# 고용형태와 임금격차

안 주 엽*

최근 3년에 걸친 경제위기과정에서 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상은 노동시장의 비정규화이다. 저임금, 저조한 부가급부혜택, 미비한 고용안정성 등 부정적인 특성을 갖는 비정규근로가 임금근로에서 차지하는 비중이 절반을 넘어서면서 비정규근로의 부정적인 특성이 동일노동-동일임금 원칙을 위배하는 차별적인 관행이므로 이를 시정해야 한다는 논의가 전개되고 있으나 비정규근로에 대한 정의와 실태자료가 미비한 상태에서 이에 대한 엄밀한 연구가 희귀한 실정이다. 본고는 한국노동연구원의 『한국노동패널』 자료에 포함된 임금근로자를 표본으로 단순한 회귀모형과 전환회귀모형을 이용하여 고용형태의 선택식과 시간당임금 결정식을 추정하고 임금격차를 생산성특성의 차이에 의한 임금격차와 임금차별의 두 요인으로 분해한다. 여성, 청년층, 고연령층, 저학력, 건강상문제의 근로취약요인이 비정규직을 선택할 확률을 높이며, 최근 경제위기 중 입직한 근로자가 비정규근로를 선택할 확률이 높아졌음을 보이고 있다. 비정규근로와 정규근로의 임금격차는 약 42%이며, 근로시간을 고려한 시간당임금의 격차는 35%에 이르며 다른 임금결정요인을 통제하였을 때 고용형태별 임금격차는 19%에 이른다. Oaxaca에 따라 임금격차를 분해한 결과는 임금격차의 1/4 내지 1/3이 동일한 생산성특성에 대하여 고용형태에 따라 체계적으로 상이한 가격을 지불하는 임금차별에 의한 것으로 나타난다.

## I. 들어가는 글

1997년 말부터 진행된 경제위기를 극복하는 약 3년 여에 걸친 과정에서 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상 중의 하나는 '노동시장의 비정규화'라고 할 수 있다. 경제위기에 따른 약 3년 간에 걸친 노동시장에서의 지각변동은 거시적 시각에서 볼 때, 거시변수의 상당수가 어느 정도 경제위기 이전의 수준을 회복하여 경제위기가 일과성을 띠고 있는 듯한 양상인 반면, 미시적 시각에서 볼 때 노동시장의 공급·수요 측면에 상당한 변모를 가져왔다는 점에 주목해야 한다. 그 중 하나가 노동시장의 비정규화인 것이다.

뒤늦게 비정규근로에 대한 논의가 시작되고 있으나, 아직 비정규근로에 대한 일치된 구체적인 정의는 존재하지 않으며, 통상적으로 통계청에서 매월 실시하는 『경제활동인구조사』 상의 종사상

* 한국노동연구원 연구위원, jyahn@kli.re.kr

지위를 사용하여 임금근로자 중 상용직인 경우를 정규근로, 임시직 또는 일용직인 경우를 비정규근로라고 칭하고 있다. 이러한 기준에 따른 노동시장에서 차지하는 비정규근로의 비중은 경제위기 이전에 이미 증가하고 있었으나, 경제위기 중에 그 증가세를 지속하여 비정규근로의 비중이 50%를 넘어서면서 논의가 급진전되기 시작하였다. 주목할만한 점은 임시직이 차지하는 비중이 1993년 이후 완만하게 상승하고 있는 반면 일용직이 차지하는 비중은 1999년에 비등하였다는 사실이다.

이러한 논의의 배경으로 비정규근로가 갖는 부정적 특성을 들 수 있다. 비정규근로는 상대적으로 낮은 임금율, 저조한 의료보험이나 국민연금 등의 부가급부 혜택, 그리고 미비한 고용안정성으로 특성지워지며, 이는 동일노동에 대한 동일임금 (또는 동일한 근로복지)이라는 원칙을 거스르는 비정규근로에 대한 차별적 대우이므로 이를 시정해야 한다는 논의이다. 허나, 아직 비정규근로의 부정적 특성에 대한 단편적인 자료정리 수준의 분석만 존재할 뿐 구체적이고 실증적인 분석은 기초자료의 부재 등 여러 가지 이유로 나타나지 않고 있는 실정이다.[1)]

이러듯 부정적인 특성에도 불구하고 비정규근로의 비중이 증가하고 있는 원인은 노동시장의 공급측면보다는 수요측면에서 쉽게 찾을 수 있다. 근로자 1인당 노동비용에서 차지하는 현금급여총액의 비중이 1989년의 84.1%에서 1998년에는 60.5%로 감소하여 오고 있다는 점이다. 즉, 현금급여 이외의 노동비용이 급상승하고 있으며 퇴직금비용과 법정복리비의 꾸준한 증가가 이에 크게 기여하고 있는 실정이다. 한편으로 이러한 현금급여 이외 노동비용과 상승이 기업의 노동비용절감을 위한 비정규직 우선채용에 유인을 제공하고, 다른 한편으로는 실업예비군의 급증 및 기업의 노동수요감소는 임금 및 근로조건협상에서 근로자의 협상력을 약화시키고 일단 취업이 다급한 미취업자로 하여금 비정규근로라도 선택하게 만든 것이다.[2)]

본 연구는 『한국노동패널』 1차년도(1998)와 2차년도(1999년) 자료를 이용하여 정규근로와 비정규근로에서의 임금결정요인을 분석함으로써 비정규근로의 부정적인 특성 중의 하나인 상대적으로 낮은 임금률의 원인을 규명하고자 한다. 통계청이 실시하는 매월『경제활동인구조사』가 경제활동상태와 종사상지위 및 개인특성에 관한 조사항목은 있으나 임금에 관한 조사항목을 결여하고 있는 반면,[3)] 노동부가 실시하는 『매월노동통계조사보고서』는 임금 및 노동비용에 관한 조사항목을 포함하고 있으나 그 조사대상이 상용근로자 10인 이상(현재는 5인이상)인 사업체로 제한하고 있어 본 연구의 목적에 부합하지 않는 실정이다. 『한국노동패널』은 개인특성 뿐 아니라 종사상지위와 비정규근로 여부 및 임금과 일자리특성에 관한 정보를 갖추고 있다는 점에서 본 연구의 목적에 부합된다.

---

1) 장지연(2000, 50쪽)은 비정규근로의 역할에 관한 연구에서 노동시장 진입과정에서 비정규근로가 정규근로로 이행하는 초석(stepping-stone)의 역할을 하는 것이 아니라 정규근로를 계속하지 못하는 경우 가게 되는 마지막 길(last resort)이며 일단 한 번 속하게 되면 전 근로생애를 통하여 일관되게 지속되는 고용형태라고 결론짓고 있다.

2) 안주엽 (1999)은 경제위기 중에 실직을 경험한 자들의 재취업형태 연구에서 정규직보다는 비정규직으로 재취업할 확률이 상대적으로 상당히 높으며, 이질성을 통제하였을 때에도 비정규직으로 재취업할 기준선 위험이 정규직 재취업의 경우보다 높음을 보여 주고 있다.

3) 통계청은 2000년 8월에 실시한 『경제활동인구조사』 부가조사에서 다양한 고용형태를 파악하고 근속년수, 임금, 근로조건, 사회보험가입에 대한 정보를 제공하기 위한 설문항을 추가하였다.

본 연구는 임금결정식을 성별·고용형태별로 추정함으로써 인적자본이 임금결정에 미치는 효과를 비교하고, 고용형태별 임금격차를 생산성특성의 차이에 의한 부분과 고용형태에 따라 생산성특성에 상이한 가격을 지불하는 고용형태에 따른 임금차별로 분해함으로써 동일노동-동일임금원칙에 배치되는 고용관행이 비정규근로자를 대상으로 유지되고 있음을 보일 것이다. 고용형태에 따른 임금차별은 생산성 특성에 동일한 가격을 지불한다는 가정 하에서 고용형태 가변수를 사용하여 이의 추정치를 설명되지 않는 임금차별로 보는 방법, 고용형태별 임금결정식을 추정한 후 axaca의 방법에 의해 임금격차를 분해하는 방법, Lee(1978)에 따라 고용형태의 선택식과 고용형태별 임금식을 동시에 고려하는 전환회귀모형(switching regression model)을 추정하고 이로부터 임금차별비율을 구하는 방법을 사용할 것이다. 고용형태 선택식의 추정을 통한 가설검정으로부터 최근 경제위기 중에 비정규근로로 입직할 확률이 높아졌음을 보일 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 임금격차를 연구한 기존문헌들을 간략하게 소개한다. 제 III장은 분석에서 사용되는『한국노동패널』자료에 대한 소개와 2차년도 자료에 나타난 3,667명의 임금근로자를 대상으로 정규/비정규근로별 임금, 근로시간, 그리고 시간당 임금에 대한 기초분석을 보여준다. 제IV장은 모형 추정 임금격차의 분해를 통해 고용형태별 임금차별의 규모를 추정한다. 마지막 제V장 맺는 글에서는 연구결과를 요약한 후, 정규/비정규근로의 정의 및 자료구비와 관련된 방안과 비정규근로에 대한 정책방안을 제시한다.

## II. 임금격차에 관한 기존문헌

임금의 결정 및 임금격차와 관련된 기존문헌은 상당한 수에 이른다. 여기에서는 임금격차를 논의한 주요 문헌들을 살펴보기로 한다. 임금격차 또는 임금프리미엄을 논의한 연구는 크게 이중노동시장구조 하에서 임금 격차, 학력별 임금격차, 성별 임금격차, 연령별 임금격차, 직종별·산업별 임금격차, 노동조합과 임금격차, 지역간 임금격차로 구분할 수 있다.

성별 임금격차를 논의한 연구로는 박세일(1984), 남춘호(1986), 이효수·류재술(1989), 박영범(1991), 어수봉(1991), Bai and Cho(1992), 조영철(1994), 신영수(1996) 등을 들 수 있다. 박영범(1991)은 직종별 임금실태조사자료(1980년, 1986년, 1988년)를 이용한 임금소득식의 회귀분석결과를 axaca(1973)의 임금격차분해방법을 적용하여, 성별 임금격차가 1980년에 57.1%에서 1988년 49.6%로 감소하고 있으나, '순수임금차별'의 비중은 1980년대 중반에 증가하였다가 후반에 감소하였음을 보여 주고 있다. 어수봉(1991)은 임금격차에 대한 기존논의에서 발생가능한 문제점을 지적한 후, 직종별 임금실태조사자료(1973년, 1978년, 1983년, 1988년)를 이용하여 임금함수의 회귀분석과 근속기간을 종속변수로 하는 Kamolich and Polacheck(1982)가 제시한 역회귀분석을 실시하여, 30%의 임금차별이 존재하며 여성과 동일한 임금을 받는 남성의 근속기간이 동일한 조건의 여성의 근속기간보다 약 64% 짧음을 보여 주고 있다. Bai and Cho(1992)는 한국노동시장이 고임금기업과 저임금기업으로 분단되어 있으며, 여성이 저임금기업에 고용되고 이는 저생산성과 저임금과 연계됨으

로써 성별 임금격차가 발생한다고 보고, 직종별 임금실태조사자료(1984년, 1989년)를 사용한 고임금기업과 저임금기업으로 분리된 회귀분석을 통하여 1989년 고임금기업에서의 차별계수는 0.412, 저임금기업에서는 0.320이며 1984년에 비해 차별계수가 줄어들고 있음을 밝히고 있다. 조영철(1994)은 직종별 임금실태조사자료(1981년, 1986년, 1989년, 1991년)과 1991년 한국경제연구원이 실시한 고용자및근로자추적조사 (3,897명 표본)자료를 이용하여 제조업 생산직 노동자의 1991년 임금격차율(=성별 시간당임금의 차이/여성의 시간당임금)이 75.9%이며 이중 57.7%가 임금차별('임금순격차')에 의한 것이라고 보고하고 있다. 신영수(1996)는 여성근로자의 이직·퇴직률이 높아 여성근로자에 대한 인적투자를 기피하게 되는 취업 전후의 직업훈련과 현장훈련의 차별화가 성별 임금격차의 상당부분을 설명하고 있음을 지적한다.

학력별 임금격차를 논의한 박세일(1983)은 1980년 직종별 임금실태조사자료를 이용하여 고졸자 대비 대졸자의 총임금격차 1.901 중 순임금격차는 약 39%에 이르는 것으로 보고하고 있다. 최강식(1997)은 1980년대 중반 이후 학력별 상대임금의 변화를 살펴보기 위하여 직종별 임금조사 원자료를 이용하여 Mince-류의 임금함수를 추정하여 학력 가변수의 추정치가 점차 감소하고 있음을 발견하였으며, 고학력자의 대폭증가에도 불구하고 여전히 추정치가 높게 나타나는 것은 고학력자에 대한 수요가 높아 요소간 대체탄력성이 낮은 데 연유한다고 보고 있다.

박훤구(1983)는 직종별 임금격차를, 전병유(1995)는 생산기술을 고려한 산업별 임금격차를, 박영범(1988)은 지역별 임금격차를, 배무기(1990)와 김우영·최영섭(1996)은 노동조합과 임금격차를 논의하고 있으나 방법론상의 차이는 이전에 언급한 연구들과 거의 다름이 없다. 한편, 황인태(1994)는 임금격차가 기업의 성과에 미치는 영향을 분석한다. 허재준·전병유(1998)는 직접적으로 개인의 생산성차이를 초래하는 인적자본요소나 숙련형성요소를 통제한 후에 나타나는 순수한 연령에 따른 임금의 차이를 연령에 따른 임금프리미엄이라고 정의하고 직종별 임금프리미엄을 추정하고 있다. 이효수·류재술(1990)은 표본을 상위, 중상위, 중하위 단층으로 분리하여 임금함수를 추정한 후 단층간 임금격차를 분해하여 단층간 차별이 48~65%에 이르는 것으로 보고하고 있다. 한편 조우현(1992)은 산업화과정에서 고·저임금업체의 분포가 변화하며 사업체 저임근로자의 비중을 변화시킨다는 명제를 내세워 임금방정식을 추정한 후, 1973~1989년 사이에 임금결정에서 남성의 경우 인적자본에 의한 설명력과 노동수요측 특성에 의한 설명력이 유사한 반면 여성의 경우 후자에 의한 설명력이 훨씬 높은 것을 볼 때, 노동수요측 특성에서 기인하는 노동시장의 분단이 형성되어 있으며 산업화과정에서 이러한 분단이 퇴조하고는 있으나 여전히 존재하고 있다고 결론짓고 있다.

안주엽(2000)은 『경제활동인구조사』에서 통용되는 종사상지위에 따라 상용직을 정규근로, 임시직과 일용직을 비정규근로로 구분한 후, 『한국노동패널』 1차년도(1998) 자료를 이용한 시간당임금식을 성별·고용형태별로 추정하여, 교육수준과 노동시장경험 및 근속기간의 인적자본요소가 정규근로의 임금에 통계적으로 유의한 효과를 미치는 반면 근속기간을 제외한 인적자본요소가 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 유의하지 않다는 결과를 얻었다. 이는 동일한 생산적특성에 대해 고용형태에 따라 상이한 가격을 지불하는 임금차별이 존재함을 의미하는 것으로 동일노동-동일임금의 원칙이 지켜지지 않고 있는 노동시장의 현실을 반영하는 것이라고 결론짓고 있다.

# III. 분석자료 및 기초분석

## 1. 『한국노동패널』 자료

본 연구는 한국노동연구원의 『한국노동패널』 1차년도자료 (1998년)와 2차년도자료(1999)를 이용한다. 『한국노동패널』 자료는 1995년 『인구주택총조사』의 10% 표본조사구(전국 21,938개 조사구)를 모집단으로 하여 1997년 『고용구조특별조사』와 일치하는 제주도를 제외한 2,497조사구 중 951개 조사구를 선정한 후 각 조사구 내에서 1997년 고용구조특별조사에서 조사성공한 가구들 중에서 5~6개의 가구를 임의추출하였다 (방하남 외(1999), 5~7쪽 참조). 결과 『한국노동패널』 자료는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 원가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,738명의 원개인표본을 포함한다. 매년 동일한 원표본에 대하여 조사를 실시하여 패널자료를 구성하는 『한국노동패널』은 현재 3차년도조사(2000년)까지 수행되었다.

가구표본에 대한 설문은 가구원의 성별, 가구주와의 관계, 생년월일, 학력, 경제활동상태 등의 개별가구원에 대한 정보와 자녀보육, 주생활, 사회보험수급, 세분화된 소득, 저축 및 부채, 생활비 등의 가계재정과 경제위기가 가계재정에 미친 효과 등을 포함하고 있다.

개인표본에 대한 설문은 임금근로자와 비임금근로자에 대하여 근무시작시점, 업종 및 직종, 기업의 종류, 사업체규모, 고용형태, 근로시간, 임금 등 현재 일자리의 특성과 취업하기 전 구직활동에 관한 정보를, 미취업자에 대해서는 유보임금을 포함한 구직활동 전반에 관한 정보를 제공하고 있다. 또한 모든 개인표본에 대하여 직전 일자리의 특성을 포함한 15세 이후의 취업력을 포함하여 직업훈련 및 정규교육, 군복무, 부모의 교육수준 및 경제활동상태, 혼인력과 출산력에 관한 정보를 제공하고 있다.

『한국노동패널』에 포함된 원개인표본 13,738명 중 2차년도조사에 응한 원개인표본은 xxxxx명이다. 이들 중 임금근로자로 취업하고 있으며, 이중 15세에서 65세 미만이고 필요한 정보에 적절히 응답한 자 중에서 주당근로시간이 10시간 미만인 자를 제외한 분석대상으로서 표본에 포함된 자는 3,667명으로 나타났다. 분석표본은 2,211명(60.3%)의 남성과 1,456명(39.7%)의 여성으로 구성된다. 표본의 학력별 분포는 고졸미만이 25.2%, 고졸이 40.6%, 대졸미만이 13.1%, 대졸이상이 21.1%로 나타난다. 연령대별로 보면, 15~24세 청소년층이 12.5%, 25~29세 청년층이 15.6%, 30대와 40대가 각각 32.3%, 24.8%를 차지하고, 50세 이상 중고령층은 14.8%의 분포를 보인다.

## 2. 표본의 기초분석

현재 정규-비정규근로의 구분에는 두가지 정의가 통용되고 있다. 하나는 통계청의 『경제활동조사』에서 사용되는 것으로 임금근로자의 종사상지위를 상용직과 임시직 및 일용직으로 분류하고 상용직을 정규근로, 임시직 및 일용직을 비정규근로로 구분하는 정의이다. 이러한 정의가 같는 문제점은 여러 곳에서 지적되고 있다. 다른 하나는 '자기선언적 (self-reported)' 정의로 본인이 설문

<표 1> 고용형태의 정의 비교

(명, %)

| | 전체 | 정규근로 | | | 비정규근로 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 전체 | 3667 | 2595 | (70.8) | | 1072 | (29.2) | |
| 종사상지위 | | | | | | | |
| 상용 | 2743 | 2517 | (91.8) | [97.0] | 226 | (8.2) | [21.1] |
| 임시 | 504 | 53 | (10.5) | [2.0] | 451 | (89.5) | [42.1] |
| 일용 | 420 | 25 | (6.0) | [1.0] | 395 | (94.0) | [36.8] |
| 근로시간형태 | | | | | | | |
| 전일제 | 3331 | 2531 | (76.0) | [97.5] | 800 | (24.0) | [74.6] |
| 시간제 | 336 | 64 | (19.0) | [2.5] | 272 | (81.0) | [25.4] |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 원개인표본 13,738 명 중 모든 필요한 정보에 적절히 응답하고 연령이 15세 이상 65세 미만인 3,667명 만 분석에 사용.

주: ( )안의 숫자는 해당 고용형태 중 정규 또는 비정규근로의 비중.

[ ]안의 숫자는 정규 또는 비정규근로 중 해당 고용형태가 차지하는 비중.

에 응답한 바에 따라 정규-비정규근로를 구분하는 것이다. 본 연구에서는 종사상지위에 의한 정의 대신 자기선언적 정의를 정규-비정규근로의 구분으로 사용한다. 『한국노동패널』은 지난 조사 당시(또는 일을 시작할 당시)와 현재(또는 일을 그만둘 당시)의 고용형태에 관한 설문을 포함하고 있으며 응답자는 '정규직' 또는 '비정규직' 중에 택일한다.

이러한 고용형태의 정의별 분포가 <표 1>에 제시되고 있다. 전체 표본 중 정규근로자는 약 71%인 2595명이며 비정규근로자는 약 29%인 1,072명으로 나타난다. 상용직 중 비정규근로가 차지하는 비중은 8.2%인 반면 임시직 또는 일용직 중 비정규근로가 차지하는 비중은 각각 89.5%, 94.0%로 두 가지 정의가 상당히 유사한 정의임을 알 수 있다. 그러나, 정규근로의 3%만이 임시직 또는 일용직인 반면 비정규근로 중 21%가 상용직임을 나타내고 있어 상당수의 비정규근로자가 정규근로자와 유사하게 상시적으로 활용되고 있음을 알 수 있다. 전일제근로(full-time work)의 약 3/4이 정규근로이며, 시간제근로(part-time work)의 약 4/5가 비정규근로로 나타나 근로시간형태와 자기선언적 비정규직 정의 사이에 다소간의 일치성을 파악할 수 있다. 그러나 비정규근로의 3/4 (정규근로의 97.5%)이 전일제근로인 점에 유의해야 한다.

주요 인구통계학적 집단별 정규-비정규근로의 분포가 <표 2>에 제시되고 있다. 남성의 23%, 여성의 38%가 비정규 근로자인 것으로 나타난다. 대졸 이상 학력의 경우 비정규근로의 비중이 13%에 불과한 반면, 고졸미만의 경우 50%나 되어 비정규근로의 비중과 교육수준은 반비례하고 있음을 알 수 있다. 연령대별로 보면 25~29세의 비정규근로 비중이 21%로 가장 낮고 50세 이상은 42%나 되고 있다. 고졸미만 여성의 55%, 여성 50세 이상의 57%가 비정규근로자이다. 즉, 상대적으로 여성, 저학력, 고연령을 중심으로 비정규근로가 활용되고 있음을 알 수 있다.

이전직장에서의 고용형태를 고려한 고용형태의 전환행렬(transition matrix)이 <표 3>에 제시되어 있다. 정규근로자 중 8% 만이 이전직장에서 비정규 임금근로자였던 반면 비정규근로의 22%가 비정규 임금근로자였음을 알 수 있다. 신규취업한 임금근로자의 4/5는 정규근로를 나머지 1/5이 비정규근로로 진입하여 신규취업자의 비정규확률이 상대적으로 낮다고 할 수 있다.

<표 2> 인구통계학적 특성별 근로형태 분포

(단위: 명, %)

| | 전체 | 정규근로 | | | 비정규근로 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 전체 | 3667 | 2595 | (70.8) | | 1072 | (29.2) | |
| 성별 | | | | | | | |
| 남성 | 2211 | 1698 | (76.8) | *(65.4)* | 513 | (23.2) | *(47.9)* |
| 여성 | 1456 | 897 | (61.6) | *(34.6)* | 559 | (38.4) | *(52.1)* |
| *교육수준별* | | | | | | | |
| 고졸미만 | 923 | 466 | (50.5) | *(18.0)* | 457 | (49.5) | *(42.6)* |
| 고졸 | 1490 | 1075 | (72.1) | *(41.4)* | 415 | (27.9) | *(38.7)* |
| 대졸미만 | 481 | 382 | (79.4) | *(14.7)* | 99 | (20.6) | *(9.2)* |
| 대졸이상 | 773 | 672 | (86.9) | *(25.9)* | 101 | (13.1) | *(9.4)* |
| *연령대별* | | | | | | | |
| 15~24 | 458 | 315 | (68.8) | *(12.1)* | 143 | (31.2) | *(13.3)* |
| 25~29 | 572 | 451 | (78.8) | *(17.4)* | 121 | (21.2) | *(11.3)* |
| 30~39 | 1185 | 886 | (74.8) | *(34.1)* | 299 | (25.2) | *(27.9)* |
| 40~49 | 908 | 626 | (68.9) | *(24.1)* | 282 | (31.1) | *(26.3)* |
| 50세 이상 | 544 | 317 | (58.3) | *(12.2)* | 227 | (41.7) | *(21.2)* |
| 성별·학력별 | | | | | | | |
| 남성 고졸미만 | 453 | 252 | (55.6) | *(28.1)* | 201 | (44.4) | *(36.0)* |
| 고졸 | 922 | 708 | (76.8) | *(78.9)* | 214 | (23.2) | *(38.3)* |
| 대졸미만 | 289 | 239 | (82.7) | *(26.6)* | 50 | (17.3) | *(8.9)* |
| 대졸이상 | 547 | 499 | (91.2) | *(55.6)* | 48 | (8.8) | *(8.6)* |
| 여성 고졸미만 | 470 | 214 | (45.5) | *(23.9)* | 256 | (54.5) | *(45.8)* |
| 고졸 | 568 | 367 | (64.6) | *(40.9)* | 201 | (35.4) | *(36.0)* |
| 대졸미만 | 192 | 143 | (74.5) | *(15.9)* | 49 | (25.5) | *(8.8)* |
| 대졸이상 | 226 | 173 | (76.5) | *(19.3)* | 53 | (23.5) | *(9.5)* |
| 성별·연령대별 | | | | | | | |
| 남성 15~24 | 143 | 85 | (59.4) | *(9.5)* | 58 | (40.6) | *(10.4)* |
| 25~29 | 346 | 276 | (79.8) | *(30.8)* | 70 | (20.2) | *(12.5)* |
| 30~39 | 817 | 676 | (82.7) | *(75.4)* | 141 | (17.3) | *(25.2)* |
| 40~49 | 543 | 422 | (77.7) | *(47.0)* | 121 | (22.3) | *(21.6)* |
| 50세 이상 | 362 | 239 | (66.0) | *(26.6)* | 123 | (34.0) | *(22.0)* |
| 여성 15~24 | 315 | 230 | (73.0) | *(25.6)* | 85 | (27.0) | *(15.2)* |
| 25~29 | 226 | 175 | (77.4) | *(19.5)* | 51 | (22.6) | *(9.1)* |
| 30~39 | 368 | 210 | (57.1) | *(23.4)* | 158 | (42.9) | *(28.3)* |
| 40~49 | 365 | 204 | (55.9) | *(22.7)* | 161 | (44.1) | *(28.8)* |
| 50세 이상 | 182 | 78 | (42.9) | *(8.7)* | 104 | (57.1) | *(18.6)* |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.

주: ( )안의 숫자는 해당 고용형태 중 정규 또는 비정규근로의 비중.

*(기울임)* 안의 숫자는 정규 또는 비정규근로 중 해당 인구통계학적 특성이 차지하는 비중.

<표 3> 고용형태별 이전직장의 특성

(단위: 명, %)

| | 전체 | 정규근로 | | | 비정규근로 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 전체 | 3667 | 2595 | (70.8) | | 1072 | (29.2) | |
| 이전직장 | | | | | | | |
| 정규직 임금근로 | 1641 | 1212 | (73.9) | *(46.7)* | 429 | (26.1) | *(40.0)* |
| 비정규직 임금근로 | 438 | 204 | (46.6) | *(7.9)* | 234 | (53.4) | *(21.8)* |
| 비임금근로 | 321 | 177 | (55.1) | *(6.8)* | 144 | (44.9) | *(13.4)* |
| 신규취업 | 1265 | 1000 | (79.1) | *(38.5)* | 265 | (20.9) | *(24.7)* |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.

주: ( )안의 숫자는 해당 고용형태 중 정규 또는 비정규근로의 비중.

*(기울임)* 안의 숫자는 정규 또는 비정규근로 중 이전직장특성이 차지하는 비중.

『한국노동패널』은 임금근로자를 대상으로

"세금을 제외하고 임금은 모두 합쳐서 얼마입니까?"

"___님의 정규근무시간은 일주일에 몇 시간입니까?"

"정규근무시간 이외에 초과로 근무하는 시간은 일주일에 몇 시간입니까?"

"주로 일하는 곳에서 근무시간은 평소 얼마나 됩니까?"

의 설문을 실시한다. 첫 설문은 기본급, 초과급여, 상여금, 기타 수당을 포함하는 월평균 보수에 해당한다. 본 연구에서는 이를 월평균임금으로 간주하기로 한다. 둘째부터 넷째까지의 설문으로부터 주당근로시간을 산정한다. 본 연구에서 분석의 대상인 시간당임금으로 월평균임금을 월근로시간(=주당근로시간*4.3)으로 나눈 지표를 사용한다.

<표 4>는 성별·고용형태별 월평균임금, 주당근로시간, 시간당임금 및 근속기간을 보여주고 있다. 표의 둘째 열에서 보듯, 표본 전체의 월평균임금은 105만 원으로 나타나며[4] 남성근로자의 월평균임금은 125만 원인 반면 여성근로자는 이의 59%인 74만원에 불과하다.[5] 비정규근로자의 월평균임금은 69만원으로 정규근로자의 임금 (120만원)의 58%만 받는 것으로 나타난다. 남성의 고용형태별 격차가 여성의 경우보다 더 큰 것으로 나타나며, 여성 비정규근로자의 월평균임금은 남성 정규근로자의 40%에 불과하다.

표의 셋째 열은 주당근로시간을 보여 준다. 전체 임금근로자의 주당근로시간은 51.1시간이며, 정규근로의 경우 52.6시간으로[6] 비정규근로의 47.5시간보다 약 11% 높은 것으로 나타난다. 총근로시간을 성별로 볼 때, 여성이 48.4시간, 남성이 53.0시간으로 여성이 남성보다 약 10% 짧은 근로시

4) 비농림 전산업 중 상용근로자 10인 이상 3,900개 표본사업체의 상용근로자를 조사대상으로 하는 노동부의 『매월노동통계조사보고서』(1999년)에 나타난 평균임금 160만원과 상당한 격차를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 사업체규모가 커질수록 평균임금이 높아지며 상용근로자에 대한 보수가 그렇지 않은 근로자보다 높다는 사실을 반영하지 못함을 보여준다.

5) 『매월노동통계조사보고서』에 집계(1999년)에 따르면 여성의 임금은 남성(178만 원)의 63.3%인 100.6만 원으로 나타난다.

6) 이는 『노동통계조사보고서 (1999)』에 집계된 월평균근로시간인 208.2 (주당 48.4)시간보다 상당히 높은 수준이다. 조사보고서가 10인 이상 사업체의 상용근로자를 조사대상이라고 할 때 조사대상의 제한에 따르는 근로시간의 과소추정 가능성이 큼을 보여 준다.

간을 갖고 있음을 알 수 있다.

<표 4>의 넷째 열은 시간당 임금을 보여 준다. 시간당 임금은 월평균임금을 (총근로시간*4.3)으로 나눈 것으로 초과근로에 대한 할증은 고려하지 않았다. 전체 근로자의 시간당 임금은 5.7천 원이며, 여성(4.1천 원)은 남성(6.7천 원)의 61.2%를 받은 것으로 나타나 성별 월평균임금의 격차가 약 40%에 이른다. 비정규근로의 시간당 임금은 4.1천 원으로 정규근로(6.3천 원)의 65%로 나타난다. 근로시간을 고려한 이후에도 존재하는 약 35%의 고용형태별 임금격차의 일부는 표의 마지막 열에서 보듯 정규근로의 평균 근속기간은 약 6.2년인 반면 비정규근로의 경우 3.0년에 불과한 사실로 설명가능할 것이다. 다음 절에서는 근로시간을 고려한 이후에도 존재하는 약 35%의 고용형태별 임금격차가 인적자본의 차이에 따른 것인지를 임금결정식의 추정을 통하여 살펴보기로 한다.

<표 4> 고용형태별 임금과 근속기간

| | 표본수 | 월평균임금 | | 주당근로시간 | | 시간당임금 | | 근속기간 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (명) | (만원) | | (시간) | | (천원) | | (년) | |
| 전체 | 3667 | 104.7 | (61.2) | 51.1 | (14.6) | 5.7 | (17.0) | 5.3 | (6.8) |
| 성별 | | | | | | | | | |
| 남성 | 2211 | 125.3 | (63.6) | 53.0 | (14.4) | 6.7 | (21.5) | 6.5 | (7.5) |
| 여성 | 1456 | 73.5 | (41.0) | 48.4 | (14.4) | 4.1 | (5.2) | 3.4 | (5.0) |
| 고용형태 | | | | | | | | | |
| 정규 | 2595 | 119.5 | (62.3) | 52.6 | (12.9) | 6.3 | (19.9) | 6.2 | (7.0) |
| 비정규 | 1072 | 68.9 | (40.2) | 47.5 | (17.4) | 4.1 | (5.5) | 3.0 | (5.6) |
| 남성 정규 | 1698 | 137.9 | (63.8) | 53.9 | (13.1) | 7.3 | (24.3) | 7.3 | (7.5) |
| 남성 비정규 | 513 | 83.4 | (40.8) | 50.0 | (17.5) | 4.4 | (4.4) | 4.1 | (7.0) |
| 여성 정규 | 897 | 84.7 | (40.6) | 50.3 | (12.1) | 4.3 | (4.3) | 4.3 | (5.5) |
| 여성 비정규 | 559 | 55.7 | (34.8) | 45.3 | (17.1) | 3.8 | (6.3) | 1.9 | (3.5) |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.
주: ( )안의 숫자는 표준편차.

# IV. 임금격차의 실증분석

## 1. 비정규근로의 결정요인

정규근로와 비정규근로의 두 가지 선택가능성을 고려한 모형은

(모형식 1) $y^{*} = C\,\theta + u$

로 표현가능하며, y*는 고용형태의 선택을 나타내는 관찰불가능한 잠재변수(latent variable), C는 고용형태를 선택하는 요인들로 구성된 설명변수의 벡터, θ는 추정되어질 계수벡터, u는 오차항을 의미한다. 관찰불가능한 y* 대신 관찰가능한 이진변수(binary variable) y는

$y = 1(y^* > 0)$ 또는 $y = 1$ (정규근로), $y = 0$ (비정규근로)

로 정의되며, 1( )은 ( )안의 조건이 참(true)이면 1, 거짓(false)이면 0의 값을 갖는 지수함수(index function)이다. 오차항이 정규분포를 따른다고 가정하면 고용형태선택식(selection equation)은 프로빗모형이 되며 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 계수벡터를 추정한다.

고용형태선택식을 추정하기 위한 설명변수에는 연령대(30대, 15~24세, 25~29세, 40대, 50대 이상), 교육연한, 건강상문제여부, 미혼여부, 가구주와의 관계(가구주, 배우자, 기타가구원), 출처별 가구소득유무(금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득, 기타소득), 거주지역(서울, 서울제외 대도시, 도), 이전직장에서의 고용형태(정규임금근로, 비정규임금근로, 비임금근로, 신규취업)를 포함한다. 설명변수에 대한 정의 및 기초통계량은 <부표 1>에 제시되어 있다.

(모형식 1)의 프로빗모형을 추정한 결과가 <표 5>의 첫째 열에 나타나 있다. 우선 여성, 배우자와 기타가구원(가구주 기준), 건강상문제가 있는 경우에 비정규근로를 선택할 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다. 연령대(30대 기준)의 경우 15~24세와 50대 이상이 비정규근로를 선택할 확률이 높은 것으로 나타나나 통계적으로 유의하지는 않다. 교육수준이 높을수록 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 것으로 나타난다. 가구소득이 선택에 미치는 효과는 원천별 가구소득 유무에 따라 다르게 나타난다. 즉, 금융소득이나 부동산소득이 있는 경우에 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 반면 사회보험소득이나 이전소득 또는 기타소득이 있는 경우에는 비정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 것으로 나타난다. 서울에 거주하는 경우(도지역 기준)에 비정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 반면, 기타 대도시 거주는 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타난다. 이전직장에서 비정규근로 또는 비임금근로(정규임금근로 기준)로 일한 경우에 비정규근로를 선택할 확률이 높은 반면 신규취업자인 경우에는 정규근로를 선택할 확률이 높다.

## 2. 최근의 경제위기와 비정규근로

최근의 경제위기를 겪으면서 비정규근로의 비중이 상승하였다는 것은 주지의 사실이다. 이러한 사실을 검증하기 위하여 최근의 경제위기를 반영하는 변수(D)를 추가하면 (모형식 1)은

(모형식 2) $y^* = C\theta + D\delta + u$

로 된다. 본 연구에서 추가변수벡터 D는 현재 일자리의 입직년도가 최근의 경제위기시기인 1997년, 1998년, 또는 1999년인가의 여부를 나타내는 가변수들을 이용하였다. 경제위기의 효과를 보기 위해

Ho: $\delta = 0$ (Ha: $\delta \neq 0$)

의 귀무가설 (대립가설)을 설정한 후 제약된 모형(모형식 1)과 제약되지 않은 모형(모형식 2)의 최우추정에서 얻어진 로그최우도 $\ln Lr^*$ 과 $\ln Lu^*$를 이용하여

$\lambda = -2 (\ln Lr^* - \ln Lu^*) \sim \chi^2(r)$, r은 자유도(the degrees of freedom)

<표 5> 프로빗 모형 추정치: 정규-비정규직의 선택

| 변수 | 전체표본 모형식 1 | | 전체표본 모형식 2 | | 남성 모형식 2 | | 여성 모형식 2 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| FEMALE | -0.1808 | (0.0707) ** | -0.1629 | (0.0731) ** | | | | |
| Constant | -0.1296 | (0.1187) | 0.3773 | (0.1284) *** | 0.0103 | (0.1755) | 0.2641 | (0.2137) |
| AGE1 | -0.0843 | (0.1116) | 0.2132 | (0.1179) * | -0.0586 | (0.1620) | 0.3548 | (0.1874) * |
| AGE2 | 0.0858 | (0.0897) | 0.1853 | (0.0941) ** | 0.1209 | (0.1229) | 0.2959 | (0.1532) * |
| AGE4 | 0.0517 | (0.0660) | -0.0118 | (0.0683) | -0.0986 | (0.0930) | 0.0702 | (0.1058) |
| AGE5 | -0.0571 | (0.0803) | -0.1356 | (0.0833) | -0.2236 | (0.1033) ** | -0.0362 | (0.1486) |
| HGC | 0.0931 | (0.0081) *** | 0.0822 | (0.0084) *** | 0.1175 | (0.0121) *** | 0.0365 | (0.0130) *** |
| HEALTHP | -0.4656 | (0.1073) *** | -0.3892 | (0.1115) *** | -0.4143 | (0.1486) *** | -0.3501 | (0.1727) ** |
| NEVER | 0.0869 | (0.1028) | 0.0903 | (0.1066) | -0.0166 | (0.1277) | 0.5534 | (0.2043) *** |
| SPOUSE | -0.2726 | (0.0857) *** | -0.1682 | (0.0889) * | -0.3644 | (0.4515) | 0.2302 | (0.1243) * |
| OTHER | -0.3426 | (0.0985) *** | -0.2667 | (0.1025) *** | -0.2789 | (0.1274) ** | -0.1577 | (0.1788) |
| YFIN | 0.2089 | (0.0795) *** | 0.1907 | (0.0820) ** | 0.1619 | (0.1117) | 0.2539 | (0.1252) ** |
| YEST | 0.2536 | (0.1228) ** | 0.3224 | (0.1272) ** | 0.1525 | (0.1651) | 0.5114 | (0.2040) ** |
| YPUB | -0.3184 | (0.1163) *** | -0.2661 | (0.1181) ** | -0.4526 | (0.1640) *** | -0.0814 | (0.1762) |
| YTRA | -0.1917 | (0.0687) *** | -0.1653 | (0.0711) ** | -0.1244 | (0.0994) | -0.1699 | (0.1049) |
| YETC | -0.2650 | (0.0713) *** | -0.1808 | (0.0732) ** | -0.0259 | (0.0974) | -0.3937 | (0.1171) *** |
| FROMCONT | -0.6275 | (0.0718) *** | -0.5588 | (0.0743) *** | -0.6313 | (0.1008) *** | -0.4138 | (0.1134) *** |
| FROMSELF | -0.4421 | (0.0820) *** | -0.4959 | (0.0844) *** | -0.5303 | (0.1057) *** | -0.3583 | (0.1450) ** |
| FROMNON | 0.1252 | (0.0571) ** | -0.0495 | (0.0608) | -0.0873 | (0.0871) | 0.0020 | (0.0883) |
| SEOUL | -0.1287 | (0.0586) ** | -0.1255 | (0.0605) ** | -0.1162 | (0.0823) | -0.1131 | (0.0915) |
| METRO | -0.0519 | (0.0555) | -0.0289 | (0.0575) | 0.0708 | (0.0784) | -0.1346 | (0.0875) |
| D1997 | | | -0.1758 | (0.0930) * | -0.0674 | (0.1343) | -0.2905 | (0.1338) ** |
| D1998 | | | -0.5779 | (0.0733) *** | -0.5191 | (0.1015) *** | -0.6492 | (0.1103) *** |
| D1999 | | | -0.9538 | (0.0606) *** | -0.9034 | (0.0830) *** | -1.0011 | (0.0920) *** |
| **표본수** | 3,667 | | 3,667 | | 2,211 | | 1,456 | |
| **-(로그최우도)** | 1919.70 | | 1783.87 | | 944.25 | | 805.21 | |
| **올바른예측률**[1] | 73.74% | | 76.08% | | 80.69% | | 70.26% | |
| **모형적합도**[2] | 592.04 *** | | 863.68 *** | | 506.94 *** | | 328.85 *** | |
| **우도비검정**[3] | | | 271.65 *** | | 130.92 *** | | 130.34 *** | |

**자료**: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.

**주**: 1. 고용형태결정에서 실제값과 예측값이 동일한 표본의 비중.

2. 자체모형의 적합도를 검정하는 우도비검정통계량.

3. 현직장 취업시점 가변수의 유의성을 검정하는 우도비검정통계량.

변수의 정의는 <부표 1>을 참조. ( )안의 숫자는 표준오차.

***, **, ** 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

의 우도비검정통계량 (likelihood ratio test statistics)을 계산하여 우도비검정을 실시한다.

<표 5>의 마지막 행은 우도비검정결과를 보여 준다. 전체 표본을 함께 사용하였을 때나 남성과 여성표본을 분리하여 사용하였을 때 모두 귀무가설을 기각하는 결과를 얻었다. 즉, 고용형태의 선택에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제한 후에도 최근의 경제위기는 비정규근로를 선택하게 하는 데 유의한 효과를 미쳤다는 것을 알 수 있다. 남성의 경우에는 1998년과 1999년이 유의한 효과를 미치나 1997년은 유의한 효과를 미치지 않은 반면, 여성의 경우 최근 3개 년도가 모두 유의한 효과

를 미친 것으로 나타난다.

표의 마지막 두 열에서 보듯, 남성과 여성의 비정규근로 선택에서 결정요인이 상이함을 알 수 있다. 30대를 기준으로 할 때, 여성의 경우 20대가 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 반면 다른 연령층은 유의한 효과를 갖지 않는다. 그러나 남성의 경우 50대 이상의 경우만 유의하게 비정규근로를 선택할 확률이 높은 반면 여타 연령층은 유의한 효과를 갖지 않는다. 남성의 경우 혼인상태가 고용형태의 선택에 미치는 영향이 유의하지 않은 반면 미혼 여성은 기혼여성에 비해 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높게 나타난다. 남성의 경우 사회보험소득을 제외한 원천별 가구소득유무가 고용형태의 선택에 미치는 효과가 유의하지 않은 반면 여성의 경우 상당히 유의한 효과를 갖는 것으로 보인다. (모형식 1)의 추정에서와는 달리, 입직년도가 통제되었을 때, 거주지역과 신규취업이 고용형태선택에 미치는 효과는 남녀 모두 유의하지 않은 것으로 나타난다.

## 3. 임금방정식의 추정

전절의 기초분석에서 근로시간을 감안한 후에도 약 35%의 고용형태간 임금격차(wage differentials)가 잔존함을 발견하였다. 이러한 시간당 임금격차의 원인을 규명하기 위하여 임금결정에 영향을 미치는 요인들을 포함하는 임금식을 추정하여야 한다. 이론적으로 가능한 모든 요인을 통제한 후에 잔존하는 고용형태에 따르는 임금격차는 임금차별(wage discrimination)이라 할 수 있다.[7] 임금식은 모든 고용형태를 통합하여 추정할 경우

(모형식 3) $\ln W = X\beta + E\alpha + \varepsilon$

로 표현가능하며, ln W는 로그 시간당 임금, X는 임금에 영향을 미치는 요인으로 구성된 설명변수벡터, β는 설명변수와 관련된 추정되어질 계수벡터, E는 비정규직여부를 나타내는 가변수, α는 이와 관련된 추정되어질 계수, ε는 오차항이다. 계수 α의 추정치는 모든 결정요인(생산성 특성)에 대한 고용형태별 계수(생산성 특성에 대해 지불되는 가격)가 동일하다는 가정 하에서 고용형태별 임금차별을 나타낸다.

설명변수는 연령과 이의 제곱, 교육년한, 근속기간, 건강상문제, 여성가변수 등 인적자본의 수준을 측정하는 변수와 48시간을 초과하거나 또는 40시간 미만의 근로시간, 노동조합 존재여부, 기업규모 가변수(근로자 5인 이상 100인 미만의 소기업, 100인 이상 500인 중기업, 500인 이상의 대기업, 5인 미만의 영세기업), 직종별 가변수(사무직 기준), 산업별 가변수(제조업 기준), 현재 일자리의 지속가능성 등의 일자리 또는 사업체 특성을 포함한다.[8] 변수의 정의 및 기초통계량은 <부표

---

7) Ehrenberg and Smith(1997, Ch. 12)는 노동시장의 차별을 다루고 있으며, 주어진 생산성 특성(productive charateristics)에 대하여 사용자가 상이한 인구집단별로 체계적으로 상이한 가격(the prices)을 지불하는 경우 차별이 존재한다(p. 418)고 정의하고 있다. 현실적으로 모든 요인을 측정(measure)하거나 모형에 포함시키는 것이 불가능한 것이 사실이며, 본 연구에서는 자료에서 유용한 변수를 최대한 활용하기로 한다.

8) 임금을 결정하는 많은 요인들을 고려할 수 있으나 본 연구의 초점이 종사상지위별 인적자본이보수에

1>에 제시되어 있다.

<표 6>은 임금식(모형식 3)의 추정치를 보여 준다. 첫 열은 전체 표본을 사용한 회귀분석의 추정치이고 둘째와 셋째 열은 남성과 여성을 분리한 회귀분석의 추정치다. 비정규근로의 경우 시간당 임금차별은 남녀 모두 약 19%에 이르는 것으로 나타난다. 건강상 문제를 제외한 모든 인적자원 요소가 유의한 효과를 미치는 것으로 나타난다. 48시간 이상 근로할 경우 시간당 임금이 초과시간당 1.5~1.9%씩 감소하며 40시간 미만의 근로할 경우 시간당 임금이 부족시간당 1.6~1.8%씩 증가함을 보여 주고 있다. 이는 시간당 임금이 낮은 근로자의 근로시간이 많은 노동시장의 현상을 반영하는 것으로 해석된다.

비정규근로와 정규근로 간에 임금차별이 존재할 경우, 생산성 특성에 대해 지불되는 고용형태별 가격이 동일하다는 가정을 받아들이기에는 무리가 있다. 이러한 가정을 완화하는 경우, (모형식 3)은

(모형식 4) $\ln W_k = X_k \beta_k + \varepsilon_k \quad k = r$(정규근로), k=c (비정규근로)

가 되며, 고용형태별로 상이한 회귀분석을 실시하여야 한다. <표 7>은 성별·고용형태별 임금식

<표 6> 임금식의 추정치 (통합표본)

| 변수 | 전체 | | 남성 | | 여성 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| FEMALE | -0.3416 | (0.0168) *** | | | | |
| JCONT | -0.2107 | (0.0188) *** | -0.1921 | (0.0248) *** | -0.1939 | (0.0289) *** |
| Constant | -0.0504 | (0.0946) | -0.7007 | (0.1325) *** | 0.0058 | (0.1369) |
| AGE | 0.0647 | (0.0044) *** | 0.0967 | (0.0062) *** | 0.0421 | (0.0070) *** |
| AGESQ | -0.0007 | (0.0001) *** | -0.0011 | (0.0001) *** | -0.0005 | (0.0001) *** |
| HGC | 0.0309 | (0.0029) *** | 0.0356 | (0.0036) *** | 0.0249 | (0.0050) *** |
| TENURE | 0.0128 | (0.0013) *** | 0.0098 | (0.0014) *** | 0.0200 | (0.0028) *** |
| HEALTHP | -0.0314 | (0.0339) | -0.0629 | (0.0415) | -0.0139 | (0.0561) |
| HOURGAP1 | -0.0183 | (0.0007) *** | -0.0190 | (0.0008) *** | -0.0154 | (0.0014) *** |
| HOURGAP2 | 0.0166 | (0.0017) *** | 0.0158 | (0.0027) *** | 0.0175 | (0.0023) *** |
| JSTOP | -0.0651 | (0.0239) *** | -0.0704 | (0.0296) ** | -0.0818 | (0.0390) ** |
| FIRML | 0.0925 | (0.0225) *** | 0.0606 | (0.0263) ** | 0.1317 | (0.0405) *** |
| FIRMM | 0.0104 | (0.0242) | -0.0400 | (0.0277) | 0.0875 | (0.0448) * |
| FIRMV | -0.0746 | (0.0183) *** | -0.0880 | (0.0230) *** | -0.0734 | (0.0298) ** |
| UNION | 0.0695 | (0.0211) *** | 0.0372 | (0.0244) | 0.0969 | (0.0394) ** |
| 표본수 | 3,667 | | 2,211 | | 1,456 | |
| $R^2$ | 0.5732 | | 0.5758 | | 0.4789 | |
| 조정된 $R^2$ | 0.5698 | | 0.5703 | | 0.4687 | |
| F-검정통계량[1] | 168.43 *** | | 105.77 *** | | 46.84 *** | |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.

주: 1. 모형의 적합도를 검정하기 위한 검정통계량.

변수의 정의는 <부표 1>을 참조. 직종 및 산업 가변수를 포함하였으나 제시하지 않음.

( )안의 숫자는 표준오차. ***, **, ** 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

---

미치는 효과에 있으므로 표본규모를 희생으로 하는 수많은 요인들을 포함시키기보다는 이질성을 통제하는 최소한의 변수를 사용하는 단순성(parsimony)을 선택하였다.

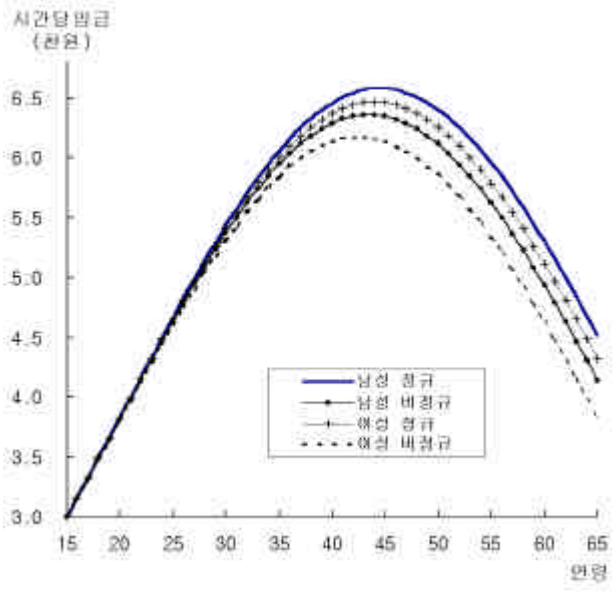
(모형식 4)의 추정치를 보여 준다.

추정치에 따르면 연령이 증가할수록 임금이 상승하다가 전환점(turning point)에 이른 이후 감소하기 시작한다. [그림 1]은 15세에 임금이 3천원이었을 때 다른 모든 조건이 일정한 상태에서 연령에 따르는 임금의 변화를 보여주고 있다. 남성(여성) 정규근로의 전환점은 약 44.5세(44.0세)인 반면 남성(여성) 비정규근로의 전환점은 조금 일찍이 발생하여 43.5세(42.5세)로 나타난다.

정규근로의 경우 교육의 한계수익률은 남성의 경우 4.6%, 여성의 경우 4.3%로 나타나며, 근속기간이 1년 증가함에 따라 남성의 임금은 1.1%, 여성의 임금은 2.2% 증가하는 것으로 나타난다.[9] 비정규근로의 경우 정규근로와는 달리 중요한 인적자본의 측도가 임금결정에 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 남성의 경우 주요 인적자본을 측정하는 교육수준이나 근속기간이 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 여성의 경우 근속기간은 비정규근로의 임금에 유의한 효과(연 1.6%의 임금상승)를 미치는 반면 교육수준은 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나타난다. 즉, 인적자본이 생산성에 주요한 영향을 미치고 생산성은 다시 임금에 영향을 미친다는 이론적인 결론의 고리가 끊킨 것이다. 이는 다른 모든 요인을 통제한 상태에서 인적자본에 대해 다른 가격이 적용되는 것으로 동일노동-동일임금에 대한 원칙이 지켜지지 않고 있음을 의미하는 대목이다.

건강상문제는 남성 비정규근로의 임금에, 일자리 지속불가능예측은 정규근로의 임금에 유의한 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 건강상문제는 고용 또는 고용형태의 선택에는 유의한 효과를 미치는 반면 일단 고용되면 임금과는 직접적으로 유의한 관계가 없음을 의미한다. 또한 상대

[그림 1] 성별·고용형태별 가상적 연령-임금률




9) 이종훈(1999, 134쪽)은 1986년과 1988년 자료를 사용한 임금프리미엄의 연구에서 기회임금을 추정한 결과 경력(근속기간) 1년당 약 8~10%의 임금상승이 있음을 밝히고 있다. 본 연구에서는 연령이 임금에 미치는 영향이 과대평가되어 근속기간의 효과가 낮아진 것으로 보인다.

적으로 '한가족'이 되지 않은 지속적으로 근로계약을 유지할 가능성이 없는 정규근로자의 임금이 지속적인 근로계약을 유지할 것으로 기대되는 근로자의 임금보다 상대적으로 낮다는 것을 의미한다. 노동조합존재 여부는 여성 정규근로를 제외하고는 임금에 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나타난다. 이는 노사합의에 의한 임금(인상)결정이 상당 부분 모든 근로자에게 적용되는 현실을 반영하는 것으로 해석된다. 기업규모가 임금에 미치는 효과는 성별, 고용형태별로 그 규모나 유의도가 다르게 나타난다. 고숙련직종의 임금이 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 특히 전문직이나 준전문직의 경우 직종이 미치는 효과가 상당히 유의하며 사무직에 비해 9%(남성 정규 준전문직) 내지 71%(여성 비정규 전문직) 높은 임금을 받는 것으로 나타난다. 금융업에 종사하는 모든 근로자의 임금이 제조업에 비해 13~40% 유의하게 높은 것으로 나타난다.

## 4. 임금격차의 분해

추정된 임금식(모형식 4)에 Oaxaca의 방식을 적용하여 임금격차를 생산성 특성의 차이에 의한 부분과 고용형태차이에 의한 격차(차별이라 할 수 있음)로 분해할 수 있다.[10] 즉, 고용형태별 임금격차는

<표 7> 고용형태별 임금식의 추정치 (분리표본)

| | 남성 | | | | 여성 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 정규근로 | | 비정규근로 | | 정규근로 | | 비정규근로 | |
| Constant | -0.7537 | (0.1581) *** | -0.7230 | (0.2568) *** | 0.0102 | (0.1274) | -0.4702 | (0.3056) |
| AGE | 0.0918 | (0.0075) *** | 0.0971 | (0.0115) *** | 0.0350 | (0.0068) *** | 0.0545 | (0.0138) *** |
| AGESQ | -0.0010 | (0.0001) *** | -0.0011 | (0.0001) *** | -0.0004 | (0.0001) *** | -0.0006 | (0.0002) *** |
| HGC | 0.0463 | (0.0042) *** | 0.0088 | (0.0070) | 0.0430 | (0.0048) *** | 0.0063 | (0.0098) |
| TENURE | 0.0110 | (0.0015) *** | 0.0004 | (0.0031) | 0.0221 | (0.0024) *** | 0.0165 | (0.0077) ** |
| HEALTHP | 0.0031 | (0.0513) | -0.1748 | (0.0740) ** | 0.0509 | (0.0673) | -0.0467 | (0.0928) |
| HOURGAP1 | -0.0203 | (0.0009) *** | -0.0140 | (0.0018) *** | -0.0140 | (0.0014) *** | -0.0154 | (0.0029) *** |
| HOURGAP2 | 0.0290 | (0.0064) *** | 0.0179 | (0.0034) *** | 0.0285 | (0.0034) *** | 0.0146 | (0.0035) *** |
| JSTOP | -0.0843 | (0.0348) ** | -0.0126 | (0.0579) | -0.1068 | (0.0406) *** | -0.0221 | (0.0717) |
| FIRML | 0.0688 | (0.0266) *** | -0.0694 | (0.0970) | 0.0638 | (0.0344) * | 0.2265 | (0.0984) ** |
| FIRMM | -0.0238 | (0.0283) | -0.1209 | (0.0868) | 0.0550 | (0.0358) | 0.1237 | (0.1309) |
| FIRMV | -0.0351 | (0.0273) | -0.2074 | (0.0440) *** | -0.0538 | (0.0283) * | -0.1144 | (0.0614) * |
| UNION | 0.0344 | (0.0246) | 0.0046 | (0.0882) | 0.1202 | (0.0311) *** | -0.0025 | (0.1282) |
| 표본수 | 1,698 | | 513 | | 897 | | 559 | |
| $R^2$ | 0.6026 | | 0.3855 | | 0.6252 | | 0.3644 | |
| 조정된 $R^2$ | 0.5962 | | 0.3513 | | 0.6135 | | 0.3321 | |
| F-검정통계량[1] | 93.80 | | 11.27 | | 53.68 | | 11.28 | |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.

주: 1. 모형의 적합도를 검정하기 위한 검정통계량.

변수의 정의는 <부표 1>을 참조. 직종 및 산업 가변수를 포함하였으나 제시하지 않음.

( )안의 숫자는 표준오차. ***, **, ** 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

10) Bai and Cho(1992, pp. 8~10)을 따른다.

$$\ln W_r - \ln W_c = (\ln W_r - \ln W_c^*) + (\ln W_c^* - \ln W_c)$$
$$= \beta r' (X_r - X_c) + X_c (\beta r' - \beta c')$$

로 분해할 수 있으며, βr'와 βc'는 고용형태별 계수의 추정치를 의미하고, Wc*는 차별이 없을 때, 즉 생산성 특성에 정규근로와 동일한 가격이 지불될 때, 비정규근로의 임금이다. 차별계수 (discrimination coefficient)는

$$D = \frac{(W_r / W_c) - (W_r / W_c^*)}{W_r / W_c^*}$$

로 정의되며, 추정된 차별계수는

$$\ln(D+1) = (\ln Wr - \ln Wc) - (\ln Wr - \ln Wc^*) = X_c (\beta r' - \beta c')$$
$$D_1 = \exp[X_c (\beta r' - \beta c')] - 1$$
$$D_2 = \exp[X_r (\beta r' - \beta c')] - 1$$

가 된다.

<표 8>에서 보듯 로그임금격차 중 생산성 특성의 격차가 차지하는 비중은 남성이 46% 여성이 38% 정도에 해당하고 나머지에 해당하는 54%와 62%는 생산성 특성에 상이한 가격을 지불하는 데서 오는 격차 (임금차별)에서 발생하고 있다. 첫째 측도를 이용한 차별계수는 남성이 24.3%, 여성이 22.1%로 남성의 고용형태별 임금차별이 다소 높게 나타나고, 둘째 측도를 이용할 경우 남성이 36.7%, 여성이 25.2%로 나타나 남성의 차별계수가 크게 증가함을 알 수 있다.

<표 8> 임금격차의 분해

| | 남성 | | 여성 | |
|---|---|---|---|---|
| | 로그임금 | 임금액 | 로그임금 | 임금액 |
| 정규근로 임금 | 1.7264 | 5.62 | 1.3067 | 3.69 |
| 비정규근로 임금 | 1.3221 | 3.75 | 0.9874 | 2.68 |
| 임금격차 | 0.4043 (100.0) | 1.87 | 0.3193 (100.0) | 1.01 |
| 생산성특성에 따른 격차 | 0.1865 (46.1) | | 0.1199 (37.5) | |
| 임금차별 | 0.2178 (53.9) | | 0.1994 (62.5) | |
| 차별계수 | | | | |
| $\ln(D_1+1)$ | 0.2178 | | 0.1994 | |
| $D_1$ | 0.2433 | | 0.2207 | |
| $\ln(D_2+1)$ | 0.3126 | | 0.2249 | |
| $D_2$ | 0.3670 | | 0.2522 | |

## 5. 전환회귀모형의 추정: 고용형태 선택과 임금

이전에 논의한 (모형식 3)과 (모형식 4)는 표본편의(selectivity bias)를 고려하지 않았으며 더 나아가 고용형태와 고용형태에 따른 임금의 효과가 결합되어 결정되는 구조를 반영하지 못하고 있다. 정규근로를 선호하는 성향은 정규근로에 따르는 순임금효과에 의존하게 될 것이다. 즉, Lee(1978)가 제시하였듯, 고용형태 선택식과 임금식의 상호의존성을 명시적으로 포함하는 전환회귀모형(switching regression model)이 적절할 것이다. 추정될 전환회귀모형은

(모형식 5)
$$\ln W_r = X_r \beta_r + \varepsilon_r \qquad \varepsilon_r \sim N(0, \sigma_r^2))$$
$$\ln W_c = X_c \beta_c + \varepsilon_c \qquad \varepsilon_c \sim N(0, \sigma_c^2))$$
$$I^* = \delta_1(\ln W_r - \ln W_c) + C\theta - \nu \qquad \nu \sim N(0, \sigma_\nu^2)$$

로 구성된다. 첫째 식은 정규근로자의 임금결정식, 둘째 식은 비정규근로자의 임금결정식, 셋째 식은 개별근로자가 정규근로자에 속하는가 또는 비정규근로자에 속하는가를 결정하는 고용형태 선택식이다. 만약 $I^* > 0$ 이면 이 근로자는 정규근로자에 속하게 되고 임금은 첫째 식에 의해 결정될 것이다. 그렇지 않을 경우 이 근로자는 비정규근로자에 속하게 되고 임금은 둘째 식에 의해 결정될 것이다. (모형식 5)의 추정치[11]가 <표 9>에 제시되어 있다. 임금식의 추정치는 (모형식 4)의 추정결과와 상당히 유사함을 알 수 있다.

여기에서는 Oaxaca와는 다른 방식을 이용하여 임금차별의 정도를 살펴보자. Maddala(1983, 356~358)에 따르면, (모형식 5)의 추정치를 이용한 각 개인이 정규근로와 비정규근로에 속할 때의 예측되는 임금, $W_k^*$,는 $\exp(X_k\beta_k)$가 아니라

$$E\ W_k^* = E\ \exp(\ln W_k^*) = \exp(X_k\beta_k + \sigma_k^2/2)$$

이고, 동일한 개인의 생산적 특성에 대해 고용형태에 따라 상이한 가격을 지불하는 임금차별의 비율은

$$D = \frac{W_r^* - W_c^*}{W_r^*}$$

로 정의할 수 있다. <표 10>은 인구집단별 임금차별의 비율을 보여 주고 있다. 전체적으로 34%의 임금차별이 존재함을 알 수 있으며, 남성(33%)보다 여성근로자(35%)의 고용형태에 따른 임금차별이 다소 심한 것을 알 수 있다. 학력이 높아질수록 임금차별이 높은 것으로 나타나 고학력자가 비정규근로에 속할 경우 저학력에서보다 정규근로와 대비한 임금격차가 커짐을 알 수 있다. 저학력층에서는 여성의 고용형태별 임금차별이 남성에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타나는 반면, 대졸이상 고학력에서는 남성의 고용형태별 임금차별이 높은 것으로 나타나며, 여성의 경우 고졸학력자의 고용형태별 임금차별이 40%로 가장 큰 것으로 나타난다. 연령대별로 보면, 남성의 경우 30

11) 최우추정법에 의한 전환회귀모형의 추정은 LIMDEP 7.0을 이용하였다. 자세한 모형의 추정방법은 LIMDEP User's Manual(1995, 668~678)을 참고하시오.

대(34%)에서 임금차별이 가장 심한 반면 여성의 경우는 15~24세의 41%에서 50대 이상의 26%로 저연령일수록 임금차별이 심한 현상을 보여주고 있다.

<표 9> 선택식과 임금식 추정치: 전환회귀모형

| | 남성 | | 여성 | |
|---|---|---|---|---|
| | 정규근로 | 비정규근로 | 정규근로 | 비정규근로 |
| **임금식** | | | | |
| Constant | -0.6442 (0.1968)*** | -0.6677 (0.3000)** | 0.0186 (0.1469) | -0.5947 (0.4119) |
| AGE | 0.0895 (0.0085)*** | 0.0941 (0.0127)*** | 0.0358 (0.0075)*** | 0.0576 (0.0160)*** |
| AGESQ | -0.0010 (0.0001)*** | -0.0011 (0.0002)*** | -0.0004 (0.0001)*** | -0.0007 (0.0002)*** |
| HGC | 0.0430 (0.0047)*** | 0.0032 (0.0102) | 0.0426 (0.0052)*** | 0.0035 (0.0117) |
| TENURE | 0.0102 (0.0018)*** | -0.0014 (0.0035) | 0.0210 (0.0026)*** | 0.0113 (0.0142) |
| HEALTHP | 0.0165 (0.0573) | -0.1614 (0.0715)** | 0.0606 (0.0947) | -0.0192 (0.1146) |
| HOURGAP1 | -0.0202 (0.0009)*** | -0.0140 (0.0024)*** | -0.0140 (0.0014)*** | -0.0154 (0.0032)*** |
| HOURGAP2 | 0.0291 (0.0031)*** | 0.0178 (0.0034)*** | 0.0286 (0.0025)*** | 0.0145 (0.0034)*** |
| JSTOP | -0.0836 (0.0397)** | -0.0125 (0.0672) | -0.1062 (0.0448)** | -0.0230 (0.0806) |
| FIRML | 0.0674 (0.0299)** | -0.0671 (0.0880) | 0.0633 (0.0366)* | 0.2209 (0.1030)** |
| FIRMM | -0.0250 (0.0310) | -0.1228 (0.1093) | 0.0536 (0.0371) | 0.1114 (0.1946) |
| FIRMV | -0.0350 (0.0302) | -0.2049 (0.0495)*** | -0.0520 (0.0291)* | -0.1099 (0.0673) |
| UNION | 0.0315 (0.0281) | 0.0013 (0.0948) | 0.1199 (0.0314)*** | -0.0003 (0.1600) |
| **오차항의 공분산** | | | | |
| $\sigma_k$ | 0.4249 (0.0130)*** | 0.3683 (0.0056)*** | 0.5799 (0.0180)*** | 0.3130 (0.0059)*** |
| $\sigma_{k\nu}$ | 0.1554 (0.1814) | -0.2017 (0.1222)* | 0.1871 (0.1983) | -0.1265 (0.1628) |
| **표본수** | 2,211 | | 1,456 | |
| **-(로그 최우도)** | 1929.93 | | 1515.44 | |

자료: 『한국노동패널』 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 1>을 참조.

주: 변수의 정의는 <부표 1>을 참조. 고용형태 선택식의 추정치는 생략.
임금식의 업종 및 직종 가변수는 표에서 생략.
( )안의 숫자는 표준오차. ***, **, ** 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

<표 10> 성별·인구특성별 임금격차 중 임금차별의 비중

(단위: %)

| | 남성 | 여성 | 전체 |
|---|---|---|---|
| **전체** | 32.9 | 35.2 | 33.8 |
| **학력별** | | | |
| **고졸미만** | 19.3 | 29.0 | 24.3 |
| **고졸** | 30.1 | 40.1 | 33.9 |
| **대졸미만** | 37.6 | 36.7 | 37.3 |
| **대졸이상** | 46.1 | 34.1 | 42.6 |
| **연령대별** | | | |
| 15~24세 | 27.8 | 41.4 | 37.1 |
| 25~29세 | 31.5 | 36.6 | 33.5 |
| 30~39세 | 34.3 | 36.6 | 35.0 |
| 40~49세 | 33.6 | 32.1 | 33.0 |
| 50~65세 | 31.7 | 25.9 | 29.8 |

주: (모형식 5)의 전환회귀모형의 추정치를 이용하여 $(\ln Wk)^*$로부터 모든 개인에 대하여 $Wk^*$를 계산한 후 차별의 비중인 $D = \frac{W_r^* - W_c^*}{W_r^*}$를 구한 것임.

## V. 맺는 글

지난 3년 간에 걸친 경제위기 과정 속에서 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상 중의 하나는 노동시장의 비정규화이다. 현재 정규근로와 비정규근로에 대한 학문적인 구체적인 정의가 존재하지 않고 법률적으로도 언급이 되지 않은 상태에서 근로계약의 장단을 기준으로 임시직과 일용직에 속하는 근로자를 비정규근로로 취급하는 매월『경제활동인구조사』의 통계적 기준으로 볼 때, 임금근로자 중 비정규근로가 차지하는 비중이 경제위기 이전에 이미 증가추세를 보이고 있었으며, 경제위기 중 가속화되어 1999년을 기점으로 50%를 넘어선 현상을 두고 이르는 말이다.

노동시장의 비정규화에 관한 논의는 비정규근로가 갖는 부정적인 특성에 연유한다. 즉, 낮은 임금률, 저조한 의료보험이나 국민연금 등의 부가급부 혜택, 그리고 미비한 고용안정성으로 특성지어지는 비정규근로가 근로자의 의사와는 무관하게 증가하여 오고 있으며, 이를 가속화시킨 원인은 노동시장 수요측면에서 볼 때 노동비용 중 차지하는 현금급여 이외의 비용의 비중이 증가하고 있으므로 기업의 노동비용을 낮추려고 하는 유인이 강하게 작용하였다는 것이다. 그 결과 동일노동-동일임금 원칙이 지켜지지 않고, 근로자의 임금을 포함한 근로복지에 상당한 저하를 가져왔다는 것이 논의의 골격을 이룬다. 그러나, 비정규근로의 부정적인 특성에 대한 추측이 강하게 존재하고 단편적인 기초자료의 분석 만 나타나고 있는 반면, 분석을 위한 자료의 미비로 인하여 엄밀한 실증분석은 시도되지 않고 있다.

본 연구는 한국노동연구원이 1998년부터 실시한 『한국노동패널』 1차년도와 2차년도 자료를 이용하여 임금근로자를 자기선언적 정규-비정규근로의 정의로 구분한 후, 고용형태별 임금결정요인을 분석하고 임금격차 중 고용형태에 따른 임금차별의 비중을 제시하고 있다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 여성, 청년층, 고연령층, 저학력자, 건강상문제가 있는 자 등 근로취약계층과 이전직장에서 비정규근로로 일한 경우 비정규근로를 선택할 확률이 높으며, 금융소득과 부동산소득은 정규근로를, 사회보험소득이나 이전소득은 비정규근로를 선택할 확률을 높여 준다. 또한 다른 모든 요인들을 통제하였을 때, 최근 경제위기 중에 입직한 근로자들이 비정규근로를 선택할 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다.

둘째, 비정규근로와 정규근로의 고용형태에 따라 42%의 임금격차가 존재하며, 근로시간을 감안한 시간당임금에서도 35%의 격차가 존재하고 있으며, 임금결정에 영향을 미치는 요인들을 통제한 후에도 비정규근로의 임금은 정규근로의 임금보다 약 19% 낮은 것으로 나타난다. 임금격차의 분해를 통하여 임금격차의 1/4~1/3이 생산성특성에 대하여 고용형태별로 다른 가격을 지불하는 임금차별에 의한 것으로 나타난다.

셋째, 교육수준이나 근속기간으로 측정한 인적자본수준이 정규근로의 임금에 미치는 효과가 통계적으로 유의한 반면 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 없는 것으로 나타나 동일노동-동일임금의 원칙을 거스르고 있는 노동시장의 현실을 알 수 있다. 건강자본(health capital)은 고용형태의 선택에는 통계적으로 유의하게 작용하지만, 일단 고용되고나면 건강자본이 임금의 결정에 미치는 효

과는 유의하지 않은 것으로 나타난다.

넷째, 현재 일자리에서 지속가능성이 낮은 정규근로자는 그렇지 않은 정규근로자보다 8~10% 낮은 임금을 받는 것으로 나타나는 반면 지속가능성이 비정규근로자의 임금에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다.

마지막으로 다양한 모형식의 추정이 가져주는 차이는 그리 심각하지 않은 것으로 보인다. 즉, 선택편의와 동시결정성(joint determination)을 고려하는 전환회귀모형을 추정한 경우와 이를 고려하지 않는 분리된 회귀모형을 추정한 경우를 비교할 때, 계수의 추정치가 급변하는 경우는 거의 나타나지 않아 기존에 사용한 단순한 추정법이 어느 정도의 타당성을 가진다고 할 수 있겠다.

정규-비정규근로와 관련된 연구에서 선결되어야 할 과제는 이를 구분하는 기준과 분석을 위한 충분한 자료의 확보에 있다. 현행 사용되는 통계적 정의에는 한계가 존재하며 연구자 나름의 정의(generic definition)를 사용하기보다는 구체적인 학문적·실재적 정의가 내려져야 하며 이를 위해 많은 연구자들의 논의가 요구되는 실정이다. 비정규근로자의 임금 및 근로복지가 열악하며 일각에서는 이에 대한 보호대책을 강구해야 한다는 견해가 피력되고 있으나 이 모두 추측이나 단편적인 자료의 기초분석에 기반을 둔 것으로 쉽게 일반화할 수는 없는 실정이다. 즉, 보다 정확한 실태파악을 위한 조사가 선행되어야 하며 이러한 조사를 기반으로 한 엄밀한 분석이 뒤따를 때 비정규근로에 대한 차별적인 고용관행의 존재여부와 그 규모를 정확히 파악할 수 있을 것이다. 이를 위한 자료의 구비 및 연구자들에 대한 자료제공이 노동부나 통계청이 하여야 할 긴급한 사안이라 할 수 있겠다. 이러한 자료가 구비되고 다양한 연구결과가 도출될 때 모든 근로자에게 정당한 임금 및 근로복지를 제공하는 적절한 정책방안이 나올 수 있을 것이다. 정책방안의 설정에서 근로자의 입장만 고려할 것이 아니라 사용자의 입장도 고려하는 중립적인 태도를 취해야 한다는 점도 잊어서는 안될 것이다.

# 참고문헌


김우영 • 최영섭 (1996),「노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?」,『노동경제논집』, 제19권(1), 29-52.

남춘호 (1986), 「조직부문 피고용자의 임금결정모형 연구」 『한국사회학연구』, 제8집(겨울).

노동부, 『매월노동통계조사보고서』 각호.

박세일 (1983),「학력별 임금격차의 발생원인과 변화과정분석」,『한국개발연구』, 제15권(3),19-53.

_____ (1984),「여성노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차」,『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 81-226.

박영범 (1988),「한국의 도시간 임금격차」,『경제학연구』, 제36집(1), 239-252.

_____ (1991),「한국의 성별 임금격차 분석」,『한국노동연구』, 제2집, 27-40.

박훤구 (1983),「한국의 직종별 임금격차」,『한국개발연구』, 제5권(4), 22-48.

방하남 • 안주엽 • 장지연 (1999), 『한국 가구와 개인의 경제활동 - 한국노동패널 1차년도 자료분석』, 한국노동연구원 연구보고서 99-09.

배무기 (1990), 「노동조합의 상대적 임금효과」,『한국노동연구』, 제1집, 5-34.

신영수 (1996),「취업전후 직업훈련 이수와 성별임금격차 완화」,『노동경제논집』, 제19권(1), 53-68.

안주엽 (1999), 「최근의 경제위기와 노동시장의 비정규직화: IMF 실직자의 재취업형태」, 김대일 • 안주엽 • 양준모 • 신관호,『경제위기와 실업구조변화』, 한국노동연구원 연구보고 99-11, 37-69.

_____ (2000),「고용형태에 따른 임금결정식의 추정」,『노동동향분석』, 제13권(2), 83-98.

어수봉 (1991),「성별 직종분리와 성별 임금격차」,『한국노동연구』, 제2집, 41-87.

이종훈 (1999),「임금프리미엄의 결정요인」, 배무기 • 조우현 편저『한국의 노동경제 -쟁점과 전망-』, 경문사, 127-153.

이효수 • 류재술 (1989),「노동시장에서 성차별과 남녀간 임금격차의 요인별 분해」,『사회과학연구』, 제9집(1), 영남대학교 사회과학연구소.

_____ (1990),「단층별 임금함수추정과 단층간 임금격차분해」,『경제학연구』, 제38집(1),101-123.

장지연 (2000), 「정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력과 생애과정」,『노동경제논집』23(특별호), 33-53.

전병유 (1995),「한국에서의 산업별 임금격차와 생산기술」,『노동경제논집』, 제18권(1), 217-239.

조영철 (1994),「제조업 생산직의 남녀간 임금순격차에 관한 연구」,『여성연구』, 12(4), 53-81.

조우현 (1992),「한국산업의 이중적 구조와 임금결정 메카니즘」,『경제학연구』, 제40집(1), 1-37.

최강식 (1997),「학력별 상대적 임금격차의 변화와 원인분석」,『경제학연구』, 제45집(4), 193-226.

통계청, 『매월 경제활동인구조사』 원자료.

허재준 • 전병유 (1998),「우리나라 임금의 연령프리미엄 구조」,『노동경제논집』,제21권(1), 61-88.

황인태 (1994),「임금격차가 기업성과에 미친 영향분석」,『노동경제논집』, 제17권(2), 255-290.

한국노동연구원, 『2000년 KLI노동통계』.

Bai, Moo Ki and Woo Hyun Cho (1992), 「Male-Female Wage Differentials in the Segmented Labor Markets of Korea」, 『노동경제논집』, 제15권, 1~35.

Ehrenberg, R.G. and R.S. Smith (1997), *Modern Labor Economics*, Addison Wesley, New York.

Kamalich, R.F. and S.W. Polacheck (1982), "Discrimination: Fact or Fiction? An Examination Using an Alternative Approach," *Southern Economic Journal* 49, 450-461.

Lee, Lung-Fei (1978), "Unionism and Wage rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *International Economic Review* 19(2), 415-433.

Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York.

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