



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

조영일 교수 지도
박사학위 청구논문

20대 청년층의 성별 임금격차에
미치는 직업가치관과 조직몰입의
효과 및 기혼 노동자의 생활만족에
미치는 노동시간의 영향

2022

성신여자대학교 대학원
심리학과
신용우

20대 청년층의 성별 임금격차에
미치는 직업가치관과 조직몰입의
효과 및 기혼 노동자의 생활만족에
미치는 노동시간의 영향

조영일 교수 지도

이 논문을 박사학위논문으로 제출함


2022년 4월


성신여자대학교 대학원
심리학과
신용우


인 준 서


신용우의 박사학위논문으로 인준함


2022년 4월

심사위원장 김명신  (인)

심사위원 전계현  (인)

심사위원 차옥균  (인)

심사위원 김혜영  (인)

심사위원 조영일  (인)

성신여자대학교 대학원

논문개요

본 연구의 목적은 노동시장에서 경력단절 이전의 20대 대졸 여성에 대한 임금차별이 존재하는지 실증적으로 살펴보고 노동자의 심리적 요인이 성별 임금격차에 영향을 미칠 수 있는지 검증하는 것이다. 또한 여성 경력단절의 대안으로 제시되는 노동시간 단축의 효과를 검증하는 것이 연구의 목적이다. 한국의 성별 임금격차는 꾸준히 줄어들다 2000년대에 들어 감소 추세가 둔화하였다. 장기적 추세로 성별 임금격차는 감소하였기 때문에, 현재는 20대 청년층의 성별 임금격차는 존재하지 않는다는 주장이 있는 한편, 성별 임금격차의 감소 추세가 둔화하였으므로 성별 임금격차를 줄일 수 있는 새로운 접근이 필요하다는 주장도 제기되었다.

본 연구는 첫째, 횡단연구를 통해 경력단절 이전의 20대 대졸 여성이 임금차별을 받는지, 심리적 요인인 직업가치관은 성별 임금격차에 영향을 미칠 수 있는지 살펴보았다. 둘째, 종단연구를 통해 경력단절 이전의 20대 대졸 여성이 임금인상 차별을 받는지, 비인지적 역량인 조직몰입은 임금인상 차별을 조절할 수 있는지 검토하였다. 셋째, 여성 노동자는 성별 임금격차로 인하여 결혼, 출산 등의 생애주기 사건에 따라 경력단절을 겪을 가능성이 크다. 여성 경력단절의 정책적 대안으로 노동시간 단축이 제시되는데, 종단연구를 통하여 기혼 임금노동자에게 노동시간 단축의 효과가 어떻게 나타나는지 검증하였다.

연구 1은 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차가 임금수준별로 어떻게 나타나는지 살펴보고, 비인지적 역량인 직업가치관이 성별 임금격차 감소에 영향을 주는지 검증하였다. 연구 1은 대졸자직업이동경로조사(GOMS)를 이용하였다. 임금수준을 나누지 않은 전체집단은 성별 임금격

차는 23.3%로 나타났고, 산업관련 조건까지 통제하면 4.4%까지 감소하였다. 임금수준 하(下)집단은 직접 성별 임금격차는 없었다. 중(中)집단은 성별 임금격차 20.5%, 상(上)집단은 성별 임금격차 9.9%로 나타났다. 하(下)집단, 상(上)집단에서는 성별 임금격차를 수반하는 성별 직업분리도 나타나 임금수준별로 성별 임금격차의 양상이 달랐다. 직업가치관은 성별 임금격차를 감소시키는 직접 효과는 없는 것으로 나타났다. 일부 집단에서 직업가치관이 임금에 기여하는 것이 증명되어, 성별 임금격차 감소에 간접효과는 기대할 수 있는 것으로 나타났다.

연구 2는 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 차이가 있는지 살펴보고, 임금증가 궤적의 성별 차에 비인지적 역량인 조직몰입이 영향을 미치는지 검정하였다. 연구 2는 한국노동패널(KLIPS)을 이용하였으며, 잠재성장모형과 잠재조절구조방정식을 사용하여 분석하였다. 재직 1년 차부터 재직 4년 차까지의 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적은 선형관계로 나타났으며, 초기 임금이 높은 사람이 임금증가는 더뎠다. 임금증가 궤적의 성별 차이는 재직 1년 차 임금은 남성이 여성보다 유의하게 높았으나, 선형변화율은 성별 차이가 없었다. 조직몰입은 임금증가 궤적의 성별 차이를 조절하지 못하였다. 20대 대졸 여성이 남성보다 임금이 낮은 일자리에 취업하는 불이익은 있으나 임금증가에서 불이익을 받지 않는 것으로 나타났다.

연구 3은 노동시간이 기혼 임금노동자의 생활만족에 미치는 영향을 알아보고, 직무만족의 매개효과를 검토하였다. 더불어 매개효과의 크기가 성별과 고용형태(상용직, 임시직)로 인해 달라지는지 검토하였다. 연구 3은 한국노동패널(KLIPS)을 사용하여 수행하였다. 1998년부터 2015년까지의 자료를 직장 재직을 기준으로 재직 1년 차에서 재직 3년 차 형태의 3년간 종단자료로 재구성하였다. 자기회귀모형으로 종단적 매개효과를 검정한 결과 노동시간

이 생활만족에 미치는 직접효과는 유의하지 않았다. 노동시간을 직무만족이 매개하여 생활만족에 영향을 미치는 간접효과는 종단적으로 유의하였다. 종단적 매개효과는 성별 및 고용형태에 따라서 차이가 나타나지 않았다. 연구 3의 의미는 노동시간의 감소가 노동자의 삶의 질을 직접 상승시키는 효과로 나타나지 않으며, 노동시간의 감소를 통하여 직무만족 상승으로 이어져야 비로소 삶의 질이 올라가는 것을 경험적 자료로 검증하였다.

마지막으로 경력단절 이전의 대졸 20대 여성에게 임금수준별 성별 임금격차는 존재하나, 임금상승의 성차별은 존재하지 않는 것의 의미를 논의하였다. 비인지적 역량이 성별 임금격차에 미치는 영향과 경력단절 대책으로서 노동시간 단축의 효과성에 대해 논의하고, 본 연구의 한계 및 추후 연구 방향을 제시하였다.

목 차

논문 개요

I. 서론	1
II. 연구 1. 임금수준별 성별 임금격차와 직업가치관의 효과	6
1. 이론적 배경	6
1) 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차	6
2) 노동시장 계층과 성별 임금격차	9
3) 심리적 요인과 성별 임금격차	10
4) 직업가치관과 성별 임금격차	12
5) 연구 1의 연구문제	13
2. 연구방법	14
1) 연구대상 및 자료특성	14
2) 측정도구	16
3) 분석방법	17
4) 예비분석	18
3. 결과	20
1) 임금수준별 성별 임금격차	20
2) 직업가치관과 성별 임금격차	22
4. 논의	23

III. 연구 2. 성별과 임금증가 궤적의 종단적 관계 및 조직몰입의 조절 효과	27
1. 이론적 배경	27
1) 조직몰입과 성별 임금격차	27
2) 성별 임금격차의 종단연구	28
3) 연구 2의 연구문제	31
2. 연구방법	31
1) 연구대상 및 자료특성	31
2) 측정도구	33
3) 분석방법	34
3. 결과	36
1) 기술통계	36
2) 임금궤적 분석모형 비교	37
3) 성별과 임금의 종단적 관계	38
4) 조직몰입의 조절효과	40
4. 논의	41
IV. 연구 3. 노동시간과 생활만족의 관계: 직무만족의 조절된 매개효과	43
1. 이론적 배경	43
1) 노동시간과 여성 경력단절	43
2) 노동시간과 생활만족	45
3) 노동시간과 직무만족	46
4) 직무만족과 생활만족	47
5) 노동시간의 종단연구	48

6) 연구 3의 연구문제	49
2. 연구방법	50
1) 연구대상 및 자료특성	50
2) 측정도구	52
3) 분석방법	53
3. 결과	55
1) 기술통계 및 상관분석	55
2) 측정모형의 동일성	58
3) 종단모형의 효과검정 결과	61
4. 논의	64
 V. 종합논의	 67

참고문헌

ABSTRACT(영문초록)

표 목 차

표 1. 인구통계학적 특성	15
표 2. 김창환과 오병돈(2019)의 연구모형 변수와 본 연구에 사용한 변수 ..	17
표 3. 전체표본의 성별 임금격차	19
표 4. 임금수준별 집단 기술통계	20
표 5. 임금수준별 집단표본의 성별 임금격차	21
표 6. 연구대상 특성	33
표 7. 조직몰입 측정문항과 신뢰도	34
표 8. 주요변수의 기술통계값 및 상관분석 결과	37
표 9. 무조건 모형의 적합도 비교	38
표 10. 무조건 모형 월평균 임금의 변화궤적 분석 결과	38
표 11. 조건 모형의 적합도	39
표 12. 조건 모형의 변화궤적 분석 결과	40
표 13. 성별과 임금의 종단적 관계에서 조직몰입의 초기값 조절효과	41
표 14. 인구통계학적 특성	51
표 15. 주요변수의 복합표본 기술통계	55
표 16. 성별에 따른 기술통계	56
표 17. 고용형태에 따른 기술통계	56
표 18. 주요변수의 상관계수	57
표 19. 성별에 따른 상관계수	57
표 20. 고용형태에 따른 상관계수	58
표 21. 측정모형의 종단 측정불변성 검정	59
표 22. 자기회귀 종단모형의 합치도 검정	61

표 23. 경로계수의 추정(성별)	62
표 24. 경로계수의 추정(고용형태)	62

그림 목 차

그림 1. 연구2 연구모형	36
그림 2. 연구 3의 연구모형	53
그림 3. 연구3 최종모형의 경로계수	64

I. 서론

2020년 2,149개 상장기업 노동자의 성별 임금격차(gender wage gap)를 조사한 결과, 남성 평균임금은 7,980만원, 여성 평균임금은 5,110만원으로 여성이 남성 임금의 64%를 받는 것으로 나타났다(여성가족부, 2021). 이 조사는 남성의 평균 근속연수는 12.2년, 여성의 평균 근속연수는 8.2년으로, 남녀 간 근속연수 차이가 성별 임금격차의 가장 주요한 원인이 된다고 설명한다(여성가족부, 2021). 여성의 근속연수가 남성에 비해 짧은 이유는 경력단절이 원인으로 꼽히는데(김난주, 2017; 신광영, 2011; 안태현, 2012; 장광남, 2020), 경력단절은 여성의 결혼, 자녀 출생과 더불어 일어나는 일인 경우가 많아, 연령과 생애주기와 관련이 깊은 것으로 알려졌다(신광영, 2011; Goldin & Mitchell, 2017).

여성의 경력단절 발생 시점을 연령대별로 파악한 결과, 20대 후반인 26세~31세에 전체 경력단절 여성 중 51.7%의 경력단절이 시작된 것으로 나타났다(오은진, 신선미, 홍승아, 이솔, 윤자영, 김주영, 김소연, 2014). 따라서 20대부터 시작되는 경력단절을 예방하기 위하여 노동시장으로 진입하는 초기부터 성별 임금격차가 나타나는지, 일자리의 조건이 어떠한지, 이에 적합한 정책이 어떤 방향으로 설계되어야 하는지 보다 심층적인 연구가 필요하다(김창환, 오병돈, 2019; 오은진, 김소연, 2016).

경력단절이 성별 임금격차의 주요 원인이라면 생애주기상 경력단절이 생기기 전인 20대 청년층은 성별 임금격차가 얼마나 있을까? 임금노동자 성별·연령별 연간 평균임금 격차에 대해 용혜인 의원(21대 국회의원)이 밝힌 자료에 의하면 2019년 기준 20대 여성은 남성의 92.3%에 해당하는 임금을 받는다. 이 조사에서 임금격차는 30대는 73.0%, 40대는 58.5%, 50대는 47.6%로 연령이 증가함에 따라 점점 벌어졌다(한겨레, 2021. 8. 3). 20대의 성별 임금격차는 전체 성별 임금격차에 비해서는 미미한 편이라는 연구(김난주,

2017; 조동훈, 2015), 20대 후반 여성의 고용률이 남성에 비해 높다는 정부 기관의 발표(권혜자, 2018), “‘여풍 당당’…20대 취업전쟁 여성 또 남성에 승리”(연합뉴스, 2014. 3. 19) 식의 언론보도는 자칫 20대 청년층은 노동시장의 성차별이 없다는 인상을 불러일으킨다.

성별 임금격차에 대한 연구는 다수 있으나 20대 청년층 또는 경력 초기 노동자를 대상으로 성별 임금격차를 살핀 연구는 드물다. 2020년 기준 우리나라의 25세 이상 34세 미만의 청년층의 대학 졸업자 비율은 69.8%로(교육부, 2020), 대졸자를 기준으로 살펴보는 것이 20대 청년층의 가장 보편적인 표본을 연구하는 것이 된다.

한국의 여성노동시장은 고학력·저연령 여성의 노동시장 상층 진입이 증가하고, 동시에 저학력·고연령·기혼 여성의 노동시장 하층 진입도 빠르게 증가하고 있다(허은, 2013). 20대 청년층은 노동시장의 임금격차가 없다는 인식은 노동시장 상층으로 진입하는 고학력·저연령 여성의 증가를 반영하는 것일 수 있으므로, 노동시장 계층을 고려하여 성별 임금격차를 살펴보는 것이 필요하다. 본 연구는 20대 대졸 청년층을 대상으로 임금수준별로 노동시장 계층을 나누어 성별 임금격차가 존재하는지 알아보았다(연구 1).

20대 대졸 청년층의 성별 임금격차를 나이별로 비교한 연구(김창환, 오병돈, 2019)에서는 21세와 22세는 성별 임금격차가 나타나지 않았고, 23세에는 남성과 비교한 여성의 임금 불이익이 14.6%였으나, 29세에는 21.8%까지 커졌다. 노동시장에 진입한 남녀를 생애주기에 따라 비교한 연구(최세림, 방형준, 2018)에서 남성은 20대 후반부터 임금이 급격히 성장하고, 여성은 20대 후반을 기점으로 임금 성장이 둔화하였다. 20대 청년층의 성별 임금격차는 연령 구간 내에서 변화가 클 수 있으므로, 20대 기간의 변화를 살펴볼 수 있는 종단연구(longitudinal study)가 필요하다. 본 연구는 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 차이가 있는지 종단적으로 살펴보았다(연구 2).

한국의 성별 임금격차의 장기적 추세는 1990년대까지는 감소세가 뚜렷하였으나, 2000년대 이후 감소 속도가 둔화하였다(김주영, 2009). 특히 20대의 성별 임금격차는 2009년에 비해 2019년에 더 증가하였다는 조사도 있어(한겨레, 2021. 8. 3), 성별 임금격차 문제에 대한 새로운 대안이 필요하게 되었다. 최근 노동시장 성과(labor market outcomes)의 성별 차이의 원인에 대해서 사회적 요인(social factor)뿐만 아니라, 심리적 요인(psychological factor)에 대한 논의가 축적되고 있다(Bertrand, 2011). 본 연구는 성별 임금격차에 대한 심리적 요인의 효과를 살펴보았다(연구 1, 연구 2).

선행연구에 의하면 위험 선호도(risk preferences), 경쟁에 대한 태도(attitudes towards competition), 협상에 대한 태도(attitudes towards negotiation), 비인지적 역량(non-cognitive competence)이 노동시장 성과의 성별 차이를 설명할 수 있는 심리적 요인으로 나타났으며(고영근, 안태현, 2016; Ahn, 2015; Bonin, Dohmen, Falk, Huffman & Sunde, 2007; Niederle & Vesterlund, 2007; Small, Gelfand, Babcock & Gettman, 2007), 자신감(self-confidence), 자기효능감(self-efficacy), 정서적 안정성(emotional stability)은 성별 임금격차를 유효하게 설명하는 심리적 요인으로 나타났다(고영근, 안태현, 2021; Santos-Pinto, 2012).

본 연구는 선행연구를 바탕으로 특히 직업가치관(job value)과 조직몰입(organizational commitment)이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는지 검정하였다(오인수, 김광현, Darnold, 황종오, 유태용, 박영아, 박량희, 2007; Bacher, Beham-Rabanser & Forstner, 2022; Johnson, 2001; Johnson & Monserud, 2012). 성별 임금격차를 줄이기 위하여 심리적 요인 측면에서 개선방안을 제안한 선행연구는 있으나(조인숙, 2015; 최윤선, 채나리, 2013), 이 연구들은 성별 임금격차에 심리적 요인이 미치는 영향을 경험적으로 검정하지는 않은 제한점이 있다. 경험적으로 검정된 심리적 요인은 성별 임금격차

감소를 위한 새로운 연구 변수, 청년여성을 위한 취업지원 프로그램(여성가족부, 2015)의 내용 등으로 제안할 수 있을 것으로 기대하였다.

본 연구는 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차의 현황과 직업가치관과 직무몰입의 영향을 알아보기 위하여 두 가지 연구를 수행하였다. 연구 1은 대졸자직업이동경로조사(Graduates Occupational Mobility Survey: 이하 GOMS)를 이용하여 임금수준을 나눈 경력단절 이전 20대 대졸 청년층에 성별 임금격차가 나타나는지 검토하는 횡단연구이다. 심리적 요인으로 직업가치관이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는지 검정하였다. 연구 2는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 OKLIPS)을 이용하여 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 격차가 있는지 검토하는 종단연구이다. 심리적 요인으로 조직몰입이 임금증가 궤적의 성별 격차를 조절할 수 있는지 검정하였다.

정부는 성별 임금격차의 가장 주요한 원인으로 여성의 경력단절을 꼽고 있다. 정부의 성별 임금격차 관련 정책은 여성의 경력단절을 예방하기 위하여, 재직 여성의 고용유지를 최우선으로 한다(여성가족부, 2021). 유자녀 여성의 고용유지를 위해서는 여성이 재직 중에도 가족을 돌볼 수 있도록 노동시간을 줄이는 것이 중요한 전제 조건이 되므로(이소진, 2021), 성별 임금격차 정책의 성과와 노동시간 단축은 밀접한 관련성이 있다. 노동시간이 노동자의 생활만족(life satisfaction)에 미치는 영향을 연구하는 것은 노동시간 단축 정책의 실효성을 검토하는 기초자료가 될 수 있을 것이다(연구 3).

노동시간이 늘어나면 생활만족이 감소하고(김현정, 최서희, 2018; 주은선, 2016; Clark, Oswald & Warr, 1996; Fahr, 2011; Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2003), 일-가정 갈등이 증가하는 경향이 있다(정우진, 김강식, 2014). 그러나 노동시간과 생활만족의 관계가 성별에 따라 달리 나타난다는 연구결과도 있으므로(주은선, 2016) 보다 심층적인 연구가 필요하다. 본 연

구는 연구 3에서 패널자료 KLIPS를 이용하여 기혼 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계가 성별에 따라 다르게 나타나는지 종단적으로 검정하였다. 더불어 조직성원이 자신의 직무와 직장에 대해서 가지고 있는 긍정적 정서 상태인 직무만족(job satisfaction)의 매개효과를 검정하여 노동시간이 직무와 직장의 만족도에 미치는 영향에 따라 생활만족이 달라질 수 있는지 검정하였다.

이상의 필요성을 바탕으로 전체 연구의 목적을 다섯 가지로 정리하였다. 첫째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차가 존재하는지 검정하였다(연구 1). 둘째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차가 임금수준별 계층에 따라 달리 나타나는지 검정하였다(연구 1). 셋째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 격차가 나타나는지 검정하였다(연구 2). 넷째, 직업가치관과 조직몰입이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는 심리적 요인인지 검정하였다(연구 1, 연구 2). 다섯째, 기혼 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계를 종단적으로 검정하고 직무만족의 매개효과를 검정하였다(연구 3).

II. 연구 1. 임금수준별 성별 임금격차와 직업가치관의 효과¹⁾

1. 이론적 배경

1) 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차

청년층 성별 임금격차를 연구한 횡단연구 결과를 살펴보면, 검토한 모든 연구에서 여성의 임금이 낮게 나타났다. 조동훈(2015)의 연구는 20대의 성별 임금격차의 영향이 14%로 나타났고, 김난주(2017)의 연구는 15세~29세 집단에서 성별 임금격차가 5.2%였다. 20대 대졸자로 대상을 제한한 유정미(2017)의 연구에서는 약 20%, 김창환과 오병돈(2019)의 연구에서는 19.8%의 성별 임금격차가 있었다. 20대 대졸자의 성별에 따른 인적자본의 차이는 있었으나(김창환, 오병돈, 2019; 유정미, 2017), 세대별 인적자본의 차이와 비교하면 20대 내의 차이는 매우 작았다(김난주, 2017; 조동훈, 2015).

연령과 학력이 임금격차에 기여하는 정도가 장기적으로는 감소 추세라는 연구가 있으나(장광남, 2020), 연령과 학력은 임금격차를 낳는 대표적인 인적자본이다. 20대 대졸자라는 유사한 표본을 연구대상으로 삼더라도, 집단 내의 연령과 학력의 효과를 검토하는 것이 필요하다.

남성의 장기간 군 복무로 인하여 노동시장의 진입 연령이 다르기 때문에, 청년층의 연령효과에는 성별효과가 포함되어 있다는 것에는 여러 연구의 입장이 일치하였으나(구남규, 윤자영, 2021; 김창환, 오병돈, 2019; 유정미, 2017), 연령을 통제해야 하는지는 견해가 달랐다. 구남규와 윤자영(2021), 유정미(2017)는 졸업 시점이 통제되어 있는 자료에 추가로 연령까지 통제하면

1) 연구 1은 다음의 게재 논문을 수정하여 수록함: 신용우, 조영일 (2021). 20대 대졸 여성은 차별받지 않는가? 소득수준별 성별 임금격차와 직업가치관의 효과. 인문사회21, 12(5), 1365-1380. DOI: <http://dx.doi.org/10.22143/HSS21.12.5.96>

연령효과에 성별효과가 매우 크게 반영되는 과잉통제(over-control)가 발생한다고 보아, 추가적으로 연령을 통제하지 않았다. 과잉통제의 예로 연령을 통제하면 4년제 대학 졸업생보다 전문대 졸업생이 임금수준이 더 높게 나타나는 오류가 발생한다고 하였다(구남규, 윤자영, 2021). 김창환과 오병돈(2019)은 20대 각 연령별로 성별 임금격차가 있는지 검정하였다. 21세와 22세를 제외하고는 여성의 임금 불이익이 유의하였으며 연령이 높아질수록 불이익이 커졌다. 저자들은 이를 남성 또는 군전역자 선호로 인한 여성차별(Guryan & Charles, 2013)로 해석하였다.

학력과 임금격차에 관한 연구는 대학 서열화 관련 연구(김창환, 오병돈, 2019; 오호영, 2007; 이지영, 고영선, 2019)와 전공 관련 연구(구남규, 윤자영, 2021; 김창환, 오병돈, 2019; 신선미, 김종숙, 2021; 이경희, 김태일, 2007)로 구분할 수 있다. 대학 서열화와 임금격차 관련 연구를 살펴보면, 지방대 졸업생은 수도권대학 졸업생에 비해 임금이 11.5% 낮았는데, 임금은 수능 점수와 관련이 있었다. 다른 연구에서는 개인 간 임금차이에서 대학의 효과는 12.2%로 나타났다(오호영, 2007). 수능 점수에 따라 전국의 대학을 5분위로 나누는 연구 결과에서는 25세부터 29세 범위의 수능 점수가 가장 높은 1분위 대학 졸업생의 임금이 가장 낮은 5분위 대학 졸업생의 임금에 비해 14.0% 많았다(이지영, 고영선, 2019). 대학 서열과 성별을 동시에 고려한 연구(김창환, 오병돈, 2019)에서는 최상위권 대학 20대 남녀 졸업생의 임금 차이는 여성이 21.7% 낮은 것으로 나타났고, 차상위권 대학 20대 남녀 졸업생의 임금 차이는 여성이 20.7% 낮은 것으로 나타났다. 저자들은 이 현상을 최상위권 대학을 졸업한 20대 여성이 더 큰 차별을 받는 것으로 해석하였다.

교육분야 특정 전공에 나타나는 성비 불균형 현상은 “성별 전공분리(gender segregation across fields of study)” 등으로 불린다(Van de Werfhorst, 2017). 다수의 경험 연구에서 남성이 많은 전공인 공학계열의 졸

업생의 임금이 타 전공 졸업생의 임금보다 높은 것으로 나타났다. 신선미와 김종숙(2021)이 한국교육개발원의 교육통계서비스에서 제공하는 “대학의 학교-학과별 자료(1999~2019)”를 분석한 결과 성별 전공분리 정도를 나타내는 Duncan 지수가 1999년 40.2에서 2019년 30.7로 감소한 것으로 나타났다. 20대와 30대의 성별 전공분리 완화는 상대적으로 빠르게 진행되는 편이나, 4년제 신규 대졸자의 노동시장 진입에서 남성 비율이 70%가 넘는 “남성 집중 전공” 졸업자는 남성의 비율이 70%가 넘는 “남성 집중 직종”에, 여성 비율이 70%가 넘는 “여성 집중 전공” 졸업자는 여성의 비율이 70%가 넘는 “여성 집중 직종” 또는 남녀 혼합 직종에 취업하였다(신선미, 김종숙, 2021).

성별 전공분리를 전공에 대한 개인선호도에 의한 현상으로 보는 입장(구남규, 윤자영, 2021)은 대학이 지원자의 능력 수준이 동일함에도 특정 성별을 선발하는데 차별을 둘 가능성은 낮다는 것을 근거로 제시한다. 유정미(2017)는 대졸 청년층의 성별 임금격차를 분석하여, 인적자본 중 전공계열이 성별 임금격차에 가장 큰 영향을 준다고 하였다.

한편 대학 전공을 통계적 통제(statistical control) 후 대졸 20대 남녀의 임금차이를 검정한 연구(김창환, 오병돈, 2019)에서는 동일 전공 내에서 남녀의 임금차이를 검정하면, 의료보건 분야를 제외한 인문, 사회, 교육, 공학, 예체능 계열에서 여성 졸업생의 임금이 유의하게 낮았다. 김창환과 오병돈(2019)은 이를 여성에 대한 차별이 전공과 무관하게 광범위하게 이루어지는 것으로 해석하였다.

노동시장 임금격차의 2/3는 기업 간의 임금 차이에서 비롯된다는 연구(Song, Price, Guvenen, Bloom & Von Wachter, 2019), 성별 임금격차 장기 추세연구에서 산업 및 근속연수가 차지하는 비중은 점점 커지고 있다는 연구(장광남, 2020)를 고려하면 노동시장 관련 변수도 중요한 고려 대상이 된다. 김창환과 오병돈(2019)은 20대 대졸자의 정확한 성별 임금격차를 산출하

기 위하여 직업, 산업, 사업체 규모, 기업체 규모, 사업체 형태, 종사상지위, 파견 및 용역 여부, 급여 형태, 주당 노동일 및 노동시간, 사회보험, 노동조합 등 연구자료에서 활용할 수 있는 대부분의 노동시장 조건을 더미변수를 사용하여 통제하였다.

선행연구는 성별에 따른 인적자본 변수와 노동시장 변수를 통계적으로 통제된 뒤, 설명되지 않은 임금격차를 성별 임금격차로 해석한다(김창환, 오병돈, 2019; 유정미, 2017). 성별 임금격차 연구는 모형을 치밀하게 통제하는 것이 중요한 과제이나 통제변수가 많고, 통제변수 간 상관성이 클수록 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생할 가능성이 크다(Keith, 2015/2019). 따라서 성별 임금격차를 정밀하게 추정하기 위하여 패널자료에 포함된 모든 인적자본 변수와 노동시장 변수를 연구모형에 넣기는 어렵다. 이론과 자료 특성을 고려하여 통제변수를 선정해야 한다. 본 연구는 선행연구와 상관분석 결과를 바탕으로 통제변수를 선정하였다.

2) 노동시장 계층과 성별 임금격차

20대 또는 청년층 노동자를 대상으로 노동시장 계층에 따른 성별 임금격차를 살펴본 연구는 발견하기 어려웠다. 노동시장 계층과 성별 임금격차에 대한 선행연구들은 최근 국내 여성노동시장에 고학력·저연령 여성을 중심으로 정규직, 전문직, 기술직, 관리직 등 임금 상위계층에 입직하는 여성의 수가 늘고 있고 비정규직, 고연령, 저학력, 기혼 여성의 노동시장 진입이 활성화되며, 임금 하위계층에 속하는 여성 노동자의 수도 늘어나고 있다는 것에 대체로 인식을 같이하였으나(김영미, 2015; 민현주, 2008; 허은, 2013), 계층별 분석 결과는 다소 상이하였다.

허은(2013)은 노동시장 계층과 “성별 직업분리(occupational gender segregation)”의 관계를 살펴보았다. 성별 직업분리는 특정 직업 또는 직종에

나타는 성비 불균형 현상으로 여성이 상대적으로 낮은 지위 및 열악한 고용형태의 직업을 갖게 되는 수직적 분리(vertical segregation)와 성비 불균형은 있으나, 노동시장 조건에는 차이가 없는 수평적 분리(horizontal segregation)를 모두 포함한다. 2007년에서 2009년까지의 산업·직업별고용구조조사(Occupational Employment Statistics)로 실증적 연구를 한 결과 직업 구조 전체에서 수직적 분리의 영향력은 점차 줄어드는 것으로 나타났다(허은, 2013). 노동시장 계층의 상층에서 수직적·수평적 분리가 모두 가장 낮게 나타났으며, 중간층에서 성별 직업분리가 가장 심하게 나타났다. 중간층의 분리는 대부분 성별 임금격차가 나타나지 않는 수평적 분리로 나타났다. 노동시장 하층은 다른 계층에 비해 수직적 분리가 매우 높았다.

안태현(2012)이 통계청 경제인구활동조사의 2010년 8월 노동형태별 부가조사를 통하여 실증적으로 연구한 결과, 성별 임금격차는 전체 5분위 그룹 중 임금분위 하위 25% 이내 저임금 노동자 그룹에서 가장 낮게 나타났고, 임금분위 45%~75%인 중상위 수준 노동자 그룹에서 가장 큰 경향을 보였다. 중상위 임금 층의 성별 임금격차의 요인은 인적자본 요소 외에 여성의 경력단절이 중요한 요인으로 나타났다.

노동시장 계층의 상층과 하층에서 각기 다르게 나타나는 변화를 고려하지 않은 채, 여성 노동자를 한 집단으로 분석한다면, 여성이 노동시장의 상층부의 일부를 차지하게 되었다는 사실만 부각하거나, 여성이 노동시장 하층에 상당한 규모로 배치되어 있다는 사실만 부각되는 결과를 얻을 수도 있다(허은, 2013). 본 연구는 20대 대졸 청년층을 임금수준으로 계층을 나누어 성별 임금격차를 분석하였다.

3) 심리적 요인과 성별 임금격차

전통적인 성별 임금격차 선행연구는 격차의 원인을 밝히기 위하여 주로

인적자본과 노동시장 조건 등에 주목하였다(구남규, 윤자영, 2021; 김난주, 2017; 김주영, 2009; 김창환, 오병돈, 2019; 신광영, 2011; 신선미, 김종숙, 2021; Song et al., 2019). Bowles, Gintis와 Osborne(2001)은 임금 변동이 인적자본 관련 변수만으로는 20%~60%밖에 설명되지 않으며, 임금 변동의 나머지는 개인 간 임금 보상을 강화시키는 행동특성(behavioral traits)의 차이로 설명할 수 있다고 하였다. Bowles 등(2001)의 주장은 임금 변동에서 기업 간의 임금 차이(Song et al., 2019)를 간과한 것일 수 있어서 행동특성의 설명력이 과도하게 강조되었을 가능성이 있으나, 임금 차이의 원인을 사회경제적 요인 외에 심리적 요인에서 찾았다는 점이 주목된다.

최근 노동시장 성과(labor market outcomes)의 성별 차이의 원인에 대해서 심리적 요인(psychological factor)에 대한 논의가 축적되고 있다(Bertrand, 2011). 선행연구에 의하면 위험 선호도(risk preferences), 경쟁에 대한 태도(attitudes towards competition), 협상에 대한 태도(attitudes towards negotiation) 등이 노동시장 성과의 성별 차이를 설명할 수 있는 심리적 요인으로 나타났다(Bertrand, 2011). 또한 노동시장 성과를 노동자의 비인지적 역량(non-cognitive competence)으로 설명하는 연구가 등장하고 있다(고영근, 안태현, 2016, 2021; Ahn, 2015). 비인지적 역량은 사회적으로 결정되고 평생 발달하며, 가치를 창출하는데 쓰이는 사고, 감정, 행동의 양식을 의미한다. 구체적으로는 개인적 특질(personal traits), 태도(attitudes), 동기(motivations) 등이 있다(Borghans, Duckworth, Heckman & Weel, 2008).

성별 임금격차와 심리적 요인에 대한 선행연구를 살펴보면, Santos-Pinto(2012)의 경험적 연구에서 실제 생산성보다 자신의 능력이 더 높다는 믿음(overconfidence)은 노동자의 후생(welfare)을 증가시켰다. 이 연구에 따르면 자신의 전반적인 능력에 대한 믿음인 자신감(self-confidence)

의 성별 차이가 임금격차의 주요 요인이 될 수 있다. 고영근과 안태현(2021)이 한국교육고용패널을 이용하여 분석한 결과, 자기효능감(self-efficacy)과 정서적 안정성(emotional stability)은 여성에 비해 남성이 높았으며, 이는 노동시장 진입 초기 노동자의 성별 임금격차의 4.5%를 설명하였다.

4) 직업가치관과 성별 임금격차

직업가치관(job value)은 직업 선택 및 판단의 관점에서 직업을 선택할 때, 개인이 중요하게 생각하는 요인으로(Super, 1970; 박은솔, 조대연, 2018에서 재인용), 개인이 직업에서 얻고자 하는 보상이나 특질로 정의할 수 있다(Pryor, 1985).

직업가치관과 성별 임금격차를 다룬 선행연구를 살펴보면, Vansteenkiste, Neyrinck, Niemiec, Soenens, De Witte와 Van den Broeck(2007)는 직업가치관을 내재적 가치관(intrinsic values)과 외래적 가치관(extrinsic values)으로 분류하였다. 내재적 가치관은 직업 자체에서 만족감을 추구하는 가치관으로 직업에서 성장하고 싶은 욕구, 직장 동료들과 좋은 관계를 맺고 싶은 욕구, 타인을 도우려는 욕구 등을 반영하고, 외래적 가치관은 명성, 지위, 고소득 등을 추구하는 직업가치관을 의미한다. Johnson(2001), Johnson과 Monserud(2012)가 미국에서 수행한 연구에서 외래적 가치관인 사람이 높은 임금과 관련된 직업을 선택하며, 내재적 가치관인 사람이 낮은 임금도 수용하는 것으로 나타났다. 특히 내재적 가치관의 여성이 낮은 임금의 직업을 얻고, 외래적 가치관의 남성이 낮은 임금이 직업을 얻지 않는 것으로 나타나 성별 임금격차를 설명하였다.

반면 Bacher 등(2022)이 직업가치관을 내재적 가치관과 외래적 가치관으로 나누어 성별 임금격차를 설명하는 연구를 오스트리아(Austria)에서 수행한 결과는 다르게 나타났다. 내재적 가치관의 여성이 낮은 임금의 직업을

얻는 경향이 나타나지 않았으며, 다른 모든 조건이 동일하다면(*ceteris paribus*) 내재적 가치관인 사람의 임금 수준이 높은 것으로 나타났다. 또한 여성이 남성보다 내재적 가치관을 가지고 있기 때문에 성별 임금격차가 감소하는 것으로 나타났다. Bacher 등(2022)은 이를 사회문화적 차이로 설명하였다. 오스트리아는 보수적인 제도의 기업복지국가(*conservative-corporatist welfare state*)로 노동자의 가치관보다는 제도에 의해 임금이 결정되기 때문이며, 미국과 같은 자유주의 경제체제인 조건에서는 내재적 가치관에 따라 장기 근속하는 것으로는 높은 임금을 받을 수 없으며, 외재적 가치관에 따라 높은 임금을 받을 수 있는 조건으로 이직하는 것이 유리하기 때문으로 설명하였다(Bacher et al., 2022).

문영만과 홍장표(2017)에 의하면 15세~29세의 국내 노동자의 이직은 고용형태가 “비정규직→정규직”으로 변경된 경우와 “중소기업→대기업”으로 바뀐 경우는 시간이 흐를수록 임금수준이 더 높아지는 것으로 나타났다. 문영만과 홍장표(2017)의 연구 결과를 근거로 본 연구는 청년층이 높은 임금을 받기 위해 더 좋은 조건으로 이직하는 것이 유리한 미국과(Bacher et al., 2022) 우리나라가 유사하다고 보아, Johnson(2001), Johnson과 Monserud(2012)가 수행한 연구 결과를 바탕으로 여성의 외재적 직업가치관이 높을수록 성별 임금격차가 감소할 것으로 예상하였다.

5) 연구 1의 연구문제

연구 1은 임금수준으로 나눈 경력단절 이전 20대 대졸 청년층에 성별 임금격차가 나타나는지 검정하고, 심리적 요인인 직업가치관이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는지 검정하는 것이다. 이상의 목적을 위하여 다음과 같은 연구문제와 가설을 설정하였다.

연구문제 1. 경력단절 이전의 20대 대졸자를 평균임금을 기준으로 하(下),

중(中), 상(上)으로 분류하면 성별 임금격차는 각 수준에서 어떻게 나타나는가?

연구문제 2. 직업가치관은 성별 임금격차에 영향을 미치는가?

가설 2-1. 외래적 직업가치관이 높으면 성별 임금격차가 감소한다.

2. 연구방법

1) 연구대상 및 자료특성

대졸자직업이동경로조사(GOMS)는 한국고용정보원의 공개자료로, 본 연구는 2008년 졸업생부터 연구 시점 최신자료인 2018년 졸업생까지의 자료를 사용하였다. 2007년 졸업생 이전 자료는 산업 및 노동조건 분야 변수의 미비로 제외하였다(한국고용정보원, 2021).

연구대상은 학업 중이 아닌, 임금이 있는 21세 이상 30세 미만의 표본이다. 월임금은 통계청 소비자 물가지수를 기준으로 2020년 화폐가치로 변환하였다. 월임금 1억원 이상은 극단값(outlier)으로 제외하였다. 경력단절의 가능성을 줄이기 위해 남성 중 군미필자는 제외하였다. 남녀 모두 혼인을 했거나 자녀가 있는 경우는 제외하였다. 본 연구에 사용한 최종 표본은 109,113개이다. GOMS는 조사모집단 가중치, 추출 가중치, 사후층화 변수를 고려하여 사후조정가중치를 설정하며(한국고용정보원, 2021) 본 연구는 모든 분석에 가중치를 적용하였다.

표 1. 인구통계학적 특성

변수	전체 (n=109,113)	남성 (n=55,003)	여성 (n=54,110)	여성-남성 차이
월임금 평균(표준편차)	222.29(94.818)	245.09(101.642)	199.12(81.009)	-45.97
연령 평균(표준편차)	25.72(1.818)	26.72(1.442)	24.70(1.576)	-2.02
대학유형 백분율				
전문대	28.7	51.3	48.7	-2.6
4년제	69.1	51.2	48.8	-2.4
교육대	2.1	11.9	88.1	76.2
전공 백분율				
인문	10.2	32.5	67.5	35.0
사회	21.8	45.9	54.1	8.2
교육	7.8	24.1	45.9	21.8
공학	28.4	81.1	18.9	-62.2
자연	11.9	46.8	53.2	6.4
의약	7.8	29.8	70.2	40.4
예체능	12.2	35.4	64.6	29.2
기업규모 백분율				
직원수 1명~49명	39.8	43.8	56.2	12.4
직원수 50명~999명	33.4	52.1	47.9	-4.2
직원수 1,000명 이상	26.8	59.0	41.0	-18.0
종사상지위 백분율				
상용직	84.3	52.0	48.0	-4.0
임시직	12.0	38.5	61.5	23.0
일용직	1.0	49.4	50.6	1.2

표본의 인구통계학적 특성을 표 1에 제시하였다. 월임금은 남성이 245.09(만원), 여성이 199.12(만원)로 남성이 18.76% 많다. 인적자원 중 대학유형은 전문대학(2년~3년제)과 4년제 대학 각기 남성의 비중이 2.6%, 2.4% 더 높다. 성비가 치우친 전공계열을 살펴보면 공학전공의 성비가 81:19로 남성의 비중이 매우 높았고, 다음은 의약전공이 30:70으로 여성의 비중이 높았다. 산업 관련 조건에 해당하는 기업규모는 직원수 1,000명 이상인 중견기업에

근무하는 성비가 59:41로 남성이 18% 많았다. 종사상의 지위 중 상용노동자는 여성이 4.0% 적었으나 임시노동자는 여성이 23% 더 많았다. 인구통계학적 특성을 살펴보면 월임금이 남성 높으며 임금이 상대적으로 높은 공학계열 전공자도 남성이 많았다. 임금 등 노동조건이 좋을 것으로 예상되는 직원수 1,000명 이상 중견기업 종사자와 상용노동자도 남성이 많았다.

2) 측정도구

본 연구는 주요 선행연구인 김창환과 오병돈(2019)의 연구모형의 다중공선성 문제를 검토하는 예비분석 단계를 설정하였다. 예비분석 후, 본 연구에 넣은 변수는 “채택”으로 표기하였다(표 2 참조). 종속변수는 자연로그로 전환한 응답자의 월평균 임금이다. 주독립변수는 여성을 나타내는 더미변수(Female)이다. 그 밖에는 성별 임금격차를 통계적으로 통제하기 위한 변수인데 표 2에 가족배경, 인적자원, 연령, 기업관련 변수 순으로 내용별로 묶어 제시하였다.

직업가치관은 GOMS에 노동임금, 노동시간 등 총 15개 항목이 제시되어 있다. 응답은 5점 Likert 척도로 하여, 점수가 높을수록 해당 직업가치관의 중요성이 높은 것으로 보았다. GOMS의 직업가치관 항목은 이론적으로 내재적 가치관과 외재적 가치관으로 구성된 것이 아니어서, 분류를 위하여 통계적 방법을 사용하였다. 직업가치관 15개 항목과 월임금 변수의 상관을 분석하여, 통계적으로 유의한 노동임금, 노동시간, 적성·흥미, 전공분야와의 관련성, 업무량, 개인 발전 가능성, 직업 자체의 미래 전망, 직장 안정성, 회사 규모를 외재적 가치관으로 간주하여 합산하였다(범위=[9, 45]). 월임금과 가장 상관이 높은 직업가치관은 회사규모로 .103($p < .001$)이고, 적성·흥미가 .012($p < .001$)로 가장 상관이 낮았다. 9개 항목의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 .730, 합산한 평균은 36.29, 표준편차는 4.09이다.

표 2. 김창환과 오병돈(2019)의 연구모형 변수와 본 연구에 사용한 변수

변수	채택	변수	채택	변수	채택
종속변수		인적자원		기업관련	
LOG 월임금	●	출신대학		직업	
독립변수		세부전공		산업	
Female	●	대학유형	●	사업체규모	●
조사연도	●	전공계열	●	기업체규모	
졸업월	●	대학소재지	●	사업체형태	●
가족배경		졸업학점	●	종사상지위	●
출생지역	●	고등학교계열	●	파견·용역 여부	
현거주지역	●	해외연수 여부	●	급여형태	●
아버지학력	●	자격증 여부	●	주당 근로일	
어머니학력	●	인턴경험 여부	●	주당 근로시간	●
과거가족소득		연령	●	주당 초과근로	●
현재가족소득	●			건강보험 여부	●
				고용보험 여부	
				산재보험 여부	
				노조존재 여부	●
				노조가입 여부	

주: 본 연구에 사용한 변수는 채택에 ●로 표시하였음.

3) 분석방법

위계적 회귀분석으로 대학 졸업 후 18개월~24개월이 지난 시점의 월평균 임금에 대한 성별 임금격차를 측정하였다(예비분석). 조사연도, 졸업월, 가족배경만을 통제한 기본모형의 성별 임금격차를 측정하고, 추가모형에서 임금에 영향을 미치는 인적자원, 연령, 기업관련 변수를 추가하여 성별 임금격차의 변화를 측정한다. 본 연구에 사용한 전체 모형의 회귀식은 아래와 같다.

$$\ln(y) = a + \beta Female + \gamma Age + \delta JobValue + H'T + L'\Delta + X'Z + \varepsilon$$

종속변수 $\ln(y)$ 는 자연로그로 전환한 월평균 임금이다. 주독립변수는 여성 더미변수로 β 가 여성 불이익의 크기를 나타낸다. 성별 임금격차가 없다면 β 가 통계적으로 유의하지 않을 것이고, 성별 임금격차가 있다면 β 가 음수값일 것이다. 기본모형은 조사연도, 졸업월, 가족배경을 통제한다. 가족배경은 회귀식에는 행렬 X 로 표기했다. 모형1은 기본모형에 추가로 인적자원을 통제하였다. 인적자원은 회귀식에는 행렬 H 로 표기하였다. 모형2는 모형1에 연령(age)을 추가하였다. 모형3은 모형2에 기업관련 조건을 통제하였다. 기업관련 조건은 회귀식에는 행렬 L 로 표기하였다. 모형4는 모형3에 직업가치관(job value)을 추가하였다.

자연로그 월평균 임금을 표준화하여 임금계층 하(下), 중(中), 상(上)으로 구분하였으며, 세 집단을 예비분석과 동일한 중다회귀분석으로 분석하여 각 집단의 성별 임금격차 양상을 살펴보았다(연구문제 1). 다음으로 연구모형에 직업가치관을 추가하여 성별 임금격차에 영향을 미치는지 살펴보았다(연구문제 2).

4) 예비분석

연구 재현을 위하여 김창환과 오병돈(2019)의 연구에 나열된 모든 변수를 투입하면, 다중공선성의 판단지표인 분산확대인자(Variance Inflation Factor: VIF)가 통상적인 수용한계인 10을 초과하였다(Chatterjee & Hadi, 2013/2015). 따라서 모형의 간소화 과정을 거치기로 하였는데 VIF가 높은 변수, 다른 독립변수와 상관관계가 큰 변수 중 이론적 검토를 거쳐 모형에서 제외하는 방식을 택하였다.

가족배경 변수 중 가족과거수입과 가족현재수입의 상관성이 높아, 중요성이 덜한 가족과거수입을 제외하였다. 인적자원 변수 중 출신대학과 전공계열을

제외하였다. 기업관련 변수 중 기업체규모와 사업체규모의 상관이 높아, 사업체규모를 제외하였다. 주당 노동일과 주당 노동시간의 상관이 높아, 주당 노동일을 제외하였다. 건강보험, 고용보험, 산재보험 가입여부 세 변수의 상관이 높아 건강보험만 유지하였다. 파견·용역 여부, 노동조합 가입 여부는 무응답이 2/3를 넘어 제외하였다. 변수 삭제 이후 VIF에 문제가 없음을 확인하고, 위계적 회귀분석을 해석하였다(표 3 참조).

표 3. 전체표본의 성별 임금격차

모형	R^2	F	$\Delta adjR^2$	F	Female (B)	SE B	EXP(B)	Female (β)
기본	.123	158.894	-	-	-.214	.004	0.807	-.265
모형1	.231	172.114	.108	413.338	-.203	.004	0.816	-.250
모형2	.250	188.893	.019	2758.567	-.110	.005	0.896	-.136
모형3	.572	591.180	.322	3896.418	-.058	.004	0.944	-.072
모형4	.573	588.783	.001	254.706	-.058	.004	0.944	-.072

주. 모든 모형의 F 검정과 회귀계수 검정은 $p < .001$ 에서 유의하였음. B 는 비표준화 회귀계수, β 는 표준화 회귀계수. SE는 표준오차. EXP는 지수함수값

기본모형은 성별, 측정연도, 졸업월, 가족배경을 통제한 모형으로 성별 임금격차가 없다면, 이 모형의 여성의 월임금 불이익을 나타내는 회귀계수 B 가 유의하지 않을 것이다. 모형1은 기본모형에 대학유형, 전공계열 등 인적자원 변수를 추가한 것이다. 모형2는 모형1에 연령을 추가한 것이다. 모형3은 모형2에 사업체규모, 사업체형태 등 산업관련 변수를 추가한 것이다. 모형4는 모형3에 직업가치관을 추가한 것이다.

기본모형은 월임금을 12.3% 설명하였다. 기본모형의 조건이 동일하면, 여성의 월임금은 남성보다 19.2%(=exp(-0.214)-1) 낮았다. 모형1은 월임금을 23.1% 설명하였다. 기본모형의 조건에 인적자원을 통제하면, 여성의 월임금은 남성보다 18.3%(=exp(-0.203)-1) 낮았다. 모형2는 월임금을 25.0% 설명

하였다. 모형1의 조건에 연령을 통제하면, 여성의 월임금은 남성에 비해 10.4%(=exp(-0.110)-1) 낮았다. 모형3은 월임금을 57.2% 설명하였다. 모형2의 조건에 산업관련 조건을 통제하면, 여성의 월임금은 남성에 비해 5.6%(=exp(-0.058)-1) 낮았다. 모형4는 월임금의 57.3%를 설명하였다. 모형3의 조건에 직업가치관을 통제하면, 여성의 월임금은 남성에 비해 5.6%(=exp(-0.058)-1) 낮았다.

Jaccard와 Turrisi(2003)의 방법을 이용하여 수정된 결정계수 증가분($\Delta adjR^2$)의 유의성을 검정한 결과, 모형1~모형4의 수정된 결정계수 증가분은 유의하였다. 수정된 결정계수 증가분의 설명량이 가장 큰 것은 산업관련 변수로 월임금의 32.2%를 추가로 설명하였다.

3. 결과

1) 임금수준별 성별 임금격차

20대 대졸자에게 나타나는 성별 임금격차를 임금수준별로 살펴보기 위해 자연로그 월평균 임금을 표준화하여, -1 표준편차 미만, -1 표준편차 이상부터 1 표준편차 미만, 1 표준편차 이상의 세 집단으로 나누었다. 각기 임금수준 하(下), 중(中), 상(上) 집단으로 명명하고 집단의 특성을 표 4에 기술하였다. 임금수준별 표본으로 중다회귀분석을 하였으며 그 결과는 표 5에 제시하였다.

표 4. 임금수준별 집단 기술통계

집단	<i>n</i>	남성(%)	여성(%)	임금 평균(KRW)	임금 표준편차
임금수준 下	11542	3614(31.3)	7928(68.7)	94.09	32.184
임금수준 中	84390	41742(49.5)	42648(50.5)	212.65	45.368
임금수준 上	10982	8131(74.0)	2851(26.0)	410.81	129.778

표 5. 임금수준별 집단표본의 성별 임금격차

모형	R^2	F	F_{female} (B)	SE B	EXP(B)	F_{female} (β)	t	p
下집단								
기본	.089	27.959	.027	.010	1.027	.025	2.708	.007
모형1	.102	10.321	.043	.014	1.043	.038	3.049	.002
모형2	.109	10.945	-.020	.017	-	-.018	-1.217	.224
모형3	.464	39.700	.019	.015	-	.019	1.306	.192
모형4	.498	31.912	.027	.017	-	.026	1.591	.112
中집단								
기본	.099	233.888	-.099	.001	0.906	-.229	-68.021	<.001
모형1	.188	161.470	-.106	.002	0.899	-.224	-54.128	<.001
모형2	.223	196.735	-.043	.002	0.958	-.099	-18.467	<.001
모형3	.349	237.313	-.040	.002	0.961	-.092	-16.761	<.001
모형4	.362	193.750	-.040	.003	0.961	-.092	-14.904	<.001
上집단								
기본	.024	6.708	-.044	.004	0.957	-.099	-9.926	<.001
모형1	.047	4.779	-.039	.005	0.962	-.096	-7.197	<.001
모형2	.047	4.721	-.042	.007	0.959	-.102	-6.276	<.001
모형3	.083	5.883	-.035	.006	0.966	-.100	-5.701	<.001
모형4	.082	4.855	-.033	.007	0.968	-.098	-5.069	<.001

주. 모든 모형의 F 검정이 $p < .001$ 에서 유의하였음. 下, 中, 上은 임금수준별 집단 구분임. B 는 비표준화 회귀계수, β 는 표준화 회귀계수. SE는 표준오차. EXP는 지수함수값

임금수준 하(下)집단의 모형은 월임금을 8.9%에서 49.8%까지 설명하였다. 기본모형의 여성의 월임금은 남성보다 2.7%(=exp(0.027)-1) 높았다. 모형1의 여성의 월임금은 남성보다 4.4%(=exp(0.043)-1) 높았다. 모형2-4는 회귀모형은 유의하였으나 성별 임금격차가 통계적으로 유의하지 않았다. 임금수준 하(下)집단의 최다빈도 상위 5개의 직업의 여성비율을 알아보았다: 전산자료 입력원 및 사무보조원(71%), 예능 강사(84%), 문리·어학 강사(78%), 상점 판매원(60%), 총무 사무원 및 대학 행정 조교(63%).

임금수준 중(中)집단의 모형은 월임금을 9.9%에서 36.2%까지 설명하였다. 기본모형은 9.4%(=exp(-0.099)-1), 모형1은 10.1%(=exp(-0.106)-1), 모형2는 4.2%(=exp(-0.043)-1), 모형3은 3.9%(=exp(-0.040)-1), 모형4는

3.9%(=exp(-0.040)-1)의 성별 임금격차가 나타났다. 임금수준 중(中)집단의 최다빈도 상위 5개의 직업의 여성비율을 알아보았다: 기획·마케팅 사무원(53%), 총무 사무원 및 대학 행정 조교(63%), 초등학교 교사(90%), 생산·품질 사무원(20%), 자재·구매·물류 사무원(30%).

임금수준 상(上)집단의 모형은 월임금을 2.4%에서 8.2%까지 설명하였다. 기본모형은 4.3%(=exp(-0.044)-1), 모형1은 3.8%(=exp(-0.039)-1), 모형2는 4.1%(=exp(-0.042)-1), 모형3은 3.4%(=exp(-0.035)-1), 모형4는 3.2%(=exp(-0.033)-1)의 성별 임금격차가 나타났다. 임금수준 상(上)집단의 최다빈도 상위 5개의 직업의 여성비율을 알아보았다: 기획·마케팅 사무원(53%), 기계공학 기술자 및 연구원(11%), 생산·품질 사무원(20%), 전자공학 기술자 및 연구원(16%), 은행 사무원(35%).

2) 직업가치관과 성별 임금격차

본 연구에서 산업관련 변수까지 추가된 모형3에 직업가치관을 추가한 것이 각 집단의 모형4이다. 전체표본과 각 임금수준별 표본의 모형4의 성별 임금격차를 살펴본다. 임금수준 상(上)집단을 제외한 모든 분석(예비분석, 下, 中)에서 직업가치관을 추가한 모형의 수정된 결정계수 증가분은 통계적으로 유의하다(Jaccard & Turrisi, 2003). 예비분석의 직업가치관 추가 후 월임금 설명량 증가분($\Delta adjR^2$)이 0.1%이고, 회귀계수 B 가 모형3과 차이가 없기에 실질적 의미는 없다고 하겠다(표 3 참조). 임금수준 하(下)집단에서 직업가치관 추가 후 월임금 설명량 증가분은 3.1%(.031)이고, 회귀계수 B 는 유의하지 않았다. 임금수준 중(中)집단에서 직업가치관 추가 후 월임금 설명량 증가분은 1.2%(.012)이나, 회귀계수 B 가 모형3과 차이가 없었다(표 5 참조). 따라서 외래적 직업가치관이 높으면, 성별 임금격차가 감소한다는 가설 2-1은 기각되었다.

4. 논의

본 연구에서는 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층을 임금수준에 따라 나누고, 성별 임금격차가 집단에 따라 어떻게 나타나는지 살펴보는 것과 비인지적 역량인 직업가치관이 성별 임금격차 감소에 영향이 있는지 검증하는 것을 목표로 하였다. 예비분석에서 본 연구가 선행연구로 문제의식을 받아들인 김창환과 오병돈(2019) 연구모형의 다중공선성을 검토한 뒤, 위계적 회귀분석을 하여 각 위계마다 종속변수 월임금의 설명량 크기 변화와 주독립변수 여성의 임금불이익 크기 변화 및 통계적 유의성을 살펴보았다. 예비분석에서 여성의 임금 불이익은 5.6%에서 19.2%까지 나타났다. 따라서 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층에서도 성별 임금격차는 있으며, 가족배경만 통제한 기본모형에서는 19.2%, 인적자원을 통제하면 18.3%, 연령을 통제하면 10.4% 나타나던 성별 임금격차가 산업관련 조건을 통제하면, 5.6%로 줄어들었다.

첫째, 예비분석 결과를 바탕으로 임금수준 집단을 나누어서 중다회귀분석을 통하여 여성 임금차별의 크기 변화 및 통계적 유의성을 살펴보았다(연구문제 1). 임금수준 하(下)집단은 여성이 임금을 덜 받는 차별은 나타나지 않았다. 이것은 하위 임금수준에서 성별 임금격차가 작은 장광남(2020)의 연구와 유사한 결과이다. 집단 내 남녀의 성비가 31:69로 여성이 두 배 이상 많았으며, 빈도가 높은 직업은 여성의 비율이 60% 이상인 직업이었다. 임금수준 하(下)집단의 성별 임금격차는 임금 낮은 일자리에 여성이 두 배 이상 취업하는 성별 직업분리로 나타난다(허은, 2013).

임금수준 중(中)집단의 성별 임금격차는 모형에 따라 3.9%에서 10.1%까지의 범위로 나타났다. 집단의 남녀 성비는 50:50이었으며, 빈도가 높은 직업의 여성 비율은 20%에서 90%까지 들쭉날쭉한 편으로, 성별 직업분리는 명확하게 판단하기 어렵다. 허은(2013)은 노동시장 중간층에서 성별에 따라 중

사하고 있는 직업이 뚜렷하게 분리되어 있으나, 이것이 성별 임금격차를 수반하는 성별 직업분리는 아니라고 보았다. 임금수준 중(中)집단은 동등한 조건의 여성이 남성보다 더 열악한 일자리를 얻는(labor marketing allocation) 성별 임금격차가 나타난다.

임금수준 상(上)집단은 모형의 월임금에 대한 설명량이 2.4%에서 8.2%까지의 범위로 다른 집단에 비해 작았다. 성별 임금격차가 상(上)집단의 모든 모형에서 약 9% 수준으로 나타났다. 임금수준 중(中)집단에 비해 성별 임금격차가 크지 않은 편인데, 이것은 상위 임금수준에서 성별 임금격차가 작은 장광남(2020)의 연구와 유사한 결과이다. 기본모형에 인적자원, 연령, 산업관련 조건을 추가하더라도 성별 임금격차가 약 3%-4% 범위에서 크게 변화하지 않았다. 이것은 본 연구모형의 변수가 이 집단의 월임금과 성별 임금격차에 영향을 미치지 못하는 것으로 해석할 수 있다. 집단 내 남녀의 성비가 74:26이고, 빈도가 높은 직업 다섯 개 중 하나를 제외하고는 여성의 비율이 35% 이하로 나타나 성별 임금격차를 수반하는 성별 직업분리로 볼 수 있다(허은, 2013).

상(上)집단에서 빈도가 높은 직업은 기계공학 기술자 및 연구원(11%), 전자공학 기술자 및 연구원(16%) 등의 전문직종으로 나타났다. 본 연구에서는 통제변수의 다중공선성 문제로 인적자원 변수 중 출신대학과 전공계열을 제외하였으나, 김창환과 오병돈(2019)의 연구는 출신대학의 명성이 소득과 밀접한 관련이 있음을 보여준다. 전문직종에 해당하는 상(上)집단은 출신대학과 전공계열의 설명량이 클 가능성이 있다.

둘째, 심리적 요인인 직업가치관이 성별 임금격차에 영향을 미치는지 살펴해보았다(연구문제 2). 직업가치관을 투입한 모든 모형에서 성별 임금격차를 나타내는 회귀계수 B 가 감소한 모형은 없었다. 따라서 직업가치관이 성별 임금격차에 직접 영향을 준다고 해석할 수는 없다. 임금수준 하(下)집단, 중

(中)집단은 수정된 결정계수 증가분이 유의하여, 직업가치관이 월임금에 기여하는 바가 있음을 의미한다.

Johnson(2001), Johnson과 Monserud(2012)가 수행한 연구 결과를 바탕으로 여성의 외래적 직업가치관이 높을수록 성별 임금격차가 감소할 것으로 예상하였으나, 성별 임금격차가 감소하지 않은 이유는 직업가치관과 월임금의 낮은 관련성 문제가 원인일 수 있다. GOMS의 직업가치관 항목은 외래적 직업가치관과 내재적 직업가치관으로 이론적 구성이 되어 있지 않아, 본 연구에서는 월임금과의 상관으로 외래적 직업가치관 항목을 구성하는 통계적 방법을 사용하였다. 직업가치관 15개 항목 중 월임금과 가장 상관이 높은 직업가치관은 회사규모였는데, 상관계수가 .103으로 나타나 Pearson이 제시한 상관계수 해석기준을 따르면 매우 낮은 수준의 관계에 해당하였다. Bacher 등(2022), Johnson(2001), Johnson과 Monserud(2012)의 해외 선행연구는 직업가치관과 임금의 관련성이 있는 것으로 나타났으나, 한국은 직업가치관과 임금의 관련성이 높지 않은 것일 수 있다.

이상의 연구결과의 의미는 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 경력단절 이전의 20대 대졸 여성의 성별 임금격차를 분석한 결과, 경력단절 이전의 20대 대졸 여성의 임금차별이 유의하였다. 원인은 같은 일자리 내의 차별(within-job discrimination)보다는 남성과 동등한 조건의 여성이 열악한 일자리를 얻는 차별(labor marketing allocation)이 더 크다고 하겠다(김창환, 오병돈, 2019).

둘째, 경력단절 이전의 20대 대졸자를 임금수준에 따라 세 집단으로 나누어 분석한 결과, 임금수준에 따라 성별 임금격차의 형태가 다르게 나타났다. 성별 임금격차의 크기는 평균근속연수가 주요인일 수 있으나(여성가족부, 2021), 성별 직업분리는 경력 초기부터 분명히 드러난다. 대책으로는 임금수준 중(中)집단, 하(下)집단의 여성 비중이 높은 직업에 대한 임금 및 고용조

건 개선이 우선적으로 필요하다.

셋째, 직업가치관이 성별 임금격차에 영향을 미침을 증명하지 못하였다. 제한적으로 직업가치관이 임금 상승에는 기여할 수 있을 것으로 보이므로, 여성의 임금 상승에 기여한다면 성별 임금격차에 대한 간접적 해결책이 될 수 있을 것이다.

III. 연구 2. 성별과 임금증가 궤적의 종단적 관계 및 조직몰입의 조절효과²⁾

1. 이론적 배경

1) 조직몰입과 성별 임금격차

조직몰입(organizational commitment)은 노동자가 직무(job)와 직장(organization)에 대해 가지는 감성적, 정서적 상태와 근무에 대한 지향성(employee work orientation)을 의미하며, 재직하는 조직의 특성에 따라 변화나 차이를 기대할 수 있다(방하남, 김상욱, 2009). Mowday, Porter와 Steers(1982; 방하남, 김상욱, 2009에서 재인용)는 조직몰입을 재직하는 조직의 목표와 가치추구에 대한 긍정적 믿음에 기초하여 그 조직을 위해 열심히 일하고, 조직 구성원으로 있으려는 의지로 정의하였다.

조직몰입과 임금의 관련성은 여러 연구에서 검증되었다(방하남, 김상욱, 2009; 황매향, 최희철, 조홍순, 2013). 성별 임금격차에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 자기효능감(고영근, 안태현, 2021)과 조직몰입은 상관관계가 있음이 여러 연구에서 나타난다(권소영, 김완일, 2015; 김학재, 이연실, 2021; 백유성, 2017). 성별 임금격차에 대비되는 개념으로 볼 수 있는 임금의 공정성에 대한 조직구성원의 지각된 보상 공정성(perceived pay equity)과 조직몰입의 관련성을 짚은 연구도 다수 출판되었다(강민완, 이주락, 오병일, 2013; Buttner & Lowe, 2017; Chai, Jeong & Joo, 2020). 직장 내 성차별은 여성의 조직몰입을 저하시키는 것으로 나타났다(Favor & Owede, 2020).

조직몰입과 성과(performance)와의 관계를 다룬 국내 메타연구에서 조직

2) 연구 2는 다음의 게재 논문을 수정하여 수록함: 신용우, 조영일 (2022). 20대 대졸 여성은 차별받지 않는가? 성별과 임금의 종단적 관계 및 조직몰입의 조절효과. 사회과학연구, 48(1), 97-118. <http://dx.doi.org/10.15820/khjss.2022.48.1.097>

몰입과 성과 간에 정적인 관련성(.52)이 있는 것으로 나타났다(오인수 등 2007). 조직몰입과 성과와 관련된 이론은 두 변수 간의 인과관계의 방향성에 대한 논의가 중요하다(Judge, Parker, Colbert, Heller & Ilies, 2001). 조직몰입이 선행한다는 이론은 자신이 속한 조직에 만족했을 때, 그러한 만족에 대한 보답으로 자신이 맡은 바 직무를 더 성실히 수행하여 성과를 낸다는 사회교환 이론(Blau, 1964; 오인수 등, 2007에서 재인용)에 근거를 두고 있다. 성과가 선행한다는 이론은 열심히 일한 노동자가 그에 대한 보상을 얻고 더욱 조직에 대한 만족도가 높아진다는 것으로 기대 이론(Vroom, 1964; 오인수 등, 2007에서 재인용)에 그 기반을 둔다.

조직몰입과 성과 간의 정적인 관련성(.52)이 높게 나타난 이유로 직무 간 이동이 빈번하며, 채용시에도 개별적 직무보다는 광의의 직군 혹은 조직별 채용이 관행인 한국의 조직문화를 꼽았다(오인수 등, 2007). 한국 노동자는 조직에 대한 애착으로 조직내 의미부여(organizational sense making)를 하며, 그들의 직무성과에도 강한 영향을 미친다고 보았다(오인수 등, 2007).

오인수 등(2007)의 연구를 바탕으로 조직몰입이 성과에 선행한다고 보았다. 본 연구는 경력에 따른 임금상승 궤적을 보는 종단적 연구이므로, 조직몰입이 높은 여성은 경력이 올라가며 높은 직무성과를 나타낼 것으로 가정하였다. 조직몰입으로 인한 직무성과가 높다면 여성이어서 받을 수 있는 경력에 따른 임금상승률의 불이익을 조절할 수 있다고 보았다.

2) 성별 임금격차의 종단연구

종단연구(longitudinal study)는 여러 시점을 반복하여 조사 추적하여 종단적 추론을 하는 연구로, 특정 시점을 조사하는 횡단연구(cross-sectional study)와 대별되는 연구 형태이다(강상진, 2016). 종단적 추론은 연구대상이 시간의 흐름에 따라 어떻게, 왜 변화하는지, 변화의 메커니즘(mechanism)을

밝히고, 변화의 의미를 파악하는 것이다(강상진, 2016). Nesselroade와 Baltes(1979)는 종단연구의 필요성을 다음과 같이 다섯 가지로 제시하였다. 개인 내 변화(또는 안정성)에 대한 분석, 개인 내 변화에서 개인 간의 차이(또는 유사성)에 대한 분석, 변화의 상호관계 분석, 개인 내 변화의 원인(결정요인) 분석, 개인 내 변화에서 개인 간 차이의 원인(결정요인) 분석 등이 다.

본 연구는 패널자료(panel data)를 이용하였는데, 패널자료는 반복측정자료로 대표적인 종단자료에 해당한다. 종단자료는 시간의 흐름에 따른 연구 대상의 변화를 관찰한 자료로, 패널자료의 장점은 분석결과의 타당도가 다른 어떤 연구유형보다 높다는 점이다(강상진, 2016). 한 시점에서 다음 시점까지의 종속변수의 차이에 대한 자료를 동일한 개인에게 얻어야 성장분을 추정할 통계량의 타당성(statistical conclusion validity)이 확보되었다고 할 수 있다(강상진, 2016; Cook, Campbell & Day, 1979). 동일한 개인을 반복 측정하는 것이 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 잠재적인 혼입변수(confounding variable)를 통제하는 효과를 만들어 내기 때문에, 패널자료 분석을 통한 인과관계 추론은 타당성을 갖는다(강상진, 2016; Cook, Campbell & Shadish, 2002).

20대 또는 청년층 노동자를 대상으로 한 성별 임금격차 종단연구는 국내외 모두 드물다. 성별 임금격차에 대한 종단연구는 경력단절(career break) 후 노동시장 재진입시 성별 임금격차에 대한 연구(Mortelmans & Frans, 2017), KLIPS의 1차부터 20차 자료를 이용하여 생애주기와 노동시장 성별 임금격차를 살펴 본 연구(최세립, 방형준, 2018)이 있다. 임금격차에 대한 종단 연구는 노동빈곤층과 노동비빈곤층의 차별적 임금체적에 대한 연구(이소현, 임업, 2021)가 있다.

최세립과 방형준(2018)의 연구에서 25세까지의 남녀는 임금격차가 거의

없지만, 25세 이후 격차가 발생하여, 30대를 기점으로 격차가 심해지는 것으로 나타난다. 분석에 의하면 남성의 임금상승률이 20대 초반부터 여성의 임금상승률보다 높고 30대 이후 가파르게 상승하나, 여성은 30대의 임금상승률이 20대 보다도 둔화되는 것으로 나타난다. 20대 중반까지는 남성의 90%를 유지하는 여성의 임금비율이 30대 후반에서는 남성의 60%까지 낮아졌다(최세림, 방형준, 2018).

20대 대졸자를 연령별로 세분하여 21세부터 29세까지 동일 연령의 남녀를 비교한 김창환과 오병돈(2019)의 연구에서 여성의 불이익이 21, 22세는 통계적으로 유의하지 않았다. 인적 자본을 통제한 후 23세에 대학을 졸업한 여성의 임금 불이익은 동일 연령 남성에 비해 14.6%이지만, 29세가 되면 21.8%까지 증가하였다.

선행연구를 종합하면 20대는 성별 임금격차가 유의한 구간과 유의하지 않은 구간이 모두 나타난다. 그러므로 특정 시점을 조사하는 횡단연구보다는 변화의 양상을 추적하는 종단연구가 더 적합할 수 있다. 최세림과 방형준(2018)의 결과처럼 25세까지는 성별 임금격차가 미미하나 임금상승률은 20대 초반부터 남성이 높기 때문에, 30대에 큰 폭의 성별 임금격차를 보이는 것이라면 성별 임금격차의 중요 원인은 경력에 따른 임금상승의 차별 때문임을 의미할 수 있다. 김창환과 오병돈(2019)의 연구처럼 20대 초반에 성별 임금격차가 있으며, 격차가 20대 후반에는 더 증가한다면 20대 여성은 노동시장 진입 시기의 임금차별에 더하여 낮은 임금상승률이라는 이중의 임금차별을 겪는 것일 수 있다. 이는 경력단절 이전부터 성별 임금격차의 구조가 공고한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 20대의 경력에 따른 임금상승의 궤적에 성별 격차가 있는지 종단적으로 검정할 필요가 있다.

3) 연구 2의 연구문제

연구 2는 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 격차가 있는지를 검정하는 것이다. 임금증가 궤적에 성별 격차가 있다면 심리적 요인인 조직몰입이 성별 격차를 조절할 수 있는지 검정한다. 이상의 목적을 위하여 다음과 같은 연구문제 및 가설을 설정하였다.

연구문제 1. 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적에 성별 차이가 있는가?

가설 1-1. 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 초기값은 성별 차이가 있다.

가설 1-2. 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 증가율은 성별 차이가 있다.

연구문제 2. 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 성별 차이에 조직몰입이 영향을 미치는가?

가설 2-1. 조직몰입은 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 초기값 성별 차이에 영향을 미친다.

가설 1-2. 조직몰입은 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 증가율 성별 차이에 영향을 미친다.

2. 연구방법

1) 연구대상 및 자료특성

본 연구는 한국노동패널(KLIPS)의 5차부터 22차까지(2002년~2019년) 자료를 이용한다. 5차 자료의 개인응답자는 10,965명, 22차 자료의 개인응답자는 23,225명이다. 이 자료는 국내 비농촌지역 인구를 대표하는 표본을 대상으로 연 1회 조사하며 조사항목은 경제활동, 노동시장 이동, 임금과 소비,

직업생활 등이다. 1차부터 4차 조사까지는 조직몰입 자료가 없어서 표본에 포함하지 못하였다.

연구대상은 만 20세부터 만 29세로 대학을 졸업하고 조사 당시 임금 소득이 있는 표본으로 하였다. 종단분석이 가능하도록 재직 1년 차부터 재직 연차를 기준 시점(wave)으로 넓은 형태(wide format)의 자료로 재배치(data reshaping)하였는데, 최대 10년간의 시점 중 무직 상태가 한 시점이라도 발생하는 자료는 경력단절자일 가능성이 있으므로 무직 시점 이후 값은 분석에서 제외하였다.

임금소득자의 범위는 임시직, 상용직, 일용직은 포함하였으며, 무급가족종사자는 제외하였다. 자영업자도 임금소득자에 해당하지 않아 제외하였다. 임금은 통계청 소비자 물가지수를 기준으로 22차 조사연도인 2019년의 화폐가치로 변환하였다. 임금이 월평균 1,000만원 이상인 표본은 극단값으로 제외하였다. 변수의 결측값 처리는 완전정보최대우도법(full information maximum likelihood)을 사용하였다(Enders & Bandalos, 2001). 완전정보최대우도법은 결측이 무작위로 발생한 경우(Missing At Random) 표본의 크기가 충분하면 비교적 비편향 추정치를 추정하는 것으로 알려져 있다.

연구대상의 특성을 표 6에 제시하였다. 전체 표본수는 3,357명으로 월평균 임금은 재직 1년 차에 186.7(만원)에서 재직 4년 차에 213.9(만원)으로 증가하였다.

표 6. 연구대상 특성

변수	인원	비율	변수	평균
성별			나이(세)	25.6
남성	1,553	46.3	주노동시간	44.6
여성	1,804	53.7	임금(만원)	
학력			1년 차	186.7
전문대졸	1,456	43.4	2년 차	199.1
대졸	1,792	53.4	3년 차	209.1
대학원졸	109	3.2	4년 차	213.9
고용형태				
정규직	2,919	87.0		
비정규직	285	8.5		
무응답	153	4.6		
건강보험				
가입	2,567	76.5		
미가입	413	12.3		
무응답	377	11.2		
회사종류				
민간	2,665	79.4		
외국인	45	1.3		
정부투자	151	4.5		
법인단체	234	7.0		
정부기관	231	6.9		
기타	31	0.8		
회사규모(사원수)				
49명 이하	948	28.2		
50명 ~ 999명	232	6.9		
1,000명 이상	63	1.9		

주. 나이, 주당 노동시간, 학력, 고용형태, 건강보험 여부, 회사종류, 회사규모는 재직 1년 차를 기준으로 함.

2) 측정도구

본 연구의 종속변수는 월평균 임금으로, 연구모형에는 변수의 정규성을

높이기 위하여 자연로그로 변환 후 투입하였다. 분석 시점(wave)은 재직 1년 차부터 재직 4년 차까지의 자료이며, 재직 5년 차 이상으로 늘어나면 통계적 분석이 불가능하였다. 독립변수는 조직몰입으로 5문항으로 측정한다. KLIPS의 조직몰입은 Porter, Steers, Mowday와 Boulian(1974; 황매향 등, 2013에서 재인용)의 Organizational Commitment Questionnaires에서 정서적 몰입에 대한 문항 선별하여 수록한 것이다. 5점 Likert 척도로 측정하였으며, 점수가 높을수록 조직몰입이 높다(1: 전혀 그렇지 않다, 5: 아주 그렇다). 분석에는 재직 1년 차 자료를 사용하였다. 문항의 내용과 신뢰도(Cronbach's alpha)는 표 7과 같다.

표 7. 조직몰입 측정문항과 신뢰도

문항내용	신뢰도
1. 지금 근무하고 있는 직장(일자리)은 다닐만한 좋은 직장이다.	.914
2. 나는 이 직장(일자리)에 들어온 것을 기쁘게 생각한다.	
3. 직장(일자리)을 찾고 있는 친구가 있으면 나는 이 직장을 추천하고 싶다.	
4. 나는 내가 다니고 있는 직장(일자리)을 다른 사람들에게 자랑할 수 있다.	
5. 별다른 일이 없는 한 이 직장(일자리)을 계속 다니고 싶다.	

주. 신뢰도는 재직 1년 차를 기준으로 함.

3) 분석방법

본 연구는 20대 대졸 노동자의 임금케적이 성별에 따라 차이가 있는지를 살펴보고, 성별에 따른 임금케적의 차이를 조직몰입이 조절할 수 있는지 검증하는 것이므로, 분석방법으로 잠재성장모형(latent growth model: 이하 LGM)과 Klein과 Moosbrugger(2000)가 개발한 잠재조절구조방정식(latent moderated structural equation: 이하 LMS)을 사용하였다. LGM은 선형이나 비선형의 종단케적을 유연하게 가정할 수 있으며 독립변수가 종속변수 케적

의 절편과 기울기에 미치는 영향을 나누어 분석할 수 있는 것이 장점이고 (Bollen & Curran, 2006), LMS는 현재 개발된 잠재상호작용항 분석법 중 가장 우수하다고 평가받는 방법이다(Sardeshmukh & Vandenberg, 2017).

LGM의 분석은 일반적으로 두 단계로 진행한다(Duncan & Duncan, 2000). 1단계는 외생변수 없이 반복측정한 변수만 포함한 무조건 모형(unconditional model)을 추정하는 단계이고, 2단계는 시간에 따른 변화를 예측할 수 있는 변수를 포함한 조건 모형(conditional model)을 추정하는 단계이다. LMS의 분석에도 두 단계의 분석법이 제안되었다(Sardeshmukh & Vandenberg, 2017). 1단계는 잠재상호작용항을 제외한 기저 모형(baseline model)을 추정하는 단계이다. 2단계는 기저 모형이 양호한 경우 잠재상호작용항을 포함한 잠재변수의 조절효과를 탐색하는 단계이다. 본 연구는 LGM의 분석 단계와 LMS의 분석 단계를 통합하여, 1단계로 무조건 모형을 분석한다. 2단계로는 조건 모형을 기저 모형으로 설정하여 분석하고, 3단계로 잠재상호작용항을 포함한 조절효과를 분석하였다.

최종 연구모형은 그림 1에 제시하였다. 연구모형을 그림으로 간결하게 나타내기 위하여 오차항은 생략하였다.

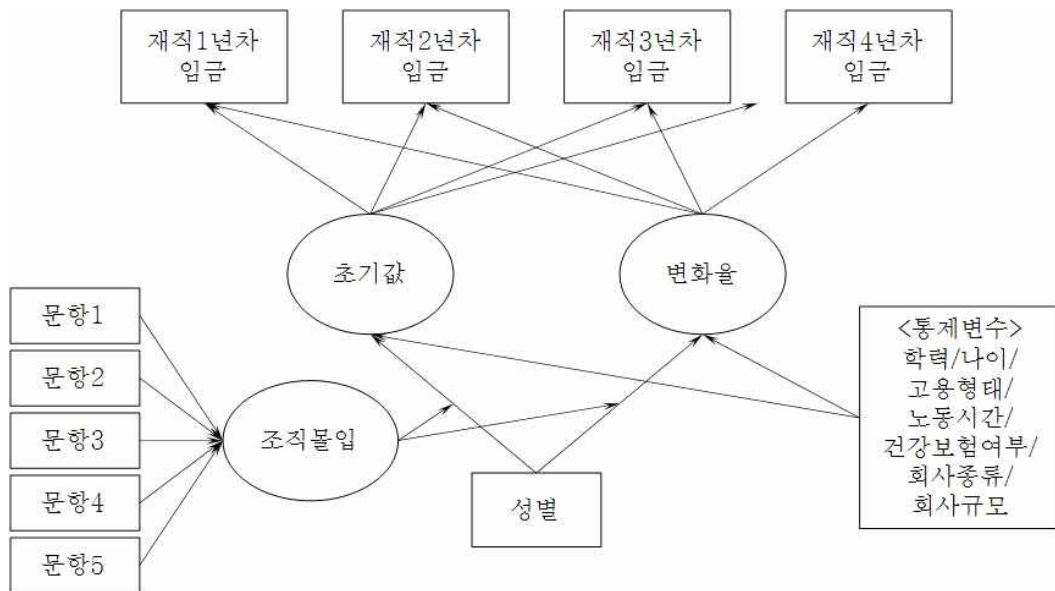


그림 2. 연구2 연구모형

3. 결과

1) 기술통계

본 연구의 주요변수의 기술통계값과 상관분석 결과를 표 8에 제시하였다. 월평균 임금은 재직 1년 차에 5.17에서 재직 4년 차에 5.31로 증가하였다. 주요변수 다변량 정규성 검정을 위하여, Mardia(1970)의 다변량 정규성 검정을 실시하였다. 검정 결과, 재직 4년 차 임금($z=0.9749$)의 정규성 가정이 유의수준 .05에서, 조직몰입($z=8.8409$)의 정규성 가정이 유의수준 .001에서 기각되었다. 다변량 정규성 가정이 기각되더라도 최대우도법으로 추정된 모수를 신뢰할 수 있는 것으로 보고한 여러 선행 연구(Hu, Bentler & Kano, 1992; Bentler & Yuan, 1999)가 있어 분석을 진행하였다. 주요변수는 왜도의 최대 절대값이 0.49로 2를 넘지 않고, 첨도의 최대 절대값이 4.85로 7을 넘지 않아 일변량 정규성 가정의 기준을 충족하였다(West, 1996). 주요변수

는 다변량 정규성 가정은 충족하지 못하였으나, 일변량 정규성 가정을 충족하여 최대우도법을 사용한 분석을 할 수 있다. 재직 1년 차부터 재직 4년 차까지의 임금 및 조직몰입의 상관은 .01 수준에서 모두 유의하였다. 조직몰입과 임금의 상관은 .18부터 .26까지의 범위로 낮은 수준의 상관을 보였다.

표 8. 주요변수의 기술통계값 및 상관분석 결과

	1	2	3	4	5
1	1				
2	.75	1			
3	.72	.80	1		
4	.64	.69	.76	1	
5	.26	.23	.18	.24	1
6	5.17	5.24	5.28	5.31	17.39
7	0.36	0.34	0.34	0.35	2.99
8	-0.21	-0.15	0.01	-0.49	-0.26
9	0.79	0.27	0.09	4.85	0.51
10	3,356	1,989	1,116	643	2,562

주. 1~4: 자연로그 월평균임금(재직1년~재직4년), 5: 조직몰입(재직1년), 6: 평균, 7: 표준편차, 8: 왜도, 9: 첨도, 10: 표본수. 모든 상관관계는 .01 수준에서 유의함.

2) 임금계적 분석모형 비교

재직기간의 변화에 따른 20대 대출자의 임금수준별 임금계적 성장모형의 적절성을 확인하기 위하여 무변화함수, 선형함수, 이차함수 모형의 변화함수를 비교한 결과를 표 9에 제시하였다. 모형의 χ^2 검정과 모형 간 χ^2 차이 검정은 모두 통계적으로 유의하여 모형의 적합성 가설은 기각되었으나, 모형의 설명력과 간결성을 동시에 고려하는 적합도 지수인 CFI, TLI, RMSEA를 함께 판단하였다. 모형의 CFI, TLI 값이 약 .90 이상이면 좋은 적합도로 해석한다. RMSEA는 .05 이하는 좋은 적합도(close fit), .08 이하는 적절한 적합도(reasonable fit)로 해석한다(홍세희, 2000; Browne & Cudeck, 1992).

이 기준을 적용하면 선형함수모형이 수용할 수 있는 적합도에 해당하였다.

표 9. 무조건 모형의 적합도 비교

모형	χ^2	$\Delta\chi^2$	df	Δdf	TLI	CFI	RMSEA
무변화	1044.160		13		.735	.796	.154
선형함수	52.51	991.655	10	3	.989	.989	.036
이차함수	4.975	47.535	6	4	1	1	0

주. 모든 χ^2 검정, χ^2 차이 검정은 .001 수준에서 유의함.

선형함수모형의 월평균 임금의 궤적분석 결과를 표 10에 제시하였다. 재직 1년 차의 월평균 임금의 기댓값은 5.168이고 연차가 1년씩 늘어날 때마다 0.072씩 증가하였다. 재직 1년 차 임금과 선형변화율의 상관은 -.229로 부적 관계로 나타났다. 초기 임금이 높은 사람의 경우, 임금의 증가속도는 더딘 것으로 해석할 수 있다. 초기값의 분산은 0.099($p < .001$)로 임금에 개인차가 있는 것으로 나타났다. 선형변화율의 분산은 0.003($p < .001$)으로 임금의 증가속도도 개인차가 있었다.

표 10. 무조건 모형 월평균 임금의 변화궤적 분석 결과

변수	초기값		선형변화율		상관계수
	평균	분산	평균	분산	
월평균 임금	5.168	0.099	0.072	0.003	-.229

주. 상관계수는 초기값과 변화율의 상관이며, 모든 추정값은 .001 수준에서 유의함.

3) 성별과 임금의 종단적 관계

성별과 임금의 종단적 관계를 확인하기 위하여 무조건 모형에 독립변수인 성별, 조직몰입을 추가하고, 통제변수로 나이, 학력, 고용형태, 회사종류, 회사규모, 건강보험 여부, 주당 노동시간을 추가하였다. 통제변수는 재직 1년

차를 기준으로 하였다. 조건 모형의 적합도는 표 11에 제시하였다. LMS를 사용하면 모형의 적합도는 로그우도값, 정보준거값(AIC, BIC, SABIC)만 제시되므로, 상호작용항이 없는 이 단계에서 모형의 적합도를 확인하는 방법을 사용하였다(Muthén & Asparouhov, 2012). χ^2 검정은 통계적으로 유의하여 대안적 적합도 지수를 검토한 결과 CFI가 .972, TLI가 .965, RMSEA가 .039로 양호하게 나타났다. 적합도가 적절하므로 이 모형을 기저 모형으로 성별과 임금의 종단적 관계에 미치는 조직몰입의 조절효과를 검토할 수 있다.

표 11. 조건 모형의 적합도

χ^2	<i>df</i>	<i>p</i> -value	CFI	TLI	RMSEA
206.482	84	<.001	.972	.965	.039

조건 모형의 변화궤적 분석 결과를 표 12에 제시하였다. 재직 1년 차 남성의 월평균 임금 기댓값은 4.333, 여성의 월평균 임금 기댓값은 4.313으로 나타났다. 남녀의 재직 1년 차 임금(초기값)은 남성이 높았으며, 남녀 간 통계적으로 유의한 차이가 있다($b=-0.127$, $p<.001$). 따라서 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 초기값은 성별 차이가 있다는 가설 1-1은 채택되었다.

재직 연차에 따른 임금의 변화율(선형변화율)은 남녀 간 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($b=-0.020$, $p=.085$). 이 모형은 임금 초기값의 42.6%를 설명하는 것으로 나타났다($p<.001$). 변화율의 설명량은 유의하지 않았다($p=.098$). 따라서 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 증가율은 성별 차이가 있다는 가설 1-2는 기각되었다. 더불어 임금증가 궤적의 증가율에 성별 차이가 나타나지 않으므로 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 증가율은 성별 차이에 조직몰입은 영향

을 미친다는 가설 2-2도 기각되었다. 통제변수를 추가하지 않고 성별만을 투입한 모형의 임금 초기값 설명량은 9.9%로($p < .001$), 통제변수가 임금 초기값의 32.7%를 설명하였다.

표 12. 조건 모형의 변화계적 분석 결과

변수	초기값		변화율		R^2			
	β	p	β	p	초기값	p	변화율	p
1	-0.126	<.001	-0.020	.082				
2	0.083	<.001	0.002	.799				
3	0.033	<.001	0	.995				
4	-0.068	.056	0.003	.894				
5	-0.208	<.001	0.009	.467	.426	<.001	.088	.098
6	-0.004	.754	-0.003	.672				
7	0.064	.001	0.006	.582				
8	-0.003	.001	0	.783				

주. 1: 성별, 2: 학력, 3: 나이, 4: 고용형태, 5: 건강보험, 6: 회사종류, 7: 회사규모, 8: 주노동시간. 성별은 더미변수로 준거값은 '남성'임.

4) 조직몰입의 조절효과

성별과 임금의 종단적 관계에서 조직몰입의 조절효과를 추정하였다. 기저 모형에서 성별과 임금의 종단적 관계가 초기값만 유의했기 때문에 조직몰입의 조절효과는 초기값만 분석하였다. 그 결과는 표 13에 제시하였다. 조직몰입과 성별의 상호작용항이 추가된 모형의 임금 초기값에 대한 설명량은 41.9%로 기저 모형의 임금 초기값 설명량 42.6%보다 늘어나지 않았다. 따라서 조직몰입이 성별과 임금의 종단적 관계를 유의하게 조절한다고 할 수 없다. 조직몰입과 성별의 상호작용항의 계수는 통계적으로 유의하지 않았다($p = .732$). 경력단절 이전의 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 초기값의 성별 차이에 조직몰입은 영향을 미친다는 가설 2-1은 기각되었다.

표 13. 성별과 임금의 종단적 관계에서 조직몰입의 초기값 조절효과

변수	<i>B</i>	<i>p</i>	β	<i>p</i>	R^2	<i>F</i>	<i>p</i>
성별	-0.090	<.001	-0.054	<.001	.419	11.991	<.001
조직몰입×성별	0.022	.732	0.003	.733			

주. 성별은 더미변수로 준거값은 ‘남성’임.

4. 논의

본 연구는 KLIPS의 2002년 5차부터 2019년 22차까지 자료를 사용하여, 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적에 성별 차이가 있는지 알아보고, 성별 차이가 나타난다면 조직몰입이 성별 임금격차의 조절변수로 영향을 미치는지 검정하였다. 종단연구의 조절효과 검정을 위하여 잠재성장모형과 잠재조절구조방정식을 사용하였다.

주요 연구결과와 연구문제를 중심으로 논의하고, 그에 따른 의의를 살펴본다. 경력단절 이전 20대 대졸 노동자의 재직기간에 따른 임금증가 궤적은 선형변화함수가 자료를 가장 잘 대표하는 것으로 나타났다. 재직 1년 차의 월평균 임금의 기댓값은 5.168로, 경력이 1년씩 늘어날 때 0.072씩 증가하였다. 재직 1년 차 임금과 선형변화율의 상관은 -.229로 초기에 임금이 높은 사람은 임금 증가가 더뎠다. 재직 1년 차 임금의 분산은 0.099, 선형변화율의 분산 0.003으로 통계적으로 유의하여, 재직 1년 차의 임금과 증가 속도에 개인차가 나타났다.

첫째, 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적에 성별 임금격차가 나타나는지 검토하였다(연구문제 1). 재직 1년 차 남성의 월평균 임금 기댓값은 4.333, 여성은 4.313으로 성별에 따른 초기값 차이가 유의하였다. 재직 연차 증가에 따른 임금의 선형변화율은 성별에 따라 다르지 않았다. 재직 1년 차 임금 초기값에 성별 차이가 유의한 것은 노동시장 진입 초기부터 성별 임금격차가 존재한다는 연구 1의 결과와 일치하므로, 노동시장 진입 초기의 성별 임

임금격차를 재확인한 결과로 해석할 수 있다.

채직 연차 증가에 따른 임금의 선형변화율에 성별 차이가 나타나지 않은 것은 입직 시점의 임금에는 성별 임금격차가 나타나지만, 임금증가 궤적의 기울기는 남녀가 동일함을 의미한다. 노동시장 진입 초기의 임금은 개별 노동자와 협상을 통해 정하기보다 기업의 내규에 따라 획일적으로 정해지므로 동일 노동조건에서 성별 임금격차는 생기지 않는다는 주장(김창환, 오병돈, 2019)이 경험적으로 증명된 것으로 볼 수 있다.

임금증가는 성별 차이가 없음을 검정하였으므로, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차는 남성과 동등한 조건의 여성이 더 열악한 일자리를 얻는 문제 때문에 발생한다는 주장(김창환, 오병돈, 2019; 민현주, 2008)이 더욱 설득력을 얻게 된다.

둘째, 20대 대졸 노동자의 임금증가 궤적의 성별 차이에 조직몰입이 조절효과가 있는지 검토하였다(연구문제 2). 연구문제 1 검토에서 초기값만 성별 임금격차가 있는 것으로 나타났기 때문에 조직몰입의 조절효과는 초기값과 변화율 중 초기값만 추정하였다. 조직몰입의 초기값 조절효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 조직몰입이 높더라도 입직 초기의 성별 임금격차의 해소에는 영향을 미치지 못하는 것으로 해석할 수 있다. 조직몰입이 조절효과가 있을 것이라는 가설과 결과가 다르게 나타난 이유는 조직몰입과 성과의 인과관계 방향성 문제 때문으로 추측된다. 본 연구에서는 조직몰입 높으면 성과도 높을 것이라는 조직몰입 선행이론을 채택하였다. 그러나 조직몰입은 재직하는 조직의 특성에 따라 영향을 받는 변수(방하남, 김상욱, 2009)일 수 있으며, 조직몰입이 조직적 특성이라 할 수 있는 성별 임금격차를 조절하는 변수라는 경험적 결과는 얻지 못하였다.

IV. 연구 3. 노동시간과 생활만족의 관계: 직무만족의 조절된 매개효과³⁾

1. 이론적 배경

1) 노동시간과 여성 경력단절

여성의 경력단절로 인한 남녀의 근속연수 차이가 성별 임금격차의 가장 주요한 원인으로 손꼽힌다(여성가족부, 2021). 여성의 경력단절 대책을 마련하기 위하여 2008년 “경력단절여성등의 경제활동 촉진법”이 제정되었으며, 이 법은 경력단절 여성을 “혼인·임신·출산·육아와 가족구성원의 돌봄 등을 이유로 경제활동을 중단하였거나, 경제활동을 한 적이 없는 여성 중에서 취업을 희망하는 여성”으로 정의하고 있다(국가법령정보센터, 2022).

한국의 생산직 노동자는 기본급이 낮고, 평일 연장수당, 휴일 특근 수당, 심야 할증 수당, 기타 임금 등으로 구성된 복잡한 수당 체계로 구성된 임금 계약을 하는 경우가 많다(이소진, 2021). 회사의 급여 체계에서 기본급이 작고 수당이 차지하는 비중이 상당히 높기 때문에, 노동시간 단축으로 야간노동 수당, 휴일노동 수당 등을 받지 못하게 되면 임금이 크게 줄어드는 문제가 생긴다(미디어오늘, 2018. 8. 29). 사무직 노동자는 노동시간에 관계없이 임금을 지급하는 포괄임금제로 임금 계약을 하는 경우가 빈번하다(이소진, 2021).

기본급이 낮은 생산직 노동자는 생계를 위해, 포괄임금제를 적용받는 사무직 노동자는 노동시간 단축제도의 사각지대에 있기 때문에 장시간 노동을 할 수 밖에 없게 된다(이소진, 2021). 노동자의 업무량은 노동시간 단축 전

3) 연구 3은 다음의 게재 논문을 수정하여 수록함: 신용우, 조영일 (2019). 근로시간이 줄면 삶의 질은 좋아질까? 직무만족도의 조절된 매개효과 분석. 사회과학연구, 45(3), 295-319. <http://dx.doi.org/10.15820/khjss.2019.45.3.012>

과 동일하게 유지하고, 일하는 시간만 줄었기 때문에, 노동강도가 크게 높아 지거나, 노동시간 외에 회사 밖에서 일을 하는 기형적 노동형태가 생기기도 하였다(주간경향, 2018. 2. 27).

국미애(2018)가 서울시 거주 30대~40대 경력단절 여성 1,200명을 대상으로 퇴직 원인을 조사한 결과 혼인·임신·출산 등 생애사건과 자녀양육·부담 돌봄 등 가족돌봄이 26.4%에 해당하였다. 기혼 남성보다는 기혼 여성에게 가사노동, 돌봄노동 등 가족구성원으로서의 역할 부담이 더 크므로 남성이 직장에서 장시간 노동을 하고, 장시간 노동을 하기 어려운 여성은 가사노동과 돌봄노동을 전담하게 된다.

시간상의 제약으로 직장에서의 역할과 혼인·임신·출산·육아·돌봄 등 가족구성원으로서의 역할이 부딪치는 현상을 이론화한 것이 일-가정 갈등 이론(work-family conflict theory)이며, 이 현상은 여성 노동자에게 더 심하게 일어나는 것으로 여러 연구에서 확인되었다(권순원, 이영지, 김봄이, 2013; 김보은, 조영일, 유지영, 최은실, 김혜영, 2016; 김서린, 민경률, 박성민, 2016; 김준영, 2016; 원숙연, 2015; Kirchmeyer, 2006; Martin, Eddleston & Veiga, 2002). 장시간 노동이 일반화되면 전일제 일자리만 생기는 결과를 낳는다. 소수의 전일제 노동자가 장시간 노동하는 체제는 조기퇴직을 유발하고, 여성, 고령자 등과 일자리를 함께하는 기반을 저해한다. 이렇게 장시간 노동은 고용률 제고에 걸림돌이 되고, 여성 경력단절의 원인이 될 수 있다(편도인, 2012).

선행연구에 따르면 장시간 노동은 노동자의 건강을 해치고, 삶의 질을 하락시킨다(이성균, 2016; 이승길, 2009; 주은선, 2016). 주 40시간 이상 일하는 노동자가 출산 후 6개월 이전에 모유 수유를 중단할 위험이 주 40시간 이하로 일하는 노동자에 비해 유의하게 높았으며(김지현, 2016), 노동시간이 적당하다고 답한 사람들이 더 낮은 부정적 정서 경험과 스트레스를 보고했고,

더 높은 직무만족 수준을 보였다(문광수, 오세진, 장통일, 2016).

선행연구를 바탕으로 본 연구는 노동시간이 노동자의 직무만족과 생활만족에 미치는 영향을 검정하였다. 이 결과는 노동시간 단축 정책의 실효성을 검토하는 기초자료가 될 수 있을 것으로 기대하였다.

2) 노동시간과 생활만족

노동시간, 생활만족의 관계를 살펴본 여러 연구에서 노동시간과 생활만족은 부적 관계를 보였다(김현정, 최서희, 2018; 주은선, 2016; Clark et al., 1996; Fahr, 2011; Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2003). 정우진과 김강식(2014)의 연구에서 초과시간 노동은 일-가정 갈등을 증가시키고, 더불어 이직의도가 함께 높아지는 것으로 나타났다. 장시간의 노동으로 가사노동·육아·여가 등에서 가족 간 갈등이 생기고, 그 결과 생활만족이 저하됨은 여러 연구로 실증되었다(김보은 등, 2016; 김서린 등, 2016; 김준영, 2016; 원숙연, 2015). 초과시간 노동을 하면 가계수입은 늘었으나, 가계수입 증가가 생활만족 상승으로 직접 이어지지 않았다(Golden & Wiens-Tuers, 2006).

노동시간과 생활만족의 관계는 결과가 일관된 것은 아니며, 문화에 따라 차이가 있는 것으로 보인다. 비교문화 연구 중에는 상대적으로 장시간 노동이 생활만족을 높인다는 결과가 있다. Okulicz-Kozaryn(2011)이 미국과 유럽에서 노동시간과 생활만족의 관계를 분석한 결과, 미국의 노동자가 유럽의 노동자에 비해 장시간 노동을 할 때 더 행복감을 느끼는 것으로 나타났다. Valente와 Berry(2016)는 미국과 남미에서 노동시간과 생활만족의 결과를 분석하였다. 그 결과 미국의 남성 노동자는 남미의 노동자에 비해 장시간 노동을 할 때 생활만족이 높은 것으로 나타났다.

주은선(2016)의 연구에서 노동시간이 줄면 생활만족은 증가하였으나, 돌봄이 필요한 가족원이 있는 경우는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 가

정에서 돌봄 노동을 한다면, 설사 노동시간이 줄더라도 삶의 질은 나아지지 않는 것으로 해석할 수 있다. 관련 연구로는 남성 배우자의 가사노동분담이 이루어지지 않아 기혼 여성 노동자는 유급 직장노동과 무급 가사노동의 이중 부담에 처한다는 연구(김진욱, 2005)와 여성 노동자가 무급 가사노동보다 유급 직장노동을 선호한다는 연구(Hochschild, 1997)가 있다. 선행연구를 고려하면 노동시간과 생활만족의 관계가 성별에 따라 다를 수 있으므로, 성별 간 차이가 있는지 살펴볼 필요가 있다.

3) 노동시간과 직무만족

직무만족은 노동자가 직무와 직장에 대해 가지는 감성적, 정서적 상태와 근무에 대한 지향성을 의미한다는 점에서 조직몰입과 공통점이 있으나, 직무만족은 노동자가 맡거나 수행하고 있는 직무나 직업의 특성(job characteristics)에 따라 변화나 차이를 기대할 수 있다는 점에서 차이가 있다(방하남, 김상욱, 2009). Locke(1976; 방하남, 김상욱, 2009에서 재인용)는 직무만족을 조직성원이 자신의 직무에 대해서 가지고 있는 긍정적 정서 상태로 정의하였다.

Muchinsky(1977; 방하남, 2000에서 재인용)는 직무만족의 하위요인으로 직무내용, 성취감, 장래성, 급여, 인사정책, 노동조건, 감독체계, 대인관계 등을 꼽았다. 최근에는 직무만족의 요인 구조에 대한 학설이 나뉜다. Muchinsky의 이론을 계승하여, 직무만족의 하위요인이 독자적으로 직무만족에 영향을 미치는 조형개념(formative construct)이라는 주장(김중인, 2012)과 직무만족의 하위요인이 직무만족 개념을 포괄하면서 구별되는 개념(mutually exclusive and exhaustive construct)은 되지 못한다는 주장(이상호, 2006)이 대립하고 있다. 본 연구는 하위요인이 중복될 수 있다는 이상호(2006)의 주장을 받아들여, 선행연구를 바탕으로 하위요인 중에서 노동시간

과 관계가 높은 노동환경, 노동시간, 복지후생제도 세 요인만을 사용하여 변수를 구성하였다(김승택, 이상민, 2008).

노동시간과 직무만족의 관계에 대한 선행연구는 결과가 일관되지 않는데, 노동시간이 증가하면, 직무만족이 낮아지는 연구(Cooper & Marshall, 1978)와 노동시간이 감소하면, 직무만족이 낮아지는 연구(김승택, 이상민, 2008; 김종연, 이건희, 2015)가 모두 존재한다. Cooper와 Marshall(1978)은 노동시간의 증가가 노동자에게 양적 역할과다(role overload)로 작용하여 직무만족이 하락한다고 하였다. 김승택과 이상민(2008)은 2002년부터 2005년까지 KLIPS를 이용하여 노동시간이 감소한 노동자와 그렇지 않은 노동자의 직무만족 차이를 살펴보았는데, 노동시간이 감소한 노동자가 전반적인 직무만족이 낮아지는 것을 발견하였다. 한편 노동시간과 직무만족의 관계가 성별에 따라 차이가 있다는 연구도 있다. 남성은 정규노동 시간에 일하는 경우, 여성은 시간제로 일하는 경우 직무만족이 높은 것으로 나타났다(Booth & Ours, 2009).

4) 직무만족과 생활만족

생활만족(life satisfaction)은 삶의 질(quality of life), 행복감(happiness), 안녕감(well-being) 등 연구주제 및 분야에 따라 다양한 유사 개념이 있다(김미혜, 권용희, 2013). 방하남(2000)은 생활만족을 특정한 하위요인과 관련 없이, 생활 전체(totally of life)에 대하여 개인이 느끼는 전반적인 만족감이라고 하였다. 더불어 전반적인 만족감과 생활의 주요 하위요인에서 느끼는 만족감을 구별하여, 이들은 각기 독자적인 상관관계를 갖는다고 보았다.

직무만족과 생활만족의 관계에서 가장 주요한 논의는 둘 중 어떤 것이 선행변수인가 하는 것이다. 방하남(2000)이 KLIPS를 사용한 연구에서 직무만족에서 생활만족에 이르는 경로가 유의하게 나타났다. 반면 생활만족에서

직무만족에 이르는 경로는 유의하지 않았다. 이는 직무만족이 생활만족의 선행변수임을 의미하며, 직무에서 만족도가 크면 생활의 만족도가 클 것으로 예상할 수 있으며, 생활의 만족도는 직무만족에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 볼 수 있다(방하남, 2000). 직무만족을 생활만족의 선행변수로 설정한 최근의 국내 연구는 다음과 같다. 유아반 교사(김규수, 고경미, 김경숙, 2014), 보육교사(전혜경, 2016), 장애인 거주시설 생활재활교사(최영신, 연이섬, 2016), 창원시 1955년부터 1963년 사이 출생자(장유미, 강양희, 2015), 초등·중학교 교사(고홍월, 박수정, 2015) 등에서 직무만족이 생활만족에 미치는 영향이 유의한 것으로 나타났다.

비정규직 노동자는 장기간의 고용이 보장되지 않으므로 재직 중에 실직 불안을 느끼는 것으로 나타났다. 비정규직 노동자의 직장환경에 대한 긴장도는 정규직보다 높고(권순식, 2014), 직무만족은 정규직보다 낮았다(김태형, 김정원, 권중생, 2004; 김태형, 권중생, 김정원, 2006). 이동진과 이재수(2016)는 비정규직 노동자의 직무만족, 조직몰입, 생활만족의 관계를 연구하였는데, 그 결과 비정규직 노동자의 전반적 일자리 만족도는 조직몰입과는 부적 상관관계, 생활만족과는 정적 상관관계가 나타났다. 선행연구를 고려하면 직무만족과 다른 변수의 관계가 고용형태에 따라 다르게 나타날 수 있으므로, 고용형태를 나누어 집단 간 차이가 있는지 살펴볼 필요가 있다.

5) 노동시간의 종단연구

본 연구는 기혼 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계의 종단적 효과를 성별과 노동조건에 따라 살펴보았다. 노동시간의 평균적 변화는 장기간에 걸쳐 일어나는 사회적 현상으로 짧은 기간에는 변동이 관찰되지 않는다(김승택, 이상민, 2008). 따라서 횡단연구 또는 단기간의 종단연구로 노동시간이 어떤 효과를 가져왔는지 명확하게 규명하는 것은 어려울 수 있다. 본

연구는 1998년부터 2015년까지의 패널자료를 분석하여 노동시간이 생활만족에 미치는 영향을 검정하였다. 장기간 패널자료 연구를 통하여 노동시간이 노동자의 생활만족에 미치는 영향을 종단적으로 검정하였으며, 그 결과를 바탕으로 노동시간 단축이 여성 경력단절에 효과적인 대책이 될 수 있을지 검토하였다.

6) 연구 3의 연구문제

연구 3은 기혼 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계를 종단적으로 검정하며, 직무만족이 매개효과가 있는지 검정한다. 노동시간의 평균적 변화는 장기간에 걸쳐 일어나는 사회적 현상으로 짧은 기간에는 변동이 관찰되지 않는다. 따라서 횡단연구 또는 단기간의 종단연구로 노동시간의 변화가 어떤 효과를 가져왔는지 명확하게 규명하는 것은 기대하기 어렵다(김승택, 이상민, 2008). 본 연구는 노동시간이 직무만족을 매개변수로 생활만족에 미치는 영향을 보다 선명하게 알아보기 위해 1998년부터 2015년까지의 자료를 종단적으로 검토하였다.

선행연구를 고려하면 노동시간, 생활만족, 직무만족의 관계가 성별 및 고용형태에 따라 다르게 나타날 수 있으므로, 본 연구는 성별과 고용형태를 나누어 다집단 분석으로 변수의 관계에 차이가 있는지 살펴보았다. 이상의 목적을 위하여 다음과 같은 연구문제와 가설을 설정하였다.

연구문제 1. 노동시간이 기혼 노동자의 생활만족에 미치는 영향을 종단적으로 확인할 수 있는가?

가설 1-1. 노동시간이 기혼 노동자의 생활만족에 미치는 종단적 영향에 성별 차이가 있다.

가설 1-2. 노동시간이 기혼 노동자의 생활만족에 미치는 종단적 영향에 고용형태별 차이가 있다.

연구문제 2. 노동시간이 기혼 노동자의 생활만족에 미치는 영향을 직무만족이 매개하는 것을 종단적으로 확인할 수 있는가?

가설 2-1. 노동시간이 기혼 노동자의 생활만족에 미치는 종단적 영향을 직무만족이 매개하는 것에 성별 차이가 있다.

가설 2-2. 노동시간이 기혼 노동자의 생활만족에 미치는 종단적 영향을 직무만족이 매개하는 것에 고용형태별 차이가 있다.

2. 연구방법

1) 연구대상 및 자료특성

본 연구에서 사용한 한국노동패널(KLIPS)은 한국노동연구원에서 제공하는 공개자료이다. 본 연구는 1998년 1차 조사부터 2015년 18차 조사의 자료를 분석하였다. 제18차 조사 표본은 가구 수는 6,934가구, 개인은 14,013명이다(한국노동연구원, 2016). KLIPS는 2단계 층화집락계통추출법으로 표본을 추출하여 표본의 대표성을 높였다(한국노동연구원, 2016). 따라서 본 연구는 KLIPS의 가중치를 고려한 분석방법을 택하였다(조영선, 장유나, 조영일, 2018). 본 연구는 재직, 기혼, 임금노동자 취업이 3년간 유지된 자료를 추출하여 재직기간 1년 차부터 3년 차 순으로 재구성하였다. 자료 분석의 단위를 3년으로 잡은 것은 노동시간, 직무만족, 생활만족의 종단적 관계를 살펴보기 위해서는 최소 3개의 시점(waves)이 필요하기 때문이다. 조사 기간 중 직장을 바꿔 3년 이상 재직하였다면 이직으로 간주하여 다시 자료에 포함하였다. 주당 노동시간 120시간 이상 응답한 경우는 극단값으로 보아 제외하였다.

표 14. 인구통계학적 특성

변수	표본수 (가중표본수)	가중백분위	변수	표본수 (가중표본수)	가중백분위
성별			입사 연도		
남성	811 (1,876,646)	58.4	1998	66 (152,513)	4.7
여성	628 (1,339,023)	41.6	1999	117 (304,636)	9.5
나이(입사 연도 기준)			2000	54 (144,346)	4.5
20~29	105 (160,097)	5.0	2001	64 (159,406)	5.0
30~39	548 (1,057,943)	32.9	2002	61 (188,904)	5.9
40~49	435 (1,187,220)	36.9	2003	84 (209,859)	6.5
50~59	230 (544,298)	16.9	2004	86 (192,930)	6.0
60 이상	121 (266,110)	8.3	2005	89 (215,528)	6.7
고용형태			2006	88 (192,814)	6.0
상용직	1,127 (2,564,212)	79.7	2007	74 (186,354)	5.8
임시직	312 (651,457)	20.3	2008	72 (161,299)	5.0
주당 노동시간(3년 평균)			2009	74 (138,144)	4.3
39 이하	116 (233,801)	7.3	2010	128 (236,591)	7.4
40~49	641 (1,379,865)	42.9	2011	117 (249,423)	7.8
50~59	370 (874,426)	27.2	2012	137 (254,926)	7.9
60~69	190 (464,418)	14.4	2013	128 (227,989)	7.1
70 이상	122 (263,158)	8.2	합계	1,439 (3,215,669)	100.0

표본의 인구통계학적 특성을 표 14에 제시하였다. 본 연구의 표본 수는 총 1,439명이다. 연도별 표본 구성은 입사 연도를 기준으로 1999년이 117명(9.5%)으로 가장 많고, 2000년이 54명(5.4%)으로 가장 적다. 성별은 남성 811명(58.4%), 여성 628명(41.6%)이고, 고용형태는 상용직 1,127명(79.7%), 임시직 312명(20.3%)으로 구성되어 있다. 중복 표본 수는 307명(21.3%)으로 3회 이직이 1명, 2회 이직이 27명, 1회 이직이 276명이다.

2) 측정도구

① 노동시간

본 연구의 노동시간은 주당 평균 노동시간이다. 정규노동시간이 정해져 있다면 정규노동시간이 식사시간을 제외하고 일주일에 몇 시간인지, 정규노동시간을 초과하는 노동시간이 있다면 일주일에 평균 몇 시간인지 물었다. 정규노동시간이 정해지지 않았다면, 식사시간을 제외하고 일주일에 평균 몇 시간 일했는지 물었다(한국노동연구원, 2016).

② 직무만족

KLIPS의 요인별 직무만족 척도는 Weiss, Dawis와 England(1967)가 개발한 미네소타 만족 지수(Minnesota satisfaction questionnaire)와 Smith, Kendall과 Hulin(1969)이 개발한 직무 기술 지표(Job description index) 등을 참조하여 9문항의 축약형(reduced form)을 구성한 것으로, 이상호(2006)가 한국에서 타당화한 것이다. 본 연구에서는 축약형 9문항 중 노동시간과 밀접한 관련이 있는 3문항을 사용하였다(김승택, 이상민, 2008). 구체적으로는 노동환경, 노동시간, 복지후생제도에 대한 만족도를 5점 Likert 척도로 물었다. 점수(범위=[3, 15])가 클수록 노동조건과 관련된 직무만족이 높다. 문항의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 재직 1년 차는 .762, 재직 2년 차는

.711, 재직 3년 차는 .694로 모두 신뢰할 수 있는 수준에 해당하였다.

③ 생활만족

본 연구는 KLIPS의 전반적 생활만족 1문항을 사용하였다. “OO님은 전반적인 생활에 얼마나 만족하고 계십니까?”의 응답을 5점 Likert 척도로 받아서 점수(범위=[1, 5])가 높을수록 생활만족이 높은 것으로 해석하였다.

3) 분석방법

KLIPS는 2단계 층화집락계통추출법에 의하여 표본을 추출하였으므로 SPSS for windows 23.0(SPSS Inc., Chicago, IL, USA)의 복합표본분석 (complex samples analysis) 모듈을 이용하여 기술통계와 상관분석을 하였다(김승현, 김규곤, 2017).

본 연구에서 설정한 자기회귀 모형(auto-regressive model)은 그림 2에 제시하였다. 그림으로 간결하게 나타내기 위하여 오차항은 생략하였다.

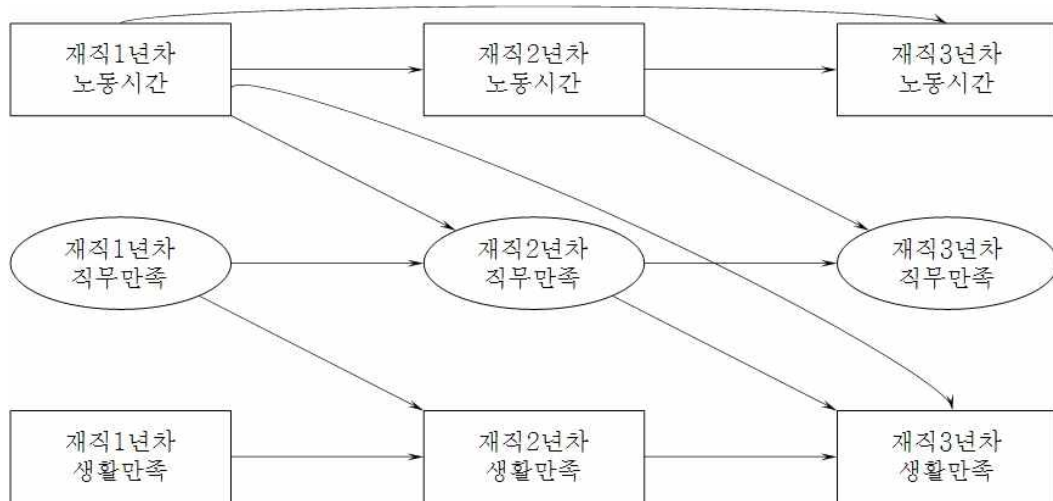


그림 3. 연구 3의 연구모형

자기회귀 모형은 $[t]$ 시점의 값을 이전 시점인 $[t-1]$ 시점의 값으로 설명할 수 있다는 것이 중요한 특징이다(홍세희, 박민정, 김원정, 2007). 자기회귀 모형은 횡단모형에서는 반영하기 어려운 시간적 선행성을 고려할 수 있고, 매개효과를 추정하는 경우 매개변수와 종속변수의 이전 상태를 통제한 후 효과를 추정할 수 있다는 점에서 방법론적으로 엄밀하게 매개효과를 검정할 수 있다는 장점이 있다(박현정, 이진실, 2013).

연구모형 분석은 Mplus 8.1(Muthen & Muthen, Los Angeles, CA, USA)을 사용하였으며, Anderson과 Gerbing(1988), Cole과 Maxwell(2003)의 제안에 따라 구조방정식의 2단계 접근(two-step approach)을 하였다. 직무만족 측정모형은 잠재변수가 3개인 완전판별(just-identified) 모형으로 측정모형의 판별(identification)은 생략하고(김수영, 2016), 1단계로 직무만족 측정모형의 종단적 동일성 검정을 하였다. 2단계로 자기회귀 모형(auto-regressive model)을 통해 성별과 고용형태를 나누어 노동시간과 생활만족의 관계에서 직무만족의 매개효과를 분석하였다(이순목, 김한조, 2011; 이순목, 이찬순, 이현정, 여성철, 2012; 윤태희, 조영일, 2014). 최적의 모형을 찾기 위해 통계적 합치도 지수인 χ^2 검정을 사용하였다. 대안적 합치도 지수인 CFI(comparative fit index), TLI(Tucker-Lewis index), RMSEA(root mean square of error approximation)를 함께 사용하였다. 합치도 판단 기준으로 Bentler(1990)는 CFI 0.95 이상을 사용해야 한다고 제안하였다. Tucker와 Lewis(1973)가 고안한 TLI는 0.90 이상을 괜찮은 합치도(fair fit), 0.95 이상을 좋은 합치도(good fit)로 간주한다. RMSEA는 점추정치 값으로 .05 이하를 close fit으로 매우 좋은 적합도, .05~.08은 fair fit이라고 하여 괜찮은 적합도, .08~.10은 mediocre fit으로 좋지 않은 적합도, .10 이상은 poor fit으로 심각하게 나쁜 적합도에 해당한다(Browne & Cudeck, 1993; MacCallum, Browne & Sugawara, 1996; Steiger, 1990).

3. 결과

1) 기술통계 및 상관분석

주요변수의 복합표본 기술통계는 표 15에 제시하였다. 노동시간은 재직 1년~3년 차 모두 주당 평균 50시간을 넘는 것으로 나타났다. 직무만족은 재직 1년~3년 차에 9.16, 9.26, 9.30로 재직 3년 차가 가장 높았다. 생활만족은 재직 1년~3년 차에 3.27, 3.30, 3.37로 매년 소폭 증가하는 양상이 나타났다. 성별에 따른 기술통계는 표 16, 고용형태에 따른 기술통계는 표 17에 제시하였다.

표 15. 주요변수의 복합표본 기술통계

주요변수	EM	SD	PS
노동시간			
재직1년차	51.85	.478	3,215,669
재직2년차	51.72	.497	3,213,926
재직3년차	50.68	.454	3,215,669
직무만족			
재직1년차	9.16	.070	3,213,784
재직2년차	9.26	.066	3,211,967
재직3년차	9.30	.063	3,209,066
생활만족			
재직1년차	3.27	.022	3,213,784
재직2년차	3.30	.020	3,209,934
재직3년차	3.37	.020	3,203,424

주. EM은 평균추정치, SD는 표준편차, PS는 인구크기를 의미함.

표 16. 성별에 따른 기술통계

주요변수	남자					여자					t
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
노동시간											
재직1년차	54.07	14.775	2	112	811	47.20	13.585	1	95	628	9.060***
재직2년차	54.31	15.189	4	119	810	47.14	14.083	2	100	628	9.250***
재직3년차	53.62	14.817	4	106	811	46.79	13.341	3	100	628	9.060***
직무만족											
재직1년차	9.15	2.127	2	15	808	9.48	1.929	3	15	627	-3.041**
재직2년차	9.20	1.819	3	15	809	9.55	1.802	5	15	627	-3.602***
재직3년차	9.25	1.733	4	15	808	9.40	1.746	3	15	628	-1.678
생활만족											
재직1년차	3.34	.642	1	5	808	3.24	.653	1	5	627	2.986**
재직2년차	3.35	.562	1	5	808	3.26	.610	1	5	627	2.906**
재직3년차	3.40	.574	1	5	807	3.31	.588	1	5	627	2.881**

주. 1: 평균, 2: 표준편차, 3: 최솟값, 4: 최댓값, 5: 사례수. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

표 17. 고용형태에 따른 기술통계

주요변수	상용직					임시직					t
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
노동시간											
재직1년차	52.28	13.701	1	112	1,127	46.72	17.041	2	96	312	5.992***
재직2년차	52.43	14.261	5	119	1,127	46.63	17.222	2	91	311	6.061***
재직3년차	51.89	13.410	8	106	1,127	46.12	17.509	3	100	312	6.261***
직무만족											
재직1년차	9.37	2.056	2	15	1,123	9.02	1.999	2	15	312	2.736**
재직2년차	9.42	1.832	3	15	1,124	9.10	1.752	5	15	312	2.811**
재직3년차	9.34	1.766	3	15	1,124	9.22	1.641	3	13	312	1.119
생활만족											
재직1년차	3.34	.632	1	5	1,123	3.13	.684	1	4	312	4.825***
재직2년차	3.35	.571	1	5	1,123	3.20	.619	1	4	312	3.850***
재직3년차	3.40	.572	1	5	1,124	3.23	.597	1	4	310	4.663***

주. 1: 평균, 2: 표준편차, 3: 최솟값, 4: 최댓값, 5: 사례수. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

주요변수의 상관관계는 표 18에 제시하였다. 노동시간과 직무만족은 부적 상관관계, 노동시간과 생활만족은 부적 상관관계, 직무만족과 생활만족은 정적 상관관계가 나타났다. 성별에 따른 주요변수의 상관관계는 표 19, 고용형태에 따른 주요변수의 상관관계는 표 20에 제시하였다.

표 18. 주요변수의 상관계수

주요변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1								
2	.652**	1							
3	.613**	.681**	1						
4	-.386**	-.328**	-.308**	1					
5	-.329**	-.354**	-.310**	.490**	1				
6	-.283**	-.312**	-.341**	.449**	.498**	1			
7	-.161**	-.111**	-.151**	.405**	.277**	.291**	1		
8	-.152**	-.152**	-.145**	.361**	.373**	.309**	.382**	1	
9	-.136**	-.143**	-.130**	.315**	.310**	.418**	.356**	.405**	1

주. 1~3: 노동시간 재직1년~3년 차, 4~6: 직무만족 재직1년~3년 차, 7~9: 생활만족 재직1년~3년 차. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

표 19. 성별에 따른 상관계수

남 \ 여	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	-	.66**	.61**	-.41**	-.32**	-.30**	-.25**	-.20**	-.20**
2	.61**	-	.71**	-.38**	-.34**	-.35**	-.21**	-.23**	-.21**
3	.58**	.63**	-	-.35**	-.28**	-.35**	-.22**	-.21**	-.21**
4	-.36**	-.28**	-.27**	-	.56**	.51**	.41**	.41**	.33**
5	-.32**	-.34**	-.31**	.44**	-	.49**	.33**	.44**	.38**
6	-.27**	-.28**	-.33**	.40**	.50**	-	.30**	.32**	.42**
7	-.14**	-.08*	-.15**	.42**	.25**	.30**	-	.39**	.38**
8	-.16**	-.14**	-.14**	.34**	.34**	.31**	.37**	-	.46**
9	-.13**	-.14**	-.11**	.32**	.27**	.41**	.33**	.35**	-

주. 1~3: 노동시간 재직1년~3년 차, 4~6: 직무만족 재직1년~3년 차, 7~9: 생활만족 재직1년~3년 차, 대각선 위는 여성, 대각선 아래는 남성. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

표 20. 고용형태에 따른 상관계수

상용 \ 임시	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	-	.76**	.64**	-.36**	-.26**	-.27**	-.17**	-.16**	-.13*
2	.60**	-	.74**	-.38**	-.28**	-.33**	-.17**	-.19**	-.10
3	.59**	.64**	-	-.29**	-.23**	-.27**	-.16**	-.18**	-.09
4	-.42**	-.33**	-.34**	-	.48**	.52**	.37**	.39**	.23**
5	-.38**	-.40**	-.36**	.49**	-	.49**	.32**	.39**	.28**
6	-.30**	-.32**	-.38**	.43**	.50**	-	.34**	.35**	.38**
7	-.19**	-.12**	-.19**	.41**	.26**	.28**	-	.40**	.36**
8	-.18**	-.17**	-.16**	.35**	.36**	.30**	.36**	-	.43**
9	-.17**	-.19**	-.18**	.33**	.31**	.41**	.34**	.39**	-

주. 1~3: 노동시간 재직1년~3년 차, 4~6: 직무만족 재직1년~3년 차, 7~9: 생활만족 재직1년~3년 차, 대각선 위는 임시직, 대각선 아래는 상용직. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

다음으로 주요변수의 성별, 고용형태에 따른 평균 차이, 상관계수를 살펴 보았다. 주요변수의 평균 차이를 살펴보면 3년 차 직무만족을 제외한 모든 변수가 성별과 고용형태의 평균 차이가 유의하였다. 성별 차이는 노동시간은 남성이 길고, 직무만족은 여성이 높으며, 생활만족은 남성이 높은 것으로 나타났다. 고용형태 차이는 노동시간은 상용직이 길고, 직무만족과 생활만족도 상용직이 임시직에 비해 높은 것으로 나타났다. 상관관계는 성별과 고용형태의 차이 없이 노동시간과 직무만족은 부적 상관관계, 노동시간과 생활만족은 부적 상관관계, 직무만족과 생활만족은 정적 상관관계가 나타났다.

2) 측정모형의 동일성

성별 및 고용형태별 다집단 분석을 위하여 직무만족 측정모형의 중단 측정불변성 검정(longitudinal measurement invariance test)을 실시하였다. 그 결과는 표 21에 제시하였다.

표 21. 측정모형의 종단 측정불변성 검정

모형	χ^2	χ^2 p-value	$\Delta\chi^2$	χ^2 -diff p-value	df	CFI	TLI	RMSEA
1	157.332	<.001	-	-	45	.974	.958	.059
2	166.607	<.001	9.275	.159	51	.973	.962	.056
3	183.808	<.001	17.201	.009	57	.971	.963	.056
4	173.154	<.001	6.547	.089	54	.972	.963	.055
5	207.265	<.001	34.111	<.001	63	.967	.962	.056
6	153.512	<.001	-	-	45	.975	.960	.058
7	179.336	<.001	25.824	<.001	51	.970	.958	.059
8	160.122	<.001	6.61	.009	48	.974	.961	.057
9	232.450	<.001	72.328	<.001	54	.960	.944	.069

주. 1: 성별 간 측정틀 동일성, 2: 성별 간 측정단위 동일성, 3: 성별 간 측정원점 동일성, 4: 성별 간 부분측정원점 동일성, 5: 성별 간 부분분산공분산 동일성, 6: 고용형태 간 측정틀 동일성, 7: 고용형태 간 측정단위 동일성, 8: 고용형태 간 부분측정단위 동일성, 9: 고용형태 간 부분측정원점 동일성.

모형1은 성별 간 측정틀 동일성(configural invariance)을 검정한 것으로 χ^2 검정은 기각되었으나($\chi^2=157.332$, $df=45$, $p<.001$), 대안적 합치도 지수를 고려하여(CFI=.974, TLI=.958, RMSEA=.059) 성별 간 측정틀 동일성이 확인되었다. 모형2는 성별 간 측정단위 동일성(metric invariance)을 검정한 것으로 모형1과 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되지 않았다($\Delta\chi^2=9.275$, $\Delta df=6$, $p=.159$). 따라서 더 단순한 모형인 모형2를 채택하므로 성별 간 측정단위 동일성이 확인되었다. 모형3은 성별 간 측정원점 동일성(scalar invariance)을 검정한 것으로 모형2와 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되었다($\Delta\chi^2=17.201$, $\Delta df=6$, $p=.009$). 따라서 더 단순한 모형인 모형3을 채택할 수 없으므로 성별 간 측정원점 동일성은 확인할 수 없었다. 모형4는 성별 간 부분측정원점 동일성(partial scalar invariance)을 검정하기 위한 모형으로(이순목 등, 2012) 직무만족 중 성별 간 표준화 요인계수의 크기 차이가 상대적으로 큰 재직 1년~3년 차 복지후생제도 만족도의 요인계수를 추정하도록 한 것이다. 모형

4와 모형2를 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되지 않았다($\Delta\chi^2=6.547$, $\Delta df=3$, $p=.089$). 따라서 더 단순한 모형인 모형4를 채택할 수 있으므로 성별 간 부분측정원점 동일성이 확인되었다. 모형5는 성별 간 부분분산공분산 동일성 (partial strict invariance)을 검정한 것으로 모형4와 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되었다($\Delta\chi^2=34.111$, $\Delta df=9$, $p<.001$). 따라서 더 단순한 모형인 모형5를 채택할 수 없으므로 성별 간 부분분산공분산 동일성은 확인할 수 없었다. Bollen(1989)은 측정틀 동일성, 측정단위 동일성을 확인한 후 바로 구조모형 검정을 수행할 수 있다고 하였으므로, 비록 성별 간 부분분산공분산 동일성은 확인할 수 없었으나 성별 간 측정모형의 동일성이 확인된 것으로 간주하였다(Kline, 2011).

모형6은 고용형태 간 측정틀 동일성을 검정한 것으로 χ^2 검정은 기각되었으나($\chi^2=157.512$, $df=45$, $p<.001$), 대안적 합치도 지수를 고려하여(CFI=.975, TLI=.960, RMSEA=.058) 고용형태 간 측정틀 동일성이 확인되었다. 모형7은 고용형태 간 측정단위 동일성을 검정한 것으로 모형6과 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되었다($\Delta\chi^2=25.824$, $\Delta df=6$, $p<.001$). 따라서 더 단순한 모형인 모형7을 채택할 수 없으므로 고용형태 간 측정단위 동일성을 확인하지 못했다. 모형8은 고용형태 간 부분측정단위 동일성을 검정하기 위한 모형으로(이순목 등, 2012), 직무만족 중 고용형태 간 표준화 요인계수의 크기 차이가 상대적으로 큰 재직 1년~3년 차 복지후생제도 만족도의 요인계수를 추정하도록 한 것이다. 모형8과 모형6을 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되지 않았다($\Delta\chi^2=6.61$, $\Delta df=3$, $p=.009$). 따라서 더 단순한 모형인 모형8을 채택할 수 있으므로 고용형태 간 부분측정단위 동일성이 확인되었다. 모형9는 고용형태 간 부분측정원점 동일성을 검정한 것으로 모형8과 비교한 χ^2 차이 검정이 기각되었다($\Delta\chi^2=72.328$, $\Delta df=6$, $p<.001$). 따라서 더 단순한 모형인 모형9를 채택할 수 없으므로 고용형태 간 부분측정원점 동일성은 확인할 수 없었다. 고

용형태 간 모형 동일성 검정은 부분측정원점 동일성 검정(모형9)에서 중단되었다. 성별 간 측정모형 동일성 검정과 마찬가지로 Bollen(1989)은 측정틀 동일성, 측정단위 동일성을 확인한 후 바로 구조모형 검정을 수행할 수 있다고 하였으므로 측정모형의 동일성이 확인된 것으로 간주하였다(Kline, 2011).

3) 종단모형의 효과검정 결과

자기회귀 종단모형의 합치도를 표 22에 제시하였다. 성별 간 자기회귀 종단모형의 χ^2 검정은 기각되었으나($\chi^2=656.175$, $df=153$, $p<.001$), 대안적 합치도 지수를 고려하였다(CFI=.930, TLI=.905, RMSEA=.070). 성별 간 자기회귀 종단모형의 합치도가 우수하지는 않으나 수용할 수 있는 모형으로 판단하였다.

고용형태 간 자기회귀 종단모형의 χ^2 검정은 기각되었으나($\chi^2=700.303$, $df=164$, $p<.001$), 대안적 합치도 지수를 고려하였다(CFI=.930, TLI=.905, RMSEA=.070). 고용형태 간 자기회귀 종단모형의 합치도가 우수하지는 않으나, 종합적으로는 수용할 수 있는 모형으로 판단하였다.

성별, 고용형태로 나눈 자기회귀 종단모형 경로분석 결과는 표 23, 표 24에 제시하였다.

표 22. 자기회귀 종단모형의 합치도 검정

모형	χ^2	p -value	df	CFI	TLI	RMSEA
성별 간 자기회귀 종단모형	656.175	<.001	153	.930	.905	.070
고용형태 간 자기회귀 종단모형	700.303	<.001	164	.930	.905	.070

표 23. 경로계수의 추정(성별)

모형	남성			여성		
	PC	SE	SP	PC	SE	SP
주당노동시간(재직1년차) → 직무만족(재직2년차)	-.006	.001	-.175	-.005	.001	-.138
직무만족(재직2년차) → 생활만족(재직3년차)	.235	.045	.214	.343	.057	.296
주당노동시간(재직1년차) → 생활만족(재직3년차)	<.001	.001	-.005	-.001	.002	-.019
주당노동시간(재직1년차) → 직무만족(재직2년차) → 생활만족(재직3년차)	-.001	.001	-.037	-.002	.001	-.039

주. '주당노동시간(재직1년차)→생활만족(재직3년차)'를 제외한 모든 경로계수는 유의수준 .001에서 유의함. PC는 경로계수, SE는 표준오차, SP는 표준화 경로계수를 의미함.

표 24. 경로계수의 추정(고용형태)

모형	정규직			비정규직		
	PC	SE	SP	PC	SE	SP
주당노동시간(재직1년차) → 직무만족(재직2년차)	-.006	.001	-.170	-.008	.001	-.254
직무만족(재직2년차) → 생활만족(재직3년차)	.265	.038	.243	.224	.078	.193
주당노동시간(재직1년차) → 생활만족(재직3년차)	-.001	.001	-.016	<.001	.002	.009
주당노동시간(재직1년차) → 직무만족(재직2년차) → 생활만족(재직3년차)	-.002	.001	-.039	-.002	.001	-.054

주. '주당노동시간(재직1년차)→생활만족(재직3년차)'를 제외한 모든 경로계수는 유의수준 .001에서 유의함. PC는 경로계수, SE는 표준오차, SP는 표준화 경로계수를 의미함.

본 연구의 첫 번째 연구문제는 “노동시간이 기혼 임금노동자의 생활만족에 미치는 영향을 종단적으로 확인할 수 있는가”(연구문제1)이고, 가설로 직접 효과에 성별 간(가설 1-1), 고용형태 간(가설 1-2) 집단 차이가 나타나는지 검정하였다. 연구 결과 남성과 여성 모두 재직 1년 차의 노동시간이 재

직 3년 차의 생활만족에 미치는 직접효과는 유의하지 않았다(남성: $b < -.001$, $p = .901$, 여성: $b = -.001$, $p = .626$). 상용직과 임시직 모두 재직 1년 차의 노동시간이 재직 3년 차의 생활만족에 미치는 직접효과는 유의하지 않았다(상용직: $b = -.001$, $p = .604$, 임시직: $b < .001$, $p = .865$). 즉, 노동시간이 기혼 임금노동자의 생활만족에 미치는 직접적인 효과가 나타나지 않았으며(연구문제1), 성별(가설 1-1) 및 고용형태(가설 1-2)의 집단 차이가 있다는 가설은 기각되었다.

두 번째 연구문제는 “노동시간이 기혼 임금노동자의 생활만족에 미치는 영향을 직무만족이 매개하는 것을 종단적으로 확인할 수 있는가”(연구문제 2)이고, 가설로 종단 매개효과에 성별 간(가설 2-1), 고용형태 간(가설 2-2) 집단 차이가 나타나는지 검정하였다. 종단 매개효과의 유효성은 Shrout와 Bolger(2002)가 제안한 부트스트래핑(bootstrapping)을 사용하였다. 1,000회의 부트스트래핑 결과를 토대로 95% 신뢰구간에서 종단 매개효과의 유효성을 확인한 결과(95% 신뢰구간에서 남성은 $[-.061, -.021]$, 여성은 $[-.069, -.022]$, 상용직은 $[-.061, -.026]$, 임시직은 $[-.094, -.012]$), 재직 1년 차의 장시간 노동이 재직 2년 차의 직무만족이 낮아지는 부적 영향을 주고 이어서 재직 3년 차의 생활만족도 낮추는 결과에 이르는 종단 매개효과는 유의하였다(연구문제2). 종단 매개효과는 성별, 고용형태에 차이 없이 모두 유의하였다(남성: $b < -.001$, $p < .001$, 여성: $b = -.002$, $p < .001$, 상용직: $b = -.002$, $p < .001$, 임시직: $b = -.002$, $p < .001$). 따라서 종단 매개효과에 성별(가설 2-1)과 고용형태(가설 2-2) 차이가 있다는 가설은 기각되었다. 본 연구 최종모형의 경로계수를 그림 3에 제시하였다.

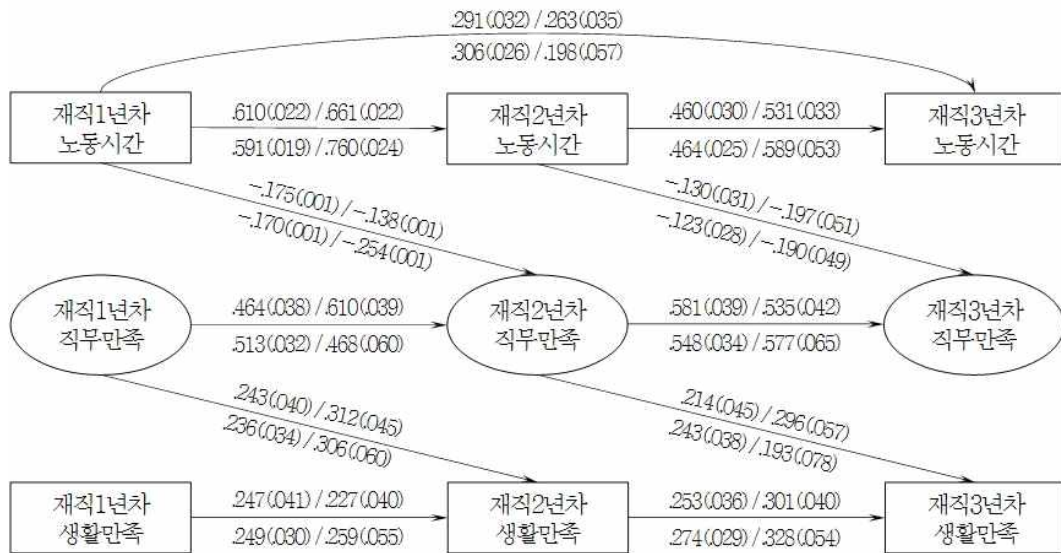


그림 4. 연구3 최종모형의 경로계수

주. 화살표 상단값은 남/여의 표준화계수(표준오차), 화살표 하단값은 상용직/임시직의 표준화계수(표준오차), 모든 경로계수는 유의수준 .001에서 유의함.

4. 논의

본 연구는 노동시간이 기혼 임금노동자의 생활만족에 미치는 영향과 직무만족이 두 변수 사이를 매개하는가를 종단 자료를 통하여 살펴보았다. 또한 직집효과와 매개효과에 성별, 고용형태별 차이가 나타나는지도 검토하였다. 주요 연구결과를 중심으로 논의하고, 연구 의의를 살펴보면 다음과 같다.

주요 변수들의 관계를 파악하기 위하여 상관분석을 실시하였다. 노동시간과 직무만족은 부적 상관관계가 나타났다. 이것은 Cooper와 Marshall(1978)의 결과와 일치하는 것이다. 국내 연구로는 여러 직종에서 노동시간을 포함한 노동환경이 직무만족과 정적 관련성이 있다는 선행 연구(김미혜, 권용희, 2013; 정광호, 김태일, 2003)를 지지하는 결과이기도 하다. 이 결과는 성별 차이, 고용형태 차이에 관계없이 동일하였다. 따라서 성별에 따라 노동시간과 직무만족의 상관관계 방향이 달라질 수 있다는 Booth와 Ours(2009)의

결과는 본 연구에서 지지되지 않았다. 노동시간과 생활만족은 부적 상관관계가 나타났다. 이는 노동시간의 증가는 다른 가사 노동시간 및 여가시간을 잠식하고, 일-가정 갈등(work-family conflict)의 원인이 되어 생활만족을 하락시킨다는 국내 연구의 결과를 지지한다(김보은 등, 2016; 김서린 등, 2016; 김준영, 2016; 원숙연, 2015). 이 결과는 성별 차이 및 고용형태 차이가 나타나지 않아서, Okulicz-Kozaryn(2011), Valente와 Berry(2016)의 연구처럼 남성만 노동시간과 생활만족의 정적 상관이 있다는 결과와 일치하지 않았다. 직무만족과 생활만족은 정적 상관관계가 나타났으며, 이는 고통월과 박수정(2015), 김규수 등(2014)의 연구결과와 일치한다. 이 결과는 성별 차이 및 고용형태 차이가 나타나지 않았다.

노동시간, 직무만족, 생활만족 사이의 직접효과와 매개효과를 종단적으로 살펴본 결과는 다음과 같다. 첫째, 기혼 임금노동자의 노동시간이 생활만족에 미치는 직접효과는 종단적으로 유의하지 않았다. 유의하지 않은 결과는 성별과 고용형태에서 차이가 없었다. 이는 장시간 노동으로 삶의 만족도가 저하된다는 해외 선행 연구들과는 다른 결과를 보여준다(Clark et al., 1996; Fahr, 2011; Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2003). 그 이유는 Okulicz-Kozaryn(2011)가 미국인과 유럽의 비교문화 연구에서 밝힌 것처럼 장시간 노동을 통해 급속도의 경제성장을 이룩한 한국인들에게도 미국인처럼 “열심히 일하는 것이 성공하는 방법”이라는 신념이 있기 때문일 수 있다. 상관분석에서 노동시간과 생활만족의 부적 관계가 유의하므로, 노동시간과 생활만족이 부적 관련성이 있음은 지지되었다. 그럼에도 노동시간이 생활만족에 미친 직접효과가 유의하지 않은 까닭은 성별과 고용형태 외에 노동시간이 생활만족에 주는 영향을 조절하는 변수가 있기 때문일 수 있다. 노동시간과 생활만족 사이에서 효과의 크기를 조절할 것으로 예상되는 변수는 여러 개를 꼽을 수 있다. 예를 들면 사회보장시스템의 혜택(Lora, 2008),

소득세율, 계층 상승의 기회(Alesina, Di Tella & MacCulloch, 2004), 임금, 성취실적, 노동통제의 정도 등이 있다. 노동시간이 생활만족에 미치는 영향을 조절하는 변수가 무엇인지 실증적으로 살펴보는 것이 추후 연구로 필요하며, 조절변수를 추가로 투입한 이후 성별과 고용형태에 의한 집단 차이를 살펴볼 수도 있겠다.

둘째, 기혼 임금노동자의 생활만족에 영향을 준 것은 노동시간 변화를 통해 영향을 받은 직무만족이다. 보다 구체적으로 나누어 본다면, 본 연구에서 사용한 직무만족은 하위요인으로 노동환경, 노동시간, 복지후생에 대한 만족도로 구성되어 있다. 이 결과에 성별의 집단 차이는 나타나지 않았다. 이는 Hochschild(1997), 김진욱(2005), 주은선(2016)의 연구의 결과와 차이가 있다. 고용형태에 의한 집단 차이도 나타나지 않았다. 기술통계에서는 상용직이 임시직에 비해 직무만족, 생활만족이 유의하게 높은 것으로 나타났으나, 노동시간이 직무만족을 매개하여 생활만족에 미치는 영향은 차이가 없는 것으로 볼 수 있다.

V. 종합논의

본 연구는 노동시장에서 경력단절 이전의 20대 대졸 여성에게 성별 임금 격차가 있는지 실증적으로 살펴보고, 심리적 요인이 성별 임금격차에 영향을 미칠 수 있는지 살펴보았다. 그리고 여성 경력단절의 정책적 대안으로 제시되는 노동시간 단축의 효과를 알아보기 위하여, 노동시간이 생활만족에 영향을 미치는지 살펴보았다.

연구 목적 달성을 위하여 다섯 가지 세부 목적을 설정하였다. 첫째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차가 존재하는지 검정하였다. 둘째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차가 임금수준별 계층에 따라 달리 나타나는지 검정하였다. 셋째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 격차가 나타나는지 검정하였다. 넷째, 직업가치관과 조직몰입이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는 심리적 요인인지 검정하였다. 다섯째, 기혼 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계를 종단적으로 검정하였다.

연구 목적에 따라 하위 연구 세 개를 진행하였다. 연구 1은 패널자료인 대졸자직업이동경로조사(GOMS)를 이용하여, 임금수준을 나눈 경력단절 이전 20대 대졸 청년층에 성별 임금격차가 나타나는지 검토하는 횡단연구를 수행하였다. 연구 1에서는 심리적 요인으로 직업가치관이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는지 검정하였다. 연구 2는 패널자료인 한국노동패널(KLIPS)을 이용하여, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 격차가 있는지 검토하는 종단연구를 수행하였다. 연구 2에서는 심리적 요인으로 조직몰입이 임금증가 궤적의 성별 격차를 조절할 수 있는지 검정하였다. 연구 3은 패널자료인 한국노동패널(KLIPS)을 이용하여, 여성 경력단절의 정책적 대안으로 제시되는 노동시간 단축의 효과를 알아보기 위하여 노동시간이 기혼 임금노동자의 생활만족에 미치는 영향에 성별 차이가 있는

지 검토하는 종단연구를 수행하였다. 연구 3에서 심리적 요인으로 직무만족의 매개효과를 검정하였다.

본 연구 결과를 통합적으로 제시하면 다음과 같다. 첫째, 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차는 존재하였다. 가족배경만 통제한 연구 모형에서는 19.2%, 추가로 인적자원을 통제하면 18.3%, 추가로 연령을 통제하면 10.4% 나타났던 성별 임금격차가 산업관련 조건까지 통제하면, 5.6%로 줄어들었다. 이는 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층에서 여성이 남성에 비해 19.2% 적은 임금을 받고 있다는 것을 의미하며, 가족배경, 인적자원, 연령, 산업관련 조건까지 모두 통제하더라도 5.6%의 임금격차는 있다는 것을 의미한다(연구 1). 이 결과는 20대의 성별 임금격차가 14%(조동훈, 2015), 약 20%(유정미, 2017), 19.8%(김창환, 오병돈, 2019) 등으로 나타난 연구 결과와 유사하였다. 노동시장 임금격차의 2/3는 기업 간의 임금 차이에서 비롯된다는 연구(Song et al., 2019)와 성별 임금격차 장기 추세연구에서 산업의 비중이 매우 크다는 연구(장광남, 2020)처럼 임금을 가장 많이 설명하는 조건은 노동자의 산업관련 조건으로 나타났다.

성별 임금격차가 커지는 주요 원인이 여성의 경력단절로 인한 평균근속연수 차이(여성가족부, 2021)일 수 있으나, 여성의 경력단절을 겪지 않은 20대 대졸 청년층도 성별 임금격차가 나타났다(연구 1). 경력단절 전의 대졸 여성은 임금격차가 없다는 주장을 반증할 수 있게 되었다. 임금에 영향을 주는 변수 중 가장 큰 설명량이 어떤 조건의 직장에서 일하는가와 관련된 산업관련 조건임을 고려하면, 남성과 동등한 조건의 여성이 더 열악한 일자리를 얻어 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차가 발생한다고 볼 수 있다(김창환, 오병돈, 2019; 민현주, 2008).

둘째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층을 임금수준별 계층을 하(下), 중(中), 상(上) 집단으로 구분하여, 성별 임금격차를 살펴보았다. 임금수준 하

(下)집단은 여성의 임금과 남성의 임금에 평균 차이가 없었다. 중(中)집단의 성별 임금격차는 20.5%에서 8.7%까지의 범위로 나타났다. 임금수준 상(上)집단은 성별 임금격차가 9.7%에서 9.2%로 나타났다(연구 1).

임금수준별 하(下), 중(中), 상(上) 집단에 따른 성별 비율과 성별 직업분리를 살펴보았다. 하(下)집단의 성별 비율은 31:69로 여성이 두 배 이상 많았으며, 빈도가 높은 직업은 여성의 비율이 60% 이상인 직업으로 임금이 낮은 직업에는 여성 노동자가 많이 배치되는 성별 직업분리가 나타난다고 볼 수 있다. 중(中)집단의 성별 비율은 50:50이었으며, 빈도가 높은 직업의 여성 비율은 20%에서 90%까지 들쭉날쭉한 편으로, 성별 직업분리를 명확하게 판단하기 어려웠다. 상(上)집단은 성별 비율이 74:26로 남성이 약 세 배 정도 많았으며, 빈도가 높은 직업은 여성의 비율이 35% 이하인 직업으로 임금이 높은 직업에는 남성 노동자가 많이 배치되는 성별 직업분리가 나타난다고 볼 수 있다(연구 1).

이 결과는 경력단절 이전의 20대 대졸 청년층에서 나타나는 성별 임금격차가 임금수준에 따라 다르게 나타난다는 것을 의미한다. 하(下)집단은 성별 간 임금 차이는 없었으나, 임금이 낮은 일자리에 여성이 두 배 이상 취업하는 성별 직업분리가 나타났다(허은, 2013). 중(中)집단은 성별 임금격차는 뚜렷하게 나타나지만, 임금이 낮은 일자리에 여성이 몰리는 성별 직업분리는 확인이 어려웠다(허은, 2013). 상(上)집단은 성별 임금격차 크기는 전체 집단이나 중(中)집단에 비해 작았으나, 임금이 높은 일자리에 남성이 몰리는 성별 임금격차가 나타났다. 상(上)집단은 모형의 임금에 대한 설명량이 2.0%에서 6.5% 사이로 다른 임금수준별 계층에 비해 매우 작아 상(上)집단의 임금이 가족배경, 인적자원, 연령, 산업관련 외의 다른 조건으로 결정됨을 의미하였다.

이 결과의 정책적 시사점으로는 여성의 비중이 높은 하(下)집단 직업의

처우를 향상시키는 것, 여성의 비중이 낮은 상(上)집단 직업에 여성이 진입할 수 있도록 돕는 것, 하(下)집단에 속한 여성이 상위 집단으로 진입할 수 있도록 돕는 것(민현주, 2008) 등이 있다.

셋째, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적에 성별 격차가 있는지 검정하였다. 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 임금증가 궤적은 선형변화함수가 자료를 가장 잘 대표하는 것으로 나타났다. 재직 1년 차는 남성의 월평균 임금 기댓값이 유의하게 높아, 성별에 따른 초기값 차이가 존재하였다. 재직 연차에 따른 임금의 변화율은 성별 격차가 유의하지 않았다(연구 2).

이 결과는 입직 시점의 임금에는 성별 임금격차가 나타나지만, 임금증가 궤적에는 성별 격차가 나타나지 않음을 의미한다. 이는 노동시장 진입 초기의 임금은 기업의 내규에 따라 정해지므로 동일 노동조건에서 성별 임금격차는 생기지 않는다는 주장(김창환, 오병돈, 2019)과 일치한다. 임금증가에 성별 격차가 없음을 실증적으로 검정하였으므로, 경력단절 이전 20대 대졸 청년층의 성별 임금격차는 남성과 동등한 조건의 여성이 더 열악한 일자리를 얻는 문제 때문에 발생한다는 주장(김창환, 오병돈, 2019; 민현주, 2008)이 좀 더 설득력을 얻게 된다.

경력 초기의 여성 임금이 상대적으로 낮고, 선형 궤적을 따라 임금이 증가하므로 노동시장 진입 초기의 성별 임금격차가 유지되는 상태로 혼인과 자녀 출생 시기를 맞을 수 있다. 남성에 비해 임금수준이 낮을 가능성이 높은 여성은 혼인, 임신, 출산, 육아, 가족구성원 돌봄 등 일-가정 갈등 상황에 맞닥뜨리면 경력단절(노동시장 이탈)을 결정하게 된다(배호중, 김정욱, 2020).

이 결과의 정책적 시사점은 다음과 같다. 정부는 성별 근속연수 격차를 줄이기 위하여 재직여성의 고용유지 지원을 주요 정책으로 제시하고, 세부

적으로는 모·부성 보호제도 확대, 일·생활 균형 지원, 여성 관리자 진출 지원 등을 제시하였다(여성가족부, 2021). 그러나 이 정책은 재직여성 고용유지 정책으로, 노동시장 진입 초기에 발생하는 성별 임금격차를 해소하기에는 미흡해 보인다. 여성의 비중이 높은 직업에 대한 임금 및 고용조건을 개선하여 좋은 일자리를 갖는 여성이 늘어나는 것이 노동시장 진입 초기 성별 임금격차를 해소하는 대책이 될 수 있을 것이다(민현주, 2008).

넷째, 직업가치관과 조직몰입이 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는 심리적 요인인지 검정하였다. 본 연구는 성별 임금격차에 심리적 요인이 영향을 미칠 수 있다는 선행연구(고영근, 안태현, 2021; Santos-Pinto, 2012)를 바탕으로 성별 임금격차에 영향을 미칠 수 있는 심리적 요인을 검정하여, 여성의 생애주기에 맞는 진로설계, 성인지적 관점에서 진로 및 취업지원, 경력단절 예방 및 지속적 경력유지와 경력복귀를 지원하는 취업지원 프로그램(오은진, 강민정, 장희영, 2015)의 기초자료로 제공하고자 하였다.

직업가치관을 성별 임금격차를 검정하는 중다회귀모형에 독립변수로 투입하였다(연구 1). 직업가치관에 대한 선행연구를 바탕으로 직업가치관 수준이 높은 경우 성별 임금격차가 일어날 수 있는 진로결정, 입직 과정, 입직 후의 차별적 상황에서 더 나은 대처를 기대할 수 있을 것으로 가정하였으나, 직업가치관을 투입한 모든 모형에서 성별 임금격차가 감소한 모형은 없었다. 따라서 직업가치관이 성별 임금격차에 직접 영향을 준다고 해석할 수는 없다. 임금수준 하(下)집단, 중(中)집단은 수정된 결정계수 증가분이 유의하여, 직업가치관이 월임금에 기여하는 바가 있음을 의미한다.

조직몰입을 임금증가 궤적의 성별 격차를 검정하는 잠재성장모형의 초기 값 조절변수로 투입하였다(연구 2). 조직몰입에 대한 선행연구를 바탕으로 조직몰입이 높은 노동자는 조직성과가 높고, 공정한 보상에 대한 지향이 강하며, 높은 자기효능감을 바탕으로 조직 내에서 성별 임금격차를 완화하기

위한 보다 적극적인 대처를 할 것으로 가정하였으나, 조직몰입의 초기값 조절효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 조직몰입이 높더라도, 입직 초기의 성별 임금격차의 해소에는 영향을 미치지 못하는 것으로 볼 수 있다.

다섯째, 기혼 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계를 종단적으로 검정하며, 직무만족이 매개효과가 있는지 종단적으로 검정하고, 종단적 관계에 성별 및 고용형태 차이가 있는지 분석하였다(연구 3). 본 연구에서 임금노동자의 노동시간과 생활만족의 관계를 종단적으로 검정하며, 직무만족이 매개효과를 살펴보는 것은 시간선택제 일자리 등 노동시간 단축 정책의 실효성에 대한 기초 정보로 사용할 수 있을 것이다.

기혼 임금노동자의 노동시간이 생활만족에 미치는 직접효과는 종단적으로 유의하지 않았다. 노동시간과 생활만족의 관계를 직무만족이 종단적으로 매개하는지 확인한 결과는 통계적으로 유의하였다. 이 결과는 성별 차이, 고용형태 차이에 관계없이 동일하였다. 이는 노동시간 단축만으로는 노동자의 삶의 질이 향상되지 않고, 노동조건 전일제 일자리만큼 유지되는 일자리일 때, 노동자의 삶의 질이 향상되고 노동시간 단축으로 인한 여성의 경력단절 예방 효과가 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 직무만족의 매개효과에 성별차, 고용형태차가 나타나지 않았으므로 노동시간을 단축하고, 노동조건을 높여 노동자의 삶의 질을 향상시키는 정책이 실시된다면, 그 효과가 기혼 여성의 경력단절 정책으로서의 효과뿐만 아니라 성별과 고용형태에 차이 없이 폭넓게 나타날 것으로 예상된다.

이상의 결과를 종합하면, 경력단절 이전의 20대 대졸 여성의 성별 임금격차는 존재하며, 임금수준에 따라 성별 임금격차의 크기와 성별 직업분리의 양상은 다르게 나타났다. 임금증가 궤적은 성별 격차가 유의하지 않아, 여성이 초기 임금 격차 외의 임금증가도 차별을 받는 이중의 차별은 나타나지

않았다. 심리적 요인인 직업가치관과 조직몰입은 성별 임금격차에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 노동시간 단축은 생활만족에 직접적인 영향을 미치지 못하였고, 직무만족에 매개하여 생활만족에 영향을 미쳤다.

연구목적에는 포함되지 않으나, 본 연구의 연구방법론적 기여를 논하면 다음과 같다. 전통적인 성별 임금격차 연구는 성별에 따른 인적자본 변수와 노동시장 변수를 통계적으로 통제한 뒤, 설명되지 않은 임금격차를 성별 임금격차로 해석한다(김창환, 오병돈, 2019; 유정미, 2017). 따라서 연구모형을 치밀하게 통제하는 것이 중요한 과제이다. 통제변수가 많고, 통제변수 간 상관성이 클수록 다중공선성 문제가 발생할 가능성이 크므로(Keith, 2019), 성별 임금격차를 추정하기 위하여 통제할 수 있는 모든 인적자본 변수와 노동시장 변수를 연구모형에 넣기는 어렵다.

연구 1의 예비분석을 위하여 김창환과 오병돈(2019)의 연구에 나열된 모든 통제변수를 투입하면, 다중공선성의 판단지표인 분산확대인자(Variance Inflation Factor: VIF)가 통상적인 수용한계인 10을 초과하였다(Chatterjee & Hadi, 2015). 따라서 모형의 간소화 과정을 거치기로 하였는데 VIF가 높은 변수, 다른 독립변수와 상관관계가 큰 변수 중 이론적 검토를 거쳐 모형에서 제외하는 방식을 택하였다. 선행연구 검토와 상관분석 결과를 바탕으로 연구1과 연구2의 인적자본 통제변수로 학력과 나이, 노동시장 통제변수로 고용형태, 노동시간, 건강보험 여부, 회사종류, 회사규모를 설정하였다.

보다 구체적으로 검토 과정을 살펴보면, 가족배경 변수 중 가족과거수입과 가족현재수입의 상관성이 높아, 중요성이 덜한 가족과거수입을 제외하였다. 인적자원 변수 중 출신대학과 전공계열을 제외하였다. 기업관련 변수 중 기업체규모와 사업체규모의 상관성이 높아, 사업체규모를 제외하였다. 주당 노동일과 주당 노동시간의 상관성이 높아, 주당 노동일을 제외하였다. 건강보험, 고용보험, 산재보험 가입여부 변수의 상관성이 높아 건강보험만 유지하였다.

파견·용역 여부, 노동조합 가입 여부는 무응답이 2/3를 넘어 제외하였다.

연구의 제한점 및 추후 연구과제를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 직업가치관(연구 1)과 조직몰입(연구 2)은 성별 임금격차에 직접적인 효과가 없는 것으로 나타났다. 추후 연구에서 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있는 심리적 요인의 탐색이 필요하다. 선행연구에 의하면 위험 선호도, 경쟁에 대한 태도, 협상에 대한 태도가 노동시장 성과의 성별 차이를 설명할 수 있는 심리적 요인으로 나타났으며(Bertrand, 2011), 자신감, 자기효능감, 정서적 안정성은 성별 임금격차를 유효하게 설명하는 심리적 요인으로 나타났으므로(고영근, 안태현, 2021; Santos-Pinto, 2012), 이 변수들이 국내 성별 임금격차를 설명할 수 있는지 추후 연구로 검정할 필요가 있다.

둘째, 연구 1의 임금수준 상(上)집단은 본 연구의 모형으로는 임금의 설명량이 낮았다. 임금분포 상(上)집단의 설명량을 높일 수 있는 변수를 찾는 연구를 제안할 수 있다.

셋째, 연구목적은 성별 임금격차를 임금수준에 따라 계층을 나누어 분석하는 것이었으나 연구 2의 임금증가 궤적 종단연구에는 통계분석 상의 문제로 임금수준에 따른 계층을 적용하지 못하였다. 횡단연구에서 임금수준에 따라 성별 임금격차 크기가 다르게 나타났고(연구 1), 여러 선행연구에서 노동시장의 계층화에 따라 집단의 특성이 달라질 수 있음을 밝혔고(민현주, 2008; 허은, 2013), 종단연구에서도 임금증가 궤적과 성별 임금격차가 임금수준에 따라 다르게 나타날 수 있어서 추후 연구로 임금수준을 나눈 종단연구를 제안할 수 있다.

넷째, 연구 3의 노동시간과 생활만족이 변수 간 상관관계는 유의하였으나, 연구모형 직접 효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 노동시간, 생활만족의 관계를 살펴본 여러 연구에서 노동시간과 생활만족은 부적 상관관계를 보였다(김현정, 최서희, 2018; 주은선, 2016; Clark et al., 1996; Fahr, 2011;

Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2003). 따라서 연구 3의 모형에서 노동시간의 변화가 생활만족에 미치는 영향을 조절하는 변수가 있을 가능성이 높으며, 그것을 밝히는 것이 후속 연구가 될 수 있겠다.

참고문헌

- 강민완, 이주락, 오병일 (2013). 국회 경호공무원의 보상공정성 지각에 따른 직무스트레스가 조직몰입에 미치는 영향. 한국치안행정논집, 10(2), 111-132.
- 강상진 (2016). 다층모형. 서울: 학지사.
- 고영근, 안태현 (2016). 비인지적 특성과 청년층 노동시장 진입 및 성과. 고용직업능력개발연구, 19(2), 1-32.
- 고영근, 안태현 (2021). 핵심자기평가와 초기노동시장의 성별 임금격차. 노동정책연구, 21(1), 129-164.
- 고홍월, 박수정 (2015). 초·중학교 교사의 직무만족과 효능감이 행복감에 미치는 영향에 대한 탐색적 연구. 학습자중심교과교육연구, 15(8), 47-66.
- 교육부 (2020). OECD 교육지표 2020. <https://kess.kedi.re.kr/publ/view?survSeq=2020&publSeq=19&menuSeq=0&itemCode=02&language=en#>
- 구남규, 윤자영 (2021). 대졸 청년층 성별 전공 분리가 임금격차 변화에 미치는 영향. 노동경제연구, 44(4), 29-65.
- 국가법령정보센터 (2020). 경력단절여성 등의 경제활동 촉진법. <https://www.law.go.kr/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EA%B2%BD%EB%A0%A5%EB%8B%A8%EC%A0%88%EC%97%AC%EC%84%B1+%EB%93%B1%EC%9D%98+%EA%B2%BD%EC%A0%9C%ED%99%9C%EB%8F%99+%EC%B4%89%EC%A7%84%EB%B2%95#undefined>
- 국미애 (2018). 경력단절여성, 왜 직장을 그만두는가. 여성학연구, 28(1), 251-282.

- 권소영, 김완일 (2015). 군 장병의 자기효능감과 군 생활 적응 간의 관계에서 집단효능감과 조직몰입의 매개효과. *상담학연구*, 16(1), 393-414.
- 권순식 (2014). 비정규직 근로자의 활용과 조직성과: 양면성의 탐색. *산업노동연구*, 20(3), 137-166.
- 권순원, 이영지, 김봄이 (2013). 기혼 여성의 직장-가정 갈등요인이 직무만족에 미치는 영향. *노동경제연구*, 28(1), 299-329.
- 권혜자 (2018, 3월). 20대 후반 여성 고용률의 역전과 고용정책 시사점. *한국고용정보원 고용동향브리프*, 2-21.
- 김광숙 (2003). 생산직 기혼여성자의 직무스트레스 및 관련요인. *한국보건학회지*, 2(17), 212-223.
- 김규수, 고경미, 김경숙 (2014). 유아교사의 근무환경 및 직무만족도 관련변인이 삶의 질에 미치는 영향에 관한 구조모형 분석. *열린유아교육연구*, 19(1), 251-268.
- 김난주 (2017). 세대별 성별 임금격차 현황과 시사점. *이화젠더법학*, 9(2), 69-124.
- 김미혜, 권용희 (2013). 일자리 특성이 고령근로자의 삶의 만족에 미치는 영향: 직무만족 매개효과와 성별 간 다집단분석. *한국노년학*, 33(1), 67-84.
- 김보은, 조영일, 유지영, 최은실, 김혜영 (2016). 성인기와 노년기별 기혼남성 근로자의 일-가정 양립 어려움과 우울, 자아존중감의 관계. *보건사회연구*, 36(1), 473-496.
- 김서린, 민경률, 박성민 (2016). 일-가정 양립이 여성 근로자의 탈진감과 직무만족에 미치는 영향에 관한 연구. *한국인사행정학회보*, 15(2), 67-92.
- 김수영 (2016). *구조방정식 모형의 기본과 확장*. 서울: 학지사
- 김승택, 이상민 (2008). 근로시간 단축의 효과 분석: 정책 평가와 사업장 혁신 사례 연구. 세종: 한국노동연구원.

- 김승현, 김규곤 (2017). 복합표본설계 데이터의 분석방법 비교. 한국자료분석학회지, 19(5), 2469-2480.
- 김영미 (2015). 분절 노동시장에서의 젠더 불평등의 복합성: 중심부와 주변부에서 나타나는 여성차별의 차이. 경제와사회, (106), 205-237.
- 김인아 (2010). 장시간 노동이 건강에 미치는 영향. 대한직업환경의학회 추계학술대회 논문집, 16-20, 11월 11-12일. 경주: 호텔경주교육문화회관.
- 김종연, 이건희 (2015). 근무시간이 직무만족도와 조직몰입도에 미치는 영향 -성과급제 형태의 조절효과를 중심으로. 경영연구, 30(4), 471-492.
- 김주영 (2009). 성별 임금격차와 여성의 경력단절. 노동리뷰, (55), 38-51.
- 김준영 (2016). 근로시간 미스매치와 노동자의 근로환경만족도 간의 관계 분석. 산업혁신연구, 32(3), 229-257.
- 김중인 (2012). 반영지표 vs. 조형지표. 마케팅연구, 27(4), 199-226.
- 김지현 (2016). 장시간 근로와 모유수유 조기중단 사이의 연관성. 대한직업환경의학회 가을학술대회 논문집, 286-287, 11월 3-5일. 정선: 하이원리조트 컨벤션호텔.
- 김진옥 (2005). 근로기혼여성의 이중노동부담에 관한 실증연구: 가사노동부담에 관한 협조적 적응, 이중노동부담, 적응지체 가설의 검증. 한국사회복지학, 57(3), 51-72.
- 김창환, 오병돈 (2019). 경력단절 이전 여성은 차별받지 않는가?: 대졸 20대 청년층의 졸업 직후 성별 소득격차 분석. 한국사회학, 53(1), 167-204.
- 김태형, 권중생, 김정원 (2006). 고용형태에 따른 고용특성과 조직몰입 및 직무만족간 관계. 조직과 인사관리연구, 30(4), 209-232.
- 김태형, 김정원, 권중생 (2004). 비정규직근로자와 정규직근로자의 직무몰입 결정요인의 차이에 관한 실증연구. 대한경영학회지, 17(2), 507-527.
- 김학재, 이연실 (2021). 주야간보호센터 요양보호사의 자기효능감이 이직의

- 도에 미치는 영향에서 조직몰입의 매개효과. 한국자치행정학보, 35(1), 183-199.
- 김현정, 최서희 (2018). 근로시간이 공무원의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구: 업무자율성의 조절효과를 중심으로. 행정논총, 56(2), 249-278.
- 김현주 (2012). 장시간 노동의 건강영향과 건강관리. 대한토목학회지, 60(7), 120-122.
- 김현희, 김민숙, 엄미아, 허순향, 남승규 (2017). 공감모듈과 긍정심리자본이 직무만족과 생활만족에 미치는 영향. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 30(2), 247-273.
- 문광수, 오세진, 장통일 (2016). 근로시간 적절성과 유연성이 근로자들의 만족과 건강에 미치는 효과: 근로환경조사자료를 바탕으로. 한국심리학회 연차학술대회 자료집. 201-201, 8월 18-20일. 군산: GSCO.
- 문영만, 홍장표 (2017). 청년 취업자의 기업규모별 이직 결정요인 및 임금효과. 산업노동연구, 23(2), 195-230.
- 미디어오늘 (2018. 8. 29). JTBC ‘주52시간’ 첫 월급 받아보니 “임금 쇼크”. <http://www.mediatoday.co.kr/?mod=news&act=articleView&idxno=144272>
- 민현주 (2008). 여성취업의 두 갈래길: 상위와 하위 수준 일자리 진입 결정요인을 중심으로. 경제와사회, (78), 223-255.
- 박은솔, 조대연 (2018). 직업가치 연구동향: 2008-2018년 국내 학술지 논문을 중심으로. HRD연구, 20(4), 1-27.
- 박현정, 이진실 (2013). 잠재성장모형과 자기회귀교차지연모형을 활용한 중단매개효과 검증: 부모자녀관계가 자아존중감을 매개로 우울에 미치는 영향. 교육평가연구, 26(1), 83-106.

- 방하남 (2000). 한국노동패널 특집: 직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구. 노동경제논집 특별호, 23, 133-154.
- 방하남, 김상욱 (2009). 직무만족과 조직몰입도의 결정요인 구조분석. 한국사회학, 43(1), 56-88.
- 배호중, 김정욱 (2020). 신혼 여성근로자의 노동시장 이탈에 영향을 미치는 요인: 일자리 특성을 중심으로. 여성연구, 106(3), 93-126.
- 백유성 (2017). 자기효능감이 보상만족과 조직몰입에 미치는 영향. 질서경제저널, 20(4), 79-96.
- 사명철 (2015). 우리나라 노동시장 내 성별 직종분리 변화. 노동정책연구, 15(4), 1-24.
- 신광영 (2011). 한국의 성별 임금격차: 차이와 차별. 한국사회학, 45(4), 97-127.
- 신선미, 김종숙 (2021). 성별 전공분리, 직종분리, 임금격차의 관계: 4년제 신규 대졸 취업자를 중심으로. 노동리뷰, (198), 45-60.
- 안태현 (2012). 임금분포에 따른 한국의 성별임금격차 분석. 응용경제, 14(1), 127-149.
- 여성가족부 (2015. 3. 4). 2015년 여대생커리어개발지원사업 전문모델. http://www.mogef.go.kr/mp/pcd/mp_pcd_s001d.do?mid=plc500&bbtSn=695794
- 여성가족부 (2021. 9. 1). 성별임금격차 상장법인 35.9%, 전년대비 감소하였으나 여전히 커. http://www.mogef.go.kr/nw/rpd/nw_rpd_s001d.do?mid=news405&bbtSn=708044에서 2021. 10. 30 자료 얻음.
- 연합뉴스 (2014. 3. 19). '여풍 당당'...20대 취업전쟁 여성 또 남성에게 승리. <https://www.yna.co.kr/view/AKR20140318187000008>
- 오은진, 강민정, 장희영 (2015). 청년여성의 지속적인 경력지원을 위한 정책

- 개발 및 사업모형 구축 연구. 서울: 한국여성정책연구원.
- 오은진, 김소연 (2016). 청년층 여성의 경력단절. 사회과학논집, 47(2), 141-166.
- 오은진, 신선미, 홍승아, 이솔, 윤자영, 김주영, 김소연 (2014). 제2차 경력단절여성 등의 경제활동촉진 기본계획 수립연구. 서울: 한국여성정책연구원.
- 오인수, 김광현, Darnold, T. C., 황중오, 유태용, 박영아, 박랑희 (2007). 직무만족, 조직몰입, 성과, 이직의도 간의 관련성: 문헌고찰 및 메타분석. 인사·조직연구, 15(4), 43-86.
- 오호영 (2007). 대학서열과 노동시장 성과 - 지방대생 임금차별을 중심으로. 노동경제연구, 30(2), 87-118.
- 원숙연 (2015). 여성이 인식하는 직무만족의 차원과 그 영향요인: 차별인식과 일-가정양립지원의 영향력을 중심으로. 행정논총, 53(3), 57-81.
- 유정미 (2017). 청년세대 노동시장 진입 단계의 성별임금격차 분석. 한국여성학, 33(1), 107-155.
- 윤탤희, 조영일 (2014). 부모-자녀 애착이 자살생각에 미치는 영향에서 자아존중감과 우울의 중단적 매개효과 연구. 한국심리학회지: 발달, 27(3), 61-90.
- 이경희, 김태일 (2007). 대학순위와 전공의 임금효과 - 성별 격차를 중심으로. 교육학연구, 45(3), 167-197.
- 이동진, 이재수 (2016). 비정규직 근로자의 일자리 인식과 태도에 대한 불교사회윤리적 접근. 인적자원관리연구, 23(1), 217-371.
- 이상호 (2006). 노동패널의 주관적 만족도 측정. 노동리뷰, (17), 77-86.
- 이성균 (2016). 한국 임금근로자의 스트레스에 관한 연구: 패널자료 분석. 한국사회학, 50(4), 203-232.

- 이소진 (2021). 시간을 빼앗긴 여자들. 서울: 갈라파고스.
- 이소현, 임엽 (2021). 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 차별적 소득 궤적 - 잠재 성장모형의 응용 -. 지역연구, 37(1), 15-27.
- 이순목, 김한조 (2011). 구조방정식 모형의 일반화 또는 집단차 연구를 위한 다집단 분석의 관행과 문제점. 사회과학, 43(1), 63-112.
- 이순목, 이찬순, 이현정, 여성철 (2012). 캐나다 도박행동 척도에서 개념적 구조 및 심리측정적 특성의 일반화 가능성. 한국심리학회지: 일반, 31(1), 1-26.
- 이승길 (2009). 근로시간의 정책과 법제에 따른 소고. 성균관법학, 21(3), 643-670.
- 이지영, 고영선 (2019). 대학서열과 생애임금격차. KLI패널워킹페이퍼, (1), 1-37.
- 임나연, 최민식 (2019). 한국의 직종 내 성별 임금격차 분석: 직종 내 고소득 여성비중을 중심으로. 노동경제논집, 42(3). 1-38.
- 장광남 (2020). 성별 임금격차의 장기 추세와 요인분해분석. 노동경제논집, 43(2), 75-107.
- 장유미, 강양희 (2015). 창원시 베이비부머 세대의 직장만족과 삶의 질과의 관계 연구: 노후준비의 매개효과를 중심으로. 한국산화기술학회논문지, 16(2), 1084-1091.
- 전혜경 (2016). 보육교사의 직무만족도, 자아존중감, 자아탄력성이 삶의 질에 미치는 영향. 유아교육·보육복지연구, 20(3), 101-124.
- 정광호, 김태일 (2003). 일반논문 : 공공부문 조직과 민간기업 조직의 직무만족도 비교분석: 한국노동패널연구(KLIPS)자료를 중심으로. 한국정책학회보, 12(3), 1-29.
- 정우진, 김강식 (2014). 근로시간과 일-가정 갈등 및 이직의향. 질서경제저

- 널, 17(2), 69-87.
- 정진주 (2002). 병원근로자의 직무스트레스 현황과 요인분석. 한국환경위생학회지, 28(3), 72-76.
- 조동훈 (2015). 세대별 성별 임금격차에 관한 연구. 산업관계연구, 25(1), 1-25.
- 조영선, 장유나, 조영일 (2018). 청소년의 진로정체감의 종단적 변화 모형: 코호트 연계 설계를 활용하여. 한국자료분석학회지, 20(1), 427-442.
- 조인숙 (2015). 대졸자의 초기 노동시장 경험에 있어서 남녀차이. 여성경제연구, 12(1), 124-162.
- 주간경향 (2018. 2. 27). 업무 자동화로 '워라벨 시대' 연다. <https://weekly.khan.co.kr/khnm.html?mode=view&artid=201802131019111&code=114>
- 주은선 (2016). 노동시간이 삶 만족도에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회논문지, 16(7), 750-759.
- 최봉 (2019). 2/4분기 서울시 소비자 체감경기와 주 52시간 근무제. 정책리포트, (277), 1-26.
- 최세림, 방형준 (2018). 생애주기에 따른 성별 임금격차 - 결혼과 출산의 영향을 중심으로 -. 세종: 한국노동연구원.
- 최영신, 연이섬 (2016). 장애인거주시설 생활재활교사의 직무만족도가 행복에 미치는 영향에 대한 동료지지의 매개효과. 한국케어매니지먼트연구, (20), 1-22.
- 최윤선, 채나리 (2013). 경기도 대졸 청년여성의 취업가능성 제고를 위한 지원방안 연구. 수원: 경기도가족여성연구원.
- 편도인 (2012). 장시간 근로 개선 정책방향. 노동리뷰, (84), 5-13.
- 한겨레신문 (2021. 8. 3). 20대 180만원, 50대 3150만원...남녀 소득격차 키운 '경력단절'. <https://www.hani.co.kr/arti/society/women/1006226.html>

- 한국고용정보원 (2021). 대졸자직업이동경로조사 User guide(2007GOMS~2018GOMS). <https://survey.keis.or.kr/goms/gomsguide/List.jsp>
- 한국노동연구원 (2016a). 한국노동패널 1-18차년도 조사자료 User's Guide. 세종: 한국노동연구원.
- 한국노동연구원 (2016b). 한국노동패널 1-18차년도 통합설문지. 세종: 한국노동연구원.
- 허은 (2013). 노동시장 계층별 성별직업분리에 관한 연구: 수직적/수평적 분리를 중심으로. *한국사회학*, 47(2), 241-266.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- 홍세희, 박민정, 김원정 (2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증 - 성별간 다집단 분석. *교육심리연구*, 21(1), 129-143.
- 황매향, 최희철, 조홍순 (2013). 임금, 조직몰입, 직무만족의 구조관계에서 조직몰입의 매개효과: 다집단 분석. *HRD연구*, 15(4), 157-182.
- Ahn, T. (2015). Locus of control and job turnover. *Economic Inquiry*, 53(2), 1350-1365.
- Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?. *Journal of public economics*, 88(9-10), 2009-2042.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: a review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Ashenfelter, O., & Card, D. (Eds.). (2010). *Handbook of labor economics*. Amsterdam: Elsevier.

- Bacher, J., Beham-Rabanser, M. & Forstner, M. (2022). Can work value orientations explain the gender wage gap in Austria?, *International Journal of Sociology*, 52(3), 208-228.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Bentler, P. M., & Yuan, K. H. (1999). Structural equation modeling with small samples: Test statistics. *Multivariate behavioral research*, 34(2), 181-197.
- Bergmann, B. R. (1974). Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex. *Eastern economic journal*, 1(2), 103-110.
- Bertrand, M. (2011). New perspectives on gender. Volume 4B, Chapter 17. *Elsevier*, 1, 1543-1590.
- Blau, P. M. (1964). Justice in Social Exchange. *Sociological Inquiry*, 34, 193-206.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables* (Vol. 210). New York: John Wiley & Sons.
- Bollen, K. A., & Curran, P. J. (2006). *Latent curve models: A structural equation perspective*. New York: John Wiley & Sons.
- Bonin, H., Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D. & Sunde, U. (2007). Cross-sectional earnings risk and occupational sorting: The role of risk attitudes, *Labour Economics*, 14(6), 926-937.
- Booth, A. L., & Van Ours, J. C. (2009). Hours of work and gender identity: does part time work make the family happier?. *Economica*, 76(301), 176-196.

- Borghans, L., Duckworth, A. L., Heckman, J. J., and Ter Weel, B. (2008). The economics and psychology of personality traits. *Journal of Human Resources*, 43(4), 972-1059.
- Bowles, S., Gintis, H., & Osborne, M. (2001). The determinants of earnings: A behavioral approach. *Journal of economic literature*, 39(4), 1137-1176.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological methods & research*, 21(2), 230-258.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen and J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Buttner, E. H., & Lowe, K. B. (2017) The relationship between perceived pay equity, productivity, and organizational commitment for US professionals of color. *International Journal*, 36(1), 73-89.
- Chai, D. S., Jeong, S., & Joo, B. K. (2020). The multi-level effects of developmental opportunities, pay equity, and paternalistic leadership on organizational commitment. *European Journal of Training and Development*, 44(4/5), 405-424.
- Chatterjee, S., & Hadi, A. S. (2015). 예제를 통한 회귀분석 5판 (김기영, 전명식, 강현철, 이성건 역). 경기: 자유아카데미. (원전은 2013에 출판).
- Clark, A., Oswald, A., & Warr, P. (1996). Is job satisfaction U shaped in age?. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69(1), 57-81.
- Cole, D. A., & Maxwell, S. E. (2003). Testing mediational models with longitudinal data: questions and tips in the use of structural equation

- modeling. *Journal of Abnormal Psychology*, 112(4), 558-577.
- Cook, T. D., Campbell, D. T., & Day, A. (1979). *Quasi-experimentation: Design & analysis issues for field settings* (Vol. 351). Boston: Houghton Mifflin.
- Cook, T. D., Campbell, D. T., & Shadish, W. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Boston: Houghton Mifflin.
- Cooper, C. L., & Marshall, J. (1978). *Understanding executive stress*. Berlin: Springer.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542-575.
- Duncan, T. E., & Duncan, S. C. (2004). An introduction to latent growth curve modeling. *Behavior therapy*, 35(2), 333-363.
- Enders, C. K., & Bandalos, D. L. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural equation modeling*, 8(3), 430-457.
- Fahr, R. (2011). Job design and job satisfaction - empirical evidence for Germany?. *Management Revue*, 22(1), 28-46.
- Favor, U. S. & Owede, V. M. (2020). Gender Discrimination, Organizational Commitment and Enthusiasm among Women in Employment in Rivers State, *International Journal of Research and Innovation in Social Science*, 4(6), 326-333.
- Golden, L., & Wiens-Tuers, B. (2006). To your happiness? Extra hours of labor supply and worker well-being. *Journal of Socio-Economics*,

- 35(2), 382-397.
- Goldin, C., & Mitchell, J. (2017). The new life cycle of women's employment: Disappearing humps, sagging middles, expanding tops. *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 161-82.
- Guryan, J., & Charles, K. K. (2013). Taste based or statistical discrimination: the economics of discrimination returns to its roots. *The Economic Journal*, 123(572), F417-F432.
- Hardy, M. A. (1993). *Regression with dummy variables*. Washington: Sage.
- Hochschild, A. R. (1997). *The time bind: When home becomes work and work becomes home*. New York: Henry Holt & Company.
- Hu, L. T., Bentler, P. M., & Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted?. *Psychological bulletin*, 112(2), 351-362.
- Jaccard, J., Turrisi, R., & Jaccard, J. (2003). *Interaction effects in multiple regression* (No. 72). Washington: Sage.
- Johnson, M. K. (2001). Change in job values during the transition to adulthood. *Work and Occupations*, 28(3), 315-345.
- Johnson, M. K., & Monserud, M. A. (2012). Work Value Development from Adolescence to Adulthood. *Advances in Life Course Research* 17(2). 45-58.
- Judge, T. A., Parker, S. K., Colbert, A. E., Heller, D., & Ilies, R. (2001). Job satisfaction: A cross-cultural review. In N. Anderson, D. S. Ones, H. K. Sinangil, & C. Viswesvaran (Eds.), *Handbook of industrial, work, and organizational psychology* (pp. 25-52). London,

UK: Sage.

Keith, T. Z. (2019). 다중회귀분석을 넘어: 다중회귀분석과 구조방정식모델링 소개 (노석준, 박만식, 김인숙 역). 서울: 학지사. (원전은 2015에 출판).

Kirchmeyer, C. (2006). The different effects of family on objective career success across gender: A test of alternative explanations. *Journal of Vocational behavior*, 68(2), 323-346.

Kline, R. B. (2011). *Methodology in the Social Sciences. Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press.

Klein, A., & Moosbrugger, H. (2000). Maximum likelihood estimation of latent interaction effects with the LMS method. *Psychometrika*, 65(4), 457-474.

Locke, E. A. (1976). The Nature and Causes of Job Satisfaction. In Dunnette, M. D. (Ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology, 1*, 1297-1343.

Lora, E. (2008). *Beyond facts: Understanding quality of life*. Washington: IDB.

MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological methods*, 1(2), 130-149.

Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.

Martins, L. L., Eddleston, K. A., & Veiga, J. F. (2002). Moderators of the relationship between work-family conflict and career satisfaction.

- Academy of Management Journal*, 45(2), 399–409.
- McPherson, A., & Hall, W. (1983). Psychiatric impairment, physical health and work values among unemployed and apprenticed young men. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 17(4), 335–340.
- Mortelmans, D., & Frans, D. (2017). Wage differentials after a career break: A latent growth model on Belgian register data. *Longitudinal and Life Course Studies*, 8(2), 169–190.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M. (1982). *Employee – organization linkages: The psychology of commitment, absenteeism, and turnover*. New York: Academic press.
- Muchinsky, P. M. (1977). Employee absenteeism: a review of the literature. *Journal of Vocational Behavior*, 10(3), 316–340.
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2012). Latent variable interactions. Unpublished manuscript. <https://www.statmodel.com/download/LV%20Interaction.pdf>
- Nesselroade, J. R., & Baltes, P. B. (1979). *Longitudinal research in the study of behavior and development*. New York: Academic Press.
- Niederle, M. & Vesterlund, L. (2007). Do Women Shy Away From Competition? Do Men Compete Too Much?, *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1067–1101.
- Okulicz-Kozaryn, A. (2011). Europeans work to live and Americans live to work (who is happy to work more: Americans or Europeans?). *Journal of Happiness Studies*, 12(2), 225–243.
- Porter, L. W., Steers, R. M., Mowday, R. T., & Boulian, P. V. (1974).

- Organizational commitment, job satisfaction, and turnover among psychiatric technicians. *Journal of applied psychology*, 59(5), 603-609.
- Pryor, R. G. (1985). Towards a composite theory of career development and choice. *British Journal of Guidance and Counseling*, 13(3), 233-241.
- Santos-Pinto, L. (2012). Labor market signaling and self-confidence: Wage compression and the gender pay gap. *Journal of Labor Economics*, 30(4), 873-914.
- Sardeshmukh, S. R., & Vandenberg, R. J. (2017). Integrating moderation and mediation: A structural equation modeling approach. *Organizational Research Methods*, 20(4), 721-745.
- Shauman, K. A. (2006). Occupational Sex Segregation and the Earnings of Occupations: What Causes the Link among College-educated Workers?. *Social Science Research*, 35(3), 577-619.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
- Small, D. A., Gelfand, M., Babcock, L. & Gettman, H. (2007) Who goes to the bargaining table? The influence of gender and framing on the initiation of negotiation. *Journal of Personality and Social Psychology*. 93(4), 600-613.
- Smith, P. C., Kendall, L. M., & Hulin, C. L. (1969). *The measurement of satisfaction in work and retirement: A strategy for the study of attitudes*. Chicago: Rand McNally.
- Song, J., Price, D. J., Guvenen, F., Bloom, N., & Von Wachter, T. (2019).

- Firming up inequality. *The Quarterly journal of economics*, 134(1), 1-50.
- Sousa-Poza, A., & Sousa-Poza, A. A. (2003). Gender differences in job satisfaction in Great Britain, 1991 - 2000: permanent or transitory?. *Applied Economics Letters*, 10(11), 691-694.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: an interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180.
- Super, D. E. (1968). *Work values inventory*. Boston: Houghton Mifflin.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Valente, R. R., & Berry, B. J. (2016). Working hours and life satisfaction: a cross-cultural comparison of Latin America and the United States. *Journal of Happiness Studies*, 17(3), 1173-1204.
- Van de Werfhorst, H. G. (2017). Gender segregation across fields of study in post-secondary education: Trends and social differentials. *European Sociological Review*, 33(3), 449-464.
- Vansteenkiste, M., Neyrinck, B., Niemiec, C. P., Soenens, B., De Witte, H., & Van den Broeck, A. (2007). On the relations among work value orientations, psychological need satisfaction and job outcomes: A self determination theory approach. *Journal of occupational and organizational psychology*, 80(2), 251-277.
- Vroom, V. H. (1964). *Work and motivation*. New York: Wiley.
- Weiss, D. J., Dawis, R. V., & England, G. W. (1967). Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire. *Minnesota Studies in*

Vocational Rehabilitation, 22, 120.

West, K. D. (1996). Asymptotic Inference about Predictive Ability.

Econometrica, 64(5), 1067-1084.

ABSTRACT

Effect of job values and organizational commitment
on the gender wage gap among young people in
their 20s and the effect of working hours on the life
satisfaction of married workers

Shin, Yong Woo

Department of Psychology

Graduate School of

Sungshin University

This study examines the gender wage gap among college graduates in their 20s by income level before they cease their careers. This study used Graduates Occupational Mobility Survey(GOMS). In the pre-analysis where income level was not differentiated, the gender wage gap was 23.3%; with industry-related conditions controlled, it decreased to 4.4%. There was no direct gender wage gap for the lower-income level group. The middle-income level group showed a gender wage gap of 20.5% and the upper-income level group showed a gender wage gap of 9.9%. In the lower and upper groups, there was job separation between the genders, which accompanies the gender wage gap, implying that the pattern of the gender wage gap differs by income level. Work

value was found to have no direct effect on reducing the gender wage gap.

This study analyzed differences in the income increase trajectories of college graduates in their 20s, before their career break, according to gender. It also examined the effect of organizational commitment, a non-cognitive competence, on the differences in income increase trajectories based on gender. To this end, it conducted analyses based on the data obtained from the Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS), latent growth model, and latent moderated structural equation. The analytic results indicated that the college graduates in their 20s who have been working in their current workplaces for one to four years showed a linear income increase trajectory; those who received high starting incomes showed a slow income increase. Concerning the differences in income increase trajectories according to gender, men with a work experience of one year received significantly higher incomes than women with the same work experience. However, a linear change rate did not show any differences according to gender. In addition, organizational commitment did not control the differences in income increase trajectories according to gender. The analytic results verified that female college graduates in their 20s were more likely to obtain jobs with lower incomes than their male counterparts as a result of gender discrimination. However, they were not discriminated in terms of gender for an income increase.

This study looked into the effects of working hours on the life satisfaction of married wage earners and examined mediation in job

satisfaction. It also considered whether the size of the mediations would vary due to gender and employment patterns (permanent or temporary). This study used KLIPS, which is longitudinal data. Data from 1998 to 2015 was remodeled from the first year to the third year of employment based on the employment status. Based on the result of testing the longitudinal mediation effects using the auto-regressive model, the direct effects of working hours on life satisfaction were insignificant; however, they were longitudinally significant through job satisfaction. There were no differences in gender and employment patterns between these longitudinal mediation effects. This study is meaningful because the empirical data shows that the reduction of working hours does not appear to directly increase the quality of life and only improves when a reduction of working hours leads to an increase in job satisfaction. If the reduction of working hours leads to a deterioration in working conditions such as the work-environment, working hours, the welfare system, among others, the quality of life reduces.