가 금융자산을 적게 보유한 가구에게만 나타남을 보여준다.

<표 5> 주택 가격이 임차가구 가구주의 자영업 선택에 미치는 효과

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS
시도평균Log(1+거주주택가격)	-0.005 (-0.923)	-0.006 (-0.994)	-0.005 (-0.762)	-0.009 (-1.347)
35-44세	0.015** (2.396)	0.015** (2.371)	0.017** (2.442)	0.015** (2.491)
45-54세	0.010 (1.207)	0.010 (1.192)	0.010 (1.016)	0.012 (1.363)
55-64세	0.015 (1.393)	0.015 (1.375)	0.012 (1.036)	0.016 (1.463)
65세이상	0.009 (0.704)	0.008 (0.692)	0.004 (0.316)	0.007 (0.584)
여성	-0.025 (-1.507)	-0.025 (-1.507)	-0.028 (-1.549)	-0.023 (-1.420)
기혼	0.001 (0.128)	0.001 (0.129)	0.003 (0.238)	0.002 (0.231)
별거·이혼·사별	0.009 (0.706)	0.009 (0.706)	0.014 (0.966)	0.008 (0.638)
5세이하가구원수	-0.003 (-0.601)	-0.003 (-0.602)	-0.005 (-0.981)	-0.003 (-0.689)
가구원수	0.001 (0.329)	0.001 (0.329)	0.002 (0.623)	0.001 (0.323)
고졸	-0.010 (-0.641)	-0.010 (-0.640)	-0.013 (-0.713)	-0.009 (-0.570)
고졸초과대졸미만	-0.024 (-1.080)	-0.024 (-1.068)	-0.022 (-0.889)	-0.024 (-1.056)
대졸이상	0.010 (0.422)	0.010 (0.429)	0.020 (0.773)	0.009 (0.406)
Log(1+가구근로소득)	0.000 (0.489)	0.000 (0.479)	0.001 (0.526)	0.000 (0.355)
Log(1+가구금융자산)	0.000 (0.538)	0.000 (0.542)	0.000 (0.584)	0.000 (0.362)
Log(시도인구수)		0.002 (0.432)	-0.000 (-0.064)	
시도GDP성장률			-0.094 (-1.264)	
관측치	18,213	18,213	16,818	18,212
Adjusted R-squared	0.144	0.144	0.145	0.148
가구 고정효과	✓	✓	✓	✓
연도 고정효과	✓	✓	✓	
시도-연도 고정효과				✓

주: 임차가구의 가구주에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 t연도 자영업여부를 나타내는 더미변수이다(1: 자영업 함, 0: 자영업 하지 않음). 괄호 안의 수치는 t통계치를 나타낸다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수추정치가 유의함을 의미한다.

<표 6> 근로소득 및 금융자산 수준에 따른 부표본 분석

	(1) 근로소득 중위값 미만 OLS	(2) 근로소득 중위값 이상 OLS	(3) 금융자산 중위값 미만 OLS	(4) 금융자산 중위값 이상 OLS
Log(1+거주주택가격)	0.009** (2.146)	-0.002 (-0.579)	0.010** (2.197)	0.002 (0.389)
35-44세	0.034 (1.519)	0.012* (1.646)	0.048*** (3.330)	0.005 (0.767)
45-54세	0.034 (1.366)	0.001 (0.078)	0.032** (1.963)	0.001 (0.082)
55-64세	0.034 (1.276)	-0.009 (-0.734)	0.025 (1.338)	0.001 (0.066)
65세이상	0.026 (0.964)	-0.009 (-0.604)	0.019 (0.882)	-0.006 (-0.425)
여성	0.021* (1.814)	0.016 (0.641)	0.020 (1.584)	0.004 (0.232)
기혼	0.015 (0.921)	-0.001 (-0.047)	0.038 (1.155)	-0.015 (-1.008)
별거·이혼·사별	-0.007 (-0.420)	-0.019 (-0.610)	0.012 (0.384)	-0.031* (-1.725)
5세이하가구원수	0.008 (0.625)	0.002 (0.512)	0.003 (0.451)	0.002 (0.402)
가구원수	0.001 (0.281)	0.000 (0.113)	-0.002 (-0.735)	0.001 (0.297)
고졸	-0.003 (-0.199)	0.004 (0.146)	0.019 (0.760)	0.005 (0.317)
고졸초과대졸미만	0.030 (0.718)	-0.001 (-0.026)	0.030 (0.515)	-0.023 (-1.162)
대졸이상	0.016 (0.709)	0.026 (0.674)	0.028 (0.909)	0.000 (0.013)
Log(1+가구근로소득)	0.002*** (3.254)	-0.001 (-0.247)	0.003*** (3.503)	0.001 (1.403)
Log(1+가구금융자산)	0.001* (1.678)	-0.000 (-0.189)	-0.000 (-0.212)	0.001 (0.655)
관측치	12,705	12,921	12,655	12,495
Adjusted R-squared	0.221	0.177	0.183	0.156
가구 고정효과	✓	✓	✓	✓
시도-연도 고정효과	✓	✓	✓	✓

주: 자가가구의 가구주에 대한 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 t연도 자영업여부를 나타내는 더미변수이다(1: 자영업 함, 0: 자영업 하지 않음). 괄호 안의 수치는 t통계치를 나타낸다. 열(1)과 (2)는 각각 가구 근로소득 중위값 미만, 이상의 가구주에 대한 회귀분석 결과이며 열(3)과 (4)는 각각 가구 금융자산 중위값 미만, 이상의 가구주에 대한 회귀분석 결과이다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수추정치가 유의함을 의미한다.

<표 7> 주택 가격이 부채에 미치는 영향 분석

	(1) 자가가구 OLS	(2) 자가가구 OLS	(3) 임차가구 OLS	(4) 임차가구 OLS
Log(1+거주주택가격)	0.644*** (6.757)	0.676*** (6.754)		
시도평균Log(1+거주주택가격)			-0.224* (-1.806)	-0.259 (-1.619)
35-44세	0.140 (0.887)	0.108 (0.681)	0.160 (1.206)	0.144 (1.097)
45-54세	-0.113 (-0.532)	-0.168 (-0.791)	0.019 (0.097)	0.025 (0.124)
55-64세	-0.352 (-1.362)	-0.380 (-1.478)	-0.147 (-0.558)	-0.139 (-0.523)
65세이상	-0.527* (-1.782)	-0.575* (-1.960)	-1.074*** (-3.199)	-1.037*** (-3.063)
여성	0.034 (0.169)	0.036 (0.178)	-0.530** (-1.995)	-0.498* (-1.927)
기혼	0.777 (1.578)	0.808 (1.577)	0.722*** (2.757)	0.711*** (2.701)
별거·이혼·사별	0.682 (1.333)	0.722 (1.362)	0.708** (2.461)	0.687** (2.395)
5세이하가구원수	-0.020 (-0.231)	-0.019 (-0.219)	-0.014 (-0.135)	-0.013 (-0.127)
가구원수	0.176*** (2.638)	0.170** (2.517)	0.498*** (6.151)	0.496*** (6.330)
고졸	-0.256 (-0.680)	-0.244 (-0.655)	-0.134 (-0.306)	-0.230 (-0.549)
고졸초과대졸미만	-1.009* (-1.917)	-0.967* (-1.841)	-0.622 (-1.272)	-0.611 (-1.291)
대졸이상	-0.839 (-1.487)	-0.803 (-1.416)	0.519 (1.005)	0.430 (0.848)
Log(1+가구근로소득)	0.007 (0.415)	0.008 (0.473)	-0.002 (-0.091)	-0.010 (-0.486)
Log(1+가구금융자산)	-0.056*** (-7.061)	-0.056*** (-7.060)	-0.049*** (-4.833)	-0.048*** (-4.797)
관측치	26,241	26,239	18,114	18,113
Adjusted R-squared	0.557	0.559	0.470	0.473
가구 고정효과	✓	✓	✓	✓
연도 고정효과	✓		✓	
시도-연도 고정효과		✓		✓

주: 종속변수는 t연도 Log(1+가구부채)이다. 괄호 안의 수치는 t통계치를 나타낸다. 열(1)과 (2)는 자가가구 가구주에 대한 회귀분석 결과이며 열(3)과 (4)는 임차가구 가구주에 대한 회귀분석 결과이다. \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 계수추정치가 유의함을 의미한다.



#### 나. 주택가격이 부채에 미치는 영향

마지막으로 주택가격이 상승할 때 실제로 가계의 부채 금액이 증가하는지 살펴보았다. 주택가격 상승이 담보가치를 상승시켜 추가적인 대출이 가능해 진다면 가계가 보유하는 부채도 증가할 것이다. <표7> 열(1), (2)는 자가가구를 대상으로 주택가격이 가계 부채에 미치는 영향력을 살펴본 결과이다. 열(1)에서는 가구 고정효과와 연도 고정효과를 통제하였으며 열(2)에서는 가구 고정효과와 시도-연도 고정효과를 통제하였다. 시도-연도 고정효과를 통제한 모형의 추정결과는 거주중인 주택가격이 1% 증가할 때 가계 부채가 0.68% 증가함을 나타낸다.

반면 임차가구 표본을 이용한 분석에서는 가계부채 증가가 나타나지 않았다. 열(3), (4)는 거주지역 주택가격이 상승할 때 임차가구의 부채수준이 오히려 감소함을 나타낸다. 이는 임차가구가 향후 주택을 마련하고자 하는 경우, 주택가격 상승이 저축 유인 증가로 이어질 수 있다는 선행연구의 설명과 일관적이다. <표7>의 결과는 주택가격 상승이 자영업 선택에 미치는 정(+)의 영향이 담보대출을 통한 신용계약 완화의 효과임을 간접적으로 제시한다.

## V. 결론

주택은 우리나라 가구 자산 중 가장 큰 비중을 차지하는 자산으로, 주택가격 상승은 가계의 소비와 투자, 근로 결정에 중요한 역할을 한다. 본 연구는 거주주택의 가격이 가구주가 자영업을 선택할 확률에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. t-1연도에 자영업을 하지 않고 있던 표본 가구를 대상으로 자영업 전환 확률을 분석한 결과 주택가격이 1% 상승할 때 자영업 전환확률은 약 0.7%p 가량 증가하였다. 이러한 효과는 근로소득이 낮거나 금융자산을 적게 보유하고 있어 신용계약에 직면해 있을 가능성이 높은 가구에서만 뚜렷하게 나타났다. 또한 주택가격이 상승하면 가계부채가 증가한다는 결과를 제시하여, 담보대출을 통해 가계의 신용계약이 완화되는 채널이 존재함을 보였다.

다만 결과의 해석과 적용에 있어서 다음과 같은 한계점이 존재한다. 본 연구는 주택가격 상승으로 인한 자영업 전환이 사회 후생에 어떠한 영향을 미치는지 이야기하지 않는다. 사회후생에 대해 분석하기 위해서는 주택가격이 상승하기 전 신용계약으로 인해 자영업을 선택하지 못했던 개인들의 창업투자기회가 비용대비 얼마나 기대수익이 높았는지에 대한 정보가 필요하다. 만약 금융기관과 대출자 사이의 정보 비대칭성으로 비용대비 기대수익이 높은 창업 기회를 놓치고 있었다면 주택가격 상승은 자본의 효율적 배분에 기여할 것이다. 그러나 자영업을 시작하지 못했던 개인들의 창업 투자 기회가 비용대비 기대수익이 낮았다면, 주택가격 상승으로 인한 자영업 전환은 오히려 사회후생을 감소시킬 것이다. 사회후생에 미치는 영향력을 분석하기 위해서는 자영업 생존율, 수익성 등에 대한 사후 데이터의 이용이 필요하다. 이는 후속 연구를 통해 보완되어야 할 부분이다.

## 참고문헌

- Adelino, M., A. Schoar, and F. Severino. "House Prices, Collateral, and Self-Employment." *Journal of Financial Economics* 117, (2015):288 - 306.
- Bellon, Aymeric, et al. "Personal wealth and self-employment." Available at *SSRN* (2020).
- Corradin, S., and A. Popov. "House Prices, Home Equity Borrowing, and Entrepreneurship." *Review of Financial Studies* 28, (2015):2399 - 2428.
- Dunn, T., and D. Holtz-Eakin. "Financial Capital, Human Capital, and the Transition to Self-Employment: Evidence from Intergenerational Links." *Journal of Labor Economics* 18, (2000):282 - 305.
- Evans, D. S., and B. Jovanovic. "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints." *Journal of Political Economy* 97, (1989):808-827.
- Fairlie, R. W., and H. A. Krashinsky. "Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship Revisited." *Review of Income and Wealth* 58, (2012):279 - 306.
- Fort, T. C., J. Haltiwanger, R. S. Jarmin, and J. Miranda. "How Firms Respond to Business Cycles: The Role of Firm Age and Firm Size." *IMF Economic Review* 61, (2013):520 - 559.
- Georgellis, Y., J. G. Sessions, and N. Tsitsianis. "Windfalls, Wealth, and the Transition to Self-Employment." *Small Business Economics* 25, (2005):407 - 428.
- Koudstaal, Martin, Randolph Sloof, and Mirjam Van Praag. "Risk, uncertainty, and entrepreneurship: Evidence from a lab-in-the-field experiment." *Management Science* 62.10, (2016): 2897-2915.
- Levine, Ross, and Yona Rubinstein. "Smart and Illicit: Who Becomes an Entrepreneur and Do They Earn More?." *The Quarterly Journal of Economics* 132.2, (2017): 963 - 1018.
- \_\_\_\_\_. "Selection into entrepreneurship and self-employment." No. w25350. *National Bureau of Economic Research*, (2018).
- Lindquist, Matthew J., Joeri Sol, and Mirjam Van Praag. "Why do entrepreneurial parents have entrepreneurial children?." *Journal of Labor Economics* 33.2, (2015): 269-296.

- 강민규, 최막중, and 김준형. 「주택의 자산효과에 의한 가계소비 변화: 자가가구 미시자료를 이용한 실증분석.」 *국토계획* 44, (2009):163-173
- 금재호, 김기승, 조동훈, and 조준모. 「자영업 노동시장 연구(I) - 자영업의 변화 추이와 특성 -.」 *한국노동연구원 연구보고서* 2009-03, (2009).
- 금재호, and 조준모. 「한국노동패널 특집/자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석.」 *노동경제논집 특별호* 23, (2000): 81-107.
- 김민지. 「세대별 자영업 진입 결정요인 비교.」 *국내석사학위논문 서울대학교 대학원*, (2016).
- 김우영. 「한국노동패널 특집/취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석.」 *노동경제논집 특별호* 23, (2000): 55-80.
- 전병유. 「자영업 선택의 결정 요인에 관한 연구.」 *노동경제논집* 26.3, (2003): 149-179.

## 부록

<부록 표 1> 주요 변수 정의

변수명	정의
자영업여부	고용주 또는 자영업자면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0314)
Log(1+거주주택가격)	1+거주주택가격의 자연로그값 (h1412)
연령	만나이 (p0107)
35~44세	만나이 35~44세면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
45~54세	만나이 45~54세면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
55~64세	만나이 55~64세면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
65세이상	만나이 65세 이상이면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수
여성	여성이면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0101)
기혼	기혼이며 배우자가 있으면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p5501)
별거·이혼·사별	별거중이거나 이혼 또는 사별하였으면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p5501)
5세이하가구원수	만나이 5세 이하 가구원수 (h0361~h0375)
가구원수	가구원수 (h0150)
고졸	최종학력이 고졸이면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0110, p0111)
고졸초과대졸미만	최종학력이 고졸 초과, 4년제 졸업 미만이면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0110, p0111)
대졸이상	최종학력이 대졸이상이면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0110, p0111)
Log(1+가구근로소득)	1+가구근로소득의 자연로그값(h2102)
Log(1+가구금융자산)	1+가구금융자산의 자연로그값(h2562, h2564, h2566, h2568, h2570, h2572)
Log(1+가구부채)	1+가구부채의 자연로그값(h2602, h2605, h2608, h2611, h2614, h2617)
건설/금융/부동산	KSIC 8차 기준 건설업, 금융업, 또는 부동산업에 해당하면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0340= 451, 452, 461, 462, 463, 464, 465, 651, 659, 660, 671, 672, 701, 702)
교육/의료	KSIC 8차 기준 교육 또는 의료업에 해당하면 1 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 (p0340=809, 851)

# 고령가구의 주택유형 : 아파트에 계속 거주할 것인가?

박동하\*, 김준형\*\*

본 연구는 급격한 고령화에 따라 큰 변화를 맞이할 주택시장에서 상대적으로 연구가 부재했던 고령가구의 주택유형을 확인하고자 하는 목적을 가진다. 즉, 본 연구는 아파트에 거주하고 있던 가구가 고령기를 거치면서 아파트에 계속 거주하는지, 아니면 주택유형을 바꿔 비아파트로 이주하는지 여부를 확인하고자 하였다. 본 연구는 시간의 변화에 따라 실제 거주하는 주택유형을 분석함으로써 선행연구에서 주로 이루어졌던 향후 거주하고 싶은 희망 주택 유형을 분석한 연구의 한계를 극복하는 차별성을 가진다. 또한 나아가 실증분석을 통해 어떤 특성을 가진 고령가구가 아파트에 거주하게 되는지 분석하였다.

아파트 유지율과 비아파트 유지율 등의 통계 자료 분석결과, 고령가구의 아파트 유지율은 다른 연령 계층과 크게 차이나지 않는 모습을 보였다. 그러나, 비아파트 유지율은 상대적으로 고령가구가 높은 유지율을 보이는 차이점이 나타났다. 이를 종합한 아파트 거주 증감률은 30대 이하의 젊은 층에서 매우 높게 나타났으며, 고령가구는 중년가구와 큰 차이가 없었다. 이 결과는 고령가구가 아파트를 떠나 비아파트에 실제 거주한다고 말하기는 어렵다는 것을 확인시켜주었다. 추가로 아파트 거주 여부를 종속변수로 둔 로짓 모형의 실증분석 결과, 고령가구는 건강이상여부, 교육수준, 가구원수, 자가 여부, 월평균 가구소득, 금융 자산 등에서 전체 가구와 다른 결과를 보였다. 이를 통해 고령가구의 실제 거주 특성을 반영한 주택유형 공급의 필요성을 확인하였다.

주요용어 : 고령화, 고령가구, 아파트, 주택유형, 로짓 모형

## 1. 들어가며

한국의 고령화가 급격히 진행되고 있다. 통계청의 장래인구추계 및 장래가구추계에 따르면 만 65세 이상 고령인구는 2020년 813만 명에서 2040년 1,722만 명으로 약 2.1배 증가한다. 이로써 전체 인구에서 고령인구가 차지하는 비중은 15.7%에서 33.9%로 상승할 것으로 전망된다. 고령인구의 증가는 필연적으로 고령인구가 가구주인 가구, 즉 고령가구의 비중을 증가시킨다. 2020년 고령가구는 464만 가구였으나, 2040년에는 1,001만으로 약 537만 가구가 늘어난다. 이는 2020년의 2.16배에 달하는 수치이다. 전체 가구에서 고령가구가 차지하는 비중 역시 22.8%에서 44.2%로 상승한다. 고령가구가 10가구 중 4가구가 넘는 상황이 20년 사이에 도래한다. 세계적으로도 전례를 찾기 어려운 이와 같은 급격한 고령화의 진행은 한국 사회를 크게 변모시킬 것이다. 주택시장도 마찬가지이다.

\* 서울대학교 환경계획연구소, 겸임연구원, 제1저자, dongha.park@snu.ac.kr

\*\* 명지대학교 부동산학과, 교수, 교신저자, junhgkim@gmail.com

베이비붐세대의 은퇴가 본격적으로 시작되면서 주택시장에 침체가 올 것이라는 전망과 그에 대한 반론이 고령화와 주택시장 간의 관계에 대한 학술적 논의를 촉발하였다. 이후 주택면적, 점유형태, 주거입지 등에 걸쳐 고령가구의 특성을 찾으려는 시도가 지속적으로 이루어지고 있다.

그러나 고령가구의 주택유형에 대한 논의는 상대적으로 논의가 부족한 상황이다. 늘어나는 고령가구의 규모에 맞추어 고령가구의 주거가 원활히 제공되어야 한다. 그렇다면 이 주거가 과연 아파트 등의 공동주택인가, 아니면 단독주택인가? 이후 상세히 살펴보겠지만, 아직 이에 대해 뚜렷한 답을 제시하기에 그 실증적 증거는 충분하지 않은 상황이다.

이에 본 연구는 2장에서 주택의 유형과 아파트의 선호에 대해 먼저 살펴보고 이어서 고령가구가 실제 거주할 주택유형을 이론적 실증적으로 살펴본다. 이어 3장에서는 노동패널조사 자료를 활용하여 가구주의 연령에 따른 아파트 유지율, 비아파트 유지율 및 아파트 증감률을 살펴본다. 이를 통해 고령가구의 실제 아파트 거주 여부가 다른 연령대별 가구와 차이가 존재하는지 확인한다. 이어 4장에서는 전체 가구와 고령 가구로 나누어 교육수준, 가구원수, 가구소득 등 여러 요소에 따라 아파트에 거주할 확률이 어떻게 달라지는지 확인한다. 그리고 5장에서는 연구를 요약하고 시사점을 도출하며 마무리한다.

## II. 이론연구

### 1. 주택의 유형과 그 선택

주택유형은 건축법, 주택법 등에 기초해 법적으로 구분할 수 있으며, 유형별 주택채고와 같은 통계를 생성할 목적으로 고안된 통계청의 기준으로도 구분이 가능하다. 법적인 구분 기준까지 포괄하고 있는 통계청의 기준으로 설명하자면, 주택은 크게 단독주택과 공동주택으로 나눈다. 단독주택은 다시 통상 한 가구가 살도록 설계되어 있는 일반단독주택, 여러 가구가 살도록 설계된 다가구 단독주택, 그리고 주거용 부분과 영업용 부분이 함께 있는 영업겸영단독주택으로 구분할 수 있다. 공동주택으로는 아파트와 연립주택, 그리고 다세대주택이 있다. 여러 세대가 함께 살도록 설계되어 있으면서 5층 이상인 주택을 아파트라고 하며, 연립주택과 다세대주택은 4층 이하이다. 건물 한 동의 연면적 660㎡를 기준으로 이를 초과하면 연립주택으로, 이 연면적 이하이면 다세대주택으로 구분한다. 단독주택, 공동주택 이외 비거주용 건물 내 주택도 존재하는데, 영업겸용단독주택과 달리 영업용 면적이 주거용 면적보다 커야 한다. 이상은 영구성 등의 관점에서 주택으로 구분되는데, 이 주택의 기준을 충족하지 못하는 주택 이외의 거처도 존재한다. 구체적으로 오피스텔, 호텔·여관 등 숙박업소의 객실, 기숙사 및 사회시설, 판잣집, 비닐하우스 등이 여기에 해당된다.

이와 같은 다양한 유형들 중 학술연구에서 자주 다룬 것은 아파트와 단독주택의 선택이다. 즉 누가 아파트를 선택하고 단독주택을 선택하는지, 그 이유는 무엇인지 살펴보는 연구가 빈번하게 진행되어 왔다. 특히 1980년대 이후 아파트가 새로운 주거의 표준이 되어, 전체 주택에서 아파트가

차지하는 비중이 크게 늘어나면서, 과연 아파트 선호의 원인이 무엇인지 파악하기 위한 연구가 자주 등장하였다.

아파트를 선택하는 요인으로 우선 언급되는 것은 양호한 내부 공간이다. 입식부엌, 온수욕실, 수세식화장실 등을 기본적으로 구비, 단독주택에 비해 주택의 설비수준이 우수하다(강인호 외, 1997: 106). 유지관리가 공동으로 이루어지면서 난방, 하자보수 등의 문제가 발생했을 때 스스로 해결하지 않아도 되는 장점도 존재한다(강인호 외, 1997: 110). 내부시설뿐만 아니라 외부시설도 단독주택에 비해 양호한 것으로 평가된다. 주차장, 어린이놀이터, 노인정, 휴게소 등 생활편의시설을 구비하고 있는 아파트가 많기 때문이다(강인호 외, 1997: 105). 특히 주차장이 잘 구비된 아파트에서 단독주택 지역의 심각한 주차문제를 경험하지 않을 수 있다는 점이 아파트 선호의 중요한 이유로 언급된다(강인호 외, 1997: 107). 외부공간 면적도 상류층 단독주택 지역보다 더 넓다는 분석결과도 존재한다(강인호 외, 1997: 109). 프라이버시가 잘 확보되며 보안이 양호하다는 점도 아파트의 상대적 매력으로 작동한다. 전세로 아파트에 입주하는 이유로 “주인세대와 완전히 분리되어 독립성이 있어서”, “단독주택에 비해 마음 놓고 집을 비울 수 있어서” 등의 응답이 높게 나타나는 것은 이와 같은 맥락에서이다(강인호 외, 1997: 109). 아파트처럼 고밀개발이 이루어지는 주변 지역이 단독주택 주변 지역에 비해 대중교통이나 상업시설 등이 양호할 가능성이 높으며, 이 역시 주민의 생활편의성을 향상시키는 요인이 된다.

특히 1990년대 말부터 아파트시장에 대형 건설사들의 고유 브랜드가 본격적으로 사용되기 시작하였으며, 이를 토대로 2000년부터 아파트의 품질경쟁이 본격적으로 이루어졌다(신종철, 2004: 156-157). 다른 업체와의 차별성, 경쟁력 등을 확보하기 위해 기존 아파트에 적용되지 않은 품질요소들을 도입하고자 적극 노력하였다. 새로운 내·외부 디자인을 소개하거나, 단지에 색채와 야간 경관조명을 활용하거나, 내진, 내풍구조를 적용하거나, 리모델링이 용이한 구조 등으로 바꾸는 것이 그 예이다(배정익 외, 2003). 단독주택과 달리 아파트가 주거환경에 대한 가구의 선호에 보다 신속하게 반응해 온 이유 중 하나이다.

아파트의 가격은 토지의 지분이 상대적으로 작으므로 단독주택보다 저렴할 것으로 기대된다. 그러나 이처럼 주거공간으로서 더 나은 매력도를 지닌 탓에 국내에서 아파트는 동일면적의 단독주택보다 더 비싼 경향이 있다. 또 우리나라에서 아파트에 대한 선호가 시간이 경과할지라도 크게 변하지 않는 탓에 시간이 지나더라도 아파트의 가격은 떨어지지 않고 오히려 상승한다. 그 결과 아파트는 소비재로서뿐만 아니라 투자재로서의 가치도 갖게 되면서 더 많은 수요를 유인한다. 아파트선호자들이 상대적으로 주택의 시장가치, 매매용이성, 투자가치 등을 더 중시한다는 연구결과는 이러한 해석을 뒷받침한다(박선영 외, 2005: 87).

단순히 물리적, 경제적 측면 이외에도 아파트는 사회적 측면에서도 선호 요인이 존재한다. 아파트에 거주한다는 것 자체가 적어도 중산층 이상의 계층에 속해있다는 효과를 제공하기 때문이다. 아파트가 본격적으로 보급된 시기에서도 상대적으로 고학력, 화이트칼라가 집중되면서 아파트는 중산층의 주택유형으로 자리 잡았다(장성수·김진균, 1994). 가구주의 학력이 낮을수록 단독주택을 선택하는 반면, 배우자의 학력이 높을수록, 전문직 종사자일수록, 가구소득이 높을수록 아파트를 선

택한다는 연구결과는 일찌감치 소개된 바 있다(장성수, 1998). 지명도 높은 대형 건설사가 브랜드 아파트를 공급하고, 이 아파트들이 보다 높은 가격대로 거래되면서 아파트의 계층효과는 더욱 커졌다. 대졸 이상 가구가 연립, 다세대주택보다 아파트를 선택하거나 교육수준이 높을수록 아파트를 선택한다는 분석결과, 생산직에 비해 사무직이 아파트를 선택하며, 임시직이나 자영업은 아파트보다 연립, 다세대주택을 선택한다는 분석결과, 소득이 높을수록 단독주택보다 아파트를 선택한다는 분석결과는 아파트의 사회계층효과를 입증한다(최막중·임영진, 2001: 77; 문태현 외, 2008: 94; 김주영·유승동, 2013: 77).

## 2. 고령가구의 주택유형

이상의 논의를 토대로 할 때 고령가구는 주택유형을 어떻게 선택할 것인가? 먼저 고령가구는 아파트보다 단독주택을 선호할 수 있는데, 가장 큰 원인은 다운사이징(downsizing)이다. 주택 다운사이징은 안도(Ando)와 모딜리아니(Modigliani)의 생애주기이론에 기초하고 있다. 가구는 생애에 걸쳐서 일정 수준 이상의 소비를 필요로 한다. 그러나 소득은 생애에 걸쳐서 균등하게 발생하지 않는다. 근로할 수 있는 시기에 소득이 집중적으로 발생한다. 은퇴 이후에도 원활한 소비를 하기 위해서 가구는 근로시기의 여유소득을 자산으로 축적한다. 은퇴 이후에 이 자산을 인출해 부족한 소득을 충당하는 것이다. 주택자산도 가구가 축적하는 자산의 형태 중 하나이며, 따라서 은퇴 이후 다운사이징을 통해 가구는 주택자산을 인출한다는 것이다. 주택다운사이징은 여러 방식으로 가능하며 아파트에서 동일한 면적의 단독주택으로 이주하는 것도 그 중 하나일 수 있다. 2020년 10월 기준 단위면적당 매매가격의 중위값을 비교하면 아파트는 455만 원/㎡이며, 단독주택은 137만 원/㎡이다. 이는 곧 아파트에서 단독주택으로 주택유형을 바꾸면 면적을 유지하더라도 주택자산의 70%를 현금으로 사용할 수 있음을 의미한다. 다운사이징의 방식으로 주택유형 변화가 쉽게 선택될 가능성을 여기에서 찾을 수 있다.

이와 같은 경제적 요인 이외에도 단독주택이 고령가구들에게 선호될 수 있다. 은퇴를 한 고령가구는 집에서 체류하는 시간이 늘어난다. 이에 따라 프라이버시나 쾌적성에 대한 요구가 증가한다. 여유시간 때 활용할 공간에 대한 필요도 늘어난다. 체류시간의 증가로 인해 고령가구는 주거유형을 고려할 때 이웃과의 사회적 관계도 더욱 고려하게 된다. 단독주택은 이와 같은 새로운 요구들을 충족시킬 수 있는 주거유형이 될 수 있다. 실제 고령가구를 대상으로 한 다음의 인터뷰 결과에서 이를 부분적으로 확인할 수 있다.

“아파트 경험이 한번 조금 있어요. 1년! 그... 먼저 88년도에 집을 지을 때 목동! 거기 가서 살았는데 너무 불편했어요. 왜냐면... 그때 뭐가 있냐면 이런 집에서는 소리 뭐 이런 물 내려가는 소리 뭐하는 소리 하는 소리들이 이게 다 내가 아는 소리잖아요. 근데 아파트는 남이 내는 소리를 내가 아무 준비 없이 듣더라구요. 아무리 잘 지었다고 사는 사람들이 뭐 자기네들은 뭐 소리 안 들리고 좋고 아니예요. 옆에서 속삭이는 소리, 방



하고 방하고 부부싸움하는 소리도 들리고 대화하는 소리도 들려요... 이런 데서도 설거지 내가 맨날 새벽 2시에 해도 누가 뭐라 할 사람도 없고 아무 신경 안 쓰이고 편찮아요. 내 그런 데서는 할 수가 없잖아요. 어떤 그런 제약받고 그런 거를 내가 못 견디는 거 같아요. 그래서 그냥 그 단독주택을 선호하는 것 같아요. 개인적으로... 그래서 어릴 적 아마 그런 경험 때문에 그리고 인제 그 아파트 경험이 없으니까 아파트도 못하고 결국 또 이렇게 단독주택 형식으로...” (권오정 외, 2014: 290)

“이 집에 온 게 한 6년 정도 된 거 같아요. 근데 살아보니까. 어... 아파트에서 느끼지 못했던 음... 그런 여러 가지를 좀 느낄 수 있는 것 같아요. 첫째는, 아파트는 앞뒤집만 그런 [손으로 설명해주시면서] 문 맞은편 집하고 여기만. 같은 집 얼굴밖에 모르는데. 이 주택에 살다보니까 동네 사람들하고 좀 친해지는 것 같고 또 얼굴도 알고 서로 인사도 나누고. 그것보다는 또 땅을 가깝게 이렇게 하니까 땅내음도 좀 맡을 수도 있고. 좁지만 나무도 좀... 감나무도 몇 그루 있고. 매실도 심었고... 그런 것도 재미가 쏠쏠해요. 상추도 심고 지금도 어 씨앗, 상추, 썩갯 이런 씨앗을 파종했거든요” (권오정 외, 2014: 290)

연령이 높을수록 아파트보다 단독주택을 선호한다거나 60대 이상의 자가가구는 단독주택을 선호한다는 실증분석의 결과(최막중·임영진, 2001: 77; 김주영·유승동, 2013: 79)는 이러한 면에서 쉽게 설명될 수 있다.

한편 고령가구도 대다수의 일반 가구들과 마찬가지로 아파트를 선호할 것이라는 주장도 존재한다. 앞서 살펴본 아파트의 상대적 장점, 즉 양호한 내외부환경, 공동의 유지관리, 높은 접근성, 경제적 가치, 사회적 가치 등은 고령가구의 주거선택에 있어서도 마찬가지로 중요한 요인이기 때문이다. 앞서 고령가구가 단독주택을 선호하는 원인으로 프라이버시가 언급되었지만, 프라이버시를 이유로 아파트를 선택하는 일반 가구들의 사례도 언급되었다. 단독주택의 이론적 특성과 실제 국내에서의 특성 간 차이가 존재하는 탓에 단독주택에 대한 선호가 실제 선택으로 이어지지 않을 수 있는 상황이다.

특히 고령가구는 신체적 노화를 고려한 주택을 필요로 한다. 휠체어가 다닐 수 있는 문턱이 없는 넓은 통로나 경사로, 엘리베이터 등의 무장애(barrier-free) 설계를 요구한다. 최근에 지어진 아파트들은 당연하게 구비하고 있는 이 설계는 오래된 단독주택에서는 거의 갖추어져 있지 않다. 그렇다고 단독주택에 입주한 고령가구를 위해 주택개조가 본격적으로 지원되고 있지도 않다. 따라서 고령가구에게 있어서는 단독주택보다 아파트가 보다 편리할 공간일 수 있다. 50대 및 60대 이상의 임차가구들이 연립, 다세대보다 아파트를 선호한다는 분석결과(김주영·유승동, 2013)는 이와 같은 맥락에서 볼 때 당연한 결과처럼 보인다.

고령가구의 주택유형 선택에 있어서 고려해야 할 또다른 이슈는 Aging in Place 성향이다. 고령가구는 이동성이 급격히 감소한다. 현재 주택에 문제가 있더라도, 새로운 선호가 생기더라도 주거

이동 자체를 결정하는 일이 빈번하지 않음을 뜻한다. 이는 곧 기존에 아파트에 거주하고 있는 고령가구는 계속 아파트를, 그리고 기존에 단독주택에 있었던 고령가구는 계속 단독주택에 거주할 가능성이 높음을 뜻한다. 설령 주거이동이 이루어지더라도 지역 내에서 근거리로 이동할 가능성이 높는데, 아파트 가까이에서는 상대적으로 아파트가, 단독주택 가까이에서는 상대적으로 단독주택이 있을 확률이 크다. 이 점으로 인해 고령가구의 주거유형 자체가 변하지 않을 가능성도 적지 않다.

### 3. 실증연구

고령가구의 주택유형 선택을 다룬 실증연구는 황선희 외(2010), 이용석·박환용(2013), 임기홍·백성준(2014) 등이 있다. 먼저 이용석·박환용(2013)은 편의표본추출법으로 서울에 거주하고 있는 1955-1963년에 태어난 베이비붐세대 936명을 조사하였다. 선호하는 주택유형으로 전원주택이 38.7%로 가장 높게 나타났으며, 다음이 아파트 26.9%, 단독 20.7%의 순서로 나타났다. 이에 대해 “자연과 함께 쾌적한 삶을 영위할 수 있는 전원주택을 선호하는 것”으로 해석하였다(165쪽).

임기홍·백성준(2014)도 마찬가지로 1955년부터 1963년 사이에 태어난 베이비붐세대 1,300명을 대상으로 설문조사를 진행하였다. 차이점으로는 은퇴 이전과 이후의 선호 주택유형을 비교하고 있다는 점이다. 은퇴 이전에는 아파트에 대한 선호가 매우 크게 나타난다. 그러나 은퇴 이후에는 아파트에 대한 선호가 절반 정도로 줄어드는 반면, 전원주택과 townhouse 등에 대한 선호가 크게 증가한다. 은퇴 이후 비아파트에 대한 높은 선호를 발견하고 있다는 점에서 이용석·박환용(2013)의 연구와 맥을 같이 한다.

황선희 외(2010)는 이들 연구와 접근 방식이 다르다. 서울 전역이 아니라 강남 및 서초구에 거주하고 있는 1955-1963년생 베이비붐세대 150명을 대상으로 설문조사를 진행하였다. 더 근본적인 차이점은 은퇴 이후 부부동거 및 건강상태에 따라 네 가지 상황을 가정하였다는 점이다: 부부가 동거하면서 모두 건강할 때, 부부가 동거하지만 건강이 악화될 때, 혼자 있으면서 건강할 때, 혼자 있으면서 건강이 악화될 때. 이 각각의 상황에 대해 선호하는 주거유형을 응답하도록 하였다. 주거유형 역시 1절에서 살펴본 통계청 기준과는 차이가 있다. 일반단독주택, 일반아파트, 빌라형연립주택 등은 유사하지만 그 이외에도 고령가구에게 주요한 옵션이 될 수 있는 별동형 단독주택, 공동사용주택, 노인복지주택, 요양형주택, 은퇴자커뮤니티 등을 추가하였다.

분석결과 부부가 모두 건강할 때에는 일반 아파트가 가장 선호되었으며(50.7%), 다음이 일반 단독주택(20.0%)으로 나타났다. 고령자를 대상으로 한 주거유형 중에서는 별동형 단독주택, 빌라형 단독주택, 노인복지주택이 각각 6%의 비중으로 나타났다. 고령자를 대상으로 한 특별한 유형보다 일반 주택시장에 머무는 것을 선호한다고 볼 수 있다. 건강이 악화된 부부 상황에서도 일반 아파트가 가장 비중이 크지만 그 비율은 37.3%로 감소한다. 그리고 건강한 상황에서 20.0%를 차지한 일반단독주택의 비율은 3.3%까지 감소한다. 대신 노인복지주택이나 요양형주택 등 의료서비스 접근이 포함된 주택의 비중은 각각 18.7%와 18.0%로 증가한다.

혼자 건강할 때 가장 선호되는 유형도 역시 일반아파트이다. 부부가 건강할 때에 비해 선호하는

응답자의 비율은 50.7%에서 56.7%로 더 증가한다. 반면 일반단독의 비율은 부부가 건강할 때에 비해 크게 감소한다(20.0%에서 6.7%). 단독주택은 부부가 모두 건강할 때 선호되지, 혼자서 건강할 때 선호되는 유형은 아님을 짐작할 수 있다. 혼자서 건강할 때 노인복지주택에 대한 선택 비율도 상대적으로 높게 나타난다(14.0%). 마지막으로 독거 상태이면서 건강하지 않을 때 아파트를 선택하는 비율은 25.3%로 줄어든다. 반면 요양형주택에 거주하겠다는 응답은 44%로 아파트보다 높은 비중을 차지한다. 고령가구의 주택유형 선택을 이처럼 독거나 건강 상태를 기준으로 분리해 접근하였다는 점에서 의의가 존재한다.

실증분석을 수행한 선행연구들은 주로 고령가구의 주택유형의 선호를 분석한 것이며, 그 선호가 실제 주거 이동으로 이어지는지에 대해서는 분석된 바가 적다. 이에 착안하여 본 연구는 10년 전과 현재의 주거 이동을 토대로 아파트/비아파트 유지율과 아파트 거주 증감률을 확인한다. 또한 실증분석을 통해 이론연구와 선행연구에서 확인된 변수들이 고령가구의 주택유형에 어떤 영향을 미치는지 살펴본다.

### III. 연구설계

#### 1. 아파트 유지율

본 연구는 먼저 실제 고령가구의 아파트 거주가 어느 정도 유지되는지(아파트 유지율)를 살펴본다. 아파트 유지율의 확인을 위해 노동패널조사 자료를 활용하여 2009년(12차 조사)에 아파트에 거주한 사람이 2019년(22차 조사)에도 아파트에 거주하는지를 확인한다. 분석을 위해 추가로 기준이 되는 시점을 달리하여 1999년(2차 조사)과 2014년(17차 조사)에 아파트에 거주한 사람의 2019년에 아파트에 거주하는지도 함께 살펴본다.

[표 1]을 보면, 2009년 아파트에 살고 있던 사람들의 약 85%는 2019년에도 아파트에 계속 거주하고 있음이 확인된다. 2009년 시점의 가구주 나이에 따라 그룹별로 살펴보면, 전반적으로 평균값과 비슷하여 큰 차이가 없으나 가장 나이가 많은 그룹인 가구주 연령 75세 이상 그룹에서 아파트 유지율이 79%로 나타나 그룹 중 가장 낮은 수치를 보인다. 하지만 이러한 결과를 쉽게 고령 가구의 아파트 유지율이 낮다고 해석하기는 어렵다. 기준을 달리한 1999년부터 2019년의 결과와 2014년부터 2019년의 결과에서 일관되게 고령 가구 그룹에서 최저 수준의 아파트 유지율을 보이고 있지 않기 때문이다. 각 기준시점 별 과거 아파트 거주 인원수에서 크게 차이가 나는 이유는 시점과 종점 모두 응답한 가구만을 기초 분석에 포함했기 때문이다. [표 1]의 결과를 통해 그룹별 아파트 유지율의 차이가 크지 않으며 오히려 고령가구의 아파트 유지율은 전체 가구 평균과 큰 차이가 없다고 보는 것이 합리적이다. 이러한 결과는 오히려 앞서 논의되었던 고령가구의 주거 유형 선호에 대한 상반된 연구 결과가 나올 수 있는 근거가 된다. 나이에 따라 아파트 선호가 결정되기보다 가구의 특성에 따라 아파트 선호가 달라지기 때문에 같은 고령 가구에 대한 조사에서도 선호 주거

<표 1> 아파트 유지율 비교

가구주 연령	1999-2019			2009-2019			2014-2019		
	과거 아파트	현재 아파트	아파트 유지율	과거 아파트	현재 아파트	아파트 유지율	과거 아파트	현재 아파트	아파트 유지율
전체	985	738	75%	2,316	1,959	85%	2,910	2,629	90%
-34	158	125	79%	368	300	82%	314	278	89%
35-44	410	311	76%	670	588	88%	857	786	92%
45-54	239	174	73%	597	490	82%	671	607	90%
55-64	133	99	74%	358	302	84%	531	471	89%
65-74	36	22	61%	247	219	89%	330	306	93%
75-	9	7	78%	76	60	79%	207	181	87%

\* 단위: 가구, %, 연령구분은 왼쪽 1999년, 가운데 2009년, 오른쪽 2014년이 기준

유형에 대한 상반된 연구 결과가 나올 수 있다. 즉, 정책적으로 고령 가구를 위해 제공할 주거 유형은 나이에 따른 일괄적 주거 정책이 아니라 보다 상세한 수요 분석을 통해 이루어질 필요가 있음을 알 수 있다.

이어서 같은 형식으로 비아파트 유지율을 살펴본다. [표 2]를 통해 확인되는 2009년에 비아파트에 거주했던 가구의 2019년 비아파트 유지율은 75%이다. 아파트 유지율보다는 약 10%p 적은 값이지만 비아파트 역시 대다수의 가구가 주거유형을 바꾸지 않고 10년이 지난 시점에도 비아파트에 거주하는 것이 확인된다. 여기서 아파트 유지율과 다르게 특징적으로 나타나는 것은 가구주의 나이가 적을수록 비아파트 유지율이 줄어드는 경향이 관찰된다는 점이다. 2009년에 비아파트에 거주했던 75세 이상의 가구 중 88%가 2019년에도 비아파트에 거주하고 있는 반면, 34세 이하 가구와 44세 이하 가구는 각각 47%와 64%만 비아파트에 계속 거주하는 모습을 보인다. 비아파트 유지율에서 가구주 연령 그룹별 차이는 기준 시점을 달리한 좌우의 표에서도 동일하게 관찰된다. 다만, 아파트 유지율과 비아파트 유지율 모두 1999년을 과거 기준으로 한 조사에서는 고령가구 표본수가 크게 줄어들어 통계적인 오류가 발생할 가능성이 있다. 이점을 감안하면 대체적으로 비아파트 유지율은 거의 모든 시점에서 가구주의 나이가 적을수록 감소하는 형태로 나타났다고 볼 수 있다. 하지만 비아파트 유지율 결과를 통해서 확인되는 것은 젊은 세대의 아파트 선호현상이며 고령가구의 비아파트 선호현상으로 해석하는 것은 무리가 있다. 그 이유의 확인을 위해 아파트 유지율과 비아파트 유지율을 종합한 아파트 거주 증감률([표 3])을 확인할 필요가 있다. 아파트 거주 증감률에서 고령가구의 아파트 거주 증감률이 중년 가구와 비교하여 시기에 따라 더 높게 나타나기도 하기 때문이다. 고령가구의 아파트 거주 증감률은 전반적으로 전체 평균과 비슷하거나 높은 수준으로 확인된다. 특히 35세부터 54세까지 그룹과 55세 이상 그룹으로 나눠 살펴보면 전반적으로 55세 이상의 고령 가구에서 상대적으로 높은 아파트 거주 증감률이 확인된다. 종합하면 고령가구 또한 전반적으로 아파트를 선호하며 아파트를 떠나는 가구보다 아파트에 머무는 가구가 더 많다. 고령 가구일수록 Aging in Place 현상으로 비아파트로부터 아파트로의 이주율이 상대적으로 떨어지지만

<표 2> 비아파트 유지율 비교

가구주 연령	1999-2019			2009-2019			2014-2019		
	과거 비아파트	현재 비아파트	비아파트 유지율	과거 비아파트	현재 비아파트	비아파트 유지율	과거 비아파트	현재 비아파트	비아파트 유지율
전체	2010	1282	64%	3087	2319	75%	3243	2671	82%
-34	298	144	48%	356	168	47%	330	198	60%
35-44	505	302	60%	509	325	64%	477	337	71%
45-54	541	368	68%	660	504	76%	560	461	82%
55-64	458	315	69%	700	575	82%	698	611	88%
65-74	185	140	76%	612	528	86%	674	600	89%
75-	23	13	57%	250	219	88%	504	464	92%

\* 단위: 가구, %, 연령구분은 왼쪽 1999년, 가운데 2009년, 오른쪽 2014년이 기준

<표 3> 아파트 거주 증감률 비교

가구주 연령	1999-2019			2009-2019			2014-2019		
	과거 아파트	현재 아파트	아파트 증감률	과거 아파트	현재 아파트	아파트 증감률	과거 아파트	현재 아파트	아파트 증감률
전체	985	1466	149%	2316	2727	118%	2910	3201	110%
-34	158	279	177%	368	488	133%	314	410	131%
35-44	410	514	125%	670	772	115%	857	926	108%
45-54	239	347	145%	597	646	108%	671	706	105%
55-64	133	242	182%	358	427	119%	531	558	105%
65-74	36	67	186%	247	303	123%	330	380	115%
75-	9	17	189%	76	91	120%	207	221	107%

\* 단위: 가구, %, 연령구분은 왼쪽 1999년, 가운데 2009년, 오른쪽 2014년이 기준

종합적인 아파트 거주 증감률에서 고령 가구는 평균적인 수준을 보여 특별히 아파트 선호도가 떨어지는 것이 아님이 확인된다.

## 2. 모형 및 변수의 설정

앞서 단순한 가구주의 연령만으로는 고령가구의 아파트 유지율 차이를 확인하기 어렵다. 따라서 고령 가구 중 아파트에 계속 거주하게 되는 가구의 특성을 확인하기 위해 현재(2019년) 아파트 거주 여부를 종속변수로 둔 로짓 분석을 시행한다. 상세한 분석을 위해 고령가구에 대한 분석과 함께 전체 가구에 대한 분석을 병행한다.

먼저 모형에 도입할 설명변수는 기준(시작) 연도의 아파트 거주 여부이다. 앞서 아파트 유지율에서 중심이 되었던 2009년의 아파트 거주 여부가 모형에 투입된다. 아파트 유지율과 비아파트 유지

울에서 확인했듯이 각 가구는 기존 주거유형을 고수하는 경우가 많으므로 기존에 아파트 거주 가구는 계속해서 아파트에 거주할 승산이 높으리라 예상한다.

가구주 나이 또한 현재 아파트 거주 여부에 영향을 미칠 것이라 예상된다. 젊은 가구에서 아파트에 대한 선호가 높은 것은 아파트 거주 증감률을 통해 확인하였다. 따라서 가구주 나이가 적을수록 아파트에 거주할 승산이 높으리라 예상한다. 이는 연령이 높을수록 아파트보다 단독주택을 선호하리라는 선행연구(최막중·임영진, 2001; 김주영·유승동, 2013)와 그 맥락은 같으나 변수의 설정에서는 다른 점을 보인다. 이 연구의 초점은 아파트와 비아파트로 나누어져있으며, 비아파트 중에는 단독주택 외에도 오피스텔 등 다양한 주거 유형이 존재하기 때문이다.

가구주와 배우자의 건강 또한 아파트 거주 여부에 영향을 미칠 것이다. 황선희 외(2010)의 연구에 따르면 부부가 모두 건강할 때 가장 선호되는 주거 유형은 아파트이다. 따라서 건강에 이상이 있는 경우 상대적으로 아파트가 아닌 다른 주거 유형의 거주 확률이 높아질 수 있다.

가구주의 교육수준 역시 중요한 설명변수가 될 것이라 예상할 수 있다. 이론 연구에서 살펴본 바와 같이 학력이 높을수록 아파트 거주를 선호하는 사회계층효과는 이미 여러 연구를 통해 입증된 바 있다(장성수·김진균, 1994; 장성수, 1998; 최막중·임영진, 2001; 문태현 외, 2008; 김주영·유승동, 2013). 따라서 본 연구에서도 학력이 높을수록 아파트에 거주할 확률이 높게 나타나리라 예상한다.

또한 동거가족의 수는 주거 유형에 영향을 줄 수 있다. 주거실태조사에 따르면 서울의 1인당 평균주거면적은 약 30 제곱미터인데, 1인 가구나 2인 가구를 위한 작은 크기의 주거는 아파트보다는 오피스텔 또는 다가구주택에서 보다 많이 공급되는 것이 현실이다. 국토교통부의 아파트주거환경 통계(2018)에 따르면, 2018년의 공급면적 42.9 제곱미터 미만의 아파트는 전체 아파트의 약 5%만 차지할 뿐이다. 따라서 1인 가구 등 동거하고 있는 가족의 수가 적은 경우 아파트보다 비아파트를 선택할 승산이 높을 것이다.

자가인지 임차가구인지의 여부 또한 주거 유형에 영향을 미칠 수 있다. 이용석·박환용(2013)은 실증분석을 통해 고령가구가 되는 베이비붐 세대 중 자가 거주가구는 상대적으로 연립·도시형 생활주택, 실버타운, 단독주택 등을 선호하는 것으로 분석하였다. 이에 따라 본 연구에서도 고령가구는 자가일수록 비아파트를 선호하리라 예상한다.

또한 지역에 대한 통제가 필요하다. 전체 주택에서 아파트 거주 비율은 지역에 따라 다르게 나타난다. 2019년 주거실태조사에 따르면 전체 주택대비 아파트 거주 비율은 서울에서 약 42%, 인천은 약 54%, 경기도는 약 57%로 수도권만 모으면 전국 평균인 50%보다 조금 높은 수준의 아파트 거주 비율을 보인다. 수도권 변수는 통제변수로 사용하며, 수도권에 거주할수록 아파트에 거주하리라 예상된다.

앞서 언급한 교육수준과 같은 맥락으로 소비, 자산 등이 많을수록 아파트를 선호하는 형태로 사회계층효과가 나타날 수 있다. 단, 생애주기이론에 따라 고령가구에서는 소득과 소비의 불일치가 일어날 확률이 상대적으로 높다. 그러므로 고령가구의 주거유형 선택에 있어 소득과 소비를 동시에 설명변수로 투입할 필요성이 생긴다.

월평균 가구소득은 작년 한 해 동안 있었던 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험에 의한 소

득, 이진소득, 그리고 기타소득을 모두 합친 후 12개월로 나누어 월평균 값을 구한다. 또한 월평균 가구소비는 처음부터 가구에 물어본 작년 한 해의 월평균 생활비를 의미한다.

순자산은 부동산 자산과 금융 자산을 합한 값에 부채만큼을 제외한 금액이다. 이 때 부동산 자산은 주택을 소유한 가구의 경우 현재 부동산의 시세에 추가로 소유하고 있는 부동산의 가격을 더한 값이다. 또한 현재 거주하고 있는 주택을 임차한 경우, 전세금을 포함한 보증금은 부동산 자산에 포함하였으며, 거주하고 있는 주택 이외에 추가로 임차한 주택의 보증금 역시 마찬가지로 부동산 자산에 포함한다. 부동산 자산 가격의 문항에서 직접 금액에 대한 응답을 하지 않은 경우 추가로 11단계(1: 1천만원 미만, 2: 1천만원-2천5백만원 미만...10: 5억원-10억원 미만, 11: 10억원 이상)로 범주화되어 응답을 받았다. 이 경우 개인의 응답에 해당하는 각 계급의 계급값을 입력하여 금액으로 환산하였다. 단, 가장 높은 단계인 10억원 이상으로 응답한 경우, 계급값을 따로 구할 수 없

<표 4> 변수 설명 및 코딩

변수명	설명	데이터 입력
[중속]현재 아파트 거주 10년 전 아파트거주	현재(2019년) 기준 아파트 거주여부 2009년 기준 아파트 거주여부	아파트 거주=1 비아파트거주=0 아파트 거주=1 비아파트거주=0
가구주 나이	2019년 가구주의 나이	연속변수(세)
건강이상	2019년에 가구주 또는 가구주의 배우자가 '건강하지 않은 편이다' 혹은 '건강이 아주 안 좋다'로 응답	건강이 좋지 않다=1 가구주와 배우자 모두 건강이 좋다=0
교육수준	가구주의 최종 학력	중졸이하=0 고졸=1 대졸=2 대학원졸=3
1인가구	동거인이 없음	1인가구=1 아니면=0 (참조집단: 3인 이상 가구)
2인가구	동거인과 함께 2인이 거주	2인가구=1 아니면=0 (참조집단: 3인 이상 가구)
자가여부	현재 자가에 거주	자가=1 임차=0
수도권	현재 서울, 인천, 경기도에 거주	수도권=1 비수도권=0
월평균가구소득	작년 전체 기간의 근로/금융/부동산/사회보험/이전/기타 소득의 월 평균값	연속변수(만 원)
월평균가구소비	가구별 월평균생활비	연속변수(만 원)
순자산	부동산 자산 + 금융 자산 - 부채	연속변수(억 원)
부동산 자산	현재 부동산관련 자산 총액	연속변수(억 원)*
금융 자산	현재 은행예금/주식/채권/저축성 보험/타지 않은 껏돈/빌려준 돈 총액	연속변수(억 원)
가계 총부채	현재 금융기관 /비금융기관 /개인적으로 빌린 돈 /받은 임대보증금 /미리 탄 껏돈의 총액	연속변수(억 원)

다. 이 경우 자산을 입력하기 위해 자산 가격을 직접 응답한 사람 중 10억원 이상 50억 이하의 자산 가격을 말한 58명의 평균값인 14억7000만원을 계급값 대신 사용하였다.

금융 자산은 은행 예금, 주식, 채권, 저축성 보험, 곧 타야하는 데 아직 타지 않은 껏돈, 개인적으로 빌려준 돈의 총액을 의미한다. 부채는 금융기관과 비금융기관, 개인으로부터 빌린 돈과 추가로 임대해주며 받은 임대보증금과 미리 탄 껏돈을 모두 포함한다.

이상 설명한 변수들의 요약된 설명과 변수 입력은 [표 4]를 통해 확인할 수 있다.

## IV. 결과 및 해석

### 1. 기초 통계량

실증분석에 활용한 자료는 노동패널조사 중 2009년과 2019년 조사에 모두 응답한 가구만을 사용한다. 모형 내에 변수 중 결측값이 하나라도 있는 경우 그 가구는 분석에서 제외된다. 모형에 사용한 변수들의 기초통계량은 [표 5]와 [표 6]을 통해 확인할 수 있다. [표 5]는 전체 가구, [표 6]은 고령 가구의 기초통계량이다. 여기서 고령가구나 함은 2009년에 가구주의 연령이 55세 이상인 가구를 의미한다. 전체 가구 수는 약 5400가구이며, 고령 가구는 그 중 약 2200가구이다.

먼저 [표 5]를 통해 전체 가구의 기초 통계량을 살펴본다. 2019년 현재 아파트에 거주하는 사람들은 전체 응답자의 약 50%이며, 2009년에 아파트에 거주하는 사람은 전체 응답자의 약 43%로 나타난다. 가구주 나이의 평균은 약 61세이며, 가구주 또는 가구주의 배우자의 건강에 이상이 있다고 응답한 경우는 23%이며, 1인가구는 전체 가구 중 약 23%, 2인가구는 약 30%를 차지한다. 그리고 자가 가구는 전체 중 68% 정도로 조사되었다. 전체 가구의 월평균가구소득은 약 400만원이며, 월평균가구소비는 약 250만원으로 조사되었다. 월평균 최대 소득이 약 6천만 원인 경우는 이 항목이 지난해의 이전 소득과 부동산 소득 등을 모두 포함하기 때문에 실현가능성이 있다고 판단하였다.

모형에 투입할 변수들의 상관계수는 월평균가구소득과 월평균가구소비가 0.75로 최댓값을 보였으며, 월평균가구소득과 월평균가구소비 변수는 상대적으로 높은 상관계수임에도 불구하고 고령 가구의 분석을 위해 의도적으로 동시에 투입하여 분석하고자 하였다. 두 번째로 높은 상관계수는 종속변수인 현재 아파트 거주와 10년 전 아파트 거주가 0.59로 나타났다.

순자산은 평균 2억 8천만 원 수준으로 나타나며, 그 준 부동산 자산은 평균 3억 원, 금융자산은 평균 4천만 원, 부채는 평균 6천만 원 수준으로 집계된다.

이어서 [표 6]을 통해 고령 가구를 살펴본다. 2019년과 2009년에 아파트에 거주하는 고령가구의 비율은 30%대로 나타나 [표 5]의 전체 가구에 비해 전체적인 비율이 낮아진 것이 확인된다. 가구주의 나이 평균은 약 75세이다. 가구주 또는 가구주의 배우자의 건강에 이상이 있다고 응답한 가구는 43%로 확인되며, 1인가구는 37%, 2인가구는 47%로 전체 가구에 비해 1인 또는 2인가구의 비중이 크게 늘어남이 확인된다. 그리고 자가 가구는 전체 중 74%로 전체 가구보다 약간 상향되었으



<표 5> 기초 통계량 (전체 가구)

변수명	Obs	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
[종속]현재(2019년) 아파트 거주	5,380	0.50	0.50	0	1
10년 전(2009년) 아파트거주	5,380	0.43	0.49	0	1
가구주 나이	5,380	60.98	14.09	22	99
건강이상	5,380	0.23	0.42	0	1
교육수준	5,380	1.04	0.89	0	3
1인가구	5,380	0.23	0.42	0	1
2인가구	5,380	0.30	0.46	0	1
자가여부	5,380	0.68	0.47	0	1
수도권	5,380	0.46	0.50	0	1
월평균가구소득	5,380	399.13	335.49	0	5992.92
월평균가구소비	5,380	246.27	159.02	18	1872
순자산	5,356	2.77	3.79	-39.95	52.43
부동산 자산	5,374	2.95	4.27	0	120
금융 자산	5,380	0.41	0.75	0	11.40
가계 총부채	5,362	0.59	2.14	0	100

<표 6> 기초 통계량 (고령 가구)

변수명	Obs	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
[종속]현재(2019년) 아파트 거주	2,195	0.36	0.48	0	1
10년 전(2009년) 아파트거주	2,195	0.30	0.46	0	1
가구주 나이	2,195	75.07	7.33	55	99
건강이상	2,195	0.43	0.49	0	1
교육수준	2,195	0.50	0.74	0	3
1인가구	2,195	0.37	0.48	0	1
2인가구	2,195	0.47	0.50	0	1
자가여부	2,195	0.74	0.44	0	1
수도권	2,195	0.39	0.49	0	1
월평균가구소득	2,195	235.73	260.36	0	5992.92
월평균가구소비	2,195	147.44	99.64	18	1000
순자산	2,189	2.80	4.06	-10.32	52.43
부동산 자산	2,192	2.85	4.94	0	120
금융 자산	2,195	0.35	0.74	0	10.08
가계 총부채	2,192	0.39	2.49	0	100

며, 월평균가구소득은 약 240만원, 월평균가구소비는 약 150만원으로 조사되어 전체 가구의 평균값보다 크게 줄어드는 것이 확인된다. 순자산과 부동산 자산, 금융자산의 평균값은 전체 평균과 크게 차이하지 않으며 부채는 평균 4천만 원 수준으로 전체 평균보다 다소 적은 것이 확인된다.

## 2. 실증분석 결과

로짓모형을 활용한 실증분석 결과는 [표 7]을 통해 확인할 수 있다. 실증 분석 결과는 좌측의 전체 가구를 대상으로 한 결과와 우측의 고령 가구의 비교분석으로 나뉜다. 또한 분석 모형은 설명변수 중 월평균가구소비와 순자산을 차례로 투입한 것에 따라 모형1부터 모형3으로 나뉜다. 모형4는 순자산을 구성하고 있는 부동산/금융 자산 및 부채를 순자산 대신 투입한 모형이다. 모든 실증분석 모형의 Pearson goodness of fitness는 0.1보다 커 귀무가설을 기각하지 않아 모형 적합성을 만족시켰으며, ROC curve를 활용한 모형 적합도 검증에서도 0.8 이상의 값을 나타내 수용할만한 모형임을 확인하였다.

실증분석 결과를 살펴본다. 본 실증분석을 통해 흥미롭게 살펴보게 되는 설명변수는 1) 건강이상 여부, 2) 교육수준 3) 가구원수 4) 자가 여부 5) 월평균 가구소득 6) 순자산과 금융 자산이다. 위 변수들은 전체 가구와 고령 가구에서 유의도가 차이가 나는 결과를 보인다.

먼저 건강이상 변수는 계수가 음수로 나와서, 건강이 나쁘면 비아파트에 거주할 승산이 높다고 해석할 수 있다. 하지만 이 결과는 고령가구를 대상으로 한 분석에서만 통계적으로 유의하게 확인된다. 이는 선행연구를 지지하는 결과이며, 건강한 고령가구는 아파트를 선호하더라도 건강에 이상이 생길 경우 보다 자연과 가까운 주거유형을 택하거나 건강관리를 중점적으로 받을 수 있는 시설로의 이동을 고려하는 것이라 추론할 수 있다. 즉, 건강이상여부는 고령가구의 아파트 거주 여부 선택에 있어 선행연구에서와 마찬가지로 중요한 변수로 실제 작용하고 있음이 확인된다.

교육 수준은 전체 가구에서만 교육 수준이 높을수록 아파트에 거주하는 결과가 통계적으로 유의하게 나타난다. 즉, 아파트 거주 여부에 있어서 교육수준은 전체 가구에서는 사회계층효과를 나타내어 교육수준이 높을수록 아파트 거주 확률이 높아지나 고령가구로 한정하면 그 영향이 줄어들어 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석된다. 고령가구의 교육수준이 평균적으로 낮으며 표준편차가 전체 가구에 비해 적어 균질하게 나타나는 것이 결과의 원인이라 생각된다.

그리고 가구원수에 있어서 실증분석 결과는 고령가구의 특징을 확인할 수 있는데, 고령가구의 경우 1인/2인 가구와 3인 이상의 가구의 아파트 거주 확률에 차이가 없는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 전체 가구를 대상으로 한 분석에서 1인/2인 가구일수록 비아파트에 거주한다고 나타난 결과와는 큰 차이를 보인다. 55세 미만의 상대적으로 젊은 가구는 가구원수가 적은 경우 비용효율적인 비아파트로의 거주를 고려하나, 고령가구의 경우 가구원 수가 아파트 거주 여부를 결정하는 데에 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

<표 7> 현재 아파트 거주 여부에 대한 로짓 분석 결과

종속변수 : 현재 아파트거주	전체 가구				고령 가구			
	모형1 Coef. (Std. Err.)	모형2 Coef. (Std. Err.)	모형3 Coef. (Std. Err.)	모형4 Coef. (Std. Err.)	모형1 Coef. (Std. Err.)	모형2 Coef. (Std. Err.)	모형3 Coef. (Std. Err.)	모형4 Coef. (Std. Err.)
10년 전 아파트거주	2.587*** (0.074)	2.562*** (0.074)	2.558*** (0.074)	2.553*** (0.074)	3.448*** (0.136)	3.418*** (0.136)	3.444*** (0.137)	3.436*** (0.137)
가구주 나이	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.011*** (0.004)	-0.011*** (0.004)	-0.020** (0.009)	-0.018** (0.009)	-0.018** (0.009)	-0.018** (0.009)
건강이상	-0.098 (0.094)	-0.074 (0.094)	-0.076 (0.094)	-0.068 (0.094)	-0.283** (0.131)	-0.272** (0.131)	-0.267** (0.131)	-0.237* (0.132)
교육수준	0.297*** (0.050)	0.254*** (0.051)	0.263*** (0.052)	0.265*** (0.052)	0.144 (0.088)	0.098 (0.090)	0.093 (0.091)	0.108 (0.092)
1인가구	-0.395*** (0.105)	-0.205* (0.114)	-0.201* (0.114)	-0.204* (0.114)	0.003 (0.211)	0.216 (0.227)	0.203 (0.228)	0.188 (0.229)
2인가구	-0.372*** (0.091)	-0.251*** (0.095)	-0.246*** (0.096)	-0.256*** (0.097)	0.071 (0.185)	0.194 (0.191)	0.186 (0.192)	0.160 (0.194)
자가여부	0.310*** (0.079)	0.281*** (0.079)	0.313*** (0.082)	0.323*** (0.082)	-0.196 (0.142)	-0.235 (0.143)	-0.247* (0.147)	-0.236 (0.148)
수도권	0.197*** (0.071)	0.170** (0.072)	0.183** (0.072)	0.203** (0.073)	0.445*** (0.126)	0.418*** (0.126)	0.409*** (0.128)	0.480*** (0.130)
월평균 가구소득	0.0002 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.001** (0.0003)	-0.001*** (0.0004)	-0.001*** (0.0004)	-0.001*** (0.0004)
월평균 가구소비	- (0.0004)	0.002*** (0.0004)	0.002*** (0.0004)	0.002*** (0.0005)	- (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.002** (0.001)
순자산	-	-	-0.013 (0.011)	-	-	-	0.008 (0.018)	-
부동산 자산	-	-	-	-0.020* (0.012)	-	-	-	-0.004 (0.020)
금융자산	-	-	-	0.071 (0.056)	-	-	-	0.233** (0.094)
가계 충부채	-	-	-	-0.002 (0.023)	-	-	-	-0.105 (0.061)
cons.	-0.652*** (0.232)	-1.064*** (0.251)	-1.143*** (0.264)	-1.152*** (0.265)	-0.044 (0.716)	-0.563 (0.741)	-0.512 (0.752)	-0.538 (0.755)
N	5,380	5,380	5,356	5,356	2,195	2,195	2,189	2,189
LR chi2	2319.58***	2339.53***	2327.45***	2331.54***	1061.70***	1069.15***	1061.97***	1072.37***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.311	0.314	0.314	0.314	0.370	0.372	0.371	0.374

\*: p<0.1    \*\*: p<0.05    \*\*\*: p<0.01

자가 여부의 실증분석 결과 또한 전체가구와 고령가구의 경향이 다르게 나타난다. 전체가구는 자가일수록 아파트에 거주할 확률이 높게 나타난다. 하지만, 고령가구를 대상으로 한 분석은 순자산을 통제했을 때 10%의 유의수준으로 자가일수록 비아파트에 거주할 확률이 높은 것으로 나오나 대부분 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인된다. 이러한 고령가구를 대상으로 한 실증분석에서 자가 여부 계수의 부호는 전체 가구의 분석과 다른 부호로 나타난다. 이러한 결과는 나이가 어린 가구주는 예산의 제약으로 인해 차가로 살다가 자가를 마련하면서 투자의 목적까지 달성할 수 있는 아파트로 이사하려는 목표에 따라 나타난 결과로 해석할 수 있다. 반면 고령가구는 이러한 자가 여부는 투자의 목적이 상대적으로 줄어들어 아파트에 살지 비아파트에 살지 영향이 일관되게 나타나지 않은 것으로 추론된다.

월평균 가구소득을 살펴보면, 고령가구를 대상으로 한 분석에서만 통계적으로 월평균 가구소득이 많을수록 비아파트에 거주할 승산이 높은 것이 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 이러한 결과는 다운사이징의 결과로 파악된다. 다운사이징을 통한 자금 확보의 목적으로 비아파트로 이사한 경우, 여유자금을 통해 부동산 소득 등을 발생시킬 수 있고 이 결과로 월평균 소득이 높아질 수 있다. 이는 이론 연구에서 살펴본 고령가구의 다운사이징을 지지하는 결과이며, 고령가구를 대상으로 한 조사에서만 통계적으로 유의하게 나타나는 것 또한 이론적 논의를 지지한다. 하지만 이 결과는 두 시점 간 비교를 통한 로짓 모형의 한계로 보이며 다른 분석방법을 통해 보다 상세한 분석이 가능할 것이다.

순자산은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인된다. 이는 부동산 자산, 금융 자산 등 자산을 구성하는 요소들이 아파트 거주 확률에 다른 영향을 주고 있기 때문으로 추론할 수 있다. 따라서 순자산을 부동산 자산, 금융자산, 부채로 나누어 분석한 모형4를 살펴보면, 전체 가구와 고령 가구에서 차별적인 결과를 확인할 수 있다. 특히 금융 자산이 많을수록 아파트에 거주할 승산이 높은 것으로 나타나는데 이는 앞서 살펴본 월평균소득의 반대 효과로 이해할 수 있다. 부동산에 비해 상대적으로 유용하기 쉬운 금융 자금을 많이 가지고 있을수록 고령 가구의 다운사이징의 유인은 줄어들 것이며, 이미 누리고 있던 아파트에서의 사회적 계층효과를 누리기 위한 선택에 의해 나타난 결과로 해석 가능하다. 고령가구에서만 금융 자산이 아파트 거주에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것은 이를 뒷받침한다.

이상 전체 가구와 고령 가구에서 종속변수에 대한 영향이 완전히 다르게 나타난 설명변수들을 모두 확인하였다. 이와 같은 차이는 향후 고령화가 진행됨에 따라 확인되는 고령가구의 특성들을 확인하여, 특성에 따라 요구되는 주택유형을 사전에 분석함으로써 선제적으로 주택유형 공급이 이루어져야할 필요성이 존재함을 의미한다.

이어서 전체 가구에 대한 조사와 고령가구에 대한 조사에서 차이가 나지 않았던 설명변수들에 대해 살펴본다. 10년 전 아파트 거주여부는 모든 모형에서 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 즉, 10년 전 아파트에 거주한 사람은 현재 아파트에 거주할 승산은 매우 안정적으로 높게 나타나 Aging in Place 이론을 지지한다.

가구주 나이는 가구주의 나이가 어릴수록 아파트에 거주할 승산이 높은 것으로 나타난다. 이러

한 결과는 앞서 비아파트 증감률 등에서 확인할 수 있었듯이 30대 이하의 가구주들의 아파트 선호 현상이 매우 컸기 때문에 나타난 결과라 볼 수 있다. 즉, 교육수준, 소득, 소비, 자산 등을 통제했을 때에는 전체 가구에서든 고령 가구 내에서도 가구주의 나이가 어릴수록 아파트에 살고 있을 승산이 높은 것으로 해석할 수 있다.

통제변수로 사용된 수도권 변수는 예상과 일치하는 결과로서 수도권에 거주할수록 아파트에 거주할 승산이 높은 것으로 확인된다. 그리고 월평균 가구소비의 분석은 가설을 지지하는 결과로서, 사회적 계층효과에 따라 소비액이 많을수록 아파트에 거주할 확률이 높은 것이 확인된다. 이를 확장하면, 소득, 소비, 자본 중 특히 소비가 아파트의 사회적 계층 효과에서 핵심적 역할을 하는 것으로 해석할 수 있다.

추가로 부동산 자산 변수에 대해서도 해석한다. 전체가구에서는 10%의 유의도로 부동산 자산이 많을수록 비아파트에 거주하는 것으로 확인된다. 부동산 자산이 많으려면 소유하고 있는 부동산이 매우 비싸거나 거주하고 있는 주택 이외에도 소유하고 있는 부동산이 많아야 할 것이다. 아파트가 아닌 상가나 연립주택 등을 소유한 경우 임대 사업의 효율성을 높이기 위해 아파트가 아닌 다양한 주택에 거주할 유인이 생길 수 있다. 보다 확실한 해석과 설명을 위해서는 추가적인 분석이 필요할 것이다.

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 급격히 진행되고 있는 고령화에 발맞추어 고령가구가 실제 어떠한 주택유형에 거주하는지를 분석함으로써 적절한 주택유형 공급의 시사점을 도출해내고자 진행되었다. 선행연구는 고령 가구가 쾌적성을 중시하여 아파트보다 단독주택 등 비아파트를 선호한다는 연구와, 고령가구 역시 최근의 아파트 선호 현상을 보여 아파트를 더 선호한다는 연구가 모두 존재하여 고령가구의 선호 주택유형에 대해서는 추가 연구가 필요한 상황이었다. 또한, 고령가구가 향후 어떠한 주택유형으로 이주할 것인지의 선호에 대한 연구가 많이 이루어진 데에 반해 고령가구가 주거이동을 통해 실제 주택유형이 변화하는 데에 대한 연구는 상대적으로 드물었다.

이에 따라 본 연구는 노동패널조사 자료를 활용하여 고령가구의 아파트 유지율과 비아파트 유지율 및 아파트 거주 증감률을 도출하였다. 자료 분석결과, 고령가구의 아파트 유지율은 다른 연령 계층과 크게 차이나지 않는 모습을 보였으나, 비아파트 유지율에 있어서 고령가구는 상대적으로 높은 비아파트 유지율을 보였다. 이를 종합한 아파트 거주 증감률에서 고령가구는 가구주 나이가 35-55세인 중년 가구와 큰 차이가 없어 고령가구가 다른 가구에 비해 아파트를 떠나 비아파트에 거주하는 경향이 있다고 말하기 어렵다는 것이 확인되었다.

추가로 고령 가구의 특성에 따라 아파트 거주 여부의 차이를 확인하기 위해 아파트 거주 여부를 종속변수로 둔 로짓 모형을 분석하였다. 실증분석 결과, 고령가구는 건강이상여부, 교육수준, 가구원수, 자가 여부, 월평균 가구소득, 금융 자산 등에서 전체 가구를 분석한 결과와 다른 결과를 보였

다. 건강이상, 월평균 가구소득, 금융자산은 고령가구에서만 주거유형의 결정에 통계적으로 유의한 결과를 보이는 변수로 관찰되어 주목할 필요가 있다. 실증분석 결과는 가구주 나이가 55세 이상인 고령가구 중에서 10년 전 아파트에 거주했을수록, 가구주 나이가 적을수록, 건강에 이상이 없을수록, 수도권에 거주할수록, 월평균 가구소득이 적을수록, 월평균 가구소비가 많을수록, 금융자산이 많을수록 아파트에 거주하고 있을 승산이 높은 것으로 나타났다. 특히 이 결과는 전체 가구의 분석에서 통계적으로 유의하게 나타났던 교육수준, 가구원수, 자가 여부의 변수가 유의하지 않게 나온 점 역시 고령가구의 특이점이므로 기억할 필요가 있다.

본 연구의 결과는 무엇보다 고령가구의 선호가 실제 거주로 이어지지 않을 수 있다는 점을 확인했다는 데에 의의가 있다. 비아파트는 아파트와 비교하여 뚜렷한 장점과 단점을 가지는 주택 유형이기에 비아파트의 장점을 선호하는 고령가구라 하더라도 아파트가 지닌 편의성, 투자성 등 여러 측면과 비교에 의해 실제 거주 이동으로 이어지지 않을 수 있다. 이 때문에 고령가구의 선호에서 한 발 나아가 실제 거주하는 주택 유형을 파악한 것은 고령 가구의 주택 소요 파악과 향후 주택 공급 계획에 대한 중요한 근거 자료가 될 수 있다.

하지만 본 연구는 패널 자료를 가지고도 시계열적인 분석을 하지 못했다는 한계를 지닌다. 추후 콕스비례위험분석 또는 패널 로짓모형 등 다양한 분석 방법을 활용하면 고령가구의 실제 주거유형에 대해 보다 풍부한 해석을 할 수 있으리라 기대한다.

## 참고문헌

- 강인호·강부성·박광재·박인석·박철수·이규인(1997), “우리나라 주거형식으로서 아파트의 일반화 요인 분석”, 「대한건축학회논문집」, 13(9): 101-112.
- 권오정·이용민·하해화·김진영·염혜실(2014), “노년층의 지역 내 계속 거주 이유에 관한 연구”, 「Family and Environment Research」, 52(3): 285-299.
- 김주영·유승동(2013), “가구특성이 주택점유형태와 주택유형 선택에 미치는 영향 분석 - 생애주기상 가구원수 변화와 가구의 경제적 특성을 중심으로”, 「주택연구」, 21(4): 61-86.
- 문태현·정운영·정경석(2008), “주택유형 선택요인 분석 및 선택확률에 관한 연구”, 「국토계획」, 43(2): 87-98.
- 박선영·신종철·오동훈(2005), “소비가치가 주택유형 선택행동에 미치는 영향에 관한 연구”, 「국토계획」, 40(1): 75-91.
- 배정익·손재룡·이경희(2003), “브랜드아파트의 차별화 계획요소에 대한 거주자의 선호도 조사연구”, 「대한건축학회논문집 계획계」, 19(9): 23-30.
- 신종철(2004), “다차원척도법을 활용한 아파트브랜드의 포지셔닝에 관한 연구”, 「국토계획」, 39(5): 155-168.
- 이용석·박환용(2013), “베이비부머의 특성에 따른 주택유형 선택 변화 연구”, 「주거환경」, 11(1): 159-172.
- 임기홍·백성준(2014), “한국 베이비붐세대의 은퇴 후 주거 선택과 이동 특성”, 「한국콘텐츠학회논문지」, 14(1): 438-449.
- 장성수(1998), “아파트 선택에 영향을 미치는 가구의 사회·경제적 특성에 관한 연구”, 「대한건축학회논문집 계획계」, 14(11): 31-38.
- 장성수·김진균(1994), “아파트 거주민의 사회계층적 성격에 관한 연구”, 「대한건축학회논문집」, 10(12): 45-52.
- 최막중·임영진(2001), “가구특성에 따른 주거입지 및 주택유형 수요에 관한 실증분석”, 「국토계획」 36(6): 69-81.
- 황선혜·이연숙·윤혜경(2010), “베이비붐 세대의 은퇴 후 주거이동계획 패턴 연구 - 생애상황을 중심으로”, 「한국생태환경건축학회 논문집」, 10(5): 101-108.

통계 자료

국토교통부, 아파트주거환경통계(2018)

국토교통부, 주거실태조사(2019)





[제2주제]

## 교육



1. 기술변화가 불평등에 미치는 영향
2. 한국노동패널조사(KLIPS) 교육력 자료 구축 방법  
및 문제점 진단
3. 평생학습시대 도래에 비춰본 직업훈련 실태



# 기술변화가 불평등에 미치는 영향

손 창 현\*

본 연구에서는 기술변화가 불평등에 미치는 영향에 대하여 조사하였다. 연구 수행을 위해 인적자본에 기반 한 Mincer의 임금결정방정식(Jacob Mincer's Human Capital Earnings Function)으로 정규교육수익률을 구하고, 정규교육수익률이 지니계수에 미치는 영향을 조사하였다. 정규교육기간은 인적자본(Human Capital) 이론에서처럼 임금에 유의하게 양의 영향을 미쳤다. 흥미롭게도, 정규교육 수익률이 지니계수(Gini Coefficient)와 유사한 추이를 보여, 추정컨대, 정규교육수익률이 증가하면 불평등에 영향을 미치는 것으로 보인다. 그러나 정규교육수익률이 변화하는 것이 SBTC(Skill-Biased Technology Change)에서 말하는 것처럼 기술변화에 따른 숙련편향에 의한 것인지는 우리나라 노동시장에서 고학력 노동자의 공급이 어떻게 변화했는지까지 고려해야 하므로, 본 연구의 결과만 놓고 기술변화가 불평등에 영향을 미쳤다고 말하긴 어렵다.

주요용어 : 기술변화, 불평등, 인적자본, SBTC

## 1. 들어가는 글

John Locke는 사람의 정신은 백지 상태(Tabula rasa)라고 하였으나, 물론, 사람은 선천적인 능력을 가지고 있다. 그럼에도 불구하고, 사람은 환경에 영향을 많이 받고 능력을 기르는데, 현대 정의론 중에서 사람은 환경에 영향을 받는다고 주장하기도 한다. Goldin et al.(2007)은 유럽의 경우에 어린 시절에 상급학교 진학 여부를 판별하는 시험을 치르도록 하였는데, 20세기 전반부에 미국에 비해 학력 수준이 낮았다고 한다. 본 연구에서는 “사람의 능력은 선천적인 요인보다 후천적인 요인(환경)이 중요하다”는 전제에서 시작한다. 이러한 전제 하에서 사람의 능력이 불평등에 미치는 영향을 정량분석하려면 사람의 능력을 보여주는 계량화된 지표를 찾아야 한다. 물론, 사람의 능력을 계량화된 지표로 사용하는 데에 따른 비판의 여지가 있지만(Alain Supiot, 2010), 정량적 분석을 하려면 불가피한 측면이 있다. 다만, 본 연구가 정량적 분석을 위해서 인적자본에 기반 한 Mincer의

---

\* 한국노동연구원 연구보조원

임금 결정 방정식(Jacob Mincer's Human Capital Earnings Function)을 사용하는데, 여기서 사용하는 인적자본(Human Capital)이라는 용어가 비인간적이라는 어감이 들어서 사람의 능력(Person's Ability<sup>1)</sup>)이라는 용어를 되도록 사용하였다.

사람의 능력을 보여 줄 수 있는 대표적인 계량화된 지표는 정규교육기간을 들 수 있다. 정규교육을 받는다는 것은 국가에서 공식적으로 인정하는 교육기관에서 일반적인 교육, 예를 들어, 수학, 과학, 언어 등과 같이 기초 학문을 배우는 것이다. 정규교육은 직장과 사회 어디에서나 활용되고, 새로운 지식과 기술의 습득을 용이하게 하므로, 최근처럼 기술변화가 빨라지는 시기에 중요하다. 사람의 능력은 정규교육 외에도 예를 들어, 건강 상태 등 사람이 갖추고 있는 전반적인 능력으로 보아야 하지만, 측정하기 어려울뿐더러 주관적이기도 하다. 본 연구에서 사용한 사람의 능력 수준은 인적자본이론에 기반한 Mincer의 임금결정방정식(Jacob Mincer's Human Capital Earnings Function)에서 사용하는 정규교육기간과 경력기간 두 가지변수로 한정한다.

본 연구의 가설은 “기술변화가 진행되면 능력 수준이 높은 노동자가 많이 필요하게 되어서, 노동시장에서 능력 수준이 높은 노동자의 임금은 상승하고, 능력 수준이 낮은 노동자의 임금은 정체하거나 감소하여 임금 불평등이 커진다.”이다. 이 가설을 검증하기 위해서, 한국노동연구원(KLI)에서 생산한 한국노동패널조사(KLIPS)를 사용하여 실증분석을 해봄으로써, 기술변화가 임금격차에 영향을 미친다(Autor et al., 1998 & Goldin et al., 2007)는 주장이 한국에서도 적용되는지를 확인한다.

기술변화는 사회, 정치, 경제, 문화 등 모든 분야에 영향을 미치는데, 경제를 성장시키는 원동력 이면서 동시에 기존 산업과 일자리를 파괴하는 양면성을 갖고 있다. 역사적 사실처럼 기술변화를 막을 수 없고, 기술변화가 파괴적이지만 생산성을 향상시킴으로써 소득을 증가시켜서, 새로운 서비스에 대한 수요를 창출하여 일자리를 만든다. 우리는 그 과정에서 발생하는 소외된 계층을 보호하고 재기할 수 있도록 능동적이고 적극적으로 대응해야 한다.

## II. 기존연구 검토

불평등의 원인을 크게 세 가지로 분류하는데, 기술변화, 제도(노동조합, 최저임금 등), 세계화(이주노동, 국제무역 등)가 거론된다. 본 연구는 기술변화가 불평등에 미치는 영향만 고려한다. 구체적으로, 기술변화가 노동시장에 어떠한 영향을 미치고, 이것이 다시 불평등에 어떠한 영향을 미치는지를 조사한다. 본 연구에서는 SBTC(Skill-Biased Technology Change) 가설에 기반하여 기술변화가 진행되면 노동시장에서 숙련된 노동자의 수요가 상대적으로 증가하게 되어서, 숙련된 노동자와 비숙련된 노동자 간에 임금 격차가 발생한다는 주장을 확인한다. Banik et al.(2018)은 인도의

---

1) 능력(能力)은 표준국어대사전(국립국어원)에서 “일을 감당해 낼 수 있는 힘”이라고 한다. 민중 엡센스 영한영 사전에서 ability는 “일을 수행하는 인간의 능력으로서 선천적 또는 후천적인 것,” capacity는 “주로 잠재적인 수용 능력을 말하며, 물건·사람에 관해 쓸 수가 있음,” talent는 “흔히 특별 분야에서의 타고난 재능을 뜻함.”이라고 한다. Cambridge Dictionary에서 ability는 “the physical or mental power or skill needed to do something”이다. 그래서 능력(ability)이 인적자본(Human Capital)과 가장 유사한 의미를 가지고 있다고 생각됨. (검색일: 2020.11. 3.).

농촌지역에서 빈곤퇴치운동의 일환으로 도구함을 제공한 경우에, 숙련된 인구집단이 비숙련된 인구집단에 비해 도구함을 더 잘 사용함으로써 임금 불평등이 발생한다고 주장한다.

기술변화에 대한 연구는 크게 두 부류로 나뉘는데 첫째, 기술변화가 생산성을 향상시킴으로써 경제성장의 원동력이라는 것(Solow, 1957)과, 둘째, 기술변화가 숙련 편향적인 경향이 있어 불평등을 일으킨다는 것(Atour et al., 1998 & Goldin et al., 2007)이다. 즉, 기술변화는 경제성장의 원동력 이면서 동시에 불평등을 일으키는 양면성을 가지고 있다.

Kuznetz(1955)는 경제성장 초기에는 불평등이 확대되다가 어느 정도 진행되면 완화된다고 보았으나, 그의 연구가 현실을 제대로 반영하지 못 한다는 비판이 있다(T. Piketty, 2013). 개인의 인적 자본의 축적에 따라 임금이 결정된다고 주장한다(Mincer, 1958, Becker, 1993).

미국에서 1980년대 이후 불평등이 커지고 있는 사실에 주목하여 Goldin et al.(2007)은 기술변화의 속도에 비해 숙련된 노동자의 공급이 그 만큼 늘어나지 못 하면서 불평등이 커졌다고 주장한다. 기술변화의 속도에 비해 고학력 노동자 공급이 저학력 노동자 공급에 비해 상대적으로 부족하여 미국의 저학력 노동자 노동시장의 임금 수준이 고학력 노동자 노동시장의 임금에 비해 상승하지 못했다고 지적한다. 그는 1970년대 이전까지만 하더라도 미국의 고학력 노동자의 공급이 기술변화 보다 더 빠르게 공급되어서 미국의 고학력 노동자의 임금을 억제시켜 불평등이 낮았다고 주장한다. 또한 이주노동이 저학력 노동자의 공급을 증가시켜 불평등에 영향을 미쳤을 가능성에서도 영향이 있지만 미미한 수준이라고 주장한다.

Frey et al.(2003)은 기술변화가 진행되면 반복적인 업무를 하는 직업은 사라질 가능성이 크다고 전망했다. 김세움(2014, 2015)도 한국에서 기술변화가 진행되면 반복적인 업무를 하는 직업에 영향을 줄 것이라고 한다.

### III. 실증분석

#### 1. 실증자료

한국노동패널조사 1~22차에서 25~65세 남성 임금노동자 중에서 주간 노동시간이 35시간 이상만을 대상으로 하였다. 위 와 같이 분석대상을 설정한 이유는 첫째, 25세가 정규교육기간을 대체로 마치는 연령이고 65세는 대체로 퇴직하는 연령에 해당하며, OECD Data<sup>2)</sup>에서 통계자료를 살펴보면 성인 교육 수준 통계를 이 연령대로 설정하여 사용하고 있는 것으로 확인하였다. 둘째, 남성만을 대상으로 한 이유는 여성의 경우에는 경력단절(출산, 육아) 등 다른 요인 들이 있어, 남성과 다른 연령-임금 곡선(Age-Earnings Profile)을 가지기에 이번 연구에서는 간략한 분석만 하고, 향후

2) OECD Data에는 Education attainment의 하위 항목으로 Adult education level을 두고 있고, 연령대를 25-64세로 설정해 놓았다. <https://data.oecd.org/eduatt/adult-education-level.htm> (검색일: 2020.11.06.)

연구에서 이러한 요인들을 감안하여 분석하도록 남겨 두었다. 셋째, 임금노동자만을 대상으로 한 이유는 사용한 실증분석 모형이 Mincer의 임금 결정 방정식(Jacob Mincer's Human Capital Earnings Function)이어서 노동시장에서 정규교육 수익률(Rate of Returning to Schooling)이 임금에 미치는 영향을 분석하는 것이어서 그렇게 한 것이며, 또한 주간 노동시간을 35시간 이상인 임금노동자만 대상으로 한 것은 우선, 통계청에서 35시간 미만인 노동자는 단시간 노동자로 분류하고 있고, 동일한 특성을 가지고 있는 인구집단을 대상으로 구하는 것이 더 합리적으로 여겨졌다.

임금은 시간당 임금을 사용하였는데, 노동자의 능력을 평가하는데 월 임금 보다는 시간당 임금이 더 적합해 보였기 때문이다. 정규교육기간은 2020년 학술대회용 한국노동패널조사 유저가이드에 나와 있는 방식대로 구하였다. 경력기간은 한국노동패널조사의 직업력을 사용하면 보다 정확한 기간을 구할 수도 있었으나, 본 연구에서는 잠재적인 경력기간(= 개인의 연령 - 정규교육기간 - 6)으로 간략히 대체하였고, 향후 연구에서 좀 더 정확한 경력기간을 사용할 계획이다. 지니계수는 위에서 분석대상이었던 노동자만을 대상으로 하여 시간당 임금에 대한 지니계수를 구하였다. 전체 지니계수 보다는 분석대상에 대한 지니계수가 개인의 능력에 따른 불평등을 측정하는 데 더 적합해 보였기 때문이다. 지니계수를 구하는데 사용한 방법은 학술대회용 제1~22차 한국노동패널조사 유저가이드에 나와 있는 방식<sup>3)</sup>을 따랐다. 그리고 학술대회용 제1~22차 한국노동패널조사 유저가이드에 따르면 자료 분석을 할 때 가중치를 사용하는 것을 권고하므로, 본 연구는 각 연도별 Mincer의 임금결정방정식을 통해 정규교육수익률을 구하므로 횡단면자료 분석에서 사용하는 횡단면 가중치를 활용한다.

Mincer의 임금 결정 방정식에 정규교육기간과 경력기간 외에 개인의 임금에 영향을 줄 수 있는 다른 요인들이 있는데, 예를 들어, 교육의 질, 건강 상태, 가정의 배경 등이 있을 수 있으나 수치화하기 어렵고, 주관적인 부분이 많아서 활용하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 한국노동패널조사는 다양한 문항을 개인에게 질문하고 있어 향후 연구에서는 적합한 변수를 발굴하여 분석에 활용할 계획이다.

## 2. 모형설정

본 연구의 실증분석에 사용한 모형은 인적자본에 기반 한 Mincer의 임금 결정 방정식(Jacob Mincer's Human Capital Earnings Function)으로 아래 식 (1)과 같이 모형 설정을 하였다. Mincer의 임금 결정 방정식을 사용하면 각 연도별로 정규교육 수익률(Rate of Returning to Schooling)을 구할 수 있어, 분석대상의 정규교육 수익률이 연도별로 어떻게 변하는 지 확인하는 게 가능하다.

$$\log W_i = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 C_i + \alpha_3 C_i^2 + \mu_i \quad \text{식 (1)}$$

변수 설명은 다음과 같다.  $W_i$ 는 시간당 임금이고,  $S_i$ 는 정규교육기간(Schooling)이고,  $C_i$ 는 잠재

3) 제1~22차 학술대회용 한국노동패널조사 유저가이드, pp.233~234

적인 경력기간으로 각 개인의 연령 - 정규교육기간 - 6이고,  $C_i^2$ 는 잠재적인 경력기간(각 개인의 연령 - 정규교육기간 - 6)의 제곱 값으로 연령-임금 곡선(Age-Earnings Profile)의 오목성(concavity)을 반영한 것이고,  $\mu_i$ 는 건강상태, 가정환경 등 각 개인의 임금에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들이고,  $i$ 는 각 개인을 말한다.

추가로, 정규교육 수익률(Rate of Returning to Schooling), 즉, 식 (1)에서 구한 정규교육기간(Schooling)의 계수 값( $\alpha_1$ )을 가지고 지니계수(Gini Coefficient)에 미치는 영향을 분석하기 위해서 아래와 같은 모형설정을 하였다. 이러한 모형설정을 통해 정규교육 수익률이 불평등(Gini Coefficient)에 미치는 영향이 어느 정도인지 알아보고자 한다.

$$Gini_t = \beta_0 + \beta_1 Rate\ of\ Returning_t \quad \text{식 (2)}$$

변수 설명은 다음과 같다.  $Gini_t$ 는 분석대상 지니계수(Gini Coefficient)이고,  $Rate\ of\ Returning_t$ 은 정규교육 수익률(Rate of Returning to Schooling)로, 식 (1)에서 구한 정규교육기간( $S_i$ )의 계수 값( $\alpha_1$ )이고,  $t$ 는 연도를 말한다.

### 3. 분석결과

실증분석에 사용한 통계프로그램은 StataMP 15이고, 사용한 통계자료는 학술대회용 한국노동패널조사 1~22차이다. 단, 분석기간과 분석대상이 각각 1998~2019년과 25~65세 남성 임금노동자(35시간 미만 단시간 근로자 제외)만 해당하므로 전체 노동시장에서의 정규교육 수익률과 지니계수가 아니라는 점에 주의해야 한다. 식 (1)에 대한 실증분석 결과는 아래 <표 1>에 나와 있다.

<표 1> 정규교육기간 계수 값( $\alpha_1$ )과 지니계수

연도	정규교육기간		관측치 수(명)	Adj. $R^2$	지니계수
	계수 값	표준오차			
1998	0.096	0.004	2,112	0.31	0.29
1999	0.087	0.004	1,990	0.28	0.29
2000	0.087	0.004	1,939	0.29	0.28
2001	0.085	0.005	1,927	0.26	0.29
2002	0.083	0.005	2,023	0.26	0.29
2003	0.089	0.005	2,124	0.26	0.30
2004	0.099	0.005	2,151	0.27	0.31
2005	0.094	0.006	2,117	0.28	0.31
2006	0.106	0.006	2,240	0.29	0.33
2007	0.110	0.005	2,274	0.27	0.35
2008	0.099	0.006	2,326	0.26	0.32
2009	0.099	0.004	2,336	0.27	0.31
2010	0.104	0.006	2,366	0.28	0.30
2011	0.100	0.004	2,380	0.31	0.31
2012	0.103	0.006	2,367	0.29	0.30
2013	0.093	0.004	2,383	0.26	0.30
2014	0.088	0.004	2,300	0.24	0.29
2015	0.083	0.004	2,405	0.24	0.29
2016	0.081	0.004	2,413	0.23	0.28
2017	0.076	0.004	2,451	0.25	0.28
2018	0.056	0.009	2,448	0.19	0.27
2019	0.066	0.008	2,415	0.22	0.26

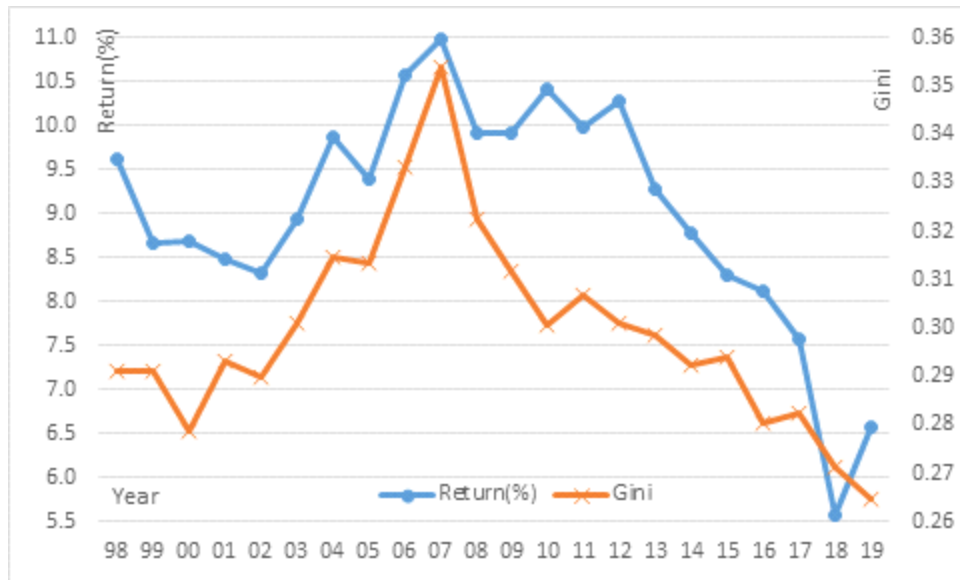
주: 정규교육기간 계수 값을 OLS로 추정하였고, Breusch-Pagan 검정에서 5% 이내의 유의수준에서 이분산성(heteroskedasticity)이 존재한 걸로 나온 1999~2006, 08, 10, 12, 18, 19년의 경우에는 Stata에서 vce(robust) 옵션을 사용하였으며, 이 기간은 표준오차가 아니라 Robust 표준오차이고, Adj.  $R^2$ 가 아니라  $R^2$ 이다.

자료: 한국노동패널 1~22차 조사.

정규교육기간의 계수 값( $\alpha_1$ )은 모두 양의 값으로 0.05~0.11로 1% 이내에서 유의하였는데, 이것은 정규교육기간이 1년 늘어날 때마다 시간당 임금이 5~11% 증가한다는 것을 의미하는 것으로, 개인의 인적자본 축적 수준에 따라 개인의 임금 결정에 영향을 미친다는 인적자본이론의 결과를 확인해 준다. 그리고 정규교육 수익률이 2000년대에는 증가하지만 2010년대에는 감소하는 양상을 보이는데, 흥미롭게도 지니계수(0.26~0.35)도 2000년대 말까지 증가하지만 2010년대에는 지속적으로 감소하는 추이를 보여 주어 정규교육수익률과 거의 유사한 모습을 확인할 수 있다. 이러한 정규교육 수익률과 지니계수의 유사한 추이는 아래 [그림 1]을 통해서도 확인된다.



[그림 1] 정규교육 수익률(%)과 지니계수의 추이



자료 : 한국노동패널 1~22차 조사.

정규교육 교육수익률이 지니계수에 미치는 영향을 구하기 위해 식 (2)와 같은 모형설정을 하였고, 결과는 아래 <표 2>에 나와 있다. 정규교육 수익률의 계수 값( $\beta_1$ )은 0.011로 양이고 유의수준은 1% 이내이고, 정규교육 수익률이 1% 증가하면 지니계수가 0.011만큼 상승한다는 의미이다. 추정컨대, 정규교육 수익률의 증가가 불평등을 증가시키는 것으로 보인다.

<표 2> 정규교육 수익률 계수 값( $\beta_1$ )

정규교육 수익률		관측치 수	Adj. R <sup>2</sup>	D.W. 값
계수 값	표준오차			
0.011	0.003	22	0.85	1.99

주: OLS로 추정된 결과 Durbin-Watson 검정에서 5% 이내의 유의수준에서 자기상관 (autocorrelation)이 존재하므로 Prais-Winsten 추정을 하였고, Durbin-Watson 검정 값이 2에 가까워져 자기상관이 존재하지 않는다.

자료 : 한국노동패널 1~22차 조사.

이는 Atour et al.(1998)과 Goldin et al.(2007)의 결과를 다시 확인해 주는 것으로, 그들은 미국의 노동시장에서 기술변화의 속도에 비하여 고학력 노동자의 공급이 충분하지 못 하여 고학력 노동자 프리미엄이 상승하여 불평등이 발생한 것이라고 주장한다. 그러나 본 연구는 고학력자의 공급을 다루지 않았기에, 교육수익률의 변동이 발생한 이유가 고학력 노동자의 공급과 연관되어 있는지 확인할 수 수 없고, 다만 교육 수익률이 불평등에 영향을 미치는 것으로 보인다는 사실만 알 수 있다. 기술변화의 속도에 비해 고학력 노동자의 공급이 부족하여 불평등이 발생하는 지를 확인하

기 위해서는 고학력 노동자의 공급, 교육수익률과 불평등 간의 관계를 면밀히 분석해 봐야 한다. 따라서 본 연구의 의의는 1998~2019년에 우리나라에서 정규교육 수익률에 변화가 있었고 불평등과 유사한 추이를 보인 것을 확인한 것이다. 향후 연구 과제는 정규교육 수익률과 고학력 노동자의 공급 간에 관계를 조사함으로써 기술 변화가 불평등에 미치는 영향을 확인하는 작업이 될 것이다.

또한 본 연구의 결과는 35시간 이상 남성 임금 노동자만을 대상으로 하였기에 비임금 노동자나 단시간 노동자가 제외되어 있어, 우리나라서 정규교육 수익률이 떨어져서 불평등이 완화되었다고 확대 해석해서는 안 되고, 정규교육 수익률이 불평등에 영향을 미칠 수도 있다고 제한적으로 보아야 한다.

#### IV. 마치는 글

본 연구는 기술변화가 불평등에 미치는 영향을 확인하기 위하여 한국노동패널조사(KLPS)를 사용하여 22년간의 정규교육 수익률과 지니계수를 구해 봄으로써, 정규교육 수익률이 지니계수에 미치는 영향을 살펴보았다. Goldin et al.(2007)은 미국의 노동시장에서 기술변화에 비하여 고학력 노동자의 공급이 부족하여 불평등이 심화되었다고 주장한다. 본 연구 결과만 놓고 우리나라에서 기술변화에 비해 고학력 노동자의 공급이 부족하여 불평등이 발생하였다고 단정 짓기 어려울 수 있으나, 정규교육 수익률이 최근 22년간 변화하여 왔고, 흥미롭게도, 그에 따라 지니계수가 유사하게 움직여 왔다는 점을 확인했다. 이러한 현상이 기술변화와 고학력 노동자의 공급이 노동시장의 수요와 공급에 영향을 미쳐서 정규교육 수익률에 영향을 미친 게 아니냐 추정된다. 이에 대한 좀 더 구체적인 증거를 찾기 위해서는 우리나라 고학력 노동자의 공급이 어떻게 변했는지를 좀 더 면밀히 분석할 필요가 있다.

또한, 본 연구에서 사용한 통계자료인 한국노동패널조사(KLIPS)의 시계열이 22년에 불과하여 단기기간의 변화에 대한 분석만 할 수 있어, 더 긴 시계열을 가진 통계자료를 사용하여 장기기간의 변화를 분석해 봄으로써 정규교육 수익률, 고학력 노동자 공급 및 지니계수의 장기 변동을 살펴보고, 기술변화가 불평등에 어떤 경로로 영향을 미치는지에 대한 확인이 필요하다. 또한 정규교육기간이 긴 노동자일수록 기술변화에 왜 더 잘 적응하는지를 설명하기 위해서, 기술변화와 직무내용간의 관계를 관련지어 설명할 필요가 있다.

본 연구의 실증분석에서 사용한 Mincer의 임금 결정 방정식(Mincer's Earnings Function)은 사람의 능력으로 정규교육기간과 경력기간 두 가지만 사용하였는데, 그 외에 사람의 능력(예를 들어, 건강 상태), 가정 환경(예를 들어, 부모의 학력), 제도적 요인(예를 들어, 노동조합 가입 여부)을 감안되지 않았다. 이러한 요인까지 종합적으로 감안하였을 때 정규교육 수익률이 어떻게 변화하는지도 고려되어야 한다. 그리고 제도(예를 들어, 최저임금), 세계화(예를 들어, 이주 노동)와 재난재해(예를 들어: COVID 19)가 노동시장에서 공급과 수요에 영향을 미칠 수도 있으므로 이러한 점을

고민해야 한다. 또한 산업별, 직업별, 종사상별, 연령대별, 성별 등 특정 인구집단별로 상이한 정규 교육 수익률과 지니계수의 특성을 가질 가능성이 있어 특정 인구집단별 연구도 필요하다. 그래서 향후에는 이러한 측면들을 종합적으로 고려해서 폭 넓게 연구할 생각이다.

최근에 4차 산업혁명으로 기술변화가 빠르게 진행되면서 기존 일자리는 파괴되고 새로운 일자리는 노동의 질이 많이 떨어져 사회문제가 되고 있다. 그러나 전통적인 사회 안정망은 정규직 임금 노동자를 대상으로 설계되어 있어 깃 경제(gig economy) 노동자를 보호하는데 제대로 된 역할을 수행하지 못 하고 있다. 그래서 기존 사회 안정망을 강화하면서, 기본소득과 같은 새로운 사회 안정망에 대한 고민도 함께 해야 할 때가 아닌가 생각된다.

## 참고문헌

- 김세움(2015), 『기술진보에 따른 노동시장 변화와 대응』, 한국노동연구원.
- 김세움·고선·조영선(2014), 『기술진보의 노동시장에 대한 동태적 영향』, 한국노동연구원.
- Alain Supiot(2010), *L'esprit de Philadelphie : la justice sociale face au marché total*, Seuil, 2010, 박제성 옮김(2019), 『필라델피아 정신』, 매일노동뉴스, pp.85~101.
- Autor, David H. & Katz, Lawrence F. & Kruger, Alan B.(1998), "Computing Inequality: Have Computers Changed The Labor Market?" *The Quarterly Journal of Economics* 113(4), pp.1169-1213.
- Banik, Arindam & Bhaumik, Pradip K.(2018), "The Effects of Exogenous Technological Change on Wage Inequality in Rural India," *Global Business Review* 19(6), pp.1515-1537.
- Becker, Gary S.(1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago Press; Third edition.
- Frey, Carl Benedikt & Osborne, Michael(2013), *The Future of Employment*, Working Paper, the Oxford Martine Programme on Technology and Employment.
- Goldin, Claudia and Katz, Lawrence F.(2007), *The Race between Education and Technology*, The Belknap Press of Harvard University Press.
- Kuznets, S.(1955), "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review* 45(1), pp.1-28.
- Mincer, Jacob(1958), "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy* 66(4), pp.281-302.
- Piketty, Thomas(2013), *Le Capital Au XX<sup>e</sup> SIÈCLE*, Seuil, 장경덕 외 옮김(2014), 『21세기 자본』, 클항아리, pp.23~25.
- Solow, Rober M.(1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function." *The Review of Economics and Statistics* 39(3), pp.312-320.

# 한국노동패널조사(KLIPS) 교육력 자료 구축 방법 및 문제점 진단\*

고 영 우\*\*

본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS) 자료를 활용하여 개인의 교육력 자료를 구축하는 방법을 소개하고 교육력 자료 구축과정에서 야기될 수 있는 문제점들을 진단해보고자 하였다. 첫 번째 단계에서 교육력 관련 설문문항을 활용하여, '과거 교육력' 자료를 구축하였다. 두 번째 단계로 정규 교육 관련 설문문항을 활용하여, 매 조사시점별로 재학중인 학교에 대한 '현재 교육력' 자료를 구축하였다. 마지막으로 세 번째 단계에서 '현재 교육력' 자료로부터 교육이력의 변동을 식별할 수 있는 사례들에 대한 추론 작업을 수행하였다. 세 번째 추론 작업을 수행함에 있어서 야기될 수 있는 많은 오류를 지적함과 동시에, 저자가 판단하기에 가장 보수적으로 입학 및 졸업 정보를 식별할 수 있는 방법을 제시하였다. 그럼에도 불구하고, 교육력 변동과 관련하여 정확한 식별이 불가능한 사례가 많기 때문에, KLIPS의 설문문항 중 일부를 수정하거나 보완하여 교육력 변동에 대한 정확한 식별이 가능한 몇 가지 대안을 함께 제시하였다.

## 1. 서론

개인의 교육이력(educational history)과 관련된 변수는 주요 인구통계학적 변수로서 중요한 의미가 있다. 특히, 개인의 학력이 곧바로 노동시장 성과로 이어지고 있으며, 교육과정의 다변화로 인해 교육의 형태가 다양해지고 있기 때문에, 개인의 교육력이 일자리와 삶에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴볼 필요가 있다. 그럼에도 불구하고, 한국노동패널 자료의 경우 교육력과 관련된 설문구조가 복잡하게 구성되어 있을 뿐만 아니라, 경우에 따라서는 누락되어 있는 정보도 존재하는 바, 전반적인 교육력 자료의 구축 방법 및 문제점 등을 진단해 볼 필요가 있다.

한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)는 국내유일의 노동 관련 가구패널조사로 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있는 자료이다. KLIPS 자료는 크게 가구를 조사 대상으로 한 가구용 자료와 가구에 속한 만15세 이상의 가구원을 조사 대상으로 한 개인용 자료로 구분된다. 가구용 자료의 내용은 가구원의 인적 사항, 변동 가구원 관련 사항, 가

---

\* 본 연구는 2020년 한국노동연구원에서 수행된 『패널자료 품질개선 연구(X)』(김유빈 외, 2020(발간예정)) 중 일부의 내용을 발췌한 것이다.

\*\* 한국노동연구원 부연구위원

족관계와 세대간 경제적 자원 교류, 주거상태, 자녀교육과 보육, 가구의 소득과 소비, 가구의 자산과 부채, 가구의 경제 상태 및 가계에 부담을 느끼는 소비 항목 등의 내용을 담고 있으며, 개인용 자료는 개인의 경제활동상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무 만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장 이동 등의 다양한 내용을 담고 있다. 한편 노동패널 표본에 처음으로 편입된 개인을 조사 대상으로 한 신규 조사사용 자료는 개인용 자료의 모든 정보와 함께 1차 조사 당시 파악했던 기본적인 인적 사항을 추가적으로 수록하고 있다.

이와 같이, KLIPS 자료는 가구특성, 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련 등 수많은 정보를 담고 있기 때문에 학문적 연구와 정책적 발전에 기여할 수 있는 매우 유용한 자료라는 장점을 지닌다. 이러한 KLIPS 자료를 이용하여 개인이 교육, 훈련, 연수 등을 통하여 인적자본(human capital)을 쌓아 가는 과정과 이것이 일자리 진입 및 전직·이직, 그리고 은퇴까지 생애에 걸쳐서 어떠한 영향을 미치는지를 분석할 수 있을 것이다. 이러한 분석은 개인의 교육이력에 대한 자료구축이 선행되어야 가능해진다.

이상의 논의와 같이, 개인의 교육력과 관련된 변수는 인구통계학적으로 개인에 대한 중요한 의미가 담긴 정보를 다양하게 제공한다. 특히, 개인의 학력이 임금과 같은 노동시장 성과로 이어지고 있는 바, 개인의 교육력이 당사자의 삶과 일자리에 다양하게 영향을 미칠 것으로 사료된다. 따라서 본 연구에서는 KLIPS 자료를 활용하여 개인의 교육력 자료를 구축하는 방법을 소개하고 교육력 자료 구축과정에서 야기될 수 있는 문제점들을 진단해보고자 한다.

## II. 교육력 자료 소개

국내외적으로 다양한 패널자료들이 조사·발표되고 있다. 수많은 패널자료 중 교육력(educational history) 자료를 별도로 구축하여 제공하는 대표적인 자료는 독일의 사회-경제패널연구(German Socio-Economic Panel Study: 이하 G-SOEP)이다. G-SOEP은 종단적(longitudinal) 관점에서 분석을 지원하기 위해 교육이력 및 관련 주제에 대한 조사·가공 변수를 포함하는 BIOEDU 자료를 별도로 제공하고 있다. BIOEDU 자료는 주로 G-SOEP 자료 내에서 전방위적으로 수집된 정보를 기반으로 한다. 따라서 학교 또는 기타 교육 기관에 다닐 당시 설문 조사 인구의 일부였던 사람들에게 대한 대부분의 정보가 포함되어 있다. 총 90,734명의 정보가 포함되어 있으며, 이는 교육이력 및 최종학위 등을 관찰한 G-SOEP 자료의 일부이다. 이 중 3분의 2 이상에 해당하는 65,016명에 대해서는 최종학력에 대한 정보만이 정리되어 있다. 이들은 교육에 참여했거나 진학 등을 경험한 시점에 표본에 포함되지 않았기 때문이다. 교육력 자료 구축에 있어서는 교육 참여 및 상급학교 진학 당시 조사 가구에 거주했던 사람들이 종단분석에 있어 보다 흥미로운 정보를 제공한다. 개인의 나이에 따라 G-SOEP의 BIOEDU 자료에는 다음의 변수들이 포함된다.

- 조기 아동 교육 및 보육 (ECEC)

- 초등학교 입학
- 중등학교로의 진학
- 중등학교에서의 첫 퇴학
- 학교를 처음 졸업한 후 중등학교 출석
- 직업훈련에 처음 들어가고 나가는 것
- 첫 학교 졸업 후 직업훈련 참여
- 고등교육의 첫 입학 및 퇴학
- 첫 학교 졸업 후 고등 교육 참여
- 사상 최고 수준의 교육 학위 및 마지막으로 관찰된 교육 참여

국내 패널자료 중에서 교육력 자료를 제공하고 있는 자료는 한국고용정보원의 청년패널자료 (Youth Panel 2007: 이하 YP2007)가 유일하다. YP2007 자료에서 제공하는 교육력 자료는 크게 과거교육력 자료와 현재교육력 자료로 나뉜다. 이 두 개의 교육력 자료를 통해 패널들의 지금까지의 학력 변동 사항을 종합적으로 살펴볼 수 있다. 특히, 교육력 자료를 원표본 및 추가표본에 대해 별도로 모두 제공하는 것이 특징이다. 과거교육력 자료는 1차년도 조사 당시 회고조사한 학력사항을 모아놓은 자료이다. 중학교 졸업사항에 대한 설문부터 시작하므로 중학생 유형의 경우 응답하지 않는다. 현재교육력 자료는 1차년도부터 12차년도까지 각 조사차수별 조사 당시 현재 재학중인 학교 정보를 모아놓은 자료이다. YP2007 교육력 자료에서 제공하는 주요변수는 다음과 같다.

#### <과거교육력 자료>

- FEDU : 회고조사와 현재학교에 대한 정보를 종합하여 새로 생성한 최종학력 변수로 (1)고졸 미만, (2)고졸, (3)전문대졸, (4)대졸, (5)석사졸이상을 나타낸다.
- FEDU\_Y, FEDU\_M : 1차년도 기준 최종학교 졸업년월.
- SCHOOL : 과거 재학학교를 나타내며, (1)중학교, (2)고등학교, (3)첫번째 대학교, (4)두번째 대학교, (5)대학원을 의미한다.
- HISTORY\_EDU\_UNI2 : 대학생 유형만 응답하는 문항으로 현재 재학중인 학교 외에 다른 대학을 다닌 경험이 있는지를 나타내는 변수이다.
- HISTORY\_EDU\_UNI3 : 대학 경험의 빈도를 나타내는 문항으로, 대학생 유형인 경우는 현재 재학중인 학교를 제외한 빈도를 조사하였다.  
(예) 현재 취업자 유형인 패널이 전문대를 졸업 후 다시 4년제 대학을 졸업한 경우 2회, 현재 대학생 유형인 패널이 현재 다니고 있는 4년제 대학 편입 전에 다른 대학 4년제를 중퇴하였다면 1회를 응답하도록 하였다.

#### <현재교육력 자료>

- W : 조사참여여부 변수로 (1)참여, (2)미참여를 나타낸다.

- FEDU : 지난조사 이후 졸업 상황 변동에 따라 1차년도 최종학력을 업데이트한 변수로 (1)고졸미만, (2)고졸, (3)전문대졸, (4)대졸, (5)석사졸이상을 나타낸다.
- FEDU\_Y, FEDU\_M : 각 조사년도별 최종학교 졸업년월.
- SCHOOL : 현재 재학중인 패널의 경우 (1)중학교, (2)고등학교, (3)대학교, (4)대학원 중 한 값을 가지고 있으며, 재학중이 아닌 패널의 경우 (0)비재학 값을 가지고 있다.
- EDU1 : 재학여부 변수로 (1)재학중, (2)휴학중, (3)재학아님의 값을 가지고 있다.
- 편·입학 관련 정보 : EDU3은 현재학교 입학경로, EDU4, EDU5은 편·입학 학년/학기, EDU6, EDU7은 편·입학 년/월, EDU8은 학교소재지를 나타낸다. 응답자 부담을 줄이기 위해 지난조사 당시와 동일학교에 재학중인 패널에 대해서는 다시 묻지 않으나 이용자의 편의를 위해 지난조사 당시의 편·입학 관련 정보도 같이 제공된다.
- 학교유형 : EDU9은 고등학교유형, EDU10은 대학교 유형, EDU11은 대학원 유형, EDU15은 대학원 학위과정을 나타낸다. EDU9~EDU11의 변수 역시 동일학교에 재학중인 경우 지난조사 당시의 학교유형 정보도 같이 제공된다.

앞서 언급한 바와 같이, 개인의 교육력과 관련된 변수는 개인의 일생 및 직업력과 연계되어 중요한 의미를 제공한다. 다시 말해서, 개인의 교육력이 당사자의 삶과 일자리에 다양하게 영향을 미친다는 것이다. 그렇기 때문에 교육과 경제활동을 연계하는 수많은 연구들에서 교육력 자료 구축이 부분적으로 시행된 바 있다.

하지만 각 연구들은 각자의 연구 목적에 부합하는 교육력 자료를 구축한 것이기 때문에, 구축방법 및 구축된 자료의 형태 등이 제각기 다르다. 뿐만 아니라, 연구를 위해 구축된 교육력 자료는 연구 목적에 맞게 교육이력 전체가 아닌 부분적으로 정보가 활용된 자료이다. 따라서 이렇게 구축된 다양한 교육력 자료들은 각 연구에서 유용할 정보를 제공할 뿐, KLIPS 자료 전체적으로 패널들의 교육이력 관련 특징들을 제공하지는 못한다. 이상의 논의로부터, 본 연구에서는 KLIPS 자료를 활용하여 개인의 교육력 자료를 구축함으로써, 한국 사회에서 개인의 전반적인 교육이력(변동)이 갖는 특징들을 살펴보고자 한다.

### III. 교육력 관련 설문문항 및 변수 검토

KLIPS로부터 교육력 자료를 구축함에 있어서 활용될 수 있는 설문문항은 개인의 정규교육 및 교육력 관련 문항들이다. 정규교육 관련 설문문항은 조사당시 재학중인 고등학교 또는 대학/대학원에 대한 정보를 제공하고 있다. 교육력 관련 설문문항은 과거 다녔거나 현재 다니고 있는 고등학교 및 대학/대학원 정보를 제공하고 있는데, 1차년도 및 4차년도에는 모든 응답자에 대해 조사가 이루어졌으며, 그 이외 조사에서는 신규패널에게만 조사가 이루어졌다.



<표 1> 정규교육 및 교육력 관련 문항

변수 설명	통합변수명
<b>정규교육 관련 설문문항 (모든 조사차수에 모두에게 질문)</b>	
(모든응답자)고등학교/대학교재학여부	p_5101
(모든응답자)재학학교	p_5102
(모든응답자)고등학교명	p_5111
(모든응답자)고등학교유형	p_5112
(모든응답자)고등학교소재지(시/도)	p_5114
(모든응답자)고등학교소재지(시/군/구)	p_5115
(모든응답자)고등학교소재지(국가명)	p_5116
(모든응답자)대학교명	p_5201
(모든응답자)학위과정	p_5202
(모든응답자)대학교유형	p_5203
(모든응답자)대학교전공	p_5204
(모든응답자)대학교소재지(시/도)	p_5206
(모든응답자)대학교소재지(시/군/구)	p_5207
(모든응답자)대학교소재지(국가명)	p_5208
(모든응답자)편입여부	p_5210
(모든응답자)편입학년	p_5211
<b>교육력 관련 설문문항 (1차, 4차는 모두에게, 5차 이후 신규조사자에게만 질문)</b>	
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 졸업여부	p_5131
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)학교명	p_5132
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 재학시작시기(년)	p_5133
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 재학시작시기(월)	p_5134
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)현재고등학교 재학여부	p_5135
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 졸업시기(년)	p_5136
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 졸업시기(월)	p_5137
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 유형	p_5138
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 소재지(시/도)	p_5140
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 소재지(국가명)	p_5141
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)고등학교 소재지(시군구)	p_5142
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업여부	p_5231
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교명 - 대학교1	p_5241
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(년) - 대학교1	p_5242
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(월) - 대학교1	p_5243
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 재학여부 - 대학교1	p_5244
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(년) - 대학교1	p_5248
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(월) - 대학교1	p_5249
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)학위과정 - 대학교1	p_5250
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 유형 - 대학교1	p_5251
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 전공 - 대학교1	p_5252

변수 설명	통합변수명
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/도) - 대학교1	p_5254
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/군/구) - 대학교1	p_5256
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(국가명) - 대학교1	p_5255
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교명 - 대학교2	p_5261
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(년) - 대학교2	p_5262
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(월) - 대학교2	p_5263
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 재학여부 - 대학교2	p_5264
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(년) - 대학교2	p_5268
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(월) - 대학교2	p_5269
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)학위과정 - 대학교2	p_5270
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 유형 - 대학교2	p_5271
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 전공 - 대학교2	p_5272
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/도) - 대학교2	p_5274
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/군/구) - 대학교2	p_5276
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(국가명) - 대학교2	p_5275
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교명 - 대학교3	p_5281
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(년) - 대학교3	p_5282
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(월) - 대학교3	p_5283
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 재학여부 - 대학교3	p_5284
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(년) - 대학교3	p_5288
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(월) - 대학교3	p_5289
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)학위과정 - 대학교3	p_5290
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 유형 - 대학교3	p_5291
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 전공 - 대학교3	p_5292
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/도) - 대학교3	p_5294
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/군/구) - 대학교3	p_5296
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(국가명) - 대학교3	p_5295
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교명 - 4	p_5301
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(년) - 4	p_5302
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(월) - 4	p_5303
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 재학여부 - 4	p_5304
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(년) - 4	p_5308
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(월) - 4	p_5309
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)학위과정 - 4	p_5310
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 유형 - 4	p_5311
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 전공 - 4	p_5312
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/도) - 4	p_5314
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/군/구) - 4	p_5316
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(국가명) - 4	p_5315
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교명 - 5	p_5321

변수 설명	통합변수명
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(년) - 5	p_5322
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 입학시기(월) - 5	p_5323
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 재학여부 - 5	p_5324
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(년) - 5	p_5328
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 졸업시기(월) - 5	p_5329
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)학위과정 - 5	p_5330
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 유형 - 5	p_5331
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 전공 - 5	p_5332
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/도) - 5	p_5334
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(시/군/구) - 5	p_5336
(1차,4차 모든응답자/5차이후 신규조사자)대학교 소재지(국가명) - 5	p_5335

자료: 한국노동연구원(2020), 한국노동패널(KLIPS) 1-22차(학술대회용) 통합코드북; 한국노동패널(KLIPS) 홈페이지(<https://www.kli.re.kr/klips/index.do>).

#### IV. 교육력 자료 구축방법 검토

앞서 살펴본 바와 같이, KLIPS의 경우에는 교육력 자료 구축과 관련하여, 조사당시 받고 있는 정규교육 관련 설문문항과 조사당시 이전 받았거나 받고 있는 교육상태에 대한 설문문항을 활용할 수 있다. 따라서 전체적인 교육력 자료 구축을 위해서는 단계적 접근이 필요하다.

우선, 교육력 자료를 구축하기에 앞서 교육력 자료의 최종형태가 무엇이 되어야 할지에 대해 고민해보아야 한다. 앞서 살펴본 바와 같이, 교육력 자료는 목적 및 활용방법에 따라서 다양하게 구

<표 2> 교육력 자료 구축 형태(예시)

개인 ID	학교교급	졸업 여부	학교명	입학시기	졸업시기	학교유형	편입 여부	전공계열	학교 소재지
A	고등학교	졸업	OO고교	1993년3월	1996년2월	외국어고			부산 해운대구
A	4년제 대학	졸업	△△대학	1996년3월	2000년2월	일반대학		인문계열	서울 마포구
B	고등학교	졸업	△△고교	1990년3월	1993년2월	인문고 이과			서울 강남구
B	2년제 대학	졸업	☆☆대학	1994년3월	1996년2월	전문대학		공학계열	경기 성남시
B	4년제 대학	졸업	OO대학	1996년9월	2000년2월	일반대학	편입	공학계열	경기 수원시
B	대학원 석사과정	재학	OO대학	2000년3월		일반대학		공학계열	경기 수원시

자료: 저자 작성

축할 수 있다. 본 연구에서는 각 개인 내에서 학교교급별로 교육이력이 어떻게 변화했는지를 직업력과 유사한 형태로 구축하기 위한 방법 및 그 과정에서 발생할 수 있는 문제점 등을 진단해보고자 한다. 예컨대, 어떤 개인 A가 고등학교와 4년제 대학교를 졸업하였다면, 고등학교에 대한 정보(학교명, 입학시기, 졸업시기, 학교유형, 학교소재지 등)와 4년제 대학교에 대한 정보(학교명, 입학시기, 졸업시기, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)를 각각 수집하여 구축할 수 있을 것이다. 마찬가지로, 어떤 개인 B가 고등학교와 2년제 대학을 졸업한 후, 4년제 대학에 편입하여 졸업하고 대학원 석사과정 재학중이라면, 고등학교에 대한 정보, 2년제 대학에 대한 정보, 4년제 대학에 대한 정보, 마지막으로 대학원 석사과정에 대한 정보 등 총 4개의 정보를 구축할 수 있다. 이러한 방법으로 구축된 교육력 자료의 형태를 표의 형태로 나타내면 다음과 같다.

앞에서도 언급했듯이, 위에 제시된 표와 같이 교육력 자료를 구축하기 위해서는 단계적 접근이 필요하다. KLIPS 자료의 경우에는 위 표와 같은 정보를 취합하기 위해 교육력 관련 설문문항을 조사하고 있다. 따라서 본 연구에서도 첫 번째 단계에서 교육력 관련 설문문항을 활용한다. 교육력 설문문항은 과거에 다녔던 학교를 주요 대상으로 하는 회고조사의 형태이기 때문에, KLIPS의 조사 대상인 개인패널에게 전 조사차수에 대해 한 차례 질문을 하는 방식으로 조사가 수행된다. 구체적으로, 1차년도와 4차년도에는 모든 개인패널에게 질문을 하였으나, 5차년도 이후 조사 차수에는 신규로 조사 대상이 된 개인패널에게만 질문하는 방식으로 진행되고 있다. 따라서 본 연구에서도 4차년도 기준으로 모든 응답자에게 조사된 교육력 설문을 통해 과거 교육이력 자료를 구축하고, 5차년도 이후 신규패널에게만 조사된 내용을 포함하여 조사에 처음 참여한 시점 이전 교육이력에 대한 자료를 구축하고자 한다. KLIPS의 교육력 관련 설문문항을 활용하면, 4차년도 조사시점 이후에 개인단위 설문에 처음으로 포함되는 조사 차수 이전에 경험한 교육과정에 대한 정보를 취합함으로써, 앞서 언급한 형태의 교육력 자료를 일부 구축할 수 있다. 이를 편의상 본 연구에서는 ‘과거 교육력’ 자료라 하겠다.

앞서 언급했다시피, ‘과거 교육력’ 자료는 KLIPS의 조사 대상인 개인이 처음으로 설문에 참여한 시점 이전의 교육경험에 대한 회고적 자료이다. 따라서 앞서 <표 2>의 형태와 같은 교육력 자료를 구축하기 위해서는 개인이 KLIPS 설문에 참여한 이후로 경험하는 교육에 대한 정보를 추적하여 구축할 필요가 있다. 이러한 이유로, 본 연구에서는 두 번째 단계로 정규교육 관련 설문문항을 활용하여, 매 조사시점에서의 교육상태에 대한 정보를 구축하고자 한다. 구체적으로, 정규교육 관련 설문문항을 활용하면 조사시점별로 재학중인 학교에 대한 정보를 각 연도별로 구축할 수 있다. 이를 편의상 본 연구에서는 ‘현재 교육력’ 자료라 하겠다.

1단계와 2단계를 거치면 기본적으로 조사시점까지의 교육력이 구축될 수 있을 것으로 기대한다. 예컨대, 어떤 개인이 12차년도(2009년)에 신규조사자로 대상이 되었다면, 12차년도(2009년) 이전에 경험한 교육에 대해서는 교육력 관련 설문문항을 통해 ‘과거 교육력’ 자료에 학교교급별로 구축될 것이며, 12차년도(2009년) 이후에 경험하게 되는 교육에 대해서는 정규교육 관련 설문문항을 통해 ‘현재 교육력’ 자료에 연도별로 구축될 것이다.

다만, 조사패널로 편입된 이후 학교교급이 변화한 경우에는 변동여부만을 확인할 수 있을 뿐, 이

전연도 학교교육의 교육상태가 어떻게 마무리되었는지 정확히는 알 수 없다. 예컨대, 어떤 개인이 12차년도(2009년)에 신규조사자로 대상이 되었는데, 12차년도(2009년) 조사 당시 대학교에 재학중이었으며 해당 대학교를 (중간에 휴학 없이) 14차년도(2011년)에 졸업하고 바로 대학원 석사과정을 진학하여 조사 당시에는 대학원에 재학중이었으며, 이후 16차년도(2013년) 조사 시점 이전에 대학원 석사과정을 졸업했다고 가정해보자. 이러한 개인의 경우에는, 우선 12차년도(2009년) 자료로부터 ‘과거 교육력’ 자료에 졸업한 고등학교 및 재학중인 대학교의 정보(학교명, 입학시기, 졸업시기, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)가 각각 학교교육별로 구축될 것이다. 그리고 12차년도(2009년)와 13차년도(2010년) 자료로부터 ‘현재 교육력’ 자료에 재학중인 대학교의 정보(학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)가 연도별로 구축될 것이며, 마찬가지로 14차년도(2011년)와 15차년도(2012년) 자료로부터 ‘현재 교육력’ 자료에 재학중인 대학원 석사과정의 정보(학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)가 연도별로 구축될 것이다. 16차년도(2013년) 조사 당시에는 이미 대학원을 졸업한 이후이기 때문에, ‘현재 교육력’ 자료에 구축되는 정보가 없게 된다.

이러한 개인의 경우, 본 연구에서 구축하고자 하는 형태의 최종 교육력 자료에는 고등학교, 대학교, 대학원 석사과정에 대한 정보(학교명, 입학시기, 졸업시기, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)가 각각 학교교육별로 구축이 되어야 한다. ‘과거 교육력’ 자료 구축을 통해 고등학교에 대한 정보는 확보되었으나, 대학교의 졸업시기는 구축되지 않는다. 대학교 및 대학원에 대한 정확한 정보, 특히 입학시기 및 졸업시기 등이 직접적으로 제공되지 않는다는 점에서 ‘현재 교육력’ 자료로부터 최종 교육력 자료의 구축이 필요하다. 왜냐하면, ‘현재 교육력’ 자료에는 매년 조사 시점에 재학(또는 휴학)중인 학교에 대한 정보(학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)만이 구축되기 때문에, 해당 학교를 언제 입학하여 언제 졸업하였는지 등을 정확히 인지하기 어렵다. 따라서 마지막으로 세 번째 단계에서 이러한 사례들에 대한 추론 작업이 수행되어야 한다.

## 1. 교육력 관련 설문문항 활용 ‘과거 교육력’ 구축

교육력 관련 설문문항을 활용하면, 4차년도(2001년) 이전 및 각 연차별 신규패널들의 과거 교육력을 확인할 수 있다. 구체적으로, 고등학교에 다닌 적이 있는지 여부와 고등학교명, 재학여부, 입학시기 및 졸업시기, 고교유형, 소재지 등을 확인할 수 있다. 마찬가지로, 대학교에 다닌 적이 있는지 여부와 대학교명, 재학여부, 입학시기 및 졸업시기, 대학유형, 소재지 등을 확인할 수 있다. 따라서 교육력 관련 설문문항을 활용하여 본 연구에서 최종적으로 구축하고자 하는 교육력 자료의 형태와 동일한 ‘과거 교육력’ 자료를 구축할 수 있다. 본 항에서는 ‘한국노동패널(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료’를 활용하여, 4차년도(2001년)의 모든 응답자와 5차년도(2002년) 이후 22차년도(2019년)까지 각 연도별 신규 조사자들에 대한 ‘과거 교육력’ 자료를 구축해 보았다. 구축 결과, 4~22차 조사에 걸쳐, 총 19,458명의 학력에 대한 정보가 구축되었으며, 이중 각 학교교육별로 졸업 정보가 조사된 개인은 17,167명이었다. 각 조사차수별로 학교교육별 졸업정보가 구축된 사례수는 다음의 표와 같다. 조사 시점 이전에 고등학교를 졸업하여, 고등학교 교육력 정보가 모두 조사된

개인은 17,143명인 것으로 나타났으며, 2년제 또는 3년제 대학을 졸업한 사람은 2,653명, 4년제 또는 6년제 대학을 졸업한 사람은 4,775명, 대학원 석사과정을 졸업한 사람은 458명, 대학원 박사과정을 졸업한 사람은 75명인 것으로 나타났다.

<표 3> '과거 교육력' 구축 결과(졸업현황)

(단위: 명)

조사차수	고등학교	2/3년제 대학	4/6년제 대학	대학원 석사과정	대학원 박사과정	합계
4	6,506	816	1,432	140	17	8,911
5	145	30	41	3	0	219
6	223	48	74	1	0	346
7	157	32	63	7	1	260
8	142	35	39	2	3	221
9	148	35	50	6	2	241
10	156	24	63	3	1	247
11	134	21	43	4	0	202
12	1,639	271	342	22	7	2,281
13	239	43	91	4	2	379
14	189	49	68	4	1	311
15	162	34	71	5	2	274
16	121	28	62	2	1	214
17	82	24	32	0	1	139
18	144	39	61	4	0	248
19	146	28	69	11	0	254
20	129	38	45	10	0	222
21	6,290	997	1,972	213	36	9,508
22	391	61	157	17	1	627
합계	17,143	2,653	4,775	458	75	25,104

주: 4차년도(2001년)에는 모든 응답자, 5차년도(2002년) 이후에는 신규 조사자를 대상으로 구축된 결과임  
 자료: 한국노동연구원, 한국노동패널(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료.

이와 더불어, '과거 교육력' 자료에는 총 19,458명의 학력에 대한 정보 중 4,033명에 대해서는 조사 당시 재학중인 학교교급에 대한 정보가 구축되어 있다. 구체적인 사례수는 <표 4>에 제시되어 있는데, 구체적으로 최초 조사시점(또는 4차년도)에 고등학교를 재학중이었던 개인은 2,287명, 2년제 또는 3년제 대학을 재학중인 개인은 418명, 4년제 또는 6년제 대학을 재학중인 개인은 1,207명, 대학원 석사과정에 재학중인 개인은 104명, 대학원 박사과정에 재학중인 개인은 27명인 것으로 나타났다. 앞서 언급했다시피, 이 사례들의 경우에는 아직 해당 학교를 졸업하지 않았기 때문에 졸업시기 자료는 구축되지 못하는 한계가 있다. 따라서 이후 매년 조사 시점에서 재학중인 학교교급에 대한 정보를 구축함으로써, 각 개인의 교육력 변동을 살펴볼 필요가 있는 것이다.

<표 4> '과거 교육력' 구축 결과(재학현황)

(단위: 명)

조사차수	고등학교	2/3년제 대학	4/6년제 대학	대학원 석사과정	대학원 박사과정	합계
4	755	256	651	52	9	1,723
5	131	5	8	3	0	147
6	122	9	19	4	0	154
7	84	6	3	3	1	97
8	46	3	12	2	1	64
9	40	3	9	2	1	55
10	46	4	12	0	1	63
11	61	6	6	2	1	76
12	183	39	96	9	1	328
13	53	4	21	2	1	81
14	44	3	15	2	0	64
15	49	3	11	3	1	67
16	47	3	5	0	0	55
17	11	2	3	0	0	16
18	185	2	7	0	1	195
19	35	1	1	0	1	38
20	38	1	3	1	2	45
21	312	62	285	17	5	681
22	45	6	40	2	1	94
합계	2,287	418	1,207	104	27	4,043

주: 4차년도(2001년)에는 모든 응답자, 5차년도(2002년) 이후에는 신규 조사자를 대상으로 구축된 결과임  
 자료: 한국노동연구원, 한국노동패널(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료.

## 2. 정규교육 관련 설문문항 활용 현재교육력 구축

앞서 언급했다시피, 정규교육 관련 설문문항을 활용하면 조사시점별로 재학중인 학교에 대한 정보가 각 연도별로 구축되는 '현재 교육력' 자료를 구출할 수 있다. 구체적으로, 재학(또는 휴학)중인 학교교급 및 학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등의 정보를 구축할 수 있다. 이렇게 구축된 '현재 교육력' 자료의 연차별·학교교급별 사례수를 살펴보면 <표 5>와 같다. 4차년도(2001년) 이후 22차년도(2019년)까지 연도별로 약간의 차이가 있기는 하지만, 평균적으로 약 1천 4백여명 내외의 사람들이 학교에 재학(또는 휴학)중인 것으로 나타났다. 구체적으로, 17차년도(2014년)에 1,108명이 재학중인 것으로 조사되어 가장 적은 수였던 반면, 표본 추가가 이루어진 21차년도(2018년)에 1,863명으로 가장 많은 개인이 학교에 재학중인 것으로 나타났다. 학교교급별로 살펴보면, 고등학교 재학생은 454~804명, 2년제 또는 3년제 대학 재학생은 145~260명, 4년제 또는 6년제 대학 재학생은 449~756명, 대학원 석사과정 재학생은 41~79명, 대학원 박사과정 재학생은 9~19명 정도인 것으로 조사되었다.

'현재 교육력'에 자료가 구축된 개인 중에서는 고등학교를 졸업한 후 대학에 진학하고, 경우에 따라서는 대학교 졸업 후 대학원에도 진학 및 졸업한 사람이 있을 것이다. 하지만, 앞서 언급했다시피

피, ‘현재 교육력’ 자료에는 조사 대상이 된 시점 이후에 학교교급에 대한 입학 및 졸업 등에 관한 정보는 구축되지 않는다. 따라서 조사 시점 사이의 학교교급의 변동 등을 추적함으로써, 각 개인의 입학 및 졸업 등과 관련된 정보를 유추할 필요가 있다.

<표 5> ‘현재 교육력’ 자료 구축 결과

(단위: 명)

조사차수	고등학교	2/3년제 대학	4/6년제 대학	대학원 석사과정	대학원 박사과정	합계
4	755	256	651	52	9	1,723
5	561	233	539	53	14	1,400
6	548	242	573	66	16	1,445
7	554	260	557	64	17	1,452
8	540	215	513	60	16	1,344
9	531	196	559	71	16	1,373
10	550	211	567	63	12	1,403
11	565	213	499	59	15	1,351
12	698	209	578	79	13	1,577
13	636	172	564	65	15	1,452
14	591	168	536	45	16	1,356
15	551	177	541	46	16	1,331
16	560	185	538	52	11	1,346
17	454	145	449	44	16	1,108
18	512	177	537	46	17	1,289
19	482	188	517	41	19	1,247
20	524	204	500	41	17	1,286
21	804	235	756	51	17	1,863
22	796	201	731	47	15	1,790
합계	11,212	3,887	10,705	1,045	287	27,136
평균	590	205	563	55	15	1,428

주: 각 연차별로 각 학교교급에 재학중인 모든 응답자를 대상으로 구축된 결과임

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료.

### 3. 조사시점 간 교육력 변동 및 누락변수에 대한 보정

앞서 제시한 바와 같이, 본 연구에서 최소한으로 구축하고자 하는 교육력 자료의 형태를 갖추기 위해서는 어떤 개인이 경험한 각 학교교급별로 입학 및 졸업에 대한 정보가 존재해야 한다. 지금까지 살펴본 바에 따르면, 교육력 관련 설문문항을 활용하여 구축한 ‘과거 교육력’ 자료에는 각 개인이 조사 대상이 된 시점(또는 4차년도) 이전에 경험한 교육에 대해서는 학교교급, 학교명, 학교 유형, 전공계열, 소재지 등과 더불어 입학시기 및 졸업시기 등의 정보들이 함께 포함되어 있기 때



문에, 최종적인 교육력 자료를 구축함에 있어서 그대로 활용할 수 있을 것으로 사료된다. 하지만, 앞서서도 살펴보았듯이, 정규교육 관련 설문문항을 활용하여 구축한 ‘현재 교육력’ 자료에는 각 조사시점별로 재학중인 학교에 대한 정보(학교교급, 학교명, 학교유형, 전공계열, 소재지 등)만이 존재하기 때문에, 최종 교육력 자료 구축을 위해 해당 학교교급에 대한 입학 및 졸업에 대한 정보를 직접적으로 취합할 수 없는 한계가 존재한다. 따라서 ‘현재 교육력’ 자료에 구축된 개인의 교육력 변동을 식별함으로써, 최종 교육력 자료 구축에 필요한 학교교급별 입학 및 졸업 정보를 유추할 필요가 있다.

앞서 언급한 바 있는 예시를 다시 한번 살펴보기로 하자. 어떤 개인이 12차년도(2009년)에 신규 조사자로 대상이 되었는데, 12차년도(2009년) 조사 당시 대학교에 재학중이었으며 해당 대학교를 (중간에 휴학 없이) 14차년도(2011년)에 졸업하고 바로 대학원 석사과정을 진학하여 조사 당시에는 대학원에 재학중이었으며, 이후 16차년도(2013년) 조사 시점 이전에 대학원 석사과정을 졸업한 경우, ‘현재 교육력’ 자료에 12차년도(2009년)와 13차년도(2010년)에는 재학중인 대학교의 정보(학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)가, 14차년도(2011년)와 15차년도(2012년)에는 재학중인 대학원 석사과정의 정보(학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)가 연도별로 구축되어 있을 것이다. 교육력의 특성상 학교교급을 단계적으로 이수할 수 있다는 점을 활용하면, 위 예시의 개인은 13차년도(2010년) 조사시점과 14차년도(2011년) 조사시점 사이에 대학교를 졸업하고 대학원 석사과정에 입학했음을 유추할 수 있다. 한국의 경우, 일반적으로 봄학기(3월)를 기준으로 입학과 졸업이 발생하기 때문에, 위 예시의 개인도 2011년 2월에 대학교를 졸업하고 2011년 3월에 대학원 석사과정에 입학한 것으로 유추해볼 수 있다. 하지만 이러한 유추에도 오류가 있을 가능성은 많다. 대학교 및 대학원의 경우에는 가을학기(9월)를 기준으로 입학과 졸업이 이루어지는 경우도 존재하기 때문에, 조사시점에 따라서 2010년 또는 2011년 8월에 대학교를 졸업하고 2010년 또는 2011년 9월에 대학원에 입학했을 가능성도 존재하기 때문이다. 더욱이 대학원 석사과정에 대한 졸업여부는 판단할 수가 없다. 왜냐하면, 대학원 석사과정 이후 상급학교(대학원 박사과정)로 진학이 이루어지지 않았으므로, 대학원 석사과정 재학의 정보가 중단된 것이 졸업에 의한 것인지 아니면 졸업 이외 수료 및 중퇴, 또는 이후 무응답 등에 의한 중단인지를 판단할 수 없기 때문이다.

이러한 점을 감안하여, 해당 조사년도에 학교교급별 졸업자수를 추정해보았다. 구체적으로, 해당 조사차수에 상급학교에 재학중이면서 바로 직전 연도에 해당 학교교급에 재학중이었던 사람의 수를 집계한 것이다. 예컨대, <표 6>에서 5차년도(2002년) 고등학교 졸업생 130명은 4차년도(2001년)에는 고등학교 재학중인 것으로 조사되었으며 5차년도(2002년)에는 (2/3년제 또는 4/6년제 상관없이) 대학교에 재학중인 사람들의 수를 의미한다. 마찬가지로, 22차년도(2019년) 대학원 석사과정 졸업생 4명은 21차년도(2018년)에 대학원 석사과정에 재학중이었으며 22차년도(2019년)에 대학원 박사과정에 재학중인 것으로 조사된 사례수를 의미한다.

<표 6> 조사차수별 졸업자수 추정 결과

(단위: 명)

조사차수 (연도)	고등학교	2/3년제 대학	4/6년제 대학	대학원 석사과정	합계
5차(2002년)	130	17	11	1	158
6차(2003년)	133	12	9	1	155
7차(2004년)	132	8	6	2	148
8차(2005년)	101	6	10	1	118
9차(2006년)	119	5	7	1	132
10차(2007년)	123	6	9	2	140
11차(2008년)	125	9	13	1	145
12차(2009년)	100	11	12	3	126
13차(2010년)	137	5	11	1	154
14차(2011년)	125	3	6	3	137
15차(2012년)	121	5	3	1	130
16차(2013년)	117	4	9	1	131
17차(2014년)	84	5	2	3	94
18차(2015년)	101	5	7	1	114
19차(2016년)	106	7	7	3	123
20차(2017년)	98	9	7	-	113
21차(2018년)	96	9	7	2	114
22차(2019년)	150	9	6	4	169
합계	2,098	135	142	31	2,401
평균	117	8	8	2	133

주: 각 연차별로 상급학교에 재학중이면서 직전연도에 해당 학교교급에 재학중이었던 응답자 사례수를 의미함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료.

<표 7>에는 앞서 졸업생수를 추정한 방법을 반대로 적용하여 각 조사연차별로 입학생수를 추정한 결과가 제시되어 있다. 졸업생수를 추정할 때와 유사하게, 해당 조사차수에 재학하고 있는 학교 교급과 비교하여 바로 이전연도 조사시점에 아래 단계 교급의 학교에 재학중이었다면, 해당 조사시점(정확히 직전연도 조사시점과 해당연도 조사시점 사이)에 해당 교급의 학교에 입학한 것으로 추정할 수 있다. 예컨대, 12차년도(2009년) 2/3년제 대학 입학생 37명은 11차년도(2008년)에 고등학교에 재학중이었으며 12차년도(2009년)에는 2/3년제 대학에 재학중인 사례수를 의미한다. 이렇게 추정된 입학생수 역시 ‘현재 교육력’ 자료로부터 보수적으로 추정한 결과라 사료된다.

<표 7> 조사차수별 입학자수 추정 결과

(단위: 명)

조사차수 (연도)	2/3년제 대학	4/6년제 대학	대학원 석사과정	대학원 박사과정	합계
5차(2002년)	62	85	10	2	159
6차(2003년)	46	99	9	1	155
7차(2004년)	62	78	6	2	148
8차(2005년)	33	74	10	1	118
9차(2006년)	41	82	8	1	132
10차(2007년)	51	78	9	2	140
11차(2008년)	59	75	10	4	148
12차(2009년)	37	74	12	3	126
13차(2010년)	40	102	11	1	154
14차(2011년)	44	84	6	3	137
15차(2012년)	46	80	3	1	130
16차(2013년)	55	66	9	1	131
17차(2014년)	30	59	2	3	94
18차(2015년)	34	72	7	1	114
19차(2016년)	42	71	7	3	123
20차(2017년)	49	58	6	1	114
21차(2018년)	36	69	7	2	114
22차(2019년)	43	116	6	4	169
합계	810	1,422	138	36	2,406
평균	45	79	8	2	134

주: 각 연차별로 상급학교에 재학중이면서 직전연도에 해당 학교교급에 재학중이었던 응답자 사례수를 의미함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료.

이와 같이, 조사가 연속적으로 이루어진 시점에서 상급학교로의 진학이 바로 발견되는 경우에 한하여, 해당 교급의 학교를 해당 시점(정확히 직전 연도 조사시점과 해당 연도 조사시점 사이)에 졸업했음을 유추할 수 있다. ‘현재 교육력’ 자료로부터 학교교급별 입학 및 졸업 정보를 식별할 수 있는 가장 보수적인 방법인 것으로 판단된다. 하지만, 앞에서도 살펴본 바와 같이, 졸업 및 입학 등과 관련된 정확한 시기는 유추하기 어려운 측면이 있음에 주의해야 한다.

그나마도 상급학교로의 진학이 조사되지 않거나 상급학교로의 진학이 연속된 조사차수가 아닌 몇 해 지나서 이루어진다면, 해당 교급의 학교를 졸업했는지 여부와 상급학교의 입학시기 등을 식별할 수 있는 방법이 없다. 따라서 KLIPS의 설문문항, 특히 정규교육과 관련된 문항 중 일부 수정하거나 보완하여 교육력 변동에 대한 정확한 식별을 강구할 필요가 있을 것으로 사료된다.

## V. 결 론

개인의 교육력과 관련된 변수는 인구통계학적으로 개인에 대한 중요한 의미가 담긴 정보를 다양하게 제공한다. 개인의 교육력이 당사자의 삶과 일자리에 다양하게 영향을 미칠 것이기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS) 자료를 활용하여 개인의 교육력 자료를 구축하는 방법을 소개하고 교육력 자료 구축과정에서 야기될 수 있는 문제점들을 진단해보고자 하였다. KLIPS로부터 교육력 자료를 구축하기 위해 개인의 정규교육 및 교육력 관련 설문문항들을 활용하였다.

첫 번째 단계에서 교육력 관련 설문문항을 활용하여, 4차년도 기준으로 모든 응답자에 대한 과거 교육이력 자료를 구축하고, 5차년도 이후 신규 조사자를 대상으로 조사에 처음 참여한 시점 이전 교육이력에 대한 자료를 구축하였다. 이를 본 연구에서는 ‘과거 교육력’이라 구분하였다. 두 번째 단계로 정규교육 관련 설문문항을 활용하여, 매 조사시점별로 재학중인 학교에 대한 정보를 각 연도별로 구축하였다. 이를 본 연구에서는 ‘현재 교육력’이라 구분하였다. ‘현재 교육력’ 자료에는 매년 조사 시점에 재학(또는 휴학)중인 학교에 대한 정보(학교명, 학교유형, 전공계열, 학교소재지 등)만이 구축되기 때문에, 해당 학교를 언제 입학하여 언제 졸업하였는지 등을 정확히 식별하기 어렵다. 따라서 마지막으로 세 번째 단계에서 이러한 사례들에 대한 추론 작업이 수행되어야 한다.

본 연구에서는 세 번째 추론 작업을 수행함에 있어서 야기될 수 있는 많은 오류를 지적함과 동시에, 저자가 판단하기에 가장 보수적으로 입학 및 졸업 정보를 식별할 수 있는 방법을 제시하였다. 구체적으로, 조사가 연속적으로 이루어진 시점에서 상급학교로의 진학이 바로 발견되는 경우에 한하여, 해당 교급의 학교를 해당 시점(정확히 직전 연도 조사시점과 해당 연도 조사시점 사이)에 졸업했음을 유추할 수 있음을 활용하였다. 그럼에도 불구하고, 졸업 및 입학 등과 관련된 정확한 시기는 유추하지 못하는 한계가 있다. 뿐만 아니라, 그나마도 상급학교로의 진학이 조사되지 않거나 상급학교로의 진학이 연속된 조사차수가 아닌 몇 해 지나서 이루어진다면, 해당 교급의 학교를 졸업했는지 여부와 상급학교의 입학시기 등을 정확히 식별할 수 있는 방법이 없다. 따라서 KLIPS의 설문문항, 특히 정규교육과 관련된 문항 중 일부 수정하거나 보완하여 교육력 변동에 대한 정확한 식별을 강구할 필요가 있을 것으로 사료된다.

구체적인 대안으로, 직전연도에 응답한 학교 정보와 조사연도에 응답하게 되는 학교에 대한 정보 사이에 변동이 있는지를 질문한 후, 변동이 있다면 해당 변동을 응답하도록 설문의 구조를 변경하는 것을 제안하고자 한다. 이때, 해당 변동에 졸업 및 입학이 포함된다면, 관련 시기 또한 설문 에 포함되어야 할 것으로 사료된다.

하지만 이와 같이 설문구조를 변경한다고 하더라도, 23차년도(2020년) 이후에 응답하는 개인에 대해서만 ‘현재 교육력’에 해당 변동에 대한 정보를 구축할 수 있다. 따라서 4차년도(2001년)와 같이 다시 한번 모든 응답자를 대상으로 교육력 관련 설문을 진행함으로써, ‘과거 교육력’ 자료를 최근 시점으로 다시 구축하는 방법 역시 제안하고자 한다. 하지만 모든 응답자를 대상으로 교육력 관련 설문을 다시 진행하게 될 경우, 지금까지 진행된 교육 관련 응답과의 일치성 및 회고조사 문

항 증가로 인한 응답거절 등 직접적인 조사와 관련하여 고려해야 할 점이 다양하기 때문에 신중한 검토가 필요할 것으로 사료된다.



# 평생학습시대 도래에 비춰본 직업훈련 실태

박성재\*, 오민홍\*\*

본 논문은 4차산업혁명으로 대변되는 기술발전으로 지속적인 직무역량개발의 필요성이 커지고 있는데 우리나라 성인의 직업훈련 참여정도가 어떠하며, 직업훈련이 (재)취업이나 일자리지속에 미치는 영향을 살펴보기 위한 것이다. 이를 위해 한국노동연구원의 노동패널 1~21차년 자료를 활용하여 분석하였는데, 우리나라 성인의 직업훈련 참여율은 16.6%에 그쳤고 대부분 사업주가 실시하는 업무능력향상훈련이거나 구직자의 실업자훈련으로 나타났다. 훈련참여자의 참여 훈련횟수가 2.96회에 그칠만큼 작았고 훈련내용도 본인의 경력경로과정에서 필요한 교육을 받는 개인주도 훈련참여는 매우 미흡하였다. 직업훈련의 노동시장 성과를 살펴보기 위하여 패널 프로빗방법을 활용하여 (재)취업과 일자리지속률을 살펴보았다. 분석결과 직업훈련이 재취업에는 유의한 영향을 미치지 않았고 일자리지속에는 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 표본이 참여한 훈련의 과반이상이 사업주훈련이라는 점, 재취업이나 개인선택 훈련을 받은 경우 현재 다니고 있는 일자리에 대한 낮은 만족도가 직업훈련 참여를 유도했다면 일자리 지속확률을 낮추었기 때문일 것이다. 우리나라의 낮은 평생학습 참여율, 직업훈련의 낮은 성과는 노동시장 특성 및 직업훈련시장의 구조적 측면에서 기인하였는데, 지속적인 역량을 요구하는 4차 산업혁명시대에 대응할 수 있는 훈련시스템을 정비하는 것이 시급하겠다.

## 1. 서론

산업혁명 이후 300년이라는 시간동안 인류의 삶은 크게 변화하였지만 최근 변화 속도가 더욱 빨라졌다. 과거에는 상상할수 없었던 무인자동차, AR, VR, 3D프린터, 메이커 스페이스 등 다양한 디지털 혁신을 경험하고 있는데, Chace(2017)는 4차 산업혁명이 경제의 모든 것을 바꾸는 ‘경제의 특이점’이 다가오고 있음을 알렸다. 2016년 3월 이세돌과 알파고간 대국이 우리에게 인공지능이라는 생소한 기계문명의 등장을 알리는 신호탄이었지만 이후 인공지능이 성인이 수행할수 있는 수준의 지적인 과업을 수행할수 있음을 보여줌에 따라 이제는 내 일자리가 언제까지 살아남을 것인지, 우리 자녀들은 안정적인 밥 벌이를 할 수 있을 것인지에 대한 두려움이 우리를 짓누르고 있는 실정이다. 자동화가 교육수준이 낮고 단순 반복업무를 수행하는 저숙련 노동자에게만 영향을 미칠 것이라고 이해했지만 소프트웨어 자동화와 알고리즘의 발전으로 화이트칼라뿐 아니라 전문직 일자

---

\* 한국노동연구원

\*\* 동아대학교

리까지 자동화의 사정거리 안에 들어왔음을 보여주는 다수의 증거를 발견할 수 있다(카플란, 2016; 구분권, 2015; 러펠, 2019).

과거 기술발전이 궁극적으로는 새로운 일자리창출을 가져왔지만 AI로 대변되는 4차 산업혁명은 이전과는 다를 것이라는 우려가 크다. 기계가 모든 사람을 실업자로 전락시키는 것은 아니겠지만 대다수가 더 이상 일자리를 구할수 없게 된다면 이번엔 ‘다른 결과’를 낳을 가능성이 크다. 실제 일자리가 컴퓨터화에 얼마나 민감하게 영향을 받는지를 분석한 Fray and Osborne(2013) 연구에 따르면 현존 직업의 절반 가까이가 컴퓨터화 가능성이 높은 고위험 직종으로 분류되었다. 이후 수행된 다수의 후속 연구들도 어두운 일자리전망을 보여주고 있다. 리서치 회사인 가트너의 Peter Sondergaard는 현재 인간이 담당하고 있는 직업의 1/3이 2025년까지 자동화될 것이라고 예상하였고 보스톤 컨설팅 그룹(2015) 역시 10년 내 제조업 일자리 22%를 로봇이 대체할 것이라고 내다보았다. 매킨지는 직업소멸보다는 직무변화가 보다 핵심임을 주장하기도 하였다. 즉, 어떤 직업자체가 완전히 없어지는 경우는 드물고 근로자가 맡은 일 중 일부가 자동화될 것임을 지적하였는데 매킨지는 완전 자동화가 가능한 직업은 5%에 불과하지만 현존 직업의 60%는 그 직업을 구성하는 업무의 30%를 자동화할 수 있다고 주장했다. 이처럼 기존의 주요 연구들은 기술혁명이 직업과 직무내용을 변화시킬 것임을 보여주는데 전 세계적으로 1990년대 들어 나타난 ‘고용없는 성장’은 생산과 고용의 디커플링(decoupling) 현상을 보여주는 증거이다. 기술발전이 어느날 우리 문앞에 오는 것이 아니라 4차 산업혁명은 다가올 미래이자 이미 우리 곁에 와 있는 현재라면, 인공지능 시대에 살아남을 생존전략을 마련하는 것은 절박한 요구가 될 것이다.

인공지능이 일자리에 미칠 파괴적인 영향으로부터 벗어나기 위한 대안으로 대다수 연구자들이 공통적으로 기계가 대체할수 없는 창의력이나 감성이 요구되는 역량을 키우거나 성인기에도 정규 교육에 참여하여 사회변화에 대응할수 있는 지식 및 기초역량을 키울 것은 제안한다. 지속적인 직업훈련을 통해 직업역량을 강화하는 것이 필요함은 충분히 공감되지만 무슨 역량을 키워야 하든지, 이를 위해서는 어떻게 해야하는지는 또다른 문제이다. 보다 궁극적인 의문은 공교육이나 직업훈련이 우리를 암울한 미래로부터 자유롭게 할 것인가이다. 하지만 더 많은 교육과 더 높은 수준의 기술습득이 자동화로부터 우리를 보호해 줄 것이라는 보장은 없다. 대학진학률 상승이 대학교육 편익의 하향화를 가져왔듯이 모두가 유사한 선택을 한다면 성공확률은 높지 않을 것이다.

4차산업혁명과 일자리간 디스토피아적 전망이 다수이지만 물론 기술만이 미래일 자리를 결정짓는 결정요인은 아니다. 기술발전이 고용시장을 재편하고 변화를 가져올 것이란 점은 분명하지만 어떻게 전개될지는 아무도 모른다. 고령화와 기후변화 등 다양한 변화요인이 존재하기 때문에 현 단계에서 우리가 할수 있는 일은 스스로 생각하고 시대변화에 적응할수 있는 기본 역량을 갖추는 것이다. 이런 점에서 직업훈련은 기술변화에 따른 요구역량을 적시에 습득할수 있는 기회이므로 지속적인 직무역량을 키워줄수 있는 환경정비가 필요하다. 기술발전이 가속도가 붙음에 따라 직업훈련이 갖는 중요성이 커지고 있지만 우리나라 국민의 훈련참여실태, 훈련성과에 대한 연구가 충분치 않다. 대부분 횡단면 자료를 이용한 실업자훈련 중심의 평가였는데 직업훈련 실태 및 성과평가를 통해 4차 산업혁명시대에 조응할수 있는 시스템을 어떻게 구축할 것인가에 대한 논의로 발전해야



한다

기존연구에 따르면 우리나라의 경우 직업훈련 성과가 미흡한데 그 원인을 파악하기 위해서는 훈련참여자 특성, 훈련과정, 기업의 훈련평가 등을 미시적인 수준에서 분석하는 것이 필요하다. 횡단면 자료로는 직업훈련이 노동시장 성과에 미치는 영향이 파악하기 어려우며 특히 개인의 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 못해 추정량이 편의(bias)되는 문제가 있기 때문에 장기 시계열을 이용해 훈련 성과를 파악하는 것이 필요하다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원의 노동패널 1~21차년 자료를 활용하여 어떤 특성을 지닌자들이 직업훈련을 받으며, 직업훈련 내용과 훈련성과는 어떠한지를 살펴보고자 한다. 실업자나 비경제활동인구가 받은 훈련이 취업확률을 높이는지, 재직자 훈련의 경우 어떤 특성의 근로자들이 훈련에 참여하며 훈련이 근속에 유의한 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다.

이하에서는 먼저 직업훈련과 관련한 기존연구를 살펴본 후 노동패널 자료를 이용해 우리나라 국민들의 직업훈련 참여실태, 직업훈련 참여 결정요인, 직업훈련 성과를 살펴보고자 한다. 마지막으로 결론에서는 분석결과를 토대로 직업훈련 활성화 및 효율화 측면에서 정책 시사점을 제시토록 한다.

## II. 기존연구 검토

직업훈련이 가지는 중요성이 커지고 있고 정부 또한 직업능력개발을 지원하기 위한 시스템을 정비해 나가고 있지만 우리나라 성인의 평생학습 참여율은 여전히 낮다. 국제성인역량조사(PIAAC) 조사에 따르면 우리나라의 경우 성인역량이 20대에는 상위권에 속하지만 이후 빠르게 하락하고 있다. 청소년기에는 대학입시와 대학교육을 통해 역량이 향상되었지만 이후에는 역량개발이 미흡해 쌓은 역량이 빠르게 퇴화하기 때문이다. 이러한 현상은 직업훈련에서도 동일하게 관찰되는 것으로 보여진다. 즉 노동시장 진입초기 취업목적의 능력개발 활동이 활발하지만 취업후에는 기업이 제공하는 교육·훈련 외에는 참여하지 않아 노동시장 경력이 쌓일수록 역량개발을 등한시하는 현상이 발생하고 있는 것으로 보여진다.

우리나라의 경우 왜 연령이 증가할수록 평생학습 참여율이 하락할까? 일반적으로 직업훈련 참여여부는 훈련기간동안 부담해야 할 비용과 미래에 발생할 편익간 비교를 통해 결정하게 되는데 특히 우리나라는 노동시장 구조상 직업훈련 수익률이 높지 않다는 점이 강한 영향을 미치는 것으로 보여진다. 즉, 노동시장에서의 인력 선별기제가 정규학력 중심이며 직업훈련을 통해 습득한 능력에 대한 평가가 높지 않은 것이 현실이고 또한 내부노동시장형 인력관리관행으로 기업외부에서 쌓은 숙련에 대한 평가가 높지 않기 때문에 사업주가 제공한 훈련이 아니라면 추가로 직업훈련을 받아야 할 유인이 부족할 것이다. OECD에 비해 짧은 근속기간에서 확인할 수 있듯이 기업의 인력관리정책이 단기 활용전략을 가지고 있는데 핵심 인력이 아니라면 훈련기회를 제공할 유인이 크지 않을 것이다.

또한 우리나라는 직업훈련시장이 갖는 시스템적 한계점도 영향을 미쳤을 것이다. 우리나라는 직

업훈련 시장의 높은 정부 의존성에서 기인한 시장기제의 비작동, 산업수요와 훈련공급간 괴리문제, 훈련기관 규모의 영세성에서 기인한 훈련역량 미흡 등 여러 구조적 문제가 존재하고 있다. 이 결과 개인훈련의 경우 기술기능분야 구직 및 신규인력양성 중심으로 공급되어 다양성이 부족하다. 설사 직업훈련에 관심이 있더라도 자신의 경력경로(career path)에 맞는 훈련과정을 찾는 것도 쉽지 않다. 여기에 과도한 장기간 근로관행은 근로자의 정신적·신체적 체력을 소진시켜 평생학습에 참여할 기회를 원천 봉쇄하고 있다는 점 등이 복합적으로 영향을 미치고 있다.

국내외 주요 기존문헌을 살펴보면 직업훈련 참여여부는 개인의 인적 특성 및 일자리특성으로부터 영향을 받는데 일반적으로 연령이 낮을수록 그리고 학력수준이 높을수록 훈련참여확률이 높다는 점이 밝혀진 사실이다. 연령이 낮을수록 훈련투자 회수기간이 길어지고 고학력자는 학습능력이 높기 때문에 저학력자에 비해 훈련편익이 크기 때문이다. 이러한 이유로 기업이 훈련대상자를 선정할 때는 가급적 젊은 고학력·전문가를 우선적으로 선발하고 있다. 성별로는 여성에 비해 남성이 훈련참여율이 높는데 남성의 기대 고용기간이 길기 때문이다.

실제 주요 국내연구 결과를 검토해보면 인적자본이론으로 설명할 수 있는 결과가 나타난다. 장원섭(2000)은 성인의 직장연수 참가 결정요인을 살펴보았는데 남성, 고학력자 그리고 연령이 낮을수록 참여확률이 높았다. 노동패널을 이용해 살펴본 김주섭(2002)의 연구에서도 젊을수록, 학력이 높을수록, 정규직일수록, 전문직종에 종사할수록 그리고 대기업에 근무할수록 직업훈련 참여확률이 높다. 한창수(2014)는 종사상지위가 안정적인수록, 직업훈련에 참여한 경험이 있는 자일수록, 직무만족도가 높을수록 직업훈련 참여의사가 높아 직업훈련이 젊은층의 남성, 고학력자, 전문직종, 정규직중심으로 이뤄지고 있음을 보여준다. 강순희 외(201)에서도 기존연구와 동일하게 연령이 적을수록 교육연수가 증가할수록 그리고 직업경험이 있을수록 직업훈련 참여확률이 증가하였지만 성별 차이는 확인되지 않았다. 연구진은 정부지원 직업훈련이 확대되면서 남녀간 훈련참여 격차가 줄었고 고학력화로 여성들의 노동시장진입이 활발해짐에 따라 성별 기대 고용기간이 줄어든 점이 영향을 미쳤다고 해석하고 있다.

상기의 연구를 통해볼 때 연령, 학력, 종사상지위, 사업장 규모, 직종 등에 따라 직업훈련 참여확률이 다를 것으로 추정된다. 이는 취업 전에는 성, 연령, 학력과 같은 인구학적 요인이 중요하지만 노동시장에 진입 후에는 일자리 및 사업장 특성(직종, 종사상지위, 사업장 규모, 업종 등)으로 더 강한 영향을 받는 것으로 추정된다.

그렇다면 직업훈련의 성과(재취업, 임금효과)는 어떠한가? 우리나라는 산업화 초기부터 기업의 직업훈련 활동에 다양한 형태로 개입하여 왔다. 초기에는 기업에 양성훈련 의무를 부과하고 공공 직업훈련을 중심으로 운영되다가 고용보험제도가 도입되면서 오늘날과 같은 체계가 구축되었는데, 현재 직업훈련은 재직근로자의 숙련향상을 지원하는 사업주훈련과 근로자의 실업발생을 미연에 방지하거나 취업을 지원하기 위한 적극적 노동시장 정책 수단으로서 구직자 훈련이 추진되고 있다. 이 결과 그 간의 직업훈련 연구는 재정투입의 효과성을 점검하기 위한 성과평가 중심으로 이뤄졌는데, 직업훈련 유형별로 훈련 참여자가 다르고 훈련내용, 훈련수준 등도 상이한 관계로 훈련성파에 있어 일관된 추이를 확인하기 어렵다. 그간 수백편의 직업훈련 성과평가 보고서 혹은 논문이

있는데 이하에서는 구직자훈련의 경우 (재)취업효과와 재직자 훈련은 임금이나 근속에 미치는 효과를 중심으로 간단히 살펴보자.

먼저 개별 근로자의 직업훈련 성과를 살펴보면 대체적으로 취업이나 임금효과가 관찰된다는 보고가 많다. 강순희·노홍성(2000)의 분석에서는 직업훈련이 취업 및 임금에 모두 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 실업자훈련 이수자의 노동시장 성과를 살펴본 이병희(2000)는 훈련이 재취업확률은 유의하게 높이지만 훈련분야로의 취업에는 영향이 없다고 보고하였다. 이석원(2003)과 김안국(2002), 김강호(2009)의 연구에서는 취업보다는 임금효과가 보다 높은 것으로 나타났고 유경준·정완교(2009)와 채창균(2009), 유경준·강창희(2010)의 연구에서도 임금효과가 확인되어 직업훈련은 임금이 미치는 영향을 미치는 것으로 보인다. 한국노동패널 1~8차 자료를 이용해 18~65세 임금근로자를 대상으로 직업훈련이 임금이 미치는 효과를 살펴본 김창완·김형석(2007)에 따르면 직업훈련이 임금에는 유의한 효과를 미치지 않지만 임금근로자 특성에 따라 효과가 상이해 훈련 참여자 특성에 따라 임금효과가 달라질수 있다고 밝혔다. 이처럼 연구자마다 취업 및 임금효과가 상이하게 나타난 것은 직업훈련 참여자 특성에 따라 취업과 임금효과가 달라질수 있음을 의미한다.

하지만 직업훈련의 임금효과가 없거나 임금효과가 특정계층에서만 관찰된다는 연구도 다수 존재한다. 전재식(2008)은 직업훈련이 취업확률은 높이지만 임금이나 고용안정성을 높이지 못했고, 김안국(2002)도 이직경험자의 경우 임금효과가 관찰되지만 전반적으로 훈련의 임금효과가 없다고 주장하였다. 오영훈(2006)에 따르면 직업훈련은 자격증 취득이나 취업가능성, 임금이 일정 부분 영향을 미치나 저소득층에 비해 일반계층에서 직업훈련 효과가 컸다. 직업훈련이 비정규직의 정규직 전환에 미치는 효과를 살펴본 이상준·권태희(2011)는 재직자 훈련은 정규직근로자에게 정규직 지속가능성을 높임과 동시에 일정수준 임금격차를 개선시키는 것으로 나타났다. 하지만 비정규직은 임금효과가 관찰되지 않아 임금효과 역시 참여자 특성에 따라 차이가 발생할수 있음을 보여주었다. 금재호(2016)는 직업훈련의 임금효과가 시행주체에 따라 어떻게 달라지는가를 살펴봤는데  $t$ 기, 즉 훈련시점에는 기업주도 훈련, 개인주도 훈련순으로 임금효과가 관찰되었지만  $t$ 기 이후( $t+1$ 기)에는 정부주도 훈련도 임금효과가 확인되어 직업훈련 효과는 사업성격에 따라 어느 정도 회임기간을 거쳐야 함을 보여주었다.

실업자훈련이 재취업, 임금, 재실업에 미치는 영향을 살펴본 연구에 따르면, 직업훈련 참여집단의 재취업확률이 비교집단에 비해 매우 유의한 수준으로 높았다. 이전 임금회복률은 비교집단에 비해 낮았지만 재실업위험에 있어서는 집단간에 유의한 차이가 없었다(이서윤, 2014). 이러한 결과는 현재 우리나라의 직업훈련이 표면적으로 재취업을 촉진하는 역할을 수행하고 있으나 노동시장으로부터의 이탈을 억제하는 한계적인 역할만 할 뿐 임금이나 고용안정성 같은 고용의 질을 확보하는 기제로서는 작동하지 않음을 의미한다. 특히 직업훈련의 성과는 성별로 차이가 있었다, 취업성공패키지 참여자를 대상으로 분석한 김혜원(2012)의 연구는 남성에 비해 여성의 취업확률이 부정적인 것으로 나타났고, 2013년 경력단절여성 등 경제활동조사를 이용해 분석한 김종숙(2015)의 연구 역시 경력단절여성에 대한 직업훈련이 취업에는 긍정적 영향을 미치지만 임금에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며 재취업이후 상당수가 다시 재경력단절을 경험하는 것으로 나타나 직업훈련

효과가 일시적임을 보여주었다.

앞에서 살펴본 것처럼 직업훈련이 취업이나 임금에 미친 효과를 살펴본 다수의 연구를 종합하면 일관된 추이가 없으며 훈련참여자 특성에 따라 효과가 달라짐을 그리고 직업훈련이 취업에 유의한 영향을 미치더라도 일시적이고 단기적인 효과에 그침을 보여주고 있다. 이러한 결과는 직업훈련 참여자 특성이 강한 영향을 미친다는 점외에 대다수 직업훈련이 산업현장과 괴리된 기초 기능훈련에 머물고 있는 현실과 무관하지 않을 것이다.

다음으로 재직자훈련에 대한 평가를 살펴보면 사업주훈련 평가는 대부분 정부지원이 기업의 교육훈련비 대응투자에 미치는 영향(이병희·김동배, 2004; 김안국·김경민, 2006, 김안국, 2008)을 보거나 기업의 교육훈련 투자가 기업 성과에 미치는 영향을 분석하고 있다(강창희·유경준, 2009). 재직자훈련이 근속이나 임금에 미친 효과에 관한 연구는 상대적으로 많지 않다. 대표적인 연구를 검토하면 유경준(2008)은 일반훈련을 받은 근로자들이 이직의향이 낮았는데 산업화 초기 시장실패로 인해 정부 개입 유효했으나 시장이 성숙되어 감에 따라 사중손실 등의 정부실패 가능성이 높아지는 것으로 진단하였다. 김호진(2014)은 한국직업능력개발원의 인적자본기업패널(HCCP) 3~4차년 자료를 이용해 기업의 HRD가 재무 및 비재무적 성과에 미치는 영향을 파악했다. 비재무적 성과의 경우 직원 직무능력, 노동생산성, 회사이미지, 직원 의욕, 직원 이직방지의 5개 항목을 합산하여 사용했는데 비재무적 성과는 HRD 제도시행 및 활용수준에 영향을 주는 것으로 나타났다. 정진철(2008) 또한 비재무적 성과에 집중했는데 인적자본투자와 이직률은 조직성과에 영향을 미치는데 이직률은 투자와 성과를 중재하는 것으로 나타났다. 특히 이직률 수준이 낮을 경우에만 인적자본 개발에 대한 투자가 조직성과에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

김미란·김민경(2008)의 연구에서는 교육훈련을 통한 숙련향상이 근로자의 승진확률을 높이고 10년이상 장기근속자 집단의 임금에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 배진한(2009)의 분석에서도 중소기업의 HRD노력이 이직률을 낮추며 노동생산성과 경영성과를 높이는데 긍정적인 효과가 있는 것으로 관찰되었다. 중소기업의 S-OJT가 조직몰입과 이직의도에 미치는 영향을 분석한 전은지 외(2011)에서도 S-OJT프로그램 특성요인이 중소기업 종업원의 조직몰입에 영향을 미치며, 이직의도에는 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 직업훈련이 이직률을 낮추는데 큰 기여를 하며 이것이 장기적으로 기업성가로 이어지는 연결고리로 작용함을 의미한다.

### III. 분석결과

#### 1. 분석자료

현재 우리나라의 노동시장 관련 정보를 확인할 수 있는 자료는 통계청의 「경제활동인구조사」와 「고용구조 특별조사」, 노동부의 「노동력유동실태조사」 및 「임금구조기본통계조사」 등이 있다. 그러나 위 자료는 횡단면 조사자료로 동적인 측면에서 개인의 경제활동참여 및 노동시장 이동

과정, 소득과 소비의 변화 등을 파악하는 데는 한계가 있다. 가구와 개인의 장기간에 걸친 변화와 상태 간 이동과정을 살펴보기 위해서는 패널조사 자료가 유용한데, 특히 우리나라 국민의 직업훈련 참여실태를 파악할 수 있는 자료는 한국노동연구원의 노동패널(KLIPS)이 유용하다. 노동패널에서는 3차년도를 제외하고 매년 직업훈련 참여실태를 질문하고 있어 일반 국민의 직업훈련 참여실태(훈련분야, 훈련기간, 훈련목적 등)뿐 아니라 훈련에 따른 노동시장 성과를 파악할 수 있다.

이에 본 연구에서는 노동패널(KLIPS)을 분석자료로 활용하였는데, 몇가지 기준에 의거해 정제하는 과정을 거쳤다. 먼저 노동패널에서는 3차년을 제외하고 매년 직업훈련 참여실태를 질문하고 있으므로 3차년을 제외한 1~21차년 자료를 개인단위로 연결한 연결패널과 연도별 자료를 풀링한 자료(pooling data)를 구성하여 분석에 활용하였다. 둘째로 본 연구가 직업훈련의 노동시장 성과를 살펴보는 데 있으므로 분석대상을 생산가능인구(15~64세)로 제한하였다. 즉 시점별로 생산가능인구인 경우만 분석표본에 포함했는데 특정 표본이 65세 도달하면 그 시점이후의 표본은 제외하였다. 이는 65세이후에도 직업훈련을 받을 수 있지만 고령자 노동시장여건 및 기업의 인력수요가 제한되어 있음을 고려한 것이다. 마지막으로 직업훈련 명칭을 보고 직업훈련으로 분류할 수 없는 훈련은 직업훈련에서 제외하였다. 직업훈련명을 살펴본 결과 워크샵, 세미나·연수, 학술대회 참가, 직무연수, 식품안전 및 위생교육, 성예방교육, 공무원시험준비 등 직업훈련으로 분류할 수 없는 훈련이 다수 포함되어 있었는데, 국민내일배움카드 운영규정(고용부 고시 제2020-75호) 및 사업주 직업능력개발 훈련 지원규정(고용부 고시 제2020-77호)을 준용하여 세미나, 심포지엄 등 정보교류활동이나 시사, 일반상식 등 교양 증진을 주된 목적으로 하는 교육, 취미활동, 오락, 스포츠 등 직무 관련성이 낮은 과정, 정규 학위취득을 목적으로 하는 과정, 외국어 능력평가를 목적으로 하는 과정, 사업주가 전 직원을 대상으로 실시하는 의무교육 등은 직업훈련에서 제외하였다.

한편, 직업훈련 정보는 지난 1년간 받은 직업훈련으로 기간이 제한되어 있지만 1차년의 경우 조사시점까지 받았던 훈련을 보고하게 되어 있어 어떤 경우에는 7~80년대에 받은 훈련까지 보고한 경우까지 확인되었다. 훈련에 따른 노동시장 성과간 시점 불일치 문제를 해소하기 위해 훈련기간을 통제해 1차년 정보의 경우 2018년 1월 이후 받은 훈련만 분석 대상에 포함시켰다. 상기의 과정을 거쳐 연도별로 개인특성 및 경황상태, 직업훈련 참여 내용 등을 정리한 후 이중 생산가능인구 표본만 추출한 후 연차별 정보를 풀링(pooling)하여 분석자료로 활용하였다.

## 2. 표본 특성과 직업훈련 참여실태

먼저 분석 표본의 특성을 살펴보자. 패널 특성상 조사차수별로 응답여부가 다르기 때문에 특정 시점을 기준으로 인적 특성을 정리하였다. 연령은 21차년(2018년)을 기준으로 환산하였지만 학력과 거주지는 가장 마지막 정보를 기준으로 정리하였다. <표 1>은 분석표본을 보여주는데 총 21,682명이 식별되었다. 여성이 50.2%로 남성에 비해 소폭 높으며, 연령은 35~44세가 22.9%로 가장 많은 비중을 차지하고 이어서 45~54세(20.0%), 55~64세(17.2%) 순으로 나타나 60% 이상이 45세 이상자이다. 표본 구성시 65세 이상자는 표본에서 제외하였으나 분석 데이터에서 65세 이상자가 16.6%

<표 1> 분석 표본 특성

(단위: 명, %)

		남자		여자		전체(%)
		빈도	%	빈도	%	
전 체		10,794	49.8	10,888	50.2	21,682 (100.0)
연령	15~24세	1,108	53.0	981	47.0	2,089 ( 9.6)
	25~34세	1,512	50.8	1,467	49.2	2,979 ( 13.7)
	35~44세	2,444	49.2	2,528	50.8	4,972 ( 22.9)
	45~54세	2,263	52.3	2,063	47.7	4,326 ( 20.0)
	55~64세	1,835	49.3	1,884	50.7	3,719 ( 17.2)
	65세이상	1,632	45.4	1,965	54.6	3,597 ( 16.6)
학력	중졸이하	844	33.5	1,674	66.5	2,518 ( 11.6)
	중졸	1,387	47.2	1,552	52.8	2,939 ( 13.6)
	고졸	4,399	52.2	4,022	47.8	8,421 ( 38.8)
	전문대졸	1,220	46.5	1,405	53.5	2,625 ( 12.1)
	대졸	2,458	55.5	1,967	44.5	4,425 ( 20.4)
	대졸이상	486	64.5	268	35.5	754 ( 3.5)
거주지	서울	2,212	48.9	2,312	51.1	4,524 ( 20.9)
	경기/인천	3,295	51.0	3,164	49.0	6,459 ( 29.8)
	부울경	1,809	49.4	1,854	50.6	3,663 ( 16.9)
	대경	1,128	49.5	1,152	50.5	2,280 ( 10.5)
	호남	974	49.2	1,005	50.8	1,979 ( 9.1)
	충청	1,035	50.0	1,036	50.0	2,071 ( 9.6)
	강원/제주	341	48.3	365	51.7	706 ( 3.3)

주: 1)연령은 21차년을 기준으로 하였으며, 학력, 거주지는 가장 최근 년도 정보 기준임

2)전체의 ( )안의 %는 범주간 비중임

자료: 노동패널 1~21차년 연결패널(3차년 및 사망자 표본 제외)

를 차지하고 있는데 이는 21차년 이전에 64세에 도달한 자가 작지 않기 때문이다.

학력 분포를 보면 고졸자가 38.8%로 가장 많은 비중을 차지하고 대졸 20.4%, 전문대 12.1% 순이다. 성별로 비교하면 여성은 중졸이하 집단에서 비중이 높고 남성은 고졸이상자부터 비중이 높아 우리나라의 성별 학력 격차를 잘 보여주고 있다. 표본의 거주지는 경기·인천이 29.8%로 가장 많고 이어서 서울 20.9%로 나타나 전체 표본의 50.7%가 수도권에 거주하고 있다. 이어서 부울경 16.9%, 대경권 10.5%, 충청권 9.6%, 호남 9.1% 순이다.

노동패널 1~21차년 20개년 정보를 풀링한 결과 총 21만건의 인별·연차별 정보가 추출되었다. 위 자료를 이용해 우리나라 국민들의 직업훈련 참여빈도를 살펴본 결과 8,296건으로 3.9%에 그쳤다(인별 기준으로는 21,682명 중 3,264명(16.7%)이 1회 이상 직업훈련에 참여함). 이는 경찰 부가조사에서 임금근로자 중 지난 1년동안 직업훈련을 받은 비율이 매년 50%를 상회하는 것과 비교하면<sup>1)</sup>

1) 2018년의 경우 임금근로자 중 지난 1년간 직업능력 향상 및 개발을 위한 교육·훈련 참여 경험

현저히 낮은 수준이다. 노동패널에서 직업훈련 참여율이 극히 낮게 나타난 것은 참여 훈련에 대한 상세한 기입부담이 과소보고로 이어졌을 가능성 그리고 경황조사의 경우 일부 직업훈련으로 볼수 없는 교육훈련까지 포함되었을 가능성이 존재하지만 명확하지는 않다. 그럼에도 경황과 노동패널 간 수치 차이는 추가적인 점검이 필요한 것으로 보인다.

분석자료를 이용해 우리나라 일반 국민의 훈련참여실태를 보면 여성에 비해 남성의 직업훈련 참여비율이 높았고 연령별로는 20세 후반과 30세 전반기에 있는 집단의 훈련참여율이 높다. 24세 미만자와 55세 이상자는 2%에도 미치지 못하고 있다. 학력별로 구분해보면 고졸이하는 1.0% 불과하지만 대졸이상자는 8.1%로 8배 이상 차이가 발생해 교육훈련이 고학력자 중심으로 이뤄지고 있음을 보여준다. 경황상태를 기준으로 보면 취업자가 5.6%, 실업자 3.2%, 비경제활동인구 1.3%로 나타나 경제활동 참여자의 직업훈련 참여 빈도가 높다. 추가적으로 취업자의 종사상 지위를 기준으로

<표 2> 직업훈련 참여율

(단위: 건, %)

		직훈 비참여		직훈 참여		전체	
		빈도	%	빈도	%	빈도	%
성	여자	103,924	96.7	3,593	3.3	107,517	( 51.0)
	남자	98,820	95.5	4,703	4.5	103,523	( 49.1)
연령	15-24세	34,252	98.2	643	1.8	34,895	( 16.5)
	25-34세	42,405	93.8	2,794	6.2	45,199	( 21.4)
	35-44세	50,037	94.6	2,853	5.4	52,890	( 25.1)
	45-54세	42,582	96.7	1,454	3.3	44,036	( 20.9)
	55-64세	33,468	98.4	552	1.6	34,020	( 16.1)
학력	고졸이하	56,244	99.0	565	1.0	56,809	( 26.9)
	고졸	84,518	96.8	2,760	3.2	87,278	( 41.4)
	전문대	22,728	93.8	1,496	6.2	24,224	( 11.5)
	대졸이상	39,238	91.9	3,474	8.1	42,712	( 20.2)
경황상태	취업자	120,908	94.4	7,136	5.6	128,044	( 60.7)
	-상용	64,905	92.1	5,601	7.9	70,506	( 33.4)
	-임시일용	20,276	97.7	478	2.3	20,754	( 9.8)
	-고용/자영자/무급	35,727	97.1	1,057	2.9	36,784	( 17.4)
	실업	6,012	96.8	199	3.2	6,211	( 2.9)
	비경	75,798	98.7	961	1.3	76,759	( 36.4)
전 체		202,718	96.1	8,296	3.9	211,014	(100.0)

주: 1)연령, 학력, 경황상태는 각 차수별 정보임

2)전체의 ( )안의 %는 범주간 비중임

자료: 노동패널 1~21차년 pooling data(3차년 및 사망자 표본 제외)(100.0)

이 있는 자의 비율이 56.5%임. 고용형태별로는 정규직 62.5%, 비정규직 44.3%임(통계청(2018. 10. 30), 2018년 8월 경황 근로형태별 부가조사 결과 보도자료)

분류해보면 상용직 7.9%, 임시·일용 2.3%, 고용주·자영자·무급종사자 2.9%로 나타나 종사상지위별 격차가 큰 편이다.

<표 3> 훈련참여자의 훈련목적 및 훈련형태

(단위: 건, %, 월)

		훈련목적				훈련형태				전체
		창업/재취업	업무능력향상	자격증취득	기타	사업주훈련	정부지원훈련	개인선택훈련	기타	
전체		14.3	77.7	7.1	0.9	54.9	21.9	18.9	4.2	8,296
성	여자	20.0	68.5	10.3	1.3	45.8	23.2	26.6	4.3	3,593
	남자	10.0	84.7	4.7	0.6	61.9	20.9	13.1	4.1	4,703
연령	15-24세	38.7	38.7	21.3	1.2	31.4	16.6	41.1	10.9	643
	25-34세	16.2	76.5	6.6	0.7	58.8	19.1	17.6	4.4	2,794
	35-44세	9.1	84.5	5.6	0.9	60.3	21.3	15.1	3.3	2,853
	45-54세	9.6	83.8	5.6	1.0	55.2	23.3	18.2	3.2	1,454
	55-64세	15.6	77.9	5.1	1.4	34.4	41.5	21.2	2.9	552
학력	고졸이하	21.2	65.8	11.2	1.8	30.4	34.0	28.5	7.1	565
	고졸	19.3	69.9	9.8	1.0	52.6	20.8	20.8	5.8	2,760
	전문대	14.9	78.1	5.9	1.0	60.6	19.7	16.2	3.5	1,496
	대졸이상	8.9	85.6	4.8	0.7	58.3	21.7	17.1	2.8	3,474
경황상태	취업자	6.6	88.7	4.1	0.6	63.2	19.8	13.8	3.2	7,136
	-상용	3.7	92.3	3.6	0.5	69.6	17.9	9.9	2.6	5,601
	-임시일용	28.5	59.4	11.3	0.8	49.4	21.1	25.1	4.4	478
	-고용/자영자/무급	11.9	83.3	3.7	1.1	35.5	29.2	29.1	6.1	1,057
	실업자	67.3	14.1	17.1	1.5	8.0	36.2	39.2	16.6	199
	비경	60.6	8.8	27.5	3.1	3.6	34.4	53.0	8.9	961
취업자직종	관리/(준)전문가	3.0	92.6	3.7	0.8	61.9	21.5	13.8	2.8	2,296
	사무직	2.5	94.3	3.0	0.2	75.4	16.0	7.2	1.4	1,652
	서비스판매직	7.7	87.7	4.5	0.2	67.7	20.2	10.3	1.8	600
	기능/조립원	4.8	91.4	3.5	0.3	80.7	10.7	4.7	3.9	892
	단순노무	5.0	90.1	5.0	0.0	72.3	14.9	9.9	3.0	101
	숙련직/기타	8.3	88.3	3.3	0.0	51.7	26.7	10.0	11.7	60
취업자근속	1년미만	19.6	71.0	8.7	0.6	58.8	17.3	17.7	6.2	677
	1-3년	3.9	91.4	4.1	0.5	72.1	14.8	11.3	1.8	1,038
	3-5년	2.8	93.2	3.5	0.4	71.3	16.1	10.5	2.1	707
	5-10년	0.8	95.8	3.3	0.2	73.4	16.4	7.9	2.3	1,186
	10년이상	0.2	97.5	1.7	0.6	69.2	21.2	7.5	2.1	1,958
평균 훈련기간(일)		125.2	23.4	121.2	56.3	19.9	41.7	88.8	115.8	39.3

주: 1)실업자와 비경황자 중 사업주훈련 참여자는 훈련중 취업한 경우임

2)평균 훈련기간은 연차별 훈련기간을 합산한 값임

자료: 노동패널 1~21차년 pooling data(3차년 및 사망자 표본 제외)



다음으로 직업훈련 참여자들이 참여한 훈련내용을 살펴보면, 훈련목적 기준으로는 업무능력 향상훈련이 전체 훈련의 77.7%를 차지하고 이어서 창업이나 재취업 목적의 훈련이 14.3%, 자격증 취득 7.1% 순이다. 훈련 형태는 사업주훈련이 54.9%로 과반 이상을 차지하고 다음으로 정부지원훈련 21.9%, 개인선택훈련 18.9% 순이다. 인적 특성별로 훈련목적 및 훈련형태를 구분해보면 차이가 뚜렷하다. 먼저 훈련목적은 보면 업무능력 향상훈련이 가장 높은 비중을 차지하는 가운데 여성은 남성에게 비해 창업/재취업과 자격증 취득 목적의 훈련참여가 높다. 연령별로는 나이가 젊을수록 창업/재취업과 자격증 취득목적으로 훈련에 참여한 비중이 높다. 하지만 25세 이후 창업/재취업 목적의 훈련이 감소하다가 55세 이후 다시 증가하는 추이를 보여주는데 이것은 취업전 그리고 이직 시점이 가까워지면서 재취업 혹은 창업목적의 훈련수요가 증가함을 반영한다. 경황상태는 종사상위위에 따른 차이가 뚜렷한데 실업자와 비경황자 그리고 취업상태이지만 고용안정성이 낮은 임시·일용직의 경우 재취업/창업 목적으로 훈련에 참여하는 현상이 뚜렷해 개인의 경제활동상태가 훈련유형 및 훈련분야에 결정적인 영향을 미치는 것으로 보여진다.

훈련형태는 사업주훈련이 가장 높은 비중을 차지하는 가운데 여성의 경우 개인선택훈련 비중이 높다. 여성의 경우 제과·제빵과 같은 요리분야나 바리스타 같은 취미성 직업훈련을 받는 비율이 높기 때문이다. 연령별로는 사업주 훈련의 경우 35~44세 연령집단이 가장 높은 '역U자형' 패턴을 보이지만 정부지원훈련은 연령이 증가할수록 비중이 증가하고 있다. 이는 노동시장 경력이 쌓일수록 이직 확률이 높아지고 그만큼 정부가 실시하는 실업자훈련참여 확률이 증가하기 때문이다. 경황상태로 보면 취업자는 63.2%가 사업훈련에 참여했으나 실업자와 비경황자는 90% 이상이 개인선택훈련과 정부지원훈련에 참여하고 있다.

마지막으로 평균 훈련기간을 보면 39.3일이다(조사 시점 현재 직업훈련을 받는 자(16.2%)가 존재해 훈련시작일과 종료일이 정보가 있는 경우에 한정해 산정함). 창업/재취업과 자격증 취득이 4개월 내외로 가장 길고 사업주훈련은 20일 미만으로 비교적 짧은 편이다. 별도로 표를 제시하지는 않았지만 훈련기간을 범주별로 구분해본 결과 전체 훈련의 30.5%가 하루짜리 훈련이었고 1주 미만 33.6%, 2주 미만 7.4%, 1개월 미만 8.9%, 1개월 이상 19.6%로 나타나 대부분의 훈련이 1주 미만의 단기훈련인 것으로 나타났다. 또한 20년이라는 기간동안 개인이 몇 회 정도 직업훈련에 참여하였는가를 살펴본 결과 전체 표본(21,682명) 중 1회이상 직업훈련에 참여한 자는 3,264명에 그쳤고 이들이 받은 총 훈련회수는 9,680건으로 나타나 훈련 참여자의 평균 훈련참여 횟수는 2.96회이다(전체 표본 기준으로는 0.45회). 이상의 결과는 기술발전과 노동시장 구조변화로 지속적인 직업능력 개발이 필요함에도 대부분이 비교적 단기의 1회성 직업훈련에 참여하고 있는 것으로 보여진다.

### 3. 분석모형

본 연구는 직업훈련참여 결정요인 및 재취업과 이직확률을 밝히는데 있으므로 패널 프로빗 분석을 활용하였다. 종속변수가 이분형 범주인 경우 일반적으로 프로빗 또는 로짓 모형을 사용하는데 다음과 같이 쓸수 있다.

$$y = \begin{cases} 1, & y^*_{it} > 0 \text{인 경우} \\ 0, & y^*_{it} \leq 0 \text{인 경우} \end{cases}$$

$$y^*_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (1)$$

위 식에서  $y^*_{it}$ 는 관찰되지 않은 실제 종속변수이고  $y_{it}$ 는  $y^*_{it}$ 의 관찰값이다. 따라서  $y_{it} = 1$ (직업 훈련 참여) 확률은 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\Pr(y = 1) = \Pr(y^* > 0) = \Pr(\epsilon_{it} > -\alpha - \beta x_{it}) = F(\alpha + \beta x_{it}) \dots\dots\dots (2)$$

위 식에서  $F(\cdot)$ 는 0을 중심으로 대칭적인 확률분포의 누적분포함수이며, 이를 표준정규분포로 가정할 경우 프로빗 모형이 되고 로지스틱 분포로 가정하면 로짓모형이 된다. 그런데 패널자료의 경우 횡단면데이터와 시계열 데이터의 특성을 동시에 가지고 있으므로 오차항의 동분산성 가정을 위배하거나 오차항에 자기상관이 존재할 가능성이 크다. 결국 합동 프로빗 또는 로짓으로 추정시 일치 추정량이 되지 못하는 문제가 있으므로 아래 식과 같이 오차항에 패널 개체특성을 추가적으로 고려해야 문제가 해결된다.

$$y^*_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (3)$$

위 식을 보면 오차항이 2개인데  $u_i$ 는 패널 개체에 따라 변하는 이질성을 나타내지만 하나의 패널개체안에서는 시간에 따라 변하지 않는 특성을 나타내고,  $\epsilon_{it}$ 는 시간과 패널 개체에 따라 변하는 순수한 오차항이다. 오차항  $u_i$ 를 추정해야 할 모수로 간주하면 고정효과 모형이 되고  $u_i$ 를 확률변수로 간주하면 확률효과 모형이 된다. 일반적으로 표준정규분포를 적용하는 프로빗모형에서는 within 변환을 하더라도 오차항  $u_i$ 가 사라지지 않기 때문에 고정효과모형보다는 확률효과모형을 사용하는 것이 일반적이다. 다만, 확률효과 모형에서 결과가 일치추정량이 되기 위해서는  $cov(x, u_i) = 0$ 이 가정이 성립해야 한다. 여기에서는 패널 프로빗 모형을 확률효과 모형으로 추정토록 한다(민인식·최필선, 2013).

#### 4. 직업훈련참여 결정요인

분석 결과는 <표 4>와 같다. 모형1은 가장 기본적인 인적속성(성, 연령, 학력)만 통제한 것이고 모형2는 생활상태, 취업일자리 특성을 추가로 통제한 것이다. 먼저 추정결과에서  $P(\rho)$ 의 값을 보면 모형 1은 0.3232, 모형 2는 0.2864로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나왔다. LR 검정에서 귀무가설을 기각하였기 때문에 합동(pooled) 프로빗보다 패널 프로빗 모형이 적절하다고 할 수 있다.

분석결과를 보면 모형1에서는 성별 유의한 차이가 없지만 모형2에서는 여성에 비해 남성의 참여율이 높다. 여성에 비해 남성의 직업훈련 참여확률이 높을 것으로 예상했지만 일자리특성을 통제하지 않을 경우 여성 역시 다양한 직업훈련에 참여함을 확인할 수 있다. 그러나 일자리 특성을 통제할 결과 남성의 참여확률이 높는데 여성에 비해 남성이 고용률이 높고 사업주가 사업주 훈련대상 선정시 훈련수익률이 높은 남성을 우선적으로 고려한 결과일 것이다. 연령의 경우 55세이상 고

령자에 비해 모든 연령집단에서 훈련참여 확률이 높는데 특히 25~34세 연령집단의 추정계수값이 가장 높다. 핵심 생산연령대(25~44세)가 훈련수요가 가장 높은 시점이기 때문일 것이다. 학력수준이 높을수록 그리고 비경활자에 비해 취업상태에 있거나 실업상태에 있는자가 직업훈련에 참여하는 정도가 높음은 기존연구결과와 동일한 방향이고 일반적으로 추정할수 있는 결과이다.

<표 4> 직업훈련 참여 결정요인

		모형1		모형2	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
성	남자	-0.0098	0.0187	0.0554	0.0250 **
연령	15~24세	0.3258	0.0339 ***	0.2637	0.0565 ***
	25~34세	0.4002	0.0292 ***	0.3336	0.0444 ***
	35~44세	0.3026	0.0280 ***	0.2470	0.0414 ***
	45~54세	0.1471	0.0273 ***	0.0825	0.0407 **
학력	고졸	0.4169	0.0281 ***	0.2125	0.0446 ***
	전문대졸	0.7059	0.0340 ***	0.3484	0.0506 ***
	대졸이상	0.8519	0.0308 ***	0.4125	0.0493 ***
경활상태	취업자	0.5424	0.0193 ***		
	실업자	0.3586	0.0400 ***		
종사상지위	상용			0.1728	0.0614 ***
	임시			-0.0174	0.0674
	비임금			0.1993	0.0704 ***
직종	관리전문직			0.0297	0.0857
	사무직			-0.0752	0.0862
	서비스판매직			0.0384	0.0868
	기능조립원			-0.2077	0.0863 **
	단순노무			-0.3744	0.0967 ***
사업장규모	5~29인			0.2082	0.0350 ***
	30~99인			0.4001	0.0402 ***
	100~299인			0.6123	0.0425 ***
	300인이상			0.9262	0.0372 ***
근속	1년미만			-0.0390	0.0335
	1~3년			-0.1083	0.0307 ***
	3~5년			-0.1583	0.0331 ***
	5~10년			-0.0910	0.0282 ***
상수항					
		-3.3487	0.0369 ***	-2.8403	0.1154 ***
sigma_u	0.6911(0.0116)		0.6334(0.0154)		
rho	0.3232***		0.2864***		
LR test	chibar2=4467.3***		chibar2=1751.52***		
사례수	210,997		87,785		

자료: 노동패널 1~21차년 pooling data(3차년 및 사망자 표본 제외)

모형2는 일자리 특성을 추가로 통제한 결과이다. 개인의 인적 특성변수는 모형1과 동일한 추이를 보여주며, 종사상지위는 일용직을 기준범주로 할 때 상용직과 비임금근로자(사업주/자영자/무급종사자)은 훈련참여확률이 높지만, 임시직은 일용직과 통계적 차이가 없었다. 비정규직의 경우 직업훈련에서 배제되어 있음을 확인할 수 있다. 직종의 경우 농림어업숙련직을 기준 범주로 하고 살펴본 결과 기능원과 조립원, 단순노무직인 경우 훈련참여율이 낮았다. 관리전문직, 사무직의 경우 훈련 참여율이 높을 것으로 예상하였지만 다소 의외의 결과이다. 사업장규모가 클수록 훈련참여 확률이 높았으며, 근속은 10년이상 장기근속자에 비해 1~10년 근속자의 직업훈련 참여확률이 오히려 낮았다. 인적자본이론을 고려할 경우 근속이 짧을수록 교육훈련투자에 다른 편익이 크기 때문에 사업주가 훈련대상자 선정시 일정 기간 근속한 젊은 층을 선호할 것으로 예상하였지만 연령이 낮을수록 통계적으로 유의한 음의 계수를 보여주었다. 이는 35~54세 집단 중 10년이상 장기근속자가 31.2%를 차지할만큼 이들 집단의 비중이 높기 때문으로 보여진다.

#### 4. 직업훈련이 재취업 및 근속에 미치는 효과

<표 5>는 직업훈련이 재취업에 미친 효과를 살펴본 것이다. 모형 1은 전체표본이고(이직을 경험한자가 대상임) 모형2는 직업훈련참여자로 분석대상을 제한하고 직업훈련 성격에 따른 훈련성공률 살펴본 것이다. 모형1을 보면 남성의 재취업확률이 높다. 연령이 증가할수록 추정계수값이 하락하고 있는데 연령이 젊을수록 재취업확률이 증가하고 있다. 학력은 중졸이하 집단을 기준으로 할 때 모든집단에서 재취업 확률이 감소하고 있다. 우리나라의 경우 노동시장 구조상 재취업시 자신의 경력과 관련한 일자리의 취업이 용이치 않는데 특히 학력수준이 높을수록 재취업가능성이 낮기 때문일 것이다. 종사상지위는 일용직에 비해 상용직과 임시직에 취업했던자는 재취업확률이 높지만 비임금근로자는 음의 방향을 보여준다. 재취업시 직장경험이 있는 임금근로자가 비임금근로자에 취업가능성이 높을 것이다. 직종의 경우 기타직종에 비해 모든 직종에서 재취업 가능성이 낮았다. 취업사업장규모도 5인미만에 비해 재취업확률이 낮는데 사업장규모가 커질수록 이전 일자리와 재취업 일자리간 근로조건 차이가 취업의욕을 떨어뜨리기 때문일 것이다. 또한 현실적으로 사업장규모가 클수록 직장내 위계구조를 고려하여 경력직 보다는 신규인력 충원을 선호하는 인사관행 또한 영향을 미쳤을 것으로 보여진다. 근속의 경우 음의 관계인데 근속기간이 짧을수록 추정계수 값이 큰데 기업들이 인력충원시 신참자보다는 어느 정도 경력을 가진 인력을 선호할 것이다. 다음으로 직업훈련이 재취업에 미치는 영향을 보면 취업확률을 높이고 있다.

다음으로 모형2sms 직업훈련 참여자만을 대상으로 한 결과이다. 모형1과 달리 성과 학력의 경우 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 훈련 유형에 따라 재취업확률을 보면 훈련유형이나 훈련목적 모두 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 재취업을 목적으로 하는 정부지원훈련과 창업/재취업목적의 훈련 모두 통계적 유의성이 없음은 다소 의외이다. 이는 직업훈련이 개인의 직무역량을 드러내는 신호(signal)로 작동하지 않음을 보여준다

이어서 <표 6>은 취업지속효과를 살펴본 것이다. 역시 모형1은 전체 표본이고 모형2는 지갑훈련

<표 5> 직업훈련 재취업 효과

	모형1(전체 표본)		모형2(훈련참여자 표본)	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
남자	0.2752	0.0513 ***	0.0447	0.0924
15~24세	5.6394	0.0763 ***	0.3505	0.2216
25~34세	4.2506	0.0556 ***	0.3781	0.1802 **
35~44세	2.7788	0.0448 ***	0.4831	0.1726 ***
45~54세	1.4588	0.0361 ***	0.3414	0.1733 **
고졸	-1.7837	0.0727 ***	0.2286	0.1867
전문대졸	-2.6743	0.0849 ***	0.2617	0.2046
대졸이상	-2.9019	0.0816 ***	0.1117	0.1994
상용	0.1207	0.0403 ***	-0.1953	0.2766
임시	0.2392	0.0445 ***	-0.0113	0.2965
비임금	-0.3846	0.0495 ***	-0.6511	0.3202 **
관리전문직	-0.6599	0.0933 ***	-0.5726	0.3880
사무직	-0.8203	0.0934 ***	-0.6652	0.3903 *
서비스판매직	-0.5824	0.0928 ***	-0.6986	0.3925 *
기능조립원	-0.7246	0.0917 ***	-0.5686	0.3908
단순노무	-0.6205	0.0954 ***	-0.2728	0.4417
5~29인	-0.0418	0.0243 *	-0.3472	0.1648 **
30~99인	-0.1104	0.0312 ***	-0.3517	0.1832 *
100~299인	-0.1429	0.0364 ***	-0.5518	0.1906 ***
300인이상	-0.1461	0.0336 ***	-0.5530	0.1727 ***
1년미만	-0.5298	0.0351 ***	-0.7545	0.1312 ***
1~3년	-0.5794	0.0335 ***	0.1625	0.1182
3~5년	-0.5583	0.0346 ***	0.0578	0.1248
5~10년	-0.4494	0.0325 ***	0.1833	0.1059 *
직업훈련 참여	2.6667	0.0389 ***		
·사업주훈련			-0.0151	0.1914
·정부지원훈련			-0.0244	0.2053
·개인훈련			-0.2723	0.1992
·창업/재취업목적			-0.4267	0.4271
·업무능력향상목적			0.0712	0.4125
·자격증 취득목적			-0.4459	0.4301
상수	-0.8802	0.1192 ***	2.3366	0.6691 ***
log likelihood	-37567.78		-1996.95	
sigma_u	2.5731(0.0337)		1.1750 (0.0851)	
rho	0.8688(0.0030)		0.5799(0.0353)	
관찰수(개체수)	87,785(13,867)		5,128(2,672)	

자료: 노동패널 1~21차년 pooling data(3차년 및 사망자 표본 제외)

<표 6> 직업훈련의 일자리 지속 효과

	모형1(전체 표본)		모형2(훈련참여자 표본)	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
남자	0.7766	0.1056 ***	0.0541	0.0775
15~24세	-8.5554	0.1291 ***	-0.3130	0.2086
25~34세	-6.4737	0.0960 ***	-0.0996	0.1703
35~44세	-4.2056	0.0756 ***	-0.1172	0.1657
45~54세	-2.1296	0.0556 ***	-0.1202	0.1705
고졸	4.1683	0.1326 ***	0.0795	0.1835
전문대졸	5.6783	0.1438 ***	0.1516	0.1963
대졸이상	6.2323	0.1461 ***	0.2453	0.1935
상용	-0.1417	0.0517 ***	0.0321	0.2423
임시	-0.2936	0.0565 ***	-0.0699	0.2596
비임금	0.4558	0.0640 ***	0.3081	0.2811
관리전문직	0.9242	0.1285 ***	1.1116	0.5380 **
사무직	1.0315	0.1287 ***	1.2244	0.5391 **
서비스판매직	0.8460	0.1283 ***	1.0335	0.5422 *
기능조립원	0.9861	0.1265 ***	1.2206	0.5410 **
단순노무	1.0588	0.1309 ***	0.8886	0.5731
5~29인	0.0922	0.0300 ***	0.1961	0.1464
30~99인	0.1502	0.0386 ***	0.2974	0.1636 *
100~299인	0.2037	0.0447 ***	0.3256	0.1708 *
300인이상	0.2322	0.0423 ***	0.4498	0.1527 ***
1년미만	1.5842	0.0486 ***	0.9614	0.1184 ***
1~3년	1.5697	0.0464 ***	0.2489	0.1084 **
3~5년	1.4185	0.0468 ***	0.3118	0.1145 ***
5~10년	1.0901	0.0427 ***	0.0230	0.1030
직업훈련 참여	-3.3919	0.0508 ***		
·사업주훈련			0.4964	0.2191 **
·정부지원훈련			0.5329	0.2284 **
·개인훈련			0.7884	0.2234 ***
·창업/재취업목적			0.4559	0.4092
·업무능력향상목적			-0.0195	0.3989
·자격증 취득목적			0.4602	0.4127
상수	-3.1974	0.1664 ***	-4.0549	0.7638 ***
log likelihood	-32682.71		-1508.63	
sigma_u	4.3909(0.0643)		0.6594(0.0744)	
rho	0.9507(0.0014)		0.3030(0.0477)	
관찰수(개체수)	87,785(13,867)		5,128(2,672)	

자료: 노동패널 1~21차년 pooling data(3차년 및 사망자 표본 제외)

참여자만 분석대상으로 한 것이다. 모형1의 추정결과를 보면 일반적인 추정과 동일한 방향성을 보여준다. 즉, 여성에 비해 남성의 취업지속 확률이 높으며 연령은 55세이상 집단에 비해 연령이 낮을수록 이직확률이 낮아지고 있다. 학력은 중졸이하를 기준으로 학력이 높을수록 일자리지속 확률이 증가한다. 사업장규모가 클수록 근속기간이 짧을수록 일자리지속확률이 커지고 있다. 본 분석의 핵심 변수인 직업훈련이 일자리지속에 미친 효과를 살펴본 결과 통계적으로 유의한 음의 부호를 보여준다. 직업훈련을 받을수록 일자리지속률이 낮는데 이는 직업훈련이 기초통계에서 확인하였듯이 직업훈련을 받는자들이 대부분 34세이전 청년기와 45세이상 고령기에 있는자들로 이들은 사업장이동 혹은 이직을 대비한 취업역량 확보차원에서 훈련에 참여하는 비중이 높기 때문에 그만큼 일자리 지속율이 낮을 것이다.

모형2는 직업훈련 참여자만을 대상으로 직업훈련 특성에 따른 일자리지속효과를 살펴본 것이다. 성, 연령, 학력, 종사상지위모두 통계적으로 유의하지 않았고 직종과 사업장규모, 근속만 일자리지속에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 훈련유형은 일자리지속에 유의한 영향을 미치나 훈련목적은 통계적 유의성이 확인되지 않았다.

#### IV. 결론

4차산업혁명의 진전으로 지속적인 역량개발의 필요성이 커졌고 이에 대한 대안으로 직업훈련강화가 강조되고 있다. 그러나 한 사회의 경제사회구조, 기업인사관리 전략과 같은 제도적 요인에 따라 직업훈련에 대한 평가가 상이하다. 우리나라는 학력이 인력선발의 핵심기제로 작동해 공교육이후 쌓은 역량(직업훈련, 자격증 취득 등)은 상대적으로 평가절하되는데 이러한 노동시장의 구조적 특성뿐 아니라 우리나라 직업훈련시장의 구조적 한계가 훈련참여율 및 훈련평가에 영향을 미쳤다. 또한 직업훈련 참여자가 다양하고 훈련 또한 수준과 내용에 있어 천차만별이어서 훈련 성과가 동질적 일수 없다. 그간의 연구에서 직업훈련 성과가 연구자마다 상이함은 이러한 이유에서이며 기존연구 검토시 훈련참여자와 훈련특성을 기준으로 유형화후 검토할 필요가 있다.

본 연구는 한국노동연구원이 노동패널 1~21차년 자료를 이용하여 우리나라 성인(생산가능인구)의 직업훈련 참여실태를 살펴보고 직업훈련이 재취업이나 일자리지속에 미친영향을 살펴보았다. 분석결과 패널 표본 21,682명중 1회이상 직업훈련을 받은 자는 3,264명으로 집계되어 직업훈련 참여율은 16.6%에 그쳤다. 20년이라는 기간동안 83.4%는 한번도 직업훈련에 참여하지 않을만큼 직업훈련 참여율이 극히 낮다. 훈련에 참여한 3,264명이 받은 훈련횟수는 모두 9,680건으로 1인당 참여 훈련갯수는 2.96개이다. 훈련내용을 살펴보면 참여자의 경제활동상태에 따른 차이가 뚜렷했다. 취업자의 경우 대부분 사업주가 실시하는 업무능력향성교육에 참여하는 비율이 높았고 실업자는 정부지원훈련, 비경활자는 개인선택훈련 선택비중이 높다. 이는 우리나라 직업훈련 체계의 영향으로 본인의 career path과정에서 필요한 교육을 받는 개인주도 훈련여건은 아직 미흡한 실정임을 보여

준다.

패널자료 특성과 분석목적에 고려하여 본 연구에서는 패널 프로빗을 활용하였다. 직업훈련참여 결정요인은 그간의 연구에서 확인되었던 방향과 일치된 결과를 얻었다. 직업훈련 성과는 재취업과 일자리지속여부로 살펴보았는데 재취업의 경우 직업훈련이 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했고 일자리 지속에는 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 직업훈련이 재취업에 유의한 효과가 있다는 다수의 기존 연구와 달리 본 분석에서 양의 부호이지만 통계적 유의성이 관찰되지 않은 것은 표본이 참여한 직업훈련의 절반이상이 사업주훈련이었기 때문일 것이다. 다만 일자리지속에 미친 효과를 살펴본 분석에서는 직업훈련이 음의 영향을 미치는 것으로 나타났는데 재취업이나 개인선택훈련을 받는 경우 현재 다니고 있는 일자리에 대한 낮은 만족도가 직업훈련 참여를 유인했다면 일자리지속 확률을 낮출 것이다. 그러나 전체 훈련중 사업주훈련이 과반이상을 차지함에도 일자리지속 확률이 낮음은 추가적인 검토가 필요한 것으로 보인다

우리나라 국민의 직업훈련 참여율이 낮는데 이는 개인의 의지라기 보다는 직업훈련 시장의 구조적 측면에서 기인하였다. 즉, 대부분의 훈련이 사업주가 실시하거나 구직자가 재취업을 목적으로 기초기능교육을 받는 것이 현실인데, 일반 직장인이 사업주훈련 외에 자신이 설정한 경력경로에 맞는 필요한 교육을 받을 수 있는 구조가 아니다. 일반 국민의 지속적인 역량개발을 지원하기 위해서는 전문상담사를 통해 자신의 학력이나 적성에 맞는 직업경로를 설정하고 이후 정기적인 상담을 통해 직업경로를 재설계해야한다. 아울러 설정된 직업경로를 달성하기 위해 필요한 교육이나 훈련이 언제, 어디서나 적시에 공급되어야 하나, 현재 우리나라 직업훈련 시장은 특정 직종의 기초기능인 양성에만 맞춰져 있어 일반국민의 훈련참여를 끌어내지 못하고 있다. 산업화과정에서는 정부주도 직업훈련이 큰 성과를 거두었지만 1990년대 이후 직업훈련과 노동시장이 미스매치가 심화되고 있기 때문에 4차산업혁명시대에 조응할수 있는 훈련시스템을 정비하는 것이 시급하겠다.

한편 직업훈련 순효과는 직업훈련참여자 대 비참여자간 비교가 아닌 직업훈련참여자과 동질적인 집단을 추출해 순효과를 추정하는 것이 필요하나 본 연구에서는 보다 정교한 부너방법을 활용하지 못한 한계점이 있다. PSM매칭 방법을 활용한 직업훈련 순효과 추정은 이후의 작업으로 남겨둔다.



## 참고문헌

- 강순희(2010). 경력개발지원이 기업성과에 미친 영향: 교육훈련에 대한 보완효과. 노동정책연구. 10(2)
- 강순희·노홍성(2000). 직업훈련의 취업 및 임금효과. 노동경제논집. 23(2)
- 강창희·유경준(2009). 고용보험의 사업주 직업능력개발사업이 기업의 훈련투자결정에 미치는 영향. 한국경제의 분석, 15권 3호
- 구본권(2015). 로봇시대, 인간의 일, 에크로스
- 금재호(2016). 시행주체에 따른 직업훈련의 임금효과 연구. 한국경제연구. 34(2)
- 김강호(2009). 학력과 직업훈련참여가 임금에 미치는 효과. 농업교육과 인적자원개발. 41(3)
- 김미란·김민경(2008). 제조업 생산직 근로자의 숙련향상이 승진과 임금에 미치는 영향. 한국직업능력개발원
- 김안국(2002). 교육훈련의 경제적 성과: 임금근로자를 중심으로. 노동경제논집. 25(1)
- 김안국(2008). 기업교육훈련의 정부 개입과 그 효과: 한신평 50인이상 기업을 중심으로, 한국직업능력개발원. working paper 2008-1.
- 김안국·김경민(2006). 기업교육훈련의 결정요인: 시장실패와 정부개입의 효과. 제1회 인적자원기업패널 학술대회 논문집
- 김종관·배상림(2006). 인적자원관리시스템과 조직성과의 관계에서 인적자본의 매개효과에 관한 연구. 인사관리연구 30(4)
- 김종숙(2015). 경력단절여성의 직업훈련 성과. 사회과학연구. 22(4)
- 김창완·김형석(2007). 직업훈련의 임금불평등 효과분석. 한국사회학. 41(3)
- 김철희(2017). 미래사회변화에 대응하는 직업능력개발 정책 추진방향, 한국직업능력개발원. The HRD Review(2017년 1월호)
- 김혜원(2012). 근로빈곤층 직업훈련의 취업성과 연구. 경제발전연구. 18(2)
- 김호진(2014). 인적자원개발 인프라 및 활동과 조직성과. HRD review 2014년 3월호
- 롤랜드버거(김정희·조원명 역)(2017), 4차 산업혁명 이미 와있는 미래, 다산
- 리처드 서스킨드·대니얼 서스킨드(위대선 역)(2016), 4차 산업혁명시대 전무직의 미래, 와이즈베리
- 민인식·최필선(2013), 패널데이터분석, 지필미디어
- 반가운(2013). 사업주 직업훈련지원제도가 교육훈련투자 성과를 촉진하는가? : 기업규모 간 비교를 중심으로. 한국노동경제학회. 한국노동경제논집, 36권 2호
- 배진한(2009) 벤처기업 인적자원개발 노력이 경영성과에 미치는 효과: 대덕연구개발특구 소재 벤처기업을 중심으로. 벤처경영연구. 2(3)
- 신건권·정군오·김연용(2003). 교육훈련비가 기업의 경영성과에 미치는 영향에 관한 연구. 회계정보연구. 21
- 엘렌 러셀(김후 역)(2019), 일자리의 미래: 왜 중산층의 직업이 사라지는가, 예문아카이브

- 오영훈(2006). 저소득층의 직업훈련 효과에 관한 연구. 직업능력개발연구. 9(2)
- 유경준·강창희(2010). 직업훈련이 임금효과 분석: 경제활동인구조사를 중심으로. 한국개발연구. 32(2)
- 유경준·정완교(2009). 사업주직업능력개발지원사업. 한국개발연구원
- 이병희(2000). 실업자재취직훈련의 재취업성과에 관한 준실험적 평가. 노동경제논집. 23(2)
- 이병희·김동배(2004). 기업교육훈련제도의 특성과 효과에 관한 dsurn. 한국노동연구원
- 이상준·권태희(2011). 실업자직업훈련 유형간 다중비교를 통한 훈련정책 연구. 고용과 직업연구. 5(2)
- 이서윤(2014). 취업, 임금, 재실업에 미치는 영향을 중심으로 본 한국 실업자 직업훈련의 효과성 분석. 한국사회정책. 21(3)
- 이석원(2003). Propensity Score Matching 방법에 의한 실업자 직업훈련사업의 효과성 평가. 한국행정학보. 37(3)
- 이혜승(2013. 12). 직업능력개발사업의 문제점과 감사시사점. 감사연구원
- 전재식(2003). 비경제활동-고용 이행에 있어서 직업훈련 참여효과. 직업능력개발연구. 11(3)
- 정진철(2008) 인적자원개발에 대한 투자와 조직성과간의 관계: 이직률의 중재효과를 중심으로. 직업능력개발연구 11(2)
- 조세형(2010). 기업의 인적자원개발 투자가 조직성과에 미치는 영향, 전략적 인적자원개발의 조절 효과. HRD연구 12(2)
- 채창균(2009). 비정규직의 직업훈련 참여 실태와 성과: 비정규직 문제 종합연구. 한국개발연구원
- 케일럼 체이스(신동숙 역)(2017), 경제의 특이점이 온다, 비즈페이퍼
- Fray Carl Benedick and M. A. Osborne(2013), The future of Employment: how susceptible are jobs to computerization?. Oxford Univ.

[제3주제]

## 만족도



1. 임금근로자의 성격에 따른 직무만족도와 이직의 관계
2. 주 52시간 상한제 시행 효과 분석 : 실근로시간, 임금, 삶의 만족도 영향을 중심으로
3. 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 관계연구: 교차지연 패널모형(CLPM)을 중심으로



# 임금근로자의 성격에 따른 직무만족도와 이직의 관계

옥 지 호\*

직무만족과 종업원의 자발적 이직의 관계에 대한 연구가 수십년간 응축되어 왔음에도 불구하고, 선행연구는 첫째, 실제 이직이 아닌 이직 의도를 측정하는 한계를 가지고 있었고, 둘째, 주로 횡단면적 조사를 바탕으로 연구가 진행되어 왔기 때문에 동일방법편의와 인과관계 추정의 한계라는 이슈를 동시에 지니고 있다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원이 조사하고 배포하는 한국노동패널조사를 활용하여, 임금근로자의 직무만족과 1년내 실제 이직 간의 관계를 시간 차이를 둔 종단 패널 연구로 실증하고자 한다. 또한 이 과정에서 임금근로자의 성격에 따라 두 변수의 관계가 어떻게 달라지는지 역시 규명하였다. 12차 자료(2009년도)부터 21차 자료(2018년도)를 통합한 5,142명의 34,244건을 대상으로 통합된 불균형패널자료에 대해 로지스틱 패널회귀분석을 진행한 결과, 임금근로자의 직무만족도가 감소할수록 1년내 실제 이직할 확률이 증가하는 것으로 밝혀졌다. 또한 이 관계는 임금근로자의 개방성, 성실성, 외향성, 친화성에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 이를 통해 본 연구는 직무만족과 이직에 관련된 선행연구에 기여하는 한편, 임금근로자의 이직 관리에 대한 보다 실질적인 시사점을 제시하였다.

주요용어 : 직무만족, 이직, 성격, 한국노동패널조사, 로지스틱 회귀분석

## 1. 서 론

조직구성원의 자발적인 이직은 지금까지 축적된 지식, 기술, 경험, 노하우 등의 인적자본의 회수를 불가능하게 할 뿐 아니라, 타인과 형성한 신뢰, 협력 등의 사회적 자본에 부정적인 영향을 주어 남아있는 직원들의 업무부담을 초래하고 그들에게 부정적인 메시지를 주기 때문에 조직에 큰 피해를 안겨줄 수 있다. 따라서 조직 입장에서는 구성원의 이직을 진단하고 예방하는 것이 필요한데, 이를 예측하는 주요한 원인 변수로 직무만족(job satisfaction)이 주목받아 왔다. 이에 수십 년간 진행된 다수의 선행연구들은 직무만족을 비롯한 다양한 결정요인들이 조직구성원의 이직 의도(intention to leave)를 줄이는데 어떠한 기여를 하는지를 다각도로 검증해 왔다(Mynatt, Omundson, Schroeder, & Stevens, 1997; Tett & Meyer, 1993).

그러나, 종업원의 이직에 대한 선행연구는 다음과 같은 측면에서 추가 연구를 필요로 한다. 첫째, 이직의도(turnover intention)가 아닌 실제 이직(actual turnover)을 대상으로 한 연구가 진행되어야 한다. 이직의도와 실제 이직을 비교한 실증연구 결과에 의하면, 실제 이직의 대리변수(proxy

\* 강원대학교 경영회계학부 조교수. chiho.ok@kangwon.ac.kr

variable)로 이직의도를 활용해 왔던 기존 연구들의 가정과 달리, 다른 심리변수들을 통제했을 때 이직의도는 실제 이직에 유의하지 않은 영향을 미치는 것으로 나타났다(Cohen, Blake, & Goodman, 2016). 따라서 개인이 인식한 태도 변수인 이직의도가 아니라, 실제 이직을 진행했는지 여부를 바탕으로 이직의 결정요인을 규명하는 시도가 전개될 필요가 있다.

둘째, 횡단 연구의 한계를 넘어선 종단 연구가 진행될 필요가 있다. 횡단 연구는 원인 변수와 결과 변수의 선후 관계를 명확히 밝히지 못한다는 한계를 가질 뿐 아니라, 원인과 결과 간에 시간 텅을 두지 않아 인과관계를 명확히 추정하지 못한다는 근본적인 한계를 갖는다. 특히, 개인의 이직이라는 결정은 단기간에 이루어지기보다 며칠 또는 몇 달간의 시기를 두고 발생할 수 있기 때문에, 한 시점에 진행된 조사가 아니라 시간의 차이를 두고 반복 조사가 진행된 종단 연구를 수행하는 것이 요구된다.

셋째, 직무만족도와 실제 이직의 관계에 영향을 미치는 경계요인에 대한 연구를 필요로 한다. 직무에 불만족한 종업원이 조직을 떠날 것이라는 예측은 많은 선행연구에서도 밝혀진 바이지만, 과연 이러한 경향성이 누구에게나 동일하게 나타나는지에 대해서는 확실치 않다. 특히, 실제 이직이라는 미래의 행동을 간주할 때, 현재 시점의 조직에 대한 태도나 인식이 행동으로 귀결되는 과정에서는 성격이라는 해석의 틀을 거치기 때문에 직무만족-실제이직의 과정이 개인의 성격에 따라 어떻게 달라질 것인지를 예측하는 것은 매우 중요하다(Zimmerman, 2008).

이에 본 연구에서는 한국노동연구원이 조사하여 배포하는 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study)를 활용하여 임금근로자의 직무만족도가 실제 이직에 미치는 영향과, 이 과정에서 임금근로자 성격의 조절효과를 종단분석으로 규명하는 것을 연구 목적으로 한다.

## II. 이론적 배경 및 연구가설

### 1. 자발적 이직

조직으로부터 개인의 이직(turnover)은 이직에 대한 의사결정이 누구로부터 비롯되었는지에 따라 크게 자발적 이직(voluntary turnover)과 비자발적 이직(involuntary turnover)의 두 종류로 구분될 수 있다. 자발적 이직이란, 조직의 의사와 관계없이 개인의 주도적인 판단 하에 조직으로부터 떠나는 것을 의미한다(Bluedorn, 1978). 자발적 이직의 종류에는 사직 또는 이직, 자발적 은퇴, 자살 등이 포함될 수 있지만, 일반적인 논의에서는 주로 경력의 단절을 의미하는 은퇴나 자살을 제외하고 창업 또는 타 기업으로의 이직을 목적으로 조직을 떠나는 상황을 지칭한다.

개인의 자발적 의사에 따른 자발적 이직은, 조직의 의사에 따라 고용관계를 끝맺는 비자발적 이직(예를 들면, 해고, 고용조정 등)보다 조직에게 더욱 심대한 타격을 가져다 줄 수 있다. 개인이 자발적으로 조직을 이탈하게 되면, 이직자에 대한 기업의 투자(채용비용, 교육훈련 등)가 회수되지 못하고, 이직에 따른 업무의 공백을 메우기까지 잔존 인력들의 업무 불균형을 초래하며, 자발적 이

직이 동료 직원들에게 미치는 부정적인 메시지 등으로 인해 추가적인 피해를 끼칠 수 있기 때문이다(Krausz, Yaakovovitz, Bizman, & Caspi, 1999; Kwon, Chung, Roh, Chadwick, & Lawler, 2012; Shaw, Park, & Kim, 2013; 권기욱, 옥지호, 김광현, 2019). 뿐만 아니라 지금까지 조직 내에서 경험하면서 축적해 온 지식, 경험, 스킬 등의 인적자본이 회수되지 못하고, 이직 시점까지 축적되어 온 타 직원과의 신뢰, 협동 등의 사회적 자본까지 손실을 입기 때문이다(Shaw et al., 2013).

한편, 이직에 대한 연구는 당사자의 실제 이직 여부를 바탕으로 조사가 진행되어 연구가 수행되어야 함에도 불구하고, 개인 수준에서 실제 이직을 다룬 연구는 그다지 많지 않다. 그 이유는 첫째, 설문외의 개인 응답자로서는 자신의 이직의사를 이직 전에 노출하는 것이 부담스러울 수 있으므로 조사의 신뢰성이 현저히 낮다는 점과, 둘째, 이직 이후 떠난 응답자를 추적하여 조사한다는 것은 현실적으로 매우 어렵기 때문이다. 그래서 실제 이직에 관련된 선행연구들은 개인 수준에서 진행되지 못하고 주로 조직 수준에서 보고되는 이직률(turnover rate) 자료를 토대로 연구가 진행되어 오고 있다(권기욱 외, 2019; 옥지호, 2014; 옥지호·박오원, 2018). 개인 수준에서는 앞선 이유들 때문에 실제 이직 자체를 측정하기보다는 개인이 보고하는 이직의도(intention to leave)를 실제 이직의 대리변수(proxy variable)로 가정하여 연구를 진행해 오고 있다.

그러나 Cohen et al.(2016)의 연구에 의하면, 이직의도는 실제 이직과 상관관계가 매우 낮을 뿐 아니라, 다른 심리 변수들을 통제했을 때 오히려 이직의도와 실제 이직 간에는 유의한 영향이 없다고 볼 수 있을 정도로 두 변수 간의 실제 관계는 매우 약한 것으로 보고되고 있다. 이러한 결과는 이직의도를 결과변수로 진행되어 온 선행연구들의 결과에 의구심을 자아내기에 충분하므로, 추후 연구에서는 근로자의 이직의도가 아닌 실제 이직 변수를 활용하여, 기존 연구들의 발견을 재확인하는 것이 요구되고 있다.

## 2. 직무만족도

직무만족이란, “조직에 속한 종업원이 자신의 일(직무)이나 직무 환경에 대해 긍정적 또는 부정적으로 평가하는 판단”을 의미한다(Weiss, 2002; 175). 직무만족이 중요한 이유는 자신이 하는 일에 대해 만족하는 종업원일수록 객관적인 성과가 좋아질 뿐 아니라 타 기업으로 이직하려는 경향이 줄어들 수 있기 때문이다(Judge, Thoresen, Bono, & Patton, 2001; Mobley, 1977). 따라서 기업을 운영하는 입장에서는 종업원의 직무만족이 향상될 수 있도록 체계적으로 관리함으로써 조직의 목표를 달성하도록 유도하는 것이 필요하다. 이에 선행연구들은 기업의 종업원 뿐 아니라 다양한 산업에 종사하는 다양한 직종의 구성원을 대상으로 직무만족도를 향상시킬 방안에 대한 연구를 진행해 오고 있다(권정아·노재훈·장세진·원종욱·심상효, 2007; 김인재·조성진, 2012; 신성원, 2010; 이병규·윤이중, 2009; 이영희, 2007).

특히, 종업원에 대한 직무만족이 중요한 이유는, 직무만족 수준이 낮은 종업원은 자발적 이직으로 귀결될 가능성이 매우 높기 때문이다. 기업에서 이직을 발생시키는 원인은 다양하게 존재하지만, 그 중에서도 종업원의 만족도는 이직의도에 큰 영향을 미치는 주요 요인 중에 하나이다

(Mobley, 1977). 조직에 대한 여러 가지 불만 사항들이 누적되어 자신의 직장에 대한 종합적인 판단인 직무만족으로 귀결하게 되는데, 직무만족이 낮으면 자연히 당사자는 조직을 떠나는 결과로 귀결되기 때문이다.

그러나 전술했듯이 기존의 직무만족-이직의 관계는 재검증을 필요로 하는데, 응답자의 낮은 직무만족도가 단순히 이직의도라는 심리적 상태를 변화시키는 것을 넘어서 실제 이직이라는 행동으로까지 이어지는지에 대해서는 밝혀진 바가 많지 않기 때문이다. 이에 본 연구에서는 직무만족도의 감소가 실제 이직으로 이어질 것이라 예측하고 이를 다음과 같이 가설화 하였다.

가설 1. 직무만족도가 감소할수록 임금근로자의 실제 이직할 확률은 증가할 것이다.

### 3. 성격

한편, 직무만족과 실제 이직의 관계는 다양한 상황요인에 따라 그 관계가 달라질 것으로 예상된다. 본 연구에서는 여러 상황요인 중 개인의 성격(personality)을 조절변수로 간주하였다. 그 이유는 개인의 성격에 따라 조직에 대해 현재 시점에 가지고 있는 부정적인 태도와 인식이 미래 시점에 실제 행동으로 이어지는지는 개인의 성격에 따라 다를 것으로 예측되기 때문이다. 개인의 성격, 그 중에서도 기질적으로 타고나는 특질(dispositional trait)에 관련된 대표적인 이론은 인간의 성격을 다섯 가지 차원으로 나누어 설명한 빅파이버 성격이론(Big-Five Personality Theory)이다(McCrae & Costa, 1997). 다섯 가지 차원의 성격 요인은 각각 개방성(openness to experience), 성실성(conscientiousness), 외향성(extraversion), 친화성(agreeableness), 신경질성(neuroticism)이다. 이들 다섯 개 차원은 선천적인 개인의 기질에 근거하기 때문에 개인의 차이를 설명해 줄 뿐 아니라 개인이 보여주는 행동의 차이를 포괄적으로 설명해준다. 각각의 특성을 정리하면 다음과 같다.

개방성은 호기심과 관심 범위를 의미하는 것으로, 개방성이 높은 성격일수록 새로운 것에 관심을 많이 보이며, 상상력과 호기심이 많고, 변화를 두려워하지 않으며, 새로운 것을 추구하는 것을 선호하는 혁신적 성향을 보인다. 이러한 성향은 특히 변화가 빠른 시대에 적합한데, 개방성 높은 사람들은 자신들의 창조성과 혁신성으로 변화하는 시대에 빠르게 적응하는 경향을 보인다. 반면, 개방성 높은 사람들은 자신들의 업무에 불만족할 때 그들의 불만족을 해소시켜줄 새로운 대상을 찾으려는 욕구가 강하다. 따라서 개방성이 강한 직원의 경우, 직무만족도가 낮을수록 실제 이직으로 이어지는 경향은 더욱 강해질 것으로 예상된다.

성실성은 주어진 과업을 계획적이고 반복적으로 수행하는 성향을 의미하는 것으로, 한정된 목표에 초점과 관심을 집중하는 한편, 체계적이고 책임감 있게 일을 수행하며, 인내심이 많은 특징을 보인다. 성실성은 국가와 문화, 직무와 업종을 막론하고 개인의 성과에 유의미한 연관성을 보여주는 성격 요인이다(Tett et al., 1991). 성실성이 높은 사람들은 주어진 역할을 책임있게 수행하는 것을 선호하기 때문에, 직무에 대한 만족도가 줄어든다고 해서 이들의 불만족이 곧 이직으로 귀결되는 않을 것으로 예상된다. 따라서 성실성이 높으면 직무만족과 실제 이직의 부정적인 관계가 어



는 정도 완화될 수 있을 것으로 예상된다.

외향성은 개인이 추구하는 인간관계의 범위를 나타내는 것으로, 외향적인 성격일수록 자신감이 넘치며, 말이 많고, 사교적이고, 명랑하며, 적극적으로 참여하고, 자기주장이 강한 경향이 있다. 활동적이며 적극적인 경향으로 인해 외향적인 사람들은 자신에게 주어진 일을 수행하는 것 뿐 아니라, 역할 이외의 추가적인 역할(extra-role behavior)을 수행하는 것도 마다하지 않는 것으로 보고되고 있다. McCrae와 Costa(1991)는 외향성이 대면상태에서 타인을 지원하는 이타주의, 다른 사람들에게 문제가 될 것 같은 행동을 스스로 자제하는 예의바른 행동 등을 증가하게 만들었다고 하였다(한광현, 2005). 그러나 외향적인 성격은 타인으로부터의 인정을 강하게 요구하기 때문에, 경쟁을 즐기고, 타인에게 더 많이 노출되는 가시성(visibility)을 추구하며, 타인보다 더 많은 성취를 원하는 성향도 가지고 있다. 따라서 외향성이 높은 경우, 불만족이 곧바로 이직이라는 행동으로 옮겨질 가능성이 크므로, 직무만족과 실제 이직의 부정적인 관계는 더욱 강화될 것으로 예상된다.

친화성은 타인을 양보하고 배려하는 성향을 의미한다. 친화성이 높은 사람은 타인에게 양보를 잘하고, 타인을 공감하며, 타인의 의견에 동조하는 한편, 갈등을 피하고 포용과 화평을 추구하는 경향이 있다. 친화성이 높은 사람들은 문제에 직면한 타인을 자발적으로 도와주는 이타적인 행동을 자주 보이는 경향이 있다(이규용·송정수, 2011). 좀처럼 화평을 추구하고 불만족을 드러내지 않는 성향이지만, 친화성이 높은 경우에 직무만족이 낮아지면 이는 근본적이고 실질적인 불만족으로부터 기인한 것일 수 있다. 따라서 이들의 불만족은 이직으로 이어질 가능성이 크므로, 친화성이 높을수록 이러한 관계는 더욱 강화될 것으로 예측된다.

마지막으로, 신경질성은 자신의 감정적 스트레스나 신경질의 제어능력과 관련되는 능력으로, 신경질성이 높은 사람은 기쁨이나 슬픔, 화, 침울 및 불안한 감정 등 감정적 표현을 더 자주 드러내는 경향이 있다. 즉, 자신의 감정적 변화를 통제하고 제어하는 능력이 떨어진다. 반면, 신경질성이 낮은 사람은 침착하고 차분하며, 정서적으로 안정적인 특징이 있다. Krebs(1970)는 이타주의(Altruism)에 대한 탐색적 고찰을 통해 신경질성이 타인을 돕는 행위에 부정적으로 연관됨을 예측하였는데, 신경질성이 높을수록 외부의 자격에 언제나 민감하게 반응하기 때문에 근본적인 문제 해결을 고민하기보다는 감정적으로 대응할 것이기 때문이다. 따라서 신경질성이 높은 상황에서 발현된 불만족은 실제 행동으로 이어질 가능성은 대단히 낮으며, 단지 일시적인 불만으로 해소될 가능성이 크다. 따라서 신경질성이 높을수록 직무만족과 실제 이직의 부정적인 관계는 약화될 가능성이 있다. 전술된 논의를 가설로 정립하면 다음과 같다.

가설 2. 임금근로자의 성격에 따라 직무만족도가 실제 이직에 미치는 영향은 달라질 것이다.

가설 2-1. 개방성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 커질 것이다.

가설 2-2. 성실성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 작아질 것이다.

가설 2-3. 외향성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 커질 것이다.

가설 2-4. 친화성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 커질 것이다.

가설 2-5. 신경질성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 작아질 것이다.

### III. 연구방법론

#### 1. 자료 및 표본

본 연구에서 분석을 위해 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study)를 활용하였다. 한국노동패널조사는 한국의 도시지역에서 거주하는 7,000여 가구(가구수준)와 각 가구에 속한 만 15세 이상의 14,000여명의 가구원(개인수준)을 패널표본으로 연 1회씩 반복 조사하는 자료이다. 1998년 1차 조사를 시작으로 2018년 21차 조사까지 진행되었다. 1차 조사 표본에서는 제주도를 제외한 도시가구가 모집단이었기 때문에, 전국대표성을 확보하기 위해 12차 조사(2009년)에는 1,415가구 표본이 추가되었다. 1차 조사(1998년)를 기준으로 21차 조사(2018년)의 표본 유지율은 66.2%으로, 반복조사가 비교적 안정적인 것으로 보고되고 있다.

본 연구에서는 21차년도 자료에 제공된 직업력 자료를 기준으로, 다음과 같은 기준으로 최종표본을 선정하였다. 첫째, 임금근로자로 재직한 개인을 대상으로 하였다. 본 연구의 주요 변수인 직무만족도는 특정 조직에 재직하는 경우만 측정이 가능하므로, 임금근로자로 재직하고 있는 경우만을 대상으로 하였다. 주된 일자리에 해당되지 않는 일용직이나 아르바이트, 그리고 임금근로자와 성격을 달리하는 자영업 등은 본 연구에 포함되지 않았다.

둘째, 12차 조사(2009년도)부터 21차 자료(2018년도)를 통합하여 표본을 구축하였다. 앞서 설명되었듯이 12차 조사부터 표본이 확장되었기 때문에, 12차 조사(2009년) 이후의 자료를 기준으로 하였다. 단, 가장 최근 자료인 21차 자료(2018년도)는 직전년도 자료인 20차 자료(2017년)의 종속변수(1년 내 이직률)를 산출하는 데만 활용되었다.

마지막으로, 연구의 주요 변수인 직무만족, 삶의 만족 중 하나라도 변수가 결측된 관측치는 분석에서 제외(listwise deletion)하였다. 종단자료의 결측치를 처리하는 방법은 본 연구에서 사용한 완전제거법(listwise deletion) 외에도 평균대체법, 최대우도법, 다중대체법 등의 방법이 존재한다(우해봉·윤인진, 2008). 그러나 본 연구에서는 완전제거법을 사용하였는데, 그 이유는 추정치로 본 연구의 독립변수인 직무만족도를 대체할 경우, 퇴사 등의 사유로 실제 조직에서 일하지 않거나 기타 직무만족을 밝히기 어려운 상황에 응답자가 처해 있는 상황의 표본이 있을 수 있는데도 불구하고 이들의 직무만족 값이 분석에 반영되는 오류가 발생할 수 있기 때문이다.

최종적인 표본 수는 5,142명(개인)에 대해 8년간 반복 조사된 34,244건이다. 각 개인마다 조사된 수가 상이하기 때문에 불균형패널(unbalanced panel)을 구축하여 분석을 진행하였다. 인구통계학적 분석결과, 조사 대상의 61.9%는 남성이었고, 38.1%는 여성이었다. 연령을 기준으로 9.3%가 20대 미만, 30.0%가 30대, 30.1%가 40대, 20.8%가 50대, 9.8%가 60대 이상이었다. 전체 응답 케이스 중 실제 이직을 경험한 경우는 13.3%였다(총 34,244건 중 4560건). 가장 이직을 많이 한 경우는 7회(0.13%)였고, 0회가 가장 비율이 많았다(49.52%). 보다 구체적인 케이스별 이직 수는 다음의 [표 1]과 같다.

<표 1> 최종 표본의 이직 빈도에 따른 관측수와 비율

이직 빈도	관측수	비율(%)	이직 빈도	관측수	비율(%)
0	16,956	49.52	4	794	2.32
1	9,339	27.27	5	269	0.79
2	4,673	13.65	6	61	0.18
3	2,108	6.16	7	44	0.13

## 2. 변수의 측정

### 가. 실제 이직

실제 이직은 직업력 자료를 바탕으로, 조사시점을 기준으로 1년 이후 실행된 반복 조사에서 동일 직장에 계속 근무하는지 여부를 바탕으로 측정하였다. 구체적으로, 조사시점으로부터 1년 이후에 다른 직장에 속해 있거나 직장을 그만둔 경우에는 실제 이직에 포함되므로 1로 코딩하고, 현 직장에 계속 남아 있는 경우를 0으로 코딩하여 더미 코딩 처리하였다.

### 나. 직무만족도

직무만족도는 직무기술지표(job descriptive index: JDI)로 측정된 일곱 가지 항목(임금 또는 소득, 취업의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근로환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 의사소통 및 인간관계)에 대한 문항(문항번호 p\*\*4311 ~ p\*\*4317)을 활용하였다. 구체적인 문항은 “다음의 내용에 대해 얼마나 만족하십니까?”이며, 이에 대해 응답자는 리커트 5점 척도(1=매우 만족스럽다, 2=만족스럽다, 3=보통이다, 4=불만족스럽다, 5=매우 불만족스럽다)로 측정되었는데, 해석의 용이함을 위해 역코딩하여 숫자가 커질수록 만족도가 증가하도록 변환하여 활용하였다. 신뢰도 분석결과, .908로 비교적 높은 것으로 나타났다.

### 다. 성격

성격은 한국노동패널조사 18차 자료에 조사된 문항을 활용하였다. 개인의 성격은 선천적으로 타고나는 기질적인 특성(dispositional trait)에 가깝기 때문에, 쉽게 변하지 않는 개인의 특징이므로 한 차례 조사된 값을 모든 시점의 개인에게 동일하게 적용하였다. 다섯 가지 성격 요인은 모두 각각 세 문항으로 측정되었으며, 주어진 서술에 대해 리커트 7점 척도(1=나와는 전혀 다르다, 7=나와 완벽히 일치한다)로 응답한 값을 평균하여 활용하였다.

개방성은 “나는 새롭고 창의적인 아이디어가 많다”, “예술적 체험은 나에게 매우 중요하다”, “나는 상상력이 아주 많다” 이상의 세 문항으로 측정되었으며, 신뢰도 분석결과 .762로 나타났다. 성실성은 “일을 할 때는 아주 꼼꼼하게 한다”, “게으름 정도로 느긋한 편이다(역문항)”, “일처리는 효

과적이고 효율적으로 한다” 이상의 세 문항으로 측정되었으며, 신뢰도 분석결과는 .460으로 나타났다. 외향성은 “사람들과 대화를 즐기는 편이다”, “다른 사람과 잘 어울리는 편이다”, “나는 내성적인 편이다(역문항)” 이상의 세 문항으로 측정되었으며, 신뢰도 분석결과는 .676으로 나타났다. 친화성은 “다른 사람들에게 무뚝뚝한 편이다”, “남과 싸워도 금방 화해하는 편이다”, “남의 입장을 배려하고 친절함 편이다” 이상의 세 문항으로 측정되었으며, 신뢰도 분석결과는 .500으로 나타났다. 신경질성은 “평소에 걱정을 많이 하는 편이다”, “매사에 긴장을 많이 하는 편이다”, “스트레스를 잘 견디고 느긋한 편이다” 이상의 세 문항으로 측정되었으며, 신뢰도 분석결과는 .372로 비교적 낮게 나타났다.

## 라. 통제변수

개인의 실제 이직에 영향을 미치는 다양한 외생요인을 통제하기 위해 본 연구에서는 연령, 성별, 교육수준, 연도더미, 직업더미 등을 통제하였다. 연령은 각 개인의 출생연도로부터 조사시점까지의 소요년수를 계산하여 통제하였다. 성별은 남성은 1, 여성은 2로 코딩하여 통제하였다. 교육수준은 최종학력을 기준으로 (1) 미취학, (2) 무학, (3) 초등학교, (4) 중학교, (5) 고등학교, (6) 전문대학, (7) 4년제 대학, (8) 대학원 석사, (8) 대학원 박사로 코딩된 것을 활용하였다. 연도더미는 각 조사 시점에 발생했던 환경적 요인을 통제하기 위해 추가된 것으로, 분석자료의 1차 시점인 2009년을 기준으로 2010년부터 2017년까지 각 연도의 더미변수를 삽입하여 통제하였다.

## 3. 분석방법

본 연구의 종속변수인 실제 이직이 더미변수임을 감안하여, 로지스틱 패널회귀분석 모형(logistics panel regression modeling)을 활용하여 가설을 검정하였다. 분석결과 도출된 오즈비를 토대로, 종속변수인 이직 확률에 미치는 효과를 산출하였다.

## IV. 분석결과

### 1. 기초통계분석 및 상관관계분석

본 연구에 활용된 주요 변수들의 평균, 표준편차, 변수간 상관관계 분석 결과를 정리한 결과는 [표 2]와 같다. 실제 이직의 경우 직무만족도( $r=-.086$ ), 개방성( $r=-.012$ ), 연령( $r=-.072$ ), 교육수준( $r=-.019$ )과 부(-)의 상관관계를, 친화성( $r=+.012$ ), 성별( $r=+.047$ )과 정(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 2> 기초통계분석 및 상관관계분석 결과

변수명	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 실제 이직	1.000									
2. 직무만족도	-.086*** (.908)	1.000								
3. 개방성	-.012*	.188*** (.762)	1.000							
4. 성실성	-.007	.146*** (.460)	.217***	1.000						
5. 외향성	.005	.126***	.342***	.310*** (.676)	1.000					
6. 친화성	.012*	.146***	.359***	.305*** (.500)	.616***	1.000				
7. 신경질성	.010	-.037***	.049***	.039*** (.372)	-.160***	-.135***	1.000			
8. 연령	-.072***	-.150***	-.222***	-.026***	-.066***	-.069***	-.003	1.000		
9. 성별	.047***	.038***	-.028***	.008	.053***	.087***	.070***	.008	1.000	
10. 교육수준	-.019***	.315***	.301***	.143***	.119***	.110***	-.029***	-.491***	-.151***	1.000
평균	.133	3.295	4.026	4.966	4.684	4.671	3.799	43.815	1.380	5.688
표준편차	.339	.522	1.114	.929	1.038	.929	.884	11.252	.485	1.317

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

N=5,142 (개인), N=34,244(관측)

## 2. 패널 로지스틱

주어진 가설을 검증하기 위해 임금근로자의 실제 이직(1년 내)를 종속변수로, 로지스틱 패널 회귀분석을 진행한 결과는 [표 3]과 같다.

<표 3> 패널 로지스틱 모형을 활용한 단계적 회귀분석 결과

	종속변수: 임금근로자의 실제 이직					
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수	.775* (.306)	.809** (.307)	.828** (.307)	.827** (.307)	.837** (.307)	.775* (.306)
연도더미	생략됨	생략됨	생략됨	생략됨	생략됨	생략됨
연령	-.027*** (.002)	-.027*** (.002)	-.027*** (.002)	-.027*** (.002)	-.027*** (.002)	-.027*** (.002)
성별	.347*** (.052)	.347*** (.052)	.346*** (.052)	.347*** (.052)	.346*** (.052)	.347*** (.052)
교육수준	-.065** (.023)	-.064** (.023)	-.065** (.023)	-.066** (.023)	-.066** (.023)	-.064** (.023)
개방성	-.055* (.025)	-.062* (.025)	-.055* (.025)	-.056* (.025)	-.057* (.025)	-.055* (.025)
성실성	-.004 (.029)	-.004 (.029)	-.013 (.029)	-.005 (.029)	-.006 (.029)	-.004 (.029)
외향성	.020 (.031)	.019 (.031)	.019 (.031)	.011 (.032)	.017 (.031)	.020 (.031)
친화성	.070* (.035)	.067 (.035)	.068 (.035)	.069 (.035)	.061 (.035)	.070* (.035)
신경질성	.036 (.029)	.037 (.029)	.035 (.029)	.035 (.029)	.035 (.029)	.036 (.029)
직무만족도	-.504*** (.040)	-.503*** (.040)	-.502*** (.040)	-.501*** (.040)	-.497*** (.040)	-.503*** (.040)
직무만족도x개방성		-.094** (.034)				
직무만족도x성실성			-.099* (.042)			
직무만족도x외향성				-.088* (.038)		
직무만족도x친화성					-.126** (.042)	
직무만족도x신경질성						-.002 (.043)
Wald chi-square	901.91***	907.51***	906.41***	906.30***	909.49***	901.93***

표기된 숫자는 비표준화 회귀계수, 괄호 안 숫자는 표준오차를 각각 의미함.

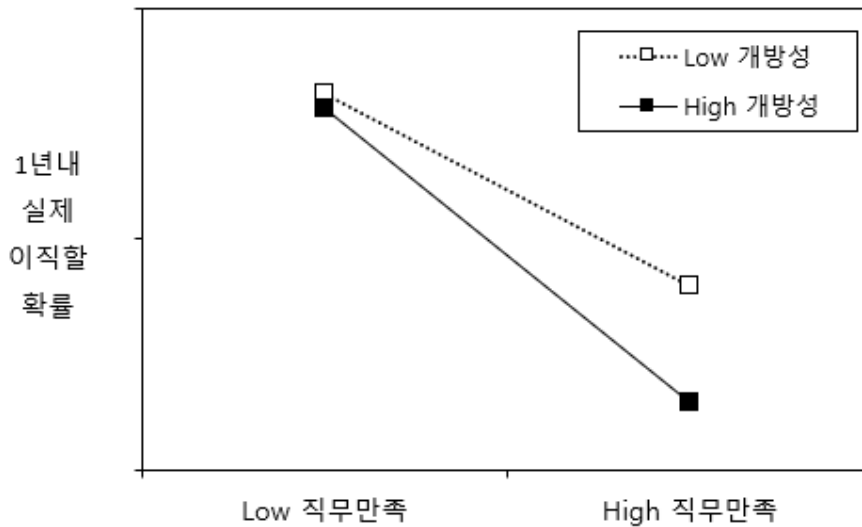
\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

N=5,142 (개인), N=34,244(관측)

먼저 모형 1에서는 통제변수들과 독립변수인 직무만족도 변수가 추가되었다. 분석결과, 직무만족도는 임금근로자의 실제 이직에 대해 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다( $b=-.504, p<.001$ ). 따라서 직무만족도가 감소할수록 임금근로자의 실제 이직할 확률은 증가할 것이라는 가설 1은 지지되는 것으로 나타났다. 구체적으로, 오즈비를 산출하여 분석한 결과, 직무만족도가 1단위 감소할수록, 실제 이직할 확률은 4.78% 증가하는 것으로 나타났다.

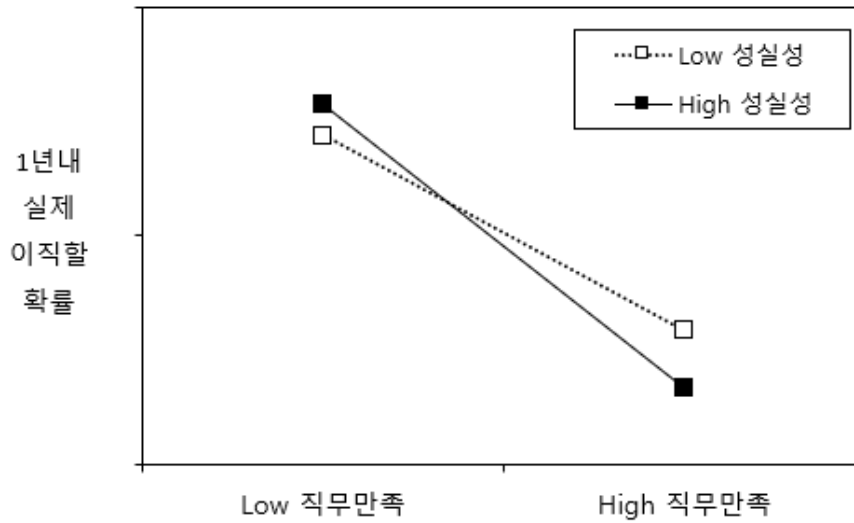
다음으로, 모형 2부터 모형 6까지는 다섯 가지 성격 변수의 조절효과를 단계적으로 검증하였다. 모형 2는 개방성의 조절효과를 검증하였다. 분석결과, 직무만족도와 개방성의 교차항은 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다( $b=-.094, p<.01$ ). 분석 결과를 보다 면밀히 살펴보기 위하여, 도출된 값을 그림으로 도식한 결과는 [그림 1]과 같다. [그림 1]에서 볼 수 있듯이, 직무만족도와 실제 이직할 확률 간에는 부(-)의 관계가 존재하나, 개방성이 높은 경우 그 경향성이 더욱 강해지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 개방성이 높아질수록 직무만족의 감소가 실제 이직에 미치는 한계 효과는 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 따라서 개방성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 커질 것이라는 가설 2-1은 지지되는 것으로 나타났다.

[그림 1] 직무만족과 실제 이직의 관계에서 개방성의 조절효과



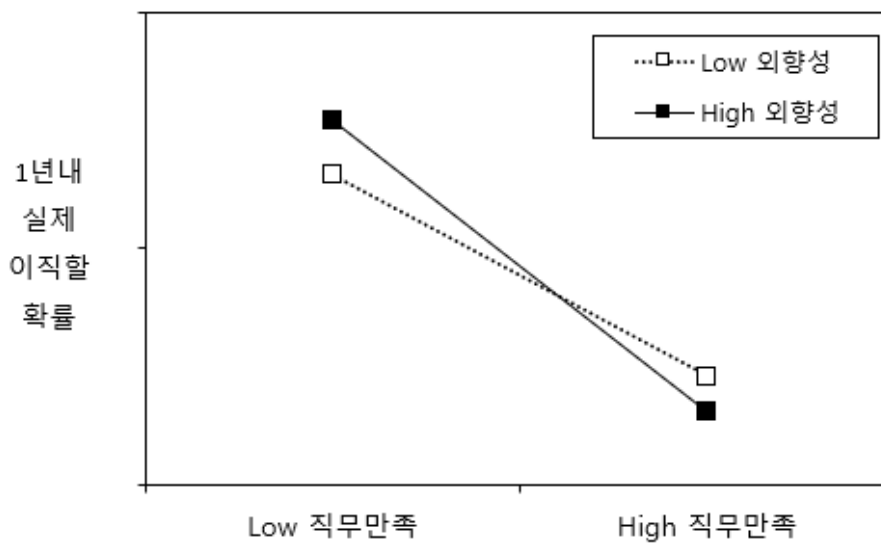
다음으로, 모형 3은 성실성의 조절효과를 검증하였다. 분석결과, 직무만족도와 성실성의 교차항은 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다( $b=-.099, p<.05$ ). 분석 결과를 보다 면밀히 살펴보기 위하여, 도출된 값을 그림으로 도식한 결과는 [그림 2]와 같다. [그림 2]에서 볼 수 있듯이, 직무만족도와 실제 이직할 확률 간에는 부(-)의 관계가 존재하나, 성실성이 높은 경우 그 경향성이 더욱 강해지는 것으로 나타났다. 즉, 성실성이 높아질수록 직무만족의 감소가 실제 이직에 미치는 한계 효과는 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 따라서 성실성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 작아질 것이라는 가설 2-2는 지지되지 않는 것으로 나타났다.

[그림 2] 직무만족과 실제 이직의 관계에서 성실성의 조절효과



다음으로, 모형 4는 외향성의 조절효과를 검증하였다. 분석결과, 직무만족도와 외향성의 교차항은 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다( $b=-.088, p<.05$ ). 분석 결과를 보다 면밀히 살펴보기 위하여, 도출된 값을 그림으로 도식한 결과는 [그림 3]과 같다. [그림 3]에서 볼 수 있듯이, 직무만족도와 실제 이직할 확률 간에는 부(-)의 관계가 존재하나, 외향성이 높은 경우 그 경향성이 더욱 강해지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 외향성이 높아질수록 직무만족의 감소가 실제 이직에 미치는 한계 효과는 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 따라서 외향성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 커질 것이라는 가설 2-3은 지지되는 것으로 나타났다.

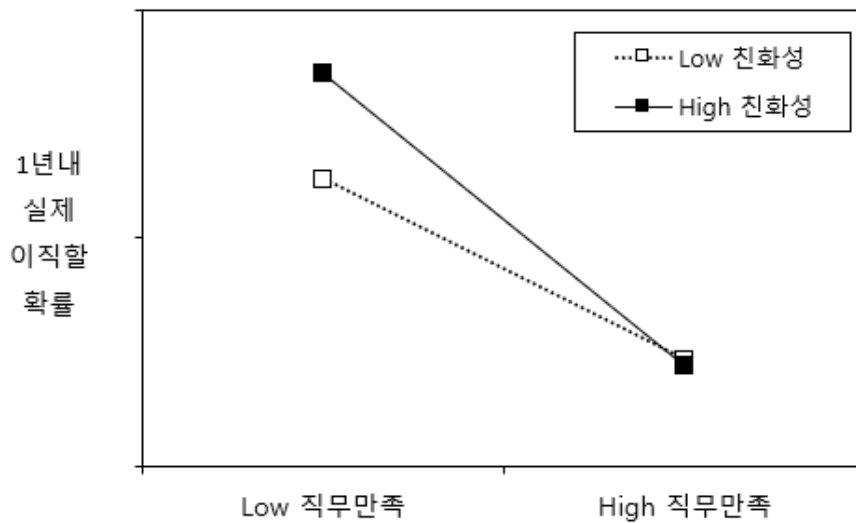
[그림 3] 직무만족과 실제 이직의 관계에서 외향성의 조절효과





다음으로, 모형 5는 친화성의 조절효과를 검증하였다. 분석결과, 직무만족도와 친화성의 교차항은 부(-)의 방향으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다( $b=-.126, p<.01$ ). 분석 결과를 보다 면밀히 살펴보기 위하여, 도출된 값을 그림으로 도식한 결과는 [그림 4]와 같다. [그림 4]에서 볼 수 있듯이, 직무만족도와 실제 이직할 확률 간에는 부(-)의 관계가 존재하나, 친화성이 높은 경우 그 경향성이 더욱 강해지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 친화성이 높아질수록 직무만족의 감소가 실제 이직에 미치는 한계 효과는 더욱 강화되는 것으로 나타났다. 따라서 친화성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 커질 것이라는 가설 2-4는 지지되는 것으로 나타났다.

[그림 4] 직무만족과 실제 이직의 관계에서 친화성의 조절효과



마지막으로, 모형 6은 신경질성의 조절효과를 검증하였다. 분석결과, 직무만족도와 신경질성의 교차항은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 신경질성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부(-)의 영향은 작아질 것이라는 가설 2-5는 지지되지 않는 것으로 나타났다.

## V. 토론 및 결론

### 1. 연구의 요약

본 연구는 최근 들어 그 중요성이 점차 더해지고 있는 임금근로자의 자발적 이직 현상에 대한 기존의 이해를 확장하기 위해, 한국노동연구원의 한국노동패널조사를 활용하여 임금근로자의 직무만족도와 실제 이직의 관계를 규명하는 한편, 이 관계에서 성격의 조절효과를 규명하였다. 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 임금근로자의 직무만족도가 감소할수록 실제 이직으로 이어질

확률이 증가하였다. 구체적으로, 임금근로자의 직무만족도가 1단위 감소할 때마다 실제 이직할 확률은 4.78% 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 임금근로자의 성격은 직무만족도와 실제 이직의 관계를 조절하는 것으로 나타났다. 구체적으로, 개방성이 높을수록, 외향성이 높을수록, 친화성이 높을수록 직무만족도가 실제 이직에 미치는 부정적인 영향은 더욱 강화되는 것으로 나타났다.

## 2. 연구의 시사점

본 연구가 갖는 이론적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 직무만족과 이직의 관계를 시차를 두고 반복조사된 패널데이터를 토대로 다시금 입증하였다. 선행연구는 주로 횡단면적 조사를 바탕으로 진행되었고, 실제 이직이 아닌 이직의도를 측정함으로써, 직무만족과 이직의 관계에 대한 재확증이 요구된다는 비판에서 자유롭지 못한 한계가 있었다. 본 연구는 보다 엄밀히 조사된 다수의 데이터를 바탕으로 직무만족과 이직의 관계를 다시금 입증하였다는 점에서 선행연구에 기여하는 바가 있다.

둘째, 실제 이직을 예측하는데 있어서 성격의 역할을 조망하였다. 가설에서 다루어지지 않았지만, 다섯 가지 성격 중 실제 이직을 직접적으로 예측하는 효과는 개방성이 유일한 것으로 나타났다. 즉, 만족도가 통제된 상황에서 개방성이 높을수록 이직할 확률은 감소하는 것으로 나타났다. 개방성이 높은 사람들은 자신의 평범한 일상 속에서도 지속적으로 새로운 것을 발견하려는 성향이 강하기 때문에 이러한 성향이 높은 사람일수록 자신의 현 직업에 지속적으로 흥미를 가지고 머무르려는 경향이 있기 때문인 것으로 풀이될 수 있다. 한편, 성실성의 직접효과가 유의하지 않은 것도 꽤나 흥미롭다. 통상 성실성이 높은 경우 책임감이 높기 때문에 일부 불만족이 있더라도 자신의 주어진 조직에 지속적으로 머무르는 성향이 있을 것으로 예상되었지만, 본 연구의 분석결과 직접효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 특정 성격이 이직의도에 대한 부정적인 태도를 향상시키는 등 심리의 변화에는 이어질 수는 있으나, 이것이 곧 실제 이직으로 이어지는 것은 아닐 수 있다. 그러나 본 연구에서는 이직의도를 직접 측정하여 비교한 것이 아니므로, 추후 연구에 이러한 현상이 보다 면밀히 분석될 필요가 있다. 즉, 성격에 의해 이직의도가 실제 이직에 미치는 메커니즘이 어떻게 다른지, 다시 말해 심리변화의 메커니즘이 상이한 것인지 아니면 심리가 태도로 전환되는 메커니즘에서 차이가 존재하는지 등 이에 대한 추가연구를 필요로 한다.

셋째, 실제 이직에 영향을 미치는 기초통계 변수로는 연령과 성별, 교육수준이 강하게 나타났다. 구체적으로, 연령은 적을수록 실제 이직으로 이어지는 경향이 강하게 나타났고, 성별은 여성의 경우 실제 이직으로 이어지는 경향이 강하게 나타났다. 성별과 연령에 따라 직업으로부터 얻고자 하는 가치가 다를 수 있고, 이직 이후 직장을 포기하는 것인지 아니면 더 나은 직장으로 옮기려는 것인지는 상황마다 다를 수 있기 때문에, 연령 및 성별에 따른 경로에 대한 추가연구가 진행될 필요가 있다. 한편, 교육수준의 경우, 부(-)의 관계로 유의미한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 교육수준이 낮을수록 상대적으로 처우가 불리하거나, 고용이 안정적인 일자리를 찾기 어려운 것에서 기인한 것으로 풀이된다.

다음으로, 본 연구가 갖는 정책적 시사점을 제시하면, 관리자는 종업원의 성격에 따른 이직 패턴을 파악하여 이에 따른 구체적인 조치를 하는 것이 요구된다. 즉, 개방성·성실성·외향성·친화성 등이 높은 직원들은 그들의 불만족이 실제 이직으로 이어질 가능성이 높기 때문에, 특정 성격의 성향이 강하게 드러나는 직원의 경우 보다 면밀한 관찰과 케어가 요구된다.

### 3. 연구의 한계 및 추후연구방안

본 연구가 갖는 한계를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 일부 변수의 경우 신뢰도가 낮다. 특히 성실성의 신뢰도가 .460, 신경질성의 신뢰도가 .372로 가설이 예측되지 않은 변수들의 신뢰도가 대체적으로 낮은 것으로 나타났다. 즉, 문항의 신뢰도가 낮기 때문에 예측한 바와 실증분석 결과가 다르게 나온 것은 아닌지 추후 연구에서 재확인이 요구된다. 둘째, 2차 자료를 활용하는 과정에서 연구자의 의도와 일치하지 않는 방향으로 측정된 문항이 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고 다수의 표본을 대상으로 반복조사되는 패널조사의 장점이 있을 수 있기 때문에, 연구자는 주어진 2차 자료의 조사목적과 배경을 면밀히 관찰하여 연구에 활용하는 것이 요구된다. 셋째, 이직 이후 더 나은 직장으로 가는지 아니면 직장을 포기하는지 등 직장경로에 따라 상당히 상이한 시사점을 줄 수 있음에도 불구하고, 본 연구에서는 직장을 1년 이내 떠났는지만을 주목함으로써 상당히 제한된 시사점을 제공하고 있다. 추후 연구에서는 연령, 성별이나 교육수준, 업무성과 등에 따라 이직의 경로가 어떻게 다르게 나타나는지를 보다 면밀하게 추적하여 분석하는 시도가 요구된다.

## 참고문헌

- 권기욱·옥지호·김광현. (2019). 직원이직률과 기업성과의 조절된 매개효과: 기업수준의 조직몰입과 환경 동태성의 역할. *경영학연구*, 48(6), 1669-1699.
- 권정아·노재훈·장세진·원종욱·심상효. (2007). 작업치료사의 직무 만족도 관련 요인. *대한작업치료학회지*, 15(1), 117-130.
- 김인재·조성진. (2012). 민간경비원의 직무스트레스와 직무만족도의 관계. *한국경호경비학회지*, 32, 65-93.
- 신성원. (2010). 경찰공무원의 직무스트레스가 직무만족과 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구. *한국치안행정논집*, 7(2), 137-155.
- 옥지호. (2014). 자발적 이직이 조직성과에 미치는 영향에 대한 연구: 직무순환제도의 보완적 효과를 중심으로. *노동정책연구*, 14(1), 69-92.
- 옥지호, & 박오원. (2018). 기업의 교육훈련 투자와 자발적 이직률 간의 관계: 인적자본 특성 및 인적자본 수준의 조절효과. *노동정책연구*, 18(1), 39-69.
- 이규용·송정수. 2011. 상사의 개인특성이 조직구성원의 조직시민행동에 미치는 영향: 윤리적 리더십과 상사신뢰의 매개효과를 중심으로. *산업경제연구*, 24(2), 1049-1076.
- 이병규·윤이중. (2009). 골프장 캐디의 직무만족과 생활만족 및 이직의도의 관계. *한국스포츠사회학회지*, 22(3), 155-170.
- 이영희. (2007). 교사의 학교 특성 인식이 조직몰입과 직무만족에 미치는 영향. *한국교원교육연구*, 24(1), 125-147.
- 정성석·이기훈. (2008). 2단계 로지스틱 회귀모형을 이용한 직무만족도와 이직행동에 관한 연구: 대졸자 직업이동 경로조사 자료를 중심으로. *Communications for Statistical Applications and Methods*, 15(6), 859-873.
- 한광현. (2005). 근로자의 성향적 특성과 직무소진의 관계: 자아존중감의 조절효과를 중심으로. *대한경영학회지*, 18(2), 531-555.
- Bluedorn, A. C. (1982). A unified model of turnover from organizations. *Human Relations*, 35(2), 135-153.
- Cohen, G., Blake, R. S., & Goodman, D. (2016). Does turnover intention matter? Evaluating the usefulness of turnover intention rate as a predictor of actual turnover rate. *Review of Public Personnel Administration*, 36(3), 240-263.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Bono, J. E., & Patton, G. K. (2001). The job satisfaction - job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin*, 127(3), 376-407.
- Krausz, M., Yaakobovitz, N., Bizman, A., & Caspi, T. (1999). Evaluation of coworker turnover

- outcomes and its impact on the intention to leave of the remaining employees. *Journal of Business and Psychology*, 14(1), 95–107.
- Krebs, D. L. (1970). Altruism: An examination of the concept and a review of the literature. *Psychological Bulletin*, 73(4), 258–302.
- Kwon, K., Chung, K., Roh, H., Chadwick, C., & Lawler, J. J. (2012). The moderating effects of organizational context on the relationship between voluntary turnover and organizational performance: Evidence from Korea. *Human Resource Management*, 51(1), 47–70.
- McCrae, R. R., & Costa Jr, P. T. (1997). Personality trait structure as a human universal. *American Psychologist*, 52(5), 509–516.
- Mobley, W. H. (1977). Intermediate linkages in the relationship between job satisfaction and employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, 62(2), 237–240.
- Mynatt, P. G., Omundson, J. S., Schroeder, R. G., & Stevens, M. B. (1997). The impact of Anglo and Hispanic ethnicity, gender, position, personality and job satisfaction on turnover intentions: A path analytic investigation. *Critical Perspectives on Accounting*, 8(6), 657–683.
- Shaw, J. D., Park, T. Y., & Kim, E. (2013). A resource based perspective on human capital losses, HRM investments, and organizational performance. *Strategic Management Journal*, 34(5), 572–589.
- Tett, R. P., Jackson, D. N., & Rothstein, M. (1991). Personality measures as predictors of job performance: A meta analytic review. *Personnel Psychology*, 44(4), 703–742.
- Tett, R. P., & Meyer, J. P. (1993). Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover: Path analyses based on meta analytic findings. *Personnel Psychology*, 46(2), 259–293.
- Weiss, H. M. (2002). Deconstructing job satisfaction: Separating evaluations, beliefs and affective experiences. *Human Resource Management Review*, 12(2), 173–194.
- Zimmerman, R. D. (2008). Understanding the impact of personality traits on individuals' turnover decisions: A meta analytic path model. *Personnel Psychology*, 61(2), 309–348.



# 주 52시간 상한제 시행 효과 분석: 실근로시간, 임금, 삶의 만족도 영향을 중심으로

심재선\*, 김호현\*\*

한국은 2018년 근로기준법을 개정하여 주 52시간 상한제를 시행하면서 근로시간 단축은 물론 장시간 노동의 문제 해결로 근로자 삶의 질을 높이기 위해 노력하고 있다. 본 연구는 주 52시간 상한제 시행 초기 효과를 확인하기 위해 한국노동패널 자료를 이용하여 주 52시간 상한제에 따른 실근로시간 변화 및 삶의 만족도 변화를 살펴보았다. 주 52시간 상한제가 1차적으로 2019년부터 300인 이상 종업원을 보유한 기업부터 적용됨에 따라, 미적용 기업을 비교군으로 설정하여 상한제 적용 전후의 효과에 대해 이중차분 분석을 실시한 결과, 주 52시간 상한제 적용 및 미적용 기업 모두에서 장시간 노동을 하던 근로자들의 근로시간이 급격하게 감소하였다. 이는 감소의 추세보다 더 크게 감축된 것으로서, 주 52시간 상한제가 도입됨에 따라 국내 고용시장에 구조적인 변화가 나타난 것으로 해석된다. 근로시간 감소에 따른 임금 감소가 우려되나 본 연구의 분석 결과 임금 감소는 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 다만 근로시간 단축에 따른 삶의 만족도 개선이 나타나지 않아 이에 대한 정책 당국의 고민이 필요해 보인다. 본 연구는 주 52시간 효과를 노동자 수준의 자료로 분석한 초기 연구로서 근로시간, 임금, 만족도 측면의 다양한 연구를 진행했다는 점에서 학문적 및 정책적 의의를 갖는다.

주요용어 : 근로시간, 주 52시간 상한제, 평균임금, 만족도, 한국노동패널

## I. 들어가며

정부 정책의 궁극적인 목표는 국민 삶의 질을 높이는 것이라고 할 수 있으며 Porter(1990)는 국민의 삶의 질 향상이라는 정부의 정책적 목표를 실현하는 데 있어서 기업 활동의 역할을 강조한 바 있다. 정부는 지난 2018년 3월 근로기준법을 개정하면서 임금근로자들이 주 52시간을 초과하여 근무하지 않도록 ‘주 52시간 상한제1)’를 도입하였다. 이를 통해 정부는 고용을 창출하는 한편 근로

\* (제1 저자) 서울과학종합대학원 박사과정(jasonshimm70@gmail.com)

\*\* (제2 저자, 교신저자) 서울과학종합대학원 특임교수(hhkim@assist.ac.kr)

1) 2018년 근로기준법 개정에 따른 근로시간 단축에 대해 ‘주 52시간제’, ‘52시간 근로제’, ‘주 52시간 상한제’ 등 상이하게 표현되고 있는 바, 본 연구에서는 김승택(2019) 등을 따라 ‘주 52시간 상한제’로 통일함.

자들의 실질적인 삶의 질을 개선하고자 하였다. 본 연구는 한국노동패널을 활용하여 주 52시간 상한제를 전후로 임금노동자들의 실근로시간, 임금, 삶의 만족도에 어떠한 변화가 나타나는지 이중차분 분석을 통해 살펴보았다.

최근 국민 행복에 대한 관심과 일-생활 균형(Work-Life Balance)에 대한 사회적 요구가 증가하면서 근로시간 감소가 근로자의 삶의 질 또는 행복에 미치는 영향을 분석하는 연구가 증가하고 있다. 김유선(2011)은 주 40시간 근무제로 인한 실근로시간 단축이 근로자의 여가생활 만족도 및 주관적 행복 수준에 긍정적인 영향을 미친다고 분석한 바 있으며, 안주엽 외(2015)가 작성한 ‘일과 행복’이라는 보고서의 내용에 따르면 근로시간과 행복도의 관계에서 주당 근로시간은 40시간일 때 행복도가 가장 높았고 근로시간이 증가할수록 행복도가 낮아진다는 점을 분석하였다. 또한, 저자들은 근로일수, 정규근로시간, 초과근로시간 및 근로시간의 규칙성이 행복도에 중요한 요소임을 제시하였다. 본 연구가 주목하는 주 52시간 상한제는 기존 주 40시간 법정 근로시간을 유지하면서 과거 관행적으로 이루어지고 있었던 휴일근로의 관행을 줄여 중장기적으로 실근로시간을 단축할 수 있는 초석을 마련한 측면이 있다(조용만, 2020). 따라서, 주 52시간 상한제 전후로 장시간 노동이 얼마나 감소하였는지 및 근로자의 삶의 만족 또는 행복이 변화하였는가를 분석하고자 한다.

본 연구는 먼저 주 52시간 상한제 적용 집단과 비교 집단 간의 변화 차이를 분석하였고, 그 다음 임금근로자 중 평균적으로 실근로시간이 주 40시간 또는 주 52시간 초과로 근로하고 있는 근로자집단의 실근로시간, 임금, 만족도의 변화를 분석하였다. 분석 결과 주 52시간 상한제 적용 집단과 비교 집단 간에는 주 52시간 상한제 시행을 전후로 실근로시간에서 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았고 두 집단 모두에서 큰 폭의 실근로시간 감소가 나타났다. 반면, 장시간 근로자를 대상으로 주 40시간 초과로 일하는 집단과 비교집단 또는 주 52시간 초과로 일하는 집단과 비교집단을 분석한 결과, 주 52시간 상한제 시행 전후로 장시간 근로자의 총근로시간, 주당근로시간, 초과근로시간 등 실근로시간이 크게 감소한 것으로 나타났다. 특히 이러한 감소는 과거의 감소 추세로 설명되지 않고 통계적으로 더 큰 폭의 감소임을 확인하였다. 이는 주 52시간 상한제의 궁극적인 목표가 전반적인 근로시간 단축은 물론 장시간 근로 관행을 개선하기 위한 것이라는 점에서 긍정적인 변화로 볼 수 있다. 또한 이러한 노동시간 감소에도 불구하고 임금은 감소하지 않은 것으로 나타났다. 또한, 이에 따라 삶의 만족도가 개선되었을 것으로 기대되었으나, 임금근로자의 전반적 생활 만족도, 전반적 일자리 만족도, 전반적 직무 만족도, 사회경제적 지위 인식은 통계적으로 유의하게 개선되지는 않은 것으로 나타났다.

근로시간 단축에 대한 다수의 연구는 법정 근로시간 단축에 따른 실근로시간의 변화와 고용 또는 생산성 등 경제적 효과 분석에 초점을 맞춰 왔으나, 주 52시간 상한제는 성격상 법정 근로시간은 주 40시간으로 유지하면서 장시간 근로시간의 축소를 위해 주 최대 근로시간을 제한하는 것으로서, 기존 연구에서는 주 최대 근로시간을 제한하는 정책이 실근로시간에 어떠한 영향을 주는지에 대해 다양한 연구가 이루어지지 못하였다. 본 연구는 이를 노동패널 데이터를 통해 노동자의 근로시간, 임금, 만족도를 시의적절하게 분석했다는 측면에서 학문적 및 정책적 함의를 갖는다. 특히, 실제 장시간 근로자의 근로시간 감축이 크게 이루어졌음에도 불구하고 근로자의 만족도에 긍



정적 영향을 미치는 못했다는 결과는 주 52시간 상한제 시행에 따른 초기 결과로서의 의미가 있으며, 이후 유연근무제 등의 보완 입법이 마무리된 이후 다양한 후속 연구에 참고가 될 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구는 서론에 이어 제 II절에서 근로시간 단축에 대한 기존 연구를 검토하고, 제 III절에서 주 52시간 상한제의 실근로시간 변화 및 만족도 관련 변수의 변화에 대한 실증 분석 내용과 결과를 제시한다. 마지막으로 연구의 한계와 향후 연구과제는 제 IV절에서 제시하고자 한다.

## II. 기존 연구의 검토

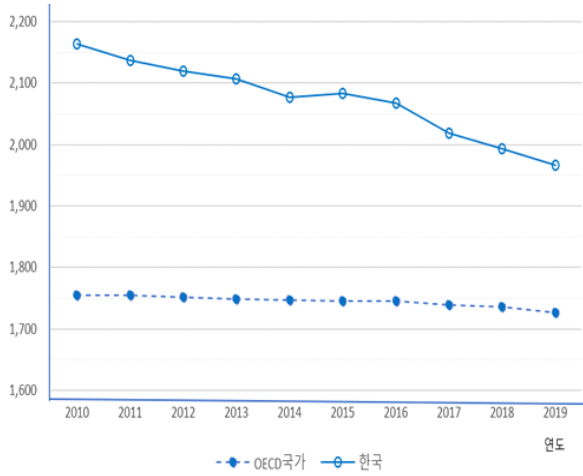
### 1. 법정근로시간 단축과 실근로시간 변화

근로시간 단축과 관련된 연구는 주로 정책의 목적이 되는 고용 효과에 대한 실증연구가 다수를 차지하며, 법정근로시간 단축이 실근로시간에 어느 정도 영향을 주었는지가 우선적 분석의 대상이 되어 왔다. 이와 관련하여 Hunt(1999)은 1984~1994년 독일 자료를 통해 표준 근로시간이 1시간 단축될 때 제조업 노동자의 경우 0.88시간 이상 실근로시간이 단축되었다고 하였으며, 김유선(2008)은 한국의 1989년과 2004년 법정근로시간 단축이 실근로시간과 월근로일수 감소를 가졌왔고, 법정근로시간을 10% 단축할 때 실근로시간이 8.0% 감소했다는 실증분석 결과를 제시한 바 있다. 그러나 이러한 결과를 바탕으로 고용 효과를 분석한 연구에서는 상반된 결과가 다수 존재하는데, Hunt(1999)는 법정 근로시간 단축 정책이 실근로시간 단축의 목적을 달성하였음에도 시간당 임금이 상승하는 효과로 인해 오히려 고용은 감소하는 결과를 초래했다는 연구를 제시한 바 있고, 김유선(2008)은 법정근로시간 단축이 실근로시간 단축을 통해 고용증가 효과가 있다고 분석하였다. 이렇듯 법정근로시간 단축이 실근로시간 단축에는 효과적이었으나 임금제약 등으로 인해 고용 효과로 이어지는 데에는 상이한 결과가 나타나는 것으로 보인다.

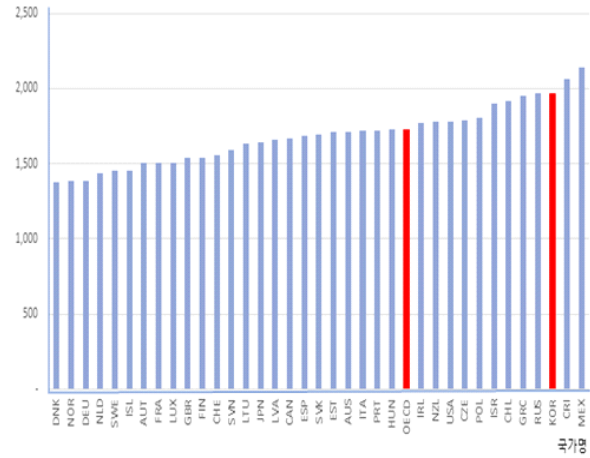
한편, 본 연구에서 주목하는 주 52시간 상한제는 기존의 주 40시간 법정 근로시간의 변화 없이 한 주의 최대 근로시간을 제한하는 정책이므로 일반적인 법정 근로시간 단축에 따른 실근로시간 변화가 다를 수 있으므로 기존 근로시간 단축 연구와 차별화된다. 본 연구에서는 주 52시간 상한제 시행과 실근로시간의 관계를 다양하게 분석하였는데, 특히 주당 근로시간을 기준으로 법정 근로시간인 주 40시간을 초과하여 근로하고 있던 근로자 집단과 비교 집단의 분석 및 주 52시간을 초과하여 근로하고 있던 근로자 집단과 비교 집단의 분석을 각각 실시하였다.

<그림 1>과 <그림 2>는 2019년 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development ; OECD)가 발표하는 연간 근로시간 관련 자료로, 한국은 여전히 조사 대상국 중 최하위에서 3번째로 근로시간이 긴 나라로 나타나고 있다. 다만, 근로시간의 감소폭은 OECD 국가 평균에 비해 매우 크다는 것을 확인할 수 있다.

[그림 1] OECD 국가별 연간 근로시간 추이



[그림 2] OECD 국가별 연간 근로시간 비교



출처: OECD Data, Hours worked (2019)

## 2. 법정근로시간 단축과 만족도 관계

근로시간과 삶의 질 또는 행복에 관한 연구는 장시간 근로의 문제점에 대한 시각에서 출발해서 행복과의 관련성에 대한 연구로 이어져왔다. Sparks et al.,(1997)은 메타분석을 통해 기존의 많은 연구에서 노동시간과 노동자의 정신적, 심리적 상태 등 건강과의 중요한 관계가 나타나고 있음을 분석한 바 있고, Lee & Lee(2016)은 한국의 법정 근로시간 단축이 근로현장에서의 재해율을 크게 감소시켰다는 연구결과를 제시하며 장시간 근로의 문제점을 지적하기도 했다. 이미영 외(2019)는 정규직 노동자의 경우 근로시간이 감소할수록 더 행복하다는 결과를 제시하면서 행복에 영향을 미치는 다양한 요인들을 분석하였다. 윤수인·이홍직(2020)은 임금노동자의 행복에 영향을 미치는 요인으로 인구통계학적 요인 외에 전반적 일자리 만족도와 일-생활 균형 인식, 그리고 사회경제적 지위 인식이 높을수록 행복도가 높다고 분석하였으며, 일-생활 균형 인식의 양적인 변수로 주당 근로시간을 포함하였다.

근로시간 단축과 삶의 만족도에 관해서는 최근 다양한 연구가 이루어지고 있으나, 근로시간 단축과 삶의 만족도의 직접적인 관계에 대해서는 일관적이지 않은 결과를 나타낸다. 신용우·조영일(2019)은 근로시간 변화가 장기간에 걸친 사회적 현상으로 단기간적인 연구의 한계를 지적하고, 근로시간 단축과 전반적 생활만족도간에 직접적인 관계는 나타나지 않았으나 직무만족이 매개변인으로 작용한다고 분석한 바 있다. 주은선(2016)은 근로시간과 삶 만족도 연구에서 근로시간이 길어질수록 한국인의 삶 만족도는 저하되나, 돌봄을 요하는 가족원이 있는 경우 근로시간이 삶 만족도에 미치는 영향이 달라진다고 했다. 양혜원·김현섭(2009)은 근로시간 단축이 여가활동을 증가시켜 여가활동만족도의 증대에 유의미한 영향을 미치는 것을 제시하였다. 한편, 박철성(2014)은 주5일 근

무제도의 효과를 분석하기 위해 주5일 이상 일하는 남성 근로자를 대상으로 법정 근로시간 단축이 전반적 생활만족도를 향상시켰다는 연구결과를 제시한 반면, 오선정(2016)은 근로시간 단축이 근로자의 전반적 생활만족도에 영향을 미치지 않았으며, 실제 법정근로시간 단축에 따라 줄어든 실근로시간이 평균 1.25시간으로 근로자의 전반적 생활만족도 향상에 영향을 주기에는 충분하지 못한 것으로 설명했다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구 자료

본 연구에서는 2015년부터 2019년 까지의 한국노동연구원의 한국노동패널자료(KLIPS)를 활용하여 실증 분석을 실시하였다. 한국노동패널자료는 1998년부터 매년 조사를 통해 가구 및 개인의 경제활동상태, 고용상 특성, 근로시간과 임금, 직무만족과 생활만족 등 다양한 요인들에 대한 정보를 제공하고 있어, 기존 연구에서도 임금근로자의 실근로시간과 만족도 변화를 분석하는 데에 활용되어왔다(신영민, 2018; 허준수 외, 2019). 특히, 해당 자료에서 각 응답자는 본인이 근로하고 있는 기업의 직원수를 정확히 혹은 대략적으로 대답하게 되어 있으며 또한 해당 기업의 업종을 기술해야 한다. 따라서 주 52시간 상한제의 1차 적용 대상인 300인 이상의 기업에서 근무하는지를 파악할 수 있으며 또한 상한제의 특례 혹은 특례 제외 업종인지를 구분할 수 있다. 또한 한국노동패널자료는 근로자의 삶의 질에 대한 변수를 다수 포함하고 있다. 본 연구에서는 일반적인 삶의 질을 나타내는 전반적 생활 만족도 외에, 윤수인·이홍직(2020)의 행복에 영향을 미치는 요인 연구에서 행복과 관련성이 높다고 분석된 사회경제적 지위 인식 및 전반적 일자리 만족, 그리고 신용우·조영일(2019)에서 매개효과로 확인한 전반적 직무 만족을 종속변수로 활용하여 추가 분석하였다.

#### 2. 표본 및 변수 설정

본 연구는 2018년 근로기준법 개정에 따라 단계적으로 시행되는 주 52시간 상한제가 실질 근로시간 및 만족도에 변화를 주었는지를 분석한다. 따라서 근로기준법 개정이 이루어진 2018년을 전후로 한국노동패널 20차년도(2017)와 22차년도(2019)에 모두 응답한 표본을 비교 분석 대상으로 설정하였다. 연구의 목적에 따라 표본을 임금근로자, 상용직, 전일제, 근로시간이 규칙적인 조건을 만족하는 응답자로 한정하였다. 결과적으로 2,526명의 2개년 표본으로 실증 분석을 수행하였다. 본 연구에 사용된 주요 변수의 설명은 <표 1>과 같다.

<표 1> 주요변수 설명

주요 변수명	변수 설명
주52시간상한제적용	더미변수. 1 = 주 52시간 상한제 적용 (종업원수 300인 이상이며 특례준치 업종 혹은 특례제외 업종에 속하지 않는 기업) 0 = 주 52시간 상한제 미적용 (종업원수 300인 미만 및 특례준치 업종) * 특례제외 업종은 2019년 하반기부터 주 52시간 상한제가 적용되어 한국 노동패널자료에서 구분되지 않아 표본에서 제외시킴.
주40시간초과	더미변수. 총주당근로시간이 40시간 초과하여 근로한 경우 1로 설정.
주52시간초과	더미변수. 총주당근로시간이 52시간 초과하여 근로한 경우 1로 설정.
전후	더미변수. 분석 기간이 두 개년도인 경우 전년도를 0, 후년도를 1로 설정.
총주당근로시간	주당근로시간과 초과근로시간의 합계
ln_월평균임금	월평균임금의 자연로그값
성별	더미변수. 0=여성, 1=남성
혼인여부	더미변수. 0=미혼, 별거, 이혼, 사별, 1=기혼
대졸유무	더미변수. 1=전문대학 이상, 0=그 외
건강상태	건강상태에 대한 주관적 인식으로 5점척도. 높을수록 높은 만족도.
만나이	응답한 만나이 값
전반적생활만족도	평소 삶에 대한 주관적 인식으로 5점척도. 높을수록 높은 만족도.
전반적일자리만족	주된일자리에 대한 전반적 만족도로 5점척도. 높을수록 높은 만족도.
전반적직무만족	주된 일과 관련한 전반적 만족도로 5점척도. 높을수록 높은 만족도.
사회경제적지위인식	소득, 직업, 교육, 재산 등을 고려한 사회경제적 지위에 대한 주관적 인식으로 6점 척도. 높을수록 높은 인식 수준.

### 3. 분석 방법

분석의 방법은 표본의 구분 및 시간의 전후를 활용한 이중차분법을 활용하였다. 정책 적용이 300인 이상 기업과 300인 미만 기업으로 나누어 진행됨에 따라 정책 시행 전후의 이중차분법 적용이 가능하다. 실근로시간 영향 분석에서 종속변수는 총주당근로시간, 주당근로시간, 초과근로시간으로 구분하여 실근로시간의 변화를 분석하고, 근로시간 감소에 따른 월평균 임금의 변화를 확인하기 위해 ln월평균임금을 종속변수로 월평균임금의 변화를 함께 분석하였다. 또한, 만족도 분석에서는 전반적생활만족도, 전반적일자리만족, 전반적직무만족 및 사회경제적지위인식을 종속변수로 하여 각각 주 52시간 상한제가 근로자 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 아울러, 주 52시간 상한제의 목적이 장시간 노동 관행을 개선하여 근로자의 삶의 질을 높이는 데 있으므로, 주52시간상한제적용 변수 이외에 주당 근로시간을 기준으로, 분석기간 이전 3개년간 평균적으로 주 40시간 초과 또는 주 52시간 초과로 근무했던 동일한 집단을 표본으로 구성하여 장시간 근로자 집단을 대

상으로 각각의 주 52시간 상한제 시행 효과를 확인하였다.

#### IV. 분석결과

##### 1. 주 52시간 상한제 시행에 따른 실근로시간 감축 효과

본 연구의 분석대상인 2015년, 2017년, 2019년의 연도별 기초통계량은 <표 2>와 같다. 전반적으로 총주당근로시간이 감소되는 추세가 확인되고, 주당근로시간 및 초과근로시간도 감소하는 것을 확인할 수 있다. 한편, 근로시간 감소에도 불구하고 월평균임금은 상승 추세를 보이고 있으며, 만족도 변수 가운데 전반적생활만족도와 전반적일자리만족도는 연도별 소폭 증가하였고, 사회경제적지위인식은 2015년 대비 2017년의 경우 거의 변함이 없었으며, 2017년과 2019년에는 소폭 증가한 것으로 나타났다.

<표 2> 연도별 주요변수 기초통계량

변 수	2015년			2017년			2019년		
	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차	표본수
총 주 당 근 로 시 간	46.22	9.60	3,314	45.42	8.77	3,649	43.66	7.38	6,001
주 당 근 로 시 간	43.15	7.99	3,314	42.98	7.67	3,649	42.31	6.43	6,001
초 과 근 로 시 간	3.07	6.10	3,314	2.43	5.14	3,649	1.34	3.92	5,999
월 평균 임금 (만원)	282.38	151.94	3,307	295.29	156.62	3,645	309.13	157.08	5,986
전 반 적 생 활 만 족 도	3.54	0.53	3,297	3.56	0.52	3,643	3.57	0.52	5,997
전 반 적 일 자 리 만 족	3.40	0.57	3,297	3.44	0.55	3,644	3.47	0.56	5,997
전 반 적 직 무 만 족	3.45	0.56	3,297	3.48	0.55	3,645	3.50	0.55	5,997
사 회 경 제 적 지 위 인 식	2.96	0.73	3,296	2.96	0.72	3,644	2.98	0.74	5,997

주 52시간 상한제의 정책효과를 분석하기 위해 근로기준법이 개정된 2018년을 기준으로 전후 기간인 2017년과 2019년으로 비교하였다. 2018년 근로기준법 개정이 이루어진 후, 정부는 기업들이 준비할 수 있는 유예기간을 제공하였으며 1단계 시기인 2019년 4월부터 종업원수 기준 300인 이상 기업과 공공기관을 대상으로 주 52시간 상한제가 적용되었다. 본 연구의 자료로 활용된 한국노동패널의 제22차(2019) 조사기간이 2019년 4월부터 실시된 점을 감안할 때 정책의 효과가 반영된 것으로 볼 수 있기 때문에, 한국노동패널의 2017년과 2019년의 패널 자료를 바탕으로 주 52시간 상한제 효과를 분석할 수 있었다.

주 52시간 상한제가 실근로시간에 미치는 영향에 대한 분석결과는 <표 3>에 기록하였다. 결과적으로, 주 52시간 상한제 적용집단과 비교집단의 실근로시간 변화 간에 통계적으로 유의한 차이가 확인되지 않았다. 모형 (1)은 총주당근로시간을 종속변수로 한 결과를 보여주는데, 주52시간상한제 적용 변수의 계수는 -1.3547로 나타났으며 이는 적용집단과 미적용집단 간의 총주당근로시간의 차이가 기본적으로 약 1.35시간 정도 존재함을 보여준다. 한편 전후의 계수는 -1.6746 으로 나타났고, 주52시간상한제적용 변수와 전후 변수 간의 상호작용 변수의 계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 주 52시간 상한제의 적용을 받은 받지 않은 모든 노동자들은 2017년에 비하여 2019년에 주당 1.67시간 정도 덜 노동하게 된 것으로 나타났다. 주 52시간 상한제 시행 1단계에서 적용을 받지 않는 기업에서도 근로자의 노동시간이 감소했다는 측면에서 예상과는 다른 결과를 발견하였다. 모형 (2)는 주당근로시간을 종속변수로 분석한 결과이다. 주52시간상한제적용 변수의 계수가 -1.7926으로 나타나, 적용 기업이 미적용 기업에 비해 -1.79시간 정도 주당근로시간이 적은 구조적 차이가 있음을 알 수 있다. 전후 변수의 계수는 -0.6679이며 상호작용항의 계수는 0.8561로 나타났고 두 계수 모두 통계적으로 유의하였다. 즉, 주 52시간 상한제 미적용 기업에서는 주당근로시간이 감소한 반면 적용 기업에서는 거의 감소가 없었음을 의미한다. 모형 (3)은 초과근로시간을 분석한 결과이다. 적용 기업과 미적용 기업 간의 구조적 차이는 나타나지 않았으며, 전후 변수가 -1.0068의 유의한 값을 보임에 따라 2017년에 비하여 2019년에는 적용 혹은 미적용 기업 모두 초과근로시간이 약 1시간 정도 감소하였음을 알 수 있다. 정리해보면, 주52시간상한제가 실근로시간에 미치는 뚜렷한 효과를 발견하기 어려웠으며, 미적용 기업과 적용 기업 모두 실근로시간이 유사하게 감소하는 현상을 발견하였다. 오히려 미적용 기업 쪽에서 주당 정규근로시간 감소가 더 크게 나타나기도 하였다.

<표 3> 실근로시간 분석결과(2017-2019)

	종속변수:		
	총주당근로시간 (1)	주당근로시간 (2)	초과근로시간 (3)
주52시간상한제적용(A)	-1.3547*** (-3.25)	-1.7926*** (-6.61)	0.4379 (1.34)
전후 (B)	-1.6746*** (-6.59)	-0.6679*** (-3.01)	-1.0068*** (-6.96)
(A) × (B)	0.2859 (0.57)	0.8561** (2.54)	-0.5702 (-1.49)
ln_월평균임금	0.3807 (0.97)	-1.9216*** (-5.38)	2.3023*** (12.01)
성별	3.0875*** (11.98)	2.4172*** (10.55)	0.6702*** (4.99)
혼인여부	-1.1261*** (-3.84)	-1.1457*** (-4.35)	0.0196 (0.12)
대졸유무	-1.8910** (-6.51)	-1.3174*** (-5.04)	-0.5736*** (-3.54)
건강상태	-0.3072 (-1.39)	-0.246 (-1.35)	-0.0612 (-0.48)
만나이	0.0486*** (3.21)	0.0866*** (6.10)	-0.0380*** (-5.63)
상수항	42.8052*** (21.68)	51.2988*** (29.59)	-8.4936*** (-7.95)
R <sup>2</sup>	0.0626	0.0838	0.0695
표본수	5,052	5,052	5,052
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

전반적인 실근로시간 감소가 관측되는 가운데, 정부에서 지정한 법정근로시간인 주 40시간 및 이번 상한제의 기준인 주 52시간을 기준으로 이를 만족하지 않는 근로자 비율의 추세를 관찰해보았다. 이를 통해 장시간 근로자의 비율이 주 52시간 상한제 전후로 얼마나 감소하였는가를 확인하여 <표 4>에 결과를 기록하였다. 2015년 주 40시간 초과 근로자의 비율은 한국노동패널 상으로 56.73%였으며, 이 비율은 2017년 50.45%로 감소하고 2019년에는 40.95%로 크게 감소하는 것으로 나타난다. 한편 52시간 초과 노동자 비율은 2015년 17.18%였으나 2017년 14.74%로 감소하였으며 2019년에는 8.98%로 크게 감소하였다.

<표 4> 주 40시간 초과 근로자 및 주 52시간 초과 근로자 비율 변화

	2015년		2017년		2019년		표본수
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
주 40시간 초과 근로자비율	0.5673	0.4955	0.5045	0.5000	0.4095	0.4918	2,293
주 52시간 초과 근로자비율	0.1718	0.3773	0.1474	0.3545	0.0898	0.2860	2,293

나아가 <표 4>의 결과를 보다 정밀하게 분석하기 위해, 2015년부터 2017년까지 평균 주 40시간 또는 주 52시간을 초과하여 근로한 집단을 대상으로 2017년에서 2019년 사이에 근로시간의 변화가 비교집단에 비해 더 감소하였는가를 이중차분법으로 분석하였다. 먼저 <표 5>에서는 주 40시간 초과로 근무하던 근로자와 40시간 이하로 근무하던 근로자의 근로시간 변화를 비교분석하였다. 모형 (1)의 결과에 따르면, 주 40시간 초과로 일하던 근로자들은 2.74 ( $= -3.6622 + 0.9221$ ) 시간 만큼 총주당근로시간이 감소한 반면 40시간 이하로 일하던 근로자들은 0.92 시간 만큼 노동시간이 늘어났다. 이러한 현상은 모형 (2)와 모형 (3)에서 주당근로시간 및 초과근로시간으로 분석한 결과에서도 유사하게 나타난다. 즉, 노동시간이 주 40시간 보다 높았던 집단에서는 노동시간이 감소하고 노동시간이 주 40시간 보다 낮았던 집단에서는 노동시간이 높아져서 양 집단의 노동시간이 수렴하는 현상이 관찰되었다. 이러한 현상은 주 52시간 상한제 적용 기업 (모형 (4)-(6))과 주 52시간제 미적용 기업 (모형 (7)-(9))에서 모두 나타나는 것으로 확인되었다. 특히 모형 (8)의 결과와 모형 (5)의 결과를 비교해보면, 오히려 미적용 기업 쪽에서 표준 주당근로시간의 수렴 현상이 나타난다. 이는 미적용 기업 쪽 근로자들의 표준 주당근로시간이 상대적으로 높았었기 때문으로 해석된다.

<표 6>은 주 52시간 초과로 근무하는 근로자 집단과 비교집단으로 나누어 분석한 결과를 보여준다. 모형 (1)에 나타난 결과를 보면, 주 52시간 초과로 일하던 근로자들은 8.28 시간이나 총근로시간이 감소하였다. 이러한 주 52시간 초과 노동자의 실노동시간 감소는 <표 5>의 주 40시간 초과 근로자에 대한 실근로시간 감소 폭보다 더 큰 것을 알 수 있고, 이는 근로시간이 긴 근로자에게 근로시간 감소가 더 크게 나타남을 보여준다. 반면 주 52시간 이하로 일하던 근로자의 총근로시간에는 변화가 없었다. 이러한 패턴은 모형 (2)의 정규 주당근로시간에서도 나타났다. 모형 (3)의 초과근로시간 분석에서는 주 52시간 이하로 일하던 근로자의 초과근로시간도 통계적으로 유의하게 0.46시간 감소하였고, 주 52시간 초과로 일하던 근로자의 초과근로시간은 5.02시간 ( $= -0.4556 - 4.5678$ )으로 큰 폭 감소하였다. 또한 <표 5>와 유사하게, 주 52시간 상한제 적용 기업에서 근무하는 근로자 (모형 (4)-(6))와 주 52시간 상한제 미 적용 기업의 근로자 (모형 (7)-(9))로 나누어 분석해 보았는데, 그 결과 양 부분 표본에서 모두 전체 표본 분석 결과와 유사한 패턴이 발견되었다. 주목할만한 것은 모형 (5)의 결과에 따르면, 주 52시간 상한제 적용 기업에서는 전체 근로자의 표준 주당근로시간이 통계적으로 유의하게 증가하였다. 상한제 적용 기업은 300인 이상의 중견이상의 기업으로서 일반적으로 2017년 시점에 이미 노동시간이 높지 않은 경우가 많은데, 이러한 기업들에서 초과노동시간을 급격하게 감소시킴에 따라 모자란 노동시간을 표준 주당노동시간의 상승으로 극복하려 했던 것으로 해석된다.



<표 5> 주 40시간 초과 근로자의 실근로시간 변화 이중차분 분석결과(2017-2019)

	표본 구분:																	
	근로자 전체 집단			주52시간상한제 적용집단			주52시간상한제 미적용집단											
	충주당근로시간 (1)	주당근로시간 (2)	초과근로시간 (3)	충주당근로시간 (4)	주당근로시간 (5)	초과근로시간 (6)	충주당근로시간 (7)	주당근로시간 (8)	초과근로시간 (9)									
40시간초과(A)	8.2249*** (34.04)	4.2028*** (18.96)	4.0221*** (25.53)	6.5417*** (13.78)	0.8122*** (3.97)	5.7295*** (12.74)	8.7413*** (28.79)	5.1336*** (17.80)	3.6077*** (19.90)									
전후 (B)	0.9221*** (4.30)	0.4532** (2.25)	0.4689*** (4.01)	1.0156*** (2.87)	0.4965 (1.61)	0.5191** (2.47)	0.8135*** (3.28)	0.4473* (1.79)	0.3663*** (3.49)									
(A) × (B)	-3.6622*** (-10.15)	-1.2415*** (-3.89)	-2.4208*** (-10.56)	-3.4215*** (-5.27)	-0.1382 (-0.35)	-3.2833*** (-5.99)	-3.7096*** (-8.44)	-1.6712*** (-4.10)	-2.0384*** (-8.03)									
ln_월평균임금	-0.534 (-1.63)	-2.4437*** (-8.07)	1.9097** (10.58)	1.9614*** (2.98)	-0.1194 (-0.23)	2.0809*** (4.30)	-0.7959* (-1.78)	-2.7670*** (-6.61)	1.9711*** (8.58)									
상별	1.7247*** (7.26)	1.5547*** (7.32)	0.17 (1.18)	0.1291 (0.26)	0.3327 (1.25)	-0.2035 (-0.46)	1.8907*** (6.56)	1.7413*** (6.54)	0.1495 (0.95)									
혼인여부	-0.5262* (-1.79)	-0.7039*** (-2.59)	0.1777 (1.04)	-1.1738* (-1.83)	-0.2702 (-0.66)	-0.9036 (-1.54)	-0.4508 (-1.31)	-0.7331** (-2.28)	0.2822 (1.51)									
대출유무	-1.4901*** (-5.35)	-1.0884*** (-4.19)	-0.4017** (-2.34)	-1.0633** (-2.11)	-0.5983** (-2.14)	-0.465 (-1.02)	-1.5690*** (-4.55)	-1.2526*** (-3.82)	-0.3164 (-1.59)									
건강상태	-0.1872 (-0.93)	-0.0902 (-0.54)	-0.097 (-0.72)	-0.2966 (-0.71)	0.0904 (0.39)	-0.3871 (-1.02)	-0.0897 (-0.36)	-0.1323 (-0.61)	0.0427 (0.28)									
만나이	0.0535*** (3.29)	0.0954*** (5.96)	-0.0419*** (-5.70)	-0.0223 (-0.76)	0.0065 (0.38)	-0.0288 (-1.14)	0.0675*** (3.60)	0.1086*** (5.89)	-0.0411*** (-5.04)									
상수항	41.5527*** (25.48)	50.0027*** (36.25)	-8.4500*** (-7.80)	32.2656*** (9.85)	40.5061*** (17.26)	-8.2405*** (-3.12)	41.8189*** (18.58)	51.1308*** (25.59)	-9.3118*** (-6.80)									
R <sup>2</sup>	0.2105	0.1506	0.1395	0.1944	0.031	0.1945	0.222	0.1724	0.1243									
표본수	4,584	4,584	4,584	831	831	831	3,244	3,244	3,244									
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000									

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

<표 6> 주 52시간 초과 근로자의 실근로시간 변화 이종차분 분석결과(2017-2019)

	표본구분:									
	근로자 전체 집단			주52시간상한제 적용 집단			주52시간상한제 미적용 집단			
	충주항근로시간 (1)	주당근로시간 (2)	초과근로시간 (3)	충주항근로시간 (4)	주당근로시간 (5)	초과근로시간 (6)	충주항근로시간 (7)	주당근로시간 (8)	초과근로시간 (9)	
52시간초과(A)	16.0601*** (29.19)	9.5346*** (14.66)	6.5255*** (13.21)	14.4171*** (11.06)	1.7528** (2.08)	12.6643*** (9.64)	16.6447*** (25.61)	11.1216*** (14.40)	5.5232*** (9.90)	
전후 (B)	-0.2642 (-1.57)	0.1914 (1.47)	-0.4556*** (-3.78)	-0.2998 (-0.88)	0.4147** (2.14)	-0.7146** (-2.41)	-0.3067 (-1.51)	0.0895 (0.54)	-0.3962*** (-2.87)	
(A) × (B)	-8.2772*** (-10.16)	-3.7094*** (-4.29)	-4.5678*** (-7.58)	-9.4990*** (-5.36)	-0.1374 (-0.12)	-9.3616*** (-5.69)	-8.1575*** (-8.42)	-4.5061*** (-4.36)	-3.6514*** (-5.32)	
ln_월평균임금	0.0509 (0.18)	-2.0890** (-7.44)	2.1399** (12.04)	2.3583*** (3.85)	-0.0702 (-0.14)	2.4284*** (5.79)	-0.3397 (-0.88)	-2.4636** (-6.45)	2.1239*** (9.42)	
성별	1.6177*** (7.99)	1.3664*** (7.31)	0.2513* (1.79)	0.9315** (2.30)	0.4463* (1.77)	0.4852 (1.32)	1.6691*** (6.77)	1.4650*** (6.33)	0.2041 (1.32)	
혼인여부	-0.5628** (-2.14)	-0.7089*** (-2.82)	0.1461 (0.86)	-0.4696 (-0.88)	-0.135 (-0.34)	-0.3346 (-0.64)	-0.6783** (-2.19)	-0.8729*** (-2.98)	0.1946 (1.03)	
대출유무	-0.8356*** (-3.42)	-0.6209** (-2.57)	-0.2147 (-1.29)	-0.6809 (-1.48)	-0.5196* (-1.86)	-0.1613 (-0.40)	-0.9303*** (-3.13)	-0.7468** (-2.51)	-0.1835 (-0.95)	
건강상태	0.0109 (0.06)	0.0385 (0.24)	-0.0275 (-0.21)	0.0714 (0.21)	0.1388 (0.62)	-0.0674 (-0.20)	0.0323 (0.14)	-0.0414 (-0.20)	0.0737 (0.48)	
만나이	0.0295** (2.11)	0.0808*** (5.63)	-0.0513*** (-6.83)	-0.0242 (-0.92)	0.0063 (0.36)	-0.0305 (-1.38)	0.0321** (2.04)	0.0848*** (5.29)	-0.0527*** (-6.21)	
상수항	41.2752*** (27.79)	49.3306*** (37.11)	-8.0554*** (-7.67)	29.9184*** (9.61)	40.1329*** (16.77)	-10.2145*** (-4.18)	43.4542*** (21.79)	51.7491*** (27.30)	-8.2949*** (-6.27)	
R <sup>2</sup>	0.3765	0.2633	0.1755	0.3382	0.0485	0.3274	0.3964	0.302	0.1504	
표본수	4,584	4,584	4,584	831	831	831	3,244	3,244	3,244	
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0019	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미

근무시간에 이어 다음으로 주 52시간 상한제가 월평균임금에 미치는 영향을 분석하여 그 결과를 <표 7>에 기술하였다. 구체적으로 종속변수는 ln월평균임금으로 설정하였으며 주 52시간 상한제의 영향을 이중차분법을 활용하여 비교분석하였다. 모형 (1)의 결과를 보면, 2017년에서 2019년이 되며 임금이 상승하였으나, 상호작용 변수가 보여주 듯 주52시간상한제 적용 혹은 미적용에 따른 임금 상승 차이는 발견되지 않았다. 또한 주 40시간 초과 근로자 집단과 비교집단 및 주 52시간 초과 근로자 집단과 그 비교집단 간에 서로 다른 월평균임금 상승이 나타나는가를 분석하였다. 그러나 모형 (2)부터 모형 (7)까지의 결과를 보면 모든 상호작용 변수들의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나왔다. 즉, 위 <표 5>와 <표 6>에서 과도한 노동시간을 갖고 있던 근로자들에게서 근로시간의 감소가 큰 폭으로 나타난 반면, 월평균임금은 감소하지 않고 유지된 것으로 해석된다.

<표 7> 월평균임금 변화 이중차분 분석결과(2017-2019)

종속변수: ln(월평균임금)	분석의 구분:						
	상한제 효과 분석	주 40시간 초과 집단 및 비교 집단 분석			주 52시간 초과 집단 및 비교 집단 분석		
	전체 표본	전체 표본	주 52 시간 상한제적용	주 52 시간 상한제미적용	전체 표본	주 52 시간 상한제적용	주 52 시간 상한제미적용
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
주52시간상한제적용(A)	0.3217*** (16.12)						
전후 (B)	0.0965*** (8.86)	0.0947*** (4.78)	0.0609 (1.32)	0.1026*** (4.62)	0.0869*** (7.10)	0.0534** (2.01)	0.0898*** (6.70)
(A) × (B)	-0.0258 (-0.94)						
주40시간초과 (C)		0.0378** (2.15)	0.1061*** (2.70)	0.0325* (1.65)			
(C) × (B)		-0.0164 (-0.68)	-0.0112 (-0.20)	-0.0261 (-0.98)			
주52시간초과 (D)					-0.023 (-0.96)	0.0502 (0.95)	-0.0043 (-0.17)
(D) × (B)					-0.0206 (-0.62)	0.0077 (0.09)	-0.0293 (-0.86)
통계변수 상수항	포함 4.7776*** (97.32)	포함 4.8219*** (82.53)	포함 4.4620*** (36.33)	포함 4.9496*** (76.88)	포함 4.8515*** (84.35)	포함 4.4962*** (36.21)	포함 4.9724*** (78.70)
R <sup>2</sup>	0.3741	0.3032	0.3025	0.2827	0.303	0.2931	0.2825
표본수	5,052	4,584	831	3,244	4,584	831	3,244
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

이상의 결과를 종합해보면, 주 52시간 상한제 도입 시기 전후로 적용 기업이든 미적용 기업이든 과도한 근로시간이 큰 폭으로 감소하는 현상이 발견되었으나 이러한 노동시간 감소에 따른 월평균 임금은 삭감은 나타나지 않았다. 이렇듯 2019년에 주 52시간 상한제 미적용 기업에서도 마치 상한

제가 적용된 듯이 큰 폭의 근로시간 감소가 발견되었는데, 이러한 현상이 하나의 시계열적 추세인지 혹은 상한제 미적용 기업에서도 추후 단기간 내 적용될 것을 미리 대비하고 구조적 변화를 일으킨 것인가에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 본 연구에서는 2015년에서 2017년의 근로시간 감소와 2017에서 2019년의 근로시간 감소를 비교함으로써 시계열적인 추세를 확인해보았다. 즉, 실근로시간 변화를 과거 동일한 기간과 비교하여 2017년과 2019년의 장시간 근로자의 근로시간 감소가 더 크게 나타난 것인지를 분석하였다. 먼저 <표 8>에서는 주 40시간 초과하여 노동하던 근로자가 경험한 근로시간 변화를 2015-2017 및 2017-2019로 나누어 측정하고 이 차이의 통계적 유의성을 확인하였다. 총주당근로시간은 2015-2017 기간 동안 1.05시간 감소하였으며, 반면 2017-2019 기간 동안에는 2.06시간 감소하여 더 큰 폭을 보였다. 이 두 변화량의 차이는 통계적으로 유의하게 나타났다. 따라서 과거의 노동시간 감소 정도가 그대로 이어졌다기보다, 2017-2019 기간 동안 더 큰 폭의 총주당근로시간 감소가 나타났다고 해석할 수 있다. 같은 표에서 이러한 변화가 정규 주당근로시간이 아닌 초과근로시간의 감소에서 나타났다는 것으로 확인할 수 있다.

<표 9>는 <표 8>의 연구방법을 주 52시간 초과 근로자에 대해 적용하여 분석한 결과이다. 2015-2017 기간 동안 주 52시간 초과 근로자의 총주당근로시간 변화는 -0.26 시간으로 거의 감소하지 않았음을 알 수 있다. 그러나 2017-2019 기간을 보면 -5.52 시간의 변화를 보여 매우 큰 폭의 차이가 나타났다. 이 두 시간 변화의 차이는 통계적으로 유의하게 나타났다. 이러한 총주당근로시간의 변화는 정규 근로시간 감축의 변화와 초과근로시간 감축의 변화에서 모두 유사하게 나타났다. 즉, 과거에서 나타난 추세가 이어졌다고 할 수 없는 훨씬 큰 폭의 변화가 2017-2019 기간 동안 나타난 것으로 보이며, 이는 주 52시간 상한제가 우리나라 전체 노동 시장에 구조적인 영향을 미친 것으로 해석된다.

<표 8> 주 40시간 초과 근로자의 실근로시간 변화 비교

	2015년-2017년(N:1,541)		2017년-2019년(N:1,458)		변화 차이(B-A) (t값)
	평균 (A)	표준오차	평균 (B)	표준오차	
총주당근로시간변화	-1.0488	0.2347	-2.0577	0.2342	-1.5393 (3.0397)***
주당근로시간변화	-0.2268	0.1643	-0.5552	0.1737	-0.3864 (1.3742)
초과근로시간변화	-0.8220	0.1899	-1.5025	0.1826	-1.1528 (2.5777)**

주: \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

<표 9> 주 52시간 초과 근로자의 실근로시간 변화 비교

	2015년-2017년(N:263)		2017년-2019년(N:248)		변화 차이(B-A) (t값)
	평균 (A)	표준오차	평균 (B)	표준오차	
총주당근로시간변화	-0.2652	0.9170	-5.5221	0.9674	-2.8165 (3.9463)***
주당근로시간변화	-0.4106	0.7004	-2.2645	0.7833	-1.0332 (2.8382)***
초과근로시간변화	-0.6758	0.7232	-2.9576	0.7482	-1.7832 (2.1929)**

주: \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

## 2. 주 52시간 상한제 시행에 따른 만족도 변화

한국은 앞서 <그림 1>과 <그림 2>에서와 같이 연간 근로시간이 OECD 국가 중 가장 높은 국가 중의 하나로 조사되고 있으나, 또한 가장 빠르게 근로시간이 감소하고 있는 국가이기도 하다. 그러나, 빠른 근로시간 감소에도 불구하고 한국인의 행복에 대한 평가는 매우 낮은 수준에서 개선되고 있지 못하다. 한국은 UN이 발표하는 세계 행복 보고서(World Happiness Report)<sup>2)</sup> 2019년 기준 54위로 2015년 47위보다 오히려 낮아진 것으로 나타나며, OECD의 Better Life Index<sup>3)</sup> 기준으로도 2019년 기준 30위로 2016년 기준 28위보다 개선되지 못한 것으로 볼 수 있다.

본 연구에서는 주 52시간 상한제가 적용됨에 따라 노동자들의 전반적인 생활 만족도에 어떠한 개선이 나타났는가를 추가 분석하였다. <표 10>는 주 52시간 상한제 효과를 이중차분법으로 분석한 결과다. 모형 (1)의 결과에 따르면, 상호작용 변수의 계수가 유의하지 않음에 따라, 주 52시간 상한제 적용 기업에 있는 근로자가 그렇지 않은 기업의 근로자에 비해 전반적 생활 만족도가 상승하지 않은 것으로 나타났다. 모형 (2)에서 (5)까지 주 40시간 초과 근로자 군과 그 이하의 근로자 군을 비교 분석하였는데, 결과적으로 전반적 생활 만족도의 변화 차이는 나타나지 않았다. 즉, 노동시간은 큰 폭 감소하였으나 전반적 생활 만족도는 개선되지 않았다. 이러한 패턴은 모형 (6)에서 모형 (8)까지 주 52시간 초과를 기준으로 근로자를 나누어 분석한 결과에서도 유사하게 나타난다. 즉, 장시간 근로 집단의 경우 실근로시간의 감소가 크게 나타났음에도 불구하고 주 52시간 상한제가 전반적 생활 만족도에 미치는 영향이 없거나 적어도 단기적으로는 효과가 없다고 추정된다.

<표 11>는 전반적 일자리 만족 변화에 대한 분석으로 전반적 생활 만족도 분석과 유사한 결과를 보여주고 있다. 즉, 주 40시간 초과 근로자 집단과 주 52시간 초과 근로자 집단에서 큰 폭의 근로시간 감소가 나타났음에도 불구하고 전반적 일자리 만족에는 유의한 변화가 없는 것으로 나타난다. 다음은 <표 12>에서 전반적 직무 만족도에 대해 분석하였다. 전반적 직무 만족도는 신용우·조영일(2019)의 연구에서 근로시간 단축에 따른 전반적 생활 만족도 개선의 매개변인으로 확인된 변수이다. 분석 결과 각 모형에서 상호작용변수의 계수들이 통계적으로 유의하지 않게 확인되었다. 주 52시간 상한제 시행 효과 및 장시간 근로자 집단으로 세분화한 집단에서도 주 52시간 상한제에 따른 전반적 직무 만족도의 변화가 확인되지 않았다. 한편, <표 13>은 사회경제적 지위 인식 변수에 대한 이중차분 분석결과를 보여준다. 앞서 분석한 여러 가지 만족도 분석과 유사한 패턴을 보여주는데, 단 모형 (1)에서 상호작용 변수의 계수가 통계적으로 유의하게 양의 값을 나타낸다. 즉 주 52시간 상한제 적용 기업의 노동자들은 사회경제적으로 지위가 상대적으로 높아졌다고 인지하는 것으로 보인다. 반면 미적용 기업에서는 상대적으로 사회경제적 지위가 낮아졌다고 인식하였다. 그러나 다른 모형 (2)부터 모형 (7)까지의 결과와 종합해보면, 이러한 현상을 근로시간 감축의 효과로 보기는 어렵다고 판단된다. 다만, 윤수인·이홍직(2020)에서 노동자의 행복에 영향을 미치는 요인 중 사회경제적지위인식이 다른 변수들보다 더 큰 영향을 주는 것으로 분석된 점을 고려하면 주

2) 해당 자료는 다음의 웹사이트에서 확인할 수 있다: <https://worldhappiness.report/archive/>

3) 해당 자료는 다음의 웹사이트에서 확인할 수 있다: <http://www.oecdbetterlifeindex.org/countries/korea/>

52시간 상한제가 근로자들의 사회경제적지위인식에 미치는 영향에 관해서는 추가적인 연구 필요성이 있다.

<표 10> 주 52시간 상한제에 따른 전반적생활만족도 변화 이중차분 분석결과(2017-2019)

종속변수: 전반적생활만족도	분석의 구분:						
	상한제 효과 분석	주 40시간 초과 집단 및 비교 집단 분석			주 52시간 초과 집단 및 비교 집단 분석		
		전체 표본	전체 표본	주52시간 상한제적용	주52시간 상한제미적용	전체 표본	주52시간 상한제적용
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
주52시간상한제적용(A)	0.0546** (2.16)						
전후 (B)	-0.0123 (-0.81)	-0.0052 (-0.21)	0.0764 (1.25)	-0.0149 (-0.52)	-0.0197 (-1.24)	0.0009 (0.03)	-0.0214 (-1.13)
(A) × (B)	-0.0145 (-0.42)						
주40시간초과 (C)		-0.0806*** (-3.70)	-0.0539 (-1.00)	-0.0951*** (-3.70)			
(C) × (B)		-0.0255 (-0.84)	-0.1101 (-1.50)	-0.0087 (-0.24)			
주52시간초과 (D)					-0.0954*** (-3.24)	0.0049 (0.07)	-0.1140*** (-3.36)
(D) × (B)					-0.0173 (-0.42)	-0.009 (-0.09)	0.0014 (0.03)
ln_월평균임금	0.2391*** (12.78)	0.2390*** (12.81)	0.2705*** (5.47)	0.2348*** (9.70)	0.2315*** (12.49)	0.2510*** (5.16)	0.2286*** (9.47)
성별	-0.1066*** (-6.77)	-0.0926*** (-5.34)	-0.001 (-0.02)	-0.0982*** (-4.99)	-0.0983*** (-5.69)	-0.0344 (-0.58)	-0.1026*** (-5.24)
혼인여부	0.1544*** (8.79)	0.1687*** (8.48)	0.0918 (1.55)	0.1559*** (6.92)	0.1703*** (8.58)	0.1046* (1.75)	0.1593*** (7.09)
대졸유무	0.0930*** (5.55)	0.0910*** (4.96)	0.0469 (1.03)	0.0911*** (4.25)	0.0882*** (4.85)	0.0537 (1.17)	0.0891*** (4.19)
건강상태	0.1974*** (14.78)	0.2168*** (14.86)	0.1755*** (4.49)	0.2245*** (13.22)	0.2151*** (14.76)	0.1791*** (4.58)	0.2230*** (13.19)
만나이	0.0002 (0.25)	0.0005 (0.53)	-0.0053** (-2.01)	0.0019* (1.96)	0.0007 (0.83)	-0.0050* (-1.89)	0.0023** (2.36)
상수항	1.3672*** (12.71)	1.3302*** (11.61)	1.5682*** (5.45)	1.2836*** (8.94)	1.3327*** (11.68)	1.6322*** (5.66)	1.2621*** (8.81)
R <sup>2</sup>	0.1438	0.1632	0.1249	0.1528	0.1614	0.1127	0.1515
표본수	5,046	4,277	733	3,119	4,277	733	3,119
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

<표 11> 주 52시간 상한제에 따른 전반적일자리만족 이중차분 분석결과(2017-2019)

종속변수: 전반적일자리만족도	분석의 구분:						
	상한제 효과 분석	주 40시간 초과 집단 및 비교 집단 분석			주 52시간 초과 집단 및 비교 집단 분석		
	전체 표본	전체 표본	주52시 간 상한제적용	주52시 간 상한제미적용	전체 표본	주52시 간 상한제적용	주52시 간 상한제미적용
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
주52시간상한제적용(A)	0.1113*** (4.07)						
전후 (B)	-0.0234 (-1.43)	-0.0179 (-0.67)	0.0702 (1.15)	-0.0293 (-0.92)	-0.0156 (-0.92)	0.0284 (0.75)	-0.021 (-1.03)
(A) × (B)	0.0276 (0.76)						
주40시간초과 (C)		-0.0708*** (-3.05)	-0.0903 (-1.61)	-0.0604** (-2.22)			
(C) × (B)		-0.0036 (-0.11)	-0.0575 (-0.77)	0.0012 (0.03)			
주52시간초과 (D)					-0.1036*** (-3.35)	-0.0821 (-0.99)	-0.0869** (-2.53)
(D) × (B)					-0.0304 (-0.71)	0.019 (0.17)	-0.0465 (-0.97)
ln_월평균임금	0.3572*** (16.91)	0.4127*** (19.84)	0.4552*** (8.69)	0.3699*** (13.58)	0.4055*** (19.69)	0.4365*** (8.28)	0.3650*** (13.57)
성별	-0.1840*** (-11.02)	-0.2024*** (-11.13)	-0.1475** (-2.52)	-0.1967*** (-9.63)	-0.2020*** (-11.17)	-0.1784*** (-3.07)	-0.1936*** (-9.54)
혼인여부	0.0500*** (2.59)	0.0525** (2.43)	0.0527 (0.79)	0.0500** (2.06)	0.0531** (2.46)	0.0559 (0.83)	0.0520** (2.14)
대졸유무	0.0838*** (4.68)	0.0739*** (3.82)	-0.0257 (-0.58)	0.1038*** (4.57)	0.0680*** (3.55)	-0.0239 (-0.54)	0.0983*** (4.37)
건강상태	0.1746*** (11.86)	0.1880*** (11.73)	0.1960*** (5.27)	0.1937*** (10.19)	0.1864*** (11.65)	0.1958*** (5.29)	0.1929*** (10.16)
만나이	0.0021** (2.53)	0.0027*** (2.94)	-0.0048* (-1.88)	0.0047*** (4.51)	0.0029*** (3.22)	-0.0045* (-1.78)	0.0050*** (4.82)
상수항	0.7082*** (5.93)	0.3959*** (3.17)	0.5315* (1.82)	0.4827*** (3.02)	0.4030*** (3.25)	0.6013** (2.04)	0.4723*** (2.97)
R <sup>2</sup>	0.154	0.1726	0.1706	0.1492	0.1749	0.162	0.1706
표본수	5,046	4,278	733	3,119	4,278	733	733
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

<표 12> 주 52시간 상한제에 따른 전반적직무만족 이중차분 분석결과(2017-2019)

종속변수: 전반적직무만족도	분석의 구분:						
	상한제 효과 분석	주 40시간 초과 집단 및 비교 집단 분석			주 52시간 초과 집단 및 비교 집단 분석		
	전체 표본	전체 표본	주52시 간 상한제적용	주52시 간 상한제미적용	전체 표본	주52시 간 상한제적용	주52시 간 상한제미적용
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
주52시간상한제적용(A)	0.0992*** (3.73)						
전후 (B)	-0.011 (-0.68)	-0.0008 (-0.03)	0.069 (1.13)	-0.003 (-0.10)	-0.0022 (-0.13)	0.0435 (1.16)	-0.0013 (-0.06)
(A) × (B)	0.0224 (0.63)						
주40시간초과 (C)		-0.0451** (-1.98)	-0.0535 (-0.98)	-0.0452* (-1.68)			
(C) × (B)		-0.0121 (-0.38)	-0.0285 (-0.38)	-0.0145 (-0.38)			
주52시간초과 (D)					-0.0987*** (-3.24)	-0.1126 (-1.45)	-0.0906*** (-2.62)
(D) × (B)					-0.0434 (-1.00)	0.0514 (0.44)	-0.0712 (-1.45)
ln_월평균임금	0.3459*** (16.20)	0.3891*** (18.45)	0.3529*** (6.59)	0.3764*** (13.51)	0.3830*** (18.31)	0.3439*** (6.50)	0.3716*** (13.50)
성별	-0.1847*** (-11.10)	-0.1844*** (-10.14)	-0.0543 (-0.91)	-0.1913*** (-9.32)	-0.1794*** (-9.91)	-0.0688 (-1.17)	-0.1847*** (-9.05)
혼인여부	0.0224 (1.18)	0.0133 (0.62)	-0.03 (-0.47)	0.008 (0.33)	0.0131 (0.61)	-0.0338 (-0.53)	0.0096 (0.40)
대졸유무	0.0892*** (4.95)	0.0973*** (4.98)	0.0515 (1.11)	0.1051*** (4.59)	0.0894*** (4.62)	0.0489 (1.06)	0.0972*** (4.30)
건강상태	0.2027*** (13.97)	0.2129*** (13.61)	0.2066*** (5.53)	0.2175*** (11.65)	0.2112*** (13.52)	0.2046*** (5.53)	0.2166*** (11.63)
만나이	0.0015* (1.75)	0.0022* (2.39)	-0.0018 (-0.69)	0.0035*** (3.34)	0.0024*** (2.64)	-0.0017 (-0.66)	0.0038*** (3.66)
상수항	0.7552*** (6.29)	0.4821*** (3.84)	0.9096*** (3.06)	0.4699*** (2.89)	0.4998*** (4.01)	0.9605*** (3.25)	0.4693*** (2.91)
R <sup>2</sup>	0.1586	0.1756	0.1442	0.1582	0.1799	0.1438	0.1637
표본수	5,047	4,278	733	3,119	4,278	733	3,119
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.



<표 13> 주 52시간 상한제에 따른 사회경제적지위인식 이중차분 분석결과(2017-2019)

종속변수: 사회경제적지위인식	분석의 구분:						
	상한제 효과 분석	주 40시간 초과 집단 및 비교 집단 분석			주 52시간 초과 집단 및 비교 집단 분석		
		전체 표본	전체 표본	주52시 간 상한제적용	주52시 간 상한제미적용	전체 표본	주52시 간 상한제적용
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
주52시간상한제적용(A)	-0.0024 (-0.07)						
전후 (B)	-0.0474** (-2.35)	-0.0638* (-1.93)	0.0733 (0.92)	-0.0855** (-2.18)	-0.0216 (-1.03)	0.0522 (1.13)	-0.0353 (-1.40)
(A) × (B)	0.0964** (2.18)						
주40시간초과 (C)		-0.1400*** (-4.70)	-0.0432 (-0.58)	-0.1733*** (-4.96)			
(C) × (B)		0.0455 (1.12)	-0.0479 (-0.51)	0.0592 (1.23)			
주52시간초과 (D)					-0.1300*** (-3.28)	-0.0636 (-0.74)	-0.1457*** (-3.15)
(D) × (B)					-0.0725 (-1.36)	-0.1012 (-0.85)	-0.0615 (-0.99)
ln_월평균임금	0.4795*** (18.21)	0.4900*** (18.78)	0.5654*** (8.12)	0.4599*** (13.98)	0.4788*** (18.46)	0.5572*** (8.13)	0.4495*** (13.73)
성별	-0.2621*** (-12.43)	-0.2450*** (-10.49)	-0.2625*** (-3.64)	-0.2379*** (-8.94)	-0.2475*** (-10.76)	-0.2745*** (-3.93)	-0.2423*** (-9.24)
혼인여부	0.2371*** (10.01)	0.2695*** (10.22)	0.3262*** (4.54)	0.2451*** (8.08)	0.2709*** (10.33)	0.3175*** (4.52)	0.2502*** (8.31)
대출유무	0.2509*** (11.36)	0.2600*** (10.95)	0.2083*** (3.68)	0.2727*** (9.72)	0.2530*** (10.63)	0.2035*** (3.54)	0.2686*** (9.56)
건강상태	0.1404*** (7.53)	0.1388*** (7.21)	0.0880** (2.17)	0.1441*** (6.04)	0.1368*** (7.14)	0.0863** (2.15)	0.1431*** (6.02)
만나이	0.0036*** (3.35)	0.0041*** (3.47)	0.0044 (1.26)	0.0045*** (3.35)	0.0045*** (3.79)	0.0044 (1.29)	0.0051*** (3.78)
상수항	-0.5713*** (-3.70)	-0.5927*** (-3.66)	-0.9316** (-2.52)	-0.4328** (-2.13)	-0.6080*** (-3.75)	-0.8808** (-2.38)	-0.4896** (-2.41)
R <sup>2</sup>	0.195	0.2177	0.2229	0.1959	0.219	0.2243	0.1955
표본수	5,046	4,278	733	3,119	4,278	733	3,119
Model-p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: 괄호안의 수치는 표준오차임. \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1%의 통계적 유의성을 의미.

## V. 결 론

본 연구는 2018년 개정된 근로기준법으로 시행하게 된 주 52시간 상한제가 임금근로자의 실근로 시간, 임금, 삶의 만족도에 어떠한 영향을 나타냈는가를 실증분석하였다. 분석 결과, 제도 도입 전 후인 2017년부터 2019년도의 기간 동안 주 52시간 상한제 적용 대상과 미적용 대상 간의 근로시간 감소의 차이가 유의하게 나타나지 않았다. 반면 과거 3년간 평균적으로 주 40시간을 초과하여 근로한 표본을 대상으로 실근로시간의 변화를 분석한 결과 비교집단에 비해 총주당근로시간이 -3.6시간 더 감소한 것으로 나타났다. 또한, 주 52시간 초과로 근로했던 표본을 대상으로 한 분석에서는 비교집단 대비 총주당근로시간이 -8.2시간 더 감소하였다. 이는 주 52시간 상한제 적용 대상 기업이던 미적용 대상 기업이던 두 집단 모두에서 근로시간이 감소하되, 특히 장시간 근로자에게서 큰 폭의 근로시간 감소가 나타난 것으로 해석할 수 있다. 근로시간 감소에도 불구하고 장시간 근로자의 임금 감소가 발견되지 않았다는 점에서 근로자 삶의 질에 긍정적이나, 측정된 행복 지표들을 분석한 결과 장시간 근로자의 삶의 만족도가 개선되지 않은 것으로 나타났다. 기존 연구에서도 근로시간 단축이 삶의 만족도 개선과 뚜렷한 통계적 관계를 보이지 않았다는 점에서 일관성이 있으나, 정부 입장에서는 실제 근로자들이 느끼는 만족도를 높이기 위한 정책으로 어떤 것들이 필요할지에 대해 추가적인 고민을 해야 할 것으로 보인다.

본 연구의 몇 가지 한계점과 후속 연구의 필요성을 제시하고자 한다. 먼저, 주 52시간 상한제가 유예기간을 거쳐 1단계 시행이 2019년 4월부터 이루어졌으나, 전체적인 효과를 분석하기 위해서는 주 52시간 상한제의 단계적 시행이 모두 이루어지는 2021년 7월 이후를 포함하는 분석이 바람직할 수 있다. 2020년 신종코로나바이러스(COVID-19) 대유행 상황에 의해 노동 시장에 충격이 나타났고 아직 해소되지 않았다는 점을 고려하면 2020년 표본은 분석에 적합하지 않을 것으로 보이고, 2021년 혹은 2022년 자료를 확인할 수 있을 때에 주 52시간 상한제의 효과를 정확히 분석할 수 있을 것으로 예상된다. 그리고, 주 52시간 상한제의 효과에 영향을 줄 수 있는 탄력적 근로시간제의 단위기간 확대 등 보완조치가 분석일 현재까지도 완료되지 않았는 바, 향후 후속 연구에서는 탄력적 근로조건을 포함한 유연근무제 등 다양한 근로조건이 함께 이루어질 경우 분석결과가 어떻게 달라질지에 대한 연구가 필요해 보인다. 또한, 주 52시간 상한제가 근로자들의 사회경제적지위인식에 미치는 영향에 관해서는 본 연구결과에서 나타난 일부 통계적 유의성이 보다 다양한 연구를 통해 보완될 수 있기를 기대한다.

## 참고문헌

- 김유선(2008), 「법정근로시간 단축이 실근로시간, 고용, 실질임금에 미친 영향」, *산업노동연구*, 14(2), 1-21.
- \_\_\_\_\_ (2011), 「주 409시간 근무제가 노동자 여가생활에 미친 영향」 *산업노동연구*, 17(1), 37~270
- 박철성(2014), 「주 5 일 근무제도 실시의 노동시장 외적 효과」, *노동경제논집*, 37(4), 141~222.
- 신용우, 조영일(2019), 「근로시간이 줄면 삶의 질은 좋아질까: 직무만족도의 조절된 매개효과 분석」, *사회과학연구*, 45(3), 295~319.
- 신영민(2018), 「한국 노동자의 노동시간 배열 유형과 결정요인에 대한 연구」, *노동정책연구*, 18(1), 135-167.
- 안주엽, 이정희, 길현중, 오선정, 김주영, 김종숙, 김난숙(2015), 『*일과 행복(I)*』, *경제인문사회연구회 협동연구총서. 세종: 한국노동연구원*
- 오선정(2016), 「법정근로시간 단축과 생활만족도」, *노동리뷰*, 134, 54-66.
- 윤수인, 이흥직(2020), 「임금노동자의 행복에 영향을 미치는 요인에 관한 연구-인구사회학적 요인, 좋은 일자리 요인, 일-생활 균형 요인을 중심으로」, *한국사회복지학*, 72(2), 373-400.
- 이미영, 이흥직, 안수경, 윤수인, 최순례, 윤승태(2019), 「임금노동자의 일과 여가가 행복에 미치는 영향」, *노동정책연구*, 63-96.
- 양혜원, 금현섭(2009), 「주5일 근무제의 효과 분석」, *한국정책분석평가학회보*, 19(3), 219-248.
- 조용만(2020), 「근로시간 단축의 제도적 논의와 쟁점」, *노동법학*, (73), 167-201.
- 주은선(2016), 「노동시간이 삶 만족도에 미치는 영향」, *한국콘텐츠학회논문지*, 16(7), 750-759.
- 허준수, 최성현, 김재란(2019), 「노동시장 참여 고령 1인가구의 직무만족 결정요인에 관한 연구 : 성별과 연령을 중심으로」, *한국콘텐츠학회논문지*, 19(9), 411-429.
- Hunt, J. (1999), "Has work-sharing worked in Germany?". *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 117-148
- Lee, J., & Lee, Y.-K. (2016). "Can working hour reduction save workers?". *Labour Economics*, 40, 25-36.
- Porter, M. E. (1990), "The competitive advantage of nations". *Harvard business review*, 68(2), 73-93.
- Sparks, K., Cooper, C., Fried, Y., & Shirom, A. (1997), "The effects of hours of work on health: a meta analytic review". *Journal of occupational and organizational psychology*, 70(4), 391-408.



# 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 관계연구: 교차지연 패널모형(CLPM)을 중심으로

이 경 호\*

본 연구는 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족과의 동태적 연관성에 관심이 있다. 상향적 관점에서 직무만족과 같은 개별영역은 삶의 만족을 높여야한다. 하향식 관점에서는 역방향으로 작용해야한다. 상호작용 관점에서는 상호 영향을 생각할 수 있다. 이에 본 연구에서는 한국노동패널조사 21차와 22차 조사를 활용하여 3 요인 2 시점(N = 2423)의 표본에 대해 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 사이의 양방향 연관성을 교차지연 패널모형(CLPM)을 통해 데이터를 분석했다. 결과적으로 본 연구는 가계부채의 변화(재정 만족)와 직무만족이 삶의 만족에 대해 두 시점에 걸쳐 유의미하게 연관되어 있음을 보여주었다. 두 개별영역과 삶의 만족 간 방향 연관은 상호작용 관점으로 잘 설명될 수 있다. 그러나 가계부채 변화와 직무만족 간 변화패턴 차이는 기존 연구와는 달리 직무만족에 비해 비직무 만족(가계부채 변화)이 삶의 만족과 밀접한 관련이 있음을 보여주지 못하였고, 두 개별영역 또한 유의미한 관련을 보여주지 못하였다. 실무적 시사점으로 개인 삶의 비직무 영역에서도 삶의 만족을 높이기 위한 정책 방향성의 제시 필요성을 언급하였다.

주요용어: 가계부채 변화, 직무만족, 삶의 만족, 교차지연 패널모형

## 1. 서론

경제협력개발기구(OECD)가 최근 발표한 'How's Life? Well-Being, 2020' 보고서에 따르면 한국 국민들의 삶에 대한 만족도는 0-10점 만점 중 6.1점으로, 조사국 30개국 중 가장 낮은 순위를 기록했다(OECD iLibrary, 2020). 또한, 2020년 한국은행이 발표한 '2019년 4/4 분기 말 가계신용'에 따르면 2019년 4/4분기 가계신용 잔액은 전분기말 대비 4.1%(27조6000억 원) 늘어난 1600조1000억 원으로 집계됐다.

삶의 만족은 인간 존재의 궁극적 목표이며 직무 영역에서도 중요한 요인으로서 이는 직무 관련 결과를 야기할 수 있고 직무 관련 요인의 영향을 받을 수도 있다(Diener, 2000; Diener, 2000; Diener, 2009). 최근 수십 년 동안 대중 담론으로서 일과 삶의 균형(work-life balance)은 많은 사회과학 연구자들로부터 오랜 학문적 관심의 대상이 되어왔으며, 일과 삶의 균형의 연관성을 이해하기 위한 노력이 있어 왔다. 일과 삶의 균형은 직무만족 및 삶의 만족의 중요한 측면이다. 그러나 일과 삶의 균형은 복합적 구성개념으로 수십 년에 걸쳐 일과 삶의 균형에 대한 지식과 접근 방식

\* 서강대 경영대학원 박사 / 제1저자(totolee2009@gmail.com)

은 지속적으로 발전해 왔으며, 일과 삶의 균형에 대한 보다 전체적(holistic)인 이해를 뒷받침하는 여러 가지 중요한 주장이 제시 되어 왔다. 첫째, 일과 삶의 균형에서 개인과 조직에 긍정적 결과를 보여주는 실증적 연구가 제시되고 있다(Lero, Richardson, & Korabik, 2008). 둘째, 현실의 본질에 더 밀접한 일과 삶의 인터페이스 개념화를 만들기 위해 일과 삶의 연구는 경제 동향과 연계되어야 할 필요가 있다(Özbilgin, Beauregard, Tatli, & Bell, 2011). 셋째, 시사적으로 일과 삶의 균형 정책 개발을 위한 다양한 지원 프로그램을 활용하는 것도 중요하다.

아울러, 삶의 만족 연구자들은 전반적인 삶의 만족과 관련이 있다고 생각되는 다양한 개별영역(specific-domain)에서 만족을 제시했다. 기존 문헌은 삶의 중요한 영역에서 만족을 표현하기 위한 특정 영역으로 주택, 대인 관계, 환경, 정치, 금융 등에 대한 만족과 같은 다양한 개별영역의 만족을 언급하였다. 이러한 각 영역에서의 만족은 특정 행동과 상황의 영향을 받는 것으로 가정되며, 이러한 모든 영역에서의 만족은 전반적인 삶의 만족을 결정하게 된다. 본 연구에서 직무 만족과 재정 만족은 개인 삶의 상황에 대한 주관적 평가를 포착하는 것을 목표로 하는 삶의 만족 척도이다. 재정 만족은 가구의 재정 상태에 대한 주관적인 평가와 관련이 있고 직무 만족은 실제 직무에 대한 주관적 평가와 관련이 있다(Medgyesi & Zólyomi, 2016). 그러나 가계부채(주택담보 관련 대출, 신용 카드 부채, 학교 대출 등) 영역의 만족이 직무만족 및 삶의 만족의 요인에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구는 많이 행해지지 않는 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 가계부채 영역의 만족이 직무만족 및 삶의 만족과 어떤 연관성을 가지는 지를 연구하고자 한다.

고려하여야 할 또 하나의 중요한 문제는 위에서 언급한 개별영역의 방향성이다. 직무만족 및 삶의 만족 연구에서 일반적으로 사용되는 횡단면 분석 연구에 따르면, 직무만족이 삶의 만족의 선행 변수라는 이론적 가정이 자주 설정되고 있지만, 구성개념 간의 인과 관계에 대한 실증적 방향성 확인 이슈는 여전히 존재하고 있다(Rain, Lane, & Steiner, 1991). 최근에는 일방적인 인과 관계가 아니라 직무만족 및 삶의 만족 사이의 상호 경로를 찾는 종단 분석이 점점 더 많이 발표되고 있다(Judge & Watanabe, 1993b). 본 연구는 양방향 연관성을 1년 간격에 걸쳐 종단으로 잠재적으로 평가함으로써 이 연구를 한 단계 더 발전시키는 것을 목표로 하고자 한다.

## II. 이론적 배경 및 문헌연구

### 1. 직무만족 및 삶의 만족

직무만족 및 삶의 만족 간 관계를 설명하는 일과 삶의 균형 관계는 사회과학 연구자들의 관심을 받는 다학제적(multidisciplinary) 연구 분야이다. 그러나 이 분야에서는 다소 혼돈되고 심지어 상충되는 주장들이 때때로 제기되어 왔고, 이에 대한 추가적인 연구 필요성은 항상 존재하였다(Ariza-Montes, Arjona-Fuentes, Han, & Law, 2018; Erdogan, Bauer, Truxillo, & Mansfield, 2012). 이를 해결하기 위한 이론 개발로서 Campbell et al, (1976)의 삶의 만족 영역 모형에 따르면

직무만족 및 삶의 만족 간 상관관계를 설명하는 3가지 이론적 관점이 있다(Campbell et al., 1976; Campbell, Converse, & Rodgers, 1976; Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999).

상향식 관점(bottom-up approach)이라고도 하는 첫 번째 관점은 개별영역의 만족이 삶의 만족을 가져온다는 것으로, 직무 만족이 삶의 만족의 일부이기 때문에 직무 만족은 삶의 만족에 어떤 우연한 영향을 끼친다고 한다(Campbell et al., 1976; Erdogan et al., 2012). 상향식 관점에서 삶의 만족 연구자들은 전반적인 삶의 만족과 관련이 있다고 생각되는 수많은 삶의 개별 영역 사례를 제시했다. 사례로 제시된 삶의 영역 중에는 건강, 가족, 소득, 금융, 사회적 관계, 여가, 일, 성생활, 주택, 안전, 자존감, 교육에 대한 만족 등이 있다. 즉, 다양한 삶의 영역에 대한 만족의 결과로 삶의 만족을 부분적으로 개념화하고, 삶의 영역에 대한 만족이 객관적 환경 조건의 영향을 크게 매개하는 것으로 본다. 다만, 이러한 개별 영역은 대부분 사람들 사이에서 일반화 될 수 있지만 다른 문화 사람들의 삶의 만족을 판단 할 때는 삶의 영역을 다르게 평가해야 한다는 연구도 제시되고 있다(Lucas, Diener, Grob, Suh, & Shao, 2000). 또한 상향식 관점은 맥락적 패턴에서 비롯되기 때문에 이전 영역의 만족이 충족되어야만 이후의 전반적인 삶의 만족을 예측할 수 있다. 상향식 접근 방식에 따르면 전반적인 삶의 만족은 객관적 조건에서 파생 된 여러 영역에서 다른 영역 만족과의 통합을 통해 축적되는 패턴을 띠게 된다(Leonardi, Spazzafumo, & Marcellini, 2005).

두 번째 관점은 대조적으로, 두 변수 간의 인과 관계를 하향식 관점(top-down approach)으로 본다는 것으로 삶의 만족이 직무 만족에 직접적 영향을 주지만, 만족에 대한 상황적 접근 방식이 아닌 처분적 접근 방식을 취한다(Judge & Watanabe, 1993a). 하향식 관점은 개인의 특질에 따라 동일한 조건에 대하여도 만족을 느끼는 정도가 다르므로 전반적인 삶의 만족이 객관적 조건보다는 개인의 안정적이고 강력한 특질에 의존한다는 것을 보여준다(Headey, Veenhoven, & Weari, 2005). 즉, 개별 영역 만족은 특정 사건, 상황 및 범주에서 안정된 전반적인 삶의 만족의 결과로 간주된다(Schneider & Schimmack, 2010). 이것의 연구 사례로는 노인을 대상으로 한 종단면 조사로 삶의 만족이 7가지 만족 영역(건강, 여가, 이동성, 경제 상황, 주택, 생활공간 및 서비스)에서 유의미하게 예측되는 것을 보여주었다(Leonardi, Spazzafumo, Marcellini, & Gagliardi, 1999).

세 번째는 상기의 두 가지 관점을 절충하는 상호작용 관점(interactionist approach)으로 객관적 조건과 심리적 특질 간에는 인과 영향이 상호작용하기 때문에, 하향식 및 상향식 요인을 양방향 인과 관계가 있는 동시적 독립 및 상호의존적 변수로 취급한다(Hagmaier, Abele, & Goebel, 2018). 이 관점은 통합적이며 삶의 만족에 대한 처분적(즉, 하향식) 및 상황적 내지는 맥락적(즉, 상향식) 접근 방식을 결합한 것을 의미한다. 즉, 삶의 만족은 개별 영역별 만족에 영향을 미치며, 개별 영역별 만족은 비슷한 정도의 삶의 만족에 영향을 미친다는 것이다. 그리고 변수 사이의 인과적 방향에 대한 논란을 상호관계를 시작 모형으로 하는 모형에서 양방향의 효과를 추정한 후 다음 각 변수 쌍에 대한 두 효과 중 가장 강한 효과와 모형에서 무시할 수 있는 효과 둘 중 하나를 선택할 수 있다는 연구도 제기되었다(Heller, Watson, & Ilies, 2006; Scherpenzeel & Saris, 1996b).

## 2. 가계부채의 변화(재정 만족)

최근에는 Campbell et al, (1976)에 의하여 개발된 이론 기반 하에 개인 삶의 만족 수준에 대한 변화의 영향과 직무뿐만 아니라 법률, 교육, 금융 및 컨설팅 부문과 같은 다양한 분야에서 관심이 증가하고 있다. 가계부채의 변화(재정 만족)는 이 연구 방향에서 살펴보고자 하는 개별 영역 중 하나이다.

삶에 대한 만족은 개별 영역 만족의 집합체로 이해 될 수 있다. 하나의 영역에 대한 만족이 증가한다면, 이것은 전반적인 삶의 만족도 증가한다는 것을 의미한다. 가계부채의 변화(재정 만족)는 일반적으로 삶의 만족의 하위 구조로 이해되지만 이를 측정하는 가장 좋은 방법이 무엇인지에 대한 합의는 아직 일치 되지 않고 있다(Joo & Grable, 2004). 따라서 연구자들은 비교 가능성을 허용하는 개별 영역과 유사한 기능을 가진 실용적이고 간결한 프락시를 선호한다. 직무 만족과 재정 만족은 개인의 생활 상황에 대한 삶의 만족의 척도이다. 물론 주택, 대인 관계, 환경, 정치 생활, 제도 등에 대한 만족과 같은 개별 영역 만족과는 다른 많은 척도가 있다. 이러한 개별 영역에서의 만족은 특정 행동과 상황, 만족의 영향을 받는 것으로 간주된다. 이 모든 영역에서 전반적인 삶의 만족을 결정한다. 또한 재정 만족에 관한 연구로서 가계의 재정 상황이 삶의 만족을 예측한 반면 역 방향으로 어느 하나에서도 예측을 발견할 수 없었던 연구도 있다(Scherpenzeel & Saris, 1996a).

기존 연구는 삶의 만족에 대한 소득의 영향과 가계 자산 또는 부채와 같은 다른 변수에 대한 실증적 증거를 제공했다. 특히 소득은 재정 만족과 양의 강한 상관관계가 있음을 지속적으로 보여주었다. 주관적인 재정 상황이 재정 상태의 금전적 측면 외에도 개인 삶의 만족에 중요한 영향을 미친다는 것을 보여주는 연구 문헌이 있다(Gray, 2014).

## 3. 직무만족과 삶의 만족 사이의 양방향 연결

기존 문헌에서 변수 간 인과관계 방향이 서로 상반된 연구결과가 발견되기도 하는 이유는 주로 어떤 한 변수를 선행변수로 사용하여 연구자의 이론적 가정에 기초하여 수행되었기 때문이다. 아울러 직무만족과 삶의 만족에 대한 대부분의 기존 실증 연구는 이론적 관점에 관계없이 횡단면 연구를 주로 활용했다. 또한, 횡단면 분석보다 인과 관계에 대한 강한 추론을 얻기 위하여 비 실험 연구에서 종단 데이터를 사용하거나, 잠재적인 양방향 연결을 동시에 고려하지 않고 역 방향성만 테스트하기 위해 시간지연 회귀분석을 사용한 연구도 발견되었다. 그리고 개별영역 만족 측면에서 가계부채와 직무만족은 변화하는 성질로서 동태적 관리 필요성이 대두되고 있다. 따라서 이러한 연구를 한 단계 더 발전시키는 시간의 흐름에 따른 변화를 반영한 동태적 성질을 분석할 필요가 있다. 이는 최근 직무만족과 삶의 만족의 연결 방향성에 대한 종단연구를 통하여 알 수 있다.

교차지연 패널 분석(CLPM)은 잠재적인 양방향 연관성을 동시에 테스트하며, 통합적인 인과관계의 방향성을 전체적인 측면에서 살펴볼 때 유용한 분석도구이다. 교차지연 패널 분석에서는 동일



한 구성개념이 여러 시점에서 측정되며, 자기 회귀 효과(autoregressive effect)와 교차 지연 효과(cross-lagged effect)는 동일한 분석모형에서 평가된다. 자기 회귀 효과는 시간에 따른 구성개념의 안정성을 나타내지만 교차 지연 효과는 자기 회귀 효과를 제어 한 후 잔차 분산에 대한 시간적 연관성을 평가한다. 교차지연 패널 모형이 강력한 인과적 주장을 뒷받침 할 수 없지만 시간이 지남에 따라 구성개념 간의 잠재적인 방향성에 대한 통찰력을 도출하는 데 유용하게 사용될 수 있다고 생각한다(Newsom, 2015).

### III. 분석 방법

#### 1. 분석자료 및 샘플링 절차

본 연구에서 활용된 분석 데이터는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)의 일부로 한국노동패널조사는 한국의 비농촌지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000 가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년 1회 경제활동과 노동시장 이동, 소득활동과 소비, 교육과 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 대표적 종단조사이다. 1차 조사(1998년)를 시작으로 22차 조사(2019년)까지 완료되었다.

한국노동패널 자료는 가구를 조사 대상으로 한 가구용 자료와 가구에 속한 만15세 이상의 가구원을 조사 대상으로 한 개인용 자료로 구분되는데, 본 연구에서는 21차 및 22차 자료를 사용하여 다음과 같이 최종 표본을 선정하였다. 첫째로 가구용 설문지 중 가구 부채에 응답한 개인을 대상으로 하였다. 총 6개 항목으로 이루어진 부채 합산을 위하여 가구주나 가구원은 따로 구분하지 않았다. 둘째로는 본 연구에서 사용된 변수인 직무만족을 측정하기 위하여 조직에 재직한 임금근로자로 표본을 한정하였다. 셋째로 분석하고자 하는 변수인 가계부채, 직무만족, 그리고 삶의 만족 모두 해당된 표본을 선정하기 위해 일반적으로는 다른 시점 간의 조사대상자인 경우 추정가능한 모든 데이터를 사용해야하지만 본 연구에서는 결측치가 있는 데이터를 단순 제거(listwise deletion)하는 방법을 채택하였다.

최종적으로 두 시점에 모두 응답한 참가자가 선택되어 분석에서는 2423 명의 조사대상자가 유지되었다.

#### 2. 변수 측정

##### 가. 가계부채

본 연구는 가계부채의 변화를 재정 만족의 설명 변수로 대리하는 개별영역 만족 척도로 조사했다. 이는 구성개념 간 비교 가능성을 허용하는 재정 만족과 유사한 기능을 가진 간결한 프락시 변

수 선호를 반영한다. 한국노동패널 자료는 총 6개 항목(금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 전세금 및 임대보증금, 부어야 할 계, 기타)으로 구분하여 조사되었다. 총 부채액은 별도로 조사하지 않고 현재 가구에 남아있는 부채의 총액은 각 항목의 잔액을 모두 합산하도록 하였다. 따라서 본 연구에서는 각 항목의 잔액을 모두 합산하여 총 가계부채의 총액을 구하고, 21-22차년도 가구부채 관련 변수에서 조사대상자의 가구 총 부채액 범위를 1 = '2500만 원 미만'에서 5 = '16000만 원 이상'으로 설정하였다. 연구에서 조사대상자는 총 가계부채를 한국 원화로 보고했으며, 이는 자연로그로 변환한 후 분석하였다.

#### 나. 직무만족

직무만족 변수는 조사 측정문항을 직무기술지표(Job Description Index: JDI) 등에 근거하여 취업자 전체를 대상으로 한 9가지 항목 중에서 1번부터 7번까지 7가지 항목을 활용하였다. 조사항목은 임금 또는 소득, 취업의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근로환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 의사소통 및 인간관계이다. 측정항목은 '(1) 매우 만족스럽다'에서 '(5) 매우 불만족스럽다'까지 리커트 5점 척도로 구성되어 있다. 다만, 분석의 용이함을 위하여 역코딩 응답의 예상 방향을 동일한 방향으로 수정하여 만족도와 숫자가 비례 증가하도록 변환 사용하였다. 신뢰도 분석인 Cronbach  $\alpha$  값이 2018년, 2019년 각각 0.873, 0.883으로 나타나 대체적으로 높은 신뢰도 수치를 보고하였다.

#### 다. 삶의 만족

주관적 웰빙(subjective well-being)의 지표로도 사용되는 삶의 만족은 주관적 행복, 삶의 질, 복지 등의 다양한 용어로 표현되며, 실제 조사에서는 생활만족도라는 지표로 사용되었다. 삶의 만족 변수는 조사 측정문항을 개인적인 만족도로 측정하였는데 6가지 항목을 활용하였다. 조사항목은 가족의 수입, 여가 생활, 주거 환경, 가족 관계, 친인척 관계, 사회적 친분관계이다. 조사대상자들은 '측정항목에 대해 얼마나 만족하십니까?'라는 질문에 '(1) 매우 만족스럽다'에서 '(5) 매우 불만족스럽다'까지 리커트 5점 척도로 답을 하였다. 다만, 분석의 용이함을 위하여 역코딩(reverse coding) 응답의 예상 방향을 동일한 방향으로 수정하여 만족도와 숫자가 비례 증가하도록 변환 사용하였다. 신뢰도 분석인 Cronbach  $\alpha$  값이 2018년, 2019년 각각 0.883, 0.91로 나타나 대체적으로 높은 신뢰도 수치를 보고하였다.

#### 라. 데이터 분석

첫째, 확인 요인 분석(CFA)을 사용하여 종단면 측정동일성을 테스트하였다(Newson, 2015; Vandenberg & Lance, 2000; Vandenberg & Lance, 2000). 형태 동일성(configural invariance) 모형에서 모든 모수는 시간에 걸쳐 자유롭게 추정되었다. 다음으로 모든 요인 적재치가 시간에 걸

쳐 동일하도록 제약되는 종단의 약한 측정단위 동일성(longitudinal weak factorial invariance) 모형을 추정했다. Vandenberg와 Lance (2000)의 연구를 따라서 카이-제곱(Chi-square), 절대적합도 지수인 근사치 오차평균 제곱근 (RMSEA), 비교 적합 지수(CFI), 터커 루이스지수 (TLI) 및 잔차 평균 제곱이중근(SRMR)을 포함한 여러 지수를 사용하여 모형 적합도를 조사했다. 또한, 측정동일성 유형은 위계성을 본질적으로 내포하고(nested) 있으며, 이는 한 수준에서 동일성을 확인하려면 분석 모형이 이전 수준에서 동일성이 충족되어야만 함을 의미한다(Chakraborty, 2017). 사실상 분석 모형이 전체 측정 동일성은 거의 제시하지 않기 때문에 측정값이 일부 집단에서 변하지 않거나 일부 측정값이 모든 집단에서 변하지 않는 경우 분석 모형은 부분 동일성(partial measurement invariance)을 대개 보여준다(Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989). 따라서 본 연구는 시점 기준으로 조사대상자를 대상 집단으로 하였기 때문에 모형 수용의 결정시에는 보다 자유로운 컷오프 기준을 사용하였다(CFI > 0.90, TLI > 0.90, SRMR ≤ 0.10). 약한 측정단위 동일성 모형의 모형 적합도가 형태 동일성 모형의 컷오프 기준( $\Delta CFI = 0.01$ )에서 크게 벗어나지 않으면 약한 측정단위 동일성 모형이 그대로 보고된다(Vandenberg & Lance, 2000).

둘째, 교차지연 패널 모형(CLPM)을 사용하여 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 관계의 종단면 연관성을 평가했다. 시점 1의 모든 구성(즉, 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 그리고 인구 통계 학적 변수)은 외생 변수로 지정되었으며, 시점 2의 모든 구성은 내생 변수로 지정되었다. 모든 분석은 SPSS AMOS Ver. 26을 사용하여 MRL(Maximum Likelihood with Robust estimation)을 사용하여 수행되었다.

## IV. 결 과

### 1. 자료에 대한 기술 통계

본 연구를 위해 분석에 사용된 자료에 대한 기술 통계는 다음과 같다. 조사대상자 표본 수는 2423명으로 성별은 남성이 1871명으로 전체 응답자의 77.2%, 여성은 552명으로 22.8%로 나타났다. 남성 조사대상자의 비중이 여성 조사대상자에 비하여 약 3배 이상으로 확인된다. 다음으로는 조사대상자의 연령을 확인하였는데, 조사대상자의 40대가 전체 조사대상자의 31%(751명)로 가장 높은 비율로 나타났고 그 다음이 50대 26.1%(632명)로, 30대가 18.1%(438명), 60대가 16.5%(400명)로 나타났다. 조사대상자에서 20대 조사대상자는 단 1.1%(27명)이다. 반면 70대 이상의 고령 조사대상자가 7.2%(175명)로 확인된다. 조사대상자의 학력수준을 보았을 때 조사대상자의 35.3%(856명)가 고등학교 졸업으로 가장 많았으며, 대학교 졸업이 28.2%(684명)로 다음으로 나타났다. 이어 전문대학 졸업이 16.0%(388명), 중학교 졸업이 8.4%(203명), 초등학교 졸업이 6.0%(145명), 대학원 석사가 4.6%(111명), 대학원 박사가 1.0%(24명), 무학이 0.5%(12명)로 조사되었다. 아울러 전체 표본에 대한 이변량 상관관계는 표 1에 제시되었다.

<표 1> 이변량 상관관계

	가계부채t1	가계부채t2	직무만족t1	직무만족t2	삶의만족t1	삶의만족t2
가계부채t1	1					
가계부채t2	0.775	1				
직무만족t1	0.139	0.137	1			
직무만족t2	0.119	0.132	0.311	1		
삶의만족t1	0.178	0.148	0.361	0.205	1	
삶의만족t2	0.148	0.161	0.302	0.243	0.481	1

## 2. 측정 동일성 평가

측정 동일성 평가의 결과는 표 2에 제시되어있다.

<표 2> 측정 동일성 평가

	$\chi^2$ (df)	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	$\Delta$ CFI
형태 동일성	4523(326)	0.073	0.894	0.877	0.036	
약한 측정단위 동일성	4523(324)	0.075	0.894	0.876	0.036	0.000

두 시점에 걸쳐 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족을 포함하는 형태 동일성의 기본 모형이 추정되었다. 모든 모수를 자유롭게 추정 할 수 있었지만, 기본 모형에 지정된 변수 간 관계만 추정 되도록 하였다. 이 모형에서 허용되는 모형 적합도는 다음과 같다:  $\chi^2$  (326) = 4523.520, RMSEA = 0.073 [0.071, 0.075], CFI = 0.894, TLI = 0.877, SRMR = 0.036. 그런 다음은 약한 측정단위 동일성 모형이 추정되었다. 이 모형에서 허용되는 모형 적합도는 다음과 같다:  $\chi^2$  (324) = 4523.560, RMSEA = 0.075 [0.073, 0.077], CFI = 0.894, TLI = 0.876, SRMR = 0.036. 중요한 것은 약한 측정단위 동일성 모형에 대한 모형 적합도가 형태 동일성의 기본 모형( $\Delta$ CFI = 0.000)에 비해 기준 보다 더 낮은 수치를 보여주지 않았으며, 이는 종단의 약한 측정단위 동일성 모형이 지지되었음을 의미한다.

<표 3> 교차지연 패널모형 표준회귀 추정치

	Estimates	S.E.	C.R.	p
<u>가계부채 T2</u>				
가계부채 T1	1.589	0.057	28.112	***
직무만족 T1	-0.071	0.087	-1.734	0.083
삶의 만족 T1	-0.136	0.090	-3.214	***
<u>직무만족 T2</u>				
가계부채 T1	0.034	0.012	1.265	0.206
직무만족 T1	0.503	0.019	16.519	***
삶의 만족 T1	0.124	0.023	4.794	***
<u>삶의 만족 T2</u>				
가계부채 T1	0.066	0.010	1.236	***
직무만족 T1	0.180	0.027	6.836	***
삶의 만족 T1	0.458	0.023	14.166	***

### 3. 교차지연 패널모형 평가

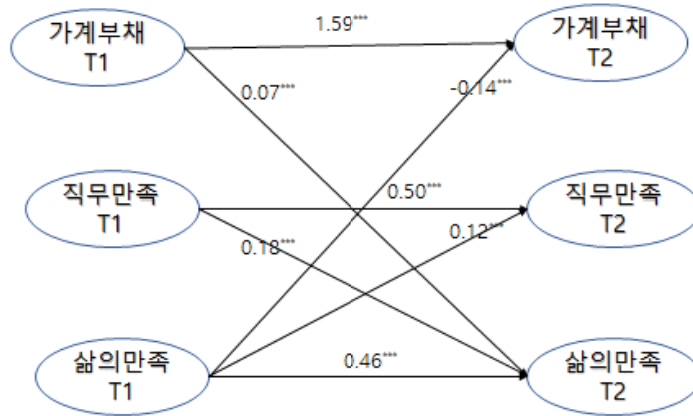
종단 2 시점에 걸쳐 약한 측정단위 동일성을 설정 한 후 모든 조사대상자를 기반으로 한 교차지연 패널 모형(N = 2423)이 추정되었다. 이 모형은 비교적 좋은 모형 적합도를 제시하였다:  $\chi^2(337) = 7348.205$ , RMSEA = 0.093 [0.091, 0.095], CFI = 0.823, TLI = 0.801, SRMR = 0.036. 교차지연 패널 모형에 대한 표준화된 결과는 표 3에 제시되어 있으며, 연구 모형은 그림 1에 제시되어 있다.

모든 자기 회귀 효과는 긍정적이고 유의하여 모든 구성개념이 1 년 간격에 걸쳐 비교적 안정적인 을 보여준다.

2 시점(t2)의 삶의 만족에 대해서는 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 모든 구성개념의 교차 지연 효과가 유의미하였다( $\beta = 0.066$ , SE = 0.010,  $p < 0.001$ ;  $\beta = 0.180$ , SE = 0.027,  $p < 0.001$ ;  $\beta = 0.458$ , SE = 0.023,  $p < 0.001$ ). 여기서 직무만족은 가계부채 변화 보다 삶의 만족을 더 잘 예측한다. 따라서 여러 형태의 개별영역으로 부터 삶의 만족에 대한 종단 예측 가능성이 다양하다 할 수 있겠다. 이것은 개인 분석단위에서 일반적인 삶의 만족 수준은 근로, 가족, 공동체, 건강 등 다양한 영역의 만족 수준과 관련이 있다는 Campbell et al, (1976)의 삶의 만족 영역 모형의 연구와 일치한다. 다음으로 2 시점(t2) 직무만족에 대해서는 직무만족 및 삶의 만족 두 구성개념이 유의하였다( $\beta = 0.503$ , SE = 0.019,  $p < 0.001$ ;  $\beta = 0.124$ , SE = 0.023,  $p < 0.001$ ). 다만 가계부채 변화와 직무만족에서는 상호 교차적으로 유의미한 관계를 보여주지 못하였다( $\beta = 0.034$ , SE = 0.012,  $p = 0.206$ ;  $\beta = -0.071$ , SE = 0.087,  $p = 0.083$ ).

또한 교차지연 패널 모형에서 측정 동일성이 여전히 유지되는지 여부를 조사했다. 형태 동일성

[그림 1] 교차지연 패널 연구 모형(N= 2423)



의 기본 모형은  $\chi^2(326) = 4523.520$ , RMSEA = 0.073 [0.071, 0.075], CFI = 0.894, TLI = 0.877, SRMR = 0.036와 같은 허용 가능한 모형 적합도를 보여 주었다. 또한 약한 측정단위 동일성 모형도 허용되는 모형 적합도를 보여주었다:  $\chi^2(324) = 4523.560$ , RMSEA = 0.075 [0.073, 0.077], CFI = 0.894, TLI = 0.876, SRMR = 0.036, 그리고 형태 동일성의 기본 모형에서 기준 보다 더 낮은 수치를 보여주지 않았다( $\Delta\text{CFI} = 0.000$ ). 따라서 측정 모형은 두 시점에 걸쳐 측정 단위에서 변하지 않았다고 결론내릴 수 있다.

## V. 요약 및 결론

### 1. 연구의 요약

전체적으로 본 연구는 한국노동패널조사 21차와 22차 조사를 활용하여 3 요인 2 시점 (N = 2423)의 표본에 대해 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 사이의 양방향 연관성을 규명하였다. 종단의 약한 측정단위 동일성을 설정 한 후에, 교차지연 패널 분석을 사용하여 1년 간격 시점으로 3 요인 구성개념 사이의 양방향 연결 관계에 대한 실증분석을 진행한 결과, 다음과 같은 방향성을 확인 할 수 있었다. 시점 1에서의 삶의 만족은 시점 2의 모든 영역에서 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족과 유의미한 연관성을 가졌지만, 시점 1에서 가계부채 변화와 직무만족은 시점 2에서의 가계부채 변화와 직무만족과는 서로 교차하며 유의미한 연관성을 보여주지 못하였다.

다만, 시점 2에서의 삶의 만족은 시점 1의 모든 영역에서 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족과 유의미한 연관성을 보여 주었다.

## 2. 시사점

본 연구는 본질적으로 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 사이의 연결 방향에 대해 설명하고자 하였다.

시사점으로 첫째, 삶의 만족과 직무만족 사이의 상관관계에 대한 증거는 매우 강하다. 다만, 많은 연구자들은 직무만족이 선행 내지는 외생 변수라는 가정 하에 횡단면 연구 결과에 인과 관계를 고려하는 경향이 있다. 그러나 역 인과 관계도 개연성이 있기 때문에 인과 관계를 우선 해석하는 것이 좋은 방법은 아니다. 본 연구 결과는 인과관계 방향성을 검토하는 데 더 적합한 3 요인 2 시점 교차지연 패널 모형을 사용하여 상호작용 관점(interactionist approach)에서와 같은 직무 만족이 후속으로 삶의 만족에 긍정적이고 상호적으로 영향을 미치고 삶의 만족이 후속으로 직무 만족에 동시에 긍정적이고 상호적으로 영향을 미치며 정도도 비슷함을 확인하였다. 이러한 결과를 통해 Mallard *et al.* (1997)에서 발견된 상호 연관성과 양방향성(bidirectional model)을 확인할 수 있었다. 그리고 이러한 결과에 따른 실무적 시사점은 역동적이고 수정 가능한 상황적 측면뿐만 아니라 개인의 기질적 측면을 동시에 고려해야 한다는 것이다(Mallard, Lance, & Michalos, 1997). 이는 개별 영역 만족에 대한 인식은 급여, 승진 기회 및 근무 조건과 같은 객관적인 상황 특성과 실질적으로 연관되어 있으며, 기질적인 측면은 외향성과 같은 성격 특성이 지속적인 정서적 성향을 나타내기 때문에 삶의 만족과 직접적으로 연결되어 있음을 시사한다(Heller, Watson, & Ilies, 2004). 둘째, 삶의 만족과 다른 개별영역의 인과 관계 탐구가 매우 중요하다고 인식되고 있음에도 불구하고 삶의 만족과 재정 만족의 인과 관계 탐구는 아직까지 많은 관심을 받고 있지 못하고 있다. 더욱이 삶의 만족과 가계부채 변화의 인과 관계 탐구는 이론적 접근방법이나 모델이 거의 형성되지 못하고 있는 것 같다. 가계부채의 변화(재정 만족)는 일반적으로 삶의 만족의 하위 구조로 이해되지만 개별 영역에 대한 만족이 증가 또는 감소한다면, 이것은 전반적인 삶의 만족도 증가 또는 감소한다는 것을 의미한다. 본 연구 결과는 상호작용 관점에서와 같은 가계부채 변화가 후속으로 삶의 만족에 긍정적이고 상호적으로 영향을 미치고 삶의 만족이 후속으로 가계부채 변화에 동시에 부정적이고 상호적으로 영향을 미치며 정도는 거의 비슷함을 확인하였다. 이러한 결과에 따른 실무적 시사점은 직무 만족과 마찬가지로 역동적이고 수정 가능한 상황적 측면뿐만 아니라 개인의 기질적 측면의 동시 고려 필요성이라 하겠다.

셋째로는, 가계부채 변화와 직무만족 변화패턴과의 관련성을 이해하기 위한 개별영역으로서 두 변수를 통합한 교차지연 패널 모형을 살펴보면, 기존 연구에서 비직무 영역에 대한 만족과 관련된 항목으로서 재정 만족은 직접 소득 이외의 상황 요인으로 부터 영향을 받기 때문에 비직무 영역으로 분류되었다. 기존 문헌에서는 직무만족이 삶의 만족과 약한 관계를 보인 반면, 비 직무 영역에 대한 만족은 삶의 만족과 상대적으로 강한 관계를 갖는 경향을 보였다(Near & Rechner, 1993; Near & Rechner, 1993; Rode, 2004). 본 연구 결과에서는 가계부채 변화와 직무만족이 삶의 만족과의 관련성에서 관계 정도가 낮거나 그다지 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 가계부채 변화와 직무만족도 유의미한 관계를 보여주지 못하였다. 따라서 이는 기존 연구와는 달리 직무만족에 비

해 비직무 만족(가계부채 변화)이 삶의 만족과 밀접한 관련이 있음을 보여주지 못하고, 가계부채 변화와 직무만족의 관련 인식에도 괴리가 있음을 보여준다. 실무적 시사점으로는 개인 삶의 비직무 영역에서도 삶의 만족을 높이기 위한 다양한 방안(예를 들면, 가계부채에 대한 인식 전환 프로그램 등)이 필요하다 하겠다.

### 3. 한계점 및 향후 연구

본 연구는 제한된 종단 연구가 갖는 한계점을 그대로 갖고 있으며 향후 연구 방향은 다음과 같다.

첫째, 일과 삶의 균형에 대한 태도는 문화, 세대, 경제적 변화와 함께 계속해서 변화해 갈 것이다. 특히 우리나라와 다른 문화 맥락에서 도출되는 결과와 비교할 때 가계부채 변화와 직무만족 및 삶의 만족 관계의 연관성에 관한 본 연구의 결과를 일반화하기는 어렵다 할 수 있다. 향후 연구는 개인 수준의 연관성을 더 넓은 범위의 문화 맥락 수준에 따라 국가 간 어떻게 변하는 지 테스트함으로써 비교 연구 결과를 얻을 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구에서는 3 요인 2 시점의 삶의 만족 구성개념에 두 가지 개별 영역의 관계를 포함시켰다. 따라서 향후 연구는 제 3의 변수로서 또 다른 형태의 개별 영역 관계를 분석 모형에 통합할 수 있을 것이다. 셋째, 본 연구의 한계로는 가계부채 측정의 조사 데이터 시점 간 지연 차이로 인해 어려움이 있어 가계부채의 변화에 따른 직무만족이나 전반적 삶에 대한 만족을 보다 정확히 밝혀내기 어렵다는 점이다. 한국노동패널의 1년 시점 조사로는 가계부채 변화를 적절히 파악할 수 있는 시간이 충분하지 않아 삶의 만족(t1) → 가계부채(t2) 교차지연 사이즈를 다소 과소평가할 우려가 있다. 따라서 향후 연구에서 가계부채가 삶의 만족에 미치는 영향을 보다 상세히 이해하려면 다 시점(multi points) 분석과 가계부채와 개인부채를 분리하여 분석할 필요가 있다.



## 참고문헌

- Ariza-Montes, A., Arjona-Fuentes, J. M., Han, H., & Law, R. (2018). The price of success: A study on chefs' subjective well-being, job satisfaction, and human values. *International Journal of Hospitality Management*, *69*, 84-93.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, *105*(3), 456.
- Campbell, A., Converse, P. E., & Rodgers, W. L. (1976). *The quality of american life: Perceptions, evaluations, and satisfactions* Russell Sage Foundation.
- Chakraborty, R. (2017). Configural, metric and scalar invariance measurement of academic delay of gratification scale. *Int.J.Human.Soc.Stud*, *3*(3)
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, *55*(1), 34.
- Diener, E. (2009). Subjective well-being. *The science of well-being* (pp. 11-58) Springer.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, *125*(2), 276.
- Erdogan, B., Bauer, T. N., Truxillo, D. M., & Mansfield, L. R. (2012). Whistle while you work: A review of the life satisfaction literature. *Journal of Management*, *38*(4), 1038-1083.
- Gray, D. (2014). Financial concerns and overall life satisfaction: A joint modelling approach.
- Hagmaier, T., Abele, A. E., & Goebel, K. (2018). How do career satisfaction and life satisfaction associate? *Journal of Managerial Psychology*,
- Headey, B., Veenhoven, R., & Wearing, A. (2005). Top-down versus bottom-up theories of subjective well-being. *Citation classics from social indicators research* (pp. 401-420) Springer.
- Heller, D., Watson, D., & Ilies, R. (2004). The role of person versus situation in life satisfaction: A critical examination. *Psychological Bulletin*, *130*(4), 574.
- Heller, D., Watson, D., & Ilies, R. (2006). The dynamic process of life satisfaction. *Journal of Personality*, *74*(5), 1421-1450.
- Joo, S., & Grable, J. E. (2004). An exploratory framework of the determinants of financial satisfaction. *Journal of Family and Economic Issues*, *25*(1), 25-50.
- Judge, T. A., & Watanabe, S. (1993a). Another look at the job satisfaction-life

- satisfaction relationship. *Journal of Applied Psychology*, 78(6), 939.
- Judge, T. A., & Watanabe, S. (1993b). Another look at the job satisfaction-life satisfaction relationship. *Journal of Applied Psychology*, 78(6), 939.
- Leonardi, F., Spazzafumo, L., & Marcellini, F. (2005). Subjective well-being: The constructionist point of view. A longitudinal study to verify the predictive power of top-down effects and bottom-up processes. *Social Indicators Research*, 70(1), 53-77.
- Leonardi, F., Spazzafumo, L., Marcellini, F., & Gagliardi, C. (1999). The top-down/bottom-up controversy from a constructionist approach. A method for measuring top-down effects applied to a sample of older people. *Social Indicators Research*, 48(2), 189-218.
- Lero, D., Richardson, J., & Korabik, K. (2008). Cost benefit analysis of work life balance practices.
- Lucas, R. E., Diener, E., Grob, A., Suh, E. M., & Shao, L. (2000). Cross-cultural evidence for the fundamental features of extraversion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(3), 452.
- Mallard, A. G., Lance, C. E., & Michalos, A. C. (1997). Culture as a moderator of overall life satisfaction - life facet satisfaction relationships. *Social Indicators Research*, 40(3), 259-284.
- Medgyesi, M., & Zólyomi, E. (2016). Job satisfaction and satisfaction in financial situation and their impact on life satisfaction. *European Commission, Directorate General for Employment, Social Affairs and Inclusion*, 6
- Near, J. P., & Rechner, P. L. (1993). Cross-cultural variations in predictors of life satisfaction: An historical view of differences among west european countries. *Social Indicators Research*, 29(1), 109-121.
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction* Routledge.
- OECD iLibrary. (2020). **How's life? 2020 : Measuring well-being**. Retrieved from <https://www.oecd-ilibrary.org/sites/18f1fafa-ko/index.html?itemId=/content/component/18f1fafa-ko#chapter-d1e3>
- Özbilgin, M. F., Beauregard, T. A., Tatli, A., & Bell, M. P. (2011). Work - life, diversity and intersectionality: A critical review and research agenda. *International Journal of Management Reviews*, 13(2), 177-198.
- Rain, J. S., Lane, I. M., & Steiner, D. D. (1991). A current look at the job satisfaction/life satisfaction relationship: Review and future considerations.

- Human Relations*, 44(3), 287-307.
- Rode, J. C. (2004). Job satisfaction and life satisfaction revisited: A longitudinal test of an integrated model. *Human Relations*, 57(9), 1205-1230.
- Scherpenzeel, A., & Saris, W. (1996a). Causal direction in a model of life satisfaction: The top-down/bottom-up controversy. *Social Indicators Research*, 38(2), 161-180.
- Scherpenzeel, A., & Saris, W. (1996b). Causal direction in a model of life satisfaction: The top-down/bottom-up controversy. *Social Indicators Research*, 38(2), 161-180.
- Schneider, L., & Schimmack, U. (2010). Examining sources of self-informant agreement in life-satisfaction judgments. *Journal of Research in Personality*, 44(2), 207-212.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.



[제4주제]

# 가계소비



1. House Prices, Homeownership and Household Consumption in Korea
2. 최저임금 인상의 가계소비 증대효과 분석



# House Prices, Homeownership and Household Consumption in Korea

Lee, Seungyoony\*

주택가격 변동이 가계 소비에 미치는 영향을 2010-2019년중 가구패널자료(KLIPS)를 이용하여 분석하였다. 주택가격이 소비에 미치는 영향은 주택보유여부 및 주택가격 변동 방향에 따라 비대칭적으로 나타났다. 주택보유가구와 무주택가구에서 모두 주택가격 하락시에 소비를 조정하는 영향이 크게 나타났는데, 주택보유가구는 가격하락시에 소비를 줄이는 반면 무주택가구는 소비를 늘리는 효과가 크고 유의했다. 주택가격 상승이 가계소비에 미치는 영향은 상대적으로 매우 작게 추정되었다.

주요 용어: 주택가격, 가계소비, 자산효과, 가구 패널자료

## 1. Introduction

This paper investigates the impact of real estate house prices on household consumption, making use of almost 10,000 household panel data from Korea. We examine asymmetric impact of house price cycle on household consumption across ownership status and directions of house price fluctuations. The responses of homeowners and renters could be opposite as any change in house prices means changes in housing asset value that homeowners can extract to use, while it may affect the minimum level of down payment that renters have to save to buy their own home. In this regard, it is also expected that a rise or fall in house prices may force homeowners and renters in the opposite way in determining their saving and consumption decision. By considering those asymmetries in estimation, we expect to draw more precise

---

\* Bank of Korea, Email: seungyoony.m.lee@gmail.com This draft is prepared for the KLIPS conference (December 2020), and the content is incomplete and preliminary. The views in this draft are those of authors and do not necessarily reflect the views of the Bank of Korea.

implication on consumption dynamics and macroeconomic consequences of house price fluctuations.

We employ an empirical framework that is standard in the literature on measuring the impact of house prices on household consumption. In the panel regression, we have the growth rate of real household consumption as a dependent variable, and we include the growth rate of house prices and other various household-level demographic features, and aggregate-level macroeconomic conditions, as control variables. A different feature from a standard regression model is in incorporating indicators identifying ownership types and directions of house price fluctuations in regression and thus capturing asymmetric influences of house price changes on consumption. Household-level panel data from the Korean Labor and Income Panel Survey (KLIPS) database of 2010-2019 (13th to 22nd) waves were used to construct an annual unbalanced household-level panel dataset. The KLIPS is a longitudinal survey that follows up on 5,000 households living in non-rural areas across Korea and reports comprehensive household level information, including assets, liabilities, incomes, consumption, economic activity, education, household membership structure, and various demographic features of the household. For a measure of housing asset value, we use the house price index in the residential area of the pertinent households. Specifically the house price index compiled for 17 regional districts by four residence types are matched to the household database. Household-level fixed effects are included to control remaining household features that could possibly affect consumption behavior, and a clustered robust standard error at the household level is adopted in the estimation.

Our main finding is that there exist statistically significant and economically substantial asymmetric responses across the ownership status and the direction of house price fluctuations. The result implies that the average impact of house price changes on consumption is driven to a larger extent by a contractionary impact of falling house prices rather than a boosting impact of rising house prices on consumption. This is consistent with the preference of loss aversion, which expects that capital loss brings about a larger influence than capital gain of the same magnitude. Looking at the ownership status, we find that there exist opposite responses between homeowners and renters, and the differences in responses are statistically significant and substantial. The asymmetric responses become more remarkable when we consider the two sources of asymmetries simultaneously. Adjustments in consumption were more significant and substantial in the periods of falling house prices for both owners and renters. These findings provide a different perspective from what previous studies suggest in understanding macroeconomic consequences of house price fluctuations. According to the findings of the previous studies, changes in housing asset value would bring about changes in the household



consumption of the same direction. Studies which include both owners and renters report positive responses for both groups, though the adjustment of the latter are usually smaller than the former (for example, Campbell and Cocco 2007, Disney et al. 2010, Aladangady 2017). Our findings, however, imply that the impact of housing value on consumption and overall macroeconomy could be small as its impacts on homeowners and renters are offset, and thus omitting the asymmetric consequences across homeownership could generate a bias in inferring macroeconomic consequences of house price cycles.

## II. Data description

### 2.1 Household-level panel data

The Korean Labor and Income Panel Survey (KLIPS) database is used to construct an annual unbalanced household level panel data. The KLIPS is a longitudinal survey that follows up on 5,000 households living in non-rural areas and reports comprehensive household-level information including assets, liabilities, incomes, consumption, economic activities, education, household membership structure, and various demographic features of the household. Household consumption, which measures the entire amount of nominal consumption of respondent households, is surveyed across 10 sub-items, and we use total consumption expenditure in our analysis. Household income includes earnings from financial assets, housing assets, and transfers other than labor income. Household assets encompass real estate assets, either for personal residence or for a rental income, and financial assets. Liabilities denote any amount of outstanding debt from financial and non-financial institutions and person-to-person loans. There exists a difference in the timing between flow variables and stock variables because items for flow variables, such as income and consumption, are asked for the prior year, while those for stock variables, like assets and liabilities, are compiled as of the date of the survey. This timing gap is adjusted in the regression. Demographic features include comprehensive items, such as education, marriage status, occupation and job status for the head of household and for the other members in the household. The database from 2010 to 2019 (13th to 22nd) waves are used in the regression.

## 2.2 Aggregate data

A house price index in the residential area of the pertinent household is used as a measure of housing asset value. The Korea Appraisal Board compiles an aggregate Housing Sales Price index for 17 regions by four residence types. The regional classification covers seven metropolitan areas, nine provinces and one special district, the Sejong Special Autonomous City. The type of residences include Apartments, Row Houses, Detached Houses, and Total. The 68 aggregate series in total are matched to each household reported in the KLIPS, according to the region, the type of residence, and the year. For households whose residential types do not belong to the three categories, such as flats with shops or the other exceptions, a total index is matched.

Consumer price index, interest rates, and regional GDP growth rates are used in the regression. Headline Consumer Price Index (CPI) is used in deflating household-level variables and aggregate house price indexes. Real interest rate is defined as a difference between the nominal interest rate and the inflation expectation. The interbank overnight call rate is used as an indicator of the nominal interest rate, and the inflation expectation is from the Consumer Sentiment Index (CSI). Growth rates of regional real GDP for 17 districts are included in the regression in an attempt to capture overall economic activity conditions in the region.

## III. Estimation strategies and estimation results

### 3.1 Estimation model

Equation (1) represents the regression model we use in the analysis. The model is close to those used in Campbell and Cocco (2007), Lehnert (2004), and in Gan (2010), among others, but it is extended to reflect asymmetries across ownership status or directions of house price fluctuations.

$$c_{jt} = \mu + \delta I_N + \theta I_R + \xi(I_N^* I_R) + \alpha y_{jt} + \beta p_{Rt} \quad (1)$$
$$+ \beta_N(p_{Rt}^* I_N) + \beta_R(p_{Rt}^* I_R) + \beta_{NR}(p_{Rt}^* I_N^* I_R) + Z_{jt} + h_j + e_{jt}$$

where, the subscript  $j$  denotes each household,  $R$  represents the district in which the household resides, and  $t$  denotes the year.  $c_{jt}$  and  $y_{jt}$  denote log difference of the real

consumption and real income of household  $j$  in year  $t$ , respectively.  $Z_{jt}$  presents a set of demographic features of household  $j$ , which are included to control for household characteristics that may affect consumption decisions, such as householder's age and its square term, the householder's gender, employment status, economic activity status, marital status, the number of kids, the number of household members and any changes from the previous year.  $p_{Rt}$  denotes log difference of the real house purchase price index in district  $R$ .  $h_j$  indicates household-level fixed effects, that is included to capture any remaining unobserved features that may affect their consumption decision. Consumption, income, and house prices are deflated by the consumer price index and then they are log-differenced, thus they indicate annual growth rates in real terms from the preceding year.

In order to measure asymmetries possibly stemming from ownership status and direction of house price fluctuations, two indicative variables are introduced to capture each of the two sources of asymmetries. The first indicator ( $I_N$ ), which identifies homeownership status, is assigned 1 for renters, and 0 for homeowners. The second indicator ( $I_R$ ), which reflects directions of price changes, is assigned 1 if changes in house prices matched to the corresponding observation is positive, and 0 otherwise. The interactive terms between the indicators and house price changes measure the marginal impact of house prices on household's consumption associated with the corresponding sub-samples.

Estimation is implemented by ordinary least squares. It may be the case that the error terms are clustered, not independent and identically distributed, i.e. observations within each household are correlated, but households from different groups are not correlated. With this in mind, we cluster the standard errors at the household-level to have standard errors that are asymptotically robust to both heteroscedasticity and serial correlation. As noted above, we use household-fixed effects to control for household-level heterogeneity not captured in other controls, as there could be remaining unobservable household features which are related to a household's consumption decisions.

### 3.2 Estimation results

The estimation result is provided in Table 1. First, the baseline regression for total observations is presented in Column (I). The coefficient on house price is estimated to 0.099, though it is not statistically significant at the 10 percent level. This implies that households expand the growth rate of their consumption by about 0.099 percentage points in response to a 1 percentage point increase in the house price index for the area they reside. It was documented that the corresponding estimate for house prices in the U.K. is 0.651 from a

comparable previous study in methodology (Campbell and Cocco 2007).

The estimation result with the distinction of households is presented in Column (II). The coefficient on house price is estimated to be about 0.187 and is statistically significant, which denotes the responses of the homeowners. The coefficient on the term which measures the marginal impact on renters is  $-0.614$  and is significant at the 1 percent significance level. The sum of the two coefficients is  $-0.427$ , which represents the estimated impact of house prices on renters. The results imply that homeowners increase growth rates of consumption by 0.187 percentage points, while renters reduce their real consumption by 0.427 percentage points when regional house prices change by 1 percentage points.

The estimation result with the distinction of total observation based on the direction of house price fluctuation is presented in Column (III). The reference group is the household year sample of which regional house prices had fallen from the previous year. The coefficient on house prices is 0.244, and the estimate is only marginally insignificant at the 10 percent significance level. The term measuring marginal impact on consumption of rising house prices is estimated as  $-0.279$ , and this is not statistically significant at the 10 percent level. The sum of these two coefficients is  $-0.035$ , which is statistically insignificant. The estimates imply that households cut growth rates of their consumption by 0.244 percentage points in response to a 1 percentage point decline in house prices, while they cut it only by 0.035 percentage points in response to a 1 percentage point rise in house prices.

Estimation results of Equation (1), which consider asymmetric responses from the two dimension, are presented in Column (IV). The estimates imply that homeowners decrease the growth rate of their consumption by 0.409 percentage points, while renters increase it by 0.679 percentage points in response to a 1 percentage point decline in the regional house prices. In contrast, homeowners decrease consumption growth by 0.024 percentage points, while renters decrease it by 0.093 percentage points when growth rates of house prices rise by 1 percentage points.

## IV. Conclusion

We investigate the impact of real estate house prices on household consumption, making use of almost 10,000 household level observations from Korea. We find that there exist statistically significant and economically substantial asymmetric responses across ownership and direction of house price fluctuations. Looking at ownership status, we find that homeowners increase, while renters decrease their consumption in response to changes in house prices. Looking at

directions of house price fluctuation, the impact of falling house prices are larger than that of rising prices. Specifically, the decrease in consumption of homeowners and the increase in that of renters in response to falling house prices were substantial and significant. The results imply that it is important to consider these asymmetries in inferring macroeconomic consequences of house price fluctuations on aggregate consumption.

## References

- Aladangady, Aditya (2017) "Housing wealth and consumption: Evidence from geographically-linked microdata," *American Economic Review*, Vol. 107, No. 11, pp. 3415 - 46.
- Campbell, John Y and Joao F Cocco (2007) "How do house prices affect consumption? Evidence from micro data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 3, pp. 591 - 621.
- Disney, Richard, John Gathergood, and Andrew Henley (2010) "House price shocks, negative equity, and household consumption in the United Kingdom," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 8, No. 6, pp. 1179 - 1207.
- Gan, Jie (2010) "Housing wealth and consumption growth: Evidence from a large panel of households," *The Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 6, pp. 2229 - 2267.
- Lehnert, Andreas (2004) "Housing, consumption, and credit constraints," *Finance and Economics Discussion Series 2004-63*, Federal Reserve Board.

<Table 1> Estimation results

	(I)	(II)	(III)	(IV)
Estimates				
Income	0.100*** (0.000)	0.100*** (0.000)	0.100*** (0.000)	0.100*** (0.000)
House Price	0.099 (0.159)	0.187** (0.014)	0.244 (0.121)	0.409** (0.016)
House Price * I <sub>N</sub>		-0.614*** (0.003)		-1.088** (0.012)
House Price * I <sub>R</sub>			-0.279 (0.190)	-0.432* (0.055)
House Price * I <sub>N</sub> * I <sub>R</sub>				1.018* (0.089)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.033	0.034	0.033	0.034
Number of observations	10,933	10,933	10,933	10,933
Number of households	3,830	3,830	3,830	3,830
Wald tests				
$\beta$	0.099 (0.159)	0.187** (0.014)	0.244 (0.121)	0.409** (0.016)
$\beta + \beta_N$		-0.427** (0.027)		-0.679* (0.087)
$\beta + \beta_R$			-0.035 (0.794)	-0.024 (0.868)
$\beta + \beta_R + \beta_N + \beta_{NR}$				-0.093 (0.801)

Notes: 1) p-values are in parentheses. \*\*\*: significant at 1 percent level, \*\*: significant at 5 percent level, \*: significant at 10 percent level, Standard errors are corrected for heteroscedasticity and clustered at household level to control for the effects of residual autocorrelation.





# 최저임금 인상의 가계소비 증대효과 분석

김재호\*, 정주연\*\*

최저임금이 2018년에는 전년 대비 16.4%, 2019년은 전년 대비 10.9%가 결정되었다. 정부는 최저임금 인상을 통해 임금불평등을 완화하고 소득증가와 소비, 생산증가로 이어지는 선순환 구조를 구축함으로써 경제성장률을 제고할 수 있을 것으로 기대하고 있다.

본 연구에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 저소득층 가구의 소득을 증대시켜 소비의 진작을 가져왔는지 확인한다. 그리고 분위별 효과를 통해 최저임금인상에 따른 불평등의 완화라는 목적이 달성되었는지 파악한다. 회고적 설문조사의 한계를 극복하기 위해 최저임금의 상하 10%를 범위로 최저임금 미만, 수급, 초과로 구분하였다.

최저임금 수급자의 특성을 살펴본 결과 노동시장에서 취약계층인 여성, 청년층과 고령층, 임시직에서 최저임금 수급대상자 비중이 높게 나타나고 있다. 또한 최저임금 수급자 비율도 저소득층이 다른 소득분위에 비해 훨씬 많은 비중을 차지하고 있었으며, 최저임금을 받지 못하는 미만 그룹에 속하는 비중도 50% 이상으로 커다란 비중을 차지하고 있었다.

실증분석결과 2018년 최저임금인상은 가구소득에 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 2018년 최저임금 수급가구의 효과 역시 가구소득에 별다른 영향을 주지 않는 것을 확인할 수 있었다. 분위별 소득증대효과에서도 통계적으로 유의하지 않지만 1분위와 4분위에서는 음의 상관관계를 나타낸 반면 2분위, 3분위, 5분위에서는 양의 상관관계를 나타냈다. 이는 역시 저소득층의 소득을 증대시키는 효과가 있다고 말할 수 없다. 그 다음으로 최저임금인상이 가구소비에 미치는 효과는 분석결과 2018년 최저임금 인상은 전체임금근로자 가구에 음의(-) 상관관계를 나타냈지만 통계적으로 유의하지 않았으며 분위별 효과에서는 3분위에서는 통계적으로 유의하게 음의(-) 상관관계를 나타냈지만 오히려 5분위에서 통계적으로 유의하게 양의(+) 상관관계를 나타냈다.

본 연구에서는 최저임금인상은 저소득가구의 소득과 소비를 늘리는 효과를 찾아볼 수 없었다.

주요용어 : 최저임금, 가구소득, 가구소비

## 1. 서론

2000년대 초반까지도 5%를 유지하던 경제성장률이 최근에 2%로 하락하였다. 2011년 이후부터는 가계의 소비활동이 2%대 성장에 머물면서 민간소비 위축이 경제성장 부진의 원인으로 지적되고 있다. 소비부진의 원인을 규명하기 위한 다양한 연구가 진행되고 있으며 거시적 관점에서 소득불

\* 한국노동연구원 초빙연구위원

\*\* 성균관대학교 경제학과 박사과정

평등을 소비지출 감소의 주요한 원인으로 지적하고 있다(홍정호, 2018). 특히 정부의 소득주도성장론(Income-led growth)은 소득불평등을 개선시켜 저소득 가계의 임금과 소득을 늘리면 소비가 늘어나 경제성장이 이루어질 것이라고 주장한다. 소득주도성장론은 포스트케인즈안의 임금주도성장론(Wage-led growth)과 거의 동일한 개념으로 최근의 경기 침체와 경제성장 둔화를 총수요측면의 내수와 소비부족 그리고 소득분배 불균형으로 보고 근로자의 임금을 늘리고 소득분배를 개선하여 저소득층의 소비여력을 증대시켜 성장을 촉진시킬 수 있다는 주장이다. 이는 가계소비가 경제성장(GDP)증가율에 가장 큰 영향을 미치고 있어서 가계소비(민간소비)의 결정요인은 경제성장에 크게 영향을 줄 수 있다는 경기변동론을 바탕으로 하고 있다.

이에 문재인 정부 들어 가계소득 불평등 완화와 가계소득 증가로 가계소비 부진을 해결하기 위한 노력의 수단으로 최저임금이 빠르게 인상했다. 1988년 이후 실시되고 있는 최저임금제도는 적용대상을 단계적으로 확대시켜, 중소기업근로자, 비정규직근로자, 외국인근로자에게 단체교섭보다 유용한 임금조정방식으로 사회적으로 크게 주목받고 있다(정진호 외, 2011).

2010년 이후 평균 5~7%정도의 인상률을 보이던 최저임금은 2018년에는 전년 대비 16.4%의 높은 인상률을 보이며 시급 7,530원으로 결정되었으며<sup>1)</sup>, 2019년은 전년 대비 10.9%가 인상된 8,350원으로 결정되었다. 정부는 최저임금 인상을 통해 임금불평등을 완화하고 소득증가와 소비, 생산증가로 이어지는 선순환 구조를 구축함으로써 경제성장률을 제고할 수 있을 것으로 기대하고 있다. 하지만 최저임금의 빠른 인상이 소상공인의 경영악화로 이어지면서 2020년에는 2.9%인상(8,590원)으로 속도를 줄였으며 2021년에도 1.5% 인상된 8,720원으로 공시되었다. 2010년부터 기존의 최저임금의 인상율은 꾸준히 오르기 시작해 2016년에는 8.3%의 인상율을 보였고 2017년에도 7.3%의 인상율을 보였다. 현 정부의 최저임금연평균증가율을 2017년을 기준으로 계측하면 2021년 7.7% 증가로 추세적으로 살펴볼 때 이전의 증가수준과 큰 차이가 없다. 오히려 2018년, 2019년의 갑작스런 충격으로 노동시장의 왜곡이 예상된다.

---

1) 2018년 최저임금은 전년대비 1,060원(16.4%)이 인상되면서 시급 7,530원으로 이를 월단위(주 40시간 기준 유급휴휴 포함, 월 209시간)로 환산하면 1,573,770원이다. 이는 전년대비 221,540원 인상분에 해당된다(조은영, 김상미, 2018)

<표 1> 최저임금 수준 및 인상율

(단위: 원, %)

구분	시급		월급		전년대비인상율	CGAR (2017년기준)
	금액	인상액	금액	인상액		
2021년	8,720	130	1,822,480	27,170	1.5	7.7
2020년	8,590	240	1,795,310	50,160	2.9	9.9
2019년	8,350	820	1,745,150	171,380	10.9	13.6
2018년	7,530	1,060	1,573,770	221,540	16.4	16.4
2017년	6,470	440	1,352,230	91,960	7.3	-
2016년	6,030	450	1,260,270	94,0560	8.3	-
2015년	5,580	370	1,166,220	77,330	7.1	
2014년	5,210	350	1,088,890	73,150	7.2	
2013년	4,860	280	1,015,740	58,520	6.1	
2012년	4,580	260	957,220	54,340	6.0	
2011년	4,320	210	902,880	43,890	5.1	
2010년	4,110	-	858,990	-	-	

따라서 본 연구에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 저소득층 가구의 소득을 증대시켜 소비의 진작을 가져왔는지 확인한다. 그리고 최저임금인상에 따른 소득분위별 귀착을 통해 불평등의 완화라는 목적이 달성되었는지 파악한다.

## II. 선행연구 고찰

최저임금과 관련한 기존의 선행연구 대부분은 최저임금 인상이 고용효과와 소득불평등 효과에 대한 분석이 주를 이루고 있으며 소비와 관련한 추정결과를 제시한 연구는 드물다. 국외 연구로는 유일하게 Aaronson et al.(2012)의 연구가 Consumer Expenditure Survey 등을 패널화하여 최저임금 인상이 소비에 미치는 영향을 추정하였으며 많은 연구에서 인용되고 있다. Aaronson et al.(2012)는 각 가구의 성인 근로자 임금을 기준으로 최저임금의 영향을 받는 처치집단과 최저임금의 영향을 받지 않는 통제집단을 구분하여 최저임금 인상 전후의 소비변화 차이를 추정하였다. 추정결과 최저임금의 영향을 받지 않는 통제집단의 경우 최저임금 인상에 의한 소비증가 효과가 거의 없지만, 최저임금의 영향을 받는 처치집단의 경우 최저임금 인상이 소비증가 효과가 큰 것으로 나타났다.

국내연구로는 오상봉(2015), 조은영·김상미(2018), 황희영(2019), 조경엽(2018), 이경호·김지환·최지훈(2019), 황선웅(2019) 등이 최저임금에 관한 연구를 하였다. 먼저 오상봉(2015)은 최저임금

인상 후 최저임금의 영향을 받는 가구의 소비변화와 최저임금의 영향을 받지 않는 가구의 소비변화 차이를 추정하였다. 추정결과는 최저임금 인상으로 최저임금의 영향을 받는 가구의 소비는 증가하지 않았다. 이는 최저임금이 인상했음에도 가구 소비가 증가하지 않을 수도 있지만, 최저임금 제도가 실제로 제대로 작동하지 않았을 수도 있다. 실제로 최저임금 영향을 받는 가구의 소득은 그렇지 않은 가구의 소득보다 크게 증가하지 않았다. 최저임금의 영향을 받는 가구에 속한 임금근로자의 임금변화를 살펴보니 최저임금의 95% 미만을 받던 근로자의 50%는 다음 해에도 계속 최저임금의 95% 미만을 받고 있었다. 따라서 최저임금 미준수율이 문제점인지를 파악하기 위해 미준수율이 4~5%대의 기간을 분석한 결과 최저임금 인상이 가구소비를 증가시키는 결과가 나타났다. 그러나 이 결과를 바탕으로 최저임금이 가구소비를 증가시킨다고 속단하기는 이르다. 결과적으로 최저임금의 인상이 가구소비에 미치는 영향은 시기에 따라 다르게 나타날 것이라는 결론을 제시하였다<sup>2)</sup>. 조은영·김상미(2018) 연구는 2018년 최저임금 16.4% 인상과 단계적으로 2020년까지 최저임금을 1만원까지 인상하려는 정부계획의 최저임금 인상이 거시경제 전반에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 최저임금 인상이 기업의 인건비 부담을 증가시키고 물가상승을 촉진하면서 민간 소비와 설비투자를 감소시킬 것으로 추정되었으며, 최저임금 인상으로 취업자 수의 감소가 크지는 않지만 노동공급의 증가로 실업률이 증가하는 것으로 추정되었다. 따라서 최저임금 인상이 거시경제에 미치는 영향이 처음에는 크지 않을 수 있으나 갈수록 효과가 누적되면서 실질 GDP가 하락하는 것으로 추정되었다. 황희영(2019)은 최저임금 수준 및 영향력 대응변수로 Kaitz 지수<sup>3)</sup>를 사용하여 최저임금제도가 소비, 투자 및 내수경제에 미치는 영향을 분석하였다. 최저임금제도는 소비와 투자활성화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 특히 IMF 외환위기 이후 소비에 대한 최저임금제의 정(+)<sup>4)</sup>의 효과가 더욱 증가한 것으로 나타난 반면 투자에는 부분적으로 부(-)의 영향을 보이며 통계적 유의성을 가지지 않는 것으로 나타났다. 또한 내수경제에 미치는 영향 역시 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났지만 외환위기 이후 최저임금제도의 영향은 통계적 유의성을 가지지 않는 것으로 나타났는데 이는 투자에 대한 최저임금제도의 영향을 반영한 것으로 보고 있다. 결과적으로 최저임금제도의 사회적 영향력 증대로 내수경제에 정(+)<sup>5)</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타났지만 최저임금 인상에 따른 해고효과가 발생할 경우 최저임금제도의 사회적 영향력은 임금 인상<sup>6)</sup>에 비례적으로 증가하지 않을 가능성이 존재하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 최저임금의 점진적인 인상<sup>7)</sup>에 따른 고용의 안정화와 기업의 비용부담 경감을 위해 정부의 임금지원 정책과 경제 주체들의 기대심리 회복을 위한 전략을 함께 병행할 때 더욱 효과적일 것으로 판단하고 있다.

최저임금 인상과 고용에 관한 연구로 이경호·김지환·최지훈(2019)은 우리나라 노동시장의 높

2) 항상소득가설은 소비가 현재의 소득수준보다 항상소득(미래에 기대되는 소득흐름의 현재가치)에 의해 좌우되기 때문에 통상적인 가계의 경우 항상소득에 기초하여 각 기별 소비를 평탄화(smoothing)하는 것을 선호한다. 그러므로 일시적인 소득의 감소는 평균소비성향을 증가시킬 수 있다.

3) Kaitz 지수 1 = 시간당 평균정액급여대비 시간당 최저임금×취업자수 대비 임시, 일용직 취업자수×제도적 적용률

Kaitz 지수 2 = 시간당 평균정액급여대비 시간당 최저임금×전산업 고용량 대비 대상 그룹의 고용량×제도적 적용률

은 경직성 때문에 최저임금의 인상으로 인한 부정적 영향이 신규근로자에게 전이될 수 있고, 임금 인상에 따른 근로시간 조정으로 기업이 대응할 수 있기 때문에 이를 고려하여 2008년~2017년 「고용형태별 근로실태조사」 원자료를 사용하여 추정하였다. 분석 결과 최저임금 인상이 신규근로자 고용을 감소시키고 초단시간(주 15시간 미만) 신규근로자의 비중을 증가시키는 부정적인 효과가 나타나고 있다. 특히 최저임금의 인상에 취약한 계층인 여성, 청년층과 고령층, 고졸 이하 등 저임금·저숙련 근로자의 비중이 큰 집단에서 주로 나타나고 있었다.

또한 최저임금 인상과 소득불평등에 관한 연구로 조경엽(2018)은 완전동태모형을 이용하여 최저임금의 경제적 영향을 분석하였다. 최저임금 인상은 우리나라의 산업구조의 특성, 최저임금 대상자의 구성, 고용구조<sup>4)</sup> 등을 고려하면 최저임금의 인상으로 인한 소득불평등 확대는 당연한 결과로 분석하고 있다. 더욱이 최저임금의 급격한 증가로 근로장려금을 반납하거나 수혜대상에서 제외되는 경우 실질적인 소득증가 없이 빈곤에서 벗어나지 못하는 악순환을 초래할 수도 있다고 보고 있다<sup>5)</sup>. 황선웅(2019)은 가구별 최저임금 영향률 차이를 이용한 비선형 이중차분모형을 추정한 결과 2018년의 최저임금 인상이 저소득 가구의 소득증가와 빈곤율을 감소시키고 소득불평등을 완화하는데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

### III. 자료 및 기술통계

#### 1. 자료

본 연구에서는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)조사 자료를 이용하여 최저임금수급이 가구의 소득과 소비에 미치는 영향을 실증분석 한다. KLIPS는 최근 22차(2019년)까지 조사가 이루어졌으며 본 연구에서는 20~22차년도 자료를 이용하며, 분석기간은 2017년과 2018년이다. 그 결과 2017년 5,811가구, 2018년에 8,793가구를 대상으로 분석을 실시한다.

노동패널에서 가구소득은 조사시점의 전년 한 해 동안 얻은 소득으로 세금을 제외한 소득을 의미하며, 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이진소득, 기타소득의 6개 항목으로 구성되었으며, 가계소비 역시 작년 한 해 동안 소비한 생활비로 월평균 교육비, 주거비, 식비, 보건의료비,

4) 우리나라의 산업구조가 중소기업에 편중되어 있고 대부분의 최저임금 대상자가 이 업종에서 일하고 있기 때문에 최저임금의 급격한 인상은 이들 사업체의 존속을 위협할 정도로 손실을 유발하기 때문에 소득재분배가 악화될 가능성이 높다는 의미임

5) 최저임금은 근로자 개개인을 대상으로 하는 반면, 소득분배는 일반적으로 가구를 단위로 한다. 이로 인해 최저임금 적용 대상자가 반드시 빈곤가구나 저소득가구의 가구원이 아닐 가능성이 존재한다. 최저임금제를 빈곤정책의 하나로 인식하는 경향이 높아지고 있는 상황에서 이는 정책적으로 중요한 의미를 갖고 있으며 만약 최저임금 수혜자들이 저소득 가구에 집중되어 있지 않다면 빈곤극복이나 소득재분배를 위한 수단으로서 최저임금제는 한계를 가질 수밖에 없을 것이기 때문이다.

교통통신비 등 생활하는데 드는 돈을 의미한다. 자산 및 부채에 관한 정보는 소득이나 소비와는 달리 해당년도의 현재를 기준으로 조사한다. 따라서 소득, 소비와 자산변수의 시계열적 일치를 선행하였으며, 모든 명목변수(가계소득, 소비, 임금, 자산)은 소비자물가지수<sup>6)</sup>를 반영하여 2015년을 기준으로 실질화하였다. 최저임금(시간당 임금)은 월평균 임금(세후)에 공제되는 세금을 더하여 세전월평균 임금을 구한 뒤 월평균 근로시간으로 나누어 계산했다. 또한 개인특성 통제변수로는 연령, 연령제곱, 성별더미(남성=1, 여성=0), 학력은 교육년수로 하였으며, 가구 특성 통제변수로는 가구원수, 거주지역, 소득5분위 더미를 이용하였다. 소득5분위 더미는 균등화소득을 이용하여 구분하였는데 균등화소득은 가구원 수의 제곱근으로 가구소득을 나누어 계산하였다. 최저임금의 수급자를 정의하기 위해 근로자의 세전임금과 근로시간을 정확히 알아야 하지만 회고적 조사의 특성상 임금과 근로시간에 대한 신뢰에는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 매년 공시되는 최저임금의 0~90% 수준(최저임금 미만), 최저임금의 90~110% 수준(최저임금 수급), 최저임금의 110%이상(최저임금 초과)로 구분하였다. 최저임금이 가계소비에 미치는 영향을 살펴보기 위해 최저임금 수급자 그룹과 최저임금 미수급(미만, 초과)의 두 그룹으로 구분하여 추정하였다.

---

6) 통계청에서 발표하는 소비자물가지수(2015년 기준=100) 2015년 100.0, 2016년 101.0, 2017년 103.0, 2018년 104.5를 반영하였다.

<표 2> 변수의 구성 및 설명

변수	변수 구성 및 설명
소비지출	식비, 외식비, 공교육비, 사교육비, 차량유지비, 보건의료비, 교양오락비, 내구재구입비, 통신비, 피복비, 대중교통비, 생필품구입비 포함
가계연간총소득	근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득, 기타소득
근로소득	가구원이 근로의 대가로 벌어들인 수입의 총액으로 자영업자의 소득도 포함
금융소득	은행 등 금융기관 이자/투자소득, 사채 등 비금융기관 이자수입, 주식, 채권 매매차익, 배당금, 기타
부동산소득	월세 등 임대료, 부동산 매매차익, 토지를 도지준 것, 권리금, 기타
사회보험소득	국민연금, 특수직역연금, 산재보험, 보훈연금 및 실업급여 등의 사회보험을 수급한 액수의 총액
이전소득	국민기초생활보호대상, 기타 정부보조금, 근로장려세제, 사회단체보조금, 친척/친지 보조금, 따로 사는 자녀의 도움, 그 외 친척/친지 보조금, 기타
기타소득	보험금(손해, 저축성, 종신), 퇴직금, 증여/상속, 축의금, 조의금, 당첨상금, 재해보상금, 기타
가계총자산	금융자산, 부동산자산
가계총부채	금융기관이나 비금융기관으로부터 빌려 쓴 돈, 개인적으로 빌린 돈, 전세금, 임대보증금 받은 것, 미리타고 앞으로 부여야 할 갯돈 등
가구주 성별	남성=0, 여성=1
가구주 연령	연령
가구주 학력	교육년수로 환산(미취학, 무학=0, 초졸=6, 중졸=9, 고졸=12, 2년제=14, 4년제=16, 대학원석사=18, 대학원박사=21)
가구원수	총 가구원수
거주지역	수도권 외=0, 수도권(서울, 인천, 경기)=1
종사상지위	상용직=0, 임시직=1, 일용직=2
연도 더미	2017=0, 2018년=1
최저임금	월평균임금/근로시간

## 2. 최저임금 수급 근로자의 특성

본 연구에서는 전체 최저임금의 90%미만을 최저임금 미만, 90~110%를 최저임금 수급, 최저임금의 110%이상을 최저임금 초과로 구분하였다. 2017년 최저임금 수급자는 7.6%에 해당하며 미만은 6.2%, 초과는 86.2%에 달했다. 최저임금이 급격하게 올라간 2018년에는 수급가구가 8.2%로 다소 증가했으며 미만이 8.0%로 역시 증가했으며 초과는 83.7%로 감소했다.

<표 3> 최저임금수급유형별 비율

구분	2017				2018			
	미만	수급	초과	소계	미만	수급	초과	소계
근로자수	358	444	5,009	5,811	706	723	7,364	8,793
비율	(6.2)	(7.6)	(86.2)	(100.0)	(8.0)	(8.2)	(83.7)	(100.0)

<표 4>는 최저임금수급유형별 근로자의 특성을 나타내고 있다. 성별을 보면, 최저임금 미만그룹은 여성이 초과그룹에서는 남성의 비중이 훨씬 더 높게 나타나고 있다. 최저임금을 수급하는 그룹에서도 남성보다는 여성의 비중이 2배 이상 더 높게 나타나고 있으며, 2017년에 비해 2018년에 남성 수급자 비중은 줄어든 반면, 여성수급자 비중이 증가하고 있다. 연령대별로 살펴보면, 60대 이상의 고연령층에서 최저임금 미만 또는 최저임금 수급자의 비율이 40% 이상으로 가장 높게 나타나고 있으며, 50대에서도 최저임금 수급자 비율이 20% 이상으로 높게 나타나고 있다. 또한 20대가 30대에 비해 최저임금 수급자의 비중이 더 높게 나타나고 있다. 최저임금 수급대상자와 가구주와의 관계를 보면, 2017년에 비해 2018년에 최저임금 수급자 비중이 증가한 것은 가구주의 배우자가 3%정도 증가하였으며, 다른 가구원들은 전년도와 비슷한 수준을 보이고 있다. 종사상 지위별 분포를 보면, 임시직에서 최저임금 미만과 최저임금 수급의 비중이 매우 높게 나타나면서 일용직보다 임시직에서 저임금근로자가 더 많다는 것으로 알 수 있다. 가구원 수를 이용하여 균등화지수를 구한 후 가구소득을 5분위로 구분하여 최저임금 수급자가 어느 소득분위에 가장 많이 분포하고 있는지를 살펴본 결과, 최저임금 수급자의 40% 이상이 1분위에서 속해있었다. 또한 1분위에는 최저임금 미만그룹도 50%이상으로 많은 비중을 차지하고 있으며, 고소득층일수록 최저임금 초과그룹에 속하는 비중이 더 높았다.

최저임금 수급자의 특성을 살펴본 결과 노동시장에서 취약계층인 여성, 청년층과 고령층, 임시직에서 최저임금 수급대상자 비중이 높게 나타나고 있다. 또한 최저임금 수급자 비율도 저소득층이 다른 소득분위에 비해 훨씬 많은 비중을 차지하고 있었으며, 최저임금을 받지 못하는 미만 그룹에 속하는 비중도 50% 이상으로 커다란 비중을 차지하고 있었다.



<표 4> 임금근로자의 특성

(단위: %)

		2017년			2018년		
		미만	수급	초과	미만	수급	초과
성별	남성	0.39 (0.488)	0.31 (0.461)	<b>0.61</b> <b>(0.487)</b>	0.40 (0.489)	0.29 (0.456)	<b>0.61</b> <b>(0.487)</b>
	여성	<b>0.61</b> <b>(0.488)</b>	<b>0.69</b> <b>(0.461)</b>	0.39 (0.487)	<b>0.60</b> <b>(0.489)</b>	<b>0.71</b> <b>(0.456)</b>	0.39 (0.487)
연령	20대	0.10 (0.297)	0.13 (0.337)	0.12 (0.320)	0.08 (0.279)	0.13 (0.333)	0.11 (0.318)
	30대	0.08 (0.277)	0.09 (0.290)	0.27 (0.444)	0.08 (0.275)	0.10 (0.301)	0.25 (0.434)
	40대	0.11 (0.315)	0.17 (0.379)	0.31 (0.463)	0.11 (0.317)	0.14 (0.345)	0.29 (0.456)
	50대	0.18 (0.388)	0.24 (0.428)	0.20 (0.401)	0.15 (0.362)	0.23 (0.419)	0.22 (0.411)
	60대 이상	<b>0.52</b> <b>(0.500)</b>	<b>0.36</b> <b>(0.481)</b>	0.10 (0.303)	<b>0.57</b> <b>(0.496)</b>	<b>0.41</b> <b>(0.492)</b>	0.12 (0.329)
학력(교육년수)		10.05 (3.987)	10.77 (3.557)	13.65 (2.804)	10.22 (3.879)	10.72 (3.616)	13.58 (2.869)
거주지역	수도권 외	0.59 (0.492)	0.54 (0.499)	0.49 (0.500)	0.53 (0.499)	0.54 (0.498)	0.48 (0.499)
	수도권	0.41 (0.492)	0.46 (0.499)	0.51 (0.500)	0.47 (0.499)	0.46 (0.498)	0.52 (0.499)
가구주와의 관계	가구주	0.54 (0.499)	0.45 (0.498)	0.59 (0.492)	0.55 (0.497)	0.43 (0.496)	0.60 (0.491)
	배우자	0.33 (0.472)	0.36 (0.482)	0.26 (0.438)	0.33 (0.469)	0.39 (0.488)	0.25 (0.432)
	자녀	0.09 (0.290)	0.15 (0.361)	0.14 (0.351)	0.10 (0.305)	0.15 (0.353)	0.14 (0.349)
	기타	0.03 (0.180)	0.04 (0.187)	0.01 (0.105)	0.02 (0.129)	0.03 (0.176)	0.01 (0.108)
종사상지위	상용직	0.33 (0.472)	0.36 (0.481)	<b>0.79</b> <b>(0.409)</b>	0.33 (0.472)	0.41 (0.492)	<b>0.78</b> <b>(0.413)</b>
	임시직	<b>0.47</b> <b>(0.500)</b>	<b>0.45</b> <b>(0.498)</b>	0.13 (0.333)	<b>0.45</b> <b>(0.498)</b>	<b>0.46</b> <b>(0.498)</b>	0.14 (0.343)
	일용직	0.20 (0.397)	0.19 (0.396)	0.09 (0.280)	0.22 (0.412)	0.13 (0.341)	0.08 (0.274)
소득5분위	1분위	<b>0.55</b> <b>(0.498)</b>	<b>0.40</b> <b>(0.491)</b>	0.16 (0.363)	<b>0.50</b> <b>(0.500)</b>	<b>0.40</b> <b>(0.489)</b>	0.15 (0.358)
	2분위	0.19 (0.391)	0.25 (0.436)	0.20 (0.397)	0.23 (0.420)	0.24 (0.424)	0.20 (0.398)
	3분위	0.14 (0.350)	0.17 (0.375)	0.21 (0.406)	0.14 (0.346)	0.18 (0.388)	0.20 (0.403)
	4분위	0.07 (0.255)	0.09 (0.290)	<b>0.22</b> <b>(0.413)</b>	0.09 (0.293)	0.12 (0.321)	<b>0.22</b> <b>(0.414)</b>
	5분위	0.05 (0.219)	0.08 (0.273)	<b>0.22</b> <b>(0.415)</b>	0.04 (0.185)	0.07 (0.254)	<b>0.23</b> <b>(0.419)</b>
표본수		358	444	5,009	706	723	7,364

\*자료: 한국노동패널 20~22차

## IV. 실증분석

### 1. 분석모형

최저임금 인상이 가구소비(소득)에 미치는 영향을 추정하기 위해 아래 식(1)을 이용하여 추정하였다.

$$C_{it} = \alpha + \beta_1 year + \beta_2 treat + \beta_3 year * treat + \beta_4 x_{it} + \beta_5 z_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서  $i$ 는 개별가구,  $year$ 는 최저임금 인상 전후를 나타내는 연도 더미로 2017년=0, 2018년=1,  $treat$ 는 최저임금 더미변수로 최저임금 수급 가구=1, 최저임금 미수급 가구=0(최저임금 미만, 초과 가구),  $\beta_2$ 는 최저임금이 가구소비(소득)에 얼마나 영향을 미치는지 나타내는 추정계수이며,  $x_i$ 는 시간에 따라 변하는 가구  $i$ 의 특성 변수(가구총소득, 가구원 수, 자산 등),  $z_i$ 는 시간에 따라 변하지 않는 가구  $i$ 의 특성 변수(성별, 학력 등)를 의미한다.

### 2. 분석결과

#### 가. 최저임금 인상이 가계소득에 미치는 영향 추정

먼저, 최저임금 인상이 가구소득에 미치는 효과를 추정한 결과 연도더미와 최저임금 수급여부의 교호항을 통해 최저임금 인상이 가구소득에 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 2018년 최저임금 수급가구의 효과 역시 가구소득에 별다른 영향을 주지 않는 것을 확인할 수 있었다.

분석결과를 자세히 살펴보면, 먼저 최저임금인상이 전체임금근로자 가구의 소득에 미치는 효과를 살펴보기 위해 전체 임금근로자 5,502가구를 대상으로 자산의 통제여부에 따라 모형1과 모형2로 구분하여 이중차이(DID)분석을 실시하였으며 최저임금의 가구분위별 소득인상효과를 살펴보기 위해 균등화된 가구소득을 기초로 5분위로 나누어 역시 이중차이 분석을 실시했다.

먼저 가구자산을 통제하지 않은 모형1에서 기존의 연구와 동일하게 남성이 여성보다, 연령이 높을수록 한계적으로, 학력이 높을수록, 가구원수가 많을수록, 종사상지위가 일용직, 임시직, 상용직의 순으로 가구소득이 높게 나타났다. 하지만 거주지역, 연도더미, 최저임금 수급여부는 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못했다. 역시 2018년 최저임금의 가구소득에 미치는 효과를 나타내는 연도더미\*최저임금수급여부도 양의 상관관계를 나타냈지만 통계적으로 유의미한 값을 나타내지는 못했다. 금융자산과 부동산자산을 통제한 모형2에서도 모형1과 유사한 결과를 나타냈다. 모형2의 금융

자산과 부동산자산의 자연대수값은 통계적으로 유의하게 양의 상관관계를 나타냈다.

최저임금의 분위별 소득증대 효과를 살펴본 결과 통계적으로 유의하지 않지만 1분위와 4분위에서는 음의 상관관계를 나타낸 반면 2분위, 3분위, 5분위에서는 양의 상관관계를 나타냈다. 1분위에서는 가구주 성별, 연령, 가구원수, 종사상지위에서만 통계적 유의성이 나타났으며 학력과 거주지역은 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못하고 있다. 특히 최저임금의 효과를 나타낸 연도더미\*최저임금수급여부변수는 양의 상관관계를 나타내고 있지만 통계적으로 유의하지 않아 최저임금의 소득불평등 개선효과가 존재한다고 주장할 수 없음을 나타낸다. 또한 금융자산과 부동산자산의 계수값은 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 나타냈다. 2분위에서는 가구주의 성별, 가구주의 연령, 가구원수, 거주지역, 종사상지위 중 일용직에서만 통계적 유의성을 나타냈으며 최저임금의 효과는 1분위와 다르게 음의 상관관계를 보이고 있지만 통계적으로 유의미한 값을 나타내지는 못하고 있다. 3분위에서는 금융자산과 부동산자산의 자연대수값을 포함해 가구주의 성별, 연령, 가구원수에서만 통계적 유의성을 나타냈다. 4분위에서는 가구주의 성별, 가구주의 연령, 가구원수, 종사상지위 변수가 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못하고 있으며, 가구원수, 금융자산과 부동산자산의 자연대수값, 그리고 연도더미에서만 통계적 유의성을 나타냈다. 가장 높은 소득집단인 5분위에서는 가구주의 성별, 학력 중 대졸이상, 가구원수, 금융자산과 부동산자산의 자연대수값에서 통계적 유의성을 나타냈다. 그리고 모든 분위에서 연도더미는 음의 계수값을 나타내며 통계적 유의성을 보이고 있는데 이는 2017년에 비해 2018년의 가구소득이 오히려 줄고 있음을 나타낸다.

<표 5> 최저임금 인상이 가계소득에 미치는 영향 추정결과

	전체		분위별				
	(1)	(2)	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
가구주성별 (여성=0, 남성=1)	0.1966*** (0.019)	0.1759*** (0.018)	0.1327*** (0.026)	0.0381*** (0.007)	0.0211*** (0.008)	0.0127 (0.009)	-0.0567* (0.030)
가구주연령	0.0578*** (0.004)	0.0493*** (0.004)	0.0196*** (0.005)	0.0048*** (0.002)	0.0044** (0.002)	0.0016 (0.002)	-0.0007 (0.009)
연령제곱	-0.0006*** (0.000)	-0.0005*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0000** (0.000)	-0.0000* (0.000)	-0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
고졸	0.1473*** (0.023)	0.1329*** (0.023)	0.0422 (0.030)	-0.0098 (0.009)	-0.0017 (0.010)	-0.0017 (0.012)	0.0379 (0.050)
학력(중졸이하=1) 전문대졸	0.2339*** (0.030)	0.1903*** (0.028)	0.0566 (0.043)	-0.0004 (0.011)	0.0137 (0.012)	0.0050 (0.014)	0.0526 (0.054)
대졸이상	0.3841*** (0.026)	0.3305*** (0.026)	0.0116 (0.038)	-0.0017 (0.010)	0.0140 (0.011)	0.0111 (0.013)	0.1243** (0.051)
가구원수	0.1721*** (0.006)	0.1589*** (0.006)	0.1936*** (0.010)	0.1985*** (0.002)	0.1974*** (0.002)	0.2046*** (0.003)	0.1666*** (0.009)
거주지역 (수도권 외=0, 수도권=1)	-0.0078 (0.013)	0.0201 (0.013)	0.0103 (0.021)	0.0089* (0.005)	0.0071 (0.005)	0.0008 (0.006)	-0.0010 (0.018)
중사상지위 (상용직=1) 임시직	-0.2449*** (0.020)	-0.2186*** (0.019)	-0.1223*** (0.028)	-0.0108 (0.008)	0.0042 (0.009)	0.0008 (0.010)	0.0306 (0.042)
일용직	-0.2793*** (0.021)	-0.2349*** (0.021)	-0.1272*** (0.030)	-0.0173** (0.008)	-0.0142 (0.009)	-0.0157 (0.011)	-0.0758 (0.047)
금융자산	-	0.0262*** (0.002)	0.0102*** (0.003)	0.0036*** (0.001)	0.0018** (0.001)	-0.0002 (0.001)	0.0068* (0.003)
부동산자산	-	0.0139*** (0.001)	0.0045** (0.002)	0.0014*** (0.001)	0.0031*** (0.001)	0.0021*** (0.001)	0.0038* (0.002)
연도더미 (2017=0, 2018=1)	-0.0053 (0.007)	-0.0094 (0.007)	-0.0600*** (0.017)	-0.0367*** (0.004)	-0.0118*** (0.004)	-0.0145*** (0.004)	-0.0308** (0.012)
최저임금 수급여부 (미수급=0, 수급=1)	-0.0256 (0.022)	-0.0177 (0.022)	-0.0214 (0.038)	0.0062 (0.011)	0.0101 (0.012)	-0.0029 (0.018)	0.0108 (0.064)
연도더미*최저임금 수급여부	<b>0.0338</b> <b>(0.027)</b>	<b>0.0290</b> <b>(0.027)</b>	<b>0.0567</b> <b>(0.047)</b>	<b>-0.0001</b> <b>(0.014)</b>	<b>0.0050</b> <b>(0.016)</b>	<b>-0.0042</b> <b>(0.021)</b>	<b>-0.0969</b> <b>(0.073)</b>
Constant	6.1466*** (0.093)	6.2246*** (0.090)	6.5788*** (0.136)	7.4490*** (0.036)	7.7013*** (0.041)	8.0304*** (0.050)	8.5334*** (0.189)
Observations	8,464	8,464	2,011	1,912	1,638	1,518	1,385
Number of pid	5,502	5,502	1,586	1,575	1,374	1,244	1,018

주: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 나. 최저임금 인상이 가계소비에 미치는 영향 추정

최저임금이 가계소비에 미치는 효과를 추정하기 위해 <표 5>에서 처럼 임금근로자 전체 가구와 소득분위별로 구분하였으며, 설명변수로 금융자산과 부동산자산의 자연대수값을 포함하느냐에 따라 2가지 모형으로 추정하였다. 분석결과 2018년 최저임금 인상은 전체임금근로자 가구에 음의(-) 상관관계를 나타냈지만 통계적으로 유의하지 않았으며 분위별 효과에서는 3분위에서는 통계적으로 유의하게 음의(-) 상관관계를 나타냈지만 오히려 5분위에서 통계적으로 유의하게 양의(+) 상관관계를 나타냈다.

좀 더 자세히 살펴보면, 먼저 모형1과 모형2에서 가구주의 성별, 가구주의 연령, 학력수준, 가구원수, 거주지역, 종사상지위, 가구소득, 금융자산, 부동산자산, 연도더미에서 통계적 유의성을 나타냈다. 효과는 가구주가 여성보다는 남성이, 연령이 높아질수록 한계적으로, 학력이 높을수록, 가구원수가 많을수록, 비수도권보다 수도권에 거주할수록, 종사상지위가 일용직, 임시직, 상용직의 순으로, 가구소득, 금융자산, 부동산자산이 높을수록 가구소비가 높게 나타났다. 그리고 2017년에 비해 2018년의 물가상승률을 고려한 소비가 더 높게 나타났다.

분위별 효과를 살펴보면 1분위에서 가구주의 성별, 연령, 학력수준, 가구원수, 거주지역, 종사상지위, 가구소득, 부동산자산, 연도더미에서 통계적 유의성을 나타냈다. 특히 2018년 최저임금 상승이 가계소비에 미치는 효과를 나타내는 연도더미\*최저임금수급여부는 통계적으로 유의미하지 않지만 음의 상관관계를 나타내고 있다. 반면, 2분위에서는 가구주 성별, 연령, 학력수준, 가구원수, 거주지역, 종사상지위 중 임시직, 가구소득, 금융자산, 부동산자산에서 통계적 유의성을 나타냈고 연도더미\*최저임금수급여부는 통계적으로 유의미하지 않은 음의 상관관계를 보이고 있다. 3분위에서는 가구주 성별, 연령, 학력수준, 가구원수, 가구소득과 부동산 자산만이 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있으며, 다른 분위와 다르게 종사상지위 변수가 통계적으로 유의하지 않은 값을 보이지 못하고 있다. 연도더미\*최저임금수급여부는 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 나타냈다. 4분위에서는 가구주 성별, 연령, 학력변수 중 전문대졸 이상, 가구원수, 거주지역, 종사상지위, 가구소득, 자산 변수가 통계적으로 유의한 값을 나타내며 소비에 영향을 미치고 있다. 5분위에서는 가구주 연령과 학력 중 전문대졸 이상, 가구원수, 거주지역, 종사상지위, 그리고 가구소득과 금융자산에서 통계적 유의한 값을 보이고 있으며 다른 분위와 다르게 부동산자산 변수가 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 연도더미\*최저임금수급여부의 효과가 5분위에서는 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 나타냈다.

<표 6> 최저임금 인상이 가계소비에 미치는 영향 추정결과

	전체		분위별				
	(1)	(2)	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
가구주성별 (여성=0, 남성=1)	0.1549*** (0.013)	0.0746*** (0.010)	0.0898*** (0.018)	0.0503*** (0.017)	0.0597*** (0.019)	0.0550** (0.022)	0.0159 (0.030)
가구주연령	0.0558*** (0.003)	0.0322*** (0.002)	0.0215*** (0.004)	0.0256*** (0.004)	0.0317*** (0.004)	0.0391*** (0.005)	0.0669*** (0.008)
연령제곱	-0.0006*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0003*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0007*** (0.000)
고졸	0.1535*** (0.016)	0.0965*** (0.012)	0.1142*** (0.021)	0.0486** (0.021)	0.0948*** (0.023)	0.0415 (0.030)	0.0484 (0.049)
학력(중졸이하=1) 전문대졸	0.2442*** (0.020)	0.1467*** (0.015)	0.1394*** (0.030)	0.0884*** (0.026)	0.1270*** (0.028)	0.0782** (0.035)	0.1540*** (0.054)
대졸이상	0.3543*** (0.018)	0.2008*** (0.014)	0.1977*** (0.027)	0.1004*** (0.025)	0.1620*** (0.026)	0.1354*** (0.032)	0.1962*** (0.051)
가구원수	0.2001*** (0.004)	0.1351*** (0.003)	0.1638*** (0.008)	0.0867*** (0.012)	0.0748*** (0.013)	0.1104*** (0.015)	0.1689*** (0.010)
거주지역 (수도권 외=0, 수도권=1)	0.0322*** (0.009)	0.0425*** (0.007)	0.0628*** (0.015)	0.0304** (0.012)	0.0427*** (0.013)	0.0210 (0.014)	0.0631*** (0.018)
임시직	-0.1429*** (0.013)	-0.0534*** (0.011)	-0.0537*** (0.019)	-0.0374** (0.019)	-0.0263 (0.023)	-0.0659*** (0.026)	-0.0706* (0.041)
종사상지위(상용직=1) 일용직	-0.1867*** (0.014)	-0.0789*** (0.012)	-0.1221*** (0.021)	-0.0280 (0.020)	-0.0056 (0.022)	-0.0552* (0.028)	-0.0873* (0.047)
가구소득	-	0.3613*** (0.006)	0.1996*** (0.015)	0.6026*** (0.053)	0.6786*** (0.062)	0.5346*** (0.066)	0.1428*** (0.026)
금융자산	-	0.0035*** (0.001)	0.0050** (0.002)	-0.0041** (0.002)	0.0013 (0.002)	-0.0056** (0.003)	0.0090*** (0.003)
부동산자산	-	0.0056*** (0.001)	0.0063*** (0.002)	0.0025** (0.001)	0.0041*** (0.001)	0.0046*** (0.002)	0.0025 (0.002)
연도더미 (2017=0, 2018=1)	0.0098** (0.005)	0.0122*** (0.005)	0.0342*** (0.011)	0.0131 (0.010)	0.0154 (0.010)	0.0115 (0.011)	-0.0094 (0.011)
최저임금 수급여부 (미수급=0, 수급=1)	-0.0209 (0.015)	-0.0130 (0.014)	-0.0111 (0.025)	-0.0176 (0.024)	0.0242 (0.031)	-0.0106 (0.047)	-0.0941 (0.061)
연도더미*최저임금 수급여부	<b>-0.0044</b> <b>(0.019)</b>	<b>-0.0176</b> <b>(0.017)</b>	<b>-0.0164</b> <b>(0.031)</b>	<b>-0.0257</b> <b>(0.031)</b>	<b>-0.0922**</b> <b>(0.039)</b>	<b>-0.0487</b> <b>(0.055)</b>	<b>0.1287*</b> <b>(0.068)</b>
Constant	5.6880*** (0.062)	3.5140*** (0.063)	4.8751*** (0.138)	1.9724*** (0.404)	1.0759** (0.484)	2.1213*** (0.545)	4.6441*** (0.292)
Observations	8,464	8,464	2,011	1,912	1,638	1,518	1,385
Number of pid	5,502	5,502	1,586	1,575	1,374	1,244	1,018

주: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

자료: KLIPS 20~22차

최저임금의 인상이 소비를 유인할 것으로 예상하고 유의한 양(+)의 결과를 기대하며 최저임금 인상이 가계소비에 영향을 미치고 있는지 추정해 본 결과, 최저임금인상은 저소득가구의 소득과 소비를 늘리는 효과를 찾아 볼 수 없었다. 이는 근로자의 소속된 가구의 특성을 살펴보지 못한 연구의 한계와 함께 노동시장에서의 이행과정을 살펴보지 못한 연구의 한계가 있음을 적시하고 추후 연구에 반영할 계획이다. .

## V. 결 론

최저임금이 2018년에는 전년 대비 16.4%, 2019년은 전년 대비 10.9%가 결정되었다. 정부는 최저임금 인상을 통해 임금불평등을 완화하고 소득증가와 소비, 생산증가로 이어지는 선순환 구조를 구축함으로써 경제성장률을 제고할 수 있을 것으로 기대하고 있다.

본 연구에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 2018년 최저임금 인상이 저소득층 가구의 소득을 증대시켜 소비의 진작을 가져왔는지 확인한다. 그리고 분위별 효과를 통해 최저임금인상에 따른 불평등의 완화라는 목적이 달성되었는지 파악한다. 회고적 설문조사의 한계를 극복하기 위해 최저임금의 상하 10%를 범위로 최저임금 미만, 수급, 초과로 구분하였다.

최저임금 수급자의 특성을 살펴본 결과 노동시장에서 취약계층인 여성, 청년층과 고령층, 임시직에서 최저임금 수급대상자 비중이 높게 나타나고 있다. 또한 최저임금 수급자 비율도 저소득층이 다른 소득분위에 비해 훨씬 많은 비중을 차지하고 있었으며, 최저임금을 받지 못하는 미만 그룹에 속하는 비중도 50% 이상으로 커다란 비중을 차지하고 있었다.

실증분석결과 2018년 최저임금인상은 가구소득에 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이는 2018년 최저임금 수급가구의 효과 역시 가구소득에 별다른 영향을 주지 않는 것을 확인할 수 있었다. 분위별 소득증대효과에서도 통계적으로 유의하지 않지만 1분위와 4분위에서는 음의 상관관계를 나타낸 반면 2분위, 3분위, 5분위에서는 양의 상관관계를 나타냈다. 이는 역시 저소득층의 소득을 증대시키는 효과가 있다고 말할 수 없다. 그 다음으로 최저임금인상이 가구소비에 미치는 효과는 분석결과 2018년 최저임금 인상은 전체임근근로자 가구에 음의(-) 상관관계를 나타냈지만 통계적으로 유의하지 않았으며 분위별 효과에서는 3분위에서는 통계적으로 유의하게 음의(-) 상관관계를 나타냈지만 오히려 5분위에서 통계적으로 유의하게 양의(+) 상관관계를 나타냈다.

본 연구에서는 최저임금인상은 저소득가구의 소득과 소비를 늘리는 효과를 찾아볼 수 없었다. 이는 근로자의 소속된 가구의 특성을 살펴보지 못한 연구의 한계와 함께 노동시장에서의 이행과정을 살펴보지 못한 연구의 한계가 있음을 적시하고 추후 연구에 반영할 계획이다.

## 참고문헌

- 정진호·남재량·김주영·전영준(2011), “최저임금 효과분석”, 한국노동연구원
- 오상봉(2015), “최저임금이 가계 및 기업에 미치는 효과”, 한국노동연구원
- 조은영·김상미(2018), “최저임금 인상의 거시경제 효과분석”,
- 조경엽(2018), “최저임금 인상이 고용과 소득재분배에 미치는 영향”, 한국경제연구원  
KERI Brief
- 황희영(2019), “최저임금제도가 내수경제에 미치는 영향”
- 이경호·김지환·최지훈(2019), “최저임금 인상이 신규근로자 고용과 근로시간에 미치는 영향”, 노동경제논집 제42권 제2호, pp.63~99.
- 황선웅(2019), “2018년 최저임금 인상이 가계소득 분포에 미친 효과”
- Sabia, J. J., “Minimum Wage and Gross Domestic Product”, Contemporary Economic Policy, 33(4), 2015a, pp.587-605.
- Sabia, J. J., “Do Minimum Wages Stimulate Productivity and Growth?”, IZA World of Labor, 2015b.



[제5주제]

## 노동시장 I (복수일자리)



1. 주 52시간 근무제 도입이 부업참여를 촉진시켰는가
2. KLIPS를 활용한 복수일자리 보유자 근로실태 분석



# 주 52시간 근무제 도입이 부업참여를 촉진시켰는가

최형재\*, 임용빈\*\*

본 연구는 이하 주 52시간 근무제라는 이름으로 불리는 근로기준법 개정 이후 실제로 근로시간이 감소했고 그로 인해 부업 참가가 활발해졌는지를 살펴보았다. 주 52시간 근무제에 따르면 2018년 7월부터 제조업을 비롯한 적용업체 중 300인 사업체는 주당 68시간의 근로시간을 최대 52시간으로 줄여야 한다. 주 52시간 근무제가 가진 특성에 맞게 다중차분 모형을 가지고 한국노동패널(22차) 데이터를 활용하여 정책대상의 근로시간 변화를 살펴보고 근로시간 단축에 따라 부업참가로 이어졌는지를 살펴보고자 한다. 분석결과 정책적용대상의 정규근로시간은 분석모형, 분석대상에 따라 3.7~5.7시간 낮아지는 결과로 이어졌으나 초과근로시간이 늘어나는 현상이 나타나면서 전체 근로시간은 크게 변화가 나타나지 않았다. 정책분석대상의 부업에 참가할 확률은 늘어났지만 통계적으로 신뢰할만한 수준의 결과는 아니었다.

주요용어 : 주 52시간 근무제, 부업, 다중차분모형

## 1. 서론

우리나라는 현재 근로기준법에 따라 법정 근로시간이 주당 40시간으로 정해져 있다. 그러나 주당 40시간 근무가 제대로 지켜지고 있는 사업장을 찾아보기 힘들다. 특례, 예외 등의 방법을 통해 장시간 근로가 가능하도록 되어 있기 때문이다. ‘주 52시간 근무제’가 본격적으로 시행된 2018년 7월 이전에는, 보건업, 운송창고업 등 사회기능을 유지하는데 필요한 특례업종 26개에서는 종사하는 노동자는 사실상 시간 제한 없이 종업원들을 장시간 근로하게 할 수 있었다. 그렇지 않은 업종에서도 노동자와 사업주와의 협의에 따라서 주당 68시간 근로가 가능하였다. 따라서 장시간 근로는 근로자의 집중력과 건강을 악화시키고 장기적으로 생산성을 저해할 수 있다는 국제노동기구(ILO)의 경고에도 우리나라는 OECD 국가 내 근로시간이 가장 긴 불명예를 안고 있었다.

\* 고려대학교 세종캠퍼스 경제통계학부 교수(hchoi5@korea.ac.kr)

\*\* 한국노동연구원 동향분석실 책임연구원(ybim@kli.re.kr)

이에 따라 정부는 장시간 근로문화를 개선하도록 근로기준법을 개정하여 2018년 7월부터 단계적으로 시행되도록 하였다. 이 때 강화된 법령에 따르면, 특례업종에 해당되지 않는 업종 가운데 300인 이상의 대규모 사업체는 최대 근로시간을 68시간에서 52시간으로 줄여야 한다. 또한 기존 특례업종 중 21개 업종은 2019년 7월부터 같은 적용을 받게 되며, 2020년 1월부터는 50인 이상 기업까지 확대 적용되도록 하였다. 이러한 근로시간 단축을 포함하여 근로시간과 관련된 전반적인 정책변화를 통칭하여 ‘주 52시간 근무제’라고 부르고 있다.

주 40시간으로 법정 근로시간이 결정되었던 2000년대 초반에도 근로시간이 감소하여 낮은 소득을 보전하기 위해 부업에 뛰어드는 노동자들이 많아질 것이라는 우려가 많았고, 이번 근로기준법 개정 이후에도 비슷한 예상을 하는 언론 기사를 어렵지 않게 찾아볼 수 있다. 본 연구는 ‘주 52시간 근무제’라는 이름으로 불리는 근로기준법 개정이 이후 근로자들의 실제 근로시간과 부업 참가에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하였다.

정책효과를 파악하기 위하여 본 연구는 ‘주 52시간 근무제’가 업종과 규모에 따라 달리 적용되었다는 점에 착안하여 다중차분모형을 활용하였다. 실증분석을 위해서 본 연구는 임금, 근로시간을 포함한 노동시장 정보와 함께 부업 참여자의 정보를 파악할 수 있는 한국노동패널조사 자료를 활용하였다. 또한 부업참가 여부에 대한 정보를 파악할 수 있는 경제활동인구 조사의 원자료를 사용하여 부업참가자의 현황 및 분석 결과를 한국노동패널조사 자료의 분석 결과와 비교함으로써 결과의 강건성을 검증하였다.

## II. 본 론

### 1. 주 52시간 근무제도의 도입

우리나라는 2004년에 기존 주 44시간의 법정근로시간을 40시간으로 단축하였다. 그러나 운송업과 운송관련 서비스업, 보건업 등 특례업종에 속한 사업장의 경우 초과근로시간에 대한 제한이 주어지지 않았으며, 특례업종에 속하지 않더라도 경우에 따라 주 68시간까지 근로시간이 허용되었다. 따라서 근로시간 단축을 통한 노동자 보호가 광범위하게 이루어지지 않았다. 근로기준법 일부 개정 법률안(이하 주 52시간 근무제)을 논의 중이던 2016년 당시 우리나라의 근로자 1인당 연간 평균 근로시간은 OECD 국가 중 2위를 차지할 정도로 근로자들이 장시간 노동에 노출되었다. 이후 노동시장 구조개선을 위한 노사정 간 합의가 도출된 이후 근로시간 단축 관련 개정안이 20대 국회 본회의를 통과하고 2018년 3월에 의결·공포되었다.

근로기준법 일부 개정 법률안의 주된 내용은 연장 및 휴일근로를 포함하여 근로시간을 주당 최대 52시간으로 제한하는 것이다. 법정 소정근로시간 40시간 한도는 유지하고 연장근로시간은 최대 12시간으로 제한하는 것이다. 그러나 이 법률 개정안은 기업의 경영적 부담과 근로자의 소득 감소를 고려하여 기업규모별로 단계적으로 시행되도록 하였다. 상시근로자 수

300인 이상 사업체와, 국가, 지자체 및 공공기관은 2018년 7월 1일부터 적용되었으며, 이후 적용되었다. 50~299인 규모의 사업체는 2020년 1월 1일부터, 5~49인 규모의 사업체는 2021년 7월 1일 부터 적용하도록 되어 있었다.

기존 주 40시간 제도가 도입된 이후에도 장시간 노동이 끊이지 않았던 이유는 특례업종에 대한 규정 때문이다. 특례업종에 속한 근로자는 초과근로시간의 제한 없이 주 80시간도 근무할 수 있었고, 특례업종에 속하지 않은 근로자라도 행정해석에 따라 주 68시간까지 근로가 허용되었다(김승택, 2019). 이후 유명무실화 된 주 5일제 근무제도를 정착시켜 장시간 근로자를 줄여 나겠다는 것이 주 52시간 근무제도의 목적이라고 볼 수 있다. 이에 따라 기존 26개 특례업종 중 5개의 특례유지업종을 제외한 21개 업종은 2019년 7월 1일부터 주 52시간 근무제의 적용을 받게 되었다. 특례유지업종은 사용자와 근로자대표가 합의한 경우 주 12시간을 초과하여 연장근무를 할 수 있지만, 연장근무 발생 시 근무일 종료 후 다음 근무일까지 최소 11시간의 휴식시간을 보장하도록 하였다. 근로시간 관련 법률안 개정 후 특례에서 유지되거나 제외되는 업종은 <표 1>에 제시되어 있다.

근로시간에 대한 제한 이외에 2018년 근로기준법에서는 연장근로와 야간근로에 이어 휴일근로의 임금 할증률을 명시하도록 하였고, 관공서의 공휴일을 유급휴일로 의무적으로 적용하도록 하는 등의 개선내용이 담겨져 있다. 아울러 5개 특례업종에서의 과로 방지를 위해 탄력적 근로시간제의 실태를 조사하고 지원방안을 마련하는 것도 개정된 근로기준법에 포함되었다.

<표 1> 근로시간의 특례 유지 및 제외 업종

특례유지업종 5종	특례제외업종 21종 (2019.7.1. 이후 시행)
49.육상운송 및 파이프라인 운송업, 50.수상 운송업, 51.항공 운송업, 529.기타 운송서비스, 86.보건업	37.하수, 폐수 및 분뇨 처리법, 45.자동차 및 부품 판매업, 46.도매 및 상품중개업, 47.소매업;자동차 제외, 521.보관 및 창고업, 55.숙박업, 56.음식점 및 주점업, 59.영상.오디오 기록물 제작 및 배급업, 60.방송업, 611.우편업, 612.전기통신업, 64.금융업, 65.보험 및 연금업, 66.금융 및 보험관련 서비스업, 70.연구개발업, 713.광고업, 714.시장 및 여론조사업 74.사업시설 관리 및 조정 서비스업, 85.교육서비스업, 87.사회복지 서비스업, 961.미용, 욕탕 및 유사 서비스업

주: 숫자는 한국표준산업 분류에 따른 중분류(2자리) 또는 소분류(3자리) 코드

## 2. 부업 참가 결정에 대한 이론

통계청에서는 주된 일 이외에 따로 수입을 목적으로 하는 일을 ‘다른 일’ 또는 ‘부업’이라고 정의하고 있다. 통계청 경제활동인구조사에서는 ‘지난주에 주된 일 이외에 다른 일을 한

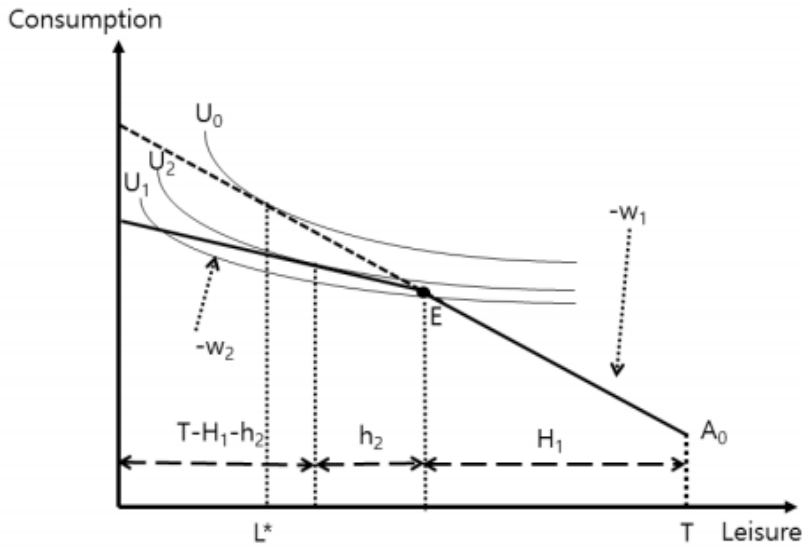
적이 있습니까?’ 라는 질문 문항을 통해서 부업 여부를 판단하고 있다. 통계청의 정의에 따르면, 주부가 가사 일을 하거나 학생이 통학을 하면서 틈틈이 아르바이트를 하거나 소소하게 소득을 얻는 활동들은 부업에 포함되지 않는다. 이밖에도 가사도우미나 건설공사현장의 일용직 근로자와 같이 매일 일하는 장소가 달라지는 경우, 또는 고용주가 동일한 상태에서 두 가지 일을 같이 하는 경우도 부업에 해당하지 않는다. 아울러 주업과 부업 모두 자영업인 경우도 부업으로 인정하지 않는다. 우리나라에서는 부업이라는 표현보다는 투잡(two-job)라는 표현이 더욱 익숙하며 멀티잡(multi-job)이라는 표현도 쓰이고 있다.

해외에는 multiple-job holding 혹은 moonlighting 등 부업에 대한 다양한 명칭이 존재한다. 미국은 노동통계청이 작성하는 CPS(Current Population Survey)에서 1994년부터 조사항목에 부업에 관한 항목을 추가하여 통계를 작성해왔을 정도로 부업에 대한 관심도가 높고 부업과 관련된 연구도 활발하게 진행되어 왔다<sup>1)</sup>. 일본의 경우 근로자에 대해 종신 고용을 보장하는 반면 부업, 겸업이 금지되는 고용관행이 존재했다. 일본에서는 취업시간을 제외한 자유로운 시간은 다음날의 근무에 지장이 발생하지 않도록 휴식을 취해야 할 기초적 조건을 가진다고 보고 있다. 따라서 사용자로서도 근로자의 시간 사용에 대해 관심을 가질 수 있다는 논리로 취업규칙에 따라 부업, 겸업을 금지해왔던 것이다(최석환, 2019). 그러나 노동가능 인구가 지속적으로 감소하면서, 인재부족 현상을 겪는 업종이 늘어나자 일본 정부는 2018년 1월부터 부업 및 겸업을 허용하도록 하는 지침을 발표하였다. 이를 통해 부업으로 인한 장시간 노동을 해소하고, 주 근무지에서의 불성실한 근무와 기업 비밀 누설 발생 가능성을 차단할 수 있도록 업무량과 근로시간에 대한 가이드라인을 제시하고 있다(김승현, 이형근 2018).

이론적으로 볼 때 부업에 참여하는 동기는 두 가지 경우로 분류할 수 있다. 먼저, 현재 주업에서의 근로시간이 계약조건 등에 따라 제한되면서 효용을 극대화하는 최적 근로시간보다 적게 일하게 되는 근로자들은 비록 주업보다 임금수준이 낮은 부업에 참가하여 효용을 극대화할 수 있다. 이러한 부업 참가자의 유형을 ‘시간제약형’으로 분류할 수 있다(hour-constrained)([그림 1]). 주 52시간 근무제도와 같이 근로시간의 제약을 발생시키는 제도는 시간제약형 부업근로자를 늘어나게 만들 수 있다. 기존  $w_1$ 의 임금수준에서  $L^*$ 만큼의 노동시장을 가지면서 효용을 극대화할 수 있었던 근로자는,  $w_1$ 만큼 근로시간의 제약이 발생하면서 효용이 감소하였으나  $w_2$ 만큼의 부업에 참여함으로써 감소한 효용을 보전하려는 현상이 나타날 수 있다.

1) 부업과 관련된 해외의 연구사례는 임용빈, 최형재(2017)에서 정리하고 있다.

[그림 1] 시간제약형 부업 참여



주: Dickey et al(2009)의 Figure.1을 재구성

경제활동인구조사에서는 조사대상 기간(reference time)에 실제로 36시간 미만 일한 취업자에게 ‘지난주에 더 많은 시간 일하기를 원하였습니까?’라고 묻으며 다음과 같은 문항을 선택한 취업자를 ‘시간관련 추가취업가능자’로 분류하고 있다.

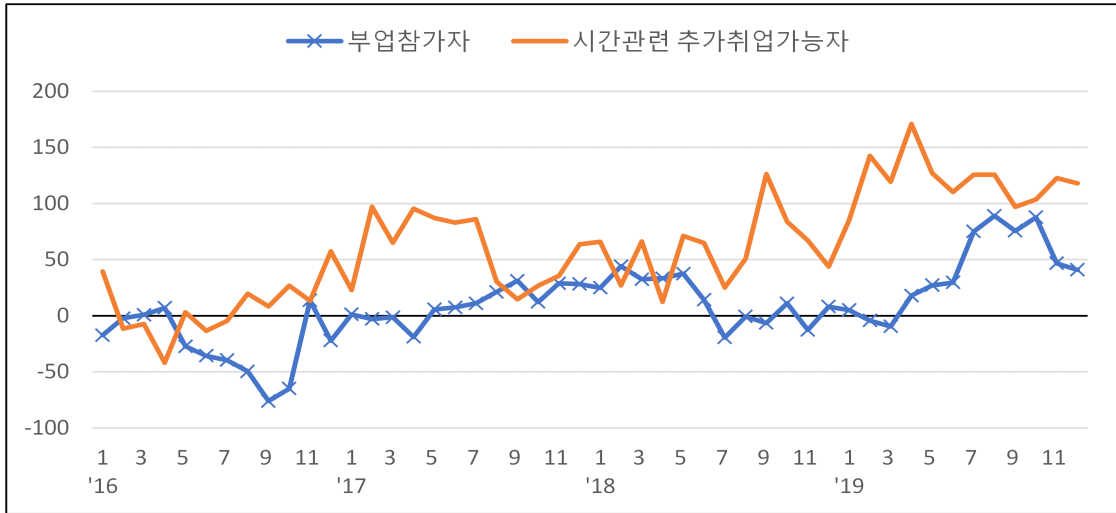
1. 현재 하고 있는 일의 시간을 늘리고 싶음
2. 현재 하고 있는 일 이외에 다른 일도 하고 싶음
3. 더 많이 일할 수 있는 일(직장)로 바꾸고 싶음

시간관련 추가취업가능자는 취업자로 분류되어 있지만 고용보조지표로 활용되어 확장실업률<sup>2)</sup>을 계산하는데 필요한 구성요소로 분류되고 있다. ‘주 52시간 근로시간제’의 도입은 이들 시간관련 추가취업가능자들의 부업참가 확률을 높여줄 것으로 예측된다. [그림 2]는 이러한 예측을 뒷받침해주고 있는데, 이 그림에 따르면 시간관련추가취업자가 2018년 이후 최대 15만 명 이상 증가한 가운데, 부업참가자는 3~5개월의 시차를 두고 증가하는 모습을 관찰할 수 있다. 2004년 주당 법정 근로시간을 40시간으로 결정할 당시<sup>3)</sup>와 2018년 주 52시간 근무제 도입할 당시 많은 사람들이 감소한 근로시간과 소득을 보전하기 위해서 부업에 참가할 것이라고 예상한 기사<sup>4)</sup>를 어렵지 않게 찾을 수 있다.

2) 확장실업률 = (실업자+잠재구직자+잠재취업가능자+시간관련추가취업가능자)÷확장경제활동인구  
 3) [주5일근무제 본격 시행]<3>돈 버는 기회로, 동아일보 2004. 6. 29 기사; [週5일근무시대 열렸다] 土·日엔부업...‘투잡스族’ 크게 는다, 한국경제 2004. 6. 30. 기사.  
 4) [테스트칼럼] 주 52시대 직장인 화두는 ‘투잡’, 매일일보 2018. 5. 28. 기사; 주 52시간 근무, 與 "저녁 있는 삶" vs. 野 "저녁에 또 다른 일 하는 삶", 파이낸셜뉴스 2018. 7. 1. 기사.

[그림 2] 시간관련 추가취업가능자와 부업참가자 증감(2016~19)

(단위: 천 명, 전년동월대비)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

부업참여의 또 다른 동기로는 다양한 직장 경험이나 이직 및 은퇴 이후를 준비를 들 수 있다. 예를 들어 대학강사나 교수는 상대적으로 근로시간의 제약이 적어 시간당 보수가 높은 자문 및 강연활동을 통해 소득을 올릴 수 있다(임용빈·최형재, 2017). 이러한 동기로는 부업에 참여하는 근로자들을 ‘시간 비제약적(hour non-constrained)’ 부업 참여자라고 한다(Dickey et al.(2009)). 시간 비제약적 부업을 선택하는 이유는 소득뿐만 아니라 주 근무지 조직에서 쉽게 발휘할 수 없는 능력을 부업을 통해 발전시켜 나가거나, 미래에 대한 학습, 비록 소득은 적지만 즐거움을 얻기 위해서 부업에 참가하는 경우를 일종의 잡-포트폴리오(job-portfolio)의 관점에서 바라볼 수 있다. [그림 3]을 통해 시간 비제약형 부업 참여를 설명하면  $w_1$ 의 임금과  $h_0$ 만큼의 근로시간을 통해 얻는 효용보다 주업의 근로시간을  $h_1$ 만큼 줄이고 주업보다 임금, 만족도가 높은 부업의 근로시간을  $h_2$ 만큼 추가하면서 얻는 효용( $U_0$ )이 더 크게 발생한다. 과거에는 직장에서 필요한 만큼의 임금을 받지 못해 소득을 보전하기 위한 이유에서 부업에 참가하는 시간제약형 부업이 주를 이루었다면 최근에는 정년이 짧아지는 등 언제든 일 자리를 잃을 수 있다고 느끼게 되면서 여러 직업을 가지게 될 가능성이 높아질 것이다. 최근에 짧은 시간 고소득을 누릴 수 있는 플랫폼 노동에 부업으로 관심을 가지는 사람이 늘어나는 것도 이와 같은 맥락에서 이해할 수 있다.





한국노동연구원(2019)도 다중차분모형을 이용해 사업체노동력조사<sup>7)</sup>를 통해 52시간 근무제가 근로시간 단축에 영향을 살펴보았다(<부표> 참고). 정책시행일(D1)을 기준으로, 정책대상이 되는 업종(D2), 300인 이상의 종사규모(D3)를 가진 사업장에서 종사하는 근로자를 실험군으로 설정하였다는 점에서 본 연구와 다르며, 아래의 그림을 통해 확인할 수 있다.

<한국노동연구원(2019)의 삼중차분모형>

	~201806(D1==0)		→	201807~(D1==1)	
	300인 미만 (D3==0)	300인 이상 (D3==1)		300인 미만 (D3==0)	300인 이상 (D3==1)
특례유지 및 유예 업종(D2==0)	C	C		C	C
52시간 단축 업종(D2==1)	C	C		C	T

<본 연구의 삼중차분모형>

	~201806(D1==0)		→	201807~(D1==1)	
	52시간 미만 (D3==0)	52시간 이상 (D3==1)		52시간 미만 (D3==0)	52시간 이상 (D3==1)
특례유지 및 유예 업종, 나머지(D2==0)	C	C		C	C
52시간 단축 업종+300인 이상(D2==1)	C	C		C	T

C: Control Group(대조군) / T: Treatment Group(처치군)

이러한 다중차분모형<sup>8)</sup>을 수식으로 표현하면 다음과 같다. 여기서  $Y_{i,t}$ 는 근로시간이나 부업 참가 여부 등 정책에 의해 영향을 받을 것으로 예상되는 변수를 선정할 수 있다. 정책효과를 나타내는 계수는  $\beta_7$ <sup>9)</sup>이다. 한국노동연구원(2019)에서 활용한 사업체노동력 조사는 자료 특성상 근로자의 개인, 가구적 특성을 활용할 수 없었는데, 본 연구는 노동패널을 활용하여 주업의 임금수준, 종사지위와 같은 근무지특성, 가구원 수, 배우자의 경제활동상태와 같은 가구적특성과 같이 정책 외적 요인으로  $Y_{i,t}$ 에 영향을 미칠 것으로 예상되는 설명변수(W)를 포함하였다. 패널자료를 활용할 경우 시계열에 의한 변화( $\theta_t$ )와 함께 개별 관측치에 의한 이질성( $\theta_i$ )도 함께 통제하기 위해 고정효과모형(Fixed Effect)으로 분석을 하였다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 D1_{i,t} + \beta_2 D2_{i,t} + \beta_3 D3_{i,t} + \beta_4 D1D2_{i,t} + \beta_5 D1D3_{i,t} + \beta_6 D2D3_{i,t} + \beta_7 D1D2D3_{i,t} + W\gamma + \theta_t + \theta_i + e_{i,t}$$

7) 사업체노동력조사 근로실태 원자료(2017~2018)

8) 52시간 근무제의 적용업종과 규모를 분리하게 되면 사중차분모형( $D_1D_{2,1}D_{2,2}D_3$ )을 통해 분석할 수 있으며 분석결과를 비교하였다.

9)  $\beta_7$ 가 삼중차분모형에서 정책효과를 나타내는 이유는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} (Y \mid D1=1, D2=1, D3=1, W) &= \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7 \\ -(Y \mid D1=1, D2=1, D3=0, W) &= \beta_1 + \beta_2 + \beta_4 \\ -(Y \mid D1=1, D2=0, D3=1, W) &= \beta_1 + \beta_3 + \beta_5 \\ -(Y \mid D1=0, D2=1, D3=1, W) &= \beta_2 + \beta_3 + \beta_6 \\ +(Y \mid D1=1, D2=0, D3=0, W) &= \beta_1 \\ +(Y \mid D1=0, D2=1, D3=0, W) &= \beta_2 \\ +(Y \mid D1=0, D2=0, D3=1, W) &= \beta_3 \end{aligned}$$

## 나. 분석자료

우리나라의 부업 참가자를 파악할 수 있는 경제활동인구조사는 매월 조사가 이루어지고 있다는 점에서 최신의 노동시장 정보를 반영하여 분석할 수 있다. 그러나 부업참가여부, 실제 부업 근로시간을 비롯한 일자리의 자세한 정보를 알 수 없다. 그리고 통계청의 MDIS를 통해 경제활동인구조사의 원자료를 활용할 때 업종정보(*IND*)를 한국표준산업분류(KSIC)의 대분류로만 확인할 수 있기 때문에 분석모형을 적용하는데 어려움이 존재한다. 또한 부업에 참가하는 동기 중 하나인 주 근무지의 임금수준은 연 1회(8월) 부가조사를 통해서 확인이 가능하여 노동시장과 관련된 자세한 정보를 얻기에 한계가 있다.

한국노동패널(KLIPS)은 개인자료를 통해 주업에 대한 다양한 정보를 얻을 수 있다. 종사업종(*IND*)은 한국표준산업분류 10차(p\*\*0342, j642)<sup>10)</sup>를 기준으로 소분류 단위로 수집이 가능하다. 부업관련 정보는 직업력 데이터를 이용해 찾을 수 있고, 개인 및 가구자료와 결합하여 활용할 수 있다. 주업은 응답자가 판단하여 중요하다고 여겨지는 일자리(mainjob=1), 부업은 그렇지 않은 일자리 가운데, 조사시점 현재 지속 중인 일자리(jobclass=1,3,5,7)로 정의하고 있다<sup>11)</sup>. 직업력 데이터에서 부업일자리 임금수준, 근로시간 등을 포함한 정보를 활용할 수 있다. 연간 1회 조사가 이루어진다는 점에서 2018년 7월부터 적용된 정책효과를 파악하는데 제약이 있지만 면접관련 문항 가운데 조사가 이루어진 월(p\*\*9501, j609)을 파악할 수 있기 때문에 2018년 7월 이후의 정책효과를 파악하는 것이 가능하다.

노동패널은 종사하는 기업의 형태(j501)가 정부나 공공기관에 포함되는지 여부<sup>12)</sup>를 파악할 수 있다. 2019년 기준 정부 및 공공기관에서 근무하는 표본은 1,372명으로 전체 취업자의 10.7%를 차지하고 있다. 정부 및 공공기관 근로자는 주 52시간 근무제의 적용대상에 포함되지만 이미 대부분의 정부부처, 공공기관은 주당 40시간의 근로시간제도를 운영하고 있었으며, 본 연구의 목적인 부업참여 역시 국가공무원 복무규정에 따라 정부 및 공공기관 임직원의 영리목적의 겸직을 제한<sup>13)</sup>하고 있기 때문에 분석 표본에서 제외하였다.

## 4. 기초통계

### 가. 우리나라의 부업 통계

우리나라 경제활동인구조사 기준 부업에 참가하고 있는 근로자가 2019년 연평균 47만 3천 명으로 전년대비 4만 명 증가하였다. 전체 취업자 중 1.7%가 부업에 참여하고 있는데, 부업 통계를 작성하기 시작한 2000년대 중반 1.9%에서 2016년 1.5%까지 낮아졌으나 다시 부업의

10) 여기서 산업, 직업분류에 응답하지 않거나 불분명한 경우는 분석대상에서 제외하였다.

11) 노동패널에서 부업 및 회고적 성격 등의 일자리 정보에서 부업 참가자를 식별하고, long-form의 직업정보를 wide-form으로 변환하는 방법은 KLIPS user's guide에서 설명되어 있다.

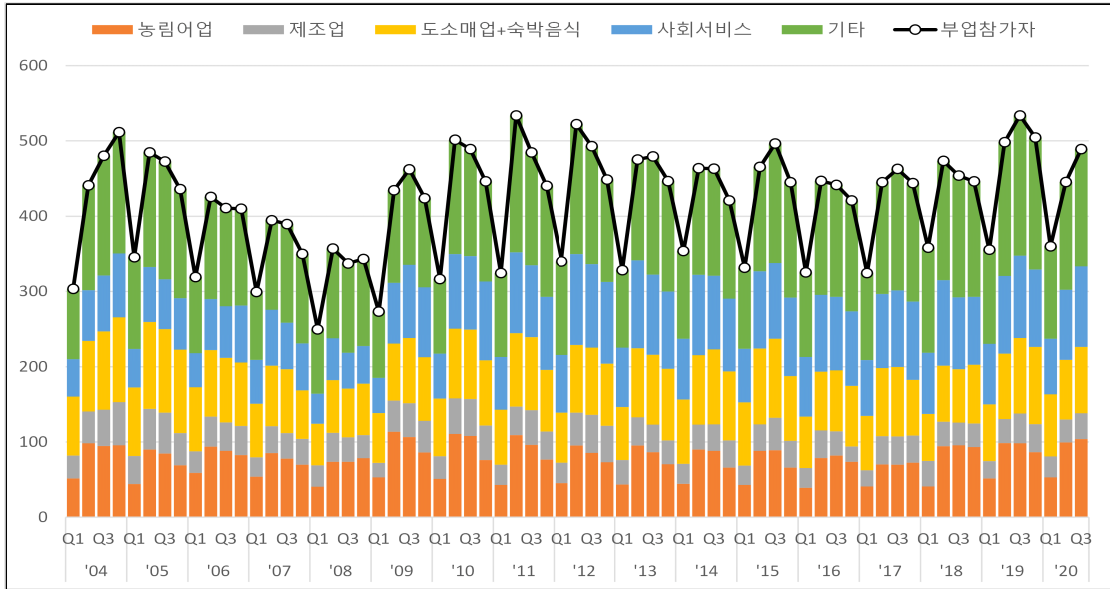
12) 여기서 국가, 지자체, 공공기관은 근무하는 기업형태(j501)가 3(정부 외 공공기관) 이거나 5(정부기관)인 경우로 정의가 가능하다.

13) 공공기관에서는 시간제 공무원의 경우 본업에 지장이 없는 한도 내에서 겸직 허가를 받을 수 있다.

참가비율이 증가하고 있다. 최근기준(2020년 9월) 부업참가자 49만 8천 명으로 부업참가율이 1.8%까지 증가하고 있다.

[그림 4] 부업 참가자와 부업 참가자의 주업 분포

(단위: 천 명, 전년동월대비)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

경제활동인구조사에서 나타나는 우리나라 부업 근로자의 주요 특징은 계절성을 띠는 것이다. 1분기에 부업참가자가 감소하고 2~3분기에 증가하는데 부업 참가자 중 약 1/5에 해당하는 10만 명의 농림어업에서 주로 근무하고 있다. 농림어업은 고령층 및 비임금근로자(고용원 없는 자영업)의 비중이 높아 2009년 이후 노인일자리 및 사회활동지원 사업(이하 노인일자리 사업)이 확대되면서 농업과 공공근로를 병행하는 고령층 취업자가 증가하면서 계절성이 발생한다. 매년 봄에 시작하고 겨울 이전에 종료되는 노인일자리 사업의 특성도 부업통계의 계절성을 부여하고 있다.

2020년에는 코로나-19의 집단확산이 반영된 3월부터 단시간 근로자가 대폭 증가하면서 시간관련 추가취업자가 40만 명 이상 증가하는 모습이 관찰되고 있고 사회적 거리두기를 비롯한 경제활동의 제약으로 취업자와 함께 부업참가자도 감소하고 있다.

#### 나. 한국노동패널에서의 부업의 기초통계

2019년(22차) 노동패널에서 조사된 취업자 11,901명 가운데, 244명이 부업에 참가하고 있다<sup>14)</sup>. 부업참가율은 2017년 2.1%에서 2018년 1.9%로 0.2%p 낮아졌으나 이는 2018년에 통합

14) 정부 및 공공기관 종사자를 포함할 경우 취업자 12,810명 가운데, 268명이 부업에 참가하여 (1.9%), 09통합표본 기준 부업참가자는 47만 4천 명(1.8%)으로 경제활동인구조사의 기초통계와 일치한다.

표본을 늘리면서 2018년에 편입된 표본에서의 부업참가율이 낮아진 영향이라고 볼 수 있다. 표본의 가중치를 고려하여 부업참가자와 비율을 계산하면 최초패널이 구축된 98표본의 경우 2019년 27만 명으로 1.7%, 09통합표본은 43만 7천 명(1.9%), 18통합표본은 42만 3천 명(1.8%)의 부업참가자가 존재한다. 가중치를 고려했을 경우 2018년의 부업참가율은 2017년과 비슷한 수준으로 2019년도 18통합표본을 제외하고 부업참가율의 변화가 나타나지 않았다.

<표 2> 부업 참가자 및 부업 참가율

연도	전체 표본(명)			최초패널(천 명)		09 통합표본(천 명)		18 통합표본(천 명)	
	취업자	부업 참가자	부업 참가율	부업 참가자	부업 참가율	부업 참가자	부업 참가율	부업 참가자	부업 참가율
1999	5,664	152	2.7%	384	2.7%				
2000	5,296	116	2.2%	318	2.2%				
2001	5,376	106	2.0%	295	2.0%				
2002	5,492	109	2.0%	298	2.0%				
2003	5,710	112	2.0%	282	1.9%				
2004	5,797	108	1.9%	265	1.8%				
2005	5,706	109	1.9%	265	1.8%				
2006	5,819	109	1.9%	244	1.6%				
2007	5,826	105	1.8%	248	1.6%				
2008	5,834	120	2.1%	321	2.1%				
2009	7,095	141	2.0%	317	2.1%	385	1.9%		
2010	7,162	139	1.9%	289	1.9%	341	1.7%		
2011	7,117	148	2.1%	289	1.8%	410	1.9%		
2012	7,231	143	2.0%	269	1.7%	390	1.8%		
2013	7,195	152	2.1%	288	1.8%	414	1.9%		
2014	6,958	146	2.1%	298	1.9%	430	1.9%		
2015	7,220	143	2.0%	306	2.0%	413	1.9%		
2016	7,371	138	1.9%	266	1.6%	383	1.7%		
2017	7,516	155	2.1%	276	1.7%	440	1.9%		
2018	11,901	226	1.9%	293	1.8%	454	1.9%	376	1.6%
2019	11,437	244	2.1%	270	1.7%	437	1.9%	423	1.8%

참고: 노동패널 원자료를 분석한 결과임.

노동패널자료의 종단면적 특성을 활용하여 부업참여를 동태적인 측면에서 살펴보았다(<표 3>). 전년과 현재 모두 부업에 참여하지 않는 비중은 97%를 전후로 하고 있는데, 전년에 부업에 참여하였다가 올해는 참여하지 않는 경우는 2016년 0.7%, 부업에 참여하지 않던 작년과 달리 올해 부업에 참여한 경우가 0.4%였으나 이후 격차가 감소하면서 2019년 들어서는 새롭게 부업에 참여하게 된 근로자가 미세하게 증가하고 있는 모습이다. 주 52시간 근무제가 2018년 7월부터 도입되었다는 점을 감안하여 전후로 살펴보았을 때도 부업을 유지하고 있는 근로자는 감소했으나 부업을 새롭게 시작한 근로자는 늘어난 모습이다. 그러나 이러한 결과가 주 52시간 근무제도로 부업이 늘어났다는 근거로 보기는 어렵다.

<표 3> 부업참여의 변화

연도	전년 부업X, 현재 부업X		전년 부업O, 현재부업X		전년 부업X, 현재 부업O		전년 부업O, 현재 부업O	
2016	6,289	(97.2)	45	(0.7)	25	(0.4)	108	(1.7)
2017	6,453	(97.3)	35	(0.5)	35	(0.5)	111	(1.7)
2018	6,486	(96.7)	58	(0.9)	49	(0.7)	111	(1.7)
2019	9,984	(97.1)	56	(0.5)	63	(0.6)	176	(1.7)
2016~2018.06	14,431	(97.1)	96	(0.6)	75	(0.5)	265	(1.8)
2018.07~2019	14,781	(97.1)	98	(0.6)	97	(0.6)	241	(1.6)

참고: 노동패널 원자료를 분석한 결과임.

주업과 부업의 일자리 형태를 살펴보면 2019년 226명의 부업참가자 중에 116명은 주업이 임금근로자이며 128명은 주업을 비임금근로자(자영업자)로 활동하고 있다(<표 4>). 과거에는 주업과 부업이 모두 비임금근로자로 자영업을 두 개 이상 운영하는 경우가 많았으나, 주업과 부업을 모두 자영업의 형태로 있는 경우는 경제활동인구조사에서 부업의 사례로 인정하고 있고 있다. 근로시간에 제약을 받는 임금근로자의 부업 참여를 살펴보는 만큼 분석대상을 임금근로자로 한정하였다. 주업은 임금근로, 부업은 자영업의 근로형태를 나타내는 부업참가자가 많은 편이었는데 2018년 이후 주업과 부업 모두 임금근로의 형태로 부업을 하는 근로자가 많아졌다.

<표 4> 일자리 형태별 부업참가자 추이

연도	부업=임금		주업=임금근로	부업=자영업		주업=자영업
2009	27	36	63	24	54	78
2010	27	29	56	29	54	83
2011	32	30	62	33	53	86
2012	25	31	56	32	55	87
2013	33	32	65	35	52	87
2014	30	39	69	32	45	77
2015	34	32	66	33	44	77
2016	30	40	70	32	36	68
2017	38	41	79	32	44	76
2018	59	47	106	47	73	120
2019	71	45	116	51	77	128

참고: 노동패널 원자료를 분석한 결과임.

부업에 참가하지 않는 사람의 근로시간<sup>15)</sup>은 2019년 주당 40.5시간으로 10년 동안 6시간 이상 감소했다(<표 5>). 부업참가자는 주업을 32.5시간, 부업은 24.5시간으로 전체 57시간으로

15) 근로시간이 규칙적이라고 응답한 표본의 정규근로시간(j205), 비규칙적이라고 응답한 표본의 평소근로시간(j203), 초과근로시간(j208)을 합친 값을 의미. 주당 근로시간은 월 평균 근로시간을 (30.4/7)로 나누어 계산하였음.

미참가자보다 17시간 많은 시간에 참여하고 있다. 주업의 근로시간은 모두 감소하고 있으나 부업의 근로시간은 2009년과 비슷한 수준을 유지하고 있다. 부업참가자의 주업 월 임금은 미참가자의 임금보다 최대 100만 원의 차이가 발생하는데 그 차이를 부업으로 줄여나가고 있다. 근로시간을 고려해서 시간당 임금으로 계산하게 되면 주업의 임금은 비슷하게 나타난다.

<표 5> 부업참가자의 근로시간, 임금수준

	근로시간(시간/주)			월 임금(만원/월)			시간당 임금(원/시간)		
	부업참가자		부업X	부업참가자		부업X	부업참가자		부업X
	주업	부업		주업	부업		주업	부업	
2009	41.2	26.2	49.2	152.4	89.4	185.9	12,771	13,371	9,379
2010	38.7	25.7	48.7	139.7	80.8	194.0	9,272	13,737	9,828
2011	38.7	24.7	47.9	153.5	97.5	204.3	11,623	14,006	10,441
2012	38.1	22.8	47.2	148.9	84.4	213.9	11,399	11,722	11,010
2013	38.1	23.2	46.8	128.8	85.5	223.0	9,043	12,017	11,652
2014	36.6	23.2	47.1	152.7	86.2	229.5	11,325	10,672	11,861
2015	37.2	24.0	45.8	155.4	88.5	233.2	12,508	13,689	12,292
2016	38.0	24.7	45.5	174.8	115.7	239.1	13,887	16,030	12,639
2017	36.0	22.7	44.9	153.4	101.5	248.7	12,021	13,643	13,329
2018	37.4	23.9	43.7	182.1	101.6	252.0	12,441	18,178	13,957
2019	36.2	23.9	42.8	182.6	128.2	260.0	14,171	20,169	14,686

참고: 노동패널 원자료를 분석한 결과임.

정부 및 공공기관에 종사하는 사람을 제외한 취업자 중 제조업, 건설업 등 52시간 근무제에 적용되는 업종에 종사하는 취업자는 2019년 기준 6,119명으로 53.6%를 차지한다(<표 6>). 사업체 규모별로 300인 이상의 대규모 사업장에 종사하는 취업자는 1,293명으로 11.3%를 차지하여 처지집단(D2)에 해당되는 표본은 716명으로 전체 표본의 6.3%에 포함된다. 반면 평소 혹은 상용근로시간이 주 52시간을 초과하는 근로자(이하 장시간 근로자)는 582명으로 5.1%에 해당한다. 2010년 13.9%까지 차지했던 높은 비중은 점차 낮아지고 있다.

표본 가운데 실험군에 해당되는 표본이 매우 적게 발생하게 된다. 전체 취업자 가운데 주 36시간 미만의 단시간일자리, 100인 미만의 중소기업의 일자리가 상대적으로 많기 때문이다. 주 52시간 근무제도는 2018년 7월 이후 반년 혹은 1년 마다 정책의 대상이 되는 업종이 늘어나고 중소기업로 점진적으로 확대되는 구조를 가지고 있기 때문에 정책초기 작은 규모의 표본에서 나타나는 변화를 자세하게 살펴볼 필요가 있다.

<표 6> 처치변수(D)의 구성

	52시간 적용 업종 (D2_1)		300인 이상 사업체 (D2_2)		장시간 근로자 (D3)		조건부 장시간 근로자 (D3   D2==1)	
	인원	비율	인원	비율	인원	비율	인원	비율
2009	3,854	54.4%	908	12.8%	975	13.7%	42	8.7%
2010	3,877	54.2%	850	11.9%	999	13.9%	34	7.8%
2011	3,909	55.0%	871	12.2%	916	12.9%	37	7.8%
2012	3,922	54.3%	893	12.3%	794	11.0%	33	7.1%
2013	3,929	54.7%	899	12.5%	712	9.9%	29	6.0%
2014	3,770	54.2%	795	11.4%	705	10.1%	25	5.8%
2015	3,941	54.6%	830	11.5%	604	8.4%	18	3.9%
2016	3,989	54.2%	887	12.0%	623	8.5%	11	2.3%
2017	4,028	53.6%	940	12.5%	610	8.1%	18	3.5%
2018	6,439	54.2%	1,343	11.3%	719	6.0%	22	3.0%
2019	6,119	53.6%	1,293	11.3%	582	5.1%	10	1.4%
2016~2018.06	9,591	54.5%	2,079	11.8%	1,419	8.1%	34	3.0%
2018.07~2019	10,984	53.4%	2,384	11.6%	1,115	5.4%	27	2.0%

주: 업종은 10차 한국표준산업분류 기준(2009~),

## 5. 실증분석 결과

한국노동연구원(2019)는 주 52시간 근무제 이후 초과근무를 중심으로 근로시간이 감소하는 것을 확인할 수 있었는데(<부표 1>), 같은 모형을 사용하고 데이터를 한국노동패널로 바꾸어 분석한 결과, 근로시간이 주 52시간 근무제도에 의해 통계적으로 유의하게 영향을 받았다고 볼만한 증거를 찾아보기 어려웠다(<표 7>). 정규근로시간<sup>16)</sup>에서 D1의 계수만 통계적으로 유의하고 나머지 변수들도 대체로 설명력이 낮게 나타난다. 부업참가확률에 미치는 영향 역시 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 그 외 임금수준이 높아질수록 근로시간이 줄어들고 부업참가확률도 감소한 것으로 분석되었으며, 근로시간이 많아지면 시간제약형 부업참가확률이 낮아지고 시간비제약형 부업참가확률은 높아지는 것으로 나타나는 등 전반적인 결과가 기존의 연구와 유사하게 나타나고 있다.

본 연구에서 장시간 근로여부를 추가한 삼중차분모형(TD)에서의 결과는 다르게 나타났다(<표 8>). 상용근로자 300인 이상 52시간 근무제의 영향을 받는 사업체의 장시간 근로자의 전체 근로시간 계수는 -1.677로 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 정규근로시간은 3.3시간 감소했고, 초과근로시간은 10% 수준 내에서 유의한 수준으로 8.3시간 증가했다. 일하기로 정해진 시간은(정규 근로시간)은 감소하고 초과근로시간은 오히려 증가하면서 52시간 근무제의 영향은 전체근로시간 단위에서 사라진 것이다. 장시간 근로자들은 계약상 근로조건의 변화는 있지만 실제로는 잔업의 증가로 이어진 것으로 해석된다. 부업참가확률을 보면 부업에 참가할 확률은 3.5% 증가하고 주로 시간제약형 부업참가자를 발생시키고, 비제약형 부업참가자는 감소했으나 통계적인 유의성은 여전히 높지 않다. 한국노동연구원(2019)에서는 초과

16) 근로시간이 비규칙적이라고 응답한 표본의 평소근로시간(j203)에 미치는 영향은 지면상의 이유로 포함하지 않았음.



근로시간이 감소하는 것으로 나타나는데, 사업체노동력조사는 노동수요측면에서 이루어진 조사이며 한국노동패널은 노동공급측면에서 이루어진 조사라는 점에서 해석이 다르게 나타날 수 있다.

<표 7> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 1(한국노동연구원, 2019)

	근로시간에 미치는 영향(FE)			부업참가확률에 미치는 영향(FE logit)		
	전체 근로시간	정규근로시간	초과근로시간	부업참가	시간제약형 (w1>w2)	시간비제약 (w1<w2)
<b>근로시간</b>				<b>-0.051***</b> (0.000)	<b>-0.042*</b> (0.016)	<b>0.029*</b> (0.032)
<b>D1*D2_1*D2_2</b>	<b>0.190</b> (0.729)	<b>-0.146</b> (0.753)	<b>0.794</b> (0.507)	<b>0.746</b> (0.690)	<b>0.644</b> (0.757)	<b>-1.054</b> (0.528)
D1	-0.260 (0.266)	-0.456* (0.027)	-0.489 (0.520)	-0.529 (0.287)	0.588 (0.409)	0.046 (0.930)
D2_1	0.373 (0.357)	-0.210 (0.564)	-0.161 (0.928)	0.038 (0.950)	1.420 (0.129)	0.072 (0.900)
D2_2	0.636 (0.117)	-0.377 (0.282)	1.170 (0.264)	-0.968 (0.256)	-0.300 (0.770)	0.162 (0.840)
D1*D2_1	-0.481* (0.041)	0.237 (0.255)	0.218 (0.775)	0.188 (0.707)	-1.117 (0.155)	0.307 (0.576)
D1*D2_2	-0.153 (0.710)	0.994** (0.005)	-0.731 (0.478)	1.217 (0.276)	1.161 (0.389)	-0.540 (0.615)
D2_1*D2_2	-0.631 (0.268)	-0.219 (0.651)	-1.850 (0.131)	0.281 (0.838)	-1.085 (0.535)	0.341 (0.796)
시간당 임금	-3.107*** (0.000)	-3.600*** (0.000)	-8.528*** (0.000)	-1.351*** (0.001)	0.053 (0.875)	-0.579 (0.111)
배우자 임금	-0.052 (0.558)	-0.175 (0.167)	0.397 (0.248)	-0.503 (0.146)	-1.655* (0.026)	0.728 (0.069)
임시직	-4.142*** (0.000)	-3.633*** (0.000)	-1.588 (0.241)	0.340 (0.509)	0.096 (0.883)	-0.281 (0.584)
일용직	-9.710*** (0.000)	-6.983*** (0.000)	-3.385 (0.399)	-0.417 (0.655)	-1.048 (0.370)	-0.193 (0.825)
연령	0.794*** (0.000)	1.534*** (0.000)	1.312* (0.017)	1.373** (0.004)	-1.617* (0.018)	0.335 (0.467)
연령제곱	-0.012*** (0.000)	-0.017*** (0.000)	-0.011 (0.080)	-0.010* (0.017)	0.017* (0.019)	-0.005 (0.273)
가구원수	-0.084 (0.654)	-0.221 (0.177)	0.477 (0.296)	-0.302 (0.364)	2.129* (0.033)	0.154 (0.674)
가구소득	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000** (0.003)	0.000 (0.929)	-0.000 (0.596)	0.000 (0.272)
Constant	39.013***	16.821***	-14.837			
R_sq	0.063	0.059	0.032	0.141	0.182	0.104
Log-likelihood	-78446	-61776	-10612	-118	-57	-105
Obs(N)	25657	21989	4053	371	190	320
Obs(group)	10200	9353	2388	115	57	98

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 8> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 2

	근로시간에 미치는 영향(FE)			부업참가확률에 미치는 영향(FE LPM)		
	전체 근로시간	정규근로시간	초과근로시간	부업참가	시간제약형 (w1>w2)	시간비제약 (w1<w2)
근로시간				<b>-0.000***</b> (0.000)	<b>-0.000***</b> (0.001)	<b>0.000***</b> (0.000)
D1*D2*D3	<b>-1.677</b> (0.366)	<b>-3.286*</b> (0.020)	<b>8.342</b> (0.087)	<b>0.035</b> (0.141)	<b>0.010</b> (0.566)	<b>-0.012</b> (0.577)
D1	-0.336* (0.039)	-0.037 (0.778)	-0.449 (0.338)	-0.002 (0.340)	0.001 (0.367)	-0.001 (0.614)
D2	0.608 (0.072)	-0.240 (0.350)	-0.826 (0.196)	-0.000 (0.957)	-0.003 (0.414)	-0.000 (0.905)
D3	17.001*** (0.000)	17.502*** (0.000)	-1.893 (0.123)	0.004 (0.242)	0.004 (0.098)	-0.011** (0.002)
D1*D2	-0.541 (0.069)	0.472* (0.035)	0.177 (0.755)	0.001 (0.878)	0.001 (0.767)	0.000 (0.962)
D2*D3	2.574 (0.050)	3.172** (0.002)	-2.620 (0.519)	0.007 (0.676)	0.002 (0.849)	0.000 (1.000)
D1*D3	0.487 (0.116)	-0.346 (0.176)	-1.581 (0.402)	-0.007 (0.102)	-0.012*** (0.000)	0.014*** (0.000)
Constant	37.252***	19.613***	-13.682	-0.143*	0.088*	0.963***
R_sq	0.402	0.500	0.031	0.005	0.001	0.001
Log-likelihood	-74012	-55897	-10605	37502	46527	39692
Obs(N)	25657	21989	4053	25657	25657	25657
Obs(group)	10200	9353	2388	10200	10200	10200

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

본 연구에서 쓰인 삼중차분모형과 한국노동연구원(2019)에서 쓰인 삼중차분모형을 합쳐 일종의 사중차분모형(Fourth Differences)으로 확장하여 분석하였다(<표 9>). 분석결과 정규근로시간은 5.7시간 감소하고 초과근로시간은 23시간 증가하는 것으로 나타났고 부업에 참가하게 될 확률도 6% 증가하게 되며 10% 수준 내에서 통계적으로 유의하게 나타난다. 초과근로시간이 증가하는 수준은 일반적인 상황을 넘어서는데 이는 <표 9>에서 생략한 다양한 변수(예를 들어 D1, D1\*D2\_1\*D3 등)에서 음수로 나타나기 때문이다.

분석대상을 정규 및 평균 근로시간이 52시간 이상인 장시간 근로자(D3)의 범위를 정규근로시간은 40시간이 넘고 초과근로시간이 12시간을 넘어가는 형태의 장시간근로자를 포함하였을 경우(D3\_1), 분석결과는 다르게 나타난다(<표 10>). 오히려 근로시간이 증가하는 형태로 달라지는데, 이미 초과근무를 통해 장시간 근로를 해오고 있던 노동자는 정규근로시간의 감소가 나타나지 않고 초과근로시간도 이전과 다르지 않은 수준으로 나타나는 결과라고 볼 수 있다.

그 외에 300인 이상의 대규모 사업체와 중소기업 사업체는 업무 및 시간배분 과정, 조직문화 등이 다르기 때문에 근로시간 및 부업참가에 있어서 동일하게 비교하기 어려운 점이 있다. 따라서 비교적 큰 규모라고 볼 수 있는 100인 이상 사업체만을 대상으로 같은 모형으로 <표 11>과 같이 분석하였다. 분석결과, 정규근로시간의 감소는 두드러지게 나타나고 초과근로시간은 유의하지 않은 수준으로 증가하게 되었다.

<표 9> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 3(사중차분 모형)

	근로시간에 미치는 영향(FE)			부업참가확률에 미치는 영향(FE LPM)		
	전체 근로시간	정규근로시간	초과근로시간	부업참가	시간제약형 (w1>w2)	시간비제약 (w1<w2)
근로시간				-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.001)	0.000*** (0.000)
D1*D21*D22*D3	-2.276 (0.362)	-5.734** (0.004)	23.063** (0.009)	0.060 (0.065)	0.038 (0.092)	-0.031 (0.302)
생략						
Constant	37.579***	19.708***	-13.934	-0.140*	0.095*	0.958***
R_sq	0.414	0.505	0.031	0.005	0.000	0.001
Log-likelihood	-73977	-55874	-10596	37509	46544	39702
Obs(N)	25657	21989	4053	25657	25657	25657
Obs(group)	10200	9353	2388	10200	10200	10200

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 10> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 4(장시간 근무)

	근로시간에 미치는 영향(FE)			부업참가확률에 미치는 영향(FE LPM)		
	전체 근로시간	정규근로시간	초과근로시간	부업참가	시간제약형 (w1>w2)	시간비제약 (w1<w2)
근로시간				-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.001)	0.001*** (0.000)
D1*D2*D3_1	2.242* (0.031)	0.373 (0.695)	1.329 (0.293)	0.021 (0.146)	0.013 (0.184)	-0.016 (0.239)
생략						
Constant	30.928***	15.039***	-5.011	-0.144*	0.084*	0.968***
R_sq	0.481	0.348	0.271	0.005	0.001	0.001
Log-likelihood	-72308	-58965	-9792	37501	46526	39691
Obs(N)	25657	21989	4053	25657	25657	25657
Obs(group)	10200	9353	2388	10200	10200	10200

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 11> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 5(100인 이상)

	근로시간에 미치는 영향(FE)			부업참가확률에 미치는 영향(FE LPM)		
	전체 근로시간	정규근로시간	초과근로시간	부업참가	시간제약형 (w1>w2)	시간비제약 (w1<w2)
근로시간				-0.000 (0.479)	-0.000 (0.177)	0.000 (0.233)
D1*D2*D3	-2.409 (0.213)	-4.516*** (0.000)	5.440 (0.406)	0.023 (0.240)	0.014 (0.305)	-0.041* (0.022)
생략						
Constant	42.030***	29.874***	-3.982	-0.123	0.056	0.989***
R_sq	0.173	0.361	0.053	0.000	0.001	0.002
Log-likelihood	-17878	-13228	-5292	12849	15290	13426
Obs(N)	6695	6275	1962	6695	6695	6695
Obs(group)	3181	3026	1142	3181	3181	3181

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

마지막으로 해당 분석결과와 강건성을 테스트하기 위해서 pre-period test를 진행하였다. 2018년 7월부터 진행된 주 52시간 근무제가 임의적으로 2015년 7월부터 발생했다고 가정했을 때, 위와 동일한 수준의 분석효과가 나타날 경우 기존 결과들을 신뢰하기 어렵게 된다. 분석결과 이전 기에서는 정책효과는 전혀 존재하지 않거나 전혀 반대의 결과가 나타났다

<표 12> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 6(pre-period test)

	근로시간에 미치는 영향(FE)			부업참가확률에 미치는 영향(FE LPM)		
	전체 근로시간	정규근로시간	초과근로시간	부업	시간제약	비제약
근로시간				-0.000 (0.864)	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
psD1*D2*D3	0.640 (0.763)	1.137 (0.455)	-11.072* (0.022)	-0.007 (0.673)	-0.002 (0.919)	0.018 (0.394)
생략						
Constant	21.997***	31.186***	-12.337	-0.039	0.076	0.943***
R_sq	0.388	0.565	0.034	0.001	0.001	0.002
Log-likelihood	-56609	-41659	-11626	10761	10749	9538
Obs(N)	18910	15931	4244	5164	5164	5164
Obs(group)	6728	6158	2250	2319	2319	2319

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

52시간 근무제가 근로시간이나 부업참가에 미치는 영향을 경제활동인구조사에서 유사한 모형(17)을 가지고 분석했을 때의 결과와 비교해보면, 경제활동인구조사에서 52시간 근무제는 전체 근로시간이 1.53시간 감소하는 현상이 나타나면서 노동패널에서의 결과와 다르지 않게 나타났다. 부업에 참가할 확률의 경우에는 시간제약형 부업참여자를 중심으로 확률이 낮아지는 것과 달리 오히려 부업참가확률이 감소하는 것으로 나타났다. 2018년 7월 이후 부업은 증가했으나, 실시간으로 장시간 근무하는 노동자(D3)들은 부업에 큰 관심이 나타나고 있지 않다고 볼 수 있다.

<표 13> 주 52시간 근무제가 근로시간 및 부업참가에 미치는 영향 7(경제활동인구조사 2016~2019)

Y_variable	주당 근로시간(OLS)	부업 참가(Logit)
주당 근로시간		0.119*** (0.000)
D1*D2*D3	-1.529*** (0.000)	-1.913*** (0.000)
생략		
Constant	20.082***	2.492***
time(201601~201912)	0	0
종사지위, 연령, 가구형태	0	0
R-squared	0.446	0.301
Log-Like	-4238940	-116668
Obs(n)	1139576	1139576

주 1: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

주 2: 종사업종이 산업분류상 공공행정 및 사회보장 행정(O)에 해당하는 취업자는 분석에서 제외

17) 경제활동인구조사 원자료에서는 종사업종을 대분류로만 제공하고 있는데, 주 52시간 제도의 특례 유지/제외 업종에 해당하는 중, 소분류 업종을 대분류에 매칭하여 분석하였다. 근로시간 역시 정규근로시간, 초과근로시간을 나누지 못하고 조사대상기간에 실제로 가진 취업시간을 종속변수로 활용하여 노동패널의 결과와 완벽하게 비교하는 것은 어렵다.

### III. 결 론

정부는 OECD 최장 수준인 근로시간을 단축하고, 연장근로가 가능한 26개의 특례업종을 대폭 축소하여 장시간 노동을 개선하기 위해서 2018년 7월부터 초과근로 12시간을 포함한 주 52시간 근무제도를 추진하였다. 26개의 특례업종을 제외한 나머지 업종에서 300인 이상 규모의 사업체는 최대 주 52시간 근로시간을 갖게 된다. 동시에 근로시간 단축에 대한 우려의 목소리 가운데 투잡, 멀티잡 등 부업참여가 늘어날 것이라는 예상이 늘어났다. 본 연구는 이러한 제도적 특성을 활용하여 다중차분분석 방법을 이용하여 주 52시간 근무제가 근로시간을 단축시키고 부업참여를 촉진시켰는지 한국노동패널자료를 통해 살펴보았다.

분석결과, 제조업, 건설업 등 52시간 근무제에 적용되는 업종의 300인 이상 기업에서 일하는 장시간근로자의 정규근로시간은 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 정규근로시간 외 추가적으로 근무하는 시간은 늘어났다. 결국 전체근로시간은 주 52시간 근무제 이후 변화가 없었다. 부업에 참가할 확률은 시간제약형 부업참가자의 경우 늘어나는 경향을 보이긴 했지만 통계적으로 유의미한 결과는 아니었다.

다중차분분석을 통해 2019년 특례업종에서 벗어나는 업종에서의 근로시간 변화와 2020년 중소기업의 근로시간 변화를 살펴볼 수 있다. 그러나 정부는 2018년 12월까지 주 52시간 근무제 위반 기업의 처벌유예 및 계도기간을 두고 있었으나 기업들의 반발로 2019년 3월 31일 까지 미루는 등 정책적용과 모형설정이 맞지 않는 문제가 발생했다. 2020년 1월부터 50~299인까지 정책 대상을 확대하는 것 역시 1년 간 유예되었다. 52시간 근무제에 따라 2019년 7월부터 근로시간 단축을 해야 하는 도소매업, 숙박음식점업 등 특례제외업종 종사자의 근로시간 감소 효과를 파악하는 것도 코로나-19 이후 자영업자를 비롯한 취업자가 모두 감소하면서 이후 나타나는 통계에 따른 분석결과를 주 52시간 근무제에 의한 영향으로 규정하는 것이 어렵게 되었다.

실제로 근로기준법 개정에 따른 정책적용대상은 우리나라의 산업구조상 큰 비중을 차지하지 않는다. 300인 이상의 대규모 업체는 우리나라에서 많지 않고, 분석대상에서 제외한 정부 및 공공기관 종사자는 대부분 주 40시간 근무제를 도입하고 있었다. 근로시간을 단축해야 한다는 사회적 목소리는 대기업과 일부 업종에만 국한되지 않았고, 향후 정책적용대상이 되기 전 근로시간을 미리 단축하려는 움직임이 나타나면서 위협효과(Threat effect)가 나타난 것으로 해석할 수 있다.

주 52시간 근무제가 도입되면서 부업이 늘어날 것이라는 예상대로의 결과가 나타나지 않았다. 그러나 부업을 어떻게 정의하고 정보를 어떻게 얻어내느냐에 따라 결과는 달라질 수 있을 것이다. 한국노동패널은 여러 직업을 가지고 있는 근로자에 대한 정보를 가장 잘 담아내고 있는 통계이다. 그러나 최근 부업을 포함한 일자리의 형태가 점차 다양해지고 있는 것을 반영하지 못하고 있다. 대표적으로 최근 흔한 형태의 부업 일자리로 쿠팡플렉스, 배민커넥트 등의 플랫폼 노동이 있다. 상용직, 임시직 등의 종사상 지위를 비롯해 한시적근로자, 비전형근로자와 같이 비정규직을 정의하기 위한 개념 역시 플랫폼 노동을 식별하는 것에 어

려움이 있다. 향후 다양한 노동 형태를 분류할 수 있는 통계적 기준이 마련되고 작성, 모집을 통해 자료를 확보하게 되면 부업 연구가 활발하게 진행될 수 있을 것이다.

<부표 1> 주 52시간 근무제의 정책효과(2017~2018, 사업체노동력조사)

	전체 근로시간	상용직 총 근로시간	상용직 소정 근로시간	상용직 초과 근로시간	상용직 초과급여
$D_1D_2D_3$	<b>-3.028***</b>	<b>-3.087***</b>	<b>-0.610</b>	<b>-2.477***</b>	<b>-43.820***</b>
	(0.00)	(0.00)	(0.39)	(0.00)	(0.00)
$D_1$	-5.431***	-7.438***	-12.814***	5.376***	162.030***
= 1[ $P \geq 300$ ]	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$D_2$	1.968**	2.427***	2.164***	0.263	2.436
= 1[ $T \geq 1807$ ]	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.06)	(0.25)
$D_3$	3.374***	0.720**	-1.221***	1.940***	28.084***
= 1[ $ind_h < 52$ ]	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$D_1D_2$	1.987**	2.055***	1.714**	0.341	22.260***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.22)	(0.00)
$D_1D_3$	11.021***	11.123***	1.613***	9.510***	204.052***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
$D_2D_3$	-0.439	-0.083	0.225	-0.308*	-0.197
	(0.46)	(0.88)	(0.67)	(0.03)	(0.93)
Constant	167.498***	173.458***	171.336***	2.122***	37.605***
R-squared	0.044	0.052	0.057	0.009	0.012
Obs(n)	281737	281737	281737	281737	281737

주: p-value in parentheses, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

자료: 한국노동연구원(2019)

## 참고문헌

- 김승택. 「근로시간 단축의 효과와 주 52시간 상한제의 적용」. 『노동리뷰』 19년 12월호
- 김승현, 이형근. 「일본의 노동시간 단축 추진 현황 및 시사점」. 『KEIP 기초자료』. 18-08
- 문광수, 이재희, 이요행, 오세진. 「대졸자의 투잡에 영향을 미치는 변인들에 대한 탐색적연구」. 『한국자료분석학회』 11권 2호 (2009. 04.) : 1027-1040.
- 임용빈, 최형재(2017). 「부업 참여 및 부업 근로시간의 결정요인: 기혼자를 중심으로.」 『노동경제논집』 40권 2호 (2017): 31-68.
- 최석환. 「멀티잡 종사자의 노동법적 규제」. 『노동법연구』 .47권(2019) : 213-248.
- 한국노동패널 1-22차년도 조사자료 User's Guide
- 한국노동연구원. 「2018년 임금동향과 2019년 임금전망」. 『노동리뷰』 .19년 4월호
- Dickey, H., V. Watson, and A. Zangelidis. "What Triggers Multiple Job Holding. AnExperimental Investigation." *MPRA Paper* No. 17575, Munich Personal RePEcArchive. (September 2009).





# 한국노동패널조사(KLIPS)를 활용한 복수일자리 보유자 근로실태 분석\*

고 영 우\*\*

본 연구에서는 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용하여 복수의 일자리를 가진 근로자의 규모 및 근로실태를 파악하기 위한 통계분석을 수행하였다. 향후 복수 일자리 종사자의 고용보험 이종취득 및 부분실업급여 지급방안 등을 모색될 필요가 있기 때문에, 본 연구는 이러한 제도변화를 논의하는데 있어서 기초자료를 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 복수 일자리를 보유한 취업자들의 근로실태를 다양하게 살펴본 결과에 따르면, 전반적으로 열악한 일자리일수록 다수의 일자리를 보유하는 것으로 나타났으며, 복수로 갖게 되는 일자리 역시 열악한 일자리가 많은 것으로 분석된 바, 복수의 일자리를 가졌음에도 불구하고 오히려 고용안전망의 사각지대에 놓여 있을 가능성이 많음을 유추해 볼 수 있었다. 향후 복수 일자리 종사자의 고용보험 이종취득이 현실화되는 과정에서 부분실업급여 지급방안 등 다양한 제도변화에 대한 논의가 종합적으로 이루어짐으로써, 복수 일자리 종사자들이 더 이상은 고용안전망의 사각지대에 놓이지 않도록 세밀한 제도설계를 해야 할 것으로 사료된다.

## 1. 서론

시간제 근로자 보호와 관련해서는 월 60시간(주당 15시간) 미만 근로자의 경우, 초단시간 근로자를 보호해야 할 필요성뿐만 아니라 적용제외 기준 이상으로 일하지만 복수의 일자리에서 일하는 근로자가 피보험자격 이종취득 금지 조항에 따라 불이익을 받는 문제가 동시에 제기되고 있다. 고용보험의 이종취득을 허용하는 문제는 이종취득자에 대한 부분급여의 필요성뿐만 아니라 제도 개선 과정에서 급여수급중의 취업 문제를 더불어 고려해야 하는 상황으로 이어진다. 나아가, 이종취득을 허용할 때 근로시간을 기준으로 초단시간 근로자를 배제하는 것이 타당한 것인지에 대해서도 더불어 검토해야만 일관된 제도 개선방안을 모색할 수 있을 것이다.

시간제 근로자가 빠른 속도로 증가하고 있으며, 정부의 정책방향도 고용률 제고를 위해 시간제

---

\* 본 연구는 2020년 한국노동연구원에서 고용노동부의 의뢰를 받아 수행된 『복수 일자리 종사자의 고용보험 적용 및 실업급여 지급에 관한 연구』(고영우 외, 2020) 중 일부의 내용을 발췌한 것이다.

\*\* 한국노동연구원 부연구위원

근로의 확산을 촉진하는 방향으로 전개되고 있다. 정부는 시간선택제 근로를 활성화하기 위한 대책의 일환으로 시간제 근로자들이 사회보험에서 불이익을 받지 않도록 하는 정책을 추진한 바 있다. 2014년 10월 15일 발표된 정부의 「시간선택제일자리활성화후속·보완대책」에서는 복수사업장에서 근무하는 시간선택제 근로자에 대해 개인별 근로시간과 소득을 합산하여 사회보험을 적용하는 방향으로 정책을 개선할 것이라고 천명하였으나, 여전히 제도상으로 뒷받침되지 못하고 있는 실정이다. 최근 특수형태근로종사자의 고용보험 당연가입을 추진하는 과정에서, 복수 일자리에 대한 고용보험 가입을 일부 허용하는 방안이 검토되고 있다. 뿐만 아니라, 전국민 고용보험 가입에 대한 방향성이 천명되면서 소득기준 징수체계 일원화가 논의되고 있는 바, 복수 일자리 종사자의 고용보험 이중취득 문제가 현실화될 날도 멀지 않을 것으로 사료된다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 시간제 근로자가 빠르게 증가하고 있는 현상에 맞추어, 향후에는 시간제 근로자 보호 측면에서 현행 고용보험제도의 운영 실태를 살펴볼 필요가 있으며, 복수 일자리 취업자의 근로실태를 기반으로 시간제 근로자에 대한 실업급여 지급 및 부분실업급여 지급방안 등이 모색될 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 고용보험 이중취득 및 부분실업급여 지급방안 등을 모색하기에 앞서 복수의 일자리를 가진 근로자의 규모 파악을 위한 통계분석을 수행하고자 한다. 구체적으로, 복수 일자리 보유자의 규모 및 근로실태를 분석하기 위해, 한국노동연구원에서 조사·제공하는 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용할 예정이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 복수 일자리 보유자들의 근로실태 및 고용보험 이중취득 논의와 관련된 선행연구들을 살펴보고자 한다. III장에서는 한국노동패널조사(KLIPS)의 직업력(job history) 자료를 활용하여 복수의 일자리에 종사하는 취업자의 근로실태를 확인한다. 마지막으로 IV장에서는 본 연구의 결과를 정리하고 시사점을 도출함과 동시에, 후속 연구에 대해 제안하고자 한다.

## II. 선행 연구

박찬임 외(2017) 연구는 시간제 및 이중취득 관련 고용보험제도의 운영 실태 및 문제점을 제시하였고, 구직급여 수급 중 취업 인정에 대한 제도를 개선하기 위한 방안을 제시하였다. 시간제 근로자는 2005년 104.4만 명에서 2015년 223.6만 명으로 10년간 두 배 이상으로 증가하였음에도 불구하고, 당시 고용보험제도의 가입 기준 및 급여지급에 대한 문제로 고용보험 이중취득의 제한과 월 60시간(주 15시간)미만의 적용이 제외되고 있음을 지적하였다. 사업장 단위의 고용보험 적용, 적용 사업장 내 적용대상 근로자로 한 피보험자격 취득이라는 개념을 초단기간 근로자를 포함한 모든 “종속 노동(특고 포함)”을 적용 대상으로 규정하는 방향으로 전환해야 할 필요성을 제기하였다.

황덕순 외(2016)의 연구에서는 시간제 근로자 보호 측면에서 당시 고용보험제도의 운영 실태를 파악하고, 복수 일자리 취업자의 근로실태를 분석하여 시간제 근로자 보호를 강화하기 위한 고용보험제도의 적용방안을 제시하였다. 당시 고용보험제도는 복수의 사업장에서 일할 경우 피보험자

격의 이중취득을 금지하고 있기 때문에, 복수 일자리의 시간제 근로자는 불리하게 적용되고 있음을 지적하였다. 특히, 복수 일자리 가운데 하나의 일자리가 실업된 경우 실업급여의 지급대상에 제외되고, 복수 일자리가 모두 실업된 경우에는 고용보험에 적용된 일자리에 한하여 구직급여 수급이 가능하다는 점을 강조하였다. 또한, 2015년 경제활동인구조사에 따르면 복수 일자리 보유자는 43만 명(임금근로자 27.8만 명, 비임금근로자 15.2만 명)이며, 2014년 노동패널 자료(17차)의 경우에는 복수 일자리를 가진 근로자가 24.8만 명으로, 전체 근로자의 1.3% 수준임을 분석한 거의 유일한 연구이다.

박복순 외(2015) 연구에서는 2000년대 이후에 가장 빠르게 증가하는 비정규직의 형태가 시간제 고용의 증가에 기여하고 있고, 이에 따라 사회보장제도가 노동시장의 변화에 맞게 적절하게 변화되어야 하지만 그렇지 못하고 있음을 지적하였다. 특히, 당시 고용보험제도에서 시간제 근로자는 피보험자 및 실업급여 자격 등을 충족하기 어려운 조건으로 구성되어 있고, 고용불안정 및 저임금 등 취약계층임에도 불구하고 고용보험제도의 보호를 받지 못하는 상황임을 강조하였다. 시간제 근로자의 고용보험 가입률은 21.6%(2015년 3월 기준)로 국민연금 가입률 16.2%, 건강보험 가입률 19.4%에 비해 높지만 전체 임금노동자 가입률(64%)에 비해 1/3 수준임을 보여주었다. 시간제 근로자의 고용보험 적용관련 외국사례와 관련하여, 네덜란드는 근로시간이나 소득에 따라 고용보험 가입을 배제하는 규정이 없어 모든 시간제 근로자가 적용대상이고, 또한 근로시간 단축의 경우도 1/2 이상 단축되면 실업으로 인정하므로 손실된 임금을 보완할 수 있음을 소개하였다. 아울러, 캐나다의 실업급여 수급자격을 보면 주당 일정 근로시간 또는 일정 소득이상일 것을 요구하여 시간제 근로자를 배제하였으나, 이를 폐지하면서 모든 시간제 근로자가 실업급여 수급 대상자가 되었음을 소개하였다. 독일의 미니잡 근로자는 세금과 사회보험료를 납부하지 않고, 사용자 30%정도 일괄 비용을 납부함으로써 사회보험에서 배제되지 않도록 지원하고 있으나, 이로 인해 시간제 근로자의 고용은 증가한 반면 일자리의 질이 낮아지는 문제가 발생하고, 사각지대를 해소하기 위해 도입된 부분실업급여제도는 실질적으로 수급자 수가 많지 않아 실효성의 문제가 대두되었음을 소개하였다. 미국의 실업급여제도는 각 주에서 실업급여 수급요건이 상이하지만 2009년 경기부양법에 시간제 근로 규정 및 대안적 기준기간 등 실업급여요건을 명시하고 있어, 시간제 일자리만 희망하는 실업자라도 수급자격이 있음을 인정하는 구조로 변화하고 있음을 소개하였다.

안주엽 외(2014)는 시간선택제의 전환에 목적을 두고 주요 국가들의 시간제 및 시간제 전환을 활성화하기 위한 사례들을 서술하였다. 이러한 해외의 주요 사례를 바탕으로 시간선택제 일자리의 활용에 따르는 실노동비용은 낮추고 실제 가치분 근로소득은 높여 민간부문의 시간선택제 수요 및 공급을 증가시켜 이에 따른 세제 및 사회보험금 지원 방안과 시간선택제에 대한 사회보험 적용 및 부분실업급여 등의 제도 개선 방안 검토하였다. 국내에서 시간제 근로자가 확산되고 있지만 고용보험제도에서는 이중취득을 금지하고 있어 시간제 근로자에게 불리하게 적용되고 있음을 지적함과 동시에, 해외의 주요 국가들은 월 소득 또는 주(월) 근로시간 등을 기준으로 일정 수준 이하인 경우에 강제 사회보험에서 적용 제외하고 있음을 비교하여 제시하였다. 시간제 근로자가 고용보험 적용대상으로 포함되기 위해 고용보험자격 이중취득 제한을 폐지하여 실업수급 자격을 부여하는

것이 우선적이며, 급여액은 시간급으로 환산한 상한액과 하한액을 적용하여 결정해야 한다는 결론을 제시하였다. 안주엽 외(2014)의 연구에서는 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하여 이중취득 허용에 따른 관련 정책대상자 규모를 추계하고 실업급여의 부분급여 제도 설계방안을 제시하였다.

### III. 복수 일자리 종사자의 근로실태 분석

본 연구에서는 한국노동연구원에서 조사·제공하는 한국노동패널조사(KLIPS)를 활용하여 복수 일자리 종사자의 근로실태를 살펴보고자 한다. KLIPS는 보유하고 있는 일자리 각각의 근로실태를 조사하고 있기 때문에, 복수 일자리 종사자의 근로실태를 분석하기에 용이한 자료라 사료된다. 22차년도(2019년) 직업력 자료(학술대회용 버전)를 활용하여, 2019년에 보유한 일자의 정보를 바탕으로 복수 일자리 규모 및 특징을 파악하고자 한다. 또한, 고용형태에 대한 부가조사가 이루어진 21차년도(2018년) 자료를 활용하여 2018년에 보유한 복수 일자의 고용형태별 분포를 살펴보고자 한다.

2019년을 기준으로, 복수 일자리에 종사하고 있는 사람은 전체 취업자 2,615만명 중 약 1.98% 정도에 해당하는 52만명 수준인 것으로 나타났다. 주된 일자리가 임금근로자인 1,970만명 중에서는 29만명(1.48%) 정도가 복수 일자리에 종사하는 것으로 나타났으며, 주된 일자리가 비임금근로자인 645만명 중에서는 약 3.5% 정도인 23만명이 복수 일자리에 종사하는 것으로 나타났다. 주된 일자를 포함하여, 최대 4개의 일자를 복수로 보유한 사람이 있는 것으로 나타났으며, 그 비중은 전체 취업자 대비 0.02% 수준임을 확인할 수 있다.

<표 1> 복수 일자리 종사자 규모

(단위: 천명, %)

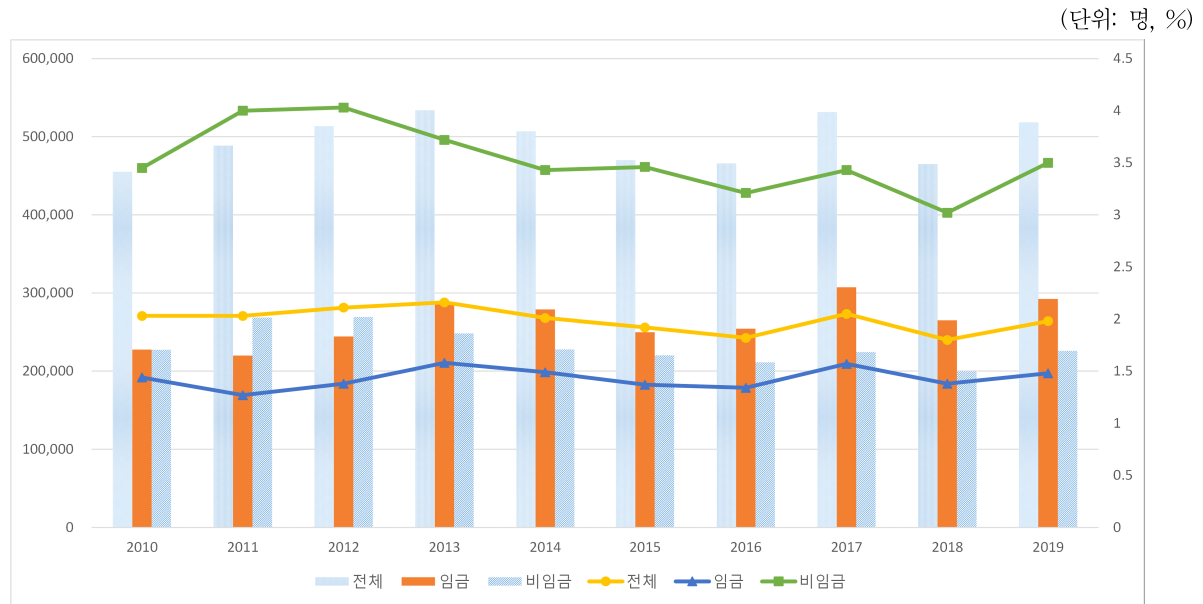
일자리 개수	전체 취업자		임금근로자		비임금근로자	
	규모	비중	규모	비중	규모	비중
1	25,633	(98.02)	19,406	(98.52)	6,227	(96.50)
2	489	(1.87)	272	(1.38)	217	(3.36)
3	23	(0.09)	14	(0.07)	9	(0.14)
4	6	(0.02)	6	(0.03)	-	(-)
총 사람수	26,152	(100)	19,699	(100)	6,453	(100)

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 2019년(22차) 기준.

아래 그림은 복수 일자리 종사자수 및 취업자 내 비중에 대한 지난 10년동안의 추이를 보여주고 있다. 전체 취업자 중에서는 약 1.8~2.2% 비중 수준에 해당하는 취업자가 복수 일자를 보유한 것으로 나타났다. 비임금근로자에 대해서는 2019년 기준으로 3.5% 정도가 복수 일자리에 종사하는 것으로 나타났으며, 2018년까지 다소 감소하던 비중이 2019년에 다시 급격하게 증가했음을 확인할 수 있다. 전반적으로 복수 일자리에 종사하는 취업자 비중은 지난 10년동안 크게 변화가 없는 것

으로 보이나, 2019년에 반등이 있었음에 주목할 필요가 있다. 더욱이, 최근 플랫폼 노동 등 새로운 형태의 일자리가 많아지고 있는 바, 향후 복수의 일자리를 보유한 취업자수 비중이 어떻게 변하는지 지속적으로 검토할 필요가 있는 것으로 판단된다.

[그림 1] 복수 일자리 종사자 비중 추이



자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 각 연도.

주된 일자리의 고용형태가 정규직인 취업자 중에서는 56.0%에 해당하는 4.3만명 정도가 정규직의 복수 일자리를 보유한 것으로 나타났다. 주된 일자리의 고용형태가 비정규직인 취업자 13.6만명 중에서는 무려 91.5%에 해당하는 12.5만명의 취업자가 비정규직 형태의 복수 일자리를 보유하고

<표 2> 복수 일자리의 고용형태(정규/비정규)별 분포

(단위: 천명, %)

		복수 일자리		
		정규직	비정규직	계
주된 일자리	정규직	43 (56.0)	34 (44.0)	77 (100)
	비정규직	12 (8.5)	125 (91.5)	136 (100)
	계	55 (25.7)	159 (74.3)	214 (100)

주: 1) 괄호() 안의 수치는 주된 일자리 고용형태별 복수 일자리 고용형태 비중(%)을 의미함.

2) 주된 일자리를 제외한 복수 일자리가 2개 이상일 경우, 주된 일자리에 대해 복수 일자리의 고용 형태는 중복 집계함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 2019년(22차) 기준.

있는 것으로 나타났다. 주된 일자리 외 복수 일자리의 고용형태가 비정규직인 취업자는 전체 취업자의 74.3% 수준으로, 15.9만명 규모인 것으로 나타났다.

주된 일자리 이외에 보유한 복수 일자리의 종사상지위를 살펴보면, 고용주 및 자영자 비중이 35.3% 수준으로 가장 높고, 다음으로 임시직이 25.9% 정도 되는 것으로 나타났다. 주된 일자리의 종사상지위별로 살펴보면, 상용직 근로자 13.0만명 중에서는 53.4%에 해당하는 6.9만명이 상용직의 복수 일자리를 보유한 것으로 나타난 반면, 임시직 14.6만명 중에서는 임시직의 복수 일자리를 보유한 취업자가 6.5만명 정도 되는 것으로 나타났다. 일용직 및 고용주/자영자 그룹에서는 복수 일자리 비중이 고용주/자영자 형태가 가장 높은 것으로 나타난 반면, 무급가족종사자는 복수 일자리도 무급가족종사자 형태로 다수 보유하고 있음을 확인할 수 있었다.

<표 3> 복수 일자리의 종사상지위별 분포

(단위: 천명, %)

		복수 일자리					계
		상용	임시	일용	고용주/ 자영자	무급가족	
주된 일자리	상용	69 (53.4)	19 (14.6)	7 (5.8)	29 (22.4)	5 (3.9)	130 (100)
	임시	18 (12.0)	65 (44.8)	22 (14.8)	31 (21.0)	11 (7.4)	146 (100)
	일용	4 (11.1)	1 (3.7)	7 (18.7)	23 (57.9)	3 (8.6)	40 (100)
	고용주/ 자영자	17 (8.5)	47 (22.9)	24 (11.7)	107 (52.0)	10 (4.9)	206 (100)
	무급가족	0 (0)	10 (33.8)	2 (6.7)	4 (14.6)	13 (44.9)	29 (100)
	계	109 (19.7)	143 (25.9)	63 (11.4)	194 (35.3)	42 (7.7)	551 (100)

주: 1) 괄호() 안의 수치는 주된 일자리 종사상지위별 복수 일자리 종사상지위 비중(%)을 의미함.

2) 주된 일자리를 제외한 복수 일자리가 2개 이상일 경우, 주된 일자리에 대해 복수 일자리의 종사상지위는 중복 집계함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 2019년(22차) 기준.

21차년도(2018년)에 조사된 고용형태 관련 부가조사 자료를 활용하면, 복수 일자리에 대한 고용형태를 새롭게 구분할 수 있다. 기존의 고용형태 구분(정규/비정규) 및 종사상지위로 새로워지는 일자리의 형태를 구분하기 어려워지고 있다. 이에 개인사업자 여부, 근로자 고용방법, 가격결정방식, 근로형태 규제 여부, 임금결정방식 등 보다 엄밀한 기준을 바탕으로 고용형태를 구분할 경우,

과거 종사상 지위보다 명백한 기준에 의거한 임금근로자와 자영업자가 구분된다. 새로운 고용형태 구분방식에 의하면, 명백한 임금근로자와 명백한 자영업자 어디에도 속하지 않는 집단이 분류되는데, 본 연구에서는 이 집단을 광의의 특수고용형태종사자라 구분하기로 한다. 보다 엄밀하게는 해당 집단도 다수의 고용형태로 구분될 수 있으나, 본 연구에서는 편의상 명백한 임금근로자, 명백한 자영업자, 광의의 특수형태근로종사자 등 3개의 고용형태로 구분하여 분석을 시도하였다. 주된 일자리 외 복수 일자리는 66.9% 정도가 광의의 특수형태근로종사자인 것으로 나타났다. (물론, 조사 연도의 차이가 있기는 하지만) 이는 앞서 종사상지위별 분석에서 고용주/자영자 비중이 가장 높았던 것과는 대비되는 결과로, 복수 일자리 중 명백한 자영업자의 비중이 5.7%에 불과하다는 점도 상당히 대비되는 결과라 할 수 있다. 주된 일자리의 고용형태와는 상관없이 복수 일자리는 광의의 특수형태근로종사자의 비중이 상당히 높음을 확인할 수 있다. 최근 특수형태근로종사자에 대한 고용보험 적용 등이 법제화되고 있는 시점에서 그동안 이들에 대한 고용보호가 제한적이었다는 점을 고려하면, 복수 일자리를 보유하고 있는 취업자 중 상당수가 고용보험의 사각지대에 놓여 있었을 가능성이 높음을 유추할 수 있다.

<표 4> 복수 일자리의 고용형태별 분포(광의의 특수형태근로종사자 고려)

(단위: 천명, %)

		복수 일자리			
		명백한 임금근로자	명백한 자영업자	광의의 특수고용	계
주된 일자리	명백한 임금근로자	67 (42.5)	6 (3.7)	84 (53.8)	157 (100)
	명백한 자영업자	15 (33.5)	10 (22.9)	20 (43.6)	45 (100)
	광의의 특수고용	33 (15.1)	8 (3.6)	175 (81.2)	216 (100)
	계	114 (27.4)	24 (5.7)	279 (66.9)	418 (100)

주: 1) 괄호() 안의 수치는 주된 일자리 고용형태별 복수 일자리 고용형태 비중(%)을 의미함.

2) 주된 일자리를 제외한 복수 일자리가 2개 이상일 경우, 주된 일자리에 대해 복수 일자리의 고용형태는 중복 집계함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 2018년(21차) 기준.

주된 일자리와 복수 일자리를 근로시간 형태별로 살펴보면, 주된 일자리는 전일제 근로형태가 많은 반면, 복수 일자리는 시간제 근로형태가 다수임을 확인할 수 있다. 시간제 근로형태의 주된 일자리를 가진 취업자 7.7만명 중에서는 무려 73.8%에 해당하는 5.6만명의 취업자가 복수 일자리 역시 시간제 근로형태를 가진 것으로 나타났다. 반면, 전일제 근로형태의 주된 일자리를 가진 취업자 11.9만명 중에서는 전일제 복수 일자리 보유자(7.3만명)가 시간제 복수 일자리 보유자(4.6만명)보다 많은 것으로 나타났다.

<표 5> 복수 일자리의 근로시간 형태별 분포

(단위: 천명, %)

		복수 일자리		
		시간제	전일제	계
주된 일자리	시간제	56 (73.8)	20 (26.2)	77 (100)
	전일제	46 (38.8)	73 (61.2)	119 (100)
	계	103 (52.5)	93 (47.5)	195 (100)

주: 1) 괄호( ) 안의 수치는 주된 일자리 근로시간 형태별 복수 일자리 근로시간 형태 비중(%)을 의미함.

2) 주된 일자리를 제외한 복수 일자리가 2개 이상일 경우, 주된 일자리에 대해 복수 일자리의 근로시간 형태는 중복 집계함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 2019년(22차) 기준.

주당 근로시간대별로 주된 일자리와 복수 일자리의 분포를 살펴보면, 우선 주된 일자리의 경우에는 주당 36시간 이상 근로하는 취업자가 28.8만명 수준으로 가장 많고, 15시간 미만으로 근로하는 초단시간 취업자는 5.4만명에 불과한 것으로 나타났다. 반면, 복수 일자리의 경우에는 시간제 근로자에 해당하는 15~36시간 미만 근로자가 23.5만명(42.4%)으로 가장 많고, 다음으로 15시간 미만 초단시간 취업자가 16.1만명(29.1%) 수준으로 많음을 확인할 수 있었다. 특히, 주된 일자리가 15시간 미만 초단시간 일자리일 경우에 복수로 보유한 일자리 역시 주당 15시간 미만의 초단시간 일자

<표 6> 복수 일자리의 주당 근로시간별 분포

(단위: 천명, %)

		복수 일자리			
		15시간 미만	15시간 이상 36시간 미만	36시간 이상	계
주된 일자리	15시간 미만	31 (56.8)	18 (33.7)	5 (9.5)	54 (100)
	15시간 이상 36시간 미만	60 (28.3)	118 (56.2)	33 (15.5)	211 (100)
	36시간 이상	67 (23.3)	98 (34)	123 (42.7)	288 (100)
	계	157 (28.5)	235 (42.4)	161 (29.1)	553 (100)

주: 1) 괄호( ) 안의 수치는 주된 일자리 주당 근로시간별 복수 일자리 주당 근로시간 비중(%)을 의미함.

2) 주된 일자리를 제외한 복수 일자리가 2개 이상일 경우, 주된 일자리에 대해 복수 일자리의 근로시간 집단은 중복 집계함.

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사(KLIPS) 1~22차 학술대회용 자료, 2019년(22차) 기준.



리인 비중이 56.8%에 해당하는 것으로 나타난 바, 근로시간이 짧은 복수의 일자리를 지속적으로 보유하는 경우에 주목할 필요가 있음을 유추해볼 수 있다.

#### IV. 결 론

본 연구에서는 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용하여 복수의 일자리를 가진 근로자의 규모 및 근로실태를 파악하기 위한 통계분석을 수행하였다. 향후 복수 일자리 종사자의 고용보험 이종취득 및 부분실업급여 지급방안 등을 모색될 필요가 있기 때문에, 본 연구는 이러한 제도변화를 논의하는데 있어서 기초자료를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

2019년을 기준으로, 전체 취업자 중 약 1.98% 정도의 취업자가 복수의 일자리를 보유하고 있는 것으로 나타났다. 주된 일자리가 임금근로자인 취업자 중에서는 복수 일자리 보유자가 1.48% 수준으로 다소 적은 반면, 주된 일자리가 비임금근로자인 취업자 중에서는 무려 3.5% 정도의 근로자가 복수 일자리에 종사하는 것으로 나타났다. 전반적으로 복수 일자리에 종사하는 취업자 비중은 지난 10년동안 크게 변화가 없는 것으로 나타났으나, 2019년에 반등이 있었기 때문에 향후 그 추이를 지속적으로 관찰할 필요가 있을 것으로 판단된다. 특히, 최근 플랫폼 노동 등 새로운 형태의 일자리가 많아지고 있는 것과도 무관하지 않을 것인 바, 향후 복수의 일자리를 보유한 취업자수 비중 및 근로실태 등은 지속적으로 검토될 필요가 있는 것으로 사료된다.

본 연구에서 복수 일자리를 보유한 취업자들의 근로실태를 다양하게 살펴본 결과에 따르면, 전반적으로 열악한 일자리일수록 다수의 일자리를 보유하는 것으로 나타났으며, 복수로 갖게 되는 일자리 역시 열악한 일자리가 많은 것으로 분석되었다. 다시 말해서, 주된 일자리가 안정적이지 못하여 복수의 일자리를 갖게 되는 것인데, 추가로 보유하게 되는 일자리 역시 안정적이지 못한 일자리가 많은 바, 이러한 개인은 여전히 고용안전망의 사각지대에 놓여 있을 가능성이 많음을 유추해 볼 수 있다.

최근 특수형태근로종사자의 고용보험 당연가입을 추진하는 과정에서, 복수 일자리에 대한 고용보험 가입을 일부 허용하는 방안이 검토되고 있다. 뿐만 아니라, 전국민 고용보험 가입에 대한 방향성이 천명되면서 소득기준 정수체계 일원화가 논의되고 있는 바, 복수 일자리 종사자의 고용보험 이종취득이 현실화되는 것에 발맞추어 부분실업급여 지급방안 등 다양한 제도변화에 대한 논의가 종합적으로 이루어질 필요가 있을 것으로 사료된다. 이 과정에서 상대적으로 열악한 일자리만을 다수 보유하게 되는 복수 일자리 종사자들이 더 이상은 고용안전망의 사각지대에 놓이지 않도록 세밀한 제도설계가 요구될 것으로 보인다.

## 참고 문헌

- 박복순·송호진·구미영·김수완·유혜경(2015), 『여성·가족 관련 법제의 실효성 제고를 위한 연구(Ⅲ): 시간제 근로자의 고용보험 적용 관련 외국입법례 및 시사점』, 한국여성정책연구원.
- 박찬임·전형배·박혁(2017), 『고용보험 가입기준 개선방안 및 피보험자격 이중취득과 실업급여 수급자의 소득활동 인정방안』, 고용노동부.
- 안주엽·황덕순·김기선(2014), 『시간선택제 활성화를 위한 인센티브 부여방안 연구』, 고용노동부.
- 황덕순·이병희·박혁·신수정·송지원·오민애·이승현·한주희(2016), 『피보험자격 이중취득에 따른 고용보험 사업 적용방안 연구』, 고용노동부.

[제6주제]

## 세대이동성/젠더



1. 노동시장 이중구조와 출산의 기회비용
2. 부모의 사회경제적 배경이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향에 관한 연구



# 노동시장 이중구조와 출산의 기회비용

최 세 립\*

본 연구는 이중 노동시장 구조를 갖고 있는 우리나라에서, 각 위치에 속한 여성 노동자들이 직면하는 출산의 생애 기대 기회비용의 규모를 파악하고 노동시장 상대적 위치에 따른 격차를 계산해보고자 한다. 이를 위해 한국노동패널의 75~95년생 여성 표본 임금근로자를 추출하여 자녀와 관련된 임금과 노동시장 이탈 확률의 장기효과를 추정하는 실증 분석을 수행하였다. 표본선택효과로 인한 내생성 문제는 개인의 불관측한 시간불변 변인으로 인해 유발된다고 가정하여, 개인고정효과를 통제하는 패널 고정효과 모형을 사용하여 분석하였다. 분석 결과 자녀가 없을 경우 대비 자녀를 출산할 경우 노동이탈 확률(노동시장 이탈 및 임금근로 이탈)이 증가하지만 자녀 연령이 증가함에 따라 점차 감소하는 추이를 나타내는데, 전반적으로 중간이하 노동시장에 속한 집단의 이탈확률이 가장 높고, 대기업/공공부문 근로자의 이탈확률이 가장 낮았다. 각 노동시장별 임금페널티의 상대적 규모(% 변화)를 살펴본 결과, 중간 이하 노동시장 근무자의 임금페널티 규모가 단기/장기적으로 두드러지게 높고, 1차 노동시장 근무자의 경우 자녀가 9세가 될 때까지 계속해서 임금페널티의 규모가 커지는 것으로 나타나지만, 각종 모성보호제도 활용이 용이하고 고용안정성이 상대적으로 높은 대기업정규직/공공부문 근로자의 경우 자녀연령이 증가함에 따라 급격하게 페널티 규모가 감소하는 것으로 나타났다.

주제어: 출산 선택, 여성 노동, 노동시장 이중구조, 모성 페널티

## I. 서 론

### 1. 문제 의식

본 연구 노동시장 이중구조 내 다양한 노동시장 지위를 가진 여성들이 노동시장 지위별 출산의 기회비용이 동일하지 않을 것이라는 가정으로부터 출발한다.

경제학적 관점에서 노동시장에 참여하는 여성의 출산 결정을 살펴보면, 출산 선택은 단기적으로는 건강에 직접적인 영향을 미치고, 장기적으로는 자녀 양육에 필요한 추가시간 투입을 위하여 노동시장에 투자하는 시간을 대체하여야 하므로, 노동 소득 손실로 이어져 출산의 기회비용이 된다 (Becker, 1965; Mincer, 1962).

---

\* 한국노동연구원 부연구위원

그런데 우리나라의 경우 일자리의 다양한 특성 요소들이 좋은 요소는 좋은 요소끼리, 나쁜 요소는 나쁜 요소끼리 결합되는 경향이 두드러지는 ‘노동시장 이중구조’를 갖고 있다(Dickens and Lang, 1987). 즉, 흔히 말하는 ‘좋은 일자리’인 대기업 정규직, 공공부문 종사자들은 높은 임금, 높은 고용안정성, 안전하고 쾌적한 일터, 다양한 복지혜택, 출산과 관련하여서는 다양한 모성보호제도를 누리지만, 대다수의 ‘좋은 일자리’는 상대적으로 낮은 임금, 고용불안, 위험한 일터, 복지혜택에서 소외, 모성보호제도 활용의 어려움 등 좋지 않은 일자리 특성의 많은 요소를 동시에 갖고 있다.

이러한 우리나라 노동시장의 특수성을 고려할 때, 노동시장에서 상대적 위치에 따른 출산의 기회비용의 차이를 추정하여, 여성 노동자들이 노동시장에서 상대적 위치에 따라 직면하는 출산의 허들인 출산의 기회비용의 격차를 알아보는 것은 흥미로운 연구주제가 될 수 있다. 특히, 근로자에 대한 모성보호 제도, 육아지원 제도 등이 계속해서 양적, 질적으로 확대되는 와중에도 가임기 여성 고용률은 증가하지만, 출산율은 급격히 하락하고 있는 추이가 지속되고 있어, 출산과 관련된 여성 노동자의 노동시장적 허들이 무엇인지, 노동시장의 다양한 계층별로 차이가 존재하는지를 파악하는 것은 필요성이 높다.

그렇다면 출산의 기회비용은 어떻게 측정할 수 있을까?

출산 자체가 여성의 건강 상태를 일시적으로 일하기 어려운 상태로 만들기 때문에 단기적인 임금 손실, 생산성 손실은 피할 수 없으므로 단기적 ‘임금’ 측면 기회비용이 가장 직관적인 지표일 것이다.

하지만 자녀 출산 이후 자녀 양육 기간은 장기간이므로(18년 이상) 출산 결정과 관련해서 개인이 기회비용을 고려할 때 장기적 손실이 더욱 중요한 고려 요소일 것이다. 여성 근로자 출산의 장기적 기회비용은 출산으로 인해 직접적인 장기 임금 손실과 자녀 양육기 동안 경력단절(경력손실 및 노동시장에서 탈락)의 위험함을 반영하는 수치일 것이다.

일부 단순화 가정을 바탕으로 생애(장기적) 기회비용을 식으로 표현할 수 있다. (가정 1) 우선 자녀가 없는 여성이 노동시장에서 임금근로자로 일하고 있는 상황에서 자신이 무자녀 상태를 유지할 때 생애 전체의 임금 흐름(wage stream)을 예상할 수 있고, (가정 2) 자녀가 생겼을 때 자녀로 인한 생산성 하락이나 경력손실(기존 경력이 인정되기 어려운 다른 직업이나 일자리로 이행 등)로 인하여 발생하는 임금 흐름(wage stream)을 예상할 수 있다고 가정하여

$\{W_1, W_2, W_3 \dots W_T\}$ 를 현재의 노동시장 환경(L) 및 그 외 자신의 조건(X)을 고려한 자녀가 없을 때 각 기( $\tau=1$ 은 현재)의 예상 임금 흐름

$\{\widetilde{W}_1, \widetilde{W}_2, \widetilde{W}_3, \dots \widetilde{W}_T\}$ 를 현재 상황 및 조건 (L,X)을 바탕으로 자녀로 인한 생산성 하락이나 경력손실 발생 시 각 기( $t$ )의 예상 임금 흐름으로 정의한다.

또한 (가정 3) 미출산 여성은 현재 자신의 노동시장 환경에 대한 정보 등을 바탕으로 자녀를 출산할 경우 각 기에 자녀로 인하여 생산성 하락이나 경력손실이 발생할 확률과 아예 소득활동을 하지 않게 되는 노동이탈 확률을 대략적으로 예상하고 있다고 가정하여,

$\{\Pi_1, \Pi_2, \Pi_3 \dots \Pi_T\}$ 를 현재 상황 기반(X, L) 각 기의 자녀로 인한 경력단절 및 생산성 하락 예상 확률의 흐름(probability stream)

$\{\tilde{\Pi}_1, \tilde{\Pi}_2, \tilde{\Pi}_3, \dots \tilde{\Pi}_T\}$ 를 현재 상황 기반(X, L) 각 기의 자녀로 인한 노동이탈(무소득/비경활이행) 예상 확률의 흐름으로 정의한다.

즉, 각 여성이 자녀를 출산하지 않은 상태에서 자녀를 출산하였을 때 자신의 노동시장 참여 및 성취 수준과 관련하여 미래의 상황을 현재 노동시장 환경을 바탕으로 예상한다는 것(그것이 정확하던, 정확하지 않던)을 가정한다는 것이다.

이러한 가정하에, 만약 t시점에 자녀를 출산하게 된다면 자녀 출산의 생애(장기적) 기대 기회비용(lifetime expected opportunity cost;  $E(C|L, X)$ )는 다음의 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{array}{l} \text{t기} \\ \text{자녀 출산의 생애} \\ \text{기대 기회비용} \end{array} = \begin{array}{l} \text{무자녀 기대} \\ \text{생애임금} \end{array} - \begin{array}{l} \text{유자녀 기대} \\ \text{생애임금} \end{array}$$

$$E(C | L_1, X_1) = E(\text{total wage}_{nochild} | L_1, X_1) - E(\text{total wage}_{have child} | L_1, X_1)$$

앞선 예상 임금 흐름(wage stream)들과 생산성 손실/노동 이탈 확률 흐름(probability stream)들을 포함하여 t기에 출산하게 될 때(현재는 1기) 출산의 기대 기회비용의 식을 다시 재구성하면, 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} E(C_1 | L_1, X_1) = & \left[ W_1 + \frac{1}{1+r} W_2 + \frac{1}{1+r^2} W_3 + \dots + \frac{1}{1+r^t} W_t + \dots + \frac{1}{1+r^T} W_T \right] \\ & - \left[ W_1 + \frac{1}{1+r} W_2 + \dots + \frac{1}{1+r^t} (W_t(1-\Pi_t-\tilde{\Pi}_t) + \tilde{W}_t\Pi_t) \right. \\ & \quad + \frac{1}{1+r^{t+1}} (W_{t+1}(1-\Pi_{t+1}-\tilde{\Pi}_{t+1}) + \tilde{W}_{t+1}\Pi_{t+1}) \\ & \quad + \dots + \frac{1}{1+r^T} (W_T(1-\Pi_T-\tilde{\Pi}_T) + \tilde{W}_T\Pi_T) \left. \right] \end{aligned}$$

즉 자녀가 없는 여성의 출산의 장기 기대 기회비용은 결국 자녀를 낳게 될 때 발생하는 임금패널티( $W_t - \tilde{W}_t$ ), 자녀를 낳아서 생산성 하락이나 경력이 손실될 확률( $\Pi_t$ ), 노동시장에서 완전히 이탈될 확

률( $\bar{w}_t$ ), 자녀가 없을 시 확보할 수 있는 임금 수준( $w_t$ )의 흐름(stream)에 비례함을 알 수 있다. 즉, 자녀출산으로 인한 임금페널티가 높을수록, 생산성 하락 및 경력손실 확률이 높을수록, 노동시장에서 이탈될 확률이 높을수록, 무자녀일 때 얻을 수 있는 임금수준이 높을수록 생애 기대기회비용은 높아지는 함수라고 볼 수 있다.

이를 우리나라의 상황적 배경에 대입하여 보자. 자녀 출산의 장기적 기회비용은 우리나라와 같이 장시간 근로하는 문화가 존재하는 나라에서 자녀가 태어나면 자녀에게 절대적인 시간 투입이 필요하여 근로시간을 단축하거나 현재 일자리에서 이탈하는 결과가 빈번히 일어날 수 있는데, 이 기간이 단기적이지 않고 자녀가 성인이 될 때까지 정도의 차이는 있지만 지속되는 투입이라는 측면에서. 작지 않은 규모의 생애임금손실이 발생하고 있을 것이다.

이에 더해 만약 우리나라의 이중 노동시장 구조로 인해 노동시장에서 여성 노동자의 상대적 위치에 따라 출산 후 임금 흐름과 출산 후 노동시장 이탈확률이 매우 다를 경우, 출산의 기대 기회비용에도 노동시장 이중구조로 인한 상당한 격차가 발생하고 있을 것이다.

따라서 본 연구는 이를 고려하여 여성의 현재 노동시장의 상대적 위치별로 출산의 기회비용이 어느 수준인지, 출산 선택권의 '장애 수준'의 불평등이 어느 정도인지를 확인하고자 하는 것이다.

본 연구에서는 이러한 노동시장 이중구조와 출산의 장기적 기대 기회비용의 경로에 초점을 맞추어 다음과 같은 구체적인 질문에 대한 실증 분석을 수행하고자 한다.

- 1) 노동시장의 상대적 위치별로 출산의 단기, 장기 임금 손실은 어느 정도인가?
- 2) 노동시장의 상대적 위치별로 출산 후 경력단절/노동시장 이탈로 이어질 확률은 어떠한가?
- 3) 1) 2)의 분석 결과를 바탕으로 대략적인 노동시장 상대적 위치별 기대 기회비용의 격차 수준은 어느 정도인가?

다음 절에서는 분석 자료를 소개하며, 3절은 실증 분석 방법에 대하여 논의한다. 4절에서 결과를 분석하며 5절은 본 연구의 분석을 요약하고 결론을 도출한다.

## 2. 기존 연구

본 연구의 연구는 여성 근로자가 자녀 출산이 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하며 이와 관련된 선행연구는 주로 출산이 여성 임금이나 노동시장 성과에 미치는 영향을 추정하거나 영향 요인 및 경로를 밝히는 모성 페널티 연구가 많다.

모성페널티 연구는 주로 자녀 출산이 여성 노동자의 임금에 미치는 효과를 추정하는 경우가 많은



데, 이러한 연구들은 다양한 국가의 데이터를 바탕으로 실증분석을 하여, 어느 나라도 모성 패널티가 존재함을 보여주었다 (Waldfogel, 1998; Killewald et al, 2013; Lundberg & Rose, 2000; Adda et al, 2015; Kahn et al, 2014 등).

자녀 출산으로 인한 임금 손실의 다양한 원인들에 대한 연구 결과도 존재한다. 가장 주된 원인은 자녀 출산으로 인한 단기/장기 경력단절, 이직 (Lundberg & Rose, 2000; Bertand et al, 2010; Budig & England, 2001; Grunner & Aisenbrey, 2016; Baum, 2002 등)이다. 최근 연구에서는 자녀 출산이 엄마의 생산성 하락으로 나타남을 실증적으로 확인하기도 하였다 (Gallen, 2018). 개인이 아닌 부부 차원으로 자녀 출산의 영향을 확대해서 간접적인 영향까지 고려하면, 결혼 및 자녀 출산 후 증가하는 가사노동의 부담을 여성(아내)이 상대적으로 많이 부담하게 되는 경로를 통해 기혼 여성의 임금손실이 발생하기도 한다(Juhn & McCue, 2017; Siegel, 2017 등). 한편, 모성패널티와 관련되는 일자리를 보장하는 육아휴직제도(job-protected maternity leaves)의 노동시장 효과를 분석한 연구들의 경우 이러한 제도가 거의 일관되게 자녀 출산으로 인한 경력단절이나 노동이탈확률을 낮추는 효과가 있음을 증명하였다(손연정 & 김근주, 2018; Baker & Milligan, 2008; Rossin-Slater et al, 2013; Lalive & Zweimuller, 2009; Yamaguchi, 2019 등).

이러한 모성 패널티 연구들은 주로 출산이 엄마의 노동시장 성과에 미치는 단기 효과를 분석한 것이 대부분이었으나, 최근 들어서는 장기효과를 파악하고자 하는 시도가 생기고 있다. 예를 들어, Kahn et al(2014)의 연구는 미국의 모성패널티를 추정하는데 있어 세 가지 노동시장 성과 지표(임금, 노동참여, occupational status)의 장기 효과에 초점을 맞추었는데 NLS 데이터를 사용하여 분석하였다. 그 결과 그들은 자녀 출산은 단기적으로는 세 가지 지표에 모두 부정적인 영향을 끼치지만, 시간이 흐름에 따라 모든 지표에서 회복을 확인하였다. 하지만 이 연구도 여성의 노동시장 성과 연구에서 중요한 표본선택편의에 대한 충분한 논의가 없었다는 한계가 존재한다.

또한 기존의 연구들은 모두 여성들의 다양한 인적, 노동시장 지위 관련 특성들을 통제하여 다양한 조건들이 동일할 때 출산이 여성 노동시장 성과에 미치는 한계효과를 분석하여 전체 여성의 평균 한계효과를 주로 분석하는 연구들이었다.

본 연구는 이와 접근을 달리하여 우리나라와 같이 노동시장이 계층 분리의 구조를 갖고 있을 때, 계층별로 직면하는 기회비용의 격차에 초점을 맞추고자 한다. 또한 출산 선택은 현실적으로 단기 모성패널티를 고려한 선택이라기보다 생애 모성 패널티를 고려한 선택일 것이므로 Kahn et al(2014)의 방법론을 참고하여 장기 모성패널티를 추정하는 것에 초점을 맞춘다.

## II. 분석 자료

### 1. 분석 표본

본 연구의 분석은 한국노동패널 1~22차의 75년 이후 출생 여성(75~95년생)을 불균형패널 형태로 사용한다. 70년대생 여성과 80년대 이후 출생 여성의 노동시장 참여 선호, 자녀 선호, 직면하는 노동시장 환경 등이 이질적일 것을 고려하여, 이상적으로 추출할 수 있는 표본은 단일 출생 코호트(예-80년대생)이지만, 출산율이 매우 낮아지고, 초산연령이 지속적으로 높아지는 상황에서 출산경험과 장기효과를 분석하기에는 표본 수가 크지 않다. 따라서 충분한 규모의 유효 표본을 확보하기 위하여 75~79년생의 표본을 더하여 표본을 구축하였다.

표본은 노동시장에 전일제 임금근로자로 참여한 것이 관측되는 첫 시점(22차 이전)을 기준으로 당시 연령이 가임기(20~45세)인 경우 추출하여 관측 마지막 해까지 추적하여 마스터 표본으로 추출한다. 표집된 표본의 개인 수는 627명이며, 이들의 종단면 관측치까지 합한 총 표본 수는 2,725개이다.

이러한 방식으로 추출된 표본은 다음과 같은 특성이 있다.

- 1) 관측 첫 기는 모두 전일제 임금근로자로 근무하며 가임기 연령임.
- 2) 표본은 75년생 이후 출생 여성으로 이루어져 있어 코호트별로 직면하는 노동시장 환경, 노동참여 및 출산 선호가 변화해왔을 가능성이 높기에 연령대별 특성 차이가 존재할 것임.
  - 예를 들어, 2008년 이후 20대 후반 성별 고용률 격차가 급격히 좁혀지기 시작했고, 2014년 이후 거의 수렴하였기에 10년이라는 기간 안에도 청년 여성들의 경제활동 참가 선호가 변화하였거나, 노동시장 진입 여건이 변화하였을 가능성이 존재함.

하지만 이러한 코호트별 노동 선택 성향 특성이나 노동시장 환경 차이는 패널모형에서는 개인고정효과를 포함하면 통제된다. 횡단면 분석을 하게 될 경우 코호트 고정효과 항을 포함시켜 통제할 수 있다.

한편, 분석은 현재( $t$ 기) 임금근로자로 일을 하고 있다는 것을 전제로 다음 기( $t+1$ 기) 이행과 현재( $t$ 기)의 임금에 관한 분석을 중심으로 하므로 분석에 사용되는 유효 표본은 마스터 표본 중에도  $t$ 기에 일하는 표본으로 구성된다. 물론 분석 방법에서 언급하듯 선택적 노동 참여로 인한 표본선택효과를 통제하는 경우에는 노동시장 미참여 표본까지 포함한 마스터 표본을 사용한다.

$t$ 기에 소득이 있는 임금근로를 하는 경우로 한정할 때 총 표본 수는 2,050개, 임금 근로를 하는 표본으로 한정할 경우 표본 수는 2,009개이다.

분석 표본을 임금 근로자로 한정하는 이유는 임금근로자는 고용주와 구직자/노동자가 구분되어 각각 노동 수요자와 공급자로서 일(job)을 주어진 임금(wage)으로 교환하는 노동시장에 참여하는 자이지만 비임금 근로자의 경우 본인 스스로가 노동 공급자이자 수요자이며 시장에서 일을 임금으로 교

환하는 참여자가 아니기 때문이다.

## 2. 기초 통계

분석 표본에 대한 기초통계량은 <표 1>에 제시하였다. <표 1>은 추출 표본의 관측 첫째 기준 기초 통계와 그들의 추적된 패널 전체의 기초 통계를 보여준다.

관측 첫째를 기준으로, 평균 연령은 30.9세이며, 표본의 26%는 75~79년생, 56%는 80년대생 18%는 90~95년생으로 추출되었음을 확인할 수 있다. 교육연수는 첫째 기준 평균 14.8년이고 전체 패널로 확장하였을 때 미세하게 높아지는 것으로 미루어 볼 때, 일부 표본들은 추가로 교육을 이수하는 것을 알 수 있다. 첫째 기준 기혼자의 비율은 62%이며, 패널 전체에서는 79%이며 자녀가 있는 비율은 첫째, 30%, 패널 전체에서는 61%로 나타난다. 유자녀 자의 표본 추출 첫째의 유자녀 자의 자녀 수는 1.57명, 패널 전체로 확대될 때 1.63명이며, 가장 어린 자녀의 나이는 관측 첫째나 패널 전체에서 평균 4세로 나타난다.

한편, 유자녀자 표본 수에 비해 가장 유자녀자이며 어린 자녀의 연령 값을 가지는 표본 수가 약간 적은데, 이는 가장 어린 자녀의 연령 값 변수를 한국노동패널의 만 18세 미만 동거 자녀의 사교육 정보 응답 내용을 활용하여 변수를 생성하였기 때문이다<sup>2)</sup>. 이 경우 만 18세 이상의 자녀가 있는 경우, 자녀가 사망하였거나 동거하지 않는 경우에는 응답되지 않아서 정보가 없다. 본 연구는 자녀 출산과 양육으로 인한 모의 노동시장 성과에 영향을 살펴보므로 양육이 필요한 만 18세 미만이며 동거 자녀를 중심으로 파악되는 해당 변수를 사용하는 것이 적합하다.

노동참여와 관련하여서는, 애초에 표본 추출 시 관측 첫째 임금근로자로 일하는 것이 조건으로 하여 관측 첫째의 경우 전원이 임금근로자로 일하고 있다. 패널 전체로 확장하였을 경우, 소득이 있는 형태로 일하지 않는 비율이 23%, 임금근로자로 일하지 않는 경우가 25%로 나타난다.

지역분포의 경우 관측 첫째의 경우 대체로 서울, 광역시, 경기도, 기타 도 지역으로 고르게 분포하지만, 패널로 표본을 확대할 때, 서울 거주비율은 감소하고, 광역시와 기타 도 지역 거주 비율이 높아진다.

---

2) 이 방법은 노동패널팁에서 공식적으로 제시한 자녀 수 변수 도출 방법이며 관심 자녀 수가 미성년 자녀 수 일 때, 동거 자녀를 중심일 때 유용한 방법이다. (김유빈 외, 2018)

<표 1> 전체 표본 기초통계

변수	관측 첫째 전체 표본			전체 패널 표본		
	N	평균	표준 편차	N	평균	표준 편차
연령	627	30.86	5.34	2,725	33.10	4.93
75~79년생	627	0.26	0.44	2,725	0.39	0.49
80~89년생	627	0.56	0.50	2,725	0.53	0.50
90~95년생	627	0.18	0.39	2,725	0.08	0.27
교육연수	627	14.78	1.76	2,725	14.86	1.75
기혼	627	0.62	0.49	2,725	0.79	0.41
자녀있음	627	0.30	0.46	2,725	0.61	0.49
자녀 수(유자녀자)	190	1.57	0.68	1,661	1.63	0.63
가장 어린자녀의 연령	160	4.03	4.03	1,596	4.05	3.36
일함	627	1.00	0.00	2,725	0.77	0.42
임금근로자로 일함	627	1.00	0.00	2,725	0.75	0.43
서울거주	627	0.25	0.43	2,725	0.21	0.40
광역시/특별시 거주	627	0.26	0.44	2,725	0.28	0.45
경기도 거주	627	0.25	0.43	2,725	0.24	0.43
기타 도 거주	627	0.24	0.43	2,725	0.27	0.44

패널 표본에서 t기에 임금근로자로 일 하는 표본으로 한정된 분석용 표본에 대한 기초통계는 <표 2>에 정리하였다. 먼저 좌측 열의 임금근로자 표본을 살펴보면, 이들의 평균 연령은 약 33세, 출생 코호트 분포는, 75~79년생이 39%, 80년대생이 51%, 90~95년생이 10%로 나타난다. 교육연수는 약 15년이며, 기혼 비율은 74%, 유자녀 비율은 54%, 유자녀자의 자녀 수는 1.66명이다. 만 18세 미만 동거자녀가 있는 경우 가장 어린 자녀의 연령은 약 4.3세이다. 지역분포는 서울 거주자가 22%, 광역시/특별시 거주자가 29%, 경기도 거주자가 23%, 기타 도 지역 거주자가 26%로 나타난다. 전일제 임금근로자로 표본을 한정할 경우, 41개의 표본이 누락되는데, 이들의 기초통계량은 임금근로자 표본과 거의 동일하다.

<표 2> 근로조건 충족 표본 기초통계

변수	임금근로자			전일제 임금근로자		
	N	평균	표준편차	N	평균	표준편차
연령	2,050	32.97	5.13	2009	32.93	5.12
75~79년생	2,050	0.39	0.49	2009	0.39	0.49
80~89년생	2,050	0.51	0.50	2009	0.50	0.50
90~95년생	2,050	0.10	0.30	2009	0.10	0.30
교육연수	2,050	14.94	1.79	2009	14.94	1.79
기혼	2,050	0.74	0.44	2009	0.74	0.44
자녀있음	2,050	0.54	0.50	2009	0.53	0.50
자녀 수(유자녀자)	1,098	1.66	0.63	1066	1.65	0.62
가장 어린자녀의 연령	1,040	4.27	3.48	1008	4.23	3.50
서울거주	2,050	0.22	0.41	2009	0.22	0.42
광역시/특별시 거주	2,050	0.29	0.45	2009	0.29	0.45
경기도 거주	2,050	0.23	0.42	2009	0.23	0.42
기타 도 거주	2,050	0.26	0.44	2009	0.22	0.41

다음으로 출생 코호트별로 표본의 특성 차이가 존재하는지 확인하기 위하여 <표 3>에서 페널 마스터 표본(t기에 근로조건을 적용하지 않은 표본)을 기준으로 코호트별 기초 통계를 요약하였다.

먼저 교육연수의 경우 75~79년생이 평균 14.86년, 80년대생이 14.87년, 90~95년생이 14.76년으로 코호트별로 뚜렷한 차이가 존재하지 않는다. 기혼 비율은 연령대가 높을수록 높아, 75~79년생이 92%, 80년대생이 79%, 90~95년생이 20%로 나타났다. 마찬가지로 유자녀자 비율도 연령대가 높을수록 높게 나타나, 75~79년생이 76%, 80년대생이 58%, 90~95년생이 10%로 나타난다. 유자녀자의 자녀 수와 만 18세 미만 동거자녀 중 가장 어린자녀의 연령도 연령대가 높은 집단일수록 평균적으로 높게 나타난다. 현재의 경제활동 상태는, 75~79년생은 일 하는 비율이 79%, 임금근로자 비율이 76%이며, 80년대생은 각각 73%, 72%, 90~95년생은 각각 96%, 95%로 80년대생이 가장 낮게 나타난다. 이는 아마도 80년대생의 자녀의 평균 연령이 낮고 유자녀자 비율이 높은 것과 관련될 것이다. 한편 거주 지역의 경우, 75~79년생은 광역시, 경기도 거주비율이 높고, 80년대생은 기타 도와 광역시 거주비율이 가장 높게 나타나며, 90~95년생의 경우 광역시, 경기도 거주비율이 가장 높게 나타난다.

<표 3> 출생 코호트별 표본 기초통계

변수	75~79년생		80년대생		90~95년생	
	N	평균	N	평균	N	평균
교육연수	1,060	14.86	1,446	14.87	219	14.76
기혼	1,060	0.92	1,446	0.79	219	0.20
자녀있음	1,060	0.76	1,446	0.58	219	0.10
자녀 수(유자녀자)	806	1.71	834	1.55	21	1.33
가장 어린자녀의 연령	776	5.20	800	2.98	20	2.10
일함	1,060	0.79	1,446	0.73	219	0.96
임금근로자로 일함	1,060	0.76	1,446	0.72	219	0.95
서울거주	1,060	0.20	1,446	0.21	219	0.18
광역시/특별시 거주	1,060	0.29	1,446	0.28	219	0.32
경기도 거주	1,060	0.28	1,446	0.21	219	0.30
기타 도 거주	1,060	0.24	1,446	0.30	219	0.21

### III. 분석 방법

본 연구의 분석은 기본적으로는 출산이 다양한 노동시장 환경에 있는 여성 근로자의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한 것을 바탕으로 출산 전 노동시장에서 상대적 위치별 출산의 생애 기대 기회비용의 격차를 가늠해보는 것을 목적으로 한다.

앞서 서론에서 설명한 바와 같이, 자녀가 없고 현재 일하고 있는 여성의 자녀출산의 생애 기대 기회비용(Lifecourse Expected opportunity cost)은 자녀 출산 후 각 기의 예상 임금과 경력단절(단기, 영구 노동시장 이탈) 확률의 함수로 이루어져 있을 것이다.

따라서 본 연구의 분석은 생애 기대 기회비용 함수에서 가장 중요한 변수인 월 평균 임금과 노동이탈 여부를 종속변수로 한 실증 분석을 수행할 것이다.

생애 기대 기회비용의 함수를 복잡하게 구성하자면, 더 다양한 상황별 임금 흐름(wage stream)과 각 상황의 확률을 포함할 수 있으나 본 연구에서는 이를 단순화하여 일을 지속할 경우 임금 흐름과 각 기별 일을 하지 않게 될 확률만을 고려하려고 한다. 이는 경력단절의 기간에 따른 노동시장 복귀 시 임금 손실분의 차이는 크지 않다는 단순화 가정을 내포하는 것이다. 또한 출산 전 시점에서 개인이 출산하였을 시, 하지 않았을 시, 일을 계속할 시, 계속하지 않을 시에 대한 예상 임금 흐름을 바탕으로 기대 기회비용을 예측하는 것이며, 본 연구의 표본 추출 및 활용도 출산 전 시점의 노동시장의 상대적 위치를 바탕으로 하므로 출산의 기대 기회비용은 출산 전 일하던 일자리의 노동시장 상대적 위치와 관련이 있다는 가정도 내포하고 있다. 이러한 단순화 가정은 여러 한계점을 갖게 되지만, 본 연구의 연구목적인 출산의 출산 전 기대 기회비용의 노동시장 상대적 위치별 격차를 대략적으로 가늠하는 것에는 충분하다는 판단에서 실증분석 종속변수를 임금과 노동시장 참여 여부로 하였다.

분석에서 가장 중요한 설명변수는 노동시장 이중구조에서 각 개인의 상대적 위치를 판별하는 변수이다. 본 연구에서는 기본적으로는 윤윤규 외(2018)의 연구에서 Hudson(2007)의 이중노동시장 구분 방법을 우리나라 상황에 맞게 제시한 방법을 응용하여 우리나라 노동시장을 크게 1차 노동시장, 중간 노동시장, 2차 노동시장으로 구분할 것이다. 해당 연구에서는 노동시장을 1차, 중간, 2차로 구분하는 변수를 비정규직 여부, 퇴직금 미적용 여부, 상여금 미적용 여부, 저임금 여부를 기준으로 3~4가지 변수를 충족할 경우 2차 노동시장, 1~2가지 변수를 충족할 경우 중간 노동시장, 충족되는 변수가 없을 경우 1차 노동시장으로 구분하는 방식을 제시하였다.

본 연구에서는 노동시장 구분 변수는 비정규직 여부, 퇴직금 미적용 여부, 저임금 여부를 사용한다. 노동패널에서는 상여금 수혜 여부를 묻는 변수가 존재하지 않으므로 본 분석에서는 상여금 수혜 여부는 노동시장 구분변수로 사용할 수 없다. 저임금 여부는 윤윤규 외(2018)을 그대로 따라 연도별 법정개인회생 3인 가구 소득 기준을 사용하여, 개인의 소득 수준이 이 이하일 경우 저임금으로 판단한다.

한편, 이러한 노동시장 구분 방식에서는 실제 자녀 양육과 같이 장기간에 걸친 직간접 비용이 수반되는 선택의 중요 노동시장 고려 요소인 고용 안정성, 경력단절 예방과 깊이 관련 있는 각종 모성보호제도 활용 가능 여부가 충분히 고려되지 않는다. 여성 근로자의 출산의 기회비용을 반영한 출산선택의 확률은 이러한 특성이 유독 도드라지는 공공부문 근무자와 대기업 정규직 근무자에게서 높게 나타난 것이 기존 국내 연구들의 공통된 지적이었다. (윤자영 외, 2020; 김인경, 2017 등...) 또한 보통은 청년 시기인 미출산 시점의 여성 근로자는 윤윤규 외(2018)의 연구에서 구분하는 2차 노동시장에 속하는 비율이 매우 낮은 특징을 가진다(안주엽 외, 2019).

이에, 본 연구에서는 2차 노동시장을 따로 구분하지 않고, 중간 이하 노동시장으로 통합하며, 대기업 정규직과 공공부문 근로자를 1차 노동시장 집단에서도 따로 구분한다. 즉, 분석에서 사용하는 노동시장 구분변수는 우리나라 노동시장을 (1) 대기업/공공부문, (2) 1차 노동시장, (3) 중간 이하 노동시장 3가지로 구분한다.

실증 분석은 출산이 엄마의 노동시장 성과에 미치는 장기효과를 분석한 Kahn et al(2014)의 모형의 아이디어를 응용하여 분석한다. Kahn et al(2014)의 연구는 매우 긴 패널인 NLS-YW 데이터를 사용하여 출산의 장기 영향을 파악하기 위하여 엄마의 연령대(20, 30, 40, 50대) X 자녀 수의 상호작용 변수를 포함하여 출산이 노동시장 성과에 미치는 장기효과의 변화 측정하였다. Kahn et al(2014)의 연구에서 사용한 NLS-YW 데이터의 표본 여성들은 대체로 비슷한 시점에 첫 자녀를 출산하였기에 여성의 연령대를 출산의 장기효과를 측정하는 대리변수(Proxy variable)로 사용하는 것이 가능하였다.

그러나 본 분석에서 사용하고자 하는 한국노동패널의 경우, NLS-YW 데이터만큼 패널길이가 길지 않고, 우리나라 여성 노동시장이 급격히 변해옴에 따라본 분석이 상대적으로 최근 코호트를 추출하여 분석한다는 점, 그리고 최근 저출산 기조의 심화로 인해 초산 연령의 분포가 커졌다는 점에서 동일한 방법으로 분석할 수는 없다.

따라서 본 연구에서는 엄마의 연령대 X 자녀 수가 아닌 가장 어린 자녀의 연령을 1~3세, 4~9세, 9세~18세, 동거 자녀가 없는 경우 대한 카테고리 변수로 설정한 모형을 분석할 것이다. 자녀의 연령을 위와 같이 구간으로 나누어 변수를 설정하는 가장 중요한 이유는 자녀의 연령에 따른 엄마의 노동시장 성과의 변화가 선형적이지 않을 가능성이 크기 때문이다. 즉, 자녀가 3살에서 4살이 되었을 때 엄마의 노동시장 성과에 미치는 영향과 14살에서 15살이 되었을 때의 영향이 동일하지 않을 가능성을 고려한 것이다. 또한 연령을 3세, 9세를 기준으로 구분한 것은 현재 우리나라 보육 및 교육 체계 및 보육 환경과 연령대별 돌봄 특성의 차이를 고려한 것이다<sup>3)</sup>. 한편, 연령 구분을 더욱 촘촘히 하는 것을 고려할 수 있으나, 표본 수 대비 분석 모형에 포함되는 카테고리가 많아질수록 추정 효율성이 손실된다. 특히 이러한 문제는 종속변수가 이항변수(예-노동이탈)일 때 두드러진다. 따라서 임금효과를 분석하는데 있어서는 추가적으로 좀더 세분화된 자녀의 연령 구분 변수(0~3세, 4~6세, 9~12세, 12세 이상)를 활용해 자녀출산의 임금 장기효과를 살펴보겠지만, 주된 분석 모형에서는 자녀 연령을 세 구간(3세, 4~9세, 9세 이상)으로만 한정하여 분석한다.

가장 어린 자녀의 연령 변수는 관측 첫 기의 노동시장에서 상대적 위치를 (1) 대기업, 공공기관, (2) 그 외 1차 노동시장, (3) 중간 이하 노동시장으로 구분한 변수와 결합하여 준거집단이 자녀가 없고 첫 기에 각 위치에서 관측된 여성으로 한다.

한편 Kahn et al(2014)의 연구는 자녀 출산 선택과 시장 임금에 동시에 영향을 끼칠 수 있는 개인의 불관측 특성을 통제하기 위하여 패널형태의 데이터의 이점을 살려 개인 고정효과 모형을 사용하였는데, 본 연구도 동일한 내생성 문제를 갖고 있으므로 패널 고정효과 모형을 기본으로 사용한다. Kahn et al(2014)의 모형은 출산 전후로 변화하는 노동참여의 선별성(selectivity)에 대한 논의는 충분히 하지 않았다.

만약 출산 선택, 노동시장에서 어떤 일자리를 갖고 일을 지속 할 것인지에 대한 선택과 관련되어 내생성(endogeneity)이 유발되고 있다면, 이는 모형의 주요 관심변수의 영향에 대한 추정값에 편의를 야기할 수 있다.

그런데, 이러한 내생성 요인이 시간 불변, 불관측 변수인 개인의 고유한 성격, 선호(preference) 등과 관련하여 유발되는 부분이 주요하다면, 개인고정효과 모형을 사용하였을 때 편의가 교정된다. 최근 동일 자료를 활용하여 여러 유사한 분석이 이루어졌는데, 공통적으로 출산-일자리 특성-노동참여를 중심으로 분석하는 연구에서는 개인고정효과를 통제할 경우, 모형에 포함된 통제변수(일자리 관련 변수, 개인 특성 등)이 노동참여의 선별성으로 발생하는 표본선택편의가 적절히 통제됨이 확인된바 있다<sup>4)</sup>(윤자영 외, 2020; Choi, 2017). 따라서 본 분석에서는 표본선택편의는 개인고정효과 모형을 사

3) 우리나라에서는 만 3세까지는 보편적 보육체계 하에 보육만을 제공하고 있는데, 이는 만 3세까지의 연령이 절대적으로 보육이 필요한 연령이라는 것을 반증하는 것이다. 만 3세 이후 유치원에 진학이 가능하고, 만 3~5세는 누리과정이라는 공동 교육과정을 이수하는 단계인데, 만 3~5세에 추가적으로 초등학교 입학후 급격히 하교시간이 일러져 “돌봄 절벽”이 발생하므로 초등학교 저학년 아동(9세)를 더하여 하나의 카테고리로 통합하여 구분하였다.

4) 예를 들어 윤자영 외(2020)의 연구에서는 노동패널 12-21차 자료를 활용하여 일자리 안정성이 출산결정에 미치는 영향을 분석하는 과정에서 노동참여의 선별성을 고려하기 위하여 Wooldridge(1995)의 방법으로 생성한 표본선택편의의 교정항인 역밀스비(Inverse mills ratio)항을 포함한 모형을 추정해 보았으나 계수( $\lambda$ )값이 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 출산-여성일자리-노동참여 선택의 상관관계로 인한 내생성이 표본선택으로 인한 편의를 유발하지 않거나, 모형에 포함된 통제변수와 개인고정효과로 충분히 통제되고 있다는 것을 의미한다.



용하므로 충분히 통제되고 있다는 것을 전제로 결과를 해석할 것이다.

구체적인 분석 모형은 다음과 같다.

$$Drop_{i,t+1} = \beta_0 + [D_0 \times CAge]_{i,t}' \theta + X_{i,t}' \gamma + t_t + a_i + \epsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

먼저 종속변수를 다음 기 노동 이탈 여부(Drop)로 하는데, 이 변수는 t+1기에 노동시장에서 이탈할 때 1의 값을 가지고 계속해서 남아 있을 시 0의 값을 가지는 변수이다. 여기서 ‘노동시장 이탈’은 세 가지로 정의하여 세 경우에 대해 각각 분석한다.

- (1) 노동시장에서 완전히 이탈할 때 1의 값을 가지고 어떤 종류의 일자리이던 소득이 있는 일(무급 노동 제외)을 지속할 때 0의 값을 가지는 경우
- (2) t기 전일제 임금근로를 전제로, 전일제 임금 근로 일자리에서 이탈할 때 1의 값을 가지고(비임금근로나 시간제 일자리로 이행할 때 포함), 전일제 임금 근로를 지속할 때 0의 값을 가지는 경우
- (3) 지금(t기의)의 일자리에서 이탈할 때 1의 값을 가지고((1), (2)의 경우 및 이직까지 포함), 동일 일자리를 지속할 때 0의 값을 가지는 경우

다시 말해, 이 모형은 t기의 개인 특성과 노동 관련 변수들을 바탕으로 다음 기(t+1)에 노동시장 이탈 확률을 추정하는 식 (2.1)로 표현될 수 있다. 모형에서  $D_0$  항은 이중노동시장에서 상대적 위치의 카테고리 변수로 중간 이하 노동시장은 0, 1차 노동시장은 1, 대기업 정규직 및 공공기관 종사자는 2의 값을 가지는데 모형에서는 각각의 더미변수로 포함되어 준거집단은 중간 이하 노동시장이다.  $CAge$  는 가장 어린 자녀의 연령대의 카테고리 변수로 준거집단은 무자녀인 경우이다. 분석은  $D_0 \times CAge$  의 계수 값의 벡터인  $\theta$  을 추정하는 것을 목표로 한다.  $D_0$  항과  $CAge$  항의 결합 벡터를 모형에 포함하였기에 각각 노동시장 위치에 따른 종속변수의 변화(예- ‘1차 노동시장’ 효과)나 자녀 연령대에 따른 효과(예-자녀가 3세 미만인 것의 효과)는 결합 벡터에서 하나의 카테고리로 통제가 되어,  $D_0$  항이나  $CAge$  을 별도로 모형에 넣는 것과 결과적으로 동일한데, 상대적 효과를 계산하여 비교하는 것이 단순화되므로 따로  $D_0$  항과  $CAge$  항을 포함시키지 않는다.

$\theta$  벡터의 값은 준거집단인 중간 이하 노동시장에 속하며 자녀가 없는 집단을 기준으로 그들 대비 각 노동시장 이중구조 구분에 속하며 자녀가 있으며 각 연령대에 해당될 경우 종속변수에 미치는 차등 효과를 추정한 값을 나타낸다.

모형의 통제변수들은  $X_{i,t}$  에 포함되어 있는데, 개인의 인적 특성 및 가구 특성 변수들(X1 벡터)인 나이, 교육 수준<sup>5)</sup>, 비근로 가구소득 (배우자 소득+기타 소득), 지역 구분(서울, 광역시/특별시, 경기도, 기타 도) 변수와 노동시장 관련 변수들인 노동시장 경력, 경력 제곱, 임금 수준, 임금 수준 제곱, 주당 총 근로시간을 포함한다. 한편, 자녀 수는 한 자녀 비율이 높은 데이터에서 분석의 중심변수인 가장 어린 자녀의 연령대와 공선성(collinearity)가 매우 높아 분석에 포함하지 않는다.  $a_i$  는 개인의 불관측

5) 교육 수준이 변화하는 집단도 존재하므로 시간불변 변수는 아니기에 패널고정효과 모형임에도 포함한다.

특성 중 종속변수인 노동 이탈 확률과 주요 통제변수인 가장 어린 자녀의 연령대를 반영하는 자녀 유무 및 초산 연령 결정과 동시에 관련되는 변인을 포함한다. 예를 들어 자녀 및 자녀 양육에 대한 선호와 같은 불관측 변인을 포함할 수 있다. 자녀에 대한 선호는 통제되지 않을 시  $\theta$ 를 과대 추정하게 할 것이다.  $t_i$  항은 각 시점 별 노동시장 참여자에게 공통적으로 영향을 미치는 거시요인들에 대한 고정효과를 통제하는 항이다. 예를 들어 각 연도의 노동시장의 전반적 상황이나 국가 전체의 관련 제도의 영향을 흡수한다. 개인고정효과 모형과 결과 비교를 위하여 횡단면 분석을 수행할 때는 코호트 고정효과 항을 포함하여 70년대, 80년대, 90년대 생의 고유한 노동선택 특성 및 직면하는 노동시장 환경과 관련된 집단적 고유 특성을 통제한다.

한편, 다음 기 노동시장 이탈 확률 모형은 종속변수가 0과 1의 값을 갖는 이항변수이다. 일반적으로 이항변수 모형을 추정할 때는 Probit이나 Logit과 같은 비선형 모형을 추정한다. 하지만 본 연구의 분석은 패널 고정효과를 통제하는 방식에 크게 의존하여 내생성 문제를 해결하고자 하므로 선형확률모형(Linear Probability Model)을 기본으로 사용한다. Probit 모형에서는 개인고정효과를 통제할 수 없으며, Logit 모형에서는 개인고정효과를 통제하는 것이 가능하기는 하지만, 패널 데이터의 개인별 관측 기간(T)이 길지 않을 경우 모형이 잘 수렴하지 않는 문제가 발생하기 때문이다(Incidental Parameter Problem).

다음으로, 종속변수를 임금으로 한 모형은 식 (2.2)로 표현될 수 있다.

$$\log wage_{i,t} = \beta_0 + [D_0 \times CAge]_{i,t}' \theta + X_{i,t}' \gamma + t_i + a_i + c_c + \epsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

logwage는 임금 수준 변수인데, 2015년 물가를 기준으로 한 월 평균 실질임금에 로그를 취한 값이다. 모형에 포함된 통제변수는 앞선 다음 기 노동 이탈 확률 모형과 동일한 변수를 사용하되 종속변수가 임금변수이므로 통제변수에서 임금 관련 변수를 제외하고, 가구소득이 개인의 시장 제시 임금(market offer wage)과는 직접적인 관련이 없으므로 비근로 가구소득도 통제변수에서 제외한다. 종속변수를 시간당 임금이 아닌 월평균 임금으로 하는 이유는 크게 두 가지이다. 첫째, 본 연구의 분석은 노동시장에서 상대적 위치별로 출산으로 인한 시간당 임금의 손실보다는 장기적 총 임금 손실에 초점을 맞추고 있다. 따라서 월 평균 임금 손실을 모형에서 바로 계산해내는 것이 함의 도출과 해석이 간편하다. 둘째, 근로시간 변수는 측정 오류(measurement error)가 있지만, 인과관계 분석의 대상이 되는 변수가 아니라 통제변수로 사용될 때는 주요 관심 변수에 내생성을 야기하지 않으므로 모형에서 통제가 가능하다.

분석에서 표준오차는 표본들이 시계열간 상관관계가 높을 수 있으므로 이로 인한 표준오차 과소추정 문제를 고려하여 군집표준오차(Clustered standard error)를 사용한다.

모형에 포함된 모든 변수들에 관한 설명은 다음의 <표 4>에 요약하였으며 주요 변수들에 관한 기초통계는 <표 5>에 정리하였다.

<표 4> 주요 변수 설명 요약

변수 구분	변수명	변수 내용	비고
종속변수	Drop1 (i,t+1)	1: 노동 이탈(무급가족종사자/비경활) 0: 노동 지속(임금/비임금/파트타임 근로)	t기에 임금근로로 일하고 있는 표본만 관측
	Drop2(i,t+1)	1: 이탈- 전일제 임금근로 지속 외 변화(비경활/무급근로/비임금근로/파트타임) 0: 전일제/임금 근로 지속	t기에 임금근로/전일제 표본만 관측
	Drop3(i,t+1)	0: t기 일자리에서 이탈(이직까지 포함) 1: 전일제/임금근로 동일일자리 지속	t기에 임금근로/전일제 표본만 관측
	logwage(i,t)	월 평균 실질임금에 로그를 취한 값	t기에 임금근로로 일하고 있는 표본만 관측
주요변수	Cage	자녀 연령 구분 변수 0: 동거 자녀 없음(자녀가 없거나, 같이 사는 자녀가 없음 <sup>6)</sup> ) 1: 가장 어린 자녀가 3세 미만 2: 가장 어린 자녀가 4~9세 3: 가장 어린 자녀가 9세 이상	모형에는 각각의 구분이 더미 변수의 형태로 Dualmkt 변수와 결합되어 포함됨.
	Dualmkt	노동시장 이중구조 구분 변수 0: 중간 이하 노동시장 1: 1차 노동시장 2: 대기업정규직/공공부문 근로	모형에는 각각의 구분이 더미변수의 형태로 Cage변수와 결합되어 포함됨.
통제변수	age	연령	
	edu_yr	교육 연수 (교육 수준을 연수로 변환)	
	total_hours	주당 총 근로시간 (초과근로 포함)	
	ttenure2	상용직 근무 총 경력	한 일자리에서의 내부경력이 아닌 전체 상용직 근무 이력에서 경력
	ttenure2_2	상용직 근무 총 경력 변수의 제곱	
	wage_mo	월 평균 실질 임금	
	wage_mo2	월 평균 실질 임금 제곱	
	nonlabor_inc	비근로 실질 소득=배우자의 근로소득과 기타 소득을 합산하여 2015년 물가로 조정한 값	종속변수가 로그임금일때는 모형에서 제외
	age_cohort	출생연도 코호트 고정효과 7: 70년대 생 8: 80년대 생 9: 90년대 생	각 출생코호트를 더미변수로 모형에 포함
	year	연도 변수	각 연도를 더미변수로 포함하여 연도 고정효과를 추정
region	지역 변수 1: 서울 2: 광역시/세종특별시 3: 경기도 4: 기타 도	각 지역 변수를 더미변수로 포함	

6) 이혼, 자녀 사망 등의 이유로

먼저 종속변수인 노동이탈 변수를 살펴보면, 먼저 가장 느슨하게 소득을 위한 노동을 하지 않는 상태(비경활/무급가족종사자)로 이행할 경우만 ‘노동 이탈’로 정의한 노동이탈1 변수의 경우 표본의 약 7% 정도만 ‘노동 이탈’로 이행하는 것으로 나타났다. 이것은 많은 여성들이 결혼과 출산기 동안 노동시장 이탈을 한다는 통념에 비해 매우 낮은 수치로도 볼 수 있다. 이는 애초에 표본이 첫 기에는 전일제 임금근로자로 한정하였기에 해당 여성 집단 자체의 특수성을 반영할 가능성과 75년생 이후 여성들의 노동에 대한 선호 변화를 반영할 가능성을 반영하는 수치로 보인다.

‘노동 이탈’의 범위를 넓혀 전일제 근로에서 탈락하는 경우, 비임금 근로로 이행하는 경우까지 포함할 경우(노동이탈2) 표본의 8%가 이러한 경험을 하는 것으로 나타난다. ‘노동 이탈’의 범위에 전일제 임금근로를 유지하지만 이직하는 경우까지 확대할 경우(노동이탈3)에는 노동이탈 경험은 표본의 39%까지 높아진다.

다음으로 실질임금은 임금근로자 표본의 경우 월 평균 약 227만원, 전일제로 한정할 경우 약 229만원으로 약간 높아진다.

분석 모형에서 관심 변수를 구성하는 가장 어린 동거자녀의 연령 카테고리 변수를 살펴보면, 가장 어린 자녀연령이 3세 미만인 비율은 약 26%, 4~9세인 경우 20%, 9세 이상인 경우 6%로 나타나며 이는 전일제 여부와 관련 없이 두 집단이 동일하며, 무자녀자 비율은 전일제일 때 근소하게 높다.

노동시장 이중구조 구분 변수를 살펴보면, 중간 이하 노동시장 근무자는 임금근로자 표본의 41%, 전일제 임금근로자 표본의 40%로 나타나고, 1차 노동시장 근무자는 임금근로자와 전일제 임금근로자 표본의 25%로 나타나며, 대기업정규직 및 공공부문 근로자는 임금근로자의 34%, 전일제 임금근로자의 35%가 해당된다.

주당 총 근로시간은 임금근로자 표본이 42.56시간, 전일제 임금근로자가 42.8시간으로 나타나며, 경력은 두 집단이 각각 94.5개월, 95.7개월로 거의 같다. 비근로가구소득의 경우 임금근로자 표본이

<표 5> 분석 모형 포함 주요 변수 기초통계

변수내용	변수명	임금근로자		전일제 임금근로자	
		평균	표준편차	평균	표준편차
노동이탈1	Drop1_t+1	0.07	0.26	0.07	0.25
노동이탈2	Drop2_t+1	0.08	0.27	0.08	0.27
노동이탈3	Drop3_t+2	0.39	0.49	0.39	0.49
실질임금	wage_real	226.78	101.72	229.38	100.89
로그실질임금	logwage	5.34	0.44	5.35	0.42
가장 어린 자녀연령 3세 미만	Cage=1	0.26	0.44	0.26	0.44
가장 어린 자녀연령 4~9세	Cage=2	0.20	0.40	0.20	0.40
가장 어린 자녀연령 10세 이상	Cage=3	0.06	0.24	0.06	0.24
동거자녀 없음	Cage=0	0.47	0.50	0.48	0.50
중간 이하 노동시장	dualmkt=0	0.41	0.49	0.40	0.49
1차 노동시장	dualmkt=1	0.25	0.43	0.25	0.43
대기업정규직/공공부문	dualmkt=2	0.34	0.47	0.35	0.48
주당 총 근로시간	total_hours	42.56	6.53	42.80	6.14
상용직 총 경력	ttenure2	94.45	65.50	94.71	65.84
비근로가구소득	nonlabor_inc	242.53	203.77	241.17	204.39

242.5만원과 전일제 한정 표본이 241.2만원으로 거의 같지만, 파트타임 근로자가 포함된 표본의 비근로소득이 약간 더 높다.

## IV. 결과 분석

### 1. 결과 분석: 노동이탈확률

앞선 절의 수식 (2.1)에 기반하여 노동이탈확률을 분석한 결과는 <표 6>에 정리되어 있다. 첫 번째 열은 노동이탈1(drop1), 두 번째 열은 노동이탈2(drop2), 세 번째 열은 노동이탈3(drop3)변수를 각각 종속변수로 설정하였을 경우에 대한 결과를 보고하고 있다. 각 모형에서 준거집단은 중간이하 노동시장에 근무하는 무자녀자로, 이들의 노동이탈 확률을 중심으로 각 노동시장X자녀수 집단의 상대적 노동이탈 확률이 추정되었다.

먼저, 자녀가 없을 경우, 노동시장의 상대적 위치는 노동이탈 확률의 정의방식과 관련없이 노동이탈 확률에 영향을 미치지 않는다. 즉, 자녀가 없을 경우, 노동시장에서 아예 이탈하거나, 전일제 임금근로에서 이탈하거나, 이직할 확률이 노동시장의 상대적 위치에 따라 차등적이지 않다.

각 노동시장 위치별 무자녀 대비 자녀 출산 및 자녀 성장(연령 증가)에 따른 노동이탈 확률을 살펴보면, 중간 이하 노동시장에 위치한 여성의 경우 자녀 연령이 높아짐에 따라 노동시장에서 이탈할 확률(Drop1)이 증가하다가, 자녀가 9세 이상일 때 다시 일부 회복되는 경향을 보인다. 하지만 통계적 유의성을 고려하면, 자녀가 4~9세일 때만 이탈 확률이 유의미하게 높아지는데, 자녀가 4세 이상이 될 경우 노동시장에서 이탈할 확률이 15.6% 증가한다. 전일제 임금근로에서 이탈할 확률(Drop2)을 살펴보면, 마찬가지로 자녀 연령이 증가함에 따라 이탈 확률이 증가하지만, 자녀가 4세~9세일 때만 통계적 유의성을 갖는다. 자녀가 4~9세가 되면 전일제 임금근로에서 이탈할 확률이 17.3% 증가한다. 마지막으로 현 직장에서 이탈(이직 및 노동시장, 임금근로 이탈)확률까지 고려할 경우, 수치상으로는 무자녀일 때 비해 자녀가 있을 때 이탈 확률이 점차 낮아지는 것처럼 나타나지만, 통계적으로 유의미한 차이는 없다.

1차 노동시장 근무자를 중심으로 살펴보면, 무자녀일 때 대비 노동시장 이탈 확률은 자녀 연령이 증가함에 따라 높아지는 것처럼 나타나는데, 자녀가 9세 이상일 때 이탈 확률만 통계적으로 유의미하다. 자녀가 9세 이상일 때 1차 노동시장 근무자가 다음 기 노동시장에서 아예 이탈할 확률은 14.3% 증가하는 것으로 나타난다. 이는 공공부문이 아닌 1차 노동시장에서는 정규직 여부와 관계없이 고용안정성 상대적으로 높지 않고 직급 상승에 따른 업무량이 증가하는 특성, 부부의 매칭 특성(부부가 모두 상대적으로 좋은 일자리를 가졌을 확률) 및 가사분배 결정 변화 등에 따라 복합적인 영향으로 이탈확률이 증가하는 것일 가능성이 있다. 전일제 임금근로 이탈 확률(drop2) 또한 자녀 연령에 따라 증가하는 패턴을 보이는데, 자녀가 4~9세일 때, 9세 이상일 경우 계수값이 통계적으로 유의미하다. 1

차 노동시장 근무 여성의 자녀가 4~9세가 되면 전일제 임금근로 이탈 확률이 무자녀일 때 대비 약 10.8% 증가하며, 자녀가 9세 이상일 때 무자녀 상태 대비 이탈 확률이 약 15.7% 증가하는 것으로 나타난다. 하지만 이직확률까지 포함한 이탈 확률(drop3)의 경우 계수값의 크기 기준으로, 자녀가 9세 미만일 때 까지는 무자녀 케이스에 비해 이탈확률이 낮다가 자녀가 9세 이상일 때 높은 것처럼 나타나는데, 통계적으로 유의미한 경우는 없다.

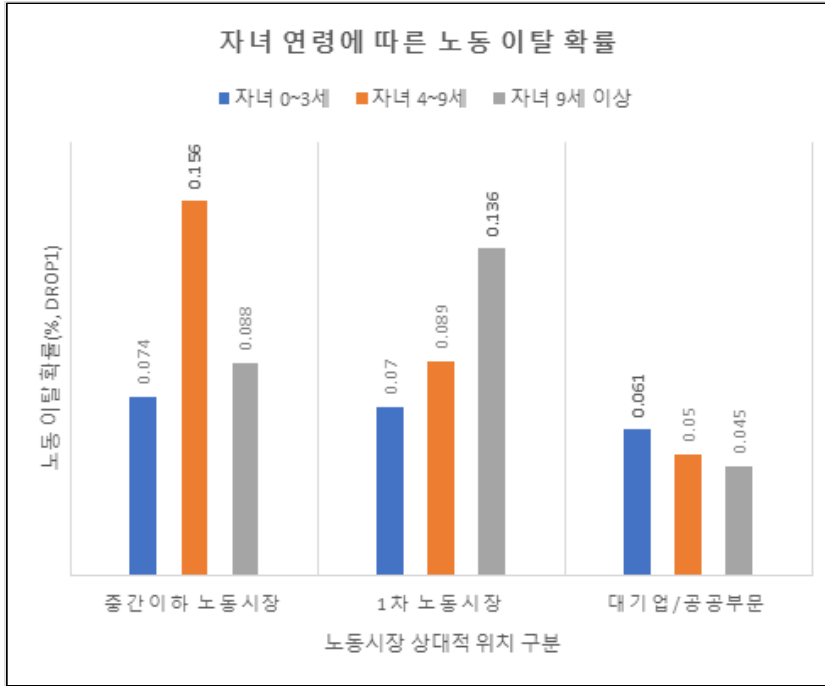
마지막으로 대기업정규직/공공부문 근무자의 경우를 살펴보면, 이들의 경우 노동시장 이탈 확률(drop1)은 무자녀 상태 대비 자녀의 연령이 높아질수록 확률이 증가하다가 자녀가 9세 이상일 때 다시 회복되기 시작하는 양상을 보인다. 통계적 유의성을 고려하면 자녀가 3세 미만일 때(10.6% 증가)만 유의미하다. 전일제 임금근로 이탈 확률(drop2)까지 확대하여 노동이탈 확률을 살펴보면, 자녀가 3세 미만일 때 계수 값이 가장 크고 그 후 점차 감소한다. 통계적 유의성을 기준으로는 자녀가 만 3세 미만일 때 이탈 확률이 12.3% 증가하고, 자녀가 4~9세일때는 무자녀 대비 11.6% 높아, 3세 미만일 때 대비 이탈 확률이 0.7% 감소한다. 이직까지 포함한 이탈확률(drop3)을 기준으로 살펴보면, 무자녀 상태 대비 자녀 연령이 높을수록 계수값이 증가하지만 자녀가 9세 이상일때는 무자녀상태일 때 보다도 계수값이 작아져, 자녀 연령이 높아질수록 노동이탈 확률이 회복하는 것처럼 보인다. 하지만 통계적으로 유의미한 경우는 없다.

모형에 포함된 기타 통제변수를 살펴보면, 연령 증가는 노동시장 이탈확률(drop1)과 전일제 임금근로 이탈확률(drop2)을 낮추며 상용직 경력의 경우, 경력이 증가할수록 노동이탈 확률(drop1), 전일제 임금근로 이탈 확률(drop2), 현재 일자리 이탈 확률(drop3)을 모두 높이는 것으로 나타나지만, 경력 제곱 값은 반대 부호를 가져, 경력이 높을수록 전반적으로 이탈확률을 높이지만 경력이 일정 수준 이상으로 높아지면 이탈 확률이 더 이상 높아지지 않거나 되려 낮아짐을 알 수 있다.

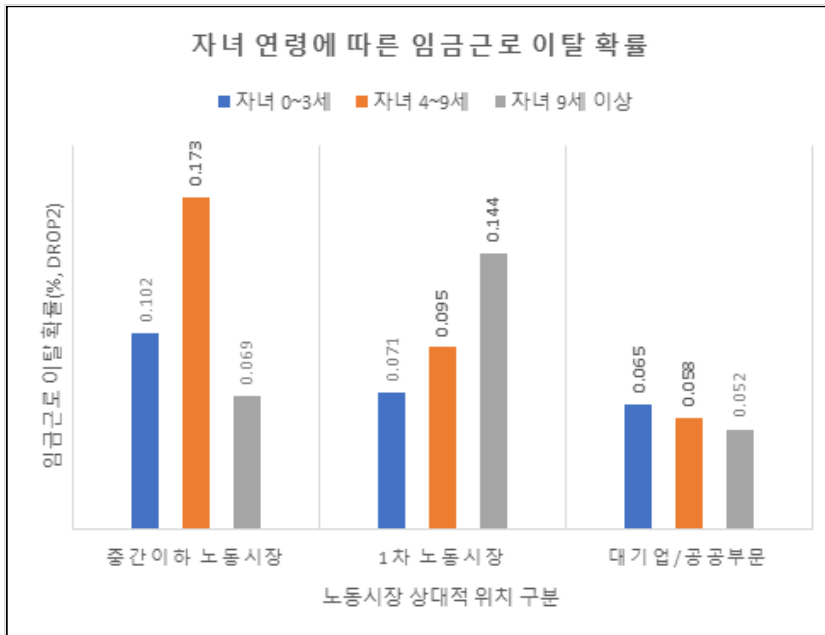
<표 6> 노동 이탈 확률 분석 결과(패널고정효과모형)

FE	전일제임금근로자		
	Drop1	Drop2	Drop3
변수	계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)
중간이하 노동시장X무자녀	.	.	.
중간이하노동시장X자녀3세미만	0.074 (0.075)	0.102 (0.076)	-0.101 (0.096)
중간이하노동시장X자녀4~9세	0.156** (0.076)	0.173** (0.081)	-0.017 (0.119)
중간이하노동시장X자녀9세이상	0.088 (0.101)	0.069 (0.100)	-0.029 (0.216)
1차노동시장X무자녀	0.007 (0.042)	0.013 (0.042)	-0.058 (0.064)
1차노동시장X자녀3세미만	0.077 (0.053)	0.084 (0.054)	-0.015 (0.071)
1차노동시장X자녀4~9세	0.096 (0.059)	0.108* (0.060)	-0.015 (0.082)
1차노동시장X자녀9세이상	0.143* (0.080)	0.157* (0.084)	0.071 (0.110)
대기업&공공부문X무자녀	0.045 (0.055)	0.058 (0.056)	-0.065 (0.073)
대기업&공공부문X자녀3세미만	0.106* (0.056)	0.123** (0.056)	-0.005 (0.073)
대기업&공공부문X자녀4~9세	0.095 (0.068)	0.116* (0.069)	0.03 (0.087)
대기업&공공부문X자녀9세이상	0.09 (0.070)	0.11 (0.073)	-0.07 (0.104)
연령	-0.059*** (0.015)	-0.056*** (0.015)	0.006 (0.021)
교육연수	-0.004 (0.034)	-0.041 (0.038)	-0.046 (0.053)
상용직 경력	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.002)
상용직 경력 제공	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
임금	0 (0.000)	0 (0.000)	-0.001 (0.001)
임금 제공	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)
주당 총 근로시간	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)
비근로소득	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)
지역 고정효과	통제	통제	통제
연도 고정효과	통제	통제	통제
개인 고정효과	통제	통제	통제

[그림 1] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 노동 이탈 확률



[그림 2] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금근로 이탈 확률





## 2. 결과 분석: 임금 패널티 추정

임금 패널티 추정 결과는 아래의 <표 7>에 정리하였다. 먼저 각 노동시장 별로 무자녀 상태 대비 임금 패널티 수준을 살펴본다. 중간 이하 노동시장 근무자의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때, 무자녀 상태 대비 월 평균 임금이 10.9% 하락하며, 자녀가 4~9세일 때는 (무자녀 상태 대비) 10.8% 하락, 자녀가 9세 이상일 때는 (무자녀 상태 대비) 14.1% 하락하는 것으로 나타나, 자녀 연령 증가에 따라 임금 패널티가 심화되는 것을 알 수 있다. 전일제 임금근로자만 추출한 표본에서는 패널티가 더 크게 나타나는데, 자녀가 만 3세 미만일 때 12%, 4~9세일 때 무자녀 상태 대비 14%, 자녀가 9세 이상일 때 무자녀 대비 14% 패널티가 발생하여 임금패널티 규모가 더욱 크다. 다만 전일제 임금근로자의 경우 임금 패널티가 연령에 따라 증가하는 패턴이 아니라 만 4세 이상일 때 계속해서 14%의 임금 패널티 수준으로 유지되는 것으로 나타난 점이 다르다. 한편, 중간이하 노동시장 근무자의 임금 패널티 계수들은 모두 통계적으로 유의미하다.

1차 노동시장 근무자의 경우, 기본적으로, 무자녀일 때 중간 이하 노동시장의 무자녀 근무자 대비 임금 수준이 25.5% 높다. 자녀로 인한 임금패널티는, 자녀가 3세 미만일 때 3.7% (=0.255-0.218), 자녀가 4~9세일 때 3.9% (=0.255-0.216), 자녀가 9세 이상일 때 10% (=0.255-0.155)로 연령에 따라 증가한다. 전일제 임금근로 상태를 유지한 표본의 경우 임금패널티가 상대적으로 작다. 자녀가 3세 미만일 경우, 4~9세일 경우, 4.1%, 11.4% 손실된다. 이러한 임금손실의 규모는 1차 노동시장에 근무하는 것을 유지하는 여성도 자녀가 일정 연령 이상이 될 경우 무자녀일 당시 근무하던 1차 노동시장의 일자리와 성질이 다른 일자리(임금은 낮으나 근무 환경이 개선되는 등)로 자발적 혹은 비자발적(1차 노동시장 일자리도 고용안정이 보장되는 것은 아니며, 오히려 경쟁이 더욱 치열하므로)으로 이행하였을 가능성도 반영하는 것으로 유추할 수 있다. 모든 계수 값은 통계적으로 유의미하다.

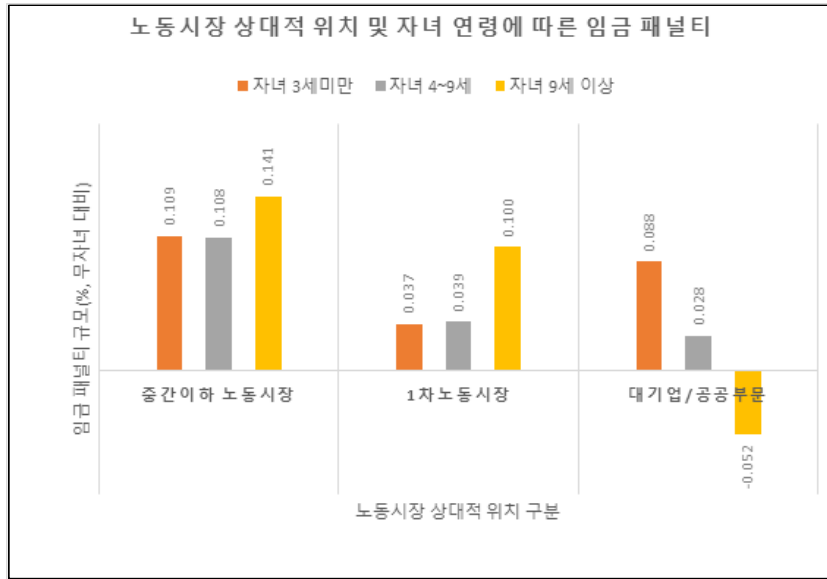
마지막으로 대기업/공공부문 근로자의 경우를 살펴보자. 이들의 경우 중간 이하 노동시장 근무자보다 임금이 평균적으로 17.2% 높다. (전일제 기준 12.4%) 이들이 자녀를 가지게 되어 자녀가 만 3세 미만일 때 계수 값이 임금근로자 표본이 0.084, 전일제 임금근로자 표본이 0.057로 수치상으로는 각각 8.8%, 9.5% 임금패널티가 발생하는 것처럼 보이지만, 통계적으로 유의미하지 않다. 자녀가 4~9세일 때는 임금근로자 표본이 2.8%, 3.8% 발생하는 것으로 나타나 매우 작은 규모이며 이미 회복이 시작되며, 자녀가 9세 이상일 경우 임금패널티는 사라지고 임금이 무자녀일 당시보다 각각 5.2%, 2.6% 증가하는 것으로 나타난다. 이들의 경우 다른 집단에 비해 고용안정성이 상대적으로 높아 동일 일자리를 유지하는 경우가 많으므로 자녀를 출산하여도 일정기간 임금손실을 경험하지만 추후 연령에 따른 임금상승 추이대로 임금을 회복하며 상대적으로 연령이 낮고 내부경력이 짧을 무자녀 집단에 비해 임금이 높아지는 것으로 이해할 수 있다.

<표 8>은 가장 어린 동거자녀의 연령 구분을 더욱 세분한 경우에 대한 추가적인 분석 결과이다. 분석의 결과는 대체로 연령구간을 세 구간으로만 구분한 결과와 매우 유사한데, 다만, 자녀 연령이 만 12세 이상(중학생 이상)일 때 모든 집단에서 임금패널티가 회복되었거나, 회복되기 시작하는 것을 확인할 수 있다.

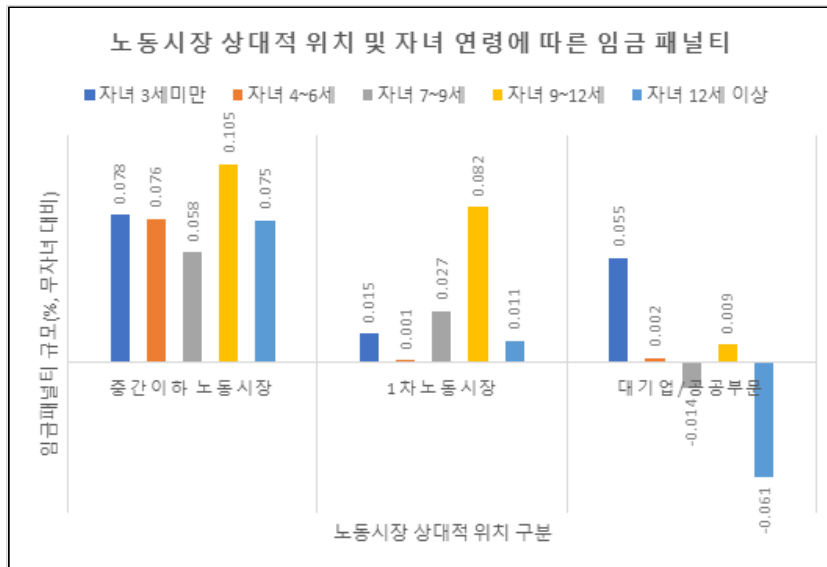
<표 7> 임금 패널티 추정 분석 결과(패널고정효과모형)

logrealwage	FE	
	임금근로자	전일제임금근로자
변수	계수(표준오차)	
중간이하 노동시장X무자녀	.	
중간이하노동시장X자녀3세미만	-0.109** (0.047)	-0.120*** (0.041)
중간이하노동시장X자녀4~9세	-0.108** (0.045)	-0.140*** (0.044)
중간이하노동시장X자녀9세이상	-0.141* (0.080)	-0.140* (0.075)
1차노동시장X무자녀	0.255*** (0.031)	0.238*** (0.027)
1차노동시장X자녀3세미만	0.218*** (0.043)	0.197*** (0.040)
1차노동시장X자녀4~9세	0.216*** (0.050)	0.197*** (0.048)
1차노동시장X자녀9세이상	0.155** (0.069)	0.124* (0.070)
대기업&공공부문X무자녀	0.172*** (0.043)	0.152*** (0.040)
대기업&공공부문X자녀3세미만	0.084 (0.053)	0.057 (0.048)
대기업&공공부문X자녀4~9세	0.144*** (0.053)	0.114** (0.049)
대기업&공공부문X자녀9세이상	0.224* (0.117)	0.178 (0.117)
연령	0.050*** (0.013)	0.062*** (0.012)
교육연수	0.058* (0.030)	0.051 (0.031)
상용직 경력	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
상용직 경력 제공	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)
주당 총 근로시간	0.003 (0.002)	0 (0.001)
지역 고정효과	통제	통제
연도 고정효과	통제	통제
개인 고정효과	통제	통제

[그림 3] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금 패널티



[그림 4] 노동시장 상대적 위치 및 자녀 연령에 따른 임금 패널티(연령 세분)



<표 8> 임금 패널티 추정 분석 결과(자녀 연령 세분 모형)

FE	FE	
logrealwage	임금근로자	전일제임금근로자
변수	계수(표준오차)	계수(표준오차)
중간이하 노동시장X무자녀		
중간이하노동시장X자녀3세미만	-0.078** (0.038)	-0.122*** (0.041)
중간이하노동시장X자녀4~6세	-0.076** (0.037)	-0.138*** (0.047)
중간이하노동시장X자녀6~9세	-0.058 (0.041)	-0.161*** (0.055)
중간이하노동시장X9~12세	-0.105 (0.094)	-0.169** (0.079)
중간이하노동시장X12세 이상	-0.075 (0.053)	-0.176** (0.084)
1차노동시장X무자녀	0.336*** (0.021)	0.238*** (0.027)
1차노동시장X자녀3세미만	0.321*** (0.033)	0.198*** (0.041)
1차노동시장X자녀4~6세	0.335*** (0.041)	0.212*** (0.048)
1차노동시장X자녀7~9세	0.309*** (0.053)	0.155** (0.064)
1차노동시장X자녀9~12세	0.254*** (0.049)	0.082 (0.064)
1차 노동시장X자녀12세 이상	0.325*** (0.062)	0.107 (0.102)
대기업&공공부문X무자녀	0.263*** (0.028)	0.148*** (0.039)
대기업&공공부문X자녀3세미만	0.208*** (0.038)	0.05 (0.049)
대기업&공공부문X자녀4~6세	0.261*** (0.040)	0.099* (0.051)
대기업&공공부문X자녀6~9세	0.277*** (0.050)	0.094 (0.067)
대기업&공공부문X자녀9~12세	0.254*** (0.082)	0.051 (0.122)
대기업&공공부문X자녀 12세 이상	0.324*** (0.078)	0.195 (0.134)
지역 고정효과	통제	통제
연도 고정효과	통제	통제
개인 고정효과	통제	통제

### 3. 노동시장 이중구조에 따른 출산의 기대 기회비용 격차 계산

앞서 서론에서는 자녀를 출산 하지 않을 시 생애 임금 흐름(lifetime wage stream)과, 자녀 출산 시 예상되는 임금 흐름을 예측할 수 있다고 가정할 때, 출산의 임금 측면의 생애 기대 기회비용을 다음과 같은 식으로 표현하였다.

$$Cost = \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} [(W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j})\Pi_{t+j} + W_{t+j}\tilde{\Pi}_{t+j}],$$

where  $t+K=T$

위의 식은 아래의 식으로 재구성 될 수 있다.

$$Cost = \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} W_{t+j} \left[ \left( \frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right) \Pi_{t+j} + \tilde{\Pi}_{t+j} \right]$$

즉, 출산의 기대 기회비용은, 출산 후 각 시점의 무자녀 상태일 경우 임금에 임금손실을  $\left( \frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right)$ 과 생산성하락이나 노동시장내 이동확률( $\Pi_{t+j}$ )의 곱에 노동시장 완전 이탈 확률( $\tilde{\Pi}_{t+j}$ )을 더한 값을 곱해준 값의 현재가치의 총 합으로 나타낼 수 있다.

한편, 임금 손실 추정을 위한 계량분석에서는 표본을 계속해서 임금근로 혹은 전일제 임금근로를 지속하는 경우로 한정하여 분석하였다. 즉 해당 모형에서 각 노동시장 상대적 위치와 가장 어린 자녀의 연령의 상호작용항(interaction term)은 각 노동시장에 위치할 때 자녀출산으로 인한 임금손실을 추정하는 것인데, 이때 이 손실분이 생산성 하락이나 동일 일자리에서 이탈하여 다른 일자리로 이행하였을 경우(동일 노동시장 내에서)를 따로 통제하지 않았으므로 해당 모형의 상호작용항의 계수값들은

$\theta$  포함한 효과를 추정한 것이다. 즉, 임금 추정 모형의  $\hat{\theta}$ 는  $\left( \frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right) \Pi_{t+j}$ 의 추정치라고도 볼 수 있다.

$$\left( \frac{W_{t+j} - \tilde{W}_{t+j}}{W_{t+j}} \right) \Pi_{t+j} \simeq \hat{\theta}_{d,t+j}^{wage}$$

한편, 노동시장 이탈 확률 모형(drop1)에서 노동시장 위치X자녀연령 변수의 계수 값들은 각 기의  $\tilde{\Pi}_{t+j}$ 의 추정치로 이해할 수 있다. 따라서 노동시장 이중구조의 각 상태(중간이하 노동시장, 1차 노동시장, 대기업/공공부문)에 속한 여성의 t기의 출산 기회비용은 아래의 식으로 계산될 수 있다.

$$Cost_d \simeq \sum_{j=0}^K \frac{1}{1+r^{t+j}} W_{t+j} \left[ \hat{\theta}_{d,t+j}^{wage} + \hat{\theta}_{d,t+j}^{drop1} \right]$$

이때,  $\left[ \hat{\theta}_{d,t+j}^{wage} + \hat{\theta}_{d,t+j}^{drop1} \right] = \rho_{d,t+j}$ 로 정의하게 되면,

$\rho_{d,t+j}$ 는 출산 후 j년후 (자녀가 j세일 때) 각 노동시장(d)에 속한 여성의 출산의 임금 기회비용 항(wage penalty factor)으로 이해할 수 있고,  $\rho_{d,t+j}$ 가 클수록 기회비용은 높아짐을 나타낸다.

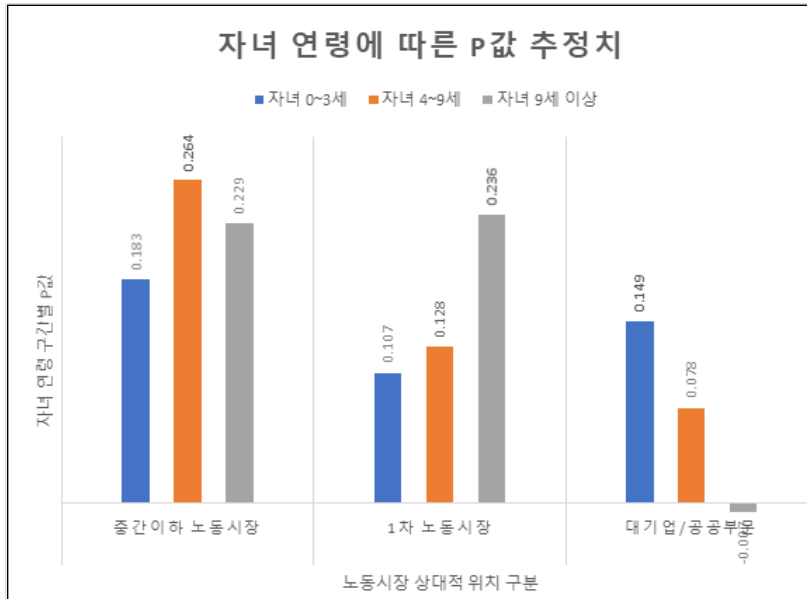
아래의 [그림 5]는 자녀 연령에 따른  $\rho_d$ 값 (출산의 임금 기회비용 항)을 계산한 것을 보여준다. 그림에서 나타나듯, 노동시장 이중구조내 상대적 위치에 따라서 자녀 연령에 따른 출산의 임금 기회비용 항의 양상이 매우 다르게 나타남을 알 수 있다. 가장 두드러지는 것은, 중간이하 노동시장에 위치한 여성의 기회비용항의 값이 전반적으로 매우 높고, 그 뒤로 1차노동시장, 대기업/공공부문 순으로 나타난다.

한편, 1차 노동시장 근로자의 경우에도 자녀가 9세 이상일 경우 기회비용항의 값이 급격히 높아지는데, 이는 기대기회비용항 계산시 임금패널티 규모와 이탈 확률을 더하는데, 1차 노동시장의 여성의 경우 이 두가지가 모두 높는데 특히 이탈확률이 유독 높게 나타나기 때문이다. 반면, 대기업/공공부문 근로자의 경우 자녀의 연령이 높아짐에 따라 기회비용항의 값이 급격히 감소하며, 애초에 기회비용항의 값이 상대적으로 작다.

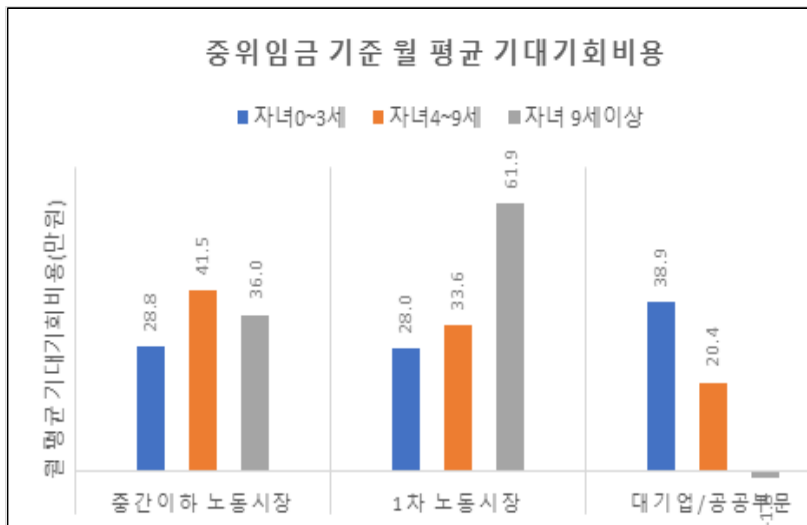
각 기의 출산의 기대기회비용은 이자율(discount factor)이 발생하지 않는다고 가정할 때, 무자녀일 경우 예상되는 임금에 기대기회비용항을 곱한 값이다. 아래의 [그림 6]는 각 노동시장에 위치한 자녀가 없는 여성들의 중위임금 값<sup>7)</sup>에 기대기회비용항을 곱하여 자녀 연령대별 월 평균 기대 임금 손실, 기대 기회 비용을 계산한 값을 보여준다. 이에 따르면, 분석 표본에서 중간이하 노동시장에 있는 여성의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때 월 평균 28.9만원, 4~9세일 때 41.5만원, 9세 이상일 때 36만원의 기대 기회 비용, 즉, 기대 소득 손실,이 발생하고, 1차 노동시장 근무자의 경우, 자녀가 만 3세 미만일 때 월 평균 28만원, 4~9세일 때 33.6만원, 9세 이상일 때 61.9만원이 발생한다. 1차 노동시장 근무자의 높은 기대 기회비용은 이들의 임금 수준이 중간 이하 노동시장 근무자에 비해 월등이 높은 것으로부터 기인한다. 마지막으로, 대기업/공공부문 근로자의 경우 자녀가 만 3세미만일 때, 월 평균 38.9만원의 소득 손실, 4~9세일 경우 20.4만원의 소득손실이 발생하며, 만 9세 이상이 될 경우 소득손실은 발생하지 않고, 내부 경력 혹은 관련 경력을 계속해서 유지한 비율이 높은 것으로 비롯하여 임금성장 추이를 회복하여 예상 임금-경력 궤적에 맞춰 소득을 높여가고 있음이 확인된다.

7) 분석 표본에서 자녀가 없고, 중간이하 노동시장 근무자의 실질 월 평균 임금의 중위값은 175.27만원, 1차 노동시장은 262.12만원, 대기업/공공부문의 경우 261.13만원이다.

[그림 5] 자녀 연령 및 노동시장 구분별 출산의 임금 기회비용 향 추정치



[그림 6] 자녀 연령별 월 평균 기대 기회 비용



## V. 소 결

본 연구에서는 이중 노동시장 구조를 갖고 있는 우리나라에서, 각 위치에 속한 여성 노동자들이 직면하는 출산의 생애 기대 기회비용의 규모를 파악하고 노동시장 상대적 위치에 따른 격차를 계산해 보고자 했다.

이를 위해 한국노동패널의 1~22차년도 자료에서 75~95년생 여성 표본 중 전일제-임금근로자로 일하는 것이 관측되는 첫기를 기준으로 패널데이터로 추출하여 분석 표본을 구축하고, 각 기에 임금근로자로 일하고 있는 여성에 대하여 임금과 노동시장 이탈 확률을 중심으로 실증 분석을 수행하였다. 노동시장 이중구조는 기존 연구들을 따라 정규직여부, 저임금여부, 퇴직금해당 여부를 기준으로 1차 노동시장(정규직, 저임금 아님, 퇴직금 해당), 중간 이하 노동시장(1차 노동시장 요건 하나 이상 불충족), 그리고 1차 노동시장 안에서도 더욱 양질의 일자리로 여겨지는 대기업정규직과 공공부문 종사자로 (3가지 구분) 구분하였다.

한편 표본으로 추출될 확률, 즉 임금근로자로 일할 확률이 모형에 주된 관심 변수와 종속변수인 자녀 관련 변수와 임금 변수와 내생적 관계를 갖고 있을 가능성은 개인의 불관측한 시간불변 변인으로 인해 유발된다고 가정하여, 개인고정효과를 통제하는 패널 고정효과 모형을 사용하여 분석하였다.

또한, 본 연구는 자녀출산이 여성노동자의 임금 및 노동이탈 확률(노동시장 이탈, 임금근로 이탈 등)에 미치는 장기효과에 초점을 맞추었기에, 주된 관심 변수를 자녀의 연령과 노동시장 이중구조내 상대적 위치별 집단 구분 변수로 설정하였다.

그 결과 자녀가 없을 경우 대비 자녀를 출산할 경우 노동이탈 확률(노동시장 이탈 및 임금근로 이탈)이 증가하지만 자녀 연령이 증가함에 따라 점차 감소하는 추이를 나타낸다. 하지만 예외적으로 대기업 정규직 근로자와 공공부문 근로자를 제외한 나머지 1차 노동시장 근무자의 경우 자녀 연령에 따라 노동이탈 확률이 증가하는 것으로 나타나, 경쟁은 중간이하 노동시장에 비해 치열한 반면 고용 안정성은 대기업 정규직/공공부문 근로자에 비해 낮은 1차 노동시장 근무 여성이 자녀 연령이 증가함에 따라 노동이탈위험에 노출될 확률이 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 이들의 경우 가구 특성(양질의 일자리를 가진 배우자와 매칭, 가구소득 특성 등)으로 인하여 자발적 이탈이 많은 집단일 가능성도 배제할 수 없다.

각 노동시장 별 임금패널티의 상대적 규모(% 변화)를 살펴본 결과, 중간 이하 노동시장 근무자의 임금패널티 규모가 두드러지게 높아 10~14%대를 나타냈으며 이들의 경우 자녀 연령 12세 이상이 될 때 회복이 시작되는 것처럼 보이기 는 하지만, 여전히 가장 높은 수준의 패널티를 보였다. 1차 노동시장 근무자의 경우 자녀가 9세가 될 때까지 계속해서 임금패널티의 규모가 커지는 것으로 나타나고, 12세 이상부터 감소하는 양상을 보이지만, 중간이하 노동시장에 비하여 절대적 패널티 규모(% 변화 기준)은 여전히 낮다. 각종 모성보호제도 활용이 용이하고 고용 안정성이 상대적으로 높은 대기업정규직/공공부문 근로자의 경우 자녀연령이 증가함에 따라 급격하게 패널티 규모가 감소하는 것으로 나타나는데, 이들의 경우 자녀 연령이 9세 이상이 되면 임금패널티를 완전히 극복하고 무자녀일 때 대비 오히려 높은 임금을 받게된다. 이는 이들의 경우 모성보호제도 활용과 출산 및 어린자녀 양육기



동안 고용 유지하는 비율이 높아 자녀 연령이 증가함에 따라 모성임금패널티를 완전히 극복하고 경력 상승에 따른 임금성장 추이를 회복하여 나타나는 결과라고도 볼 수 있다.

즉 본 연구의 분석을 통해 여성 근로자의 노동시장 상대적 위치별로 출산으로 인한 노동시장 및 임금근로 이탈 확률, 임금 패널티가 모두 불평등하게 나타남을 확인할 수 있었다. 특히 각 효과들이 단순히 한 기에 걸쳐 나타나는 것이 아니라 자녀가 성장하는 과정에서 매년 발생함을 고려할 때 실증분석에서 추정된 값을 바탕으로 자녀 양육기 전체에 대하여 누적효과를 계산하게 된다면 더욱 큰 격차가 나타날 것이다.

따라서 저출산 관련 정책과 모성보호 정책은 이러한 노동시장 이중구조를 고려하여 정책 세부 사항들을 변화시켜나가야 할 것이다.

## 참고 문헌

- 전국교육공무직본부(2019), 「2019직종보고서 돌봄전담사」, 전국교육공무직본부.
- 윤윤규·장인성·최세림·조성훈 (2018), 『청년층 노동시장 이행 연구』, 한국노동연구원.
- 안주엽·오선정·최세림 (2019), 『노동시장 이중구조와 청년 일자리(i)』, 한국노동연구원.
- 손연정·김근주 (2018), 『저출산 정책과 여성 경제활동의 변화』, 한국노동연구원.
- 윤자영·최세림·하지선·김지선 (2020). 『청년 여성의 노동과 출산 -2030 여성의 고용 유지와 출산선택 보장을 위한 정책 방안-』, 저출산고령사회위원회.
- 김유빈 외 (2018). 『패널자료 품질개선 연구(VIII)』, 한국노동연구원.
- 김인경 (2017), 『일-가정 양립정책의 효과성과 정책적 시사점』, 한국개발연구원.
- Adda, Jérôme, Christian Dustmann, and Katrien Stevens. (2015). “The Career Costs of Children.” Working paper, University College London. January.
- Baker, Michael and Kevin Milligan. (2008). “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers’ Employment?” *Journal of Labor Economics*. 26(4): 655-91.
- Baum, Charles L. 2002. “The Effect of Work Interruptions on Women’s Wages.” *LABOUR* 16(1):1 - 37.
- Becker, Gary S. (1965) “A Theory of the allocation of time.” *Economic Journal*. 75(299):493-517.
- Bertrand, Marianne, Claudia Goldin, and Lawrence F. Katz. (2010). “Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors.” *American Economic Journal: Applied Economics* 2(3): 228 - 55.
- Budig, Michelle J., and Paula England. (2001). “The Wage Penalty for Motherhood.” *American Sociological Review* 66(2): 204 - 225.
- Choi, S. (2016). “Essays on the Fertility and Women in the Labor Market”, Ph.D. Thesis, Rutgers, The State University of New Jersey-New Brunswick, New Brunswick, NJ, USA, 176 pages.
- Christian Siegel, (2017), “Female Relative Wages, Household Specialization and Fertility”, *Review of Economic Dynamics*, Volume 24, March 2017, pp 152-174.
- Dickens. W. T. and K. Lang (1987), “Where have all the good jobs gone? Deindustrialization and labor market segmentation,” in Kevin Lang and Jonathan S. Leonard (eds.), *Unemployment and Structure of Labor Markets*, New York: Basil Blackwell, pp.90~102.
- Gallen, Yana (2018), “Motherhood and the Gender Productivity Gap.” Becker Friedman Institute for Economics at University of Chicago, Working Paper No. 2018-41.
- Grunow, Daniela and Silke Aisenbrey. (2016) “Economic Instability and Mothers’ employment: a comparison of Germany and U.S.” *Advances in Life Course Research*. 29(1): 5-15.

- Hudson, K. (2007), "The new labor market segmentation- Labor market dualism in the new economy," *Social Science Research* 36(1), pp.286~312.
- Juhn, Chinhui, and Kristin McCue. (2017). "Specialization Then and Now: Marriage, Children, and the Gender Earnings Gap across Cohorts." *Journal of Economic Perspectives*, 31 (1): 183-204.
- Killewald, Alexandra, and Margaret Gough. (2013). "Does Specialization Explain Marriage Penalties and Premiums?" *American Sociological Review* 78(3): 477 - 502.
- Lundberg, Shelly, and Elaina Rose. (2000). "Parenthood and the Earnings of Married Men and Women." *Labour Economics* 7(6): 689 - 710.
- Mincer, Jacob. (1962) "Labor Force Participation of Married Women." In *Aspects of Labor Economics*, a conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research. Princeton: Princeton University Press, for the National Bureau of Economic Research.
- Rossin-Slater, Maya. et al. (2013). "The effect of california's paid family leave program on mothers' leave-taking and subsequent labor market outcomes." *J Policy Anal Manage.* 32(2): 224-45.
- Waldfogel, Jane (1998), "Understanding the family gap in pay for women with children", *Journal of economic perspectives*, 12, No. 1, pp. 137-156.
- Yamaguchi, Shintaro. (2019) "Effects of parental leave policies on female career and fertility choices." *Quantitative Economics*. 10(3): 1195-1232.



# 부모의 사회경제적 배경이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향에 관한 연구

백승주\*, 김혜자\*, 김혜진\*

본 연구의 목적은 공공부문 종사자의 부모 직업, 교육 수준과 소득수준을 파악하고, 공공부문 취업에 있어서 “개인이 통제(선택)할 수 없는” 부모의 직업, 교육, 소득수준이 미치는 영향을 탐색하는 데 있다. 민간부분과 달리 공무원, 정부출연기관 등으로 구분되는 공공부문은 전통적으로 부모의 사회경제적 배경에 무관하게 자신의 노력과 역량을 통해 공직사회에 진출할 수 있는 제도적 장치들이 지속적으로 마련되어 왔음에도 불구하고 대학 사교육과 맞물려 부모의 사회경제적 수준이 높은 가구의 자녀들이 공공부문 입직에 유리하다는 비판이 지속되고 있다. 더욱이 공공부문의 국민에 대한 대응성과 책임성을 높이고, 다양한 사회 계층의 선호를 반영하는 정책을 수립·집행하기 위해선 특정 계층과 집단, 배경을 가진 사람들로만 공공부문이 구성되는 것이 견제되어야 한다는 점을 바탕으로 부모의 모 직업, 교육 수준과 소득수준이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 부(父)가 공공부문에 종사하는 경우 자녀가 공공부문에 종사할 확률이 높고, 부모의 사회경제적 배경 중 교육수준과 소득수준이 자녀의 교육수준을 매개로 자녀의 공공부문에 종사할 확률을 높이고 있는 것으로 나타나 공공부문 취업에 있어서도 부모의 사회경제적 배경에 직·간접적으로 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

주요용어 : 공공부문 종사, 대표관료제, 대물림

## 1. 서 론

본 연구의 목적은 공공부문 종사자 부모들의 사회경제적 배경을 파악하고, 자녀의 공공부문 종사(취업)에 있어서 “개인이 통제(선택)할 수 없는” 부모의 직업(고용부문), 교육 수준, 소득수준이 미치는 영향을 탐색하는 데 있다. 최근 우리 사회에서 부모의 직업, 교육수준 또는 소득 수준에 따라 자녀의 계층이동이 제한되고 있으며, 전반적인 사회이동성(social mobility)이 낮아지고 있다는 우려가 계속되고 있다.

---

\* 한국교육개발원 부연구위원

이러한 맥락에서 사실상 공무원으로 대변되는 공공부문은 부모의 사회경제적 능력과 상관없이 능력중심의 공정한 채용을 통해 사회의 건전한 사회이동성을 담보하는 하나의 제도적 영역이라고 볼 수 있다. 특히 민간기업과 달리 공무원, 정부출연기관 등으로 구분되는 공공부문은 전통적으로 부모의 사회경제적 배경에 무관하게 자신의 노력과 역량을 통해 공직사회에 진출할 수 있는 제도적 장치들이 지속적으로 마련되어 왔다. 예를 들어 역대 정부들에서 추진되어 온 고졸채용 활성화 정책, 국가직무능력표준(NCS, National Competency Standards) 기반 채용 등도 모두 구직자에게 주어진 사회경제적 배경이 아닌 자신의 능력을 통해 공공부문 진출을 담보하려 노력의 일환이며, 최근에는 2017년 하반기 이후부터 공공기관 채용 시 블라인드(blind) 채용을 의무화 하는 것도 이러한 정책에 대한 보다 적극적인 노력의 일환으로 해석된다.

하지만 이러한 정책적 노력에도 불구하고 대학 사교육과 맞물려 부모의 사회경제적 수준이 공공 부문 입직을 위한 준비과정에 영향을 미치고, 이를 통해 부모의 사회경제적 수준이 높은 가구의 자녀들이 공공부문 입직에 유리하다는 비판이 지속되고 있다. 예를 들어 공공부문의 채용과 관련 하여서도 블라인드 채용 도입 이후 비수도권 인재나 소위 비SKY 대학 출신의 공공기관 입직이 증가하는 등<sup>1)</sup> 긍정적인 효과가 보고되는 반면 여전히 국민 대다수는 우리 사회를 특권 대물림이 심한 사회로 인식<sup>2)</sup>하고 있어 부모의 사회경제적 배경이 자녀의 입직에 미치는 영향에 대한 우려의 목소리는 여전히 높을 수 있다. 따라서 이러한 혼란 속에서 우리사회의 공공부문의 종사(혹은 입직)에 부모의 직업, 교육수준, 소득과 같은 배경요인들이 실제로 영향을 미치고 있는 지를 객관적인 자료를 통해 확인할 필요가 있으며, 본 연구의 목적 역시 여기에 있다.

## II. 선행연구 분석

### 1. 특권의 대물림에 관련된 선행연구

소위 특권의 대물림과 관련된 선행연구들은 대체로 부모 세대의 사회경제적 배경과 자녀 세대의 노동시장 성과의 인과관계를 설정하고, 부모의 사회경제적 배경 중 특정 영역(예를 들어 직업, 소득, 교육수준 등)이 자녀의 노동시장 및 사회적 지위 획득에 미치는 영향을 탐색하는 형태로 이루어진다. 다시 말해 “자녀들이 스스로 통제할 수 없는” 부모의 높은 소득수준, 높은 직업계층 수준, 높은 교육수준 등을 자녀에게 부여된 하나의 특권으로 이해하면서 이를 통해 “부모의 사회경제적 배경(특권)”→“자녀의 교육”→“자녀의 노동시장 성과 및 사회적 지위”로 이루어지는 재생산의 구조가 형성하고 있다고 전제한다. 따라서 부모의 사회경제적 배경 수준에 따라 형성되는 사회적 지위(계층구조)의 재생산에 논의도 부모의 직업, 소득, 교육 수준이 어떤 영향을 미치고 있으며, 이를 통한 부모와 자녀세대의 사회적 지위(계층)의 전이가 발생하는 지를 실증적으로 밝히는데 초점을

1) 사교육걱정없는세상 인터넷페이지 (<https://noworry.kr/policyarchive/?q=YToyOntzOjEyOjJrZXI3b3JkX3R5cGUiO3M6MzoiYWxsIjtzOjQ6InBhZ2UiO2k6MTE7fQ%3D%3D&bmode=view&idx=3853616&t=board>, 인출일: 2020.11.06.)

2) 머니투데이 인터넷페이지(<https://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2019100713454552026>, 인출일: 2020.11.06.)

둔다.

예를 들어<sup>3)</sup> 부모의 직업과 관련하여서는 부모의 직업계층이 자녀로 직업계층으로 전이될 확률을 이행행렬을 통해 분석한 연구(최은영·홍장표, 2014; 황덕순; 2000), 부모의 직업계층이 자녀의 직업계층과 소득수준에도 영향을 미치는 지를 살피는 연구(김종성·이병훈, 2014)들을 중심으로 진행되고 있다. 또한 부모와 자녀세대의 교육수준의 세대간 이전과 부모세대와 자녀세대의 소득계층의 이전에 관련된 분석들 역시 주로 교육수준이나 소득수준의 세대간 이전 수준을 밝히거나 자녀의 교육수준을 매개로 자녀의 노동시장 성과(임금)에 미치는 영향을 주로 분석하고 있다.(남기곤, 2008; 조우현, 2004) 선행연구들의 분석결과들은 대체로 우리사회에서 부모의 직업, 교육수준, 소득계층의 자녀세대로의 전이가 이루어지고 있고, 교육을 매개로한 직업과 소득계층의 이전 역시 강하게 나타나고 있는 것으로 분석하고 있다.

## 2. 공공부문의 종사상 특징

한국사회에서 ‘공무원 열풍’은 이제 보편화된 현상이다. 1997년 경제위기 이후 직업의 안정성과 생애관점에서의 경제적 안정성이 맞물리면서 우리 사회 청년들의 공직에 대한 열망은 매우 높은 편이다.<sup>4)</sup> 이러한 공직에 대한 열망과 함께 공직 채용의 공정성과 효율성에 대한 관심 역시 높으며, 정부 역시 공공부문의 채용의 공정성을 담보할 수 있는 다양한 정책들을 제시하고 있다. 사실상 민간 부분과 달리 공공부문의 채용은 공정성을 최우선 과제로 두면서 부모의 사회경제적 배경에 상관없이 자신의 능력에 따라서만 채용되며, 이를 통해 사회이동성을 확보하려는 제도적 영역으로 이해할 수 있다. 하지만 공공부문의 채용이 갖고 있는 사회적 기능에 비해 공공부문의 종사자의 구성과 종사자의 사회경제적 특징을 분석한 연구는 찾아보기 힘들다. 추측컨대 이는 공공부문의 채용과 종사가 민간부문에 비해 공정한 능력중심 채용이라는 사회적 신뢰가 사회전반에 깔려 있을 수도 있기 때문일 것이다. 하지만 앞서 언급한 바와 같이 부모의 사회경제적 배경과 대학사교육과 맞물려 사회계층이 이동성이 사회 전반에 걸쳐 낮아지고 있는 현실을 고려해 보면 이러한 현상은 공공부문만 예외적일 것으로 보이지 않는다.

사실상 공공부문에 있어서 종사자의 인적 구성에 대한 논의가 많은 것은 아니지만 대표적 논의로는 대표관료제(representative bureaucracy)를 들 수 있다. 대표관료제는 “사회를 구성하는 모든 주요 집단으로부터 관료를 충원하고, 그들이 관료제 내의 모든 직무분야와 계급에 비례적으로 배치함으로써 정부 관료제가 사회의 모든 계층과 집단에 공평하게 대응 하도록 하는 인사제도”를 의미한다.(강성철 외, 1996:58~68) 다시 말해 대표관료제는 대의 민주주의가 가지고 있는 한계를 극복하고 정부 관료조직 역시 대의민주주의의 대표성을 확보할 수 있도록 한 사회의 구조를 대표할 수 있는 다양한 집단과 인재로 관료제를 구성하는 원칙으로 이해될 수 있다.(왕태규, 2018) 물론 우리사회의 경우 대표관료제를 전면적으로 도입되지 않았지만 다양한 형태로 대표관료제적 속성이

3) 부모세대의 직업, 교육, 소득수준이 자녀세대로의 전이에 대한 실증 분석 문헌들은 이경희·민인식(2016)을 참고하지 바람  
4) 한 민간 구직사이트의 조사 결과에 따르면 2020년의 공무원 시험을 볼것이라고 응답한 사람이 전체(20~30대 대학생 및 직장인 2,201명)의 44%에 달하는 것으로 나타났다.(<https://www.sisafocus.co.kr/news/articleView.html?idxno=229461>, 인출일: 2020.11.06.)

사회에 반영되고 있다. 이는 정부 관료제가 특정한 계층이나 계급, 인종의 사람들로 구성될 경우 사회의 다양한 집단들이 갖고 있는 사회적 선호를 대변할 수 없고 공공부문의 국민과 사회에 대한 대응성과 책임성이 떨어질 수 있음을 견제하기 위한 노력으로 이해된다.

결국 이러한 대표관료제의 문제의식을 사회계층의 대물림과 고착화가 강화되고 있는 사회적 현상과 결부해 보면 공공부문의 종사자가 특정 계층, 인종, 사회적 배경을 가진 집단으로 구성되는 것은 궁극적으로 공공부문의 대응성과 책임성, 더 나아가 다양한 이념과 가치, 문화 등이 내재화된 공공서비스의 전달과 정책의 혁신성이 저해 될 수 있음을 의미한다.(왕태규, 2018, 재인용; 유민봉·박성민, 2017) 따라서 사회이동성이 위기시 되고 있는 현 시점에서 공공부문 종사자의 사회경제적 배경을 파악해 보는 것은 의미 있는 작업일 것이다. 특히 점차 심화되는 사회이동성 저하 속에서 우리 사회 청년들이 스스로 선택할 수 있는 부모의 직업, 소득수준, 교육수준 등의 사회경제적 배경이 공공부문 종사에 영향을 미친다면 이는 앞서 언급한 공공부문의 대표성과 대응성을 저해할 수 있는 요인으로 작동할 수 있는 만큼 이에 대한 면밀한 분석이 요구된다.

### III. 분석자료 및 분석 방법

#### 1. 분석자료

부모의 직업, 교육수준, 소득이 자녀의 공공부문 종사(근무 및 입직)에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 본 연구에서는 「한국노동패널(이하 노동패널)」 자료의 1~22차 자료를 사용하고자 한다. 한국노동패널 자료는 노동정책의 수립과 노동시장 정책의 효과 및 효율성을 탐색하기 위한 장기간의 시계열적 자료로서 1998년 도시지역에 거주하는 5,000가구를 시작으로 현재 22차 조사까지 진행되고 있는 장기간의 패널조사 자료이다.(한국노동연구원, 2020) 본 연구에서 노동패널 자료를 사용하는 것은 다음과 같은 이점이 있다. 먼저 부모의 직업, 교육수준, 소득과 같은 사회경제적 요인들이 자녀의 노동시장 성과에 미치는 영향을 살피기 위해선 세대간 전이를 파악할 수 있는 충분한 시계열적 자료가 확보될 필요가 있다. 노동패널의 경우 1998년 1차 자료 수집시점에서 만 15세 이상 가구원에 대한 조사가 단행되었다는 점을 고려하면 1998년 원표본 가구원 중 가장 연령이 낮은 조사대상도 2019년 조사에서는 37세에 해당하기 때문에 초기 노동시장의 효과를 파악하는 데 충분한 시간적 범위를 확보하고 있다고 볼 수 있다. 두 번째는 본 연구의 목적과 관련하여 본 연구는 자녀가 공공부문에 종사하는 것을 전제하고 있기 때문에 부모나 자녀의 직업적 특성에 대한 정보가 요구된다. 노동패널조사의 경우 가구(혹은 가구원)의 노동시장 효과를 관측하는 데 목적을 두고 있어 조사 대상의 다양한 직업적 특성을 수집하고 있다는 장점이 있다.

다만 본 연구의 초점은 부모의 직업, 교육수준, 소득수준이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향을 식별하는 데 있으므로 분석 대상을 다음과 같이 정제하여 활용하였다. 먼저 노동패널 조사의 경우 1998년 원표본과 표본 손실을 대비하여 2009, 2018년에 일부 표본이 추가되는 형태로 진행되고 있다. 따라서 본 연구에서는 1998년, 2009년, 2018년 기준 신규표본<sup>5)</sup> 중 가구주와의 관계가 자



녀(11~19)로 조사된 대상만을 분석대상으로 선정하였다. 둘째, 본 연구의 초점이 자녀의 노동시장 성과, 즉 공공부문의 종사 여부에 있으므로 노동시장 진출이 가능한 만 19세이상 40세 이하의 자녀로 한정하였다. 마지막으로 선택된 만 19세이상 40세 미만의 자녀들을 대상으로 만 19세(폐널진입 당시)때의 부모의 직업, 교육수준, 가구소득수준 정보의 추출하여 매칭하였다. 이를 통해 총 분석에 포함된 대상은 1998년 기준으로 2,341명이며, 2009년 기준으로 1,618명, 2019년 기준으로 2,056명에 해당한다.(<표 1> 참조)

<표 1> 연도별 자녀들의 고용부분 분포

연도	계	미취업/고용주/무급가구종사자		민간부문 종사자		공공부문	
		(N)	(%)	(N)	(%)	(N)	(%)
1998	2,341	1,534	65.53	731	31.23	76	3.25
1999	1,763	983	55.76	704	39.93	76	4.31
2000	1,531	751	49.05	701	45.79	79	5.16
2001	1,537	703	45.74	756	49.19	78	5.07
2002	1,504	674	44.81	743	49.40	87	5.78
2003	1,572	699	44.47	777	49.43	96	6.11
2004	1,531	704	45.98	717	46.83	110	7.18
2005	1,496	690	46.12	699	46.72	107	7.15
2006	1,438	618	42.98	705	49.03	115	8.00
2007	1,393	621	44.58	659	47.31	113	8.11
2008	1,352	606	44.82	633	46.82	113	8.36
2009	1,618	779	48.15	716	44.25	123	7.60
2010	1,485	671	45.19	698	47.00	116	7.81
2011	1,441	637	44.21	680	47.19	124	8.61
2012	1,427	638	44.71	677	47.44	112	7.85
2013	1,400	629	44.93	664	47.43	107	7.64
2014	1,322	593	44.86	617	46.67	112	8.47
2015	1,367	603	44.11	642	46.96	122	8.92
2016	1,400	616	44.00	662	47.29	122	8.71
2017	1,402	624	44.51	653	46.58	125	8.92
2018	2,274	1,145	50.35	965	42.44	164	7.21
2019	2,056	973	47.32	914	44.46	169	8.22

자료: 한국노동패널 1차조사~22차 조사

## 2. 주요 변수의 측정

분석에 활용된 주요 변수는 측정방식과 기술통계는 <표 2>에 제시하였다. 먼저 부모와 자녀가 종사하고 있는 고용부문을 분석의 편의를 위하여 3가지 부류로 구분하였다. 후술하겠지만 본 연구의 분석의 초점이 공공부문에 종사하는 자녀와 민간부문에 종사하는 자녀의 비교에 있기 때문에 고용부문의 구분은 미취업·고용주(자영업)·일용직, 민간부문, 공공부문으로 구분하여 사용하였다. 이때 공공부문의 범위는 정부투자기관·정부출연기관·공사합동기관·정부기관으로 한정하였다.<sup>5)</sup> 부모

5) 따라서 1998년의 경우 원표본 전체에 해당한다.

6) 공공부문을 공무원으로 한정할 수 있으나 정부기관의 명확한 정의가 제기되지 않고, 그 관측대상도 협소하여 본 분석에서는 넓은 의미의 공공부문으로 개념화하여 활용하였다

와 자녀의 교육수준은 무학(0)부터 박사졸업(7)까지 측정하였다. 특히 수료, 재학, 퇴학 등의 경우는 졸업을 완수하지 못한 것으로 보고 한 단계 낮은 학교급의 졸업자로 구분하였다.(예를 들어 중학교 수료는 초등학교 졸업으로 구분)

한편 부모의 가구소득은 자녀의 19세 당시 가구소득의 해당연도의 분위수로 측정하였다. 이는 분석의 시계열적 범위가 길어 소득수준의 원값을 사용할 경우 이를 동일한 소득수준으로 취급하기 어렵기 때문이다. 물론 소득수준을 GDP 디플레이터를 적용하여 보정하는 방법도 고려할 수 있으나, 본 연구의 목적이 소득수준의 상대적 위치(즉 조사 당시 자녀가 속한 가구의 경제적 지위)에 관심이 있다는 측면에서 자녀의 19세 당시 가구소득의 해당연도 소득분위(5분위)를 소득수준의 상대적 위치 값으로 활용하였다.

<표 2> 주요 변수의 측정

구분	측정	기술통계 (N=34,650)		
		부	모	자녀
고용부문 구분	(1) 미취업·고용주(자영업)·일용직	23,925 (69.05%)	30,082 (86.82%)	16,491 (47.59%)
	(2) 민간부문 종사자: 민간회사 또는 개인사업체 / 법인단체/ 미소속/ 시민단체·종교단체 /기타	7,894 (22.78%)	4,222 (12.18%)	15,713 (45.35%)
	(3) 공공부문 종사자: 정부투자기관·정부출연기관·공사합동기업·정부기관	2,831 (8.17%)	346 (1.00%)	2,446 (7.06%)
교육수준	(0) 무학, (1) 초졸 ~ (6) 석사졸업, (7) 박사졸업	2.16 (1.43)	1.38 (1.21)	3.93 (1.04)
가구소득	자녀의 19세 당시(해당연도)의 전체 가구 중 소득분위(1~5분위로 구분)	3.18 (1.36)		
연령	만나이			33.56 (7.86)
성별	남성=1, 여성=0			0.55 (0.49)

### 3. 분석 방법

본 연구의 초점이 자녀의 공공부문 종사에 부모에 직업, 교육수준, 소득수준이 미치는 영향을 식별하는 데 있으므로 본 연구에서는 다항로짓분석(Multinomial logistic), 이항로짓분석(Logistic), 경로분석(Path analysis) 등을 방법을 복합적으로 사용하였다. 다항로짓분석과 이항로짓분석은 자녀의 직업적 특성과 분석대상의 정제방식에 따라 분석을 달리하였는데, 22년간의 전체 자료를 대상으로 분석대상을 통합하여(Pooled) 분석한 경우에는 민간부문 종사하는 것에 대비하여 미취업·고용주(자영업)·일용직에 종사하는 분석대상과 공공부문에 종사하는 대상에 부모의 직업, 교육수준, 소득수준이 미치는 영향을 다항로짓분석으로 추정하였다.<sup>7)</sup> 또한 자녀의 패널진입당시의 직업과 분석기간 중 고용부문이 변화가 있는 경우만을 선별하여 분석한 경우에도 다항로짓분석을 실시하였다.

7) 미리 밝혀두지만 패널조사의 이점을 살려 패널다항로짓분석(Panel Multinomial logistic)을 실시할 수도 있을 것이다. 본 연구에서는 다항로짓분석과 패널다항로짓 분석의 결과에 큰 차이가 없다는 점을 고려하여 패널다항로짓분석 결과를 [부록]에 제시하였다.

반면 22년의 분석기간 중 민간부분과 공공부분에 종사한 첫 번째 기록만을 식별하여 로짓분석을 실시하였다. 이는 패널자료를 활용함에도 데이터의 구조가 만 19세 당시의 부모의 소득과 교육수준을 기준으로 분석기간에 동일대상에 대한 중복적인 데이터가 포함된 부분은 고려하기 위함이다. 따라서 분석기간 중 첫 민간 혹은 공공부분 종사에서 민간부분 혹은 공공부분으로 고용부분의 변화가 있는 경우만을 선별하여 추가적인 로짓분석을 실시하였다.

마지막으로 선행연구의 주장에 따라 부모의 교육수준과 소득수준이 자녀의 교육수준에 영향을 미치고, 이를 통해 자녀의 노동시장 성과가 결정된다는 계층의 대물림 현상을 분석모형에 반영하여 경로분석을 실시하였다. 특히 경로분석을 통해서 부모와 모가 공공부분에 종사하는 것이 자녀의 교육수준과 공공부분 종사(혹은 입직)에 영향을 미치는 지에 대한 직접효과와 간접효과를 식별하고자 하였다.

## IV. 분석결과

### 1. 부모의 고용부분과 자녀의 고용부분의 이행행렬

먼저 부모의 고용부분과 자녀의 고용부분에 세대간 전이가 발생하고 있는지를 확인하여 위하여 부모와 자녀의 고용부분의 이행행렬을 <표 3>에 제시하였다. 전체 통합데이터를 기준으로 살펴보면 부모와 자녀가 동일 고용부분에 종사할 확률이 미취업 등은 47.78%, 민간부분은 46.62%, 공공부분은 12.93%로 민간부분에 비해 공공부분으로 이행행렬이 낮음을 확인할 수 있다. 모의 경우에도 부모와 마찬가지로 공공부분간 모와 자녀간의 고용부분 이행행렬은 8.43%로 미취업 등이나 민간에 비해 낮은 수치임을 확인할 수 있다.

<표 3> 부모의 고용부분과 자녀의 고용부분 이행행렬

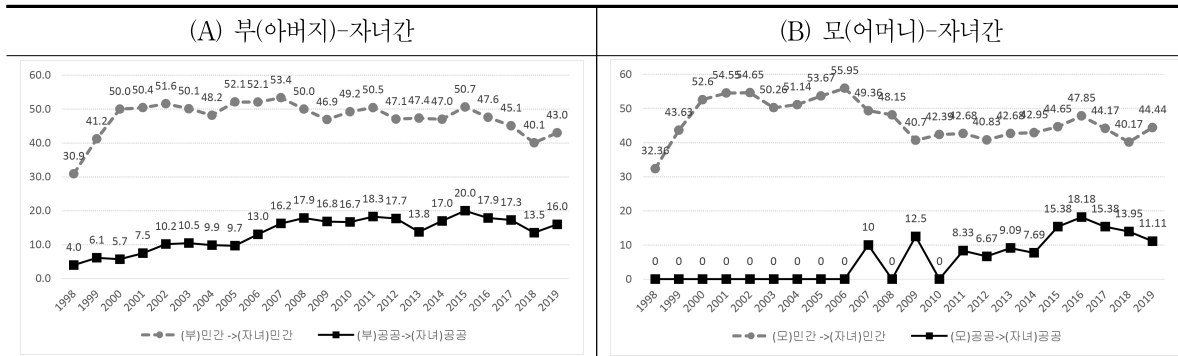
연도	고용부분	종사자 수			이행행렬 (%)		
		미취업 등	민간부분	공공부분	미취업 등	민간	공공
부	미취업 등	11,432	10,919	1,574	47.78	45.64	6.58
	민간부분	3,708	3,680	506	46.97	46.62	6.41
	공공부분	1,351	1,114	366	47.72	39.35	12.93
모	미취업 등	14,366	13,649	2,067	47.59	45.35	7.06
	민간부분	1,938	1,928	356	47.76	45.37	6.87
	공공부분	187	136	23	45.9	45.67	8.43

자료: 한국노동패널 1차조사~22차 조사

한편 부모와 자녀의 고용부분의 이행비율의 연도별 변화는 <그림 1>에 제시하였다. 앞선 <표 3>의 이행행렬에서도 제시한 바와 같이 부모와 자녀간의 고용부분 이행비율은 민간부분이 공공부분에 비해 상당히 높은 수준으로 유지되고 있음을 확인할 수 있다. 다만 부모와 자녀의 공공부분에 대한 고용부분 이행비율의 연도별 추이를 살펴보면 부모와 모 모두에서 최근에 올수록 동일 공공

부문에 대한 고용부문 이행비율이 지속적으로 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 경향은 앞선 <표 1>과 결부해서 판단해 보면 최근으로 올수록 자녀들 중 공공부문에 종사하는 비율이 높아지고 있고, 이러한 양상이 부모와의 고용부문 이행행렬에도 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 1] 연도별 부모와 자녀간의 동일 고용부문 이행 비율(%)



## 2. 부모의 교육수준과 자녀의 종사 고용부문

다음은 부모의 교육수준에 따라 자녀가 종사하는 고용부문에 차이가 있는지를 확인하기 위하여 부모의 교육수준에 따른 자녀의 고용부문별 종사 비율을 <표 4>에 제시하였다. 보다 구체적으로 살펴보면 부의 교육수준이 중졸이하인 경우 자녀가 민간부문에 종사하는 비율은 46.57%, 공공부문에 종사하는 비율은 6.65%로 나타났다. 반면 부의 교육수준이 대졸이상인 경우 자녀가 민간부문에 종사하는 비율은 36.56%, 공공부문에 종사하는 비율은 8.52%로 기술통계 수준에서는 부의 교육수준이 높아질수록 자녀가 공공부문에 종사하는 비율이 조금씩 상승하는 양상을 보였다. 하지만 모의 교육수준은 그 양태가 상이하였는데, 모의 교육수준이 높아질수록 자녀가 공공부문에 종사하는 비율은 낮아진 반면 미취업 등의 비율이 증가하는 양상을 보여 다소 상반된 양상을 확인할 수 있다.

<표 4> 부모의 교육수준에 따른 자녀의 고용 부문별 종사 비율 (%)

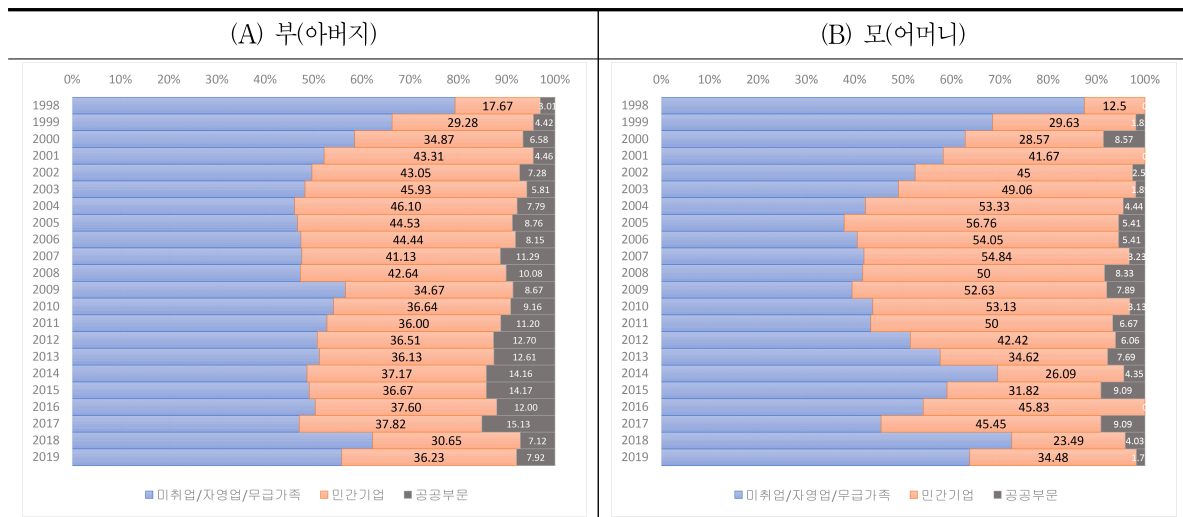
연도	교육수준	종사자 수			종사 비율 (%)		
		미취업 등	민간부문	공공부문	미취업 등	민간	공공
부	중졸이하	9,673	9,629	1,375	46.78	46.57	6.65
	고졸/전문대졸	4,910	4,814	775	46.77	45.85	7.38
	대졸이상	1,908	1,270	296	54.92	36.56	8.52
모	중졸이하	13,115	12,973	1,976	46.73	46.23	7.04
	고졸/전문대졸	2,781	2,355	431	49.96	42.30	7.74
	대졸이상	595	385	39	58.39	37.78	3.83

자료: 한국노동패널 1차조사~22차 조사

한편 부모의 교육수준에 따라 자녀의 고용부문별 종사비율에 연도별 변화가 있는지를 살펴보기 위하여 부모의 교육수준이 대졸이상인 경우의 연도별 자녀의 고용부문별 종사 비율을 <그림 2>에 제시하였다. 먼저 부의 교육수준이 대졸이상의 경우를 자녀의 고용부문에 종사 비율을 살펴보면

신규표본이 진입하는 시점(1998, 2009, 2018)을 중심으로 미취업 등의 종사자 비율이 다소 증가한 후 시간이 흐름에 따라 미취업 등의 종사자 비율은 줄어드는 양상을 보였다. 또한 미취업 등의 종사자 비율이 줄어드는 만큼 민간부문과 공공부문의 종사자의 비율은 증가하고 있는데, 민간부문 종사자의 경우 1998년 이후 2008년까지 17.67%에서 42.64%로 2.4배 증가한 반면 공공부문 종사의 경우 1998년 이후 2008년까지 3.01%에서 10.08%까지 3.3배 정도 증가하는 양상을 보이고 있다. 이후 시점에서의 경우에도 그 양상은 유사하였는데 자녀의 민간부문 종사자의 비율이 2009년 이후 2017년까지 34.67%에서 37.82%까지 1.1배 증가한 반면, 공공부문 종사자의 비율은 8.67%에서 15.13%까지 1.74배로 증가하고 있어 동일한 부의 교육수준(대졸이상)에서도 시간이 지남에 따라 점차 공공부문의 종사자 비율이 보다 빨리 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 다만 모의 교육수준(대졸이상)에서는 이러한 양태가 나타나지 않았다.

[그림 2] 연도별 부모의 교육수준(대졸이상) 자녀의 고용 부문별 종사 비율 (%)



### 3. 부모의 소득수준과 자녀의 종사 고용부문

부모의 소득수준과 자녀의 고용부문의 관계를 확인하기 위한 부모(가구)의 소득 분위별 자녀의 고용부문별 종사자 및 종사자 비율은 <표 5>에 제시하였다. 앞선 언급한 바와 같이 만 19세 당시의 가구의 소득분위를 기준으로 할 때 소득1분위(하위 20%)에 해당하는 가구의 자녀들이 미취업 등에 종사하는 비율은 53.0%이며, 민간부문에 종사하는 비율은 42.26%, 공공부문에 종사하는 비율은 4.74%로 나타난 반면 소득5분위(상위20%)에 해당하는 가구의 자녀들의 미취업 등에 종사하는 비율은 45.83%, 민간부문에 종사하는 비율은 45.64%, 공공부문에 종사하는 비율은 8.53% 수준으로 나타났다. 전반적으로 소득분위가 증가함에 따라 미취업 등에 종사하는 비율은 감소하고, 민간과 공공 부문에 종사하는 비율은 증가하고 있으며, 특히 공공부문의 종사자의 비율은 부침없이 소득분위가 높아질수록 증가하는 것을 확인할 수 있었다.

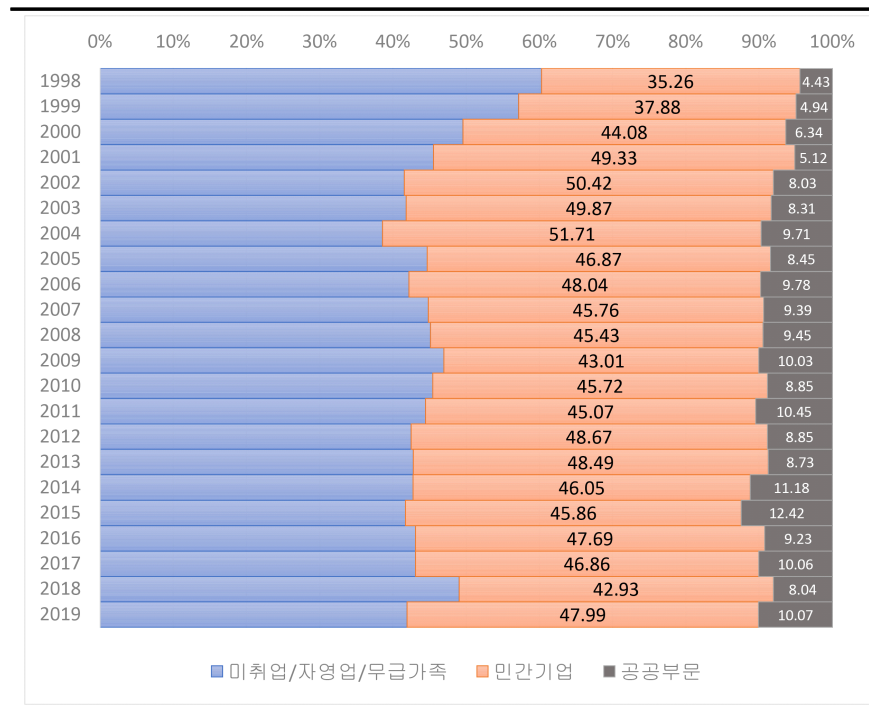
<표 5> 가구의 소득분위에 따른 자녀의 고용 부문별 종사 비율 (%)

소득분위	고용부문	종사자 수			종사자 비율 (%)		
		미취업 등	민간부문	공공부문	미취업 등	민간	공공
1		2,171	1,731	194	53.00	42.26	4.74
2		4,151	3,944	530	48.13	45.73	6.14
3		3,273	3,234	512	46.63	46.07	7.29
4		2,907	2,882	482	46.36	45.96	7.69
5		3,854	3,838	717	45.83	45.64	8.53

자료: 한국노동패널 1차조사~22차 조사

한편 연도에 따라 가구소득 5분위 자녀의 고용부문별 종사자의 비율은 <그림 3>에 제시하였다. 전반적으로 가구 소득 5분위(상위20%)의 자녀들의 경우 1998년 이후 미취업 등에 대한 종사 비율은 꾸준히 줄다 2002년 이후 부터는 일정한 비율을 유지하고 있음을 확인할 수 있으며, 민간부문의 종사 비율 역시 2002년까지 계속적으로 증가한 후 일정 수준을 유지하고 있음을 확인할 수 있다. 마찬가지로 공공부문의 종사 비율도 1998년 4.43%에서 2002, 2003년 10%내외까지 증가한 이후 10~12% 수준을 지속적으로 유지하고 있음을 확인할 수 있다.

<그림 3> 연도별 가구의 소득 5분위의 자녀의 고용 부문별 종사 비율 (%)



#### 4. 부모의 직업, 교육, 소득 수준이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향

지금까지의 기술통계적인 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 부모의 고용부문과 자녀의 고용부문의 이행행렬(일치)에서는 미취업 등과 민간의 이행비율에 비해 공공부문의 이행비율은 상대

적으로 낮은 것으로 나타났다. 다만 공공부문에 종사하는 자녀의 수가 증가함에 따라 부모의 공공 부문 종사와 자녀의 공공부문 종사의 이행비율이 시계열적으로 꾸준히 증가하고 있는 것으로 나타났다. 둘째 부모의 교육수준과 자녀의 종사 고용부문의 관계에 있어서는 공공부문의 종사할 비율의 증가 속도가 민간에 종사할 비율의 증가속도보다는 높았다. 마지막으로 부모(가구)의 소득수준이 증가할수록 공공부문의 종사자 비율을 증가하는 양태를 보였으나, 시계열적으로는 2002년 이후 미취업 등, 민간, 공공의 종사자 비율은 일정 수준으로 유지하는 것으로 나타났다.

이러한 분석결과를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여 부모의 고용부분, 교육수준, 소득수준 등이 자녀의 공공부문 종사에 영향을 미치는 지에 대한 다항로짓분석과 로짓분석 결과를 <표 6>에 제시하였다. 먼저 모형(1)과 모형(2)는 22년간 자료 모두를 대상을 통합(N=34,420)하여 분석한 다항로짓분석 결과이며, 모형(3)과 모형(4)는 분석기간 중 패널의 첫 진입시기와 종사하는 고용부분의 변동이 있는 경우만을 대상(N=5,639)으로 한 다항로짓분석 결과이다.

분석결과를 살펴보면 자녀의 민간부문 종사를 베이스로 했을 때 부(父)가 민간기업에 종사하고 있는 경우 자녀가 민간부문에 비해 미취업 등에 종사할 확률은 통계적으로 유의미하게 낮았으나 자녀가 공공부문에 종사할 확률은 통계적으로 차이가 없었다. 반면 부(父)가 공공부문에 종사하고 있는 경우 자녀가 민간부문에 비해 미취업에 종사할 확률과 공공부문에 종사할 확률을 통계적으로 유의미하게 높게 나타났다. 특히 이러한 결과는 자녀의 고용부분의 변화가 있는 경우만을 대상으로 한 모형(3)과 모형(4)의 분석결과에서도 부(父)가 공공부문에 종사할 경우 자녀가 공공부문에 종사할 확률이 민간부문에 종사할 확률보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 그러나 모(母)의 고용부분은 분석모형에 따라 다소 상이한 분석결과가 나왔는데, 자녀의 고용부분의 변화가 있는 경우만을 대상으로 한 경우의 분석결과 모(母)의 고용부분은 자녀의 공공부문 종사에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 다만 부모의 교육수준과 가구의 소득수준은 활용된 모형에 따라 그 분석결과가 달랐으나, 자녀의 고용부분의 변화가 있는 경우만을 대상으로 한 분석결과에서 모의 교육수준이 미취업에, 가구소득의 높을수록 미취업 등이 될 확률이 높은 것으로 나와 예상과는 다소 다른 결과를 보였다.

한편 분석대상을 분석대상기간 동안에 첫 번째로 민간 혹은 공공에 종사한 경우와 이후 고용부분의 변동이 있는 경우만을 축소한 후(N=2,512) 자녀의 공공부문의 종사에 영향을 미치는 요인들을 식별하기 위한 로짓분석결과는 모형(5)에 제시하였다. 분석결과를 살펴보면 부(父)가 공공부문에 종사할 경우 자녀가 민간부문에 비해 공공부문에 종사할 확률은 통계적으로 유의미하게 높았으나 모(母)의 종사부분, 부모의 교육수준, 가구 소득은 눈에 띄는 차이를 보이지 않았다.

<표 6> 자녀의 공공부문 종사에 영향을 미치는 요인에 대한 다항로짓 및 로짓 분석 결과

Base(민간부문종사)	전체 데이터		자녀의 고용부문의 변화가 있는 경우		첫 민간 및 공공 종사인 경우
	모형(1) 미취업 등	모형(2) 공공부문	모형(3) 미취업 등	모형(4) 공공부문	모형(5) 로짓 분석(종속=공공)
(부) 민간기업종사	<b>-0.0657**</b> (0.0285)	<b>-0.0564</b> (0.0576)	<b>-0.0724</b> (0.0703)	<b>0.00643</b> (0.130)	<b>0.00695</b> (0.135)
(부) 공공부문종사	<b>0.0975**</b> (0.0463)	<b>0.743***</b> (0.0734)	<b>0.130</b> (0.115)	<b>0.453**</b> (0.186)	<b>0.513***</b> (0.198)
(모) 민간기업종사	<b>-0.0808**</b> (0.0364)	<b>0.322***</b> (0.0663)	<b>-0.0815</b> (0.0869)	<b>0.164</b> (0.158)	<b>0.216</b> (0.164)
(모) 공공부문종사	<b>0.155</b> (0.120)	<b>-0.318</b> (0.236)	<b>-0.0209</b> (0.251)	<b>-0.170</b> (0.432)	<b>-0.0770</b> (0.462)
(부) 교육수준	<b>0.110***</b> (0.0112)	<b>-0.0817***</b> (0.0219)	<b>0.0518*</b> (0.0277)	<b>-0.0477</b> (0.0497)	<b>-0.0875*</b> (0.0529)
(모) 교육수준	<b>0.0138</b> (0.0132)	<b>0.00253</b> (0.0261)	<b>0.0850***</b> (0.0304)	<b>0.0801</b> (0.0557)	<b>0.0633</b> (0.0585)
가구소득(분위)	<b>-0.0663***</b> (0.00914)	0.0167 (0.0178)	<b>-0.0575**</b> (0.0234)	<b>-0.00127</b> (0.0413)	0.00129 (0.0436)
연령	0.000834 (0.00153)	0.0251*** (0.00314)	<b>-0.0477***</b> (0.00575)	0.0621*** (0.00878)	0.0935*** (0.0100)
성별(1=남성)	<b>-0.558***</b> (0.0235)	<b>-0.483***</b> (0.0455)	0.133** (0.0597)	<b>-0.275**</b> (0.107)	<b>-0.434***</b> (0.113)
교육수준	<b>-0.532***</b> (0.0226)	1.255*** (0.0471)	<b>-0.880***</b> (0.0651)	0.911*** (0.108)	1.082*** (0.112)
패널원표본(09)	<b>-0.254***</b> (0.0510)	<b>-0.127</b> (0.104)	0.0706 (0.112)	<b>-0.195</b> (0.202)	<b>-0.282</b> (0.210)
패널원표본(18)	0.333*** (0.0589)	0.190 (0.125)	0.314*** (0.0840)	<b>-0.436***</b> (0.166)	<b>-0.621***</b> (0.172)
Constant	1.498*** (0.0739)	<b>-5.573***</b> (0.163)	3.155*** (0.198)	<b>-5.492***</b> (0.354)	<b>-6.406***</b> (0.399)
Observations	34,420		5,639		2,512
log like	-29490		-4787		-1071
N	34420		5639		2512

주1) (괄호)는 표준오차를 의미함

주2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 5. 부모의 직업, 교육, 소득 수준이 자녀의 교육수준을 매개로 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향

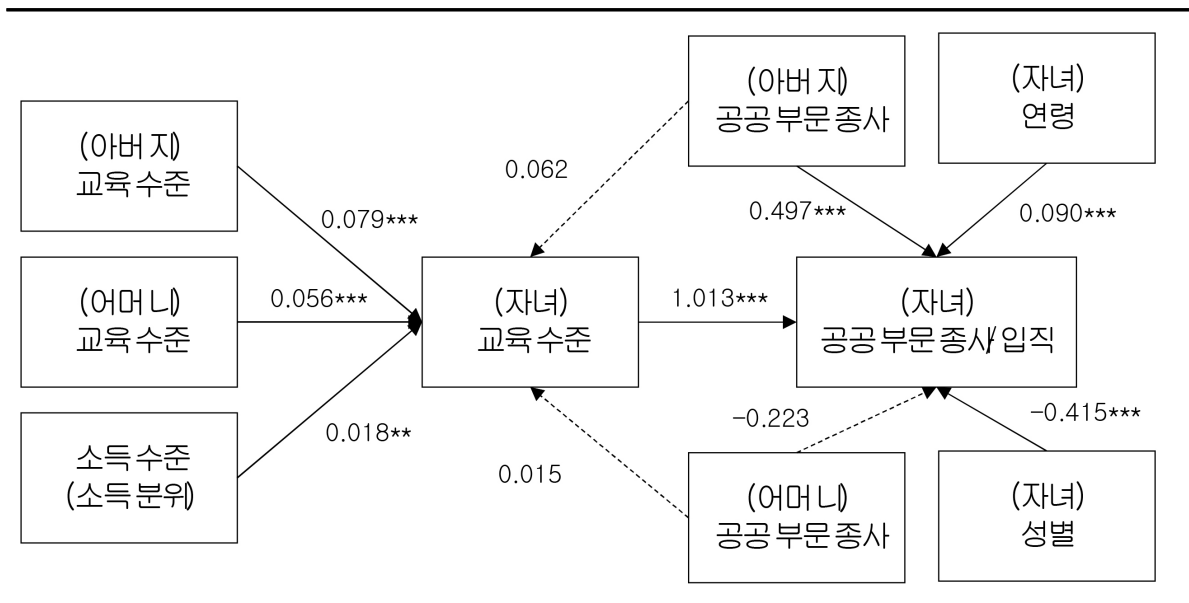
앞선 다항로짓과 로짓분석 결과에 따르면 자녀의 공공부문 종사에 영향을 미치는 부모의 사회경제적 배경은 부의 고용부문(공공부문 종사)이 가장 주요한 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 선행연구의 주장에 따라 부모의 직업, 교육, 소득 수준이 자녀의 교육수준을 매개로 자녀의 공공부문 종사에 미치는 직·간접적인 효과를 경로모형을 통해 분석하였다.<sup>8)</sup> 분석결과는 <그림 4>에

8) 경로분석의 대상은 위의 모형(6)에 해당하는 대상만을 활용하였다.



도식화하여 제시하였는데, 부모의 교육수준과 소득수준은 자녀의 교육수준에 통계적으로 유의영향을 미쳤으며, 자녀의 교육수준은 공공부문 조사에 통계적으로 유의미한 영향을 보였다. 다만 부모가 공공부문에 종사한다는 점이 자녀의 교육수준과 자녀의 공공부문 종사에 미치는 직·간접 영향은 다소 다르게 나타났는데, 부(父)가 공공부문에 종사하는 점은 자녀의 공공부문 조사에 통계적으로 유의미한 직접효과를 보이고 있는 반면 자녀의 교육수준을 매개로한 간접효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 반면 모(母)가 공공부문에 종사하는 점은 자녀의 공공부문 종사에 직·간접적으로 모두 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 앞선 다항로지분분석과 로짓분석 모형의 결과와 동일한 결과를 보였다.

[그림 4] 부모의 교육수준과 소득수준이 자녀교육을 매개로 공공부문 입직에 미치는 영향에 대한 경로분석



## V. 요약 및 시사점

본 연구는 노동패널자료를 활용하여 부모의 직업, 교육수준, 소득수준과 같은 사회경제적 배경이 자녀의 공공부문 조사에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 기술 통계 분석에서는 부모의 고용부문과 자녀의 고용부문이 일치하는 경우는 미취업(등)이나 민간의 일치비율에 비해서 공공부문의 일치비율은 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 다만 공공부문에 종사하는 자녀의 수가 증가함에 따라 부모의 공공부문 종사와 자녀의 공공부문 종사의 이행비율이 시계열적으로 꾸준히 증가하고 있는 것으로 나타났다. 둘째 부모의 교육수준과 자녀의 종사 고용부문의 관계에 있어서는 공공부문의 종사할 비율의 증가 속도가 민간에 종사할 비율의 증가속도 보다는 높았으며, 셋째 부모(가구)의 소득수준이 증가할수록 공공부문의 종사자 비율을 증가하는 양태를 보였으나, 시계열적으로는 2002년 이후 미취업 등, 민간, 공공의 종사자 비율은 일정 수준으로 유지하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 바탕으로 한 모형추정에서는 부(父)가 공공부문

에 종사하는 경우 자녀가 공공부문에 종사할 확률이 민간부문이나 미취업 등에 종사할 확률에 비해 통계적으로 유의하게 높게 나타났으며, 이러한 결과는 자녀의 교육수준을 매개로한 경로분석 결과에서도 동일하게 나타났다.

이상의 분석결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있을 것이다. 먼저 이론적 논의를 통해서도 언급한 바와 같이 우리사회에서의 공공부문은 민간부문과 달리 부모의 사회경제적 배경에 상관없이 능력에 따라 선발되고 이를 통해 공익적 업무를 수행하는 역할을 지향하고 있다는 점에서 자녀의 공공부문 종사(입직)에 부모의 사회경제적 영향력이 결부되는 것을 금기시 되어오고 있다. 하지만 본 분석결과에 따르면 부모의 사회경제적 배경 중 부(父)가 공공부문에 종사하는 경우 자녀가 공공부문에 종사할 확률이 높다는 점과 부모의 사회경제적 배경 중 교육수준과 소득수준이 자녀의 교육수준을 매개로 자녀의 공공부문에 종사할 확률을 높이고 있다는 점은 공공부문 취업에 있어서도 우리 사회에서 공공부문의 종사가 부모의 사회경제적 배경에 직간접적으로 영향을 받고 있음을 의미한다.

물론 부(父)가 공공부문에 종사하고 이것이 자녀의 공공부문 종사에 미치는 영향을 해석함에 있어 이것이 부의 사회경제적 영향력인지 부를 통해 얻게 되는 정보나 친숙감, 직업에 대한 이해도 등 네트워크 차원의 정보접근성에서 기인하는 것인지는 향후 추가적인 연구를 통해서 보다 밝혀져야 할 것이지만, 궁극적으로는 부모가 공공부문에 종사하는 자녀가 공공부문에 입직할 가능성이 높다는 사실은 공공부문에 종사하는 종사자들의 사회경제적 배경의 다양성이 하락할 수 있다는 점에서 공공부문 인사행정에 주는 시사점이 크다 하겠다. 따라서 향후 정책적으로도 “특권의 대물림”을 방지하고 출발선이 동등한 공정한 사회를 구현하려는 정부의 노력이 정책적인 성과를 거두기 위해서 공공부문 채용에 있어서 부모의 사회경제적 배경이 작동하지 않도록 하는 적극적인 노력이 필요할 것으로 보인다.

[부록] 자녀의 공공부문 종사에 영향을 미치는 요인에 대한 패널다항로짓 분석 결과

Base(민간부문종사)	전체 데이터	
	모형(1)	모형(2)
	미취업 등	공공부문
(부) 민간기업종사	-0.119 (0.111)	-0.107 (0.122)
(부) 공공부문종사	0.361** (0.180)	1.037*** (0.190)
(모) 민간기업종사	-0.166 (0.138)	0.265* (0.150)
(모) 공공부문종사	0.00463 (0.399)	-0.334 (0.449)
(부) 교육수준	0.232*** (0.0434)	0.0402 (0.0475)
(모) 교육수준	0.187*** (0.0477)	0.192*** (0.0531)
가구소득(분위)	-0.155*** (0.0365)	-0.0869** (0.0397)
연령	0.000495 (0.00258)	0.0222*** (0.00376)
성별(1=남성)	-0.474*** (0.0924)	-0.325*** (0.101)
교육수준	-1.870*** (0.0670)	-0.129 (0.0789)
패널원표본(09)	-0.409** (0.176)	-0.214 (0.199)
패널원표본(18)	0.299** (0.135)	0.226 (0.175)
Constant	4.572*** (0.199)	-2.325*** (0.247)
log like	-24180	
N	34,420	

주1) (괄호)는 표준오차를 의미함

주2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 참고문헌

- 강성철·김관석·이종수·최근열·하태권(1996). 새인사행정론, 서울: 대영문화사.
- 김종성 · 이병훈(2014), 부모의 사회계층이 자녀의 노동시장 성과에 미치는 효과, 『동향과 전망』, 한국사회과학연구회, pp.296~330.
- 남기곤(2008). 부모의 학력이 자녀의 학력 및 직업지위에 미치는 효과 : 국제비교 분석, 『교육재정경제연구』 17(1), pp.61~92.
- 왕태규(2018). 대표관료제자 조직성과에 미치는 영향에 관한 연구: 채용제도를 중심으로, 『한국인사행정학회보』 19(1), pp.167-193
- 유민봉·박성민(2017). 『한국인사행정론』. 서울: 박영사.
- 이경희·민인식(2016). 직업 및 소득계층의 세대간 이전에 관한 연구. 한국노동연구원 정책연구 2016-18.
- 조우현(2004), 아버지 학력과 노동시장 불평등, 『노동경제논집』 27(2), 한국노동경제학회, pp.67~89.
- 최은영 · 홍장표(2014), 세대 간 직업계층의 이동성, 『지역사회연구』 22(1), 한국지역사회학회, pp.51~70.
- 한국노동연구원(2020), 한국노동패널 1~22차년 조사자료 유저가이드(1~22차년도 학술대회용 자료).
- 황덕순(2000), 도시취업자의 세대간 계층이동과 세대내 유동성, 『제2회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원, pp.30~63.

[제7주제]

## 노동시장 II (노동시장 이행)



1. 주된 일자리 이탈 전후 노동시장 동학 연구
2. 생존분석을 통한 구직기간 결정요인 연구
3. 비임금근로 일자리 선택의 세대별 특성 분석



# 주된 일자리 이탈 전후 노동시장 동학 연구\*

남재량\*\*

임금 연공성이 매우 강한 한국에서 생애 주된 일자리 이탈은 개별 근로자의 근로생애에서 가장 큰 사건 가운데 하나에 해당하므로, 이의 발생 및 이후의 변화에 대한 면밀한 관찰과 분석이 필요하다. 주된 일자리 이탈 직전 90%를 상회하던 취업자 비율이 이탈 직후 20% 이하로 크게 하락하였다가, 이후 3년이 경과하면 다시 40%를 넘는 수준으로 상승한다. 월평균 및 시간당 임금(보수)이 주된 일자리 퇴직 전년도부터 급락하며, 이후 3년이 경과할 때까지 지속적으로 하락하다가 4년이 경과하면서 반등한다. 근로시간은 주된 일자리 퇴직 3년 전부터 급격히 감소하며, 퇴직 이후 크게 증가하였다가 이후 다시 감소한다. 이러한 변화들은 해당 가구의 소득분배 상태를 급격히 악화시키고 결국 빈곤상태로 전락할 가능성을 크게 높인다.

이상의 결과들이 시사하는 바는 크다. 무엇보다도 주된 일자리 은퇴 시점의 연거나 점진적 은퇴의 필요성이 크다. 주된 일자리 이탈과 더불어 급락하였던 취업자 비율이 이후 다시 상승하고 있어 근로자와 기업 모두가 재고용을 원하고 있음이 드러난다. 임금유연화 등의 노력을 통해 임금과 생산성 간의 격차를 해소함으로써 노동수요 측면에 기인하는 재고용 저해요인을 제거 또는 완화할 필요가 있다. 건강과 고령으로 인한 주된 일자리 이탈 비율이 높으므로, 원하는 근로를 계속하기 위해 필요한 정도의 건강을 유지하기 위한 노력이 개인과 국가 차원에서 경주되어야 한다.

주요용어 : 주된 일자리, 은퇴, 빈곤, 노동시장 동학

## 1. 서론

우리가 일자리의 중요성을 새롭게 인식하게 된 지도 오래 되었다. 당초 일자리를 바라보는 시각은 말 그대로 일자리 그 자체에 국한된 것이었다. 그러나 일자리는 그 자체로서 중요할 뿐만 아니라 지속 가능한 복지를 실현케 할 수 있다는 측면에서도 매우 중요하다는 사실을 인식함으로써 일자리는 새로운 차원에서 주목받게 되었다.

---

\* 이 논문의 제2절은 「주된 일자리 은퇴 후 근로소득 격차 연구」(남재량, 2020)의 일부를 수정·보완한 것이다.

\*\* 한국노동연구원 선임연구위원

이에 따라 일자리에 대한 우리의 분석도 다각도에서 심층적으로 진행되어 오고 있다. 우리는 일생을 거치면서 다양한 일자리를 경험하는 경우가 많은데, 이 가운데에서도 특히 생애에 걸쳐 가장 주된 일자리에 대해 특별한 관심을 가진다. 그럼에도 불구하고 이제까지의 일자리에 대한 분석은 주로 일반적인 일자리 개념에 입각하여 이루어져 왔으며, '생애에 걸친' '주된' 일자리에 대해 분석하는 경우는 흔치 않았다. 그러나 생애의 주된 일자리는 그렇지 않은 일자리와 크게 구분될 뿐만 아니라, 이로부터 이탈은 특히 임금의 연공성이 매우 강한 한국에서 더욱 특별하며 중요한 의미를 가지게 된다.

무엇보다도 중요한 것은 강한 연공임금제 하에서 주된 일자리 이탈은 이후 근로소득의 급감으로 연결될 가능성이 크고 이후의 지속적인 고용불안과 직결될 수도 있다는 사실이다. 특히 50세 이상의 중고령층에서 주된 일자리 이탈은 유사한 일자리 재취업으로 연결될 가능성이 매우 낮아 불안하고 열악한 형태의 근로로 이어지고 이에 따라 근로소득의 격감과 이후의 근로빈곤 및 노인빈곤으로 연결될 수 있다.

따라서 본 연구는 우리나라에서 주된 일자리와 이로부터 이탈이 가지는 중요성을 인식하고 이에 따른 근로소득의 변화와 소득분배 및 빈곤의 동학을 분석하는 것을 연구의 목적으로 한다. 이러한 연구목적을 달성하기 위해 본 연구는 먼저 일자리와 근로조건 등을 자세히 조사하고 있을 뿐만 아니라 장기간에 걸쳐 추적관찰이 가능한 패널자료를 사용하여 분석을 진행할 것이다.

본 연구는 패널자료를 사용하여 먼저 주된 일자리 이탈을 전후하여 경제활동상태와 근로의 형태 등의 변화를 추적하여 분석한다. 이어서 이러한 변화에 따른 근로소득과 근로시간 등의 변화가 과연 어느 정도나 되고 어떤 시점부터 그러한 변화가 시작되는 지를 알아본다. 나아가 시간당 임금의 변화에 대해서도 분석하고 이를 바탕으로 주된 일자리 이탈자 가운데 최저임금 미만 근로자는 어느 정도나 되는 지에 대해서도 알아본다. 아울러 주된 일자리 이탈 사유의 분포와 이에 따른 임금의 분포 등에 대해서도 살펴, 주된 일자리 이탈을 낮추기 위한 노력의 방향에 대해서도 언급할 것이다. 마지막으로 주된 일자리에서 이탈이 이를 전후한 시기의 소득분배 상태와 빈곤 및 이들의 변화에 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대해서도 분석하기로 한다. 이상의 분석들을 바탕으로 본 연구가 정책적으로 얻을 수 있는 시사점들을 제시하면서 연구를 마무리할 것이다.

## II. 주된 일자리 이탈 전후 경제활동

### 1. 기존 연구

기존의 연구에 대해 살펴보기에 앞서 본 연구의 분석에 사용될 수 있는 자료들 가운데 대표적인 자료인 경제활동인구조사 고령층 부가조사와 주된 일자리 이탈에 대해 알아보



자. 경제활동인구조사는 만 55~79세를 대상으로 매년 5월에 부가조사를 실시한다. 여기서 ‘가장 오랜 기간 근무한 일자리(직장)’에 대해 질문하는데, 이를 생애 주된 일자리로 파악할 수 있을 것이다. 구체적으로 이 조사는 주된 일자리 근속기간, 지금도 근무 여부, 그만둘 당시 나이, 그만둘 당시 근로형태, 업종, 직종, 그만둔 주된 이유 등을 조사하고 있다. 이로부터 주된 일자리 이탈자의 특성과 이후 상태들에 대해 추적관찰을 통한 분석이 가능하다.

주된 일자리에 연구의 초점을 맞추고 이로부터 이탈자를 추적 관찰하여 그 특성을 분석하고 있는 연구로 남재량(2019)을 들 수 있다. 그는 주된 일자리 5년 이상 근속 55~64세 가운데 주된 일자리 이탈자들의 경제활동상태를 3년 동안 추적하고 있다. 이 연구에 따르면, 주된 일자리 이탈 후 1년 이하 경과 시 해당 인구 가운데 취업자 비율이 급락하고 실업률이 급등하였다가 2년에 이르면 상당 정도로 회복하는 현상이 나타난다. .

## 2. 주된 일자리 이탈 전후에 대한 장기 추적 관찰

본 연구의 목적을 달성하기 위해서는 주된 일자리 은퇴를 전후한 개인에 대한 장기 추적 관찰이 필요하다. 그런데 위에서 언급한 경제활동인구조사는 표본의 지속적인 교체로 장기간에 걸친 추적관찰에 어려움이 있다. 장기 추적 관찰을 위해서는 이러한 용도에 맞도록 구축된 패널자료가 보다 유용하다. 여러 패널자료들이 존재하나 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하면 이러한 필요의 상당 부분을 충족시킬 수 있다.

먼저 KLIPS 상의 가장 주된 일자리에 대해 알아보자. KLIPS는 2015년 제18차 조사의 장년 부가조사에서 만 50~74세를 대상으로 ‘현재 하고 있거나 과거에 하였던 일 가운데 생애에서 가장 주된 일자리’에 대한 정보를 수집하고 있다. 구체적으로 생애에서 가장 주된 일자리를 언제부터 언제까지 다녔으며, 그만 두었다면 그만둘 당시의 사업체 특성과 일자리 특성, 월평균 임금 또는 소득, 정년 유무, 그만둔 이유 등을 묻고 있다. 아울러 은퇴 및 은퇴 관련사항들에 대해 자세히 조사하고 있다.

이제 KLIPS를 사용한 주된 일자리 이탈과 이를 전후한 시기의 특성 분석을 가능케 할 추적관찰 가능성에 대해 알아보자. 일단 KLIPS의 2015년 장년 부가조사 결과를 2015년의 경상조사 및 인접한 여러 해 동안의 자료와 병합하여 분석하면, 주된 일자리 이탈 전후에 대한 추적관찰이 가능하며 다양한 새로운 정보 추출이 가능하다. 현재 주요 자료정제(data cleaning) 과정이 마무리된 2018년 조사 자료까지 염두에 둔다면, 2014년에 주된 일자리에서 이탈한 경우 이후 4년 동안에 대한 추적관찰이 가능하며, 그 이전의 시기로도 거슬러 올라가 분석할 수 있다. 따라서 2015년의 장년 부가조사 자료는 본 연구에 아주 유용하게 사용될 수 있다.

이제 실제 KLIPS 장년 부가조사 자료상의 특징들을 살펴보자. 먼저 주된 일자리에서 1년 이상 일한 사람들 가운데 2014년에 여기에서 이탈한 사람들과 이들의 구성을 알아보

자. 2015년 장년 부가조사에서 50~69세 가운데 2014년에 주된 일자리를 그만 두었다고 응답한 개인은 다음의 <표 1>에서 보듯이 4,405명이다. 여성이 53.0%로 남성보다 다소 많고 50대가 55.0%를 차지하며 중졸이하 학력 비율이 44.7%로 가장 높다. 그러나 가중치를 적용하면, <표 2>에서 보듯이 남성이 23만 8천 명으로 52.5%를 차지하게 되고 50대 연령층의 비중은 62.9%로 높아지며 고졸 학력집단의 비중이 44.6%로 가장 높아진다. 여기서 적용한 가중치는 2015년의 횡단 가중치이며, 개인들에 대한 앞으로의 분석에서도 특별한 언급이 없는 한 이 가중치를 사용할 것이다.

주된 일자리 이탈자들의 60% 정도는 가구주이고 배우자인 경우가 40% 정도를 차지하며, 기타의 경우는 미미한 정도에 불과하다.(표 3) 가구 경제활동의 중심축에 해당하는 가구주가 주된 일자리에서 이탈할 경우 그러한 가구 전체의 경제 상황이 크게 영향받게 되므로, 우리는 이에 대해 주목할 필요가 있다. 만약 이러한 가구들의 구성원 수가 많다면 가구주의 주된 일자리 이탈은 사회와 국가 전체적으로 더욱 큰 영향을 미치게 될 것이다. 아울러 주된 일자리 이탈자의 90% 가량은, <표 4>에서 보듯이, 기혼 유배우 상태에 있다. 다만 이들의 비율은 점차 감소하고 있으며, 기혼 유배우도 아니고 미혼도 아닌 기타의 비율이 점점 높아져 2018년에 이르면 11.8%를 차지한다.

<표 1> 주된 일자리 2014년 이탈자와 그 구성 : 가중치 미적용

(단위 : 명, %)

	계	성		연령집단		학력집단			
		남성	여성	50대	60대	중졸이하	고졸	전문대졸	대졸이상
표본수 (명)	4,405	2,071	2,334	2,424	1,981	1,967	1,709	218	511
구성비	100.0	47.0	53.0	55.0	45.0	44.7	38.8	4.9	11.6

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

<표 2> 주된 일자리 2014년 이탈자와 그 구성 : 가중치 적용

(단위 : 천명, %)

	계	성		연령집단		학력집단			
		남성	여성	50대	60대	중졸이하	고졸	전문대졸	대졸이상
표본수 (천 명)	452	238	215	284	168	178	202	39	34
구성비	100.0	52.5	47.5	62.9	37.1	39.3	44.6	8.5	7.6

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

<표 3> 주된 일자리 이탈자의 가구주와의 관계

(단위 : %)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
가구주	59.4	59.3	59.4	60.5	62.4	60.6	59.1	59.0	60.2
배우자	39.5	40.6	40.5	39.4	37.6	39.3	40.8	40.9	39.8
기타	1.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

<표 4> 주된 일자리 이탈자의 혼인상태

(단위 : %)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
기혼유배우	90.9	91.8	91.2	89.1	89.4	88.4	88.9	87.5	87.2
미혼	1.0	0.0	0.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.1	1.0
기타	8.1	8.2	8.8	9.9	9.5	10.6	10.1	11.5	11.8
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

<표 5> 주된 일자리 2014년 이탈자의 평균 퇴직연령

(단위 : 세)

	계	성		학력집단			
		남성	여성	중졸이하	고졸	전문대졸	대졸이상
연령	56.9	56.9	56.9	59.3	55.9	54.8	53.3
차이	0.0	0.0	0.0	2.4	-1.0	-2.0	-3.6

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

이제 주된 일자리 퇴직 연령을 살펴보자. 2014년 주된 일자리 퇴직 당시 연령은 <표 5>에서 보듯이 평균 56.9세이며, 우연히 남성과 여성의 연령이 같다. 중졸이하자의 평균 퇴직 연령은 59.3세인데, 학력이 높을수록 퇴직 연령이 낮아져 대졸이상의 경우 전체 평균인 56.9세보다 3.6세 낮은 53.3세이다.

### 3. 주된 일자리 이탈 전후 경제활동에 대한 추적 관찰

이제 주된 일자리 이탈 전후에서 나타나는 경제활동과 관련된 추적관찰 결과를 살펴보자. 가장 주목할 만한 특징은 주된 일자리 이탈자 고용 관련 변수들의 급변 및 불안정이다.

## 가. 고용 관련 변수들의 급변

주된 일자리에서 2014년에 이탈한 근로자의 이탈 전후 경제활동에 대한 추적 관찰 결과를 <표 4>에 제시하였으며, 이에 대한 직관적인 이해를 돕기 위해 그림들을 그려 함께 제시하였다. 종사상의 지위 변화와 근로형태 변화에 대해서도 추적 관찰한 결과를 그림으로 그려 살펴보았다. 비교를 위해 해당 연령층인 50~69세의 경제활동상태에 대해서도 동일한 작업을 반복하여 추적 관찰한 결과를 함께 그림에 제시하였다.([그림 1]~[그림 4]) 이 표와 그림들에서 보듯이 취업자 비율과 비경활 비율, 실업자 비율, 그리고 실업률과 참가율 등에서 매우 급격한 변화가 관찰되며, 이러한 변화들은 해당 연령층 전체의 경우와 크게 대비된다.

다음으로 살펴볼 특징은 취업자 비율과 참가율의 급락 후 회복이다. <표 4>에서 보듯이 취업자 수가 해당 연령층의 생산가능인구에서 차지하는 비율인 취업자 비율, 즉 고용률은 주된 일자리 퇴직 직전인 2013년에 92.7%였으며, 참가율은 95.4%였다. 2014년 주된 일자리 퇴직과 함께 이 변수들의 값이 각각 74.4%와 74.6%로 하락하고 있다. 2015년에 이르면 이들은 각각 18.4%와 29.6%에 불과할 정도로 급격히 하락한다. 급락한 취업자 비율과 참가율은 이후 회복세를 보이고 있으나 4년 후인 2018년에도 이들의 값은 모두 41.7%에 머무는 데에 불과하다. 반면 50~69세 연령층 전체의 경제활동상태 비율들은 [그림 2]와 [그림 4]에서 보듯이 매우 안정적이다.

실업 관련 주요 특징은 실업률과 실업자 비율의 급등 후 회복이다. 주된 일자리 퇴직자 가운데 2014년에 실업상태에 놓이게 사람의 해당 연령층 인구에 대한 비율인 실업자 비율은 0.2%이며, 실업률은 0.3%에 불과하다. 그러나 퇴직 이듬해인 2015년에 실업자 비율은 11.2%로 급등하며, 실업률은 무려 37.9%에 달한다. 이후 실업률은 2016년에 19.2%로 하락하고 2017년에 다시 4.9%로 하락하며 2018년에 이르러 0% 수준을 회복하며, 실업률 비율도 유사한 변화를 보인다.

이러한 실업 관련 변수들의 급등 후 회복하는 모습은 노동시장에서 마치 겪지 않아도 될 불필요한 과정을 겪고 있는 것으로 보이는데, 이는 주된 일자리 퇴직 이후에 대한 대비 부족으로 해석할 수 있다. 반면 50~69세 연령층 전체의 경제활동상태 비율들은 [그림 2]와 [그림 4]에서 보듯이 매우 안정적이다.

<표 4> 주된 일자리 2014년 이탈자의 경제활동상태 추적관찰

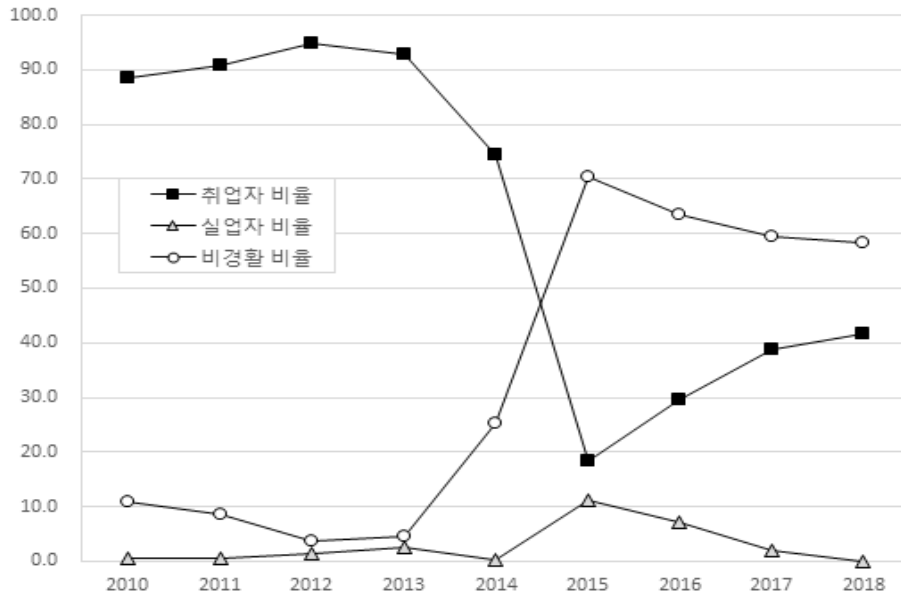
(단위 : %)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
취업자 비율	88.4	90.9	94.8	92.7	74.4	18.4	29.5	38.7	41.7
실업자 비율	0.6	0.6	1.3	2.7	0.2	11.2	7.0	2.0	0.0
비경활 비율	11.0	8.6	3.8	4.6	25.4	70.4	63.4	59.3	58.3
실업률	0.6	0.6	1.4	2.8	0.3	37.9	19.2	4.9	0.0
참가율	89.0	91.4	96.2	95.4	74.6	29.6	36.6	40.7	41.7

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 1] 주된 일자리 2014년 이탈자의 경제활동상태 비율 추적관찰

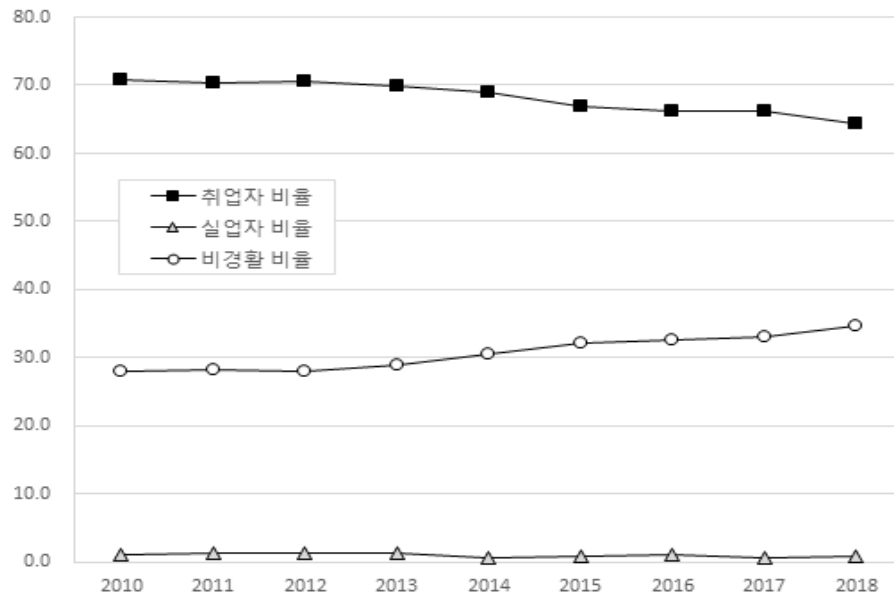
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 2] 50~69세 연령층 전체의 경제활동상태 비율

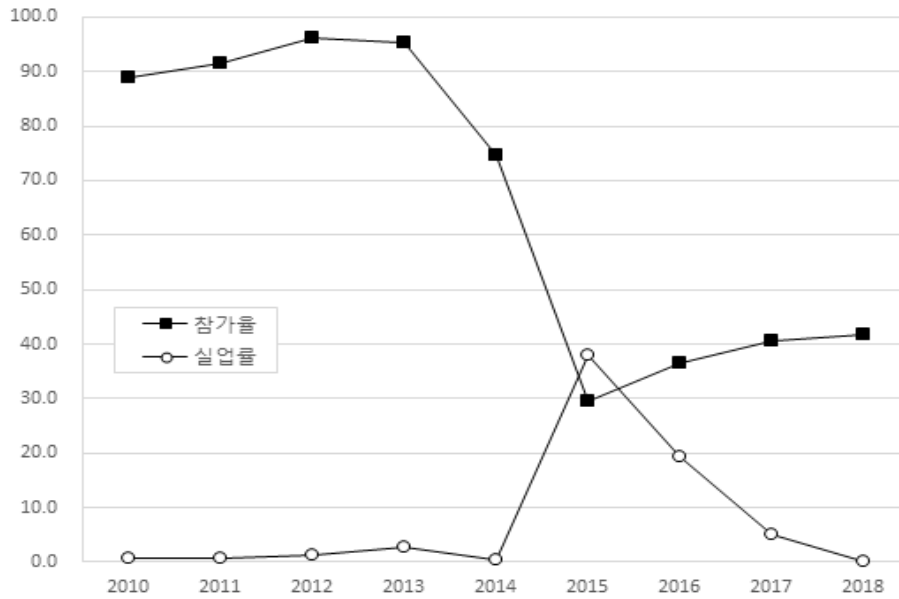
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 3] 주된 일자리 2014년 이탈자의 참가율과 실업률 추적관찰

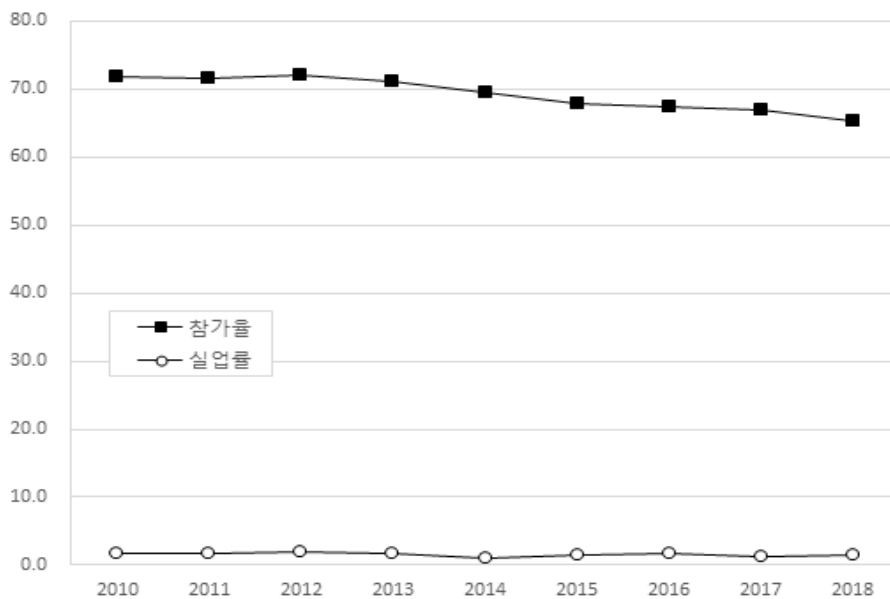
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 4] 50~69세 연령층 전체의 참가율과 실업률

(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

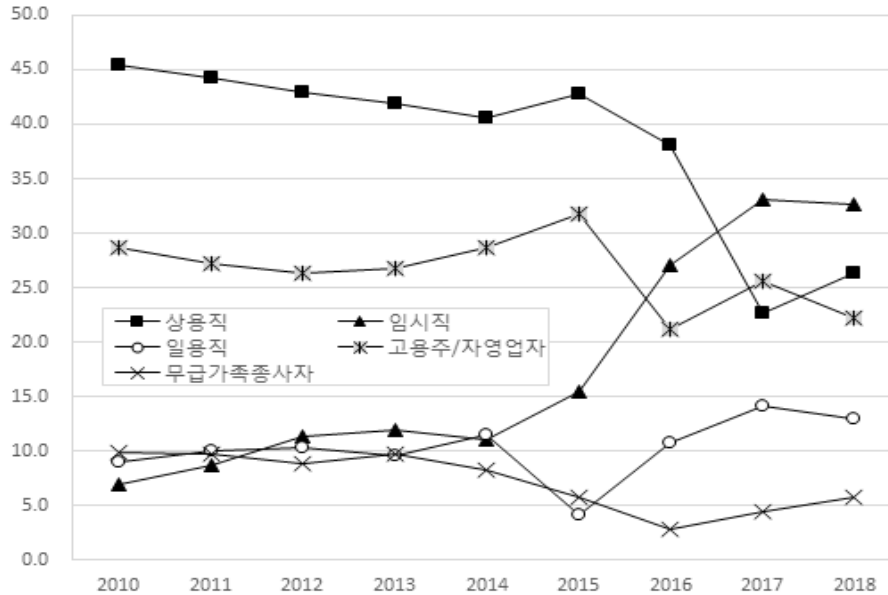
#### 나. 종사상 지위의 변화

이제 종사상 지위의 변화에 대해 살펴보자. 종사상의 지위는 2016년에 이르러서야 크게 변하고

있다. 즉 2015년에 비해 2016년의 상용직 비율 감소가 두드러지며, 2017년의 상용직 비율 감소는 급격한 반면, 고용주/자영업자 비율 감소는 2016년에 크다. 임시직의 비율은 2015년부터 2017년에 걸쳐 급격히 증가하며, 일용직 비율은 2016년부터 2017년까지 지속되고 있다.

[그림 5] 주된 일자리 2014년 이탈자의 종사상 지위 추적관찰

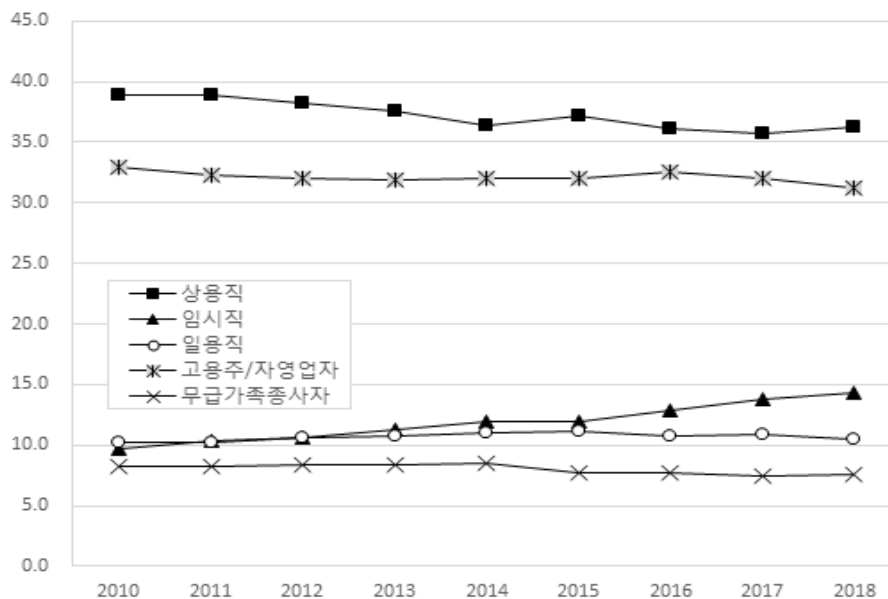
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 6] 50~69세 연령층 전체의 종사상 지위

(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

## 다. 근로형태의 변화

근로형태의 변화와 관련해서 나타나는 특징은 퇴직 이듬해인 2015년부터 정규직 비율 급감 및 비정규직 비율 급증 현상이다. 여기서 비정규직이라 함은 한시근로와 시간제근로 및 비전형근로를 말한다.

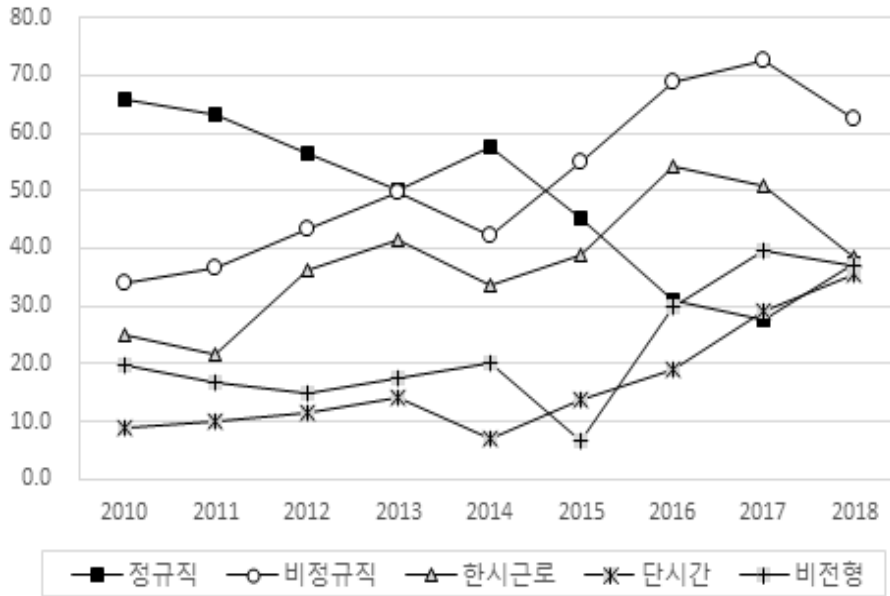
경제활동인구조사(통계청, 주요용어해설)에서 한시근로를 하는 한시적 근로자란 “근로계약기간을 정한 근로자(기간제근로자) 또는 정하지 않았으나 계약의 반복 갱신으로 계속 일할 수 있는 근로자와 비자발적 사유로 계속 근무를 기대할 수 없는 근로자(비기간제근로자)를 포함”한다. 시간제 근로자란 “직장(일)에서 근무하도록 정해진 소정의 근로시간이 동일 사업장에서 동일한 종류의 업무를 수행하는 근로자의 소정 근로시간보다 1시간이라도 짧은 근로자로, 평소 1주에 36시간미만 일하기로 정해져 있는 경우가 해당”된다. 비전형근로자란 “파견근로자, 용역근로자, 특수형태근로종사자, 가정 내(재택, 가내)근로자, 일일(단기)근로자”를 말한다.

한시근로도 2015년부터 증가하고 있으며, 이와 달리 단시간근로의 비율 증가는 2017년과 2018년도 계속되고 있다. 비전형근로는 퇴직 이듬해인 2015년에 오히려 감소하며 이후 2년 동안 크게 증가하는 모습을 보인다.



[그림 7] 주된 일자리 2014년 이탈자의 근로형태 추적관찰

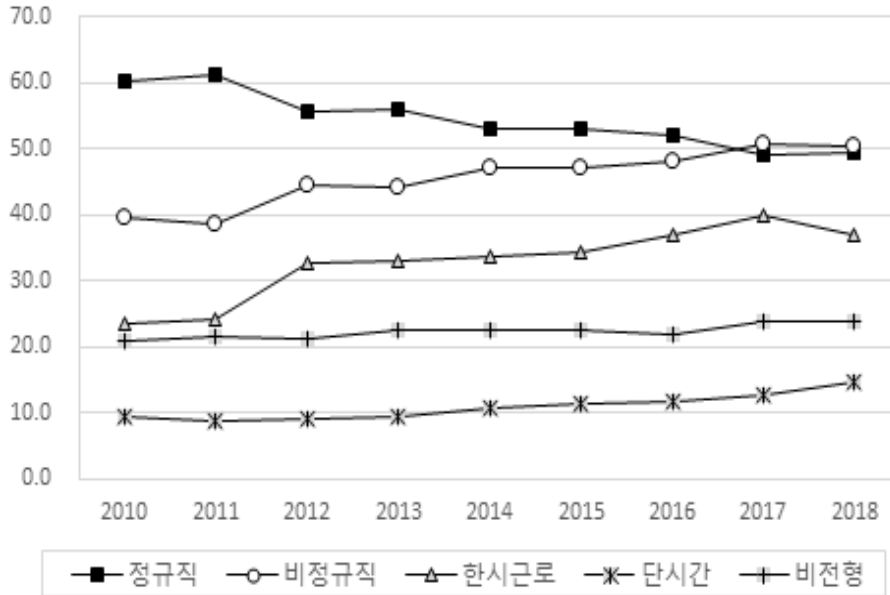
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 8] 50~69세 연령층 전체의 근로형태

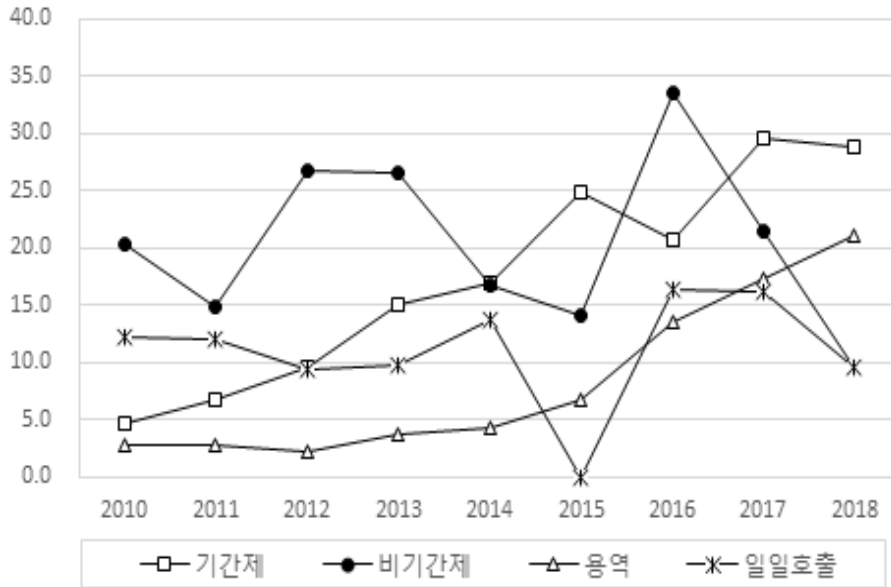
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 9] 주된 일자리 2014년 이탈자의 세부 근로형태 추적관찰

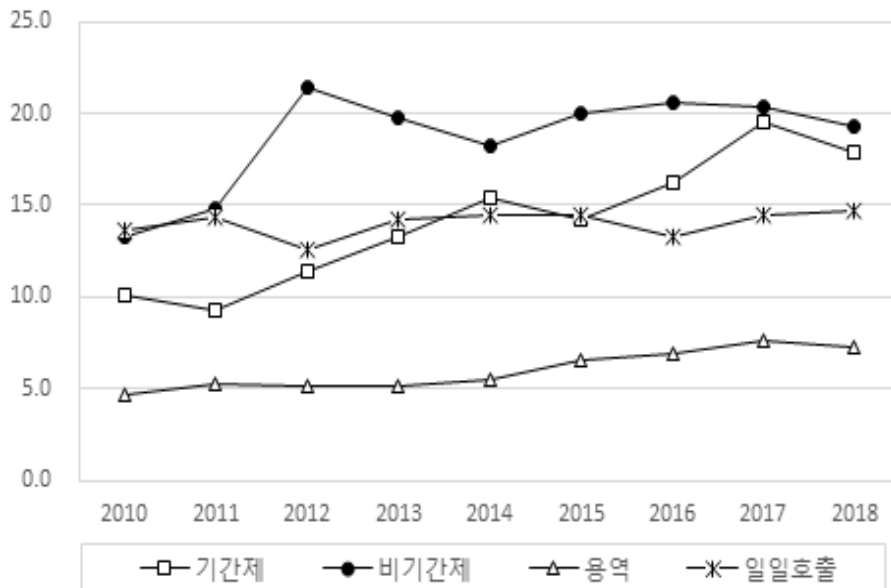
(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 10] 50~69세 연령층 전체의 세부 근로형태

(단위 : %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

## 4. 주된 일자리 이탈 전후 근로소득의 변화

### 가. 임금의 변화

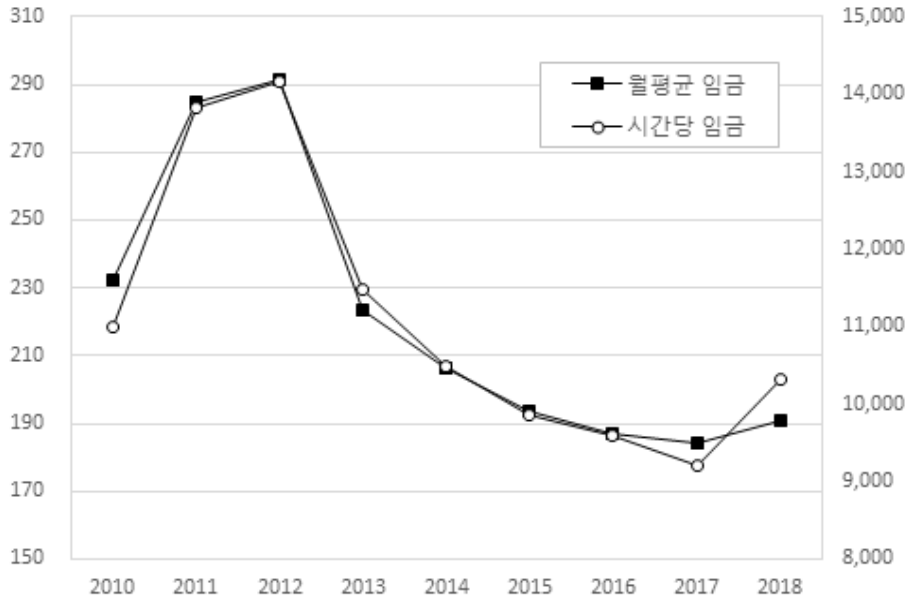
먼저 주된 일자리 이탈 전후 월평균 임금 또는 보수와 시간당 임금 또는 보수의 급격한 변화에 대해 살펴보자. 월평균 임금(보수)과 시간당 임금(보수)의 움직임은 [그림 11]에서 보듯이 매우 급격한데, 두 변수의 움직임은 매우 흡사하다. 주된 일자리 퇴직 전년도인 2013년의 임금이 2012년의 경우에 비해 급감하고 있으며, 감소폭은 줄어들었으나 이후의 감소세는 주된 일자리 퇴직 후 3년까지 지속되고 있다. 이러한 모습은 50~69세 [그림 12]에 제시한 연령층 전체의 경우와 크게 구분된다.

### 나. 근로시간의 변화

다음으로 근로시간의 조기 변화와 급격한 변화에 대해 알아보자. [그림 13]에서 보듯이 근로시간은 2011년부터 크게 하락하고 있으며, 퇴직직전 연도인 2013년까지 이러한 하락세는 그대로 지속된다. 퇴직 당해 연도인 2014년에 근로시간은 미소하지만 오히려 증가하며, 이듬해의 근로시간 증가는 상당히 큰 폭으로 이루어지고 있다. 이후 50~69세 연령층 전체의 근로시간 감소와 유사한 하락세를 보이다가 2018년에 크게 감소하는 모습을 보인다. 우리는 큰 폭의 근로시간의 변화가 주된 일자리 퇴직을 3년이나 앞둔 시점에서부터 이루어지고 있는 현상에 주목할 필요가 있다. 만약 이러한 현상이 매우 굳건한(robust) 것이라면, 우리는 큰 폭의 근로시간 감소를 주된 일자리 퇴직의 전조로 인식할 수 있을 것이며, 이를 바탕으로 이후에 대한 대비를 할 수 있을 것이다.

[그림 11] 주된 일자리 2014년 이탈자의 월평균 임금과 시간당 임금

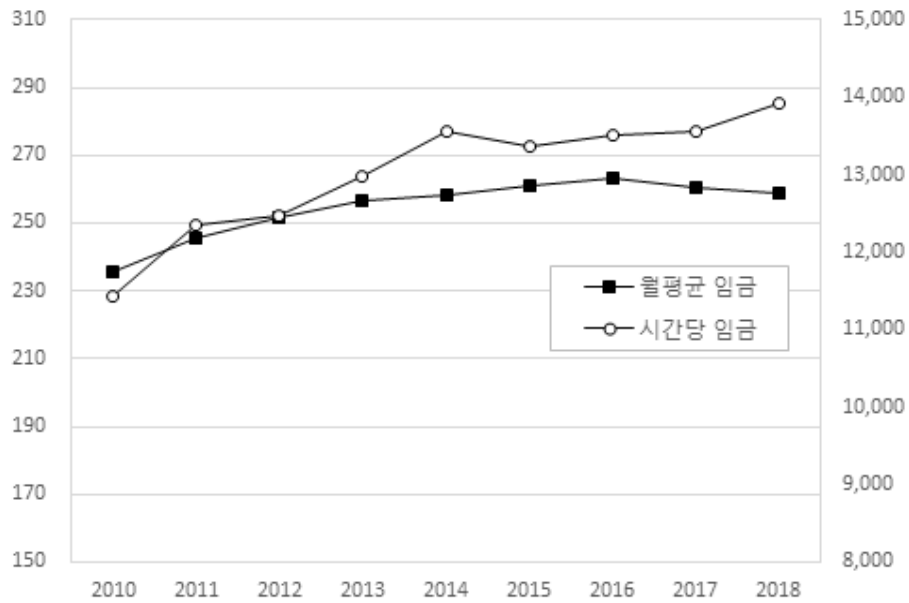
(단위 : 만원, 원)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

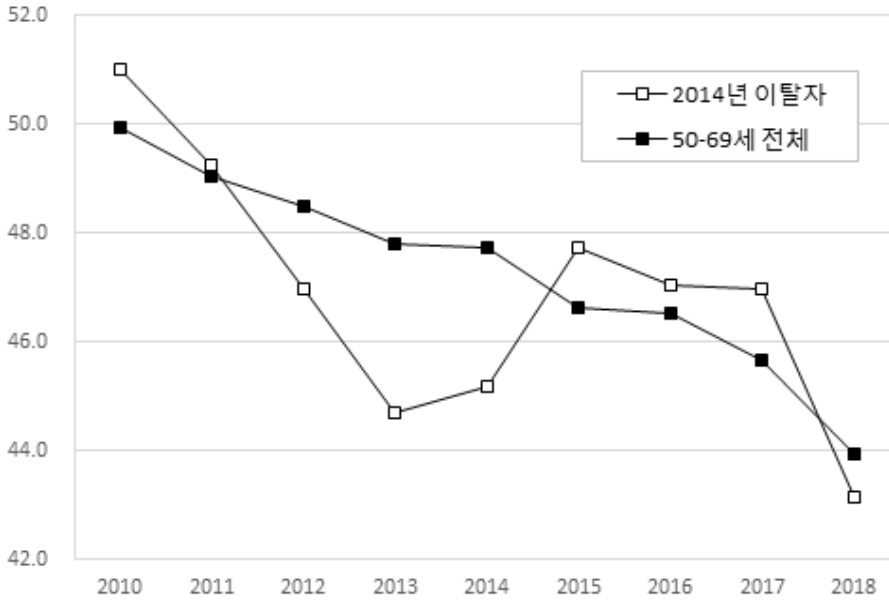
[그림 12] 50~69세 연령층 전체의 월평균 임금과 시간당 임금

(단위 : 만원, 원)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 13] 주된 일자리 2014년 이탈자와 50~69세 연령층의 주당 평균 근로시간  
(단위 : 시간)



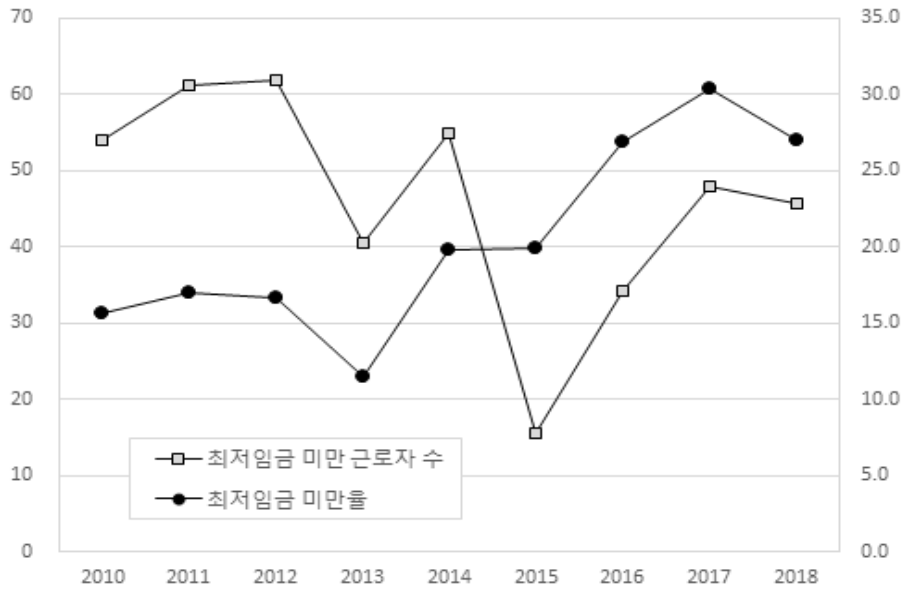
자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

#### 다. 최저임금 미만률의 급격한 상승

주된 일자리 퇴직에 따른 고용 악화와 함께 최저임금 미만 근로자의 수 역시 퇴직 이듬해에 크게 감소한다. 반면 최저임금 미만 근로자의 비율인 미만률은 퇴직 연도인 2014년부터 크게 상승하며 이듬해에 별 변화를 보이지 않다가 이후 2년에 걸쳐 크게 증가한다. 이에 따라 미만율은 퇴직 직전 연도의 11.4%에서 2017년의 30.3%로 세배 가까이 상승하고 있다.(오른쪽 축) 이러한 모습은 50~69세 연령층 전체의 경우와 크게 구분된다.(그림 15)

[그림 14] 주된 일자리 2014년 이탈자의 최저임금 미만 근로자 수와 미만률

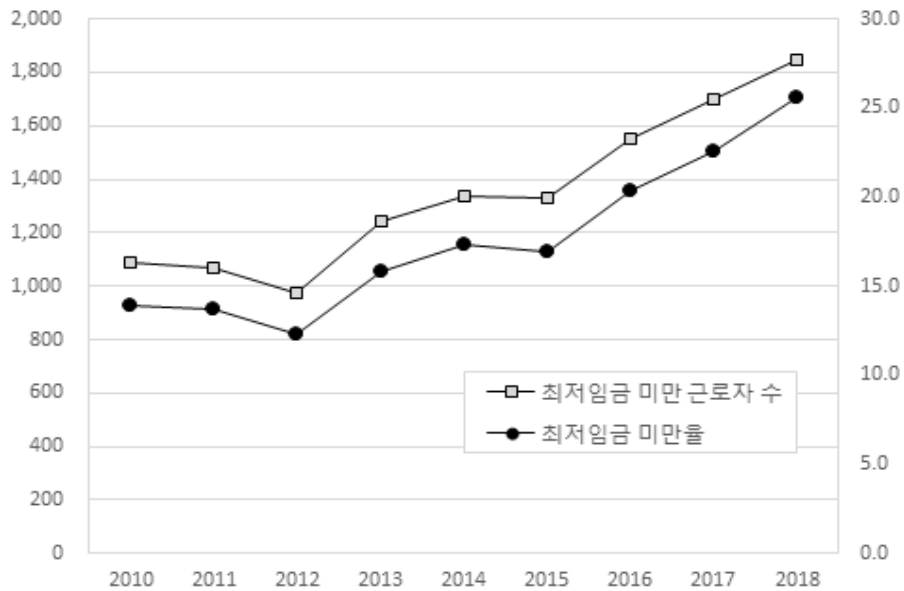
(단위 : 천명, %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 15] 50~69세 연령층의 최저임금 미만 근로자 수와 미만률

(단위 : 천명, %)



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

라. 주된 일자리 퇴직 사유의 분포

<표 5> 주된 일자리 2014년 퇴직자의 퇴직사유 및 당시 연령과 임금

(단위 : 명, %, 세, 만원, %)

	해당자수	비율	퇴직당시 만나이	평균연령 과의 차이	퇴직당시 평균임금	평균임금 (전체) 대비 비율
직장의 파산, 폐업, 휴업 등으로 인해	50,430	11.1	55.0	-1.9	226	113.6
일거리가 없거나 적어서	59,917	13.2	56.7	-0.2	161	81.0
명예퇴직	24,332	5.4	55.6	-1.3	317	159.2
정년퇴직	42,148	9.3	59.9	3.0	278	139.9
건강, 고령 등의 이유로	178,956	39.6	58.2	1.3	179	90.1
해고(정제나 정리해고 포함)로 인해	7,985	1.8	54.3	-2.5	386	194.0
권고사직	9,553	2.1	50.3	-6.6	-	-
계약기간 끝나서	11,954	2.6	57.3	0.4	146	73.6
소득 또는 보수가 적어서	17,773	3.9	52.2	-4.6	248	124.8
일이 임시적이거나 장래성이 없어서	3,754	0.8	56.1	-0.8	84	42.4
적성, 지식, 기능 등이 맞지 않아서	3,579	0.8	56.3	-0.6	-	-
근로시간 또는 근로환경이 나빠서	2,877	0.6	-	-	-	-
자기(가족)사업을 하려고	10,562	2.3	56.3	-0.6	-	-
결혼, 육아, 가사 등 가사문제	19,112	4.2	55.6	-1.3	76	38.3
회사 내 인간관계 때문에	1,592	0.4	-	-	250	125.8
우리 집이 이사하여서	7,849	1.7	55.2	-1.7	-	-
계 (평균)	452,373	100.0	56.9	0.0	199	100.0

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

건강, 고령 등의 이유로 퇴직하는 경우가 <표 5>에서 보듯이 전체 퇴직의 39.6%를 차지하여 단일 항목으로 가장 비중이 크다. 그러나 직장의 파산, 폐업, 휴업 등으로 인한 경우가 11.1%, 일거리가 없거나 적어서인 경우가 13.2%, 명예퇴직 5.4%, 정년퇴직 9.3%이며 이들을 함께 묶으면 39.0%로 높아진다. 여기에 해고, 권고사직, 계약기간 만료 등의 경우를 포함하면, 이 비율은 44.5%로 높아진다. 이들 전부는 아니겠으나, 이들 가운데 상당부분은 노동수요 측면의 요인에 의한 것으로 파악할 수 있겠다.

이제 주된 일자리 퇴직 사유별 평균 임금을 살펴보자. <표 5>에서 보듯이 퇴직 사유별로 퇴직 당시 임금수준에 차이가 큰데, 명예퇴직의 경우가 317만 원으로 가장 높고 정년퇴직이 278만 원으로 그 다음이다.

### III. 주된 일자리 이탈자 가구의 소득분배 상태 및 빈곤 동학

이제 주된 일자리에서 이탈한 가구원이 있는 가구의 소득분배 상태와 그 변화에 대해 알아보자. 먼저 가구원의 수에 대해 살펴보자. 가구원의 수가 많은 가구에서 가구주의 주된 일자리 이탈이라는 충격은, 다른 상황이 동일하다면, 그렇지 않은 가구의 경우에 비해 매우 클 것이므로, 가구원 수는 중요한 정보이다. <표 7>은 이를 보기 위해 제시한 것이다.

이 표에서 보듯이 주된 일자리 이탈자가 있는 가구의 가구원 수는 주된 일자리 이탈자가 없는 가구의 가구원 수와 상당한 차이를 보인다. 이탈 가구의 가구원 수가 1명인 경우는 4.6~7.8%에 불과한데, 이는 비이탈 가구의 19.3~24.1%에 비해 매우 낮다. 반면 가구원 수가 2~3명인 경우는 이탈 가구의 경우에서 더 높고 전반적으로 높아지는 모습을 보인다. 2018년에 이르면 가구원 2인과 3인의 비율은 각각 36.4%와 32.1%로서 비이탈 가구의 21.6%와 20.0%에 대비된다. 반면 가구원 수가 4명인 경우의 비율은 이탈 가구에서 2011년에 40.6%까지 상승하였다가 이후 하락하기 시작하여 2017년 26.3%, 2018년 19.1%로 급격히 하락하고 있다. 비이탈 가구에서도 가구원 수가 4명인 비율은 감소하고 있으나, 2010년 31.6%에서 2018년 27.8%로 하락하는 데에 그친다.

<표 8>은 소득의 10분위 비율을 가구의 경상소득을 기준으로 나타낸 것이다. 총소득을 기준으로 한 결과는 <표 9>에 제시하였다. 두 결과는 크게 다르지 않으나, 총소득에서 공적 이전소득을 제외한 경상소득을 중심으로 살펴보도록 하자.

<표 7> 주된 일자리 이탈 가구원 유무 가구별 가구원 수 비율

(단위 : %)

	가구원수	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
이탈	1명	4.6	5.6	5.4	5.7	5.4	5.6	6.1	7.6	7.8
	2명	21.4	19.7	23.6	22.4	22.6	26.8	29.0	29.1	36.4
	3명	24.1	24.1	24.0	25.9	25.8	27.7	31.7	32.4	32.1
	4명	38.6	40.6	38.7	38.1	37.6	35.0	28.9	26.3	19.1
	5명	10.6	9.4	7.7	7.4	7.6	4.5	3.8	4.2	4.0
	6명 이상	0.6	0.6	0.6	0.6	1.0	0.5	0.5	0.5	0.6
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
비이탈	1명	19.3	20.8	21.6	21.4	21.8	22.3	22.8	23.5	24.1
	2명	19.8	20.2	20.1	20.5	20.6	20.8	21.4	21.2	21.6
	3명	20.7	19.8	19.4	19.7	19.6	19.3	20.3	20.1	20.0
	4명	31.6	31.2	30.9	30.4	30.1	30.2	28.3	28.2	27.8
	5명	7.1	6.7	6.6	6.6	6.5	6.2	6.0	5.9	5.3
	6명 이상	1.6	1.4	1.4	1.4	1.3	1.2	1.1	1.1	1.2
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산



<표 8>에서 두드러지는 것은 이탈 가구의 소득이 1분위와 2분위에 위치하는 비율이 주된 일자리 이탈과 더불어 급격히 높아진다는 사실이다. 즉 이탈 가구의 1분위와 2분위 비율은 2014년에 각각 4.4%와 6.3%이어서 소득 하위 20%에 속하는 비율이 10.7%에 불과하였으나, 2015년에 이 비율이 20.2%(7.2+13.0)로 상승하고 있으며, 2016년에 25.8%(11.4+14.4)로 더욱 상승하였다.

평균 연령 56.9세에 주된 일자리에서 이탈할 경우 이에 해당하는 4 가구 가운데 1 가구는 2년 정도 지나면 소득 하위 20%에 속하게 되는 것이다. 이후 이러한 소득 하위 20% 비율은 2017년 23.7%와 2018년 25.3%로 변동하고 있다.

<표 8> 주된 일자리 이탈 가구원이 있는 가구의 소득분배 : 경상소득 기준

(단위 : %)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
1분위	2.7	4.5	2.4	7.2	4.4	7.2	11.4	11.4	8.1
2분위	4.4	5.1	8.1	6.1	6.3	13.0	14.4	12.3	17.2
3분위	8.2	5.0	8.3	6.1	10.2	13.2	14.0	4.7	6.3
4분위	13.7	11.1	8.4	16.3	6.5	7.0	12.1	9.9	13.9
5분위	5.6	13.0	14.0	8.9	8.0	9.7	7.4	14.1	7.9
6분위	12.5	7.5	9.0	5.0	8.4	6.1	9.7	12.7	14.4
7분위	16.4	17.4	9.3	12.8	13.7	6.5	8.5	8.5	7.5
8분위	9.2	12.7	14.6	9.9	12.8	13.6	5.5	9.3	8.5
9분위	17.0	11.4	9.3	16.4	15.6	15.2	9.9	11.9	7.3
10분위	10.3	12.3	16.7	11.4	14.1	8.4	7.1	5.1	9.1
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

<표 9> 주된 일자리 이탈 가구원이 있는 가구의 소득분배 : 총소득 기준

(단위 : %)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
1분위	2.5	3.7	2.5	6.5	4.5	8.5	13.5	12.3	9.9
2분위	4.3	3.9	6.1	4.6	5.8	9.3	12.7	10.9	13.3
3분위	7.9	5.9	9.5	7.9	11.2	15.5	14.5	4.2	7.7
4분위	14.8	11.5	10.8	16.4	6.1	7.4	11.7	10.7	12.8
5분위	4.7	11.4	12.1	7.5	8.7	6.1	8.3	14.3	11.7
6분위	12.5	9.2	9.0	6.2	11.9	8.4	8.2	13.0	10.2
7분위	13.6	17.4	9.9	12.8	10.5	5.2	9.1	7.6	11.4
8분위	11.6	12.2	13.8	11.3	10.3	11.0	5.9	11.5	5.6
9분위	16.8	13.8	8.5	16.1	14.2	12.0	8.9	10.4	8.7
10분위	11.3	11.0	17.6	10.7	16.9	16.6	7.3	5.1	8.6
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

이제 한 걸음 더 나아가 이탈 가구가 빈곤하게 되는 정도를 살펴보자. 빈곤을 정의하는 데에 있어 흔히 사용되는 빈곤선은 2014년까지는 국민기초생활보장제도 하의 최저생계비를 기준이었다. 그러나 관련 법의 개정으로 인해 2015년부터 기준 중위소득의 개념이 도입되어 빈곤선으로 사용되고 있다. 기준 중위소득은 통계청의 조사 결과에서 중위소득의 50%를 산정하고 이를 바탕으로 중앙생활보장위원회가 심의·의결하여 고시되는 소득이다. 후자의 개념에 입각하여 빈곤선을 정의할 경우 전자의 경우에 비해 빈곤선이 높아져 빈곤률 역시 커지게 된다.<sup>1)</sup>

<표 10>은 2014년까지 최저생계비 개념에 입각하여 그리고 2015년부터 기준 중위소득 개념을 사용하여 빈곤선을 정의하고 빈곤률을 계산한 결과를 제시한 것이다. [그림 16]과 [그림 17]은 <표 10>의 내용을 그림으로 그려 제시한 것으로 직관적인 이해를 돕기 위함이다.

<표 10>에서 보듯이 경상소득을 기준으로 할 경우 주된 일자리에서 2014년에 이탈하게 되는 이탈가구의 빈곤률은 2013년에만 하더라도 4.7%로서 가구 전체를 대상으로 하는 경우의 2013년 빈곤률인 10.6%에 비해 훨씬 낮았다. 그러나 주된 일자리 이탈이 발생하는 2014년에 이탈가구의 빈곤률은 전년도의 4.7%에 비해 8.8% 포인트나 상승한 13.5%를 기록하고 있다. 2015년과 2016년의 이탈가구 빈곤률은 기준 중위소득을 기준으로 할 경우 각각 18.5%와 20.4%로 높아진다. 주된 일자리에서 이탈하는 가구원이 있는 가구는 이로부터 2년 가량 경과하는 경우 중위소득의 절반에도 이르지 못하는 빈곤가구로 전락하게 되는 것이다.

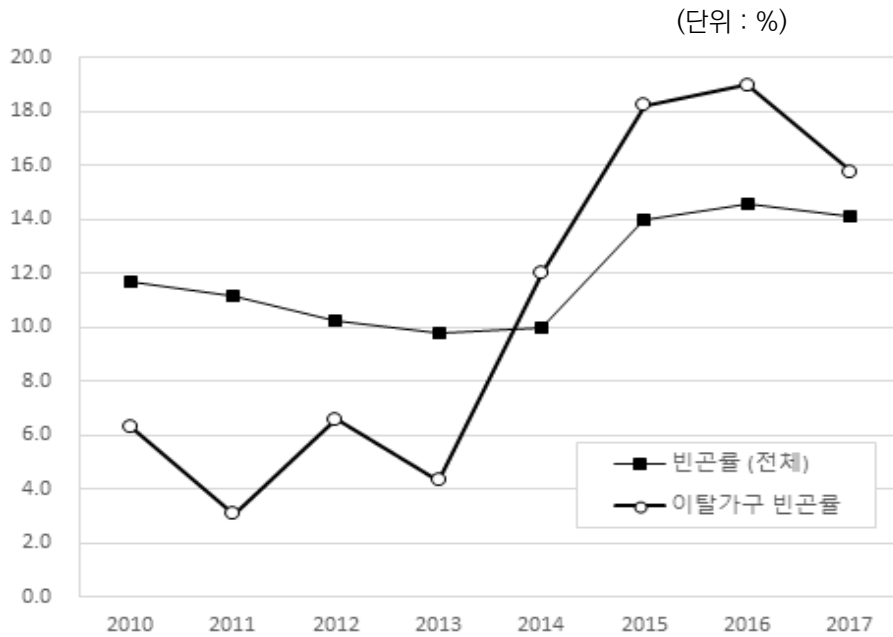
<표 10> 빈곤률

		(단위 : %)							
		2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
경상소득 기준	전체	12.5	12.0	11.2	10.6	11.3	15.5	16.0	15.2
	이탈가구	7.9	3.4	8.2	4.7	13.5	18.5	20.4	16.8
총소득 기준	전체	11.7	11.1	10.2	9.8	10.0	14.0	14.6	14.1
	이탈가구	6.3	3.1	6.6	4.3	12.0	18.2	19.0	15.8

자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

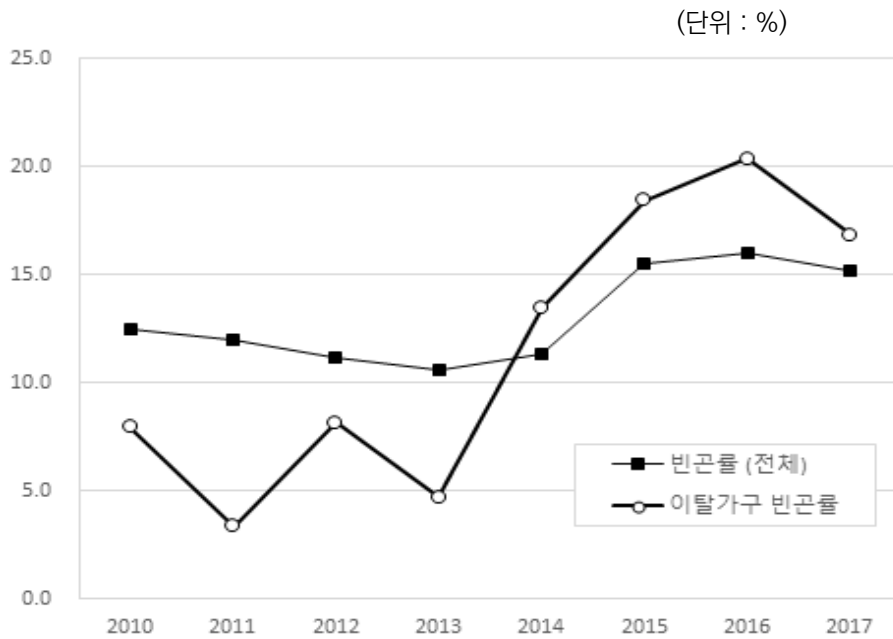
1) 따라서 2014년 이전과 2015년 이후의 빈곤률을 단순 비교해서는 안된다.

[그림 16] 빈곤률 : 총소득 기준



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

[그림 17] 빈곤률 : 경상소득 기준



자료 : 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하여 저자 계산

## IV. 결 론

이제 앞의 분석결과들을 요약하여 정리하는 한편, 이들이 시사 하는 바를 제시하면서 본 연구를 마무리하기로 하자. 먼저 고용 관련 특징들이다. 가장 중요한 것은 주된 일자리 퇴직 시점(연도)과 그 이후 한동안 급격한 변동 및 불안정이었다. 2014년도에 50~69세이면서 주된 일자리에서 적어도 1년 이상 일한 평균 연령이 56.9세인 퇴직 직전 연도에 90%를 넘던 취업자 비율이 퇴직 직후 연도에서 20%에 미치지 못할 정도로 하락하고 있을 뿐만 아니라, 이후 3년이 경과하기까지 지속적으로 상승하여 40%를 넘고 있었다. 참가율에서도 유사한 모습이 관찰되었다. 실업률은 퇴직 시점(연도)에 0% 수준이나, 퇴직 직후 연도에서 40%에 육박할 정도로 상승하였다가, 이후 3년이 경과하면 퇴직 직전 수준으로 복귀하였다. 이러한 모습은 해당 연령층 전체의 변화와 전혀 다른 모습인데, 해당 연령층 전체의 고용 관련 움직임은 상대적으로 매우 안정적이었다.

다음으로 임금 관련 특징들이다. 무엇보다도 주된 일자리 퇴직 전년도부터 급격한 변화가 관찰되며 퇴직 이후에도 상당한 변화를 보였다. 퇴직 1년 전부터 월평균 임금(보수) 및 시간당 임금(보수)이 급락하며, 퇴직 후 3년이 경과할 때까지 지속적으로 하락하였다가 4년이 경과하면서 반등하고 있었다. 해당 연령층 전체의 월평균 임금(보수) 및 시간당 임금은 안정적으로 상승하거나 지속적으로 상승하는 모습을 보였다.

근로시간과 관련해서 나타나는 특징은 주된 일자리 퇴직 3년 전부터 근로시간의 급격한 감소가 관찰되며, 퇴직 이후 근로시간이 크게 증가하였다가 다시 감소하는 모습을 보인다는 사실이다.

최저임금 미만률의 급증 현상도 주목할 만하다. 퇴직 당해 연도부터 미만률이 급증하여 퇴직 후 3년경과 시의 미만률(30.3%)이 퇴직 직전 연도의 경우(11.4%)에 비해 약 3배 높아졌다. 구체적으로 주된 일자리 퇴직 전년도 미만률이 10% 남짓한 수준이었으나, 퇴직 당해 연도 미만률이 20%로 급증하며, 퇴직 후 3년이 경과하면 미만률이 30%까지 상승하였다. 미만률의 상승은 해당 연령층 전체로도 나타나고 있으나, 퇴직 전년도의 15% 수준에서 퇴직 당해 연도의 17%로 그리고 다시 퇴직 이후 3년경과 시의 22% 수준으로 상승하고 있을 뿐이었다.

주된 일자리 이탈 후 이러한 변화들은 이러한 가구들의 소득분배 상태를 악화시키고 있었다. 이탈 직전 이들 가구의 소득 하위 20% 이하 비율은 10.7%였으나, 이탈과 더불어 이 비율은 20.2%로 높아졌으며, 그 다음 해에 25.8%로 높아졌다. 이탈가구 4가구 가운데 1가구는 이탈 후 2년 가량 경과하면 소득 하위 20%에 속하게 되는 것이다.

이탈가구의 이러한 소득분배 상태 악화는 곧바로 빈곤으로 이어지고 있었다. 이탈가구의 빈곤률은 이탈 이전 경제전체 빈곤률의 절반에도 미치지 못하였으나, 이탈과 더불어 경제전체 빈곤률을 넘어서고 있다. 이탈 후 2년 가량 경과하면 이탈가구의 빈곤률은 20%를 넘고 있어 주된 일자리 이탈 5가구 가운데 1가구는 빈곤상태로 전락하게 된다.

이상의 분석결과들이 시사 하는 바들을 크게 세 가지로 나누어 제시하기로 한다. 첫째, 주된 일자리 이탈 시점 연기를 위한 노력이 필요하다. 주된 일자리 이탈 이유 가운데 45.5%가 노동수요 측면에 기인하였다. 직장의 파산이나 일거리가 없어서 또는 명예퇴직이나 정년퇴직에 의한 주된 일

자리 퇴직이 전체의 39.0%를 차지하였으며, 여기에 해고나 권고사직 또는 계약기간 종료를 추가로 고려하면 주된 일자리 이탈자의 45.5%가 주로 노동수요 측면의 요인에 기인하였다. 이러한 노동수요 측면의 요인은 그 형태는 다양하게 나타나겠지만, 임금과 생산성의 괴리가 주요 원인일 가능성이 크다. 이 경우 주된 일자리 고용 유지를 위해 생산성 제고와 임금유연화 노력이 필요할 것인데, 단기간에서 생산성 향상이 어렵다면 임금유연화가 유력한 대안일 수밖에 없다.

둘째, 건강 유지를 위한 노력이 필요하다. 주된 일자리 퇴직 사유 가운데 건강과 고령 등의 이유로 퇴직한 경우가 전체의 39.6%를 차지하고 있었다. 고령으로 인해 일할 수 없게 되는 것은 어쩔 수 없다고 하더라도 건강 때문에 주된 일자리에서 이탈하는 것은 노력에 의해 극복될 여지가 있다. 개인적으로나 국가적인 차원에서 근로를 계속하기 위한 정도의 건강을 유지하려는 노력을 기울일 필요가 있겠다.

셋째, 주된 일자리 퇴직 이후에 대한 대책 마련이 필요하다. 주된 일자리 퇴직 2년 전부터 근로시간이 크게 감소하기 시작하며, 퇴직 1년 전에 이르면 임금이 대폭적으로 감소하는데, 임금의 감소는 이후에도 계속되어 퇴직 후 3년이 경과할 때까지도 지속되었다. 이러한 변화들은 이탈가구의 소득분배 상태 악화 및 빈곤상태 전락으로 이어지고 있다. 반면 고용 관련 변수들은 퇴직 당시와 1년 경과 때까지 급격히 악화되며, 퇴직 이후 3~4년에 걸쳐 다소 회복되는 모습을 보였다. 이러한 주된 일자리 퇴직자의 경제활동 및 근로조건에 급격한 변화는 이에 대한 대비 부족을 알려주는 것으로 해석할 수 있다. 보다 장기적인 관점에서 주된 일자리 이탈 방지를 위한 노력이 필요할 것이나, 근로시간과 임금 등 근로조건에 큰 변화가 있으면 이를 고용조정 신호로 인식하고 대비하여야 할 것이다.

## 참고문헌

- 남재량(2019), 「중장년층의 경제활동 특성 분석 및 고용 정책」, 『고령인구 증가와 미래 사회정책』 (이윤경 외) 제5장, 한국보건사회연구원.
- \_\_\_\_\_ (2020), 「주된 일자리 은퇴 후 근로소득 격차 연구」, 『한국사회 격차문제와 포용성장 전략』 (김태완 외) 제5장, 한국보건사회연구원.

# 생존분석을 통한 구직기간 결정요인 연구

최지현\*

2018년 기준 한 해 동안 구직활동에 참여한 사람은 전체 취업자의 약 1/3로 파악되었다. 구직 행위는 개인 차원에서 더 나은 자리로 나아가는 기회이자 도전이다. 그러나 사회 전반적으로 구직기간이 장기화될 경우 사회경제적 손실이 늘어나고, 다양한 사회 문제를 초래하게 된다. 본고는 다양한 개인적 특성이 구직기간의 차이를 결정한다고 보고 12년치(2008~2019) 한국노동패널조사(KLIPS)의 개인 단위 데이터를 바탕으로 생존분석을 수행하였다. 생존분석 기법으로 개별 범주의 생존함수를 비모수적으로 추정하는 카플란-마이어(K-M) 분석법과 함께 여러 요인들을 고려 가능한 Cox 비례위험 모형을 사용하되, 가속실패시간(AFT) 모형을 추가로 도입하여 비례위험(PH) 가정이 위배되는 경우를 극복하였다. 분석 결과, 로그-정규 분포를 가정한 AFT 모형의 적합도가 가장 높게 나타났다. 그리고 여성이 남성보다, 비수도권 거주자가 수도권 거주자보다, 사회보험급여 비수급자가 계속 및 당해 수급자에 비해, 그리고 고졸자가 대졸자가 비해 구직기간이 상대적으로 짧은 것으로 나타나 일부 결과는 통념과 달랐다. 하지만 생존분석을 통해 집단간 구직기간 차이를 결정짓는 구체적 배경 원인을 확인할 수 없으며, 취업의 질적 측면을 설명하지 못하기 때문에 해석에 있어 주의가 요구된다. 아울러 생존분석은 내생성 문제를 내포하고 있기 때문에 변수들간 인과관계보다는 상관관계로 이해하는 것이 보다 적절하다.

주요 용어 : 구직기간, 구직, 취업, 생존분석, AFT 모형

---

\* 한국노동연구원 연구보조원. 경제학 석사.

## 1. 서론

구직활동은 단순히 실업 상태에서 이루어질뿐만 아니라 현업에 종사 중이지만 임금, 직급, 근로 환경 혹은 적성 등 여러가지 이유로 이직을 모색하는 활동까지 아우른다. 통계청이 발표한 일자리 이동통계(2018년 기준)에 따르면 한국의 등록취업자(임금 근로자 및 비임금 근로자) 인구는 약 2,384만 명으로 집계되었다(통계청, 2020). 그리고 이 중에서 전년(2017년)과 비교해 일자리를 새로 얻은 사람은 약 392만 명, 일자리를 옮긴 사람은 약 394만 명으로 파악되었다. 두 수치를 합치면 전체 취업자의 1/3 정도 되는 비중으로 결코 적지 않은 사람들이 한 해 동안 구직활동에 참여했음을 보여준다. 일반적으로 구직자들은 구직경쟁에서 유리한 위치를 점하기 위해 상위 교육기관 진학, 직업훈련, 자격증 취득 등의 노력을 보인다. 그렇지만 구직은 단순히 설명되는 문제가 아니다. 거주지, 혼인 여부, 가족관계 등의 생활 환경상 요인, 성별 등의 태생적 요인, 나이와 신체 건강 같은 불가항력적 요인, 심리 상태, 그리고 가치관과 내적 동기 등이 복합적으로 작용하기 때문이다. 따라서 개인마다 새 일자리를 얻는 데까지 걸리는 기간에 있어 분명 차이를 보일 것이다.

이에 따라 본고는 구직기간 차이를 결정짓는 다양한 개인적 요인들을 구체적으로 검증하고자 한다. 이를 위해 한국노동패널조사(KLIPS)가 제공하는 다년도 개인 단위 데이터를 바탕으로 생존분석을 수행하였다. 본문은 다음과 같이 세 부분으로 구성된다. 제 2장은 국내외 선행연구를 통해 구직기간 혹은 구직 성공에 영향을 주는 요인의 유형들을 확인하고자 한다. 제 3장은 본격적인 분석에 앞서 생존분석 이론의 요점에 대해 대략적으로 개괄하고, KLIPS 데이터에서 무엇을 선별해 변수로 구성했는지, 그리고 실증 모형을 어떻게 설정하였는지 설명하고자 한다. 제 4장은 분석 결과를 정리한 부분으로, 설정한 모형을 바탕으로 생존분석을 수행한 후 개인 특성에 따라 구분된 구직자 그룹간 구직기간의 차이가 확인되었는지, 또 각 특성이 구직기간에 어느 정도로 유의한 효과를 나타냈는지 자세히 밝혔다.



## II. 선행연구 검토

인구 집단의 구직활동은 국가 경제에 파급 효과를 미칠뿐만 아니라 직간접으로 다양한 사회문제를 유발하므로 여러 사회과학 분야에서 중요하게 취급되는 연구 주제다. 아울러 글로벌 금융위기 이후 잠재성장률 하락, 무역마찰 심화, 자국 우선주의 기류 확산 등에 따른 불확실성으로 인해 고용침체가 심해지는 상황에서 각국 정부에서 구직자를 대상으로 많은 행재정적 지원책을 시행하였다. 이후 그 효과성을 검증하고자 다양한 평가가 이루어졌다. 따라서 국내외적으로 관련 연구 결과가 많이 축적되었다.

여기서는 구직 혹은 구직기간에 영향을 미치는 요인을 주제로 다른 연구들을 소개한다. 일반적으로 전체 구직자보다는 대졸자, 청년, 여성, 노인, 장애인 등 특정 인구집단을 표적으로 삼은 연구가 주를 이룬다. Miyamoto·Suphaphiphat(2020)는 25개 유럽 국가들을 대상으로 2000년부터 2018년까지의 장기실업자 데이터를 바탕으로 실업 유발 요인과 대응 정책에 대해 분석하였다. 그 결과, 능력상 미스매치, 노동시장의 미스매치, 매칭 과정에서의 효율성, 그리고 노동시장 정책이 장기실업을 초래하였음을 확인하였다. 또한 구직자에 대한 직업훈련 및 창업 인센티브등의 정책적 요인이 장기실업을 낮추는데 효과가 있음을 지적하였다. Berg·Lomwel·Ours(1998)는 프랑스의 연령별 실업자를 연구하였는데, 결과적으로 경기변동 요인이 중장년층보다 청년층에 더 큰 영향을 주었다고 시사했다. Caliendo·Tatsiramos·Uhlendorff(2009)는 비례위험 모형을 통해 독일의 실업보험(UI) 혜택 증가에 따른 영향을 분석하였으며, 오히려 실업보험이 구직자들의 실업 기간을 늘렸다고 지적하였다. 노르웨이의 Bratberg·Espen·Nilsen(1998)은 고학력일수록, 그리고 여성일수록 구직기간이 상대적으로 짧았고 재직기간이 길었음을 밝혔다. 다만 취업한 여성은 남성보다 임금이 낮은 것으로 나타났다. 안태현·고영근(2016)은 개인의 성격, 태도, 가치관같은 비인지적 요인이 구직에 영향을 준다고 가설을 세우고 한국노동패널의 부가조사 데이터를 분석하였다. 분석 결과에 따르면 big5 성격 요인 중 개방성, 성실성, 외향성, 신경증, 그리고 호혜성 지표가 취업 성공률과 밀접한 관련이 있다고 결론지었다. 유사한 연구를 진행한 임찬영(2018)은 big5 중 성실성 수준이 높을 경우 오히려 무기력과 심리적 위축, 불안감에서 벗어나기 어려워지므로 결단성 결여를 야기해 실업 탈출이 지연된다고 지적하였다. 아울러 이상록(2000)은 효과적인 구직방법과 구직 태도가 구직성공에 유의미한 영향을 준다고 보고 질적 요인의 중요성을 강조하였다.

한편 청년실업의 만성화가 주요 사회문제로 떠오르다 보니 신규 졸업자 내지는 청년층에 초점을 맞춘 연구가 상당 부분을 차지한다. Lynch(1985)는 영국의 청년을 대상으로 비례위험 모형을 통해 취업 결정요인을 분석해보았는데, 남성일수록, 백인종일수록, 고학력일수록 구직 성공확률이 높은 것으로 나타났다. 미국의 청년 코호트 자료(NLSY)를 분석한 Eckstein·Wolpin(1995)는 구직 보조금이 구직기간을 증가시키는 효과가 있음을 확인하였다. Berg·Ours(1999)는 비모수적 추정법을 통해 프랑스 청년 실업자 데이터를 분석하였는데 구직기간이 길어질수록 남성보다 여성이 실업 탈출확률이 낮아짐을 확인하였다. 국내에도 유사한 연구가 다수 진행되었다. 한국가구패널조사(KHPS) 자료를 분석한 조우현(1995)는 저소득가구일수록, 낮은 학력 수준일수록 청년들이 실업 탈출에 상대

적으로 어려움을 겪는다는 것을 입증하였다. 채창균·김태기(2009)는 청년들의 취업에 있어 부모의 사회경제적 지위와 가구소득이 유의미한 영향을 준다는 것을 확인하였다. 강주연·오유·김기승(2015)는 대졸자직업이동경로조사(GOMS) 자료를 가지고 카플란-마이어 및 Cox의 비례위험 모형을 통해 취업 소요기간을 분석하였는데, 구직기간이 길어질수록 취업률이 낮아지고, 자격증과 학점 같은 일부 인적자본 요소들이 구직기간을 단축시키는 효과가 있음을 지적하였다. 이규용·김용현(2003)은 대학생의 미취업 탈출확률에 가장 유의미한 영향을 주는 요소는 대학 소재지라고 밝혔다. 류장수(2005) 역시 지방대학이 수도권대학 졸업자보다 취업 소요기간이 짧고 정규직 취업률이 높았음을 확인하였다. 한국교육고용패널(KEEP)을 연구한 김민석·안은비·유경숙·정호숙(2018)은 졸업자의 전공별로 취업 소요기간에 차이가 있음을 증명하였다. 한편 한국노동패널(KLIPS)의 청년용 부가조사 자료를 분석한 이병희(2002)는 직업교육훈련을 받은 청년에게 구직기간이 짧아지는 효과가 있음을 보였다. 반면에 대졸자 직업이동 경로조사 자료를 분석한 성지미, 안주엽(2012)는 과도한 직업교육훈련이 오히려 취업에 부정적인 영향을 미쳤음을 시사하였다.

아울러 고령화 진전과 함께 사회적 약자에 대한 지원책이 늘어나면서 노인과 장애인을 대상으로 하는 연구도 늘어나는 추세다. 성지미·안주엽(2006)은 한국노동패널의 중고령자 부가조사 자료에 대한 분석을 통해 연령, 교육수준, 혼인상태, 건강, 기타 소득원, 자산 및 부채, 일자리 특성 등이 중고령자의 취업 결정에 큰 영향을 미친다는 것을 밝혔다. 독일, 미국, 스웨덴, 한국 등 4개국을 비교 연구한 장지연·신현구(2008)는 한국과 미국에서 소득 수준이 낮을수록 고령자의 경제활동참여율이 높다는 것을 지적하였다. 그러나 높은 학력 수준은 취업에 도움을 주지 못한 것으로 나타났음을 확인하였다. 국민노후보장패널(KRels)을 연구한 송일호·박명호(2012)는 중고령자가 가구주이고, 배우자가 없으며, 건강 수준이 나쁘면 취업확률이 낮아지며, 성별이 여성일 경우와 가구 소득과 지출이 많을수록 취업확률이 높아진다는 것을 실증하였다. 그러나 연금소득은 취업에 유의미한 영향을 주지 못한 것으로 나타났다. 한편 장애인의 취업률 자료를 분석한 전이상(2002)은 장애 요인과 장애 정도가 취업에 유의미한 영향을 미쳤음을 밝혔다. 나아가 여성보다 남성 장애인이 취업 가능성이 더 높았음을 확인하였다. 장애인고용패널(PSED) 자료 바탕으로 생존분석을 수행한 홍성표·정진철(2015)은 자격증을 취득한 장애인이 그렇지 않은 장애인보다 실업 상태에서 빨리 벗어날 수 있다고 결론내렸다. 동일한 자료를 분석한 강봉석·염동문(2015)는 경증 장애일수록, 근로외 소득이 낮을수록, 그리고 주관적 사회경제적 지위가 높을수록 취업이 빨랐다는 것을 증명하였다. 한편 여성 장애인의 경제활동실태조사를 분석한 양정빈(2015)은 가구주이며, 기초생활수급자가 아닌 장애인이 오히려 취업 가능성이 높다는 것을 확인하였다.

이상으로 구직자를 전체, 청년 및 신규 대졸자, 노인, 장애인 집단으로 구분하여 여러 선행연구 성과를 살펴보았다. 결과적으로 인구 사회학적 요인, 인적자본 요인, 신체적 요인, 심리적 요인, 제도적 요인 등이 복합적으로 구직활동에 영향을 미쳤다는 것을 확인할 수 있으며, 동일한 요인이지만 연구에 따라 그 영향의 방향성이 다르게 나타나는 경우도 있었다. 아울러 구직기간을 다룬 연구는 생존분석 기법, 특히 비례위험(PH) 모형을 사용해 분석한 경우가 많았다. 후술하겠지만 비례위험 모형이 높은 적합성을 갖기 위해서 시간에 따라 위험비가 일정하다는 비례위험 가정을 만족

해야 한다. 그러나 많은 연구에서 해당 가정을 충족하는지 검증하는 절차가 생략되는 경우가 많아 엄밀성에 대한 의구심이 든다. 본 연구 역시 생존분석 기법을 사용하였다. 다만 비례위험 가정에 대한 검정을 수행하였고, 만족하지 않은 것으로 나타나 대안적 분석법인 가속실패시간(AFT) 모형을 추가로 도입하여 분석 결과의 적합성을 높였다.

### III. 분석 방법 및 분석 자료, 모형 설정

#### 1. 분석 방법

##### 가. 생존분석 개념

본고에서 다양한 개인적 특성이 구직기간에 미치는 영향을 검증하기 위해 생존분석(survival analysis) 기법을 활용하였다. 생존분석은 ‘관찰 대상’이 특정 ‘사건(event)’을 경험할 때까지 걸리는 시간(time-to-event), 즉 ‘생존시간(survival time)’을 모형화하여 시간 흐름에 따른 사건 발생확률(사망확률)을 추정하고, 사건 발생에 유의미한 영향을 주는 요인들을 밝히는 통계분석 기법이다. 따라서 본 연구의 관심 주제인 구직기간은 생존시간에 해당되며, 구직자는 관찰 대상, 취업 성공은 사건이다.

생존분석 데이터는 일반적인 통계 자료와 구별되는 특징들을 갖는다. 이상적인 연구 결과를 얻기 위해 모든 관찰 대상에게 사건이 발생할 때까지 관찰해야 한다. 그러나 보통 생존분석 데이터는 중도절단(censoring)이 빈번하게 발생한다. 이는 일종의 결측치로 탈락, 이사, 사망, 기타 다양한 사유에 따른 추적 실패로 인해 관찰기간 동안 관찰 대상에게서 사건이 발생이 확인되지 않은 것을 의미한다. 현실적으로 관찰자는 연구 대상을 일정 기간 이상 관찰할 수 없으므로 미리 연구 종료 시점을 설정한다. 연구 종료 시점 혹은 그 이전 어느 시점까지 관찰 대상자가 사건을 경험하지 않은 것을 알고 있으나, 이후로 사건 발생 여부를 알 수 없는 경우를 우측 중도절단(right-censoring)이라 일컫는다. 반면 좌측 중도절단은 관찰 시작 시점을 모르는 경우에 발생한다. 거의 모든 생존분석 데이터는 우측 중도절단된 형태에 해당된다.

생존분석 데이터의 또 다른 특징은 생존시간은 항상 양수 값을 가지며 정규분포를 따르지 않는다는 점이다. 사건이 발생할 때까지 관찰 대상간 시간 차이가 존재하고 연구 종료 시점까지 사건 발생을 확인할 수 없는 중도절단으로 인해 생존시간은 일반적으로 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진 분포를 나타낸다. 따라서 정규분포를 전제로 하는 통계분석 기법(평균차이 검정, 분산분석, OLS 선형 회귀분석 등)은 사용하기 적절치 않다.

## 나. 생존함수 및 위험함수

상술했듯이 생존분석의 핵심은 관찰 대상의 생존시간을 모형화한 것이다. 분석의 결과로 생존시간의 함수인 ‘생존함수(survival function)’와 ‘위험함수(hazard function)’를 추정할 수 있다. 생존시간을 나타내는 확률변수를  $T(T>0)$ , 사건이 발생하는 특정 시점을  $t(t \in T, t \geq 0)$ 라 한다면 생존함수  $S(t)$ 는  $t$ 까지 생존확률(사건이 발생하지 않을 확률)을 의미한다. 특정 시점  $t$ 에서 사건이 발생할 확률을 나타내는 확률밀도함수를  $f(t)$ ,  $t$ 까지 사건이 발생할 확률을 의미하는 누적확률분포함수를  $F(t)$ 라 한다면 생존함수  $S(t)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$F(t) = \Pr(T \leq t) = \int_0^t f(t)dt$$

$$S(t) = \Pr(T > t) = 1 - F(t)$$

한편 위험함수  $h(t)$ 는 시점  $t$  직후 사건이 발생할 확률(위험, hazard)을 의미한다. 따라서  $t$ 까지 생존하였다는 조건 아래 시점  $t+\Delta t$ ( $\Delta t$ 는 매우 짧은 시간)에 사건을 경험하게 되는 조건부 확률로 표현할 수 있다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t + \Delta t > T > t \mid T > t]}{\Delta t}$$

$$= \frac{1}{S(t)} \cdot \frac{d}{dt} F(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

그리고 시점  $t$ 까지 누적 위험률을 의미하는 누적위험함수  $H(t)$  및 생존함수  $S(t)$ , 누적확률분포함수  $F(t)$ , 확률밀도함수  $f(t)$ 와 다음과 같은 관계를 갖는다. 결론적으로 데이터를 통해 생존함수만 추정하면 관계식에 따라 다양한 함수들을 도출할 수 있다.

$$H(t) = \int_0^t h(t)dt = \int_0^t \frac{f(s)}{S(s)} ds = -\log S(t)$$

$$S(t) = \exp^{-H(t)}$$

$$F(t) = 1 - \exp^{-H(t)}$$

$$f(t) = h(t) \cdot \exp^{-H(t)}$$

#### 다. 카플란-마이어 분석법(비모수적 방법)

카플란-마이어(Kaplan-Meier, 이하 K-M) 분석법은 생존함수가 어떤 이론적 분포를 띠지 않는다는 전제 하에서 특정 관찰 대상의 생존시간을 바탕으로 생존확률을 추정하는 비모수적(non-parametric) 접근법이다(Kaplan·Meier, 1958). 이 방법에 따르면 생존시간에 대한 모수적 가정 없이 각 시점에서 생존함수를 추정한다. 관찰 시작 시점부터 t번째 시점까지의 추정 생존함수  $\hat{S}(t)$ 는 각 시점의 생존비  $p_i$ 를 곱하여 도출할 수 있다. 구간 생존비  $p_i$ 는 시점 i에서 사건 비경험자 수(생존자 수)  $n_i$ 와 사건 경험자 수(사망자 수)  $d_i$ 의 차이를  $n_i$ 으로 나눈 값과 같다. 특정 시점에서 중도절단된 관찰 대상자가 발생한 경우 생존자 수에 포함하지 않으며, 해당 시점의  $p_i$ 은 계산하지 않는다. 다만 다음  $p_i$ 를 계산할 때 중도절단된 수만큼  $n_i$ 를 감소시키는 방식으로 중도절단 데이터가 생존확률에 미치는 영향을 반영할 수 있다. 이상 설명한  $\hat{S}(t)$  도출 과정은 아래 식과 같이 정리할 수 있다.

$$p_i = 1 - \frac{d_i}{n_i} = \frac{n_i - d_i}{n_i}, i = 1, 2, \dots, t$$

$$\hat{S}(t) = \prod_{i \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right) = p_1 \times \dots \times p_{t-1} \times p_t = S(t-1) \times p_t$$

도출된  $\hat{S}(t)$ 를 바탕으로 생존확률 곡선을 그릴 수 있는데 사건 경험자(사망자)가 발생할 때마다 구간 생존비  $p_i$ 가 감소하므로 계단(step) 모양의 후하향 생존곡선을 얻을 수 있다.

아울러 K-M 분석법은 관찰 대상들을 독립된 집단(범주)로 구분하여 집단 간 생존함수의 차이를 파악할 수 있다. 그 차이가 통계적으로 유의미한지 확인하기 위해 주로 로그-순위 검정법(log-rank test)이 이용되는데, 이 방법은 각 집단의 관찰된 사건 경험자 수와 예측된 사건 경험자 수를 바탕으로 비교한다. 가령 분석 대상이 되는 집단 수가 2개이며, 각 생존함수를  $S_1(t)$ ,  $S_2(t)$ 라 한다면 귀무가설은 ‘모든 시점에서 두 집단간 생존함수의 차이는 없다’( $H_0: S_1(t) = S_2(t)$ )이다. 두 집단에 대한 로그-순위 검정통계량( $X^2_{LR}$ )의 계산식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.  $E_1$ 와  $E_2$ 는 생존함수를 통해 추정된 각 집단의 기대 사망자 수이며,  $n_{1i}$ 와  $n_{2i}$ 는 i 시점에서 각 집단의 생존자 수이다.  $O_1$ 와  $O_2$ 는 관찰을 통해 확인된 각 집단의 실제 사망자 수다.

$$E_1 = \sum \frac{d_1 n_{1i}}{n_i}, E_2 = \sum \frac{d_2 n_{2i}}{n_i}$$

$$X^2_{LR} = \frac{(O_1 - E_1)^2}{E_1} + \frac{(O_2 - E_2)^2}{E_2}$$

라. Cox 비례위험 모형(준모수적 방법)

범주형 변수만 고려하여 집단간 생존함수 차이를 확인하는 K-M 분석법과 달리 Cox 비례위험(Cox proportional hazards, 이하 Cox PH) 모형은 사건 발생에 잠재적인 영향을 미칠 수 있는 여러 변수(연속형 및 범주형 변수)들을 포함 가능한 분석법이다. 그러므로 다양한 개인 특성들 중 구직기간에 유의미한 영향을 보이는 것이 무엇인지 확인하려는 본 연구의 목표에 부합한다. Cox PH 모형의 설명변수는 보통 공변량(covariate)이라 일컬어지며, 종속변수는 시간 흐름에 따른 위험률(사건 발생확률)이다. 일반적인 Cox PH 모형은 다음과 같이 정의된다(Cox, 1972).

$$h(t) = h_0(t) \cdot e^{(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)}$$

$$= h_0(t) \cdot \exp(X'B)$$

위 식에서 X는 p개의 공변량이 포함된 열 벡터, B는 공변량과 선형결합하는 회귀계수의 열 벡터다.  $h_0(t)$ 는 기저 위험함수(baseline hazard function)로 특정 시점 t에서 모든 공변량 값이 0일 경우 갖게 되는 기본적 위험인데, 시간이 지남에 따라 값이 변화하는 시간 의존적(time-dependent) 함수이며, 함수 분포에 관한 가정이 주어지지 않은 비모수적 부분이다. 위험함수 h(t) 역시 시간 의존적인 함수이므로  $h_0(t)$ 의 영향에 따라 비모수적이다. 반면에  $\exp(X'B)$ 는 시점 t 변화에 따라 값이 달라지지 않는 상수 부분으로, 공변량 X의 값이 주어질 때 기본적 위험에 미치는 추가적인 영향으로 이해할 수 있으며, 시점 t에서 기저위험 함수  $h_0(t)$ 의 높낮이를 결정한다. 그리고 회귀계수 벡터 B는 추정이 요구되는 모수다. 이에 따라 위험함수 분포에 대한 가정 없이 위험함수의 모수를 추정해야 하므로 Cox PH 모형을 준모수적(semi-parametric) 모형이라고도 일컬어진다.

한편 분석 대상이 되는 두 개체(집단) i, j가 존재한다고 가정해볼 때 개체(집단)간 위험비(hazard ratio, 이하 HR)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$HR = \frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \frac{h_0(t) \exp(X_i' B)}{h_0(t) \exp(X_j' B)}$$

$$= \frac{\exp(X_i' B)}{\exp(X_j' B)} = \exp[(X_i' - X_j') B]$$

$$= \lambda (\text{constant})$$

HR은 두 개체(범주)간 위험이 상대적으로 어느 정도 차이 나는지를 나타내는 상대적 위험도(relative risk)로 해석할 수 있다. 또한 HR은 시간의 흐름과 무관하게(time-independent) 일정하며 두 개체의 공변량 차이에 비례하는 값(상수  $\lambda$ )을 가진다. 이를 비례위험(proportional hazard, 이하 PH)이라고 하는데, Cox PH 모형이 높은 적합성을 갖기 위해 요구되는 조건이다. 따라서 모수 추

정 후 비례위험 가정을 위배하는지 검증 절차가 필요하다. 만일 PH 가정을 충족하지 않는 경우 과대추정으로 인해 정확한 추정량을 얻기 어렵다.

아울러 공변량 효과의 크기(탄력성)는 공변량의 계수가 지수이며, 밑이 자연상수 e인 거듭제곱 값인  $\exp(B)$ 다. 다만 공변량의 변수 유형에 따라 해석이 다소 다르다. 공변량이 연속형 변수일 경우 시점 t에서 공변량 값 1단위가 변화할 때 달라지는 위험비이며, 범주형 변수라면 기준 범주(reference category) 대비 관심 범주의 상대적 위험도<sup>1)</sup>로 이해할 수 있다.

위 식의 양변에 자연로그를 취하면 회귀계수 추정에 필요한 선형식이 도출된다.

$$\ln(HR) = \ln\left[\frac{h_i(t)}{h_j(t)}\right] = (X_i' - X_j')B$$

그렇지만 두 개체 위험함수 비율로 정의된  $\ln(HR)$  역시 비모수적이므로 최우추정법(MLE) 같은 모수 추정법은 사용할 수 없다. 따라서 Cox는 모수 추정을 위해 시점 t에서 사건 한 차례 발생했을 때 얼마나 많은 개체가 사건을 경험했는가를 조건부 확률을 바탕으로 부분우도함수(partial likelihood function)를 제시하였다. 다만 생존시간 표본 내에 동일한 생존시간을 가진 개체(tied value, 동점)가 없어야 한다는 다소 현실성이 떨어지는 가정이 있어 그대로 사용하기에 한계가 있다. 이에 따라 적확법(exact method), Breslow의 근사법(approximation method), 그리고 Efron의 근사법 등을 사용해 부분우도함수를 계산한 후 모수를 추정한다.

PH 성립 여부를 확인하는 방법으로는 LML(log-minus-log) 변환된 생존함수 그래프를 이용하는 방법<sup>2)</sup>, Schoenfeld 잔차를 이용한 적합도 검정(goodness of fitness, GOF test)<sup>3)</sup> 등이 있다. PH 가정이 위배될 경우 시간 의존적(time-dependent) 공변량이 포함된 Cox PH 모형이나 층화된(stratified) Cox PH 모형처럼 기존의 모형을 변형한 방식으로 접근할 수 있으나 본고에서 다루지 않는다. 대신 PH 가정이 요구되지 않는 가속실패시간(AFT) 모형을 활용하는 방안을 택한다.

#### 마. 가속실패시간 모형(모수적 방법)

위험함수를 직접 추정하는 Cox PH 모형과 달리 가속실패시간(accelerated failure time, 이하 AFT) 모형<sup>4)</sup>은 생존시간 T에 미치는 각 공변량의 영향을 바탕으로 생존함수 및 위험함수를 추정

- 1) 더미변수처럼 해당 범주에 속하면 1, 그렇지 않으면 0 값을 갖는 범주형 예측변수(공변량)가 1개 존재하한다고 가정해보자. 그러면 로그변환된 HR 모형은  $\ln(HR) = \beta_1 \cdot X_1$  같이 나타낼 수 있다. 공변량의 계수를 추정하여 적합값을 구해보면 전자는  $\exp(\beta_1 \times 1) = \exp(\beta_1)$ 이며, 후자는  $\exp(\beta_1 \times 0) = 1$ 이다. 따라서 해당 범주에 속한 구성원은 그렇지 않은 구성원에 비해 사건 발생확률(위험률)이  $\exp(\beta_1)$ 배 높다고 판단할 수 있다.
- 2) 비례위험 가정 위배가 의심되는 범주형 공변량의  $\log[-\log(s(t))]$  그래프를 그린 후 범주 간 그래프가 평행하다면(기울기가 같다면) 비례위험 가정이 성립함.
- 3) 비례위험 가정 위배가 의심되는 공변량 및 시간 t의 상호작용이 반영된 모형과 그렇지 않은 모형 간 우도비(likelihood ratio, LR)를 검정하는 방법으로 귀무가설은 공변량과 t간 상호작용이 없음(비례위험 가정이 성립함).

한다. 또한 위험함수의 분포를 특정하지 않는 Cox PH 모형과 다르게 분포를 가지는 확률변수로 취급하여 추정하는 모수적(parametric) 접근법이다. 그러므로 AFT 모형은 PH 가정에서 자유롭다는 이점이 있지만(Orbe-Ferreira-Núñez-Antón, 2002)<sup>5)</sup>, 선형적으로 특정 사건에 관한 생존함수의 분포를 알지 못하는 경우 정확한 추정이 어렵다는 한계가 있다(Klein-Goel, 2013). 일반적인 AFT 모형은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\begin{aligned} T &= T_0 \cdot \exp(\alpha_1 x_1 + \dots + \alpha_q x_q) \cdot \epsilon \\ &= T_0 \cdot \exp(X'A) \cdot \epsilon \end{aligned}$$

AFT 모형은 모든 공변량 값이 0일 때 생존시간인 기저 생존시간(baseline survival time)  $T_0$ ,  $q$  개 공변량이 포함된 열 벡터  $X$ , 공변량과 선형결합하는 회귀계수의 열 벡터  $A$ , 오차항  $\epsilon$ 을 포함한다.  $\epsilon$ 는 확률변수로 다양한 분포<sup>6)</sup>를 가정할 수 있다. 이에 따라 확률변수인  $T$ 의 분포도 결정된다. 한편 AFT모형의 양변에 자연로그를 취하면 다음과 같이 추정에 이용 가능한 선형식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \log T &= \log T_0 + (X'A) + \log \epsilon \\ &= u + X'A + \sigma W \\ &= u + X'A + e \end{aligned}$$

모형의 종속변수는 로그변환된 생존시간  $T$ 이며 오차항은  $e = \sigma W$ 이다. 오차항에 포함된  $\sigma$ 는 양수 값( $\sigma > 0$ )을 가지는 척도 모수(scale parameter)로 생존함수 및 위험함수 분포의 높낮이를 결정한다. 공변량 효과의 크기(탄력성)는  $\exp(A)$ 와 같다. 그리고  $\exp(X'A)$ 는 공변량  $X$ 의 값이 주어질 때 생존시간  $T$ 에 미치는 추가적 영향을 의미하는 가속요인(acceleration factor)<sup>7)</sup>으로 시간 변화와 무관하게 일정한 값을 갖는다. 예컨대 분석 대상이 되는 두 개체(집단)  $i, j$ 가 존재하며, 개체  $i$ 에 해당하는 경우 1 값을, 아닐 경우 0 값을 갖는 범주형 변수(공변량) 1개가 포함된 AFT 모형을 가정해 보자. 그리고 각각의 생존시간을  $T_i, T_j$ 라 하고, 로그변환된 AFT 모형과 생존함수를 적절히 정리하면 가속요인을 통해 두 개체의 생존시간 차이를 설명할 수 있다.

---

4) 실패(failure)는 사건을 나타내며, 가속된(accelerated)이란 수식어는 실패(사건) 발생까지의 시간, 즉 생존 시간을 변화시키는 요인을 의미하는 가속요인(acceleration factor)에 대응되는 표현이다.  
 5) 와이불(weibull) 및 지수(exponential) 분포를 가정해 위험함수를 추정하는 경우 분포의 성질에 의해 위험비(HR)는 시간 흐름과 무관하게 일정하다(Cox-Oakes, 1984). 따라서 두 분포를 가정한 AFT 모형은 모수적(parametric) PH 모형이라고도 불린다.  
 6) 와이불, 지수 분포 외에도 로그-로지스틱(log-logistic), 로그-정규(log-normal), 감마(gamma), 고펜르츠(gompertz) 분포 등을 가정할 수 있다.  
 7) Cox PH 모형의 상대적 위험도(relative risk)와 유사한 개념으로 공변량이 범주형 변수일 경우 기준 범주 대비 해당 범주의 생존시간  $T$ 가 몇 배 더 긴가를 나타낸다.



$$T_i = \exp(u + \alpha \cdot 1 + e) = \exp(u + \alpha) \cdot \exp(e) = \gamma \cdot \exp(e)$$

$$T_j = \exp(u + \alpha \cdot 0 + e) = \exp(u) \cdot \exp(e) = \gamma_0 \cdot \exp(e)$$

$$S_i(t) = \Pr(T_i > t) = \Pr[\gamma \cdot \exp(e) > t] = \Pr[\exp(e) > \gamma^{-1}t], t \in T_i$$

$$S_j(t) = \Pr(T_j > t) = \Pr[\gamma_0 \cdot \exp(e) > t] = \Pr[\exp(e) > \gamma_0^{-1}t], t \in T_j$$

$$\text{Note that } \gamma = \gamma_0 \cdot \exp(\alpha),$$

$$S_i[\exp(\alpha) \cdot t] = \Pr[\exp(e) > \gamma^{-1} \cdot \exp(\alpha) \cdot t] = \Pr[\exp(e) > \gamma_0^{-1}t] = S_j(t)$$

$$S_j(t) = S_i(\phi t), \text{ where } \phi = \exp(\alpha)$$

In terms of random variables for survival time  $T$ ,

$$T_i = \phi T_j$$

만일 가속요인( $\phi$ )이  $\phi > 1$ 이면 공변량 변화로 인해 생존시간 증가하고( $T_i > T_j$ ), 반대로  $\phi < 1$ 이면 생존시간이 감소한다( $T_i < T_j$ ).  $\phi = 1$ 일 경우 공변량은 생존시간에 아무런 영향을 미치지 않는다( $T_i = T_j$ ).

한편 생존함수와 위험함수는 AFT 모형 기반으로 추정할 수 있다. 생존시간  $T$ 가 와이불(weibull) 분포를 따른다고 가정할 때 특정 시점  $t(t \in T, t \geq 0)$ 에 대한 생존함수  $S(t)$ 와 위험함수  $h(t)$ , 그리고 확률밀도함수  $f(t)$ 는 아래 식처럼 같이 나타낼 수 있다(Lawless, 2011). 세 함수 모두 추정이 요구되는 공통의 모수  $\gamma, p$ 를 가지고 있다. 전자는 함수 분포의 시작점을 결정하는 위치 모수(location parameter)인데, 아래 식에서 볼 수 있듯이 AFT 모형의 적합값과 동일한 형태다. 후자는 분포의 모양을 결정하는 형태 모수(shape parameter)다. 아울러 Cox PH 모형과 다르게 기저 위험함수  $h_0(t)$ 는 모수  $\gamma_0, p$ 에 의해 영향을 받는 확률변수이므로 모수적 가정이 전제된다.

$$S(t) = \exp[-(\gamma t)^p] = \exp[-t^p \cdot (\exp(u + X'A))^p] = \exp[-t^p \cdot (\gamma_0 \phi)^p]$$

$$\text{, Where } \gamma = \exp(u + X'A), \gamma_0 = \exp(u), \phi = \exp(X'A)$$

$$h(t) = p \cdot \exp(u + X'A)^p \cdot t^{p-1} = p \cdot (\gamma_0 \phi)^p \cdot t^{p-1} = h_0(t) \cdot \phi^p$$

$$\text{, Where } h_0(t) = p(\gamma_0)^p \cdot t^{p-1}$$

$$f(t) = S(t) \cdot h(t) = \exp[-t^p (\gamma_0 \phi)^p] \cdot (\gamma_0 \phi p) \cdot t^{p-1}$$

일반적으로 최우추정법(MLE)을 이용해 확률밀도함수  $f(t)$ 를 추정한다. 그 결과로 회귀계수 추정량과 함께 형태 모수  $p$ 의 추정량을 얻게 된다(위치 모수  $\gamma$ 를 적합하는 과정에서 척도 모수  $\sigma$  추정

값도 도출됨). 추정 후 회귀계수에 대한 우도비 검정(LR test,  $H_0$ : 모형의 모든 회귀계수는 0 값을 갖는다)을 통해 모형의 적합성을 확인한다. 나아가 여러 분포를 가정하여 추정한 AFT 모형 중 가장 타당한 것을 선택하는데 AIC(Akaike's information criterion) 혹은 BIC(Bayesian information criterion) 척도를 활용할 수 있다. 두 척도 모두 로그화된 우도값(log-likelihood)을 이용하는데, 그 계산값이 작을수록 바람직한 모형이다.

## 바. 생존분석을 위한 R 패키지

본 연구를 위해 통계 및 빅데이터 분석에 있어 광범위하게 활용되는 오픈소스 소프트웨어인 R을 사용하였다. 생존분석을 위해 많은 패키지가 개발되었고, 이론의 발전 및 활용 분야의 확대에 발맞추어 명령어가 거듭 업데이트되었다. 관련 패키지들 중에서 가장 많이 활용되는 것은 survival 패키지(Therneau, 2020)다. 카플란-마이어 분석을 위한 survfit 함수, Cox PH 모형의 적합을 위한 coxph 함수, 그리고 AFT 모형을 추정하는 survreg 함수 등 거의 모든 생존분석 기법을 구현한 패키지다. 이 밖에도 flexsurv 패키지(Jackson, 2019), eha 패키지(Broström, 2015), rsm 패키지(Harrel, 2018) 등도 모수적 추정에 자주 이용된다. 분석 결과를 바탕으로 유려한 그래프를 생성하는 surminer(Kassambara, 2020) 패키지도 언급하지 않을 수 없다. 열거한 패키지들의 매뉴얼(pdf 파일)은 인터넷을 통해 손쉽게 구할 수 있다. 본고의 분석에서는 survival 패키지를 우선 활용하되, 결과를 교차 검증하거나 조금 더 자세한 정보를 얻기 위해 기타 패키지도 병행하여 사용하였다.

## 2. 분석 자료

본 연구의 구체적 목표는 임금 근로자의 구직기간에 미치는 개인적 요인들을 확인하는 것이며, 분석 방법은 앞서 설명한 생존분석 기법이다. 이를 위해 한국노동연구원(KLI)에서 생산하는 한국노동패널조사(KLIPS) 중 개인 단위 데이터를 활용하였다. 해당 데이터는 1999년부터 매년 공표되지만 분석에 필요한 데이터를 완전하게 확보할 수 있는 11~22차년도(2008~2019), 총 12년치 자료로 사용을 한정하였다.

분석 대상자는 각 조사에서 당해 연도에 구직활동이 있었던 사람이다. KLIPS 데이터에는 취업한 사람(관련 문항: p\_2701)과 미취업 상태인 사람(p\_2843)으로 구분해 구직활동 유무를 조사하였고, 구직활동이 있는 경우에 추가 문항을 통해 구직기간을 주 단위로 기입하였다(각 p\_2706, p\_2846). 본 연구는 취업자와 미취업자 구직기간을 모두 아울러다. 다만 취업자의 경우에는 각 조사 연도에 취업에서 성공한 임금 근로자로 한정하였다. 비임금 근로자(자영업자 및 무급 가족 종사자) 경우 개인의 특성이나 자질보다는 혈연·친분 관계에 따라 취업이 결정되는 경우가 많으며, 장기간 구직활동 끝에 창업을 선택하는 이들도 있어 일종의 편의(bias)로 작용할 소지가 높기 때문이다. 더군다나 KLIPS 데이터를 선별하는 과정에서 해당 요인들을 통제할 마땅한 방법이 없다. 아울러 미취업자의 구직기간은 조사 시점에서 구직활동이 계속 진행 중인 경우에 한하여 분석에 이용

하였다.<sup>8)</sup> 미취업자 중 구직활동이 종료되었다고 응답한 이들은 취업에 성공에 한 것이 아니라 구직활동을 중도 포기한 비경제활동인구으로 간주되므로 분석에 불필요한 대상이다. 한편 다년도의 데이터를 통합할 경우 전년도 미취업자들의 구직기간이 해를 넘겨 익년도 조사 때 다시 포착되는 중복 집계 우려가 있다. 그러나 통계를 내보면 1년(52주) 이상을 넘겨 구직활동을 하는 사람들은 극히 일부(구직기간 중간값은 4주, 하위 99.6%가 52주)이므로 분석에 있어 커다란 편의를 초래할 가능성은 아주 낮을 것으로 생각된다. 덧붙여 오직 실업 상태에서 진행되는 미취업자와 다르게 취업자의 구직활동은 재직 중 이직을 준비하였던 사례도 포함하기 때문에 해석에 유의할 필요가 있다. 원 데이터의 한계로 분석에 필요한 데이터를 정제하는 과정에서 이 차이를 통제할 수 없었다. 결론적으로 구직활동 기간은 생존기간, 취업은 사건에 해당된다. 그리고 취업자(임금 근로자)는 사건이 발생한 사람, 구직활동을 지속하는 미취업자는 그렇지 않은 사람이다.

목표변수인 구직기간에 잠재적으로 영향을 미칠 것으로 생각되는 다양한 개인의 특성을 통제하기 위해 선행연구와 KLIPS 설문지의 문항을 바탕으로 12가지 예측변수를 선정하였다(<표 1> 참조). 또한 분석 편의를 위해 일부 문항(학력, 거주지 등)의 응답 범주를 단순화하였으며, 원 데이터에서 연속형 변수인 연령은 범주형 변수인 연령대로 재구성하여서 분석에 이용하였다.

<표 1> 분석 변수

변수명	활용	유형	관련 노동패널조사 문항	비고
구직기간(주)	목표변수 (종속변수)	수치형 (연속형) 변수	p_2706, p_2846	원 자료의 당해 취업자 중 임금 근로자의 구직기간 및 당해 미취업자 중 지속적으로 구직활동하는 사람의 구직기간 통합
성별	예측변수 (공변량)	범주형 변수	p_0101	-
가구주			p_0102	범주 단순화
연령대 <sup>9)</sup>			p_0107	범주형 변수로 변경
학력			p_0110	범주 단순화
거주지			p_0121	
사회보험급여 <sup>10)</sup>			p_2142, p_2155, p_2165	
직업훈련 <sup>11)</sup>			p_4501	
자격증 <sup>12)</sup>			p_4701	
싱글			p_5501	
건강상태			p_6103	
가족 수입 만족도			p_6501	
사회경제적 지위 향상 가능성			p_6601	

8) 조사 이후에 구직 성공 여부를 확인할 수 없으므로 우측 중도절단에 해당된다.

9) 만 나이 기준

10) 연금(국민연금, 사학연금, 공무원 연금, 군인 연금 등) 혹은 고용보험, 산재보험, 보훈연금 등 사회보험금

11) 직장연수, 학원수강, 교양강좌 및 통신강좌를 제외한 취·창업 또는 업무능력 향상을 목적으로 하는 교육이나 직업 훈련

### 3. 모형 설정

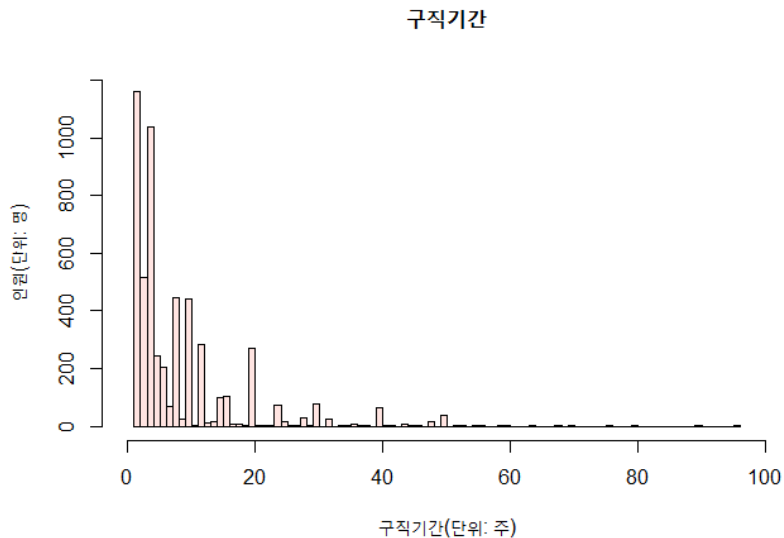
Cox PH 모형(준모수적 방법)와 AFT 모형(모수적 방법)은 K-M 분석법(비모수적 방법)과 달리 둘 이상의 예측변수를 포함한 분석이 가능하다. 앞서 설명한 바와 같이 두 모형 모두 종속변수(목표변수)와 공변량(예측변수)간에 함수 관계를 갖기 때문에 로그변환을 통해 얻은 선형식의 모수를 추정하면 각 공변량의 효과를 확인할 수 있다.

본고에서 분석에 사용할 3가지 유형의 분석 모형을 도입하였다: ①모든 연도의 데이터를 사용하며, 각 연도의 이질적인 특성을 통제하기 위한 연도 더미변수가 포함된 모형, ②각 연도의 데이터만 사용하는 모형, ③공변량의 상호작용(교호작용, interaction)을 반영하는 교차항이 포함된 모형. 교차항은 공변량(범주형 변수)의 곱으로 나타내며, 각 공변량 범주에 동시에 해당하는 경우 1값을 가지는 일종의 더미변수다. 교차항은 성별×연령대, 성별×학력, 성별×싱글, 싱글×연령대, 거주지×연령대, 가구주×연령대, 사회보장급여×연령대, 직업훈련×연령대 등 총 8가지를 설정하고 각각을 분석 모형 ①에 포함하여 추정하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 기초 통계량

[그림 1] 구직기간 분포



12) 운전면허증을 제외한 국가자격증(기술사, 기능사, 전문직 등), 민간 자격증 또는 외국 자격증

<표 2> 구직기간 10분위수

구직기간(단위: 주) 10분위수									
1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위
2	2	3	4	4	7	10	12	20	96

본 연구 대상자(구직활동을 한 사람) 수는 총 5,355명으로, 특정 해에 집계된 수치가 아니라 12년 치(2009~2020) 총 인원이다. 구직기간의 분포를 히스토그램을 통해 나타내보면 좌측 구간에 관측치의 상당 부분이 몰려있는 형상(right-skewed)을 띠고 있다([그림 1], <표 2> 참고). 물론 분석에 앞서 극소수의 결측치와 이상치 제거 작업을 거쳤다. 각 연도에 사건(취업)이 발생한 인원과 중도절단 인원에 대한 수치는 <표 3>에 정리하였다. 기타 변수들의 통계량은 <표 4>에 나열하였다.

<표 3> 구직기간 중도단절

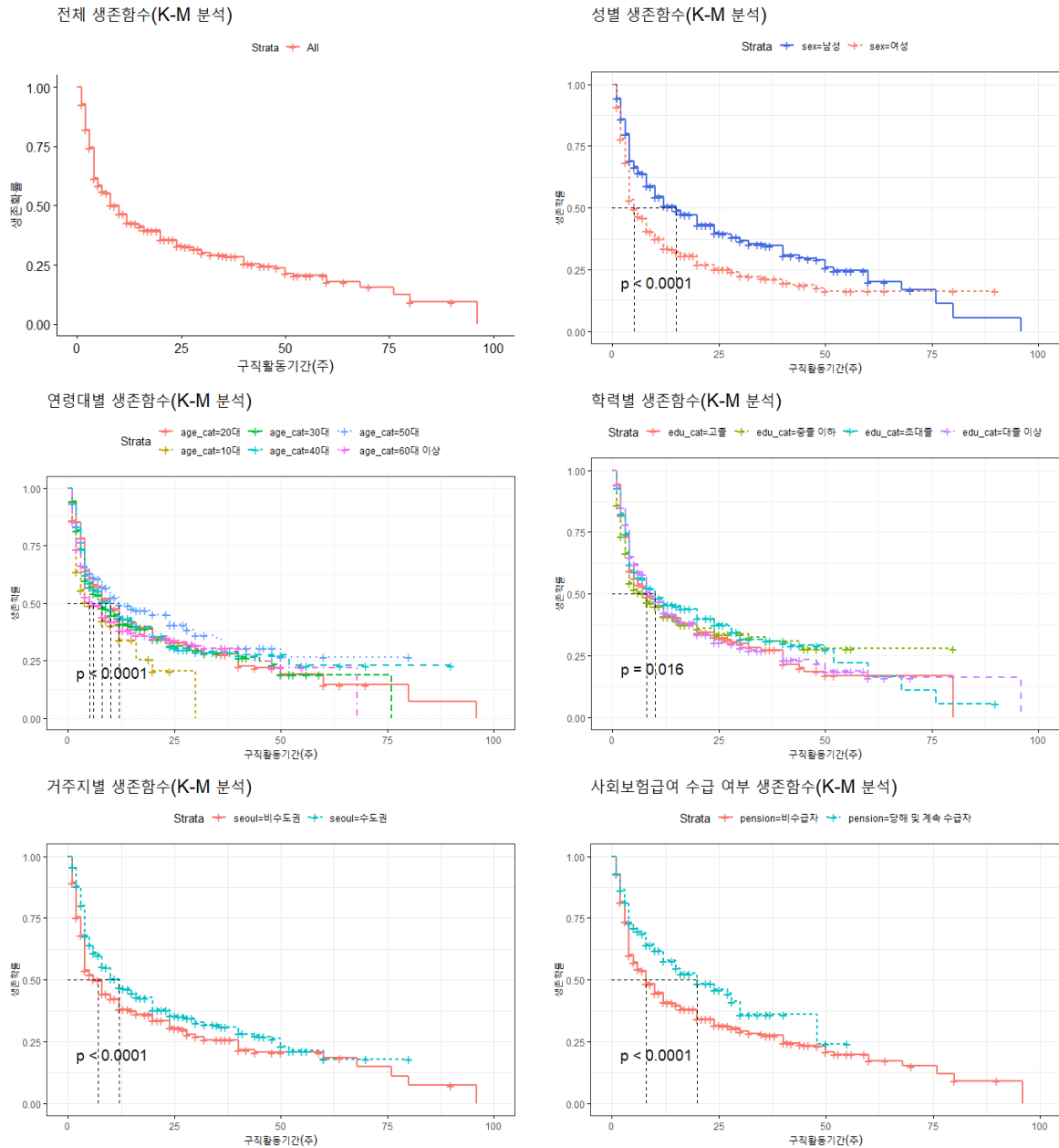
연도	총 인원(명)	사건(취업) 발생 인원(명)	중도단절 인원(명)	연도	총 인원(명)	사건(취업) 발생 인원(명)	중도단절 인원(명)
전체	5,355	2,890	2,465	2013	409	245	164
2019	650	344	306	2012	434	231	203
2018	722	474	248	2011	458	272	186
2017	347	191	156	2010	453	255	198
2016	362	197	165	2009	501	187	314
2015	353	180	173	2008	338	150	188
2014	328	164	164				

<표 4> 변수의 기초 통계

연속형 변수	관측 수(명)	평균	표준편차	중위수	최솟값	최댓값
구직기간(주)	5,355	8.55	9.64	4.00	1.00	96.00
범주형 변수	빈도 (비율)	범주 값	범주(측정 수준)			
성별	2,783 (51.97%)	0	남성			
	2,572 (48.03%)	1	여성			
가구주	3,232 (60.35%)	0	비가구주			
	2,123 (39.65%)	1	가구주			
연령대	107 (2.00%)	1	10대			
	1,837 (34.30%)	2	20대			
	1,235 (23.06%)	3	30대			
	924 (17.03%)	4	40대			
	653 (11.86%)	5	50대			
	617 (11.52%)	6	60대 이상			
학력	661 (12.34%)	1	중졸 이하(무학 포함)			
	1,220 (22.78%)	2	고졸			
	1,711 (31.95%)	3	초대졸(2년제 대학·전문대학)			
	1,763 (32.92%)	4	대졸 이상			
거주지	2,488 (46.46%)	0	비수도권			
	2,867 (53.54%)	1	수도권(서울·인천·경기)			
사회보험급여	4,777 (89.21%)	0	비수급자(비당해 수급자·수급 경험없음)			
	578 (10.79%)	1	당해 및 계속 수급자			
직업훈련	5,042 (94.16%)	0	없음			
	313 (5.85%)	1	있음(경험 있음 및 현재 받고 있음)			
자격증	5,078 (94.83%)	0	없음			
	277 (5.17%)	1	있음			
싱글	2,312 (43.17%)	0	기혼			
	3,043 (56.83%)	1	싱글(미혼·별거·이혼·사별)			
건강상태	312 (5.83%)	1	나쁨(건강하지 않는 편·아주 좋지 않음)			
	2,375 (44.35%)	2	보통			
	2,668 (49.82%)	3	양호(건강한 편·아주 좋음)			
가족 수입 만족도	1,786 (53.48%)	1	불만족(불만족·매우 불만족)			
	2,864 (33.35%)	2	보통			
	705 (13.17%)	3	만족(만족·매우 만족)			
사회경제적 지위 향상 가능성	2,875 (53.69%)	0	부정(별로 그렇지 않다·전혀 그렇지 않다) 및 모름			
	2,480 (46.31%)	1	긍정(대체로 그렇다 및 매우 그렇다)			

## 2. K-M 분석 결과

[그림 2] 전체 및 변수별 생존함수 그래프13)



우선 카플란-마이어(K-M) 분석법을 통해 시간 흐름에 따른 생존확률(사건 미발생률)의 추이를 확인하였다. 해당 기법은 생존확률이 특정 분포를 따르지 않는다는 가정 하에서 생존함수를 추정하는 비모수적 방법이다. 이를 통해 전체 구직자들에 대한 구직 성공확률(사건 발생확률, 위험률)

13) 생존함수 그래프 상 + 표시는 해당 시점에서 중도단절이 발생했다는 의미다.

의 추이를 파악할 수 있을 뿐만 아니라 성별, 연령대, 거주지 등 각 예측변수에 속하는 범주간 구직 성공확률에 유의미한 차이가 있는지 확인할 수 있다. [그림 2]처럼 범주별 생존함수 곡선을 그려 그 차이를 밝히는 방법이 있으나, 로그-순위 검정(log-rank test,  $H_0$ : 범주간 생존함수에 차이가 없음) 같은 통계적 방법을 통해 검증하는 것이 엄밀성 측면에서 바람직하다.

전체 구직자의 생존확률 곡선은 앞서 그려본 구직기간 히스토그램과 비슷한 양상을 보였다. 전체 구직 성공자의 70%가 나타난 10주 무렵까지 생존확률이 빠르게 감소(구직 성공률 증가)하였으며, 이후로는 감소 폭이 점차 완화되었다. 아울러 범주별 생존확률 곡선 사이에 상이함이 관찰되었다. <표 5>는 K-M 분석법에 따른 각 예측변수의 분석 결과다. 로그-순위 검정 결과, ‘가구주’와 ‘건강상태’를 제외한 나머지 변수의 경우에 범주간 생존함수의 유의미한 차이가 통계적으로 확인되었다( $p < 0.1$ ). 그 차이를 중위 구직기간(해당 범주 구성원 절반이 구직에 성공하는데 소요되는 시간)을 통해 자세히 설명해보자면 이하와 같다. ‘성별’의 경우 여성이 남성보다, ‘학력’의 경우 고졸자가 대졸자와 비교해, ‘거주지’ 경우 비수도권이 수도권에 대비해 중위 구직기간이 상대적으로 짧은 것으로 나타나 통념과 다소 상반된다. 한편 ‘사회보험급여’의 경우 비수급자가 구직활동 당해 및 계속 수급자보다, ‘직업훈련’은 경험이 있는 구직자가 경험이 없는 구직자보다, ‘자격증’은 취득자가 미취득자와 비교해 중위 구직기간이 짧은 것으로 드러났다. 아울러 ‘싱글’이라 답한 사람은 기혼자보다 중위 구직기간이 비교적 길었으며, ‘가족 수입’에 더 만족할수록, 그리고 ‘사회경제적 지위 향상 가능성’을 긍정하는 경우 중위 구직기간이 상대적으로 짧아 주관적 요소와 가치관도 구직활동에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다.

다만 범주간 생존기간의 차이를 초래하는 구체적 배경 원인은 알 수 없으므로 분석 결과 해석에 유의할 필요가 있다. 예를 들어 ‘학력’의 경우 초대졸자, 대졸자 이상이 고졸자보다 중위 구직기간이 상대적으로 긴 것으로 나타났는데, 이를 구직에 있어 학력 프리미엄이 작용하지 않는다고 단언할 수 없다. 고학력자일수록 기대치가 높기 때문에 적절한 일자리를 모색하고 준비하는데 많은 시간을 보내는 것일 수도 있다. 어쩌면 다른 원인이 존재할 수도 있다. 마찬가지로 ‘사회보험급여’의 당해 및 계속 수급자가 비수급자보다 중위 구직기간이 길었는데, 수급으로 인해 구직 의욕이 저하되었는지 아니면 사회보험 자체가 구직활동에 충분한 도움을 주지 못하였는지 분석 결과 자체만으로 판단할 수 없다.



<표 5> K-M 분석 결과 (유의수준: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01)

예측변수		인원(명)	실제 취업자 수(명)	기대 취업자 수(명)	추정 중위 구직기간(주)	로그순위 검정 (Chi-sq)
없음		5,355	2,890	-	9	-
성별	남성	2,783	1,330	1,649	15	162***
	여성	2,572	1,560	1,241	5	
가구주	비가구주	3,232	1,738	1,743	9	0
	가구주	2,123	1,152	1,147	10	
연령대	10대	107	63	43	5	31.8***
	20대	1,837	1,032	1,067	10	
	30대	1,235	673	650	8	
	40대	924	475	482	10	
	50대	635	293	346	12	
	60대 이상	617	354	302	6	
학력	중졸 이하	661	359	319	8	10.3**
	고졸	1,220	685	657	8	
	초대졸	1,711	839	886	10	
	대졸 이상	1,763	1,007	1,028	10	
거주지	비수도권	2,488	1,397	1,188	7	70.5***
	수도권	2,867	1,493	1,702	12	
사회보험급여	비수급자	4,777	2,671	2,573	8	37.7***
	당해 계속 수급자	578	219	317	20	
직업훈련	없음	5,042	2,667	2,728	10	27.3***
	있음	313	223	162	4	
자격증	없음	5,078	2,715	2,753	10	12.3***
	있음	277	175	137	6	
싱글	기혼	2,312	1,305	1,166	8	31.1***
	싱글	3,043	1,585	1,724	10	
건강상태	나쁨	312	140	159	12	2.8
	보통	2,375	1,283	1,268	8	
	양호	2,668	1,467	1,463	9	
가족 수입 만족도	불만족	1,786	675	1,023	28	251***
	보통	2,864	1,697	1,520	8	
	만족	705	518	346	4	
사회경제적 지위 향상 가능성	부정 및 모름	2,875	1,410	1,610	12	62.9***
	긍정	2,480	1,480	1,280	8	
연도	2019	650	344	346	8	124***
	2018	722	474	354	5	
	2017	347	191	179	8	
	2016	362	197	177	8	
	2015	353	180	195	12	
	2014	328	164	180	12	
	2013	409	245	222	8	
	2012	434	231	241	10	
	2011	458	272	230	6	
	2010	453	255	274	10	
	2009	501	187	303	28	
	2008	338	150	188	15	

### 3. Cox PH 및 AFT 모형 분석 결과

구직기간에 유의미한 영향을 주는 여러 공변량을 파악하기 위해 도입한 세 가지 모형에 대해 Cox PH 모형(준모수적 방법) 및 AFT 모형(모수적 방법)을 전제로 분석하였다. 상술한 바와 같이 Cox PH 모형 추정 시 위험함수 분포에 대한 가정을 요구하지 않는다. 다만 위험비(HR)가 시간 흐름과 무관한 상수값을 갖는, 이른바 비례위험(PH)를 충족한다는 전제 하에서 공변량의 회귀계수를 추정한다. 하지만 AFT 모형 추정 시 생존시간이 특정 분포를 따른다고 가정하고, 시간의 함수로 표현되는 위험함수 역시 가정한 분포를 따르므로 PH 가정을 준수하지 않아도 된다.

<표 6>는 모든 공변량이 포함된 분석 모형 ①을 Cox PH 모형으로 간주하여 추정한 후 적합도 검정(GOF test) 실시한 결과를 정리한 것이다. 검정 결과, ‘사회보험급여’, ‘자격증’, ‘사회경제적 지위 향상 가능성’을 제외한 나머지 공변량의 검정 통계량은 통계적으로 유의한 것으로 나타나 ( $p < 0.01$ ) 귀무가설( $H_0$ : HR는 시간 흐름과 관계없이 일정한 값을 갖는다)이 기각되어 PH 가정이 성립하지 않았다. 모형 전체에 대한 적합도 검정 결과 역시 PH 가정을 만족하지 않았다. 따라서 Cox PH 모형을 사용해 추정하면 잘못된 모수 추정량을 얻을 가능성이 매우 높다.

<표 6> 적합도 검정 (유의수준: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ )

공변량	검정통계량(Chi-sq)
성별	3.681*
가구주	3.452*
연령대	51.676***
학력	57.282***
거주지	57.447***
사회보험급여	0.006
직업훈련	10.314***
자격증	0.643
싱글	8.378***
건강상태	15.212***
가족 수입 만족도	19.449***
사회경제적 지위 향상 가능성	0.731
모형 전체	203.971***

이에 따라 PH 가정이 불필요한 AFT 모형을 가정하여 추가 분석을 실시하였다. 생존시간 분포는 와이불(weibull), 지수(exponential), 로그-로직(log-logistic), 로그-정규(log-normal) 등 총 4가지를 가정하였다. <표 7>는 분석 모형 ①을 Cox 모형 및 4가지 AFT 모형으로 간주하여 추정한 각 공변량의 회귀계수를 정리한 것이다. 참고로 두 추정 모두 선형 회귀분석을 위해 로그변환한 모형

을 추정한 것으로 회귀계수 해석 시 유의해야 한다. 추정에 사용된 Cox 모형의 종속변수는 로그화된 HR이므로 기준 범주(reference category) 대비 해당 범주의 HR가 몇 배 더 높은지<sup>14)</sup> 판단하기 위해서 회귀계수를 해야 한다. 마찬가지로 AFT 모형의 종속변수는 로그변환된 생존시간 T이며, 기준 범주 대비 해당 범주의 T가 몇 배나 긴지<sup>15)</sup> 비교하기 위해 밀이 자연상수이며, 회귀계수가 지수를 갖는 거듭제곱 값으로 변환해야 한다.

아울러 AIC(Akaike's information criterion) 척도를 통해 여러 분포를 가정한 AFT 모형 중 가장 적합도가 높은 모형을 판별하였다. 그 결과, 분포들간 AIC 값에 큰 차이가 없었지만 로그-정규 분포를 가정할 때 가장 작은 것(AIC=20,149)으로 나타나 적합도가 제일 높았다.

로그-정규 분포를 가정한 AFT 모형의 분석 결과, '자격증'과 '건강상태' 제외한 나머지 공변량의 회귀계수가 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었다( $p < 0.1$ ). 회귀계수가 양수 값을 가지면 종속변수인  $\ln(T)$ 에 정(+ )의 효과, 반대로 음수 값이면 부(-)의 효과를 미친다. 그리고 상술했듯이 거듭제곱 값으로 변환하면 범주간 비교가 가능하다. 이 경우 변환한 값이 1을 초과하면 해당 범주는 기준 범주에 비해 생존시간이 상대적으로 길며, 1 미만이면 기준 범주보다 생존시간이 상대적으로 짧다고 해석할 수 있다. [그림 3]은 유의미한 회귀계수들을 바탕으로 각 범주의 상대적인 구직기간(생존기간)을 보기 쉽게 정리한 것이다. 각 공변량 효과를 구체적으로 풀이해보면 이하와 같다. '성별'의 경우 여성이 남성보다 구직기간이 약 0.570배( $\exp(-0.562)$ ) 길었다. 여성의 구직기간이 남성에 비해 절반 남짓 짧았다는 의미다. '가구주' 경우에 가구주에 해당하는 사람은 비가구주에 비해 구직기간이 약 0.746배( $\exp(-0.294)$ )에 불과하였다. '연령'의 경우 10대는 20대와 비교해 약 0.575배( $\exp(-0.553)$ ), 50대는 약 1.366배( $\exp(0.312)$ ), 60대 이상은 약 0.787배( $\exp(-0.239)$ )로 나타나 10대 및 60대 이상은 20대 대비 구직기간이 짧았다. '학력'의 경우 중졸자 이하가 고졸자에 비해 약 0.839배( $\exp(-0.175)$ ), 대졸자 이상은 약 1.134배( $\exp(0.126)$ )의 구직기간을 보였다. '거주지'의 경우 수도권 거주자가 비수도권 거주자와 비교해 구직기간이 약 1.480배( $\exp(0.392)$ ) 길었다. '사회보험급여'의 경우 구직활동 당해 및 계속 수급자가 비수급자보다 구직기간이 약 1.911배( $\exp(0.647)$ ) 길었다. '직업훈련'의 경우 유경험자가 무경험자에 비해 구직기간이 약 0.788배( $\exp(-0.238)$ )에 불과하였다. '싱글'에 해당할 경우 기혼자보다 구직기간이 약 1.329배( $\exp(0.285)$ ) 길었다. 또한 '가족 수입'에 만족하는 이들은 보통 수준의 만족에 비해 약 0.793배( $\exp(-0.232)$ ), 불만족하다고 느낀 이들은 약 1.554배( $\exp(0.441)$ ) 구직기간이 길었다. 마지막으로 '사회경제적 지위 향상 가능성'을 긍정하는 사람들은 그렇지 않거나 모른다고 답한 이들보다 약 0.871배( $\exp(-0.138)$ )의 구직기간을 보였다.

아울러 공변량 효과의 방향성(부호)이 해마다 달라지는지, 또 추세를 가지는지 확인하고자 개별 연도의 자료만 사용해(분석 모형 ②) 추가 분석을 수행하였다. 모형은 로그-정규 분포를 따르는 AFT 모형을 가정하였으며, 추정 결과는 <표 8>에 정리하였다. 분석 결과, 각 연도 추정에서 확인된 유의미한 회귀계수는 절대적 크기가 다를지언정 방향성(부호)은 통합 모형(분석 모형 ①)의 그것과 동일하게 도출되었다. 공변량 중 '성별', '가구주', '거주지', '사회보험급여', '싱글', '가족 수입

14) 상대적 위험도(relative risk)

15) 가속요인(acceleration factor)

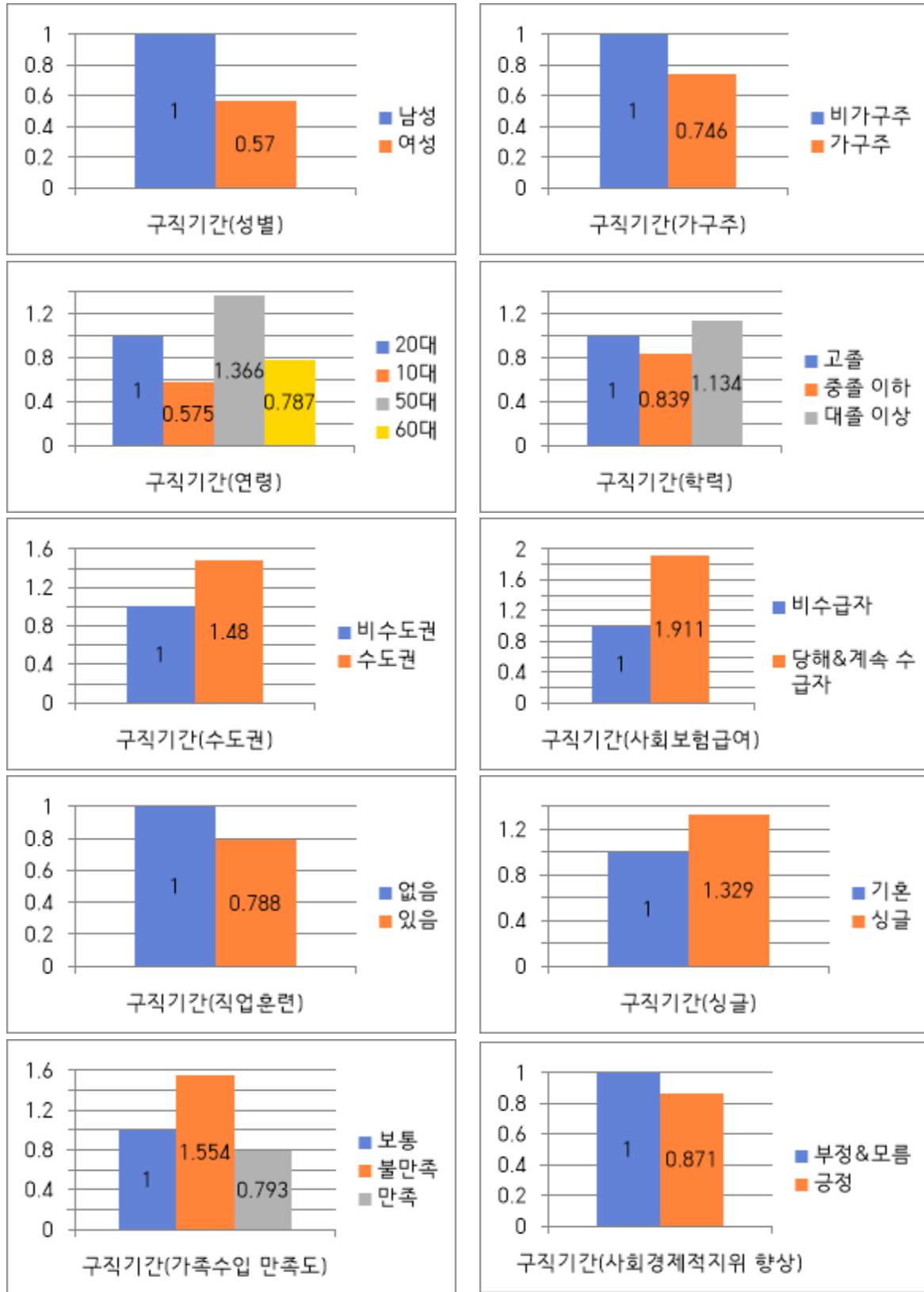
만족도'의 추정 회귀계수는 많은 연도에서 유의한 값이 도출되었으나, 시계열적으로 감소 혹은 증가 추세가 확인되지 않았다([그림 4] 참고). 그리고 '학력', '자격증', '건강상태'의 일부 범주에서 회귀계수의 유의미함이 추가로 확인되었으나, 1~2개 연도에서만 도출되었으므로 공변량의 효과를 일반화하기 어렵다.

마지막으로 공변량간 상호작용(교호작용)이 있을 것이라 가정하고 교차항이 포함된 모형을 분석하였다(분석 모형 ③). 교차항의 유형은 모두 8가지를 설정하였고, 로그-정규 분포를 따르는 AFT 모형을 가정하여 각각 추정하였다. <표 9>에 그 추정 결과를 정리하였다(지면 부족으로 관련된 공변량과 교차항의 회귀계수만 기입하였음). 분석을 통해 확인된 유의미한 회귀계수를 보면 방향성(부호) 측면에서 교차항이 포함되지 않는 모형(분석 모형①)과 동일하였다. 한편 '성별'와 '연령대'의 상호작용을 고려한 모형(③-1)에서 남성보다 상대적인 구직기간이 짧은 여성임에도 교차항을 보면 연령대별로 효과가 달리 나타났는데, 여성이면서 고연령대일수록 구직기간이 단축되는 효과가 나타났다. '성별'와 '싱글'의 상호작용을 반영한 모형(③-3)에서 여성이 남성보다 구직기간이 상대적으로 짧았지만 여성 및 싱글 범주에 동시 해당하는 경우 오히려 구직기간이 증가하는 효과가 나타났다. '성별'와 '연령대'의 상호작용을 고려한 모형(③-4)에서 40대 이상 한정으로 싱글에 해당하면 구직기간이 감소하는 효과를 보였다. '가구주'와 '연령대'의 상호작용을 고려한 모형(③-6)에서 40대 이상 연령대인 가구주는 구직기간이 늘어나는 효과가 확인되었다. '사회보장급여'와 '연령대'의 상호작용을 고려한 모형(③-7)에서 10대와 60대 이상 연령대이면서 당해 및 계속 수급자 경우 구직기간이 줄어드는 효과가 나타났다. 한편 '성별'와 '학력'의 상호작용을 고려한 모형(③-2), '거주지'와 '연령대'의 상호작용을 반영한 모형(③-5), 그리고 '직업훈련'와 '연령'의 교차항이 포함된 모형(③-8)은 공변량간 상호작용 효과가 극히 일부만 유의하게 나타났거나 아예 확인되지 않았다.

<표 7> 분석 모형 ① 추정 결과 (유의수준: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01, Ref.: 기준 범주)

		Cox PH 모형	가속실패시간(AFT) 모형			
			Weibull	Exponential	Log-logistic	Log-normal
종속변수		ln(HR)	ln(T)			
상수항		-	2.630*** (0.102)	2.600*** (0.096)	2.110*** (0.099)	2.183*** (0.098)
성별 (Ref.: 남성)		0.546*** (0.042)	-0.671*** (0.045)	-0.653*** (0.042)	-0.607*** (0.044)	-0.562*** (0.043)
가구주 (Ref.: 비가구주)		0.340*** (0.046)	-0.389*** (0.049)	-0.372*** (0.046)	-0.317*** (0.048)	-0.294*** (0.047)
연령대 (Ref.: 20대)	10대	0.437*** (0.135)	-0.505*** (0.144)	-0.497*** (0.135)	-0.541*** (0.143)	-0.553*** (0.139)
	30대	0.026 (0.058)	-0.040 (0.062)	-0.045 (0.058)	-0.030 (0.060)	-0.028 (0.059)
	40대	-0.098 (0.071)	0.116 (0.076)	0.111 (0.072)	0.060 (0.072)	0.057 (0.071)
	50대	-0.332*** (0.087)	0.388*** (0.094)	0.371*** (0.088)	0.338*** (0.088)	0.312*** (0.086)
	60대 이상	0.133 (0.096)	-0.051 (0.103)	-0.039 (0.096)	-0.252** (0.103)	-0.239** (0.101)
학력 (Ref.: 고졸)	중졸 이하	0.150* (0.086)	-0.178* (0.092)	-0.174** (0.086)	-0.195** (0.092)	-0.175* (0.090)
	초대졸	-0.055 (0.056)	0.044 (0.060)	0.040 (0.056)	0.025 (0.058)	0.021 (0.057)
	대졸 이상	-0.105** (0.050)	0.156*** (0.053)	0.158*** (0.050)	0.128** (0.052)	0.126** (0.052)
거주지 (Ref.: 비수도권)		-0.321*** (0.039)	0.409*** (0.041)	0.404*** (0.039)	0.404*** (0.040)	0.392*** (0.040)
사회보험급여 (Ref.: 비수급자)		-0.648*** (0.075)	0.620*** (0.081)	0.579*** (0.075)	0.685*** (0.076)	0.647*** (0.075)
직업훈련 (Ref.: 없음)		0.279*** (0.072)	-0.287*** (0.077)	-0.269*** (0.072)	-0.243*** (0.079)	-0.238*** (0.080)
자격증 (Ref.: 없음)		0.058 (0.082)	-0.047 (0.087)	-0.045 (0.082)	-0.044 (0.087)	-0.047 (0.088)
싱글 (Ref.: 기혼)		-0.304*** (0.050)	0.353*** (0.054)	0.341*** (0.051)	0.325*** (0.051)	0.285*** (0.050)
건강상태 (Ref.: 보통)	나쁨	-0.097 (0.092)	0.120 (0.098)	0.116 (0.092)	0.065 (0.097)	0.024 (0.091)
	좋음	0.037 (0.040)	-0.042 (0.042)	-0.041 (0.040)	-0.038 (0.041)	-0.037 (0.041)
가족 수입 만족도 (Ref.: 보통)	불만족	-0.514*** (0.048)	0.558*** (0.051)	0.532*** (0.048)	0.482*** (0.048)	0.441*** (0.046)
	만족함	0.242*** (0.052)	-0.253*** (0.056)	-0.241*** (0.052)	-0.224*** (0.056)	-0.232*** (0.057)
사회경제적 지위 향상 가능성(Ref. 부정-모름)		0.121*** (0.039)	-0.129*** (0.042)	-0.123** (0.040)	-0.141** (0.041)	-0.138** (0.040)
연도 더미		있음	있음	있음	있음	있음
LR test		792.0***	911.3***	1,002.0***	866.0***	781.0***
Log-likelihood		-22,604	-10,363	-10,374	-10,107	-10,041
AIC		45,270	20,793	20,812	20,279	20,149
관측치 수(명)		5,355	5,355	5,355	5,355	5,355

[그림 3] AFT 모형(로그-정규 분포 가정) 추정에 따른 상대적 구직기간(기준 범주=1)



<표 8> 분석 모형 ② 추정 결과 (유의수준: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01, Ref.: 기준 범주)

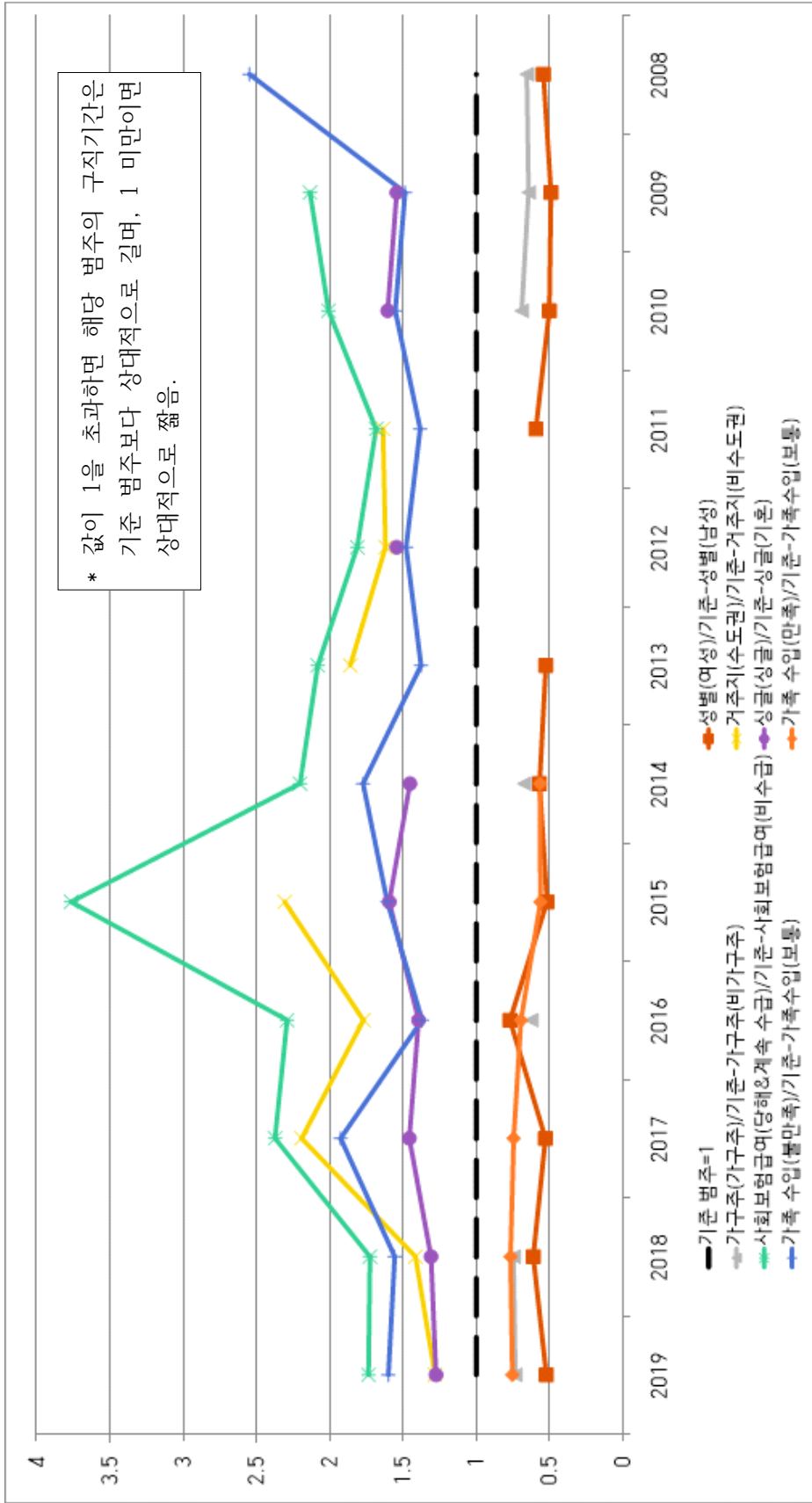
		Log-normal 가속실패시간(AFT) 모형					
		2019	2018	2017	2016	2015	2014
종속변수		ln(T)					
상수항		2.620*** (0.223)	1.860*** (0.176)	1.750*** (0.261)	1.850*** (0.272)	2.080*** (0.358)	2.430*** (0.336)
성별 (Ref.: 남성)		-0.650*** (0.114)	-0.492*** (0.093)	-0.639*** (0.140)	-0.261* (0.141)	-0.659*** (0.180)	-0.566*** (0.180)
가구주 (Ref.: 비가구주)		-0.311** (0.131)	-0.293*** (0.103)	-0.255 (0.158)	-0.470*** (0.161)	-0.269 (0.197)	-0.397** (0.196)
연령대 (Ref.: 20대)	10대	-0.777** (0.333)	-0.279 (0.335)	-0.353 (0.472)	-0.255 (0.491)	-0.497 (0.451)	-2.220*** (0.650)
	30대	-0.123 (0.165)	0.167 (0.141)	-0.086 (0.201)	-0.147 (0.192)	-0.124 (0.243)	-0.155 (0.229)
	40대	0.118 (0.193)	0.040 (0.155)	0.023 (0.239)	0.111 (0.227)	0.036 (0.275)	0.146 (0.295)
	50대	0.267 (0.217)	0.265 (0.179)	0.102 (0.302)	0.027 (0.269)	0.309 (0.360)	-0.097 (0.370)
	60대 이상	-0.337 (0.259)	-0.066 (0.212)	-0.510 (0.362)	-0.362 (0.338)	-0.841* (0.474)	-0.652 (0.429)
학력 (Ref.: 고졸)	중졸 이하	-0.864*** (0.237)	-0.519*** (0.194)	-0.577 (0.368)	-0.182 (0.348)	-0.333 (0.404)	0.291 (0.390)
	초대졸	-0.215 (0.153)	-0.144 (0.129)	0.004 (0.194)	-0.263 (0.186)	-0.155 (0.226)	0.076 (0.224)
	대졸 이상	-0.169 (0.141)	-0.010 (0.114)	0.361** (0.164)	0.209 (0.166)	0.015 (0.207)	0.204 (0.212)
거주지 (Ref.: 비수도권)		0.249** (0.105)	0.347*** (0.088)	0.785*** (0.135)	0.571*** (0.137)	0.836*** (0.172)	0.134 (0.166)
사회보험급여 (Ref.: 비수급자)		0.551*** (0.174)	0.546*** (0.158)	0.864*** (0.291)	0.829*** (0.268)	1.330*** (0.341)	0.790** (0.315)
직업훈련 (Ref.: 없음)		-0.318 (0.205)	-0.204 (0.166)	-0.101 (0.274)	-0.152 (0.286)	-0.463 (0.318)	-0.125 (0.475)
자격증 (Ref.: 없음)		-0.222 (0.279)	-0.099 (0.124)	0.020 (0.275)	0.713* (0.414)	0.616 (0.526)	-0.139 (0.471)
싱글 (Ref.: 기혼)		0.243* (0.132)	0.269** (0.115)	0.376** (0.174)	0.332** (0.165)	0.466** (0.210)	0.373* (0.195)
건강상태 (Ref.: 보통)	나쁨	0.370 (0.241)	0.031 (0.190)	0.433 (0.364)	0.482 (0.335)	-0.435 (0.409)	0.782 (0.534)
	좋음	-0.125 (0.107)	0.047 (0.091)	0.014 (0.133)	-0.100 (0.137)	-0.126 (0.175)	0.067 (0.165)
가족 수입 만족도 (Ref.: 보통)	불만족	0.470*** (0.127)	0.443*** (0.111)	0.656*** (0.179)	0.315* (0.164)	0.474** (0.197)	0.573*** (0.192)
	만족함	-0.283** (0.143)	-0.266** (0.112)	-0.294* (0.175)	-0.364* (0.190)	-0.576** (0.237)	-0.571** (0.251)
사회경제적 지위 향상 가능성 (Ref.: 부장모임)		-0.073 (0.110)	-0.021 (0.088)	-0.318** (0.137)	-0.155 (0.138)	-0.032 (0.169)	-0.322* (0.171)
LR test		140.0***	113.0***	130.0***	74.0***	83.8***	63.6***
Log-likelihood		-1,153	-1,469	-603	-630	-628	-574
AIC		2,349	2,981	1,251	1,304	1,300	1,193
관측치 수(명)		650	722	347	362	353	328

<표 8> 계속

		Log-normal 가속실패시간(AFT) 모형					
		2013	2012	2011	2010	2009	2008
종속변수		ln(T)					
상수항		2.280*** (0.308)	1.420*** (0.323)	1.780*** (0.263)	2.240*** (0.274)	2.670*** (0.368)	2.420*** (0.409)
성별 (Ref.: 남성)		-0.644*** (0.163)	-0.258 (0.166)	-0.523*** (0.138)	-0.691*** (0.148)	-0.714*** (0.189)	-0.613*** (0.202)
가구주 (Ref.: 비가구주)		-0.169 (0.173)	-0.179 (0.185)	-0.096 (0.149)	-0.372** (0.161)	-0.441** (0.218)	-0.422* (0.237)
연령대 (Ref.: 20대)	10대	0.285 (0.570)	-0.166 (0.572)	-0.901* (0.477)	0.182 (0.502)	-0.855 (0.585)	-1.360** (0.563)
	30대	-0.369* (0.200)	0.363 (0.223)	-0.175 (0.188)	0.108 (0.196)	-0.137 (0.259)	0.397 (0.279)
	40대	-0.200 (0.271)	0.388 (0.280)	0.081 (0.243)	-0.148 (0.250)	0.198 (0.316)	0.049 (0.347)
	50대	0.098 (0.314)	0.718** (0.354)	-0.123 (0.270)	0.737** (0.314)	0.794* (0.408)	0.853 (0.533)
	60대 이상	-0.615 (0.377)	0.647 (0.394)	0.218 (0.315)	0.123 (0.354)	-0.322 (0.471)	-0.054 (0.616)
학력 (Ref.: 고졸)	중졸 이하	0.270 (0.332)	-0.563* (0.339)	0.401 (0.291)	-0.053 (0.313)	0.403 (0.368)	-0.125 (0.452)
	초대졸	0.106 (0.207)	0.161 (0.223)	0.244 (0.181)	0.140 (0.199)	0.459* (0.254)	-0.027 (0.279)
	대졸 이상	0.142 (0.181)	0.141 (0.202)	0.410** (0.170)	0.158 (0.181)	0.146 (0.249)	0.247 (0.256)
거주지 (Ref.: 비수도권)		0.621*** (0.148)	0.482*** (0.149)	0.493*** (0.130)	0.089 (0.138)	0.139 (0.174)	0.073 (0.192)
사회보험급여 (Ref.: 비수급자)		0.733** (0.292)	0.595* (0.322)	0.521** (0.245)	0.698** (0.290)	0.758** (0.306)	0.343 (0.386)
직업훈련 (Ref.: 없음)		-0.419* (0.222)	0.026 (0.470)	-0.142 (0.307)	-0.380 (0.249)	-0.121 (0.398)	-0.107 (0.427)
자격증 (Ref.: 없음)		0.292 (0.390)	-0.626 (0.486)	0.077 (0.376)	-0.300 (0.309)	-0.151 (0.327)	0.085 (0.596)
싱글 (Ref.: 기혼)		-0.067 (0.181)	0.434** (0.193)	0.144 (0.159)	0.473*** (0.172)	0.434** (0.214)	-0.001 (0.249)
건강상태 (Ref.: 보통)	나쁨	-0.194 (0.330)	0.378 (0.366)	-0.138 (0.291)	-0.115 (0.323)	-0.686** (0.329)	-0.321 (0.414)
	좋음	-0.158 (0.150)	0.165 (0.157)	-0.371*** (0.137)	-0.129 (0.144)	-0.056 (0.186)	0.122 (0.208)
가족수입 만족도 (Ref.: 보통)	불만족	0.320* (0.167)	0.391** (0.165)	0.324** (0.145)	0.440*** (0.151)	0.396** (0.190)	0.935*** (0.218)
	만족함	-0.136 (0.203)	-0.022 (0.221)	-0.103 (0.196)	0.033 (0.215)	0.044 (0.301)	-0.326 (0.340)
사회경제적 지위 향상 가능성(Ref.: 부정모름)		-0.144 (0.149)	-0.106 (0.152)	-0.028 (0.131)	0.029 (0.142)	-0.144 (0.174)	-0.167 (0.204)
LR test		63.4***	51.7***	69.5***	68.7***	49.7***	48.6***
Log-likelihood		-843	-824	-892	-937	-757	-558
AIC		1,730	1,693	1,829	1,918	1,559	1,160
관측치 수(명)		409	434	458	453	501	338



[그림 4] 범주별 상대적 구직기간 추이(6개년 이상 유의미한 결과를 보인 범주만 표기)



<표 9> 분석 모형 ③ 추정 결과 (유의수준: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01, Ref.: 기준 범주)

Log-normal 가속실패시간(AFT) 모형, 종속변수: ln(T)						
③-1. 성별×연령대 교차항 포함 모형						
성별 (ref.: 남성)	-0.386*** (0.065)	연령대 (ref.: 20대)	10대	-0.965*** (0.214)	여성×10대	0.629** (0.276)
LR test: 817.5***			30대	0.113 (0.077)	여성×30대	-0.227** (0.105)
			40대	0.217** (0.097)	여성×40대	-0.244** (0.118)
			50대	0.679*** (0.114)	여성×50대	-0.659*** (0.137)
			60대	-0.008 (0.120)	여성×60대 이상	-0.442*** (0.134)
			이상			
③-2. 성별×학력 교차항 포함 모형						
성별 (ref.: 남성)	-0.537*** (0.081)	학력 (ref.: 고졸)	중졸	-0.005 (0.117)	여성×중졸	-0.305** (0.138)
LR test: 789.6***			초대졸	0.049 (0.079)	여성×초대졸	-0.055 (0.106)
			대졸	0.095 (0.073)	여성×대졸 이상	0.072 (0.104)
			이상			
③-3. 성별×싱글 교차항 포함 모형						
성별 (ref.: 남성)	-0.858*** (0.074)	싱글 (ref.: 기혼)	-0.027 (0.063)	여성×싱글	0.457*** (0.090)	
LR test: 746.2***						
③-4. 싱글×연령대 교차항 포함 모형						
싱글 (ref.: 기혼)	0.659*** (0.138)	연령대 (ref.: 20대)	10대	-0.555 (1.250)	10대×싱글	-0.016 (1.260)
LR test: 803.5***			30대	0.245* (0.143)	30대×싱글	-0.221 (0.159)
			40대	0.404*** (0.144)	40대×싱글	-0.440** (0.176)
			50대	0.686*** (0.151)	50대×싱글	-0.633*** (0.198)
			60대	0.181 (0.161)	60대 이상×싱글	-0.740*** (0.184)
			이상			
③-5. 거주지×연령대 교차항 포함 모형						
거주지 (ref.: 비수도권)	0.323*** (0.066)	연령대 (ref.: 20대)	10대	-0.640*** (0.180)	10대×수도권	0.185 (0.275)
LR test: 810.8***			30대	0.018 (0.080)	30대×수도권	-0.080 (0.103)
			40대	0.089 (0.095)	40대×수도권	-0.048 (0.114)
			50대	0.223** (0.110)	50대×수도권	0.160 (0.132)
			60대	-0.569*** (0.123)	60대 이상×수도권	0.603*** (0.130)
			이상			

<표 9> 계속

Log-normal 가속실패시간(AFT) 모형, 종속변수: ln(T)						
③-6. 가구주×연령대 교차항 포함 모형						
가구주 (ref.: 비가구주)	-0.477*** (0.083)	연령대 (ref.: 20대)	10대	-0.579*** (0.142)	가구주×10대	-0.116 (0.644)
LR test: 797.5***			30대	-0.048 (0.068)	가구주×30대	0.105 (0.117)
			40대	-0.079 (0.088)	가구주×40대	0.340*** (0.129)
			50대	0.048 (0.115)	가구주×50대	0.514*** (0.148)
			60대	-0.420*** (0.144)	가구주×	0.343**
			이상		60대 이상	(0.158)
③-7. 사회보장급여×연령대 교차항 포함 모형						
사회보장급여 (ref.: 비수급자)	0.998*** (0.277)	연령대 (ref.: 20대)	10대	-0.517*** (0.139)	10대× 당해계속 수급자	-2.290** (0.998)
LR test: 844.4***			30대	-0.061 (0.059)	30대× 당해계속 수급자	0.370 (0.333)
			40대	0.030 (0.072)	40대× 당해계속 수급자	0.155 (0.336)
			50대	0.289*** (0.087)	50대× 당해계속 수급자	0.063 (0.356)
			60대	0.038 (0.108)	60대 이상 당해계속 수급자	-0.972*** (0.298)
			이상			
③-8. 직업훈련×연령대 교차항 포함 모형						
직업훈련 (ref.: 없음)	-0.420*** (0.123)	연령대 (ref.: 20대)	10대	-0.581*** (0.143)	10대× 직업훈련 있음	0.380 (0.539)
LR test: 785.1***			30대	-0.050 (0.060)	30대× 직업훈련 있음	0.293 (0.194)
			40대	0.034 (0.073)	40대× 직업훈련 있음	0.392 (0.253)
			50대	0.293*** (0.088)	50대× 직업훈련 있음	0.252 (0.265)
			60대	-0.258** (0.102)	60대 이상× 직업훈련 있음	0.328 (0.354)
			이상			

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 구직자 개인 특성이 구직기간의 차이를 결정한다는 가설에서 출발해 한국노동패널조사(KLIPS)의 다년도 개인 수준 데이터를 바탕으로 잠재적 결정요인들을 검증하는 것을 목적을 가진다. 목표변수인 구직기간은 항상 양수 값을 갖고, 정규분포를 띠지 않으며, 중도절단이 빈번하게 발생하기 때문에, 이를 다루기 적합한 생존분석을 주요 분석 기법으로 활용하였다.

생존분석 수행 시 범주간 생존확률을 비모수적으로 추정해 그 차이를 확인하는 카플란-마이어(K-M) 분석법과 함께 여러 요인들을 함께 고려 가능한 Cox 비례위험(PH) 모형을 전제로 한 분석법을 이용하였다. 다만 Cox PH 모형을 이용하고자 할 때 시간의 흐름에 따라 위험비가 일정하다는 비례위험 가정을 만족해야 높은 적합성을 가진다. 하지만 다수의 선행연구에서 해당 가정에 대한 검정 과정이 생략되었다. 이에 따라 비례위험 가정이 불필요한 가속실패시간(AFT) 모형을 전제로 한 분석법을 추가로 도입해 기존 연구들과 차별화하여 분석 결과의 적합성을 높였다. 나아가 다년도 데이터를 통합한 모형, 각 년도 데이터만 이용한 모형, 교차항이 포함된 모형 등 3가지 모형을 도입하여 다각적인 분석을 시도하였다.

검정 결과에 따르면 비례위험 가정은 성립되지 않았으며, 로그-정규 분포를 가정한 AFT 모형의 적합도가 가장 높게 나타났다. 일부 공변량의 효과는 통념과 다소 다르게 나타났다. 가령 여성이 남성보다, 비수도권 거주자가 수도권 거주자에 비해, 고졸자가 대졸자보다, 그리고 사회보험급여 비수급자가 구직기간 당해 및 계속 수급한 사람과 비교해 구직기간이 상대적으로 짧아지는 효과를 보였다. 하지만 생존분석 결과는 구직기간이라는 양적 부문을 설명해줄 뿐 임금수준, 고용 안전성, 근로여건 등 취업의 질적 부문을 설명해주지 못한다. 다시 말해 구직기간이 짧다고 해서 해당 범주에 속한 구직자들이 반드시 더 나은 일자리를 갖는다는 의미가 아니다. 또한 구직자가 특정 요인의 범주에 해당하는지 여부에 따른 생존기간의 차이를 비교할 수 있어도 그 차이를 발생시키는 구체적 원인은 추측의 영역에 속한다. 예를 들어 대졸자가 고졸자보다 상대적으로 구직기간이 길게 나타났는데 학력 프리미엄이 작용하지 않았다고 단정지을 수 없다. 따라서 결과 해석 시 유의해야 할 필요가 있다.

아울러 생존분석의 또다른 한계점으로 내생성(endogeneity) 문제를 제기할 수 있다. 비록 대부분 구직기간이 몇 주에 불과해 구직기간 중 구직자 특성이 변화할 가능성이 낮을 것으로 생각되지만, 원인과 결과가 뒤바뀌는 이른바 역의 인과관계(reverse causality)에 따른 내생성이 고질적으로 잠재되어 있다. 예컨대 구직기간이 충분히 길어질수록 자격증 취득 혹은 직업훈련을 받게 될 가능성이 높아질 것이다. 중요한 요인인데 분석 모형에 반영하지 못한 이른바 누락변수(omitted variable) 역시 내생성을 유발시키는 또 다른 요소다. 유감스럽게도 생존분석에서 내생성 문제를 확실하게 해결할 방법은 아직까지 고안되지 않았다. 그러므로 엄밀히 보자면 생존분석 결과는 변수들간 인과관계가 아닌 상관관계(correlation relationship)를 나타낸다고 할 수 있다. 내생성 해결은 후속 연구의 중요한 과제라 판단된다.

## 참고문헌

- 강봉석, 염동문. (2015). 「장애인 실업자의 취업에 영향을 미치는 결정요인에 관한 연구」. 재활복지 공학회논문지, 9(2), 115-120.
- 강주연, 오유, 김기승. (2015). 「대졸자 특성과 취업 소요기간」. 산업관계연구, 25(2), 31-49.
- 고영근, 안태현. (2018). 경기변동과 고용 동학에 대한 분석: 집단 간 취업-미취업 이행확률 비교를 중심으로」. 노동경제논집, 41(2), 31-59.
- 김민석, 안은비, 유경숙, 정효숙. (2018). 「대학생 취업 소요기간에 영향을 미치는 요인 분석」. 한국콘텐츠학회논문지, 18(8), 27-35.
- 류장수. (2005). 「지방대학 졸업생의 노동시장 성과 분석: 수도권대학 졸업생과의 비교」. 노동경제 논집, 28(2), 1-27.
- 송일호, 박명호. (2012). 「고령자와 준고령자의 취업결정요인 비교분석」. 사회과학연구, 19(2), 7-26.
- 성지미, 안주엽. (2006). 「중고령자 취업 결정요인」. 노동정책연구, 6(1), 39-74.
- \_\_\_\_\_. (2012). 「취업사교육과 첫 일자리」. 한국경제연구, 30(3), 5-46.
- 양정빈. (2015). 「여성장애인의 취업 및 임금수준 결정요인 분석」. 보건사회연구, 35(2), 226-253.
- 이규용, 김용현. (2003). 「대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인」. 노동정책연구, 3(2), 69-93.
- 이상록. (2000). 「실직기간 구직활동이 실직자의 재취업에 미치는 영향 분석」. 한국사회복지학, 43, 299-327.
- 이병희. (2002). 「노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구」. 노동정책연구, 2(1), 1-18.
- 임찬영. (2018). 「비인지적 요인이 취업에 미치는 영향: 구직기간과 근속기간 분석을 중심으로」. Journal of The Korean Data Analysis Society, 20(6), 3069-3085.
- 장지연, 신현구. (2008). 「중고령자 취업결정요인의 국가간 비교: 한국, 미국, 스웨덴, 독일. 중고령자 노동시장 국제비교」. 서울: 한국노동연구원, 43-84.
- 조우현. (1995). 「청년층 노동자의 고용문제와 실업확율의 결정요인 분석」. 노동경제논집, 18(1), 107-128.
- 전이상. (2002). 「장애인 취업의 결정요인에 관한 연구」. 박사학위논문, 전남대학교.
- 채창균, 김태기. (2009). 「대졸 청년층의 취업 성과 결정 요인 분석」. 직업교육연구, 28(2), 89-107.
- 통계청. (2020). 『2018년 일자리이동통계』.
- 홍성표, 정진철. (2015). 「자격취득이 장애인 재취업 및 구직기간에 미치는 영향」. 장애와 고용, 25(3), 169-196.
- Berg, G. J., Lomwel, A. G. C., & Ours, J. C. V. (1998). "Unemployment dynamics and age" (No. 0048)".
- Bratberg, E., & Nilsen, Ø. A. (1998). "Transition from school to work: Search time and job duration" (No. 27). *IZA Discussion Papers*.

- Caliendo, M., Tatsiramos, K., & Uhlendorff, A. (2013). "Benefit duration, unemployment duration and job match quality: a regression discontinuity approach". *Journal of applied econometrics*, 28(4), 604-627.
- Cox, D. R. (1972). "Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*" (Methodological), 34(2), 187-202.
- Cox, D. R., & Oakes, D. (1984). *Analysis of survival data (Vol. 21)*. CRC Press.
- Eckstein, Z., & Wolpin, K. I. (1995). "Duration to first job and the return to schooling: Estimates from a search-matching model". *The Review of Economic Studies*, 62(2), 263-286.
- Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). "Nonparametric estimation from incomplete observations". *Journal of the American statistical association*, 53(282), 457-481.
- Klein, J. P., & Goel, P. K. (Eds.). (2013). *Survival analysis: state of the art (Vol. 211)*. Springer Science & Business Media.
- Lawless, J. F. (2011). *Statistical models and methods for lifetime data (Vol. 362)*. John Wiley & Sons.
- Lynch, L. M. (1985). "State dependency in youth unemployment: A lost generation?". *Journal of Econometrics*, 28(1), 71-84.
- Miyamoto, Suphaphiphat. (2020). "Mitigating Long-term Unemployment in Europe", *IMF Working Papare*.
- Orbe, J., Ferreira, E., & Núñez Antón, V. (2002). "Comparing proportional hazards and accelerated failure time models for survival analysis". *Statistics in medicine*, 21(22), 3493-3510.
- Therneau, T. M. (2020). "coxme: Mixed effects Cox models. R package version 2.2-5. 2015".
- Van Den Berg, G. J., & Van Ours, J. C. (1999). "Duration dependence and heterogeneity in French youth unemployment durations". *Journal of Population Economics*, 12(2), 273-285.

# 비임금근로 일자리 선택의 세대별 특성 분석

김혜자\*, 백승주\*\*, 김혜진\*\*\*

본 연구는 한국노동패널 22차 비임금근로자 부가조사 자료를 이용해 청년세대의 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유 및 영향요인을 분석하였다. 종속변수인 비임금근로 일자리를 선택하는 주된 이유가 7개의 범주를 가지며, 각 선택범주 간 순서의 의미가 없고 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유는 개인의 특성 차이에 기인한다고 보고 다항 로짓 모형을 적용했다. 분석에 따르면, 청년세대는 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서 및 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서의 이유로 비임금근로를 선택할 확률이 높았다. 이처럼 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유가 본인이 하고 싶은 일에 대한 주관적 의지나 경제적 성과 등에 초점을 둘 때 삶의 만족도가 높았던 반면 적당한 임금근로 일자리를 찾지 못해 대안적 선택에 따른 비임금근로 일자리에 해당할 경우 삶의 만족도가 낮은 수준임을 확인했다. 기존 세대와 다른 학습경험을 가진 청년세대가 노동시장에 진입하는 과정에서 기존 세대와 차별화된 특성을 보일 수 있다. 다시 말해서 비임금근로에 대한 부정적 인식, 편견, 불안 등이 여전히 존재하는 현실임에도 불구하고, 청년세대의 일자리 선택에서 본인의 필요 및 욕구가 우선되는 기준으로 작용하고 있을 가능성에 주목할 필요가 있다.

주요용어 : 비임금근로, 청년층, 생활만족도

## 1. 들어가기

본 연구는 우리 사회 청년층이 비임금근로 일자리를 선택함에 있어 생활만족도, 행복감, 자존감, 사회적 지지 등과 같은 주관적 특성의 영향력을 분석하는 데 목적이 있다. 다수의 선행연구에서 개인의 일자리 선택에 유의한 영향을 미치는 사회경제적 변수로 부모의 교육수준, 가계 소득 및 자산, 본인의 교육수준 등을 보고하고 있다. 최근에는 아동·청소년 삶의 질, 웰빙, 행복 등에 사회적 관심이 집중되면서 정책적으로 행복교육, 인성교육, 인권교육 등이 학교현장에서 적극적으로 추진되는 상황이다. 대학입시 및 취업경쟁은 예전과 다르지 않음에도 불구하고 기존 세대와 다른 학습경험 즉 행복이나 인권, 인성 등 직·간접적 경험의 차이가 있는 청년층의 주관적 특성은 기존 세대와 구분될 가능성이 크다. 따라서 비임금근로 일자리 선택에 있어 청년층의 차별적 특성이 입증될 수 있다면 매우 유의미한 정책적 성과이자 사회적 변화라 할 수 있을 것이다. 우선 통계청이 매년 조사하는 경제활동인구조사 비임금근로자 부가조사 결과를 통해 비임금근로자의 연령대별,

---

\* 한국교육개발원 부연구위원

교육정도별, 직업별 특성을 파악하여 본 연구의 종속변수를 설명할 수 있는 주요 독립변수 및 통제변수의 시사점을 얻고자 했다.

2020년 8월 경제활동인구조사 비임금근로 및 비경제활동인구 부가조사 결과에 따르면, 비임금근로자 비중은 전년 동월 24.9%에서 24.5%로 약 0.4%p 하락했다. 특히, 고용원이 있는 자영업자와 무급가족조사자는 감소하고 고용원이 없는 자영업자는 증가했다. 지난 2000-2019년 기간 임금근로자가 증가하는 반면 비임금근로자는 감소추세임이 확인된다. 2000년 취업자 중 비임금근로자는 36.9%였는데, 매년 완만한 감소를 유지하면서 2019년 비임금근로자는 전체 취업자의 24.6% 수준으로 낮아졌다. 2000년 대비 2019년 약 12.3%p 낮아진 결과다. 2007-2019 지난 10년간 연령별 비임금근로자 연령별 분포를 확인할 수 있다. 2019년 15-39세는 전체 비임금근로자의 15.6%를 차지한다. 2007년에는 22.4%로 전체 비임금근로자의 약 1/5이상을 차지했던 것과 비교해 점차 40세 미만 연령대의 비임금근로자 비중이 감소추세임이 확인된다. 반면 50-59세의 경우 2007년 24.4%에서 2019년 29.7%로 증가했고, 60세이상의 경우에도 2007년 22.0%에서 2019년 32.3%로 증가했다. 이처럼 지난 20년 전후 비임금근로자의 연령별 분포가 50세를 전후로 반대되는 양상을 보이고 있다. 농림어업을 제외할 때 연령별 비임금근로자 구성의 변화를 살펴보면, 2019년 15-39세 19.0%, 40-49세 25.2%, 50-59세 30.8%, 60세이상 25.0%로 구성된다. 농림어업을 포함한 경우와 비교할 때, 60세 이상 비중이 약 9.2%p 차이로 낮아짐을 알 수 있다.

<표 1> 연령대별 비임금근로자(2007-2019)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2015	2017	2018	2019
15-39세	22.4	20.9	19.5	19.4	17.7	17.6	17.2	16.3	15.5	15.3	15.6
40-49세	31.3	31.2	30.4	29.1	28.2	27.5	25.8	26.1	25.3	24.2	22.4
50-59세	24.4	25.5	27.2	28.3	29.8	29.8	31.0	30.8	30.6	30.2	29.7
60세이상	22.0	22.5	23.0	23.3	24.3	25.0	25.9	26.7	28.6	30.3	32.3
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청, 경제활동인구조사 비임금근로 부가조사(각연도 8월).

<표 2> 연령별 비임금근로자(2009-2019, 농림어업 제외)

	2009	2010	2011	2012	2013	2015	2017	2018	2019
15-39세	23.8	23.4	21.3	21.0	20.5	19.1	17.9	17.9	18.5
40-49세	35.6	34.2	33.1	32.4	31.0	30.3	29.4	28.5	26.3
50-59세	28.1	29.6	31.5	31.5	33.0	32.9	32.6	32.8	32.0
60세이상	12.6	12.8	14.1	15.0	15.5	17.6	20.0	20.8	23.1
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 통계청, 경제활동인구조사 비임금근로 부가조사(각연도 8월).



비임금근로자의 교육정도별 특성을 살펴보면 2019년 비임금근로자의 66.3%가 고졸이하에 해당하고, 대졸이상 비임금근로자는 33.8%로 나타났다. 고졸이상 비임금근로자 비중은 2007년 77.6%에서 2019년 66.3%로 약 11.3%p 증가한 것이다. 농림어업을 제외하면 2019년 고졸이하 60.3%, 대졸이상 39.4%로 나타난다. 고용원이 있는 자영업자의 경우, 고졸이하 47.3%, 대졸이상 52.7%인 반면 고용원이 없는 자영업자의 경우 고졸이하 69.4%, 대졸이상 30.6%로 나타났다. 전반적으로 고용원이 없는 자영업자의 대졸이상 비중이 지속적으로 증가추세임이 확인되는데, 2007년 고용원이 없는 자영업자는 18.8%였으나, 2019년 30.6%로 약 11.8%p 차이난다. 한편 무급가족종사자의 교육정도는 고졸이하가 80.3%로 자영업자의 교육정도와 큰 차이를 보였다. 이처럼 2007-2019 기간 동안 비임금근로자의 경우, 50세 이상인 근로자가 꾸준히 증가하면서 62.0%에 이르고, 고졸이하의 교육수준을 가진 근로자가 꾸준히 감소하면서 전체 비임금근로자 10명 중 약 6명이 고졸이하임을 알 수 있다.

<표 3> 교육정도별 비임금근로자(2007-2019)

구분		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2015	2017	2018	2019
비임금 근로자	고졸이하	77.6	76.6	75.8	75.3	75.3	73.4	72.6	69.4	67.8	66.1	66.3
	대졸이상	22.4	23.4	24.2	24.7	24.6	26.7	27.4	30.6	32.2	33.9	33.8
A	고졸이하	57.2	56.1	54.4	54.8	55.8	51.5	51.2	49.3	48.7	47.4	47.3
	대졸이상	42.8	43.9	45.6	45.2	44.3	48.5	48.8	50.7	51.3	52.6	52.7
B	고졸이하	81.2	79.9	79.6	79.2	79.2	78.0	76.9	73.0	71.3	70.2	69.4
	대졸이상	18.8	20.1	20.4	20.8	20.8	22.0	23.1	27.0	28.7	29.8	30.6
C	고졸이하	87.9	87.5	87.5	86.3	85.4	83.8	83.3	84.2	81.2	78.2	80.3
	대졸이상	12.1	12.5	12.5	13.7	14.6	16.1	16.7	15.9	18.8	21.8	19.7

자료: 통계청, 경제활동인구조사 비임금근로 부가조사(각연도 8월).

구분: A.고용원이 있는 자영업자 B.고용원이 없는 자영업자 C.무급가족종사자

2007-2017 기간 동안 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자, 무급가족종사자를 구분하여 직업별 분포를 살펴보았다. 2017년 고용원이 있는 자영업자 23.7%, 고용원이 없는 자영업자 60.0%, 무급가족종사자 16.3%였다. 2017년 고용원이 있는 자영업자의 직업별 분포를 살펴보면, 서비스·판매종사자 비중이 43.7%로 가장 높고, 다음은 관리자·전문가 24.2%, 기능·기계조작종사자 18.5% 순으로 나타났다. 반면 고용원이 없는 자영업자는 사무종사자 비중이 30.1%로 가장 높았고, 다음은 기능·기계조작종사자 28.0%, 농림어업숙련종사자 20.8% 순이었다. 한편 무급가족종사자는 서비스·판매종사자 38.7% 및 농림어업숙련종사자 33.4%로 대부분을 차지했다.

직무수행태도 즉, “직업을 가질 수 있는 보통 사람이 일반적으로 갖추고 발달시켜야 하는 직업에 대한 윤리와 자세로서 직업인이 직장에서 직무를 수행할 때 나타내는 일에 대한 신념, 태도, 행동”으로 정의된다(박화춘·박천수, 2019). 박화춘·박천수(2019)는 「한국인의 직업의식 및 직업윤리」 2018년 자료를 이용해 연령 및 학력수준 등에 따른 직무수행태도의 특성을 분석하였다. 이에 따르면 연령대가 올라갈수록 직무수행태도는 높아지다가 60대에 감소추세를 보이며, 학력수준 높아질수록 직무수행태도가 높게 나타났다. 특히 비임금근로자의 직무수행태도가 5.56으로 임금근로자의

<표 4> 직업별 비임금근로자(2007-2017)

구분	직업	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2015	2017
A	1	31.0	32.1	31.9	31.3	26.8	25.7	26.6	24.3	24.2
	2	2.9	2.2	4.0	4.1	4.8	6.0	6.2	6.8	7.8
	3	40.1	41.1	40.0	38.2	41.1	41.5	41.2	42.1	43.7
	4	3.1	2.8	3.2	3.2	3.2	2.6	3.3	3.3	2.3
	5	20.5	18.8	18.5	21.4	21.8	21.3	19.9	20.3	18.5
	6	2.4	3.0	2.5	1.8	2.3	2.8	2.8	3.1	3.5
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
B	1	11.8	12.6	12.9	13.5	12.9	13.6	13.2	14.2	14.6
	2	0.7	0.7	0.5	0.9	0.8	1.0	1.2	1.6	1.5
	3	34.0	32.9	31.9	29.7	30.2	29.9	30.2	29.6	30.1
	4	24.3	24.0	24.7	24.8	23.9	23.4	23.5	21.2	20.8
	5	23.9	24.3	24.3	25.7	26.6	26.7	26.4	28.0	28.0
	6	5.3	5.5	5.7	5.4	5.6	5.4	5.5	5.4	5.2
	계	99.9	100.1	99.9	100.1	100.0	100.0	100.0	100.1	99.9
C	1	2.4	3.2	2.6	3.0	3.0	2.5	3.0	2.4	3.2
	2	7.1	7.0	8.1	9.1	9.2	10.3	8.4	8.8	9.1
	3	41.3	40.3	39.0	35.3	36.3	36.2	36.9	39.5	38.7
	4	37.2	36.8	37.1	37.3	36.3	37.9	39.1	35.0	33.4
	5	6.5	6.2	6.1	7.7	7.8	6.5	6.4	5.9	6.4
	6	5.5	6.5	7.0	7.7	7.3	6.6	6.3	8.5	9.1
	계	99.9	100.1	99.9	100.1	100.0	100.0	100.0	100.1	99.9

자료: 통계청, 경제활동인구조사 비임금근로 부가조사(각연도 8월).

구분: A.고용원이 있는 자영업자 B.고용원이 없는 자영업자 C.무급가족종사자

직업(6차): 1.관리자·전문가 2.사무종사자 3.서비스·판매종사자 4.농림어업숙련종사자 5.기능·기계조작종사자 6.단순노무종사자

직무수행태도 5.36 보다 높게 나타났다. 한편 인크루트 2020 일자리만족도 조사결과, 자영업(개인사업)이 일자리 불만족 상위 1위를 차지했다<sup>2)</sup>. 배화숙(2010)은 한국복지패널 자료를 이용해 비임금근로자의 생활만족도를 분석하였는데, 임금근로 유지 집단에 비해 임금근로에서 비임금근로로 이행한 집단과 비임금근로를 계속 유지하고 있는 집단의 생활만족도가 낮았다고 분석했다.

2017년 청년 사회경제 실태조사에서 청년층이 선호하는 일자리는 안정적인 회사, 직무가 적성에 맞는 회사, 급여가 높은 회사 순으로 높게 나타났다(김기현 외, 2017: 58; 김유빈·강민정·고영우·김영아, 2019: 35에서 재인용). 2019년 조사에서 중소기업 취업을 원하지 않는 이유로 만19-29세는 고용불안정을 1순위, 낮은 급여수준을 2순위로 꼽았다. 30-39세도 마찬가지로 고용불안정과 낮은 급여수준을 이유로 중소기업 취업을 원하지 않는다고 응답했다. 한편 창업을 생각해보았거나 경험여부 조사결과를 살펴보면, 만19-29세는 6.0%, 30-39세는 18.9%로 나타나 20대와 30대의 창업 경험

2) <https://www.donga.com/news/Economy/article/all/20200923/103063195/1> 2020.11.6.인출

차이가 크다는 점을 알 수 있다(김형주·연보라·유설희, 2019). 연령대별 삶의 만족 영향요인을 분석한 김성아·정해식(2019)에 따르면, 청년층의 불안정한 경제활동 상태가 삶의 만족에 부적 영향을 미친다고 분석하였다. 이는 최근 20-40세대가 중소기업 취업을 원하지 않는 이유로 고용불안정을 꼽았던 것과 부합되는 결과라 할 수 있다. 더욱이 삶의 영역 중 실업 및 빈곤에 대한 불안과 관련해 5점 척도 기준으로 청년은 3.28, 중년은 3.32, 장년은 3.27, 노인은 3.11로 응답하였다. 점수가 높을수록 불안의 수준이 높은 것을 의미한다. 통계청 국민 삶의 질 지표에서 연령집단별 삶의 만족도를 확인해보면, 2019년 기준 19-29세 6.0, 30대 6.1, 40대 5.9, 50대 6.1, 60-69세 5.8로 나타난다. 특히 30-39세는 전혀 만족하지 않는다(0)에 응답한 비율이 0.8%로 19-29세 0.1%와 비교해 높은 편이었다.

청년기본법 제3조에서 청년은 19세 이상 34세 이하인 사람을 말한다. 다만, 다른 법령과 조례에서 청년에 대한 연령을 다르게 적용하는 경우에는 그에 따를 수 있다. 청년고용촉진 특별법 시행령 제2조에서 청년의 나이를 15세 이상 29세 이하인 사람이지만, 공공기관의 운영에 관한 법률에 따른 공공기관과 지방공기업법에 따른 지방공기업이 청년 미취업자를 고용하는 경우에는 15세 이상 34세 이하인 사람을 말한다. 고용노동부의 청년 디지털 일자리 사업 및 청년 일경험 지원 사업의 지원대상 연령은 만15세 이상 만34세 이하이지만, 군필자는 의무복무기간에 비례하여 참여제한 연령을 연동하여 최고 만39세로 한정하고 있다. 또한 보건복지부의 청년저축계좌 사업의 지원대상 연령은 만15세 이상 만39세 이하이다. 중소기업취업청년 전월세보증금대출 지원대상은 만19세 이상 만34세 이하 청년이지만 병역의무를 이행한 경우 복무기간에 비례하여 최대 만39세까지 연장할 수 있다. 청년전세임대주택의 자격연령은 만19세 이상 39세 이하인 사람이다. 이상과 같이 청년의 연령은 만19세 이상 34세 이하 또는 만19세 이상 39세 이하 등으로 적용되고 있음을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서 청년층 또는 청년세대는 만19세 이상 39세 이하로 보았는데, 이는 고등교육을 이수하고 노동시장으로 진입하는 시기가 20대 후반 또는 30대 초반까지 지연되고 있는 최근의 상황 등을 고려해 청년세대의 범위를 넓혀서 분석할 필요가 있다고 보았다.

## II. 실증자료

### 1. 분석자료

본 연구에 사용된 자료는 2019년 한국노동연구원이 실시한 『한국노동패널』 22차 개인 및 비임금근로자 부가조사 자료의 3,624명을 포함하고 있다. 특히 비임금근로 일자리를 선택한 청년층의 주관적 특성이 무엇인지, 기존 세대와 다른 경향성이 포착되는지 살펴보는 데 목적이 있다. 더불어 비임금근로자의 연령, 교육정도, 성별, 직무만족도(전반적, 요인별), 비임금 고용형태 등과의 관련성

을 분석하고자 했다. 분석대상은 『한국노동패널』 22차 비임금근로자 부가조사 자료 중 비임금 고용형태가 자영업자 또는 무급가족종사자로 분류된 3,603명에 대해 18통합표본 횡단면가중치를 적용했다. 분석에 사용된 변수 특성은 <표 5>와 같다.

<표 5> 변수 특성

변수		Obs	Mean	S.D.	Min	Max
비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유		3,595	3.798	2.239	1	7
연령		3,603	57.089	12.737	21	94
연령그룹		3,603	3.234	1.225	1	5
교육정도		3,502	1.508	0.849	1	4
남성		3,603	0.603	0.489	0	1
비임금 고용형태		3,603	1.966	0.612	1	3
삶의 만족도		3,603	6.232	1.420	0	10
전반적 직무만족도		3,602	3.381	0.618	1	5
요인별 직무만족도	임금 또는 소득	3,602	3.205	0.755	1	5
	취업의 안정성	3,602	2.715	0.676	1	5
	하고 있는 일의 내용	3,602	2.638	0.642	1	5
	근로환경	3,602	2.738	0.647	1	5
	근로시간	3,602	2.758	0.665	1	5
	개인의 발전가능성	3,602	2.802	0.640	1	5
의사소통 및 인간관계		3,602	2.655	0.584	1	5

자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

중속변수인 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유는 『한국노동패널』 22차 비임금근로자 부가조사에만 한정된 자료임에 따라 횡단면 다항 로짓 모형을 사용하였다. 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유와 비임금 고용형태는 22차 부가조사 자료를 이용하고, 그 외 비임금근로자의 연령, 성별, 교육정도, 직무만족도, 생활만족도 등은 22차 개인용 자료를 이용하였다.

비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유는 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서, 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서, 직장에 얽매이기 싫어서(시간을 자유롭게 활용하고 싶어서), 가족 사업에 참여하거나 물려받아서, 연령에 구애받지 않아서, 일과 가정을 병행하기 위해서, 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서 기타로 구분된다. 다만, 본 분석에서는 기타를 제외하였다. 비임금 고용형태는 고용원 없는 자영업자(유급종업원 없이 자기 혼자 또는 무급가족종사자만을 데리고 기업이나 농장 등을 경영하거나 상점 또는 전문적인 직업을 독립적으로 영위하는 자), 고용원 있는 자영업자, 무급가족종사자(자신에게 직접 수입이 오지 않더라도 가족(친척)이 경영하는 사업체나 농장의 수입을 높이는 데 일주일 기준 18시간 이상 도와준 자)로 구분된다. 전체 비임금근로자의 62.4%가 고용원 없는 자영업자이고, 20.5%가 고용원 있는 자영업자 나머지 17.1%가 무급가족종사자로 구성되었다. 비임금근로자 연령은 최저 21세에서 최고 94세까지 분포하며, 연령대는 21-39세, 40-49세, 50-59세, 60-69세, 70세이상으로 구분하였다. 교육정도는 고졸이하, 전문대졸, 대졸, 대학원졸 그룹으로 나누었다. 남성은 1 여성은 0의 값을 갖는 더미변수를 설정했다. 삶의 만족도는 최악의 상태

(0)에서 최선의 상태(10)로 구분되며, 직무만족도는 전반적 직무만족도 5개 문항의 평균값을 부여했다. 전반적 직무만족도 5개 문항은 나는 현재 직장에서 하고 있는 일에 만족하고 있다, 나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 열정적으로 하고 있다, 나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 즐겁게 하고 있다, 나는 현재 직장에서 하고 있는 일을 보람을 느끼면서 한다, 별다른 일이 없는 한 현재 하고 있는 일을 계속하고 싶다이다. 요인별 직무만족도는 임금 또는 소득, 취업의 안정성, 하고 있는 일의 내용, 근로환경, 근로시간, 개인의 발전가능성, 의사소통 및 인간관계로 7개 문항을 사용했다. 전반적 직무만족도는 전혀 그렇지 않다(1)에서 아주 그렇다(5)로 구분되며, 요인별 직무만족도는 매우 만족(1)에서 매우 불만족(5)으로 조사되어 역코딩하여 분석에 이용했다.

## 2. 분석모형

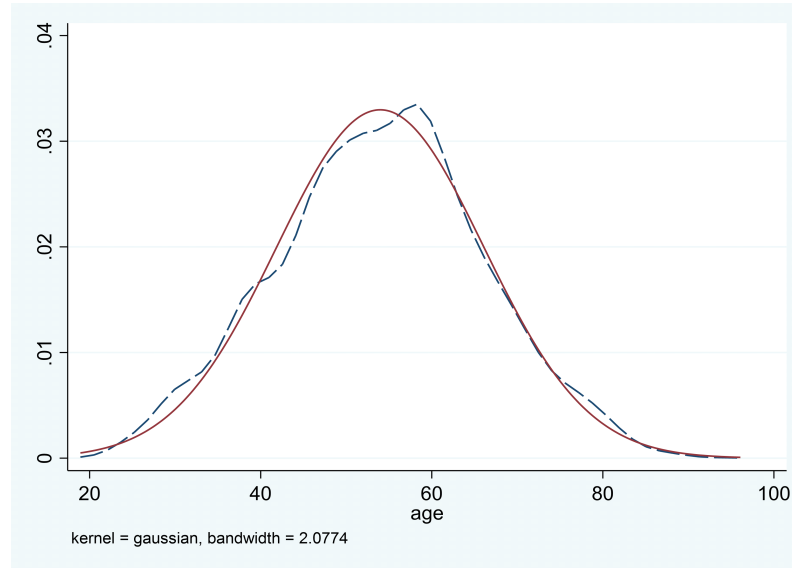
본 연구는 비임금근로 일자리를 선택하는 세대별 특성의 차이를 분석하는 데 관심을 두었다. 즉 연령, 성별, 교육정도, 전반적 직무만족도, 요인별 직무만족도, 삶의 만족도, 비임금고용형태 등에 따라 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유에 유의미한 차이가 있는지 검토하였다. 다시 말해서 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유를 종속변수로 할 때, 연령과 성별, 교육수준 등의 특성과 더불어 직무만족도 및 삶의 만족도와 같은 주관적 특성 등에 따라 각 선택 범주에 속할 확률이 어떻게 달라지는지 확인하고자 했다. 이러한 연구목적에 따라 횡다면 다항(multinomial) 로짓 모형을 분석에 활용하였다. 종속변수가 세 가지 범주 이상이고 선택범주들의 순서가 의미를 가지지 않을 때 다항 로짓 모형에 속하며, 이때 각 개인이 특정 범주를 선택할 때 그 선택확률은 개인 특성에 의해서만 결정된다고 본다(민인식·최필선, 2012). 따라서 본 연구의 종속변수인 비임금근로 일자리를 선택하는 주된 이유가 7개의 범주를 가지며, 각 선택범주들 간 순서의 의미가 없고, 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유는 개인의 특성 차이에 기인한다고 보고 다항 로짓 모형을 적용하였다.

## III. 분석결과

### 1. 비임금근로자 특성

비임금근로자의 연령은 21세부터 94세까지 분포하며, 평균 53.98세, 중앙값 54세다. 그림과 같이 연령 분포는 정규분포에 가깝고, 연령대를 21-39세, 40-49세, 50-59세, 60-69세, 70세이상으로 구분해 5개 그룹으로 나누었다. 비임금근로자 연령대별 분포는 50-59세 비임금근로자 비중은 전체의 32.57%로 가장 많고, 다음은 60-69세 22.51%, 40-49세 21.70% 순이며, 21-39세가 13.26%로 가장 비중이 적은 것을 알 수 있다.

[그림 1] 비임금근로자 연령 분포(Mean=53.98)



자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

<표 6> 연령대별 삶의 만족도

구분	Mean	S.D.	Freq.	Obs.
21-39세	6.42	1.493	862,064	329
40-49세	6.53	1.453	1,410,364	710
50-59세	6.34	1.379	2,117,519	977
60-69세	6.18	1.350	1,462,954	906
70세이상	5.94	1.405	647,610	660
Total	6.31	1.417	6,500,510	3,582

자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

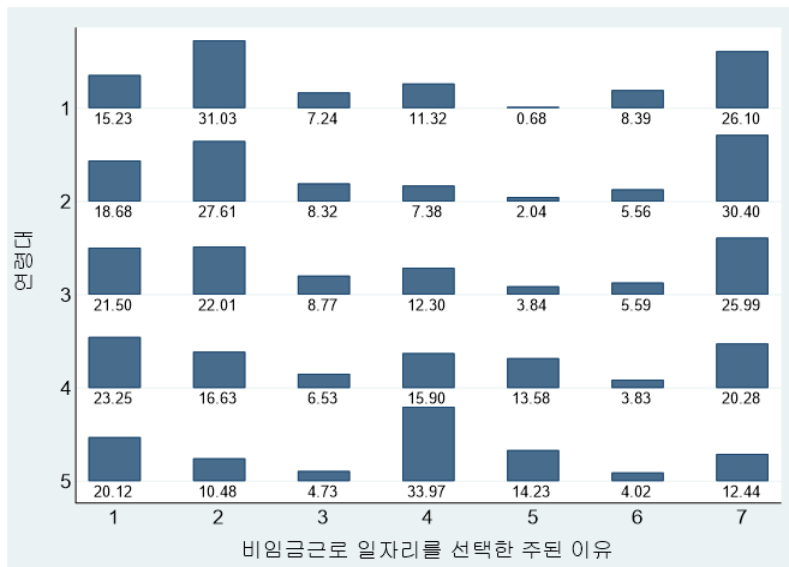
<표 7> 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유별 삶의 만족도

구분	Mean	S.D.	Freq.	Obs.
적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서	5.87	1.447	1,315,939	731
창업(자영업)하고 싶은 업종이 있어서	6.60	1.371	1,428,950	695
직장에 얽매이기 싫어서	6.42	1.374	489,936	260
가족 사업에 참여하거나 물려받아서	6.07	1.382	912,194	606
연령에 구애받지 않아서	6.24	1.365	405,469	270
일과 가정을 병행하기 위해서	6.42	1.318	349,952	192
일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서	6.51	1.379	1,575,371	820
Total	6.31	1.414	6,477,811	3,574

자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

비임금근로자 연령대별 삶의 만족도를 살펴보면 40-49세 연령대의 삶의 만족도가 6.53으로 가장 높고, 21-39세 연령대가 6.42, 50-59세 연령대가 6.34 순으로 나타났다. 삶의 만족도가 가장 낮은 연령대는 70세이상으로 확인된다. 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유에 따라 삶의 만족도 평균 차이를 살펴보았다. 삶의 만족도는 0에서 10까지 조사되었는데, 비임금근로자 전체 삶의 만족도 평균은 6.31로 보통 이상에 해당하는 것으로 나타났다. 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서(6.60), 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서(6.51) 순으로 삶의 만족도가 높은 것으로 나타났다. 반면 삶의 만족도가 가장 낮은 범주는 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서(5.87)로 확인된다. 이처럼 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유가 하고 싶은 일에 대한 주관적 의지나 경제적 성과 등에 초점을 둔 경우에는 삶의 만족도가 비례하여 높게 나타나는 반면 적당한 임금근로 일자리를 찾지 못해 대안적으로 선택한 비임금근로일 때에는 삶의 만족도가 낮게 나타나고 있음을 확인하였다.

[그림 2] 연령대별 비임금근로 선택 주된 이유



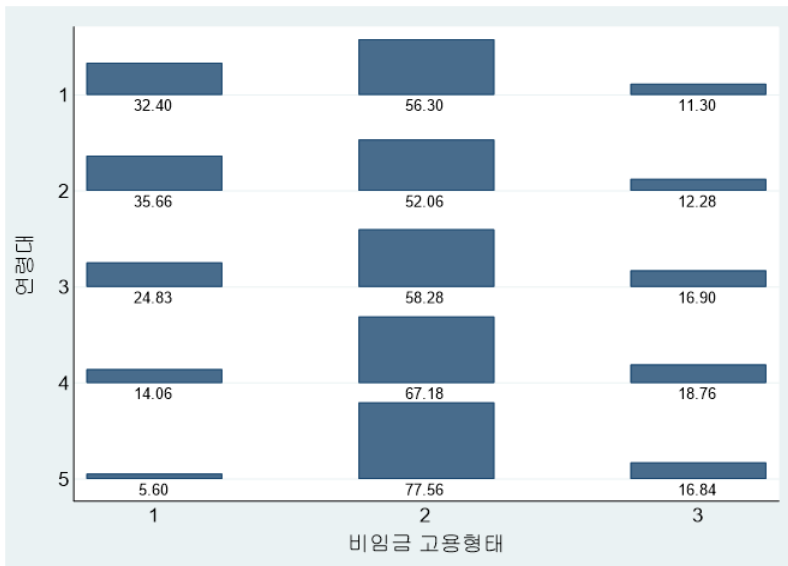
자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

구분: 1.적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 2.창업(자영업)하고 싶은 업종이 있어서 3.직장에 얽매이기 싫어서(시간을 자유롭게 활용하고 싶어서) 4.가족 사업에 참여하거나 물려받아서 5.연령에 구애받지 않아서 6.일과 가정을 병행하기 위해서 7.일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서

비임금근로자의 연령대 및 비임금근로 선택 주된 이유에 따른 분포를 확인하였다. 21-39세 연령대의 경우, 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 15.23%, 창업(자영업)하고 싶은 업종이 있어서 31.03%, 직장에 얽매이기 싫어서 7.24%, 가족 사업에 참여하거나 물려받아서 11.32%, 연령에 구애받지 않아서 0.68%, 일과 가정을 병행하기 위해서 8.39%, 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서

26.10%로 나타났다. 이처럼 청년층에 해당하는 21-39세 연령대의 경우 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택한 가장 주요한 이유는 하고 싶은 업종이 있어서로 나타났다. 40-50대의 경우 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서가 각각 30.43%, 25.99%로 가장 높았다. 반면 60대는 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 비임금근로를 선택한 비율이 23.25%로 가장 높았고, 70대 이상은 가족 사업에 참여하거나 물려받아서 이유가 33.97% 가장 많았고, 다음은 60대와 같이 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서가 20.12% 나타났다. 이처럼 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택하는 주된 이유에 있어 연령대별 차이가 뚜렷함을 확인할 수 있다.

[그림 3] 연령대별 비임금 고용형태별 비중



자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

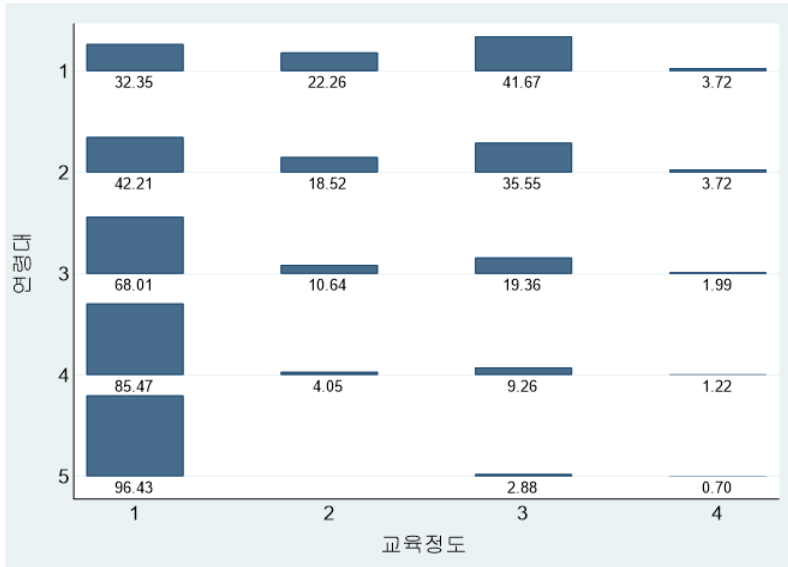
구분: 1.고용원 있는 자영업자 2.고용원 없는 자영업자 3.무급가족종사자

비임금근로자의 연령별 비임금 고용형태별 분포를 살펴보았다. 모든 연령대에서 고용원 없는 자영업자 비중이 크다. 21-39세 연령대에서 고용원 있는 자영업자는 32.40%, 고용원 없는 자영업자는 56.30%, 무급가족종사자 11.30%로 나타났다. 고용원 있는 자영업자는 21-49세 연령대에서 30% 초반대를 보이지만, 이후 연령대로 갈수록 고용원 없는 자영업자 비중이 크게 증가함을 알 수 있다.

비임금근로자의 연령대별 교육정도를 살펴보면 21-39세의 경우 대졸 41.67%로 가장 많고, 고졸 이하 32.35%, 전문대졸 22.26%, 대학원졸 3.72%로 나타났다. 40-49세 연령대는 21-39세 연령대와 유사하지만 고졸이하 비중이 약 9.86%p 많고, 대졸 비중이 6.11%p 낮다. 50세 이상의 연령대에서는 고졸이하 비임금근로자 비중이 압도적으로 높았다. 50대는 68.01%, 60대는 85.47%, 70대이상은 96.43%로 거의 100%에 가깝다.

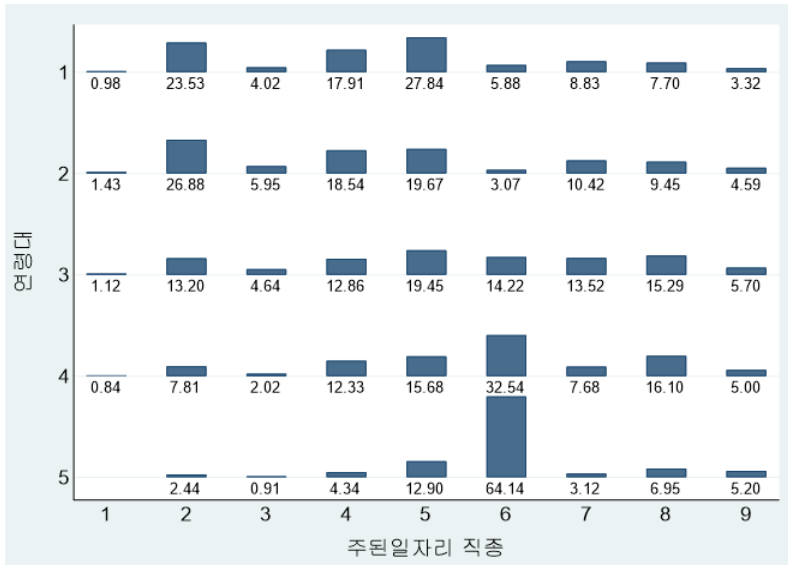


[그림 4] 연령대별 교육정도별 비중



자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로 부가조사.  
 구분: 1.고졸이하 2.전문대졸 3.대졸 4.대학원졸

[그림 5] 연령대별 주된일자리 직종별 비중



자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로 부가조사  
 구분: 1.관리자 2.전문가및관련종사자 3.사무종사자 4.서비스종사자 5.판매종사자 6.농림어업숙련종사자 7.기능원및관련기능종사자 8.장치기계조작및조립종사자 9.단순노무종사자

비임금근로자의 주된일자리 직종은 통계청 표준직업분류 6차 기준에 따르며, 코드에 따라 9개 직종으로 구분된다. 21-39세 연령대는 판매종사자 비중이 27.84%로 가장 높았고, 다음은 전문가및

관련종사자 22.53%, 서비스종사자 17.91% 순으로 나타났다. 40-49세 연령대는 전문가및관련종사자 비중이 26.88%로 가장 높았고, 판매종사자 19.67%, 서비스종사자 18.54%로 나타났다. 20-40대 연령대의 비임금근로자 직종분포는 유사한 것으로 확인된다. 반면 50대로 가면서 점차 농림어업숙련종사자 비중이 높아지고, 70세이상 비임금근로자의 64.14%는 농림어업숙련종사자인 것으로 나타났다. 주된일자리 직종별 평균연령을 살펴보면, 9개 직종 중 평균연령이 가장 낮은 직종은 전문가및관련종사자 48.06세, 사무종사자 50.57세이고, 평균연령이 가장 높은 직종은 농림어업숙련종사자 64.19세로 확인되었다.

## 2. 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유

비임금근로자 특성 분석을 통해 세대별로 비임금 일자리를 선택한 주된 이유 및 삶의 만족도 등에 차이가 있음을 확인하였다. 이러한 결과에 근거하여 연령, 성별, 교육정도, 전반적 직무만족도, 요인별 직무만족도, 삶의 만족도, 비임금고용형태 등에 따라 비임금근로 선택의 주된 이유에 유의미한 차이가 발생하는지를 분석했다. 다시 말해서 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유를 종속변수로 할 때, 연령 및 교육정도에 따라 각 선택범주에 속할 확률이 어떻게 달라지는지를 확인하고자 했다. 주요 독립변수는 비임금근로자의 연령 또는 연령대로 설정하였고, 연령증가에 따른 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유별 범주에 속할 확률이 어떻게 변화하는지에 관심을 두었다. 구체적으로는 고용원이 있는 자영업자 대비 고용원이 없는 자영업자일 때 비임금 고용형태가 비임금근로를 선택하는 주된 이유를 얼마나 설명하는지 확인하고자 했다. 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유를 종속변수로 할 때 연령에 따라 각 선택범주에 속할 확률을 보여준다.

표8은 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유에 대한 다항로짓 분석결과를 나타낸 것이다. 종속변수는 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유이며, 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 이유를 base로 설정하였다. 이 연구의 주된 관심이 청년층의 비임금근로 일자리 선택에서 주요한 객관적, 주관적 특성에 있다는 점에서 분석결과는 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서의 결과를 중심으로 살펴보았다. 모형1-모형3은 포괄모형으로 설정하였고, 모형1과 모형3을 비교할 때 AIC 및 BIC 값이 작아지고 있어 더 선호되는 모형임을 확인하였다. 모형1은 연령대와 교육정도 그리고 성별을 포함한 모형이다. 70세이상 연령대 기준범주와 비교해 21-39세 및 40-49세 연령대는 상대적으로 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 보다는 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서 범주에 속할 확률이 높은 것으로 해석할 수 있다. 또한 고졸이하 대비 교육정도가 높을수록 모두 유의하게 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 이유 보다는 하고 싶은 업종에 따른 이유로 비임금근로 일자리를 선택할 확률이 높은 것으로 볼 수 있다. 모형2는 모형1에서 주관적 특성에 해당하는 통제변수를 추가한 모형이다. 즉 전반적 직무만족도 및 요인별 직무만족도, 생활만족도를 추가한 모형이다. 이 중 전반적 직무만족도, 하고 있는 일의 내용에 따른 직무만족도, 의사소통 및 인간관계 직무만족도, 생활만족도는 유의미한 통제변수로 확인되었다. 모형3은 비임금 고용형태를 추가한 모형인데, 고용원 있는 자영업자를 준거집단으로 할 때 고용원 없는 자영업자

와 무급가족종사자 모두 유의하게 하고 싶은 업종이 있어서 이유 보다는 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 범주에 속할 확률이 크다고 해석될 수 있다. 보다 직관적인 해석을 위해서 연령대별 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유 범주별 확률을 제시하였다. 표9과 그림6에서 확인할 수 있듯이 청년층에 해당하는 21-39세 연령대의 경우 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유 중 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서 범주에 속할 확률이 가장 높고, 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서가 다음으로 높았다.

<표 8> 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유에 대한 다항 로짓 분석결과

창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서		model 1		model 2		medel 3	
21-39세		0.827**	(0.265)	0.568*	(0.273)	0.468	(0.274)
40-49세		0.580*	(0.245)	0.346	(0.251)	0.225	(0.253)
50-59세		0.389	(0.231)	0.158	(0.236)	0.068	(0.237)
60-69세		0.158	(0.239)	0.036	(0.244)	-0.005	(0.244)
전문대졸		0.495**	(0.173)	0.435*	(0.177)	0.348	(0.179)
대졸		0.807***	(0.141)	0.648***	(0.147)	0.553***	(0.149)
대학원졸		1.785***	(0.431)	1.372**	(0.440)	1.297**	(0.443)
남성		0.245*	(0.116)	0.247*	(0.119)	0.135	(0.127)
전반적 직무만족도				0.452***	(0.116)	0.402***	(0.116)
직무 만족도	임금 또는 소득			0.002	(0.082)	-0.014	(0.083)
	취업의 안정성			0.086	(0.107)	0.074	(0.108)
	하고 있는 일의 내용			0.386**	(0.133)	0.389**	(0.134)
	근로환경			-0.128	(0.133)	-0.14	(0.133)
	근로시간			-0.163	(0.114)	-0.159	(0.115)
	개인의 발전가능성			-0.114	(0.133)	-0.125	(0.133)
의사소통 및 인간관계				0.345*	(0.136)	0.353*	(0.137)
생활만족도				0.205***	(0.043)	0.188***	(0.043)
고용원 없는 자영업자						-0.626***	(0.136)
무급가족종사자						-1.022***	(0.246)
_cons		-0.786***	(0.229)	-4.793***	(0.461)	-3.720***	(0.498)
N			3,472		3,472		3,472
AIC			11725.143		11445.27		11036.464
BIC			12057.378		12109.738		11774.763
ll			-5808.572		-5614.635		-5398.232

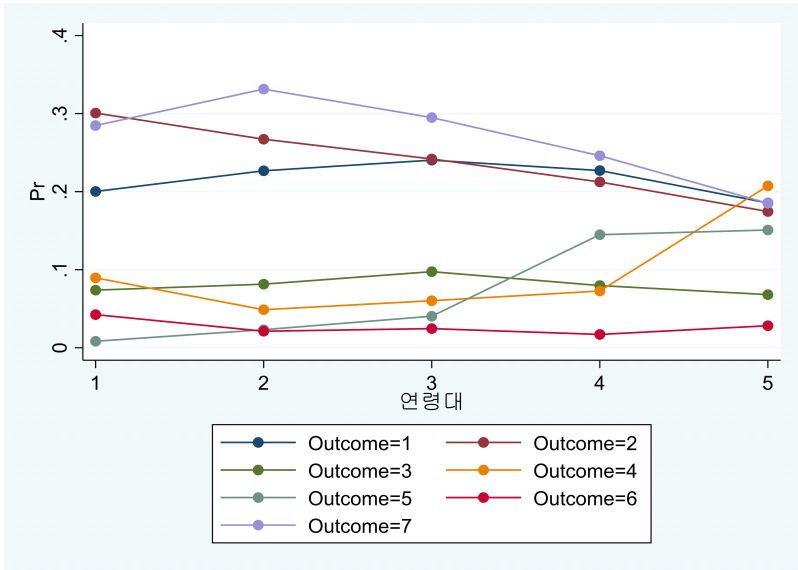
\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 9> 연령대별 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유 범주별 확률

구분	1	2	3	4	5	6	7
21-39세	0.200	0.301	0.074	0.090	0.008	0.042	0.285
40-49세	0.227	0.267	0.081	0.049	0.023	0.021	0.331
50-59세	0.240	0.242	0.097	0.060	0.040	0.025	0.295
60-69세	0.227	0.212	0.080	0.073	0.145	0.017	0.246
70세이상	0.186	0.175	0.068	0.207	0.151	0.028	0.185

자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

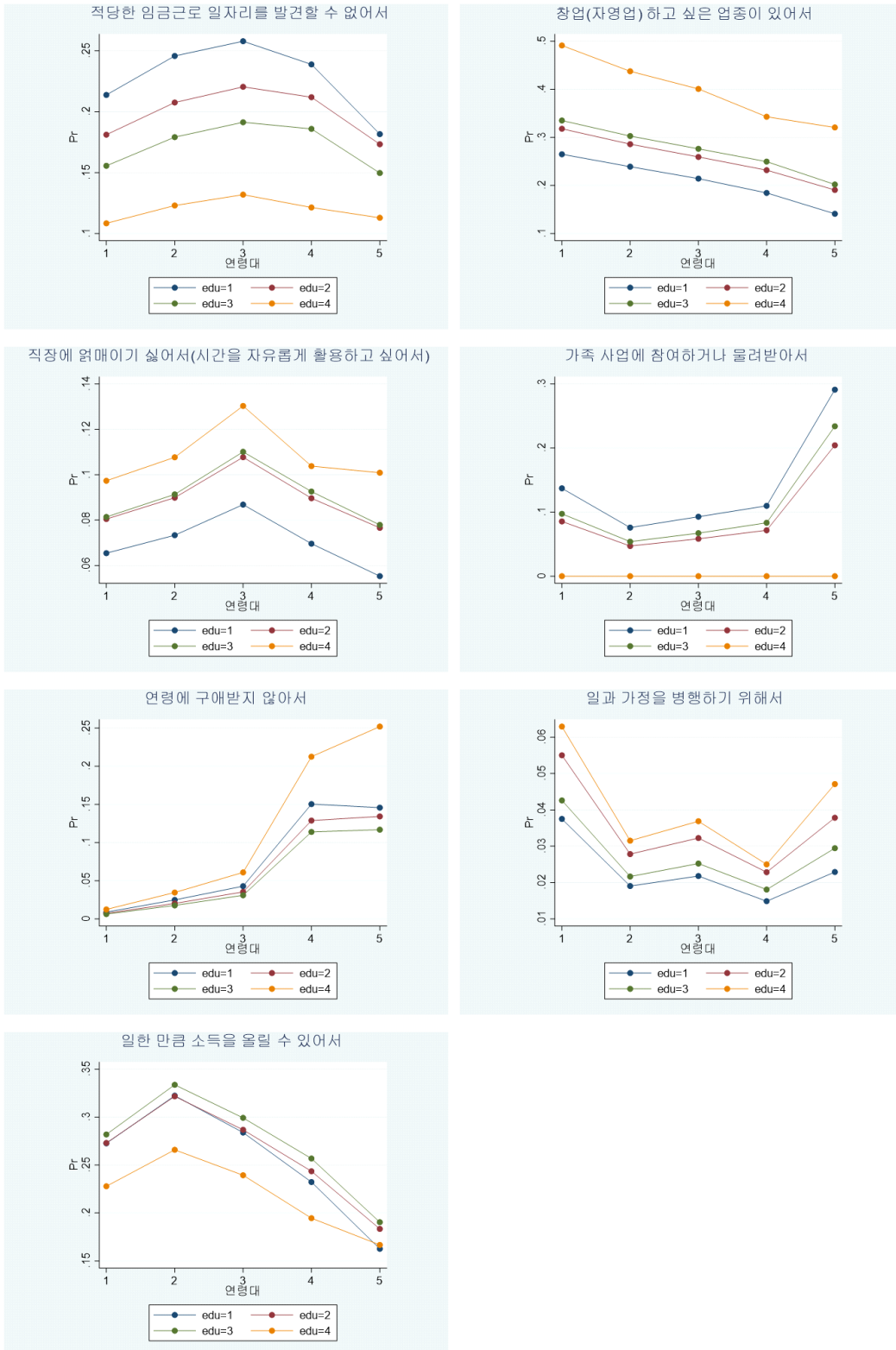
[그림 6] 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유 범주별 확률



자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유를 구분해 연령 및 교육정도에 따라 각 선택범주에 속할 확률을 확인하였다. 적당한 임금근로 일자리를 발견할 수 없어서 범주에 속할 확률은 교육정도에 따른 위계성을 확인할 수 있다. 교육정도가 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원졸로 올라갈수록 확률이 낮아짐이 확인된다. 그리고 40-49세 연령대가 다른 연령대와 비교해 상대적으로 확률이 높음을 알 수 있다. 창업(자영업)하고 싶은 업종이 있어서 범주에 속할 확률은 21-39세 연령대가 가장 높았다. 하지만 동일 시점에 연령대가 증가할수록 확률이 낮아졌다. 모든 연령대에서 교육정도가 대학원졸일 때 선택범주 2의 확률이 높았다. 직장에 얽매이기 싫어서(시간을 자유롭게 활용하고 싶어서) 범주에 속할 확률은 교육정도가 대학원졸일 때 가장 높고, 고졸이하일 때 가장 낮아 대조적이었다. 연령대가 21-39, 40-49, 50-59세로 증가할수록 선택범주 3에 속할 확률이 증가하였다가 연령대가 60세 이상으로 증가하면서 급격히 낮아지는 경향을 보였다. 가족 사업에 참여하거나 물려받아서 범주에 속할 확률은 고졸이하일 때 가장 높았고, 40-69세 연령대에 소폭 증가하다가 70세 이상으로 가면 급격하게 증가하는 양상을 보였다. 연령에 구애받지 않아서 범주에 속할 확률은 연령대가 60세 이상으로 갈수록 급격하게 증가하였다. 일과 가정을 병행하기 위해서 범주에 속할 확률은 21-39세 연령대에 가장 높았다. 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서 범주에 속할 확률은 교육정도가 대졸이고 연령대가 40-49세일 때 가장 높았다. 이상과 같이, 연령대 및 교육정도에 따라 비임금근로 일자리를 선택하는 주된 이유에 차이가 있음을 알 수 있다.

[그림 7] 연령대 및 교육정도별 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유 범주별 확률



자료: 한국노동패널 22차년도 개인 및 비임금근로자 부가조사.

#### IV. 요약 및 결론

최근 아동·청소년 삶의 질, 웰빙, 행복 등에 사회적 관심이 집중되면서 행복교육, 인성교육, 인권교육 등의 정책이 적극적으로 추진되고 있다. 따라서 기존 세대와 다른 학습경험을 가진 청년세대가 학습경험을 토대로 노동시장에 진입하는 과정에서 기존 세대와 차별화된 특성을 보일 수 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉 일반적으로 선호되는 안정적인 또는 고소득 임금근로 일자리가 아닌 비임금근로 일자리를 선택한 청년층의 특성이 학습경험에 따른 결과일 수 있다면 기존 교육 및 사회정책의 유의미한 성과이자 변화라 할 수 있을 것이다. 이에 이 연구는 한국노동패널 22차 비임금근로자 부가조사 자료를 이용해 청년세대의 비임금근로 일자리 선택의 주된 이유 및 영향요인을 분석하였다. 분석과정에서 19차 청년층 부가조사 자료에 포함된 공정성, 자존감, 사회적지지의 주관적 특성을 연계하고자 하였으나 22차 비임금근로자 부가조사와 연계되는 개체수가 매우 제한적이었다. 본 연구의 주된 관심은 비임금근로 일자리 선택의 세대별 특성이 무엇인지에 관한 것이다. 특히 우리 사회 청년층이 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택하는 과정에서 연령, 성별, 교육정도 등과 같은 객관적 특성과 더불어 생활만족도, 행복감, 자존감, 사회적 지지 등의 주관적 특성의 영향력을 함께 살펴보았다. 취업 대신 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유를 종속변수로 한 분석결과에 따르면 21-39세 연령대의 청년층은 창업(자영업) 하고 싶은 업종이 있어서 및 일한 만큼 소득을 올릴 수 있어서의 이유로 비임금근로를 선택할 확률이 높았다. 이처럼 비임금근로 일자리를 선택한 주된 이유가 본인이 하고 싶은 일에 대한 주관적 의지나 경제적 성과 등에 초점을 둘 때 삶의 만족도가 높게 나타났고 반면 적당한 임금근로 일자리를 찾지 못해 대안적 선택에 따른 비임금근로 일자리에 해당할 경우 삶의 만족도가 상대적으로 낮은 수준임을 확인하였다.

이러한 분석결과를 통해 도출할 수 있는 시사점은 다음과 같다. 청년세대의 경우 임금근로 대신에 비임금근로를 선택하는 주된 이유가 자신이 하고 싶은 일에 대한 욕구에 따른 것임을 확인했다. 다시 말해서 비임금근로에 대한 부정적 인식 또는 편견, 불안 등이 여전히 존재하는 상황이지만, 최근 청년세대의 일자리 선택에서 본인의 필요 및 욕구가 우선되는 기준으로 작용하고 있을 가능성을 시사한다. 따라서 현재 청년이거나, 미래 청년이 될 아동·청소년들이 하고 싶은 일을 할 수 있고, 지속적으로 유지될 수 있는 사회적 기반이 마련되어야 할 것이다. 다시 말해서 하고 싶은 일을 할 수 있는 사회에 대한 믿음과 실패에 대한 강한 두려움 등이 개선될 수 있는 제도 및 정책적 노력이 필요하다. 특히 일회성 재정지원 차원의 창업정책도 중요하지만 비임금근로 일자리에 대한 사회적 인식 개선 및 창업교육 활성화, 노동시장 진입의 다양화 등이 검토되어야 할 것이다.

## 참고문헌

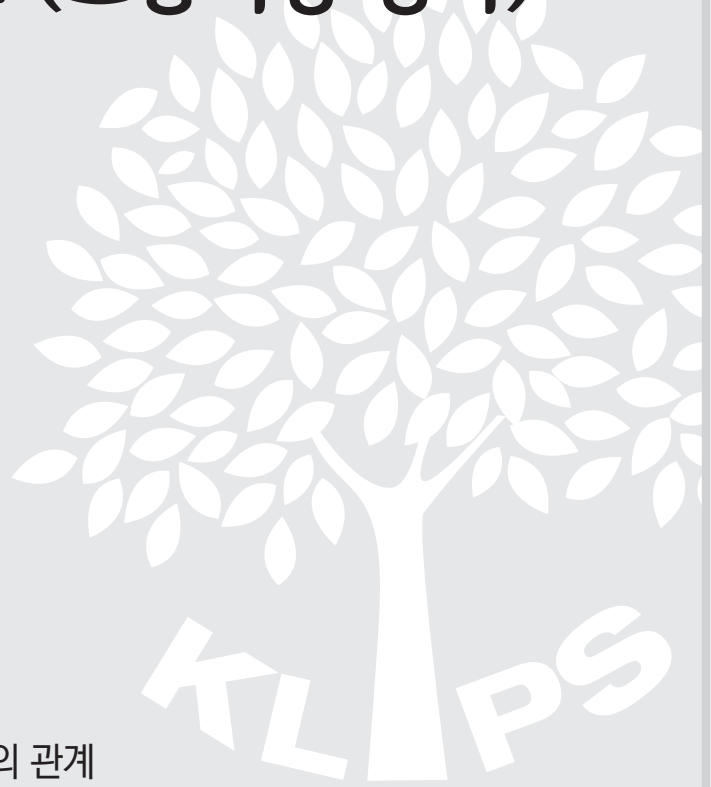
- 김기현·이윤주·유설희(2017). 『청년 사회·경제 실태 및 정책방안 연구 II-기초분석보고서』, 한국 청소년정책연구원.
- 김성아·정해식(2019). 「연령대별 삶의 만족 영향요인 분석과 정책 과제」, 보건복지포럼. 한국보건사회연구원.
- 김형주·연보라·유설희(2019). 『청년 사회·경제 실태 및 정책방안 연구 IV-기초분석보고서』, 한국 청소년정책연구원.
- 박화춘·박천수(2019). 「직업의식과 직업윤리 조사를 통해 본 직무수행태도」, KRIVET Issue Brief, 167호. 한국직업능력개발원.
- 통계청(2020). 「2020년 8월 경제활동인구조사 비임금근로 및 비경제활동인구 부가조사 결과」 보도 자료.
- 한국노동연구원(2020). 한국노동패널 1~22차년 조사자료 유저가이드(1~22차년도 학술대회용 자료).





[제8주제]

## 노동시장 III (노동시장 성과)



1. 근로자참여의식과 일자리의 관계
2. 우리나라 중소기업 생산기능직의 임금과 직무만족의 결정요인



# 근로자참여의식과 일자리의 관계

이 동 진\*

민주주의는 현실에서 자유시장경제와 갈등과 협조가 교차되는 역동적 양상을 띠어 왔기 때문에 정치와 경제체제가 상호보완되기 위해 시민 스스로 민주주의를 만들어 나아가는 적극적인 노력이 요청된다. 본 연구는 민주주의의 실천장으로 기업내 사업장에 주목하여 근로자참여의식과 양질의 일자리특성을 각각 표상하는 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도의 관계를 한국노동연구원에서 시행한 Klips20, 21, 22 자료를 토대로 중단분석하였다. 검정결과, 첫째 단변량 잠재성장모형 검정에서 선형변화모형이 무성장 경우보다 설명력이 더 높았으나, 참여의식은 시간에 따른 변화율에 개인별 차이가 존재하는데 비해 일자리기술수준적합도와 일자리만족도는 개인별로 초기치나 시간흐름에 따른 변화율에 체계적인 변동이 추정되지 않았다. 둘째, 참여의식은 일자리숙련기술수준적합도에 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 시간에 따른 참여의식 변화는 일자리숙련기술수준적합도 변화에 정(+)의 효과가 있는 것으로 분석되었다. 셋째, 일자리숙련기술적합도는 일자리만족도에 정(+)의 효과가 있는 것으로 검증되었다. 시간에 따른 일자리숙련기술적합도 변화는 일자리만족도 변화에 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 마지막으로, 참여의식, 일자리숙련기술적합도 및 일자리만족도에 관한 완전매개모형은 예측, 매개 및 기준변수 사이의 경로 모두에서 통계적 유의성이 발견되었다. 시간에 따른 참여의식 변화, 일자리숙련기술수준적합도 변화 및 일자리만족도 변화에 관한 완전매개모형 역시 예측, 매개 및 기준변수 사이의 경로 모두에서 통계적 유의성이 나타났다. 이 결과는, 근로자참여와 경영성과의 역U자형 관계에 대한 가정(Freeman & Lazear, 1995)에 기초할 때, 우리나라 기업상황에서 근로자참여의식은 아직 극점보다 낮은 위치에 놓여있어 더 증대시킬 여지가 남아있음을 보여준다. 또한, 근로자참여의식이야말로 인간 주체성에 초점을 둔 경력개발 관점을 대표하는 일자리숙련기술적합도 뿐만 아니라, 객체로서의 특성을 강조하는 직무 관점을 표상하는 일자리만족도 개선 모두 이루게 하는 글로벌화된 시장자본주의에 적합한 인간정신이라는 점을 시사한다. 향후연구는 개인수준에서 참여의식과 양질의 일자리특성이 조직수준의 인적자본 등장과 사회효용 및 경제성으로 이어지는 인과관계가 모호한 창발과정에 대한 해석주의적 연구와 실증분석이 상호보완적으로 이루어져야 하겠다.

주요용어 : 산업민주주의, 근로자참여의식, 양질의 일자리, 인적자본, 다변량잠재성장모형(MLGM)

## 1. 서론

역사적으로, 민주주의는 현실에서 자유시장경제와 갈등과 협조가 교차되는 역동적 양상을 띠어 왔는데, 정치와 경제체제가 상호보완되기 위해 시민 스스로 민주주의를 만들어 나아가는 적극적인 노력이 요청된다. 민주주의가 후퇴하면 자본과 권력의 편중현상이 발생되고 결국은 시장의 공정성과 효율성은 떨어지게 마련이다. 시장자본주의와 상호보완을 이루는 민주주의 실천의 장 중 중요

\* 한국기술교육대 산업경영학부 강사

한 한 곳은 기업내 사업장이며, 그 안에서 사회정의를 몸소 실천하는 건전한 시민성이 개발된다. 더욱이, 현실적으로도 글로벌화된 시장조성과 급속한 기술 변화 및 사회 다양성 증대는 기업들로 하여금 생산성과 혁신 및 창의성에 대한 압박으로 작용하여 인적자본(human capital) 투자에 관심을 갖게 만들고 있으며, 인적자본의 중요성 증대로 인한 조직의 민주화, 자율과 책임에 근거한 분권화를 배경으로 기업이 지식공동체로 변모되고 있으며 사업장내 민주주의의 요구도 그만큼 높아지고 있다(정명호, 2000).

산업민주주의의 핵심은 사업장내 의사결정이 종업원들의 삶에 직접적으로 영향을 미치는데 이에 대해 영향력을 행사하거나 통제할 수 있는 근로자참여이며(Mitchell, 1998), 재산권이론과 시민권이론에 의해 뒷받침된다<sup>2)</sup>. 먼저, 재산권적 접근은 기업 특유의 숙련기술자들은 기업에 인적자본을 지속적으로 투자하기 때문에 물적 자본을 투자한 주주와 마찬가지로 위험을 부담하고 있어 주주와 더불어 잔여청구권자가 되어야 한다고 본다(Blair, 1995). 다음으로, 시민권이론에서는 기업이 사회 전체의 이익에 봉사해야 한다는 관점을 갖고 있는데, 종업원의 이익이 주주 이익과 동등한 지위로 존중되어야 할뿐만 아니라 종업원은 자산투자자로서가 아니라 권력의 남용에 대항하는 일반적 권리의 보유자로서 지위를 갖는다고 설명한다(Leader, 1999).

일자리는 개인의 삶에서 매우 중요한 부분을 차지한다. 한편으로는 가치있고 의미있는 인간활동 기회를 제공할 수 있는 반면에, 다른 한편으로 비인간화를 촉진하고 열등감 및 강박감을 심어줄 수도 있다. 따라서 일자리 이론은 노동을 개인이 행복(쾌락)을 얻기 위한 시장에서의 교환수단으로 보는 전통적 관점과 일을 통해서 인간은 자신들의 사회와 문화를 만들고 그럼으로써 자신의 정체성을 형성하게 된다고 보는 인간충실화 이론(the human fulfillment model)이 절충된 CSR 차원의 이론이 등장하게 되었다. 한편, 일을 가리키는 여러 표현 중에서 직무(job)는 돈을 벌기위한 수단으로 도구적 가치에 국한되고 있는 반면에, 경력(career)은 여러 단계를 거쳐 권위자로 성장하는 개념으로 지속적 활동의 의미를 갖는다. 즉, 이 두 개념의 차이는 역할을 수행하고 있는 사람의 정체성이 역할 그 자체에 의해 결정되는 정도로(DesJardin, 2014), 그 정도가 높은 쪽이 직무이고 낮은 쪽은 경력이다.

현실적으로 글로벌화(신자유주의 운동)와 무한경쟁 가치의 구호에 압도되어 많은 기업들은 양적 유연성 강화의 일환으로 정규직보다 상대적으로 낮은 임금과 열악한 근로조건이 제공되는 직·간접 비정규직을 늘리고 있다. 더욱이, 비정규직에 속한 근로자들은 회사의 지원 미흡 등의 이유로 경력 개발에 실패하기도 하여 여러 직무를 옮겨 다니는 사람들이 증가하고 있다. 따라서 본 연구는 일자리 개념의 복잡성을 감안하여 일을 행복(쾌락)추구의 수단으로 보는 신고전경제학과의 시각과는 별도로 인간의 잠재성을 최대한 실현하는 활동적 측면에서 보는 인간충실화모델, 그리고 역할 그 자체에 의해 역할수행자의 좋고 나쁜 이미지가 이미 결정된다기보다 활동적인 자기정체성

2) 산업민주주의가 기업 내에서 권력의 배분을 둘러싼 권력관계에 관련된 것인 반면에, 근로자참여는 주로 생산 및 노동과정에 근로자들의 의사를 반영하는 것과 관련된다(이주희·이승협, 2005). 본 연구는 경쟁 또는 협력관계를 갖는 두 근로자대표기구, 즉 노조와 노사협의회에 의한 간접참여 형태를 중심으로 살펴보고자 한다. 여기서 노사협의회는 경영측에 의해 생산성 향상을 위한 근로자 동원(근로자참여)수단으로 이용되던 노조의 운동방향(산업민주주의)과 다르게 전개될 수 있다. 바꿔 말해서, 근로자참여가 이루어진다고 해서 산업민주주의의 실현으로 해석될 수 없으나, 산업민주주의의 확대는 근로자참여를 유도할 수 있다.

(self-identity)과 관련된 경력개념에 초점을 둔다.

주지하는 대로 사업장 내에 민주주의는 조직정치 역학과 연동되는 조직문화와 리더십에 민감하게 영향 받기 때문에 다양한 수준과 유형을 보이고 있을 뿐만 아니라 이상적 수준과 진형(prototype)에 가깝게 도달한 조직이더라도 그 상태는 자칫 깨지기 쉬운 불확실성을 띤다. 글로벌 자유시장경제에서 근로자참여는 제약받기 쉬운데, 강력한 설득력을 갖기 위해 근로자참여이론은 양질의 일자리 이론과의 연결(concatenation)을 통해 법칙론적 네트워크(nomological network)를 확대할 필요가 있다. 실제로, 최장호(2010)는 참여증진형 인사제도가 종업원의 지각을 거쳐 직무만족에 영향 미치는 프로세스를 분석하였으며, 이주형(2014)은 근로자참여관행과 간접고용 비정규직 근로자들의 조직지원인식 및 태도 사이의 다층적 매개모형을 검증하였다.

장기간에 걸쳐 근로자참여와 양질의 일자리에 투자하는 사업장에서 종업원의 만족, 몰입, 혁신활동, 생산성에 미치는 영향은 단기간 집중 투자한 경우보다 훨씬 더 클 것이기 때문에 이들의 성과 차이를 설명하기 위해서 시간차원이 포함되어야 한다. 더욱이, 참여는 주지하는 대로 노사간 신뢰를 바탕으로 이루어지는데, 집단간 신뢰는 초기에는 범주적 사고(categorization)에 의해 영향 받게 되나(Zucker, 1986), 장기적 신뢰는 반복적으로 이루어지는 상호작용의 경험을 통해 형성(Blau, 1964) 되기 때문에 참여현상에 대한 면밀한 분석에는 시간 프레임이 고려되어야 한다. 한편, Wright, Gardner, Moynihan & Allen(2005)은 인사관리 효과에 대한 분석에서 과거 성과를 통제하게 되면 현재 시점에서 인사제도와 성과의 상관관계 강도가 낮아지는 현상을 발견하기도 하였다. 계속해서, Maxwell & Cole(2007)은 완전매개모형을 횡단분석하게 되면 모수 추정과 통계적 유의성 검증에서 심각한 편향이 나타나고 있음을 입증한 바 있다. 이와 같이 매개과정은 시간에 따른 변화를 필수적으로 고려해야 함에도 불구하고 시간척도가 포함된 종단분석은 거의 이루어지지 않고 있다(Maxwell, Cole & Mitchell, 2011).

본 연구는 글로벌 자유시장경제에 적응하고 있는 자본기업 운영시스템과 이상적 민주주의 이념의 조화가 미래를 꿈꿀 수 있게 하면서 현실을 더욱 풍요롭게 만든다고 가정하고, 사업장 내에 민주주의의 토대에 해당되는 개별 근로자의 참여의식이 양질의 일자리로 이어지는 역동적 과정을 시간척도에 기초하여 분석하고자 한다. 즉, 근로자참여의식이 양질의 일자리특성을 각각 표상하는 인간충실화모델에서 강조하는 일자리숙련기술적합도와 신고전경제학파에서 인간의 동기로 보고 있는 일자리만족도에 어떻게 영향 미치는지 2017, 18, 19년도에 한국노동연구원(KLI)에서 각각 시행한 노동패널조사(KLIPS 20, 21, 22) 자료를 이용하여 종단분석하고자 한다. 이러한 목적을 달성하기 위해서 다음과 같은 내용을 검토 및 분석하고자 한다. 첫째, 선행연구에서 나타나고 있는 사업장내 민주주의 개념을 면밀히 검토한다. 둘째, 선행연구에 근거하여 근로자참여의식과 양질의 일자리의 관계를 이론적으로 구성하고, 한국노동연구원에서 조사한 KLIPS 20, 21, 22 자료를 이용하여 분석한다. 마지막으로 검토한 개념과 실증분석 결과를 토대로 사업장내 근로자참여와 양질의 일자리에 관한 시사점, 그리고 연구의 한계 및 향후 연구방향을 제시하고자 한다.

## II. 이론적 배경

### 1. 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도

산업민주주의는 복합적 개념으로 민주적인 기업에서의 근로자의 영향력 혹은 통제권은 경영의사 결정에 미치는 영향력 수준<sup>3)</sup>과 근로자참여가 허용된 의사결정과정에 관여하는 정도<sup>4)</sup>로 구성된다(심상완, 1998; Mitchell, 1998). 여기서 먼저, 산업민주주의의 수준을 나타내는 근로자참여 수준은 종업원들이 기업의 미래에 영향력을 행사하는 통제권을 보유하고 있느냐에 달려있으며(Stephens, 1979; 심상완, 1998, 재인용; Mitchell, 1998, 재인용), 이상적으로 기업단위의 참여가 이루어진다. 다음으로, 산업민주주의 정도를 가리키는 참여정도는 참여깊이에 있어 협의권 행사 단계(3수준)에서 의사결정기구에 대한 대표 파송권(4수준) 이상 행사될 때(Archer, 1996; 심상완, 재인용, 각주4. 참조) 의사결정의 반응적인 단계를 넘어서 능동적인 단계로의 참여가 이루어 질 수 있게 된다.

언급한 대로, 일자리 이론은 노동을 개인이 행복(쾌락)을 얻기 위한 시장에서의 교환수단으로 보는 전통적 관점과 일을 통해서 인간은 자신들의 사회와 문화를 만들고 그럼으로써 자신의 정체성을 형성하게 된다고 보는 인간충실화 이론(the human fulfillment model)이 절충된 CSR 차원의 시각을 갖게 되었다. 한편, 일을 가리키는 여러 표현 중에서 직무(job)는 돈을 벌기위한 수단으로 도구적 가치에 국한되고 있는 반면에, 경력(career)은 여러 단계를 거쳐 권위자로 성장하는 개념으로 지속적 활동의 의미를 갖는다. 경력개발은 직무가 갖지 못하는 방식으로 사회적 지위와 자존감을 포함하는 개념으로 분석된다(DesJardin, 2014). 즉, 경력은 직업이 없는 사람이더라도 무직자라는 부정적 이미지가 바로 덧씌워지는 것이 아니라 미래를 향해 노력하는 자기정체성을 주체적으로 만들 수 있다고 본다. 슈마허(1979)는 나쁜 일에 대해서 일갈하였는데, 그 반대 특징으로 인간의 잠재력을 이끌어내는 가치 있는 도전, 완벽성에 대한 자극, 개발 기회가 제공되는 일하는 삶은 경력 개념에 매우 가깝다.

노조와 기업내 HRD의 관계는 서로 상반된 시각들이 존재한다. 즉, 노조의 독점력 이론(monopoly power of unions)에 의하면 시장임금 수준 이상으로 임금을 지급하는 기업으로서는 교육훈련에 투자할 여력이 상대적으로 부족하기 때문에 교육훈련에 덜 투자한다고 설명하는 반면에(Mincer, 1981), Freeman & Medoff(1984)는 노동조합으로 인한 높은 임금을 높은 생산성으로

3) 종업원통제는 그 수준이 높아짐에 따라 (1) 근무 및 휴가계획, 복지행정, 작업과 관련이 적은 일반적인 집합적 결정, (2) 작업속도, 작업방법, 도구선택, 과업 순서 등 개인수준의 결정, (3) 채용, 해고, 과업 배분, (4) 기술, 조직계획, 행정 절차, (5) 제품선정, 제품 품질, 제품 수량, (6) 이윤 분배, 투자 자금, 예산 등의 여섯 등급을 가지며, 보다 높은 수준의 통제권은 기업의 미래에 대하여 더 많은 영향을 미친다고 본다(Stephens, 1974; 심상완, 1998, 재인용; Mitchell, 1998, 재인용).

4) 이 차원은 참여의 '깊이'를 뜻하기도 하며, 양 극단으로 한 쪽은 근로자가 의사결정에 아무런 참여를 얹는 것이고, 다른 한 쪽은 전적으로 의사결정을 통제하는 상태다. 즉, 근로자참여가 깊어짐에 따라 (1) 의사결정에 관한 고지를 받을 권리, (2) 의사결정에 관한 정보권, (3) 의사결정에 관한 협의권, (4) 의사결정 기구에 대한 소수 대표 파송권, (5) 의사결정 협약(합의)권, (6) 의사결정에 대한 비준(거부)권, (7) 의사결정 기구에 대한 동수 대표 파송권, (8) 의사결정 기구에 대한 다수 대표 파송권 등의 여덟 수준으로 이루어진다(Archer, 1995; 심상완, 1998, 재인용).

상쇄하기 위해 노조사업장은 더 높은 수준의 교육훈련을 시행한다고 주장한다. 외부노동시장 중심의 시장형 인사관리 대 참여, 평등의 가치를 강조하는 내부형 인사관리 전략의 차이를 강도 높은 HRD활동에 둔다면(Pfeffer, 1998), 비노조근로자대표기구(NER)로 노사협의회는 이상적 수준에 가깝게 사전적 제도설계와 사후 조정이 이루어질 경우 내부노동시장의 안정을 꾀하는 내부형 조직으로 형성될 가능성이 높으며, 이러한 조직프로세스는 근로자참여의식이 기초를 이루고 있어야 한다.

장기간에 걸쳐 이루어진 근로자참여활동과 인적자본투자는 사업장에서 종업원의 KSAOs, 경제적 성과에 미치는 영향은 단기간동안 집중 투자한 경우보다 훨씬 더 클 것이기 때문에 이들의 성과차이를 설명하기 위해서 시간차원이 포함되어야한다. 즉, 참여는 주지하는 대로 노사간 신뢰를 바탕으로 이루어지는데, 집단간 신뢰는 초기에는 범주적 사고(categorization)에 의해 영향 받게 되나(Zucker, 1986), 장기적 신뢰는 반복적으로 이루어지는 상호작용의 경험을 통해 형성(Blau, 1964) 되기 때문에 참여현상에 대한 면밀한 분석에는 시간차원이 적용되어야한다. 더욱이, 인사관리 효과에 대한 횡단분석에서 과거 성과를 통제하게 되면 현재 시점의 인사제도와 성과의 상관 강도가 낮아지는 현상이 발견되기도 한다(Wright, Gardner, Moynihan & Allen, 2005). 따라서 근로자참여와 경력관점에서 양질의 일자리를 표상하는 KSAOs 개발기회 제공과의 관계 역시 과거의 개발수준에 대한 통제가 필요하다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

가설 1a. 근로자참여의식은 일자리숙련기술수준적합도에 긍정적 영향을 미칠 것이다.

가설 1b. 시간흐름에 따른 근로자참여의식 변화는 일자리숙련기술수준적합도 변화에 긍정적 영향을 미칠 것이다.

## 2. 일자리숙련기술수준적합도와 일자리만족도

인적자본 형성은 일반형뿐만 아니라 기업특유 숙련기술 개발에 대한 투자가 요구되는데, 기업은 기업특유 숙련기술에 투자하는 경향이 있는 반면에 근로자들은 기업의 기회주의적 행위를 염려하여 그 개발을 스스로 제한한다. 따라서 기업특유의 숙련기술 개발과 인적자본 유지가 관건인 기업에서 신뢰할만한 고용안정성에 대한 신호로 HRD 기회 제공이 필요하다(Kochan & Osterman, 1994). HRD 효과는 경제적 성과에 초점을 둔 접근이 혼재된 분석결과들이 나타남에 따라 성과측정에 일정 부분 타당도 한계가 있는 것으로 판단하고, 노동생산성과 혁신과 같은 사회적 효용(social utility)에 대한 관심으로 초점이 이동되고 있다. 즉, 인적자본이론은 HRD에 의한 숙련기술 개발 투자가 개별수준에서 근로자들의 직무만족과 조직몰입을 형성하게 하는데, 이러한 심리적 기초는 계속 조직차원에서 인적자본 등장과 조직생산성 및 혁신활동 증대로 이어지는 창발과정(emerging process)<sup>5)</sup>으로 인과관계를 설명한다.

5) 인적자본은 근로자 개인의 KSAOs에 기초하지만 둘은 동일한 현상이 아니다. 다만, 인적자본은 KSAOs가 창발과정을 통해 전환된 형태이기 때문에 이 둘은 부분적으로 동일(partially isomorphic)하다. 여기서 창발과정(emerging process)이란 미시수준의 현상이 거시수준의 명백한 현상으로 전환되는 과정을 일컫는다(Kozlowski & Klein, 2000).

심리적으로, 근로자들의 일자리에 대한 태도는 구체적으로 자신이 현재 하고 있는 일과 일자리에 대한 일반적 개념을 어떻게 이해하고 있는지에 영향을 받는다(DesJardin, 2014). 즉, 기업은 풍부한 미래 인적자본을, 그리고 근로자들은 숙련기술 고도화를 위해 공동 투자할 때 직무특성이론(Hackman & Oldham, 1976)에서 설명하는 대로 근로자들은 숙련기술 다양성과 자율성 인식을 하게 되고 일자리에 대한 만족도를 경험하게 된다. 실제로, 최장호(2010)는 참여증진형 인사제도가 종업원의 지각을 거쳐 직무만족에 영향 미치는 프로세스를 분석하였으며, 이주형(2014)은 근로자참여관행과 간접고용 비정규직 근로자들의 조직지원인식 및 태도 사이의 다층적 매개모형을 검증하였다.

근로자들의 일자리에 대한 태도개발 과정이 가설화된 완전매개모형은 횡단적으로 실증분석하게 되면 모수의 추정과 통계적 유의성 검증에서 심각한 편향이 나타난다(Maxwell & Cole, 2007). 또한, 한 시점에서 인사제도와 성과의 상관관계 강도는 과거 성과를 통제하게 되면 낮아지는 현상이 발견되기도 한다(Wright, Gardner, Moynihan & Allen, 2005). 숙련기술 개발을 위한 근로자 스스로의 노력(HRD)과 일자리에 대한 긍정적 태도 형성의 관계는 불균형에서 균형으로 전환되는데 시차가 존재하기 마련이다. 즉, 근로자들은 미래에 기업의 노동생산성 향상과 혁신성과에 따른 더 많은 보상을 기대하게 되면 현재의 낮은 임금을 받아들이고 자신의 숙련기술 개발을 위해 더 많은 투자를 하게 된다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

가설 2a. 일자리숙련기술수준적합도는 일자리만족도에 긍정적 영향을 미칠 것이다.

가설 2b. 시간흐름에 따른 일자리숙련기술수준적합도 변화는 일자리만족도 변화에 긍정적 영향을 미칠 것이다.

### 3. 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도

인적자본은 근로자참여와 HRD활동에 의한 창발과정(emerging process)을 통해 개인수준의 KSAOs가 조직차원으로 승화된 실행능력(capabilities)의 형태로 기업의 지속적 경쟁우위를 보장한다. 인적자본투자활동으로 HRD와 경제성과 사이의 관계는 조직구성원의 직무만족, 조직몰입, 숙련향상, 근로자주도 혁신, 혁신성과 등과 같은 개인심리와 사회적 효용의 개입과정이 포함되기 때문에 불확실성이 존재한다. 실제로, Cantner, Gerstlberger & Roy(2013)는 2011년 기준으로 독일기업 837개 설문응답 자료를 토대로 작업장평의회 존재가 전반적 및 사업장특유의 교육훈련활동에 정(+의 효과가 있는 것으로 검증하였을 뿐만 아니라 이 두 교육훈련 유형이 혁신과 정(+의 회귀관계를 이루는 것으로 분석하였다. 이렇듯 근로자참여는 재무성과 개선으로 이어지는 가치있는 혁신이 이루어지도록 근로자들을 동기유발시키는 중요한 역할을 한다.

언급한 대로, 조직현상을 설명하는 이론은 한 시점에 타당할지라도 다른 시점에는 그렇지 않을 수 있다(Zaheer, Albert & Zaheer, 1998). 따라서 인적자본에 대한 연구는, 시간흐름에 따른 조직현상을 명확하게 설명하기 위해, 한편으로는 개인수준의 KSAOs에서 기업수준의 지속적 경쟁우위를



담보하는 인적자본 형태로 전환되는 역동적인 창발과정을 설명하는 해석주의적 이론이 개발되고 있으며(Ployhart, 2012), 다른 한편으로는 종단분석을 통해 그에 대한 실증이 이루어지고 있다. 예를 들어, Ployhart, Van Iddekinge & MacKenzie Jr.(2011)은 제조업에 비해 불안정적인 산업에 속하는 서비스조직을 대상으로 인적자본이 조직효과성으로 이어지는 과정을 종단적으로 예측 및 분석하였다. 따라서 이상의 논의를 바탕으로 근로자참여의식과 경력개발 관점에서 양질의 일자리 사이에 역동적 과정에 대해서 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

가설 3a. 근로자참여의식과 일자리만족도의 관계는 일자리숙련기술수준적합도에 의해 매개될 것이다.

가설 3b. 시간흐름에 따른 근로자참여의식 변화와 일자리만족도 변화의 관계는 일자리숙련기술 수준적합도 변화에 의해 매개될 것이다.

### III. 실증분석

#### 1. 표본자료 특성

본 연구에서는 한국노동연구원에서 조사의뢰하여 수집된 20, 21, 22차 '한국노동패널조사(KLIPS)' 개인용 자료가 분석에 사용되었다. KLIPS는 1998년 이래로 매년 1회씩 실시되고 있는데, 분석자료는 그 중 2017, 2018, 2019년을 응답시점으로 14,475, 23,972, 23,225개의 개인자료가 최종적으로 수집된 세 개 년도의 종단자료다.

#### 2. 변수측정

##### 가. 근로자참여의식

근로자참여의식 정도에 대한 측정은 각 해당 년도의 KLIPS자료에서 '노동조합과 노사협의회의 필요성에 대한 생각'에 관한 설문문항을 이용하여 이루어졌다. 서열척도에 의해 측정되었는데, 즉 (1) 나의 직장(일자리)에는 노조와 노사협의회 둘 다 필요하다; (2) 나의 직장(일자리)에는 노조만 있으면 된다; (3) 나의 직장(일자리)에는 노사협의회만 있으면 된다; (4) 나의 직장(일자리)에는 노조와 노사협의회 둘 다 필요하다로 구성되었다.

나. 일자리숙련기술수준적합도

일자리숙련기술수준적합도에 대한 측정은 각 해당 년도의 KLIPS자료에서 ‘현재 주로 하는 일자리에서 하고 있는 일이 본인의 기술(기능)수준에 맞는 정도’에 관한 설문문항을 이용하여 이루어졌다. 서열측정수준, 즉 (1) 수준이 매우 낮다; (2) 수준이 낮은 편이다; (3) 수준이 맞는다; (4) 수준이 높은 편이다; (5) 수준이 매우 높은 편이다로 구성된 5점 척도로 측정이 이루어졌다.

다. 일자리만족도

일자리만족도에 대한 측정은 각 해당 년도의 KLIPS자료에서 ‘주된 일자리에 대한 전반적인 만족 수준’에 관한 설문문항을 이용하여 이루어졌다. 서열척도에 의해 측정되었는데, 즉 (1) 매우 만족스럽다; (2) 만족스럽다; (3) 보통이다; (4) 불만족스럽다; (5) 매우 불만족스럽다로 구성되었다.

라. 통제변수

본 연구는 남예지·이청아·홍세희(2019), 이영면·이동진(2009), Cantner, Gerstlberger & Roy(2013)에 근거하여 근로자참여의식과 일자리의 관계에 영향 미칠 것으로 예상되는 주요 변수들을 의도적으로 통제하였다. 구체적으로 개인수준에서 측정된 조직통제변수로서 업종, 사업체위치, 기업형태, 규모(종업원수)가, 그리고 개인통제변수로 연령, 교육수준, 고용형태가 포함되었다.

<표 1> 기술통계 분석결과 및 변수간 원상관행렬

	평균	표준 편차	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1)	.08	.27	1															
(2)	.48	.50	-.20 **	1														
(3)	.15	.35	-.02	-.10 **	1													
(4)	199.0	1901.8	-.01	.04 *	.18 **	1												
(5)	.15	.36	-.02	-.04 **	.20 **	.33 **	1											
(6)	.39	.49	.06 **	-.01	.00	-.07 **	-.23 **	1										
(7)	51.34	18.86	.35 **	-.11 **	.13 **	-.03 *	-.09 **	.36 **	1									
(8)	5.23	1.52	-.34 **	.11 **	.04 **	.07 **	.20 **	-.41 **	-.57 **	1								
(9)	1.72	1.18	-.01	-.03	-.02	.01	-.01	-.02	-.01	-.01	1							

	평균	표준 편차	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(10)	1.75	1.21	-.01	-.02	.00	.00	.01	.00	-.02	.01	.03	1						
(11)	1.80	1.23	-.03 **	.01	.06 **	.15 **	.42 **	-.20 **	-.10 **	.16 **	-.00	.06 **	1					
(12)	2.90	.35	.01	-.02	.02	-.02	.02	.01	-.01	.00	.07 **	-.00	.02	1				
(13)	2.92	.38	.01	-.01	.00	-.00	.01	-.00	.01	-.01	-.01	.04 **	.02	.02	1			
(14)	2.92	.34	.01	.04 **	.03 **	.02	.06 **	-.15 **	-.01	-.01	.01	.00	.07 **	-.00	.01	1		
(15)	3.30	.70	-.01	.01	-.01	-.02	.00	-.02	-.00	.01	.10 **	.00	-.01	.18 **	.00	.02	1	
(16)	3.28	.75	-.01	-.02	-.00	-.01	.02	-.02	-.04 **	.02 **	.03	.10 **	.04 **	.03	.19 **	.00	.02	1
(17)	3.31	.72	-.10 **	-.03 **	.19 **	.07 **	.16 **	-.23 **	-.12 **	.22 **	-.01	.02	.09 **	.01	-.00	.13 **	.00	.03 *

주 1. \*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$ (양측검정)

주 2. (1) 제조업, (2) 서울·인천·경기, (3) (준)공공기관, (4) 종업원수, (5) 노조, (6) 비정규직, (7) 연령, (8) 교육수준, (9) 근로자참여의식(2017), (10) 근로자참여의식(2018), (11) 근로자참여의식(2019), (12) 일자리숙련기술수준적합도(2017), (13) 일자리숙련기술수준적합도(2018), (14) 일자리숙련기술수준적합도(2019), (15) 일자리만족도(2017), (16) 일자리만족도(2018) (17) 일자리만족도(2019)

### 3. 기술통계 및 상관관계분석

본 연구에 포함된 변수들의 측정치들에 대한 기술통계 및 상관관계 분석결과는 <표 1>과 같다. 종단자료에 대한 상관분석결과에서 나타나는 특징은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 고려하는 세 시점별 근로자참여의식( $p < .01$ ,  $r_s = .06$ )과 일자리만족도( $p < .05$ ,  $r_s = .03$ ) 내에서 각각의 상관은 안정성이 있는 분석결과가 나타났는데, 이는 시간에 따라 체계적인 활동들이 이루어진 것으로 해석된다. 둘째, 시간에 따른 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도간 상관관계( $p < .01$ ,  $r_s = .04$ -.07), 일자리숙련기술수준적합도와 일자리만족도간 상관관계( $p < .01$ ,  $r_s = .13$ -.19)는 언급한 세 시점별 근로자참여의식, 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도 내에서 각각의 상관보다 명확하게 나타났는데, 이는 세 변수가 서로 의존적 관계를 가지고 있기 때문인 것으로 풀이된다.

### 4. 가설검정

본 연구는 근로자참여의식과 양질의 일자리를 포상하는 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도 사이의 관계를 다변량잠재성장모델링(multiple-indicator latent growth modeling: MLGM)<sup>6)</sup>에

6) 본 연구에서 다변량잠재성장모델링(MLGM)은 세 개의 1계 요인들(first-order factors)(근로자참여의식, 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도)은 각각 두 개의 2계 요인들(second-order factors)(초기치와 변화율)을 반영(reflection)한다. 여기서 첫 번째 2계 요인(초기치)은 해당 변수의 초기 상태를 나타내고 시간에 따

의해 중단분석하였으며, 가설모델에 대한 검정은 AMOS 23.0이 사용되었다<sup>7)</sup>. 시간흐름에 따라 근로자참여의식, 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도가 어떻게 변화하는지를 분석한 결과는 <표 2>이고, 이들 변수 사이의 관계를 중단분석한 결과는 <표 3>에 해당된다.

먼저 근로자참여의식, 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도의 중단적 변화양상을 각각 분석 및 비교한 결과(<표2>),  $\chi^2/df$ 는 통상적으로 5.0 이하(Wheaton, Muthen, Alwin & Summers, 1977), 엄격하게는 2.0 이하(Carmines & McIver, 1981)를 적절한(adequate) 적합을 보이는 것으로 판정할 수 있는데 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도의 선형 변화모델의 경우 적절한 적합기준 안에 놓인 것으로 계산되었다. 이에 비해 RMSEA는 .05 이하면 좋은(good) 적합도(이순목, 2000; Bronwe & Cudeck, 1993)의 모델로 평가될 수 있는데, 모두 좋은 적합기준 내에 위치하고 있어 모델이 표본자료에 비교적 잘 적합하는 것으로 판정된다. 따라서 이들 두 적합도 판정 기준을 토대로 단변량 잠재성장모델을 비교하면, 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도의 선형 변화모델은 무성장 모형보다 더 잘 설명되는데, 이는 조사시점별 통계적으로 의미 있는 선형변화를 나타내는 것을 의미한다. 한편, 근로자참여의식은  $p < .05$  수준에서 통계적으로 유의하게 시간에 따른 변화율에 개인별 차이가 존재하는 것으로 검정되는데 비해 일자리기술수준적합도와 일자리만족도는 개인별로 초기치나 시간흐름에 따른 변화율에 체계적인 변동이 추정되지 않았다.

<표 2> 단변량 잠재성장모델 비교

변수	모델	$\chi^2$ <sup>28)</sup>	df	$\chi^2/df$	RMSEA	초기치평균(분산)	변화율평균(분산)
근로자	무성장	182.52 ***	4	45.63	.010	1.75(.00) *	
참여의식	선형	4.47 **	1	4.47	.010	1.72(.01)	.04(.01) **
숙련기술	무성장	95.51 ***	4	23.88	.001	2.91(.00)	
수준적합도	선형	.90	1	.90	.001	2.90(.00)	.01(.00)
일자리	무성장	41.12 ***	4	10.28	.008	3.20(.00) **	
만족도	선형	35.55 ***	1	35.55	.008	3.29(.00)	.00(.00)

주. \*:  $p < .10$ , \*\*:  $p < .05$ , \*\*\*:  $p < .01$

다음으로, 통제변수들을 포함한 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도의

른 성장곡선에서 절편의 평균과 분산에 관한 정보를(Chan, 1998), 그리고 두 번째 2계 요인(변화율)은 해당 변수의 변화율을 나타내고 시간에 따른 성장곡선의 기울기의 평균과 분산에 관한 정보를 제공한다(Van Iddekinge, Ferris, Perryman, Blass & Heetderks, 2009).

7) Amos 23.0은 분석자료에 결측치가 포함될 경우 모델적합도 판단지수 GFI 등이 계산되지 않을 수 있다. 따라서 본 연구는 KIPS20, 21, 22 자료의 결측치를 계열평균으로 대체처리(imputation)하여 MLGM(다변량 잠재성장모델링)을 분석하였다.

8) 구조방정식모델(SEM)에서 적합도의  $\chi^2$ 검정은 표본공분산행렬과 적합된 공분산행렬간 불일치를 평가하는 것에 의해 이루어진다. 즉, 귀무가설( $H_0$ ): 모집단 공분산행렬( $\Sigma$ ) = 예측된 공분산행렬( $\Sigma(\theta)$ ), 대립가설( $H_a$ ): 모집단공분산행렬( $\Sigma$ )  $\neq$  예측된 공분산행렬( $\Sigma(\theta)$ )이다. 여기서 표본공분산행렬(S)과 예측된 공분산행렬( $\Sigma(\theta)$ )간 불일치의 척도에 해당되는 검정통계량(T)이  $\chi^2$ 분포를 이루는데,  $\chi^2$ 검정에서 귀무가설( $H_0$ )이 기각이 된다는 것은 두 행렬이 통계적 차이가 있음을 의미한다.

관계에 대한 종단분석결과(<표3> 참조), 일자리에 대한 통제변수의 효과는 다음과 같다. 제조업 사업장의 근로자들은 비제조업의 경우(기준집단)에 비해  $p < .01$  수준에서 일자리만족도의 변화율이 더 낮은 것으로 분석되었다( $\gamma = -.19$ ). 이는 제조업 종사자들이 비제조업의 경우에 비해 일자리만족도가 시간에 따라 점차 더 줄어든다는 의미다. 수도권 사업장에서 종사하는 근로자들은 지방의 경우(기준집단)에 비해  $p < .05$  또는  $.01$  수준에서 일자리숙련기술수준적합도 초기치가 더 낮게( $\gamma = -.03$ ), 변화율은 더 높게( $\gamma = .10$ ) 검정되었다. 즉, 수도권 근로자들의 일자리숙련기술수준적합도는 지방 근로자들에 비해 초기치가 다소 낮으나 시간흐름에 따라 점차 더 증가하게 된다. 계속해서 수도권 사업장 근로자들은 지방의 경우에 비해 일자리만족도 초기치가 더 높으나 시간경과에 따라 점차 더 감소하는 것으로 나타났다. 공공기관에 종사하는 근로자들은 민간기업의 경우(기준집단)에 비해  $p < .05$  수준에서 통계적 유의성을 보이면서 일자리숙련기술수준적합도 변화율이 더 높은 것으로 분석되었다( $\gamma = .04$ ). 공공기관 종사자들의 일자리만족도는 민간기업의 경우에 비해 초기치가 상대적으로 다소 낮으나 시간경과에 따라 점차 더 증가하고 있는 것으로 나타났다( $p < .01$ ,  $\gamma = -.06$ ,  $.22$ ).

<표 3> 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도의 관계에 대한 종단분석

변 수		숙련기술수준적 합도 초기치 $\eta_1$	숙련기술수준적 합도 변화율 $\eta_2$	일자리만족도 초기치 $\eta_3$	일자리만족도 변화율 $\eta_4$
통제	제조업	.01	.02	.01	-.19 ***
	서울인천경기(수도권)	-.03 **	.10 ***	.05 **	-.19 ***
	(준)공공기관	.01	.04 **	-.06 ***	.22 ***
	노조	.02	.01	-.03	.09 ***
	종업원수	-.02	.02	-.01	.03
	비정규직	.06 ***	-.27 ***	-.03	-.03
	연령	-.03 *	.00	.02	.04 *
	교육수준	.00	-.09 ***	-.01	.26 ***
예측	근로자참여의식 초기치 $\xi_1$	1.00 ***	.32	-	-
	근로자참여의식 변화율 $\xi_2$	-	1.21 ***	-	-
매개	숙련기술수준적합도 초기치	-	-	1.00 ***	-.04
	숙련기술수준적합도 변화율	-	-	-	.89 ***
모델 적합 도	$\chi^2$	22035.79***			
	df	95			
	GFI	.883			
	AGFI	.868			
	RMSEA	.088			

주. \*:  $p < .10$ , \*\*:  $p < .05$ , \*\*\*:  $p < .01$

계속해서, 노조기업에 종사하는 근로자들은 무노조(기준집단)의 경우에 비해  $p < .01$  수준에서 일

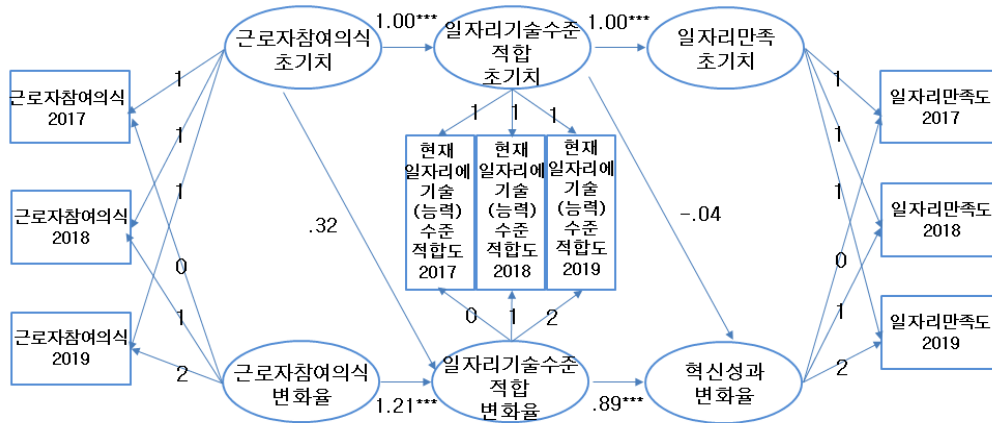
자리만족도 변화율이 더 높은 것으로 검정되었다( $\gamma = .09$ ). 즉, 노조기업의 근로자들은 무노조의 경우에 비해 시간흐름에 따라 일자리만족도가 상대적으로 더 증가하고 있다. 비정규직 근로자들은 정규직의 경우(기준집단)에 비해 일자리숙련기술수준적합도 초기치가 상대적으로 다소 높으나 시간흐름에 따라 더 감소하는 것으로 분석되었다( $p < .01$ ,  $\gamma = .06$ ,  $-.27$ ). 연령이 높은 근로자들일수록 일자리숙련기술수준적합도 초기치가  $p < .10$  수준에서 통계적 유의성을 보이면서 증가하는 것으로 나타났다( $\gamma = -.03$ ). 또한, 이들의 일자리만족도는 시간의 흐름에 따라 점차 증가하고 있는 것으로 검정되었다( $p < .10$ ,  $\gamma = .04$ ). 교육수준이 높은 근로자들일수록 시간의 흐름에 따라 일자리숙련기술수준적합도는 점차 감소하는데 반해 일자리만족도는 증가하는 것으로 분석되었다( $p < .01$ ,  $\gamma = -.09$ ,  $.26$ ).

근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도 사이의 종단적 관계에 대한 실증 모델은 다음과 같다. 절편 대 절편 경로(intercept to intercept paths)에 대한 분석결과, 첫째 근로자참여의식은  $p < .01$  수준에서 일자리숙련기술수준적합도에 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다( $\gamma_{11} = 1.00$ ). 즉, 가설 1a는 부분 채택되었다<sup>9)</sup>. 둘째, 일자리숙련기술수준적합도는  $p < .01$  수준에서 일자리만족도에 정(+)의 효과가 있는 것으로 분석되었다( $\beta_{31} = 1.00$ ). 가설 2a는 부분 채택되었다. 마지막으로, 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도 사이의 완전매개 모델은 예측변수와 매개변수간, 그리고 매개변수와 기준변수간 경로계수에서 모두 통계적 유의성이 검출됨에 따라 가설 3a는 부분 채택되었다. 이상의 검정은 주지한 2계 요인(second-order factors) 중 잠재절편변수들(latent intercepts) 사이의 구조적 관계에 대한 분석으로 종단적 관계는 포함되지 않았다.

언급한 바와 같이, 시간경과에 따른 근로자참여의식의 변화와 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도의 변화 사이의 관계는 2계 요인(second-order factors) 중 잠재기울기변수들(latent slopes)에 대한 분석에서 다뤄지게 된다. 즉, 기울기 대 기울기 경로(slope to slope paths) 분석결과, 첫째 시간에 따른 근로자참여의식의 변화는  $p < .01$  수준에서 일자리숙련기술수준적합도의 변화에 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다( $\gamma_{22} = 1.21$ ). 즉, 시간에 따른 근로자참여의식 개발이 일자리숙련기술수준적합도의 개선에 미치는 영향력은 점차 증가한다는 의미다. 가설 1b는 부분 채택되었다. 둘째, 시간에 따른 일자리숙련기술수준적합도의 변화는  $p < .01$  수준에서 일자리만족도의 변화에 정(+)의 효과가 있는 것으로 검정되었다( $\beta_{42} = .89$ ). 즉, 시간에 따른 일자리숙련기술수준 개선이 일자리만족도의 증진에 미치는 영향력은 점차 증가한다는 의미다. 가설 2b는 부분 채택되었다. 마지막으로, 시간에 따른 근로자참여의식과 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도의 변화에 관한 완전매개 모델은 예측, 매개 및 기준변수 사이의 경로 모두에서 통계적 유의성이 검출됨으로써, 가설 3b 또한 부분 채택되었다.

9) 여기서 부분 채택으로 판정한 이유는 다음과 같다. 분산분석(임의효과,  $\chi^2$ -test)과 회귀분석(고정효과,  $t$ -test)으로 구성된 임의계수회귀모델(random-coefficient regression model)의 원리에 기초해서 본 연구의 분석결과를 종합하면, 단변량 잠재성장모델 비교분석한 결과(<표2>참조)에서 일자리숙련기술수준적합도와 일자리만족도는 개인별로 초기치나 시간흐름에 따른 변화율에 체계적인 변동이 추정되지 않음에 따라 임의효과(random effect)는 존재하지 않고 고정효과(fixed effect)만 검정되었기 때문이다.

[그림 1] 실증에 기반한 초기치와 변화율 잠재변수들 사이의 구조적 관계



주 1. \*:  $p < .10$ , \*\*:  $p < .05$ , \*\*\*:  $p < .01$

주 2. 통제변수는 그림에서 생략되었음.

가설모델 적합도 검정 또는 판정을 위해서, 먼저  $\chi^2$ 검정( $\chi^2_{95} = 22035.79$ )은  $p < .001$  수준에서 통계적 유의성을 보였을 뿐만 아니라, 다음으로 GFI는 .883, AGFI는 .868로 양호한(good) 적합도 판정기준 .90을 다소 하회하고 있어 본 연구의 표본자료에 잘 합치된다고 단정할 수 없는 결과가 나왔다(이순목, 2000; Mueller, 1996). 다만 RMSEA는 .088로 .08-.10의 값으로 수용할만한(acceptable) 정도의 모델적합도를 보였다(이순목, 2000; Bagozzi & Yi, 1988; Bronwe & Cudeck, 1993, Steiger, 1990)<sup>10</sup>. 본 연구의 실증에 기반한 초기치와 변화율 잠재변수 사이의 구조적 관계는 <그림 1>과 같다.

#### IV. 결론 및 시사점

본 연구는 글로벌 자유시장경제와 상호보완을 이루는 사업장 내에 민주주의의 기초에 해당하는 근로자참여의식과 양질의 일자리 개념을 표상하는 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도 사이의 관계를 분석하였다. 분석정결과를 종합해 보면 다음과 같다. 먼저, 단변량 잠재성장모델 검정에서 선형변화모델이 무성장 경우보다 설명력이 더 높았으나, 근로자참여의식은 시간에 따른 변화율에 개인별 차이가 존재하는데 비해 일자리기술수준적합도와 일자리만족도는 개인별로 초기치나 시간흐름에 따른 변화율에 체계적인 변동이 추정되지 않았다. 둘째, 근로자참여의식은 일자리숙련

10) 가장 적절한 모델임을 잘 알려주는 판정값은 RMSEA이다(Browne & Cudeck, 1993). 이 적합도 지수는 가설모델이 모집단에서 개략적으로 성립한다는 가정을 검토하게 해주므로 간명모델을 식별하는데 도움을 준다. .05이하면 양호한(good) 적합도, .08까지도 괜찮은(reasonable) 적합도를 나타내며, .10이면 곤란한(unacceptable) 적합도를 의미한다(이순목, 2000; Bagozzi & Yi, 1988; Bronwe & Cudeck, 1993, Steiger, 1990).

기술수준적합도에 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 시간에 따른 근로자참여의식 변화는 일자리숙련기술수준적합도 변화에 정(+)의 효과가 있는 것으로 분석되었다. 가설 1a, b는 부분 채택되었다. 셋째, 일자리숙련기술적합도는 일자리만족도에 정(+)의 효과가 있는 것으로 검증되었다. 시간에 따른 일자리숙련기술적합도 변화는 일자리만족도 변화에 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 가설 2a, b는 부분 채택되었다. 넷째, 근로자참여의식, 일자리숙련기술적합도 및 일자리만족도에 관한 완전매개모델은 예측, 매개 및 기준변수 사이의 경로 모두에서 통계적 유의성이 발견되었다. 시간에 따른 근로자참여의식 변화, 일자리숙련기술수준적합도 변화 및 일자리만족도 변화에 관한 완전매개모델 역시 예측, 매개 및 기준변수 사이의 경로 모두에서 통계적 유의성이 나타났다. 가설 3a, b는 부분 채택되었다. 더욱이, 근로자참여의식, 일자리숙련기술적합도 및 일자리만족도 사이의 이론구조는 RMSEA(=.088)를 기준으로 본 연구의 표본자료(Klips20, 21, 22)에 수용할만한 수준의 적합도를 보인 것으로 판단된다.

본 연구의 분석결과를 바탕으로 다음과 같은 의의 및 시사점을 도출할 수 있다. 먼저, 인적자본의 중요성 증대로 인한 조직의 민주화, 자율과 책임에 근거한 분권화를 배경으로, 기업은 지식공동체로 변모되고 있으며 사업장내 민주주의의 요구도 그만큼 높아지고 있다(정명호, 2000). 한편, 일자리는 가치있고 의미있는 인간활동 기회를 제공할 수 있는 반면에, 비인간화를 촉진하고 열등감 및 강박감을 심어줄 수도 있는 양면성이 실재하고 있음에 따라 노동을 개인이 행복(쾌락)을 얻기 위한 시장에서의 교환수단으로 보는 전통적 시각과 일을 통해서 인간은 자신들의 사회와 문화를 만들고 그림으로써 자신의 정체성을 형성하게 된다고 보는 인간충실화모델(the human fulfillment model)이 절충된 CSR 차원의 이론이 등장하게 되었다. 본 연구는 글로벌 자유시장경제와 상호보완을 이루는 민주주의의 안정적인 기초에 해당되는 근로자참여의식과 양질의 일자리를 인간충실화 모델과 전통적 시각에서 각각 표상하는 일자리숙련기술수준적합도 및 일자리만족도 사이의 관계를 시간흐름이 고려된 역동적 과정으로 가설화하고 종단분석하고 있는데 그 의의가 있다.

둘째, 본 연구의 분석결과는 양질의 일자리특성에 대한 참여효과가 단조증가(우상향) 형태를 띠고 있는 것을 나타내주는데, 근로자참여와 경영성과의 역U자형 관계에 대한 가정(Freeman & Lazear, 1995)<sup>11)</sup>에 기초할 때, 우리나라 기업상황에서 근로자참여의식은 아직 극점보다 낮은 위치에 놓여있어 경영의사결정에 미치는 종업원들의 영향력은 더 증대시킬 여지가 남아있음을 보여준다. 즉, 개인수준에서 근로자참여의식은 KSAOs 개발 기회 제공과 긍정적 태도 형성이 이루어지는 양질의 일자리 개발로 이어지는 탄탄한 기초를 만들고, 이 과정은 계속 조직수준의 인적자본을 등장시키며 사회적 효용과 경제적 성과 개선을 차례로 거쳐 궁극적으로 지속적 경쟁우위가 확보되는 창발과정(emerging process)으로 계속 이어질 것을, 본 연구는 전망하게 해준다.

마지막으로, 주지하는 대로 일을 가리키는 표현들 중 직무(job)는 행복(쾌락)을 얻기 위한 수단으로 도구적 가치에 국한되고 있는 반면에, 경력(career)은 여러 단계를 거쳐 권위자로 성장하는 개

11) Freeman & Lazear(1995)의 근로자참여 모델은 근로자대표성과 사회적 효용 및 이윤의 관계는 근로자참여 수준(정도) 증가에 따라서 초기에는 의사결정 내용의 개선(거래비용 축소) 등과 같이 긍정적인 측면이 나타난다고 한다면, 정점(최적수준의 지점)을 지난 이후에는 경영진의 통제권 약화(의사결정의 지연) 등과 같이 부정적인 측면이 주로 나타날 것이라는 '역U자형'을 가정하고 있다.



념으로 지속적 활동의 의미를 갖는다. 여기서 경력개발은 직무가 갖지 못하는 방식으로 사회적 지위와 자존감을 포함하는 개념으로 분석된다(DesJardin, 2014). 따라서 경력은 직업이 없는 사람이더라도 무직자라는 부정적 이미지가 바로 덧씌워지는 것이 아니라 미래를 향해 노력하는 자기정체성을 주체적으로 만들 수 있다고 본다. 본 연구는 근로자참여의식이야말로 인간의 주체성에 초점을 둔 경력개발 관점을 대표하는 일자리숙련기술적합도 향상뿐만 아니라, 유물론적 시각에 해당되며 객체로서의 특성을 강조하는 직무 관점을 표상하는 일자리만족도 개선을 모두 이루게 하는 글로벌화된 시장자본주의에 적합한 인간정신이라는 점을 시사한다.

본 연구는 많은 한계를 안고 있기 때문에 결과 해석에 유의할 필요가 있으며, 이러한 한계점을 극복하기 위한 후속연구들이 이루어질 필요가 있다. 우선, 본 연구의 한계점으로 근로자참여의식을 노조와 노사협의회의 필요성으로 측정하여 분석하였는데 이 두 근로자대표기구들간 관계에 대해 다루지 못한 점을 지적하지 않을 수 없다. 둘째, 본 연구는 다층적 구조를 갖는 참여활동과 성과 사이의 창발과정을 부분적으로 다층관계만을 분석한 점을 지적하지 않을 수 없다. 마지막으로, 본 연구에서 다루고 있는 성과변수의 한계를 지적하지 않을 수 없다. 즉, 근로자참여는 일자리특성과 그에 대한 태도에서 더 나아가서 개인행동과 성과에 영향 미칠 수 있는데 일자리숙련기술수준적합도와 일자리만족에 한정되었다. 따라서 향후연구에서는 참여효과의 확대를 위해 경쟁(갈등) 또는 협력을 이루는 근로자대표기구들간의 실질적인 관계와 이들에 대한 근로자인식을 면밀히 분석할 필요가 있으며, 개인수준에서 근로자참여의식과 양질의 일자리특성이 조직수준의 인적자본 등장과 사회적 효용 및 경제적 성과로 이어지는 인과관계가 모호한 창발과정(emerging process)에 대한 해석주의적 연구와 실증분석이 보완적으로 이루어져야 하겠다.

## 참고문헌

- 남예지·이청아·홍세희(2019). 산재 근로자의 직장복귀 후 일자리 만족도의 종단적 변화 및 영향요인 검증: 다집단 잠재성장모형을 통한 원직복귀와 재취업간 차이 분석, *노동정책연구*, 19(2): 73-102.
- 심상완(1998). 산업 민주주의 논리와 기본 모델, *산업노동연구*, 4(1): 1-23.
- 슈마허, E.F.(1979). 박혜영 역(2011). *굿 워크, 느린걸음*.
- 이순목(2000). 요인분석의 기초, *교육과학사*.
- 이영면·이동진(2009). 성공적인 노사협의회 운영의 영향요인에 대한 연구, *노동정책연구*, 9(4): 83-118.
- 이주형(2014). 근로자참여가 간접고용 비정규직 근로자의 직무태도에 미치는 영향에 관한 연구, *동국대학교 대학원 경영학과 박사학위논문*.
- 이주희·이승협(2005). 경영참여의 실태와 과제, *한국노동연구원*.
- 정명호(2000). 지식경제시대의 기업지배구조: 전망과 쟁점, *한국 지배구조의 현재와 미래, 미래경영개발연구원*.
- 최장호(2010). 참여 증진형 인사제도와 종업원 태도 간의 관계에 대한 다수준분석, *조직과 인사관리연구*, 34(1): 1-24.
- Acher, R.(1996), *The Philosophical Case for Economical Democracy*, In Pagano, U. & Rowthorn, R.(Eds.), *Democracy and Efficiency in the Economic Enterprise*, Routledge: London.
- Bagozzi, R. P. & Y. Yi.(1988), *On the Evaluation of Structural Equation Models*, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1): 74-94.
- Blair, M.(1995), *Ownership and Control: Rethinking Corporate Governance for The 21st Century*, Washington, D.C.: Brookings Institution.
- Blau, P.(1964), *Exchange and Power in Social Life*, NY: Wiley.
- Browne, M. W. & Cudeck, R.(1993), *Alternative Ways of Assessing Model Fit*, In Bollen, K. A. & Long, J. S.(Eds.), *Testing Structural Equation Models*, Sage.
- Cantner, U., Gerstlberger, W. & Roy, I.(2013), *Works Councils, Training Activities and Innovation: A Study of German Firms*, <http://ofce-skema.org/wp-content/uploads/2013/06/roy.pdf>, Working Paper.
- Carmines, E.G., & McIver, J.P.(1981), *Analyzing Models with Unobserved Variables: Analysis of Covariance Structures*, In Bohrnstedt, G.W. & Borgatta, E.E.(Eds.), *Social Measurement: Current Issues*, Beverly Hills, CA: Sage.
- Chan, D.(1998), *The Conceptualization and Analysis of Change over Time: An Integrative Approach Incorporating Longitudinal Mean and Covariance Structures Analysis(LMACS)*

- and Multiple Indicator Latent Growth Modeling(MLGM), *Organizational Research Methods*, 1(4): 421–483.
- Dahl, R.A.(1998), *On Democracy*, Yale University Press.
- DesJardins, J.(2011), *An Introduction to Business Ethics*, McGraw–Hill.
- Freeman, R. B. & Medoff, J.L.(1984), *What Do Unions Do?* New York: Basic Books.
- Freeman, R. B. & Lazear, E.P.(1995), *An Economic Analysis of Work Councils*, In Rogers, J. & Streeck, W.(Eds.), *Works Councils: Consultation, Representation and Cooperation in Industrial Relations*, Chicago, WI: The University of Chicago Press.
- Kochan, T.A. & Osterman, P.(1994), *The Mutual Gains Enterprise: Forging a Winning Partnership Among Labor, Management, and Government*, Harvard Business School Press.
- Kozlowski, S.W.J. & Klein, K.J.(2000), *A Multilevel Approach to Theory and Research in Organizations: Contextual, Temporal, and Emergent Processes*, In Klein, K.J. & Kozlowski, S.W.J.(Eds.), *Multilevel Theory, Research, and Methods in Organizations: Foundations, Extensions, and New Directions*, San Francisco, CA: Jossey–Bass.
- Leader, S.(1999), *Participation and Property Rights*, *Journal of Business Ethics*, 21(2): 97–109.
- Maxwell, S.E. & Cole, D.A.(2007), *Bias in Cross-sectional Analyses of Longitudinal Mediation*, *Psychological Methods*, 12(1): 23–44.
- Maxwell, S.E., Cole, D.A. & Mitchell, M.A.(2011), *Bias in Cross-sectional Analyses of Longitudinal Mediation: Partial and Complete Under and Autoregressive Model*, *Multivariate Behavioral Research*, 46(5): 816–840.
- Mincer, J.(1981), *Union Effects: Wages, Turnover and Job Training*, *Research in Labor Economics*, Greenwich, Conn: JAI Press.
- Mitchell, A.(1998), *Industrial Democracy: Reconciling Theories of the Firm and State*, *The International Journal of Comparative Labour Law and Industrial Relations*, 14(1): 3–40.
- Mueller, R.O.(1996), *Basic Principles of Structural Equation Modelling: An Introduction to LISREL and EQS*, Springer–Verlag New York, Inc.
- Pfeffer, J.(1998), *The Human Equation: Building Profits by Putting People First*, Boston: Harvard Business School Press.
- Ployhart, R. E., Van Iddekinge, C. H. & MacKenzie Jr., W. I.(2011), *Acquiring and Developing Human Capital in Service Contexts: The Interconnectedness of Human Capital Resources*, *Academy of Management Review*, 54(2), 353–368.
- Steiger, J.H.(1990), *Structural Model Evaluation and Modification: An Interval Estimation Approach*, *Multivariate Behavioral Research*, 25(2): 173–180.
- Stephens, J.D.(1979), *The Transition from Capitalism to Socialism*, London: Macmillan.
- Van Iddekinge, C. H., Ferris, G. R., Perrewe, P. L., Perryman, A. A., Blass, F. R. &

- Heetderks(2009), Effects of Selection and Training on Unit-Level Performance Over Time: A Latent Growth Modeling Approach, *Journal of Applied Psychology*, 94(4): 829-843.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D.E, & Summers, G.E (1977), Assessing Reliability and Stability in Panel Models, In Heise, D.R.(Ed.), *Sociological Methodology*, San Francisco: Jossey-Bass.
- Wright, P. M., Gardner, T. M., Moynihan, L. M. & Allen, M. R.(2005). The Relationship between HR Practices and Firm Performance: Examining Causal Order, *Personnel Psychology*, 58(2), 409-446.
- Zaheer, S., Albert, S. & Zaheer, A.(1998), Time Scale and Organizational Theory, *Academy of Management Review*, 24(4), 725-741.
- Zucker, L. G.(1986), Production of Trust: Institutional Sources of Economic Structure, In Staw, B.M. & Cummings, L.L.(Eds.), *Research in Organizational Behavior*, 8, 53-111, Greenwich, CT: JAI Press.

# 우리나라 중소기업 생산기능직의 임금과 직무만족의 결정요인\*

노용진\*\*, 박경원\*\*\*

우리나라 중소기업들은 인구의 고령화, 인력부족, 많은 숙련근로자들의 정년 퇴임으로 인해 심각한 숙련근로자 부족을 경험할 것으로 예상된다. 본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 최근 정보통신 기술과 정보지능기술의 발전이 중소제조업 생산기능직 근로자의 노동시장 성과와 직무태도에 미친 영향을 살펴보았다. 구체적으로 12-22차 노동패널의 개인용 데이터를 이용하여 제조업 생산직의 조직원과 조립원의 임금결정과 직무만족 결정요인을 분석하였다. 본 연구의 결과는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 2009년부터 2019년 기간 동안 회사규모를 제외하고 조직원과 조립원 간에 임금 결정요인들에 체계적 차이를 확인할 수 없었다. 근로자가 종사하는 회사 규모의 변화가 조직원 표본에서는 월평균임금 변화에 통계적으로 유의하지 않은 반면 조립원 표본에서는 모두 통계적으로 유의한 수준에서 증가시키는 것으로 나타났다. 둘째, 같은 기간 동안 조직원 표본에서는 근속년수와 교육훈련 여부의 변화가 통계적으로 유의한 수준에서 각각 -0.015점과 0.001점 영향을 미친 반면 조립원 표본에서는 초과근로 여부의 변화만이 통계적으로 유의한 수준에서 -0.064점 영향을 미치는 것으로 나타났다. 적어도 노동패널에서는 조직원과 조립원 간에 직무 내용과 역할에 체계적인 변화가 발생하지는 않은 것으로 결론을 내릴 수 있다.

주요용어 : 생산기능직 유형화, 조직원, 조립원, 임금, 직무만족

## 1. 서론

중소기업은 우리나라 기업들의 국제경쟁력을 뒷받침하는 기반이자 일자리의 대부분을 창출하는 고용의 보고로서 우리나라 국민경제에서 차지하는 중요성이 매우 크다. 예를 들어, 경제활동인구조사에 따르면, 2019년 현재 300인 미만의 중소기업들이 우리나라 취업자의 90.4% 정도를 고용하고 있을 정도이다. 또한 우리나라의 국제경쟁력은 대기업뿐 아니라 그 하청기업인 중소기업들을 포괄하는 산업 생태계의 국제경쟁력을 의미하기 때문에 중소기업들은 없어서는 안 될 필수적인 존재들이라 할 수 있다. 그러나 대기업들의 생산공장 해외이전과 노동절약적인 신기술의 발전으로 인해 국내 일자리 창

\* 이 원고는 미완성 초고입니다. 저자의 동의 없는 배포와 학술적 인용을 금합니다.

\*\* 서울과학기술대학교 교수

\*\*\* 한양대학교 에리카캠퍼스 부교수

출 능력이 현저하게 둔화되면서 일자리의 생성소멸은 주로 중소기업에서 이루어지고 있는 실정이다.

우리나라 국민경제와 노동시장에서 중소기업들이 차지하는 중요성이 증가하고 있음에도 불구하고 만성적인 인력부족에 시달리는 중소기업들이 상당수 존재해왔다. 특히 지난 기간 우리나라 경제의 지속적인 성장과 함께 대기업-중소기업 간 임금 격차가 확대되면서 중소기업의 근로자 유인력과 유지력이 많이 떨어지고 있다. 그리고 경제의 발전과 함께 소득수준이 많이 올라가고 청년층의 근로문화에 많은 변화들이 생기면서 청년층들이 실업을 감수하고서라도 중소기업을 기피하는 현상이 심화되고 있으며, 그 결과 인력의 미스매칭 문제가 확대 재생산되어 왔다. 더구나 2010년대에 들어서서 인구의 고령화가 급속하게 진행되면서 중소기업의 숙련 인력들이 정년퇴직이 임박해져오고, 그 결과 조만간 중소기업의 숙련 근로자 부족 현상이 심각해질 우려가 있다.

노동시장에서 중소기업들의 고질적인 인력부족 문제와 함께, 최근의 경영환경 변화들이 중소기업들에게 기회요인이자 위협요인으로 다가오고 있어서 중소기업의 경쟁력 유지·제고와 중소기업을 통한 일자리 창출을 위해서 선제적인 중소기업 인력정책이 요구되고 있다. 최근 시장 환경의 변화를 살펴보면, 중국과 아세안국가들과 같은 저임금국가들의 부상과 보호무역주의로 인해서 글로벌 시장 환경과 가치사슬구조에 상당한 변화가 예상되고 있다. 저임금 국가인 중국과 아세안국가들의 기술력이 급격하게 올라오면서 가격경쟁력과 품질경쟁력 측면에서 우리나라 중소기업들의 경쟁력을 심각하게 위협하고 있다. 이러한 경쟁력 위기를 넘어서기 위해서는 중국 기업들과 차별화된 지식과 숙련을 가진 인력의 개발이 시급하게 요청되고 있다. 또한 2019년 일본의 수출규제에서 확인되고 있듯이, 우리나라 대기업의 지속가능한 경쟁력을 유지하기 위해서는 중소기업들이 부품만이 아니라 소재, 부품, 장비의 제조능력까지를 구비할 필요성이 있으며, 따라서 고급 소재, 부품, 장비 등을 생산해낼 수 있는 능력을 가진 인력을 개발할 필요성이 제기되고 있다. 마지막으로 지난 글로벌 금융위기 이후 강화되어 오던 보호무역주의가 코로나19 사태로 더욱 확대될 가능성이 있기 때문에 우리나라에서도 독자적인 기술력을 가진 중소기업들을 더 많이 육성할 필요성이 제기되는데, 그런 전략적 중소기업들을 육성하는데 필요한 인력들을 개발하고 확보할 필요성이 제기되고 있다.

최저임금의 급격한 인상과 주52시간제의 도입 등 노동시장의 제도환경의 변화로 인해 중소기업들은 인건비 부담 증가를 경험하고 있으며 그동안 인력부족을 근로시간 연장을 통해 대체해왔던 관행에도 한계를 경험하고 있는 상황이다. 이러한 시장환경과 제도환경의 변화와 함께 기술 환경의 변화도 중소기업들의 인력정책에 중요한 영향을 미치고 있다. 특히 4차 산업혁명이 거론될 정도로 정보통신기술과 정보지능기술의 급격히 발전하면서 새로운 산업의 창출과 새로운 숙련요건을 가진 인력에 대한 수요가 늘어날 전망이다. 신기술의 발전은 그것을 활용한 새로운 산업의 길을 열어주는데, 이번 코로나19 사태로 정보통신기술 기반 산업들의 확대 발전 가능성이 높아지고 있기 때문에 그런 신산업에 필요한 인력들을 육성하고 공급해줄 필요성이 제기되고 있다. 동시에 기존 산업 내에서도 신기술을 활용한 새로운 제조공법들이 개발될 것으로 전망되는데, 그런 기술들을 원숙하게 사용할 인력들의 육성과 공급 필요성이 제기되고 있다. 이러한 기술 환경의 변화를 반영하면서 우리나라 정부도 2020년부터 디지털뉴딜, 그린뉴딜 등 새로운 산업정책을 추진하고 있다.

본 연구는 2020년 현재 중소기업들의 경쟁력 강화를 위해 요구되는 생산기능직에 초점을 두고, 테

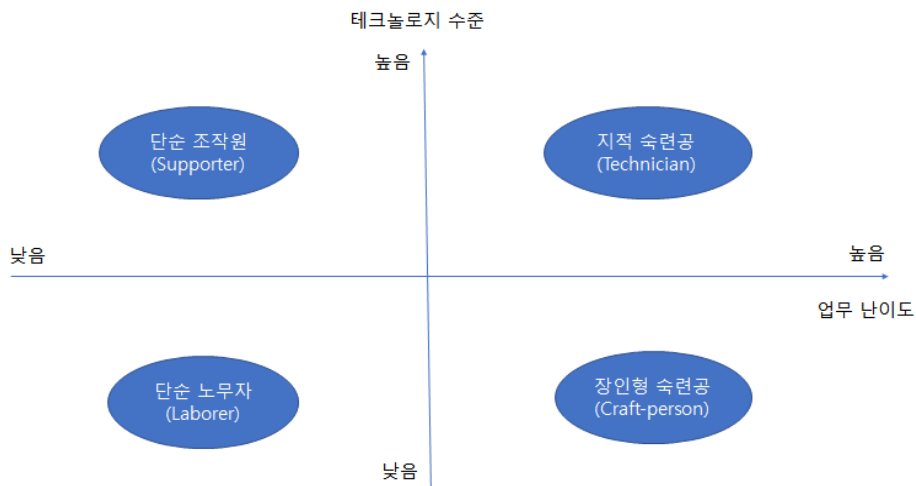
크놀로지 수준과 업무의 난이도를 기준으로 생산기능직 인력들에 대한 유형화를 논의한다. 이러한 유형화 논의를 바탕으로 제조업 생산직 중에서 조직원과 조립원의 임금 결정요인과 직무태도에 체계적 차이가 존재하는지를 파악하는 것을 목적으로 한다.

## II. 생산기능직 분류1)

중소기업 생산력의 원천으로서 생산기능직에 대한 유형화에 대해 논의하고자 한다. 이를 위해 생산직 근로자가 사용하는 테크놀로지 수준과 업무의 난이도, 이 두 기준을 채택하였다. 먼저 테크놀로지를 기준으로 삼은 이유는 근로자 숙련을 결정하는 주된 요인 중 하나인 기술의 발전이 숙련의 미래를 결정할 것으로 판단했기 때문이다. 현재 제조공정의 상당한 부분이 자동화되어 있기 때문에 테크놀로지는 대체로 자동화 기술 또는 메카트로닉스의 사용 정도와 일치한다고 볼 수 있다. 다음으로 업무의 난이도를 기준으로 삼은 이유는 근로자의 숙련요건을 결정하는 것은 특정 근로자의 숙련 여부가 아닌 근로자가 담당하는 직무의 지식·숙련요건이기 때문이다. 단순 업무를 담당하는 근로자는 그 직무의 수행경험이 아무리 많이 쌓여도 고숙련 근로자로 발전하기 어려운 것을 예로 들 수 있다.

두 가지 기준을 통해 4개의 유형, 단순노무자형, 장인형 숙련근로자, 단순 조직원, 지적 숙련근로자로 구분할 수 있다(그림 1 참조).

[그림 1] 중소기업 생산기능직의 유형 구분



첫째, 단순 노무자 유형으로, 많은 조립공정이나 포장공정처럼 자동화기술의 사용 정도도 낮고 업무의 난이도도 높지 않아서 수일 또는 수주일이면 숙련을 형성할 수 있는 유형이라 할 수 있다. 이들

1) 이 장은 제4차 중소기업 인력지원 기본계획의 제3장 제3절의 논의를 재정리한 것임

단순노무 인력에 대해서는 경력단절 여성이나 중고령 인력 등을 통해서 인력을 충원하고 있어서 의외로 인력부족이 많지 않다고 얘기하는 중소기업들이 많다.

둘째, 장인형 숙련공으로, 금형공정에서의 조립 업무와 같이 고도의 손기술이 요구되는 유형이라 할 수 있다. 이들 직종의 특성은 새로운 테크놀로지에 의해서도 대체가 잘 안 될 정도로 암묵지 형태의 고속련이 요구되는 과업들을 담당한다는 데 있다. 한편 인공지능/빅데이터 등의 발전으로 이들 장인형 숙련도 테크놀로지에 의해서 대체될 가능성이 있다는 주장들도 제기되는데, 이러한 장인형 숙련공들이 새로운 테크놀로지에 의해서 대체된다 할지라도 이 유형의 근로자들은 그들의 직업경험 때문에 새로운 테크놀로지를 다룰 수 있는 숙련을 쌓을 가능성이 높다. 또한 새로운 테크놀로지는 통상 숙련공들의 가공과정을 모방하는 경향이 있기 때문에 새로운 기술의 도입에도 그 전의 숙련근로자들에게는 새로운 기회가 발생할 가능성이 높다.

셋째, 단순조작원 유형으로, 자동화기술이 발전함에 따라 자동화기술이 정상적으로 작동할 수 있도록 원료 투입, 자동화기계의 감시 감독, 제품의 포장과 품질 검사 등의 업무를 수행하면서 자동화기계의 작동을 지원하는 유형이라 할 수 있다. 한 사람이 담당하는 자동화기계의 수가 많아지는 경향이 있다. 이 유형에 저숙련 청년 근로자 또는 외국인 근로자가 사용되고 있으며, 불안정한 상태로 인력을 유지하는 경향이 있다.

마지막으로, 지적숙련 유형으로 자동화기술 등 신기술의 프로그래밍과 치공구 교체, 보전과 정비, 자동화기계의 개선활동, 품질관리 등의 과업을 수행하기 위해 필요한 숙련을 가진 근로자 유형이라 할 수 있다. 지적숙련이라는 개념은 이러한 과업들의 수행을 위해서는 자동화기계의 구조와 기능 등에 대한 이론적 이해, 해당 공정과 전후방 공정 등에 대한 이해, 자동화기계를 세팅해본 오랜 기간의 작업경험 등이 요구되는 것을 반영한다. 중소기업 사례조사를 해보면, 중소기업들이 가장 부족하다고 느끼는 유형이 바로 이 유형 근로자, 즉 지적 숙련 근로자 또는 지적 숙련을 쌓을 수 있는 잠재력을 가지는 근로자라 할 수 있다.

위의 생산기능직 유형 구분은 이론적 논의를 기반으로 도출된 것으로, 아직까지 이러한 유형화를 시도하기에 적합한 데이터가 존재하지 않는다. 이에 단순조작원 유형과 지적숙련공 유형이 혼재되어 있지만 제조업 생산직 중에서 조작원과 조립원 간의 직무내용과 역할이 변화해왔는지를 파악하기 위하여 임금결정과 직무만족 분석을 수행하고자 한다.

### III. 연구방법

#### 1. 조사자료

본 연구에서 분석하는 자료는 한국노동패널의 12차년도(2009년)부터 22차년도(2019년)까지의 개인용 데이터이다. 개인용 데이터는 표본 가구에 속하는 표본 가구원을 대상으로 개인의 경제활동에 대한 다양한 정보와 소득, 교육 및 직업훈련, 그리고 직무 만족에 대한 내용들을 담고 있다. 분석시점으



로 12차년도 이후로 삼은 이유는 두 가지라 할 수 있다. 첫째, 한국노동패널이 12차년도부터 1차년도 표본 외에 추가 표본을 구축하였으며, 이에 따라 분석 표본의 수가 증가하였기 때문이다. 둘째, 보다 중요하게는 추가 표본의 구축과 함께 표준직업분류(7차)와 표준산업분류(10차)를 적용하여 직업과 산업에 대한 단일한 정의를 사용할 수 있기 때문이다. 특히 1차년도부터 제공되어 온 표준직업분류(5차)는 제조업 생산직 중에서 조작원과 조립원을 명확하게 정의하여 구분되지 않는 점도 고려되었다.

본 연구의 표본으로 먼저 표준산업분류(10차)를 기준으로 제조업에 종사하는 만 15세 이상의 임금 근로자로 한정하였으며, 다음으로는 표준직업분류(7차)를 기준으로 조작원과 조립원을 선정하였다. 보다 구체적으로 조작원은 석유 및 화학물 가공 장치 조작원(831), 화학·고무 및 플라스틱 제품 생산기 조작원(832), 주조 및 금속가공 관련 기계 조작원(841), 도장 및 도금기 조작원(842), 비금속제품 생산기 조작원(843), 금속 공작 기계 조작원(851), 냉난방 관련 설비 조작원(852), 자동 조립라인 및 산업용로봇 조작원(853), 발전 및 배전장치 조작원(861), 전기 및 전자설비 조작원(862), 전기·전자 부품 및 제품 제조 장치 조작원(863)을 포함하였다. 그리고 조립원은 운송차량 및 기계 관련 조립원(854), 금속기계 부품 조립원(855), 그리고 전기·전자 부품 및 제품 조립원(864)을 포함하였다. 그 결과 최종 표본으로 총 4,042명(조작원 2,177명, 조립원 1,865명)을 선정하였다.

## 2. 변수의 조작적 정의

본 연구의 분석에 활용된 변수들은 다음과 같다. 먼저 연구에서 사용한 종속변수는 월평균임금(p1642)을 2015년 소비자 물가지수를 기준으로 조정된 후 로그 변환하여 측정하였다. 또한 근로자의 전반적 직무만족은 임금, 직업안정성, 직무자체 등 9개의 세부적 직무만족 항목들(p4311~p4319)의 평균값으로 측정하였다.

근로자의 인구통계학적 변수들은 다음과 같이 측정하였다. 근로자의 나이(p0107)는 만나이로, 성(p0101)은 남성을 1로, 여성을 0으로 코딩하였다. 혼인상태(p5501)를 활용하여 현재 배우자와 동거 중이면 1, 그렇지 않으면 0으로 코딩하였으며, 학력은 학교(p0110)와 이수여부(p0111)를 활용하여 고졸, 전문대졸, 대졸, 석사이상을 각각 더미코딩하였다.

다음으로 근로자 개인의 직무와 관련된 특성을 근속연한, 정규직 여부, 초과근로 여부, 교육훈련 여부, 1주근로시간으로 측정하였다. 재직기간은 인터뷰 년도에서 취업년도(p0301)를 뺀 값으로 연단위로 측정하였으며, 정규직 여부(p0317), 초과근로 여부(p1011), 교육훈련 여부(p4501)는 모두 더미 변수로 코딩하였다. 1주근로시간은 주당 정규근로시간(p1006)과 주당 또는 월평균 초과근로시간을 활용하여 계산하였다. 그리고 1일 18시간, 1주 126시간을 주당 최대 근로시간으로 가정하였다.

근로자가 재직 중인 사업체 특성을 노동조합 유무, 노동조합원 여부, 그리고 기업 규모를 포함하였다. 노동조합 유무는 근로자가 재직하고 있는 사업장에 노조가 조직되어 있는지 여부(p2501)로, 노동조합원 여부는 노동조합 가입 여부(p2504)로 더미코딩하였다. 마지막으로 기업 규모는 전체 근로자 수(p0402)를 기준으로 99인 이하 사업장, 100인 이상 299인 이하 사업장, 그리고 300인 이상 사업장으로 더미코딩하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 표본의 기술통계

<표 1>은 한국노동패널 12차년도(2009년)부터 22차년도(2019년)까지 제조업 생산직근로자 중에서 조직원과 조립원 표본의 기술통계를 보여준다. 먼저 종속변수를 살펴보면, 같은 기간 표본의 전체 평균 임금은 258.37만 원이며, 조직원은 253.41만원, 조립원은 264.15만원으로 조립원이 10.74만원 높게 나타났다. 직무만족의 전체 평균은 3.23점이며, 조직원은 3.22점, 조립원은 3.24점으로 조립원이 0.02점 높게 나타났다.

<표 1 2009-2019> 표본의 기초통계

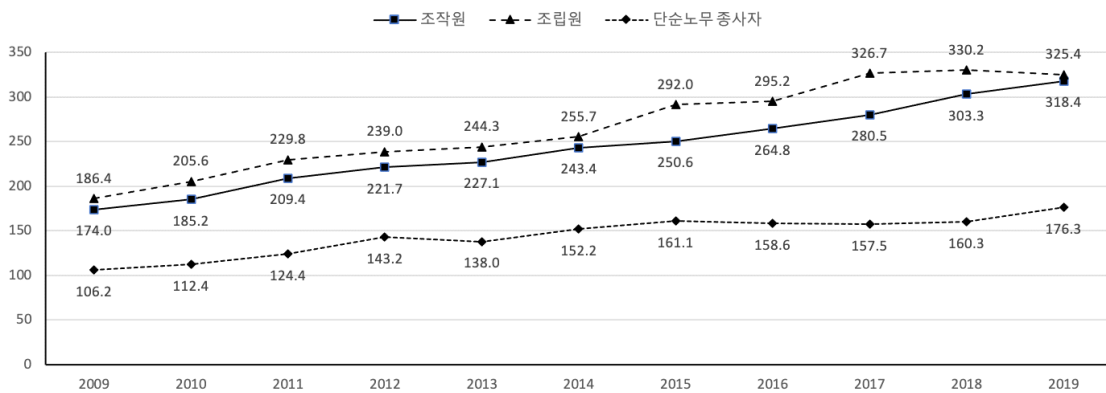
변수	전체표본			조직원 표본			조립원 표본		
	N	평균	표준 편차	N	평균	표준 편차	N	평균	표준 편차
월평균임금	4,033	258.37	148.27	2,172	253.41	115.19	1,861	264.15	179.18
직무만족	4,025	3.23	0.47	2,169	3.22	0.47	1,856	3.24	0.48
나이	4,042	41.75	10.55	2,177	41.62	10.73	1,865	41.90	10.34
성	4,042	0.75	0.43	2,177	0.82	0.38	1,865	0.67	0.47
결혼여부	4,042	0.70	0.46	2,177	0.68	0.46	1,865	0.72	0.45
중졸 이하	4,042	0.12	0.32	2,177	0.14	0.34	1,865	0.10	0.29
고졸	4,042	0.58	0.49	2,177	0.56	0.50	1,865	0.60	0.49
전문대졸	4,042	0.21	0.41	2,177	0.22	0.41	1,865	0.21	0.41
대졸	4,042	0.08	0.28	2,177	0.08	0.27	1,865	0.09	0.28
석사이상	4,042	0.01	0.07	2,177	0.01	0.07	1,865	0.01	0.07
근속년수	4,020	7.95	8.22	2,162	7.61	7.97	1,858	8.34	8.49
정규직	4,042	0.92	0.28	2,177	0.94	0.25	1,865	0.89	0.31
초과근로 여부	3,718	0.49	0.50	1,993	0.48	0.50	1,725	0.50	0.50
교육훈련 여부	4,039	7.63	26.54	2,175	7.82	26.85	1,864	7.40	26.19
1주근로시간	4,042	47.98	9.59	2,177	48.37	9.62	1,865	47.52	9.53
노동조합 유무	3,992	0.26	0.44	2,149	0.23	0.42	1,843	0.30	0.46
노동조합원 여부	4,040	0.23	0.42	2,176	0.20	0.40	1,864	0.27	0.44
99인 이하	3,967	0.57	0.49	2,135	0.61	0.49	1,832	0.53	0.50
100인~299인 이하	3,967	0.15	0.36	2,135	0.15	0.35	1,832	0.16	0.37
300인 이상	3,967	0.27	0.45	2,135	0.24	0.43	1,832	0.31	0.46

자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

다음으로 주요 독립변수들을 살펴보면, 전체 정규직 비율이 92.0%로, 조작용이 94%, 조립원이 89%로 조작용의 정규직 비율이 5% 높게 나타났다. 전체 평균 1주근로시간은 47.98시간이며, 조작용은 48.37시간, 조립원은 47.52시간으로 조작용이 주당 0.85시간 더 일하는 것으로 나타났다. 근속년수의 경우, 전체 표본은 7.95년이며, 조작용은 7.61년, 조립원은 8.34년으로 조립원이 0.73년 높게 나타났다. 전체 표본의 교육훈련 비율은 7.63%이며, 조작용은 7.82%, 조립원은 7.40%로 조작용의 교육훈련 비율이 0.42% 높게 나타났다.

[그림 2]는 전체 기간의 월평균임금 차이가 연도별 두 직종 간 월평균임금에 지속적인 차이에 기인하고 있지만, 조립원의 월평균임금이 최근 2년동안 감소하고 있음을 보여준다. 한편 단순노무종사자의 월평균임금과 비교하여 두 직종 모두 지속적으로 증가하였다.

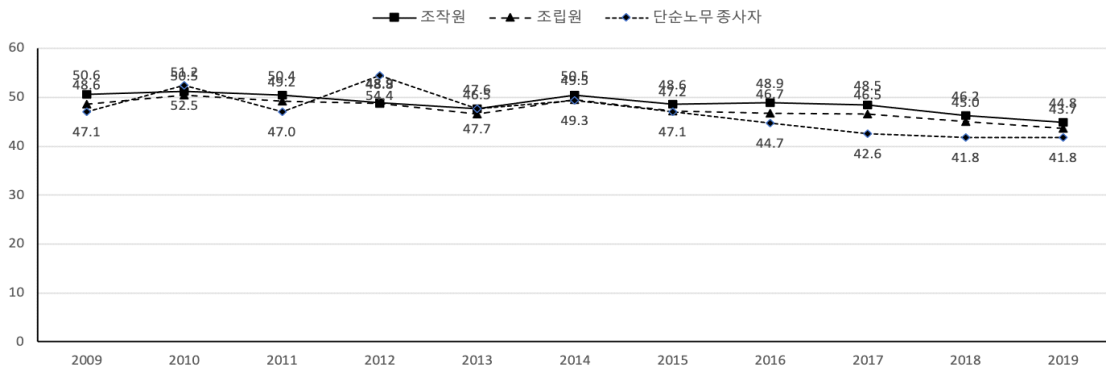
[그림 2] 직종별 월평균임금



자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

[그림 3]은 연도별 두 직종 간 월평균 근로시간이 지속적으로 감소하고 있음을 보여준다. 근로시간의 감소추세는 대체로 유사하게 나타났지만, 최근에 조립원의 근로시간이 더 크게 감소하였음을 보여준다. 한편 단순노무종사자의 월평균 근로시간 감소폭이 가장 큰 것으로 나타났다.

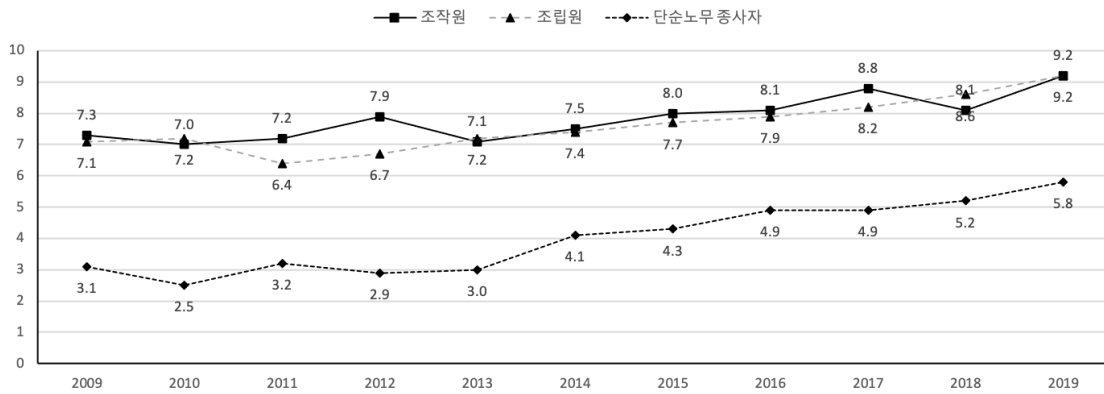
[그림 3] 직종별 월평균 근로시간



자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

[그림 4]는 연도별 두 직종 간 직종별 근속년수를 보여준다. 앞서 전체 평균 근속년수에서 조립원이 조작용보다 높게 나타났는데, 연도별 평균 근속년수의 추세에서는 2018년에는 8.1년과 8.6년을 제외하면 조작용이 조립원보다 대체로 높은 것으로 나타났다. 또한 두 직종 모두 대체로 증가하는 추세를 보이고 있지만, 단순노무종사자의 근속년수가 더 크게 증가하였다.

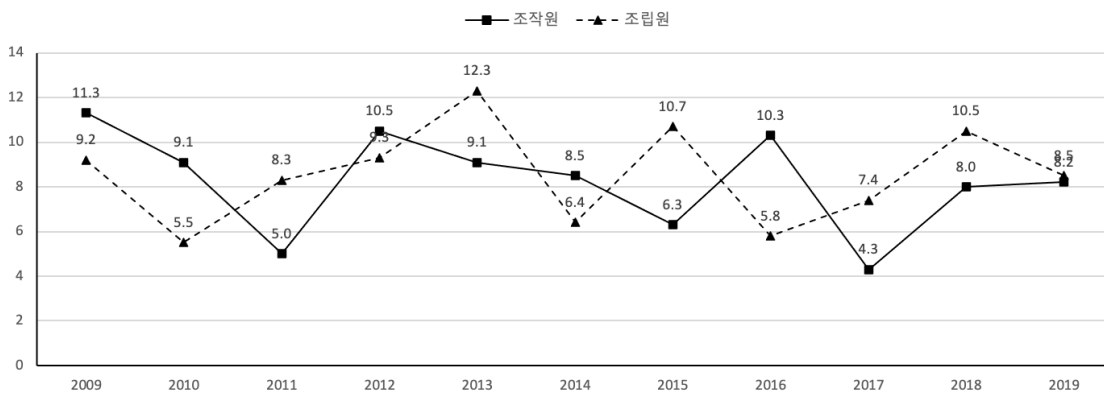
[그림 4] 직종별 근속년수



자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

마지막으로 [그림 5]는 연도별 두 직종 간 교육훈련 비율을 보여준다. 앞서 전체 평균 교육훈련 비율은 조작용이 조립원보다 높게 나타났는데, 두 직종 모두 연도별 변동폭이 큰 것으로 나타났다. 특히 최근에는 조립원의 교육훈련 비율이 높게 나타난 것이 눈에 띈다.

[그림 5] 직종별 교육훈련 유무



자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

## 2. 임금과 직무만족의 결정요인 분석

<표 2>는 두 직종의 임금결정 요인에 대한 비균형 패널고정효과 모형의 분석결과를 보여준다. 전

체 표본에서 조립원에서 조직원으로의 변화는 월평균임금을 약 2.1% 감소시키는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 2> 임금의 결정요인 분석(패널고정효과 모형)

	전체 표본	조직원 표본	조립원 표본
나이	0.067*** (0.002)	0.066*** (0.003)	0.064*** (0.003)
성	- -	- -	- -
결혼 여부	0.082*** (0.020)	0.026 (0.028)	0.138*** (0.031)
전문대졸	-0.084 (0.062)	-0.023 (0.074)	0.242 (0.201)
대졸	-0.133 (0.151)	-	0.173 (0.245)
석사 이상	- -	- -	- -
근속년수	0.004** (0.002)	0.005* (0.002)	0.007* (0.003)
정규직	0.046 (0.029)	0.086+ (0.051)	-0.004 (0.042)
초과근로 여부	0.039*** (0.009)	0.049*** (0.013)	0.020 (0.014)
교육훈련 여부	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
1주근로시간	0.002*** (0.000)	0.002* (0.001)	0.003*** (0.001)
노동조합 유무	0.025 (0.023)	-0.025 (0.032)	0.057 (0.036)
노동조합원 여부	0.004 (0.023)	0.047 (0.034)	-0.025 (0.034)
100인~299인 이하	0.016 (0.014)	-0.023 (0.019)	0.064** (0.021)
300인 이상	0.043* (0.019)	0.013 (0.024)	0.069* (0.031)
조직원(1)/조립원(0)	-0.021 (0.018)		
_cons	2.368*** (0.089)	2.445*** (0.119)	2.280*** (0.153)
연도 통제	예	예	예
within_R2	0.554	0.544	0.535
F-value	141.156	76.050	62.590
Obs	3585	1915	1670
g_obs	944	554	451

주: 1) + p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

다음으로 조직원과 조립원의 임금 결정요인들에 체계적 차이가 있는지를 파악하기 위해 조직원 표본과 조립원 표본을 구분하여 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 인구통계학적 특성을 살펴보면, 나이는 조직원 표본과 조립원 표본 모두에서 통계적으로 유의하게 월평균임금을 증가시키는 것으로 나타

났다. 결혼여부는 조직원 표본에서는 통계적으로 유의하지 않은 반면 조립원 표본에서는 통계적으로 유의하게 나타났다. 학력은 두 표본 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

근로자 개인의 직무와 관련된 특성을 살펴보면 다음과 같다. 근속년수는 통계적으로 유의한 수준에서 조직원의 월평균임금을 약 0.5%, 조립원의 월평균임금을 약 0.7% 증가시키는 것으로 나타났다. 정규직으로의 변화는 조직원의 월평균임금을 약 9.0%, 초과근로 수행은 약 5.0% 증가시키는 것으로 나타났으며 둘 다 통계적으로 유의하였다. 반면 조립원 표본에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 교육훈련 여부는 두 표본 모두 통계적으로 유의하지 않은 반면 1주근로시간은 조직원과 조립원의 월평균임금을 통계적으로 유의하게 각각 0.2%와 0.3% 증가시키는 것으로 나타났다.

마지막으로, 사업체 특성을 살펴보면 노동조합 유무와 노동조합원 여부 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 조직원 표본에서 근로자가 종사하는 회사 규모의 변화가 월평균임금 변화에 통계적으로 유의하지 않은 반면 조립원 표본에서는 99인 이하 사업장에서 100인 이상 299인 이하 사업장으로의 변화가 월평균임금을 약 6.6%, 300인 이상 사업장으로의 변화가 약 7.1% 증가시키는 것으로 나타났으며 모두 통계적으로 유의하였다.

<표 3>은 두 직종의 직무만족 결정요인에 대한 비균형 패널고정효과 모형의 분석결과를 보여준다. 먼저 전체 표본에서 조립원에서 조직원으로의 변화는 직무만족을 0.03점 증가시켰으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

조직원과 조립원의 직무만족 결정요인들에 체계적 차이가 있는지를 파악하기 위해 조직원 표본과 조립원 표본을 구분하여 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 인구통계학적 특성으로 측정한 나이, 결혼 여부, 학력 모두 두 표본에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

다음으로 근로자 개인의 직무와 관련된 특성을 살펴본다. 근속년수는 조직원의 직무만족을 0.015점, 조립원의 직무만족을 0.008점 감소시켰으나, 조직원에서만 통계적으로 유의하였다. 정규직으로의 변화는 조직원과 조립원 각각 0.164점과 0.097점 증가시켰으나 통계적으로 유의하지 않았다. 초과근로 수행은 조직원의 직무만족을 0.032점, 조립원의 직무만족을 0.064점 감소시켰으나, 조립원에서만 통계적으로 유의하였다. 초과근로 수행은 조직원의 직무만족을 통계적으로 유의한 수준에서 0.001점 증가시킨 반면 조립원의 직무만족에는 영향이 없는 것으로 나타났다.

1주근로시간의 변화는 조직원과 조립원의 직무만족을 각각 0.004점과 0.003점 감소시키는 것으로 나타났으며, 월평균임금의 변화는 각각 0.223점과 0.238점 증가시키는 것으로 나타났다. 1주 근로시간과 월평균임금 둘 다 통계적으로 유의하였다.

마지막으로, 사업체 특성으로 측정한 노동조합 유무와 노동조합원 여부, 그리고 회사 규모 모두 두 직종에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 3> 직무만족의 결정요인 분석결과(패널고정효과 모형)

	전체표본	조직원 표본	조립원 표본
나이	0.003 (0.005)	0.000 (0.007)	0.002 (0.007)
성	-	-	-
결혼 여부	0.006 (0.040)	-0.021 (0.059)	-0.003 (0.059)
전문대졸	-0.027 (0.124)	-0.019 (0.154)	-0.008 (0.386)
대졸	-0.096 (0.301)	-	-0.088 (0.471)
석사 이상	-	-	-
근속년수	-0.013*** (0.003)	-0.015** (0.005)	-0.008 (0.006)
정규직	0.187** (0.058)	0.164 (0.106)	0.097 (0.081)
초과근로 여부	-0.048** (0.018)	-0.032 (0.026)	-0.064* (0.026)
교육훈련 여부	0.000 (0.000)	0.001* (0.000)	0.000 (0.000)
1주근로시간	-0.004*** (0.001)	-0.004** (0.001)	-0.003* (0.001)
월평균임금	0.236*** (0.039)	0.223*** (0.057)	0.238*** (0.056)
노동조합 유무	0.030 (0.047)	0.061 (0.067)	-0.081 (0.069)
노동조합원 여부	0.025 (0.046)	0.060 (0.070)	0.047 (0.064)
100인~299인 이하	-0.001 (0.027)	0.021 (0.039)	-0.017 (0.040)
300인 이상	0.022 (0.038)	0.043 (0.051)	-0.007 (0.059)
조직원(1)/조립원(0)	0.030 (0.037)		
_cons	1.967*** (0.199)	2.210*** (0.284)	2.093*** (0.320)
연도 통제	예	예	예
within_R2	0.057	0.062	0.056
F-value	6.627	3.988	3.074
Obs	3573	1910	1663
g_obs	940	553	448

주: 1) + p<0.10, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

자료: 한국노동패널 12-22차년도 조사자료

## V. 결론 및 함의

우리나라 중소기업들은 인구의 고령화와 함께 만성적인 인력부족, 특히 청년들의 중소기업 기피현

상을 경험하고 있으며, 동시에 많은 숙련근로자들의 정년 퇴임이 임박해옴에 따라 심각한 숙련근로자 부족이 더 심각해질 전망이다. 본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 정보통신기술과 정보지능기술의 발전이 우리나라 중소기업의 생산기능직 인력의 노동시장 성과와 직무태도에 영향을 미치는지를 살펴보고자 하였다. 그러나 생산기능직 유형화를 시도하기에 적합한 데이터가 없기 때문에 노동패널의 개인용 데이터를 이용하여 이론적으로 도출된 단순조직원 유형과 지적숙련공 유형이 혼재되어 있지만 제조업 생산직 중에서 조직원과 조립원 간의 직무 내용과 역할이 변화해왔는지를 파악하기 위하여 임금결정과 직무만족 분석을 수행하였다.

본 연구의 결과는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 2009년부터 2019년 기간 동안 회사규모를 제외하고 조직원과 조립원 간에 임금 결정요인들에 체계적 차이를 확인할 수 없었다. 근로자가 종사하는 회사 규모의 변화가 조직원 표본에서는 월평균임금 변화에 통계적으로 유의하지 않은 반면 조립원 표본에서는 모두 통계적으로 유의한 수준에서 증가시키는 것으로 나타났다. 둘째, 같은 기간 동안 조직원 표본에서는 근속년수와 교육훈련 여부의 변화가 통계적으로 유의한 수준에서 각각 -0.015점과 0.001점 영향을 미친 반면 조립원 표본에서는 초과근로 여부의 변화만이 통계적으로 유의한 수준에서 -0.064점 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 기반으로 적어도 노동패널에서는 조직원과 조립원 간에 직무 내용과 역할에 체계적인 변화가 발생하지는 않은 것으로 결론을 내릴 수 있다.

본 연구의 탐색적 시도는 다음과 같은 함의를 가진다. 지난 기간 중소기업의 인력부족과 이를 해결하기 위한 다양한 방안들이 있어 왔다. 중소기업의 인력부족은 직종이나 숙련수준별로 다르기 때문에 직종별, 숙련수준별 인력부족에 대한 해결방안 또한 다를 수밖에 없다. 특히 많은 중소기업들이 핵심공정을 담당하는 기술적 숙련 근로자(technician)의 부족을 호소하고 있는데, 이는 제조공정의 설계와 혁신을 담당하는 엔지니어 기능이 취약함을 의미하며, 그 결과 기업의 노동생산성 제고의 가능성을 살리지 못하는 결과를 낳고 있다. 생산직 근로자 유형화에 대한 타당성 검증은 각 유형별로 노동시장 특성들을 파악함으로써 중소기업들의 특성을 반영하여 맞춤형의 체계적인 지원방안들을 도출하는데 도움이 될 것으로 예상된다. 따라서 후속 연구들은 이러한 생산직 근로자 유형화를 시도하고 타당성을 검증할 필요가 있다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 표준직업분류(7차)에 의한 조직원과 조립원 분류가 이론적으로 도출한 단순조직원 유형과 지적숙련 유형과 혼재되어 있어 이론적 유형화 논의와 노동패널의 정보가 일치하지 않는다. 이는 유형화를 시도할 수 있는 데이터가 존재하지 않기 때문이며, 따라서 독자들은 본 연구를 유형화를 위한 하나의 탐색적 시도라는 점에 유의할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 조직원과 조립원 각 표본을 전체 기간으로 합쳐서 비균형 패널고정효과 모형으로 분석하였으나, 이는 제조업의 조직원과 조립원 분류를 기준으로 함에 따라 최종적으로 선정된 노동패널 표본의 크기가 작아졌기 때문이다. 아마도 연도별·직종별 회귀분석을 통해 얻은 각각의 추정값의 연도별 변화를 분석하는 것이 보다 바람직한 분석방법인데 그러지 못한 한계가 있다.



## 참고문헌

노용진·노민선·박경원·황성수(2020). 제4차 중소기업 인력지원 기본계획. 중소기업진흥공단



# 대학원생 우수논문발표



1. 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향
2. 한국의 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 분석
3. 자녀 교육비 및 보육비 지출이 부모의 노동공급 탄력성에 미치는 영향 분석 - 한국노동패널조사 데이터를 이용하여



# 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향

하 정 민\*

본 연구는 1-21차의 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향을 분석한다. 콕스비례위험모형 (Cox proportional hazards model)과 Heckman의 2단계 표본 선택 모형 (Heckman's two-step sample selection model)을 사용한 결과, 고소득층의 자녀는 그들의 첫 직업을 준비하기 위해 많은 시간을 투자하는 한편, 저소득층의 자녀들은 더 짧은 취업 준비기간을 가진다. 이 효과는 대졸자보다는 고졸자에게 더 크게 드러난다. 또한 남성, 특히 장남이 부모소득으로부터 더 큰 영향을 받는데, 이는 그들이 가계 경제에 대한 더 많은 부담을 가지기 때문이다. Heckman 모형에서는 취업 준비기간이 길수록 첫 직장에서 더 높은 월급을 받는다는 것을 알 수 있다. 이를 종합하면, 부유한 집안의 자녀들은 취업 준비기간으로 더 긴 시간을 투자할 수 있고, 이로 인해 고 임금 일자리를 가진다는 것을 암시한다. 따라서 본 연구는 소득 불평등이 세대에 걸쳐 전이되는 구체적인 경로에 대한 이해를 도와준다.

주요용어: 부모의 소득, 취업 준비기간, 불평등, 콕스비례위험모형, Heckman의 2단계 표본 선택 모형

## 1. 서 론

첫 직장은 졸업자들에게 있어 커리어의 첫 시작이라는 점에서 매우 중요하다. 이미 다수의 연구자들은 첫 임금이 생애 소득을 결정한다고 주장하고 있다 (한요셉, 2017; Kahn, 2010; Devereux, 2002). 그러나 직업 탐색에는 많은 양의 시간과 돈이 필요하다. 그와 더불어 최근의 취업난으로 인해 소위 썩어라 죽여주 (Parasite singles)이라 불리는, 부모에 의존적인 성인 자녀들의 수가 전세계적으로 많이 늘어나는 추세이다 (Tran, 2006; Fingerman et al, 2012; 이삼식 외, 2015; 오호영, 2015). 이처럼 졸업 후 첫 일자리의 기간이 장기화되는 상황은 청년층들이 낮은 수준 일자리의 입직을 포기하고 있을 가능성을 시사한다 (한요셉, 2017). 이러한 상황에서, 고소득층 부모들은 자녀의 취업 탐색기간을 경제적으로 지원해줄 수 있기 때문에, 자녀들은 조금 더 여유를 가지고 직업탐색을 할 수 있다. 반면에 저소득층의 자녀들을 하루 빨리 가계 경제에 보탬이 되어야하기 때문에 졸업 후 취업에 대한 더 큰 압박감을 가진다. 이는 저소득층의 자녀는 낮은 유보임금을 가질 것이며, 이는 제안된 직업을 더 쉽게 받아들인다는 것을 의미한다 (Mortensen, 1986).

충분한 탐색기간이 없다면, 졸업자들은 자신의 능력이나 선호와는 잘 맞지 않는 직장에 매칭이

---

\* 연세대학교 경제학과 석사과정, jmha@yonsei.ac.kr

될 확률이 높아질 것이다. 경제 상황이 좋지 않을 때 졸업한 사람들은 장기적으로도 더 낮은 임금을 받게 된다는 기존 연구들과 같이 (Choi, 2019; Kahn, 2010), 탐색기간의 차이로 발생하는 미스매치 (mismatch) 또한 그들의 미래 소득에 충분히 영향을 줄 수 있다. 즉, 오랜 준비 및 탐색기간으로 향상된 적합성은 고임금 직업에서 더 유리하게 작용할 것이며, 이는 불평등이 세대에 걸쳐 더 증가하는 경로가 될 수 있다.

본 연구에서 밝히고자 하는 바는 고소득층의 자녀가 저소득층에 비해 더 오랫동안 자신에게 적합한 직업을 탐색한다는 것이다. 즉, 부모의 소득이 자녀의 직업 탐색 기간을 늘린다는 가설을 밝히고자 한다. 콕스비례위험모형 (Cox proportional hazards model)과 Heckman의 2단계 표본 선택 모형 (Heckman's two-step sample selection model)을 사용하여 실증적으로 분석하려 한다. 해당 두 모델은 모두 절단자료(censored observation)의 문제를 통제하기 위해 사용된다. 구체적으로, 전자는 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향을 보기위한 생존분석의 도구로, 후자는 준비기간이 노동시장 성과에 미치는 영향을 파악하기 위해 사용된다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 생존분석 결과에 따르면, 부모의 소득이 높을수록 자녀의 취업 확률은 낮아지며, 즉 졸업 후 첫 취업까지의 기간은 늘어난다. 둘째, 부모의 소득은 대졸자보다는 고졸자에게 더 많은 영향을 준다. 고등학생은 대학생과 달리 휴학, 졸업 유예 등으로 졸업 시기를 늦추는 것이 사실상 불가능하다. 따라서 졸업 전부터 취업 준비를 시작할 수 있는 대졸자보다는 고졸자에게 부모의 소득이 주는 효과가 크게 작용한 결과로 보인다. 셋째, 여성에 비해 남성이 부모의 소득으로부터 더 많은 영향을 받는다. 유교적 전통이 깊은 한국 사회에서 남성이 가계 경제에 대한 더 큰 부담을 느끼기 때문이다. 같은 맥락에서 첫째 아이, 특히 장남이 부모의 소득으로부터 가장 큰 영향을 받는다. 마지막으로, 긴 탐색기간은 첫 직장의 첫 월급은 증가시키지만 주관적인 직업 만족도는 상승시키지 못한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. II장에서는 기존 연구들을 검토하고, III장에서는 자료설명 및 방법론을 설명한다. IV장에서는 생존분석의 주요 결과를 나타내고 V장에서는 이에 대한 강건성 분석 결과를 제시한다. VI장에서는 탐색 기간과 노동시장 성과에 대한 분석이 이루어지고, VII장은 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

## II. 선행 연구

부모의 재산이 자녀가 졸업 후 첫 직장을 갖기까지의 기간에 어떤 영향을 주는지를 밝힌 연구는 부족하였다. 하지만 다수의 연구자들이 부모의 교육수준 및 재산이 자녀의 교육, 소득, 그리고 취업 여부에 미치는 영향들을 분석하였다. Karagiannaki (2017)와 Torche and Carlos (2012)는 부모의 재산이 자녀의 교육수준, 주택 보유여부와 양 (positive)의 관계에 있음을 보였다. 한국의 경우, 조우현 (2004), 장기영 (2008)은 아버지의 학력이 높을수록 자녀의 교육수준도 높아지는 한편, 자녀의 유보임금 또한 높아지면서 이들의 비경제활동인구화를 유발한

다고 한다. 홍민기(2017)는 부모의 자산이 많을수록 자녀의 근로소득 또한 높은 경향이 있으며, 정규직 비율도 높아진다고 밝힌다. 한편, Jurgen et al. (2008)은 아버지의 학력이 자녀의 유보임금을 높이는 반면, 그만큼 일자리 제의도 많이 들어오기 때문에 취업 확률과는 큰 상관이 없음을 보이고 있다.

추가적으로, 몇 가지 선행연구들은 부모의 재산이 아닌, 자녀 본인의 재산이 자신의 취업상태나 유보임금에 미치는 영향을 밝히고 있다. Bloemen and Stancenelli(2001)과 Alexopoulos and Gladden (2006)는 각각 독일과 미국의 데이터를 바탕으로 개인의 재산이 유보임금을 높인다는 것을 밝히고 있다. Algan et al. (2003)의 논문은 실업자의 재산이 많을수록 더 오랫동안 실업기간을 유지한다는 것을 밝히고 있으며, Lentz and Tranbaes (2005)의 논문은 개인의 부가 많을수록 구직을 위한 노력을 덜 한다는 주장을 뒷받침한다.

본 연구는 해당 주제와 관련하여 충분한 기여도가 있다고 판단된다. 첫째, 졸업 후 첫 직장까지 걸리는 기간, 즉 직업 준비기간에 대해 분석한 연구는 아직 부족하다. 첫 직장이 미래 소득에 미치는 중요성을 고려할 때, 이 기간에 대한 연구는 필요하다. 그러므로 본 연구는 자녀의 첫 취업 시점에 대해 실증적으로 분석하려 한다. 둘째, 자신의 재산과 실업기간에 관계에 대한 연구들은 많지만, 본 연구는 부모의 소득과 자녀의 취업 탐색 기간의 관계를 파악하려 한다. 물론 기존 연구들 또한 교육이나 상속이라는 경로를 통해 부모 세대의 소득 불평등이 다음 세대로 이전된다는 것을 보이고 있다. 하지만 본 연구는 취업 준비기간 또한 하나의 원인으로 작용한다는 점을 보임으로써 불평등이 세대에 거쳐 전이되는 경로에 대해 더 깊은 이해를 줄 수 있다. 마지막으로, 종속변수가 기간이라는 점에서 생존분석 기법을 사용하였고, 이는 부모의 소득이 그 기간에 대해 얼마나 영향을 미치는지 양적으로 알 수 있게 한다.

한편, 본 논문의 가설은 부모의 부가 자녀의 유보임금을 증가시킴으로써 취업상태에 있을 확률을 낮춘다는 것이다. 편의상 취업 상태에 있을 확률을 취업 확률로 표기하겠다. 유보임금과 취업 확률 사이의 음(-)의 관계에 대해서는, Mortensen (1986)의 일자리 탐색 모형 (job-search model)이 주요한 이론적 배경을 제공한다:

$$\phi = f(\theta, F(w^*)) \quad (1)$$

Mortensen의 모델에서 취업에 대한 위험비 ( $\phi$ ) 즉, 취업할 가능성은 두 가지 주요 변수에 의해 결정된다. 바로 일자리 제의 빈도 (job-offer arrival rate,  $\lambda$ )와 제안된 일자리를 받아들일 확률 ( $F(w^*)$ )이다. 높은 유보임금( $w^*$ )은 이 확률을 감소시킴으로써 결국 취업 위험비 ( $\phi$ )를 감소시킨다. 반면, 일자리 제의 빈도 ( $\theta$ )는 두 가지 상반된 효과를 지닌다. 높은 빈도수는 직접적으로 취업 위험비를 증가시키지만, 간접적으로는 유보임금을 증가시켜서 위험비를 감소시킨다. 이 이론적 모델을 기반으로, 본 연구에서는 부모의 부가

자녀의 유보임금을 올리고 결과적으로 취업까지의 기간을 증가시킬지에 대해 실증적으로 분석하려 한다.

### III. 자료 및 연구방법

본 연구에서는 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』(KLIPS) 이용하였다. 1~21차의 가구, 개인, 직업력 데이터를 사용하였고, 소득 및 자산 변수에 대해서는 SMART KLIPS 데이터를 이용하였다. 부모의 소득을 알기 위해 부모와 자녀의 데이터를 연결시켰다. 직업력 데이터로부터는 개인의 첫 직장에 대한 정보를 얻을 수 있다. 또한 졸업당시의 노동시장 상황을 반영하기 위해, 통계청의 경제활동인구조사에서 1997~2018년의 월별 청년실업률 데이터를 추출하였다.

분석 표본은 고등학교나 대학 졸업자들로 구성되어 있다. 또한 나이는 17세부터 33세로 제한하였는데, 이는 부모의 영향을 받을만한 사람들로 표본을 구성해야 하기 때문이다. 또한 부모 중 한 명이라도 근로소득이 있는 가구의 정보만 표본으로 선택하였다. 마지막으로 본 연구는 졸업 후 첫 직장까지 걸리는 시간을 분석하려 하기 때문에 이미 소득활동을 하다가 학교에 입학한 사람들은 표본에서 제외하였다. 생존분석을 위해 패널데이터를 횡단면 데이터로 변환해야하므로 대부분의 변수들은 졸업시점의 데이터를 사용하였다. 분석 표본에 포함되어 있는 총 인원은 1,069명이다.

연구에 있어 가장 중요한 변수는 졸업과 첫 취업 사이의 기간이다. 이 정보는 모두 KLIPS로부터 얻을 수 있다. 개인마다 조금씩 차이가 있다는 것은 인정하지만, 본 연구에서는 졸업부터 첫 취업까지 걸리는 기간을 직업 탐색기간 혹은 취업 준비기간으로 정의한다. 그러나 적지 않은 수의 학생들은 그들의 마지막 학기부터 이미 취업준비를 시작한다. 따라서 본 연구에서는 졸업 6개월 전에 취업을 한 경우는 졸업 직후 취업을 한 경우와 동일하게 취급한다. 또한 취업 준비기간이 5년(60개월)이 넘는 사람들은 표본에서 제외하였는데, 이는 그들이 취업 의사가 없거나 그들의 정보가 이상치(outlier)라는 판단하에 이루어졌다. 다만 이 제한을 36, 42, 48개월로 바꿔서 적용하여도 결과에 큰 변화는 없었다.

<표 1>에는 분석에 사용되는 주요 변수에 대한 요약 통계량이 제시되어있다. 본 연구에서 소득은 연간 근로소득을 의미하여 첫 임금(starting wage)은 첫 번째 직장의 첫 월급을 의미한다. 부모의 자산은 금융자산, 부동산 자산 및 자가주택의 시가를 더한 값이다. 물가의 영향을 제거하기 위해 소득, 자산과 관련된 모든 변수들은 2015년 기준 물가지수를 이용해 실질 가치로 표현한다. 부모의 14세 무렵의 경제적 형편은 조부모의 재산에 대한 대리변수로 사용되었다. <표 1>에서 제시된 변수들 외에도 거주지역<sup>1)</sup>, 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 아버지의 직업, 주관적 직업가치관에 대한 정보를 사용하였다. 한편, 약 표본의 68%가 첫 취업의 경험이 있고, 나머지 약 32%의 사람들은 아직 취업 경험이 없는 상태이다. 다시 말해, 약 32%의 데이터가 우측중도절단(Right

1) 모형의 단순화를 위해, 지역은 서울, 광역시, 경기도, 기타지역으로 재분류하였다.



censoring) 되어있음을 뜻한다. 이는 기간 자료의 분석에서 주로 제기되는 문제로, 조사시점에서는 이 32%의 사람들은 미취업 상태이지만, 조사 시점 이후 이들이 취업에 성공하였는지는 알 수 없다는 문제를 일으킨다.

Mortensen (1986)의 이론적 모형을 바탕으로 취업할 가능성을 위험비 (hazard rate)로 정의하고 이를 종속변수로하여 생존분석을 진행하였다. 앞서 말한 우측중도절단 (right censoring) 문제를 해결하기 위해 콕스비례위험모형(Cox proportional hazards model)을 사용하였다 (Cox, 1972).

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \times \exp(b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p) \quad (2)$$

식 (2)에서  $\lambda(t)$ 는 위험함수 (hazard function), 즉 시점 $t$ 에 취업될 확률을 의미한다.  $\lambda(t_0)$ 는 기저위험함수 (baseline hazard function)이며 이는 설명변수  $(x_1, x_2, \dots, x_p)$ 의 모두 값이 0일 때의 위험함수이다. 설명변수  $(x_1, x_2, \dots, x_p)$ 에는 앞서 제시된 설명변수들로, 부모의 소득과 자산, 부모의 교육수준, 형제의 수, 출생순서, 실업률과 다른 개인 및 가구의 특성들이 포함되어 있다.  $(b_1, b_2, \dots, b_p)$ 는 그에 해당하는 계수를 나타낸다. 위험비 (hazard ratio)는  $\exp(b_i)$ 를 뜻하며  $i$ 번째 설명변수가 취업 확률에 미치는 영향으로 해석된다. 개인의 능력이나 선호는 데이터에서 관찰할 수 없기 때문에 이를 통제하기 위해 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 아버지의 직업을 이용하여 군집표준오차를 사용하였고, 거주지역과 주관적 직업가치관<sup>2)</sup>을 통해 고정효과 (fixed effect)를 추가하였다. 이 방법론을 사용하여 얻은 결과는 부모의 소득이 자녀의 취업확률에, 즉 취업 준비기간에 어떠한 영향을 미치는지를 양적으로 보여준다.

---

2) 주관적 직업가치관은 설문지에서 다음과 같이 제시된다: “어떤 일자리 또는 직장이 ‘좋은 일자리(직장)’이라고 생각하십니까? ” (1) 안정적인 일자리 (2) 사회적으로 인정받는 일자리 (3) 장래의 발전 가능성이 높은 일자리 (4) 자신의 적성, 취향에 맞는 일자리 (5) 임금 또는 수입이 많은 일자리 (6) 자율성이 보장되는 일자리.

<표 1> 주요 변수들의 요약 통계량 (Summary statistics used in the analysis)

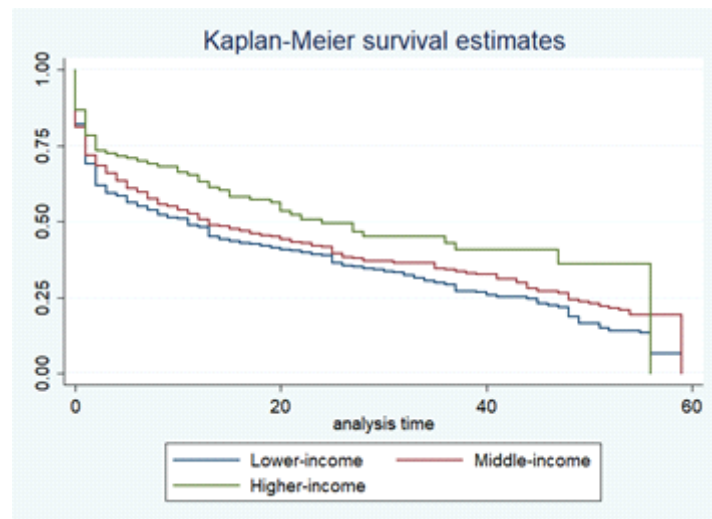
Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
취업준비기간 (월)	1331	14.863	16.415	0	59
부모의 연간 근로소득 (만원)	1203	4405.009	3176.348	100	29250
부모의 자산 (만원)	1331	27955.72	44976.28	0	683000
나이	1331	22.651	2.986	17	33
% 취업자	1331	68.295	46.55		
% 여성	1331	51.841	49.985		
교육수준					
% 고등학교 졸업	1331	26.747	44.28		
% 2년제 졸업	1331	26.972	44.398		
% 4년제 졸업이상	1331	46.281	49.88		
부모의 교육수준					
아버지					
% 대졸 이상	1331	29.001	45.394		
% 중졸 이하	1331	20.586	40.448		
어머니					
% 대졸 이상	1331	15.026	35.746		
% 중졸 이하	1331	27.799	44.818		
첫 월급 (원)	1029	168.787	123.9596	39.3	2553.6
가족 구성원 수 (명)	1331	4.056	.863	2	9
형제의 수	1263	2.291	.747	1	11
출생순서	1263	1.668	.774	1	6
부모님이 14세일 때 가계 경제 상황					
아버지					
% 평균보다 낮음	1331	10.218	30.3		
% 평균보다 높음	1331	54.921	49.776		
어머니					
% 평균보다 낮음	1331	10.293	30.398		
% 평균보다 높음	1331	46.431	49.891		

주: 결측치로 인해 변수마다 관측치의 수가 다름. 본 연구에서는 소득, 자산변수에 대해서 로그값이 사용되었음. 부모의 교육수준은 중졸이하, 고졸, 대졸이상(2년제 포함)로 구분됨.

## IV. 결 과

본 연구의 목적은 부모세대 내의 소득의 차이가 자녀들의 취업 시기의 차이를 발생시킨다는 것을 보여주는 것이다. 이에 대한 단서는 [그림 1]의 소득수준에 따른 Kaplan-Meier survival estimates를 통해 찾을 수 있다. 소득 수준은 하위 50%, 중위 40% 그리고 상위 10%로 나누어 분석을 하였다. 그림에서 알 수 있듯, 졸업 후 미취업상태로 남아있는 확률은 고소득층의 자녀에게 가장 높게 나타나며 저소득층에게 가장 낮게 나타난다. 이러한 경향은 시간이 지나도 계속 유지가 됨을 알 수 있다.

[그림 1] 첫 취업 전 미취업 기간 (Kaplan-Meier survival estimates by level of family income)



주: Kaplan-Meier survival estimates by level of family income (n=1069). 소득계층은 하위 50%, 중위 40% 그리고 상위 10%로 나뉜다.

<표 2>에서는 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향을 위험비 (hazard ratio)로 제시하고 있다. <표 2>의 (1)-(3)열에는 각각 지수생존모형 (exponential survival model), 와이블분포 생존모형 (Weibull survival model) 그리고 콕스비례위험모형의 결과가 나타나 있다. 위 세 가지 모형에서의 결과가 일관성 있게 나오에 따라, 본 논문은 세 번째 모형인 콕스비례위험모형을 통해 결과들을 설명한다. 1보다 작은 위험비는 해당 변수의 증가가 취업할 확률을 낮춘다는 것, 즉 취업 준비기간을 늘린다는 것을 의미한다. <표 2>의 결과는 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간을 늘린다는 본 논문의 주장을 뒷받침해준다. 구체적으로, 부모 소득의 약 10%의 증가는, 다른 변수들이 고정되어 있다는 가정 하에, 약 1.6%의 취업 확률 감소를 가져온다. 흥미롭게도 부모의 자산은 소득과는 다르게 자녀의 취업 확률을 올리는 것으로 나온다. 이는 자녀가 취업 준비기간이 있을 때, 자산보다는 당장 사용이 가능한 부모의 소득이 자녀의 부담을 덜어주는

것으로 해석될 수 있다. 다만, 위험비의 추정치가 1에 매우 가깝다는 점은 자산의 효과가 굉장히 약함을 시사하기 때문에 통제변수로는 의미가 크지만, 개별 계수 해석은 다소 제한적이다.

부모의 특성이나 가족의 배경을 나타내주는 다른 변수에 대한 해석 또한 유의미하다. 아버지의 학력은 취업확률에 유의미한 영향을 주지 못한다. 이는 Jurgen et al. (2008)이 주장하였듯, 아버지의 학력은 유보임금과 일자리 제의 빈도를 동시에 올려서 그 효과가 상쇄된다는 것을 보여준다. 하지만 소득과 자산을 통제하였을 때, 어머니의 교육수준은 자녀의 취업확률을 유의미하게 낮추는 것으로 보인다. 가계 내 자녀 교육에 있어 성별 차이가 심했던 시기였음을 감안한다면, 어머니가 고등 교육을 받았다는 사실은 조부모의 부로 인해 유복한 가정에서 자랐을 사실을 일정 부분 암시한다 (Lee and Cho, 1999). 이 해석은 만 14세 때 어머니의 낮은 경제적 수준이 자녀들의 취업 시기를 앞당긴다는 사실과 일관성 있다.

개인의 특징들에 따른 효과들은 다음과 같다. 2년제 대학교 졸업 다음으로 4년제 대학교 졸업이 취업 확률에 높은 긍정적 효과를 미쳤다. 고졸자의 아직 어린 나이로 취업에 대한 부담이 적은 한편, 대졸자는 더 높은 일자리 제의를 받기 때문에 고졸자보다 더 짧은 취업 준비기간을 가질 것이다. 동시에, 4년제 졸업자의 경우 더 높은 유보임금을 받기 때문에 2년제 졸업자보다는 더 긴 취업 준비기간을 가지는 것으로 해석할 수 있다. 다만 직업을 빠르게 구하기 위해 전문대 성격을 띄는 2년제를 선택하는 경우도 많으므로, 해석이 제한적이다. 또한 여성이 더 짧은 취업 준비기간을 가지는데, 이는 그들이 남성보다 더 낮은 유보임금을 가진다는 주장과 일치한다 (Brown et al. 2011).

본 연구에서는 졸업 당시 노동시장의 상황을 통제하기 위해 졸업 6개월 전의 월별 실업률을 변수로 사용하였다. 졸업 당시의 실업률 혹은 졸업 1년 전의 실업률을 사용하여도 결과는 비슷했지만, 졸업자들에게는 졸업 6개월 전의 실업률이 가장 밀접하게 영향을 준다고 판단하여 이 자료를 사용하였다. 그 결과 실업률의 증가는 취업 준비기간을 늘리는 것으로 나타난다. 노동시장의 악조건은 졸업자들이 더 오랫동안 취업 준비를 하도록 만든다.

<표 2> 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향

	위험비 (Hazard Ratio)		
	(1) Exponential	(2) Weibull	(3) Cox PH
Log(부모 소득)	0.768*** (0.0613)	0.881** (0.0450)	0.846*** (0.0434)
Log(부모 자산)	1.063*** (0.0191)	1.040*** (0.0120)	1.043*** (0.0129)
교육 수준 (대조집단: 고졸)			
2년제 대학 졸업	2.654*** (0.528)	1.953*** (0.267)	2.190*** (0.320)
4년제 졸업이상	1.925*** (0.482)	1.844*** (0.286)	1.925*** (0.335)
여성 (대조집단: 남성)	1.253** (0.140)	1.124* (0.0765)	1.161** (0.0875)
아버지의 교육 수준 (대조집단: 고졸)			
대졸 이상	0.946 (0.126)	0.934 (0.0846)	0.941 (0.0888)
중졸 이하	1.081 (0.159)	1.066 (0.0901)	1.050 (0.0905)
어머니의 교육 수준 (대조집단: 고졸)			
대졸 이상	0.762 (0.126)	0.711*** (0.0886)	0.730** (0.0930)
중졸 이하	1.264 (0.204)	1.133 (0.107)	1.152 (0.112)
부모님이 14세일 때 가계 경제 상황			
아버지			
평균보다 낮음	0.956 (0.187)	0.983 (0.122)	0.975 (0.133)
평균보다 높음	1.146 (0.157)	1.088 (0.0939)	1.099 (0.0984)
어머니			
평균보다 낮음	1.433* (0.290)	1.282** (0.159)	1.280* (0.168)
평균보다 높음	1.061 (0.145)	1.044 (0.0903)	1.037 (0.0923)
나이	1.031 (0.0365)	0.990 (0.0207)	1.003 (0.0237)
실업률 (lagged 6 months)	0.656*** (0.0479)	0.663*** (0.0264)	0.680*** (0.0299)
Fixed effect (Career values)	Yes	Yes	Yes
Observations	1,069	1,069	1,069

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 졸업연도와 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 아버지의 직업을 이용하여 군집표준오차를 사용함.

주3: 지역과 주관적 직업가치관에 따른 고정효과가 포함되었음.

주4: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## V. 강건성 검정

본 연구는 부모의 소득이 그들의 자녀로 하여금 가계경제에 대한 부담을 덜 느끼도록 만들기 때문에 유보임금이 낮아지고, 취업 준비기간도 늘어남을 보이고자 한다. 하지만 충분히 다른 경로를 통해서도 부모의 소득이 취업 준비기간에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 경우를 배제하고자, 즉 부담감을 통한 경로가 설득력 있음을 보이고자 몇 가지 강건성 검정을 하려한다. 각 집단이 느끼는 경제적 부담의 정도가 다를 수 있기에 성별, 출생 순서별로 샘플을 나눠서 분석을 실시하였다. 여기에 더불어 고졸자와 대졸자에게 취업 준비기간이 가지는 의미를 다를 수 있으므로 이에 대한 분석도 진행하였다.

남성에 대해서는 한국사회의 깊이 뿌리박힌 유교적 전통에 의해 설명될 수 있다. 지금까지도 한국에서는 가계 경제에 대한 성 고정관념이 남아있다. 남성의 경우 가장이 되어 가계 경제에 대한 더 큰 기여를 해야한다는 부담을 지니고 있다 (Choi et al, 2019). 이러한 이유로 남성 졸업자의 경우 부모의 소득이 낮다면 더 큰 부담감을 지닐 것이라 예상된다. 한편, 일부 전통적인 집안에서는 여성의 취업보다는 결혼을 더 우선시하는 경향이 있다. 따라서 모든 여성 졸업자의 졸업 후의 기간을 취업 준비기간으로 가정하기에는 무리가 있으며 이는 여성의 취업 자체에 대한 부담은 감소시키는 원인이 된다. 이러한 성별 차이를 바탕으로, <표 3>에서는 각 그룹이 부모의 소득으로부터 받는 영향을 제시한다. 편의를 위해 다시 언급하자면, 추정된 위험비 (hazard ratio)가 1에서 멀수록 그 효과의 크기가 크다고 해석할 수 있다. <표 3>의 모델(1)과 (2)에서는 부모의 소득이 각각 남성과 여성 졸업자의 취업 준비기간에 미치는 영향을 보여준다. 남성의 경우만 그 영향이 통계적으로 유의미하며, 영향의 크기 또한 여성보다 크게 나타난다. 또한 전체 분석 표본을 사용했던 <표 2>의 모델(3)에서 보였던 영향보다 더 크게 나타남을 알 수 있다. 부모의 소득이 높을 때 더 오랜 기간 취업 준비를 하는 것도 남성이고, 부모의 소득이 낮을 때는 더 빨리 직장을 구하는 것도 남성임을 의미한다. 이는 앞서 말한 부모의 소득이 가계 경제에 대한 부담감이라는 경로로 영향을 미친다는 것을 뒷받침한다.

본 논문에서 졸업 후 첫 직장을 가지기까지의 기간을 취업 준비기간으로 정의하였는데, 고등학교 졸업 후 기간과 대학교 졸업 후 기간이 지나는 의미가 다르기 때문에 문제가 발생할 수 있다. 예컨대, 고등학생과 달리, 대학생은 휴학이나 초과학기 혹은 졸업 유예를 통해 자신이 졸업 시기를 미룰 수 있다. 실제로 한국에서는 노동시장 조건이 좋지 않거나 더 나은 직장을 위해 졸업 유예를 선택하는 경향이 있다 (이전이 외, 2017; 양정승, 2015). 부유한 집안의 자녀는 졸업 유예라는 시스템을 활용하여 더 오랜 시간 취업 준비를 할 수 있지만, 취업 준비기간은 졸업 후부터 측정이 되기 때문에 이러한 경우를 고려하지 못한다. 즉, 본 연구에서의 취업 준비기간에 대한 정의는 대졸자보다는 고졸자에게 더 적합할 수 있다는 우려가 있다. 이를 확인하기 위해 표본을 교육 수준으로 나누어서 분석을 실시하였다. 교육 수준별로 받는 영향의 차이는 <표 3>의 모델(3)과 (4)에서 나타난다. 예상하듯, 대졸자에 비해 고졸자의 취업 준비기간이 부모의 소득에 더 큰 영향을 받는

것으로 나타난다. 즉, 부모의 소득이 많다면 더 오랜기간 미취업 상태로 머무는 집단이 고졸자이며, 반대로 소득이 적을 때는 더 빨리 취업을 하는 집단도 고졸자임을 의미한다. 구체적으로 고졸자에게 있어 약 10%의 부모 소득의 증가는 약 3.9%의 취업 확률 감소를 가져온다. 하지만 대졸자의 경우도 통계적으로 유의미하게 영향을 받는 것으로 보아, 졸업 유예를 감안하여도 부모의 소득이 취업 준비기간에 상당한 영향을 미치는 것을 암시한다.

<표 3>: 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향: 성별, 교육 수준별

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Male	Female	High School	College
VARIABLES				
Log (부모 소득)	0.819**	0.923	0.659***	0.876**
	(0.0679)	(0.0620)	(0.0894)	(0.0556)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	519	550	262	807

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 졸업연도와 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 아버지의 직업을 이용하여 군집표준오차를 사용함.

주3: 지역과 주관적 직업가치관에 따른 고정효과가 포함되었음.

주4: 앞서 설명된 모든 통제변수들이 포함되어 있음.

주5: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

<표 4>에는 앞서 설명한 내용들을 바탕으로 더 자세한 분석의 결과가 제시된다. 분석 표본을 남성 고졸자, 여성 고졸자, 남성 대졸자, 여성 대졸자로 구분하여 각 그룹에 미치는 부모 소득의 효과를 살펴본다. 모델(1)과 (3), 그리고 모델(2)와 (4)를 비교해보면, 고졸자가 대졸자에 비해 더 큰 영향을 받는다는 앞선 결과와 일치한다. 반면, 모델(1)과 (2)를 비교해봤을 때, 고졸자 내에서는 성별에 따른 차이가 거의 없이, 양 집단 모두 유의미하고 크게 영향을 받는다. 하지만 모델 (3)과 (4)를 비교하였을 때, 대졸자의 경우 남성만이 부모의 소득으로부터 유의미하게 영향을 받는 것으로 나타난다. 앞서 말했던 결혼과 같은 취업 외적인 요소들이 여성 고졸자나 남성 대졸자보다 여성 대졸자에게 더 크게 작용하는 것으로 해석된다.

<표 4>: 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향: 성별 × 교육 수준별

	(1) HS & Male	(2) HS & Female	(3) College & Male	(4) College & Female
Log (부모 소득)	0.602** (0.124)	0.598*** (0.104)	0.816* (0.0906)	0.984 (0.0813)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	133	129	386	421

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 졸업연도와 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 아버지의 직업을 이용하여 군집표준오차를 사용함.

주3: 지역과 주관적 직업가치관에 따른 고정효과가 포함되었음.

주4: 앞서 설명된 모든 통제변수들이 포함되어 있음.

주5: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

추가적으로, 출생 순서에 따라 부모의 소득이 미치는 효과가 다를 것을 유추하면서 이에 대한 분석을 진행하였다. 이미 다수의 연구들에 의해 일찍 태어난 자녀가 교육에 있어 더 많은 지원을 받는다고 알려져 있다 (Juho, 2014; Black et al. 2005; Booth and Kee, 2009). 이로부터, 늦게 태어난 자녀들은 부모의 재산로부터 더 적은 혜택을 받을 것이라 유추할 수 있다. 이와 더불어 한국 사회의 전통적 관념에서, 첫째 특히 장남은 다음 세대의 가족 대표자로 여겨진다. 이로 인해 그들은 가족으로부터 혜택을 더 받는 대신, 가족에 대해 더 큰 책임감과 부담을 견뎌야 하는 경향이 있다. 요약하자면, 자녀 중 첫째일수록 가족이 부유함으로부터는 더 큰 혜택을, 반대로 가족의 가난으로부터는 더 큰 부담을 지닐 것이다. 같은 전통적 관념에서 이러한 출생 순서에 따른 차이는 남자아이에게 더 크게 적용될 것을 예상할 수 있다. 이러한 논리를 바탕으로, 자녀가 느끼는 가정에 대한 책임감 및 부담감이 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 영향을 주는 경로라는 것을 확인하기 위해 출생순서로 샘플을 나누어 분석하였다. 단, 이 분석에서 외동 자녀들은 표본에서 제외를 하였는데, 우선 외동의 경우는 출생순서가 의미가 없으며, 형제의 수가 한 명이라는 점이 선택적 편향(selection bias)을 일으킬 수 있기 때문이다.

<표 5>의 모델 (1)과 (2)는 각각 첫째와 둘째 이상의 자녀들이 받는 영향을 나타낸다. 첫째의 위험비가 둘째에 비해 1보다 약간 더 멀리 있지만 그 차이는 미세하여 첫째가 더 많은 영향을 받는다고 말하기 어렵다. 하지만 남성의 결과를 본다면 출생 순서에 따라 매우 다른 크기로 부모 소득의 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 이는 모델 (3)과 (4)에 제시되어있다. 약 10%의 부모 소득 증가는 장남에게는 약 5.9%의 취업 확률 감소 효과를, 둘째 이상의 남성에게는 2.7%의 감소 효과를 가져온다.



<표 5> 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향: 출생 순서별

	(1)	(2)	(3)	(4)
	첫째	둘째 이상	장남	차남 이상
Log(부모 소득)	0.785*** (0.0702)	0.806*** (0.0551)	0.528*** (0.0869)	0.751*** (0.0790)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	438	569	198	288

주1: ( )안은 Robust Standard errors임.

주2: 졸업연도와 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 아버지의 직업을 이용하여 군집표준오차를 사용함.

주3: 지역과 주관적 직업가치관에 따른 고정효과가 포함되었음.

주4: 앞서 설명된 모든 통제변수들이 포함되어 있음.

주5: 외동의 경우 샘플에서 제외되었음.

주6: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## VI. 직업탐색 기간이 노동시장 성과에 미치는 영향

너무 짧은 취업 준비 혹은 직업 탐색기간은 노동시장에서의 미스매치를 야기시키겠지만, 과연 긴 탐색기간이 졸업자들에게 더 적합한 직업을 가져다줄지는 여전히 의문이다. 사실, 긴 실업기간은 노동경제학에서 일반적으로 부정적인 의미로 해석된다. 하지만 본 연구에서는 사회 초년생들의 졸업 직후 기간을 분석하는 것이므로 실업 기간이 아닌 취업 준비기간으로 간주해야 한다. 따라서 이번 장에서는 부유한 집안의 자녀들이 가지는 긴 취업 준비기간이 고임금 직업 시장에서 유리하게 작용하는지를 확인하려 한다. 하지만 분석 표본에는 약 71%의 졸업자들만 첫 직장을 가진 것으로 나오므로 노동시장 성과는 이들의 정보만을 이용해야 한다. 여기서 발생하는 선택적 편의를 제거하기 위해 Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형(two-step sample selection model)을 사용한다. 구체적으로 첫 번째 단계에서는 전체 표본을 이용하여 취업 여부를 종속변수로 하는 프로빗 (probit) 모형을 사용한다. 2단계에서는 1단계에서 얻은 inverse Mills ratio와 표본 중 절단되지 않은 자료 (uncensored observation)를 이용하여 탐색기간이 노동시장 성과에 미치는 영향을 파악한다. 노동시장 성과의 지표는 월급, 회사 규모<sup>3)</sup>, 그리고 주관적 일자리 만족도<sup>4)</sup>이다. 이때 회사 규모와 일자리 만족도는 모두 범주형 종속변수이므로 2단계 추정에서는 순서형 프로빗 (ordered probit)모형을 사용한다. 첫 번째 단계에

3) 종업원 규모(범주형): 1)10명 미만 2)10~29명 3)30~99명 4)100~299명 5)300~499명 6) 500명 이상

4) 주관적 직업가치관은 설문지에서 다음과 같이 제시된다: “당신의 주된 일에 대해 전반적으로 얼마나 만족하고 계십니까?”

서 사용되는 통제변수는 생존분석에서 사용된 변수들과 모두 동일하다. 단, 1단계와 달리 2단계에서 사용된 변수들의 시점은 졸업시점이 아닌 취업 시점이며 사용된 통제변수는 부모의 자산과 학력, 본인의 성별, 지역, 최종학력이다. 뿐만 아니라 한국표준직업분류(KSCO)에 따라 자신과 아버지의 직업에 대한 고정효과 모형이 추가되었다.

<표 6>은 Heckman의 모형에 대한 추정치를 제시하고 있다. 첫 번째 단계에서, 부모의 소득이 높으면 자녀의 취업 확률이 떨어짐을 알 수 있고 이는 앞선 생존분석 결과와 일치한다. 두 번째 단계에서 모델 (1)은 취업 준비기간이 길수록 첫 직장의 첫 월급이 오른다는 것을 보여준다. 구체적으로 추가적으로 1년의 취업 준비기간을 가진다면 첫 월급은 4.3% 증가하게 된다. 종속변수가 개인의 삶에서 첫 직장의 첫 월급이라는 점을 감안한다면, 장기적 관점에서 상당한 소득 및 자산 격차가 발생할 수 있다는 점을 시사한다. 반면 모델 (2)의 결과는 탐색기간이 첫 직장의 회사 규모와 음(negative)의 관계에 있음을 보여준다. 하지만 종속변수가 1부터 6까지의 값을 지니는 범주형 자료임을 고려할 때, 추정치의 값이 매우 작으므로 해석은 다소 제한된다. 마지막으로 모델 (3)에서는 탐색기간과 주관적 일자리 만족도의 관계를 분석한다. 그 결과, 두 변수 사이에는 통계적으로 유의미한 관계를 찾아내지 못했다. KIIPS는 전반적인 일자리 만족도 이외에도 일자리의 임금, 안정성, 근무 환경 등에 대한 다양한 만족도 지표를 제시한다. 이에 대한 분석을 실시했을 때에도 유의미한 관계를 찾아낼 수 없었다.

요약하자면, 긴 취업 준비기간은 일자리 만족도에는 영향을 주지 못할지라도, 첫 월급과는 양(positive)의 관계에 있다. 인정하건대, 본 분석에서는 긴 탐색 및 준비기간이 졸업자들을 고임금 직장에 매칭되도록 만드는 것인지, 아니면 고소득을 위해 자신의 취업 준비기간을 늘리는 것인지는 구별할 수 없다. 그럼에도 불구하고, 앞선 생존분석 결과와 종합하여 생각해보았을 때, 본 연구는 부유한 집안의 자녀는 더 오랫동안 취업 준비를 하고 이것이 고임금 직장에서의 취업에 기여한다는 것을 시사한다. 즉, 이는 부모세대의 소득 불평등이 탐색기간을 통해 자녀 세대로 이전된다는 점을 암시한다.

<표 6>: 취업 준비기간이 노동시장 성과에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Log(wage)	Firm size	Job Satisfaction
<b>Second step</b>			
취업 준비기간(월)	0.00363*** (0.00118)	-0.0102** (0.00397)	0.00295 (0.00381)
Fixed effect (Children's job)	Yes	Yes	Yes
Fixed effect (Father's job)	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes
<b>First step</b>			
VARIABLES	Hired	Hired	Hired
Log(Parental Income)	-0.255*** (0.0862)	-0.248*** (0.0881)	-0.251*** (0.0891)
Controls	Yes	Yes	Yes
lambda	0.0544 (0.0438)		
Observations	1,059	987	951

주1: ( )안은 Standard errors임.

주2: 2단계에서는 한국표준직업분류(KSCO)에 따른 본인과 아버지의 직업의 고정효과가 포함됨

주3: 앞서 설명된 모든 통제변수들이 포함되어 있음.

주4: lambda는 추정된 inverse Mills ratio를 뜻함

주5: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## VII. 결론

본 논문은 한국노동연구원의 『한국노동패널조사』(KLIPS) 이용하여, 부모의 소득이 자녀의 취업 준비기간에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. Mortensen (1986)의 일자리 탐색 모형을 기반한 본 연구의 가설은, 부모의 소득은 자녀의 졸업 후 미취업 기간에 대한 부담감을 덜어주므로, 자녀의 유보임금을 올리는 효과를 준다는 것이다. 결과적으로 높은 유보임금은 취업 상태에 있을 확률을 낮추며, 취업 준비 기간을 늘린다. 콕스비례위험모형을 통한 실증분석 결과는 저소득층의 자녀가 더 빠르게 취업을 한다는 것을 밝히면서 이 가설을 지지한다. 한국 사회에서 가계에 대한 부담감과 책임감이 높을 것 같은 그룹으로 나누어 분석한 결과는 본 연구의 주장을 강건하게 한다. 구체적으로 부모의 소득은 남성에게, 특히 장남에게 크게 영향을 미친다. 추가적으로 취업 준비기

간을 졸업 후 첫 직장까지의 기간으로 정의하였는데, 이에 대한 적합성을 확인하기 위해 교육 수준별로 나누어 분석을 실시하였다. 고등학생의 경우, 졸업 시기를 자신이 임의로 조정할 가능성이 매우 낮기 때문에, 부모의 소득이 취업 준비기간에 주는 영향을 더 명확하며, 실증 분석 결과도 이를 뒷받침한다. 졸업 유예가 가능한 대학생의 경우도 이 효과는 유의미하지만, 고등학생보다는 영향의 크기가 작은 것으로 나타난다. 해당 결과는 저소득층의 자녀들이 가계 경제에 더 빨리 기여해야 한다는 부담감으로 인해 더 짧은 취업 준비기간을 가진다는 것을 확인시켜준다. 본 논문은 또한 첫 직장에 대한 취업 준비기간이 노동시장 성과에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과, 긴 취업 준비기간은 첫 월급을 상승시키는 효과를 지니지만, 개인의 직업 만족도에는 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다.

본 연구는 불평등이 세대에 걸쳐 이전되는 경로에 더 구체화시켰다는 점에서 의미를 갖지만, 몇 가지 한계점도 지니고 있다. 첫째, 직업 탐색 혹은 취업 준비기간은 유보임금이나 가계경제의 부담감만으로는 결정되지 않는다는 점이다. 개인의 능력이나 선호와 같은 관찰되지 않는 특징이 기간에 영향을 미칠 수 있다. 하지만 생존분석의 특성상 패널데이터 형식을 사용할 수 없고, 그 결과 개인 단위의 고정효과를 사용할 수 없다. 이 같은 한계점을 보완하기 위해, 다양한 통제변수는 물론 개인의 직업관에 대한 고정효과 및 아버지 직업에 따른 군집표준오차를 추가하였다. 둘째, 6장의 Heckman 모형의 결과로는, 긴 준비기간으로 인한 직무적합성이 첫 월급을 높이는지 아니면 높은 첫 월급을 위해 준비기간을 늘리는지를 구분하기 어렵다. 하지만 두 방향성 모두 낮은 긴 취업 준비기간을 감당하기 어려운 저소득층 자녀가 고임금 노동시장에서 불리하다는 것을 암시한다.

이러한 실증 분석 결과들은 고소득층의 자녀들은 충분한 준비기간으로 고임금 직업에 매칭되는 반면, 저소득층의 자녀들을 졸업 후 빠르게 직업을 구해야 하므로 저임금 일자리 제의도 쉽게 받아들인다는 것을 시사한다. 이것이 그들의 커리어의 첫 단계에서 벌어지는 현상이라는 점을 고려하면, 이 시작점의 차이에서 비롯되는 미래의 격차는 더욱 커질 것이다. 이러한 관점에서, 본 논문은 부모세대의 소득불평등이 자녀세대로 이전되는 경로에 대한 한층 더 깊은 이해를 도와준다.

또한, 본 연구결과는 세대간 이동성에 대한 정책적 시사점을 지닌다. 구직자들에게 충분한 직업 탐색시간을 보장해주어야 한다는 것이다. 비록 고용장려금과 같이 취업을 조건으로 젊은 세대를 지원해주는 정책도 의미가 있지만, 이는 그들이 취업 준비기간을 짧게 가지도록 유인하기에 미스매치를 발생시킬 위험이 있다. 그러므로 젊은 세대가 충분한 여유를 가지고 자신에게 맞는 직업을 찾을 수 있도록 도와주는 대책 마련이 필요하다.

## 참고문헌

- 오호영. 2015. 「캥거루족의 실태와 과제」 이슈 브리프 한국직업능력개발원.
- 이삼식, 최효진, & 윤홍식. (2015). 「가족변화에 따른 결혼·출산행태 변화와 정책과제」 한국보건사회연구원.
- 이전이, 유지현, 강영민, & 박주호. (2017). 「대학 졸업유예가 취업 및 임금에 미친 효과」, 교육재정경제연구, 26(4).
- 장기영. (2008). 「대학 졸업자의 첫 노동시장 이행 성과 결정요인」 (Doctoral dissertation, 한양대학교).
- 조우현. (2004). 「아버지 학력과 노동시장 불평등」. 노동경제논집 제 27.
- 양정승. (2015). 「노동시장상황과 대학생의 졸업유예 결정」. 응용경제, 17(4), 27-56.
- 한요셉 (2017). 「청년기 일자리 특성의 장기효과와 청년고용대책에 관한 시사점」 (Long-Term Effects of Initial Job Placement: Implications for Active Labor Market Programs for Youth). KDI Policy Study, 7.
- 홍민기(2017), 「자산 불평등과 세대간 이동성이 노동시장에 미치는 영향」, 한국노동연구원
- Alexopoulos, M., & Gladden, T. (2006). "Wealth, reservation wages, and labor market transitions in the US: evidence from the survey of income and program participation." manuscript, University of Toronto.
- Algan, Y., Cheron, A., Hairault, J.-O., and F. Langot, (2003), "Wealth effect on labor market transitions," *Review of Economic Dynamics* 6, 156-178.
- Bloemen, H., and E. Stancanelli, 2001, "Individual wealth, reservation wages, and transitions into unemployment," *Journal of Labor Economics* 19, 400-439.
- Booth, A. L., & Kee, H. J. (2009). "Birth order matters: the effect of family size and birth order on educational attainment." *Journal of Population Economics*, 22(2), 367-397.
- Brown, S., Roberts, J., & Taylor, K. (2011). "The gender reservation wage gap: evidence from British panel data." *Economics Letters*, 113(1), 88-91.
- Choi, E. J., Choi, J., & Son, H. (2019). "The Long-Term Effects of Labor Market Entry in a Recession: Evidence from the Asian Financial Crisis." Available at SSRN 3431443.
- Cox, D. R. (1972). "Regression models and life tables." *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), 187-202.
- Devereux, Paul J. (2002), "The Importance of Obtaining a High Paying Job" Mimeo,

UCLA.

- Fingerman, K. L., Cheng, Y. P., Wesselmann, E. D., Zarit, S., Furstenberg, F., & Birditt, K. S. (2012). "Helicopter parents and landing pad kids: Intense parental support of grown children." *Journal of Marriage and Family*, 74(4), 880-896.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample selection bias as a specification error." *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
- Juho Härkönen. (2014), "Birth Order Effects on Educational Attainment and Educational Transitions in West Germany", *European Sociological Review*, Volume 30, Issue 2, April Pages 166 - 179.
- Jurgen Vanoverberghe , Dieter Verhaest , Elsy Verhofstadt & Eddy Omeij (2008) "The transition from school to work in Flanders: a duration analysis", *Journal of Education and Work*, 21:4, 317-33
- Kahn, L. B. (2010). "The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy". *Labour economics*, 17(2), 303-316.
- Karagiannaki, Eleni (2017) "The effect of parental wealth on children's outcomes in early adulthood. *Journal of Economic Inequality*", pp. 1-27. ISSN 1569-1721
- Lentz, R. and T. Tranaes, (2005), "Job search and savings: Wealth effects and duration dependence," *Journal of Labor Economics* 23, 467-489
- Lee, Y., & Cho, S. (1999). "Gender Differences in Children's Schooling during the Industrialization Period: Korea from 1965 to 1994." *Development and Society*, 28(2), 285-312.
- Mortensen, D. (1986). "Job search and labor markets analysis". *In Handbook of labor economics*, ed. O. Ashenfelter and R. Layard, 849 - 919. Amsterdam: Elsevier.
- Sandra E. Black, Paul J. Devereux, Kjell G. Salvanes, "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education", *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 120, Issue 2, May 2005, Pages 669 - 700.
- Torche, Florencia & Ribeiro, Carlos. (2012). "Parental wealth and children's outcomes over the life-course in Brazil: A propensity score matching analysis". *Research in Social Stratification and Mobility*. 30. 10.1016/j.rssm.2011.07.002.
- Tran, M. (2006). "Unable or unwilling to leave the nest? An analysis and evaluation of Japanese parasite single theories". *electronic journal of contemporary japanese studies*.

# 한국의 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 분석

권 유 진\*

본 연구는 최근 구직자들의 공공부문 선호 현상의 원인을 파악하기 위해 공공부문 일자리에 금전적 유인이 존재하는지 알아보고자 하였다. 두 부문 간 임금 격차를 개인적 특성의 차이로 인한 임금 격차와 임금 구조의 차이로 인해 발생한 격차로 나누어 그 발생 요인을 명확히 파악하고자 하였으며 소득 분위에 따라 그 양상이 달라질 가능성을 고려하여 분위회귀모형을 통해 소득 분위마다 다른 임금방정식을 추정하는 방법을 사용하였다. 추정 결과, 공공부문 근로자들의 소득수준이 민간부문 근로자들보다 높은 것은 사실이지만 이는 근로자들의 인적 속성의 차이로 인한 것임을 알 수 있었다. 임금 구조로 인한 공공부문의 임금 프리미엄은 2006년에는 존재하였지만 2018년에는 존재하지 않았는데, 그럼에도 2018년에 민간부문보다 임금에 대해 만족하는 공공부문 근로자의 비율은 증가하였으며, 공공부문 근로자들의 일자리 만족도는 민간부문보다 매우 높게 나타났다. 이러한 결과는 공공부문의 비금전적인 유인이 경제 상황, 사람들의 가치관 변화 등 외부 환경의 변화로 인해 과거와 비교해 매우 높은 가치를 지니게 되었다는 점을 시사한다.

주요용어: 공공부문, 임금 격차, 분위회귀모형, 격차분해

## I. 서 론

최근 한국에서는 청년 구직자들의 공공부문 일자리에 대한 선호 현상이 뚜렷하게 나타나고 있다. 한국고용정보원이 발표한 ‘2019 청년 사회생활 실태조사’ 보고서에 따르면 19~34세 구직자의 62.9%가 공공부문에서 가장 일하고 싶다고 답했다. 경제 성장이 둔화되고 기대수명이 늘어나며 일과 삶의 균형을 찾고자 하는 사람들이 증가하는 요즘과 같은 상황에서 고용 안정성과 복리후생, 근무환경 등을 고려하였을 때 절대적인 수준에 가까운 고용 안정성이 보장되며 다양한 복지 혜택을 제공하는 공공부문 일자리가 비교적 고용 유동성과 노동 강도가 높은 민간부문보다 매력적으로 보이는 것은 필연적인 현상일 것이다.

공공부문 일자리에 대한 선호도가 높아져 유능한 인재들이 공공부문에 종사하게 된다면 국가 발전 및 사회 안정에 도움이 될 것이다. 하지만 공공부문 취업을 위한 경쟁이 과열된다면 되려 사회적 비효율을 유발할 수 있다. 통계청이 발표한 ‘경제활동인구조사 청년층 부가조사’에 따르면 71만4000명의 취업 준비생 중 고시를 제외한 일반 공무원 시험을 준비하는 청년

---

\* 이화여자대학교 경제학과 석사과정

은 21만9000명(30.7%)으로, 일반기업체 입사 준비생(16만9000명·23.7%)보다 5만 명이나 많았다. 공공부문 취업을 준비하느라 한창 활발하게 일해야 할 청년들이 경제활동에 참가하지 않고 있어 상당한 인력 낭비가 발생하고 있는 것이다.

또한, 혁신을 통해 장기적인 경제 성장을 도모할 가능성은 공공부문보다 민간부문이 크다. 민간부문의 조직들은 반복적으로 변화하는 외부 상황에 대해 지속해서 적응해야지만 시장 내 경쟁력을 유지하고 발전시킬 수 있으며, 그로 인해 계속해서 혁신하고 역동성을 유지하게 된다 (Fauchart and Keilbach 2009; Ren and Guo 2011). 반면, 공공부문의 조직들은 그 정도에는 차이가 있을지언정 정치적인 목적을 가지고 운영되기 때문에 시장 내 경쟁 우위 확보와 이윤 추구 등을 위한 혁신을 하는 데 있어 제약을 지니며 (Oliver and Holzinger, 2008) 정해진 절차와 규제가 많아 상부에 높은 통제력을 주고 조직 내 유연성은 낮은 수준으로 유지되는 경우가 많다(Boyne 2002; Klein et al. 2010). 이러한 각 기관의 구조적인 특성을 단기에 변화시키는 것은 상당히 어려울 것이다. 국가 발전 및 노동시장의 효율적인 인력 배치를 위해서는 각 부문에 대한 선호도가 균형 잡힌 수준을 유지하는 것이 적절할 것이며, 그를 위해서는 각 부문에 종사할 유인이 비슷한 수준을 유지해야 한다.

공공부문의 임금은 민간부문과 같이 시장의 논리에 의해 정해지기보다는 제도적, 정치적으로 영인의 영향을 크게 받기 때문에 시장의 균형 임금 수준에서 벗어나 지나치게 높거나 낮게 설정되어 있을 가능성이 있다. 요즘과 같이 공공부문 종사에 대한 비금전적 유인이 큰 시기에는 공공부문의 임금 수준이 지나치게 높다면 이를 적당히 조절하여 민간 부문과 공공부문에 종사할 유인을 균등화하는 노력이 필요하다. 또한, 늘어나는 재정적자 규모와 납세자들의 우려를 고려하면 공공부문 근로자들의 임금이 필요 이상으로 높으면 이를 일부 줄이는 것이 사회적 안정을 도모하기 위해서도 합리적인 선택일 것이다. 공공부문의 임금 수준이 민간부문보다 높은지는 보다 깊이 관찰해야 할 필요가 있다. 인사혁신처가 2020년 4월 말 관보에 게재한 ‘2020년도 공무원 전체의 기준소득월액 평균액 고시’에 따르면 2020년 공무원 전체 기준소득월액 평균액은 539만원으로, 전체 근로자 평균임금의 1.8배에 해당한다. 이는 공무원 성과상여금, 직무성과금, 시간외근무수당, 야간근무수당, 휴일근무수당, 연가보상비 등을 모두 포함한 세전 소득으로 복지포인트 및 기타 비과세 소득은 제외되어 있다. 하지만 제시된 수치만으로 공공부문 일자리에 금전적 유인이 존재한다고 결론짓기에는 무리가 있다.

먼저, 제시된 수치는 공무원 중 일반직과 정무직, 고위공무원을 포함하여 산정한 평균 금액이다. 하지만 최근 공공부문 일자리 선호 추세는 인사혁신처의 공무원 기준소득월액 산정에 포함되지 않는 공기업, 공사 등 넓은 범위의 공공부문에서도 나타나기 때문에 이러한 일자리들을 포함한 수치를 관찰해야 할 것이다. 또한, 임금 수준은 개인의 능력 및 특성에 대해 상대적으로 정해지게 된다. 즉, 공공부문 근로자들이 민간부문 근로자들보다 평균적으로 소득 수준이 높다고 해도 그 이유가 공공부문 근로자들이 민간부문 근로자들보다 교육 수준이 더 높거나 근무경력이 더 길어 그에 대한 보상이 주어졌더라면 공공부문의 임금 수준이 더 높다고 말하기는 어렵다. 인사혁신처는 공무원 전체의 평균 소득만을 공개하기 때문에 직종(경찰, 일반행정, 교사 등), 직급(9급, 8급 등) 등에 따라 나눈 호봉별 정보는 관찰되지 않아 인



적 특성이 유사한 집단 간의 비교는 더욱 어려운 상황이다. 게다가 평균값 산정에 있어 일반 직뿐 아니라 정무직, 고위공무원까지 모두 포함되었기 때문에 특정 직급이나 직종에 종사하는 공무원들의 소득이 현저히 높거나 낮은 경우를 고려할 수 없으며, 집단의 소득분포상에서 상대적인 위치가 비슷한 사람들의 소득을 비교하는 것 역시 불가능하다.

본 연구는 이와 같은 사항들을 고려하여 공공부문 일자리에 민간부문과 비교해 금전적 유인이 존재하는지 알아보기 위해 Melly(2006)의 분위회귀모형(Quantile regression)을 기반으로 한 격차분해(decomposition) 방법을 활용할 것이다. 격차분해 방법을 활용함으로써 공공부문과 민간부문 간 소득 격차가 개인적인 능력과 특성에 의한 것인지, 또는 임금 결정 방식의 차이로 인한 것인지 관찰할 수 있으며, 분위회귀모형을 기반으로 한 방법을 활용함으로써 각 집단 내 상대적인 소득수준이 같은 사람들 간의 소득을 비교할 수 있다. 2006년과 2018년의 분석 결과를 비교하여 근 12년간 공공부문과 민간부문 근로자들의 특성 및 소득 격차가 어떻게 변하였는지 알아볼 것이며, 성별 및 종사 부문에 따라 표본을 나누어 분석을 시행하여 집단별 특성을 고려한 보다 정밀한 분석을 실행하고자 한다.

이 논문은 다음과 같이 정리되어 있다. 제2절에서는 공공부문과 민간부문 간의 임금 차이에 관한 선행연구를 살펴본다. 제3절에서는 데이터와 방법론을 설명하며, 제4절에서는 분석 결과를 정리한다. 최종 절에서는 분석 결과에 대해 논의한다.

## II. 연구 배경 및 선행연구

### 1. 공공부문과 민간부문의 임금 격차

공공부문과 민간부문의 임금 격차에 관한 연구는 국내외에서 활발히 이루어져 왔다. Gunderson(1979)은 민간부문에서는 시장의 논리와 사용자의 이윤 추구가 임금 결정에 있어 중요한 제약 조건으로 작용하지만, 공공부문에서는 정치적 목적 추구가 결정적으로 작용한다는 점에서 각 부문에서의 임금 결정 과정의 기본적인 차이가 발생한다고 설명한다. 정치적 제약이 공공부문 임금에 미치는 영향은 이론상으로는 불확실하지만, 그는 이러한 제약이 공공부문 임금을 민간부문보다 높게 유지하는 데 기여할 가능성이 크다고 주장한다. 공공부문의 고용주들, 즉 정치인들과 공공부문 관리자들은 인재 유치를 위해 민간부문 및 다른 공공부문의 고용주들과 경쟁해야 하는 동시에 공공부문의 노동력을 자신들의 정치적 영향력을 넓히는 데 사용하고 싶어 하는데, 이를 위해서는 근로자들에게 높은 수준의 보수를 주는 것이 유리하기 때문이다. 공공부문에서 생산되는 서비스에 대한 비탄력적인 수요 역시 공공부문 임금을 높게 유지하는 데 이바지할 수 있다. 공공부문에서 제공하는 서비스는 많은 경우 필수적이지만 대체제가 없거나 가격이 잘 정의되어 있지 않은 경우도 존재하기 때문이다.

한편, Mueller(2000)는 공공부문 근로자들의 임금에 하방 압력을 줄 수 있는 요인들에 대해서도 논하고 있다. 먼저, 공공부문이 민간부문보다 임금 결정 과정에서 사용자의 이윤 추구

압력이 덜한 것은 사실이다. 하지만 공공부문 일자리들은 대개 민간부문 일자리들과는 달리 납세자들의 감시를 받게 되며, 이는 임금에 하방 압력을 행사할 수 있다. 물론 이러한 정치적인 요인은 민간부문에서의 이윤 추구 압박보다는 영향력이 덜할 것이며, 노동시장에서 공공부문과 민간부문 간의 이동이 완전히 자유로울 경우 유의미한 차이로 이어지지 않을 것이다. 공공부문 일자리에서 주어지는 직업 안정성과 복지혜택 등 비금전적 혜택들이 낮은 임금 수준에 대한 보상으로 작용하고 있을 가능성도 존재한다. 예컨대 퇴직연금은 현재의 임금을 미래로 미루어 주는 역할을 하며, 그 크기가 적당하게 설정되어있는 경우 노동에 대한 총 보상의 수준은 유지하는 동시에 근로자가 현재의 낮은 임금 수준을 받아들일 수 있게 해준다. 이러한 금전적 및 비금전적 혜택은 직접적인 임금 수준보다는 납세자들의 감시에서 자유롭기도 하다. 하지만 노동력의 민간부문과 공공부문 간의 이동이 완전히 자유롭다면 결국 같은 노동력에 대한 실질적인 보상은 동등할 것이기 때문에, 이 역시 두 부문 간 노동에 대한 보수의 큰 격차를 유발하지는 않을 것이다. 마지막으로, 공공부문이 특정 업종 혹은 직무의 노동력에 대한 독점 소비자라면 해당 일자리의 임금이 낮은 수준으로 유지될 수 있다.

공공부문과 민간부문의 임금 격차에 관한 대부분의 연구는 이처럼 두 부문 간의 임금 격차를 경험적 근거에 기반을 두고 설명하고 있다. 반면 Holmlund(1993)는 두 부문 간 임금 격차를 모형을 사용해 설명하였다. 그는 공공부문과 민간부문이 존재하는 경제 내에서 공리주의 선호를 가지고 공공부문의 고용과 세율을 결정하는 정부와 흥정을 통해 임금을 결정하는 각 부문의 노조가 존재한다고 가정하였다. 그의 연구는 각 부문의 노조가 협력할 때는 두 부문 간의 임금 격차가 발생하지 않지만 그렇지 않을 때는 공공부문에 임금 프리미엄이 존재한다고 주장하였는데, 각 부문의 노조가 협조하지 않는 경우 공공부문의 임금 인상을 충당하기 위한 세율의 인상과 임금 상승에 동반되는 공공부문의 고용 감소로 인한 공공부문 생산재 소비 감소의 두 가지 외부효과를 공공부문 근로자들의 임금이 내부화할 수 없기 때문이다.

앞선 연구들을 통해 알려진 공공부문과 민간부문의 임금 격차는 국가별로 상이한 양상을 나타낸다. 독일의 경우 남성 공공부문 근로자들은 민간부문보다 낮은 임금을 받았지만 여성은 더 높은 임금을 받았으며, 공공부문 근로자들의 소득이 민간부문과 비교해 대체로 덜 분산되어 있었다 (Melly, 2005). 호주의 경우 임금 분포의 하위 계층에서는 공공부문에서 임금 프리미엄이 발견되었지만, 상위 계층에서는 반대로 임금 페널티가 발견되었다 (Cai, 2011). 미국의 경우 공공부문 근로자들의 소득이 민간부문 근로자들보다 높게 나타났으며 (Smith, 1986; Kruger, 1988) 캐나다의 경우 여성 공공부문 근로자들은 민간부문 근로자들보다 소득수준이 더 높았으나 남성의 경우 공공부문 근로자들이 임금 프리미엄을 받는다는 유의미한 근거는 나타나지 않았다 (Mueller, 2000).

## 2. 한국의 공공 부문과 민간부문의 임금 격차

Grimshaw et al.(2007)의 공공부문 임금결정 방식 차원분류에 의하면, 현행 우리나라 공공부문의 임금결정 방식은 사용자에 의해 일방적으로 결정되고 고도의 통일성과 집권적 특성을

지니는 것으로 평가할 수 있다 (이성희·김동배, 2012). 최근 들어 공공부문의 급여 체계에서 격차와 변동성을 강화하려는 일련의 조치들, 개인의 성과와 인센티브를 강화하려는 제도적 개혁 노력 등이 상당히 있었던 것은 사실이지만, 여전히 공공부문의 임금 체계는 그 핵심에서 고도의 안정성과 예측 가능성, 낮은 변동성이 유지되고 있는 것이 사실이다 (김훈·박준식, 2016). 이와 같은 특징은 한국에서 공공부문 근로자들의 임금 수준이 노동시장의 균형 수준에서 상당히 크게 벗어나 있을 가능성을 시사한다.

특히, 한국의 공공부문 임금 결정에 있어 큰 영향을 행사하는 요인은 정치적 영향력 및 예산 담당 부처의 결정이다. 신광영(2009)은 한국의 공공부문 규모와 임금 수준은 집권 여당의 이념이나 정치적 판단에 따라서 많은 영향을 받아왔다고 주장한다. 예컨대 2005년에는 경제 침체를 이유로 공무원의 기본급이 동결되었고, 2006년에는 행정부 고위 관료들에 의해 공무원 임금인상률이 2.0%로 결정되었으며, 이명박 정부하에서 2008년과 2009년 임금인상률은 경기 침체를 이유로 동결되기도 하였다. 또한, 그는 공공부문 임금의 관료적인 특성으로 인해 담당 부처의 결정 역시 공공부문의 임금에 상당한 영향을 미치고 있기에 임금인상과 관련된 결정이 중앙정부 고위 관료들에 의해서 일방적으로 이루어지고 있는 경향이 있다고 설명한다. 앞서 언급한 것과 같이 공공부문의 경쟁력 강화를 목표로 성과급과 자율적인 임금 체계 등이 도입되었지만 실질적인 영향력은 미미했으며, 노조의 유무와 단체교섭제도, 최저임금제 등 제도적인 요소 등 역시 제한적인 영향만을 미치고 있다.

한편, 한국의 공공부문과 민간부문의 임금 격차에 관한 연구들은 서로 다른 결과를 나타내고 있다. 김재홍(1996)은 남성 공무원의 경우 대기업 근로자들보다 경력, 나이, 노동수준 등에 대한 보상수준이 낮고 초임 수준이 낮아 보수수준이 다른 부문보다 열악하다고 주장하였다. 신광영(2009)은 공공부문의 평균임금은 사적 부문보다 높지만, 임금 프리미엄은 중위와 하위 임금 분위에서 두드러지며 공공부문 내에서도 공공행정부문과 공기업 간의 임금결정이 다르다고 주장하였다. 허식·이성원(2007)은 공공부문과 민간부문의 임금 격차는 개인 특성의 차이가 크게 반영된 결과이지만 공공부문에 규모지대, 독점지대 등 경제적 지대, 즉 임금 프리미엄이 어느 정도 존재한다고 주장하였다. 한편, 한종석(2017)은 공무원 임금 프리미엄은 특히 최근 들어서는 존재하지 않는다고 주장하기도 하였다.

### 3. 임금 격차 추정 방법

국내외에서 공공부문과 민간부문의 임금 격차에 관한 많은 연구가 선행되었던 만큼 연구 방법 역시 다양하게 사용되어 왔다. 이는 국내의 경우와 같이 한 국가에서도 서로 다른 결과를 도출하는 원인이 될 수 있으며, 방법론마다 장단점이 존재하기 때문에 지금까지 사용되어 온 연구 방법들과 그 특징에 대해 알아둘 필요가 있다.

Disney(2007)는 공공부문과 민간부문의 임금 격차를 추정하는 방법을 사용하는 자료의 특성에 따라 시계열 모형을 활용하는 방법, 횡단면 자료를 분석하는 방법, 패널 자료를 분석하는 방법의 세 가지로 정리하였다. 시계열 모형을 사용하는 경우 각 부문 근로자 개인의 소득은

관찰되지 않기 때문에 시간에 따라 변동하는 공공부문 근로자의 비율을 설명변수로 사용하여 식을 추정하고, 그 계수를 통해 근로자 전체의 임금으로부터 공공부문 근로의 임금 효과를 식별해내어야 한다. 이러한 방법은 공공부문 근로의 임금 효과를 정확히 식별하도록 해주지는 않지만, 거시경제 충격이나 공공부문 근로자들에 대한 보수 정책이 그들의 임금 변화로 이어지는지 장기적인 관점에서 관찰할 수 있게 해준다는 장점이 있다 (Disney, 2007). 정부는 2000년부터 『민·관 보수수준 실태조사』를 통해 두 부문의 평균임금의 차이를 지수 형태로 측정해서 매년 제공하고 있는데, 이와 같은 접근을 시계열 분석 방법의 한 종류로 볼 수 있다.

횡단면 자료를 분석하는 방법은 각 부문에 해당하는 개인의 소득을 관찰할 수 있게 해주기 때문에 각 부문 간 임금 격차를 시계열 모형보다 직접적으로 확인할 수 있게 해준다는 이점을 지닌다. 특히, 공공부문과 민간부문의 임금 격차가 각 부문 내에서의 소득 분위에 따라 다른 양상을 보이는지 관찰하기 위해 Poterba and Rueben(1994), Nielsen and Roseholm(2001), Tansel et al.,(2020) 등 많은 연구에서 활용되어 온 분위회귀모형 기반의 분석이 이에 해당한다.

마지막으로, 패널 자료를 분석하는 방법은 각 부문 근로자의 소득의 개인별 특성과 시점에 따른 변화를 모두 관찰할 수 있어 사용 가능한 정보가 다른 형태의 자료를 사용하는 것보다 풍부하다는 장점이 있다. 하지만 본 주제를 연구하는 데 있어 많은 연구자가 공공부문과 민간부문 임금 격차의 시간에 따른 변화 추세에 관심을 가지는 반면 패널 자료를 사용할 경우 사용된 기간의 평균적인 정보만을 얻게 되어 시간에 따른 변화를 관찰할 수 없다는 단점 역시 존재한다. 국내에서는 대표적으로 한중석(2017)이 패널 자료를 활용해 공공부문과 민간부문의 임금 격차를 파악하고자 하였다.

### III. 분석 자료 및 분석 방법

#### 1. 분석 자료

본 논문은 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS)자료를 활용하여 연구를 진행하였다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 대상으로 1998년부터 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있다. 1998년 추출된 원표본은 제주도를 제외한 도시가구를 대상으로 표집되었는데, 이를 보완하기 위해 12차년도(2009년)에 제주도를 포함하여 1,415개의 가구 표본을 추가하였다. 21차년도(2018년)로서는 66.2%의 원표본 가구가 유지되었다. KLIPS 자료는 가구특성, 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련 등 종합적인 정보를 담고 있으며, 패널 자료의 특성상 개인 및 가구 간의 행동양식과 의사결정의 차이뿐 아니라 시간의 흐름

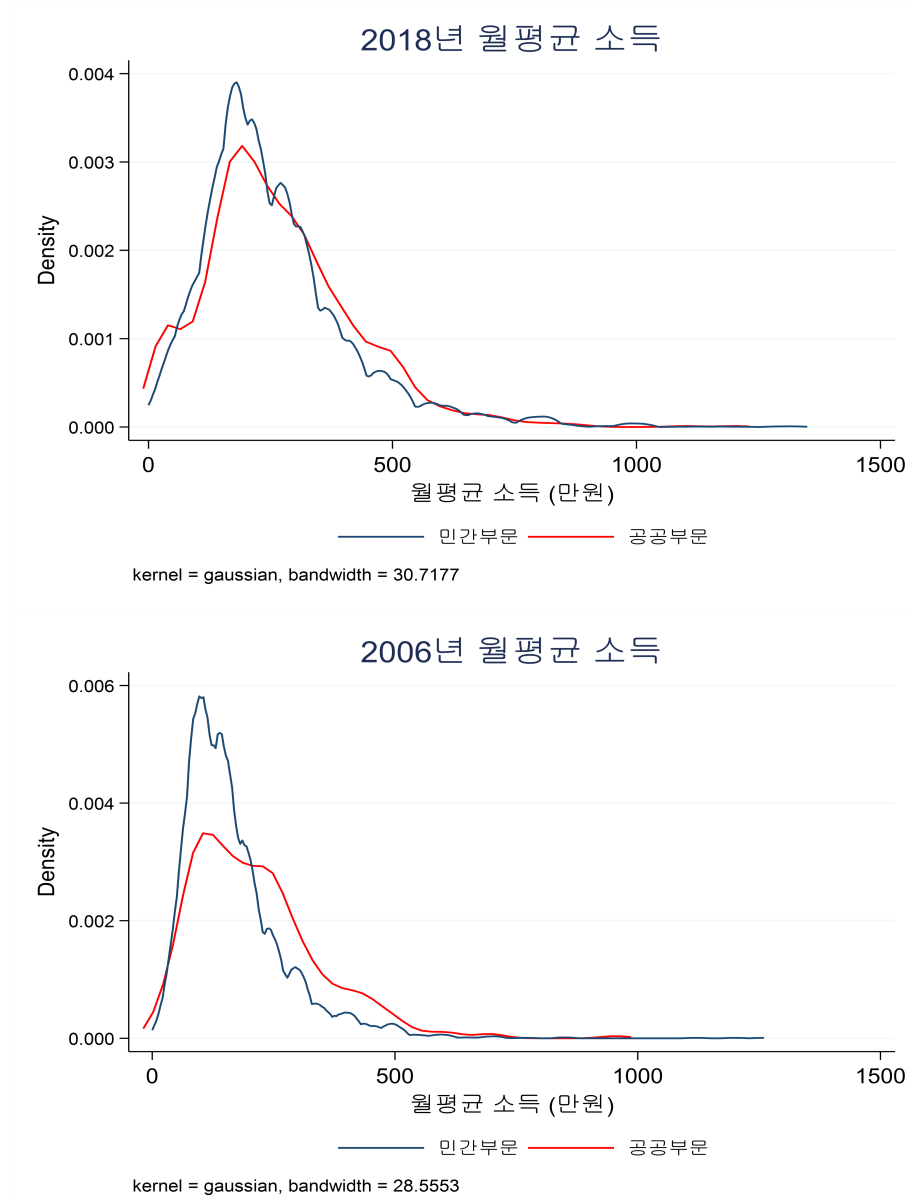
에 따른 그 변화 양상 역시 포착하고 있어 다양한 주제에 관한 포괄적이고 정밀한 연구를 가능하게 해준다.

본 연구를 위해 사용된 자료는 KLIPS의 제 9차 및 제 21차 자료이다. 이들은 각각 2006년과 2018년에 조사된 자료들로, 각 차수를 선정한 이유는 최근의 한국의 공공부문과 민간부문의 임금 격차를 알아보고 이를 과거와 비교하여 약 10년간 각 부문의 임금 격차 추세가 어떻게 변화하였는지 살펴보기 위해서이다. 2006년부터 본 연구에 사용된 모형에 활용되는 노조 가입 여부 변수의 무응답이 현저하게 감소하였으며 2007년부터 2009년의 자료는 금융위기의 영향으로 인한 외부효과가 크게 작용하였을 것이기에 2006년의 자료를 비교 대상으로 선정하는 것이 적합할 것으로 판단하였다.

분석에 앞서 두 비교 집단을 정의한 기준을 명확히 해야 할 필요가 있다. 김판석 외(2000)에 의하면 공공부문과 민간부문의 보수 간 격차에 관한 상반된 견해의 원인은 각각의 연구에 사용된 자료, 비교 대상 민간기업의 선정 및 구체적인 비교 방식이 다르기 때문일 가능성이 크다. 본 연구에서는 정재하(2005)의 ‘광의의 공공부문’의 정의를 참고하였는데, 그는 한국표준산업분류 중 국가 및 지방행정기관이 일반 대중에게 제공하는 공공행정, 국방 및 사회보장 행정업무뿐 아니라 교육서비스, 보건 및 사회복지서비스, 전기·가스·수도 부문을 포함한 것으로 공공부문을 정의하였다. 광의의 공공부문에 속하는 분야 가운데 일부는 서비스의 특성은 공공성이 강하지만 공급 주체를 기준으로 보면 민간부문으로 구분되어야 하는 것도 있다. 하지만 산업분류의 기준에 따르면 공공부문의 고용을 일관된 기준에 의해서 그 추이를 분석할 수 있는 장점이 있다 (정재하, 2005). 또한, 최근 구직자들의 공공부문 일자리 선호 현상은 공기업, 공사 등 광범위한 부문에서 나타나기 때문에 연구의 목적을 고려하여 공공부문 전반을 폭넓게 고려하는 것이 타당하다고 판단하였다. 한편, 비교 대상인 민간부문 근로자들은 임금근로자로 한정하였으며, 따라서 자영업자와 무급가족종사자는 분석 대상에서 제외되었다.

2006년과 2018년의 각 부문별 월평균 임금은 <그림 1>과 같이 분포되어 있다. 대체로 공공부문 근로자들이 민간부문 근로자들보다 소득수준이 높고, 소득이 덜 밀집되어 있는 것을 알 수 있다. 한편, 월평균 소득이 1000만원 이상인 초고소득 근로자들은 민간부문에서는 소수 관찰된 반면 공공부문에서는 관찰되지 않았다. 또한, 공공부문과 민간부문 간의 소득 격차는 2018년보다 2006년에 더 크게 나타났던 것으로 보인다. <표 1>은 분석 기간에 조사된 부문별 월평균 소득을 나타내고 있다. 평균적으로 공공부문 근로자들의 월평균 소득이 더 높고, 최솟값과 최댓값 간 차이가 작은 것으로 나타났다.

[그림 1]



1. 민간부문 근로자 중 월평균 소득 1500만원 이상의 관측치(2018년, 2006년 각 총 7개, 4개; 최고값 각 3000만원, 3300만원)는 위 그래프에서 제외되었다.

<표 1> 부문별 월평균 소득

(만 원)	전체		공공부문		민간부문	
	2006	2018	2006	2018	2006	2018
평균	177	262	214	268	170	261
중간값	150	230	194	250	150	230
최소	0	0	10	20	0	0
최대	3,300	3,000	958	1,700	3,300	3,000
관측치	4,283	6,023	730	1,136	3,553	4,887

## 2. 분석 방법

본 논문에서는 공공부문과 민간부문의 임금 격차를 추정하기 위해 Koenker and Bassett (1978b)의 선형 분위회귀모형을 활용해 각 부문의 소득분위별로 임금방정식을 추정한 후, 이를 활용해 두 부문 간 임금 격차를 독립변수 간 차이에 의해 설명되는 부분과 변수의 계수의 차이에 의해 설명되는 부분으로 나누어 관찰하는 방법을 사용할 것이다. 독립변수 간 차이에 의해 설명되는 부분은 교육 수준과 경력 등 각 부문 근로자들 간 개인적 특성, 즉 인적 자본의 차이로 인해 발생한 임금 격차를 나타낸다. 한편 계수의 차이에 의해 설명되는 부분은 같은 특성을 가진 사람이더라도 종사 부문에 따라 다른 보수를 받는 요인이 될 것이며, 부문 간 임금구조의 차이를 나타낸다. 공공부문 근로자들이 구조적인 요인으로 인해 같은 개인적 특성을 지닌 민간부문 근로자보다 더 높은 임금을 받는다면 이는 공공부문에 임금 프리미엄이 존재한다는 것을 나타내주며, 반대로 더 낮은 임금을 받는 경우 이는 공공부문에 임금 페널티가 존재한다는 것을 의미한다.

본래 ‘임금 프리미엄(wage premium)’은 특정 집단의 사람들이 비교 집단(대개 근로자 집단 전체, 또는 같은 직무를 담당하지만 해당 집단에 속하지 않는 근로자 등에 해당한다)의 임금 수준에 비교해 받는 추가적인 임금을 의미하며, ‘임금 페널티(wage penalty)’는 이와 반대되는 개념으로, 해당 집단이 비교 집단보다 낮은 수준의 임금을 받는 경우 그 감액분을 의미한다. 본 논문에서 사용된 분석 방법은 관찰 대상이 되는 집단의 구성원들과 같은 인적 속성을 지닌 가상의 비교 집단을 임금방정식 추정 및 재표집 과정을 통해 생성한 후 그를 통해 임금 격차를 분석하게 되기 때문에, 근로자의 임금을 완벽히 같은 인적 속성을 가진 대상의 임금과 비교했을 때 추가되거나 차감된 크기를 임금 프리미엄 및 페널티로 보는 것이 더 자연스럽다고 판단하였다. 따라서, 본 논문에서의 ‘임금 프리미엄’과 ‘임금 페널티’는 근로자의 인적 자본 수준의 차이가 완벽히 통제된 상태에서 공공부문 및 민간부문에 종사하는 것이 해당 부문의 임금 구조에 주는 영향으로 인해 생겨난 임금 격차를 의미하며, 혼란을 방지하기 위해 본격적인 분석에 앞서 이를 명확히 밝히고자 한다.

### 가. 분위회귀모형 추정

본 연구에서는 선형 분위회귀모형을 사용해 각 부문에 속한 근로자의 임금방정식을 추정한다. 해당 임금방정식은 Buchinsky(1998)의 표기를 따라 식(1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1) y_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta_i}, Q_\theta(y_i | X_i) = X_i' \beta_\theta$$

$y_i$ 는 해당 근로자의 월평균 임금을 나타내며,  $X_i$ 는 독립변수들로 각 근로자의 월평균 임금에 영향을 주는 개인적인 특성들을 포함한다. 모형 추정에 사용된 변수들에 대한 자세한 설

명은 <표 2>에 명시되어 있다.  $u_{\theta_i}$ 는 오차항으로,  $X$ 가 주어졌을 때  $u_{\theta_i}$ 의  $\theta$ 번째 조건부 분위는 0이라고 가정한다. 즉,  $u_{\theta_i}$ 는 식(2)의 조건을 만족한다.

$$(2) Q_{\theta}(u_{\theta_i}|X) = 0$$

한편, 독립변수의 계수  $\beta_{\theta}$ 는 식 (3)을 만족하는 값이다.

$$(3) \min_{\beta} \frac{1}{N} \left\{ \sum_{i: y_i \geq X_i' \beta} \theta |y_i - X_i' \beta| + \sum_{i: y_i < X_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - X_i' \beta| \right\}, \theta \in (0, 1)$$

일반적인 선형회귀모형에서와 달리  $\beta_{\theta}$ 는  $y_i$ 의  $X_i$ 가 주어졌을 때의 조건부 분포 상에서의 상대적인 위치에 따라서 변화한다. 식 (1)은 공공부문과 민간부문 각각에 대해 따로 추정하여 각 부문 간 임금 결정 과정의 차이를 반영하는 한편 부문 간 임금 격차를 근로자 간 개인별 특성의 차이와 임금 결정 구조의 차이로 나누어 관찰할 수 있도록 하였다. 따라서, 본 연구에서 임금방정식은 각 근로자가 속한 부문에 따라 다르게 나타날 뿐만 아니라 그가 속한 부문 내 조건부 소득분포 상에서의 위치에 따라 다르게 나타날 것이다.

<표 2> 변수 설명

구분	변수	설명	평균 (표준편차)
종속 변수	실질 월평균 소득	ln(월평균 소득/CPI) 단위: 만원, CPI는 조사 연도 기준	262.03(168.92)
	나이	만 나이	45.46(13.21)
	경력	조사 연도-취업 연도	7.11(7.60)
	성별 더미	1: 여성 0:남성	0.43(0.49)
	정규직 더미	1:정규직 0:비정규직	0.62(0.48)
설명 변수	학력 더미	조사 당시 최종학력	①0.06(0.23)
		① 초등학교 ② 중학교 ③ 고등학교	②0.07(0.25)
		④ 2년제 대학 및 전문대 ⑤ 4년제 대학	③0.32(0.46)
		⑥ 대학원	④0.20(0.40)
			⑤0.30(0.46)
			⑥0.06(0.23)
지역 더미	조사 당시 거주지	①0.19(0.39)	
	①서울특별시 ②경기 및 광역시	②0.52(0.50)	

1. 기초통계량은 2018년 기준



#### 나. 임금격차 분해

실증분석에서 두 집단 간 격차를 발생 요인에 따라 알아보기 위해 사용되는 방법은 Oaxaca(1973)-Blinder(1973)의 격차분해가 대표적이다. 이 방법은 종속변수의 평균값 간 격차를 유발하는 요인에 집중하는데, 두 집단의 임금을 관찰하는 데 있어 평균값만을 관찰하는 것은 임금 격차의 크기와 발생 원인이 소득수준에 따라 크게 달라질 수 있다는 점에서 상당히 제한적이다. 따라서 본 연구에서는 분위회귀모형을 기반으로 한 격차분해 방법을 사용하여 공공부문과 민간부문 간 임금 격차를 근로자의 소득분위별로 추정하여 공공부문과 민간부문의 임금 격차를 보다 정밀하게 관찰하고자 한다. 분위회귀모형을 기반으로 한 격차분해 방법은 Machado and Mata(2005)의 방법이 대표적이는데, 본 연구에서는 해당 방법을 일부 수정한 Melly(2006)의 방법을 사용하고자 한다. Melly(2006)의 격차분해 방법은 다음과 같은 단계들을 통해 두 집단 간 임금 격차의 요인을 추정한다.

1. 식(1)을 통해 공공부문과 민간부문 근로자의 임금방정식을 추정하여 각 식의 설명변수의 계수  $\beta_{\theta_j}^p$  와  $\beta_{\theta_j}^r$ 를 구한다.
2. (1)에서 구한 계수와 표본을 활용해  $\theta \in (0,1) j = 1, 2, 3, \dots, J$  에 대해  $\left\{ \left\{ X_i^{p'} \beta_{\theta_j}^p \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_p}$  및  $\left\{ \left\{ X_i^{r'} \beta_{\theta_j}^r \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_r}$  를 구한다. 이 때  $X_i^p$ 는  $i$ 번째 공공부문 근로자의 개인적인 특성을 나타내며,  $X_i^r$ 는  $i$ 번째 민간부문 근로자의 개인적인 특성을 나타낸다. 또한  $N_p$  는 표본 내 공공부문 근로자의 수를 나타내고,  $N_r$ 은 표본 내 민간부문 근로자의 수를 나타낸다.

자료를 통해 주어진 공공부문 근로자들의 월평균 소득은 표본 내 공공부문 근로자들의 개인적 특성인  $X_i^p$ 가 주어졌을 때의 조건부 분포에서 추출된 표본이다. 즉, 표본을 통해 주어진 공공부문 근로자의 월평균 소득  $y_i^p$ 는  $f_p(y|X^p)$ 을 확률밀도함수로 가지는 모집단에서 추출되었다고 생각할 수 있다. 반면,  $\left\{ \left\{ X_i^{p'} \beta_{\theta_j}^p \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_p}$  는  $y_i^p$ 의 무조건부 확률밀도함수  $f_p(y)$ 로 나타내어지는 공공부문 근로자 전체의 월평균 임금에서 추출된 표본으로 생각할 수 있다. 즉, (1) - (2) 와 같이 표본을 재구성함으로써 공공부문 근로자들의 월평균 임금의 조건부 확률밀도함수  $f_p(y|X^p)$  를 공공부문 근로자들의 개인적 특성의 확률밀도함수  $f_p(X^p)$  로 적분하는 것과 유사한 효과를 얻을 수 있다. 또한,  $\left\{ \left\{ X_i^{p'} \beta_{\theta_j}^p \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_p}$  를 통해 공공부문 근로자들이 그들의 개인적인 특성은 유지하면서 민간부문 근로자와 같은 방식으로 임금이 주어졌을 때 월평균 임금의 조건부 확률밀도함수  $f_r(y|X^p)$  를  $f_p(X^p)$  로 적분한 것과 유사한 효과를 얻을 수 있다. 이 방법으로 얻은 표본의 모집단의 확률밀도함수를  $f_r(y, X^p)$  라고 한다면, 이는 공공부문 근로자들이 민간부문에 종사하게 되었을 때 그들의 가상적인 월평균 소득의 확

률밀도함수를 나타낸다고 생각할 수 있다.

3.  $\left\{ \left\{ X_i^{p'} \beta_{\theta_j}^p \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_p}$  의  $\theta$  번째 분위에 해당하는  $Q_{\theta}(X_i^{p'} \beta_{\theta}^p)$  와  $\left\{ \left\{ X_i^{p'} \beta_{\theta_j}^r \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_p}$  의  $\theta$  번째 분위에 해당하는  $Q_{\theta}(X_i^{p'} \beta_{\theta}^r)$  를 구한다.
4.  $Q_{\theta}(X_i^{p'} \beta_{\theta}^p) - Q_{\theta}(X_i^{p'} \beta_{\theta}^r)$  을 계산한다. 이는  $\theta$  번째 분위에서 공공부문 임금 구조의 효과를 나타낸다. 즉, 이 값이 양의 값을 나타낼 경우  $\theta$  번째 분위에서 공공부문에 임금 프리미엄이 존재한다고 판단할 수 있다.
5. 한편, (1) - (2)와 같은 방법으로  $\left\{ \left\{ X_i^{r'} \beta_{\theta_j}^r \right\}_{j=1}^J \right\}_{i=1}^{N_r}$  를 구할 수 있으며, 이를 민간부문 근로자 전체의 월평균 임금의 모집단에서 추출된 표본으로 생각할 수 있다. 이 소득분포의  $\theta$  번째 분위에 해당하는  $Q_{\theta}(X_i^{r'} \beta_{\theta}^r)$  을 구한 후  $Q_{\theta}(X_i^{p'} \beta_{\theta}^p) - Q_{\theta}(X_i^{r'} \beta_{\theta}^r)$  을 구한다면 이는 해당 소득 분위에서 공공부문 근로자와 민간부문 근로자의 인적 특성의 차이로 인한 임금의 차이를 나타내준다. 즉, 이 값이 양의 값을 나타낼 경우  $\theta$  번째 분위에서 공공부문 근로자들은 민간부문 근로자들보다 더 높은 수준의 인적 자본을 지니고 있어 그에 대한 보상으로 더 높은 소득을 받고 있다고 판단할 수 있다.

## IV. 분석 결과

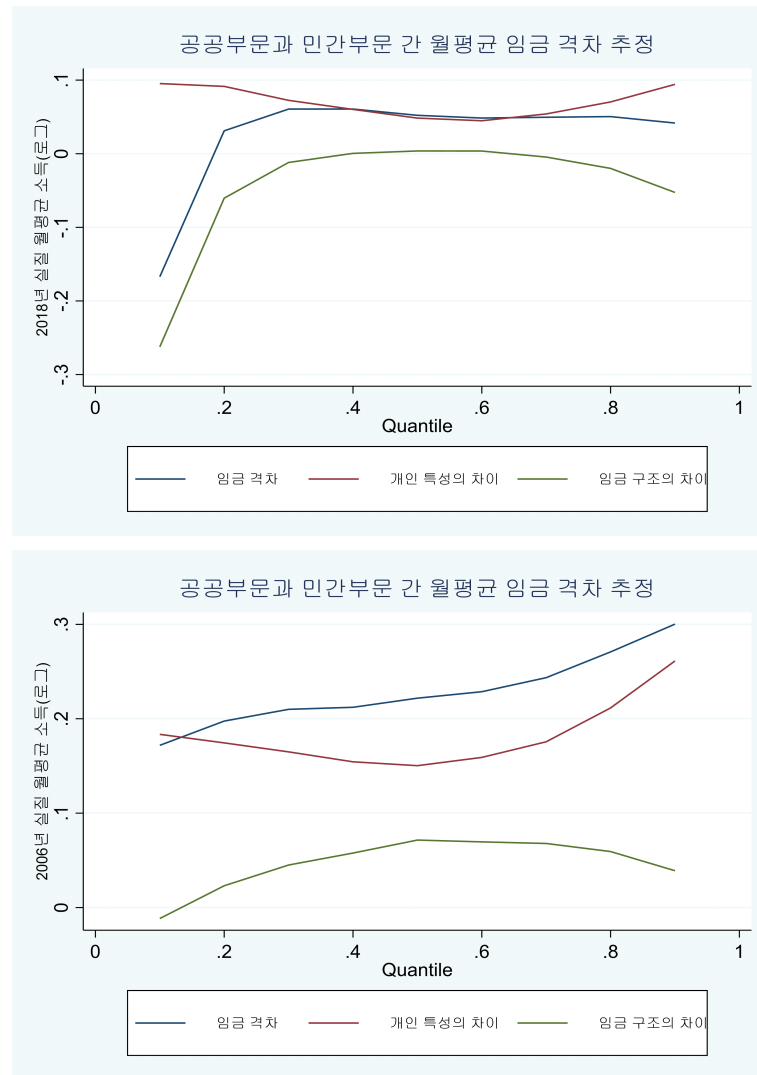
### 1. 주요 결과

먼저, 2018년의 공공부문 근로자와 민간부문 근로자 전체의 임금에 대해 격차분해를 실시한 결과는 <그림 2>와 같이 나타난다. 2018년에 공공부문 근로자들은 상위 80% 이상의 구간부터는 같은 분위의 민간부문 근로자들보다 소득의 크기가 큰 모습을 보였지만, 상위 80% 미만의 구간에서는 소득이 더 낮은 모습을 보였다. 특히, 소득 분위가 낮아질수록 민간부문 근로자들과의 임금 격차는 커지는 것으로 나타났다. 전반적으로 모든 소득 분위에서 공공부문 근로자들의 인적 속성은 민간부문 근로자들보다 높은 소득을 받게 해주는 것으로 관찰되었다. 즉, 공공부문 근로자들의 소득수준이 높은 까닭은 공공부문에 임금 프리미엄이 존재해서가 아니라 개별 근로자들이 높은 수준의 인적 자본을 지니고 있기 때문이다.

한편, 2018년에 관찰된 공공부문과 민간부문의 소득 격차의 양상은 2006년과 상당히 다른 모습을 보인다. 2006년에는 모든 소득 분위에서 공공부문 근로자들의 소득수준이 현저히 높게 나타났으며 개인 특성으로 인한 영향 역시 그 크기가 훨씬 큰 모습을 나타내었다. 또한, 2018년에 공공부문의 임금 구조로 인한 효과는 음의 값이나 0에 가까운 값을 가졌던 반면 2006년에는 공공부문의 거의 모든 소득구간에서 임금 프리미엄이 발견되었다. <그림 3>은

추정된 값의 신뢰구간을 함께 나타내어 두 부문 간 임금 격차가 통계적으로 유의한지를 나타내고 있다. 실제로 2006년에는 공공부문 임금 프리미엄의 신뢰구간은 상위 80% 이상의 분위에서는 모두 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의한 양의 값을 나타내었다. 또한 2006년에 공공부문 근로자들은 모든 분위에서 민간부문 근로자들보다 높은 수준의 인적 자본을 지니고 있었으며, 두 부문 간 인적 자본 수준의 격차는 특히 상위 50% 이상의 소득구간에서는 소득 분위가 높을수록 커지는 것으로 나타났다.

[그림 2] 2006년과 2018년의 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 추정



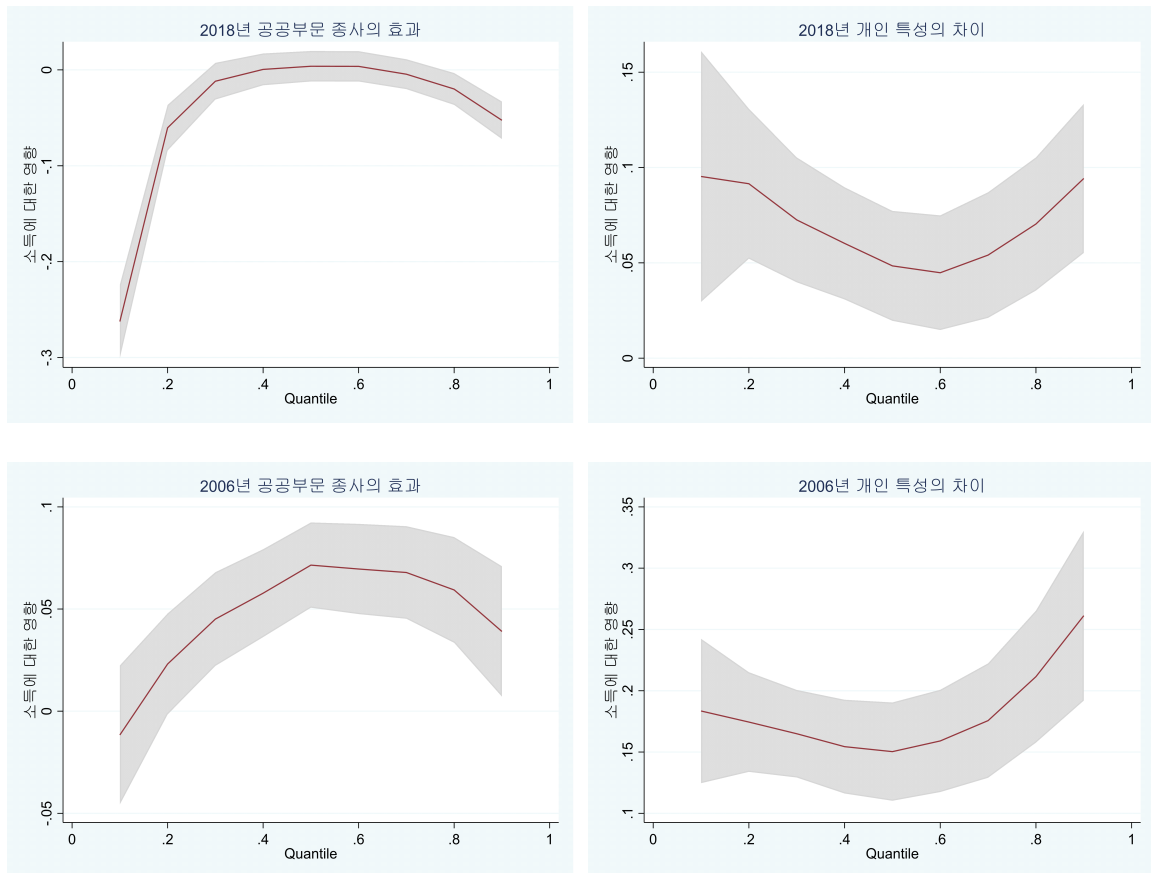
1. 수치로 나타난 분위별 격차분해 결과 및 신뢰구간은 부록의 <표 6> 및 <표 7> 참고

2018년에 공공부문과 민간부문 간 소득 격차의 양상이 현저히 달라지는 것에 기여한 요인을 알아보기 위해 각 부문 근로자들의 2018년과 2006년의 소득 격차를 위와 같은 추정 방법을 사용하여 그 발생 원인에 따라 분류하였다 그 결과는 <그림 4> 와 같이 나타난다.

민간부문 근로자들의 월평균 소득은 2018년에 전 구간에서 증가했으나, 공공부문 근로자들

의 월평균 소득은 상위 80% 이하와 상위 30% 이상의 소득 분위에서는 되려 감소한 것을 확인할 수 있다. 각 부문의 상위 80% 소득 분위 언저리에서 임금 구조의 변화로 인한 임금 격차가 가장 크게 나타난 이유는 해당 소득 분위의 근로자들이 2017년과 2018년의 급격한 최저임금 인상의 영향을 가장 크게 받아서라고 추측된다. 실제로 두 부문 모두 2018년의 상위 80% 소득분위에서의 월평균 임금은 150만원으로 추정되었는데, 이는 2018년도 최저임금 기준 월급인 1,573,770원과 매우 가깝다.

[그림 3] 소득 격차 발생 요인에 따른 신뢰구간

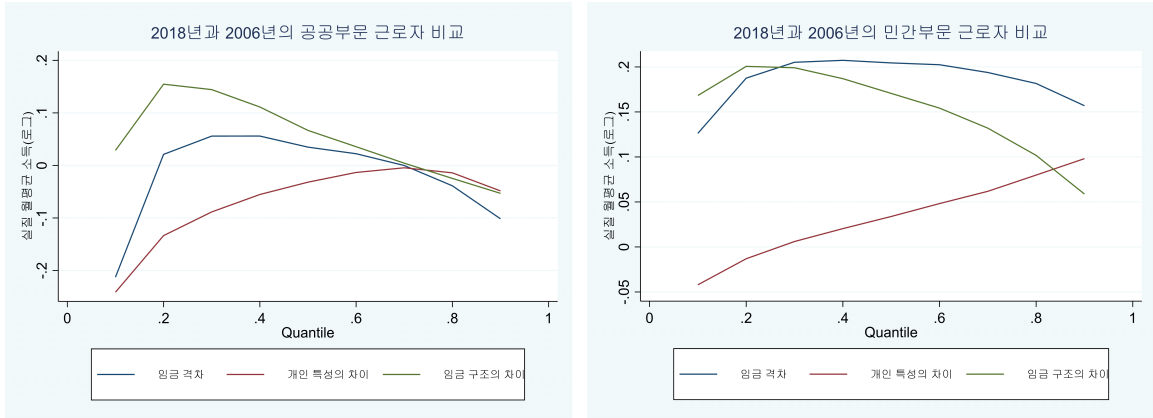


한편, 2006년과 비교한 2018년 민간부문 근로자들의 인적 특성은 상위 80% 소득 분위부터는 소득수준이 높아질수록 소득을 상승시키는 방향으로 변화한 반면, 공공부문 근로자들의 2006년과 비교한 2018년의 개인 특성은 비교적 낮은 소득 분위에서는 소득수준을 감소시키는 방향으로 변화하였으며, 보다 높은 소득 분위에서는 거의 변화를 나타내지 않았다.

본 연구에서 사용된 추정 방법은 독립변수들이 종속변수에 주는 영향을 각 변수 당 개별적으로 추정할 수 있게 해주지는 않기 때문에 이와 같은 결과가 나타난 이유를 명확히 밝혀내기 어렵다. 다만 조사 연도별로 각 부문당 독립변수들의 평균을 추정하였을 때, 공공부문 근로자들의 2018년 기준 최종학력은 2006년에 비해 초대졸 이상의 비율이 75.21%에서 75%로 약 0.2%p 감소한 반면 민간부문 근로자들의 2018년 기준 최종학력은 2006년에 비해 초대졸 이상의 비율이 40.8%에서 51.29%로 약 10.5%p 증가하였다. 즉, 약 12년간의 시간동안 공

공 부문 근로자들의 최종학력이 높은 수준에서 비슷한 수준을 유지하는 동안 민간부문 근로자들의 최종학력은 상당한 폭으로 높아진 것이다.

[그림 4] 부문별 2018년과 2006년간 임금 변화 비교



2018년도에 공공부문의 소득분포상 상위 80% 이하에 해당하는 근로자들의 소득이 민간부문 근로자들에 비해 매우 낮게 추정된 것은 정부가 고용 부진 해소를 위해 만든 공공부문의 저임금 일자리에 임시일용직으로 취업한 근로자들이 분석 결과에 반영되어 나타난 결과로 생각된다. 2018년 11월에 발표된 통계청의 지역별 고용조사 결과를 참고하면, 2018년 상반기 공공행정 분야의 상용근로자는 2만 8천명이 증가한 반면 임시일용 근로자는 5만 3천 명 증가했다. 이는 2013년 통계 작성 이후 가장 큰 증가 폭으로, 전년 동기 대비 공공행정 분야의 월 200만 원 미만 저임금 취업자 수 역시 관련 통계를 작성한 2013년 이후 2018년에 가장 큰 폭으로 증가하였다. 실제로 연구대상 중 2018년의 월평균 소득이 공공부문 근로자 중 상위 80% 미만으로 나타난 근로자들의 약 78%가 임시일용 근로자였으며, 약 45%가 단순노무직에 종사하였다. 이는 2006년의 공공부문 근로자 중 소득수준이 상위 80% 미만에 해당하는 근로자들의 약 50%만이 임시일용 근로자였으며, 약 26.3%가 단순노무직에 종사하였던 것과는 상당한 차이가 있다. 또한, 해당 근로자들 중 약 54.2%는 시간제 근로자로 민간부문의 같은 소득수준에 해당하는 근로자들의 약 37.7%가 시간제 근로자였으며 2006년 공공부문 근로자 중 소득이 상위 80% 미만이었던 근로자들의 약 19.2%만이 시간제 근로자였던 것과 매우 큰 차이를 나타내었다.

공공부문의 임금 프리미엄이 과거에는 존재하였지만 최근 들어 사라졌음에도 불구하고 최근에 되려 공공부문 일자리에 대한 선호도가 높아진 이유는 공공부문의 비임금 유인이 과거보다 민간부문과 비교해 매우 매력적으로 느껴지기 시작했다는 의미일 것이다. 2018년도 직무만족도에 대한 응답을 살펴보면 공공부문 근로자들이 민간부문 근로자들보다 통상적으로 공공부문 일자리의 장점으로 여겨지는 취업 안정성, 복지후생제도, 근로시간, 근무환경 등 뿐만 아니라 개인의 발전 가능성, 하고 있는 일의 내용, 의사소통 및 인간관계 측면에서도 ‘매우 만족’ 또는 ‘만족’한다고 응답한 비중이 큰 것을 확인할 수 있었다. 특히, 임금 또는 보수 측면에서도 만족한다고 응답한 비중이 민간부문 근로자들보다 큰 것을 확인할 수 있었으며, 2006년에 비해 민간부문과 비교하였을 때 공공부문의 임금 프리미엄과 상대적인 임금 수준

모두 감소하였음에도 불구하고 임금에 대한 만족도의 격차는 소폭 증가한 것을 확인할 수 있었다. 즉, 2006년에 민간부문과 공공부문에서 임금 수준에 만족한다고 응답한 비중은 각각 약 14.7%와 24%이었던 반면 2018년에는 각각 약 22.9%와 34.5%로 그 차이가 오히려 커졌다. 근로자의 임금에 대한 주관적인 평가에는 비임금 보상을 고려하였을 때 임금이 적절한지가 고려된다는 점을 생각하면, 이러한 분석 결과는 민간부문과 비교해 공공부문 근로자들에게 주어지는 상대적인 비금전적 보상이 상대적인 금전적 보상의 감소를 상쇄할 정도로 커졌다는 점을 시사한다.

## 2. 직종별 분석

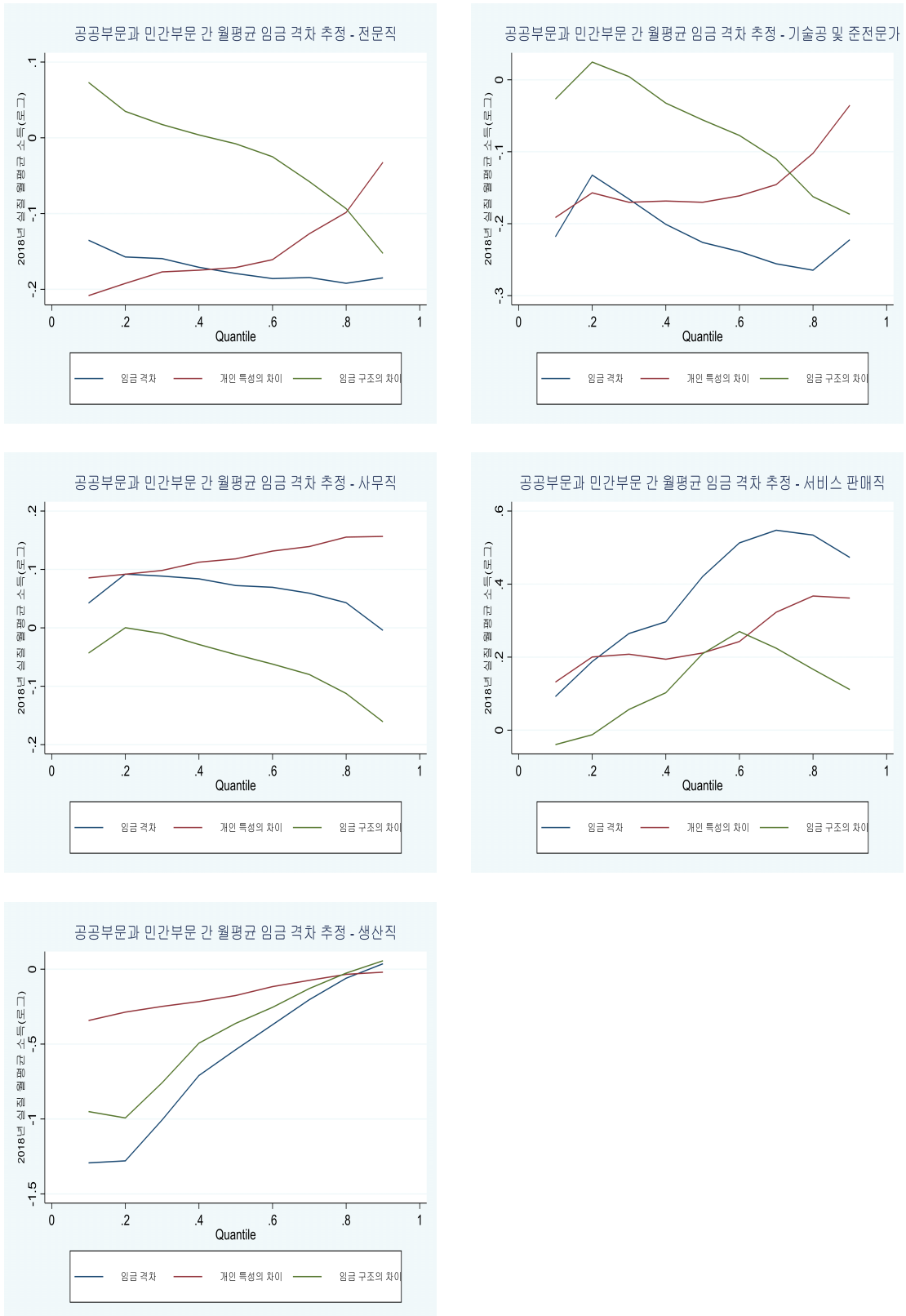
공공부문과 민간부문 모두에서 근로자가 속한 직종은 임금 체계에 많은 영향을 미칠 것이며, 따라서 공공부문과 민간부문 간 임금 격차의 양상도 직종마다 차이가 있을 것이라고 예상할 수 있다. 예컨대, 전문직의 경우 공공부문보다는 민간부문 근로자들의 임금이 평균적으로 더 높을 가능성이 있지만 사무직이나 서비스판매직의 경우 두 집단 간 차이가 비교적 명확하지 않을 수 있다. 그뿐만 아니라 같은 직종에 종사하는 근로자들은 속한 부문이 다를지라도 경력 사항이나 능력 등 임금에 영향을 주는 개인적인 특성들이 유사할 것이며, 비교 집단 간 유사성을 확보하는 것은 속한 부문이 두 집단 간 임금 격차에 주는 영향을 더 정확히 관찰할 수 있게 해 줄 것이다.

분석을 위해 한국표준직업분류 5차 기준을 토대로 각 부문 근로자들을 전문직, 기술공 및 준전문가, 사무직, 서비스 및 판매직으로 분류하였다. 앞서 전체 표본을 대상으로 임금방정식 추정 및 격차분해를 하였을 때 직종은 통제변수로 포함되었지만(<표 2> 참고), 직종에 따라 표본을 나누었을 때 해당 변수들을 포함하는 것은 무의미하므로 직종별 변수들은 모두 제외한 임금방정식을 추정하였다. <표 3>은 부문에 따른 직종별 월평균 소득을 나타내고 있다. 평균적으로 전문직 근로자들이 가장 많은 임금을 받고, 서비스 판매직과 생산직 근로자들이 가장 적은 임금을 받는다는 것을 알 수 있다. 공공부문과 민간부문 간 임금 격차는 서비스 판매직에서 가장 크게 나타났다.

<표 3> 2018년 직종별 월평균 소득

(만원)	전문직		기술공 및 준전문가		사무직		서비스 판매직		생산직	
	공공 부문	민간 부문	공공 부문	민간 부문	공공 부문	민간 부문	공공 부문	민간 부문	공공 부문	민간 부문
평균	311.4	369.7	221.6	281.8	312.4	310.3	255.4	169.5	172.7	236.8
중간값	286.0	340.0	197.5	250.0	300.0	280.0	230.0	150.0	150.0	200.0
표준편차	169.9	199.7	112.7	176.0	139.8	207.1	148.4	98.1	145.5	135.2
최대	1700	2000	600	2000	3000	800	600	740	800	1350
관측치	406	511	184	425	220	983	121	839	194	2025

[그림 5] 직종별 공공부문과 민간부문 간 임금 격차



1. 수치로 나타난 분위별 격차분해 결과 및 신뢰구간은 부록의 <표 8> ~ <표 12> 참고

<그림 5>는 직종별 공공부문과 민간부문 간 임금격차 분해 결과를 나타내고 있다. 먼저, 전문직 공공부문 근로자들의 월평균 소득은 민간부문보다 낮게 나타났는데, 개인적 특성으로 인한 효과가 모든 분위에서 눈에 띄게 음(-)의 값을 가지는 것을 알 수 있었다. 상위 60% 이하의 소득을 받는 공공부문 근로자들은 인적 자본 수준보다 높은 임금을 받고 있었으나, 공공부문 내 상위 60% 이상의 소득을 받는 근로자들은 더 낮은 임금을 받고 있었다. 따라서, 전문직 근로자의 경우 공공부문에 종사하고자 하는 금전적 유인은 거의 없다고 판단하였다. 특히 두 부문 간 인적 특성의 차이는 소득의 크기가 커질수록 작아졌지만, 임금 페널티 효과는 소득의 크기가 커질수록 뚜렷해지는 경향을 보였기 때문에, 소득 및 인적 자본 수준이 높은 전문직 종사자들은 특히 공공부문에 종사하는 것이 불리할 것으로 예상된다.

기술공 및 준전문가의 경우 민간부문과 공공부문 간 소득 격차의 양상은 전문직과 유사하게 나타났다. 다만 전문직의 경우 상위 60% 이하의 소득을 받는 근로자들은 공공부문에 종사하는 것이 소득에 긍정적인 영향을 주었지만, 기술공 및 준전문가의 경우 거의 모든 소득 구간에서 공공부문에 종사하는 것은 소득을 감소하는 효과가 있었다. 따라서 기술공 및 준전문가의 경우 역시 공공부문 일자리에 대한 금전적 유인은 찾아볼 수 없었다.

사무직 근로자들의 경우 앞서 살펴본 두 직종과 달리 공공부문 근로자들의 인적 자본 수준이 민간부문보다 높다는 사실을 알 수 있었다. 하지만 모든 소득 분위에서 공공부문에 임금 페널티가 존재하였으며, 이는 특히 공공부문 내에서도 소득이 높은 수준에 속하는 근로자들의 소득을 더 많이 감소시키는 효과가 있었다. 즉, 공공부문 사무직 근로자들은 민간부문 근로자들보다 전반적인 소득수준은 높았지만, 개인의 인적 자본 수준에 비해 소득수준이 낮은 것으로 나타났다.

서비스 판매직의 경우 앞서 살펴본 부문들과 달리 공공부문 근로자들이 모든 소득 구간에서 민간부문 근로자들보다 높은 수준의 월평균 소득을 받는 것으로 나타났다. 특히 앞서 살펴본 직종들에서는 소득수준이 높은 근로자들일수록 더욱 큰 임금 페널티와 작은 임금 프리미엄을 받고 있었다. 반면 서비스 판매직에서는 공공부문의 임금 프리미엄이 소득분위가 상위 80% 이하인 근로자들에게는 거의 나타나지 않았지만, 더 높은 소득 분위에서는 상당히 크게 나타났다. 또한, 인적 자본 수준 역시 소득 분위가 더 높은 구간에서 민간부문의 동일 구간 비해 높게 나타났기 때문에 상위 60% 이상에서는 공공부문 근로자들이 민간부문보다 매우 높은 수준의 소득을 받는 것으로 나타났다.

생산직의 경우 거의 모든 구간에서 공공부문에 종사하는 것은 소득을 감소시키는 것으로 나타났다. 앞서 살펴본 직종들에서는 소득 분위가 비교적 높은 근로자들에게 공공부문의 임금 페널티가 더 크게 나타났지만, 생산직에서는 소득 분위가 낮을수록 공공부문의 임금 페널티가 더욱 크게 나타났다. 인적 자본 수준의 격차 역시 소득 분위가 낮을수록 커졌기 때문에, 높은 소득 분위에서는 공공부문과 민간부문 간 임금 격차가 거의 나타나지 않았지만 낮은 소득 분위에서는 상당히 큰 임금 격차가 관찰되었다.

이상의 논의를 통해 직종에 따라 공공부문과 민간부문의 소득 격차의 양상이 눈에 띄게 다른 것을 확인할 수 있다. 공공부문의 임금 프리미엄은 서비스 판매직과 전문직의 일부 소득



구간 외에는 나타나지 않았으며, 되려 많은 경우에는 공공부문 근로자들이 임금 페널티를 받고 있는 것이 관찰되었다. 한편, 이와 같은 결과는 각 직종 근로자의 직무만족도에도 일정 부분 반영되어 있다. 예컨대 공공부문의 임금 프리미엄이 상당히 큰 폭으로 존재하는 서비스 판매직의 경우 공공부문과 민간부문의 임금 또는 보수에 대해 만족하는 근로자들의 비율은 각각 약 30%와 20%로 공공부문 근로자들 중 임금에 대해 만족하는 근로자들의 비율이 훨씬 더 높게 나타난 반면, 공공부문에 큰 크기의 임금 페널티가 존재하는 기술공 및 준전문가의 경우 각각 약 27%와 26%로 각 부문 근로자들 간 임금에 대한 만족도의 차이는 거의 없다는 것을 알 수 있었다. 그러나 기술공 및 준전문가의 경우에서도 전반적으로 일에 만족한다고 응답한 근로자의 비율은 민간부문에 비해 높게 나타났다. 따라서, 직종에 따라 공공부문 근로자들이 임금 프리미엄 혹은 페널티를 받는지는 차이가 있지만 공공부문에 금전적 유인이 존재하지 않는 경우에도 다른 비금전적 유인이 임금에 대한 부정적 효과를 상쇄할 수 있게 해주고 있다고 판단하였다.

### 3. 성별에 따른 분석

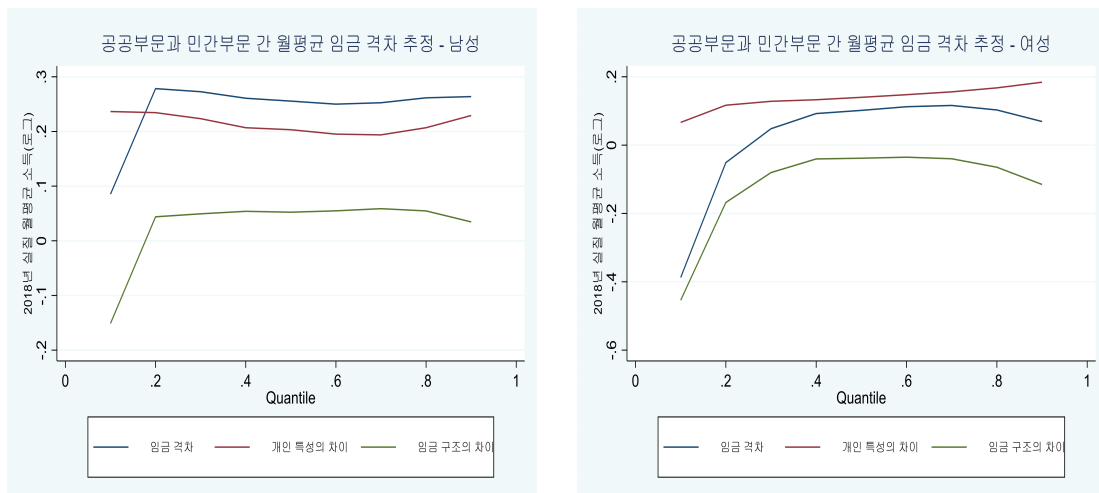
캐나다 (Gunderson(1979), Mueller(1998)), 독일 (Melly(2005)), 인도 (Glinskaya and Lokshin(2005)), 등 많은 나라의 연구에서 여성의 경우 공공부문 근로자의 임금 프리미엄이 남성보다 크거나 남성에게 임금 프리미엄이 주어지지 않는 경우에도 존재하는 것으로 나타났다. 성별에 따른 임금 격차 관련 연구를 통해서도 많은 나라에서 공공부문이 민간부문보다 성별 간 임금 격차의 크기가 작은 것으로 밝혀졌다. 예컨대 Arulampalam 외 (2007)의 유럽 국가들을 대상으로 한 연구에 의하면 오스트리아, 벨기에, 덴마크 등 연구대상이 되었던 유럽의 11개국 중 10개국에서 공공부문의 성별 간 임금 격차가 민간부문보다 작게 나타난 바 있다. 한국의 경우, 허식(2015)의 연구에서 공공부문에서의 성별임금격차는 상당히 낮게 나타났으며 민간부문과는 달리 유리천장효과도 나타나지 않았다. 따라서 국내에서도 여성의 경우 공공부문 근로자들이 임금 프리미엄을 누리고 있을 가능성이 있으며, 성별에 따른 공공부문과 민간부문 근로자의 임금 격차를 살펴봄으로써 이를 확인하고자 한다. <표 4>는 2018년 각 성별의 부문에 따른 월평균 소득을 나타내고 있다.

<표 4> 2018년 성별 별 월평균 소득

(만원)	남성		여성	
	공공 부문	민간 부문	공공 부문	민간 부문
평균	331.3	312.1	255.5	179.3
중간값	331.2	312.0	225.5	160.0
표준편차	187.4	177.8	121.0	121.1
최대	1700	3000	665	2500
관측치	459	2992	677	1895

<그림 6>은 성별에 따른 임금 격차분해 추정 결과를 나타낸다. 남성과 여성의 공공부문과 민간부문의 임금 격차는 소득분포상의 위치에 따라 비슷한 양상을 나타내었으나 그 크기에 있어 차이를 보였다. 즉, 남성과 여성 근로자 모두 공공부문 종사의 효과는 상위 80% 이하의 소득을 받는 근로자들에게 특히 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며, 개인 특성의 효과는 남성과 여성 모두 분포 전 구간에서 비교적 균등한 양의 값을 가졌다. 하지만 남성의 경우 소득 구간 전체에서 공공부문의 임금 구조로 인한 소득 감소가 나타났으며, 인적 수준의 차이 역시 공공부문 임금 페널티를 상쇄할 만큼 크지 않았기 때문에 상위 80% 이상의 소득을 받는 공공부문 근로자들은 민간부문보다 조금 더 높은 정도의 소득을 받는 것을 관찰할 수 있었다. 반면 여성의 경우 상위 80% 이상의 소득을 받는 근로자들에게는 공공부문 임금 프리미엄이 작은 크기로 존재하는 것을 관찰할 수 있었으며, 개인 특성의 차이로 인한 영향은 남성보다 매우 크게 나타나 여성 공공부문 근로자들은 민간부문 근로자들보다 전 소득구간에서 상당히 높은 수준의 월평균 임금을 받는다는 것을 관찰할 수 있었다.

[그림 6] 성별 기준 공공부문과 민간부문간 임금 격차



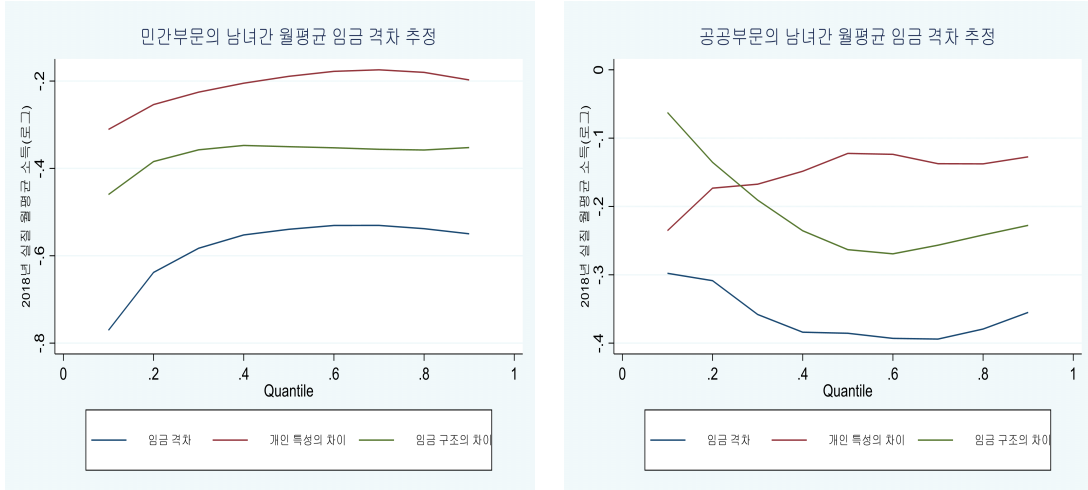
1. 수치로 나타난 분위별 격차분해 결과 및 신뢰구간은 부록의 <표 13> 및 <표 14> 참고

공공부문에 종사하는 여성 근로자들은 임금 프리미엄을 누리지만 남성 근로자들은 임금 페널티를 받게 된다면, 공공부문에서는 민간부문보다 성별 간 임금 격차가 작게 나타날 것이다. 그를 보다 자세히 관찰하기 위해 (가) - (나)의 방법으로 공공부문과 민간부문에서 남성과 여성의 임금방정식을 각각 추정한 후 임금격차 분해를 실시하였다. <그림 7>은 그 결과를 나타내고 있다.

분석 결과 공공부문의 전체 소득 구간에서 민간부문보다 남녀 간 임금 격차가 더 작게 나타났는데, 특히 여성에게 주어지는 페널티(남녀 간 임금 구조의 차이로 인한 소득의 차이)가 공공부문에서 더 작게 나타났다. 성별에 따른 인적 자본 수준의 차이는 40분위 이상의 월평균 소득을 받는 근로자들에서는 부문에 따른 큰 차이가 있지 않을 것이라고 생각된다. 이상의 논의를 통해 공공부문에서는 남녀 간 임금 구조의 차이로 인한 임금 격차가 민간부문보다 작을 것이라고 판단하였으며, 여성은 공공부문에서 임금 프리미엄을, 남성은 임금 페널티

를 받기 때문에 특히 여성의 경우 공공부문에 종사할 유인을 가진다고 판단하였다.

[그림 7] 공공부문과 민간부문의 성별 간 임금 격차



## V. 결론

본 연구는 공공부문 일자리에 임금 프리미엄이 존재하는지 알아보므로써 공공부문 일자리에 금전적 유인이 존재하는지 관찰하고자 하였다. 격차분해 기법을 활용하여 개인적 특성의 차이로 인한 임금 격차와 부문 간 임금 구조의 차이로 인해 발생한 격차로 두 부문 간 임금 격차를 분해하였는데, 분위마다 다른 임금방정식을 추정하여 분석에 사용하는 Melly(2006)의 분위회귀모형 기반의 기법을 활용해 소득수준별로 부문 간 임금 격차의 양상에 차이가 있을 가능성을 고려하였다. 2018년의 자료를 통해 얻은 결과를 2006년의 자료로 얻은 결과와 비교해 과거에 비교해 최근의 공공부문 임금 체계 및 노동시장의 상황이 어떻게 변화하였는지 알아보려고 하였으며, 직종별로 표본을 구분해 분석을 수행하여 유사한 인적 속성을 지닌 근로자들끼리의 비교를 통해 연구의 정확성을 높이는 한편 직종별로 두 부문 간 임금 격차의 양상이 다르게 나타나는지도 알아보려고 하였다. 마지막으로, 성별에 따라 표본을 나누어 분석함으로써 성별에 따라 각 부문에 금전적 유인이 다르게 존재하는지도 알아보려고 하였다. 추정 결과, 공공부문 근로자들의 소득수준이 민간부문 근로자들보다 높은 것은 사실이지만 이는 근로자들의 인적 속성의 차이로 인한 것임을 알 수 있었다. 개인적 특성이 아닌 임금 구조로 인한 공공부문의 임금 프리미엄은 2006년에는 존재하였지만 2018년에는 존재하지 않았다. 소득수준이 상위 80% 이하에 해당하는 근로자들은 특히 상당히 큰 임금 페널티를 받고 있었는데, 이는 해당 근로자들의 상당수가 최근 정부의 고용 정책을 통해 만들어진 임시일용직의 저임금 일자리에 종사하기 때문일 것으로 생각된다. 한편, 2006년에 비해 민간부문과 비교한 공공부문의 임금 프리미엄과 상대적인 임금 수준은 모두 감소하였음에도 불구하고

고 민간부문보다 임금에 대해 만족한 공공부문 종사자의 비율은 더 높아졌으며, 공공부문 근로자들의 일자리 만족도는 민간부문에 비해 매우 높게 나타났다. 이러한 결과를 종합하면, 공공부문에 대한 구직자들의 선호가 최근에 오히려 강해졌다는 사실은 공공부문의 비금전적 유인이 경제 상황, 사람들의 가치관 변화 등 외부 환경의 변화로 인해 과거보다 매우 높은 가치를 지니게 되었다는 점을 알 수 있다.

직종에 따라 표본을 나누어 분석한 결과 공공부문 임금 프리미엄은 서비스판매직과 전문직의 일부 소득 구간 외에는 나타나지 않았으며 거의 모든 직종에서 공공부문 근로자들은 임금 페널티를 받고 있었다. 임금 페널티를 받은 근로자들은 임금 프리미엄을 누리는 근로자들과 비교해 낮은 임금 만족도를 나타냈으나, 그들 역시 민간부문보다 높은 일자리 만족도를 보였다. 따라서, 공공부문 내의 직종에 따라 근로자가 임금 프리미엄 혹은 페널티를 받는지는 차이가 있지만, 임금 페널티를 받는 경우에도 다른 비금전적 유인이 공공부문의 임금 구조로 인한 부정적 효과를 상쇄할 수 있게 해주고 있다는 점을 알 수 있었다.

성별에 따라 표본을 나누어 분석한 결과 상위 80% 이상의 소득구간에서 여성은 공공부문에서 소폭의 임금 프리미엄을 누리지만 남성은 임금 페널티를 받는 것을 알 수 있었다. 두 성별 모두 인적 자본의 수준이 민간부문보다 높게 나타났지만, 그 격차의 크기는 남성보다는 여성에게서 매우 크게 나타나 결과적으로 모든 소득분위에서 남성 공공부문 근로자는 민간부문보다 낮은 소득수준을, 여성 공공부문 근로자는 더 높은 소득수준을 나타내었다. 남녀 간 임금 격차는 공공부문에서 더 작게 나타났는데, 특히 전체 소득 구간에서 성별 간 임금 구조의 차이로 발생한 여성의 소득 감소가 공공부문에서 더 작게 나타났다. 따라서 여성의 경우 특히 공공부문에 종사할 유인을 가진다고 판단하였다.

공공부문에 금전적 유인이 존재하지 않는다고 해서 공공부문의 보수가 균형 수준에 있다고 선불리 판단할 수는 없다. 공공부문 근로자들에게 주어지는 임금의 수준이 민간부문에 비해 낮을지라도 임금 산정에 포함되지 않는 비금전적 유인이 지나치게 많다면 이 역시 노동시장의 불균형 및 비효율을 유발할 수 있기 때문이다. 국내에서 공공부문 일자리 취업을 위한 경쟁이 포화상태에 이르렀다는 점은 이미 상당 수준 공공부문 일자리의 비임금 유인, 즉 복지 혜택과 고용안정 등의 요인이 민간부문보다 지나치게 높은 수준이라는 사실을 시사해준다. 노동시장의 효율적인 인력 배치 및 민간부문의 혁신을 위한 경제 성장 도모를 위해서는 어느 정도 두 부문 간 유인을 균형 수준으로 조정하려는 노력이 필요하다. 민간부문 일자리가 근로자들에게 더욱 높은 수준의 비임금 보상을 제공할 수 있도록 지원해주는 것도 한 가지 방안이 될 수는 있겠지만 경쟁력 제고를 결국 시장의 논리에 따라 보상을 지급하게 되는 민간부문의 특성과 불확실한 재정 상황을 고려하면 이는 다소 비현실적일 수 있다. 이미 공공부문에 주어지고 있는 비임금 혜택을 삭감하는 것 역시 근로자들의 반발로 인해 실행하기 어려울 것이다. 장기적인 경제 성장을 도모하기 위해서는 두 방안 간 적당한 합의점을 찾아 두 부문의 보수가 균형 수준을 유지할 수 있도록 하는 노력이 필요할 것이다.

본 연구가 지니는 한계는 다음과 같다. 먼저, 본 연구에 사용된 방법을 통해 두 부문 간 임금 격차를 개인적 속성과 구조적 요인에 의해 발생한 격차로 분리하여 관찰할 수는 있었지

만, 개별 회귀변수로 인해 발생한 효과를 관찰할 수는 없었다. 부문 간 임금 격차의 요인을 명확히 관찰하기 위해서는 개별 변수의 효과를 살펴볼 수 있도록 해주는 방법을 사용하는 것이 더욱 효과적일 것이다. 예컨대, 공공부문 근로자들의 인적 속성이 높은 수준의 소득을 유발하는 이유가 교육 수준에 있다면 이는 공공부문 취업을 위한 준비 과정에서 유발되었을 가능성이 크며, 나이 혹은 경력에 있다면 공공부문에서 비교적 일자리 이동이 잘 발생하지 않는다는 점과 퇴직 시기가 대체로 더 늦다는 점에서 비롯되었을 것이다. 또한, 본 연구는 표본을 임금근로자로 한정하여 분석하였기 때문에 그 결과를 경제활동인구 전체로 확장하는 것에는 무리가 있을 수 있다. 특히 국내의 경우 자영업자의 수가 많으므로 국내 노동시장의 양상을 상세히 관찰하기 위해서는 다양한 근로 형태를 고려해야 할 것이다. 하지만 이는 본 연구의 논점에서 벗어난 주제로 생각되기 때문에 추후의 연구에서 논의되어야 할 것이다.

## VI. 부 록

<표 6 - 2006년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
Quantile .1	임금 격차	0.172	0.047	3.660	0.000
	개인 특성의 차이	0.183	0.030	6.050	0.000
	임금 구조의 차이	-0.012	0.018	-0.660	0.510
Quantile .2	임금 격차	0.198	0.034	5.810	0.000
	개인 특성의 차이	0.174	0.024	7.410	0.000
	임금 구조의 차이	0.023	0.013	1.810	0.070
Quantile .3	임금 격차	0.210	0.030	6.950	0.000
	개인 특성의 차이	0.165	0.021	7.940	0.000
	임금 구조의 차이	0.045	0.012	3.850	0.000
Quantile .4	임금 격차	0.212	0.030	7.190	0.000
	개인 특성의 차이	0.154	0.020	7.840	0.000
	임금 구조의 차이	0.058	0.011	5.330	0.000
Quantile .5	임금 격차	0.222	0.027	8.310	0.000
	개인 특성의 차이	0.150	0.021	7.320	0.000
	임금 구조의 차이	0.071	0.011	6.550	0.000
Quantile .6	임금 격차	0.229	0.026	8.760	0.000
	개인 특성의 차이	0.159	0.021	7.420	0.000
	임금 구조의 차이	0.070	0.010	6.680	0.000
Quantile .7	임금 격차	0.244	0.023	10.820	0.000
	개인 특성의 차이	0.176	0.024	7.200	0.000
	임금 구조의 차이	0.068	0.010	6.500	0.000
Quantile .8	임금 격차	0.271	0.022	12.120	0.000
	개인 특성의 차이	0.211	0.027	7.710	0.000
	임금 구조의 차이	0.059	0.011	5.190	0.000
Quantile .9	임금 격차	0.300	0.025	11.980	0.000
	개인 특성의 차이	0.261	0.034	7.620	0.000
	임금 구조의 차이	0.039	0.013	2.960	0.003
관측치(선택됨)		4256(722)			

표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.

<표 7 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
Quantile .1	임금 격차	-0.167	0.093	-1.800	0.071
	개인 특성의 차이	0.095	0.035	2.690	0.000
	임금 구조의 차이	-0.262	0.018	-14.340	0.000
Quantile .2	임금 격차	0.031	0.036	0.850	0.394
	개인 특성의 차이	0.092	0.022	4.100	0.000
	임금 구조의 차이	-0.060	0.012	-4.990	0.000
Quantile .3	임금 격차	0.061	0.023	2.610	0.009
	개인 특성의 차이	0.073	0.018	3.970	0.000
	임금 구조의 차이	-0.012	0.010	-1.210	0.227
Quantile .4	임금 격차	0.061	0.019	3.260	0.001
	개인 특성의 차이	0.060	0.016	3.710	0.000
	임금 구조의 차이	0.001	0.009	0.060	0.954
Quantile .5	임금 격차	0.052	0.017	3.130	0.002
	개인 특성의 차이	0.048	0.015	3.130	0.000
	임금 구조의 차이	0.004	0.009	0.440	0.661
Quantile .6	임금 격차	0.048	0.017	2.910	0.004
	개인 특성의 차이	0.045	0.015	2.940	0.000
	임금 구조의 차이	0.004	0.009	0.430	0.666
Quantile .7	임금 격차	0.050	0.016	3.140	0.002
	개인 특성의 차이	0.054	0.016	3.400	0.000
	임금 구조의 차이	-0.005	0.009	-0.520	0.601
Quantile .8	임금 격차	0.050	0.016	3.160	0.002
	개인 특성의 차이	0.070	0.017	4.090	0.000
	임금 구조의 차이	-0.020	0.009	-2.100	0.036
Quantile .9	임금 격차	0.042	0.018	2.360	0.018
	개인 특성의 차이	0.094	0.020	4.810	0.000
	임금 구조의 차이	-0.053	0.011	-4.620	0.000
관측치(선택됨)		5978(1128)			

표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.

<표 8 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 전문직>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
Quantile .1	임금 격차	-0.135	0.043	-3.160	0.002
	개인 특성의 차이	-0.208	0.07	-2.990	0.000
	임금 구조의 차이	0.073	0.052	1.410	0.160
Quantile .2	임금 격차	-0.157	0.029	-5.480	0.000
	개인 특성의 차이	-0.192	0.036	-5.310	0.000
	임금 구조의 차이	0.035	0.027	1.270	0.202
Quantile .3	임금 격차	-0.159	0.025	-6.270	0.000
	개인 특성의 차이	-0.177	0.03	-5.910	0.000
	임금 구조의 차이	0.018	0.025	0.710	0.478
Quantile .4	임금 격차	-0.171	0.025	-6.770	0.000
	개인 특성의 차이	-0.175	0.028	-6.240	0.000
	임금 구조의 차이	0.004	0.024	0.160	0.872
Quantile .5	임금 격차	-0.179	0.027	-6.560	0.000
	개인 특성의 차이	-0.171	0.033	-5.210	0.000
	임금 구조의 차이	-0.008	0.024	-0.330	0.738
Quantile .6	임금 격차	-0.186	0.027	-6.850	0.000
	개인 특성의 차이	-0.161	0.037	-4.360	0.000
	임금 구조의 차이	-0.025	0.023	-1.090	0.277
Quantile .7	임금 격차	-0.184	0.03	-6.130	0.000
	개인 특성의 차이	-0.127	0.041	-3.120	0.000
	임금 구조의 차이	-0.058	0.022	-2.580	0.010
Quantile .8	임금 격차	-0.192	0.033	-5.800	0.000
	개인 특성의 차이	-0.099	0.045	-2.190	0.000
	임금 구조의 차이	-0.094	0.024	-3.850	0.000
Quantile .9	임금 격차	-0.185	0.039	-4.720	0.000
	개인 특성의 차이	-0.032	0.06	-0.540	0.280
	임금 구조의 차이	-0.153	0.03	-5.110	0.000

관측치(선택됨) 909(401)

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.
2. 중졸 이하 학력을 가진 표본이 매우 적어 초졸 및 중졸 더미변수는 제외 후 식을 추정하였다.



<표 9 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 기술공 및 준전문가>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
Quantile .1	임금 격차	-0.218	0.110	-1.980	0.048
	개인 특성의 차이	-0.191	0.106	-1.800	0.001
	임금 구조의 차이	-0.027	0.058	-0.460	0.646
Quantile .2	임금 격차	-0.132	0.050	-2.630	0.008
	개인 특성의 차이	-0.157	0.050	-3.110	0.000
	임금 구조의 차이	0.025	0.034	0.730	0.466
Quantile .3	임금 격차	-0.166	0.031	-5.330	0.000
	개인 특성의 차이	-0.170	0.043	-3.920	0.000
	임금 구조의 차이	0.004	0.024	0.180	0.855
Quantile .4	임금 격차	-0.201	0.029	-6.830	0.000
	개인 특성의 차이	-0.169	0.037	-4.500	0.000
	임금 구조의 차이	-0.032	0.022	-1.480	0.138
Quantile .5	임금 격차	-0.226	0.033	-6.940	0.000
	개인 특성의 차이	-0.170	0.038	-4.440	0.000
	임금 구조의 차이	-0.056	0.020	-2.740	0.006
Quantile .6	임금 격차	-0.239	0.037	-6.530	0.000
	개인 특성의 차이	-0.161	0.041	-3.980	0.000
	임금 구조의 차이	-0.077	0.023	-3.430	0.001
Quantile .7	임금 격차	-0.256	0.040	-6.390	0.000
	개인 특성의 차이	-0.146	0.046	-3.160	0.000
	임금 구조의 차이	-0.110	0.025	-4.420	0.000
Quantile .8	임금 격차	-0.265	0.055	-4.840	0.000
	개인 특성의 차이	-0.102	0.057	-1.790	0.001
	임금 구조의 차이	-0.162	0.029	-5.520	0.000
Quantile .9	임금 격차	-0.222	0.057	-3.880	0.000
	개인 특성의 차이	-0.035	0.072	-0.490	0.336
	임금 구조의 차이	-0.187	0.037	-5.080	0.000

관측치(선택됨)

608(183)

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.
2. 중졸 이하 학력을 가진 표본이 매우 적어 초졸 및 중졸 더미변수는 제외 후 식을 추정하였다.

<표 10 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 사무직>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
Quantile .1	임금 격차	0.042	0.086	0.490	0.622
	개인 특성의 차이	0.086	0.039	2.180	0.000
	임금 구조의 차이	-0.043	0.023	-1.860	0.063
Quantile .2	임금 격차	0.092	0.047	1.970	0.049
	개인 특성의 차이	0.092	0.034	2.710	0.000
	임금 구조의 차이	0.000	0.019	0.010	0.990
Quantile .3	임금 격차	0.089	0.042	2.110	0.035
	개인 특성의 차이	0.098	0.034	2.850	0.000
	임금 구조의 차이	-0.010	0.017	-0.570	0.569
Quantile .4	임금 격차	0.084	0.041	2.040	0.042
	개인 특성의 차이	0.112	0.035	3.250	0.000
	임금 구조의 차이	-0.029	0.017	-1.710	0.087
Quantile .5	임금 격차	0.072	0.039	1.870	0.061
	개인 특성의 차이	0.118	0.033	3.540	0.000
	임금 구조의 차이	-0.046	0.016	-2.870	0.004
Quantile .6	임금 격차	0.069	0.037	1.870	0.061
	개인 특성의 차이	0.132	0.032	4.080	0.000
	임금 구조의 차이	-0.062	0.015	-4.200	0.000
Quantile .7	임금 격차	0.059	0.034	1.750	0.081
	개인 특성의 차이	0.139	0.034	4.080	0.000
	임금 구조의 차이	-0.080	0.016	-4.930	0.000
Quantile .8	임금 격차	0.043	0.034	1.250	0.210
	개인 특성의 차이	0.155	0.035	4.480	0.000
	임금 구조의 차이	-0.112	0.018	-6.100	0.000
Quantile .9	임금 격차	-0.004	0.032	-0.130	0.894
	개인 특성의 차이	0.157	0.036	4.300	0.000
	임금 구조의 차이	-0.161	0.022	-7.160	0.000
관측치(선택됨)		1192(219)			

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.
2. 중졸 이하 학력을 가진 표본이 매우 적어 초졸 및 중졸 더미변수는 제외 후 식을 추정하였다.

<표 11 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 서비스 판매직>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
	임금 격차	0.128	0.243	0.530	0.596
Quantile .1	개인 특성의 차이	0.148	0.093	1.600	0.002
	임금 구조의 차이	-0.020	0.047	-0.420	0.675
	임금 격차	0.181	0.143	1.270	0.203
Quantile .2	개인 특성의 차이	0.209	0.083	2.530	0.000
	임금 구조의 차이	-0.028	0.041	-0.670	0.500
	임금 격차	0.251	0.105	2.390	0.017
Quantile .3	개인 특성의 차이	0.209	0.064	3.270	0.000
	임금 구조의 차이	0.043	0.039	1.100	0.270
	임금 격차	0.291	0.094	3.090	0.002
Quantile .4	개인 특성의 차이	0.196	0.053	3.720	0.000
	임금 구조의 차이	0.095	0.029	3.220	0.001
	임금 격차	0.399	0.096	4.150	0.000
Quantile .5	개인 특성의 차이	0.205	0.051	4.000	0.000
	임금 구조의 차이	0.194	0.023	8.520	0.000
	임금 격차	0.495	0.085	5.820	0.000
Quantile .6	개인 특성의 차이	0.230	0.067	3.420	0.000
	임금 구조의 차이	0.265	0.020	13.130	0.000
	임금 격차	0.537	0.066	8.160	0.000
Quantile .7	개인 특성의 차이	0.311	0.074	4.230	0.000
	임금 구조의 차이	0.226	0.019	11.860	0.000
	임금 격차	0.529	0.048	11.110	0.000
Quantile .8	개인 특성의 차이	0.342	0.073	4.670	0.000
	임금 구조의 차이	0.187	0.025	7.390	0.000
	임금 격차	0.467	0.042	10.990	0.000
Quantile .9	개인 특성의 차이	0.327	0.074	4.400	0.000
	임금 구조의 차이	0.140	0.024	5.730	0.000
관측치(선택됨)		950(119)			

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.

<표 12 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 생산직>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
Quantile .1	임금 격차	-1.293	0.050	-26.090	0.000
	개인 특성의 차이	-0.343	0.064	-5.370	0.000
Quantile .2	임금 구조의 차이	-0.950	0.026	-36.750	0.000
	임금 격차	-1.280	0.120	-10.650	0.000
	개인 특성의 차이	-0.286	0.045	-6.340	0.000
Quantile .3	임금 구조의 차이	-0.993	0.018	-54.950	0.000
	임금 격차	-1.006	0.158	-6.360	0.000
	개인 특성의 차이	-0.248	0.045	-5.490	0.000
Quantile .4	임금 구조의 차이	-0.758	0.015	-49.850	0.000
	임금 격차	-0.710	0.133	-5.350	0.000
	개인 특성의 차이	-0.216	0.043	-4.990	0.000
Quantile .5	임금 구조의 차이	-0.494	0.014	-34.090	0.000
	임금 격차	-0.537	0.115	-4.660	0.000
	개인 특성의 차이	-0.176	0.045	-3.860	0.000
Quantile .6	임금 구조의 차이	-0.361	0.014	-25.120	0.000
	임금 격차	-0.371	0.085	-4.370	0.000
	개인 특성의 차이	-0.116	0.044	-2.670	0.000
Quantile .7	임금 구조의 차이	-0.254	0.014	-17.940	0.000
	임금 격차	-0.203	0.089	-2.280	0.023
	개인 특성의 차이	-0.074	0.037	-1.990	0.000
Quantile .8	임금 구조의 차이	-0.129	0.014	-9.500	0.000
	임금 격차	-0.060	0.059	-1.020	0.305
	개인 특성의 차이	-0.034	0.033	-1.050	0.016
Quantile .9	임금 구조의 차이	-0.026	0.014	-1.830	0.068
	임금 격차	0.036	0.074	0.490	0.626
	개인 특성의 차이	-0.020	0.031	-0.640	0.281
	임금 구조의 차이	0.056	0.018	3.040	0.002
관측치(선택됨)		2203(193)			

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.

<표 13 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 여성>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
	임금 격차	0.084	0.132	0.640	0.525
Quantile .1	개인 특성의 차이	0.252	0.052	4.810	0.000
	임금 구조의 차이	-0.168	0.036	-4.640	0.000
	임금 격차	0.278	0.043	6.510	0.000
Quantile .2	개인 특성의 차이	0.246	0.033	7.330	0.000
	임금 구조의 차이	0.032	0.023	1.390	0.165
	임금 격차	0.271	0.028	9.720	0.000
Quantile .3	개인 특성의 차이	0.235	0.025	9.340	0.000
	임금 구조의 차이	0.036	0.018	2.030	0.043
	임금 격차	0.260	0.023	11.290	0.000
Quantile .4	개인 특성의 차이	0.222	0.023	9.630	0.000
	임금 구조의 차이	0.039	0.014	2.690	0.007
	임금 격차	0.253	0.022	11.580	0.000
Quantile .5	개인 특성의 차이	0.221	0.020	10.840	0.000
	임금 구조의 차이	0.032	0.012	2.580	0.010
	임금 격차	0.249	0.020	12.400	0.000
Quantile .6	개인 특성의 차이	0.219	0.019	11.380	0.000
	임금 구조의 차이	0.030	0.012	2.570	0.010
	임금 격차	0.255	0.021	12.170	0.000
Quantile .7	개인 특성의 차이	0.228	0.021	10.610	0.000
	임금 구조의 차이	0.027	0.012	2.350	0.019
	임금 격차	0.265	0.021	12.530	0.000
Quantile .8	개인 특성의 차이	0.251	0.022	11.320	0.000
	임금 구조의 차이	0.014	0.013	1.050	0.294
	임금 격차	0.263	0.025	10.540	0.000
Quantile .9	개인 특성의 차이	0.265	0.029	9.120	0.000
	임금 구조의 차이	-0.002	0.019	-0.110	0.915
관측치(선택됨)		2559(675)			

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.

<표 14 - 2018년 공공부문과 민간부문 간 임금 격차 - 남성>

분위	요인	효과	표준편차	t - value	P - value
	임금 격차	-0.392	0.145	-2.700	0.007
Quantile .1	개인 특성의 차이	0.073	0.040	1.820	0.000
	임금 구조의 차이	-0.465	0.019	-24.420	0.000
Quantile .2	임금 격차	-0.053	0.065	-0.810	0.416
	개인 특성의 차이	0.124	0.024	5.130	0.000
Quantile .3	임금 구조의 차이	-0.177	0.012	-15.230	0.000
	임금 격차	0.048	0.041	1.160	0.246
Quantile .4	개인 특성의 차이	0.136	0.020	6.970	0.000
	임금 구조의 차이	-0.088	0.009	-9.360	0.000
Quantile .5	임금 격차	0.091	0.027	3.330	0.001
	개인 특성의 차이	0.142	0.017	8.230	0.000
Quantile .6	임금 구조의 차이	-0.051	0.008	-6.300	0.000
	임금 격차	0.101	0.023	4.320	0.000
Quantile .7	개인 특성의 차이	0.146	0.016	8.990	0.000
	임금 구조의 차이	-0.045	0.008	-5.680	0.000
Quantile .8	임금 격차	0.109	0.022	4.980	0.000
	개인 특성의 차이	0.152	0.016	9.360	0.000
Quantile .9	임금 구조의 차이	-0.043	0.008	-5.250	0.000
	임금 격차	0.113	0.021	5.400	0.000
Quantile .9	개인 특성의 차이	0.159	0.018	8.730	0.000
	임금 구조의 차이	-0.046	0.009	-5.220	0.000
Quantile .9	임금 격차	0.103	0.024	4.360	0.000
	개인 특성의 차이	0.170	0.021	7.950	0.000
Quantile .9	임금 구조의 차이	-0.066	0.011	-6.320	0.000
	임금 격차	0.070	0.030	2.300	0.021
Quantile .9	개인 특성의 차이	0.180	0.027	6.640	0.000
	임금 구조의 차이	-0.110	0.014	-8.110	0.000
관측치(선택됨)		3413(451)			

1. 표준편차는 부트스트랩 표본을 100회 추출하여 근사하였다.

## 참고문헌

- 김재홍. (1996). 「공공부문과 민간부문간 보수격차의 요인에 관한 연구 : 공무원의 보수수준을 중심으로」. 『한국행정학보』, 30(3), 3089-3104.
- 김훈, 박준식. (2016). 「공무원 임금 결정 제도와 운영에 대한 비판적 고찰」. 『산업노동연구』, 22(2), 213-242.
- 신광영. (2009). 「한국 공공부문 임금 결정에 대한 연구」. 『한국사회학』, 43(5), 62-100.
- 한종석. (2017). 「고정효과 분석을 이용한 공무원과 민간부문 임금격차 추세 추정」. 노동경제논집, 40(1), 69-97.
- 허식. (2015). 「공공부문과 민간부문 간의 유리천장효과 비교분석」. 『응용경제』, 17(2), 57-83.
- 허식, 이성원. (2007). 「공공부문과 민간부문간 임금격차에 관한 연구 (Wage Differentials Between the Public and Private Sectors in Korea)」. 『산업경제연구』, 20(6), 2539-2558.
- 이성희, 김동배. (2012). 「공공부문 임금결정 방식에 대한 연구」. 한국 노동 연구원
- 정재하. (2005). 『공공 부문의 범위와 고용 변화 분석』. 한국 노동 연구원
- Arulampalam, W., Booth, A. L., & Bryan, M. L. (2007). "Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution", *ILR Review*, 60(2), 163-186.
- Blinder, A. S. (1973). "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of human resources*, 436-455.
- Boyne, G. A. (2002). "Public and private management: what's the difference?", *Journal of management studies*, 39(1), 97-122.
- Buchinsky, M. (1998). "Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research", *Journal of human resources*, 88-126.
- Cai, L., & Liu, A. Y. C. (2011). "Public - Private Sector Wage Gap in Australia: Variation along the Distribution", *British Journal of Industrial Relations*, 49(2), 362-390.
- Disney, R. (2007). "Public-private sector wage differentials around the world: Methods and evidence", University of Nottingham.
- Fauchart, E., & Keilbach, M. (2009). "Testing a model of exploration and exploitation as innovation strategies", *Small Business Economics*, 33(3), 257-272.
- Glinkskaya, E., & Lokshin, M. (2005). "Wage Differentials Between the Public and Private Sector in India", *Policy Research Working Paper*, 3574, World Bank
- Grimshaw, D., Jaehrling, K., Van Der Meer, M., Méhaut, P., & Shimron, N. (2007).

- “Convergent and divergent country trends in coordinated wage setting and collective bargaining in the public hospitals sector”, *Industrial Relations Journal*, 38(6), 591-613.
- Gunderson, M. (1979). “Earnings Differentials between the Public and Private Sectors”, *Canadian Journal of Economics*, 12(2), 228-242.
- Holmlund, B. (1993). “Wage setting in private and public sectors in a model with endogenous government behavior”, *European Journal of Political Economy*, 9(2), 149-162.
- Klein, P. G., Mahoney, J. T., McGahan, A. M., & Pitelis, C. N. (2010). “Toward a theory of public entrepreneurship”, *European Management Review*, 7(1), 1-15.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Alan B. Krueger. (1988). “Are Public Sector Workers Paid More Than Their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues,” National Bureau of Economic Research Working Paper No. 2500
- Machado, J. A., & Mata, J. (2005). “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”, *Journal of applied Econometrics*, 20(4), 445-465.
- Melly, B. (2005). “Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression”, *Empirical Economics*, 30(2), 505-520.
- Melly, B. (2006). “Estimation of counterfactual distributions using quantile regression”, Discussion Paper, University of St. Gallen.
- Melly, B. (2006). Estimation of counterfactual distributions using quantile regression, mimeo.
- Mueller, R. E. (1998). “Public - private sector wage differentials in Canada: evidence from quantile regressions”, *Economics Letters*, 60(2), 229-235.
- Nielsen, H., & Rosholm, M. (2001). “The Public - Private Sector Wage Gap in Zambia? A Quantile Regression Approach”, *Empirical Economics*, 26, 169-182.
- Oaxaca, R. (1973). “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International economic review*, 693-709.
- Oliver, C., & Holzinger, I. (2008). “The effectiveness of strategic political management: A dynamic capabilities framework”, *Academy of Management Review*, 33(2), 496-520.
- Poterba, James M & Rueben, Kim S, (1995). “The Effect of Property-Tax Limits on Wages and Employment in the Local Public Sector”, *American Economic Review*, 85(2), 384-389
- Ren, C. R., & Guo, C. (2011). “Middle managers’ strategic role in the corporate entrepreneurial process: Attention-based effects”, *Journal of management*, 37(6), 1586-1610.



- Smith, S. P. (1976). "Pay Differentials between Federal Government and Private Sector Workers", *ILR Review*, 29(2), 179-197.
- Tansel, A., Keskin, H. I., & Ozdemir, Z. A. (2020). "Public-private sector wage gap by gender in Egypt: Evidence from quantile regression on panel data, 1998 - 2018", *World Development*, 135, 105060.



# 자녀 교육비 및 보육비 지출이 부모의 노동공급 탄력성에 미치는 영향 분석-한국노동패널조사 데이터를 이용하여

김 다 윷\*

본 연구에서는 직종별 형태에 따라 자녀의 교육비 및 보육비 지출이 부모의 노동공급 탄력성에 미치는 영향을 추정한다. 이에 본 연구는 한국노동패널조사 3차년도부터 22차년도까지의 자료를 결합하여 미시적 노동공급 탄력성을 추정하고 자녀의 교육비 및 보육비 지출과의 관계성을 분석하였다. 분석을 위해 상호작용항과 고정효과를 포함한 2단계 최소제곱추정 모형(2sls)을 이용했다. 분석 결과, 임금 근로자의 노동공급 탄력성이 비임금 근로자에 비해 높았으며 두 직종 모두 0.5 미만의 탄력성을 가졌다. 나아가, 자녀 교육비 및 보육비 지출을 고려할 때, 임금 근로자의 경우에는 노동공급 탄력성이 증가하였으나, 비임금 근로자의 경우에는 노동공급 탄력성이 줄어들었다. 또한, 두 결과 모두 통계적으로 유의하였다. 이러한 임금 근로자의 특성은 광역권에 거주하고 소득 분위가 높을수록 더욱 강하게 나타났으며, 2009년 이후의 데이터를 이용한 분석에서는 비임금 근로자들의 특성이 더욱 강하게 드러났다.

주요용어 : 노동공급 탄력성, 자녀의 교육비 및 보육비 지출, 2단계 최소제곱추정 모형(2sls)

## 1. 들어가는 글

개인의 노동공급 탄력성은 소비의 한계효용이 일정 수준에 고정된다는 가정하에서 임금(노동소득)의 변화에 따른 개인의 노동시간 변화 양상을 나타내는 척도이다. 정확한 노동공급 탄력성 측정은 경기변동 과정에서 개인의 노동공급이 정부와 중앙은행의 재정, 통화 정책에 어떠한 반응을 보이는지 예측하는 데 있어 주요하게 작용하였다 (문외솔 외, 2016). 이러한 노동공급 탄력성의 연구적 가치를 기반으로, 다양한 방법론을 활용해 한국의 미시 노동공급 탄력성을 도출하려는 시도들이 계속되어 왔다. 기존의 선행연구에 따르면, 한국의 미시 노동공급 탄력성 추정치는 1보다 작은 값으로 나타난다 (문외솔 외, 2016; 남재량, 2007). 이는, 미시 자료를 활용하여 분석한 결과, 국내 가계 구성원들의 노동공급이 임금의 변화에 대해 상당 부분 비탄력적으로 반응함을 시사한다.

우리나라 가구들의 자녀 교육에 관한 지출은 가구 전체의 지출에 있어 지속적으로 큰 비중을 차지해왔다. 특히, 자녀 교육비 및 보육비 지출(이하 자녀 교육비 지출)이 인적자본축적을 통한 경제성장뿐만 아니라 가계의 소비 및 저축 행태를 결정하는 데 있어 중요한 요인으로 인식되면서 자녀

\* 연세대학교 일반대학원 경제학과 석사과정

교육비 지출의 연구적가치는 더욱 증가하고 있다 (임현준 외, 2012). 이렇듯, 취학 자녀의 존재는 가계 소비 지출 선택에 영향을 미치며 나아가 가계 구성원들의 노동공급에도 영향을 미친다. 예를 들어, 기혼 여성의 경우, 고학력 기혼 여성일수록, 그리고 가구소득이 높을수록 취학 자녀로 인해 노동공급이 제약되는 효과가 존재하였다 (김대일, 2008).

하지만, 자녀 교육비 지출과 관련한 국내외의 연구들은 가계 구성원의 노동시장 참여 결정 여부 (Anderson and Levine, 1999; Kalb 2009)나 자녀 교육비 유무에 따른 기혼 여성의 노동공급 (김대일, 2008) 혹은 노동시장 참여 결정 (Blau and Robins, 1988; Connelly, 1992)에 국한하여 그 효과를 주목하였다. 드물게, Blundell et al. (2000) 또는 Dorian and Kalb (2005)이 기혼 남성의 노동공급과 자녀 교육비 유무의 관계성에 대해 분석하였다. 그에 비해, 자녀 교육에 관한 지출 비용이 임금 변화에 따른 경제 참여자(부모)의 노동공급 조절 정도에 미치는 영향을 분석한 국내외 연구는 현저하게 드물다. 이에, 본 연구는 우리나라 자녀 교육비 지출의 소득 혹은 소비지출 대비 상대적 규모에 주목하여, 자녀 교육비 지출의 상대적 규모가 경제활동자의 노동공급 탄력성에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

정리하면, 본 연구는 자녀 교육비 지출 규모가 부모(가구주 혹은 가구주의 배우자)의 노동공급 탄력성에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 하지만, 이는 단순히 교육비 지출 절대적 규모에 따른 노동공급 탄력성의 수치 변화에 주목하려는 시도는 아니다. 연구자는 자녀 교육비 지출의 상대적 규모가, 즉 부모의 소득, 소비 혹은 자산 대비 자녀 교육비 지출의 상대적 비중이, 부모가 임금 혹은 노동소득의 변화에 반응하여 노동시간을 조절하는 데 있어 유의미한 영향을 미치는지 살펴보았다. 또한, 소득별, 직종별로 표본을 나누어 보다 세밀한 분석을 진행하였다. 이에 연구자는 임금 근로자의 노동공급 탄력성에만 주목했던 기존의 선행연구들과는 달리 자영업자로 대표되는 비임금 근로자들의 노동공급에도 초점을 맞추었다. 이는, 2014년 15세 이상 기준 우리나라의 비임금근로자 비중은 26.8%로 OECD 33개국 중 4번째<sup>1)</sup>로 높아 비임금 근로자의 비중이 높은 고용구조를 보이고 있기 때문이다 (이기권, 2016).

본 연구는 문외솔 외 (2016)의 방법론을 따라 경제활동 참여자들의 노동공급 탄력성을 추정하였다. 먼저 한국노동패널 자료를 이용하여 연간 총 근로시간 변화율과 시간당 세후 실질임금의 변화율 사이의 관계를 추정하였다. 이때, 시간당 실질임금의 내생성 문제를 고려하여 2단계 최소제곱추정법(2sls)을 사용하였다. 이에, 1단계 추정은 시간당 실질임금 변수를 시간에 대한 더미변수와 더불어 전기와 전전기의 시간당 실질임금으로 통제하였다. 이로부터 얻은 시간당 실질임금 적합값(fitted value)의 차분값을 2단계 추정식의 주요 종속변수로 사용하였다. 1, 2단계 모두 개인에 대한 고정효과와 시간에 대한 고정효과를 반영하여 분석하였다 (문외솔 외, 2016). 하지만, 9년간의 데이터를 활용한 기존의 선행연구와는 달리, 본 연구는 2000년부터 최근까지 약 20여 년간의 데이터를 이용하여 노동공급 탄력성 추정을 시도하였다. 더불어, 비임금 근로자의 노동시간 변화율과 시간당 세후 실질소득 변화율 사이의 관계를 추가적으로 추정하였다. 추정결과 2000년도 이후 국내 임금 근로자들의 노동공급 탄력성은 0.236으로 추정되었다<sup>2)</sup>. 또한, 비임금 근로자의 시간당 실질 노동소

1) 2019년 기준 OECD 통계에 따르면, OECD 총 국가 중 5위에 해당한다.

등 대비 노동공급 탄력성의 경우에는 0.138으로 임금근로자들에 비해 비탄력적인 특성을 보였다.

나아가, 본 연구는 자녀 교육비 지출이 경제활동 참여자들의 노동공급 탄력성에 미치는 영향을 살펴보고자, 최소제곱추정법의 2단계 추정 과정에 소득(혹은 한달 평균 임금, 총 소비) 대비 자녀 교육비 지출 변수와 차별한 실질임금 적합값의 교차항을 추가하였다. 이어, 교차항의 추정치를 이용하여 자녀 교육비 지출이 경제활동 참여자들의 노동공급 탄력성에 미치는 영향을 해석하였다. 이때, 모든 분석은 임금 근로자와 비임금 근로자로 나누어 분석하였다. 추정결과 자녀 교육비 지출을 고려하였을 때, 임금근로자의 경우 노동공급 탄력성이 증가하지만 비임금 근로자의 경우 오히려 감소함을 확인하였다. 마지막으로, 본 연구는 표본을 가구소득분위 혹은 지역별로 세분하여 자녀 교육비 지출이 부모의 노동공급 탄력성에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였다.

## II. 자 료

### 1. 한국노동패널조사

본 연구는 한국노동연구원이 주관하는 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study: KLIPS) 데이터를 활용하였다. 한국노동패널조사는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5000 가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년 1회 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적하는 종단면조사이다 (한국노동연구원). 추정에서는 외환위기의 영향을 받은 1998년과 1999년을 제외한 2000년부터 2019년까지 20년의 자료를 이용하였다. 모든 변수들을 실질화 할 때에는 설문조사가 이루어진 당해 연도의 소비자물가지수를 이용하지 않고 2015년의 물가를 기준으로 한 직년 연도의 소비자물가지수를 사용하였다.<sup>3)</sup>

#### 가. 연간 총 근로시간 및 시간당 실질 임금 및 시간당 실질 노동소득<sup>4)</sup>

한국노동패널에서는 연간 근로시간에 대한 정보가 제공되지 않는다. 이에, 연구자는 문외술 외 (2016)의 방법론을 따라 가구원들의 연간 총 근로시간을 도출하였다. 문외술 외 (2016)은 개별 가구원들이 현재 보유하고 있는 일자리를 언제부터 시작했는지에 대한 정보를 활용하여 가구원들의 연간 총 근로시간을 구축하였다. 설문조사가 이루어진 시점을 기준으로 직전 연도의 총 근로시간(주 단위)을 산출하여 분석에 사용하였다. 이를 위해 문외술 외 (2016)는 다음과 같은 추가적인 가

2) 2000년도부터 2008년도까지의 데이터를 이용한 문외술 외 (2016)의 연구에서는 임금 근로자의 미시 노동공급 탄력성이 0.23으로 추정되었다.

3) 직전 연도의 물가지수를 사용한 이유는 노동패널의 특성을 반영한 결과이다.

4) 비임금 근로자의 경우 시간당 실질 노동소득으로 대체한다.

정이 필요하다고 밝혔다<sup>5)</sup>. 첫째, 설문조사에서 조사된 당해 연도 주당 평균 근로시간을 직전 연도의 주당 평균 근로시간과 같다고 가정한다. 둘째, 당해 연도에 조사된 직전 연도의 일자리가 바뀐다고 하더라도 직전 연도의 주당 평균 근로시간을 사용한다. 이러한 측정 오류를 감안하더라도, 위와 같은 방법론을 활용한 노동시간 추정은 기존 선행연구들에서 제기된 측정 오류를 최소화했다는 데 의의가 있다.

시간당 실질 임금 및 시간당 실질 노동소득(이하 시간당 실질 임금)<sup>6)</sup>의 경우에는 설문조사가 이루어진 연도를 기준 직전 연도 세후 실질 연간 총 소득 데이터를 추정된 연간 총 근로시간으로 나누어 도출하였다. 세후 실질 연간 총 소득 데이터가 측정되지 않는 가구원의 경우에는 월평균 임금, 월평균 소득 데이터를 이용하여 도출하였다. 한편, 추정된 주당 평균 근로시간이 98시간을 초과하는 경우 분석대상에서 제외하였다. 또한, 가구주와 배우자만을 대상으로 추정하였으며, 노동시장에 참여하는 개별 가구원들을 고려하기 위해 노동패널에 최초로 등장하였을 때의 연령을 기준으로 25세 미만이거나 61세 이상인 경우 분석 대상에서 제외하였다 (문외솔 외, 2016). 마지막으로 시간당 임금 혹은 연간 총 근로시간이 직전 연도에 비해 300% 이상 증가하거나 70% 미만으로 줄어든 경우에는 분석 대상에서 제외하였다<sup>7)</sup>.

#### 나. 자녀 교육비 지출 및 기타 변수

먼저, 분석에 사용한 자녀 교육비 지출 변수(이하 자녀 사교육비 지출 변수)의 경우, 설문 응답자들의 취학-재수생 이하 자녀들에 대한 사교육비 지출 및 보육비를 이용하여 산출하였다<sup>8)</sup>. 한국 노동패널에서는 7차시 이후 대학생 이상 자녀들에 대한 교육비 지출 정보를 제공하고 있다. 이에, 강건성 확인을 위한 분석에서는, 추가적으로 대학생 이상 자녀들에 대한 대학등록금과 기타 보육비를 사교육비 지출 변수와 합산하여 총 교육비 지출 변수로 정의한다. 한편, 자녀 사교육비 지출이 관측되지 않은 가구원들은 조사대상에서 제외하였다.

<표 1>에서는 가구원들의 연간 자녀 교육비 지출에 관한 통계를 기록하였다. 표에서 드러나듯, 한국에서는 취학아동의 초,중,고 의무교육이 실시되고 있기에 조사대상 간의 공교육비 지출 규모의 차이가 사교육비와 총 교육비 지출에 비해 크지 않았다. 또한 [그림 1]에서는 조사대상들의 연간 자녀 교육비 지출 중위값의 변화 양상을 기록했다. [그림 1]에서 드러나듯, 공교육비 지출 규모 역

5) 본 연구에서도 두 가정을 전제하였다.

6) 비임금 근로자의 경우 임금을 지급받지 않아 실질적으로는 시간당 실질 노동소득이라고 표현하는 것이 정확하다. 그러나, 본 연구에서는 용어의 통일성을 위하여 ‘시간당 실질 노동소득 변수’를 ‘시간당 실질 임금 변수’로 명명한다.

7) Domeji and Floden (2006)의 경우 250%, 60%를 기준으로, 문외솔 외 (2016)의 경우 300%, 60%를 기준으로 분석을 진행하였으나 본 연구에서는 그 기준을 다소 강화하였다. 기준을 완화하여 분석을 진행한 경우, 회귀 계수의 부호나 값에는 큰 변화가 없으나 통계적 유의성이 다소 떨어졌다.

8) “자녀 총 교육비 지출” 변수와의 구분을 위해 “자녀 사교육비 지출”이라 명명한다.

시 사교육비와 총 교육비 지출에 비해 상대적으로 작다. 이에 본 연구에서는 자녀의 공교육비 지출은 분석대상으로 고려하지 않았다. 나아가, 취학-재수생 이하 자녀들에 대한 영어 교육비, 논술 교육비 지출의 경우에는 가구원 수가 매우 작으며, 조사대상들간에 편차가 클 것으로 예상되어 분석대상으로 고려하지 않았다.

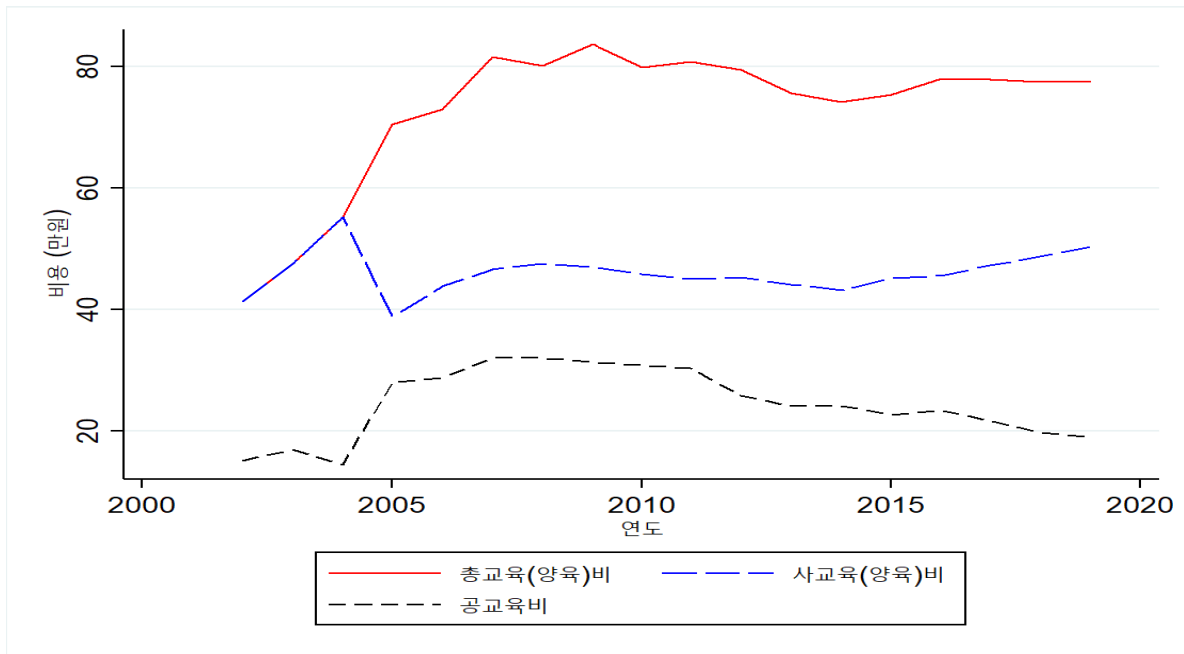
<표 1> 연간 교육비 지출 비교

단위: 만원	가구원 수	평균	표준편차
총 교육비	21724	74.8 (59.5)	64.5
사교육비	21724	46.1 (37.6)	47.23
공교육비	21723	24.4 (0)	37.3

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 중앙값(median), 2015년의 물가를 기준으로 계산되었다.

[그림 1] 연간 교육비 지출 비교



자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

조사대상들의 소비를 나타내기 위해 월평균 생활비 지출 변수를 활용하였다.<sup>9)</sup> 소비 변수는 자녀 공교육 비용과 사교육 비용을 포함한다. 이외에도 분석을 위해 설문조사 응답결과를 바탕으로 조사대상들의 고등학생 이하 자녀의 수, 금융자산, 금융부채, 실질자산, 실질부채, 나이, 교육수준, 비노동소득, 거주지역 등의 데이터를 활용하였다. <표 2>에서는 임금 근로자와 비임금 근로자의 가구 형태별 특성을 기록하였다. 임금 근로자와 비임금 근로자의 차이는 연간 총 근로시간, 시간당

9) 경조사비, 현금 및 각종 기부금, 국민연금과 건강보험료는 비소비지출에 해당하여 제외한다.

실질 임금, 부동산 자산 등에서 극명하게 살펴볼 수 있다. 비임금 근로자들의 연간 총 근로시간이 임금 근로자들에 비해 중위값 기준 약 350시간 정도 더 많으며, 시간당 실질 임금 또한 높음을 확인할 수 있다. 특히, 부동산 자산의 경우에는 비임금 근로자들이 임금 근로자들에 비해 평균 기준 약 2배 정도 많이 보유하고 있다.

<표 2> 직종형태별 특성

단위: 만원	임금 근로자	비임금 근로자
나이	43.3 (43)	46 (46)
고등학생 이하 자녀의 수	1.7 (2)	1.8 (2)
교육수준 (연)	13.9 (14)	13 (12)
연간 총 근로시간	2436.3 (2288)	2818.8 (2600)
시간당 실질 임금 (만원)	16762.5 (15235.7)	19248.8 (15418)
총 교육비 (만원)	73 (58)	81 (64.2)
소비 지출 (만원)	339.3 (310)	360.7 (326.6)
비노동소득 (만원)	466.8 (38.9)	521.8 (0)
부동산 자산 (만원)	5437 (0)	11727.5 (1064.5)
부동산 부채 (만원)	1242.8 (0)	1393.2 (0)
금융 자산 (만원)	3628.4 (1583.2)	3286.3 (1310)
금융 부채 (만원)	5390.1 (1401.1)	7751.4 (2887)
표본 수	17250	4474

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 중앙값(median), 2015년의 물가를 기준으로 계산되었다.

<표 3>에서는 거주지역별 임금 근로자와 비임금 근로자의 특성을 기록하였다. 거주지역의 경우 서울, 부산, 대구 등 광역 도시들을 광역권 변수로 정의하였다. 거주지역별 임금 근로자와 비임금 근로자의 분포에는 큰 차이가 없음을 확인할 수 있다. 거주지역에 관계없이 평균 기준 비임금 근로자들의 연간 총 근로시간, 시간당 실질 임금, 총 교육비 지출 규모가 임금 근로자에 비해 상대적으로 더 크다. 또한, 광역권에 거주하고 있는 임금 근로자와 비임금 근로자들이 비광역권 거주자들에 비해 평균 기준 시간당 실질 임금과 총 교육비에 더 많은 지출을 한다.

<표 4>에서는 소득분위별 임금 근로자와 비임금 근로자의 특성을 기록하였다. 소득분위는 조사 대상에 포함되지 않은 전체 가구원들을 기준으로 분류하였다. 시간당 실질 임금과 총 교육비 지출 변수의 규모는 소득분위 기준 상위 25% 집단에 포함된 근로자들이 압도적으로 높음을 확인할 수 있었다.



<표 3> 거주지역별 특성

단위: 만원	광역권		비광역권	
	임금 근로자	비임금 근로자	임금 근로자	비임금 근로자
연간 총 근로시간	2434 (2288)	2836.7 (2600)	2438.8 (2288)	2802.5 (2633)
시간당 실질 임금 (만원)	16946 (15333)	19895.3 (15885)	16592.6 (15228)	18732 (15114)
총 교육비 (만원)	75 (59)	86.8 (69)	71.7 (57)	76.5 (60)
표본 수	8284 (79%)	2126 (21%)	8966 (79%)	2348 (21%)

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 중앙값(median) 혹은 비율(percentage), 2015년의 물가를 기준으로 계산되었다.

<표 4> 소득분위별 분포

단위: 만원	상위 25%		하위 75%	
	임금 근로자	비임금 근로자	임금 근로자	비임금 근로자
연간 총 근로시간	2416 (2288)	2835 (2600)	2450 (2288)	2801 (2652)
시간당 실질 임금 (만원)	24722 (23046)	28219 (23214)	11442 (11573)	9705 (10409)
총 교육비 (만원)	89 (72)	94 (75)	62 (49)	68 (54)
표본 수	6911 (75%)	2315 (25%)	10339 (83%)	2159 (17%)

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 중앙값(median) 혹은 비율(percentage), 2015년의 물가를 기준으로 계산되었다.

### III. 연구결과

#### 1. 방법론

본 연구에서는 개별 근로자들의 임금과 상관관계가 있지만 통계상으로 관측되지 않는 다양한 요인들을 적절히 통제하였다 (문외솔 외, 2016). 나아가, 본 연구는 시간당 실질 임금의 내생성 문제를 해결하기 위해 2단계 최소제곱추정법(2sls)를 사용한다. 구체적으로 다음 회귀모형을 이용하여 1단계 추정을 진행한다.

$$\ln W_{i,t} = constant + \beta_1 \ln W_{i,t-1} + \beta_2 \ln W_{i,t-2} + \sum_{j=3}^T \beta_j V_{i,t}^j + A_t + B_i + \epsilon_{i,t}$$

$W_{i,t}$ 는  $i$  가구원이  $t$  시점에 벌어들인 시간당 실질 임금을 의미한다.  $T$ 는 1단계 추정에 사용된 변수의 총 개수를 가리키며, 본 연구에서는 11개의 변수가 1단계 추정에 사용되었다.  $V_{i,t}^j$ 는 시간

당 실질 임금과 연간 총 근로시간 변수를 제외하고 추정에 사용된 9개의 서로 다른 변수들을 가리킨다. 구체적으로는  $t$  시점의  $i$  가구원에 대한 legal hours 적용 여부<sup>10)</sup>, 근로장려세제 수혜 여부<sup>11)</sup>, 연령, 연령의 제곱, 소득의 차분값, 부동산 자산의 차분값, 부동산 부채의 차분값, 금융 자산의 차분값, 금융 부채의 차분값을 의미한다.  $A_i$ 와  $B_i$ 는 각각 시간 고정효과와 개별 고정효과를 통제하기 위한 변수들이다. 이로부터 얻은 시간당 실질 임금의 적합값(fitted value)의 차분값  $\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} (= \ln \widehat{W}_{i,t} - \ln \widehat{W}_{i,t-1})$ 을 이용하여 다음 식에 제시된 2단계 추정을 진행한다.

$$\Delta \ln H_{i,t} = constant + \beta_1 \Delta \ln \widehat{W}_{i,t} + \beta_2 \Delta \ln E_{i,t} + \beta_3 (\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}) + \sum_{j=4}^T \beta_j V_{i,t}^j + A_i + B_i + \epsilon_{i,t}$$

$H_{i,t}$ 는  $i$  가구원의  $t$  시점 연간 총 근로시간을 의미한다.  $E_{i,t}$ 는 연간 총 소득 대비  $i$  가구원이  $t$  시점에 지출한 교육비 비율을 나타낸다. T는 2단계 추정에 사용된 변수들의 총 개수를 가리키며, 2단계 추정에서는 총 12개의 변수가 사용되었다.  $V_{i,t}^j$ 는 1단계 추정에서와 같은 변수들을 사용하였다. 이를 통해, 노동시장과 관련한 제도적 변화, 노동시간 변화에 따른 근로자들의 만족도 변화 및 기타 변수들의 영향을 고려하였다<sup>12)</sup>. 2단계 추정식에도 개인에 대한 고정효과 및 시간에 대한 고정효과가 모두 포함된다.

본 연구에서는 위에 서술된 2단계 최소제곱추정 모형을 통해 노동공급 탄력성을 의미하는 계수  $\beta_1$ 을 추정하였다. 나아가, 차분된 시간당 실질 임금 적합값과 총 소득 대비 사교육비 지출 규모의 상호작용항을 의미하는 계수  $\beta_3$ 을 추정하여 자녀에 대한 사교육비 지출 규모가 가구원들의 노동공급 탄력성에 미치는 영향을 탐구하였다.

## 2. 추정결과

### 가. 직종형태별 추정결과

<표 5>는 2단계 최소제곱추정 모형을 적용하여 도출한 추정 결과이다. 임금 근로자와 비임금 근로자의 노동공급 탄력성을 의미하는 계수  $\beta_1$ 을 비교하였을 때, 비임금 근로자의 경우 임금 근로자에 비해 시간당 실질 임금에 대해 노동공급을 비탄력적으로 결정한다. 즉, 비임금 근로자는 시간당

10) legal hours는 2004년도 이후 시행된 주5일 근무제가 가구원들에 미친 영향을 고려하기 위한 변수로, 정규 근로시간이 단축된 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가진다.

11) 근로장려세제의 수혜를 받은 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가진다.

12) 문외술 외 (2016)의 연구에서는 2010년 이전의 응답 결과만을 활용하였기에, 13차시부터 조사가 시작된 가구원들의 근로장려세제 수혜 여부를 고려하지 않았다. 하지만, 본 연구는 2000년부터 2019년까지 총 20년의 데이터를 사용하기에 가구원들의 근로장려세제 수혜 여부를 추정에 포함하였다.

실질 임금이 증가하더라도 기존의 노동공급을 상응하는 수준으로 늘리지 않는다<sup>13)</sup>.

나아가, 시간당 실질 임금과 자녀의 사교육비 지출의 교차항  $\beta_3$ 을 살펴보면 다음과 같은 사실이 드러난다. 임금 근로자의 경우 자녀의 사교육비 지출을 고려하였을 때, 임금변화에 대해 노동공급이 더 탄력적으로 변하며 1% 수준에서 통계적으로 유의하다<sup>14)</sup>. 이에 반해, 비임금 근로자의 경우에는 자녀의 사교육비 지출이 고려되면 시간당 실질 임금에 대한 노동공급의 반응이 더욱 비탄력적으로 변화한다. 하지만, 이 결과는 통계적으로 유의하지 않다.

<표 5>에서 연간 총 소득 대비 사교육비 지출 규모를 사용하였던 것과 달리, <표 6>에서는 연간 총 소비대비 사교육비 지출 규모를 사용하여<sup>15)</sup> 도출한 추정 결과를 기록하였다. <표 6>에서도 여전히 임금 근로자의 노동공급 탄력성이 더 높게 나타났다. 또한, 자녀의 사교육비 지출이 고려되었을 때, 임금 근로자의 노동공급 탄력성이 더욱 탄력적으로 변화하며, 비임금 근로자의 경우에는 더 비탄력적으로 변화하였다. 두 결과 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

분석의 강건성 확인을 위해 <표 7>에서는 총 소득 대비 총 교육비 지출 규모를 사용하여<sup>16)</sup> 분석한 추정 결과를 제시한다. <표 7>에서 임금 근로자의 경우에는 자녀의 총 교육비 지출을 고려하였을 때, 노동공급 탄력성이 더욱 탄력적으로 변화하며 5% 수준 하에서 통계적으로 유의함을 확인할 수 있었다. 이는, 대학생 자녀들의 교육비를 포함한 총 교육비 지출 변수를 사용하여 분석을 진행하더라도 <표 5>와 <표 6>에서 드러난 임금 근로자의 특성이 드러남을 의미한다.

<표 8>에서는 2009년도 이후의 표본<sup>17)</sup>들을 이용하여 분석한 추정결과를 제시한다<sup>18)</sup>. 2009년도 이후의 표본을 이용한 분석에서는 임금 근로자, 비임금 근로자 모두 노동공급 탄력성이 0.5에 가까운 추정결과를 보였다. 이는 <표 5>에서 제시된 전 기간의 표본을 바탕으로 추정한 노동공급 탄력성에 비해 각각 0.2 이상 상승한 수치이다. 해석하면, 2009년도 이후 근로자들이 노동공급 시간을 결정하는 데 있어 더 자율적(탄력적)임을 알 수 있다. 하지만, <표 8>에서 제시된 임금 근로자의 교차항  $\beta_3$ 는 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나, 비임금 근로자의 경우에는 자녀의 사교육비 지출을 고려하였을 때, 노동공급 탄력성이 급격히 비탄력적으로 변하며 통계적으로도 5% 수준에서 유의하였다. 따라서, 추가적인 분석에서도 <표 5>에서 제시된 추정치들이 여전히 유효함을 확인할 수 있다.

이상 <표 5>-<표 8>에서 제시된 결과를 해석하면 다음과 같다. 고용주 혹은 자영업자가 대다수를 차지하는 비임금 근로자들의 경우에는 직업의 특성상 가용할 수 있는 최대의 시간을 노동공급에 사용할 가능성이 높다. 이에 반해, 임금 근로자들의 경우 평균적으로 소속되어 있는 직장 혹은

13) 마찬가지로 시간당 실질 임금이 줄어들더라도 기존의 노동공급을 상응하는 수준으로 줄이지 않는다.

14) 이는 수치적으로  $\beta_1 + \beta_3 > \beta_1$  임을 의미한다. 반대의 경우에는  $\beta_1 + \beta_3 < \beta_1$ .

15) <표 6>에서  $E_{i,t}$ 는 연간 총 소비대비  $i$  가구원이  $t$  시점에 지출한 사교육비 비율을 나타낸다.

16) <표 7>에서  $E_{i,t}$ 는 연간 총 소득 대비  $i$  가구원이  $t$  시점에 지출한 총 교육비 비율을 나타낸다.

17) 2008년도 금융위기 이후의 패널 데이터를 이용하여 분석을 진행하였다.

18) <표 8>에서 사용된 기간을 제외한 모든 변수들은 <표 5>에서와 같다. T T

은 고용처에서 계약상 정해진 시간의 노동시간만큼의 노동공급을 제공할 가능성이 크다. <표 3>에서 제시된 결과에 따르면, 비임금 근로자의 연간 총 근로시간이 임금 근로자들에 비해 평균 기준 약 400시간 정도 더 많다. 이 사실을 통해 유추하면, 임금 근로자의 경우에는 자녀의 사교육비 지출을 고려하였을 때, 추가적인 임금 상승에 대해 노동공급을 더 늘릴 유인을 가진다. 반면, 이미 충분히 많은 노동시간을 공급하고 있던 비임금 근로자들의 경우, 자녀의 사교육비 지출에 대한 고려는 시간당 실질 임금이 감소하더라도 기존의 노동공급 시간을 줄이려 하지 않을 유인으로 작용한다.

<표 5> 직종의 형태에 따라 자녀의 사교육비 지출이 노동공급 탄력성에 미치는 영향

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	임금 근로자	비임금 근로자
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.315*** (0.0221)	0.190*** (0.0418)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.0107*** (0.00205)	-0.00658 (0.00509)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}$	0.0716*** (0.0232)	-0.0424 (0.0463)
legal hours	-0.0395*** (0.00912)	
근로장려세제 수혜 여부	0.101*** (0.0227)	
연령	0.0181** (0.00845)	-0.0145 (0.0238)
연령의 제곱	0.0000102 (0.0000642)	3.50e-05 (0.000170)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000235 (0.000193)	-0.000601 (0.000495)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	-0.000146 (0.000256)	0.000133 (0.000506)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	0.000626* (0.000351)	0.00135 (0.000910)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000683*** (0.000217)	0.000121 (0.000524)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	0.000585*** (0.000189)	-0.000838* (0.000482)
상수	-0.912*** (0.330)	0.623 (0.981)
관측값 수	10673	2,014
R-squared	0.042	0.030
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<표 6> 총 소비 대비 사교육비 지출 규모 사용 추정결과

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	임금 근로자	비임금 근로자
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.310*** (0.0221)	0.194*** (0.0418)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.00765*** (0.00205)	0.00163 (0.00516)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}^{19)}$	0.0649*** (0.0226)	-0.101** (0.0461)
legal hours	-0.0389*** (0.00912)	
근로장려세제 수혜 여부	0.0994*** (0.0227)	
연령	0.0153* (0.00847)	-0.0157 (0.0238)
연령의 제곱	5.52e-06 (6.43e-05)	3.61e-05 (0.000170)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000161 (0.000192)	-0.000520 (0.000492)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	-0.000131 (0.000256)	0.000132 (0.000506)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	0.000612* (0.000352)	0.00137 (0.000910)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000699*** (0.000218)	0.000134 (0.000523)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	0.000574*** (0.000189)	-0.000869* (0.000482)
상수	-0.764** (0.330)	0.677 (0.983)
관측값 수	10,673	2,014
R-squared	0.041	0.031
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

19) <표 5>에서와는 달리 총 소비 대비 사교육비 지출 규모를 나타낸다.

<표 7> 총 소득 대비 총 교육비 지출 변수 사용 추정 결과

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	임금 근로자	비임금 근로자
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.265*** (0.0176)	0.142*** (0.0289)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.00798*** (0.00159)	-0.00659* (0.00341)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}^{20)}$	0.0354** (0.0149)	-0.00400 (0.0258)
legal hours	-0.0390*** (0.00791)	
근로장려세제 수혜 여부	0.0721*** (0.0194)	
연령	0.0185*** (0.00667)	-0.000863 (0.0175)
연령의 제곱	9.72e-06 (3.99e-05)	3.60e-05 (0.000103)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000316* (0.000169)	-0.000559 (0.000412)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	2.60e-05 (0.000216)	7.35e-05 (0.000424)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	0.000483 (0.000301)	0.00188*** (0.000698)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000582*** (0.000189)	0.000507 (0.000424)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	0.000514*** (0.000167)	-0.000441 (0.000409)
상수	-0.963*** (0.293)	-0.0718 (0.802)
관측값 수	13,205	2,761
R-squared	0.038	0.028
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

20) <표 5>, <표 6>에서와는 달리 총 소득 대비 총 교육비 지출 규모를 나타낸다.

<표 8> 2009년도 이후 데이터 사용 추정결과

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	임금 근로자	비임금 근로자
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.542*** (0.0469)	0.448*** (0.0942)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.00688** (0.00283)	-0.00641 (0.00751)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}^{21)}$	0.0236 (0.0483)	-0.246** (0.113)
legal hours	-0.0263 (0.0181)	
근로장려세제 수혜 여부	0.129*** (0.0234)	
연령	0.0158 (0.0112)	-0.0218 (0.0315)
연령의 제곱	5.15e-05 (0.000109)	-4.12e-06 (0.000278)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000349 (0.000257)	-5.19e-06 (0.000657)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	1.92e-05 (0.000363)	0.000665 (0.000622)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	5.41e-05 (0.000490)	0.000259 (0.00125)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000706** (0.000291)	0.000833 (0.000702)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	0.000706*** (0.000238)	-0.00131** (0.000631)
상수	-0.845** (0.343)	1.017 (1.041)
관측값 수	6,511	1,172
R-squared	0.042	0.058
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

21) 총 소득 대비 사교육비 지출 규모를 나타낸다.



## 나. 소득분위 및 거주지역별 추정결과

<표 9>에서는 소득분위별<sup>22)</sup> 임금 근로자의 2단계 최소제공추정 모형을 분석한 결과를 제시한다. 소득분위별 분석에서는 비임금 근로자에 속한 가구원들의 수가 상대적으로 적어 분석에 용이하지 않아 분석대상에서 제외하였다.  $\Delta \ln E_{i,t}$  변수는 총 소득 대비 자녀의 사교육비 지출 규모를 의미한다. 주목할 점은 상위 25%에 속한 임금 근로자들의 노동공급 탄력성이 약 0.537로 하위 50%에 속한 임금 근로자들의 노동공급 탄력성인 0.368에 비해 약 0.17 정도 더 크게 추정되었다는 것이다. 이는 소득이 높은 임금 근로자들이 소득이 낮은 임금 근로자들에 비해 주어진 임금 대비 노동공급 시간을 더 자율적으로 결정함을 의미한다. 예를 들어, 만약 기존의 임금이 하락한다면, 소득이 높은 권역에 속한 임금 근로자들에 비해 반대 권역에 속한 임금 근로자들의 경우 임금 하락분을 감수하고라도 노동공급 시간을 유지할 유인이 존재한다. 또한, 자녀 사교육비 지출을 고려하였을 때에, 각 소득 분위별 임금 근로자들의 노동공급 탄력성이 더욱 탄력적으로 변화하였으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

<표 10>에서는 거주지역별 임금 근로자의 노동공급 탄력성 추정결과를 제시한다. 광역권에 거주하는 가구원들 중 임금 근로자는 자녀의 사교육비 지출을 고려하였을 때, 노동공급 탄력성이 더욱 탄력적으로 변화하였으며 통계적으로 유의하였다. 이에 반해, 비광역권 거주 가구원들을 대상으로 한 분석에서 임금 근로자의 경우 기존의 결과와 상응하는 추정결과를 제시하나 통계적으로는 유의하지 않았다. <표 11>에서는 거주지역별 비임금 근로자들을 대상으로 진행한 추정결과를 제시한다. 먼저, 광역권에 거주하는 비임금 근로자의 경우에는 기존의 결과<sup>23)</sup>들과는 달리 자녀 사교육비 지출을 고려하였을 때, 오히려 노동공급 탄력성이 상승하였다. 이는, 통계적으로 유의하지 않더라도 광역권 거주 비임금 근로자들의 차별된 특성으로 볼 수 있다. 비광역권 거주 비임금 근로자들의 경우 기존의 결과들과 상응하는 추정치를 보이거나 통계적으로 유의하지 않았다.

22) 소득분위는 자녀에 대한 교육비를 지출하지 않는 가구원도 포함한 전체 표본을 기준으로 분류하였다.

23) <표 5>-<표10>의 결과에서는  $\beta_3$ 의 값이 음수였다. 그러나, <표 11>의 광역권 거주 비임금 근로자들의  $\beta_3$  추정치는 양수로 나타났다.

<표 9> 소득분위별 임금 근로자의 노동공급 탄력성 추정결과

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	상위 25%	하위 50%
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.537*** (0.0582)	0.368*** (0.0961)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.0127*** (0.00476)	-0.0153** (0.00592)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}$	0.0730 (0.0628)	0.000412 (0.0680)
legal hours	-0.0287 (0.0183)	-0.104** (0.0413)
근로장려세제 수혜 여부	0.131 (0.116)	0.0545 (0.0393)
연령	0.0304 (0.0189)	0.0121 (0.0325)
연령의 제곱	4.76e-06 (0.000158)	9.58e-05 (0.000262)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000290 (0.000394)	-0.000604 (0.000671)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	0.00123*** (0.000477)	-0.000447 (0.000927)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	-0.000265 (0.000594)	0.00168 (0.00171)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000374 (0.000497)	0.000954 (0.000582)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	0.000125 (0.000387)	0.000780 (0.000593)
상수	-1.514** (0.696)	-0.835 (1.221)
관측값 수	2,698	1,536
R-squared	0.062	0.052
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<표 10> 거주지역별 임금 근로자의 노동공급 탄력성 추정결과

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	광역권	비광역권
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.323*** (0.0329)	0.301*** (0.0320)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.0126*** (0.00295)	-0.00660** (0.00305)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}$	0.0865** (0.0339)	0.0315 (0.0345)
legal hours	-0.0225* (0.0132)	-0.0500*** (0.0128)
근로장려세제 수혜 여부	0.0713** (0.0319)	0.111*** (0.0329)
연령	0.0234* (0.0123)	0.00828 (0.0123)
연령의 제곱	7.66e-06 (9.16e-05)	3.88e-05 (9.65e-05)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000419 (0.000271)	-0.000454 (0.000287)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	-3.63e-05 (0.000381)	4.85e-06 (0.000363)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	-7.37e-05 (0.000507)	0.00152*** (0.000523)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000414 (0.000311)	0.000988*** (0.000316)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	-0.000169 (0.000277)	0.000980*** (0.000268)
상수	-1.167** (0.487)	-0.500 (0.474)
관측값 수	4,969	5,335
R-squared	0.048	0.043
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<표 11> 거주지역별 비임금 근로자의 노동공급 탄력성 추정결과

	종속 변수: $\Delta \ln H_{i,t}$	
	광역권	비광역권
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t}$	0.175*** (0.0636)	0.219*** (0.0613)
$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.00478 (0.00815)	-0.0103 (0.00687)
$\Delta \ln \widehat{W}_{i,t} \times \Delta \ln E_{i,t}$	0.0801 (0.0800)	-0.0780 (0.0576)
근로장려세제 수혜 여부	-0.102* (0.0566)	-0.178 (0.171)
연령	0.0106 (0.0352)	-0.0403 (0.0343)
연령의 제곱	-4.19e-05 (0.000249)	0.000252 (0.000261)
$\Delta \ln(\text{소득})$	-0.000363 (0.000726)	-0.000854 (0.000710)
$\Delta \ln(\text{부동산자산})$	0.00157** (0.000775)	-0.000668 (0.000701)
$\Delta \ln(\text{부동산부채})$	0.00124 (0.00135)	0.00215 (0.00135)
$\Delta \ln(\text{금융소득})$	0.000691 (0.000776)	-1.66e-05 (0.000746)
$\Delta \ln(\text{금융부채})$	-0.00112 (0.000707)	-0.000439 (0.000674)
상수	-0.445 (1.491)	1.348 (1.354)
관측값 수	924	1,047
R-squared	0.048	0.063
시간 고정 효과	적용	적용
가구원 고정 효과	적용	적용

자료: 한국노동패널 3차-22차 조사

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

## IV. 결 론

저출산, 고령화 시대에 핵심 과제 중 하나는 출산 장려이다. 결혼을 하여 가정을 이루는 많은 개인들에 있어 자녀 보육과 관련한 모든 사안은 지극히 중요한 문제이다. 젊은 세대들의 실업률이 높아져가는 현 시대적 상황과 맞물려 자녀를 낳고, 보육하는 데 있어 발생하는 모든 문제는 젊은 세대들의 결혼 기피라는 극단적이지만 자연스러운 선택으로 이어지고 있다. 이에, 본 연구에서는 자녀의 교육비 지출<sup>24)</sup>과 개인의 노동공급 탄력성과의 관계를 관찰 및 추정했다. 2단계 최소제곱추정 모형을 통하여 추정한 개인의 노동공급 탄력성은, 자녀의 교육비 지출 규모를 고려하였을 때, 직종, 소득, 지역에 따라 정도의 차이는 있지만 어느정도 공통된 특성을 보였다.

임금 근로자들에게 있어 자녀의 교육비 지출 규모는 노동공급을 임금의 변화에 대해 더욱 탄력적으로 반응하게 만드는 요소로 작용했다. 하지만, 비임금 근로자들에게 있어 자녀의 교육비 지출은 오히려 노동공급 탄력성을 더욱 비탄력적으로 변화하게 만드는 유인으로 작용하였다. 이는, 자녀의 교육비 지출 규모가 클수록 임금 근로자들의 노동공급이 임금 상승 폭에 비해 더욱 증가함을 의미한다. 이러한 임금 근로자들의 노동공급 특성은 광역권에 거주하고 소득이 높을수록 더 강하게 나타났다. 반대로, 비임금 근로자들의 경우, 자녀의 교육비 지출 규모가 클수록 시간당 실질 임금의 감소가 노동공급을 줄이는 데 있어 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 하지만, 이러한 비임금 근로자들의 노동공급 특성은 광역권에 거주하는 비임금 근로자들에서는 나타나지 않았다. 오히려, 광역권에 거주하는 비임금 근로자들의 경우에는 임금 근로자와 마찬가지로 자녀 교육비 지출 규모를 고려하였을 때 노동공급을 더욱 탄력적으로 제공한다는 차이를 보였다.

본 연구의 한계는 임금, 비임금 근로자들의 노동공급 탄력성을 추정하고, 자녀의 교육비 지출이 고려되었을 때 노동공급 탄력성의 변화 양상을 살펴보는 데 있어, 탄력성의 절대적인 수치 변화 양상이 내포하는 의미를 명확하게 규명할 수 없다는 데 있다. 예를 들어, 본 연구는 자녀의 교육비 지출이 고려될 때, 임금 근로자들의 노동공급 탄력성이 증가함을 확인하였다. 하지만, 이를 해석할 때, 임금의 증가 상황을 가정 하였으나, 이 가정에 대한 엄밀한 근거가 부족하여 해석이 제한적임을 밝힌다.

지금까지 한국노동패널조사를 이용해 자녀 교육비 지출이 개인의 노동공급 탄력성에 미치는 영향을 탐구했다. 본고에서는 한국사회에서 가장 큰 사회적 이슈로 대두되고 있는 저출산 문제의 주요 원인 중 하나인 자녀 교육비 지출과 관련하여 다음과 같이 제언한다. 먼저, 그 형태는 다르지만, 임금 근로자와 비임금 근로자의 노동공급 탄력성은 자녀 사교육비 지출 규모에 유의미하게 반응하고 있다. 이는 생계와 직결된 노동공급에 있어 자녀의 교육비가 큰 영향을 미치고 있음을 의미한다. 이러한 특성은 임금 근로자의 경우에는 광역권에서 더욱 부각되고, 비임금 근로자의 경우에는 2009년도 이후 더욱 부각되고 있다. 따라서, 중앙정부 혹은 지방정부가 저출산 해결을 위한 자녀 교육비 보조금을 지급하는 데 있어 위와 같은 특성들은 고려될 필요가 있다. 즉, 저출산 문제를 해

---

24) 본 연구에서는 자녀의 사교육비 지출 변수와 자녀의 총 교육비 지출 변수를 사용한 모든 분석에서 모두 유의미하고 일관된 연구 결과를 제시하고 있다.

결하고 출산을 장려하기 위해, 정부는 자녀를 둔 모든 가구에 동일한 비용의 보조금을 지급하기 보다는, 가구주와 배우자의 직종별 특성, 거주 지역 및 소득 분위기를 고려한 차등적인 정책을 실현할 때 보다 더 큰 효과를 기대할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김대일. 「기혼 여성의 노동공급과 자녀 교육.」 노동경제논집, 한국노동경제학회 31, no.2 (2008): 73-102.
- 남재량. 「비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구 -패널자료를 사용한 분석.」 노동경제논집, 한국노동경제학회 30, no.2 (2007): 1-31.
- 문외술, 송승주. 「노동공급 탄력성 추정.」 노동경제논집, 한국노동경제학회 39, no.2 (2016): 35-51.
- 신우리, 송헌재, 임현준. 「최저임금 조정이 노동자들의 노동시간과 노동소득에 미치는 영향.」 노동경제논집, 한국노동경제학회 42, no.1 (2019): 73-105.
- 이기권. 『우리나라 노동시장의 모습.』 고용노동부 (2016)
- David Blau, and Philip Robins.** “Child-Care Costs and Family Labor Supply.” *The Review of Economics and Statistics* 70, no. 3 (1988): 374-381.
- David Domeij, and Martin Flodén.** “The Labor-Supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates are Biased.” *Review of Economic Dynamics* 9, no. 2 (2006): 242-262.
- Denise Dorian, and Guyonne Kalb.** “Demands for Child Care and Household Labour Supply in Australia.” *Economic Record* 81, no. 254 (2005): 215-236.
- Guyonne Kalb.** “Children, Labour Supply and Child Care: Challenges for Empirical Analysis.” *Australian Economic Review* 42, no. 3 (2009): 276-299.
- Lorraine Dearden, and Richard Blundell.** “The Returns to Higher Education in Britain: Evidence from a British Cohort.” *Economic Journal* 110, no. 461 (2000): F82-99.
- Patricia Anderson, and Phillip Levine.** “Child Care and Mothers’ Employment Decisions.” *NBER Working Papers*, no. 7058 (1999)
- Rachel Connelly.** “The Effect of Child Care Costs on Married Women’s Labor Force Participation.” *The Review of Economics and Statistics* 74, no. 1 (1992): 83-90.



**KLIPS** 한국노동패널조사  
Korean Labor & Income Panel Study