



## 배무기 학술상 안내

한국노동경제학회는 故 배무기 교수의 학문적 업적과 공헌을 기리기 위하여 '배무기 학술상'을 제정하여 시행하고 있습니다. 매년 「노동경제논집」에 게재된 논문 가운데서 최우수 논문을 선정하여 그 저자(들)에게 '배무기 학술상'을 수여하고 있습니다.

매년 1편의 수상 논문을 선정하는 것을 원칙으로 하고 있으며, 수상 논문의 저자(들)에게는 상패와 상금 3백만 원을 수여합니다. 또한 수상 논문의 저자(들)는 노동경제학회 학술대회에서 수상기념 논문발표회를 갖습니다.

제10회 '배무기 학술상'은 중앙대학교 정희진 · 강창희 교수(학생인권조례가 학생들의 행동에 미치는 영향: 관대한 교육방법의 효과)가 수상하였습니다. 회원 여러분의 많은 투고와 관심을 부탁드립니다.

# 勞動經濟論集

第39卷 第3號

2016年 9月

社團  
法人 韓國勞動經濟學會

## 編輯委員

위원장 : 김진영(건국대학교)

위 원 : 김우영(공주대학교)            안태현(서강대학교)  
         김정호(아주대학교)            조동훈(한림대학교)  
         문외솔(서울여자대학교)        조현국(영남대학교)  
         박기홍(육군3사관학교)        최  충(한양대학교)  
         박운수(한국개발연구원)

간  사 : 박소현(한국개발연구원)

(이 學會誌에 發表되는 論文의 內容은 執筆者의 의견이며  
韓國勞動經濟學會의 공식적 견해와는 無關함)

이 학술지는 2015년도 정부(교육부) 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 출판되었습니다.

連絡事務室

30147

세종특별자치시 시청대로 370

세종국책연구단지 경제정책동 527호

전화: 0502-911-9999

Fax : 0502-911-9999

E-mail : kleapc@chol.com

홈페이지 : <http://www.klea.or.kr>

## 目 次

---

청년층의 취업준비태도 분석 ..... 김혜진 · 오호영 .....	1
인지 및 비인지적 요인이 임금에 미치는 영향 ..... 김두순 · 서현주 .....	33
학업성취도 미달 학생이 보통 이상 학생의 학업성취도에 미치는 친구효과 추정 ..... 우석진 .....	75
우리나라 노동조합이 여성근로자의 임금에 미치는 영향 ..... 신우리 · 송헌재 .....	99

---



勞 動 經 濟 論 集  
第39卷 第3號, 2016. 9. pp.1~32  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 청년층의 취업준비 수준이 패널 분석\*

김 혜 진\*\* · 오 호 영\*\*\*

본 논문에서는 한국직업능력개발원에서 작성한 「한국교육고용패널」 7~11차년도 원자료를 개인별 패널 자료로 재구성하여 청년층의 취업준비 수준이 변화를 심층적으로 분석하였다. 청년층의 취업준비 수준을 노동경제학에서 전통적으로 다루어왔던 유보임금(reservation wage)과 취업준비 수준에 관한 15개 주관적 평가 문항에 요인분석 기법을 적용하여 추출된 근무편의성 요인, 선망직장 요인 등을 중심으로 분석하였다. 분석 결과, 평균 유보임금은 남성의 경우가 여성의 경우보다 높았지만 취업준비 수준이 15개 항목에 대해서는 전반적으로 여성이 남성의 경우보다 높았으며, 특히 여성은 근무편의성 요인을 중시한다는 것을 알 수 있었다. 또한, 현재 상태별로 취업준비 수준을 비교했을 때 동년배(cohort) 자료를 이용한 분석임에도 취업준비 수준이 미취업 중인 때보다 재학 중인 경우에 유보임금이 높고 선망직장에 대한 중요도가 높은 것으로 나타났다.

주제어: 취업준비 수준, 유보임금, 요인분석

논문 접수일: 2016년 4월 14일, 논문 수정일: 2016년 7월 18일, 논문 게재확정일: 2016년 9월 20일

\* 본 논문은 2016년 제11회 한국교육고용패널 학술대회에서 발표된 논문을 수정·보완한 것이다.  
논문의 완성도를 높일 수 있도록 소중한 의견을 제시해준 익명의 논평자들에게 감사드리며,  
남아 있는 논문의 한계는 전적으로 저자들의 몫임을 밝힌다.

\*\* (제1저자) 서울대학교 경제학부 박사과정 (hyjnk@snu.ac.kr)

\*\*\* (제2저자) 한국직업능력개발원 선임연구위원 (mrpresi@naver.com)

## I. 서론

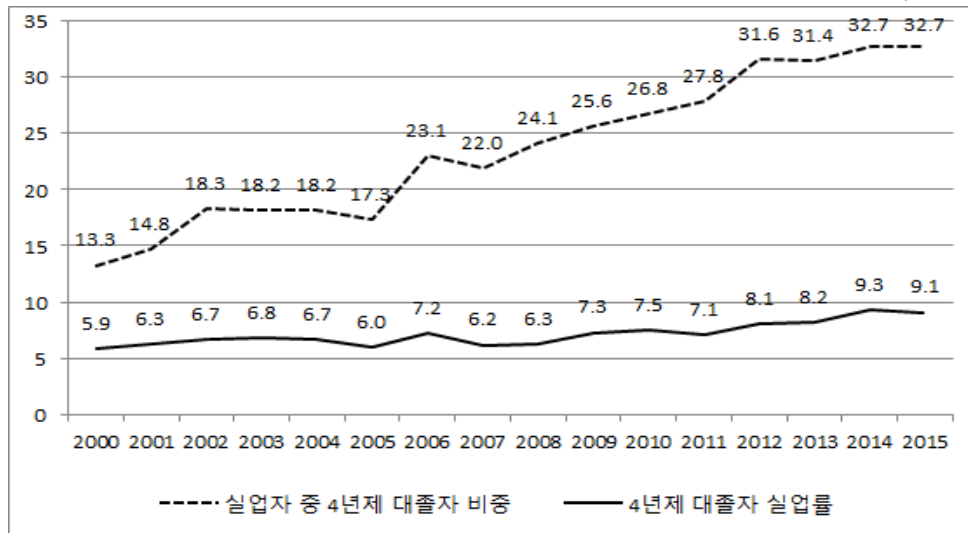
1997년 외환위기 이후 대두한 청년층의 취업난이 2008년 글로벌 경제위기를 지나면서 더욱 악화됨에 따라 2015년 기준 청년층 실업률은 9.2%에 달하였다. 고용률 70%로 대표되는 정부의 적극적인 일자리 정책 추진에 힘입어 2015년 기준 15~64세 고용률은 65.7%를 넘으면서 사상 최고치를 경신했지만 청년층 고용률은 여전히 40%를 약간 넘는 수준으로 저조한 실정이다.

세계 최고 수준의 대학 진학률로 상징되는 고학력화로 인하여 청년층 취업난은 일반 교육을 받은 4년제 대졸자들에게 점차 집중되고 있다. 통계청에 따르면, 2015년을 기준으로 전체 청년층(15~29세) 실업자 수 39.7만 명 중 4년제 대졸자는 13만 명으로 32.7%를 차지하는데, 이는 2000년의 13.3%와 비교하면 20%p 넘게 증가한 수치이다. 또한, 전체 청년층 중 4년제 대졸자의 실업률이 2000년 5.9%에서 2015년 9.1%로 3%p 이상 증가하였는데, 이는 고졸 이하 학력자, 전문대졸자의 실업률 변화폭이 1.7% 미만인 것과 비교하면 매우 악화된 것이라고 할 수 있다(그림 1 참조). 구직자들은 공기업, 대기업 등 임금이 높고 안정적인 일자리에 몰리고 있지만 수요 측면에서 보면 대기업들의 신규 채용이 갈수록 감소하는 등 청년층 취업여건은 좀처럼 개선되지 못하고 있다. 반면, 청년층의 선호도가 낮은 중소기업과 3D 업종에서는 인력난으로 인해 외국인 근로자가 증가하는 추세로 노동시장의 미스매치(mismatch) 현상은 심화되고 있다.

일자리 미스매치 현상 해소를 위해서는 근본적으로 우리나라 고용의 상당 부분을 차지하는 중소기업의 일자리를 창출해야 하며, 특히 대기업과 중소기업 간의 임금격차를 해소하고 중소기업 고용 환경을 개선할 필요가 있다. 이와 더불어 피라미드형의 산업계 숙련 수요와 역피라미드형의 학력 구조라는 근본적 불일치를 해소하기 위해서는 과도한 대학 진학과 그에 따라 높아진 청년층의 취업 눈높이와 같은 노동공급 측에 초점을 맞춘 정책 대응도 필요하다. 청년층에게 취업 눈높이를 낮추라고 강요하기보다는 고학력화에 따라 취업 눈높이가 높아지는 현상을 심층적으로 이해하고, 취업 눈높이에 영향을 미치는 요인들을 분석하여 이를 바탕으로 노동시장 현실에 맞는 정책 대안을 모색해야 할 것이다.

[그림 1] 실업자 중 4년제 대졸자 비중과 4년제 대졸자 실업률(청년층(15~29세) 기준)

(단위:%)



자료 : 통계청 KOSIS에서 작성.

노동경제학에서는 전통적으로 취업 준비를 유보임금(reservation wage) 측면에서만 다루어 왔지만 실제로 구직자들은 임금 외에도 다양한 근로조건을 고려한다. 예를 들어, 9급 공무원의 임금수준은 대기업 근로자보다 낮지만 높은 고용안정성 때문에 공무원 시험에 지원하는 구직자들이 많다. 또한, 청년층이 중소기업 취업을 기피하는 것은 대기업과의 임금격차뿐만 아니라 작업환경이 열악하고 고용안정성이 낮다는 인식 때문이기도 하다. 청년층의 취업 준비를 고려치 못한 일자리를 아무리 공급하더라도 취업난을 근본적으로 해소하는 데는 한계가 있다는 것이 그간의 정책의 한계라는 점을 고려하여, 청년층의 취업 준비에 맞는 일자리 창출, 고용서비스 제공 등이 이루어져야 할 필요가 있다.

본 논문의 목적은 유보임금을 포함한, 일자리에 대한 청년층의 다양한 기대를 취업 준비율로 정의하고 이러한 취업 준비율의 실태를 심층적으로 분석하는 것에 있다. 취업 준비율에 대한 선행연구와 달리 자료를 패널화하여 시간의 흐름에 따라 동일한 코호트의 취업 준비율이 어떻게 변화되는가를 동태적으로 분석한 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있다. 이하에서는 취업 준비율 관련 선행 연구에 대한 검토, 분석 자료와 기술 통계 분석 결과, 계량분석 실증 결과 등을 제시하고 정책적 시사점을 도출한다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

노동경제학에서는 개인의 취업 의사결정과 근로시간은 주어진 노동수요 조건 하에서 노동공급자들의 선호 체계에 따라 결정된다고 본다. 즉, 기업으로부터 동일한 수준의 임금 및 근로조건이 수반되는 취업 제의를 받더라도 각 개인이 가지고 있는 여가와 노동에 대한 한계대체율이 다르기 때문에 취업 여부, 근로시간이 상이하게 결정되는 것이다. 이러한 관점에서 취업 눈높이는 개인의 선호와 관련이 있으며, 취업 여부를 결정하는 데 중요하게 고려되는 속성들의 최솟값으로 정의할 수 있다(오호영 외, 2012). 대표적인 취업 눈높이의 지표인 유보임금은 구직자가 고용주의 취업 제의를 수용할 수 있는 최저의 보상 수준이며, 개인의 유보임금보다 기업이 제시하는 임금 수준이 높을 경우에만 일자리 제의를 수락하는 것이 구직자의 최적 전략이다 (Mortensen, 1986).

유보임금 결정요인을 살펴보면, 먼저 실업수당(unemployment benefit) 금액이 높을수록 유보임금이 높아지는데, 이는 실업수당이 많으면 취업 시의 효용과 비취업 시의 효용 간의 격차가 줄어들기 때문이다. 또한, 인적자본의 수준이 높을수록 유보임금은 상승하는 경향이 있는데, 고학력자일 경우 더 좋은 조건의 임금 제안을 받을 가능성이 높고 취업 확률이 높기 때문이다. 또한, 취업 후에는 OJT(On-the-Job-Training)를 통한 인적자본 축적이 용이하고, 이직과 전직을 통해 좀 더 생산성이 높은 직무에 종사할 가능성이 높으므로 유보임금이 상승하게 된다(Carrillo-Tudela, 2009).

유보임금에 영향을 미치는 요인에 대한 실증적인 연구는 광범위하게 이루어져 왔는데, 그 중 실업수당 등 사회보장제도의 영향은 불분명하다. 예를 들어 Prasad(2003)에서는 실업수당의 유무가 유보임금에 미치는 영향이 유의하게 나타났지만, Hogan(2004)에서는 실업수당이 유보임금에 미치는 영향은 전혀 없다는 상반된 결과를 보였다. 개인의 속성에 관해서 Prasad(2003)은 교육수준 등의 관측 가능한 인적자본과 유보임금이 정(+)의 상관관계가 있음을 보였고, 남자가 여자보다 유보임금이 더 높았다. Jones(1989)는 개인적 속성뿐만 아니라 이전 직장에서의 임금수준이 유보임금에 큰 영향을 미친다고 분석하였다. Hogan(2004) 또한 이전 임금이 유보임금에 유의한 영향을 미치고, 남성의 경우 이전 임금의 영향이 더욱 크다는 특징을 밝혔다.

국내의 유보임금 관련 연구는 어수봉(1994), 류재술·류기철(2002), 이성림(2004), 이병희 외(2009) 등이 있다. 우선, 어수봉(1994)에서는 이전 직장의 임금, 성, 연령은 탐색이론과 부합하는 결과가 나타났지만 가구원 수, 혼인상태, 교육연수, 실업기간 등은 유보임금과 유의미한 관계가 나타나지 않았다. 덧붙여, 일정 연령까지는 유보임금이 높아지지만 이후에는 감소하여 연령-임금 프로파일과 비슷한 양상이 나타남을 밝혔다.

류재술·류기철(2002)은 남자의 경우 이전 직장 임금, 연령, 학력, 실업기간이 유보임금에 유의한 영향을 미치는 것을 보였다. 반면, 여성은 이전 직장 임금, 연령, 학력뿐만 아니라 자격증 유무가 유의한 영향을 미치고, 남성보다 연령효과가 더 크다는 점을 밝혔다.

이성림(2004)은 미취업 여성들의 유보임금과 시장임금 비교를 통해 미취업의 원인을 분석하였다. 다항로짓 분석을 통해 여성의 미취업상태에 영향을 미치는 요인을 추정한 결과, 여성의 인적자본 수준, 자녀 양육 및 가사 부담, 가계경제 상태, 이전 직장 경험이 주요한 설명변수로 나타났다.

이병희 외(2009)는 1998년 이후 시계열적으로 유보임금이 증가하는 것을 확인하였고, 그 요인으로 청년층의 고학력화, 분가 비중의 감소에 따른 부모에의 의존성 증가 등을 제시하였다. 또한, 유보임금 결정요인과 관련하여 여성보다 남성이, 나이가 많을수록, 전문대보다 4년제 대학이, 서울권 소재 대학일수록 유보임금이 높다는 점을 밝혔다.

오호영 외(2012)는 연구진이 작성한 취업 준비가 실태조사 결과를 바탕으로 유보임금 이외의 청년층 취업 준비를 다양한 각도에서 결과를 제시하였으나, 특정 시점의 대학 재학생만을 대상으로 취업 준비가 조사를 실시하였다는 점에서 전체 청년층을 포괄하지 못하는 한계가 있다.

이처럼 유보임금에 관한 연구는 활발하게 이루어졌으나 임금 이외의 일자리 특성에 대한 구직자의 기대를 분석한 실증연구는 상대적으로 미흡하였다. 경력직 노동시장이 활성화되지 않았고, 대기업과 중소기업 간 격차가 큰 우리나라 노동시장에서는 청년기의 취업 선택은 생애에 걸쳐 중요한 영향을 미치기 때문에 청년층이 입직 시 자신의 선호와 부합하는 일자리 특성을 신중하게 고려하는 것은 합리적이다. 일자리 특성에 대한 청년층의 기대수준을 파악하는 것이 청년고용대책 수립에 매우 중요하다는 점에서 정책적 의의가 있으며, 학술적으로도 유보임금 이외에 청년층의 취업 준비에 관한 요인별·계층별 심층 분석이 상대적으로 미진하였고, 취업 준비의 시계열적 변화를 다룬 연구가 없었다는 점에서 본 연구는 의의가 있다.

### Ⅲ. 자료 및 기초분석

#### 1. 분석자료

분석에 사용한 자료는 한국직업능력개발원에서 2004년도부터 전국 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년, 전문계 고등학교 3학년 각각 2,000명과 학교 행정가 및 교사 그리고 가구 등을 종단적으로 조사한 한국교육고용패널(Korean Education & Employment Panel, 이하 KEEP) 조사 원자료이다. 본 연구에서는 2004년 당시 일반계 고등학교, 전문계 고등학교 3학년이었던 표본을 대상으로 분석하였고, 취업 선호도에 대한 문항이 처음으로 포함된 7차년도 자료(2010년 조사)부터 학술대회용으로 배포된 11차년도 자료(2014년 조사)까지 5개년 자료를 패널화하여 사용하였다. 2004년 당시 고3이었던 표본은 2014년을 기준으로 평균 연령이 27.8세이기 때문에 청년층 노동시장 연구에 적합하다고 볼 수 있다. 최종적으로는 분석 기간 중 취업 눈높이 문항에 모두 응답한 1,735명을 대상으로 분석하였다.

취업 눈높이 조사 문항은 유보임금을 제외하고 총 15개로 구성되어 있으며, 각 질문에 대해 ‘예’, ‘아니오’로 응답하도록 하고 있다. 구체적으로는 ‘(1) 나는 수도권에 있는 직장이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(2) 나는 서울 강남에 있는 직장이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(3) 나는 도시에 있는 직장이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(4) 나는 사회적으로 인정받는 회사가 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(5) 나는 중소기업에는 취업하고 싶지 않다’, ‘(6) 나는 대기업, 외국계 기업이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(7) 나는 공기업, 공무원이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(8) 나는 나의 학벌이나 학력 수준에 적합하지 않은 일은 하고 싶지 않다’, ‘(9) 나는 육체적으로 힘든 일은 하고 싶지 않다’, ‘(10) 나의 전공 분야와 일치하지 않는 일은 하고 싶지 않다’, ‘(11) 나는 정규직이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(12) 나는 사무직이 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(13) 나는 주 5일 근무가 아니면 취업하고 싶지 않다’, ‘(14) 나는 통근이 수월하지 않은 회사에는 취업하고 싶지 않다’, ‘(15) 나는 근무시간이 잘 지켜지지 않는 회사에는 취업하고 싶지 않다’ 등이다.

## 2. 기초분석

### 가. 주요변수

취업 준비태도 분석에 사용된 변수들은 크게 개인 속성, 가구 배경, 인적자본, 진로 활동, 취업 상황 등으로 나눌 수 있다(표 1 참조).

먼저, 관찰 가능한 개인의 속성은 현재 상태, 성, 연령, 혼인 상태 등이다. 현재 상태는 재학 중, 취업 중, 미취업 중으로 구분하였으며, 미취업 중은 졸업 후에도 취업하지 않은 상태를 뜻한다. 현재 상태는 11차년도 기준으로 재학 중 159명(전체 9.16%), 취업 중 1,238명(71.35%), 미취업 중 338명(19.48%)으로 취업 중이 가장 많다. 전체 표본 중 남성은 54%였고, 표본의 평균 연령이 27.8세이다.

가구배경 변수는 가구소득과 부친의 교육연수이며, 이를 통하여 가구의 사회경제적 배경이 취업 준비태도에 미치는 영향을 알아보려고 한다. 가구의 사회경제적 계층이 자녀의 취업 준비태도에 영향을 미치는 경로는 두 가지로 나누어 생각해 볼 수 있는데, 부모의 계층이 자녀의 인적자본 형성에 영향을 미치고 이것이 다시 자녀의 취업 준비태도에 영향을 미치는 간접효과와 가정 내 분위기나 문화를 통해 부모의 계층이 자녀의 취업 준비태도에 영향을 미치는 직접효과이다. 고3 당시 가구소득의 평균은 267.49만 원이고 부친의 교육연수는 평균 15.91년이다.

인적자본 관련 변수는 고교 유형, 고3 당시 사교육 경험, 현재 본인 학력 등이다. 앞서 소개한 선행연구에서 인적자본은 유보임금에 유의한 영향을 미치는 것으로 드러났다. 그 중 사교육 경험은 사교육비가 높을수록 교육투자를 회수하고자 하는 심리가 작용할 수 있으므로 취업 준비태도를 높일 것으로 예상하고 변수에 포함하였다. 전체 표본 중 일반계고 출신이 54%, 전문계고 출신이 46%이고, 고3 당시 사교육 경험이 있는 경우는 68%이다. 현재 학력은 11차년도 기준으로 고졸 368명(전체 21.25%), 전문대 재학 25명(전체 1.44%), 전문대 졸업 523명(전체 30.20%), 4년제 대학 재학 76명(전체 4.39%), 4년제 대학 졸업 740명(전체 42.73%)이다.

진로 관련 변수는 현재 장래희망 직업의 유무인데, 장래희망이 있으면 관심 있는 직업에 대해서 많은 정보를 수집하고 일자리 특성 및 임금 등에 관해서 더욱 정확한 견해를 가지고 있을 것이라 기대하고 이 변수를 포함하였다. 11차 조사 당시 장래희망 직업을 가지고 있는 경우는 31%였다.

마지막으로 취업 관련 변수는 종사상지위, 기업체 규모, 근무시간, 월평균임금, 시간당 임금 등이다. 종사상지위의 경우 상용직일 경우 현재 근로환경이 임시·일용직보다 상대적으로 좋기 때문에 그로 인해 취업 눈높이가 높을 것이라 예상할 수 있다. 대기업의 복리 수준이나 고용안정성이 중소기업보다 우월할 것임을 감안하여 기업체 규모를 포함하였고, 이를 통해 기업체 규모의 차이에 따른 취업 눈높이 변화를 분석할 수 있을 것이다. 전체 표본 중 상용직이 90%였고 대기업 근로자는 33%이며, 평균 일주일 총 근무시간은 46.94시간, 월평균임금은 187.37만 원이다.

〈표 1〉 주요 변수(11차년도(2014) 기준)

	변수명	관찰 수	평균	표준편차	설명
개인 속성	현재 상태	1735	-	-	1=재학중 2=취업중 3=미취업중
	성	1735	0.54	0.50	1=남성 0=여성
	연령	1735	27.80	0.44	
	혼인 상태	1735	0.20	0.40	1=배우자 있음 0= 배우자 없음
가구 배경	가구소득(만 원)	1680	267.49	175.47	
	부친의 교육연수	1498	15.91	2.60	
인적 자본	고교 유형	1735	0.54	0.50	1=일반계고 0=전문계고
	고3 당시 사교육 경험	1699	0.68	0.47	1=있음 0=없음
	현재 본인 학력	1732	-	-	1=고졸 2=전문대졸 3=전문대졸 4=4년제대재학 5=4년제대졸
진로	현재 장래희망 직업	1732	0.31	0.46	1=있음 0=없음
취업	종사상지위	1222	0.90	0.30	1=상용, 0=임시, 일용
	기업체 규모	1206	0.33	0.47	1=대기업(300명 이상), 0=중소기업(300명 미만)
	근무시간	1210	46.94	10.93	일주일 총 근무 시간
	월평균임금(만원)	1139	187.37	62.55	초과, 특별 모두 포함
	시간당 임금(원)	1135	11098.72	4936.18	
	로그시간당 임금	1135	9.24	0.37	

주: 현재 상태, 현재 본인 학력 등은 범주형 변수로 해당 변수에 대한 빈도분석 결과는 본문에 포함하였음.

### 나. 요인분석을 통한 취업 준비태도 종합지수 구축

분석에 사용하고 있는 취업 준비태도 문항은 (유보임금 제외) 총 15개인데 이들 전체가 모두 취업 준비태도의 상이한 측면을 측정하고 있다는 사전적·이론적 근거는 없다. 만약 취업 준비태도에 영향을 미치는 공통의 잠재적 요인(latent factor)이 존재하고, 취업 준비태도 측정 문항을 통해 이러한 잠재적 요인이 드러난다고 가정하면 Spearman의 요인분석(factor analysis)을 적용할 수 있다. 요인분석은 관측된 변수 간에 일정한 관계와 패턴이 존재할 때, 이로부터 보이지 않는 체계적인 연결 구조를 파악하여 공통의 잠재요인을 추출하는 데 적합한 통계 기법이다. 요인분석은 확인적(confirmatory) 요인분석과 탐색적(exploratory) 요인분석으로 구분할 수 있는데, 본 연구에서는 취업 준비태도를 측정하는 15개 항목 간의 구조에 대한 사전적 정보가 없으므로 탐색적 요인 분석을 사용한다.

<표 2>에는 분석 기간 전체 데이터를 이용하여 최초 요인분석에서 나타난 요인들의 고유치(eigenvalue)와 설명 비율이 제시되어 있다. 요인분석에서 요인적재값(factor loading)은 변수와 요인 간의 상관계수인데 고유치는 요인별로 모든 변수의 요인적재값을 제곱하여 더한 값으로 요인이 설명할 수 있는 변수들의 분산 총합이다. 즉 고유치는 그 요인이 설명하는 분산의 양이므로, 이 값이 클수록 중요한 요인으로 간주된다. 통상적으로는 고유치가 1 이상인 요인을 선택하는데 <표 2>를 보면 고유치가 1 이상인 요인은 Factor1과 Factor2이다.

<표 2> 최초 요인분석 결과

요인	고유치	설명 비율	누적 비율
Factor1	3.2490	0.7466	0.7466
Factor2	1.1503	0.2643	1.0109
Factor3	0.5250	0.1206	1.1316
Factor4	0.4225	0.0971	1.2286
Factor5	0.1881	0.0432	1.2719
Factor6	0.0771	0.0177	1.2896
Factor7	0.0198	0.0046	1.2942
Factor8	-0.0571	-0.0131	1.2810
Factor9	-0.0980	-0.0225	1.2585
Factor10	-0.1072	-0.0246	1.2339

<표 3>에는 고유치가 1 이상인 2개의 요인에 대해 직교 특성(orthogonality)을 극대화하는 요인 회전(factor rotation)을 한 후의 요인적재값이 나타나 있다. 공통요인에 의해서 얻은 최초 요인행렬은 측정변수들의 분산을 어느 정도 설명할 수는 있지만 변수들과 요인들 간의 관계가 명확히 드러나지 않는다. 이때 요인의 축을 직교 회전하면 각 요인에 대하여 몇 개 항목은 상대적으로 높은 요인적재값을 가지고 나머지 항목에는 상대적으로 낮은 요인적재값을 갖는 단순한 구조로 바뀌어 해석이 용이하게 된다. <표 3>을 보면 Factor1은 통근 가능권, 근무시간, 주5일 근무, 육체적 힘든 일, 정규직, 학벌/학력수준 적합도 등과 상관관계가 높은 것으로 나타났다. 학벌/학력 수준 적합도를 제외하고는 전반적으로는 유리한 근무환경과 관련성이 높으므로 Factor1은 ‘근무편의성 요인’으로 간주한다. 다음으로, Factor2는 중소기업, 대기업/외국계 기업, 사회적 인정, 공기업/공무원 등과 상관관계가 높는데 이러한 문항은 일반적으로 인식이 좋은 선망직장과 관련이 높으므로 ‘선망직장 요인’으로 간주한다. 또한, 요인별로 변수의 실제 관측치와 요인점수 계수(factor scoring coefficient)를 사용하여 표준화된 요인점수(factor scoring)를 구할 수 있어 근무편의성 요인과 선망직장 요인에 대한 요인점수를 주요 변수로 사용하였다.

<표 3> 주요 요인과 요인적재값 추정 결과

	Factor1-근무편의성 요인		Factor2-선망직장 요인
통근 가능권	0.6798	중소기업	0.6665
근무시간	0.6512	대기업/외국계 기업	0.6589
주5일 근무	0.6176	사회적 인정	0.5120
육체적 힘든 일	0.4704	공기업/공무원	0.4195
정규직	0.4497	서울강남권 직장	0.3654
학벌/학력수준 적합도	0.4196	학벌/학력수준 적합도	0.3519
사무직	0.4117	도시권 직장	0.3141
도시권 직장	0.3974	전공분야 일치도	0.2958
수도권 직장	0.3013	수도권 직장	0.2600
사회적 인정	0.2839	정규직	0.2389
전공 분야 일치도	0.1979	사무직	0.2344
서울강남권 직장	0.0689	육체적 힘든 일	0.1816
공기업/공무원	0.0620	주5일 근무	0.0895
중소기업	0.0575	통근 가능권	0.0350
대기업/외국계 기업	0.0238	근무시간	-0.0028

#### 다. 취업 준비이 특성

우선 <표 4>를 통해 2014년 기준 취업 준비이 지표의 특성을 살펴보면, 취업 준비이의 대표적인 지표인 유보임금은 212.65만 원으로 월평균임금인 187.37만 원보다 높았다. 유보임금 외의 15개 지표 중에서는 근무시간 준수 71.01%, 통근 가능권 66.97%, 정규직 63.98%, 주5일 근무 60.81%, 육체적 힘든 일 42.54% 순으로 선호도가 높았다. 또한, 언론에 자주 등장하는 ‘중소기업 기피’는 14.06%에 불과했고, 대기업 및 외국계 기업 선호도 8.99%에 불과해 청년층이 중소기업을 기피하는 원인이 임금, 근무시간 준수, 통근 용이성, 주5일제 등이 취약하기 때문일 가능성을 보여주었다. 공기업, 공무원에 대한 선호도도 8.7%로 예상보다 낮아 공기업 자체보다는 공기업에 취직할 경우 얻는 고용안정성에 대한 선호가 높은 것으로 예상할 수 있다. 서울 강남권 직장 선호는 3.57%로 매우 낮아 구직 시 큰 영향을 미치지 못하는 것을 알 수 있었다. 근무편의성 요인과 선망직장 요인의 요인점수는 표준화 값이기 때문에 절대적인 값에 대한 직관적인 설명은 불가능하므로 생략한다.

다음으로, 취업 준비이의 연도별 변화를 살펴보면, 먼저 유보임금은 2010년부터 2013년까지는 지속적으로 상승했지만 2014년도에 약간 하락하였다. 2010년에 비해서 2014년에 선호도가 높아진 항목은 주5일 근무(19.37%p), 통근 가능권(9.91%p), 근무시간(9.63%p), 사무직(7.55%p) 등으로 근무 편의성과 관련된 항목에 대한 선호도가 특히 높아졌음을 알 수 있다. 반면, 2010년에 비해 선호도가 낮아진 항목은 수도권 직장(3.57%p), 도시권 직장(1.67%p) 등이다. 이러한 변화가 시간의 경과에 따른 추세 변화를 반영하는 시간효과(time effect)인지 아니면 개인의 연령 혹은 노동시장 경험이 축적되면서 나타나는 연령효과(aging effect)인지 구분하기 어렵기 때문에 해석 시 주의를 요한다. 요인점수의 경우, 근무편의성 요인은 2010년에 비해 2014년에 증가한 반면 선망직장 요인은 소폭 하락하였다.

다음으로 취업 준비이를 측정하기 위한 15개 문항을 남녀로 구분하여 응답 현황을 집계한 결과가 <표 5>와 <표 6>에 나타나 있다. 유보임금의 경우 남성이 여성에 비해 높은 경향을 보였으며, 특히 2010년에 14.5%였던 남녀 간 유보임금 격차가 2014년에는 31.7%(금액으로는 57.65만 원) 높아졌음을 알 수 있다.

시계열적 변화를 살펴보면, 유보임금은 남성과 여성 모두 2010년부터 2013년까지 상승하다가 2014년에 하락하는 모습을 보였다. 또한, 취업 준비이가 상승한 항목은 주5일 근무, 근무시간, 통근 가능권이고, 하락한 항목은 도시권 직장, 수도권 직장 등으로 남

〈표 4〉 취업 눈높이의 연도별 변화

(단위: %, 단, 유보임금, 근무편의성 요인, 전망직장요인 제외)

	2010	2011	2012	2013	2014	2014-2010
유보임금(만원)	178.59	196.16	203.75	221.12	212.65	34.06
근무시간	61.38	64.90	65.82	66.46	71.01	9.63
통근 가능권	57.06	62.31	63.52	63.80	66.97	9.91
정규직	60.52	63.92	63.46	62.07	63.98	3.46
주5일 근무	41.44	48.53	53.72	54.87	60.81	19.37
육체적 힘든 일	38.39	39.77	39.60	40.00	42.54	4.15
학벌/학력수준 적합도	39.19	42.36	39.37	38.62	39.25	0.06
도시권 직장	35.79	35.85	36.14	32.51	34.12	-1.67
사무직	23.11	25.88	25.53	25.82	30.66	7.55
전공분야 일치도	30.49	30.55	28.47	27.26	29.74	-0.75
사회적 인정	27.78	28.65	27.90	27.26	27.03	-0.75
수도권 직장	29.86	29.63	29.22	26.63	26.28	-3.57
중소기업	11.87	13.37	12.45	13.95	14.06	2.19
대기업/외국계 기업	7.15	7.26	7.32	8.07	8.99	1.84
공기업/공무원	6.92	6.92	7.38	8.07	8.70	1.79
서울강남권 직장	3.75	3.34	3.63	3.11	3.57	-0.17
근무편의성 요인	-0.1095	-0.0076	0.0163	0.0042	0.0966	0.2061
전망직장 요인	0.0091	0.0133	-0.0128	-0.0105	0.0008	-0.0084
관찰 수	1,735	1,735	1,735	1,735	1,735	

녀를 분리했을 때도 전체 표본과 비슷한 경향이 나타났다. 다만, 사회적 인정의 경우 여성은 5%p 하락한 것과 달리 남성은 2.57%p 상승하여 상반된 경향을 보였다. 요인점수의 경우, 남성은 근무편의성 요인과 전망직장요인 모두 2010년에 비해 2014년에 높았으나, 여성은 근무편의성 요인은 2014년에 더 높아졌지만 전망직장요인은 낮아졌다.

이미 언급했듯이 평균 유보임금은 남성이 여성보다 높지만 취업 눈높이 15개 항목에 대해서는 전반적으로 여성이 남성보다 취업 눈높이가 높은 것으로 나타났다. [그림 2]를 통해 남녀 선호도의 차이를 살펴보면, 육체적 힘든 일, 주5일 근무, 근무시간, 통근 가능권 등 근무조건에 관한 항목은 여성이 남성에 비해 취업 눈높이가 더 높은 특징을 보였다. 반면, 중소기업, 대기업/외국계 기업, 공기업/공무원, 정규직 등은 여성에 비해

<표 5> 성별 취업 준비의 연도별 변화(남자)

(단위: %, 단, 유보임금, 근무편의성 요인, 전망직장요인 제외)

	2010	2011	2012	2013	2014	2014-2010
유보임금(만원)	189.67	217.60	222.11	242.03	239.27	49.60
정규직	57.17	61.46	59.85	62.10	65.20	8.03
근무시간	52.25	54.71	55.89	56.10	63.17	10.92
통근가능권	48.50	52.14	52.36	52.14	57.92	9.42
주5일 근무	31.91	36.19	43.25	44.75	51.18	19.27
학벌/학력수준 적합도	31.26	34.69	30.62	32.12	33.40	2.14
육체적 힘든 일	28.16	28.69	26.87	28.91	31.91	3.75
전공분야 일치도	29.66	31.05	26.66	26.34	29.44	-0.21
도시권직장	30.41	29.23	28.80	26.12	28.37	-2.03
사회적인정	23.77	25.16	23.34	23.23	26.34	2.57
사무직	17.24	18.63	19.38	19.49	24.09	6.85
수도권직장	23.34	22.16	23.55	21.52	20.88	-2.46
중소기업	13.06	13.17	13.17	16.06	17.13	4.07
대기업/외국계 기업	8.24	8.35	8.35	10.17	12.10	3.85
공기업/공무원	7.71	6.96	7.60	9.10	10.17	2.46
서울강남권직장	3.64	3.00	3.10	3.21	3.53	-0.11
근무편의성요인	-0.3484	-0.2750	-0.2573	-0.2598	-0.1341	0.2143
전망직장요인	0.0160	0.0103	-0.0180	0.0326	0.0715	0.0554
관찰 수	934	934	934	934	934	

남성이 더욱 중시하는 경향을 보였다.

마지막으로 <표 7>~<표 9>를 통해 현재 상태별 취업 준비이 특성을 살펴본다. 먼저, 2014년을 기준으로 유보임금은 재학 중인 경우에 취업 중인 경우보다 높았는데, 이는 노동시장에 진입한 후 취업 준비이 조정이 어느 정도 이루어지기 때문으로 보인다. 미취업 중일 경우 유보임금은 재학 중, 취업 중보다 훨씬 낮는데 이는 취업난을 겪으

〈표 6〉 성별 취업 눈높이의 연도별 변화(여자)

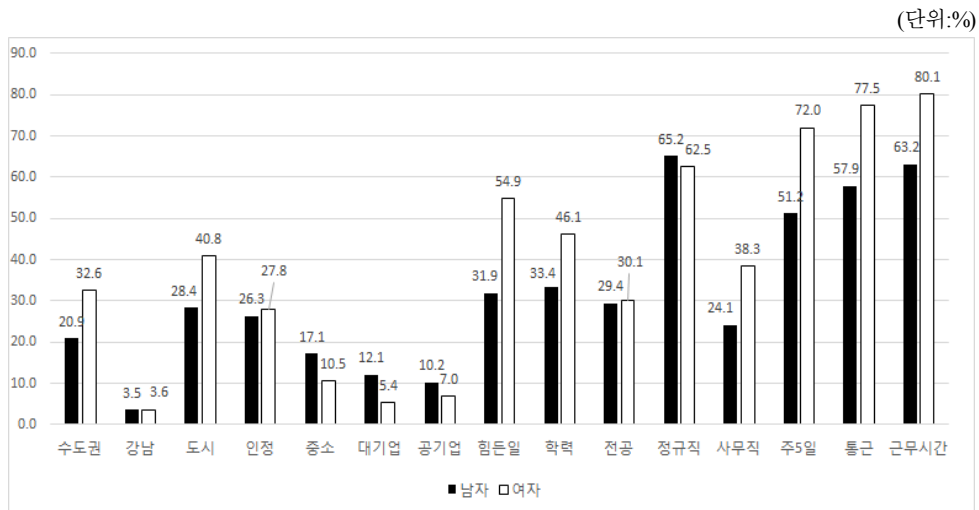
(단위: %, 단, 유보임금, 근무편의성 요인, 선망직장요인 제외)

	2010	2011	2012	2013	2014	2014-2010
유보임금(만원)	165.67	171.17	182.35	196.73	181.62	15.95
근무시간	72.03	76.78	77.40	78.53	80.15	8.11
통근가능권	67.04	74.16	76.53	77.40	77.53	10.49
주5일 근무	52.56	62.92	65.92	66.67	72.03	19.48
정규직	64.42	66.79	67.67	62.05	62.55	-1.87
육체적 힘든 일	50.31	52.68	54.43	52.93	54.93	4.62
학벌/학력수준 적합도	48.44	51.31	49.56	46.19	46.07	-2.37
도시권직장	42.07	43.57	44.69	39.95	40.82	-1.25
사무직	29.96	34.33	32.71	33.21	38.33	8.36
수도권직장	37.45	38.33	35.83	32.58	32.58	-4.87
전공분야 일치도	31.46	29.96	30.59	28.34	30.09	-1.37
사회적인정	32.46	32.71	33.21	31.96	27.84	-4.62
중소기업	10.49	13.61	11.61	11.49	10.49	0.00
공기업/공무원	5.99	6.87	7.12	6.87	6.99	1.00
대기업/외국계 기업	5.87	5.99	6.12	5.62	5.37	-0.50
서울강남권직장	3.87	3.75	4.24	3.00	3.62	-0.25
근무편의성요인	0.1690	0.3042	0.3354	0.3121	0.3655	0.1965
선망직장요인	0.0011	0.0168	-0.0067	-0.0606	-0.0816	-0.0827
관찰 수	801	801	801	801	801	

면서 취업 눈높이를 하향 조정하기 때문으로 해석된다. 전반적으로 취업 눈높이 15개 항목 중 근무시간, 통근 가능권, 정규직, 주 5일 근무 등을 중시했고, 재학 중은 정규직, 취업 중 및 미취업 중은 근무시간을 가장 중시하는 것으로 나타났다.

연도별 변화를 살펴보면, 유보임금은 2010년에 비해 2014년에 재학 중(+78.47만 원)이 가장 큰 폭으로 상승하였고, 다음으로 취업 중(+42.18만 원), 미취업 중(+17.35만 원) 순으로 상승하였다. 15개 항목 중에서는 전반적으로 근무시간의 선호도가 가장 많이 상승하였고, 선호도가 가장 많이 하락한 항목은 취업 중인 경우에는 수도권 직장(5.24%p), 미취업 중인 경우에는 도시권 직장(4.28%p)이어서 근무 지역에 대한 눈높이

[그림 2] 성별 취업 준비 차이 (11차(2014)년도 기준)



<표 7> 현재 상태별 취업 준비의 연도별 변화(재학 중)

(단위: %, 단, 유보임금, 근무편의성 요인, 선망직장요인 제외)

	2010	2011	2012	2013	2014	2014-2010
유보임금(만원)	189.02	237.74	236.30	295.23	267.48	78.47
정규직	63.73	68.14	65.78	60.99	66.04	2.31
통근기능권	52.64	61.69	56.63	53.81	64.78	12.14
근무시간	56.17	57.63	55.90	52.02	64.15	7.98
주5일 근무	38.54	43.05	47.95	46.64	58.49	19.95
학벌/학력수준 적합도	43.95	48.31	49.64	48.88	49.06	5.10
육체적 힘든 일	36.65	38.47	36.87	39.91	44.65	8.00
전공분야 일치도	35.14	40.34	36.63	36.77	39.62	4.48
도시권직장	36.27	36.10	33.73	36.77	36.48	0.21
사무직	22.80	24.58	26.02	30.49	35.85	13.05
수도권직장	28.59	27.46	28.92	28.25	33.96	5.37
사회적인정	29.09	33.90	32.53	36.77	28.30	-0.79
중소기업	14.48	16.95	19.28	23.77	22.01	7.53
대기업/외국계 기업	9.57	11.19	12.05	11.66	12.58	3.01
공기업/공무원	8.44	9.66	9.64	15.25	12.58	4.14
서울강남권직장	3.65	3.90	2.17	4.04	5.03	1.38
근무편의성요인	-0.1747	-0.0743	-0.1075	-0.1511	0.0708	0.2455
선망직장요인	0.1133	0.1786	0.1946	0.3074	0.2298	0.1165
관찰 수	794	590	415	223	159	

조정을 가지적으로 관찰할 수 있었다. 요인점수는 세 집단 모두에서 근무편의성 요인과 전망직장 요인이 모두 상승하는 특징을 보였다.

〈표 8〉 현재 상태별 취업 눈높이의 연도별 변화(취업 중)

(단위: %, 단, 유보임금, 근무편의성 요인, 전망직장요인 제외)

	2010	2011	2012	2013	2014	2014-2010
유보임금(만원)	173.42	175.86	201.47	218.52	215.60	42.18
근무시간	67.00	69.03	68.47	68.33	71.16	4.17
정규직	60.23	62.73	64.02	63.76	66.24	6.01
통근 가능권	60.23	62.73	65.25	64.35	66.16	5.93
주5일 근무	42.88	51.01	54.55	54.78	59.45	16.57
육체적 힘든 일	39.92	39.30	40.25	38.70	41.68	1.76
학벌/학력수준 적합도	35.83	39.98	37.12	37.00	38.93	3.11
도시권 직장	35.40	35.70	37.03	32.26	34.65	-0.75
전공분야 일치도	27.64	25.68	26.23	27.01	30.45	2.81
사무직	22.85	24.66	24.81	24.05	30.21	7.36
사회적 인정	27.50	26.80	27.27	26.33	27.87	0.36
수도권 직장	31.17	30.63	29.92	27.43	25.93	-5.24
중소기업	10.30	12.27	10.70	12.53	13.73	3.44
대기업/외국계 기업	5.92	4.84	6.82	7.87	9.37	3.45
공기업/공무원	4.09	4.39	5.97	6.01	7.67	3.58
서울강남권 직장	4.23	2.48	4.36	3.13	3.72	-0.52
근무편의성 요인	-0.0511	0.0259	0.0475	0.0149	0.0900	0.1411
전망직장 요인	-0.0614	-0.0763	-0.0551	-0.0482	0.0054	0.0668
관찰 수	709	888	1,056	1,181	1,238	

〈표 9〉 현재 상태별 취업 준비의 연도별 변화(미취업 중)

(단위: %, 단, 유보임금, 근무편의성 요인, 전망직장요인 제외)

	2010	2011	2012	2013	2014	2014-2010
유보임금(만원)	158.73	170.89	161.72	180.47	176.08	17.35
근무시간	62.07	67.32	70.83	69.49	73.67	11.60
통근가능권	62.50	62.26	67.42	68.58	71.01	8.51
주5일 근무	46.98	52.53	59.47	60.73	66.86	19.88
정규직	50.43	58.37	57.58	56.80	54.73	4.30
육체적 힘든 일	39.66	44.36	41.29	44.71	44.67	5.02
학벌/학력수준 적합도	33.19	36.96	32.20	37.46	35.80	2.61
도시권직장	35.34	35.80	36.36	30.51	31.07	-4.28
사무직	25.00	33.07	27.65	29.00	29.88	4.88
수도권직장	30.17	31.13	26.89	22.66	23.96	-6.21
사회적인정	24.14	22.96	23.11	24.17	23.37	-0.77
전공분야 일치도	23.28	24.90	24.62	21.75	22.49	-0.79
중소기업	7.76	8.95	8.71	12.39	11.54	3.78
공기업/공무원	10.34	9.34	9.47	10.57	10.65	0.31
대기업/외국계 기업	2.59	6.61	1.89	6.34	5.92	3.33
서울강남권직장	2.59	5.06	3.03	2.42	2.37	-0.22
근무편의성요인	-0.0651	0.0299	0.0863	0.0707	0.1326	0.1977
전망직장요인	-0.1318	-0.0564	-0.1694	-0.0899	-0.1240	0.0078
관찰 수	232	257	264	331	338	

#### IV. 패널 분석

본 연구에서는 취업 준비 결정요인 분석을 위하여 패널 분석 방법을 이용하였다. 패널 자료는 같은 표본에 대하여 여러 기간에 걸쳐 반복 조사한 자료이기 때문에 횡단면 분석에서 얻을 수 있는 정보뿐만 아니라 시계열적 변화까지 포함하고 있다는 장점이 있다. 또한, 취업자 표본은 재학 중, 미취업 중 표본과 다른 특성을 보이고 종사상

지위, 직장규모, 로그시간당 임금 등과 같은 변수가 취업자 표본에서만 관측되므로 전체 표본 분석 후 취업자 표본을 별도로 구성하여 분석하였다. 연구에서 사용한 분석 모형은 다음과 같다.

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + z'_i\alpha + v_i + \epsilon_{i,t}$$

위의 식에서  $y_{i,t}$ 는 로그유보임금, 근무편의성 요인, 선망직장 요인 등의 취업 눈높이 지표이고  $x_{i,t}$ 는 시간에 따라 변하는(time-varying) 개인의 관측되는 특성으로 연령, 현재 학력, 결혼, 현재 장래희망 직업 여부, (전체 표본의 경우) 현재 상태별, (취업자의 경우) 종사상지위, 기업체 규모, 로그시간당 임금이다.  $z_i$ 는 시간에 따라 변하지 않는(time-invariant) 개인의 관측되는 특성으로 성, 고교 유형, 고3 당시 사교육 경험, 고3 당시 가구 소득, 부친 교육 연수 등이다.  $v_i$ 는 관측되지 않는 개인 고유의 이질성(unobserved individual-specific heterogeneity)이고  $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 의미한다. 패널 분석 시  $v_i$ 를 오차항으로 간주하고 pooled OLS 분석을 시행하게 되면 누락변수 편의(omitted variable bias)가 발생하게 된다. 만약, 관측되지 않는 개인 고유의 이질성이 설명변수에 충분히 포함되어 있다고 가정해도  $v_i$ 를 오차항에 포함하면 시계열 상관(serial correlation)이 존재한다.

이런 문제점을 해결하기 위해서 패널 분석에서는 주로 고정효과(fixed effect) 모형과 확률효과(random effect) 모형을 사용한다. 확률효과 모형에서는  $v_i$ 가 관측된 설명변수와는 상관관계가 없다고 가정하고 임의 오차(random error)로 간주한다. 이러한 가정이 성립하지 않으면 편의(bias) 문제를 발생시킬 수 있다. 예를 들어, 개인의 관측되지 않는 생산성이 교육수준과 관련이 있을 수 있는데 이런 경우 확률효과 모형을 사용하게 되면 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 없다. 고정효과 모형은 이러한 확률효과 모형의 가정이 유효하지 않을 때 사용하는 방법론으로 개인특성 더미 변수(individual-specific dummy variable)를 포함하거나 demeaned transformation 등을 사용하여 일치추정량을 얻을 수 있다(민인식, 2015).

Hausman 검정 결과, 세 가지 분석(유보임금 결정요인 분석, 근무편의성 요인 결정 분석, 선망직장 요인 결정요인 분석) 중 유보임금 결정요인 분석, 선망직장 요인 결정요인 분석은 고정효과 모형과 확률효과 모형에서 추정된 계수 값이 1% 유의 수준에서 통계적으로 다르지 않다는 결과가 나왔다. 이 경우, 고정효과 모형과 확률효과 모형의

추정치 둘 다 일치추정량(consistent estimator)이고 확률효과 모형 추정치가 더욱 효율적(efficient)이기 때문에 확률효과 모형을 사용하는 게 적합하다. 반면 근무편의성 요인 결정 분석에서는 고정효과 모형과 확률효과 모형에서 추정된 계수 값이 1% 유의수준에서 통계적으로 다르지 않다는 가설이 기각되어 확률효과 모형의 추정치에 편의가 있다는 것으로 나타났다.

하지만, 고정효과 모형에서는 시간에 따라 변하지 않는(time-invariant) 변수가 분석에서 누락되어 해당 변수에 대한 효과를 추정하는 것이 불가능하기 때문에 본 연구에서는 시간에 따라 변하지 않는(time-invariant) 개인의 관측되는 특성 변수를 분석에 포함하기 위해서 세 가지 분석 모두 확률효과 모형을 중심으로 분석 결과를 제시한다. 또한, 본 논문의 분석 결과를 인과관계로 해석하기에는 다소 무리가 있으므로 취업 준비이와의 상관관계로 이해하고자 한다.

## 1. 전체 표본 대상 분석

먼저, 유보임금 결정요인 분석을 위하여 종속변수가 로그 유보임금인 회귀식을 추정하였다. 또한, 남성과 여성의 유보임금 결정 메커니즘이 상이할 것임을 감안하여 남성과 여성 표본을 분리한 유보임금 회귀식 추정 결과도 함께 제시하였다. <표 10>을 통해 개별 변수의 유의성을 살펴보면, 남성은 여성에 비해 유보임금이 18.42% 높으며 연령이 높을수록 유보임금이 증가하는 것을 확인할 수 있다. 학력별로는 기준집단(reference group)이 고졸일 때, 전문대 재학 중인 경우를 제외하고는 학력이 높을수록 유보임금이 상승하였다. 현재 상태의 경우, 기준집단이 재학 중일 때 취업 중과 미취업 중인 경우가 재학 중인 경우에 비해 유보임금이 낮아 기초분석과 동일한 결과가 유지되었다. 결혼 여부는 전체 표본에서는 유의한 효과가 나타나지 않았지만 남성 표본에서는 정(+)의 효과가 나타났다. 여성 표본에서는 확률효과 모형의 경우 유의한 효과가 드러나지 않았지만 고정효과 모형에서는 부(-)의 효과가 나타났다.

고교 관련 변수를 살펴보면, 일반계인 경우 전문계보다 유보임금이 높았고 고3 당시 사교육 경험은 유의한 효과를 보이지 않았다. 가구배경 변수 중 고3 당시 가구소득은 크기는 작지만 유의한 정(+)의 효과를 보였고, 부친의 교육연수가 1년 증가할 때 자녀의 유보임금이 1% 상승하였다. 마지막으로 현재 장래희망 여부 또한 유의한 정(+)의 효과를 가져 진로 활동이나 진로 설계 등에 관심이 높은 경우 유보임금이 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 10〉 유보임금 패널 분석 (전체 표본 대상)

	전체		남성		여성	
	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형
성 (남성=1, 여성=0)		0.1842*** (0.0137)				
연령	0.0434*** (0.0035)	0.0402*** (0.0033)	0.0467*** (0.0053)	0.0421*** (0.0050)	0.0412*** (0.0046)	0.0395*** (0.0043)
전문대 재학	0.0101 (0.0558)	-0.0780* (0.0409)	-0.0520 (0.0728)	-0.1555** (0.0544)	0.1315 (0.0936)	0.0429 (0.0667)
전문대 졸업	0.0759* (0.0397)	0.0378** (0.0183)	0.0346 (0.0501)	-0.0012 (0.0259)	0.1351* (0.0698)	0.0711*** (0.0262)
4년제대 재학	0.0897* (0.0506)	0.0346 (0.0367)	0.0732 (0.0661)	-0.0264 (0.0500)	0.1223 (0.0862)	0.1334** (0.0566)
4년제대 졸업	0.0795** (0.0374)	0.0752*** (0.0199)	0.0859* (0.0462)	0.0600** (0.0276)	0.0665 (0.0686)	0.0817*** (0.0294)
취업 중	-0.0161 (0.0370)	-0.0551* (0.0312)	-0.0520 (0.0515)	-0.1119** (0.0434)	0.0305 (0.0536)	0.0139 (0.0452)
미취업 중	-0.0404 (0.0387)	-0.1289*** (0.0328)	-0.0641 (0.0541)	-0.1702*** (0.0458)	0.0073 (0.0557)	-0.0497 (0.0472)
결혼 (배우자 있음=1, 배우자 없음=0)	-0.0236 (0.0234)	0.0165 (0.0184)	0.0602 (0.0432)	0.1299*** (0.0338)	-0.0562** (0.0276)	-0.0324 (0.0221)
고교 유형 (일반계=1, 전문계=0)		0.0300* (0.0156)		-0.0030 (0.0222)		0.0669*** (0.0220)
고3당시 사교육 경험 (있음=1, 없음=0)		0.0105 (0.0155)		0.0116 (0.0223)		0.0132 (0.0214)
고3 당시 가구소득		0.0001** (0.0000)		0.0001 (0.0001)		0.0001 (0.0001)
부친 교육연수		0.0100*** (0.0029)		0.0092** (0.0041)		0.0102** (0.0040)
현재 장래희망직업 (있음=1, 없음=0)	0.0146 (0.0119)	0.0290*** (0.0103)	0.0152 (0.0168)	0.0376*** (0.0145)	0.0100 (0.0170)	0.0159 (0.0145)
Constant	4.0003*** (0.0993)	3.8307*** (0.0981)	4.0375*** (0.1495)	4.0564*** (0.1461)	3.9041*** (0.1355)	3.7513*** (0.1333)
관찰 수	7,387		3,923		3,464	
R-squared	0.0342		0.0388		0.0328	

주 : \*\*\*-1%, \*\*-5%, \*-10% 유의수준에서 각각 유의함.

<표 11> 취업 준비이 패널 분석: 근무편의성 요인 (전체 표본 대상)

	전체		남성		여성	
	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형
성 (남성=1, 여성=0)		-0.5613*** (0.0298)				
연령	0.0387*** (0.0066)	0.0390*** (0.0063)	0.0508*** (0.0098)	0.0529*** (0.0093)	0.0323*** (0.0090)	0.0287*** (0.0086)
전문대 재학	-0.1524 (0.1053)	0.0443 (0.0809)	-0.1771 (0.1334)	0.0043 (0.1053)	-0.1409 (0.1831)	0.1384 (0.1353)
전문대 졸업	-0.1079 (0.0749)	0.1045*** (0.0388)	-0.1714* (0.0919)	0.0616 (0.0535)	-0.0945 (0.1365)	0.1230** (0.0575)
4년제대 재학	-0.0728 (0.0956)	0.0984 (0.0731)	0.0421 (0.1212)	0.1720* (0.0972)	-0.3910** (0.1686)	-0.1190 (0.1165)
4년제대 졸업	-0.0082 (0.0706)	0.1493*** (0.0416)	0.0099 (0.0846)	0.1685*** (0.0559)	-0.1025 (0.1341)	0.0999 (0.0639)
취업 중	-0.0295 (0.0699)	-0.0179 (0.0612)	-0.0204 (0.0944)	-0.0457 (0.0830)	-0.0837 (0.1048)	-0.0007 (0.0914)
미취업 중	-0.0536 (0.0730)	-0.0220 (0.0642)	-0.0171 (0.0991)	-0.0172 (0.0876)	-0.1156 (0.1090)	-0.0280 (0.0955)
결혼 (배우자 있음=1, 배우자 없음=0)	0.0080 (0.0441)	-0.0042 (0.0365)	0.0679 (0.0792)	-0.0197 (0.0657)	-0.0031 (0.0540)	0.0194 (0.0451)
고교 유형 (일반계=1, 전문계=0)		0.0410 (0.0342)		-0.0056 (0.0480)		0.0892* (0.0491)
고3 당시 사교육경험 (있음=1, 없음=0)		0.0545 (0.0341)		0.0920* (0.0486)		0.0088 (0.0480)
고3 당시 가구소득		0.0002* (0.0001)		0.0003* (0.0001)		0.0001 (0.0001)
부친 교육연수		0.0184*** (0.0064)		0.0143 (0.0090)		0.0199** (0.0090)
현재 장래희망직업 (있음=1, 없음=0)	-0.0276 (0.0225)	-0.0415** (0.0201)	-0.0767** (0.0307)	-0.0733*** (0.0275)	0.0254 (0.0332)	-0.0081 (0.0293)
Constant	-0.9067*** (0.1875)	-1.1729*** (0.1933)	-1.4951*** (0.2740)	-2.0373*** (0.2807)	-0.3549 (0.2650)	-0.9061*** (0.2709)
관찰 수	7,387		3,923		3,464	
R-squared	0.0114		0.0175		0.0137	

주 : \*\*\*-1%, \*\*-5%, \*-10% 유의수준에서 각각 유의함.

취업 눈높이 15개 항목 요인분석을 통해 얻은 근무편의성 요인과 선망직장 요인에 대한 분석을 위하여 각 요인의 요인점수를 종속변수로 하는 패널분석을 시행하였다. 먼저, <표 11>의 근무편의성 요인에 대한 분석 결과를 살펴보면, 남성의 경우 요인점수가 낮은 것으로 나타나 여성이 근무조건을 더욱 중시한다는 결과를 확인할 수 있었다. 또한, 연령이 올라갈수록 근무편의성 요인을 중시하였고, 학력별로는 고졸을 기준 집단으로 했을 때 확률효과 모형에서는 학력이 높을수록 근무편의성 요인을 중시하였다. 그러나 고정효과 모형에서는 반대로 학력은 유의한 부(-)의 효과를 보였으며, 이러한 결과는 남성 표본과 여성 표본 모두에서 동일하게 나타났다. 근무편의성 요인 분석의 경우 Hausman 검정에서 확률효과 모형이 적합하지 않다는 점을 고려하면, 고정효과 모형의 결과를 중심으로 해석할 수 있다. 다음으로 현재 상태별로는 유보임금과는 다르게 유의한 차이를 보이지 않았다.

고교 관련 변수 중 고교 유형은 여성 표본에서만 유의한 정(+) 효과를 보였고 고3 당시 사교육 경험은 남성 표본에서 유의한 정(+)의 효과가 나타났다. 고3 당시 가구소득은 유보임금 분석 결과와 마찬가지로 효과의 크기는 작지만 소득이 높을수록 근무편의성 요인에 유의한 정(+)의 효과를 보였으며, 부친의 교육연수는 전체 표본과 여성 표본에서 유의한 정(+)의 효과를 보였다.

다음으로 <표 12>의 선망직장 요인 분석 결과에 따르면, 전체적으로 성별로 유의한 차이는 나타나지 않았으며, 연령별로는 남성 표본에서는 연령이 높아질수록 선망직장을 중시한 반면, 여성 표본에서는 유의한 효과가 나타나지 않았다. 이를 앞의 분석 결과와 종합하면, 여성의 경우 연령이 높아질수록 임금과 근무편의성 요인을 중요시하나, 선망직장 요인은 변화가 없음을 의미한다. 학력별로는 고졸에 비해 4년제 대졸자가 선망직장을 더욱 중시하였고, 현재 상태별로는 재학 중에 비해 취업 중과 미취업 중인 경우 선망직장에 대한 중요도가 낮았다. 이를 앞의 분석 결과와 종합해보면 재학 중인 경우 유보임금과 선망직장 요인에 대한 선호도가 모두 취업 중과 미취업 중인 경우에 비해 높아 재학생의 전반적 취업 눈높이가 높음을 알 수 있다. 배우자가 있는 경우에 선망직장 요인에 대한 중요도가 낮아져 결혼 이후에는 선망직장에 대한 눈높이는 낮아지고 유보임금이 높아져 실질적인 경제적 보상에 더욱 관심이 높아진다는 것을 추론할 수 있다.

고교 관련 변수에 대한 결과를 보면, 전체 표본과 여성 표본에서 일반계인 경우 전문계보다 선망직장 요인점수가 높았고, 고3 당시 사교육 경험도 전체 표본과 여성 표본에서 유의한 정(+)의 효과를 보였다. 가구소득이 선망직장 요인점수에 미치는 효과는

전체 표본과 남성 표본에서만 나타났고, 부친 교육연수에 대한 정(+)의 효과는 모든 표본에서 유의하였다. 마지막으로 장래희망이 있으면 선망직장을 중시하는 것으로 나타

〈표 12〉 취업 준비가 패널 분석: 선망직장 요인 (전체 표본 대상)

	전체		남성		여성	
	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형
성 (남성=1, 여성=0)		-0.0126 (0.0289)				
연령	0.0116* (0.0067)	0.0117* (0.0063)	0.0399*** (0.0104)	0.0401*** (0.0098)	-0.0095 (0.0085)	-0.0111 (0.0081)
전문대 재학	0.0096 (0.1064)	-0.0665 (0.0807)	-0.0069 (0.1417)	-0.0230 (0.1089)	0.0052 (0.1725)	-0.1566 (0.1282)
전문대 졸업	0.0168 (0.0756)	0.0412 (0.0379)	-0.1112 (0.0976)	0.0226 (0.0537)	0.1533 (0.1286)	0.0472 (0.0550)
4년제대 재학	0.0049 (0.0966)	0.0257 (0.0728)	0.0716 (0.1288)	0.0532 (0.1004)	-0.0511 (0.1588)	0.0027 (0.1105)
4년제대 졸업	-0.0196 (0.0713)	0.0982** (0.0408)	0.0001 (0.0899)	0.0912 (0.0566)	-0.0847 (0.1263)	0.0821 (0.0610)
취업 중	-0.0081 (0.0706)	-0.1029* (0.0612)	-0.0339 (0.1003)	-0.1491* (0.0863)	0.0283 (0.0987)	-0.0543 (0.0866)
미취업 중	-0.0229 (0.0738)	-0.1284** (0.0642)	-0.0005 (0.1053)	-0.1230 (0.0912)	-0.0155 (0.1027)	-0.1108 (0.0904)
결혼 (배우자 있음=1, 배우자 없음=0)	-0.2317*** (0.0445)	-0.2083*** (0.0364)	-0.2186*** (0.0841)	-0.1801*** (0.0678)	-0.1907*** (0.0509)	-0.1815*** (0.0428)
고교 유형 (일반계=1, 전문계=0)		0.0861*** (0.0331)		0.0718 (0.0470)		0.1009** (0.0470)
고3 당시 사교육 경험 (있음=1, 없음=0)		0.0741** (0.0329)		0.0534 (0.0474)		0.0891* (0.0460)
고 3당시 가구소득		0.0002* (0.0001)		0.0003** (0.0001)		0.0000 (0.0001)
부친 교육연수		0.0300*** (0.0061)		0.0318*** (0.0088)		0.0263*** (0.0087)
현재 장래희망직업 (있음=1, 없음=0)	0.0699*** (0.0228)	0.1051*** (0.0201)	0.0109 (0.0326)	0.0548* (0.0287)	0.1352*** (0.0313)	0.1604*** (0.0278)
Constant	-0.3019 (0.1894)	-0.9028*** (0.1928)	-0.9888*** (0.2910)	-1.6580*** (0.2910)	0.1705 (0.2496)	-0.2913 (0.2569)
관찰 수	7,387		3,923		3,464	
R-squared	0.0068		0.0069		0.0217	

주 : \*\*\*-1%, \*\*-5%, \*-10% 유의수준에서 각각 유의함.

나, 진로탐색에 적극적일 경우 유보임금과 선망직장 요인에 특히 영향을 미치는 것으로 보인다.

## 2. 취업자 대상 분석

개인의 취업 눈높이에 따라 취업준비 정도, 구인 제의에 대한 수락 여부 등이 달라질 것이고, 현재 종사하는 일자리의 특성이 개인의 취업 눈높이에 일정한 영향을 미칠 것이기 때문에 현재 취업상태는 취업 눈높이와 일정한 상관관계를 가질 것이다. 취업자 대상 분석에서는 독립변수 중 기존의 현재 상태별 변수는 제외하고 종사상지위, 기업체 규모, 로그시간당 임금 등을 추가하여 현재 일자리의 특성과 취업 눈높이 간의 상관관계를 중점적으로 분석한다. 먼저 <표 13>의 유보임금 분석 결과를 보면, 전체 표본 대상 분석과 동일하게 종속변수는 로그 유보임금이고 취업자 전체 표본 이외에도 남성과 여성 표본을 분리한 분석의 결과이다. 개별 변수의 효과를 보면, 남성일 경우 여성보다 유보임금이 높았고 연령과 학력에 대한 정(+)의 효과도 유의하게 나타났다. 결혼 여부는 남성 표본에서만 유의한 정(+)의 효과가 나타나므로 취업자로 표본을 한정해도 전체 표본 추정 결과와 동일하다. 장래희망 변수는 유의한 효과를 나타내지 않았는데 이는 취업 이후에는 진로 활동이 유보임금에 큰 영향이 없음을 나타낸다.

다음으로 종사상지위 변수는 여성 표본의 경우에만 유의한 효과가 있으며, 상용직일 때 임시·일용직보다 유보임금이 높은 것으로 나타났다. 기업체 종사자 300인을 기준으로 대기업과 중소기업을 나누었을 때, 대기업인 경우 중소기업보다 유보임금이 높았으며, 유보임금의 기준이 될 수 있는 현 직장에서의 로그시간당 임금이 유보임금 결정에 커다란 영향력이 있음을 나타냈다.

<표 14>의 취업자 표본의 근무편의성 요인 분석에는 전체 표본과 비슷하게 여성의 요인점수가 남성보다 높았고 연령이 높아질수록 근무편의성을 중요하게 여기는 경향이 나타났다. 그리고 학력에 대한 효과도 전체 표본과 유사하게 고정효과 모형에서는 부(-)의 효과가, 확률효과에서는 정(+)의 효과가 나타났다. 고교 변수 중 고교 유형은 여성 표본에서만 유의한 효과가 나타났고 사교육 효과는 남성 표본에서만 유의한 효과가 나타나 전체 표본과 유사했다. 가구소득도 효과의 크기는 작지만 정(+)의 효과가 나타났고 부친 교육연수가 높을수록 근무편의성에 대한 눈높이가 높았고 장래희망직업에 대한 효과는 유의하지 않았다.

<표 13> 유보임금 패널 분석 (취업자 대상)

	전체		남성		여성	
	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형
성 (남성=1, 여성=0)		0.1596*** (0.0157)				
연령	0.0391*** (0.0047)	0.0300*** (0.0040)	0.0448*** (0.0073)	0.0337*** (0.0063)	0.0371*** (0.0061)	0.0286*** (0.0053)
전문대 재학	-0.0160 (0.0539)	-0.0250 (0.0353)	-0.0389 (0.0658)	-0.0244 (0.0446)	0.0109 (0.0962)	-0.0323 (0.0614)
전문대 졸업	0.0571 (0.0502)	0.0352* (0.0208)	-0.0289 (0.0632)	0.0044 (0.0308)	0.1834** (0.0855)	0.0560** (0.0268)
4년제대 재학	0.0869* (0.0492)	0.1076*** (0.0284)	0.0917 (0.0620)	0.1070*** (0.0382)	0.1268 (0.0843)	0.1181*** (0.0428)
4년제대 졸업	0.0632 (0.0514)	0.0812*** (0.0230)	0.0598 (0.0670)	0.0962*** (0.0339)	0.1120 (0.0842)	0.0702** (0.0300)
결혼 (배우자 있음=1, 배우자 없음=0)	0.0021 (0.0291)	0.0271 (0.0223)	0.0865* (0.0489)	0.1250*** (0.0368)	-0.0393 (0.0362)	-0.0396 (0.0274)
고교 유형 (일반계=1, 전문계=0)		0.0080 (0.0182)		-0.0403 (0.0290)		0.0525** (0.0212)
고3 당시 사교육 경험 (있음=1, 없음=0)		0.0055 (0.0178)		0.0027 (0.0287)		0.0114 (0.0207)
고3 당시 가구소득		0.0001*** (0.0001)		0.0001 (0.0001)		0.0001** (0.0001)
부친 교육연수		0.0055 (0.0035)		0.0073 (0.0057)		0.0029 (0.0040)
현재 장래희망직업 (있음=1, 없음=0)	0.0064 (0.0152)	0.0128 (0.0123)	0.0218 (0.0223)	0.0282 (0.0183)	-0.0100 (0.0208)	-0.0015 (0.0162)
종사상지위 (상용직=1, 임시직/일용직=0)	-0.0112 (0.0217)	0.0143 (0.0174)	-0.0444 (0.0317)	-0.0144 (0.0257)	0.0202 (0.0301)	0.0423* (0.0234)
기업체 규모 (대기업=1, 중소기업=0)	0.0198 (0.0198)	0.0731*** (0.0139)	0.0249 (0.0274)	0.0720*** (0.0202)	0.0105 (0.0286)	0.0807*** (0.0185)
로그시간당 임금	0.0950*** (0.0209)	0.1392*** (0.0161)	0.1128*** (0.0289)	0.1212*** (0.0230)	0.0668** (0.0303)	0.1651*** (0.0220)
Constant	3.2431*** (0.1803)	2.8260*** (0.1528)	3.0569*** (0.2595)	3.0637*** (0.2305)	3.3913*** (0.2564)	2.6258*** (0.2045)
관찰 수	4,267		2,004		2,263	
R-squared	0.0591		0.0810		0.0517	

주 : \*\*\*-1%, \*\*-5%, \*-10% 유의수준에서 각각 유의함.

〈표 14〉 취업 눈높이 패널 분석: 근무편의성 요인 (취업자 대상)

	전체		남성		여성	
	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형
성 (남성=1, 여성=0)		-0.5805*** (0.0350)				
연령	0.0382*** (0.0099)	0.0359*** (0.0087)	0.0464*** (0.0158)	0.0476*** (0.0137)	0.0378*** (0.0127)	0.0282** (0.0113)
전문대 재학	-0.1257 (0.1143)	0.1086 (0.0769)	-0.2487* (0.1427)	0.1186 (0.0960)	0.0104 (0.1999)	0.1238 (0.1362)
전문대 졸업	-0.1828* (0.1066)	0.1099** (0.0462)	-0.3638*** (0.1370)	0.1047 (0.0639)	-0.0712 (0.1777)	0.0841 (0.0682)
4년제대 재학	-0.0966 (0.1044)	0.1130* (0.0621)	0.1471 (0.1344)	0.2891*** (0.0815)	-0.3809** (0.1751)	-0.1613 (0.0989)
4년제대 졸업	-0.0748 (0.1091)	0.1665*** (0.0509)	0.0404 (0.1453)	0.2502*** (0.0707)	-0.1935 (0.1749)	0.0623 (0.0755)
결혼 (배우자 있음=1, 배우자 없음=0)	-0.0230 (0.0617)	-0.0438 (0.0486)	0.0587 (0.1061)	-0.0610 (0.0786)	-0.0606 (0.0752)	-0.0194 (0.0614)
고교 유형 (일반계=1, 전문계=0)		0.0522 (0.0405)		-0.0171 (0.0594)		0.1261** (0.0557)
고3 당시 사교육경험 (있음=1, 없음=0)		0.0653* (0.0397)		0.1147* (0.0586)		0.0185 (0.0544)
고3 당시 가구소득		0.0002* (0.0001)		0.0002 (0.0002)		0.0002* (0.0001)
부친 교육연수		0.0162** (0.0077)		0.0141 (0.0116)		0.0154 (0.0104)
현재 장래희망직업 (있음=1, 없음=0)	0.0365 (0.0323)	-0.0063 (0.0268)	-0.0132 (0.0484)	-0.0236 (0.0397)	0.0691 (0.0433)	0.0066 (0.0362)
종사상 지위 (상용직=1, 임시직/일용직=0)	0.0421 (0.0461)	0.0569 (0.0379)	0.0579 (0.0687)	0.0316 (0.0558)	0.0440 (0.0626)	0.0942* (0.0520)
기업체 규모 (대기업=1, 중소기업=0)	-0.0390 (0.0420)	-0.0304 (0.0305)	-0.0981* (0.0594)	-0.0880** (0.0433)	0.0116 (0.0595)	0.0266 (0.0432)
로그시간당 임금	0.2012*** (0.0443)	0.1846*** (0.0350)	0.2626*** (0.0626)	0.2195*** (0.0497)	0.1279** (0.0630)	0.1579*** (0.0499)
Constant	-2.7063*** (0.3827)	-2.8062*** (0.3328)	-3.7895*** (0.5628)	-3.9747*** (0.4994)	-1.7405*** (0.5327)	-2.3523*** (0.4554)
관찰 수	4,267		2,004		2,263	
R-squared	0.0253		0.0464		0.0232	

주 : \*\*\*-1%, \*\*-5%, \*-10% 유의수준에서 각각 유의함.

<표 15> 취업 준비가 패널 분석: 선망직장 요인 (취업자 대상)

	전체		남성		여성	
	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형	고정효과 모형	확률효과 모형
성 (남성=1, 여성=0)		-0.0613* (0.0330)				
연령	0.0050 (0.0096)	-0.0053 (0.0084)	0.0274* (0.0154)	0.0133 (0.0132)	-0.0064 (0.0124)	-0.0168 (0.0110)
전문대 재학	-0.0218 (0.1111)	-0.0133 (0.0741)	-0.0041 (0.1389)	0.0902 (0.0916)	-0.1198 (0.1949)	-0.1898 (0.1327)
전문대 졸업	0.0946 (0.1036)	0.0648 (0.0437)	-0.0318 (0.1334)	0.0752 (0.0588)	0.2222 (0.1732)	0.0424 (0.0668)
4년제대 재학	0.0820 (0.1015)	0.1659*** (0.0596)	0.1469 (0.1308)	0.2177*** (0.0771)	0.0579 (0.1706)	0.0924 (0.0966)
4년제대 졸업	-0.0226 (0.1060)	0.1143** (0.0483)	-0.0141 (0.1414)	0.1407** (0.0655)	-0.0023 (0.1705)	0.0721 (0.0739)
결혼 (배우자 있음=1, 배우자 없음=0)	-0.2063*** (0.0599)	-0.1920*** (0.0467)	-0.2054** (0.1032)	-0.1806** (0.0744)	-0.1959*** (0.0733)	-0.1928*** (0.0599)
고교 유형 (일반계=1, 전문계=0)		0.0671* (0.0382)		0.0705 (0.0541)		0.0690 (0.0546)
고3 당시 사교육경험 (있음=1, 없음=0)		0.0866** (0.0374)		0.0727 (0.0532)		0.0922* (0.0534)
고3 당시 가구소득		0.0000 (0.0001)		0.0001 (0.0002)		-0.0001 (0.0001)
부친 교육연수		0.0349*** (0.0073)		0.0395*** (0.0106)		0.0300*** (0.0102)
현재 장래희망직업 (있음=1, 없음=0)	0.0621** (0.0314)	0.1102*** (0.0258)	0.0123 (0.0471)	0.0841** (0.0380)	0.1013** (0.0422)	0.1305*** (0.0353)
종사상 지위 (상용직=1, 임시직/일용직=0)	-0.0622 (0.0448)	-0.0139 (0.0366)	-0.0811 (0.0668)	-0.0515 (0.0535)	-0.0465 (0.0610)	0.0129 (0.0507)
기업체 규모 (대기업=1, 중소기업=0)	-0.0150 (0.0408)	0.1428*** (0.0292)	-0.0629 (0.0578)	0.1654*** (0.0410)	0.0285 (0.0580)	0.1214*** (0.0422)
로그시간당 임금	0.0610 (0.0431)	0.2087*** (0.0337)	0.0704 (0.0610)	0.2378*** (0.0475)	0.0469 (0.0614)	0.1773*** (0.0486)
Constant	-0.6976* (0.3718)	-2.5316*** (0.3210)	-1.3295** (0.5477)	-3.4252*** (0.4796)	-0.3311 (0.5191)	-1.8522*** (0.4439)
관찰 수	4,267		2,004		2,263	
R-squared	0.0085		0.0105		0.0152	

주 - \*\*\* 1%유의수준, \*\* 5% 유의수준에서 \* 10% 유의수준에서 각각 유의함.

취업 관련 변수의 효과를 살펴보면, 상용직일수록 근무편의성에 대한 요인점수가 높았고 직장 규모는 남성 표본에서 부(-)의 효과가 나타나 대기업 종사자는 근무편의성을 중시하는 정도가 상대적으로 적음을 알 수 있었다. 로그시간당 임금은 유보임금과 마찬가지로 근무편의성에도 유의한 정(+)의 효과를 가져 현재 임금이 높을수록 근무환경도 중요시하는 것으로 나타났다.

마지막으로 <표 15>에 나타난 취업자 표본의 선망직장 요인에 대한 분석 결과를 살펴보면 남성보다 여성의 선망직장 요인점수가 높았다. 연령별로는 유의한 효과가 존재하지 않았고, 학력별로는 전체 표본과 남성 표본에서 고졸보다 4년제 대학 재학, 4년제 대학 졸업이 선망직장을 더 중시하였다. 또한, 배우자가 있는 구직자는 배우자가 없는 구직자보다 선망직장을 덜 중요하게 여기는 것으로 나타났다.

고교 관련 변수에서는 전문계보다 일반계일 경우, 그리고 사교육 경험이 없을 때보다 있을 경우에 선망직장 요인점수가 더 높았다. 가구소득은 유의한 효과가 나타나지 않았고, 부친의 교육연수의 효과는 유보임금, 근무편의성 요인보다 선망직장 요인 분석에서 효과가 더 컸다. 종사상지위별로는 상용직과 임시·일용직 간의 유의한 차이는 없었고, 대기업일 경우 중소기업보다 선망직장을 중요시하였다.

## V. 결론 및 정책적 시사점

본 논문에서는 「한국교육고용패널조사」 7~11차년도(2010~2014년)의 원자료를 패널화하여 취업 눈높이 실태를 분석하였다. 분석에 사용한 취업 눈높이 지표는 유보임금과 요인분석을 통해 추출된 근무편의성 요인, 선망직장 요인으로 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 취업 눈높이의 연도별 변화를 살펴보면, 유보임금은 2010~2013년까지는 지속적으로 상승했지만 2014년도에는 약간 하락하는 모습을 보였다. 2010년에 비해 2014년에 선호도가 높아진 항목은 주5일 근무(19.37%p), 통근 가능권(9.91%p), 근무시간(9.63%p), 사무직(7.55%p) 등으로 특히 근무 편의성과 관련된 항목의 선호도가 높아졌음을 알 수 있다. 2010년에 비하여 선호도가 낮아진 항목은 수도권 직장(3.57%p), 도시권 직장(1.67%p) 등인데, 공기업의 지방 이전, 정부부처 세종시 이전 등이 지방 근무에 대한

청년층의 거부감을 완화하는 데 어느 정도 영향을 미쳤으리라 생각된다.

둘째, 유보임금에 대한 패널분석 결과 남성, 연령, 그리고 학력은 유의한 정(+)의 효과를 보였다. 결혼 여부는 남성 표본에서만 정(+)의 효과가 나타났으며, 연령효과 역시 여성보다 남성에서 더 크게 나타나 남성이 느끼는 가족부양에 대한 경제적 책임감이 반영된 결과로 해석되었다. 현재 상태별로는 재학 중인 경우에 취업 중, 미취업 중인 경우보다 유보임금이 더 높았다.

셋째, 근무편의성 요인에 대한 패널 분석 결과 여성이 남성보다 근무편의성 요인을 중요시하는 것으로 나타났는데, 이는 여성이 가사, 육아 등에 대한 부담감이 높고 일과 가사를 병행할 수 있는 직업을 선호하기 때문에 근로시간, 통근 가능성 등 시간에 민감한 것으로 해석된다.

넷째, 선망직장 요인에 대한 패널 분석 결과 성별 차이는 유의하지 않았고, 남성은 연령이 높아질수록 선망직장을 중요시하는 경향이 강해지지만 여성의 연령에 대한 효과는 유의하지 않았다. 현재 상태별 변수에서는 재학 중에 비해 취업 중과 미취업 중이 선망직장에 대한 중요도가 낮았다.

이러한 분석 결과를 토대로 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 첫째로, 유보임금은 여성에 비해 남성이 높은 특징을 보였으나, 임금 이외의 취업 준비는 남성에 비해 여성이 더 높게 나타났다. 특히 여성은 근무시간, 통근 가능성, 주5일제 등에서 상대적으로 높은 취업 준비를 보인 반면, 남성은 정규직, 높은 임금 등을 중시하는 것을 알 수 있었다. 특히 연령이 높아지면서 남성의 이러한 성향이 더욱 강화됨을 감안할 때 취업을 중심의 질 낮은 일자리 양산을 통해서도 남성 청년층의 취업난 해소에 한계가 있을 것이다. 이와 더불어 여성은 고임금보다는 근무시간, 통근 가능성, 주5일제 등에 높은 관심을 보이는 만큼 청년층 고용대책을 수립할 때, 성별 취업 준비 차이를 감안한 세심한 정책 추진이 필요해 보인다. 앞으로 예상되는 생산가능인구의 감소에 대응하기 위해서는 더욱 현실적인 여성인력 활용방안을 모색해야 하며, 특히 저출산에 대처하면서 여성의 경제활동참가율을 높이기 위해서는 시간제 정규직, 유연근무제, 스마트워킹 등 직업과 가사의 병행이 가능한 일자리, 근무형태 등을 보다 적극적으로 개발할 필요가 있다.

둘째, 동일한 연령 코호트임에도 불구하고 유보임금은 4년제 대학 재학 중인 집단이 졸업자에 비해 더 높게 나타나 취업 준비와 재학 기간의 높은 상관관계를 드러냈다. 분석대상 코호트의 평균연령이 27.8세인 점을 감안하면, 분석 시점 현재 4년제 대학 재

학생은 분석 대상 중에서도 대학에 오래 재학한 집단에 해당한다. 이것은 취업 기대치가 높은 대학생 집단이 취업 스펙 준비를 위해 대학에 더 오래 재학하고, 이것이 재학생의 높은 취업 눈높이로 나타나고 있을 가능성을 시사한다. 이와 더불어 대학 재학생 일수록 유보임금이 높고, 취업 중, 미취업 중의 순으로 낮다는 사실은 노동시장에 대한 정보나 경험이 제한적인 청년층일수록 과도한 취업 눈높이를 갖고 있을 가능성을 시사한다. 진로교육을 통해 청년층이 노동시장의 생생한 현실을 깊이 체감할 수 있도록 교육의 현장성을 강화하고 관련 진로 정보를 체계적으로 제공하는 정보 시스템 강화가 필요하다.

셋째, 청년층이 중시하는 근로조건은 근무시간, 통근 가능권, 정규직, 주5일제 등이며, 중소기업 기피나 대기업 선호 등은 그다지 중요하지 않은 것으로 나타났다. 이는 청년층의 중소기업 취업기피 현상이 대기업에 대한 막연한 선호나 사회적 인정 욕구에 기인한다기보다는 청년층이 희망하는 합리적 인사관리, 근로조건 등이 중소기업에서는 충족되지 못하리라는 우려감 때문일 가능성을 시사한다. 청년층의 중소기업 기피 현상을 극복하기 위해서는 중소기업에서 투명하고 합리적인 인사관리 관행을 확립하고 근무시간 등이 철저히 준수되는 근로문화 정착이 중요한 과제임을 의미한다.

그간 청년층 취업난 해소를 위해 임시적 일자리 창출 등 노동수요 중심의 정책 대응이 있었으나, 인력양성 등 노동공급 측면에 대한 정책적 관심이 상대적으로 미진하였다는 점을 고려할 때, 청년층의 취업 눈높이에 대한 보다 심층적이고 다양한 분석을 통해 정책 이슈를 발굴하고, 이를 대책 마련에 활용할 필요성이 있다.

## 참고문헌

- 류재술·류기철. 「실업근로자의 성별 의중임금함수 추정」. 『노동경제논집』 25권 2호 (2002. 6): 109-128.
- 민인식. 「KEEP 데이터를 활용한 패널 실증분석」. 『제10회 한국교육고용패널 학술대회 패널특강』, (2015. 2): 1-49.
- 오호영·송창용·송경모. 『청년층의 취업 눈높이 실태파악을 통한 진로정책 과제』.

- 세종: 한국직업능력개발원, 2012.
- 이병희·윤윤규·김주영·정성미. 『청년 비취업자의 눈높이 조정과정에 대한 연구』. 세종: 한국노동연구원, 2009.
- 이성림. 「미취업 여성의 미취업 원인에 관한 연구: 의중임금과 시장임금의 비교를 중심으로」. 『노동경제논집』 27권 1호 (2004. 4): 135-164.
- 어수봉. 『한국의 실업구조와 신인력정책』. 세종: 한국노동연구원, 1994.
- Carrillo-Tudela, C. “An Equilibrium Search Model when Firms Observe Workers’ Employment Status.” *International Economic Review* 50 (2) (April 2009): 485-506.
- Hogan, V. “Wage Aspirations and Unemployment Persistence.” *Journal of Monetary Economics* 51 (8) (November 2004): 1623 - 1643.
- Jones, S.R.G. “Reservation Wages and the Cost of Unemployment.” *Economica New Series* 56 (222) (May 1989): 225 - 246.
- Mortensen, Dale. “Job Search and Labor Market Analysis.” In *Handbook of Labor Economics*. Vol. 2, edited by Orley C. Ashenfelter and Richard Layard, pp. 849-919. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.
- Prasad, E.S. *What Determines the Reservation Wages of Unemployed Workers? New Evidence on German Micro Data*. (IZA discussion paper No. 694). Bonn, Germany: Institute for the Study of Labor (IZA), 2003.

---

abstract

---

## The Panel Analysis of Youth Employment Expectation

Hye Jin Kim, Ho Young Oh

The purpose of this article is to examine the change of employment expectation using the wave 7-11 (2010-2014) of Korea Education and Employment Panel(KEEP). The three main variables are the reservation wage, which has been studied by labor economists for a long time, the convenient working environment factor, the desired job factor. Last two of which are extracted from the 15 survey questions about employment expectation using the factor analysis. Our estimates suggest that male have a higher reservation wage than female while female have a higher level of expectation overall. Women attach more importance to working environment especially. Also, university students have a higher reservation wage and set a higher value on the desired job than employees and job seekers.

Key words: employment expectation, reservation wage, factor analysis

勞 動 經 濟 論 集  
 第39卷 第3號, 2016. 9. pp.33~73  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 인지 및 비인지적 요인이 임금에 미치는 영향\*

김 두 순\*\* · 서 현 주\*\*\*

본 논문에서는 한국고용정보원의 행정DB를 이용하여 인지능력과 비인지적 요인이 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 개인의 인지능력으로는 적성검사(Aptitude Test Battery) 점수의 첫 번째 주성분을, 비인지적 요인은 성격 5요인(Big Five Personality Inventory) 점수를 활용하였다. 분석 결과, 인지능력과 비인지적 요인 중 성실성과 외향성이 임금수준에 긍정적 효과를 미치고, 그 유의성은 비교적 높았다. 본 연구에서 나타난 비인지 요인들에 대한 추정계수의 부호와 유의성 강도는 기존 심리학의 결론과 유사하였다. 한편 인지능력은 교육수준이 높을수록 임금수준에 대한 영향력이 더 커지는 것으로 나타났으며, 이러한 현상은 4년제 대학졸업자에서 강하게 작용하고 있었다.

주제어: 인지능력, 비인지 요인, 성격 5요인, 임금

### I. 서론

개인의 노동시장 성과를 설명하는 실증분석의 임금방정식은 흔히 인적자본론의 관점

논문 접수일: 2016년 7월 15일, 논문 수정일: 2016년 9월 12일, 논문 게재확정일: 2016년 9월 20일

\* 본 논문과 관련하여 조언을 아끼지 않은 저자의 지인들과 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자에게 깊은 감사를 표한다.

\*\* 한국고용정보원 전임연구원(kidusu@keis.or.kr)

\*\*\* 한국고용정보원 전임연구원(hjseo75@keis.or.kr)

에서 설명된다. 인적자본 변수는 선천적으로 결정되는 개인의 능력과 후천적으로 습득되는 기술로 구분된다. 인적자본의 축적은 교육투자에 의해 이루어지며, 축적되는 자본 요소는 노동생산성이나 생애소득에 영향을 준다는 것이 주된 요지이다. Mincer의 방정식은 공급 측면의 요소인 인적자본 변수와 결합되면서(Balcar, 2012) 현재까지 임금결정 요인에 관한 실증적 도구로 널리 사용되고 있다. 하지만 실증 단계에 직면하면 개인 능력을 대리하는 변수가 존재하지 않는 자료가 다수이고, 이러한 현실적 제약은 누락 변수 문제(omitted variable bias)를 초래하게 된다.

누락변수를 해결하기 위해 오랜 기간 동안 IQ를 비롯한 인지능력(measured cognitive skill), 성취점수(achievement score) 등이 개인 능력에 대한 근사값으로 활용되어 왔다(Thiel & Thomsen, 2013). 그러나 인지능력 특히 IQ는 예상과는 달리 과대평가되었다는 의견이 최근의 연구결과이며(Zax & Rees 2002; Anger & Heineck, 2010; Gensowski et al., 2011), IQ의 소득효과는 무시해도 될 수준이라는 실증적 주장이 존재하기도 한다(Deng, 2010). IQ(intelligence)와는 달리 인지적 요인은 특정 분야에서의 성공 가능성을 내포하는 적성(aptitude)의 개념으로, 하위 요인으로도 세분화되기 때문에 직업 특수적(job specific) 숙련과 깊은 관련성이 있을 것으로 보인다. 그리고 지능이나 인지적 요인은 교육 성취와 강한 상관성을 가지고 있기 때문에 무시할 수 없는 요인임은 분명하다. 하지만 그럼에도 불구하고 전통적인 인적자본 변수는 노동시장 성과를 설명하는데 충분한 지표가 아니며(Heineck & Anger, 2010; Bowles et al., 2001a), 인지능력을 포함하더라도 모형에서 설명되지 않는 부분이 여전히 존재한다.

동일한 학력수준과 유사한 배경을 지닌 개인 간 노동시장 성과의 이질성은 어떻게 설명할 것인가? 더 나아가서 유사한 수능점수를 보유한 같은 대학 출신자들의 임금차이는 인적자본론 관점에서 설명될 수 있는가? 또는 개인 간의 학업성취도는 단지 IQ를 비롯한 그 외 요인들로 충분히 설명가능한가? 이러한 개인 간의 이질성에 대한 의문을 해결하기 위한 시도는 인적자본 변수의 또 다른 퍼즐에 해당하는 비인지적 요인(noncognitive skill)의 활용으로 나타난다. 비인지적 요인의 중요성은 Heckman and Rubinstein(2001)의 연구에 의해 널리 알려졌다. 이들의 연구는 GED 합격자가 인지능력을 통제하면 오히려 더 낮은 수익률과 더 많은 불법행위를 저지른다는 실증을 통해, 비인지적 요인의 중요성을 반증하고 있다. 이후 NLSY를 비롯한 주요 국가들의 패널 조사에 비인지 문항이 포함되면서 최근 10여 년 동안 이에 대한 연구가 활발히 진행되고 있으며, 인지능력, 비인지적 요인, 교육을 인적자본 변수에 가장 중요한 설명요소로

간주하고 있다(Lindsey, 2013). 또한, 심리학적 요인을 활용한다는 공통점이 있는 행동경제학의 연구 결과들이 급증하고 있음은 Dohmen(2014)의 문헌연구에도 잘 나타나 있다.

경제학 연구에 심리적 요소를 접목하는 시도가 비단 최근의 현상은 아닐 것이다. 다만 심리적 요소는 경제적 성과를 설명하는 요인으로서 결과의 일관성이나 인과적 관계가 약하다고 평가되어 왔다(Borghans et al., 2008). 모형의 설명력을 강화하고 개개인의 이질성을 보완하는 장점 외에도, 비인지적 요인은 그간 인과관계가 모호했던 현상에 대한 해석을 가능케 한다. 예를 들어, 날씬한 외모나 주변을 깨끗이 하는 경향이 있는 집단(good housekeeping)의 임금프리미엄이 높은 것은 고용주가 추구하는 속성과 연관성이 있다는 주장이나(Bowles et al., 2001b), 키의 임금프리미엄은 사실은 인지나 비인지적 요인에 의해 설명된다는 실증결과가 이에 해당할 것이다(Schick & Steckel, 2015; 조현국, 2014).

IQ와 소득에 관한 실증연구는 의외로 많지 않은데 실제 관련 연구는 소수에 불과하다(Zax & Rees, 2002). 근래에는 IQ보다는 인지적 능력을 이용한 실증연구가 대다수를 차지한다. 개인의 인지능력을 측정하는 대표적인 사례는 미국 NLSY의 ASVAB(Armed Services Vocational Aptitude Battery) 점수와 영국 NCDS의 GAT(The General Ability Test) 점수이다. 이러한 적성검사점수는 IQ와 같은 단일 측정값이 아니고 개인 적성을 범주화한 다차원 측정값이다. 다차원 점수를 직접적으로 사용하거나 첫 번째 주성분(1st principal component)을 단일 측정값으로 사용하며, NLSY의 경우 단일 측정값으로 환산한 AFQT(Armed Forces Qualification Test) 점수<sup>1)</sup>를 별도로 제공하고 있다.

비인지 요인으로 활용되는 변수로는 McCrae and Costa에 의해 정립된 성격 5요인(Five Factor Model; Big Five Personality)이 널리 알려져 있으며, 대표적인 조사는 영국의 BHPS, 독일의 SOEP, 호주의 HILDA 등이다. 성격 5요인을 비롯한 하위 요인들은 개인의 성격적 특성을 모두 포괄하려는 모형인 데 반해, 전부를 포괄하지는 않지만 일부 우수한 특질에 대한 측정값 역시 자주 활용되고 있다. 대표적인 사례로는 통제체적(locus of control), 자부심(self esteem), 호혜성(reciprocity), 이타심(altruism) 등이 이에 해당한다. 다소 늦은 감은 있으나 우리나라에서도 비인지적 요인에 관한 설문 문항을 포함하는 조사가 늘어나고 있어, 향후 심리적 요인을 활용한 실증연구가 기대되고 있는 실정이다.<sup>2)</sup>

1) NLSY79의 AFQT 점수는 다음과 같은 공식으로 ASVAB의 점수가 전환된다(Fryer Jr, 2011).

AFQT = standardize(arithmetic reasoning + mathematics + 2\*verbal composite) by age.

본 연구에서 사용하는 자료는 한국고용정보원이 보유하고 있는 행정DB이다. 개인의 인지능력은 적성검사(Aptitude Test Battery) 점수를, 비인지 요인은 성격 5요인(Big Five Personality Inventory) 점수를 사용하였으며, 취업 여부 및 임금성과는 고용보험 및 보수총액 DB에서 식별한다.

후술하는 선행연구를 바탕으로 본 연구에서 보이고자 하는 주제는 크게 두 가지이다. 첫째는 기존 연구에서 나타난 성격 5요인의 추정계수 부호의 방향과 유의도를 비교·검토하는 것이다. 동일한 환경에서의 비교는 아니지만, 본 연구는 대용량 표본의 장점으로 인해 추정계수의 안정성 측면에서 비교우위에 있다고 판단된다. 둘째는 인지 및 비인지 요인의 임금효과를 교육수준별로 비교하고, 인지요인 점수의 높낮이에 따른 교육연수의 한계효과를 비교하는 것이다.

본 연구는 우리나라에서 인지능력에 대한 측정값은 거의 유일하다는 점, 성격 5요인 점수와 인지능력 점수를 함께 사용한 점, 해당 분야에 대한 국내 연구가 출발 단계에 있다는 점, 대용량 자료를 이용하고 반복 추출을 통해 유의확률의 수렴과정을 살핀 점에서 기존 연구들과 차별성을 갖는다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 인지능력과 교육과의 교호작용 효과와 비인지적 요인의 임금성가를 위주로 기존 연구를 정리하고, 제Ⅲ장에서는 자료의 설명, DB연계 절차에 따른 최종 표본의 선정에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 선형회귀모형을 적용하여 비인지 요인의 추정계수 효과를 확인하고, 표본규모 변화에 따른 민감도 관점에서의 강건성(robustness)을 검토한다. 다음으로 인지 및 비인지 요인과 교육연수와의 교호작용 효과를 탐색한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 실증분석 결과를 요약 정리한다.

## Ⅱ. 선행연구<sup>3)</sup>

인지능력(measured cognitive ability)은 교육성취도, 임금효과 및 집단 간 차이, 고용주 식별이론(employer learning)<sup>4)</sup> 등 다양한 실증 영역에서 널리 사용되고 있다. 인지능력으

2) 성격 5요인 문항은 한국직업능력개발원의 KEEP 조사는 2012년 30문항, 한국노동연구원 KLIPS 2015년 15문항이 부가조사 형식으로 포함되었다.

3) 인지능력, 교육 그리고 심리학의 비인지적 요인을 아우르는 연구는 매우 방대하기 때문에, 본 연구의 실증 목적에 부합하는 선행연구를 중심으로 정리하였다.

로 ASVAB와 같은 직업적성검사 외에도 계산능력( numeracy), 읽고 쓰기(literacy), 인지속도(speed of cognition), 언어 구사력(word fluency) 등 다양한 인지점수가 활용되고 있으며, 임금방정식에서 설명변수로 사용하는 많은 연구들이 존재한다(Murnane et al., 2000; Crawley et al. 2001; Blau & Kahn, 2005; Heckman et al. 2006; Denny & O'Sullivan, 2007; Anger & Heineck, 2010; Lang & Manove, 2011; Gensowski et al., 2011; Falch & Massih, 2012).

Cawley et al.(2001)은 NLSY79의 ASVAB 점수를 이용하여 인지능력이 소득에 미치는 영향을 분석하였다. 그들의 연구에 의하면 인지능력은 인종이나 성별에 따라 영향력이 다르게 작동하고, 인지능력에 의해 설명되는 부분은 그다지 크지 않음을 실증하고 있다. 또한, 인지능력을 통제한 후 비인지적 요인은 소득과 강한 연관성이 나타나는 점을 실증하였다. 그러나 한편으로는 인지능력과 교육은 상호 강한 연관성을 내포하고 있기 때문에 양자의 효과를 분리하여 추정할 수 없는 불가분성을 강조하고 있다. 이들의 연구에서는 ASVAB의 10개 범주에 대한 주성분 요인(principal component)을 활용하였고, 인지능력의 차원에서 가장 큰 분산을 가지는 선형결합인 첫 번째 주성분(1st principal component)<sup>5)</sup>은 인종 및 성별 집단의 소득이나 직업선택 모형에 일관된 영향력을 보였다. 부가적으로 인지능력의 첫 번째 주성분의 소득에 대한 설명력은 AFQT 점수의 설명력과 거의 동일함을 보여주고 있다.

인지능력과 교육의 임금효과에 관한 연구는 양자 간 교호작용 효과(interaction effect)를 살펴계 된다. Tobias(2003)는 ASVAB의 g-factor를 이용하여 대학졸업자의 임금프리미엄은 인지능력이 뛰어난 집단일수록 증가한다는 연구 결과를 제시하였다. 반면 Denny and O'sullivan(2007)의 연구는 영국의 NCDS(National Child Development Survey) 자료를 이용하여 교육과 인지능력의 교호작용은 소득에 부정적 효과를 보여, 능력이 높은 집단일수록 교육수익률이 낮다는 실증 결과를 제시하였는데, 이들의 연구는 기존의 실

4) 고용주 식별이론은 통계적 차별 집단이나 초기 임금의 차이는 개인의 능력이 식별되면서 균형으로 수렴한다는 논거가 주요 내용이다(Altonji & Pierret, 2001; Farber & Gibbons, 1996). 여기서의 균형은 임금이 실제 생산성을 더욱 강하게 반영한다는 의미이다. 가정의 확인은 인지능력과 같이 쉽게 관찰하기 어려운 요인의 임금효과는 경력이 축적되면서 늘어나고, 교육과 같이 쉽게 관찰되는 요인의 효과는 반대로 감소하는 현상을 실증하는 것이다.

5) 적성검사요인의 다차원 구조에서 최대 분산을 갖는 각 요인들의 선형결합이 1차 주성분(1st principal component)이다. 1차 주성분은 개인의 일반 지능(general intelligence)을 나타내고, 이 지표는 단일측정값으로서 사회적 행위의 설명변수로 활용가능하다는 것이 심리학 분야에서 얘기하는 (general intelligence) g-factor theory이다.

〈표 1〉 선행연구에 나타난 성격 5요인(Big Five) 부호의 방향성

	자료	표본수	외향성	호감성	성실성	불안정성	개방성
Nyhus and Pons(2005)	DNB Household Survey	828		-		-	
Mueller and Plug(2006)	Wisconsin Longitudinal Study	2,424/2,601	/-	+/+	/+	-/-	+/+
Heineck and Anger(2010)	SOEP	828/752 (6,826/6,195)	+/	-/-	+/	/	-/+
Heineck(2011)	BHPS	2,656/2,947 (24,671/27,311)	/	-/-	/	/	+/+
Gensowski et al.(2011)	Terman survey	591	+	-	+		

- 주: 1) 선행연구 중 교호항을 포함하지 않은 OLS 모형만을 검토하였으며, 유의수준 10%하에서 유의한 계수만 나타냄  
 2) 성별 구분하여 분석한 연구의 경우, 괄호 안 슬래쉬(/)의 앞쪽은 남성, 뒤쪽은 여성에 대한 결과임  
 3) 표본수에 나타난 괄호의 규모는 패널자료에서 연도를 통합한 표본크기(person-year observations)를 의미함

증 결과(Blackburn & Neumark, 1993; Tobias, 2002)와 상반된 결론을 도출한 것이다.

비인지 요인의 영향력에 관한 연구는 Heckman et al.(2006)에 의하여 많이 연구되었다. 그들의 연구에서는 비인지 요인으로 AFQT, 인지능력으로 통제계적(locus of control), 자부심(self esteem)을 함께 사용하여, 비인지 요인이 학제 진입과 임금에 강한 영향을 주고 있음을 실증하고 있다. 독일의 SOEP 조사를 이용한 Heineck and Anger(2010)의 연구에서는 간단한 IQ 점수, 성격 5요인, 통제계적, 호혜성(reciprocity)을 이용하였으며, 특히 외적 통제계적(external locus of control)은 임금에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 영국의 BHPS 자료를 이용한 Heineck(2011)의 모형에서는, 인지능력을 통제하지 않은 상태에서, 개방성은 정(+)의 관계, 호감성은 부(-)의 관계가 남녀 공통적으로 나타났다.

기존의 비인지 요인에 대한 선행연구, 특히 성격 5요인의 연구결과는 모두 다른 양상을 보이고 있다. <표 1>은 기존 연구의 추정계수의 부호를 정리한 것으로, 성격 5요인을 독립변수로, 시간당 임금(소득)을 종속변수로 하여 최소제곱법을 적용한 결과들이

다. 외향성과 호감성의 부호 방향은 혼재되어 나타나고 있으며, 성실성은 일관되게 정(+)의 방향을 보이거나 그 유의성 빈도가 절반 수준이다. 불안정성의 유의성은 비교적 낮은 것으로 나타나고, 개방성의 정(+)의 관계가 다수이다.

이렇듯 성격 5요인의 이용한 기존의 실증분석들의 추정계수의 방향성은 매우 혼재되어 있다. 이러한 사례들이 성격 5요인에 국한된 결과일지라도 심리적 요인의 설명력은 비 일관적이라는 기존의 비판적 시각에서 벗어나기 어려우며, 기존 심리학의 결론과도 부합하는 결과들이 아니다. Barrick and Mount(1991)의 메타분석 결과를 요약하여 제시한 Heckman and Kautz(2013)에 따르면, 성격 5요인 중 성실성은 직무성공에 가장 강하게 영향을 미치고, 그다음으로 외향성인 것으로 나타났다. 기존의 실증연구의 일부 결과들은 상식적인 판단과도 일치하지 않는다. 왜냐하면 성실성은 “성취하려는 의지”를 대표하는 요인으로 알려져 있어, 해당 특질 보유자의 업무수행 성과나 학업 성취도가 비교적 우수할 것이라 기대되기 때문이다.

우리나라에서 인지능력이나 비인지 요인에 대한 연구들은 매우 드물다. 물론 수능성적(김홍균·문혜영, 2007; 이자형·이기혜, 2011; 최필선·민인식, 2013)이나 대학성적(황여정·백병부, 2008; 남기곤·윤진호·이시균, 2010; 박환보·김성식, 2011; 주휘정, 2012)을 이용한 노동시장 성과를 살펴본 실증연구들은 다수 존재한다. 그러나 수능성적은 인지능력을 대리하기보다는 대학 서열을 반영할 가능성이 높고, 학업 성취도는 대학 서열과 학점을 정확히 통제해야 되는 난점이 있다. 우리나라에서 적성검사로 도출된 인지능력 점수를 실증연구에 활용한 사례는 거의 없을 것으로 짐작된다.

비인지적 요인을 활용한 국내 연구는 초동 단계에 있다. 청년패널 조사를 이용한 이자형·이기혜(2011)의 연구는 구조방정식 모형을 통해 비인지적 요인의 효과를 강조하였으나, 해당 변수는 직업가치관에서 유도된 것으로 간접적인 요인으로 해석된다. 홍광표·김문길·설귀환(2016)은 KEEP 자료를 이용하여 성격 5요인과 로그시간당 임금의 관계를 살펴본 본 결과, 외향성만이 유의미한 결과를 보여줌을 실증하였다. 행정DB 자료를 분석한 김두순·서현주(2015)의 탐색적 연구에서는 성실성과 외향성이 임금수준에 유의미한 영향력을 보임을 실증하고 있으나, 그들의 탐색적 연구는 점수에 대한 표준화 기법을 적용하지 않은 단점이 있다.

### Ⅲ. 자료 및 분석 방법

#### 1. 자료 및 구성

행정자료를 이용하는 실증연구의 장점은 대용량 자료이기 때문에 추정결과가 일관되게 나타난다는 점이다. 충분한 표본 크기로 인해 세부 요인별로 표본을 분할하거나 반복 추출을 이용한 추정계수의 변동성 검토에 있어 충분한 장점을 지닌다. 반대로 사회 조사에 비해 충분한 설명요인을 확보하지 못하기 때문에 누락변수 문제에 취약하다는 단점도 있다. 하지만 본 연구의 자료는 충분한 표본 크기와 함께 인지능력과 성격 5요인에 대한 세밀한 측정문항을 활용할 수 있다는 점에서 가족배경을 비롯한 여타 인적 자본변수의 부재를 상쇄할 만한 가치가 있다.

본 연구에서 이용하는 한국고용정보원의 행정자료는 크게 두 가지이다. 첫 번째는 진로지도(career guidance)와 공공고용서비스의 도구로 활용되는 직업심리검사 자료이다. 해당 자료는 대상별로 크게 청소년과 성인용으로 구분되고, 직업선호도 검사, 적성검사, 인성 검사, 가치관 검사 등의 다양한 종류로 세분화되어 있다. 본 연구에서 활용되는 자료 중, 인지능력은 성인용 적성검사에서, 비인지적 요인인 성격 5요인은 직업선호도 검사에서 추출한다. 조사 문항은 인지능력에 대한 측정값으로 11개 인지 범주 총 248문항과, 성격 5요인 검사 총163 문항으로 구성된다.<sup>6)</sup> 두 가지 검사는 2001년부터 축적된 자료이며, 양 쪽 모두 응답한 자를 추출하기 위해 개인 식별번호를 이용하여 연결한다.

두 번째 자료는 4대 보험 중의 하나인 고용보험 정보가 수록된 데이터베이스이다. 고용보험은 공무원, 사학연금 수령자 등의 고용보험 제외 종사자를 제외한 1인 이상 사업체가 당연가입 대상이다. 다수의 고용보험 DB 중에서 월단위로 축적되는 고용보험 피보험자격 취득자 정보와 피보험자격 상실자 정보를 연결하여 개인 이력을 구성하며, 이를 통해 개인별 근속기간을 계산한다.

6) 직업검사 자료는 워크넷 사이트를 통해 실시된 온라인 검사 자료와 전국 고용센터 및 대학에서 실시되어 처리된 오프라인 자료 모두를 대상으로 하였으며, 문항의 구성은 <부표 1>과 <부표 2>에 제시하였다.

<표 2> 표본의 선정 과정

	자료 구성 단계	단계별 표본 수
비인지 요인	비인지 요인 자료 정제	1,818,013
	반복 조사 시 첫 번째 조사만 선택	1,628,284
인지능력	인지능력 자료 정제	889,098
	반복 조사 시 첫 번째 조사만 선택	792,636
비인지-인지 결합	개인별 자료 연결	288,731
비인지-인지-고용보험 결합	개인별 자료 연결(1:N match)	673,058
비인지-인지-고용보험-보수총액 결합	개인별 자료 연결	494,747
최종 정제 단계	상하 5% 절사(보수총액 연도 기준)	445,177
	개인별 무작위 추출	108,784
	최종 표본선택	99,030

고용보험료 산정을 위해 사용되는 피보험자 보수총액 자료로 개별 근로자의 임금성과를 포착한다. 보수총액 자료는 2010년부터 2015년까지 최대 6년간의 자료를 이용하며, 개인 식별번호로 고용보험 자료와 연결하여 개인별 보수총액 자료를 획득한다. 보수총액 자료는 월 보수총액과 연 보수총액으로 기입되는데, 연 보수총액만 신고된 경우는 근속기간을 이용하여 월별로 환산한다. 월 보수총액은 고용보험 상의 소정근로시간을 이용하여 시간당 월 보수총액으로 환산한다<sup>7)</sup>. 다만 특이값(outliner)을 줄이기 위해 최소 근속기간은 1개월 이상인 자로 한정하였다.

<표 2>는 데이터베이스 연계과정별로 표본 크기 변화를 대략적으로 보여준다. 직업 심리검사를 두 번 이상 실시한 경우 최초 실시한 관측 값을 선택한다. 사회경험이 직업을 통해 축적될수록 특정 심리적 요인이 개발될 수 있는데, 이는 임금효과의 역인과성(reverse causality)을 유발하게 된다. 따라서 가능하면 연령이 낮은 시기에 응답한 표본을 선택하고자 하였다. 또한, 비인지 요인의 경우 응답 경험에 의한 가치관의 개입여지도 염두에 둔 것이다. 최종 표본 이전단계에서 시간당 보수총액의 상하위 5%를 절사하였으며, 이러한 과정은 매 년도 단위로 수행하였다.<sup>8)</sup> 모든 연도에는 동일 관측 값이

7) 실제 근로시간 정보는 없으므로 시간당 보수총액이 과다하게 산정될 가능성이 있다.

균등하게 존재하지 않기 때문에, 통합하여 분석할 경우 과다 포함된 개인에 의한 가중 효과가 잠재되어 있다. 따라서 최종 표본에서는 중복된 개인이 발생하지 않도록 개인 별로 1개의 표본을 무작위로 추출하였다.

## 2. 분석방법

인지능력이나 비인지적 요인을 활용하는 대부분의 실증연구는 해당 변수들이 시간에 따라 변화하지 않는다는 가정을 전제로 한다. 가장 큰 이유는 해당 요인들은 패널 조사를 통한 반복 측정이 현실적으로 어렵고, 그렇게 할 경우 오히려 응답 편의 가능성을 내포하고 있다. 예를 들어, 비인지적 요인 항목을 포함하는 1년 단위 패널 조사인 경우, 두 번째 조사 시점부터는 이전 조사 경험을 기억하고 응답자가 가치판단을 개입시킬 가능성이 있으며, 이는 조사가 반복될수록 높아지게 된다. 이러한 동태적 변화에 대한 검토는 심리학 분야에 특화된 연구 영역이기도 하다.

따라서 심리적 요인의 불변성을 모형 내에서 가정하고 대부분의 실증연구에서는 통상 최소제곱법(ordinary least square method)을 사용하게 된다. 물론 일부 연구자는 HTIV(Hausman-Taylor IV) 기법을 사용하기도 하는데, 교호항을 포함하지 않을 경우 회귀계수의 추정결과는 최소제곱법이 적용된 결과와 유사하다(Heineck & Anger, 2010).

본 연구에서 사용하는 기본 모형은 다음과 같다.

$$Y = \alpha + \beta G + \gamma' P + \delta' X + \epsilon \quad (1)$$

여기서,  $Y$ 는 로그시간당 보수총액으로 소비자물가지수로 할인한 값이며,  $G$ 는 다차원 인지능력의 첫 번째 주성분 요인(g-factor), 그리고  $P$ 는 5개의 성격요인을 나타낸다. 그 외  $X$ 는 기본적인 공급측면의 인적자본 요소와 수요측면의 일자리 정보가 포함된다.

여기서 사용하는 로그시간당 보수총액은 로그시간당 임금의 근사 값으로 이해할 수 있으며, 양자의 관계가 단조적(monotonic)이라고 가정한다.<sup>9)</sup>

8) 이 역시 특이 값을 줄이기 위한 방편이며, 통상적인 사회조사에서 상·하위 1%, 크기는 5%를 절사한 연구들이 존재함을 확인하였다. 물론 절사하지 않더라도 추정결과들은 유사하게 나타났음을 밝혀둔다.

9) 보수총액은 보험료 산정을 위해 기업에서 작성하는 자료로, 개인에 지급되는 근로자의 근로소득에서 비과세 소득(예, 식대 등)을 뺀 금액으로 이해할 수 있다.

비인지적 요인으로는 성격 5요인(big five personality)을 사용하고, 해당 요인은 외향성(extraversion), 호감성(agreeableness), 성실성(conscientiousness), (정서적) 불안정성(neuroticism), 개방성(openness to experience)으로 구성된다. 인지능력으로는 11개 인지범주의 1차 주성분(g-factor)을 단일 값의 독립변수로 활용한다.

연령이 높아질수록 인지능력이 높아지는 연령효과가 존재하므로, 11개의 인지능력 점수가 표준정규분포(standard normal distribution)를 따르도록 1세 단위별로 표준화를 실시한다. NLSY의 AFQT 산출방법 역시 연령효과를 제거하기 위해 1세 단위의 표준화 방식을 취하고 있다. 비인지적 요인 역시 5개의 성격 요인에 대해 유사한 방식으로 전환한 표준점수를 독립변수로 사용한다. 또한, 교호항 모형에서 편미분에 의해 소거되지 않은 변수의 평균이 0 이므로, 선형 모형과의 계수변화 비교 시 용이하다는 장점이 부가된다.

대용량 표본을 이용한 실증분석에서는 표본 크기의 딜레마에 봉착한다. 즉 표본 크기가 클수록 유의확률(p-value)이 0으로 수렴하는 현상으로(Lin et al., 2013), 특히 대용량 자료에서 상대적으로 작은 t-값(t-statistic)에도 불구하고 추정계수에 대한 귀무가설이 기각되어 버린다. 이러한 현상은 확률론의 시각에서는 당연한 현상이며, 빈도학과(frequentist)의 관점에서 본다면 무한대의 반복 실행으로 실현된 값은 진실한 확률 값으로 수렴한 지점이다. 따라서 무한대의 반복으로 발생하는 매우 작은 차이는 과학적으로 유의미하다고 해석이 가능한 것이다. 그러나 현실에서의 연구는 대부분 제한된 표본수의 내에서 가능하고, 실증연구 결과는 기존의 선행결과들과 비교할 필요가 있기 때문에, 사실상 무한대에 가까운 표본을 그대로 사용하여 해석하는 것은 무의미하다. 다만 대용량 자료의 분석에서는 추정계수의 유의성 여부보다는 부호의 방향성에 주목하는 것이 바람직하다. 본 연구에서는 반복 추출을 통한 유의확률의 수렴과정을 관찰하여 각 요인의 유의성을 검토하고, 이를 기반으로 선행연구의 결과들과 비교·검토할 것이다.

기본 모형에서 사용하는 변수를 그대로 교호항 모형에 적용하는 것은 추정계수에 대한 그릇된 해석을 초래할 수 있다. 즉 교호항 역시 이차항의 한 종류이므로 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생할 가능성이 높다. 이럴 경우 단일계수와 교호항의 계수가 상식적으로 납득되지 않는 부호가 나타날 수 있다.

교호항 모형의 해결책은 일반적으로 평균을 중심으로 자료를 재분포 시키는 방법(평균 중심화; mean-centering)이다. 이 방법으로 전체 모형의 설명력은 변화가 없으나 계수

간 관련성은 파악할 수 있다(Iacobucci et al., 2015)<sup>10)</sup>. 선행연구를 기반으로 교육과의 교호작용 효과를 검토하고, 부가적으로 교육수준별로 선형 모형을 추가할 것이다. 이러한 방식을 통해 인지능력 변화에 따른 교육의 한계효과와 교육수준별 추정결과를 검토할 것이다.

## IV. 실증분석

### 1. 주요 변수의 분포<sup>11)</sup>

표준화를 통해 주요 설명변수인 인지 점수와 비인지 점수는 표준정규 분포를 따르고, 로그시간당 보수총액의 평균값은 9.2포인트이며 이 역시 정규분포 모양과 유사하다. [그림 1]은 기본적 독립변수인 연령, 교육연수, 근속기간, 보수총액연도의 분포를 나타낸다. 직업심리검사 조사 당시의 평균연령은 25~26세 사이이며, 보수총액연도 기준의 평균연령은 29.6세이다. [그림 1]의 연령분포는 보수총액연도 기준의 연령으로 긴 우측 꼬리 모양을 보이고 있다. 직업심리검사 시작이 2001년이고, 학교를 통한 검사 실시자가 다수 포함되기 때문에 응답 집단은 청년층이 다수를 차지한다. 물론 공공고용지원 서비스를 통하거나 자발적으로 온라인을 통해 검사에 응한 자도 해당 그림에 모두 포함되어 있다.

행정DB 내의 학력정보는 교육수준(education level)으로 기입되어 있다. 본 연구는 교호항 모형을 감안하였고 선형 모형과의 일관성을 유지하기 위해 교육수준을 교육연수(year of schooling)로 변환하였다. 그림 상에서 오목 들어간 부분은 실제 관측 값이 존재하지는 않는다. 교육수준별 분포는 일반적인 학력분포와 거의 유사하다고 평가된다. 중졸 이하의 관측 값이 미미한 관계로 교육연수의 연속형 값은 각각 12(고졸 이하), 14

10) Iacobucci et al.(2015)는 평균 중심화(mean centering)에 대한 논의를 정리한 연구이다. 이들의 정리를 요약하면 계수의 유의도나 방향성을 평가하는 미시적 분야에서는 평균 중심화가 필요하고, 예측력을 중요시하는 거시 관점에서는 도움이 되지 않는다는 것이다.

11) 보수총액 자료는 비공개 자료이므로 자세한 숫자를 제시하지 못하는 점을 양해 바란다. 다만 몇 가지 분포적 특징과 <부표 3>에 제시한 간단한 기술통계를 실증분석 검토를 위한 사전정보로 제시하고자 한다.

(전문대), 16(대졸), 18(대학원 이상)로 전환하여 사용한다.

평균 근속은 1.4년으로 매우 낮은 수준이다. 이는 직업심리검사 대상자가 재학생이나 졸업 후 청년층 위주로 구성되고, 청년층은 노동시장에서 입·이직이 빈번하게 발생하기 때문이다. 실증모형에서는 해당 분포를 그대로 사용하였다<sup>12)</sup>.

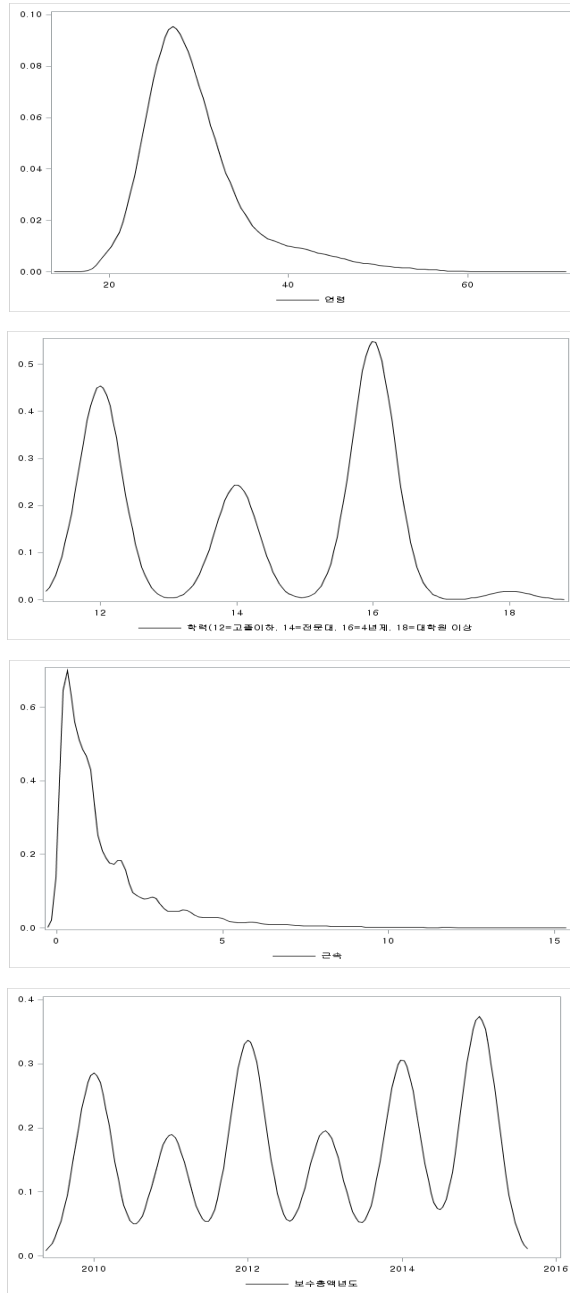
실증분석에서 사용가능한 보수총액 자료의 기간은 2010~2015년까지이다. 한 개인의 보수가 각각 연도에 모두 포착될 수도 있고 그렇지 않을 수도 있다. 모든 연도에 보수총액 자료의 기간 제약으로 인해 임금성과에 대한 장기적 관찰에 제약이 따르며, 보수총액에는 결측 값 역시 상당부분 존재한다. 예를 들어, 영세 사업자나 소멸된 사업체 종사자의 해당 연도 보수총액은 존재하지 않는다. 그러나 어느 정도 연도별 균일성은 확보된 것으로 보인다.<sup>13)</sup>

[그림 2]는 로그시간당 보수총액을 종속변수로, 인지 및 비인지 요인의 표준화 점수 각각을 독립변수로 한 단순회귀 모형 결과를 표현한 것이다. 인지 점수와 보수총액과의 관계는 우상향하고, 그러한 관계는 여타 성격 요인의 관계에 비해 비교적 뚜렷하다. 성격 5요인 중에서는 외향성과 성실성이 우상향하는 패턴을 보여주고 있으며, 반대로 불안정성은 약간 우하향하는 모양새를 보여주고 있다. 표본 규모가 크기 때문에 이러한 단순 상관관계를 통해서도, 인지 점수와 비인지 요인 중 외향성과 성실성이 임금수준에 긍정적 요인으로 작용할 것이라 미루어 짐작할 수 있다.

12) 평균연령이 낮은 것은 심리검사의 역사가 짧고, 평균 근속기간이 짧은 것은 구직자에 대한 고용서비스가 상당부분 차지하기 때문이다. 이러한 노동시장 분포와의 괴리는 과다 표본 구간을 강제적으로 제거(truncation)하여 일반 노동시장의 분포와 합치할 수도 있으나 자의적이라 판단하였다. 아울러 이러한 문제는 본 실증연구의 제약점임을 밝힌다.

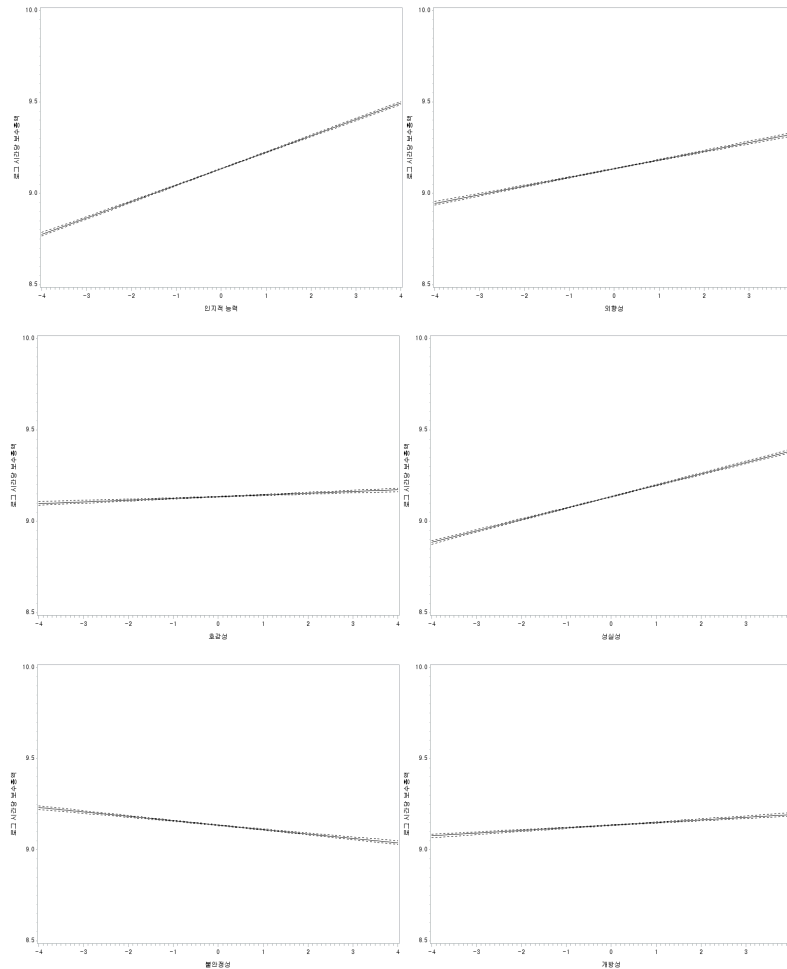
13) 본 연구는 패널 구축을 통한 임금성과의 동학을 살핀 것은 아니다. 비인지 요인에 대한 기존 연구의 대다수는 패널을 통합(pooling)한 횡단면 분석에 근거하고 있다.

[그림 1] 주요 변수의 분포



주: 그림의 분포는 연령, 교육연수, 근속, 보수총액연도의 순임.

[그림 2] 인지 및 비인지 요인과 로그시간당 보수총액과의 관계



주: 1) 그림의 좌>우>좌의 순으로 인지점수(g-factor), 외향성, 호감성, 성실성, 불안정성, 개방성.  
 2) 가로축은 -4에서 4, 세로축은 8.5에서 10으로 그림 스케일을 일치시켰으며, 회귀모형에 사용된 관측 값에는 범위 밖의 관측 값도 포함됨.

## 2. 추정계수의 부호와 유의도 검토

본 절에서는 회귀분석을 이용하여 인지 및 비인지 요인의 추정계수의 부호와 계수 간의 유의성 정도를 비교해본다. 인지 및 비인지 요인의 효과가 성별로 다르게 작용한다는 가정 하에 성별 구분 모형을 포함한다. 또한 역인과성(reverse causality)과 선택편

의(sample selection) 문제를 보완하여 검토하기 위해, 검사 시점을 통제한 표본과 워크넷(Work-Net)에 구직신청을 등록하지 않는 집단을 선별한 추정결과를 추가로 제시하였다.

<표 3>은 독립변수들 간의 선형관계를 가정한 통상 최소제곱법 추정결과이다. 앞서 분석방법에서 언급한 대로, 표본 크기가 10만 개에 근접함에 따라 모든 추정계수의 유의도가 1% 수준에서 유의미한 것으로 나타났다. 해당 표에 나타난 계수의 해석은 부호의 방향에 주목하고, t-값의 절대치를 비교하여 어느 변수가 더 강건한지를 대략적으로 유추할 수 있다.

<표 3> 선형모형 추정 결과(1)

	모형 (1)		모형 (2)		모형 (3)		모형 (4)		모형 (5)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	7.717***	370.2	7.959***	374.9	7.780***	372.5	7.991***	376.6	7.856***	384.6
남성	0.165***	75.4	0.166***	76.5	0.159***	72.3	0.159***	73.0	0.096***	44.0
연령	0.038***	28.9	0.029***	22.6	0.037***	28.2	0.029***	22.8	0.038***	31.7
연령제곱/100	-0.057***	-30.7	-0.047***	-25.5	-0.056***	-30.4	-0.048***	-25.8	-0.054***	-31.5
교육연수	0.038***	63.2	0.032***	51.4	0.036***	58.7	0.030***	48.5	0.027***	46.7
근속	0.080***	119.0	0.077***	115.8	0.079***	118.3	0.076***	115.0	0.064***	101.7
인자능력			0.053***	47.5			0.050***	44.3	0.040***	38.4
외향성					0.022***	16.1	0.023***	17.4	0.021***	16.7
호감성					-0.013***	-12.0	-0.012***	-11.3	-0.009***	-8.8
성실성					0.037***	26.3	0.033***	23.5	0.026***	20.4
불안정성					0.006***	4.8	0.006***	5.1	0.007***	5.6
개방성					-0.008***	-6.2	-0.013***	-10.8	-0.010***	-8.5
수요부문	-		-		-		-		통제	
Adj-R <sup>2</sup>	0.273		0.289		0.286		0.300		0.405	
표본 수	99,030									

주: 모든 모형에 연도를 더미변수로 통제하였으며, 수요부문은 규모, 업종, 직종을 통제 여부를 뜻함.

<표 3>의 모형 (1)에서 인지능력을 추가한 모형 (2)에서는 t-값의 규모가 급속, 남성, 학력, 인지능력의 순으로 나타났다. 표본 크기를 대폭 줄이더라도 대략적으로 해당 변수들 순으로 유의성 수준이 유지될 것이다. 비인지 요인만 포함한 <표 3>의 모형 (3)에서는 여타 변수의 계수는 거의 변화가 없는 가운데, 성격 5요인 부호의 방향이 혼재해 있다. 정(+)의 효과를 보이는 요인은 성실성, 외향성, 불안정성의 순이고, 부(-)의 방향은 호감성과 개방성으로 나타났다.

그렇다면 여기서 호감성이나 개방성의 효과는 왜 마이너스인가? 타인에 믿음이나 배려, 겸손이나 휴머니즘 성격을 내포하는 호감성이 높은 집단은, 타인에 대해 부정적, 자기중심적, 실리적인 성향의 호감성 점수가 낮은 집단보다 왜 임금이 낮은 것인가? 대부분의 실증연구에서 이러한 의문에 대한 명쾌한 답변을 제시하고 있지는 않다.<sup>14)</sup> 다만 개인의 심리적 속성은 다차원 구조이며 다변량(multivariate) 자료라는 점에서 상호연관성이 잠재되어 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 즉 모든 비인지 요인이 높은 집단보다는 어느 한두 가지 요소가 약한 사람이 대부분일 것이다. 다시 말해서 비인지 요인의 영향력은 개별 요인이 독립적으로 작용된 것이 아니고, 그 이면에는 시장 참여자들의 분포적 특성에 의해 작동된다는 것이다.<sup>15)</sup>

성격 5요인에 대한 기존 연구는 통합 모형을 생략하고 곧바로 성별 구분한 모형을 적용하는 사례가 관찰된다(표 1 참조). 비인지 요인이 성별로 다르게 작용한다는 가정을 전제하는 것으로 여겨진다. 남성과 여성은 심리적 특성이 다르다는 것이 심리학 분야의 의견(Schultz & Schultz, 2013)이며, 불안정성의 경우 남녀 차이가 확연히 드러나기도 한다(Heineck & Anger, 2010; 김두순·서현주, 2015).

<표 4>에는 남성과 여성을 구분한 실증결과가 제시되어 있다. 인지능력의 유의도는 남녀 모두에서 개별 비인지 요인에 비해 높은 편이다. 비인지 요인의 경우 양자 간 부호는 일치하고 있으나, 유의도 순위는 차이를 보이고 있다. t-값의 절대치를 기준으로 남성은 성실성, 개방성(-), 외향성의 순이며, 여성은 성실성, 외향성, 호감성(-)의 순으로 나타났다.

남녀 모두 성실성과 외향성은 임금수준에 강한 양(+)의 효과를 보인 가운데, 남성의 성실성 계수는 0.042로서 여성 0.028보다 큰 것이 특징이다. 남성의 개방성(-)에 대한

14) 다만 Heckman et al.(2006)의 연구에서 헤도닉 함수(hedonic function) 접근법을 간략히 언급하고 있으나 연구에 적용된 사례는 찾아보기 어려웠다.

15) 모든 면에서 뛰어난 “팔방미인”은 많지 않을 것이다.

유의도는 여성보다 높고, 여성의 호감성(-)은 남성보다 강하게 작용하고 있다. 이러한 남녀 차이는 해당 분야 실증연구에서의 중요한 시사점을 내포한다. 즉 남녀 통합표본의 실증보다는 남녀 개별 집단별로 분리 실증하는 것이 비인지적 요인의 특성을 보다 잘 포착할 것이라는 점이다.

〈표 4〉 선형모형 추정 결과(II)

	성별 구분				표본 제한			
	모형 (1): 남성		모형(2): 여성		모형(3): 20대 초반 응답자		모형(4): 비구직등록자	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	7.698***	217.9	8.243***	308.9	7.124***	54.0	6.890***	123.8
남성	-	-	-	-	0.119***	18.9	0.120***	23.5
연령	0.051***	24.0	0.019***	11.8	0.095***	9.6	0.094***	25.0
연령제곱/100	-0.071***	-23.8	-0.037***	-15.7	-0.154***	-8.4	-0.141***	-24.8
교육연수	0.030***	29.0	0.027***	35.6	0.024***	14.4	0.040***	27.4
근속	0.078***	70.8	0.073***	89.1	0.075***	41.8	0.062***	46.1
인지능력	0.043***	24.0	0.053***	37.3	0.042***	14.5	0.047***	17.6
외향성	0.025***	11.1	0.022***	13.1	0.020***	6.0	0.019***	6.3
호감성	-0.009***	-5.2	-0.014***	-10.4	-0.011***	-4.0	-0.013***	-4.9
성실성	0.042***	17.6	0.028***	16.7	0.036***	10.5	0.042***	13.4
불안정성	0.008***	3.9	0.003**	2.1	0.000	0.1	0.005*	1.9
개방성	-0.029***	-13.6	-0.006***	-3.8	-0.018***	-5.8	-0.017***	-6.0
Adj-R <sup>2</sup>	0.303		0.249		0.309		0.368	
표본 수	39,242		59,788		15,797		20,992	

주: 1) 모형 (3)은 인지 및 비인지 측정 시점인 만 20-22세 사이인 표본이며, 모형 (4)는 한 번도 구직등록을 하지 않은 표본임.

2) 모든 모형에 연도를 더미변수로 통제함.

<표 4>의 표본제한 모형은 전술한 역인과성과 선택편의 문제를 보완하여 설명하기 위한 결과이다.

노동시장에 진입하여 특정 직업에 종사하면 해당 분야와 관련된 인지능력이 발달하고, 해당 분야로 인해 향상되는 비인지적 요인이 존재할 수 있다. 예를 들어, 임금이 높은 직업에 종사하는 자는 해당 직무에서 요구하는 능력이 발달하기 때문에 종속변수가 역으로 인지능력에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이러한 역인과성을 검토하기 위해 인지능력과 비인지 요인 측정 시점이 20~22세인 자를 표본으로 선정하였다<sup>16)</sup>. 그러나 적성검사 최초 시점이 2001년이기 때문에, 연령대를 제한하면 임금성과의 관찰 기간이 최대 30대 초반까지로 제약되는 단점도 상존한다.

검사 시점이 20대 초반 응답자만 해당하는 <표 4>의 모형 (3)의 추정결과, 부호의 방향성은 전체 모형과 동일하며 또한 성실성과 외향성의 유의도가 강하게 작용하고 있다.

본 연구에서 제기되는 선택편의는 검사 참여자 성향과 워크넷 활용 성향을 가지는 집단에 대한 내용이 될 것이다. 전자와 후자 역시 공통적으로 참여 이전의 모집단을 설정하기 어려운 근본적 제약이 있다. 모집단을 설정한다고 하더라도 개인 속성을 정의하는 다양한 설명변수가 부재하다는 현실적 제약도 여전히 존재한다. 다만 후자의 경우 표본에서 한 번도 워크넷에 구직등록을 하지 않은 집단은 포착가능하다. 비구직등록자 집단에 대한 분석결과가 <표 4>의 모형 (4)에 나타나 있으며, 그 결과 역시 전체 표본과 부호의 방향이 일치하고 성실성, 외향성의 긍정적 효과가 확인되고 있다.

### 3. 추정계수의 강건성 검토: 표본규모 변화에 대한 민감도 관점<sup>17)</sup>

<표 1>에서 보듯이 성격 5요인의 부호의 방향과 유의도가 선행연구마다 상이하다. 널리 알려진 인적자본 변수들은 그 부호가 매우 일관되게 나타남을 감안한다면, 비인지 요인에 관한 방향성은 현재까지 최소한 경제학 분야에서 합의된 결론은 없는 듯하다. 특히 Heineck and Anger(2010)과 Heineck(2011)의 연구는 성격 5요인에 대한 동일한

16) NLSY79의 ASVAB 역시 20대 초반에 측정한 인지점수로서 미국 국방성의 지원으로 1980년에 조사되었다. 외국 패널 조사의 비인지 요인은 특정 차수(wave)에 부가조사 형태로 포함되었기 때문에, 대부분의 실증연구는 비인지 요인의 역인과성을 고려하고 있지는 않다.

17) 여기서 말하는 강건성(robustness)은 독립변수 추가에 따른 관심변수와 변화 여부를 의미하는 것이 아니고, 표본 크기 변화에 대한 관심변수의 민감도를 의미한다. Lu and White(2014)에서 이러한 관점을 간략히 언급하고 있다.

15개 항목<sup>18)</sup>을 이용하였음에도 불구하고 양자 간 차이가 존재한다. 그 이유가 분석과정의 차이<sup>19)</sup>에서 오는 것인지 아니면 표본 크기 또는 국가의 노동시장 차이에 기인한 것인지는 알 수 없다. 이들의 연구에서 사용한 붓스트랩(bootstrapping) 기법은 일정 수준의 부표본(subsample)을 반복 추출하는 방식이다. 재추출 기법(resampling technique)은 추정값의 유의도를 보다 정밀하게 측정하거나 특이값 구조의 영향을 완화하는 효과는 있으나, 애초에 수집된 표본 규모의 제약에 자유롭지는 못하다. 다른 선행연구들 역시 성격 5요인의 조사 항목이나 자료의 수집방식이 다르다는 점이 확인되고 있다.<sup>20)</sup>

본 연구에서 사용한 자료는 기존 연구에서 활용한 자료에 비해 두 가지 면에 장점이 있다. 한국고용정보원에서 활용되고 있는 성격 요인 조사는 NEO-PI-R(NEO Personality Inventory-Revised)의 240문항을 우리 현실에 맞게 163문항으로 조정된 것으로, 단축형 문항보다 성격 이론에 보다 충실하게 조사 가능하다는 점이다. 둘째는 표본 규모가 매우 방대하다는 점이다. 전체 심리검사 자료는 2015년까지 2백만 건을 웃돌고 있으며, 본 논문을 위해 구축한 자료 역시 약 10만 개에 이른다. 따라서 본 연구에서의 실증결과는 성격 요인에 관한 연구 분야에 기여하는 충분한 실증 사례로서의 가치가 있을 것이다.

<표 3>의 결과를 통해 성격 요인의 상대적 영향력을 비교할 수 있었다. 또한, 결과 그대로 해석하자면 모든 성격 요인에 임금에 유의한 영향력을 행사하는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 모두가 유의미하다는 일방적 주장은 다른 사회조사를 통한 연구와의 비교검토에서 의미부여가 쉽지 않다. 예를 들어, 성격 요인이 성실성의 효과가 가장 크게 나타났지만 이것은 표본 규모가 크기 때문이며, 다른 연구와 유사한 규모로 맞추면 유의하지 않을 수도 있다는 반론에 직면한다. 이러한 점을 검토하기 위해 여기서는 표본 규모를 변화에 따른 추정계수와 유의확률의 수렴과정을 확인하고자 한다.

[그림 3]과 [그림 4]는 <표 3>의 모형 (4)를 기준으로 표본 규모 변화에 따른 각 추정

18) BHPS와 SOEP는 문항 축소에 관한 연구(예; Gosling et al.(2003))를 근거로 15문항을 조사하였다.

19) Heineck(2011)은 신뢰도 문제로 몇몇 문항이 사용되지 않았음을 밝히고 있다.

20) Nyhus and Pnons(2005)의 성격 5요인은 100문항에서 추출되었으며, 연령효과가 제어된 성격 요인을 정의하기 위해 연령 회귀에 대한 잔차가 성격 요인 변수로 사용되었다. Mueller and Plug(2006)의 연구에서는 메일 조사(mail survey)로 수집된 29문항에 대한 응답이 활용되었으며, Gensowski et al.(2011)은 Terman survey라는 심리학 분야에서 주로 활용된 조사 자료를 이용하였다.

계수와 유의확률의 수렴과정을 살핀 것이다. 먼저 최초 500개의 무작위 표본을 추출하여 각 계수의 유의확률을 구하고, 다음에는 표본 규모를 600개로 하여 무작위 표본을 다시 추출하여 유의확률을 구한다. 이러한 과정을 반복하여 추정계수와 유의확률을 구하고 이를 표현한 것이 해당 그림들로 나타난다.

[그림 3]에서는 인지능력, 외향성, 성실성은 다른 요인과는 달리 추정값이 0 이하인 경우가 관찰되지 않는다. 반면 불안정성은 부호의 방향이 여러 번 바뀌는 사례가 많았으며, 호감성과 개방성은 대체로 음(-)의 값을 가지고 일부 표본에서 부호가 바뀌는 사례가 관찰되었다.

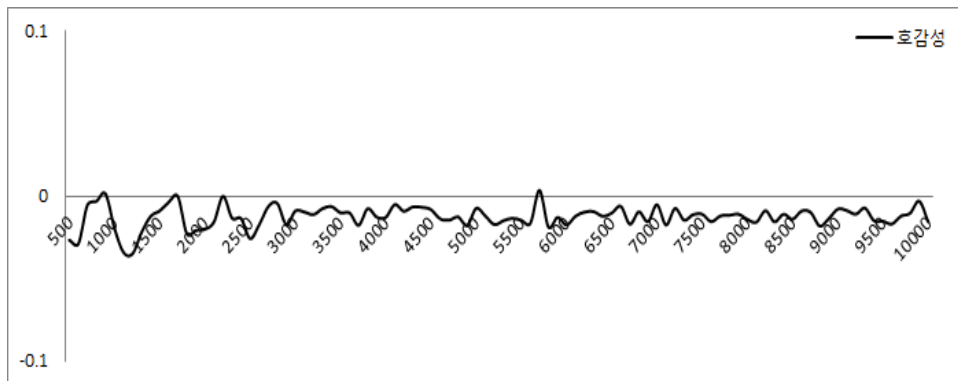
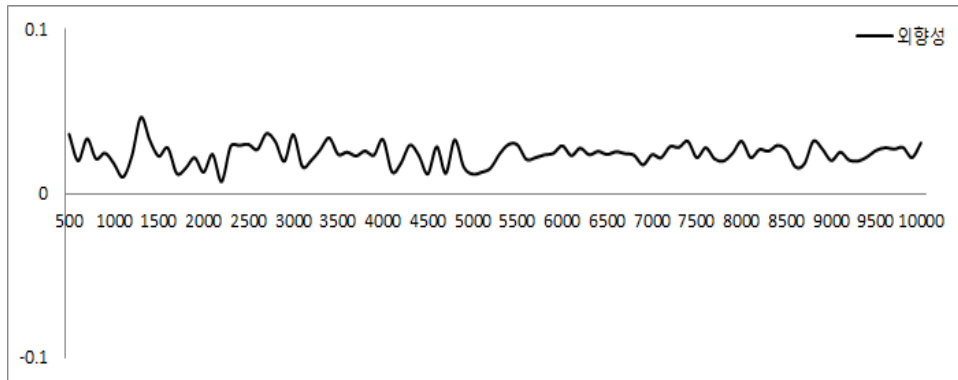
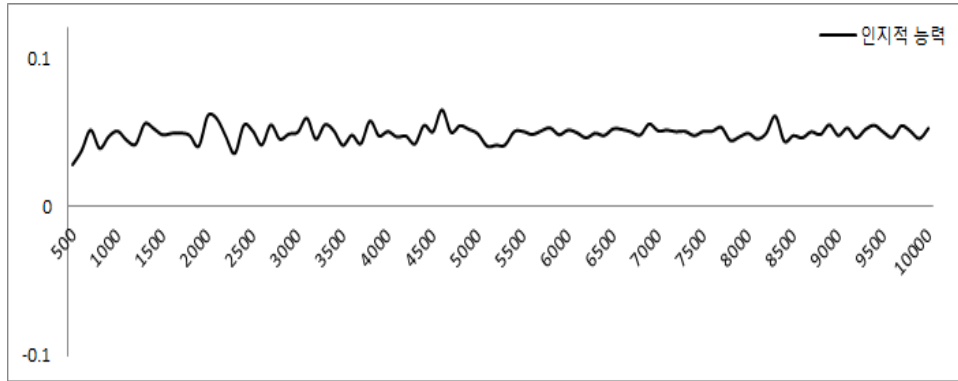
[그림 4]의 유의확률 그림에서 인지능력은 매우 적은 표본에서 강력한 유의도를 보여준다. 다음으로 성실성의 수렴이 빠르게 발생하였으며, 외향성 역시 그림의 중간 부분에서 약간의 돌출이 있었으나 유의수준 0.1 이하에서 머무르고 있다. 그 외 다른 요인들은 전체 표본에서 유의하게 나타났으나 수렴과정에서 돌출현상이 자주 발견되고 있다. 따라서 비인지 요인 중에서는 성실성과 외향성이 매우 강건한 추정결과라고 결론지을 수 있다.

이러한 결과는 선행연구에서 언급한 기존 심리학의 메타분석의 결과인 성실성과 외향성 순으로 직무성고가 높다는 연구와 정확히 일치하고 있으며, 부호의 방향과 유의도가 부합하는 선행연구는 Gensowski et al.(2011)와 Heineck and Anger(2010)의 남자 표본에 관한 사례이다.

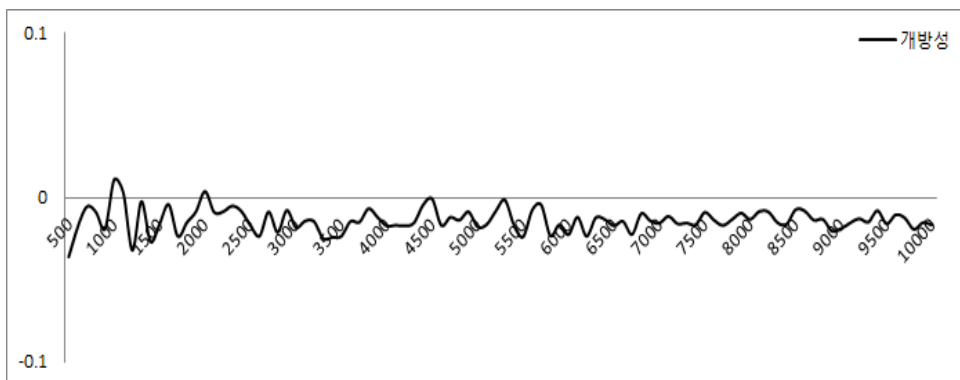
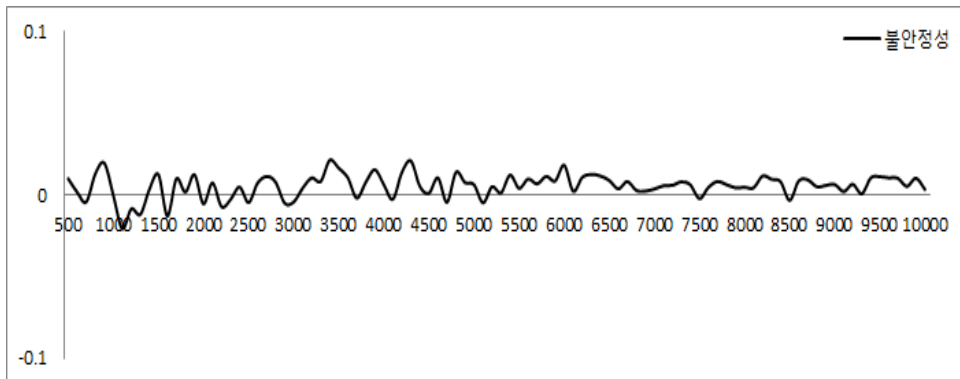
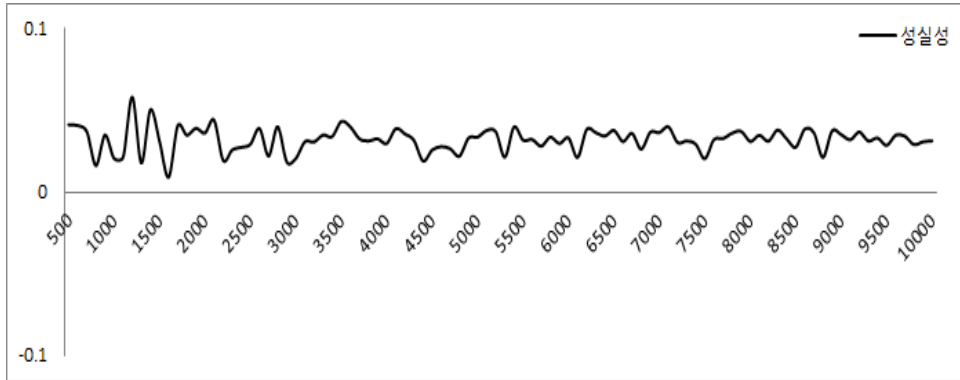
<표 5>는 수요 부문 표본에 대한 추정결과를 정리한 내용으로 부문별 추정계수의 차이를 살피기 위한 것이다.<sup>21)</sup> 먼저 추정계수가 통계적으로 유의미한 분야에 한해서 모든 요인들의 부호의 방향성은 일관되게 나타났다. 인지능력은 거의 대부분의 분야에서 유의성이 높게 나타났다. 비인지 요인 중 성실성은 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업을 제외한 전 분야에서, 외향성은 기능원 및 관련 기능종사자와 부동산업 및 임대업을 제외한 전 분야에서 각각 유의미한 결과를 보이고 있다.

21) 인지능력이나 비인지 요인은 직무수행능력과의 관련성이 높을 것이므로, 세부 직업단위에서의 추가 연구가 필요할 것으로 여겨진다.

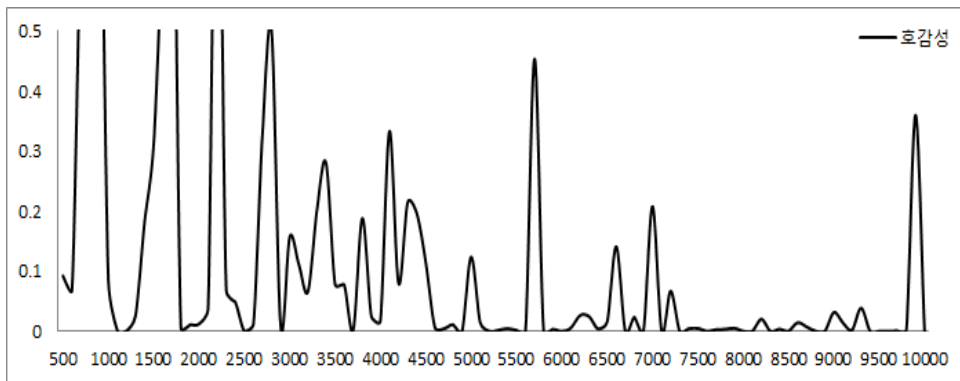
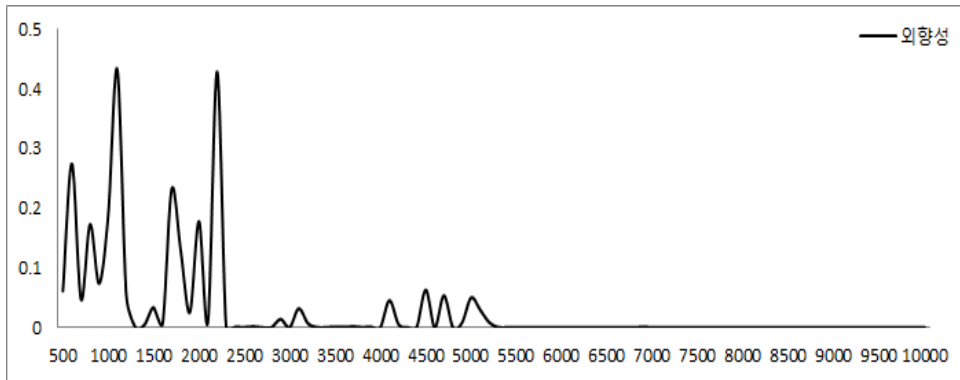
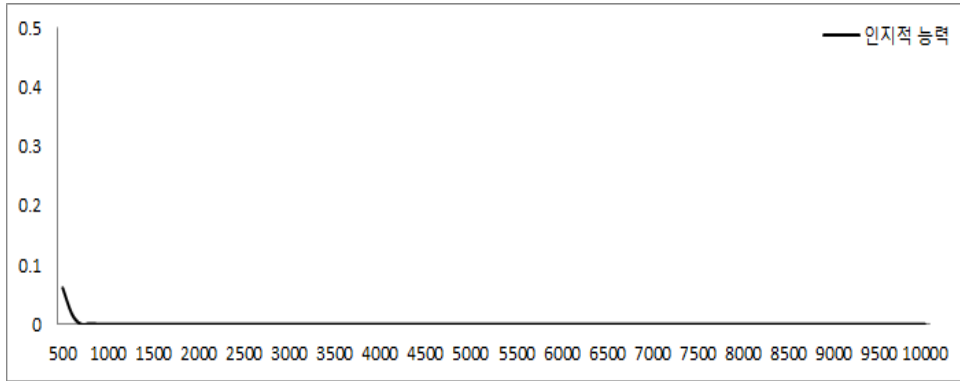
[그림 3] 표본 규모 변화에 따른 추정계수 변화



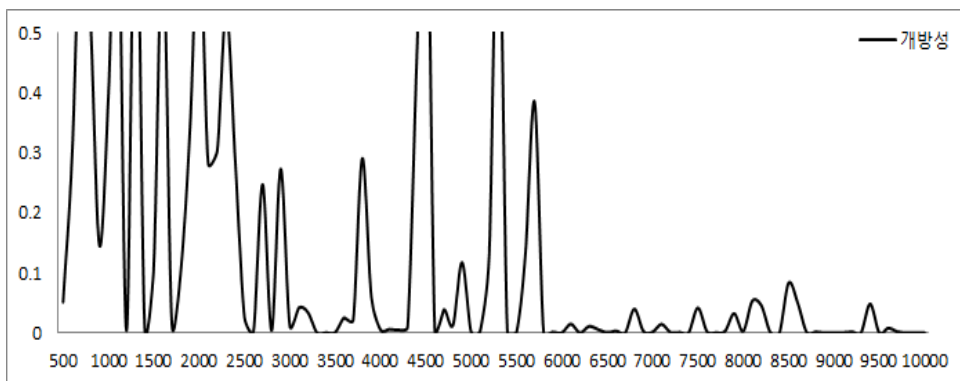
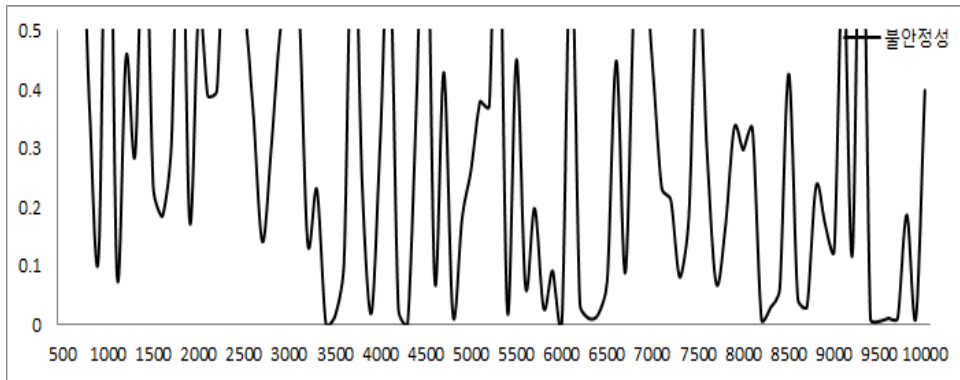
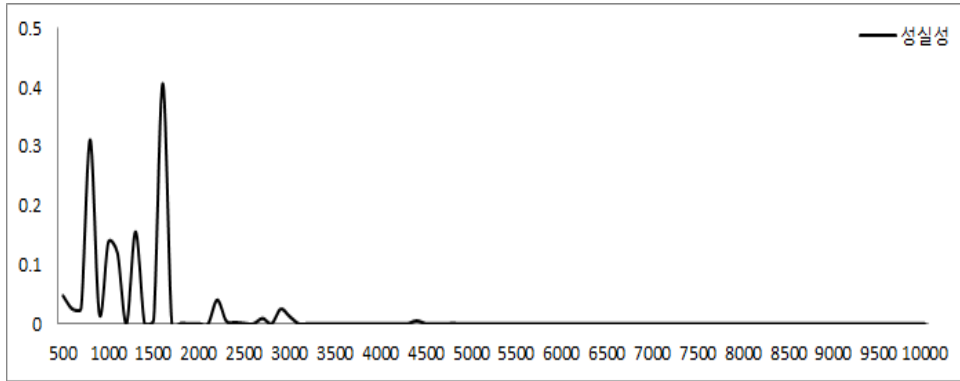
[그림 3]의 계속



[그림 4] 표본 규모 변화에 따른 유의확률 변화



[그림 4]의 계속



〈표 5〉 직종 및 업종별 유의도 분포

	인지능력	외향성	호감성	성실성	불안정성	개방성	표본수
	부호 유의도	부호 유의도	부호 유의도	부호 유의도	부호 유의도	부호 유의도	
관리자	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***		(-) ***	13,230
전문가 및 관련 종사자	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***	(+) ***	(-) ***	26,028
사무 종사자	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***	(+) ***	(-) ***	35,187
서비스 종사자	(+) ***	(+) ***		(+) ***	(+) **	(-) ***	5,783
판매 종사자	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) **		(-) ***	4,207
기능원 및 관련기능 종사자	(+) ***		(-) **	(+) ***	(+) **		2,517
장치, 기계조작 및 조립 종사자	(+) ***	(+) **		(+) ***	(+) *	(-) ***	3,736
단순노무 종사자	(+) ***	(+) ***		(+) **		(-) ***	8,201
제조업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***	(+) ***	(-) ***	21,390
도매 및 소매업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***		(-) ***	13,478
운수업	(+) ***	(+) **		(+) ***			2,303
숙박 및 음식점업	(+) ***	(+) **		(+) ***		(-) **	3,305
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***		(-) ***	8,792
금융 및 보험업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***	(+) **	(-) *	4,064
부동산업 및 임대업	(+) ***			(+) ***			1,353
전문, 과학 및 기술서비스업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***		(-) *	8,338
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***	(+) ***	(-) ***	11,478
공공행정, 국방 및 사회보장행정	(+) ***	(+) ***		(+) ***			3,423
교육서비스업	(+) ***	(+) ***	(-) ***	(+) ***			6,402
보건업 및 사회복지서비스업	(+) ***	(+) **	(-) ***	(+) ***			9,575
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	(+) *	(+) **				(-) ***	1,293
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인서비스업	(+) ***	(+) ***	(-) *	(+) ***		(-) *	2,945

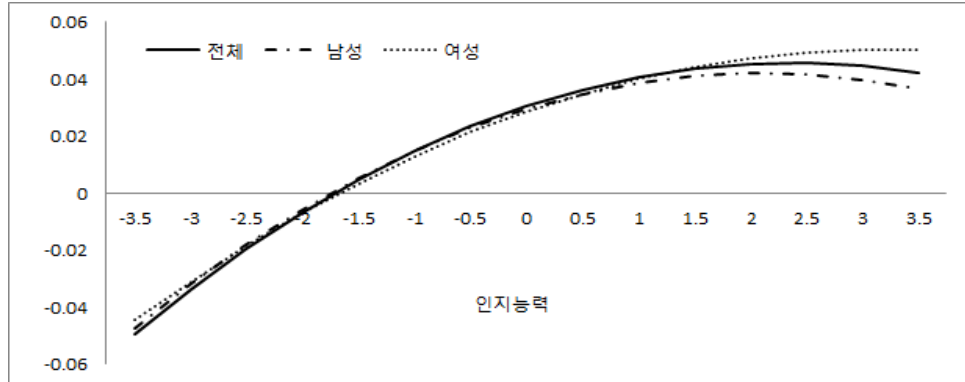
주: 표본 규모 1천 개 미만인 부문은 제외하였으며, 제외된 부문은 직종에서 농림어업 숙련 종사자(141개), 업종에서는 농업, 임업 및 어업(131개), 광업(18개), 전기, 가스, 증기 및 수도사업(265개), 하수폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업(229개), 건설업(145개), 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비생산(7개), 국제 및 외국기관(4개)이 이에 해당.

#### 4. 인지능력과 교육의 한계효과 분석

이 절에서는 인지능력 및 비인지 요인에 대한 교육연수의 한계효과를 살피고자 한다.<sup>22)</sup> 또한, 이러한 결과를 추가로 검토하기 위해 교육수준별로 구분한 표본에 대해서 계수의 크기를 비교하였다.

평균 중심화(mean-centering)를 통한 교호항 모형 분석 결과가 <표 6>에 나타나 있다.<sup>23)</sup> <표 6>의 모형 (1)의 결과는 상수항을 제외하면 <표 3>의 모형 (4)와 정확히 일치함을 확인할 수 있다. <표 6>의 모형 (2)에서 교육연수와 인지능력과의 1차 교호작용 효과가 정(+)의 방향임을 확인할 수 있다. 교육수준 및 인지능력이 높아질수록 임금수준이 상승할 것이라는 해석이 가능하다. 반면 비인지 요인과의 교호작용 효과는 성실성, 호감성, 개방성에서 유의미하게 나타났으나, 추정계수나 t-값의 규모로 볼 때 그 효과가 미미할 것으로 추론된다.

(그림 5) 인지능력 변화에 따른 교육연수의 한계효과



주: 그림은 <표 6>에서 모형 (2)를 적용한 결과임.

- 22) 표본의 관찰 기간이 길지 않은 점을 감안하여 교육수익률 용어보다는 한계효과 용어를 주로 사용하였다.
- 23) <표 3>의 모형 (4)를 기준으로 통제변수에 대해 평균 중심화(mean-centering)를 실시하였으며, 인지와 비인지 요인은 이미 1세 단위로 정규화하였으며 기존 값을 그대로 사용하였다. 기본 모형에서 교호항을 그대로 적용하면 인지능력 계수의 부호가 음(-)으로 나타났으며, 평균 중심화를 할 경우 교호항의 다중공선성이 제거되면서(분산팽창인자(VIF: variance inflation factor)가 1~2 구간의 값) 인지능력 계수의 부호가 양(+)으로 전환되었음을 밝혀둔다.

〈표 6〉 교호항 모형 추정결과

	모형 (1)		모형 (2)		모형 (3)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	0.000	0.0	-0.006***	-5.8	-0.007***	-6.1
남성	0.159***	73.0	0.158***	72.5	0.158***	72.4
연령	0.029***	22.8	0.030***	23.5	0.031***	23.6
연령제곱/100	-0.048***	-25.8	-0.049***	-26.5	-0.049***	-26.6
교육연수	0.030***	48.5	0.030***	43.4	0.030***	43.3
근속	0.076***	115.0	0.076***	114.5	0.076***	114.5
인지능력	0.050***	44.3	0.049***	40.7	0.049***	40.7
외향성	0.023***	17.4	0.024***	17.7	0.024***	17.8
호감성	-0.012***	-11.3	-0.012***	-11.2	-0.012***	-11.2
성실성	0.033***	23.5	0.033***	23.5	0.033***	23.5
불안정성	0.006***	5.1	0.007***	5.2	0.007***	5.3
개방성	-0.013***	-10.8	-0.013***	-10.5	-0.013***	-10.6
교육연수*인지			0.014***	15.2	0.010***	17.4
교육연수*인지 <sup>2</sup>			-0.001	-1.6	-0.001**	-2.0
교육연수*인지 <sup>3</sup>			-0.001***	-4.3		
교육연수*외향성					0.000	0.6
교육연수*호감성					-0.002***	-3.3
교육연수*성실성					0.003***	4.2
교육연수*불안정성					-0.001	-1.2
교육연수*개방성					0.002***	2.8
Adj-R <sup>2</sup>	0.300		0.303		0.303	
표본 수	99,030					

주: 모든 모형에 연도를 더미변수로 통제함.

[그림 5]는 <표 6>의 모형 (2)를 통해 인지능력 변화에 따른 교육연수의 한계효과 변화를 그린 것이다.<sup>24)</sup> 교육연수의 한계효과가 우상향하는 양상을 보이고 있어, 이를 통해 인지능력이 뛰어난 집단일수록 교육연수의 한계효과가 높을 것이라는 결론에 도달한다. 또한 인지능력이 높은 집단에서는 여성의 한계효과가 남성보다 높다는 특징도 부가적으로 발견되었다.

24) 해당 모형은 Denny and O'sullivan(2007)을 참조하였다.

추가적인 검토를 위해 <표 3>의 모형 (4)를 교육수준별로 적용한 결과가 <표 7>에 나타나 있으며, 평균을 이용한 위치 조정은 하지 않았다.

인지능력의 계수는 고졸 이하와 전문대가 유사한 수준이며, 4년제에서는 계수값의 규모가 두 배가량 늘어났으며, t-값 역시 매우 큰 수준이다. 이렇듯 단순한 표본 분할을 통해서 한계효과의 변화를 재확인할 수 있었다.

요컨대 인지능력과 교육수준과의 교호작용은 통계적으로 유의미하고, 그것은 4년제 대학졸업자에서 영향력이 높아진다. 이러한 결과는 선행연구에서 상반된 결과를 보인 두 가지 연구 중 Tobias(2003)의 실증, 즉 대학졸업자의 임금프리미엄은 인지능력이 뛰어날수록 증가한다는 가설을 지지하고 있다.

다만 이러한 실증결과를 확정적으로 결론지을 수는 없다. 인지능력과 대학 평판효과와의 상호 연관성이 존재한다면, [그림 5]의 한계효과는 인지요인만의 변수로 보기 어렵기 때문이다.

<표 7> 교육수준별 추정값

	고졸 이하		전문대		4년제		대학원 이상	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	8.320***	285.9	8.618***	172.3	8.372***	210.2	8.558***	36.2
남성	0.136***	39.6	0.169***	34.6	0.174***	49.0	0.146***	7.4
연령	0.031***	16.9	0.017***	5.5	0.035***	14.6	0.033**	2.5
연령제곱/100	-0.049***	-18.8	-0.030***	-6.6	-0.056***	-16.8	-0.049***	-2.9
근속	0.083***	67.2	0.072***	52.3	0.075***	76.1	0.057***	11.7
인지능력	0.030***	16.3	0.033***	13.3	0.068***	39.2	0.079***	8.0
외향성	0.022***	10.1	0.024***	8.1	0.024***	11.7	0.019	1.6
호감성	-0.010***	-5.6	-0.005**	-2.0	-0.017***	-10.1	-0.007	-0.7
성실성	0.028***	12.5	0.027***	8.9	0.040***	18.4	0.005	0.4
불안정성	0.007***	3.6	0.010***	3.8	0.005***	2.7	-0.001	-0.1
개방성	-0.017***	-8.6	-0.016***	-5.8	-0.008***	-4.1	-0.019	-1.7
Adj-R <sup>2</sup>	0.247		0.243		0.294		0.230	
표본 수	35,502		19,122		42,989		1,417	

주: 모든 모형에 연도를 더미변수로 통제함.

## V. 결론

본 논문에서는 한국고용정보원의 행정 데이터베이스를 이용하여 인지능력과 비인지적 요인이 임금에 주는 영향을 분석하였다. 인지능력 변수로는 적성검사(Aptitude Test Battery) 점수를, 비인지 요인 변수는 성격 5요인(Big Five Personality Inventory) 점수를 이용하였다. 분석 결과, 예상대로 인지능력은 임금 성과와 강한 양의 연관성을 보이고 있다. 비인지적 요인 중에서 성실성과 외향성은 양(+)의 효과를 보였으며, 비교적 작은 표본 규모에서도 그 결과는 일관되게 나타났다. 또한 직종, 산업의 수요 부문에도 비교적 일관되게 적용되는 점이 확인된다. 이러한 결과는 해당 두 가지 요인이 업무성과에 긍정적 영향을 미친다는 기존 심리학 분야의 결론들과 일치하고 있다. 그 외 요인들의 계수는 전체 표본에서는 유의하였으나 표본 규모를 축소할 경우 유의하지 않게 나타났다. 성격 5요인을 이용한 기존 실증연구에서 부호의 방향성이 혼재되어 있다는 점을 감안한다면, 본 연구는 부호의 방향성에 대한 추가적인 기준을 제시한 점에서 의의가 있을 것이다.

심리적 성격의 성별 차이를 고려하여 성별로 구분한 회귀분석 결과, 남성은 개방성(-)이, 여성은 외향성(+)이 비교적 유의한 요인으로 포함된 점이 이색적이다. 따라서 비인지적 요인에 대한 실증은 성별 통합 모형보다는 구분 모형이 더 적합할 수 있다는 시사점을 얻을 수 있다.

한편, 인지능력은 교육수준이 높을수록 임금수준에 대해 더 크게 영향력을 발휘되는지, 아니면 교육수준은 인지능력에 대한 보상적 효과를 지니는가에 대한 검토 결과, 전자의 가설을 지지하는 결과를 얻었다. 다만 이러한 현상은 4년제 대학졸업자에서 집중적으로 나타나는 것으로 추론된다. 반면 비인지적 요인과 교육수준과의 상호작용 효과는 존재하지 않거나 미미한 수준에 불과한 것으로 분석되었다.

경제학에서 심리적 요인이 접목된 연구가 급격히 증가하고 있다는 사실은 비교적 최근의 연구(Dohmen, 2014)에 잘 나타나 있다. 우리나라에서 비인지적 요인을 비롯한 심리적 요인을 활용하는 학제 간 연구가 많지 않는 듯하다. 최근 각 사회조사에서 다양한 비인지 요인에 관한 문항이 포함되고 있으므로, 우리나라에서도 이에 대한 연구가 활발히 진행되기를 기대한다.

## 참고문헌

- 김두순·서현주. 『직업심리검사 결과를 활용한 노동시장 성과 분석』. 한국고용정보원. 2015. 12.
- 김홍균·문혜영. 「대학수능시험 성적이 임금에 미치는 효과 분석」. 『공공경제』 12권 1호 (2007. 3): 161-178.
- 남기곤·윤진호·이시균. 「대학 재학 중 활동이 노동시장 성과에 미치는 효과」. 『경제발전연구』 16권 1호 (2010. 6): 143-172.
- 박환보·김성식. 「개인배경, 취업준비노력, 대학서열 유형이 대졸자의 노동시장 성과에 미치는 영향 분석」. 『교육사회학연구』 21권 3호 (2011. 9): 77-98.
- 이자형·이기혜. 「대졸자 노동시장 성과 결정요인의 구조적 관계: 비인지적 능력의 효과를 중심으로」. 『직업능력개발연구』 14권 2호 (2011. 8): 27-54.
- 조현국. 「신장과 노동시장 성과 관계: 패널 데이터를 이용한 분석」. 『노동경제논집』 37권 2호 (2014. 6): 79-103.
- 주휘정. 「신규 대졸자 임금에 대한 개인 및 대학 효과 분석」. 『교육행정학연구』 30권 1호 (2012. 4): 603-626.
- 최필선·민인식. 「수능성적이 초기 노동시장 성과에 미치는 효과: 일반화 성향점수 접근법」. 『노동정책연구』 13권 1호 (2013. 3): 139-162.
- 홍광표·김문길·설귀환. 「비인지적 능력이 노동시장 성과에 미치는 영향」. 『교육고용패널 학술대회 자료집』. 한국직업능력개발원, 2016. 3.
- 황여정·백병부. 「대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인」. 『직업능력개발연구』 11권 2호 (2008. 8): 1-23.
- Altonji, Joseph G., and Charles R. Pierret. "Employer Learning and Statistical Discrimination." *The Quarterly Journal of Economics* 116 (1) (February 2001): 313-350.
- Anger, Silke., and Guido Heineck. "Cognitive abilities and earnings - first evidence for Germany." *Applied Economics Letters* 17 (7) (May 2010): 699-702.

- Balcar, Jiří. "Supply Side Wage Determinants: Overview of Empirical Literature." *Review of Economic Perspectives* 12 (4) (December 2012): 207-222.
- Barrick, Murray R., and Michael K. Mount. "The Big Five Personality Dimensions and Job Performance: A meta-analysis." *Personnel Psychology* 44 (1) (March 1991): 1-26.
- Blackburn, McKinley L., and David Neumark. "Omitted-Ability Bias and the Increase in the Return to Schooling." *Journal of Labor Economics* 11 (3) (July 1993): 521.
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn. "Do Cognitive Test Scores Explain Higher US Wage Inequality?." *Review of Economics and Statistics* 87 (1) (February 2005): 184-193.
- Borghans, Lex., Duckworth, Angela L., Heckman, James J., and Wee, Bas Ter. "The Economics and Psychology of Personality Traits." *Journal of Human Resources* 43 (4) (October 2008): 972-1059.
- Bowles, Samuel., Gintis, Herbert., and Osborne Melissa. "Incentive-enhancing Preferences: Personality, Behavior, and Earnings." *The American Economic Review* 91 (2) (May 2001a): 155-158.
- \_\_\_\_\_. "The Determinants of Earnings: A behavioral approach." *Journal of Economic Literature* 39 (4) (December 2001b): 1137-1176.
- Cawley, John., Heckman, James J., and Edward Vytlačil. "Three Observations on Wages and Measured Cognitive Ability." *Labour Economics* 8 (4) (May 2001): 419-442.
- Deng, Binbin. "Schooling and Wage Revisited: Does Higher IQ Really Give You Higher Income?." (No. 23206). University Library of Munich, Germany, 2010.
- Denny, Kevin., and Vincen. O'sullivan. "Can Education Compensate for Low Ability? Evidence from British Data." *Applied Economics Letters* 14 (9) (July 2007): 657-660.
- Dohmen, Thomas. "Behavioral Labor Economics: Advances and future directions." *Labour Economics* 30 (May 2014): 71-85.
- Falch, Torberg., and Sofia Sandgren, Massih. "The Effect of Early Cognitive Ability on Earnings Over the Life-Cycle." *Labour* 26 (3) (September 2012): 287-312.
- Farber, Henry S., and Robert Gibbons. "Learning and Wage Dynamics." *The Quarterly Journal of Economics* 111 (4) (November 1996): 1007-1047.

- Fryer Jr, Roland G. "Racial Inequality in the 21st Century: The Declining Significance of Discrimination." In *Handbook of Labor Economics*. Vol. 4B, edited by David Card and Orley Ashenfelter, pp. 855-971. Elsevier Science Publishers, 2011.
- Gensowski, Miriam., Heckman, James J., and Peter Savelyev. "The Effects of Education, Personality, and IQ on Earnings of High-ability Men." Unpublished manuscript(April 2011) The University of Chicago.
- Gosling, Samuel D., Rentfrow, Peter J., and William B. Swann. "A Very Brief Measure of the Big-Five Personality Domains." *Journal of Research in Personality* 37 (6) (December 2003): 504-528.
- Heckman, James J., and Yona Rubinstein. "The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED testing program." *The American Economic Review* 91 (2) (May 2001): 145-149.
- Heckman, James J., Stixrud, Jora, and Sergio Urzua. "The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior." *Journal of Labor Economics* 24 (3) (July 2006): 411-482.
- Heckman, James J., and Kautz Tim. "Fostering and Measuring Skills: Interventions that improve character and cognition." NBER Working Series No. w19656, National Bureau of Economic Research, 2013.
- Heineck, Guido. "Does it Pay to be Nice? Personality and Earnings in the United Kingdom." *Industrial & Labor Relations Review* 64 (5) (October 2011): 1020-1038.
- Heineck, Guido., and Silke Anger. "The Returns to Cognitive Abilities and Personality Traits in Germany." *Labour Economics* 17 (3) (June 2010): 535-546.
- Iacobucci, Dawn., Schneider, Matthew J., and Deidre Popovich. "Mean Centering Helps Alleviate "Micro" But Not "Macro" Multicollinearity." *Behavior Research Methods* (July 2015): 1-10.
- Lang, Kevin., and Michael Manove. "Education and labor market discrimination." *The American Economic Review* 101 (4) (June 2011): 1467-1496.
- Lin, Mingfeng, Henry C. Lucas Jr, and Shmueli Galit. "Research commentary-too big to fail: large samples and the p-value problem." *Information Systems Research* 24 (4) (October 2013): 906-917.

- Lindsey, Brink. *Human Capitalism: How Economic Growth Has Made Us Smarter - And More Unequal*. pp.23-30. Princeton University Press, 2013.
- Lu, Xun., and Halbert White. "Robustness Checks and Robustness Tests in Applied Economics." *Journal of Econometrics* 178 (January 2014): 194-206.
- Mueller, Gerrit., and Erik Plug. "Estimating the Effect of Personality on Male and Female Earnings." *Industrial & Labor Relations Review* 60 (1) (October 2006): 3-22.
- Murnane, Richard J., Willett, John B., Duhaldeborde, Yves., and John H. Tyler "How Important are the Cognitive Skills of Teenagers in Predicting Subsequent Earnings?." *Journal of Policy Analysis and Management* (Autumn 2000): 547-568.
- Nyhus, Ellen K., and Empar Pons. "The Effects of Personality on Earnings." *Journal of Economic Psychology* 26 (3) (June 2005): 363-384.
- Schultz, Duane P., and Sydney E. Schultz, *Theories of Personality*, pp.212-239. Cengage Learning, 2013.
- Schick, Andreas., and Richard H. Steckel. "Height, Human Capital, and Earnings: The Contributions of Cognitive and Noncognitive Ability." *Journal of Human Capital* 9 (1) (Spring 2015): 94-115.
- Thiel, Hendrik., and Stephan L. Thomsen. "Noncognitive Skills in Economics: Models, measurement, and empirical evidence." *Research in Economics* 67 (2) (June 2013): 189-214.
- Tobias, Justin L. "Are Returns to Schooling Concentrated Among the Most Able? A Semiparametric Analysis of the Ability-earnings Relationships." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65 (1) (February 2003): 1-29.
- Zax, Jeffrey S., and Daniel I. Rees. "IQ, Academic Performance, Environment, and Earnings." *Review of Economics and Statistics* 84 (4) (November 2002): 600-616.

〈부표 1〉 인지능력 검사의 문항 구성

적성요인	하위검사	문항수
언어력	어휘력 검사	30
	문장독해력 검사	13
수리력	계산력 검사	13
	자료해석력 검사	13
추리력	수열추리검사 1, 2	15
	도형추리 검사	9
공간지각력	조각맞추기 검사	10
	그림맞추기 검사	16
사물지각력	지각속도 검사	30
상황판단력	상황판단력 검사	14
기계능력	기계능력 검사	15
집중력	집중력 검사	45
색채지각력	색혼합검사	18
사고유창력	사고유창력 검사	2
협응능력	기호쓰기 검사	5
전 체	16개 하위검사	248

〈부표 2〉 비인지 요인 검사의 문항 구성

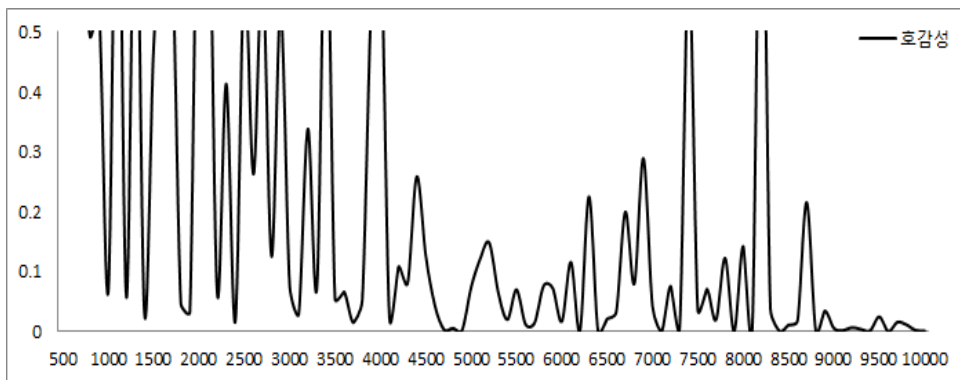
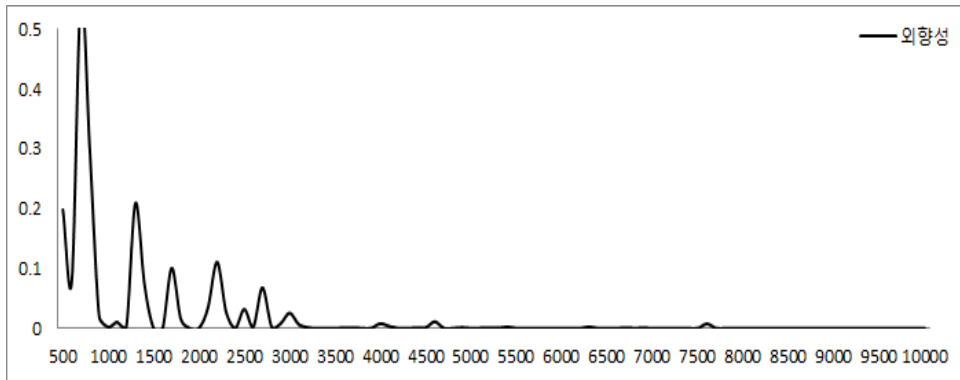
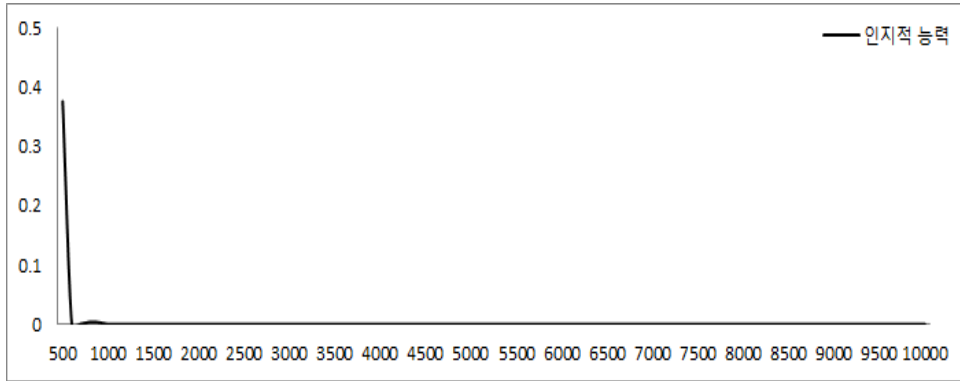
성격 5요인	문항 수	하위요인
외향성	29	온정성, 사교성, 리더십, 적극성, 긍정성
호감성	32	타인에 대한 믿음, 도덕성, 타인에 대한 배려, 수용성, 겸손, 휴머니즘
성실성	39	유능감, 조직화능력, 책임감, 목표지향성, 자기통제력, 완벽성
정서적 불안정성	36	불안, 분노, 우울, 자의식, 충동성, 스트레스 취약성
경험에 대한 개방성	27	상상력, 문화, 정서, 경험추구, 지적호기심
전 체	163	28개 하위척도

〈부표 3〉 기술통계

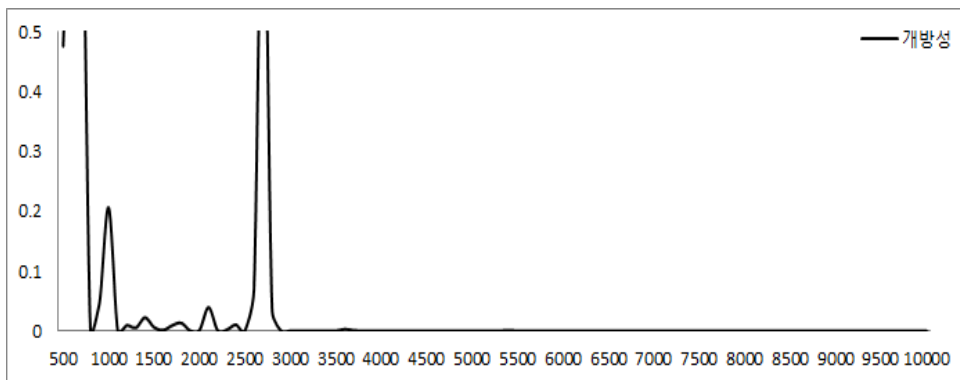
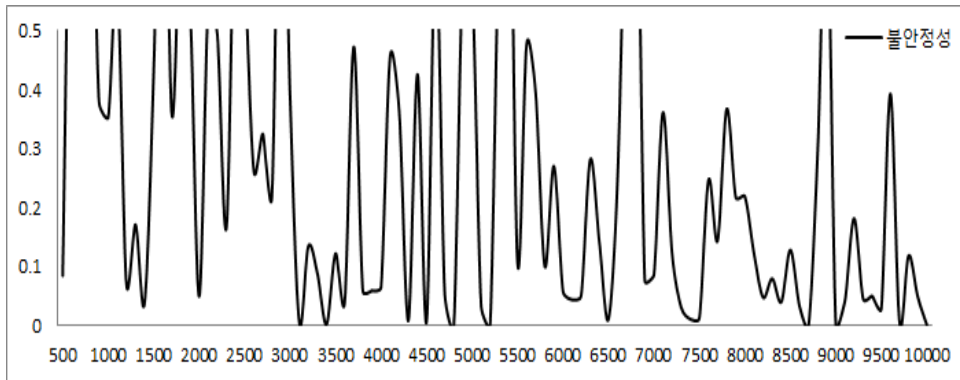
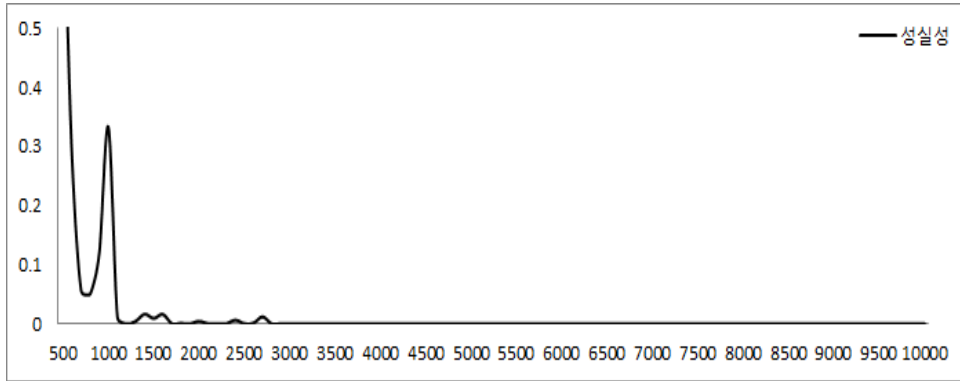
변수	전체 표본					비 구직등록자 표본				
	표본수	평균	표준편차	최소값	최대값	표본수	평균	표준편차	최소값	최대값
로그시간당 보수총액	99,030	9.13	0.4	8.3	10.1	20,992	9.27	0.4	8.3	10.1
남성	99,030	0.40	0.5	0.0	1.0	20,992	0.46	0.5	0.0	1.0
비인지 조사시 연령	99,030	25.48	6.5	17.0	56.0	20,992	22.84	4.3	17.0	55.8
인지 조사시 연령	99,030	25.82	6.2	17.0	56.0	20,992	23.39	4.1	17.0	55.8
연령	99,030	29.63	6.0	15.1	69.8	20,992	27.65	4.5	16.2	63.4
20세 미만	99,030	0.01	0.1	0.0	1.0	20,992	0.02	0.1	0.0	1.0
20대	99,030	0.62	0.5	0.0	1.0	20,992	0.75	0.4	0.0	1.0
30대	99,030	0.29	0.5	0.0	1.0	20,992	0.22	0.4	0.0	1.0
40대	99,030	0.06	0.2	0.0	1.0	20,992	0.02	0.1	0.0	1.0
50대 이상	99,030	0.01	0.1	0.0	1.0	20,992	0.00	0.1	0.0	1.0
교육연수	99,030	14.21	1.8	12.0	18.0	20,992	14.34	1.9	12.0	18.0
고졸 이하	99,030	0.36	0.5	0.0	1.0	20,992	0.35	0.5	0.0	1.0
전문대졸	99,030	0.19	0.4	0.0	1.0	20,992	0.15	0.4	0.0	1.0
대졸	99,030	0.43	0.5	0.0	1.0	20,992	0.48	0.5	0.0	1.0
대학원 이상	99,030	0.01	0.1	0.0	1.0	20,992	0.02	0.1	0.0	1.0
근속	99,030	1.44	1.6	0.1	15.0	20,992	1.87	2.0	0.1	14.9
1년 미만	99,030	0.55	0.5	0.0	1.0	20,992	0.48	0.5	0.0	1.0
1년-2년 미만	99,030	0.23	0.4	0.0	1.0	20,992	0.20	0.4	0.0	1.0
2년-3년 미만	99,030	0.10	0.3	0.0	1.0	20,992	0.12	0.3	0.0	1.0
3년-4년 미만	99,030	0.05	0.2	0.0	1.0	20,992	0.08	0.3	0.0	1.0
4년-5년 미만	99,030	0.03	0.2	0.0	1.0	20,992	0.05	0.2	0.0	1.0
5년 이상	99,030	0.04	0.2	0.0	1.0	20,992	0.08	0.3	0.0	1.0
인지능력	99,030	0.00	1.0	-3.6	4.1	20,992	0.00	1.0	-3.7	3.6
(성격 5요인)										
외향성	99,030	0.00	1.0	-4.1	3.7	20,992	0.00	1.0	-4.2	2.8
호감성	99,030	0.00	1.0	-6.1	4.1	20,992	0.00	1.0	-5.9	4.0
성실성	99,030	0.00	1.0	-4.8	3.8	20,992	0.00	1.0	-4.8	3.7
불안정성	99,030	0.00	1.0	-3.9	3.9	20,992	0.00	1.0	-3.7	3.8
개방성	99,030	0.00	1.0	-4.9	3.4	20,992	0.00	1.0	-4.6	3.0
(규모)										
10인 미만	99,030	0.27	0.4	0.0	1.0	20,992	0.18	0.4	0.0	1.0
10-50인 미만	99,030	0.24	0.4	0.0	1.0	20,992	0.18	0.4	0.0	1.0
50-300인 미만	99,030	0.23	0.4	0.0	1.0	20,992	0.24	0.4	0.0	1.0
300인 이상	99,030	0.27	0.4	0.0	1.0	20,992	0.40	0.5	0.0	1.0
(보수총액연도)										
2010년	99,030	0.17	0.4	0.0	1.0	20,992	0.16	0.4	0.0	1.0
2011년	99,030	0.11	0.3	0.0	1.0	20,992	0.13	0.3	0.0	1.0
2012년	99,030	0.20	0.4	0.0	1.0	20,992	0.19	0.4	0.0	1.0
2013년	99,030	0.12	0.3	0.0	1.0	20,992	0.14	0.3	0.0	1.0
2014년	99,030	0.18	0.4	0.0	1.0	20,992	0.17	0.4	0.0	1.0
2015년	99,030	0.22	0.4	0.0	1.0	20,992	0.21	0.4	0.0	1.0

주: 직종, 업종 비중은 <표 5>로 같음.

[부도 1] 표본 크기 변화에 따른 유의확률 변화(남성)



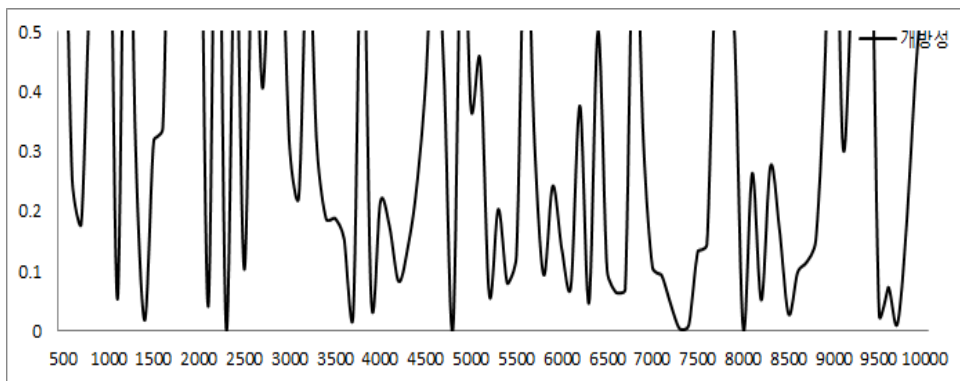
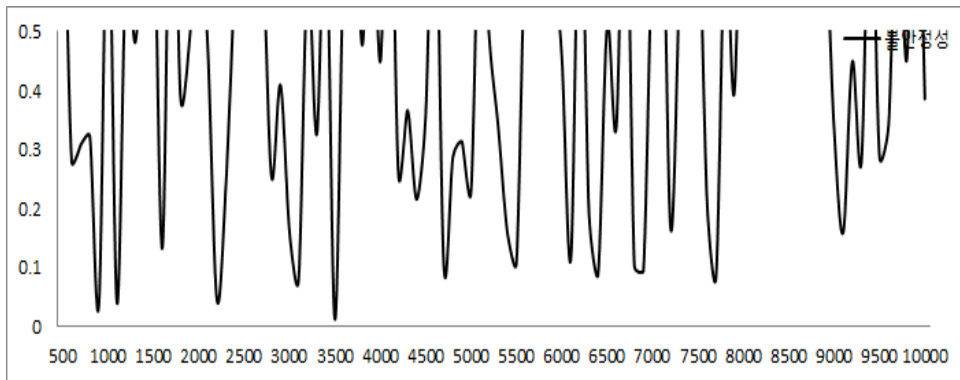
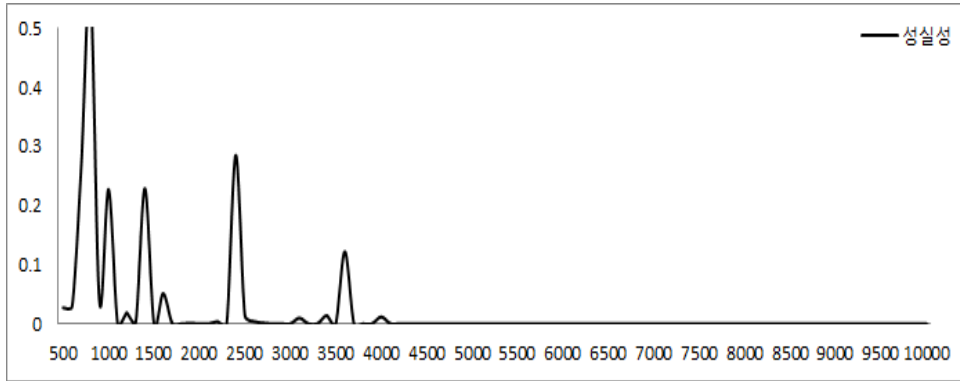
[부도 1]의 계속



[부도 2] 표본 크기 변화에 따른 유의확률 변화(여성)



[부도 2]의 계속



abstract

---

**The Effect of Cognitive and Non-cognitive Skill on  
Wage Performance in Early Labor Market**

**Dusun Kim · Hyonju Seo**

We examine the relationship between individual's personality trait and wage performance using administrative data collected by Korea Employment Information Service. We use Aptitude Test Battery and Five Factor Personality Inventory for individual's cognitive and noncognitive skill respectively. The results show that there are robust relationships between wages and conscientiousness, extraversion. The relationships between personality traits vary across gender. Additionally, this results imply that the return to schooling is higher for those with higher cognitive ability in early labor market.

Keywords: cognitive ability, noncognitive skill, Big Five Personality Inventory, wage



## 학업성취도 미달 학생이 보통 이상 학생의 학업성취도에 미치는 친구효과 추정\*

우 석 진\*\*

본 논문에서는 학업성취도가 낮은 학생이 학업성취도가 보통 이상 학생의 학업성취도에 미치는 친구효과를 추정하였다. 친구효과 추정을 위해 2009년에 시행되었던 학력향상중점학교 정책이 수반하는 회귀불연속설계를 이용하였다. 중학교를 대상으로 한 국가수준 학업성취도 평가 전수 자료를 이용하여 분석한 결과, 이러한 친구효과는 존재하였음을 확인하였다. 구체적으로는 학력향상중점학교 정책으로 학업성취도 미달학생 비중이 1%p 감소할 때, 보통 이상 학생의 비중이 5%p 이상 증가하였다. 더 나아가서 이러한 친구효과는 다양한 강건성 검정 하에서도 여전히 존재함을 보였다.

주제어: 친구효과, 회귀불연속설계, 학력향상중점학교

### I. 서론

많은 기존 문헌을 통해 친구(혹은 동료)들이 학생의 학업성취도에 중요한 영향을

논문 접수일: 2016년 8월 2일, 논문 수정일: 2016년 9월 11일, 논문 게재확정일: 2016년 9월 18일

\* 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임을 밝힌다(NRF-2014S1A5A2A01016511).

\*\* 명지대학교 경제학과 (sjwoo@mju.ac.kr)

미치는 것으로 알려져 있다. 예컨대, 학교 혹은 반 구성에 있어 동성 혹은 이성이 어떤 영향을 주는지(Hoxby, 2000; Jackson, 2012; Lee, Turner, Woo, & Kim, 2014), 친구들과의 상호작용에 대한 긍정적 친구효과(혹은 동료효과)가 추정되고 있다(Mas & Moretti, 2009; Bandiera, Barankay, & Rasul, 2010; Brown, 2004; Bursztyn & Jensen, 2015).

본 논문에서는 그동안 문헌에서 비교적 잘 연구되어 오지 않았던 학업성취도가 낮은 학생이 학업성취도가 보통 이상 학생의 학업성취도에 미치는 친구효과를 실증적으로 추정하고자 한다. 통상적으로 학력이 낮은 학생이 학력이 높은 학생으로부터 긍정적인 친구효과를 받는 경향이 있어 기존 연구들은 학력이 높은 학생이 학력이 낮은 학생들에 미치는 효과에 초점을 맞춰왔다.<sup>1)</sup> 여기에서는 반대 방향, 즉 학력이 낮은 학생이 학력이 상대적으로 높은 학생에게 미치는 친구효과에 초점을 맞추었다. 이러한 친구효과는 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는다. 예컨대, 만약 저학력 학생으로부터 고험력 학생으로 긍정적인 친구효과가 존재한다면, 저학력 학생의 학업성취도 개선에 초점을 맞춘 교육정책이 직접적인 정책 목표가 아니었던 다른 학생의 학업성취도에도 긍정적 외부성을 기대할 수 있을 것이다.

하지만 기존 연구를 통해 친구효과(peer effect)를 추정하는 것이 실증적으로 어렵다는 점도 잘 알려져 있다(Evans et al., 1992; Manski, 1993; Moffitt, 2001; Angrist, 2014). Manski(1993)는 친구효과 추정에 있어서 반사문제(reflection problem) 때문에 동료에 관한 변수가 내생성의 문제를 반드시 내포하고 있음을 지적하였다. 본 논문에서 관심을 가지고 있는 친구효과를 실증 분석함에 있어 더 중요한 난관은 자기선택(self-selection)의 문제이다. 부모가 학업성취도가 높은 자녀들을 좀 더 좋은 환경에서 공부시키기 위해서 학업성취도가 낮은 학생들이 많은 학교를 피했다면 일반적인 회귀분석을 통해 추정된 친구효과는 과대 추정될 가능성이 있다. 학력이 낮은 학생의 학업성취도가 개선되어 학력이 높은 학생의 학업성취도가 따라서 개선된 것이 아니라, 일종의 소팅(sorting)의 결과일 수 있기 때문이다.

본 논문에서는 이러한 실증적인 어려움을 극복하기 위해서 다음과 같은 식별전략을 사용하였다. 먼저, 친구효과를 식별하기 위해 2009년부터 시행된 학력향상중점학교 정책에서 기인한 변이를 이용하였다. 학력향상중점학교 정책은 저학력 학생들만을 대상으로 도입된 정책이었다. 학력이 기초 미달인 학생들이 많은 학교를 학력향상중점학교로 지정하고, 해당 학교를 재정 및 행정적으로 지원하는 정책이었다. 김경희 외(2011,

1) <http://www.nber.org/digest/apr01/w7867.html>

2012), Woo et al.(2015)의 연구에 따르면 학력향상중점학교 정책은 학력 미달학생의 학업성취도를 제고하는 인과적 효과가 있었다. 한편, 학력향상중점학교 정책 하에서 시행되었던 프로그램은 학업성취도 기초 이하의 미달학생만을 대상으로 했었기 때문에 학업성취도 보통 이상의 학생을 대상으로 한 프로그램은 없었다.<sup>2)</sup> 따라서 학력향상중점학교 정책이 보통 이상의 학생의 학업성취도에 영향을 주었다면 이는 미달학생의 학업성취도 개선을 통해 다른 학생에게 간접적으로 영향을 준 친구효과일 가능성이 높다. 두 번째 식별전략은 학력향상중점학교의 정책 배정 규칙 때문에 발생하는 회귀불연속설계를 이용하는 것이다. 불연속적인 정책 배정 규칙 때문에 발생하는 회귀불연속설계는 교육정책의 인과적 효과를 추정하기 위해서 기존 연구에서도 자주 사용되고 있다 (Angrist & Lavy, 1999; Black, 1999; van der Klaauw, 2002; Jacob & Laffgren, 2004; Matsudaira, 2008). 학력향상중점학교 정책의 경우 미달학생 비중이 일정 수준 이상인 경우 예외 없이 정책에 참여해야 한다. 이러한 정책 배정 규칙 때문에 학력향상중점학교 정책에 회귀불연속설계를 적용할 수 있다. 이런 경우 최소한 정책 경계선 근방에서의 인과적 정책효과를 식별할 수 있고, 이는 국지적 처리효과(local treatment effect)와 동일하게 해석될 수 있다. 본 논문은 이와 같은 식별전략을 통해서 최소한 정책 경계선 주변에서의 친구효과를 식별 및 추정하였다.

2009년과 2010년에 시행되었던 전국단위 학업성취도 평가 전수자료 중 중학교의 결과를 이용하여 실증 분석한 결과, 전 과목 평균의 경우 학업성취도 보통 이상 학생 비중이 친구효과 때문에 10%p 정도 증가하는 긍정적인 효과가 있었던 것으로 보인다. 이러한 긍정적인 친구효과는 다양한 강건성 검정 하에서도 일관성 있게 존재함을 확인할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 학력향상중점학교에 대한 설명과 분석에서 사용한 전국단위 학업성취도 평가에 대해서 설명하였다. 제III장에서는 친구효과 추정을 위한 계량모형과 식별전략에 대해서 설명하였다. 제IV장에서는 친구효과 추정 결과와 강건성 검정 결과를 제시하였다. 마지막 제V장에서는 결론과 정책적 시사점에 대해서 논의를 하였다.

2) 여기에서 학업성취도의 구분은 전국단위의 학업성취도 평가에 따라 4단계에 따른 구분이다. 우수, 보통, 기초, 기초학력 미달로 구분된다. 보통학력은 평가 대상 학년급 학생들이 성취하기를 기대하는 기본 내용을 상당 부분 이해한 수준이다.

## II. 제도 및 자료

### 1. 학력향상중점학교 정책

2008년 이명박 정부가 들어서면서 교육정책의 기초로서 미국의 아동낙오방지법(No Child Left Behind) 정책과 유사한 ‘기초학력 미달 학생 제로 플랜’을 내걸었다. 기존의 학교 교수·학습 지원 차원에서 추진되어 오던 학습부진학생 책임지도제의 실효성을 제고하기 위해 평가 시스템과의 연계를 통해 부진학생 지도에 대한 학교·교사의 책무성을 견인할 수 있도록 질 관리 체계를 추가하였다. ‘기초학력 미달 학생 제로 플랜’이라는 국정과제를 집행하기 위해서 전국규모의 국가수준 학업성취도 실시가 불가피해졌다.

국가수준 학업성취도 평가에 기초하여 2009년부터 시행된 정책이 학력향상중점학교<sup>3)</sup> 정책이다(김경희 외, 2011). 정책 목표는 학업성취도가 낮은 학교들을 식별하여 학력향상중점학교로 정의하고, 학력향상중점학교에 대한 책무성을 강조하는 동시에 재정 및 행정 지원을 하였다. 학력향상중점학교를 식별하기 위해서 국가수준 학업성취도평가(이하 학업성취도평가)를 이용하였다. 학업성취도평가의 대상은 초등학교는 6학년, 중학교는 3학년, 고등학교는 1학년(2010년부터는 2학년)이었다. 평가는 매년 1회 평가 대상 학년 전체를 대상으로 시행되었다. 초·중등학교의 경우 국어, 수학, 영어, 사회, 과학을, 고등학교의 경우 국어, 수학, 영어를 평가하였다. 시험은 2010년의 경우 방학 전인 7월 13~14일에 시행되었다. 평가 결과는 과목별로 우수, 보통, 기초학력, 미달의 4단계로 분류되었다(김완수 외, 2011).

교육부(당시 교육과학부)는 2009년도 학업성취도평가에 기초하여 학교들을 학력향상중점학교 정책에 배정하였다. 정책 배정 규칙은 미달학생 비중의 전국 평균의 2배로 정해졌다. 구체적으로 살펴보면, 정책 경계점은 초등학교의 경우 미달학생 비중 5% 이상, 중·고등학교의 경우는 미달학생 비중 20%로 정해졌다. 개별 학교의 미달학생의

3) 해당 정책은 2009년 상반기에 시행 여부가 발표되었다. 2011년 이후에는 학력향상형 창의경영 학교로 명칭이 변경되었다.

비중이 경계점을 상회하면 해당 학교는 예외 없이 학력향상중점학교로 선정되었다. 한편 미달학생 비중이 20%보다는 낮지만 학교장이 원하는 경우 학력향상중점학교 정책에 참여할 수 있었고 실제로 참여한 학교도 적지 않았다.

학력향상중점학교로 선정된 학교는 재정 및 행정 지원을 받았다. 학교 규모에 따라 차이는 있었지만 연간 5,000만 원에서 8,000만 원의 지원을 받았다. 학력향상중점학교는 재정을 저학력 학생들을 위한 보조교사, 대학생 인턴교사를 고용에 사용할 수 있다. 또한, 저학력 학생들을 위한 방과후 학교, 방학 중 특별보충 수업, 전문교사 배치, 특별 학습자료 개발 및 제공을 할 수 있었다. 또한, 교육청으로부터 학교 개선을 위한 컨설팅도 받을 수 있었다(김경희 외, 2011).

학력향상중점학교 정책의 경우 미국의 아동낙오방지법처럼 학력향상중점학교가 달성해야 할 목표가 명시적으로 주어진 것은 아니었다. 하지만 해당 학교가 저성과 학교인 학력향상중점학교로 지정된 것은 지역사회에 알려졌다. 따라서 학력향상중점학교의 교장과 학교 구성원들은 이러한 지역사회로부터의 낙인효과(stigma effect)에서 벗어나기 위해서 많은 노력을 한 것으로 보고되었다(김완수 외, 2011).

## 2. 자료 및 기초통계량

본 논문에서 사용하고 있는 자료는 국가수준의 학업성취도평가 전수 자료이다. 실증 분석에서는 학력향상중점학교 정책을 이용하여 친구효과를 추정하기 위해 중학교에 초점을 맞추었다. 초등학교는 학업성취도 미달학생이 상대적으로 적어 친구들의 학업성취도에 영향을 줄 정도로 많지 않았다. 초등학교의 경우 미달학생 비중이 1.7%에 지나지 않았다(김경희 외, 2011). 고등학교의 경우 대학 입시의 효과가 커서 통상적으로 정책의 효과가 다른 요인들과 교락(交絡)될 가능성이 높다. 반면, 중학교의 경우, 미달학생 비중이 20% 이상으로 충분한 정책대상이 될 학생들이 있고 동시에 대학 입시의 영향을 비교적 작게 받아 정책이 효과를 낼 가능성이 높았다. 따라서 여기에서는 중학생을 대상으로 친구효과를 추정하였다.

<표 1>은 2010년을 기준으로 학교 및 학생들의 요약 통계량을 보여주고 있다. 2009년과 2010년 모두 학업성취도평가에 참여하였던 3,041개의 중학교 중 약 9.9%에 해당하는 학교가 학력향상중점학교로 지정되었었다(김경희 외, 2011). 이를 다시 정책 경계점 중심으로 구분해 보면, 미달학생 비중이 20% 이상인 경우 100% 학력향상중점학교

〈표 1〉 요약 통계량

	전 학교		경계선 근방: [18~22%]	
	경계점 미만 (<20%)	경계점 이상 (≥20%)	경계점 미만 (18~20%)	경계점 이상 (20~22%)
	(1)	(2)	(3)	(4)
학교 수	2937	104	30	42
정책 수혜 학교 비중(%)	6.7	100.0	13.3	100.0
<b>Panel A. 학교 특성(2010)</b>				
여학생 비중	0.477	0.392	0.420	0.407
기초수급자 비중	0.087	0.153	0.147	0.152
남중이면 1	0.134	0.125	0.133	0.143
여중이면 1	0.123	0.010	0.033	0.024
사립학교면 1	0.216	0.150	0.100	0.175
학급 수	18.911	11.510	14.533	12.800
교사 대 학생 비율	15.517	10.635	12.552	11.328
석사 이상 교사 비율	0.367	0.402	0.408	0.434
<b>Panel B. 2009 학업성취도평가 결과</b>				
미달 학생 비중				
- 평균	0.069	0.247	0.190	0.206
- 국어	0.044	0.182	0.146	0.151
- 수학	0.112	0.337	0.268	0.258
- 영어	0.052	0.197	0.145	0.165
- 과학	0.067	0.254	0.191	0.209
- 사회	0.068	0.267	0.200	0.249
<b>Panel C. 2010 학업성취도평가 결과</b>				
보통이상 학생 비중				
- 평균	0.625	0.499	0.492	0.557
- 국어	0.720	0.601	0.606	0.657
- 수학	0.561	0.394	0.411	0.433
- 영어	0.648	0.509	0.500	0.590
- 과학	0.566	0.447	0.434	0.513
- 사회	0.632	0.544	0.512	0.594

자료: 한국교육과정평가원, “전국단위의 학업성취도 평가”(2009, 2010).

정책을 받았고, 기준점 이하인 경우 6.7% 정도만 정책에 참여하였다. 이를 경계선 근방 2% 내외로 좁혀서 살펴보면, 기준점 이하인 경우 참여율이 13.3%로 다소 상승하였다. 학업성취도의 경우, 전 학교를 대상으로 보면, 2009년 미달학생 비중(평균)이 경계점 이상 학교는 24.7%로 상당히 높았고, 경계점 이하의 경우 6.9%에 그쳤다. 하지만 경계선 근방으로 한정하였을 때는 경계점 이상 학교가 20.6%, 경계점 이하 학교가 19%로 눈으로 보기에 큰 차이가 나지는 않았다. 다른 학교들의 특성의 경우도 전 학교를 대상으로 보았을 때는 큰 차이가 있었지만, 경계선 근방으로 한정되었을 때는 유사하였다.

하지만, 2010년도 보통 이상의 학업성취도를 보인 학생 비중은 친구효과가 작지 않을 정도로 존재할 가능성을 보여주고 있다. 전 학교를 대상으로 하였을 때 경계선 이상의 학교는 보통 이상 학생의 비중이 49.9%인 데 반해, 경계선 이하의 학교는 62.5%로 평균적으로 10%p 이상 높았다. 정책 수혜 대상은 비수혜 대상에 비해 평균적으로 2010년에도 학업성취도가 낮았음을 확인할 수 있다. 하지만 경계선 근처로 오면 이러한 경향은 반대가 된다. 평균에 초점을 맞추어 보면, 학력향상중점학교 정책 비수혜 학교의 2010년의 평균 보통 이상 학생의 비중이 49.2%인 데 비해, 수혜 학교의 평균 보통 이상 학생의 비중은 55.7%로 6%p 이상 높다. 정도의 차이는 있으나 전 과목에서 공히 동일한 현상을 관찰할 수 있었다.

### Ⅲ. 계량모형과 식별전략

학력향상중점학교 정책을 이용하여 친구효과를 추정하기 위해서 아래와 같은 계량모형을 설정하였다. 먼저, 2009년에 실시된 학업성취도평가에서 미달 등급을 받은 학생의 비중이 미리 정해진 경계점을 넘어서면 예외 없이 학력향상중점학교 정책에 배정되었다. 학교  $i$ 를 학력향상중점학교 정책에 배정하는 규칙은 아래와 같이 식 (1)로 표현할 수 있다.

$$d_i = I\{x_i \geq c\} \quad (1)$$

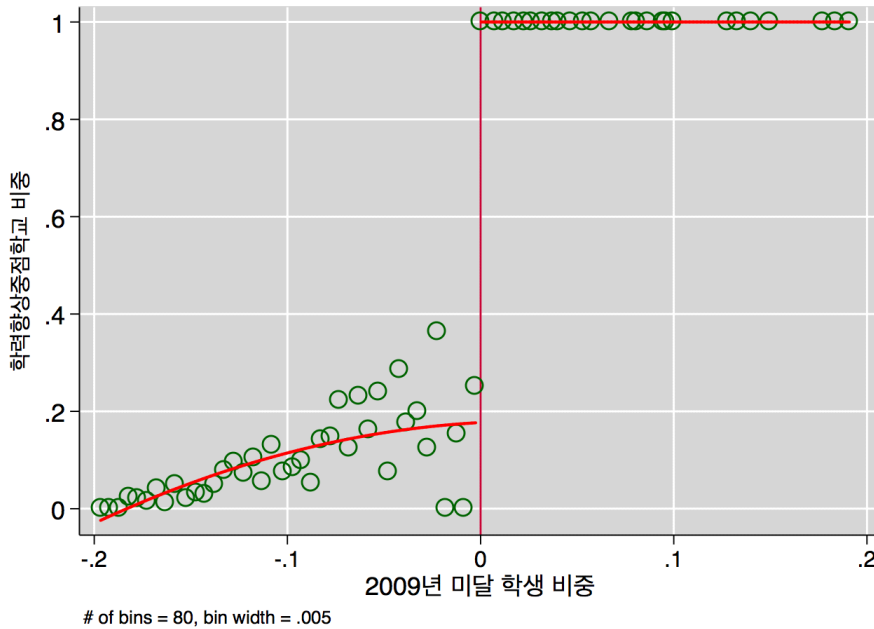
여기에서  $c$ 는 경계점은 20%이다. 학력향상중점학교 정책 수혜 학교는  $d_i = 1$ 이고, 비수혜 학교는  $d_i = 0$ 의 값을 갖게 된다. 이러한 배정 규칙은 회귀불연속설계에 해당한다.

식 (1)과 같이 정책에 대한 배정이 특정 경계선을 기준으로 결정이 되면, 처리군과 비교군 사이의 이른바 중첩조건(overlapping condition)이 만족되지 않아 성향점수매칭추정법(propensity score matching estimation)과 같은 매칭추정법을 사용할 수 없다. 정책효과를 식별하기 위해서는 회귀불연속설계 구조를 이용해야만 한다(van der Klaauw, 2008; Imbens & Lemieux, 2008; Lee & Lemieux, 2010; DiNardo & Lee, 2004).

식 (1)의 배정 규칙에 따르면, 2009년에 미달학생 비중이 20% 이상인 학교는 예외 없이 학력향상중점학교 정책을 대상이 되고, 미달학생 비중이 20% 미만인 학교는 원칙적으로 정책 수혜 대상이 되지 않는 못한다. 하지만, 실제 정책이 시행될 때 학력향상중점학교 정책에 참여를 원하는 학교는 미달학생 비중이 20% 미만이라도 자발적으로 참여할 수 있었다. 따라서 학력향상중점학교 정책의 경우 회귀불연속설계가 분명한(sharp)한 것이 아니라 불분명한(fuzzy) 경우이다(Imbens & Lemieux, 2008). 즉, 식(1)과 같이 정책 배정 자체에 불연속이 발생한 것이 아니라 학교가 해당 정책에 참가할 확률인 성향점수(propensity score)에서 불연속이 발생한 것이다. [그림 1]은 2009년도 학력향상중점학교 배정 규칙을 보여주고 있다. 먼저, X-축은 2009년도 미달학생 비중을 보여주고 있다. 다만, 회귀불연속설계 문헌의 관행을 따라서 기준점인 20%를 중심으로 중심화(recentering)를 했다. 그림에서 미달학생 0%가 실제로는 20%이다. Y-축은 각 급간에서 학력향상중점학교의 비중인 성향점수이다. 원은 관측치를, 실선은 각 관측치를 이용해 2차 함수로 적합시킨 것이다. [그림 1]에 따르면 경계선 근처로 성향점수의 불연속이 발생하고 있음을 육안으로도 확인할 수 있다. 예컨대, 경계점 바로 왼쪽의 성향점수는 0.2가 안 되는 반면, 경계선 바로 바로 오른쪽의 경우는 예외 없이 1이기 때문이다. 따라서 학력향상중점학교는 불분명한 회귀불연속설계에 해당되는 것을 알 수 있다.

본 논문에서는 친구효과를 추정하기 위한 계량모형을 다음과 설정하였다.  $y_i(0)$ 는 학교  $i$ 가 학력향상중점학교 정책의 수혜를 받지 않았을 경우의 보통 이상 학생의 비중이라고 정의하자.  $y_i(1)$ 는 동일한 학교가 학력향상중점학교 정책의 대상이 되었을 때의 보통 이상의 학생 비중이다.  $x$ 는 2009년도의 미달학생 비중을 나타낸다. 각 잠재적 성과는 식 (2)와 같은 함수적 형태를 갖는다고 가정하자.

(그림 1) 학력향상중점학교 배정 규칙



주: 2009년 미달학생 비중은 20%를 중심으로 다시 그린 것임. 따라서 그림의 미달학생 0%가 실체는 20%임. 급간 사이 즈는 0.5%이고, 동그라미는 간 급간에 속한 학교 가운데 학력향상중점학교의 비중을 계산한 것임. 실선은 관측치를 2차 다항식으로 추정한 것임.  
 자료: 한국교육과정평가원, “전국단위의 학업성취도평가”(2009, 2010년).

$$\begin{aligned}
 y_i(0) &= f(x_i) + \epsilon_i(0) \\
 y_i(1) &= \alpha_d + \alpha_i + f(x_i) + \epsilon_i(1)
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

위의 모형에 따르면 학력향상중점학교 정책이 정책의 직접 대상인 미달학생을 제외하고 보통이상의 학생의 학업성취도에 미칠 수 있는 경로는 직접효과인  $\alpha_d$ 와 친구효과로 불리는 간접효과인  $\alpha_i$ 이다.

본 논문에서는 친구효과를 추정하기 위해서 다음과 같은 몇 가지 가정을 하였다. 제 II장에서 설명한 대로 학력향상중점학교가 직접적으로 보통이상의 학업성취도에 영향을 줄 경로는 거의 없다. 따라서 친구효과의 식별을 위하여  $\alpha_d = 0$  이라고 가정하였

다. 두 번째로, 회귀불연속설계 문헌에서 일반적으로 가정하는 대로  $f(\cdot)$ 는 경계선 근처에서 연속이라고 가정하였다. 특별히,  $f(\cdot)$ 에 대한 함수적 형태는 가정하지 않았다. 미관측 이질성인  $\epsilon(k)$  ( $k=0, 1$ )는 최소한 경계선 근처에서 연속이라고 가정하였다 (Lee & Lemieux, 2008; Woo et al., 2015).

이러한 가정 하에서 친구효과  $\mu_{FRD}$ 는 다음과 같이 추정할 수 있다. 먼저, 분석의 편의를 위하여 몇 개의 기호를 정의하자.

$$\begin{aligned} \mu_y(x) &= E(y_i | x_i = x), \quad \mu_d(x) = E(d_i | x_i = x) \\ \mu_{y+}(x) &= \lim_{x \rightarrow 0^+} \mu_y(x), \quad \mu_{y-}(x) = \lim_{x \rightarrow 0^-} \mu_y(x) \\ \mu_{d+}(x) &= \lim_{x \rightarrow 0^+} \mu_d(x), \quad \mu_{d-}(x) = \lim_{x \rightarrow 0^-} \mu_d(x) \end{aligned} \quad (3)$$

그러면 친구효과  $\tau_p$ 의 크기는 식(4)와 같이 추정할 수 있다.

$$\tau_p = \frac{\mu_{y+} - \mu_{y-}}{\mu_{d+} - \mu_{d-}} \quad (4)$$

위에서 정의된 친구효과 추정은 회귀불연속설계 문헌에서 사용되는 국지다항회귀분석(local polynomial regression)을 이용하였다. Hahn, Todd, & van der Klaauw(2001)과 Porter(2003)에 따르면 국지다항회귀분석을 이용한 추정치는 효율적인 것으로 알려져 있다. 비모수 추정에 있어서는 밴드 폭(bandwidth)이 중요한데, 여기에서는 기존 문헌을 따라서 Imbens & Kalyanaraman(2012)의 최적 밴드 폭을 사용하였다.

## IV. 추정결과

### 1. 예비분석

회귀불연속설계의 경우 예비분석으로 시각화된 그래프를 사용하는 것이 일반적이다

(Black, 1999; Ludwig & Miller, 2007; Lee, 2008; Woo et al., 2015). 친구효과의 효과를 가늠하기 위해서 [그림 2]에서는 학교 수준에서 2009년 미달학생 비중에 대비한 2010년 보통이상 학생의 비중을 산포도와 비모수적 회귀선을 그려놓았다. (a)는 전 과목 평균을, (b)~(f)는 과목별 성과를 표시하였다.

전 과목 평균을 중심으로 설명을 해보자. 원래 학력향상중점학교 정책이 없었다면 회귀선은 불연속 구간 없이 우하향할 것임을 예상할 수 있다. 1년 사이에 체계적인 변화가 없었다면 2009년도에 미달학생 비중이 높아 학업성취도가 낮았던 학교는 2010년도에도 역시 학업성취도가 낮은 것이 보통이기 때문이다.

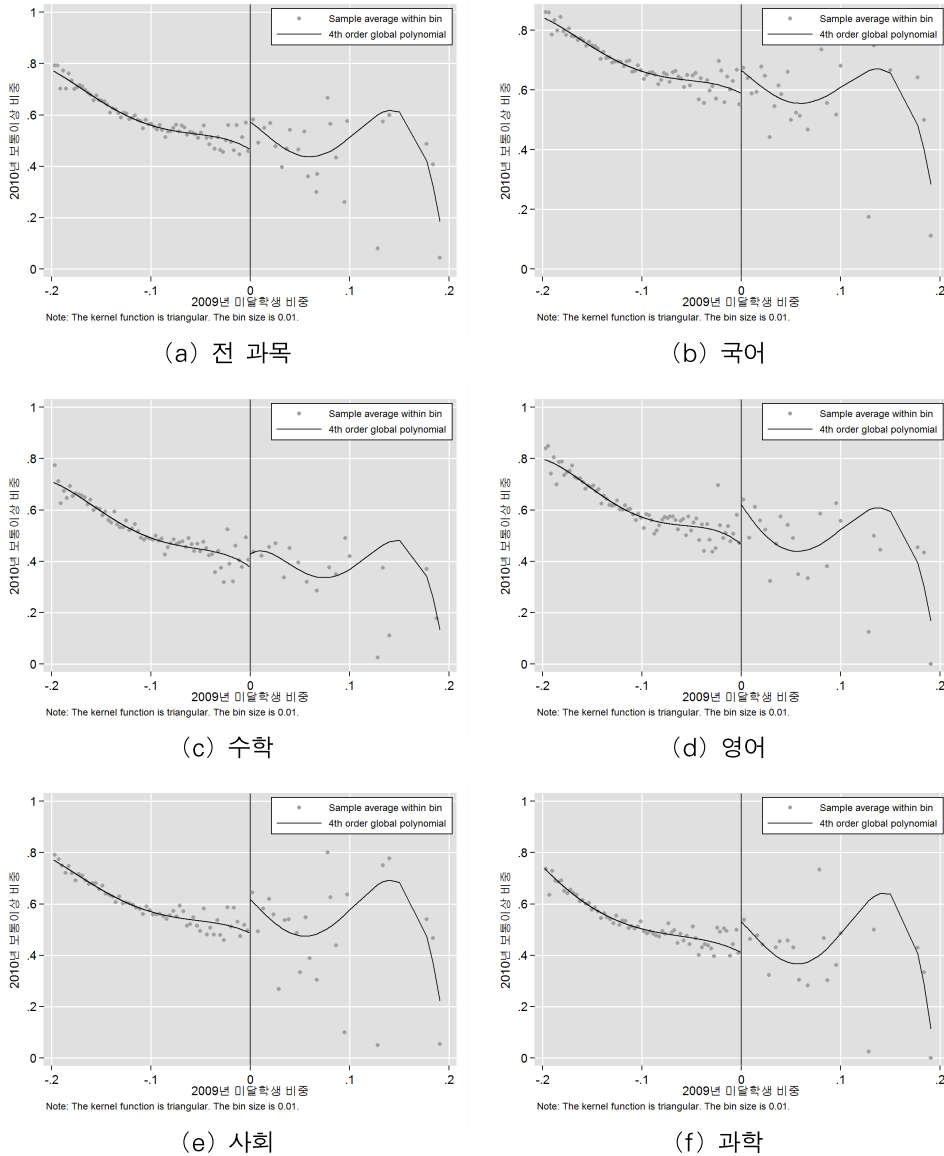
Woo et al.(2015)에 따르면, 학력향상중점학교 정책이 2010년 미달학생 비중을 2~4% 정도 낮추는 효과가 있었다. [그림 2]는 이러한 효과가 미달학생을 넘어서서 보통이상 학생에게도 긍정적인 영향을 주고 있음을 보여주고 있다. 0%를 중심으로 왼편 회귀선의 절편과 오른편 회귀선의 절편이 위로 어긋나 있음을 육안으로 확인할 수 있다. 기준선 바로 오른쪽, 즉 2009년에 학업성취도가 낮았던 학교의 2010년 보통이상의 학생 비중이 기준선 바로 왼쪽의 학교들의 보통이상의 학생 비중보다 10%p 정도 높음을 확인할 수 있다. 이러한 경향은 전체 평균뿐만 아니라 정도의 차이는 있었지만 전 과목에서 공히 발생하고 있었다.

남은 문제는 경계선 근방에서 회귀선의 격차가 얼마나 되고, 그 격차가 통계적 혹은 경제적으로 유의한지를 검정하는 것이다. 여기에서는 식 (3)을 이용하여 친구효과를 추정하고 통계적 유의성을 검정하였다.

## 2. 추정 결과

친구효과에 대한 추정 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 추정 결과에 따르면, 전 과목의 경우(모형 (1)) 경계선 근처에서 학력향상중점학교 정책 수혜 학교의 보통이상의 학생 비중이 비수혜 학교에 비해서 10.8%p 높았다. 이 격차는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의했다. 학력향상중점학교 정책이 시행된 지 1년도 채 안 된 결과임을 고려해 보았을 때, 경제적으로도 유의하다고 볼 수 있다. 예컨대, Woo et al.(2015)에 따르면, 학력향상중점학교 정책으로 미달학생 비중이 2~4% 정도 감소했던 것과 비교하면 정책 효과는 상당히 크다고 볼 수 있다. 예컨대, 학력향상중점학교 정책으로 감소한 미달 학생 4% 모두 보통이상이 되었다고 해도 동 기간 동안 발생한 6% 이상의 보통이상

(그림 2) 2009년 미달학생 비중(중심조정)과 2010년 보통이상 학생 비중



주: 전 과목의 경우, 각 과목의 보통이상 학생의 비중을 계산한 후 이들의 평균으로 정의하였음. 간 급간의 크기는 Calonico, Cattaneo, & Titiunik (2015, JASA)이 기반하여 계산하였음. x-축은 2009년의 미달학생 비중을 학력향상중점학교 기준점인 20%를 원점으로 하여 재표시한것임. y-축은 2010년의 보통이상 학생 비중을 표시한 것임.

자료: 한국교육과정평가원, “전국단위의 학업성취도평가”(2009, 2010년).

학생의 증가는 친구효과로 설명이 가능하다.<sup>4)</sup>

이러한 친구효과가 존재하는 몇 가지 이유를 생각해볼 수 있다. 먼저, 저학력의 학생들의 학업이 개선됨으로써 수업 혹은 수업 외 공부시간에 방해(disruption)가 발생할 가능성이 줄었을 가능성이 있다. 저학력 학생들이 수업시간에 졸거나 딴짓을 하면 면학 분위기가 나빠져 수업과 학습의 질이 저해되기 마련이다. 학력향상중점학교 정책으로 저학력 학생의 학력이 개선됨으로써 수업 중 방해 현상이 감소하였다면, 다른 학생들의 면학 분위기도 제고되었을 가능성이 있다. 둘째, 교사들의 수업 목표 그룹이 분명해졌을 가능성이 있다. 교사들이 수업 준비를 할 때 다양한 학생들의 수업 욕구를 만족시키려면 수업의 목표를 달성하기 힘든 경우가 있다. 학력향상중점학교 정책을 통해 보조교사들이 있기 때문에 교사들은 중간 학생들을 목표로 수업을 집중하여 진행하고 저학력 학생들은 보조교사들이 도와주면서 수업을 진행했다면 중간 이상의 학생들이 정책의 추가적인 혜택을 볼 수 있었을 것이다. 마지막으로 정책 개입을 통해 미달 학생들의 학업성취도가 개선되면서 기초학력 학생들과 선의의 경쟁이 벌어졌을 가능성도 있다. 미달 학생들의 성적이 향상되면서 친구효과로 인해서 기초학력 학생들도 좀 더 많은 시간을 공부함으로써 전체적으로 보통이상의 학업성취도가 향상되었을 가능성도 있다.

여기에서 추정된 긍정적인 친구효과에 따르면 Hoxby(2000)의 결과와 유사하게 친구효과가 비대칭이지 않을 가능성이 있음을 보여주고 있다.<sup>5)</sup> 성적이 낮은 학생들의 학업을 정책 개입을 통해 개선해 주면, 반드시 분반이나 수준별 수업을 통해 학생들을 층화(stratification)시키지 않아도 총 공부량(aggregate learning)을 증가시킬 수 있음을 보여주고 있다.

이렇게 추정된 정책효과는 모든 학교에 적용되는 것은 아니다. 경계선 상에서 배정 기준이 한계적으로 변화했을 때 순응학교에서 기대할 수 있는 효과라는 점에서 Imbens & Angrist(1994)에서 정의하고 있는 국지처리효과(local average treatment effect)라고 해석할 수 있다. 이는 경계점을 올리거나 내렸을 때 추가로 편입되는 순응 학교(compliers)에게 평균적으로 기대할 수 있는 효과이다.

4) [부도 1]에 따르면 최적 밴드 폭의 50, 75, 125, 150%의 밴드 폭에 대해서도 친구효과는 일관성 있게 존재하고 통계적으로도 유의한 것으로 보인다.

5) Hoxby(2000)에 따르면, 학업성취도가 높은 학생이 학업성취도가 낮은 학생의 학업성취도를 제고하는 효과뿐만 아니라 반대 반향, 즉 학업성취도가 낮은 학생의 학업성취도가 개선될 때 학업성취도가 높은 학생들도 영향을 받는 효과도 있을 수 있다.

〈표 2〉 친구효과 추정 결과

	(1) 전 과목	(2) 국어	(3) 수학	(4) 영어	(5) 사회	(6) 과학
$\tau_p$	0.108*** (0.040)	0.064* (0.033)	0.049 (0.036)	0.149*** (0.051)	0.136*** (0.052)	0.120** (0.053)
학교 수	3,041	3,041	3,041	3,041	3,041	3,041
최적 밴드폭	0.072	0.136	0.118	0.072	0.075	0.070

주: 전 과목의 경우, 각 과목의 보통이상 학생의 비중을 계산한 후 이들의 평균으로 정의하였음. local polynomial은 2차항까지 고려하였음. 최적 밴드폭은 Imbens & Kalyanaraman(2012)에서 제시한 대로 계산하였음. 괄호 안에는 표준오차가 제시되어 있음. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

과목별 효과는 다소 차이가 있었다. 영어, 사회, 과학은 평균보다 큰 효과가 있었고 통계적으로도 유의하였다. 영어는 14.9%p, 사회는 13.6%p, 과학은 12%p 정도 보통이상의 학업성취도를 제고하는 효과가 있었다. 국어와 수학의 경우 효과는 긍정적이었지만 크기도 다른 과목들에 비해 작고 통계적인 유의성도 없었다

### 3. 강건성 검정

앞에서 추정된 친구효과에 대한 비모수적 추정치는 몇 개의 가정에 근거하고 있다. 이러한 가정들이 우리의 분석에서도 적절히 성립하는지를 검정하면 앞에서 추정된 친구효과가 가정 때문에 나온 것인지 아니면 실재하는지를 검정할 수 있다. 회귀불연속설계로부터의 추정치에 대한 강건성 검정은 Lee & Lemieux(2008)이 제시한 대로 시행하였다.

본 논문에서는 다음과 같이 4단계에 걸쳐 강건성 검정을 하였다. 먼저, 학생 및 학교의 특성들을 통제한 이후에도 친구효과가 남아 있는지를 확인하였다. 학력향상중점학교 정책의 효과가 정책 그 자체 때문이 아니라 다른 특성들의 차이 때문에 발생할 수 있기 때문이다. 둘째, 회귀불연속설계의 중요한 가정 중 하나는 특성 변수들의 경계선 근방에서의 연속성이다. 주요 특성 변수들이 경계선 상에서 연속인지를 검정하면 정책 효과가 혹시 특성들의 불연속성 때문에 발생한 것인지 아닌지를 확인할 수 있다. 이를 위해 주요 특성 변수들을 종속변수로 하고 동일한 회귀불연속설계 추정을 하였다. 셋

제, 경계선인 0.0%(20%)뿐만 아니라 다른 가상의 경계선에서도 정책효과가 나타나는지를 검정하였다. 경계선 근처뿐만 아니라 다른 임의의 경계선에서도 유사한 효과가 존재한다면 추정된 친구효과를 신뢰하기 어렵다. 마지막으로 참가학교들이 학력향상중점 학교에 참여하기 위해서 일부러 2009년도 점수를 조작했는지 여부를 검정하였다. 이를 위해서 McCrary(2008)이 제안한 학교 밀도함수가 경계선 근처에서 연속인지 여부를 검정하였다.

먼저, 학생과 학교의 특성을 통제한 이후에도 친구효과가 남아 있는지를 살펴보자. 검정은 종속변수인 보통이상 학생의 비중을 학교 및 학생의 특성에 회귀분석을 통해 구해진 잔차에 대해서 회귀불연속설계 추정치를 계산하였다. 학교 및 학생의 특성으로는 단성학교인지 여부(男中인지 女中인지의 여부), 공립인지의 여부, 학급 수, 여학생 비중, 교사 대비 학생 비율, 교사의 석사 이상 학위 소지 비율, 국민기초생활수급자 학생 비중을 고려하였다.

학교 및 학생의 특성을 고려한 이후의 정책효과는 질적으로는 <표 2>의 결과와 유사하였다. 학교 특성을 통제한 이후에도 친구효과는 여전히 존재하였다. 전 과목의 경우 약 7.6%p 정도 보통이상의 학생 비중이 학력향상중점학교 정책 수혜 학교가 높았다. 정책효과의 크기는 특성을 통제하기 전인 10.8%p보다 작아지기는 했다. 이러한 현상은 개별 과목에서도 동일하게 발견되었다.

<표 3> 강건성 검정 1: 학교 특성 통제 후 친구효과 추정결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	전 과목	국어	수학	영어	사회	과학
$\tau_p^c$	0.076** (0.034)	0.048 (0.039)	0.041 (0.032)	0.095** (0.045)	0.073* (0.044)	0.089** (0.041)
학교 수	3,007	3,007	3,007	3,007	3,007	3,007

주: 전 과목의 경우, 각 과목의 보통이상 학생의 비중을 계산한 후 이들의 평균으로 정의하였음. local polynomial은 2차항까지 고려하였음. 최적 밴드폭은 Imbens & Kalyanaraman(2012)에서 제시한 대로 계산하였음. 학교 및 학생의 특성으로는 단성학교인지 여부(男中인지 女中인지의 여부), 공립인지의 여부, 학급 수, 여학생 비중, 교사 대비 학생 비율, 교사의 석사 이상 학위 소지 비율, 국민기초생활수급자 학생 비중을 고려하였음. 괄호 안에는 표준오차가 제시되어 있음.

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

〈표 4〉 강건성 검정 II: 학교 특성의 연속성 검정

	2010년		2009년	
	평균	표준편차	평균	표준편차
남중이면 1	-0.0558	(0.0718)	-0.0554	(0.0718)
여중이면 1	0.0127	(0.0345)	0.0127	(0.0345)
공립이면 1	0.1284	(0.0986)	0.1021	(0.0904)
학급 수	-2.0400	(2.5653)	-2.7845	(2.7169)
여학생 비중	0.0273	(0.0476)	0.096**	(0.0472)
교사 대 학생 비율	-1.3527	(1.3990)	-2.7077	(1.6985)
교사 석사 이상 비율	0.0574	(0.0467)	0.0513	(0.0480)
기초수급자 학생 비율	-0.0055	(0.0289)	-0.0062	(0.0251)

주: 괄호 안에는 표준오차가 제시되어 있음. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

두 번째 강건성 검정으로 주요 학교 특성의 연속성을 검정하였다.<sup>6)</sup> 성과변수인 보통 이상 학생의 비중의 불연속이 정책 수혜 여부 때문이 아니라 미관측 이질성의 불연속 때문에 발생한 것이라면 식 (2)의 연속성 가정에 위배되기 때문에 정책효과를 식별할 수 없게 된다. 이러한 검정을 위해 학교 주요 특성을 종속변수로 하여 경계선 근처에서 불연속이 발생하는지를 검정하였다. <표 4>에 따르면 성과를 측정했던 2010년에는 모든 주요 변수의 경우 불연속이 발생하지 않았다. 1년 전인 2009년에도 여학생 비중을 제외하고는 대부분의 특성에서 불연속을 발견할 수 없었다. 따라서 보통이상 학생의 비중의 불연속성이 발생한 이유는 정책 효과 때문이지 다른 특성에 있어서 불연속이 존재하기 때문은 아닌 것으로 보인다.

세 번째 강건성 검정으로 가상의 경계선을 이용하여 친구효과를 다시 추정하였다. 이러한 검정의 주요 아이디어는 추정된 친구효과가 정책 경계선 상뿐만 아니라 다른 임의의 지점에서도 발생할 수 있는지를 확인함으로써 본 논문에서 추정한 친구효과가 우연히 경계선에서 발생한 결과가 아님을 보여주는 것이다. 이를 위해 경계점 0.0외에도 2% 간격으로 좌우측 2점씩 가상의 경계점을 설정하여 친구효과를 다시 추정하였다.

<표 5>에 따르면, 정책 경계선인 0%를 제외하고 다른 경계선 상에서는 통계적으로 유의한 정책 효과를 발견할 수 없었다. 가상선 (4)의 경우 효과가 음(-)이기 때문에 이

6) 2009년도 보통이상 학생의 비중(전 과목)에 대해서도 회귀불연속설계 추정을 실시하였다. 추정치는 -0.053, 표준오차는 0.029으로 통계적으로 유의하지 않았다. 효과의 방향도 음(-)으로서 경계선 근처에서 학력향상중점학교로 지정된 학교의 학업성취도 보통이상의 학생의 비중이 그렇지 않은 학교에 비해 작았다. 이는 2009년도에는 최소한 경계선 근처에서는 두 그룹 간의 격차의 방향이 자연스럽게 통계적으로 유의한 차이가 없었음을 보여주는 결과이다.

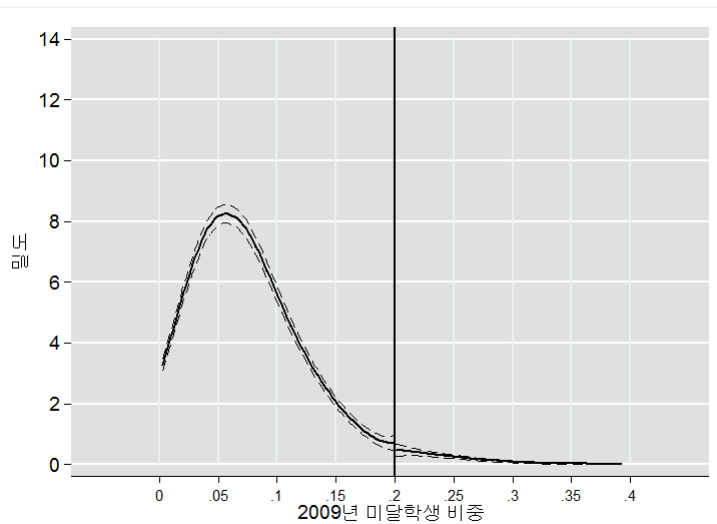
〈표 5〉 강건성 검정 III: 가상의 경계선

	(1) 경계점: -.04	(2) 경계점: -.02	(3) 경계점: 0.0	(4) 경계점: .02	(5) 경계점: .04
$\tau_p^{fake}$	0.146 (0.118)	3.024 (19.456)	0.108*** (0.040)	-0.129* (0.078)	-0.084 (0.073)
학교 수	3,041	3,041	3,041	3,041	3,041

주: 종속변수로는 전 과목 평균을 사용하였음. local polynomial은 2차항까지 고려하였음. 괄호 안에는 표준오차가 제시되어 있음. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

는 통상적으로 기대하는 정책의 효과의 방향이 아니라 정책이 없는 경우에 발생할 수 있는 부호의 방향이다. 즉, 2009년도에 학업성취도가 낮았던 학교의 경우 2010년에 보통이상의 학생의 비중이 작은 것은 정책 개입이 없으나 해당 경계선에서 불연속이 있을 때 발생할 수 있는 부호의 방향이다. 따라서 학력향상중점학교 정책 시행에 따라 발생한 친구효과는 실제 정책 경계선인 20% 근방에서만 발생하고 있음을 확인할 수 있다.

(그림 3) 강건성 검정 IV: McCrary의 running 변수의 조작가능성에 대한 검정



주: McCrary(2008)에 따라서 밀도함수가 경계선 근처에서 집중이 발생하는지를 검정하였음. 실선은 밀도함수, 점선은 95% 신뢰구간임. McCrary 검정량은 -0.408이고, 표준오차는 0.294로서 경계선 근처에서 밀도함수의 차이가 발생한다는 귀무가설을 기각할 수 없었음.

마지막으로 McCrary(2008)을 따라서 경계선 근처에서 참여 학교들이 학력향상중점 학교 참여와 관련하여 인위적 조작이 있었는지를 검증하였다. 만약 학교들이 이른바 정책변수(running variable)를 이렇게 조작(manipulation)한 것이라면 추정된 친구효과는 진정한 효과가 아니라 조작의 결과일 수 있기 때문이다. 여기에서는 McCrary(2008)가 제안한 대로 밀도함수가 경계선 근처에서 집중이 발생하는지를 검정하였다. [그림 3]에 따르면, 경계선 오른쪽에 학교가 감소하기 때문에 정책변수를 조작하여 학력향상중점 학교 정책에 참여했을 가능성은 낮아 보인다. McCrary 검정량은  $-0.408$ 이고 표준오차는  $0.294$ 로서 경계선 근처에서 밀도함수의 차이가 발생한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

## V. 결 론

본 논문에서는 학력향상중점학교 정책이 가져오는 회귀불연속설계를 이용하여 성적이 '나쁜' 친구가 '좋은' 친구의 학업성취도에 어떤 영향을 줄 수 있는지를 실증 분석하였다. 성적이 나쁜 학생의 학업성취도가 개선되었을 때, 성적이 좋은 학생의 학업성취도 역시 큰 폭으로 개선되는 것을 확인할 수 있다. 더 나아가서 긍정적인 친구효과는 다양한 강건성 검정 하에서도 여전히 존재하고 있음을 보였다.

이러한 종류의 긍정적 친구효과는 교육정책의 측면에서도 중요한 함의를 준다. 먼저, 학업성취도가 낮은 학생들을 대상으로 하는 제대로 된 개입정책의 효과가 저학력 학생에게만 국한되는 것은 아니라는 점이다. 본 논문의 추정 결과에 따르면, 학력향상중점 학교 정책이 미달학생을 2~4% 줄이는 효과가 있었지만 직접적 수혜 대상이 아니었던 보통이상 학생의 비중은 10% 이상 증가하는 간접적인 효과가 있었다. 즉, 긍정적인 정책 외부효과가 작지 않음을 보여주고 있다. 저학력 학생에 대한 지원정책의 효과성이 본 효과 외에도 부수효과가 상당히 클 수 있을 가능성을 시사해주고 있다.

## 참고문헌

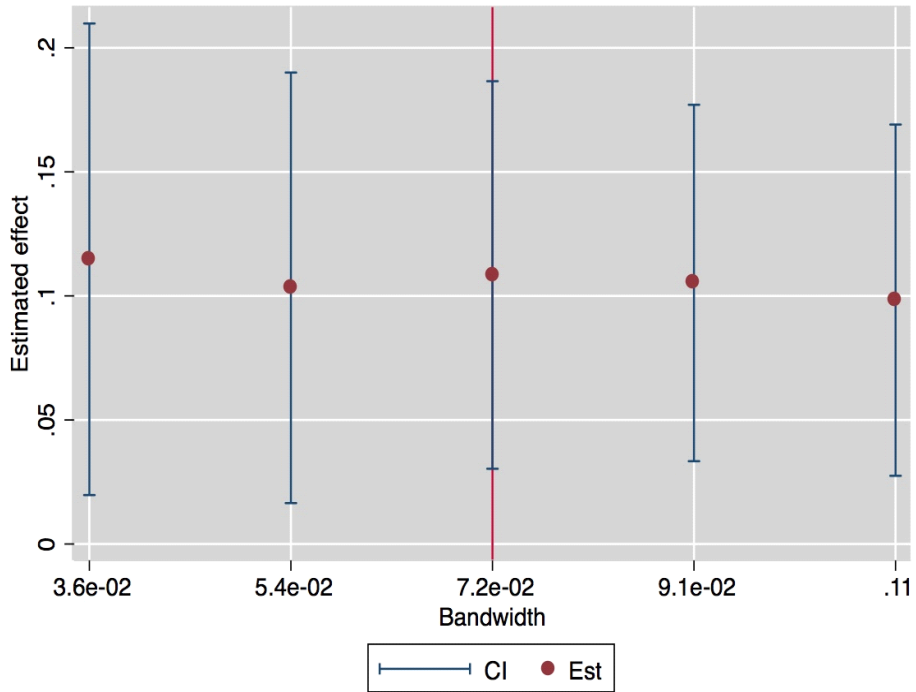
- 김경희 · 김희경 · 상경아 · 신진아 · 이봉주 · 권점례 · 우석진 · 류성창 · 송경오. “한국과 미국의 기초학력보장 정책 비교 분석.” 한국교육과정평가원, 연구보고서 RRE 2011-10, (2011. 12).
- 김경희 · 김희경 · 노원경 · 상경아 · 신진아 · 정혜경 · 우석진 · 류성창. “Korea-US Bilateral Study on Turnaround Schools.” 한국교육과정평가원, 연구보고서 CRE2012-12-2, (2013. 5).
- 김완수 · 최인봉 · 상경아 · 김희경 · 신진아 · 김성훈. “국가수준 학업성취도 평가에 나타난 우리나라 학력 향상의 특성 분석.” 한국교육과정평가원 RRE 2011-2-4, (2011. 12).
- 옥현진 · 김경희 · 노원경. “기초학력향상 정책 분석 및 기초학력 도약학교의 성공사례 연구.” 한국교육과정평가원 한미공동세미나 자료집, (2012. 5).
- Angrist, Joshua D. “The Perils of Peer Effects.” *Labour Economics* 30 (October 2014): 98-108.
- Angrist, J. and Lavy, V.. “Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Student Achievement.” *Quarterly Journal of Economics* 114 (May 1999): 535-575.
- Bandiera, Oriana, Iwan Barankay, and Imran Rasul. “Social Incentives in the Workplace.” *The Review of Economic Studies* 77 (2) (April 2010): 417-458.
- Black, Sandra E. “Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education.” *Quarterly Journal of Economics* 114 (2) (May 1999): 577-599.
- Brown, B. B. and James Larson. “Handbook of Adolescent Psychology.” *Adolescents' Relationships with Peers*. 2nd. Hoboken, NJ US: John Wiley & Sons Inc (May 2004): 363-394.
- Bursztyn, Leonardo, Florian Ederer, Bruno Ferman, and Noam Yuchtman. “Understanding Mechanisms Underlying Peer Effects: Evidence from a Field Experiment on Financial Decisions.” *Econometrica* 82 (4) (July 2014): 1273-1301.
- Bursztyn, Leonardo and Robert Jensen. “How Does Peer Pressure Affect Educational

- Investments?" *Quarterly Journal of Economics* 130(3) (August 2015): 1329-1367
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, and Rocio Titiunik. "Optimal Data-Driven Regression Discontinuity Plots." *Journal of the American Statistical Association* 110 (512) (April 2015): 1753-1769.
- DiNardo, John and David S. Lee. "Program Evaluation and Research Designs." *Handbook of Labor Economic* (March 2011): 463-536.
- Evans, William N., Wallace E. Oates, and Robert M. Schwab. "Measuring Peer Group Effects: A Study of Teenage Behavior." *Journal of Political Economy* (October 1992): 966-991.
- Hahn, Jinyong, Petra Todd, and Wilbert Van der Klaauw. "Identification and Estimation of Treatment Effects with a regression discontinuity Design." *Econometrica* 69 (1) (January 2001): 201-209.
- Hoxby, Caroline. "Peer Effects in the Classroom: Learning from gender and race variation." (August 2000).
- Imbens, G W. and Angrist, J.D. Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects." *Econometrica* 62 (2) (March 1994): 467-475.
- Imbens, Guido W. and Thomas Lemieux. "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice." *Journal of Econometrics* 142 (2) (February 2008): 615-635.
- Imbens, Guido and Karthik Kalyanaraman. "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator." *The Review of Economic Studies* (November 2011): rdr043.
- Ludwig J., D. Miller, "Does Head Start Improve Children's Life Chances? Evidence from a regression discontinuity design." *Quarterly Journal of Economics* 122 (1) (February 2007): 159 - 208.
- Jackson, C. K. "Single-Sex Schools, Student Achievement, and Course Selection: Evidence from Rule-Based Student Assignments in Trinidad and Tobago." *Journal of Public Economics* 96 (1) (February 2012): 173-187.
- Jacob, Brian A. and Lars Lefgren. "Remedial Education and Student Achievement: A Regression-Discontinuity Analysis." *Review of Economics and Statistics* 86 (1) (February 2004): 226-244.
- Lee, David S. "Randomized Experiments from Non-Random Selection in US House

- Elections.” *Journal of Econometrics* 142 (2) (February 2008): 675-697.
- Lee, David S. and Thomas Lemieux. “Regression Discontinuity Designs in Economics.” *Journal of Economic Literature* 48 (2) (June 2010): 281-355.
- Lee, Soohyung, Lesley J. Turner, Seokjin Woo, and Kyunghye Kim. *All or Nothing? The impact of school and classroom gender composition on effort and academic achievement*. No. w20722. National Bureau of Economic Research, December 2014.
- Manski, Charles F. “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem.” *The Review of Economic Studies* 60 (3) (July 1993): 531-542.
- Mas, Alexandre and Enrico Moretti. “Peers at Work.” *The American Economic Review* 99(1) (March 2009): 112-145.
- Matsudaira, Jordan D. “Mandatory Summer School and Student Achievement” *Journal of Econometrics* 142(2) (February 2008): 829-850.
- McCrary, J., “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A density test” *Journal of Econometrics* 142 (2) (February 2008): 698-714.
- Moffitt, Robert A. “Policy Interventions, Low-Level Equilibria, and Social Interactions.” *Social Dynamics* 4 (45-82) (2001): 6-17.
- Porter, Jack. “Estimation in the Regression Discontinuity Model.” *Unpublished Manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin at Madison* (May 2003): 5-19.
- van der Klaauw, Wilbert. “Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A regression - discontinuity Approach.” *International Economic Review* 43 (4) (November 2002): 1249-1287.
- , “Regression - discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics.” *Labour* 22 (2) (May 2008): 219-245.
- Woo, Seokjin, Soohyung Lee, and Kyunghye Kim. “Carrot and Stick?: Impact of a Low-Stakes School Accountability Program on Student Achievement” *Economics Letters* 137 (December 2015): 195-199.

## [부 록]

[부도 1] 다양한 밴드 폭별 친구효과 추정



abstract

---

**The Peer Effects of Under-performing Students on  
Proficient Students:  
Evidence from Regression Discontinuity Design**

**Seokjin Woo**

This paper estimates the peer effect of how improving the under-performing students can affect the academic performance of other students, focusing on the ratio of students more than proficient. We take advantage of the regression discontinuity design of the policy assignment rule of School-for-Improvement (SFI), which targeted the under-performing schools as an identification strategy. The estimation results from the 2009-2010 NAEA (National Assessment of Educational Achievement) reveal that the decrease of the ratio of under-performing students tends to increase the ratio of excellent or proficient students at around the policy cutoff. The finding turns out to be robust to various falsification tests.

Keywords: peer effect, regression discontinuity design, School for Improvement



勞 動 經 濟 論 集  
第39卷 第3號, 2016. 9. pp.99~124  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 우리나라 노동조합이 여성근로자의 임금에 미치는 영향\*

신 우리\*\* · 송 헌 재\*\*\*

본 연구는 한국노동패널 자료를 사용하여 노동조합이 우리나라 여성근로자들의 임금에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석에는 여성근로자들의 임금함수 추정과정에서 경제활동참여에 의한 선택편의를 고려하였고, 종업원 수가 무응답인 경우 그 값을 보정하여 분석하였으며, 직장에 노동조합이 있고 노동조합에 가입한 조합원 근로자와 가입하지 않은 비조합원 근로자를 직장에 노동조합이 없는 근로자와 비교하여 분석하였다. 그 결과, 고정효과 모형 추정에서 조합원 및 비조합원 더미변수 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이로부터 OLS 모형 추정에서 나타난 노동조합의 임금 효과는 능력이 높은 여성근로자들이 유노조 사업체에 취업하는 것을 더 선호한 결과이며, 비조합원의 무임승차 효과는 없다고 보는 것이 타당하다는 결론을 도출하였다.

주제어: 노동조합, 여성임금, 고정효과 모형

논문 접수일: 2016년 8월 19일, 논문 수정일: 2016년 9월 21일, 논문 게재확정일: 2016년 9월 22일

\* 본 논문은 제1저자의 석사학위 논문을 대폭 수정하여 발전시킨 것임을 밝힌다. 저자들은 논문의 발전을 위해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원 두 분에게 감사의 마음을 전한다.

\*\* (제 1저자) 서울시립대학교 경제학부 대학원 (wrshin11@gmail.com)

\*\*\* (교신저자) 서울시립대학교 경제학부 부교수 (heonjaes@gmail.com)

## I. 서론

지난 35년간 우리나라의 노동조합조직률<sup>1)</sup>을 살펴보면 1977년 25.7%, 1982년 20.2%, 1987년 18.5%, 1992년 16.4%, 1997년 12.2%, 2002년 11.6%, 2007년 10.8%, 2013년에는 10.3%로 꾸준히 감소하였다.<sup>2)</sup> 이러한 현상은 몇몇 유럽 국가를 제외하고는 세계적으로도 비슷하게 관찰된다.<sup>3)</sup>

그런데 이러한 노동조합조직률의 하락 추세에도 불구하고 우리나라 여성들의 노동조합 가입률(취업자 수 대비 조합원 수의 비율)<sup>4)</sup>은 최근 10여 년간 상승하는 경향을 보이고 있다. 남성근로자들의 경우 1999년 9.8%에서 2013년 9.6%로 0.2%p 감소한 반면, 여성근로자들은 같은 기간 3.7%에서 4.2%로 0.5%p 증가하였다. 같은 기간 동안 우리나라 남성근로자와 여성근로자의 연평균 실질임금 상승률을 비교하면 남성의 경우 4%, 여성의 경우 4.67%로 나타나 여성근로자들의 임금상승률 또한 남성근로자들보다 0.67%p 높게 나타났다.<sup>5)</sup> 이로부터 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률 증가와 남성근로자들보다 높은 임금상승률 사이에 어떠한 상관성이 존재함을 추론해볼 수 있다. 과연 이 두 변수 사이에는 어떠한 관계가 존재하는 것일까?

노동조합은 임금인상과 더불어 안전한 근로환경, 은퇴보장, 유급휴가, 근로시간 단축과 같은 근로조건 개선을 위하여 근로자들이 연합하여 만든 조직이다. 이 중에서도 임금인상 효과는 근로자들이 노동조합에 가입하는 가장 중요한 요인으로 여겨지고 있다. 우리나라의 노동조합이 근로자들의 이러한 기대를 충족시키기 위한 역할을 충실히 수

- 
- 1) 노동조합조직률 산정방식: 조합원수 ÷ 조직대상근로자 [임금근로자(상용·임시·일용) - 공무원(5급 이상, 6급 이하 중 사용자에게 해당하는 자, 교원 중 교감 이상 관리자 제외) × 100]
  - 2) 박종희 외(2014), 「2013년 전국 노동조합조직현황보고서」.
  - 3) OECD 통계자료를 통해 살펴본 결과, 이탈리아가 2000년 34.8%, 2013년 36.89%로 2.09%p늘어난 것을 제외하면 대부분의 나라들의 노동조합 가입률은 하락하였다.
  - 4) 고용노동부에서 여성과 남성의 노동조합조직률을 별도로 제시하고 있지 않아 취업자 수 대비 조합원 수를 노동조합 가입률로 정의하고 이를 제시하였다.
  - 5) 고용노동부에서 발표하는 「고용형태별근로실태조사」에서 성별에 따라 근로자의 총근로시간과 월급여액을 활용하여 평균 시간당임금을 구하고 이를 다시 소비자물가지수로 나누어 실질임금으로 환산한 뒤 연평균 상승률을 구하였다.

행했다면 여성근로자들의 노동조합 가입률의 증가가 이들의 임금상승을 견인하는 작용을 한 것으로 해석할 수 있다. 또한, 만일 이러한 해석이 옳다고 하면 우리나라의 노동조합이 유독 여성근로자들의 임금상승에 더 큰 영향을 미친 이유가 무엇인지 그 원인을 파악하는 것도 하나의 흥미로운 연구 주제가 될 수 있다.

그런데 주로 생산성이 높은 여성근로자들이 노동조합에 가입하는 경향이 있었다면 이들의 임금상승의 원인이 노동조합의 역할 때문이라고 보기 어렵다. 다시 말해서 우리나라의 노동조합에 주로 능력이 뛰어난 여성근로자들이 가입했거나 혹은 노동조합에서 이러한 여성근로자들의 회원 가입을 독려했다고 하면 노동조합에 가입한 여성근로자들의 임금상승을 온전히 노동조합의 성공적인 임금협상의 결과로 이해할 수는 없다. 이처럼 두 변수 사이에 존재하는 내생적 관계로 인하여 위에서 관찰된 결과만을 가지고는 노동조합이 여성근로자들의 임금에 미친 인과적 영향을 식별할 수 없다.

이에 본 연구에서는 우리나라 여성근로자가 노동조합에 가입함으로써 인하여 임금인상을 경험하게 되는지 실증분석하였다. 즉, 두 변수 사이의 내생성을 제거할 수 있는 계량경제 방법론을 적용하여 우리나라의 노동조합이 여성근로자들의 임금에 미치는 인과적 영향을 분석하였다. 이와 더불어 노동조합이 비조합원 근로자들에게 외부효과를 미치고 있는지도 함께 분석하였다. 노동조합의 임금협상 결과는 조합원뿐만 아니라 비조합원의 임금결정에도 영향을 미칠 수 있다. 기업이 전체 근로자의 임금수준을 향상시켜 비조합원 근로자들도 혜택을 볼 가능성이 존재한다. 이 경우 고용을 유지한 비조합원 근로자들은 무임승차의 혜택을 보게 된다. 한편으로는 기업이 근로자들의 노동조합 가입을 저지하기 위해 비조합원들에게 더 높은 임금인상을 제시할 유인을 가질 수 있다. 어느 경우에서든 노동조합은 비조합원 근로자들의 임금에 긍정적인 외부효과를 미칠 수 있다. 그래서 본 연구에서는 노동조합이 있는 직장에 근무하면서 노동조합에 가입한 조합원 근로자와 가입하지 않은 비조합원 근로자를 구분하고, 노동조합이 없는 직장에 근무하는 근로자의 임금과 비교함으로써 노동조합이 비조합원에게 미치는 파급효과의 존재 여부를 분석하였다. 그 결과 우리나라 노동조합이 여성근로자들의 임금을 상승시킨다는 실증적 증거를 발견하지 못하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 이어지는 제Ⅱ장에서는 본 연구 주제와 관련성이 높은 선행연구를 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 실증분석에 활용한 자료에 대해 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 토론하였으며, 마지막으로 제Ⅴ장에서 결론을 제시하였다.

## II. 선행연구

가구 및 개인단위의 조사 자료를 사용하여 노동조합의 임금효과를 분석한 연구는 대부분 임금수준에 영향을 미치는 근로자의 인적 속성과 일자리 특성 및 근로자의 노동조합 가입 여부 혹은 근무지에 노동조합이 존재하는지 여부에 관한 더미변수를 포함하는 임금함수를 추정하였다. Freeman and Medoff(1984)와 Lewis(1986)를 포함한 많은 선행연구들이 이와 같은 방법으로 횡단면 자료를 이용한 단순회귀(OLS) 추정을 시도하였고, 그 결과 노동조합이 임금을 10~20%가량 상승시키는 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. 그러나 이러한 OLS 추정은 근로자의 인적 특성과 일자리 특성 중 관측되는 변수만을 통제하기 때문에 만일 근로자의 관측되지 않는 특성이 노동조합이 존재하는 기업으로의 입직에 영향을 주거나 노동조합 가입 결정에 영향을 미친다면 내생성 문제가 발생한다. 그러므로 단순 OLS 회귀분석 결과는 편의(bias)가 포함되었을 가능성이 매우 크다.

이와 같은 내생성 문제를 해결하기 위하여 근로자의 관측되지 않는 특성이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하고 패널 자료를 활용한 고정효과 모형 추정을 시도해 볼 수 있다. 대표적인 선행연구로 Freeman(1984)을 들 수 있는데 그는 1970년대의 National Longitudinal Survey(NLS), Current Population Survey(CPS), Quality of Employment Panel Survey(QES), Panel Study of Income Dynamics(PSID) 자료를 사용하여 근로자의 노동조합 가입 여부의 변화에 따른 임금 차이를 분석하여 내생성을 통제한 이후에도 노동조합이 근로자의 임금을 10~20% 상승시킨 것으로 추정하였다. 이후 Hirsch and Schumacher(1998) 또한 고정효과 모형 추정으로 미국의 1989~1995년 CPS 자료를 사용하여 18.2%에 이르는 높은 수치의 노동조합 임금효과를 보고하였다. Freeman(1984)과 Hirsch and Schumacher(1998)의 고정효과 모형 추정결과는 이전의 OLS 추정결과와도 유사하게 나타나 노동조합이 실제로 근로자의 임금에 상당한 영향을 주고 있다는 주장을 지지하였다. 그런데 호주의 2001~2006년 Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA) 자료를 사용하여 노동조합 가입효과를 추정한 Cai and Waddoups(2011)는 이와 다른 결과를 보여주었다. 이들은 성별을 구별하여 노동조합의 임금효과를 분

석하였는데 남성근로자의 경우 5.2%, 여성근로자의 경우 2.0%의 임금상승 효과를 추정하여 비록 분석대상 국가의 차이가 있긴 하지만 이전의 1970년대와 1990년대 자료를 이용한 연구와 비교해 볼 때 2000년대 이후 노동조합의 임금상승 효과의 크기가 상당히 줄어들었음을 보여주는 연구결과를 발표하였다.

우리나라의 경우 OLS 모형을 적용하여 노동조합의 임금효과를 추정한 선행연구들은 3~8%의 임금효과를 보고하였다.<sup>6)</sup> 국내 연구에서 고정효과 모형을 적용한 대표적인 연구로는 조동훈(2008)을 들 수 있다. 그는 1998~2006년 한국노동패널을 이용하여 OLS 모형과 고정효과 모형을 적용한 노동조합의 임금효과 추정을 시도하고 그 결과를 비교하였는데 주요 연구결과를 소개하면 다음과 같다. 첫째, 전체 근로자를 대상으로 노동조합의 임금효과를 추정한 결과, OLS 모형으로는 4.6%, 고정효과 모형으로는 2.1%의 임금상승 효과를 추정함으로써 임금에 영향을 미치는 관측되지 않는 근로자의 특성과 노동조합에 가입하는 근로자의 의사결정 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 주장하였다. 둘째, 남성근로자와 여성근로자를 구분하여 고정효과 모형을 추정한 결과, 남성근로자들은 노동조합의 임금효과가 통계적으로 유의하지 않게 추정된 반면 여성근로자들의 경우 5.7%의 유의한 결과를 얻어서 우리나라의 노동시장에서는 주로 여성근로자들이 노동조합의 혜택을 보고 있는 것으로 해석하였다. 또한, 최근 연구로 윤명수·김정우(2014)는 2006~2012년의 한국노동패널 자료를 사용하여 노동조합의 임금효과를 분석하였다. 이들은 노동조합이 임금에 미치는 효과의 크기가 근로자의 노동조합 선호 여부에 따라 달라질 수 있음을 고려하고자 노동조합을 선호하는 근로자 집단의 더미변수를 추정식에 추가하여 분석하였다. 추정결과 노동조합 가입 더미변수만을 포함한 추정식에서 그 변수의 추정계수는 0.028로 나타나지만, 노동조합을 선호하는 근로자 집단의 더미변수를 추가하면 노동조합 가입 더미변수의 추정계수와 노동조합 선호 집단 더미변수의 추정계수의 합이 0.038로 증가하여 이를 근로자의 노동조합에 대한 선호와 노동조합 가입 사이에 합리적 선택이 이루어지고 있음을 보여주는 결과라고 해석하였다. 그렇지만 두 번째 추정식에서 노동조합 가입 더미변수의 추정계수가 -0.020으로 나타나고 또한 통계적 유의성도 상실하여 과연 이러한 해석이 타당한 것인지 의문이다.

서론에서 언급한 것처럼 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률은 남성근로자들과 달리 상승 추세를 보이고 있는데 이에 대한 원인으로 조동훈(2008)의 연구결과는 우리나라 노동조합의 임금효과가 주로 여성근로자들에게 나타나기 때문일 가능성을 시사

6) 김우영·최영섭(1996), 김장호(2008), 김유선(2009) 등을 참조.

한다. 그런데 조동훈(2008)은 여성근로자의 임금함수를 추정할 때 남성근로자의 경우와 마찬가지로 노동시장에 참여한 근로자들만을 추정식에 포함하였다. 우리나라처럼 여성들의 경제활동참가율이 낮은 국가에서는 여성들의 노동시장 참여에 따른 선택편의를 고려하지 않을 경우 임금함수 추정결과에 편이가 발생할 수 있다는 점이 널리 알려져 있다. 즉, 여성근로자들의 경우 노동조합의 임금효과에 대한 일치추정량을 구하기 위해서는 이들의 노동시장 참여결정에 의한 편의를 보정해줄 필요성이 발생한다. 이에 본 연구에서는 기존의 선행연구와 달리 여성근로자에 대한 노동조합의 임금효과를 추정할 때 표본 선택편의를 보정할 수 있도록 변수를 추가하여 분석함으로써 과연 노동시장 참여에 대한 선택편의를 고려한 이후에도 여성근로자들에게 노동조합의 긍정적인 임금효과가 나타나고 있는지 살펴봄으로써 선행연구와의 차별성을 도모하였다.<sup>7)</sup>

그리고 본 연구에서는 기존의 국내 선행연구에 포함된 또 하나의 한계점을 지적하고 이를 해결하기 위한 노력을 시도하였다. 노동조합의 임금효과 추정에 널리 사용되는 한국노동패널 자료에는 사업체 규모를 나타내는 변수인 종업원 수의 무응답 비율이 10%를 상회할 만큼 높은 편이다. 사업체 규모와 노동조합의 존재 유무의 상관관계가 크기 때문에 선행연구에서 사업체 규모를 통제하였음에도 불구하고 종업원 수 변수의 무응답으로 인한 표본 손실은 추정과정에서 고려하였는지 여부가 불분명하다. 무응답이 무작위로 발생하였다면 추정결과에 편이가 발생하지 않겠지만 만일 그렇지 않다면 추정결과가 달라질 수 있다. 이에 본 논문에서는 종업원 수 변수가 무응답인 경우 이의 추정값(imputation value)을 회귀식 추정에 포함하여 무응답으로 인한 편이 가능성을 점검하였다.

마지막으로 직장에 노동조합이 있는 경우 각각 노동조합에 가입한 근로자(조합원)들과 노동조합에 가입하지 않은 근로자(비조합원)들을 구분하고 직장에 노동조합이 없는 무노조 근로자와 비교 분석함으로써 비조합원의 무임승차 여부를 살펴본 것 또한 본 연구의 새로운 시도라고 볼 수 있다.

7) Cai and Waddoups(2011)도 여성근로자를 분석할 때 노동시장 참여에 따른 선택편의를 고려하지 않았는데 이들의 경우 Heckman 추정에서 남성과 여성 모두 inverse mill's ratio가 유의하게 나타나지 않았기 때문에 이를 고려하지 않았다고 설명하였다.

### Ⅲ 분석자료 및 기초통계 분석

#### 1. 분석자료

본 연구는 한국노동연구원에서 구축하여 제공하는 한국노동패널 자료를 이용하여 분석에 적용하였다. 한국노동패널은 우리나라 도시지역에 거주하는 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널 표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 매년 추적 조사하는 패널 데이터로서 1998년에 시작되어 현재 2014년의 17차 조사까지 완료되었다. 동 자료에는 가구 및 개인의 인적 속성, 경제활동상태, 소득활동과 소비, 고용상의 특성 등 여러 가지 정보를 담고 있어 본 분석을 하는 데 적합한 자료이다.

그런데 이후 조사 차수가 증가함에 따라 표본이탈과 표본가구의 노령화가 함께 진행됨에 따라 표본의 전국 대표성을 재확보하기 위하여 한국노동연구원은 2009년에 1,547가구를 한국노동패널 표본에 추가하였다. 본 연구에서는 표본의 전국 대표성을 확보하려는 의도와 더불어 최근의 노동조합 효과 분석에 집중하고자 2009~2014년 자료(12~17차)를 사용하였다.

노동조합의 임금효과 추정에는 전체 여성근로자 중 19세부터 50세까지의 근로자만을 포함하였다. 노동시장에 처음 진입하는 고등학교 졸업 시점부터 여성 임금근로자들의 평균 정년퇴임 연령인 50세<sup>8)</sup>를 연령기준으로 적용함으로써 핵심 경제활동 여성인구를 분석대상으로 정하였다. 또한, 노동조합 가입자격이 없는 관리자 직종과 사업체에 노동조합이 있는 근로자 중 노동조합 가입조건이 되지 않아서 가입하지 못하였다고 응답한 여성근로자들을 제외하였다.<sup>9)</sup>

그리고 본 연구에서는 여성근로자들과의 비교의 목적으로 동일한 분석을 남성근로자

8) 방하남 외. 「한국의 정년현황 실태와 정년연장을 위한 여건 조성 방안 연구」. 한국노동연구원, 2008: p.26에서 인용.

9) 노동조합 가입자격이 없는 근로자를 제외한 모든 근로자는 노동조합 가입자격을 갖는다. 노동조합 가입자격이 없는 근로자는 ‘사업의 근로자에 관한 사항에 대하여 사업주를 위하여 행동하는 자’, ‘항상 사용자의 이익을 대표하여 행동하는 자’를 의미한다. 여기에는 비서, 전용운전수, 경리, 회계전담직원 등이 포함된다.

들에게 시도해 보았다. 실증분석에는 여성근로자들과 마찬가지로 이유로 19세부터 남성 임금근로자들의 평균 정년퇴임 연령인 54세<sup>10)</sup>까지의 연령기준을 적용하였고 고용주의 입장을 대변하는 관리자 직종의 근로자는 제외하였다.

## 2. 기초통계 분석

한국노동패널 12~17차 자료를 모두 통합한 결과 총 2,716명의 여성근로자들이 분석에 포함되었으며 관측치 수는 8,497명에 달하였다. <표 1>에서는 추정에 포함된 여성근로자들에 대하여 12~17차 자료를 통합한 기초통계량을 보고하였다. 주요 변수들의 특성을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 총 관측치 수를 기준으로 여성근로자 8,497명 중 노동조합이 있는 직장에 근무하는 근로자(이하 유노조 근로자)는 1,166명으로 13.72%를 차지하며, 이들 가운데 659명은 노동조합에 가입하였고, 507명은 노동조합에 가입하지 않은 것으로 나타났다. 본 연구의 분석에 포함된 여성근로자들의 노동조합 가입률은 7.76%<sup>11)</sup>이고, 유노조 근로자 중 조합원 비율은 56.52%로 나타났다.

전체 여성근로자들의 경우 평균 시간당임금<sup>12)</sup>은 0.97만 원임에 비하여 유노조인 근로자의 경우 1.49만 원으로 나타났다. 직장에 노동조합이 있는 경우와 없는 경우를 비교하면 유노조 여성근로자의 평균 시간당임금이 무노조 여성근로자보다 0.6만 원 높았다. 유노조 근로자들만 놓고 비교할 경우 조합원은 1.46만 원, 비조합원은 1.53만 원으로 비조합원의 임금이 700원 정도 높았으나 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 차이는 아니다<sup>13)</sup>.

교육연수는 전체 여성근로자의 경우 13.51년, 유노조 근로자는 14.96년으로 고학력 여성근로자일수록 노동조합이 있는 직장에 취업하는 경향이 높은 것으로 나타났다. 그런데 유노조 여성근로자만을 대상으로 조합원과 비조합원의 학력수준을 비교해보면, 조합원이 14.59년, 비조합원이 15.43년으로 오히려 비조합원의 학력수준이 통계적으로 유의하게 높아서 학력과 노동조합 가입률 사이의 음(-)의 상관관계를 관찰할 수 있다.

10) 노동시장에 진입하는 연령을 일반적인 고등학교 졸업시점인 19세부터 남성 임금근로자들의 평균 정년퇴임 연령인 54세(방하남 외, 2008)를 기준으로 분석하였다.

11) 나인강(2008)은 2004년 여성근로자의 노동조합 가입률이 5.2%라고 보고하였다. 본 연구에 포함된 여성근로자들의 노동조합 가입률은 이보다 2.5%p 높은 수준이다.

12) 시간당임금은 한국은행통계시스템의 2010년 물가를 각 연도마다 적용한 실질임금을 의미한다.

13) P-value=0.0581.

정규직 비율과 근속연수를 살펴보면, 전체 여성근로자의 정규직 비율은 63.6%에 머물지만 유노조 근로자의 경우 92.9%에 이르고, 근속연수 또한 전체 여성근로자가 4.46년, 유노조 근로자는 9.46년으로 노동조합이 있는 기업에 근무하는 여성일수록 직장의 안정성이 높을 것이라는 일반적인 예측과 부합하였다.<sup>14)</sup> 그렇지만 여성근로자의 평균 근속연수는 노동조합 존재 여부에 관계없이 남성근로자에 비해 약 2.3년 짧아서 여성의 결혼, 육아 등 여러 이유로 경력단절이 이루어지고 있는 현실을 반영하여 보여주고 있다.

한편 기업의 사업체 규모와 노동조합의 존재 유무 사이에 양(+)의 상관관계가 관찰되기 때문에 노동조합의 임금효과를 식별하기 위해서는 이를 통제해야 한다. 그런데 제Ⅱ장에서 설명한 것처럼 한국노동패널 자료에는 종업원 수에 무응답의 비율이 높은 편이다.<sup>15)</sup> 본 연구에서는 표본 손실이 가져올 수 있는 편이 여부를 검정하기 위하여 무응답인 경우에 종업원 수를 응답한 표본의 연령, 학력, 업종을 이용하여 추정된 값으로 대체하여 분석에 사용하였다.<sup>16)</sup> <표 1>에서는 보정한 값을 적용하지 않은 경우(종업원 수 A)와 적용한 경우(종업원 수 B)의 종업원 수의 기초통계를 모두 제시하였는데 무응답 보정 여부와 상관없이 유노조 사업체일수록 사업체규모가 큰 것을 알 수 있다.

마지막으로 전체 여성근로자들의 업종별 근로 현황을 살펴보면 제조업, 도소매업, 공공서비스, 사업서비스 업종의 비율이 높고, 생산직 근로자들이 많이 근무하는 제조업과 고학력 여성들이 선호하는 직종을 포함하는 금융보험임대업 및 공공서비스업종의 사업체에 노동조합조직률이 높은 것을 확인할 수 있다.

<표 2>에서는 동일한 자료에 속해 있는 남성근로자들을 대상으로 <표 1>을 작성하여 보았다. 12~17차 자료를 통합한 총 관측치 수를 기준으로 변수들의 특성을 간략하게 살펴보면 다음과 같다. 남성근로자 14,124명 중 유노조 근로자는 2,616명으로 18.52%를 차지하며, 유노조 근로자 중 1,905명은 노동조합에 가입하였고, 708명은 노동조합에 가입하지 않았다. 평균 시간당임금은 여성근로자들과 마찬가지로 유노조 근로자들의 임금이 유의하게 높았고, 유노조인 경우 조합원과 비조합원 사이에 임금의 차

14) 조동훈(2008)과 조동훈·조준모(2007)는 노동조합 가입 여부에 따라 근속연수를 비교하고, 노동조합에 가입한 근로자의 평균 근속연수가 긴 것이 노동조합이 직장안정성에 간접적으로 기여하고 있는 것이라고 설명하였다. 그러나 이는 능력이 뛰어난 근로자들이 노동조합이 있는 대기업에 취업한 결과가 반영된 것일 수도 있다.

15) 종업원 수를 묻는 질문에 응답을 하지 않은 비율이 전체 남성근로자의 경우 13.62%이며, 여성근로자의 경우 15.52%에 달한다.

16) 여성근로자들에서 이렇게 추정된 결과 값이 0 이하인 경우가 41개 발생하였는데 이러한 경우가 가장 작은 범주의 중간값인 2.5를 적용하였다.

이는 없었다. 교육연수와 종업원 수 변수의 분포 또한 남녀 근로자들 사이에 뚜렷한 차이를 발견할 수 없었다. 다만 전체 남성근로자의 평균 교육연수는 여성근로자에 비해 길지만 유노조의 경우에는 여성근로자의 평균 교육연수가 남성근로자보다 긴 것으로 나타나 유노조 사업체 취업에 학력이 미치는 영향은 남성보다 여성에게 더 크게 나타나고 있음을 미루어 짐작할 수 있다.

〈표 45〉 여성근로자들의 기초통계량

	전체 근로자		유노조 근로자		조합원		비조합원	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
근로자 특성								
시간당임금(만원)	0.97	0.59	1.49	0.60	1.47	0.55	1.53	0.66
연령	36.66	8.09	35.61	6.83	35.10	6.69	36.27	6.96
교육연수	13.51	2.37	14.96	2.08	14.59	1.90	15.43	2.22
기혼(%)	63.3	-	71.9	-	71.6	-	72.2	-
정규직(%)	63.6	-	92.9	-	93.9	-	91.5	-
근속연수	4.46	5.12	9.46	6.99	9.77	6.70	9.05	7.34
근무지 특성								
종업원수 A1)	390	1,079	1,599	2,521	1,805	2,974	1,236	1,328
종업원수 B2)	389	996	1,081	2,000	1,307	2,484	788	1,015
업종(%)								
광업건설업	1.6	-	0.3	-	0.0	-	0.8	-
제조업	15.5	-	11.6	-	14.3	-	8.1	-
전기운수통신	1.9	-	3.5	-	4.6	-	2.2	-
도소매	14.4	-	5.9	-	4.9	-	7.3	-
숙박음식점	8.3	-	0.5	-	0.3	-	0.8	-
금융보험입대	6.3	-	12.5	-	16.7	-	7.1	-
공공서비스	36.0	-	55.7	-	44.9	-	69.8	-
사업서비스	11.1	-	9.3	-	13.4	-	3.9	-
기타서비스	4.8	-	0.6	-	1.1	-	0.0	-
근로자수(n)	2,716	-	457	-	274	-	261	-
관측치수(N)	8,497	-	1,166	-	659	-	507	-

주: 1) 무응답인 경우 결측치를 보정하지 않은 종업원 수.

2) 무응답인 경우 추정값을 적용하여 결측치를 보정한 종업원 수.

자료: 한국노동패널 12~17차.

〈표 46〉 남성근로자들의 기초통계량

	전체 근로자		유노조 근로자		조합원		비조합원	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
근로자 특성								
시간당임금(만원)	1.43	0.85	1.95	0.94	1.95	0.93	1.96	0.98
연령	38.80	8.09	40.63	7.51	40.88	7.41	39.94	7.72
교육연수	13.77	2.53	14.41	2.36	14.05	2.22	15.37	2.44
기혼(%)	69.3	-	83.3	-	83.9	-	81.8	-
정규직(%)	77.5	-	96.3	-	96.4	-	96.0	-
근속연수	6.79	6.72	11.69	8.03	12.11	7.94	10.55	8.18
근무지 특성								
종업원수 A1)	578	1,869	1,804	3,691	1,834	3,148	1,708	5,025
종업원수 B2)	561	1,741	1,588	3,376	1,654	2,940	1,411	4,340
업종(%)								
광업건설업	13.2	-	3.4	-	3.3	-	3.5	-
제조업	29.9	-	38.3	-	41.9	-	28.7	-
전기운수통신	6.7	-	15.0	-	18.2	-	6.6	-
도소매	11.5	-	4.7	-	04.3	-	5.6	-
숙박음식점	3.0	-	0.8	-	0.9	-	0.6	-
금융보험입대	5.2	-	7.4	-	8.6	-	4.0	-
공공서비스	12.8	-	18.5	-	11.7	-	36.7	-
사업서비스	13.9	-	10.3	-	9.2	-	13.3	-
기타서비스	3.8	-	1.6	-	1.9	-	1.0	-
근로자수(n)	3,836	-	947	-	701	-	411	-
관측치수(N)	14,124	-	2,616	-	1,905	-	708	-

주: 1) 무응답인 경우 결측치를 보정하지 않은 종업원 수.

2) 무응답인 경우 추정값을 적용하여 결측치를 보정한 종업원 수.

자료: 한국노동패널 12~17차.

## IV. 실증분석

노동조합이 전체 여성근로자들의 임금에 미친 영향에 대한 일치추정량을 구하기 위해서 여성들의 경제활동참가에 의한 선택편의 여부를 점검해야 한다. 이를 위해 먼저 한국노동패널 12~17차 자료를 이용하여 조사 차수별로 19~50세인 여성들을 대상으로 노동시장참여 결정요인에 대한 Probit 추정을 하였다<sup>17)</sup>. Probit 추정식에는 선행연구에서 주로 사용된 결혼 여부, 연령, 교육연수, 자신의 소득을 제외한 가구소득의 로그값, 그리고 미성년 막내자녀의 연령을 고려하였다.<sup>18)</sup> 추정결과는 대체로 여성의 노동시장 참여 결정요인을 분석한 기존의 국내 선행연구 결과와 일치하는 모습을 확인하였다<sup>19)</sup>.

본 연구의 실증분석에 적용된 임금함수 추정식은 아래 식 (1)과 같다. 식 (1)에서  $U_{it}$ 는 유노조 직장에서 근무하고 노동조합에 가입한 여성근로자들에게 1값을 주는 더미변수이며,  $N_{it}$ 는 유노조 직장에 근무하지만 노동조합에 가입하지 않은 여성근로자에게 1값을 주는 더미변수이다. 즉, 노동조합이 없는 직장에서 근무하는 근로자들과 비교하여 노동조합원과 비조합원의 임금이 각각 얼마나 높은지 추정하는 것이 실증분석의 주요 목적이다.  $\lambda_{it}$ 는 <표 3>은 Probit 추정결과로부터 추정된 inverse mill's ratio를 의미한다.  $\lambda_{it}$ 의 추정계수( $\alpha$ )가 통계적으로 유의하게 추정된다면 노동시장에 참여한 여성근로자만을 대상으로 임금함수를 추정하는 경우 표본선택으로 인한 편이가 있음을 사후적으로 검증할 수 있다.  $X_{it}$ 는 임금함수 추정식에 포함된 통제변수들을 의미한다.

17) 현재 교육기관(고등학교 및 대학교를 포함)에 재학 중이거나 휴학 중인 여성은 제외하였고, 또한 본 연구가 임금근로자들을 대상으로 한 분석이므로 자영업자 및 무급가족종사자에 해당하는 비임금근로자들은 probit 추정식에 포함하지 않았다. 또한, 실업상태에 있는 여성들의 경우 임금률을 관찰할 수 없었기 때문에 노동시장에 참여하지 않은 것으로 간주하고 분석하였다.

18) Probit 추정을 통한 inverse mill's ratio를 사용하는 경우 여성의 경제활동에 영향을 주면서 임금에는 영향을 미치지 않은 적절한 변수를 이용하여 분석하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 그에 해당하는 변수로 미성년 막내자녀의 연령을 1~6세, 7~13세, 14~19세로 구분하여 생성한 더미변수를 사용하였다.

19) 부록의 <부표 3>에 12차~17차 자료를 이용하여 조사 차수별로 추정한 Probit 추정결과를 제시하였다.

연령, 연령의 제곱, 교육연수, 근속연수와 같이 근로자의 인적자본을 대표하는 변수들을 포함하였으며, 이에 더하여 노동조합조직률과 관련성이 높은 사업체 규모와 업종을 통제하기 위하여 종업원 수 변수와 업종 더미변수를 추가하였다. 또한 노동조합 가입 여부와 관련성이 높을 것으로 예상되는 정규직 여부 더미변수와 직종 더미변수도 통제하였다.<sup>20)</sup> 마지막으로  $\theta_t$ 와  $\mu_i$ 는 각각 시간 고정효과와 근로자의 관측되지 않는 고정효과를,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항을 의미한다.

$$\ln w_{it} = \beta_1 U_{it} + \beta_2 N_{it} + \alpha \lambda_{it} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \theta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

<표 3>은 OLS와 고정효과 모형을 모두 적용하여 위의 식 (1)을 추정한 결과를 보여준다. 각 분석에는 현 직장의 종업원 수에 대한 질문에 응답하지 않은 근로자들을 제외하고 추정한 결과와 무응답한 경우 이에 대한 보정값을 적용하여 추정한 결과를 함께 제시하여 비교할 수 있도록 하였다. 종업원 수 무응답을 보정한 경우를 살펴보면 OLS 모형에서는 조합원의 경우 무노조근로자에 비해 시간당임금이 16.3% 높고, 비조합원의 경우 무노조근로자에 비해 18.03% 높은 것으로 나타났다. 비조합원의 임금이 조합원보다 약간 더 높은 것으로 나타났지만 유의미한 차이는 아니다. 그런데 관측되지 않은 근로자의 속성을 통제한 고정효과 모형의 경우에는 두 변수 모두 추정계수의 크기가 현저히 줄어들었고 통계적 유의성도 사라졌다.<sup>21)</sup>

이 결과를 조동훈(2008)과 비교하면 다음과 같은 추론이 가능할 것으로 보인다. 조동훈(2008)에서는 OLS 모형의 경우 노동조합의 임금효과가 8.1%, 고정효과 모형의 경우 5.7%로 추정하였다. 본 연구의 임금함수 추정식에 포함된 변수들은 여성들의 노동시장 선택편의를 고려하기 위해  $\lambda_{it}$ 를 추가한 것을 제외하면 조동훈(2008)과 동일하다. 따라서 조동훈(2008)과의 차이의 일부는 선택편의로 설명할 수 있을 것이다. 그런데 고정효

20) 한국노동패널에서는 근로자의 직종을 관리자, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 농림어업 숙련종사자, 기능원 및 관련 기능종사자, 장치 기계 조직 및 조립종사자, 단순노무종사자로 구분하여 조사한다. 본 연구의 분석에서 제외된 관리직을 제외하고 한국노동패널에서 분류한 대로 직종 더미변수를 구축하여 통제하였다.

21) 참고로 확률효과 모형에서는 조합원의 경우 무노조근로자에 비해 시간당임금이 8.4% 높고, 비조합원의 경우 무노조근로자에 비해 7.2% 높은 것으로 나타나지만, 하우스만 검정(Hausman test) 결과 1% 유의수준에서 유의하게 고정효과 모형을 지지하여서 본 연구에서는 패널추정 모형으로 고정효과 모형을 선택하였다.

과 모형 추정에서  $\lambda_{it}$ 의 추정계수가 유의한 음의 값을 가진 것은 노동시장에서 성과가 높을 것으로 예상되는 여성들의 노동시장 참여확률이 낮았음을 의미한다.<sup>22)</sup> 이 경우 선택편의를 고려하지 않았다면 노동조합의 추정계수에 오히려 하향편의가 발생할 수 있다.<sup>23)</sup> 만일 그렇다면 조동훈(2008)과 본 연구의 추정결과와의 차이는 더욱 커지게 된다.

또 다른 중요한 원인으로 분석기간의 차이를 생각할 수 있다. 조동훈(2008)의 경우 1998~2006년의 자료를 이용하여 추정하였다. 본 연구의 분석대상 기간이 2009~2014년 임을 고려하면 2000년대 이후부터 우리나라 노동조합이 여성근로자들의 임금에 미친 효과가 줄어들었다고 볼 수 있다. 즉, 우리나라 여성들의 사회 진출이 늘어나면서 능력이 뛰어난 여성근로자들이 노동조합이 설립된 기업에 취업하는 경향이 증가하였고, 그 결과 무노조 기업에서 근무하는 여성근로자들과의 임금 차이가 더욱 크게 벌어진 것으로 이해할 수 있다. 다시 말하면 무노조 여성근로자가 노동조합이 있는 사업체로 이직을 한 경우에도 다른 조건이 일정하다면 임금상승 효과를 누리지 못한다는 것을 의미한다. 이와 같은 해석이 옳다고 하면 서론에서 제기한 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률 증가와 남성근로자들보다 높은 임금상승률의 관계는 능력 있는 여성들의 노동시장 참여의 확대에 의한 결과라고 설명할 수 있다. 즉, 여성근로자들의 노동조합 가입률 증가가 이들의 임금상승을 견인하는 작용을 한 것이 아니라 생산성이 높은 여성들이 상대적으로 근로조건이 좋은 편인 노동조합이 설립된 기업으로 취업한 결과가 반영된 것으로 이해될 수 있다.

그런데 고정효과 모형 또한 노동조합의 임금효과 추정에 있어서 내생성 문제를 완전히 해결해주지 못한다는 점을 유의할 필요가 있다. 먼저 고정효과 모형에서 조합원 더미변수와 비조합원 더미변수는 분석기간 동안 그 지위에 변화가 발생했던 표본으로부터 식별이 이루어졌다. 만일 지위의 변화가 매우 소수에 의해서만 이루어졌다고 하면 전체 표본을 대표하지 못할 가능성이 있다. 본 연구의 실증분석의 경우 조합원 지위와 비조합원 지위의 변화를 보인 표본의 비율이 각각 4.23%와 5.5%로 나타났는데 전체 8,000여 개의 표본에서 이 정도 수치의 비율이라면 표본오차를 심각하게 걱정할 정도

22)  $\lambda_{it}$ 의 추정계수는 노동시장 참여 결정식의 오차항과 임금함수 추정식의 오차항과의 상관계수에 의해 결정된다. 그러므로 추정계수의 부호가 음(-)이라는 것은 능력이 뛰어난 사람일수록 노동시장에 참여하지 않았음을 뜻한다.

23)  $\lambda_{it}$ 을 제외하고 고정효과 모형을 추정한 결과 조합원 변수와 비조합원 변수의 추정계수가 0.0006, 0.005로 추정되었다.

는 아니라고 판단된다. 다만 우리나라 전체 근로자들의 조합원·비조합원 지위의 변화정도를 보여주는 통계가 없기 때문에 표본의 대표성을 논의할 수 없는 한계가 있다. 다음으로 고정효과 모형은 시간불변인 근로자의 특성을 통제하는 모형이기 때문에 만일 조합원·비조합원 지위에 변화가 생긴 이유가 근로자의 생산성에 변화 때문이라고 한다면 이로 인하여 발생하는 내생성은 통제할 수 없다. 예를 들어, 무노조 중소기업에 종사하던 근로자의 생산성이 향상되어 유노조 대기업으로 이직하여 노동조합에 가입하였을 경우 조합원 변수의 추정계수에 상향편의가 발생한다. 만일 그렇다면 <표 3>의 고정효과 모형 추정결과는 노동조합이 임금에 미치는 효과의 상한(upper bound)으로 이해할 수 있다. 즉, 진정한 효과의 크기는 오히려 추정된 값보다 작을 수 있다는 의미므로 이와 같은 내생성은 저자들의 해석을 더욱 뒷받침하게 된다.<sup>24)</sup>

한편, OLS 모형 추정결과를 보았을 때 조합원과 비조합원의 임금에 유의한 차이가 없고, 고정효과 모형 추정결과에서 조합원과 비조합원 모두 노동조합의 임금효과를 발견할 수 없었던 점을 고려한다면 비조합원의 무임승차는 없다고 해석하는 것이 타당한 것으로 보인다. 단, 이렇게 해석하기 위해서는 노동조합 가입에 대한 근로자의 선호가 시간에 따라 변하지 않는다는 가정이 필요하다. 만일 노동조합에 대한 근로자의 선호가 쉽게 변하는 경향이 있다면 식 (1)의 오차항과 조합원 및 비조합원 변수 사이에 내생성이 발생하기 때문에 각 변수의 일치추정량을 구할 수 없기 때문이다.

마지막으로 종업원 수 무응답으로 인한 선택편의를 고려한 추정결과를 비교해보면 무응답을 제외하였을 때 어느 정도 선택편의의 가능성이 있음을 확인하였다. OLS 모형과 고정효과 모형 추정 모두에서 무응답을 제외한 경우 조합원과 비조합원의 추정계수 모두 무응답을 보정하여 포함한 경우보다 높았다. 만일 상대적으로 생산성이 낮은 근로자들일수록 종업원 수 질문에 응답하지 않는 확률이 높았다면 이러한 결과가 나타날 수 있다. 다만 본 연구에서 적용한 보정방법의 정확성을 담보할 수 없기 때문에 이 결과는 무응답 근로자 제외로 인한 선택편의 가능성에 대한 합리적 의심을 제기하는 것으로 이해하는 것이 타당한 해석이다.

24) 임금을 노동조합 가입 사이에서 발생하는 내생성을 온전하게 제거하기 위해서는 오로지 노동조합 가입에만 영향을 미치고 임금에는 영향을 미치지 않는 도구변수를 적용해야 한다. 그런데 이러한 적절한 도구변수를 찾는 것이 현실적으로 매우 어렵다는 한계가 있다.

〈표 47〉 노동조합이 여성근로자의 임금에 미친 영향 추정

	OLS		고정효과	
	(1)	(2)	(3)	(4)
조합원	0.1843*** (0.0319)	0.1621*** (0.0249)	0.0142 (0.0308)	0.0008 (0.0221)
비조합원	0.2209*** (0.0310)	0.1794*** (0.0235)	0.0417 (0.0259)	0.0057 (0.0197)
연령	0.0308*** (0.0075)	0.0314*** (0.0072)	0.1071*** (0.0163)	0.0975*** (0.0151)
연령제곱	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0004*** (0.0001)
교육연수	0.0558*** (0.0046)	0.0588*** (0.0043)	0.0239 (0.0300)	0.0330 (0.0279)
기혼	-0.0226 (0.0289)	-0.0242 (0.0275)	0.0457 (0.0322)	0.0366 (0.0292)
정규직	0.1015*** (0.0156)	0.1029*** (0.0154)	0.0462** (0.0194)	0.0480*** (0.0184)
근속연수	0.0218*** (0.0019)	0.0233*** (0.0016)	0.0091*** (0.0033)	0.0078** (0.0032)
Inverse Mill's ratio ( $\hat{\lambda}$ )	0.07 (0.0536)	0.0527 (0.0499)	-0.1248** (0.0540)	-0.1149** (0.0495)
종업원수 A(100명)	0.0041** (0.0018)		0.0006 (0.0007)	
종업원수 B(100명)		0.0043** (0.0019)		0.0007 (0.0007)
근로자수	2,499	2,716	2,499	2,716
관측치수	7,178	8,497	7,178	8,497
$R^2$	0.5036	0.5264		
rho			0.9223	0.914

주: 1) ( )는 pid로 cluster한 robust standard error임.

2) 직종, 업종, 지역, 연도 더미는 모든 추정모델에 포함하여 분석하였으나 보고는 생략하였음.

3) 모델 (1)과 모델 (3)은 종업원 수가 무응답인 경우 이를 제외하고 추정한 결과이고, 모델 (2)와 모델 (4)는 종업원수의 추정값을 적용하여 추정한 결과임.

4) \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05 \*p<0.1.

다음으로 여성근로자들과의 비교를 목적으로 남성근로자들 대상으로 동일한 실증분석을 시행해 보았다. 남성근로자들의 경우에는 경제활동참가에 따른 선택편의 문제가 없다고 가정하고 분석하였다. 남성근로자들의 추정결과 또한 여성근로자들의 추정결과와 질적으로 유사한 양상을 보였다. OLS 모형에서는 조합원과 비조합원 모두 무노조 근로자들보다 10% 이상 임금이 높은 것으로 추정되었지만 고정효과 모형의 추정에서는 이러한 임금효과가 사라졌다. 여성근로자들과 남성근로자들의 추정결과를 종합하면 우리나라의 노동조합이 근로자들의 임금을 상승시키는 유효한 역할을 수행하였다고 보기는 어려워 보인다. 그렇지만 노동조합의 역할이 근로자들의 임금상승 달성에만 있는 것은 아니기 때문에 이는 우리나라 노동시장의 유연화 현상에 대응하면서 노동조합이 상대적으로 근로조건 개선에 더욱 치중한 결과일 수도 있다. 즉, 우리나라 노동조합의 역할 및 기능의 변화에 대해서는 보다 광범위한 연구가 필요한 하나의 커다란 연구 주제가 되어야 할 것이다.

한편, <표 4>의 OLS 모형 추정계수는 조동훈(2008)과 비교하여 3배 이상 높게 나타났다. 여성근로자들과 마찬가지로 분석기간의 차이가 중요한 원인이 될 수 있을 것으로 여겨진다. 보다 정확한 이유를 알아보기 위해서는 노사관계를 포함하여 2000년대 이후 우리나라 노동시장 전반에 걸쳐 발생한 구조적 변화에 대한 이해가 이루어져야 할 것이다. 그리고 남성근로자들을 대상으로 한 실증분석에서도 종업원 수의 무응답으로 인한 표본 선택편의가 있는 것으로 여겨진다. OLS 모형과 고정효과 모형 모두에서 무응답을 제외한 경우와 포함한 경우 추정계수 크기의 차이가 발견되기 때문이다. 이러한 결과들은 앞으로 한국노동패널 자료를 이용하여 노동조합 관련 연구를 하게 될 경우 종업원 수 변수에 대한 무응답을 적절하게 고려할 필요가 있음을 시사한다.

〈표 48〉 노동조합이 남성근로자의 임금에 미친 영향 추정

	OLS		고정효과	
	(1)	(2)	(3)	(4)
조합원	0.1495*** (0.0194)	0.1264*** (0.0177)	0.0099 (0.0134)	-0.001 (0.0118)
비조합원	0.1163*** (0.0221)	0.0927*** (0.0193)	0.0087 (0.0159)	0.0055 (0.0147)
연령	0.0601*** (0.0062)	0.0570*** (0.0058)	0.1602*** (0.0122)	0.1573*** (0.0113)
연령제곱	-0.0007*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)
교육연수	0.0469*** (0.0032)	0.0440*** (0.0030)	0.0151 (0.0143)	0.0096 (0.0122)
기혼	0.1413*** (0.0141)	0.1476*** (0.0134)	0.0187 (0.0191)	0.01 (0.0173)
정규직	0.1449*** (0.0156)	0.1641*** (0.0151)	0.0899*** (0.0198)	0.0945*** (0.0192)
근속연수	0.0201*** (0.0012)	0.0193*** (0.0011)	0.0018 (0.0022)	0.0018 (0.0020)
종업원수 A(100명)	0.0029*** (0.0007)		0.0007*** (0.0002)	
종업원수 B(100명)		0.0031*** (0.0008)		0.0008*** (0.0002)
근로자수	3,533	3,836	3,533	3,836
관측치수	12,200	14,124	12,200	14,124
$R^2$	0.5064	0.5026		
rho			0.9235	0.9192

주: 1) ( )는 pid로 cluster한 robust standard error임.

2) 직종, 업종, 지역, 연도 더미는 모든 추정모델에 포함하여 분석하였으나 보고는 생략하였음.

3) 모델 (1)과 모델 (3)은 종업원 수가 무응답인 경우 이를 제외하고 추정한 결과이고, 모델 (2)와 모델 (4)는 종업원수의 추정값을 적용하여 추정한 결과임.

4) \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$  \* $p < 0.1$ .

본 연구의 실증분석 결과들을 다시 한 번 요약하여 설명하면, 2000년대 후반 이후 우리나라에서 노동조합이 있는 사업체에 근로하는 근로자들이 그렇지 않은 근로자들에 비하여 임금이 높은 것은 노동조합의 효과라기보다 개인의 능력 차이에 기인한 결과라고 볼 수 있다. 즉, 능력이 높은 사람들이 유노조 사업체에 취업하는 것을 선호해서 발생한 결과로 해석된다. 특히 여성근로자들의 경우 OLS 모형과 고정효과 모형 추정결과의 차이가 남성근로자들보다 크게 나타났는데 이는 여성근로자들의 경우 능력이 높은 사람일수록 유노조 사업체를 선호하는 현상이 남성근로자들보다 더 크다는 것을 의미한다.

또한, 본 연구의 추정결과는 고정효과 모형 분석에서 남성근로자의 노동조합의 임금 효과는 없었지만 여성근로자의 경우에는 유의하게 양(+)의 값을 보였던 조동훈(2008)과 달랐는데 이를 있는 그대로 해석하면 2000년대 초에는 노동조합의 활동이 여성근로자들의 임금 향상에 기여한 면이 있었으나 2000년대 후반 이후에는 그러한 역할을 하지 못했다고 볼 수 있다.

## V. 결 론

본 연구는 한국노동패널 2009~2014년(12~17차) 자료를 사용하여 노동조합이 우리나라 여성근로자들과 남성근로자들의 임금에 미치는 영향을 실증분석하였다. 이전의 선행연구와 달리 여성근로자들의 임금함수 추정과정에서 경제활동참가에 의한 선택편의를 명시적으로 고려하였고, 사업체 규모를 나타내는 종업원 수에 무응답의 비율이 높은 것을 고려하여 무응답인 경우 그 값을 보정하여 분석하였으며, 직장에 노동조합이 있으며 그 노동조합에 가입한 근로자(조합원)와 가입하지 않은 근로자(비조합원)를 직장에 노동조합이 없는 근로자(무노조)와 각각 비교하여 분석함으로써 비조합원의 무임승차가 있는지 여부를 검증하고자 시도하였다.

실증분석 결과, 여성근로자들과 남성근로자들 모두 유노조 기업 취업 및 노동조합 가입 여부와 임금 사이에서 발생하는 내생성을 통제한 고정효과 모형 추정에서 조합원 더미변수 및 비조합원 더미변수 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이로부터 내생성을 고려하지 않은 OLS 모형 추정에서 나타난 노동조합의 임금효과는 능

력이 높은 사람들이 유노조 사업체에 취업하는 것을 더 선호한 결과이고 노동조합의 임금상승 효과를 발견하지 못하였기에 비조합원의 무임승차 효과는 없다고 보는 것이 타당하다는 결론을 도출하였다. 이로부터 서론에서 제기한 2000년대 이후 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률이 증가하고 남성근로자들보다 높은 임금상승률을 경험한 이유가 노동조합의 임금상승 효과가 작용한 것이 아니라 우리나라 여성들의 사회진출이 늘어나면서 능력 있는 여성들의 선호가 반영된 결과임을 확인할 수 있었다. 한편, 한국노동패널 자료에서 종업원 수 변수에 응답하지 않은 표본을 추정에서 제외할 경우 표본 선택편의가 의심될 여지가 있으니 향후 동 자료를 이용한 연구에서 주의할 필요성이 있음을 제기하였다.

우리나라 노동시장의 유연성이 점차 증가하는 추세에서 앞으로 노동조합의 위상과 역할도 과거와는 달라질 것이 예상된다. 앞으로는 경영진과의 임금협상뿐만 아니라 고용의 안정성을 포함한 근로조건 개선을 위한 노력의 필요성이 더욱 증가할 것이다. 새롭게 변해가는 한국 노동시장의 상황을 고려하는 노동조합 관련 다양한 연구의 필요성을 제기하며 글을 맺고자 한다.

## 참고문헌

- 김우영·최영섭. 「노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?」. 『노동경제논집』 19권 1호 (1996. 7): 29-52.
- 김유선. 「한국 노동시장의 임금결정요인」. 『산업관계연구』 19권 2호 (2009. 6): 1-25.
- 김장호. 「노동조합 임금효과의 변화: 1988~2007」. 『노동경제논집』 31권 3호 (2008. 8): 75-105.
- 나인강. 「여성 근로자의 낮은 노동조합조직률에 관한 연구」. 『인적자원관리연구』 15권 2호 (2008. 6): 121-142.
- 박종희·강선희·송용한. 「2013년 전국노동조합 조직현황 보고서」. pp.32. 서울 : 고용노동부, 2014.
- 방하남·조준모·이승길·박수경·김명중. 「한국의 정년현황 실태와 정년연장을 위한 여건 조성 방안 연구」. pp. 26. 서울: 한국노동연구원, 2008.

- 윤명수·김정우. 「노조선호를 고려한 노조임금효과 패널분석」. 『산업노동연구』 20권 3호 (2014. 11): 167-196.
- 조동훈. 「패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석」. 『노동경제논집』 31권 2호 (2008. 8): 103-128.
- 조동훈·조준모. 「노동조합이 고용안정에 미치는 효과에 관한 연구」. 『노동경제논집』 30권 3호 (2007. 12): 43-75.
- Cai, Lixin., and Waddoups, C. Jeffrey. "Union Wage Effects in Australia: Evidence from panel data." *British Journal of Industrial Relation*, 49 (s2) (July 2011): s279-s305.
- Freeman, Richard B. "Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions." *Journal of Labor Economics* 2 (1) (January 1984): 1-26
- Freeman, Richard B., and Medoff, James L. *What do Unions do?* New York: Basic Books, 1984.
- Hirsch, Barry T., and Schumacher, Edward J. "Unions, Wages, and Skills." *Journal of Human Resources* 33 (1) (Winter, 1998): 201-219.
- Lewis, H. Gregg. *Union Relative Wage Effects: A Survey*. Chicago: University of Chicago Press, 1986.

## [부 록]

〈부표 1〉 성별에 따른 노동조합 가입률 추이

(단위: 천명, %)

연도	취업자 수(A)		조합원 수(B)		노동조합 가입률(B/A)	
	남자	여자	남자	여자	남자	여자
1999	11,954	8,337	1,173.2	307.4	9.8	3.7
2000	12,387	8,769	1,221.1	305.9	9.9	3.5
2001	12,581	8,991	1,263.3	305.4	10.0	3.4
2002	12,944	9,225	1,306.2	299.8	10.1	3.2
2003	13,031	9,108	1,223.3	326.6	9.4	3.6
2004	13,193	9,364	1,212.0	324.9	9.2	3.5
2005	13,330	9,526	1,182.5	323.6	8.9	3.4
2006	13,444	9,706	1,215.3	343.9	9.0	3.5
2007	13,607	9,826	1,317.5	370.3	9.7	3.8
2008	13,703	9,874	1,290.7	375.1	9.4	3.8
2009	13,734	9,772	1,286.0	354.4	9.4	3.6
2010	13,915	9,914	1,285.3	360.6	9.2	3.6
2011	14,153	10,091	1,328.1	391.9	9.4	3.9
2012	14,387	10,294	1,358.7	422.6	9.4	4.1
2013	14,573	10,494	1,404.8	442.8	9.6	4.2

자료: 1) 고용노동부(2014), 「2013년 전국노동조합 조직현황」. p.32.

2) 통계청, 「경제활동인구조사」(2016년 8월 기준).

## 〈부표 2〉 성별에 따른 시간당임금 상승률 추이

(단위: 원, %)

연도	시간당임금		시간당임금 상승률	
	남자	여자	남자	여자
1999	8,891.6	5,884.5	2.78	3.70
2000	9,536.8	6,510.8	7.26	10.64
2001	9,856.7	6,729.4	3.36	3.36
2002	10,744.2	7,263.9	9.00	7.94
2003	11,168.7	7,639.7	3.95	5.17
2004	11,012.0	7,539.9	-1.40	-1.31
2005	11,982.7	8,319.4	8.81	10.34
2006	12,749.3	8,814.1	6.40	5.95
2007	13,589.2	9,406.5	6.59	6.72
2008	13,955.9	9,741.4	2.70	3.56
2009	13,293.0	9,190.7	-4.75	-5.65
2010	13,531.2	9,479.5	1.79	3.14
2011	13,721.8	9,815.4	1.41	3.54
2012	14,575.1	10,486.4	6.22	6.84
2013	15,433.6	11,119.5	5.89	6.04
평균			4.00	4.67

주: 시간당임금은 한국은행 소비자물가지수(2010년 = 100)를 적용하여 실질임금으로 전환하였음.  
 자료: 고용노동부. 「고용형태별근로실태조사」(2016년 8월 기준).

〈부표 3〉 여성근로자들의 노동시장 참여 결정요인 추정

변수	2009	2010	2011	2012	2013	2014
기혼	-0.470*** (0.070)	-0.652*** (0.074)	-0.626*** (0.073)	-0.619*** (0.076)	-0.704*** (0.080)	-0.529*** (0.084)
연령	0.014*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.023*** (0.004)	0.015*** (0.004)
교육연수	0.057*** (0.010)	0.043*** (0.011)	0.042*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.062*** (0.012)	0.067*** (0.012)
Log (자신의 소득을 제외한 가구소득)	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.018* (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.016* (0.001)	-0.018* (0.010)
1~6세 자녀 유무 더미변수	-0.518*** (0.070)	-0.455*** (0.071)	-0.447*** (0.069)	-0.370*** (0.070)	-0.416*** (0.072)	-0.555*** (0.077)
7~13세 자녀 유무 더미변수	-0.108 (0.067)	-0.098 (0.069)	-0.007 (0.070)	-0.120** (0.071)	-0.223*** (0.073)	-0.220*** (0.076)
14~19세 자녀 유무 더미변수	-0.027 (0.069)	0.269*** (0.078)	0.205*** (0.078)	0.151* (0.077)	0.063 (0.082)	0.005 (0.084)
상수항	-0.770*** (0.201)	-0.364* (0.218)	-0.303 (0.221)	-0.528** (0.226)	-0.891*** (0.233)	-0.765*** (0.242)
Inverse Mill's ratio ( $\hat{\lambda}$ )	-0.238** (0.057)	-0.064 (0.052)	-0.101** (0.054)	-0.138** (0.055)	-0.177*** (0.053)	-0.340*** (0.061)
표본 수	3,338	3,042	3,008	2,964	2,856	2,726

주: 1) ( )는 표준오차임.

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

자료: 한국노동패널 12차~17차.

---

abstract

---

## An Analysis of the Effects of Unions on Wages for Female Workers

Woori Shin · Heonjae Song

This study analyzed the effects of labor unions on the wages of Korean female workers using 'Korean Labor and Income Panel Study.' In the estimation we considered the self-selection bias due to the women's labor force participation decision and a plausible non-response bias from not answering the question about the company size in terms of number of employees. By fixed effect estimation we found that labor unions in Korea do not increase the wages of both the female union workers and non-union workers who work at a company in which a union is organized comparing to female workers who work at company without a union. This results indicates that female workers who work in the company with labor union tend to have unobserved characteristics that are positively correlated with both wages and the probability to enter the company with labor union. We also came to the conclusion that there is no free-rider effects of non-union workers.

Keywords: unions, female wage, fixed-effect model

## 「한국노동경제학회」 연구윤리헌장

한국노동경제학회(이하 학회)의 연구윤리헌장은 학회의 회원 및 임원들이 학회의 목적을 달성하기 위하여 역할을 수행하는 과정에서 다음과 같은 윤리적 원칙을 정하여 실천하며, 노동경제학 분야의 전문가로서 윤리와 책임성을 고양하는 데 목적이 있다.

1. 학회 회원은 학회 활동을 통하여 학문과 노동경제학의 발전에 기여하고, 이를 통해 인류의 발전과 공익 증진에 기여하여야 한다.
2. 학회 회원은 학회의 설립 목적에 반하는 제반 활동을 하여서는 아니 되며, 교육과 연구 활동 및 현실 참여에 있어 윤리성과 학자적 양심에 충실하여야 한다.
3. 학회의 회장 및 임원은 학회 규정에서 정한 각종 사업과 기타 학회 업무를 수행함에 있어 공정하고 성실하게 의무를 수행하여야 하며, 학회의 정치적 중립성을 훼손하는 제반 활동을 하여서는 아니 된다.
4. 학회 회원으로서 논문 및 연구 관련 심사와 자문은 오로지 학문적 양심에 따라 공정하게 하여야 하며, 제출자와 제출 내용에 대하여 비밀을 유지하여야 한다.
5. 학회 회원은 타인의 연구나 주장의 일부분을 자신의 연구나 주장인 것처럼 논문이나 저서에 명시하거나, 타인의 저술이나 논문의 상당 부분을 인용 부호 없이 원문 그대로 옮기는 행위(표절)를 하여서는 아니 된다.
6. 학회 회원은 연구 수행과 관련하여 취득한 정보를 이용하여 부당한 이득을 취하여서는 아니 된다.

## 「한국노동경제학회」 연구윤리규정

2010. 2. 9. 개정

### 제1장 총 칙

제1조(목적) 이 규정은 한국노동경제학회(이하 학회)의 회원이 연구 활동을 하는 과정에서 지켜야 할 연구윤리의 원칙과 기준을 제시한 것으로, 노동경제학회지의 논문 게재와 심사 및 투고자의 연구부정행위를 사전에 예방하여 연구윤리를 확립하고 준수하는 데 목적을 둔다.

제2조(적용 대상) 이 규정은 본 학회 회원을 포함하여 학회의 연구개발 활동과 직·간접적으로 관련 있는 비회원에 대하여도 적용한다.

제3조(연구윤리규정 서약) 학회의 신규 회원은 본 연구윤리규정을 준수하기로 서약해야 하며, 기존 회원은 연구윤리규정의 발효 시 본 규정을 준수하기로 서약한 것으로 본다. 또한 비회원은 학술지 또는 학술 발표 원고를 투고한 시점에 본 규정을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

제4조(용어의 정의) 연구부정행위(이하 ‘부정행위’라 한다)라 함은 연구를 제안, 수행, 심사하거나 연구 결과를 보고하는 과정에서 행하여진 위조, 변조, 표절 및 부당한 논문 저자 표시행위, 중복게재 등을 말하며 다음 각 호와 같다. 다만, 착오 또는 경미한 과실에 의한 것이거나 의견의 차이 등은 제외한다.

- ① ‘위조’는 존재하지 않는 데이터 또는 연구 결과 등을 허위로 만들어내는 행위를 말한다.
- ② ‘변조’는 연구 재료·장비·과정 등을 인위적으로 조작하거나 데이터를 임의로 변형·삭제함으로써 연구 내용 또는 결과를 왜곡하는 행위를 말한다.
- ③ ‘표절’이라 함은 타인의 아이디어, 연구 내용·결과 등을 정당한 승인 또는 인용 없이 도용하는 행위를 말한다.
- ④ ‘부당한 논문 저자 표시’는 연구 내용 또는 결과에 대하여 과학적·기술적 공헌 또는 기여를 한 사람에게 정당한 이유 없이 논문 저자 자격을 부여하지 않거나, 과학적·기술적 공헌 또는 기여를 하지 않은 자에게 감사의 표시 또는 예우 등을

이유로 논문 저자 자격을 부여하는 행위를 말한다.

- ⑤ ‘중복게재’는 동일한 내용의 연구 결과물을 다른 주제로 바꿔서 중복 사용하는 행위를 말한다.
- ⑥ 기타 학계에서 통상적으로 용인되는 범위를 심각하게 벗어난 행위를 말한다.

## 제2장 연구윤리위원회의 설치 및 운영

제5조(연구윤리위원회의 구성) ① 연구윤리에 관한 사항을 심의하기 위하여 학회 내에 연구윤리위원회(이하 ‘위원회’라 한다)를 설치·운영한다.

- ② 위원회는 위원장을 포함하여 10인 이내의 위원으로 구성되며, 편집위원장과 편집위원이 겸임한다(선출과 임기 등의 사항은 편집위원회 내규를 따른다).

제6조(위원회의 운영) ① 위원회는 회장의 요청이 있을 경우, 또는 위원장이 필요하다고 인정할 경우 위원장이 소집한다.

- ② 위원회는 재적위원 과반수의 출석으로 성립하고, 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다. 단, 위임장은 위원회의 성립에서 출석으로 인정하되 의결권은 부여하지 않는다.
- ③ 위원회의 심의 대상인 연구에 관여하고 있는 위원은 그 연구와 관련된 심의에 참여할 수 없다.

제7조(연구부정행위 처리) ① 위원회는 징계 의결이 요구된 회원의 연구윤리헌장 위반 여부를 심의하며, 이에 필요한 규칙을 제정할 수 있다.

- ② 위원회는 노동경제논집에 게재되었거나 심사 중인 논문에 대한 표절 의혹이 제기된 경우, 제보자와 피조사자, 증인, 참고인 및 증거 자료 등을 통해 조사를 실시해 연구윤리규정의 위반 여부를 판정한다. 연구윤리규정 위반으로 판명될 때는 그 조사 결과를 회장에게 보고하여야 한다.
- ③ 위원장은 심의를 위하여 필요한 경우 연구책임자 혹은 관리책임자에게 자료의 제출 또는 보고를 요구할 수 있으며, 위원은 최종 결정이 내려질 때까지 신고자와 피조사자의 권리를 보호하는 등 심의와 관련된 제반 사항에 대하여 비밀을 준수해야 한다.
- ④ 위원회는 징계 의결이 요구된 사안에 대하여 접수된 날로부터 60일 이내에 심사·의결하여야 한다. 단, 이 기간 내에 충분한 조사가 이루어지기 어렵다고 판단될 경우, 회장의 승인을 거쳐 조사 기간을 연장할 수 있다.

- ⑤ 신고자 또는 피조사자는 판정 결과를 통보 받은 날로부터 30일 이내에 서면으로 재조사를 요청할 수 있다. 연구윤리위원회는 이를 검토하여 필요시 재조사할 수 있다.
- ⑥ 연구부정행위로 판정이 난 논문과 저자(들)에 대하여서는 한국연구재단 등재(후보)학술지 관리지침 제9조에 준하는 페널티 규정, 즉 해당 학술지 게재 철회 및 논문 목록 삭제, 논문 투고자 향후 논문 투고 금지(최소 3년 이상), 홈페이지에 공지 등을 따라서 조치한다.

### 제3장 부 칙

제8조(제정 및 개정) 연구윤리규정은 2007년 10월 1일에 제정되었으며, 2010년 2월 9일 개정되어 시행한다.

제9조(기타) ① 이 규정에서 정하지 아니한 사항은 연구윤리위원회에서 정한다.

- ② 윤리규정은 이사회의 의결로 개정되며, 개정시 기존의 규정을 준수하기로 서약한 회원은 추가적인 서약 없이 새로운 규정을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

『勞動經濟論集』 原稿作成 및 投稿要領

1. 원고의 투고요령

- 1) 『노동경제논집』에 논문 게재를 원하는 경우 300자 이내의 국문 초록과 그에 상응하는 영문 초록, 영문 제목, 영문 성명, 5개 이하의 국문 및 영문 주제어를 포함하여 20페이지 이내로 논문을 작성한 후, 논문 파일을 반드시 이메일(jykm19@konkuk.ac.kr, klea197604@gmail.com)로 마감일까지 아래의 ‘원고작성요령’에 맞추어 제출한다(제출 후 답신 메일 확인. 답신이 없으면 010-9002-7338로 수신 여부 확인). 원고 겹장에는 e-mail address, 전화번호(가능한면 휴대폰 번호), 주소를 포함하는 연락처를 명기한다.
- 2) 공동 논문인 경우 특별한 언급이 없는 한 제1저자는 첫 번째 성명의 저자이고, 다른 저자(들)는 공동 저자이다. 저자들이 요청하는 경우 서신 저자를 명기한다.
- 3) 원고 마감일(상시 접수)
  - 1호 (3월 발간): 각 연도 1월 15일
  - 2호 (6월 발간): 각 연도 4월 15일
  - 3호 (9월 발간): 각 연도 7월 15일
  - 4호 (12월 발간): 각 연도 10월 15일
- 4) 학술토론회 발표 논문이 논집에 게재되기 위해서는 정식 투고 절차를 밟아야 한다. 정책토론회 발표 논문은 필자가 논집에 게재를 희망할 경우 편집위원회에서 게재 여부를 결정한다.
- 5) 제출된 논문은 『노동경제논집』 편집위원회에서 정한 심사 과정을 거쳐 게재 여부를 결정한다.
- 6) 학술지에 게재(투고)한 논문 중에서 연구부정행위가 발견되는 경우 편집위원회는 연구부정행위가 확인된 시점으로부터 최소 2년 이상 관련 저자(들)가 본 학술지에 투고하는 것을 금지할 수 있으며, 해당 논문은 게재 철회 및 학술지 논문 목록에서 삭제한다. 연구부정행위는 연구의 제안, 연구의 수행, 연구 결과의 보고 및 발표 등에서 행하여진 위조·변조·표절·부당한 논문저자 표시행위 등을 말한다(2007년 10월 제정).
  - ① ‘위조’는 존재하지 않는 데이터 또는 연구결과 등을 허위로 만들어 내는 행위를 말한다.
  - ② ‘변조’는 연구재료·장비·과정 등을 인위적으로 조작하거나 데이터를 임의로 변형·삭제함으로써 연구 내용 또는 결과를 왜곡하는 행위를 말한다.
  - ③ ‘표절’이라 함은 타인의 아이디어, 연구 내용·결과 등을 정당한 승인 또는 인용 없이 도용하는 행위를 말한다.
  - ④ ‘부당한 논문 저자 표시’는 연구 내용 또는 결과에 대하여 과학적·기술적 공헌 또는 기여를 한 사람에게 정당한 이유 없이 논문 저자 자격을 부여하지 않거나, 과학적·기술적 공헌 또는 기여를 하지 않은 자에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로 논문 저자 자격을 부여하는 행위를 말한다.

- 7) 노동경제학회 회원 자격과 무관하게 투고할 수 있으며 투고 시 심사비는 없다. 다만 게재가 확정된 경우 게재료를 납부해야 한다. 게재료: 연구비 지원과 관련된 사사표기가 없는 경우 10만원(20페이지 기준), 20페이지 초과 시 1페이지당 5,000원 추가. 사사표기가 있는 경우 20만원(20페이지 기준), 20페이지 초과 시 1페이지당 5,000원 추가.

**회비 및 게재료 납부 은행 온라인 계좌번호**

기업은행  
 계좌번호: 221-037197-04-015  
 예금주: 한국노동경제학회

- 8) 제출처: 김진영 건국대학교(TEL: 02-450-3633)  
 (05029) 서울특별시 광진구 능동로 120 건국대학교 경제학과  
 E-mail address: jykm19@konkuk.ac.kr, klea197604@gmail.com

**2. 원고작성 요령**

- 1) 국문 논문은 국한문을 혼용한다.
- 2) 편집순은 章은 I, II, III으로 표기하고, 節은 1, 2, 3, 項은 가, 나, 다 順으로, 그 이하는 1), 2), 3)으로 번호를 매기고 제목을 표기한다.
- 3) 인용논문의 표기는 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 직접 처리한다. 영문 저자의 경우는 영문으로 표기함을 원칙으로 한다.
- 4) 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 문헌정보는 논문 말미의 ‘참고문헌’에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 포함시키지 않는다.
- 5) 표와 그림의 경우는 장, 절, 항의 구분 없이 <표 1>, [그림 1]과 같이 표기하며 세분화하지 않는다.
- 6) 논문 첫머리의 저자 소개를 위한 각주는 \*, \*\*, \*\*\* 등의 기호를 사용한다.
- 7) 논문 양식

구 분	아래호글	구 분	아래호글
*인쇄		*문자	
용지종류	A4	글자크기	10
위쪽여백	22.5	글꼴	신명조
아래쪽여백	32.5	장평	100
왼쪽여백	23.5	자간	-10
오른쪽여백	23.5	*문단	
머리말	10	정렬방식	혼합
꼬리말	0	들여쓰기	2
		줄간격	177
*표는 「선 그리기」가 아닌 필히 「표 편집」으로 작성 (글자 크기: 9, 줄 간격: 140)			

- 8) 영어 논문의 경우도 위의 기준에 준한다.
- 9) 이상의 원고작성 요령과 아래의 참고문헌 작성 요령에 따라 작성되지 않은 논문은 게재가 거부될 수 있다.

**3. 참고문헌 작성 요령**

- 1) 참고문헌 중 국문 및 동양문헌의 경우, 논문(학위논문 포함)이나 기사 등은 꺾쇠(『 』)로 표시하고 저서 및 역서(편저서, 학술지, 월간지, 주간지, 일간지 등)는 이중꺾쇠(『 』)로 처리한다. 영문의 경우, 논문명은 두 따옴표(“ ”)로 표시하고, 책명이나 저널지는 서체를 이탤릭체로 표기한다.
- 2) 같은 저자의 여러 문헌은 연도순으로 배치하며, 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상 일 경우에는 ‘가나다’나 ‘ABC’순서에 따라 a, b, c로 구분한다.
- 3) 국문 및 동양논문은 해당학술지의 권(집), 호, 발행 연도, 발행월, 페이지를 표기한다.
- 4) 영문논문은 해당학술지의 volume, number, 발행 연도, 발행월, 페이지를 표기한다.
- 5) 신문기사는 발행년, 월, 일, 페이지(면)를 표기한다.
- 6) 아래 예의 각 경우들, 순서, period, comma, colon 등의 기호, space, 대소문자 등에 유의한다.

7) 예

김준석. 「비정규직 해법싸고 학계 논란」. 『동아일보』 (2001. 1. 21), p. 13.  
 김창성. 「파업의 원인」. 『노동경제논집』 20권 2호 (1997. 12): 87-103.  
 이형태·최중섭. 『노동경제학』. 서울: 법경사, 1998.  
 차철수. 「직장-근로자 일치」. 김서욱 편저, 『노동시장의 기능』, pp. 157-172. 서울: 한국노동연구원, 2000.  
 홍길동. 「비정형고용」. 『경제학연구』 43집 2호 (1997. 6): 145-164. (a)  
 \_\_\_\_\_. 「한국의 인적자본」. 『계량경제학보』 7권 1호 (1997. 3): 39-56. (b)  
 Foster, Robert W. “Information and Price.” *Journal of Economy* 26 (4) (December 1988): 1533-1552.  
 \_\_\_\_\_. “Labor in Production.” *Journal of Labor Economics* 31 (3) (September 1996): 857-874.  
 Foster, Robert W., and Wilson, John. “Strategic Bargaining Models and Interpretation of Strike Data.” *Journal of Applied Econometrics* 4 (2) (April 1981): 213-232.  
 Gates, James E. *Family and Economy*. New York: Wiley, 1990.  
 Kalbfleisch, John D., and Prentice, Ross L. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley and Sons, 1980.  
 Karsh, Bernard. *Diary of a Strike*. 2d ed. Urbana: University of Illinois Press, 1982. 1st ed. Urbana: University of Illinois Press, 1958.  
 Kennan, John. “The Economics of Strikes.” In *Handbook of Labor Economics*. vol. 2, edited by Orley C. Ashenfelter and Richard Layard, pp. 1091-1137. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.  
 Kochan, Thomas A., and Katz, Harry C. *Collective Bargaining and Industrial Relations*. 2d ed. Homewood, IL: Irwin, 1988.  
 Lazear, Edward P., and Rosen, Sherwin. “Rank-Order Tournaments as Optimal Labor Contracts.” *Journal of Political Economy* 89 (5) (October 1981): 841-858.



## 韓國勞動經濟學會(第27代) 任員陣

회 장	강순희	경기대학교		
수석부회장	조준모	성균관대학교		
부 회 장	김대일	서울대학교	이인재	인천대학교
	류장수	부경대학교	황수경	한국개발연구원
상 임 이 사	이규용	한국노동연구원		
편 집 이 사	김진영	건국대학교		
연 구 이 사	박철성	한양대학교		
이 사	강창희	중앙대학교	이정일	삼성경제연구원
	김주섭	한국노동연구원	이찬영	전남대학교
	김진영	고려대학교	이철희	서울대학교
	김태균	노사발전재단	전병유	한신대학교
	박윤수	한국개발연구원	정진호	한국노동연구원
	박진희	한국고용정보원	채창균	한국직업능력개발원
	변양규	한국경제연구원	최민식	이화여자대학교
	송영남	전북대학교	최영섭	한국직업능력개발원
	신동균	경희대학교	최창곤	전북대학교
	안태현	서강대학교	최형재	고려대학교
	윤윤규	한국노동연구원	허재준	한국노동연구원
	이동웅	한국경영자총협회	홍성민	과학기술정책연구원
	이정식	한국노동총중앙연구원	황기돈	한국고용정보원
감 사	안주엽	한국노동연구원	오호영	한국직업능력개발원
간 사	박명지	한국노동연구원	박소현	한국개발연구원

勞 動 經 濟 論 集

第39卷 第3號

2016年 9月 28日 印刷

2016年 9月 30日 發行

發行處 社團法人 韓國勞動經濟學會

編輯兼 會長 康 淳 熙

發行者

事務局 (30147) 세종특별자치시 시청대로 370 세종국

책연구단지 경제정책동 527호

전화 0502-911-9999 팩스 0502-911-9999

E-mail : kleapc@chol.com

홈페이지 : <http://www.klea.or.kr>

〈非賣品〉