

노동정책연구

2010년 제10권 제3호

한국노동연구원

＝ 편집위원 ＝

위원장 : 남재량(한국노동연구원)

위 원 : 김영문(전북대학교)

김주일(한국기술교육대학교)

노용진(서울과학기술대학교)

류성민(경기대학교)

류장수(부경대학교)

문무기(경북대학교)

안태현(경희대학교)

이영면(동국대학교)

이인재(인천대학교)

이정현(명지대학교)

전명숙(한국노동연구원)

최형재(고려대학교)

“본 學術誌에 發表되는 論文의 내용은 執筆者の 個人 의견이며
韓國勞動研究院의 公式 見解가 아님을 밝혀 둔다.”

기고에 대한 문의

150-740

서울특별시 영등포구 은행길 35

한국노동연구원 반정호 책임연구원

전화 : 직통 (02) 783-7155

(02) 782-0141(교환 289)

FAX : (02) 785-7430

e-mail : jhban@kli.re.kr

노동정책연구(제10권 제3호)

편집 : 노동정책연구 편집위원회 / 발행 : 한국노동연구원 / 발행인 및 편집인 : 김주섭
원장직무대행 / 인쇄인 : 도서출판 창보 김정곤 / 발행일 : 2010년 9월 30일 / 등록일 : 2001년 7월 2일 /
등록번호 : 서울바03245 / 주소 : 서울특별시 영등포구 은행길 35 / 전화 : (02)785-5080 Fax : (02)3775-0697 /
인터넷 : www.kli.re.kr / 도서회원 문의 : (02)761-2884, (02)782-0141(교환 220) Fax : (02)3775-0697

연구논문

학교에서 직장으로의 이전과정에서 영어의 역할	김진영 · 최형재	1
-----------------------------------	-----------------	---

남성의 고용상황과 결혼형성	안태현	35
----------------------	-----------	----

외국인과 국내 근로자 임금격차 분석	조동훈	65
---------------------------	-----------	----

비정규 노동과 근로빈곤의 관계: 임금차별과 근로시간의 영향을 중심으로	백학영 · 구인회	87
---	-----------------	----

기업특성과 가족친화제도 활용 용이성: 여성관리자의 육아휴직 및 본인병가제도 활용을 중심으로	민현주	119
---	-----------	-----

노동정책연구

2010. 제10권 제3호 pp.1~33

© 한국노동연구원

연구논문

학교에서 직장으로의 이전과정에서 영어의 역할*

김진영**

최형재***

본 연구는 대학 재학 중의 영어능력 또는 영어시험 준비 정도가 졸업 후 초기 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 실증분석 결과, 취업에 대해서는 영어시험 준비 정도나 영어시험 성적이 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 영어가 졸업 후 취업 시까지 걸리는 시간에 미치는 영향도 비슷한 결과를 보였다. 다른 요인들이 통제되지 않을 경우 영어가 취업으로 이행될 확률을 높이는 것으로 나타나지만, 개인적·가구적 특성들이 고려될 경우 영어시험의 취업에 대한 긍정적인 효과가 사라졌다. 공인 영어시험 응시 여부나 영어시험 성적이 첫 일자리에서의 임금에 미치는 영향은 분석 기법에 따라 일부 모델에서는 유의하게 나타났으나, 다른 모델들에서는 통계적인 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 이러한 결과들을 종합하면, 영어는 기껏해야 임금에만 긍정적으로 영향을 줄 가능성이 있을 뿐 취업에는 별다른 영향을 미치지 못함으로써 영어에 대한 막대한 투자가 개인이나 국가 전체적으로 볼 때 크게 효율적이지는 않을 수 있다는 것을 시사한다.

핵심용어 : 영어능력, 성향점수 매칭, 생존확률분석

논문접수일: 2010년 6월 2일, 심사의뢰일: 2010년 6월 30일, 심사완료일: 2010년 8월 24일

* 본 논문에 대해 유익한 지적을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드리며, 일체의 오류는 필자들에게 있음을 밝혀둔다.

** (제1저자) 건국대학교 경제학과 부교수(jykm19@konkuk.ac.kr)

*** (교신저자) 고려대학교 세종캠퍼스 경제학과 부교수(hchoi5@korea.ac.kr)

I. 서론

청년층 실업은 우리나라뿐만 아니라 대부분 나라에서 큰 사회 문제 중의 하나로 대두되고 있으며, 그 정도가 심각해지고 있는 실정이다(이병희 외, 2001; 한국직업능력개발원, 2005; 김형만 외, 2007). 이는 청년층 실업 문제는 단순히 인구구조상 특정한 연령계층이 상대적으로 더 큰 고통을 당하고 있다는 점뿐만 아니라, 이들 계층의 경우 잔여 생애가 길기 때문에 초기의 노동시장 경험 부재가 향후 생애경로에 걸쳐 노동시장 성과에 부정적인 영향을 지속적으로 미칠 수 있다는 데에 문제의 심각성이 있다. 이러한 청년실업의 부정적인 영향은 장기에 걸쳐 반복적으로 축적될 가능성이 높다는 점을 감안하면, 초기 노동시장 진입 성공 여부에 따라 근로자들 간에 노동시장 이행경로가 크게 차이날 수밖에 없고, 이는 자연스럽게 노동시장에서의 성과에 있어 양극화 문제를 심화시킬 가능성이 높다. 다른 한편으로는, 초기 노동시장 경험의 부재는 각 개인들의 인적자원 축적을 저해함으로써 국가 전체적인 생산력을 떨어뜨리게 하는 역할을 한다. 이에 따라 각국은 청년실업의 해소를 위해 취업알선, 직업훈련 제공 등 직접적인 고용정책과 더불어 이들의 고용가능성(employability)을 제고하기 위한 교육훈련정책들을 다양하게 시행하고 있다(OECD, 1999; EU, 2000, 2002; 이영민, 2005).

이러한 맥락에서, 청년층의 노동시장 이행, 특히 대학 졸업 후 노동시장으로의 이행에 관한 연구가 다양한 각도에서 진행되었다. 그 중에서 상대적으로 많은 연구가 축적되어 있는 부분은 노동시장 이행에 영향을 미치는 변인들에 대한 것으로서 성별, 연령, 전공 분야, 가구소득, 부모의 사회경제적 지위 등 개인적·가구적 특성들이 노동시장으로의 이행과 밀접히 관련되어 있는 것으로 보고되고 있다(Müller et al., 1989; Blossfeld & Hakim, 1997; Gomez, Ramos & Sanchez, 2001; Witte & Kalleberg, 1995; Newmark & Joyce, 2001; Blau & Duncan, 1967; Wolbers, 2003; 이병희 외, 2002; 한국직업능력개발원, 2005a; 임천순·양병무, 2006 등). 다른 연구자들은 임금이나 근로형태와 같은 노동시

장 성과에 초점을 맞추고, 청년층의 노동시장 성과에 영향을 미치는 요인들을 파악하였다. 이병희 외(2002)는 첫 일자리로의 이행기간이 길수록 임금이 낮아진다는 결과를 토대로 미취업의 장기화나 불안정한 노동시장 경험이 청년층의 노동시장 성과에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 발견하였으며, 이규용·김용현(2003)은 출신 대학의 지명도에 따라 임금수준이 편차를 보인다는 결과를 제시하였다. 또한 김형만 외(2002), 임천순·유진봉(2004), 장원섭 외(2000), 유진봉(2005)의 연구는 자격증 취득 또는 소지 여부가 노동시장 성과와 밀접하게 관련되어 있음을 보여주었다. 과잉교육 또는 하향취업의 노동시장 성과에 대한 영향도 여러 연구자들에 의해 분석되었는데, 과잉교육, 하향취업, 또는 직무불일치가 임금에 미치는 영향에 대해서는 그 결과가 연구자마다 엇갈리고 있다(Duncan & Hoffman, 1981; Shockey, 1989, Sattinger, 1993; Cohn & Khan, 1995, McGuinness, 2003; 박천수, 2004; 김주섭, 2005; 한국직업능력개발원, 2005 등).

청년층의 노동시장 성과에 대한 또 다른 부류의 연구는 정부의 노동시장정책 또는 교육정책들이 청년층의 노동시장으로의 이행에 어떠한 영향을 미쳤는지에 중점을 두었다. 예를 들어, Neumark and Rothstein(2006)은 산학연계 교육을 강화하고 인턴십 등의 과정을 지원함으로써 졸업 이후의 취업을 제고하는데 목적을 둔 미국의 School-to-Career(STC) 프로그램의 효과를 분석하였고, Cellini(2006)는 고급 기술인 양성을 도모하기 위해서 고등학교 과정에서 기술관련 과목을 수강할 경우 전문대(communitary college) 이수 과정에서 그 학점을 인정해주는 Tech-Prep 프로그램의 효과를 분석하였다. Jacob(2001, 2005), Lillard and DeCicca(2001) 등은 학생들의 성적에 대한 학교의 책임을 강조하고 학생들의 교육적 성과에 따라 학교별로 보상을 달리하는 미국의 책임제도(accountability system)의 효과를 연구하였다. 그러나 정부 정책들의 효과에 대해서는 여전히 찬반이 엇갈리고 있다.

본 연구의 주제인 영어가 대졸자들의 노동시장으로의 이행과 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 기존 연구는 별로 많지 않다. 물론, 학업 성취도나 각종 시험성적들이 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 전통적이고도 일반적인 연구는 상당히 많이 축적되어 있다. 예를 들어, Johnson and Neal

(1998)은 미국에서 군입대 지원시 치르는 시험인 Armed Forces Qualification Test와 임금 간에 양(+)의 상관관계가 존재한다는 것을 보여주었으며, Bedard and Ferrall(2003), Currie and Thomas(2001), Murnane et al.(1995) 등은 중·고등학교 때의 시험성적이 향후 노동시장 성과와 (양의 방향으로) 밀접하게 연관되어 있다는 결과를 제시하였다. 우리나라에서도 대학성적과 취업 간에 유의한 상관관계가 존재한다는 결과가 제시되었다(임천순·유진봉). 이러한 양(+)의 상관관계는 주로 수학성적에서 나타나며, 어학의 경우에는 그 영향이 적거나 없는 것으로 보고되고 있다(Jencks & Phillips, 1999; Cauley et al., 1998).

그러나 언어능력을 영어능력에만 한정하여 노동시장 성과를 분석한 연구는 상당히 드물다. 호주와 미국에서 이민자(영어가 모국어가 아닌)들을 대상으로 한 연구에서 Chiswick and Miller(1995)는 영어 구사능력과 임금이 (양의 방향으로) 밀접하게 연관되어 있는 것을 발견하였다. 우리나라에서는 한국직업능력개발원(2005)과 최형재·김진영(2009)의 연구가 거의 유일한데, 한국직업능력개발원(2005)의 결과에 따르면 영어능력(토익 점수)이 높을수록 정규직 취업은 높은 반면, 비정규직 취업이나 미취업의 비중은 낮은 것으로 나타났다. 구체적으로 토익시험 미응시자들의 정규직 취업은 74.3%인 데 반해, 토익성적이 700점 이상 800점 미만인 그룹과 800점 이상인 그룹의 정규직 취업률은 각각 87.3%와 89.3%에 달해 영어능력이 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 준다는 사실을 발견하였다. 그러나 최형재·김진영(2009)의 연구에서는, 수능 백분위 점수를 이용하거나 14세 때의 가정환경 요인들을 도구변수로 사용하여 능력 편倚(ability bias)를 통제할 경우 노동시장에서의 영어 프리미엄은 없다는 결과를 제시하였다. 이러한 결과는, 영어 능력과 임금 사이에 발견되는 양(+)의 상관관계가 영어의 직접적인 영향 때문이 아니라 영어 능력과 관련되어 있는 제3의 요인들 때문이라는 것을 암시해 준다.

본 연구가 기존의 연구에 기여하는 바는, 첫째로, 그동안 분석되지 않았던 영어 능력의 노동시장 성과를 졸업 후 첫 일자리 취득 과정에서 살펴본다는 점이다. 최형재·김진영(2009)의 연구가 일반인들을 대상으로 영어의 노동시장 성과를 측정하였다면, 본 연구는 좀 더 대상을 구체화하여 영어 능력 확보를 위해 많은 물질적·시간적 투자를 하고 있는 대학생들을 대상으로 하였으며, 이들이

대학 생활 중에 획득한 영어성적이 첫 일자리 진입에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다. 우리나라에서 영어 능력이 갖는 의미는 일반적인 언어 능력(language skill)이 갖는 의미와는 다르게 인식되어야 한다. 일반적인 언어 능력은 자신의 생각이나 사상을 어떻게, 얼마나 글이나 말로써 잘 표현하고 소통할 수 있는지에 관한 것이지만, 우리나라에서 영어 능력(english proficiency)은 이러한 표현능력뿐만 아니라 직무 능력의 한 부분으로 인식되고 있는 실정이다. 이는 우리나라가 국제화 · 세계화를 추구하는 과정에서 영어 능력 보유자에 대한 수요가 증가하고 있고 이들에 대한 보수(compensation)도 증가하고 있기 때문이다. 또한 영어 능력의 확보에는 상당한 시간적 · 금전적 비용이 소요될 뿐만 아니라 이러한 비용이 개인들의 능력과 반비례하기 때문에 기업들은 영어 능력 보유를 개인들의 능력에 대한 일종의 ‘신호(signal)’로 받아들이고 인력채용시 영어 능력을 하나의 ‘선별기제(screening device)’로 활용하려는 유인이 크게 작용하고 있다. 이러한 상황에서 각 개인들은 영어 능력 확보에 상당한 수준의 시간적 · 금전적 투자를 하고 있는 것이 사실이다. 본 연구에서는 이러한 영어 능력의 확보가 실제로 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보는데, 특별히 그 초점을 초기의 노동시장 경험에 맞추어 대학 재학 중의 영어 능력 소유가 노동시장으로의 이행과 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 분석함으로써 영어에 대한 투자의 ‘수익(return)’을 간접적으로 추정해 보고자 한다.

이번 장의 연구가 기존의 연구에 추가적으로 기여하는 두 번째 부분은 방법론에 관한 부분이다. 영어시험 점수를 이용한 영어 능력의 노동시장 성과에 대한 통상의 회귀분석(OLS나 Probit 등)은, 영어시험 점수가 연구자에게 관찰되지 않는 능력이라는 변수와 밀접한 관계를 가진다는 점에서 영어와 관련된 변수의 추정치가 편의를 가지게 될 가능성이 높다. 다시 말하면, 영어시험에 응시하는 사람들의 경우 관찰되거나 관찰되지 않는 특성들이 비응시자들에 비해 뛰어날 가능성이 있으며, 이들의 경우 노동시장에서도 상대적으로 뛰어난 성과를 거둘 여지가 많기 때문에, 이러한 가능성이 고려되지 않는 통상의 회귀분석은 영어의 실제효과를 제대로 추정해 낼 수 없다. 이러한 영어 관련 변수의 내생성은 기본적으로 능력이라는 변수가 적절하게 모형에서 통제되지 않을 때 나타난다. 이러한 내생성으로 인한 추정치의 편의(bias)를 계량경제학 용어로는 ‘생략

된 능력 편의(omitted ability bias)'라 부른다.²⁾

본 연구에서는 이러한 선택 편 의 또는 내생성 문제를 줄이기 위해 몇 가지 시도를 하는데, 먼저 첫 번째 방법으로 능력에 따른 내생성 문제를 해결하기 위해 능력의 대리변수(proxy variable)로서 수능성적을 이용한다. 구체적으로, 각 근로자들이 졸업했던 대학의 해당 학과가 입학시 수능 점수를 기준으로 할 때 어느 정도에 위치해 있는지를 백분위 비율로 환산하여 이 변수를 능력(영어 성적)에 대한 대리변수로 사용한다.³⁾ 또 다른 방법으로는 영어시험 응시 여부나 영어시험 성적 보유를 일종의 준실험적(quasi-experimental) 상황으로 간주하고 매칭기법을 사용하여 영어의 효과를 추정한다. 특별히 이 분석 방법에서는 성향점수 매칭법(Propensity Score Matching)을 이용하는데, 이 방법에서는 영어시험 응시 여부나 영어성적이 관찰자에게 관찰 가능한 특성을 통제할 경우 독립적(임의적)으로 결정된다는 가정 하에 성향 점수가 비슷한 두 집단(예를 들어, 영어시험에 응시한 집단과 그렇지 않은 집단)의 노동시장 성과를 비교함으로써 영어의 효과를 추정한다.⁴⁾

II. 실증분석 모형

이번 장에서는 4년제 대학 졸업자들을 대상으로 하여 대학 재학시의 영어시험 준비 정도가 졸업 후의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 회귀분석을 통하여 살펴본다. 앞에서 언급했듯이 영어와 관련된 변수들의 내생성 또

2) '생략된 능력 편의(omitted ability bias)'에 대한 논의는 일찍이 교육투자수익률(returns to schooling) 추정 분야에서 시작되었다. 교육투자수익률 추정에서 생략된 능력이 어떻게 추정치에 편의를 가져오고 어떻게 해결될 수 있는지에 대해서는 Griliches(1977)를 참조하라.

3) Blackburn & Neumark(1993)은 교육투자수익률을 추정할 때 시험성적을 능력에 대한 대리변수로 삼아 회귀분석에 포함하여 '생략된 능력 편의'를 없애고자 하였다.

4) 영어 능력 변수가 가지는 내생성을 통제하는 이상적이고 흔히 사용되는 방법은 도구변수 접근법이다. 그러나 도구변수가 충족해야 될 조건, 즉 노동시장 성과와 직접적으로 관련되지 않으면서 영어 변수와는 밀접한 관련을 가지는 마땅한 변수를 찾기가 현실적으로 매우 어렵기 때문에 본 연구에서는 도구변수 접근법을 이용하지 않았다. 14세 때의 가정환경 등 초기의 도구변수 접근법에서 사용되었던 변수들을 도구변수로 시도하였으나 '미약한 도구변수(weak IV)' 문제로부터 자유롭지 않았고, 결과가 질적으로 크게 달라지지 않았다.

는 선택편의를 줄이기 위해 대리변수 이용법과 성향점수 매칭법 등이 적용될 것이며, 분석대상이 되는 종속변수는 졸업 후 일정 기간(예를 들어 1년 또는 2년) 이내에 취업에 성공했는지 여부, 첫 직장에서의 임금수준, 그리고 첫 직장 진입까지 걸린 시간 등 노동시장 성과 지표들이다.

1. 영어가 취업과 임금에 미친 영향

대학 재학시의 영어 능력 보유 또는 준비가 이들 노동시장 성과에 어떤 영향을 미치는지를 다음의 계량모형을 통해 분석한다.

$$y = b_0 + b_T Test + b_I X_I + b_H X_H + e \quad (1)$$

$$y = b_0 + b_T Test + b_S Test * Score + b_I X_I + b_H X_H + e \quad (2)$$

여기서 종속변수 y 는 졸업 후 취업 여부나 졸업 후 첫 직장에서의 임금수준을 나타낸다. 설명변수로는 졸업한 해까지 영어시험을 치렀는지 여부(Test), 영어시험을 치렀을 경우 영어시험의 성적(Score), 그리고 개인적(X_I) 및 가구적(X_H) 특성을 포함한다. 개인적 특성을 나타내는 변수로는 성별, 대학 졸업시 나이, 대학 입학시 입학한 학교의 해당 계열의 수능성적의 백분위 순위⁵⁾, 졸업 연도 더미, 14세 때 거주지 더미 등을 포함하며, 가구적 특성을 나타내는 변수로는 아버지의 학력이 통제변수로 포함된다.

먼저 식 (1)은 대학 졸업 연도까지 영어시험에 응시했는지 여부가 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다. 식 (2)는 영어시험 응시 여부와 영어시험 성적을 곱한 교차항(Test*Score)을 추가함으로써 영어시험에 응시한 사람들 중에서 시험 성적이 노동시장 성과와 어떤 관계가 있는지를 분석하는 모형이다. 그러나 이미 언급한 것처럼 영어시험 응시 여부나 영어시험 성적 변수가 내생적(endogenous)일 가능성이 있다는 것이다. 다시 말하면, 능력이 상대적

5) 본 연구에서 사용된 수능 성적 자료는 진학사(社)에서 발표한 각 대학 학과의 입학 평균 수능점수이다. 이 자료를 이용하여 표본에 있는 각 개인들이 입학한 당시의 대학의 해당 계열 평균 수능점수가 백분율로 환산할 경우 어느 정도인지를 각 연도별로 계산하여 회귀 분석에 사용하였다.

으로 뛰어나거나 성취 동기가 높은 사람일수록 영어시험에 응시하여 자기의 능력을 나타내 보이려는 유인이 강하게 작용할 수 있고, 이러한 능력을 보유한 사람일수록 노동시장에서의 성과 또한 상대적으로 우수할 수 있다.⁶⁾

이러한 내생성 문제를 해소하기 위해서는 본 연구에서는 첫 번째 방법으로 능력에 대한 대리변수를 이용하였다. 구체적으로, 본인이 다녔던 대학의 해당 계열의 수능성적 백분위를 ‘능력’에 대한 대리변수(proxy variable)로 사용함으로써 영어변수의 추정치에 포함될 수 있는 능력 편의를 제거하려고 하였다. 추정치의 편의를 제거하기 위해 본 연구에서 사용한 또 다른 방법은 준모수적(semi-parametric) 방법의 하나로서 흔히 사용되는 성향점수 매칭(Propensity Score Matching : PSM)법을 이용하는 것이다. PSM 방법은 Rosenbaum and Rubin(1983)에 의해 제안된 방법론으로 준실험 방법에서의 선택 편의를 최소화하기 위해 성향점수(propensity score)에 기반한 다변량 매칭 방법을 말한다.⁷⁾ 이 방법은 주로 직업훈련과 같은 정부 정책의 효과를 측정하는 데 자주 사용되며, 다음과 같은 두 가지 가정을 전제로 한다.

가정 1 :

조건부 독립성의 가정(CIA; conditional independence assumption)

$$(Y_1, Y_0) \perp T | X$$

가정 2 :

공통 영역의 가정(common support assumption)

$$0 < \Pr(T=1|X) < 1$$

-
- 6) 이럴 경우 통상적인 OLS나 Probit 모델의 추정치에는 양(+)의 편의(bias)가 생길 것이다.
- 7) PSM 기법은 ‘관찰 가능한’ 변수들을 이용하여 통제집단을 구성하고 이를 실험집단과 비교하기 때문에, 비관측 요소들로 인한 내생성 문제에 대해서는 OLS 등 통상적인 회귀분석과 근본적으로 같은 문제를 안고 있다. 그러나 특성들의 분포가 다른 그룹들을 비교하는 OLS에 비해, PSM 기법은 실험집단과 비슷한 특성 분포를 가지는 통제집단을 추출하여 비교한다는 점에서 표본선택의 문제(selection problem)를 완화시켜 줄 수 있다는 장점을 가지고 있다. Dehejia and Wahba(1999, 2002)는 PSM 기법을 이용한 정부 프로그램 효과의 추정치가 실험적인 상황에서의 결과와 상당히 유사할 수 있다는 점을 보이면서 매칭기법의 유용성을 옹호하였다. 매칭 기법의 유용성과 관련한 이후의 논의에서는, 표본선택의 문제가 완화되기 위해서는 매칭이 효율적으로 이루어지도록 하는 정보들이 자료 안에 얼마나 풍부하게 존재하느냐에 달려 있다는 주장에 대해 대체적인 동의가 이루어지고 있다(Smith & Todd, 2005).

여기서 Y_1 , Y_0 는 각각 프로그램 참여(영어시험 응시)와 비참여시의 노동시장 성과를 나타내며, T 는 프로그램 참여 여부(영어시험 응시 여부)를 나타낸다. 조건부 독립성의 가정은 Matching 방법론을 정당화하는 가장 중요한 가정으로, 성과와 관련한 모든 차이는 관찰된 변수에 의해 통제가 가능하다는 것이다. 본 연구의 맥락에서 살펴볼 때, 이는 관찰되지 않은 어떤 특성도 영어시험 응시 여부(또는 영어시험 성적)에 영향을 주지 않는다는 것을 의미한다. 가정 2는 보다 질 높은 매칭을 위한 조건으로, balancing score(본 연구에서는 propensity score)가 동일한 영역 내에서 통제집단과 실험집단이 비교된다는 것을 의미한다. 따라서 성향점수가 동일 영역 밖에 있는(겹치지 않는) 실험집단과 통제집단에서의 개인들은 매칭 분석에서 제외된다. 위의 두 가정이 만족된다면, 영어시험 응시자들의 특성을 반영하는 충분한 수의 통제변수가 존재할 때 선택편의가 없는 영어의 효과를 추정할 수 있다. PSM 방법은 Probit 확률에 기반한 모형으로, Probit 모형의 확률값을 점수화하여 유사한 점수(score)를 갖는 관측치를 묶는 방법이다.⁸⁾ 성향점수를 파악하는 데 포함된 설명변수들에는 성별, 대학 졸업시 나이, 부모(정확히 하면 아버지)의 학력, 졸업 연도 등이 사용되었다. 비교집단을 구성하고 이들 사이의 비교를 통해 프로그램(영어시험 응시 여부)의 효과를 계산하는 알고리즘에는 Stratification Matching, Nearest Neighbor Matching, Caliper/Radius Matching, Kernel Matching 등 다양한 기법들이 적용되는데, 본 연구에서는 보편적으로 사용되고 있는 Nearest Neighbor Matching 기법을 적용하였다.⁹⁾

8) Rosenbaum and Rubin(1983)은 가정 1과 가정 2가 만족된다면 두 가정을 다양한 통제변수들의 함수인 Balancing Score(즉 $P(X)$)를 이용할 경우에도 동일하다는 것을 증명함으로써 매칭 매개변수가 다수일 경우에 있어서의 차원 문제(dimensional problem)를 해결하였다. Balancing Score를 이용할 경우의 부명제들은 다음과 같이 정리할 수 있다. 부명제 1: $X \perp T | P(X)$, 부명제 2: $(Y_1, Y_0) \perp T | P(X)$, $0 < P(T=1 | P(X)) < 1$. 이 경우, 가정 1과 2의 가정으로부터 참여집단과 비참여집단의 사업 참여 후의 성과에 대해서 다음과 같은 관계가 성립한다. $E(Y_0 | T=1, P(X)) = E(Y_0 | T=0, P(X))$.

9) 본 연구에서 Nearest Neighbor Matching을 이용하는 이유는 이 방법이 실제 적용에서 통제집단과 비교집단을 구성하는 데 좀 더 효과적이고 Matching 기법이 지녀야 할 가정들을 잘 만족시키는 데 있어 다른 알고리즘보다 더 나은 것으로 관찰되었기 때문이다. 그러나 다른 알고리즘에 의한 결과도 크게 다르지 않았다.

2. 영어가 첫 취업 진입에까지 걸린 기간에 미친 영향

첫 일자리 취득시까지의 기간에 대한 분석에 적합한 모델은 기간분석(duration analysis) 모델이다. 기간분석은 생존확률분석(survival analysis)이라고도 불리며, 어떤 사건 또는 상태가 지속되는 기간에 대한 분석을 수행하는 것이다. 기간분석이 통상의 OLS나 이항종속변수 모델과는 다른 접근법을 요구하는 주요한 이유는 사건 지속기간의 관측에 있어 ‘절단(censoring)’의 문제가 존재하기 때문이다. 다시 말하면, 연구자가 대상으로 하는 사건 또는 상태가 분석기간 이내에 시작되어 분석기간 동안에 종료되지 않고, 일부 사건/상태가 분석기간 이전에 시작되거나(좌측절단, left-censoring) 분석기간 이후에 종료될 경우(우측절단, right-censoring) 통상의 회귀분석에서는 추정치에 편의(bias)가 생기게 된다. 따라서 상태 지속기간에 대해서는 이러한 ‘절단’의 문제가 고려된 분포 및 접근 방법이 요구된다. 구체적인 기간분석 모형은 다음과 같다.

먼저 T 를 어떤 사건/상태(본 연구에서는 졸업 후 구직활동)가 시작되어 종료(즉 첫 일자리 취득)되기까지(이를 failure event라고 한다) 걸린 시간을 나타내는 확률변수라고 하자. 이때 확률변수 T 가 어떤 특정한 기간 t 보다 작거나 같을 확률을 $F(t)$ 라고 한다면, $F(t) = \Pr(T \leq t)$ 로 표시할 수 있다. T 가 t 보다 클 확률은 그 사건이 t 기간 이후까지 ‘생존했다’, 또는 ‘ t 기간 이전에 그 사건이 종료되거나 실패했던 적이 없다’는 것을 의미할 것이며, 이를 ‘생존함수(survival function)’ $S(t)$ 라고 한다면, $S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t)$ 가 될 것이다. 함수 $F(t)$ 의 밀도함수를 $f(t)$ 라고 한다면, $f(t)$ 와 $S(t)$ 사이에는 다음과 같은 관계가 존재한다.

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \frac{d}{dt} \{1 - S(t)\} = -S'(t).$$

이제 기간을 $\frac{1}{t}$ 단위로 잘게 나눈 다음, t 기까지 지속(생존)된 해당 사건이 그 다음의 $\frac{1}{t}$ 기간에 ‘실패할’ 확률을 ‘위해확률(hazard rate 또는 hazard function)’ $h(t)$ 라고 한다면, $h(t)$ 는 다음과 같이 정의/표현될 수 있다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}.$$

즉 위험확률 $h(t)$ 는 순간적인(instantaneous) 조건부(conditional) 실패확률(failure rate)을 의미한다.

만약 위험확률 $h(t)$ 가 다양한 변인들 x 에 의해 결정된다면, 모수적(parametric) 생존모델(survival model)은 일반적으로 다음과 같은 위험확률 모형으로 표시할 수 있다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(x\beta).$$

여기서 $h_0(t)$ 는 기준 위험확률(baseline hazard rate)이며, 위 식은 기준 위험확률이 변인들 x 에 의해 조정된다는 것을 의미한다. 이 때 x 는 식 (2)에 포함된 설명변수들의 벡터이다. 이 위험확률은 시간이 지남에 따라 증가할 수도, 감소할 수도, 아니면 일정할 수도 있다.

모수적 생존모델은 기준 위험확률(또는 분포)을 어떻게 가정하느냐에 따라 여러 가지로 구분할 수 있다. 실증분석에서 자주 쓰이는 모델은 지수적(exponential) 모델, Weibull 모델, Gompertz 모델 등이 있는데, 각 모델에서의 기준 위험확률은 다음과 같이 정의된다.

$$\text{지수적 위험확률: } h_0(t) = \exp(a)$$

$$\text{Weibull 위험확률: } h_0(t) = pt^{p-1} \exp(a)$$

$$\text{Gompertz 위험확률: } h_0(t) = \exp(a) \exp(rt)$$

위의 모델들에서는 모수 a , p , r 등이 추가적으로 추정된다.

한편, Cox(1972)는 기준 위험확률에 대한 가정 없이도 생존모델을 분석할 수 있는 비례적 위험확률 모델(proportional hazard model)을 개발하였는데, Cox 모델은 기준 위험확률에 대한 가정이 필요하지 않는다는 점, 그리고 계산이 편리하다는 점 때문에 가장 많이 사용되고 있다. 본 연구에서도 기본적으로 Cox의 비례적 위험확률 모델을 추정하였다.¹⁰⁾

10) 지수적 모델, Weibull 모델, Gompertz 모델의 결과들은 질적인 측면에서나 양적인 측면

Ⅲ. 자료 및 변수

본 연구에서는 한국노동연구원에서 매년 설문조사하여 수집한 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study : KLIPS) 자료를 이용하여 실증분석을 수행한다. KLIPS는 1998년 전국의 대표적인 5,000가구와 그 가구에 사는 12,000여 명의 개인들을 대상으로 매년마다 노동시장 활동, 가구구성, 교육, 직업훈련, 직장이동 등 경제생활 전반에 대해 추적조사하는 종단면(longitudinal) 자료이다.

KLIPS는 특히 2007년도 조사에서 각 개인들에 대해 영어 어학연수 경험, 영어 능력의 정도와 영어 능력 향상을 위한 활동들을 자세하게 조사하였다. 구체적으로, 영어 어학연수 경험에 대해서는 영어 어학연수의 횟수, 기간, 비용, 연수 국가 등을 조사하였으며, 영어 능력에 대해서는 영어 회화/독해/작문 수준에 대한 개인적인 평가, 각종 영어시험(토익, 토플, 텡스 등) 점수, 영어 능력 향상을 위한 투자 등을 조사하였다. 그리고 입직 및 승진 시 영어 능력에 대한 평가, 업무에서 요구되는 영어 능력 등을 통해 직장에서의 영어의 중요성 및 활용성을 조사하였다.

본 연구의 주된 목적은 영어가 취업에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보는 것이다. 이를 위해, 2007년 현재 최종 학력이 4년제 대학인 사람 중 1998년부터 2006년 사이에 대학을 졸업한 790명의 표본을 추출하였다.¹¹⁾¹²⁾ <표 1>에 나와 있는 것 같이, 이들 중에서 대학을 졸업한 해까지 토익, 토플, 텡스 중 하나만이라도 응시한 경험이 있는 사람은 134명(약 17%)이었으며, 거의 대부분이 토익시험에 응시하였다. 이러한 결과를 토대로 토익 이외의 영어시험을 치

에서 Cox 모델의 결과와 거의 비슷하였다.

- 11) 대학 졸업생이 선택할 수 있는 진로는 크게 대학원 진학(유학 포함), 취업, 비취업 등 세 가지로 나누어 볼 수 있다. 그러나 본 연구에서는 영어가 대학 졸업 후 취업에 미치는 영향을 살펴보는 데 중점을 두고 있기 때문에 대학원에 진학한 경우는 표본에서 제외하였다. 영어가 취업과 대학원 진학에 미치는 효과를 동시에 살펴보려 한다면 Multinomial Logit 같은 다범주 종속변수 모델을 이용하여 분석하면 될 것이다.
- 12) 본 연구의 대상은 최종 학력이 4년제 대학인 사람들이기 때문에, 대학원을 일부만 마친 중퇴자도 표본에 포함된다.

〈표 1〉 졸업한 해 이전까지 영어시험에 응시한 비율(전체 대졸자수=790)

	표본 수	전체 표본 중 비중
최소한 하나	134	16.96
토익(TOEIC)	129	16.33
토플(TOEFL)	5	0.63
인터넷베이스(ibt)	0	0.00
컴퓨터베이스(cbt)	1	0.13
종이시험베이스(pbt)	4	0.51
텡스(TEPS)	1	0.13

른 경험이 있는 표본은 분석에서 제외하였다.

토익시험을 친 경험이 있는 그룹과 그렇지 않은 그룹 간에 인구학적 특성상 약간의 차이가 관찰되었다(표 2). 토익시험을 친 그룹은 상대적으로 남자의 비율이 높고 아버지의 학력도 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 그리고 수능성적 백분위로 측정한 학업 능력에 있어서도 토익시험을 친 경험이 있는 그룹은 그렇지 않은 그룹보다 상대적으로 높은 학업 성취도를 보이고 있다. 따라서 영어시험을 친 그룹은 그렇지 않는 그룹과 기본적인 특성이 다르므로, 영어 능력의 영향을 분석하는 데 있어 이들 특성의 차이가 통제되어야 함을 보여준다. 특히, 이들 집단들 사이에 능력의 차이가 관찰되는바, 이 능력의 차이에 대한 통제가 적절히 이루어져야 정확한 영어 능력의 효과가 추정될 수 있을 것이라는 보여주고 있다.

〈표 2〉 기초통계량

	토익시험친 그룹		토익시험 치지 않은 그룹	
	평균	표준편차	평균	표준편차
남자 (%)	58.59		50.91	
대학 졸업시 나이	25.42	1.76	25.04	2.04
아버지의 학력				
고졸 미만 (%)	32.81		37.80	
고졸 (%)	43.75		40.55	
대졸 (%)	23.44		21.65	
수능성적 백분위	33.87	40.98	34.22	38.81
토익 성적*	684.77	148.39		
표본수	129		656	

주: * 토익성적이 있는 표본은 125명이었음.

〈표 3〉 졸업 후 노동시장으로의 이행확률(취업률)

(단위: %)

	1년 이내	2년 이내
전 체	41.77	53.92
영어시험 응시자	46.27	60.00
비응시자	40.85	52.90
응시자·비응시자	5.42	7.10

주: 표본기간 중 취업에 성공한 표본은 547명이었으며, 일부 표본(47명)의 경우 졸업하기 8개월~1개월 이전에 취업하였음. 이 경우 취업 시점을 졸업 시점으로 바꾸어 취업률을 계산하였음.

그렇다면 과연 영어에 대한 준비 정도에 따라 졸업 후 직장으로의 이동은 어떻게 달라질까? <표 3>에 나와 있는 것 같이, 표본에 포함된 대학생들은 약 42% 정도가 졸업 후 1년 이내에 취업에 성공하고, 2년 이내에 직장에 취업할 확률은 약 54%였다. 이러한 취업률은 전 연령에 걸친 평균실업률에 비해 상당히 낮은 수준이며, 우리나라 청년실업이 상당히 심각한 상황이라는 것을 다시 한번 확인시켜 주고 있다. 취업으로의 이행을 영어시험 응시 여부로 나눌 경우, 응시자들은 비응시자들에 비해 취업으로 이행하는 확률이 높게 나타났다. 영어시험 응시자들이 졸업 후 1년 또는 2년 이내에 취업할 확률은 각각 46%와 60%인 데 반해, 비응시자들의 취업률은 각각 41%와 53%에 그쳐 영어시험 응시자들이 비응시자들에 비해 5~7% 정도 취업확률이 높게 나타났다. 그러나 이 결과는 다른 공동 변인들이 통제되지 않았기 때문에 이 결과를 토대로 영어가 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 미친다고 단정하기에는 이른다.

〈표 4〉 졸업 후 첫 직장 입직 시까지 걸린 시간(개월)

	표본수	평균	표준편차
전 체	547	14.19	18.04
영어시험 응시자	88	10.31	15.84
비응시자	459	14.94	18.36
응시자·비응시자		-4.63	

주: 표본기간 중 취업에 성공한 표본은 547명이었으며, 일부 표본(47명)의 경우 졸업하기 8개월~1개월 이전에 취업하였음. 이 경우 취업 시점을 졸업 시점으로 바꾸어 첫 일자리 입직 시까지의 기간을 계산하였음.

<표 4>는 취업에 성공한 표본들이 졸업 후 첫 직장 입직 시까지 걸린 시간을 나타낸 통계표이다.¹³⁾ 전체적으로 첫 일자리에 취업하기까지는 대략 14개월 정도 소요되었으며, 영어시험 응시 여부에 따라 그 기간이 크게 차이가 난다. 영어시험에 응시한 집단은 첫 취업 시까지 약 10개월이 소요되는 반면에, 비응시자들은 약 15개월이나 소요되어 두 집단 간 격차가 5개월에 달하는 것으로 나타났다.¹⁴⁾

IV. 회귀분석 결과

1. 영어의 취업확률에 대한 효과

다음의 <표 5>는 대학 졸업 후 1년 이내에 취업할 확률에 대한 프로빗(Probit) 분석의 결과를 보여주고 있다. 첫 번째 열은 재학 중 토익시험 여부가 취업확률에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보고 있고, 두 번째 열은 토익시험에 응시한 학생들의 경우 토익시험 점수가 취업에 미치는 영향을 추가적으로 살펴보고 있다. 세 번째 열은 학생의 개인적인 특성을 추가적으로 통제했을 경우의 결과를 나타내 주고 있고, 네 번째 열은 부모의 특성까지 통제했을 경우의 결과를 보여주고 있다. 마지막 열은 해당 학생의 수능성적 백분위를 추가적인 설명 변수로 포함하고 있는데, 이는 영어시험(성적)이 갖는 내생성을 일부 완화하기 위해 능력이라는 변수의 대리변수(proxy variable)로서 수능성적을 포함했을 경우의 결과이다.

표에서 알 수 있듯이 졸업 후 취업에 유의한 영향을 주는 변수는 잘 드러나지 않는다. 일부 졸업연도 더미나 14세 때의 거주지 더미를 제외하고는 통계적

13) 표본기간 중 취업에 성공한 표본은 547명이었으며, 일부 표본(47명)의 경우 졸업하기 8개월~1개월 이전에 취업하였다. 이 경우 취업 시점을 졸업 시점으로 바꾸어 취업률을 계산하였다.

14) 한 가지 유념할 것은, 졸업 후 첫 직장 취업 시까지 걸린 기간에 대한 분석은 우측절단(right censoring)의 문제, 즉 분석대상기간 동안 취업이 이루어지지 않는 표본들의 경우 향후 취업 시까지 시간이 얼마나 더 소요되는지에 대한 정보가 없기 때문에, <표 4>에 제시된 수치들은 첫 직장 입직 시까지 소요된 기간의 하한으로 이해하는 것이 타당하다.

〈표 5〉 졸업 후 1년 이내에 취업할 확률에 대한 프로빗(Probit) 분석(한계효과)

	종속변수: 졸업 후 1년 이내에 취업에 성공				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	0.068 (0.158)	0.076 (0.265)	0.049 (0.484)	0.041 (0.568)	0.041 (0.562)
토익응시*토익성적/100		-0.001 (0.872)	-0.003 (0.760)	-0.001 (0.907)	-0.001 (0.891)
남자			0.057 (0.189)	0.060 (0.173)	0.060 (0.173)
졸업시 나이			0.001 (0.961)	-0.001 (0.916)	-0.001 (0.911)
아버지학력-고등학교				-0.039 (0.349)	-0.039 (0.351)
아버지학력-전문대이상				-0.076 (0.124)	-0.076 (0.124)
수능성적 백분위					0.000 (0.852)
졸업연도 더미			0	0	0
14세때 거주지 더미				0	0
표본수	784	784	784	782	782
Log-Like	-532.249	-532.236	-518.309	-509.965	-509.947

주: 괄호 안의 값은 p-value를 나타냄.

으로 유의한 설명변수가 없다. 특히 토익 응시 여부는 그 추정계수가 양(+)의 방향을 나타내고 있으나 표준적인 유의수준 하에서 통계적인 유의성이 낮아, 영어가 취업에 큰 도움을 준다고 말할 수준은 아니다. 물론 이러한 결과는 영어 시험 응시자와 비응시자 간의 직업탐색에 있어서의 차이에 기인한 것일 수 있다. 예를 들어, 영어시험 응시자들은 비응시자들에 비해 개인적 특성들이 양호한데, 이들의 경우 직장에 대한 기대치가 높아(다시 말해, 유보임금(reservation wage)이 높아) 상대적으로 근로조건이 양호한 직장에 지원하려는 경향이 강하게 나타날 수 있다. 그런데, 이런 직장의 경우 입사시 경쟁률 또한 높기 때문에 영어시험 응시자들의 취업확률이 비응시자들에 비해 반드시 높게 나타나지 않을 가능성이 충분히 있다. 또 이와 비슷한 맥락에서, 영어시험 응시자들의 경우 상대적으로 가구소득이 높은 편인데, 이러한 가구소득은 일종의 ‘소득효과’를

유발시켜 직업탐색을 게을리하게 만드는 효과도 있을 수 있다. 표에서 부모의 학력이 높을수록 (통계적으로 유의하지는 않지만) 취업확률이 낮다는 결과는 이러한 ‘유보임금’ 또는 ‘소득효과’를 약하게나마 암시하고 있다.

또 한 가지 흥미로운 결과는, 마지막 열에 나타나 있듯이, 수능성적과 취업 간에 유의한 상관관계가 관찰되지 않는다는 점이다.¹⁵⁾ 이러한 결과는 수능성적이 능력의 일부를 대리하고, 능력이 뛰어난 사람이 취업에 성공할 확률이 높을 것이라는 일반적인 직관과는 부합하지 않는 결과이다. 이러한 결과가 실제로 수능성적이 취업에 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 의미할 수도 있겠지만, 이보다는 아마도 서로 다른 능력 계층간 직업탐색에 있어서의 차이와 관련된 현상일 가능성이 높다. 즉 능력이 뛰어난 사람들의 경우 능력이 뛰어나지 않는 사람들에 비해 직업탐색에 있어 보다 신중을 기하려는 현상이 나타나는데, 이 경우 보다 ‘좋은 직장’을 탐색하는 데 시간이 더 소요될 가능성도 높기 때문에 수능변수가 취업에 대한 회귀분석에 있어 유의하지 않게 나타난 것이 아닌가 판단된다. 이러한 추론을 확인하기 위해 취업에 성공한 사람들에 있어 수능점수와 임금(‘좋은 직장’의 한 가지 특성)과의 관계를 회귀분석해 본 결과, 두 변수 간에 긍정적이고 유의한 관계가 존재하는 것을 확인할 수 있었다.¹⁶⁾

<표 6>은 영어시험 준비 정도(readiness)의 효과를 좀 더 장기적으로 분석하여 졸업 후 2년 이내에 취업할 확률에 대한 결과이다. 이 결과는 질적인 측면에서 전반적으로 이전과 거의 비슷하다. 영어시험 관련 변수들의 추정치를 보면, 재학 중 영어시험에 응시한 학생들의 경우 그렇지 않은 사람들에 비해 취업확률이 높은 것으로 추정되었지만, 여전히 통상적인 유의수준 하에서 통계적인 유의성이 없다. 또한, 영어시험 성적 자체도 취업에 미치는 한계적인 영향이 통계적으로 유의하지 않다. 이전 표의 결과와 다른 한 가지 결과는 남자들이 여자들에 비해 졸업 후 2년 이내에 취업할 확률이 약 0.09 정도 높게 나타났다는 것이다. 이는 여성들이 남성들보다 노동시장에서 상대적으로 덜 선호되고 있다는 것을 보여주는 동시에, 여성들의 경우 졸업 후 결혼이나 출산 등의 경력단절

15) 이러한 결과는 수능성적만을 설명변수로 사용할 경우나 여기에 다른 통제변수들을 차례로 추가할 경우 모두 동일하게 나타났다.

16) 실제 회귀분석에서는 수능점수와 영어변수와의 높은 상관관계 가능성을 고려하여 영어변수들은 포함하지 않았으며, 분석 결과는 필자에게 문의할 경우 제공될 수 있다.

〈표 6〉 졸업 후 2년 이내에 취업할 확률에 대한 프로빗(Probit) 분석(한계효과)

	종속변수: 졸업 후 2년 이내에 취업에 성공				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	0.073 (0.126)	0.101 (0.123)	0.104 (0.121)	0.094 (0.174)	0.097 (0.160)
토익응시*토익성적/100		-0.005 (0.541)	-0.007 (0.382)	-0.006 (0.457)	-0.007 (0.402)
남자			0.085 (0.049)	0.087 (0.048)	0.087 (0.048)
졸업시 나이			-0.011 (0.289)	-0.012 (0.292)	-0.012 (0.284)
아버지학력-고등학교				-0.014 (0.737)	-0.014 (0.748)
아버지학력-전문대이상				-0.019 (0.714)	-0.019 (0.716)
수능성적 백분위					0.000 (0.419)
졸업연도 더미			O	O	O
14세때 거주지 더미				O	O
표본수	784	784	784	782	782
Log-Like	-539.667	-539.480	-524.904	-515.398	-515.071

주: 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

과정을 거치기 때문에 노동시장으로부터 상대적으로 더 많이 퇴출되고 있다는 사실을 간접적으로 보여준다.

영어능력이 취업에 미치는 영향은 시간에 따라 달라질 수 있다. 특히 우리나라에서 영어의 중요성은 2000년대 이후 급격하게 부각되어 왔으며, 이에 따라 영어 능력의 노동시장 성과 또한 이전에 비해 다른 양상을 보일 것으로 예상할 수 있다.¹⁷⁾ 과연 영어 능력의 노동시장 성과가 시기별로 다르게 나타났는지를

17) 2002년을 두 기간으로 나누는 기준으로 삼은 특별한 이유는 없지만, 1997년 말에 발생한 외환위기의 충격이 이 시기에 이르러 거의 해소되어 국제화의 기반이 마련되었다는 점, 분석대상 기간 중 중간에 위치하여 이전과 이후의 표본수가 거의 비슷하게 확보될 수 있었다는 점 등이 이러한 시기 구분의 기준 선정에 대한 당위성을 일부 제시해 줄 수 있을 것이다. 2001년이나 2003년 등 인접한 다른 연도를 기준으로 시기를 나누더라도 결과에는 큰 차이는 없었다. 영어의 중요성에 대한 인식은 최근 들어 더욱 높아지고 있는데, 보다 최근에 자료들이 수집·축적된다면 영어 프리미엄의 최근의 추세에 관한 보다 심도 있는 연구가 가능할 것이며, 이 부분은 향후 과제로 남겨둔다.

살펴보기 위해 전체 표본을 개인들의 졸업 시점을 기준으로 2002년 이전과 2003년 이후의 두 기간으로 나누어 <표 6>에서와 같은 회귀분석을 실시하였다.

<표 7>과 <표 8>은 각각 2002년 이전과 2003년 이후 기간에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 이들 두 표의 결과는 <표 6>의 결과와 매우 흡사하다. 비록 영어 능력의 취업에 대한 효과가 예상과는 달리 2003년 이후에 비해 2002년 이전에 더 크게 나타나지만, 공동 변인효과들이 통제될 경우 영어 변수들의 추정치는 모든 모형에 걸쳐 두 기간 모두에서 통계적으로 유의하지 않다. 이러한 결과는, 영어가 취업에 유의한 영향을 미치지 못한다는 <표 6>의 결과가 다른 기간 간 서로 상이한 차이를 ‘평균’하는 데서 비롯된 것이 아니라 모든 기간에 걸쳐 존재하는 일관적인 현상이라는 것을 보여주고 있다.

<표 7> 영어시험의 취업에 대한 효과(한계효과) : 2002년 이전

	졸업 후 1년 이내에 취업					졸업 후 2년 이내에 취업				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	0.059 (0.468)	0.074 (0.467)	0.071 (0.488)	0.073 (0.488)	0.077 (0.463)	0.140 (0.088)	0.158 (0.114)	0.154 (0.123)	0.148 (0.156)	0.164 (0.113)
토익응시*토익성 적/100		-0.003 (0.804)	-0.005 (0.646)	-0.007 (0.556)	-0.008 (0.484)		-0.003 (0.760)	-0.005 (0.682)	-0.007 (0.532)	-0.012 (0.324)
표본수	392	392	392	390	390	392	392	392	390	390
Log-Like	-252.8	-252.7	-247.9	-242.8	-242.4	-269.8	-269.7	-268.0	-257.7	-254.7

주: 표에 포함된 모형은 <표 6>의 모형과 순서대로 동일하며 다른 통제변수들의 추정치는 생략하였음. 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

<표 8> 영어시험의 취업에 대한 효과(한계효과) : 2003년 이후

	졸업 후 1년 이내에 취업					졸업 후 2년 이내에 취업				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	0.025 (0.685)	0.011 (0.905)	0.023 (0.814)	0.023 (0.826)	0.018 (0.862)	-0.006 (0.916)	0.019 (0.832)	0.078 (0.393)	0.089 (0.347)	0.082 (0.394)
토익응시*토익 성적/100		0.002 (0.859)	0.001 (0.958)	0.002 (0.859)	0.003 (0.801)		-0.004 (0.716)	-0.009 (0.457)	-0.008 (0.503)	-0.007 (0.606)
표본수	392	392	392	388	388	392	392	392	388	388
Log-Like	-271.6	-271.6	-270.1	-258.0	-257.8	-262.6	-262.6	-256.3	-249.0	-248.2

주: 표에 포함된 모형은 <표 6>의 모형과 순서대로 동일하며 다른 통제변수들의 추정치는 생략하였음. 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

<표 9>는 Nearest Neighbor Matching 기법으로 영어가 취업확률에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 먼저 전 기간을 대상으로 할 경우, 영어가 졸업 후 1년 이내 취업확률에 미치는 영향을 살펴보면, matched 표본 중 토익시험 응시자들(Treated)의 평균 취업확률은 47.7%이고 비응시자들(Controls)의 취업확률은 48.4%로서 이 둘의 차이는 거의 0에 가깝다 (따라서 t-통계량도 거의 0에 가깝다). 졸업 후 2년 이내에 취업하는 확률에 관한 결과도 거의 마찬가지인데, 토익시험 응시자들의 경우 60.2%가 2년 이내에 취업하고 비응시자들도 거의 비슷한 수준인 60.4%가 취업에 성공한다. 따라서 이러한 결과들 역시 영어시험 준비정도가 졸업 후 취업 확률에 유의한 영향을 미치지 않는다는 앞서의 회귀분석 결과와 일치한다. 시기를 2002년 이전과 2003년 이후로 나누어 보아도 결과는 마찬가지로 나타난다. PSM 기법을 통해 매칭된 표본들을 대상으로 할 경우(ATT) 영어시험 응시자들은 비응시자들에 비해 졸업 후 취업확률이 높기는 하지만, 그 차이가 두 기간 모두에서 통계적으로 유의하지 않다.

〈표 9〉 Nearest Neighbor Propensity Score Matching 기법에 의한 영어가 졸업 후 취업에 미치는 영향(Treated=토익시험 응시자)

기간	변수	표본	Treated	Controls	Diff.	T-stat
전 기간	1년 이내 취업	Unmatched	0.477	0.409	0.068	1.43
		ATT	0.477	0.484	-0.008	-0.13
	2년 이내 취업	Unmatched	0.602	0.529	0.073	1.51
		ATT	0.602	0.604	-0.003	-0.04
2002년 이전	1년 이내 취업	Unmatched	0.400	0.341	0.059	0.74
		ATT	0.400	0.425	-0.025	-0.25
	2년 이내 취업	Unmatched	0.600	0.460	0.140	1.68
		ATT	0.600	0.525	0.075	0.75
2003년 이후	1년 이내 취업	Unmatched	0.511	0.487	0.025	0.40
		ATT	0.511	0.473	0.038	0.51
	2년 이내 취업	Unmatched	0.602	0.609	-0.006	-0.11
		ATT	0.602	0.606	-0.004	-0.05

2. 영어의 임금에 대한 효과¹⁸⁾

다음의 <표 10>은 대학 졸업 후 1년 이내에 취업에 성공한 사람들만을 대상으로 했을 때의 임금함수에 대한 추정 결과이다. 각 열에 있는 모형들에 대한 설명은 취업확률에 대한 분석에서와 동일하다.

먼저, 첫 번째 열에서 볼 수 있듯이, 토익시험 응시한 사람들의 첫 직장에서의 월평균 임금은 토익시험에 응시하지 않은 사람들에 비해 약 16% 높은 것으로 나타난다. 두 번째 열의 결과는 토익성적이 1점 올라갈 경우 월평균 임금이 약 0.04%씩 증가한다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 개인적인 특성들을 통제할 경우에도 그대로 유지된다. 세 번째 열의 결과를 보면, ‘토익응시’ 변수의 추정치는 -0.167인데 이는 토익을 응시하였지만 점수가 0점인 사람은 토익에 응시하지 않은 사람에 비해 임금이 대략 16.7% 낮다는 것을 보여주며, 개인적인 특성이 통제될 경우 토익성적 1점 상승은 임금을 약 0.044% 정도 상승시킨다는 것을 나타내 준다. 가구적인 특성들을 통제할 경우에도 토익점수의 효과(0.039% 임금상승)는 거의 비슷하게 나타난다. 개인들의 능력을 수능성적 백분위로 통제할 경우에도 토익점수의 효과(0.038%)가 거의 비슷하게 추정된다. 마지막 모형의 결과에 기초하여 토익시험 성적이 700점인 사람의 상대적인 임금을 살펴보자. 마지막 열의 결과에 따르면, 토익시험에 응시하였으되 토익시험이 0점인 사람은 토익시험에 응시하지 않은 사람보다 임금이 15.4% 낮다(토익응시 회귀계수 추정치). ‘토익응시*토익성적/100’의 추정치는 0.038이므로, 토익시험에 응시해서 700점을 맞은 사람은 0점 맞은 사람에 비해 임금이 26.6%(=0.038*700) 높다. 따라서 토익시험 700점 맞은 사람은 토익시험에 응시하지 않은 사람보다 평균적으로 11.2% (=26.6-15.4)만큼 높다.

임금함수의 추정 결과에서 다른 변수들의 추정치들은 대체로 직관과 일치하거나 충분히 가능성이 있는 결과이다. 구체적으로, 남자 졸업생들은 여자 졸업생들에 비해 임금이 약 20% 정도 높는데, 이는 취업형태나 직종/산업에 있어 남녀 간의 차이를 반영하는 것으로 볼 수 있다. 졸업 시 나이가 많아질수록 임

18) 임금과 같은 명목변수에 대해서는 2005년 소비자물가를 100으로 하여 실질치로 환산하였다.

〈표 10〉 임금함수 추정 결과 : 종속변수=log(월평균 임금)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	0.163 (0.004)	-0.099 (0.213)	-0.167 (0.026)	-0.161 (0.032)	-0.154 (0.039)
토익응시*토익성적/100		0.044 (0.000)	0.040 (0.000)	0.039 (0.000)	0.038 (0.000)
남자			0.213 (0.000)	0.204 (0.000)	0.205 (0.000)
졸업시 나이			0.033 (0.007)	0.035 (0.005)	0.036 (0.004)
아버지학력-고등학교				0.095 (0.027)	0.097 (0.025)
아버지학력-전문대이상				0.175 (0.001)	0.174 (0.001)
수능성적 백분위					0.001 (0.155)
졸업연도 더미			O	O	O
14세때 거주지 더미				O	O
Obs	516	516	516	516	516
R-squared	0.016	0.055	0.206	0.262	0.265

주: 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

금이 높은 것으로 나타나는데, 이는 성취동기 측면에서 연령이 긍정적인 역할을 하거나 관찰되지 않는 경력(예를 들면, 군대 경력)에 대한 보수의 차이 때문인 것으로 판단된다. 또한 고졸 미만의 아버지를 둔 사람에 비해 아버지가 고졸인 경우에는 임금이 약 10% 정도 높고, 아버지 학력이 전문대 이상일 경우에는 약 17% 정도 월평균 임금이 높은 것으로 추정된다. 그러나 수능성적은 임금에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 수능성적을 통제하기 이전과 이후에 있어 영어 능력의 임금에 대한 효과가 거의 차이가 없다는 사실은 수능성적과 영어 능력이 유의한 상관관계를 갖기 때문에 수능성적(능력)의 효과가 영어 능력의 추정치에 상당 부분 흡수될 가능성을 보여주는 한편, 영어 능력의 효과를 추정하는 데 있어 ‘생략된 능력 편의(omitted ability bias)’ 가능성이 낮

다는 것을 암시한다.

영어 능력/성적의 임금에 대한 (긍정적인) 효과는 2002년 이전이나 이후 모든 기간에 걸쳐 일관적으로 나타난다. <표 11>에 나타나 있듯이, 토익성적이 100점 상승할 경우 2002년 이전에는 임금이 약 5% 정도 높아지고, 2003년 이후 기간에는 약 2~3% 정도 높아지는 것으로 추정되었으며, 이들 추정치(토익 응시*토익성적/100)는 모두 통계적으로 유의하다. 이전보다 최근에 영어의 중요성이 점증해 가고 있음에도 불구하고 2003년 이후에 있어 영어성적의 임금에 대한 효과가 이전보다 상대적으로 낮은 것은 아마도 최근에 영어 능력 보유자의 ‘공급’이 상대적으로 더욱 빠르게 증가하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

취업확률에 대한 분석 결과와 임금에 대한 분석 결과를 종합하면, 영어가 취업에 성공할 확률에 직접적인 영향을 미친다고는 할 수 없지만, 임금에는 통계적으로 유의한 긍정적인 영향을 미친다고 결론내릴 수 있다. 이러한 결과를 다른 쪽으로 해석한다면, 토익 응시자들의 경우 상대적으로 관찰가능한 특성들이 우수하고, 능력도 좋을 것으로 예상되는데, 따라서 이들의 경우 보수나 근무환경이 보다 나은 직장에 입사하려는 행태를 보임으로써, 취업확률이 비응시자들에 비해 유의하게 높지는 않지만 취업될 경우 임금은 높게 나타난다고 해석할 수 있겠다.

<표 11> 기간별 임금함수 추정 결과

	2002년 이전					2003년 이후				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	0.061 (0.534)	-0.235 (0.047)	-0.268 (0.016)	-0.268 (0.017)	-0.270 (0.016)	0.126 (0.025)	-0.108 (0.256)	-0.120 (0.183)	-0.092 (0.312)	-0.062 (0.489)
토익응시*토익성적 /100		0.053 (0.000)	0.050 (0.000)	0.050 (0.000)	0.051 (0.000)		0.037 (0.002)	0.034 (0.004)	0.028 (0.019)	0.020 (0.079)
표본수	327	327	327	327	327	299	299	299	299	299
R-squared	0.001	0.055	0.189	0.252	0.253	0.017	0.047	0.185	0.248	0.285

주: 표에 포함된 모형은 <표 10>과 순서대로 동일하며, 다른 설명변수들의 추정치는 생략하였음. 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

〈표 12〉 Nearest Neighbor Propensity Score Matching 기법에 의한 영어
가 첫 직장에서의 월평균 임금에 미치는 영향(Treated = 토익시험 응시자)

기간	변수	표본	Treated	Controls	Diff.	T-stat
전 기간	log (월임금)	Unmatched	4.930	4.768	0.163	2.91
		ATT	4.916	4.826	0.090	1.27
2002년 이전	log (월임금)	Unmatched	4.812	4.746	0.066	0.68
		ATT	4.812	4.744	0.068	0.51
2003년 이후	log (월임금)	Unmatched	4.997	4.869	0.128	2.28
		ATT	4.997	4.888	0.109	1.33

<표 12>는 PSM 기법으로 영어가 월평균 임금에 미친 영향을 분석한 결과를 보여주고 있으며, 앞의 대리변수 접근법에서와는 달리 영어의 효과가 아주 강하게 드러나지는 않는다. 전 기간을 대상으로 할 경우, 매칭을 실시하지 않은 상태에서는(unmatched sample) 영어 능력 보유자들의 임금이 약 16% 높은 것으로 나타나지만, 매칭 표본을 대상으로 할 경우 영어시험 응시자들의 상대임금은 여전히 (9% 정도) 높게 나타나지만 통계적인 유의성은 감소한다. 매칭 표본에서의 영어의 프리미엄을 시기별로 보았을 경우, 2002년 이전보다 2003년 이후에 임금에 있어 영어의 프리미엄(약 11% 정도)이 높아지기는 하지만 여전히 통계적 유의성은 높지는 않다.

3. 졸업 후 첫 일자리 취업시까지 걸린 기간에 대한 분석

다음의 <표 13>은 영어가 졸업 후 첫 일자리 취업시까지 걸린 기간에 미치는 영향을 Cox의 비례적 위험확률(proportional hazard) 모델로 회귀분석한 결과이다.

그 결과, 아무런 통제변수 없이 토익시험 응시 여부만을 설명변수로 사용할 경우 재학 중 토익시험에 응시한 경험이 있는 사람들은 응시 경험이 없는 사람들에 비해 취업으로 이행할 확률이 약 1.32배 높은 것으로 나타난다. 그러나 토익시험 성적을 추가적으로 설명변수로 사용한 두 번째 모형의 결과는 토익시험 성적이 높다고 해서 취업에 성공할 확률이 통계적으로 높은 것은 아니라는 것을 보여준다. 성별과 졸업 시의 나이 등 개인적인 특성을 추가적으로 통제할 경우(세 번째 열), 여전히 토익시험 응시 여부가 취업에 영향을 미치지만 그 효과는 개인적 특성을 고려하지 않았을 때(두 번째 열)보다 크게 감소하며, 토익

〈표 13〉 Cox 비례적 위험확률(Proportional Hazard) 모형 추정 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	1.322 (0.035)	1.427 (0.044)	1.348 (0.098)	1.217 (0.292)	1.242 (0.247)
토익응시*토익성적/100		0.987 (0.515)	0.979 (0.298)	0.997 (0.885)	0.993 (0.748)
남자			1.305 (0.012)	1.316 (0.012)	1.320 (0.011)
졸업시 나이			1.027 (0.323)	1.018 (0.523)	1.018 (0.530)
아버지학력-고등학교				0.973 (0.803)	0.974 (0.807)
아버지학력-전문대이상				0.739 (0.028)	0.741 (0.030)
수능성적 백분위					1.001 (0.288)
졸업연도 더미			O	O	O
14세때 거주지 더미				O	O
Obs	580	580	580	580	580
LR-Chi2	4.152	4.586	39.666	70.826	71.950
Log-Like	-2609.3	-2609.1	-2591.5	-2575.9	-2575.4

주: 추정치는 위험확률(hazard rate)을 나타내며, 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

시험 응시 효과 추정의 정확도(precision)가 크게 감소한다. 개인적 특성과 부모의 특성을 동시에 고려할 경우(네 번째 열), 영어시험의 효과는 크게 낮아지고 통계적 유의성이 사라진다. 이러한 현상은 영어관련 변수들이 개인적 또는 가구적 특성과 상당히 밀접하게 관련되어 있으며, 영어시험의 효과가 이러한 개인적·가구적 특성이라는 경로를 통해 일부 설명되고 있다는 것을 암시한다. 그러나 개인적·가구적 특성을 통제할 경우 수능성적의 설명력은 거의 없으며, 수능성적을 통제하더라도 영어의 효과가 크게 달라지지 않는다(마지막 열). 이러한 결과는 시기별로 나누어 보았을 때도 질적으로 동일하게 나타난다(표 14). 따라서 이러한 결과를 놓고 볼 때, 영어능력 자체가 취업으로의 이행에 미치는 영향은 없다는 결론을 내릴 수 있다. 이러한 결과는 능력이나 개인적 특성을 통제할 경우 영어의 프리미엄이 사라진다는 최형재·김진영(2009)의 연구결과와 상당히 부합하는 내용이다.

〈표 14〉 기간별 Cox 비례적 위험확률(Proportional Hazard) 모형 추정 결과

	2002년 이전					2003년 이후				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
토익응시	1.114 (0.603)	1.140 (0.599)	1.167 (0.536)	1.066 (0.805)	1.183 (0.524)	1.387 (0.064)	1.628 (0.074)	1.554 (0.113)	1.471 (0.192)	1.441 (0.213)
토익응시*토익성 적/100		0.996 (0.865)	0.982 (0.486)	0.995 (0.859)	0.973 (0.331)		0.974 (0.439)	0.973 (0.434)	0.985 (0.682)	0.989 (0.778)
표본수	300	300	300	300	300	286	286	286	286	286
LR-Chi2	0.262	0.291	13.774	27.691	36.781	3.224	3.849	9.662	38.163	40.892
Log-Like	-1320.9	-1320.9	-1314.2	-1307.2	-1302.7	-1013.5	-1013.	-1010.2	-996.0	-994.6

주: 표에 포함된 모형은 <표 13>의 모형과 순서대로 동일하며, 다른 설명변수들의 추정치는 생략하였음. 괄호 안의 값은 p-value를 나타내고, 굵게 표시된 숫자는 유의수준 10% 이내에서 유의하다는 것을 의미함.

이 결과에 대한 가능한 설명을 한다면, 부모의 사회경제적인 특성에 따라 자녀들의 직장에 대한 기대치(reservation wage)도 달라지고 이로 인해 직업탐색이 달리 진행되기 때문일 가능성을 생각해 볼 수 있다. 즉 부모의 사회경제적인 특성이 좋을수록 그 자녀들은 일종의 ‘의존효과’ 또는 ‘소득효과’로 인해 직장탐색을 치열하게 할 유인이 적고, 보다 ‘좋은’ 일자리를 기대하면서 직업탐색을 보다 신중하게 하기 때문일 가능성을 생각해 볼 수 있다. 이러한 가능성들은 직업관이 투철하지 않고 사회 경험이 적은 초기 노동시장 이행과정에서 충분히 나타날 수 있는 가능성들이다. 그러나 구체적인 원인에 대해서는 향후 더 자세한 연구가 필요할 것으로 보인다.

V. 결 론

본 연구에서는 대학 재학 중의 영어 능력 또는 영어시험 준비 정도가 졸업 후 초기 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 구체적으로 대학 재학 중 토익시험 응시 여부나 토익시험 성적이 졸업 후 취업과 임금, 그리고 첫 일자리 입직 시까지 걸린 기간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 그 결과를 정리하면 다음과 같다.

먼저, 취업에 대해서는 영어시험 준비 정도나 영어시험 성적이 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 영어 능력이 졸업 후 1년 또는 2년 이내에 취업에 성공할 확률에 미치는 영향은 통상적인 유의수준 하에서 통계적인 유의성이 없었다. 이러한 결과는 능력에 대한 대리변수로 수능성적 변수를 이용하거나 준모수적인 매칭(matching) 기법을 이용하더라도 일관적이었다. 또한 영어가 졸업 후 취업 시까지 걸리는 시간에 미치는 영향도 비슷한 결과를 보였다. 다른 요인들이 통제되지 않을 경우 영어가 취업으로 이행될 확률을 높이는 것으로 나타나지만, 개인적·가구적 특성들이 고려될 경우 영어시험의 효과가 사라졌다. 따라서 취업에 관한 한 영어가 유의한 영향을 미치지 못한다는 결론을 내릴 수 있었다. 이러한 이유는 아마도 취업확률이 영어 자체보다도 가구적 특성이나 보이지 않는 개인적 특성에 의존한다는 것을 암시한다. 또 다른 이유로, 영어시험 응시 그룹과 나머지 그룹 간 취업탐색 패턴이 다르기 때문이거나, 아니면 기업들의 인력채용 과정에서 영어가 실제로 입사시 당락을 결정할 만큼 중요한 요인이 아니기 때문일 가능성이 있다.

영어시험 준비 정도나 영어시험 성적이 첫 일자리에서의 임금에 미치는 영향은 모델에 따라 다르게 나타났다. 구체적으로, 매칭 기법에서는 영어의 임금에 대한 효과는 양(+)의 방향이지만 통계적으로 유의하지 않은 반면, 대리변수 접근법에서 긍정적이고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 영어가 임금에 미치는 영향이 유의하다고 판단해야 하는지는 능력에 대한 대리변수로 사용된 대학 입학 당시 해당 학과의 수능성적 변수가 노동시장에서 평가할 수 있는 능력에 대한 적절한 대리변수라고 가정하느냐 아니면 매칭 기법에서 가정하듯 관측가능한 변수들을 통제할 경우 영어 능력 보유가 임의적으로 이루어진다고 생각하는 것이 맞느냐에 달려 있다. 만약 전자의 가정이 설득력 있다고 판단할 경우 영어는 임금에 긍정적인 영향을 미친다고 할 수 있으며, 이 경우 취업에 대한 효과와 임금에 대한 효과(대리변수 접근법에서의 결과)를 결합하여 추론한다면, 영어시험에 응시한 사람들은 상대적으로 직업에 대한 기대치(혹은 유보임금(reservation wage))가 높아 시간이 걸리더라도 임금 등 근로조건이 높은 직장을 선호하는 경향 때문에 영어가 취업에는 유의한 영향을 미치지 못하더라도, 일단 취업에 성공할 경우 응시자들(그리고 영어성적이 높은 사람들)의 임금

은 비응시자(또는 성적이 낮은 사람들)보다 상대적으로 높게 나타난다는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 후자의 가정이 맞다면 영어의 임금에 대한 효과는 유의하지 않다는 것이며, 이 경우 영어에 대한 과도한 투자는 개인적인 측면에서뿐만 아니라 국가 전체의 자원 활용의 효율성 측면에서도 타당성이 떨어진다는 것을 암시한다.

물론, 영어에 대한 투자의 효율성 또는 거시적인 관점에서의 자원 활용의 효율성에 대한 보다 심도 있는 논의는, 인적자본이론에서 제시하듯이 영어에 대한 투자가 실제로 생산성 또는 업무 효율성을 높여 개인들의 임금을 높이고 국가 전체의 생산 능력을 향상시킬 수 있는지에 대한 논의로 귀착될 것이다. 본 연구는 이 문제에 대해 명확한 대답을 주기에는 한계가 있다. 왜냐하면, 본 연구의 대상이 대학을 막 졸업한 개인들이기 때문이다. 이들의 경우 노동시장 경험이 부재하기 때문에 이들의 능력이 (기업들에게) 관측되지 않는다. 따라서 이들을 대상으로 한 분석 결과를 해석하는 데 있어 인적자본이론을 적용하는 것 보다는 신호이론(signalling theory)을 적용하는 것이 더 타당할 것이다. 신호이론에 따르면, 개인들이 영어시험을 준비하는 주된 이유는 이를 통해 자신의 능력에 대한 신호(signal)를 기업들에게 전달함으로써 취업 가능성을 높이려는 데 있다고 본다. 그러나 본 연구의 결과는 기업들이 채용과정에 있어 영어 능력을 업무 수행능력에 대한 신호로 받아들이지 않고 있다는 것을 간접적으로 보여주고 있으며, 다른 한편으로는 아직까지 평균적인 기업의 업무 수행에 있어 영어가 결정적인 요인은 아니라는 것을 암시하고 있다. 과연 영어가 실제로 생산성을 향상시키는지에 대한 인적자본이론 측면에서의 검증은 보다 장기적인 노동시장 경험 관측치를 필요로 하며, 이에 대한 분석은 향후 과제로 남겨둔다.

본 연구에서는 4년제 대학이 최종 학력인 사람들을 대상으로 영어의 효과를 분석하였다. 따라서, 대학 졸업 후 대학원에 진학했다 중퇴한 사람들도 표본에 포함되었다. 만약 이들 중퇴자들이 상당한 영어 실력을 갖추고 있고 이들이 취업을 목적으로 대학원을 중퇴한 경우라면, 이들 중퇴자들을 표본에 포함한 본 연구에서의 영어의 취업에 대한 효과는 이들을 표본에 포함하지 않았을 경우보다 높게 추정할 것이다. 대학원 중퇴자들의 표본 포함 여부가 결과에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보려면 대학원 중퇴자들의 중퇴 이유와 노동시장 성과,

그리고 이들의 영어 능력에 대한 자세한 분석이 필요하나 본 연구에서는 이 부분까지 자세하게 분석하지 못한 한계가 있고, 이 부분에 대한 연구 또한 좀 더 많은 표본을 가진 자료를 이용하여 추후에 진행할 과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 권대봉. 「대학생 교육수요 만족도에 관한 조사연구」. 교육인적자원부, 2001.
- 김주섭. 「청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태분석」. 한국노동연구원, 『노동정책연구』 5 (2) (2005): 1~29.
- 김형만. 「전문대·대학 졸업생 조사」. 한국직업능력개발원, 2002.
- 박천수. 「청소년의 과잉학력 현상이 인적자본 형성에 미치는 영향」. 『제3회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지움 자료집』. 2004, pp.199~225.
- 유진봉. 「대학졸업생의 취업효과에 관한 연구」. 세종대학교 박사학위논문, 2005.
- 이규용·김용현. 「대졸 청년층의 노동시장성과 결정요인」. 한국노동연구원, 『노동정책연구』 3 (2) (2003): 69~93.
- 이병희. 『청년층 노동시장분석』. 한국노동연구원, 2003.
- 이영민. 「미국의 핵심인재 확보전략」. 『임금연구』. 경총노동경제연구원, 2005.
- 임천순·유진봉. 「대학졸업생의 채용결정요인 분석」. 한국교육행정학회, 『한국교육행정학회』 22 (4) (2004): 311~332.
- 장원섭 외. 『학교에서 직업세계로의 이행에 관한 연구(II)』. 한국직업능력개발원, 2000.
- 채창균 외. 『청년층의 취업능력 제고를 위한 학교와 노동시장의 연계강화 방안』. 한국직업능력개발원, 2002.
- _____. 『청년층 교육·훈련과 고용(I)』. 한국직업능력개발원, 2004.
- 최형재·김진영. 「우리나라 노동시장에서 영어실력의 프리미엄」. 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 32 (2) (2009): 61~92.

한국직업능력개발원. 『청년층의 노동시장 이행과 인적자원개발(I)』. 한국직업
능력개발원, 2005.

Bedard, K., & C. Ferrall. "Wage and Test Score Dispersion: Some International
Evidence" *Economics of Education Review* 22 (1) (2003): 31~43.

Blackburn, M. L., & D. Neumark. "Omitted-ability Bias and the Increase in the
Return to Schooling." *Journal of Labor Economics* 11 (3) (1993): 521~
544.

Blau, P., & O. D. Duncan. *The American Occupational Structure*. New York:
Wiley, 1967.

Blossfeld, H. P., & C. Hakim. *Between Equalization and Marginalization: Women
Working Part-time in Europe and the Unites States of America*. Oxford
University Press, Oxford. England, 1997.

Cauley, J., Heckman, J. J., & E. Vytlacil. "Cognitive Ability and the Rising
Wage Return to Education." *NBER Working Paper* 6388, 1998.

Cellini, S. R. "Smoothing the Transition to College? The Effect of Tech-Prep
Programs on Educational Attainment." *Economics of Education Review*.
25 (3) (2006): 394~411.

Chiswick, B. R., & P. W. Miller. "The Endogeneity Between Language and
Earnings: International Analyses." *Journal of Labor Economics*
13(2)(1998): 247~287.

Cohn, E., & P. Khan. "The Wage Effects of Overschooling Revisited." *Labour
Economics* 2 (1995): 67~76.

Currie, J., & D. Thomas. "Early Test Scores, School Quality and SES: Longrun
Effects on Wage and Employment Outcomes." *Worker Wellbeing in a
Changing Labor Market* 20 (2001): 103~132.

Dehejia, R., & S. Wahba. "Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating
the Evaluation of Training Programs." *Journal of the American
Statistical Association* 94 (1999): 1053~1062.

_____. "Propensity Score Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies."

- Review of Economics and Statistics* 84 (1) (2002): 151~161.
- Duncan, J. D. & S. D. Hoffman. "The Incidence and Wage Effects of Overeducation." *Economics of Education Review* 1 (1981): 75~86.
- EU. *Labor Force Survey*. Specification of the 2000 Ad Hoc Module on Transition from School to Working Life, 2000.
- _____. *Evaluation and Analyses of the Ad Hoc Module Data on School-to-work Transitions: Detailed Research Proposal*. (2002).
- Gomez, L. N., Ramos, I. A., & C. D. Sanchez. "Youth Transition from School to Work in Spain." *Economics of Education Review* 20 (2) (2001): 139~149.
- Jacob, B. A. "Getting Tough? The Impact of Mandatory High school Graduation Exams on Student Achievement and Dropout Rates." *Education Evaluation and Policy Analysis* 23 (2) (2001): 99~121.
- _____. "Accountability, Incentives and Behavior: The Impact of High-stakes Testing in the Chicago Public Schools." *Journal of Public Economics* 89(5-6) (2005): 761~796.
- Jencks, C., & M. Phillips. "Aptitude or Achievement: Why Do Test Scores Predict Educational Attainment and Earnings?" In S. E. Mayer, & P. E. Peterson (Eds), *Earning and Learning: How Schools Matter*. Washington, DC: Brookings Institution Press, 1999, pp.15~48.
- Johnson, W. R., & Neal, D. "Basic Skills and the Black-White Earnings Gap." In C. Jencks, & M. Phillips (Eds), *The Black-White Test Score Gap*. Washington, DC: Brookings Institution Press, 1998, pp.480~497.
- Lillard, D. R., & P. P. DeCicca. "Higher Standards, More Dropouts? Evidence within and across Time." *Economics of Education Review* 20 (5) (2001): 459~473.
- McGuinness, S. "Graduate Overeducation as a Sheepskin Effect: Evidence from Northern Ireland." *Applied Economics* 35 (2003): 597~608.
- Murnane, R. J., Willett, J. B., & F. Levy. "The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination." *The Review of Economics*

- and Statistics* 77 (2) (1995): 251~266.
- Müller W., Luttinger, P., & W. König. "Class and Education in Industrial Nations." *International Journal of Sociology* 19 (3) (1989): 3~39.
- Neumark, D., & D. Rothstein. "School-to-career Programs and Transitions to Employment and Higher Education." *Economics of Education Review* 25 (3) (2006): 374~393.
- OECD. *Thematic Review of the Transition from Initial Education to Working Life: United Kingdom Country Note*. Paris: OECD, 1999.
- Rosenbaum, P., & D. Rubin. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70 (1983): 41~55.
- Sattinger, M. "Assignment Models of the Distribution of Earnings." *Journal of Economic Literature* 31 (1993): 831~880.
- Shockey, J. W. "Overeducation and Earnings: A Structural Approach to Differential Attainment in the U.S. Labor Force (1970~1982)." *American Sociological Review* 54 (5) (1989): 856~864.
- Sicherman, N. "'Overeducation' in the Labour Market." *Journal of Labor Economics* 9 (1991): 101~122.
- Smith, J., & P. Todd. "Does Matching Overcome Lalonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics* 125 (2005): 305~353.
- Witte, J., & A. Kalleberg. "Matching Training and Jobs: The Fit between Vocational Education and Employment in the German Labour Market." *European Sociological Review* 11 (1995): 293~317.
- Wolbers, M. "Job Mismatches and their Labour Market Effects among School-leavers in Europe." *European Sociological Review* 19 (3) (2003): 249~266.

abstract

The Importance of English in the Transition from School to Work

Jin-Yeong Kim · Hyung-Jai Choi

This study examines how English preparedness during college years is associated with labor market performance after graduation. The results provide no strong evidence that English readiness has a positive impact on the employment possibility. Similarly, English preparedness does not appear to have any significant impact on the duration from graduation to the first job. The effect of English preparedness on the transition to work, which appears to be positive in a regression without any controls, becomes statistically insignificant when individual and household characteristics are considered in the model. On the other hand, the effect of English preparedness or official English exam scores on wages at the first job differed by identification methods that were employed. In some models, the wage effect appears to be positive, while it is statistically insignificant. The finding that the positive effect of English preparedness might be at most limited to wages implies that the substantial investment on English may not be very economically efficient both on individual and the entire economy's perspectives.

Keywords : english readiness, propensity score matching, survival analysis

노동정책연구

2010. 제10권 제3호 pp.35~64

© 한국노동연구원

연구논문

남성의 고용상황과 결혼형성*

안태현**

본 논문에서는 경제사회적 상황이 남성의 결혼형성에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 이를 위해 최근 10년간의 경제활동인구조사에서 나타난 고용상태 및 혼인상태 변수를 분석하여 남성 청년층의 고용상태 변화가 혼인을 감소에 얼마나 기여하는지를 분석하고, 한국노동패널 자료를 이용하여 개인의 고용상황 및 실직이 미혼남성의 결혼진입에 미치는 효과를 분석한다. 경찰 자료를 이용한 분석 결과, 취업 및 고용형태의 변화는 최근 20~30대 남성 미혼율 증가의 상당 부분을 설명하며, 이 중 대부분은 이들의 취업을 감소(미취업률 증가)에 의한 것임을 보였다. 이와 더불어, 노동패널 분석을 통한 미혼 남성의 결혼 진입 분석 결과, 미취업이 결혼진입을 감소시키는 효과가 크고, 미취업의 큰 부분은 이들이 재학 중인 데 기인하는 것으로 추정되었다. 반면, 고용형태는 결혼 진입에 유의한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 따라서 최근 지속되어 온 혼인율 감소 및 혼인연령의 증가는 미취업 및 재학을 증가로 반영되는 청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크다는 것을 시사한다. 또한, 실업 및 실직이 결혼진입에 미치는 효과를 살펴본 결과, 이들이 결혼진입에 미치는 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다. 특히 실직을 경험한 미혼남성은 실직 1년 전후로 결혼진입확률이 5.4%p 감소하는데, 이는 표본 미혼남성 평균(5.8%)의 90%를 넘는 수치이다.

핵심용어 : 고용상황, 결혼형성, 실업

논문접수일: 2010년 9월 3일, 심사의뢰일: 2010년 9월 10일, 심사완료일: 2010년 9월 20일

* 본 논문은 한국노동연구원의 연구 과제 「노동이동, 고용안정과 가족구조」의 일환으로 연구된 것이다. 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자들에게 감사드린다.

** 경희대학교 정경대학 경제학부 교수(t.ahn@khu.ac.kr)

I. 연구의 배경

출산을 하락으로 인해 예상되는 사회경제적 문제는 근래 우리 사회가 당면한 문제로 인식되어 왔다. 이에 따라 출산율 하락의 요인을 짚어보고 이를 높이기 위한 학술적·정책적 분석은 최근 십 수 년간 활발히 진행되어 왔다. 지금까지 우리나라에서 결혼 및 출산 등 가족형성에 관련된 연구는 여성의 경제활동참가 및 이에 따른 출산의 기회비용 산출 등 여성의 경제활동에 집중되어 있었다. 또한 분석의 초점이 가족 구성의 기초 단계가 되는 결혼진입보다는 주로 기혼 여성의 출산결정 요인에 맞추어져 있다. 물론 여성 특히, 기혼여성의 경제활동은 출산 및 가족구조 결정에 있어서 일차적으로 고려되어야 할 요소이나 남성의 경제활동 및 노동시장에서의 상태는 배우자로서의 가치 및 가족형성 능력의 척도로 볼 수 있어서 가족구조 결정의 요소로서 고려해 볼 필요가 있다. 그러나 가족형성 및 출산에 관한 연구에서 남성에 초점을 두어 분석한 연구는 상대적으로 찾아보기 힘들다. 본 연구에서는 출산 및 가족구조의 기존의 논의를 확장하여 노동시장 및 고용안정 등 남성의 경제사회적 상황과 가족형성, 특히 혼인에 중점을 두어 살펴본다.

본 논문에서는 최근 10년간 경제활동인구조사에 나타난 고용상태 및 혼인상태 변수를 분석하여 고용상태의 변화가 혼인을 감소에 얼마나 기여하는지를 분석한다. 또한 결혼과 개인의 고용상태에 영향을 미칠 수 있는 개인의 능력 및 성향 등 관측되지 않는 이질성을 감안하기 위해 한국노동패널 자료를 이용하여 개인 특수적 효과를 통제, 개인의 고용상황 및 실직이 미혼남성의 결혼진입에 미치는 효과를 분석한다.

II. 노동시장과 가족형성에 대한 기존 연구

Gary Becker(1973, 1974) 이후로 가족형성 및 해체, 그리고 가족 내의 노동 분담 및 자원분배 등 결혼 및 가족에 대한 경제학적인 분석은 활발히 진행되어 왔다. 신고전적 가구경제학 이론을 대표하는 Becker(1973)는 결혼을 개인의 경제적 유인에 의한 선택 문제로 보고 결혼의 경제적 유인 및 이득은 각 배우자의 특화 및 분업, 그리고 소득 결합(income pooling)으로 인한 공동소비 극대화에 기인한다고 보았다. 예컨대, 부부는 비교우위에 근거하여 여성은 가사노동, 남성은 시장노동에 집중하여 미혼일 때의 경우보다 두 사람의 소비의 합이 증대될 수 있다는 것이다.

미국을 중심으로 한 해외의 연구자들은 노동시장에서 관찰되는 현상들을 분석하여 가구 내 노동특화 이론을 검증하려고 시도하였는데, 그 중 실증연구에서 가장 활발히 논의되었던 것은 기혼남성의 임금 프리미엄이다. 즉 결혼의 경제적 이득이 분업화에 의한 것이라면, 기혼남성의 임금은 다른 모든 조건이 동일할 경우 미혼남성보다 높아야 한다는 것이다. 여기서 실증분석이 어려운 점은 기혼남성의 높은 임금이 결혼으로 인한 경제적 이득만을 나타내 주는 것이 아니라, 경제적 능력이 높은 남성이 결혼시장에서의 가치가 높기 때문에 기혼임을 반영할 수 있다는 점이다. 이러한 결혼의 선택편의 문제를 감안하기 위해 연구자들은 결혼에 영향을 주는 개인의 관측되지 않는 이질성을 통제하는 계량적 모형을 사용하여 기혼남성의 임금 프리미엄을 확인하였다(Chun and Lee, 2001; Korenman and Neumark, 1991; Loh, 1996; Shoeni, 1995; Stratton, 2002). 그러나 근래 증가하는 이혼율 등 혼인상태의 안정도가 약화됨에 따라 남성의 임금 프리미엄은 점차 낮아짐이 관찰되었다(Blackburn and Korenman, 1994; Gray, 1997). 결혼의 안정성의 감소 및 이혼 가능성의 증가에 따라 가구 내 노동분업에 대한 유인이 감소함을 반영하는 것이라 해석할 수 있다(Gray and Vanderhart, 2000). 이와 같은 맥락으로, 최근 분석한 연구에 의하면, 가구규모를 감안한 근로소득을 이용한 결과 기혼남성의 소득 프리미엄은 존재하지 않는

것으로 나타났다(Light, 2004).

한편, 남성의 경제상태가 혼인상태에 미치는 영향에 대한 연구들은 1970년대 이후 급속하게 감소되는 혼인의 혼인율이 안정적이고 지속적 일자리를 갖춘 집단이 감소하는 데 있다고 설명하는 Wilson(1987)의 가설을 검증하면서 미국을 중심으로 활발히 진행되었다. 대부분의 초창기 연구들은 총량적인 거시자료를 이용하여 남성의 노동시장상태와 혼인의 관계를 연구하였는데(Bennett, Bloom, and Graig, 1989; Fossett and Kiecolt, 1993), 이는 개인 단위에서 혼인결정을 살펴보는 것이 아니므로 미시적 관점에서의 해석에는 한계가 있다. 비교적 최근의 연구들은 미시자료를 가지고 남성의 경제상태와 혼인결정에 대해 분석을 시도하였는데, Oppenheimer and Lim(1997)은 미국의 패널자료를 이용하여 남성의 고용 안정성 및 경력 정착도가 개인의 혼인확률에 긍정적인 역할을 함을 밝혔다. 또한, Ahn and Mira(2001)는 1970년대 이후 스페인에서 급증한 실업률과 출산 및 혼인을 감소의 연관관계를 살펴보기 위해 남성의 결혼진입에 대한 해저드 분석을 실시하였는데, 남성의 미취업상태가 유의하게 혼인을 감소시키고 파트타임이나 임시근로도 비록 크기는 미미하지만 결혼에 부정적인 영향을 미친다고 결론지었다.

남성의 경제적 지위와 결혼의 연관관계에 대한 우리나라의 연구는 아직 미미한 수준이다. 또한, 주로 교육수준과 결혼 시기와의 연관성을 분석하는 논문들이 주를 이루고 있는데(박경숙 외, 2005; 우해봉, 2009), 이 중에서 박경숙 외 (2007)는 결혼 직전의 취업 여부를 결혼의 해저드 분석에 포함시켜 분석하여 “결혼 직전 취업상태일수록 결혼 시기가 통계적으로 유의하게 빨라진다”고 결론짓고 있어 남성의 고용상태와 결혼 시기의 연관성을 밝히고 있다. 이는 상당히 유의미한 연구 결과이지만, 분석이 결혼 직전 취업상태를 변수에 사용하므로 혼인이 관측되지 않은 개인은 회귀분석에서 제외될 수밖에 없고, 취업상태와 결혼에 동시에 영향을 미치는 개인의 관측되지 않는 특성을 통제하지 않아 추정결과의 해석에는 한계가 있다.

Ⅲ. 가족형성과 청년층 노동시장 현황

1. 혼인 및 출산율의 변화 추이

1980년대 초 이래로 꾸준히 감소 추세를 보이던 혼인건수 및 혼인율은 2004년 이후 소폭 증가하다가 최근 다시 하락하는 추세를 보이고 있다. 2008년 통계청에 따르면 인구 1명당 혼인건수를 나타내는 조(粗)혼인율은 6.6건으로 2007년에 비해 0.4건 감소하였고, 10년 전에 비하면 1.4건 감소하였다. 또한 2008년 평균 초혼 연령은 꾸준히 증가하여 남자 31.38세, 여자 28.32세로 10년 전에 비해 각각 2.55세 및 2.3세 증가하였다.

혼인 연령 증가 및 혼인율 감소는 <표 2>에 나타난 성별 혼인율에서 보다 자세히 확인할 수 있다. 2008년 기준으로 연령대별 혼인율¹⁾을 살펴보면 남자의 경우, 30대 초반이 54.5%로 20대 후반의 51.8%보다 높다. 10년 전의 경우, 20대 후반의 남성 혼인율이 82.5%로 혼인이 이 연령대에 집중되어 있고, 30대 초반이 39.3%에 불과하였던 것을 보면 결혼 시기가 최근 10년간 급격히 늦어졌음을 확인할 수 있다. 유사한 경향은 여성의 연령별 혼인율에서도 확인할 수

〈표 1〉 혼인건수, 조(粗)혼인율 및 성별 평균 초혼 연령

(단위: 천건, %, 세)

		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
혼인건수 (1,000건)		373.5	360.4	332.1	318.4	304.9	302.5	308.6	314.3	330.6	343.6	327.7
조혼인율*		8.0	7.6	7.0	6.7	6.3	6.3	6.4	6.5	6.8	7.0	6.6
초혼 연령	남자	28.83	29.07	29.28	29.55	29.77	30.14	30.53	30.87	30.96	31.11	31.38
	여자	26.02	26.29	26.49	26.78	27.01	27.27	27.52	27.72	27.79	28.09	28.32

주: * 인구 1천명당 건.

자료: 통계청.

1) 1년간 신고된 총 혼인건수를 당해 연도의 해당 연령별 연앙(年央)인구로 나누어 1000분율로 나타낸 것이다(통계청).

〈표 2〉 성별 연령별 혼인율

(단위: 해당 연령 성별 인구 1천명당 건)

남자									
	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세 이상
1998	1.2	17.0	82.5	39.3	11.1	6.1	4.5	3.5	1.7
1999	1.2	14.6	77.3	40.1	11.6	6.6	4.9	3.8	1.8
2000	1.0	12.3	70.7	39.0	11.2	6.1	4.5	3.5	1.6
2001	1.0	10.6	66.3	39.0	11.7	6.6	4.7	3.8	1.6
2002	0.9	9.2	62.7	39.8	11.7	6.3	4.7	3.7	1.5
2003	0.8	8.1	60.3	41.1	12.6	6.9	5.4	4.2	1.8
2004	0.7	7.8	56.8	44.0	14.0	8.1	6.5	5.3	2.2
2005	0.6	7.5	54.5	46.0	15.7	9.0	7.0	5.7	2.3
2006	0.6	8.0	56.7	51.0	17.4	8.9	6.3	4.9	2.2
2007	0.5	7.7	56.8	55.7	19.2	9.2	6.3	4.8	2.2
2008	0.5	6.6	51.8	54.5	19.7	9.4	6.2	4.7	2.2
여자									
	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55세 이상
1998	5.1	60.2	78.2	15.7	7.4	5.0	3.2	2.0	0.5
1999	4.9	52.5	78.4	16.8	8.3	5.6	3.7	2.3	0.5
2000	4.4	44.8	74.9	17.4	7.8	5.0	3.4	2.0	0.5
2001	3.9	37.9	74.5	18.5	8.4	5.5	3.6	2.1	0.5
2002	3.5	33.1	73.9	19.5	8.3	5.4	3.6	2.1	0.5
2003	3.3	29.6	75.3	21.4	8.5	5.9	4.1	2.4	0.5
2004	3.3	27.6	76.4	23.8	9.5	6.9	5.1	3.2	0.6
2005	3.9	26.2	76.9	26.3	10.2	7.4	5.4	3.6	0.6
2006	5.1	28.1	81.8	29.7	10.3	6.6	4.6	3.0	0.7
2007	3.9	27.2	85.6	33.6	11.1	6.8	4.6	3.0	0.7
2008	4.1	24.1	79.0	35.4	11.3	6.6	4.8	3.2	0.7

자료: 통계청.

있다. 2008년 20대 후반의 혼인율은 79.0%로 가장 높고, 30대 초반의 35.4%, 20대 초반의 24.1%가 그 뒤를 잇고 있다. 10년 전의 통계를 살펴보면 20대 후반 여성의 혼인율은 78.2%로 현재의 경우와 유사하나, 그 다음으로 혼인율이 높은 연령대는 30대 초반이 아니고 20대 초반이다. 또한 20대 초반의 혼인율은 1998년에는 60.2%였으나 2008년에는 24.1%로 현격히 감소하였다. 반면, 30대 초반의 혼인율은 15.7%에서 35.4%로 크게 증가하였다.

앞에서 살펴본 혼인율 감소 및 혼인 연령의 증가는 요즈음 국가적 문제로 대

두되고 있는 출산율 하락 문제와도 밀접히 관련되어 있음을 확인할 수 있다. 출산율의 척도로서 가장 대표적으로 사용되는 합계출산율²⁾의 추이를 <표 3>에서 살펴보면 꾸준히 감소 추세에 있던 합계출산율은 2005년 1.076으로 최저점을 기록한 이후 증가하다가 다시 2008년 감소하였다. 이는 2004년 저점을 기록한 후 상승하다가 다시 감소를 기록한 조혼인율과 약간의 시차를 두고 같은 움직임을 보여주는 것이다. 또한, 출산 연령도 이에 따라 꾸준히 증가하고 있다. 평균 출산 연령은 30.8세로 10년 전보다 2세 이상 증가하였으며 초산 연령도 29.60세로 10년 전보다 2.5세 증가하였다. 우리나라의 혼외 출산이 매우 적은 수준임(2008년 기준 1.8%)을 감안할 때 초혼 연령 증가 및 혼인율 감소는 출산 연령의 증가 및 출산율의 하락과 직결된다고 볼 수 있다. 또한, 초혼 연령 증가는 단순히 초산 및 출산 연령의 증가를 가져올 뿐만 아니라 혼인 후 가임기의 감소를 의미하므로 여성의 합계출산율 감소를 가져온다고 해석할 수 있다. 따라서 혼인 연기 및 혼인확률을 결정하는 요인에 대한 분석은 우리나라의 출산율 결정요인을 이해하는 데에 도움이 될 것이다.

<표 3> 출산율 및 출산 연령

	합계출산율	여성의 평균 출산 연령	여성의 초산 연령
1998	1.448	28.48	27.11
1999	1.410	28.68	27.38
2000	1.467	29.02	27.68
2001	1.297	29.26	27.97
2002	1.166	29.49	28.29
2003	1.180	29.71	28.57
2004	1.154	29.98	28.83
2005	1.076	30.22	29.08
2006	1.123	30.43	29.27
2007	1.250	30.58	29.42
2008	1.192	30.79	29.60

자료: 통계청.

- 2) 여성 한 명이 평생 출산할 것으로 예상되는 출생아 수를 나타내는 숫자로서 다음과 같이 계산된다.

$$TFR_t = \sum_{s=15}^{49} BR_{t,a} \times 1000. \text{ 여기서 } BR_{t,a} \text{은 } t \text{년도의 연령 } a \text{ 여성의 출산율을 나타낸다.}$$

2. 남성 청년층 노동시장 현황 및 미혼 비율 변화

외환위기 이후 고용이 회복되지 않고 있으며 고용 없는 성장이 고착화되고 있는 노동시장 상황은 언론 및 정책 당국의 주목을 받아왔다. 특히 ‘청년실업’이라는 단어로 대표되는 신규졸업자 및 청년층의 노동시장 미정착 및 고용불안은 사회적 불안 요소일 뿐만이 아니라 경제의 장기적인 인적자본 형성에 부정적 영향을 주어 안정적인 경제성장을 저해하는 문제가 될 수 있다. 여기서는 초혼 결정이 주로 이루어지는 20대, 30대 연령층 남성의 경제활동상태의 최근 10년간 추이에 대하여 살펴본다.

<표 4>는 해당 연령층의 실업률, 미취업률, 재학생 비율, 비경제활동인구 비율을 나타낸 것이다.³⁾ 외환위기 직후인 1998년의 실업률은 9.8%에 달하였으나 1~2년간 위기가 진정되는 과정에서 하락하여 2000년 이후부터는 4%대를 안정적으로 유지하고 있다. 한편, 2000년대 초, 실업률 감소에 의해 소폭 감소하였던 미취업률은 그 이후로 상승하는 추세이다. 이는 20~39세 인구 중에서 비경제활동인구의 비율이 이 기간 동안 지속적으로 증가한 데에 기인한다. 1998년 13%를 기록했던 20~39세 남성의 비경제활동 비율은 10년 동안 45% 증가하

〈표 4〉 남성 청년층 경제활동(20~39세)

(단위: %)

	미취업	실업	비경활	재학 중
1998	21.2	8.2	13.0	8.9
1999	21.4	7.4	14.0	9.3
2000	19.8	5.0	14.8	9.8
2001	20.3	4.6	15.6	10.2
2002	19.8	4.2	15.6	10.8
2003	20.4	4.3	16.1	10.7
2004	20.7	4.6	16.1	10.3
2005	21.2	4.5	16.7	10.4
2006	21.9	4.4	17.5	10.8
2007	22.4	4.5	18.0	11.1
2008	23.0	4.2	18.8	11.4

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

3) 실업률은 구직기간 1주를 기준으로 작성된 것이다.

여 2008년에는 19%에 육박하고 있다. 이 연령대의 인구 중에서 정규 학교에 재학 중인 비율은 지속적으로 증가하고는 있지만 1998년 8.9%에서 2008년 11.4%로 2.5%p 증가에 그치고 있다. 이는 남성 미취업의 증가가 재학률의 증가에 의한 것만은 아님을 보여주며, 학교에 다니지도 않고 생산활동도 하지 않는 청년 무업층의 증가가 미취업 및 비경황률 증가에 기여하였음을 반영한다.

남성 청년층 취업자의 고용형태 변화 추이는 <표 5>에 나타나 있다. 우선 중사상 지위를 살펴보면, 가장 뚜렷한 추세는 자영업의 감소라고 볼 수 있다. 1998년 24.4%에 이르렀던 자영업은 꾸준히 감소하여 2008년에는 이보다 33% (8%p) 감소한 16.4%를 기록하고 있다. 또한 외환위기 이후로 40%에 육박하였던 임시/일용직 비중⁴⁾은 2002년 이후부터는 점차 감소하여 2008년에는 32.3%를 기록하고 있다. 따라서 외환위기 진정 국면 이후 20~39세 남성 청년층의 근로형태의 추세는 자영업의 감소, 임시/일용근로자의 감소 등 취업자 중에서 상용 임금직의 비율이 증가하고 있음을 보여준다. 한편, 주 36시간 미만의 근로로 정의하는 파트타임 근로는 외환위기가 진정 국면에 접어든 2000년 급속히 감소하여 4.1%를 기록하였으나, 그 이후로는 점차 증가하기 시작하여 2008년에는 7.3%에 이르렀다. 한편으로는 임시/일용의 감소가 있었지만, 파트타임의

<표 5> 남성 청년층 고용형태(20~39세)

(단위: %)

	파트타임	자영업	임시/일용직
1998	9.4	24.4	34.9
1999	8.6	24.2	39.8
2000	4.1	23.4	39.7
2001	4.3	23.2	38.7
2002	4.4	22.3	40.0
2003	4.9	21.7	36.4
2004	4.7	20.1	36.1
2005	5.2	18.9	35.8
2006	5.2	17.8	35.8
2007	5.9	16.9	34.3
2008	7.3	16.4	32.3

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

4) 임금근로자 중 임시·일용직의 비중을 의미한다.

〈표 6〉 남성 청년층 미혼 비율(20~39세)

(단위: %)

	전체	20~24세	25~29세	30~34세	35~39세
1998	43.0	94.2	65.6	22.8	7.7
1999	44.7	94.2	68.6	25.7	9.2
2000	46.2	94.4	70.9	27.2	10.8
2001	48.2	95.3	72.5	30.8	12.3
2002	49.9	96.0	72.8	34.3	13.9
2003	49.3	96.9	75.4	31.5	12.2
2004	50.7	96.7	77.2	34.8	13.5
2005	51.8	97.0	79.4	37.0	15.2
2006	53.6	97.3	81.9	39.5	17.5
2007	54.3	97.0	81.1	42.4	18.9
2008	55.2	97.6	80.4	44.1	21.3

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

대부분이 임시·일용직임을 감안할 때 임시·일용직의 고용안정 및 노동시장 접합도가 저하되었음을 반영한다.

앞 절에서 혼인건수 및 혼인율에 대해서 간단히 살펴보았지만, 여기서는 분석의 초점이 되는 20~30대의 미혼 비율을 살펴본다.⁵⁾ <표 6>을 보면, 우선 20대 초반의 남성의 미혼 비율의 지난 10년간 94.2%에서 97.6%로 지속적으로 높은 수준을 유지하고 있다. 미혼 비율의 급격한 증가는 20대 중반 및 30대에서 나타나고 있다. 특히 혼인건수 및 혼인율이 가장 높은 연령대인 20대 후반 30대 초반의 미혼 비율은 15~22%p 정도 상승하여 가장 큰 상승폭을 보여주고 있다. 또한 30대 후반의 미혼 비율도 급격히 상승하여 1998년 7.7%에 불과하였던 미혼율이 10년 후에는 21.3%를 기록하고 있다.

IV. 남성 미혼 비율 변화의 요인분석

앞에서 논의한 남성 청년층(20~30대)의 노동시장 상황과 미혼 비율 변화의 연관관계를 보다 자세히 살펴보기 위해, 본 장에서는 2000년과⁶⁾ 2008년의 경제

5) 여기서 '미혼'은 지금까지 결혼을 경험하지 않은(never married) 사람으로 정의한다.

활동인구조사 자료를 이용하여 미혼(never married)에 대한 선형확률 모형을 추정하고, 추정된 결과를 이용해 미혼 비율 격차의 요인을 분석한다. 여기서 모형의 종속변수는 남성의 혼인상태가 미혼이면 1의 값을 부여하고 그 외의 경우에는, 즉 혼인상태가 기혼 유배우, 이혼, 사별이면 0의 값을 부여하였다. 이항선택 모형은 프로빗 혹은 로짓 모형으로 추정하는 것이 일반적이나, 격차 요인분석의 편의를 위하여 본 장에서는 선형확률 모형을 사용하였다. 또한, 선형확률 모형의 회귀계수와 프로빗 모형에서 도출한 한계효과는 거의 차이가 없었다.⁷⁾

〈표 7〉 표본의 요약 통계

변수	2000	2008
미혼	0.462	0.552
학력		
고졸 미만	0.082	0.032
고졸	0.579	0.493
전문대졸	0.108	0.164
대졸	0.208	0.274
대학원졸 이상	0.023	0.037
재학 중	0.098	0.114
미취업	0.198	0.23
파트타임	0.041	0.073
상용직	0.370	0.436
임시/일용	0.244	0.208
자영업	0.188	0.126

- 6) 2000년을 2008년의 비교 시점으로 잡은 것은 이 시점이 외환위기의 충격으로 인한 단기적 노동시장 충격이 진정되기 시작한 시점이기 때문이다.
- 7) 물론 로짓, 프로빗 모형 등 비선형 모형을 위한 요소분해 분석의 방법들이 경우에 따라 사용되기도 한다(Fairlie, 1999; Lofstrom and Wang, 2006). 그러나 설명변수의 배열 순서, 추정방식 등에 따라 분해 분석의 결과가 민감하게 변동되는 등 일반적으로 신뢰되는 방법은 없다. 이항선택 모형을 종속변수가 0과 1 사이로 제한이 되지 않는 선형 모형으로 추정할 경우, 이론적인 관점에서 볼 때, 이분산(Heteroscedasticity) 문제, 예측확률이 0과 1 사이를 벗어나는 문제 등이 발생하므로 프로빗이나 로짓 모형의 사용이 선호된다. 그러나 극단의 특성을 가진 집단의 예측 값을 구하는 것이 목적이 아니라(참고로, 본 분석 모형에서 포함되는 변수는 범주변수이거나, 연속변수인 경우도 범위가 제한되어 극단적 특성을 가진 경우는 없음), 설명변수의 평균 효과 등을 추정하는 것이 목적이려면 선형확률 모형은 적절한 근사치를 제공해 준다(Wooldridge, 2001). 따라서 앞서 기술한 이론적 문제에도 불구하고 선형확률 모형이 실증분석에서 아직도 흔히 사용되고 있다.

우선 혼인상태 결정모형에서 사용한 표본의 요약 통계를 간단히 살펴보자. 앞서 논의한 대로 미혼 비율은 2008년 55.2%로 2000년에 비해 19.5% 증가하였다. 학력수준도 전체적으로 높아져, 전문대졸 이상의 학력은 2000년 33.9%에서 47.5%로 증가하였다. 이에 따라 20~39세의 인구 중 재학 중인 비율도 9.8%에서 11.4%로 1.6%p 증가하였다. 또한 미취업은 19.8%에서 23%로 3.2%p 증가하였고, 파트타임 비율도 4.1%에서 7.3%로 증가하였다. 반면, 취업자중 자영업의 비율은 감소하고, 임금근로자중 상용직의 비율이 증가하였다.

미혼 결정에 대한 선형확률 모형은 2000년과 2008년을 각각 따로 추정했는데, 이는 <표 8>에서 볼 수 있다. 추정된 계수의 크기는 다르지만 각 연도의 추정결과는 정성적으로 비슷하다. 학력은 미혼확률과 유의한 관계를 가지는데, 모든 학력계층 중 전문대졸 학력 남성의 미혼확률이 가장 높다. 또한, 학력수준

<표 8> 미혼에 관한 선형확률 모형 추정치

	2000	2008	통합(pooled)
고졸 미만	-0.038 [0.0050]**	-0.0119 [0.0082]	-0.0429 [0.0043]**
전문대졸	0.0682 [0.0045]**	0.0523 [0.0044]**	0.0699 [0.0031]**
대졸	-0.0526 [0.0035]**	-0.0225 [0.0038]**	-0.0276 [0.0026]**
대학원졸 이상	-0.0981 [0.0094]**	-0.209 [0.0077]**	-0.1547 [0.0060]**
재학 중	0.2566 [0.0039]**	0.1798 [0.0038]**	0.2174 [0.0027]**
미취업	0.4148 [0.0039]**	0.4404 [0.0038]**	0.4325 [0.0027]**
파트타임	0.0891 [0.0069]**	0.0596 [0.0060]**	0.0834 [0.0045]**
임시/일용직	0.2134 [0.0038]**	0.2082 [0.0043]**	0.209 [0.0029]**
자영업	-0.0832 [0.0036]**	-0.0859 [0.0048]**	-0.0918 [0.0029]**
상수	0.3243 [0.0027]**	0.3996 [0.0033]**	0.3576 [0.0021]**
관측 수	157,258	123,038	280,296
R-squared	0.21	0.21	0.21

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

이 높은 대졸 및 대학원졸 이상이 미혼일 확률이 낮은 반면, 고졸 미만의 저학력층도 고졸이나 전문대졸 학력자보다 낮은 미혼율을 보인다. 또한 예상대로 학교에 재학 중인 남성의 경우 미혼일 확률이 높다.

취업 및 고용형태의 효과를 살펴보면, 미취업상태인 경우 미혼확률이 높고, 임시·일용직이거나 파트타임으로 근무하는 경우 미혼확률이 높아지는 것을 알 수 있다. 한편, 자영업자의 경우 미혼확률이 낮은 것으로 나타났다. 따라서 20~30대의 취업행태 변화를 고려하여 본다면 최근 미취업률과 파트타임의 비율이 증가하는 추세는 남성의 미혼율 증가와 같은 방향으로 움직이고, 청년층 자영업률의 하락과 임시·일용직의 감소는 미혼율과는 반대 방향으로 움직임을 알 수 있다.

이제 최근 8년간 지속적으로 관찰되었던 20~30대 미혼 비율의 증가(혼인 비율 감소)에 대한 요인을 보다 자세히 분석하기 위해 Blinder(1973)와 Oaxaca(1973)가 제시하였던 유형의 분해방법을 시행한다. 기본적으로 두 시점의 미혼율 차이는 다음과 같이 분해하여 볼 수 있다.

$$\Delta_{\text{미혼율}} = \overline{Y_{08}} - \overline{Y_{00}} = (\overline{X_{08}} - \overline{X_{00}})\widehat{\beta_{08}} + \overline{X_{00}}(\widehat{\beta_{08}} - \widehat{\beta_{00}}) \quad (1)$$

우변의 첫 번째 항은 두 시점에 청년층의 관찰된 특성(연령, 학력, 고용상태) 차이로 인해 설명되는 부분을 의미하며(explained part), 부존효과(endowment effect)라고 불리기도 한다. 두 번째 항은 두 집단의 관찰된 특성에 대한 계수차이로 인해 설명되는 부분(unexplained part)으로 보상효과(remuneration effect)라고도 한다. 두 번째 항은 결혼시장에서 결정되는 개인특성에 대한 가치 혹은 가격의 변화, 혹은 관측되지 않는 특성의 변화에 따른 것일 수 있다. 여기서는 첫 번째 항, 즉 관측된 개인특성의 변화에 초점을 두어 살펴본다.

그러나 위의 식 (1)은 부존효과를 2008년의 회귀계수를 기준으로 측정하여 나타낸 것이며, 부존효과를 2000년 회귀계수 기준으로 다음과 같이 표현하여도 등식이 성립한다.

$$\overline{Y_{08}} - \overline{Y_{00}} = (\overline{X_{08}} - \overline{X_{00}})\widehat{\beta_{00}} + \overline{X_{08}}(\widehat{\beta_{08}} - \widehat{\beta_{00}}) \quad (2)$$

따라서 회귀계수의 기준을 어떻게 잡는가에 따라 부존효과 크기가 달라지

는데, 식 (1)과 식 (2)는 일반화된 다음 식의 특수한 케이스이다.

$$\overline{Y_{08}} - \overline{Y_{00}} = (\overline{X_{08}} - \overline{X_{00}})\hat{\beta}^* + \overline{X_{08}}(\hat{\beta}_{08} - \hat{\beta}^*) + \overline{X_{00}}(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_{08}) \quad (3)$$

즉 $\hat{\beta}^*$ 가 $\hat{\beta}_{08}$ 과 같다면 식 (1)과 같고 $\hat{\beta}_{00}$ 과 같다면 식 (2)와 동일하다. 연구자들은 적절한 $\hat{\beta}^*$ 을 정해 주기 위해 다양한 방법을 시도하였는데, 대표적인 방법들로는 두 시점으로부터 얻은 계수들의 평균값을 적용하는 방법(Reimers 1983), 표본 수에 따른 계수들의 가중평균을 적용하는 방법(Cotton 1988), 그리고 최근에 널리 쓰이고 있는 방법으로, 두 시점 표본을 통합하여 추정한 회귀계수를 적용하는 방법(Neumark 1988; Oaxaca and Ransom 1994)이 있다.

<표 9>는 위에서 언급한 방법들을 이용한 Blinder-Oaxaca 분해분석의 결과를 보여준다.⁸⁾ 첫 번째 열과 두 번째 열은 각각 식 (1)과 식 (2)를 적용한 결과를 나타낸다. 세 번째 열은 Cotton(1983)의 방법, 마지막 열은 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법을 적용한 결과이다. 분해 결과, 방식에 따라 보상효과(unexplained part)가 총격차의 77.8%에서 82.2%를 차지하여 미혼율 변화의 많은 부분을 차지하는 것으로 나타났다. 그러나 부존효과(endowment effect)가 설명하는 부분도 그 정도 면에서 의미가 있는데, 네 가지 방식 중 작게는 17.8%, 크게는 22.2% 정도가 학력 및 취업상태 등 개인특성에 대한 차이가 설명해 주는 부분이라고 해석된다.

학력 및 교육 관련 변수의 변화는 미혼율 증가의 3.3~6.7%를 설명하여, 총 자원효과와 18~32% 정도를 차지한다. 이를 구체적으로 살펴보면, 고졸 이하 학력자의 감소 및 전문대 이상의 학력자 증가로 나타나는 학력의 증가는 서로 간의 효과가 상쇄되어 미혼 비율 격차를 설명하는 데 큰 기여가 없다. 이는 상대적으로 미혼확률이 낮은 고졸 미만이 감소하고 미혼확률이 높은 전문대졸이 증가하였지만, 미혼 비율이 낮은 대졸 이상의 학력자 비율은 미혼율 증가 추세와는 반대로 점차 증가하였기 때문이다. 이에 비해, 학교 재학 비율의 증가는 미혼율 증가의 3.3~4.4%을 설명하는데, 학력 및 교육 관련 변수에 대한 총효

8) 표에서 계수의 단순평균을 적용하는 Reimer의 방법은 생략하였다. 이는 2000년과 2008년 표본 수가 거의 동일하여 Reimer 방법에 의한 추정치가 Cotton의 방법과 유사하기 때문이다.

과가 분해방법에 따라 미혼율 증가의 3.3~6.7%를 설명한다는 것을 감안하면 교육관련 변수 중에서 격차를 설명하는 주 요인은 학력수준의 변화라기보다는 재학률 증가에 기인한 것이라고 해석할 수 있다.

취업 및 고용의 변화는 미혼율 증가의 14.4~16.7%를 설명하여, 총 자원효과
의 68~81%를 차지한다. 변수별로 이를 자세히 살펴보면, 미취업률의 증가가
이들 중 가장 많은 부분을 차지하고 있다. 또한, 노동시장 정착도가 떨어지는
파트타임 근로자 비율의 증가도 미혼율 증가의 2~3%를 설명하며, 자영업 비
율의 꾸준한 감소 추세도 미혼율 증가의 6~7% 정도를 설명한다. 반면 상용직보
다 상대적으로 고용이 불안한 높은 일용·임시직의 감소는 미혼율을 감소시키는
효과가 있고, 크기 또한 파트타임의 증가, 자영업의 감소가 가져다주는 효과를
상쇄시키는 수준에 이르고 있다. 따라서 취업 관련 변수 중에서 미혼율 증가를

〈표 9〉 미혼율 변화에 대한 Blinder-Oaxaca 분해 결과

[illegible]

설명하는 주요한 요인은 임시·일용직, 자영업률, 파트타임 비율 등 종사상 지위 및 고용형태의 변화보다는 미취업률의 증가라고 볼 수 있다. 회귀모형에서 학교에 재학 중임을 나타내는 변수를 통제한 점을 감안하면 미취업 증가로 인한 미혼율 증가 효과는 단순히 상급 학교 진학을 증가 등으로 인한 재학을 변화 효과를 나타내는 것이 아니고 해당 연령층 남성의 노동시장의 진입률의 감소에 의한 것임을 반영한다.

V. 남성의 결혼진입 결정

앞 장에서 청년층의 재학률 증가 및 미취업 비율 증가로 대표되는 노동시장 시장 정착도는 최근 지속되는 혼인율의 감소(미혼율 증가)와 연관이 있음을 보았다. 그러나 경제활동인구 자료를 이용한 횡단면 자료 분석은 결혼(미혼) 여부와 개인의 교육 결정 및 노동시장 선택의 선후관계를 확인할 수 없어서 관찰된 개인의 배경 및 노동시장 특성의 영향을 논하기 어렵다. 또한 횡단면 자료로는 개인의 보이지 않는 이질성을 통제하기가 어렵다. 여기서는 패널 조사인 한국 노동패널에서 추출한 미혼남성 표본에 대해 개인의 관측되지 않는 이질성을 감안한 모형을 사용하여 현재의 고용상태와 개인의 성장 및 가족 배경이 미혼남성의 결혼 진입에 미치는 영향을 분석한다.

1. 회귀분석 모형

여기서는 미혼남성의 결혼 진입에 관한 선택 모형에 대해 설명하도록 한다. 결혼진입의 효용이 개인의 노동시장 상황 및 가족 배경의 선형함수라고 가정하면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$m_{it}^* = \beta X_{it} + \gamma Z_i + u_{it}, \quad m_{it} = 1[m_{it}^* > 0] \quad (4)$$

여기서 m_{it}^* 는 결혼진입으로부터 얻는 상대적 효용을 나타내는 잠재변수(latent variable)이며, 상대효용이 0보다 클 경우 결혼에 진입한다. 또한, X_{it} 는

개인의 시간에 따라 변화하는(time variant) 변수로 연령, 노동시장 경력, 취업 상태, 고용형태, 지역 실업률 등을 나타내며, Z_i 는 시간에 따라 변화하지 않는(time invariant) 변수로 부의 학력, 종교 여부, 대도시 성장 여부 등 성장 환경을 나타낸다.

마지막 항 u_{it} 는 오차항으로서 보이지 않는 이질성을 나타낸다. 만일 오차항이 개인과 시간에 걸쳐 독립적이고 표준 정규분포를 따른다면 위의 식은 일반적인 프로빗 모형이 된다. 그러나 개인의 보이지 않는 이질성이 지속적으로 개인의 결혼진입에 영향을 미칠 수 있다. 이를 감안한 오차항(u_{it})의 구조는 다음과 같다.

$$u_{it} = \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

여기서 α_i 는 개인특수적 임의효과(individual specific random effect)이며, ϵ_{it} 는 개인과 시간에 걸쳐 독립적이며 표준 정규분포를 따르는 오차항이다. 이를 바탕으로 t 시점에 미혼인 남성 i가 t+1시점까지 결혼에 진입할 확률을 나타내어 보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P(m_{it} = 1 | X_{it}, Z_i, \alpha_i) &= 1 - \Phi[-(\beta X_{it} + \gamma Z_i + \alpha_i)] \\ &= \Phi(\beta X_{it} + \gamma Z_i + \alpha_i) \end{aligned} \quad (6)$$

그러나 개인특수적 임의효과는 모형에 포함된 설명변수들과 연관이 되어 있을 가능성이 있다. 예를 들어, 상용직으로 취업할 확률이 높은 남성은 그렇지 않은 남성보다 결혼에 대해 긍정적 태도를 가지거나 결혼 성향이 높은 사람일 수가 있다. 따라서 일반적인 임의효과 프로빗을 통한 설명변수의 회귀계수 추정치가 편의성을 가질 수 있다. 이와 같은 설명변수의 내생성 문제를 감안하기 위해 본 분석에서는 다음과 같이 임의효과와 설명변수와의 연관구조를 설정한다(Chamberlain, 1980; Mundlak, 1987).

$$\alpha = \mu + \psi \bar{X}_i + \nu_i \quad (7)$$

즉 시간에 따라 변하는 변수의 개인당 평균이 각 개인의 보이지 않는 특성과 연관되어 있음을 가정하는 것이다. 이때, ν_i 는 설명변수와는 독립적인 임의효과

를 나타내며, 평균이 0이고 분산이 σ_ν^2 인 정규분포를 따른다. 따라서 개인의 결혼진입확률은 다시 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(m_{it} = 1 | X_{it}, Z_i, \alpha_i) = \Phi[(\mu + \beta X_{it} + \gamma Z_i + \psi \bar{X}_i) \cdot (1 + \sigma_\nu^2)^{-1/2}] \quad (8)$$

이제 식 (7)을 바탕으로 우도함수(likelihood function)를 구성하고 이를 극대화하는 계수값들을 추정, 모형에 포함된 개인의 설명변수가 결혼진입에 미치는 영향을 분석하도록 한다.

2. 표본 및 설명변수

본 분석에서 사용되는 표본은 한국노동패널 1~10차년도 자료부터 추출하였다. 분석에 사용된 표본은 조사에 응답한 적이 있는 8,714명의 남성 중에서 처음 인터뷰 시점에 이미 결혼을 경험한 적이 없고 40세 이하인 1,862명을 포함하였으며, 미혼남성이 1년 이내에 결혼에 진입하면 1의 값을 부여하고 그렇지 않은 경우는 0의 값을 부여하였다. 표본에 포함된 남성으로부터 얻은 결혼진입 결정에 대한 관측치는 8,911개로, 남성당 평균 4.8개의 관측치가 생성되었다.

본 연구는 개인의 취업상태 및 근로형태 등 노동시장에 관련된 변수를 주된 변수로 하여 결혼진입 확률을 분석한다. 이와 더불어, 실업과 실직의 효과를 살펴보기 위해 개인의 실업을 나타내는 변수와 실직 전후를 나타내는 더미변수를 포함한 결혼진입 모형을 추가적으로 추정한다. 취업 및 고용형태의 효과를 살펴보기 위한 기본 모형에서는 개인의 취업상태를 나타내는 더미변수를 포함하고, 취업자의 근로형태를 구분해 주기 위해 자영/무급가족종사를 나타내는 더미를 포함시켰다. 또한 임금근로자를 세분화하기 위해서 두 가지 방법으로 근로형태로 나누어 회귀분석을 따로 실시했다. 첫째, 임금근로를 상용직과 임시·일용직으로 구분하였는데, 여기서 상용직은 “근로계약 기간이 1년 이상이거나, 정해진 계약 기간 없이 본인이 원하면 계속 일할 수 있는” 근로자로 정의한다. 둘째, 임금근로를 전일제와 시간제로 구분해서 회귀분석을 실시하였다. 여기서 시간제 근로자란 “파트타임, 아르바이트로 일하거나, 같은 업무에 종사하는 사람들보다 적은 시간 동안 일하거나, 임금이 시간 단위로 지급되는” 근로자로

정의한다. 또한 추가적인 노동시장 관련 변수로는 개인의 노동시장 경력(개월), 연령더미(26~30세, 31~35세, 36세 이상, 25세 이하는 생략 범주), 학력더미(고졸미만, 전문대, 대졸 이상, 고졸은 생략 범주) 그리고 학교 재학 중임을 나타내는 더미를 포함하였다.

가정 배경 및 성장 환경을 나타내기 위한 변수로는 가구소득, 아버지의 학력을 구분해 주는 더미변수(고졸 미만, 전문대, 대졸 이상, 고졸은 생략 범주), 종교의 유무를 나타내는 더미변수, 대도시(광역시 이상) 성장 여부를 포함하였다. 더불어 남성이 속한 지역 환경에 대한 변수로는 현재 거주지가 대도시(광역시 이상)인지를 나타내는 더미와 지역 실업률을 포함하였다. 여기서 지역 실업률의 기준은 16개 광역시·도 단위이다.

다음의 <표 10>은 결혼진입 모형에 포함된 변수의 요약 통계이다. 모형의 종속변수가 되는 미혼남성의 결혼진입은 평균 5.8%이다. 표본에 포함된 관측치의 평균 취업률은 55%, 그리고 실업률은 7.2%로 경제활동인구 조사의 경우보다 높은 수준이다. 이는 표본의 평균 연령이 27.5세로 경제활동인구 표본에서 구한 평균 연령보다 낮은 것에 기인한다. 또한 임금근로가 0.49로 전체 취업의 87.7%를 차지하며, 자영업 비율은 12.3%이다. 자영업이 연령에 따라 증가함을 감안하면, 자영업 비율이 경제활동인구 조사에서 보다 낮은 것은 포함된 표본의 연령이 낮음을 반영한다. 임금근로를 세분화하면, 상용직은 0.40, 임시·일용직은 0.09로 임시·일용직이 전체 임금근로의 18%를 차지한다. 임금근로를 전일제와 시간제로 구분해 보면 시간제가 0.03으로 전체 임금근로의 6% 수준이다.

다음으로 개인의 인적자본을 나타내는 변수를 살펴보자. 노동시장 경력은 48.3개월로 평균 4년이며, 학력은 고졸이 33.2%로 가장 많다. 또한 대졸 이상이 31%로 고졸 다음으로 많은 학력 범주이고, 전문대졸을 합치면 과반을 차지하여 포함된 표본의 학력이 약간 높음을 알 수 있으며, 학교에 재학 중인 비율은 22%에 달한다. 가정환경 및 성장 배경을 살펴보면, 가구 총소득은 2.9천만원이고, 부의 학력은 고졸이 38%로 가장 많고 고졸 이하의 비중이 65%를 차지한다. 이는 현 세대의 학력이 아버지 세대에 비해 급격히 증가하였음을 반영한다. 또한 종교를 가지고 있는 비율이 40%, 광역시 이상의 대도시 성장, 거주는

각각 54% 및 60%이다. 마지막으로, 지역 노동시장을 나타내는 실업률은 4.8%로 이 기간의 전국 평균과 유사하다.

〈표 10〉 남성 표본 요약 통계

변수	평균	표본오차
결혼 진입(by t+1)	0.0577	0.2332
취업상태		
취업	0.5536	0.4971
(미취업)	0.4464	
실업	0.0724	0.2591
근로형태		
임금근로	0.4856	
상용직	0.3991	0.4897
임시·일용직	0.0865	0.2811
전일제	0.4574	0.4982
시간제	0.0282	0.1654
자영/무급가족종사	0.0680	0.2518
노동시장 경력(개월)	43.7540	58.8780
연령	27.4664	5.1546
25세 이하	0.3756	0.4843
26~30세	0.3811	0.4857
31~35세	0.1696	0.3752
36세 이상	0.0737	0.2613
학력 관련		
고졸 미만	0.0856	0.2798
고졸	0.3317	0.4709
전문대	0.2739	0.4460
대졸 이상	0.3087	0.4620
재학 중	0.2171	0.4123
가정배경 및 환경		
가구소득(천만 원, 2005년 기준)	2.8667	2.6541
아버지 학력		
고졸 미만	0.2699	0.4439
고졸	0.3781	0.4849
전문대	0.0092	0.0954
대졸 이상	0.3428	0.4747
종교 유무	0.3952	0.4889
대도시 성장	0.5428	0.4982
대도시 거주	0.5968	0.4906
실업률	4.7248	1.8586
관측치 수	8,911	
개인 수	1,862	

3. 분석 결과

본 절에서는 앞에서 설명한 남성의 노동시장 상태와 결혼진입 모형에 대한 회귀분석 결과에 대하여 논의하도록 한다.

가. 취업 및 고용형태와 결혼진입

우선 <표 11>에서는 결혼진입 모형에 취업상태 관련 변수들을 순차적으로 추가하여 추정한 결과들을 보여준다. 첫 번째 열은 취업상태 변수에 미취업더미 변수만을 포함시켰는데, 추정 결과에 의하면 미취업상태는 결혼진입의 확률을 2.6p% 감소시키며 통계적으로도 유의하다. 이는 표본 평균 결혼진입률의 45%에 해당하는 수치로서 결혼 결정의 중요한 요소임을 반영한다. 두 번째 열에서는 미취업 변수 외에 학교에 재학 중임을 나타내는 변수를 추가하였다. 그 결과 미취업 효과는 2.1%로 종전보다 20% 감소하였다. 이는 미취업자의 상당 부분이 학교 재학 중인 데에 기인한다. 한편, 학교에 재학 중인 것은 결혼진입 확률을 2.1%p 증가시키며, 재학효과는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

세 번째 열과 네 번째 열에서는 종사상 지위 및 고용형태에 관한 변수들이 추가되어 있다. 세 번째 열은 자영업을 나타내는 더미변수 외에 임시·일용직을 나타내는 더미를 추가 포함시켰고, 네 번째 열에서는 임금근로를 상용직과 임시·일용직으로 나누는 대신, 시간제 더미변수를 포함하여 전일제와 구분하여 주었다. 추정치의 방향은 앞서 분석한 미혼율 결정모형의 추정결과와 같이 자영업은 결혼진입에 양(+)의 효과를 주는 반면, 임시·일용직 혹은 전일제로 나타나는 불안정 고용상태는 결혼진입을 감소시키는 것으로 나타났다. 그렇지만 이들 효과는 미취업이나 재학 중 변수와는 달리 통계적으로 유의하지 않아서 이들 변수가 남성의 결혼진입에 영향을 준다고 결론을 내릴 수는 없다. 따라서 횡단면 분석에서와는 달리 패널 데이터를 사용하여 개인의 이질성을 감안한 추정 결과는, 재학 여부 및 취업 여부는 결혼진입에 유의한 영향을 주는 반면, 종사상지위 및 고용형태 자체에는 유의한 효과를 준다는 결론을 내릴 수 없음을 보여준다.

다음 추정 결과를 논의하기 전에, 결혼에 관련된 다른 변수들의 영향에 대해

간단히 논의해 보자. 이들 변수들의 계수 추정치는 취업형태 관련 변수의 추가 여부에 민감하지 않다. 연령 관련 변수를 보면 20대 후반의 남성의 결혼진입이 가장 높다. 앞서 살펴보았듯이 이는 지난 10년간 가장 혼인율이 높았던 집단임을 반영한다. 또한 노동시장에서 보상받을 수 있는 인적자본의 축적을 반영하는 노동시장 경력은 결혼진입에 양(+)의 효과를 보인다. 반면, 학력 관련 변수에 대해서는 고학력 집단일수록 결혼확률이 높아지는 방향은 있으나 이들의 통계적 유의성은 나타나지 않는다. 가정 배경 및 성장환경 변수를 살펴보면, 가구 소득은 결혼확률에 영향을 주지 않는 반면, 아버지의 학력수준은 결혼진입을 증가시키는 것으로 나타났다. 특히 아버지의 학력이 대졸인 경우 결혼진입을 1%p 정도 증가시키는데, 이는 평균 결혼진입률의 20%에 해당한다. 이는 가족 배경 변수 중 학력으로 대변되는 부모의 배경이 결혼에 중요한 결정요인으로 작용함을 내포한다. 또한, 대도시에서 성장한 경우 결혼진입확률이 낮고, 지역 실업률이 높을수록 결혼진입이 감소한다. 특히 실업률은 결혼진입을 2.1%p 증가시켜 평균 결혼진입률의 36%에 해당하는 수준의 효과가 있다. 이는 취업 가능성 혹은 실업 가능성을 반영하는 지역 실업률, 보다 넓게 해석하면 노동시장 환경이 결혼진입에 매우 중요한 결정요소를 반영한다.

나. 실업, 실직과 결혼진입

<표 12>에서는 앞에서 사용한 개인의 취업상태 및 고용상태 대신 실업과 실직경험 변수를 포함하여 결혼진입 모형을 추정하였다. 이는 미취업 여부 및 고용형태 등 개인의 선택에 관련된 변수에 초점을 맞추기보다는 실직 혹은 실업으로 반영되는 노동시장에서의 충격이 남성의 결혼에 미치는 영향을 살펴봄으로서 취업상태에 대한 내생성을 최대한 통제해 주기 위한 시도이다.⁹⁾ 실업은 현재 수입이 있는 일을 하지 않으나 구직활동을 하고 있는 경우를, 실직은 직장의 파산, 폐업, 해고 등으로 인해 비자발적으로 일자리를 떠난 경우로 정의한다.

9) 본 연구에서는 시간적으로 고정된 개인의 이질성을 통제하기 위한 계량모형이 사용되지만, 시간에 따라 변화하는 개인의 이질성까지 완벽히 통제될 수는 없다. 또한 이러한 이질성이 설명변수와 체계적으로 연관되어 있다면 추정치의 편의(bias) 문제가 발생할 수 있다.

〈표 11〉 남성의 결혼진입 모형 추정치

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	계수	한계효과	계수	한계효과	계수	한계효과	계수	한계효과
26~30세	0.6714 [0.1208]**	0.0358	0.6451 [0.1230]**	0.0345	0.6396 [0.1234]**	0.0342	0.6327 [0.1234]**	0.0339
31~35세	0.6149 [0.1585]**	0.0328	0.5974 [0.1614]**	0.0319	0.5992 [0.1619]**	0.0320	0.5744 [0.1622]**	0.0307
36세 이상	0.3367 [0.2282]	0.0180	0.3166 [0.2308]	0.0169	0.3614 [0.2325]	0.0193	0.3017 [0.2318]	0.0161
경력	0.0338 [0.0048]**	0.0018	0.0331 [0.0048]**	0.0018	0.0325 [0.0048]**	0.0017	0.033 [0.0048]**	0.0018
경력2	0.0001 [0.0002]	0.0000	0.0001 [0.0002]	0.0000	0.0002 [0.0002]	0.0000	0.0001 [0.0002]	0.0000
고졸 미만	-0.1198 [0.1857]	-0.0064	-0.1191 [0.1859]	-0.0064	-0.0084 [0.1882]	-0.0004	-0.1099 [0.1859]	-0.0059
전문대	-0.0412 [0.1173]	-0.0022	-0.0345 [0.1212]	-0.0018	-0.0655 [0.1219]	-0.0035	-0.0314 [0.1214]	-0.0017
대졸 이상	0.1158 [0.1158]	0.0062	0.1056 [0.1225]	0.0056	0.0595 [0.1238]	0.0032	0.1176 [0.1230]	0.0063
가구소득	0.002 [0.0186]	0.0001	0.0014 [0.0186]	0.0001	0.0008 [0.0188]	0.0000	0.0008 [0.0188]	0.0000
아버지학력								
고졸 미만	0.0092 [0.1125]	0.0005	0.0115 [0.1126]	0.0006	0.0115 [0.1128]	0.0006	0.0122 [0.1126]	0.0007
전문대	0.0877 [0.5101]	0.0047	0.0862 [0.5140]	0.0046	0.0477 [0.5166]	0.0026	0.0774 [0.5158]	0.0041
대졸 이상	0.192 [0.1029] [†]	0.0102	0.2002 [0.1032] [†]	0.0107	0.1942 [0.1034] [†]	0.0104	0.203 [0.1033]*	0.0109
종교	0.0756 [0.0892]	0.0040	0.0737 [0.0893]	0.0039	0.0795 [0.0895]	0.0043	0.0767 [0.0893]	0.0041
대도시 성장	-0.2604 [0.1192]*	-0.0139	-0.2595 [0.1193]*	-0.0139	-0.2447 [0.1198]*	-0.0131	-0.2649 [0.1193]*	-0.0142
대도시 거주	0.2242 [0.2342]	0.0120	0.232 [0.2343]	0.0124	0.2478 [0.2351]	0.0132	0.2236 [0.2349]	0.0120
지역 실업률	-0.3972 [0.0457]**	-0.0212	-0.3927 [0.0459]**	-0.0210	-0.3886 [0.0458]**	-0.0208	-0.3927 [0.0460]**	-0.0210
미취업	-0.4841 [0.1190]**	-0.0258	-0.3917 [0.1276]**	-0.0209	-0.4027 [0.1354]**	-0.0215	-0.3708 [0.1308]**	-0.0198
재학 중			-0.3891 [0.2098] [†]	-0.0208	-0.4045 [0.2118] [†]	-0.0216	-0.4049 [0.2107] [†]	-0.0217
자영업					0.1809 [0.2028]	0.0097	0.2152 [0.2011]	0.0115
임시·일용직					-0.1705 [0.1946]	-0.0091		
시간제							-0.1445 [0.3414]	-0.0077

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 50% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

〈표 12〉 실업과 남성의 결혼진입

	계수	한계효과	계수	한계효과
실업	-0.3162 [0.1859]+	-0.0168		
실직 3년 전			-0.194 [0.3691]	-0.0102
2년 전			-0.3671 [0.3693]	-0.0194
1년 전			-0.9706 [0.3731]**	-0.0512
실직 해			-1.0047 [0.3945]*	-0.0530
1년 후			-1.0241 [0.4109]*	-0.0541
2년 후			-0.7200 [0.4085]+	-0.0380
3년 후			-0.6241 [0.4347]	-0.0329
4년 후+			-0.8582 [0.3545]*	-0.0453

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

변수의 정의상 실직이 취업상태에 대한 부정적 외부충격을 보다 잘 반영한다고 해석할 수 있다. 회귀분석에서 실직을 어떻게 정의했는지는 뒤에서 좀 더 자세히 설명하겠다. 우선, 개인의 실업을 나타내는 더미변수를 포함하여 추정한 결과를 살펴보면, 실업은 결혼진입을 1.7p% 감소시키는데, 이는 평균 결혼진입률의 30%에 해당한다. 또한 실업의 결혼 억제효과는 10% 유의수준에서 통계적으로도 유의하여, 실업이 개인의 결혼진입에 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

두 번째 열에서는 개인의 실직 전후의 결혼진입 효과에 대해 살펴보았다. 구체적으로 실직 전후의 효과를 측정하기 위해 실직 3년 전부터 실직 후 경과 연수를 나타내는 더미변수를 포함시켰다. 여기서 실직은 비자발적인 이직을 의미하며, 노동패널의 이직 사유 중 ‘직장의 파산, 폐업, 휴업’, ‘정리해고’ 혹은 ‘권고사직’, 그리고 비임금근로자의 경우 ‘파산, 도산으로 인한’ 이직을 실직에 포함시켰다. 모형 추정치에 의하면 실직 전후 결혼진입이 감소하는데, 그 효과는

실직 1년 전, 실직 당해, 그리고 1년 후에 가장 두드러진다. 특히 실직 해와 실직 1년 후의 결혼진입 감소는 5.3~5.4%p로 평균적인 결혼진입률의 90% 이상을 차지하여 그 효과가 매우 크다. 또한 실직 발생 1년 전에도 남성의 결혼진입 감소 효과가 5.1%p에 달하여 실직 전에도 실직에 대한 예상 등으로 인해 결혼이 상당히 큰 폭으로 감소함을 알 수 있다. 따라서 본 회귀분석 결과는 실업, 실직으로 대표되는 부정적인 노동시장 충격이 미혼남성의 결혼 결정에 매우 심각한 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

VI. 맺음말

본 연구에서는 남성의 노동시장 상태가 결혼에 미치는 영향을 살펴보았다. 우선, 최근 10년간 지속되어 온 청년층의 미취업을 증가 등 노동시장 정착의 감소 및 지연이 혼인을 감소와 연관되어 있는지를 살펴보기 위해 최근 10년간 경제활동인구 조사에 나타난 고용상태 및 혼인상태 변수를 분석하여 이들의 연관성을 분석하고, 고용상태의 변화가 혼인을 감소에 기여하는지를 살펴보았다. 또한 개인의 고용상황 및 실직이 미혼남성의 결혼진입에 미치는 효과를 살펴보기 위해 노동패널을 이용, 횡단면 자료에서는 통제할 수 없었던 관측되지 않는 이질성을 감안하여 분석하였다.

분석 결과를 살펴보면, 취업 및 고용형태의 변화는 최근 20~30대 남성 미혼율 증가의 15% 정도를 설명하며, 이 중 대부분은 이들의 취업을 감소(미취업을 증가)에 의한 것이다. 그러나 고용형태의 변화는 자영업률의 감소와 임시·일용직의 감소가 서로의 효과를 상쇄해 전체적으로는 미혼율 증가에 큰 효과가 없다. 또한 재학률 증가에 의한 미혼의 증가는 미혼율 증가의 3~4% 수준을 설명하나, 학력수준의 변화가 미혼율에 미치는 영향은 미미하다. 또한 패널 분석을 통한 결혼진입 분석의 결과, 미취업이 결혼진입을 감소시키는 효과가 크고 이 효과의 20% 정도가 재학 중인데 기인하는 것으로 추정된 반면, 고용형태는 결혼진입에 유의한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 따라서 최근 지속되어온 혼인을 감소 및 혼인 연령의 증가는 미취업 및 재학률 증가로 반영되는

청년층의 노동시장 정착의 감소에 기인하는 바가 크지만, 고용형태의 변화의 영향이 크다고 해석할 수는 없다. 더불어, 실업 및 실직이 결혼진입의 효과를 살펴본 결과, 이들의 결혼진입에 대한 부정적인 효과는 상당히 심각한 수준인 것으로 나타났다. 특히, 실직을 경험한 미혼남성은 실직 1년 전후로 결혼진입확률이 평균보다 90% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 결과는 청년층의 안정적 노동시장 정착을 위한 정책적 배려, 실직 및 실업 충격을 완화시킬 수 있는 사회보험 및 안전망의 확충은 안정정인 가족 형성, 또는 이를 위한 출산을 제고를 위해 필요조건임을 시사한다. 이를 위해 다양한 졸업 후 노동시장 정착 프로그램의 개발과 효율적인 고용안정 정책의 개발 및 운영을 모색하여야 할 것이다.

참고문헌

- 박경숙 · 김영혜 · 김현숙. 「남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정의 우발적 결합」. 『한국인구학』 28 (2) (2005): 33~62.
- 우해봉. 「교육이 초혼 형성에 미치는 영향 : 결혼 연기 혹은 독신?」. 『한국인구학』 32 (1) (2009): 25~50.
- Ahn, N. & P. Mira. "Job Bust, Baby Bust?: Evidence from Spain." *Journal of Population Economics* 14 (3) (2001): 505~521.
- Becker, G. S. "A Theory of Marriage: Part I." *Journal of Political Economy* 81 (4) (1973): 813~846.
- Becker, G. S. "A Theory of Marriage: Part II." *Journal of Political Economy* 82 (2) (1974): S11~S26.
- Bennett, N. G., D. E. Bloom & P. H. Craig. "The Divergence of Black and White Marriage Patterns." *The American Journal of Sociology* 95 (3) (1989): 692~722.
- Blackburn, M., & S. Korenman. "The Declining Marital-Status Earnings Differential."

- Journal of Population Economics* 7(3) (1994): 247~270.
- Bliner, A. S. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources* 8 (4) (1973): 436~455.
- Chamberlain, G. "Analysis of Covariance with Qualitative Data." *Review of Economic Studies* 47 (1) (1980): 225~238.
- Chun, H., & I. Lee. "Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?." *Economic Inquiry* 39 (2) (2001): 307~319.
- Cotton, J. "On the Decomposition of Wage Differentials." *Review of Economics and Statistics* 70 (2) (1988): 236~243.
- Fairlie, R. W. "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment." *Journal of Labor Economics* 17(1) (1999): 80~108.
- Fossett, M. A., & K. J. Kiecolt. "Mate Availability and Family Structure among African Americans in U. S. Metropolitan Areas." *Journal of Marriage and Family* 55 (2) (1993): 288~302.
- Gray, J. S. "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?." *Journal of Human Resources* 32 (3) (1997): 481~504.
- Gray, J. S., & M. J. Vanderhart. "On the Determination of Wages: Does Marriage Matter." In Waite, Linda J. et al. (editors), *Ties and Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*. New York : Aldine de Gruyter.
- Korenman, S., & D. Neumark. "Does Marriage Really Make Men More Productive?." *Journal of Human Resources* 26 (2) (1991): 282~307.
- Light, A. "Gender Differences in the Marriage and Cohabitation Income Premium." *Demography* 41 (2) (2004): 263~284.
- Lofstrom, M., & C. Wang. "Hispanic Self-Employment: A Dynamic Analysis of Business Ownership." IZA DP No. 2101.
- Reimers, C. W. "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men." *Review of Economics and Statistics* 65 (4) (1983): 570~579.
- Schoeni, R. F. "Marital Status and Earnings in Developed Countries." *Journal of*

Population Economics 8 (4) (1995): 351~359.

Stratton, L. S. "Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men."

Economic Inquiry 40 (2) (2002): 199~212.

Wilson, W. J. *Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.

Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.

〈부표 1〉 실업과 남성의 결혼진입 모형 추정치

	계수	한계효과	계수	한계효과
26~30세	0.6433 [0.1222]**	0.0341	0.6593 [0.1229]**	0.0348
31~35세	0.5394 [0.1601]**	0.0286	0.592 [0.1615]**	0.0312
36세 이상	0.1959 [0.2272]	0.0104	0.3037 [0.2300]	0.0160
경력	0.0386 [0.0047]**	0.0020	0.0404 [0.0048]**	0.0021
경력2	0.0000 [0.0002]	0.0000	0.0000 [0.0002]	0.0000
재학 중	-0.6285 [0.1932]**	-0.0334	-0.5997 [0.1944]**	-0.0317
고졸 미만	-0.1785 [0.1856]	-0.0095	-0.1448 [0.1857]	-0.0076
전문대	0.0142 [0.1204]	0.0008	0.0058 [0.1206]	0.0003
대졸 이상	0.1829 [0.1212]	0.0097	0.1472 [0.1218]	0.0078
가구소득	0.0017 [0.0181]	0.0001	0.0019 [0.0181]	0.0001
아버지 학력				
고졸 미만	0.0233 [0.1121]	0.0012	0.0102 [0.1124]	0.0005
전문대	0.0563 [0.5070]	0.0030	0.1026 [0.5155]	0.0054
대졸 이상	0.2028 [0.1027]*	0.0108	0.2013 [0.1033]+	0.0106
종교	0.0622 [0.0889]	0.0033	0.0716 [0.0893]	0.0038
대도시 성장	-0.2449 [0.1191]*	-0.0130	-0.2307 [0.1202]+	-0.0122
대도시 거주	0.2083 [0.2343]	0.0111	0.2219 [0.2377]	0.0117
지역 실업률	-0.3806 [0.0454]**	-0.0202	-0.4008 [0.0462]**	-0.0212
실업	-0.3162 [0.1859]+	-0.0168		
실직 3년 전			-0.194 [0.3691]	-0.0102
2년 전			-0.3671 [0.3693]	-0.0194
1년 전			-0.9706 [0.3731]**	-0.0512
실직 해			-1.0047 [0.3945]*	-0.0530
1년 후			-1.0241 [0.4109]*	-0.0541
2년 후			-0.72 [0.4085]+	-0.0380
3년 후			-0.6241 [0.4347]	-0.0329
4년 후			-0.8582 [0.3545]*	-0.0453

주: ()안은 표준오차임. + 10% 수준에서 유의함. * 5% 수준에서 유의함. ** 1% 수준에서 유의함.

Employment Status of Men and the Family Formation

Taehyun Ahn

This paper investigates the role of economic and social status of men on their marriage decisions. In order to estimate the extent to which the changes in men's employment status can explain the decline in marriage rate, I examine the information on employment and marital status using data from the Economically Active Population Survey for the recent decade. In addition, I use data from the Korean Labor & Income Panel Survey to estimate the impact of an individual employment status on the marriage entry decision. The results of the analysis indicate that changes in employment status explain a large part of the rise in the share of unmarried men among 20s and 30s. In particular, I find that non-employment, which is a major contributor of delaying marriage, is from the increase in enrollment in formal school. The results from the Korean Labor & Income Panel Survey shows that unemployment significantly decreases the chances marriage of men. To illustrate, the job displacement decreases the marriage entry probability by 90% when compared to the average marriage entry rate.

Keywords : employment status, marriage decision, job displacement

노동정책연구

2010. 제10권 제3호 pp.65~86

© 한국노동연구원

연구논문

외국인과 국내 근로자 임금격차 분석*

조동훈**

본 연구에서는 외국인 근로자 표본을 포함하는 사업체 근로실태조사를 통해서 외국인 근로자와 내국인 근로자의 임금격차를 실증분석하였다. 횡단면 분석을 통해 추정한 외국인과 내국인 간 임금격차는 내국인 근로자의 고용 형태와 상관없이 24% 수준을 보여주고 있다. 이는 내국인 정규직과 외국인 근로자의 현격한 임금격차는 관측되는 근로자의 인적자본의 차이로 설명될 수 있음을 시사하고 있다.

그리고 Oaxaca 분해방법을 통해서 분석한 결과는 외국인과 전체 내국인 근로자 간 임금격차의 63~90% 수준이 설명되는 부분이 차지하였고 이는 정규직 근로자 간 비교에도 비슷한 수치를 보여주고 있다.

핵심용어 : 외국인근로자, 임금격차, Oaxaca 분해방법

I. 서론

국내 경제가 지식산업을 기반으로 급속도로 성장하는 가운데 IT 산업을 포함

논문접수일: 2010년 8월 20일, 심사의뢰일: 2010년 9월 14일, 심사완료일: 2010년 9월 27일

* 본 논문은 2010년 한림대학교 연구지원비에 의하여 연구되었다. 본 논문의 초고에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 진심으로 감사드린다.

** 한림대학교 경영대학 경제학과 교수(hooncho@hallym.ac.kr)

한 지식정보화 산업 관련 분야에 대한 수요가 증가하였다. 그리고 개인들의 학력수준이 매우 높아지면서 고숙련 근로자의 공급도 증가하는 현상을 보여주고 있다. 최근 들어 고졸자의 85% 이상이 대학에 진학하는 상황에서 오히려 이 분야에 있어 공급이 수요를 초과하여 청년층의 고실업이 발생하는 현실이다. 그러나 제조업을 포함한 생산직에 공급되는 인력의 양이 매우 감소하는 추세이며 특히 3D 업종에 있어서 내국인의 유입이 매우 줄고 있는 현실이다.

이런 노동시장 구조변화를 통해 1990년대 이후 증가하던 외국인력의 유입은 2000년 이후 40만 명 수준을 넘어서서 2008년 기준으로 약 70만 명으로 추산되고 있으며 불법체류자도 계속 증가하는 추세이다. 이는 임금근로자 대비 약 4.4% 수준을 차지하고 있는 실정이다. 이런 외국인력의 유입은 궁극적으로 국내 노동시장 구조에 영향을 미치게 되며 특히 숙박업 및 건설업에 있어서 대체효과를 발생하는 것으로 기존 연구는 추정하고 있다(이규용·박성재, 2008).

외국인 근로자 문제는 이민정책 문제, 다문화 가정, 농촌인력 문제 등 광범위한 사회경제적 관심 대상이 될 수 있으나 현재까지 광범위한 통계 자료를 가지고 외국인력과 기존 국내 인력 간의 임금 분석을 시도한 경우는 거의 없었다. 외국인력 유입의 증가는 그들의 고용구조와 임금에 대한 관심을 증폭시키고 있으나 이에 대한 포괄적인 연구는 매우 미미한 상태이다. 이는 외국인력에 대한 고용과 임금을 포함하는 자료의 부재가 그 주된 원인이라 할 수 있다. 본 연구는 노동부에서 조사하는 사업체 근로실태조사 2005년도 자료를 활용하여 외국인과 내국인의 임금격차를 포괄적으로 분석하고자 하였다. 본 연구는 상대적으로 저임금에 종사하고 있는 것으로 판단되는 외국인력의 임금수준을 내국인의 임금수준과 비교분석하여 임금격차의 원인이 인적자본의 차이로 인한 현상인지 혹은 노동시장 차별의 현상인지를 그 존재 유무와 크기를 실증적으로 분석하는 최초의 시도라는 데 그 의의를 두고 있다. 그리고 본 연구는 노동시장 가격의 차이가 발생하는 원인을 분석하고 이에 대한 정책적 방향을 다소나마 제공해 보려고 한다.

외국인 근로자의 경우 상당부분 기간제의 성격이 강하기 때문에 본 연구에서는 전체 표본과 더불어 정규직과 비정규직 그리고 외국인 근로자 간 임금격차를 세부적으로 분석하였다. 개인의 관측되는 다양한 특성들을 고려하고 각 인

적 속성의 노동시장 가격이 동일하다는 가정 하에 추정한 외국인과 내국인 간 임금격차는 내국인 근로자의 고용형태와 상관없이 24% 수준을 보여주고 있다. 이는 내국인 정규직과 외국인 근로자의 현격한 임금격차는 관측되는 근로자의 인적자본의 차이로 설명될 수 있음을 시사하고 있다.

그리고 관측되는 특성에 대한 가격의 차이를 반영한 Oaxaca 분해방법을 통해서 내국인과 외국인의 임금격차를 설명되는 부분과 설명되지 못하는 부분으로 분해하였다. 외국인과 전체 내국인 근로자 간 임금격차의 63% 수준이 설명되는 부분이 차지하였고 이는 정규직 근로자 간 비교에도 비슷한 수치를 보여주고 있다.

II. 기존연구

먼저 본 연구의 실증분석에 앞서 내국인과 외국인 임금격차에 대한 기존의 국내외 연구를 정리해 보기로 하자. 내국인과 외국인 혹은 이민자에 대한 임금격차 연구는 이민을 가장 많이 받아들이는 미국을 중심으로 발전하기 시작하였다. Chiswick(1978)의 연구는 외국인과 내국인의 임금격차를 횡단면 분석하여 비교하였는데 이 연구는 Borjas(1985)의 연구에 의해 크게 비판받게 된다. Chiswick의 연구에서 미국으로 이주한 후의 거주 연수를 일종의 동화효과로 분석하여 이주 기간이 길수록 이주민의 임금이 상승하고 급기야는 내국인의 임금을 넘어선다고 주장하였다. 그러나 Borjas는 이는 서로 다른 기간에 이주한 사람들을 동일 시점에서 비교하는 문제가 발생하는 이른바 세대효과(cohort effects)로 설명하였다. 즉 1960년대 이주한 사람들의 숙련도와 1980년도에 이주한 사람들의 질적 수준이 틀리다는 흥미로운 주장을 하고 있다. 이 두 연구는 이주자와 내국인의 임금격차를 분석하는 중요한 논문들인데 거기에서 사용한 자료는 30년간 축적된 일종의 센서스 자료이다. 이 자료를 통해 그들은 이주자의 동화효과를 추정할 수 있는 것이다.

외국인과 내국인 임금격차에 대한 국내 연구는 유길상·이규용(2002)의 연구로부터 본격적으로 시도되었다. 그 이전에는 분석 가능한 자료가 미미했다는

데 그 원인을 찾을 수 있을 것이다. 유길상·이규용(2002)의 연구는 우리나라 외국인력정책을 국제비교하였으며 국내 최초로 실태조사를 통하여 약 1,000개의 표본을 통해서 외국인력의 근로조건을 실증분석하였다. 그러나 그 당시에는 외국인력이 산업연수생 신분으로 단기간 체류하였고 임금수준이 매우 낮음을 보여주고 있다. 그리고 그 연구의 핵심 분석 내용은 합법인력과 불법인력과의 임금격차를 보여주고 있으며, 내국인과 외국인 간 임금격차 분석에는 초점을 맞추고 있지 않았다.

그 이후 연구는 외국인력을 저숙련 인력과 전문기술 인력으로 구분하여 실증 분석하였다. 먼저 유길상 외(2005) 연구는 저숙련 노동시장을 분석하였으며 그 연구 내용 가운데 실태조사를 통해서 외국인과 내국인의 임금격차를 분석하고 있다. 여기서는 외국인력을 고용형태에 따라 해외투자기업연수생, 연수생 그리고 연수취업생으로 나누어 내국인 근로자와의 임금격차를 분석하였다. 최근 김정호(2009)의 연구는 저숙련 외국인력의 유입의 경제적 영향 분석을 심도 있게 분석하고 있다.

이규용 외(2005) 연구에서는 전문기술 외국인력 표본에 대한 실증분석을 시도하고 있다. 이 연구 또한 설문조사를 통해서 분석하였는데 이는 앞서의 연구와는 달리 기업체 설문조사로 개인 설문조사가 포함하는 개인 근로자별 임금과 근로조건에 대한 정보는 보유하고 있지 않은 단점이 있다. 이 연구를 통해서 필요한 경우 전문 외국인력을 적기에 구할 수 없는 문제점을 날카롭게 지적하고 있다. 마지막으로 이규용 외(2007)의 연구는 외국인력 분석을 통해 중·장기적 제도개선 방향을 제시하고 있으며, 최근 유경준·이규용(2009)의 연구도 이 맥락을 같이하고 있다. 특히 외국인력이 집중되어 있는 산업에서 국내인력과의 대체성과 보완성을 비교하여 외국인력의 유입이 국내 노동시장에 미치는 효과를 포괄적으로 분석하고 있다. 이런 기존의 연구와 비교해서 본 연구는 정부가 조사하는 사업체 근로실태조사 자료를 활용하여 내국인과 외국인의 임금격차를 실증적으로 분석한 의미 있는 연구라 할 수 있다.

Ⅲ. 자료 분석

본 연구에서는 노동부에서 매년 조사사하는 사업체 근로실태조사 2005년도 자료를 사용하였다. 현재 이 조사는 2008년도 이후 고용형태별 근로실태조사로 그 이름이 변경되었다. 이 조사는 1인 이상 사업체에 종사하고 있는 근로자를 대상으로 이들의 임금, 근로시간, 고용형태 등 다양한 정보를 수집하고 있으며 공공행정 및 국방산업을 제외한 사업체 가운데 37,000개 표본을 대상으로 조사하였다. 아래 <표 1>은 전체 표본을 고용형태별 분포를 보여주고 있다. 외국인 근로자의 수는 전체 54만5,414명 가운데 5,207명으로 약 1%를 차지하고 있으며 독립도급종사자, 재택/가내근무자, 파견근로자, 용역근로자, 일시대체근로자, 일용근로자, 시간제 근로자 그리고 계약직 근로자로 정의된 비정규직 근로자의 비율은 19%에 이르고 있다.

다음으로 <표 2>에서 고용형태별로 근로자의 월평균 임금과 월 근로시간 그리고 월평균 임금을 월 근로시간으로 나눈 시간당 임금의 분포를 보여주고 있다. 여기서 월평균 임금은 기본급, 통상적 수당 그리고 기타수당을 합친 정액급여와 초과급여(임금대장에 표기된) 그리고 전년도 연간 특별급여액(12로 나누어 구하였음)을 합산한 금액이다. 정규직의 월평균 임금은 271만 원으로 가장 높고, 비정규직 127만 원 그리고 외국인 근로자는 145만 원을 보여주고 있는데 외국인 근로자의 임금수준은 비정규직보다 약간 높은 수준이며 국내 정규직 근로자보다

<표 1> 고용형태별 분포

(단위: %, 개)

고용형태	총 표본수	분포
정규직	434,761	79.7
비정규직	105,446	19.3
외국인 근로자	5,207	1.0
표본크기	545,414	100

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

〈표 2〉 고용형태별 임금 및 근로시간

(단위: 만원, 시간)

	정규직	비정규직	외국인
월평균 임금	271.9	127.2	145.9
월평균 근로시간	196.8	160.7	234.9
시간당 평균 임금	1.46	0.97	0.72

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

는 매우 낮은 수준을 보여주고 있다. 정규직의 월평균 임금을 100으로 하면 외국인 근로자의 월급 수준은 53.5 수준으로 나타난다. 월 근로시간에 있어서 비정규직이 160시간으로 제일 낮았고, 다음으로 정규직 196시간, 외국인 근로자가 234시간으로 가장 높았다. 근로시간을 고려한 시간당 임금수준은 외국인 근로자가 국내 비정규직 근로자보다 낮은 수준임을 보여주고 있다. 외국인 근로자의 시간당 평균 임금수준은 정규직의 49.3% 수준이며, 비정규직 대비 74.2% 수준에 머무르고 있다.

근로자의 임금에 영향을 주는 다양한 요소들의 분포를 살펴보자. 먼저 근로자의 평균 연령, 여성 비율, 현 직장 근속연수 그리고 근로자의 노동조합 가입 비율의 분포를 <표 3>에서 보면 근로자의 평균 연령에 있어서 정규직이 가장 높은 37.3세이며, 비정규직이 36.1세 그리고 외국인 근로자가 31.9세로 가장 낮다. 각 고용형태별로 여성근로자의 비중은 비정규직이 57.4%로 높았으며 정규직과 외국인의 경우 30% 수준을 밑돌았다. 현 직장 근속연수의 경우 가장 현저한 차이가 발생하는데 이는 정규직의 경우 7.4년인 데 반해서 비정규직과 외국인

〈표 3〉 인적 속성 분포

(단위: 년, %)

	정규직	비정규직	외국인
연령	37.3	36.1	31.9
여성	29.7	57.4	27.6
근속연수	7.4	2.0	1.5
노동조합	13.5	15.4	5.5

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

〈표 4〉 고용형태별 학력 분포

(단위: %)

	정규직	비정규직	외국인
중졸 이하	6.7	10.8	12.5
고졸	35.8	44.5	61.9
초대졸	18.6	16.1	5.5
대졸	31.7	18.7	10.9
대학원졸	7.2	9.9	9.2

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

근로자의 평균 근속연수는 2년을 넘지 못하고 있다. 이는 외국인 고용허가제를 비롯한 제도적 영향으로 추측된다. 외국인 근로자의 경우 노동조합 가입 비율이 국내 근로자보다 현저히 낮게 나타나서 단체협약의 혜택을 대체로 받지 못하고 있음을 보여주고 있다.

근로자의 임금을 결정하는 가장 중요한 요소는 근로자의 인적자본 수준이다. 이를 측정하기 위해서 근로자의 학력수준을 사업체 근로실태조사에서는 중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 그리고 대학원졸 이상의 5개 범주로 조사하고 있다. <표 4>에서 정규직, 비정규직 그리고 외국인 근로자 각각의 표본 안에서 각 학력수준이 차지하는 비율을 보여주고 있다. 먼저 정규직의 학력수준 분포를 살펴보면 중졸 이하가 6.7%, 고졸이 35.8%이며 초대졸 18.6%, 대졸 이상의 비율이 38.9%를 차지하고 있다. 비정규직의 경우 중졸자와 고졸자의 비율이 정규직보다 매우 높게 나타나고 있으며, 대졸 이상의 비율이 26.6%에 머무르고 있다. 이는 국내 정규직과 비정규직 임금격차의 상당 부분이 인적자본의 차이로 설명된다고 할 수 있다. 다음으로 외국인 근로자의 경우 고졸자의 비중이 61.9%로 가장 높은 비중을 보여주고 있으며 상대적으로 대졸 이상의 고학력자의 분포가 국내 비정규직보다도 낮은 것으로 나타났다.

다음으로 근로자가 속한 직업에 관련된 변수와 관련해서 근로자가 속한 사업체 규모와 직종 그리고 산업 분포를 살펴보고자 한다. 근로자가 속한 사업체 규모(상용근로자 기준)를 10인 미만, 10~29인, 30~99인, 100~299인 그리고 300인 이상의 5개 범주로 구분하여 살펴보았다. <표 5>는 각 고용형태별로 사업체 규모 분포를 보여주고 있다. 정규직의 경우 10인 미만 영세사업체 종사자 비

〈표 5〉 고용형태별 사업체 규모 분포

(단위: %)

	정규직	비정규직	외국인
10인 미만	8.2	21.0	10.6
10~29인	11.0	10.3	19.3
30~99인	19.9	13.9	34.4
100~299인	22.4	16.8	18.8
300인 이상	38.5	38.0	16.9

자료: 노동부, 『사업체근로실태조사』, 2005.

율이 8.2%로서 비정규직 21% 그리고 외국인 근로자 10.6%보다 적게 나타났다. 10~29인과 30~99인의 경우도 비슷한 경향을 보여주고 있다. 100인 미만 중소기업에 종사하는 비율이 정규직인 경우 39.1%로 가장 낮게 나타났으며, 비정규직의 경우 45.2% 그리고 외국인 근로자의 경우 무려 64.3% 정도가 중소기업에 종사하는 것으로 나타났다. 즉 외국인 근로자의 대부분이 중소기업에 종사하고 있으며 이 비중은 국내 비정규직보다 훨씬 높은 것으로 나타났다. 300인 이상 대기업에 종사하는 비중에 있어서 정규직과 비정규직의 경우 38% 수준을 보여주었으나 외국인 근로자의 경우는 그 절반에도 못 미치는 16.9%에 이르고 있는 것으로 나타났다. 중소기업에 편중된 외국인 근로자 현상은 내국인과의 임금격차를 심화시키는 중요한 요인 가운데 하나로 작용할 것이다.

근로자가 속한 직종도 임금을 결정하는 중요한 요인인데 본 연구에서는 직업을 다음의 10개 대분류로 나누어 분석하였다. 여기에는 고위임직원 및 관리자, 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무종사자, 서비스종사자, 농림어업 숙련종사자, 기능원 및 관련 기능 종사자, 장치·기계조작 종사자 그리고 단순노무 종사자가 속한다.

다음 <표 6>에서는 정규직, 비정규직 그리고 외국인 근로자별로 직종분포를 제시하고 있다. 정규직의 경우 관리자, 준전문가 그리고 전문가의 비중 합산이 36.2% 수준에 이른 반면, 외국인 근로자의 경우 그 절반에도 못 미치는 16.8% 수준을 보여주고 있다. 대표적인 화이트칼라 직종인 사무종사자 비율도 정규직 26.8%와 비정규직 22.5%에 비해 내국인 가운데 그 비율은 1.9% 수준에 이르고 있다. 외국인 근로자의 경우 절반 이상의 비율이 장치·기계 조작 및 단순노무직에 종사하는 것으로 나타나, 대부분의 외국인 근로자들은 전문기술을 요하지 않는 단순생산직에 종사하는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 고용형태별 직종 분포

(단위: %)

	정규직	비정규직	외국인
고위임직원 및 관리자	4.2	0.3	1.1
전문가	15.8	12.6	12.1
기술공 및 준전문가	16.2	11.8	3.6
사무종사자	26.8	22.5	1.9
서비스종사자	4.3	11.0	3.2
판매종사자	2.0	10.5	0.9
농림어업 기능종사자	0.3	0.7	0.7
기능원 및 관련종사자	8.2	5.3	15.7
장치·기계 조작종사자	17.3	6.1	39.3
단순노무종사자	4.9	19.1	21.3

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

〈표 7〉 고용형태별 산업 분포

(단위: %)

	정규직	비정규직	외국인
농림어업 및 임업	1.4	2.0	1.3
광업 및 제조업	36.9	16.9	77.2
전기·가스·수도	3.1	1.0	0.1
도소매업	7.2	12.2	2.0
숙박 및 음식점업	4.1	7.9	3.7
운수업 및 통신업	10.2	5.8	0.5
금융·임대·보험업	7.1	11.2	0.5
사업서비스업	7.6	8.3	1.4
교육 및 사회복지서비스업	16.3	24.2	12.3
기타서비스업	5.9	10.3	0.9

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

근로자가 속한 산업 분포의 결과가 <표 7>에 제시되어 있다. 전체 산업을 10개 대분류로 나누어 보여주고 있는데 가장 두드러지는 현상은 외국인 근로자의 경우 무려 77.2%가 제조업에 종사하고 있는 것으로 나타났다. 정규직 36.9%와 비정규직 16.9%에 비해서 이는 월등히 높은 수치이다. 앞의 직종 분포와 연관 지어 해석해 보면 외국인 근로자의 경우 대부분이 단순생산직 중소기업에 종사하는 것으로 보인다. 외국인 근로자의 경우 제조업 다음으로 교육서비스업에 종사하는 비율이 12.3%로 나타났는데 이는 영어권 국가에서 들어온 언어교사

들의 비중을 보여주는 것으로 판단된다. 결국 국내 노동시장에서 단순생산직의 경우 외국인력을 유입하여 이를 메우고 있는 실정이며, 실질적으로 고숙련 전문외국인 유입은 상대적으로 매우 미약함을 알 수 있다.¹⁾

IV. 내국인과 외국인 임금격차 분석

본 장에서는 횡단면 회귀분석을 통해서 외국인 근로자와 내국인 근로자 간 임금격차를 분석해 보고 이를 관측되는 근로자의 특성과 이것들이 노동시장에서 반영되는 가격의 차이 혹은 차별로 분해해 보고자 한다. 먼저 구체적인 분해 방법에 앞서 아래와 같은 횡단면 분석을 통해서 내국인 근로자와 외국인 근로자 간 임금격차를 실증분석할 수 있다. 여기서 가정하는 점은 내국인 근로자와 외국인 근로자 간 노동시장 가격, 즉 β_2 의 값들이 동일하다는 것인데 뒤에서 Oaxaca 분해방법에서는 이 가격 차이를 차별의 요소로 통상적으로 해석한다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

식 (1)에서 Y_i 는 각 근로자가 받는 시간당 로그임금이며, Z_i 는 외국인 근로자를 나타내는 더미변수, X_i 는 개별 근로자의 임금을 결정하는 개인 및 직장의 속성들이며 ε_i 는 에러항(error term)이다. 본 논문에서 사용된 설명변수로는 나이, 나이제곱, 근속연수, 성별더미, 학력수준, 사업체 규모, 노동조합 가입 여부, 근로자가 속한 직종 및 산업 변수 등이며, 이는 기존의 임금방정식에 사용된 변수와 비교해서 큰 차이가 발생하지 않는다. 여기서 외국인 근로자 더미변수 추정계수 β_1 가 불편 추정값(unbiased estimates)이 되기 위한 중요한 요건 중의 하나는 에러항과 외국인 근로자 선택과 상관관계가 없어야 된다는 것이다. 즉 통계학적으로 $Cov(Z_i, \varepsilon_i) = 0$ 이 되어야 한다. 물론 이 조건은 성별 임금격차와 마찬가지로 근로자가 외국인인지 아닌지는 외생적으로 결정되기 때문에 이 내

1) 외국인 월평균 임금 분포는 산업별로 상이했는데 금융업이 가장 높은 421만 원이었으며 다음으로 사업서비스업 360만 원 그리고 교육서비스업 222만 원순이었다. 그러나 이 산업에 속한 외국인 근로자의 분포는 전체 외국인 고용가운데 15% 수준에 이르고 있다.

생성 문제는 제기되지 않는다. 그리고 실증분석에서 사용된 종속변수는 시간당 임금에 자연로그를 취한 값이다.

내국인 근로자와 외국인 근로자의 임금격차를 분석하는 데 있어서 중요하게 고려해야 될 점은 국내 노동시장에서 정규직과 비정규직의 임금격차가 어느 정도 존재하고 노동시장이 분리되어 있다는 점이다. 따라서 본 연구에서는 외국인 근로자와 비교 대상인 내국인 근로자를 (1) 전체 표본, (2) 정규직 표본 그리고 (3) 비정규직 표본으로 나누어 각각 살펴보고자 한다. 이를 통해 외국인 근로자의 임금격차 수준과 원인을 정확히 파악할 수 있으리라 판단된다.

외국인과 내국인 근로자 그리고 정규직과 비정규직 근로자 간 임금격차를 추정한 결과가 다음 <표 8>에 제시되어 있다. 첫 번째 열에서 기준 그룹은 정규직과 비정규직 내국인 근로자 전체를 포함하고 있으며, 이를 임금 대비 외국인 근로자의 임금격차를 횡단면 회귀분석을 통해서 추정하고 있다. 관측되는 근로자의 다양한 특성들을 고려했을 경우 전체 내국인 근로자 대비 외국인 근로자의 임금격차는 약 24.3%임을 보여주고 있다. 이는 관측되는 설명변수 통제를 통하여 관측되는 임금격차의 상당 부분이 줄어들고 있음을 알 수 있으며, 이는 외국인 근로자의 숙련도나 능력이 내국인 근로자보다 적음을 알 수 있다. 기타 설명변수의 추정계수도 예측하는 바와 같이 교육수준, 나이, 근속연수가 증가할수록 근로자의 임금이 증가하는 것으로 나타났다. 근로자가 속한 사업체 규모가 증가할수록 근로자의 임금도 역시 상승하는 것으로 나타났다. 지면 관계상 직종과 산업더미 변수의 추정값들은 생략하고자 한다.

<표 8>의 두 번째 열에서 보여주는 결과는 동일한 설명변수를 사용하여 임금방정식을 추정하였는데, 이때 기준이 되는 그룹은 비정규직을 제외한 내국인 정규직을 대상으로 하였다. 내국인 정규직 근로자와 외국인 근로자의 관측 임금격차는 더 큰 것으로 앞서 관측되었으나 횡단면 분석을 통해서 임금격차를 추정했을 경우 외국인 근로자의 임금수준이 동일한 인적자본을 소유한 내국인 정규직 근로자보다 약 22.9% 낮은 것으로 나타났다. 이는 전체 내국인 근로자와의 임금격차 24.4%와 큰 차이가 발생하지 않는다.²⁾

2) 기초통계량 <표 2>의 표본 크기 54만 5,414개와 임금추정식의 표본 크기 54만 2,090개의 차이 3,324개는 개인특성 변수가 누락된 경우 회귀분석에서 제외되기 때문이며 이 차이는 기초통계량 변화에 영향을 주지 않음을 밝혀둔다.

〈표 8〉 내국인과 외국인 임금격차 추정 결과

	전체표본	정규직 근로자	비정규직 근로자
교육수준			
고졸	0.132** (0.002)	0.132** (0.002)	0.145** (0.005)
초대졸	0.220** (0.003)	0.206** (0.003)	0.219** (0.006)
4년제 대졸	0.448** (0.003)	0.421** (0.003)	0.407** (0.007)
대학원 이상	0.741** (0.004)	0.631** (0.004)	1.029** (0.010)
나이	0.003** (0.000)	0.003** (0.001)	0.005** (0.000)
근속연수	0.039** (0.001)	0.037** (0.001)	0.037** (0.001)
노동조합	-0.000 (0.001)	0.022** (0.001)	-0.012** (0.004)
여성	-0.244** (0.001)	-0.229** (0.001)	-0.189** (0.003)
외국인근로자	-0.243** (0.006)	-0.242** (0.006)	-0.241** (0.007)
기업체 규모			
10~29인	0.083** (0.003)	0.122** (0.003)	0.015** (0.006)
30~99인	0.134** (0.003)	0.184** (0.003)	0.049** (0.005)
100~299인	0.189** (0.003)	0.263** (0.003)	0.026** (0.005)
300인 이상	0.337** (0.002)	0.436** (0.002)	0.100** (0.005)
직종더미	yes	yes	yes
산업더미	yes	yes	yes
R-sqs	0.5946	0.6052	0.5088
표본	542,090	439,753	107,352

주: ()안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)을 고려하였음.

교육수준 더미변수에서 기준 그룹은 중졸 이하이며 기업체 규모 더미효과에서 기준 그룹은 종업원 수 10인 미만인 기업임. 나이 제곱항도 설명변수에 포함되었음.

* 통계적으로 5%에서 유의함 ** 통계적으로 1%에서 유의함.

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

다음으로 외국인 근로자와 비정규직 국내 근로자 간 임금격차를 추정한 결과를 세 번째 열에서 보여주고 있다. 근로자의 인적 속성을 전혀 고려하지 않은 상태에서 시간당 임금을 기준으로 외국인 근로자와 정규직 내국인 근로자 간 임금격차는 50.7% 수준이었으며 비정규직 내국인 근로자 간 임금격차는 25.8%이다. 흥미롭게도 관측되는 근로자의 특성을 고려한 비정규직 내국인 근로자와 외국인 근로자 간 임금격차는 24.2% 수준을 보여주고 있으며, 이는 앞에서 살펴본 정규직 혹은 전체 내국인 근로자 간 임금격차 수준과 매우 흡사하다. 이는 외국인 근로자의 인적자본 수준이 비정규직과 매우 비슷하며 그럼에도 불구하고 발생하는 임금격차는 정규직과의 격차와 거의 대동소이함을 보여주고 있다.

횡단면 분석에서 보여주는 실증분석 결과는 내국인 근로자(정규직과 비정규직)와 외국인 근로자가 소유한 인적자본이 노동시장에 동일하게 평가받는다는 가정, 즉 노동시장 가격이 동일하다는 가정 하에 임금격차의 크기를 추정한 것이다. 뒤에서는 이 노동시장 가격의 차이를 고려한 노동시장 차별의 크기를 Oaxaca 분해방법을 사용하여 분석하고자 한다.

1. Oaxaca Decomposition 실증분석

앞에서 분석한 횡단면 실증분석은 관측되는 근로자의 특성이 그들이 속한 그룹 간 노동시장 가격이 동일하다는 가정 하에서 내국인과 외국인 근로자의 임금격차를 추정하는 것이다. 본 논문에서는 두 그룹 간 임금격차를 관측되는 근로자의 특성, 즉 인적자본의 차이와 관측되는 근로자의 특성이 노동시장에서 보상받는 가격의 차이, 통상적으로 노동시장 차별로 분해하여 분석하고자 한다.

기본적으로 Oaxaca(1973) Decomposition 방법은 전체 표본을 두 개의 그룹으로 나누어 회귀방정식을 추정한 뒤에 두 그룹 간 종속변수의 평균값의 차이를 설명변수의 차이와 상수항과 추정계수값의 차이로 분해하는 것이다. 예를 들어 내국인 근로자와 외국인 근로자 두 개의 임금방정식을 아래와 같은 임금방정식을 추정한다고 가정하자.

$$\text{내국인 근로자: } Y_D = \alpha_D + \beta_D X_D + \epsilon_D \quad (2)$$

$$\text{외국인 근로자: } Y_F = \alpha_F + \beta_F X_F + \epsilon_F \quad (3)$$

여기서 Y_D , Y_F 는 각각 내국인과 외국인 근로자의 임금수준이며, X_D , X_F 는 내국인과 외국인 근로자의 임금을 결정하는 관측되는 인적 속성을 의미한다. 그리고 ϵ_D , ϵ_F 는 내국인과 외국인 근로자의 잔차항을 의미하며, 기대평균값은 각각 0으로 정의한다.

여기서 내국인과 외국인 근로자의 (평균)임금격차인 $Y_D - Y_F$ 는 아래와 같이 표현 될 수 있다.

$$Y_D - Y_F = [(X_D - X_F)\beta_D] + [(\alpha_D - \alpha_F) + (\beta_D - \beta_F)X_F] \quad (4)$$

위의 식에서 첫 번째 괄호에 있는 식은 주어진 내국인 근로자의 추정계수를 기준 값으로 내국인과 외국인 인적 속성의 평균값의 차이를 추정해 주고 있으며 두 번째 괄호에 있는 식은 상수항과 추정계수값, 즉 노동시장 가격의 차이로 해석된다. 일반적으로 이 두 번째 괄호 값의 비율을 노동시장 차별로 해석한다.

다음 <표 9>에서 내국인과 외국인 근로자의 임금추정식 결과, 즉 식 (2)와 식 (3)의 추정결과를 보여주고 있다. 본 연구는 외국인 근로자를 전체 내국인 근로자, 정규직 근로자 그리고 비정규직 근로자로 구분하여 비교하고 있다. 따라서 임금추정식에서도 동일하게 전체 표본을 외국인 근로자를 포함한 4개 그룹으로 나누어 추정하였다. 각 그룹별 추정계수값들을 외국인 근로자와 비교하여 이 가격의 차이가 임금격차에 미치는 효과를 분해 추정하고자 한다.

먼저 근로자의 교육수준이 임금에 미치는 효과를 외국인 근로자와 내국인 전체 표본, 정규직과 비정규직 표본과 비교해 보면 교육수준의 증가가 임금에 미치는 가격효과가 외국인 표본에서 가장 적게 나타나고 있다. 이는 동일한 인적 자본 수준을 보유한 내국인에 비해 외국인이 노동시장 가격수준이 적음을 보여주고 있다. 이는 내국인과 외국인 근로자의 임금격차를 증가시키는 방향으로 작용할 것이다. 자세한 분해방법 해석은 뒤에서 기술하고자 한다. 다음으로 나이변수에 있어서는 그 추정계수값이 외국인 근로자의 경우 0.011로서 내국인 근로자들의 추정계수 0.002~0.005보다 높게 나타나고 있는데 이는 동일한 나이에 대해서 외국인의 가격이 내국인에 비해 높기 때문에 이는 궁극적으로 내

〈표 9〉 내국인과 외국인 임금방정식 추정 결과

	전체 내국인 근로자	정규직 근로자	비정규직 근로자	외국인 근로자
교육수준				
고졸	0.138** (0.003)	0.134** (0.003)	0.152** (0.006)	0.040** (0.013)
초대졸	0.221** (0.003)	0.208** (0.003)	0.225** (0.007)	0.042 (0.025)
4년제대졸	0.448** (0.003)	0.421** (0.003)	0.406** (0.007)	0.292** (0.037)
대학원 이상	0.743** (0.004)	0.633** (0.004)	1.058** (0.010)	0.144** (0.054)
나이	0.003** (0.000)	0.002** (0.001)	0.005** (0.000)	0.011** (0.000)
근속연수	0.039** (0.001)	0.037** (0.001)	0.038** (0.001)	0.029** (0.004)
노동조합	-0.000 (0.001)	0.022** (0.001)	-0.011** (0.004)	0.009 (0.004)
여성	-0.246** (0.001)	-0.231** (0.001)	-0.189** (0.003)	-0.128** (0.011)
기업체 규모				
10~29인	0.085** (0.003)	0.124** (0.003)	0.017** (0.006)	-0.021 (0.019)
30~99인	0.137** (0.003)	0.188** (0.003)	0.054** (0.005)	0.022 (0.018)
100~299인	0.191** (0.003)	0.268** (0.003)	0.036** (0.005)	-0.026 (0.021)
300인 이상	0.339** (0.002)	0.406** (0.003)	0.105** (0.005)	0.083** (0.026)
직종더미	yes	yes	yes	yes
산업더미	yes	yes	yes	yes
R-sqs	0.5913	0.5996	0.5032	0.7199
표본	537,075	434,738	102,337	5,015

주: ()안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)을 고려하였음.

교육수준 더미변수에서 기준 그룹은 중졸 이하이며 기업체 규모 더미효과에서 기준 그룹은 종업원 수 10인 미만인 기업임. 나이제곱항도 설명변수에 포함되었음.

* 통계적으로 5%에서 유의함 ** 통계적으로 1%에서 유의함

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

국인과 외국인 간 임금격차를 감소하는 방향으로 작용할 것이다. 근속연수에 대한 임금증가 효과는 외국인에게 가장 적게 나타나는데 그 차이는 1% 정도를 보여주고 있다. 노동조합 가입이 근로자의 임금에 미치는 효과는 그 부호에 있어 다소 예측과는 다르게 나오는 표본도 있기는 하지만, 대체적으로 임금에 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 남성과 여성의 임금격차의 크기는 전체 내국인 근로자의 경우 24.6% 수준을 보여주나 외국인 근로자의 경우 그 격차는 12.8% 수준으로 가장 적게 나타났다. 외국인 근로자의 경우 대부분의 경우에서 단순생산직에 종사하기 때문에 성별 임금격차는 내국인에 비해 그리 크지 않은 것으로 추정된다. 외국인에 대한 상대적으로 적은 성별 임금격차는 오히려 내국인과 외국인의 임금격차를 줄이는 방향으로 작용한다. 사업체 규모가 임금에 미치는 효과는 내국인 근로자의 경우, 특별히 정규직 근로자에 있어서 현저하게 나타난다. 그러나 외국인 근로자의 경우 사업체 규모가 임금을 결정하는 중요한 요인이 아님을 보여주고 있다. 이는 전체 내국인 근로자나 정규직 근로자 대비 외국인 근로자와의 임금격차를 상당히 증가시키는 방향으로 작용한다. 직종과 산업의 경우 지면상 추정계수 결과를 생략하였으나 직종 간 임금격차의 차이가 국내 근로자보다 외국인 근로자에게 크게 나타나서 이는 오히려 내국인과 외국인의 임금격차를 줄이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 산업의 경우는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

앞의 <표 9>의 추정계수값들의 차이와 근로자의 인적 속성 평균값들의 차이를 기초로 위의 식 (4)를 추정하였다. 내국인과 외국인의 임금격차를 설명되는 부분(인적 속성의 차이)과 설명되지 못하는 부분(노동시장 가격의 차이)으로 분해한 결과가 <표 10>에 제시되어 있다. 먼저 외국인 근로자와 내국인 근로자 전체 표본과의 (로그)시간당 임금격차 0.669 가운데 관측되는 특성의 차이가 0.423을 설명하고 있어서 전체 임금격차의 약 63% 정도를 차지하고 있다. 그리고 상수항과 관측되는 가격의 차이의 합인 설명되지 못한 부분이 0.246을 차지하여 전체 임금격차의 약 37%를 차지하고 있다. 관측되는 특성의 차이를 좀 더 구체적으로 살펴보면 여성을 제외한 모든 설명변수가 내국인 대비 외국인의 임금을 감소하는 방향으로 작용하는 것으로 나타났으며 특히 근속연수와 직종

분포의 차이가 큰 부분을 차지하는 것으로 나타났다. 즉 외국인 근로자가 내국인 근로자에 비해 근속연수가 짧고 단순노무직에 상대적으로 많이 분포하여 이것이 외국인 근로자와 내국인 근로자 간 임금격차를 증가시킨 중요 요인으로 작용하였다. 관측되는 가격의 경우 교육수준과 사업체 규모효과가 외국인의 상대적 임금을 감소시킨 반면에 나이와 직종변수에 있어서는 오히려 외국인과 내국인의 임금격차를 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 외국에서 습득한 인적자본이 국내 노동시장에서 빨리 동화될 수 있는 다양한 프로그램이 개발되어야 됨을 시사해 주고 있다. 다음으로 정규직 대비 외국인과의 임금격차 분해 결과도 비슷한 현상을 보여주고 있는데 이는 정규직 표본이 비정규직 표본을 압도하는 효과에 의한 것으로 보인다.

〈표 10〉 Oaxaca Decomposition 분석 결과 : 내국인 추정계수 기준

	전체 내국인	정규직 대비	비정규직 대비
(1) 관측되는 특성	0.423	0.515	0.026
교육수준	0.065	0.068	0.037
나이	0.014	0.013	0.021
근속연수	0.193	0.222	0.018
노동조합	0.000	0.002	-0.001
여성	-0.017	-0.004	-0.055
사업체규모	0.049	0.066	0.010
직종	0.114	0.127	0.059
산업	0.003	0.023	-0.063
(2) 관측되는 가격	-0.077	-0.045	-0.056
교육수준	0.143	0.126	0.175
나이	-0.249	-0.261	-0.174
근속연수	0.015	0.012	0.013
노동조합	-0.001	0.001	-0.001
여성	-0.033	-0.029	-0.017
사업체규모	0.145	0.202	0.034
직종	-0.110	-0.120	-0.075
산업	0.012	0.022	-0.011
(3) 상수항의 차이	0.323	0.291	0.310
설명되는 부분:(1)	0.423(63.2%)	0.423(67.72%)	0.026(9.2%)
설명되지 못한 부분:(2)+(3)	0.246(36.8%)	0.246(32.3%)	0.253(90.8%)
임금차이(내국인-외국인)	0.669	0.761	0.279

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

마지막으로 비정규직 근로자와 외국인 근로자의 임금격차 분해 결과는 앞서의 결과와 다소 상이한 모습을 보여주고 있다. 먼저 이 두 그룹 간 임금격차 가운데 설명되는 부분이 차지하는 비율이 9.2% 수준에 머무르고 있는 반면에 설명되지 못한 부분이 차지하는 비율은 무려 90.8% 수준에 이르고 있다.

앞에서 살펴본 분해 결과는 내국인 임금근로자 대상으로 추정한 계수값을 기준으로 계산한 것이다. 이런 류의 연구에서 항상 지적되는 것은 기준으로 삼는 추정계수값이 그룹별로 상이하기 때문에 이를 고려해야만 한다. 즉 내국인과 외국인의 임금방정식 추정계수값이 <표 9>에서 보이는 것처럼 상이하므로 기준 그룹을 외국인 표본으로 설정한 분해 결과가 <표 11>에 제시되어 있다. 이 경우에 있어서 대부분의 내국인 근로자와 외국인 근로자의 임금격차는 관측되는

〈표 11〉 Oaxaca Decomposition 분석 결과 : 외국인 추정계수 기준

	전체 내국인	정규직 대비	비정규직 대비
(1) 관측되는 특성	0.618	0.686	0.330
교육수준	0.046	0.052	0.020
나이	0.054	0.057	0.044
근속연수	0.144	0.175	0.014
노동조합	0.001	0.002	0.001
여성	-0.009	-0.031	-0.037
사업체 규모	0.015	0.016	0.015
직종	0.354	0.377	0.257
산업	0.012	0.011	0.017
(2) 관측되는 가격	-0.272	-0.216	-0.361
교육수준	0.161	0.141	0.193
나이	-0.289	-0.305	-0.197
근속연수	0.064	0.059	0.017
노동조합	-0.001	0.002	-0.003
여성	-0.041	-0.031	-0.035
사업체 규모	0.179	0.253	0.034
직종	-0.350	-0.369	-0.271
산업	0.006	0.035	-0.089
(3) 상수항의 차이	0.323	0.291	0.310
설명되는 부분:(1)	0.618(92.4%)	0.686(90.1%)	0.330(118.2%)
설명되지 못한 부분:(2)+(3)	0.051(7.6%)	0.075(9.9%)	-0.051(-18.2%)
임금차이(내국인-외국인)	0.669	0.761	0.279

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

특성의 차이에 기인하는 것으로 나타난다. 앞서와 마찬가지로 낮은 교육수준과 근속연수 혹은 나이 그리고 직종 분포의 차이가 외국인의 상대적 낮은 임금을 대부분 설명하고 있다. 특히 비정규직 내국인 근로자와 외국인 근로자의 분해 결과는 추정계수 기준값에 따라 매우 상이하게 나타난다. 내국인 비정규직을 기준으로 했을 경우 내국인 비정규직과 외국인 근로자의 임금격차 차이의 대부분은 노동시장 가격의 차이로 설명되나 이를 외국인 근로자 기준으로 분석하면 임금격차의 대부분은 관측되는 근로자의 특성 차이로 설명되고 있다. 따라서 <표 10>과 <표 11>의 결과를 종합해 보면 내국인과 외국인 임금격차의 상당 부분이 인적 특성의 차이에 의해 설명되고 있으나 동일한 인적 특성에 대해서 노동시장에서의 보상이 외국인 근로자의 경우 상대적으로 낮은 것으로 나타남을 보여주고 있다.

그리고 남녀의 임금구조 및 결정요인은 크게 다르기 때문에 마지막으로 임금격차 분석을 따로 분리하여 내국인 남성과 외국인 남성 그리고 내국인 여성과 외국인 여성근로자로 서로 비교한 결과가 <표 12>에 제시되고 있다. 처음 두 번째 열은 내국인 추정계수 기준 결과이며 그 다음 열들은 외국인 추정계수값을 기준으로 한 분해 결과이다. 앞의 결과에 비슷하게 내국인 추정계수값을 기준으로 한 경우 내국인 남성과 외국인 남성근로자의 임금격차 가운데 63% 정도가 관측되는 근로자의 특성의 차이로 설명되었고 그 비중은 외국인 추정계수를 기준으로 했을 경우 87% 수준에 이르고 있다. 여성근로자 간 임금격차 분해 결과도 이와 비슷한 패턴을 보여주고 있다. 이때 발견되는 또 하나의 특징은 여성근로자 간 내국인과 외국인 근로자의 임금격차가 상대적으로 남성근로자보다 적다는 것이다.

<표 12> Oaxaca Decomposition 분석 결과 : 남성 vs. 여성

	내국인 추정계수 기준		외국인 추정계수 기준	
	남성	여성	남성	여성
(1)관측되는 특성	0.513	0.286	0.705	0.461
(2)관측되는 가격	0.069	-0.230	-0.123	-0.405
(3)상수항의 차이	0.228	0.367	0.228	0.367
설명되는 부분:(1)	0.513(63.3%)	0.286(67.4%)	0.705(87.0%)	0.286(108.8%)
설명되지 못한 부분:(2)+(3)	0.297(36.7%)	0.138(32.6%)	0.105(13.0%)	-0.037(8.8%)
임금차이	0.810	0.424	0.810	0.424

자료: 노동부, 『사업체 근로실태조사』, 2005.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 기업체 근로실태조사에 포함된 외국인 근로자 표본을 활용하여 내국인 근로자와의 임금격차 크기를 실증분석하였다. 시간당 임금수준을 기준으로 내국인 근로자 대비 외국인 근로자의 임금격차는 50% 수준을 보여주고 있다. 내국인을 정규직과 비정규직으로 구분으로 했을 경우 비정규직과의 차이는 약 30% 수준으로 나타났다. 개인의 관측되는 다양한 특성들을 고려하고 개인적 속성의 노동시장 가격이 동일하다는 가정 하에 추정한 외국인과 내국인 간 임금격차는 내국인 근로자의 고용형태와 상관없이 24% 수준을 보여주고 있다. 이는 내국인 정규직과 외국인 근로자의 현격한 임금격차는 관측되는 근로자의 인적자본의 차이로 설명될 수 있음을 시사하고 있다.

그리고 관측되는 특성에 대한 가격의 차이를 반영한 Oaxaca 분해방법을 통해서 내국인과 외국인의 임금격차를 설명되는 부분과 설명되지 못하는 부분으로 구분하였다. 외국인과 전체 내국인 근로자 간 임금격차의 63% 수준이 설명되는 부분이 차지하였고 이 비중은 외국인 근로자 임금추정식 계수값을 사용한 경우는 90% 수준으로 증가하였다. 이는 외국인 근로자가 동일한 인적자본에 대해 노동시장에서 내국인 근로자에 비해 상대적으로 낮은 보상을 받고 있다는 증거이며, 그 최소치는 7% 수준이고, 최대치는 36% 수준임을 보여주고 있다. 이런 패턴은 정규직 근로자 간 비교에도 비슷한 수치를 보여주고 있다(노동시장 보상의 차이가 최소치 9%, 최대치 32%).

그러나 비정규직 근로자와의 비교에서는 추정계수의 그룹의 따라 분해 결과가 매우 상이하게 나타나고 있다. 내국인 비정규직을 기준으로 했을 경우 내국인 비정규직과 외국인 근로자의 임금격차 차이의 대부분은 노동시장 가격의 차이로 설명되나 이를 외국인 근로자 기준으로 분석하면 임금격차의 대부분은 관측되는 근로자의 특성 차이로 설명되고 있다. 이는 비정규직 내국인 근로자와 외국인 근로자의 노동시장 가격의 차이가 다른 그룹에 비해 현저히 심하게 나타남을 보여주고 있는데 특히 교육수준에 대한 노동시장의 보상의 차이가 이

두 그룹의 임금격차를 심화시키는 것으로 나타났다. 이는 외국에서 습득한 인적자본이 국내 노동시장에서 쉽게 동화되지 못하는 현상이며, 이를 직업훈련 등을 통하여 국내 노동시장에서 활용할 수 있는 맞춤형 프로그램을 다양하게 개발하는 것이 필요하리라 판단된다.

참고문헌

- 김정호. 『저숙련 외국인력 유입의 경제적 영향분석』. 한국개발연구원 정책연구시리즈, 2009.
- 유경준 · 이규용. 『외국인력의 현황과 정책과제』. 한국개발연구원 정책연구시리즈, 2009.
- 유길상 · 이규용. 『외국인 근로자의 고용실태 및 정책과제』. 한국노동연구원, 2002.
- 유길상 외. 『저숙련 외국인력 노동시장 분석』. 한국노동연구원, 2004.
- 이규용 외. 『전문기술 외국인력 노동시장 분석』. 한국노동연구원, 2005.
- _____. 『외국인력 노동시장 분석 및 중장기 관리체계 개선방향 연구』. 한국노동연구원, 2007.
- 이규용 · 박성재. 「외국인력 고용구조와 영향」. 『노동리뷰』, 2008.
- Borjas, G. "Assimilation, Changes in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants." *Journal of Labor Economics* 3 (4) (1985): 463~489.
- Chiswick, B. "The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men." *Journal of Political Economy* 86 (5)(1978): 897~921.
- Oaxaca, R. "The Male-Female Wage Differentials in the Urban Labor Market." *International Economic Review* 14 (3) (1973): 693~709.

Analysis of Wage Differentials between Domestic and Foreign Workers in Korea

Donghun Cho

This papers examines wage differentials between foreign workers and domestic workers in Korea using large sample of data set governed by department of labor. By using cross-sectional OLS estimation the paper found out about 24% wage differential between foreign and domestic workers. The decomposition analysis of Oaxaca method shows that about 63%~90% of wage differentials seems to be explained by differences in observed workers' characteristics.

Keywords : Oaxaca decomposition, wage differentials, foreign workers.

노동정책연구

2010. 제10권 제3호 pp.87~117

© 한국노동연구원

연구논문

비정규 노동과 근로빈곤의 관계: 임금차별과 근로시간의 영향을 중심으로*

백학영**
구인회***

본 연구는 최근 주요한 사회 문제로 등장한 비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 분석하였다. 비정규직의 빈곤위험은 정규직에 비해 4배 높았으며, 근로빈곤층의 1/3을 비정규직이 구성하였다. 비정규직의 월 임금은 정규직의 54.6%로 큰 격차를 보였으며, 근로시간을 통제했을 때 비정규직의 상대임금은 정규직의 73.0%로 임금격차가 감소한다. 비정규직과 정규직의 빈곤율 차이를 특성 차이로 인한 부분과 차별로 인한 부분으로 분해한 결과, 비정규직의 임금격차는 주요하게 생산성 차이에 기인한 것으로 나타나, 임금차별로 설명되는 임금격차, 빈곤율 차이는 거의 없었다. 그렇지만 비정규직의 근로시간이 정규직과 같은 수준으로 증가할 때 비정규직의 빈곤율은 26~37% 정도 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비정규직의 빈곤 문제 해결을 위해서는 이들의 생산성 확대를 위한 인적자본에 대한 투자와 근로시간 증대를 위한 노력이 중요함을 보여준다.

핵심용어 : 근로빈곤, 비정규 노동, 임금격차, 근로시간, 고용안정성

논문접수일: 2010년 6월 24일, 심사의뢰일: 2010년 6월 28일, 심사완료일: 2010년 9월 27일

* 본 논문은 제1회 한국복지패널 학술대회(2008. 9. 26)와 한국사회복지정책학회 춘계학술대회(2009. 5. 22)에 발표한 글을 발전시킨 것이다. 학술대회에서 토론을 해주신 성명재(한국조세연구원), 김성희(한국비정규노동센터) 선생님과 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

** 강원대학교 사회복지학과 전임강사(hywhite@paran.com)

*** 서울대학교 사회복지학과 부교수(inhoeki@snu.ac.kr)

I. 서론

최근 우리나라 빈곤에 대한 논의에서 대표적인 주제 중 하나는 근로빈곤층(working poor)의 문제이다. 전통적으로 빈곤은 노령, 질병, 장애 등 생애주기의 변화와 인생 행로의 사건과 관련된 사회적 위험으로 인해 노동시장에서 배제된 결과로 나타났다. 그러나 외환위기 이후 우리 사회에서는 일하면서도 빈곤한 사람들이 증가하였다. 이러한 근로빈곤층을 전통적인 빈곤층과 구분하여 새로운 빈곤층(new poverty)으로 칭하기도 한다(Room, 1990; Cheal, 1996). 근로빈곤층의 증가는 불안정한 고용, 저임금, 저기술 등 고용 상황과 관련된 빈곤의 재구조화를 보여주고 있다(김영란, 2004).

전체 임금근로자 중 임시일용근로자는 1997년 45.9%에서 1998년 47.0%로 증가한 이후 2000년 52.4%까지 증가하였으며(문형진, 2007), 외환위기 이후 비정규직은 37.0%(2004년)까지 증가하였다(이병희·정성미, 2007).¹⁾ 외환위기 이후 근로자의 절대빈곤율은 3.42%(2006년)에서 4.86%(2002년)로 증가하였으며(유경준, 2003), 취업빈곤율 또한 2.8%(1997년)에서 3.6%(1999년)로 증가한다(노대명, 2008). 이러한 양상은 근로빈곤층의 증가가 임시일용근로자 또는 비정규 노동의 증가와 관계가 있음을 시사한다. 그러나 비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 본격적으로 분석한 연구는 의외로 드물다.

그동안의 비정규직에 대한 논의는 비정규직 규모와 변화 양상(이병희·정성미, 2008, 2007; 김유선, 2007; 정이환, 2001), 노동시장 구조 변화와 비정규 노동의 증가(황수경, 2003; 김유선, 2003; 이효수, 2002; 이종선, 2002; 금재호·조준모, 2001), 임금격차와 불평등에 대한 노동시장 변화의 영향(남재량 2007; 박기성·김용민, 2007; 이인재, 2007; 김복순, 2006; 이성균, 2006; 송일호, 2005), 정규직과 비정규직의 복리후생의 격차(반정호, 2006; 안주엽, 2006; 강승복, 2005; 황덕순, 2003) 등을 중심으로 이루어져 왔다. 그리고 최근 고용의

1) 취업근로자까지 비정규직에 포함할 경우 비정규직 규모는 2001년 55.7%, 2002년 56.6%, 2004년 55.9%에 이른다(김유선, 2010).

질에 대한 관심이 고조되면서 비정규 고용의 질에 대한 논의(이시균, 2006)도 이루어지고 있다. 이들 연구들은 비정규 노동에 대한 체계적인 이해를 제공한다는 측면에서 의의가 있다. 그렇지만 이 연구들은 비정규직 근로자 개인특성이나 근로특성, 정규직과의 보상격차 등에 초점을 두고 있어, 최근에 관심이 증가하고 있는 근로빈곤의 문제와 비정규 노동과의 관계까지는 설명하지 못하고 있다.

비정규 노동과 빈곤의 관계를 분석한 연구들은 공통적으로 불안정한 고용상태가 빈곤의 원인임을 보여준다(반정호, 2009; 장지연·양수경, 2007; 김교성·반정호, 2004). 이들 연구들은 비정규직 근로자가 빈곤할 가능성이 높다는 것을 보여주지만, 비정규직 근로자의 근로형태와 빈곤의 관련성, 비정규직의 빈곤 완화를 위한 구체적인 방안들에 대해서는 검토가 부족하다. 본 연구는 기존 연구들의 논의를 바탕으로, 최근 주요한 사회 문제로 등장한 근로빈곤과 비정규 노동의 관계를 분석하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 왕성한 근로활동이 기대되는 기간노동력(25~59세)을 중심으로 이들의 근로형태에 따른 빈곤특성을 살펴보고, 비정규 노동이 근로빈곤을 얼마나 설명하는지를 분석하고자 한다.

II. 비정규 노동과 정규 노동의 보상 격차와 빈곤에 관한 논의

외환위기 이후 비정규직의 개념 및 범위를 둘러싼 논쟁이 지속되다가 2002년 7월 노사정위원회 비정규특별위원회에서 고용형태에 따른 기준에 다음과 같이 합의했다. 비정규직 근로자는 각각의 개별적 고용형태에 따라 분류할 수 있으며, 고용계약 기간, 근로제공 방식, 고용 지속성, 근로시간 등 국제적 기준과 아울러 우리나라 특성을 고려하는 다차원적인 기준에 의거하여 파악되어야 한다. 우리나라 비정규직 근로자는 1차적으로 고용형태에 따라 한시적 근로자 또는 기간제 근로자, 단시간 근로자, 파견·용역·호출 등의 형태로 종사하는 근로자를 대상으로 한다. 우리나라 노동시장의 특성상 위의 범주에는 포함되지

않으나 고용이 불안정하고 근로기준법상의 보호나 각종 사회보험 혜택에서 누락되어 사회적 보호가 필요한 근로계층이 광범위하게 존재한다는 점을 인식하며 이를 ‘취약근로자’로 파악한다. 본 연구에서 비정규직은 노사정위원회의 합의에 따라 한시적 근로자 또는 기간제 근로자, 단시간 근로자, 파견·용역·호출 등의 형태로 종사하는 근로자를 비정규직으로 정의하고자 한다.

비정규직 근로자와 정규직 근로자 사이에는 임금 등에서 보상의 차이가 존재하고 이것이 비정규직 근로자 빈곤의 원인으로 알려져 왔다. 그렇다면 비정규 노동과 정규 노동 사이에는 왜 보상의 차이가 있는 것일까? 비정규 노동과 정규 노동의 보상격차가 생산성 요인에 의한 것인지 차별적 요인에 의한 것인지에 대한 의견은 분분하다(이인재·김태기, 2009; 남재량, 2007; 박기성·김용민, 2007; 김복순, 2006; 남재량·이인재·이기재, 2005b; 어수봉·윤석천·김주일, 2005; 남재량·류근관·최효미, 2005a; 권혜자, 2001; 안주엽, 2001).²⁾ 최근의 연구에서는 근로자의 인적특성과 업무특성까지 고려할 경우, 정규직 근로자와 비정규직 근로자 사이의 임금격차는 축소되거나, 통계적으로 유의미한 차이가 없다는 주장도 제기된다(이인재, 2007; 남재량, 2007; 어수봉 외, 2005). 횡단자료를 이용한 분석에서 정규 노동과 비정규 노동의 임금격차 가운데 87~91% 정도가 생산성에 의한 것이고 차별에 의한 부분은 9~14% 정도인 것으로 나타난다(남재량, 2007; 김복순, 2006).³⁾ 근로자들의 관찰되지 못한 개개인의 능력을 통제하여 패널자료를 이용한 분석(남재량, 2007)에서는 정규직과 비정규직의 시간당 임금을 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 비정규직과 정규직 사이에 차별에 의한 임금격차는 거의 존재하지 않음을 시사하는 결과로서 주목할 만하다.

정규직과 비정규직 사이에는 임금뿐만 아니라 복리후생 측면에서도 격차가 있다. 복리후생의 포괄성과 관대성을 비교한 결과, 정규직에 비해 비정규직의

2) 남재량(2007), 어수봉 외(2005)는 경제활동조사 부가자료를 이용하였으며, 특히 남재량(2007)은 2001년과 2002년, 2003년과 2004년을 패널로 연결하여 패널화한 자료를 이용하여 분석하였다. 박기성·김용민(2007), 김복순(2006), 이인재(2007)는 「사업체 근로실태조사」 자료를 이용하였으며, 이인재·김태기(2009)는 한국노동패널 1~10차년도 자료를 이용하였다.

3) 남재량(2007)의 연구에서는 생산성에 의한 임금격차는 86.5~91.2%이며 차별에 의한 격차의 최댓값은 8.8~13.5%였으며, 김복순(2006)의 연구에서는 생산성에 의한 격차는 91.4%, 차별에 의한 격차의 최댓값은 8.6%였다.

조건이 열악한 것으로 나타난다(반정호, 2006). 이 연구에서 비정규직은 열악한 근로환경에 처해 있으며, 기업복지에서 배제된 특성을 보이는데, 12개 법적 복리후생 항목 중 사회보험, 퇴직금 및 각종 법정 휴가 등의 전 항목에서 정규직과 큰 차이가 있었다. 안주엽 외(2003)는 비정규직 근로자와 정규직 근로자의 순임금격차는 임금 측면보다는 부가급여에서 발생한다고 지적하기도 한다. 이렇게 정규직과 비정규직의 보상격차는 임금 측면과 부가급여 측면에서 모두 발생하지만, 본 연구는 임금 측면에 초점을 두어 비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 분석한다.

비정규직의 고용형태에 따라 다르지만 일반적으로 비정규직 근로자의 근로시간이 정규직에 비해 짧다. 경제활동인구조사 부가조사(2007년 3월) 결과를 보면, 임금근로자 전체는 주당 45.9시간, 정규직은 주당 46.2시간, 비정규직은 주당 45.8시간을 일하는 것으로 나타나, 비정규직의 근로시간은 정규직에 비해 0.4시간 짧다(김유선, 2007). 비정규직의 고용형태별로 살펴보면, 비정규직 내에서도 시간제 근로자의 주당 근로시간은 21.2시간으로 다른 어떤 고용형태보다 짧다. 그리고 한시적 근로자는 주당 45.7시간을 일하여 비정규직 전체의 주당 근로시간과 비슷하며, 비전형 근로자는 파견근로와 용역근로의 근로시간이 길게 나타나지만 전반적으로 비전형 근로자의 근로시간은 정규직에 비해 짧았다.

이렇게 비정규 근로자의 근로시간이 짧다면, 선행연구의 결과처럼 비정규직의 시간당 임금은 정규직과 차이가 없다 하더라도 비정규직의 임금총액은 적어 이들의 빈곤위험은 증가할 수밖에 없다. 여기에서 우리는 비정규직 선택이 비자발적인 경우, 짧은 근로시간 또한 비자발적이라는 것에 주목할 필요가 있다. 경제활동인구조사 부가조사(2009년 8월) 결과, 비정규직의 57.3%가 비자발적으로 비정규직을 선택한 것으로 나타난다(통계청, 2009a). 비정규직 유형별로 비자발적 선택을 한 비중을 보면, 일일고용이 88.7%로 가장 높으며, 다음으로 비전형(67.1%), 시간제(62.0%), 특수고용(58.3%), 용역근로(58.1%)순이다. 파견근로(36.2%)를 제외한 모든 비정규직 유형은 과반수 이상이 비자발적 선택이었다. 일반적으로 단시간 근로자는 여성 등이 가사와 근로를 겸하기 위한 자발적인 선택의 결과일 수 있다. 그러나 우리나라에서 단시간 근로자 중 비자발적 단시간 근로자의 비중이 국제적으로 높은 수준으로(안미보·반정호, 2007)

상당수의 비정규 노동은 비자발적이다(통계청, 2009b; 정성미, 2006). 프랑스, 독일, 이탈리아 등 EU 15개국에서는 시간제 일자리의 자발적 선택은 83.1% (Eurostat, 2000; 통계청 2009a 재인용)임에 비해, 우리나라 시간제 근로의 경우 자발적 선택이 38.0%에 불과하다. 이는 우리나라 비정규직이 비자발적인 선택의 결과이고 이들의 짧은 근로시간 또한 비자발적 선택이라 할 수 있다. 따라서 비정규직의 빈곤위험은 임금격차만이 아니라 근로시간의 차이에 의해 커지게 될 것이다. 임금격차가 없거나 크지 않더라도 근로시간에서 차이가 크다면 비정규직의 빈곤위험은 높을 것이다. 이에 본 연구는 근로시간을 고려하여 비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 분석하고자 한다.

비정규직은 임금과 근로시간 등의 차이로 인해 경제적 어려움과 빈곤을 경험할 가능성이 높다. 고용상태가 빈곤이행에 미치는 영향을 분석한 김교성·반정호(2004)는 가구주의 속성에 초점을 두어 가구주가 정규직인 가구에 비해 비정규직일 때 가구의 빈곤진입 가능성은 높은 반면, 빈곤탈출 가능성은 낮다는 결과를 보여준다. 장지연·양수경(2007)은 지속적으로 정규 고용상태인 근로자나 정규직에서 비정규직 또는 비정규직에서 정규직으로 이동하는 근로자와 비교하여 장기적으로 비정규 노동에 계속 머물러 있는 근로자들이 근로빈곤층에 빠질 위험이 높다는 점을 보여준다. 지속적으로 비정규직 상태에 있는 근로자의 상대 빈곤율은 21.5%로 지속적으로 정규직이었던 근로자의 상대 빈곤율 7.0%에 비해 상당히 높은 수준이었다. 본 연구는 이상의 선행연구에 기초하여 비정규직과 정규직의 임금 및 근로시간 차이와 근로빈곤의 관계를 분석한다.

Ⅲ. 분석 방법

1. 분석 자료

본 연구는 비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 분석하기 위해 한국복지패널조사 3차년도 자료를 활용하였다. 한국복지패널 3차년도 조사는 2008년에 6,314 가구를 대상으로 조사가 이루어졌다.⁴⁾ 본 연구에서는 15세 이상의 가구원이 있

는 6,314가구의 13,172명의 자료를 기본으로 활용하였다. 15세 이상 가구원의 자료는 주요하게 가구 데이터에 포함된 개인 정보를 이용하였으며, 근로시간 변수 등은 개인 데이터의 자료를 활용하였다. 또한 본 연구는 기간노동력(primary labor force)을 25~59세 근로연령층으로 정의하고, 기간노동력이 포함된 4,004가구의 7,406명의 정보를 분석 자료로 삼았다. 분석 자료는 가구데이터의 개인 정보와 개인데이터의 개인 정보를 결합하여 재구성하였으며, 분석은 개인의 근로형태, 즉 정규직과 비정규직에 초점에 두어 개인단위로 이루어졌다. 가구단위 분석을 할 경우, 분석은 가구주의 고용상태를 기준으로 정규직 가구와 비정규직 가구로 분석하는 경향이다. 그렇지만 가구단위 단위 분석은 가구가 아닌 가구원의 특성이 반영되지 못하는 한계가 있다. 본 연구는 가구단위 분석의 한계를 극복하기 위해서 개인을 분석단위로 하여 가구 내에 정규직과 비정규직을 모두 분석에 포함하였다. 한국복지패널은 전국을 대표하는 표본으로 구성되어 있고 저소득층 가구를 과대표집하여 빈곤 연구에 적합한 자료이다. 저소득층을 과대표집한 자료이기에 통계의 대표성을 확보하기 위해서 본 연구의 모든 분석은 가중치(표본 가중치)를 적용하였다. 가구의 빈곤지위 결정에서는 가구의 표본 가중치를 적용하였으며, 개인 자료 분석은 개인의 표본 가중치를 적용하였다.

2. 분석 방법

가. 주요 변수의 정의 및 측정

비정규 노동과 가구빈곤의 관계 분석에 활용된 주요 변수를 간단히 정의하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 근로빈곤은 넓게는 근로능력이 있음에도 불구하고 빈곤한 상태, 즉 경제활동인구의 빈곤(경활빈곤)으로 정의하지만, 비정규직과 정규직에 초점을 둔 분석에서는 근로빈곤을 취업빈곤으로 정의한다. 둘째, 가구의 경제적 상태를 파악하기 위해 가구소득은 주요하게 정상소득을 이용한

4) 2008년도에 실시한 한국복지패널 3차년도 조사는 2007년의 가구 및 개인 상황을 조사하여 본 연구에서 사용한 정보는 2007년의 가구 및 개인의 정보이다. 또한 분석 자료에서 제시한 사례 수(가구, 개인)는 가중치 적용 이전의 수치이며, 분석 결과의 사례 수는 모두 가중치를 적용한 결과이다.

다. 빈곤지위의 결정은 주요하게 총소득(근로소득+사업소득+재산소득+공적이전소득+사적이전소득)을 이용하며, 분석의 필요에 따라 시장소득과 가처분소득도 이용하였다. 시장소득은 총소득에서 공적이전소득을 제한 소득으로, 가처분소득은 총소득에서 조세와 사회보장조세를 제한 소득으로 측정하였다. 셋째, 개인의 빈곤지위는 가구의 절대적 빈곤상태를 기준으로, 빈곤가구에 속한 개인은 빈곤한 것으로 구분하였다. 절대빈곤 여부는 2007년 가구규모별 최저생계비를 이용하여, 최저생계비 100%, 150%(중위소득 50%와 유사)를 기준으로 결정하였다. 넷째, 임금근로자의 고용형태에서 비정규직 정의는 노사정위원회의 합의에 따랐다. 다섯째, 한국복지패널 자료의 특성상 개인의 고용형태는 2007년 말을 기준으로 구분하였으며, 임금과 근로시간은 연간 총임금과 총근로시간을 이용하였다.⁵⁾

나. 분석 방법

비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 밝히기 위한 본 연구의 접근방법은 비정규직과 정규직의 실제 빈곤율과 임금과 근로시간에서 동등하게 처우 받는 가설적인 상황에서의 빈곤율의 차이를 보는 것이다. 그런데 근로시간을 동등하게 하는 것은 비교적 단순한 방법으로 가능하지만, 비정규직이 임금차별을 받지 않고 정규직과 동등하게 처우 받는 가설적인 경우를 구성하는 것은 다소 복잡하다. 이에 대한 방법으로 본 연구에서는 비정규직과 정규직의 임금격차를 차별로 인한 부분과 그 이외의 부분으로 분해하는 Oaxaca 임금격차 분해 방법을 적용하였다(Oaxaca, 1973). 임금격차 분해에서 임금근로자의 임금은 시간당 임금으로 측정하였으며, 임금방정식은 식 (1)을 이용하였다.

$$\ln w_i = T_i\tau + X_i\beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

좌변의 변수는 개별 근로자의 로그 시간당 임금이며, 우변에 있는 X_i 는 임금 결정에 중요한 영향을 미치는 변수들의 벡터로 성, 연령, 교육수준, 건강 문제,

5) 고용형태에 따른 정확한 시간당 임금률을 계산하기 위해서는 개인별 1년 동안의 경제활동 변화를 반영해야 한다(이병희·반정호, 2009). 그러나 본 연구는 2007년 1년 동안 고용형태의 변화로 인한 총임금과 총근로시간의 변동을 반영하지 못한 한계가 있다.

사업장 규모, 직종, 산업, 지역 등이다. 이러한 특성들을 고려한 이후에도 근로 형태에 따라 통계적으로 의미 있는 격차가 존재한다면, 그러한 차이를 정규 노동과 비정규 노동의 임금격차로 파악할 수 있다. 우변에 있는 변수 T_i 는 비정규 노동 여부를 나타내는 변수이고, 이에 대한 회귀계수 τ 는 정규 노동과 비정규 노동의 임금격차를 나타낸다.

임금방정식 추정을 통해 비정규 노동과 정규 노동의 임금격차가 존재하는 것을 확인한 후, 임금격차가 생산성에 의한 차이인지, 다른 요소에 의한 차이인지를 임금격차 분해를 이용하여 분석하였다. 생산성에 의한 차이의 나머지는 임금함수에 포함되지 않은 속성들과 차별에 의한 격차로 설명될 수 있다. 즉 생산성에 의한 차이를 제외한 나머지 차이는 차별에 의한 격차의 최댓값이라 할 수 있다. 임금격차 분해는 Oaxaca 임금격차 분해 방법을 이용하였다. 임금분해 식 (2)와 같은 수식으로 표현된다.

$$\ln w_R - \ln w_N = (X_R - X_N)\beta_R + X_N(\beta_R - \beta_N) \quad (2)$$

좌변에 있는 정규 노동과 비정규 노동의 임금격차는 우변 첫째 항의 생산성에 의한 임금격차와 나머지 부분으로 분해된다. 우변 첫째 항은 정규직 임금방정식을 추정하여 얻은 회귀계수 β_R 에 정규직과 비정규직의 인적자본과 인적특성 등의 차이를 적용할 경우 발생하는 임금격차이므로, 생산성에 의한 임금격차가 된다. 우변 둘째 항은 정규직과 비정규직 임금 차이 중 회귀계수의 차이로 인해 나타난 부분으로 생산성에 의한 차이를 제외한 나머지 속성 차이에 기인한 것으로 볼 수 있다. 즉, 이 나머지 차이는 차별에 의한 격차의 최댓값의 의미를 갖는다.

IV. 분석 결과

1. 비정규직의 일자리 특성⁶⁾

한국복지패널 자료(3차년도)에서 기간노동력 중 상용 임금근로자는 72.8%, 임시·일용 임금근로자는 27.2%이며, 기간노동력의 비정규직 규모는 32.6%로 나타났다.⁷⁾

〈표 1〉 고용형태

(단위: 명, %)

	비정규직	정규직	전 체
상용직	11.4	61.4	72.8
임시·일용직	21.2	6.0	27.2
전 체	32.6	67.4	100.0

가. 비정규직 근로자의 개인 특성

기간노동력 비정규직 근로자의 개인특성을 보면, 먼저 남성이 49.4%, 여성이 50.6%로 성별 분포는 유사하지만, 정규직 근로자에 비해 여성의 비율이 높은 것이 특징이다. 비정규직 근로자의 평균 연령은 41.2세로 정규직 근로자의 평

- 6) 이하의 모든 비정규직 빈곤특성 분석은 기간노동력(25~59세) 중 임금근로자를 대상으로 이루어졌으며 비정규직은 노사정위원회 합의를 따랐다. 본 연구의 모든 분석은 무응답 사례를 제외하고 이루어져 분석에서 사용한 변수의 무응답 정도에 따라 사례 수가 다를 수 있다.
- 7) 비정규직 근로자는 비전형 근로자, 시간제(단시간) 근로자, 한시적 근로자를 포함하고 있다. 이 분류에 따라 비정규직 근로자의 고용형태를 살펴보면(비정규직 근로에서 두 가지 이상의 겹치는 경우는 비전형 근로 > 시간제 근로 > 한시적 근로순으로 비정규직 형태를 구분함), 임금근로자 중 26.0%가 비전형 근로자, 13.6%가 시간제 근로자, 60.4%가 한시적 근로자이다. 전체적으로 볼 때, 비정규직 중 계약 기간이 정해져 있거나 계약 기간이 정해지지 않았더라도 계속적인 근로를 기대할 수 없는 한시적 근로자의 비율이 높았으며, 간접고용이나 특수고용 등의 비전형 근로자가 다음으로 많았으며, 시간제 근로자의 비율이 가장 낮은 비율을 보였다. 이러한 특징은 경제활동인구 부가조사 자료를 분석하여 얻은 비정규직 분포의 양상과 비슷하였다(이병희·정성미, 2008).

균 연령 38.4세에 비해 약 2세 정도 높았다. 정규직과 비정규직은 평균적으로 고등학교 졸업 이상의 학력을 가진 것으로 나타나, 낮은 인적자본 수준은 노동 시장에서 낮은 근로형태로 이어지고 있으며, 학력 간 비정규직 비율 격차가 구조화되어 있음을 알 수 있다. 또 비정규직은 고령층이 많고 고령층의 학력이 낮은 수준인 점도 관련이 있다. 비정규직 근로자 중 25.2%가 6개월 이상의 치료가 필요한 만성 질환이나 장애가 있는 것으로 나타나, 정규직 근로자에 비해 건강상의 문제가 더 많았다. 이상의 개인적 특성은 비정규직에 상대적으로 여성과 고령층이 많고 학력수준이 낮으며 건강상의 문제가 많다는 점을 보여준다. 이렇게 비정규직은 상대적으로 취약계층이 많이 분포되어 있어, 비정규 근로의 영향은 가구의 복지와 빈곤에 커다란 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 개인특성

(단위: 명, %)

		전 체		정규직		비정규직		χ^2 또는 t
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	
성	남성	2,775	61.3	2,047	67.0	728	49.4	130.346***
	여성	1,753	38.7	1,007	33.0	746	50.6	
	소계	4,528	100.0	3,054	100.0	1,474	100.0	
연령	20대	679	15.0	479	15.7	200	13.6	119.844***
	30대	1,783	39.4	1,341	43.9	442	30.0	
	40대	1,410	31.1	876	28.7	534	36.2	
	50대	658	14.5	359	11.8	299	20.2	
	소계	4,530	100.0	3,055	100.0	1,475	100.0	
	평균(세)	39.3		38.4		41.2		10.414***
교육 수준	무학	14	0.3	4	0.1	10	0.7	313.406***
	초등학교	250	5.5	101	3.3	149	10.1	
	중학교	332	7.3	157	5.1	175	11.9	
	고등학교	1,748	38.6	1,083	35.5	665	45.1	
	전문대학	615	13.6	438	14.3	177	12.0	
	대학교 이상	1,568	34.6	1,270	41.6	298	20.2	
	소계	4,527	100.0	3,053	100.0	1,474	100.0	
	평균(년)	13.2		13.7		12.1		16.660***
건강 문제*	없음	3,688	81.4	2,586	84.7	1,102	74.8	64.660***
	있음	840	18.6	468	15.3	372	25.2	
	소계	4,528	100.0	3,054	100.0	1,474	100.0	

주: * 6개월 이상의 치료가 필요한 만성 질환이나 장애가 있는 경우 건강 문제 있음으로 구분. *** $p < .001$.

나. 비정규직 근로자의 근로특성

비정규직 근로자의 사업장 규모를 보면, 1~4인 사업장이 29.8%, 5~29인 사업장이 33.4%로 비정규직 근로자의 약 63%가 30인 미만의 사업장에 근무하고 있었다. 그리고 300인 이상 사업장에 근무하는 비정규직 근로자는 17.4%로 정규직 근로자의 36.8%에 비해 적었다. 비정규직 근로자 상당수가 소규모 사업장에 근무하고 있어 이들은 불안정한 고용상태에 놓여 있을 뿐만 아니라 경제적으로도 낮은 보상을 받을 가능성이 높다는 것으로 시사한다. 그렇지만 비정규직 5명 중 1명은 300인 이상의 대규모 사업장에 있어, 대규모 기업에서도 비정규직 활용 비율이 높은 것을 보여준다. 비정규직 근로자와 정규직 근로자의 평균 근속기간은 각각 4.4년과 7.6년으로 정규직의 근속기간이 3.2년 더 길다. 비정규직 근로자의 근속연수를 보면 1년 미만이 32.5%, 1~2년 미만이 16.4%, 2~3년 미만이 10.2%로 나타났다. 3년 이상 현재의 사업장에서 근무하고 있는 비정규직 근로자는 40.9%로 가장 많았지만, 정규직 근로자의 66.1%에 비해서는 낮은 비율이었다. 이는 정규직 근로자의 고용 지속성이 비정규직보다 높다는 것을 보여준다.

〈표 3〉 사업장 규모 및 근속기간

(단위: 명, %)

		전 체		정규직		비정규직		χ^2 또는 t
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	
사업장 규모	1~4인	804	18.0	374	12.3	430	29.8	322.593***
	5~29인	1,278	28.6	797	26.3	481	33.4	
	30~99인	609	13.6	422	13.9	187	13.0	
	100~299인	416	9.3	323	10.7	93	6.4	
	300인 이상	1,366	30.5	1,115	36.8	251	17.4	
	소계	4,473	100.0	3,031	100.0	1,442	100.0	
근속 기간	1년 미만	891	20.6	444	15.0	447	32.5	269.329***
	1~2년 미만	546	12.6	321	10.9	225	16.4	
	2~3년 미만	377	8.7	237	8.0	140	10.2	
	3년 이상	2,517	58.1	1,954	66.1	563	40.9	
	소계	4,331	100.0	2,956	100.0	1,375	100.0	
	평균(년)	6.6		7.6		4.4		13.854***

주: *** $p < .001$

〈표 4〉 주당 근로시간

	전 체	정규직	비정규직
(규칙적으로 일한 경우) 주당 근로시간(n=4,075)	48.6	49.5	46.1
(불규칙적으로 일한 경우) 일한 날 평균 근로시간 (n=438)	8.8 (43.9)*	9.5 (47.3)*	8.6 (43.1)*
주당 근로시간** (n=4,513)	48.1	49.4	45.4

주: * ()는 불규칙적으로 일한 경우 주당 근로시간을 추정하기 위해 {(일한 날 평균 근로시간)×5}로 계산한 값임.

** 규칙적으로 일한 경우 주당 근로시간과 불규칙적으로 일한 경우의 일한 날 평균 근로시간을 이용한 주당 근로시간(*의 값)을 이용한 평균 주당 근로시간임.

정규직과 비정규직의 주당 근로시간을 비교하면,⁸⁾ 비정규직은 주당 45.4시간을 일하고 정규직은 49.4시간을 일해 비정규직은 정규직에 비해 4시간 적게 일하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정규직과 비정규직의 근로시간에 차이가 있음을 여실히 보여준다. 만약 정규직과 비정규직의 시간당 임금이 같다고 가정한다면, 근로형태에 따른 근로시간의 차이로 인해 비정규직의 소득이 낮아 이로 인해 이들의 빈곤위험은 증가할 것이다. 여기에 차별에 의한 임금격차까지 보태진다면 비정규직의 빈곤위험은 더욱 증가할 것이다.

2. 비정규직 근로자의 소득과 빈곤

가. 경제활동상태와 빈곤 구성

<표 5>는 기간노동력의 경제활동상태별로 빈곤율을 보여주며, 이후의 설명은 최저생계비 150%를 기준으로 한다. 25~59세 임금근로자는 전체적으로 10.3%가 빈곤하였으며, 비경제활동인구를 제외한 경제활동인구의 빈곤율은

8) 한국복지패널조사는 근로시간을 규칙적으로 일한 경우와 불규칙적으로 일한 경우로 구분하여, 규칙적으로 일한 경우 주당 근로시간을, 불규칙적으로 일한 경우 일한 날의 하루 평균 근로시간에 응답하도록 하고 있다. 따라서 한국복지패널 조사에서 1일 근로시간이나 주당 근로시간을 전체적으로 파악하고자 할 때, 일정한 가정이 필요하다. 이에 본 연구는 주 5일 근무를 가정하여 불규칙적으로 일한 경우의 주당 근로시간을 계산하였다.

8.6%이다. 경제활동형태별로 나누어 보면, 실업자의 빈곤율이 29.9%로 가장 높았으며, 비경제활동인구의 빈곤율은 15.6%였다. 무급가족종사자와 자영업자의 빈곤율은 각각 15.9%와 14.8%로 비경제활동인구의 빈곤율과 큰 차이가 없다. 비정규직 근로자의 빈곤율은 11.3%로 비정규직의 빈곤율보다 약 4배 정도 높았으며, 비정규 근로자를 세부적으로 나누어 볼 경우, 비전형 근로자나 한시적 근로자에 비해 시간제 근로자의 빈곤율은 15.4%로 빈곤위험이 높음을 알 수 있다. 정규직 임금근로자의 빈곤율은 3.3%로 낮았지만, 취약노동자로 분류되는 정규직 중 임시일용직의 빈곤율은 17.6%로 비정규직보다 높아 주목할 만하다.

빈곤층의 구성을 경제활동상태별로 보면, 비경제활동인구가 빈곤층 중 차지하는 비율이 37.6%로 가장 큰 수치를 보였다. 이는 비경제활동인구의 빈곤율이 높을 뿐만 아니라 인구규모 또한 커서 나타난 현상이다. 한편 경활빈곤층, 즉 근로 중이거나 구직활동 중인 실직인구가 빈곤층에서 차지하는 비율은 62.4%에 달한다. 그리고 실업자를 제외한 취업빈곤층의 비율이 50.4%에 이르러 기간노

〈표 5〉 경제활동상태와 빈곤

(단위: 명, %)

	PL 100% 기준					PL 150% 기준				
	빈도		빈곤율	빈곤층에서 차지하는 비중		빈도		빈곤율	빈곤층에서 차지하는 비중	
	전체	빈곤				전체	빈곤			
정규직	3,044	16	0.5	6.0	11.4	3,044	102	3.3	12.0	19.2
상용직	2,772	6	0.2	2.3	4.3	2,772	54	1.9	6.4	10.2
임시일용직	272	10	3.9	3.7	7.1	272	48	17.6	5.6	9.0
비정규직	1,471	37	2.5	13.9	26.4	1,471	166	11.3	19.5	31.2
비전형 근로	383	7	1.9	2.6	5.0	383	41	10.7	4.8	7.7
시간제 근로	200	9	4.6	3.4	6.4	200	30	15.0	3.5	5.6
한시적 근로	888	21	2.3	7.9	15.0	888	96	10.8	11.2	17.9
고용주	296	4	1.4	1.5	2.9	296	6	2.0	0.7	1.1
자영업자	751	26	3.5	9.8	18.6	751	111	14.8	13.0	20.9
무급가족종사	283	16	5.7	6.0	11.4	283	45	15.9	5.3	8.5
실업자	341	41	12.0	15.4	29.3	341	102	29.9	12.0	19.2
비경제활동	2,057	126	6.1	47.4	-	2,057	321	15.6	37.6	-
전 체	8,243	266	3.2 (2.7)*	100.0	100.0	8,243	853	10.3 (8.6)*	100.0	100.0

주: * ()의 비율은 경제활동인구의 빈곤율임.

동력의 빈곤층의 과반수는 취업빈곤층임을 알 수 있다. 본 연구에서 분석이 초점이 되는 비정규직 근로자가 빈곤층에서 차지하는 비중은 전체의 19.5%인데 이는 경제활동인구의 약 1/3에 해당한다. 비정규직이 빈곤층에서 차지하는 비율이 높고 정규직에 비해 약 4배 정도 빈곤위험에 더 노출되어 있어 이러한 결과를 보인다. 다음으로 자영업자와 무급가족종사자를 합친 자영업자 집단이 근로빈곤층의 29.4%를 차지하고, 실업자가 19.2%를 차지한다. 근로빈곤층의 나머지 20.3% 가량은 정규직 임금근로자와 고용주로 구성되어 있다.

[그림 1]은 <표 5>의 결과를 이용하여 경활빈곤을 취업빈곤, 실업빈곤으로 구성하여 최저생계비 100%와 150%를 기준으로 분포 현황을 재구성한 것이다. 전체 경활빈곤층의 26.3%는 최저생계비 100% 이하에 분포하고 있으며, 73.7%는 최저생계비 100~150% 사이에 분포하고 있어 경활빈곤의 상당수는 일명 차상위나 차차상위계층임을 알 수 있다. 그리고 경활빈곤층 중 취업빈곤층이 차지하는 비중은 80.8%로 경활빈곤층 5명 중 4명은 취업빈곤층에 해당한다. 그리고 여기에서 비정규직은 31.2%를 차지하는데, 이는 취업빈곤의 38.6%는 비정규 고용에서 비롯되었음을 보여준다. 이러한 분석 결과는 비정규직 근로자의 빈곤 문제를 해결하지 않고는 취업빈곤 또는 근로빈곤의 문제를 해결할 수 없음을 보여준다.

[그림 1] 근로빈곤층의 구성

	PL 100%	PL 150%	
취업빈곤 (비정규직)	18.6% (7.0%)	62.2% (24.2)	⇒ 80.8% (31.2%)
실업빈곤	7.7%	11.5%	⇒ 19.2%
	↓	↓	↓
경활빈곤	26.3%	73.7%	⇒ 100.0%

나. 비정규직과 정규직의 소득과 빈곤 비교

정규직 근로자와 비정규직 근로자 본인의 근로소득을 비교하여 보면, 정규직 근로자의 근로소득은 월평균 273만 원이고 비정규직 근로자는 149만 원으로서, 정

〈표 6〉 비정규직 근로자의 근로소득과 가구소득

(단위: 만원/월, %)

	전 체	정규직	비정규직	소득 차이	비정규직소득 /정규직소득
본인 근로소득	232.7	273.1	149.2	123.9	54.6
가구 시장소득	416.2	457.3	331.1	126.2	72.4
가구 가처분소득	382.0	413.4	317.1	96.3	76.7
본인근로소득/가구시장소득	56.0	59.7	45.1	-	-

규직 근로자와 비정규직 근로자의 근로소득 격차는 124만 원으로 어떠한 요인도 통제하지 않은 상태에서 정규직 근로소득 대비 비정규직의 상대 근로소득은 54.6%에 불과하다. 이러한 수치는 다른 조건(근로시간이나 사업장 특성 등)을 통제하지 않은 상태에서 비정규 노동의 상대임금의 수준을 보인 다른 연구들의 결과와 비슷한 수준이다(남재량, 2007; 이인재, 2007).

임금근로자의 근로소득이 가구 시장소득에서 차지하는 비율을 보면, 전체적으로 56.0%였다. 정규직의 경우 본인 근로소득이 가구 시장소득에서 차지하는 비율이 59.7%인데 비정규직의 경우는 45.1%였다. 이는 가구 차원에서는 비정규직 근로자의 낮은 소득이 기타 가구원의 근로소득이나 비근로소득 등 기타 시장소득에 의해 다소 보완된다는 점을 보여준다. 정규직 대비 비정규직의 가구 시장소득의 비율을 보면 72.4%로 본인 근로소득의 비율보다 격차가 크게 감소하는 것에서도 이를 확인할 수 있다. 마지막으로 조세와 정부의 사회보장 급여 등을 고려한 가처분소득의 비율을 보면 비정규직 근로자 가구의 소득이 정규직 근로자 가구의 76.7%를 차지하는 것으로 나타나, 정부의 조세나 급여가 비정규직과 정규직 가구의 소득격차를 다소나마 완화시켰다.

<표 7>에서는 기간노동력의 빈곤율과 빈곤갭(poverty gap)을 정규직과 비정규직으로 구분하여 살펴보았다. 최저생계비 150%를 기준으로 한 비정규직 빈곤율은 11.3%로 정규직 빈곤율 3.3%와 비교하여 약 4배 높았다. 최저생계비 100%를 기준으로 한 절대적 빈곤율도 비정규직 2.5%, 정규직 0.5%로 비정규직의 빈곤율이 약 5배 높다. 그리고 비정규직과 정규직의 빈곤갭을 보면, 비정규직의 빈곤 정도가 더 심하였다. 최저생계비 150%를 기준으로 한 빈곤갭을 보

〈표 7〉 비정규직 근로자의 빈곤율과 빈곤갭

(단위: 명, %)

		전 체	정규직	비정규직
빈곤율	절대적 빈곤(PL 100%)	1.2	0.5	2.5
	절대적 빈곤(PL 150%)	5.9	3.3	11.3
빈곤갭*	절대적 빈곤(PL 100%)	.2382	.2368	.2388
	절대적 빈곤(PL 150%)	.4655	.4518	.4738

주: * 빈곤갭 = (빈곤선-가구총소득)/빈곤선, 빈곤층만을 대상으로 빈곤갭 산출.

면, 비정규직이 0.4718로 정규직 0.4518에 비해 다소 높았지만 t 검증 결과 통계적으로 유의한 차이는 아니었다.

3. 비정규직과 정규직의 빈곤 차이 분석

가. 임금격차와 빈곤

정규직 근로자와 비정규직 근로자의 임금격차를 비교한 결과는 <표 8>과 같다. 먼저 월 임금을 기준으로 보면, 비정규직은 정규직에 비해 54.6~57.4%의 임금을 받는 것으로 나타났다. 이는 근로시간을 통제하지 않은 결과이므로 비정규직의 상대임금이 낮게 측정될 가능성이 있다. 비정규직의 상대임금은 근로시간을 통제한 후, 즉 시간당 임금률로 살펴보는 것이 더욱 정확할 것이다. 먼저 시간당 임금을 보면, 정규직은 13,600원, 비정규직은 9,900원 정도로 비정규직의 상대임금은 73.0%이다.⁹⁾ 표에는 제시하지 않았지만 비정규직의 고용형태에 따라 정규직과의 상대임금(실제 시간당 임금 기준)을 비교하면 비전형 근로자의 상대임금은 76.6%, 시간제 근로자의 상대임금은 67.0%, 한시적 근로자의

9) 경제활동인구 조사 자료를 이용한 남재량(2009)의 분석에서 2008년 3월 기준 임금근로자 시간당 임금은 정규직 10.8천 원, 비정규직 7.3천 원으로 정규직과 비정규직의 시간당 임금은 약 3,500원의 차이를 보였으며, 비정규직의 시간당 임금은 정규직의 약 67.6%였다. 남재량(2009)은 시간당 임금을 [월평균임금/월근로시간]으로 계산하였고, 본 연구에서 시간당 임금은 [연근로소득/연근로시간]으로 계산하였다. 한국복지패널 조사 자료를 이용한 시간당 임금수준이 다른 자료에 비해 약간 높다. 이는 한국복지패널 조사에서 근로시간과 근로소득은 연단위로 측정되어 월단위 측정에 비해 정교성이 떨어질 수 있다. 그렇지만 이러한 한계는 정규직과 비정규직에서 동시에 적용되기 때문에 임금격차 추정에 오류는 크지 않을 것이라 판단된다.

〈표 8〉 정규직과 비정규직의 임금격차

(단위: 만원/월, 만원/시간, %)

		정규직	비정규직	평균임금 격차	비정규직소득 /정규직소득
월 임금*	월임금 1	273.1	149.2	123.9	54.6
	월임금 2	278.7	160.0	118.7	57.4
시간당 임금**		1.3576	0.9913	0.3663	73.0

주: * 월임금1은 {연간 임금/12}로 계산한 값이며, 월임금2는 {연간 임금/실제 일한 달수}로 계산한 값임.

** 시간당 임금은 {연간 임금/(1년간 일한 일수×주당 근로시간/5)}로 계산함.

상대임금은 72.8%이다. 비정규직 중에서 비전형 근로자의 상대임금은 상대적으로 높은 반면, 시간제 근로자의 상대임금은 가장 낮게 나타나 비정규직 사이에도 고용형태에 따라 정규직과의 임금격차에 차이가 있음을 알 수 있다.

<표 9>는 <부표 1>의 정규직과 비정규직의 임금함수를 이용하여 추정된 시간당 임금을 이용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분해한 결과이다. 정규직 근로자의 임금함수에 정규직 근로자의 특성을 투입하여 추정한 평균임금(a)과 비정규직 임금함수에 비정규직 근로자의 특성을 투입하여 추정한 평균임금(b)에 더하여 정규직 임금함수에 비정규직 근로자 특성을 투입하여 예측한 평균임금(c)을 제시하였다. 이렇게 예측한 비정규직 실제 시간당 임금은 8,000원 정도로 정규직 시간당 임금 11,600원과의 격차(a-c)는 35,00원이다. 비정규직이 정규직의 임금함수를 적용받았다고 가정하면, 비정규직은 시간당 8,100원을 받아 정규직과의 임금격차(a-c)는 다소 줄어드는 하지만 실제 임금격차와 큰 차이가 없다. 정리하면, 정규직과 비정규직의 임금격차(a-b)의 대부분(98.6%)은 생산성 차이에 의해 발생하는 격차(a-c)로서 차별로 설명할 수 있는 임금격차(c-b)는 최대 1.4%였다.¹⁰⁾ 이를 월임금으로 환산하여 계산할 경우 차별에 의한 격차는 2.5%로 다소 증가하지만 차별에 의한 임금격차는 크지 않다. 이러한 결과는 비정규직과 정규직의 임금격차는 개인의 인적 특성, 사업장 및 근속 특성,

10) 개인의 인적 특성, 사업장 및 근속 특성, 산업 및 직종 특성을 통제했을 때 차별에 의한 임금격차의 설명력은 비정규직의 고용형태에 따라 차이가 있다. 비전형 근로자는 6.0%, 한시적 근로자는 0.7% 정도 차별에 의한 임금격차가 발생하는 것으로 나타났으며, 시간제 근로자는 이들의 속성에 비해 더 높은 시간당 임금을 받는 결과를 보였다.

산업 및 직종 특성에 의해 비롯된 것으로 차별에 의한 격차는 아주 미미하다는 것으로 보여준다.

<부표 1>에서 정규직과 비정규직 사이의 임금격차는 통계적으로 유의하지 않았다. 비정규직 더미의 추정치는 -0.032로, 이는 다른 조건이 동일한 경우 비정규직은 정규직 임금의 96.9%를 받는다는 것을 의미한다. 추정된 임금함수를 이용하여 정규직과 비정규직의 임금격차 분해 결과를 보면, 정규직과 비정규직의 임금격차의 97.5~98.6%는 생산성 차이에 기인하였으며, 나머지 1.4~2.5%는 생산성 외의 요인으로 인한 임금격차라 할 수 있다. 즉 차별로 인한 임금격차는 최대 1.4~2.5% 수준이라 말할 수 있다. 이는 비정규직에 대한 임금차별을 해소하더라도 비정규직의 임금에는 큰 변화가 없을 것이며, 이로 인한 빈곤감소 효과도 크지 않을 것임을 암시한다.

비정규직과 정규직의 임금함수를 이용하여 차별로 발생한 정규직과 비정규직 임금격차가 해소되었을 때 빈곤율의 변화를 시뮬레이션하였다.¹¹⁾ 시뮬레이

〈표 9〉 정규직과 비정규직의 임금격차 분해*

(단위: 만원)

분해 항목	시간당 임금	월 임금**
정규직 임금 (a)	1.1570	274.2
비정규직 임금 (b)	0.8052	155.9
비정규직 임금(차별 차이가 없을 경우) (c)	0.8100	158.9
정규직-비정규직 임금격차 (a-b)	0.3518(100.0%)	118.3(100.0%)
생산성 차이에 의한 임금격차 (a-c)	0.3470(98.6%)	115.3(97.5%)
생산성 외 요인에 의한 임금격차 (차별에 의한 격차 최대치) (c-b)	0.0048(1.4%)	3.0(2.5%)

주: * 임금격차 분해 준거집단: 정규직.

** 월임금은 실제 인한 달 기준

- 11) 빈곤지위는 가구 총소득(근로소득+사업소득+재산소득+공적이전소득+사적이전소득)을 기준으로 빈곤한 가구에 속한 개인은 빈곤한 것으로 구분하였다. 시뮬레이션에서 빈곤지위는 임금함수에 의한 근로소득과 다른 소득(사업소득, 재산소득, 공적이전소득, 사적이전소득)의 합으로 계산한 총소득을 이용하여 계산하였다. 즉 정규직이나 비정규직이 근로소득은 가구데이터에서 실제 보고한 근로소득이 아닌 <부표 1>의 임금함수에 의한 근로소득으로 대체하였다. 예를 들어, 가구에 근로소득자가 2명 있을 때, 즉 1명은 정규직, 다른 1명은 비정규직일 때, 정규직은 정규직의 임금함수, 비정규직은 비정규직의 임금함수에 따라 근로소득을 새롭게 추정한 후 2명의 새로운 근로소득을 합하여 가구의 근로소득을 구하였다.

선은 실제 임금 대신 임금함수에 의한 임금을 가구소득에 포함하여 계산하였으며, 빈곤율 a와 c는 정규직과 비정규직 각각의 임금함수에 의한 임금을 반영한 빈곤율이며, 빈곤율 b와 d는 비정규직이 정규직 임금함수를 적용받을 때의 임금을 반영한 빈곤율이다. 먼저, 첫 번째 패널에서 최저생계비 100%를 빈곤선으로 한 절대빈곤 1을 보면, 임금함수를 이용한 예측소득을 이용한 빈곤율은 임금근로자 전체 1.34%, 정규직 0.56%, 비정규직 2.96%로 나타났다. 비정규직과 정규직 임금차별이 해소될 경우에는 비정규직 빈곤율은 예상과는 달리 2.96%에서 3.62%로 0.66%포인트 증가하였다. 그리고 비정규직에 대한 임금차별이 해소되었을 때, 기간노동력(임금근로자) 전체의 빈곤율 또한 0.21%포인트 증가하는 결과를 보였다.

최저생계비 150%를 빈곤선으로 한 절대빈곤 2에서는 비정규직의 빈곤율은 11.33%에서 10.92%로 0.41%포인트 감소하여 3.6%의 빈곤감소 효과와 기간노동력(임금근로자) 전체의 빈곤율은 0.13%포인트 감소하여 2.2%의 빈곤감소 효과를 보였다. 그리고 표에는 제시하지 않았지만 비전형 근로자와 시간제 근로자의 빈곤율은 전체적인 결과와 달리 각각 0.27%포인트, 0.20%포인트 증가하였으며, 단지 한시적 근로자의 빈곤율만이 0.84%포인트(7.6%) 감소하였다. 즉 절대빈곤 2에서의 미약한 수준의 빈곤율 감소 효과이지만 이는 한시적 근로자에 대한 빈곤감소 효과가 반영된 결과라 할 수 있다. 전체적으로 절대빈곤 2에서의 임금차별 해소를 통한 빈곤감소 효과는 아주 미약한 것으로 평가할 수 있다.

이러한 결과는 임금함수 추정 결과를 통해 설명될 수 있을 것이다. 임금함수 추정 결과 정규직과 비정규직의 시간당 임금격차는 크지 않았다. 그리고 비정규직이 정규직의 임금함수의 적용을 받을 때 일부(51.4%)는 일반적 예측대로 임금이 증가하였지만, 일부(48.6%)는 오히려 임금이 감소하는 것으로 나타났다. 그 결과로서 비정규직이 정규직의 임금함수를 적용받을 때의 근로소득을 반영할 때의 빈곤율이 다소 증가하거나 아주 미약한 수준에서 감소 효과가 나타났다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 전체적으로 비정규직이 정규직 임금함수를 적용받을 때 평균적인 시간당 임금률은 증가하였지만(표 9 참조), 비정규직이 정규직 임금함수를 적용받을 때 임금이 증가하는 사람은 빈곤지위 변화를 가져올 만큼의 임금이 증가하지 않았으며, 임금이 감소한 사람들은 빈곤지위 변화

〈표 10〉 정규직과 비정규직의 임금격차와 빈곤율

(단위: %)

		임금근로자		
		계	정규직	비정규직
절대빈곤1 (PL 100%)	임금합수 반영 소득 기준 (a)	1.34	0.56	2.96
	비정규직이 정규직 임금합수에 따라 임금을 받을 경우 소득 기준 (b)	1.55	0.56	3.62
	빈곤율 감소 (a-b)	-0.21	-	-0.66
절대빈곤2 (PL 150%)	임금합수 반영 소득 기준 (c)	5.90	3.31	11.33
	비정규직이 정규직 임금합수에 따라 임금을 받을 경우 소득 기준 (d)	5.77	3.31	10.92
	빈곤율 감소 (c-d)	0.13	-	0.41

를 가져올 만큼의 임금 감소가 발생하였을 가능성을 암시한다.

임금격차 분해 결과에서 예상된 바와 같이 정규직과 비정규직 사이의 임금격차의 대부분은 생산성 격차에 의한 것으로서 임금차별이 비정규직 빈곤의 주요 원인이 아님을 시사한다. 그러나 비정규직과 정규직의 순임금격차는 임금 측면 보다는 부가급여에 발생할 수 있다(안주엽 외, 2003). 따라서 비정규직과 정규직의 차별의 문제는 임금은 물론 기업복지급여나 사회보장급여 등 다양한 측면에서 다루어질 문제이나, 본 연구는 비정규직과 정규직의 임금격차에 초점을 두어 비정규직의 차별 전반을 다룬 것이 아님을 유의해야 한다.

나. 근로시간 차이와 빈곤

앞의 분석에서 차별에 의한 정규직과 비정규직의 임금격차는 크지 않았다. 이는 비정규직 빈곤의 여러 원인 중에서 임금차별이 중요한 것이 아닐 수 있음을 시사한다. 이렇게 정규직과 비정규직 사이에 임금차별이 미약하거나 존재하지 않는 상황에서 비정규직의 높은 빈곤위험은 고용불안정으로 설명될 수 있을 것이다. 일반적으로 고용불안은 노동의 지속성과 노동시간의 적절성을 모두 포괄하는 개념으로 사용하지만, 본 연구에서는 비정규직의 비정규직과 정규직의 근로시간의 차이만을 고려하였다.¹²⁾

12) 고용안정성(employment security)은 고용의 질을 평가하는 중요한 기준 중의 하나로 현

〈표 11〉 근로시간(25~59세)

	전 체	정규직(a)	비정규직(b)	차이(a-b)	비율(a/b)
주당 근로시간*	48.13	49.44	45.40	4.04	1.09
연간 근로시간**	2490.79	2661.03	2137.66	523.37	1.24

주: * <표 4>에서 계산한 주당 근로시간임.

** [1년간 일한 일수×주당 근로시간/5]로 계산함.

<표 11>에서 살펴본 것처럼 정규직은 주당 49.4시간이며, 비정규직은 이보다 약 4시간 적은 주당 45.4시간 일하고 있다. 이를 연간 근로시간으로 보면 정규직이 비정규직에 비해 523시간 더 일해 근로시간이 1.24배 더 길었다. 정규직과 비정규직의 근로시간 차이 중 주당 근로시간 차이보다 연간 근로시간의 차이가 더 큰 것으로 나타났다.

이러한 근로시간의 차이는 정규직과 비정규직의 소득 차이를 어느 정도를 설명할 수 있을까? 이에 정규직과 비정규직의 시간당 임금률에 변화가 없는 상태에서 고용의 안정성이 확대될 때, 즉 비정규직이 정규직에 준하는 시간만큼 일을 한다고 가정할 때의 빈곤율 변화를 분석하였다. 본 연구에서 임금은 연간 근로소득을 이용하여 계산되었기에 근로시간의 조정은 연간 근로시간을 기준으로 조정하였다. 정규직의 근로시간은 비정규직에 비해 1.24배 더 길다. 따라서 비정규직의 연간 근로시간을 지금보다 1.24배 늘렸을 때의 임금을 추정하고 그 추정된 임금을 이용하여 빈곤율을 계산하였다.

비정규직의 노동시간이 정규직만큼 늘어났다고 가정할 때, 최저생계비 100%를 빈곤선으로 한 비정규직의 절대빈곤은 2.55%에서 1.59%로 0.96%포인트 감소하여 37.6% 정도의 빈곤감소 효과를 보인다. 또 임금근로자 전체로 보면, 빈곤율이 0.31%포인트 줄어 26.1%의 빈곤감소 효과를 보인다. 최저생계비 150%를 빈곤선으로 한 절대빈곤을 기준으로 보면, 비정규직의 빈곤율은 11.34%에서 7.13%로 4.21%포인트 줄어 빈곤율은 37.1% 감소하였다. 그리고 임금근로자의 빈곤율은 1.37%포인트 감소하여 23.0%의 빈곤감소 효과가 있었다. 표에는 제시하지 않았지만 비정규직의 고용안정성 확대의 빈곤감소 효과는 비정규

제의 고용관계가 특정 기간 동안 지속될 가능성을 말하며, 고용안정성은 고용계약 형태에서 계약기간이 정해져 있거나 임시고용인 경우로 측정한다(방하남 외, 2007).

〈표 12〉 정규직과 비정규직의 근로시간 격차와 빈곤율(25~59세)

(단위: %)

		임금근로자		
		전 체	정규직	비정규직
절대빈곤 1 (PL 100%)	실제 임금 반영 가구소득 기준 (a)	1.19	0.54	2.55
	근로시간 조정 임금 반영 가구소득 기준 (b)	0.88	0.54	1.59
	빈곤율 감소 (a-b)	0.31	-	0.96
절대빈곤 2 (PL 150%)	실제 임금 반영 가구소득 기준 (c)	5.95	3.35	11.34
	근로시간 조정 임금 반영 가구소득 기준 (d)	4.58	3.35	7.13
	빈곤율 감소 (c-d)	1.37	-	4.21

직의 고용형태에 따라 차이가 있었으며, 특히 비전형 근로자의 빈곤감소효과가 큰 결과를 보였다. 최저생계비 150%를 기준으로 한 빈곤율 감소 정도를 고용 형태별로 본 결과, 비전형 근로자 50.5%(5.38%포인트), 시간제 근로자 20.2%(3.00%포인트), 한시적 근로자 36.7%(3.98%포인트)였다.

V. 결과 요약 및 논의

본 연구는 비정규 노동과 근로빈곤의 관계를 분석하였다. 기간노동력(25~59세)을 중심으로 비정규 노동이 근로빈곤을 얼마나 설명하는지를 추정하고, 비정규 노동에 대한 임금 차별이 개선되면 근로빈곤의 규모가 얼마나 변화하는지를 분석하였다. 본 연구의 연구 목적을 달성하기 위해 분석에는 한국복지패널 조사(3차년도) 자료를 활용하는바, 주요한 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 비정규직 근로자는 정규직의 4배의 빈곤위험을 보이며, 경찰빈곤층의 31.2%가 비정규직이었으며(취업빈곤층에서는 38.6%), 경찰빈곤층을 구성하는 다른 집단으로는 자영업자 집단(20.9%), 실업자(19.1%)를 들 수 있고, 정규직의 취약근로자(정규직 임시·일용직) 빈곤층 규모 또한 무시할 수 없는 수준이다. 또한 전체 경찰빈곤층의 26.3%는 최저생계비 100% 이하에 분포하고 있으

며, 73.7%는 최저생계비 100~150% 사이에 분포하고 있어 경찰빈곤의 상당수는 일명 차상위나 차차상위계층이었다. 이는 비정규직 근로자의 빈곤 문제를 해결하지 않고는 취업빈곤 또는 근로빈곤 문제를 해결할 수 없음을 보여준다.

둘째, 비정규직 근로자 월임금은 정규직의 54.6%로 큰 격차를 보인다. 비정규직 근로자 가구의 시장소득은 정규직 근로자 가구의 소득의 72.4% 수준으로 다소 증가하여 비정규직 가구 내 기타소득이 소득격차를 완화하는 것으로 나타났다. 또 가처분소득은 76.7% 수준으로 조세나 사회보장급여의 재분배 효과로 인해 정규직 가구와 비정규직 가구의 소득격차가 완화된다는 점을 보여준다. 그러나 정규직과 비정규직 사이에 평균적인 소득격차가 여전히 큰 것을 알 수 있다.

셋째, 월임금에 비해 시간을 통제했을 때 비정규직의 상대임금은 정규직의 73.0%로 정규직과 비정규직의 임금격차는 감소한다. 정규직과 비정규직의 임금함수를 이용한 비정규직의 상대임금은 64.4%로 임금격차가 증가하는 것으로 보이지만, 비정규직의 시간당 임금은 주요하게 생산성 차이에 기인한 것으로 나타났다. 그에 따라 비정규직에 대한 임금차별의 해소로 빈곤완화 효과는 아주 미미한 결과를 보였다.

넷째, 우리나라에서 단시간 근로자 중 비자발적 단시간 근로자의 비중이 국제적으로 높은 수준으로 상당수의 비정규 노동은 비자발적으로 선택된다. 즉 비정규직의 짧은 노동시간은 자발적 선택이라 볼 수 없다. 이에 정규직과 비정규직의 시간당 임금률에 변화가 없는 상태에서 근로시간이 증대될 때 비정규직의 빈곤율 변화를 분석한 결과, 비정규직의 빈곤율은 26.1~37.1% 정도 감소하는 효과가 있었다. 그리고 비정규직의 근로시간 증대의 빈곤감소 효과는 비전형 근로자에서 가장 크게 나타났다.

본 연구에서는 비정규직에 대한 임금차별과 근로시간 측면에서 빈곤과의 관련성을 분석한 결과, 비정규직의 낮은 소득과 빈곤은 주요하게 근로시간의 차이, 즉 고용 불안정에 기인한다는 잠정적 결론에 도달하였다. 그동안 비정규직의 빈곤 문제와 불평등 해소를 위한 하나의 방안으로 정규직과의 임금차별이 주요하게 논의되었지만 차별에 의한 임금격차는 실제 크지 않았으며, 비정규직과 정규직 근로자의 임금격차 중 상당 부분은 일자리 특성이나 개인적 특성으

로 인한 차이에 기인한 것으로 보인다. 본 연구의 결과는 정규직과 비정규직의 임금차별이 아주 적거나 그 차이는 통계적으로 유의하지 않다는 일부 선행연구의 결과와 유사하였다(남재량, 2007). 그렇지만 정규직과 비정규직의 임금격차는 성, 노동조합 유무나 가입 여부, 기업규모, 산업 등의 특성에 따라 차이가 있기 때문에(이인재·김태기, 2009; 박기성·김용민, 2007; 송일호, 2005) 본 연구의 결과는 후속연구를 통해서 보다 엄밀하게 검토될 필요가 있다.¹³⁾ 더 나아가서 비정규직과 정규직의 차별에 대한 보상격차는 다양한 측면에서 면밀한 분석이 필요하다는 점에 주목하여야 한다. 특히 본 연구의 임금격차 분석에서 고려하지 않은 기업 단위에서 제공되는 부가급여나 사회보험급여에서의 차이 등을 고려한 분석이 필요하다. 또한 패널 자료를 활용할 때 정규직과 비정규직의 임금격차 분석에서 파악되지 않은 개인의 속성까지 통제된 분석임에 불구하고 본 연구는 횡단면 자료를 활용한 한계가 있다. 따라 비정규 고용과 근로빈곤의 관계를 더욱 엄밀하게 분석하기 위해서는 패널 자료를 활용한 분석이 이루어질 필요가 있을 것이다.

본 연구의 발견에 따르면 비정규직의 빈곤완화를 위해서는 비정규직에 대한 인적자본 투자 지원을 확대하여 이들의 생산성을 향상시켜 비정규직의 임금수준을 높이는 방안이 마련되어야 한다. 아울러 기업복지와 사회보장급여에서의 차이를 줄이는 것이 중요하다. 또한 비정규직의 근로시간 확대를 통한 고용의 안정성과 적절한 노동시간을 보장하는 것이 필요하다.¹⁴⁾ 본 연구에서는 근로빈곤 증가에 정규 혹은 비정규 노동과 같은 고용형태에 따른 차별이 얼마나 영향을 미치는지를 분석하였다. 비정규 노동에 대한 차별이 근로빈곤 설명에 중요한 영향을 미치지 않는다는 본 연구의 발견은 저임금 근로자에 대한 보다 일반적인 지원정책이 중요함을 시사한다. 최저임금제와 근로장려세제 등의 개선을 통한 저임금 근로자 지원이 근로빈곤에 대한 대책으로서 강조될 필요가 있다.

13) 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한 대부분의 연구는 경제활동인구를 대상으로 하는 반면, 본 연구는 경제활동인구 중 근로활동이 왕성할 것으로 기대되는 기간노동력(25~59세)을 대상으로 분석이 이루어졌다. 따라서 선행연구들과 연구 대상에 차이가 있음에 유의해야 한다.

14) 일반적으로 고용안정은 노동의 지속성과 근로시간의 적절성 측면을 포괄하지만 본 연구는 정규직과 비정규직의 근로시간의 차이로 비정규직의 고용불안의 문제를 접근한 한계가 있다.

참고문헌

- 강승복, 「정규직과 비정규직 근로조건 격차: 경제활동인구 부가조사 분석」, 『노동리뷰』 12 (2005): 56~62.
- 금재호 · 조준모, 「외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」, 『노동경제논집』 24 (1) (2001): 35~66.
- 김교성 · 반정호, 「고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구」, 『사회복지정책』 18 (2007): 31~54.
- 김복순, 「근로자의 고용형태별 임금격차」, 『노동리뷰』 15 (2006): 64~74.
- 김영란, 「신빈곤의 발생구조와 빈곤정책 변화에 대한 연구: 근로빈민을 중심으로」, 『사회복지정책』 20 (2004): 245~273.
- 김유선, 「1980년대 이래 비정규직 증가원인」, 『노동사회』 78 (2003): 99~107.
- _____, 「노동소득 분배구조 개선을 위한 정책과제」, 『노동과 사회』 2005년 2월호, 한국노동사회연구소.
- _____, 「2007 비정규직 규모와 실태: 통계청 ‘경제활동인구 부가조사(2007. 3) 결과」, 『노동사회』 127 (2007): 12~47.
- _____, 「2010년 비정규직 규모와 실태: 통계청 ‘경제활동인구조사 부가조사’ (2010. 3) 결과」, 『노동사회』 153 (2010): 58~95.
- 남재량, 「비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구: 패널자료를 사용한 분석」, 『노동경제논집』 30 (2) (2007): 1~31.
- _____, 「비정규 근로의 동태적 특성 및 시사점: 2009년 3월 경제활동인구조사 부가조사를 중심으로」, 『노동리뷰』 55 (2009): 52~65.
- 남재량 · 류근관 · 최효미, 「고용불안계층의 실태 및 고용정책 과제」, 한국노동연구원, 2005a.
- 남재량 · 이인재 · 이기재, 「비정규직 보호입법의 시행효과」, 노동부, 2005b.
- 노대명, 「자활, 지난 10년의 성과와 미래 비전」, 『재단법인 중앙자활센터 설

립기념 토론회 자료집』, 2008, pp.11~36.

문형진. 「외환위기 이후 한국사회 변동양상에 대하여」. 『국제지역연구』 11 (1)

(2007): 83~102.

박기성·김용민. 「정규-비정규 근로자의 임금격차 비교: 2003년과 2005년」. 『노동정책연구』 7 (3) (2007): 35~61.

반정호. 「고용형태별 복리후생 수준의 격차」. 『노동리뷰』 15 (2006): 28~38.

_____. 「경제위기 시기의 취약계층의 고용과 빈곤: 임시·일용직 근로자를 중심으로」. 『노동리뷰』 57 (2009): 40~53.

방하남·이영면·김기현·김한준. 「고용의 질: 거시·기업·개인 수준에서의 지표개발 및 평가」. 한국노동연구원, 2007.

송일호. 「우리나라 정규직과 비정규직 근로자의 생산성 격차분석」. 한국생산성학회 하계학술대회 자료집, 2005.

안미보·반정호. 「여성의 단시간근로 : 그 선택과 동기」. 『노동리뷰』 35 (2007): 27~47.

안주엽. 「정규-비정규 근로자 간 능력개발 기회의 격차」. 『노동리뷰』 14 (2006): 21~32.

_____. 「정규근로와 비정근로의 임금격차」. 『노동경제논집』 24 (1) (2001): 76~96.

안주엽·노용진·박우성·박찬임·이주희·허재준. 『비정규근로의 실태와 정책과제(I)』. 한국노동연구원, 2001a.

안주엽·조준모·남재량. 『비정규근로의 실태와 정책과제(II)』. 한국노동연구원, 2001b.

안주엽·김동배·이시균. 『비정규근로의 실태와 정책과제(III)』. 한국노동연구원, 2003.

어수봉·윤석천·김주일. 『고용정책적 측면에서의 비정규직 고용개선 방안 연구』. 노동부, 2005.

유경준. 「소득분배 국제비교를 통한 보지정책의 방향」. 『KDI 정책포럼』 167 (2003).

윤정향. 「비정규직 노동자의 사회적 보호 배제의 원인에 관한 시론적 고찰」.

- 『사회보장연구』 19 (1) (2003): 59~83.
- 이병희 · 반정호, 「근로빈곤층의 실태와 동학」, 『동향과 전망』 75 (2009): 215~244.
- 이병희 · 정성미, 「비정규직 규모와 구성변화: 2007년 8월 경제활동인구 부가조사를 이용하여」, 『노동리뷰』 35 (2007): 4~7.
- _____, 「2008년 3월 비정규직 규모의 변화: 2008년 3월 경제활동인구 부가조사를 이용하여」, 『노동리뷰』 42 (2008): 4~21.
- 이성균, 「2000년대 노동시장 변화와 시간당 임금의 불평등」, 『산업노동연구』 12 (2) (2006): 29~55.
- 이시균, 「비정규노동의 결정요인에 관한 연구」, 인하대학교 산업경제연구소, 2005.
- _____, 「비정규노동의 나쁜 일자리에 관한 실증연구」, 『노동정책연구』 6 (2) (2006): 29~74.
- 이시균 · 김정우, 「비정규직 활용이 기업성과에 미치는 영향」, 『노동리뷰』 19 (2006): 65~76.
- 이인재, 「사업체 내 정규·비정규 임금격차의 실태와 임금차별 판단에서의 시사점」, 『노동리뷰』 35 (2007): 18~26.
- 이인재 · 김태기, 「정규직과 비정규직의 임금격차: 노동조합과 기업규모의 영향을 중심으로」, 『노동경제논집』 32 (3) (2009): 1~26.
- 이종선, 「한국의 신자유주의적 구조개혁과 노동시장 변화: 유연화의 패러독스」, 『한국사회학』 36 (3) (2002): 25~45.
- 이효수, 「노동시장 환경변화와 노동시장의 구조변동」, 『경제학 연구』 50 (1) (2002): 243~274.
- 장지연 · 양수경, 「사회적 배제 시각으로 본 비정규 고용」, 『노동정책연구』 7 (1) (2007): 1~22.
- 정성미, 「여성 비정규 일자리 선택의 자발성 관계」, 『노동리뷰』 20 (2006): 59~69.
- 정이환, 「비정규직 규모를 어떻게 볼 것인가: 비정규 노동의 규모를 둘러싼 논쟁과 관련하여」, 『노동사회』 56 (2001): 91~103.

정이환·이병훈·정건화·김연명. 「노동시장 유연화와 노동복지」. 『인간과 복지』, 2003.

통계청. 「비정규직 고용동향」. http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO_STTS_IdxMain.jsp?idx_cd=2477, 2009a.

통계청. 「정규직/비정규직 고용실태 비교」. http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO_STTS_IdxMain.jsp?idx_cd=2478&idx_kornm=정규직/비정규직%20고용실태%20비교, 2009b.

황덕순. 「취약계층 근로자의 고용보험, 국민연금 적용실태와 개선방안」. 『노동정책연구』 3 (3) (2003): 87~109.

황수경. 「내부자 노동시장과 외부자 노동시장의 구조 분석을 위한 탐색적 연구」. 『노동정책연구』 3 (3) (2003): 49~87.

황수경·정진호·김승택·남재량. 『한국의 임금과 노동시장 연구』. 한국노동연구원, 2005.

Cheal, D. *New Poverty*. London: Praeger, 1996.

Grubb, David, Jae-kap Lee, and Peter Tergeist. *Addressing Labor Market Duality in Korea*. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 61, 2007.

Oaxaca, Ronald. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14 (3) (1973): 693-709.

Room, G. (eds). *New Poverty in the European Community*. New York: Policy and Politics, 1990.

Waldfogel, Jane. "The Impact of the Family and Medical Leave Act". *Journal of Policy Analysis and Management* 18 (2) (1999): 281-302.

〈부표 1〉 정규직과 비정규직의 임금(로그 시간당 임금) 함수

		전 체		정규직		비정규직	
		B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.
상수		-1.490***	0.195	-1.337***	0.234	-1.868***	0.365
비정규직(기준: 정규직)		-0.032	0.022	—	—	—	—
여성(기준: 남성)		-0.260***	0.022	-0.243***	0.026	-0.273***	0.045
연령		0.046***	0.010	0.030*	0.012	0.073***	0.017
연령 제곱		-0.001***	0.000	0.000	0.000	-0.001***	0.000
교육수준(년)		0.048***	0.004	0.059***	0.005	0.030***	0.008
건강문제(기준: 없음)		-0.014	0.024	-0.029	0.029	0.018	0.043
사업장규모 1~4인		-0.339***	0.031	-0.401***	0.039	-0.264***	0.056
(기준: 100인)		-0.242***	0.025	-0.264***	0.029	-0.182***	0.051
이상 5~29인		-0.153***	0.030	-0.201***	0.033	-0.026	0.061
30~99인							
근속기간(년)		0.050***	0.004	0.046***	0.005	0.056***	0.008
근속기간(년) 제곱		-0.001***	0.000	-0.001**	0.000	-0.001***	0.000
직종 (기준: 사무직)	고위임직원	0.227**	0.075	0.222**	0.078	0.276	0.200
	전문직	0.137***	0.042	0.075	0.044	0.428***	0.107
	준전문직	0.062	0.035	0.005	0.038	0.300***	0.089
	서비스직	-0.246***	0.044	-0.156**	0.053	-0.291***	0.090
	판매직	-0.216***	0.048	-0.202***	0.061	-0.116	0.090
	농림어업숙련직	-0.258	0.296	-0.192	0.349	-0.110	0.542
	기능직	-0.134***	0.039	-0.140***	0.043	-0.072	0.090
	장치조작조립직	-0.188***	0.039	-0.198***	0.042	-0.092	0.093
산업 (기준: 제조업)	단순노무직	-0.303***	0.036	-0.272***	0.043	-0.313***	0.077
	농림어업광업	-0.085	0.117	-0.402*	0.163	0.111	0.177
	전기가스수도업	0.355***	0.067	0.348***	0.069	0.314	0.182
	건설업	0.149***	0.036	0.042	0.044	0.238***	0.068
	도소매업	-0.085	0.044	-0.053	0.052	-0.166	0.088
	숙박임식업	-0.058	0.055	-0.143*	0.070	0.018	0.094
	운수업	-0.044	0.046	-0.033	0.050	-0.087	0.101
	통신업	0.006	0.069	0.000	0.074	0.015	0.166
	금융보험업	0.347***	0.048	0.352***	0.055	0.281**	0.099
	부동산및임대업	-0.442***	0.120	-0.017	0.135	-1.495***	0.243
	사업서비스업	0.018	0.043	0.075	0.050	-0.106	0.087
	공공행정국방사회보장행정업	0.008	0.042	-0.025	0.043	-0.047	0.133
	교육서비스업	-0.012	0.044	-0.047	0.050	-0.034	0.093
	보건및사회복지사업	-0.099	0.052	-0.073	0.060	-0.159	0.101
	오락문화운동업	-0.136	0.070	-0.053	0.087	-0.279*	0.121
	기타공공수리개인서비스업	-0.055	0.044	-0.095	0.051	0.042	0.088
	가사서비스업	0.239*	0.099	0.067	0.202	0.277*	0.129
	국제 및 외국기관	0.192	0.279	0.194	0.265	—	—
지역 (기준: 서울)	광역시	-0.161***	0.026	-0.131***	0.031	-0.205***	0.050
	시	-0.092***	0.023	-0.054*	0.027	-0.174***	0.045
	군	-0.154***	0.043	-0.100*	0.051	-0.215**	0.080
F		93.320***		69.417***		21.675***	
adj. R ²		.461		.475		.364	

주: ** p<.001.

Non-regular Employment and Working Poor in Korea : The Effect of Wage Differentials and Working Hours

Hakyoung Baek · Inhoe Ku

This study assesses the relationship between non-regular employment and working poor in Korea. The poverty rate of non-regular workers is four times higher than that of regular workers. One third of all the working poor are non-regular workers. The poverty rate of disadvantaged workers in regular employment is also striking. The monthly relative wage and hourly relative wage of non-regular workers is 54.6 percent and 73.0 percent respectively. The level of household income among non-regular workers is still lower than that among regular workers even after tax and social security benefits are accounted for. As a result, non-regular workers and their family are more likely to be poor. Results from the simulation analyses which remove wage differential between regular workers and non-regular workers show that wage differential among workers is not due to wage discrimination but due to differential of productivity. The expending of employment stability, however, has reducing effect on poverty rate of non-regular workers. The poverty rate of them is reduced about 26~37% percent when their working time is increased as much as regular workers'. The findings suggest that the increasing non-regular employment should be addressed to lessen the poverty of working families. The development of human capital and improved employment security for non-regular workers would effectively improve their economic well-being.

Keywords : working poor, non-regular employment, wage differentials, working hours, employment security

노동정책연구

2010. 제10권 제3호 pp.119~145

© 한국노동연구원

연구논문

기업특성과 가족친화제도 활용 용이성 : 여성관리자의 육아휴직 및 본인병가제도 활용을 중심으로

민현주*

본 연구는 최근 기업들이 다양하게 도입하고 있는 일·가족 양립지원정책들 중에서 기업들의 도입 비율이 상대적으로 높고 종업원들에 의한 활용도가 높은 두 가지 정책, 즉 육아휴직제도와 본인병가제도의 활용편이성에 대한 인식을 분석하였다. 본 연구는 조직적 수준의 특성이 조직 내 개인들의 인식 및 태도에 미치는 효과를 분석하기 위해서 2단계 다층모형(two-level multilevel model) 분석방법을 이용하였다. 분석 결과에 따르면, 첫째, 개인 수준에서 영유아기나 미취학기 아동을 둔 여성관리자들은 그렇지 않은 여성관리자들보다 오히려 육아휴직제도와 본인병가제도 활용을 어렵게 인식할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 육아휴직제도의 활용 편이성과 본인병가제도 활용 편이성 모두에서 장시간 근로는 여성관리자들이 일·가족 양립제도를 활용하는 데 주요한 장애요인으로 지적되어 있다. 마지막으로, 조직적 수준에서 여성 정규직 비율과 핵심인력 비율이 높은 조직에서 여성관리자들의 일·가족 양립제도 활용에 대한 어려움이 좀 더 높은 것으로 분석되었다.

핵심용어 : 가족친화제도, 여성인력 활용, 기업의 가족친화제도, 기업의 인력활용정책, 다층모형 분석

논문접수일 : 2010년 5월 18일, 심사의뢰일 : 2010년 6월 30일, 심사완료일 : 2010년 9월 24일

* 경기대학교 일반대학원 직업학과 조교수(newrules@kyonggi.ac.kr)

I. 머리말 : 문제 제기

우리나라 여성의 경제활동참여가 꾸준히 증가하고, 특히 관리직과 전문직으로의 여성 진출이 확대되면서 일하는 여성이 경험하는 일·가정 양립의 문제가 정책적·학문적 관심을 받고 있다. 2000년도에 고위 임직원 및 관리직에 종사하는 여성인력의 비중은 남성 대비 4.9%였으나, 2008년 현재 9.6%로 거의 두 배 가까이 증가하였다(통계청, 2009). 또한 전문직에서의 여성 비중 변화 추이를 살펴보면, 2000년에 43.8%였으며 이후 꾸준히 증가하여 2008년 현재 45.2%로 증가하였다(통계청, 2009). 이렇듯 고학력 여성들을 중심으로 노동시장 성과가 향상되는 추이 속에서 남성보다는 여성들이 경험하는 일·가정 양립제도의 필요성과 제도의 효과성에 주목하는 이유는 이전 세대들과는 달리, 최근의 여성들은 결혼 후에도 지속적으로 노동시장에 참여하는 경향을 보이고 있으며, 특히 임신, 출산, 그리고 집중적인 자녀 양육시기 동안에도 지속적으로 경제활동에 참여하거나 참여하기를 희망하는 여성들의 비율이 꾸준히 증가하고 있다는 점에 있다(안병철, 2004; 장은미·정기선, 2003).

이와 같은 여성근로자들의 노동시장 참여 연속성과 기업의 가족친화제도의 효과에 관한 선행연구들은 크게 두 주제로 정리될 수 있는데, 첫째는 근로자들의 일·가족 양립제도에 대한 필요성, 태도, 활용 여부, 그리고 심리적 만족도 또는 스트레스에 대한 영향 등 주로 근로자 개인수준에서 일·가족 양립제도의 필요성이나 그 효과성에 초점을 두고 있다(안세연·김효선, 2009). 두 번째로는 조직적 수준에서 일·가족 양립제도를 적극적으로 도입하거나 제도에의 접근 및 활용을 보다 원활하게 지원하는 직무특성, 작업환경, 그리고 보다 일반적으로 작업장 문화가 근로자들의 일과 가정생활의 양립에 어떠한 영향을 미치는가에 초점을 두고 있다(구자숙·한준, 2008; Blair-Loy, 2002).

본 연구는 개별 근로자들의 일·가족 양립제도 활용에 영향을 미치는 개인수준 특성과 조직수준 특성을 함께 고려하여, 가장 일반적인 제도임과 동시에 기업들이 비교적 폭넓게 도입하고 있는 일·가족 양립제도인 ‘육아휴직제도’와

‘본인병가제도’에 대해 여성근로자들이 인지하고 있는 제도들의 활용용이성을 분석한다.

기존의 연구들은 조직구성원들의 행동 및 태도를 주어진 조직의 특성, 업무의 특성, 그리고 개인수준의 특성들을 모두 같은 분석수준에서 분석함으로써 한 조직 내에서 개인 간의 차이만을 강조하는 경향을 보이고 있다. 따라서 선행 연구는 한 조직에 속한 개인들의 태도 및 행동은 그들이 속한 조직 내에서의 경험적 차이뿐 아니라 그 조직이 다른 조직과 구별되는 조직 간 특성에서 기인하는 차이점을 간과하는 경향이 있거나, 두 영역을 독립적으로 연구하는 경향이 있어 왔다. 이러한 선행연구의 한계점을 바탕으로 본 연구는 개인들의 행동 및 인식에 영향을 미치는 개인 및 작업특성의 효과 분석과 함께 조직수준에서의 조직 간 특성 차이가 조직 내 구성원들의 행동 및 인식에 미치는 효과를 함께 분석하고자 한다.

본 연구는 2008년 여성부의 의뢰를 받아서 한국여성정책연구원에서 수집한 여성관리자패널 제2차년도 자료를 활용한다. 여성관리자패널은 제조업, 도소매업, 사업서비스 및 금융업에 속하는 100인 이상 기업에 근무하고 있는 대리급 이상 여성관리자들을 대상으로 일의 특성, 업무에 대한 태도, 교육훈련, 일·가족 양립제도 활용 정도 및 제도에 대한 태도, 개인 및 가족환경에 대한 자료를 풍부하게 담고 있기 때문에 고학력 여성들의 경력 지속 및 개발을 위한 가족친화제도 활용성에 대한 태도에 초점을 두는 본 연구의 주제 분석에 매우 적절한 자료로 판단된다.

여성친화적인 제도 또는 일·가족 양립제도는 여전히 많은 논쟁을 불러일으키고 있으며, 아직까지 기업 내에서 적극적으로 활용되고 있는 제도적 관행은 아니지만(Osterman, 1995), 최근 들어 가족친화 및 기업복지정책이 근로자들의 사기를 높이고 기업의 생산성 향상에 긍정적인 효과를 미친다는 연구 결과(유규창·김향아, 2006)를 바탕으로 조직구성원들이 일·가족 양립제도에 대해 어떠한 태도를 가지고 있으며, 활용 정도가 어떠한가가 학문적·정책적 관심이 되고 있다. 특히 여성들의 관리직 진출이 증가하면서 여성경력개발과 조직 내 가족친화제도 간의 관련성에 보다 많은 관심이 모아지고 있다(안세연·김효선, 2009). 관리직 이상 조직성원들은 일반 조직성원들에 비해 일·가족 양립제도

에 보다 더 쉽게 접근할 수 있을 수 있고 더 많이 활용할 수 있는 조직적 위치에 있기 때문에, 이들 관리직들은 하위직급자들에 비해 이러한 제도를 보다 폭넓게 조직적 차원에서 제도화하고, 동시에 조직문화를 변화시킬 수 있는 조직적 영향력을 가지고 있다(Glass & Estes, 1997). 동시에 이들 관리직들은 하위직급자들에 비해 근로시간이 더 길며, 생애주기상 자녀양육의 부담을 줄어지고 있을 가능성이 높기 때문에 이들 일·가족제도에 대한 관심이 상대적으로 높을 수 있다고 생각된다.

이러한 관점에서 본 연구는 여성관리직의 일·가족 양립제도 활용가능성에 대한 인식을 분석함으로써 기업들이 도입하고 있는 제도의 실질적 활용가능성을 분석할 수 있을 것으로 기대한다. 본 연구는 기업 내 일·가족 양립제도들 중에서 육아휴직제도와 가족친화적 복지제도 중 하나인 본인병가제도의 활용용이성에 초점을 두어 논의한다. 다양한 일·가족 양립제도들 중에서 본 연구가 특히 이 두 제도에 초점을 두는 이유는 여성들이 지속적으로 노동시장에 참여하고 경력을 개발하는 데 가장 걸림돌이 되는 환경적 요인이 어린 자녀들에 대한 돌봄서비스를 제공해야 하는 상황과 근로자 본인의 건강문제가 빈번하게 지적되고 있기 때문이다(오은진 외, 2010).

출산휴가의 활용은 해당 생애 사건을 경험하는 여성들은 거의 모두 활용하고 있으나 육아휴직은 법으로 보장되어 있는 제도임에도 불구하고 대부분의 여성들은 자발적 혹은 비자발적으로 활용을 꺼리고 있다는 점이 최근 실태조사 결과 나타났다(여성부, 2008). 또한 일하는 여성들의 경우, 남편들에 비해 가사노동, 자녀양육, 그리고 자녀 이외의 가족성원들에 대한 육체적·정신적 돌봄서비스를 더 많이 제공하는 경향으로 인해 건강상의 문제가 지속적인 경제활동과 경력개발에 큰 장애요인으로 지적되고 있다(여성부, 2009). 2009년에 여성부(현재 여성가족부)가 실시한 「경력단절 여성재취업 실태조사」 결과에 따르면, 많은 여성들이 경력단절의 이유로 자녀양육과 더불어 여성 본인의 건강상의 문제를 지적하였다. 여성들이 노동시장에서 지속적으로 참여하고 아울러 관리직으로 진출하는 데 가장 큰 걸림돌로 지적되고 있는 육아와 일과 가정 양립 등으로 인해 여성에게 더 빈번하게 필요한 병가제도가 기업 내 일·가족 양립제도 및 가족친화적 복지제도를 통해서 해소될 수 있는가를 분석하고, 활용용이성에

미치는 다양한 요인들의 효과를 분석하는 데 본 연구의 목적이 있다.

II. 선행연구 검토

대규모 조직일수록 고용주는 종원들의 일·가족제도에 관한 요구에 관심을 기울이며, 동시에 요구를 수용해야 한다는 압력을 느끼는 경향이 있다(Goodstein, 1994; Osterman, 1995). 그리고 경쟁력 있는 인력을 확보하기 위해서는 기업들은 이 같은 종업원들의 요구에 대한 압력을 점점 더 많이 경험할 수밖에 없으며 동시에 수용할 수밖에 없을 것이다. 종업원들에게 일과 가족생활을 병행하는데 필요한 제도(예: 탄력적 근무제도, 보육시설 등)를 제공하는 기업들이 실제로 점점 증가하고 있으며(Mitchell, 1997), 고용주의 이와 같은 복지제도 제공은 일·가족 양립 관련 종업원들의 관심에 기울이는, 즉 가족친화적인 작업장으로 분류되는 지표로 활용되고 있다(Glass & Estes, 1997; Glass & Fujimoto, 1995).

기업이 왜 그리고 어떻게 기업 내 가족친화제도를 도입하는가에 대한 제도주의적 설명에 따르면, 조직의 작업환경이나 시장환경에 대한 기능적 적합성 못지않게 제도적 환경에서의 사회적 정당성이 중요하다고 지적된다(Meyer & Rowan, 1977). 따라서 제도적 환경에서의 정책 도입은 실질적 이유에 의해서라기보다는 상징적 의미로서 도입될 수 있으며, 따라서 조직적 구조나 행동에서 어떤 실질적인 변화를 생산해 내는 것에는 실패할 수 있다(Scott, 1995). Lambert (1998)는 특정한 프로그램이나 정책에 대한 선호도 정도와 그 프로그램이나 정책의 실제 사용 여부의 정도는 대부분 일치하지 않는다는 점을 강조한다. 그는 특히 이러한 경향은 실제로 누가 정책을 활용했는가에 관한 정확한 데이터가 부족한 일·가족 관련 분야에서 두드러진다는 점을 지적한다. 예를 들면, 일·가족 양립 프로그램을 제공하는 기업들은 외부로부터 정당성을 획득하는 것을 목적으로 할 수 있으나, 동시에 종업원들이 이러한 프로그램을 사용하는 것은 의도적으로 또는 의도하지 않게 제한하거나 제약을 두는 경향이 있다.

이러한 논의와 맥을 같이하면서, Westphal and Zajac(1994)은 모호하거나 함

의가 도출되지 않는 정책들은 특히 조직에서 상징적 의미로 도입될 수 있다는 점을 강조한다. 다른 종업원지원 복지 프로그램과는 달리, 일·가족 지원정책은 아직도 조직에서 당연히 되는 복지 프로그램으로 인식되지 못하는 경향이 있다(Kelly, 1999). 비록 고용주는 일·가족 양립지원정책을 경쟁력 있는 근로자들을 선별적으로 채용하고 지속적으로 조직에 머물게 하는 도구로서 역할을 할 수 있다고 생각함에도 불구하고, 이러한 프로그램은 종종 다른 조직 규범이나 문화—야근, 조직에의 헌신, 조직 내 대면관계를 통한 업무수행 등—와 충돌할 위험을 가지고 있다. 따라서 종업원들 스스로 이러한 일·가족 양립 프로그램을 사용하는 것이 자신들의 장기적인 경력관리에 도움이 되지 않을 것이라 생각하는 경향이 있다는 점이다(Blair-Loy, 2001).

관리직의 경우, 일반 종업원들에 비해 이러한 프로그램을 사용하는 데 오히려 더 모호하거나 모순적인 메시지를 받을 수 있다. 특히 기업의 규모가 클수록 제도화된 일·가족 양립을 위한 지원 프로그램이 다양하게 제공되는 경향이 있으나, 동시에 이들 관리직의 업무 부담은 비록 관리직임에도 불구하고 그들의 필요에 의해 이들 프로그램을 자유롭게 사용하지 못하는 경우가 많은 것으로 지적된다. 일반 사원급 종업원에 비해 주당 평균 근로시간이 더 길며, 주어진 업무에 대한 책임이 더 크며, 아울러 조직 관리자로서의 역할까지 수행하는 관리자들은 출산 후 휴가가 필요하거나, 가정 내 영유아를 두고 있거나, 혹은 가족구성원을 간호해야 하는 상황 속에서도 가족친화 프로그램에의 접근 가능성이나 사용편의성은 조직 내 프로그램의 유무에 의해서가 아니라 조직 내에서 행위자의 위치에 의해서 결정되는 경향이 있다(Westphal & Zajac, 1994). 이러한 논의가 의미하는 바는 기업이 제공하는 복지제도의 의미와 활용 정도는 조직 간에 광범위한 차이를 보일 수 있으며, 동시에 조직 성원들의 개인적 특성과 조직 내에서의 위치에 의해 차이가 두드러질 수 있다는 점이다.

이상과 같이 제도주의 시각에서는 조직 내 제도의 도입 및 활용이 조직수준에서 결정되는 것으로 간주한다. 즉 조직은 변화하는 환경에 적응하고 경쟁력을 확보하기 위해서 특정 제도를 도입하는 경향이 있으며, 조직구성원에 의한 이들 제도 활용은 조직구성원들의 개인적 특성보다는 조직 내에서의 구조적 위치에 의해 결정되는 경향이 있다는 것이다. 그러나 제도주의 시각은 주어진 구

조직 환경 속에서 개인들의 성향에 따른 선택의 다양성을 간과하는 경향이 있다. 유사한 조직구조적 특성을 경험하는 조직구성원들도 행위의 결과는 다양하게 나타날 수 있으며, 이러한 다양성을 보다 정확하게 이해하기 위해서는 조직 구조 차원에서의 제도 도입에 영향을 미치는 특성을 연구할 뿐 아니라 각 조직의 구성원들의 반응 및 행동 양식도 함께 고찰해 볼 필요가 있다.

이러한 문제 의식을 바탕으로 최근에는 조직 성원 개개인들의 제도 활용 및 그 제도들의 효과를 분석하는 데 조직적 차원의 변인들과 동시에 개인적 수준의 요인들을 함께 고려하는 연구의 필요성이 강조되고 있다(Blair-Loy, 2002).

조직구성원이 조직구조 및 제도에 영향을 미치는 연구들은 조직의 핵심인력 또는 중요한 구성원들이 조직에 영향력을 행사함으로써 구조를 변화시키고, 새로운 제도를 도입하는 데 주요한 역할을 수행할 수 있다는 강조한다(Davis-Netzley, 1998; Osterman, 1995). 본 연구에서는 주요한 구성원들은 현재 결혼 상태이거나 결혼 경험이 있으면서 어린 자녀를 돌보는 이중의 역할을 수행하고 있는 여성근로자들로 분류한다. 특히 조직에서 이들 여성근로자들의 비율이 높거나 주요한 구조적 지위를 차지하고 있는 경우에는 이들 여성 집단이 조직 내 가족친화제도 도입 및 활용에 미치는 영향력이 두드러질 수 있다. 이들 여성들은 일·가족지원을 위한 조직 내 프로그램의 필요성을 다른 근로자들보다 더 절실하게 느낄 것이며, 만일 이들의 욕구가 충족될 만큼의 충분한 정책이 제도화되어 있지 않거나, 제도화되어 있을지라도 공식적·비공식적으로 제도 활용에의 제약이 주어진다면 이들은 제도 활용의 가능성을 보다 부정적으로 인식할 가능성이 높아질 수 있다. 더 나아가서 이들 여성 집단의 조직에 대한 헌신도는 낮아질 수밖에 없으며, 결과적으로 조직의 효율성과 생산성에 부정적인 결과를 초래할 위험이 있다.

또한 조직성원들의 권한 및 권력 수준이 이들 조직성원들이 가족친화적인 정책에의 접근을 보다 용이하게 할 수 있다(Davis-Netzley, 1998). 조직성원들의 권한 및 권력 수준은 이들의 직급, 근속기간, 그리고 급여수준으로 지표화 할 수 있는데, 근속기간이 길수록, 급여수준이 높을수록 조직 내에서 권한이 더 크기 때문에 이들의 일·가족 양립정책에의 접근이 보다 용이할 것으로 기대된다.

다만, 직급이 높을수록 조직성원들이 누리는 권한과 권력의 크기는 커지나

이들이 조직에서 담당하고 있는 업무의 질과 양, 그리고 이에 따른 책임감으로 인해 이들 조직성원들이 일·가족 양립정책의 사용편의성은 오히려 하위 직급 자들에 비해 더 제한될 수 있다고 가정된다. 또한 이들 관리직 이상의 조직성원들은 조직과 업무에 대한 책임감과 아울러 자신의 경력개발에 다른 조직성원들보다 더 많은 관심과 투자를 하는 경향이 있기 때문에(Blair-Loy, 1997), 가족친화프로그램의 활용도 낮을 수 있으며, 사용편의성에 대한 인식도 상대적으로 낮을 수 있을 것으로 기대된다.

그러나 개인의 선호에 대한 이해만으로 기업 내 종업원의 행동을 이해하기에는 충분하지 않다. 행동은 사회적 맥락에 내포되어 있으며, 사회적 맥락은 개인의 선호와 인식에 직접적으로 영향을 미치는 것과 동시에 사람들이 행동하는 의지와 능력에 영향을 미칠 수 있다(Blair-Loy & Wharton, 2002; Pfeffer, 1997). 이러한 논의와 맥을 같이하면서, 본 연구는 종업원들이 종사하고 있는 기업을 사회적 맥락으로 정의한다. 또한 본 연구는 기업의 인력구성(예: 여성관리직 비율, 핵심인력 비율 등)이 종업원들의 일·가족 양립정책 사용 의지와 주관적 인식에 대한 기회와 제약에 영향을 미치는 요인으로 가정한다. 일반적으로 여성들의 비율이 높고, 자녀를 둔 근로자들의 비율이 높은 조직에 속해 있을 경우 다른 종업원들에 비해 일·가족 양립 관련 정책への 접근 가능성이 더 높을 것이며, 활용에의 편의성이 더 높을 것이라 기대할 수 있다. 이는 이러한 인구학적 구성이 자녀를 양육하는 여성들에게 공식적·비공식적 사회적 지원 역할을 함으로써 일과 가정의 두 영역을 교류하는 여성들에게 보다 지원적인 조직 문화를 형성할 가능성이 크기 때문이다.

또한 기업 내 관리직에서의 여성 비율이 높을수록, 그리고 핵심인력의 여성 비율이 높을수록 기업의 여성인력의 중요성에 대한 인식을 나타내는 지표라 볼 수 있다. 동시에 여성관리직 비율과 여성핵심인력 비율은 조직 내에서 여성들의 권력 및 권한 수준을 나타내는 지표로서의 역할을 한다는 점에서, 이들 비중이 높다는 것은 일·가족 양립정책의 도입에 보다 적극적일 수 있으며, 제도화된 프로그램에의 접근 가능성 및 활용편의성이 높을 것으로 기대할 수 있다.

같은 맥락에서, 상급자의 가족친화 프로그램에 대한 지원은 종업원들이 실제로 이들 제도를 활용하고 보다 수월하게 접근할 수 있게 하는데 긍정적인 영향

을 미친다는 것이다(Flack & Reskin, 1998; Glass & Estes, 1997). 가족적 삶과 일을 병행하는 상급자는 다른 상급자들보다 이들 정책 활용에 보다 지원적 태도를 나타내며, 더 나아가 조직성원들이 이러한 정책을 활용하는 것을 권장하는 경향이 있다는 것이다. 따라서 본 연구는 조직에서 여성상급자와 함께 일하는 조직성원들은 가족친화적인 프로그램에의 접근 가능성이 보다 용의할 것으로 기대된다.

마지막으로 기업의 일·가족 양립지원정책의 도입 및 활성화 전략은 기업이 종업원들의 복리후생에 대한 관심 및 이를 도입하고 지원할 수 있는 조직적 역량이 갖춰졌을 때 가능하다. 일반적으로 복리후생수준이 높은 일자리는 ‘좋은 일자리’, ‘좋은 기업’으로 분류되며, 이에 밀받침되는 요인은 기업의 평균적인 급여수준이라 할 수 있다. 즉 평균 급여수준이 높은 기업은 일반적으로 다양한 복지 프로그램을 제공하는 경향이 있으며, 이러한 프로그램의 한 유형으로서 가족친화정책이 포함되는 것이다.

Ⅲ. 분석 자료와 변인

1. 자 료

본 연구는 국내 기업의 대리급 이상 여성관리자를 대상으로 일·가족 양립제도 중 여성친화적이라 분류되는 두 가지 제도인 육아휴직제도와 본인병가휴가제도의 사용용이성에 대한 인식을 분석한다. 본 연구에 사용된 자료는 여성부가 수집한 「여성관리자패널조사」 2008년 2차 웨이브 자료이다. 「여성관리자패널조사」는 2007년도에 처음으로 실시되었으며, 2008년도에는 2차년도 자료가 수집되었다. 조사대상 기업은 100인 이상 기업체 315개를 대상으로 하고 있으며, 비교적 여성들의 관리직 진출이 두드러진 업종인 제조업, 도소매업, 금융업, 그리고 사업서비스를 대상으로 하고 있다. 2008년도 제2차년도 조사에 참여한 여성관리자 수는 전체 1,774명이다.

「여성관리자패널조사」 자료가 본 연구에 특히 적절한 이유는 관리직 또는

전문직에 종사하는 여성들이 그렇지 못한 여성종사자들에 비해 조직 내 일·가족 양립제도에의 접근이 더 용이할 수 있으며, 대리급 이상 관리직에 진출한 여성들의 연령대가 생애주기 단계에서 집중적인 출산 및 자녀양육 시기를 경험할 가능성이 높기 때문이다. 더욱이, 「여성관리자패널조사」는 이들 여성들이 종사하고 있는 기업의 특성, 특히 일·가족제도 관련 복지제도의 도입 여부와 활용 정도, 그리고 개인들의 활용용이성에 대한 자세한 설문 항목을 포함하고 있으며, 아울러 업무특성과 기업특성에 대한 자세한 정보를 담고 있다는 장점이 있다.

2. 방법론

본 연구가 사용하는 데이터는 기업 내 속한 개인들로 구성되어 있으며, 조직 간 특성과 조직 내 특성이 조직에 속한 개인들의 인식 및 태도에 미치는 효과를 분석하기 위해서 2단계 다층분석모델(two-level multilevel model)을 적용한다(Byrk & Raudenbush, 1992; DiPrete & Forristal, 1994). 다층모형은 자료가 위계적으로 수집되어 있을 때 유용한 방법론이며(예: 조직 내 근로자), 관찰치들 간의 독립성을 가정하는 OLS나 변수의 효과성을 예측하는 데 설명력이 낮은 집단 수준의 모델에 비해 보다 효과적인 모델이라 할 수 있다(Byrk & Raudenbush, 1992; Rabe-Hesketh, 2008). 특히, 다층모델은 같은 사회적 단위에 속한 구성원들 간에 존재하는 사회적 의존성을 설명하는 것을 가능하게 하는 유용한 방법론이다(Blair-Loy & Wharton, 2002).

본 연구의 2단계 모델은 개인수준의 정보와 기업수준의 정보 간을 차별화하고, 각 수준에 대한 독립된 회귀분석을 실시한다. 각각의 하위 분석모델은 한 수준에서 변수들이 다른 수준에서 발생하는 사건과의 관계에 영향을 미치는가를 분석한다. 다층모델은 이론적 가정에 따라 다양한 형태를 취할 수 있는데, 본 연구는 비선형 임의효과 모델을 적용한다. 본 연구의 종속변수—개별 일·가족양립제도의 사용용이성에 대한 태도—는 이원변수(binary)이기 때문에 로짓모형을 이용하여 분석한다.

제1수준(여성관리자 수준)에서 분석 모델은 다음과 같다.

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{qj}x_{qij} + r_{ij}$$

η_{ij} 는 개인 i 가 기업 j 에서 정책 사용이 용이하다고 생각하는 확률, β_{0j} 는 기업 j 의 상수, β_{qj} ($q=1,2,\dots,Q$)는 제1수준 회귀계수, x_{qij} 는 기업 j 에 종사하고 있는 여성관리자 i 의 제1수준 독립변수 q 이다. 예를 들면, 결혼상태, 자녀 유무 및 자녀 연령대, 근속월수, 임금수준, 근로시간 등의 효과를 나타낸다. 그리고 r_{ij} 는 제1수준 임의효과(random effect)이다.

제1수준의 각 회귀계수는 제2수준(기업) 변수들의 결과이다. 그러나 본 연구는 상수를 제외하고 모든 제1수준 회귀계수들을 고정효과 모델로 분석하였다. 따라서 상수는 다음과 같은 모델을 적용하였다.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_{1j} + \gamma_{02}W_{2j} \dots + \mu_{qj},$$

γ_{00} 는 정책 사용 용이성에 대한 평균 로그 가능성을 나타내며, γ_{01} , γ_{02} 등은 제2수준 회귀계수이다. W_{1j} , W_{2j} 등은 제2수준 독립변수(예: 정규직 여성 비율, 핵심인력 여성 비율, 외국계 기업, 조직의 1인당 평균 임금 등), μ_{qj} 는 제2수준 임의효과이다. 본 연구는 기업수준 변수들을 개별 정책에 대한 여성근로자들의 사용 용이성에 대한 태도의 로그 가능성을 설명하기 위해서 사용한다. 조직 차원에 대한 상수(intercept)는 제도 활용 용이성, 조직수준 변인들의 효과, 그리고 무작위 오차항(random error term)을 사용한 평균 로그승산비(log-odds)의 결과이다.

3. 주요 변수들

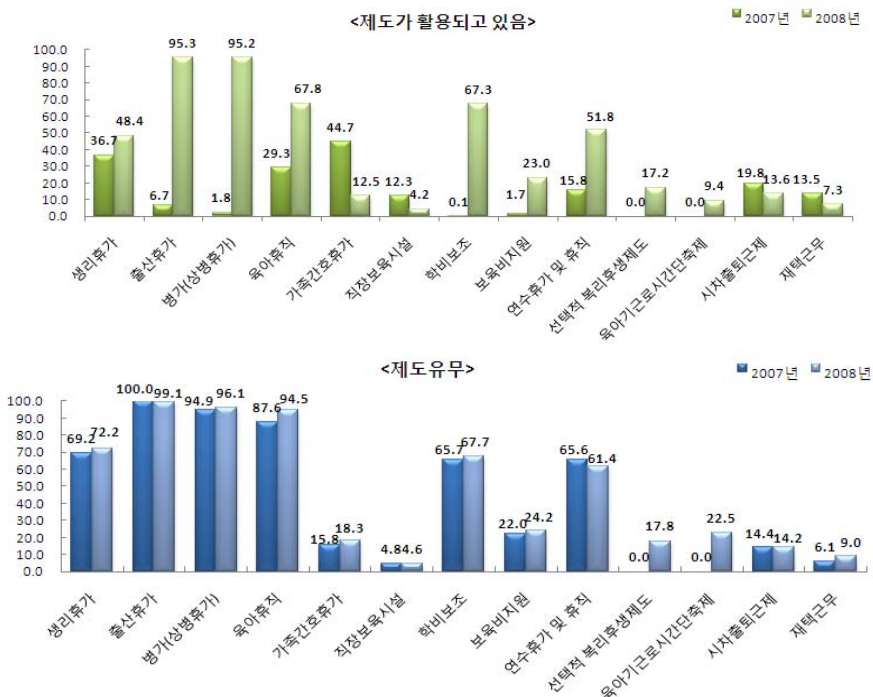
본 연구의 종속변수는 일·가족 양립정책 중에서 여성친화성과 밀접한 관련성을 갖는 두 가지 제도의 사용 용이성에 대한 인식이다. 정책의 사용 용이성을 분석하는 첫 번째 이유는, 본 연구에서 사용하고 있는 자료가 2007년에 처음으로 수집된 자료이며, 2007년 이전의 직업이나 직장에 대한 정보가 결여되어 있다. 따라서 현재 직장 이전에 출산을 마쳤고, 현재 직장에서의 일·가족 양립 관련 정책을 사용한 경험이 없는 여성관리자들이 특정 기업들에 집중되어 있을 경우에는 이들 정책 사용 여부에 대한 로그 가능성 값이 치우칠 수 있는 위험이 있다.

둘째, 우리나라의 많은 기업들이 최근 일·가족 양립 관련 다양한 복지제도

를 도입하고 있음에도 불구하고 제도 활용 용이성이나 사용률은 비교적 저조한 편으로 논의되고 있다. 따라서 자료의 한계와 실제 운용상의 문제점을 바탕으로 제도에의 접근성이 비교적 높으면서 동시에 실제 사용할 가능성이 높다고 할 수 있는 여성관리자들의 제도 활용 편이성에 대한 태도를 분석하고자 한다.

본 연구가 분석 대상으로 삼고 있는 여성친화적인 제도 이외에 다양한 일·가족 양립정책 프로그램—탄력적 시간제도, 단축근무제도, 재택근무제도 등—을 분석에서 제외시킨 이유는 이들 제도들을 실제 도입하고 있는 기업들의 비율이 매우 낮다는 점이다. 아래의 [그림 1]에서 나타나듯이, 직장에서 제공되는 각종 복리후생제도 중 모성보호인 출산휴가는 99.1%, 본인병가제도는 96.1%, 육아휴직 94.5%로 보유 비중이 높은 것으로 나타났다. 또한 제도를 보유한 기업들의 활용도 역시 출산휴가는 95.3%, 본인병가제도는 95.2%로 높았으나 육아휴직의 경우 제도를 보유한 기업은 많음에도 기업의 활용도는 67.8%에 불과하였다.

[그림 1] 일·가족양립지원정책관련 복지제도 도입 및 활용현황



그러나 탄력근무제의 경우 시차출퇴근제를 도입한 기업은 14.2%에 불과하였고, 재택근무 역시 9.0%로 저조하였으며, 육아기 근로시간 단축제는 보유율이 22.5%로 나타나 아직까지 우리나라에서 탄력적 근무제도의 도입이 저조한 상황으로 나타났다. 자녀양육과 관련된 가족간호제도 역시 18.3%가 제도가 있다고 응답하였으며, 직장보육시설은 4.6%, 보육비 지원은 24.2%로 나타났으나, 그 활용률은 여전히 미미한 편으로 분석되었다.

따라서 본 연구는 제도의 도입률이 높고 실제 활용도도 높은 것으로 분석된 주된 정책들을 중심으로 이들 정책의 사용 용이성에 대한 주관적 인식을 분석한다. 다만, 기업에서 가장 많이 도입되어 있으며, 활용률이 가장 높은 산전후 휴가제도는 기업의 자발적 의지가 아닌 근로기준법으로 보장되어 있는 휴가제도라는 점에서 본 연구 분석에서는 제외하였다. 그러나 출산휴가와 마찬가지로 근로기준법에 의해 보장되어 있는 제도인 육아휴직제도를 본 연구의 대상으로 선정한 이유는 법적으로 보장되어 있는 제도임에도 불구하고 대부분의 민간 기업에서 본 제도의 활용도가 매우 낮다는 점이다. 즉 기업들이 법적 기준에 의해 육아휴직제도를 형식으로 도입하고는 있으나 그 활용도 면에서는 매우 저조한 실정이다. 따라서 법적으로 보장되어 있는 제도임에도 불구하고 두드러지게 낮은 활용도에 미치는 변인을 본 연구가 분석하고자 한다.

본 분석에 포함된 독립변수들은 우선, 개인적 수준에서는 결혼 경험 여부와 3세 미만 영유아가 가정에 있는가, 그리고 3~7세 사이 미취학 아동이 가정에 있는가에 대한 문항을 포함하였다. 선행연구에서 활발하게 논의되었듯이, 여성이 노동시장에 참여하는 데 가장 큰 장애로 지적되는 것이 어린 자녀가 가정 내에 존재하는 경우이다. 특히 3세 미만 영유아 시기는 성인의 집중적인 보호와 양육이 절실하게 요구되는 시기이기 때문에 많은 여성들이 이 시기에 노동시장을 이탈하거나 근로시간을 단축하는 경향이 있는 것으로 연구 결과는 보여주고 있다(Glass & Estes, 1997).

그러나 영유아나 미취학 아동이 제도 활용의 용이성에 미치는 효과는 실제 제도 활용 정도와는 차이가 있을 것으로 생각된다. 즉 제도 활용의 필요성이 강한 집단이 그들의 욕구만큼의 프로그램이 충분하게 제공되지 못한다거나 프로그램에의 접근이 자유롭지 못하다고 인식할 때에는 제도의 활용이 용이하지

못하다는 부정적인 태도를 가질 수 있기 때문이다. 기업 내 일·가족 양립 프로그램이 제도화되어 있어도, 공식적·비공식적 제도 활용의 절차 및 조직문화가 이들의 사용 용이성에 영향을 미칠 수 있다.

본 연구의 분석 모델은 개인적 수준의 인구학적 변수 중 연령 및 학력변수들을 포함하지 않은 이유는 여성관리자들 간의 연령 및 학력수준의 변이가 매우 낮기 때문이다. 본 연구의 분석에 활용되고 있는 여성관리자패널은 30대 중반부터 40대 중반까지의 연령대에 집중되고 있으며, 응답자 모두 고졸 이상의 학력수준을 가지고 있는 것으로 나타났다. 따라서 연령 및 학력수준을 포함한 기초분석 결과에서 두 변수 모두 유의미한 효과를 나타내지 못했으며, 두 변수들을 제외한 분석 모델에서도 다른 변인들의 효과에도 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 최종 분석 모델에서는 연령과 학력변인 모두 배제하였다.

여성관리자들의 업무특성 관련 변수¹⁾로는 근속기간, 월 평균임금, 주당 평균 근로시간, 그리고 상급자 성별(여성=1)을 포함하였다. 앞서 이론적 논의에서 언급하였듯이, 조직 내에서 권한이 강하고 더 많은 권력을 가질수록 조직에서 제공하는 다양한 프로그램에의 접근 가능성이 높아지며, 결과적으로 사용 용이성에 대한 인식도 긍정적일 가능성이 높다. 따라서 여성관리자들의 근속시간과 임금수준이 높을수록 조직 내 권한이 높아진다는 가정을 통해서 이들 변수들이 제도 활용의 용이성 인식에 미치는 효과를 분석한다.

여성이 일·가족 양립을 위해 필요한 다양한 제도들 중에서 기업에 의해 공식적으로 도입된 프로그램들 이외에 가장 영향력이 있다고 지적되는 것이 바로 비공식적 지원이다. 직속 상사와 동료들로부터의 비공식적 지원은 개별 근로자들이 직장과 가정생활과의 갈등을 최소화하고 지속적으로 노동시장에 참여하

1) 기업특성 관련 변인들 중에서, 앞서 인구학적 변인들을 최종 분석 모델에서 제외시킨 것과 같은 논리로 업종, 기업규모, 그리고 외국계 기업 관련 변인들을 최종 분석 모델에서 배제하였다. 여성관리자패널은 여성관리직의 상대적 비율이 비교적 높은 5개 업종—금융, 보험업, 제조업, 사업서비스, 도소매업—을 대상으로만 패널을 구축하였으며, 기업규모도 100인 이상의 사업체를 대상으로 하였다. 이들 업종과 기업규모 수준에서 여성관리자들이 경험하는 기업복지제도의 수준이 매우 유사한 것으로 나타났다. 따라서 기초분석 모델에서 업종 및 기업규모의 효과는 유의미하지 않게 나타났으며, 최절약의 원리(the principle of parsimony)에 따라 최종 분석 모델에서는 배제하였다.

는 효과를 가지는 것으로 지적되고 있다. 따라서 본 분석에서는 여성상급자가 있을 경우에 제도 활용이 보다 용이할 것으로 인식할 것으로 기대된다.

기업수준 변수로서는 기업 내 여성정규직 비율, 기업 내 여성 핵심인력 비율, 외국계 기업(외국계 기업=1), 그리고 기업의 1인당 평균임금을 포함하였다. 기업의 여성친화성의 정도가 여성들의 일·가족 양립지원 프로그램의 이용 편이성에 미치는 효과를 분석하기 위해서 기업 내에서의 여성인력의 위치를 파악할 필요가 있다. 따라서 정규직 중에서 여성인력의 비율과 여성 핵심인력 비율의 효과를 분석함으로써 여성인력의 비중이 큰 기업과 그렇지 않은 기업 간의 일·가족 양립지원정책의 접근 용이성에 차이가 있는가를 살펴본다.

아울러 국내 기업 또는 외국계 기업의 특성에 따라 일·가족 지원 프로그램에의 사용 용이성에 차이가 있는가를 살펴본다. 서구 선진국의 경우, 우리나라 보다 여성들의 공식 노동시장에의 참여를 앞서 경험하였으며, 여전히 우리나라 보다 더 높은 여성 경제활동참여율과 지속적 노동시장참여 유형을 나타내고 있다. 또한 국내 기업과 비교해서, 외국계 기업은 보다 개인주의적이며, 복리후생 측면에서 보다 여성친화적이라는 평가를 받는 경향이 있다. 이러한 외국계 기업의 조직문화는 조직 내 일·가족 양립지원 프로그램의 도입 및 활용에 보다 우호적일 수 있으며, 동시에 이들 프로그램에의 접근성 및 활용 용이성이 국내 기업과 차별적으로 나타날 수 있다는 점에 초점을 둔다.

IV. 결과 분석

다음의 <표 1>은 분석에 포함된 변수들에 대한 기초통계 분석 결과를 제시하고 있다. 우선 첫 번째 종속변수인 육아휴직제도를 사용하는 것이 용이하다고 응답한 비율은 전체 분석 대상 여성관리자들 중에서 약 57.5%로 나타났으며, 본인평가제도를 활용하는 데 불편함을 느끼지 못한다고 응답한 비율은 약 65.1%로서, 육아휴직보다는 본인평가제도가 조직 내에서 보다 더 쉽게 활용할 수 있는 제도로 나타났다.

기업 단위의 특성을 나타내는 변수들을 살펴보면, 우선 기업 내 여성 정규직

비율에서는 분석에 포함된 여성관리자들이 속한 기업들은 평균적으로 약 32.9%의 여성 정규직 비율을 보이고 있다. 또한 기업 내 여성 핵심인력 비율은 평균 약 31.8%로 분석되었다. 따라서 본 분석에 포함된 기업들은 정규직 중 1/3 정도는 여성인력으로 충원되고 있으며, 핵심인력 중에서 여성의 비중도 또한 약 1/3 수준인 것으로 나타났다. 외국계 기업에 속하는 기업의 비중은 약 14.4%이며, 종업원 1인당 지출한 인건비는 연평균 약 7,950만 원 수준인 것으로 나타났다.

조사 대상 여성관리자들의 생애주기 단계를 살펴보면, 현재 결혼하였거나 결혼 경험이 있는 여성 비율이 약 57.5%로서 반수 이상이 결혼 경험이 있는 것으로 분석되었다. 3세 미만 영유아를 둔 여성관리자 비중은 약 19.4%, 3~7세 사이의 미취학 아동을 돌보고 있는 여성관리자의 비율은 약 21.4%로 나타났다.

〈표 1〉 기술적 통계

변수	전 체
종속 변수	
육아휴직(%)	57.5
본인병가(%)	65.1
기업단위 변수	
기업 내 여성 정규직 비율(%)	32.9
기업 내 여성 핵심인력 비율(%)	31.8
외국계 기업(%)	14.4
종업원 1인당 인건비(백만원, 중간값)	79.5
생애주기 단계	
결혼 경험 있음(%)	57.5
3세 미만 아동 있음(%)	19.4
3~7세 사이 아동 있음(%)	21.4
업무 및 직장특성	
근속월수(월)	96.2
로그화된 근속월수	4.4
월 평균임금(만원, 중간값)	307.5
로그화된 월 평균임금	5.8
주당 평균근로시간(시간)	48.8
로그화된 주당 평균근로시간	3.9
상급자 성별_여성(%)	20.5

이들 여성관리자들의 업무 및 직장특성을 살펴보면, 평균적으로 여성관리자들은 현재 직장에 약 8년 정도(96.2개월) 재직하고 있는 것으로 나타났으며, 월 평균임금수준은 약 307만 원 정도인 것으로 분석되었다. 주당 평균근로시간을 살펴보면 약 48.8시간으로 주 5일 근무제인 경우 하루 평균 9시 이상의 근무시간을 보이는 것으로 분석되었다. 현재 일자리에서의 상급자의 성별 분포를 살펴보면, 여성상급자와 일하는 여성관리자의 비율이 약 20.5%로 나타나서 조사 대상 여성관리자들이 여성상급자와 함께 일하는 비율은 약 1/5 수준에 머무는 것으로 분석되었다.

여성관리자들의 개인 및 업무특성 관련 변수들과 조직수준의 요인들이 육아휴직제도와 본인병가제도 활용 용이성에 대한 인식에 미치는 효과를 분석하기 위해서 본 연구는 앞서 논의한 2단계 모형(two-level multilevel model)을 제시한다. 첫 번째 분석은 여성관리자들의 개인적 특성 및 업무 관련 변수들만을 포함하여 분석한 로짓 분석이며(표 2 참고), 두 번째 단계는 첫 번째 모델에 조직적 차원의 변수들을 포함한 전체 모델이다(표 3 참고). 기본 모델인 첫 번째 모델결과는 여성친화적인 정책 활용 용이성에 대한 태도에 미치는 개인수준 특성들의 효과를 분석하고, 이러한 태도에서 조직 간의 차이가 존재하는가를 분석할 수 있다.

<표 2>의 기본 모델 결과 중에서 첫 번째 여성친화적인 정책인 육아휴직제도의 사용 용이성에 대한 로그 가능성을 살펴보면, 현재 결혼상태이거나 이전에 결혼한 적이 있었던 경험은 육아휴직제도의 활용 가능성에 유의미한 효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 3세 미만의 영유아가 있거나 3~7세 사이의 미취학 아동을 둔 여성관리자들은 기업에 도입되어 있는 육아휴직제도를 실제로 활용하는 데에는 어려움을 느끼는 것으로 분석 결과 나타났다.

이러한 결과는 정책의 실제 사용 가능성에 대한 분석과는 구분하여 이해할 필요가 있다. Blair-Loy and Wharton(2002)의 연구에 따르면, 가족친화정책을 사용할 로그 가능성을 분석한 결과에서 어린 자녀를 둔 여성들이 이러한 정책을 사용할 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 그러나 본 연구가 분석하고 있는 정책의 활용 편이성에 대한 결과에서는 오히려 어린 자녀를 둔 여성관리자들이 정책 활용에 더 어려움을 느끼는 것으로 나타났다. 즉 육아휴직제도는

영유아나 미취학 아동을 둔 여성들의 노동시장 단절을 최소화하기 위한 지원정책임에도 불구하고 실제로 어린 자녀를 둔 여성관리자들에게는 공식적 또는 비공식적으로 가족친화제도 활용에 장애를 경험하고 있음을 나타내는 결과라 할 수 있다.

여성관리자들의 업무특성이 육아휴직제도 활용 용이성 인식에 대한 효과를 살펴보면, 근속기간이 길수록 여성관리자들은 육아휴직제도를 쉽게 활용할 수 있다고 인식할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 주당 평균근로시간이 길수록 여성친화적인 정책을 활용하는 것이 쉽지 않다고 인식할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 어린 자녀의 여부와 상관없이 장시간 근로가 일·가족 양립제도 활용에 걸림돌 역할을 한다는 점을 강조한다.

마지막으로 여성상급자와 일하는 여성관리자들은 오히려 육아휴직제도 활용에 어려움을 느끼는 것으로 분석 결과 나타났다. 이는 앞서 이론적 논의에서 살펴본 바와는 상충되는 결과로서, 조직 내에서 상황을 공유하는 상급자와 동료로부터의 사회적 지원이 여성들의 일·가족 양립제도 활용에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 논의와는 반대로, 오히려 여성상급자와 함께 일할 때 여성관리자들은 가족친화적인 정책 활용에 더 어려움을 느끼는 것으로 나타났다.

그렇다면 여성관리자들의 육아휴직 활용 용이성에 대한 인식은 조직 간에 차이가 있는 것일까? 임의효과 결과를 살펴보면, 여성관리자들이 육아휴직 활용 용이성을 인식하는 것은 조직 간에 유의미한 차이가 나타나는 것으로 분석되었다. 즉 조직수준의 특성들에 의해서 각 조직 내 여성관리자들이 육아휴직제도를 활용하는 데 공식적·비공식적 장애를 인식하는 것으로 이해할 수 있다.

두 번째 일·가족 양립제도인 본인병가제도 활용 용이성에 대한 로그 가능성성 결과를 살펴보면, 우선 결혼한 적이 있는 여성관리자들이 보다 활용이 편리하다고 인지할 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 육아휴직제도 활용 용이성 결과에서 나타난 바와 같이, 미취학 아동을 둔 여성들은 본인병가제도 이용이 쉽지 않다고 인지할 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 또한 주당 평균근로시간이 길수록 본인병가제도 활용에 어려움을 느끼는 것으로 분석 결과 나타나서 육아휴직제도에 대한 결과와 마찬가지로 장시간 근로는 여성관리자들이 일·가족 양립제도를 활용하는 데 유의미한 장벽으로 강조될 수 있다.

〈표 2〉 기업 내 여성친화정책 활용 용이성에 대한 태도 : 로짓분석, 기본 모델

고정효과(Fixed Effects)	육아휴직	본인평가
상수	8.220** (3.004)	6.284** (2.364)
생애주기 단계		
결혼 경험 있음	0.386 (0.285)	0.600** (0.229)
3세 미만 자녀 있음	-1.310** (0.281)	-0.414+ (0.23)
3~7세 자녀 있음	-0.740** (0.272)	-0.672** (0.22)
업무 특성		
로그화된 근속월수	0.350** (0.134)	-0.02 (0.108)
로그화된 월 평균임금	0.235 (0.29)	0.344 (0.221)
로그화된 주당 평균근로시간	-2.813** (0.671)	-1.910** (0.521)
상사의 성별_여성	-0.358* (0.212)	0.107 (0.172)
임의효과(Random Effects)		
상수	1.446** (0.346)	0.369 (0.319)
사례수	1034	1134
-2Log-Likelihood	1215.933	660.255
df	12	12
+p<0.1 *p<0.05 **p<0.01		

그러나 여성관리자들의 본인평가제도 활용의 편이성에 대한 인식에서는 개인적 수준 변인들이 아닌 조직적 수준의 변인들에 의한 차이가 나타나지는 않는 것으로 임의효과 분석 결과는 보여주고 있다. 즉 조직적 특성의 차이가 조직 내 여성관리자들의 본인평가제도 활용 편이성에 대한 인식에 중요한 차이를 가져오지는 않는 것으로 이해될 수 있다.

<표 3>은 <표 2>의 개인수준 변수들과 함께 조직수준 변수들을 포함하여 분석한 로짓모형 결과이다. 이 전체 모델에는 <표 2>의 개인수준 분석에서 가족

친화정책 활용 편의성에 통계적으로 유의미한 효과를 나타낸 변수들만을 포함하였다. 우선, 첫 번째 가족친화정책인 육아휴직제도의 사용 편의성에 대한 분석 결과를 살펴보면, 기업의 핵심여성비율이 높을수록 여성관리자들이 인식하는 육아휴직제도 활용 편의성은 낮아지는 것으로 분석되었다. 이 같은 결과는 선행연구의 논의와는 상반되는 결과로서, 기업이 여성인력을 중요시하고 여성인력이 기업에서 핵심적인 업무를 담당하거나 주요한 위치를 차지하고 있을 때 여성친화적인 제도가 더 많이 도입되고 그 활용 가능성도 높아질 것이라는 논의와 상반되는 결과라고 할 수 있다. 그러나 기업의 여성정규직 비율은 통계적으로 유의미한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다.

기업이 지출하는 종업원 1인당 평균 인건비 수준이 높을수록 여성관리자들이 육아휴직제도 활용을 보다 용이하다고 판단하는 것으로 나타났다. 이는 앞서 논의한 바와 같이, ‘괜찮은 일자리’에서 또는 조직의 역량이 정책 활용을 충분히 지원할 수 있는 경우에 제도 활용이 보다 용이할 것이라는 논의와 일치되는 결과로서, 본 연구의 결과에서도 기업의 종업원 1인당 인건비 수준은 정책 활용을 보다 편리하게 할 수 있는 긍정적인 효과를 갖는 것으로 분석 결과는 보여주고 있다.

조직수준의 변인들을 통제한 후 여성관리자 개인수준의 변인들의 효과 변화를 살펴보면, 앞서 <표 2>의 개인수준 모델에서 유의미한 효과가 있었던 3세 미만 영유아 양육이나 근로시간 여성 상사와의 업무수행, 주당 평균근로시간 등의 변수들은 통계적으로 유의미한 효과를 가지지 않는 것으로 나타났다. 그러나 미취학 아동을 돌보고 있는 여성관리자들은 여전히 육아휴직제도 활용의 어려움을 인식할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

또한 앞의 개인수준 모델 결과와 마찬가지로 근속기간이 길수록 육아휴직제도 활용이 용이하다고 인식할 확률이 높게 나타났다. 이와 같은 근속기간 효과는 조직에서 근속기간이 오래될수록 조직 내 권한이나 권력이 커지는 경향이 있으며, 따라서 조직에서 권력 수준과 육아휴직제도의 사용 편의성에 대한 인식은 비례하는 것으로 이해할 수 있다.

두 번째 분석 대상 정책인 본인평가제도 활용 용이성에 대한 인식에 미치는 효과를 살펴보면, 앞선 개인적 수준의 분석 모델에서 살펴본 바와 같이, 본인평

〈표 3〉 기업 내 여성친화정책 활용 용이성에 대한 태도 : 로짓분석, 전체 모델

고정효과(Fixed Effects)	육아휴직제도	본인병가
상수	-10.012* (4.989)	0.29 -3.437
기업특성		
정규직 여성 비율	0.157 (1.648)	-2.716** (0.929)
핵심인력 여성 비율	-2.225* (1.190)	-0.215 (0.688)
외국계 기업	1.045 (1.029)	0.358 (0.458)
1인당 평균임금	0.017* (0.009)	0.003 (0.005)
생애주기 단계		
결혼 경험 있음	-	0.465 (0.318)
3세 미만 자녀 있음	-1.339 (0.361)	(0.356)
3~7세 자녀 있음	-0.702* (0.34)	-0.829** (0.318)
업무특성		
로그화된 근속월수	0.738** (0.232)	-
로그화된 월 평균임금	-	-
로그화된 주당 평균근로시간	1.806 (1.236)	0.269 (0.885)
상사 성별_여성	0.397 (0.414)	-
임의효과(Random Effects)		
상수	1.206 (1.312)	0.022 (0.114)
-2Log-Likelihood	352.299	512.586
df	11	10
+p<0.1 *p<0.05 **p<0.01		

가제도 활용의 용이성에 대해서는 조직 간 특성의 차이가 중요한 것으로 나타나지 않았다. 따라서 조직수준의 변인들을 포함한 분석 결과에서도 개인수준에서 나타난 변인들의 효과가 크게 변하지는 않는 결과를 보여주고 있다. 다만, 개인수준에 유의미한 효과를 나타냈던 주당 평균근로시간이 조직적 수준의 변

인들을 포함한 전체 모델에서는 통계적으로 유의미한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 앞서 살펴본 육아휴직제도 활용의 편이성에 대한 인식에서도 나타난 바와 같이, 주당 평균근로시간의 효과는 조직적 수준의 특성들—여성 정규직 비율, 여성 핵심인력 비중, 인건비 수준 등—이 통제되었을 때 여성관리자 개인들의 정책활용 편이성에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 다시 말해서, 근로시간효과는 조직수준의 변인들에 의해 상쇄되는 요인으로 볼 수 있다.

조직적 수준에서 변인들의 효과를 살펴보면, 기업의 정규직 여성 비율이 높을수록 본인평가제도 활용이 용이하지 않을 가능성이 높은 것으로 나타났다. 육아휴직제도 활용 편이성에 대한 분석에서는 기업의 여성 정규직 비율보다는 여성 핵심인력 비중이 오히려 활용 용이성을 낮추는 효과를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 본인평가제도 활용 편이성에서는 여성 정규직 비율이 높을수록 여성관리자들은 본인평가제도 활용에 제약을 더 크게 인식하는 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 앞서 살펴본 육아휴직 활용 편이성에 대한 여성관리자들의 인식에서와 마찬가지로, 조직 내 여성인력 비중이 높아지는 것이 여성관리자들이 보다 가족친화적인 정책 활용을 하는 데 도움이 되지 못한다는 점을 의미한다. 특히 조직에서 핵심여성 인력의 비중이 높다는 것은 그 조직의 생존에 여성의 역할 비중이 크며, 따라서 여성친화적인 조직 문화가 다른 조직에 비해 강하게 형성되어 있을 것이라는 기대와는 달리, 오히려 권력을 보유한 여성인력의 비중이 클수록 여성관리자들의 정책 활용에의 기대감은 낮아지는 결과는 초래한다는 것이다. 즉 보다 많은 여성에게 권력이 주어짐에도 불구하고 이들 여성인력이 다른 여성들이 일·가족 양립지원정책을 활용하는 데 사회적 지원의 역할을 충분히 수행하지는 못한다고 할 수 있다.

V. 요약 및 함의

본 연구는 최근 기업들이 다양하게 도입하고 있는 일·가족 양립지원정책들 중에서 기업들의 도입 비율이 상대적으로 높고 종업원들에 의한 활용도가 높은 두 가지 정책, 육아휴직제도와 본인본인평가제도의 활용 편이성에 대한 인식을

분석하였다. 기업의 가족친화정책의 역할과 효과에 관한 논의들은 다양하게 진행되어 왔다. 우선, 가족친화적인 정책을 적극적으로 광범위하게 제도화한 기업들은 조직성원들의 조직몰입도를 높이고 동시에 기업성과를 높이는 결과를 낳는다는 점이다. 둘째, 조직적 수준에서 가족친화제도를 도입하는 데에는 실질적 성과를 목표로 하기보다는 상징적 의미에서 외부로부터의 조직의 정당성을 강화하기 위한 전략이라는 논의가 있다. 본 연구는 이 같은 논의를 바탕으로 조직적 수준의 특성이 조직 내 개인들의 인식 및 태도에 미치는 효과를 분석하기 위해서 2단계 다층모형(two-level multilevel model) 분석방법을 이용하였다.

분석 결과에 따르면, 첫째, 개인수준에서 영유아기나 미취학기 아동을 둔 여성관리자들은 그렇지 않은 여성관리자들보다 오히려 육아휴직제도나 본인평가제도 활용을 어렵게 인식할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 집중적인 자녀 양육기의 시기를 경험하고 있지 않은 여성들에 비해 이들 자녀를 돌보고 있는 여성들은 육아휴직제도나 본인평가제도의 필요성을 더욱 절실하게 더 자주 느낄 수 있으나, 필요할 때마다 적절하게 활용하기 어려운 경우에 오히려 활용이 편리하지 않다고 인식할 수 있을 것으로 생각된다.

둘째, 개인수준 분석에서 나타난 바와 같이 육아휴직제도의 활용 편이성과 본인평가제도 활용 편이성 모두에서 장시간 근로는 여성관리자들이 일·가족 양립제도를 활용하는 데 주요한 장애요인으로 지적되어 있다. 선행연구에서도 지적되고 있듯이, 오랜 근로시간이 자녀를 양육하는 종업원들, 특히 여성의 이직 의도를 높이고, 더 나아가서는 노동시장 이탈을 촉진하는 핵심적인 변인이라는 점과 일치한다. 그러나 조직적 수준에서는 근로시간은 더 이상 통계적으로 유의미한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 조직의 여성인력 비중과 외국계 기업여부, 그리고 1인당 평균인건비 등의 변인들이 통제되었을 때, 개별 여성관리직의 근로시간은 더 이상 일·가족 양립제도 활용의 편이성에 주요한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로, 조직적 수준에서 여성정규직 비율과 핵심인력 비율이 높을수록 여성관리자들은 오히려 일·가족 양립제도를 활용하는 것이 어렵다고 느끼는 것으로 분석되었다. 이는 조직에서 동질 집단이 더 많은 권력을 활용할 수 있을 때 사회적 지원이 더 잘 이루어지고, 따라서 이들 집단에 속한 구성원들이 조직

적으로 더 큰 권한을 행사할 수 있을 것이라는 논의와 상반되는 결과이다. 즉 여성정규직 규모와 핵심 여성인력의 규모는 동료 여성들에게 직접적인 사회적 지원으로서 역할을 하기보다는 조직 내 여성인력의 밀도를 높여서 오히려 여성들이 여성친화적인 정책 활용을 어렵게 하는 조직 문화를 형성할 수 있다는 점을 시사한다.

참고문헌

- 곽선화. 「여성친화적 인적자원관리가 여성인력의 노동시장 지위향상에 미치는 영향」. 『인적자원관리』 14 (4) (2007): 1~16.
- 구자숙 · 한준. 「모성보호 및 여성복리후생제도의 활용에 대한 연구: 제도와 현실의 어긋남(decoupling)을 중심으로」. 제49차 여성정책포럼 발표논문집, pp.80~92.
- 안병철. 「기업의 가족 친화적 제도에 대한 일 고찰: 등장배경, 도입목적, 현황을 중심으로」. 『사회복지정책』 19 (2004): 71~83.
- 안세연 · 김효선. 「기혼여성 관리자의 이직의도에 관한 통합적 고찰: 가족상황, 직무상황, 조직상황을 중심으로」. 『여성연구』 77 (2) (2009): 5~48.
- 오은진 · 임희정 · 민현주. 『경력단절여성의 재취업실태조사』. 여성부.
- 이민우 · 이영진 · 한재창. 「가족친화제도 도입을 결정하는 선행요인 및 결과에 관한 연구」. 『노동정책연구』 8 (4) (2008): 183~214.
- 장은미 · 정기선. 「미국의 기업과 가족 친화적 정책」. 한국가족학회 2003년 춘계 학술대회 자료집.

Blair-Loy, Mary. "Employees' Use of Work-Family Policies and the Workplace Social Context." *Social Forces* 80 (2002): 813~845.

Byrk, Anthony S., & Stephen Raudenbush. *Hierarchical Models: Applications and Data Analysis Methods*. Sage Publication, 1992.

Davis Netzley & Sally Ann. "Women above the Glass Ceiling: Perceptions on

- Corporate Mobility and Strategies for Success.” *Gender and Society* 12 (1998): 339~355.
- Glass, Jennifer L., & Valarie Camarigg. “Gender, Parenthood, and Job- Family Compatibility.” *American Journal of Sociology* 98 (1992): 131~151.
- Glass, Jennifer L., & Sarah Beth Estes. “The Family Responsive Workplace.” *Annual Review of Sociology* 23 (1997): 289~313.
- Glass, Jennifer L., & Tetsushi Fujimoto. “Employer Characteristics and the Provision of Family Responsive Policies.” *Work and Occupations* 22 (1995): 380~411.
- Kelly Erin. “Theorizing Corporate Family Policies: How Advocates Built ‘The Business Case for ‘Family-Friendly’ Programs.” *Research in the Sociology of Work* 7 (1999): 169~202.
- Lambert, Susan J. “Workers’ Use of Supportive Workplace Policies: Variations by Gender, Race, and Class-Related Characteristics.” pp.297~313, In *Workforce Diversity: Issues and Perspectives*. edited by Alfrieda Daly, NASW Press.
- Maum, David J., Jr. “Glass Ceilings and Glass Escalators: Occupational Segregation and Race and Sex Differences in Managerial Promotions.” *Work and Occupations* 26 (1999): 483~509.
- Meyer, John & Brian Rowan. “Institutional Organizations: Formal Structures As Myth and Ceremony.” *American Journal of Sociology* 83 (1977): 340~363.
- Mitchell, Olivia S. “Work and Family Benefits.” pp.269~276, In *Gender and Family Issues in the Workplace*. edited by Francine D. Blau and Ronald C. Ehrenberg. Russel Sage Foundation.
- Osterman, Paul. “Work/Family Programs and the Employment Relationship.” *Administrative Science Quarterly* 40 (1995): 681~700.
- Pfeffer, Jeffrey. *New Directions for Organizational Theory: Problems and Prospects*. Oxford University Press, 1997.
- Rabe-Hasketh, Sophia. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using STATA*. STATA Press, 2008.

Scott, W. Richard. *Institutions and Organizations*. Sage, 1995.

Westphal, James D., & Edward. Zajac. "Substance and Symbolism in CEO's Long-Term Incentive Plans." *Administrative Science Quarterly* 39 (1994): 367~390.

Wharton, Amy S., Thomas Rotolo, and Sharon R. Bird. "Social Context at Work: A Multilevel analysis of Job Satisfaction." *Sociological Forum* 15 (2000): 65~89.

abstract

Organizational Context and Corporate Welfare Programs : The Usability of Childcare Leave and Sick Leave among Women Managers in Korea

Hyunjoo Min

This study focuses on the attitudes towards the use of childcare leave and sick leave that an increasing number of corporates have recently adopted and the use rates of which are relatively high compared to other family friendly programs. This study takes advantage of two-level multilevel model to analyze various effects of variables at an individual level and at an organizational levels at the same time, using the panel study on Korean Women Managers collected by the Korean Ministry of Gender Equality and Family in 2008. This study finds that, first, at an individual level, women managers with babies or preschoolers are more likely than other women to feel uneasy in taking advantage of the family-friendly welfare programs. Secondly, longer work hours lead fewer women to make use of both programs. Finally, this study highlights that women managers are more likely to feel constrained in take advantage of the programs as the percentage of women in the core human resources and the percentage of women in regular employment increase.

Keywords : family friendly programs, women human resources, welfare program in corporates, human resource management in corporates, multilevel analysis.

『노동정책연구』 원고작성 및 투고 요령

1. 원고투고 요령

- 1) 『노동정책연구』에 논문 게재를 원하는 연구자께서는 350자 이내의 국문초록, 영문제목, 영문성명, 영문초록, 5개 이하의 핵심용어를 포함하여 20페이지 이내로 논문을 작성하여 제출하되, 마감일까지 논문을 아래의 ‘원고작성 요령’에서 제시하는 체제로 통일하여야 한다. 논문 투고시 원고(혼글파일) 및 투고신청서를 작성하여 전자메일로 제출한다. 이 때 투고신청서는 본원 홈페이지([www.kil.re.kr] -[이용자참여]-[원고모집])에서 내려받아 작성한 후 원고와 함께 송부한다.
- 2) 『노동정책연구』에 게재된 논문들에 대한 논평(comment)과 답변(reply)도 아래의 ‘원고작성 요령’에 맞추어 제출한다.
- 3) 학술지 발간 횟수 및 발간일
학술지의 발간 횟수는 연 4회로 하며, 발간일은 매년 3월 30일, 6월 30일, 9월 30일, 12월 30일에 발간함을 원칙으로 한다.
- 4) 원고투고 시기
학술지의 원고는 상시 투고할 수 있으며, 따라서 접수는 항시 한다.
- 5) 제출된 논문은 『노동정책연구』편집위원회에서 정한 심사 과정을 거쳐 게재 여부를 결정한다.
- 6) 제출처 : 남재량 연구위원 (TEL: 02-769-1958) e-mail: jrnam@kli.re.kr
(150-740 서울특별시 영등포구 은행길 35)

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) 인용 논문의 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. 공동 연구인 경우 주연구자(제1저자)를 먼저 표기해야 하며, 책임연구자 및 공동 연구자의 소속과 지위 및 e-mail 주소가 모두 명기되어야 한다.

7) 논문 양식

구 분	아래훈글	구 분	아래훈글	구 분	아래훈글
* 편집 용지		* 글자 모양		* 문단 모양	
용지종류	A4	글자 크기	10.8	정렬방식	혼합
위쪽여백	49	글꼴	신명조	들여쓰기	10
아래쪽여백	49	장평	100	줄간격	170
왼쪽여백	44	자간	-10		
오른쪽여백	44				
머리말	9.5				
꼬리말	0				

*표는 「선그리기」가 아닌 필히 「표편집」으로 작성
(글자 크기: 10, 줄간격: 135)

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 이중 꺾쇠(『 』)로 처리한다. 영문의 경우, 논문명은 두 따옴표(“ ”)로 표시하고, 책명이나 저널지는 서체를 이탤체로 표기한다.
- 2) 같은 저자의 여러 문헌은 연도순으로 배치하며, 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상일 경우에는 ‘가나다’나 ‘ABC’순서에 따라 a, b, c로 구분한다.
- 3) 국문 및 동양 논문은 해당 학술지의 권(집), 호, 발행연도, 발행월, 페이지를 표기한다.
- 4) 영문 논문은 해당 학술지의 volume, number, 발행연도, 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

금재호·조준모. 「외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」. 『노동경제논집』 24 (1) (2001) : 35~66.

이승렬. 「산재근로자의 원직장복귀 이후 취업기간에 관한 분석」. 한국노동연구원, 『산재보험포럼』. 여름 (창간호) (2004) : 64~82.

이철수. 「블루라운드에 대한 노동법적 대응방안」. 『노동법학』 4 (1994) : 199~222.

정진호. 「최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분해」. 『노동정책연구』 1 (1) : 39~56.

차철수. 「직장-근로자 일치」. 『노동시장의 기능』. pp.157~172. 한국노동연구원, 2000.

하경효. 「노동조합의 민주성과 재정부영의 투명성」. 『산업관계연구』 16 (2) (2006) : 29~56.

Bernhardt, A., Morris, M. Handcock, M. S. and M. A. Scott. "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men." *Journal of Labor Economics* 17 (4) (1999) : 65~90.

Christian Belzil. "Relative Efficiencies and Comparative Advantages in Job Search." *Journal of Labor Economics* 14 (1) (January 1996) : 154~173.

Diebold, F. X., Neumark, D. and D. Polsky. "Comment on Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial, 'Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?'" *Industrial and Labor Relations Review* 49 (2) (1996) : 348~352.

Ehrenberg, R. G. and R. S. Smith. *Modern Labor Economics*. Addison Wesley, 1997.

Ki Seong Park. "Economic Growth and Multiskilled Workers in Manufacturing." *Journal of Labor Economics* 14 (2) (April 1996) : 254~285.

Kochan, T. A. and H. C. Katz. *Collective Bargaining and Industrial Relations*. 2nd ed., Irwin, 1988.

노동정책연구 목차 색인

- 2001년 7월호(창간호)~2010년 6월호(제10권 제2호) -

● 창간호(2001년 7월)

■ 특집

- 최근의 소득불평등도 변화와 소득원천별 분배(정진호)
- 외환위기 이후의 소득분배 및 세부담 분석(성명재)
- 한국가계자산 불평등의 최근 추이(이정우 · 이성림)

■ 연구논문

- 퇴직보험 활성화와 임금채권보장기금 부담금체계 개선방안(김호경)
- 비정규직 노동계약과 고용보호의 딜레마(조준모)
- 임금식과 생산성변수의 역할(허재준)

■ 노동전망

- 2001년 노사관계 평가 및 전망(이주희)

■ 정책자료

- 소득보장체계에 대한 ILO의 입장과 정책적 시사점(윤석명)
- 유럽연합의 2001년 고용가이드라인(문성혁)

● 제1권 제2호(2001년 12월)

■ 연구논문

- 직종특성과 성별 직종분리 : 미국 노동시장의 사례를 중심으로(황수경)

- 경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석(황덕순)
- 미국 청년층의 노동시장 진입과정 : 파트타임과 풀타임(안주엽)
- 우리나라 노동제도 결정에 관한 비판적 소고 : 공공선택의 관점에서(조준모)
- 노동시장의 변화와 독일 공동결정제도의 대응 : 독일 경영조직법의 개정배경과 주요 개정내용(박지순)

■ 노동통계

- 상시인구조사(CPS)의 이해(강석훈)

■ 정책자료

- 비정규 근로자 직업능력개발의 현황과 과제(장홍근)

● 제2권 제1호(2002년 3월)

■ 특집 : 노동시장과 교육

- 노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구(이병희)
- 청년의 학교졸업 후 구직기간 분석(안주엽 · 홍서연)
- 대학교육의 경제학(장수명)

■ 연구논문

- 중학교 무상의무교육의 도입이 사교육비 지출에 미치는 효과(김우영)
- 부산지역 노동시장의 특징과 지역정책(박영구)

- 공공직업안정서비스 고객만족도 평가 및 결정요인(유길상 · 임동진)
- 경영해고사유에 대한 입법적 규제의 한계(조용만)

● 제2권 제2호(2002년 6월)

■ 특집

- 고령화사회와 노동 취업자 평균 은퇴연령의 변화와 인구특성별 차이(장지연 · 호정화)
- 고령화의 경제적 영향에 대한 소고(이혜훈)
- 인구 고령화가 국민연금에 미치는 영향 분석: 통계청의 신인구추계 결과를 중심으로(윤석명 · 박성민)
- 노동시장의 고령화와 업종·직종에서의 연령분리현상(박경숙)
- 일본의 노인문제와 개호보험제도에 관한 고찰(이정)

■ 연구논문

- 자연 · 공학계열 졸업여성의 직업력 분석(황수경)
- Private Sector Development and Upward Mobility: The Case of Korea from 1962 to 2000(Park, Se-II)

■ 정책자료

- 인구의 고령화: 경제 현안과 도전받는 정책(안주엽 · 홍서연)

● 제2권 제3호(2002년 10월)

■ 특집

- 여성 성별 분리와 가치 차별에 대한 다층 분석(조혜선)
- 제조업과 정보통신산업간의 성별 임금격차 차이의 요인 분해(전병유)

- 공기업의 여성고용 현황과 관련 정책의 분석(김영옥)

■ 연구논문

- 직업훈련 참가결정에 관한 연구(김주섭)

● 제2권 제4호(2002년 12월)

■ 연구논문

- 경제위기 전후 청년 일자리의 구조 변화(이병희)
- 비정규직 활용의 영향요인(김동배 · 김주일)
- Economic Crisis, Income Support, and Employment Generating Programs: Korea's Experience(Jai-Joon Hur)
- 직권중재제도의 법적 문제점과 개선방향(이승욱)

● 제3권 제1호(2003년 3월)

- 노동법의 규범력 위기(채호일)
- 특수형태근로 보호에 관한 법경제학적 소고: 보험설계인, 골프경기보조원 및 학습지교사에 관한 실증분석(김동배 · 김주일)
- 결혼과 출산을 중심으로 한 여성 취업확률의 동태적 분석(김우영)
- 55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정: 은퇴의 유형화에 대한 함의(박경숙)
- 장애인-비장애인 취업확률 격차와 장애 효과(황수경)
- 한국 실업급여 수급자의 특성(유길상)
- 고용안정사업의 효과: 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금을 중심으로(금재호)
- 고성과 작업관행과 기업교육훈련(김동배 · 김주섭 · 박의경)

● 제3권 제2호(2003년 6월)

■ 연구논문

- The Effect of Bargaining Structure Change on Dispute Resolution Process in Korea(Young-Myon Lee · In-Gang Na)
- 노사의 전략적 선택, 근로자의 의사결정 참가, 경영성과간의 관계(이동명 · 김강식)
- 내부노동시장의 성격과 비정규직 고용의 비율(노용진 · 원인성)
- 대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인(이규용 · 김용현)

● 제3권 제3호(2003년 9월)

■ 연구논문

- 한국 실업급여제도의 변화 평가 : 관대성, 통제 개념을 중심으로(심창학)
- 기업의 비정규직 사용 결정요인(김유선)
- 내부자(Insiders) 노동시장과 외부자(Outsiders) 노동시장의 구조 분석을 위한 탐색적 연구(황수경)
- 취약계층 근로자의 고용보험·국민연금 적용실태와 개선방안(황덕순)
- 인사관리시스템의 선행요인에 대한 탐색적 연구 : 사무관리직을 중심으로(김동배 · 임상훈 · 김재구)

● 제3권 제4호(2003년 12월)

■ 연구논문

- 노동력 활용지표에 관한 소고 : 여성 유흥인력 지표를 중심으로(황수경)
- 자격의 실태와 노동시장 성과(이병희)
- 정보통신기술이 작업장 참여에 미치는 영향 : 양호한 노동(Decent Work)의 관점에서(황준욱 · 허재준)

- 고용조정의 결정요인 : 감원계획과 일자리 소멸을 중심으로(이규용 · 김용현)

● 제4권 제1호(2004년 3월)

- 일본 소비생활에 관한 패널조사(JPSC)의 소개(김기현)
- 2003년 노사분규의 주요 특징과 정책과제(이동명 · 김강식)
- 지역간 노동이동 연구(정인수)
- 노사협의회와 노동조합의 법적 권한이 기술혁신에 미치는 영향(이상민)

● 제4권 제2호(2004년 6월)

- Determinants of Intra-Regional Migration and Effects of Economic Partnership Agreements in East Asia(Yasushi Iguchi)
- Globalization, Logics of Action, International Labor Standards and National Government Roles(Sarosh Kuruvilla · Anil Verma)
- Globalisation and Changing Patterns of Employment Relations : International and Comparative Frameworks(Greg J. Bamber · Russell D. Lansbury · Nick Wailles)
- 골프장 경기보조원의 노동법적 지위에 관한 고찰 : 판례와 행정해석 분석 및 입법적 해결을 위한 제언(장의성)
- 자동차운수업 근로자의 근로시간 개념 및 그 개선에 관한 연구 방안 모색의 기초(이상희 · 배규식 · 조준모)
- WHO의 새로운 국제장애분류(ICF)에 대한 이해와 기능적 장애 개념의 필요성(황수경)

● 제4권 제3호(2004년 9월)

- Labor Relations and Protection of Labor

Rights under Globalization : Core Labor Standards in China(Chang Kai)

- The Changing Labor Market, Industrial Relations and Labor Policy(Tadashi Hanami)
- 고용촉진훈련의 성과에 관한 연구(남재량)
- 우리나라 특수형태근로종사자의 산재보험 적용방안에 관한 입법정책적 연구(장의성)

● 제4권 제4호(2004년 12월)

■ 연구논문

- 대학 전공의 노동시장 성과(이병희)
- 고용 유연화가 기업의 훈련투자에 미치는 영향(정재호 · 이병희)
- 노사의 전략적 선택과 작업조직 설계(이동명)
- Alternative Retirement Plans and the Salary Peak System in Korea(Semmoon Chang)

■ 특별기고논문

- 노동조직 연구에서 젠더분석의 필요성에 관한 소고(키모토키미코(木本喜美子))

● 제5권 제1호(2005년 3월)

- 근로빈곤층의 ‘괜찮은 일자리(Decent Job)’ 이동에 관한 연구: 임금일 자리를 중심으로 (최옥금)
- 연결망 접근을 통해서 본 ‘사회운동적 노동운동’의 가능성 : 한국 노동운동의 연대주의적 전통의 복원(은수미)
- 고등교육에 대한 적정재정 추정(최강식 · 정진화)
- 산업재해와 보상적 임금(이승렬)
- 젠더관점에서 본 결혼선택의 규정요인

(이수진)

- 간접고용의 합리적 규율을 위한 법리(문무기)
- 동일노동 동일임금의 판단에 관한 소고(小考) (박은정)

● 제5권 제2호(2005년 6월)

■ 연구논문

- 청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태 분석(김주섭)
- 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과(변금진)
- 일본 남녀고용평등정책의 현재(다케나카에미코)
- 산별교섭에 대한 평가 및 만족도의 영향요인 분석: 보건의료노조의 사례(이주희)
- 적극적 노동시장정책을 위한 미국 실업보험제도의 변화와 시사점(김소영)

● 제5권 제3호(2005년 9월)

- 경기변동과 일자리소멸 : 생산성에 따른 선별을 중심으로(김혜원)
- ‘고용없는 성장(Jobless Growth)’ 현실인가 (김용현)
- 해외투자기업연수생제도의 실태와 개선방안(유길상)
- 미국의 배타적 교섭대표제와 한국적 함의(이철수)
- Including Informal Sector Workers In Public Income Support Programs(허재준)

● 제5권 제4호(2005년 12월)

- 노사관계로드맵 쟁점에 대한 경제학적 분석: 복수노조, 노조전임자, 실업자의 조합원 가입

을 중심으로(조준모 · 이원희 · 이동복)

- 지방대 졸업생의 노동이동과 노동시장 성과: 첫 번째 일자리를 중심으로(박성재)
- 한국 기업의 퇴직연금제 선호에 관한 연구: 퇴직연금제 도입 여부와 제도유형을 중심으로(반정호)
- 사업장내 전자우편감시제도에 관한 연구: Study on E-mail Surveillance in the Workplace(이창범)

● 제6권 제1호(2006년 3월)

■ 연구논문

- 비고용인구의 노동력상태 이행 역동과 영향 요인에 관한 연구(김가울)
- 중고령자 취업 결정요인(성지미 · 안주엽)
- 비정규직 노동자의 조직화 방안에 관한 탐색적 연구(김호원 · 이종구 · 김두중)
- 성과배분제도가 노동생산성에 미치는 영향 (김동배 · 이인재 · 장지예)
- 노동조합의 전투성에 관한 연구(이병훈 · 윤정향)

● 제6권 제2호(2006년 6월)

- 한 · 중 · 일 자동차산업의 고용관계 비교 (조성재)
- 비정규노동의 나쁜 일자리에 관한 실증연구 (이시균)
- 근로자 참여와 비정규직 고용의 관련성에 관한 실증 연구(권순식)
- 사회협약 안정화 과정 비교 연구(임상훈)
- 자활후견기관들의 기관간 네트워크 관리에 관한 연구(김재환)
- 프랑스의 근로계약법제 변화(박제성)
- 조기재취업수당제도의 설계에 관한 연구 (김동현 · 유길상)

● 제6권 제3호(2006년 9월)

- 평생학습과 노동시장 위험(이병희)
- 미국의 해고자유원칙과 그 제한의 법리 (박은정)
- 노동조합이 기업의 유연화에 미친 영향 분석(이시균 · 김정우)
- 모성보호제도 도입의 결정요인과 기업 성과에 미치는 영향에 관한 연구(유규창 · 김향아)
- 한국과 중국 근로자들의 이중몰입 실증 연구(이을터 · 이장원)
- 위법쟁의행위와 손해배상책임에 관한 해석 및 입법의 한계(이상희)
- Poverty, Altruism, and Economic Growth (Lee, Injae)

● 제6권 제4호(2006년 12월)

- 맞벌이 여성의 시간 분배 결정요인(성지미)
- 한국 상황에서의 사회적 기업의 개념과 유형에 관한 소고(김경휘 · 반정호)
- 사업체패널자료를 이용한 성차별 분석 (신동균)
- 근로자 의사대표기제(Voice Mechanism)로서의 노동조합, 근로자참여에 대한 비교 연구: 근로자의 자발적 이직률을 중심으로 (권순식 · 박현미)
- 일본 노동조합 재정의 법적 규제에 관한 연구(최영진)
- 외국인투자기업과 기업훈련(김우영)
- 고성과 지향의 전략적 인적자원관리와 기술혁신: 노동자 태도의 매개효과(허찬영 · 이현도)

● 제7권 제1호(2007년 3월)

- 사회적 배제 시각으로 본 비정규 고용(장

지연·양수경)

- 비정규직노조의 유형별 실태와 시사점 : 18개 비정규직노조 사례분석(진숙경·김동원)
- 한국 산별교섭에 대한 국제비교론적 평가(조준모·이원희)
- 유럽에서 단체교섭 법제의 변화 그리고 우리의 문제(박제성)
- 사회적 배제 과정과 자활의 측면들 : 울산 동구 빈곤층의 생애과정을 중심으로(한상진·김용식)
- 기업에서의 승진 결정요인 변화 : MF 외환위기 이후 한국 대기업 인사데이터에 대한 실증분석(엄동욱)
- 노동조합 전임자의 급여지급 문제에 관한 검토(손향미)

● 제7권 제2호(2007년 6월)

- 부당해고와 금전보상제도(조상균)
- 노사정위원회에서 경영자총협회의 역할과 전략적 행동 : 법정근로시간 단축 협상을 중심으로, 1998~2003(전인)
- 한미 FTA와 개성공단 노동법제의 운용 실태(문무기)
- 조직문화, 조직몰입 및 조직성과와의 관계 : 고용지원센터를 중심으로(김진희)
- 탄력적 근로시간제 및 재량근로제 개선 방안(김재훈)
- 명예산업안전감독관 제도 실태와 활성화 방안 : 제조업, 건설업, 운송업 중심으로(윤조덕·한충현)
- 영국 노사관계의 변화 : 주요 개념을 중심으로(이상우·장영철)
- 근로자 내부고발보호제도 국제비교 : 영·미·일의 사례와 시사점(장화익)

● 제7권 제3호(2007년 9월)

- 한국의 지역노동시장 조정의 동학(김혜원)
- 정규-비정규근로자의 임금격차 비교 : 2003년과 2005년(박기성·김용민)
- 「사업체패널조사」의 고용관련 여성차별과 그 결정요인(성지미)
- 특수고용직의 노동법적 보호 : 판례상 근로자 판단방식의 변화를 중심으로(강성태)
- 기간제 근로자 인사관리의 영향요인과 효과(김동배·이인재)
- 필수공익사업의 쟁의행위에 대한 새로운 규율 : 필수유지업무와 대체근로(박제성)
- 비교사례(영국, 아일랜드) 접근을 통한 새로운 사회협약(social pact) 성립의 제도 및 행위자 요인에 대한 연구(심상용)

● 제7권 제4호(2007년 12월)

- 외환위기 이후 중산층의 규모 및 소득 변화의 추이(남준우)
- 적립성 제고를 통한 연금제도 개혁(윤정열)
- 자영업 부문에 관한 한·일 비교연구(이승렬·최강식)
- 근로장려세제의 노동공급효과 분석(강병구)
- 비정규직 고용에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 : 합리성 가설과 비합리성 가설의 검증(김윤호)
- Relationship between Job Satisfaction and Self-rated Health Status among Salaried Workers in Korea(김진숙)
- 항만노동체제의 전환과 동학(백두주)
- 전자적 수단에 의한 사업장 감시시스템의 성격에 대한 노동법적 고찰(박은정)
- 지역노동시장정보의 빈곤 극복을 위하여 : 구·시·군 소지역 고용통계를 중심으로(심상완·정성기)

● 제8권 제1호(2008년 3월)

- 출산 고용, 성장 간 상호연관성 연구 : 구조적 VAR모형을 중심으로(박추환 · 한진미)
- 서비스산업 고용 및 노동생산성 변동의 구조 분석(황수경)
- Is Good Beginning Half Done? : Measuring the impacts of non-regular initial employment on future employment prospects in Japan(Joon Young Kim)
- 전공불일치 결정요인과 전공불일치가 근속과 임금 간의 관계에 미치는 영향(임찬영)
- 장애인 의무고용제 적용기준 및 절차 개선 방안에 관한 연구(강동욱)

● 제8권 제2호(2008년 6월)

- 프랑스의 근로시간법제에 관한 비교연구 : 연장근로특례를 중심으로(김상호)
- Another Look at Affirmative Action : Voices of U.S. Beneficiaries(Haejin Kim)
- 공공부문과 민간부문의 인적자원 투자에 관한 비교 연구(이병훈)
- 필수유지업무제도에 대한 법리 검토(이준희)
- 유연하고 조정된 교섭과 한국에서의 가능성 : 이론 검토 및 선진국 비교연구를 중심으로(임상훈)
- 2000년대 독일 노동시장 개혁과 복지국가의 미시적 작동방식 변화(황규성)

● 제8권 제3호(2008년 9월)

- 패널 자료로 추정한 실질임금의 경기순행성(강승복 · 신동균)
- 중고령자의 취업결정요인 : 국민노후보장 패널 1차년도 자료를 중심으로(엄동욱)

- 고등교육기관 졸업자 취업률 지표의 문제점 : 졸업 직후의 취업 여부가 노동시장 성과에 미치는 영향을 중심으로(남기곤)
- 시장원리 확대와 개인사회서비스의 변화 : 영국의 사례(황덕순)
- 경제성장과 사회통합을 위한 노동시장제도 연구 : 영국 · 독일 · 덴마크 3국 비교분석을 중심으로(김형기)
- 원청의 노사관계 전략 : 제조업 사내하청을 중심으로(은수미)
- 공직사회의 노동자참여(EI)와 발언, 노조 몰입에 관한 실증연구(박재준)

● 제8권 제4호(2008년 12월)

- 근로생애사와 노동시장 성과(신동균)
- 연봉 차등폭이 보상수준 만족에 미치는 영향(김동배 · 김기태)
- 특수형태근로부문의 레미콘운송종사자와 골프장경기보조원의 소득결정요인에 관한 연구(조선주 · 최윤영)
- 회생 · 파산절차개시가 근로계약과 단체협약에 미치는 영향(양형우)
- 경제위기 이후 가구단위 소득 구성요소와 직업의 소득불평등 효과 : 도시 임금소득자 가구를 중심으로(이성균)
- 지역노동시장권(LLMAs)의 측정과 적용가능성에 관한 연구(이상호)
- 가족친화제도 도입을 결정하는 선행요인 및 결과에 관한 연구(이민우 · 이영진 · 한재창)

● 제9권 제1호(2009년 3월)

- 가족구조가 출산율에 미치는 영향(전현

배 · 이인재)

- 비정규직 근로자의 인적자본 수익률에 대한 연구(서병선 · 임찬영)
- 소득세 세율 인하 및 공제제도가 노동공급에 미치는 차별적 효과 연구: 「노동패널」 자료를 이용한 미시적 실증분석(전승훈 · 홍인기)
- 공공기관 인사관리가 노사관계에 미치는 영향(이동명)
- 부당해고 시 금전보상제도에 대한 비판적 검토(조성혜)
- 국내 단체교섭구조 및 그 결정요인과 산업별 다양성: 국제비교적인 시각의 고찰(정주연)
- 경기변동과 임시일용직 고용(황선웅)

● 제9권 제2호(2009년 6월)

- 중고령 남성 근로자들의 점진적 은퇴행위에 대한 연구(신동균)
- 남편의 미취업이 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향(박진희)
- 기업 내 교육훈련의 경영성과 효과(노용진 · 채창균)
- 단체협약에 의한 근로조건 불이익변경의 한계(김재훈)
- 한국적 노사관계 모형의 개발을 위한 탐색적 시도(김동원 · 이규용 · 권순식 · 김영두 · 진숙경 · 김윤희)
- 복수노조 허용에 따른 현장 노사관계의 도전과 기회: 대기업 경제주의 노동조합의 의식조사 사례 중심(전 인)
- 복수노조 갈등: 이론과 현실(김태기)
- 노조법상 필수유지업무제도에 대한 소론(少論)(박은정)

● 제9권 제3호(2009년 9월)

- 패널자료를 이용한 기업규모간 임금격차 분석(조동훈)
- 근로장려세제(EITC)가 여성의 노동공급에 미치는 효과 연구(조선주)
- 고성과형 인적자원관리제도가 기업성과에 미치는 영향: 종단면 연구(서인석 · 김우영)
- 고물입 인적자원관리가 종업원의 인사제도 내재화, 조직몰입 및 품질경영활동에 미치는 효과: 제조업종을 대상으로(김진희)
- 구직 강도의 선행요인과 구직 명료성의 관계에 관한 연구: 고용지원센터 이용 구직자를 대상으로(김 군)
- 복수노조하의 일본 노동운동의 리더십 교체사례 연구(노병직 · 이준우)
- 종업원참여제도와 주주이익보호제도가 노사협력수준에 미치는 영향: 기업지배구조에 관한 이해관계자 관점을 중심으로(김동주)
- 2004년 일자리 만들기 사회협약의 성과 및 정책적 시사점(이영면 · 김환일)

● 제9권 제4호(2009년 12월)

- 이자율 옵션모델(CIR)의 적용을 통한 산재보험의 적정 연금 · 일시금 수준의 평가(신종욱 · 마승렬)
- 도시의 산업 특성과 고용 성과(전병유)
- 작업장 혁신 담론에 대한 비판적 소고(최영섭)
- 성공적인 노사협의회 운영의 영향요인에 대한 연구(이영면 · 이동진)
- 특수고용근로종사자의 직무스트레스와 이직의향: 노동조합, 직무 자발성의 조절작용

탐색(권순식)

- 비정규직 임금차별의 합리성 판단에 관한 연구: 노동위원회 판정사례 분석을 중심으로(조용만)
- 숙련개발체제와 숙련개발을 위한 사회적 파트너십: 서구선진국의 경험과 시사점(이 선)
- 사상병시 소득보장제도에 관한 비교법적 고찰(정진우)

● 제10권 제1호(2010년 3월)

- 기술혁신이 구조적 실업에 미치는 영향 : 패널연구(하태정 · 문선웅)
- 제도적 동형화와 상징적 동조: 연봉제의 사례(김동배)
- 한국의 실업급여 관대성: 국제비교와 정책적 시사점(김동헌)
- 공공고용서비스 민간위탁사업의 성공조건 (유길상)
- 지역거버넌스의 활성화 요인에 관한 통합적 연구(심용보 · 이호창)
- 노동조합설립신고제도의 문제점과 대안의 모색(이승욱)
- 영국의 사업장 내 징계해고절차에 관한 연구(김근주)

● 제10권 제2호(2010년 6월)

- Test of Sectoral Shifts Hypothesis Based on Robust Measures of Dispersion and Skewness (Yanggyu Byun · Joo-Young Jeon)
- 경력개발지원이 기업성장에 미친 영향: 교육훈련에 대한 보완 효과(강순희)
- R&D Investment, Job Creation, and Job Destruction in Korea: Technological Progress

and Labor Market Equilibrium(ByungWoo Kim)

- 고용보험법의 현행 적정적립금 기준 평가와 대안 지표로서의 준비율 배수(허재준 · 김동헌)
- 중고령자 은퇴 및 은퇴 만족도 결정요인 분석(손종철)
- 한국 노동시장정책의 평가와 발전방안: 이행노동시장 이론의 활용(정병석)
- High Involvement Work Practices and Temporary Employment Practices: Do They Make Workers Work Harder, Smarter, or Kinder?(Haejin Kim)
- 파견근로자에 대한 차별시정(조상균)