

박 기 성 교수지도
석사학위 청구논문

정규근로자와 비정규근로자의 결정
및 임금격차에 관한 연구

2005. 1

성신여자대학교 대학원
경제학과
강 민 정

정규근로자와 비정규근로자의 결정
및 임금격차에 관한 연구

박 기 성 교수지도

이 논문을 석사학위 논문으로 제출함

2005년 1월

성신여자대학교 대학원
경제학과
강 민 정

인 준 서

강민정의 석사학위 논문으로 인준함

심사위원 _____인

심사위원 _____인

심사위원 _____인

성신여자대학교 대학원

논문개요

1997년 외환위기 이후 경제위기 과정에서 노동시장에 나타난 특징은 노동시장의 비정규화이다. 저임금, 저조한 부가급부 혜택, 불안정한 고용 상태 등 정규근로자와 다른 특징을 갖는 비정규근로자가 노동시장에서 확산되고 있다. 비정규근로자에 대한 많은 연구가 진행되어 오고 있으나, 이들에 대한 정의와 실태자료가 미비한 상태이다.

「한국노동패널」 자료를 이용하여 임금근로자를 표본으로 정규근로자와 비정규근로자의 특징을 알아보고 정규·비정규 고용형태 결정식을 추정한다. 여성, 고연령층, 저학력, 경제위기 중 처음으로 직장에 들어간 임금근로자가 상대적으로 비정규근로를 선택할 확률이 높은 것으로 나타난다. 남녀를 분리해서 정규·비정규 고용형태 결정식을 추정한 결과도 전체 임금근로자 분석 결과와 다르지 않음을 알 수 있다.

임금함수의 추정을 통해 모든 변수들을 다 통제해도 정규근로자에 비해 비정규근로자가 임금을 적게 받는 것을 알 수 있다. Oaxaca 분해 방법을 이용하여 정규·비정규근로자간 임금격차를 분해한다. 남성은 전체 임금격차 중 약 91% 관찰된 특성 차이에 따른 격차이고, 관찰 안 된 생산성차이 또는 차별에 의한 격차가 약 9%이다. 여성은 전체 임금격차 중 약 21%가 관찰된 특성 차이에 따른 격차이고, 관찰 안 된 생산성차이 또는 차별에 의한 격차가 약 79%이다.

1999년과 2002년 사이에 종사상지위가 변한 임금근로자에 대하여 전환회귀모형(switching regression)을 이용하여 고용형태의 결정식과 시간당 임금함수를 추정한다.

노동조합의 존재는 정규근로자의 임금에 정의 효과를 주나 비정규근로자에게 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 종단면 분석에 의하면 노동조합의 존재는 임금근로자의 정규화에 유의한 영향을 주는 것으로 보인다.

목 차

논문개요

I. 서론	1
1. 문제의 인식 및 연구방법	1
II. 임금격차에 관한 기존 논문	5
III. 실증분석에 사용될 자료 및 표본의 특성	7
1. 한국노동패널 자료	7
2. 비정규정의	9
3. 표본의 기초분석과 특성	12
IV. 임금의 실증분석	20
1. 정규·비정규근로의 결정요인	20
2. 임금방정정식의 추정	29
3. 임금격차의 분해	37
4. 전환회귀모형의 추정	41
V. 결론	54

참고문헌

ABSTRACT

부표

표 목 차

<표 1> 고용형태별 근로자의 분포	1
<표 2> 고용형태별 고용보험 가입률	3
<표 3> 고용형태별 건강보험 가입률	3
<표 4> 고용형태별 국민연금 가입률	3
<표 5> 사업체 크기에 따른 상용근로자, 임시 및 일용종사상비중	10
<표 6> 성별 근로자의 고용형태 분포	13
<표 7> 학력별 근로자의 고용형태 분포	14
<표 8> 성별·학력별 근로자의 고용형태 분포	15
<표 9> 근속기간별 근로자의 고용형태 분포	16
<표 10> 사업체 규모별 근로자의 고용형태 분포	17
<표 11> 성별·사업체규모별 근로자의 고용형태 분포	18
<표 12> 노동조합별 근로자의 고용형태 분포	18
<표 13> 고용형태별 임금과 근속기간	19
<표 14> 프로빗 모형 추정치: 전체	25
<표 15> 프로빗 모형 추정치: 남·여	27
<표 16> 임금의 추정치: 전체	30
<표 17> 정규·비정규 임금추정치	34
<표 18> 고용형태별 남성 임금추정치	35
<표 19> 고용형태별 여성 임금추정치	36
<표 20> 임금격차 분해 (정규근로자 기준)	39
<표 21> 임금격차 분해 (비정규근로자 기준)	39
<표 22> 임금격차 분해 (독립도급종사상 제외)	40
<표 23> 전환회귀모형의 추정	43
<표 24> 전환회귀모형: 선택식(정규근로자)	46
<표 25> 전환회귀모형의 추정(정규근로자)	48
<표 26> 전환회귀모형: 선택식(비정규근로자)	50
<표 27> 전환회귀모형의 추정(비정규근로자)	52

그림 목 차

<그림 1> 임금근로자 중 정규 및 임시·일용근로자 비중	2
<그림 2> 노동 비용 구성요소 비중	4
<그림 3> 비정규자 정의에 따른 비정규자 수	12

I. 서론

1. 문제의 인식 및 연구방법

2003년 임금근로자는 14,402천명으로 이 중 일용근로자와 임시근로자의 비중은 50%로 나타나고 있다. 일용근로자와 임시근로자의 비중은 남성의 경우 39%, 여성은 65%로 차이가 많이 난다. 즉 성별 간 비정규 근로자의 비중 격차가 많이 남을 알 수 있다.

<표 1> 고용형태별 근로자의 분포

(단위: 천명, %)

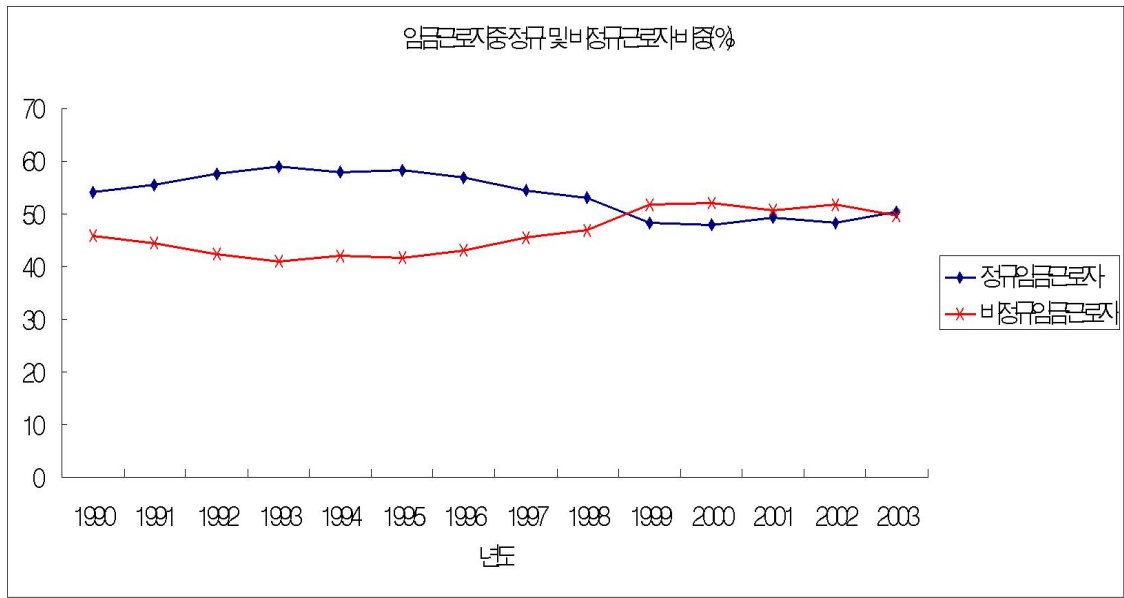
	전체		남 성		여 성	
	취업자 (천명)	비중(%)	취업자 (천명)	취업자중 비중(%)	취업자 (천명)	취업자중 비중(%)
취업자	22,139	100	13,031	59	9,108	41
비임금근로	7,736	35	4,599	59	3,138	41
자영업주	6,043	27	4,424	73	1,618	27
고용주	1,629	7	1,339	82	290	18
자영자	4,413	20	3,085	70	1,328	30
무급가족종사자	1,694	8	175	10	1,519	90
임금근로	14,402	65	8,432	59	5,970	41
상용직	7,269	33	5,160	71	2,109	29
임시직	5,004	23	2,178	44	2,826	56
일용직	2,130	10	1,094	51	1,036	49

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 2003년.

1990년대 중반 이후 비정규근로자의 급증은 한국노동시장의 특징이 되었다. 1990년 중반부터 꾸준히 증가되어온 비정규근로자는 외환위기 이후 급속히 증가하여 2000년대 들어서면서 정규근로자 수를 넘어서고 있다. [그림 1] 은

임금근로자 중 정규근로자와 임시·일용근로자의 비중을 그린 것이다.

[그림 1] 임금근로자 중 정규 및 임시·일용근로자 비중



주: 비정규근로자= 임시근로자+일용근로자.

(경제활동인구조사 기준으로 비정규근로자를 구분하였음)

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」

정규근로자와 달리 비정규근로자가 갖는 특징은 상대적으로 낮은 임금률, 저조한 의료보험이나 국민연금 등의 부가급부 혜택 그리고 불안정한 고용 안정성 등이 있다. <표 2>, <표 3>, <표 4>를 통해 알 수 있듯이 비정규근로자의 고용보험 가입률은 35.3%, 건강보험 가입률의 경우는 31.6%로 열악한 근로상황을 보여주고 있다. 국민연금은 29.7%로 가입률이 낮음을 알 수 있다.

<표 2> 고용형태별 고용보험 가입률

(단위: 천명, %)

	전체	가입	미가입	가입률
전체	10,170	7,545	2,625	74.2
정식사원	7,710	6,677	1,034	86.6
비정규직	2,460	868	1,591	35.3

주 : 가입률= 가입/(가입 +미가입)*100.

자료: 「사업체 근로실태조사」. 2003년. 박기성 · 김용민(2004)에서 인용

<표 3> 고용형태별 건강보험 가입률

(단위: 천명, %)

	전체	가입	미가입	가입률
전체	10,170	7,344	2,827	72.2
정식사원	7,710	6,566	1,144	85.2
비정규직	2,460	778	1,682	31.6

주 : 가입률= 가입/(가입 +미가입)*100.

자료: 「사업체 근로실태조사」. 2003년. 박기성 · 김용민(2004)에서 인용

<표 4> 고용형태별 국민연금 가입률

(단위: 천명, %)

	전체	가입	미가입	가입률
전체	10,170	6,853	3,317	67.4
정식사원	7,710	6,123	1,587	79.4
비정규직	2,460	730	1,729	29.7

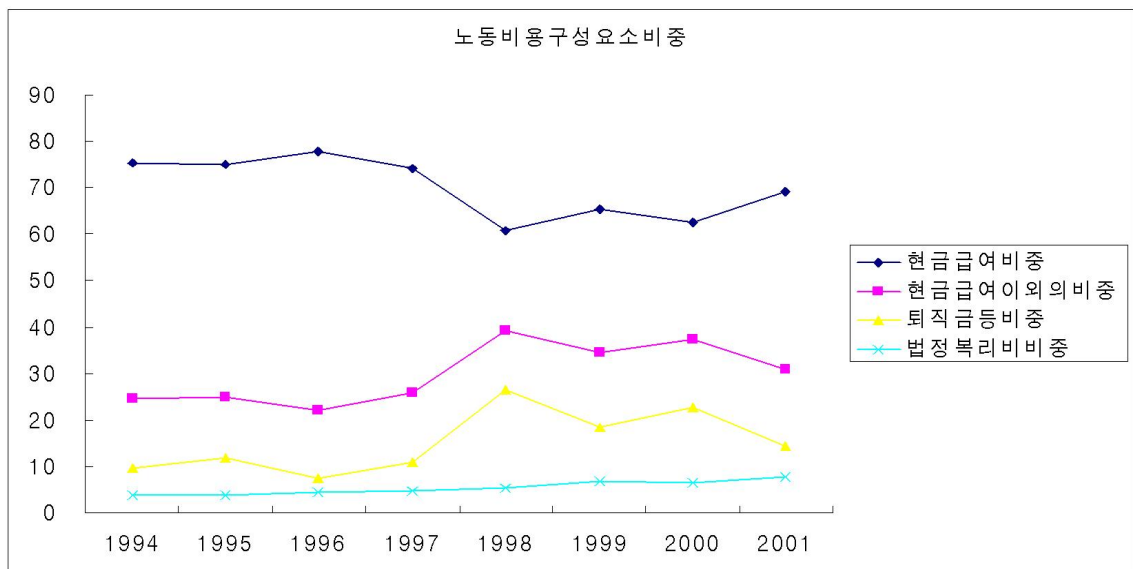
주 : 가입률= 가입/(가입 +미가입)*100.

자료: 「사업체 근로실태조사」. 2003년. 박기성 · 김용민(2004)에서 인용

이러한 여건에도 불구하고 비정규근로자의 비중이 증가하고 있는 원인은 노동시장의 수요측면에 있다.

[그림 2] 를 통해 알 수 있듯이 최근 근로자 1인당 노동비용에서 차지하는 현금 급여의 비중은 1997년 비해 감소하였으나, 반대로 현금급여외 비중이 상승하고 있다. 이는 퇴직금 비용과 법정복리비용 증가에 기인한 것으로 예상되어진다. 이러한 현금 급여이외의 노동비용의 상승이 기업의 노동비용 절감을 위한 비정규직 우선 채용에 유인을 제공한다.¹⁾ 다른 한편으로는 실업자의 증가와 기업의 노동수요 감소가 임금 및 근로조건 협상에서 예비취업자들의 협상력을 약화시키고 취업이 다급한 예비취업자로 하여금 비정규근로자를 결정되게 만들었다.

[그림 2] 노동비용 구성요소 비중



자료: 노동부, 「기업체 노동비용조사」.

본 연구에서는 「한국노동패널」 자료를 이용하여 정규근로자·비정규근로자 임

1) 안주엽(2001)

금함수를 분석하고 비정규근로자의 특성 중 하나인 낮은 임금률의 원인을 연구할 것이다.

임금 함수를 성별·고용형태별로 추정함으로써 임금결정에 미치는 효과를 비교한다. 고용형태에 따른 임금격차는 먼저 고용형태 더미변수를 통해 알아보고 다른 방법으로는 고용형태별 임금 함수를 추정한 후 Oaxaca의 분해방법을 통해 고용형태별 임금격차를 관찰된 특성 차이에 따른 부분과 관찰 안된 생산성 차이 또는 차별에 의한 격차로 분해할 것이다. 1999년과 2002년 사이에 임금근로자 지위 이동에 따른 정규-비정규 결정식과 소득을 전환회귀 모형을 통해 알아 볼 것이다.

본 연구의 구성은 II장에서는 임금격차를 연구한 문헌을 소개한다. III장에서는 분석에 사용될 「한국노동패널」 자료 설명과 용어정의 및 5차년도 자료에서 나타난 임금근로자에 대한 기초분석을 보여줄 것이다. IV장에서는 모형 추정과 임금격차의 분해를 통해 고용형태별 임금격차의 크기를 알아볼 것이다. 아울러 1999년과 2002년 사이에 임금근로자 지위 이동에 따른 정규-비정규결정식과 소득을 동시에 전환회귀모형을 통해 알아 볼 것이다. 마지막 V장에서는 연구결과를 요약한 후 비정규근로에 대한 정책방안을 제시할 것이다.

II. 임금격차에 관한 기존 논문

임금격차를 분석한 논문들을 성별 임금격차, 학력별 임금격차, 직종별 임금격차 등으로 나누어 볼 수 있다. 먼저 Oaxaca(1973)는 남녀의 개별 특성이 같다고 가정할 때 임금격차를 임금구조의 차이에서 기인하는 부분으로 분해한 접근방법을 사용하여 차별계수의 개념을 공식화하였다. 이 연구에서는 임금함수에 교육, 경력, 고용형태, 산업, 직종, 건강, 지역 등의 변수를 설명변수를 설정하여 살펴 본 결과 남녀 간의 임금격차의 64%가 노동시장의 차별에

서 기인한다는 것을 발견하였다.

유경준(2001)에 의하면 우리나라의 경우 70년대부터 이후 중반까지 여성의 평균임금은 남성의 45%에도 미치지 못하였으나 80년대 이후부터는 성별 임금격차의 크기가 많이 축소되고 있다고 보고 했다. 이들 논문들은 Oaxaca(1973)의 분해 기법을 이용하여 차별의 요인을 분석하였다.

어수봉(1993)은 남성임금함수를 기준으로 남녀 임금격차를 분해하고 그 결과 남녀 간 평균임금 격차는 1980년대 지속적으로 감소하고 있으며 중분류의 경우 직종분리에 의한 임금격차는 22%증가하는 것으로 나타났다.

학력별 임금격차를 논의한 연구로 박세일(1983)은 1980년 직종별 임금실태 조사 자료를 이용하여 고졸자 대비 대졸자의 임금격차를 분석하였다. 최강식(1997)은 1980년대 중반 이후 학력별 상대임금의 변화를 살펴보기 위하여 직종별 임금조사 원자료를 이용하여 Mincer-류의 임금함수를 추정하여 학력별에 따른 임금격차가 감소하고 있음을 보였다.

박훤구(1983)는 직종별 임금격차를 전병유(1995)는 생산기술을 고려한 산업별 임금격차를 박영범(1988)은 지역별 임금격차, 배무기(1990)는 노동조합과 임금격차를 논의하고 있다. 허식(2003)은 산업과 직종 모두에서 임금차별이 고용차별보다 더욱 심하며 특히 임금차별이 산업보다 직종에서 더욱 크게 작용하는 것으로 나타났다. 그리고 산업과 직종에 관계없이 남녀 간 생산성 차이에서 기인하는 생산적 요소도 성별 임금격차에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

안주엽(2000)은 「경제활동인구조사」에서 통용되는 종사상지위에 따라 상용직을 정규근로, 임시직과 일용직을 비정규근로로 구분한 후, 「한국노동패널」 1차년도 자료(1998)를 이용하여 시간당 임금식을 성별·고용형태별로 추정하여, 정규근로의 경우 인적자본요소가 통계적으로 유의한 효과를 미치는 반면 비정규근로의 인적자본이 통계적으로 유의하지 않다는 결과를 얻었다. 이는 동일노동-동일임금의 원칙이 지켜지지 않고 있는 노동시장을 보여

주는 것이다.

안주엽(2001)은 안주엽(2000)과 달리 「경제활동인구조사」에서 통용되는 종사상지위가 아닌 「한국노동패널」 2차년도(1999)년 설문 내용 중 본인의 정규근로자이나 혹은 비정규근로자이나 응답한 사람을 상대로 시간당 임금식을 성별 고용형태로 추정하고 Oaxaca(1973)의 분해 기법을 이용하여 임금차별이 생산성에 의한 차이인지 고용차별에 의한 효과인지를 분석했다.

Ⅲ. 실증분석에 사용될 자료 및 표본의 특성

1. 「한국노동패널」 자료

본 연구는 한국노동연구원의 「한국노동패널」 2차년도 자료(1999년)와 5차년도 자료(2002년)를 이용한다. 「한국노동패널조사」는 1995년 「인구주택총조사」의 10% 표본조사구(전국 21,675조사구)를 모집단으로 하고 있다. 다만 1995년 인구주택총조사의 10% 표본조사구 중에서 5,000가구를 직접 추출하는 작업이 상당한 비용을 발생시키기 때문에 시간과 비용을 절감하고, 동시에 1997년 「고용구조특별조사」의 결과와의 상호비교를 위하여 추출된 표본이 1997년 고용구조특별조사의 표본에 속하도록 하였다. 1995년 「인구주택총조사」의 10% 표본조사구인 21,675 조사구 중 제주도를 제외한 전국의 도시지역만을 대상으로 이를 층화하였으며 층화의 기준은 지역을 우선으로 하고, 동일 지역 내에서는 1997년 「고용구조특별조사」의 층화방법을 채택하였다. 조사구의 추출방법은 계통추출방법을 사용하였으며 제주도를 제외한 전국의 시부만을 대상으로 1,000개의 조사구를 선정하고, 각 조사구 내에서는 1997년 「고용구조특별조사」의 조사대상가구 중에서 5가구를 임의 선정(random sampling)하는 것을 원칙으로 하였다.

이렇게 계통추출한 조사구가 1997년 「고용구조특별조사」의 조사구에 포함되지 않는 경우에는 가장 가까운 고용구조특별조사의 조사구에 포함되도록 조정하는 과정을 거쳤다. 이와 같은 방법으로 조사구를 선정한 후 각 조사구 내에서 1997년 고용구조특별조사에서 조사 성공한 가구들 중 임의 추출하는 방법을 이용하여 5~6가구를 선정하였다. 도시지역만을 대상으로 추출하였기 때문에 조사 결과가 전국을 대표하는 것으로 볼 수는 없다. 일례로 노동패널조사 표본의 광역시 이상 가구원 비중은 57.8%로 1998년 추계 인구조사에서 광역시 이상의 가구원 비중이 48.8%로 나온 것에 비하여 9% 가량을 상회하는 것으로 나타났다. 조사대상은 제주도를 제외한 전국의 지역에서 추출한 5,000가구와 그 가구에 속해 있는 15세 이상의 인구를 그 대상으로 조사하였다.²⁾ 가구표본에 대한 설문은 가구원의 성별, 가구주와의 관계, 생년월일, 학력, 경제활동상태 등의 개별 가구원에 대한 정보와 가구 소득 여부 등을 포함하고 있다. 개인표본에 대한 설문은 임금근로자와 비임금근로자에 대하여 근무시작시점, 업종 및 직종, 사업체 규모, 근로시간, 임금 미취업자의 경우 구직활동에 관한 정보를 제공하며 학력, 성별, 연령, 혼인상태에 관한 정보를 제공하고 있다. 본 연구에서는 2002년도 한국 노동패널자료를 사용하였고 임금근로자를 대상으로 하였다. 임금근로자는 타인, 또는 회사에 고용되어 보수(돈)를 받고 일을 하고 있는 사람(직장, 아르바이트, 부업 등을 포함)으로 정의된다. 구체적으로 분석대상의 표본크기는 총 3439명의 임금근로자이며, 여기서 남성은 2035명으로 전체의 59.1%를 차지하며 여성은 1404명으로 41.9%를 차지한다.

2. 비정규근로자 정의

정규근로자·비정규근로자 개념은 법정화 된 개념이 아니어서 많은 논란

2) 한국노동연구원.

이 존재한다. 국제적으로는 근로계약기간을 정하여 사용하는 기간제 근로자, 단시간 근로자, 파견·일용근로자 정도를 비정규직으로 보고 있다.³⁾

통계청 『경제활동인구조사』에서는 정규근로자는 임금근로자 중 상용근로자로 고용계약기간이 1년 이상인자 또는 특별한 고용계약 없이 기간이 정해져 있지 않더라도 계속 정규직원으로 일하면서 상여금, 수당 및 퇴직금 등의 수혜를 받는 자이다. 비정규근로자는 임시근로자와 일용근로자로 구성되어 있다. 임시근로자는 임금근로자 중 상용이 아닌 자로 고용계약 기간이 1개월 이상 1년 미만인 자 또는 일정한 사업완료의 필요성에 의해서 고용된 자이고 일용근로자는 임금 또는 봉급을 받고 고용되어 있으며 고용계약 기간이 1개월 미만인자, 또는 일정한 사업장 없이 떠돌아다니면서 일한 대가를 받는 사람이다.

『경제활동인구조사』에서 조사된 상용, 임시, 일용근로자 중 임시 및 일용근로자를 비정규근로자로 분류하면 영세사업체에 근무하는 대부분의 근로자들은 비정규근로자로 분류되어 진다. 영세사업체에 근무하는 이들이 비정규직

<표 5> 사업체 크기에 따른 상용근로자, 임시 및 일용종사자 비중

	상용종사자(명)	비중(%)	임시 및 일용종사자(명)	비중(%)
1명	3,206	0	0	0
2 - 4명	449,054	33	150,063	38
5 - 9명	333,480	25	101,663	26
10 - 49명	332,911	25	104,502	26
50 - 99명	64,856	5	13,130	3
100 - 199명	55,792	4	7,907	2
200 - 299명	28,038	2	3,080	1
300명 이상	75,177	6	14,306	4
계	1,342,514	100	394,651	100

3) 공공부문 비정규직 대책은 2004.5.19. 관계부처 합동으로 발표된 내용.

자료: 통계청 『경제활동인구조사 2001』

으로 포함되는 이유는 상여금, 각종 부가수당을 수여 받기가 사실상 어렵기 때문이다. 아울러 근로기준법상 퇴직금 규정은 5인 미만 사업체에는 적용되지 않기 때문이다.

<표 5>에 의하면 임시 및 일용근로자 중 5인 미만 또는 10인 미만이 사업체에 근무하는 사람들의 비중이 64%로 대부분의 임시 및 일용종사자가 영세업체에 근무한다는 것을 알 수 있다. 영세사업체의 거의 대부분의 근로자들은 비정규근로자가 아닌 정규근로자이므로 임시 및 일용종사자를 모두 비정규근로자로 간주하는 것은 문제가 있다.

학계 및 노사정위원회 등에서 제시된 비정규근로자는 고용의 지속성이 보장되지 않는 한시적 근로자와 대안적 고용관계를 맺은 비전형 근로자이다. 정규근로자는 근로지속이 가능한 무기계약근로자이다. 비전형 근로자에는 시간제, 파견, 용역, 독립근로, 일용, 호출, 재택근로자 등이 포함된다.⁴⁾ 무기계약근로자만을 정규근로자로 보는 것은 서비스업에 일하는 대부분의 임금근로자들이 채용 시 계약기간을 정하고 채용이 되지만 이들 대부분이 계약기간이 완료되면 다시 계약을 이행하는 것을 볼 수 있다. 계약기간이 존재한다는 이유만으로 이들을 모두 비정규직으로 보는 것은 무리가 있다.

노동부 및 정부 통계정의에 의하면 공식정규근로자는 전통적 고용관계⁵⁾ 중 근로지속이 가능한 무기계약근로자로 임금근로자중 차지하는 비중이 지속적으로 상승하여 2002년에는 73.0%에 이르렀으나 2003년에는 67.2%로 5.8% 포인트 하락하였다고 보고 했다.

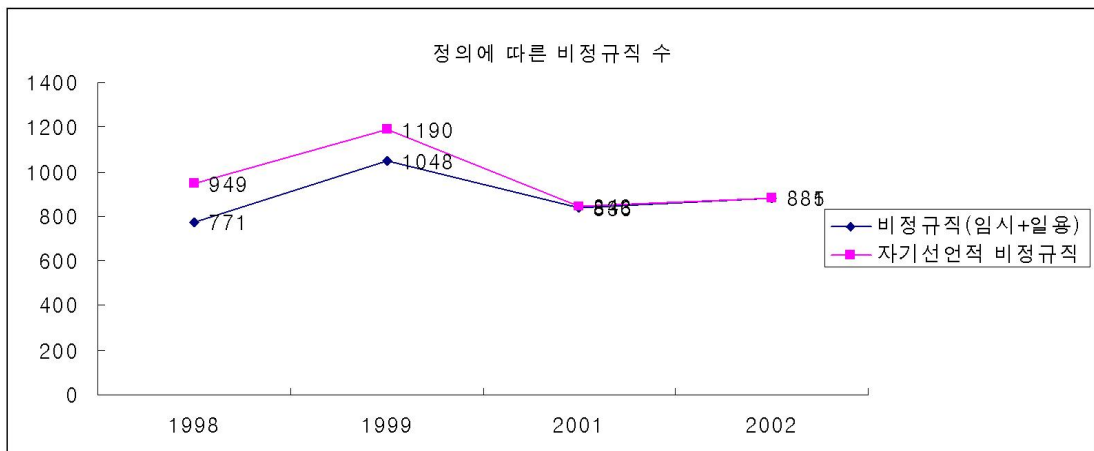
노동계는 공식정규근로자 중 종사상 지위가 임시직 또는 일용직인 경우 비

4) 박기성 (2004).

5) 전통적 고용관계에 속한 근로자는 고용계약 유무, 근로지속 가능성, 제한적으로 근로지속이 가능한 기간, 근로계약기간에 따라 12개 집단으로 구분가능하며, 크게 정규근로자와 한시근로자로 구분됨.

정규근로자라고 주장하고 있다. 임금근로자는 실질적 정규근로자⁶⁾와 실질적 비정규근로자⁷⁾ 그리고 차별받는 근로자⁸⁾ 세 부류로 구분된다. 즉 실질적 정규근로자는 정규근로자로 실질적 비정규근로자와 차별받는 근로자는 비정규근로자로 분리된다.

<그림 3> 비정규근로자 구분에 따른 수



주: 3차년도와 5차년도의 경우 본인의 판단에 따라 비정규직 여부를 묻는 항목이 제외됨.

자료: 「한국노동패널조사」

정규-비정규를 정의하는 또 다른 기준은 ‘자기선언적(self-reported) 정규근로자와 비정규근로’이다. 이번 연구에서는 통계청 『경제활동인구조사』에서 사용한 정의 대신 자기선언적 정의를 사용하여 정규-비정규를 구분할 것이다. 「한국노동패널조사」의 5차년도의 경우 자기선언적 규정에 의한 비정규근로

6) 정부 및 학계와 노동계 모두가 정규근로자로 인정하는 집단으로 정규근로자로 일하면서 정규근로자로 대우받는 근로자.

7) 정부 및 학계와 노동계 모두가 비정규근로자로 인정하는 집단으로 비정규근로자로 일하면서 비정규근로자로 대우받는 근로자.

8) 정부와 학계는 정규근로자로 노동계는 비정규근로자로 인식되는 집단임. 정규근로자처럼 일하지만 비정규근로의 대우를 받는 근로자.

자(881명)이고, 임시·일용근로자로 구성된 비정규근로자(885명)로 나타난다. 「한국노동패널조사」 조사 횟수가 늘어날수록 임시근로자와 일용근로자를 비정규근로자로 구분 하였을 때와 자기선언적 정의를 통한 비정규근로자의 수가 거의 일치되어 가는 것을 볼 수 있다. 그러나 일치되어 간다고 해서 임시근로자와 일용근로자를 비정규근로자로 정의한 것과 ‘자기선언적 (self-reported) 정규근로와 비정규근로’가 의미하는 바가 정확히 같다고 말할 수 없다.

3. 표본의 기초분석과 특성

이 연구에서 임시근로자와 일용근로자를 비정규근로자로 정의 하는 것 대신 정규근로자와 비정규근로자의 구분을 ‘자기선언적 정규근로와 비정규근로’의 정의를 사용한다. 본인이 설문에 응답한 바에 따라 정규-비정규근로를 구분하는 방법으로, 「한국 노동패널」은 지난 조사 당시(또는 일을 시작할 당시)와 현재(또는 일을 그만둘 당시)의 고용형태에 관한 설문을 포함하고 있으며, 응답자는 ‘정규직’또는 ‘비정규직’ 중에 택일한다.

<표 6>에서 남성 정규근로자의 비중은 61.33%, 여성 정규근로자의 비중은 38.67%로 여성에 비해 남성이 정규근로자 비중이 월등하게 높은 것으로 보인다. 반면 남성 비정규근로자, 여성 비정규근로자의 비중은 비슷한 것으로 보인다.

<표 6> 성별에 따른 근로자현황

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	성별		총계
	남성	여성	

정규	1,684	1,062	2,746
	(61.33)	(38.67)	(100.0)
비정규	356	346	702
	(50.71)	(49.29)	(100.0)
총계	2,040	1,408	3,448
	(59.16)	(40.84)	(100.0)
	(100.0)	(100.0)	(100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

<표 7> 학력별 근로자 현황

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	학력					총계
	중졸	고졸	초대졸	대졸	대학원 이상	
정규	149	302	1,174	384	737	2,276
	(5.43)	(11.00)	(42.75)	(13.98)	(26.84)	(100.0)
비정규	153	164	295	35	55	702
	(21.79)	(23.36)	(42.02)	(4.99)	(7.83)	(100.0)
총계	302	466	1,469	419	792	3,448
	(8.76)	(13.52)	(42.60)	(12.15)	(22.97)	(100.0)
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

<표 7>은 정규근로자·비정규근로자 모두 학력이 초대졸인 근로자가 각각 42.75%, 42.02% 나타난다. 정규근로자와 비정규근로자의 초대졸 비중은

47.75%, 42.02%로 가장 높은 비중을 보이고 있다. 대졸의 학력을 가진 임금 근로자의 91.65%가 정규근로자 임을 알 수 있다. 정규근로자와 비정규근로자 모두 초대졸의 비중이 가장 높은 것으로 나타났다.

중졸의 경우는 정규근로자보다 비정규근로자가 비중이 높은 것으로 나타났다고, 고졸의 경우는 정규근로자의 수가 비정규근로자의 수보다 높은 것으로 나타났다. 초대졸, 대졸, 대학원 이상의 경우 정규근로자의 수가 비정규근로자에 비해 월등하게 높은 것으로 나타난다.

<표 8> 성별 학력별 근로자 현황

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	학력										총계	
	중졸		고졸		초대졸		대졸		대학원이상			
	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여
정규	65 (3.86) (49.24)	84 (7.91) (49.41)	158 (9.380) (63.20)	144 (13.56) (66.67)	743 (44.12) (82.28)	431 (40.58) (76.15)	212 (12.59) (95.50)	172 (16.20) (87.31)	506 (30.05) (94.93)	231 (21.75) (89.19)	1,684 (100.0) (82.55)	1,062 (100.0) (75.43)
비정규	67 (18.82) (50.76)	86 (24.86) (50.59)	92 (25.84) (36.80)	72 (20.81) (33.33)	160 (44.94) (17.72)	135 (39.02) (23.85)	10 (2.81) (4.50)	25 (7.23) (12.69)	27 (7.58) (5.07)	28 (8.09) (10.81)	356 (100.0) (17.45)	346 (100.0) (24.57)
총계	132 (6.47) (100.0)	170 (12.07) (100.0)	250 (12.25) (100.0)	216 (15.34) (100.0)	903 (44.26) (100.0)	566 (40.20) (100.0)	222 (10.88) (100.0)	197 (13.99) (100.0)	533 (26.13) (100.0)	259 (18.39) (100.0)	2,040 (100.0) (100.0)	1,408 (100.0) (100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

남성과 여성의 경우를 나누어 자세히 살펴보면 정규근로자의 경우 중졸 ·

고졸 학력의 경우 남성 여성 비중은 비슷하게 나타난다. 초대졸, 대졸, 대학원 이상에서는 남성의 비중이 높게 나타난다. 비정규근로자는 중졸, 고졸의 경우 남성 여성의 비중은 비슷하게 나타나고, 초대졸의 경우는 남여의 비중에서는 여성이 높게 나타났고, 대졸의 경우 여성 비정규근로자비중이 높게 나타났다. 대학원이상의 경우도 여성 비정규근로자의 비중이 높게 나타났다. 이와 같이 여성의 경우 학력이 높아질수록 남성보다 비정규직인 사람이 많다는 것은 노동시장에서 여성의 경우 고학력을 가진 사람이 정규직이 되기 힘들다는 것을 의미하거나 여성고학력자의 노동시장 참여에 장애가 존재한다고 추측해 볼 수 있다.

<표 9> 근속기간별 근로자 현황

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	근속기간							총계
	1년 이하	1년~ 2년	2년~ 5년	5년~ 10년	10년~ 15년	15년~ 20년	20년 초과	
정규 (5.08년)	749 (26.79) (65.36)	474 (16.95) (75.96)	687 (24.57) (78.87)	421 (15.06) (93.56)	223 (7.98) (93.31)	106 (3.79) (99.07)	136 (4.86) (91.89)	2,796 (100.0) (77.99)
비정규 (2.19년)	397 (50.32) (34.64)	150 (19.01) (24.04)	184 (23.32) (21.13)	29 (3.68) (6.44)	16 (2.03) (6.69)	1 (0.12) (0.93)	12 (1.52) (8.11)	789 (100.0) (22.01)
총계	1,146 (31.97) (100.0)	624 (17.41) (100.0)	871 (24.30) (100.0)	450 (12.55) (100.0)	239 (6.67) (100.0)	107 (2.98) (100.0)	148 (4.13) (100.0)	3,585 (100.0) (100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

비정규근로자의 50.32%가 1년 이하의 근속을 보이고 있으며 5~10년, 10~15년 15~20년, 20년 초과인 경우 임금근로자 중 90.0%가 정규근로자이

고, 비정규근로자는 10%미만으로 나타나고 있다. 비정규근로자는 한 직장에서도 1년 이상을 근무 할 확률이 50%로 이는 비정규직의 노동시장에서의 이동이 1년 이하 단위로 많이 이루어짐을 예측해 볼 수 있다.

<표 10> 사업체 규모별 근로자의 고용형태 분포

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	사업체 규모				총계
	0~5인	5인~100인	100인~500인	500인 이상	
정규	784	154	153	1,655	2,746
	(28.55)	(5.61)	(5.57)	(60.27)	(100.0)
	(83.40)	(93.90)	(96.84)	(75.71)	(79.64)
비정규	156	10	5	531	702
	(22.22)	(1.42)	(0.71)	(75.64)	(100.0)
	(16.60)	(6.10)	(3.16)	(24.29)	(20.36)
총계	940	164	158	2,186	3,448
	(27.26)	(4.76)	(4.58)	(63.40)	(100.0)
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

<표 10>에서는 사업체 규모의 경우 종업원 500인 이상인 사업체에 근무하는 사람이 정규근로자는 75.7%를 차지하고, 비정규근로자는 24.3%로 나타났다. 5~100인, 100~500인 이상의 사업체에 근무하는 사람들 중 정규근로자가 90%이상을 차지하고, 10%미만이 비정규근로자로 <표 11> 나타나고 있다. 성별을 세분해서 보면 정규근로자도 비슷한 비중을 보이고 있다.

<표 11> 성별·사업체규모별 근로자의 고용형태 분포

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	사업체 규모									
	0~5인		5인~100인		100인~500인		500이상		총계	
	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여
정규	478 (28.38) (85.97)	306 (28.81) (79.69)	116 (6.89) (94.31)	38 (3.58) (92.68)	111 (6.59) (99.11)	42 (3.95) (91.30)	979 (58.14) (78.38)	676 (63.65) (72.15)	1,684 (100.0) (82.55)	1,062 (75.43) (100.0)
비정규	78 (21.91) (14.09)	78 (22.54) (20.31)	7 (1.97) (5.69)	3 (0.87) (7.32)	1 (0.28) (0.89)	4 (1.16) (8.70)	270 (75.84) (21.62)	261 (75.43) (27.85)	356 (100.0) (17.45)	346 (100.0) (24.57)
총계	556 (27.25) (100.0)	384 (27.27) (100.0)	123 (6.03) (100.0)	41 (2.91) (100.0)	112 (5.49) (100.0)	46 (3.27) (100.0)	1,249 (61.23) (100.0)	937 (66.55) (100.0)	2,040 (100.0) (100.0)	1,408 (100.0) (100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

<표 12> 노동조합별 근로자의 고용형태 분포

(단위: 명, %)

근로자수 (열 %) (행 %)	노동조합		총계
	유	무	
정규근로자	595 (23.24) (95.51)	1,965 (76.76) (76.79)	2,556 (100.0) (80.45)
비정규근로자	28 (4.50) (4.49)	594 (95.50) (23.21)	622 (100.0) (19.55)
총계	623 (19.58) (100.0)	2,559 (80.42) (100.0)	3,182 (100.0) (100.0)

자료: 「한국노동패널」 5차년도 (2002) 조사자료.

정규근로자가 노동조합이 있는 사업체에 일 하는 비중은 23.24%이고 비정규근로자는 4.50%로 매우 낮은 비중을 보이고 있음을 알 수 있다. 노동조합이 있는 사업체는 19.58%로 예상보다 낮은 비중을 <표 12>에서 보이고 있다.

<표13 > 고용형태별 임금과 근속기간

	표본수 (명)	월평균임금 (만원)	주당근로시간 (시간)	근속기간 (년)
전체	3,296	133(79.09)	51.4(14.8)	5.2(6.74)
성별				
남성	2,035	159(81.63)	54.1(14.3)	6.4(7.52)
여성	1,261	95(57.20)	47.6(14.6)	3.5(4.93)
고용형태				
정규	2,645	144(80.70)	52.9(13.4)	5.7(6.82)
비정규	651	88(52.26)	45.6(18.1)	3.4(6.02)
남성정규	1,623	169(82.52)	55.3(13.4)	6.8(7.45)
남성비정규	335	110(55.62)	48.0(16.9)	4.6(7.60)
여성정규	1,022	105(59.29)	49.0(12.5)	4.0(5.26)
여성비정규	326	66(37.02)	49.2(19.0)	2.1(3.34)

주:() 안의 숫자는 표준편차.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

본 연구에선 분석의 대상인 시간당임금으로 월급여를 월총근로시간 (주당근로시간*4.3) 나눈 것을 사용한다. <표13>의 전체 근로자의 월평균임금은 133만원이며, 여성(95만원)은 남성(159만원)의 60%를 받는 것으로 나타나고 있다. 비정규근로자(88만원)는 정규근로자의(144만원) 61%로 나타난다. 남성비정규근로자는 남성 정규근로자에 비해 65%를 받고 여성은 62%로 나타난다. 남성의 고용형태별 격차가 여성 보다 더 큰 것으로 나타난다. 여성 비정

규근로자의 월평균임금은 남성 정규근로자의 40%정도에 불과하다. 셋째 열은 주당 근로시간을 보여준다. 전체 임금근로자의 주당 근로시간은 51.4시간이며, 정규근로자는 52.9시간으로 비정규근로자의 45.6시간보다 약 13% 높은 것으로 나타난다. 성별로 분석해 보면 여성이 47.6시간 남성이 54.1시간으로 여성이 남성보다 약 12%정도 짧은 근로시간을 가지고 있음을 알 수 있다. 정규근로자의 평균근속기간은 약 5.7년인데 반면 비정규근로자의 경우는 3.4년으로 나타난다.

IV. 임금격차의 실증분석

1. 정규-비정규근로의 결정요인

1) 모형

정규근로 비정규근로 결정요인에 관한 실증분석은 프로빗⁹⁾을 이용하여 살펴 볼 것이다. 미취업자가 취업할 때 고용형태를 정규근로인가 비정규인가로 결정되는데 있어서 자발적인지 비자발적인지에 관한 논의가 존재하나 노동공급이론측면에서 보면 경제활동에 참가 하고 있지 않은 사람들은 자신의 여가 시간에 가치를 부여하여 유보임금¹⁰⁾을 갖게 된다. 미취업상태가 지속되고 경기불황으로 정규근로의 가능성이 작아지고 노동의 수요가 줄어들 경우 유보임금은 낮아져 비정규근로를 자발적으로 받아들일 확률이 높아진다.

정규근로-비정규근로 두 가지 선택 가능성을 고려한 모형은

9) 정규-비정규 결정요인에 사용된 모형은 안주엽(2001)에서 행해진 실증분석을 사용한다.

10) Hars G. Bloemer, and Elera G.F. Starcarelli " Individual Wealth, Reservator Wage, and Transistor into Employment," Journal of Labor Economics 19, (2) (April 2001)" 400-439.

$$y^* = \beta x + \varepsilon \quad (1)$$

모형은 식(1)과 같이 나타나며 y 는 잠재적 선택결정변수(latent variable)이며, x 는 종사상지위를 선택하는 요인들로 구성된 설명변수의 벡터이고 β 는 추정치의 계수벡터 ε 는 오차항을 의미한다.

ε 는 잠재변수(latent variable)로 관측이 불가능하며, 따라서 관측 가능한 이진 변수를 사용하면, 정규근로를 선택할 때 1의 값을 취하고 비정규근로를 선택할 때 0의 값을 취하는 지수함수로 표현이 가능해진다.

$$\text{if } y^* \geq 0, y=1 \text{ (정규근로를 선택한 경우)} \quad (2)$$

$$\text{if } y^* < 0, y=0 \text{ (비정규근로를 선택한 경우)}$$

식(2)에 의하면 두 가지 선택사항인 정규근로와 비정규근로 중 $y^* \geq 0$ 이면 $y=1$ 로 나타나며, 곧 이는 정규근로를 선택하는 것을 의미한다. 그리고 $y^* < 0$ 이면 $y=0$ 으로 나타나며, 비정규근로를 선택한 경우를 나타낸다.

$$\begin{aligned} y &= \begin{cases} 1 & (y^* \geq 0) \\ 0 & (y^* < 0) \end{cases} \\ &= \frac{1 + \exp(y^*)}{1 + \exp(y^*) + \exp(-y^*)} \\ &= \frac{\exp(y^*)}{\exp(y^*) + 1} \end{aligned} \quad (3)$$

식(4)의 조건부 확률 $E[y|X]$ 는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E[y|X] &= 1 \times \Pr(y^* \geq 0) + 0 \times \Pr(y^* < 0) \\ &= \Pr(y^* \geq 0) \\ &= \Pr(\beta'x + \varepsilon \geq 0) \end{aligned} \quad (4)$$

$$= \dots)$$

(단, '는 표준 정규분포로 가정함)

즉 결합확률(우도함수)이 식(6)과 같이 표현되며 결국 프로빗 추정치는 이 우도함수를 최대화하는 방법에 의해 추정된다.

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(Y_i = 1) &= \dots, \quad Y_i = 1 \quad (5) \\
 &= f(\beta_0 + \beta_1 X_i) - f(\beta_0) - \dots - f(\beta_n) \\
 &= \prod_{i=1}^n [1 - F(X_i)] \quad \prod_{i=1}^n [F(X_i)]
 \end{aligned}$$

실증분석에 이용할 프로빗 모형은 위와 같은 모형식을 기본으로 하여 분석한다.

2) 실증 분석 결과

고용형태 결정식을 추정하기 위한 설명변수에는 연령 (15~20세, 20~30세, 30~40세, 40~50세, 50대 이상), 교육, 결혼 여부, 가구소득 유무(금융소득, 부동산 소득, 사회보험 소득, 이전소득, 기타소득), 거주지역(서울, 서울 외 광역시), 본인의 일 지속 여부를 포함하고 있다. 식(1)의 프로빗 모형을 추정한 결과는 <표14>의 첫째 열을 통해 알 수 있다. 여성은 남성에 비해 비정규직이 될 확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 남성에 비해 4% 정도 비정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 연령 (20~30세 기준)은 모든 연령대에서 비정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 30~40세, 40~50세, 50세 이상이 비

정규근로자로 결정될 확률이 통계적으로 높게 나타났다. 30~40세는 20~30세보다 비정규직이 될 확률은 6% 높게 나타났고, 40~50세는 6%로 비정규근로자가 될 확률이 높게 나타났고 50대 이상에서는 10%로, 50대 이상의 임금근로자들이 비정규직이 될 확률이 20~30대 대비 가장 높은 것으로 나타난다. 50대 이상의 구직희망자의 경우 정규근로자와 비정규근로자로 결정되는데 있어서 다른 연령대에 비해 유보임금이 낮아지거나 평생 직업이 아닌 성향이 강해 20대에 비해 비정규직이 될 확률이 높게 나타나는 것으로 생각된다.

교육수준이 높을수록 정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 고졸 학력 더미는 중졸에 비해 정규직이 될 확률이 11% 높아진다. 대졸 학력 더미는 21%로 정규직이 될 확률이 높게 나타난다. 기혼자는 미혼자에 비해 정규직이 될 가능성이 2% 크게 나타났다. 노동조합이 있는 사업체는 사업체에 비해 13% 정규직이 될 가능성이 높게 나타났다.

5인 미만의 영세 사업체에 비해 5~100, 100~500, 500인 이상의 사업체에 종사하는 사람이 비정규근로자가 될 확률이 높게 나타났으며 500인 이상의 사업체가 13%로 비정규근로자가 될 확률이 가장 높게 나타났다.

가구소득 중 금융자산소유, 부동산자산, 이전소득이 있는 경우 비정규직이 될 확률이 높게 나타났으나 금융자산소유 변수만 통계적으로 유의하게 나타났다. 기타소득 사회보험 소득이 있을 경우 정규직으로 될 확률이 높게 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않게 나타났다.

근로자가 서울과 광역시에 거주하는 경우 비정규직이 될 확률이 각각 9%, 10%로 나타났다. 본인이 일을 계속하기를 희망하는 근로자는 비정규직이 될 확률이 3%로 나타났다.

노동시장에 비정규화가 특징화가 된 계기는 IMF이후 경제위기 때문이라고 앞에서 언급하였다. 즉 경제위기 이후 비정규근로의 비중이 상승하였다는 가설을 검증하기 위하여 최근 경제위기를 반영하는 변수를 식(1)에 포함시키면 식(1)은 식(6)와 같이 변한다.

$$y^* = \beta x + \delta D + \varepsilon \quad (6)$$

D는 취업시기가 경제위기 시기인 1997년, 1998년, 1999년, 2000년, 2001년, 2002년을 분석하여 정규-비정규를 결정하는데 영향을 주는지를 알아보기 위한 가변수이다. (1997년에 취업하면 $D=1$, 1997년에 취업하지 않으면 $D=0$ 으로 각 취업년도에 대해 더미변수를 사용한다.) 경제위기가 정규-비정규근로를 결정하는데 어떠한 영향을 미쳤는지 알아보기 위해 다음과 같은 귀무가설과 대립가설을

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta \neq 0$$

설정하여 <표 14>제약된 모형(1)과 제약되지 않은 모형(2)의 최우추정에서 얻어진 각각의 로그최우도를 이용하여

$$\lambda = -2(\ln L(1) - \ln L(2)) \sim \chi^2(r), \quad r \text{은 자유도}$$

의 우도비검정통계량을 계산하여 우도비검정을 실시한 결과 귀무가설을 기각하는 결과를 얻는다. 정규-비정규근로를 결정하는데 영향을 주는 모든 요인들을 통제한 후에도 경제위기는 비정규근로자로 결정하게 하는데 유의한 효과를 미쳤다는 것을 알 수 있다. 전체 표본(모형(2))의 경우는 1997년의 경우는 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나왔고, 1998년, 1999년, 2000년, 2001년, 2002년 모두 유의하게 나왔다. 1997년 이전엔 직장에 들어간 사람들 대비 1997년에서 2002년으로 시간이 증가할수록 비정규직이 되는 경향은 높게 나타

나고 있다.

<표 14>프로빗 모형 추정치: 전체

변수	(1) 추정치	(1) 한계효과	(2) 추정치	(2) 한계효과
상수항	0.5814*** (0.1189)	0.2708*** (0.0304)	1.209175*** (0.1391)	0.1366*** (0.0275)
여성더미	-0.1835** (0.05625)	-0.0438*** (0.0136)	-0.1036* (0.579509)	-0.0234* (0.0132)
결혼더미	0.08961 (0.0971)	0.0215 (0.0237)	0.0334 (0.1000)	0.0075 (0.0227)
고졸더미	0.5066*** (0.0702)	0.1145*** (0.0156)	0.4932*** (0.0716)	0.1061*** (0.0152)
대졸더미	1.0723*** (0.0896)	0.2137*** (0.0154)	0.4932*** (0.0716)	0.1963*** (0.0153)
15 ~ 20세	-0.1160 (0.2351)	-0.0288 (0.0616)	-0.0045 (0.2374)	-0.0010 (0.0532)
30 ~ 40세	-0.2385** (0.1025)	-0.0586** (0.0263)	-0.3384*** (0.1059)	-0.0808*** (0.0269)
40 ~ 50세	-0.2373** (0.1152)	-0.0589** (0.0301)	-0.4142*** (0.1197)	-0.1023*** (0.0323)
50세 이상	-0.3762** (0.1261)	-0.0993** (0.0368)	-0.5516*** (0.1309)	-0.1468*** (0.0400)
사업체규모 5 ~ 100	0.4221*** (0.0632)	0.0895*** (0.0121)	0.4798*** (0.0647)	0.0952*** (0.0115)
100 ~ 500	0.6471*** (0.1734)	0.1089*** (0.1211)	0.6272*** (0.1808)	0.1005*** (0.0190)
500인 이상	0.8797*** (0.2428)	0.1302*** (0.0183)	0.8049** (0.2564)	0.1165*** (0.0200)
노동조합더미	0.7245*** (0.1004)	0.1326*** (0.0134)	0.5536*** (0.1062)	0.1017*** (0.0153)
금융자산더미	-0.1802* (0.1076)	-0.0455* (0.2091)	-0.2114* (0.1120)	-0.0517* (0.0298)
부동산자산더미	-0.0213 (0.1111)	-0.0050 (0.0265)	-0.0468 (0.1143)	-0.0107 (0.2663)
이전소득더미	-0.3483 (0.0667)	-0.0083 (0.0160)	-0.0070 (0.0685)	-0.0016 (0.0154)
기타자산더미	0.0065 (0.1246)	0.0015 (0.0291)	0.0301 (0.1264)	0.0066 (0.0274)
사회보험소득더미	0.1274 (0.1454)	0.0281 (0.0300)	0.1055 (0.1474)	0.0223 (0.0295)

서울더미	-0.0929*	-0.02231*	-0.1041*	-0.0269*
	(0.0700)	(0.0172)*	(0.0715)	(0.0169)
광역시더미	-0.1018*	-0.0243	-0.1070*	-0.0243*
	(0.0638)	(0.0155)	(0.0654)	(0.0152)
지속희망더미	-0.1386***	-0.0325***	-0.1181***	-0.264***
	(0.0271)	(0.0064)	(0.0276)	(0.0062)
1997			-0.0069	-0.0015
			(0.1745)	(0.0392)
1998			-0.3891**	-0.1032***
			(0.1381)	(0.0422)
1999			-0.5165***	-0.1405***
			(0.1066)	(0.03369)
2000			-0.5896***	-0.1617***
			(0.0990)	(0.0315)
2001			-0.7337***	-0.2006***
			(0.0876)	(0.0275)
2002			-0.8806***	-0.2555***
			(0.0932)	(0.0316)
표본수	3291		3291	
log likelihood	-1377.9473		-1317.6021	
우도비 검정			120.69***	
Pseudo R^2	0.1567		0.1936	

주: ()은 표준편차

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

남성·여성으로 표본을 분리하여 분석하였을 때도 경제위기는 비정규근로자로 결정되게 하는데 유의한 효과를 미쳤다. <표 15> 남성과 여성의 정규-비정규근로 결정요인을 보여준다. 남성은 기혼자인 경우 정규직이 될 확률이 미혼에 비해 4% 높게 나타난 반면 여성은 비정규직이 될 확률이 미혼에 비해 6% 높게 나타났다. 20~30대 기준으로 나이가 들어감에 따라 전반적으로 비정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 사업체는 규모가 커질수록 비정규직이 될 확률이 남성·여성 모두 높게 나타났다. 남성은 금융자산이 있는 경우 비정규직이 될 확률이 7% 높게 나타났고 반대로 기타자산이 있는 경우 정규직이

될 확률이 4%이다. 서울에 거주하는 근로자가 비정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 여성은 광역시에 거주하는 근로자가 비정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 남성·여성 모두 1998년, 1999년, 2000년, 2001년, 2002년에 처음으로 일을 시작하는 사람이 비정규직이 될 확률이 높게 나타났다. 여성의 경우 남성에 비해 1997년 이전에 취업한 사람에 비해 시간이 지날수록 비정규화 되는 경향이 높게 나타난다.

<표 15> 프로빗 모형 추정치: 남 · 여

변수	추정치(남성)	한계효과	추정치(여성)	한계효과
상수항	0.8060*** (0.1826)	0.1426*** (0.0321)	1.7319*** (0.2199)	0.4707*** (0.0564)
결혼더미	0.2219* (0.1317)	0.0421* (0.0268)	-0.2412* (0.1657)	-0.0625* (0.0415)
고졸더미	0.6056*** (0.0962)	0.1030*** (0.0170)	0.3710*** (0.1106)	0.0976*** (0.0281)
대졸더미	1.3475*** (0.1279)	0.1978*** (0.0177)	0.6178*** (0.1456)	0.1518*** (0.0322)
15~20세	-0.1690 (0.3971)	-0.0329 (0.0851)	-0.0981 (0.3056)	-0.0277 (0.0897)
30~40세	-0.2148* (0.1455)	-0.0393* (0.0278)	-0.4974** (0.1651)	-0.1488** (0.0532)
40~50세	-0.4996** (0.1655)	-0.1014** (0.0446)	-0.3853** (0.1823)	-0.1128** (0.0568)
50세 이상	-0.5200** (0.1778)	-0.1107** (0.0446)	-0.6395** (0.2014)	-0.2047** (0.0721)
사업체규모 5~100	0.5413*** (0.0900)	0.0815*** (0.0122)	0.4116*** (0.0956)	0.1027*** (0.0217)
100~500	0.4561** (0.2252)	0.0613** (0.0222)	0.8290** (0.3222)	0.1508** (0.0332)
500인 이상	0.9475** (0.4322)	0.0946** (0.0185)	0.8043** (0.3442)	0.1484** (0.0367)
노동조합더미	0.7404*** (0.1425)	0.1010*** (0.0147)	0.3113* (0.1696)	0.0758* (0.0363)
금융자산더미	-0.3492** (0.1529)	-0.0729** (0.0370)	-0.0642 (0.1708)	-0.0178 (0.0486)
부동산자산더미	-0.1372 (0.1516)	-0.0259 (0.0307)	0.0607 (0.1784)	0.0161 (0.0462)
이전소득더미	-0.0490 (0.0966)	-0.0087 (0.0176)	0.0189 (0.1002)	0.0051 (0.0269)

기타자산더미	0.2713*	0.0405*	-0.2125	-0.0624
	(0.1953)	(0.0245)	(0.1732)	(0.0544)
사회보험소득더미	0.1067	0.0176	0.0529	0.0141
	(0.2148)	(0.0330)	(0.2052)	(0.0354)
서울더미	-0.1473*	-0.0271*	-0.0815	-0.0225
	(0.0987)	(0.0190)	(0.1069)	(0.0300)
광역시더미	-0.0739	0.0132	-0.1518*	-0.0421*
	(0.0912)	(0.0165)	(0.0967)	(0.0273)
지속희망더미	-0.0779**	-0.0137**	-0.1737***	-0.0472***
	(0.0376)	(0.0066)	(0.0430)	(0.0117)
1997	0.0575	0.0097	-0.1537	-0.0442
	(0.2534)	(0.0414)	(0.2537)	(0.0771)
1998	-0.4369**	-0.0968**	-0.4178*	-0.1311*
	(0.1802)	(0.414)	(0.2223)	(0.0779)
1999	-0.5479***	-0.1246***	-0.5819***	-0.1866***
	(0.1390)	(0.0386)	(0.1740)	(0.0625)
2000	-0.3365**	-0.0689**	-0.8939***	-0.2977***
	(0.1373)	(0.0322)	(0.1567)	(0.0577)
2001	-0.7093***	-0.1626***	-0.0837***	-0.2518***
	(0.1152)	(0.0323)	(0.1439)	(0.0488)
2002	-0.7791***	-0.1891***	-1.0167***	-0.3328***
	(0.1294)	(0.0394)	(0.1470)	(0.0521)
표본수	1944		1347	
log likelihood	-678.68046		-611.36399	
우도비 검정	1398.53***		1533.17***	
Pseudo R^2	0.2308		0.1735	

주: 괄호 안은 표준편차

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료

2. 임금방정식의 추정

정규근로자와 비정규근로자 고용형태 차이에 따른 시간당 임금격차의 원인을 알아보기 위해 임금 결정에 영향을 미치는 변수들을 포함하는 임금식을 추정해야 한다. 가능한 모든 요인을 통제한 후에 잔존하는 고용형태에 따르는 임금격차는 임금차별이라 할 수 있다.¹¹⁾ 모형 식에서는 고용형태에 따른 더미

변수를 포함하여 다음과 같이 표현 가능하다.

ln W = β_0 - β_1 - β_2 - β_3 - β_4 - β_5 - β_6 - β_7 - β_8 - β_9 - β_{10} - β_{11} - β_{12} - β_{13} - β_{14} - β_{15} - β_{16} - β_{17} - β_{18} - β_{19} - β_{20} - β_{21} - β_{22} - β_{23} - β_{24} - β_{25} - β_{26} - β_{27} - β_{28} - β_{29} - β_{30} - β_{31} - β_{32} - β_{33} - β_{34} - β_{35} - β_{36} - β_{37} - β_{38} - β_{39} - β_{40} - β_{41} - β_{42} - β_{43} - β_{44} - β_{45} - β_{46} - β_{47} - β_{48} - β_{49} - β_{50} - β_{51} - β_{52} - β_{53} - β_{54} - β_{55} - β_{56} - β_{57} - β_{58} - β_{59} - β_{60} - β_{61} - β_{62} - β_{63} - β_{64} - β_{65} - β_{66} - β_{67} - β_{68} - β_{69} - β_{70} - β_{71} - β_{72} - β_{73} - β_{74} - β_{75} - β_{76} - β_{77} - β_{78} - β_{79} - β_{80} - β_{81} - β_{82} - β_{83} - β_{84} - β_{85} - β_{86} - β_{87} - β_{88} - β_{89} - β_{90} - β_{91} - β_{92} - β_{93} - β_{94} - β_{95} - β_{96} - β_{97} - β_{98} - β_{99} - β_{100}

(7)

β_0 는 로그 시간당 임금, β_1 는 임금에 영향을 미치는 요인으로 구성된 설명 변수벡터, β_2 는 설명변수와 관련된 추정되어질 계수벡터, β_3 는 비정규직여부를 나타내는 더미변수이고, β_4 는 이와 관련된 추정되어질 계수, β_5 는 오차항이다. 계수 β_5 의 추정치는 모든 결정요인이 동일하다는 가정 하에 고용형태별 임금 차별을 의미하게 된다.

설명변수는 인적자본을 추정하는 연령, 교육, 여성더미변수와 노동조합 존재 여부, 기업규모 더미변수 (5인 미만의 영세 기업, 5인 이상 100미만인 소기업, 100인 이상 500인 미만 중기업, 500인 이상 대기업)와 거주 지역에 따른 더미 변수, 마지막으로 근속변수가 포함된다.

<표 16>은 첫 번째 열은 전체표본을 사용한 것이고, 두 번째, 세 번째 열은 남성과 여성을 분리하여 회귀 분석한 추정치이다. 고용형태에 따른 시간당 임금의 실증적 격차는 전체, 남성, 여성 모두 5~10%에 이르는 것으로 나타났다. 전체 표본에서 인적 자본 변수는 모두 유의하게 나왔다. 남성에서는 인적 자본을 나타내는 변수들이 유의하게 나왔으나, 여성은 연령변수는 유의하게 나오지 않았다. 결혼더미변수는 14%에서 19%씩 증가함을 볼 수 있다. 여성은 중졸에 비해 대졸은 63% 증가하는데 비해 남성은 중졸에 비해 52% 증가함을 보인다. 이는 고학력의 여성이 노동시장에서 많은 혜택을 받는다고도 해석이 가능하며, 남성에 비해 고학력인 여성이 노동시장에 많지 않음을 시사한다. 반면에 고졸더미의 경우 남성은 24% 증가하는데 여성의 경우는 25% 증가하고 있다. 전체의 경우 연령은 20대에 비해 10대 경우 24% 감소하고, 30대는 경우

11) Ehrenbreg and Smith(1997,ch.12)는 노동시장의 차별을 다루고 있으며, 주어진 생산상 특성에 대하여 사용자가 상이한 인구 집단별로 체계적으로 상한 가격을 지불하는 경우 차별이 존재한다고 정의됨.

8%, 40대의 경우 14%로 증가 추세를 보이거나 50대의 경우는 2% 감소한다. 이것은 임금근로자의 퇴직시기가 대부분 50대인 것에 기인된 것 같다. 남성의 경우 10대는 40%감소하며, 30대는 21% 증가, 40대는 30% 증가. 50대는 2%로 증가 추세가 감소하는 것으로 나타났다. 여성의 경우 연령은 10대의 경우를 제외하고 통계적으로 유의하지 않게 나타난다.

사업체 규모는 영세 기업체 (5인 미만의 종업원)에 비해 소기업체 (5인이상~100인 미만)와 중기업체 (100인 이상~500인 미만)는 임금이 감소하는데, 반면 대기업체 (500명 이상)는 임금이 증가하는 것을 알 수 있다. 여성은 전반적으로 사업체 규모가 커지면 임금이 상승하는 것으로 나타났지만, 대기업체를 제외하고는 통계적으로 유의하지는 않다.

노조가 존재하는 사업체의 임금은 1.0%~14%증가를 보이고 있다. 남성은 1%로 나타나고, 여성은 14%로 노조가 있는 사업체에서는 남성근로자 보다 여성근로자의 경우에 임금을 상승 시키는 효과가 있는 것으로 보이고 있다.

<표 16>임금 추정치 (전체)

변수	전체	남성	여성
상수항	0.3249*** (0.0359)	0.2698**** (0.0443)	0.0763* (0.0535)
여성더미	-0.2397*** (0.0177)		
결혼더미	0.1389*** (0.0273)	0.1693*** (0.0334)	0.1851**** (0.0472)
고졸더미	0.2529*** (0.0244)	0.2446*** (0.0314)	0.2486*** (0.0386)
대졸더미	0.5694*** (0.0276)	0.5171*** (0.0347)	0.6295*** (0.0463)
15-20	-0.2356** (0.0778)	-0.3951** (0.1360)	-0.1573* (0.0960)
30-40	0.0817** (0.0285)	0.2108*** (0.0356)	-0.0525 (0.0482)
40-50	0.1385*** (0.0334)	0.2799*** (0.0419)	-0.0186 (0.0549)

50세이상	-0.0235 (0.0380)	0.0230 (0.0467)	-0.0480 (0.0634)
사업체규모 (5~100)	-0.0182 (0.0195)	-0.0376* (0.0249)	0.0057 (0.0303)
100~500	-0.0161 (0.0393)	-0.0240 (0.0448)	0.0301 (0.0772)
500이상	0.2120*** (0.0414)	0.2486*** (0.0487)	0.1917** (0.0755)
노조더미	0.0567** (0.0238)	0.0093 (0.0282)	0.1432** (0.0429)
비정규더미	-0.0508** (0.0227)	-0.0700* (0.0308)	-0.0960** (0.0334)
서울	0.0747** (0.0211)	0.0746** (0.0267)	0.0876** (0.0334)
광역시	-0.0480** (0.0193)	-0.0451* (0.0244)	-0.0420* (0.0305)
근속	0.0321*** (0.0038)	0.0225*** (0.0045)	0.0434*** (0.0068)
근속*근속	-0.00033** (0.00014)	-0.0000099 (0.00016)	-0.00082** (0.00030)
표본수	3,303	1,958	1344
R^2	0.3850	0.3552	0.3109
$\overline{R^2}$	0.3818	0.3499	0.3026
f-test	121.02***	66.86***	37.45***

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

비정규근로자와 정규근로자 간에 임금 차별이 존재할 경우, 고용형태별 자격이 동일하다는 가정을 받아들이기에는 문제가 있다. 따라서 식(9)의 추정된 결과는 <표 17>, <표 18>, <표 19> 나타난다.

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{정규근로자}_{it} + \beta_2 \text{비정규근로자}_{it} + \beta_3 \text{성별}_{it} + \beta_4 \text{연령}_{it} + \beta_5 \text{교육}_{it} + \beta_6 \text{직종}_{it} + \beta_7 \text{산업}_{it} + \beta_8 \text{지역}_{it} + \beta_9 \text{노조}_{it} + \beta_{10} \text{근속}_{it} + \beta_{11} \text{사업체규모}_{it} + \beta_{12} \text{서울}_{it} + \beta_{13} \text{광역시}_{it} + \beta_{14} \text{비정규더미}_{it} + \beta_{15} \text{노조더미}_{it} + \beta_{16} \text{50세이상}_{it} + \beta_{17} \text{100~500}_{it} + \beta_{18} \text{500이상}_{it} + \beta_{19} \text{근속*근속}_{it} + \beta_{20} \text{표본수}_{it} + \beta_{21} R^2 + \beta_{22} \overline{R^2} + \beta_{23} \text{f-test}_{it} \quad (9)$$

<표 17>에서 여성은 남성에 비해 정규·비정규근로자 모두 임금을 적게 받

는 것으로 나타난다. 정규근로자는 학력이 올라 갈수록 임금을 더 많이 받는데, 비정규근로자는 그렇지 못한 것을 알 수 있다. 정규근로자는 10대와 50대를 제외하곤 임금이 꾸준히 상승하는 것을 알 수 있다. 비정규근로자의 연령은 통계적으로 유의하지 않다. 노조가 있는 사업체에선 정규근로자가 임금을 6% 더 많이 받는 것으로 보이나, 비정규근로자는 노조가 있는 사업체가 임금을 11% 작게 받는 것으로 나오나 통계적으로 유의하진 않다.

<표 18>과 <표 19>는 성별을 분리하여 정규근로자와 비정규근로자를 분석한 결과이다. 결혼더미 변수는 남성정규근로자, 남성비정규근로자, 여성정규근로자, 모두 임금에 유의한 효과를 보인다. 학력 더미 변수는 모든 임금근로자에 대해 유의한 효과를 보인다.

추정치에 따르면 근속이 증가할수록 임금이 상승하다가 전환점에 이른 후 감소하기 시작한다. 정규근로자는 약 56년, 비정규근로자는 약 23년으로 정규근로자에 비해 비정규근로자 임금 감소 시작이 빠른 것으로 나타난다. 남성 정규직의 경우 근속의 전환점은 약 56년이고, 여성정규근로자의 경우 약 36년으로 나타나고, 남성 비정규근로자의 경우 약 23년 여성비정규근로자의 경우 약 16년으로 같은 정규근로자와 비정규근로자라고 할지라도 여성이 전환점이 남성에 비해 빠름을 알 수 있다.

<표 17> 정규·비정규 임금 추정치

변수	정규근로자	비정규근로자
상수항	0.2703*** (0.0400)	-0.8754*** (0.1721)
여성더미	-0.1967*** (0.0195)	-0.3657*** (0.0844)
결혼더미	0.01488*** (0.0286)	0.2029 (0.1681)
고졸더미	0.3003*** (0.0288)	-0.0014 (0.0957)
대졸더미	0.5948***	0.4130**

		(0.0310)	(0.1534)
15-20		-0.1992**	-0.3385
		(0.0857)	(0.3667)
30-40		0.0966**	0.0964
		(0.0296)	(0.1856)
40-50		0.1305**	0.1169
		(0.0355)	(0.1991)
50세이상		-0.0590*	-0.0759
		(0.0417)	(0.2104)
사업체규모		-0.0221	-0.0939
(5~100)		(0.0210)	(0.0972)
100~500		-0.0336	0.1608
		(0.0397)	(0.3301)
500이상		0.2057***	0.1805
		(0.0410)	(0.5224)
노조더미		0.0616**	-0.1109
		(0.0242)	(0.2086)
서울		0.0797**	-0.0694
		(0.0229)	(0.1013)
광역시		-0.0425**	-0.1628*
		(0.0210)	(0.0928)
근속		0.0290***	0.0565***
		(0.0041)	(0.0194)
근속*근속		-0.00010	-0.0017**
		(0.00016)	(0.00067)
표본수	2,654		653
R^2	0.3975		0.0792
$\overline{R^2}$	0.3938		0.0560
f-test	108.77		3.42

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

남성 정규·비정규근로자의 각 평균년도에서의 근속의 한계수익률은 정규근로자는 4.5%이고 비정규근로자는 3.6%로 나온다. 여성은 3.5%, 3.1%로 나온다. (근속년도의 평균: 남성정규근로자(6.8년), 남성비정규근로자(4.6년), 여성정규근로자(4.0년), 여성비정규근로자(2.1년)). 남성정규근로자의 임금함수에 차별이

존재하지 않는다면, 남성비정규근로자의 근속평균년도(4.6년)에서의 근속한계 수익률은 3.7%로 나타난다. 남성비정규근로자의 임금함수에 차별이 존재하지 않는다면, 남성정규근로자의 근속평균년도(6.8년)에서의 근속 한계수익률은 1.8%로 추정된다. 즉 근속의 한계수익률 분석을 통해 남성정규-비정규 임금 함수에 차이가 존재한다고 볼 수 있다. 여성정규근로자의 임금함수에 차별이 존재 하지 않는다면 여성비정규근로자의 근속평균년도(2.1년)에서의 근속한계 수익률은 3.5%로 나타난다. 여성비정규근로자의 임금함수에 차별이 존재하지 않는다면, 여성정규근로자의 근속평균년도(4.0년)에서의 근속한계수익률은 2.7%로 추정되어진다. 여성 정규-비정규 임금함수에서도 차이 존재한다고 볼 수 있다. 노동조합의 존재는 남성 비정규, 여성 비정규를 제외하고는 모두 임금에 유의한 효과를 보이고 있다. 이는 노사합의에 의한 임금결정이 정규근로자에게 적용되는 현실을 보여주는 것이라 할 수 있다. 기업규모가 임금에 미치는 효과는 성별·고용별 형태별로 그 규모나 유의정도가 다르게 나타난다.

서울에 거주하는 정규근로자는 다른 지역에 거주하는 근로자에 비해 임금에 양의 영향을 주고, 비정규근로자의 경우 여성비정규근로자에게만 임금에 양의 영향을 주는 것으로 보인다. 광역시에 거주하는 경우 임금에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 18> 고용형태별 임금식의 추정치 (남성분리표본)

변수	남성정규근로자	남성비정규근로자
상수항	0.2499*** (0.0496)	0.3369*** (0.0983)
결혼더미	0.1650*** (0.0358)	0.1922** (0.0970)
고졸더미	0.2677*** (0.0377)	0.3619** (0.0997)
대졸더미	0.5391*** (0.0396)	0.3619** (0.0997)
15-20	-0.3404**	-0.4829**

	(0.1654)	(0.2422)
30-40	0.1967***	0.3207**
	(0.0377)	(0.1167)
40-50	0.2714***	0.2803**
	(0.0448)	(0.1362)
50세 이상	-0.0016	0.0490
	(0.0510)	(0.1342)
사업체규모 (5~100)	-0.0297	-0.0620
	(0.0272)	(0.0628)
100~500	-0.2916	0.1636
	(0.0463)	(0.1832)
500인 이상	0.2425**	0.1636
	(0.0490)	(0.1832)
노조더미	0.0110**	-0.0950
	(0.00290)	(0.1340)
서울더미	0.0866**	0.0286
	(0.0294)	(0.0641)
광역시더미	-0.0306	-0.1132**
	(0.0267)	(0.0605)
근속	0.0205***	0.0257**
	(0.0050)	(0.0109)
근속*근속	0.00018	-0.00054*
	(0.0050)	(0.00037)
표본수	1,630	327
R^2	0.3670	0.2206
$\overline{R^2}$	0.3612	0.1831
f-test	62.43	5.89

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

<표 19> 고용형태별 임금식의 추정치(여성분리표본)

변수	여성정규근로자	여성비정규근로자
상수항	0.0728 (0.0590)	-0.0213 (0.1479)
결혼더미	0.1879*** (0.0483)	0.1971 (0.1536)
고졸더미	0.3025***	0.1067*

		(0.0456)	(0.0746)
대출더미		0.6263***	0.7032***
		(0.0523)	(0.1204)
15-20		-0.1580*	-0.2102
		(0.1004)	(0.2718)
30-40		-0.0135	-0.1311
		(0.0500)	(0.1455)
40-50		-0.0430	0.0231
		(0.0587)	(0.1525)
50세 이상		-0.1134*	0.0290
		(0.0720)	(0.1594)
사업체규모		-0.0196	0.1043*
(5~100)		(0.0327)	(0.0720)
100~500		-0.0220**	0.6081
		(0.0766)	(0.3138)
500인 이상		0.1631**	0.4290*
		(0.0746)	(0.3148)
노조더미		0.1472**	0.0202
		(0.0433)	(0.1622)
서울더미		0.0811**	0.1357*
		(0.0364)	(0.0774)
광역시더미		-0.0488*	-0.0148
		(0.0335)	(0.0669)
근속		0.0403***	0.0355**
		(0.0073)	(0.0181)
근속*근속		-0.00056*	-0.0011*
		(0.00033)	(0.00070)
표본수	1,023		320
R^2	0.3243		0.1861
$\overline{R^2}$	0.3244		0.1430
f-test	33.75		4.56

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

3. 임금격차의 분해

임금결정요인에 대한 분석은 일반적인 다변량 회귀분석방법을 사용하고 차별 효과의 추정에는 아래와 같이 Oaxaca(1973)의 임금분해방식을 이용한다.

의한 임금 격차로 ④의 $(\ln W_y - \ln W_c^*)$ 에 해당한다. 그리고 식⑤의 (B) 부분은 관찰되지 않은 생산성 차이 또는 차별에 의한 격차로서 식④의 $(\ln W_c^* - \ln W_c)$ 에 해당하게 된다.

<표 20> 임금격차의 분해 (정규근로자 기준)

	남성		여성	
	로그임금	임금액 (원)	로그임금	임금액 (원)
정규근로임금	1.0509	8,151	0.9843	5,785
비정규근로 임금	0.9339	5,935	0.8757	4,143
임금격차	0.1169		0.1086	
관찰된 특성 차이에 따른 격차	0.1068	(91.4) 2,025	0.0226	(20.6) 339
관찰안 된 생산성 차이 또 는 차별에 의한 격차	0.0101	(8.6) 191	0.0860	(79.4) 1,303

주: 괄호 안은 %

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

<표 20> 에서 알 수 있듯이 로그임금격차 중 생산성 특성의 격차가 차지하는 비중은 남성이 91.4%, 여성이 20.6%정도에 해당하고 나머지에 해당하는 8.6%와 79.4%는 관찰되지 않은 생산성 차이 또는 차별에 의한 격차라고 할 수 있다.¹²⁾ 남성에 비해 여성이 관찰되지 않은 생산성 차이 즉 차별의 최대 추정치가 큼을 알 수 있다.

12) 정규 및 비정규직간 근로조건 실태분석 2004.

<표 21> 임금격차의 분해 (비정규근로자 기준)

	남성		여성	
	로그임금	임금액 (원)	로그임금	임금액 (원)
정규근로임금	1.0509	8,151	0.9843	5,785
비정규근로 임금	0.9339	5,935	0.8757	4,143
임금격차	0.1169		0.1086	
관찰된 특성 차이에 따른 격차	0.0973 (83.2)	1,843	0.0217 (20.0)	320
관찰안 된 생산성 차이 또 는 차별에 의한 격차	0.0096 (16.8)	373	0.0869 (80.0)	1,322

주: 괄호 안은 %.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

<표 21>는 <표 20>과 달리 기준을 비정규근로자로 분석한 것인데 정규근로자 기준에 비해 관찰되지 않은 생산성 차이 또는 차별에 의한 격차가 크을 수 있다. 1999년 한국노동패널조사의 임금격차의 분해 결과 남성은 관찰된 특성에 따른 격차는 46.1%, 관찰되지 않은 생산성의 차이 53.9%이다. 여성은 관찰된 특성에 따른 격차는 37.5%, 관찰되지 않은 생산성의 차이는 62.5%로 <부표 1>에서 나타난다.¹³⁾

<표 22>는 사업체 근로실태조사를 사용하여 임금격차 분해한 것이다. 한국

13) 안주엽(2001).

노동패널의 경우 가구 조사로 사업체근로실태조사보다 정확성이 떨어지는 면이 존재한다. 시간당임금의 자연대수 중 관찰된 특성에 따른 격차가 차지하는 비중은 남성이 90.1%, 여성이 79.4%정도에 해당하고 나머지에 해당하는 9.9%와 20.6%는 관찰되지 않은 생산성 차이 또는 차별의 추정 최대치이다. 관찰되지 않은 생산성 차이는 정규와 비정규직을 정의하는 차이점에 기인된 것이다.¹⁴⁾

<표 22> 임금격차의 분해 (독립도급종사상 제외)

	남성		여성	
	시간당임금의 자연대수	시간당임금액(원)	시간당임금의 자연대수	시간당임금액(원)
정규근로임금	9.3553	13,898	8.8937	8,851
비정규근로 임금	8.7106	7,579	8.5057	5,776
임금격차	0.6393 (100.0)	6,319	0.3880 (100.0)	3,075
관찰된 특성 차이에 따른 격차	0.5761 (90.1)		0.3080 (79.4)	
관찰안 된 생산성 차이 또는 차별에 의한 격차	0.0632 (9.9)		0.0800 (20.6)	

주 : 괄호 안은 %.

자료: 「사업체 근로실태조사」. 2003년. 박기성·김용민(2004)에서 인용.

14) 사업체근로실태조사의 경우 비정규직을 시간제, 계약직, 일용근로, 일시대체, 용역근로, 파견근로, 재택근로, 독립도급, 도급소속으로 보고 있음.

4. 전환회귀모형의 추정: 고용형태 결정과 임금

이전의 실증분석은 표본편의를 고려하지 않았다. 아울러 고용형태와 고용형태에 따른 임금효과가 결합되어 결정되는 구조를 반영하지는 못하고 있다. 정규근로를 선호하는 성향은 정규근로에 따르는 순임금효과에 의존하게 될 것이다. 이 장에서는 고용형태 결정식과 임금식의 상호의존성을 명시적으로 포함하는 전환회귀모형을 통해 분석을 할 것이다.

전환회귀모형은

$$w_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 I_{it}^* + \epsilon_{it} \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (9)$$

$$w_{it} = \alpha_2 + \alpha_3 I_{it}^* + \epsilon_{it} \quad \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (10)$$

$$\text{if } I^* \geq 0, y=1 \text{ (정규근로를 선택한 경우)} \quad (11)$$

$$\text{if } I^* < 0, y=0 \text{ (비정규근로를 선택한 경우)}$$

로 구성된다. 첫째 식은 정규근로자의 임금 결정식이고, 둘째 식은 비정규근로자의 임금 결정식, 셋째 식은 개별 근로자가 정규근로자에 속하는가 또는 비정규근로자에 속하는가를 결정하는 고용형태 결정식이다. 만약 $I^* \geq 0$ 이면 이 근로자는 정규근로자에 속하게 되고 임금은 첫 번째 식에 의하여 결정된다. 그렇지 않을 경우 이 근로자는 비정규근로자에 속하게 되고 임금은 둘째 식에 의해 결정될 것이다

<표 23> 정규근로자인 경우와 비정규근로자인 경우의 소득함수 추정결과이

다. 정규근로자의 소득에 대하여 결혼더미, 연령, 고졸더미, 대졸더미, 노조, 근속은 정의 효과를 보이고 있다. 여성더미 변수는 소득에 음의 영향을 끼치는 것으로 나타난다. 거주지가 서울인 경우 소득에 정의 효과를 광역시에 거주하는 경우 음의 효과를 보이는 것으로 나타난다.

반면 비정규근로자의 여성은 남성에 비해 7% 적게 받는 것으로 보였고 이는 정규근로자가 남성에 비해 4% 적게 받는 것에 비해 상당히 큰 차이이다. 결혼더미 변수는 정규근로자에게는 유의하게 나타나지만 비정규근로자의 경우는 통계적으로 유의하지 않다. 비정규근로자도 정규근로자와 유사하게 연령이 올라갈수록 임금이 상승하는 모습을 보이고 있다.

<표 23> 전환회귀모형의 추정

소득방정식					
1. 정규근로			2. 비정규근로		
상수	0.5939***	0.0302	상수	0.4945***	0.0684
여성	-0.0437***	0.0046	여성	-0.0734***	0.0098
결혼	0.0187*	0.0080	결혼	0.0244	0.0193
연령	0.0123***	0.0016	연령	0.0110*	0.0034
연령*연령	-0.00015***	0.000017	연령*연령	-0.00012*	0.000037
고졸	0.0493***	0.0066	고졸	-0.0180	0.0121
대졸	0.1080*	0.0086	대졸	0.0285	0.0180
노조	0.0235*	0.0058	노조	-0.0431	0.0291
서울	0.0087***	0.0050	서울	0.0140**	0.0119
광역시	-0.0098***	0.0052	광역시	-0.0106**	0.0113
근속	0.0065***	0.0012	근속		
근속*근속	-0.000044	0.000045	근속*근속		
관측치수	2,560		관측치수	619	
$\overline{R^2}$	0.3915		$\overline{R^2}$	0.1342	
F값	127.68***		F값	9.71***	
SIGMA(1)	0.6218***	0.0296	SIGMA(0)	0.5225***	0.0051
RHO(1,U)	-0.3947**	0.1437	RHO(0,U)	-0.2049*	0.0871

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

결정식은 <표 14> 참고.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

학력의 경우는 정규직과 달리 고졸은 중졸에 비해 1.0% 임금을 적게 받는 것으로 나타난다. 이는 정규근로자가 학력이 올라갈수록 임금이 상승한다는 것과 반대되는 결과이고 기존의 실증분석과도 많은 차이를 보이고 있다. 대졸의 경우 소득에 양의 효과를 보이고 있으나 이는 통계적으로 유의하진 않다. 정규근로자는 학력과 같은 인적자본은 임금에 유의한 영향을 주는데 비해 비정규근로자는 임금에 유의한 영향을 주지 않는다.

노동조합이 존재 할 시 정규근로자와 달리 비정규근로자는 소득에 음의 효과를 보이는 것으로 나왔으나 통계적으로 유의하진 않다. 비정규근로자가 거주지가 서울인 경우 소득에 양의 효과, 광역시인 경우 소득에 음의 효과를 보이는 것으로 나타난다.

선택편의향(selectivity variable lambda)의 계수는 정규근로자는 ^{***} 로, 비정규근로자는 ^{***} 로 표현된다. 정규근로자의 경우는 선택편의향의 계수는 음수로 나타나, 정규근로자는 negative selection 인 것으로 나타난다. 따라서 이는 표본에 대하여 소득에 영향을 끼치는 요소들을 통제한 상태에서 무작위 추출된 사람에 비하여 정규근로자의 소득이 낮음을 의미한다. 비정규근로자 또한 상관계수(^{*})는 음수로 나타나 선택편의향의 계수는 음수로 나타난다.

<표 24~표 25> 1999년도에 임금근로자중 2002년에 정규에서 비정규 혹은 비정규에서 정규근로자로 이동이 있는 근로자표본을 분석해 보기 위해 정규·비정규 결정요인에 관하여 알아본다.

먼저 정규근로자 중 정규근로자로 남아 있는 근로자와 비정규직으로 이동한 근로자의 표본을 분석하고 그 다음에 비정규근로자 중 정규근로자로 변화하거나 아님 비정규근로자로 남아 있는 표본을 나누어 분석하겠다. 실증분석에 사

용될 모형은 전환회귀모형이다.

$$\begin{aligned}
 & i_t = 1 \quad \text{인 경우의 기대소득} \quad w_{it} \quad (12) \\
 & i_t = 0 \quad \text{인 경우의 기대소득} \quad w_{it}
 \end{aligned}$$

식(12)에서 w_{it} 는 정규근로자였던 사람이 정규근로자로 남아 있는 경우 기대소득이며, w_{it} 는 정규근로자였던 사람이 비정규근로자로 전환한 경우의 기대임금이다. $i_t \geq 0$ 인 경우 $i_t = 1$ (정규직 유지)로 관측되어 우리는 기대소득 w_{it} 을 관측하게 된다. 반대의 경우에는 $i_t = 0$ (정규직에서 비정규직으로 이동)로 관측되어 기대소득은 w_{it} 로 관측하게 된다.

$$\begin{aligned}
 & w_{it} = \alpha + \beta_1 i_t + \epsilon_{it} \\
 & w_{it} = \alpha + \beta_0 + \epsilon_{it} \\
 & i_t = 1 \quad \text{if } I^* \geq 0 \\
 & i_t = 0 \quad \text{if } I^* < 0
 \end{aligned} \quad (13)$$

$i_t = 1$ 인 경우, 즉 정규근로자로 계속 머무를 경우 기대되는 조건부 평균은 다음과 같이 표현된다.

$$E(w_{it} | i_t = 1) = \alpha + \beta_1 + (\alpha + \beta_1) i_t$$

$i_t = 0$ 인 경우로 비정규근로자로 이동한 경우 조건부 평균은 다음과 같이 표

현된다.

$$E(\pi_{it} | x_{it}, i = 1) = \alpha_0 + \beta_1 x_{it} + (\alpha_1) x_{it}$$

정규근로자에서 비정규근로자 혹은 비정규근로자에서 정규근로자로의 이동은 자기선택에 의한 편의문제를 야기함을 고려하여, 전환회귀모형은 정규-비정규 선택식과 소득을 동시에 최우추정법에 의하여 추정된다.

<표 24>는 표본편의를 고려하여 3년 기간 동안 정규근로자에서 정규근로자로 있을 경우와 정규근로자에서 비정규근로자로 있을 경우를 나누어 분석한 것으로 그대로 정규근로자일 경우를 '1' 비정규근로자의 경우는 '0'으로 설정하여 프로빗 모형을 사용한다.

<표 24> 전환회귀모형: 결정식

변수	정규근로자=1 (비정규근로자=0)
상수항	3.0435*** (1.6791)
여성더미	-0.0885 (0.1517)
결혼더미	-0.1842 (0.3353)
고졸더미	0.1884 (0.1934)
대졸더미	0.8322* (0.2649)
영세기업	0.2146 (0.1705)
소기업	0.4802 (0.7659)
중기업	0.6253 (0.6730)
1997	-0.1274 (0.4341)
1998	-0.5563*

	(0.3666)
1999	-0.6633**
	(0.2656)
2000	-0.9227**
	(0.2913)
2001	-1.2510**
	(0.2457)
2002	-1.3287**
	(0.2383)
노동조합터미	0.3331
	(0.3856)
금융자산터미	-0.2820
	(0.3283)
부동산자산터미	-0.3638*
	(0.2899)
기타자산터미	-0.0806
	(0.3094)
사회보험자산터미	0.2974
	(0.5022)
이전소득터미	-0.0575
	(0.1899)
서울	-0.0334
	(0.2038)
광역시	-0.0260
	(0.1766)
연령	-0.0426
	(0.0777)
연령*연령	0.00032
	(0.00086)
관측치수	1485
pseudo-R ²	0.2100
Log likelihood	-260.0046

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002) 조사자료.

여성은 남성에 비해 정규근로자에서 비정규근로자로 종사상지위가 변화 할 확률이 높게 나타나고 있으나 통계적으로도 유의하게 나타났다. 경제위기시기 동안 노동시장에 진입한 근로자들은 비정규직이 될 확률이 높게 나타난다. 가구소득중 부동산 자산이 존재하는 경우 정규직에서 비정규직으로 변화 할 확률이 높게 나타난다. 아마도 경제위기 기간 동안 부동산 가격의 상승으로 인해 근로자로 하여금 노동시장에 참여할 동기를 저하시켰기 때문이다. 정규근로자가 서울과 광역시에 거주할 경우 비정규근로자로 변화될 가능성이 높으나 통계적으로 유의하진 않다.

<표 25> 전환회귀모형의 추정(정규근로자)

소득방정식					
1. 정규근로자→정규근로자			2. 정규근로자→비정규근로		
상수	-1.7746***	(0.2707)	상수	-1.0866	(2.0281)
여성	-0.2457***	(0.0349)	여성	-0.3506**	(0.1651)
결혼	0.2016***	(0.0506)	결혼	0.1971	(0.2920)
연령	0.0482***	(0.0134)	연령	0.0129	(0.0757)
연령*연령	-0.00066***	(0.00015)	연령*연령	-0.00018	(0.00087)
노조	0.1664***	(0.0358)	노조	0.3960	(1.0597)
고졸	0.2711***	(0.0470)	고졸	0.2204	(0.1956)
대졸	0.5940***	(0.0490)	대졸	0.2608	(0.2797)
서울	0.1037**	(0.0354)	서울	-0.2496	(0.1965)
광역시	-0.0357	(0.0343)	광역시	-0.0847	(0.1803)
근속	0.1428**	(0.0068)	근속		
근속^2	0.00045*	(0.00026)	근속^2		
관측치수	1,397		관측치수	88	
$\overline{R^2}$	0.4287		$\overline{R^2}$	0.1166	
F값	81.49		F값	2.04	
SIGMA(1)	0.5270***	0.0414	SIGMA(0)	0.5017***	0.0058
RHO(1,U)	0.1376	0.3720	RHO(0,U)	-0.3242*	0.2078

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002), 2차년도(1999) 조사자료.

<표 25> 1999년 2002년 기간 동안 정규근로자 지위가 변화하지 않을 경우와 비정규근로자로 변화할 경우의 소득함수 추정 결과이다. 선택편의항(selectivity variable lambda)의 계수는 정규근로자는 ^{***} 로, 비정규근로자는 ^{***} 로 표현된다. 정규근로자는 선택편의항의 계수는 양수로 나타나, 정규근로자는 positive selection 인 것으로 나타난다. 따라서 이는 정규근로자 표본에서 소득에 영향을 끼치는 요소들을 통제한 상태에서 무작위 추출된 사람에 비하여 정규근로자로 유지한 사람의 소득이 높음을 의미한다. 비정규근로자 상관계수(^{*})는 음수로 나타나 선택편의항의 계수는 음수로 나타났다. 따라서 소득에 영향을 끼치는 요소들은 통제한 상태에서 무작위로 추출된 사람에 비하여 정규근로자에서 비정규근로자로 변화한 사람들의 소득은 낮은 층에 속하게 된다.

<표 26> 표본편의를 고려하여 3년 기간 동안 비정규근로자 중 정규근로자로 변화한 근로자와 비정규근로자로 변화가 없는 근로자로 나누어 분석한 것으로 정규근로자로 이동한 경우를 '1' 비정규근로자인 경우는 '0'로 설정하여 프로빗 모형을 설정한다.

여성인 경우 남성에 비해 비정규근로에서 정규근로로 변할 확률이 높게 나타났다으나 이는 통계적으로 유의하진 않다. 이는 1999년에 정규근로자인 근로자의 경우 여성이면 비정규근로자로 변할 확률이 높은 결과와는 반대되는 결과이다. 5인 미만의 사업체에 비해 5~100인 미만의 사업체에 일하는 비정규근로자가 2002년에는 정규근로자이 될 확률이 높게 나타났다. 중졸 비정규근로자에 비해 고졸·대졸이상의 비정규근로자들은 정규근로자로 될 확률이 통계적으로 높게 나타났다. 이는 학력이 높을수록 비정규근로자에서 정규근로자로 전환이 용이한 것을 알 수 있다. 노동조합이 있는 사업체에서는 정규근로자로 변화 할 확률이 높게 나타났다. 이는 노동조합이 정규근로자 뿐만 아니

라 비정규근로자에게도 긍정적인 역할을 보이는 것을 알 수 있다. 또한 연령이 올라감에 비정규근로자로 남아 있을 확률이 높음을 알 수 있다.

<표 26> 전환회귀모형:결정식

변수	정규근로자= 1(비정규근로자=0)
상수항	1.6765* (1.00088)
여성더미	0.0669 (0.1233)
결혼더미	0.1008 (0.2519)
대졸더미	0.5028** (0.2213)
고졸더미	0.2207* (0.1427)
중기업	0.3998** (0.1376)
대기업	0.4171 (0.3936)
1997	0.5284* (0.3249)
1998	0.1715 (0.2359)
1999	0.0014 (0.1936)
2000	0.2235 (0.2191)
2001	0.3623** (0.1860)
2002	0.1273 (0.2128)
노동조합더미	0.8218** (0.2615)
금융자산더미	0.1915 (0.2580)

부동산자산더미	0.4404 [†] (0.2390)
기타자산더미	-0.2212 (0.2802)
사회보험자산더미	-0.2579 (0.3402)
이전소득더미	-0.0599 (0.1526)
서울	0.0468 (0.1566)
광역시	0.0474 (0.1410)
연령	-0.0937 ^{**} (0.0471)
연령*연령	0.00085 [*] (0.0005)
관측치수	496
pseudo-R ²	0.1085
Log likelihood	-306.4

주: 괄호 안은 표준편차.

*, **, *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002), 2차년도(1999) 조사자료.

<표 27> 1999년~ 2002년 기간 동안 비정규근로자인 경우와 정규근로자로 변화할 경우의 소득함수 추정 결과이다. 비정규근로자에서 정규근로자로 이동한 경우 여성더미변수는 소득에 음의 효과를 보인다. 결혼더미 또한 소득의 음의 효과를 보이나 통계적으로 유의하진 않다. 노동조합은 소득에 음의 효과를 보이나 유의성은 떨어진다. 비정규근로자로 남아 있는 근로자의 경우에는 여성더미는 음의 효과를 보이며 통계적으로 유의하다. 노동조합이 있는 경우 소득에 양의 효과를 보이나 유의하진 않다. 학력더미의 경우 비정규근로자로

남아 있는 근로자에게만 소득에 양의 효과를 보이는 것으로 나타난다.

<표 27> 전환회귀모형의 추정(비정규근로자)

소득방정식					
1. 비정규근로 → 비정규근로			2. 비정규근로 → 정규근로		
상수	0.6116***	0.3202	상수	0.8062**	0.2597
여성	-0.0648*	0.0426	여성	-0.0674**	0.0271
결혼	0.0181	0.0588	결혼	-0.0419	0.0546
연령	0.0092	0.0158	연령	0.0024	0.117
연령*연령	-0.00012	0.0018	연령*연령	-0.000034	0.00012
노조	0.0200	0.0404	노조	-0.00068	0.0484
고졸	0.1048***	0.0505	고졸	-0.0482*	0.03522
대졸	0.2658***	0.0532	대졸	-0.0884**	0.0432
서울	-0.1092**	0.0529	서울	-0.0200	0.0423
광역시	-0.0648	0.1201	광역시	-0.0443	0.2069
근속	0.0102*	0.0071	근속		
근속*근속	-0.00016	0.00027	근속*근속		
관측치수	342		관측치수	151	
\bar{R}^2	0.2491		\bar{R}^2	0.1741	
F값	10.43		F값	4.16	
SIGMA(0)	0.1696***	0.0119	SIGMA(1)	0.1884***	0.0076
RHO(0,U)	-0.9998***	0.0003836	RHO(1,U)	0.8826***	0.0631

주: 괄호 안은 표준편차.

* ** *** 는 한계유의수준이 각각 0.10, 0.05, 0.001 이하임.

자료: 「한국노동패널」 5차년도(2002), 2차년도(1999) 조사자료.

선택편의항(selectivity variable lambda)의 계수는 정규근로자는 ^{***} 로, 비정규근로자는 ^{***} 로 표현된다. 정규근로자 선택편의항의 계수는 양수로 나타나고, 비정규근로자 선택편의항의 계수는 음수로 나타난다. 따라서 이는 정규근로자 표본에서 소득에 영향을 끼치는 요소들을 통제된 상태에서 무작위 추출된 사람에 비하여 정규근로자로 변한 사람의 소득이 높음을 의미한다. 소득에 영향을 끼치는 요소들은 통제된 상태에서 무작위로 추출된 사람에 비하

여 비정규근로자에서 비정규근로자로 변화하지 않은 사람들의 소득은 낮은 층에 속하게 된다.

<표 25>과 <표 27>의 선택편의향의 계수는 <표 23> 정규근로자·비정규근로자의 선택편의향 계수와 반대가 되는 것을 알 수 있다. 이는 <표 23>의 경우 횡단면 데이터를 이용한 결과이고, <표 25>과 <표 27>는 패널 데이터를 사용한 것에 기인된 것이다.

VI. 결론

경제위기 이후 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상 중의 하나는 노동시장의 비정규화이다. 낮은 임금률, 저조한 의료보험이나 국민연금 등의 부가급부 혜택 그리고 미비한 고용안정성과 같은 정규근로자와 다른 특징을 가지고 있다. 이러한 면에도 불구하고 비정규근로자의 비중이 증가하고 있는 원인은 노동시장의 수요측면에 있다. 근로자 1인당 노동비용에서 차지하는 현금급여의 비중은 감소 추세를 보이고 있으며, 반대로 현금급여외 비중이 상승하고 있다. 이러한 현금 급여이외의 노동비용의 상승이 기업의 노동비용 절감을 위한 비정규근로자 우선 채용에 유인을 제공한다. 다른 한편으로는 실업자의 증가와 기업의 노동수요 감소가 임금 및 근로조건 협상에서 예비취업자들의 협상력을 약화시키고 취업이 다급한 예비취업자로 하여금 비정규근로자로 결정되게 만들었다.

본 연구에서는 「한국노동패널」 자료를 이용하여 임금근로자를 자기선언적 정규-비정규근로자의 정의를 이용하여 구분한 후, 정규근로자와 비정규근로자 임금함수를 추정하여, 정규근로자와 다른 특성 중 하나인 낮은 임금률의 원인을 연구했다.

그 결과 고용형태 결정식을 통해 여성, 고연령층, 거주지가 서울과 광역시

일 경우 비정규근로가 될 확률이 높음을 알 수 있었다. 다른 모든 요인을 통제하고도, 최근의 경제위기 기간 동안 취업한 사람들은 비정규근로가 될 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다.

고용형태에 따른 임금격차에서는 39%이고 근로시간을 감안한 시간당 임금에서는 30%의 격차가 존재하고 있으며, 임금결정에 영향을 미치는 요인들을 통제한 후에도 비정규근로의 임금은 정규근로의 임금보다 약 7~10% 낮은 것으로 나타난다.

교육수준이나 근속기간으로 추정된 인적자본이 정규근로의 임금에 미치는 효과는 통계적으로 유의한 반면 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 유의하지 않는 것으로 나타난다.

노동조합이 존재하는 경우 정규근로자의 임금에 정의 영향을 주나 비정규근로자 임금에는 긍정적인 영향을 주지 않는 것을 알 수 있다.

Oaxaca 분해 방법을 이용하여, 정규·비정규근로자 임금격차를 분해한 결과 남성은 전체 임금격차 중 약 91% 관찰된 특성 차이에 따른 격차이고, 관찰 안 된 생산성차이 또는 차별에 의한 격차가 약 9%이다. 여성은 전체 임금격차 중 약 21%가 관찰된 특성 차이에 따른 격차이고, 관찰 안 된 생산성차이 또는 차별에 의한 격차가 약 79%이다. 여성의 경우가 남성에 비해 차별 최대 추정치가 큼을 알 수 있다.

마지막으로 선택편의와 동시결정성을 고려한 전환회귀모형의 추정치와 이를 고려하지 않은 분리된 회귀모형의 추정치를 비교할 시 많은 차이가 존재하지 않음을 알 수 있다. 1999년의 임금근로자중 2002년에 정규근로자에서 비정규근로자로 혹은 비정규근로자에서 정규근로자로 이동한 근로자 표본을 통해 알아본 결과 1999년에 정규근로자였던 근로자 중 여성은 비정규근로자로 종사상지위가 변화 할 확률이 높게 나타났고, 경제위기 시기동안 비정규근로자로 변한 확률이 높았다. 1999년에 비정규근로자가 2002년에 정규근로자로 변환된 경우는 여성, 학력이 높을수록 노동조합이 존재 할수록 정규근

로자로 될 확률이 높음을 알 수 있다.

여성은 남성에 비해 고용과 해고가 용의하여 정규근로자에서 비정규근로자로 혹은 비정규근로자에서 정규근로자로 변화 할 확률이 남성 보다 높게 나타난다.

정규-비정규근로와 관련된 연구에서 먼저 해결되어야 할 과제는 정규근로자와 비정규근로자를 구분하는 기준이 통계학적 정의에는 한계가 존재하며, 연구자 나름의 정의가 아닌 학문적·실재적 정의가 필요 되어진다. 비정규근로자의 임금 및 여러 근로 환경에서 정규근로자보다 열악하며 이에 대한 보호대책이 강구되어야 한다고 하나 정규-비정규에 대한 정의가 제대로 확립되지 않는 상태에서 비정규근로자에 대한 차별의 크기는 연구자 마다 그 차별의 크기가 다름으로 일반화 할 수는 없다. 즉 정규-비정규에 대한 정의가 내려진 후의 연구 결과에 따라 모든 근로자에게 정당한 임금과 근로복지를 제공하는 적절한 정책방안이 나올 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김우영·최영섭. 「노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?」 『노동경제논집』 19권 1호 (1996. 12): 29-52.
- 노동부. 『매월노동통계조사보고서』 서울: 노동부 각호.
- 박기성·김용민. 「정규 및 비정규직간 근로조건 실태분석」 서울: 노동부, 2004.
- 박세일. 「학력별 임금격차의 발생 원인과 변화과정 분석」 『한국개발연구』 15권 3호 (1983. 9): 19-53.
- 박세일. 「여성노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차」 『한국의 임금구조』 서울: 한국개발연구원 (1984): 81-226.
- 박영범. 「한국의 도시간 임금격차」 『경제학 연구』 36집 1호 (1988. 2): 239-252.
- 박영범. 「한국의 성별 임금격차 분석」 『한국노동연구』 2집 (1991. 1): 27-40.
- 박훤구. 「한국의 직종별 임금격차」 『한국개발연구』 5권 4호 (1983. 12): 22-48.
- 방하남·안주엽·장지연. 「한국 가구와 개인의 경제활동 - 한국노동패널 1차년도 자료 분석」 서울: 한국노동연구원, 1999.
- 배무기. 「노동조합의 상대적 임금효과」 『한국개발연구』 1집 (1990.1): 5-34.
- 신영수. 「취업전후 직업훈련 이수와 성별임금격차 완화」 『노동경제논집』 19권 1호 (1996.7): 53-68.
- 안주엽. 「최근의 경제위기와 노동시장의 비정규화: IMF실직자의 재취업형태」 김대일·안주엽·양준모·신관호저, 『경제위기와실업구조변화』, pp 37-69 서울: 한국노동연구원, 1999.
- 안주엽. 「고용형태에 따른 임금결정의 추정」 『노동동향 분석』 13권 2호 (2000. 6): 83-98.
- 안주엽. 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」 『한국노동경제학회』 24권 1호

- (2001. 3): 67-96.
- 어수봉. 「성별 직종분리와 성별 임금격차」 『한국노동연구원』 2집
(1991. 1): 41-87.
- 이종훈. 「임금프리미엄의 결정요인」 배무기·조우현 편저. 『한국의 노동경제
생점과 전망』, pp. 127-153 서울: 경문사, 1999.
- 유경준. 「임금 및 고용정책의 운영방향」 『한국노동경제학회』 23권 1호
(2000. 6): 167-190.
- 이호수·류재술. 「단층별 임금함수추정과 단층간 임금격차분해」 『경제학
연구』 38집 1호 (1990. 6): 101-123.
- 전병유. 「한국에서의 산업별 임금격차와 생산기술」 『노동경제논집』 18권 1호
(1995. 12): 217-239.
- 조영철. 「제조업 생산직의 남녀 간 임금순격차에 관한 연구」 『여성연구』 12
권 4호 (1994. 12): 53-81.
- 조우현. 「한국산업의 이중 구조와 임금결정 메커니즘」 『경제학 연구』 40집 1
호 (1992. 6): 1-37.
- 최강식. 「학력별 상대적 임금격차의 변화와 원인분석」 『경제학 연구』 45집
4호 (1997. 12): 193-226.
- 통계청. 『경제활동인구조사 지침서』 대전: 통계청, 2003.
- 한국노동연구원. 「한국노동패널」. 1, 2, 3, 4, 5차 조사자료.
- 허재준·전병유. 「우리나라 임금의 연령프리미엄 구조」 『노동경제논집』 21
권 1호 (1998. 6): 61-88.
- 황인태. 「임금격차가 기업성장에 미친 영향 분석」 『노동경제논집』 17권 2호
(1994. 12): 255-290.
- Bai, Moo Ki., and Cho, Woo Hyun. 「Male -Female Wage Differentials in
the Segmented labor Markets of Korea」 『노동경제논집』 17권 2호
(1994. 12): 1~35.

- Becker, Gary S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press, 1964.
- Hars G. Bloemer., and Elera G.F. Starcarelli. " Individual Wealth, Reservation Wage and Transistor into Employment", *Journal of Labor Economics*, 19 (2) (April 2001): 400-439.
- Maddala, G. S. *Limited Dependent and Qualitative variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press, 1983.
- Oaxaca, R. " Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14 (3) (October 1973): 693-709.

ABSTRACT

Wage differentials by Type of Employment Arrangements

Kang, Min-Jung

Department of Economics

Graduate School of

Sungshin Women's University

The recent economics crisis started at the end of 1997 has brought about impact in labor market state. The one of them is rapid increase in the ratio of workers with alternative employment arrangement, so called nonstandard workers. This type of Arrangements, unlike traditional employment arrangement, makes employers properly adjust employment to business cycles and it also make it possible for employees to solve time and spatial constraints related to labor supply. However, recent experience has revealed its negative characteristics such as lower wage rate, insufficient job security. Using the data from the korea labor and income panel survey, this study focuses on change in then tendency of being

nonstandard workers by estimating the switching regression model. Results show that the recent crisis significantly contributed to probabilities of being nonstandard workers, especially for women, the young, the older, and the lowly educated. Decomposition shows that wage differentials are due to the price effect that the same productive characteristics are differently paid by the types of employment arrangements.

<부표1 > 임금격차의 분해

	남성		여성	
	로그임금	임금액 (천원)	로그임금	임금액 (천원)
정규근로임금	1.7264	5.62	1.3067	3.69
비정규근로 임금	1.3221	3.75	0.9874	2.68
임금격차	0.4043 (100.0)	1.87	0.3193 (100.0)	1.01
생산성 특성에 따른 격차	0.2178 (46.1)		0.1199 (37.5)	
가격효과에 따른 격차	0.2178 (53.9)		0.1994 (62.5)	

주: 괄호 안은 %

자료: 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료

<부표2> 임금함수 추정(독립도급종사자 제외)

변수	전체
절편	7.398 (0.012)*
비정규직더미	-0.103 (0.002)*
여성더미	-0.220 (0.002)*
연령	0.043 (0.0005)*
연령제곱	-0.001 (0.00001)*
근속	0.028 (0.0004)*
근속제곱	0.0002 (0.00002)*
경력더미 (1~3년미만)	0.104 (0.002)*
경력더미 (3~4년미만)	0.145 (0.003)*
경력더미 (4~5년미만)	0.140 (0.004)*
경력더미 (5~10년미만)	0.191 (0.003)*
경력더미 (10년이상)	0.240 (0.003)*
고졸더미	0.091 (0.003)*
전문대졸더미	0.157 (0.003)*
대졸더미	0.323 (0.003)*
결혼더미	0.057 (0.002)*
노조유무더미	0.025 (0.002)*
업체규모더미 (5~9인)	0.045 (0.004)*
업체규모더미 (10~29인)	0.098 (0.003)*
업체규모더미 (30~99인)	0.145 (0.003)*
업체규모더미 (100~299인)	0.208 (0.003)*
업체규모더미 (300~499인)	0.206 (0.003)*
업체규모더미 (500인이상)	0.322 (0.003)*
서울소재더미	0.132 (0.002)*
표본수	369,661
조정된 R-Sq	0.6370
F-검정통계량	13,239.20 *

*는 유의수준 0.01에서 유효함.

자료: 『사업체근로실태조사』, 2003.

<부표 3> 성별 임금함수 추정 (독립도급종사자 제외)

변수	남성	여성
	<1>	<2>
절편	6.988 (0.017)*	7.459 (0.019)*
비정규직더미	-0.079 (0.003)*	-0.118 (0.003)*
여성더미	-	-
연령	0.066 (0.001)*	0.024 (0.001)*
연령제곱	-0.001 (0.00001)*	-0.0003 (0.00001)*
근속	0.022 (0.001)*	0.045 (0.001)*
근속제곱	-0.000002 (0.00002)	-0.001 (0.00004)*
경력더미 (1~3년미만)	0.099 (0.003)*	0.100 (0.003)*
경력더미 (3~4년미만)	0.148 (0.004)*	0.116 (0.004)*
경력더미 (4~5년미만)	0.138 (0.005)*	0.110 (0.006)*
경력더미 (5~10년미만)	0.195 (0.004)*	0.144 (0.005)*
경력더미 (10년이상)	0.240 (0.004)*	0.160 (0.006)*
고졸더미	0.072 (0.003)*	0.111 (0.004)*
전문대졸더미	0.140 (0.004)*	0.164 (0.005)*
대졸더미	0.297 (0.004)*	0.357 (0.005)*
결혼더미	0.085 (0.003)*	0.012 (0.003)*
노조유무더미	0.014 (0.002)*	0.044 (0.003)*
업체규모더미 (5~9인)	0.045 (0.005)*	0.033 (0.005)*
업체규모더미 (10~29인)	0.105 (0.004)*	0.080 (0.004)*
업체규모더미 (30~99인)	0.147 (0.004)*	0.145 (0.004)*
업체규모더미 (100~299인)	0.206 (0.004)*	0.215 (0.004)*
업체규모더미 (300~499인)	0.217 (0.004)*	0.178 (0.005)*
업체규모더미 (500인이상)	0.328 (0.004)*	0.298 (0.004)*
서울소재더미	0.131 (0.002)*	0.131 (0.003)*
표본수	237,031	132,630
조정된 R-Sq	0.6277	0.5466
F-검정통계량	8,323.40 *	3,329.72 *

*는 유의수준 0.01에서 유효함.

자료: 『사업체근로실태조사』, 2003.

<표 4> 남성의 고용형태별 임금함수 추정(독립도급종사자 제외)

변수	정규직남성	비정규직남성
	<1>	<2>
절편	6.893 (0.020)*	7.224 (0.029)*
연령	0.061 (0.001)*	0.062 (0.001)*
연령제곱	-0.001 (0.00001)*	-0.001 (0.00001)*
근속	0.024 (0.001)*	0.013 (0.002)*
근속제곱	-0.0002 (0.00002)*	-0.0002 (0.0001)
경력더미 (1~3년미만)	0.144 (0.004)*	0.073 (0.005)*
경력더미 (3~4년미만)	0.180 (0.005)*	0.111 (0.008)*
경력더미 (4~5년미만)	0.166 (0.005)*	0.139 (0.010)*
경력더미 (5~10년미만)	0.219 (0.004)*	0.158 (0.008)*
경력더미 (10년이상)	0.251 (0.005)*	0.177 (0.008)*
고졸더미	0.093 (0.004)*	0.034 (0.006)*
전문대졸더미	0.169 (0.005)*	0.088 (0.009)*
대졸더미	0.312 (0.005)*	0.229 (0.009)*
결혼더미	0.075 (0.003)*	0.089 (0.006)*
노조유무더미	-0.012 (0.002)*	0.057 (0.005)*
기업규모더미 (5~9인)	0.068 (0.006)*	0.048 (0.008)*
기업규모더미 (10~29인)	0.147 (0.005)*	0.083 (0.007)*
기업규모더미 (30~99인)	0.216 (0.005)*	0.084 (0.006)*
기업규모더미 (100~299인)	0.305 (0.005)*	0.085 (0.007)*
기업규모더미 (300~499인)	0.353 (0.005)*	-0.078 (0.009)*
기업규모더미 (500인이상)	0.447 (0.005)*	0.082 (0.008)*
서울소재더미	0.129 (0.002)*	0.107 (0.005)*
표본수	180,127	56,904
조정된 R-Sq	0.6277	0.4655
F-검정통계량	6,460.83*	1,055.57*

*는 유의수준 0.01에서 유효함.

자료: 『사업체근로실태조사』. 2003.

<표 5> 여성의 고용형태별 임금함수 추정(독립도급종사자 제외)

변수	정규직여성	비정규직여성
	<1>	<2>
절편	7.200 (0.034)*	7.377 (0.024)*
연령	0.026 (0.001)*	0.027 (0.001)*
연령제곱	-0.0003 (0.00001)*	-0.0003 (0.00001)*
근속	0.043 (0.001)*	0.023 (0.002)*
근속제곱	-0.001 (0.00004)*	-0.0003 (0.0001)
경력더미 (1~3년미만)	0.134 (0.004)*	0.103 (0.004)*
경력더미 (3~4년미만)	0.149 (0.006)*	0.131 (0.007)*
경력더미 (4~5년미만)	0.126 (0.007)*	0.163 (0.009)*
경력더미 (5~10년미만)	0.175 (0.006)*	0.145 (0.008)*
경력더미 (10년이상)	0.187 (0.008)*	0.139 (0.009)*
고졸더미	0.134 (0.006)*	0.095 (0.006)*
전문대졸더미	0.199 (0.007)*	0.126 (0.008)*
대졸더미	0.376 (0.007)*	0.292 (0.008)*
결혼더미	0.008 (0.004)*	-0.015 (0.005)*
노조유무더미	0.057 (0.004)*	0.019 (0.004)*
기업규모더미 (5~9인)	0.106 (0.007)*	0.042 (0.007)*
기업규모더미 (10~29인)	0.188 (0.006)*	0.049 (0.006)*
기업규모더미 (30~99인)	0.280 (0.005)*	0.090 (0.006)*
기업규모더미 (100~299인)	0.384 (0.006)*	0.122 (0.005)*
기업규모더미 (300~499인)	0.378 (0.007)*	0.043 (0.007)*
기업규모더미 (500인이상)	0.510 (0.006)*	0.128 (0.006)*
서울소재더미	0.145 (0.003)*	0.095 (0.004)*
표본수	72,694	59,936
조정된 R-Sq	0.5978	0.3908
F-검정통계량	2,297.52*	817.33*

*는 유의수준 0.01에서 유효함.

자료: 『사업체근로실태조사』, 2003.