

한국의 임금격차

김주영 · 조동훈 · 이번송 · 조준모 · 이인재

책머리에 부쳐

한국사회의 임금 격차에 대한 관심은 그 동안 노동현안의 중심주제로서 꾸준히 지속되어 왔는데 최근에는 사회적 그 관심이 더욱 증폭되고 있다. 대표적으로 수도권의 규제완화와 연관된 지역별 임금격차의 문제나 비정규직 보호법 개정과 관련한 정규직 비정규직간의 임금격차문제, 적극적 고용개선조치의 시행과 관련한 노동시장에서의 성별 격차와 관련한 문제 등이 그것이다. 그러나 이런 사회적인 논란에도 불구하고 이와 관련된 실증연구가 미흡할 뿐만 아니라 기본적인 이해도 단편적이고 협소한 경우가 많다.

본 연구는 최근에 특히 이슈가 되고 있는 한국노동시장의 임금격차의 여러 측면을 중심으로 그 격차의 크기와 원인을 실증적으로 분석하고 나아가 이에 기초하여 관련된 정책적 함의를 모색하고 있다. 본 연구에서는 모두 『한국노동패널』 자료를 이용하였는데 패널자료의 특징을 이용하여 관측되지 않은 관련특성을 통제하여 분석하거나 혹은 자세한 위치자료나 그 밖의 본 자료가 가진 이점을 살려서 분석을 하고자 하였다. 그러나 또한 패널자료로서의 샘플의 크기의 한계가 존재하는 등의 아쉬움이 있으므로 본 연구의 사회적 중요성으로 볼 때 다양한 자료를 통한 새로운 접근이 앞으로 필요하다고 본다.

본 연구는 다양한 접근법으로 임금격차의 여러 측면 - 기업규모간 격차, 공식/비공식 부문간 격차, 지역간 격차, 정규/비정규 부문간 격차, 성별 격차 - 을 분석하였는데 특히 고정효과 모델을 이용한 장(章)들 - 기업규모간 격차, 공식/비공식 부문간 격차, 정규/비정규 부문간 격차 - 에

서 나온 결과를 보면 횡단면 분석을 통한 추정치와 비교하여 관련된 임금 격차는 여전히 남아 있지만 그 격차의 폭이 감소하는 것으로 드러나 임금 격차의 추정에 있어서 선택 편이의 문제와 관측되지 않은 속성의 통제에 대한 중요성을 보여주었다. 그러나 이런 분석의 경우 고정효과만으로 선택성이나 내생성의 문제를 모두 해결한다고 보기 힘들고 또한 이로 인한 샘플의 크기 감소가 중요한 문제로 나타나 결과의 해석에 있어서 각별한 주의가 요망된다.

또한 흥미로운 결과들이 지역간 격차와 성별 격차의 장(章)들에서도 나왔는데 지역간 격차에서는 지역균형개발을 위해서는 대도시에서 누릴 수 있는 소비의 다양성을 포기하는 데 따른 보상적인 고임금과 소비의 다양성의 지역적 격차를 줄일 수 있는 정책적 조치가 필요하다는 결론을 얻었고, 성별 격차에서는 인적요소의 변화뿐만 아니라 임금구조의 변화가 또한 성별 임금격차에 미치는 영향이 중요하다는 것과 고소득 직종과 저소득 직종에서의 성별 격차의 문제가 서로 차이가 있을 수 있음을 보였다.

의미있는 연구결과를 도출한 연구진에게 감사를 드리며, 책이 출판되기까지 애써 준 출판팀과 통계분석을 도와준 R.A. 김보례양, 원고정리를 도와준 김성심 연구조원, 그리고 보고서의 질을 높이는 데 기여해 주신 원내외의 검토자 여러분께도 심심한 사의를 표한다.

마지막으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 저자들의 개인적인 견해로서 본원의 공식적인 입장이 아님을 밝혀둔다.

2008년 11월

한국노동연구원

원장 박 기 성

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제1절 연구의 필요성 및 목적	1
제2절 연구의 구성	2
제2장 기업규모와 임금격차	5
제1절 서 론	5
1. 문제제기	5
2. 기존연구	7
제2절 기업체 규모간 근로자의 인적특성비교	11
1. 자 료	11
2. 기업체 규모별 인적특성비교	13
3. 기업체 규모별 임금, 근로시간 및 산업별 분포현황	16
4. 대기업 종사 결정요인 분석	18
제3절 기업체 규모임금효과	22
1. 횡단면 분석	22
2. 기업체 규모임금효과: 패널 분석	25
3. 중소기업과 대기업 임금결정체계 비교	32
제4절 요약 및 정책방향	35
제3장 지역별 임금격차의 결정요인 분석	38
제1절 연구의 필요성 및 목적	38

제2절 자 료	39
제3절 연구방법 및 변수들	44
제4절 지역적 임금격차에 대한 1차 분석	49
제5절 회귀분석결과	57
제6절 종사자의 특성 그룹별 회귀분석결과	68
제7절 결론, 정책적 함의 그리고 연구의 한계	77
 제4장 공식부문과 비공식부문 임금격차분석	84
제1절 서 론	84
제2절 공식부문과 비공식부문의 기준	86
제3절 공식부문과 비공식부문간 특성비교	98
1. 자 료	98
2. 공식/비공식 부문간 인적특성비교	100
3. 공식/비공식 부문간 직장특성 비교	102
4. 비공식부문 결정요인	107
제4절 공식/비공식 임금격차분석	109
1. 횡단면 분석	109
2. 패널 분석	111
3. 공식부문과 비공식부문 임금결정체계 비교	116
제5절 요약 및 정책방향	118
 제5장 성별 임금격차의 분석	121
제1절 연구의 필요성 및 목적	121
제2절 관련 연구	123
제3절 성별 임금격차의 현황	127
1. 대푯값으로 본 성별 임금격차	127

2. 성별 임금격차의 국제비교: OECD 국가를 중심으로	130
제4절 데이터 및 기초 통계량 분석	132
1. 데이터	132
2. 기초 통계량 분석	135
제5절 격차의 분석	141
1. 전통적 성별임금격차 분해: Oaxaca-Blinder 분해법	141
2. 시간변화에 따른 격차의 분해: Juhn-Murphy-Pierce 분해법 ..	146
3. 직종 분리와 임금격차	157
제6절 격차의 감소 노력: 외국의 사례 및 정책 제언	170
1. 외국의 사례	170
2. 정책 제언	172
제7절 요약 및 결론	175
<부록 1>	181
<부록 2>	195
제6장 정규직과 비정규직 임금격차	197
제1절 문제제기	197
제2절 기존연구의 검토	199
제3절 자료와 기술통계	203
1. 자 료	203
2. 기초통계	205
제4절 정규직과 비정규직의 임금격차	210
1. 추정모형	210
2. 추정결과	211
제5절 정규직과 비정규직 임금격차의 분석	216
1. 성별 분석	216
2. 노동조합	221
3. 기업규모	230

제6절 결론 및 정책적 시사점	235
제7장 맺음말	238
참고문헌	248

표 목 차

<표 2- 1> 기업체 규모별 분포	2
<표 2- 2> 기업규모와 노조기업 분포	3
<표 2- 3> 기업체 규모별 인적특성	4
<표 2- 4> 기업체 규모별 교육수준 분포	5
<표 2- 5> 기업체 규모별 상위30개 대학 졸업자 비율	7
<표 2- 6> 기업체 규모별 임금수준 및 근로시간	7
<표 2- 7> 기업체 규모별 산업분포	8
<표 2- 8> 대기업종사 결정요인 분석	2
<표 2- 9> 기업체규모 임금효과 추정식: 산업 세분류 통제	23
<표 2-10> 기업체규모 임금효과 추정식: 출신 대학교 통제	24
<표 2-11> 기업체규모 임금효과 추정식: 횡단면분석 대 패널분석	28
<표 2-12> 기업체규모 고정효과 모델 추정식: 산업 세분류 통제	30
<표 2-13> 기업체규모 임금효과 추정식	3
<표 2-14> 기업체규모별 임금결정식	3
<표 2-15> Chow-Test 통계량 비교	3
<표 3- 1> 성별 평균월급	4
<표 3- 2> 교육수준별 평균월급	4
<표 3- 3> 직장소재지별 평균월급	2
<표 3- 4> 사업체규모별 평균월급	2
<표 3- 5> 직장내 노동조합유무별 평균월급	2
<표 3- 6> 부모 학력별 평균월급	3
<표 3- 7> 산업별 평균월급	3
<표 3- 8> 직업별 평균월급	4
<표 3- 9> 변수들에 대한 정의, 평균 그리고 표준편차	5

<표 3-10> 최상위 월급 10개 시군구와 최하위 월급 10개 시군구	3
<표 3-11> 광역시·도별 월급격차	3
<표 3-12> 성별, 결혼, 교육수준, 직업 및 산업별 지역간 평균종사자월급의 차이	54
<표 3-13> 시군구의 평균 종사자 월급을 종속변수로 사용한 단순 상관분석	57
<표 3-14> 종사자 월급을 종속변수로 한 첫 단계 회귀분석: 식 1의 추정	58
<표 3-15> 종사자 월급을 종속변수로 한 첫 단계 회귀분석: 식 1의 추정	62
<표 3-16> 종사자 월급을 종속변수로 한 첫 단계 회귀분석: 식 1의 추정, Herfin-dahl 경쟁지수를 구에 대한 구분없이 서울시·광역시 단위로 산출	63
<표 3-17> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구 더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정	65
<표 3-18a> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정 - 남성	71
<표 3-18b> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정 - 여성	72
<표 3-19> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정 - 학력	73
<표 3-20> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정 - 사업체 규모	74
<표 3-21> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정 - 직업	75

<표 3-22> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정 - 산업	76
<표 4- 1> 각 국가별 비공식 부문의 비율	8
<표 4- 2> 비공식 경제활동의 분류	9
<표 4- 3> 주요연구별 법적측면의 비공식 부문 정의 기준 (선진국 대상)	92
<표 4- 4> 주요연구별법적측면의 비공식 부문 정의 기준(개발도상국 대상)	93
<표 4- 5> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준(선진국 대상)	94
<표 4- 6> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준 (개발도상국 대상)	95
<표 4- 7> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준 (선진국 대상)	96
<표 4- 8> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준 (개발도상국 대상)	97
<표 4- 9> 공식/비공식 부문 분포	99
<표 4-10> 공식/비공식 부문간 인적특성	100
<표 4-11> 공식/비공식 부문간 학력분포(종합=100)	101
<표 4-12> 공식/비공식 부문간 학력분포(횡합=100)	101
<표 4-13> 기업체 규모별 분포(종합=100)	102
<표 4-14> 기업체 규모별 분포(횡합=100)	102
<표 4-15> 공식/비공식 부문간 노조기업 비율(종합=100)	103
<표 4-16> 공식/비공식 부문간 노조기업 비율(횡합=100)	104
<표 4-17> 공식/비공식 부문간 임금 및 근로시간	104
<표 4-18> 공식/비공식 부문간 산업분포(종합=100)	105
<표 4-19> 공식/비공식 부문간 산업분포(횡합=100)	105
<표 4-20> 공식/비공식 부문간 직종분포(종합=100)	106

<표 4-21> 공식/비공식 부문간 직종분포(횡합=100)	107
<표 4-22> 비공식부문 결정요인 분석	118
<표 4-23> 공식/비공식 부문 임금효과 추정식	110
<표 4-24> 공식/비공식 임금효과 추정식: 횡단면분석 vs. 패널분석 ...	113
<표 4-25> 공식/비공식 부문 임금효과 추정식	114
<표 4-26> 공식 부문과 비공식 부문 임금결정식	116
<표 5- 1> 성별임금격차에 대한 최근의 연구	116
<표 5- 2> 남성 대비 여성의 월급여액 수준	117
<표 5- 3> 남성대비 여성의 표준편차 비율:3년 평균	130
<표 5- 4> 남녀의 개인 특성	116
<표 5- 5> 연도별 남녀 월소득(자영업 제외)	139
<표 5- 6> 연도별 남녀 월소득(자영업 포함)	139
<표 5- 7> 연도별 남녀 시간당 임금(자영업 제외)	140
<표 5- 8> 남성대비 여성의 소득비율(시간당 임금기준)	140
<표 5- 9> Oaxaca-Blinder 방법을 이용한 연도별 성별임금격차의 변화	144
<표 5-10> Oaxaca-Blinder 분해법을 이용한 성별 임금격차의 분석: 외국의 경우	146
<표 5-11> Juhn-Murphy-Pierce 방법: 1998~2006년	110
<표 5-12> 시간에 따른 변화 분석	111
<표 5-13> Juhn-Murphy-Pierce 방법: 2003~2006년	112
<표 5-14> 시간에 따른 변화 분석	112
<표 5-15> 임금관련 주요 인적자본 변수들의 영향	113
<표 5-16> 직종 구분	110
<표 5-17> 남녀의 직종 구성	111
<표 5-18> 직종별 주요 임금함수 변수의 남녀 비교	112
<표 5-19> 성별 직종선택 확률의 실제와 모델을 통한 예측	115
<표 5-20> 직종선택확률의 분해	115
<표 5-21> 성별 임금 격차의 분해	117

<표 5-22> 동일 임금 정책(Equal Pay Policies)	171
<표 5-23> 고용 평등 정책(Equal Opportunities Policies)	171
<표 5-24> 정보의 수집 확산 및 인식의 제고와 관련된 정책	172
<부표 5-1> 연도별 임금방정식의 추정결과	181
<부표 5-2> 변수에 대한 설명	190
<부표 5-3> 참여 방정식의 변수 설명	191
<부표 5-4> 다항로짓모델의 변수 설명	191
<부표 5-5> 다항로짓모델의 추정	192
<부표 5-6> 직종별 OLS	193
<표 6- 1> 기초통계	206
<표 6- 2> 정규직 지위에 영향을 미치는 요인	209
<표 6- 3> 정규직 임금프리미엄: OLS	212
<표 6- 4> 정규직 임금프리미엄: 고정효과 모형 (fixed effect model)	215
<표 6- 5> 남성 정규직 임금프리미엄: OLS	218
<표 6- 6> 여성 정규직 임금프리미엄: OLS	219
<표 6- 7> 남성 정규직 임금프리미엄: 고정효과모형	220
<표 6- 8> 여성 정규직 임금프리미엄: 고정효과모형	221
<표 6- 9> 유노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: OLS	224
<표 6-10> 무노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: OLS	225
<표 6-11> 유노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: 고정효과 모형	226
<표 6-12> 무노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: 고정효과 모형	227
<표 6-13> 비정규직의 임금에 노조가 미치는 효과: OLS	228
<표 6-14> 비정규직의 임금에 노조가 미치는 효과: 고정효과 모형	229
<표 6-15> 기업규모별 정규직과 비정규직의 임금격차: OLS	232

<표 6-16> 기업규모별 정규직과 비정규직의 임금격차: 고정효과 모형	233
<표 6-17> 300 이상 기업의 비정규직에 대한 소규모 기업 정규직의 임금프리미엄: OLS	234
<표 6-18> 300 이상 기업의 비정규직에 대한 소규모 기업 정규직의 임금프리미엄: 고정효과 모형	235

그림목차

[그림 2-1] 규모별 임금격차 변동추이	6
[그림 5-1] 독일의 남녀 시간당 임금분포	129
[그림 5-2] 한국의 남녀의 시간당 임금분포	129
[그림 5-3] 남녀 임금 격차의 국제 비교: 1980~2005년	131
[그림 5-4] 남녀 임금 격차의 국제 비교	132
[그림 5-5] 성별 시간당 임금격차 분석	144
[그림 5-6] 성별 직종 구성의 변화: 2003~2006년	154

요약

이 연구는 지금까지의 기존의 임금격차에 관한 연구가 세부 주계별로 단편적으로 논의가 진행되어온 경향을 극복하고 또 아직은 충분한 논의가 진행되지 못한 임금격차와 관련된 영역의 연구의 보강을 통해서 한국사회의 임금격차에 관한 다양한 측면을 함께 살펴보고 한국 노동시장의 임금격차에 대한 보다 심층적이고 종합적인 이해를 돕고 노동시장 정책의 시사점을 도출해 보고자 의도하였다. 이에 본 연구에서는 임금의 격차를 기업규모에 따른 격차, 지역별 격차, 공식과 비공식 부문간의 격차, 성별 격차, 정규직과 비정규직 간의 격차라는 측면에서 한국 노동시장의 임금격차의 모습을 다각도로 살펴보고자 하였다.

◆ 기업규모와 임금격차

이 장에서는 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 고정효과(fixed effect) 모델을 이용하여 비교 분석해 보았는데 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 10인 미만 기업체를 기준으로 했을 경우 10~29인 5.1%, 30~99인 5.5%, 100~299인 8.0%, 300~999인 7.1%, 그리고 1,000인 이상 8.8%의 임금상승효과가 나타나 기업규모에 따라서 상당한 정도의 임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 다르게 나타나는지를 알아보기 위해 기업체 규모별로 임금방정식을 추정한 결과 관측되는 근로자의 특성에 따른 노동시장에서 보상이 기업규모간 상이하게 나타났다. 기업규모

가 커질수록 교육과 근속년수에서의 보상이 증가하였고 성별 임금 격차는 줄어드는 것으로 나타나 가격차별로 인한 임금격차가 가속화되는 이중노동시장의 특성을 보여주고 있다.

영세소기업의 경우 적은 자본으로 근로자의 생산성의 저하와 이로 인한 저임금, 이는 결국 생산성이 낮은 근로자의 유입을 촉진하는 악순환이 전개되는 것으로 보인다. 따라서 영세소기업의 경우 자신들이 특화 할 수 있는 전문성을 확대하고 이로 인한 생산성의 증가를 통한 임금상승을 유도하는 것이 바람직하다. 중소기업의 경우에도 선별적으로 유망한 중소기업에 금융지원을 통하여 그들이 기술개발을 통하여 생산성을 증가시키도록 유도해야 될 것이다. 이는 능력이 높은 개인이 중소기업에 진입할 수 있는 계기를 주게 것이다.

또한 고학력을 소유한 개인이 중소기업에 종사하도록 유도하여 자연스럽게 중소기업 종사자의 임금이 올라가도록 하는 시장친화적인 정책이 필요하다. 이런 정책에는 학교나 지역에서 중소기업과 연계된 직장구직(Job-Seeking) 프로그램을 활성화하여 대학을 졸업한 인력이 중소기업을 회피하지 않도록 하는 정책이 필요하다.

궁극적으로는 노동시장에서 개인이 속한 기업체에 따라 임금이 결정되는 것이 아니라 개인의 성과에 따라 임금이 결정되는 체계로의 전환이 필요하다. 근로자의 생산성을 초과하는 고임금이나 생산성을 하회하는 저임금 모두 노동시장의 효율성을 저하시키는 요인이다. 따라서 장기적으로는 개인의 임금수준이 개인의 노동생산성에 연동되도록 하는 전반적인 임금체계의 변화가 필요하다.

◆ 지역별 임금격차의 원인분석

이 장에서는 지역별 임금격차와 관련하여 그 결정요인을 분석하였다. 결정요인은 개인의 인적자본의 차이, 지역의 부존자원의 차이, 집적의 경제(agglomeration economies)로 인한 차이로 나눌 수 있

는데 집적의 경제는 다시 도시의 전체시장 규모 및 다양성에서 얻어지는 이득인 도시화 경제(urbanization economies)와 개별산업의 지역적 집중에서 얻어지는 생산성 이득인 지역화 경제(localization economies)로 나누어진다. 효과를 분석하기 위하여 2단계로 추정하였다. 먼저 로그임금에 대한 추정식을 사용하고 두 번째 단계에서는 앞선 나온 추정계수 중에서 지역더미변수의 추정계수를 설명변수로 하여 추정하였다.

로그임금을 종속변수로 하는 첫 단계식의 회귀분석에서는 개인별 인적속성인 교육수준, 교육의 질, 경험, 연령, 결혼여부, 종사업체의 노조의 존재 여부, 부모의 교육, 정규직 여부, 종사업체의 규모 및 직종 등을 포함함으로써 통제를 하고 난 뒤에 지역화경제를 나타내는 절대적 산업집중지수와 상대적 산업집중지수 변수가 모든 경우에 유의한 양의 효과를 가지므로 종사자가 근무하는 업체가 속한 산업이 집중되어 있는 지역에서 근무하는 종사자는 유의하게 높은 임금을 받는다고 해석한다.

도시자체의 특수한 성격을 나타내는 시군구 더미의 추정계수를 종속변수로 하는 두 번째 단계의 추정식에서는 지역의 부존환경을 나타내는 변수들, 즉 지역의 평균교육수준, 재정자립도, 사업서비스업비율, 그리고 도로 연장률의 변수들은 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하였다. 도시화 경제를 나타내는 변수들 중 Herfindahl 도시화경제 지수와 Ellison-Glaeser 도시화경제 지수 변수는 유의한 양의 효과를 보였다. 두 지수 모두 그 지역의 비다양성의 크기를 나타내므로 양의 값을 나타냄은 우리나라에서는 산업구조가 다양한 지역보다 집중된 지역의 지역임금이 더 높음을 나타낸다. 도시화 경제를 반영하는 다른 두 변수, 즉 면적 당 종사자수와 지역 종사자수 변수들이 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하였다.

우리나라의 경우 지역의 산업구조가 다양한 것은 지식의 cross fertilization을 유발하여 해당 지역에 소재하는 업체의 생산성을 높

이는 것이 사실이나 이것이 임금의 상승으로 연결되지 않는 것으로 보인다. 대도시 지역에서 산업구조가 다양한 것은 다양한 소비재와 서비스가, 특히 우수한 자녀 교육서비스가 부여되고 있음을 의미하는데 이와 같은 삶의 질의 향상에 따른 보상임금으로 낮은 임금을 종사자가 수용할 용의가 있음을 알 수 있다. 이와 같은 해석은 1차적 자료분석에서 관찰된 사실인 부산, 대구, 인천, 대전 및 광주광역시들의 평균임금이 왜 다른 지역에 비해 낮은가를 또한 설명해 주는 것 같다. 우리나라의 경우 아직도 대도시에서만 다양한 소비재와 서비스 특히 양질의 교육서비스를 향유할 수 있으므로 대도시 거주자는 낮은 보상임금을 수용하고 따라서 대도시에 소재하는 업체는 다양성으로 인해 생산성이 높음에도 불구하고 종사자가 소비의 다양성으로 삶의 질이 향상되는 것의 보상으로 낮은 임금을 수용할 용의가 있으므로 높은 임금을 지불할 유인이 생기지 않는다. 이는 업체가 대도시에 입지할 유인이 매우 강함을 보여준다. 반면에 소도시에 입지하면 다양성의 결손으로 인해 생산성이 낮음에도 불구하고 삶의 질이 낮으므로 높은 임금을 지불하지 않으면 종사자를 유인하는데 어려움이 있다. 따라서 대도시에서 기업입지를 억제하고 소도시에 업체의 입지를 권장하는 정부의 오랜 정책은 정당성이 있다고 하겠다. 정부의 정책은 해당 산업이 집중되어 있는 소도시에서 이 산업에 속한 업체의 입지를 권장하고 대기업의 소도시 입지를 권장하는 것이 효과적일 것이다. 소도시에서 기업의 입지를 권장하는 정책만으로는 충분치 않으며 소도시에서도 선진국의 소도시에서 향유할 수 있는 바와 같이 소비의 다양성을 가질 수 있도록 정책을 추진해야 할 것이다. 특히 양질의 교육기관을 소도시에 권장하는 것이 효과적일 것이다.

◆ 공식 비공식 부문간의 임금격차

이 장에서는 사회보험 가운데 사용자의 납부의무 규정이 있는

직장의료보험, 고용보험, 그리고 산재보험 가입여부에 따라 공식 노동시장과 비공식 노동시장으로 나누고 공식과 비공식의 이중노동시장 구조하에서 인적자원에 대한 보상이 어떻게 이루어지는가를 실증분석하였다. 여러 가지 생산성에 영향을 미치는 요소를 제어하고 관측되지 않는 특성에 대하여 고정효과 모델을 통하여 조절하여 두 부문간에 유의미한 차이가 있음을 보였다. 또한 관측되는 근로자의 인적자본에 대한 노동시장에서의 보상이 공식부문과 비공식부문간 상당히 상이한 것으로 나타난다. 예를 들어 교육수준에 대한 노동시장에서의 보상이 공식부문의 경우 비공식부문과 비교해 보아서 2배 이상의 차이가 나며 현 직장에서의 근속년수가 임금에 미치는 효과도 공식부문이 큰 것으로 나타났다. 노동조합의 임금상승효과도 비공식부문에서는 나타나지 않으나 공식부문에서는 통계적으로 유의미한 양의 값이 나타났으며 성별 임금격차는 비공식 노동시장에서 더 큰 것으로 나타났다. 즉 비공식노동시장에 처할 경우 교육, 연령, 노동조합 등이 주는 보수증가효과는 둔감 된다는 결과가 나타났다.

비공식 부문이 공식부문을 진입하기 위한 노동시장 징검다리 역할을 하거나 경기둔화 시기에 사회안전망이 불완전한 상태에서 노동시장의 완충지역의 역할을 한다면 비공식 부문 노동시장의 존재는 반드시 부정적인 것만은 아닐 것이다. 당장의 사회안전망을 구축하는데 재원이 부족한 후진국일수록 비공식부문이 사회안전망의 대체기능을 수행할 가능성이 높다. 그러나 경제가 선진화되면서 사회안전망이 확대되면서 비공식부문이 점차 감소하고 공식부문이 확대되는 것이 선진국의 경험인데 과거의 고착된 비공식부문이 경제의 선진화를 가로막는 병목현상을 일으킬 가능성도 존재한다.

결과적으로 비공식부분은 ‘양날의 칼’로서 오늘 당장 개혁되어야 할, 개혁될 수 있는 대상도 아니지만 점차 경제수준에 비하여 과도한 비공식 부문을 어떻게 점차 줄여나갈지에 관한 마스터 플랜을 가지고 점진적이고 일관된 정책수립이 필요한 것이다.

이러한 이중노동시장 구조를 개선하기 위한 고용정책의 방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 노동시장의 정규직에 대한 노동기준 및 사회보장 수준이 높으면 높을수록 비공식부문의 탈법, 불법 유인은 더욱 커지게 된다. 이중노동시장 구조하에서는 공식부문 노동시장과 비공식 부문의 수준의 격차를 점차 줄여나가는 정책이 필요하다. 둘째, 비공식 부문 자원배분 시스템의 투명성을 기하기 위해 인프라 구축을 위한 노력이 제고되어야 한다. 사회안전망이 각각 별도로 법률적인 정의를 가지고 있고 관련 감독 부서가 별도로 되어 있는 현실에서 탈법 유인은 커질 수밖에 없음으로 따라서 사회보장 관련법의 통합적 관리 시스템의 마련도 필요하다. 셋째, 비공식부문의 공식부문을 촉진시키기 위해 과도기 기간동안에 당근프로그램(carrot program)을 마련할 필요가 있다. 비공식부문의 사회보장세의 감면, 사용자에 대한 투명경영 및 노동/사회보장 기준에 대한 교육 및 컨설팅 등 비공식 부문의 공식화 유인을 제공해야 한다. 넷째, 비공식부문과 공식부문에 보편적인 기준이 설정되어야만 하는 영역과 이원화된 기준 설정이 가능한 영역으로 구분하여 이원화된 설정이 가능한 영역의 경우 과도기 기간동안 유지를 하되 지속적인 모니터링하에 충분한 시간을 가지고 점차 단일화된 기준으로 격차를 줄여나가는 노력이 필요하다. 보편적인 기준으로 설정되어야 하는 부분은 근로자의 기본권 관련 사항들이며 사적자치로 타협이 가능한 노동 및 사회보장 영역에는 이원화된 제도를 설정하여 비공식부문 노동시장을 준공식부문으로 내포(contain)하려는 정책 전략이 필요하다. 다섯째, 고용안정센터, 소상공인지원제도, 복지센터와 같이 고용-산업-복지의 전달체계의 통합화를 통해 유기적인 전달 서비스를 제공하고 장기 계획하에 공식화 정책이 지속적으로 그리고 점진적으로 수행되어야 할 것이다. 파편화된 비공식 부문 정책은 정책효과를 계량적으로 가늠하기 어려우며 중복정책으로 말마암은 사회적 자원 낭비 등을 유발 할 수 있다. 마지막으로 비공식부문에 대하여 무조건식의 규제와 지원식의 냉탕-열탕식의 정책

은 문제를 해결하기보다는 만성화시킬 수 있다. 또한 일자리 수 목표 달성에 급급한 나머지 단기 일자리 팽창정책을 피는 경우도 많다. 이 경우 비공식 부문에 저질 일자리가 양산되고 결과적으로 이 중노동시장 구조를 더욱 고착화시켜 인적자원의 배분의 비효율성을 크게 할 수 있다.

◆ 성별 임금격차

이 장에서는 성별임금격차를 다각적으로 분석하였는데 주요 결과를 나타내면 다음과 같다. 첫째, 1998년에서 2006년의 기간 동안에 시간당 임금의 성별 격차는 대체로 여성이 남성의 60%를 조금 상회하는 정도에서 큰 변화가 없었으며 Oaxaca-Blinder 방법을 통하여 분석해본 결과 약간의 등락이 있지만 인적속성으로 설명가능한 부분이 대체로 30% 중반을 유지하고 있었다. 둘째, 이러한 결과는 그 동안 여성인력의 고학력화라는 사회현상에서 보면 다소 의아한 결과가 아닐 수 없는데 이런 퍼즐을 풀기 위해서 Juhn-Murphy-Pierce 분해법으로 분석한 결과를 보면 관측된 생산요소의 효과는 음의 부호를 나타냄으로써 두 기간 동안에 교육을 포함하는 관측되는 요소의 영향은 남녀의 임금격차를 줄이는 방향으로 진행하였음을 보여준다. 좀 더 자세히 분석해 보면 특히 대학교육은 그 중에서 성별 임금격차의 축소에 대한 영향이 컸다. 그러나 이러한 관측된 생산요소의 효과는 관측된 가격요소의 변화에 의해서 상쇄되고 있음을 결과는 보여준다. 특히 근속기간에 대한 노동시장에서의 보상의 증가는 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 더욱 불리하게 작용하여 임금격차를 증가시키는 효과를 보이고 대학교육의 증가에 따른 효과를 상쇄시키는 것으로 나타났다. 셋째, 직종분리의 문제와 임금격차를 함께 연결하여 분석해 보았는데 남성과 여성의 직종모델로 예측된 직종분포의 결과가 양의 값(0.0296)을 나타낸다. 즉 여성의 직종별 임금을 남녀에게 동일하게 준다고 가정할 때 남

성이 상대적으로 고소득 직종에 여성은 저소득 직종에 분포되는 것을 모델은 예측하고 있다. 직종별 임금격차의 경우 전문직1, 전문직2(교육전문가), 기술직, 사무직 등에서 인적 속성의 차이에 의해서 설명되는 부분이 62%, 84%, 86%, 68% 등으로 매우 높고 따라서 차별 및 오차 등이 이 직종들에서 차지하는 비중은 낮게 나타났다. 반면에, 서비스 및 판매직이나 생산직, 노무직 등 저임금 직종에서는 인적 속성의 차이에 의해 설명되는 부분이 각각 58%, 18%, 27%로 상대적으로 낮았고 따라서 차별이나 오차 등이 성별 임금격차에서 차지하는 부분이 높게 나왔다. 전문직의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차가 저소득직에서는 직종내에서의 남녀 임금의 차별 및 오차가 중요한 문제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 임금격차의 중요한 문제가 차이가 있음을 보여주었다. 직종선택과 임금함수의 분석을 모두 포함하는 총임금격차 항목에서 보면 전문직2, 기술직, 사무직에서의 차별 및 오차의 비중은 상대적으로 낮았으며, 서비스 및 판매직, 생산직에서 차별 및 오차의 부분은 상대적으로 높았다.

분석을 통해서 보면 최근에 들어오면서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상의 증가는 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 남성에게 비해 불리하게 작용하고 있음을 알 수 있다. 따라서 정책적인 측면에 있어서 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 결혼이나 출산 등으로 인한 경력단절 등이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침 해주는 조치가 더욱 필요하다고 하겠다.

또한 직종에 따라서 차별과 관련된 중요성이 다를 수 있으므로 정책의 효율성의 제고를 위해서는 정책집행시 직종에 따라서 강조점이 달라져야 한다. 전문직 등의 고소득 직종의 경우에는 직종내 임금차별의 문제보다는 직종선택에서의 문제가 더 컸고 저소득직에서는 직종내에서의 임금의 차별 해소 및 투명성의 제고가 중요한 과제인 것으로 드러나 정책집행의 측면에서 보자면 고소득 직종에서의 경우 직종의 선택 및 채용에 있어서 사회적 제약이나 차별의

해소와 채용에서의 투명성 확보에 중점을 두어야하며 저소득 직종의 경우에는 직종내 성별 임금차별의 시정에 무게는 두는 것이 주어진 인력과 예산하에서 성별 임금격차를 줄이는 데 효과적일 것으로 보인다.

◆ 정규직과 비정규직의 임금격차

이 장에서는 정규직과 비정규직간의 임금격차를 실증적으로 분석하였다. 비정규직과 정규직의 임금격차를 정확히 분석하기 위해서는 임금에는 영향을 미치지만 관측되지 않는 개인의 이질성(heterogeneity)을 통제해야 한다. 이를 위해서는 횡단면 자료를 이용한 선택모형(selection model)이나 패널자료를 특성을 반영한 추정모형의 활용이 필요하다. 선택모형의 경우 도구변수의 발견이 현실적으로 매우 어렵다. 따라서 이장에서는 한국노동패널자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하였다. 그 간 패널자료를 이용한 정규직과 비정규직의 임금격차에 관한 몇몇 연구가 존재하였으나, 2년 또는 3년의 단기간에 걸친 패널자료를 활용한 것이 대부분이었고, 장기패널을 이용하여 임금격차를 분석한 연구는 없었다. 이 장에서는 한국노동패널 1~10차년도에 걸친 장기패널자료를 이용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한다는 점에서 선행연구와 구별된다고 하겠다.

근로자의 관찰되지 않은 이질성을 통제한 고정효과 모형(fixed effect model)에 의하면 정규직과 비정규직의 임금격차는 4~8%의 수준이다. 이는 단순횡단면 분석에서 나타난 임금격차의 약 50% 수준이다. 따라서 횡단면 분석에서 나타나는 정규직과 비정규직의 임금격차의 절반은 근로자의 관찰되지 않은 특성에 기인한 것이라고 할 수 있다. 노동조합 조직 유무로 사업장을 나누어 추정한 결과를 보면 횡단면 분석에서와 같이 유노조 기업에서의 정규직과 비정규직의 임금격차가 무노조 기업에서의 임금격차보다 훨씬 큰 것으로

로 나타난다. 또한 임금에 영향을 미치는 다른 조건을 통제할 경우 소규모 사업장의 정규직 근로자의 임금수준은 대규모 사업장 비정규직의 임금수준보다 높지 않은 것으로 나타난다.

이러한 분석결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 정규직과 비정규직의 임금격차의 상당 부분은 관찰되지 않은 개인적 특성에 의해 설명될 수 있다. 따라서 단순한 평균임금의 차이나 횡단면 임금격차의 분석을 통해 나타나는 임금격차는 과대추정된 것이다. 따라서 이러한 단순한 분석결과 가지고 정책적 개입의 필요성을 판단해서는 안된다. 둘째, 노조 사업장에서의 정규직과 비정규직의 임금격차가 비노조 사업장에서의 임금격차보다 크다는 사실은 정규직 중심의 노동조합이 정규직의 임금에는 긍정적인 영향을 미치는 반면 비정규직의 임금에는 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 마지막으로 소규모 사업체의 정규직이 대규모 사업체의 비정규직에 비해 통계적으로 유의한 임금프리미엄을 누리고 있지 못하다는 사실은 정규직/비정규직이라는 고용형태의 차이보다는 저임금이라는 실질적 측면에서 문제에 접근하는 것이 정책대상을 보다 명확히 하고 근로자의 실질적 보호를 향상시킬 수 있는 방향일 수 있음을 시사한다.

제1장

서론

제1절 연구의 필요성 및 목적

외환위기 이전에는 임금수준의 문제가 노동시장 정책의 큰 줄기였다면 외환위기 이후로는 근로자간 경제적 수준과 차별의 문제가 중요한 정책적 이슈로 등장하였다. 대표적으로 정규직과 비정규직간의 문제, 남녀의 임금격차 등을 들 수 있다. 이런 맥락에서 근로자간 임금격차의 문제는 중요한 정책적 관심사항이 되고 있다.

또한 학문적으로도 노동시장에서의 두 집단사이에 인적특성으로부터의 생산성이 다르지 않다고 여겨지거나 혹은 관련 속성을 적절히 통제 한 뒤에는 임금의 격차가 사라져야 된다고 여겨지는 두 집단간의 오래 동안 해소되지 않는 임금의 차이는 많은 학자의 관심과 논쟁을 이끌어왔다.

이러한 현실적 필요와 학문적인 관심의 증가는 임금격차와 관련된 연구 성과물을 생산해 내고 있지만 지금까지의 연구를 살펴보면 세부 주제별로 단편적으로 논의가 진행되어온 경향이 있거나 혹은 아직은 충분한 논의가 진행되지 못한 영역도 있다. 따라서 한국사회의 임금격차에 관한 다양한 측면을 살펴봄으로써 한국 노동시장의 임금격차에 대한 보다 전반적이고 종합적인 이해를 높일 필요성이 절실하다고 본다. 이에

본 연구에서는 기업규모에 따른 격차, 지역별 격차, 공식과 비공식 부문간의 격차, 성별 격차, 정규직과 비정규직간의 격차라는 측면에서 한국 노동시장의 임금격차의 모습을 다각도로 살펴보고자 한다.

좀 더 부연하여 설명하면, 기업규모에 따른 격차와 공식/비공식 부문간의 격차는 아직은 충분한 논의가 부족한 다소 새로운 측면이다. 그리고 지역별 임금격차와 같은 경우에도 수도권과 비수도권간의 격차에 관한 최근연구(허식(2007))가 있으나 분석되는 지역단위와 관점 및 방법에 있어서 본 연구와 차이가 크다. 정규직 비정규직간의 임금격차는 최근의 비정규직보호법의 개정 논란과 맞물려 정책적인 관심이 매우 큰 주제라고 할 수 있다. 성별 임금격차의 경우 지금까지 상당한 연구 성과물이 쌓인 오래된 연구주제라고 할 수 있는데 이번 기회에 지금까지의 연구성과에 대한 정리를 하고 업데이트함과 동시에 또한 성별임금격차를 새로운 분석방법을 이용하여 접근해 봄으로써 새로운 사실의 발견과 정책적 함의를 도출하려고 하였다.

이렇게 다양한 측면에서 한국 노동시장의 임금격차를 살펴봄으로써 한국의 소득 불균등의 원인을 파악하고 한국 노동시장의 구조에 대한 심층적인 이해를 돕는 데 기여하고 관련된 노동시장 정책의 시사점을 도출해 보고자 하는 것이 본 연구의 목적이다.

제2절 연구의 구성

본 연구는 한국 노동시장의 임금격차와 관련하여 다양한 측면에서 그 격차를 실증적으로 분석하고 나아가 관련된 노동시장의 정책적 시사점을 도출해 보고자 한다.

제2장에서는 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 어떻게 다르게 나타나는 지를 비교 분석한다. 기업규모를 소기업(종업원수 30인 미만) 중기업(종업원수 30인 이상 300인 미만) 대기업(종업원수 300인 이상)으로 정의하여 임금방정

식을 추정하였으며 임금방정식을 추정할 때에는 능력과 같은 관측되지 않는 근로자의 특성과 생산성이 높은 근로자가 체계적으로 대기업에 종사할 때 발생하는 기업체 선택의 내생성 문제를 통제하기 위해서 고정효과(fixed effect) 모델을 사용하여 기업규모간 임금격차를 분석하고자 한다.

제3장에서는 지역별 임금격차와 관련하여 그 결정요인을 분석한다. 먼저 지역별로 임금의 격차가 어떻게 차이가 나는지를 시군구 수준에서 알아보고 한 지역의 경우 다른 지역보다 임금의 뚜렷한 격차가 왜 나타나는지를 분석한다. 임금의 격차는 인적자본의 차이, 비인적 부존자원의 차이, 집적의 경제(agglomeration economies)로 인한 차이로 나눌 수 있는데 집적의 경제는 다시 도시의 전체시장 규모에서 얻어지는 생산성 이득인 도시화 경제(urbanization economies)와 개별산업의 지역적 집중에서 얻어지는 생산성 이득인 지역화 경제(localization economies)로 나뉘어진다. 효과의 추정을 위해서 Combes, Duranton and Gobillon(2008)의 방법을 따라서 2단계 추정법을 사용한다. 첫째의 단계로 임금의 로그값에 대하여 지역고정효과변수, 산업고정효과변수, 각각의 지역-산업(city-industry)에 대한 지역화 경제변수, 종사자의 특성변수 등의 독립변수들을 이용하여 회귀분석을 행한다. 두번째 단계로 첫번째 단계에서 추정된 지역고정효과변수의 추정계수를 종속변수로 사용하고 도시화 경제변수, 그리고 도시의 부존자원(endowments) 변수들을 독립변수로 하여 회귀분석을 행하여 그 크기를 추정한다.

제4장에서는 사회보장 적용여부를 기준으로 공식 노동시장(formal labor market)과 비공식 노동시장(informal labor market)으로 나누고 공식과 비공식의 이중노동시장 구조하에서 인적자원에 대한 보상이 어떻게 이루어지는가를 실증분석을 통하여 평가한다. 이 장에서는 우선 학술적으로 공식 부문과 비공식 부문을 구분하는 기준들을 먼저 소개하고 본 연구를 위한 기준을 제시한 후 고정효과모델을 이용하여 그 격차를 분석한다.

제5장에서는 한국노동패널의 1차(1998년)에서 9차(2006년)의 자료를 이용하여 세 가지 분석법으로 성별임금격차를 분석한다. 첫 번째로 보

편적으로 사용되고 있는 Oaxaca-Blinder 분해법을 이용하여 성별임금격차를 분해해 보는데 특히 여성의 경우에는 가사노동과 노동시장에서의 노동공급 선택의 문제를 고려하여 Heckman의 2단계 추정법으로 여성의 임금방정식을 추정하고 이를 통해서 시간이 지남에 따라서 성별임금격차의 변화와 인적속성으로 설명될 수 있는 비중의 변화를 보았다. 두 번째 방법은 두 시점을 선택하여 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 통하여 시간이 지남에 따라서 성별임금격차가 어떤 식으로 변화하는지를 그 요인별로 분해한다. 이를 통해서 특히 여성의 교육증가가 어떤 영향을 끼쳤고 그러한 영향이 추세적으로 두드러지지 않았던 이유는 무엇인지 알아본다. 마지막으로 성별직종분리현상을 명시적으로 고려하여 다항로짓모형을 이용하여 직종선택을 예측하고 이를 통해 직종분리현상을 보이면 또한 이를 직종별 임금함수와 연계하여 직종별 임금격차를 설명한다.

제6장에서는 정규직과 비정규직간의 임금격차를 실증적으로 분석하였다. 비정규직과 정규직의 임금격차를 정확히 분석하기 위해서는 임금수준에는 영향을 미치지만 관측되지 않는 개인의 이질성(heterogeneity)을 고려해야 한다. 이 장에서는 한국노동패널 1~10차년도의 장기패널 자료를 이용한 고정효과모형을 이용하여 횡단면 분석에서 나타날 수 있는 과대추정의 가능성을 통제하였다. 이와 함께 노동조합과 기업규모가 정규직과 비정규직의 임금격차에 미치는 영향을 분석하고 정책적 시사점을 제시한다.

제7장에서는 이상에서 발견한 사실과 소결에서 제시된 정책적 시사점을 요약하여 제시하고 임금격차의 문제를 개선하기 위한 전반적인 정책방향을 모색한다.

제 2 장

기업규모와 임금격차

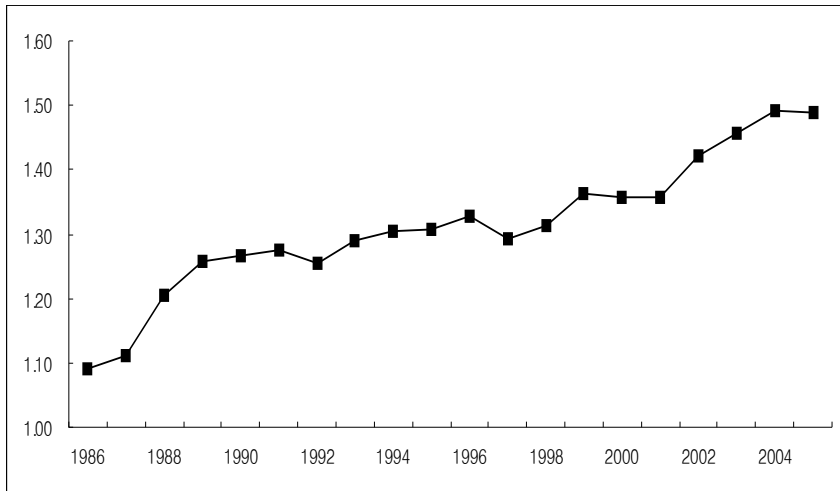
제1절 서 론

1. 문제제기

1990년대 이후 민주화 운동과 1997년의 외환위기를 겪으면서 우리 산업구조는 저비용 구조에서 임금의 고비용 구조로 급속도로 전환되었다. 사회전반에 전파되는 양극화 현상은 중소기업과 대기업간 근로자의 임금격차의 차이에서도 발견되는 현상이다. [그림 2-1]에서는 기업체 규모별 임금격차를 살펴보기 위하여 기업체를 종사근로자수에 따라 중소기업(근로자수 10~299인)과 대기업(근로자수 300인 이상)으로 구분하여 농림어업, 공공교육기관 및 공공행정기관에 종사하는 근로자를 제외한 모든 산업에 종사하는 근로자의 임금격차(중소기업과 대기업) 변동 추이를 보여주고 있다.

1986년도 기준 대기업과 중소기업 근로자의 임금격차(명목임금기준)는 9% 수준이었으나, 그 이후로 임금격차는 꾸준히 증가하여 2005년에는 49%까지 증가하였다. 시기별로 살펴보면 1980년대 말에 기업규모간 임금격차가 급격히 증가한 후에, 1990년대 말까지는 완만한 증가를 보여 왔다.

[그림 2-1] 규모별 임금격차 변동추이



주: 1) 규모별 임금격차는 각해년도 대기업(300인 이상)에 종사하는 근로자의 월 평균임금총액(명목임금기준)을 중·소기업(10~299인)에 종사하는 근로자의 월평균임금총액을 나누어준 수치임. 실질임금 사용했을 경우 결과는 동일함.

2) 중·소기업과 대기업 근로자의 평균임금총액은 각 세부 기업체 규모별 - 10~29인, 30~99인, 100~299인, 300~499인, 500인 이상 - 월평균 임금과 종사자 비율을 가중 평균한 값임. 1999년 이후에 조사된 5~9인 기업체 규모 자료는 1999년 이전 자료와의 통일성 문제로 인하여 고려대상에서 제외됨.

자료: 노동부, 『매월노동통계조사』 각 년도 재구성

이는 대기업 중심의 노동조합 활동과 급속한 기술진보를 통한 노동생산성의 증가가 임금상승을 주도한 것으로 보인다. 2000년대 들어서 임금격차가 다시 큰 폭으로 상승하여 대기업과 중·소기업간의 임금불균등 정도를 심화시키는 양극화 현상을 초래하였다.

근로자의 임금수준은 기본적으로 근로자가 생산하는 순부가가치 혹은 노동생산성에 비례하여 결정되는 부분이 크다고 할 수 있다. 따라서 기업규모간 임금격차를 분석함에 있어서 기업규모별 노동생산성 차이를 비교분석하는 것은 필수적이다. 자본축적이나 기술수준에 있어서 대기업은 중소기업에 비해 우월한 지위에 있는 것이 사실이고, 이로 인해 동일 노동투입량에 대해서 대기업에 종사하는 근로자의 노동생산성이

중소기업에 종사하는 근로자 보다 높을 수밖에 없다. 그러나 실증분석에서 근로자 각 개인의 노동생산성을 측정하는 것은 거의 불가능하기 때문에 본 연구에서는 관측되는 근로자의 특성을 충분히 고려하여 실제로 ‘동일한’ 수준의 인적자본을 소유한 근로자의 임금이 기업규모에 따라서 얼마나 차이가 나는 지를 실증분석해 보고자 한다.

기업규모간 임금격차를 분석함에 있어서 연구자가 관찰 할 수 있는 근로자의 특성은 대개 개인의 교육수준, 근속년수, 노동조합 가입여부, 근로자가 속한 직종 및 산업 등이 다수를 차지한다. 물론 이런 변수들이 임금을 결정하는 중요한 요인이기는 하나 이외에도 임금에 영향을 줄 수 있는 중요한 요인들을 실제로 통제하지 못하는 것이 사실이다. 본 연구는 관측되지 않는 근로자의 특성과 기업체 선택과의 상관관계로 인한 내생성 문제를 고려하기 위해서 패널자료를 사용하여 기업규모간 임금격차를 분석하고자 한다. 관측되지 않은 능력이나 생산성이 높은 근로자가 만일 체계적으로 대기업에 종사한다면 이를 고려하지 않은 중소기업과 대기업간 근로자의 임금격차는 과대추정하는 편이를 초래하게 될 것이다. 근로자의 관측되지 않는 특성이 시간에 흐름에 따라 고정되어 있다면 패널자료를 통해서 기업규모간 직장을 이동한 표본을 분석하는 고정효과 모델을 통해서 횡단면 분석이 초래하는 내생성문제를 적절히 고려 할 수 있다. 앞으로 제시될 본 연구의 고정효과 모델을 통한 추정치를 보면 기업규모간 임금격차는 횡단면 분석과 비교해서 그 크기가 작게는 20%에서 크게는 70%까지 감소하여 횡단면분석의 추정결과는 상당부분 상향편의 되었음을 알 수 있다.

2. 기존연구

먼저 본 연구의 실증분석에 앞서 기업체 규모간 임금격차에 대한 기존의 국내외 연구를 정리해 보기로 하자. 기업규모간 임금격차를 설명하는 다양한 가설을 요약한 Brown & Medoff(1989)와 Oi & Idson(1999)의 경우를 참고로 하여 정리해 본다. 기업규모간 임금격차 원인에 대해 고전주의 경제학파에서 제시하고 있는 가장 대표적인 설명은 중소

기업과 대기업에 종사하는 근로자의 질이 다르다는 이론에 근거하고 있다. 이는 사전적으로 능력이나 생산성이 높은 근로자를 고용하거나 혹은 대기업이 중소기업에 비해 직장내 직업훈련을 통해서 사후적으로 근로자의 생산성을 증가시켜 임금격차가 발생한다는 이론이다. 여기서 대기업이 능력이 높은 근로자를 고용하려는 원인에 대해서 Hamermesh (1980)는 자본과 노동의 보완성 관계를 그 근거로 제시하고 있다. 즉 자본이 집중되어 있는 대기업의 경우 자본과 노동력 사이에 양의 보완성이 존재한다면 능력이 높은 근로자를 고용하는 것이 자본을 효율적으로 사용하는 방법인 것이다. 고전주의 경제학파에서 제시하는 대기업이 고능력 근로자를 고용하는 또 다른 이유는 대기업의 높은 감시비용(monitoring cost)에 기인한다는 것이다.

Oi(1983)의 연구에서 대기업인 경우 주어진 노동공급에서 감시비용을 줄이기 위해서 기업가가 능력이 높은 근로자를 선호한다는 것이다. 대기업의 관리자는 중소기업에 비해 상대적으로 능력이 높는데(물론 논란의 소지가 있음) 이들은 임금체계에 있어서 고정급 보다는 근로자의 성과(performance)에 주로 의존하는 성과급제를 선호한다는 것이다. 이는 노동시장에서 능력이 높은 근로자에게 더 큰 유인이 되기 때문에 생산성이 높은 개인들이 대기를 선호한다는 이론이다. 다음으로 제시되는 가설은 기업내에서 근로자에 대한 여러 가지 규제와 빠듯한 근로일정이 대기업에서 심하며 이는 높은 임금으로 보상받는다는 이론이다(Stafford 1980). 하지만 현재 노동시장 현실에서 근로환경이 과연 중소기업에 비해서 대기업이 열악하다고 할 수 있는지는 강한 의구심이 든다.

다음으로 제도주의적인 관점에서 기업규모간 임금격차를 설명하는 방법에 대해서 논의해 보고자 한다. 가장 대표적인 시각이 대기업의 경우 노동조합이 조직되는 것을 회피하기 위해서 노동조합이 마치 결성되어 있는 것처럼 근로자에게 상당한 수준의 임금프리미엄을 지급한다는 것이다. 기업의 입장에서는 노동조합이 결성되면 노조원들의 임금상승 요구뿐만 아니라 더 많은 상여금, 근로환경 개선압박, 경영권 참여 등등 노동조합의 요구를 받아들이는 비용보다는 높은 임금을 아예 지불함으

로써 노동조합 결성자체를 회피하는 전략이 더욱 선호된다는 것이다(Freeman & Medoff 1984). 노동조합의 위협효과(union threat effect)라고 불리기도 하는데 이는 실증적으로 산업이나 직종을 노동조합 조직률에 따라 표본을 나눈 후에 노동조합 조직률이 높은 산업에서 즉 노동조합의 위협효과가 높은 직장에서 기업규모간 임금격차가 다른 산업에 비해서 높은 지를 쉽게 추정해 볼 수 있다.

제도주의적 설명가운데 다른 접근은 대기업이 특정 산업내에서 독점적지위(monopoly power)를 누림으로써 기업규모간 임금격차가 존재한다는 것이다(Mellow 1982). 특정 산업에서 독점이윤을 창출하는 대기업이 그 이윤을 근로자에게 높은 임금으로 지불한다는 설명인데 여전히 동일한 생산성을 소유한 근로자에게 왜 높은 임금을 지불하는지에 대한 근본적인 질문에는 답변하지 못하고 있다. 다른 하나의 흥미로운 설명은 효율임금가설(efficiency wage hypothesis)에 기초하고 있다. 앞에서 설명한 감시비용과 비슷한 문맥에서 설명할 수 있는데 기본적으로 근로자는 자신의 노력을 100% 투입하기를 꺼려한다. 이를 방지하기 위해서 시장임금보다 높은 임금을 부여하고 만일 직장에서 태만이 발견될 경우 높은 벌칙을 부과하는 임금체계를 만들어서 근로자로 하여금 자발적으로 노력을 하도록 유도하는 것이다(Eaton & White 1983). 또한 높은 임금을 받는 근로자는 직장에서 만족감을 가지고 이직을 적게 함으로써 기업이 종업원을 훈련시키는 비용을 낮춘다는 설명도 여기에 그 기반을 두고 있다. 그러나 Schaffner(1996)의 연구에서 대기업이 시장임금보다 높게 지급하는 전략이 근로자의 태만을 줄이는지에 대해서 의구심을 제기하고 있다. 페루에 대한 실증분석에서 그는 대기업 근로수준의 기준이 중소기업보다 높고 이로 인한 고임금은 효율임금가설과는 상관이 없다고 주장하고 있다.

결국 대기업에서 근로자에게 상대적으로 고임금을 지불하는 것은 국내외를 막론하고 인정되는 현실이다. 발견되는 기업규모간 임금격차 가운데 근로자의 특성의 차이에 의한 부분이 얼마인지를 규명하는 것이 실증분석의 핵심에 있다. 이때 관측되는 근로자의 특성뿐만 아니라 관측되지 않는 근로자의 특성을 모두 고려하는 것이 또한 중요하다. 이런 관점

에서 최근의 연구들은 패널자료를 활용하여 이를 통제하고자 하는 방법을 취하고 있다. Evans & Leighton(1989)의 연구는 미국의 대표적인 패널자료인 National Longitudinal Survey (NLS) of Young Men의 자료를 사용하여 발견되는 중소기업과 대기업의 임금격차 가운데 약 60% 정도가 근로자의 특성의 차이에 기인한다고 주장하고 있다. Winter-Ebmer & Zweimuller(1999)의 스위스 연구에서는 마찬가지로 스위스 패널자료를 활용하여 관측되는 기업규모간 임금격차의 절반정도가 근로자의 특성의 차이라고 설명하고 있다. 이를 종합해 보면 기업규모간 임금격차의 상당부분이 (관측되지 않는) 근로자의 특성의 차이임을 보여주고 있으나 여전히 절반정도의 부분이 설명되지 못하고 있는 실정이다.

국내에서의 기업규모간 임금격차는 박훤구(1981)의 연구를 시작으로 간헐적으로 전개되었다. 1980년대와 1990년대 초반까지는 이에 대한 연구가 뜸하였고 1990년 중반이후 기업규모 임금격차에 대한 연구가 다시 진행되기 시작하였다. 김대모·유경준(1996)의 연구는 모기업과 협력업체간의 임금격차에 초점을 맞추어 기업규모간 임금격차가 독과점적 시장구조에 있다고 주장하고 있다. 황호영(1996)의 연구는 기업체 규모간 임금격차를 Oaxaca & Blinder의 분해요법을 사용하여 관측되는 임금격차의 약 60% 정도가 근로자의 특성의 차이에 기인한다고 주장하고 있다. 허식(2001)의 연구는 경기변동과 기업규모간 임금격차와의 관계를 실증 분석하여 경기 상승시 기업규모간 임금격차가 증가함을 보여주고 있으며 정부의 인위적인 정책에 문제점을 제기한다. 본 연구는 기존의 국내연구와는 차별적으로 패널자료를 활용하는 고정효과 모델을 사용하여 기존의 국내연구가 간과하는 관측되지 않는 근로자의 특성과 직장선택과의 내생성문제를 통제하여 기업규모간 임금격차의 크기를 정확히 추정하는데 그 목적을 둔다.

제2절 기업체 규모간 근로자의 인적특성비교

1. 자 료

본 연구에서는 한국노동연구원에서 매년 조사하는 『한국노동패널조사』 1998년부터 2006년까지 9개년도 자료를 사용하였다. 한국노동패널 조사는 도시지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널조사로 1998년도에 전국 5,000가구의 가구원 13,321명에 대하여 조사를 시작하였다. 그 이후 조사에서도 원표본 가구 유지율이 75% 이상을 유지하는 높은 성공률을 보여주고 있다. 한국노동패널조사는 근로자가 속한 기업체 규모 등에 관한 정보를 포함한 임금결정과 관련된 유용한 정보들을 제공하고 있다. 특히 기업체 규모와 노동조합 가입여부와 높은 상관관계를 고려할 때 노동조합여부를 통제하는 것이 기업체 규모 임금효과를 정확히 추정하는데 매우 중요한 데(Miller and Mulvey 1996) 본 자료는 이런 정보를 제공하고 있다. 본 연구에서는 지난 9년간 주된 일자리(main job)에서 주당 35시간 이상 근무한 상용직 임금근로자를 대상으로 하였다. 임금변수는 월평균 임금에서 주당 근로시간을 고려하여 매년 소비자물가지수로 나누어준 실질 시간당임금을 사용하였고 대략 임금근로자 가운데 하위 1%를 차지하는 월 40만원 이하의 근로자를 표본에서 제외하였다. 본 연구에서 사용된 최종 표본의 크기는 20,781개이며 관측된 개인근로자의 수는 4,689명으로 개인당 약 4.4개의 관측치가 분석에 사용되었다.

기업체 규모 임금효과를 측정하는데 있어서 기업체 규모에 대한 정의를 명확히 하는 것이 중요하다. 한국노동패널조사에서 매년 개인에게 기업체 규모를 묻는 설문내용이 다음과 같다. “현재 일하고 계시는 곳(직장)의 회사 전체 종업원 수는 얼마나 됩니까?” 본사, 지사, 지점, 공장, 현장 등을 모두 합해서 말씀해 주십시오. 단 그룹사의 경우는 해당 계열사만 응답해 주십시오. 이 설문내용에 따르면 노동패널에서 근로자

가 속한 직장의 규모를 측정하는 방법은 사업체 규모라기보다는 근로자가 속한 직장 전체에 대한 기업체 규모임을 알 수 있다.

본 설문에 대해 각 응답자는 구체적인 숫자를 표기하도록 하였는데 정확한 종업원수를 표기하지 못했을 경우 다음과 같은 범주가운데 가장 근접한 것을 선택하도록 하였다. 기업체 규모 범주는 (1) 1~4인 (2) 5~9인 (3) 10~29인 (4) 30~49인 (5) 50~69인 (6) 70~99인 (7) 100~299인 (8) 300~499인 (9) 500~999인 (10) 1,000인 이상 (11) 잘모르겠다로 구분되어 졌다. 기업체 규모에 대한 연속적 변수와 범주적 변수를 사용하여 기업체 종업원수 규모에 따라 (1) 1~9인 (2) 10~29인 (3) 30~99인 (4) 100~299인 (5) 300~999인 (6) 1000인 이상의 6개의 범주로 나누었다.

이상의 6개 범주에 따른 근로자가 속한 기업체 규모별 분포를 <표 2-1>에서 보여주고 있다. 전체표본 18,903개 가운데 근로자수가 10인 미만인 소규모 기업체의 분포가 가장 많은 4,067개로 분석표본 가운데 22.5%를 차지하고 있다. 다음으로 근로자수 1,000인 이상의 기업체가 21.5%, 근로자수 30~99인이 18.2% 그리고 10~29인이 17.5% 순서를 보여주고 있다. 100인 미만을 기준으로 그 이하의 종업원수를 보유한 기업체 규모는 무려 58.2%를 차지하고 있으며 300인 미만을 중소기업으로 정의하면 그 분포의 크기는 69.3%에 이르고 있다. 이는 국내노동 시장에 있어서 중소기업이 차지하는 고용의 비중이 대기업에 비해 높게 나타남을 보여주고 있다.

<표 2-1> 기업체 규모별 분포

(단위: %, 개)

기업체 규모	총표본수	분 포
1~9인	4,067	22.5
10~29인	3,174	17.5
30~99인	3,294	18.2
100~299인	2,016	11.1
300~999인	1,651	9.1
1000인 이상	3,891	21.5
표본크기	18093	100

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

다음으로 <표 2-2>에서 기업체 규모별로 노조기업과 비노조기업에 대한 분포가 나타나 있는데 기업체 규모가 대기업인 경우 노동조합이 조직될 확률이 높게 나타남을 볼 수 있다¹⁾. 10인 미만의 소기업의 노동조합 조직비율은 겨우 1% 수준이며 10~29인의 경우 5%, 그리고 근로자 수가 30~99인 기업체의 경우 노조가 조직된 비율이 17%에 머무르고 있다. 이 비율은 기업체 종사자수가 100인을 넘어서면서 급격히 증가하는데 100~299인의 경우 40%이며 300~999인 59%, 그리고 1,000인 이상 대기업에서는 68%의 기업에 노동조합이 조직되어 있는 것으로 나타난다. 결국 본 연구에서 분석하고자 하는 기업체 규모와 근로자의 임금수준과의 관계에서 순수한 기업규모 효과를 통제하기 위해서 기업규모와 상관관계가 매우 큰 기업의 노조조직 여부를 통제하는 것이 매우 중요하다. 이를 회귀분석에서 적절히 통제하지 못하면 기업체 규모 임금효과는 과대추정(overestimates)될 확률이 매우 높다. 본 연구가 사용하는 한국노동패널자료에서 근로자의 노조가입여부에 대한 정보는 이러한 면에서 매우 유용하다고 할 수 있다.

<표 2-2> 기업규모와 노조기업 분포

(단위 : %)

기업체 규모	노조기업	비노조기업
1~9인	0.01	0.99
10~29인	0.05	0.95
30~99인	0.17	0.83
100~299인	0.40	0.60
300~999인	0.59	0.41
1000인 이상	0.68	0.32

자료 : 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

2. 기업체 규모별 인적특성비교

기업체 규모별로 근로자의 다양한 인적특성을 비교해 봄으로써 근로

1) 현 직장에서 노동조합의 조직여부를 측정하는 변수를 사용하였음.

자의 인적특성과 직장선택에 있어서 기업규모와의 상관관계를 유추해 볼 수 있다. 먼저 <표 2-3>에서는 기업체 규모별로 연령, 성별분포, 학력수준, 결혼여부, 그리고 근속년수에 대한 다양한 정보를 보여주고 있다. 근로자의 평균연령에 있어서는 기업체 규모별로는 큰 차이가 나지 않는 반면에 기업체 규모가 증가할수록 여성근로자의 비율은 감소하는 패턴을 보여주고 있다. 예를 들어 10인 미만 기업체에 종사하는 여성근로자의 비율은 47%인데 반해서 10인 이상 기업체인 경우 여성근로자의 비율이 30%대로 낮아지며 특히 1,000인 이상 대기업체에 종사하는 여성의 비율은 27%로서 최저치를 보여주고 있다. 여성과 남성근로자의 성별임금격차가 다른 구미선진국에 비해 현저한 국내노동시장을 감안해 볼 때, 상대적으로 임금수준에서 취약부문인 중소기업에 여성의 고용이 많다는 점은 우리에게 시사하는 바가 크다.

다음으로 근로자의 결혼여부와 기업체 규모와의 관계에서는 중소기업에서 미혼근로자의 비율이 대기업에 비해 상대적으로 높게 나타난다. 예를 들어 10인 미만 기업체에 종사하는 근로자의 기혼비율이 50% 수준인데 반해 300인 이상 대기업에서는 그 비율이 37~38% 수준에 이르고 있다. 여기에는 다양한 원인이 있겠으나 기업체 규모별 여성인력의 분포에서 그 힌트를 찾아 볼 수 있다. 여성이 결혼이나 출산이후 정규직 혹은 공식부문으로 재진입이 어려운 경우 소규모 영세업체와 같은 부문의 노동시장에 재진입하는 경향이 그 원인 중에 하나로 추측된다.

<표 2-3> 기업체 규모별 인적특성

(단위: %, 개)

	1~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~999인	1000인 이상
연령	35.8	37.4	37.7	37.7	36.0	36.0
여성	0.47	0.37	0.34	0.29	0.33	0.27
결혼여부	0.50	0.43	0.39	0.38	0.37	0.38
학력(평균년수)	12.1	12.4	12.7	13.1	13.8	13.8
근속년수	3.5	4.2	5.5	5.8	7.1	8.9
표본크기	4,028	3,130	3,167	1,956	1,616	3,769

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

근로자의 학력수준과 기업체 규모별 특성에 있어서는 근로자의 평균 학력수준이 기업체 규모가 증가 할수록 현저히 증가함을 살펴 볼 수 있다. 10인 미만 기업체에 종사하는 근로자의 평균 교육년수는 12.1년이나 100인 이상 기업체 종사자의 평균 학력수준은 13년을 초과하고 있으며 1,000인 이상 대기업의 경우는 거의 14년에 육박하고 있다. 그리고 현직 장에서의 평균근속년수에 있어서도 학력수준과 마찬가지로 기업체 규모의 증가와 근속년수의 증가는 밀접한 상관관계가 있음을 발견 할 수 있다. 예를 들어 10인 미만 기업체에 종사하는 근로자의 평균 근속년수는 3.5년인데 반해서 기업체 규모가 증가 할수록 근속년수는 증가하여 300~999인 7.1년 그리고 1,000인 이상 기업체 규모에서는 평균 근속년수가 무려 8.9년임을 보여주고 있다. 이는 여러 가지 면에서 해석할 수 있는데 우선 대기업인 경우 근로자에게 직장의 안정성을 보장해준다고 할 수 있다. 즉 정규직 위주의 고용형태와 노동조합의 역할 등이 그 중요 원인이라고 볼 수 있다.

우리는 앞에서 기업체 규모별로 교육수준을 포함한 다양한 형태의 근로자의 인적특성의 분포를 살펴보았다. 근로자의 인적특성 가운데 임금을 결정하는 가장 중요한 요인인 학력수준을 고졸미만, 고졸, 초대졸, 4년제 대졸이상의 4가지 분류로 나누어 살펴본 결과가 <표 2-4>에서 기술하고 있다. 10인 미만의 경우 고졸자의 비중이 제일 높은 46.6%이며 그 다음은 고졸미만이 21.5%를 차지하여 고졸이하 근로자의 비중이 무려 68.1%에 이르고 있다. 종사자 규모가 증가 할수록 고학력자의 고용

<표 2-4> 기업체 규모별 교육수준 분포

(단위: %)

	1~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~999인	1000인 이상
고졸 미만	21.5	19.6	19.9	14.0	9.8	6.6
고 졸	46.6	43.5	37.0	40.1	31.7	37.3
초대졸	16.9	16.3	16.6	18.1	19.7	19.4
4년제대졸 이상	15.0	20.6	26.6	27.9	38.8	36.7
표본크기	4,028	3,130	3,167	1,956	1,616	3,769

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

분포가 증가하여 1,000인 이상 기업체의 경우 초대졸 이상의 고학력자 비중이 무려 55.8%에 이르고 있다.

앞에서 살펴본 학력분포는 교육수준 혹은 교육년수의 총량을 비교한 결과이다. 실제로 근로자의 임금을 결정하는데 있어서 국내 노동시장의 경우 같은 4년제 대학을 졸업했어도 어느 대학을 졸업했는지가 대기업 종사여부를 많이 좌우하고 이는 궁극적으로 개인의 임금수준을 결정하는 중요한 요인이 된다. 본 연구에서는 이점을 고려하여 기존의 연구에서 한 걸음 더 나아가 근로자가 졸업한 대학의 순위를 고려하여 기업규모별로 그 분포를 살펴보았다. 대학의 순위를 공정하고 일률적으로 정하기는 매우 힘들지만 최근 중앙일보 2006년도 기준으로 상위 30개 대학을 기준으로 각 기업체 규모별로 이들의 분포를 살펴본 결과를 <표 2-5>에서 보여주고 있다. 아래 표에서 보여주는 수치는 각 기업체 규모별로 대졸이상의 학력을 가진 근로자 가운데 중앙일보가 발표한 상위 30개 대학 졸업자 비율을 보여주고 있다. 예를 들어 10인 미만 규모의 기업체 가운데 상위 30개 대학졸업자의 비율은 15.1%에 불과한 반면에 이 비율은 기업체 규모가 증가 할수록 증가하여 1,000인 이상의 대기업에서의 비율은 무려 32.9%에 이르고 있다. 따라서 대졸자 더미 변수를 통제하고 이에 더하여 교육의 질을 통제하는 방법의 임금추정식이 기존의 실증분석에 비해 기업규모 임금추정계수의 정확성을 증가시킬 것이다.

3. 기업체 규모별 임금, 근로시간 및 산업별 분포현황

기업체 규모별로 근로자의 근로환경을 근로시간, 임금을 중심으로 <표 2-6>에서 제시하고 있다. 먼저 만원단위로 표시한 근로자의 월평균 임금수준은 10인 미만 기업체의 경우 124만원인데 반해서 10~29인 146만원, 30~99인 159만원, 100~299인 171만원, 300~999인 198만원, 그리고 1,000인 이상의 경우 226만원 이르고 있다. 즉 대기업일수록 근로자의 월평균임금이 상당히 증가함을 알 수 있다. 실증분석에서 필요한 시간당임금을 계산하기 위하여 우리는 근로자의 월평균 근로시간에

<표 2-5> 기업체 규모별 상위30개 대학 졸업자 비율

(단위: %)

	1~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~999인	1000인 이상
상위 30개 대학	15.1	20.3	21.9	22.8	28.3	32.9

주: 상위 30개 대학은 2006년도 중앙일보 발표기준임.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006

대한 정보가 필요하다. 한국노동패널에서 조사하는 근로시간은 주당 근로시간인데 이에 한 달 평균 4.3주를 고려하여 월근로시간을 추정하였다. 발견되는 흥미로운 패턴은 대기업일수록 월근로시간이 감소한다는 점이다. 예를 들어 10인 미만의 경우 근로자의 월평균 근로시간이 232시간인 반면에 10~29인 227시간, 30~99인 227시간, 100~299인 227시간, 300~999인 221시간, 그리고 1,000인 이상의 경우 215시간 이르고 있다.

대기업일수록 월평균 임금의 증가와 월평균 근로시간의 감소는 월평균 임금을 월평균 근로시간으로 나누어 추정한 시간당 임금의 기업규모 간 괴리를 증폭하는 결과를 초래한다. 10인 미만 기업체 종사자의 시간당 평균임금은 5천5백원 정도이며 10~29인 6천6백원, 30~99인 7천2백원, 100~299인 7천8백원, 300~999인 9천4백원, 그리고 1,000인 이상의 경우 1만8백원 이르고 있다. 시간당 임금을 기준으로 1,000인 이상 기업체의 평균임금은 1~9인 기업체 임금의 1.96배에 이르고 있다.

<표 2-6> 기업체 규모별 임금수준 및 근로시간

(단위: 만 원, 시간)

	1~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~999인	1000인 이상
월평균임금	124.8	146.5	159.1	171.3	198.0	226.3
월근로시간	232.8	227.2	227.8	227.6	221.2	215.5
시간당임금	0.5529	0.6645	0.7282	0.7894	0.9400	1.0885
로그시간당임금	3.91	4.07	4.14	4.21	4.38	4.54
표본크기	4028	3130	3167	1956	1616	3769

주: 모든 임금수준은 각년도 물가지수로 디플레이트한 실질수준임.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

다음으로 근로자가 속한 산업분포를 기업체 규모별로 보여주는 정보가 <표 2-7>에 제시되고 있다. 전체적인 패턴은 대기업의 경우 금융·보험·임대업 비중이 현저히 증가함을 발견 할 수 있다. 10인 미만 기업체의 경우 금융·보험·임대업 비중은 2.8%로서 매우 작은 반면에 1,000인 이상 기업체의 경우 그 비중이 무려 18.1%로 증가하고 있다. 산업간 임금격차에 있어서 금융·보험·임대업이 다른 산업에 비해 임금수준이 높은 점을 고려한다면 기업규모간 상이한 산업분포가 기업규모간 임금격차의 중요한 요인이 될 수 있다. 소규모 기업에서 도소매업과 숙박 및 음식점업의 비중이 큰 반면에 대기업의 경우 그런 산업의 비중은 낮고 전기·운수·통신업의 비중이 커지며 제조업의 비중도 다소 커짐을 알 수 있다.

<표 2-7> 기업체 규모별 산업분포

	1~9인	10~29인	30~99인	100~299인	300~999인	1000인 이상
광업, 건설	6.1	8.8	6.7	4.0	5.6	4.3
제조업	23.7	39.1	45.9	42.1	40.5	40.6
전기·운수·통신	3.5	5.4	7.4	18.3	9.4	11.3
도소매	21.7	10.6	8.4	8.8	7.7	10.8
숙박·음식점업	9.2	2.4	1.5	1.1	2.0	1.2
금융·보험·임대	2.8	4.3	2.9	3.0	9.1	18.1
공공서비스	14.4	9.3	13.5	10.7	14.5	6.6
사업서비스	10.6	13.1	9.6	9.2	8.0	5.2
기타서비스	8.1	7.0	4.1	2.9	3.1	2.1

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

4. 대기업 종사 결정요인 분석

우리는 앞에서 기업체규모별로 근로자의 다양한 특성들을 비교분석해 보았다. 이를 종합하여 각 개인의 특성들이 근로자의 기업규모 종사 여부에 영향을 주는 실증분석을 시도하고자 한다. 확률모형의 기초가 되는 선형확률모형(Linear Probability Model)을 아래와 같이 가정해 보자.

$$\Pr(y = 1|x) = \alpha + \beta X + \epsilon \quad (1)$$

여기서 $y = 1$ 는 근로자가 대기업(근로자수가 100인 이상을 정의함)에 종사할 경우를 표시하며 만일 근로자가 중소기업(근로자수 100인 미만으로 정의함)에 종사하면 $y = 0$ 의 값을 부여받게 된다. 이때 X 에는 관측되는 개인의 다양한 특성변수가 포함되는데 앞에서 살펴본 것처럼 근로자의 나이, 성별, 학력수준, 결혼여부, 그리고 근로자가 종사하는 산업변수가 포함될 수 있다. 관측되는 변수를 통제한 후에도 설명되지 못하는 부분이 잔차항 ϵ 로 표시되어 진다. 이런 선형확률모델이 가지는 가장 큰 단점은 추정된 확률이 0과 1 사이를 넘을 수 있다는 점과 더불어 잔차항의 이분산문제²⁾로 추정된 계수의 효율성 문제가 제기된다는 점이다.²⁾

따라서 본 연구에서는 이런 문제를 해결할 수 있는 프로빗(probit)과 로짓(logit) 모델을 통해서 근로자의 기업체규모 결정요인을 분석해보고자 한다. 먼저 위에서 살펴본 선형회귀모델을 아래와 같이 정리해보면

$$\Pr(y = 1 | x) = G(z) \quad (2)$$

이때 G 함수는 0과 1 사이의 값을 가지는 어떤 형태의 함수인데 G 함수가 0과 1의 값을 가지도록 여러 형태의 비선형함수식이 제안될 수 있다. 먼저 살펴 볼 프로빗 모델에서는 확률분포 G 함수가 아래의 정규누적분포함수를 따른다고 가정한다.

$$G(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \phi(v)dv \quad (3)$$

여기서 $\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{z^2}{2})$ 를 따른다. 이런 G 함수 선택을 통해

2) 구체적으로 잔차항의 분산을 구해보면 $\text{Var}(e|x) = x\beta'(1-x\beta)$ 로 나타나는데 잔차항의 분산값이 독립변수 x 의 크기에 따라 변하는 이분산(heteroskedasticity)의 문제를 야기하고 있다.

서 (2)에서 표시된 확률이 0과 1 사이의 값을 취하게 된다.

여기서 추정해야 될 β 의 계수는 비선형방식(non-linear method)에 의해서 계산되어야 한다. 가장 대표적으로 사용되는 방법은 최우도추정방법(maximum likelihood estimation)인데 아래와 같은 두 형태의 확률분포 함수를 고려해 보자.

$$\begin{aligned}\Pr(y = 1 | x) &= F(x\beta) \\ \Pr(y = 0 | x) &= 1 - F(x\beta)\end{aligned}\tag{4}$$

이 두 개의 확률분포함수를 통하여 우도함수(likelihood function)를 계산해 보면 아래 식 (5)와 같이 전개된다.

$$\log L(\beta) = \sum_{n=1}^N \log \Pr(y|x)\tag{5}$$

이 우도함수를 극대화하는 β 를 추정하는 방법을 통하여 구하여 본 연구에서 실증분석 하고자 한다. 프로빗 모델이 위의 식 (2)를 정규분포 함수로 가정한 것처럼 로짓모델에서는 이 분포함수를 Logistic 함수로 가정하고 동일한 방법으로 추정하면 된다. 본 연구에서는 이 두 가지 방법을 동시에 사용하여 추정한 결과를 <표 2-8>에서 보여준다.

먼저 전체기업규모를 종사자수 100인을 기준으로 하여 100인 이상 기업에 종사하는 확률을 근로자의 특성과 산업변수를 넣어 추정한 결과를 살펴보자³⁾. 이 추정을 위해서 프로빗 모델과 로짓 모델을 동시에 사용하였는데 이 두 모델간 추정결과의 차이가 거의 없으므로 프로빗 추정 결과에 의거해서 해석하고자 한다. 나이가 고령자 일수록 100인 이상 기업에 종사할 확률이 높았는데 그 효과의 크기는 매우 작은 것으로 나타났다. 교육년수가 높을수록 대기업에 종사하는 확률이 높았는데 교육년수 1년의 증가는 100인 이상 기업에 종사확률을 약 4% 증가시키고

3) 노동관련법규에서는 통상적으로 종업원수 300인을 기준으로 대기업과 중소기업으로 나누고 있으나 본 연구에서는 근로자의 임금과 표본의 분포를 고려하여 100인을 기준으로 나누어 분석하였다. 300인 기준으로 분석에서 결과에는 큰 변화가 없음을 밝혀둔다.

있다. 여성의 경우는 동일한 인적특성의 남성근로자에 비해 100인 이상 기업에 종사할 확률이 3.6% 낮은 것으로 추정되어진다. 추정모델에서 고려된 인적속성 외에 근로자가 속한 산업이 기업체 규모 종사형태에 미치는 효과는 매우 뚜렷한 것으로 나타났다. 제조업을 기준으로 했을 경우 전기·운수·통신업과 금융·보험·임대업에 종사했을 경우 100인 이상 기업에 근로할 확률이 각각 22.4%와 23.7% 높게 나타났다. 이외 산업에서는 제조업에 비해 100인 이상 기업 종사확률이 통계적으로 낮게 나타났다.

<표 2-8> 대기업종사 결정요인 분석

	Probit		Logit	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
나이	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
교육년수	0.040**	(0.002)	0.042**	(0.002)
여성	-0.036**	(0.009)	-0.038**	(0.009)
광업·건설	-0.192**	(0.014)	-0.191**	(0.013)
전기·운수·통신	0.161**	(0.015)	0.164**	(0.016)
도소매	-0.139**	(0.012)	-0.142**	(0.012)
숙박·음식점업	-0.224**	(0.018)	-0.223**	(0.018)
금융·보험·임대	0.237**	(0.016)	0.242**	(0.017)
공공서비스	-0.173**	(0.012)	-0.175**	(0.012)
사업서비스	-0.176**	(0.012)	-0.177**	(0.012)
기타서비스	-0.229**	(0.014)	-0.228**	(0.014)
시간더미	yes		yes	
지역더미	yes		yes	
Log likelihood	-10652.02		-10645.18	
R-sqs	0.1117		0.1123	
표본	17,666		17,666	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)을 고려하였다.

기준이 되는 산업은 제조업임.

모든 추정계수는 한계효과(marginal effects)임.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

제3절 기업체 규모임금효과

1. 횡단면 분석

본 장에서는 먼저 횡단면 회귀분석을 통한 기업체 규모의 임금을 추정해 보고자 한다. 기업체 규모를 종사하는 기업체 종업원수 규모에 따라 (1) 1~9인 (2) 10~29인 (3) 30~99인 (4) 100~299인 (5) 300~999인 (6) 1000인 이상의 6개의 범주로 나누었다. 이 가운데 10인 미만을 기준 그룹으로 설정하여 5개의 기업체 더미변수를 횡단면 임금추정식에 근로자의 다양한 특성과 같이 독립변수로 넣어 주었다. 이외에도 연도더미변수, 직종더미변수, 산업더미변수, 그리고 지역더미변수도 동시에 고려해 주었다. 임금추정식의 결과를 아래 <표 2-9>에서 살펴보면 교육년수 1년의 증가는 근로자의 임금을 5.1% 증가시키는 것으로 나타나며 나이의 증가가 임금상승에 미치는 효과는 적은 것으로 나타났다. 이와는 대조적으로 근속년수 1년의 증가가 임금상승에 미치는 효과 2.0%에 이르고 있으며 여성의 경우 관측되는 '동일한 속성'의 남성근로자에 비해 임금격차가 26.9% 나타나는 것으로 추정되었다. 결혼한 근로자가 미혼에 비해 임금이 13.1% 높은 것으로 나타났다. 다음으로 본 연구의 관심이 되는 기업체 규모별 임금효과 추정계수들을 살펴보면 10인 미만 소기업을 기준으로 해서 10~29인 경우는 근로자의 임금상승폭이 8.6%, 30~99인 기업체의 경우 9.2%, 100~299인 기업체 10.3%, 300~999인 19.1%, 그리고 1,000인 이상 기업체의 경우는 무려 26.6%의 임금상승을 보여주고 있다. 즉 기업체 규모가 커질수록 근로자의 임금도 상승하며 그 폭도 증가하는 것으로 나타난다. 물론 후에 살펴보겠지만 횡단면 추정계수는 관측되는 앓는 근로자의 특성과 기업체 선택과의 상관관계가 존재할 확률이 매우 높기 때문에 상당한 정도의 편이가 존재하는 것으로 추측할 수 있다.

<표 2-9>의 오른쪽 열에 있는 추정결과는 각 기업이 산업내에서 누

리는 독점적 이윤을 통제하고자 세분류(three digit level)하에 산업더미 변수를 통제한 결과이다. 산업변수를 9개의 대분류하에서 통제한 추정 결과와는 크게 차이가 나지 않는 것으로 나타난다. 즉 세분류 산업을 통제한 후에 추정된 기업체 규모더미 변수가 대분류 산업더미 통제 결과와 대동소이한 것으로 나타나는데 이는 대기업이 중소기업에 비해 높은 임금을 주는 이유가 대기업이 산업내에서 누리는 독점적 이윤에서 비롯된 것이라고 단정 짓기는 힘든 것으로 나타난다.

<표 2-9> 기업체규모 임금효과 추정식: 산업 세분류 통제

	OLS		OLS	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.051**	(0.001)	0.047**	(0.001)
나 이	0.003**	(0.000)	0.004**	(0.000)
근속년수	0.020**	(0.000)	0.019**	(0.001)
노동조합	0.055**	(0.007)	0.066**	(0.007)
여 성	-0.269**	(0.006)	-0.263**	(0.006)
기혼 유배우	0.131**	(0.006)	0.131**	(0.006)
기업체 규모				
10~29인	0.086**	(0.009)	0.091**	(0.009)
30~99인	0.092**	(0.009)	0.105**	(0.009)
100~299인	0.103**	(0.011)	0.120**	(0.011)
300~999인	0.191**	(0.012)	0.198**	(0.012)
1,000인 이상	0.266**	(0.010)	0.252**	(0.011)
년도더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
산업더미	대분류		세분류	
지역더미	yes		yes	
R-sqs	0.6098		0.6347	
표 본	20,781		20,781	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다. 기업체규모 더미효과에서 기준그룹은 종업원수 10인 미만인 기업임.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

다음으로 횡단면 분석에서 발생할 수 있는 관측되지 않는 근로자의 특성으로 인한 내생성문제를 고려하기 위한 또 하나의 시도로 개인이

졸업한 대학교의 질을 통제하는 것이다. 예를 들어 같은 4년제 대학을 졸업한 경우라도 서울의 상위권 대학 졸업자와 지방대학 졸업자의 생산성차이는 그들의 기업선택과 임금에 영향을 줄 것이다. 한국노동패널조사에서 개인이 2년제를 포함한 대학을 졸업한 경우 그 학교명을 묻고 있는데 조사된 약 800여개의 학교더미 변수를 통제하여 개인이 졸업한 대학교육의 질을 고려하고자 하였다. <표 2-10>의 오른쪽 열에 있는 추정결과가 대학교 더미변수를 고려한 경우인데 대학교 더미를 고려하지 않는 추정결과와 큰 차이는 없는 것으로 나타난다. 기업체 규모의 임금효과의 크기가 다소 감소는 했으나 그 폭이 2~3% 포인트 정도로서

<표 2-10> 기업체규모 임금효과 추정식: 출신 대학교 통제

	OLS		OLS	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.051**	(0.001)	0.041**	(0.002)
나 이	0.003**	(0.000)	0.002**	(0.000)
근속년수	0.020**	(0.000)	0.020**	(0.001)
노동조합	0.055**	(0.007)	0.051**	(0.007)
여 성	-0.269**	(0.006)	-0.288**	(0.006)
기혼 유배우	0.131**	(0.006)	0.124**	(0.007)
기업체규모				
10~29인	0.086**	(0.009)	0.081**	(0.009)
30~99인	0.092**	(0.009)	0.081**	(0.009)
100~299인	0.103**	(0.011)	0.093**	(0.011)
300~999인	0.191**	(0.012)	0.169**	(0.012)
1,000인 이상	0.266**	(0.010)	0.246**	(0.011)
년도더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
산업더미	대분류		대분류	
지역더미	yes		yes	
대학교더미	no		yes	
R-sqs	0.6098		0.6354	
표 본	20,781		20,781	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(seria correlation)을 고려하였다. 기업체규모 더미효과에서 기준그룹은 종업원수 10인 미만인 기업임.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

그리 크지 않는 것으로 나타나 근로자의 대학교 수준이 기업체 선택과 임금과의 상관관계를 통제하는데 큰 역할을 하지 않는 것으로 보인다.

2. 기업체 규모임금효과: 패널 분석

신고전학과모델에서는 ‘동일한’ 기술수준을 보유하고 있는 근로자들은 동일한 임금을 받는 것을 기술하고 있다. 그러나 기존의 연구가 사용하는 횡단면 분석에서는 관측되지 않는 특성과 임금과의 관계를 고려하지 못하는 단점이 있다. 따라서 기업규모간 임금격차를 실증분석 하는데 있어서, (특히)관측되지 않은 근로자의 특징들과 중소기업 혹은 대기업으로의 선택사이의 상관관계를 통제하는 것이 매우 중요하다. 전통적 횡단면분석 임금방정식에 추정하는 기업규모의 임금효과는 개인 근로자 임금에 영향을 줄 수 있는 다양한 변수들 – 예를 들어 교육수준, 근속년수 – 을 통제하고 기업규모 더미변수를 고려하는 아래와 같은 방정식을 추정하여 구한다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (6)$$

식 (1)에서 Y_i 는 각 근로자가 받는 시간당 로그임금이며, Z_i 는 개인이 속한 기업체 규모를 나타내는 더미변수, X_i 는 개별 근로자의 임금을 결정하는 개인 및 직장의 속성들이며 ϵ_i 는 에러항(error term)이다. 이때 기업체더미변수 추정계수 β_1 가 불편추정값(unbiased estimates)이 되기 위한 중요한 요건중의 하나는 에러항과 기업체규모 선택과 상관관계가 없어야 된다는 것이다. 즉 통계학적으로 $Cov(Z_i, \epsilon_i) = 0$ 이 되어야 한다. 그러나 개인의 관측되지 않는 속성에 따라 기업체 규모 선택여부가 체계적으로 결정된다면 횡단면분석에서 OLS 방법으로 추정된 기업체 더미 계수값은 편이를 가질 수밖에 없다. 만일 생산성이 혹은 기술수준이 높은 근로자들이 평균적으로 대기업 직장을 선호한다면 횡단면 임금방정식에서 추정된 대기업 임금효과의 크기는 과대평가(overestimated)된 값이 될 것이다.

관측되지 않는 근로자의 특성과 기업체 규모선택의 상관관계로 발생하는 내생성문제(endogeneity problem) 문제를 해결하기 위해서 본 연구는 패널자료를 활용하고자 한다. 기존의 연구에서 주로 이 문제를 해결하기 위해 사용했던 방법은 근로자의 임금수준에는 영향을 주지 않으면서 기업체 선택에 영향을 주는 변수를 찾아 그것을 도구변수로 활용하는 Heckman-Lee의 2단계 추정방법이다. 그러나 현실적으로 이런 연구에서 도구변수를 발견하기는 거의 불가능하다. 기업체규모의 임금효과 분석에서 결국 중요하게 고려되어야 하는 부분이 근로자의 자기선택의 문제인데 패널자료가 존재하는 경우 고정효과 모델을 사용하여 근로자의 관측되지 않는 특성과 직장선택과의 상관관계의 내생성 문제를 효과적으로 치료하는 방법인 것이다.

먼저 패널자료는 시간의 흐름에 따른 개인의 여러 정보들을 분석하는 것이므로 앞의 임금방정식 (6)에서 시간을 고려한 아래의 방정식으로 표현될 수 있다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Z_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

식 (7)에서 Y_{it} 는 각 근로자가 어느 일정시점에서 받는 시간당 로그임금이며, Z_{it} 는 시점 t 에서 개인의 기업체규모를 나타내는 더미변수, X_{it} 는 개별 근로자의 임금을 결정하는 개인 및 직장의 속성들이며, Z_t 는 시간더미변수이며, 그리고 ϵ 는 에러항이다. 이때 μ_i 는 관측되지 않는 근로자의 특성으로서 기업체규모 더미변수인 Z_{it} 와 상관관계가 일반적으로 존재하는 것으로 인식된다. 만일 개별연구자가 이런 상관관계에 대한 고려없이 OLS를 이용한 임금방정식을 추정한다면, 이때 추정된 β_1 는 편이가 발생하게 된다. 만일 생산성이나 기술수준이 높은 근로자가 대규모 기업에서 일하는 경향이 있다면 OLS 추정계수는 상향편이(upward bias)를 가지게 된다.

횡단면 분석에서 피하기 힘든 내생성문제를 해결하는 방법은 아래의 고정효과 모델을 사용하여 문제가 되는 개인의 관측되지 않는 변수 μ_i 를 제거하는 것이다.

$$\overline{Y_{it}} = \beta_1 \overline{Z_{it}} + \beta_2 \overline{X_{it}} + \beta_3 \overline{Z_t} + \overline{\epsilon_{it}} \quad (8)$$

여기서 $\overline{Y_{it}}$ 는 $Y_{it} - \overline{Y_i}$ 에서 구한 값, 즉 개인근로자의 임금을 각 시점에서 전체 분석시간에서 구한 개인의 평균임금을 빼준 값이다. 나머지 변수인 $\overline{Z_{it}}$, $\overline{X_{it}}$, $\overline{\epsilon_{it}}$ 도 동일한 방법으로 구해서 사용할 수 있다. 새롭게 정리한 식(8)에서 보는 것처럼 기존의 임금방정식에서 내생성의 문제를 내포했던 개인의 관측되지 않는 속성인 μ_i 가 제거된 것이다. 따라서 β_1 의 고정효과 추정 계수치는 에러항인 ϵ_{it} 이 모든 시점에서 각각의 독립변수와 상관관계가 없다면 불편추정량의 성질을 가질 수 있다. 최근의 통계프로그램은 고정효과 분석모델에서 발생할 수 있는 에러항의 이분산(heteroskedasticity)과 계열상관(serial correlation)을 교정하여 준다.

<표 2-11>에서 횡단면 추정결과와 고정효과 모델을 통하여 추정한 기업규모 효과를 동시에 보여주고 있다. 고정효과 모델의 장점은 앞에서 설명한 것처럼 근로자의 관측되지 않는 특성을 통제하여 우리가 추정하고자 하는 변수와의 잠재적 상관관계를 고려하는 것이다. 고정효과 모델에서 추정하는 표본은 주어진 분석기간 동안에 변수의 지위가 바뀌는 것을 대상으로 하기 때문에 매년 1년씩 증가하는 나이변수 그리고 성별변수의 추정계수는 누락되었음을 밝혀둔다. 기업체 규모변수를 살펴보기에 앞서서 다른 설명변수의 추정계수의 변화를 살펴보면 교육, 노동조합, 그리고 결혼유배우가 임금에 미치는 효과가 매우 감소했음을 우리는 발견 할 수 있다. 이는 (관측되지 않는)능력 혹은 생산성이 높은 개인이 높은 교육수준을 받고 중소기업에 비해 대기업에 종사할 확률이 높은 것으로 추정된다. 이런 상관관계를 적절히 고려하지 않을 경우 횡단면 분석에서 추정한 설명변수는 상당부분 상향편이(upward-bias)의 문제를 피하기 어렵다. 여기서 발견되는 특이한 점은 근속년수가 임금에 미치는 효과가 다른 변수와는 달리 고정효과 모델에서 횡단면 추정 계수 2.0과 비교해서 2.8로 증가한다는 점이다. 이는 개인이 직장을 옮긴 경우 새 직장에서의 보내는 근속기간이 그 회사에 필요한 기술을 습득하여 생산성을 향상시켜 급속도로 임금을 인상시키는 요인에 기인할 것

으로 추측된다.

<표 2-11> 기업체규모 임금효과 추정식: 횡단면분석 대 패널분석

	OLS		FE	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.051**	(0.001)	0.026**	(0.007)
나 이	0.003**	(0.000)		
근속년수	0.020**	(0.000)	0.028**	(0.001)
노동조합	0.055**	(0.007)	0.019*	(0.008)
여 성	-0.269**	(0.006)		
기혼 유배우	0.131**	(0.006)	0.079**	(0.009)
기업체규모				
10~29인	0.086**	(0.009)	0.051**	(0.010)
30~99인	0.092**	(0.009)	0.055**	(0.011)
100~299인	0.103**	(0.011)	0.080**	(0.013)
300~999인	0.191**	(0.012)	0.071**	(0.015)
1,000인 이상	0.266**	(0.010)	0.088**	(0.015)
년도더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
산업더미	대분류		대분류	
지역더미	yes		yes	
R-sqs	0.6098		0.4599	
표 본	20,781		20,781	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다. 기업체규모 더미효과에서 기준그룹은 종업원수 10인 미만인 기업임.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

다음으로 본 연구 분석의 초점이 되는 기업체 규모변수의 추정계수를 횡단면분석과 고정효과 모델을 비교하면 횡단면분석에서 추정된 기업체규모 효과의 크기가 고정효과 모델에서 적게는 20%에서 크게는 70%까지 감소하여 횡단면분석의 추정결과는 상향편이 되었음을 입증하나 여전히 상당한 정도의 기업규모별 임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 10인 미만 기업체를 기준으로 먼저 10~29인 기업체 종사자의 임금 상승효과는 횡단면 분석에서 추정된 임금상승 효과의 크기는 8.6%인데 반해서 고정효과 모델에서 추정된 그 효과의 크기는 5.1%로서 무려

40% 이상 감소하였다. 30~99인 경우의 경우 횡단면 분석에서는 임금 상승의 크기가 9.2%인데 고정효과 모델에서는 5.5%로 줄어들음을 보여주고 있다. 100~299인에서는 10.3%에서 8.0%, 300~999인에서는 19.1%에서 7.1%로서 무려 63%나 줄어들었고 이 크기는 1,000인 이상 기업체에서 26.6%에서 8.8%, 즉 70%나 횡단면 분석에서 상향편이 되었음을 알 수 있다.

기업체 규모가 임금에 미치는 크기에서 발견되는 흥미로운 점은 임금 격차가 크게는 10인 미만, 10인 이상 100인 미만, 그리고 100인 이상 기업체 규모별로 차이가 난다는 점이다. 즉 10인 미만 소기업을 기준으로 10인 이상에서 100인 미만 기업체에 종사할 경우 임금상승효과는 대체적으로 5%대이고 100인 이상 기업체의 경우 임금상승폭이 7~8% 수준임을 발견할 수 있다. 따라서 국내 노동시장의 경우 기업체 규모에 따른 현저한 임금격차는 이런 3가지 기업체 규모 분류에 따라 나타남을 발견한다.

이런 결과를 종합해 보면 관측되지 않는 근로자의 특성을 통제하지 못한 횡단면 분석을 포함한 기존의 추정방법은 기업체 규모를 추정하는데 상당한 편이를 피할 수 없음을 단적으로 보여주고 있다. 특히 횡단면 분석에서 야기되는 추정계수 편이의 크기가 기업체 규모가 증가할수록 그 규모가 커짐을 발견할 수 있다. 물론 고정효과 모델에서 추정한 방법의 장점은 관측되지 않는 근로자의 특성이 시간에 변화에 따라 고정되어 있다는 가정을 동반하고 있다. 만일 근로자의 관측되지 않는 특성이 시간에 변화에 따라 변화거나 직장을 이동하는 동기가 기업내에서 근로자가 직장 적합도에 대한 학습과정(learning process)으로 유발되었다면 고정효과 모델을 통한 추정계수도 어느 정도의 편이로부터 자유로울 수 없음을 밝혀둔다.

대기업이 중소기업에 비해 높은 임금을 주는 다양한 가설가운데 대기업이 특정한 산업에서 누리는 독점적 지위로부터 발생하는 독점적 이윤을 근로자에게 배분한다는 설명이 그 가운데 하나이다. 이 가능성을 조금이나마 고려하기 위해서 산업변수를 대분류하에서 통제한 앞의 방법과 달리 세분류(three digit) 수준에서 근로자가 속한 산업변수를 통제한

결과를 <표 2-12>에서 보여주고 있다. 산업분류를 대분류하에서 고정 효과 모델로 추정한 기업규모간 임금격차의 크기와 산업을 세분류하여 추정한 결과와는 거의 같음을 우리는 발견할 수 있다. 횡단면 분석에서 비교했던 결과와 이는 비슷한 결과로서 대기업의 산업내 독점적 지위로 인한 이윤의 재분배 효과는 적은 것으로 추측된다.

<표 2-12> 기업체규모 고정효과 모델 추정식: 산업 세분류 통제

	FE (산업 대분류)		FE (산업 세분류)	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.026**	(0.007)	0.023**	(0.006)
근속년수	0.028**	(0.001)	0.031**	(0.001)
노동조합	0.019*	(0.008)	0.022**	(0.008)
기혼 유배우	0.079**	(0.009)	0.073**	(0.009)
기업체규모				
10~29인	0.051**	(0.010)	0.049**	(0.010)
30~99인	0.055**	(0.011)	0.059**	(0.011)
100~299인	0.080**	(0.013)	0.084**	(0.013)
300~999인	0.071**	(0.015)	0.075**	(0.015)
1,000인 이상	0.088**	(0.015)	0.089**	(0.015)
년도더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
산업더미	대분류		세분류	
지역더미	yes		yes	
R-sqs	0.4599		0.4135	
표 본	20,781		20,781	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다. 기업체규모 더미효과에서 기준그룹은 종업원수 10인 미만인 기업임.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

임금방정식을 추정하는 경우에 연구자는 다양한 형태의 근로자의 특성뿐만 아니라 직장에 대한 특성도 가능한 많이 고려하고자 한다. 국내 노동시장의 경우 정규직과 비정규직의 임금격차가 존재하는 현실에서 이에 대한 고려도 매우 중요하리라 생각된다. 이런 관점에서 근로자가 정규직에 근무하는지에 대한 정보를 고려하여 추정한 임금방정식의 추정결과가 <표 2-13>에 제시되어 있다. 왼쪽 열에 있는 추정계수는 <표

2-11>에서 제시된 횡단면 추정방법에 비정규직 더미변수를 추가하여 분석한 결과를 보여준다. 교육년수를 포함한 나이, 근속년수, 노동조합, 그리고 여성변수가 임금에 미치는 효과는 거의 동일함을 발견 할 수 있다. 관측되는 동일한 수준에서 비정규직 근로자의 임금은 정규직 근로자에 비해 14.7% 낮게 나타나는데 이는 물론 관측되지 않는 특성을 고려하지 못한 내생성 문제가 존재하므로 상당수준의 상향편이가 존재함을 유추해 볼 수 있다. 이 추측은 오른쪽 열에 보이는 고정효과 모델에서 관측되지 않는 근로자의 특성을 고려했을 경우 정규직과 비정규직의 임금격차는 8.0%로 줄어드는 것을 발견할 수 있다.

<표 2-13> 기업체규모 임금효과 추정식

	OLS		FE	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.050**	(0.001)	0.006**	(0.007)
나 이	0.003**	(0.000)		
근속년수	0.020**	(0.001)	0.013**	(0.001)
노동조합	0.054**	(0.007)	0.027**	(0.008)
비정규직	-0.147**	(0.012)	-0.080**	(0.013)
여 성	-0.262**	(0.006)		
기혼 유배우	0.130**	(0.007)	0.041**	(0.009)
기업체규모				
10~29인	0.086**	(0.009)	0.045**	(0.010)
30~99인	0.094**	(0.009)	0.055**	(0.012)
100~299인	0.103**	(0.012)	0.069**	(0.014)
300~999인	0.201**	(0.012)	0.074**	(0.015)
1,000인 이상	0.279**	(0.011)	0.096**	(0.015)
시간더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
산업더미	yes		yes	
지역더미	yes		yes	
대학교더미	no		no	
R-sqs	0.6144		0.3621	
표 본	18,180		18,180	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다. 기업체규모 더미효과에서 기준그룹은 종업원수 10인 미만인 기업임.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

본 연구의 주된 목적은 정규직과 비정규직의 임금격차 분석에 있지 않으므로 이에 대한 논의는 여기서 멈추고자 한다. 본 연구의 관심이 되는 기업규모간 임금격차에 있어서 근로자의 비정규직 여부를 통제하는 것이 추정결과에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 횡단면 분석 결과와 고정효과 모델 추정결과 모두에서 기업규모간 임금격차의 추정 계수가 거의 변하지 않는 것으로 보인다. 참고로 비정규직에 대한 정보가 노동패널조사 3차 년도에서 누락되어 있는 관계로 표본의 크기가 약 2,000 개정도 줄어들었음을 밝혀두고자 한다.

3. 중소기업과 대기업 임금결정체계 비교

본 절에서는 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 다르게 나타나는지를 비교 분석해 보고자 한다. 앞의 임금 추정식에서는 동일한 근로자의 인적자본에 대한 하나의 시장가격으로 노동시장에서 보상받는 것을 암묵적으로 가정하였다. 그러나 예를 들어 동일한 근속년수에 대해서 중소기업과 대기업에서 지불하는 시장가격이 다를 수 있다. 만일 대기업에서 근로자에게 상대적으로 높은 가격을 노동시장에서 지불한다면 이는 중소기업과 대기업간 임금격차를 초래하는 원인이 될 것이다.

먼저 전체기업을 종사근로자의 규모에 따라 다음의 소기업(종업원수 30인 미만), 중기업(종업원수 30인 이상 300인 미만), 그리고 대기업(종업원수 300인 이상) 으로 나누어서 각각 임금방정식을 추정해 보고자 한다. 각각의 임금방정식을 추정하여 관측되는 근로자의 특성이 노동시장에서 보상받는 차이의 정도를 규명하고자 하고자 한다. 이는 또한 각 기업체 규모별로 노동시장이 분할되어 있는지를 추정해 볼 수 있는 가장 일반화된 방법이라 할 것이다.

기업체 규모 30인 미만의 경우 추정된 근로자의 인적자본에 대한 노동시장에서의 가격을 중기업과 대기업과 비교해 보면 가장 적은 것으로 나타난다. 예를 들어 교육에 대한 임금상승 효과의 크기는 소기업에서 3.9%인데 반해서 중기업에서는 5.4%, 그리고 300인 이상 대기업에서 가

장 큰 6.2%를 보여주고 있다. 다음으로 근속년수가 임금상승에 미치는 효과에서도 소기업에서 1.6%이지만 중기업에서는 1.8%, 그리고 대기업에서는 2.5%로 매우 높게 나타나고 있다. 한 가지 흥미로운 점은 남성 근로자 대비 여성근로자의 임금격차의 크기도 소기업에서는 무려 31.4%의 차이를 보이지만 이 격차는 기업규모가 커질수록 줄어서 대기업에서는 25.6%의 성별 임금격차를 보여주고 있다. 이는 상대적으로 여성의 대기업 진입이 힘든 국내노동시장 현실에서 전체적으로 성별임금격차를 넓히는 방향으로 작용 할 것이다.

지금까지의 논의는 기업체 규모를 각각 소기업, 중기업, 그리고 대기업으로 나누어 각각의 임금방정식을 추정하여 그 계수값들을 비교하여 주장한 것이다. 그러나 여기서 이 추정계수값들의 차이가 통계적으로 유의한지를 체계적으로 검증해 보아야 할 것이다.

기업규모간 결정되는 가격의 차이가 통계적으로 상이한지를 검증하는 Chow-Test에 대해서 간략히 설명해 보고자 한다.

<표 2-14> 기업체규모별 임금결정식

	소기업		중기업		대기업	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.039**	(0.002)	0.054**	(0.003)	0.062**	(0.003)
나 이	0.002**	(0.001)	0.004**	(0.001)	0.005**	(0.001)
근속년수	0.016**	(0.001)	0.018**	(0.001)	0.025**	(0.001)
노동조합	0.084**	(0.029)	0.019	(0.013)	0.071**	(0.011)
여 성	-0.316**	(0.009)	-0.274**	(0.012)	-0.256**	(0.014)
기혼 유배우	0.124**	(0.010)	0.139**	(0.013)	0.121**	(0.013)
시간더미	yes		yes		yes	
직종더미	yes		yes		yes	
산업더미	yes		yes		yes	
지역더미	yes		yes		yes	
R-sqs	0.4687		0.5693		0.5974	
표 본	7,158		5,123		5,385	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다.

* 통계적으로 1%에서 유의함. ** 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2006.

일반적으로 Chow-Test는 두 개 이상의 회귀방정식을 추정한 뒤에 동일한 추정계수가 추정방정식간 통계적으로 같은지 다른지를 추정하는데 사용된다. 예를 들어 소기업과 대기업부문의 두 개의 임금방정식을 아래와 같은 식을 추정한다고 가정하자.

$$\text{소기업: } Y_s = \alpha_s + \beta_s X + \epsilon \quad (9)$$

$$\text{대기업: } Y_l = \alpha_l + \beta_l X + \epsilon \quad (10)$$

이때 Chow-Test는 소기업의 β_s 와 대기업의 β_l 가 통계적으로 같은지를 테스트하는 것이다. 즉 우리가 통계검정 해야 될 귀무가설은 아래와 같다.

$$H_o : \beta_s = \beta_l \quad (11)$$

이를 추정하기 위해서 아래와 같은 F-통계량을 계산할 수 있다.

$$F = \frac{[SSR - (SSR_s + SSR_l)]}{SSR_s + SSR_l} \cdot \frac{[n - 2(k + 1)]}{k + 1} \quad (12)$$

여기서 SSR 는 소기업과 대기를 합친 임금방정식을 추정했을 경우 Sum of Squared Residuals이며 SSR_s 과 SSR_l 는 각각 소기업과 대기업에서 추정한 SSR의 값을 의미한다. 그리고 n은 전체 표본의 크기이며 k는 설명변수의 크기이다. 이 방법을 사용하여 구한 F 통계값을 소기업, 중기업, 그리고 대기업간 비교해서 아래 <표 2-15>에서 보여주고 있다. 아래에서 보는 것처럼 소기업과 중기업, 소기업과 대기업, 그리고 중기업과 대기업 모두 F-통계량 값이 1% 유의수준에서 추정계수값이 동일하다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 국내 노동시장에서 기업체 규모간 임금보상의 차이가 현저히 존재하는 것으로 추정된다.

<표 2-15> Chow-Test 통계량 비교

기업규모	소기업-중기업	소기업-대기업	중기업-대기업
F-통계량	11.06	20.82	13.25

제4절 요약 및 정책방향

본 연구에서는 근로자의 다양한 특성을 통제하여 기업규모간 임금격차의 크기를 실증적으로 분석하였는데 기존의 연구가 간과하고 있는 개인의 관측되지 않는 특성을 고정효과 모델을 통하여 이를 통제한 연구라는 점에서 기존의 연구보다 진일보 되었다고 할 수 있다. 다양한 근로자의 특성을 통제한 횡단면 분석을 이용하여 추정한 10인 미만 근로자 기준 기업규모간 임금격차는 10~29인 8.6%, 30~99인 9.2%, 100~299인 10.3%, 300~999인 19.1%, 그리고 1,000인 이상 26.6%로 나타났다. 그러나 횡단면 분석에서 추정된 기업규모간 임금격차는 생산성이 높은 개인이 대기업을 선택하는 자기선택(self-selection)의 문제를 내포하고 있기 때문에 추정계수의 상당부분이 상향편이 되었을 가능성을 제기하고 있다. 본 연구에서는 이런 내생성문제를 만일 근로자의 관측되지 않는 특성이 시간에 흐름에 따라 고정되어 있다는 가정아래 각 설명변수를 평균에서 차분해서 회귀분석하는 고정효과 모델을 통해서 이 문제를 해결하고자 시도하였다.

개인의 관측되지 않는 특성을 고려한 고정효과모델에서 추정한 기업규모간 임금격차는 적게는 20%에서 크게는 70%까지 감소하여 횡단면 분석의 추정결과는 상향편이 되었음을 입증하나 여전히 상당한 정도의 기업규모별 임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 구체적으로 10인 미만 기업체를 기준으로 했을 경우 10~29인 5.1%, 30~99인 5.5%, 100~299인 8.0%, 300~999인 7.1%, 그리고 1,000인 이상 8.8%로 나타났다. 횡단면 분석결과와 고정효과 모델의 추정계수를 비교해 본 결과 관측되지 않는 능력 혹은 생산성이 높은 개인이 상당부분 중소기업보다는 대기업을 많이 선택하였고 이를 실증분석에서 적절히 고려하지 않을 경우 기업규모간 임금격차를 과대평가 할 수 있음을 살펴보았다.

본 연구에서는 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 다르게 나타나는 지를 비교 분석해 보았다.

예를 들어 동일한 근속년수에 대해서 중소기업과 대기업에서 지불하는 시장가격이 다를 수 있다. 만일 대기업에서 근로자에게 상대적으로 높은 가격을 노동시장에서 지불한다면 이는 중소기업과 대기업간 임금격차를 초래하는 원인이 될 것이다. 기업규모를 소기업(종업원수 30인 미만) 중기업(종업원수 30인 이상 300인 미만) 대기업(종업원수 300인 이상)으로 정의하여 임금방정식을 추정한 결과 관측되는 근로자의 특성이 노동시장에서 보상받는 수준이 기업규모간 상이하게 나타났다. 대기업의 경우 교육, 근속년수의 가격증가효과가 나타나며 여성의 임금격차는 줄어드는 것으로 나타나며 가격차별로 인한 임금격차가 가속화되는 이중노동시장의 특성을 보여주고 있다.

우리는 앞에서 국내노동시장의 경우 중소기업과 대기업간 상당한 임금격차가 존재하고 이 격차는 과거 20년간 그 속도도 증가되었음을 살펴보았다. 그러나 기업규모간 임금격차의 크기가 관측되지 않는 개인의 속성을 고려한 고정효과 모델을 살펴본 경우 우리가 일반적으로 추정하는 임금격차보다 상당히 감소함을 알 수 있다. 이는 기업규모간 임금격차의 여러 원인 가운데 근로자의 인적자본의 차이로서 상당부분 설명될 수 있다는 것이다. 즉 능력 혹은 생산성이 높은 근로자가 대기업에 종사할 확률이 높고 이는 중소기업에 종사하는 근로자 보다 상대적으로 높다는 것이다. 만일 관측되는 혹은 관측되지 않는 근로자의 생산성의 차이로 인한 임금격차가 발생했다면 기업규모간 임금격차를 줄이려는 인위적인 정책은 자칫 노동시장의 왜곡을 초래할 수 있다.

고정효과 모델로 추정한 결과 우리가 발견하는 상당부분의 임금격차는 10인 미만 영세기업과 중소기업 혹은 대기업과의 격차를 보여주고 있다. 물론 중소기업과 대기업과의 임금격차도 어느 정도 존재하는 것이 현실이다. 영세소기업의 경우 적은 자본으로 근로자의 생산성의 저하와 이로 인한 저임금, 이는 결국 생산성이 낮은 근로자의 유입을 촉진하는 악순환이 전개되는 것이다. 따라서 영세소기업의 경우 자신들이 특화 할 수 있는 전문성을 확대하고 이로 인한 생산성의 증가를 통한 임금상승을 유도하는 것이 바람직하다. 중소기업의 경우에도 선별적으로 유망한 중소기업에 금융지원을 통하여 그들이 기술개발을 통하여 생

산성을 증가시키도록 유도해야 될 것이다. 이는 궁극적으로 능력이 높은 개인이 중소기업에 진입할 수 있는 계기가 될 것이다.

현재 고등학교를 졸업하는 학생의 85% 이상이 대학에 진학하는 현실에서 그들이 주로 대기업이나 공공부문에만 취업하려고 하는데 이로 인해 대기업과는 달리 중소기업에서는 구직란을 겪고 있는 현상이 발생한다. 결국 고학력을 소유한 개인이 중소기업에 종사하도록 유도하여 자연스럽게 중소기업 종사자의 임금이 올라가도록 하는 시장친화적인 정책이 필요하다. 이런 정책에는 학교나 지역에서 중소기업과 연계된 직장구직(Job-Seeking) 프로그램을 활성화 하여 대학을 졸업한 인력이 중소기업을 회피하지 않도록 하는 정책이 필요하다.

궁극적으로는 노동시장에서 개인이 속한 기업체에 따라 임금이 결정되는 것이 아니라 개인의 성과에 따라 임금이 결정되는 체계로의 전환이 필요하다. 근로자의 생산성을 초과하는 고임금이나 생산성을 하회하는 저임금 모두 노동시장의 효율성을 저하시키는 요인이다. 따라서 장기적으로는 개인의 임금수준이 개인의 노동생산성에 연동되도록 하는 전반적인 임금체계의 변화가 필요하다.

제3장

지역별 임금격차의 결정요인 분석

제1절 연구의 필요성 및 목적

우리나라에서 지역간, 특히 수도권과 비수도권의 임금격차는 인구의 수도권 집중의 가장 큰 요인으로 작용하고 있다. 수도권으로의 인구와 경제력 집중 문제를 해결하기 위해서는 서울 및 수도권의 임금이 왜 다른 지역의 도시들에 비해 높은지 요인을 찾아내는 것이 중요하다. 이들 요인의 정확한 이해는 지역균형발전 정책수립에 큰 도움이 될 것이다. Glaeser and Mare(2001)는 도시규모에 따른 임금의 격차요인을 발견하기 위해 미국의 노동패널자료를 이용하며 농촌지역에서 대도시로 이동한 이주자의 임금성장과정을 살펴보고 대도시의 임금 프리미엄은 도시의 높은 임금수준효과(wage level effect)라기 보다는 대도시거주자의 임금이 더 빨리 증가하기(wage growth effect) 때문이라고 주장한다. Combes, Duranton and Gobillon(2008)은 프랑스의 노동패널자료를 이용하며 지역간 임금격차의 가장 큰 요인이 도시거주자의 높은 skill(교육과 전문성) 때문임을 밝혔으며 지역의 인구밀집에서 얻어지는 지역화 경제와 도시화 경제의 효과도 중요한데 이들 효과에 대한 추정치는 노동자의 이질성(heterogeneity)을 통제하지 않으면 편의가 있는 추정치를 얻을 수 있음을 지적하였다.

우리나라 노동패널 8차 2006년도 조사 자료에 의하면 우리나라에서 최상위 10개 시군구의 평균 종사자월급은 234.7만원으로 최하위 10개 시군구의 평균 종사자월급 106.1만원의 2.21배로 2배가 넘는 지역별 임금격차가 존재함을 알 수 있다. 또 노동패널자료의 178개의 시군구 중 가장 높은 종사자 월급을 보여 주는 곳은 울산 동구인데 평균 종사자월급이 258.7만원으로 가장 낮은 종사자월급을 보여 주고 있는 시군구(구체적 지역명의 기재를 피하고 있음)의 평균 종사자월급 98만원의 2.64배가 된다.

본 연구과제의 주목적은 왜 최상위 시군구와 최하위 시군구간의 지역적 월급차이가 2.6배가 되는가를 밝히는 것이다. 한국노동연구원의 8차 2006년 노동패널자료를 이용하며 178개 시군구간의 임금격차요인을 분석한다.

특정도시의 높은 임금이 그와 같은 도시로 집중하는 종사자의 일반적 인적자본이 높기 때문인지, 그와 같은 도시의 집적의 경제(agglomeration economies) 때문에 종사자가 해당 도시에서 근무하게 되면 생산성이 높아지기 때문인지, 또는 해당 도시의 입지상 이점 때문에 해당 도시에 근무하면 높은 임금을 받게 되는 것인지를 확인하려고 노력한다.

제2절 자 료

우리는 노동연구원의 제8차 2006년 노동패널자료를 이용하여 약 4,000여명 종사자에 대한 자료를 이용한다. 종속변수인 임금은 임금근로자의 월평균임금액수(만원) (MWAAGEAMON)을 사용한다. 앞으로의 토론에서 지역 또는 지역 - 산업내 총종사자의 평균월급과 혼동을 피하기 위하여 개인 근로자의 12개월 월급의 평균임을 지칭하기 위해 노동패널자료에서 사용하는 월평균임금이라는 용어는 사용을 피하고 이 경우에는 단순히 월급이라고 지칭할 것이다.

본 연구는 노동연구원의 노동패널자료 외에 시군구의 평균교육수준,

시군구의 인구 등을 계산하기 위해 2000년 인구센서스 10% 자료를 이용했으며 시군구 별 산업 별 기업체수, 종종사자수 등을 계산하기 위해 1999년 총사업체조사 자료를 이용하였다. 마지막으로 시군구별 재정자립도와 도로연장률 등을 계산하기 위해 통계청의 1999년 시군구 주요통계지표의 통계를 이용하였다. 주된 자료는 제8차 2006년 노동패널자료인데 반하여 이와 결합하는 다른 자료들은 1999년 또는 2000년의 자료들로서 이들 자료를 결합하여 분석하는데 문제가 있지 않나 의문이 제시될 수 있으나 2006년의 자료로부터 종속변수인 평균월급변수를 도출하고 1999년 또는 2000년의 자료들로부터 지역여건을 나타내는 독립변수들을 도출하므로 독립변수들의 내생성(endogeneity) 문제를 해결하기 위해 오히려 바람직하다고 사료된다.

다음에는 노동패널 8차 조사인 2006년의 약 4,085명 종사자의 자료를 이용하여 종사자 월급의 평균값을 성별, 교육수준, 사업체가 소재하는 광역시·도, 사업체규모, 업체에 노동조합유무, 부모의 교육수준, 산업, 및 직업에 따라 계산한 것을 보고한다.

<표 3-1>에 의하면 여성의 평균월급은 118만원으로 남성의 평균월급인 198만원의 약 60%밖에 미치지 못하고 있음을 보여 준다. <표 3-2>는 고등학교 졸업의 학력을 가진 종사자가 1,461명으로 가장 많은데 이들의 평균월급은 153만원이다. 초급대학 졸업자의 평균월급은 161만원으로 고졸 취업자에 비해 5.6%밖에 높지 않으나 4년제 대학졸업자의 평균월급은 218만원으로 고졸취업자보다 42.5%나 높은 보상을 받고 있다. 대학원에서 석사학위취득자의 평균월급은 273만원으로 대졸취업자보다 25.2% 높으며 박사학위취득자의 평균월급은 327만원으로 대졸취업자보다 50% 높은 것으로 보여 주고 있다. <표 3-3>은 직장소재지별 평균월급을 보여 주고 있는데 울산이 제일 높으며 다음으로 서울이 높음을 보여 준다. 이 표의 결과에 대하여는 뒤에서 자세히 살펴본다. 약간 의아하게 느껴지는 것은 부산, 대구, 대전, 인천, 광주 등 울산과 서울을 제외한 모든 광역시가 매우 낮은 월급수준을 보여 주고 있다는 것이다. 이 점에 대해 뒤에서 더 깊이 분석을 행한다.

<표 3-4>는 사업체규모별 평균월급의 차이를 보여 주고 있는데 100~

299명의 종사자를 가진 업체 종사자의 평균월급은 181만원인데 이와 비교할 때 500~999명의 종사자를 가진 업체 종사자의 월급은 207.4만원으로 15% 더 높고 1,000명 이상의 종사자를 가진 업체 종사자의 평균월급은 235만원으로 30% 더 높은 것을 보여 준다. 반면에 10~29명 종사자를 가진 업체 종사자의 평균월급은 142만원으로 100~299명의 종사자를 가진 업체보다 22%가량 낮다. <표 3-5>는 노동조합이 있는 업체의 종사자 평균월급이 244만원으로 노동조합이 없는 업체의 종사자 평균월급인 146만원보다 67%가량 더 높은 것을 보여 주고 있다. <표 3-6>은 부모의 학력이 종사자의 월급에 유의한 영향을 미치고 있음을 보여 준다.

<표 3-7>은 산업별 월급차이를 보여 주고 있는데 전기, 가스 및 수도 사업, 금융 및 보험업, 공공행정, 교육서비스의 산업에 종사하는 자의 월급이 높은 것을 보여 주고 있다. <표 3-8>은 직업별 임금격차를 보여 주는데 관리자, 전문가 및 기술공 및 준전문가의 상위 3개 직업에 종사하는 자의 월급이 월등히 높음을 보여 주고 있다.

<표 3-1> 성별 평균월급

성 별		표본수	평균월급(10,000원)
0	여 성	1585	117.63
1	남 성	2483	197.88

<표 3-2> 교육수준별 평균월급

교육수준		표본수	평균월급(10,000원)
2	무교육	51	61.73
3	초등학교	270	91.63
4	중학교	436	110.37
5	고등학교	1461	152.66
6	초급대학	640	161.20
7	4년제 대학	1026	218.19
8	대학원 석사학위	153	273.08
9	대학원 박사학위	30	326.53

<표 3-3> 직장소재지별 평균월급

직장소재지별		표본수	평균월급(10,000원)
1	서울	1076	181.37
2	부산	338	137.07
3	대구	222	145.32
4	대전	118	157.43
5	인천	217	152.77
6	광주	107	162.26
7	울산	128	210.30
8	경기도	793	169.88
9	강원도	73	158.56
10	충청북도	95	173.56
11	충청남도	124	165.65
12	전라북도	133	155.68
13	전라남도	100	179.11
14	경상북도	191	154.89
15	경상남도	291	168.18
16	제주도	2	200.00
18	외국	1	110.00

<표 3-4> 사업체규모별 평균월급

사업체규모별 (종사자수)		표본수	평균월급(10,000원)
1	1~4	547	109.40
2	5~9	485	122.60
3	10~29	577	142.38
4	30~49	221	151.62
5	50~69	182	178.08
6	70~99	126	158.90
7	100~299	354	181.22
8	300~499	124	188.39
9	500~999	128	207.43
10	1000명 이상	690	235.16
11	미상	39	124.13

<표 3-5> 직장내 노동조합유무별 평균월급

직장내 노동조합유무별		표본수	평균월급(10,000원)
1	노동조합 있음	893	243.98
2	노동조합 없음	3122	145.50
3	모름	53	106.91

<표 3-6> 부모 학력별 평균월급

부모 학력별		표본수	평균월급(10,000원)
1	무교육	692	142.71
2	초등학교	1198	167.96
3	중학교	777	165.77
4	고등학교	848	174.60
5	초급대학	64	200.91
6	4년제 대학	264	206.48
7	대학원 석사/박사학위	31	260.55

<표 3-7> 산업별 평균월급

산업별		표본수	평균월급(10,000원)
0	미 상	92	205.61
1	농업 및 임업	28	68.18
2	어 업	8	145.75
3	광 업	3	194.00
4	제조업	1011	172.07
5	전기, 가스 및 수도사업	26	279.77
6	건설업	430	158.50
7	도소매업	460	144.67
8	숙박 및 음식점업	243	102.51
9	운수업	185	167.34
10	통신업	69	219.12
11	금융 및 보험업	155	258.88
12	부동산업 및 임대업	54	148.81
13	사업서비스업	345	162.44
14	공공행정, 국방 및 사회보장 행정	189	216.42
15	교육서비스업	318	195.58
16	보건 및 사회복지사업	173	161.86
17	오락, 문화 및 운동관련 산업	58	116.41
18	기타 공공, 수리 및 개인서비스업	158	130.54
19	가사서비스업	55	66.71
20	국제 및 외국기관	8	240.00

<표 3-8> 직업별 평균월급

직업별		표본수	평균월급(10,000원)
0	미 상	169	228.20
1	의회의원, 고위임직원 및 관리자	48	328.31
2	전문가	463	225.79
3	기술공 및 준전문가	550	207.61
4	사무 종사자	637	173.80
5	서비스 및 판매 종사자	578	125.06
6	농업, 임업 및 어업 숙련 종사자	22	84.41
7	기능원 및 관련 기능 종사자	629	153.91
8	장치, 기계조작 및 조립 종사자	446	164.78
9	단순노무 종사자	526	94.23

제3절 연구방법 및 변수들

Combes, Duranton and Gobillon(2008)에 따르면 지역간 임금격차를 다음의 3가지 그룹의 요인들을 가지고 설명할 수 있다. 첫째, 지역간 임금격차는 종사자의 인적자본(skill)구성의 지역적 차이를 직접적으로 반영한다. 지역에 따라 산업이 상이하게 배분되어 있으므로 이들 산업에 종사하기 위해 몰려드는 종사자의 측정가능한 인적자본과 측정불가능한 인적자본에 있어서 지역적 차이가 있을 수 있다. 즉

$$w_a = A s_a$$

w_a 는 종사자 a 의 임금이고 s_a 는 종사자 a 의 인적자본이며 A 는 지역에 의해 영향을 받지 않는 노동생산성이다. 이로부터 지역 j 의 종사자 평균임금 w_j

$$W_j = A S_j$$

w_i 는 지역 j 에 근무하는 종사자의 평균임금이고 s_j 는 지역 j 에 근무하는 종사자의 평균 인적자본이다.

둘째, 지역간 임금차이는 지역의 비인적 부존자원(non-human endowments)에 있어서의 차이를 반영한다. 비인적 부존자원은 해당도시의 유리한 입지조건, 경제활동에 유리한 기후, 또는 지하자원 등이며 공공 및 민간 자본, 지역의 조직 및 기술 등의 생산요소들을 또한 포함한다. 따라서 지역 j 의 임금 w_j ,

$$W_j = A(E_j)$$

E_j 는 노동의 생산성에 양(+)의 영향을 주는 지역 j 의 부존자원이다.

셋째, 지역간 임금격차는 지역에서 발생하는 종사자간 또는 기업체간의 아이디어의 교환에서 얻어지는 생산성의 증가 때문에 발생한다. 도시경제학에서는 이를 집적의 경제(agglomeration economies)라고 하는데 이는 도시의 전체시장 규모에서 얻어지는 생산성 이득인 도시화 경제(urbanization economies)와 개별산업의 지역적 집중에서 얻어지는 생산성 이득인 지역화 경제(localization economies)로 나뉘어진다. 집적의 경제는 세 가지 요인으로부터 발생한다고 주장되고 있는데 지식의 파급(knowledge spillover), 노동시장 pooling, 그리고 중간재의 공동사용이다. 기업이 공간적으로 밀집해 있는 것은 다른 기업들과 노동자간 교류를 증가시키는데 이와 같은 교류는 새로운 아이디어가 기업간에 파급하는 가능성을 높여준다. 통합된 (pooled)노동시장은 노동자와 기업간에 더 좋은 매칭을 가져 오고 특별한 기술을 소유한 노동자를 구하는데 있어서 탐색비용을 감소시키고 기업이 기업특유의 이유로 인해 불경기 또는 호경기를 당할 때 각 개별기업이 종사자수를 조정하는데 있어서 더 높은 융통성을 가질 수 있게 한다. 기업이 집중되어 있는 지역에 소재하는 중간재 공급자는 규모의 경제를 향유할 수 있고 그들의 고객기업에게 상대적으로 저렴한 중간재를 더 효율적으로 공급하는 것이 가능하게 된다. 어떤 조건하에서 집적의 경제가 발생하는가에 대해 의견이 대립되고 있다. Marschall(1890), Arrow(1962), 그리고 Romer(1986)는 동종산업에 속한 기업들이 밀집해 있는 경우에 집적의 경제가 발생한다고 주장하는데 이를 지역화 경제(localization economies)라고 한다. 이와는 대조적으로 Jacobs(1969)은 산업의 집중이 아니라 지역 산업의 다

양성이 발명과 생산성 증가를 촉진시킨다고 주장한다. 그 이유는 중요한 지식의 전파는 상이한 산업간에 cross fertilization을 통해 이루어지기 때문이다. 이를 도시화 경제(urbanization economies)라고 한다.

지역 j 에서 산업 I 에 종사하는 종사자 a 의 임금

$$W_{aj} = A(I_{aj}, I_{aij})$$

I_{aj} 는 도시화 경제를, I_{aij} 는 지역화 경제를 나타낸다.

위의 3가지 요인을 종합하며 우리의 모형은 지역 j 에서 산업 i 에 종사하는 종사자 a 의 임금은

$$w_{aj} = A(E_{aj}, I_{aj}, I_{aij})s_a$$

이 수식에서 종속변수를 로그화 한 후 계수를 추정한다.

Combes, Duranton and Gobillon(2008)을 따라서 2단계 추정을 하는데 첫째의 단계로 임금의 로그값을 지역고정효과변수, 산업고정효과변수, 각각의 지역 - 산업(city-industry)에 대한 지역화 경제변수, 그리고 종사자의 특성변수 등의 독립변수에 대해 회귀분석을 행한다. 두번째 단계로 첫번째 단계에서 추정된 지역고정효과변수의 추정된 계수를 종속변수로 사용하며 도시화 경제 변수, 그리고 도시의 부존자원(endowments) 변수들의 독립변수들에 회귀분석을 행한다. 도시화 경제변수가 내생성의 문제(endogeneity problem)을 가질 수 있으므로 이 문제를 해결하기 위해 적절한 도구변수를 사용해야 할 것이나 이 문제는 본 과제의 시간적 제약 때문에 후속 연구에서 다루기로 한다.

2차의 단계를 사용하여 추정하는 대신에 식(1)에 도시화 경제와 도시의 부존자원을 나타내는 변수들을 추가하여 한번의 단계로 추정할 수도 있으나 이 경우에는 이들 변수들이 178개의 시군구별로 산출되어 있으므로 지역고정효과를 나타내는데 178개의 시군구 더미를 사용하는 대신 통합된 변수인 22개의 광역시·도 더미변수를 사용해야하는 단점이 있다. Combes et al. (2008)는 한번의 단계로 추정된 계수에 편의가 발생할 수 있음을 설명하고 있다.

위의 2단계 추정을 통해 지역간 임금격차가 종사자의 인적자본, 집적의 경제를 통한 생산성의 증가 그리고 지역의 유리한 부존여건의 3개 요인 각각에 의해 얼마나 설명될 수 있는지를 분석할 것이다.

2006년의 자료를 분석하는 우리의 회귀식을 다음과 같이 적을 수 있다.

$$\log W_{aij} = \beta_j + \alpha_i + X_{aij}\gamma + LE_{ij}\delta + CM_{ij}\zeta + e_{aij} \quad (13)$$

개인의 인적자본을 나타내는 X_{aij} 는 개인의 교육수준, 경험을 나타내는 연령, 연령제곱, 성별, 결혼여부, 이혼 및 사별여부, 또는 성별과 결혼여부와 교차항(미혼남성, 기혼남성, 미혼여성, 기혼여성), 사업체에 노동조합유무, 종사자가 근무하는 기업체의 규모더미, 교육의 질(개인의 교육수준과 개인이 근무하는 기업체규모와의 교차항), 직업에 대한 더미 등을 포함한다. β_j 는 지역 고정효과(fixed effect)를 나타내는데 개인이 거주하고 있는 시군구의 더미(178개)에 대한 계수이며 α_i 는 산업 고정효과(fixed effect)를 나타내는데 산업의 더미(60개 또는 18개의 대분류)에 대한 계수이다, 지역화 경제($\leq_{ij}$)를 나타내는 변수로 절대적 산업집중지수, 상대적 산업집중지수, 지역의 해당산업의 총종사자수, 그리고 지역의 해당산업의 총사업체수를 포함한다. 절대적 산업집중지수는 지역의 해당산업의 총종사자수가 지역의 총종사자수에서 차지하는 비율이며, 상대적 산업집중지수는 절대적 산업집중지수를 전국에서 해당 산업 총종사자수가 전국의 총종사자수에서 차지하는 비율로 나눈 값이다. 지역-산업 경제구조의 경쟁강도(CM_{ij})를 나타내는 변수를 또한 포함한다. 지역-산업의 경쟁강도를 반영하는 변수는 개별기업의 종사자수의 지역-산업종사자 총수에 대한 비율을 자승하여 지역의 해당 산업에 대해 합계하여 얻어지는 Herfindahl Index 경쟁지수와 상대적 기업규모인데 후자는 지역-산업의 평균 사업체당 종사자수를 해당 산업의 전국 사업체당 종사자수로 나눈 값이다. 지역산업의 경쟁강도를 반영하는 이 두 지수는 모두 경쟁의 결손을 나타낸다.

본 보고서에서 사용되는 지역-산업의 종사자수에 대하여는 1999년

총사업체조사 자료를 이용하여 산출하는데 일상종사자수와 전체 종사자수의 두 가치를 이용할 수 있는데 전체 종사자수에 대한 값을 우리는 이용한다. 일상고용자에 대한 변수를 이용하는 경우 위에서 설명한 Herfindahl Index를 구하는 경우 일부 지역-산업은 전체 일상고용자수가 0인 경우가 있어 계산에 어려움이 발생한다.

우리는 2차의 단계를 거쳐서 계산하는데 1차의 단계에서 식(1)을 계산하고 이 계산과정에서 얻어지는 시군구 178개 더미변수의 계수를 종속변수로 하고 도시화 경제를 나타내는 변수와 지역의 인프라를 나타내는 변수들을 독립변수로 포함하여 식(2)를 추정한다.

$$\beta_j = W_0 + UE_j\theta + E_j\mu + \nu_j \quad (14)$$

도시화경제(UE_j)를 나타내는 변수로 4개의 변수를 사용한다. 첫째 변수는 면적당 종사자 수로 시군구의 노동밀도의 로그값이며 노동밀도는 시군구의 총종사자수를 지역의 면적으로 나눈 값이다. 둘째 변수는 Herfindahl 도시화지수인데 시군구의 비다양성HI변수의 로그값으로 지역-산업의 종사자수가 지역의 총종사자에서 차지하는 비율의 자승한 값을 지역의 모든 산업에 대해 구한 후 합계를 한 Herfindahl Index이다. 지역의 경제구조가 특정산업에 집중되어 있으면 이 변수의 값이 상대적으로 클 것이다. 따라서 이 변수는 지역-산업구조의 비다양성을 반영한다. 셋째의 변수는 지역의 총종사자 수인데 시군구의 총종사자수의 로그값이다. 이 변수는 시군구의 전체경제활동규모를 반영한다. 네 번째 변수는 Ellison-Glaeser 도시화지수인데 시군구의 비다양성EG지수변수의 로그값이다. EG지수변수는 지역-산업의 종사자수가 지역의 총종사자수에서 차지하는 비율과 해당 산업의 전국종사자수가 전국의 총종사자수에서 차지하는 비율 사이의 차이를 구한 후 그 값을 자승한 후 모든 산업에 대해 합계를 구한 값이다. 이 변수 또한 지역-산업 구조의 비다양성을 반영한다.

지역의 인프라를 반영하는 변수로 4개의 변수를 사용하는데 지역의 인적자본을 나타내기 위해 시군구의 평균교육수준을 사용한다. 지역의 인프라를 나타내는 변수로 시군구의 도로연장률, 재정자립도변수(Financial

indep), 그리고 outsourcing의 가능성을 나타내는 변수로 사업서비스비율이 또한 포함된다. Outsourcing변수로는 시군구의 사업서비스 종사자가 지역의 전체종사자수에서 차지하는 비율을 사용한다. 도로연장률변수는 시군구의 도로의 길이를 그 지역의 면적으로 나눈 값이다.

<표 3-9> 본 연구의 회귀분석에서 사용되는 독립변수들에 대한 정의, 평균 그리고 표준편차를 보여 주고 있다.

제4절 지역적 임금격차에 대한 1차 분석

제8차 2006년 노동패널자료를 이용하며 계산된 <표 3-10>에는 최상위 종사자월급 10개 시군구와 최하위 종사자월급 10개 시군구의 그룹평균 월급을 보여 주고 있다. 개별 시군구의 월급을 명시하는데 문제가 있을 수 있으므로 최상위 10개 시군구의 평균 월급과 최하위 10개 시군구의 평균 월급을 보여 주고 있다.

최하위 10개 시군구의 기재순서는 소득수준을 피하고 인구센서스 지역번호순서에 의해 기재하였다. 시군구 중 노동패널 표본수가 10인 미만인 지역은 제외하였음에 유의할 필요가 있다. 지역명 다음의 괄호 안에 기재된 수치는 해당 시군구의 표본수를 보여준다.

최상위 10개 시군구의 평균 종사자월급은 234.7만원으로 최하위 10개 시군구의 평균 종사자월급 106.1만원의 2.21배로 2배가 넘는 지역별 임금격차가 있음을 알 수 있다. 노동패널자료의 178개의 시군구 중 가장 높은 종사자 월급을 보여 주는 곳은 울산 동구인데 평균 종사자월급이 258.7만원으로 구체적 지역명의 기재를 피하고 있는 가장 낮은 종사자 월급을 보여 주고 있는 시군구의 평균 종사자월급 98만원의 2.64배가 된다.

본 연구과제의 주목적은 왜 최상위 시군구와 최하위 시군구간의 지역적 월급차이가 2.6배가 되는가를 밝히는 것이다.

<표 3-9> 변수들에 대한 정의, 평균 그리고 표준편차

변수명	정 의	평 균	표준편차
성 별	남성=1, 여성=0	0.6102	0.4878
결혼 여부	기혼=1, 미혼=0	0.5800	0.4936
미혼 남성	미혼 남성=1, 그 외=0	0.2410	0.4277
기혼 남성	기혼 남성=1, 그 외=0	0.3692	0.4827
미혼 여성	미혼 여성=1, 그 외=0	0.1790	0.3834
기혼 여성	기혼 여성=1, 그 외=0	0.2108	0.4080
이혼 혹은 사별 여부	이혼 혹은 사별=1, 그 외=0	0.0313	0.1741
연 령	종사자의 연령	38.41	1,602.68
연령 자승	종사자연령의 제곱	1,602.68	957.78
교육연수	종사자의 교육연수	12.65	3.105
교육의 질	사업체의 총 종사자 수*종사자의 교육연수	67.45	50.27
정규직	정규직=1, 임시직=0	0.7298	0.4441
노동조합	사업체에 노동조합 존재 함=1, 존재하지 않음=0	0.2154	0.4112
부모의 교육연수	부친 부계시 모친의 교육연수	4.8013	4.2111
사업체 규모(총 종사자 수)			
규모1	9명 이하	0.3084	0.4619
규모2	10명 이상 29명 이하	0.1661	0.3722
규모3	30명 이상 49명 이하	0.0640	0.2447
규모4	50명 이상 99명 이하	0.0886	0.2843
규모5	100명 이상 299명 이하	0.1018	0.3025
규모6	300명 이상 499명 이하	0.0356	0.1852
규모7	500명 이상	0.2355	0.4244
직 업			
직업1	의회의원, 고위임직원 및 관리자	0.0120	0.1091
직업2	전문가	0.1041	0.3055
직업3	기술공 및 준전문가	0.1454	0.3526
직업4	사무 종사자	0.1615	0.3680
직업5	서비스 및 판매 종사자	0.1452	0.3523
직업6	농업, 임업 및 어업 숙련 종사자	0.0040	0.0633
직업7	기능원 및 관련 기능 종사자	0.1492	0.3563
직업8	장치, 기계조작 및 조립 종사자	0.1265	0.3325
직업9	단순노무 종사자	0.1176	0.3222
직업10	그 외	0.0344	0.1823
지역-산업의 경쟁강도			
Herfindahl 경쟁지수	개별 기업의 종사자 수의 지역-산업별 종사자 수에 대한 비율을 자승하여 지역의 해당 산업에 대해 합계하여 얻어지는 Herfindahl Index	0.0877	0.1612
상대적 기업규모	지역-산업의 평균 사업체 당 종사자 수를 해당 산업의 전국 사업체 당 종사자 수로 나눈 값	1.1831	1.2837

<표 3-9> 계속

변수명	정 의	평 균	표준편차
지역화 경제			
절대적 산업집중지수	지역의 해당산업의 총종사자수가 지역의 총종사자수에서 차지하는 비율	0.0483	0.0617
상대적 산업집중지수	절대적 산업집중계수를 전국에서 해당산업 총종사자수가 전국의 총종사자수에서 차지하는 비율로 나눈 값	1.8927	5.3492
지역-산업의 사업체 수	지역의 해당 산업의 총 사업체 수 (로그값)	5.4837	1.8676
지역-산업의 종사자 수	지역의 해당 산업의 총 종사자 수 (로그값)	7.5036	1.5478
도시화 경제			
Herfindahl 도시화 지수	지역-산업의 종사자 수가 지역의 총종사자에서 차지하는 비율의 자승한 값을 지역의 모든 산업에 대해 구한 후 합계를 한 Herfindahl Index	0.0685	0.0317
Ellison-Glaeser 도시화 지수	지역-산업의 종사자 수가 지역의 총종사자수에서 차지하는 비율과 해당 산업의 전국종사자수가 전국의 총종사자수에서 차지하는 비율 사이의 차이를 구한 후 그 값을 자승한 후 모든 산업에 대해 합계를 구한 값, EG Index	0.0208	0.0357
면적 당 종사자 수	시군구의 총 종사자 수를 지역의 면적으로 나눈 값(로그값)	6.9464	1.5281
지역의 종사자 수	시군구의 총 종사자 수(로그값)	11.2957	0.5263
지역의 부존자원			
지역의 교육수준	시군구의 평균 교육연수	9.6642	0.8979
사업서비스업 비율	시군구의 사업서비스 종사자가 지역의 전체 종사자 수에서 차지하는 비율 (로그값)	-3.5408	0.6439
재정 자립도	시군구의 재정자립도(=자체 세입/세출 총액)(%)	46.6548	16.8371
도로 연장률	시군구의 도로의 길이를 그 지역의 면적으로 나눈 값 (%)	6.1817	5.4525

<표 3-10> 최상위 월급 10개 시군구와 최하위 월급 10개 시군구

최상위/최하위 월급10위의 시군구	10개지역의 평균 월급	최고/최저 시군구의 월급
울산 동구(30), 충북 제천시(11) 서울 동작구(40) 전남 광양시(15) 경기도 용인시(54) 울산 중구(27) 성남 분당구(24) 경기도 의왕시(15) 수원 권선구(14) 경기도 군포시(31)	234.74만원	258.7만원
부산 해운대구(29) 부산 금정구(31) 대구 서구(25) 대구 달성군(15) 광주 서구(22) 경기도 광명시(30) 강원도 강릉시(15) 충북 충주시(15)) 충남 공주시(10) 전남 목포시(20)	106.12만원	98만원
최고임금/최저임금	2.21	2.64

* 지역명 다음의 괄호 안에 기재된 수치는 해당 시군구의 표본수를 보여준다.

우리는 지역별 임금격차가 성별, 결혼여부, 교육수준별, 직업별, 산업별로 어떻게 다른가를 분석하고자 한다. 그런데 시군구별 평균임금자료를 위의 변수별로 세분하면 각 cell에 해당하는 표본수가 너무 작아 평균월급자료의 신빙성에 의문이 제기될 수 있다. 따라서 <표 3-11>과 <표 3-12>의 분석에서는 시군구별 지역임금격차 대신에 광역시·도별 임금격차를 분석한다.

<표 3-11>은 광역시·도별 평균 종사자월급을 보여 주고 있는데 울산광역시와 207.8만원으로 가장 높으며 평균 종사자월급이 가장 낮은 부산의 135.2만원의 1.54배가 된다.

<표 3-11> 광역시·도별 월급격차

광역시·도	표본수	월급(10,000원)
울 산	127	207.8
서 울	818	176.8
경 기	737	176.2
경 남	237	164.5
전 남	78	164.3
광 주	98	161.8
충 북	76	159.4
충 남	92	158.6
경 북	143	152.2
대 전	109	152.1
인 천	227	148.9
대 구	233	143.5
전 북	104	141.1
강 원	49	135.5
부 산	357	135.2
최상위소득/최하위소득		1.536

<표 3-12>에 의하면 남성의 경우 평균월급이 가장 높은 울산과 가장 낮은 부산간에 1.49의 임금격차가 있으나 여성의 경우 가장 높은 부산의 월급이 가장 낮은 강원도의 월급의 1.8배가 되어 여성에게 지역적 임금격차가 더 큼을 알 수 있다. 남성의 경우 기혼 종사자의 지역적 임금격차가 더 크나 여성의 경우 기혼 종사자의 지역적 임금격차가 더 적은 것이 대조적이다. 기혼여성의 경우 상대적으로 임금이 낮은 직종에 많이 취직하고 있어 지역이 큰 차이를 만들지 않고 있음을 보여준다고 할 수 있다.

교육수준별 지역적 임금격차를 살펴보면 초급대졸 이상의 높은 교육수준을 가진 종사자의 지역적 임금격차(1.49)가 낮은 교육수준을 가진 종사자의 지역적 임금격차(1.8)보다 더 적은 것을 알 수 있다. 고학력자의 취업시장이 전국적인 것으로 지역에 따른 차이가 적음을 보여 준다.

직업에 따른 지역적 임금격차에서도 이와 비슷한 현상을 살펴 볼 수 있는데 전문직의 경우 가장 높은 울산의 270.4만원이 가장 낮은 강원도의 161.1만원의 1.68배로 판매서비스직을 제외한 다른 어느 직종보다 지역적 격차가 낮음을 보여준다.

<표 3-12> 성별, 결혼, 교육수준, 직업 및 산업별 지역간 평균종사자월급의 차이

	최상위 소득 지역명	최상위 소득지역 평균월급 (10,000원)	최하위 소득 지역명	최하위 소득지역 평균월급 (10,000원)	최상위 지역월급 /최하위 지역월급
성 별					
남 성	울 산	240.6	부 산	161.8	1.487
여 성	부 산	161.8	강 원	90.0	1.798
성별(기혼 미혼)					
남성 미혼	서 울	186.4	강 원	120.8	1.543
남성 기혼	울 산	283.3	대 구	164.5	1.722
여성 미혼	서 울	138.5	광 주	90.9	1.524
여성 기혼	울 산	122.0	강 원	88.2	1.383
교육수준					
고졸 이하	울 산	140.9	강 원	78.2	1.802
고 졸	울 산	210.5	대 구	117.5	1.792
초급대졸 이상	울 산	235.8	강 원	158.3	1.490
직 업					
전문직(1)	울 산	270.4	강 원	161.1	1.678
사무원(2)	충 남	231.6	강 원	130.8	1.771
판매 서비스직(3)	울 산	146.4	전 북	92.1	1.59
기능직 및 일반노동(4)	울 산	208.9	대 구	115.1	1.815
산 업					
농업, 어업, 광업(1)	부 산	260.0	경 북	58.7	4.429
제조업(2)	울 산	257.2	대 구	125.1	2.056
건설, 유틸리티(3)	충 남	224.8	부 산	112.9	1.991
(4) 도소매, 숙박, 음식업, 운수업	전 남	150.1	경 북	103.6	1.489
(5) 통신, 금융, 보험, 부동산, 임대업, 사업서비스	전 남	233.3	울 산	119.5	1.952
(6) 공공행정, 국방, 사회보장, 교육, 보건, 사회복지	울 산	251.5	전 북	114.8	2.191
(7) 오락문화, 기타공공, 수리, 개인서비스	광 주	163.3	울 산	84.0	1.944

이것 또한 전문직의 경우 취업시장이 전국적임을 나타내는 것이라고 할 수 있다. 판매서비스직의 경우 지역적 임금격차가 1.59로 매우 낮는데 이는 월급수준이 매우 낮아 지역에 따른 격차가 매우 적음을 나타낸다. 이와 같은 현상은 산업별 지역적 임금격차에서도 현저하게 나타나는데 도소매, 숙박, 음식업, 운수업의 경우 지역적 임금격차가 1.49로 대부분의 다른 산업의 지역적 임금격차비율인 2배보다 훨씬 낮음을 살펴볼 수 있다. 농업, 어업, 광업의 경우 지역적 격차비율이 4.43로 매우 높게 나타나고 있는데 이는 3개의 매우 다른 산업을 하나의 그룹으로 묶은데서 발생한 예외적인 현상으로 무시하는 것이 합당하다고 생각된다.

<표 3-13>의 열 1~7은 시군구의 종사자 평균월급이 종사자가 거주하는 시군구의 특성과 매우 강하게 연관되어 있음을 보여주는 OLS 추정결과를 보여주고 있다. 제1열에서 시군구 평균 월급의 로그값을 종사자가 거주하는 시군구의 노동자밀도의 로그값변수(면적 당 종사자수)에 회귀분석하였다. 면적 당 종사자수의 계수는 통계적으로 유의하며 양의 값을 갖는다. 그러나 계수의 값은 노동밀도의 탄력치로 2.5를 제시하고 있는데 이는 Combes et al. (2008)가 프랑스의 임금자료를 분석하며 얻은 탄력치 4.9보다 크게 적은 수치이다. R^2 값도 다른 변수에 비해 설명력이 크지 않음을 보여준다. Combes et al. (2007)의 경우 R^2 가 0.51로 가장 설명력이 있는 변수였다. 프랑스의 경우에 비해 우리나라의 경우 시군구의 노동밀도가 해당 지역 평균월급에 강력한 양의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나는 것은 뒤에서 논의되는 바와 같이 인구밀도가 높은 지역에 거주하는 종사자가 이 지역에서 제공되는 교육기회의 다양성 등 높은 삶의 질을 향유하고 고용기회가 다양하여 전직의 가능성이 높기 때문에 생산성에 비해 낮은 임금을 보상임금으로 수용하기 때문인 것으로 사료된다. 프랑스의 경우 우리나라에 비해 삶의 질에 있어서 대도시와 소도시간에 큰 차이가 없다고 할 수 있다.

제2열은 시군구 평균 월급의 로그값을 종사자가 거주하는 시군구의 전체 종사자수의 로그값변수에 회귀분석하였다. 전체종사자수변수는 많은 문헌에서 도시화 경제를 반영하는 변수로 이용되고 있다. 이 변수의 계수는 통계적으로 유의하며 양의 값을 갖는데 계수의 값은 탄력치로

6.8을 보여주고 있어 Combes et al. (2008)가 프랑스 임금자료분석에서 얻은 탄력치 4.9보다 오히려 크다. 그러나 이 변수의 경우에도 설명력은 크지 못하다. 이 변수에 대한 우리나라와 프랑스간의 차이에 대하여도 위에서 논의한 노동밀도에 대한 설명이 적용될 수 있을 것이다.

제3열에서 시군구 평균 월급의 로그값을 종사자가 거주하는 시군구 산업구조의 비다양성의 로그값(Ellison-Glaeser 도시화)변수에 회귀분석하였다. 비다양성변수도 많은 문헌에서 도시화 경제를 반영하는 변수로 이용되고 있다. 이 변수의 계수는 통계적으로 유의하나 계수의 부호가 음이 아니라 양이어서 Combes et al. (2008)가 프랑스 임금자료분석에서 얻은 결과와 대조를 이루고 있다. 이는 우리나라의 경우 지역의 비다양성이 임금을 높이는 역할을 하고 있음을 보여준다고 할 수 있다. 이 변수의 경우에도 설명력은 크지 못하다. 지역의 다양성변수와 임금간의 관계에 대하여는 다음 절에서 상세히 논의한다.

제4열에서 시군구 평균 월급의 로그값을 종사자가 거주하는 시군구의 평균교육수준을 나타내는 변수에 회귀분석하였다. 이 변수의 계수는 양의 값을 가지며 통계적으로 유의하다. 지역교육수준변수의 설명력은 다른 변수들에 비해 상대적으로 크다는 것을 R^2 값이 보여 주고 있다. 제5열에서는 지역의 outsourcing가능성을 반영하는 변수(사업서비스업비율)에 대해 회귀분석한 결과를 보여주고 있는데 outsourcing변수는 양의 통계적으로 유의한 값을 보여주고 있으며 상대적으로 큰 설명력을 보여 주고 있다. outsourcing가능성의 증가는 개별노동자의 협상력을 저하시켜 임금의 하락을 초래할 수 있다고 예상할 수도 있으나 우리의 추정결과는 outsourcing가능성의 증가가 기업체당 종사자수를 감소하고 종사자의 생산성을 증가시킴을 통해 임금을 인상시키는 효과가 더 강함을 보여 준다고 할 수 있다. 지역의 인프라투자환경을 나타내는 변수로 시군구의 재정자립도를 나타내는 변수와 도로연장률변수를 이용했는데 재정자립도변수는 양의 부호를 갖고 통계적으로 유의하다. 이 변수의 설명력 또한 상대적으로 큼을 알 수 있다. 도로연장률변수는 계수값이 유의하지 못하다.

<표 3-13>에서 보여준 OLS분석결과는 다른 변수들을 통제하지 않

은 단순한 상관관계를 개괄적으로 보여주고 있음에 유의할 필요가 있다. 따라서 이 표에서 보여준 도시화 경제 변수나 도시의 부존자원에 대한 변수들의 계수값이나 통계적 유의도는 다음 절 회귀분석의 두 번째 단계에서 얻어지는 계수값이나 통계적 유의도와 크게 다를 수 있음을 잊지 말아야 할 것이다.

<표 3-13> 시군구의 평균 종사자 월급을 종속변수로 사용한 단순 상관분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	면적 당 종사자 수	지역의 종사자 수	Ellison- Glaeser 도시화지수	지역의 교육수준	사업서비스업 비율	재정 자립도	도로 연장률
상수항	4.911 (74.53)	4.313 (12.98)	5.0 25 (196.17)	4.459 (28.69)	5.433 (49.01)	4.872 (93.10)	5.089 (111.80)
계 수	0.025 (2.27)	0.068 (2.24)	1.404 (2.15)	0.065 (3.87)	0.102 (3.48)	0.004 (3.81)	-0.0001 (-0.88)
Adjusted R ²	0.0298	0.0280	0.0267	0.0814	0.0669	0.0793	0.0045

제5절 회귀분석결과

우리는 먼저 식1을 첫번째 단계로 계산한다. 계산결과가 <표 3-14>의 제1열에 보여지고 있다. <표 3-14>의 제1열과 제2열은 지역화경제 변수와 지역 - 산업의 경쟁강도를 반영하는 변수들을 포함하지 않고 있다.

성별에 대한 계수는 매우 유의한 양(+)의 계수를 갖는다. 남성이 여성보다 38% 더 높은 월급수준을 보여주는데 제4절에 살펴본바와 같이 전국적으로 남성의 평균월급은 197.9만원이고 여성의 평균월급은 117.6만원이어서 68%가 높으므로 다른 변수들의 통제를 통해 양성임금격차의 약 30% 포인트가 설명될 수 있음을 알 수 있다.

종사자의 교육년수의 계수도 유의한 양의 값을 갖는다. 교육수준이 1년 증가하면 월급이 2.2% 증가함을 알 수 있다.

<표 3-14> 종사자 월급을 종속변수로 한 첫 단계 회귀분석: 식1의 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
성 별	0.3767 (18.84)		0.3775 (18.73)	0.3756 (18.68)	0.3760 (18.55)	0.3765 (18.56)
교육년수	0.0218 (5.06)	0.0192 (4.39)	0.0217 (5.04)	0.0218 (5.05)	0.0217 (5.04)	0.0217 (5.04)
연 령	0.0703 (12.61)	0.0796 (13.76)	0.0704 (12.65)	0.0702 (12.60)	0.0705 (12.68)	0.0705 (12.66)
연령 상승	-0.0008 (12.55)	-0.0009 (13.75)	-0.0008 (12.58)	-0.0008 (12.54)	-0.0008 (12.60)	-0.0008 (12.59)
교육의 질	0.0014 (3.23)	0.0015 (3.74)	0.0014 (3.25)	0.0014 (3.26)	0.0014 (3.24)	0.0014 (3.27)
정규직	0.3365 (16.44)	0.3300 (16.24)	0.3366 (16.52)	0.3369 (16.52)	0.3363 (16.44)	0.3364 (16.48)
기 혼	0.0513 (2.74)		0.0507 (2.73)	0.0517 (2.78)	0.0510 (2.76)	0.0505 (2.74)
이혼 혹은 사별	-0.0257 (0.50)	-0.0837 (1.59)	-0.0284 (0.55)	-0.0280 (0.54)	-0.0273 (0.53)	-0.0287 (0.56)
노동조합	0.1467 (6.68)	0.1362 (6.36)	0.1449 (6.60)	0.1444 (6.58)	0.1448 (6.55)	0.1448 (6.58)
부모의 교육년수	0.0057 (2.85)	0.0057 (2.87)	0.0057 (2.83)	0.0057 (2.83)	0.0057 (2.82)	0.0057 (2.83)
사업체 규모						
규모1	-0.0798 (2.05)	-0.0707 (1.83)	-0.0755 (1.92)	-0.0773 (1.98)	-0.0775 (1.98)	-0.0763 (1.95)
규모2	-0.0105 (0.30)	0.0012 (0.03)	-0.0054 (0.16)	-0.0080 (0.23)	-0.0079 (0.23)	-0.0064 (0.19)
규모3	0.0091 (0.25)	0.0137 (0.38)	0.0105 (0.29)	0.0099 (0.27)	0.0115 (0.31)	0.0123 (0.34)
규모4	0.0209 (0.61)	0.0301 (0.87)	0.0229 (0.67)	0.0217 (0.63)	0.0223 (0.65)	0.0229 (0.67)
규모6	-0.0065 (0.18)	-0.0067 (0.19)	-0.0042 (0.11)	-0.0045 (0.12)	-0.0056 (0.15)	-0.0050 (0.14)
규모7	0.0759 (2.48)	0.0671 (2.30)	0.0738 (2.44)	0.0734 (2.42)	0.0747 (2.43)	0.0743 (2.43)
직업						
직업1	0.3170 (4.68)	0.3110 (4.55)	0.3175 (4.76)	0.3137 (4.68)	0.3129 (4.67)	0.3129 (4.68)
직업2	0.1404 (5.39)	0.1509 (5.90)	0.1416 (5.43)	0.1411 (5.40)	0.1418 (5.42)	0.1422 (5.47)
직업3	0.0377 (1.83)	0.0506 (2.43)	0.0365 (1.77)	0.0354 (1.71)	0.0374 (1.80)	0.0368 (1.78)

<표 3-14>의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
직업5	-0.1078 (3.77)	-0.0851 (3.05)	-0.1108 (3.87)	-0.1067 (3.74)	-0.1087 (3.77)	-0.1085 (3.78)
직업6	-0.3099 (1.45)	-0.2520 (1.19)	-0.3126 (1.45)	-0.3109 (1.44)	-0.3148 (1.46)	-0.3122 (1.45)
직업7	-0.0231 (0.84)	-0.0132 (0.49)	-0.0239 (0.87)	-0.0236 (0.86)	-0.0221 (0.81)	-0.0219 (0.80)
직업8	-0.0894 (2.98)	-0.0738 (2.45)	-0.0883 (2.95)	-0.0855 (2.85)	-0.0873 (2.93)	-0.0882 (2.96)
직업9	-0.2175 (7.24)	-0.1898 (6.32)	-0.2157 (7.19)	-0.2146 (7.16)	-0.2164 (7.21)	-0.2163 (7.20)
미혼 남성		0.2419 (9.02)				
기혼 남성		0.3650 (11.14)				
기혼 여성		-0.1194 (3.62)				
지역화 경제						
절대적 산업집중지수			0.3712 (3.21)			
상대적 산업집중지수				0.0036 (3.43)		
지역-산업의 사업체 수					0.0036 (0.51)	
지역-산업의 종사자 수						0.0066 (1.08)
Herfindahl 경쟁지수			0.0683 (1.26)	0.0601 (1.09)	0.0996 (1.63)	0.0964 (1.77)
상수항	2.4932 (16.73)	2.4165 (16.43)	2.4674 (16.45)	2.4833 (16.53)	2.4502 (15.65)	2.4184 (15.54)
Adjusted R ²	0.6379	0.6457	0.6391	0.6389	0.6383	0.6384

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 시군구 내에서 상호 연관 된 뒤를 가정함. 모든 회귀식에서 177개의 시군구에 대한 고정효과와 18개의 산업에 대한 고정효과를 통제하고 있음. 회귀식에 포함된 표본수는 3,319임.

종사자의 경험을 나타내는 연령의 계수도 유의하며 양의 부호를 갖는다. 반면 연령의 자승인 변수는 유의한 부의 계수를 가지어 연령과 월급의 관계가 비선형(nonlinear)임을 알 수 있다. 정규직종사자는 파트타임 종사자에 비해 월급이 34% 높음을 알 수 있다.

기혼에 대한 계수도 유의한 양의 값을 보이며 기혼자가 미혼자보다 5% 더 높은 월급을 받고 있음을 보여준다. 제2열의 결과에서 보는바와 같이 기혼여성의 월급은 기혼남성에 비해 현저히 낮으며 기혼남성의 월급이 가장 높고 다음으로 미혼남성의 월급이 높다. 미혼남성은 미혼여성보다 24% 월급이 높고 기혼남성은 미혼여성보다 37% 높은 월급을 받는다. 반면 기혼여성은 미혼여성보다 12% 낮은 월급을 받는다.

부모의 교육수준이 유의한 양의 효과를 보여주고 있으나 그 계수의 크기가 매우 작음을 알 수 있다. 우리나라의 경우 대기업에 근무하는 종사자는 동일한 연수의 교육수준을 가지면서도 더 유명한 대학을 나오는 등 교육의 질이 우수하다. 이점을 반영하기 위해 교육연수와 기업의 종사자수와의 교차항을 교육의 질을 나타내는 변수로 이용한다. 교육의 질에 대한 계수는 유의한 양의 값을 보여준다.

교육의 질을 통제하는 여부와 관계없이 종사자 1~9인의 가장 적은 규모의 업체 종사자의 월급은 종사자 100~299인의 업체에 비해 유의하게 낮고 500인 이상의 종업원을 가진 가장 큰 규모 업체의 월급이 종사자 100~299인의 업체에 비해 유의하게 높다. 종사자 1~9인을 가진 업체 종사자는 100~299인의 업체에 비해 8% 낮은 월급을 받는 반면 500인 이상의 종업원을 가진 업체의 종사자는 100~299인의 업체에 비해 8% 높은 월급을 받는다.

업체 내에 노동조합이 존재하는 업체에 종사하는 종업원은 그렇지 않은 업체에 비해 유의하게 높은 월급을 받는데 노동조합이 존재하지 않는 업체에 비해 15% 더 높은 월급을 받는다.

직업에 따른 월급의 차가 높는데 직업 1(입법, 고급관리), 2(전문직), 3(기술 및 준전문직)에 근무하는 종사자의 월급이 사무원의 월급에 비해 유의하게 각각 32%, 14%, 4% 더 높으며 직업 5(서비스, 판매원), 6(숙련 농업 및 어업종사자), 7(수공업 및 관련 직업), 8(기능공, 기계공작원), 9(초급노동자)에 근무하는 자의 월급은 사무원에 비해 유의하게 10~31% 더 낮다.

<표 3-14>의 제3-5열과 <표 3-15>에서는 지역-산업의 집중도에 대한 변수(지역화경제 변수)와 지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도를

나타내는 변수들을 식1에 포함시킨 결과를 보여준다. <표 3-14>의 제1열에 보고된 회귀식에 산업집중도와 경쟁강도에 대한 2개의 변수를 추가한 것이다. 지면을 절약하기 위해 <표 3-14>의 제1열에 보고된 모든 계수의 값은 <표 3-15>에서 보고를 생략하였다. <표 3-14>와 <표 3-15>는 177개 시군구에 대한 고정효과와 18개의 주요산업에 대한 고정효과를 통제하였다.

<표 3-14>의 제3-4열과 <표 3-15>의 제 1~2열에서 지역화경제를 나타내는 절대적 산업집중지수와 상대적 산업집중지수 변수가 모든 경우에 유의한 양의 효과를 가짐을 알 수 있다. Lee, Jang and Hong(2008)에서 2000년 광공업조사보고서의 개별 제조업체의 자료를 이용하여 노동생산성을 종속변수로 하며 업체의 특성변수와 지역화경제변수, 그리고 도시화경제변수들을 독립변수로 하며 회귀분석을 행하였다. Lee, Jang and Hong(2008)에서도 절대적 산업집중지수와 상대적 산업집중지수 변수가 모든 경우에 유의한 양의 효과를 가지었으며 절대적 산업집중지수변수의 계수는 0.5541이고 상대적 산업집중지수변수의 계수는 0.0058이었는데 이들 계수의 크기는 이들 변수들에 대한 <표 3-14>와 <표 3-15>의 계수인 0.34~0.37과 0.0033~0.0036 보다 각각 1.6~1.7배 가량 더 크다. 지역-산업의 집중이 제조업의 생산성에 미치는 양의 효과가 지역-산업의 집중이 모든 산업에 대하여 종사자의 임금에 미치는 양의 영향에 비해 60~70% 더 크다는 것은 매우 합리적인 결과이다. 따라서 종사자가 근무하는 업체가 위치한 지역에 해당 업체가 속한 산업이 집중되어 있는 경우에 임금이 유의하게 높아진다는 결론을 내린다.

<표 3-14>의 제5~6열과 <표 3-15>의 제 3-4열은 지역화경제를 지역-산업의 사업체수나 지역-산업의 종사자수로 나타내는 경우의 결과를 보여주고 있는데 모든 경우에 있어서 유의한 결과를 보여 주지 못하고 있다. 이와 같은 결과는 Lee, Jang and Hong(2008)에서 얻어진 결과와 크게 다르다. 후자의 제조업 생산성에 대한 회귀분석에서 이들 두 변수는 유의한 양의 효과를 보여 주고 있다. 이와 같이 상이한 결과를 얻게 된 것은 Lee, Jang and Hong(2008)에서는 16개의 광역시.도로 지역고정효과를 통제한 반면에 본 보고서에서는 177개의 시군구로 지역

고정효과를 통제한데서 연유한 것 같다. 본 보고서의 경우 지역고정효과와 지역-산업의 종사자수나 사업체수가 모두 177개 시군구에 대해 추정하였기 때문에 높은 상관관계를 유발하며 이로 인해 지역-산업의 종사자수나 사업체수 변수들이 유의한 값을 갖지 못하는 것으로 생각된다. 따라서 임금방정식에서 지역화경제를 나타내는 변수로 지역-산업의 종사자수나 사업체수 변수들이 적절하지 못함을 보여 준다고 할 수 있다.

<표 3-15> 종사자 월급을 종속변수로 한 첫 단계 회귀분석: 식 1의 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)
지역화 경제				
절대적 산업집중지수	0.3396 (2.39)			
상대적 산업집중지수		0.0033 (2.71)		
지역-산업의 사업체 수			-0.0037 (0.57)	
지역-산업의 종사자 수				-0.0018 (0.25)
상대적 규모	0.0041 (0.61)	0.0050 (0.78)	0.0116 (1.87)	0.0124 (1.74)
Adjusted R ²	0.6389	0.6388	0.6384	0.6384

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 시군구 내에서 상호 연관 됨을 가정함. 모든 회귀식에서 177개의 시군구에 대한 고정효과와 18개의 산업에 대한 고정효과를 통제하고 있음. 회귀식에 포함된 표본수는 3,319임. 지면을 절약하기 위해 <표 3-14>의 제1열에 보고된 모든 계수의 값은 <표 3-15>에서 보고를 생략하였음.

<표 3-14>의 제3-6열과 <표 3-15>에 보여진 지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도를 나타내는 Herfindahl 경쟁지수와 상대적 규모 변수들은 모두 양의 효과를 나타내는데 일부의 회귀식에서만 한계적으로 유의하다.

<표 3-16>에서는 Herfindahl 경쟁지수를 산출함에 있어서 서울과 광역시의 구를 구분하는 대신에 이들 대도시 전체를 통합하여 산출하였는

데 이 경우에 Herfindahl 경쟁지수는 모든 경우에 유의한 양의 효과를 보여준다. 지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도를 반영하는 관점에서는 구를 구분하는 것보다 서울과 광역시 전체로 통틀어 취급하는 것이 더 바람직함을 보여준다고 할 수 있다.

<표 3-16> 종사자 월급을 종속변수로 한 첫 단계 회귀분석: 식 1의 추정, Herfindahl 경쟁지수를 구에 대한 구분없이 서울시·광역시 단위로 산출

	(1)	(2)	(3)	(4)
지역화 경제				
절대적 산업집중지수	0.3026 (2.43)			
상대적 산업집중지수		0.0026 (2.19)		
지역-산업의 사업체 수			0.0032 (0.49)	
지역-산업의 종사자 수				0.0067 (1.18)
Herfindahl 경쟁지수	0.2898 (2.64)	0.2831 (2.51)	0.3470 (3.22)	0.3470 (3.27)
Adjusted R ²	0.6399	0.6397	0.6394	0.6395

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 시군구 내에서 상호 연관 됨을 가정함. 모든 회귀식에서 177개의 시군구에 대한 고정효과와 18개의 산업에 대한 고정효과를 통제하고 있음. 회귀식에 포함된 표본수는 3,319임. 지면을 절약하기 위해 <표 3-14>의 제1열에 보고된 모든 계수의 값은 <표 3-15>에서 보고를 생략하였음.

이들 변수들은 지역-산업에 속한 업체간 경쟁의 결손을 반영하므로 양의 효과는 지역-산업에 속한 업체간 경쟁은 임금을 낮추는 효과가 있음을 보여준다. 이 결과는 Lee, Jang and Hong(2008)에서 얻어진 결과와 상반되고 있다. 후자에서는 생산액집중비율(Output Concentration Ratio)을 사용하였는데 이는 본 보고서의 Herfindahl 경쟁지수와 매우 유사한 변수이다. 전자는 개별업체의 생산액을 이용하여 Herfindahl Index를 산출한 반면 후자는 개별업체의 종사자수를 이용하여 HI를 산출하였다. Lee, Jang and Hong(2008)에서 생산액집중비율변수는 개별 제조업체의 생산성에 향

시 유의한 음의 효과를 보여준 반면 본 보고서에서 Herfindahl 경쟁지수 변수는 개별 종사자의 임금에 일관성 있게 양의 효과를 보여준다.

상반된 결과는 제조업에 있어서 지역-산업에 속한 업체간 경쟁은 개별업체의 생산성을 향상시키나 제조업외에 비제조업도 포함하는 모든 산업에 있어서 지역-산업에 속한 업체간 경쟁은 이들 업체에 종사하는 종사자들의 월급을 낮추는 효과가 있음을 보여준다고 할 수 있다. 지역-산업에 속한 업체간 경쟁이 심할 경우 업체의 생산성은 향상하나 업체의 생존을 위한 노력의 하나로 임금을 최대한 낮추는 노력을 하고 있음을 의미한다.

<표 3-17>에서 제2단계의 추정으로 식 2를 계산한 것을 보여준다. <표 3-14>의 제6열에 보고된 회귀식 결과로부터 177개의 시군구에 대해 산출된 계수를 종속변수로 사용하며 도시화 경제를 나타내는 변수와 시군구의 지역환경을 나타내는 변수들을 독립변수로 이용하며 회귀식을 계산하였다.

도시화 경제 변수들과 지역교육변수는 각각 하나의 변수만 이용하며 회귀식을 추정한 후 결과를 <표 3-17>의 제1~5열에 보고하였다. <표 3-17>의 마지막 열에서는 Herfindahl 도시화경제 지수 변수외에 지역의 교육수준, 재정자립도, 도로연장률 그리고 사업서비스업비율 변수를 모두 함께 포함한 회귀식 결과를 보여 준다.

도시화 경제를 나타내는 변수들 중 Herfindahl 도시화경제 지수와 Ellison-Glaeser 도시화경제 지수 변수는 유의한 양의 효과를 보인다. 프랑스의 자료를 분석한 Combes et al.(2008)의 결과와는 대조적으로 두 개의 비다양성 변수가 우리나라의 경우 음의 부호를 갖지 않고 양의 부호를 갖는다. 우리나라에서는 산업구조가 다양한 지역보다 집중된 지역에서 종사자 임금이 높음을 보여 주는 것 같다. 본 보고서의 결과는 Lee, Jang and Hong(2008)에서 얻어진 결과와도 대조를 이루고 있다. 후자에서 Ellison-Glaeser 도시화경제(비다양성) 지수 변수는 제조업의 생산성에 유의한 음의 효과를 보여준다.

<표 3-17> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Herfindahl 도시화 지수	0.4594 (2.44)					0.4957 (2.52)
면적 당 종사자 수		0.0117 (1.41)				
지역의 종사자 수			0.0270 (1.12)			
Ellison-Glaeser 도시화 지수				0.4600 (2.72)		
지역의 교육수준					0.0220 (1.71)	-0.0097 (0.32)
채정 자립도						0.0019 (1.49)
사업서비스업 비율						0.0249 (0.81)
도로 연장률						0.0017 (0.32)
상수항	0.0180 (0.78)	-0.0216 (0.34)	-0.2451 (0.88)	0.0404 (1.84)	-0.1505 (1.24)	0.1122 (0.38)
Adjusted R ²	0.0062	0.0170	0.0120	0.0077	0.0249	0.0603

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호 연관됨을 가정함. 회귀식에 포함된 관측 수는 171임.

이와 같이 상반된 결과는 다음과 같이 해석될 수 있을 것이다. 우리나라의 경우 지역의 산업구조가 다양한 것은 knowledge의 cross fertilization을 유발하여 해당 지역에 소재하는 업체의 생산성을 높이는 것이 사실이나 이것이 임금의 상승으로 연결되지 않는 것 같다. 대도시 지역에서 산업구조가 다양한 것은 다양한 소비재와 서비스가, 특히 우수한 자녀 교육서비스가 부여되고 있음을 의미하는데 이와 같은 삶의 질의 향상에 따른 보상임금으로 낮은 임금을 종사자가 수용할 용의가 있음을 알 수 있다. 또한 지역의 산업구조가 다양한 것은 취업기회의 다양화를 불러온다. 특정 산업의 제품에 대한 수요가 급격히 감소하여 이 산업의 종사자가 실직되는 경우에 지역내 다른 산업의 경기가 양호한 경우 후

자의 산업으로 전직할 수 있는 기회가 많을 것이다. 따라서 종사자는 산업구조가 다양한 지역에서 전직가능성의 증대에 대한 보상임금으로 낮은 임금을 수용할 용의가 있을 것이다. 이와 같은 해석은 제 2절에서 논의된 바와 같이 부산, 대구, 인천, 대전 및 광주의 광역도시들의 평균임금이 왜 다른 지역에 비해 낮은가를 또한 설명해 주는 것 같다. 프랑스와 우리나라의 결과가 상반되는 것은 프랑스에서는 작은 도시에 거주하여도 다양한 소비재와 서비스 특히 양질의 교육서비스를 향유하는데 지장이 없으나 우리나라의 경우 아직도 대도시에서만 이러한 것을 향유할 수 있으므로 대도시 거주자는 낮은 보상임금을 수용해야 하는 것 같다.

<표 3-17>에서 도시화 경제를 반영하는 다른 두 변수, 즉 면적 당 종사자수와 지역 종사자수 변수들이 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하다. 기타 지역의 부존환경을 나타내는 변수들, 즉 지역의 평균 교육수준, 재정자립도, 사업서비스업비율, 그리고 도로 연장률의 변수들이 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하다. 이들 변수들은 제조업체의 생산성을 분석한 Lee, Jang and Hong(2008)에서 모두 양의 계수를 가지며 통계적으로 유의하였으며 프랑스의 자료를 분석한 Combes et al.(2008)에서도 면적 당 종사자수, 지역 종사자수, 지역의 전문직 평균교육수준을 반영하는 유사한 변수들이 양의 효과를 가지며 통계적으로 유의하였다. 이와 같이 상반된 결과를 보여 주고 있는 것도 우리나라에서는 대도시에서 양질의 교육서비스를 비롯한 다양한 소비재와 서비스가 제공되고 있는 것과 타 산업의 직장으로 전직가능성이 높은 것에 대한 보상으로 낮은 임금을 종사자들이 수용하고 있는 것이라는 이론을 이용하여 해석하는 것이 타당할 것 같다.

Dalmazzo and Blasio(2007)는 Roback(1982)과 Rauch(1993)이 개발한 모형을 이용하며 지역의 교육수준의 향상은 생산외부효과를 발생하여 그 지역에 소재하는 업체의 생산성을 향상시킬뿐만 아니라 소비외부효과를 동시에 발생하여 그 지역의 삶의 질을 동시에 향상시킨다고 주장한다. 지역의 교육수준 향상의 생산외부효과는 그 지역의 임금 수준과 주택과 토지의 지대를 향상시키는 것이 사실이나 교육수준 향상의 소비외부효과는 그 지역의 지대는 하락시키지 않으나 임금수준을 하락시킨

다. 임금수준이 하락되는 것은 그 지역의 주민이 높은 삶의 질을 향유하는 대가로 낮은 임금을 수용할 용의가 있기 때문이라고 한다. 따라서 Dalmazzo and Blasio(2007)는 실증분석에 있어서 지역의 교육수준 향상의 지대에 대한 양의 효과는 적절하나 지역 교육수준 향상의 임금에 대한 효과는 항상 과소추정 된다고 주장한다. Dalmazzo and Blasio(2007)는 이태리의 임금과 지대에 대한 회귀분석에서 지대방정식에서는 지역 교육수준 변수의 계수는 0.09로 항상 통계적으로 유의한 결과를 얻었으나 임금방정식에서는 지역교육수준 변수의 계수는 0.03으로 계수의 절대값이 작을 뿐만 아니라 통계적 유의도도 일관성이 없는 결과를 얻었다. 그들은 지역교육수준의 임금에 대한 효과가 과소평가 되었으므로 지대에 대한 계수추정의 값인 0.09의 수준으로 0.03에서 상향조정되어야 한다고 주장한다. 위에서 토론된 바와 같이 우리나라의 경우 도시의 다양성이 임금에 음의 영향을 미친다는 것, 면적당 종사자수 또는 도시의 총종사자수의 변수들을 사용한 도시화경제에 대한 두 개의 변수들이 양의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않은 것, 그리고 지역의 평균교육수준을 비롯한 도시환경에 대한 여러가지 변수들이 유의한 계수를 가지지 못하는 것 등에 대해 설명함에 있어서 Roback(1982)과 Rauch(1993)의 삶의 질에 대한 모형을 사용하며 설명할 때 결과가 합당한 것으로 판정될 수 있다. 삶의 질이 높은 지역에서는 삶의 질 향상에 대한 보상임금으로 종사자가 낮은 임금을 수용할 수 있다는 점이 Roback과 Rauch의 모형에서 강조되고 있다.

<표 3-17>의 제5열에 보고된 지역의 교육수준이 종사자의 임금에 미치는 영향은 0.022로 계산되었는데 위에 언급된 Dalmazzo and Blasio(2007)에서 얻어진 계수 0.03보다 약간 작은 수치이며 장수명, 이번송(2001)에서 얻어진 계수 0.055나 이번송, 김용현(2004)에서 얻어진 0.048보다 많이 작은 수치이다. 그러나 후자의 우리나라에 대한 두 연구에서는 지역화경제와 지역-산업에 속한 업체간 경쟁성장도 등의 변수들에 대한 통계가 적절히 되지 못하였다는 점을 감안할 때 본 보고서의 연구결과가 합리적임을 보여 준다고 할 수 있다. 특히 본 보고서에서 사용된 두 단계에 거친 회귀분석모형이 적절함을 증명한다고 할 수 있다.

제6절 종사자의 특성 그룹별 회귀분석결과

제5절의 <표 3-14>와 <표 3-17>에서 모든 종사자에 대하여 두 단계의 추정을 통해 종사자의 특성, 지역-산업의 지역화 경제, 지역-산업의 업체간 경쟁강도, 지역의 도시화경제 그리고 지역의 부존여건들이 종사자의 월급수준에 미치는 영향을 살펴 보았다. 본 절에서는 동일한 분석을 종사자의 성별 및 결혼여부<표 3-18a>와 <표 3-18b>, 학력<표 3-19>, 사업체규모<표 3-20>, 직업<표 3-21>, 그리고 산업<표 3-22> 별로 행하고 그 결과를 보고한다.

<표 3-18>~<표 3-22>의 모든 도표에서 상단의 제1열에는 <표 3-17>의 제1열에 보고된 것과 유사한 식 2의 Herfindahl 도시화(비다양성)지수 변수의 계수를 보고하고 상단의 제2열에는 <표 3-17>의 제6열에 보고된 것과 유사한 식2의 Herfindahl 도시화(비다양성)지수, 지역의 교육수준, 재정자립도, 사업서비스업 비율 그리고 도로 연장률 변수들의 계수를 함께 추정한 것을 보고하고 있다. <표 3-18>~<표 3-22>의 모든 도표에서 하단에는 <표 3-14>의 제4열에 보고된 것과 유사한 것으로 식1의 지역화 경제를 반영하는 변수로 상대적 산업집중지수 변수의 계수를 추정하고 지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도를 나타내는 변수로 Herfindahl경쟁지수 변수의 계수를 추정한 것을 보고하고 있다. <표 3-18>에서 <표 3-22>까지 분석되고 있는 것은 제4절의 <표 3-12>에서 1차적으로 분석된 결과를 보다 체계적으로 분석하는 것이라 할 수 있을 것이다.

<표 3-18a>와 <표 3-18b>의 상단에 보고된 결과를 종합해보면 남성 종사자의 경우는 도시의 비다양성이 임금을 유의하게 증가시키는 반면 여성 종사자의 경우는 도시의 비다양성이 임금을 유의하게 증가시키지 못함을 알 수 있다. 기혼남성은 다양성이 없는 지역에서 높은 임금을 받는 반면 미혼남성은 다양성이 없는 지역에서 높은 임금을 받지 않는다. 여성의 경우는 반대로 미혼여성은 다양성이 없는 지역에서 높은 임

금을 받는 반면 기혼여성은 다양성이 없는 지역에서 높은 임금을 받지 못한다.

이와 같은 결과는 두 가지의 상이한 관점에서 해석될 수 있다. 하나의 관점은 기혼남성과 미혼여성이 다양성이 적은 도시에서 상대적으로 높은 월급을 받고 있다고 해석할 수 있다. 이는 기혼남성과 미혼여성이 대기업의 제조업체에 많이 종사하는 것과 관련이 있을 것이다. 또 다른 관점에서는 미혼남성과 기혼여성이 소비의 다양성이 높아 삶의 질이 높은 대도시에서 낮은 임금을 수용할 용의가 강한 것으로 해석할 수 있다. 이는 미혼남성이 양질의 교육기회 또는 전직가능성이 높은 것에 관심이 크고 기혼여성이 자녀의 교육을 위해 양질의 교육기회에 관심이 많은 것과 관련이 있을 것이다.

<표 3-18a>와 <표 3-18b>의 하단에 보고된 결과를 종합해보면 남성 종사자의 경우, 특히 기혼남성의 경우 지역-산업이 종사자가 근무하는 산업에 집중되어 있을 때 높은 월급을 받으며 지역-산업의 업체들간에 경쟁이 결여된 지역에서 남성이 높은 월급을 받는다. 미혼남성과 여성의 경우 지역-산업이 집중되어 있는 업체에 근무하거나 소수의 업체가 지배하는 지역-산업에 속한 업체에 근무하는 종업원이 높은 월급을 받지 못한다. 미혼여성은 지역-산업의 집중으로부터 한계적 유의한 양의 효과를 받는 것으로 보인다.

<표 3-19>의 상단에 보고된 결과에 의하면 고졸이하의 낮은 교육을 받은 종사자나 고졸이상의 높은 교육을 받은 종사자는 도시의 비다양성으로부터 유의한 양의 효과를 받는 것으로 보인다. <표 3-19>의 하단에 보고된 결과에 의하면 고졸수준의 교육을 받은 종사자만이 지역-산업의 집중으로 인해 유의한 양의 효과를 받으며 지역-산업 업체간 경쟁의 결손으로부터 한계적으로 유의한 양의 효과를 받는 것으로 보인다. 이는 고졸학력의 많은 종업원들이 특정 산업이 집중되고 소수기업이 지배하며 다양성이 결여된 소도시의 직장에 근무하고 있는 현상을 설명하는 것으로 보인다.

<표 3-20>의 결과는 500인 이하의 종업원을 가진 상대적으로 적은 업체에 근무하는 종사자의 임금은 도시의 비다양성과 지역-산업의 집중으

로부터 유의한 양의 효과를 가지나 500인 이상의 종업원을 가진 상대적으로 큰 업체에 근무하는 종사자의 임금은 도시의 비다양성과 지역-산업의 집중으로부터 유의한 양의 효과를 가지지 못하며 단지 지역-산업에 속한 업체간 경쟁의 결손으로부터 한계적으로 유의한 양의 효과를 받는다. 대기업의 경우 임금협상이 본사수준에서 이루어지기 때문에 지역 노동시장의 여건이 종사자 임금에 미치는 효과가 매우 약할 수 있을 것이다.

<표 3-21>의 상단에 보고된 결과에 의하면 전문직과 기능 및 일반 노동직에 종사하는 종사자는 도시의 비다양성으로부터 유의한 양의 효과를 받는 것으로 보이는 반면 사무직과 판매직에 종사하는 종사자는 도시의 다양성으로부터 유의한 양의 효과를 받는 것으로 보인다. 전문직이나 기능직은 다양성이 적은 소도시에서 높은 임금을 받을 수 있으나 사무직과 판매직은 다양성이 존재하는 대도시에서 높은 임금을 향유할 수 있음을 의미한다. <표 3-21>의 하단에 보고된 결과에 의하면 사무직과 기능 및 일반 노동직에 종사하는 종사자는 해당 산업이 그 지역에 집중되어 있는 경우에 높은 임금을 향유하나 판매서비스직의 종사자의 임금은 지역-산업의 집중으로부터 유의한 양의 효과를 받는다. 사무직과 판매서비스직의 종사자의 임금은 지역-산업에 속한 업체간 경쟁의 결손으로부터 한계적으로 유의한 양의 효과를 받는 것으로 보인다.

<표 3-22>의 제 2열의 결과는 제조업 종사자의 임금의 경우 도시의 비다양성, 재정자립도, 도로연장비율, 그리고 지역-산업의 집중으로부터 유의한 양의 효과를 갖는다. 이와 같은 결과는 제조업체의 생산성을 분석한 Lee, Jang and Hong(2008)에서 얻어진 결과와 매우 비슷한데 도시의 비다양성의 경우에만 상반된 결과를 보여 준다. 후자의 연구에서는 도시의 비다양성이 제조업체의 생산성에 유의한 양의 효과를 보여주었다. 앞에서 논의한 바와 같이 종사자가 도시의 다양성에서 연유한 삶의 질 향상과 다양한 소용기회가 주어지며 전직가능성이 높아지는 것에 대한 보상으로 낮은 임금을 수용하는 경우 도시의 다양성이 도시에 소재한 업체의 생산성을 높이거나 그들 업체에 종사하는 종사자의 임금을 낮출 수 있다. 비제조업에 종사하는 종사자의 임금은 도시화경제, 도시의 부존 환경, 지역화경제, 그리고 업체간의 경쟁에 의해 유의한 영향을

받지 않는 것으로 보인다.

<표 3-18a> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정-남성

	남 성		기혼 남성		미혼 남성	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Herfindahl 도시화 지수	0.3750 (1.41)	0.3829 (1.28)	0.4576 (1.73)	0.4111 (1.68)	0.0806 (0.30)	0.1523 (0.50)
지역의 교육수준		0.0138 (0.44)		0.0158 (0.53)		0.0134 (0.38)
재정 자립도		0.0014 (1.10)		0.0003 (0.25)		0.0017 (1.27)
사업서비스업 비율		0.0075 (0.23)		0.0511 (1.46)		-0.0591 (1.78)
도로 연장률		-0.0014 (0.27)		-0.0039 (0.64)		0.0021 (0.69)
상수항	-0.0591 (2.09)	-0.2113 (0.70)	-0.0469 (2.08)	0.0030 (0.01)	0.0300 (0.82)	-0.4020 (1.05)
첫 단계에서의 집적의 경제						
상대적 산업집중 지수	0.0026 (2.44)		0.0039 (2.38)		0.0007 (0.25)	
Herfindahl 경쟁지수	0.1148 (1.81)		0.0555 (0.62)		0.1020 (1.03)	
관측 수	165		155		151	
Adjusted R ²	0.0039	0.0491	0.0042	0.0457	0.0001	0.0332

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호연관됨을 가정함.

<표 3-18b> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정-여성

	여 성		기혼 여성		미혼 여성	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Herfindahl 도시화 지수	-0.1635 (0.31)	-0.1068 (0.21)	-0.4375 (0.63)	-0.4046 (0.57)	0.4582 (1.25)	0.5716 (1.76)
지역의 교육수준		-0.0306 (1.03)		-0.0251 (0.81)		0.0270 (0.91)
재정 자립도		0.0017 (1.72)		0.0017 (1.64)		0.0006 (0.64)
사업서비스업 비율		0.0054 (0.15)		0.0364 (0.96)		-0.0747 (1.53)
도로 연장률		0.0068 (2.32)		0.0017 (0.48)		0.0071 (1.76)
상수항	0.1350 (3.29)	0.3279 (0.98)	0.1371 (2.47)	0.4168 (1.03)	0.2364 (6.37)	-0.3626 (1.02)
첫 단계에서의 집적의 경제						
상대적 산업집중 지수	0.0054 (1.34)		0.0095 (0.81)		0.0064 (1.44)	
Herfindahl 경쟁지수	-0.0994 (1.06)		-0.1849 (0.90)		-0.0936 (0.51)	
관측 수	156		145		135	
Adjusted R ²	0.0006	0.0316	0.0015	0.0166	0.0040	0.0583

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호연관됨을 가정함

<표 3-19> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정-학력

	고졸 이하		고 졸		고졸 이상	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Herfindahl 도시화 지수	0.5111 (1.24)	0.5790 (1.82)	-0.0031 (0.01)	0.0098 (0.03)	0.4918 (1.85)	0.4692 (1.98)
지역의 교육수준		0.0323 (0.72)		-0.0031 (0.09)		-0.0098 (0.38)
재정 자립도		0.0021 (1.05)		0.0011 (0.92)		0.0009 (1.10)
사업서비스업 비율		-0.0536 (1.30)		0.0198 (0.68)		0.0575 (1.58)
도로 연장률		-0.0023 (0.23)		-0.0018 (0.30)		0.0003 (0.08)
상수항	0.1661 (3.44)	-0.4145 (0.92)	0.0070 (0.24)	0.0680 (0.18)	-0.0232 (0.82)	0.2415 (0.83)
첫 단계에서의 집적의 경제						
상대적 산업집중 지수	0.0037 (0.71)		0.0080 (5.02)		-0.0011 (0.95)	
Herfindahl 경쟁지수	0.0938 (0.43)		0.1110 (1.13)		0.0018 (0.03)	
관측 수	137		154		159	
Adjusted R ²	0.0027	0.0249	0.0000	0.0137	0.0063	0.0589

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호연관됨을 가정함.

<표 3-20> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정-사업체 규모

	종사자 수가 500 미만		종사자 수가 500 혹은 이상	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Herfindahl 도시화 지수	0.2284 (1.01)	0.2907 (1.75)	0.1392 (0.42)	0.1199 (0.35)
지역의 교육수준		-0.0260 (0.78)		0.0119 (0.40)
재정 자립도		0.0023 (1.51)		0.0012 (0.79)
사업서비스업 비율		-0.0090 (0.33)		0.0506 (1.25)
도로 연장률		0.0058 (1.21)		-0.0030 (0.70)
상수항	0.1643 (5.70)	0.2405 (0.76)	-0.1584 (5.05)	-0.1208 (0.40)
첫 단계에서의 집적의 경제				
상대적 산업집중 지수	0.0043 (2.75)		0.0016 (1.02)	
Herfindahl 경쟁지수	-0.0184 (0.30)		0.1216 (1.52)	
관측 수	164		146	
Adjusted R ²	0.0016	0.0514	0.0004	0.0613

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호연관됨을 가정함.

<표 3-21> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정-직업

	전문직		사무직		판매 서비스직		기능 일반노동직	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Herfindahl 도시화 지수	1.1705 (3.29)	1.1544 (4.21)	-0.6351 (1.48)	-0.5649 (1.39)	-0.7156 (2.13)	-0.7549 (1.99)	0.3621 (1.13)	0.4075 (1.67)
지역의 교육수준		0.0487 (1.68)		-0.0104 (0.50)		-0.0697 (1.50)		-0.0425 (1.08)
재정 자립도		-0.0004 (0.43)		0.0019 (2.08)		0.0009 (0.80)		0.0035 (1.67)
사업서비스업 비율		0.0303 (0.68)		0.0062 (0.18)		0.0413 (0.97)		-0.0058 (0.18)
도로 연장률		-0.0044 (0.79)		0.0042 (1.57)		0.0027 (0.68)		0.0040 (0.82)
상수항	-0.0119 (0.41)	-0.3142 (0.88)	-0.0127 (0.36)	-0.0048 (0.02)	0.2520 (7.95)	1.0051 (1.89)	0.1985 (4.10)	0.3966 (1.09)
첫 단계에서의 집적의 경제								
상대적 산업집중 지수	0.0014 (0.79)		0.0111 (1.68)		-0.0569 (2.24)		0.0040 (2.12)	
Herfindahl 경쟁지수	-0.0634 (0.55)		0.2273 (1.60)		1.0580 (1.79)		0.0031 (0.03)	
관측 수	145		134		136		153	
Adjusted R ²	0.0288	0.0844	0.0070	0.0308	0.0095	0.0500	0.0030	0.0565

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호연관됨을 가정함.

<표 3-22> 두번째 단계 회귀분석: 첫단계 회귀분석에서 도출된 시군구더미변수들의 계수를 종속변수로 하는 식 2의 추정-산업

	제조업		비제조업	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Herfindahl 도시화 지수	0.3527 (1.01)	0.4096 (1.57)	-0.0054 (0.03)	0.0030 (0.01)
지역의 교육수준		-0.0311 (0.70)		0.0063 (0.24)
재정 자립도		0.0034 (2.18)		0.0011 (1.08)
사업서비스업 비율		0.0178 (0.57)		0.0224 (0.63)
도로 연장률		0.0102 (1.90)		-0.0029 (0.89)
상수항	0.0345 (0.66)	0.1818 (0.39)	0.0586 (2.68)	0.0497 (0.15)
첫 단계에서의 집적의 경제				
상대적 산업집중 지수	0.0041 (1.93)		0.0010 (0.56)	
Herfindahl 경쟁지수	-0.0524 (0.78)		0.0328 (0.38)	
관측 수	146		164	
Adjusted R ²	0.0030	0.1349	0.0000	0.0348

주: 괄호 안의 수치는 robust t-값을 나타내며, 표준오차는 16개 지역(특별시, 광역시, 그리고 도)에서 상호연관됨을 가정함.

제7절 결론, 정책적 함의 그리고 연구의 한계

본 연구를 통하여 지역간 임금격차의 요인이 무엇인지를 밝히려고 시도하였다. 지역간 임금격차의 결정요인에 대한 정확한 정보는 지역균형 발전을 기하기 위한 정책수립에 매우 중요한 자료가 될 수 있을 것이다.

본 연구과제의 주목적은 왜 최상위 시군구와 최하위 시군구간의 지역적 월급차이가 2.6배가 되는가를 밝히는 것이다. 한국노동연구원의 8차 2006년 노동패널자료를 이용하며 178개 시군구간의 임금격차요인을 분석하였다.

특정도시의 높은 임금이 그와 같은 도시로 집중하는 종사자의 인적자본이 높기 때문인지, 그와 같은 도시의 집적의 경제(agglomeration economies) 때문에 종사자가 해당 도시에서 근무하게 되면 생산성이 높아지기 때문인지, 또는 해당 도시의 입지상 이점 때문에 해당 도시에 근무하면 높은 임금을 받게 되는 것인지를 확인하려고 노력하였다.

제 2절에서 행해진 1차적 자료 분석에서 약간 의아하게 느껴지는 사실을 발견하였는데 부산, 대구, 대전, 인천, 광주 등 울산과 서울을 제외한 모든 광역시가 매우 낮은 월급수준을 보여 주고 있다는 것이다. 이 점에 대해 해답을 얻으려고 노력하였다.

Combes, Duranton and Gobillon(2008)을 따라서 2단계 추정을 했는데 첫째의 단계에서 임금의 로그값을 지역고정효과변수, 산업고정효과변수, 지역-산업(city-industry)에 대한 지역화 경제변수, 지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도를 반영하는 변수, 그리고 종사자의 특성변수 등의 독립변수에 대해 회귀분석을 행하였다. 두 번째 단계에서 첫 번째 단계에서 추정된 지역고정효과변수의 추정된 계수를 종속변수로 사용하며 도시화 경제 변수, 그리고 도시의 부존자원(endowments) 변수들의 독립변수들에 회귀분석을 행하였다.

첫 단계인 식1의 추정으로부터 흥미 있는 결과를 여러가지 도출하였다. 남성이 여성보다 38% 더 높은 월급수준을 보여주는데 1차적 자료분

석에서는 남성의 평균월급은 197.9만원이고 여성의 평균월급은 117.6만원이어서 68%가 높으므로 다른 변수들의 통제를 통해 양성임금격차의 약 30퍼센테지 포인트가 설명될 수 있음을 알 수 있다.

종사자의 교육수준이 1년 증가하면 월급이 2.2% 증가함을 알 수 있다. 종사자의 경험을 나타내는 연령의 계수도 유의하며 양의 부호를 갖는 반면 연령의 자승인 변수는 유의한 부의 변수를 가지어 연령과 월급의 관계가 비선형(nonlinear)임을 알 수 있다. 정규직종사자는 파트타임 종사자에 비해 월급이 34% 높음을 알 수 있다.

기혼자가 미혼자보다 5% 더 높은 월급을 받고 있음을 보여준다. 미혼 남성은 미혼여성보다 24% 월급이 높고 기혼남성은 미혼여성보다 37% 높은 월급을 받는다. 반면 기혼여성은 미혼여성보다 12% 낮은 월급을 받는다.

부모의 교육수준이 유의한 양의 효과를 보여주고 있음을 알 수 있다. 교육수준과 기업의 종사자수와의 교차항을 교육의 질을 나타내는 변수로 이용하였는데 교육의 질에 대한 계수는 유의한 양의 값을 보여준다.

종사자 1~9인을 가진 업체 종사자는 100~299인의 업체에 비해 8% 낮은 월급을 받는 반면 500인 이상의 종업원을 가진 업체의 종사자는 100~299인의 업체에 비해 8% 높은 월급을 받는다. 업체 내에 노동조합이 존재하는 업체에 종사하는 종업원은 노동조합이 존재하지 않는 업체에 비해 15% 더 높은 월급을 받는다.

직업에 따른 월급의 차가 높는데 직업 1(입법, 고급관리), 2(전문직), 3(기술 및 준전문직)에 근무하는 종사자의 월급이 사무원의 월급에 비해 유의하게 각각 32%, 14%, 4% 더 높으며 직업 5(서비스, 판매원), 6(숙련 농업 및 어업종사자), 7(수공업 및 관련 직업), 8(기능공, 기계공작원), 9(초급노동자)에 근무하는 자의 월급은 사무원에 비해 유의하게 10~31% 더 낮다.

지역화경제를 나타내는 절대적 산업집중지수와 상대적 산업집중지수 변수가 모든 경우에 유의한 양의 효과를 가짐을 알 수 있다. Lee, Jang and Hong(2008)에서 2000년 광공업조사보고서의 개별 제조업체의 자료를 이용하며 노동생산성을 종속변수로 하며 업체의 특성변수와 지역화

경제변수, 그리고 도시화경제변수들을 독립변수로 하며 회귀분석을 행하였는데 절대적 산업집중지수변수의 계수는 0.5541이고 상대적 산업집중지수변수의 계수는 0.0058이었는데 본 보고서의 이들 계수인 0.34~0.37과 0.0033~0.0036 보다 각각 1.6~1.7배가량 더 크다. 지역-산업의 집중이 제조업의 생산성에 미치는 양의 효과가 지역-산업의 집중이 모든 산업에 대하여 종사자의 임금에 미치는 양의 효과에 비해 60~70% 더 크다는 것은 매우 합리적인 결과이다. 따라서 종사자가 근무하는 업체가 속한 산업이 집중되어 있는 지역에서 근무하는 종사자는 유의하게 높은 임금을 받는다고 결론을 내린다.

지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도의 결손을 나타내는 Herfindahl 경쟁지수와 상대적 규모 변수들은 모두 양의 유의한 효과를 나타내는데 지역-산업에 속한 업체간 경쟁은 임금을 낮추는 효과가 있음을 보여준다. 이 결과는 생산액집중비율(Output Concentration Ratio)을 경쟁의 결손을 반영하는 변수로 사용한 Lee, Jang and Hong(2008)에서 생산액 집중비율변수가 개별 제조업체의 생산성에 항상 유의한 음의 효과를 보여준 것과 상반되는 결과이다. 지역-산업에 속한 업체간 경쟁이 심할 경우 업체의 생산성은 향상하나 업체의 생존을 위한 노력의 하나로 임금을 최대한 낮추는 노력을 하고 있음을 의미한다.

도시화 경제를 나타내는 변수들 중 Herfindahl 도시화경제 지수와 Ellison-Glaeser 도시화경제 지수 변수는 유의한 양의 효과를 보인다. 프랑스의 자료를 분석한 Combes et al.(2008)의 결과와는 대조적으로 두 개의 비다양성 변수가 우리나라의 경우 음의 부호를 갖지 않고 양의 부호를 갖는다. 우리나라에서는 산업구조가 다양한 지역보다 집중된 지역에서 종사자 임금이 높음을 보여 주는 것 같다. 본 보고서의 결과는 Lee, Jang and Hong(2008)에서 Ellison-Glaeser 도시화경제(비다양성) 지수 변수는 제조업의 생산성에 유의한 음의 효과를 보여준 것과 대조를 이룬다.

우리나라의 경우 지역의 산업구조가 다양한 것은 knowledge의 cross fertilization을 유발하여 해당 지역에 소재하는 업체의 생산성을 높이는 것이 사실이나 이것이 임금의 상승으로 연결되지 않는 것 같다. 대도시

지역에서 산업구조가 다양한 것은 다양한 소비재와 서비스가, 특히 우수한 자녀 교육서비스가 부여되고 있음을 의미하는데 이와 같은 삶의 질의 향상에 따른 보상임금으로 낮은 임금을 종사자가 수용할 용의가 있음을 알 수 있다. 또한 지역의 산업구조가 다양한 것은 취업기회의 다양화를 불러온다. 특정 산업의 제품에 대한 수요가 급격히 감소하여 이 산업의 종사자가 실직되는 경우에 지역내 다른 산업의 경기가 양호한 경우 후자의 산업으로 전직할 수 있는 기회가 많을 것이다. 따라서 종사자는 산업구조가 다양한 지역에서 전직가능성의 증대에 대한 보상임금으로 낮은 임금을 수용할 용의가 있을 것이다. 이와 같은 해석은 1차적 자료분석에서 관찰된 사실인 부산, 대구, 인천, 대전 및 광주의 광역도시들의 평균임금이 왜 다른 지역에 비해 낮은가를 또한 설명해 주는 것 같다. 프랑스와 우리나라의 결과가 상반되는 것은 프랑스에서는 작은 도시에 거주하여도 다양한 소비재와 서비스 특히 양질의 교육서비스를 향유하는데 지장이 없으나 우리나라의 경우 아직도 대도시에서만 이러한 것을 향유할 수 있으므로 대도시 거주자는 낮은 보상임금을 수용해야 하는 것 같다.

도시화 경제를 반영하는 다른 두 변수, 즉 면적 당 종사자수와 지역 종사자수 변수들이 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하다. 지역의 부존환경을 나타내는 기타 변수들, 즉 지역의 평균교육수준, 재정자립도, 사업서비스업비율, 그리고 도로 연장률의 변수들이 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하다. 이들 변수들은 제조업체의 생산성을 분석한 Lee, Jang and Hong(2008)에서 모두 양의 계수를 가지며 통계적으로 유의하였다. 프랑스의 자료를 분석한 Combes et al. (2008)에서는 면적 당 종사자수, 지역 종사자수, 지역의 전문직 평균교육수준을 반영하는 유사한 변수들이 양의 효과를 가지며 통계적으로 유의하였다. 본 보고서의 결과가 기존 연구결과들과 상반된 결과를 보여주고 있는데 이것도 우리나라에서는 대도시에서 양질의 교육서비스를 비롯한 다양한 소비재와 서비스가 제공되고 있는 것에 대한 보상으로 낮은 임금을 종사자들이 수용하고 있는 것이라는 이론을 이용하여 해석하는 것이 타당할 것 같다.

지역의 교육수준이 종사자의 임금에 미치는 영향은 0.022로 계산되었는데 Dalmazzo and Blasio(2007)에서 얻어진 계수 0.03보다 약간 작은 수치이며 장수명, 이번송(2001)에서 얻어진 계수 0.055나 이번송, 김용현(2004)에서 얻어진 0.048보다 많이 작은 수치이다. 그러나 후자의 우리나라에 대한 두 연구에서는 지역화경제와 지역-산업에 속한 업체간 경쟁강도 등의 변수들에 대한 통제가 적절히 되지 못하였다는 점을 감안할 때 본 보고서의 연구결과가 합리적임을 보여 준다고 할 수 있다. 특히 본 보고서에서 사용된 두 단계에 거친 회귀분석모형이 적절함을 증명한다고 할 수 있다.

본 연구에서 추가적 분석으로 지역화경제, 도시화경제, 그리고 지역-산업의 경쟁 변수들이 임금에 미치는 효과를 종사자의 성별, 기혼여부, 학력, 사업체규모, 직업, 그리고 산업별로 분석하였는데 이들 변수의 임금에 대한 효과가 이들 종사자의 특성에 따라 크게 변하는 것을 관찰하였다.

다양성이 높은 대도시에 입지하는 업체에 종사하는 종사자는 월급이 낮으며 지역-산업이 집중된 산업에 종사하는 종사자의 월급은 높다. 지역-산업에 속한 업체간 경쟁이 강한 지역-산업에 종사하는 종사자의 월급이 낮다. 이와 같은 결론들은 다음과 같은 정책적 함의를 갖는다. 대도시에 소재하는 업체는 다양성으로 인해 생산성이 높음에도 불구하고 종사자가 소비의 다양성으로 삶의 질이 향상되는 것과 고용기회가 다양하여 전직가능성이 높아지는 것에 대한 보상으로 낮은 임금을 수용할 용의가 있으므로 높은 임금을 지불할 필요가 없다. 이는 업체가 대도시에 입지할 유인이 매우 강함을 보여준다. 반면에 소도시에 입지하면 다양성의 결손으로 인해 생산성이 낮음에도 불구하고 삶의 질이 낮으므로 높은 임금을 지불하지 않으면 종사자를 유인하는데 어려움이 있다.

따라서 대도시에서 기업입지를 억제하고 소도시에 업체의 입지를 권장하는 우리나라 정부의 오랜 정책은 정당성이 있다고 하겠다. 정부의 정책은 해당 산업이 집중되어 있는 소도시에 이 산업에 속한 업체의 입지를 권장하고 대기업의 소도시 입지를 권장하는 것이 효과적일 것이

다. 소도시에 기업의 입지를 권장하는 정책만으로는 충분치 않으며 소도시에서도 선진국의 소도시에서 향유할 수 있는 바와 같이 소비의 다양성을 가질 수 있도록 정책을 추진해야 할 것이다. 특히 양질의 교육기관을 소도시에 권장하는 것이 효과적일 것이다.

본 보고서의 분석결과에 의하면 500인 이상의 종사자를 가진 대기업, 노조가 있는 기업, 그리고 전기, 가스 및 수도사업, 통신업, 금융 및 보험업, 공공행정, 국방 및 사회보장 행정, 그리고 교육서비스업의 산업에 속한 기업 등에 근무하는 종사자의 임금이 높으며 대졸 이상의 학력을 가진 종사자, 그리고 의회의원, 고위임직원 및 관리자, 전문가, 그리고 기술공 및 준전문가의 상위계급의 직업을 가진 종사자들의 임금이 높다는 것을 알 수 있다. 중소도시나 농촌은 짧은 시일내에 도시의 소비 다양성, 특히 우수한 교육기관의 설치 등을 통해 삶의 질을 향상시키는 것은 어려울 것이다. 따라서 이들 중소도시나 농촌이 삶의 질 향상을 통해 종사자가 낮은 임금을 보상임금으로 수용하면서도 만족하며 근무하도록 만드는 것에 어려움을 겪을 것이다. 그러므로 정부는 우선 위에 예시된 고임금을 제공하는 유형의 기업, 고임금을 지급하는 산업에 속한 기업, 그리고 대졸 이상의 종사자와 상위계급 직업의 종사자를 많이 채용할 수 있는 기업 등이 중소도시 및 농촌에 입지하도록 권장하는 유인정책을 적극 채택 추진하여야 할 것이다.

Paul Krugman교수의 무역이론에 의하면 국제교역에서 비교우위의 결정요인이 Heckscher-Ohlin모형이 주장했던 특정국가의 자원부존율(resource endowment)의 차이에 있는 것이 아니고 규모의 경제에 있다고 한다. Krugman and Obstfeld(2009) 참조. Krugman의 무역이론을 국내 지역간의 교역에 원용한다면 특정지역의 비교우위는 그 지역의 자원부존율 보다는 어떻게 하면 다른 지역보다 앞서서 특정산업에서 규모의 경제를 성취하느냐에 달려 있다고 할 수 있다. 본 연구의 결과에 의하면 특정지역은 그 지역에 집중되어 있는 산업에서 비교우위가 있다고 보여준다. 따라서 정부는 어떻게 하면 특정 지역에서 특정산업이 지역화경제(집적의 경제)를 향유할 수 있게 할 수 있는가에 정책의 초점을 맞추어야 할 것이다.

본 연구의 한계를 들면 다음과 같다. 본 연구는 노동연구원의 노동패널자료를 이용하였는데 종사자의 거주지와 직장의 도시간 이동이 발생한 시기에 대한 자료가 없어서 소도시 또는 농촌에서 대도시로의 이전이 종사자의 임금에 미치는 영향을 연구할 수 없었다. 또한 8차인 2006년의 자료만 이용하여 분석하였는데 패널자료 전체를 모두 함께 이용하며 분석한다면 더 많은 의미있는 결과를 가질 수 있을 것으로 예상된다. 또 집적의 경제 변수들의 내생성을 수정하기 위해 도구변수를 이용하여 분석하는 것을 행하지 못했다. 이와 같은 본 연구의 한계점들은 후속 연구에서 보완되어야 할 것이다.

도시경제학의 세계적 학계에서는 과거에는 도시의 집적의 경제로 인한 노동의 생산성향상 효과의 분석을 개별도시의 생산함수를 이용하여 분석하거나 개별도시의 노동종사자수 증가율을 이용하며 분석하는데 연구의 노력을 집중해 왔다. 그런데 최근에는 도시간 임금격차와 임금 성장에 대한 분석으로 연구의 초점이 이동해 가고 있어서 이와 관련한 더 많은 연구가 한국자료에 대해 이루어져야 할 것이다.

제 4 장

공식부문과 비공식부문 임금격차분석

제1절 서론

인적자원개발은 인적 자본(human capital)과 사회적 자본(social capital)의 개발 및 효율적 관리로서 지식의 창출·활용·확산을 촉진하는 것을 의미한다. 21세기의 두 가지 메가트렌드라고 할 수 있는 ‘세계화’와 ‘지식경제화’의 시대에서 ‘자본의 투자수익은 파트너인 또 다른 생산요소인 인적자원의 질에 의존’할 것이다. 따라서 『우수한 인적자원을 보유·유지·개발할 수 있는 기업(국가)의 경우, 풍부한 자본을 보다 값싸게 조달할 수 있을 것이고, 이것이 경쟁력확보의 관건이 될 것이다. 우수한 인적자본 형성을 위해서는 인적자본에 대한 공정한 가격(fair pricing)이 이루어져야 하며 이는 경쟁노동시장하에 효율적인 자원배분을 통해 달성될 것이다. 노동시장이 경쟁노동시장이 아니라 이중노동시장 구조하에서 동일한 특성의 인적자본도 상이한 가격이 매겨진다면 이는 해당 인적자본에 대한 불공정한 보상문제뿐만 아니라 미래를 위한 건강한 인적자본 투자를 저해하는 동태적 비효율성(dynamic inefficiency)을 유발하게 된다.

본 연구는 노동시장 구조를 공식 노동시장(formal labor market)과 비공식 노동시장(informal labor market)으로 나누고 공식과 비공식의

이중노동시장 구조하에서 인적자원에 대한 보상이 어떻게 이루어지는가를 실증분석을 통하여 평가하고 현재 상태를 개선하기 위한 정책방향을 제언하고자 한다.

전반적으로 국가가 선진화되면서 중장기적으로 비공식부문이 공식화되면서 보다 투명하고 효율적인 경제시스템으로 변화하는 것이 선진국들이 밟아온 경로이다. 만일 비공식 노동시장이 느슨하게 정의된 노동 및 사회보장 법체계, 느슨한 감독, 비공식 부문에 대처하는 정부의 중장기 정책 부재로 말미암아 발생한다면 비공식 부문의 존재는 노동배분의 비효율성, 빈곤정책의 사회적 비용유발 등등의 문제를 야기하게 된다. 결과적으로 Baumal's Trap과 같이 비공식부문의 존재는 전체 경제시스템의 비효율화를 초래하여 국가경쟁력을 반감시킬 수 있을 것이다.

후술되겠지만 비공식 부문을 나누는 기준은 크게 법적 기준, 경제적 기준, 사회적 기준에 의해 구분될 수 있는데 법적 기준에 의하면 일국의 조세, 노동 및 사회보장기준 등에 관하여 적용제외 되거나 탈법, 불법이 이루어지는 부문을 의미한다. 경제적 기준은 낙후된 경제환경을 제공하는 시장을 비공식노동시장으로 구분할 수 있으며 마지막으로 사회적 기준은 사회연결망의 정도, 경제행위의 자유, 생계유지의 급박성 정도로 구분된다.

공식, 비공식 부문에 관한 국내외 기존 연구들을 살펴보면 비공식 부문을 나누는 기준으로서 5인 미만 사업장 여부, 사회보장 적용 여부, 자영업 여부 등의 기준들이 사용된다. 본 연구에서는 다양한 기준 가운데 사회보장적용 여부 기준으로 공식부문과 비공식부문을 구분하는 방법을 택한다. 이러한 기준은 대체로 비공식 부문을 정의하는 법적, 경제적, 사회적 기준을 만족시킨다. 영세사업장에 4대보험이 강제 적용되지만 실제로 동 부문에 적용률이 낮은 현실이다. 이는 사용자의 강제의무를 탈법과 불법을 통해 우회하고 있음을 의미한다. 실제로 영세 사업장 근로자 측도 이직률이 높기 때문에 4대 보험가입을 하지 않고 이에 대한 사용자 비용을 임금으로 지급할 것을 제의하는 사례가 비일비재하다. 영세사업장에 노사간에 단기 고용을 전제로 한 사회보장 우회를 위한 탈법, 불법 고용계약(devil's deal)이 사적 자치로 만연되고 있다고 주장

된다. 그러나 이렇게 사회보장 기준으로 구분한 노동시장의 이중화가 실증적으로 존재하는지 여부는 별개의 문제이다. 사회보장 적용여부를 기준으로 나눈 공식부문/비공식 부문의 이중노동시장 구조가 실제로 존재하는지 여부를 실증적으로 판단하고자 한다. 만일 실증적으로 유의미한 구조라 한다면 통합노동시장을 전제로 한 노동시장 정책은 의도와는 달리 자칫 공식노동시장만을 위한 혹은 공식노동시장에 유리하게 작동될 가능성을 배제할 수 없다. 이중노동시장을 전제로 할 경우 비공식노동시장의 점진적 공식화를 위한 이중노동시장 구조 교정형 정책방향이 설정되어야 할 것이다.

본 연구의 제2절에서는 공식부문과 비공식부문의 기준에 대해 살펴보고 제3절에서는 공식부문과 비공식부문간 특성을 비교하고 제4절에서는 공식부문과 비공식부문의 임금격차에 대해 실증 분석하고자 한다. 마지막 제5절에서는 요약 및 시사점을 제시하고자 한다.

제2절 공식부문과 비공식부문의 기준

비공식 부문(informal sector)은 처음에는 인류학자나 사회학자들의 관심의 대상이었지 경제학자들의 관심의 대상은 아니었다. 경제학자들은 공식부문(formal) 안에서 이루어지는 현상들에 초점을 두고 연구를 진행하였다. 하지만 1960년대에 접어들어 비공식부문이 중요한 사회적 관심분야로 인식되면서 경제학자들의 주목을 받기 시작했다(Blau and Scott, 1963; Gouldner, 1954).

많은 이행기 국가들이 비공식부문의 증가를 경험한 만큼, 비공식부문에 대한 연구들이 활발히 이루어져 왔다. 한 가지 흥미로운 사실은 비공식부문이 사회에 미치는 영향에 대한 견해가 상당히 대조적이라는 것이다. 예를 들어 Loayzz(1996)는 비공식부문이 법적 질서를 약화시키고 공공재 생산능력 및 효율성을 감소시켜 경제성장을 저하시킨다고 주장했다. 또한, Johnson et al. (1997)은 비공식부문의 규모가 둔화된다고

보였다. 마찬가지로 Lacko(2000)는 비공식부문과 공공재 공급 간 음의 상관관계가 있음을 실증적으로 검증하였다.

한편, 비공식부문은 사회·경제에 부정적인 영향을 준다는 일군의 학자들의 주장과는 달리, 다른 학자들은 비공식부문이 사회·경제에 미치는 긍정적인 영향을 주목하여 연구하였다. 예를 들어, Earl & Sakova(1999)는 비공식부문이 자영업 성장의 주요 원인으로 인적 자본 형성에 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 더불어 Kim & Kang(2006)은 1994년부터 1999년까지 러시아 지역별 패널자료를 사용하여 비공식부문이 소규모 기업 형성에 긍정적인 영향을 주고 있음을 실증적으로 검증하였다. 비공식부문이 자영업의 성장 및 소규모 기업형성에 긍정적인 영향을 준다는 연구 결과는 경제성장과 기업활동간의 밀접한 관계를 고려해 볼 때 의미하는 바가 크다. 이들간 관계에 대해서, McMillan & Woodruff(2002)는 성공적인 체제이행을 위해서 기업활동은 중요한 역할을 한다고 언급하였고, Berkowitz & Dejong(2006)은 기업활동이 경제성장의 중요한 원동력이 된다고 주장하였다.

우리나라는 금융실명제 도입과 외환위기 이후 투명성이 강조되면서 비공식 경제 규모가 갈수록 줄어들고 있다. 그럼에도 불구하고 국제통화기금(IMF)의 보고서에 따르면 2002~2003년 기준으로 비공식 경제 규모는 국내총생산(GDP)의 28.8%에 이른다. 미국(8.8%), 일본(10.8%), 영국(12.2%), 프랑스(14.5%), 독일(16.8%) 등 선진국에 비해 2~3배 높다.

비공식부문에서의 주로 논의되고 있는 이슈는 비공식부문이 전체 경제에 주는 영향과 공식부문과의 관계로 볼 수 있는데 많은 연구들이 진행되었지만 국가의 특성과 연구자의 관심에 따라 다양한 분류체계가 존재할 뿐 아직 일관된 결론에는 도달하지 못하고 있는 실정이다.

‘지하경제’로도 불리는 비공식 경제는 마약이나 암시장과 같은 ‘불법 경제’, 가사 및 농촌분야와 같은 ‘기록되지 않은 경제’, 조세 면탈을 노린 ‘신고하지 않은 경제’, 법과 행정의 규제 및 보호대상에서 제외된 ‘비공식 분야’를 포함한다.

비공식 노동시장은 비공식 경제의 한 유형으로 소비 증가에게 기여할지는 모르지만 인적자원의 생산적 활용을 저해하고 인력시장과 공식경

제의 자금순환을 왜곡시킨다. 또 노출되지 않는 세원과 불로소득은 공식 경제활동 주체들의 세금 부담을 늘리고 비공식 경제로의 참여 유혹을 부추긴다. 그만큼 양질의 일자리는 줄어든다.

개도국의 비공식 노동시장은 신고하지 않는 노동시장과 법과 행정의 규제 및 보호대상에서 제외된 비공식 분야가 경제전반에 퍼져있기 때문에 비공식 노동시장으로서 불법 경제나 기록하지 않은 경제에 보다 높은 주목을 한다(Feige, 1990). <표 4-1>은 OECD국가, 전환기 국가(Transition Country), 개발도상국(Developing Country)로 구분하여 비공식 부문이 차지하는 비율을 보여준다.

<표 4-1> 각 국가별 비공식 부문의 비율

Countries/Continents		Size as % of GNP
Developed	OECD Countries	12
Transition	Former Soviet Union	25
	Middle and Eastern Europe	20
Developing	Africa	44
	Latin America	39
	Asia	35

자료 : Schneider and Enste(2003, p.37, table 4.5)

그러나 국가가 성장하면서 비공식 노동시장의 주된 관심사도 달라진다. 즉 ‘불법 노동시장’ 및 ‘기록되지 않은 노동시장’의 영역이 감소하여 ‘신고하지 않은 노동시장’과 ‘비공식 분야의 노동시장’으로 정책의 초점이 점차 옮겨가게 된다(Yamada, 1996).

비공식 부문(informal sector)이라는 용어는 Keith Hart(1971, 1973)가 처음으로 사용하였다. 그는 비공식부문은 도시의 노동력의 한 부분으로 공식부문(formal sector)에서 벗어난 노동시장이라고 정의하면서 소규모 자영업자들은 거의 대부분이 비공식부문에 속한다고 보았다. 그 후 비공식 부문은 공식부문 경제에서 벗어나 소규모 자영업, 혹은 그와 유사한 방법으로 임금을 받아 생활하는 사람들을 설명하는 용어로 사용되어졌다(Bromley and Gerry, 1979). 비록 Hart는 비공식 부문에 대한 정

의를 소규모 자영업으로 한정되었으나, 그가 비공식 부문의 정의를 도입함으로써 여러 가지 경제이론의 성립과정에서 무시되어 왔던 비공식 부문들을 고려하게 되었다(Swaminathan, 1991).

비록 Hart가 비공식 부문을 언급하기 했지만 비공식 부문에 관한 체계적 이목이 집중된 계기는 ILO(International Labor Office, 1972)의 Kenya Mission Report에 의해서라고 할 수 있다. 이 보고서에는 비공식 부문에 대해 다음과 같이 정의하였다: i) 시장진입이 자유롭고, ii) 영세하며, iii) 가족소유체제를 유지하며, iv) 소규모 운영을 하며, v) 노동집약적이거나 낙후된 기술을 이용하며, vi) 숙련이 공식 부문 외에서 습득되며, vii) 규제에 통제되지 않고 치열한 경쟁에 노출된 경제라고 정의하였다.

1999년 ILO는 ILO/ICFTU 국제 심포지엄에서 1972년 기준보다는 보다 구체적으로 비공식 노동시장을 i) 소규모 종업원을 고용한 자영업주, ii) 1인 비즈니스 iii) 유급 무급 가족 종사자 등으로 정의하였다. 전반적으로 ILO는 비공식 노동시장의 정의로서 이러한 비공식 노동시장을 사후적으로 포괄하는 방법을 택한다. 현재까지 다양한 문건에서 ILO가 정의하는 노동시장은 자영업자, 가족 무급종사자 및 소규모 무등록 종사자 등 비공식 고용의 전통적 형태뿐 아니라 공식 기업들 내의 ‘비공식 일자리’를 포괄하는 개념이다(Abramo and Valenzuela, 2005).

1993년 1월 제15회 국제노동통계회의(ICLS, International Conference of Labour Statisticians)에서 채택된 비공식부문 고용통계 관련 결의안에서는 비공식부문의 특징을 다음과 같이 정의하였다.

노동과 자본의 경계가 모호하거나 아예 없고, 조직의 하층에서 전형적으로 보여지는 형태이며, 소규모라는 점이다. 그리고 노동자들은 공식적인 계약관계가 아니라 대부분 비정기적이나 불규칙하게 고용되고, 친척이나 가까운 이웃 등 개인적·사회적 인맥을 통해 비공식부문 노동과 관계를 갖는다는 점이다.

또한 그들이 가지고 있는 고정된 자산이나 그 외의 자산들이 본인의 것이 아니고 고용주(owner)의 소유라는 점, 그들 스스로는 거래를 할 수도 없고 그래서 채무를 만들 수도 없다는 점, 생산에 들어가는 자본과

가사에 들어가는 경비가 거의 구분되지 않는 점 등 비공식부문 노동은 가내기업들(household enterprises)의 특징도 포함하고 있다고 보았다.

통계적 목적을 위해 UN의 회계시스템(United Nations System of National Accounts, Rev4)에서 제공하는 ‘생산단위로서 비공식부문’에 대한 개념과 분류에 따르면 다음과 같다.

비공식부문은 가내기업으로서 가정 분야의 일부를 형성하거나 혹은 가정에 의해 소유되고 있는 비기업화된 기업으로서 가사분야의 일부라는 것이다. 그리고 가사분야에는 ‘비공식적으로 자기 회계장부를 가지고 있는 기업’과 ‘비공식 고용주들의 기업’이 있다고 하였다. 비공식적으로 자기 회계장부를 가지고 있는 기업(informal own-account enterprise)은 독립적으로 회계장부를 갖는 노동자들에 의해 소유되고 운영되는 기업으로 혼자서 일한다. 이들은 종종 가족이나 다른 사람들과 파트너십을 가지고 일을 하기도 하지만 이것들은 간헐적인 것이지 지속적인 고용은 아니다. 비공식 고용주들의 기업(enterprises of informal employers)은 ‘비공식적으로 자기 회계장부를 가지고 있는 기업’과 형태가 같지만 다른 노동자를 고용할 때 지속적인 계약을 바탕으로 한다는 점이 다르다. 그러나 실제로 비공식부문을 조사하는 과정에서는 위의 기준들과는 다르게 진행되었다. 한 예로 1990~1995년 동안 라틴 아메리카에서 진행된 국제노동기구(ILO)의 비공식부문 조사는 자신을 위한 노동자들(own-account workers)과 무급가족종사자들 그리고 5명-10명보다 작은 곳에서 일하는 노동자들로 구성되었다.

Christian Morrisson(1995)의 OECD보고서에 따르면 비공식 부분을 크게 3가지로 나누고 있다. i) 자신 혼자서 직접 기업을 운영하고 있거나 그 종사자수가 20명(혹은 10명)이 되지 않는 사업장, ii) 법적 기준에 의한 비공식 부분: 사업장을 등록하지 않았거나 사업장이 준수해야 할 안전기준, 세금, 노동법등을 위반하고 있는 사업장, iii) 자본의 기준에 의한 비공식 부분 즉, 사업장의 물적 자본과 인적자본이 현저하게 낮은 경우로 정의 하였다.

또한 Mirus and Smith(1997)의 비공식 경제활동의 분류는 <표 4-2>와 같다. <표 4-2>의 표를 통해 알 수 있는 사실은 화폐 또는 비화폐거

래를 통한 합법적인 비공식 경제활동에서 창출된 소득이 공식적으로는 집계되지 않는다는 점이다. 때문에 공식적인 활동이었다면 세금이 부과되었을 경제활동이 공식 통계에 의해 집계되지 못한 점에서 비공식부문은 정부재정수입에 음의 영향을 줄 것이라고 예상할 수 있을 것이다.

<표 4-2> 비공식 경제활동의 분류

	화폐 거래	비화폐 거래
비합법적 행동	• 훔친 물건에 대한 거래 • 마약 거래 및 제조 • 매춘 • 도박 • 밀수입, 수출 • 사기	• 마약, 훔친 물건 등에 대한 교환 • 자신이 이용할 목적으로 마약 생산 • 자신이 이용할 목적으로 절도
합법적 행동	• 자영업으로 인한 집계되지 않은 수입 • 합법적인 재화와 관련된 부가적인 노동에 따른 임금 • 부가 수당	• 합법적인 재화 및 서비스의 교환 • 이웃을 도와주는 행동

Mazumdar(1976)은 다른 여러 가지 기준들이 혼재되어 있기는 하지만 ‘사회적 보호’개념이 비공식부문을 특징짓는 중심 개념임을 강조했다. 비공식부문은 근로자들이 노동조합이나 정부로부터 임금, 근로조건, 수장 등의 보호혜택을 받지 못하는 것이 중요한 특성이므로 계약관계와 사업체 규모가 중요하다고 주장했다. 그는 공식부문에서의 임시고용자도 사회적 보호를 받지 못하면 비공식부문에 포함시켜야 한다고 했다. 또한 비공식 부문이 공식부문에 비하여 합리화와 조기화 측면에서 훨씬 미흡하기는 하지만 후진국 경제구조의 중요한 요소를 이룬다는 입장에서 이 개념을 중요시하는 연구들도 있다.

하지만 수많은 연구에서 각자 다른 기준으로 공식, 비공식 부문을 정의하고 있어 그 용어사용에서 혼란이 야기될 가능성이 존재하게 된다. 그래서 주요 연구들의 기준을 종합하면 크게 세 가지 측면으로 볼 수 있는데 법적인 측면과 경제적인 측면 그리고 사회적 측면이 그 기준이다. 그리고 그 기준에 따라 주요연구들이 선진국(Developed Countries)

을 대상으로 비공식부문을 정의할 때 기준으로 택한 항목과 개발도상국(Less Developed Countries)을 대상으로 비공식부문을 정의할 때 택한 기준을 비교하였다.

먼저 법적이 측면에서는 다음과 같이 3가지 세부 기준으로 나누어 볼 수 있는데 그 기준은 다음과 같다; i) 정부의 규제를 받는지 여부, ii) 그 경제주체의 행위가 불법으로 행해지는 지 여부, iii) 그 경제주체의 행위가 GNP에 포함여부로 나눌 수 있다.

많은 연구에서 정부에 규제를 받는지 여부에 따라서 공식부문과 비공식 부문으로 나누고 있다. 그 다음으로 불법으로 행해지는 행위, 그 경제주체의 활동이 GNP를 산출할 때 포함되어지는 여부에 따라서 나누고 있다. <표 4-3>과 <표 4-4>는 저자별로 법적인 측면에서 공식부문과 비공식부문으로 나눌 때 기준에 포함되는지 여부를 나타낸다.

법적인 측면에서는 선진국과 개발도상국을 대상으로 한 연구 대부분이 ‘정부의 규제’가 중요한 기준으로 정의하였다. 하지만 법적인 측면보다 경제적인 측면에서의 기준이 더욱 중요시 되고 있다. 경제적인 측면에서의 여섯 가지의 세부기준으로 나누어 볼 수 있는데 그 기준은 다음과 같다.

<표 4-3> 주요연구별 법적측면의 비공식 부문 정의 기준(선진국 대상)

	법적 측면		
	정부의 규제	불법행위	GNP포함 여부
Breman(1980)	○		
Feige(1979~1989)	○	○	○
Gershuny(1983)	○	○	
Tanzi(1982~1989)			○
Castells, M. & Portes, A.(1989)	○	○	
Harding & Jenkins(1989)	○	○	○
Renooy(1990)	○	○	○
Intern. Rev. Serv.(IRS)(1979)			
nter. Lab. Off(ILO)(1972)	○		
Swaminathan(1991)	○		

<표 4-4> 주요연구별법적측면의 비공식 부문 정의 기준(개발도상국 대상)

	법적 측면		
	정부의 규제	불법행위	GNP포함 여부
Hart(1971, 1973)			
ILO(1972)	○		
Grossman(1982)	○	○	
Banerjee(1982)			
Beneria(1989)	○		
Renooy(1990)	○	○	○
Swaminathan(1991)	○		
Kaufmann & Kaliberda(1996)	○	○	○
Commander & Tolstopoatenko(1997)	○	○	
Anderson(1998)	○	○	○

(1) Labor market or Status of labor(including undeclared labor, lack of social benefit, sub-minimum wages, poor working conditions): 여기서 노동시장의 상태란 노동자가 제공하는 임금이나 근무환경, 복지제도 등을 의미하는데 최저임금보다 낮은 임금을 제공하거나 열악한 근무환경, 사회보장제도의 혜택을 받지 못하는 등 노동환경이 다른 사업장과 비교해 현저하게 낙후된 환경을 제공할 때 비공식부문이라고 정의하였다. 이 항목은 비공식 부문으로 정의하는 항목 중 가장 중요한 특징 중 하나이다. Harding and Jenkins(1989)와 Renooy(1990)의 저자가 강조한 부문이고 특히 ILO에서 강조하는 항목이다.

(2) Unreported income or tax evasion: 이 항목은 노동시장의 상태와 더불어 비공식부문을 정의하는 중요한 항목이다. 많은 연구에서 소득을 신고하지 않거나 조세 면탈을 노린 신고하지 않은 경제를 비공식 부문에 포함시켜 분석하였다.

(3) Size of activity: 초기에 비공식부문의 연구에서 정의할 기준으로 했던 항목이다. 규모는 주로 고용된 사람의 수로 측정하였는데 Sethuraman(1976)은 10명 미만의 사업장은 비공식부문으로 정의하였다. 그러한 연구들에 의해서 작은 규모의 사업장은 비공식부문에 포함시키게 되

었다.

(4) Professional status : 1인이 운영하는 자영업 그리고 그 업체 종사자가 존재하더라도 종사자가 가족인 경우를 의미하는 항목으로 K. Hart(1971, 1973)의 연구에서 기준항목으로 사용되었다.

(5) Regulation or Registration of an activity : 'Regulation or Registration of an activity'의 구분은 그 사업장이 정부로부터 승인을 받았는지의 여부를 말한다. Swaminathan(1991)은 비공식 부문을 정의할 때 정부로부터 승인 받지 않고 등록하지 않은 사업장을 비공식부문으로 정의하였다.

(6) National statistics of GNP accounts : 비공식부문의 연구 목적중의 하나가 비공식부문의 경제활동이 GNP를 산출할 때 포함되지 않기 때문이라고 할 수 있는데 Feige(1981)은 GNP를 산출할 때 보고 되지 않거나 그 실제보다 낮게 보고되는 부문을 비공식 부문이라고 정의하였다. <표 4-5>와 <표 4-6>은 주요 연구들의 경제적 측면에서 비공식부문을 정의할 때의 기준을 나타낸다.

경제적인 측면에서는 선진국 대상연구와 개발도상국 대상연구 모두 주로 'Activity's regulation'을 중요한 기준으로 택하였다. 하지만 선진

<표 4-5> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준(선진국 대상)

	경제적 측면					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Breman(1980)	○		○	○		
Feige(1979~1989)		○			○	○
Gershuny(1983)		○			○	
Tanzi(1982~1989)		○				○
Castells, M. & Portes, A.(1989)	○	○	○	○	○	
Harding & Jenkins(1989)	○	○	○		○	
Renooy(1990)	○	○	○		○	○
Intern. Rev. Serv.(IRS)(1979)		○	○			○
Inter. Lab. Off(ILO)(1972)	○			○	○	
Swaminathan(1991)	○	○	○	○	○	

<표 4-6> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준(개발도상국 대상)

	경제적 측면					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hart(1971, 1973)	○			○	○	
ILO(1972)	○		○	○	○	
Grossman(1982)	○		○		○	
Banerjee(1982)	○	○				
Beneria(1989)	○	○	○		○	
Renooy(1990)	○	○	○		○	○
Swaminathan(1991)	○	○	○	○	○	
Kaufmann & Kaliberda(1996)	○	○	○		○	
Commander & Tolstopoatenko(1997)	○	○	○		○	
Anderson(1998)	○	○	○	○	○	○

국을 대상으로 한 연구에서 비공식부문으로 정의하는 또 다른 중요한 기준은 주로 ‘Tax evasion or Unreported income’을 기준으로 한 반면, 개발도상국을 대상으로는 ‘Labor market or status of labor’와 ‘Activity’s Size(small scale of operation)’으로 나타났다.

사회적 측면으로는 그 하위 기준으로 세 가지로 분류 할 수 있는데 그 기준은 다음과 같다.

(1) social networks and ease of entry: Breman(1980)은 소위말해 ‘지인을 통서 직업을 구하거나 사업을 영위해나가는’ 즉, social network가 공식, 비공식부문을 정의하는 중요한 요소라고 주장하였다. 또한 ILO와 여러 연구에서 쉬운 진입이 비공식부문을 정의하는 중요한 기준이 된다고 명시하고 있다.

(2) autonomy and flexibility: <표 4-7>을 통해 볼 수 있듯이 특혜선진국에서 비공식부문에 참여하고 있는 많은 사람들이 타인에게 간섭받지 않고 자신이 원하는 사업을 자신의 방식을 통해 경영을 하며 이윤을 추구하고 업무시간 또한 자유롭게 사용할 수 있다는 점에서 비공식부문에 참여하고 있다고 주장하고 있다.

(3) survival: 이 항목은 비공식부문이 아니면 생계를 유지하기 힘든

이유로 인해 비공식부문에 참여하고 있는 것을 의미한다. 그러나 이 항목은 선진국에서는 기준으로 택해지지 않는 항목이다. Castells and ILO(1972)는 비공식부문을 정의하는데 있어서 이 기준을 제외한 후 비공식부문을 정의하였다.

<표 4-7>과 <표 4-8>은 주요 연구들의 사회적 측면에서 비공식부문을 정의할 때의 기준을 나타낸다.

사회적인 측면에서 선진국 대상 연구와 개발도상국 대상연구의 가장 큰 차이는 위에 언급하였듯이 'Survival' 항목으로 나타났다.

한국의 경우 최근 광범위한 사회보장제도의 사각지대의 존재가 사회복지와 노동시장의 문제점으로 지적되면서 사회보장법의 기준에 의한 비공식 노동시장의 분류가 의미를 가지게 되었다. 이는 앞서의 조세 면탈을 노린 '신고하지 않은 경제', 법과 행정의 규제 및 보호대상에서 제외된 '비공식 분야'에 해당되지만 보다 협의로 사회보장제 면탈을 노린 '신고하지 않은 경제',와 사회보장법과 행정의 규제 및 보호대상에서 제외된 '비공식 분야'로서 정의하고자 한다.

본 연구와 유사하게 노동시장을 정의한 연구로 Portes(1987)는 그의

<표 4-7> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준(선진국 대상)

	사회적 측면		
	social networks	autonomy and flexibility	survival
Breman(1980)	○		
Feige(1979~1989)			
Gershuny(1983)		○	
Tanzi(1982~1989)			
Castells, M. & Portes,A.(1989)	○	○	제 외
Harding & Jenkins(1989)	○	○	
Renooy(1990)	○	○	
Intern. Rev. Serv.(IRS)(1979)			
Inter. Lab. Off(ILO)(1972)	○		제 외
Swaminathan(1991)		○	

<표 4-8> 주요연구별 경제적 측면의 비공식 부문 정의 기준(개발도상국 대상)

	사회적 측면		
	social networks	autonomy and flexibility	survival
Hart(1971, 1973)			
ILO(1972)	○		
Grossman(1982)	○		○
Banerjee(1982)	○	○	○
Beneria(1989)	○	○	
Renooy(1990)	○	○	○
Swaminathan(1991)			○
Kaufmann & Kaliberda(1996)			○
Commander & Tolstopoatenko(1997)			
Anderson(1998)	○	○	○

연구에서 비공식 부문을 1~10인을 고용하는 대단히 작은 기업(Very Small Establishment)라고 규정하였다. 그리고 El Salvador(1990)는 4인 혹은 그 보다 작은 수의 종사자를 고용하는 영세기업이라고 정의하였고, Marcouiller et al(1997)은 기업규모가 5인 미만이고 종사근로자가 사회보장혜택을 받지 않는 경우로 정의하고 있으며 Saavedra and Chong(1999)은 공식계약 체결 여부, 노조가입여부, 건강보험, 의료보험, 납세의무 준수여부 등의 기준으로 비공식 노동시장을 정의한 바 있다. 이남섭(1994)은 경제주체들이 지닌 다음 두 가지 관점이 있는데 하나는 공식부문의 중소기업의 관점으로써 비공식부문을 소규모 영세기업에 의한 불성실한 경제라고 규정한다. 다른 하나는 신자유주의 경제이론가들의 입장으로써 비공식부문은 기업에 대한 지나친 법적 규제와 재정적 부담에 대한 합의의 표현이라는 해석이다. 전자는 기업의 성격에 초점을 두는 관점으로서 5명 미만이 고용된 “불법적인” 소규모 가내기업-영세산업을 의미한다. 후자는 국가의 조절기능에 중요성을 두는 관점으로서 사회보장, 고용조건, 건강과 보험이 보장되지 않은 노동법의 보호가 전혀 없는 고용인으로 구성된 기업을 비공식부문이라 정의하였다.

본 연구에서 5인 미만 사업장을 비공식 노동시장에 포함할 경우 비공식 노동시장의 영역이 과도하게 크게 포착될 가능성이 크고 5인 미만 사업장의 과반수 이상이 사회보장의무를 준수하지 않는 현실에서 사회보장의무에 한하여 기준을 설정하고자 한다. 또한 Saavedra and Chong(1999)의 기준은 공식계약 체결 여부에 관하여 충분히 긴 기간의 패널정보가 제공되지 않는다는 점, 노조가입을 공식부문으로 정의하는데 노조 가입률이 10%대에 불과한 한국 현실에 적절치 못하다는 점, 납세의무 준수 여부가 사용하고자 하는 KLIPS자료에는 정보가 제공되지 않는다는 점의 연구 제약 요건이 있다. 따라서 본 연구는 5가지 사회보험 가운데 사용자의 납부의무 규정이 있는 직장의료보험, 고용보험, 그리고 산재보험 가입여부에 따라 근로자가 속한 직장의 공식/비공식 부문을 정의하고자 한다.

제3절 공식부문과 비공식부문간 특성비교

1. 자 료

본 연구에서는 한국노동연구원에서 조사하는 『한국노동패널조사』 자료를 활용하였다. 한국노동패널 조사는 도시지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널조사로 1998년도에 전국 5,000 가구에 대하여 조사를 하였다. 한국노동패널조사는 근로자의 다양한 사회보장제도 가입여부를 2000년도 (3차년도 조사) 이후 일관되게 조사하고 있다. 또한 임금결정과 관련된 유용한 정보들을 제공하고 있는데 근로자가 속한 기업체 규모와 노동조합 가입여부 등의 유용한 자료가 포함되어 있다. 본 연구에서는 지난 7년간 주된 일자리에서 주당 35시간 이상 근무한 임금근로자를 대상으로 하였다. 임금변수는 월평균 임금에서 주당 근로시간을 고려하여 매년 소비자물가지수로 나누어준 실질 시간당임금을 사용하였다. 본 연구에서 사용된 최종 표본의 크기는 18,816개이며

관측된 개인근로자의 수는 5,387명으로 개인당 약 3.5개의 관측치가 분석에 사용되었다.

3차년도(2000년)부터 시작하여 동일하게 한국노동패널에서 개인근로자의 사회보장제도 가입여부를 다음과 같이 질문하고 있다. “(주된)일 자리를 통해서 다음의 사회보험에 가입되어 있습니까?” 세부항목으로 국민연금, 특수직연금(공무원, 군인, 교원), 직장의료보험, 고용보험, 그리고 산재보험에 대해서 가입여부를 묻고 있다. 본 연구에서는 설문에서 조사된 5가지 사회보험 가운데 직장의료보험, 고용보험, 그리고 산재보험 가입여부에 따라 근로자가 속한 직장의 공식/비공식 부문을 정의하고자 한다⁴⁾. 조사기관 가운데 이 세 가지 사회보험제도에 하나도 가입되어 있지 않은 근로자의 직장을 비공식부문으로 정의한 결과에 따른 공식/비공식 부문의 분포가 <표 4-9>에 제시되어 있다.

<표 4-9> 공식/비공식 부문 분포

	공식 부문	비공식 부문
남 성	81.9	18.1
여 성	63.6	36.4
총합계	75.0	25.0

자료 : 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

전체 분석된 표본에서 공식부문이 차지하는 비율이 75%이며 비공식 부문이 차지하는 비율이 25%임을 보여주고 있는데 이를 남성근로자와 여성근로자로 분류해서 비공식부문의 비율을 살펴보면 다소 상이한 분포를 보여주고 있다. 남성근로자의 82% 정도가 공식부문에 종사하고 있는 반면에 여성근로자의 경우 공식부문 종사비율이 64%로서 남성에 비해 비공식부문에 종사하는 비중이 높게 나타났다. 이는 여성근로자가 상대적으로 취약한 근로환경, 즉 다양한 사회보장제도의 혜택에서 도외

4) 국민연금 혹은 특수직연금 가입여부를 제외시킨 이유는 기존의 국제연구에서 비공식부문을 정의하는데 의료보험을 위주로 한 사회보장제도 가입여부에 초점을 맞추었기 때문이다. 국민연금 가입여부를 비공식부문에 추가해도 본 연구의 주된 결과는 크게 변화지 않음을 밝혀둔다.

시 되고 나중에 살펴보겠지만 임금측면에서도 불리한 입장에 처해 있다는 것을 알 수 있다.

2. 공식/비공식 부문간 인적특성비교

다음으로 <표 4-10>에서 국내노동시장의 공식/비공식 부문간 근로자의 다양한 인적특성의 분포를 보여주고 있다. 먼저 연령분포를 살펴보면, 공식부문 종사자의 평균연령이 37.4세로 비공식부문 평균연령 39.1세 보다 다소 낮게 나타났다. 성별근로자의 분포에 있어서도 비공식부문 종사자 가운데 여성근로자의 비율이 55%로서 공식부문의 여성근로자 비율 32%보다 매우 높게 나타났다. 이는 앞에서도 살펴본 것처럼 여성인력이 비공식부문 종사비율이 남성에 비해 높음을 알 수 있다. 학력수준에 있어서도 비공식부문의 근로자 평균 교육년수가 11.3년인데 반해서 공식부문 근로자 평균학력수준은 13.2년으로 나타나는데 구체적인 학력수준의 분포는 <표 4-11>과 <표 4-12>에서 살펴보고자 한다. 그리고 근로자의 현 직장에서의 근속년수에 있어서도 비공식부문의 근로자일수록 현 직장의 근속기간이 짧은 것으로 나타났다.

<표 4-10> 공식/비공식 부문간 인적특성

	공식 부문	비공식 부문
연령	37.4	39.1
여성	0.32	0.55
결혼여부	0.58	0.54
학력(평균년수)	13.2	11.3
근속년수	6.8	3.2
표본크기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

<표 4-11>에서 공식/비공식 부문간 교육수준의 분포를 고졸 미만, 고졸, 초대졸, 그리고 4년제 대졸 이상의 범주로 나누어 살펴본 결과를 보여주고 있다. 먼저 공식부문에 종사하는 근로자의 학력분포를 살펴보면

고졸자가 36.6%로서 가장 높고 4년제 대졸 이상의 비율이 31.6%, 그리고 초대졸, 고졸 미만의 순서였다. 그러나 비공식부문에 종사하는 근로자의 학력분포에서는 고졸 이하 근로자의 비율이 77.2%로서 매우 높게 나타나고 있으며 4년제 대졸자의 비율은 11.4%에 그치는 수준이다. 근로자의 교육수준에 따른 공식/비공식 부문으로의 직장결합(job matching)의 형태가 매우 현저한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

다음으로 <표 4-12>에서는 근로자의 교육수준별 공식부문과 비공식 부문으로의 분포를 보여주고 있다. 예상한 것처럼 고졸 미만 근로자의 45% 정도가 비공식부문 종사하는 반면에 고졸자는 29%, 초대졸자 16%, 그리고 4년제 대졸자는 10% 만이 비공식 부문에 종사하였다. 이는 근로자의 교육수준이 증가할수록 비공식부문의 종사확률이 낮음을 보여주고 있다.

<표 4-11> 공식/비공식 부문간 학력분포(종합=100)

	공식 부문	비공식 부문
고졸 미만	12.9	31.9
고 졸	36.6	45.3
초대졸	18.8	11.4
4년제 대졸 이상	31.6	11.4
표본 크기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

<표 4-12> 공식/비공식 부문간 학력분포(회합=100)

	공식 부문	비공식 부문
고졸 미만	54.8	45.2
고 졸	70.8	29.2
초대졸	83.2	16.8
4년제 대졸 이상	89.3	10.7
표본 크기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

3. 공식/비공식 부문간 직장특성 비교

공식부문과 비공식부문의 정의를 고려해보면 대기업에 비해 중소기업에서 근로자에게 제공해야 되는 사회보장을 회피할 가능성이 높다. 따라서 본 절에서는 기업체 규모에 대한 연속적 변수와 범주적 변수를 사용하여 기업체 종업원수 규모에 따라 (1) 1~9인 (2) 10~29인 (3) 30~99인 (4) 100~299인 (5) 300~999인 (6) 1000인 이상의 6개의 범주로 나누어 그 분포를 살펴보고자 한다. 이상의 6개 범주에 따른 공식/비공식 부문간 근로자가 속한 기업체 규모별 분포가 <표 4-13>과 <표 4-14>에서 보여주고 있다.

공식부문의 경우 기업체 규모 분포를 살펴보면 300인 이상 대기업의

<표 4-13> 기업체 규모별 분포(종합=100)

기업체 규모	공식 부문	비공식 부문
1~9인	13.7	61.5
10~29인	17.6	17.8
30~99인	20.7	8.0
100~299인	13.3	3.0
300~999인	10.4	2.4
1000인 이상	24.3	7.3
표 본 크 기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

<표 4-14> 기업체 규모별 분포(횡합=100)

기업체 규모	공식 부문	비공식 부문
1~9인	36.1	63.9
10~29인	73.9	26.1
30~99인	87.9	12.1
100~299인	92.4	7.6
300~999인	92.5	7.5
1000인 이상	90.4	9.6
표 본 크 기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

비중이 32.7%인데 반해서 비공식부문의 경우 대기업 비중이 10% 수준에도 미치지 못하고 있다. 오히려 10인 미만 소기업이 비공식부문에서 차지하는 비중이 공식부문 13.7%보다 네 배 이상 높은 61.6%로 나타나고 있다. 즉 비공식부문인 경우 영세한 중소기업의 비중이 높고 이들이 근로자에게 다양한 형태의 사회적 보편을 제공해 주지 못하며 중소기업이 대기업간 현저한 국내노동시장의 임금격차를 고려하면 사회보험 적용여부뿐만 아니라 임금측면에서도 상당한 격차가 존재하게 되는 요인을 찾아보게 된다. 다음으로 각각의 기업체 규모에 따른 공식부문과 비공식부문 확률분포를 <표 4-14>에서 살펴보면 예상대로 대기업의 경우 공식부문일 확률이 높았고 중소기업 일수록 근로자에게 사회보험을 제공하지 않는 것으로 나타났다. 비공식부문의 다수를 차지하는 10인 미만 기업의 경우 근로자에게 사회보험을 제공하는 비율이 64%에 이르고 있으며 10인 이상의 근로자를 고용했을 경우 이 비율이 26.1%로 급감하고 기업체 규모가 증가할 수록 이 비율은 계속 감소함을 보여주고 있다.

다음으로 근로자가 속한 기업체 특성가운데 노동조합 조직여부에 따른 사회보장 가입여부를 살펴본 결과가 각각 <표 4-15>와 <표 4-16>에 제시되어 있다. 공식부문이 경우 노조가 조직되어 있는 비율이 무려 32%로서 국내 노동시장 전체 노동조합 조직률 10% 수준보다 매우 높게 나타나고 있으며 비공식부문의 비율 3.8%보다 훨씬 높은 것으로 나타난다. 그리고 노조기업과 비노조기업을 각각 분리해서 공식부문과 비공식부문의 비율을 살펴보면 노조기업이 공식부문으로 정의되는 비율이 무려 97.2%인데 반해서 비노조기업에서 근로자에게 사회보험을 제공해 주는 경우가 67.6%로 매우 낮게 나타났다.

<표 4-15> 공식/비공식 부문간 노조기업 비율(총합=100)

	공식 부문	비공식 부문
노조기업	32.3	3.8
비노조기업	67.6	97.2
표본 크기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006

<표 4-16> 공식/비공식 부문간 노조기업 비율(횡합=100)

	공식 부문	비공식 부문
노조기업	97.2	2.8
비노조기업	67.6	32.4
표본 크기	14,106	4,712

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

공식/비공식 부문간 근로자의 임금, 근로시간 분포현황을 <표 4-17>에서 살펴볼 수 있다. 먼저 공식부문에 종사하는 임금근로자의 월평균 임금은 185만원인데 반해서 비공식부문 종사자의 월평균임금액은 117만원에 그치는 것으로 나타나는데 이는 공식부문 근로자 임금수준의 63%에 미치는 수준이다.

<표 4-17> 공식/비공식 부문간 임금 및 근로시간

	공식 부문	비공식 부문
월평균임금	185.8	117.2
월근로시간	219.8	231.7
시간당임금	0.8814	0.5217
로그시간당임금	4.32	3.83
표본 크기	14,106	4,712

주: 모든 임금수준은 각년도 물가지수로 디플레이트한 실질수준임.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

이 임금격차는 근로자의 여러 인적특성을 고려하지 않은 상태에서 추정된 것이므로 이를 고려한 임금격차를 뒷장에서 분석하고자 한다. 근로자의 임금과 더불어 중요하게 고려해야 될 변수인 근로시간에 대해서 살펴보면, 공식부문 근로자의 주당 평균 근로시간은 50.9시간인데 반해서 비공식부문 근로자의 주당 평균근로시간은 53.7시간으로 오히려 비공식부문에서의 근로시간이 높은 것으로 나타났다. 두 부문 모두 근로자가 법정근로시간 이상 근로하는 것으로 나타나고 있으며 이는 비공식부문에서 심화되는 것으로 나타나는데 5인 미만 비공식부문에서 근로기준법 55조의 초과근무 연장근로수당 미지급을 합법화하여 비공식 부문

장시간 근로의 원인이 될 수 있다. 임금결정식을 실증분석하는데 있어서는 근로자의 근로시간을 고려한 시간당 임금이 기준이 되는데 이를 기준으로 살펴보면, 공식부문 근로자의 평균 시간당 임금은 8천8백14원이며 비공식부문 근로자의 평균 시간당 임금은 5천2백17원으로 나타났다. 시간당 임금기준으로 비공식부문 근로자의 평균 임금수준은 공식부문의 60%에 못 미치는 것으로 나타났다. 이는 비공식 부문에서의 초과근로가 상당부문 보상받지 못하는 것으로 예측된다.

다음으로 공식부문과 비공식부문에서의 근로자가 속한 산업별분포를 보여주는 결과가 <표 4-18>과 <표 4-19>에 제시되고 있다.

<표 4-18> 공식/비공식 부문간 산업분포(종합=100)

	공식 부문	비공식 부문
광업·건설	6.2	11.0
제조업	34.1	21.0
전기·운수·통신	9.2	3.2
도소매	9.3	18.3
숙박·음식점업	1.6	13.3
금융·보험·임대	6.5	6.1
공공서비스	19.5	11.6
사업서비스	9.4	5.5
기타서비스	4.2	10.0

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

<표 4-19> 공식/비공식 부문간 산업분포(횡합=100)

	공식 부문	비공식 부문
광업·건설	62.9	37.1
제조업	82.9	17.1
전기·운수·통신	89.7	10.3
도소매	60.4	39.6
숙박·음식점업	26.2	73.8
금융·보험·임대	76.0	24.0
공공서비스	83.4	16.6
사업서비스	83.7	16.3
기타서비스	55.7	44.3

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

먼저 공식부문 근로자의 산업별 분포현황을 살펴보면 제조업이 34.1%로서 가장 많은 부분을 차지하며 다음이 공공서비스(19.5%), 사업서비스(9.4%) 순서였다. 비공식부문의 산업별 분포는 역시 제조업(21.0%)이 가장 높게 나타났으며 다음으로 도소매업(18.3%), 숙박 및 음식점업(13.3%), 그리고 공공서비스업(11.6%) 순서였다. 그리고 산업별로 공식부문과 비공식부문 분포를 살펴본 결과가 <표 4-19>에 제시되어 있는데 비슷한 패턴을 보여주고 있다. 즉 도소매, 숙박 및 음식점업과 공공서비스업에서 비공식부문의 비중이 상대적으로 높은데 이는 주로 노동집약적인 영세사업체가 많이 존재하기 때문이다.

공식부문과 비공식부문에서의 근로자가 속한 직종별분포를 보여주는 결과가 <표 4-20>과 <표 4-21>에 제시되고 있다. 먼저 공식부문 근로자의 직종별 분포현황을 살펴보면 사무 종사직이 23.7%로서 가장 많은 부분을 차지하며 다음이 준전문가 및 기술직(17.5%), 장치·기계·조작직(15.1%) 순서였다. 비공식부문의 직종별 분포는 기능종사직(18.9%)이 가장 높게 나타났으며 다음으로 단순노무직(16.4%), 그리고 서비스종사직(15.3%) 순서였다. 이를 다시 직종별로 공식부문과 비공식부문 분포를 살펴본 결과가 <표 4-19>에 제시되어 있는데 비슷한 결과를 보여주고 있다. 즉 관리직, 전문직, 혹은 사무직일수록 공식부문에 종사할 확률이 높았고 서비스종사직, 판매직, 그리고 단순노무직인 경우 비공식부문에 종사확률이 매우 높았다.

<표 4-20> 공식/비공식 부문간 직종분포(총합=100)

	공식 부문	비공식 부문
고위 임직원 및 관리직	1.5	0.8
전문가	13.3	6.3
준전문가 및 기술직	17.5	10.9
사무종사직	23.7	9.9
서비스종사직	3.9	15.3
판매직	3.8	13.0
기능종사직	15.0	18.9
장치·기계·조작직	15.1	8.5
단순노무직	6.2	16.4

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

<표 4-21> 공식/비공식 부문간 직종분포(횡합=100)

	공식 부문	비공식 부문
고위 임직원 및 관리직	85.1	14.9
전문가	86.2	13.8
준전문가 및 기술직	82.9	17.1
사무종사직	87.8	12.2
서비스종사직	43.3	56.7
판매직	46.9	53.1
기능종사직	70.5	29.5
장치·기계·조작직	84.2	15.8
단순노무직	52.9	47.1

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

4. 비공식부문 결정요인

우리는 앞에서 공식/비공식 부문간 근로자의 다양한 특성들을 비교분석해 보았다. 이를 종합하여 각 개인의 특성들이 근로자의 비공식부문 종사여부에 영향을 주는 실증분석을 시도하고자 한다. 일반적으로 사용되는 선형확률모형은 잔차항 추정에 있어서 이분산의 문제가 제기되므로 이를 극복한 계량방법인 프로빗(probit)모델과 로짓(logit)모델을 사용해서 추정하고자 한다. 이 두 계량방법은 실증분석에서 자주 사용되는 방법이므로 구체적인 모델설명은 생략하기로 한다.

본 연구에서는 이 두 가지 방법을 동시에 사용하여 추정한 결과를 <표 4-22>에서 보여준다. 먼저 프로빗을 사용한 근로자의 비공식부문 결정추정식 결과를 살펴보면 나이가 고령일수록 공식부문에 일할 확률과는 통계적으로 유의한 결과가 나오지 않았다. 다음으로 교육수준이 비공식부문에 종사할 영향의 크기는 매우 뚜렷하게 나타난다. 예를 들어 교육년수 1년의 증가는 공식부문의 종사확률을 무려 2.9% 증가시키는 것으로 나타났다. 기초통계량에서 나타나는 성별간 공식/비공식 부문의 차이는 교육수준을 비롯한 여러 개인의 특성들을 고려한 뒤에도 비공식부문에 종사할 확률이 여성이 남성에 비해 14% 높게 나타났으며 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 보여준다. 다음으로 제조업

대비 다양한 산업변수가 비공식부문에 미치는 효과는 숙박, 음식점업과 도소매업이 상대적으로 매우 높게 나타났다. 프로빗 모델을 이용한 추정계수의 크기와 로짓모델을 이용한 계수값의 차이는 거의 없는 것으로 나타나는 관계로 표에서 나타난 로짓결과에 대한 설명은 생략하고자 한다.

<표 4-22> 비공식부문 결정요인 분석

	Probit		Logit	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
나 이	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
교육년수	-0.029**	(0.001)	-0.029**	(0.001)
여 성	0.140**	(0.007)	0.140**	(0.008)
광업·건설	0.283**	(0.016)	0.299**	(0.017)
전기·운수·통신	-0.035**	(0.014)	-0.039**	(0.014)
도소매	0.278**	(0.013)	0.287**	(0.014)
숙박·음식점업	0.494**	(0.018)	0.502**	(0.019)
금융·보험·임대	0.130**	(0.017)	0.134**	(0.018)
공공서비스	0.041**	(0.011)	0.040**	(0.012)
사업서비스	0.005	(0.014)	0.001	(0.014)
기타서비스	0.313**	(0.017)	0.323**	(0.018)
년도더미	yes		yes	
Log likelihood	-8823.02		-8821.37	
R-sqs	0.1666		0.1668	
표 본	18,813		18,813	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다.

모든 추정계수는 한계효과(marginal effects)값임.

** 통계적으로 1%에서 유의함. * 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

제4절 공식/비공식 임금격차분석

1. 횡단면 분석

본 장에서는 먼저 횡단면 회귀분석을 통한 공식부문과 비공식부문의 임금격차를 분석해 보고자 한다. 우리는 현재까지 국내노동시장에서 공식부문과 비공식 부문간 그리고 각 부문에서 성별간 인적자원의 분포를 비교 분석해 보았다. 본절에서는 관측되는 근로자의 특성을 적절히 통제한 후에 공식부문과 비공식 부문간 실제 발생하는 임금격차 혹은 차별의 수준이 어느 정도인지를 추정하여 이를 바탕으로 비공식부문 여성 인적자본화에 따른 경제적 편익을 향후에 추정해 보고자 한다.

공식부문과 비공식부문의 임금격차를 추정하기 위하여 흔히 사용하는 임금추정식은 아래와 같다.

$$W = \alpha + \beta X + \gamma I + \epsilon \quad (15)$$

여기서 종속변수인 W 는 시간당 로그임금을 사용한다. 우변에서 독립변수로 사용되는 X 변수들에는 근로자의 나이, 현 직장에서의 근속년수, 학력수준, 성별, 결혼여부, 그리고 산업더미 변수가 사용되어 진다. 그리고 근로자가 비공식부문에 종사할 경우 $I=1$ 그렇지 않은 경우 $I=0$, 즉 근로자의 비공식부문 여부를 나타내주는 더미변수가 우리가 추정하고자 하는 공식부문과 비공식부문 임금격차인 것이다. 잔차항 ϵ 는 개인의 관측되는 변수외에 임금에 요인을 주는 관측되지 않는 요인을 보여주고 있다. 만일 비공식부문의 임금수준이 개인의 관측되는 속성들을 통제한 후에도 여전히 공식부문보다 낮다면 추정계수 γ 는 음(-)의 값을 보여줄 것이다.

<표 4-23>에서 임금방정식 (6)을 추정한 결과를 보여주고 있다. 먼저 관측되는 다양한 근로자의 특성이 개인 임금에 미치는 효과를 살펴보

면, 고령자일수록 임금은 증가하며 근속년수 1년의 증가는 근로자의 임금을 2.4% 증가시키는 것으로 나타난다. 다음으로 교육수준이 임금에 미치는 효과를 살펴보면 교육년수 1년의 증가는 근로자의 임금을 5.2% 수준 증가시키는 것으로 나타난다. 이는 개인의 교육수준이 임금결정에 매우 중요함을 보여주고 있다. 그리고 남성대비 여성의 임금격차는 27.8%로 추정되어지며 결혼한 근로자의 임금이 미혼자에 비해 12.4% 높게 나타난다. 그리고 근로자가 노동조합에 가입했을 경우 가입하지 않은 경우보다 임금수준이 13.8% 높게 나타나고 있다. 상당히 높은 노동조합의 임금프리미엄 효과는 기업체 규모와 산업변수를 통제할 경우 낮아짐을 아래에서 발견하게 된다.

<표 4-23> 공식/비공식 부문 임금효과 추정식

	OLS		OLS	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
비공식부문	-0.119**	(0.007)	-0.097**	(0.008)
교육년수	0.052**	(0.001)	0.048**	(0.001)
나 이	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
근속년수	0.024**	(0.001)	0.022**	(0.001)
여 성	-0.278**	(0.006)	-0.280**	(0.006)
노동조합	0.138**	(0.007)	0.058**	(0.008)
기혼 유배우	0.124**	(0.007)	0.119**	(0.007)
기업체더미	no		yes	
산업더미	no		yes	
직종더미	yes		yes	
년도더미	yes		yes	
R-sqs	0.5876		0.6091	
표 본	18,811		18,811	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다.

** 통계적으로 1%에서 유의함. * 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

관측되는 다양한 근로자의 특성들 즉 근로자의 교육수준, 나이, 근속년수, 성별, 노동조합가입여부 등을 고려했을 경우 관측되는 ‘동일한 수준’에서 근로자가 비공식부문에 종사할 경우 공식부문 근로자에 비해

임금격차의 차이는 11.9%로 나타나고 있다. 이는 비공식부문에 종사하는 근로자가 다양한 사회보험의 혜택을 받지 못하는 점과 회귀분석에 고려된 임금변수가 세후인 점을 감안하면 그 격차는 더욱 커질 수 있다. 다만 이 결과는 관측되는 특성변수 선택에 있어서 제약이 있고 관측되지 않는 근로자의 특성과 직장선택과의 상관관계가 존재하기 때문에 최종적인 추정계수가 될 수 없음을 미리 밝혀둔다.

<표 4-23>의 오른쪽 열에 있는 추정결과는 각 기업이 산업내에서 누리는 독점적 이윤을 통제하고자 산업변수를 9개의 대분류하에서 통제하였고 기업체 규모를 종사하는 기업체 종업원수 규모에 따라 (1) 1~9인 (2) 10~29인 (3) 30~99인 (4) 100~299인 (5) 300~999인 (6) 1000인 이상의 6개의 범주로 나누었다. 이 가운데 10인 미만을 기준그룹으로 설정하여 5개의 기업체 더미변수를 횡단면 임금추정식에 근로자의 다양한 특성과 같이 독립변수로 넣어 주었다. 이 두 변수들을 고려했을 경우 공식부문과 비공식부문 임금격차는 9.7%로서 다소 줄어들고 있다. 또한 위에서 살펴본 노동조합의 임금상승효과도 5%대로 매우 감소하는 것을 보여주고 있다.

2. 패널 분석

횡단면분석에서 분석되는 추정계수값의 의미는 ‘관측되는’ 근로자의 특성이 동일하다는 가정에서 출발한다. 그러나 횡단면 분석에서는 관측되지 않는 특성과 임금과의 관계를 고려하지 못하는 단점이 항상 지적되고 있다. 따라서 공식부문과 비공식부문간 임금격차를 실증분석 하는데 있어서, 관측되지 않은 근로자의 특징들과 직장선택사이의 상관관계를 통제하는 것이 매우 중요하다. 전통적 횡단면분석 임금방정식에 추정하는 공식부문과 비공식부문의 임금격차의 크기는 개인 근로자 임금에 영향을 줄 수 있는 다양한 변수들을 통제하고 비공식부문 종사여부 더미변수를 고려하는 아래와 같은 방정식을 추정하여 구한다.

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (16)$$

식 (7)에서 W_i 는 각 근로자가 받는 시간당 로그임금이며, I_i 는 개인이 비공식부문에 속한지의 여부를 나타내는 더미변수, X_i 는 개별 근로자의 임금을 결정하는 개인의 특성들이며 ϵ_i 는 에러항이다. 이때 비공식부문 더미변수 추정계수 β_1 가 일관성(consistency)을 유지하기 위한 중요한 요건은 에러항과 비공식부문 선택과 체계적인 관계가 없어야 된다는 것이다. 그러나 개인의 관측되지 않는 속성에 따라 공식/비공식부문 선택여부가 체계적으로 결정된다면 횡단면분석에서 최소자승으로 추정된 비공식부문 더미 계수값은 일정한 편이를 초래할 것이다. 만일 생산성이 혹은 기술수준이 높은 근로자들이 평균적으로 공식부문 직장을 선호한다면 횡단면 임금방정식에서 추정된 공식/비공식 임금격차의 크기는 과대평가될 것이다.

관측되지 않는 근로자의 특성과 비공식부문 선택의 상관관계로 발생하는 내생성문제를 고려하기 위해서 본 연구는 패널자료를 활용한 고정효과(fixed effects model)모형을 사용하고자 한다.

먼저 패널자료는 시간의 흐름에 따른 개인의 여러 정보들을 활용할 수 있기 때문에, 앞의 임금방정식 (7)에서 시간을 고려하여 다음과 같이 기술할 수 있다.

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

식 (7)에서 W_{it} 는 각 근로자가 어느 일정시점에서 받는 시간당 로그임금이며, I_{it} 는 시점 t 에서 개인의 비공식부문 종사여부를 나타내는 더미변수, X_{it} 는 개별 근로자의 임금을 결정하는 개인 및 직장의 속성들이며, Z_t 는 시간더미변수이며, 그리고 ϵ_{it} 는 에러항이다. 이때 μ_i 는 관측되지 않는 근로자의 특성으로서 비공식부문 더미변수인 I_{it} 와 상관관계가 일반적으로 존재하는 것으로 인식된다. 만일 개별연구자가 이런 상관관계에 대한 고려없이 횡단면분석을 이용하여 임금방정식을 추정한다면, 이때 추정된 β_1 는 편이가 발생하게 된다.

횡단면 분석에서 피하기 힘든 내생성문제를 해결하는 방법은 아래의 고정효과 모델을 사용하여 문제가 되는 개인의 관측되지 않는 변수 μ_i

를 제거하는 것이다.

$$\overline{W_{it}} = \beta_1 \overline{Z_{it}} + \beta_2 \overline{X_{it}} + \beta_3 \overline{Z_t} + \overline{\epsilon_{it}} \quad (18)$$

여기서 $\overline{W_{it}}$ 는 $W_{it} - W_i$ 에서 구한 값, 즉 개인근로자의 임금을 각 시점에서 전체 분석시간에서 구한 개인의 평균임금을 빼준 값이다. 나머지 변수인 $\overline{Z_{it}}$, $\overline{X_{it}}$, $\overline{\epsilon_{it}}$ 도 동일한 방법으로 구해서 사용할 수 있다. 새롭게 정리한 식(9)에서 보는 것처럼 기존의 임금방정식에서 내생성의 문제를 내포했던 개인의 관측되지 않는 속성인 μ_i 가 제거된 것이다. 따라서 β_1 의 고정효과 추정 계수치는 에러항인 ϵ_{it} 이 모든 시점에서 각각의 독립변수와 상관관계가 없다면 불편추정량의 성질을 가질 수 있다.

<표 4-24> 공식/비공식 임금효과 추정식: 횡단면분석 vs. 패널분석

	OLS		FE	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
비공식부문	-0.097**	(0.008)	-0.038**	(0.009)
교육년수	0.048**	(0.001)	0.014*	(0.007)
나이	0.003**	(0.000)		
근속년수	0.022**	(0.001)	0.013**	(0.002)
여성	-0.280**	(0.006)		
노동조합	0.058**	(0.008)	0.023**	(0.008)
기혼 유배우	0.119**	(0.007)	0.034**	(0.008)
기업체더미	yes		yes	
산업더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
년도더미	yes		yes	
R-sqs	0.6091		0.4219	
표본	18,811		18,811	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다.

** 통계적으로 1%에서 유의함. * 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

<표 4-25>에서 횡단면 추정결과와 고정효과 모델을 통하여 추정한 부문간 임금격차의 크기를 동시에 보여주고 있다. 고정효과 모델의 장

점은 앞에서 설명한 것처럼 근로자의 관측되지 않는 특성을 통제하여 우리가 추정하고자 하는 변수와의 잠재적 상관관계를 고려하는 것이다. 비공식부문 더미변수를 살펴보기에 앞서서 다른 설명변수의 추정계수의 변화를 살펴보면 교육, 노동조합, 그리고 결혼유배우가 임금에 미치는 효과가 매우 감소했음을 우리는 발견 할 수 있다. 이는 관측되지 않는 생산성이 높은 개인이 높은 교육수준을 받고 공식부문 기업에 종사할 확률이 높은 것으로 추정된다. 이런 상관관계를 적절히 고려하지 않을 경우 횡단면 분석에서 추정한 설명변수는 상당부분 상향편의의 문제를 피하기 어렵다.

<표 4-25> 공식/비공식 부문 임금효과 추정식

	OLS		FE	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
비공식부문	-0.065**	(0.009)	-0.029**	(0.009)
비정규직	-0.145**	(0.009)	-0.070**	(0.011)
교육년수	0.048**	(0.001)	0.012	(0.008)
나 이	0.003**	(0.000)		
근속년수	0.021**	(0.001)	0.012**	(0.002)
여 성	-0.273**	(0.007)		
노동조합	0.054**	(0.008)	0.026**	(0.009)
기혼 유배우	0.114**	(0.007)	0.023**	(0.009)
기업체더미	yes		yes	
시간더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
산업더미	yes		yes	
R-sqs	0.6176		0.4372	
표 본	16,052		16,052	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다.

** 통계적으로 1%에서 유의함. * 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

다음으로 본 연구 분석의 초점이 되는 비공식 더미변수의 추정계수를 횡단면분석과 고정효과 모델을 비교하면 횡단면분석에서 추정된 공식/비공식 부문 임금격차의 크기가 고정효과 모델에서 무려 60%까지 감소

하여 횡단면분석의 추정결과는 상향편이 되었음을 입증하나 여전히 어느 정도의 공식부문과 비공식부문간 임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 여기서 한 가지 유의할 점은 앞에서도 언급한 것처럼 회귀분석에서 사용된 임금변수가 세금을 고려한 세후 임금인 점을 감안하여 횡단면 분석이나 고정효과 모델에서 추정한 공식/비공식 부문 임금격차보다 실제로 더 클 수 있는 가능성을 내포하고 있다.

이런 결과를 종합해 보면 관측되지 않는 근로자의 특성을 통제하지 못한 횡단면 분석을 포함한 기존의 추정방법은 부문간 임금격차를 추정하는데 상당한 편이를 피할 수 없음을 단적으로 보여주고 있다. 물론 고정효과 모델에서 추정한 방법의 장점은 관측되지 않는 근로자의 특성이 시간에 변화에 따라 고정되어 있다는 가정을 동반하고 있다. 만일 근로자의 관측되지 않는 특성이 시간에 변화에 따라 변화하거나 직장을 이동하는 동기가 기업내에서 근로자가 직장 적합도에 대한 학습과정(learning process)으로 유발되었다면 고정효과 모델을 통한 추정계수도 어느 정도의 편이로부터 자유로울 수 없음을 밝혀둔다.

임금방정식을 추정하는 경우에 연구자는 다양한 형태의 근로자의 특성뿐만 아니라 직장에 대한 특성도 가능한 많이 고려하고자 한다. 국내 노동시장의 경우 정규직과 비정규직의 임금격차가 존재하는 현실에서 이에 대한 고려도 매우 중요하리라 생각된다. 이런 관점에서 근로자가 정규직에 근무하는지에 대한 정보를 고려하여 추정한 임금방정식의 추정결과가 <표 4-25>에 제시되어 있다. 교육년수를 포함한 나이, 근속년수, 노동조합, 그리고 여성변수가 임금에 미치는 효과는 거의 동일함을 발견 할 수 있다. 관측되는 동일한 수준에서 비정규직 근로자의 임금은 정규직 근로자에 비해 14.5% 낮게 나타나는데 이는 물론 관측되지 않는 특성을 고려하자 못한 내생성 문제가 존재하므로 상당수준의 상향편이가 존재함을 유추 해 볼 수 있다. 이 추측은 오른쪽 열에 보이는 고정효과 모델에서 관측되지 않는 근로자의 특성을 고려했을 경우 정규직과 비정규직의 임금격차는 7.0%로 줄어드는 것을 발견 할 수 있다. 본 연구의 주된 목적은 정규직과 비정규직의 임금격차 분석에 있지 않으므로 이에 대한 논의는 여기서 멈추고자 한다. 본 연구의 관심이 되는 공식/

비공식 부문간 임금격차 추정계수 2.9%는 앞의 <표 4-25>의 고정효과 모델에서 추정된 크기 3.7%보다 0.8% 포인트 차이가 나는 것으로 나타나 비정규직 여부를 적절히 통제하는 것이 중요한 것으로 나타났다.

3. 공식부문과 비공식부문 임금결정체계 비교

마지막으로 전체표본을 공식부문과 비공식부문으로 나누어 각각 임금방정식을 추정해본 결과가 <표 4-26>에 제시되어 있다. 전체표본을 각 부문으로 나눈 이유는 국내노동시장이 사회보험적용 여부를 기준으로 공식부문과 비공식부문으로 분리할 수 있는가라는 문제에 대하여 실증적 분석을 통한 답변을 하고자 하는 시도이다. 즉 국내노동시장의 이중노동시장(dual labor market)의 존재여부를 검증해 보는 것이다. 이중노동시장 가설에 의하면 전체 노동시장은 높은 임금과 좋은 근로환경을

<표 4-26> 공식 부문과 비공식 부문 임금결정식

	공식 부문		비공식 부문	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
교육년수	0.057**	(0.002)	0.026**	(0.002)
나이	0.004**	(0.001)	0.001	(0.001)
근속년수	0.022**	(0.001)	0.018**	(0.002)
여성	-0.265**	(0.007)	-0.285**	(0.013)
노동조합	0.058**	(0.008)	0.04	(0.039)
기혼 유배우	0.128**	(0.008)	0.095**	(0.013)
기업체더미	yes		yes	
산업더미	yes		yes	
직종더미	yes		yes	
시간더미	yes		yes	
지역더미	yes		yes	
R-sqs	0.6002		0.4012	
표본	14,100		4,711	

주: 괄호안의 값은 표준오차(standard error)이며 이분산(heteroskedasticity)과 시계열상관(serial correlation)을 고려하였다.

** 통계적으로 1%에서 유의함. * 통계적으로 5%에서 유의함.

자료: 노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2000~2006.

제공해 주는 일차부문(primary sector)과 저임금과 열악한 근로환경을 제공해 주는 이차부문(secondary sector)로 나눌 수 있다는 점이다(Doeringer and Piore, 1971).

이중노동시장의 존재를 증명하는 방법 가운데 가장 폭넓게 사용되는 방법은 ‘동일한’ 특성을 소유한 근로자들이 그들이 일하는 섹터에 따라 임금보상이 다르게 받는지를 살펴보는 것이다(Dickens and Lang 1985). 일반적으로 이중노동시장 존재여부와 관련된 실증분석을 시도하기 위해서 근로자의 인적속성에 대한 노동시장에서의 보상이 현저히 다르게 나타나는 지를 점검해 보는 것이다. 예를 들어 근로자의 임금수준을 결정하는 가장 중요한 인적자본(human capital) 가운데 교육수준이 임금수준에 미치는 효과를 분석한다고 하자. 만일 공식부문에서의 교육수준에 대한 보상이 체계적으로 비공식부문과 다르다면(예를 들어 크다면), 이것은 사회보장보험 가입여부에 따라 두 노동시장이 분리되어 있다는 증거가 될 수 있다. 노동시장이 이중노동시장 구조화되어 동일한 특징의 인적자원에 대해 차별적인 보상이 존재한다면 그만큼 인적자원배분의 비효율성이 야기되고 있음을 의미한다.

관측되는 근로자의 인적자본에 대한 노동시장에서의 보상이 공식부문과 비공식부문간에 상당한 수준인 것으로 나타난다. 예를 들어 교육수준에 대한 노동시장에서의 보상이 공식부문의 경우 비공식부문과 비교해 보아서 2배 이상의 차이가 나며 현 직장에서의 근속년수가 임금에 미치는 효과가 공식부문이 큰 것으로 나타났다. 노동조합의 임금상승효과도 비공식부문에서는 나타나지 않으나 공식부문에서는 통계적으로 유의하게 나타났다. 공식부문과 비공식부문간 결정되는 가격의 차이가 통계적으로 상이한지를 검증하는 Chow-Test에 대해서도 F-통계량 값이 21.9로 나타나 1% 유의수준에서 추정계수값이 동일하다는 귀무가설을 기각한다.

제5절 요약 및 정책방향

본 연구는 사회보장 적용여부를 기준으로 공식 노동시장(formal labor market)과 비공식 노동시장(informal labor market)으로 나누고 공식과 비공식의 이중노동시장 구조하에서 인적자원에 대한 보상이 어떻게 이루어지는가를 실증분석을 통하여 평가하였다.

실증분석결과 비공식부문 종사 페널티가 생산성 격차요인의 영향력을 통제한 뒤에도 추정계수가 -0.065로 나와 6.5% 감소하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이 부분은 종사자의 보이지 않는 이질성을 반영하는 고정효과에 의한 부분이 상당부분 포함되어 있어 이 부분을 통제한다면 추정계수는 -0.029로 나타나서 2.9% 감소하는 것으로 나타난다. 이는 공식부문 평균근로자의 월평균 임금이 200만원이라면 비공식부문 근로자의 임금격차는 매월 5.8만원으로서 이를 전체 비공식부문 근로자의 추정크기로 곱해주고 연도로 합산하면 비공식 부문 근로의 전체 페널티는 적지 않은 것으로 나타난다. 비공식노동시장에 처할 경우 교육, 연령, 노동조합 등이 주는 보수증가효과는 둔감되고 성별 임금격차가 비공식 노동시장에서 더 큰 것으로 나타난다.

비공식 부문이 공식부문을 진입하기 위한 노동시장 징검다리 역할을 하거나 경기둔화 시기에 사회안전망이 불완전한 상태에서 노동시장의 완충지역의 역할을 한다면 비공식 부문 노동시장의 존재는 반드시 부정적인 것만은 아닐 것이다. 당장의 사회안전망을 구축하는데 재원이 부족한 후진국일수록 비공식부문이 사회안전망의 대체기능을 수행할 가능성이 높다. 그러나 경제가 선진화되면 사회안전망이 확대되면서 비공식부문이 점차 감소하고 공식부문이 확대되는 것이 선진국의 경험인데 과거의 고착된 비공식부문이 경제의 선진화를 가로막는 병목현상을 일으킬 가능성도 존재한다.

국가가 선진화되고 중장기적으로 비공식부문이 공식화되면서 보다 투명하고 효율적인 경제시스템으로 변화하는 것이 선진국들이 밟아온 경로이다. 그러나 만일 비공식 노동시장의 발생이 느슨하게 정의된 사

회보장 법체계, 느슨한 감독, 비공식 부문에 대처하는 정부의 중장기 정책에 기인한다면 비공식 부문의 존재는 노동배분의 비효율성 야기, 비공식 부문 저소득 근로자 대책을 위한 별도 빈곤정책 비용 등 사회적 비용유발의 문제를 야기하게 될 것이다. 결과적으로 Baumol's Trap과 같이 비공식부문의 만성화는 전체 경제시스템의 비효율화를 초래하여 국가경쟁력을 반감시킬 수 있을 것이다. 결과적으로 비공식부문은 '양날의 칼(double edged knife)'로서 오늘 당장 개혁되어야 할, 개혁될 수 있는 대상도 아니지만 점차 경제수준에 비하여 과도한 비공식 부문을 어떻게 점차 줄여나갈지에 관한 마스터 플랜을 가지고 점진적이고 일관된 정책수립이 필요한 것이다.

본 연구를 통하여 공식/비공식 부문의 이중노동시장 구조의 존재를 확인할 수 있었다. 이중노동시장 구조하에서는 단순히 저소득 계층을 위한 교육 기회제공 등 공급정책만으로는 비공식부문의 저소득 문제를 해결하지 못할 가능성도 크다. 양질의 인적자본이 노동시장에 공급되어도 비공식부분에 배분된다면 인적자본의 가치는 저평가 받게 되고 그만큼 국가의 총체적 생산성이 감소됨을 의미하는 것이다.

마지막 결어로서 이중노동시장 구조를 개선하기 위한 고용정책의 방향에 대해 논하고자 한다. 첫째, 양지가 밝으면 인근 음지는 더욱 어두운 것처럼 노동시장의 정규직에 대한 노동기준 및 사회보장 수준이 높으면 높을수록 비공식부문의 탈법, 불법 유인은 더욱 커지게 된다. 이중노동시장 구조하에서는 공식부문 노동시장과 비공식 부문의 수준의 격차를 점차 줄여나가는 정책이 필요하다. 과도하게 설정된 공식부문 기준을 무리하게 비공식부분에 확대시켜 간다면 이는 비공식부분의 확대라는 의도치 않은 결과를 낳을 수 있다. 둘째, 비공식 부문 자원배분 시스템의 투명성을 기하기 위해 인프라 구축을 위한 노력이 제고되어야 한다. 비공식 부문 근로감독의 강화, 서면계약주의 정착, 계약상 근로조건에 덤핑이 우려되는 사항에 대해 필수기재의무를 마련한다든지 하여 노동시장 거래의 투명성이 전제되도록 노력해야 한다. 사회안전망이 각각 별도로 법률적인 정의를 가지고 있고 관련 감독 부서가 별도로 되어 있는 현실에서 탈법 유인은 커질 수밖에 없음으로 따라서 사회보장 관

련법의 통합적 관리 시스템의 마련도 필요하다. 애매하고 모호한 계약, 법체계 및 느슨한 관리감독은 불법, 탈법계약의 온상이 된다. 셋째, 비공식부문의 공식부문을 촉진시키기 위해 과도기 기간동안에 당근프로그램(carrot program)을 마련할 필요가 있다. 비공식부문의 사회보장세의 감면, 사용자에 대한 투명경영 및 노동/사회보장 기준에 대한 교육 및 컨설팅 등 비공식 부문의 공식화 유인을 제공해야 한다. 예컨대 사회보장관련 차별적 세율의 적용을 통해 비공식 노동시장을 중장기 계획하에 점차 줄여온 국가 사례, 비공식 부문 노동시장의 사용자에게 벌금 등 처벌만을 하기 보다는 사회보장 관련 교육과 적용을 위한 비즈니스 컨설팅 등의 당근 정책을 동시에 적용한 국가 사례도 우리에게 중요한 정책 시사점을 제공한다(Tokman, 2007; Cho, Kim and Kwon, 2008). 넷째, 비공식부문과 공식부문에 보편적인 기준이 설정되어야만 하는 영역과 이원화된 기준 설정이 가능한 영역으로 구분하여 이원화된 설정이 가능한 영역의 경우 과도기 기간동안 유지를 하되 지속적인 모니터링하에 충분한 시간을 가지고 점차 단일화된 기준으로 격차를 줄여나가는 노력이 필요하다. 보편적인 기준으로 설정되어야 하는 부분은 근로자의 기본권 관련 사항들이며 사적자치로 타협이 가능한 노동 및 사회보장 영역에는 이원화된 제도를 설정하여 비공식부문 노동시장을 준공식부문으로 내포(contain)하려는 정책전략이 필요하다. 마지막으로 고용안정센터, 소상공인 지원제도, 복지센터와 같이 고용-산업-복지의 전달체계의 통합화를 통해 유기적인 전달 서비스를 제공하고 장기 계획하에 공식화 정책이 지속적으로 그리고 점진적으로 수행되어야 할 것이다. 파편화된 비공식 부문 정책은 정책효과를 계량적으로 가늠하기 어려우며 중복정책으로 말미암은 사회적 자원 낭비 등을 유발 할 수 있다.

마지막으로 비공식부문에 대하여 무조건식의 규제와 지원식의 냉탕-열탕식의 정책은 문제를 해결하기보다는 만성화시킬 수 있다. 또한 일자리 수 목표 달성에 급급한 나머지 단기 일자리 팽창정책을 펴는 경우도 많다. 이 경우 비공식 부문에 저질 일자리가 양산되고 결과적으로 이중노동시장 구조를 더욱 고착화시켜 인적자원의 배분의 비효율성을 크게 할 수 있다.

제5장

성별 임금격차의 분석

제1절 연구의 필요성 및 목적

남성과 여성이라는 특징의 두 집단 사이에 오랜 동안 지속되어오는 있는 소득에서의 불평등의 문제는 많은 정책적 관심과 오랜 학문적 연구의 대상이 되어 왔다. 대부분의 선진국에서는 노동시장에서의 불합리한 남녀 차별의 해소를 중요한 정책 목표의 하나로 삼고 정부가 적극적으로 개입하고 있는데 특히 미국, 호주, 캐나다 등의 국가에서는 적극적 고용개선조치(Affirmative Action)를 통하여 노동시장에서의 여성의 고용 차별을 해소하려는 정부의 적극적 개입을 보여 왔다. EU 국가들은 성별 임금의 차별 해소에 더욱 관심을 두었는데 특히 프랑스는 2001년 입법조치를 통하여 회사 수준에서 매년 감사를 실시하여 남녀의 보수를 비교하고 정당화할 수 있는 차이가 있을 때에는 그 기준을 정하거나 그렇지 않으면 2010년까지 남녀가 동일한 임금을 받도록 함으로써 임금에서의 남녀 차별을 시정하려는 과감한 조치를 취하고 있다.

우리나라에서도 1987년에 “남녀고용평등법”이 제정된 이후 2001년과 2007년에 전면개정을 통하여 근로여성의 복지향상과 노동시장에서의 여성차별 해소를 위한 법적 근거를 만들어 적극적으로 정책을 펼쳐 나가고 있으며 특히 2006년 3월부터는 적극적 고용개선조치 제도를 시행

하여 고용에서의 차별을 시정하려는 등 다양한 정책적 노력을 해 오고 있다.

물론 이러한 격차 자체가 반드시 또는 전부 사회적 차별에 기인한다고 보기는 어렵다. 왜냐하면 남녀의 임금 혹은 고용에서의 격차가 남녀의 경험이나 교육 혹은 개인의 특성 차이 등에서 오는 생산성의 차이에 기인하여 정당화될 수도 있기 때문이다. 이러한 생산성의 요소를 무시하고 획일적인 격차의 해소만을 주장한다면 역차별의 비판을 면하기 어려울 것이다. 그러므로 이러한 격차를 분해하여 어느 정도가 노동시장과 관련한 남녀의 개인의 속성 차이로 인하여 설명될 수 있는 비중이며 어느 정도가 설명되지 않는지를 분석하여 그 원인을 알아보는 것이 앞으로의 노동정책과 고용평등정책에 매우 중요한 의미를 가질 것으로 본다.

이번 연구에서는 1998년부터 2006년까지의 『한국노동패널』 데이터를 통해서 성별임금격차의 몇 가지 측면을 살펴보고자 하였다. 첫 번째 분석에서는 성별임금격차에서 인적속성으로 설명될 수 있는 비중의 추이가 어떻게 변화하였는지 살펴보고자 하였다. 기본적으로 Oaxaca-Blinder 분해법을 사용하였으나 여성의 경우 노동시장참여의 결정에 있어서 선택 문제와 이에 따른 추정에서의 선택편의(selection bias)의 가능성을 명시적으로 고려하여 여성의 임금방정식의 추정에서는 Heckman의 2단계 추정방법을 사용하였다.

두 번째 분석에서는 시간에 따른 성별임금격차의 변화를 분석하였다. 데이터의 두 시기를 지정하여 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 이용하여 한 시점에서의 분해가 아닌 시간이 지남에 따라서 임금격차의 분해가 어떻게 달라지는지를 분해하였다. 2000년대 들면서 임금격차의 변화가 정제된 모습을 보이고 그 중에서 인적속성으로 설명될 수 있는 비중의 추이 또한 큰 변화가 없다면 최근 꾸준히 증가하고 있는 여성대학졸업자의 증가추세가 이런 맥락 속에서 어떻게 설명될 수 있는지를 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 이용한 결과를 통해서 또한 알아보고자 한다.

세 번째 분석은 직종의 분리와 직종내 임금의 격차를 함께 고려하여 분석해 보고자 한다. 노동시장에서의 남녀의 차별일 지라도 직종에 따라서 차별의 구체적인 문제가 다를 수 있다. 어떤 직종에서는 고용과 관

련된 차별의 문제가 더 심각할 수 있고 어떤 직종에 있어서는 직종내 임금차별의 문제가 더 클 수 있는데 이런 문제들을 직종별로 서로 비교하여 봄으로써 시사점을 찾아보고자 한다.⁵⁾

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 성별임금격차의 분석과 관련된 선행 연구들을 소개하고 제3장에서는 성별임금격차의 현황을 통계치를 통해서 알아보고 다른 OECD 국가들과 비교를 하며 제4장에서는 실증분석을 위해 사용된 데이터에 대하여 기술하고 그 기초통계량을 제시한다. 제5장에서는 다양한 분석을 통하여 나온 추정결과를 제시하고 그 결과를 해석하며 제6장에서는 차별적 격차를 감소시키기 위한 제도적 노력들을 소개하고 정책제언을 하며 마지막으로 제7장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리하고 시사점을 도출하고자 한다.

제2절 관련 연구

성별임금격차를 원인별로 분해하여 각 요인이 어느 정도 임금격차를 설명하고 있는지를 알아보고자 하는 연구들이 많이 있어 왔는데, 국내의 연구들을 보면 대부분 Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)의 방법을 기본으로 임금격차를 분석하고 있다⁶⁾.(신영수 1996; 김태홍 2000, 유경준 2001; 주성환·최준혜 2001; 허식 2003). Oaxaca-Blinder의 분석은 남녀 집단의 평균임금을 기준으로 성별임금격차를 남녀의 관측될 수 있는 개인 특성 혹은 보유량의 차이에서 나오는 효과와 동일 자원 혹은 특징에 대한 추정계수의 차이로 분해한다. 두 번째의 효과가 주로 남녀의 차별 및 오차로 인한 부분으로 해석되어 진다. 비록 동일한 Oaxaca-Blinder

5) 노동시장에서의 남녀차별은 이 외에도 승진에서의 차별이나 퇴직에서의 차별 등 중요한 다른 측면들도 있으나 본 연구의 범위에서는 제외되었다.

6) Reimers(1983), Cotton(1988), Oaxaca와 Ransom(1994)은 가중행렬을 다르게 가정하였는데 이를 이용한 논문들이 다수 있지만 기본적인 아이디어는 Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)에 크게 다르지 않으므로 본 연구에서는 구별하여 표시하지 않는다.

방법을 이용하더라도 구체적인 방법론과 변수의 차이 및 사용 데이터와 분석연도에 따라서 그 결과가 달라질 수 있는데, 1990년 이후의 데이터를 이용한 연구들을 보면 남녀 임금근로자 전체에 대한 성별임금격차 중 개인 특성 등의 인적 요소의 설명력을 제외한 나머지 비중은 작게는 30~40%대(금재호 2001, 김태홍 2000)에서 많게는 60~70%대(유경준 2001, 최강식·정진화 2008)로 다양하게 나왔다. 이러한 나머지 부분에 대한 명칭도 “차별 및 오차”, “차별(화)로 인한 임금격차”, “차별적 격차”, “차별적 요소에 의한 임금격차”, “설명되지 않은 임금격차”, “잔여 임금격차”, “가격차이” 등 해석의 관점에 따라 다양하게 불리고 있으므로 해석에 각별한 주의가 요청된다. 또한 어떤 집단을 준거집단으로 삼고 분석하는지에 따라 결과가 민감하게 변하는 지표문제(index problem)와 대푯값으로서 평균값에서만 분석하고 있어서 임금분포상의 포괄적이고 종합적인 시각을 제공하지 못하고 있다는 점에 유의해야 한다. 또한 임금분포의 분산구조가 남녀간에 동일하다는 가정에 분석하는 것이므로 로그임금을 취해서 변형시키더라도 이런 가정이 실제로 얼마나 적합한지에 대해서도 고려해 봐야 한다.

Kamalich and Polacheck(1992)은 기존의 Oaxaca-Blinder 방법과는 다른 역회귀분석(reverse regression)을 통해서 성별임금격차를 측정하는데, Oaxaca-Blinder의 분석이 동일한 인적요소를 가진 남녀임금근로자의 임금차이를 비교하였다면 역회귀분석은 동일한 임금을 받는 남녀 근로자의 인적요소의 차이를 비교하는 방법이다. 어수봉(1991), 신경수·정균승(2008)은 각각 1989년 및 2004년 『임금구조기본통계조사』 자료를 가지고 역회귀분석을 통해서 성별임금격차를 분석하였는데 어수봉(1991)은 동일임금의 조건하에서 남성의 근속기간이 여성보다 64% 정도 짧음을 보여줌으로써 우리나라 노동시장에서의 여성 차별을 보여주었고, 신경수·정균승(2008)은 사업체의 규모가 커질수록 이러한 근속연수의 격차가 더 커짐을 보였다. 그런데 이 분석방법은 남녀가 동일한 베타값, 즉 임금결정 구조가 같다는 가정을 하고 있음에 유의해야 한다.

최근에는 역회귀분석외에도 Oaxaca-Blinder방법의 임금분해시 발생하

는 문제들을 해결하기 위한 노력들이 있어 왔다. 그 중에서 두드러진 연구로는 DiNardo, Fortin, and Lemieux(1996)의 비모수적 분해법을 이용한 분석과 분위회귀분석(Quantile regression)을 이용한 연구들(Albrecht et al. (2003), Garcia et al. (2001), Montenegro(2001)) 등이 있다. 국내에서는 김용성(2007)이 표본매칭을 통한 비모수적인 방법을 사용하여 성별임금격차를 분해하였다. 이러한 방법은 특정한 형태의 임금방정식을 상정할 필요가 없다는 장점이 있는 반면에 셀을 세분화 할수록 각 셀 내의 표본의 수가 현저하게 줄어드는 단점이 있고 격차의 구체적인 요인별 영향을 분석할 때 지니는 한계가 있다. 그의 분석에 따르면 분석 대상 전기간(1993~2005)에 걸쳐서 인적속성 등을 통제한 후의 성별임금격차가 하위와 상위의 임금수준에서는 상대적으로 낮은 반면에 중위 임금수준에서는 상대적으로 높은 모습의 흥미로운 패턴을 보여주었다.

노동시장에서의 남녀차별과 관련하여 성별 임금격차와 더불어 중요한 문제가 성별 직종분리현상이다. 지금까지 국내 연구는 많은 경우 임금격차와 직종분리현상을 독립적으로 분리하여 보거나 임금격차 분석 시 직종분리의 문제를 외생적으로 간주하고 분석하는 경우가 많았다. 그런데 서병선·임찬영(2002)은 직종선택의 문제를 내생화하여 분석하였는데 다항로짓모형(multinomial logit model)을 이용하여 직종선택의 문제를 알아보고 직종선택모형으로부터의 새로운 변수를 통하여 직종별 임금방정식에서의 선택편의를 보정하였다. 1999년의 『한국노동패널』 자료를 이용하여 분석한 결과 남성은 생산직, 기술직, 최고관리직에 집중되고 여성은 사무직, 판매직, 전문직, 단순노무직에 집중되는 직종분리현상이 있음을 보였고 고임금직종일수록 성별임금격차중 생산요소에 의해 설명되는 비중이 크고 저임금직종으로 갈수록 차별로 설명되는 비중이 큼을 보였다. 또한, 황수경(2003)은 직종을 『한국직업사전』을 이용하여 직업특성으로 세분화하여 조건부로짓모형(conditional logit model)을 통하여 직종특성의 선택 문제를 내생화하여 분석하였다. 임금방정식은 위와 유사한 방법으로 보정하여 추정하였다. 이를 통하여 여성은 여성 직종에서 상대적으로 유리한 보상을 받으며 남성은 남성 직종에서 상대적으로 유리한 보상을 받음을 나타내 보였고, 선택편의를 보정한

<표 5-1> 성별임금격차에 대한 최근의 연구

연구자 (논문 연도)	데이터 (분석 연도)	측정 방법	결 과
김태홍(2000)	임금구조 기본통계조사 (1990, 1995, 1998)	O-B 분석	차별적 격차의 비중이 1990년대에 꾸준히 감소함.(56%에서 48%로 감소)
유경준(2001)	임금구조 기본통계조사 (1984, 1988, 1994, 1997, 1999)	O-B 분석	성별 임금격차에서의 차별적 격차의 비중이 1980년대(약 49%) 보다 1990년대(약 57~62%)에 더 큼
주성환·최준혜 (2001)	임금구조 기본통계조사 (1994)	O-B 분석	“기대인간자본” 변수의 포함은 성별임금격차 중 인적요소의 설명력을 40%에서 52%로 높임
금재호(2002)	한국노동패널 (2000)	O-B 분석	설명되지 못한 임금격차비중(37%)의 2/3 정도는 여성의 임금손해이고 나머지 1/3 정도가 남성의 임금 프리미엄으로 나타남.
서병선·임찬영 (2002)	한국노동패널 (1999)	O-B 분석, 다항로짓분석	직종분리로 인한 임금차별보다 직종내 임금차별의 크기가 더 크고, 상위직일수록 인적특성에 의한 격차의 비중이, 하위직종일수록 차별적 격차의 비중이 큼.
허 식(2003)	한국노동패널 (1999)	O-B 분석	고용차별보다 임금차별 정도가 더 큼.
황수경(2003)	임금구조 기본통계조사 (1993, 1999)	O-B 분석, 조건부 로짓분석	직업특성변수의 계수 변화에 주목하여 경제 환경의 변화로 인한 성별 격차의 변화 가능성 제시
김애실(2004)	임금구조 기본통계조사 (2002)	O-B 분석	성별임금격차 가운데 15% 정도가 직종분리에 의한 격차.
신경수·송일호 (2004)	임금구조 기본통계조사	O-B 분석	대체로 사업체의 규모가 커질수록 인적특성의 요소로 설명되지 않는 비중이 감소.
김용성(2007)	임금구조 기본통계조사 (1993-2005)	비모수 분석 (표본매칭)	임금의 상위분위와 하위 분위에 비해 중간 분위에서 인적특성 통제후의 임금 격차가 더 큼.
정진화(2007)	임금구조 기본통계조사 (1985-2004)	O-B 분석	인적요소로 설명되지 않는 부분의 비중이 여성집중 직종(16%)보다 남성집중 직종에서 더 큼(36%).
최강식·정진화 (2007)	한국노동패널 (1998-2003)	O-B 분석	임금근로뿐 아니라 자영업에서도 차별적 비중이 상당함.
신경수·정균승 (2008)	임금구조 기본통계조사 (2004)	역회귀분석	사업체 규모가 커질수록 여성근로자에 비해 남성 근로자가 받는 근속연수에 따른 보상격차가 증대.

임금방정식의 추정한 결과 일부 여성비중이 높은 직종에서 선택보정을 하지 않은 추정에서 나타났던 여성의 임금페널티가 임금프리미엄으로 바뀌는 것을 확인하였다.

제3절 성별 임금격차의 현황

1. 대푯값으로 본 성별 임금격차

한국 여성의 평균임금⁷⁾수준은 남성의 약 2/3수준으로 아직도 그 격차가 상당히 크다. 2007년 6월 기준 『임금구조기본통계조사』의 발표결과에 따르면, 여성노동자의 평균 월급여액은 158만원으로 남성근로자의 평균 월급여액 238만원의 66.4% 수준이다. 또한 최근 5년간의 성별임금격차의 변화를 보면 아래 표에서 드러나는 바와 같이 지난 5년 동안 여성의 임금수준이 남성의 임금수준에 조금씩 접근해 오고는 있으나 5년간 변화의 폭이 1.2% 포인트이며 2007년에는 2006년보다 오히려 0.1% 포인트 격차가 확대되는데 2000년대 들면서 성별 평균으로 본 남녀의 임금격차의 변화는 다소 정체된 모습을 보여준다.

<표 5-2> 남성 대비 여성의 월급여액 수준

(단위: %)

연 도	2003	2004	2005	2006	2007
남성 대비 여성의 월급여액 수준	65.2	65.7	66.2	66.5	66.4

주: 월급여액: 정액급여+초과급여액 기준이며, 상여금 등 특별급여액은 제외됨.
남녀 상용근로자들에서 남자의 평균값(mean)에 대한 여성의 평균값의 비율을 나타냄).

7) OECD 한국 자료는 중위값(median)을 사용한데 비하여 아래 표에 제시된 『임금구조기본통계조사』 국내 발표 내용은 평균(mean)을 이용한 수치이므로 OECD 자료와 약간의 차이가 생긴다.

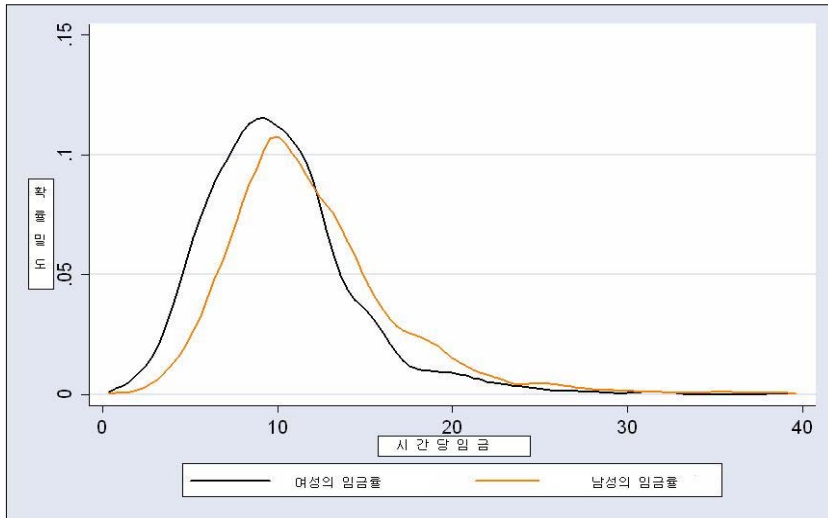
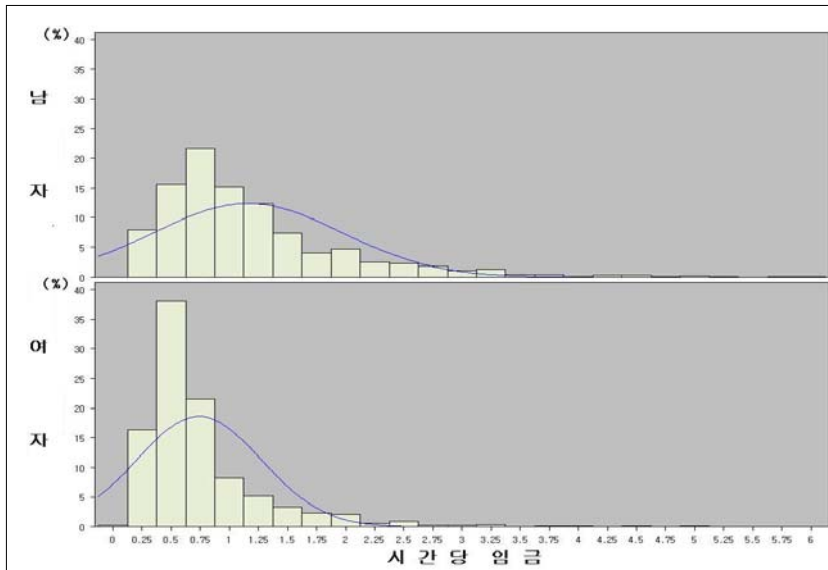
위의 값은 임금의 대푯값으로 평균값(mean)을 이용하여 남녀 집단의 임금격차를 비교한 수치인데 자주 사용되는 또 다른 임금의 대푯값으로는 중위수(median)를 들 수 있다. 중위수는 평균값에 비하여 이상치(outlier)에 의한 영향이 적기 때문에 소득에 대한 대푯값으로 자주 사용되어 왔다. 뒤에 나올 국가간 성별임금격차의 비교에서 좀 더 자세히 제시되겠지만 『OECD Employment Outlook』에서는 중위수 소득을 기준으로 임금격차를 나타내고 있는데 위의 표와 비교해 보면 전반적으로 중위수를 이용하였을 때는 평균값을 이용하였을 때 보다 한국의 성별임금격차가 약간 더 크게 나타나고 있다. 이는 소규모의 고소득 여성들이 평균값을 상승시키는 데 영향을 주는 반면에 중위수에서는 상대적으로 이러한 영향이 배제되기 때문인 것으로 보인다.

남녀의 임금격차를 나타내는 대푯값으로서 평균임금 혹은 OECD 자료의 경우 소득의 중위수(median)를 주로 이용하여 오고 있는데 이와 함께 볼 주요한 측면은 성별 임금분포의 분산이라고 할 수 있다. 한국의 경우 유럽의 여러 나라들과 남녀의 임금분포의 분산의 모습이 다소 다르게 나타나고 있다. [그림 5-1]에서 보는 바와 같이 유럽국가의 한 예로서 독일의 경우를 보면 남녀의 임금분포의 모습이 매우 유사하고 여성의 경우는 남성의 분포를 좌측으로 평행이동한 모습과 비슷하다.

반면에 한국의 경우는 [그림 5-2]에서와 같이 전체적인 분포의 모습이 상당히 상이하여 평균에서의 차이뿐만 아니라 여성은 남성에 비해서 분산값이 상대적으로 작아서 남성의 평균의 왼쪽의 어느 특정값 부근에 매우 밀집되어 있는 모습을 나타내고 있어서 평균값의 차이로만으로 설명이 부족한 성별분포상의 차이가 뚜렷하다.

따라서, 한국의 경우는 성별 평균임금 격차뿐 아니라 분산의 차이 또한 추가적으로 고려하는 것이 바람직하다. 성별 분산에 관한 표가 아래에 제시되어 있는데 남성 대비 여성의 상대적 분산의 정도를 알아보기 위해서 아래와 같이 남성의 표준편차대비 여성의 표준편차를(σ_f/σ_m) 3년 평균치를 통해서 나타내 보았다⁸⁾.

8) 임금분포에서는 왜도(skewness) 또한 중요한 의미를 지니는 데 왜도와 관련한 상대적인 남녀차이에 대해서 분석해 보았으나 본 데이터에서는 시간의 변화에 따른

[그림 5-1] 독일의 남녀 시간당 임금분포⁹⁾[그림 5-2] 한국의 남녀의 시간당 임금분포¹⁰⁾

일정한 패턴을 찾지 못하였다.

9) Beblo et al. (2003)에서 인용.

10) 『한국노동패널』2006년 자료를 이용한 시간당 평균임금(단위: 만 원)의 남녀분포

<표 5-3> 남성대비 여성의 표준편차 비율: 3년 평균¹¹⁾

(단위: %)

	1998~2001	2001~2003 ¹²⁾	2004~2006
상대적 표준편차(σ_f/σ_m)	56.81%	84.58%	67.35%

<표 5-3>에서 나타난 상대적 표준편차의 값을 보면, 여성의 시간당 임금분포는 남성의 분포에 비해 작은 모습을 뚜렷이 보인다. 이러한 여성의 임금이 집중된 모습은 노동시장에서의 여성의 사회적 제약이 유의미하게 작용함을 반영할 수 있다. 물론 이러한 현상과 관련하여 임금을 추정할 때는 보통 로그를 취한 로그임금을 피설명변수로 하여 추정을 하지만 로그화하는 것은 왜도(skewness)를 줄여서 임금의 분포를 정규 분포에 가깝게 만드는 추정상의 기법일 뿐이고 왜 이런 현상이 나타났는지에 대한 근본적인 답이 될 수는 없다. 본 연구에서는 세 번째의 임금격차 분석 기법에서 이러한 분산의 모습을 직종선택 및 분리의 문제로 보고 이를 고려하여 임금격차의 분석을 시도해 보았다.

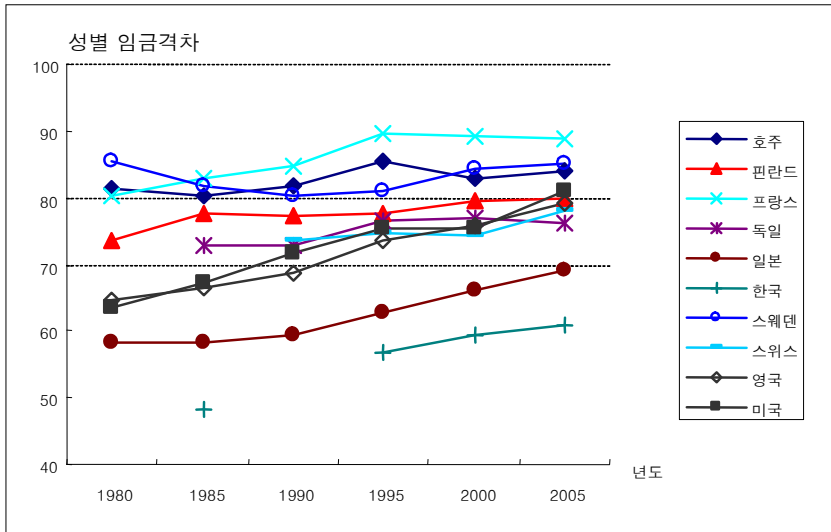
2. 성별 임금격차의 국제비교: OECD 국가를 중심으로

[그림 5-3]의 그래프는 OECD 자료를 시계열로 연결한 성별 임금격차의 국제비교를 보여준다. 남성의 중위값 월급여를 100으로 봤을 때 여성의 중위값 급여수준을 나타낸 각 점들은 1980년부터 2005년까지 매 5년 마다의 성별임금격차의 수치의 변화를 보여준다. 제시된 국가들 중에서 프랑스가 1980년대 중반이후 꾸준히 가장 높은 수준의 여성의 상대적 임금수준을 보여주고 있다. (OECD 자료에 집계된 국가들 가운데서는 시계열 자료의 부족으로 위 그래프에서 제외된 뉴질랜드가 아래 막대그래프에서 보여주는 것처럼 2005년을 기준으로 볼 때 여성의 중위 임금이 남성의 91%로 OECD 국가 중에서 가장 높은 수준을 보여 준다.)

11) 『한국노동패널』 자료

12) 2003년에만 갑자기 여성의 표준편차가 남성을 추월하여 2001~2003의 평균을 상승시키고 있는데 샘플 자체의 문제로 생각된다.

[그림 5-3] 남녀 임금 격차의 국제 비교: 1980~2005년



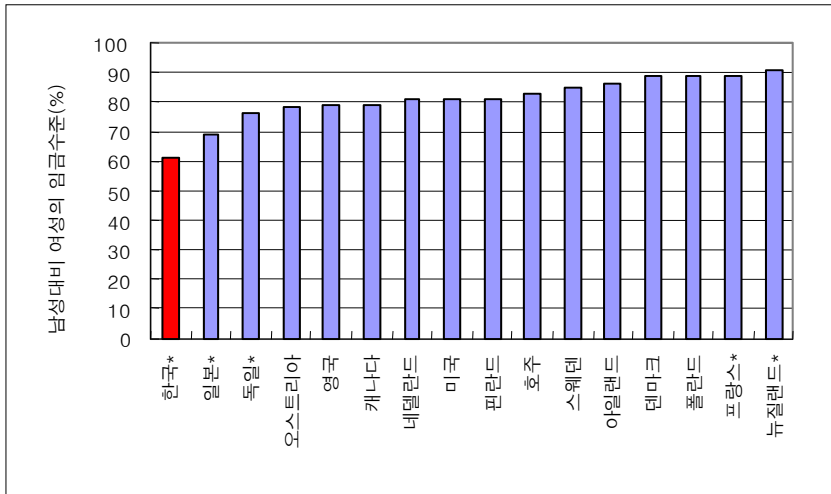
자료: 『Society at a Glance: OECD Social Indicators-2006 edition』과 『OECD Employment Outlook』(2007)을 결합하여 구성.

1980년에 60%대 중반 정도로 여성의 상대적 임금 수준이 다른 표시된 유럽 국가들 보다 낮았던 영국과 미국은 성별 임금격차가 빠르게 줄어들면서 2005년에는 스위스나 독일의 수준을 추월하여 유럽 각국 및 미국, 호주가 어느 정도 비슷한 수준에서 수렴해 나가는 모습을 보여준다.

반면에 제시된 국가들 중에서 1980년대에 성별임금격차가 가장 큰 두 나라였던 일본과 한국은 25년간의 꾸준한 성별임금격차의 축소에도 불구하고 다른 OECD 국가들과는 여전히 차이가 뚜렷한 모습을 보여주고 있다. 특히 한국은 OECD 국가들 중에서 가장 성별 임금격차가 큰 국가로서 꾸준히 남아 있으며, 두 번째로 임금격차가 큰 일본과는 1985년에 6% 포인트 차였던 것이 20년이 지난 2005년에는 8% 포인트로 더욱 격차가 벌어진 모습을 보인다.

[그림 5-3]의 그래프가 시계열적인 변화의 추세를 보이는 것이라면 [그림 5-4]의 그래프는 국가간 비교가 가능한 가장 최근의 자료를 이용하여 OECD 주요 국가들의 횡단면적 성별 임금격차를 보여주고 있다.

[그림 5-4] 남녀 임금 격차의 국제 비교



자료: 『OECD Employment Outlook』(2008). 2006년 통계수치이며, 2006년 자료가 없는 경우 2005년 자료를 사용하였으며 그럴 경우 국가이름 옆에 *로 표시하였음

한국은 2005년 기준 여성의 중위수 임금수준이 남성 임금수준의 61%로 가장 낮은 상태이며 일본이 다음으로 낮은 69%를 보여준다. 앞서 제시된 두 그래프에서 보듯이 한국은 OECD 국가들 중에서 지난 20년간 가장 성별임금격차가 큰 국가였으며 성별 임금격차의 점진적 감소에도 불구하고 다른 OECD 국가그룹과의 차이는 아직까지 해소되지 않고 있다.

제4절 데이터 및 기초 통계량 분석

1. 데이터

본 연구에서는 성별 임금격차의 분석을 위해서 『한국노동패널』의 1차년도(1998년)에서 9차년도(2006년)까지의 자료를 이용하였다. 선행연구를 통해 볼 때 성별임금격차의 분석을 위한 데이터로서 『임금구조기

본통계조사』와 『한국노동패널』이 자주 이용되어왔다. 최근의 연구를 보면 유경준(2001), 황수경(2001), 주성환·최준혜(2001), 김용성(2007), 정진화(2007) 등이 『임금구조기본통계조사』를 이용하여 임금격차에 대한 연구를 하였고, 서병선·임찬영(2002), 허식(2003)은 『한국노동패널』을 이용하여 임금격차를 분석하였다.

노동부의 『임금구조기본통계조사』는 전산업의 5인 이상 사업체의 상용근로자를 대상으로 하며 표본 추출된 6천여 사업체를 대상으로 조사하고 있어 조사대상 샘플이 매우 큰¹³⁾ 장점이 있을 뿐만 아니라 다양한 직업군의 근로자를 대상으로 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 등 개인의 특성이나 근속년수, 경력년수, 직급, 근로시간, 급여액 등 각종 노동조건에 대한 상세한 정보를 제공하고 있기 때문에 노동관련 실증연구에 널리 사용되어 왔다.

그러나 이러한 장점에도 불구하고 성별 임금격차와 관련해서 『임금구조기본통계조사』를 분석을 위한 자료로 사용할 시에는 유의할 점들이 있다. 김용성(2007)에서 잘 지적되었듯이 『임금구조기본통계조사』는 상용근로자 5인 이상의 사업체를 대상으로 상용근로자만을 대상으로 조사하기 때문에 5인 미만의 소규모 사업체는 조사대상에 포함되어 있지 않다. 근로자 1인 이상의 사업체를 표본대상으로 하는 2007년 『사업체 근로실태조사』에 따르면, 5인 미만의 사업체에 종사하는 근로자의 수는 1인 이상의 민간 사업장에 종사하는 전체 근로자의 27%에 달하는 높은 비율로 전체 근로자의 임금격차를 분석하는 데 제외할 수 없는 큰 비중이다. 또, 도소매업이나 숙박업 등 영세사업체가 다수이므로 종사자의 월평균 급여액도 1인 이상 사업체 전체 근로자 평균 급여액의 2/3 수준 정도이며 5인 이상 사업체 근로자와 비교하면 60%를 밑도는 수준의 큰 임금격차를 보이고 있어서 비중이나 임금의 격차를 고려할 때 이 부분을 제외할 경우 대푯값인 평균값 미치는 영향이 클 것으로 본다. 게다가 5인 미만의 사업체에 근무하는 근로자의 성별을 보면 여성이 60%를 넘으며, 전체 여성근로자의 30%의 여성들이 5인 미만 사업체에 근무하고 있다.

13) 2007년의 경우 표본사업체 6019개소의 46만여 명을 대상으로 조사를 실시하였다.

따라서 남녀 임금격차를 추정할 때 물론 연구자의 관심인 모집단을 어디에 두는가에 따라서 그 문제의 중요성이 달라질 수는 있지만 이러한 『임금구조기본통계조사』의 표본상의 제약은 기본적으로 표본선택편의 (sample selection bias)의 문제를 발생시킬 수 있다. 즉 5인 미만 사업체에 일하는 남녀의 특성과 비율이 5인 이상 자료에 드러나는 것과 다른데 5인 미만 사업체의 근로자가 고려되지 않고 전체 노동자의 성별 임금격차를 추정하게 된다면 표본선택에 따른 편이가 발생할 수 있다.

또한 조사대상이 상용근로자에 한정되어서 남녀 고용여건에 따른 영향이 적절하게 반영되지 못하는 점이 있다. 통계청의 『경제활동인구조사』를 이용하여 계산한 자료¹⁴⁾에 따르면 2007년 임금근로자 중에서 남성의 상용직 근로자의 비율은 41.7% 인데 비해 여성의 상용직 근로자의 비율은 28.7%이다. 따라서 시간당 임금이 상대적으로 낮은 비상용직 부문에서의 여성이 비대칭적으로 많은데 이러한 종사상의 지위에 따른 남녀의 표본 제약 상의 문제를 고려하지 않고 전체 근로자에 대한 추정을 한다면 마찬가지로 편이가 생길 수 있다.

마지막으로, 공무원이 포함되어 있지 않다는 문제점이 있다. 공무원은 우리나라에서는 대표적으로 남녀의 임금격차가 작은 직업군으로 알려져 있고 특히 교육공무원의 경우 여성의 비중이 매우 높는데 이런 직업군이 빠진 것은 임금격차의 추정 및 분해에 영향을 줄 수 있고 특히 직종선택과 관련한 추정이 필요할 경우 그 영향이 더 클 수 있다.

이러한 『임금구조기본통계조사』의 표본제약상의 문제로 본 연구에서는 성별 임금격차의 분석을 위해서 『한국노동패널』의 1차(1998년)에서 9차년도(2006년)까지의 데이터를 사용하였다. 『한국노동패널』은 위에서 언급한 표본 선택의 문제에서 보다 자유로울 뿐만 아니라, 『한국노동패널』과 같은 패널데이터의 사용은 실질경력과 같은 개인 특성 데이터가 보다 자세할 뿐 아니라 패널 데이터로서의 분석상의 일반적인 이점까지 있다. 또한 개인관련 자료와 가구관련 자료를 연결하여 보다 자세한 개인관련 특성에 대한 자료를 파악할 수 있게 해 주고 있다.

그러나 『한국노동패널』 자료도 본 연구와 관련해서 문제점들이 없는

14) 『2008 KDI 노동통계』

것은 아니다. 표본의 크기를 보면 1에서 9차년도까지 계속 응답한 가구는 대체로 2천8백여 가구이며 계속 응답한 개인은 6천여 명 정도의 수준이다. 『임금구조기본통계조사』와 비교하면 상당한 표본크기의 차이를 보이는 것이다. 또한 지역별로는 도시지역 거주자만을 가지고 시작하였고, 그 후로는 시간에 따라 가구들의 이동으로 다른 지역으로의 비중이 조금씩 늘어난 것이기 때문에 비록 도시화로 인하여 대부분의 인구가 도시지역에 집중되어 있기는 하지만 지역별로 나타날 수 있는 임금격차에 대해서 분석할 때에는 이점을 고려하여 신중하게 접근할 필요가 있다. 따라서 이러한 임금격차의 분석에 있어서 관련된 데이터를 『임금구조기본통계조사』를 이용할 것인지 『한국노동패널』을 이용할 것인지는 표본선택의 문제와 샘플크기의 문제라는 두 가지 서로 다른 문제 상의 선택일 수 있다. 본 연구에서는 샘플의 크기가 다소 작은 문제가 있으나 연구에 크게 영향을 미칠 정도로 작지 않으며 표본 선택의 편의로부터 보다 자유롭고 개인의 특성에 대해서 보다 자세하게 파악할 수 있다는 이유로 『한국노동패널』을 선택하여 분석하였다.

2. 기초 통계량 분석

『한국노동패널』 자료의 본 연구와 관련한 남녀의 주요 개인특성을 연도별로 정리해 보면 <표 5-4>와 같다.

<표 5-4>를 통해서 보면 전문대졸 이상의 학력은 남성이 높으며 고졸 이하의 비중은 여성이 더 높은 것으로 나타났다. 그리고 통계청 직업오픈코드의 대직종분류에 따른 직종별 구분을 보면 여성이 사무직 종사자의 비중이 가장 높은 반면에 남성의 경우는 기술공 및 준전문가의 비중이 높았다. 여성이 남성보다 전문가 직종에서 비율이 높은 이유는 교육전문가로서의 교사의 비중이 포함되어 있기 때문이다. 근무형태에서는 상용직에서는 남성의 비중이 컸고 임시직과 일용직을 포함하는 비상용직에서는 여성의 비중이 훨씬 높았다. 경력기간의 경우는 5년 미만의 짧은 경력자의 비중에 있어서 대체로 여성이 남성보다 비중이 높았다.

<표 5-4> 남녀의 개인 특성¹⁵⁾

		1998		1999		2000	
		남 자	여 자	남 자	여 자	남 자	여 자
평균연령		39.2	39.3	39.6	40.1	40.2	40.7
학력 분포	고졸 이하	58.6	65.9	61.3	68.1	59.0	71.1
	전문대졸 이상	41.4	34.0	38.7	31.9	41.0	28.8
지역 분포	대도시	98.4	98.9	96.7	96.6	94.9	96.3
	중소도시	1.5	1.1	3.2	3.0	4.8	3.5
	기타지역	0.1	0.0	0.1	0.4	0.3	0.2
직 종	입법공무원, 고위임직원 및 관리자	2.5	0.0	1.1	0.6	1.4	0.4
	전문가	8.8	11.9	7.8	15.6	7.3	11.6
	기술공 및 준전문가	16.6	17.7	17.7	11.6	20.5	12.2
	사무종사자	17.6	25.6	13.3	17.8	10.4	17.1
	서비스종사자	5.0	13.9	5.9	13.5	6.3	15.2
	판매종사자	3.8	9.2	5.1	10.2	4.4	9.3
	농업 어업숙련 종사자	0.0	0.0	0.7	0.0	0.7	0.0
	기능원 및 관련 기능 종사자/ 기계조작 조립종사자	33.2	9.4	34.4	15.6	36.1	17.9
	단순노무 종사자 및 기타	12.5	12.3	13.9	15.2	12.9	16.3
근무 형태	상용직	82.5	77.1	77.4	65.8	80.5	67.1
	임시직	6.8	13.9	10.6	22.0	7.7	21.3
	일용직	10.7	9.0	12.0	12.1	11.8	11.6
경력 연수	5년 미만	6.3	4.7	6.2	6.1	6.0	6.7
	5년 이상 10년 미만	10.0	11.4	8.8	9.1	10.2	6.9
	10년 이상 20년 미만	19.2	18.4	19.0	17.1	16.5	19.9
	20년 이상	64.5	65.5	66.0	67.7	67.3	66.5

15) 『한국노동패널』 1차년도에서 9차년도까지 자료의 기본 통계량임.

<표 5-4>의 계속

		2001		2002		2003	
		남 자	여 자	남 자	여 자	남 자	여 자
평균연령		40.7	41.1	41.3	41.9	41.3	42.2
학력 분포	고졸 이하	60.0	65.1	62.4	67.8	58.5	63.4
	전문대졸 이상	40.0	34.9	37.6	32.2	41.5	36.6
지역 분포	대도시	92.1	93.3	90.4	92.8	88.8	91.9
	중소도시	6.9	6.1	9.1	6.6	9.5	7.5
	기타지역	0.9	0.6	0.6	0.6	1.7	0.6
직 종	입법공무원, 고위임직원 및 관리자	2.2	0.0	1.8	0.3	2.1	0.1
	전문가	7.6	12.0	7.7	11.0	8.6	14.4
	기술공 및 준전문가	15.5	10.1	15.2	13.1	17.1	13.2
	사무종사자	12.1	21.0	12.3	19.4	13.0	19.8
	서비스종사자	4.6	12.2	5.2	13.0	4.5	14.2
	판매종사자	6.8	12.2	5.9	11.5	5.5	10.3
	농업 어업숙련 종사자	0.3	0.0	0.4	0.0	0.4	0.0
	기능원 및 관련 기능종사자/ 기계조작 조립종사자	36.8	17.9	36.9	18.9	35.8	15.8
	단순노무 종사자 및 기타	14.2	14.7	14.6	12.8	13.1	12.2
근무 형태	상용직	78.7	68.6	79.0	74.9	82.2	76.0
	임시직	9.2	20.2	8.0	14.6	6.2	15.0
	일용직	12.1	11.2	13.0	10.6	11.6	8.9
경력 연수	5년 미만	6.0	6.1	0.0	0.0	0.0	0.0
	5년 이상 10년 미만	10.6	7.4	9.2	19.7	13.1	24.2
	10년 이상 20년 미만	15.9	18.3	26.7	21.9	28.5	21.8
	20년 이상	67.6	68.2	64.1	58.4	58.3	54.0

<표 5-4>의 계속

		2004		2005		2006	
		남 자	여 자	남 자	여 자	남 자	여 자
평균연령		41.8	42.9	42.5	43.6	43.1	44.2
학력 분포	고졸 이하	57.2	63.8	55.2	62.1	55.1	59.7
	전문대졸 이상	42.8	36.2	44.8	37.9	44.9	40.3
지역 분포	대도시	86.9	90.6	82.0	86.2	77.7	81.5
	중소도시	11.6	7.9	15.6	13.2	19.3	17.3
	기타지역	1.5	1.0	2.2	0.5	2.2	1.1
직 종	입법공무원, 고위임직원 및 관리자	2.4	0.0	2.3	0.1	2.8	0.0
	전문가	9.4	12.2	9.2	13.1	9.6	13.7
	기술공 및 준전문가	16.3	13.8	16.7	10.8	15.3	11.7
	사무종사자	12.5	21.1	12.8	21.4	13.9	24.3
	서비스종사자	3.8	13.9	4.2	15.9	3.6	14.5
	판매종사자	4.9	10.4	4.5	9.2	4.3	8.6
	농업 어업숙련 종사자	0.5	0.0	0.4	0.1	0.3	0.2
	기능원 및 관련 기능종사자/ 기계조작 조립종사자	36.1	14.7	36.2	14.7	36.0	14.0
	단순노무 종사자 및 기타	13.9	13.9	13.8	14.7	14.3	13.0
근무 형태	상용직	81.2	73.9	80.7	72.5	80.1	73.6
	임시직	6.2	16.1	7.3	17.9	7.7	17.3
	일용직	12.6	10.0	12.0	9.7	12.2	9.1
경력 연수	5년 미만	2.0	3.5	4.0	7.5	6.9	13.0
	5년 이상 10년 미만	13.9	20.9	13.8	20.4	14.7	16.4
	10년 이상 20년 미만	27.4	21.3	27.5	20.4	26.0	20.3
	20년 이상	56.6	54.3	54.7	51.8	52.4	50.4

『한국노동패널』의 1차(1998년)에서 9차(2006년)까지의 자료를 이용하여 남녀의 임금수준을 계산한 값들이 <표 5-5>에 제시되어 있다. 『한국노동패널』에서는 임시직, 일용직, 상용직 근로자들에 대한 정보가 모두 포함되어 있으므로 임금격차를 분석하기 위해서는 반드시 노동시간

에 대한 통제가 있어야 하는데 『한국노동패널』은 주당 노동시간에 대한 자세한 정보가 포함되어 있다. 따라서 본 연구에서 임금격차를 분석할 때는 월소득을 주당평균근로시간을 이용하여 조정한 시간당 임금 자료를 이용하여 분석을 한다. 또한 임금격차의 분석이므로 자영업자는 제외하지만 <표 5-6>에서는 비교를 목적으로 자영업자¹⁶⁾를 포함한 기초 통계량 또한 포함시켜 두었다.

<표 5-5> 연도별 남녀 월소득(자영업 제외)

(단위: 만 원)

	성 별	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
평 균	남 성	130.62	122.65	129.32	142.16	154.37	170.41	186.81	197.88	210.47
	여 성	77.66	72.29	76.00	84.96	93.51	106.60	112.51	117.63	124.80
중위수	남 성	120.00	110.00	120.00	130.00	140.00	150.00	166.50	180.00	180.00
	여 성	70.00	61.00	70.00	75.50	80.00	90.00	97.00	100.00	100.00
표준편차	남 성	66.72	63.51	66.67	82.13	81.85	93.46	104.80	109.29	141.97
	여 성	44.67	41.43	41.47	47.03	56.49	86.84	71.38	72.08	80.69

<표 5-6> 연도별 남녀 월소득(자영업 포함)¹⁷⁾

(단위: 만 원)

	성 별	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
평 균	남 성	136.17	125.25	131.49	144.60	153.89	166.86	187.23	196.18	207.68
	여 성	83.60	75.80	77.67	85.71	92.29	106.19	111.21	115.54	123.31
중위수	남 성	120	105	120	130	140	150	160	170	175
	여 성	73	69	70	80	80	90	96	100	100
표준편차	남 성	73.74	70.76	68.34	97.26	85.20	94.42	112.59	117.52	152.58
	여 성	47.22	43.76	42.36	46.98	58.03	99.66	72.72	72.21	83.50

16) 자영업의 성별 소득 격차도 또한 시사하는 바가 크겠지만 자영업의 경우 근로시간의 크기에 대한 정확한 자료를 갖기 힘들기 때문에 분석의 대상에서 더욱 제외되었다.

17) 본 연구의 성별임금격차에서는 자영업자를 제외한 임금근로자의 데이터를 이용하여 분석하였으나 비교자료로서 기초통계량을 여기서 제시한다.

『한국노동패널』 자료에 따르면 월별 근로시간의 차이를 고려하지 않은 월소득의 경우 2006년을 기준으로 월 80만원 정도의 성별 격차를 나타내고 있다. 또한 근로시간의 차이를 조정하여 계산한 시간당 임금은 2006년을 기준으로 남자가 여성보다 약 4500원 (평균값 기준) 혹은 약 3700원 (중위수 기준) 정도 시간당 더 받고 있는 것으로 보인다. 이는 하루 8시간 한달에 24일 일한다고 가정한다면 월소득면에서 71만원 정도(중위수값 기준) 및 86만원(평균값 기준)의 격차를 보이는 것이다. 또한 표준편차를 기준으로 보면 대체로 남성의 소득분포가 여성의 소득분포보다 퍼져 있는 것을 알 수 있다.

상대적으로 여성이 남성의 몇 % 정도를 받고 있는지 <표 5-7>를 기준으로 계산해 본 결과는 <표 5-8>과 같다.

<표 5-7> 연도별 남녀 시간당 임금(자영업 제외¹⁸⁾)

(단위: 만 원)

	성 별	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
평 균	남 성	0.738	0.676	0.707	0.811	0.900	0.922	1.053	1.105	1.200
	여 성	0.490	0.461	0.458	0.521	0.580	0.679	0.682	0.685	0.752
중위수	남 성	0.614	0.551	0.564	0.625	0.673	0.729	0.833	0.875	0.938
	여 성	0.400	0.341	0.370	0.411	0.443	0.469	0.500	0.510	0.568
표준편차	남 성	0.492	0.853	0.605	0.773	1.765	0.835	0.898	0.792	1.043
	여 성	0.344	0.414	0.318	0.505	0.451	1.343	0.647	0.561	0.619

<표 5-8> 남성대비 여성의 소득비율(시간당 임금기준)

(단위: %)

여성/남성	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
평 균	66.40	68.20	64.78	64.24	64.44	73.64 ¹⁹⁾	64.77	61.99	62.67
중위수	65.15	61.89	65.60	65.76	65.82	64.33	60.00	58.29	60.55

18) 자영업을 포함한 남녀 시간당 임금은 자영업자의 근로시간에 대한 데이터가 없어서 제시하지 않았다.

19) 2003년의 높은 평균값은 이상치에 상대적으로 영향을 덜 받는 통계 값인 중위수의 2003년 수치가 주위와 크게 다르지 않는 데서도 나타나듯이 그 해의 이상치들(outliers)의 영향을 받은 것으로 보인다.

『한국노동패널』의 자료는 『임금구조기본통계조사』에 비해서 상대적으로 표본크기가 작아서 이상치(outlier)들로 인한 영향에 평균값들이 좀 더 취약할 수 있다. 그래서 중위수 값을 기준으로 보면 앞서 보인 OECD에서의 한국의 수치와 비교하면 위 표는 비록 월소득 및 시간당 임금이라는 기준의 차이가 있기는 하지만 수치상으로는 크게 차이가 나지 않음을 알 수 있다.

제5절 격차의 분석

이 논문에서는 세 가지 방법을 이용하여 성별임금격차를 분석해 보았다. 먼저, 성별임금격차분해법으로 전통적으로 사용하고 있는 Oaxaca-Blinder 분해법을 사용하였는데 특별히 여성의 경우는 임금방정식을 추정할 때 노동공급 결정에 대한 선택성을 고려해서 Heckman의 2단계 추정방법을 이용하였다. 두 번째로 Juhn-Murphy-Pierce 분해법(1991, 1993)을 사용하여 임금격차의 시간에 따른 변화를 분석해 보았다. 마지막으로 주로 외생적으로 다루어져 왔던 직종에 대하여 다항로짓모형(multinomial logit model)을 이용하여 남녀의 직종선택의 문제를 고려하여 직종분리 및 임금격차를 연결하여 보았다.

1. 전통적 성별임금격차 분해: Oaxaca-Blinder 분해법

Oaxaca-Blinder분해법(이하 O-B 분해법)은 남녀 각 집단의 표본평균에서 성별격차를 분해하는 방법으로 이미 많은 선행연구에서 설명되었으므로 여기서는 간략하게 소개하고자 한다. 남자와 여자의 로그평균 임금은 아래와 같이 분해될 수 있다.

$$\overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} = \hat{\beta}^m(\overline{X^m} - \overline{X^f}) + \overline{X^f}(\hat{\beta}^m - \hat{\beta}^f)$$

즉 남녀의 임금의 격차는 남녀의 요소평균값의 차를 남성임금방정식의 추정량에 결합한 부분과 남녀 임금방정식의 계수 추정량의 차에 여성의 평균값을 결합한 부분으로 나눌 수 있다. 우변의 첫째항은 자원효과(endowment effect)라고 불리며 남녀가 가진 자원 즉 교육의 정도나 경력, 근속년수 등의 차이로 인해 나타나는 임금차이를 나타낸다. 두 번째 항은 보상효과(remuneration effect)라고 불리기도 하는 데 동일한 자원에 대하여 시장에서 받는 가격 혹은 보상의 성별 차이를 보여주는 것으로 우변 두 번째 항이 남녀의 임금차별의 크기와 관련된다고 하겠다. 이러한 분석은 우변의 첫째항의 $\hat{\beta}^m$ 과 둘째항의 첫 번째 요소 $\overline{X^f}$ 를 각각 $\hat{\beta}^f$ 과 $\overline{X^m}$ 으로 바꿔도 여전히 등식은 성립하지만 본 연구에서는 차별을 받지 않는 측을 남성으로 가정하여 남성의 보상계수를 중심으로 자원효과를 표현하였다. 이러한 O-B분석은 기준으로 두는 집단을 어디로 정할 것인지에 따라서 분석결과가 민감할 수 있고(index problem), 남녀의 임금의 분포를 동일하게 두는 가정이 있음에 유의해야 할 것이다. 만일 이러한 동일성의 가정이 충족되지 못한다면 차별적인 크기로 보는 항에서는 차별적 요소로 해석되는 부분뿐만 아니라 다른 오차들도 포함되므로 차별이 과대해석될 수 있다. 또한 다른 분석에서도 마찬가지로 설명변수로 설명되지 않는 부분들이 두 번째 항에 남으므로 설명변수의 설명력이 얼마나 큰지에 따라서 두 번째 항의 크기도 변화될 수 있음을 지적해 둔다.

Oaxaca-Blinder의 분해법을 사용하기 위해서는 임금방정식의 추정이 선행되어야 하는데 임금방정식의 추정에 있어서는 남성의 경우 최소자승법(OLS)을 사용하였고, 여성의 경우에는 노동공급의 선택성 문제를 고려해서 Heckman의 2단계 방법으로 여성의 임금방정식을 추정하였다. Heckman의 2단계법을 통한 추정방법을 살펴보면 첫 번째 단계에서 여성의 노동시장 참여방정식(participation equation)을 프로빗(probit)모형을 이용하여 노동공급여부를 추정하고, 두 번째 단계에서는 프로빗모형을 통해 도출된 역(逆)의 밀즈비(inverse Mill's ratio)를 포함하여 여성의 임금방정식을 추정을 한다. 따라서 남성의 노동공급에서의 선택성 문제가 심각하지 않다고 가정하였고 여성은 노동공급 여부의 선택편

의(selection bias)를 고려하여 Heckman의 방법을 사용해 임금방정식의 추정에서 고려하였다.

가. 임금방정식의 추정

임금방정식의 추정은 대부분의 다른 논문에서와 같이 Mincer류의 임금방정식을 이용하였다. 이 방정식에서는 로그임금을 피설명변수로 두고 임금에 영향을 미치는 요소들을 설명변수로 두고 있는데 본 연구에서는 기본적인 Mincer방정식에 포함된 설명변수인 교육수준, 경력변수 외에도 임금결정에 영향을 미칠 수 있는 지역, 근속변수, 직종 변수, 고용형태, 나이 및 결혼 변수를 추가로 포함하였다²⁰⁾. 여성의 경우는 첫 단계로 참여방정식을 먼저 추정하였다.

$$\text{남성의 임금방정식: } \ln Y_i^m = X_i^m \beta^m + \epsilon_i^m$$

$$\text{여성의 임금방정식: (1단계) } z_i^* = \gamma w_i + u_i \quad z_i = 1 \text{ if } z_i^* > 0$$

$$\text{그리고 그 밖에는 } z_i = 0$$

$$\text{(2단계) } \ln Y_i^f = X_i^f \beta^f + \theta \lambda_i + \epsilon_i^f$$

1단계의 추정에서는 u_i 를 정규분포로 가정하고 프로빗(probit)모형을 이용하였고 2단계에서 나오는 새로운 변수인 람다(λ)는 Heckman의 2단계 방법에 나오는 통상적인 람다와 같다. 1단계의 참여방정식에 들어가는 독립변수에는 나이, 자녀, 가족의 소득, 교육수준 등이 포함된다. 자세한 것은 부록의 변수설명을 참조하기 바란다. 최소자승법(OLS)과 Heckman의 2단계 추정법을 이용해서 각 연도마다의 추정한 남자와 여자의 임금방정식의 결과는 부록에 제시되어 있다.

나. O-B분해법의 결과

임금방정식의 추정결과를 바탕으로 앞서 제시한 바와 같이 남성을 차

20) 자세한 내용은 <부록>의 “변수에 대한 설명” 부분을 참조.

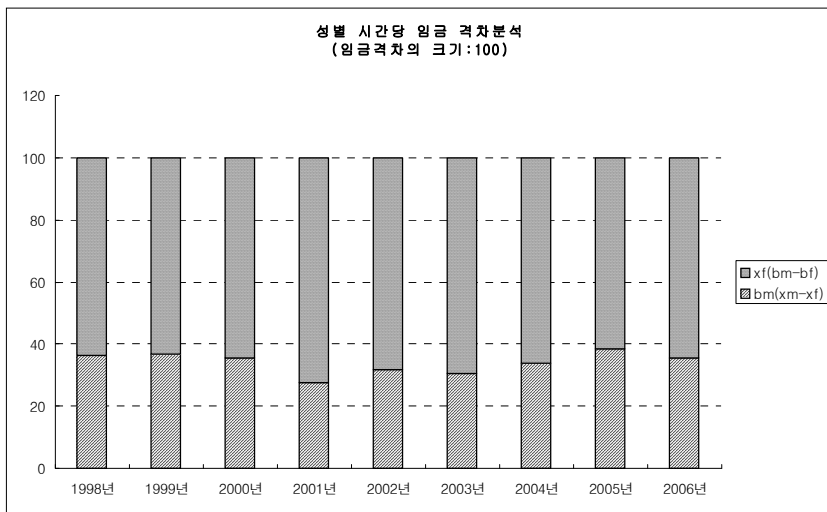
별을 받지 않는 기준집단으로 가정하여 O-B분해법을 이용해서 임금격차를 분해하였는데 이를 통해서 O-B분해법에 따라 분해된 부분들이 시간에 따라서 어떻게 변하고 있는지를 보면 <표 5-9> 및 [그림 5-5]와 같다.

<표 5-9> Oaxaca-Blinder 방법을 이용한 연도별 성별임금격차의 변화

(단위: %)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
$b1 \equiv \widehat{b^m}(\overline{x^m} - \overline{x^f})$	36.43	36.76	35.65	27.67	31.63	30.56	33.90	38.65	35.63
$b2 \equiv \overline{x^f}(\widehat{b^m} - \widehat{b^f})$	63.57	63.24	64.35	72.33	68.37	69.44	66.10	61.35	64.37

[그림 5-5] 성별 시간당 임금격차 분석



위의 표는 자영업자를 제외한 상태에서의 남녀의 시간당 임금격차를 분석한 것으로 b1은 남녀의 임금격차 중에서 개인속성의 차이에 의해서 설명되는 비중이고 b2는 그렇지 않은 나머지 부분이다. 이 나머지 부분은 차별적 요소뿐만 아니라 기타 오차를 포함할 수 있으므로 b2에서 제시되는 비중은 차별의 가능한 최대치로 고려될 수 있다.

『임금구조기본통계조사』를 이용하여 분석한 유경준(2001)에서 보면

본 연구와 비슷한 시기인 1997년과 1999년에 인적속성의 차이로 인하여 설명되는 성별 임금격차가 각각 38.3%와 43.0%인 것으로 나타난다. 본 연구에서는 b1이 성별임금격차 가운데 인적자본의 차이에 의해 설명되는 부분이므로 비교해 보면 유경준의 연구에 비해 약간 낮기는 하지만 큰 차이는 보이지 않는다. 가능한 차이의 원인은 추정상의 독립변수의 차이 등과 더불어 데이터 상에서 『임금구조기본통계조사』에서 제외되어 있는 임시직이나 일용직 등의 비상용직 일자리와 또한 5인 미만 소규모 사업장에서의 종사자가 『한국노동패널』에는 포함되어 있기 때문에 이러한 부문에서의 성별 임금격차의 양상이 차이를 발생시켰을 수도 있을 것으로 추측된다.

<표 5-9>는 Oaxaca-Blinder 분해법을 이용한 결과를 연도별로 표시한 것으로, 전체 남녀의 임금격차의 크기를 100으로 놓았을 때 남녀의 인적자본의 차이 및 관측되는 개인의 특성으로 인해서 설명되는 부분이 빗금친 부분이고 회색의 부분은 설명이 되지 않는 나머지 부분이다. 나머지 부분에 대한 해석은 특별히 조심할 필요가 있다. 왜냐하면 인적자본이나 혹은 다른 임금에 영향을 미치는 변수들을 모두 고려하고 남은 것이므로 차별에 의한 부분이라고 기계적으로 생각할 수 있지만 반드시 그렇지 않다. 차별에 의한 요인들이 이 부분에 들어갈 수 있지만 차별의 크기가 반드시 회색부분 전체를 나타낸다고 하려면 모델의 적합성 여부에 대한 강한 가정이 필요하다. 여러 가지 관측되지 않은 임금에 영향을 주는 변화나 노동공급에 있어서의 정성적인 측면 혹은 모델상의 선형성의 제약 또는 다른 표본상의 여러 조건들도 또한 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라서 이런 부분에 대해서는 차별의 차이의 상대적인 크기의 변화나 패턴 등을 통해서 의미를 발견해 나가는 것이 더 좋을 것이다.

[그림 5-5]에서 보면 인적자본의 차이로 설명되는 부분이 대략 30~40% 사이에서 움직이는 데 2001년 이후를 보면 조금씩 이 부분의 설명력이 상승되어 가는 추세를 보여주지만 그 변화는 크지 않다. 특히 대졸 여성들의 증가 등 여성들의 고학력화가 뚜렷한 최근의 경향을 감안할 때 설명되는 부분에 있어서도 큰 변동이 없음은 다소 의아한 결과가 아

닐 수 없다. 이 문제에 대해서는 다음의 분석인 Juhn-Murphy- Pierce 분석에서 다시 언급하고자 한다.

<표 5-10> Oaxaca-Blinder 분해법을 이용한 성별 임금격차의 분석: 외국의 경우²¹⁾

연구자 (논문 연도)	대상국가	개인속성으로 설명되는 부분	나머지 부분
Andersen et al. (2001)	영 국	50%	50%
Beblo et al. (2003)	독 일	54%	46%
Boraas et al. (2003)	미 국	39%	61%
ITER(2001)	이태리	20%	80%
Langford(1995)	호 주	51%	49%
Martins(1998)	포르투갈	54%	46%
Plasman et al. (2001)	벨기에	48%	52%
Ponthieux(2000)	프랑스	44%	56%
Statistics Sweden(2002)	스웨덴	56%	44%
SZW(2002)	네덜란드	78%(공공부문) 80%(민간부문)	22%(공공부문) 20%(민간부문)
Vartiainen(2001)	핀란드	54%	46%

2. 시간변화에 따른 격차의 분해: Juhn-Murphy-Pierce 분해법

Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)의 임금격차의 분해법은 두 개의 상이한 특성으로 대변되는 집단의 평균임금의 격차를 어느 한 시점에서 분석한 것인데 반하여 Juhn, Murphy, Pierce(1991, 1993)의 분해방법(이하 JMP분해법)은 이러한 격차의 서로 다른 두 시점이나 국가간의 비교 및 분석, 즉 격차의 변화를 분석하는데 유용하게 사용될 수 있다. JMP 분해법을 이용하여 두 시점을 비교한 논문으로는 대표적으로 Juhn et al. (1993), Blau and Kahn(1997) 등이 있으며 국가간의 격차를 비교한 연

21) 독일은 Beblo et al.(2003)을 미국은 Boraas and Rogers (2003)를 인용. 그 외의 국가에 대한 연구는 Grimshaw and Rubery(2002) 및 Rubery et al.(2002)에서 재 인용.

구에는 Blau and Kahn (1996), Rice(1999) 등이 있다. 본 연구에서는 한국에서의 시간에 따른 성별 임금격차의 변화를 JMP분해법을 이용하여 분석해 보고자 한다.²²⁾ Juhn et al.(1991) 및 Blau and Kahn (1997)이 소개한 분해법을 따라 시간에 따른 변화를 분해한 방법을 도출하면 다음과 같다. Juhn, Murphy, and Pierce(1991)는 아래와 같은 O-B 분석법의 우측 두 번째 항을 설명되지 않은 부분으로 보고 이 설명되지 않은 부분의 분포에 관심을 맞추어 분석을 확장하고 있다. 먼저, 성별 임금격차 분석에서 널리 사용되고 있는 O-B 분해법은 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$\overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} = \widehat{\beta^m}(\overline{X^m} - \overline{X^f}) + \overline{X^f}(\widehat{\beta^m} - \widehat{\beta^f})$$

Juhn, Murphy, and Pierce(1991)의 방법을 따르면 우선, 한 시점에서의 남녀의 평균임금을 기초로 분해하면 위 식은 아래와 같이 표현될 수 있다. O-B방법이 평균적인 속성과 보상계수의 남녀 차이로 두 번째 항이 표현되었다면 JMP분해법은 표준오차와 표준화된 잔차의 남녀 차이로 두 번째 항이 표현되고 있다.

$$\overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} = \widehat{\beta^m}(\overline{X^m} - \overline{X^f}) + \widehat{\sigma^m}(\theta^m - \theta^f)$$

차분연산자(Δ)를 이용하고 시간을 명시적으로 나타내어 다시 표현하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$D_t \equiv \overline{\ln W_t^m} - \overline{\ln W_t^f} = \Delta X_t \widehat{\beta_t^m} + \widehat{\sigma_t^m} \Delta \theta_t$$

X 는 설명변수를 나타내며, m 과 f 는 이 식에서 남성과 여성의 평균을 나타낸다. $\widehat{\sigma_t^m}$ 는 t 기의 남성의 표준오차를, $\widehat{\theta_t}$ 는 t 기 표준화된 잔차, 즉 평균이 0이고 분산이 1인 분포로 만들었을 때의 잔차를 나타낸다. 여기서 Δ 는 바로 다음에 나오는 변수의 남녀의 평균값의 차이를 나타낸다. 앞서 제시된 O-B분석과의 가장 큰 차이는 우측 두 번째 항에 대한

22) JMP 분해시 임금방정식의 추정에는 모두 최소자승법을 이용하였다.

접근일 것이다. 위 식을 보면 두 집단간의 로그평균임금의 격차는 집단의 특성에 기인한 부분과 표준화된 잔차들의 차이에서 나오는 부분으로 나누어진다고 해석될 수 있으며 혹은 관측된 부분에서의 효과와 관측되지 않은 효과로 해석하기도 한다.

그런데, JMP분석도 O-B분석과 마찬가지로 지표문제(index problem)에서 자유롭지 못한데 본 연구에서는 우변에서 보는 것처럼 각 변수들은 차별을 받지 않는다고 가정하고 있는 남성의 임금방정식 기울기의 추정값($\hat{\beta}^m$) 및 남성의 잔차항의 분포의 표준오차($\hat{\sigma}^m$)를 기준으로 측정하였다.

그러면, 시간에 따라서 이러한 격차의 변화는 어떻게 분해될 수 있는지 알아보면 다음과 같다. 서로 다른 t 와 s 기에서의 임금의 격차는 다음의 식과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} D_{t'} - D_t &= (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)' \hat{\beta}_{t'} + \Delta X_t (\hat{\beta}_{t'} - \hat{\beta}_t) + (\Delta \hat{\theta}_{t'} - \Delta \hat{\theta}_t) \hat{\sigma}_{t'} \\ &\quad + \Delta \hat{\theta}_t (\hat{\sigma}_{t'} - \hat{\sigma}_t) \end{aligned}$$

첫 번째 항은 다른 항목들이 일정할 때 시간의 변화에 따른 자원효과(endowment effect) 혹은 관측된 특성의 변화로 인한 효과(effect of changes in observed characteristics)를 나타낸다. 남녀의 자원의 시간에 따른 변화가 성별의 임금격차의 변화에 어느 정도 영향을 주는지를 드러낸다. 예를 들어 시간이 지남에 따라 남성에 비하여 상대적으로 여성의 평균 교육수준이 높아지고 있다면 이러한 교육자원의 상대적 변화가 자원효과에 반영됨으로써 교육에 대한 첫 번째 항의 영향은 음의 값의 값으로 나타날 것이다. 물론 자원에는 교육요소 뿐만 아니라 경험이나 경력 등 다양한 요소들이 있으므로 첫 번째 항의 부호는 이러한 개인속성들의 선형결합의 결과로 나타날 것이다. 만일 남녀간에 생산성에 기여하는 인적속성의 변화가 시간이 변하여도 불변이라면 이 항의 값은 0이 된다.

두 번째 항은 관측된 가격효과(observed price effect)이다. 즉, 관측된 자원 혹은 인적 속성이 시장에서 받는 보상의 변화로 인한 효과를 측정

한다. t 기에 관측된 자원 혹은 관측되는 남녀의 특성의 차(ΔX_t)가 시간이 있어도 고정되어 있을 때 t 기에서 t' 기로 시간이 변하면 베타값을 표시되는 시장에서의 보상이 어떻게 변화하는 지를 나타낸다. 시장의 보상이 변하지 않으면 베타값의 변화가 없어서 0이 되므로 두 번째 항은 0이 된다. 예를 들어 남성의 평균 교육 수준이 상대적으로 높는데 그 생산요소에 대한 보상이 증가한다면 평균교육수준에 대한 성별격차가 변함이 없더라도 시장에서의 교육에 대한 보상의 증가는 성별 임금격차를 증대시키는 방향으로 나타날 것이고 관측된 가격효과에는 양의 값을 나타낼 것이다. 만일 교육에 대한 보상이 시간이 지남에 따라 감소하였다면 우변 두 번째 항은 음의 값을 가지고 다른 것들이 일정할 때 성별 임금격차는 감소하는 방향으로 움직일 것이다. 첫 항에 대한 설명에서와 마찬가지로 이 항 역시 다양한 생산요소들의 선형결합의 결과가 이 항 전체의 값과 방향이 결정된다.

세 번째 항은 관측된 속성들이 통제되고 남성임금잔차의 불평등도에 변화가 없을 때 남성임금잔차의 분포상에서 여성의 평균임금잔차의 위치가 상승하였는지 하락하였는지를 보여준다. Juhn, Murphy and Pierce(1996)의 해석에 따르면, 이 항은 측정되지 않은 속성들의 성별차이 혹은 노동 시장에서의 여성에 대한 차별의 영향을 나타낼 수 있다고 한다. 그 이유는 관측되는 속성들의 양과 가격의 변화를 고려한 뒤의 남녀의 평균임금의 격차변화를 $\hat{\sigma}_t$ 의 배수로 표현하였기 때문이다. 따라서 이 항은 격차효과 (gap effect) 혹은 관측되지 않은 특성의 변화로 인한 효과 (effect of changes in unobserved characteristics)로 불린다.

네 번째 항은 측정되지 않은 속성들의 남녀의 차이가 동일하더라도 변수와 결합하는 가중치가 변할 때 임금격차의 크기가 달라지는 효과가 나타나므로 관측되지 않은 가격효과 (unobserved price effect)라고 불린다. 관측된 특성을 통제한 후 남성임금잔차의 분포상에서의 여성 평균임금의 위치가 일정하다고 할 때 임금잔차항의 분산의 변화가 성별임금격차에 미치는 영향을 나타낸다. 따라서 사회전반의 소득불평등도의 증가가 끼치는 남녀 임금격차에 대한 영향을 나타낼 수 있다. 만일

$\Delta\hat{\theta}_t > 0$ 즉, 여성이 평균적으로 남성보다 임금(잔차)에서 차별이나 혹은 관측되지 않은 속성의 영향으로 작다고 가정할 때 임금(잔차)의 분산 혹은 불평등도의 증가($\hat{\sigma}_t - \hat{\sigma}_t > 0$)는 성별 임금격차를 증가시키게 될 것이다. 예를 들어 여성의 평균(잔차)소득이 남성의 하위 4분위에 해당한다고 가정할 때 분산 즉 불평등도가 증가하게 되면 여성이 남성의 4분위 소득수준에 그대로 유지하고 있더라도 남성의 평균과 남성 4분위 사이의 임금격차도 커지므로 여성의 평균소득과 남성의 평균소득간의 임금격차도 증가하게 되는 것이다.²³⁾

첫 번째와 두 번째 항이 관측되어진 특징에 대한 효과라면 세 번째와 네 번째 항은 관측되지 않은 특징에 대한 효과라고 할 수 있다. 관측되지 않은 부분의 분포는 크게 평균과 분산으로 나누어 그 특징을 나타낼 수 있는데, 셋째 항은 평균의 차이를 넷째 항은 분산의 차이를 나타낸다.

본 연구에서는 패널의 시작시점인 1998년과 마지막 시점인 2006년을 선정하여 두 시점 사이의 변화에 대한 임금격차의 분석을 시도하였다. 그리고 관측된 효과의 크기에서 보다 큰 차이가 나는 2003년과 2006년 사이의 변화의 분석도 추가로 제시해 보았다²⁴⁾.

먼저, 1998년에서 2006년까지는 데이터의 시작연도와 현재 사용 가능한 데이터의 마지막 연도라는 의미에서 선택하였지만 전반적인 임금격차의 패턴이 시간에 따라 완만한 U자의 형태를 나타내며 움직여서 두 시점사이의 격차의 변화는 사실 크지는 않다는 것을 먼저 염두에 두고자 한다.

<표 5-11> Juhn-Murphy-Pierce 방법 : 1998~2006년

	로그임금의 성별 격차 (A+B)	관측된 효과 (A)	관측되지 않은 나머지 (B)
2006	0.4325	0.1559	0.2766
1998	0.3978	0.1521	0.2457
차 이	0.0347	0.0038	0.0309

23) 네 번째 항은 관측되지 않은 속성에 대한 시장의 가격변화로도 해석될 수도 있다.

24) 본 연구는 남녀의 평균임금에서 분석하였으나 JMP 분석은 다양한 분위에서 분석할 수 있다.

<표 5-12> 시간에 따른 변화 분석

관측된 효과의 변화	관측된 생산요소효과	관측된 가격효과
0.0038	-0.0728	0.0766
관측되지 않은 나머지의 변화	격차 효과	관측되지 않은 가격효과
0.0309	0.0259	0.0050

그리고 1998년이 외환위기 상황이라는 특별한 경제충격이 있던 시기라는 점에서 시기상의 특수성 또한 고려되어야 하므로 해석에 신중할 필요가 있다. 그래서 격차가 상대적으로 큰 2003년에서 2006년도 사이의 변화를 아래에 추가로 분석하여 시기선택에 따른 민감성도 체크해보았다.

위 표에서 보듯이 관측된 효과의 변화와 관측되지 않은 나머지의 변화 모두 시간이 변함에 따라 성별 격차를 확대 시키는 방향으로 움직였는데 앞서 언급했듯이 두 시점 사이의 전체 남녀 임금격차의 크기가 작다는 것을 염두에 두어야 한다. 언급할 만한 흥미로운 결과는 관측된 효과의 분해에서 나타난다.

관측된 효과의 변화는 이 두 시점 사이에서는 0.0038로 0에 매우 가까운 거의 변화가 없다는 결과를 보였다. 그런데 그 내용을 분석해 보면, 관측된 생산요소의 방향은 (-)로서 성별임금격차를 감소시키는 방향으로 움직인 반면에 관측된 가격효과는 거의 비슷한 크기로 (+)의 방향, 즉 성별임금격차를 증가시키는 방향으로 이동함으로써 두 효과가 서로 상쇄되고 있다. 즉 지금까지 성별임금격차분석에서 상대적으로 소홀히 다뤄지던 임금구조의 변화가 성별임금격차에 중요한 영향을 주고 있음을 보여주고 있다. 특히 여성의 꾸준한 교육수준의 향상에도 불구하고 2000년 이후 성별 임금격차에서 인적속성으로 설명되는 부분의 비중이 큰 증가가 없었던 것에 대한 의문과 전반적인 성별임금격차가 큰 변화가 없었던 것에 대한 의문에 대하여 이러한 임금구조의 변화로 인한 상쇄효과가 어느 정도의 설명이 될 수 있을 것이다.

관측되지 않은 나머지 변화에서도 격차를 크게 하는 방향으로 효과가 나타났는데 좀 더 자세히 분석해 보면 차별 혹은 관측되지 않은 요소들

로 인한 격차가 드러나는 격차효과에서의 크기가 전체 관측되지 않은 나머지 효과의 크기를 거의 차지하며 관측되지 않은 가격효과는 양의 값이지만 거의 0에 가깝다. 이 부분 또한 전체 격차의 크기가 크지 않다는 사실을 고려할 때 해석에 신중을 기해야 한다. 이러한 변화가 선택된 연도에 민감한 지를 알아보기 위하여 아래에 다시 2003년~2006년의 결과를 제시하여 결과의 안정성을 확인해 보았다.

<표 5-13> Juhn-Murphy-Pierce 방법 : 2003~2006년

	로그임금의 성별 격차 (A+B)	관측된 효과 (A)	관측되지 않은 나머지 (B)
2006	0.4325	0.1559	0.2766
2003	0.3601	0.1100	0.2500
차 이	0.0724	0.0459	0.0266

<표 5-14> 시간에 따른 변화 분석

관측된 효과의 변화	관측된 생산요소효과	관측된 가격효과
0.0459	-0.0187	0.0645
관측되지 않은 나머지의 변화	격차 효과	관측되지 않은 가격효과
0.0266	0.0332	-0.0066

2003년과 2006년 사이의 성별 로그임금격차의 변화를 분석²⁵⁾해 보면 성별임금은 절대적 수준의 격차는 증가하였지만 관측되는 인적속성으로 설명되는 비중 또한 31%(0.1100)에서 36%(0.1559)로 증가하였고 따라서 차별 및 오차 등의 나머지 부분이 격차를 설명하는 비중은 그만큼 감소하였다.

시간에 따른 관측된 효과의 변화분(0.0459)은 전체 임금의 성별격차의 변화분(0.0724)의 63%를 설명하고 있다. 그 내용을 좀 더 자세히 살펴보면 관측된 생산요소의 효과는 음의 값이 나왔다(-0.0187). 즉 시간에 따른 전반적인 관측된 개인속성의 변화는 성별임금격차를 감소시키는 방향으로 가고 있다. 이것은 앞서 분석한 1998년과 2006년 사이에서

25) 2002년과 2006년 사이의 JMP분석도 해 보았는데 크게 결과가 다르지 않았다.

나타난 결과와 다르지 않으며 따라서 개인 속성에 있어서의 변화는 꾸준히 임금격차를 감소시키는 방향으로 변화되고 있음을 보여준다.

관측된 생산요소의 효과를 좀 더 세분화하여 분석해 보면 아래의 표와 같다. 아래 표에서는 주요 임금관련 변수들의 영향을 %로 나타내 보였다. 관측된 생산요소의 효과는 각 생산요소의 성별격차와 추정계수의 선형결합으로 이루어져 있으므로 해당 변수의 성별 격차와 그 관련 추정계수가 전체변화에서 차지하는 비중을 그 변수의 영향으로 보았다. 관측된 가격효과에 대해서도 유사한 방법으로 영향을 계산하였다. 아래 표에서 (-)의 표시는 남녀의 격차를 줄이는 방향을 나타내며 (+)는 성별임금격차를 증가시키는 방향을 나타낸다.

<표 5-15> 임금관련 주요 인적자본 변수들의 영향²⁶⁾

	관측된 생산요소 효과		관측된 가격효과	
	부 호	영 향	부 호	영 향
고졸 학력	+	0.2%	-	1.1%
대졸 학력	-	7.3%	+	3.2%
경 력	-	0.2%	+	3.8%
근속기간	+	6.0%	+	9.8%

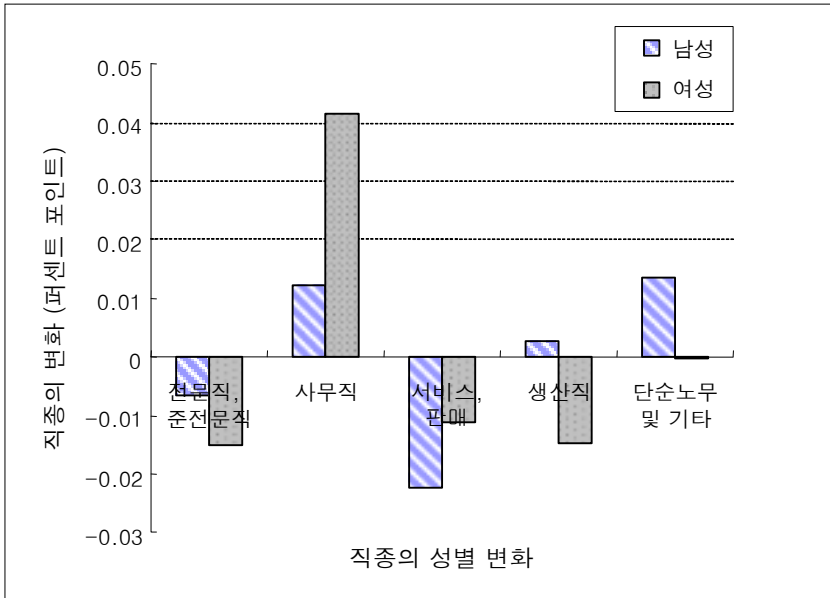
위의 표는 그 결과 중에서 주요 인적자본 변수들만을 선별하여 결과를 보여주고 있다. 관련 변수 중에서 음의 값, 즉 성별임금격차를 감소시키는 데 영향을 크게 준 것에는 나이와 사무직 여성의 증가²⁷⁾, 그리고 대졸여성비중의 증가 등인데 나이는 매년 1씩 증가하는 이유로 인하여 경기변화 등 해당기간의 선형으로 변화하는 다른 트렌드 등도 잡아내는 대리변수의 역할도 하므로 여기서는 특별한 해석을 하지 않고 직종 변화에 대하여서는 아래에서 관측된 생산요소의 효과 중에서 그 외에 성별임금격차를 줄이는 역할을 하고 있는 다른 것으로는 사무직 여성의 증가가 두 번째로 높은 13%의 설명력을 가지며 여성의 대졸비중

26) 영향에 나타나는 퍼센티지는 기간 동안의 변수들의 전체 변동폭 중에서 각 변수들이 차지하는 변동폭의 비중이다.

27) 다음 페이지의 직종구성의 변화에서 자세히 설명되어 있다.

의 증대는 세 번째로 7%가 나와서 값을 음으로 만드는데 비중있는 역할을 하고 있다. 두 시점 사이의 성별 직종의 변화를 그래프로 나타내면 [그림 5-6]과 같다.

[그림 5-6] 성별 직종 구성의 변화: 2003~2006년



사실, 사무직 여성의 증가는 직종을 외생변수로 다루는 여러 논문들을 참고로 해서 임금방정식에 변수로 선택해서 넣었지만 엄밀하게 말하면 외생적이라기보다는 다른 요소들의 결과 특히 대학교육에 많은 영향을 받는다고 볼 수 있다. 따라서 대학교육이 보여주는 임금격차의 감소에 대한 영향력은 제시된 수치보다 훨씬 크다고 할 수 있다.

물론 이러한 직종비중의 변화에서는 경기변동적인 영향도 없지 않겠지만 그래프를 보면 남성의 직종비중의 변경과 뚜렷한 차이가 나므로 경기변동의 영향이 성별로 차별적으로 작용하지 않는다고 가정한다면 더욱 교육에 따른 효과일 가능성이 높아진다. 이러한 결과는 여성의 평균적인 교육수준이 남성의 교육수준에 접근해 가는 추세 및 이로 인해서 여성의 임금상승 효과에 대한 상식적인 판단과 일치한다고 할 수 있

다. 경력에 있어서는 음의 부호를 보였지만 그 크기는 그다지 크지 않다. 그러나 근속기간변수와 같은 요소들은 양의 영향을 주어서 성별임금격차를 증대시키는 데 영향을 주고 있다.

지금까지는 관측된 생산요소의 효과에 대하여 언급하였는데 위의 표를 보면 반면에 이러한 성별격차를 감소시키는 변화에 반대방향으로 작용하는 효과를 관측된 가격효과에서 보여주고 있다. 즉 시장에서의 생산요소에 대한 보상의 변화(0.0645)는 간격을 확대하는 방향으로 가고 있다.

가격 혹은 요소에 대한 보상과 관련된 이 부분은 여성이 남성의 평균보다 낮고 그 변수에 대한 시장의 보상이 상승하게 되면 성별임금 격차가 확대되는 원리이다. 고졸변수에 대한 가격의 경우의 경우 두 시점사이에 고졸자의 임금에 대한 보상이 약간 증가 하였는데 고졸자의 비중은 남성에 비해 여성이 더 크기 때문에 이러한 보상의 증가는 남성보다는 여성에게 더 혜택이 돌아가므로 그 크기는 비록 작지만 음의 값을 가지는 것이다.

대졸학력과 경력에 대한 보상의 증가는 이러한 부분에서 상대적으로 우위를 가지고 있는 남성에게 더 많은 임금상의 혜택이 돌아가므로 양의 값을 보이고 있다.

표에 제시된 관측된 가격효과 중에서 가장 격차를 증가시키는 것은 근속기간에 대한 보상이다. 임금구조에 있어서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상의 증가가 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게 불리하게 작용하고 있다고 볼 수 있다²⁸⁾.

요소별로 본다면 대학교육과 경력은 요소의 양적인 면에서는 그 격차가 감소하고 있지만 아직도 남성에 비해서 상대적으로 낮은 수준이므로 관련된 보상의 상승은 이러한 격차의 감소효과를 상쇄시키고 있다. 근속기간은 양적으로도 남성과의 상대적인 격차가 더 커졌을 뿐만 아니라 가격의 변화폭도 커져서 성별 임금격차를 증대시키는 비중이 상당함을 알 수 있다.

28) 물론 좀 더 깊이 들어가 보면 이직이 실직기간을 동반한 이직인지 혹은 동종간의 이직인지 등 이직의 성격의 차이에 따라서 부호가 다를 수도 있지만 본 연구에서는 성별 임금격차에 초점을 맞추기 위해서 범위를 확대해 연구하지는 않았다.

정책적 측면에서 보면 경력과 근속기간이 성별 임금격차를 증가시키는 주요한 두 개의 관측될 수 있는 요소임을 위의 표는 나타내므로 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 여성의 경력 개발에 대한 지속적인 지원과 근속기간의 단절이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침 해주는 조치가 필요하다고 하겠다.

지금까지 국내의 성별임금분석에서는 요소의 양적인 부분에 많은 관심을 둔 반면에 가격 혹은 보상의 변화로 인한 격차의 변화에는 상대적으로 소홀한 측면이 있었는데 이러한 임금구조의 변화가 성별임금격차에 미치는 영향에 대한 분석과 관련된 연구가 앞으로 더 많이 있어야 할 것으로 본다.

관측되지 않은 나머지의 변화에서도 성별 격차를 다소 증가시키는 변화가 있었다. 이 부분은 전체 임금의 성별격차 변화에서 37%를 차지하고 있다. 양의 격차효과가 음의 관측되지 않은 가격효과를 압도하여 관측되지 않은 나머지 변화의 크기와 방향을 거의 결정짓고 있다. 격차효과로는 1998년과 2006년 사이를 비교한 분석에서와 동일하게 양의 값을 가지고 있다. 이러한 양의 값은 두 기간 사이의 임금격차의 변화에서 차별 등을 포함하는 관측되지 않은 요소가 성별 격차를 증가시키는 방향으로 작용하였음을 나타낸다. 관측되지 않은 가격효과는 1998년과 2006년 사이의 분석과 비교해 보면 부호는 비록 달라졌지만 두 수치 모두 0에 가까운 매우 작은 값을 보이고 있어서 두 기간 사이에 남성의 (잔여) 임금의 불평등도에는 큰 변화가 없었고 따라서 이로 인한 성별 격차에 대한 효과도 0에 가까운 것을 알 수 있다. 따라서 관측되지 않은 나머지 변화에서는 격차의 효과가 전체의 효과의 방향 및 크기에 압도적인 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다.

1998년과 2006년 그리고 2003년과 2006년의 시점을 달리한 두 분석을 비교해 보면 비록 절대적 크기에서는 차이가 있지만 변화의 방향 등에서는 거의 비슷하게 나타나고 있어서 분석이 시점의 선택에 대해서 안정적임을 알 수 있다²⁹⁾.

29) 그밖에도 결과가 제시되지는 않았지만 시점을 달리하여 JMP 분석을 추가로 하였으나 방향성에 있어서 큰 차이가 없었다.

마지막으로 JMP분석과 O-B분석의 차이에 대하여 언급하고자 한다. 다른 두 시점에서의 O-B분석의 결과와 JMP분석의 차이는 결국 두 시점간의 차이를 속성의 변화에 따른 차이와 그 속성의 시장보상에 따른 차이로 분해할 수 있는지의 여부가 가장 크다고 하겠다. 즉, JMP분석의 첫 번째 단계라고 할 수 있는 시점간 관측된 혹은 관측되지 않은 효과의 차이까지는 두 분석이 같고 그 다음 단계인 이러한 관측된 효과와 관측되지 않은 효과를 각각 가격효과와 속성변화의 효과로 분해하여 볼 수 있는가의 여부가 주된 차이점이다.³⁰⁾

그런데 본 연구에서는 JMP의 첫 번째 단계와 동일 시점의 O-B분석의 분해에서 서로 수치가 다소 다르게 나타나고 있음을 잠시 언급해야 하겠다. 예를 들어 2006년과 1998년 사이의 설명되지 않은 부분의 비율 변화가 O-B분석의 경우 0.8% 포인트 증가인데 반해 JMP분석에서는 그 보다 큰 3.09% 포인트 증가하였다. 이러한 차이는 본 연구의 O-B분석에서는 Heckman의 2단계 추정법을 그리고 JMP분석법에서는 일반적인 최소자승법을 사용하여 임금방정식을 추정한 방법론의 차이와 이로 인한 샘플크기의 차이가 주된 원인으로 생각된다.

3. 직종 분리와 임금격차

남녀의 임금격차는 자세히 들여다 보면 고용에서의 격차, 동일 직종과 직급에서의 임금의 격차, 승진이나 진급 혹은 퇴직에서의 격차가 주요한 원인이 될 수 있다. 본 연구에서는 승진이나 진급 혹은 퇴직에서의 격차를 제외하고 고용에서의 격차와 동일 직종내 임금에서의 격차를 연결하여 살펴보고자 한다. 임금의 격차는 동일 직종내 격차도 중요하지만 저임금직종과 고임금직종에의 고용의 격차도 결과적으로 성별 임금격차의 주요한 원인인데 앞선 두 분석에서는 두 부분에 대한 분해없이 분석하였다. 물론 승진, 진급 혹은 퇴직과 같은 부분에서의 격차도 성별 격차에서의 중요한 문제이지만 샘플의 크기를 고려할 때 모두 동시에

30) 그 밖에도 평균이외의 값에서의 분해가능 여부의 차이 또한 언급할 수 있다.

다루기에는 충분히 크지 않기 때문에 이에 관해서는 추후의 연구로 미루고 본 연구에서는 고용과 직종내 임금을 연결하여 분석하고자 한다.

남녀의 평균임금의 차이를 직종의 비율에 따른 직종분리의 문제와 직종내의 임금격차의 문제로 분리하여 나타내기 위하여 아래와 같은 분해를 하였다. k개의 직종이 있다고 하였을 때 직종을 고려한 임금격차의 분해는 아래와 같이 나타낼 수 있다³¹⁾.

$$\begin{aligned}\overline{w^m} - \overline{w^f} &= \sum_{j=1}^k (p_j^m \overline{w_j^m} - p_j^f \overline{w_j^f}) \\ &= \sum_{j=1}^k (p_j^m \overline{x_j^m} b_j^m - p_j^f \overline{x_j^f} b_j^f) \\ &= \sum_{j=1}^k p_j^m (\overline{x_j^m} b_j^m - \overline{x_j^f} b_j^f) + \sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} (p_j^m - p_j^f)\end{aligned}$$

위 식에서 $\overline{w}$ 는 평균임금을, 위첨자 m과 f는 각각 남성과 여성을 나타내며 j는 j번째 직종을 나타낸다. p_j^m 는 남성전체집단에서 j번째 직종에 종사하는 남성의 비율을 나타낸다. 그리고 $\overline{x}$ 는 평균적인 인적속성을 b는 최소자승법으로 추정된 회귀계수를 나타낸다. 세 번째 줄의 첫 번째 항은 성별임금격차를 남성의 직종비율을 가중치로 하여 나타낸 것이고 두 번째 항은 성별직종의 차이에 따른 임금의 격차를 여성의 평균임금을 가중치로 하여 나타낸 것이다. 물론 가중치를 각각 여성의 직종비율과 남성의 평균임금으로 바꾸어 나타내도 여전히 등식은 성립하므로 이에 따라서 결과가 민감하게 변할 수 있는 지표문제(index problem)가 발생할 수 있음을 밝혀둔다.

세 번째 줄의 두 개의 항은 다시 아래와 같이 분해될 수 있다. 첫 번째 항의 분해는 아래와 같다.

$$\sum_{j=1}^k p_j^m (\overline{x_j^m} b_j^m - \overline{x_j^f} b_j^f) = \sum_{j=1}^k p_j^m (\overline{x_j^m} - \overline{x_j^f}) b_j^m + \sum_{j=1}^k p_j^m \overline{x_j^f} (b_j^m - b_j^f)$$

31) Brown et al.(1980)과 서병선·임찬영(2002)을 참조하였다.

위 식은 O-B분석에서와 마찬가지로 임금의 격차가 성별 인적속성의 차이에 의한 부분과 동일한 인적속성에 대한 임금계수 즉 보상의 차이로 분해될 수 있음을 보인다. 차이점은 각 직종별로 그 직종비중에 따라서 가중치를 주었다는 것이다. O-B분석에서와 마찬가지로 마지막 항이 각 직종 내에서의 성별임금차별이며 여기에 직종확률의 가중치가 주어진 것이다. 두 번째 항은 아래와 같이 분해 될 수 있다.

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} (p_j^m - p_j^f) &= \sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} [(p_j^m - \hat{p}_j(\overline{x_j^m})) - (p_j^f - \hat{p}_j(\overline{x_j^f}))] \\ &\quad + \sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} (\hat{p}_j(\overline{x_j^m}) - \hat{p}_j(\overline{x_j^f})) \end{aligned}$$

위 식은 우측 첫 번째 항이 실제 직종 선택값과 모델을 통한 직종 예측값과의 차이의 남녀간 격차에 가중치를 곱한 합이므로 이 부분은 사회적 제약이나 채용에서의 차별 등으로 인한 직종의 성별분리로 인해 발생하는 임금격차와 관련이 있다. 두 번째 항은 남녀의 인적속성의 차이로 인하여 모델에서 예측되는 남녀의 직종분포의 격차에 가중치가 주어진 것으로 남녀의 인적속성이 설명하는 직종 분포의 차이로 인한 임금의 격차를 나타내는 것과 관련이 있다.

따라서 위의 추정모형 전체를 볼 때 차별이 나올 수 있는 원인은 각 직종내에서의 성별 임금차별이라는 부분과 직종별 선택에 있어서의 사회적 제약 등의 요소로 인한 직종선택에 있어서의 차별적 부분이라는 두 부분이 된다. 물론 차별에 대한 수치의 해석은 O-B분석과 마찬가지로 오차항을 포함하므로 제시된 수치는 차별적 영향의 가능한 최대치로 해석하는 것이 좋다고 생각한다.

본 연구는 1999년 『한국노동패널』 자료를 이용한 서병선·임찬영(2002)의 연구에서 제시된 방법을 이용하여 2006년 한 『한국노동패널』 자료에 적용한 것이다. 직업분류는 2000년 개정된 직업분류코드의 대분류를 기본으로 하였고 해당 직종내의 샘플의 수가 너무 작은 경우에는 비슷한 분류와 통합하여 표시하였다. 앞으로 사용될 직종에 대해서는 아래의 표를 참조하면 된다.

가. 분석자료

직종분리와 임금격차의 분해를 위한 연구를 위해서 2006년 『한국노동패널』 자료를 이용하였고 임금근로자를 대상으로 하며 임금의 경우에는 시간당 임금을 사용하였으며 구체적인 변수의 설명은 부록에서 제시된 변수들의 설명을 참조하면 된다.

직종의 경우는 7개로 크게 분류하였으며 직종구분에 대한 자세한 내용은 <표 5-16>를 참조하기를 바란다.

위의 직종구분에 따라서 남녀의 직종별 비중을 살펴본 결과는 아래와 같다.

<표 5-16> 직종 구분

직 종	범 위
전문직1	의회의원 및 고위임원(01), 행정 및 경영관리자(02), 일반관리자(03), 과학 전문가(11), 컴퓨터 관련 전문가(12), 공학 전문가(13), 보건의료 전문가(14), 행정, 경영 및 재정 전문가(16), 법률, 사회서비스 및 종료 전문가(17), 문화, 예술 및 방송관련 전문가(18)
전문직2	교육전문가(15)
기술직	과학관련 기술종사자(21), 컴퓨터관련 준전문가(22), 공학관련 기술 종사자(23), 보건 의료 준전문가(24), 교육 준전문가(25), 경영 및 재정 준전문가(26), 사회 서비스 및 준전문가(27), 예술, 연예 및 경기 준전문가(28), 기타 준전문가(29)
사무직	일반사무 관련 종사자(31), 고객센터 서비스 사무종사자(32)
서비스 및 판매직	대인서비스관련 종사자(41), 조리 및 음식서비스 종사자(42), 여행 및 운송관련 종사자(43), 보안 서비스 종사자(44), 도소매 판매 종사자(51), 통신 판매 종사자(52), 모델 및 홍보 종사자(53)
생산직	추출 및 건설 기능 종사자(71), 금속, 기계 및 관련 기능 종사자(72), 기계 설치 및 정비 기능 종사자(73), 정밀 기구, 세공 및 수공예 기능 종사자(74), 기타 기능원 및 관련 기능 종사자(75), 고정기계장치 및 시스템 조작 종사자(81), 기계 조작용 및 관련종사자(82), 조립 종사자(83), 운전원 및 관련 종사자(84)
노무직 및 기타	농업 숙련 종사자(61), 임업 숙련 종사자(62), 어업 숙련 종사자(63), 서비스 관련 단순노무 종사자(91), 농림어업 관련 단순 노무 종사자(92), 제조 관련 단순노무 종사자(93), 광업, 건설 및 운송관련 단순노무 종사자(94)

주: 괄호안의 숫자는 통계청 직업오픈 코드의 직업중분류 번호임.

남성의 경우 생산직이 34.9%로 가장 높은 비중을 차지하였고 기술직, 노무직 및 기타, 그리고 사무직이 각각 17.0%, 14.3%, 13.3%로 뒤를 잇고 있다. 여성의 경우는 서비스 및 판매직이 23.9%로 가장 높은 비중을 차지하고 있으며 그 다음으로 사무직, 생산직, 기술직 순으로 나타났다. 여성의 기술직에는 간호 및 조산 관련 보건의료 준전문가와 조교 및 보조교사를 포함하는 교육준전문가의 비중이 큰 것으로 보인다. 전체적으로는 생산직의 비중이 26.8%로 가장 높으며 다음으로는 사무직(16.5%), 서비스 및 판매직(15.6%), 기술직 (15.2%)의 순으로 높다.

<표 5-17> 남녀의 직종 구성

(단위: %)

직 종	남성 비중	여성 비중	전체 비중
전문직1	7.4	6.2	6.9
전문직2	3.2	6.8	4.7
기술직	17.0	12.6	15.2
사무직	13.3	21.2	16.5
서비스 및 판매직	9.8	23.9	15.6
생산직	34.9	15.0	26.8
노무직 및 기타	14.3	14.2	14.2
전 체	100.0	100.0	100.0

각 직종별로 임금함수의 주요 변수인 임금 및 교육, 경력, 근속기간에 대한 성별 비율을 살펴보면 <표 5-18>과 같다.

남성대비 여성의 임금이 가장 높은 직종은 기술직으로 남성평균의 76.43%이며 가장 낮은 직종은 전문직2인 직종, 즉 교육전문가인 것으로 나타났다. 교육직에서의 이렇게 큰 격차는 상식적 판단과 차이가 있는데 원자료를 검토한 결과 세부직종에 있어서 남성은 대학교수와 중등교사의 비중이, 여성은 초등학교 교사 및 유치원교사의 비중이 상대적으로 높기 때문인 것으로 드러났다. 이러한 문제는 직종의 분류를 세분화함으로써 해결될 것으로 보이지만 『한국노동패널』의 경우 전체 표본이 충분히 크지 않기 때문에 직종을 세분화하여 추정을 하는 데 어려움이 있음을 밝혀둔다.

<표 5-18> 직종별 주요 임금함수 변수의 남녀 비교

직 종	여성임금 남성임금 (%) (시간당임금: 만 원)		여성교육 남성교육 (%) (단위: 년)		여성경력 남성경력 (%) (단위: 개월)		여성근속 남성근속 (%) (단위: 년)	
전문직1	$\frac{0.89}{1.44}$	(61.54)	$\frac{15.11}{15.38}$	(98.28)	$\frac{8.86}{21.27}$	(41.66)	$\frac{4.22}{5.51}$	(76.49)
전문직2	$\frac{1.00}{2.15}$	(46.80)	$\frac{15.70}{17.29}$	(90.82)	$\frac{7.44}{5.91}$	(125.92)	$\frac{6.33}{14.00}$	(45.20)
기술직	$\frac{0.92}{1.21}$	(76.43)	$\frac{14.06}{14.82}$	(94.84)	$\frac{9.21}{12.24}$	(75.24)	$\frac{3.63}{6.66}$	(54.56)
사무직	$\frac{0.69}{1.08}$	(64.37)	$\frac{13.68}{14.36}$	(95.29)	$\frac{6.36}{10.03}$	(63.44)	$\frac{3.95}{7.32}$	(53.88)
서비스 및 판매직	$\frac{0.45}{0.76}$	(59.46)	$\frac{11.21}{13.11}$	(85.49)	$\frac{10.56}{12.69}$	(83.27)	$\frac{2.22}{4.94}$	(44.97)
생산직	$\frac{0.42}{0.77}$	(54.30)	$\frac{9.84}{11.34}$	(86.77)	$\frac{22.01}{33.93}$	(64.87)	$\frac{3.44}{6.48}$	(53.05)
노무직 및 기타	$\frac{0.39}{0.51}$	(76.13)	$\frac{7.49}{10.13}$	(73.90)	$\frac{21.08}{45.02}$	(46.81)	$\frac{3.52}{4.47}$	(78.69)
전 체	$\frac{0.61}{0.94}$	(65.10)	$\frac{11.91}{12.82}$	(92.85)	$\frac{12.40}{24.74}$	(50.11)	$\frac{3.54}{6.36}$	(55.62)

전체적으로 임금비중에 있어서는 남성 대비 여성의 임금비중이 65% 정도인 것으로 나타났다.

정규교육 기관에서의 교육년수로 본 교육의 비중을 보면 교육전문가를 제외한 전문직종인 전문직1에서 남성대비 여성의 비율이 가장 높은 98.3%를 보여서 교육수준에서의 남녀의 차이가 거의 없는 것으로 나왔다. 가장 낮은 비중의 집단은 노무직 및 기타로 남성 평균대비 여성의 교육년수는 73.9%를 나타내었다. 전체적으로는 남성 대비 여성의 교육년수가 92.3%로 남성에 매우 가깝게 접근한 것을 알 수 있다.

남성대비 여성의 경력기간을 보면 교육직을 나타내는 전문직2에서는 여성의 경력이 남성보다 25.9% 더 많은 것으로 나타났으며 남성대비 여성의 경력이 가장 짧은 직종으로는 전문직1로서 남성의 41.7%로 나타났으며 전체적으로 여성의 경력기간은 남성의 약 50%로 나타났다. 그런데 이러한 수치는 1999년 『한국노동패널』 자료를 이용한 서병선·임

찬영(2002)의 매우 차이가 난다. 서병선·임찬영(2002)에서는 전체적인 여성의 경력기간이 남성의 87.6%이고 교육전문직인 전문직2의 직종에서는 남성의 50.3%를 보이고 있다. 이러한 차이는 경력을 계산하는 방식에서의 차이에서 비롯되는 것으로 보인다. 서병선·임찬영의 경우에는 경력을 잠재적 경력, 즉 현재 나이에서 교육기간과 취학전 나이(6)를 뺀 계산값이므로 경력변수의 값이 나이와의 상관관계가 매우 높게 나타난다. 이러한 잠재경력의 사용으로 인한 문제에 대해서는 그들의 논문의 주에서도 지적되어 있다. 반면에 본 연구에서는 실제 조사 자료에 나와 있는 개인의 경력기간에 대한 합이므로 더 정확한 값일 것으로 보인다.

근속기간의 경우 전체평균에서 여성은 남성의 근속기간의 55.6% 정도의 값을 보인다. 노무직과 전문직1이 가장 높은 78.7%와 76.5%를 각각 보여주고 있으며 가장 낮은 직종은 서비스 및 판매직으로 남성의 45% 정도인 것으로 나타났다.

위의 표는 전반적으로 교육기간으로 본 여성의 교육수준이 남성의 90%를 넘는데 비하여 경력 및 근속기간은 60%에 미치지 못하는 대조적인 모습을 보여준다.

나. 직종선택모델: 다항로짓모델 (Multinomial Logit Model)³²⁾

본 연구에서 이용되는 직종선택 모형은 Schmidt and Strauss(1975)가 사용했던 다항로짓모델 및 서병선·임찬영(2002)을 사용하고 있다. 다항로짓모델에서는 직종을 $j = 1, 2, \dots, m$ 이라 하고, 개인 i 의 직종선택에 따라 나타나는 효용의 수준을 U_{ij} 라고 하면, 여러 직종 중에서 U_{ij} 가 가장 높은 효용을 줄 때 개인 i 는 직종 j 를 선택한다. 즉 $U_{ij} = \text{Max}(U_{i1}, U_{i2}, \dots, U_{im})$ 이다. 이때 효용함수 U_{ij} 는 μ_{ij} 즉 관측치의 함수와 ϵ_{ij} 관측되지 않는 오차항의 선형결합으로 가정한다. 다시 표현하면 $U_{ij} = \mu_{ij} + \epsilon_{ij}$ 이다. 계산상의 편의를 염두에 두고 로짓(logit)함수의 확

32) 다항로짓모델의 적용에서는 우선 ‘관련 없는 대안으로부터의 독립성’(Independence of Irrelevant Alternative)에 대한 가정이 충족되어야 한다.

를분포인 $F(z) = (\exp(-e^{-z}))$ 를 적용하면 아래와 같이 직종 j 를 선택할 확률함수가 도출될 수 있다.

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(\mu_{ij})}{\exp(\mu_{i1}) + \exp(\mu_{i2}) + \dots + \exp(\mu_{im})}$$

여기서 각 직종선택확률 즉 $\Pr(y_i = j)$ 는 0과 1사이의 값을 가지며 모든 j 에 대한 확률의 합은 1이 된다. 기준이 되는 범주(편의상 직종 1로 가정)에서 효용의 비확률부분을 0으로 정규화하고, 다른 범주의 비확률부분을 선형함수로 가정하면, 즉 $\mu_{ij} = x'_{ij}\beta$ 라고 하면 다음과 같은 다항로짓모델이 도출된다.

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{1 + \exp(x'_{i2}\beta) + \dots + \exp(x'_{im}\beta)} \text{ for } j = 2, 3, \dots, m$$

$$\Pr(y_i = j) = \frac{1}{1 + \exp(x'_{i2}\beta) + \dots + \exp(x'_{im}\beta)} \text{ for } j = 1$$

실제 직종별 비율과 다항로짓모델을 이용하여 나온 예측치 및 오차를 표로 나타내면 <표 5-19>와 같다. 독립변수로는 결혼여부, 경력, 교육기간, 지역더미, 성별 더미를 이용하여 추정치를 구한 다음 주어진 독립변수들의 평균값을 남성 및 여성의 대표적인 개인으로 생각하고 각 독립변수의 성별 표본평균값들을 대입하여 예측치를 구하였다.

직종확률에 있어서 실제의 직종분포와 모델을 통한 예측과의 오차가 남성의 경우에는 최대 4.1% 포인트였고 여성의 경우에도 최고 오차 7.3% 포인트로 실제의 직종분포에 가깝게 예측하고 있는 것으로 보인다.

남녀의 직종 선택에 있어서의 총차이에서 인적속성으로 설명되는 직종별 확률의 차이와 그로 설명이 되지 않는 부분을 아래의 <표 5-20>과 같이 나타내었다. 인적속성으로 인한 차이는 남녀의 인적속성의 평균치를 다항로짓모델에 대입하여 예측한 확률의 차이를 나타내는 것으로 남녀의 인적속성의 차이에서 나타나는 직종별 선택의 차이를 나타낸다.

<표 5-19> 성별 직종선택 확률의 실제와 모델을 통한 예측

(단위 : %)

직 종	남 성			여 성		
	실 제	예 측	차 이 ³³⁾	실 제	예 측	차 이
전문직 1	9.6	6.8	2.7	7.3	5.3	2.0
전문직2	2.9	1.5	1.4	6.8	3.9	2.9
기술직	15.3	14.0	1.3	11.8	11.1	0.7
사무직	14.2	15.5	-1.2	24.0	27.0	-2.9
서비스 및 판매직	8.1	10.3	-2.2	23.0	30.3	-7.3
생산직	35.1	39.2	-4.1	13.3	13.0	0.3
노무직 및 기타	14.8	12.7	2.1	13.9	9.4	4.4
전 체	100	100		100	100	

<표 5-20> 직종선택확률의 분해

직 종	직종 선택 확률		
	인적속성 차이	차별 및 오차	총차이
전문직1	-0.0479	0.0707	0.0227
전문직2	0.1436	-0.1820	-0.0384
기술직	0.0087	0.0266	0.0353
사무직	-0.1354	0.0374	-0.0980
서비스 및 판매직	-0.0475	-0.1020	-0.1495
생산직	0.0712	0.1469	0.2181
노무직 및 기타	0.0073	0.0024	0.0097

총차이는 앞서 제시된 표에서 직종별로 남녀의 실제 직종분포의 비율 차이를 보여준다. 따라서 앞선 표에서 제시된 직종별 남녀의 실제값의 차이가 위 표에서 제시된 총차이로 표현되고 있다. 인적속성 차이는 직종선택모델에 남녀의 직종별 평균값을 대입하였을 때 예측되는 성별 직종의 확률격차이다. 맨 앞의 인적속성의 차이로 인한 확률차이는 앞선 식에서의 $(\hat{p}_j(\overline{x_j^m}) - \hat{p}_j(\overline{x_j^f}))$ 부분에 해당된다. 차별 및 오차는 총차이에서 인적속성의 차이로 설명되지 않는 나머지 부분이다.

표에 나타난 총차이에 따르면, 기술직, 생산직에서는 남성의 비중이

33) 차이로 % 포인트를 나타냄

여성보다 매우 높고 여성은 전문직2, 사무직, 서비스 및 판매직에서 여성의 비중이 남성보다 매우 높다.

인적속성의 차이를 보면 예를 들어 사무직에 종사하는 남녀의 인적속성으로 본다면 남녀의 성별직종이 여성에게 13.5% 포인트 더 높게 나와야 한다고 직종선택모형은 예측하고 있는 것이다. 따라서 실제로는 사무직에서 9.8% 포인트 정도 직종확률이 여성쪽으로 높은 것은 나머지 3.7% 포인트에서 남성에 유리한 사회적 제약 혹은 차별 혹은 오차적 요소가 있다는 설명이 된다.

차별 및 오차의 측면을 떼어내서 보면 남성을 전문직1, 기술직, 사무직 및 생산직에서 일하는 것을 유리하게 하고 여성을 전문직2, 서비스 및 판매직에 유리하도록 사회 제약적, 차별적 혹은 오차적 요소가 작용하고 있는 것이다.

다. 직종별 임금함수의 추정

아래첨자 j 로 표현되는 직종이 m 개 있다고 가정할 때, 개인 i 의 직종별 임금함수는 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$w_{ji} = \alpha_j + x_{ji}'\beta_j + u_{ji} \quad \text{for } j = 1, \dots, m, \quad i = 1, \dots, n$$

직종별 임금함수를 각각 따로 추정했을 때 나타날 수 있는 직종선택의 내생성 문제의 검정을 위해서 위 임금함수를 하나의 식으로 표현해 보면 아래와 같다.

$$w_{ki} = c + \sum_{k=1}^{m-1} \delta_k \alpha_k + \sum_{k=1}^m x_{ki}'\beta_k + \sum_{k=1}^{m-1} \gamma_k d_k' x_{ki} + \epsilon_{ki}$$

오른쪽 첫째항에서의 α 와 d 는 직종 indicator이다. 세 번째 항은 기본이 되는 직종을 제외한 나머지 직종의 기울기를 $\beta_k + \gamma_k$ 로 만들어주는 역할을 함으로써 직종별 임금함수가 절편과 기울기에서 서로 제약관계가 없음을 나타낸다.

직종 더미와 직종 indicator가 만일 직종선택의 내생성으로 인하여 오

차항과 상관관계를 가지면 위의 추정은 편의를 가지게 되므로 다른 방법을 통해서 임금함수를 추정해야 한다. 따라서 Hausman 검정법을 통하여 내생성의 여부를 검정해야 한다. Hausman의 검정법에서는 2단계 추정방법으로 직종더미에 대한 도구변수를 구하고 이 도구변수를 포함하여 다시 추정하여 검정한 결과 남자와 여자 모두 F 통계량이 $F(6, 1406)=0.33$, $F(6, 912)=1.11$ 로 모두 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않았다. 이러한 검정결과는 서병선·임찬영(2002)의 검정결과와도 유사하다. 따라서 직종함수를 독립적으로 추정하여도 직종더미의 내생성으로 인한 편의의 문제가 심각하지 않음을 나타내므로 이후에 사용되는 성별임금격차의 분해에서는 직종별로 최소자승법으로 추정한 결과를 그대로 이용하고자 한다. 계산에 따른 추정방법은 임금수준을 종속변수로 둔 O-B분석을 직종별로 한 것에 다르지 않으므로 특별히 결과를 따로 보이지 않았다. 대신에 앞서 직종별 임금함수와 직종선택모델을 연결하여 인적속성에 따른 차이와 차별 및 오차로 인한 차이를 함께 보이면 <표 5-21>과 같다.

<표 5-21> 성별 임금 격차의 분해³⁴⁾

(단위: 만 원, 기울어진 수치는 %)

	직종선택에 따른 임금격차				직종 내 임금격차				총 임금 격 차					
	인적속성		차별 및 오차		인적속성		차별 및 오차		인적속성 (소계)		차별 및 오차 (소계)		총격차	
전문직1	-0.0498	40.4	0.0734	59.6	0.0376	62.2	0.0228	37.8	-0.0122	11.2	0.0962	88.8	0.0840	100.0
전문직2	0.1715	44.1	-0.2174	55.9	0.0503	83.7	-0.0098	16.3	0.2218	49.4	-0.2271	50.6	-0.0054	100.0
기술직	0.0095	24.7	0.0290	75.3	0.0707	85.8	0.0117	14.2	0.0801	66.3	0.0407	33.7	0.1208	100.0
사무직	-0.1184	78.4	0.0327	21.6	0.0451	67.5	0.0217	32.5	-0.0733	57.4	0.0544	42.6	-0.0189	100.0
서비스 및 판매직	-0.0250	31.8	-0.0537	68.2	0.0184	57.7	0.0134	42.3	-0.0066	14.1	-0.0402	85.9	-0.0469	100.0
생산직	0.0383	32.6	0.0790	67.4	0.0295	17.5	0.1389	82.5	0.0678	23.7	0.2180	76.3	0.2858	100.0
노무직 및 기타	0.0034	75.4	0.0011	24.6	0.0069	27.1	0.0185	72.9	0.0103	34.4	0.0196	65.6	0.0299	100.0
전 체	0.0296	34.6	-0.0559	65.4	0.2584	54.3	0.2173	45.7	0.2880	64.1	0.1614	35.9	0.4494	100.0

34) 앞서 제시된 분해를 도출하기 위한 식에 제시된 것처럼 여성의 직종평균 임금, 남성의 직종비중을 가중치로 이용하였다.

<표 5-21>에서는 직종선택에 있어서의 격차는 인적속성에 의해 설명되는 부분과 차별 및 오차 부분으로 구분되어진다. 직종내 임금격차 또한 동일한 방법으로 나누어 질 수 있다. 총격차에서는 인적속성 부분은 직종선택에서의 인적속성 부분과 직종내 임금격차에서의 인적속성 부분의 합이며 차별 및 오차항도 유사한 방법으로 구할 수 있다. 총 격차는 이러한 두 소계의 합을 나타낸다.

직종선택에 따른 임금격차 항목의 인적속성에 있는 점선의 왼쪽의 값들은 모델에서 예측되는 남녀의 직종확률의 차에 여성의 직종평균임금($\overline{w_j^f}$)을 가중치로 곱한 값이며 오른쪽 값들은 전체에서의 비중(%)을 나타낸다.

이 항목에서의 제시된 수치를 해석해 보면 우선 전체에서 양의 값을 가지는 결과가 나타나는데 이것은 남성과 여성의 모델로 예측된 직종분포의 결과가 여성의 직종 평균임금을 기준으로 했을 때 여성에게 불리한 상태임을 나타낸다. 즉 여성의 직종임금을 남녀에게 동일하게 준다고 가정할 때 남성이 상대적으로 고소득 직종에 여성은 저소득 직종에 분포되는 것을 모델은 예측하고 있으므로 양의 값이 나오는 것이다. 따라서 이러한 부분에서의 성별 임금격차를 줄이기 위해서는 직종분포의 변화 즉 여성이 평균임금이 높은 고소득 직종으로 옮기기 위한 경력이나 교육투자의 증가 등이 필요한 것이다. 물론 경력이나 교육투자 등의 증가는 생산성을 증가시켜서 직종내의 임금격차 또한 감소시키는 효과까지 있지만 여기서는 그러한 효과가 고정되어 있다고 가정하고 직종의 이동만을 통해서도 고소득 직종으로 비중이 증가함으로써 성별임금격차가 줄어들 수 있음을 보이고 있다.

직종선택에 따른 임금격차 항목을 보면 모델로 설명되는 부분이 35% 정도이고 설명이 안되는 부분, 즉 차별 및 오차항이 차지하는 부분이 65%이다. 특이할 만한 것은 이 부분이 음의 부호를 가진다는 것이다. 즉 여성에게 유리한 사회적 혹은 오차적 요소가 있다는 것이다. 직종별로 살펴본 결과 전문직2의 결과가 크게 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이런 것은 교육직에 대한 여성의 선호가 강한 점과 교직시험 등의 점수에 대한 정보가 데이터에 포함되지 않음에 따른 이 분야의 여성취업에

서의 여성에 대한 선호적인 요소가 차별 및 오차항에 드러날 수가 있고 또 전문직1과 전문직2가 다른 직종에 비해서 샘플 사이즈 자체에서 작기 때문에 나타나는 데이터상의 한계일 수 있다고 본다.³⁵⁾

전문직2에서의 값에 영향을 많이 받았는데 이런 점을 고려한 전체적인 차별 및 오차항의 크기로 부터 나올 수 있는 함의는 직종분리로 인한 임금의 격차를 줄이는 데 있어서 인적속성으로 설명되지 않는 부분이 매우 크다는 것이다. 이 부분에 속하는 요인으로는 남녀의 선호의 차이, 직종 선택에 있어서의 사회적 제약이나 차별, 기타 포함되지 않은 설명변수와 관측되지 않은 변수들이 있을 수 있는데 채용에 있어서의 투명성과 설명가능성이 성별임금격차를 줄이는 데 매우 중요하다고 볼 수 있다. 따라서 정책적인 측면에서 보자면 직종선택 및 채용에 있어서의 제약이나 차별을 제거와 채용시의 투명성의 증대가 중요하다 하겠다.

직종내의 임금격차를 보자면 고소득 직종인 전문직1, 전문직2, 기술직, 사무직 등에서의 인적속성에 의해서 설명되는 비중이 높았으며 저소득 직종이라 할 수 있는 생산직, 노무직 및 기타에서는 인적속성에 의해 설명되는 비중이 매우 낮았다.

직종내 임금격차는 O-B분석과 동일한 분해에 남성의 직종비중(p_j^m)을 가중치로 곱한 값들이다. 직종내의 임금격차를 살펴보면 성별임금격차가 전문직이나 기술직 등에서 인적 속성의 차이에 의해서 설명되는 부분이 62%, 84%, 86% 등으로 매우 높고 따라서 차별 및 오차 등이 이 직종들에서 차지하는 비중은 낮게 나타났다. 반면에, 서비스 및 판매직이나 생산직, 노무직 등 저임금 직종에서는 인적 속성의 차이에 의해 설명되는 부분이 각각 58%, 18%, 27%로 상대적으로 낮았고, 차별이나 오차 등이 성별 임금격차에서 차지하는 부분이 높게 나왔다.

총임금격차의 인적속성 부문과 차별 및 오차부문의 계산은 앞선 두 항목의 인적속성의 소계와 차별 및 오차의 소계이다. 총격차 부문에서 보면, 전문직1을 제외³⁶⁾하면, 대체로 상대적 고소득 직종에서의 인적속

35) 1999년 데이터를 사용한 서병선·임찬영(2002)에서도 전문직2에서 음의 값이 나오는 것을 확인할 수 있다.

36) 전문직1과 전문직2는 다른 직종과 비교하여 샘플의 크기가 매우 작으므로 해석에

성에 의해 설명되는 부분이 높았으며 저소득 직종에서 차별 및 오차의 영역이 차지하는 비중이 높았다. 따라서 저소득 직종에서의 전반적인 차별 시정과 임금에서의 투명성 제고가 고소득 직종보다 더욱 시급하다 하겠다.

총 격차를 설명하는 데 있어서 전문직 1과 전문직2의 경우에는 직종 선택에서의 차별 및 오차 부분이 전체에서 차지하는 크기가 상대적으로 매우 컸고 (0.0734, -0.2174) 생산직과 노무직 및 기타의 경우에는 직종 내 임금격차에서의 차별 및 오차부분이 전체에서 차지하는 부분이 매우 컸다.(0.1389, 0.0185) 이 결과는 전문직의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차가 저소득직에서는 직종내에서의 남녀 임금의 차별 및 오차가 중요한 문제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 임금격차의 중요한 문제가 다를 수 있음을 보여주었다. 따라서 정책집행의 측면에서 보자면 고소득 직종에서의 경우 직종의 선택 및 채용에 있어서 사회적 제약이나 차별이 없는지 좀 더 무게를 두고 채용에서의 투명성 확보에 중점을 뒤야하며 저소득 직종의 경우에는 직종 선택 및 채용에서 보다는 직종 내 성별 임금차별의 시정에 무게는 두는 것이 주어진 인력과 예산하에서 성별 임금격차를 줄이는 데 효과적일 것으로 보인다.

제6절 격차의 감소 노력: 외국의 사례 및 정책 제언

1. 외국의 사례

유럽 국가들은 동일한 가치의 노동에 대하여 동일 임금을 원칙적으로 적용하지만 대부분의 경우 사내 급여정보를 감사하여 차별적 요소를 적발하지는 않고 기업의 임금결정에 관여하는 것을 회피하고 있다. 하지만 벨기에 같은 경우는 EVA 프로젝트를 통해서 급여구조를 분석하고

성차별적 영향을 평가하는 작업을 통하여 성중립적 임금평가 체계를 세우기 위한 정책을 진행 중에 있다. 프랑스는 더욱 급진적인 형태를 취하고 있으며 2010년까지의 기한을 두고 현재의 임금격차에 대한 진단을 하고 정당화되지 않는 임금격차는 노사의 단체협상을 통해서 해소하도록 하는 법을 제정하였다.

<표 5-22> 동일 임금 정책(Equal Pay Policies)³⁷⁾

	정 책
네덜란드	Equal Pay Working Group을 2006년 발족시켜 불평등한 임금에 대하여 적극적으로 대처
벨기에	직무간의 임금형성에 대한 분석평가 사업인 EVA 프로젝트를 통해서 성중립적인(gender-neutral) 임금평가 체계를 구성하려는 노력을 진행중임.
프랑스	2006년 제정된 남녀임금평등법을 통해서 2010년 말까지 성별 임금격차를 해소하는 조치와 프로그램을 취할 것을 명문화 함.
스웨덴	고용평등법(Equal Opportunity Act)의 제정을 통해서 10인 이상 업체의 고용자는 임금 정보를 조사하고 분석하여 동일 임금을 위한 행동계획을 준비하도록 요구함. 옴부즈맨은 정보를 제공하지 않은 고용주에 대한 벌금을 부과할 수 있는 권한을 가짐.

<표 5-23> 고용 평등 정책(Equal Opportunities Policies)³⁸⁾

	정 책
오스트리아	‘기술관련 직업 및 새로운 기술에 강조를 둔 25세 이상 여성에 대한 직업훈련’, ‘여성을 위한 직업 스펙트럼의 확장’ 정책을 통해서 여성의 직종분리현상의 극복을 위한 노력을 함.
미 국	Affirmative Action을 통해서 연방정부가 정부조달 계약업체에 여성과 소수인종의 고용평등에 관한 요구를 하고 불이행시 미래의 계약에서 불이익을 주고 법적으로 피소될 수 있음.
캐나다	고용평등법(Employment Equity Act)을 통해서 여성 및 소수인종의 고용상의 불이익이 없도록 미국과 비슷한 방법 사용. 100인 이상을 고용하는 기업에 대해서 불이행시 조달상의 불이익이나 벌금부과.
호 주	100인 이상의 기업에 대해서 2년에 한번 사업장의 고용현황과 관련한 정보를 제출하고 남녀고용평등을 실행할 실행계획을 담은 보고서를 제출요구. 불이행시 조달상의 혹은 지원정책대상에서의 불이익.

37) Plantenga et al. (2006)

38) Plantenga et al. (2006)

남녀 고용평등을 위해서 미국, 캐나다, 호주 등의 국가들은 100인 이상의 사업체에 대하여 고용평등을 요구하고 (미국의 경우 연방정부 계약업체는 50인 이상) 불이행시 정부조달사업에서의 불이익이나 벌금 등을 부과하고 있다. 반면에 잘 이행하고 있는 모범적인 사업체의 경우 표창의 형식으로 장려하고 있다.

<표 5-24> 정보의 수집 확산 및 인식의 제고와 관련된 정책³⁹⁾

	정 책
벨기에	‘동일 임금의 날’을 제정하여 성별 임금불평등에 대한 대중의 인식 제고에 노력
그리스	‘Equal Pay-Mind the Gap’프로젝트를 통해서 동일 임금 원칙을 확장하고 사회적 문제로서 환기시킴
네덜란드	‘wage indicator(Loonwijzer)’프로젝트를 개발하여 임금정보를 공유하고 노동시장의 투명성을 높이려 함. 이를 통해서 남녀의 임금격차의 문제도 함께 비교 분석.
헝가리	네덜란드의 ‘wage indicator’프로젝트에 자극을 받아서 인터랙티브 데이터베이스인 ‘E-Wage-Barometer’프로젝트를 진행.

인식의 제고 및 관련 정보의 확산과 관련해서는 ‘동일 임금의 날’이나 기타 프로젝트를 통해서 여론을 환기를 시키고 성별 고용불평등 및 임금격차를 사회적 문제로 삼아서 고치려는 노력과 함께 네덜란드나 헝가리에서는 데이터베이스 구축 및 지표의 개발을 통해서 정보를 확산시키고 인식을 제고하며 또한 관련 연구를 촉진시키고 있다.

2. 정책 제언

성별 임금격차를 감소시키기 위한 대책은 크게 두 부분으로 나누어 생각해 볼 수 있는데 생산성에 영향을 주는 인적 속성에 관한 부분과 차별적 영향으로 인한 부분이다. 생산성에 영향을 주는 인적 속성과 관련해서 보자면 꾸준히 증가되어가는 여성의 교육수준 특히 대학졸업은

39) Plantenga et al. (2006)

성별임금격차를 줄이는 데 큰 영향을 미쳤음을 앞서의 분석은 보여주었다. 그러나 시간이 지나면서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상이 증가하고 있는 추세에 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 더 불리하게 작용하여 성별임금격차를 증가시키는 방향으로 역할을 하고 있다. 따라서 정책적인 측면에 볼 때 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 출산 등으로 인한 경력단절 등이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 보육적인 지원 및 사회 제도적으로 더욱 뒷받침 해주는 조치가 필요하다고 하겠다.

차별적 영향의 시정에 대하여서 보자면 한국은 고용평등을 위해서 적극적 고용개선조치(Affirmative Action)가 2006년부터 시행되고 있으며 적극적 고용개선조치 대상 사업장을 1,000인 이상에서 올해 초 500인 이상 사업장으로 확대 적용하였다. 이러한 확대 적용에도 불구하고 적용을 받는 노동자의 수 및 사업체의 수에서 고려한다면 아직도 상당히 제한적임을 알 수 있다. 500인 이상 사업체의 종사자수 비중을 고려하면 전체 근로자 중에서 적용받는 범위가 채 10%가 되지 않는다.

해외의 경우 캐나다와 호주가 적극적 개선조치를 100인 이상 기업에 적용하고 있고, 미국의 경우 100인 이상 고용인을 둔 민간 사업자 및 50인 이상의 고용인을 보유한 연방정부 계약업체에 적용이 된다. 따라서 적극적 개선조치의 실효성의 확대를 위해서는 점진적으로 적용대상의 범위를 확대하는 것이 필요하다고 본다. 또한 이를 효과적으로 시행하기 위해서는 AA 제도 준수여부를 심사하고 전담하는 충분한 인력과 권한의 확보가 선행되어야 하겠다고 본다.

고소득 직종의 경우 여성전문인력을 찾는데 어려움이 발생할 수 있으므로 여성전문인력의 고용 촉진을 위한 네트워크 및 인력DB를 발전시키는 것 또한 중요하다. 현재 한국여성정책연구원에 여성전문인DB가 있으나 정보가 매우 제한적이므로 좀 더 적극적으로 여성인력의DB의 개발이 필요하다. 개인의 정보를 침해하지 않는 한도 내에서 개발하여 여성전문인력 및 고위인력의 채용이나 승진 시에는 개인의 정보사용 허락이 있으면 적극적으로 이용함으로써 채용 시에 관련 여성인재에 대한 정보의 부족으로 인한 문제를 적극적으로 해결해 나가는 것이 좋겠다.

관련 여성인력을 찾기 어려울 때 유관 기관들이 적극적으로 노동시장의 수요자와 공급자를 연결시켜주는 메커니즘이 필요하다.

기업이미지(Corporate Identity)와 연계할 수 있도록 하는 방법을 모색할 수도 있다. 현재 기업들은 여러 가지 사회 참여와 사회적 책임을 통해서 기업이미지를 개선하려고 많은 투자와 노력을 하고 있다. 적극적인 고용개선조치를 잘 이행하는 기업에 대해서 정부에서 ‘성평등기업마크’ 등을 제정하여 활용할 수 있도록 한다면 기업이미지의 쇄신효과와 함께 적극적 고용개선조치 제도 자체를 알리는 홍보효과도 기대할 수 있을 것이다. 조치를 제대로 이행하지 않는 기업에게는 시장을 통한 압력으로 작용할 수도 있다. 또한 시장에서의 소비자의 인식을 제고시킬 수 있고 소비자의 선택을 통해서 정책 효과가 제고될 수 있다고 본다. 이런 방법의 장점은 시장의 소비자 인식을 이용함으로써 정부의 규제라는 비판에서 상대적으로 자유로우면서 정책 집행비용이 적게 든다는 것이다. 그렇지만 이런 제도의 시행에 있어서는 무엇보다도 정확하고 공정한 사전평가작업이 선행되어야 한다.

정부에서도 정부 입찰에서나 경영평가에서의 가산점의 부여 등과 같은 동기부여 조치들을 고려하고 있기는 하지만 경제상황이나 재계의 의견, 정부 조달체계의 정비 등 여러 가지 다른 문제들과 연계되어 실행되지 않고 있는 실정이다. 따라서 현재까지는 적극적 조치의 이행에서의 우수기업에 대한 표창이외에는 실질적인 인센티브나 벌칙이 없어서 ‘적극적’이라는 표현이 어색한 상황인데 적극적 개선조치를 이행하지 않더라도 아무런 불이익이 없다면 실효성을 높이는데 어려움이 있으므로 인센티브나 벌칙에 대한 제도적 보완과 실행이 필요하다.

앞서의 분석을 통해서 보자면 직종에 따라서 차별과 관련된 중요성이 다를 수 있으므로 정책의 효율성의 제고를 위해서는 정책집행시 직종에 따라서 강조점이 달라져야 한다. 전문직 등의 고소득 직종의 경우에는 직종내 임금차별의 문제보다는 직종선택에서의 문제가 더 컸고 저소득 직에서는 직종내에서의 임금의 차별 해소 및 투명성의 제고가 중요한 과제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 임금격차의 중요한 문제가 다를 수 있음을 보여주었다. 따라서 정책집행의 측면에서 보자면 고소득 직

종에서의 경우 직종의 선택 및 채용에 있어서 사회적 제약이나 차별의 해소와 채용에서의 투명성 확보에 중점을 두어야하며 저소득 직종의 경우에는 직종내 성별 임금차별의 시정에 무게는 두는 것이 주어진 인력과 예산하에서 성별 임금격차를 줄이는 데 효과적일 것으로 보인다.

제7절 요약 및 결론

1990년대에 꾸준히 감소되어 오던 성별 임금격차가 2000년대에 들어 오면서 그 격차의 감소폭이 줄어드는 경향의 다소 정체된 모습을 보이고 있다. 상용직을 대상으로 조사하는 『임금구조기본통계조사』의 남녀의 평균임금비율을 보아도 여성의 임금이 남성의 60% 중반 정도에서 큰 변화가 없고 비상용직을 포함하는 『한국노동패널』에서도 여성의 평균시간당 임금은 대체로 남성의 60% 전반에서 움직이고 있다.

본 연구에서는 『한국노동패널』 자료를 이용하여 세 가지 방법으로 성별 임금격차를 분석함으로써 임금격차의 다양한 측면을 살펴보았다. 첫 번째로는 Oaxaca-Blinder 방법을 이용하였는데 여성의 경우는 임금함수의 측정에 있어서 가사노동과 노동시장에서의 노동과의 선택성을 고려하여 시장에서의 노동공급 결정여부를 참여방정식으로 포함한 Heckman의 2단계 추정방법을 사용하여 여성의 임금함수를 보정하였고 이를 바탕으로 남녀의 임금격차를 분석하였다. 두 번째로는 두 시점을 선택하여 임금에 영향을 미치는 요인들을 관측되는 인적속성과 관측되지 않는 요소로 나누었을 때 임금격차가 시간이 지남에 따라서 어떻게 변화하는지를 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 이용하여 분석함으로써 시간에 따른 임금격차의 변화를 분석해 보았다. Juhn-Murphy-Pierce 방법은 Oaxaca-Blinder 방법을 다른 두 시점에 대하여 혹은 다른 두 국가에 대해서도 비교할 수 있도록 확장한 모델이다.

마지막으로는 성별 직종 분리의 문제를 명시적으로 고려하기 위하여 직종선택모델을 포함하였다. 직종선택모델로는 다항로짓모델을 이용하

였고 2006년 자료를 이용하여 분석해 보았다. 이 접근법은 성별임금의 격차를 직종선택에서의 확률의 성별격차와 직종내에서의 임금격차의 문제라는 두 관점에서 함께 살펴보는 방법이다.

추정 결과를 요약하기 전에 해석에 있어서 특히 유의할 사항을 살펴보면 두 가지가 있다. 하나는 이런 성별 격차를 분석하였을 때 설명되지 않은 나머지 부분에 대한 해석의 문제이다. 이러한 부분은 Oaxaca-Blinder는 평균에서 잡은 남녀 보상계수의 차이로 해석하여 차별로의 해석에 무게를 실어 주었지만 모델의 정확성이 담보되어야 한다. 모델에서의 단순화의 한계와 여러 제약들 그리고 여러 관측되지 않은 요소들을 고려하면 나머지 부분에서 이러한 요소들이 포함되지 않을 수 없다. 따라서 나머지 부분은 차별뿐만 아니라 이런 모델 및 데이터상의 한계로 인한 잔차까지 포함하므로 이 부분에 대한 해석은 차별의 가능한 최대치로 해석하는 것이 좋다는 판단이다.

나머지 하나는 표본 크기의 문제이다. 『한국노동패널』은 비상용직 정보를 비롯하여 다양한 개인변수를 포함함으로써 임금격차 분석에 있어서의 장점이 크다. 또한 경력에 대해서도 보다 정확한 값을 도출해 낼 수 있는 이점이 있다. 하지만 기본적으로 패널 자료이기 때문에 표본의 크기가 충분히 크지 않은 문제가 있다. 본 연구에 있어서 직종을 나눌 때 이러한 표본크기의 문제로 세분화된 직종분류를 하기가 힘들어 대부분류를 중심으로 직종을 나눌 수밖에 없는 자료상의 한계가 있었고 특히 전문직 직종에는 관측치의 부족 문제는 좀 더 컸다. 따라서 결과의 해석상에 있어서 이러한 문제가 충분히 고려되어야 하겠다. 본 연구의 주요한 추정결과에 대해서 요약하면 다음과 같다.

첫째, Oaxaca-Blinder 방법을 통하여 1차에서 9차에 걸친 『한국노동패널』의 자료를 분석해본 결과 가장 최근 자료인 9차 자료(2006년)에서 보면 인적 속성을 이용하여 설명될 수 있는 부분이 실제 격차의 35.6%였고 1차년도(1998년)를 분석한 결과 36.4%였다. 그 사이 기간 동안에 약간의 등락이 있지만 인적속성으로 설명가능한 부분이 대체로 30% 중반을 유지하고 있었다. 이 수치는 Oaxaca-Blinder 방법을 이용한 다른 기존의 연구보다는 약간 낮은 수준이지만 유경준(2001)의 결과와 크게

차이나지 않는다. 전체의 성별 임금격차에서 여성의 평균 임금이 남성의 60% 중반에서 큰 변화가 없었던 것처럼 관련 기간 동안에 그 격차에서 인적속성으로 설명될 수 있는 부분도 30% 중반 정도에서 큰 변화가 없었다.

둘째, 이러한 결과는 그 동안 여성인력의 고학력화라는 사회현상에서 보면 다소 의아한 결과가 아닐 수 없다. 여성인력의 고학력화는 남녀의 인적속성 특히 교육수준에서의 차이를 좁혀서 성별 임금격차를 감소시킬 것으로 예상되기 때문이다. Juhn-Murphy-Pierce 분해법은 다른 두 시점간 시간의 경과에 따른 임금격차의 변화를 분석하므로 이런 문제에 대한 해답의 단초를 제공해 줄 수 있다. 본 연구에서는 『한국노동패널』의 1차와 9차 두 자료를 이용하여 분석하였고 또한 두 시점에서의 성별 임금격차가 크지 않은 단점이 있으므로 두 시점보다 임금격차가 상대적으로 큰 시점인 6차와 9차 두 자료를 이용하여 추가로 분석하여 보았으며 두 분석은 정성적으로 크게 차이가 나지 않음 보였다. 6차와 9차 자료를 이용하여 분석한 결과가 더욱 두드러진데 결과를 보면 관측된 생산요소의 효과는 음의 부호를 나타냄으로써 두 기간 동안에 남녀의 임금격차를 줄이는 방향으로 진행하였음을 보여준다. 좀 더 자세히 분석해 보면 특히 대학교육은 그 중에서 성별 임금격차의 감소에 대한 영향이 크다. 더군다나 그 기간사이의 직종의 변화를 보면 생산직이나 단순노무직에서의 여성 비중의 감소와 사무직에서의 비중의 증가가 두드러진데 이런 직종분포의 변화가 대학교육과 무관하지 않을 것이므로 대학교육의 효과는 나타난 수치보다 더욱 크게 성별 임금격차를 감소시킨 것으로 본다.

그러나 이러한 관측된 생산요소의 효과는 관측된 가격요소의 변화에 의해서 상쇄되고 있음을 결과는 보여준다. 성별격차를 감소시키는 변화를 뒤집는 효과를 관측된 가격효과에서 나타내고 있다. 즉 시장에서의 생산요소에 대한 보상의 변화는 격차를 확대하는 방향으로 가고 있다. 노동 시장의 여러 가지 관련 인적요소에 대한 보상이 시간이 경과함에 따라서 대체로 상승하기 때문에 노동시장과 관련된 요소들의 평균치가 남성보다 여성이 낮은 것을 감안할 때 고졸학력을 제외한 다른 부분에

서의 양의 값, 즉 격차를 증가시키는 방향은 어느 정도 예상할 수 있다. 그런데 그 중에서 근속기간에 대한 양의 값이 상당히 큰 것은 주목할 만하고 시사하는 점이 크다고 하겠다. 최근에 들어오면서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상이 증가하고 있다는 것이고 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 남성에게 비해 이러한 임금구조에서의 보상의 변화는 더욱 불리하게 작용하고 있다고 볼 수 있다. 따라서 정책적인 측면에 있어서 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 결혼이나 출산 등으로 인한 경력단절 등이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침 해주는 조치가 더욱 필요하다고 하겠다.

격차효과(gap effect) 혹은 관측되지 않은 특징의 변화로 인한 효과는 차별에 의한 영향으로 해석되기도 하고 관측되지 않은 요소의 변화가 두 기간 사이의 성별 임금격차에 미치는 영향으로 해석되기도 하는데 양의 값을 가짐으로써 두 기간 동안에 임금격차를 증가시키는 방향으로 움직였음을 보여준다. 남성의 불평등도의 변화에 따른 성별 임금격차에 대한 영향으로 해석될 수 있는 관측되지 않은 가격효과 항목에서는 두 기간 동안에 거의 0에 가까웠다. 6차와 9차년도 두 시점을 분석한 이러한 결과는 1차와 9차 두 시점을 비교한 분석결과에서도 정성적으로는 거의 같았고 단지 그 크기에서 다소 차이가 있었다. 본문에 제시되지는 않았지만 이러한 분석은 시점의 선택에 대해서 결과가 민감할 수 있으므로 추가로 다른 시점에 대하여서도 분석을 하였는데 비슷한 결과를 얻었다. 임금구조의 변화가 성별 임금격차에 미치는 분석은 지금까지 성별임금분석에서 소홀히 다뤄진 면이 있었는데 앞으로 관련된 많은 연구가 있어야 할 것으로 본다.

셋째, 직종분리의 문제와 임금격차를 함께 연결하여 분석해 보았는데 직종확률은 다항로짓모델(multinomial logit model)을 이용하여 추정하였고 직종내 임금함수의 추정은 직종선택의 내생성 문제로 인한 편의가 심각할 수 있으므로 Hausman 검정을 통해서 내생성의 문제를 검정한 후에 각각의 직종에 대해서 최소자승법으로 추정하였다. 추정결과는 다음과 같다. 우선 직종확률모델을 통하여 보면 남성과 여성의 모델로 예측된 직종분포의 결과가 양의 값(0.0296)을 나타낸다. 즉 여성의 직종별

임금을 남녀에게 동일하게 준다고 가정할 때 남성이 상대적으로 고소득 직종에 여성은 저소득 직종에 분포되는 것을 모델은 예측하고 있으므로 양의 값이 나오는 것이다. 따라서 이러한 부분에서의 성별 임금격차를 줄이기 위해서는 직종분포의 변화 즉 여성이 평균임금이 높은 고소득 직종으로 옮기기 위한 경력이나 교육투자의 증가 등이 필요하다.

직종별 임금격차의 경우 전문직1, 전문직2(교육전문가), 기술직, 사무직 등에서 인적 속성의 차이에 의해서 설명되는 부분이 62%, 84%, 86%, 68% 등으로 매우 높고 따라서 차별 및 오차 등이 이 직종들에서 차지하는 비중은 낮게 나타났다. 반면에, 서비스 및 판매직이나 생산직, 노무직 등 저임금 직종에서는 인적 속성의 차이에 의해 설명되는 부분이 각각 58%, 18%, 27%로 상대적으로 낮았고 따라서 차별이나 오차 등이 성별 임금격차에서 차지하는 부분이 높게 나왔다.

직종별로 보면, 전문직1과 전문직2에서는 직종선택에 있어서의 차별 및 오차가 각각 0.0734와 -0.2174로 총임금격차에서의 영향이 가장 컸으며, 생산직과 노무직 및 기타에서는 직종내 임금선택에서의 차별 및 오차로 0.1389와 0.0185로 가장 영향이 컸다. 따라서 전문직의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차가 저소득직에서는 직종내에서의 남녀 임금의 차별 및 오차가 중요한 문제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 소득격차의 중요한 문제가 다름을 보여주었다.

직종선택과 임금함수의 분석을 모두 포함하는 총임금격차 항목에서 보면 인적속성이 설명하는 부분이 전문직2, 기술직, 사무직에서 상대적으로 높았으며, 전문직1, 서비스 및 판매직, 생산직에서 상대적으로 낮았다.

전문직1과 전문직2에서는 전체 직종분포에 있어서 차지하는 비중이 낮기 때문에 표본의 크기가 상대적으로 작아서 이질적인 직종을 더 이상 세분화하기 힘들므로 인하여 해석에 유의할 필요가 있고 추후에 표본의 크기가 더 큰 데이터를 가지고 추정한다면 더 정확한 추정값을 기대할 수 있을 것으로 본다.

이상의 분석에서 살펴본 결과 2000년 이후 대체로 남녀의 임금격차는 다소 정제된 모습을 보여주었으며 인적 속성이 설명하는 부분도 또한

유사한 모습을 보여주었는데 이것은 여성의 그동안의 고학력화가 임금격차의 축소에 효과가 없었다는 것을 의미하는 것은 아니다. 오히려 교육, 특히 대학교육은 임금격차를 줄이는 데 매우 중요한 역할을 하였지만 Juhn-Murphy-Pierce 분석법으로 분해해 본 결과 노동시장에서의 임금구조의 변화가 반대방향으로 움직여서 상쇄시키는 힘이 컸다. 특히 근속기간에 대한 보상의 증가가 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게 불리하게 작용하여 교육증가로 인한 효과를 상쇄시키는 중요한 역할을 하였다. 따라서 인구증가율의 둔화로 인한 노동력의 감소와 이에 따른 여성인력의 노동시장 참여 확대라는 차원에서 뿐만 아니라 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서도 경력단절 등이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적 뒷받침의 조치가 필요하다고 본다.

또한, 직종분리의 모형을 도입함으로써 나타난 결과를 통해서 성별 임금격차를 축소시키기 위해서는 직종간에 서로 다른 정책적인 중요도가 있는 것을 보았다. 고소득 전문직종의 경우에는 고용에 있어서의 투명성을 높이고 차별을 없애는 문제가 그리고 저소득 직종의 경우에는 직종내 임금과 관련된 투명성을 높이고 차별을 없애는 문제가 더욱 중요함을 보았다.

<부록 1>

<부표 5-1> 연도별 임금방정식의 추정결과

변 수	1998					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1436	0.0686	<.0001	0.4017	0.7684	0.6010
ed02	0.3441	0.0439	0.0366	0.7512	0.6874	0.2740
m01	0.1673	0.0547	<.0001	-0.0412	0.1263	0.7440
rd01	-0.1614	0.1701	0.0023	0.5229	0.4483	0.2430
jd01	0.5472	0.0715	0.3431	0.2834	0.1876	0.1310
jd02	0.4490	0.0785	<.0001	0.1505	0.2042	0.4610
jd03	0.2589	0.0893	<.0001	-0.0353	0.1846	0.8480
jd04	0.2981	0.0678	0.0039	-0.1032	0.2213	0.6410
j01	-0.0368	0.0671	<.0001	0.1317	0.1748	0.4510
j02	0.0075	0.0910	0.5834	0.0940	0.2004	0.6390
age5	0.0546	0.0133	0.9345	0.2063	0.3653	0.5720
agesquar	-0.0006	0.0001	<.0001	-0.0028	0.0049	0.5720
jobyr	0.0245	0.0076	<.0001	0.0380	0.0214	0.0760
jobyr2	-0.0004	0.0003	0.0014	-0.0006	0.0009	0.4890
exp	-0.0008	0.0006	0.149	0.0004	0.0025	0.8790
exp2	0.0000	0.0000	0.2342	0.0000	0.0000	0.9600
c	-2.1304	0.3118	0.7854	-7.9296	11.6601	0.4960
age5				0.1053	0.0126	<.0001
agesquare				-0.0014	0.0002	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.9530
ed01				0.2292	0.1111	0.0390
ed02				0.2104	0.0788	0.0080
nchild				-0.0160	0.0303	0.5970
c				-2.4069	0.2390	<.0001
lambda				2.0509	4.3862	0.6400
R-squared	$R^2 = 0.4067$ $R^2 = 0.3943$			-		
N	778			# of obs	2156	
				Censored obs	1633	
				uncensored obs	523	

<부표 5-1>의 계속

변 수	1999					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0670	0.0637	<.0001	-0.0184	0.1043	0.8600
ed02	0.3147	0.0448	0.293	0.2151	0.0882	0.0150
m01	0.1740	0.0486	<.0001	-0.0148	0.0549	0.7880
rd01	0.0327	0.0809	0.0004	0.0902	0.1109	0.4160
jd01	0.5910	0.0636	0.6863	0.5519	0.0894	<.0001
jd02	0.4365	0.0695	<.0001	0.2746	0.0942	0.0040
jd03	0.2315	0.0678	<.0001	0.1379	0.0757	0.0690
jd04	0.2470	0.0517	0.0007	-0.0772	0.0804	0.3370
j01	0.0449	0.0529	<.0001	0.2289	0.0708	0.0010
j02	-0.0525	0.0676	0.3962	0.1254	0.0749	0.0940
age5	0.0435	0.0118	0.438	0.0009	0.0306	0.9780
agesquar	-0.0005	0.0001	0.0002	0.0000	0.0004	0.9510
jobyr	0.0275	0.0060	<.0001	0.0405	0.0096	<.0001
jobyr2	-0.0005	0.0002	<.0001	-0.0008	0.0004	0.0330
exp	-0.0001	0.0002	0.0274	0.0000	0.0009	0.9760
exp2	0.0000	0.0000	0.7432	0.0000	0.0000	0.7890
c	-2.1854	0.2482	0.2096	-1.0898	0.9119	0.2320
age5				0.1064	0.0114	<.0001
agesquare				-0.0014	0.0001	<.0001
inc-hp				-0.0001	0.0000	0.0270
ed01				0.1855	0.1136	0.1030
ed02				0.2167	0.0786	0.0060
nchild				0.0293	0.0275	0.2870
c				-2.3661	0.2247	<.0001
lambda				-0.5386	0.3418	0.1150
R-squared	$R^2 = 0.4207$ $\overline{R}^2 = 0.4102$			-		
N	897			# of obs	2210	
				Censored obs	1580	
				uncensored obs	630	

<부표 5-1>의 계속

변수	2000					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0896	0.0576	<.0001	0.1101	0.0845	0.1930
ed02	0.3194	0.0429	0.1205	0.2925	0.0649	<.0001
m01	0.2284	0.0469	<.0001	0.1128	0.0528	0.0330
rd01	0.0035	0.0686	<.0001	0.0543	0.1006	0.5890
jd01	0.6332	0.0600	0.9595	0.5389	0.0848	<.0001
jd02	0.5335	0.0697	<.0001	0.3399	0.0879	<.0001
jd03	0.3361	0.0674	<.0001	0.1323	0.0708	0.0610
jd04	0.2831	0.0505	<.0001	0.0663	0.0744	0.3730
j01	-0.0459	0.0516	<.0001	-0.0057	0.0725	0.9370
j02	-0.2184	0.0717	0.3744	-0.1449	0.0762	0.0570
age5	0.0387	0.0111	0.0024	-0.0011	0.0190	0.9530
agesquar	-0.0005	0.0001	0.0005	0.0000	0.0002	0.9860
jobyr	0.0252	0.0060	0.0002	0.0398	0.0092	<.0001
jobyr2	-0.0005	0.0002	<.0001	-0.0009	0.0004	0.0120
exp	-0.0002	0.0002	0.0261	-0.0001	0.0009	0.8660
exp2	0.0000	0.0000	0.2832	0.0000	0.0000	0.9580
c	-1.9912	0.2316	0.2786	-1.1903	0.5503	0.0310
age5				0.0936	0.0111	<.0001
agesquare				-0.0012	0.0001	<.0001
inc-hp				-0.0002	0.0001	0.0010
ed01				0.2888	0.1114	0.0100
ed02				0.1233	0.0823	0.1340
nchild				-0.0818	0.0294	0.0050
c				-1.9560	0.2242	<.0001
lambda				-0.1907	0.2062	0.3550
R-squared	$R^2 = 0.4495$ $\overline{R}^2 = 0.4393$			-		
N	874			# of obs	2135	
				Censored obs	1524	
				uncensored obs	611	

<부표 5-1>의 계속

변 수	2001					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1316	0.0670	<.0001	0.1867	0.2641	0.4800
ed02	0.2980	0.0495	0.0499	0.4036	0.2220	0.0690
m01	0.2397	0.0528	<.0001	-0.0086	0.0634	0.8920
rd01	-0.0894	0.0658	<.0001	-0.0920	0.0894	0.3030
jd01	0.6832	0.0697	0.1741	0.5859	0.1030	<.0001
jd02	0.5849	0.0804	<.0001	0.4628	0.1000	<.0001
jd03	0.3869	0.0773	<.0001	0.1979	0.0810	0.0150
jd04	0.3711	0.0582	<.0001	-0.0192	0.0875	0.8260
j01	0.0490	0.0602	<.0001	-0.0286	0.0775	0.7120
j02	-0.1426	0.0815	0.4163	-0.1688	0.0847	0.0460
age5	0.0452	0.0119	0.0807	0.1443	0.1074	0.1790
agesquar	-0.0005	0.0001	0.0002	-0.0019	0.0014	0.1840
jobyr	0.0215	0.0073	<.0001	0.0341	0.0125	0.0060
jobyr2	-0.0004	0.0003	0.0032	-0.0003	0.0006	0.5820
exp	0.0000	0.0002	0.1155	0.0010	0.0010	0.3270
exp2	0.0000	0.0000	0.8868	0.0000	0.0000	0.5890
c	-2.0613	0.2501	0.8361	-4.6901	3.1748	0.1400
age5				0.1139	0.0116	<.0001
agesquare				-0.0015	0.0001	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.5610
ed01				0.2851	0.1063	0.0070
ed02				0.2452	0.0808	0.0020
nchild				-0.0099	0.0148	0.5040
c				-2.4012	0.2309	<.0001
lambda				0.8980	1.1986	0.4540
R-squared	$R^2 = 0.3704$ $\overline{R}^2 = 0.3589$			-		
N	897			# of obs	2117	
				Censored obs	1477	
				uncensored obs	640	

<부표 5-1>의 계속

변 수	2002					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0600	0.0601	<.0001	0.0501	0.1821	0.7830
ed02	0.2651	0.0450	0.3181	0.2127	0.2145	0.3220
m01	0.1506	0.0478	<.0001	0.0558	0.0525	0.2880
rd01	-0.1073	0.0557	0.0017	-0.1370	0.0784	0.0810
jd01	0.6474	0.0648	0.0544	0.4784	0.0870	<.0001
jd02	0.5481	0.0722	<.0001	0.2600	0.0871	0.0030
jd03	0.3084	0.0702	<.0001	0.1132	0.0715	0.1130
jd04	0.3015	0.0527	<.0001	-0.0604	0.0751	0.4220
j01	-0.1399	0.0527	<.0001	0.0490	0.0705	0.4870
j02	-0.2651	0.0724	0.0081	-0.0798	0.0800	0.3180
age5	0.0748	0.0117	0.0003	-0.0384	0.1099	0.7270
agesquar	-0.0009	0.0001	<.0001	0.0005	0.0014	0.7070
jobyr	0.0293	0.0065	<.0001	0.0331	0.0110	0.0030
jobyr2	-0.0004	0.0002	<.0001	-0.0005	0.0005	0.3150
exp	0.0001	0.0002	0.0894	0.0009	0.0011	0.4110
exp2	0.0000	0.0000	0.6613	0.0000	0.0000	0.3430
c	-2.2773	0.2416	0.8701	0.5407	3.2397	0.8670
age5				0.1108	0.0114	<.0001
agesquare				-0.0014	0.0001	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.7870
ed01				0.1763	0.0999	0.0780
ed02				0.2318	0.0806	0.0040
nchild				-0.0061	0.0116	0.6000
c				-2.2933	0.2289	<.0001
lambda				-0.9226	1.2752	0.4690
R-squared	$R^2 = 0.4243$ $\overline{R}^2 = 0.4145$			-		
N	957			# of obs	2162	
				Censored obs	1477	
				uncensored obs	685	

<부표 5-1>의 계속

변 수	2003					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0837	0.0474	<.0001	0.0788	0.1145	0.4920
ed02	0.3269	0.0382	0.0776	0.3678	0.0841	<.0001
m01	0.1052	0.0409	<.0001	0.0868	0.0440	0.0490
rd01	-0.0618	0.0446	0.0103	-0.0319	0.0637	0.6160
jd01	0.6339	0.0570	0.1656	0.6438	0.0757	<.0001
jd02	0.5109	0.0634	<.0001	0.4923	0.0760	<.0001
jd03	0.3391	0.0650	<.0001	0.1193	0.0634	0.0600
jd04	0.2899	0.0493	<.0001	-0.0196	0.0690	0.7760
j01	-0.1194	0.0478	<.0001	-0.1348	0.0641	0.0360
j02	-0.1549	0.0690	0.0126	-0.1912	0.0718	0.0080
age5	0.0637	0.0099	0.025	0.0543	0.0460	0.2370
agesquar	-0.0007	0.0001	<.0001	-0.0007	0.0006	0.2410
jobyr	0.0377	0.0056	<.0001	0.0495	0.0080	<.0001
jobyr2	-0.0007	0.0002	<.0001	-0.0011	0.0003	<.0001
exp	-0.0002	0.0002	0.0007	0.0005	0.0010	0.6030
exp2	0.0000	0.0000	0.2525	0.0000	0.0000	0.4460
c	-2.1430	0.2050	0.055	-2.3799	1.3524	0.0780
age5				0.1163	0.0101	<.0001
agesquare				-0.0015	0.0001	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.1760
ed01				0.2769	0.0834	0.0010
ed02				0.1706	0.0671	0.0110
nchild				0.0076	0.0066	0.2500
c				-2.4719	0.2028	<.0001
lambda				0.3298	0.5208	0.5270
R-squared	$R^2 = 0.4128$ $\overline{R}^2 = 0.4056$			-		
N	1315			# of obs	2999	
				Censored obs	2080	
				uncensored obs	919	

<부표 5-1>의 계속

변 수	2004					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1372	0.0492	<.0001	0.0988	0.1293	0.4450
ed02	0.3659	0.0400	0.0054	0.3983	0.0850	<.0001
m01	0.1699	0.0420	<.0001	0.0639	0.0408	0.1170
rd01	-0.0421	0.0429	<.0001	0.0235	0.0534	0.6590
jd01	0.6101	0.0573	0.3272	0.5252	0.0670	<.0001
jd02	0.5204	0.0637	<.0001	0.2822	0.0674	<.0001
jd03	0.3120	0.0671	<.0001	0.0651	0.0551	0.2380
jd04	0.3130	0.0492	<.0001	-0.0585	0.0619	0.3440
j01	-0.0551	0.0473	<.0001	-0.0225	0.0558	0.6870
j02	-0.0746	0.0689	0.2442	-0.1321	0.0623	0.0340
age5	0.0614	0.0101	0.2793	0.0636	0.0613	0.3000
agesquar	-0.0008	0.0001	<.0001	-0.0009	0.0008	0.2800
jobyr	0.0397	0.0059	<.0001	0.0435	0.0074	<.0001
jobyr2	-0.0005	0.0002	<.0001	-0.0006	0.0003	0.0220
exp	0.0000	0.0002	0.0128	0.0003	0.0009	0.7290
exp2	0.0000	0.0000	0.9894	0.0000	0.0000	0.8750
c	-2.0918	0.2136	0.9654	-2.4771	1.7454	0.1560
age5				0.1235	0.0103	<.0001
agesquare				-0.0016	0.0001	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.1940
ed01				0.2526	0.0801	0.0020
ed02				0.1514	0.0661	0.0220
nchild				0.0011	0.0122	0.9300
c				-2.4965	0.2052	<.0001
lambda				0.3656	0.6541	0.5760
R-squared	$R^2 = 0.4352$ $\overline{R}^2 = 0.4286$			-		
N	1373			# of obs	3105	
				Censored obs	2149	
				uncensored obs	956	

<부표 5-1>의 계속

변수	2005					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0572	0.0283	0.0046	0.0322	0.1132	0.7760
ed02	0.1975	0.0219	0.0432	0.3506	0.0766	<.0001
m01	0.1795	0.0258	<.0001	0.0942	0.0370	0.0110
rd01	-0.0334	0.0235	<.0001	-0.0523	0.0426	0.2200
jd01	0.4361	0.0363	0.1558	0.3810	0.0635	<.0001
jd02	0.2667	0.0433	<.0001	0.2486	0.0617	<.0001
jd03	-0.0293	0.0436	<.0001	-0.0176	0.0507	0.7280
jd04	0.0199	0.0316	0.5012	-0.0407	0.0559	0.4660
j01	-0.3805	0.0290	0.5294	0.0412	0.0531	0.4380
j02	-0.6792	0.0447	<.0001	-0.1077	0.0581	0.0640
age5	-0.0149	0.0033	<.0001	-0.0134	0.0403	0.7400
agesquar	0.0001	0.0000	<.0001	0.0001	0.0005	0.7800
jobyr	0.0315	0.0043	0.0008	0.0516	0.0068	<.0001
jobyr2	-0.0003	0.0001	<.0001	-0.0008	0.0003	0.0030
exp	0.0000	0.0000	0.0512	-0.0007	0.0009	0.4780
exp2	0.0000	0.0000	0.894	0.0000	0.0000	0.1750
c	0.1844	0.0650	0.7797	-0.2195	1.1523	0.8490
age5				0.1257	0.0101	<.0001
agesquare				-0.0016	0.0001	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.0270
ed01				0.3488	0.0787	<.0001
ed02				0.2030	0.0673	0.0030
nchild				0.0531	0.0291	0.0680
c				-2.6403	0.2076	<.0001
lambda				-0.4657	0.4086	0.2540
R-squared	$R^2 = 0.2958$ $\overline{R}^2 = 0.2915$			-		
N	2607			# of obs	3170	
				Censored obs	2229	
				uncensored obs	941	

<부표 5-1>의 계속

변수	2006					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1148	0.0412	<.0001	0.0034	0.1516	0.9820
ed02	0.3462	0.0359	0.0054	0.3193	0.1163	0.0060
m01	0.1348	0.0351	<.0001	0.1227	0.0369	0.0010
rd01	-0.0609	0.0310	0.0001	-0.0686	0.0361	0.0570
jd01	0.5858	0.0507	0.0495	0.3911	0.0567	<.0001
jd02	0.4255	0.0551	<.0001	0.2757	0.0554	<.0001
jd03	0.1958	0.0610	<.0001	0.0407	0.0482	0.3980
jd04	0.3006	0.0431	0.0014	-0.0071	0.0520	0.8910
j01	-0.0708	0.0432	<.0001	0.0117	0.0503	0.8160
j02	-0.2479	0.0591	0.1013	-0.0493	0.0550	0.3700
age5	0.0621	0.0090	<.0001	-0.0434	0.0576	0.4510
agesquar	-0.0008	0.0001	<.0001	0.0005	0.0007	0.4990
jobyr	0.0416	0.0052	<.0001	0.0507	0.0068	<.0001
jobyr2	-0.0005	0.0002	<.0001	-0.0006	0.0003	0.0240
exp	0.0002	0.0001	0.0026	0.0005	0.0008	0.5680
exp2	0.0000	0.0000	0.2211	0.0000	0.0000	0.8390
c	-1.8875	0.1970	0.2273	0.5667	1.6131	0.7250
age5				0.1355	0.0098	<.0001
agesquare				-0.0017	0.0001	<.0001
inc-hp				0.0000	0.0000	0.2080
ed01				0.3711	0.0776	<.0001
ed02				0.2793	0.0648	<.0001
nchild				-0.0115	0.0169	0.4950
c				-2.8074	0.2005	<.0001
lambda				-0.6259	0.5488	0.2540
R-squared	$R^2 = 0.4689$ $\overline{R}^2 = 0.4632$			-		
N	1512			# of obs	3313	
				Censored obs	2307	
				uncensored obs	1006	

<부표 5-2> 변수에 대한 설명

변 수		변수 설명
종속 변수		
로그 시간당 임금		
독립 변수		
학력더미 (기준: 고졸 이하)	ed01	전문대졸인 경우=1
	ed02	4년제졸 이상인 경우=1
결혼더미 (기준: 미혼)	m01	기혼인 경우=1
지역더미 (기준: 특별시와 광역시를 제외한 지역)	rd01	서울특별시와 광역시에 거주할 경우=1
직종더미 (기준: 단순노무 종사자 및 기타)	jd01	입법공무원, 고위임직원 및 관리자 전문가, 준전문가=1
	jd02	사무종사자=1
	jd03	서비스, 판매 종사자=1
	jd04	농업 어업숙련 종사자, 기능종사자 및 조립종사자=1
고용형태 (기준: 일용직)	j01	상용직=1
	j02	임시직=1
나이 변수	age5	현재 나이
	agesquar	현재 나이의 제곱
근속기간 변수 (단위: 년수)	jobyr	근속 기간
	jobyr2	근속 기간의 제곱
경력 변수 (단위: 개월)	exp	경력기간 ⁴⁰⁾
	exp2	경력기간의 제곱

40) 잠재적 경력이 아닌 실질 경력기간임.

<부표 5-3> 참여 방정식의 변수 설명

변 수		변수 설명
종속 변수		
st01(시장참여 더미: 기준-일을 하고 있는 경우=1)		
독립 변수		
나이 변수	age5	현재 나이
	agesquare	현재 나이의 제곱
소득 변수	inc-hp	가구소득-개인소득
학력더미 (기준: 고졸 이하)	ed01	전문대졸인 경우=1
	ed02	4년제졸 이상인 경우=1
자녀 변수	nchild	자녀 수

<부표 5-4> 다항로짓모델의 변수 설명

변 수		변수 설명
종속 변수		
직종 인덱스		
독립 변수		
교육 변수(단위: 년)	eduyear	교육 기간
경력 변수(단위: 개월)	exp	실질경력 기간
성(기준: 여성)	sex	남성인 경우=1
결혼 변수	m01	기혼인 경우=1
지역더미 (기준: 특별시와 광역시를 제외한 지역)	rd01	서울특별시와 광역시에 거주할 경우=1

<부표 5-5> 다항로짓모델의 추정

	변 수	추정계수	표준오차	P-값
전문직 1	eduyr ⁴¹⁾	0.8262	0.0764	0.0000
	exp	-0.0009	0.0019	0.6380
	sex	-0.6876	0.2364	0.0040
	m01	-0.0004	0.2070	0.9980
	rd01	-0.5052	0.2310	0.0290
	c	-10.3205	1.0105	0.0000
전문직 2	eduyr	0.8883	0.2230	0.0000
	exp	-0.0062	0.0049	0.1990
	sex	-1.9717	0.3408	0.0000
	m01	0.7311	0.2679	0.0060
	rd01	-0.3000	0.2764	0.2780
	c	-11.8223	3.2563	0.0000
기술직	eduyr	0.7004	0.0593	0.0000
	exp	-0.0048	0.0019	0.0120
	sex	-0.5861	0.2025	0.0040
	m01	0.2307	0.1848	0.2120
	rd01	0.0856	0.2159	0.6920
	c	-8.5733	0.7733	0.0000
사무직	eduyr	0.6118	0.0521	0.0000
	exp	-0.0032	0.0021	0.1250
	sex	-1.2920	0.1853	0.0000
	m01	-0.1027	0.1713	0.5490
	rd01	-0.2357	0.1981	0.2340
	c	-6.2014	0.6561	0.0000
서비스 및 판매직	eduyr	0.3052	0.0346	0.0000
	exp	-0.0068	0.0018	0.0000
	sex	-1.5386	0.1735	0.0000
	m01	-0.1492	0.1716	0.3850
	rd01	-0.1768	0.2025	0.3830
	c	-2.2954	0.4510	0.0000
생산직	eduyr	0.1541	0.0260	0.0000
	exp	-0.0010	0.0009	0.2790
	sex	0.6595	0.1541	0.0000
	m01	0.3213	0.1506	0.0330
	rd01	0.1390	0.1749	0.4270
	c	-1.8209	0.3563	0.0000

41) 다항로짓모델에서는 교육더미 대신에 교육년수를 교육변수로 사용하였다.

<부표 5-6> 직종별 OLS

	전문직 1				전문직 2			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
변 수	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	-0.0108	0.1449	0.2728	0.1467	-0.3660	0.3607	0.2378	0.1767
ed02	0.4183	0.1130	0.5587	0.1424	0.0000	0.3405	0.6928	0.1739
m01	0.1420	0.1339	0.1627	0.1158	0.1439	0.2232	0.0988	0.1041
rd01	-0.1402	0.0929	-0.1385	0.1008	0.0315	0.1163	-0.2265	0.1168
j01	0.5057	0.2087	0.1735	0.3538	-0.1785	0.1844	-0.0713	0.1572
j02	0.0000	0.1325	0.5873	0.3705	0.0000	0.2423	0.0000	0.4356
age5	0.0182	0.0384	0.0159	0.0761	0.0554	0.0575	-0.0809	0.0467
agesquar	-0.0001	0.0004	-0.0003	0.0011	-0.0002	0.0006	0.0012	0.0006
jobyr	0.0154	0.0168	0.0917	0.0292	-0.0284	0.0237	0.0862	0.0208
jobyr2	0.0002	0.0005	-0.0024	0.0015	0.0007	0.0006	-0.0020	0.0007
exp	0.0011	0.0020	0.0073	0.0062	0.0382	0.0088	0.0031	0.0042
exp2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0003	0.0001	0.0000	0.0000
c	-1.0807	0.7905	-1.1157	1.3250	-0.9993	1.1821	0.6035	0.9062
R-squared	$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.4008}{0.3504}$		$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.5590}{0.4707}$		$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.6981}{0.6066}$		$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.7636}{0.7172}$	
N	143		73		44		68	

	기술직				사무직			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
변수	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	0.0950	0.1091	0.1769	0.1599	0.1291	0.0805	0.2317	0.0688
ed02	0.3907	0.0849	0.4232	0.1230	0.3477	0.0648	0.4600	0.0640
m01	0.1979	0.0970	0.2592	0.1455	-0.0435	0.0730	0.2629	0.0699
rd01	-0.0026	0.0842	-0.0570	0.1453	-0.0066	0.0638	-0.0960	0.0659
j01	0.1419	0.5129	0.0069	0.5736	0.8650	0.3083	0.2438	0.2378
j02	-0.3436	0.5282	0.3716	0.5965	0.4492	0.3166	0.1136	0.2428
age5	0.0210	0.0395	-0.0398	0.0510	0.1441	0.0270	-0.0010	0.0295
agesquar	-0.0001	0.0005	0.0003	0.0006	-0.0018	0.0003	-0.0001	0.0004
jobyr	0.0480	0.0137	0.0954	0.0395	0.0556	0.0116	0.0537	0.0133
jobyr2	-0.0010	0.0005	-0.0029	0.0025	-0.0008	0.0004	-0.0006	0.0006
exp	-0.0026	0.0029	0.0063	0.0054	0.0006	0.0018	0.0000	0.0023
exp2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c	-1.0078	0.9210	0.1472	1.0919	-3.9426	0.6392	-0.8246	0.5640
R-squared	$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.3818}{0.3475}$		$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.3275}{0.2506}$		$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.5740}{0.5484}$		$\frac{R^2}{\overline{R^2}} = \frac{0.4399}{0.4104}$	
N	229		118		213		241	

<부표 5-6>의 계속

변 수	서비스 및 판매직				생산직			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	0.1944	0.0991	0.0857	0.0771	0.1271	0.0656	-0.0959	0.2461
ed02	0.2471	0.0908	0.4736	0.0861	0.2372	0.0704	0.0520	0.1668
m01	0.3120	0.1124	0.0102	0.0719	0.1037	0.0522	-0.0293	0.1164
rd01	-0.1287	0.0815	0.0213	0.0676	-0.0476	0.0515	-0.1189	0.0950
j01	0.0420	0.2013	0.0597	0.0815	-0.0311	0.0523	-0.1231	0.1104
j02	-0.0143	0.2219	-0.0289	0.0857	-0.1554	0.0941	-0.2920	0.1306
age5	0.1250	0.0364	0.0679	0.0169	0.0657	0.0153	-0.0238	0.0329
agesquar	-0.0016	0.0005	-0.0009	0.0002	-0.0008	0.0002	0.0001	0.0004
jobyr	0.0380	0.0209	0.0382	0.0172	0.0400	0.0080	0.0250	0.0204
jobyr2	0.0003	0.0008	0.0009	0.0010	-0.0007	0.0003	0.0001	0.0012
exp	-0.0049	0.0047	-0.0013	0.0025	0.0002	0.0009	-0.0014	0.0024
exp2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c	-2.9326	0.6797	-2.1659	0.3429	-1.6162	0.3264	0.2231	0.6853
R-squared	$R^2 = 0.6109$ $\overline{R^2} = 0.5677$		$R^2 = 0.2953$ $\overline{R^2} = 0.2565$		$R^2 = 0.2207$ $\overline{R^2} = 0.2024$		$R^2 = 0.1795$ $\overline{R^2} = 0.0975$	
N	121		231		525		133	

변 수	노무직 및 기타			
	남 자		여 자	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	0.0825	0.1264	0.0000	0.2356
ed02	-0.0009	0.1376	-0.0113	0.4843
m01	0.1702	0.1003	-0.0366	0.0949
rd01	-0.0513	0.0878	0.0321	0.1045
j01	-0.3382	0.0831	-0.1073	0.0919
j02	-0.2414	0.1102	-0.2396	0.1048
age5	0.0124	0.0195	0.0120	0.0236
agesquar	-0.0003	0.0002	-0.0002	0.0002
jobyr	0.0676	0.0154	0.0311	0.0204
jobyr2	-0.0013	0.0005	-0.0008	0.0007
exp	0.0011	0.0007	0.0016	0.0018
exp2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c	-0.4866	0.4587	-0.8237	0.5803
R-squared	$R^2 = 0.3518$ $\overline{R^2} = 0.3146$		$R^2 = 0.1481$ $\overline{R^2} = 0.0743$	
N	222		139	

<부록 2>

1. Oaxaca-Blinder 분해법의 도출

$$\begin{aligned}
 \overline{\ln W^m} &= \overline{X^m} \widehat{\beta^m} \\
 \overline{\ln W^f} &= \overline{X^f} \widehat{\beta^f} \\
 \overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} &= (\overline{X^m} \widehat{\beta^m} - \overline{X^f} \widehat{\beta^m}) + (\overline{X^f} \widehat{\beta^m} - \overline{X^f} \widehat{\beta^f}) \\
 &= \widehat{\beta^m} (\overline{X^m} - \overline{X^f}) + \overline{X^f} (\widehat{\beta^m} - \widehat{\beta^f})
 \end{aligned}$$

2. Juhn-Murphy-Pierce 분해법의 도출

우선 Oaxaca-Blinder 분해법과 비교해서 살펴보면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln W_i^m &= X_i^m \widehat{\beta^m} + \widehat{\epsilon_i^m} \\
 \ln W_i^f &= X_i^f \widehat{\beta^f} + \widehat{\epsilon_i^f} \\
 \ln W_i^m - \ln W_i^f &= X_i^m \widehat{\beta^m} - X_i^f \widehat{\beta^f} + \widehat{\epsilon_i^m} - \widehat{\epsilon_i^f} \\
 &= X_i^m \widehat{\beta^m} - X_i^f \widehat{\beta^m} + X_i^f \widehat{\beta^m} - X_i^f \widehat{\beta^f} + \widehat{\epsilon_i^m} - \widehat{\epsilon_i^f} \\
 &= \widehat{\beta^m} (X_i^m - X_i^f) + X_i^f (\widehat{\beta^m} - \widehat{\beta^f}) + (\widehat{\epsilon_i^m} - \widehat{\epsilon_i^f})
 \end{aligned}$$

최소자승법(OLS)에서는 평균값에서 측정한 잔차항의 값이 항상 0이므로 남녀 집단의 평균값을 기준으로 동일한 시점에서 Juhn-Murphy-Pierce법을 사용하면 Oaxaca-Blinder의 분해법과 동일하게 된다.

Juhn-Murphy-Pierce분해법의 시간에 따른 분석은 위의 인적속성을 제외한 나머지 두 항에 대한 새로운 접근에서 시작한다. 나머지 두 항에 대하여서 인적속성으로 설명되지 않는 나머지로 고려하고 표준편차의 추정량($\widehat{\sigma_i}$)의 배수로 표현하면 아래와 같다.

$$\ln W_{it} = X_{it} \widehat{\beta_t} + \widehat{\sigma_t} \widehat{\theta_{it}}$$

남자의 임금방정식 계수와 표준편차의 추정량을 기준으로 t 기에서의 남녀의 임금격차는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$D_t \equiv \ln W_t^m - \ln W_t^f = \Delta X_t \hat{\beta}_t^m + \Delta \hat{\sigma}_t^m \hat{\theta}_t$$

t 기와 t' 기 사이의 시간에 따른 성별임금격차는 다음과 같이 분해될 수 있다. (윗첨자 생략함)

$$\begin{aligned} D_{t'} - D_t &= (\Delta X_{t'} - \Delta X_t) \hat{\beta}_{t'} + \Delta X_{t'} (\hat{\beta}_{t'} - \hat{\beta}_t) + (\Delta \hat{\theta}_{t'} - \Delta \hat{\theta}_t) \hat{\sigma}_t + \\ &(\hat{\sigma}_{t'} - \hat{\sigma}_t) \Delta \hat{\theta}_t \end{aligned}$$

위 식의 우측의 네 항은 각각 관측된 생산요소의 효과, 관측된 가격 효과, 관측되지 않는 생산요소의 효과(격차효과), 관측되지 않는 가격효과를 나타낸다.

자세한 설명은 Blau와 Kahn(1997)을 참조하기 바란다.

제6 장

정규직과 비정규직 임금격차

제1절 문제제기

비정규직 문제는 외환위기 이후 한국 노동시장의 중요한 이슈 중의 하나이다. 외환위기 이후 비정규직이 증가하고,⁴²⁾ 이 과정에서 정규직과 비정규직의 임금 및 근로조건 등의 차이가 부각되면서 비정규직 문제가 사회문제화 되었다. 비정규직의 발생원인과 근본대책을 둘러싸고 치열한 논쟁이 지속되어 왔으며, 이러한 논쟁의 결과는 2007년 7월부터 시행되기 시작한 ‘비정규직 보호법’을 통해 일단락되었다. 그러나 ‘비정규직 보호법’의 타당성과 입법효과에 대해서는 법 시행 이전은 물론 이후에도 지속적인 의문이 제기되고 있으며, 비정규직 보호입법의 개정 문제와 정책방향에 관해 상반된 시각이 존재하고 있는 실정이다.⁴³⁾

42) 비정규직 고용은 외환위기 전부터 진행되어 온 추세라고 할 수 있다. 경제활동인구조사의 장기 패널 이 가능한 중사상 지위에 의한 근로자 비중의 변화를 보면 임시·일용직의 비율은 이미 외환위기 이전부터 증가추세를 보이고 있었다. 다만 임시·일용직의 비율은 비중은 외환위기를 계기로 더욱 빠르게 증가하는 추세를 보인다. 이는 노동시장의 환경 변화가 외환위기 이전부터 비정규직 고용 증가에 영향을 미치다가 외환위기를 계기로 그 영향이 가속화된 것으로 추론할 수 있다. 외환위기를 전후한 비정규직의 증가의 원인에 관한 이론적 논의는 이인재(2006) 참조하길 바란다.

43) 노동계는 비정규직의 고용불안과 열악한 근로조건을 지적하며 비정규직 사용제한이나 정규직으로의 전환 등 보다 강력한 제도적인 보호를 주장한다. 경영계는

제6장의 목적은 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하는 것이다. 정규직과 비정규직의 임금격차의 분석은 단순한 학문적 관심을 넘어 중요한 정책적 의의를 가진다. 비정규직 고용 문제가 촉발된 계기는 정규직과 비정규직 사이에 존재하는 임금차이 때문이었다고 할 수 있다. 따라서 양자 사이에 존재하는 임금차이의 구체적 크기가 어느 정도인지를 밝히는 작업은 비정규직 문제에 대한 법적 혹은 정책적 개입의 타당성과 방향성을 제시할 수 있다. 사실 그간의 비정규직 보호법의 입법과정과 정책 논의과정을 보면 임금격차라는 과학적 개념보다는 정규직과 비정규직 사이에 존재하는 단순한 평균임금의 차이에 주목한 경우가 적지 않았다. 그러나 정책적 관점에서 보면 정규직과 비정규직 사이의 단순한 임금차이가 아니라 정규직 또는 비정규직이라는 고용형태의 차이가 임금에 미치는 순수한 효과를 분리해 내는 것이 필요하다.⁴⁴⁾

정규/비정규 고용형태의 임금효과를 정확하게 분리하기 위해서는 임금에는 영향을 미치는 학력, 근속기간 등 관찰할 수 있는 개인 특성뿐만 아니라 관찰되지 않는 개인 특성을 통제해야 한다. 이를 위해서는 횡단면 자료를 이용한 선택모형(selection model)이나 패널자료를 특성을 반영한 추정모형의 활용이 필요하다. 선택모형의 경우 도구변수의 발견이 현실적으로 매우 어렵기 때문에 이장에서는 패널자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한다. 그 간 패널자료를 이용한 정규직과 비정규직의 임금격차에 관한 몇몇 연구가 존재하였으나, 2년 또는 3년의 단기간에 걸친 패널자료를 활용한 것이 대부분이었고, 장기패널을 이용하여 임금격차를 분석한 연구는 없었다. 이 장에서는 한국노동패널(KLIPS) 1~10차년도의 장기패널자료를 이용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한다는 점에서 선행연구와 구별된다.

이 장은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2절에서는 정규직과 비정규직에 관한 기존의 연구결과를 정리한다. 기존의 연구결과를 임금격차 추

비정규직 증가의 근본적 원인이 노동관련 법·제도의 경직성에 있는 것으로 보고 정규직 고용보호 완화를 포함한 노동시장 유연성의 확대를 요구한다.

44) 이러한 분리는 또한 비정규직 보호법이 도입한 차별시정제도의 운영과 관련하여서도 많은 시사점을 주리라고 생각된다. 임금격차의 개념이 비정규직 보호법상 차별판단에 미치는 의의에 대해서는 이인재(2007) 참조.

정방법론에 따라 몇 가지 유형으로 분류하고 각 유형의 공통적 결과에 대해 설명한다. 제3절에서는 분석에 사용된 한국노동패널 자료와 기술 통계에 대해 설명한다. 우선 정규직과 비정규직 사이에 인적 속성이나 기업 속성 등에 어떤 차이가 존재하는지를 기술통계를 통해 살펴보고, 이러한 차이가 정규직 지위의 결정하는데 유의한 영향을 미치는지를 통계적으로 분석한다. 제4절에서는 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한 결과를 제시한다. 통상적인 OLS 추정결과와 함께 관찰되지 않은 개인 속성을 통제한 고정효과모형(fixed effect model)의 추정결과가 함께 제시된다. 양자의 추정결과의 비교는 정규/비정규 임금격차의 크기에 관찰되지 않은 개인 속성이 미치는 영향을 가늠하게 해준다. 제5절은 정규직과 비정규직의 임금격차를 성별, 노조유무별, 그리고 기업규모별로 나누어 분석한다. 이러한 세분화된 분석을 통해 이들 요인들이 정규직과 비정규직의 임금격차에 미치는 영향력을 분석한다. 제6절에서는 본 장의 분석결과를 요약하고 이를 토대로 정책적 시사점을 제시한다.

제2절 기존연구의 검토

정규직과 비정규직이라는 고용형태의 차이는 임금에 어떤 영향을 미치는가? 비정규직 문제가 노동시장의 중요한 정책적 이슈로 등장한 이래 정규직과 비정규직의 임금격차에 관해서는 그간 상당한 연구가 축적되어 왔다. 그러나 아직까지 과연 정규직과 비정규직 사이에 임금격차가 존재하는지, 존재한다면 그 격차의 크기는 어느 정도인지에 관해서는 노동경제학자들 사이에 명확한 합의(consensus)가 존재하지 않는다.

학자에 따라 임금격차의 추정치에 차이가 발생하는 이유로는 우선 학자들마다 분석에 사용된 자료가 다르다는 점을 들 수 있다. 지금까지 임금격차의 분석에 사용된 자료는 경제활동인구조사부가조사, 사업체근로실태조사, 그리고 한국노동패널자료의 세 가지이다. 이들 자료들은 조사 목적이 상이하고 모집단과 표본의 추출방법 등이 상이하다. 따라서 성

격이 다른 자료를 사용한 임금격차의 추정치도 다르게 나타나게 된다. 기존의 연구를 사용된 자료에 따라 분류해 보면 기존연구에 안주엽(2001)과 남재량(2007)의 연구는 경제활동인구조사부가조사를 사용하였으며, 김용민·박기성(2006)과 박기성·김용민(2007), 이인재(2007)는 사업체근로실태조사를 이용하였고, 이인재(2006)는 한국노동패널자료를 사용하였다.

그러나 정규직과 비정규직의 임금격차의 추정결과가 다른 근본적인 이유는 연구마다 사용된 추정방법론이 다르기 때문이다. 위에서 제시한 자료들은 어느 정도의 대표성을 가지고 있기 때문에 자료의 특성이 추정결과에 미치는 영향을 일정한 범위내로 한정된다고 할 수 있다. 이보다는 임금격차의 추정을 어떤 가정에 입각하여 어떤 방법론을 통해 추정하였는가가 추정결과의 차이를 발생시키는 근본적인 요인이라고 할 수 있다.

정규직과 비정규직의 임금격차를 논의함에 있어 주의해야 할 점은 정규직과 비정규직 지위가 내생적으로 결정될 가능성이다. 만일 노동시장에서 다수의 근로자가 임의적으로(randomly) 정규직과 비정규직의 지위를 가지게 된다면 통상적인 회귀분석 모델만으로도 정규직과 비정규직의 임금격차를 정확히 추정할 수 있다. 그러나 만일 노동시장에서 특정의 선별과정(sorting process)이 존재하여 임금에 영향을 미치는 관찰되지 않는 특성에 따라 정규직과 비정규직의 지위가 결정된다면 양자의 임금격차는 이러한 관찰되지 않은 특성에 의해 발생할 수 있다. 따라서 임금격차의 추정에는 노동시장에서의 정규직과 비정규직 지위와 관찰되지 않는 개인 특성(unobserved individual characteristics)의 관계에 대한 고려가 포함되어야만 한다.

지금까지의 연구에서 명시적으로 지적되지 않았지만 관찰되지 않은 개인 특성과 못지않게 중요한 것이 관찰되지 않은 기업 특성(unobserved firm characteristics)이다. 임금함수의 추정에는 통상적으로 독립변수로서 기업규모, 노조유무, 산업 등 사업체 특성을 포함시킨다. 이러한 관찰된 기업 특성이 임금 수준에 영향을 미치기 때문이다. 그런데 정규직과 비정규직의 고용은 근로자의 선택의 결과이기도 하지만 기업의 고용

결정에 좌우되기도 한다. 따라서 위에서 관찰된 기업 특성 이외의 관찰되지 않은 기업 특성이 정규직과 비정규직 고용형태의 결정에 영향을 미친다면 정규직과 비정규직의 임금격차는 이러한 관찰되지 않은 기업 특성을 반영한 결과일 수 있다. 따라서 보이지 않는 개인 특성이 존재하는 경우에서와 같이 보이지 않는 기업 특성을 통제하는 것이 가능하다면 이를 추정모델에서 적절히 고려하는 것이 필요하다.

정규직과 비정규직이라는 고용형태 결정의 내생성(endogeneity)을 고려하는 방법에는 두 가지가 있다. 하나는 횡단면 자료를 이용할 경우에는 개인이나 기업의 선택과정을 명시적으로 모형에 고려하는 선택모형(selection model)을 생각할 수 있다. 다른 하나는 패널자료의 특성을 이용한 고정효과모형(fixed effect model)이다. 즉, 개인 또는 기업의 관찰되지 않는 특성을 이러한 특성이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하고 추정하는 방법이다. 두 가지 분석방법은 모두 횡단면 자료를 이용한 단순한 회귀분석(OLS)에서 나타나는 추정치의 편의(bias) 문제를 해결한다. 즉, 이러한 방법들은 오차항과 정규직/비정규직이라는 고용형태 사이에 존재하는 상관관계에서 야기되는 추정계수의 편의를 제거하고 불편추정치를 얻는 방법이다.

기존연구를 위에서 분류한 방법론에 따라 분류해 보면 안주엽(2001)의 연구를 위시한 초기 연구들은 대부분 횡단면 OLS 추정방법을 사용하고 있다. 최근의 연구들은 정규직과 비정규직 지위의 내생성을 고려한다. 우선 횡단면을 이용한 선택모형은 이인재(2006)가 있다. 이인재는 한국노동패널의 횡단면 자료를 이용하여 내생적 전환회귀모형(switching regression model with endogeneity)을 설정하고 이를 추정하고 있다. 고정효과모형을 사용한 연구 중 대표적인 것은 남재량(2007)의 연구이다. 남재량은 경제활동인구조사부가조사를 이용한 단기패널을 구성하고 고정효과모형 사용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 추정하였다. 한편 횡단면 자료를 이용하여 보이지 않는 기업 특성을 통제한 연구들도 존재한다. 사업체근로실태조사를 이용한 연구들이 그것인데, 사업체근로실태조사는 개인의 임금정보를 사업체별로 수집한 것이기 때문에 개별 근로자들이 소속 사업체를 식별할 수 있다. 김용민·박기성 (2006)과

박기성·김용민(2007)은 기업효과를 통제한 횡단면 분석결과를 제시하고 있고, 이인재(2007)는 개별사업체내에서의 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하고 있다.

위에서 제시한 연구들은 정규직과 비정규직의 임금격차의 존재 및 크기에 대해 다양한 추정결과를 제시하고 있다. 구체적인 결과는 다르지만 이러한 연구들이 공통적으로 제시하는 추정결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 정규직과 비정규직 고용형태의 내생성을 고려한 임금격차의 크기는 OLS로 추정한 임금격차의 크기보다 감소한다. 이인재(2006)와 남재량(2007)의 연구에서는 정규직과 비정규직의 임금격차는 매우 작거나 통계적으로 유의미한 격차가 존재하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 정규직과 비정규직의 임금격차를 추정할 경우에는 고용형태와 근로자 또는 기업의 관찰되지 않는 특성 사이에 존재할 수 있는 상관관계를 반드시 고려해야 한다.

둘째, 관찰되지 않는 기업 특성의 통제는 정규직과 비정규직의 임금격차의 추정치를 증가시킨다. 이는 김용민·박기성(2006), 박기성·김용민(2007)의 연구와 이인재(2007)의 연구가 제시하는 결과이다. 김용민·박기성(2006), 박기성·김용민(2007)의 연구는 사업체근로실태조사 자료를 분석에 사용하여 보이지 않는 기업 특성을 통제하고 있는데 이 경우 정규직과 비정규직의 임금격차는 기업 특성을 통제하지 않은 다른 연구들에 비해 큰 임금격차를 보인다. 이인재(2007)는 개별 기업에서 나타나는 정규직과 비정규직 사이의 임금격차에는 큰 편차가 존재함을 보이고 있다. 따라서 관찰되지 않은 기업 특성을 통제하는 것이 임금격차의 추정결과에 영향을 미침을 알 수 있다.

이러한 경제활동인구조사 및 한국노동패널조사 등의 가구조사와 사업체근로실태조사에서 나타나는 추정결과의 차이는 어떻게 해석해야 하는가? 앞서서도 설명한 것처럼 임금격차에 영향을 미치는 요인은 개인 특성과 기업 특성으로 나누어 볼 수 있다. 이러한 특성들은 연구자에게 관찰되어 추정모델에 명시적으로 고려되는 것도 있는 반면, 관찰되지 않는 것도 있다. 사업체근로실태조사를 사용한 모델들은 기업의 고

유번호를 이용하여 기업 특성을 완전히 통제한 반면 개인의 보이지 않는 이질성은 통제하지 못한다. 반면 가구조사 자료들은 적절한 모델을 사용할 경우 개인의 보이지 않는 속성들을 통제할 수 있지만 기업 특성을 완벽하게 통제할 수는 없다. 따라서 양자의 추정결과의 차이는 이러한 보이지 않는 개인 특성과 기업 특성의 통제 여부에서 발생한다고 할 수 있다.

정규직과 비정규직의 임금격차의 추정에 사용될 수 있는 추정방법론의 선택은 자료의 특성에 따라 좌우된다. 현재로서는 관찰되지 않는 개인 특성과 기업 특성을 모두 통제할 수 있는 정보를 가진 자료는 존재하지 않는다. 따라서 지금까지 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석은 나름대로의 한계를 가지고 있다고 할 수 있다. 이는 본 장의 추정결과를 해석함에 있어, 그리고 보다 일반적으로는 정규직과 비정규직 임금격차의 추정결과를 해석함에 있어 적절한 주의의 필요성을 제기하는 것이다.⁴⁵⁾

제3절 자료와 기술통계

1. 자 료

본 장에서 사용하는 자료는 한국노동패널조사 1차~10차년도 자료이다. 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study: KLIPS)는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대상으로 매년 경제활

45) 만약 기업과 근로자에 대한 정보를 모두 가지고 있는 패널 자료가 존재한다면 보다 정확한 임금격차의 추정치를 얻을 수 있을 것이다. 이 경우 추정모델은 $\ln w_{ijt} = \beta X_{ijt} + \gamma Y_{ijt} + \delta Z_{ijt} + \alpha_i + \theta_j + \epsilon_{ijt}$ 가 된다. 여기에서 $\ln w_{ijt}$ 는 시간당 임금의 로그 값이며 X 는 개인 특성, Y 는 기업 특성, Z 는 고용형태를 나타내는 정규직 더미이다. α_i 는 관찰되지 않은 개인 특성, θ_j 는 관찰되지 않은 기업 특성이다. α_i 와 θ_j 는 시간에 따라 변화하지 않는다고 가정하고 있으므로 이 모델은 개인-기업 고정효과모형이라고 부를 수 있을 것이다.

동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)이다. 한국노동패널조사는 1998년도에 5,000가구의 가구원 13,321명에 대한 조사를 시작한 이래 현재까지 10차례에 걸쳐 조사가 진행되고 있다. 한국노동패널조사에는 정규직과 비정규직의 고용형태, 임금수준 및 임금결정에 영향을 미치는 개인 특성과 기업 특성에 관한 정보를 제공하고 있어 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하는데 적합한 자료이다.

한국노동패널에서 사용하는 비정규직의 정의는 응답자 개인이 밝힌 소위 자기선언적 비정규직이다. 따라서 본 연구에서 사용하는 정규직/비정규직의 정의는 경제활동인구조사부가조사의 정규직/비정규직 정의와 다를 수 있다. 이러한 한계에도 불구하고 한국노동패널자료를 사용하는 상대적 이점도 존재한다. 정부의 공식적인 비정규직 통계로서 활용되고 있는 경제활동인구조사부가조사의 최근 자료에서는 원칙적으로 개인을 식별할 수 있는 정보가 제공되지 않고 있다. 연구자들에 따라서는 개인을 식별할 수 있는 프로그램을 사용하여 패널자료를 구축하고 있으나 식별이 완벽하지 않고 자료구축 과정에서 상당수의 개인이 누락되는 등의 한계가 있다. 또한 원칙적으로 이러한 방법에 의하더라도 경제활동인구조사부가조사의 표본구성의 특성상 단기간 패널자료만이 구축 가능하다. 이에 반해 한국노동패널자료에는 장기의 안정적인 패널자료를 활용할 수 있다는 이점이 존재한다.

본 연구에서는 지난 10년간 주된 일자리에서 근무한 임금근로자를 대상으로 한다. 임금변수는 월평균 임금에서 주당 근로시간을 고려하여 시간당 임금을 계산한 값이다. 분석기간 동안의 물가수준의 변화를 감안하여 소비자 물가지수(CPI)를 이용하여 시간당 실질임금으로 환산하였다(2005년 기준). 제직기간, 학력수준 등 임금결정에 영향을 미치는 분석에 사용된 변수들에 대한 정보에 결측치가 있는 표본은 분석에서 제외하였다. 실증분석에 사용된 최종 표본의 크기는 34,823개이며 관측된 근로자수는 8,766명이다. 따라서 개인당 약 3.97개의 관측치가 분석에 사용되었다.

2. 기초통계

<표 6-1>은 분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 정규직과 비정규직으로 나누어 보여주고 있다. 정규직과 비정규직 비율은 연도별로 차이를 보이기는 하지만 분석기간 평균 74.9%이며, 비정규직의 비율은 평균 25.1%이다. 이러한 정규직과 비정규직 비율은 정부의 공식통계로 공표되는 비정규직 비율과 다르지 않음을 알 수 있다. 시간당 임금을 보면 정규직의 시간당 임금은 분석기간 동안 평균 8,860원으로 비정규직의 시간당 임금인 5,680원보다 약 3,180원가량 높은 것으로 나타난다. 이는 정규직의 임금을 100으로 하면 비정규직의 임금은 64.1 수준임을 의미하는 것이다. 따라서 여러 가지 임금결정 요인을 통제하지 않은 시간당 임금의 비교는 정규직과 비정규직 임금 사이에 상당한 차이가 존재함을 보여준다.

정규직과 비정규직은 인적 속성에서도 차이를 보인다. 정규직에서 남성이 차지하는 비중은 64.8%인 반면 비정규직에서 남성이 차지하는 비중은 약 50.1%이다. 표본의 61.1%가 남성인 점을 감안하면 남성 근로자가 여성 근로자의 보다 상대적으로 정규직에 종사할 확률이 높다고 할 수 있다. 기혼 유배우자의 구성 비율은 정규직의 경우가 67.4%, 비정규직의 경우가 65.2%로 정규직의 경우가 높다. 평균연령은 비정규직이 40.5세로 정규직의 37.1세보다 약 3.4세가량 높다.

정규직과 비정규직의 재직기간의 차이는 매우 현저하다. 정규직의 평균 재직기간은 6.0년임에 반해 비정규직의 평균 재직기간은 3.4년이다. 정규직의 재직기간이 비정규직보다 약 2.6년 정도 길다. 이는 정규직과 비정규직 사이의 직장안정성의 차이를 보여주는 것이다. 노동시장에서의 중요한 임금결정 요인 중의 하나가 재직기간임을 감안할 때 재직기간의 차이는 정규직과 비정규직 사이의 임금격차로 이어질 것이다. 재직기간과 함께 임금수준에 영향을 미치는 것은 학력수준이다. 표에서 잘 나타나는 것처럼 정규직이 비정규직에 비해 학력수준이 높다. 정규직에서 전문대졸 이상이 차지하는 비중은 47.1%임에 반해, 비정규직 중 전문대졸 이상의 학력을 가진 근로자는 20.5%에 불과하다.

<표 6-1> 기초통계

변 수	전 체		정규직		비정규직	
	평 균	표준 편차	평 균	표준 편차	평 균	표준 편차
시간당 임금(만원)	0.807	0.627	0.886	0.666	0.568	0.408
남성(=1)	0.611	0.487	0.648	0.478	0.501	0.500
기혼유배우(=1)	0.668	0.471	0.674	0.469	0.652	0.476
나이	37.948	10.591	37.082	10.057	40.536	11.669
재직기간	5.381	6.783	6.032	6.966	3.435	5.785
학 력						
국졸 이하	0.081	0.272	0.048	0.215	0.177	0.381
중 졸	0.120	0.325	0.095	0.294	0.194	0.395
고 졸	0.395	0.489	0.384	0.486	0.426	0.494
전문대졸	0.162	0.368	0.178	0.383	0.112	0.315
대 졸	0.212	0.409	0.255	0.436	0.082	0.274
대학원졸 이상	0.031	0.174	0.038	0.192	0.011	0.103
노동조합 가입(=1)	0.121	0.327	0.157	0.363	0.016	0.126
유노조 기업(=1)	0.210	0.407	0.255	0.436	0.075	0.263
기업규모						
10인 미만	0.248	0.432	0.221	0.415	0.329	0.470
10~50인 미만	0.207	0.405	0.220	0.414	0.168	0.374
50~100인 미만	0.074	0.262	0.084	0.278	0.044	0.205
100~300인 미만	0.084	0.277	0.095	0.294	0.049	0.216
300~1000인 미만	0.066	0.248	0.076	0.265	0.037	0.188
1000인 이상	0.166	0.372	0.182	0.386	0.119	0.324
직 종						
고위임직원 및 관리자	0.012	0.108	0.015	0.123	0.001	0.035
전문가	0.109	0.312	0.133	0.340	0.039	0.193
기술공 및 준전문가	0.146	0.353	0.171	0.376	0.071	0.257
사무직	0.177	0.382	0.205	0.404	0.094	0.292
서비스직	0.079	0.270	0.062	0.241	0.130	0.336
판매직	0.066	0.248	0.059	0.236	0.085	0.278
농임어업	0.004	0.065	0.002	0.048	0.010	0.100
기능원 및 관련기능	0.161	0.367	0.135	0.341	0.239	0.426
장치기계조작조립	0.121	0.326	0.135	0.342	0.078	0.269
단순노무	0.125	0.331	0.082	0.275	0.253	0.435
정규직(=1)	0.749	0.433	-	-	-	-
N	34823		26091		8732	

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2007.

따라서 예상했던 것처럼 학력이 높은 근로자일수록 정규직으로 더 많이 취업하고 있음을 알 수 있다.

다음으로 근로자가 근무하고 있는 기업규모별로 정규직과 비정규직의 구성에 차이가 있는지를 살펴보자. 우선 뚜렷하게 드러나는 것은 비정규직이 50인 미만의 소규모 기업에 집중적으로 분포되어 있다는 점이다. 전체 비정규직에서 50인 미만의 기업이 차지하는 비중은 49.7%나 된다. 특히 10인 미만 기업에 종사하는 비정규직의 비율은 32.9%이다. 반면 정규직 중에서 10인 미만 기업에 종사하는 근로자의 비율은 22.1%에 불과하다. 따라서 정규직과 비정규직은 기업규모별 분포에 있어 현저한 차이를 보이고 있다.

정규직과 비정규직은 노동조합과 관련하여서도 큰 차이가 나타난다. 노동조합 관련변수로는 두 가지를 활용한다. 하나는 개별근로자의 노동조합 가입 여부이다. 표에 의하면 분석기간 동안 근로자의 노동조합 가입률은 12.1%로 나타났다. 정규직 근로자의 노동조합 가입 비율은 15.7%인 반면 비정규직 근로자의 노동조합 가입률은 1.6%이다. 따라서 비정규직 근로자는 소수의 예외적인 경우를 제외하고는 노동조합에 가입되어 있지 않다고 할 수 있다. 노동조합의 정(+)의 임금효과를 감안하면⁴⁶⁾ 정규직과 비정규직의 노조가입률의 차이는 임금격차를 발생시키는 요인이다. 두 번째 노동조합 관련 변수는 현재 재직하고 있는 기업에 노동조합이 존재하는지의 여부이다. 이러한 유노조 기업 여부에 있어서도 정규직과 비정규직 사이에 차이가 존재한다. 정규직 중 유노조 기업에 재직하는 비율은 25.5%임에 반해 비정규직 중 유노조 기업에 재직하는 비율은 7.5%에 불과하다. 따라서 비정규직일수록 노동조합이 조직되지 않은 기업에 재직할 확률이 높다고 할 수 있다.

마지막으로 정규직과 비정규직의 직종별 분포를 살펴보자. 비정규직의 직종분포에서 가장 높은 비중을 차지하고 있는 것은 단순노무직으로 전체 비정규직의 25.3%를 차지하고 있다. 그 다음으로 높은 비중을 보이는 것은 기능원 및 관련기능 종사자(23.9%)와 서비스 근로자(12.0%) 순이다. 반면 정규직은 사무직에 종사하는 경우가 20.5%로 가장 높고

46) 노동조합의 임금효과에 관한 최근의 논의로는 조동훈(2008) 참조.

그 다음이 기술공 및 준전문가로 17.1%, 그리고 장치기계조작조립 종사자와 기능원 및 관련기능 종사자가 13.5%로 그 뒤를 잇고 있다. 비정규직이 가장 많이 종사하고 있는 단순노무직의 시간당 임금이 사무직이나 기술공 및 준전문가 등의 시간당 임금보다 낮은 것을 감안하면 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하기 위해서는 양자 사이에 존재하는 직종간 분포의 차이를 적절하게 반영하여야 한다.

이상과 같이 정규직과 비정규직은 인적 또는 기업 특성에 있어 큰 차이를 보이고 있다. 과연 이러한 특성의 차이가 고용형태의 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는지를 체계적으로 살펴보기 위해 정규직 더미를 종속변수로 하고 <표 6-1>에 제시된 변수들을 독립변수로 하는 로짓(logit) 모형을 추정하였다.

<표 6-2>는 로짓모형 추정결과를 제시하고 있다. 표에 의하면 남성일수록, 기혼이며 배우자가 있는 근로자일수록 정규직일 확률이 높은 것으로 나타난다. 또한 예상한 바와 같이 재직기간이 길수록 정규직이 될 확률이 체계적으로 높아진다. 학력수준도 역시 예상했던 결과와 일치하는데 학력수준이 높아질수록 정규직이 될 확률이 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 대학원졸 이상의 경우 정규직이 될 확률이 증가하기는 하지만 대졸보다는 그 확률이 낮은 것으로 나타난다. 노동조합의 가입 여부는 정규직 고용과 매우 밀접한 관련이 있다. 노동조합에 가입된 근로자일수록 정규직일 확률이 크게 높아진다. 이는 앞의 기술통계에서 지적한 것처럼 비정규직의 노조가입율이 매우 낮다는 사실과 밀접한 관련이 있다. 이러한 기본적인 결과는 직종더미, 기업규모 더미, 산업더미, 시간더미를 추가적으로 투입하여 추정하여도 동일하게 나타난다. 다만 연령과 정규직 지위와의 관계는 직종더미, 기업규모 더미, 산업더미, 시간더미가 모두 포함된 모델(Model 4)에서만 유의한 관계가 존재하는 것으로 관찰된다.

<표 6-2> 정규직 지위에 영향을 미치는 요인

변 수	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	2.772***	0.365	1.456***	0.371	1.831***	0.384	1.699***	0.387
남 성	0.532***	0.031	0.518***	0.032	0.799***	0.035	0.795***	0.036
기혼유배우	0.213***	0.036	0.199***	0.037	0.142***	0.039	0.099**	0.040
나 이	-0.011	0.010	-0.006	0.010	0.011	0.011	0.025**	0.011
나이2	-0.018	0.012	-0.022	0.012	-0.039***	0.013	-0.050***	0.013
채직기간	0.200***	0.006	0.189***	0.007	0.190***	0.007	0.195***	0.007
채직기간2	-0.556***	0.023	-0.475***	0.024	-0.460***	0.026	-0.476***	0.027
학 력								
고 졸	0.288***	0.038	0.299***	0.039	0.267***	0.041	0.337***	0.042
전문대졸	0.527***	0.054	0.541***	0.056	0.493***	0.059	0.640***	0.061
대 졸	0.897***	0.058	0.983***	0.061	0.938***	0.064	1.071***	0.065
대학원	0.650***	0.123	0.762***	0.126	0.520***	0.130	0.621***	0.131
노동조합			1.898***	0.092	1.760***	0.093	1.727***	0.094
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
-2log likelihood	32326.5		30405.6		28317.6		27748.9	
N	34823		34823		34823		34823	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

제4절 정규직과 비정규직의 임금격차

1. 추정모형

본 연구에 사용된 자료는 패널자료이므로 선택편의의 문제나 관찰되지 않은 이질성의 문제는 고정효과모형(fixed effect model)을 이용하여 해결할 수 있다. 구체적으로 임금함수 추정식은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\ln w = \beta X + \gamma S + \delta Z_t + \alpha_i + \epsilon \quad (1)$$

여기에서 $\ln w$ 는 개별 근로자의 어느 일정 시점에서 받는 시간당 임금의 로그 값이며 X 는 개별 근로자의 임금을 결정하는 인적 그리고 기업 특성이며 Z_t 는 시간을 나타내는 더미변수이며 ϵ 는 오차항이다. 이때 α_i 는 관찰되지 않은 근로자의 특성을 나타내며 분석기간 동안 변하지 않는다고 가정한다. 따라서 시간을 나타내는 하첨자 t 가 포함되어 있지 않다. 우리가 관심이 있는 변수는 S 로서 특정 시점 t 에서 개별 근로자 i 의 고용형태를 나타내는 더미변수이다. 구체적으로 이 변수는 정규직일 경우 1의 값을 갖는다. 따라서 추정계수 γ 는 비정규직에 대한 정규직의 임금프리미엄을 의미한다.

문제는 관찰되지 않는 개인 특성인 α_i 는 정규직 여부를 나타내는 더미 변수인 S 와 상관관계가 존재할 수 있다는 것이다. 따라서 이러한 상관관계의 고려없이가 존재하는 경우 이를 고려하지 않고 OLS를 이용하여 임금방정식을 추정하게 되면 추정된 γ 값에는 편의가 발생한다. 만일 생산성이 높은 근로자가 정규직으로 일할 경향이 높다면 γ 의 OLS 추정치는 과대추정(over-estimate)된다. 만약 반대의 경우가 성립하는 경우라면 γ 의 OLS 추정치는 과소추정(under-estimate)될 수도 있다.

고정효과모형의 추정단계에서 내생성의 문제를 해결하는 방법은 α_i 를 제거하는 것이다. 이는 개별 근로자 i 의 t 시점에서의 변수량에서 그

변수의 평균값을 빼줌으로써 해결할 수 있다. 즉,

$$\overline{\ln w} = \beta \overline{X} + \gamma \overline{S} + \delta \overline{Z} + \bar{\epsilon} \quad (2)$$

여기에서 $\overline{\ln w} = \ln w - \overline{\ln w}_i$ 이다. 즉, 개별 근로자의 각 시점에서의 임금에서 분석기간 동안의 개인의 평균임금을 뺀 값이다. 다른 변수들도 동일하게 정의된다. 주목할 점은 식 (8)에서는 개인의 보이지 않는 속성인 α_i 가 제거되어 있다는 것이다. 따라서 이때는 정규직과 비정규직의 격차를 나타내는 추정계수인 γ 가 불편추정량의 성격을 지니게 된다.

2. 추정결과

정규직과 비정규직이라는 고용형태의 차이로 인해 발생하는 임금 격차는 어느 정도인가? 이를 정확히 분석하기 위해서는 근로자의 임금에 영향을 미치는 다양한 요인들을 최대한 통제하는 것이 필요하다. 회귀 분석에 사용된 독립변수는 정규직 더미, 성별, 혼인상태, 나이, 재직기간, 학력과 직종, 노조가입 여부이다.⁴⁷⁾ 그리고 앞에서 누차 강조한 바와 같이 정규직과 비정규직 임금격차의 상당부분이 기업 특성에서 연유하는 것일 수 있으므로 기업 특성을 통제하는 것이 중요하다. 한국노동패널조사는 기본적으로 가구조사이므로 기업 특성과 관련하여서는 한정된 정보만을 제공하고 있다. 기업 특성과 관련된 정보로 분석에 이용된 변수는 기업규모, 유노조 기업 여부 및 산업이다. 기업규모는 <표 6-1>에 나타난 것처럼 10인 미만, 10인 이상 50인 미만, 50인 이상 100인 미만, 100인 이상 300인 미만, 300인 이상 1,000인 미만, 1,000인 이상으로 나누어 더미 변수를 만들고 회귀분석에 포함시켰다. 산업 변수는 산업대분류에 기초하여 각각의 더미변수를 만들어 회귀분석에 사용하였다. 그리고 마지막으로 연도별 더미변수를 이용하여 연도별 고정효과를 반영하였다.

47) 이 중 성별이나 연령 등 시간에 따라 변하지 변수들은 고정효과 모형의 추정에서 제외된다.

<표 6-3>은 분석기간 동안의 모든 자료를 모두 이용하여 OLS(pooled OLS) 방법을 이용하여 추정한 결과를 보여준다. 먼저 정규직 더미변수의 추정계수는 회귀분석에 포함된 변수에 따라 0.072에서 0.126 사이의 값을 갖고 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

<표 6-3> 정규직 임금프리미엄: OLS

변 수	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.749***	0.043	-1.693***	0.042	-1.738***	0.043	-1.730***	0.042
정규직	0.072***	0.006	0.084***	0.006	0.106***	0.006	0.126***	0.006
남 성	0.267***	0.006	0.266***	0.005	0.262***	0.006	0.268***	0.005
기혼유배우	0.066***	0.007	0.055***	0.006	0.053***	0.006	0.073***	0.006
나 이	0.053***	0.002	0.057***	0.002	0.056***	0.002	0.050***	0.002
나 이 2	-0.064***	0.002	-0.067***	0.002	-0.067***	0.002	-0.062***	0.002
채직기간	0.044***	0.001	0.034***	0.001	0.033***	0.001	0.031***	0.001
채직기간2	-0.070***	0.004	-0.047***	0.004	-0.046***	0.004	-0.039***	0.004
학 력								
고 졸	0.175***	0.008	0.159***	0.007	0.159***	0.007	0.131***	0.007
전문대졸	0.300***	0.010	0.268***	0.010	0.265***	0.010	0.204***	0.010
대 졸	0.480***	0.010	0.427***	0.010	0.421***	0.010	0.367***	0.010
대학원	0.667***	0.017	0.598***	0.016	0.599***	0.016	0.554***	0.016
노동조합			0.053***	0.008	0.065***	0.008	0.070***	0.008
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.494		0.517		0.524		0.555	
N	34823		34823		34823		34823	

주: *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

근로자의 개인적 특성만을 포함시킨 가장 기본적인 회귀식으로 부터의 추정치는 0.072로 가장 낮은 반면, 여기에 기업특성을 나타내는 노동조합, 기업규모, 산업더미 등을 추가하면 추정계수의 값이 증가한다. 특히 연도더미까지 회귀식에 포함하는 경우 정규직 더미의 추정계수는 0.126이 된다. 따라서 회귀식에 포함되는 변수에 따라 OLS 추정치의 크기에 적지 않은 차이가 발생한다. 이러한 추정계수가 의미하는 것은 다른 관찰된 특성이 동일하다고 가정할 때 정규직 근로자는 비정규직 근로자에 비해 약 7.5~13.4% 가량 높은 임금을 받는다는 것을 의미한다.

정규직 더미 외의 다른 독립변수의 추정치와 부호도 기존의 임금함수의 추정결과와 일치한다. 남성 더미의 추정계수는 0.262~0.268로 추정된 임금함수에 관계없이 매우 일정한 값을 나타내고 있는데 이는 노동시장에 성별 임금격차가 상존하고 있음을 보여주는 증거이다. 남성 근로자의 임금은 동일한 특성을 가진 여성근로자에 비해 약 27%의 임금프리미엄을 누리고 있다. 기혼 유배우자의 추정계수 역시 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보인다. 추정결과에 의하면 기혼 유배자는 다른 혼인상태(미혼, 별거, 사별 등)에 있는 근로자보다 약 5.4~6.8% 가량 임금이 높다.⁴⁸⁾ 학력수준을 나타내는 더미 변수들도 1% 수준에서 모두 통계적으로 유의한 추정치를 보이고 있다. 추정치의 크기는 학력수준이 높아짐에 따라 단조적으로 증가한다. 추정결과에 의하면 고졸미만과 대졸자의 임금격차는 44~62%에 달한다. 마지막으로 보고되지는 않았지만 기업규모를 나타내는 더미 역시 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 기업규모가 정규직과 비정규직의 임금격차에 미치는 영향에 대해서는 절을 바꾸어 자세히 설명하기로 하겠다.

횡단면 분석(pooled OLS)에 나타난 정규직의 임금 프리미엄은 근로자의 관찰되지 않는 특성을 통제하지 않은 것이기 때문에 이 특성과 정규직 더미 사이에 상관관계가 존재하는 경우 불편추정치(unbiased estimate)가 될 수 없다. 이 문제를 해결하기 위해 고정효과모형을 추정한 결과가 <표 6-4>에 제시되어 있다. 고정효과모형에서의 정규직 더미의 추정치는 회귀분석에 포함된 변수에 따라 0.033~0.075로 나타난다. 이

48) 기혼 유배우자의 임금프리미엄에 대한 연구는 Chun & Lee(2001) 참조.

는 정규직이 비정규직에 비해 약 3.4~7.8% 높은 임금을 받는다는 것을 의미한다.⁴⁹⁾ 따라서 횡단면 분석에서의 추정치와 비교하면 정규직과 비정규직의 임금격차는 50% 가량 감소하였음을 알 수 있다. 이렇게 고정효과 모델에서의 임금격차가 횡단면 분석에서의 임금격차에 비해 작다는 것은 관찰되지 않는 근로자의 특성과 고용형태(정규직) 사이에 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 존재함을 의미한다. 즉, 개인의 생산성이 높을수록 정규직이 될 확률이 증가한다고 볼 수 있다. 따라서 횡단면 분석에서의 정규직 임금프리미엄의 일부는 임금을 높게 받을 수 있는 특성을 가진 근로자들이 정규직으로 고용됨으로써 발생한 것이다. 이러한 노동시장에서의 정렬(sorting) 메커니즘의 존재는 이인재(2006)의 연구 결과와도 일치하는 것이다. 따라서 이러한 정렬과정을 고려하지 않은 횡단면 분석의 추정치는 정규직 임금프리미엄을 과대추정하게 된다고 할 수 있다.

정규직 더미 외의 다른 독립변수의 고정효과 추정치와 부호를 살펴보자. 기혼 유배자는 다른 혼인상태(미혼, 별거, 사별 등)에 있는 근로자보다 약 10~19%가량 높은 임금을 받는 것으로 나타난다. 이러한 기혼 유배우자의 임금 프리미엄은 횡단면 분석에서의 임금 프리미엄보다 높은 것이어서 매우 흥미롭다. 재직기간이 임금에 미치는 효과는 횡단면 분석과 고정효과 모형에서 뚜렷한 차이를 발견하기 어렵다. 재직기간의 추정계수는 횡단면 분석에서 0.031~0.044, 고정효과 모형에서는 0.016~0.038로 나타난다. 학력수준의 효과를 나타내는 학력더미들의 추정계수도 횡단면 분석과 고정효과 모형 모두에서 거의 유사하게 나타난다. 반면 노동조합 가입의 효과는 정규직 더미에서와 같이 횡단면 분석에서보다는 고정효과 모형에서 감소하는 경향을 보인다. 횡단면 분석의 노동조합 변수의 추정계수는 0.053~0.070으로 노동조합의 임금효과는 약 5.4~7.3% 정도이다. 한편 고정효과 모형에서 노동조합 변수의 추정치는

49) 고정효과모델은 고용형태의 변화에 대한 임금수준 변화의 효과를 추정하는 것이다. 따라서 정규직 더미의 추정치는 다른 모든 조건이 동일하고 단지 근로자의 고용형태가 정규직에서 비정규직으로 바뀌는 경우 임금이 3.4~7.8% 증가한다는 것을 의미한다.

<표 6-4> 정규직 임금프리미엄 : 고정효과 모형(fixed effect model)

변 수	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.676***	0.042	-0.650***	0.043	-0.679***	0.043	-0.789***	0.041
정규직	0.033***	0.008	0.034***	0.008	0.040***	0.008	0.075***	0.007
기혼유배우	0.179***	0.011	0.178***	0.011	0.177***	0.011	0.100***	0.011
재직기간	0.038***	0.001	0.038***	0.001	0.038***	0.001	0.016***	0.001
재직기간2	-0.002	0.006	-0.001	0.006	-0.000	0.006	0.005	0.006
학 력								
고 졸	-0.025	0.033	-0.026	0.033	-0.028	0.033	0.005	0.031
전문대졸	0.177***	0.038	0.175***	0.038	0.172***	0.038	0.086**	0.036
대 졸	0.388***	0.042	0.381***	0.042	0.379***	0.042	0.202***	0.039
대학원	0.630***	0.052	0.627***	0.052	0.625***	0.052	0.328***	0.049
노동조합			0.027***	0.010	0.065***	0.010	0.049***	0.009
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
R ²	0.393		0.407		0.414		0.444	
N	34823		34823		34823		34823	

주 : *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2007.

0.027~0.065로 노동조합의 임금효과는 약 2.7~6.7% 정도에 그치고 있다. 따라서 고용형태의 분석에서와 같이 근로자의 관찰되지 않은 특성과 노동조합의 가입 여부 사이에는 정(+)의 상관관계가 존재함을 추론할 수 있다.

제5절 정규직과 비정규직 임금격차의 분석

1. 성별 분석

앞의 기술통계에서 밝혀진 것처럼 남성 근로자에 비해 여성 근로자가 비정규직이 될 확률이 상대적으로 높다. 이러한 비정규직 구성의 차이는 남녀별로 정규직과 비정규직 임금격차에 상이한 영향을 미칠 수 있다. 따라서 여기에서는 고용형태의 임금효과를 남성 근로자와 여성 근로자로 분리하여 살펴보기로 한다. <표 6-5>~<표 6-8>은 정규직 임금프리미엄을 성별로 나누어 횡단면 분석 결과와 고정효과 모형을 추정한 분석 결과를 제시하고 있다.

먼저 횡단면 분석 결과를 살펴보자. <표 6-5>에 제시된 남성 근로자의 횡단면 분석 결과를 보면 정규직 더미의 추정치는 0.054~0.102로 나타나며 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 남성 근로자의 경우 약 5.5~10.7%의 정규직 임금프리미엄이 존재하는 것으로 나타난다. 여성 근로자의 횡단면 추정계수의 값은 <표 6-6>에 제시되어 있다. 정규직 더미의 추정치는 0.091~0.126이며 모두 1%의 통계적 유의수준을 만족시키고 있다. 횡단면 분석결과에 의한 여성 정규직 근로자의 임금프리미엄은 9.5~13.4%라고 할 수 있다. 남성 근로자보다는 여성 근로자에게서 정규직과 비정규직의 임금격차가 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

패널자료를 이용한 고정효과 모형의 추정결과도 횡단면 분석과 비슷한 결과를 보이고 있다. <표 6-7>에 의하면 남성 근로자의 정규직 더미의 추정치는 두 개의 모델에서는 통계적으로 유의하지 않게 나타나며 통계적으로 유의한 추정계수의 값도 0.021과 0.065이다. 이는 남성 정규직 근로자의 임금프리미엄은 존재하지 않거나 최대 6.7% 수준이라는 것을 의미한다. 이러한 결과를 횡단면 분석 결과와 비교해 보면 임금격차의 추정치가 감소하고 있음을 알 수 있다. <표 6-8>에 제시된 여성

근로자의 정규직 더미의 추정치는 0.057~0.082이며 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 고정효과 모형에 의하면 여성 정규직 근로자는 다른 모든 관찰된 특성이 동일한 여성 비정규직 근로자보다 5.9~8.5% 높은 수준의 임금을 받고 있다고 할 수 있다. 이러한 여성 정규직 근로자의 임금 프리미엄은 횡단면 분석에서 제시된 임금 프리미엄보다 작다.

이상의 성별 정규직과 비정규직의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 정규직과 비정규직의 임금격차는 남성 근로자보다는 여성 근로자에게서 현저하게 나타난다. 이는 횡단면 분석이나 고정효과 모형의 분석에도 모두에서 동일하게 나타나는 결과이다. 둘째, 앞 절에서의 분석과 같이 횡단면 분석에서 나타나는 임금격차의 크기는 관찰되지 않는 근로자의 특성을 고려한 고정효과 모형에서는 감소한다. 이는 횡단면 분석에서 추정된 임금격차가 과대추정된 것임을 다시 한 번 확인시켜 주는 것이다.

마지막으로 분석결과에 나타난 것 중 흥미로운 것은 노동조합의 임금효과이다. 노동조합 가입이 임금에 미치는 영향은 횡단면 분석이나 고정효과 모형에서 모두 존재하며, 고정효과 모형의 추정결과에서 작게 나타난다는 것은 앞에서 지적한 것과 같다. 주목할 점은 노동조합 가입의 임금효과가 여성 근로자에게 현저하게 나타난다는 것이다. 고정효과 모형의 추정결과를 기초로 남성 근로자보다는 여성 근로자의 노동조합 가입의 임금효과를 추정해 보면 노동조합의 가입이 임금을 약 5.7~7.0%가량 증가시킨다. 반면 노동조합 가입이 남성 근로자의 미치는 영향은 1.6~4.3%에 불과하다. 이는 조동훈(2008)의 연구에서도 확인되는 사실이다. 조동훈은 노동조합 효과가 여성 근로자에서 크게 나타나는 이유에 대해 여성이 상대적으로 노동시장에서 취약계층이기 때문이라고 설명하고 있으나 정확한 이유에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다.

<표 6-5> 남성 정규직 임금프리미엄: OLS

변 수	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.972***	0.057	-1.920***	0.057	-1.934***	0.057	-1.941***	0.055
정규직	0.054***	0.009	0.061***	0.009	0.080***	0.009	0.102***	0.009
기혼유배우	0.114***	0.009	0.101***	0.009	0.095***	0.008	0.124***	0.008
나 이	0.079***	0.003	0.083***	0.003	0.082***	0.003	0.076***	0.003
나 이2	-0.095***	0.003	-0.098***	0.003	-0.097***	0.003	-0.092***	0.003
재직기간	0.036***	0.001	0.026***	0.001	0.025***	0.001	0.023***	0.001
재직기간2	-0.050***	0.005	-0.027***	0.005	-0.026***	0.005	-0.020***	0.004
학 력								
고 졸	0.176***	0.010	0.158***	0.010	0.160***	0.009	0.136***	0.009
전문대졸	0.292***	0.013	0.255***	0.012	0.256***	0.012	0.198	0.012
대 졸	0.459***	0.012	0.398***	0.012	0.394***	0.012	0.342***	0.012
대학원	0.646***	0.020	0.569***	0.019	0.572***	0.019	0.526***	0.019
노동조합			0.017*	0.010	0.038***	0.010	0.042***	0.010
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.440		0.468		0.478		0.518	
N	21287		21287		21287		21287	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-6> 여성 정규직 임금프리미엄 : OLS

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.543***	0.124	-1.540***	0.122	-1.577***	0.122	-1.484***	0.119
정규직	0.091***	0.009	0.102***	0.009	0.109***	0.009	0.126***	0.009
기혼유배우	0.031***	0.010	0.022**	0.010	0.017**	0.009	0.023**	0.009
나 이	0.034***	0.003	0.038***	0.003	0.038***	0.003	0.034***	0.003
나 이2	-0.040***	0.004	-0.045***	0.004	-0.045***	0.004	-0.042***	0.003
채직기간	0.049***	0.002	0.040***	0.002	0.038***	0.002	0.035***	0.002
채직기간2	-0.074***	0.008	-0.049***	0.008	-0.044***	0.008	-0.031***	0.008
학 력								
고 졸	0.128***	0.012	0.118***	0.012	0.115***	0.012	0.084***	0.011
전문대졸	0.262***	0.016	0.239***	0.016	0.234***	0.016	0.168***	0.015
대 졸	0.488***	0.016	0.449***	0.016	0.444***	0.017	0.386***	0.016
대학원	0.753***	0.034	0.689***	0.033	0.699***	0.033	0.655***	0.032
노동조합			0.116***	0.015	0.114***	0.015	0.119***	0.015
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.456		0.478		0.489		0.515	
N	13536		13536		13536		13536	

주 : *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-7> 남성 정규직 임금프리미엄: 고정효과모형

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.585***	0.051	-0.544***	0.051	-0.534	0.052	-0.639***	0.049
정규직	0.009	0.011	0.013	0.011	0.021*	0.011	0.065***	0.010
기혼유배우	0.204***	0.015	0.203***	0.015	0.202***	0.015	0.097***	0.014
재직기간	0.035***	0.002	0.034***	0.002	0.034***	0.002	0.016***	0.002
재직기간2	0.005	0.007	0.006	0.007	0.005	0.007	0.002	0.007
학 력								
고 졸	-0.006	0.042	-0.004	0.042	-0.006	0.042	0.029	0.039
전문대졸	0.191***	0.051	0.193***	0.051	0.189***	0.051	0.119**	0.047
대 졸	0.438***	0.055	0.437***	0.055	0.428***	0.055	0.269***	0.051
대학원	0.660***	0.067	0.663***	0.067	0.651***	0.067	0.372***	0.062
노동조합			0.016*	0.011	0.020*	0.011	0.042***	0.010
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.363		0.376		0.382		0.436	
N	21287		21287		21287		21287	

주: *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2007.

<표 6-8> 여성 정규직 임금프리미엄 : 고정효과모형

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.881***	0.157	-0.892***	0.157	-0.961***	0.157	-1.019***	0.152
정규직	0.057***	0.011	0.058***	0.011	0.060***	0.011	0.082***	0.010
기혼유배우	0.145***	0.017	0.147***	0.017	0.144***	0.017	0.105***	0.016
재직기간	0.045***	0.003	0.043***	0.003	0.043***	0.003	0.017***	0.003
재직기간2	0.003	0.013	0.008	0.013	0.010	0.013	0.011	0.013
학 력								
고 졸	-0.071	0.052	-0.078	0.051	-0.092	0.051	-0.057	0.049
전문대졸	0.130**	0.059	0.122**	0.058	0.115**	0.058	0.028	0.056
대 졸	0.301***	0.065	0.287***	0.064	0.275***	0.064	0.096	0.062
대학원	0.564***	0.085	0.554***	0.084	0.550***	0.084	0.277***	0.081
노동조합			0.055***	0.018	0.057***	0.018	0.068***	0.017
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.378		0.393		0.404		0.415	
N	13536		13536		13536		13536	

주 : *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

2. 노동조합

노동조합은 정규직과 비정규직의 임금격차에 어떠한 영향을 미치는가? 이론적으로 보면 두 가지 가능성이 존재한다. 우선 노동조합의 존재가 정규직과 비정규직의 임금격차를 축소할 가능성이다. 한국의 전국 단위 노동조합은 비정규직의 권익보호와 차별시정을 중요한 정책강령으로 제시하고 기회가 있을 때마다 비정규직 처우개선을 위한 정부의 입법적·정책적 노력을 촉구하고 있다. 따라서 유노조 기업에서의 정규

직과 비정규직의 임금격차는 무노조 기업에 비해 축소되어 나타날 것이다. 반면 노동조합이 정규직과 비정규직의 임금격차를 확대하는 방향으로 작용할 수도 있다. 기존연구에 의하면 노동조합의 조합원의 임금을 높이는 효과를 가진다. 앞의 기술통계에서도 잘 나타나듯이 조합원의 대부분은 정규직이다. 따라서 노동조합으로 인해 정규직의 임금이 상승하면 채산성 압박을 받는 기업은 비정규직의 임금을 낮출 가능성이 있다. 이 경우 유노조 기업의 정규직과 비정규직의 임금격차는 무노조 기업의 정규직과 비정규직 임금격차보다 크게 나타나게 된다. 따라서 노동조합의 존재는 비정규직의 활용강도를 높이고(Lee & Kim, 2005) 정규직과 비정규직의 임금격차를 확대할 수 있다.

이러한 이론적 가능성을 확인하는 가장 간단한 방법은 정규직과 비정규직의 임금격차를 유노조 기업과 무노조 기업으로 나누어 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하는 것이다. <표 6-9>~<표 6-13>은 정규직 임금프리미엄을 유노조 기업과 무노조 기업으로 나누어 횡단면 분석 결과와 고정효과 모형을 추정한 분석 결과를 제시하고 있다.

먼저 횡단면 분석 결과를 살펴보자. <표 6-9>에 제시된 유노조 기업에서의 횡단면 분석 결과를 보면 정규직 더미의 추정치는 0.110~0.225로 나타나며 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 유노조 기업에서는 약 11.6~25.2%의 정규직 임금프리미엄이 존재한다. 무노조 기업의 횡단면 추정계수의 값은 <표 6-10>에 제시되어 있다. 정규직 더미의 추정치는 0.059~0.115이며 모두 1%의 통계적 유의수준을 만족시키고 있다. 횡단면 분석결과에 의한 무노조 기업의 정규직 임금프리미엄은 6.1~12.2%라고 할 수 있다. 유노조 기업에서의 정규직과 비정규직의 임금격차는 무노조 기업에서의 임금격차의 거의 2배에 달하는 수준이다.

패널자료를 이용한 고정효과 모형의 추정결과에서도 유노조 기업에서의 임금격차가 무노조 기업에서의 임금격차보다 크게 나타난다. <표 6-11>에 의하면 유노조 기업에서의 0.073~0.129이며 모두 1% 통계적 유의수준을 만족시키고 있다. 이는 유노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄이 7.6~13.8%라는 것을 의미한다. 고정효과 모형에서의 정규직 임

금프리미엄은 횡단면 분석에서 추정한 임금격차보다는 작지는 하지만 여전히 상당한 수준의 임금격차를 보이고 있음을 알 수 있다. 반면 <표 6-12>에 제시된 무노조 기업에서의 정규직 더미의 추정치는 0.027~0.061이며 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 따라서 고정효과 모형에 의하면 무노조 기업에서의 정규직 근로자는 다른 모든 관찰된 특성이 동일한 비정규직 근로자보다 2.7~6.3% 높은 수준의 임금을 받고 있다. 이러한 무노조 기업에서의 정규직 근로자의 임금 프리미엄 역시 횡단면 분석에서 제시된 임금 프리미엄보다 작다.

이상의 분석 결과는 정규직과 비정규직의 임금격차는 유노조 기업에서보다는 무노조 기업에서 크다는 사실을 명확하게 보여준다. 이러한 결과는 횡단면 분석이나 근로자의 관찰되지 않은 특성을 통제한 고정효과 모형 모두에서 나타난다. 그리고 임금격차의 크기는 양자 사이에 큰 차이를 보이고 있다. 구체적으로 유노조 기업에서의 임금격차의 크기는 무노조 기업에서의 임금격차의 크기에 2배 정도가 된다. 이러한 결과는 노동조합의 존재가 정규직과 비정규직의 임금격차를 축소하는 것이 아니라 확대시킨다는 가설을 지지하는 것이다.

<표 6-9> 유노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: OLS

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.773***	0.105	-1.864***	0.102	-1.919***	0.102	-1.924***	0.095
정규직	0.110***	0.019	0.141***	0.019	0.152***	0.019	0.225***	0.018
남 성	0.175***	0.014	0.160***	0.013	0.171***	0.014	0.184***	0.013
기혼유배우	0.081***	0.016	0.078***	0.015	0.074***	0.015	0.112***	0.014
나 이	0.048***	0.005	0.051***	0.005	0.054***	0.005	0.045***	0.005
나 이 2	-0.061***	0.006	-0.060***	0.006	-0.063***	0.006	-0.056***	0.006
재직기간	0.044***	0.002	0.036***	0.002	0.035***	0.002	0.033***	0.002
재직기간2	-0.052***	0.008	-0.041***	0.008	-0.038***	0.008	-0.036***	0.007
학 력								
고 졸	0.284***	0.021	0.273***	0.021	0.261***	0.020	0.226***	0.019
전문대졸	0.441***	0.025	0.420***	0.024	0.408***	0.024	0.330***	0.023
대 졸	0.614***	0.025	0.590***	0.024	0.568***	0.024	0.485***	0.022
대학원	0.798***	0.032	0.760***	0.031	0.728***	0.031	0.657***	0.029
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포함	
Adj. R ²	0.497		0.530		0.542		0.606	
N	7305		7305		7305		7305	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-10> 무노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄 : OLS

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.735***	0.047	-1.655***	0.047	-1.714***	0.047	-1.705***	0.046
정규직	0.059***	0.006	0.076***	0.007	0.101***	0.007	0.115***	0.007
남 성	0.288***	0.006	0.289***	0.006	0.276***	0.006	0.281***	0.006
기혼유배우	0.058***	0.007	0.050***	0.007	0.049***	0.007	0.065***	0.007
나 이	0.055***	0.002	0.057***	0.002	0.056***	0.002	0.051***	0.002
나 이 2	-0.066***	0.002	-0.068***	0.002	-0.067***	0.002	-0.063***	0.002
재직기간	0.037***	0.001	0.033***	0.001	0.031***	0.001	0.030***	0.001
재직기간2	-0.062***	0.005	-0.053***	0.004	-0.052***	0.004	-0.043***	0.004
학 력								
고 졸	0.153***	0.008	0.141***	0.008	0.139***	0.008	0.116***	0.008
전문대졸	0.260***	0.011	0.236***	0.011	0.230***	0.011	0.177***	0.010
대 졸	0.427***	0.011	0.386***	0.011	0.380***	0.011	0.336***	0.011
대학원	0.614***	0.020	0.556***	0.020	0.568***	0.020	0.533***	0.020
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.445		0.461		0.470		0.497	
N	27518		27518		27518		27518	

주 : *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-11> 유노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: 고정효과모형

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.044***	0.107	-1.056***	0.108	-1.024***	0.112	-0.786***	0.104
정규직	0.073***	0.028	0.075***	0.028	0.073***	0.028	0.129***	0.026
기혼유배우	0.117***	0.026	0.116***	0.026	0.117***	0.026	0.045***	0.024
재직기간	0.060***	0.003	0.059***	0.003	0.059***	0.003	0.020***	0.003
재직기간2	0.037***	0.013	0.037***	0.013	0.039***	0.013	-0.015	0.012
학 력								
고 졸	0.188**	0.091	0.179**	0.091	0.177***	0.091	0.118	0.085
전문대졸	0.387***	0.100	0.375***	0.100	0.379***	0.100	0.229***	0.093
대 졸	0.426***	0.104	0.414***	0.104	0.417***	0.104	0.202***	0.097
대학원	0.607***	0.115	0.599***	0.115	0.608***	0.115	0.288***	0.108
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.337		0.349		0.363		0.428	
N	7305		7305		7305		7305	

주:*** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-12> 무노조 기업에서의 정규직 임금프리미엄: 고정효과모형

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.669***	0.050	-0.637***	0.050	-0.672***	0.051	-0.811***	0.049
정규직	0.027***	0.008	0.029***	0.008	0.036***	0.008	0.061***	0.008
기혼유배우	0.163***	0.013	0.161***	0.013	0.158***	0.013	0.097***	0.013
재직기간	0.037***	0.002	0.036***	0.002	0.036***	0.002	0.014***	0.002
재직기간2	-0.035***	0.007	-0.033***	0.007	-0.034***	0.007	-0.005	0.007
학 력								
고 졸	-0.045	0.036	-0.045	0.036	-0.048	0.036	-0.007	0.034
전문대졸	0.130***	0.043	0.129***	0.043	0.125***	0.043	0.063	0.041
대 졸	0.364***	0.049	0.356***	0.048	0.352***	0.048	0.208***	0.046
대학원	0.555***	0.066	0.550***	0.066	0.545***	0.066	0.295***	0.062
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.338		0.349		0.359		0.374	
N	27518		27518		27518		27518	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

그러나 이러한 결과가 반드시 노동조합이 비정규직에게 불리한 영향을 미친다는 것을 의미하지는 않는다. 왜냐하면 비록 노동조합이 정규직과 비정규직의 임금격차를 확대시킨다고 하더라도 무노조 기업에 비해 비정규직의 임금을 인상시키는 기능을 할 수도 있기 때문이다. 이 경우 노동조합의 존재는 비정규직의 임금수준에 긍정적인 영향을 미치게 된다. 이러한 노동조합의 수준효과는 비정규직 근로자만으로 표본을 재구성하고 기업의 노동조합 존재 유무가 이들의 임금에 미치는 영향을 분석함으로써 추론해 볼 수 있다.

<표 6-13>과 <표 6-14>는 노동조합의 존재 유무가 비정규직의 임금수준에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 먼저 횡단면 분석결과를 보

면 유노조 기업 더미는 비정규직의 임금을 증가시키는 통계적으로 유의한 효과를 가지는 것으로 나타난다. 유노조 더미의 추정계수는 0.076~0.126으로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 다른 관찰된 특성이 동일한 경우 유노조 기업의 비정규직 근로자가 무노조 기업의 비정규직 근로자보다 7.9~13.4% 정도 높은 임금을 받는다는 것을 의미한다. 따라서 횡단면 분석결과에 의하면 노동조합이 비정규직의 임금수준을 상승시키는 긍정적 효과를 발휘하고 있다고 해석할 수 있다.

<표 6-13> 비정규직의 임금에 노조가 미치는 효과: OLS

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.817***	0.162	-1.818***	0.162	-1.948***	0.161	-1.950***	0.157
유노조기업	0.126***	0.020	0.076***	0.021	0.100***	0.021	0.085***	0.021
남 성	0.331***	0.012	0.336***	0.012	0.279***	0.013	0.278***	0.013
기혼유배우	0.016	0.013	0.017	0.013	0.015	0.013	0.032**	0.013
나 이	0.048***	0.004	0.048***	0.004	0.046***	0.003	0.041***	0.003
나 이 2	-0.054***	0.004	-0.055***	0.004	-0.053***	0.004	-0.049***	0.004
재직기간	0.037***	0.002	0.036***	0.002	0.032 ***	0.002	0.028***	0.002
재직기간2	-0.092***	0.009	-0.089***	0.008	-0.081***	0.008	-0.067***	0.008
학 력								
고 졸	0.079***	0.013	0.072***	0.013	0.070***	0.013	0.043***	0.013
전문대졸	0.155***	0.022	0.143***	0.022	0.137***	0.021	0.075***	0.021
대 졸	0.244***	0.024	0.225***	0.025	0.218***	0.024	0.176***	0.024
대학원	0.567***	0.055	0.547***	0.055	0.518***	0.055	0.490***	0.053
직종더미	포함		포함		포함		포함	
기업규모			포함		포함		포함	
산업더미					포함		포함	
연도더미							포함	
Adj. R ²	0.298		0.303		0.332		0.366	
N	8732		8732		8732		8732	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-14> 비정규직의 임금에 노조가 미치는 효과: 고정효과모형

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.713	0.468	-0.674	0.468	-0.810	0.466	-1.045**	0.451
유노조기업	0.045	0.028	0.036	0.028	0.042	0.028	0.023	0.027
기혼유배우	-0.030	0.034	-0.032	0.034	-0.027	0.034	0.021	0.033
재직기간	0.029***	0.004	0.029***	0.004	0.029***	0.004	0.006	0.004
재직기간2	-0.054***	0.015	-0.052***	0.015	-0.054***	0.015	-0.007	0.014
학 력								
고 졸	-0.113*	0.066	-0.110*	0.066	-0.103	0.066	0.016	0.064
전문대졸	0.009	0.090	0.004	0.090	0.013	0.090	0.051	0.087
대 졸	0.172	0.113	0.165	0.113	0.148	0.113	0.074	0.109
대학원	0.736***	0.192	0.732***	0.192	0.671***	0.192	0.554***	0.186
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
기업규모			포 함		포 함		포 함	
산업더미					포 함		포 함	
연도더미							포 함	
Adj. R ²	0.141		0.145		0.195		0.224	
N	8732		8732		8732		8732	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

그러나 이러한 노동조합의 수준효과는 근로자의 관찰되지 않는 특성을 통제할 경우 사라진다. <표 6-14>가 제시하는 바와 같이 고정효과 모형의 추정결과에 의하면 유노조 기업 더미의 추정치는 변수의 가감과 관계없이 모든 추정식에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이러한 결과는 횡단면 분석에서 나타나는 노유노조 기업 더미의 추정치가 과대추정 되었음을 의미하는 것이다. 또한 추정결과는 횡단면 분석에서 나타나는 유의한 노동조합 효과는 노동조합의 순기능의 결과가 아니라 비정규직 중 상대적으로 높은 임금을 받을 수 있는 근로자들이 유노조 기업에 고용됨으로써 발생한 효과라고 할 수 있다.

따라서 이상의 결과를 종합적으로 판단해 보면 노동조합의 존재는 정

규직과 비정규직의 임금격차를 확대시키는 방향으로 작용하고 있으며, 비정규직의 임금수준에도 영향을 미치지 못하고 있다. 이는 노동조합이 정규직 근로자 위주로 조직되어 있고, 따라서 주로 정규직 근로자의 이익을 대변할 수밖에 없다는 근본적인 한계를 반영하는 것이다.

3. 기업규모

기업규모는 임금에 큰 영향을 미친다. 일반적으로 기업규모가 클수록 근로자의 임금수준도 높은 것으로 보고되고 있다. 그렇다면 정규직과 비정규직의 임금격차는 기업규모별로 어떤 차이를 보이는가? 본 연구에 사용된 표본의 기술통계를 보면 기업규모별로 비정규직의 비율이 상이하게 나타남 50인 미만의 소규모 기업에 약 1/2가량이 분포되어 있다. 따라서 이러한 비정규직의 기업규모별 분포는 정규직과 비정규직의 임금격차의 규모별 차이를 유발할 수 있다.

<표 6-15>와 <표 6-16>은 기업규모별로 정규직과 비정규직의 임금격차를 추정한 결과를 제시하고 있다. 먼저 <표 6-15>에 나타난 횡단면 분석결과를 보면 정규직의 임금프리미엄은 통계적으로 유의하며 기업규모에 비례하는 것으로 나타난다. 즉, 정규직의 임금프리미엄은 300인 이상의 기업에서 약 18.4%이며 기업규모가 작아짐에 따라 단조적으로 감소하여 10인 미만의 기업에서는 8.1%가 된다. 반면 <표 6-16>에 제시한 고정효과 모형의 추정결과를 보면 기업규모별로 정규직 임금프리미엄에 유의한 차이가 보이지만 횡단면 분석에서와 같은 단조적 패턴은 발견되지 않는다. 정규직 임금프리미엄은 300인 이상 기업에서 14.7%로 가장 크고, 100인 이상 300인 미만 기업에서는 2.5%, 10인 이상 100인 미만 기업에서는 3.9%, 그리고 10인 미만 기업에서는 4.5%이다. 따라서 300인 미만 기업에서의 정규직 임금프리미엄은 5% 미만으로 적은 반면 300인 이상의 기업에서는 14.7%로 크게 나타나 기업규모별로 뚜렷한 차이를 보인다고 할 수 있다.

위의 추정결과에서 주목해야 할 사실은 임금수준의 결정에 노동조합 가입 여부가 미치는 영향이다. <표 6-15>과 <표 6-16>를 보면 노동조

합의 가입 여부가 임금에 영향을 미치는 것은 300인 이상의 대규모 기업의 경우에만 나타난다. 300인 미만의 기업에서 노동조합의 가입 여부는 임금결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한다. 따라서 노동조합의 영향력은 예상했던 것처럼 대규모 기업의 노동조합에서 두드러지게 나타난다고 할 수 있다.

마지막으로 기업규모와 정규직과 비정규직 임금격차와 관련하여 중요한 이슈로 부각되는 문제는 과연 기업규모가 임금에 미치는 효과와 고용형태의 차이가 임금에 미치는 효과와 비교하여 어느 정도인가 하는 문제이다. 기업규모가 증가함에 따라 기업의 임금수준은 높아진다. 따라서 대규모 기업에 종사하는 비정규직의 임금수준도 소규모 기업에 종사하는 근로자들의 임금에 비해 상대적으로 높다고 할 수 있다. 만일 이러한 기업규모의 임금효과가 매우 커서 고용형태의 임금효과를 압도하는 경우에 대규모 기업의 비정규직 근로자의 임금이 소규모 기업의 정규직 임금보다 높을 수 있다.

<표 6-17>과 <표 6-18>은 이러한 가설을 실증적으로 검증한 결과이다. 표는 표본을 300인이상의 비정규직과 300인 미만 소규모의 정규직으로 재구성하고 300인 미만 기업의 정규직과 300인 이상 기업의 비정규직 사이의 임금격차를 추정한 결과이다. 횡단면 분석결과에 의하면 300인 미만 기업의 정규직과 300인 이상 기업의 비정규직 사이에는 통계적으로 유의한 임금격차가 존재하지 않는다. 50인 미만 기업의 정규직 근로자는 다른 관찰된 특성이 동일한 300인 이상 기업의 비정규직 근로자에 비해 2.6% 적은 임금을 받고 있으며, 10인 미만의 기업의 정규직 근로자는 다른 관찰된 특성이 동일한 300인 이상 기업의 비정규직 근로자에 비해 6.4%나 낮은 임금을 받고 있다. 이러한 임금수준의 역전 현상은 고정효과 모형에서는 발견되지 않는다. 그러나 고정효과 모형의 추정결과에서도 300인 미만 기업의 정규직 근로자는 300인 이상 기업의 비정규직 근로자에 비해 통계적으로 유의한 높은 임금을 받고 있지 못하다. 이러한 분석결과는 정규직과 비정규직이라는 고용형태보다는 소규모 기업의 저임금 근로자들의 보호에 초점을 맞추는 것이 더욱 효과적인 정책방향일 수 있음을 시사한다.

<표 6-15> 기업규모별 정규직과 비정규직의 임금격차: OLS

	300인 이상		100~300인		10~99인		10인 미만	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.619***	0.089	-1.787***	0.146	-1.852***	0.074	-1.862***	0.083
정규직	0.169***	0.014	0.160***	0.024	0.087***	0.012	0.078***	0.011
남 성	0.206***	0.012	0.237***	0.019	0.319***	0.010	0.248***	0.011
기혼유배우	0.111***	0.013	0.069***	0.023	0.070***	0.011	0.036***	0.011
나 이	0.038***	0.004	0.060***	0.007	0.061***	0.003	0.051***	0.003
나 이 2	-0.048***	0.005	-0.074***	0.008	-0.076***	0.004	-0.062***	0.004
재직기간	0.045***	0.002	0.037***	0.004	0.025***	0.002	0.023***	0.002
재직기간2	-0.074***	0.009	-0.061***	0.017	-0.031***	0.008	-0.037***	0.009
학 력								
고 졸	0.245***	0.019	0.137***	0.026	0.121***	0.012	0.087***	0.012
전문대졸	0.311***	0.023	0.294***	0.033	0.208***	0.017	0.125***	0.018
대 졸	0.492***	0.022	0.457***	0.034	0.340***	0.017	0.280***	0.019
대학원	0.745***	0.030	0.661***	0.052	0.523***	0.032	0.333***	0.047
노동조합	0.085***	0.011	-0.014	0.022	-0.005	0.038	0.076	0.084
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
산업더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
연도더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
Adj. R ²	0.589		0.554		0.482		0.351	
N	8080		2920		9794		8648	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-16> 기업규모별 정규직과 비정규직의 임금격차: 고정효과 모형

	300인 이상		100~300인		10~99인		10인 미만	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.763***	0.099	-0.091	0.171	-0.791***	0.082	-0.965***	0.103
정규직	0.137***	0.020	0.025***	0.037	0.038**	0.015	0.044***	0.026
기혼유배우	0.059***	0.023	0.069	0.046	0.095***	0.021	0.044*	0.011
재직기간	0.022***	0.003	0.014**	0.007	0.016***	0.003	0.007*	0.002
재직기간 ²	-0.178	0.014	-0.044	0.031	-0.044***	0.015	-0.000	0.015
학 력								
고 졸	0.005	0.080	-0.019	0.106	0.044	0.057	0.008	0.069
전문대졸	0.040	0.088	0.321***	0.125	0.066	0.074	0.028	0.085
대 졸	0.105*	0.091	0.252*	0.140	0.134***	0.082	0.192*	0.100
대학원	0.238**	0.104	0.317	0.216	0.253***	0.115	0.147	0.180
노동조합	0.045***	0.013	0.015	0.026	0.013	0.023	0.046	0.117
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
산업더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
연도더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
Adj. R ²	0.367		0.148		0.248		0.209	
N	8080		2920		9794		8648	

주:*** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-17> 300 이상 기업의 비정규직에 대한 소규모 기업 정규직의 임금프리미엄: OLS

	300인 미만 정규직		100인 미만 정규직		50인 미만 정규직		10인 미만 정규직	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-1.747***	0.057	-1.754***	0.060	-1.730***	0.065	-1.665***	0.089
정규직	-0.002	0.013	-0.014	0.013	-0.026**	0.013	-0.066***	0.015
남 성	0.276***	0.007	0.277***	0.008	0.275***	0.008	0.227***	0.012
기혼유배우	0.077***	0.008	0.071***	0.009	0.068***	0.009	0.052***	0.013
나 이	0.058***	0.003	0.058***	0.003	0.058***	0.003	0.052***	0.004
나 이 2	-0.073***	0.003	-0.073***	0.003	-0.072***	0.003	-0.066***	0.005
재직기간	0.028***	0.002	0.026***	0.002	0.027***	0.002	0.030***	0.003
재직기간2	-0.034***	0.007	-0.029***	0.007	-0.040***	0.008	-0.057***	0.012
학 력								
고 졸	0.148***	0.010	0.149***	0.010	0.142***	0.011	0.124***	0.015
전문대졸	0.238***	0.013	0.221***	0.014	0.206***	0.015	0.157***	0.020
대 졸	0.413***	0.013	0.388***	0.014	0.362***	0.015	0.321	0.021
대학원	0.585***	0.024	0.528***	0.027	0.475***	0.032	0.432***	0.046
노동조합	0.027*	0.014	0.055***	0.004	0.095***	0.025	0.166***	0.048
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
산업더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
연도더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
Adj. R ²	0.589		0.554		0.482		0.351	
N	8080		2920		9794		8648	

주: *** 1% 유의수준. ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

<표 6-18> 300 이상 기업의 비정규직에 대한 소규모 기업 정규직의 임금프리미엄: 고정효과 모형

	300인 미만 정규직		100인 미만 정규직		50인 미만 정규직		10인 미만 정규직	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
상수항	-0.831***	0.061	-0.803***	0.067	-0.760***	0.074	-0.841***	0.089
정규직	0.030	0.019	0.016	0.021	0.022	0.023	0.001	0.035
기혼유배우	0.085***	0.015	0.081***	0.016	0.078***	0.018	0.077***	0.029
재직기간	0.014***	0.002	0.014***	0.002	0.015***	0.003	0.007*	0.004
재직기간2	-0.024**	0.011	-0.030**	0.012	-0.042***	0.015	-0.022	0.023
학 력								
고 졸	0.029	0.045	0.005	0.050	-0.062	0.054	-0.122	0.081
전문대졸	0.130**	0.053	0.076	0.059	0.013	0.064	-0.128	0.096
대 졸	0.294***	0.058	0.239***	0.066	0.194***	0.071	0.033	0.106
대학원	0.356***	0.085	0.282***	0.097	0.177	0.116	0.029	0.171
노동조합	0.007	0.016	0.019	0.022	0.009	0.030	-0.020	0.062
직종더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
산업더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
연도더미	포 함		포 함		포 함		포 함	
Adj. R ²	0.305		0.275		0.228		0.120	
N	8080		2920		9794		8648	

주: *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준 * 10% 유의수준
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007.

제6절 결론 및 정책적 시사점

이 장에서는 정규직과 비정규직간의 임금격차를 실증적으로 분석하였다. 비정규직과 정규직의 임금격차를 정확히 분석하기 위해서는 임금에는 영향을 미치지만 관측되지 않는 개인의 이질성(heterogeneity)을 통제

해야 한다. 이를 위해서는 횡단면 자료를 이용한 선택모형(selection model)이나 패널자료를 특성을 반영한 추정모형의 활용이 필요하다. 선택모형의 경우 도구변수의 발견이 현실적으로 매우 어렵다. 따라서 이 장에서는 한국노동패널자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하였다. 그 간 패널자료를 이용한 정규직과 비정규직의 임금격차에 관한 몇몇 연구가 존재하였으나, 2년 또는 3년의 단기간에 걸친 패널자료를 활용한 것이 대부분이었고, 장기패널을 이용하여 임금격차를 분석한 연구는 없었다. 이 장에서는 한국노동패널 1~10차년도의 장기패널자료를 이용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한다는 점에서 선행연구와 구별된다고 하겠다.

통상적인 시간당 임금함수를 추정한 결과에 의하면 통계적으로 유의한 정규직 임금프리미엄이 존재하는 것으로 나타난다. 추정모형에 따라 차이가 있기는 하지만 임금에 영향을 미치는 관측할 수 있는 여러 변수들은 통제하고 나면 정규직은 비정규직 사이에는 통계적으로 유의한 8~14%의 임금격차가 존재한다. 이는 경제활동인구조사나 사업체 근로실태조사 등 다른 자료를 활용한 횡단면 분석과 일치하는 결과이다. 표본을 노조가 조직되어 있는 사업장과 노조가 조직되어 있지 않은 사업장을 나누어 임금격차를 분석하여 보면 노조가 조직되어 있는 사업장에서 4~5%의 추가적인 임금격차가 발생한다. 한편 300인 이상의 대규모 사업체의 비정규직과 300인 이하의 소규모 사업체의 정규직 사이의 임금격차를 추정하여 보면 통계적으로 유의한 임금격차가 발견되지 않는다.

근로자의 관찰되지 않은 이질성을 통제한 고정효과 모형(fixed effect model)에 의하면 정규직과 비정규직의 임금격차는 4~8%의 수준이다. 이는 단순횡단면 분석에서 나타난 임금격차의 약 50% 수준이다. 따라서 횡단면 분석에서 나타나는 정규직과 비정규직의 임금격차의 절반은 근로자의 관찰되지 않은 특성에 기인한 것이라고 할 수 있다. 노동조합 조직 유무로 사업장을 나누어 추정한 결과를 보면 횡단면 분석에서와 같이 유노조 기업에서의 정규직과 비정규직의 임금격차가 무노조 기업에서의 임금격차보다 훨씬 큰 것으로 나타난다. 또한 임금에 영향을 미

치는 다른 조건을 통제할 경우 소규모 사업장의 정규직 근로자의 임금 수준은 대규모 사업장 비정규직의 임금수준보다 높지 않은 것으로 나타난다.

이러한 분석결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 정규직과 비정규직의 임금격차의 상당 부분은 관찰되지 않은 개인적 특성에 의해 설명될 수 있다. 따라서 단순한 평균임금의 차이나 횡단면 임금격차의 분석을 통해 나타나는 임금격차는 과대추정된 것이다. 따라서 단순한 분석결과는 정규직과 비정규직 임금격차 해소를 위한 정책적 개입의 필요성을 지나치게 과장할 수 있다. 둘째, 노조 사업장에서의 정규직과 비정규직의 임금격차가 비노조 사업장에서의 임금격차보다 크다는 사실은 정규직 중심의 노동조합이 정규직의 임금에는 긍정적인 영향을 미치는 반면 비정규직의 임금에는 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 마지막으로 대규모 사업체의 비정규직과 소규모 사업체의 정규직 사이에 임금격차가 존재하지 않거나 역의 임금격차가 존재한다는 사실은 정규직/비정규직이라는 고용형태의 차이가 문제의 본질이 아닐 수도 있다는 점을 시사해 준다. 비정규직이라는 고용형태에 주목하기보다는 저임금이라는 실질적 측면에서 문제에 접근하는 것이 정책대상을 보다 명확히 하고 근로자의 실질적 보호를 향상시킬 수 있는 방향일 수도 있다.

제 7 장

맺음말

이 연구는 지금까지의 기존의 임금격차에 관한 연구가 세부 주제별로 단편적으로 논의가 진행되어온 경향을 극복하고 또 아직은 충분한 논의가 진행되지 못한 임금격차와 관련된 영역의 연구의 보강을 통해서 한국사회의 임금격차에 관한 다양한 측면을 함께 살펴보고 한국 노동시장의 임금격차에 대한 보다 심층적이고 종합적인 이해를 돕고 노동시장 정책의 시사점을 도출해 보고자 의도하였다. 이에 본 연구에서는 임금의 격차를 기업규모에 따른 격차, 지역별 격차, 공식과 비공식 부문간의 격차, 성별 격차, 정규직과 비정규직간의 격차라는 측면에서 한국 노동시장의 임금격차의 모습을 다각도로 살펴보고자 하였다. 본 장에서는 앞서 보인 연구결과를 요약하고 그에 따른 정책적 함의를 정리함으로써 맺음말을 대신하고자 한다.

제2장에서는 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 어떻게 다르게 나타나는 지를 비교 분석해 보았는데 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 10인 미만 기업체를 기준으로 했을 경우 10~29인 5.1%, 30~99인 5.5%, 100~299인 8.0%, 300~999인 7.1%, 그리고 1,000인 이상 8.8%의 임금상승효과가 나타나 기업 규모에 따라서 상당한 정도의 임금격차가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 근로자의 동일한 인적자본에 대하여 노동시장에서의 보상이 기업체 규모에 따라 다르게 나타나는 지를 알아보기 위해 기업체 규모별로 임금방정식을 추정한 결과 관측되는 근로자의 특성에 따른 노동시장에

서 보상이 기업규모간 상이하게 나타났다. 기업규모가 커질수록 교육과 근속년수에서의 보상이 증가하였고 성별 임금격차는 줄어드는 것으로 나타나 가격차별로 인한 임금격차가 가속화되는 이중노동시장의 특성을 보여주고 있다.

고정효과 모델로 추정한 결과 임금격차는 10인 미만 영세기업과 중소기업 혹은 대기업과 특히 큰 격차를 보여주고 있다. 물론 중소기업과 대기업과의 임금격차도 어느 정도 존재하는 것이 현실이다. 영세소기업의 경우 적은 자본으로 근로자의 생산성의 저하와 이로 인한 저임금, 이는 결국 생산성이 낮은 근로자의 유입을 촉진하는 악순환이 전개되는 것이다. 따라서 영세소기업의 경우 자신들이 특화 할 수 있는 전문성을 확대하고 이로 인한 생산성의 증가를 통한 임금상승을 유도하는 것이 바람직하다. 중소기업의 경우에도 선별적으로 유망한 중소기업에 금융지원을 통하여 그들이 기술개발을 통하여 생산성을 증가시키도록 유도해야 될 것이다. 이는 능력이 높은 개인이 중소기업에 진입할 수 있는 계기를 주게 것이다.

또한 고학력을 소유한 개인이 중소기업에 종사하도록 유도하여 자연스럽게 중소기업 종사자의 임금이 올라가도록 하는 시장친화적인 정책이 필요하다. 이런 정책에는 학교나 지역에서 중소기업과 연계된 직장 구직(Job-Seeking) 프로그램을 활성화하여 대학을 졸업한 인력이 중소기업을 회피하지 않도록 하는 정책이 필요하다.

궁극적으로는 노동시장에서 개인이 속한 기업체에 따라 임금이 결정되는 것이 아니라 개인의 성과에 따라 임금이 결정되는 체계로의 전환이 필요하다. 근로자의 생산성을 초과하는 고임금이나 생산성을 하회하는 저임금 모두 노동시장의 효율성을 저하시키는 요인이다. 따라서 장기적으로는 개인의 임금수준이 개인의 노동생산성에 연동되도록 하는 전반적인 임금체계의 변화가 필요하다.

제3장에서는 지역별 임금격차와 관련하여 그 결정요인을 분석하였다. 결정요인은 개인의 인적자본의 차이, 지역의 부존자원의 차이, 집적의 경제(agglomeration economies)로 인한 차이로 나눌 수 있는데 집적의 경제는 다시 도시의 전체시장 규모 및 다양성에서 얻어지는 이득인 도

시화 경제(urbanization economies)와 개별산업의 지역적 집중에서 얻어지는 생산성 이득인 지역화 경제(localization economies)로 나누어진 다. 로그임금을 종속변수로 하는 첫 단계식의 회귀분석에서는 개인별 인적속성인 교육수준, 교육의 질, 경험, 연령, 결혼여부, 종사업체의 노조의 존재 여부, 부모의 교육, 정규직 여부, 종사업체의 규모 및 직종 등을 포함함으로써 통제를 하고 난 뒤에 지역화경제를 나타내는 절대적 산업집중지수와 상대적 산업집중지수 변수가 모든 경우에 유의한 양의 효과를 가지므로 종사자가 근무하는 업체가 속한 산업이 집중되어 있는 지역에서 근무하는 종사자는 유의하게 높은 임금을 받는다고 해석한다.

도시자체의 특수한 성격을 나타내는 시군구 더미의 추정계수를 종속변수로 하는 두 번째 단계의 추정식에서는 지역의 부존환경을 나타내는 변수들, 즉 지역의 평균교육수준, 재정자립도, 사업서비스업비율, 그리고 도로 연장률의 변수들은 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하였다. 도시화 경제를 나타내는 변수들 중 Herfindahl 도시화경제 지수와 Ellison-Glaeser 도시화경제 지수 변수는 유의한 양의 효과를 보였다. 두 지수 모두 그 지역의 비다양성의 크기를 나타내므로 양의 값을 나타냄은 우리나라에서는 산업구조가 다양한 지역보다 집중된 지역의 지역임금이 더 높음을 나타낸다. 도시화 경제를 반영하는 다른 두 변수, 즉 면적 당 종사자수와 지역 종사자수 변수들이 양의 효과를 가지나 통계적으로 유의하지 못하였다.

우리나라의 경우 지역의 산업구조가 다양한 것은 지식의 cross fertilization을 유발하여 해당 지역에 소재하는 업체의 생산성을 높이는 것이 사실이나 이것이 임금의 상승으로 연결되지 않는 것으로 보인다. 대도시 지역에서 산업구조가 다양한 것은 다양한 소비재와 서비스가, 특히 우수한 자녀 교육서비스가 부여되고 있음을 의미하는데 이와 같은 삶의 질의 향상에 따른 보상임금으로 낮은 임금을 종사자가 수용할 용의가 있음을 알 수 있다. 이와 같은 해석은 1차적 자료분석에서 관찰된 사실인 부산, 대구, 인천, 대전 및 광주의 광역도시들의 평균임금이 왜 다른 지역에 비해 낮은가를 또한 설명해 주는 것 같다. 우리나라의 경우 아직도 대도시에서만 다양한 소비재와 서비스 특히 양질의 교육서비스를 향

유할 수 있으므로 대도시 거주자는 낮은 보상임금을 수용하고 따라서 대도시에 소재하는 업체는 다양성으로 인해 생산성이 높음에도 불구하고 종사자가 소비의 다양성으로 삶의 질이 향상되는 것의 보상으로 낮은 임금을 수용할 용의가 있으므로 높은 임금을 지불할 유인이 생기지 않는다. 이는 업체가 대도시에 입지할 유인이 매우 강함을 보여준다. 반면에 소도시에 입지하면 다양성의 결손으로 인해 생산성이 낮음에도 불구하고 삶의 질이 낮으므로 높은 임금을 지불하지 않으면 종사자를 유인하는데 어려움이 있다. 따라서 대도시에서 기업입지를 억제하고 소도시에 업체의 입지를 권장하는 정부의 오랜 정책은 정당성이 있다고 하겠다. 정부의 정책은 해당 산업이 집중되어 있는 소도시에 이 산업에 속한 업체의 입지를 권장하고 대기업의 소도시 입지를 권장하는 것이 효과적일 것이다. 소도시에 기업의 입지를 권장하는 정책만으로는 충분치 않으며 소도시에서도 선진국의 소도시에서 향유할 수 있는 바와 같이 소비의 다양성을 가질 수 있도록 정책을 추진해야 할 것이다. 특히 양질의 교육기관을 소도시에 권장하는 것이 효과적일 것이다.

제4장에서는 사회보험 가운데 사용자의 납부의무 규정이 있는 직장 의료보험, 고용보험, 그리고 산재보험 가입여부에 따라 공식 노동시장과 비공식 노동시장으로 나누고 공식과 비공식의 이중노동시장 구조하에서 인적자원에 대한 보상이 어떻게 이루어지는가를 실증분석하였다. 여러 가지 생산성에 영향을 미치는 요소를 제어하고 관측되지 않는 특성에 대하여 고정효과 모델을 통하여 조절하여 두 부문간에 유의미한 차이가 있음을 보였다. 또한 관측되는 근로자의 인적자본에 대한 노동시장에서의 보상이 공식부문과 비공식부문간 상당히 상이한 것으로 나타난다. 예를 들어 교육수준에 대한 노동시장에서의 보상이 공식부문의 경우 비공식부문과 비교해 보아서 2배 이상의 차이가 나며 현 직장에서의 근속년수가 임금에 미치는 효과도 공식부문이 큰 것으로 나타났다. 노동조합의 임금상승효과도 비공식부문에서는 나타나지 않으나 공식부문에서는 통계적으로 유의미한 양의 값이 나타났으며 성별 임금격차는 비공식 노동시장에서 더 큰 것으로 나타났다. 즉 비공식노동시장에 처할 경우 교육, 연령, 노동조합 등이 주는 보수증가효과는 둔감된다는 결

과가 나타났다.

비공식 부문이 공식부문을 진입하기 위한 노동시장 징검다리 역할을 하거나 경기둔화 시기에 사회안전망이 불완전한 상태에서 노동시장의 완충지역의 역할을 한다면 비공식 부문 노동시장의 존재는 반드시 부정적인 것만은 아닐 것이다. 당장의 사회안전망을 구축하는데 재원이 부족한 후진국일수록 비공식부문이 사회안전망의 대체기능을 수행할 가능성이 높다. 그러나 경제가 선진화되면서 사회안전망이 확대되면서 비공식부문이 점차 감소하고 공식부문이 확대되는 것이 선진국의 경험인데 과거의 고착된 비공식부문이 경제의 선진화를 가로막는 병목현상을 일으킬 가능성도 존재한다.

결과적으로 비공식부분은 ‘양날의 칼’로서 오늘 당장 개혁되어야 할, 개혁될 수 있는 대상도 아니지만 점차 경제수준에 비하여 과도한 비공식 부문을 어떻게 점차 줄여나갈지에 관한 마스터 플랜을 가지고 점진적이고 일관된 정책수립이 필요한 것이다.

이러한 이중노동시장 구조를 개선하기 위한 고용정책의 방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 노동시장의 정규직에 대한 노동기준 및 사회보장 수준이 높으면 높을수록 비공식부문의 탈법, 불법 유인은 더욱 커지게 된다. 이중노동시장 구조하에서는 공식부문 노동시장과 비공식 부문의 수준의 격차를 점차 줄여나가는 정책이 필요하다. 둘째, 비공식 부문 자원배분 시스템의 투명성을 기하기 위해 인프라 구축을 위한 노력이 제고되어야 한다. 사회안전망이 각각 별도로 법률적인 정의를 가지고 있고 관련 감독 부서가 별도로 되어 있는 현실에서 탈법 유인은 커질 수밖에 없음으로 따라서 사회보장 관련법의 통합적 관리 시스템의 마련도 필요하다. 셋째, 비공식부문의 공식부문을 촉진시키기 위해 과도기 기간동안에 당근프로그램(carrot program)을 마련할 필요가 있다. 비공식부문의 사회보장세의 감면, 사용자에 대한 투명경영 및 노동/사회보장 기준에 대한 교육 및 컨설팅 등 비공식 부문의 공식화 유인을 제공해야 한다. 넷째, 비공식부문과 공식부문에 보편적인 기준이 설정되어야만 하는 영역과 이원화된 기준 설정이 가능한 영역으로 구분하여 이원화된 설정이 가능한 영역의 경우 과도기 기간동안 유지를 하되 지속적

인 모니터링하에 충분한 시간을 가지고 점차 단일화된 기준으로 격차를 줄여나가는 노력이 필요하다. 보편적인 기준으로 설정되어야 하는 부분은 근로자의 기본권 관련 사항들이며 사적자치로 타협이 가능한 노동 및 사회보장 영역에는 이원화된 제도를 설정하여 비공식부문 노동시장을 준공식부문으로 내포(contain)하려는 정책전략이 필요하다. 다섯째, 고용안정센터, 소상공인지원제도, 복지센터와 같이 고용-산업-복지의 전달체계의 통합화를 통해 유기적인 전달 서비스를 제공하고 장기 계획하에 공식화 정책이 지속적으로 그리고 점진적으로 수행되어야 할 것이다. 파편화된 비공식 부문 정책은 정책효과를 계량적으로 가늠하기 어려우며 중복정책으로 말마암은 사회적 자원 낭비 등을 유발 할 수 있다. 마지막으로 비공식부문에 대하여 무조건식의 규제와 지원식의 냉탕-열탕식의 정책은 문제를 해결하기보다는 만성화시킬 수 있다. 또한 일자리 수 목표 달성에 급급한 나머지 단기 일자리 팽창정책을 피는 경우도 많다. 이 경우 비공식 부문에 저질 일자리가 양산되고 결과적으로 이중 노동시장 구조를 더욱 고착화시켜 인적자원의 배분의 비효율성을 크게 할 수 있다.

제5장에서는 성별임금격차를 다각적으로 분석하였는데 주요 결과를 나타내면 다음과 같다. 첫째, 1998년에서 2006년의 기간 동안에 시간당 임금의 성별 격차는 대체로 여성이 남성의 60%를 조금 상회하는 정도에서 큰 변화가 없었으며 Oaxaca-Blinder 방법을 통하여 분석해본 결과 약간의 등락이 있지만 인적속성으로 설명가능한 부분이 대체로 30% 중반을 유지하고 있었다. 둘째, 이러한 결과는 그 동안 여성인력의 고학력화라는 사회현상에서 보면 다소 의아한 결과가 아닐 수 없는데 이런 퍼즐을 풀기 위해서 Juhn-Murphy-Pierce 분해법으로 분석한 결과를 보면 관측된 생산요소의 효과는 음의 부호를 나타냄으로써 두 기간 동안에 교육을 포함하는 관측되는 요소의 영향은 남녀의 임금격차를 줄이는 방향으로 진행하였음을 보여준다. 좀 더 자세히 분석해 보면 특히 대학교육은 그 중에서 성별 임금격차의 축소에 대한 영향이 컸다. 그러나 이러한 관측된 생산요소의 효과는 관측된 가격요소의 변화에 의해서 상쇄되고 있음을 결과는 보여준다. 특히 근속기간에 대한 노동시장에서의

보상의 증가는 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 더욱 불리하게 작용하여 임금격차를 증가시키는 효과를 보이고 대학교육의 증가에 따른 효과를 상쇄시키는 것으로 나타났다. 셋째, 직종분리의 문제와 임금격차를 함께 연결하여 분석해 보았는데 남성과 여성의 직종모델로 예측된 직종분포의 결과가 양의 값(0.0296)을 나타낸다. 즉 여성의 직종별 임금을 남녀에게 동일하게 준다고 가정할 때 남성이 상대적으로 고소득 직종에 여성은 저소득 직종에 분포되는 것을 모델은 예측하고 있다. 직종별 임금격차의 경우 전문직1, 전문직2(교육전문가), 기술직, 사무직 등에서 인적 속성의 차이에 의해서 설명되는 부분이 62%, 84%, 86%, 68% 등으로 매우 높고 따라서 차별 및 오차 등이 이 직종들에서 차지하는 비중은 낮게 나타났다. 반면에, 서비스 및 판매직이나 생산직, 노무직 등 저임금 직종에서는 인적 속성의 차이에 의해 설명되는 부분이 각각 58%, 18%, 27%로 상대적으로 낮았고 따라서 차별이나 오차 등이 성별 임금격차에서 차지하는 부분이 높게 나왔다. 전문직의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차가 저소득직에서는 직종내에서의 남녀 임금의 차별 및 오차가 중요한 문제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 임금격차의 중요한 문제가 차이가 있음을 보여주었다. 직종선택과 임금함수의 분석을 모두 포함하는 총임금격차 항목에서 보면 전문직2, 기술직, 사무직에서의 차별 및 오차의 비중은 상대적으로 낮았으며, 서비스 및 판매직, 생산직에서 차별 및 오차의 부분은 상대적으로 높았다.

분석을 통해서 보면 최근에 들어오면서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상의 증가는 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 남성에 비해 불리하게 작용하고 있음을 알 수 있다. 따라서 정책적인 측면에 있어서 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 결혼이나 출산 등으로 인한 경력단절 등이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침 해주는 조치가 더욱 필요하다고 하겠다.

또한 직종에 따라서 차별과 관련된 중요성이 다를 수 있으므로 정책의 효율성의 제고를 위해서는 정책집행시 직종에 따라서 강조점이 달라져야 한다. 전문직 등의 고소득 직종의 경우에는 직종내 임금차별의 문제보다는 직종선택에서의 문제가 더 컸고 저소득직에서는 직종내에서

의 임금의 차별 해소 및 투명성의 제고가 중요한 과제인 것으로 드러나 정책집행의 측면에서 보자면 고소득 직종에서의 경우 직종의 선택 및 채용에 있어서 사회적 제약이나 차별의 해소와 채용에서의 투명성 확보에 중점을 두어야하며 저소득 직종의 경우에는 직종내 성별 임금차별의 시정에 무게는 두는 것이 주어진 인력과 예산하에서 성별 임금격차를 줄이는 데 효과적일 것으로 보인다.

제6장에서는 정규직과 비정규직간의 임금격차를 실증적으로 분석하였다. 비정규직과 정규직의 임금격차를 정확히 분석하기 위해서는 임금에는 영향을 미치지 않지만 관측되지 않는 개인의 이질성(heterogeneity)을 통제해야 한다. 이를 위해서는 횡단면 자료를 이용한 선택모형(selection model)이나 패널자료를 특성을 반영한 추정모형의 활용이 필요하다. 제6장에서는 한국노동패널자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석하였다. 그 간 패널자료를 이용한 정규직과 비정규직의 임금격차에 관한 몇몇 연구가 존재하였으나, 2년 또는 3년의 단기간에 걸친 패널자료를 활용한 것이 대부분이었고, 장기패널을 이용하여 임금격차를 분석한 연구는 없었다. 이 장에서는 한국노동패널 1~10차년도에 장기패널자료를 이용하여 정규직과 비정규직의 임금격차를 분석한다는 점에서 선행연구와 구별된다고 하겠다.

근로자의 관찰되지 않은 이질성을 통제한 고정효과 모형(fixed effect model)의 추정결과에 의하면 정규직과 비정규직의 임금격차는 4~8%의 수준이다. 이는 단순횡단면 분석에서 나타난 임금격차의 약 50% 수준이다. 따라서 근로자의 관찰되지 않은 특성과 정규직이라는 고용형태 사이에는 정(+)의 상관관계가 존재하며, 횡단면 분석에서 나타나는 정규직과 비정규직의 임금격차는 과대추정(over-estimate)된 것임을 알 수 있다. 노동조합 조직 유무로 사업장을 나누어 추정한 결과를 보면 횡단면 분석에서와 같이 유노조 기업에서의 정규직과 비정규직의 임금격차가 무노조 기업에서의 임금격차보다 훨씬 큰 것으로 나타난다. 또한 임금에 영향을 미치는 다른 조건을 통제할 경우 소규모 사업장의 정규직 근로자의 임금수준은 대규모 사업장 비정규직의 임금수준보다 높지 않은 것으로 나타난다.

이 장의 분석결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫째, 정규직과 비정규직의 임금격차의 상당 부분은 관찰되지 않은 개인적 특성에 의해 설명될 수 있다. 따라서 단순한 평균임금의 차이나 횡단면 임금격차의 분석을 통해 나타나는 임금격차는 과대추정된 것이다. 따라서 단순한 분석결과는 정규직과 비정규직 임금격차 해소를 위한 정책적 개입의 필요성을 지나치게 과장할 수 있다. 둘째, 노조 사업장에서의 정규직과 비정규직의 임금격차가 비노조 사업장에서의 임금격차보다 크다는 사실은 정규직 중심의 노동조합이 정규직의 임금에는 긍정적인 영향을 미치는 반면 비정규직의 임금에는 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 마지막으로 대규모 사업체의 비정규직과 소규모 사업체의 정규직 사이에 임금격차가 존재하지 않거나 역의 임금격차가 존재한다는 사실은 정규직/비정규직이라는 고용형태의 차이가 문제의 본질이 아닐 수도 있다는 점을 시사해 준다. 비정규직이라는 고용형태에 주목하기보다는 저임금이라는 실질적 측면에서 문제에 접근하는 것이 정책대상을 보다 명확히 하고 근로자의 실질적 보호를 향상시킬 수 있는 방향일 수도 있다.

이상의 임금격차의 분석들을 통해서 보면 임금격차가 발생하는 이유는 크게 인적자본의 차이, 보상적 격차(compensating differential), 차별로 볼 수 있다. 본 연구의 분석에서는 주로 인적자본의 차이에 의한 부분과 그렇지 못한 부분으로 분해하여 분석을 하였다. 그리고 지역별 격차의 분석에서는 보상적 격차에 관한 관련된 논의를 그리고 성별 격차에서는 차별과 관련된 논의를 일부 발견할 수 있었다.

인적자본의 차이는 차별이 아닌 생산성의 차이에 따른 보상이라는 의미에서 임금의 격차가 합리화 될 수 있는 부분이지만 노동의 생산성이 인적자본 뿐만 아니라 물적 자본의 투자에도 비례한다는 측면과 개인 혹은 집단간의 인적 자본의 격차를 지속시키는 구조적인 원인이 없는지에 대한 깊이 있는 논의가 앞으로 더욱 진행되어야겠다.

또한 보상적 격차를 통해서 볼 때 겉으로 드러나는 임금의 격차는 반드시 제거되어야 되는 차별적인 것이 아니고 어떤 경우 필요할 수도 있다는 것이다. 이런 부분은 분석의 틀을 노동시장 내에서만 한정시켜 놓

을 때 간과하기 쉽다. 예를 들어 지역별 임금격차의 분석에서도 볼 수 있듯이 비대도시 지역의 균형개발을 위해서는 대도시 지역에서 누릴 수 있는 소비의 다양성을 포기하는 대가로 노동자에게 그만큼의 보상적인 고임금의 인센티브가 필요하다.

그럼에도 불구하고 한국사회의 노동시장에서 시정되어야 할 차별이 존재함을 부정할 수는 없다. 본 연구에서는 다만 모델의 추정에 있어서의 오차적인 측면과 차별의 영역을 정확히 구분하기 힘들다는 것이다. 따라서 오차적인 문제를 가능한 줄이기 위해서는 각 영역별로 될 수 있는 한 세분화해서 분석할 필요가 있는데 이런 측면에서는 네덜란드나 벨기에에서 하고 있듯이 정밀한 임금의 데이터베이스를 구축하는 시도 또한 고려해 볼 수 있지만 현실적으로 사회적 합의 없이는 가능성이 낮다.

따라서 제한된 자료하에서 이러한 임금격차의 문제를 접근하기 위해서는 앞서 나타난 인적 자본의 차이와 보상적 격차가 없는지를 먼저 체크해 봐야 함을 발견하였고 가능한 구체적이고 세분화된 자료의 이용을 통해서 오차적 부분을 줄여야 한다.

그런데 좀 더 크게 전반적인 노동시장에서의 차별은 다음으로 세 가지 측면에서 고려해 볼 필요가 있다. 즉 고용에 있어서의 차별, 고용된 상태에서의 임금 차별, 마지막으로 승진이나 퇴직에 있어서 차별이 그것이다. 본 연구에서는 주로 임금 차별을 다뤘고 성별 임금격차에서 부분적으로 고용 차별을 다뤘는데 특히 요즘 같은 경제 위기의 국면에서는 지금까지 다소 간과되어 왔던 퇴직에 있어서의 차별적 요인이 없는지에 대한 각별한 관심과 깊이 있는 분석이 필요하다.

참고문헌

- 금재호(2002), 『여성 노동시장의 현상과 과제』, 한국노동연구원.
- 김대모·유경준(1996), 「기업규모간 임금격차의 원인과 과제 - 모기업과 협력업체의 실태를 중심으로 -」, 『노동경제논집』, 19(1), 한국노동경제학회.
- 김애실(2004), 「직종분리와 직종별, 성별 임금격차」, 한국여성경제학회 정기학술대회 발표논문
- 김용민·박기성(2006), “정규-비정규 근로자 임금격차,” 『노동경제논집』, 29(3).
- 김용성(2007), 「성별임금격차에 관한 연구」, KDI 정책연구시리즈 2007-04.
- 김태일·김경아(1997), 「경로모형에 의한 남녀임금격차 분석」, 『한국정책학회보』, 6(1)
- 김태홍(2000), 『여성 고용구조의 변화와 향후 정책과제』, 한국여성개발연구원.
- 남재량(2007), “비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구: 패널 자료를 사용한 분석,” 『노동경제논집』, 30(2).
- _____(2008), “비정규 근로와 정규 근로의 임금격차 연구: 고용형태와 종사상 지위를 중심으로,” 제9회 한국노동패널 학술대회.
- 남재량·이인재·이기재(2005), 『비정규직 보호입법의 시행효과』, 노동부.
- 박기성·김용민(2007), “정규-비정규 근로자의 임금격차비교: 2003년과 2005년,” 『노동정책연구』, 7(3).
- 박현구(1981), 「기업규모별(企業規模別) 임금격차분석(賃金隔差分析)」, 『한국개발연구』, 3(4), 한국개발연구원.
- 배무기·조우현(1992), “Male-Female Wage Differentials in the Seg-

- mented Labor Markets of Korea,” 『노동경제논집』, p.15.
- 서병선·임찬영(2002), 「직종선택과 성별 임금 격차」, 한국국제경제학회, 『국제경제연구』 8권 1호 pp.15~54.
- 신경수(2003), 「성구성비에 따른 직종별 및 성별 임금격차에 관한 연구」, 대한경영교육학회, 경영교육저널 제3권, pp.21~41.
- _____(2007), 「산업별로 본 성별 임금격차에 관한 연구」, 대한경영정보학회, 『경영정보연구』 pp.61~83.
- 신경수·정균승(2008), 「역회귀함수를 이용한 사업체규모별 임금격차분석」, 『산업경제연구』 21 (2), pp.711~732.
- 신경수·최창렬(2007), 「학력별 임금격차와 성별 생산성 격차 분석」, 『생산성논집』, 21(3).
- 안주엽(2001), “정규근로와 비정규근로의 임금격차,” 『노동경제논집』, 24(1).
- 안주엽 외 4인(2007), 『노동과 차별(II): 인식과 실제』, 한국노동연구원
- 어수봉·윤석천·김주일(2005), 『고용정책적 측면에서의 비정규직 고용 개선방안 연구』, 노동부.
- 유경준(2001), 「성별 임금격차의 차이와 차별」, 『한국연구개발』, 23(1).
- 유경준·황수경(2006), 『노동시장에서의 차별과 차이』, 한국개발연구원.
- 이번송·김용현(2004), 「도시의 인적자본, R&D 및 기타 특성이 도시의 임금과 주택가격에 미치는 영향분석 - 도시의 삶의 질 측정을 중심으로 - 」, 『경제학연구』, 제52집, 제2호, pp.115~150.
- 이원덕·유경준(2001), 『한국의 노동문제』, 비봉출판사.
- 이인재(2006), “정규직 임금프리미엄에 관한 연구,” 한국노동경제학회 2006년 하계학술대회 발표논문.
- _____(2006), “고용보호의 법경제학: 노사관계법·제도선진화방안의 비판적 검토,” 『법경제학연구』, 3(1).
- _____(2007), “사업체내 정규/비정규 임금격차의 실태와 임금차별 판단에의 시사점,” 『노동리뷰』, 2007년 11월호 통권 제35호.
- 장수명·이번송(2001), 「인적자본의 지역별, 산업별 분포와 그 외부효과」, 『노동경제논집』, 제24권 제1호, pp.1~33.

- 정진화(2007), 『한국노동시장에서의 성별 임금격차 변화』, 『노동경제논집』, 30(2), pp.33~60.
- 주성환·최준혜(2001), 『노동경제논집』, 24(2), pp.63~94.
- 조동훈(2008), “패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석,” 『노동경제논집』, 31(2).
- 최강식·정진화(2007), 『성별 소득격차의 분해: 자영업과 임금근로의 비교』, 『경제학연구』 55(4), pp.217~241.
- 허 식(2001), 『경기변동에 따른 기업규모간 임금격차』, 『응용경제』, 3(1), 한국응용경제학회.
- _____(2003), 『산업과 직종에서의 성별 임금격차에 관한 원인분석』, 한국응용경제학회, 『응용경제』 제5권 제3호, pp.57~74.
- _____(2007), 『지역간 임금격차에 관한 요인분해: 수도권과 비수도권 중심으로』, 『산업경제연구』, 제20집, 제1호, pp.1~16.
- 황수경(2003), 『여성의 직업선택과 고용구조』, 한국노동연구원
- 황호영(1996), 『기업규모별 임금격차요인(賃金隔差要因)에 관한 연구』, 『산업관계연구』, 6권, 한국노사관계학회.
- 황호영·임은란(2000), “한국의 성별 임금격차에 관한 비교연구,” 『산업경제연구』, 13(1)
- 한국노동연구원(2008), 『2008 KLI 노동통계』, 한국노동연구원
- Albrecht, James et al. (2003), “Is There a Glass Ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics*, 21(1), pp.145~177
- Arrow, K. (1962), “The Economic Implication of Learning by Doing”, *Review of Economic Studies* 29, pp.155~173.
- Beblo, Miriam et al. (2003), “Measuring selectivity-Corrected Gender Wage Gaps in the EU”, ZEW discussion paper pp.03~74
- Blau, Francine and Lawrence Kahn(1996), “Wage Structure and Gender Earnings Differentials: and International Comparison”, *Economica* Vol.62, S29-S62
- _____(1997), “Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage

- Differential in the 1980s”, *Journal of Labor Economics*, Vol 15, no 1, pp.1~42
- Blau, Francine and Lawrence Kahn(2004), “The US Gender Paygap in the 1990s: Slowing Convergence”, NBER working paper No.10853
- Blau, P.M. and Scott W.R. (1963), *Formal Organizations: A comparative Approach*. London, Routledge and Kegan Paul.
- Blinder, A.S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, 8(4), pp.436~455
- Boraas, Stephanie and William Rogers(2003), “How Does Gender Play a Role in the Earnings Gap: an Update”, *Monthly Labor Review*, March.
- Brown, Randall et al. (1980), “Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials”, *Journal of Human Resources*, 15(1), pp.3~28
- Breman, J.C. (1980), *The Informal Sector in Research: Theory and Practice*. Rotterdam: Erasmus University, Comparative Asian Studies Program 3.
- Brown, C. and Medoff, J. (1989) “The employer size wage effect”. *Journal of Political Economy*: pp.1027~1059
- Brunello, G. and F. Gambarotto (2007), “Do Spatial Agglomeration and Local Labor Market Competition Affect Employer-Provided Training? Evidence from the UK” *Regional Science and Urban Economics* 37, pp.1~21.
- Castells, M., and Portes A. (1989), *World Underneath: The Origins, Dynamics, and Effects of the Informal Economy*. In Portes, A., Castells, M., and Benton, L.A. (Eds.), *The Informal Economy: Studies in Advanced and Less Developed Countries*, 11-41. Baltimore and London, The Johns Hopkins University

Press.

Chahuc, Pierre and Andre Zylberberg(2004), *Labor Economics*, MIT Press.

Cho Joonmo, Kim Giseung and Know Taehee(2008), "Employment Problems with Irregular Workers in Korea : A Critical Approach to Government Policy", *Pacific Affairs* 81(3), pp.407~426, University of British Columbia.

Chun, Hyunbae & Lee, Injae(2001). "Why Do Married Men Earn More : Productivity or Marriage Selection?" *Economic Inquiry*, 39(2), pp.307~319.

Cho, Donghun(2007), "Why is the gender earnings gap greater in Korea than in the United States?", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.21, pp.455~469

Ciccone, A., and R. Hall(1996), "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review* 82, pp.54~70.

Combes, P. P(2000), "Economic Structure and Local Growth : France, 1984~1993", *Journal of Urban Economics*, 47, pp.329~355.

Combes, P. P., T. Magnac, and J.-M. Robin(2004), "The Dynamics of Local Employment in France", *Journal of Urban Economics*, 56, pp.217~243.

Combes, P. P. and G. Duranton(2006), "Labor Pooling, Labor Poaching, and Spatial Clustering", *Regional Science and Urban Economics*, 36, pp.1~28.

Combes, P. P, G. Duranton, and L. Gobillon(2008), "Spatial Wage Disparities : Sorting matters", *Journal of Urban Economics*, 63, pp.723~742.

Cotton, Jeremiah(1988), "On the Decomposition of Wage Differentials", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2. pp.236~243

Dalmazzo, A., and G. d. Blasio(2007), "Production and Consumption

- Externalities of Human Capital: An Empirical Study for Italy”, *Journal of Population Economics*, 20, pp.359~387.
- Dicken, Willam. and Lang, Kevin(1985), “A Test of Dual Labor Market Theory”, *American Economic Review* 75, pp.792~805.
- DiNardo, John et al. (1996), “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages 1973-1992: Semiparametric Approach, *Econometrica*, 64(5), pp.1001~1044
- Duranton, G., and D. Puga(2001), “Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products”, *American Economic Review*, 91, pp.1454~1477.
- Eaton, B.C. and White, W.D. (1983), “The economy of high wages: an agency problem”. *Economica* 50; pp.175~181.
- Ellison, G., and E. Glaeser(1997), “Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach”, *Journal of Political Economy*, 105, pp.889~927.
- Evans, David. and Leighton, Linda. (1989), “Why Do Smaller Firms Pay Less?” *Journal of Human Resources* 24(2): pp.299~318.
- Feige, E.L. (1979), How Big is the Irregular Economy? *Challenge* 22, pp.5~13.
- Feige, E.L. (1981), The UK’s Unobserved Economy: A Preliminary Assessment. *Journal of Economic Affairs* 1, pp.205~12.
- Feige, E.L. (1989), *The Underground Economies: Tax Evasion and Information Distortion* (Ed.), Cambridge: Cambridge University Press.
- Freeman, Richard. and Medoff, James. (1984), “What Do Unions Do?” New York
- Gershuny, J.I. (1983), *Social Invitation and the Division of Labor*. Oxford: Oxford University Press.
- Glaeser, E., H. Kallal, J. Scheinkman, and A. Schleifer(1992), “Growth in Cities”, *Journal of Political Economy*, 100, pp.1126~1152.

- Glaeser, E. L., and D. C. Mare(2001), "Cities and Skills", *Journal of Labor Economics*, Vol.19, No.2, pp.316~342.
- Gouldner, A.W. (1954), *Patterns of Industrial Bureaucracy*. New York : Free Press.
- Gracia, Jaume et al. (2001), "How Wide is the Gap : An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression", *Empirical Economics*, 23, pp.149~167
- Grimshaw, Damian and Jill Rubery (2002), "The adjusted gender pay gap : a critical appraisal of standard decomposition techniques", *EWERC Paper prepared for European Commission*
- Guiso, Luigi and F. Schvardi(1999), "Information Spillover and Factor Adjustment", *Discussion paper No. 2289, Centre for Economic Policy Research.*, November.
- Guiso, Luigi and F. Schvardi(2005), "Learning to be an Entrepreneur", *Discussion paper No. 5290, Centre for Economic Policy Research.*, October.
- Hamermesh, Daniel. (1980), "Commentary". In *The Economics of Firm Size, Market Structure, and Social Performance*, edited by John J. Siegfried. Washington
- Harding, P. and Jenkins, R. (1989), *The Myth of the Hidden Economy : Towards a New Understanding of Informal Economic Activity*. Philadelphia : Open University Press, Milton Keynes.
- Hart, K. (1971), *Small Scale Entrepreneurs in Ghana and Development Planning*. *Journal of Development Planning*, July.
- Hart, K. (1973), *Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana*. *Journal of Modern African Studies* 11(1), pp.61~89.
- Hausman, Jerry A., and Taylor, William E. "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, 49 (6), 1981, pp.1377~1398.

- Heckman, James J. "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47 (1), 1979, pp.153~161.
- Heckman, J. (1976), "The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models", *Annals of Economic and Social Measurement* 5, pp.475~492.
- _____(1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, pp.153~163.
- Henderson, V. (1986), "Efficiency of Resource Usage and City Size", *Journal of Urban Economics* 19, pp.47~70.
- _____(2003), "Marshall's Scale Economies", *Journal of Urban Economics* 53, pp.1~28.
- Henderson, V., A. Kuncoro, and M. Turner(1995), "Industrial Development in Cities", *Journal of Political Economy* 103, pp.1067~1090.
- Henderson, V., T. Lee, and Y.J. Lee(2001), "Scale Externalities in Korea", *Journal of Urban Economics* 49, pp.479~504.
- International Labor Office(1972), *Employment, Income and Equality : A Strategy for Increasing Productivity in Kenya*, ILO.
- Internal Revenue Service(1979), *Estimates of Income Unreported on Individual Income Tax Returns*. Washington DC : Government Printing Office.
- Jacobs, J. (1969), *The Economy of Cities*, Vintage, New York.
- Juhn, C. K. Murphy and B. Pierce. (1991), "Accounting for the Slowdown in Black-White age Convergence," in *Workers and Their Wages : Changing Patterns in the United States*, EI Press, 1991, pp.107~143.
- _____(1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill". *Journal of Political Economy*, 101(3), pp.410~442.
- Kamalich, Richard and Solomon Polacheck(1982), "Discrimination :

- Fact or Fiction? An Examination Using an Alternative Approach”, Southern Economic Journal Vol.49, pp.450~461
- Krugman, P. R., and M. Obstfeld(2009), *International Economics : Theory and Policy*, 8th Edition, Addison Wesley.
- Lee, Bun Song(2005), Sosin Kim, and Sung Hyo Hong, “Sectoral Manufacturing Productivity Growth in Korean Regions”, *Urban Studies*, 42, 7, pp.1201~1219.
- Lee, Bun Song, Soomyung Jang, and Sung Hyo Hong(2008), “Marshall’s Scale Economies and Jacobs Externality in Korea : The role of Age, Size and the Legal Organization of Firms”, unpublished paper.
- Lee, Injae & Dong-Bae Kim(2005), “Union and the Use of Flexible Staffing in Korea : Evidence from an Establishment Survey”, *International Economic Journal*, 19(2), pp.223~234.
- Marcouiller, D., Ruiz, C., and Woodruff, C. (1997), Formal Measures of the Informal Sector Wage Gap in Mexico, El Salvador, and Peru. *Economic Development and Cultural Change* 45(2), pp.367~392.
- Marshall, A. (1890), *Principles of Economics*, Macmillan, London.
- Mellow, Wesley. (1992), “Employer Size and Wages”. *Review of Economics and Statistics*. 64 : pp.495~501.
- Montenegro, C. E. (2001), “Wage Distribution in Chile: Does Gender Matter? A Quantile Regression Approach”, Working Paper Series No.20, The World Bank Development Research Group
- Oaxaca, R.L. (1973), “Sex Discrimination in Wages”, in O.Ashenfelter & A Rees (eds), *Discrimination in Labor Markets*, New Jersey: Princeton Univ Press.
- Oaxaca, Ronald. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”. *International Economic Review*, 14(3), 1973, pp.693~709.

- Oaxaca, R.L. and Michael Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 61(1), pp.5~21.
- Oi, Walter. (1983), "The Fixed Employment Costs of Specialized Labor". In *the Measurement of Labor Cost*, edited by Jack E. Triplett. Chicago.
- Oi & Idson. (1999), "Firm Size and Wages". In *the Handbook of Labor Economics*. Vol 3B.
- Plantenga et al. (2006), "The Gender pay gap: Origin and policy response", Paper prepared for European Commission.
- Rauch, J. E.(1993), "Productivity gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities", *Journal of Urban Economics* 34, 3, pp.380~400.
- Reimers, Cordeha(1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *Review of Economics and Statistics*, 65, pp.570~579
- Renooy, P.H. (1990), *The Informal Economy: Meaning, Measurement and Social Significance*. Amsterdam: Netherlands Geographical Studies.
- Rice, Patricia(1999), "Gender Earnings Differentials: The European Experience", Working Paper Series No.8, The World Bank Development Research Group
- Roback, J. (1982), "Wages, Rents and the Quality of Life", *Journal of Political Economy*, 90, 6, pp.1257~1278.
- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy* 94, pp.1002~1037.
- Rosenthal, S., and W. Strange(2003), "Geography, Industrial Organization, and Agglomeration", *Review of Economics and Statistics*, 85 (2003), pp.377~393.
- Rubery, Jill et al. (2002), "The Gender Pay Gap and Gender Mainst-

- reaming Pay Policy in EU Member States”, EWERC Paper prepared for European Commission.
- Schaffner, J.A. (1996), “Premiums to employment in larger establishments: evidence from Peru”. working paper.
- Schneider, F., and D. Enste(2003), *The Shadow Economy-An International Survey*, Cambridge University Press, Cambridge
- Sethuraman, S.V. (1976), *The Urban Informal Sector: Concept, Measurement and Policy*. *International Labor Review* 114(1), pp.69~81, ILO.
- Stafford, Frank. (1980), “Firm Size, Workplace Public Goods, and Worker Welfare”. In *the Economics of Firm Size, Market Structure, and Social Performance*, edited by John J. Siegfried. Washington
- Swaminathan, M. (1991), *Understanding the informal sector: A Survey*. WIDER WP 95. Finland.
- Tanzi, V. (1982), *The Underground Economy in the United States and Abroad* (Ed.). Lexington D.C. Heath.
- _____(1986), *The Underground Economy in the United States*. Reply to Comments by Feige, Thomas, and Zilberfarb. *IMF-Staff Papers* 33(4), pp.799~811.
- Tokman E. Victor(2007), “The Informal Economy, Insecurity and Social Cohesion in Latin America”, *International Labor Review* 146(1-2), pp.81~107, ILO.
- Verbeek, Marno(2004), *A Guide to Modern Econometrics*, 2nd edition, John Wiley & Sons Ltd.
- Winter-Ebmer, Rudolf. and Zweimuller, Josef. (1999), “Firm-Size Wage Differentials in Switzerland: Evidence from Job-Changers”. *American Economic Review* 89(2): pp.89~93.
- Woodridge, Jeffrey M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MA, MIT Press.

- Yamada, Y. (1996), "Urban Informal Employment and Self-Employment in Developing Countries: Theory and Evidence", *Economic Development and Cultural Change* 44(2), pp.289-314.

◆ 著者 略歷

- 김주영(한국노동연구원 연구위원)
- 조동훈(한림대학교 교수)
- 이번송(Northwestern State University 교수)
- 조준모(성균관대학교 교수)
- 이인재(인천대학교 교수)

한국의 임금격차

▪ 발행연월일	2008년 11월 10일 인쇄 2008년 11월 14일 발행
▪ 발 행 인	박 기 성
▪ 발 행 처	한국노동연구원 150-010 서울특별시 영등포구 은행길 35 ☎ 대표 (02) 782-0141 Fax (02) 786-1862
▪ 조판 · 인쇄	거목정보산업(주) (02) 2164-3232
▪ 등 록 일 자	1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호	제13-155호