

고용형태별 임금격차에 관한 연구

조민수*

본 연구는 한국의 고용형태별 임금격차에 관한 연구로 비정규직과 정규직을 그 분석의 대상으로 삼고 있다. 2007년 현재 전체노동자 중 비정규직이 차지하는 비중은 약 55.8%로 국내 노동시장에서 차지하는 비중이 매우 높은 편이다. 비정규직은 기업의 입장에서 노동유연성 확보, 임금비용 절감 등의 이점이 있지만, 비정규직 노동자의 입장에서 보면 낮은 임금율, 저조한 부가급여 및 사회보험 혜택, 낮은 고용안정성 등의 문제가 있다. 비정규직근로자의 임금(135만원)은 정규직근로자(205만원)의 65.8%(노동패널자료를 토대로 분석) 수준에 머물러 두 집단 간 임금격차가 있는 것으로 나타났다. 인적자본론에 따르면 정규직과 비정규직의 임금차이는 인적자본에 의한 생산성의 차이에 기인한다고 보았으나, 노동시장 분단론이나 노동시장 이중구조론은 인적자본론과는 다르게 임금격차를 노동시장 내의 차별에 의해 임금격차가 발생한다고 보았다. 이에 본 연구에서는 한국노동연구원의 「한국노동패널조사자료(학술대회용)」 9차년도 자료를 토대로 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하기 위해 고용형태 선택 probit분석, 고용형태별 임금함수 추정, Oaxaca 임금분해를 실시하였다. 먼저 근로자의 정규직·비정규직 선택확률을 probit분석한 결과, 남성일수록, 연령이 높을수록, 교육년수가 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 기업 내 노동조합이 있을수록 정규직을 선택할 확률이 높았으며, 기혼자일수록, 가구주일수록, 이전소득이 있을수록 비정규직을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 임금격차를 분석하기 위해 고용형태별 임금방정식을 추정하고, Oaxaca 임금분해방식(decomposition)을 이용하여 고용형태별 임금격차의 차이(difference)적 요소와 차별(discrimination)적 요소로 나누어 살펴보았다. 본 연구의 가장 큰 특징은 고용형태별 임금방정식의 추정에서 발생할 수 있는 편의(bias)를 고려하기 위해 전통적 최소자승법에 Heckman selection model, 전환회귀분석(switching regression)을 추가로 실시하여 임금방정식을 추정한 후 임금분해를 실시한 것이다. 임금격차를 Oaxaca 임금분해방식으로 분해한 결과 차별에 의한 임금격차가 총 임금격차 중 40%를 상회하는 것으로 나타났으며, 여성의 고용형태별 임금격차가 남성의 고용형태별 임금격차보다 더 큰 것으로 나타났다.

1. 서론

최근 노동시장의 가장 큰 화두는 비정규직이라고 할 수 있다. 2007년 7월 1일부로 ‘비정규직보호법안’이 300인 이상 고용사업장에서 단계적으로 시행되며 국내에서는 법안 시행에 따른 많은 논쟁이 벌어지고 있다. 1997년 경제위기 이후 국내 노동시장에서 비정규직이 크게 증가했으며, 2001년

* 인하대학교 경제학과 석사과정

이후 비정규직 비중은 약 50%를 상회하고 있어 비정규직이 전체 노동시장에서 차지하는 비중은 매우 큰 편이라고 할 수 있다. 통계청이 2007년 3월에 실시한 ‘경제활동인구조사 부가조사’에 따르면, 국내 비정규직은 879만 명(임금노동자의 55.8%)이고 정규직은 695만 명(44.2%)으로 전체 노동자의 절반 이상이 비정규직인 것으로 나타났다. 연도별 비정규직²⁾ 규모는 <표 1>과 같다. 전체 임금노동자 중 비정규직 규모는 2001년 이후 약 56%수준을 유지하는 것으로 나타나, 국내 노동시장에서 비정규직의 비중은 매우 높은 편이라고 할 수 있다.

<표 1> 연도별 비정규직 규모(단위 : 천명, %)

	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
전체	13,217(100)	13,634(100)	14,149(100)	14,584(100)	14,968(100)	15,351(100)	15,731(100)
정규직	5,851(44.3)	5,911(43.4)	6,307(44.6)	6,428(44.1)	6,564(43.9)	6,905(45.0)	6,946(44.2)
비정규직	7,366(55.7)	7,723(56.6)	7,842(55.4)	8,156(55.9)	8,404(56.1)	8,446(55.0)	8,785(55.8)

출처: 김유선(2007) 경제활동인구조사 부가조사(2007.3) 결과

비정규직은 기업의 입장에서 노동유연성확보, 임금비용 절감 등의 이점이 있지만, 노동자의 입장에서 비정규근로는 낮은 임금율, 저조한 부가급여 및 의료보험 혜택, 낮은 고용안정성 등의 문제가 있다. 인적자본론(Human Capital Theory)에 따르면 완전경쟁시장과 동질적 노동이라는 가정 하에 임금이 노동에 대한 수요와 공급의 균형에서 결정되므로 노동시장에서의 임금격차의 원인은 노동자의 인적자본(학력, 경력, 나이 등)의 차이에서 기인하는 것으로 본다. 하지만 비정규근로와 정규근로가 개인의 능력, 학력, 경력 등 인적자본에 의한 생산성의 차이(differences in productivity)에 의해 발생한다면 고용형태에 따른 임금격차의 일정부분은 설명 가능하지만, 사회적 구조나 차별(discrimination)에 기인한 것이라면 노동시장 내에서 고용형태에 따른 차별이 존재하는 것을 의미한다.

이에 본 연구에서는 먼저 정규직과 비정규직 선택을 probit분석을 통해 알아본 후, 비정규직과 정규직의 임금함수를 각각 추정하였다. 추정된 계수값과 각 고용형태 별 임금을 토대로 Oaxaca(1973) 임금분해방식(decomposition)을 통해 고용형태별 임금을 차이적인 요소와 차별적인 요소로 나누어 알아볼 것이다. 이를 통해 국내 노동시장에서 고용형태별 임금격차가 인적자본에 의한 차이에 기인하는 것인지, 그 외의 차별적인 것에 기인하는 지 알 수 있다.

안주엽(2000), 송일호(2005), Yun(1999) 등은 임금격차를 분석하는 데 있어 전통적 최소자승법으로 임금함수를 추정할 경우 발생할 수 있는 편의(bias)로 인한 과대추정 또는 과소추정의 문제를 강조하면서, 편의를 통제할 수 있는 분석방법으로 전환회귀모형(switching regression model), Heckman selection model, 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 제시하였다. 본 연구에서도 편의에 의한 문제를 고려하기 위해 임금함수 추정에 있어 전통적 최소자승법에 전환회귀모형과 Heckman selection model을 추가로 분석하였다.

 2) 『경제활동인구조사』는 종사상지위를 사용하여 임금근로자 중 상용직인 경우를 ‘정규근로’, 임시직 또는 일용직인 경우를 ‘비정규근로’라고 보고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 임금격차에 관한 이론과 선행연구를 알아보고, 제3장에서는 분석에 사용된 자료 및 기술통계량을 알아본다. 제4장에서는 실증분석 모형을 설정하고 실증분석 결과를 알아본다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 결론 및 한계점을 기술하였다.

II. 임금격차에 관한 이론 및 선행연구

경제학적 의미에서 노동시장에서의 차별은 특정 그룹에 속한 노동자가 그의 능력(ability)에 맞는 대우를 받지 못하는 것을 의미한다. 즉 노동자가 육체적·정신적 능력에서 동일한 생산성을 가지고 있으나, 외견상 구별되는 특성(성, 인종 등)으로 인해 불공평한 대우를 받아 ‘동일노동에 대한 동일임금’이라는 공식이 깨지는 경우, 이를 차별(discrimination)이라고 볼 수 있다.

하지만 인적자본이론(Human Capital Theory)은 신고전학파의 노동시장이론으로 노동시장을 완전경쟁시장과 노동의 동질성이라는 가정 하에 임금이 노동의 수요와 공급의 균형에서 결정되기 때문에, 임금격차는 노동자의 질적 차이에 기인한다고 보았다. 노동자의 질적 차이는 개인이 교육, 훈련 등 인적자본의 선택에 따른 인적자본축적량에 따라 다르며, 인적자본축적량의 정도는 개인의 선택에 의해 결정되는 것으로 본다. 따라서 임금격차는 개인의 인적자본 차이에 의한 것이며, 성(또는 인종), 학력, 연령 등으로 인한 임금격차는 구조적 차별의 결과가 아닌 개인의 선택에 기인한다고 본다. 즉 인적자본이론에 따르면, 개인은 인적자본의 축적을 위해 직접적인 비용(시간, 등록금 등)과 간접적인 비용(기회비용 등)을 투입하게 되고 개인은 투자의 현재가치에 입각한 합리적 선택을 하게 된다. 따라서 개인의 선택에 의한 인적자본축적량의 차이가 질적 차이를 규정하기 때문에 노동시장 내에서 차별은 존재하지 않는 것으로 보았다.

인적자본이론과는 다르게 노동시장에서의 차별은 크게 선호차별, 통계적 차별, 구조적 차별로 나눌 수 있으며, 이 중 통계적 차별과 구조적 차별이 중요하다(유경준·황수경(2005)). ‘선호차별’은 다시 고용주의 선호에 따라 남성을 선호하거나 특정학교를 선호하는 것에 의한 ‘고용주 차별’, 직장 내 동료들 사이에서 이루어지는 ‘동료 차별’, 특정 노동자를 소비자들이 외면(ex: 백인지역의 흑인 노동자)함으로써 생기는 ‘소비자 차별’로 나눌 수 있다. 하지만 선호차별은 노동시장 주체의 선호체계에 따라 차별을 설명하는 한계점과 기업이 특정그룹을 선호하는 것은 효용보다는 생산성과 연관되어 있을 수도 있고, 기업의 의사결정에서 정보의 불확실성을 고려하면 선호에 의한 차별은 일반화되기 힘들다. 따라서 차별을 설명하는 보다 중요한 것은 ‘통계적 차별’과 ‘구조적 차별’이다.

통계적 차별(statistical discrimination)은 노동시장 분단론(Labor Market Segmentation)의 하나로 Phelps(1972)와 Arrow(1973)의 연구 이래 차별과 관련된 이론적 연구의 많은 부분이 통계적 차별에 맞춰져 있다. 통계적 차별이론은 기업이 근로자의 생산성이나 이직 가능성에 대해 불완전한 정보를 가지고 있기 때문에 기업은 성(또는 인종), 학력, 연령 등과 같이 쉽게 관찰 가능한 근로자의 특성에 의거하여 임금, 채용, 승진, 보직, 훈련 등의 결정을 내리게 되며, 이에 따라 성(또는 인종), 학력, 연령 등에 따라 차이가 있게 된다는 이론이다. 또한 통계적 차별이론은 직종분리, 노동

시장 이중구조를 포괄하며, 직종 간뿐만 아니라 직종내 차별까지 폭넓은 영역을 포괄하는 이론이다.

구조적 차별이론(structural discrimination)은 노동시장 이중구조론(Dual Labor Market Theory)으로 대표될 수 있다. 노동시장 이중구조론은 노동시장이 고임금·고용안정으로 특정 지워지는 '1차 노동시장'과 저임금·고용불안의 '2차 노동시장'으로 구성되며, 2차 노동시장에서 1차 노동시장으로의 이동은 매우 힘들다는 것을 상정한다. 즉 질적으로 상이한 2개의 노동시장이 존재하며, 2차 노동시장에 속한 그룹은 2차 노동시장으로 밖에 진출할 수 없으며, 임금 및 근로조건의 저하, 고용불안 등의 불이익을 받게 되는 구조적 차별을 받게 된다.

노동시장에서 임금격차 또는 임금프리미엄을 다룬 연구는 크게 이중노동시장구조 하에서 임금격차, 학력 간 임금격차, 성별 임금격차, 연령별 임금격차, 직종별·산업별 임금격차, 노동조합과 임금격차, 지역 간 임금격차로 구분 할 수 있으며, 다른 연구에 비해, 고용형태별 임금격차에 관한 연구는 그리 많은 편은 아니다.

Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)는 남녀의 개별적 특성이 같다고 가정할 때, 임금격차를 임금구조의 차이에서 기인하는 부분과 차별을 분리하여 분석했으며, 차별계수의 개념을 처음으로 공식화하여 분석한 최초의 연구이다. Oaxaca(1973)는 임금함수에 교육, 경력, 고용형태, 산업, 직종, 건강, 지역 등을 설명변수로 하여 임금분해한 결과 남녀 간 임금격차의 64%가 노동시장의 차별에 기인하는 것으로 나타났다. 이 두 학자가 처음으로 임금분해방식을 사용하였으며, 이후 두 학자의 이름을 따서 임금분해방식을 'Blinder-Oaxaca decomposition'이라고 칭하였다.

유경준·황수경(2005)은 『임금구조기본통계조사』 자료를 토대로 노동시장 내의 차별에 관한 이론적·실증적 연구를 하였으며, 차별의 원인 및 이론을 소개하고, 성별 임금격차를 폭넓게 연구하였다. 이들의 연구에 따르면, 차별적 요소에 기인한 성별 총임금격차는 1984년 이후 감소하였으며, 성별 임금격차 중 차별에 의한 격차는 1997년까지 증가하다 1999년을 기점으로 감소하였지만, 여전히 차별에 의한 격차가 존재함을 입증했다.

김재호(2001)는 『노동패널』 자료를 이용하여 성별임금격차를 설명하는 이론인 과밀가설³⁾을 검증한 결과 과밀효과가 성별임금격차에 미치는 영향은 전체임금격차 중 -0.89%로 매우 적은 것으로 나타나 과밀가설을 기각하는 것으로 나타났으며, 노동시장이 직종에 따라 분리되어 있기 보다는 직종선택 및 직종분리가 이루어지기 때문에 분단노동시장이론보다 인적자본이론이 더 설득력 있음을 보였다.

본 연구와 가장 비슷한 연구는 안주엽(2000)의 연구를 들 수 있으며, 고용형태별 임금방정식을 추정 후 임금격차를 차이에 의한 요인과 차별에 의한 요인으로 구분한 Oaxaca의 임금분해와 전환회귀모형(switching-regression model)을 사용하여 분석하였다. 『노동패널』 자료를 이용하여 분석한 결과 비정규근로와 정규근로의 임금격차는 약 42%이며, 다른 임금결정요인을 통제하였을 때

3) 과밀가설(crowding hypothesis)은 성차별로 인해 특정 직종에의 진입이 제한될 경우 여성들은 취업이 가능한 일부 직종에 집중적으로 몰려들고, 이들 여성 집중 직종의 임금은 낮아지게 된다는 가설로 노동시장 분단 및 성별임금격차를 설명하는 가설임.

임금격차는 19%에 달하는 것으로 나타났다. 임금분해결과 고용형태별 임금격차의 1/4내지 1/3이 동일한 생산성특성에 대해 고용형태에 따라 임금차별이 이루어지는 것으로 나타나, 고용형태에 따른 차별에 기인한 임금격차가 존재함을 보였다.

송일호(2005)는 『노동패널』 자료를 이용하여 정규직과 비정규직 간 생산성 임금격차를 분석하였다. 선택편의를 제거시키는 선택변수(λ lambda)를 고려하여 임금격차를 연구했으며, 분석결과 생산성에 기인한(차이) 임금격차는 23.6%인 반면, 설명될 수 없는 차별에 의한 임금격차는 76.4%로 고용형태별 차별에 의한 임금격차가 매우 큰 것으로 나타났다.

김복순(2006)은 『사업체근로실태조사』를 토대로 고용형태별 임금격차를 분석하였으며, Oaxaca 임금분해 결과, 전체근로자를 대상으로 분석하였을 경우 임금격차의 91.4%가 생산성의 차이에 의한 격차였으며, 차별적 처우에 의한 격차는 8.6%로 나타나 차별에 의한 격차가 적은 것으로 나타났다. 그러나 여성근로자의 경우 차별적 처우로 인한 임금격차가 28.4%로 남성의 5.6%에 비해 상당히 크게 나타났다. 황수경 외(2005)는 『경제활동인구부가조사』 자료를 이용하여 고용형태별 임금격차를 분석한 결과 생산성 격차에 기인한 격차가 64.6%이며, 18.1%가 차별적 처우에 기인한 임금격차라고 분석하였다.

국내 노동시장의 고용형태에 따른 임금격차를 연구한 결과를 살펴보면, 연구자에 따라 차별에 의한 임금격차가 상이하게 나타났지만, 국내 노동시장에서 차별에 의한 임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 하지만 기존연구에서는 임금함수 추정과 그 결과에 따른 임금격차분해를 분석하는데 있어 발생할 수 있는 편의(bias)를 심각하게 고려하지 못한 문제를 가지고 있다. 임금함수를 고용형태에 따라 나누어 추정할 경우 선택편의(selection bias)와 내생성에 따른 추정치의 과대추정 또는 과소추정의 문제가 발생할 가능성이 있다. Yun(1999)은 Oaxaca 임금분해를 연구하는 데 있어 발생할 수 있는 편의(bias)를 제거하기 위한 방법으로 Heckman Selection Model과 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 소개하고, 최우추정법이 Heckman의 방법론보다 실증분석을 하는데 있어 가정이 완화되었으며, 모델의 적용성에 있어 더 큰 이점을 가지고 있다고 보고 있다. 이에 본 연구에서는 임금함수 추정에 발생할 수 있는 편의를 조정하기 위해 Heckman Selection Model과 전환회귀모형(Switching Regression Model)을 통해 편의를 조정한 후 임금격차를 분석하였다.

최근 집단 또는 그룹 간 격차를 분석하는 데 있어 실증분석의 발전이 있었다. Failie(2003)는 고용여부, 대학진학여부와 같이 종속변수가 이항(binary outcome)인 경우 각 집단별 차이를 알아보기 위해서는 전통적 Oaxaca 분해방식으로 분석이 불가능하기 때문에 이전 Failie(1999)의 연구를 발전시켜 Oaxaca 분해방식을 Logit, Probit 분석으로까지 확장하여 비선형 분해방식(non-linear decomposition technique)을 사용하였다. 이를 통해 종속변수가 이항인 경우까지 Oaxaca 분해방식이 확대되었다.

마지막으로 Juhn, Murphy, Pierce(1991)는 서로 다른 두 기간 사이의 성별 임금격차를 분석할 수 있도록 기존의 Oaxaca 임금분해를 확장하였다. Oaxaca 임금분해는 오차항(residual)에 대한 고려가 없는 것에 비해 Juhn, Murphy, Pierce의 임금분해방식은 임금분포(wage dispersion)가 임금격차에

미치는 효과를 설명하는 가를 연구하였으며 남성임금의 오차항의 분포변화를 이용하여 성별 임금 결정구조 변화를 알아보는 방식으로 Oaxaca 임금분해를 확장하였다.

III. 실증분석 자료 및 기술통계량

실증분석에 사용된 자료는 한국노동연구원의 「노동패널조사 9차년도 자료(학술대회용)」(이하 ‘노동패널’)을 사용하였다. 본 연구는 고용형태별로 비정규직·정규직을 분석의 대상으로 하기 때문에 노동패널의 자료 중 임금근로자만을 대상으로 하였으며, 본 분석에서 사용된 표본은 노동패널의 총 표본 11,756개 중 임금근로자는 4,300개로 전체 표본에서 차지하는 비중은 36.58%이다. <표 2>는 본 분석에 사용된 변수와 변수에 대한 설명을 나타낸다.

<표 2> 변수 및 변수설명

변수	단위	정의
임금	만원	월평균 임금
로그임금	원	월평균 임금에 자연로그를 취함
성별	더미	성별더미(남자=1, 여자=0)
나이	년	만나이
나이제곱	년	만나이의 제곱
교육년수	년	무학=0, 초등학교=6, 중학교=9, 고등학교=12, 전문대학=14, 4년제 대학=16, 석사학위=18, 박사학위=21
교육년수제곱	년	교육년수의 제곱
결혼여부	더미	결혼유무 더미(기혼=1, 미혼=0)
건강상태	범주	매우 나쁨=1 ~ 매우 좋음 =5(5점척도)
자격증소지여부	더미	자격증소지여부 더미(있음=1, 없음=0)
가구주여부	더미	가구주여부 더미(가구주=1, 그 이외의 경우=0)
근로소득유무	더미	근로소득유무 더미(근로소득이 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
금융소득유무	더미	금융소득유무 더미(금융소득이 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
부동산소득유무	더미	부동산소득유무 더미(부동산소득이 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
사회보험소득유무	더미	사회보험소득유무 더미(사회보험소득이 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
이전소득유무	더미	이전소득유무 더미(이전소득이 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
기타소득유무	더미	기타소득유무 더미(기타소득이 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
부채유무	더미	부채유무 더미(부채가 있는 경우=1, 그 이외의 경우=0)
근속년수	년	근속년수
근속년수제곱	년	근속년수의 제곱
노조유무	더미	노조유무 더미(있음=1, 없음=0)
직업훈련여부	더미	직업훈련여부 더미(받은 적이 있거나 받고 있음=1, 없음=0)
사업체규모	더미	사업체규모 더미(300인 이상=1, 300인 미만=0)
산업더미	더미	산업더미(각 산업을 기준으로 더미변수화 함) 농업, 수렵업 및 임업, 광업=IND01, 제조업=IND02, 전기가스수도업=IND03, 건설업=IND04, 운수통신업=IND05, 금융보험업=IND06, 기타공공서비스업=IND07, 기타민간서비스업=IND08
직종더미	더미	직종더미(각 직종을 기준으로 더미변수화 함) 입법공무원, 고위임직원 및 관리자=OCC01, 전문가=OCC02, 기술공 및 준전문가=OCC03, 사무종사자=OCC04, 판매종사자=OCC05, 농업 및 어업숙련 종사자=OCC06, 기능원 및 관련 기능종사자=OCC07, 장치, 기계조작 및 조립종사자=OCC08, 단순노무종사자=OCC09, 그 이외의 직종=OCC10

종속변수는 로그임금(lnWAGE)이며, 독립변수는 크게 개인의 인적속성을 나타내는 변수와 기업 속성을 나타내는 변수로 나눌 수 있다. 개인의 인적속성을 나타내는 변수는 ‘성별, 나이, 교육년수, 결혼여부, 자격증 소지여부, 가구주여부, 근로소득유무, 금융소득유무, 부동산소득유무, 사회보험소

득유무, 이전소득유무, 기타소득유무, 부채유무'이며, 기업속성을 나타내는 변수는 '근속년수, 노조유무, 직업훈련여부, 사업체규모, 산업더미, 직종더미'가 포함되었다. 본 연구의 서두에 밝혔듯이, 본 연구의 실증분석에 있어 정규직과 비정규직을 선택할 확률을 추정하는 probit 분석과 임금함수를 통한 Oaxaca 임금분해를 실시하기 때문에 위의 표에는 모든 분석에 포함되는 변수를 모두 열거하였다. 각 분석방법에 사용되는 변수와 각 더미변수의 기준변수는 각 실증분석 방법론 및 실증분석 결과표에서 다시 제시하였다.

<표 2>에 열거한 변수를 고용형태에 따라 정규직과 비정규직의 기술통계량⁴⁾을 <표 3>에 나타냈다. 각 변수별 기술통계량을 살펴본 결과, 정규직이 비정규직에 비해 '임금, 남성비율, 교육년수, 건강상태, 자격증보유, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 기타소득, 부채비율'이 더 높았으며, 기업속성관련 변수의 기술통계량을 보면 '근속년수, 노조비율, 직업훈련여부, 기업규모'가 정규직이 더 높게 나타났다. 산업을 보면 '제조업, 전기가스수도업, 운수통신업, 기타공공서비스업'에서 정규직이 더 높았으며, 직종의 경우 '입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무종사자'에서 정규직이 더 많이 분포하는 것으로 나타났다. 기술통계량을 본 결과 정규직이 임금 및 근속년수, 교육년수가 높고 일부 직종에 많이 분포한다는 일반적인 통념과 크게 다르지 않게 나타났다. 특히 본 연구에서 관심을 가지고 있는 임금의 경우 비정규직(135만원)이 정규직(205만원)의 약 65.8%의 임금수준에 머무르고 있는 것으로 나타나 그 차이가 크게 나타났다.

다음 장에서는 본 연구의 실증분석 모형을 설정할 것이며, 위의 <표 2>와 <표 3>의 변수를 토대로 실증분석을 실시할 것이다.

4) 성별 분리표본에 따른 남·여별 기술통계량은 <부표 1>과 <부표 2>참조.

〈표 3〉 각 변수별 기술통계량

변수	정규직			비정규직		
	표본수	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차
임금	2576	204.7741	145.5784	1707	135.0937	81.7347
로그임금	2575	5.1572	0.5612	1706	4.7253	0.6303
성별	2586	0.6527	0.4762	1714	0.5438	0.4982
나이	2586	38.7777	10.6221	1714	40.5753	12.5390
나이제곱	2586	1616.4920	883.9521	1714	1803.4870	1119.0020
교육년수	2585	13.4894	2.8781	1714	11.9358	3.6591
교육년수제곱	2585	190.2429	73.9048	1714	155.8448	79.0574
결혼여부	2586	0.7119	0.4530	1714	0.7736	0.4186
건강상태	2586	3.6941	0.6650	1714	3.5333	0.7574
자격증소지여부	2586	0.0329	0.1783	1714	0.0292	0.1683
가구주여부	2586	0.5271	0.4994	1714	0.5671	0.4956
근로소득유무	2586	0.9857	0.1188	1714	0.9743	0.1582
금융소득유무	2586	0.1218	0.3271	1714	0.0659	0.2482
부동산소득유무	2586	0.0889	0.2847	1714	0.0572	0.2322
사회보험소득유무	2586	0.1048	0.3063	1714	0.0968	0.2958
이전소득유무	2586	0.3813	0.4858	1714	0.4335	0.4957
기타소득유무	2586	0.1365	0.3434	1714	0.1173	0.3218
부채유무	2586	0.5673	0.4955	1714	0.5502	0.4976
근속년수	2580	7.4252	7.4860	1707	5.0715	5.2641
근속년수제곱	2580	111.1523	211.9189	1707	53.4148	148.4302
노조유무	2586	0.2568	0.4369	1714	0.1394	0.3465
직업훈련여부	2586	0.1802	0.3844	1714	0.1295	0.3359
사업체규모	2586	0.0580	0.2338	1714	0.0303	0.1716
농업, 수렵업 및 임업, 광업	2586	0.0027	0.0520	1714	0.0163	0.1268
제조업	2586	0.2981	0.4575	1714	0.1814	0.3855
전기가스수도업	2586	0.0093	0.0959	1714	0.0035	0.0591
건설업	2586	0.0487	0.2153	1714	0.1896	0.3921
운수통신업	2586	0.0723	0.2591	1714	0.0467	0.2110
금융보험업	2586	0.0383	0.1919	1714	0.0379	0.1911
기타공공서비스업	2586	0.1937	0.3953	1714	0.1488	0.3560
기타민간서비스업	2586	0.2850	0.4515	1714	0.3162	0.4651
입법공무원, 고위임직원 및 관리자	2586	0.0217	0.1456	1714	0.0018	0.0418
전문가	2586	0.1512	0.3583	1714	0.0729	0.2601
기술공 및 준전문가	2586	0.1717	0.3772	1714	0.1044	0.3059
사무종사자	2586	0.2042	0.4032	1714	0.1575	0.3644
판매종사자	2586	0.0619	0.2410	1714	0.0992	0.2990
농업 및 어업숙련 종사자	2586	0.0472	0.2121	1714	0.0706	0.2562
기능원 및 관련기능 종사자	2586	0.0019	0.0439	1714	0.0128	0.1126
장치, 기계조작 및 조립종사자	2586	0.1365	0.3434	1714	0.1814	0.3855
단순노무종사자	2586	0.1288	0.3350	1714	0.0863	0.2810
그이외의 직종	2586	0.0050	0.0707	1714	0.0006	0.0242

IV. 실증분석 방법 및 분석결과

본 연구의 실증분석은 정규직과 비정규직의 선택을 추정하는 probit분석, 임금함수추정, Oaxaca 임금분해의 세부분으로 나눌 수 있다. 임금함수추정의 경우 전통적최소자승법에 편의(bias)를 고려한 Heckman Selection Model, 전환회귀모형(switching regression)을 추가하여 분석하였다.

각 실증분석의 방법론과 내용은 아래에 기술하였다.

1. 정규직·비정규직 선택 probit 분석

정규직과 비정규직에 대한 선택방정식을 probit분석방법을 통해 분석함으로써 정규직과 비정규직 선택의 결정요인을 알 수 있다. probit분석을 통해 고용선택확률을 추정할 수 있으며, 한계효과(partial effect)를 구하면 각 독립변수의 변화가 고용선택확률에 어떠한 변화를 미치는 가를 알 수 있다.

근로자의 노동시장 참가에 있어 고용형태를 선택하는 것을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$y^* = \beta_0 + X\beta + e, \quad y = 1[y^* > 0]$$

여기서 y^* 는 고용형태(정규직·비정규직)의 선택을 나타내는 잠재변수(latent variable)이고, X 는 고용형태를 선택하는 요인들의 독립변수의 벡터를 의미하고, β 는 추정계수를, e 는 교란항을 의미한다. $y = 1[y^* > 0]$ 는 이항(binary outcome)을 의미하고, $1[\cdot]$ 함수는 괄호 안이 참(true)이면 1의 값을 갖고 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 indicator function을 의미한다. 따라서 $y^* > 0$ 이면 y 는 1의 값을 갖고 $y^* \leq 0$ 이면 y 는 0의 값을 갖는다. 교란항 e 가 독립변수의 벡터인 x 에 대해 독립이고 정규분포를 따른다고 가정하면 probit분석을 통해 고용선택을 분석할 수 있다. 독립변수 X 는 '성별, 나이, 나이제곱, 교육년수, 교육년수제곱, 결혼유무, 자격증여부, 근속년수, 근속년수제곱, 노조유무, 가구주여부, 근로소득여부, 금융소득여부, 부동산소득여부, 사회보험여부, 이전소득여부, 부채유무'로 설정하였다. 근로자의 고용형태 선택을 노동수요측면과 노동공급측면을 고려해야하나, 본 분석에서는 노동공급측면의 고용형태선택을 고려한 모델을 상정하였다.

또한 한계효과(partial effect)를 통해 각 독립변수의 한 단위 변화가 고용선택확률에 어떠한 변화를 미치는 가를 알 수 있다. 한계효과를 구하기 위해선 x_j 가 연속변수(continuous variable)라고 하면, $p(X) = P(y=1|X)$ 를 편미분(partial derivative)하여 구할 수 있다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\frac{\partial p(X)}{\partial x_j} = g(\beta_0 + X\beta)\beta_j, \quad g(z) \equiv \frac{dG}{dz}(z)$$

G 는 연속임의변수(continuous random variable)의 누적분포함수이고 g 는 확률밀도함수이다.

probit분석에서 $G(\cdot)$ 는 증가하는 누적분포함수를 가지기 때문에, 모든 z 값에 대해 $g(z) > 0$ 이 성립한다. 따라서 $p(X)$ 의 x_i 에 대한 한계효과는 X 에 영향을 받으며, 이는 한계효과가 β_j 와 같은 부호(sign)를 갖는 것을 의미한다.

<표 4> 정규직·비정규직 선택의 probit분석 및 한계효과

변수	전체표본		남성		여성	
	probit분석	한계효과	probit분석	한계효과	probit분석	한계효과
상수항	-3.0462*** (0.3688)	-	-4.1027*** (0.5574)	-	-2.2914*** (0.5212)	-
성별	0.3570*** (0.0543)	0.1375*** (0.0209)	-	-	-	-
나이	0.0664*** (0.0140)	0.0254*** (0.0054)	0.1084*** (0.0194)	0.0396*** (0.0071)	0.0724** (0.0236)	0.0288** (0.0094)
나이제곱	-0.0007*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0011*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0008** (0.0003)	-0.0003** (0.0001)
교육년수	0.1294*** (0.0311)	0.0496*** (0.0119)	0.1919*** (0.0479)	0.0701*** (0.0176)	0.0935** (0.0461)	0.0371** (0.0183)
교육년수제곱	-0.0023* (0.0013)	-0.0009* (0.0005)	-0.0041** (0.0019)	-0.0015** (0.0007)	-0.0022 (0.0019)	-0.0009 (0.0008)
결혼여부	-0.2353*** (0.0665)	0.0244*** (-3.5400)	0.0762 (0.0950)	0.0281 (0.0352)	-0.5199*** (0.1093)	-0.2014*** (0.0406)
건강상태	0.0893** (0.0303)	0.0342** (0.0116)	0.0886** (0.0396)	0.0324** (0.0144)	0.0885* (0.0478)	0.0351* (0.0190)
자격증유무	-0.0141 (0.1145)	0.0440 (-0.1200)	-0.0772 (0.1563)	-0.0286 (0.0587)	0.0969 (0.1738)	0.0383 (0.0682)
근속년수	0.0398*** (0.0098)	0.0152*** (0.0037)	0.0433*** (0.0125)	0.0153*** (0.0046)	0.0219 (0.0160)	0.0087 (0.0064)
근속년수제곱	-0.0003 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	-0.0005 (0.0004)	-0.0001 (0.0002)	0.0006 (0.0006)	0.0003 (0.0002)
노조유무	0.1764** (0.0561)	0.0664** (0.0207)	0.2333*** (0.0702)	0.0827*** (0.0241)	0.0631 (0.0957)	0.0250 (0.0378)
가구주 여부	-0.4097*** (0.0582)	0.0216*** (-7.0300)	-0.7612*** (0.0950)	-0.2453*** (0.0258)	-0.4007*** (0.0886)	0.0345*** (-4.5200)
근로소득유무	0.1548 (0.1455)	0.0603 (0.0575)	0.1597 (0.1890)	0.0600 (0.0727)	0.0593 (0.2327)	0.0236 (0.0928)
금융소득유무	0.2074** (0.0736)	0.0772** (0.0265)	0.2274** (0.0962)	0.0795** (0.0319)	0.1565 (0.1167)	0.0616 (0.0454)
부동산소득 유무	0.1597* (0.0820)	0.0598* (0.0299)	0.0908 (0.1061)	0.0326 (0.0374)	0.2030 (0.1313)	0.0796 (0.0505)
사회보험소득 유무	0.1188* (0.0714)	0.0448* (0.0265)	0.0345 (0.0963)	0.0125 (0.0348)	0.1705 (0.1085)	0.0671 (0.0422)
이전소득유무	-0.1061** (0.0424)	-0.0407** (0.0163)	-0.1536** (0.0555)	-0.0564** (0.0205)	-0.0624 (0.0669)	0.0266 (-0.9300)
기타소득유무	0.1198* (0.0613)	0.0452* (0.0228)	0.1582* (0.0793)	0.0563* (0.0274)	0.0916 (0.0984)	0.0363 (0.0387)
부채유무	0.0291 (0.0419)	0.0112 (0.0161)	-0.0011 (0.0547)	-0.0004 (0.0200)	0.0453 (0.0664)	0.0180 (0.0264)
표본수	4286		2609		1677	
log likelihood	-2613.2927		-1519.1761		-1062.2535	
χ^2	536.42		0.0000		0.0000	
Pseudo R^2	0.0931		0.1048		0.0829	

주: 각 더미변수의 기준변수는 여성, 미혼, 자격증없음, 무노조, 비가구주, '농업, 수렵업 및 임업, 광업', 단순노무종사자를 나타냄.

괄호(-)안의 숫자는 표준오차(standard error)를, *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01을 의미함.

위의 <표 4>는 고용형태선택의 probit분석결과와 한계효과를 나타내며, 근로자의 고용형태 선택을 전체표본과 전체표본을 성별로 나눈 성별분리표본을 토대로 probit분석을 실시한 결과를 보여준다. 먼저 전체표본의 결과를 보면 남자일수록, 연령이 높을수록, 교육년수가 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 노조가 있을수록, 근로소득·금융소득·부동산소득·사회보험소득이 있을수록 정규직을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났으며, 기혼자일수록, 가구주일수록, 이전소득이 있을수록 비정규직을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 다른 분석결과와는 일반적 예상과 크게 다르지 않았지만, 기혼자일수록 비정규직 선택확률이 높아지는 것은 남성의 경우 통계적으로 유의하지 않았지만, 여성의 경우 기혼자일수록 비정규직 선택이 약 52%증가하는 것으로 나타나, 전체표본에서 기혼자여부가 음(-)의 값을 갖는 것은 여성의 고용형태 선택에 크게 영향을 받았다고 할 수 있다.

전체표본을 성별에 따라 분리해서 고용형태 선택을 알아본 결과 추정계수값이 전체표본의 계수값과 비슷하게 나타났으나, 결혼유무, 근속년수, 노조유무, 근로소득, 이전소득, 기타소득은 성별 차이가 큰 것으로 나타났다. 기혼자의 경우 남성은 양(+)의 값을 갖으나 통계적으로 유의하지 않았지만, 여성의 경우 기혼자가 비정규직을 선택할 확률이 약 52% 큰 것으로 나타났으며, 통계적 유의성도 매우 크게 나타났다. 근속년수의 경우 남성의 경우 근속년수가 높아질수록 정규직을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났으나, 여성의 경우 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 노조의 경우도 남성의 정규직 선택에는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 여성에게는 영향이 없는 것으로 나타났다. 마지막으로 근로소득·이전소득·기타소득은 남성의 고용형태 선택에는 영향을 주는 것으로 나타났으나 여성에게 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

성별 고용형태 선택이 상이하게 나타나는 이유는 여성의 결혼으로 인한 경력단절, 육아문제 등 시간제약으로 인한 단속적 근로 또는 비정규직 선호, 직종분리, 여성근로자 중심 사업장의 낮은 노조조직률 등을 그 이유로 들 수 있다. 여성의 비정규직 근로 및 특정직종선호는 특정 직종의 여성 노동자 밀집과 이에 따른 임금하락(과밀가설)을 야기하여 여성의 임금을 하락하는 원인이 되기도 한다. 하지만, 금재호(2001)의 연구에 따르면 국내 노동시장의 직종분리 및 과밀가설을 실증분석한 결과 과밀가설을 지지하지 않는 것으로 나타났다.

본 정규직·비정규직 선택 probit분석은 후술할 선택편의(selection bias)를 고려한 Heckman의 선택모형의 inverse lambda(λ)를 추정할 때도 사용될 것이다.

2. 임금함수 추정

임금함수를 추정하기 위해 전통적 최소자승법에 임금함수를 추정할 때 발생할 수 있는 선택편의와 내생성문제를 고려하기 위해 Heckman Selection Model과 전환회귀분석(Switching Regression Model)의 총 세 가지 분석을 실시하였다. 각 모델의 방법론과 내용 및 발생할 수 있는 편의와 이를 해결할 수 있는 실증분석방법론은 아래에 서술하였다.

가. 전통적 최소자승법(Ordinary Least Square Regression)

임금함수 추정에 많이 사용되는 방식은 Mincer(1974)⁵⁾의 임금방정식이라고 할 수 있다. Mincer의 임금함수는 임금에 자연로그를 취한 방정식으로 경력(experience)을 ‘만나이-6-교육년수-근속년수’로 계산하는 것이 큰 특징이다. 하지만, 본 연구에서는 경력변수를 따로 하기보다는 교육년수와 교육년수제곱, 나이와 나이제곱, 근속년수와 근속년수제곱을 직접 변수로 설정하였다. 각 변수에 변수의 제곱(square)을 추가한 것은 각 인적자본 변수가 한계생산이 체감하는 quadratic form을 취하는 지 알아보기 위함이다. 임금함수를 추정하기 위한 전통적 최소자승법은 다음의 식으로 표현할 수 있다.

$$\ln W_s = \beta_s X_s + \epsilon_s \quad s = \text{정규직}$$

$$\ln W_u = \beta_u X_u + \epsilon_u \quad u = \text{비정규직}$$

$\ln W$ 는 로그임금을 나타내며 X 는 임금에 영향을 미치는 설명변수의 벡터이고, β 는 추정계수의 벡터이며, ϵ 은 교란항을 나타낸다. 임금함수의 설명변수(X)는 성별, 연령, 연령제곱, 교육년수, 교육년수제곱, 결혼여부, 건강상태, 자격증유무, 근속년수, 근속년수제곱, 직업훈련여부, 노조유무, 사업체규모, 산업더미, 직종더미를 포함한다. <표 5>는 전통적 최소자승법을 통해 임금함수를 추정한 결과를 보여준다.

5) Mincer의 임금방정식에서 가장 중요한 점은 경력(experience)으로 “만나이-6-교육년수-근속년수”로 경력 변수를 설정하였다. 하지만 다른 연구에서는 의무교육기간을 고려하여 ‘-6’이 아닌 ‘-16’으로 계산한 연구도 있으며, Mincer의 경력 계산에서 우리나라의 군복무와 같은 경력단절을 고려하지 못한다는 비판이 있는 것도 사실이다. Mincer의 임금방정식은 일정 부분 문제를 가지고 있으나, Harmon, C 외(2003)의 연구 결과를 보면, Mincer의 방식과 실질경력을 비교하여 실증분석한 결과 추정결과가 크게 다르지 않음을 보였다.

<표 5> 전통적 최소자승법(OLS)을 통한 임금함수 추정

변수	전체표본		남성		여성	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
상수항	2.9447*** (0.1502)	2.7485*** (0.1634)	2.5468*** (0.2173)	2.6605*** (0.2386)	3.5428*** (0.2088)	2.8845*** (0.2345)
성별	0.3566*** (0.0171)	0.4007*** (0.0258)	-	-	-	-
나이	0.0437*** (0.0058)	0.0486*** (0.0065)	0.0744*** (0.0076)	0.0618*** (0.0089)	0.0159 (0.0101)	0.0469*** (0.0101)
나이제곱	-0.0005*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)
교육년수	0.0254* (0.0137)	0.0088 (0.0125)	0.0381* (0.0197)	0.0324* (0.0187)	0.0222 (0.0209)	-0.0080 (0.01860)
교육년수제곱	0.0007 (0.0005)	0.0006 (0.0006)	0.0002 (0.0007)	-0.0005 (0.0008)	0.0010 (0.0008)	0.0015* (0.0009)
결혼유무	0.1318*** (0.0230)	0.1033** (0.0348)	0.1926*** (0.0285)	0.1872*** (0.0422)	0.0249 (0.0373)	-0.0021 (0.0592)
건강상태	0.0230** (0.0112)	0.0529*** (0.0153)	0.0348** (0.0140)	0.0839*** (0.0198)	0.0081 (0.0178)	0.0083 (0.0238)
자격증유무	-0.0032 (0.0409)	0.0281 (0.0644)	0.0218 (0.0549)	0.0548 (0.0825)	-0.0421 (0.0579)	0.0074 (0.1002)
근속년수	0.0284*** (0.0033)	0.0693*** (0.0053)	0.0213*** (0.0040)	0.0479*** (0.0068)	0.0290*** (0.0057)	0.0950*** (0.0085)
근속년수제곱	-0.0002 (0.0001)	-0.0020*** (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	-0.0013*** (0.0002)	0.0000 (0.0002)	-0.0023*** (0.0003)
노조유무	0.1726*** (0.0191)	0.2280*** (0.0345)	0.1437*** (0.0230)	0.2209*** (0.0433)	0.2288*** (0.0330)	0.1908*** (0.0554)
기업규모	0.1835*** (0.0319)	0.0485 (0.0654)	0.2210*** (0.0374)	0.0499 (0.0754)	0.1080* (0.0580)	0.0286 (0.1217)
제조업	0.1478*** (0.0343)	0.1123** (0.0497)	0.1953*** (0.0422)	0.1629** (0.0702)	0.0718 (0.0588)	0.1787** (0.0735)
전기가스수도업	0.2989*** (0.0815)	0.0709 (0.1854)	0.3305*** (0.0898)	0.1371 (0.1981)	0.2258 (0.2039)	-0.0231 (0.4572)
건설업	0.2261*** (0.0454)	0.0706 (0.0520)	0.2334*** (0.0522)	0.0607 (0.0674)	0.1778* (0.1021)	0.1979 (0.1306)
운수통신업	0.0333 (0.0423)	0.0480 (0.0662)	0.0037 (0.0503)	0.0494 (0.0851)	0.1780** (0.0816)	0.0947 (0.1122)
금융보험업	0.2875*** (0.0500)	0.1773** (0.0730)	0.3164*** (0.0623)	0.2318** (0.1006)	0.2778*** (0.0809)	0.2025** (0.1063)
기타공공서비스업	0.1075** (0.0368)	-0.0515 (0.0536)	0.1457** (0.0478)	-0.1131 (0.0810)	0.0345 (0.0583)	0.0077 (0.0748)
기타민간서비스업	0.1207*** (0.0347)	-0.0064 (0.0472)	0.1250** (0.0436)	0.0307 (0.0703)	0.1137** (0.0556)	0.0312 (0.0649)
입법공무원 고위임직원 및 관리자	0.4559*** (0.0526)	0.3514 (0.2568)	0.4096*** (0.0545)	0.4130* (0.2451)	0.7861** (0.3429)	-
전문가	0.2977*** (0.0313)	0.4583*** (0.0539)	0.2793*** (0.0385)	0.3763*** (0.0691)	0.3216*** (0.0551)	0.5534*** (0.0870)
기술공 및 준전문가	0.1845*** (0.0270)	0.3022*** (0.0449)	0.1681*** (0.0316)	0.2844*** (0.0550)	0.2008*** (0.0515)	0.3441*** (0.0757)
사무종사자	0.1200*** (0.0261)	0.2481*** (0.0401)	0.0608* (0.0317)	0.2351*** (0.0516)	0.1465*** (0.0479)	0.2933*** (0.0654)
판매종사자	0.0868** (0.0355)	0.1305** (0.0428)	0.1464** (0.0511)	0.1806** (0.0812)	0.0398 (0.0537)	0.1647** (0.0561)
농업 및 어업숙련종사자	0.0809** (0.0402)	0.1661*** (0.0497)	0.0745 (0.0530)	0.0993 (0.0736)	0.1171* (0.0625)	0.2481*** (0.0703)
기능원 및 관련 기능종사자	-0.2047 (0.1648)	-0.1067 (0.1068)	-0.1992 (0.1660)	0.1357 (0.1785)	-	-0.2256 (0.1380)
장차, 기계조작 및 조립종사자	0.0789** (0.0264)	0.1424*** (0.0352)	0.0691** (0.0304)	0.1720*** (0.0382)	0.0715 (0.0525)	-0.0961 (0.0807)
그 이외의 직종	0.1086 0.1051	0.3355 (0.4412)	0.1173 (0.1077)	0.4145 (0.4192)	-	-
표본수	2568	1699	1673	924	895	775
R^2	0.5873	0.5261	0.5270	0.4633	0.5274	0.4714
$adjust R^2$	0.5828	0.5181	0.5192	0.4471	0.5138	0.4538

주: 각 터미변수의 기준변수는 여성, 미혼, 자격증없음, 무노조, 비가구주, '농업, 수렵업 및 임업, 광업', 단 순노무종사자를 나타냄.

괄호()안의 숫자는 표준오차(standard error)를, *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01을 의미함.

전체표본을 대상으로 임금함수를 추정한 결과, 남성일수록, 연령이 높을수록, 기혼자일수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 노조가 있을수록 정규직과 비정규직 모두의 임금을 높이는 것으로 나타났다. 하지만 교육년수의 증가, 기업규모는 정규직의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 비정규직의 경우 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이는 정규직의 경우 비정규직에 비해 교육수익률이 높은 것을 보여준다고 할 수 있다. 산업더미의 경우 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 계수값이 정규직에 더 많았으며, 직종더미의 경우 두 집단에서 비슷하게 나타났다.

남성과 여성으로 표본을 분리하여 임금함수를 추정한 결과 연령증가는 정규직 및 비정규직 남성의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 비정규직여성의 경우 통계적으로 유의한 반면 정규직여성의 경우 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 또한 교육년수의 증가, 기혼여부, 건강상태는 남성의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 여성의 경우 정규직 및 비정규직 모두 통계적 유의성이 없었으며, 교육년수의 제곱의 경우 남성 및 여성의 비정규직에서 통계적으로 유의미한 음의 값을 갖는 것으로 나타나, 근속년수의 증가에 따라 임금상승율이 떨어지는 것을 볼 수 있다. 또한 기업규모가 클 경우 남성 및 여성의 정규직의 임금을 높이는 것으로 나타났으나 남성 및 여성 비정규직의 임금에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 여성의 경우 직종더미 중 계수값이 없는 4개(입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 기능원 및 관련 기능종사자, 그 이외의 직종)의 직종은 여성표본이 해당 직종에 포함되지 않기 때문이다.

나. Heckman Selection Model

정규직과 비정규직의 임금함수는 노동자가 정규직을 선택할 것인지, 비정규직을 선택할 것인지에 대한 선택에 따라 결정되는 경로가 달라진다. 노동자는 정규직과 비정규직의 임금을 비교하여, 정규직의 임금이 비정규직의 임금보다 높으면 정규직을 선택할 가능성이 높아지고, 그렇지 않다면, 비정규직을 선택할 것이다. 노동자의 선택은 일정한 상관관계가 있기 때문에 이를 고려하지 않을 경우 임금함수 추정결과가 상향 편향(bias)되어 나타날 수 있다.

Heckman(1979)은 선택편의를 고려한 Heckman Two Stages Sample Selection Model을 통해 표본선택에 따른 편의를 고려한 실증분석 방법을 제시하였다. Heckman Selection Model은 원래의 추정식(전통적 최소자승법)에 선택식(selection equation)을 통해 구한 inverse mills ratio를 독립변수로 추가하여, 표본선택편의를 고려한 모델이다. 임금함수와 고용형태 선택을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_i = \beta_i X_i + \epsilon_i$$

$$S_i = Z_i \gamma_i + v_i$$

하첨자 i 는 정규직 또는 비정규직 나타내고, Y 는 로그임금을, S 는 고용형태 선택식⁶⁾을 의미한다. 전통적 최소자승법에서 교란항 ϵ_i 의 기댓값은 $E(\epsilon_i = 0)$ 을 가정하지만, 표본선택편의가 존재할

6) 고용형태 선택식의 자세한 변수는 ‘<표 4> 정규직·비정규직 선택의 probit분석 및 한계효과’ 참조

경우, ϵ_i 의 조건부 기댓값인 $E(\epsilon_i|S_i=1)$ 은 0이 되지 않아 추정값에 편의가 발생하게 된다. Heckman Selection Model에서는 ϵ_i 의 조건부 기댓값인 $E(\epsilon_i|S_i=1)$ 가 다음의 식으로 바뀌게 된다.

$$E(\epsilon_i|S_i=1) = \theta_i \lambda_i$$

여기서 λ_i 는 다음의 식과 같다.

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(-\frac{Z_i \gamma_i}{\sigma_{v_i}}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{Z_i \gamma_i}{\sigma_{v_i}}\right)}$$

ϕ 와 Φ 는 표준 이변량 확률밀도함수와 표준 이변량 확률분포함수를 의미한다. 고용형태 선택 probit분석을 통해 추정된 γ_i 를 토대로 λ_i (inverse Mill's ratio)를 구할 수 있으며, λ_i 는 선택편의를 바로잡는 역할을 하게 된다. 따라서 위의 임금함수 식은 다음의 함수로 바뀌게 된다.

$$Y_i = \beta_i X_i + \theta_i \lambda_i + \epsilon_i$$

λ_i 가 표본선택편의를 제거하여 임금함수의 추정값은 일관성(consistency)을 갖게 된다. <표 6>은 Heckman Selection Model의 결과를 보여준다.

<표 6> Heckman Selection Model을 통한 임금함수 추정

변수	전체표본		남성		여성	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
상수항	2.9193*** (0.3086)	2.7953*** (0.3370)	2.5572*** (0.2890)	2.6553*** (0.4239)	3.5489*** (0.2547)	2.8874*** (0.2356)
성별	0.3641*** (0.0354)	0.3988*** (0.0529)	-	-	-	-
나이	0.0466*** (0.0120)	0.0482*** (0.0133)	0.0754*** (0.0102)	0.0631*** (0.0153)	0.0150 (0.0124)	0.0469*** (0.0100)
나이제곱	-0.0006*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006*** (0.0001)
교육년수	0.0261 (0.0281)	0.0096 (0.0258)	0.0987 (0.0263)	0.0340 (0.0333)	0.0222 (0.0255)	-0.0080 (0.0183)
교육년수제곱	0.0007 (0.0011)	0.0005 (0.0012)	0.0001 (0.0010)	-0.0006 (0.0015)	0.0010 (0.0010)	0.0015* (0.0009)
결혼유무	0.1188** (0.0481)	0.0980 (0.0716)	0.1794*** (0.0391)	0.1796** (0.0755)	0.0230 (0.0456)	-0.0018 (0.0583)
건강상태	0.0194 (0.0231)	0.0527* (0.0315)	0.0312* (0.0188)	0.0825** (0.0352)	0.0082 (0.0217)	0.0084 (0.0235)
자격증유무	-0.0099 (0.0842)	0.0218 (0.1325)	0.0162 (0.0732)	0.0509 (0.1467)	-0.0408 (0.0707)	0.0072 (0.0935)
근속년수	0.0264*** (0.0069)	0.0353*** (0.0113)	0.0203*** (0.0054)	0.0462*** (0.0122)	0.0300*** (0.0071)	0.0949*** (0.0086)
근속년수제곱	-0.0001 (0.0002)	-0.0019*** (0.0004)	0.0000 (0.0002)	-0.0013** (0.0004)	0.0000 (0.0003)	-0.0028*** (0.0003)
노조유무	0.1670*** (0.0393)	0.2256*** (0.0709)	0.1390*** (0.0308)	0.2203** (0.0770)	0.2281*** (0.0402)	0.1907*** (0.0545)
기업규모	0.1826** (0.0653)	0.0501 (0.1343)	0.2202*** (0.0496)	0.0517 (0.1340)	0.1086 (0.0708)	0.0286 (0.1196)
제조업	0.1466** (0.0396)	0.1142 (0.1013)	0.1948*** (0.0556)	0.1632 (0.1242)	0.0787 (0.0718)	0.1785** (0.0723)
전기가스수도업	0.2968** (0.1669)	0.0988 (0.3807)	0.3308** (0.1193)	0.1359 (0.3519)	0.2339 (0.2487)	-0.0229 (0.4455)
건설업	0.2246** (0.0921)	0.0725 (0.1060)	0.2329*** (0.0687)	0.0618 (0.1193)	0.1869 (0.1249)	0.1980 (0.1284)
운수통신업	0.0335 (0.0858)	0.0492 (0.1350)	0.0054 (0.0662)	0.0505 (0.1506)	0.1856* (0.0996)	0.0947 (0.1103)
금융보험업	0.2879** (0.1018)	0.1807 (0.1494)	0.3163*** (0.0823)	0.2366 (0.1786)	0.2850** (0.0988)	0.2024* (0.1046)
기타공공서비스업	0.1067 (0.0747)	-0.0461 (0.1094)	0.1454** (0.0630)	-0.1033 (0.1438)	0.0423 (0.0714)	0.0075 (0.0736)
기타민간서비스업	0.1209* (0.0704)	-0.0040 (0.0961)	0.1253** (0.0574)	0.0303 (0.1243)	0.1217* (0.0680)	0.0311 (0.0638)
입법공무원 고위임직원 및 관리자	0.4535*** (0.1072)	0.3586 (0.5277)	0.4093*** (0.0721)	0.4181 (0.4357)	0.7880* (0.4182)	-
전문가	0.2992*** (0.0635)	0.4556*** (0.1102)	0.2818*** (0.0507)	0.3743** (0.1227)	0.3204*** (0.0671)	0.5535*** (0.0855)
기술공 및 준전문가	0.1857*** (0.0548)	0.2978*** (0.0918)	0.1705*** (0.0418)	0.2828** (0.0977)	0.2003*** (0.0626)	0.3439*** (0.0745)
사무종사자	0.1210** (0.0531)	0.2445** (0.0819)	0.0612 (0.0418)	0.2327** (0.0916)	0.1452** (0.0594)	0.2981*** (0.0643)
판매종사자	0.0879 (0.0721)	0.1342 (0.0670)	0.1490** (0.0572)	0.1752 (0.1443)	0.0376 (0.0554)	0.1650** (0.0553)
농업 및 어업수련종사자	0.0813 (0.0814)	0.1666* (0.1009)	0.0736 (0.0395)	0.0987 (0.1303)	0.1137 (0.0760)	0.2483*** (0.0392)
기능원 및 관련 기능종사자	-0.2070 (0.3381)	-0.1123 (0.2185)	-0.1986 (0.2210)	0.1329 (0.3172)	-	-0.2261* (0.1358)
장치, 기계조작 및 조립종사자	0.0785 (0.0537)	0.1413** (0.0717)	0.0688* (0.0401)	0.1711** (0.0675)	0.0694 (0.0639)	-0.0958 (0.0795)
그 이외의 직종	0.1099 (0.2142)	0.3339 (0.9066)	0.1213 (0.1417)	0.4134 (0.7451)	-	-
표본수	2579	1707	1682	927	897	780
ρ	-1.0000	-1.0000	-1.0000	-1.0000	1.0000	0.0526
σ	0.7447	0.8995	0.4841	0.7338	0.4123	0.4446
<i>mills</i> λ	-0.7447 (0.5400)	-0.8995 (0.7262)	-0.48414 (0.3499)	-0.7338 (0.7299)	0.4123 (0.5169)	-0.0235 (0.3873)

주: 각 터미변수의 기준변수는 여성, 미혼, 자격증없음, 무노조, 비가구주, '농업, 수렵업 및 임업, 광업', 단 순노무종사자를 나타냄.

괄호(-)안의 숫자는 표준오차(standard error)를, *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01을 의미함.

Heckman Selection Model의 선택편의 조정변수인 inverse Mill's ratio를 독립변수로 추가하여 분석한 결과, 전체표본의 경우 남성일수록, 나이가 많을수록, 근속년수가 길수록, 노조가 있을수록 임금이 높아지는 것으로 나타났으며, 기업규모의 경우 정규직에는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으나, 비정규직의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 산업더미의 경우 정규직의 경우 통계적으로 유의한 계수값이 많았으나, 비정규직의 경우 산업더미는 통계적으로 유의하지 않았다.

남성과 여성으로 표본을 나누어서 임금함수를 추정한 결과 근속년수가 길수록, 노조가 있을수록 남성과 여성의 임금이 높아지는 것으로 나타났다. 연령의 경우 남성 및 여성의 임금을 높이는 것으로 나타났으나 정규직 여성의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 결혼여부와 건강상태의 경우 남성의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 여성의 경우 정규직과 비정규직 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 기업규모의 경우 남성 정규직만 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났으며, 산업더미의 경우 정규직 남성은 전체표본과 비슷하게 나타났다. 직종의 경우 입법공무원, 고위임직원 및 관리자는 남성 및 여성 정규직에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

다. 전환회귀모형(Switching Regression Model)

앞선 Heckman Selection Model과 마찬가지로 전환회귀모형 역시 표본선택편의를 고려한 모델이라고 할 수 있다. 두 모델 모두 표본선택편의를 고려하고 있지만, Heckman의 방법이 inverse Mill's ratio λ 를 독립변수로 추가하여 선택편의를 바로잡지만, 전환회귀분석⁷⁾은 최우추정법(Maximum-Likelihood Estimation)으로 선택편의를 바로잡는 특징을 가지고 있다. Yun(1999)은 Heckman의 Selection Model은 probit분석을 통해 선택편의를 제거하는 inverse Mill's ratio λ 를 계산한 후 이를 외생변수(exogenous variable)로 추가하여 편의를 제거하는 방법이지만, 최우추정법은 임금함수와 선택식(selection equation)을 결합 추정(joint estimation)하여 우도(likelihood)를 최대화하는 추정값을 구하는 방법이며, 최우추정법이 Heckman의 방법보다 좀 더 다양한 편위(bias)문제에 사용가능한 일반화된 모델이라고 할 수 있다.

전환회귀모형을 사용하여 분석한 논문으로는 Lee(1978), Adamchik & Bedi(2000), 안주엽(2000)의 연구를 들 수 있다. 먼저 Lee(1978)는 노동조합의 확대와 노동조합이 임금율에 어떠한 영향을 미치는가를 전환회귀모형으로 분석했으며, Adamchik & Bedi(2000)는 폴란드의 공공부문과 민간부문의 임금격차를 분석했으며, 안주엽(2000)은 정규직과 비정규직의 임금격차를 전환회귀모형을 통해 연구했다.

전환회귀모형은 다음의 임금함수와 선택식으로 나타낼 수 있다.

7) STATA 통계프로그램을 이용한 전환회귀분석(endogenous switching regression model)은 Michael Lokshin & Zurab Sajaia.(2006) "MOVESTAY: Stata module for maximum likelihood estimation of endogenous regression switching models"를 참조. 이론적 부분은 Madala(1983) 참조.

$$\ln W_s = \beta_s X_s + \epsilon_s$$

$$\ln W_u = \beta_u X_u + \epsilon_u$$

$$I^* = \delta(\ln W_s - \ln W_u) + Z\gamma + u$$

하첨자 s 는 정규직을 u 는 비정규직을 나타내며, 첫 번째 식은 정규직의 임금함수를, 두 번째 식은 비정규직의 임금함수를 나타낸다. I^* 는 잠재변수(latent variable)로 근로자가 정규직을 선택하는가, 비정규직을 선택하는가를 나타내는 선택식이다. Z 는 고용형태를 결정하는 데 영향을 주는 변수의 벡터를 의미하며 내생성을 통제하는 역할을 하는 변수이다. 잠재변수 I^* 대신 관찰 가능한 변수 I 는 다음의 형태를 취한다.

$$I = 1 \quad \text{if } I^* > 0$$

$$I = 0 \quad \text{otherwise}$$

$I^* > 0$ 이면 근로자는 정규직에게 속하게 되고 임금은 정규직의 임금함수를 따르게 되고, 그렇지 않을 경우($I=0$) 비정규직에 속하게 되고 임금은 비정규직의 임금함수를 따르게 된다. 다음의 <표 7>은 전환회귀모형의 결과를 보여준다.

<표 6> 전환회귀모형(Switching Regression)을 통한 임금함수 추정

변수	전체표본		남성		여성	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
상수항	2.4863*** (0.5745)	2.2577*** (0.3168)	2.0746* (1.0772)	2.0629*** (0.4446)	3.5724*** (0.2658)	2.4458*** (0.3972)
성별	0.3850*** (0.0419)	0.4811*** (0.0425)	-	-	-	-
나이	0.0515*** (0.0105)	0.0739*** (0.0145)	0.0853*** (0.0244)	0.0955*** (0.0219)	0.0142 (0.0114)	0.0721*** (0.0210)
나이제곱	-0.0006*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0011*** (0.0002)	-0.0002 (0.0001)	-0.0008*** (0.0002)
교육년수	0.0412 (0.0257)	0.0411** (0.0199)	0.0520 (0.0393)	0.0622** (0.0268)	0.0253 (0.0238)	0.0170 (0.0258)
교육년수제곱	0.0002 (0.0009)	0.0000 (0.0008)	-0.0003 (0.0013)	-0.0009 (0.0010)	0.0009 (0.0009)	0.0008 (0.0012)
결혼유무	0.0868 (0.0580)	-0.0363 (0.0765)	0.1535* (0.0903)	0.0929 (0.0742)	0.0286 (0.0395)	-0.1934 (0.1596)
건강상태	0.0319* (0.0170)	0.0641*** (0.0187)	0.0428* (0.0245)	0.0867*** (0.0267)	0.0068 (0.0183)	0.0288 (0.0274)
자격증유무	-0.0009 (0.0370)	0.0083 (0.0710)	0.0189 (0.0486)	0.0282 (0.0945)	-0.0420 (0.0501)	-0.0104 (0.1051)
근속년수	0.0324*** (0.0064)	0.0786*** (0.0076)	0.0247** (0.0098)	0.0584*** (0.0104)	0.0288*** (0.0058)	0.0987*** (0.0101)
근속년수제곱	-0.0002 (0.0001)	-0.0019*** (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	-0.0013*** (0.0003)	0.0000 (0.0002)	-0.0026*** (0.0005)
노조유무	0.1827*** (0.0217)	0.2487*** (0.0398)	0.1542*** (0.0316)	0.2469*** (0.0483)	0.2282*** (0.0306)	0.1991** (0.0628)
기업규모	0.1895*** (0.0306)	0.0616 (0.0693)	0.2205*** (0.0358)	0.0222 (0.0759)	0.1070** (0.0478)	0.1235 (0.1524)
제조업	0.1763** (0.0563)	0.1988** (0.0644)	0.2109** (0.0666)	0.1956** (0.0834)	0.0655 (0.0653)	0.3549** (0.1260)
전기가스수도업	0.3253*** (0.0900)	0.1476 (0.1759)	0.3427*** (0.0966)	0.1485 (0.1991)	0.2215 (0.2026)	0.1866 (0.2590)

<표 7> 전환회귀모형(Switching Regression)을 통한 임금함수 추정(계속)

변수	전체표본		남성		여성	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직	정규직	비정규직
건설업	0.1374 (0.1270)	-0.2372 (0.1456)	0.1336 (0.2529)	-0.2612 (0.2053)	0.1754** (0.0806)	0.1980 (0.1348)
운수통신업	0.0494 (0.0546)	0.0956 (0.0789)	0.0081 (0.0639)	0.0788 (0.1037)	0.1782** (0.0891)	0.0925 (0.1120)
금융보험업	0.2658*** (0.0665)	0.0432 (0.0991)	0.2871** (0.1069)	0.0691 (0.1532)	0.2798** (0.0928)	0.1377 (0.1289)
기타공공서비스업	0.1008** (0.0487)	-0.0853 (0.0668)	0.1283 (0.0813)	-0.1564 (0.1059)	0.0351 (0.0679)	-0.0005 (0.0883)
기타민간서비스업	0.1242** (0.0453)	-0.0157 (0.0584)	0.1264** (0.0600)	0.0172 (0.0931)	0.1166* (0.0667)	0.0662 (0.0796)
입법공무원 고위임직원 및 관리자	0.5531*** (0.1365)	0.9425** (0.3585)	0.4849** (0.1885)	0.9185** (0.3418)	-	-
전문가	0.3649*** (0.0956)	0.6544*** (0.0936)	0.3212** (0.1115)	0.4780*** (0.0885)	0.3045*** (0.0628)	0.8662*** (0.2367)
기술공 및 준전문가	0.2323*** (0.0708)	0.4586*** (0.0702)	0.2016** (0.0884)	0.3931*** (0.0702)	0.1859*** (0.0549)	0.5821*** (0.1710)
사무종사자	0.1595** (0.0578)	0.3526*** (0.0546)	0.0848 (0.0649)	0.2987*** (0.0612)	0.1326** (0.0524)	0.4767*** (0.1291)
판매종사자	0.0987** (0.0427)	0.1547** (0.0501)	0.1686** (0.0703)	0.2438** (0.0929)	0.0265 (0.0637)	0.2358*** (0.0751)
농업 및 어업숙련종사자	0.0877** (0.0398)	0.1634** (0.0613)	0.0806* (0.0457)	0.0986 (0.0904)	0.1031 (0.0666)	0.3000*** (0.0830)
기능원 및 관련 기능종사자	-0.2640 (0.2125)	-0.2144 (0.1518)	-0.2120 (0.1996)	0.0749 (0.2025)	-	-
장치, 기계조작 및 조립종사자	0.0988** (0.0377)	0.1750*** (0.0414)	0.0800* (0.0412)	0.1693*** (0.0443)	0.0636 (0.0517)	0.0412 (0.1357)
그 이외의 직종	0.2189 (0.1538)	0.7739** (0.2772)	0.2191 (0.2510)	0.8091** (0.2999)	-	-
표본수	4267		2597		1670	
log pseudo likelihood	-4385.1544		-2475.9808		-1756.0176	
σ_1	0.3817 (0.0757)		0.3765 (0.1067)		0.3342 (0.0434)	
σ_2	0.5972 (0.1251)		0.5478 (0.1427)		0.6031 (0.1989)	
ρ_1	0.4672 (0.5085)		0.4364 (0.9169)		-0.0393 (0.1581)	
ρ_2	0.8938 (0.1541)		0.8806 (0.2019)		0.8879 (0.2736)	

주: 각 더미변수의 기준변수는 여성, 미혼, 자격증없음, 무노조, 비가구주, '농업, 수렵업 및 임업, 광업', 단 순노무종사자를 나타냄.

괄호(·)안의 숫자는 표준오차(standard error)를, *, **, ***는 각각 유의수준 0.10, 0.05, 0.01을 의미함.

전환회귀분석을 통해 임금함수를 추정된 결과, 전체표본의 경우 남성일수록, 연령이 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 노조가 있을수록 정규직 및 비정규직의 임금이 높아지는 것으로 나타났다. 산업더미의 경우 정규직에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 갖는 계수값이 더 많았으며, 직종더미는 정규직과 비정규직 모두 비슷하게 나타났다. 교육년수의 경우 정규직에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났으나, 정규직의 경우 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 하지만 기업규모(300인 이상)의 경우 정규직에서만 통계적으로 유의하였다.

성별분리표본을 토대로 정규직·비정규직 임금함수를 추정한 결과 전체표본과 결과값이 비슷하게 나타났다. 여성표본에서 세 개의 직종(입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 기능원 및 관련 기능종사자, 그 이외의 직종)의 경우 앞선 분석과 마찬가지로 여성이 해당되지 않기 때문에 제외되었으며, 전환회귀분석의 최대우도(maximum likelihood)를 추정하는 데 있어 공선성(collinearity)이 존재할 경우 적절한 최대우도를 찾지 못하기 때문에 여성이 해당되지 않는 세 개의 직종을 제외하였다. 상관관계를 의미하는 ρ_1 과 ρ_2 가 둘 다 양(+)의 값을 가지지만, ρ_2 만 통계적으로 유의하였으며, 이는 고용형태 선택식과 비정규직 임금함수가 상관관계(correlation)가 있는 것을 의미한다. σ_1 과 σ_2 는 회귀분석 잔차(residual)의 분산(variance)에 루트(root)를 취한 것을 의미한다.

라. 임금함수 추정결과 요약

본 연구에서는 임금함수를 총 세 가지 실증분석방법을 사용하여 임금함수를 추정하였다. 고용형태별 임금함수를 추정하는 데 발생할 수 있는 선택편의(selection bias)와 내생성(endogeneity)의 문제를 고려하기 위해, Heckman Selection Model과 전환회귀모형을 전통적 최소자승법에 추가하여 분석하였다. 세 가지 실증분석 방법으로 임금함수를 추정한 결과 전통적 최소자승법에 의한 임금함수 추정과 분석결과가 크게 다르지 않았다.

남성일수록, 연령이 높을수록, 교육년수가 길수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 길수록, 노동조합이 있을수록 임금이 높아졌으며, 기업규모의 경우 정규직의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 비정규직의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 기혼자여부의 경우 기혼자일수록 정규직·비정규직 남성의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 여성의 경우 기혼여부가 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이러한 임금함수 추정결과는 다른 선행연구와 크게 다르지 않았으며, 안주엽(2000)의 연구에서도 선택편의와 동시결정성(joint determination)을 고려한 전환회귀모형의 결과와 이를 고려하지 않은 추정결과가 비슷하여 기존의 추정방법(OLS)의 타당성을 인정하였다. 본 연구에서는 전환회귀분석과 Heckman Selection Model을 동시에 사용하였으나, 그 추정값의 변화가 크지 않은 것으로 나타나 편의가 크지 않은 것으로 보인다.

하지만, 임금함수의 추정에 있어 제기되는 문제(변수의 적절성, 선택편의, 내생성 등)가 존재할 경우 그 추정값은 일관성을 가지지 못한다. 따라서 각 분석의 결과가 크게 다르지 않게 나타났지만, 실증분석에 있어 발생할 수 있는 편의를 고려하는 접근방법은 큰 의미를 가진다고 할 수 있다.

3. Oaxaca 임금분해

위의 세 가지 실증방법을 통해 임금함수를 추정한 결과는 다음의 Oaxaca(1973) 임금분해방법을 이용하여 임금격차를 차이적 요소와 차별적 요소로 분해할 수 있다.

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = (\overline{X}_s - \overline{X}_u) \hat{\beta}_s + (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u) \overline{X}_u$$

임금방정식과 마찬가지로 하첨자 s 는 정규직을, u 는 비정규직을 나타내며, 위의 임금분해방법을 자세히 살펴보면 다음과 같다.

각 고용형태별 임금평균값은 다음의 식으로 나타낼 수 있으며,

$$\ln \overline{W}_s = \overline{X}_s \hat{\beta}_s, \quad \ln \overline{W}_u = \overline{X}_u \hat{\beta}_u$$

고용형태별 평균 임금격차는 다음의 식으로 구할 수 있다.

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = \overline{X}_s \hat{\beta}_s - \overline{X}_u \hat{\beta}_u$$

임금격차를 설명 부분(explained portion, 본 연구에서는 차이적 요소)과 비 설명 부분(unexplained portion, 본 연구에서는 차별적 요소)으로 분해하기 위해, 위의 식의 좌우변에 $\overline{X}_u \hat{\beta}_s$ 를 더하고 빼면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = \overline{X}_s \hat{\beta}_s + \overline{X}_u \hat{\beta}_s - \overline{X}_u \hat{\beta}_s - \overline{X}_u \hat{\beta}_u$$

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = (\overline{X}_s - \overline{X}_u) \hat{\beta}_s + (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u) \overline{X}_u$$

이를 통해 임금격차를 차이적 요소와 차별적 요소로 구분 할 수 있다.

Oaxaca 임금분해 식을 살펴보면, 좌변 $\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u$ 은 정규직과 비정규직의 임금격차를 나타낸다. 우변의 첫 번째 항 $(\overline{X}_s - \overline{X}_u) \hat{\beta}_s$ 은 근로자가 정규직(s)의 임금수준($\hat{\beta}_s$)을 받는다는 조건하에서 고용형태별 생산성의 설명 가능한 차이를 나타내며, 두 번째 항 $(\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u) \overline{X}_u$ 은 근로자가 비정규직(u)의 평균 생산성수준(\overline{X}_u)을 가진다는 조건하에서 설명 불가능한 임금격차(차별)를 의미한다. 위의 식은 Oaxaca & Blinder의 초기 임금분해방식이다. 차이적 요소와 차별적 요소의 2부분(two-fold division)⁸⁾으로 나누는 식을,

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = \overline{X}_s \hat{\beta}_s - \overline{X}_u \hat{\beta}_u$$

달리 표현하면 다음과 같다.

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = (\overline{X}_s - \overline{X}_u)' \beta^* + [\overline{X}_s' (\hat{\beta}_s - \beta^*) + \overline{X}_u (\beta^* - \hat{\beta}_u)]$$

여기서 β^* 는 benchmark coefficients(차별이 없는 임금구조하의 계수값)를 의미한다. Oaxaca & Blinder(1973)는 $\beta^* = \hat{\beta}_s$ 또는 $\beta^* = \hat{\beta}_u$ 라고 보았으며, 이를 위의 식에 대입하면, 본 절의 서두에 언급한 식과 같게 된다. 하지만 Reimers(1983)는 β^* 를 $\beta^* = 0.5 \hat{\beta}_s + 0.5 \hat{\beta}_u$ 로 가중치를 두어 임금격차

8) Winsborough & Dickinson(1971)은 임금격차를 다음과 같은 세 부분(three fold division)으로 나누어 분석하였다.

$$\ln \overline{W}_s - \ln \overline{W}_u = (\overline{X}_s - \overline{X}_u)' \hat{\beta}_u + \overline{X}_s' (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u) + (\overline{X}_s - \overline{X}_u)' (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u)$$

첫 번째 항인 $(\overline{X}_s - \overline{X}_u)' \hat{\beta}_u$ 는 differences in endowments를 의미하고, 두 번째 항인 $\overline{X}_s' (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u)$ 는 differences in coefficients를, 마지막 항은 $(\overline{X}_s - \overline{X}_u)' (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u)$ 는 interaction을 의미한다고 하여 세 부분으로 나누어 분석하였다.

를 분석하였으며, Neumark(1988)은 pooled data의 계수값을 이용하여 임금격차를 2부분으로 나누어 계산하였다. 본 연구에서는 각각의 가중치(weight)를 '1', '0.5', '0'을 포함하는 세 가지 임금분해를 모두 제시하였다. benchmark coefficient인 β^* 에 대한 논의 및 가중치에 대한 논의가 있는 것이 사실이며, 어떠한 가중치가 좋다는 판단의 문제가 여전히 존재하기 때문에 본 연구에서는 모든 가중치를 모두 고려한 임금분해결과를 제시하였다.

일반적으로 차이는 생산성에 영향을 미치는 변수들의 고용형태별 임금격차를 의미하며, 차별은 동일한 생산성을 가지고 있음에도 불구하고 비정규직이라는 이유만으로 동일노동에 대한 차별적으로 지급되는 임금차이를 의미한다. 즉, Oaxaca의 임금분해방식을 통해 고용형태별 차이적 요소와 차별적 요소가 얼마인지 알 수 있으며, 비정규직의 임금격차가 생산성이 낮기 때문인지 아니면 그 외의 차별적 요소에 기인하는 지 파악할 수 있다는 장점을 가지고 있다.

가. Oaxaca 임금분해 결과

앞선 임금함수 실증분석을 통해 구한 계수값과 표본의 평균을 이용하여, Oaxaca 임금분해방식을 통해 고용형태별 임금격차를 차이적 요소 $(\bar{X}_s - \bar{X}_u)\hat{\beta}_s$ 와 차별적 요소 $(\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_u)\bar{X}_u$ 로 분해할 수 있다. 본 연구에서는 총 세 가지 실증분석 방법을 사용하여 임금함수를 추정하였다. 아래의 <표 9>, <표 10>, <표 11>은 각 실증분석 방법을 통한 임금함수 추정값을 Oaxaca 임금분해를 한 결과를 나타낸다.

<표 9> 전통적 최소자승법을 통한 임금함수 추정값의 Oaxaca 임금분해

	전체표본	남성표본	여성표본
차이적 요소 (w=1)	0.2386 (0.0155) 55.36%	0.1910 (0.0193) 50.38%	0.1744 (0.0196) 46.25%
차별적 요소 (w=1)	0.1924 (0.0157) 44.46%	0.1881 (0.0211) 49.62%	0.2027 (0.0238) 53.75%
차이적 요소 (w=0.5)	0.2460 (0.0151) 57.08%	0.1939 (0.0176) 51.14%	0.1894 (0.0196) 50.23%
차별적 요소 (w=0.5)	0.1850 (0.0148) 42.92%	0.1852 (0.0193) 48.86%	0.1876 (0.0222) 49.77%
차이적 요소 (w=0)	0.2534 (0.0180) 58.81%	0.1967 (0.0215) 51.90%	0.2044 (0.0242) 54.21%
차별적 요소 (w=0)	0.1775 (0.0174) 41.19%	0.1823 (0.0228) 48.10%	0.1726 (0.0250) 45.79%
총 격차	0.4310 (0.0190) 100%	0.3790 (0.0226) 100%	0.3770 (0.0277) 100%

주: 괄호(·)안의 숫자는 표준오차(standard error)를 의미함.

w는 β^* 의 가중치(weight)를 의미함.

<표 10> Heckman Selection Model을 통한 임금함수 추정값의 Oaxaca 임금분해

	전체표본	남성표본	여성표본
차이적 요소 (w=1)	0.2380 (0.0213) 55.42%	0.1902 (0.0219) 49.95%	0.1753 (0.0211) 46.73%
차별적 요소 (w=1)	0.1915 (0.0328) 44.58%	0.1905 (0.0326) 50.05%	0.1998 (0.0266) 53.27%
차이적 요소 (w=0.5)	0.2434 (0.0196) 56.68%	0.1923 (0.0215) 50.51%	0.1898 (0.0200) 50.60%
차별적 요소 (w=0.5)	0.1860 (0.0310) 43.32%	0.1884 (0.0318) 49.49%	0.1853 (0.0242) 49.40%
차이적 요소 (w=0)	0.2489 (0.0273) 57.59%	0.1945 (0.0312) 51.08%	0.2043 (0.0241) 54.48%
차별적 요소 (w=0)	0.1806 (0.0358) 42.02%	0.1863 (0.0387) 48.92%	0.1707 (0.0263) 45.52%
총 격차	0.4295 (0.0312) 100%	0.3807 (0.0318) 100%	0.3751 (0.0292) 100%

주 : 괄호()안의 숫자는 표준오차(standard error)를 의미함.

w는 β^* 의 가중치(weight)를 의미함.

<표 11> 전환회귀분석을 통한 임금함수 추정값의 Oaxaca 임금분해

	전체표본	남성표본	여성표본
차이적 요소 (w=1)	0.2376 56.09%	0.1895 49.91%	0.1785 48.97%
차별적 요소 (w=1)	0.186 43.91%	0.1902 50.09%	0.186 51.03%
차이적 요소 (w=0.5)	0.2445 57.72%	0.1925 50.70%	0.1884 51.69%
차별적 요소 (w=0.5)	0.1791 42.28%	0.1872 49.30%	0.1761 48.31%
차이적 요소 (w=0)	0.2562 60.48%	0.1978 52.09%	0.1732 47.52%
차별적 요소 (w=0)	0.1674 39.52%	0.1819 47.91%	0.1913 52.48%
총 격차	0.4236 100.00%	0.3797 100.00%	0.3645 100.00%

주 : w는 β^* 의 가중치(weight)를 의미함.

앞선 Oaxaca 임금분해 설명에 언급하였듯이, 2부분 임금분해(차이적요소와 차별적요소)를 사용하여 분해하였으며, 임금분해의 기준이 되는 benchmark coefficients β^* 의 가중치(weight)를 '1', '0.5', '0'을 사용하여 분석하였다).

9) STATA프로그램을 이용하여 Oaxaca 분석을 할 경우 two fold division 방식과 three fold division 방식 모두 분석이 가능하다. 자세한 사항은 Ben Jann(2005) 'OAXACA: Stata module to compute

전체표본을 대상으로 Oaxaca 임금분해를 실시한 세 결과를 종합해 보면, 정규직과 비정규직 간의 임금격차 중 차별로 인한 임금격차는 약 40%가 넘는 것으로 나타났다. 성별표본분리를 통해 살펴보면, 여성의 고용형태에 따른 차별에 의한 임금격차가 남성보다 큰 것으로 나타났다. 임금격차를 각 변수별 요인분해¹⁰⁾한 결과 남성일수록, 연령이 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 노조가 있을수록 임금격차를 줄이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 기존의 선행연구에서 고용형태별 임금격차 중 차별로 인한 임금격차가 약 20%에서 40%라고 분석했으며, 본 연구결과 역시 국내노동시장에서 고용형태에 따른 임금격차는 약 40%를 상회하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 동일한 생산성을 가지고 있음에도 불구하고 근로자의 고용형태의 차이가 총 임금격차의 40%를 가져오는 것으로 나타나, 고용형태에 따른 차별에 기인한 임금격차가 매우 큰 것으로 나타났다.

V. 결론 및 한계점

국내노동시장에서 비정규직이 차지하는 비중은 2007년 현재 약 55.8%로 국내노동시장에서 차지하는 비중이 매우 크다고 할 수 있다. 비정규직은 기업의 입장에서 노동유연성확보, 임금비용절감 등의 이점이 있지만, 비정규직근로자의 경우 낮은 임금을, 저조한 부가급여, 낮은 사회보험혜택 및 고용안정성 등 많은 문제가 있다. 또한 비정규직의 임금수준은 정규직에 비해 약 65.8% 수준에 머물러 있어 두 집단 간 임금격차가 큰 편이다. 인적자본론에 따르면 이러한 임금격차를 생산성의 차이 및 개인의 선택에 의한 인적자본투자의 차이라고 설명하고 있으며, 노동시장내 차별에 의한 임금격차는 존재하지 않는다고 보고 있다. 하지만 노동시장 이중구조론과 노동시장 분단론에 따르면 노동시장 내부 및 외부적 요인의 의한 차별로 인해 임금격차가 발생한다고 보았다.

이에 본 연구에서는 고용형태에 따른 임금격차를 알아보기 위해, 노동패널을 사용하여 고용형태 선택 probit분석, 임금함수 추정, Oaxaca임금분해를 실시하였다. 본 연구의 가장 큰 특징은 임금함수를 추정하는 데 있어 발생할 수 있는 편의(bias)를 고려하기 위해 전통적 최소자승법에 Heckman Selection Model과 전환회귀분석을 통해 편의를 제거한 임금함수를 추정한 데에 있다. 본 논문의 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 근로자가 정규직과 비정규직을 선택할 확률을 probit분석을 통해 분석한 결과, 남성일수록, 연령이 높을수록, 교육년수가 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 기업 내 노동조합이 있을수록 정규직을 선택할 확률이 높았으며, 기혼자일수록, 가구주일수록, 이전소득이 있을수록 비정규직을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 표본을 성별로 분리한 결과 남성의 경우 근속년수가 정규직 선택에 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났으나, 여성의 경우 통계적으로 유의하지 않았으며, 여성기혼자의 경우 비정규직을 선택할 확률이 51%로 높아지는

decompositions of outcome differentials' 참조.

10) 지면관계상 임금분해의 각 요인별 분석은 표시하지 않았다. STATA를 이용한 Oaxaca 임금분해를 실시할 경우, 'detail'이라는 명령어를 통해 각 요인별 격차를 구할 수 있다.

것으로 나타났다.

둘째, 임금격차를 분해하기 위해 임금함수를 추정함에 있어 발생할 수 있는 편의(bias)를 고려하여 전통적 최소자승법, Heckman Selection Model, 전환회귀모형을 사용하여 분석하였다. 분석결과 남성일수록, 연령이 높을수록, 교육년수가 길수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 길수록, 노동조합이 있을수록 임금이 높아졌으며, 기업규모의 경우 정규직의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 비정규직의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 기혼자여부의 경우 기혼자일수록 정규직·비정규직 남성의 임금을 높이는 것으로 나타났으나, 여성의 경우 기혼여부가 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 편의(bias)를 고려하기 위해 inverse Mill's ratio를 통해 편의를 제거하는 Heckman Selection Model과 결합추정(joint estimation)을 통한 최우추정법인 전환회귀모형을 사용하여 분석한 결과와 전통적 최소자승법의 분석결과와 크게 다르게 나타나지 않았다.

셋째, Oaxaca 임금분해를 실시하여 고용형태별 임금격차를 차이적인 요소와 차별적인 요소로 분해하였다. 정규직과 비정규직 간의 임금격차 중 차별로 인한 임금격차는 약 40%를 상회하는 것으로 나타났다. 성별로 나누어 임금격차를 알아본 결과 여성의 고용형태에 따른 차별에 의한 임금격차가 남성보다 큰 것으로 나타났다. 임금격차를 각 변수별 요인분해한 결과 남성일수록, 연령이 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 근속년수가 높을수록, 노조가 있을수록 임금격차를 줄이는 것으로 나타났다.

국내 노동시장에서 고용형태에 따른 임금격차 중 차별에 기인한 임금격차가 40%를 상회하는 것으로 나타났다. 고용형태별 임금격차를 연구한 다른 선행연구와 크게 다르지 않았으나, 차별에 의한 임금격차가 상당히 높은 것으로 나타났다.

비록 임금함수의 추정에 있어 발생할 수 있는 편의(bias)로 인해 추정값의 일관성이 결여되는 문제를 고려하기 위해, Heckman Selection Model과 전환회귀모형을 추가 분석했으나 추정값의 큰 변화를 발견할 수는 없었다. 향후 분석에 있어 임금함수, 선택방정식의 모델링(specification)과 누락된 변수(omitted variable)에 대한 고민 역시 필요하다고 본다. 그러나 실증분석을 실시함에 있어 발생할 수 있는 편의에 대한 문제의식을 가지고 이를 바로잡기 위한 실증분석 방법론을 사용한 점은 의미있는 방법이라고 생각한다.

참 고 문 헌

- 김재호.(2001), “노동시장의 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로”, 제3회 한국노동패널 학술대회 발표 원고, 한국노동연구원.
- 김복순.(2006), “근로자의 고용형태별 임금격차”, 월간 노동리뷰 제15호, 한국노동연구원.
- 김유선.(2007), “비정규직 규모와 실태: 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2007.3) 결과” 통계청.
- 송일호(2005), “우리나라 정규직과 비정규직 근로자의 생산성 임금격차 분석”, 생산성논집 제19편, 제3호.
- 유경준·황수경.(2005) “노동시장에서의 차별과 차이”, 한국개발연구원.
- 안주엽.(2000), “고용형태와 임금격차”, 제2회 한국노동패널 학술대회 발표 원고, 한국노동연구원.
- 황수경 외.(2005), “한국의 임금과 노동시장 연구”, 정책연구, 한국노동연구원.
- Adamchik, V., and V. Bedi(2000), "Wage differentials between the public and the private sectors: Evidence from an economy in transition", *Labour Economics*, Vol. 7.
- Arrow, Kenneth.(1972), "Models of Job Discrimination", in Anthony H. Pascal ed., *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington: Lexington Books.
- Ben Jann, (2005) "OAXACA: Stata module to compute decompositions of outcome differentials," Statistical Software Components S450604, *Boston College Department of Economics*, revised 21 Nov 2006.
- Blinder, Alan S.(1973) "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate3s," *Journal of Human Resources*, 8.
- Fairlie, Robert W.(1999) "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment," *Journal of Labor Economics*, 17(1).
- _____ (2003) "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models" *Yale University Economic Growth Center Discussion Paper* No. 873
- Harmon, C., Oosterbeek, H., Walker, I.(2003), "The Returns to Educational Microeconomics", *Journal of Economic Surveys*, 17-2, April 2003.
- Heckman, James.(1979), "sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47.
- Lee, L.(1978) "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *Labour Economic Review*, 19.
- Maddala, G. S.(1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- Michael Lokshin & Zurab Sajaia.(2006) "MOVESTAY: Stata module for maximum likelihood

- estimation of endogenous regression switching models," Statistical Software Components S456710, Boston College Department of Economics, revised 11 Oct 2006.
- Mincer, J.(1974) *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
- Myeong-Su Yun.(1999), "Generalized Selection Bias and The Decomposition of Wage Differentials", *IZA Discussion Paper* No. 69.
- _____ (2006), "Blinder-Oaxaca Decomposition Technique", 2nd Edition, *International Encyclopedia of Social Sciences*.
- Neumark, D.(1988) "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination" *The Journal of Human Resources* 23.
- Oaxaca, R.(1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14.
- Phelps, Edmund S.(1972) "the Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review* 62 no.4.
- Reimers, C. W.(1983) "Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men", *The Review of Economics and Statistics* 65.
- Winsborough, H. H., and P. Dickinson(1971) "Components of Negro-White Income Differences" *Proceedings of the Social Statistics Section* : 6-8.

<부표 1> 남성근로자 각 변수별 기술통계량

변수	정규직			비정규직		
	표본수	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차
임금	1680	237.6232	159.4685	930	161.4108	83.0655
로그임금	1679	5.3279	0.5234	929	4.9470	0.5560
나이	1688	40.2180	10.3441	932	40.9474	12.3062
나이제곱	1688	1724.4250	892.8797	932	1827.9710	1120.0820
교육년수	1687	13.7001	2.7860	932	12.3230	3.3171
교육년수제곱	1687	195.4487	74.5646	932	162.8466	76.4570
결혼여부	1688	0.7577	0.4286	932	0.7747	0.4180
건강상태	1688	3.7145	0.6607	932	3.6019	0.7235
자격증소지여부	1688	0.0284	0.1663	932	0.0290	0.1678
가구주여부	1688	0.7441	0.4365	932	0.8401	0.3667
근로소득유무	1688	0.9864	0.1160	932	0.9732	0.1617
금융소득유무	1688	0.1256	0.3315	932	0.0633	0.2436
부동산소득유무	1688	0.0895	0.2855	932	0.0601	0.2378
사회보험소득유무	1688	0.0972	0.2963	932	0.0966	0.2955
이전소득유무	1688	0.3892	0.4877	932	0.4399	0.4966
기타소득유무	1688	0.1386	0.3457	932	0.1202	0.3253
부채유무	1688	0.5646	0.4960	932	0.5590	0.4968
근속년수	1683	8.4308	7.9567	927	5.7443	5.9282
근속년수제곱	1683	134.3488	230.4854	927	68.1025	171.6211
노조유무	1688	0.2855	0.4518	932	0.1502	0.3575
직업훈련여부	1688	0.1996	0.3999	932	0.1330	0.3398
사업체규모	1688	0.0658	0.2479	932	0.0397	0.1954
농업, 수렵업 및 임업, 광업	1688	0.0036	0.0595	932	0.0086	0.0923
제조업	1688	0.3205	0.4668	932	0.1888	0.3916
전기가스수도업	1688	0.0124	0.1109	932	0.0054	0.0731
건설업	1688	0.0658	0.2479	932	0.3294	0.4702
운수통신업	1688	0.0930	0.2905	932	0.0590	0.2358
금융보험업	1688	0.0385	0.1925	932	0.0365	0.1876
기타공공서비스업	1688	0.1398	0.3469	932	0.0891	0.2850
기타민간서비스업	1688	0.2749	0.4466	932	0.2382	0.4262
입법공무원, 고위임직원 및 관리자	1688	0.0326	0.1776	932	0.0032	0.0567
전문가	1688	0.1232	0.3288	932	0.0612	0.2398
기술공 및 준전문가	1688	0.1831	0.3868	932	0.1105	0.3137
사무종사자	1688	0.1659	0.3721	932	0.1202	0.3253
판매종사자	1688	0.0409	0.1981	932	0.0354	0.1849
농업 및 어업속련 종사자	1688	0.0379	0.1910	932	0.0440	0.2052
기능원 및 관련기능종사자	1688	0.0030	0.0544	932	0.0064	0.0800
장치, 기계조작 및 조립종사자	1688	0.1671	0.3731	932	0.2833	0.4508
단순노무종사자	1688	0.1647	0.3710	932	0.1148	0.3190
그이외의 직종	1688	0.0077	0.0874	932	0.0011	0.0328

〈부표 2〉 여성근로자 각 변수별 기술통계량

변수	정규직			비정규직		
	표본수	평균	표준편차	표본수	평균	표준편차
임금	896	143.1819	86.2825	777	103.5946	67.8463
로그임금	896	4.8372	0.4847	777	4.4603	0.6116
나이	898	36.0702	10.6149	782	40.1317	12.8047
나이제곱	898	1413.6070	830.2276	782	1774.3060	1117.7290
교육년수	898	13.0935	3.0054	782	11.4744	3.9822
교육년수제곱	898	180.4633	71.6739	782	147.5000	81.3137
결혼여부	898	0.6258	0.4842	782	0.7724	0.4196
건강상태	898	3.6559	0.6717	782	3.4514	0.7886
자격증소지여부	898	0.0412	0.1989	782	0.0294	0.1691
가구주여부	898	0.1192	0.3241	782	0.2417	0.4284
근로소득유무	898	0.9844	0.1240	782	0.9757	0.1541
금융소득유무	898	0.1147	0.3188	782	0.0691	0.2537
부동산소득유무	898	0.0880	0.2834	782	0.0537	0.2256
사회보험소득유무	898	0.1192	0.3241	782	0.0972	0.2964
이전소득유무	898	0.3664	0.4821	782	0.4258	0.4948
기타소득유무	898	0.1325	0.3392	782	0.1138	0.3178
부채유무	898	0.5724	0.4950	782	0.5396	0.4987
근속년수	897	5.5385	6.0825	780	4.2718	4.2111
근속년수제곱	897	67.6299	163.1973	780	35.9590	112.5839
노조유무	898	0.2027	0.4022	782	0.1266	0.3327
직업훈련여부	898	0.1437	0.3509	782	0.1253	0.3313
사업체규모	898	0.0434	0.2039	782	0.0192	0.1373
농업, 수렵업 및 임업, 광업	898	0.0011	0.0334	782	0.0256	0.1580
제조업	898	0.2561	0.4367	782	0.1726	0.3782
전기가스수도업	898	0.0033	0.0577	782	0.0013	0.0358
건설업	898	0.0167	0.1282	782	0.0230	0.1501
운수통신업	898	0.0334	0.1798	782	0.0320	0.1760
금융보험업	898	0.0379	0.1910	782	0.0396	0.1952
기타공공서비스업	898	0.2951	0.4563	782	0.2199	0.4145
기타민간서비스업	898	0.3040	0.4602	782	0.4092	0.4920
입법공무원, 고위임직원 및 관리자	898	0.0011	0.0334	782	0.0000	0.0000
전문가	898	0.2038	0.4030	782	0.0870	0.2820
기술공 및 준전문가	898	0.1503	0.3576	782	0.0972	0.2964
사무종사자	898	0.2762	0.4474	782	0.2020	0.4018
판매종사자	898	0.1013	0.3019	782	0.1752	0.3804
농업 및 어업숙련 종사자	898	0.0646	0.2459	782	0.1023	0.3032
기능원 및 관련기능종사자	898	0.0000	0.0000	782	0.0205	0.1417
장치, 기계조작 및 조립종사자	898	0.0791	0.2700	782	0.0601	0.2378
단순노무종사자	898	0.0612	0.2399	782	0.0524	0.2230
그이외의 직종	898	0.0000	0.0000	782	0.0000	0.0000