

제1장 비정규직 규모와 실태

- 통계청, '경제활동인구조사 부가조사'(2003.8) 결과 -

경제활동인구조사 부가조사(2003년 8월)를 분석한 결과 발견된 몇 가지 두드러진 특징을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 비정규직은 2002년 8월 772만명(임금노동자의 56.6%)에서 2003년 8월 784만명(임금노동자의 55.4%)으로, 지난 1년 동안 12만명 증가했고 그 비율은 1.2% 감소했다. 그러나 노동부 집계 방식에 따르면 375만명(27.5%)에서 465만명(32.8%)으로 90만명(5.3%) 증가했다.

둘째, 정규직과 비정규직 사이에 노동조건 격차가 확대되고 있다. 정규직을 100으로 할 때 비정규직의 월임금총액은 2002년 52.7%에서 2003년 51.0%로 하락했고, 시간당 임금은 51.1%에서 48.6%로 하락했다. 주당 노동시간도 정규직은 44.0시간에서 41.8시간으로 3.2시간 단축되었지만, 비정규직은 45.5시간에서 44.1시간으로 1.4시간 단축되었다.

셋째, 임금소득 불평등(90/10)은 시간당 임금 기준으로 2001년 5.2배, 2002년 5.5배, 2003년 5.6배로 빠른 속도로 증가하고 있다. 이것은 OECD 국가 중 임금소득 불평등도가 가장 높은 미국(4.3배)을 크게 상회하는 수준이다. 저임금 계층은 OECD 기준으로 전체 노동자의 절반인 722만명에 이르고, 2001년 46.9%, 2002년 47.5%, 2003년 50.0%로 빠른 속도로 증가하고 있다. EU의 LoWER 기준에 따르더라도 2001년 23.7%, 2002년 25.1%, 2003년 27.3%로 빠른 속도로 증가하고 있다.

넷째, 2003년 8월 시간당 임금이 2,510원 미만인 사람은 92만명이다. 그러나 이들 가운데 63만명은 최저임금을 적용받지 못 하고 있다. 따라서 2003년 9월부터 새로이 적용된 법정 최저임금의 영향률은 2.2%에 불과할 것으로 추정된다. 최저임금제도가 '저임금 계층 일소, 임금격차 해소, 소득분배 구조개선'이라는 본연의 목적과 달리, 있으나마나 한 제도로 운영되고 있는 것이다.

1. 비정규직 규모

1. 전체

통계청이 2003년 8월에 실시한 ‘경제활동인구조사 부가조사’에서 비정규직은 784만 명(임금노동자의 55.4%)이고 정규직은 631만 명(44.6%)으로, 전체 노동자의 절반 이상이 비정규직이다. OECD 국가들은 대부분 파트타임이 비정규직의 다수를 점하지만, 우리나라에서는 파트타임이 5.9%로 그 비중이 높지 않다. 이에 비해 비정규직의 97.9%(784만 명 가운데 768만 명)가 임시근로 내지 임시근로를 겸하고 있다는 점에서, 다른 나라에서는 찾아보기 힘든 특징을 보이고 있다.([표1] 참조)

[표1] 비정규직 규모 (2003년, 단위:천명,%)

		종사상지위			전체		2002년	
		상용	임시	일용	수	비중	수	비중
임금노동자(1)		7,236	4,872	2,041	14,149	100.0	13,634	100.0
정규직 (2=1-3)		6,307			6,307	44.6	5,911	43.4
비정규직 (3=①+---+⑧, 중복제외)		929	4,872	2,041	7,842	55.4	7,723	56.6
고용계약	임시근로	766	4,872	2,041	7,679	54.3	7,464	54.7
	(장기임시근로) ①		3,651	938	4,589	32.4	5,468	40.1
	(계약근로) ②	766	1,220	1,103	3,089	21.8	1,996	14.6
근로시간	파트타임 ③	10	392	528	930	6.6	806	5.9
근로제공 방식	호출근로 ④			589	589	4.2	423	3.1
	특수고용 ⑤	94	403	104	601	4.2	748	5.5
	과건근로 ⑥	44	41	13	98	0.7	88	0.6
	용역근로 ⑦	105	183	57	345	2.4	346	2.5
	가내근로 ⑧	7	50	109	166	1.2	238	1.7

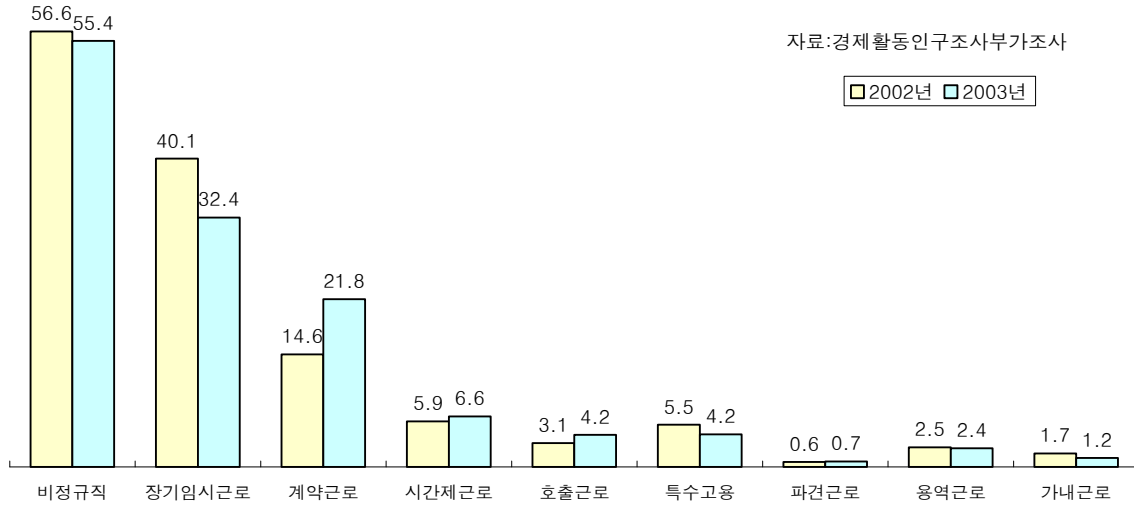
자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

2003년 8월 부가조사 결과를 2002년과 비교하면, 비정규직은 772만명에서 784만명으로 12만명 증가했고, 정규직은 591만명에서 631만명으로 40만명 증가했다. 이에 따라 비정규직 비율은 2002년 56.6%에서 2003년 55.4%로 소폭 감소했다.

고용형태별로 장기임시근로는 547만명(40.1%)에서 459만명(32.4%)으로 88만명(7.7%) 감소했고, 계약근로는 200만명(14.6%)에서 309만명(21.8%)으로 109만명(7.2%) 증가했다. 그러나 장기임시근로와 계약근로를 합친 임시근로는 각각 746만명(54.7%)과 768만명(54.3%)으로 거의 변함이 없다.¹⁾ 호출근로는 증가하고, 특수고용과 가내근로는 감소했다.

1) 장기임시근로 비중이 큰 폭으로 감소하고 계약근로 비중이 큰 폭으로 증가한 것은, 실제로 그러한 변화가 발생해서라기보다는 2003년부터 경제활동인구조사 가중치가 변경되었고, 계약근로를 조사할 때 35번 설문 문항이 본조사에서 매달 조사되는 등 조사방식이 일부 변경된데 기인하는 것으로 해석된다.

[그림1] 고용형태별 비정규직 추이(2002-2003년, 단위:%)



[참고] 비정규직 추계 방식

2003년 8월 경제활동인구조사를 분석한 이 글에서 비정규직 규모는 ‘①+②+③+④+⑤+⑥+⑦+⑧(중복 제외)’로 계산했고, 정규직 규모는 ‘임금노동자 - 비정규직’으로 계산했다. 각각의 세부적인 내용은 다음과 같다.

① 장기임시근로 : 종사상 지위가 임시·일용직인 자 - 계약근로

☞ 이 글에서 장기임시근로는 고용계약을 맺지 않고 장기간 임시직으로 사용하는 장기임시근로자(permanent temporary worker, long-term temps, permatemps) 이외에, 업체 비소속 자유노동자(casual worker), 계절근로자(seasonal worker) 등을 포괄하는 개념으로 사용한다.

② 계약근로 : 고용될 때 근로기간을 정한 자(문항 35번 응답 1) + 고용될 때 근로기간을 정하지 않은 자로서 현 직장에 계속 고용이 가능하다고 생각하지 않는 자(문항 35번 응답 2 & 문항 43번 응답 2)

③ 시간제근로 : 문항 46번 응답 2

④ 호출근로 : 문항 42번 응답 1

⑤ 특수고용 : 문항 49번 응답 1

⑥ 파견근로 : 문항 47번 응답 2

⑦ 용역근로 : 문항 47번 응답 3

⑧ 가내근로 : 문항 50번 응답 1

2. 남녀

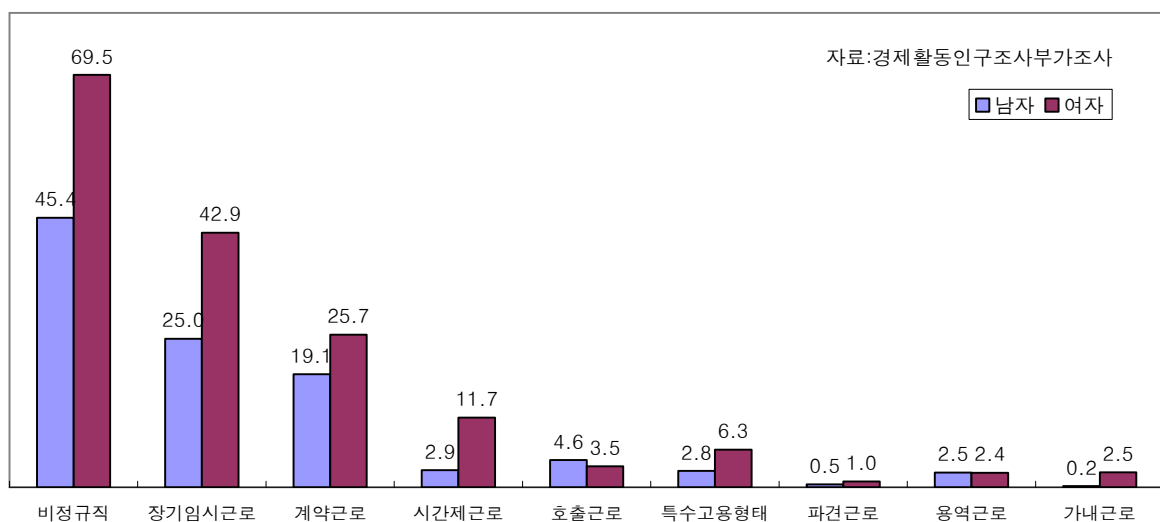
남자는 정규직이 452만명(54.6%), 비정규직이 376만명(46.8%)으로 정규직이 많다. 여자는 정규직이 179만명(30.5%), 비정규직이 408만명(69.5%)으로, 비정규직이 2배 이상 많다. 여성 노동자 10명 가운데 7명이 비정규직인 것이다. 이러한 남녀간에 차이는 주로 장기임시근로, 계약근로 등 임시근로와 파트타임에서 비롯된다. 즉 장기임시근로는 남자가 25.0%, 여자가 42.9%이고, 파트타임은 남자가 2.9%, 여자가 11.7%로 그 격차가 크다. 그렇다고 해서 남자 비정규직이 적은 것도 아니다. 절대 수에서 비정규직은 남자 376만명, 여자 408만명으로 엇비슷하다. ([표 2]와 [그림2] 참조)

[표2] 남녀별 비정규직 규모 (2003년, 단위:천명,%)

		수		비중		분포	
		남자	여자	남자	여자	남자	여자
임금노동자		8,283	5,866	100.0	100.0	58.5	41.5
정규직		4,520	1,787	54.6	30.5	71.7	28.3
비정규직		3,763	4,079	45.4	69.5	48.0	52.0
고용계약	임시근로	3,652	4,026	44.1	68.6	47.6	52.4
	(장기임시근로)	2,073	2,517	25.0	42.9	45.2	54.8
	(계약근로)	1,579	1,510	19.1	25.7	51.1	48.9
근로시간	파트타임	240	689	2.9	11.7	25.8	74.1
근로제공 방식	호출근로	380	208	4.6	3.5	64.5	35.3
	특수고용	229	371	2.8	6.3	38.1	61.7
	파견근로	41	57	0.5	1.0	41.8	58.2
	용역근로	204	142	2.5	2.4	59.1	41.2
	가내근로	18	148	0.2	2.5	10.8	89.2

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

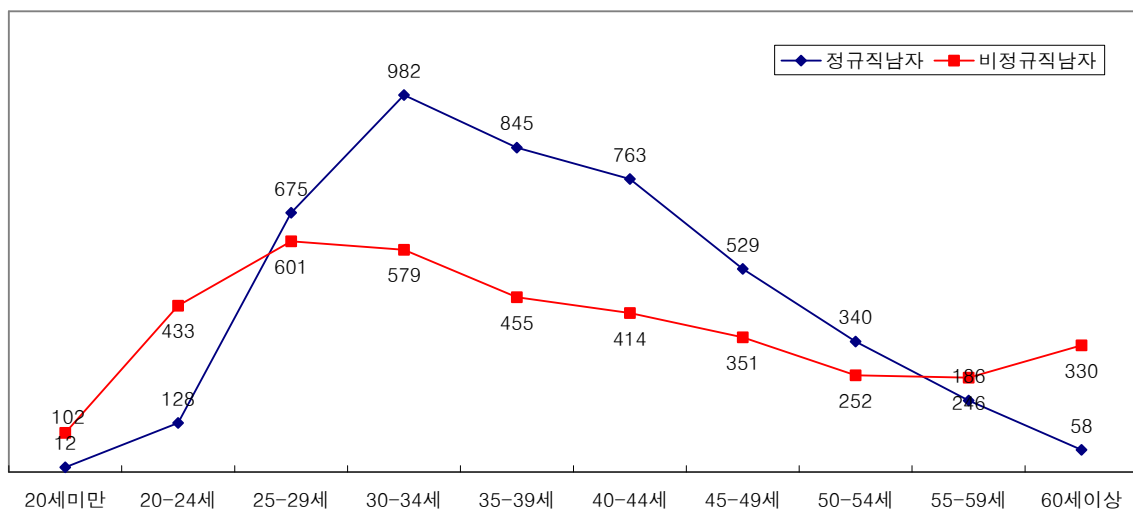
[그림2] 남녀별 고용형태별 비중(남녀 각각=100)



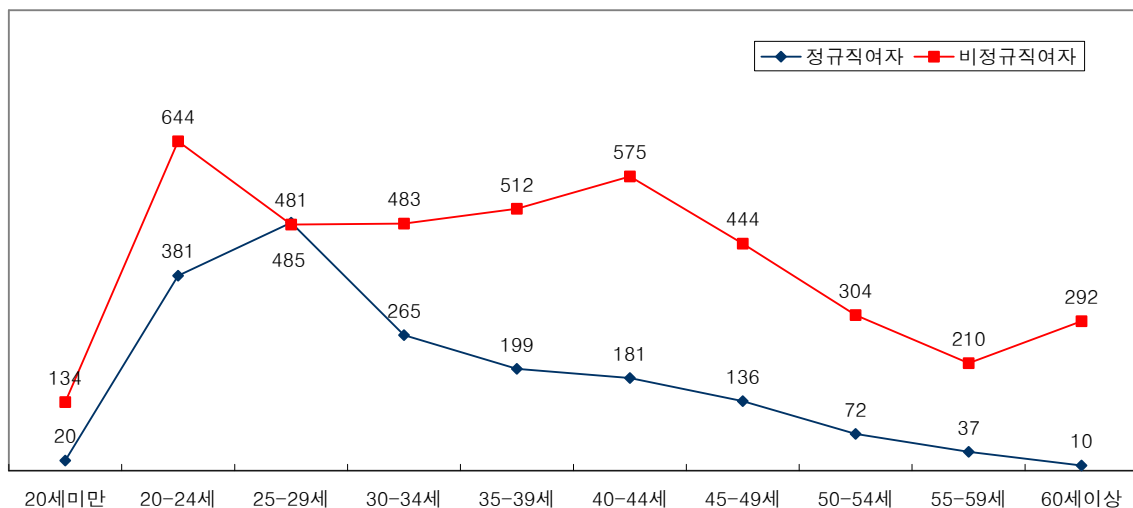
3. 연령

남자는 저연령층(20대 초반 이하)과 고연령층(50대 후반 이상)만 비정규직이 정규직보다 많다. 그러나 여자는 모든 연령층에서 비정규직이 많다. 정규직 여자는 20대 후반을 정점으로 그 수가 크게 감소하지만, 비정규직 여자는 20대 초반과 40대 초반을 정점으로 20대 후반을 저점으로 하는 M자형을 그리고 있다. 이것은 자녀 육아기를 거친 여성이 노동시장에 다시 진입하려 할 때, 그들에게 제공되는 일자리가 대부분 비정규직인데서 비롯된 것으로 해석된다. ([그림3]과 [그림4] 참조)

[그림3] 남자 고용형태별 연령계층별 분포(단위:천명)



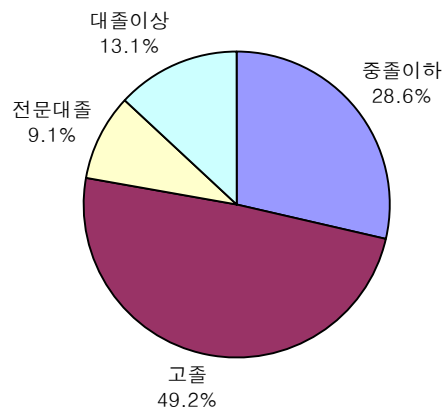
[그림4] 여자 고용형태별 연령계층별 분포(단위:천명)



4. 학력

비정규직 노동자 784만명 가운데 중졸이하 225만명(28.6%), 고졸 386만명(49.2%)으로, 고졸이하 학력이 전체의 77.8%를 차지하고 있다. 학력별 비정규직 비율을 살펴보면 중졸이하 81.5%, 고졸 61.6%, 전문대졸 44.5%, 대졸이상 29.1%로, 학력이 낮을수록 비정규직 비율이 높고, 학력이 높을수록 낮다. 중졸이하는 5명 중 4명이 비정규직이다. ([그림5]와 [표3] 참조)

[그림5] 학력별 비정규직 분포



[표3] 학력별 비정규직 규모 (2003년, 단위 :천명,%)

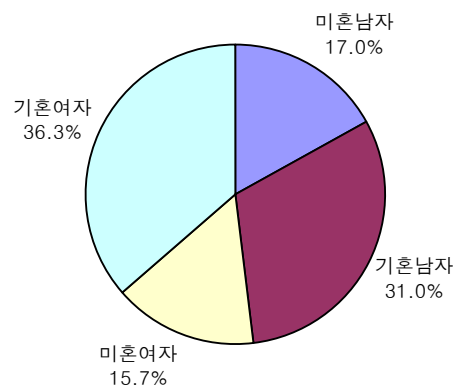
	수				비중			
	중졸이하	고졸	전문대졸	대졸이상	중졸이하	고졸	전문대졸	대졸이상
임금노동자	2,756	6,262	1,611	3,518	100.0	100.0	100.0	100.0
정규직	511	2,407	894	2,494	18.5	38.4	55.5	70.9
비정규직	2,245	3,855	717	1,024	81.5	61.6	44.5	29.1
임시근로	1,313	2,361	424	492	47.6	37.7	26.3	14.0
(장기임시근로)	895	1,425	272	497	32.5	22.8	16.9	14.1
(계약근로)	282	454	58	135	10.2	7.3	3.6	3.8
파트타임	314	245	14	15	11.4	3.9	0.9	0.4
호출근로	101	300	74	125	3.7	4.8	4.6	3.6
특수고용	17	57	14	10	0.6	0.9	0.9	0.3
파견근로	182	130	13	22	6.6	2.1	0.8	0.6
용역근로	81	72	6	8	2.9	1.1	0.4	0.2
가내근로	119	91	8	20	3.8	1.5	0.6	0.7

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

5. 성별 혼인여부

비정규 노동자들의 성별 혼인여부별 분포를 살펴보면 기혼여자 285만명(36.3%), 기혼남자 243만명(31.0%)으로 기혼자가 전체의 2/3를 차지하고 있다. 성별 혼인여부별 비정규직 비율을 살펴보면 미혼남자 59.0%, 기혼남자 40.3%, 미혼여자 59.4%, 기혼여자 75.1%로, 미혼자는 남녀간에 차이가 거의 없지만, 기혼자는 남녀간에 차이가 매우 크다. 기혼남자는 10명중 4명이 비정규직인데 기혼여자는 10명중 8명이 비정규직인 것이다. ([그림6]과 [표4] 참조)

[그림6] 남녀혼인별 비정규직 분포



[표4] 성별혼인별 비정규직 규모 (2003년, 단위:천명,%)

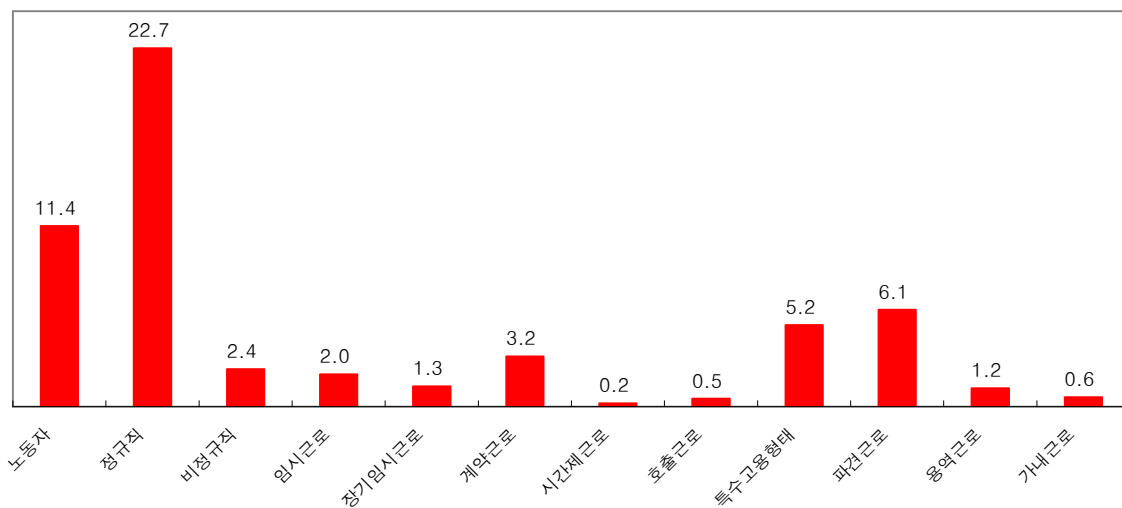
	수				비중			
	미혼남자	기혼남자	미혼여자	기혼여자	미혼남자	기혼남자	미혼여자	기혼여자
임금노동자	2,264	6,018	2,075	3,791	100.0	100.0	100.0	100.0
정규직	929	3,590	842	945	41.0	59.7	40.6	24.9
비정규직	1,335	2,428	1,233	2,846	59.0	40.3	59.4	75.1
임시근로	1,312	2,340	1,216	2,810	58.0	38.9	58.6	74.1
(장기임시근로)	743	1,330	701	1,815	32.8	22.1	33.8	47.9
(계약근로)	568	1,011	515	995	25.1	16.8	24.8	26.2
파트타임	116	124	194	495	5.1	2.1	9.3	13.1
호출근로	102	278	25	183	4.5	4.6	1.2	4.8
특수고용	61	168	68	303	2.7	2.8	3.3	8.0
파견근로	17	24	19	38	0.8	0.4	0.9	1.0
용역근로	43	160	16	126	1.9	2.7	0.8	3.3
가내근로	4	14	7	140	0.2	0.2	0.3	3.7

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

6. 노조가입

2003년 8월 현재 노동조합 조합원수는 162만명으로 노조 가입률(또는 조직률)은 11.4%이다. 정규직 631만명 가운데 노동조합에 가입한 사람은 143만명으로 정규직 노조 가입률은 22.7%이다. 그러나 비정규직은 784만명 가운데 19만명만 노동조합에 가입하고 있어 비정규직 노조 가입률은 2.4%밖에 안 된다. 이에 따라 전체 조합원 162만명 가운데 88.5%가 정규직이고, 11.5%가 비정규직이다. ([그림7]과 [표5] 참조)

[그림7] 고용형태별 노조 조직률(2003년, 단위:%)



[표5] 노조유무, 노조가입 여부별 비정규직 규모 (2003년, 단위:천명,%)

	수				비중			
	노조무	노조유	비조합원	조합원	노조무	노조유	비조합원	조합원
임금노동자	11022	3127	12534	1615	100.0	100.0	100.0	100.0
정규직	3865	2442	4878	1429	35.1	78.1	38.9	88.5
비정규직	7157	685	7656	186	64.9	21.9	61.1	11.5
임시근로	7046	632	7522	157	63.9	20.2	60.0	9.7
(장기임시근로)	4361	228	4531	59	39.6	7.3	36.1	3.7
(계약근로)	2685	404	2991	98	24.4	12.9	23.9	6.1
파트타임	881	48	926	2	8.0	1.5	7.4	0.1
호출근로	576	13	586	3	5.2	0.4	4.7	0.2
특수고용	512	89	570	31	4.6	2.8	4.5	1.9
파트근로	81	17	92	6	0.7	0.5	0.7	0.4
용역근로	321	25	342	4	2.9	0.8	2.7	0.2
가내근로	163	3	165	1	1.5	0.1	1.3	0.1

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

7. 산업

비정규직 10명중 6명(465만명, 59.3%)이 제조업과 건설업, 도소매업과 숙박음식점업 4개 산업에 몰려 있다. 산업별로 비정규직 비율을 살펴보면 광공업과 공공서비스업은 18~44%인데, 민간서비스업과 농림어업건설업은 59~100%로 10개 산업 모두 50%를 상회하고 있다. 그러나 공공서비스업에서도 교육서비스업(47.9%)과 금융보험업(44.6%)은 그 비중이 매우 높으며, 가장 낮은 전기가스수도사업(18.4%)과 공공행정(20.4%)도 5명 중 1명은 비정규직이다. ([표6] 참조)

[표6] 산업별 비정규직 규모와 분포 (2003년, 단위:천명, %)

산업분류		규모			비중	분포
		정규직	비정규직	임노동자		
광공업	광업	9	4	13	30.8	0.1
	제조업	2,085	1,384	3,469	39.9	17.6
공공 서비스업	전기가스수도사업	62	14	76	18.4	0.2
	운수업	383	212	595	35.6	2.7
	통신업	140	70	210	33.3	0.9
	금융보험업	385	310	695	44.6	4.0
	공공행정	602	154	756	20.4	2.0
	교육서비스업	612	563	1,175	47.9	7.2
	보건사회복지사업	313	187	500	37.4	2.4
	국제및외국기관	15	5	20	25.0	0.1
	민간 서비스업	503	1,281	1,784	71.8	16.3
민간 서비스업	숙박음식점업	61	958	1,019	94.0	12.2
	부동산임대업	81	177	258	68.6	2.3
	사업서비스업	481	705	1,186	59.4	9.0
	오락문화운동	75	168	243	69.1	2.1
	기타서비스업	203	347	550	63.1	4.4
	가사서비스업		143	143	100.0	1.8
	농림어업 건설업	8	111	119	93.3	1.4
농림어업 건설업	어업	3	18	21	85.7	0.2
	건설업	286	1,031	1,317	78.3	13.1
전산업		6,307	7,842	14,149	55.4	100.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

주: 1) 비중 = 산업별 비정규직 / 산업별 임노동자수 × 100

2) 분포 = 산업별 비정규직 / 전산업 비정규직 × 100

8. 직업

비정규직 10명중 8명(600만명, 76.5%)이 단순노무직(177만명)과 기능직(115만명), 서비스직(124만명)과 판매직(94만명), 사무직(90만명)에 몰려 있다. 특히 서비스직, 판매직, 단순노무직은 10명중 8-9명이 비정규직이다. ([표7] 참조)

[표7] 직업별 비정규직 규모와 분포 (2003년, 단위:천명, %)

직업분류	규모			비중	분포
	정규직	비정규직	임노동자		
의원고위임직원관리자	198	45	243	18.5	0.6
전문가	1026	403	1429	28.2	5.1
기술공및준전문가	880	729	1609	45.3	9.3
사무종사자	2020	899	2919	30.8	11.5
서비스종사자	243	1238	1481	83.6	15.8
판매종사자	107	935	1042	89.7	11.9
농림어업숙련종사자	5	43	48	89.6	0.5
기능원및관련기능종사자	515	1154	1669	69.1	14.7
장치기계조작조립종사자	1018	623	1641	38.0	7.9
단순노무자	296	1774	2070	85.7	22.6
전직종	6308	7843	14151	55.4	100.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

주: 1) 비중 = 직업별 비정규직 / 직업별 임노동자수 × 100

2) 분포 = 직업별 비정규직 / 전직업 비정규직 × 100

9. 산업 직업

산업·직업별 비정규직 분포를 살펴보면 제조업은 138만명 가운데 113만명(기능직 43만명, 장치기계조작조립원 32만명, 노무직 38만명)이 생산직이고, 건설업은 103만명 가운데 93만명(기능직 54만명, 장치기계조작조립원 4만명, 노무직 35만명)이 생산직이다. 이에 비해 도소매업은 128만명 가운데 72만명이 판매직이고, 숙박음식점업은 96만명 가운데 81만명이 서비스직이다. 금융보험업은 31만명 가운데 17만명이 판매직으로, 이 가운데 14만명이 보험설계사 등 특수고용형태이다. 사업서비스업은 71만명 가운데 28만명이 노무직이고, 교육서비스업은 56만명 가운데 42만명이 전문가 및 준전문가로, 산업에 따라 직업별 분포를 달리 하고 있다. ([표8] 참조)

[표8] 산업 직업별 비정규직 분포 (2003년, 단위:천명)

		임직원 관리자	전문가	기술공 준전문 가	사무직	서비스 직	판매직	농림 어업 숙련직	기능직	장치기 계조작 조립	노무직	전직종
광공업	광업									2	1	3
	제조업	5	34	70	116	19	9	1	427	321	382	1384
공공 서비스업	전기가스수도사업			1	3	1			2	1	5	13
	운수업	1		5	31	3			1	121	49	211
	통신업		1	5	21		5		10	5	25	72
	금융보험업	5	2	12	105	3	174		1	1	7	310
	공공행정	4	2	4	65	6	1	1		1	69	153
	교육서비스업	1	197	227	56	56	2		1	13	9	562
	보건사회복지사업	1	37	64	26	38	1		1	4	13	185
	국제외국기관				1	1	1		1		1	5
민간 서비스업	도소매업	7	13	107	169	14	716		24	45	187	1282
	숙박음식점업	2	3	5	21	805	5		13	3	101	958
	부동산임대업	8	1	38	25	9	2		9	6	79	177
	사업서비스업	5	74	81	121	47	14	2	47	36	278	705
	오락문화운동	1	15	31	26	66	4	1	4	1	19	168
	기타서비스업	2	14	46	55	96	1	1	71	18	45	349
	가사서비스업					74					69	143
농림어업 건설업	농림업				1			23		4	83	111
	어업			2	1			12	1	1	1	18
	건설업	3	9	30	55	1		3	542	41	347	1031
전산업		45	402	728	898	1239	935	44	1155	624	1770	7840

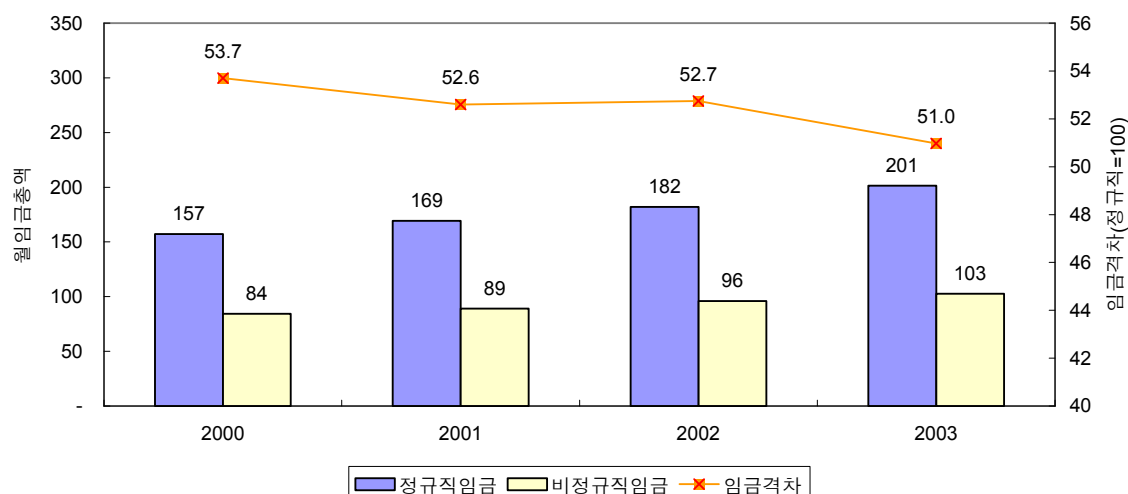
자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

II. 비정규직 임금·노동시간·노동복지 등

1. 월평균임금

정규직은 지난 3개월간 월평균 임금총액이 2002년 8월 182만원에서 2003년 8월 201만원으로 19만원(10.6%) 인상되었다. 비정규직은 96만원에서 103만원으로 7만원(6.9%) 인상되었다. 그 결과 정규직 대비 비정규직의 월평균 임금총액은 2000년 53.7%, 2001년 52.6%, 2002년 52.7%, 2003년 51.0%로, 그 격차가 확대되고 있다. ([그림8]과 [표9] 참조)

[그림8] 고용형태별 월임금총액 격차 추이(2000-2003년, 단위:만원, %)



[표9] 고용형태별 월평균임금 및 인상률 (단위:만원, %)

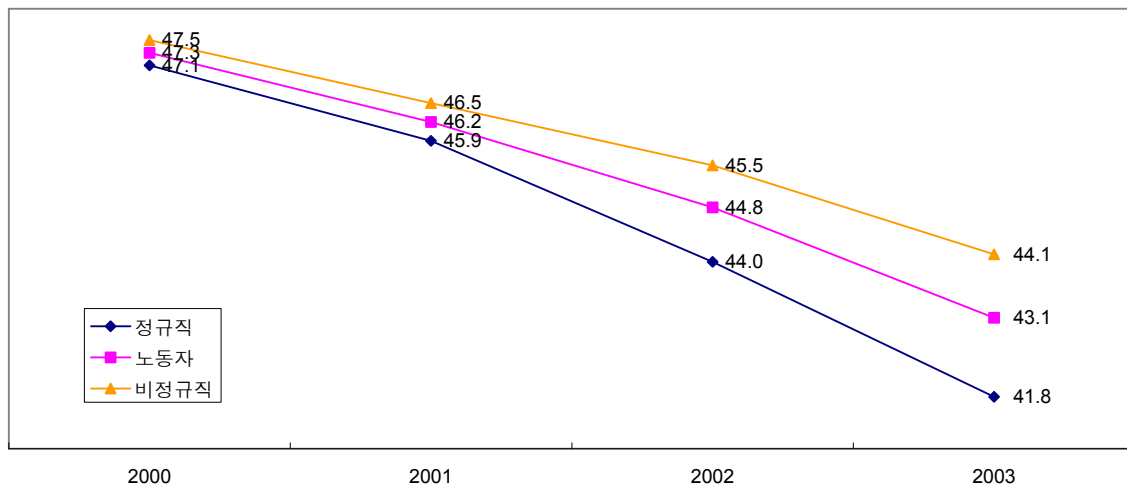
	2001년		2002년		2003년		인상률(%)	
	금액	비율	금액	비율	금액	비율	2001-2년	2002-3년
임금노동자	125	73.6	133	73.2	147	72.8	6.9	10.0
정규직	169	100.0	182	100.0	201	100.0	7.4	10.6
비정규직	89	52.6	96	52.7	103	51.0	7.7	6.9
임시근로	87	51.3	94	51.8	102	50.5	8.5	7.9
(장기임시근로)	86	50.6	93	51.1	101	49.9	8.3	8.1
(계약근로)	90	52.9	98	53.9	104	51.5	9.6	5.6
파트타임	45	26.7	50	27.4	50	24.8	10.2	0.3
호출근로	66	39.2	79	43.4	81	40.0	18.9	1.9
특수고용	108	63.5	120	65.9	127	63.2	11.5	6.0
파견근로	101	59.4	115	63.0	110	54.8	13.9	-3.7
용역근로	79	46.3	85	46.8	87	43.2	8.4	2.3
가내근로	50	29.4	52	28.7	41	20.5	4.8	-21.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

2. 노동시간

노동자들의 주당 노동시간은 2000년 47.3시간, 2001년 46.2시간, 2002년 44.8시간, 2003년 43.1시간으로 빠른 속도로 단축되고 있다. 그러나 정규직은 2000년 47.1시간에서 2003년 41.8시간으로 5.3시간 단축된데 비해, 비정규직은 2000년 47.5시간에서 2003년 44.1시간으로 3.4시간 단축됨에 따라, 정규직과 비정규직 사이에 노동시간 격차는 0.4시간에서 2.3시간으로 확대되었다. 주5일제 등 법정 노동시간 단축운동의 성과가 정규직과 비정규직 사이에 골고루 향유되고 있지 못한 것이다. 특히 법정 초과근로 한도인 주 56시간을 초과하여 노동하는 노동자가 정규직과 비정규직을 포함하여 255만명(18.0%)에 이르고 있음을 주목할 필요가 있다. 정규직은 84만명(13.3%), 비정규직은 171만명(21.8%)이 주 56시간을 초과하는 장시간 노동을 하고 있다. ([그림9]와 [표10] 참조)

[그림9] 고용형태별 노동시간 추이(2000-2003년)



[표10] 고용형태별 주당 노동시간 평균값과 분포 (단위:시간, %)

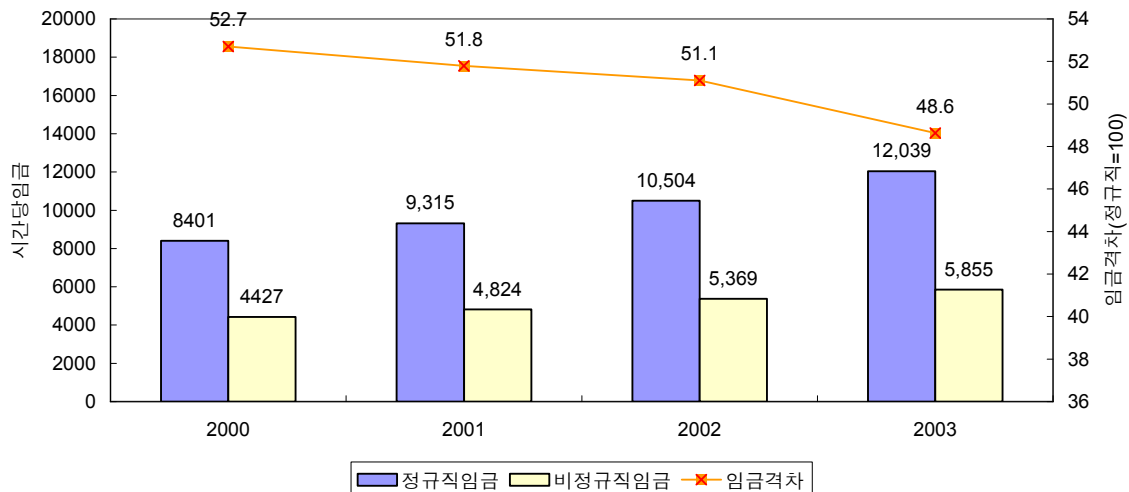
	주노동시간			2003년 노동시간 계층별 분포(%)					
	2001년	2002년	2003년	36미만	36-40	41-44	45-50	51-56	56초과
임금노동자	46.2	44.8	43.1	22.1	23.9	7.7	18.5	9.7	18.0
정규직	45.9	44.0	41.8	20.6	28.3	8.9	19.2	9.6	13.3
비정규직	46.5	45.5	44.1	23.4	20.4	6.7	17.9	9.8	21.8
임시근로	46.4	45.3	44.0	23.6	20.3	6.7	17.9	9.8	21.6
(장기임시근로)	47.7	46.7	45.6	20.4	19.3	6.5	18.8	10.6	24.4
(계약근로)	43.6	41.5	41.7	28.5	21.8	7.0	16.6	8.6	17.5
파트타임	23.5	22.3	21.8	90.1	5.0	1.5	2.0	0.5	0.8
호출근로	41.6	38.0	38.8	36.8	22.2	4.1	16.5	7.1	13.2
특수고용	43.4	43.2	40.4	30.1	25.0	6.5	17.6	6.2	14.3
파견근로	45.6	47.8	45.3	22.4	18.4	2.0	19.4	10.2	27.6
용역근로	50.7	50.3	50.8	15.0	18.5	7.8	17.6	8.1	32.9
가내근로	37.3	37.4	36.3	45.2	11.4	7.8	13.9	9.6	12.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

3. 시간당임금

2003년 8월 비정규직의 시간당 임금 평균은 5,855원으로 정규직(12,039원)의 48.6%밖에 안 된다. 정규직 대비 비정규직의 월평균 임금총액은 2002년 52.7%에서 2003년 51.0%로 하락했음에도, 시간당 임금은 51.1%에서 48.6%로 더 크게 하락한 것은, 정규직 노동시간이 비정규직보다 빠른 속도로 단축되고 있기 때문이다. ([그림10]과 [표11] 참조)

[그림 10] 고용형태별 시간당임금 격차 추이(2000-2003년, 단위: 원, %)



[표 11] 고용형태별 시간당임금 및 인상률 (단위: 원, %)

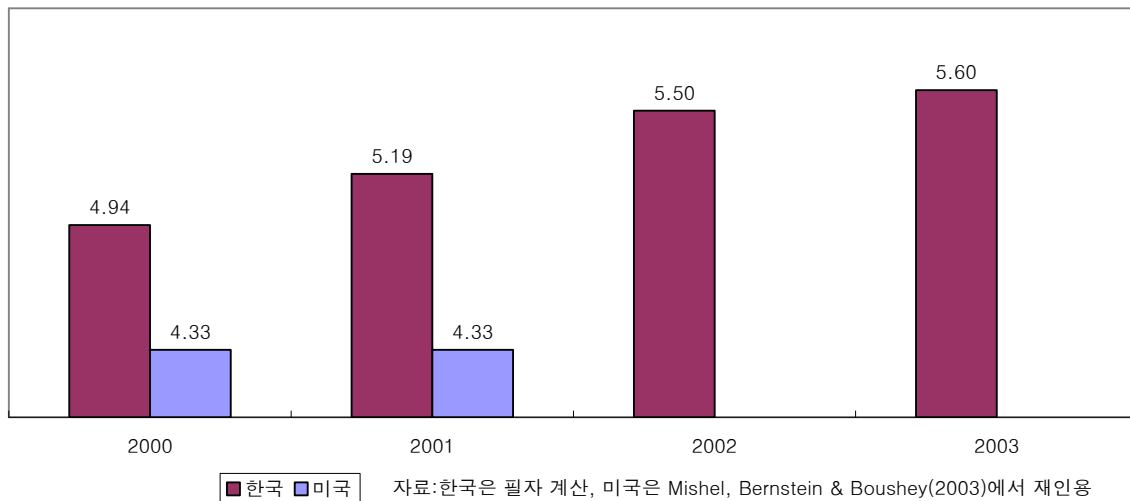
	2001년		2002년		2003년		인상률(%)	
	금액	비율	금액	비율	금액	비율	2001-2년	2002-3년
임금노동자	6,791	72.9	7,564	72.0	8,562	71.1	11.4	13.2
정규직	9,315	100.0	10,504	100.0	12,039	100.0	12.8	14.6
비정규직	4,824	51.8	5,369	51.1	5,855	48.6	11.3	9.1
임시근로	4,667	50.1	5,316	50.6	5,818	48.3	13.9	9.4
(장기임시근로)	4,437	47.6	5,021	47.8	5,515	45.8	13.2	9.8
(계약근로)	5,193	55.7	6,132	58.4	6,277	52.1	18.1	2.4
파트타임	5,150	55.3	5,968	56.8	6,175	51.3	15.9	3.5
호출근로	3,969	42.6	5,686	54.1	5,212	43.3	43.3	-8.3
특수고용	6,391	68.6	6,850	65.2	7,720	64.1	7.2	12.7
파견근로	5,634	60.5	5,706	54.3	6,505	54.0	1.3	14.0
용역근로	4,095	44.0	4,441	42.3	4,498	37.4	8.4	1.3
가내근로	3,502	37.6	3,447	32.8	3,025	25.1	-1.6	-12.3

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

4. 임금소득 불평등

경제활동인구조사 부가조사에서 전산업 월임금총액 평균값을 계산하면 2000년 115만원에서 2003년 147만원으로 32만원 증가했다. 그러나 하위 10%는 45만원에서 55만원으로 10만원 증가했고, 상위 10%는 200만원에서 280만원으로 80만원 증가했다. 이에 따라 상위 10% 와 하위 10% 사이에 임금격차(90/10)는 2000년 4.4배에서 2003년 5.1배로 증가했고, 시간당 임금기준으로는 2000년 4.9배에서 2003년 5.6배로 증가했다. 우리나라의 임금소득 불평등은 OECD 국가 중 임금소득 불평등이 가장 높은 것으로 알려진 미국보다 크게 높다는 점 뿐만 아니라, 매년 증가하고 있다는 점에서 뚜렷한 특징을 보이고 있다. ([그림11]과 [표12] 참조)

[그림11] 연도별 임금소득 불평등 (시간당 임금 기준, 90/10 임금격차)



[표12] 연도별 임금소득 불평등도 추이

	월임금총액(만원)				시간당임금(원)			
	2000.8	2001.8	2002.8	2003.8	2000.8	2001.8	2002.8	2003.8
평균값	115	125	133	147	6,057	6,791	7,563	8,562
하위 10%	45	50	50	55	2,214	2,399	2,617	2,878
90%	200	230	250	280	10,938	12,447	14,391	16,118
90/10	4.44	4.60	5.00	5.09	4.94	5.19	5.50	5.60

자료 : 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

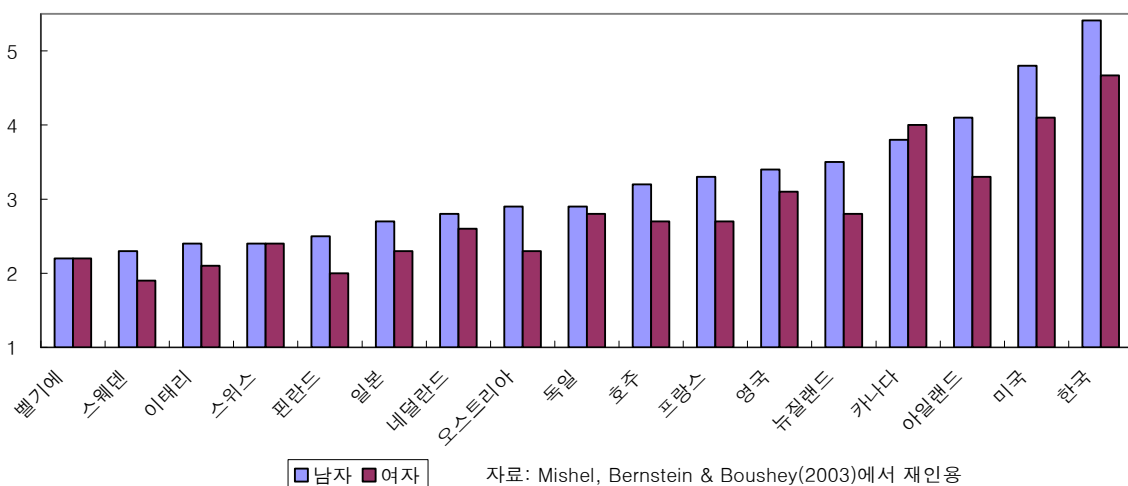
임금소득 불평등도(90/10)를 남녀, 고용형태 등 각 집단별로 살펴보면, 시간당 임금 기준으로 2002년 3.6~5.1배에서 2003년 3.9~5.4배로 증가하고 있다. 이것은 각 집단 내부적으로 임금소득 불평등도가 매우 높을 뿐만 아니라, 지난 1년 동안 매우 빠른 속도로 증가하고 있음을 말해준다. 그리고 남자를 100으로 할 때 여자는 62이고, 정규직을 100으로 할 때 비정규직은 49이며, 남자 정규직을 100으로 할 때 남자 비정규직은 52, 여자 정규직은 72, 여자 비정규직은 38밖에 안 된다. 남녀, 고용형태에 따른 차별이 비정규직 여성에게 집중되고 있는 것이다. 한국은 남녀를 구분하여 비교하더라도 OECD 국가 가운데 임금소득 불평등도가 가장 높다. ([표13]과 [그림12] 참조)

[표13] 남녀 고용형태 산업별 임금소득 불평등도 (시간당 임금 기준, 단위:원, 배)

	2002년				2003년			
	평균	하위10%	90%	90/10	평균	하위10%	90%	90/10
전체	7,563	2,617	14,391	5.50	8,562	2,878	16,118	5.60
남자	8,987	3,195	16,310	5.11	10,134	3,454	18,670	5.41
여자	5,479	2,303	9,321	4.05	6,282	2,467	11,513	4.67
정규직	10,504	3,917	17,989	4.59	12,039	4,448	20,809	4.68
비정규직	5,368	2,303	9,089	3.95	5,855	2,392	10,074	4.21
남자정규직	11,418	4,605	19,189	4.17	13,025	5,277	21,875	4.15
남자비정규직	6,275	2,558	10,467	4.09	6,750	2,711	11,513	4.25
여자정규직	7,995	3,289	12,792	3.89	9,384	3,598	15,743	4.38
여자비정규직	4,496	2,047	7,301	3.57	5,011	2,234	8,635	3.87

자료 : 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

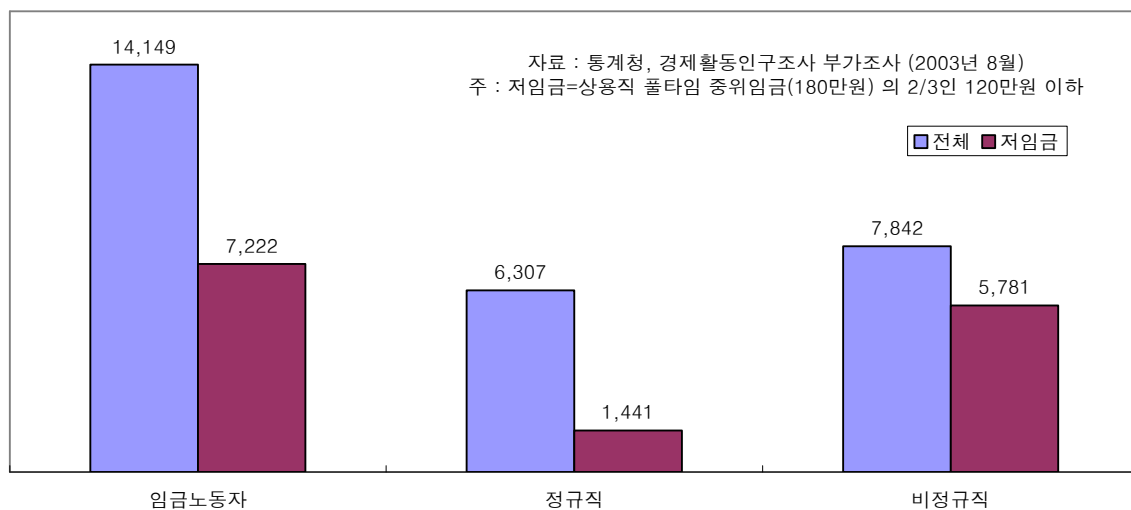
[그림12] 남녀별 임금소득 불평등 국제비교 (시간당 임금 기준, 90/10 임금격차)



5. 저임금

OECD는 ‘상용직 풀타임 중위임금의 2/3 이하’²⁾를 저임금으로 정의하고 있다. 프랑스 등 OECD 국가는 이를 기준으로 법정 최저임금을 정하곤 한다. 이에 따라 ‘상용직 풀타임 중위임금(180만원)의 2/3인 ‘월평균임금 120만원 이하’를 저임금 계층으로 분류하면, 전체 노동자 1,415만명 가운데 절반인 722만명(51.0%)이 저임금 계층으로, 정규직이 144만명(22.8%), 비정규직이 578만명(73.7%)이다. 정규직은 5명 중 1명, 비정규직은 10명 중 7명 꼴로 저임금 계층인 것이다.([그림13] 참조)

[그림13] 고용형태별 저임금 노동자 규모(단위:천명)



이밖에 EU의 LoWER는 ‘노동자 중위임금의 2/3 미만’을 저임금 계층으로 정의하고 있다. 월임금 총액 기준으로는 뚜렷하지 않지만 시간당 임금 기준으로 연도별 저임금 계층 비중을 살펴보면, OECD와 LoWER 기준 모두 빠른 속도로 증가하고 있음을 확인할 수 있다. ([표14]와 [그림14] 참조)

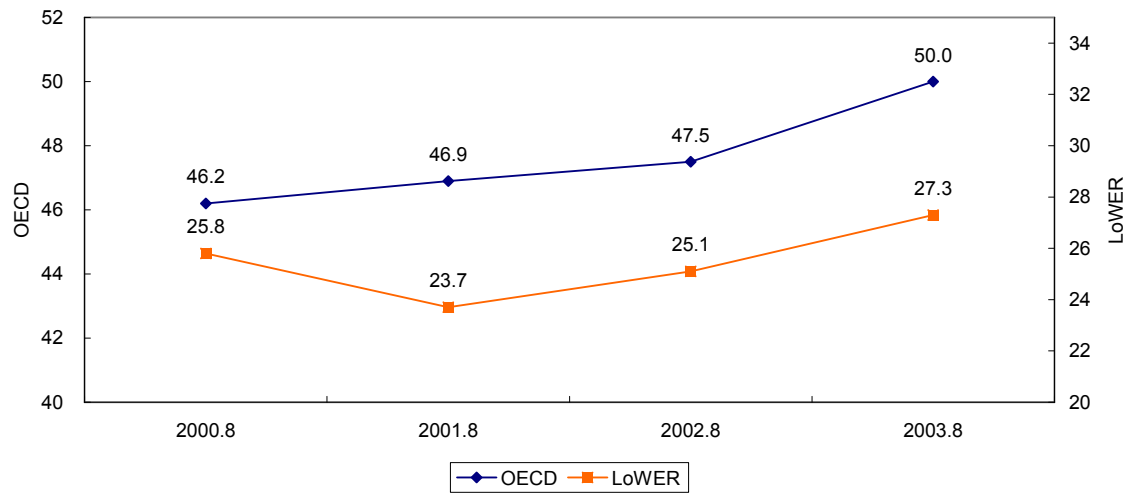
[표14] 연도별 저임금 계층 추이(단위 : 천명, %)

		월임금총액 기준				시간당임금 기준			
		2000.8	2001.8	2002.8	2003.8	2000.8	2001.8	2002.8	2003.8
OECD	저임금	47.2	52.1	48.3	51.0	46.2	46.9	47.5	50.0
EU의	저임금	25.0	21.5	23.5	21.6	25.8	23.7	25.1	27.3
LoWER	중간임금	47.8	54.0	51.5	48.9	47.7	48.5	46.8	44.2
	고임금	27.2	24.6	25.1	29.5	26.6	27.7	28.1	28.5

자료 : 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

2) "--- a definition of low pay that is set equal to two-thirds of the median earnings of full-time, year-round workers"(OECD, 1998 : 51)

[그림14] 연도별 저임금 계층 추이(시간당 임금 기준, 단위:%)



6. 법정 최저임금 미만 계층

2002년 9월부터 2003년 8월까지 법정 최저임금은 시간당 2,275원이고, 2003년 9월부터 2004년 8월까지 법정 최저임금은 시간당 2,510원이다. 그런데 경제활동인구조사 부가조사에서 2003년 8월 현재 시간당 임금이 2,275원 미만인 노동자는 63만명(4.6%)이고, 2,510원 미만인 노동자는 92만명(6.8%)이다. 따라서 2003년 9월부터 적용된 법정 최저임금 2,510원이 미친 영향률은 2.2%(29만명)이고, 나머지 63만명은 최저임금 적용 제외자이거나 최저임금법 위반업체에서 일하는 노동자들로 추정된다.³⁾

현행 법상 가내노동자와 감시·단속적 근로자, 장애인·훈련생·실습생이 최저임금 적용대상에서 제외되고, 취업기간이 6월을 경과하지 아니한 18세 미만 근로자는 최저임금의 90%만 적용받고 있음을 감안한다 하더라도, 이상은 현행 법상 최저임금 조차 탈법적으로 적용되지 않는 노동자가 광범하게 존재함을 말해준다. 더욱이 이들 계층은 매년 53~64만명(4.2~4.9%)으로 항상적으로 존재하고 있다. 법정 최저임금제도가 ‘저임금 계층 일소, 임금격차 해소, 소득분배 구조개선’이라는 본연의 목적과는 달리, 있으나마나 한 제도로 운영되고 있는 것이다. ([표15] 참조)

[표15] 연도별 법정 최저임금 현황과 영향률 추정(단위 : 천명, %)

법정 최저임금		시간당 임금	2000년 8월		2001년 8월		2002년 8월		2003년 8월		최저임금 영향률(%)
적용기간	시간급		수	비율	수	비율	수	비율	수	비율	
99.9~00.8	1600원	1600원미만	530	4.2	396	3.1	276	2.1	231	1.7	
00.9~01.8	1,865원	1865원미만	760	6.0	557	4.4	426	3.2	345	2.5	1.8
01.9~02.8	2,100원	2100원미만	1,104	8.7	822	6.4	640	4.9	522	3.8	2.0
02.9~03.8	2,275원	2275원미만	1,331	10.5	1,007	7.9	776	5.9	627	4.6	1.0
03.9~04.8	2,510원	2510원미만	1,880	14.9	1,481	11.6	1,129	8.6	921	6.8	2.2

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

3) 노동부는 ‘최저임금영향률이 7.6%로 점진적으로 개선되고 있다’고 주장한다. 여기서 6.8%도 아닌 7.6%로 계산한 근거가 무엇인지는 알 길이 없으나, 아마도 5인 미만 사업체 상여금 지급률 100%를 합산한 것이 아닌가 추측된다. 그러나 5인 미만 사업체에서 일한다고 해서 반드시 법정 최저임금에 못 미치는 낮은 임금을 지급받는 것은 아니다. 따라서 상여금 지급률을 계산하려면 최저임금 수혜자들을 대상으로 계산한 결과를 사용하여야 한다. 경제활동인구조사 부가조사(2003년 8월)에서 시간당 임금이 2,510원 미만인 사람들 가운데, 상여금을 지급받는다고 응답한 사람은 6.7%밖에 안 되고, 93.3%가 상여금을 지급받지 않는다고 응답하고 있다. 따라서 최저임금 영향률을 계산할 때 상여금 지급률을 포함시키는 것은 옳바르지 못 하다. 더욱이 부가조사가 가구조사여서 임금수준이 과소평가 되어 최저임금 영향률이 과대평가될 소지가 있다는 점을 고려하면 더욱 그러하다.

2003년 9월부터 적용된 법정 최저임금 2,510원 미만인 노동자 92만명을 고용형태별로 살펴보면, 정규직은 4만명(4.1%), 비정규직은 88만명(95.9%)으로 비정규직이 대다수를 차지하고 있다. 성별혼인별로는 기혼여자 45만명(49.2%), 기혼남자 18만명(19.5%), 미혼남자 15만명(15.7%), 미혼여자 14만명(15.5%)으로 기혼자가 전체의 2/3 이상을 차지하고 있다. 학력별로는 고졸이하가 84만명(91.6%)으로 저학력층에 집중되어 있고, 연령계층별로는 55세이상 30만명(32.9%), 25세미만 23만명(25.1%)으로 고령층과 저연령층에 집중되어 있지만, 25세 이상 55세 미만 계층도 39만명(42.0%)에 이르고 있다. 이들의 사회보험 가입률은 국민연금 9.8%, 건강보험 14.4%, 고용보험 8.9%밖에 안 되고, 노동조건 적용률도 퇴직금 7.9%, 상여금 6.7%, 시간외수당 4.6%밖에 안 된다.([표 16] 참조)

[표16] 법정 최저임금 미만자 실태 (2003년 8월 현재)

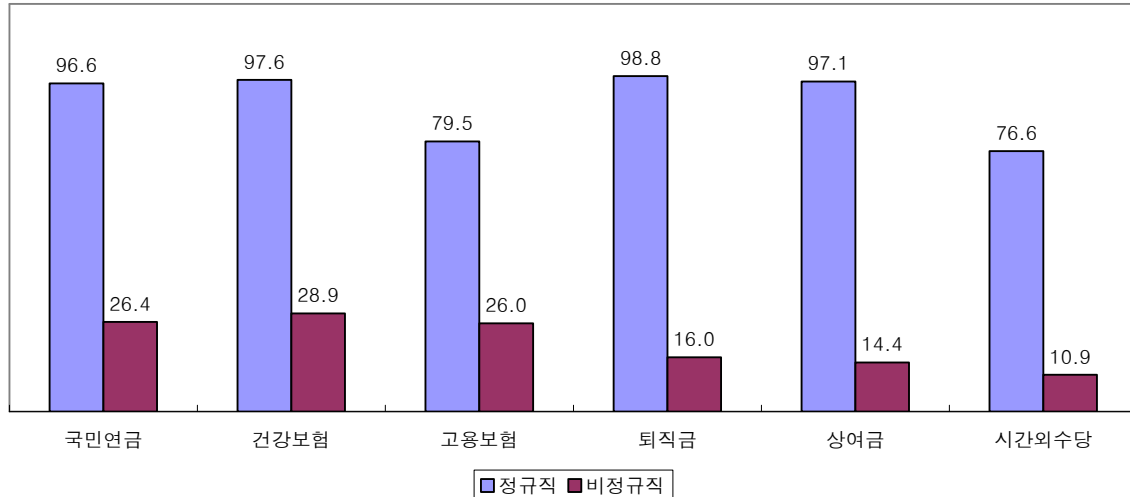
		적용제외 또는 범위반(1) (2,275원 미만)		최저임금 수혜자(2) (2,275원이상~2,510원미만)		2,510원미만 (1) + (2)	
		노동자수 (천명)	비율 (%)	노동자수 (천명)	비율 (%)	노동자수 (천명)	비율 (%)
전체		627	100.0	294	100.0	921	100.0
고용형태	정규직	18	2.9	20	6.8	38	4.1
	비정규직	609	97.1	274	93.2	883	95.9
성별혼인	미혼남자	86	13.7	59	20.1	145	15.7
	기혼남자	133	21.2	47	16.0	180	19.5
	미혼여자	101	16.1	42	14.3	143	15.5
	기혼여자	307	49.0	146	49.7	453	49.2
학력	중졸이하	312	49.8	132	44.9	444	48.2
	고졸	262	41.8	138	46.9	400	43.4
	전문대졸	24	3.8	13	4.4	37	4.0
	대졸이상	30	4.8	10	3.4	40	4.3
연령계층	25세미만	152	24.2	79	26.9	231	25.1
	25-34세	66	10.5	39	13.3	105	11.4
	35-44세	86	13.7	49	16.7	135	14.7
	45-54세	96	15.3	52	17.7	148	16.1
	55세이상	227	36.2	76	25.9	303	32.9
사회보험	국민연금	44	7.0	46	15.6	90	9.8
적용여부	건강보험	80	12.8	53	18.0	133	14.4
	고용보험	41	6.5	41	13.9	82	8.9
노동조건	퇴직금	42	6.7	31	10.5	73	7.9
적용여부	상여금	34	5.4	28	9.5	62	6.7
	시간외수당	20	3.2	22	7.5	42	4.6

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

7. 사회보험 가입 및 노동조건 적용률

현 직장에서 사회보험(국민연금·건강보험·고용보험) 가입률은 정규직은 80~98%인데, 비정규직은 26~29%밖에 안 된다. 정규직은 퇴직금·시간외수당·상여금을 77~99% 적용받지만, 비정규직은 11~16%만 적용받고 있다. ([그림15]와 [표17] 참조)

[그림15] 고용형태별 사회보험 및 노동조건 적용률(단위:%)



[표17] 고용형태별 사회보험 및 노동조건 적용률 (단위: %)

	국민연금	건강보험	고용보험	퇴직금	상여금	시간외수당
임금노동자	57.7	59.5	49.8	52.9	51.3	40.2
정규직	96.6	97.6	79.5	98.8	97.1	76.6
비정규직	26.4	28.9	26.0	16.0	14.4	10.9
임시근로	25.1	27.5	24.7	14.2	12.9	9.9
(장기임시근로)	18.9	21.7	19.3	5.8	5.9	5.6
(계약근로)	34.3	36.2	32.6	26.7	23.3	16.3
파트타임	2.0	2.7	3.0	1.8	1.3	2.3
호출근로	3.6	0.2	1.7	-	0.2	0.8
특수고용	22.1	24.5	20.8	17.0	16.0	9.0
파견근로	52.0	55.1	52.0	46.9	41.8	34.7
용역근로	55.2	69.7	52.3	42.2	32.1	19.7
가내근로	4.8	4.8	4.8	4.2	3.6	3.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

8. 근속년수

2003년 8월 현재 임금노동자의 근속년수 평균은 4.4년으로, 전년에 비해 뚜렷한 변화가 없다. 정규직은 근속년수 평균이 7.7년으로 소폭 증가했지만, 비정규직은 1.7년으로 오히려 감소했다. 고용형태별로는 파견근로만 평균 근속년수가 증가했을 뿐 다른 고용형태는 모두 감소했고, 파견근로도 중위값 기준으로는 감소했다. 이밖에 정규직은 근속년수 3년 이상이 65%인데, 비정규직은 근속년수 3년 이상이 17%이다. 임시근로자 가운데 수차에 걸친 반복 갱신 등으로 근속년수가 3년 이상인 사람이 16.4%이고, 5년 이상은 8.9%, 10년 이상은 3.1%에 이르고 있다.([표18]과 [표19] 참조)

[표18] 연도별 근속년수 평균값과 중위값 (단위: 년)

	평균 값			중위 값		
	2001년	2002년	2003년	2001년	2002년	2003년
임금노동자	4.35	4.32	4.39	1.50	1.50	1.50
정규직	7.56	7.59	7.70	4.75	4.67	5.25
비정규직	1.80	1.81	1.73	0.58	0.67	0.58
임시근로	1.67	1.71	1.68	0.50	0.58	0.50
(장기임시근로)	1.83	1.77	1.77	0.67	0.75	0.67
(계약근로)	1.31	1.55	1.54	0.33	0.42	0.42
파트타임	1.23	1.18	0.86	0.33	0.33	0.25
호출근로	0.02	0.03	0.13	0.00	0.00	0.00
특수고용	2.78	2.87	2.58	1.08	1.17	1.00
파견근로	2.06	1.81	2.07	0.65	1.18	0.92
용역근로	2.11	2.23	1.98	0.83	1.08	0.75
가내근로	2.05	1.91	0.96	0.67	0.58	0.25

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

[표19] 근속년수 계층별 분포 (2003년, 단위: %)

	1년미만	1-2년미만	2-3년미만	3-5년미만	5-10년미만	10년이상
임금노동자	41.0	13.3	7.1	10.7	12.5	15.3
정규직	15.2	11.7	7.6	14.4	20.6	30.3
비정규직	61.8	14.6	6.7	7.7	6.0	3.3
임시근로	62.5	14.6	6.6	7.5	5.8	3.1
(장기임시근로)	59.7	15.6	7.2	8.1	6.3	3.1
(계약근로)	66.8	13.0	5.7	6.5	5.0	3.0
파트타임	80.5	8.7	3.0	3.5	3.2	1.0
호출근로	97.8	1.0	0.3	0.3	0.2	0.3
특수고용	49.1	16.0	8.5	10.3	9.5	6.7
파견근로	50.0	17.3	12.2	7.1	9.2	3.1
용역근로	57.7	14.5	6.4	11.9	6.4	3.5
가내근로	78.3	9.6	4.8	4.2	1.8	1.8

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

[보론] 비정규직 규모 추계 방식

2002년 8월 현재 비정규직 규모를 노동부는 375만명(27.5%)⁴⁾, 노동사회연구소는 772만명(56.6%)으로 달리 추정하고, 이러한 차이는 비정규직 규모를 지금대로 방치할 것인가, 적절한 사회적 규제를 통해 제어할 것인가 하는 노동정책 상의 차이로 이어지고 있다. 2003년 8월 현재 비정규직 규모를 추정하면, 노동부는 465만명(32.8%), 노동사회연구소는 784만명(55.4%)으로 추정된다. 노동부 추정 방식에 따르면 지난 1년 동안 비정규직 비율이 5.3% 증가했고, 노동사회연구소 추정 방식에 따르면 지난 1년 동안 비정규직 비율이 1.2% 감소했다는 전혀 다른 결론이 도출되는 것이다.

그러면 동일한 자료인 경제활동인구조사 부가조사를 분석했음에도, 비정규직 규모가 2배 가까이 달리 추정되는 이유는 무엇인가? 그것은 설문 문항에서 어디까지를 비정규직으로 보느냐에서 비롯된다. 노동연구원은 경제활동인구조사 부가조사에서 7개 설문 문항(계약근로, 파트타임, 파견근로, 용역근로, 가내근로, 호출근로, 특수고용형태) 중 어느 하나에 응답한 사람을 비정규직으로 추계한다.([표20]에서 ②+③) 그동안 통계청이 발표해 온 임시일용직 가운데 320만명(①)이 실제로 정규직인데 비정규직으로 잘못 분류되었다면서, 그 근거로 조사원들에게 참고로 주어지는 조사지침이 잘못 작성되었다고 주장한다. 그러나 지난 40년 동안 매분기 또는 매달 반복해서 실시해 온 조사에서, 조사표도 아닌 조사원들에게 참고로 주어지는 지침상의 몇 줄 때문에 320만명이 비정규직으로 잘못 분류되었다는 주장은 설득력을 갖기 어렵다.

우리나라에서 임시·일용직은 일제 때부터 형성된 개념으로, 통계청은 1963년부터 상용·임시·일용직을 구분해서 조사·발표해 왔다. 비정규직, 파트타임, 파견·용역 등의 용어가 등장하기 전인 1970~80년대에도, 노사간에 많은 단체협약이 임시직 관련 조항을 체결하고 있는데서 알 수 있듯이, 노동현장에서 임시·일용직은 불완전고용(비정규직)을 지칭하는 대명사로 통용되어 왔다. 따라서 경제활동인구조사에서 임시·일용직은 일종의 ‘자기선언적 비정규직’으로 해석해야 한다. 이에 따라 노동사회연구소는 임시일용직 691만명(48.9%)에, 부가조사에서 확인된 상용직 가운데 비정규직 93만명(6.6%)을 합쳐 784만명(55.4%)으로 추계했다.([표20]에서 ①+②+③)

4) 노동부는 27.5%가 아닌 27.8%로 보고하고 있다. 이것은 계약근로(한국노동사회연구소) 내지 한시근로(노동부)를 어떻게 정의하느냐에서 비롯된 것으로 그 차이가 0.3%에 불과하므로 무시해도 무방하다.

[표20] 비정규직 규모 추계 방식 (단위:천명,%)

		2002년			2003년		
		경제활동인구조사 본조사		임금 노동자	경제활동인구조사본조사		임금 노동자
		상용	임시일용		상용	임시일용	
경제 활동 인구 조사 부가 조사	설문문항 없음	5,911(43.4) ④	3,970(29.1) ①	9,881(72.5)	6,307(44.6) ④	3,196(22.6) ①	9,503(67.2)
	계약근로, 파트타임						
	파견근로, 용역근로	687(5.0) ③	3,066(22.5) ②	3,753(27.5)	929(6.6) ③	3,717(26.3) ②	4,646(32.8)
	가내근로, 호출근로 특수고용형태						
임금노동자		6,598(48.4)	7,036(51.6)	13,634(100.0)	7,236(51.1)	6,913(48.9)	14,149(100.0)

자료 : 경제활동인구조사에서 필자 계산

주 : 노동사회연구소 비정규직=①+②+③, 노동부 등 비정규직=②+③

결국 비정규직 규모와 관련된 논란은 임시일용직 가운데 320만명이 정규직이나, 비정규직이냐로 압축된다. 어느 주장이 타당한가는 다음 몇몇 사항만 살펴보다도 분명해진다.

첫째, 통계청의 경제활동인구조사에서 노동자수는 1,322만명(2001년)인데, 1인 이상 모든 사업체를 대상으로 하는 사업체기초통계조사에서 노동자수는 1,085만명이다. 이것은 우리 나라 노동시장에 비공식 부문 내지 사업체 비소속 자유노동자(casual worker)들이 240만명 가량 존재함을 의미한다. 이들 240만명은 경제활동인구조사에서 임시일용직으로 응답했을 것인 바, 적어도 100만명 가량은 노동부 등이 정규직이라고 주장하는 320만명(①) 속에 포함되어 있을 것이다. 이것은 부가조사 설문 문항에 사업체 소속 여부를 추가하면 곧바로 확인 가능할 것이다. 더욱이 부가조사 설문 문항에는 계절근로, 사내하청 등이 제외되어 있어, 부가조사 7개 설문 문항으로 비정규직을 모두 포괄한다고 볼 수 없다.

둘째, 근로기준법 제23조는 “근로계약은 기간의 정함이 없는 것과 일정한 사업완료에 필요한 기간을 정한 것을 제외하고는 그 기간은 1년을 초과하지 못한다”라 하고 있다. 임시근로의 사유와 절차에 관해서는 사실상 아무런 제한을 가하고 있지 않아, 계약기간이 1년을 초과하지 않으면 얼마든지 임시직을 사용할 수 있게 되어 있는 것이다. 더욱이 대법원 판례 등으로 ‘1년 제한’ 규정마저 사문화(死文化)되어, 사용자들은 상시적으로 필요한 일자리를 ‘임시직’으로 채용하곤 한다. 일단 임시직으로 채용하면 근로기준법상 해고제한 조항을 무력화시킬 수 있고, 임시직과 정규직 사이에 얼마간 직무를 달리 하면 동일노동 동일임금 원칙을 사문화시킬 수 있으며, 기업 내에 뿌리깊이 자리잡은 차별적 고용관행으로 임시직에 대한 차별대우가 가능하기 때문이다. 이에 따라 우리 사회에는 장기임시근로자가 광범하게 남용되고 있다. 그동안 규모 논란 과정에서 장기임시근로자들이 320만명(①) 속에 포함되어 있다는 점에 대해서는 별다른 이견이 없었다. 문제는 이들이 정규직이냐, 비정규직이냐였다. 이 점과 관련해서는 우리 만큼 규모가 크지는 않지만 다른 나라의 문헌에서도 노동력 혼합전략의 일환으로 장기임시근로자(permanent temporary worker, long-term temps

또는 permatemps)를 사용하는 경우가 발견되고, 이들을 정규직으로 분류한 연구자는 찾아보기 어려우며(Way, 1992; Tsui *et al.*, 1995), 1998년 1월 미국 대법원은 마이크로소프트사에게 수천명의 장기임시근로자(permatemps)들에게 상용직과 동등한 부가급부와 임금을 지급하도록 판결했다는 점만 언급하도록 한다.(Kaufman *et al.* 2003, 304쪽)

셋째, 노동사회연구소 추정 방식에 따르면 전기가스수도사업(18.4%) 다음으로 공공행정(20.4%)의 비정규직 비율이 낮다. 그러나 노동부 추정 방식에 따르면 공공행정(19.0%)이 광업(7.7%), 전기가스수도사업(13.0%), 제조업(17.2%), 운수업(18.0%)보다 비정규직 비율이 높다는 믿기 어려운 결과가 도출된다. 참고로 전기가스수도사업과 금융보험업, 공공행정과 국제및외국기관은 두 가지 추정 방식 사이에 비정규직 규모가 그다지 차이가 나지 않는다. 이것은 이들 산업에는 업체 비소속 자유 노동자가 드물고, 장기임시근로자 비중 역시 낮기 때문인 것으로 해석된다. ([표21] 참조)

[표21] 산업별 비정규직 비율 (2003년, 단위: %)

산업	비정규직 ①+②+③	비정규직 ②+③	산업	비정규직 ①+②+③	비정규직 ②+③
농림업	93.3	77.5	금융보험업	44.6	38.4
어업	85.7	55.0	부동산임대업	68.6	37.4
광업	30.8	7.7	사업서비스업	59.4	46.4
제조업	39.9	17.2	공공행정	20.4	19.0
전기가스수도사업	18.4	13.0	교육서비스업	47.9	31.2
건설업	78.3	63.2	보건사회복지사업	37.4	19.8
도소매업	71.8	34.5	오락문화운동	69.1	43.2
숙박음식점업	94.0	43.2	기타서비스업	63.1	26.2
운수업	35.6	18.0	가사서비스업	100.0	78.2
통신업	33.3	25.2	국제외국기관	25.0	21.1

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

끝으로 비정규직 규모와 관련된 논란의 핵심인 임시일용직 가운데 320만명(①)의 구성과 노동조건을 살펴보면, OECD 기준 저임금 계층이 232만명이고, 법정 최저임금 미달자가 23만명이다. 시간당 임금은 5,290원으로 가장 낮고, 노동시간은 주49.4시간으로 가장 길다. 기혼여자(36.3%)와 중졸이하(25.3%) 비중은 높고, 사회보험 적용률은 20%대, 시간외수당 등 노동조건 적용률은 7%대로 매우 낮다.([표22] 참조)

[표22] 노동자 구성 및 노동조건 비교

	2002년				2003년			
	①	②	③	④	①	②	③	④
노동자수 (천명)	3,971	3,067	687	5,909	3,196	3,717	929	6,306
저임금계층 (천명)	2,753	2,431	218	1,199	2,316	3,042	423	1,441
최저임금미만 (천명)	267	451	20	38	234	625	24	38
월평균임금 (만원)	97	80	161	182	106	85	158	201
시간당임금 (원)	4,768	5,384	8,780	10,504	5,290	5,545	9,119	12,039
주노동시간 (시간)	50.1	39.1	47.2	44.0	49.4	39.8	43.2	41.8
근속년수 (년)	1.87	1.17	4.32	7.59	1.99	1.04	3.62	7.70
기혼여자비율 (%)	36.3	42.5	15.9	14.5	36.3	40.4	19.6	14.7
중졸이하비율 (%)	31.3	39.5	14.6	9.9	25.5	35.2	13.1	8.1
국민연금적용 (%)	20.2	8.8	86.9	92.3	24.1	12.3	91.1	96.6
건강보험적용 (%)	23.7	11.5	91.6	94.6	27.0	14.1	94.5	97.6
고용보험적용 (%)	22.7	10.6	82.2	79.1	24.5	12.1	86.4	79.5
퇴직금적용 (%)	9.7	4.0	82.4	93.2	7.2	3.6	95.4	98.8
상여금적용 (%)	11.2	3.6	76.3	92.5	7.6	2.4	86.3	97.1
시간외수당적용 (%)	7.2	3.3	57.2	76.8	7.1	3.1	55.0	76.7

자료: 경제활동인구조사 부가조사에서 필자 계산

[참고문헌]

- 김유선(2001a), “비정규직 규모와 실태: 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2000.8) 결과”. 『노동사회』 55호: 72-87.
- 김유선(2001b), “비정규직 규모와 실태: 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2001.8) 결과”. 『노동사회』 59호: 127-159.
- 김유선(2003), “비정규직 규모와 실태: 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2002.8) 결과”. 『노동사회』 72호: 167-184.
- Kaufman, Bruce and Hotchkiss, Julie(2003), *The Economics of Labor Markets*.
- Mishel, Lawrence, Jared Bernstein, and Heather Boushey. 2003. *The State of Working America 2002/2003*. Economic Policy Institute.
- OECD(1999), *Employment Outlook*.
- Tsui, Anne S., Hone L. Pearce, Lyman W. Porter, and Jennifer P. Hite. 1995. "Choice of Employee-Organization Relationship : Influence of External and Internal Organizational Factors." *Research in Personnel and Human Resources Management* 13:117-51.
- Way, Philip K. 1992. "Staffing Strategies : Organizational Differences in the Use of Temporary Employment." *Industrial Relations Research Association 44th Annual Proceedings* :332-39

제2장 외환위기 이후 노동자 상태 변화

- 비정규 고용 · 임금을 중심으로 -

I. 들어가는 말

1960년대 이래 한국 경제는 높은 성장률과 낮은 실업률로 특징지을 수 있다. 이러한 고성장-저실업 구조는 노동시장에 긍정적 요인으로 작용해 임금노동자의 지속적 증가와 임금·생활수준의 개선을 가져 왔다. 그러나 97년 말 외환위기는 실업자 급증, 임금노동자 격감, 임금삭감, 분배구조 악화 등 노동시장에 커다란 충격을 가져 왔다. 외환위기를 겪은 지 만 4년이 지난 이제, 비정규직 고용 증가와 고용형태별 임금격차 확대는 외환위기 전후를 구분 짓는 뚜렷한 현상으로 자리잡고 있다. 이 글에서는 비정규직 고용 증가와 고용형태별 임금격차 확대를 중심으로 ‘외환위기 이후 노동자 상태 변화’를 분석한다. 그러나 이 글에서 분석은 총괄 지표를 중심으로 하는 기술통계의 요약·정리로 한정하고, 보다 심층적인 분석은 이후 과제로 남긴다. 분석자료는 통계청 『경제활동인구조사』와 2000년 8월과 2001년 8월 두 차례에 걸쳐 실시된 『경제활동인구조사 부가조사』를 사용하되, 필요한 경우 부분적으로 한국은행 『국민계정』과 노동부 『매월노동통계조사』, 통계청 『도시가계조사』를 사용한다.

II. 비정규 고용

1. 경제활동참가율, 취업률, 실업률⁵⁾

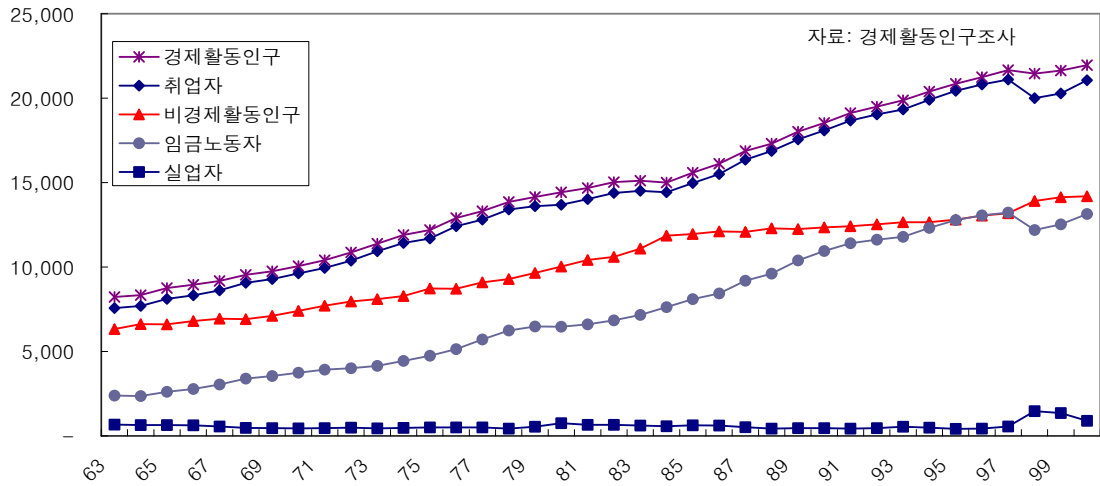
통계청, 『경제활동인구조사』에서 63년부터 2000년까지 고용지표를 살펴보면, 84년 한 해를 제외하면 외환위기 전까지 경제활동인구와 취업자가 감소한 해가 없다. 그러나 외환위기 직후인 98년에는 경제활동인구가 22만명 감소했고, 취업자는 111만명(임금노동자 104만명) 감소했다. 90년대 40~50만명 선이던 실업자는 98년에 146만명으로 급증했고, 84년 이후 매우 완만한 증가세를 보이던 비경제활동인구는 98년 73만명 증가했다. ([그림1] 참조)

5) 실업률 = 실업자 / 경제활동인구

취업률 = 취업자 / 15세이상 생산가능인구

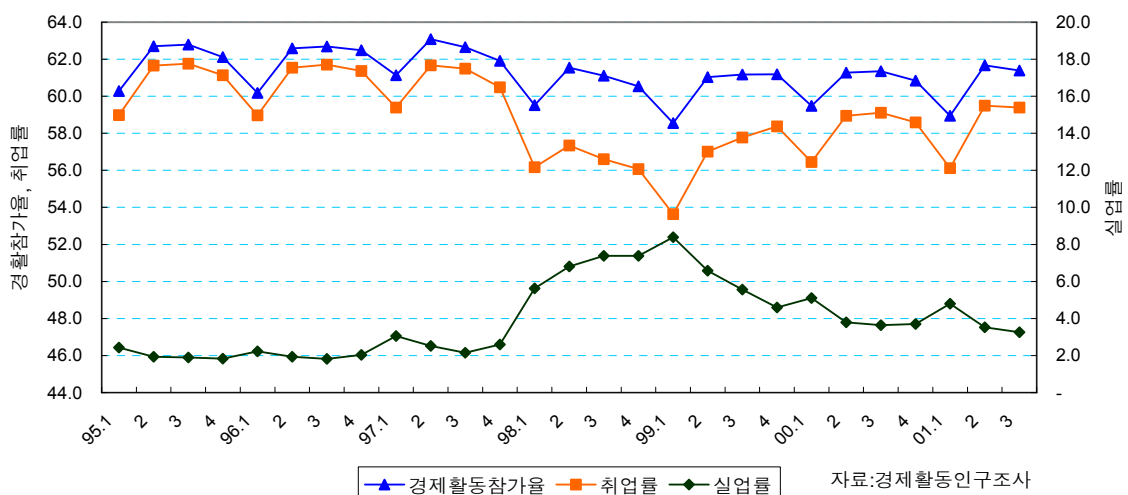
경제활동참가율 = 경제활동인구 / 15세이상 생산가능인구

[그림1] 주요 고용지표(1963-2000년, 단위:천명)



95년 1사분기 이후 경제활동참가율과 취업률, 실업률을 살펴보면, 외환위기 전 2%대에 불과하던 실업률이 외환위기 이후 급등해 99년 1사분기 8.4%로 치솟았고, 그 뒤 감소세로 돌아서 2001년 3사분기 3.3%로 낮아졌다. 외환위기 직전 62%(1사분기 제외)에 근접하던 취업률은 외환위기 직후 급감해 99년 1사분기에는 53.6%로 떨어졌고, 그 뒤 증가세로 돌아서 2001년 3사분기 59.4%를 기록했다. 그러나 실업률과 취업률 모두 아직 외환위기 전 수준을 회복하지 못 하고 있다. 외환위기 직전 62-63%(1사분기 제외)이던 경제활동참가율은 외환위기 직후 61%대로 떨어진 뒤 제자리 걸음을 하고 있다. 이것은 구직활동을 포기한 실망실업자들이 비경제활동인구로 머물고 있음을 의미함과 동시에, 지표상 실업률만큼 고용사정이 개선되지 않았음을 의미한다.([그림2] 참조)

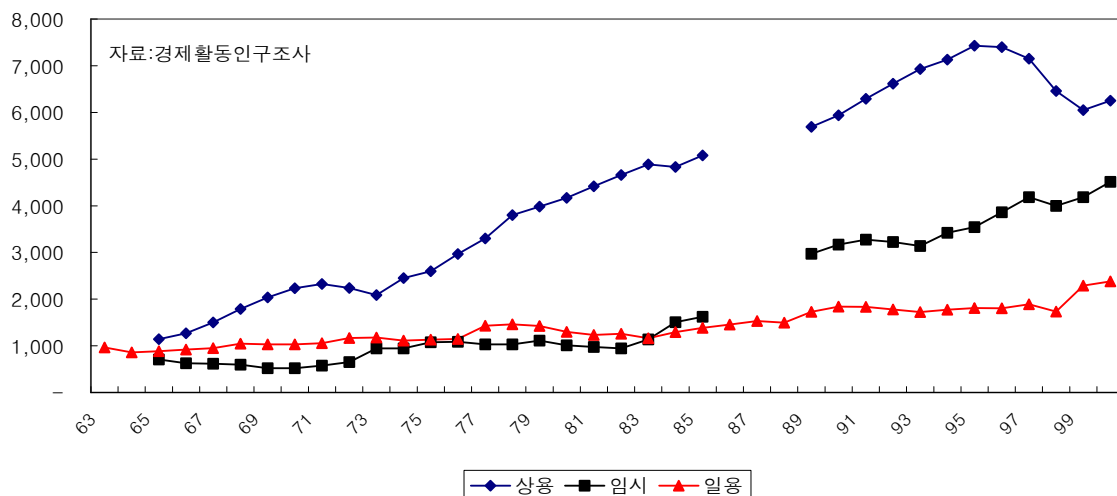
[그림2] 분기별 경제활동참가율, 취업률, 실업률(단위:%)



2. 종사상 지위별 임금노동자 추이

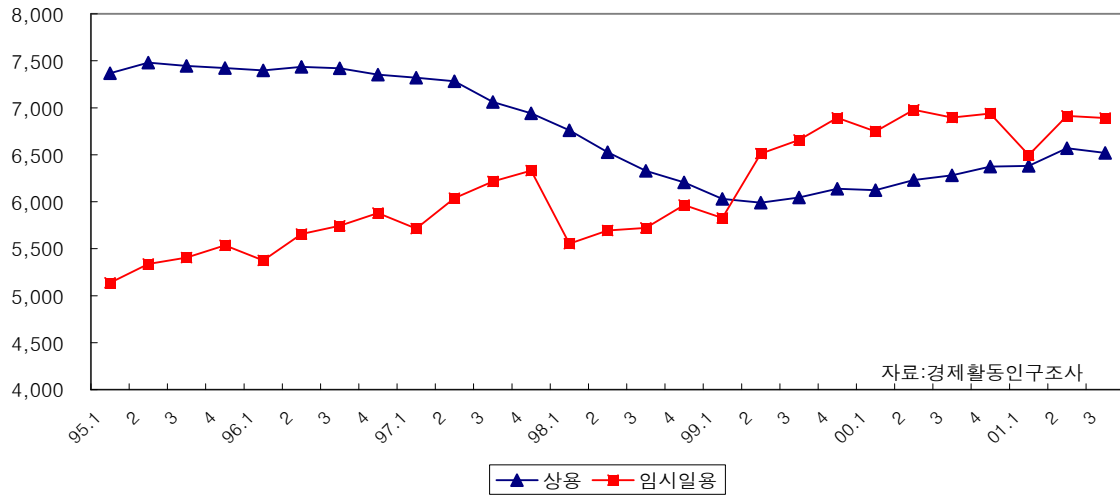
통계청, 『경제활동인구조사』에서 63년부터 2000년까지 종사상 지위별 임금노동자 추이를 살펴보면, 상용직은 65년 114만명에서 95년 743만명으로 7배 가량 증가했다. 그러나 95년을 정점으로 감소세로 돌아서 98년에는 646만명, 99년에는 605만명으로 급감했고, 2000년에는 완만한 증가세로 돌아섰다. 80년대 초반까지 50~110만명에 불과하던 임시직은 80년대 중후반 빠른 속도로 증가해 90년 300만명을 넘어섰고, 94년 이후 다시 급속한 증가세로 돌아서 97년 400만명, 2000년 450만명을 넘어섰다. 여기서 80년대 중후반 임시직 증가는 기업내부노동시장 형성 및 노동운동 활성화와 밀접한 관련이 있고, 90년대 중반 이후 임시직 증가는 ‘노동시장 유연화’와 밀접한 관련이 있는 것으로 해석된다. 일용직은 60년대 이후 완만한 증가세를 보이면서도 100만명대를 넘지 않다가 99년 229만명, 2000년 238만명으로 증가했다. ([그림3] 참조)

[그림3] 연도별 종사상 지위별 노동자수 추이(단위:%)



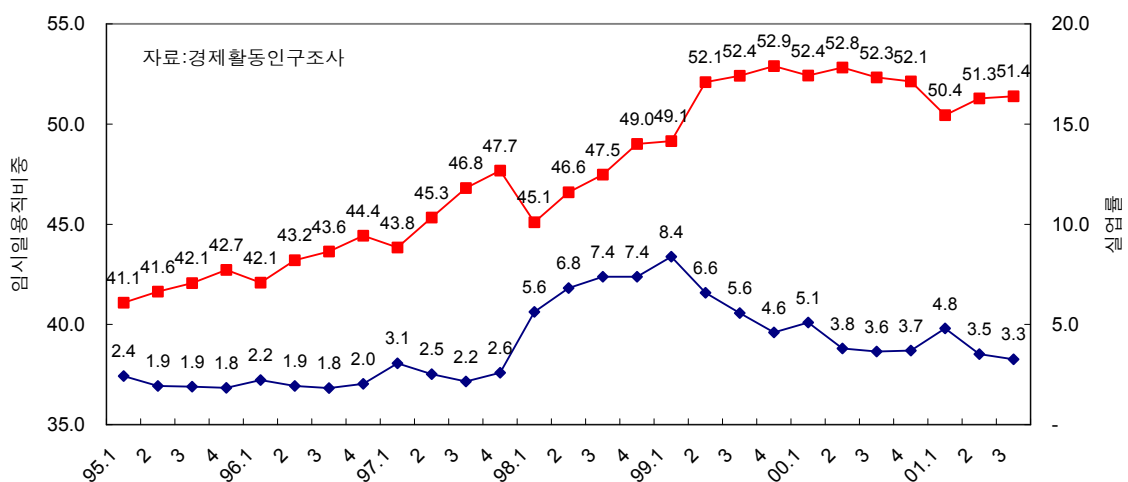
분기별로는 상용직은 95년 2사분기(748만명)를 정점으로 그 수가 완만하게 감소하다가, 외환위기 직전인 97년 3사분기부터 감소세가 빨라져 99년 2사분기에는 599만명으로 격감했다. 그 뒤 완만한 증가세로 돌아섰지만, 2001년 3사분기(652만명)에도 외환위기 직후인 98년 2사분기 수준에 불과하다. 이에 비해 임시일용직은 계절적 요인이 강하게 작용하는 1사분기를 제외하면 꾸준히 증가해 왔다. 외환위기 이전에도 95년 1사분기(514만명)부터 97년 4사분기(633만명)까지 120만명 증가했고, 99년 2사분기 이후 상용직수를 상회했으며, 99년 4사분기 이후 690만명 수준을 유지하고 있다. 여기서 임시일용직이 98년 1사분기에 78만명 감소한 것은, 임시일용직이 외환위기 직후 고용조정의 1차 대상이었음을 반영한다.([그림4] 참조)

[그림4] 분기별 상용직, 임시일용직 노동자수 추이(단위:천명)



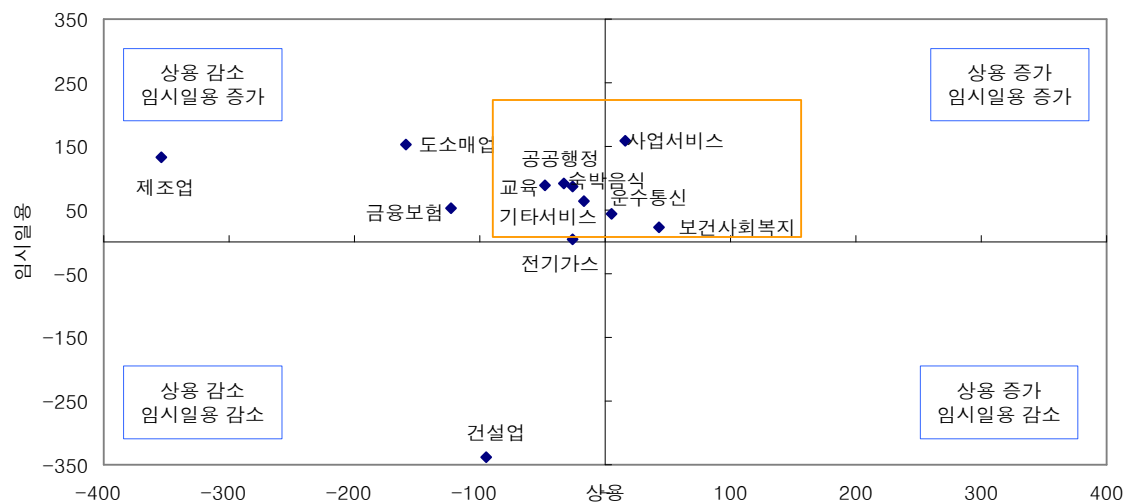
[그림5]에서 실업률과 임시일용직 비중 사이에 상관관계를 살펴보면, 실업률이 급증한 98년 1사분기부터 99년 1사분기 사이는 매우 높은 상관관계가 있는 것으로 나타난다. 그러나 실업률이 2%대이던 외환위기 이전에도 임시일용직 비중은 41.1%에서 47.7%로 급증했고, 실업률이 감소세로 돌아선 99년 2사분기 이후 51-52%대에서 구조화하고 있다. 이것은 최근의 임시일용직 급증이 외환위기 이후 악화된 고용사정과 맞물려 가속화된 측면이 있지만, 기본적으로 외환위기 전부터 진행되어 온 기업의 노동수요 변화에서 비롯된 것이며, 99년 2사분기 이후 임시일용직 비중이 51-52%에서 안정적 추세를 보이는 것은 기업의 임시일용직 사용이 어느 정도 한계점에 다다랐음을 의미하는 것으로 해석된다.

[그림5] 분기별 실업률과 임시일용직 비중 추이(단위:%)



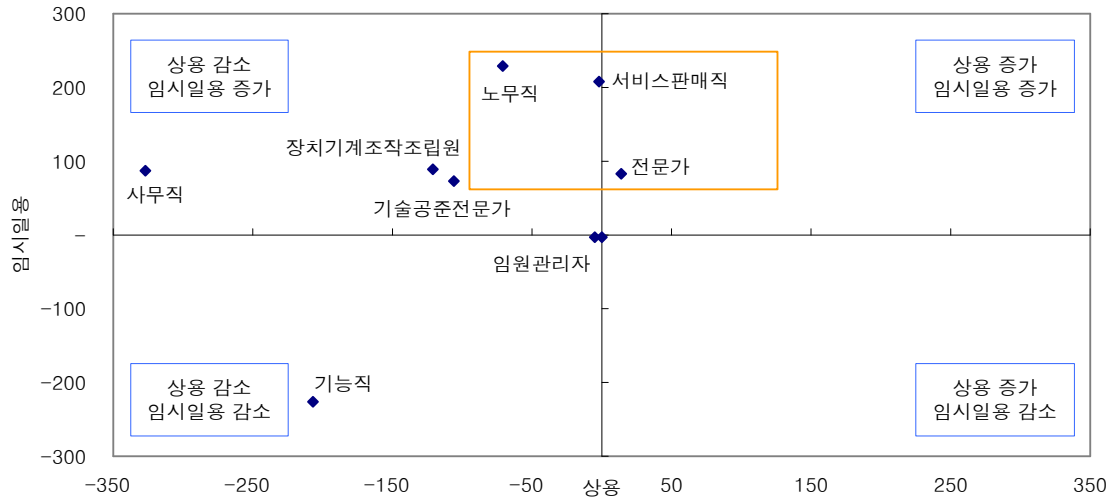
외환위기 전후(97년 8월과 2000년 8월) 종사상 지위별 노동자수 증감을 산업별로 살펴보면, 상용직과 임시일용직 모두 증가한 산업은 운수창고통신업, 부동산임대사업서비스업, 보건사회복지사업 3개 산업으로, 보건사회복지사업만 상용직이 임시일용직보다 더 많이 증가했을 뿐, 나머지 2개 산업은 임시일용직이 더 많이 증가했다. 상용직과 임시일용직이 모두 감소한 산업은 건설업으로 상용직은 10만명, 임시일용직은 34만명 감소했고, 상용직이 증가하고 임시일용직이 감소한 산업은 없다. 나머지 산업은 모두 외환위기 이후 상용직은 감소하고 임시일용직은 증가했는데, 제조업은 상용직이 35만명 감소하고 임시일용직이 13만명 증가했으며, 금융보험업은 상용직이 12만명 감소하고 임시일용직이 5만명 증가했다. ([그림6] 참조)

[그림6] 산업별 종사상지위별 노동자수 증감(97.8-2000.8, 단위:천명)



직업별로 살펴보면 전문가는 상용직(1만명)과 임시일용직(8만명) 모두 증가했고, 기능직은 상용직(21만명)과 임시일용직(23만명) 모두 감소했다. 나머지 직업은 상용직은 감소하고 임시일용직은 증가했는데, 사무직은 상용직이 33만명 감소하고 임시일용직은 9만명 증가했고, 노무직은 상용직이 7만명 감소하고 임시일용직이 23만명 증가했으며, 서비스판매직은 임시일용직만 21만명 증가했다. ([그림7] 참조)

[그림7] 직업별 종사상지위별 노동자수 증감(97.8-2000.8, 단위:천명)



3. 비정규직 규모

통계청 ‘경제활동인구조사 부가조사’에 따르면, 우리나라 비정규직은 2001년 8월 현재 737만명(임금노동자의 55.7%)이고, 정규직은 585만명(44.3%)으로, 전체의 절반 이상이 비정규직이다. 특히 우리나라 비정규직은 96%(737만명 가운데 708만명)가 임시근로 내지 임시근로를 겸하고 있다는 점에서, 다른 나라에서는 찾아보기 힘든 특징을 보이고 있다.([표1] 참조)

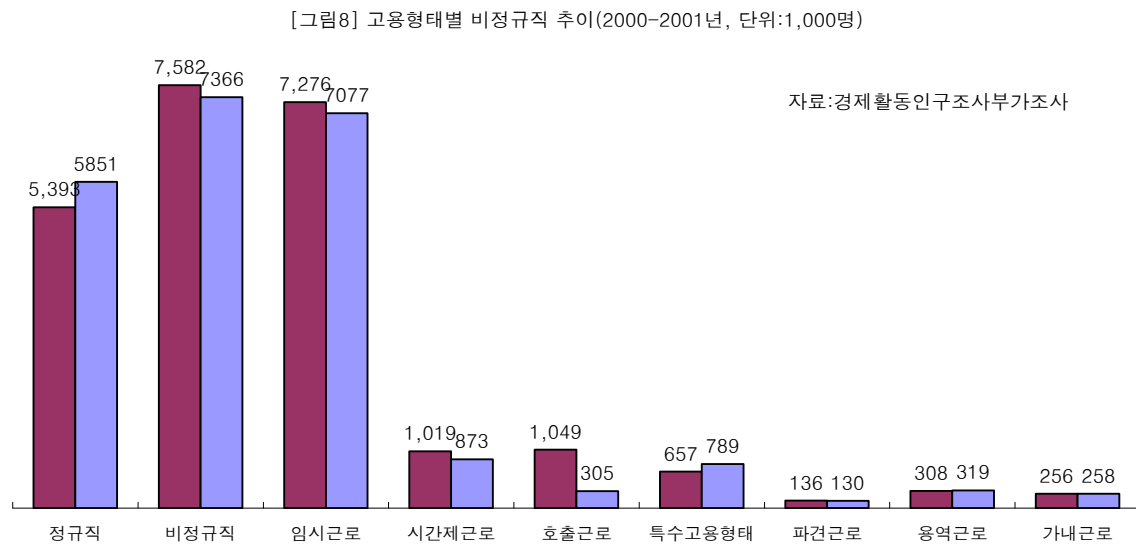
[표1] 비정규직 규모 (2001년, 단위:천명,%)

		종사상지위			전체	비중
		상용	임시	일용		
임금노동자(1)		6,488	4,492	2,237	13,217	100.0
정규직 (2=1-3)		5,851			5,851	44.3
비정규직 (3=①+---+⑦, 중복제외)		637	4,492	2,237	7,366	55.7
고용계약	임시근로 ①	348	4,492	2,237	7,077	53.5
근로시간	파트타임 ②	13	311	549	873	6.6
근로제공 방식	단기호출근로 ③			305	305	2.3
	특수고용 ④	153	443	193	789	6.0
	파견근로 ⑤	55	38	37	130	1.0
	용역근로 ⑥	96	142	81	319	2.4
	가내근로 ⑦	25	79	154	258	2.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2001.8) 원자료

2001년 8월 부가조사 결과를 2000년 8월과 비교하면, 비정규직은 758만명(임금노동자의 58.4%)에서 737만명(55.7%)으로 21만명 감소했고, 정규직은 539만명(41.6%)에서 585만명(44.3%)으로 46만명 증가했다. 고용형태별로 특수고용형태는 66만명에서 79만명으로 증가했고, 임시근로와 시간제근로

는 소폭 감소했으며, 파견근로와 용역근로, 가내근로는 거의 변하지 않았다.⁶⁾ ([그림8] 참조)



남녀별로 남자는 정규직이 430만명(54.5%), 비정규직이 358만명(45.5%)으로 정규직이 많다. 여자는 정규직이 156만명(29.1%), 비정규직이 379만명(70.9%)으로, 비정규직이 2배 이상 많다. 여성 노동자 10명 가운데 7명이 비정규직인 것이다. 이러한 남녀간에 차이는 주로 임시근로와 파트타임에서 비롯된다. 즉 임시근로는 남자가 42.8%, 여자가 69.4%이고, 파트타임은 남자가 3.0%, 여자가 11.9%로 남녀간 격차가 크다. 그렇다고 해서 남성 비정규직이 적은 것도 아니다. 절대 수에서 비정규직은 남자 358만명, 여자 379만명으로 규모가 엇비슷하다. ([표 2]와 [그림9] 참조)

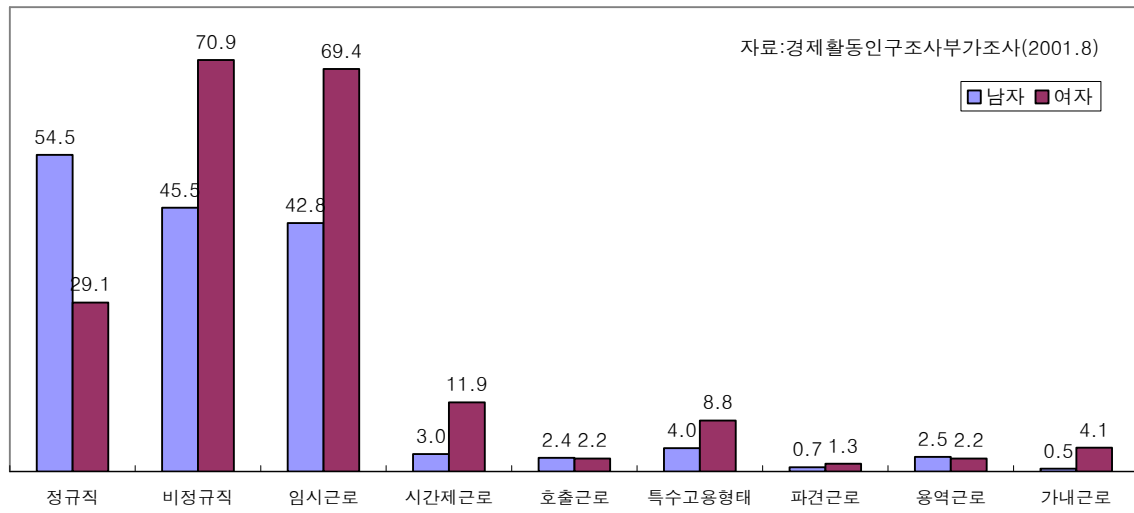
[표2] 남녀별 비정규직 규모 (단위:천명,%)

		수		비중		분포	
		남자	여자	남자	여자	남자	여자
임금노동자(1)		7,874	5,344	100.0	100.0	59.6	40.4
정규직 (2=1-3)		4,295	1,555	54.5	29.1	73.4	26.6
비정규직 (3=①+---+⑦, 중복제외)		3,579	3,788	45.5	70.9	48.6	51.4
고용계약	임시근로 ①	3,370	3,707	42.8	69.4	47.6	52.4
근로시간	파트타임 ②	237	636	3.0	11.9	27.1	72.9
근로제공 방식	단기호출근로 ③	186	120	2.4	2.2	60.8	39.2
	특수고용 ④	318	470	4.0	8.8	40.4	59.6
	파견근로 ⑤	58	72	0.7	1.3	44.6	55.4
	용역근로 ⑥	200	119	2.5	2.2	62.7	37.3
	가내근로 ⑦	39	219	0.5	4.1	15.1	84.9

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2001.8) 원자료

6) 호출근로가 105만명에서 31만명으로 크게 감소한 것은, 실제 호출근로자 수가 감소해서가 아니라, 2001년 설문 문항이 '유기계약근로 체결자'와 '1개월 이상 계속 근로 호출근로자'를 호출근로 집계 대상에서 제외했기 때문이다.

[그림9] 남녀별 고용형태별 비중(남녀 각각=100)

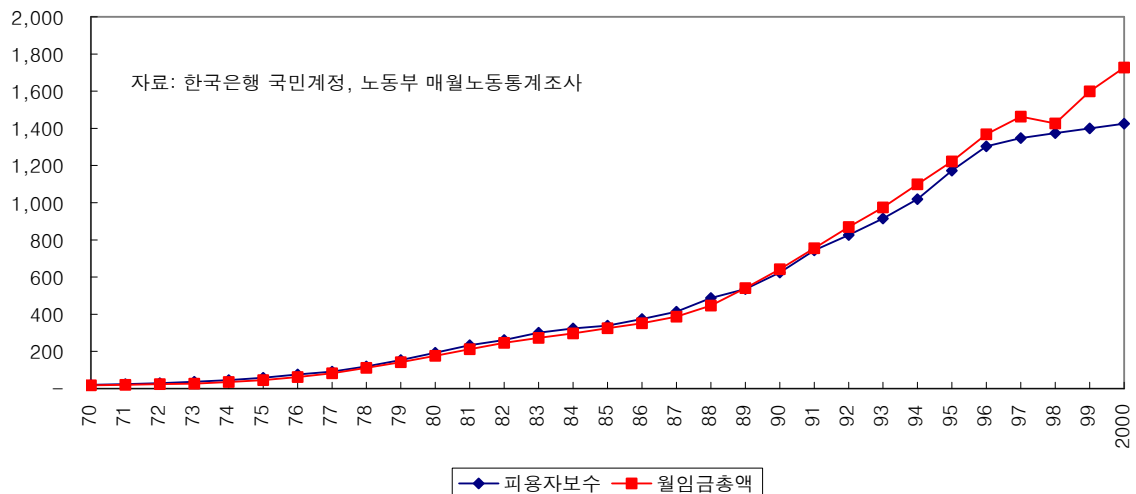


III. 임금 등 노동조건

1. 임금수준과 임금인상률

지금까지 임금통계는 10인 이상 사업체 상용직을 조사대상으로 하는 노동부 ‘매월노동통계조사’에 근거해 왔다.⁷⁾ 그러나 임시일용직이 전체 노동자의 절반을 넘어서고 고용형태별 임금격차가 확대됨에 따라, 노동부 ‘매월노동통계조사’는 전체 노동자의 임금실태를 반영하는데 한계가 커지고 있다. 나아가서는 한국의 노동현실에 대한 왜곡된 인식을 불러 일으키고, 올바른 노동정책 방향 수립을 가로막는 등 부정적 측면이 강화되고 있기까지 하다. 이것은 [그림10]에서 최근 한국은행 피용자보수총액⁸⁾과 노동부 월임금총액 사이에 격차가 갈수록 확대되고 있는 데서도 확인할 수 있다.

[그림10] 한국은행 피용자보수총액과 노동부 월임금총액 비교(단위:천원)



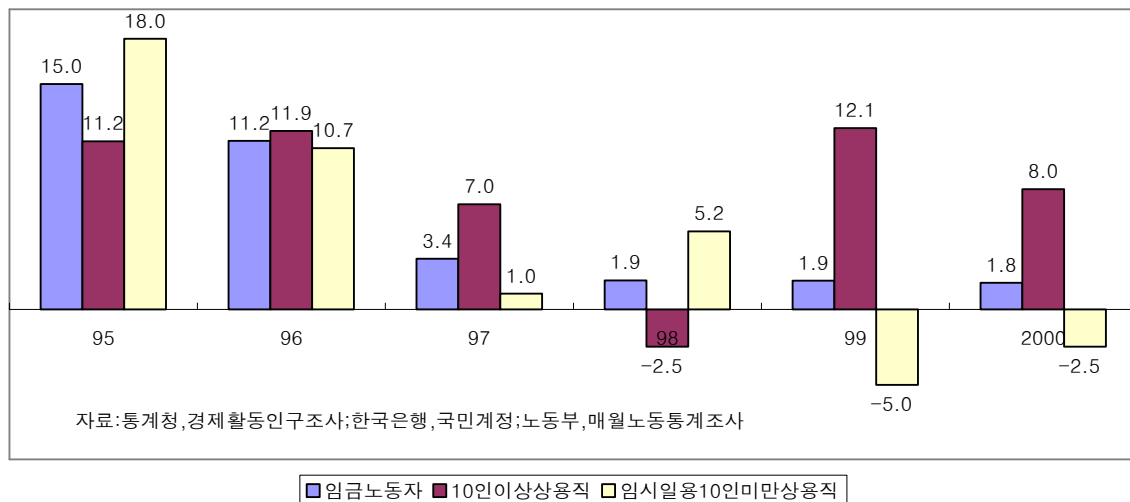
노동부 ‘매월노동통계조사’에서 임금인상률 추이를 살펴보면 87년부터 96년까지 매년 10%가 넘다가, 97년은 한 자리수(7%), 98년은 (-)인상이 이루어졌다. 그러나 99년 하반기부터 경기가 회복되자 99년에는 12.1%, 2000년에는 8% 상승했다. 그러나 한국은행 피용자보수총액을 기준으로 전체 노동자의 임금인상률 추이를 살펴보면, 97년 이후 1.8~3.4%로 10인 이상 사업체 상용직과 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 특히 99-2000년 임금인상률이 상용직은 12.1%와 8%인데 전체 임금노동자는 1.9%와 1.8%인 것은, 경기회복에도 임시·일용직과 10인 미만 사업체 상용직은 임금이 삭감되었고, 그 결과 노동자들 내부적으로 고용형태별 임금격차가 확대되었음을 말해준다.

7) 노동부 ‘매월노동통계조사’는 99년 1월부터 조사대상을 5인 이상 사업체로 확대했다. 그러나 여기서는 98년까지 임금통계와 일관성을 유지하기 위해 99년 이후도 10인 이상 사업체 조사결과만 분석대상으로 한다.

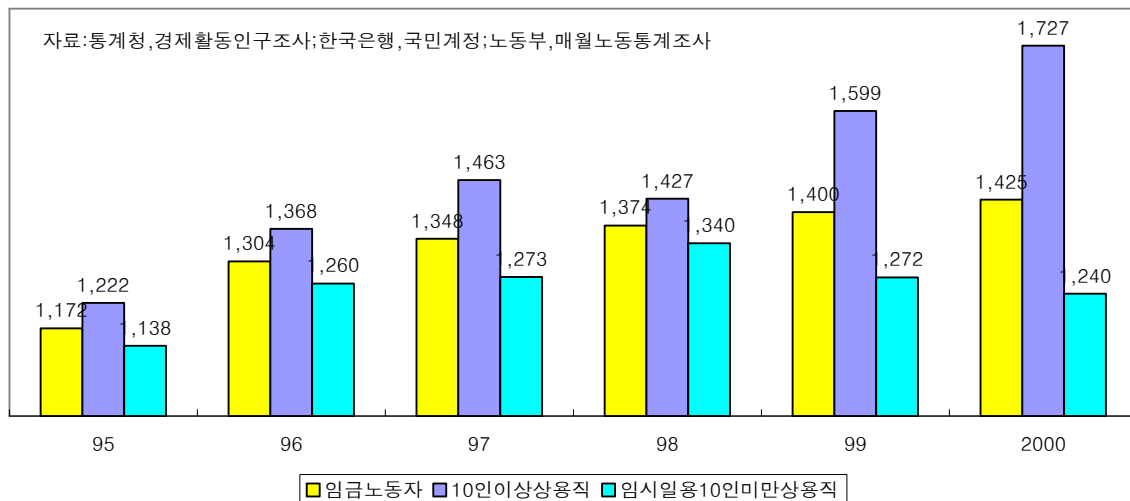
8) 피용자 1인당 월보수총액은 ‘피용자 보수총액(한국은행 국민계정) ÷ 임노동자수(통계청 경제활동인구조사) ÷ 12개월’로 계산했다.

한국은행 피용자보수총액과 노동부 월임금총액에서 임시·일용직과 10인 미만 사업체 상용직 임금인상률을 계산하면, 97년 임금인상률은 1%, 98년은 5.2%, 99년은 -5%, 2000년은 -2.5%이다. 99-2000년 10인 이상 사업체 상용직은 임금인상률이 12.1%와 8%인데, 임시·일용직과 10인 미만 사업체 상용직은 -5%와 -2.5%로 크게 차이가 난다. 이것은 임시·일용직을 대상으로 극도의 저임금 일자리가 새로이 만들어지고 있음을 의미하며, 그 결과 고용형태별 임금격차는 98년 9만원, 99년 33만원, 2000년 49만원으로 갈수록 확대되고 있다. ([그림11]과 [그림12] 참조)

[그림11] 임금인상률 추이(%)



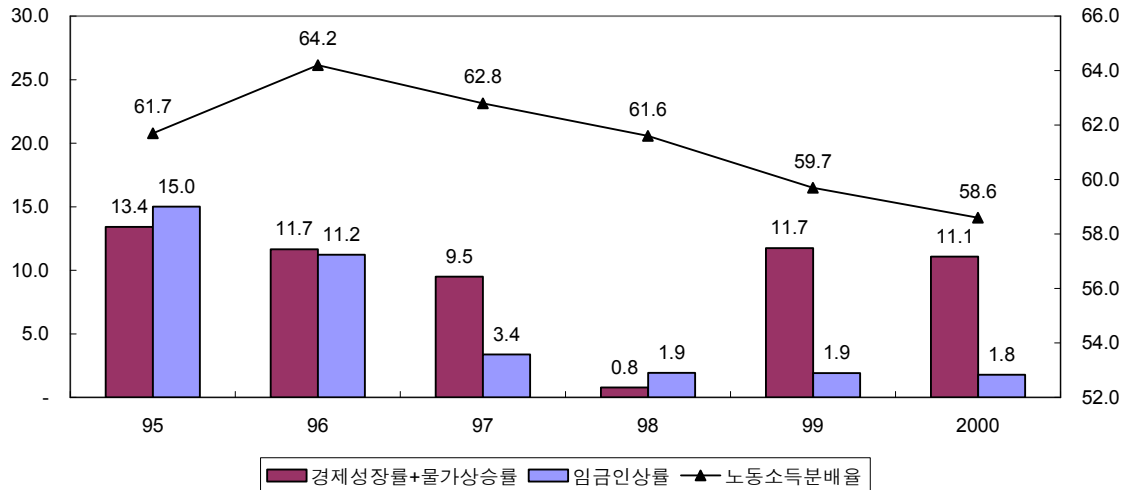
[그림12] 임금수준 추이(단위:천원)



87년부터 96년까지 임금인상은 대체로 ‘경제성장률 + 물가상승률’과 근접하는 수준에서 이루어졌고, 노동자수 증가와 맞물려 노동소득분배율은 개선되었다. 그러나 97년 임금인상률이 ‘경제성장률

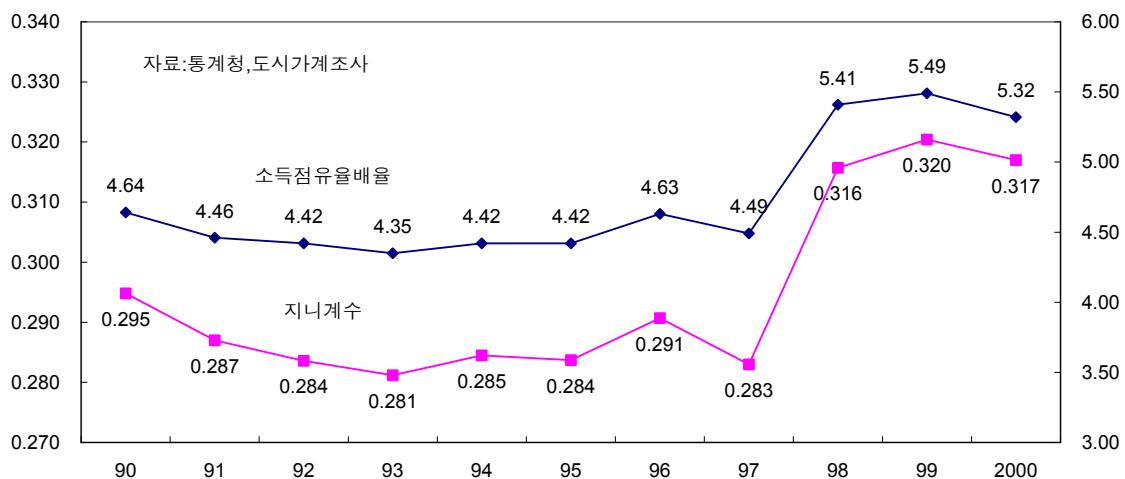
+ 물가상승률'에 6.1% 못 미치고, 98년에는 노동자수가 감소함에 따라, 노동소득분배율은 96년 64.2%를 정점으로 하락했다. 99-2000년에는 노동자수가 다시 증가했음에도, 임금인상률이 '경제성장률 + 물가상승률'에 크게 못 미침에 따라, 노동소득분배율은 더욱 하락했다. ([그림13] 참조)

[그림 13] 노동소득분배율 추이 (단위:%)



비정규직 고용이 확산되면서 노동자들 내부적으로 임금소득불평등도 갈수록 심화되고 있다. 즉 93년 이후 지니계수와 소득점유율배율(5분위 계층 소득점유율 / 1분위 계층 소득점유율)이 계속 증가하고 있다. 특히 98년 이후 비정규직 고용이 급격히 확산되고 임금소득 격차가 확대되면서, 99년 지니계수와 소득점유율배율은 0.329와 5.49로 근래 보기 드문 높은 수준을 기록했고, 2000년에도 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. ([그림14] 참조)

[그림 14] 노동소득분배구조 추이

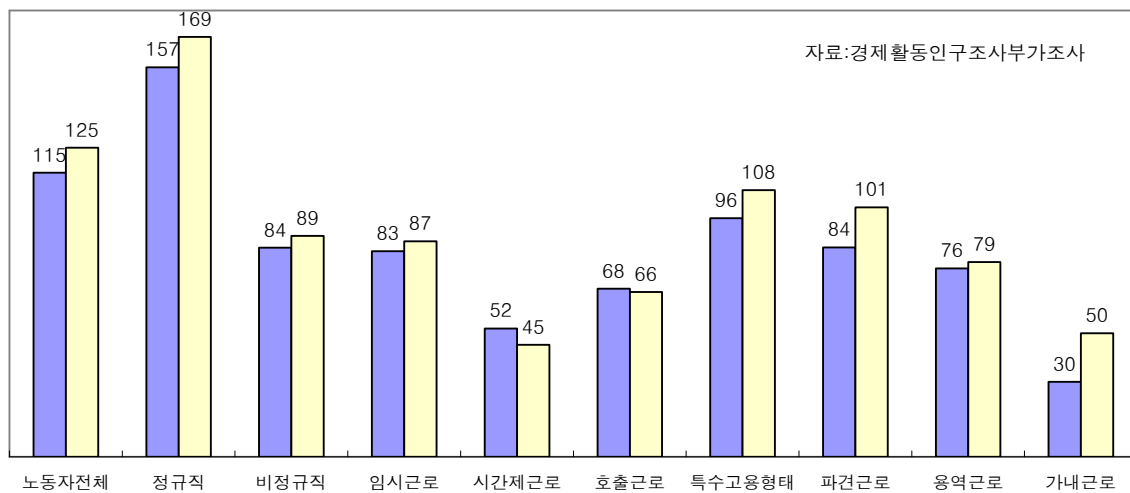


2. 비정규직 임금, 노동시간, 노동복지 등

가. 월평균임금

통계청 ‘경제활동인구조사 부가조사’에 따르면, 정규직은 지난 3개월간 월평균 임금총액이 2000년 8월 157만원에서 2001년 8월 169만원으로 12만원(7.8%) 인상되었고, 비정규직은 84만원에서 89만원으로 5만원(5.6%) 인상되었다. 그 결과 정규직 대비 비정규직의 월평균 임금총액은 53.7%에서 52.6%로 격차가 더 확대되었다.([그림15]와 [표3] 참조)

[그림15] 고용형태별 월임금총액(2000-2001년, 단위:만원)



[표3] 고용형태별 월평균임금 및 인상률 (단위:만원, %)

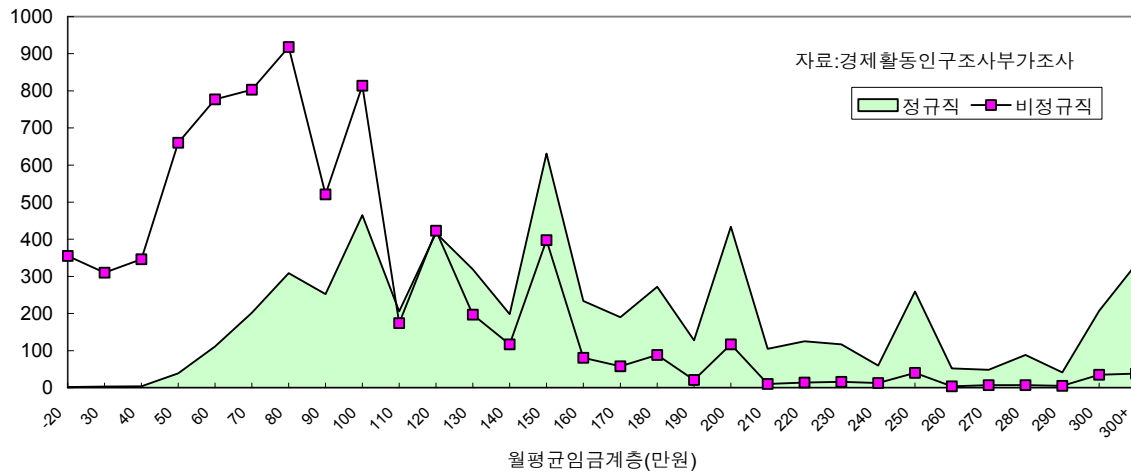
	2000년 월평균임금		2001년 월평균임금		인상률 (%)
	금액 (만원)	비율 (정규직=100)	금액 (만원)	비율 (정규직=100)	
임금노동자	115	72.9	125	73.6	8.7
정규직	157	100.0	169	100.0	7.8
비정규직	84	53.7	89	52.6	5.6
임시근로	83	52.8	87	51.3	4.9
파트타임	52	32.9	45	26.7	-12.7
단기호출근로	68	43.1	66	39.2	-1.9
특수고용	96	61.2	108	63.5	11.8
파견근로	84	53.8	101	59.4	19.1
용역근로	76	48.4	79	46.3	3.3
가내근로	30	19.2	50	29.4	64.8

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2000.8, 2001.8) 원자료

고용형태별 월임금분포를 살펴보면 정규직과 비정규직 사이에 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 월평

균임금 100만원 이하인 사람이 정규직은 139만명(23.7%)인데, 비정규직은 550만명(74.7%)이다. 월평균임금 50만원 이하인 사람이 정규직은 5만명(0.8%)인데, 비정규직은 167만명(22.7%)이다. 비정규직 노동자 4명 가운데 한 명이 월평균 50만원 이하의 형편없이 낮은 임금을 받고 있는 것이다. 더욱이 법정 최저임금액(2001년 8월 421,490원)에도 못 미치는 월평균임금 40만원 이하인 사람만 보더라도 정규직은 9천명(0.2%), 비정규직은 101만명(13.7%)에 이르고 있다.([그림16]과 [표4] 참조)

[그림16] 고용형태별 월임금총액 분포(단위:천명)



[표4] 고용형태별 월평균임금계층별 노동자 분포

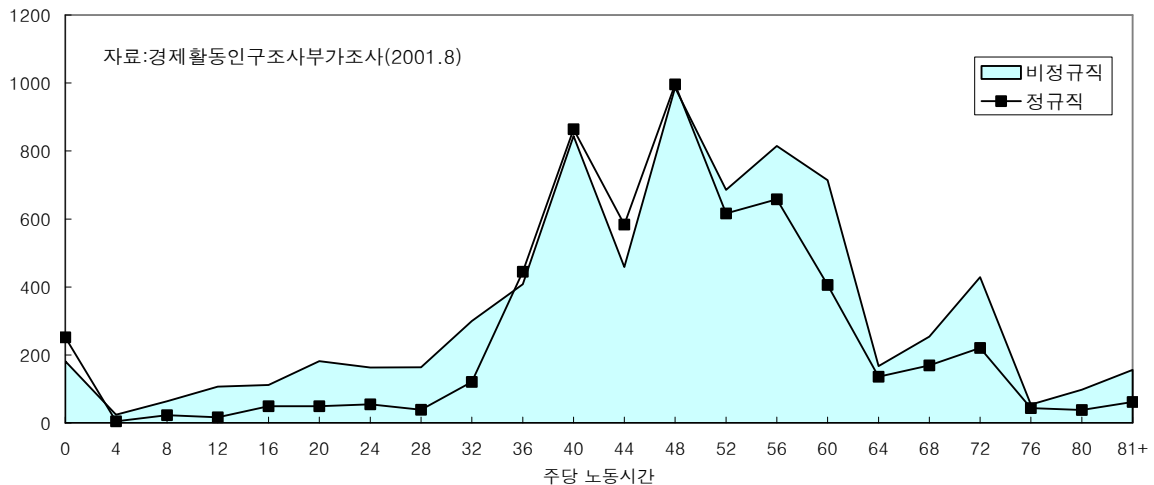
	수(천명)			누적수(천명)			누적분포(%)		
	정규직	비정규직	전체	정규직	비정규직	전체	정규직	비정규직	전체
20만원이하	2	355	357	2	355	357	0.0	4.8	2.7
20-30만원	3	310	313	5	665	670	0.1	9.0	5.1
30-40만원	4	346	350	9	1,011	1,020	0.2	13.7	7.7
40-50만원	39	660	699	48	1,671	1,719	0.8	22.7	13.0
50-60만원	111	777	888	159	2,448	2,607	2.7	33.2	19.7
60-70만원	202	803	1,005	361	3,251	3,612	6.2	44.1	27.3
70-80만원	309	918	1,227	670	4,169	4,839	11.5	56.6	36.6
80-90만원	252	521	773	922	4,690	5,612	15.8	63.7	42.5
90-100만원	465	814	1,279	1,387	5,504	6,891	23.7	74.7	52.1
100만원초과	4,463	1,863	6,326	5,850	7,367	13,217	100.0	100.0	100.0
전체	5,850	7,367	13,217	5,850	7,367	13,217	100.0	100.0	100.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2001.8) 원자료

나. 노동시간

2001년 8월 주당 실노동시간 평균은 비정규직이 46.5시간으로 정규직(45.9시간)보다 0.6시간 길다. 중위값을 기준으로 하더라도 비정규직이 48시간으로 정규직(47시간)보다 1시간 길다. 주 40시간 이하가 정규직은 192만명(32.8%), 비정규직은 255만명(34.6%)이고, 주 57시간 이상이 정규직은 108만명(18.4%), 비정규직은 187만명(25.4%)인데서 알 수 있듯이, 비정규직이 정규직보다 조금 넓게 분포하고 있다. 단시간 노동도 많고 장시간 노동도 많은 것이다. 특히 법정 초과근로 한도를 상회하여 주 57시간 이상 노동하는 사람이 정규직과 비정규직을 포함하여 295만명(22.3%)에 이르고 있는 주목할 필요가 있다. 고용형태별로는 용역근로(50.7시간), 장기임시근로(47.7시간), 파견근로(45.6시간)으로 순으로 노동시간이 길다. ([그림17]과 [표5] 참조)

[그림17] 고용형태별 주당 노동시간 분포(단위:천명)



[표5] 고용형태별 주당 노동시간 평균값과 분포 (단위:시간, %)

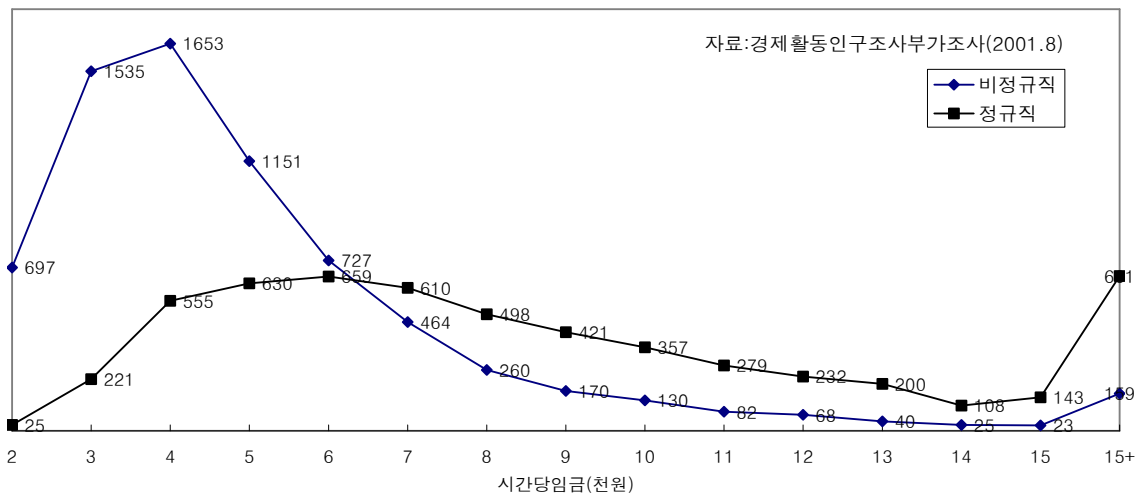
	주노동시간		2001년 노동시간 계층별 분포(%)					
	2000년	2001년	40 이하	41-44	45-48	49-52	53-56	57 이상
임금노동자	47.3	46.2	33.8	7.9	15.0	9.9	11.1	22.3
정규직	47.1	45.9	32.8	10.0	17.0	10.5	11.2	18.4
비정규직	47.5	46.5	34.6	6.2	13.4	9.3	11.1	25.4
임시근로	47.4	46.4	34.8	6.2	13.4	9.1	11.1	25.3
파트타임	32.6	23.5	92.7	1.1	1.7	1.7	0.9	1.8
단기호출근로	41.9	41.6	52.5	3.6	9.5	7.5	8.5	18.4
특수고용	43.5	43.4	41.2	6.5	14.9	11.1	8.3	18.2
파견근로	48.4	45.6	34.4	8.4	14.5	8.4	8.4	26.0
용역근로	52.8	50.7	30.6	5.3	16.6	7.8	7.8	31.9
가내근로	39.7	37.3	60.9	3.9	7.8	7.0	5.8	14.7

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2000.8, 2001.8) 원자료

다. 시간당 임금

비정규직의 시간당 임금 평균은 4,824원으로 정규직(9,315원)의 51.8%밖에 안 된다. 비정규직이 정규직보다 노동시간이 조금 길기 때문에 월평균임금보다 격차가 더 확대된 것이다. 고용형태별 시간당 임금분포를 살펴보면 월평균 임금총액과 마찬가지로 정규직과 비정규직 사이에 뚜렷하게 차이가 난다. 특히 시간당 임금 2천원 이하가 정규직은 2만 5천명(0.4%)인데 비정규직은 69만 7천명(9.7%)이나 된다. ([그림18]과 [표6] 참조)

[그림18] 고용형태별 시간당임금 분포(단위:천명)



[표6] 고용형태별 시간당 임금 및 인상률 (단위:만원, %)

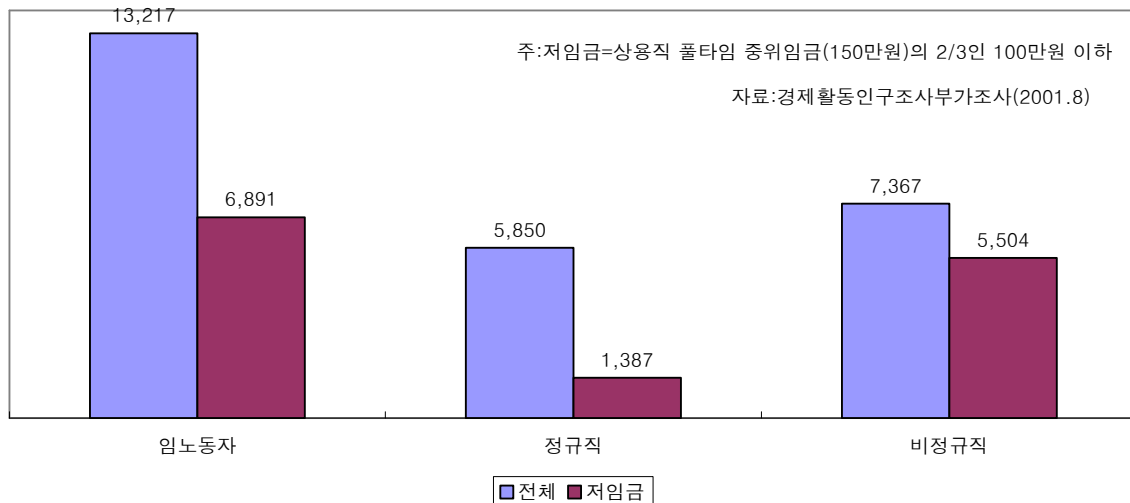
	2000년 시간당 임금		2001년 시간당 임금		인상률 (%)
	금액 (만원)	비율 (정규직=100)	금액 (만원)	비율 (정규직=100)	
임금노동자	6,057	72.1	6,791	72.9	12.1
정규직	8,401	100.0	9,315	100.0	10.9
비정규직	4,427	52.7	4,824	51.8	8.9
임시근로	4,352	51.8	4,667	50.1	7.2
파트타임	4,373	52.1	5,150	55.3	17.8
단기호출근로	4,050	48.2	3,969	42.6	-2.0
특수고용	5,571	66.3	6,391	68.6	14.7
과건근로	4,159	49.5	5,634	60.5	35.5
용역근로	3,596	42.8	4,095	44.0	13.9
가내근로	2,092	24.9	3,502	37.6	67.4

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2000.8, 2001.8) 원자료

라. 저임금 및 법정 최저임금 미만 계층

OECD는 저임금의 지표로 ‘상용직 풀타임 중위임금의 2/3⁹⁾’를 사용하고 있다. 프랑스 등은 이를 기준으로 법정 최저임금을 정하곤 한다. 이에 따라 ‘상용직 풀타임 중위임금(150만원)의 2/3인 ‘월 평균임금 100만원 이하’를 저임금 계층으로 분류하면, 전체 노동자 1,322만명 가운데 절반이 넘는 689만명(52.1%)이 저임금 계층이다. 이들 저임금 계층은 정규직 139만명(23.7%), 비정규직 550만명(74.7%)이다. 정규직은 4명중 1명, 비정규직은 4명중 3명 꼴로 저임금 계층인 것이다. 1년 전인 2000년과 비교할 때 저임금 계층은 612만명(47.2%)에서 77만명 증가했다. 정규직은 106만명(19.6%)에서 33만명 증가했고, 비정규직은 506만명(66.8%)에서 44만명 증가했다. 갈수록 임금소득 불평등도가 확대되고 있는 것이다. ([그림19]와 [표7] 참조)

[그림19] 고용형태별 저임금 노동자 규모(단위:천명)



2000년 9월부터 2001년 8월까지 법정 최저임금은 시간당 1,865원이고, 2001년 9월부터 2002년 8월까지 법정 최저임금은 시간당 2,100원이다. 그러나 2001년 8월 현재 법정 최저임금 1,865원에도 못 미치는 형편없이 낮은 임금을 받는 사람이 55만 7천명이다. 정규직은 1만 4천명이고, 비정규직은 54만 3천명이다. 현행 법상 가내노동자와 감시·단속적 근로자, 장애인·훈련생·실습생이 최저임금 적용대상 제외자임을 감안한다 하더라도, 이것은 현행 법상 최저임금 조차 탈법적으로 적용되지 않는 노동자가 광범하게 존재함을 말해준다. 최저임금법상 시간당 임금이 통상임금 내지 정액급여를 기준으로 하고 여기서 시간당 임금이 임금총액 기준임을 감안하면 더욱 더 그러하다.

9) "---- a definition of low pay that is set equal to two-thirds of the median earnings of full-time, year-round workers"(OECD, 1998 : 51)

[표7] 고용형태별 저임금 및 법정 최저임금 미만 계층 규모 (단위:천명, %)

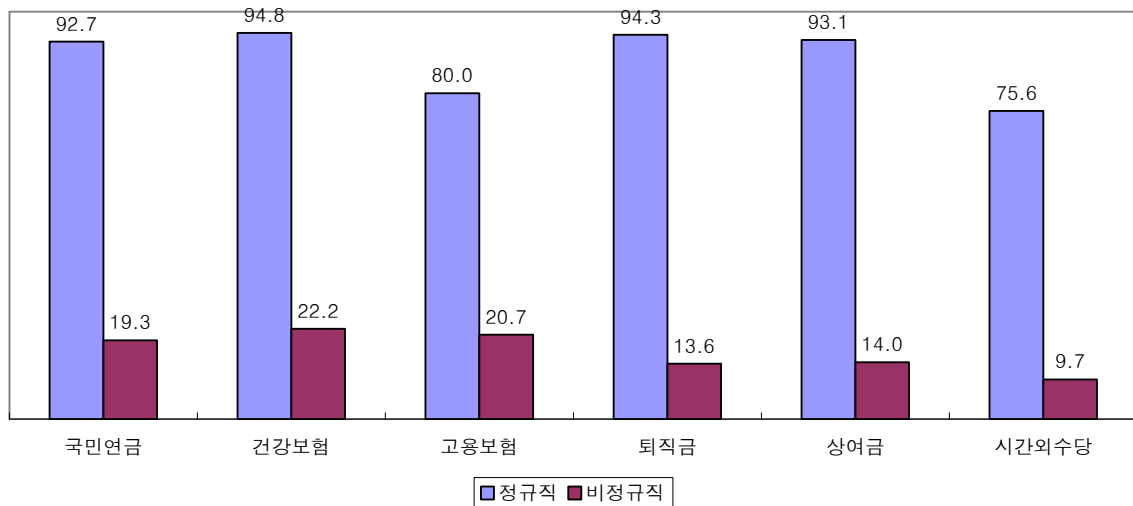
	2000년 저임금 계층 (93만원 이하)		2001년 저임금 계층 (100만원 이하)		2001년 시간당임금 1865원 미만		2001년 시간당 임금 2,100원 미만	
	수	비중	수	비중	수	비중	수	비중
임금노동자	6,119	47.2	6,891	52.1	557	4.2	822	6.2
정규직	1,056	19.6	1,387	23.7	14	0.2	32	0.5
비정규직	5,063	66.8	5,504	74.7	543	7.4	790	10.7
임시근로	4,957	68.1	5,388	76.1	541	7.6	784	11.1
파트타임	910	89.3	831	95.1	142	16.2	170	19.5
단기호출근로	785	74.8	257	84.3	52	17.0	67	22.0
특수고용	357	54.3	483	61.3	41	5.2	57	7.2
과건근로	93	68.4	81	62.3	10	7.7	13	10.0
용역근로	233	75.6	268	84.0	21	6.6	45	14.1
가내근로	250	97.7	232	89.9	115	44.6	129	50.0

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2000.8, 2001.8) 원자료

마. 사회보험 가입 및 노동조건 적용률

현 직장에서 사회보험(국민연금·건강보험·고용보험) 가입률은 정규직은 80~95%인데, 비정규직은 19~22%밖에 안 된다. 정규직은 퇴직금·시간외수당·상여금을 76~94% 적용받지만, 비정규직은 10~14%만 적용받고 있다. ([그림20]과 [표8] 참조)

[그림20] 고용형태별 사회보험 및 노동조건 적용률(단위:%)



[표8] 고용형태별 사회보험 및 노동조건 적용률 (단위: %)

	국민연금	건강보험	고용보험	퇴직금	상여금	시간외수당
임금노동자	51.8	54.3	46.9	49.3	49.0	38.9
정규직	92.7	94.8	80.0	94.3	93.1	75.6
비정규직	19.3	22.2	20.7	13.6	14.0	9.7
임시근로	16.6	19.4	18.3	10.6	11.2	8.0
파트타임	1.0	2.3	1.5	1.5	1.9	1.8
단기호출근로	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.7
특수고용	22.8	24.9	22.2	18.9	19.5	11.4
파견근로	48.5	50.4	48.1	46.2	42.7	26.2
용역근로	46.3	55.2	43.8	35.6	30.6	17.9
가내근로	9.7	10.4	8.5	9.7	10.0	8.5

자료: 경제활동인구조사 부가조사(2001.8) 원자료

IV. 맺는 말 - 요약과 함의

지금까지 비정규직 실태를 중심으로 ‘외환위기 이후 노동자 상태 변화’를 살펴보았다. 분석 결과를 요약하면서 그 함의를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 2001년 8월 비정규직 노동자수는 737만명(임금노동자의 55.7%)으로, 전체 노동자의 절반 이상이 비정규직이다. 특히 비정규직의 96%(708만명)가 임시근로 내지 임시근로를 겸하고 있다는 점에서, 다른 나라에서는 찾아보기 힘든 특징을 보이고 있다. 이것은 현행 근로기준법이 임시근로의 사유와 절차에 관해 아무런 제한을 가하고 있지 않는 등 입법상의 미비에서 비롯된 측면이 큰 바, 최우선적으로 근로기준법을 개정하여 ‘임시근로의 사유와 절차 및 사용기간을 엄격히 제한’하고 근로감독 기능을 강화하는 데서 비정규직 문제 해결의 실마리를 찾아야 함을 말해 준다.

둘째, 80년대 초반까지 임시직 노동자수는 50-110만명에 불과했다. 그러나 83년부터 빠른 속도로 증가해 90년에 300만명을 넘어섰고, 90-93년 정체 상태를 보이다가 94년부터 빠른 증가세로 돌아서 97년 400만명, 2000년 450만명을 넘어섰다. 여기서 80년대 중후반의 임시직 증가는 87년 노동운동이 활성화되기 전에 시작되었고, 90년대 중후반의 임시직 증가는 외환위기 전에 시작되었다는 점에 주목할 필요가 있다. 이것은 80년대 이후 임시직 증가는 노동시장 요인보다는 제도적 요인(정부의 노동시장 유연화 정책, 기업의 노무관리 전략, 노동조합의 조직형태·교섭형태 등)에서 비롯되었다는 해석을 가능케 한다. 이와 관련해서는 앞으로 좀더 심층적인 분석이 필요할 것으로 판단된다.

셋째, 2001년 8월 비정규직 노동자의 월평균임금은 89만원으로, 정규직(169만원)의 절반 밖에 안 된다. OECD 기준에 따르면 전체 노동자 1,322만명 가운데 절반이 넘는 689만명(52.1%)이 저임금 계층으로, 정규직은 4명중 1명, 비정규직은 4명중 3명 꼴로 저임금 계층에 속한다. 1년 전(612만명, 47.2%)과 비교하더라도 77만명(4.9%) 증가했다. 2001년 8월 법정 최저임금 1,865원에 못 미치는 형편없이 낮은 임금을 받는 사람은 56만명이며, 이 가운데 비정규직이 54만명이다. 현 직장에서 사회

보험(국민연금·건강보험·고용보험) 가입률은 정규직은 80~95%인데, 비정규직은 19~22%이다. 정규직은 퇴직금·시간외수당·상여금을 76~94% 적용받는데, 비정규직은 10~14%만 적용받고 있다. 이것은 전태일 열사가 분신한지 30여년이 지났음에도 여전히 전체 노동자의 절반이 노동인권의 사각지대에 방치되고 있음을 의미한다. 앞으로 노동운동은 미조직 노동자 조직화, 산업별 노조로의 조직형태 전환, 산업별 교섭체제 확립 이외에, 법정 최저임금 현실화, 근로기준법 준수 및 개정 운동 또한 당면과제로 추진해 나가야 할 것이다.

<참고문헌>

김유선(2001a), "2000년 노동시장 - 비정규직 임금 2년 연속 하락", 한국노동사회연구소, 『노동사회』 2001년 4월호(통권 제53호).

김유선(2001b), "비정규직 규모와 실태 - 통계청, '경제활동인구조사 부가조사'(2001.8) 결과", 한국노동사회연구소, 『노동사회』 2001년 11월호(통권 제59호).

김유선(2001c), "비정규직 노동자 규모와 실태 - 통계청, '경제활동인구조사 부가조사'(2000.8) 결과", 한국노동사회연구소, 『노동사회』 2001년 6월호(통권 제55호).

안주엽·노용진·박우성·박찬임·이주희·허재준(2001), 『비정규근로의 실태와 정책과제(1)』, 한국노동연구원.

최경수(2001), "비정형근로자 규모의 국제비교", 한국노동경제학회 2001년 학술세미나 자료집 『비정형근로자의 규모와 실태』.

Carre and Joshi(2000), "Looking for Leverage in a Fluid World : Innovative Responses to Temporary and Contracted Work", IRRA, *Nonstandard Work : The Nature and Challenges of Changing Employment Arrangements*, pp.313-339.

Gramm and Schnell(2001), "The Use of Flexible Staffing Arrangements in Core Production Jobs", *Industrial and Labour Relations Review*, Vol.54, No.2, pp.245-258.

Houseman and Osawa(1998), "What is the nature of part-time work in the United States and Japan?", Jacqueline O'Relly and Colette Fagan(eds), *Part-time Prospects.*, pp.232-251.

Kalleberg and Reynolds(2000), "Organizing Size and Flexible Staffing Arrangements in the United States", IRRA, *Nonstandard Work : The Nature and Challenges of Changing Employment Arrangements*, pp.145-165.

OECD(1998), *Employment Outlook 1998*.

제3장 비정규직 취업 결정요인에 대한 연구

- KLI 노동패널(가구조사) 분석을 중심으로 -

비정규직 취업 결정요인에 관한 선행 연구는 대부분 사업체조사를 분석해 왔다. 그러나 사업체조사는 동일한 자료를 분석한 경우에도 노조효과, 기업규모 효과 등에서 상반된 결과를 보고해 왔고, 노동공급 측면을 다룰 수 없다는 점에서 한계가 있다. 이에 비해 가구조사를 분석한 선행 연구는 노동공급 측면에 초점을 맞춘 나머지 노동수요, 노사관계 측면을 분석대상에서 제외하곤 해 왔다. 그러나 KLI 노동패널(가구조사)을 분석한 결과, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 비정규직 취업에 유의미한 영향을 미치고, 노조효과는 일관되게 유의미한 (-) 영향을 미치며, 업체비소속을 분석대상에서 제외하면 기업규모 효과가 유의미하지 않다는 사실을 확인할 수 있었다. 이것은 노동조합은 비정규직 남용을 제어하는 순기능적 고용효과를 가지고, 사용자들은 기업규모에 관계없이 비정규직 사용에 관한 동일한 유인을 가지고 있음을 시사한다.

1. 머리말

1960년대 경제개발 초기 단계에는 노동자 10명 중 6명이 비정규직이었다. 비정규직 규모가 가장 작았던 1980년대 초반에도 노동자 4명 중 1명이 비정규직이었다. 그렇지만 지난 40년 동안 비정규직 문제는 사회적으로 주목받지 못 했다. 통계청 경제활동인구조사에서 임시일용직이 전체 노동자의 절반을 넘어선 1999년 3월에야 비로소 사회적으로 주목을 받기 시작했고, 2002년 12월 대통령 선거 때는 ‘비정규직 남용 규제와 차별 금지’가 노동부문 최대 공약으로 제기되기에 이르렀다.

비정규직 문제가 사회적 관심사로 급부상하자, 국내 연구는 일차적으로 비정규직 규모와 실태를 분석하는데 초점을 맞추어 왔다. 비정규직 규모와 관련해서는 아직까지 논란이 말끔하게 정리되고 있지 않지만, 비정규직 실태와 관련해서는 경제활동인구조사 부가조사 분석 결과 ‘비정규직 임금은 정규직의 절반, 비정규직 10명중 7명이 OECD 기준 저임금 계층, 사회보험 가입률 20%대, 퇴직금·상여금·시간외수당 적용률 10%대’¹⁾ 등 대다수 연구자가 동일한 분석 결과를 제시하고 있다. 이에 따라 ‘비정규직에 대한 차별을 금지하고 적정 수준의 노동조건을 보장해야 한다’는 데 대해서는 사회적 공감대가 형성되는 등 일정한 성과를 거두기도 하였다.

그러나 비정규직이 증가한 원인이나 비정규직 증가가 사회경제적으로 미치는 영향에 대해서는 아직까지 연구가 진척되고 있지 않다. 이것은 다른 나라를 보더라도 마찬가지이다. 물론 최근에는 KLI 사업체패널이 공유되면서 ‘기업의 비정규직 사용 결정요인’을 분

1) 자세한 것은 김유선(2003a) 참조.

석한 연구가 다수 이루어지고는 있다. 그러나 사업체조사는 기업이라는 노동수요 측면에 초점을 맞추어 다양한 변수를 검토할 수 있다는 점에서 장점을 갖지만, 현재의 구조가 형성되기까지 거시 환경의 변화를 설명할 수 없고, 노동공급 측면의 변수를 다룰 수 없다는 점에서 한계가 있다.

더욱이 사업체조사를 분석한 선행 연구들은 기업규모, 노조, 고용변동성, 인건비 등 많은 항목에서 서로 반대되는 결과를 제시하고 있고, 동일한 자료를 분석한 경우에도 전혀 다른 결론을 제시하고 있다. 예컨대 KLI 1차 사업체패널 학술대회에서 동일한 자료를 분석했음에도 ‘이병훈·김동배(2003)는 유의미한 (+), 박우성(2003)은 유의미한 (-), 노용진·원인성(2003)과 김유선(2003b)은 유의미하지 않다’고 노조효과를 달리 보고하고 있다. 또한 Montgomery(1988)는 인건비(기업복지비중)가 파트타임 사용에 미치는 영향을 분석한 결과, ‘종속변수가 파트타임 사용비율일 때는 유의미한 (+), 5% 이상 사용일 때는 유의미한 (-), 10% 이상 사용일 때는 유의미하지 않다’는 신뢰하기 힘든 분석 결과를 제시하고 있다. 이것은 연구 목적과 모형의 설계, 종속변수와 설명변수의 차이 이외에, 사업체조사가 갖는 한계인 표본의 대표성에서 비롯된 측면이 큰 것으로 판단된다.

사실이 이러함에도 지금까지 연구는 대부분 사업체조사를 사용하여 ‘기업의 비정규직 사용 결정요인’을 분석해 왔고, 가구조사를 사용하여 ‘비정규직 취업 결정요인’을 횡단면 분석하거나, 거시지표를 사용하여 ‘비정규직 증가 원인’을 시계열 분석하는 것은 상대적으로 소홀히 해 왔다. 그러나 비정규직 증가 원인을 심층적으로 규명하기 위해서는, 거시변수를 사용하는 시계열 분석과 미시변수를 사용하는 횡단면 분석(가구조사, 사업체조사)을 병행하고 종합할 필요가 있다. 특히 거시변수를 사용하는 시계열 분석은 현 시점에서 결정요인이 어떠한 맥락에서 형성되었고, 장기적으로 전망은 어떠한지, 행위주체가 담당할 역할은 무엇인지에 관한 시사점을 제공할 수 있다는 점에서 장점이 있다.

이 글은 1980년대이래 비정규직이 증가한 원인을 규명하기 위한 작업의 일환으로, 가구조사를 사용하여 ‘비정규직 취업 결정요인’을 횡단면 분석한다. 사업체조사를 사용하여 ‘기업의 비정규직 사용 결정요인’을 횡단면 분석하고, 거시 지표를 사용하여 ‘비정규직 증가 원인’을 시계열 분석하는 것은 별도의 연구과제로 추진한다.¹¹⁾ 이들 연구가 종합될 때 비정규직 증가 원인에 관한 인식은 한층 심화될 수 있을 것이다.

2. 선행 연구와 분석 모형

가구조사 자료를 사용하여 비정규직 취업 결정요인을 횡단면 분석한 연구로는 Belman and Golden(2000), Polivaka *et al.*(2000), 안주엽(2001) 등이 있다. 그러나 이들 연구는 성별혼인, 학력, 연령 등 인적속성의 통계적 유의성을 분석하는데 초점을 맞춘 나머지, Belman and Golden(2000)만 일자리속성을 변수로 사용하고 있을 뿐 다른 연구는 일자리

11) 사업체조사 자료를 사용하여 ‘기업의 비정규직 사용 결정요인’을 분석한 연구 결과는 김유선(2003b), 거시지표를 사용하여 ‘비정규직 증가 원인’을 분석한 연구 결과는 김유선(2003c) 참조 바람.

속성을 변수로 사용하지 않고 있다. 더욱이 노조유무를 변수로 사용하여 노조효과를 분석한 연구는 찾아볼 수 없다. 따라서 가구조사를 사용하여 비정규직 취업 결정요인을 분석할 때 도출 가능한 함의를 충분히 끌어냈다고 볼 수 없다. 이들 선행 연구를 모형과 변수의 설계에 초점을 맞추어 살펴보면 다음과 같다.

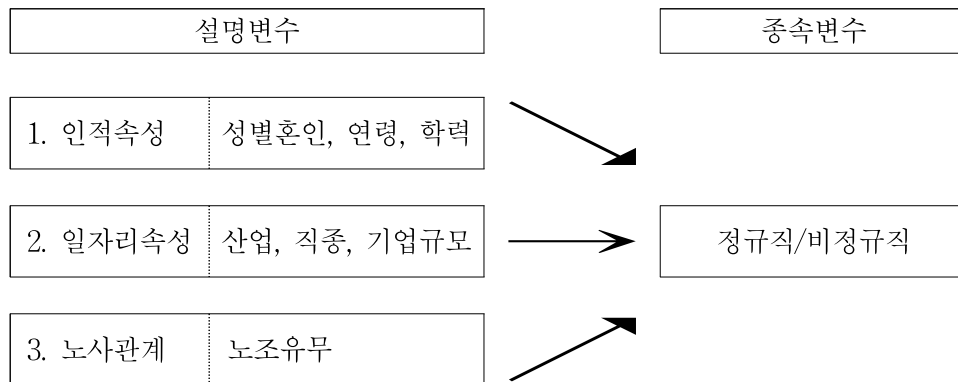
Belman and Golden(2000)은 인적속성(남녀, 연령, 혼인, 학력, 인종)과 일자리속성(산업, 직종, 지역)이 한시근로자일 확률에 미치는 영향을 프라빗 분석한 뒤, ‘학력을 제외한 인적속성과 일자리속성 모두 유의미하다’는 결과를 제시하고 있다. Polivaka *et al.*(2000)은 정규직을 비교기준으로 할 때, 인적속성(남녀, 연령, 혼인, 학력, 인종)이 파견근로, 호출근로, 임시근로, 용역, 독립도급, 파트타임 등으로 취업할 확률에 미치는 영향을 프라빗 분석한 뒤, ‘고용형태 별로 설명변수가 미치는 영향이 다르다’는 결과를 제시하고 있다.

안주엽(2001)은 “비정규근로의 비중이 증가하고 있는 원인은 노동시장의 공급 측면보다는 수요 측면에서 쉽게 찾을 수 있다”면서도 실제 분석에서 노동수요측 변수는 통제하지 않은 채 노동공급 내지 인적자본 변수만 분석하고 있다. 즉 KLI 노동패널 1-2차년도 자료를 사용하여, 남녀, 연령, 혼인, 학력, 가구주 관계, 건강문제, 가구소득, 지역, 신규취업 여부, 전직장 비정규/비임금근로 여부, 취업연도가 자기선언적 비정규직일 확률에 미치는 영향을 프라빗 분석하고 있다. 그러나 다양한 변수를 포함시키는 과정에서 일부 오류가 있는 것으로 보이는데, 예컨대 경제위기 효과의 대위변수로 사용한 취업연도는 근속년수를 의미하고, 정규직/비정규직이 근속년수를 좌우한다는 점을 감안할 때, 취업연도(근속년수)를 설명변수로 사용한 것은 오류라 할 수 있다.

이 글은 현재 취업중인 노동자들을 대상으로, 노동공급, 노동수요, 노사관계 변수가 비정규직으로 취업할 확률에 유의미한 영향을 미치는지를 분석한다. 종속변수는 비정규직 여부, 설명변수는 인적속성(성별혼인, 연령, 학력), 일자리속성(산업, 직종, 기업규모), 노조유무를 사용한다. 인적속성과 일자리속성은 노동공급과 노동수요가 맞물린 결과이지만, 인적속성은 노동공급, 일자리속성은 노동수요가 주로 영향을 미친 것으로 간주하여, 편의상 노동공급과 노동수요로 해석한다.(Belman and Golden, 2000)

계량분석 모형은 이항 로짓 모형(binary logistic model)을 사용한다. 관측 불가능한 잠재 방정식(latent equation)은 $y^* = X\beta + \varepsilon$ 로 표현 가능하며, y^* 는 관측 불가능한 잠재변수, X 는 비정규직 여부에 영향을 미치는 설명변수, β 는 로짓계수, ε 는 오차항을 의미한다. 관측 가능한 이항 변수는 $y=1$ (비정규직) if $y^*>0$, $y=0$ (정규직) if $y^*\leq 0$ 로 정의된다.

[그림1] 분석 모형



3. 자료와 변수

가. 자료

비정규직 취업 결정요인을 분석함에 있어 이용 가능한 가구조사는 통계청의 ‘경제활동인구조사 부가조사’와 노동연구원의 ‘KLI 노동패널’ 두 가지가 있다. 경제활동인구조사 부가조사는 표본이 대표성을 갖는다는 점에서 장점을 갖지만, 기업규모 변수가 잘못 설계되어 있고¹²⁾ 일반에게 공개되지 않는다는 점에서 단점이 있다. 이에 비해 KLI 노동패널은 표본추출 및 조사과정에 편의(bias)가 있어 자료의 대표성에 문제가 있지만,¹³⁾ 다양한 변수를 비교 검토할 수 있다는 점에서 장점이 있다. 따라서 이 글에서는 ‘비정규직 취업 결정요인’이라는 분석 목적에 비추어 각 변수별 특성(비율)에 한정하여 KLI 노동패널(가구조사)을 횡단면 분석한다. 그리고 이러한 분석 결과가 과연 신뢰할만한지를 확인하기 위해 경제활동인구조사 부가조사(2003년 8월)와 임의효과 프라빗 분석결과를 함께 제시한다.

나. 변수

1) 종속변수

12) 통계청의 경제활동인구조사에서 노동자수는 1,366만 명(2001년)인데, 1인 이상 모든 사업체를 대상으로 하는 사업체기초통계조사에서 노동자수는 1,085만 명(2001년)이다. 이것은 우리나라 노동시장에 비공식 부문 내지 업체비소속 노동자들이 280만 명 가량 존재함을 의미한다. 그러나 경제활동인구조사에서 규모 변수는 1,366만 명 모두를 사업체 소속으로 분류하고 있다.

13) KLI 노동패널은 조사 첫 해인 1998년에 가중치 자료를 제공하고 있는데, 가중치(표본추출률과 응답률 고려)를 감안한 임노동자수는 846만명으로 통계청 경제활동인구조사에서 임노동자수(1,219만명)와 상당한 차이가 있다. 이것은 KLI 노동패널이 표본추출 및 조사과정에 상당한 편의가 있음을 의미하는 바, KLI 4차 노동패널을 근거로 우리 나라 비정규직은 31%라는 식으로 규모(분포)를 추계하는 것은 심각한 오류를 범하게 된다.

4차에 걸쳐 실시된 KLI 노동패널에서 비정규직 문항을 살펴보면, 1, 2, 4차 노동패널은 자기선언적 비정규직, 임시일용, 파트타임, 계약근로 4개 문항을 조사했고, 3차 노동패널은 임시일용, 파트타임, 계약근로, 파견근로, 재택근로, 계절근로 6개 문항을 조사했다.

1, 2, 4차 노동패널에서 자기선언적 비정규직 응답 결과를 살펴보면, 임시일용, 파트타임, 계약근로자 가운데 정규직이라고 응답한 사람도 있어 ‘자기선언적 비정규직’을 곧바로 비정규직으로 정의하기는 곤란하다. 3차 노동패널은 파견근로, 재택근로, 계절근로 문항을 추가로 묻고 있어 나름대로 장점을 갖지만, 자기선언적 비정규직, 용역근로, 특수고용형태 등을 묻지 않아 다양한 고용형태를 모두 망라했다고 보기 곤란하다. 그렇지만 다른 대안이 없으므로, 1, 2, 4차 노동패널은 자기선언적 비정규직, 임시일용, 파트타임, 계약근로 4개 문항 가운데 어느 하나에 응답한 사람을 비정규직으로 정의하고, 3차 노동패널은 임시일용, 파트타임, 계약근로, 파견근로, 재택근로, 계절근로 6개 문항 가운데 어느 하나에 응답한 사람을 비정규직으로 정의하여 종속변수로 사용한다.([표1] 참조)

[표1] 연도별 고용형태별 응답자수 (단위: 명)

	1차년도	2차년도	3차년도	4차년도
임노동자	4,012	3,975	3,739	3,846
비정규직 (① +--- +⑦)	1,226	1,374	1,193	1,196
자기선언 비정규직 ①	949	1,190		843
임시일용 ②	771	1,048	851	836
파트타임 ③	478	400	330	318
계약근로 ④	179	226	195	208
파견근로 ⑤			231	
재택근로 ⑥			63	
계절근로 ⑦			268	

2) 설명변수

인적속성은 성별혼인, 연령계층, 학력 3개 변수를 사용하고, 일자리 속성은 산업, 직종, 기업규모 3개 변수를 사용하며, 노사관계는 노조유무 1개 변수를 사용한다. 성별혼인은 미혼남자, 기혼남자, 미혼여자, 기혼여자로 구분하고, 연령계층은 25세미만, 25-54세, 55세 이상으로 구분하며, 학력은 중졸이하, 고졸, 전문대졸, 대졸이상으로 구분한다. 이것은 선행 연구인 Golden(1996), Laird and Williams(1996) 등에 따라, 노동시장에서 취약계층인 기혼여성, 청소년층과 고연령층, 저학력층이 비정규직 여부에 유의미한 영향을 미치는지를 보기 위함이다.

일반적으로 기업규모 변수를 설계할 때는 기업체에 속하지 않는 업체비소속 노동자를 영세업체 소속으로 분류하곤 한다. 통계청 경제활동인구조사가 대표적인 예이다. 그렇지만 적어도 고용형태에 관한 한 업체비소속과 영세업체 노동자들은 그 성격을 뚜렷이 달

리 한다. 업체비소속 노동자들은 원칙적으로 비정규직일 수밖에 없는데 이들을 영세업체 소속으로 분류하면, 영세업체 비정규직 비중이 과대계상되어 ‘5인 미만 사업체 비정규직 비율 91%’(노동부, 2001)라는 엉뚱한 결론을 도출하기 쉽다. 따라서 기업규모 변수는 노동패널에서 기업규모와 기업형태 두 문항을 교차분석하여 ‘업체비소속, 50인미만, 50-99인, 100-299인, 300-999인, 1000인 이상, 정부기관’ 7개 범주로 구분하여 분석한다.¹⁴⁾ 이밖에 산업은 광공업(광업, 제조업), 공공서비스업(공공행정, 교육서비스업, 보건사회복지사업, 운수·창고·통신업, 금융보험업), 민간서비스업(도소매업, 숙박음식점업, 부동산사업서비스업, 기타서비스업, 가사서비스업), 농림어업건설업 4개 범주로 구분하고, 직종은 관리전문직, 사무직, 서비스판매직, 생산직, 단순노무직 5개 범주로 구분하여 분석한다.

4. 실증분석 결과

[표2]에서 (모형1)은 인적속성, (모형2)는 일자리속성, (모형3)은 노조유무, (모형4)는 인적속성과 일자리속성을 설명변수로 한 모형이고, (모형5)는 (모형4)에 노조유무를 추가한 모형이다. 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다.

첫째, 모형 카이제곱 값이 (모형1)은 356.40^{***}, (모형2)는 717.95^{***}, (모형3)은 153.23^{***}으로 인적속성, 일자리속성, 노조유무 모두 유의미하다. (모형5)에서 이들 변수 모두 통계적으로 유의미하다. 따라서 노동공급과 노동수요 등 노동시장 이외에 노사관계도 비정규직 취업 결정요인으로 작용하고 있음을 확인할 수 있다. 이것은 인적자본론에 입각한 교육훈련 등 인적자원 개발만으로는 비정규직 문제를 해결할 수 없음을 시사한다.

둘째, 노조유무는 계수값이 -0.72^{***}로, 노조가 있는 기업에서 비정규직을 사용할 확률이 유의미하게 낮다. 이것은 노동조합이 없는 곳에서는 비정규직을 사용하고자 할 때 사용자가 일방적으로 결정하면 되지만, 노동조합이 있는 기업에서는 노동조합의 목적과 충돌하기 때문에 노동조합의 저항을 최소화하는 수준에서 비정규직을 사용하기 때문인 것으로 해석된다. 또한 우리나라에서 비정규직의 과도한 남용은 분단노동시장 이외에 낮은 노동조합 조직률에서 비롯된 것이며, 노동조합은 비정규직 남용을 제어하는 순기능적 고용효과를 가지고 있다는 해석을 가능케 한다.

셋째, 노조유무를 추가하지 않은 (모형4)는 업체비소속과 50인미만 영세기업에서 비정규직 확률이 유의미하게 높다. 그러나 노조유무를 추가한 (모형5)는 업체비소속만 유의미하게 높을 뿐, 업체소속 노동자들 사이에 규모별로 유의미한 차이가 없다. 이것은 영세업체에서 비정규직 비중이 높은 것은 인적속성(성별혼인, 연령, 학력), 일자리속성(산업, 직

14) KLI 노동패널에서 기업규모 변수를 살펴보면 업체비소속과 정부기관은 대부분 무응답 처리되고 있다. 따라서 기업규모 변수에서 무응답 처리된 사람들 가운데 기업형태 변수에서 업체비소속과 정부기관 소속으로 응답한 사람을 재분류하여, 기업규모 변수를 ‘업체비소속, 50인 미만, 50-99인, 100-299인, 300-999인, 1000인 이상, 정부기관’으로 재설계했다. 통상적인 방식에 따라 기업규모 변수를 ‘50인 미만, 50-99인, 100-299인, 300-999인, 1000인 이상’으로 분류하고, 업체비소속과 정부기관을 별도의 더미변수로 처리하는 것이 바람직하다는 논평도 있었으나, 이 때는 기업규모 변수에서 무응답 처리된 업체비소속과 정부기관 소속 응답자 모두 분석대상에서 제외되는 결과가 초래된다.

중), 노조유무 등이 맞물린 결과로서, 이들 변수를 통제하면 기업규모에 관계없이 사용자들이 비정규직 사용에 대해 동일한 유인을 갖고 있음을 시사한다. 또한 현행 기업별 노동조합 체계를 넘어서서 산업, 지역, 고용형태 등 다양한 형태의 초기업적 노동조합을 조직할 때만이 영세업체에서도 비정규직의 과도한 남용을 제어할 수 있음을 말해준다.

[표 2] 비정규직 결정요인 로짓분석 결과 (4차년도, 종속변수 : 비정규직)

변수		모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
인적 속성	성별혼인	***			***	***
	미혼남자	0.24 (0.13)			0.23 (0.15)	0.19 (0.15)
	미혼여자	0.03 (0.17)			0.48 (0.19) **	0.46 (0.19) *
	기혼여자	0.75 (0.10) ***			1.10 (0.11) ***	1.03 (0.11) ***
	연령계층	***			***	***
	25세미만	0.66 (0.16) ***			0.75 (0.17) ***	0.74 (0.17) ***
	55세이상	0.88 (0.14) ***			0.49 (0.17) **	0.48 (0.17) **
	학력	***			***	**
	고졸	-0.63 (0.10) ***			-0.24 (0.11) *	-0.25 (0.11) *
	전문대졸	-1.44 (0.17) ***			-0.77 (0.19) ***	-0.75 (0.19) ***
	대졸이상	-1.35 (0.13) ***			-0.45 (0.17) **	-0.42 (0.17) *
일 자리 속성	대산업		***		***	***
	공공서비스업		0.57 (0.14) ***		0.72 (0.15) ***	0.76 (0.15) ***
	민간서비스업		0.53 (0.14) ***		0.69 (0.15) ***	0.67 (0.15) ***
	농림어업건설업		1.59 (0.15) ***		2.00 (0.16) ***	1.96 (0.16) ***
	대직종		***		***	***
	관리전문직		-0.74 (0.13) ***		-0.75 (0.16) ***	-0.81 (0.16) ***
	사무직		-1.25 (0.17) ***		-1.42 (0.18) ***	-1.43 (0.19) ***
	서비스판매직		0.34 (0.15) *		-0.03 (0.16)	-0.08 (0.16)
	단순노무직		0.77 (0.14) ***		0.48 (0.15) **	0.41 (0.15) **
	기업체규모		***		***	***
	업체비소속		3.29 (0.34) ***		2.99 (0.35) ***	2.80 (0.35) ***
	50인미만		0.67 (0.18) ***		0.55 (0.18) **	0.33 (0.19)
	50-99인		0.29 (0.23)		0.31 (0.23)	0.16 (0.24)
	300-999인		0.29 (0.25)		0.31 (0.26)	0.38 (0.26)
	1천인이상		0.30 (0.21)		0.29 (0.22)	0.36 (0.22)
	정부기관		-0.01 (0.24)		0.14 (0.25)	0.02 (0.25)
노사	노조유무			-1.39 (0.13) ***		-0.72 (0.16) ***
	상수	-0.63 (0.09) ***	-1.85 (0.18) ***	-0.68 (0.04) ***	-2.10 (0.21) ***	-1.79 (0.22) ***
N		3485	3485	3485	3485	3485
모델 χ^2 (자유도)		356.40*** (8)	717.95*** (13)	153.23*** (1)	887.53*** (21)	910.18*** (22)
-2 LL		3860.75	3499.19	4063.91	3329.61	3306.96
Nagelkerke R^2		0.14	0.27	0.06	0.32	0.33

주 : ()안은 표준오차. *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 Wald Test 결과 유의미.

넷째, 사업체조사를 사용하여 ‘기업의 비정규직 사용 결정요인’을 분석한 선행 연구에서 노조효과는 연구자에 따라 (+), (-) 등 상반된 결과를 제시하고 있다. 따라서 표본을 업체 소속, 50인 이상 등으로 제한하더라도, 가구조사에서 노조효과가 여전히 유의미한 (-)인지 검토할 필요가 있다. [표3]에서 (모형6)은 업체소속으로 대상을 제한했을 때 분석 결과이고, (모형7)은 50인 이상으로 대상을 제한했을 때 분석 결과이다. (모형6)에서 노조유무의 계수값은 -0.69^{***} 이고, (모형7)에서 노조유무의 계수값은 -0.74^{***} 이다. 따라서 사업체조사와 달리 가구조사에서 노조효과는 일관되게 유의미한 (-)임을 확인할 수 있다.

다섯째, (모형8)은 (모형5)에서 기업규모 변수를 제거하고 분석한 결과이고, (모형9)는 경제활동인구조사 부가조사(2003년 8월)를 분석한 결과이다. (모형5)와 (모형8)은 각 변수의 통계적 유의성과 계수값이 사실상 동일하지만, (모형9)는 부분적으로 차이가 난다. 그러나 KLI 노동패널은 ‘전문대졸 < 대졸이상 < 고졸 < 중졸이하’, ‘광공업 < 공공서비스업, 민간서비스업 < 농림어업건설업’, ‘사무직 < 관리전문직 < 생산직, 서비스판매직 < 단순노무직’ 순으로 비정규직 확률이 높지만, 경제활동인구조사 부가조사는 ‘대졸이상 < 전문대졸 < 고졸 < 중졸이하’, ‘광공업 < 공공서비스업 < 민간서비스업 < 농림어업건설업’, ‘사무직 < 관리전문직 < 생산직 < 서비스판매직 < 단순노무직’ 순으로 비정규직 확률이 높다는 점을 제외하면 뚜렷한 차이는 발견되지 않는다. 이것은 KLI 노동패널 분석을 통해 도출 가능한 함의는 경제활동인구조사 부가조사에서도 뒷받침되지만, 학력, 직종, 산업 등 각 변수 내 차이를 검토할 때는 신중을 기할 필요가 있음을 시사한다.

[표 3] 비정규직 결정요인 로짓분석 결과 (종속변수 : 비정규직)

변수		KLI 노동패널 4차년도				경찰부가(03년)
		모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
인적 속성	성별혼인	***	***	***	***	***
	미혼남자	0.19 (0.15)	0.17 (0.15)	0.47 (0.27)	0.23 (0.15)	0.66 (0.07) ***
	미혼여자	0.46 (0.19) *	0.44 (0.19) *	0.66 (0.31) *	0.50 (0.18) **	1.12 (0.08) ***
	기혼여자	1.03 (0.11) ***	1.04 (0.12) ***	0.86 (0.19) ***	1.10 (0.11) ***	1.31 (0.06) ***
	연령계층	***	***	**	***	***
	25세미만	0.74 (0.17) ***	0.74 (0.17) ***	0.94 (0.31) **	0.80 (0.16) ***	0.64 (0.08) ***
	55세이상	0.48 (0.17) **	0.48 (0.17) **	0.86 (0.30) **	0.51 (0.16) ***	0.65 (0.09) ***
	학력	**	**	**	**	**
	고졸	-0.25 (0.11) *	-0.23 (0.11) *	-0.46 (0.22) *	-0.26 (0.11) *	-0.39 (0.07) *
	전문대졸	-0.75 (0.19) ***	-0.74 (0.19) ***	-0.92 (0.32) **	-0.84 (0.19) ***	-0.87 (0.09) ***
	대졸이상	-0.42 (0.17) *	-0.39 (0.17) *	-0.54 (0.28)	-0.54 (0.17) ***	-1.02 (0.09) ***
일 자리 속성	대산업	***	***	***	***	***
	공공서비스업	0.76 (0.15) ***	0.76 (0.15) ***	0.99 (0.24) ***	0.78 (0.14) ***	0.58 (0.06) ***
	민간서비스업	0.67 (0.15) ***	0.68 (0.15) ***	1.24 (0.26) ***	0.77 (0.14) ***	1.37 (0.07) ***
	농어업건설업	1.96 (0.16) ***	1.93 (0.16) ***	1.53 (0.34) ***	2.22 (0.16) ***	2.01 (0.09) ***
	대직종	***	***	***	***	***
	관리전문직	-0.81 (0.16) ***	-0.82 (0.16) ***	-0.44 (0.26)	-0.77 (0.16) ***	-0.68 (0.08) ***
	사무직	-1.43 (0.19) ***	-1.43 (0.19) ***	-0.90 (0.28) **	-1.47 (0.18) ***	-1.29 (0.07) ***
	서비스판매직	-0.08 (0.16)	-0.05 (0.16)	0.09 (0.30)	-0.13 (0.16)	0.55 (0.09) ***
	단순노무직	0.41 (0.15) **	0.45 (0.15) **	0.87 (0.28) **	0.49 (0.15) ***	0.77 (0.08) ***
	기업체규모	***				
	업체비소속	2.80 (0.35) ***				
50인미만	0.33 (0.19)	0.33 (0.19)				
50-99인	0.16 (0.24)	0.16 (0.24)	0.14 (0.24)			
300-999인	0.38 (0.26)	0.37 (0.26)	0.27 (0.26)			
1천인이상	0.36 (0.22)	0.35 (0.22)	0.23 (0.23)			
정부기관	0.02 (0.25)	0.01 (0.25)	-0.18 (0.27)			
노사	노조유무	-0.72 (0.16) ***	-0.69 (0.16) ***	-0.74 (0.18) ***	-0.79 (0.14) ***	-1.23 (0.06) ***
상수		-1.79 (0.22) ***	-1.81 (0.22) ***	-2.10 (0.29) ***	-1.50 (0.13) ***	-0.28 (0.08) ***
N		3485	3332	1508	3485	26457
모델 χ^2 (자유도)		910.18***(22)	628.12***(21)	233.94***(20)	796.62***(16)	6143.35***(16)
-2LL		3306.96	3225.20	1205.50	3420.52	13303.82
Nagelkerke R ²		0.33	0.25	0.23	0.29	0.47

주 : [표2]와 동일.

여섯째, [표4]에서 1-3차 노동패널 분석 결과를 살펴보면 모든 설명변수가 유의미하고, 계수 값이 4차 패널과 동일한 함의를 내포하고 있다. 다만 2차 노동패널에서 50인 미만 영세기업과 1000인 이상 대기업이 유의미하게 높고, 100-299인을 기준으로 U자형을 그리고 있는 점이 특징적이다. 이것은 영세기업 뿐만 아니라 대기업에서도 비정규직을 사용할 유인이 클 가능성을 시사하는데, 4차 노동패널도 통계적 유의성은 없지만 동일한 특징을 보이고 있다. 이밖에 임의효과 프라빗 모형(random effect probit model)을 사용하여 2개 년도 이상 응답한 3,998명을 대상으로 분석하더라도 동일한 결과를 보여주고 있다.

[표 4] 연도별 분석 결과 (1-3차년도, 임의효과 프라빗, 종속변수 : 비정규직)

변수		1차패널(98년)	2차패널(99년)	3차패널(2000년)	임의효과프라빗
인적 속성	성별혼인	***	***	***	***
	미혼남자	0.39 (0.14) **	0.63 (0.14) ***	0.19 (0.14)	0.27 (0.10) **
	미혼여자	0.66 (0.18) ***	0.63 (0.18) ***	0.21 (0.19)	0.53 (0.12) ***
	기혼여자	0.97 (0.12) ***	1.10 (0.11) ***	0.87 (0.12) ***	0.95 (0.09) ***
	연령계층	**	***	***	***
	25세미만	0.32 (0.16) *	0.61 (0.15) ***	0.68 (0.17) ***	0.23 (0.10) *
	55세이상	0.43 (0.17) *	0.14 (0.17)	0.76 (0.16) ***	0.51 (0.11) ***
	학력	***	***	**	***
	고졸	-0.38 (0.11) ***	-0.39 (0.11) ***	-0.26 (0.11) *	-0.41 (0.09) ***
	전문대졸	-0.98 (0.21) ***	-1.54 (0.22) ***	-0.60 (0.19) **	-0.98 (0.14) ***
	대졸이상	-0.78 (0.17) ***	-0.76 (0.17) ***	-0.60 (0.17) ***	-0.92 (0.12) ***
일 자리 속성	대산업	***	***	***	***
	공공서비스업	0.88 (0.14) ***	0.89 (0.15) ***	0.66 (0.15) ***	0.71 (0.08) ***
	민간서비스업	0.41 (0.13) **	0.80 (0.15) ***	0.72 (0.15) ***	0.63 (0.08) ***
	농어업건설업	1.12 (0.18) ***	1.74 (0.16) ***	2.01 (0.16) ***	1.69 (0.09) ***
	대직종	***	***	***	***
	관리전문직	-0.46 (0.16) **	-0.34 (0.16) *	-0.52 (0.16) **	-0.44 (0.09) ***
	사무직	-1.24 (0.18) ***	-1.11 (0.18) ***	-0.83 (0.17) ***	-1.00 (0.10) ***
	서비스판매직	0.06 (0.17)	0.02 (0.16)	-0.21 (0.17)	-0.17 (0.10)
	단순노무직	0.15 (0.13)	0.90 (0.15) ***	0.42 (0.15) **	0.37 (0.08) ***
	기업체규모	***	***	***	***
	업체비소속	5.23 (0.72) ***	4.76 (0.61) ***	2.40 (0.36) ***	2.63 (0.17) ***
	50인미만	0.25 (0.17)	0.51 (0.18) **	-0.03 (0.18)	0.26 (0.09) **
	50-99인	0.11 (0.22)	0.20 (0.24)	-0.14 (0.22)	0.14 (0.11)
	300-999인	-0.13 (0.24)	0.28 (0.26)	-0.13 (0.25)	0.07 (0.12)
	1천인이상	0.11 (0.20)	0.62 (0.21) **	0.13 (0.20)	0.16 (0.10)
	정부기관	-0.39 (0.23)	0.30 (0.23)	-0.17 (0.23)	0.03 (0.13)
노사	노조유무	-0.45 (0.14) ***	-0.78 (0.15) ***	-0.58 (0.14) ***	-0.38 (0.07) ***
	상수	-1.47 (0.21) ***	-1.99 (0.21) ***	-1.43 (0.21) ***	-1.59 (0.12) ***
rho					0.70 (0.01) ***
N		3632(2570/1062)	3634(2450/1184)	3349(2324/1025)	3998
모델 χ^2 (자유도)		1088.93*** (22)	1187.24*** (22)	784.11*** (22)	1576.31***
-2 LL		3300.62	3400.12	3341.28	9576.27
Nagelkerke R ²		0.37	0.39	0.29	

주 : [표2]와 동일.

5. 맺는 말

지금까지 분석에 기초하여 이 글의 성과와 한계를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 비정규직 취업 결정요인에 관한 선행 연구는 대부분 사업체조사를 분석해 왔다. 그러나 사업체조사는 노동공급 측면을 다룰 수 없다는 점에서 한계가 있다. 이에 비해 가구조사는 노동공급, 노동수요, 노사관계 측면을 종합적으로 검토할 수 있다는 점에서 장점을 갖지만, 선행 연구들은 이러한 장점을 살리지 못한 채 주로 노동공급 측면만 분석해 왔다. 그러나 가구조사를 분석한 결과, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 비정규직 취업에 유의미한

영향을 미치고 있다. 이 점은 거시지표를 사용한 시계열 분석에서도 확인된다.(김유선, 2003c)

둘째, 사업체조사를 분석한 선행 연구들은 심지어 동일한 자료를 분석한 경우에도, 노조효과와 관련하여 상반된 결과를 보고해 왔다. 이것은 연구 목적과 모형의 설계, 종속변수와 설명변수의 차이 이외에, 사업체 조사가 갖는 한계인 표본의 대표성과 불안정성에서 비롯된 측면이 큰 것으로 판단된다. 그러나 가구조사를 분석한 결과, 노조효과는 비정규직 고용에 일관되게 유의미한 (-) 영향을 미치고 있다. 이 점은 거시지표를 사용한 시계열 분석에서도 확인된다. 따라서 앞으로 노동시장을 분석할 때는 가구조사를 사용한 횡단면 분석과 거시지표를 사용한 시계열 분석에 초점을 맞추어 필요가 있고, 사업체조사 결과는 표본의 성격 등에 비추어 제한적으로 해석할 필요가 있다.

셋째, 사업체조사를 분석한 선행 연구들은 기업규모 효과와 관련해서도 상반된 결과를 보고해 왔다. Davis-Blake and Uzzi(1993)는 대기업일수록 관료제가 발달되어 있고, 종업원들의 안정과 몰입을 필요로 하며, 수요가 변화해도 노동자들을 재배치할 여지가 많기 때문에, 사업체 규모와 임시직 사용 사이에 (-) 상관관계가 있다고 주장한다. Mangum, Mayall and Nelson(1985)은 대기업일수록 합리적 고용시스템을 갖고 있어 효율적으로 사용할 수 있기 때문에, 파견근로, 호출근로, 계약근로를 더 많이 사용한다고 주장한다. 그러나 가구조사를 분석한 결과, 업체소속으로 분석대상을 한정하면 기업규모별로 유의미한 차이가 없다. 또한 KLI 사업체 패널을 분석한 결과, 모든 사업체를 대상으로 할 때는 대기업에서 비정규직 사용비율이 높지만, 비정규직 사용 사업체로 대상을 한정하면 중소기업에서 비정규직 사용비율이 높다는 사실을 확인할 수 있었다.(김유선, 2003b) 따라서 사업체조사를 분석한 선행 연구에서 상반된 결과는 분석 대상 표본의 차이에서 비롯된 측면이 큰 것으로 판단되는 바, 사업체조사 결과를 해석할 때는 신중한 접근이 요구된다.

끝으로 이 글에서 분석결과는 표본의 대표성에 제약이 있는 KLI 노동패널을 분석했다는 점에서 잠정적일 수밖에 없다. 이러한 한계는 통계청이 경제활동인구조사 부가조사를 실시하면서, 업체소속과 업체비소속을 구분하여 기업규모 변수를 조사하면 극복 가능할 것으로 보인다.

주요어

비정규직, 노동공급, 노동수요, 노사관계, 노조유무, 로짓모형, 임의효과프라빗모형

참고문헌

- 김유선. 2003a. “비정규직 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2003.8) 결과”. 『노동사회』 82호: 24-50.
- 김유선. 2003b. “기업의 비정규직 사용 결정요인”. 『노동정책연구』 제3권 제3호: 27-47.
- 김유선. 2003c. “비정규직 증가 원인”. 『사회경제평론』 제21권: 289-326.

- 노동부. 2001. “비정규직 실태분석 : ‘01.8월 『경제활동인구조사』 부가조사’”.
- 노용진 · 원인성. 2003. “비정규직 활용의 결정요인 : 내부노동시장과의 연관성을 중심으로”. 제1회 사업체패널 학술대회 발표문.
- 박우성. 2003. “노동조합과 비정규직의 활용 : 실증분석과 시사점”. 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』 : 33-46.
- 안주엽. 2001. “정규근로와 비정규근로의 임금격차.” 『노동경제논집』 24권 1호 : 67-96.
- 이병훈 · 김동배. 2003. “비정규인력 활용에 대한 노조효과”. 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』 : 47-66.
- 한국노동연구원, KLI 노동패널 1-4차년도 자료.
- Belman, Dale and Lonnie Golden. 2000. "Nonstandard and Contingent Employment : Contrasts by Job Type, Industry, and Occupation." Pp. 167-212 in *Nonstandard Work : The Nature and Challaneges of Changing Employment Arrangements*, edit Francoise Carre, Marianne A. Ferber, Lonnie Golden, and Stephen A. Herzenberg. Industrial Relations Research Association.
- Davis-Brake, Alison and Brian Uzzi. 1993. "Determinants of Employment Externalization : A Study of Temporary Workers and Independent Contractors." *Administrative Science Quarterly* 38:195-223.
- Golden, Lonnie. 1996. "The Expansion of Temporary Help Employment in the US, 1982-1992 : a Test of Alternative Economic Explanations." *Applied Economics* 28:1127-41.
- Laird, Karylee and Nicolas Williams. 1996. "Employment Growth in the Temporary Help Supply Industry." *Journal of Labor Research* XVII(4):663-81.
- Mangum, Garth, Donald Mayall, and Kristin Nelson. 1985. "The Temporary Help Industry : a Response to the Dual Internal Labor Market." *Industrial and Labor Relations Review* 38(4):599-611.
- Montgomery, Mark. 1988. "On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers." *The Review of Economics and Statistics* 70(1):112-17.
- Polivaka, Anne E., Sharon R. Cohany, and Steven Hipple. 2000. "Definition, Composition, and Economic Consequences of the Nonstandard Workforce." Pp. 41-94 in *Nonstandard Work : The Nature and Challaneges of Changing Employment Arrangements*, edit Francoise Carre, Marianne A. Ferber, Lonnie Golden, and Stephen A. Herzenberg. Industrial Relations Research Association.

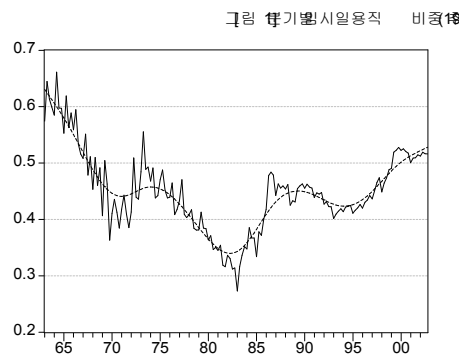
제4장 기업의 비정규직 사용 결정요인

KLI 사업체패널 자료를 사용하여 기업의 비정규직 사용 결정요인을 분석한 결과, 통제변수로 사용한 기업속성과, 노동수요(인력부족률), 기업전략(인사관리전략, 조직전략)만 유의미하고, 시장환경 변화(경쟁격화, 수요증가)와 고용변동성(경기순환변동, 계절변동)은 유의미하지 않다. 횡단면 분석(사업체조사)을 통해 검증 가능한 3개 가설 가운데 경제환경 변화, 정규직 보호 가설은 기각되고, 기업의 인사관리전략 변화 가설만 지지된다. 이밖에 기업규모와 노조효과는 분석모형과 분석대상 표본에 따라 상반된 결론이 도출되는 바, 사업체조사 자료를 분석할 때는 신중한 접근이 요구된다.

주요어 : 비정규직, 인사관리전략, 프라빗 모델, 토빗 모델

I. 머리말

1960년대 경제개발 초기 단계에는 노동자 10명 중 6명이 비정규직이었다. 1960~70년대에는 비정규직 비중이 계속 감소해 1980년대 초반에는 노동자 4명 중 1명 꼴로 비정규직이었다. 그러나 1982년 2사분기를 저점으로 가파른 증가세로 돌아서 1986년에는 50%선에 육박했고, 1987년 노동자대투쟁 이후 감소하다가 김영삼 정부 때 노동시장 유연화 정책이 추진되면서 다시 증가세로 돌아서, 외환위기를 거친 뒤인 1999년 3월 이후 전체 노동자의 절반을 넘어서고 있다. ([그림1] 참조)



이처럼 임시일용직 등 비정규직이 1980년대 초중반과 1990년대 중반 이후 두 차례에 걸쳐 빠른 속도로

증가했음에도 그동안 비정규직 문제는 사회적 관심사가 되지 않았다. 통계청 경제활동인구조사에서 임시일용직 비중이 전체 노동자의 절반을 넘어서 1999년 3월에야 비로소 사회적으로 주목받기 시작했고, 2002년 12월 대통령 선거 때는 ‘비정규직 남용 규제와 차별 금지’가 노동부문 최대 공약으로 제기되기에 이르렀다.

비정규직 문제가 사회적 관심사로 급부상하자, 국내 연구는 일차적으로 비정규직 규모와 실태를 분석하는데 초점을 맞추어 왔다. 비정규직 규모와 관련해서는 아직까지 논란이 말끔하게 정리되고 있지 않지만, 비정규직 실태와 관련해서는 경제활동인구조사 부가조사 분석결과 ‘비정규직 임금은 정규직의 절반, 비정규직 10명중 7명이 저임금 계층, 사회보험 가입률 20%대, 퇴직금·상여금·시간외수당 적용률 10%대’¹⁵⁾ 등 대다수 연구자가 동일한 분석결과를 제시하고 있다. 이에 따라 ‘비정규직에 대한 차별을 금지하고 적정 수준의 노동조건을 보장해야 한다’는데 대해서는 사회적 공감대가 형성되는 등 일정한 성과를 거두기도 하였다.

그러나 아직까지 비정규직이 증가한 원인이나 비정규직 증가가 사회경제적으로 미치는 영향에 관해서는 연구가 진척되고 있지 않다. 이것은 다른 나라를 보더라도 마찬가지이다. 더욱이 국내에서는 ‘1990년대 중반 특히 외환위기 직후 비정규직이 급증’한 사실만 주로 인지(認知)된 나머지, ‘비정규직 증가는 경제환경 변화에 따른 불가피한 현상이다. 시장에서 발생한 문제이니 시장에 맡겨야 한다. 정부가 개입하면 예기치 않은 부작용을 초래할 수 있다’ 등의 경제 결정론과 시장 만능론이 영향력을 발휘하고 있고, 그만큼 문제 해결을 더디게 하고 있다.

II. 가설

지금까지 비정규직 증가 원인과 관련해서 간헐적으로 제기되어 온 가설들을 노동시장(노동공급, 노동수요)과 행위주체(기업전략, 노사관계) 요인으로 구분하여 유형화하면 다음과 같다. 첫째, 노동공급 측면에 주목하는 ‘노동력의 인적구성 변화’ 가설이다. 기혼여성의 경제활동참가율이 증가하고, 청소년과 고령자의 노동시장 진입이 증가하면서, 임시직 등 비정규직을 선호하는 방향으로 노동력 구성이 변화했다는 것이다.

둘째 노동수요 측면에 주목하여 세계화와 그에 따른 경쟁 격화, 수요의 불확실성 증가를 강조하는 ‘경제환경 변화’ 가설이다. 국내외 시장에서 경쟁이 격화되고 수요의 불확실성이 증가하면서 비정규직 증가가 불가피한 현상으로 자리잡게 되었다는 것이다. 이러한 경제환경 변화 가설은 수요의 변동성과 불확실성으로부터 정규직을 보호하기 위해 비정규직을 사용한다는 ‘정규직 보호 완충장치’ 가설로 이어지고, 경제 결정론 내지 시장 만능론으로 귀결되기도 한다. 이밖에 기술구조와 제품수요의 변화로 제조업에서 서비스산업으로 고용이 이동했다는 ‘산업구조 변화’ 가설도 노동수요 측면에 주목하고 있는 점에서는 마찬가지이다.

셋째 노동수요 측면에 주목하면서도 행위주체 요인을 강조하는 ‘인사관리전략 변화’ 가설이다. 국내외 시장에서 경쟁이 격화되고 수요의 불확실성이 증가하면서, 핵심 노동자층은 유지하되 전통적인 내부노동시장 외곽에 더 많은 노동자를 배치함으로써, 수량적 유연성을 제고하고 노동비용을 절감하는 방향으로 기업의 인사관리전략이 변화했다는 것이다. 정부의 노동시장 유연화 정책도 이러한 기업의 인사관리전략 변화 가설의 연장선 상에 있다는 점에서 마찬가지이다.

넷째 노사관계 그 가운데서도 노동조합의 저항력에 주목하는 ‘노사간 힘관계 변화’ 가설이다. 핵심 노동자층을 제한하고 비정규직을 확대하려는 기업의 전략은 기본적으로 노동조합의 목적과 배치된다. 그러나 노동조합의 존재는 사용자로 하여금 노동조합 가입 또는 단체협약 적용대상에서 제외되는 비정규직 사용에 대한 인센티브를 증가시킨다. 따라서 노동조합이 있는 기업에서 비정규직 사용비율은 노동조합의 저항력에

15) 자세한 것은 김유선(2001b, 2001c, 2003a) 참조.

달려 있고, 최근 비정규직 증가는 전체 노동시장에서 노동의 힘이 약화된데 기인한다는 것이다.

지금까지 살펴본 6개 가설 -인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호, 산업구조 변화, 기업의 인사관리전략 변화, 노사간 힘관계 변화 가설-은 시계열 분석을 통해서만 체계적인 검증이 가능하다.¹⁶⁾ 그러나 선행 연구가 대부분 노동수요 측면에 주목하여 사업체조사 자료를 횡단면 분석해 왔음을 감안하여, 이 글에서는 그 전(前) 단계로 KLI 사업체 패널자료를 사용하여 기업의 비정규직 사용비율 결정요인을 분석하고, 횡단면 분석(사업체조사)을 통해 검증 가능한 경제환경 변화, 정규직 보호, 기업의 인사관리전략 변화 등 3개 가설을 검증한다.

III. 선행 연구 검토

사업체조사 자료를 사용하여 기업의 비정규직 사용 결정요인을 횡단면 분석한 연구로는 Montgomery(1988), Harrison and Kelly(1993), Davis-Blake and Uzzi(1993), Abraham and Taylor(1996), Uzzi and Barsness(1998), Houseman(2001), Gramm and Schnell(2001), 이상우(2001), 김동배·김주일(2002), 김유선(2003b), 노용진·원인성(2003), 박우성(2003), 이병훈·김동배(2003) 등 상대적으로 풍부한 편이다.

이것은 다수의 연구가 기업이라는 노동수요 측면에서 비정규직 증가 원인을 찾기 때문인 것으로 해석된다. 그러나 사업체조사를 분석한 선행 연구는 기업규모, 노조효과, 고용변동성, 인건비 등 많은 항목에서 서로 반대되는 결과를 제시하고 있고, 심지어 동일한 자료를 분석하더라도 전혀 다른 결론을 제시하고 있다. 예컨대 KLI 1차 사업체패널 학술대회에서 동일한 자료를 분석했음에도 ‘이병훈·김동배(2003)는 유의미한(+), 박우성(2003)은 유의미한(-), 노용진·원인성(2003)과 김유선(2003b)은 유의미하지 않다’고 노조효과를 달리 보고하고 있다. 또한 Montgomery(1988)는 인건비(기업복지비중)가 파트타임 사용에 미치는 영향을 분석한 결과, ‘종속변수가 파트타임 사용비율일 때는 유의미한(+), 5% 이상 사용일 때는 유의미한(-), 10% 이상 사용일 때는 유의미하지 않다’는 신뢰하기 힘든 분석결과를 제시하고 있다. 이것은 연구 목적과 모형의 설계, 종속변수와 설명변수의 차이 이외에, 사업체 조사가 갖는 한계인 표본의 대표성과 불안정성에서 비롯된 측면이 큰 것으로 판단된다.

또한 사업체조사 자료를 사용한 횡단면 분석에서 검증 가능한 가설은 경제환경 변화, 정규직 보호, 기업의 인사관리전략 변화 등 3개 가설이지만, 지금까지 선행 연구는 주로 정규직 보호 가설을 검증하는데 초점을 맞추어 왔다. 검증 결과를 살펴보면 Davis-Blake and Uzzi(1993)만 동 가설을 지지할 뿐, Montgomery(1988), Abraham and Taylor(1996), Houseman(2001), Gramm and Schnell(2001)은 동 가설을 기각한 뒤 ‘인건비 절감’에 주목하고 있다.

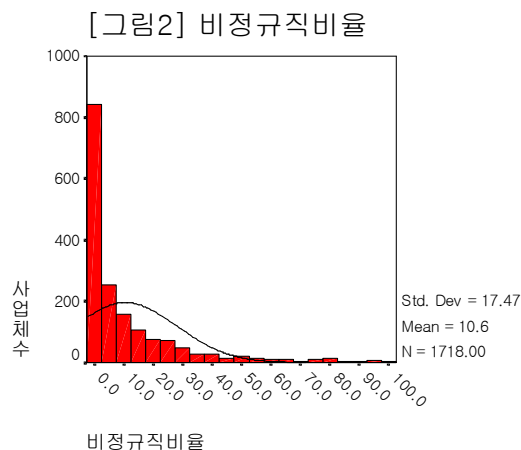
IV. 분석 모형, 자료와 변수

1. 분석모형

이 글에서는 노동수요, 기업전략, 노사관계 관련 변수가 기업의 비정규직 사용에 유의미한 영향을 미치는지를 분석하고, 경제환경 변화, 정규직 보호, 인사관리전략 변화 3개 가설을 검증한다. 계량분석 모형은 종속변수가 비정규직 사용여부일 때는 프라빗 모형, 비정규직 사용비율일 때는 토빗 모형을 사용한다. 관측

16) 시계열 분석 결과는 김유선(2003c) 참조 바람.

불가능한 잠재 방정식은 $y^* = X\beta + \varepsilon$, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 로 표현 가능하며, y^* 는 관측 불가능한 잠재변수, X 는 비정규직 사용에 영향을 미치는 설명변수, β 는 계수, ε 는 오차항을 의미한다. 그러나 관측 가능한 종속변수는 차이가 있다. 즉 프라빗 모형에서 관측 가능한 변수는 $y = 1$ if $y^* > 0$, $y = 0$ if $y^* \leq 0$ 로 정의되고, 토빗 모형에서는 $y = y^*$ if $y^* > 0$, $y = 0$ if $y^* \leq 0$ 로 정의된다. 종속변수가 비정규직 사용비율일 때 토빗 모형을 사용하는 것은, 종속변수인 비정규직 사용비율이 0에서 좌측 절단되어, 정규분포를 가정하는 회귀분석(OLS) 모형을 사용하면 일관성이 상실되기 때문이다. 그러나 토빗 모델을 사용할 때는 OLS 분석 결과를 병기하도록 한다. ([그림2] 참조)



2. 자료

분석대상 자료는 한국노동연구원의 ‘한국 기업의 인적자원관리와 노사관계’ 컨퍼런스 자료를 사용한다. 이 자료는 2002년 7~10월 실시한 ‘사업체 인적자원관리 실태조사’(이하 사업체패널)에, 고용보험 DB, 한국 신용정보의 기업정보·재무정보, 노동부 노동조합 조직현황을 결합한 것으로, 2,417개 사업장에 관한 정보를 담고 있다. 이 글에서는 인사담당자가 응답한 1,820개 사업장(본사 1,515개, 지사 305개)을 분석대상으로 한다. 그러나 컨퍼런스 자료는 노동수요 변수가 빠져 있고, 인건비 항목에 결측치가 많다는 점에서 한계가 있다. 따라서 노동부 노동력수요동향조사, 매월노동통계조사, 기업체노동비용조사를 추가로 결합하여 분석한다.

KLI 사업체패널은 2002년 처음 실시된 조사이고, 사업체 조사는 일반적으로 표본의 대표성에 문제가 있으므로 신뢰할 만한 자료인지 검토할 필요가 있다. [표1]에서 산업별, 기업규모별 응답 사업체 현황을 보면 광공업이 868개(48.6%), 300인 이상 대기업이 637개(35.6%)로, 광공업 대기업에 편중되어 있음을 알 수 있다. 통계청 ‘사업체 기초통계조사’(2001)와 비교하면 1천인 이상 사업체는 전수조사, 50-99인은 1.6%만 조사되었음을 알 수 있다. 표본의 가중치도 제공하고 있지 않으므로, 동 자료를 이용할 때는 신중한 접근이 요구된다.

[표1] 산업·기업규모별 응답업체수 현황(괄호 안은 비율)

구분	산업 기업규모	광공업	공공 서비스업	민간 서비스업	농림어업 건설업	전산업
KLI, 사업체 패널조사 (2002)	50인미만	160	83	127	39	409
	50-99인	172	53	53	23	301
	100-299인	224	128	63	25	440
	300-999인	154	90	57	17	318
	1000인이상	158	102	49	10	319
	전규모	868	456	349	114	1,787
통계청, 사업체기 초통계조 사(2001)	50인미만	324,009	505,156	2,118,359	73,805	3,021,329
	50-99인	5,678	8,017	3879	1,000	18,574
	100-299인	3,154	3,291	1986	472	8,903
	300-999인	775	931	473	99	2,278
	1000인이상	154	176	54	14	398
	전규모	333,770	515,751	2,124,751	75,390	3,051,482

이밖에 사업체패널은 특히 노조유무 변수에 문제가 있는 것으로 판단된다. 한국노동연구원이 처음 자료를 제공할 때 비정규직 비율은 노조있는 곳(11.2%)이 노조없는 곳(10.5%)보다 높고, 지난 3년간 파업은 노조없는 곳에서 9건, 노조있는 곳에서 51건 발생한 것으로 집계된다. 그러나 최종 자료에서는 비정규직 비율이 노조있는 곳(10.4%)과 노조없는 곳(10.7%) 사이에 차이가 없고, 지난 3년간 파업은 노조없는 곳에서 29건, 노조있는 곳에서 38건 발생한 것으로 집계된다. 더욱이 동일한 자료를 분석했음에도 제1차 사업체패널 학술대회에서 연구자에 따라 노조효과를 달리 보고하고 있는 것은 분석모형의 설계에서 비롯된 측면도 있지만, 노동연구원이 2차에 걸쳐 자료를 제공한 이유가 응답업체가 추가된 점 이외에 노조유무 변수가 잘못 설계된데서 비롯되었음을 감안할 때, 최종 자료 역시 노조유무 변수가 잘못 설계·조사되었을 것으로 판단된다. 현재로는 다른 대안이 없으므로 이 자료를 사용하지만, 이후 노조유무 변수는 재검토가 필요할 것인바, 이 글에서 분석 결과는 잠정적일 수 밖에 없다.

[표2] 노조유무·파업유무별 응답업체수와 비정규직 비율(단위 : 개, %)

파업유무 노조유무	응답업체수			비정규직 비율		
	파업무	파업유	전체	파업무	파업유	전체
노조무	1288	29	1317	10.73	7.38	10.66
노조유	465	38	503	10.53	8.02	10.35
전체	1753	67	1820	10.68	7.72	10.56

3. 변수

가. 종속변수

사업체패널에서 인사담당자들은 1,820개 사업체 중 818개 사업체(44.9%)에서 ‘비정규직을 사용하지 않는다’고 응답했고, 1,002개 사업체(55.1%)에서 ‘비정규직을 사용한다’고 응답했다. 또한 사업체당 비정규직 비율은 평균 10.6%이다. 가중치를 부여하지 않은 결과이지만, 통계청 사업체기초통계조사(2001년)에서 임시일

용직 비중이 17.4%임을 감안할 때 실제보다 과소평가되었을 가능성을 배제할 수 없다. 이 글에서는 ‘기업의 비정규직 사용비율 결정요인’이라는 분석 목적에 비추어, 각 변수별 특성(비율)에 한정하여 자료를 분석한다.

나. 설명변수

1) 기업속성

통제변수인 기업속성은 산업, 기업규모, 직종·여성·연령 구성 5개 변수를 사용한다. 산업은 고용보험 DB 기준으로 ‘광공업, 공공서비스업, 민간서비스업, 농림어업건설업’으로 구분했고, 기업규모는 고용보험 DB에서 2002년 1월 중업원수 기준으로 ‘50인 미만, 50-99인, 100-299인, 300-999인, 1000인 이상’으로 구분했다. 직종비율, 여성비율, 연령비율(50세이상)은 사업체패널을 이용했다.

2) 노동수요

가) 인건비와 인력부족률

기업복지 등 비임금 노동비용 비중은 노동부가 10인 이상 기업을 대상으로 조사한 2001년 기업체노동비용조사에서 산업 2자리수 자료(52개 산업)를 결합해서 사용했다. 노동수요의 지표는 노동부의 ‘노동력수요동향조사(2002년)’에서 산업 2자리수 기준 인력부족률(52개 산업)을 결합해서 사용했다.

나) 고용 변동성

Montgomery(1988), Abraham and Taylor(1996), Houseman(2001), Gramm and Schnell(2001)은 노동수요의 변동성 지표로 산업별 노동자수 자료를 이용하여 계절성과 경기변동성을 계산하고 있다. 그러나 이 때는 노동수요의 변동성이 아닌 고용 변동성으로 해석해야 한다. 노동수요의 변동성 지표로 산업생산지수와 경제성장률 사용을 검토했으나, 산업생산지수는 광업, 제조업, 전기업을 조사대상으로 하고, 경제성장률은 분기별 산업대분류 자료만 공표하고 있어 사용할 수 없었다. 따라서 선행 연구에 따라 산업별 노동자수 자료를 이용하여 계절성과 경기변동성을 추정했다.

산업별 노동자수는 5인 이상 사업체를 조사대상으로 하는 노동부 매월노동통계조사(1998년 1월부터 2002년 12월)에서 산업 2자리수 자료를 사용했고, 1998년 1월부터 2001년 12월까지는 고용계열 보정자료, 2002년 1월부터 12월까지는 매월노동통계조사보고서를 이용했다.(52개 산업, 관측치 60개월) 경제활동인구조사는 통계청이 산업 2자리수 자료를 안정적으로 제공하지 않고, 비공식 부문과 사업체 비소속 노동자를 망라하고 있어, 사업체의 고용 변동성을 과대평가할 가능성이 있으므로 제외했다. 매월노동통계조사는 일용직 등을 조사대상에서 제외하고 있어 고용 변동성을 과소평가할 가능성이 있지만, 분석대상 기간이 외환위기 직후인 1998년부터여서 과대평가할 가능성도 배제할 수 없다. 1997년 이전은 10인 이상 사업체를 조사대상으로 하여 시계열에 단절이 생기므로 사용하지 않았다.

미국 상무성의 Census X12 방법을 사용하여 계절조정하면 ‘경기변동+계절변동+불규칙변동’으로 분해된다. 따라서 계절변동은 곧바로 구할 수 있지만, 경기변동은 ‘장기추세+경기순환변동’으로 분해되지 않는다.

그러나 HP(Hodrick-Prescott) 필터를 사용하여 로그노동지수를 필터링하면 ‘장기추세+변동성’으로 분해된다. 따라서 경기순환변동은 Census X12 방법으로 계산한 경기변동에서, HP 필터를 사용하여 계산한 장기추세를 차감하여 계산했다. 이러한 과정을 거쳐 경기순환변동과 계절변동의 시계열 자료를 구한 뒤, 최종적으로는 표준편차를 구하여 사업체패널에 결합시켰다.

다) 시장환경 변화

시장환경 변화는 사업체패널에서 요인분석을 통해 추출한 수요증가와 경쟁격화 2 변수를 사용했다. ‘주력 제품·서비스 시장에서 지난 3년간 변화’를 5점 척도로 질문한 7개 문항을 요인분석하면 수요증가와 경쟁격화 두 요인이 추출되고, 요인적재량은 0.5를 상회하는 등 유의미하다.¹⁷⁾

[표3] 지난 3년간 시장환경 변화

설문문항	기술통계			요인분석 결과		
	응답수	평균	표준편차	요인1 수요증가	요인2 경쟁격화	공통 분산량
경쟁기업숫자	1606	3.436	0.874		0.507	0.283
제품서비스변화	1523	3.490	0.698		0.756	0.610
신제품개발도입	1441	3.419	0.707		0.723	0.592
품질중요성	1491	3.987	0.788		0.697	0.512
제품수요	1485	3.197	0.894	0.793		0.685
시장점유율	1521	3.111	0.816	0.847		0.718
매출액	1601	3.257	0.987	0.869		0.763
고유값				2.753	1.409	
설명분산(%)				39.325	20.128	

주 : 1=매우 감소, 2=다소 감소, 3=유사함, 4=다소 증가, 5=매우 증가

3) 기업전략

가) 경쟁전략

제품·서비스 시장에서 경쟁전략은 요인분석을 통해 추출한 차별화우위전략과 비용우위전략 2 변수를 사용했다. 사업체패널에서 ‘경쟁업체와 비교할 때 주력 제품·서비스의 특징’을 5점 척도로 질문한 5개 문항을 요인분석하면 ‘차별화우위전략’과 ‘비용우위전략’ 2 요인이 추출된다.

[표4] 경쟁전략

17) 요인분석(Factor Analysis)은 주성분분석(Principal Component Analysis)과 직교회전(Varimax Rotation) 방법을 사용했고, 회전된 요인적재량을 회귀방법(regression method)으로 요인점수화 하여 설명변수로 사용했다. 요인 적재량이 어느 정도 커야 유의미한지를 판단하는 정확한 기준은 없다. 그러나 보통 ± 0.3 이상이면 적재량의 유의성이 있다고 할 수 있고, 보수적인 기준으로는 ± 0.4 이상으로 잡는 경우도 많다. ± 0.5 이상이면 매우 높은 적재량이라고 할 수 있다.(채서일·김범중, 1988)

설문문항	기술통계			요인분석 결과		
	응답수	평균	표준편차	요인1 차별화	요인2 비용우위	공통 분산량
가격저렴	1537	3.005	0.891		0.992	0.984
품질우월	1556	3.767	0.772	0.773		0.598
품질다양	1532	3.421	0.955	0.745		0.557
개발신속	1505	3.237	0.880	0.788		0.630
기술력우월	1493	3.607	0.833	0.814		0.682
고유값 설명분산(%)				2.436 48.714	1.015 20.308	

주: 1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않은 편, 3=그저 그렇다, 4=다소 그런 편,
5=전적으로 그렇다

나) 인사관리전략과 조직전략

사업체패널에서 전반적 인사관리 특성을 7점 척도로 질문한 5개 문항을 요인분석하면 ‘인사관리전략’이라는 하나의 요인이 추출된다. 요인점수가 높은 기업은 인사관리전략이 육성형(make)이고, 요인 점수가 낮은 기업은 시장형(buy)으로 해석한다. 이밖에 기업은 조직유연성을 제고하기 위한 조직전략의 일환으로 팀제를 도입하고 있다. 사업체패널에서 팀제 도입 여부를 조사하고 있으므로, 조직전략의 대위변수로 팀제를 사용한다.

[표5] 인사관리전략(전반)

설문문항		기술통계			요인분석 결과	
		응답수	평균	표준 편차	요인1 인사전략	공통 분산량
(-3) 인건비 절감 - 충성심 고양	(3)	1768	0.722	1.588	0.546	0.298
(-3) 외부충원/해고 - 장기고용/내부육성	(3)	1769	1.204	1.501	0.723	0.523
(-3) 비정규직 활용 - 정규직 활용	(3)	1769	1.373	1.597	0.586	0.344
(-3) 개인성과/업적 - 팀웍/인화	(3)	1772	0.305	1.646	0.619	0.383
(-3) 단기성과/업적 - 장기육성/개발	(3)	1768	0.812	1.515	0.769	0.591
고유값 설명분산(%)					2.138 42.763	

4) 노사관계

핵심 노동자층을 제한하고 비정규직을 확대하려는 기업의 전략은 기본적으로 노동조합의 목적과 배치된다. 그러나 노동조합의 존재는 사용자로 하여금 노동조합 가입 또는 단체협약 적용대상에서 제외되는 비정규직 사용에 대한 인센티브를 증가시킨다. 노동조합이 있는 기업에서 비정규직 사용비율은 노동조합의 저항력에 달려 있다. 이 글에서는 기업의 비정규직 사용 유인에 대한 저항력의 지표로 노조유무와 파업유무를 사용한다. 노조유무는 컨퍼런스 자료에서 노동부의 전국노동조합조직현황을 사용했고, 파업유무는 사업

체패널(노무관리자용)에서 지난 3년간(1999-2001년) 파업 유무를 계산해서 사용했다.

V. 기술통계

실증분석에서 사용할 변수들의 기술통계를 살펴보면 다음과 같다.([표6] 참조) 첫째, 광공업이 60%, 300인 이상 대기업이 37%로, 분석대상 사업체가 광공업 대기업에 편중되어 있다. 비정규직 비율은 광공업(7.3%), 민간서비스업(10.7%), 공공서비스업(13.2%), 농림어업건설업(18.6%) 순으로 높고, 전체 사업체를 대상으로 할 때는 300인 이상 대기업이, 비정규직 사용 사업체를 대상으로 할 때는 100인 미만 중소기업이 높다.

둘째, 비임금 노동비용은 비정규직 사용 사업체와 미사용 사업체 사이에 차이가 없을 뿐만 아니라, 비정규직 비율과 (-) 상관관계를 보이고 있다. 인력부족률은 비정규직 미사용 사업체가 높지만, 비정규직 사용 비율과 유의미한 상관관계는 없다. 고용변동성(경기순환변동, 계절변동)은 비정규직 사용·미사용 사업체 사이에 차이가 없지만, 계절변동은 비정규직 비율과 유의미한 (+) 상관관계를 보이고 있다. 비정규직 사용 사업체에서 경쟁 격화, 수요 증가에 대한 응답이 많지만, 비정규직 비율과 유의미한 상관관계는 없다.

셋째, 비정규직 사용 사업체에서 차별화전략, 시장형 인사관리전략, 팀제를 도입한 경우가 많다. 비정규직 비율과 상관관계를 살펴보면, 전체 사업체를 분석대상으로 할 때는 인사관리전략이 유의미한 (-), 조직전략은 유의미한 (+) 상관관계를 보이지만, 비정규직 사용 사업체로 대상을 한정하면 유의미하지 않다. 이에 비해 노조유무는 비정규직 사용 사업체를 분석대상으로 할 때만 유의미한 (-) 상관관계를 보이고 있다.

[표6] 기술통계

		평균값			상관관계		비정규직 비율	
		전체	미사용	사용	전체	사용	전체	사용
전체		1206	491	715	1.00	1.00	9.52	16.05
기업 속성	광공업	0.60	0.61	0.59	-0.17*	-0.25*	7.25	12.37
	공공서비스업	0.18	0.15	0.19	0.11*	0.11*	13.17	20.28
	민간서비스업	0.17	0.18	0.16	0.03	0.07*	10.67	19.22
	농림어업건설업	0.06	0.06	0.06	0.14*	0.21*	18.57	31.25
	50인미만	0.21	0.33	0.14	-0.02	0.17*	9.00	23.56
	50-99인	0.17	0.21	0.15	-0.03	0.02	8.46	17.00
	100-299인	0.25	0.23	0.25	-0.07	-0.12*	7.59	12.41
	300-999인	0.19	0.13	0.23	0.08*	0.02	12.08	16.64
	1000인이상	0.18	0.10	0.23	0.05	-0.05	11.10	14.35
	관리직	6.57	7.97	5.61	-0.10*	-0.05		
	연구기술직	9.60	10.51	8.97	-0.06*	-0.06		
	사무직	20.88	20.11	21.41	-0.05	-0.10*		
	서비스판매직	37.14	37.82	36.67	0.16*	0.19*		
	생산기능직	14.92	13.07	16.20	-0.10	-0.14*		
	단순노무직	10.89	10.53	11.14	0.11*	0.16*		
	여성비율	18.29	16.43	19.57	0.08*	0.06		
	50세이상비율	5.73	5.94	5.59	-0.02	-0.02		
노동 수요	비임금노동비용	27.62	27.59	27.65	-0.15*	-0.14*		
	인력부족률	2.74	2.94	2.60	0.04	0.07		
	경기순환변동	0.037	0.038	0.037	0.01	0.02		
	계절변동	0.005	0.005	0.005	0.08*	0.11*		
	경쟁격화 수요증가	0.01	-0.08	0.08	0.03	-0.01		
기업 전략	차별화전략	0.03	-0.07	0.09	0.01	-0.04		
	비용우위전략	-0.01	-0.03	-0.00	0.01	0.00		
	인사관리전략	0.02	0.15	-0.06	-0.09*	-0.05		
	조직전략	0.52	0.41	0.60	0.07*	-0.04		
노사 관계	노조유	0.29	0.20	0.34	-0.01	-0.12*	9.32	13.12
	파업유	0.03	0.03	0.03	-0.01	-0.02	8.99	13.86

VI. 실증분석 결과

1. 모형

[표7]에서 (모형1)은 종속변수를 비정규직 사용 여부로 하여 프라빗 분석한 것으로, 기업속성과 기업전략만 유의미하다. (모형2)는 종속변수를 비정규직 사용비율로 하여 토빗분석한 것이고, (모형3)은 OLS 분석한 것이다. (모형2)와 (모형3) 모두 기업속성, 기업전략, 인력부족률만 유의미하다. (모형4)는 비정규직 사용사업체를 대상으로 OLS 분석한 것으로, 기업전략이 유의성을 상실하는 대신 상수값이 유의미하다는 점에서 (모형2)와 차이가 있다. 이것은 비정규직 사용 사업체에서 기업의 인사관리전략과 조직전략이 비정규직 사용으로 구체화된데 기인하는 것으로 해석된다.

2. 설명변수

가. 기업 속성

산업별로는 광공업과 민간서비스업 사이에 유의미한 차이가 없고, 공공서비스업과 농림어업건설업에서 유의미하게 높다. 공공서비스업에서 비정규직 비율이 민간서비스업보다 높은 것은, 기획예산처가 예산처리 지침 등으로 공공부문 정원동결을 강제한데서 비롯된 것으로 해석된다.¹⁸⁾ 기업규모별로 전체 사업체를 대상으로 할 때는 대기업에서 비정규직 사용비율이 높다. 그러나 비정규직 사용 사업체로 대상을 한정하면 중소기업에서 비정규직 사용비율이 높다. 따라서 선행 연구에서 상반된 결과는 분석 대상 표본의 차이에서 비롯된 측면이 클 것으로 판단된다. 직종별로는 사무관리직 비중이 높을수록 비정규직 사용비율이 낮고, 단순노무직과 서비스판매직 비중이 높을수록 높다.

나. 노동수요

노동수요 관련 6개 변수 가운데 인력부족률만 (모형2), (모형3), (모형4)에서 유의미한 (-)이고, 비임금노동비용, 고용변동성(경기순환변동, 계절변동), 시장환경 변화(경쟁격화, 수요증가) 모두 유의미하지 않다. 인력부족률이 높을수록 비정규직 사용비율이 낮은 것은, 그만큼 노동시장 내에서 노동자들의 교섭력이 개선되어 ‘나쁜 일자리’를 수용하지 않게 되며, 기업은 부족한 일자리를 메우기 위해 비정규직 대신 정규직 일자리를 제공하기 때문인 것으로 해석된다. 이러한 해석은 외환위기 이후 노동시장 내에서 노동자들의 교섭력 저하가 비정규직 증가를 가져 왔다는 일반의 인식과 일치하고, 비정규직 일자리가 노동자들의 비자발적 선택에 의해 충원되고 있음을 말해준다.

경제환경 변화 가설은 비정규직 증가 원인을 경쟁 격화와 수요의 불확실성 증가에서 찾는다. 그러나 시장환경 변화(경쟁격화, 수요증가)와 고용변동성(경기순환변동, 계절변동) 모두 유의미하지 않으므로, 경제환경 변화 가설은 기각된다. 정규직 보호 가설은 ‘수요의 변동성이 클수록 정규직 보호를 위해 비정규직이 증가한다’고 가정한다. 고용변동성은 유의미하지 않으므로, 정규직 보호 가설도 기각된다.

다. 기업전략

인사관리전략은 (모형1), (모형2), (모형3) 모두 유의미한 (-)로, 기업의 인사관리전략이 육성형이면 비정규직 사용비율이 낮고, 인사관리전략이 시장형이면 높다. 외환위기 이후 시장형 인사관리전략이 확산되었으므로, 인사관리전략 변화 가설은 지지된다. 조직전략은 (모형1), (모형2), (모형3) 모두 유의미한 (+)로, 팀제를 도입한 기업일수록 비정규직 사용비율이 높다. 이것은 조직 유연성을 추구하는 기업일수록 비정규직 사용비율을 늘려 수량적 유연성을 추구하고 있다는 해석을 가능케 한다. 이밖에 기업의 경쟁전략 가운데 차별화 전략은 종속변수가 비정규직 사용여부일 때만 유의미한 (+)이다.

라. 노사관계

18) Houseman(2001)은 기업의 비정규직 사용 이유를 용이한 인력 조정, 특정 노동자 집단에게 낮은 임금 지급, 스크린 기능, 구조조정 또는 합병 과정에서 가해진 정원 제약 회피 등 4가지를 제시하고 있다. 앞으로 사업체 패널조사에서는 정원동결 등의 설문 조항을 추가할 필요가 있다.

노조유무와 파업유무 모두 유의미하지 않다. 따라서 노사관계는 기업의 비정규직 사용에 유의미한 영향을 미치지 못한다고 결론지을 수도 있다. 그러나 가구조사를 사용한 횡단면 분석과 시계열 분석 모두 노조효과가 유의미한 (-)임을 감안할 때, 이러한 결과는 사업체패널의 표본 추출과 노조유무 변수가 잘못 설계된데서 비롯된 것으로 해석된다.

[표7] 기업의 비정규직 사용 결정요인 분석결과

		모형1 PROBIT	모형2 TOBIT	모형3 OLS	모형4 OLS
종속변수		사용여부	사용비율	사용비율	사용비율
상수		0.22 (0.30)	-1.23 (4.90)	5.98 (3.07)	12.81 (4.41) **
기업 속성	대산업		***	***	***
	공공서비스업	0.14 (0.13)	7.87 (2.28) ***	6.03 (1.48) ***	8.10 (2.15) ***
	민간서비스업	-0.07 (0.14)	1.11 (2.44)	1.45 (1.53)	2.49 (2.34)
	농림어업건설업	0.24 (0.19)	15.48 (4.06) ***	11.85 (2.96) ***	18.83 (3.65) ***
	기업체규모	***	*		***
	50인미만	-0.50 (0.12) ***	-1.72 (2.40)	2.23 (1.40)	11.06 (2.52) ***
	50-99인	-0.29 (0.12) *	-1.71 (2.13)	0.53 (1.25)	4.24 (1.97) *
	300-999인	0.21 (0.12)	5.11 (1.94) **	3.75 (1.34) **	3.85 (1.72) *
	1천인이상	0.31 (0.13) *	4.25 (1.88) *	2.39 (1.31)	1.78 (1.60)
	직종비율	**	***	***	***
	관리직	-0.01 (0.01) *	-0.32 (0.11) **	-0.18 (0.04) ***	-0.23 (0.07) **
	연구기술직	-0.01 (0.00) *	-0.17 (0.05) ***	-0.10 (0.03) ***	-0.15 (0.05) **
	사무직	0.00 (0.00)	-0.07 (0.04)	-0.07 (0.03) **	-0.18 (0.04) ***
	서비스판매직	0.00 (0.00)	0.08 (0.04) *	0.07 (0.03) *	0.08 (0.04) *
	단순노무직	0.00 (0.00)	0.13 (0.04) **	0.09 (0.03) **	0.11 (0.04) **
	여성비율	0.01 (0.00) **	0.11 (0.04) **	0.06 (0.03)	0.04 (0.04)
	50세이상	-0.00 (0.00)	-0.09 (0.07)	-0.07 (0.04)	-0.14 (0.06) *
노동 수요	비임금노동비용	-0.01 (0.01)	0.02 (0.13)	0.05 (0.08)	0.09 (0.12)
	인력부족률	-0.07 (0.03)	-1.61 (0.59) **	-0.94 (0.35) **	-1.09 (0.53) *
	경기순환변동	2.61 (25.29)	55.55 (30.53)	32.61 (21.60)	25.90 (25.21)
	계절변동	1.02 (11.48)	31.45 (262.0)	19.85 (179.4)	87.80 (265.4)
	경쟁격화 수요증가	0.02 (0.04) 0.02 (0.04)	0.39 (0.69) 0.81 (0.75)	0.31 (0.43) 0.51 (0.47)	0.24 (0.58) 0.93 (0.72)
기업 전략	차별화전략	0.10 (0.04) *	1.50 (0.79)	0.66 (0.50)	0.01 (0.70)
	비용우위전략	0.03 (0.04)	0.45 (0.68)	0.11 (0.44)	0.31 (0.60)
	인사관리전략	-0.19 (0.04) ***	-2.99 (0.74) ***	-1.49 (0.48) **	-0.29 (0.68)
	조직전략	0.35 (0.08) ***	4.99 (1.50) ***	2.08 (0.94) *	0.67 (1.34)
노사 관계	노조유무	0.15 (0.10)	-0.04 (1.49)	-1.04 (1.02)	-1.91 (1.35)
	파업유무	-0.10 (0.22)	-0.71 (3.41)	-0.35 (2.22)	0.15 (3.16)
N		1206 (491/715)	1206 (491/715)	1206 (491/715)	715 (0/715)
모델 χ^2 (자유도)		188.25*** (26)	186.05*** (26)	176.01*** (26)	169.58*** (26)
LL		-720.89	-3536.83	-4969.85	-3001.78
조정된 R^2		0.115	0.108	0.117	0.181

주 : 1) ()안은 표준오차. *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 유의미.

2) 산업은 광공업, 기업체 규모는 100-299인, 직종비율은 생산기능직 기준임.

3) 모형 1, 2, 3은 전체 사업체, 모형 4는 비정규직 사용 사업체를 표본으로 한 것임.

VII. 맺는 말

지금까지 분석결과를 요약하면서 함의를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 종속변수가 비정규직 사용비율일 때 기업속성, 기업전략(인사관리전략, 조직전략), 노동수요(인력부족률)는 유의미하고, 다른 변수는 유의미하지 않다. 가구조사를 사용한 횡단면 분석과 시계열 분석 모두 노조효과가 유의미한 (-)임에도 노조유무가 유의미하지 않은 것은, 사업체패널에서 표본 추출과 노조유무 변수가 잘못 설계된데서 비롯된 것으로 해석된다.

둘째, 산업별로는 광공업과 민간서비스업 사이에 유의미한 차이가 없고, 공공서비스업과 농림어업건설업

은 유의미하게 높다. 다른 변수를 통제할 때 공공서비스업에서 비정규직 비율이 민간서비스업보다 높은 것은 가구조사를 사용한 횡단면 분석에서도 확인되는데, 이것은 기획예산처가 예산처리지침 등으로 공공부문 정원동결을 강제하면서 비롯된 것으로 해석된다. Pfeffer and Baron(1988)은 ‘정부가 청소·교정·소방 업무를 민간업체에 아웃소싱하면 그만큼 고용 외부화 관행이 정당화되고 확산된다’고 강조한다. 외환위기 이후 정부가 공공부문 정원동결, 아웃소싱 등을 강제한 것은 공공부문 뿐만 아니라 민간부문 비정규직 증가에도 커다란 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

셋째, 지금까지 선행 연구는 기업규모에 주목하여 상반된 연구 결과를 제시해 왔다. Davis-Blake and Uzzi(1993)는 대기업일수록 관료제가 발달되어 있고, 종업원들의 안정과 몰입을 필요로 하며, 수요가 변화해도 노동자들을 재배치할 여지가 많기 때문에, 사업체 규모와 임시직 사용 사이에 (-) 상관관계가 있다고 주장한다. Mangum, Mayall and Nelson(1985)은 대기업일수록 합리적 고용시스템을 갖고 있어 효율적으로 사용할 수 있기 때문에, 파견근로, 호출근로, 계약근로를 더 많이 사용한다고 주장한다. 분석 결과 대기업에서 비정규직 사용비율이 높다. 그러나 비정규직 사용 사업체로 대상을 한정하면 중소기업에서 비정규직 사용비율이 높다. 가구조사를 사용한 횡단면 분석에서는 사업체 규모별로 유의미한 차이가 없다. 따라서 선행 연구에서 상반된 결과는 분석 대상 표본의 차이에서 비롯된 측면이 클 것으로 판단되는 바, 사업체조사 결과를 해석할 때는 신중한 접근이 요구된다.

넷째, 노동수요에서 인력부족률이 높을수록 비정규직 사용비율이 낮은 것은, 외환위기 이후 노동시장 내에서 노동자들의 교섭력 저하가 비정규직 증가를 가져 왔다는 일반의 인식과 일치하고, 비정규직 일자리가 노동자들의 비자발적 선택에 의해 충원되고 있음을 말해준다. 이에 비해 시장환경 변화(경쟁격화, 수요증가)와 고용변동성(경기순환변동, 계절변동)은 시계열 분석에서와 마찬가지로 유의미하지 않으므로, 경제환경 변화, 정규직 보호 가설은 기각된다. 이에 비해 기업의 인사관리전략이 육성형이면 비정규직 사용비율이 낮고, 인사관리전략이 시장형이면 높다. 외환위기 이후 시장형 인사관리전략이 확산되었으므로 ‘인사관리전략 변화’ 가설은 지지된다.

다섯째, 팀제를 도입한 기업일수록 비정규직 사용비율이 높다. 이것은 조직 유연성을 추구하는 기업일수록 비정규직 사용비율을 늘려 수량적 유연성을 추구하고 있다는 해석을 가능케 한다. 그러나 기능적 유연성을 추구하는 기업일수록 비정규직 사용비율을 늘려 수량적 유연성을 동시에 추구하고 있다는 해석은 가능하지 않다. 그것은 과연 한국에서 팀제가 기능적 유연성을 추구하기 위한 수단으로 도입되었느냐에 대해 의문이 있고, 기능적 유연성의 핵심 요소 가운데 하나인 직무순환 등을 변수로 사용하지 않았기 때문이다. 이에 대해서는 추후 별도의 연구가 필요할 것으로 판단된다.

여섯째, 지금까지 선행 연구는 횡단면 분석(사업체조사)이 대부분이다. 그러나 사업체조사를 분석한 선행 연구는 기업규모, 노조효과 등 많은 항목에서 서로 반대되는 결과를 제시하고 있고, 심지어 동일한 자료를 분석하더라도 전혀 다른 결론을 제시하고 있다. 이것은 연구 목적과 모형의 설계, 종속변수와 설명변수의 차이 이외에, 사업체 조사가 갖는 한계인 표본의 대표성과 불안정성에서 비롯된 측면이 큰 것으로 판단된다. 이에 비해 가구조사를 사용한 횡단면 분석과 거시지표를 사용한 시계열분석은 매우 일관된(robust) 결론을 제시하고 있다.¹⁹⁾ 따라서 앞으로 노동시장을 분석할 때는 가구조사를 사용한 횡단면 분석과 거시지표를 사용한 시계열 분석에 초점을 맞출 필요가 있고, 사업체조사 결과는 표본의 성격 등에 비추어 제한적으로 해석할 필요가 있다.

[참고문헌]

19) 자세한 것은 김유선(2003c) 참조바람.

1. 자료

노동부. 『기업체노동비용조사보고서』. 각년도.
노동부. 『노동력수요동향조사보고서』. 각년도.
노동부. 『매월노동통계조사보고서』 각호.
통계청. KOSIS.
통계청. 『사업체기초통계조사』. 각년도.
한국노동연구원. 2003. “한국 기업의 인적자원관리와 노사관계” 컨퍼런스 자료.

2. 국내문헌

김동배·김주일. 2002. “비정규직 활용의 영향요인”. 『노동정책연구』 2권 4호:17-38.
김유선. 2001a. “비정규직 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2000.8) 결과”. 『노동사회』 55호: 72-87.
김유선. 2001b. “비정규직 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2001.8) 결과”. 『노동사회』 59호: 127-159.
김유선. 2003a. “비정규직 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2002.8) 결과”. 『노동사회』 72호: 167-184.
김유선. 2003b. “기업의 비정규직 사용비율 결정요인”. 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』: 1-32.
김유선. 2003c. “한국 노동시장의 비정규직 증가 원인에 대한 실증연구”. 고려대학교 경제학박사 학위논문.
노용진·원인성. 2003. “비정규직 활용의 결정요인 : 내부노동시장과의 연관성을 중심으로”. 제1회 사업체패널 학술대회 발표문.
박우성. 2003. “노동조합과 비정규직의 활용 : 실증분석과 시사점”. 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』: 33-46.
이병훈·김동배. 2003. “비정규인력 활용에 대한 노조효과”. 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』: 47-66.
이상우. 2001. “비정규직 고용의 결정요인에 관한 실증연구”. 연세대학교 대학원 경영학과 석사학위 논문.
채서일·김범중. 1988. 『SPSS/PC+를 이용한 통계분석』. 법문사.

3. 외국문헌

Abraham, Katharine G. and Susan K. Taylor. 1996. "Firms' Use of Outside Contractors : Theory and Evidence." *Journal of Labor Economics* 14(3):394-424.
Davis-Brake, Alison and Brian Uzzi. 1993. "Determinants of Employment Externalization : A Study of Temporary Workers and Independent Contractors." *Administrative Science Quarterly* 38:195-223.
Gramm, Cynthia L. and John F. Schnell. 2001. "The Use of Flexible Staffing Arrangemens in Core Production Jobs." *Industrial and Labor Relations Review* 54(2):245-58.
Harrison, Bennett and Maryellen R. Kelly. 1993. "Outsourcing and the Search for 'Flexibility'." *Work, Employment & Society* 7(2):213-35.

- Houseman, Susan N. 2001. "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements : Evidence From an Establishment Survey." *Industrial and Labor Relations Review* 55(1):149-70.
- Mangum, Garth, Donald Mayall, and Kristin Nelson. 1985. "The Temporary Help Industry : a Response to the Dual Internal Labor Market." *Industrial and Labor Relations Review* 38(4):599-611.
- Montgomery, Mark. 1988. "On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers." *The Review of Economics and Statistics* 70(1):112-17.
- Uzzi, Brian and Zoe I. Barsness. 1998. "Contingent Employment in British Establishments : Organizational Determinants of the Use of Fixed-Term Hires and Part-Time Workers." *Social Forces* 76(3):967-1007.

제5장 비정규직 증가 원인

1980년대 이래 비정규직이 증가한 원인을 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노동시장(노동공급, 노동수요)과 행위주체(기업전략, 노사관계) 모두 비정규직 증가에 유의미한 영향을 미쳤다. 전두환 정권 때는 노사관계 등 행위주체 요인이 미치는 영향이 컸지만, 노태우 정권 이후로는 노동시장 요인이 미치는 영향이 커졌다. 그러나 김영삼 정권부터 노동시장 유연화 정책이 추진되고, 외환위기 이후 기업의 시장형 인사관리전략이 확산되었으며, 이에 대한 노동조합의 저항이 강화되면서, 점차 행위주체 요인이 미치는 영향이 커지고 있다. 노동공급은 비정규직 비율 감소요인으로 작용했고, 노동수요와 노조 조직률 하락은 증가요인으로 작용했다. 둘째, 비정규직 증가 원인과 관련된 6개 가설을 검증한 결과 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치 가설은 기각되고, 인사관리전략 변화, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지되며, 산업구조 변화 가설은 노태우·김영삼 정권 때는 지지되고, 전두환·김대중 정권 때는 기각된다. 즉 비정규직 증가 원인을 노동시장에서 찾는 가설은 대부분 기각되고, 행위주체에서 찾는 가설은 지지된다. 이것은 정부의 노동시장 유연화 정책, 기업의 인사관리전략 변화, 노조 조직률 하락 등 행위주체 요인이 비정규직 증가를 초래한 주요 원인이며, 비정규직 문제 해결 역시 행위주체의 노력을 통해서만 가능함을 의미한다. 셋째, 장기추세선을 기준으로 할 때 비정규직 비율은 2001년 1월을 정점으로 완만한 감소세로 돌아섰다. 그러나 감소폭이 매우 미미해 2003년 1월에도 여전히 51%대에 머무르고 있다. 앞으로 노조 조직률은 미약하게나마 증가할 것인 바, 다른 조건에 변화가 없는 한 지금보다 비정규직 비율은 소폭 감소할 것이다. 그러나 현행 노사관계 제도와 고용관행을 개선하지 않는 한 50% 안팎에서 구조화 될 것으로 전망된다.

주제어 : 비정규직, 임시직, 노동시장, 행위주체, 노사관계, 노조 조직률, 인사관리전략

I. 머리말

1960년대 경제개발 초기 단계에는 노동자 10명 중 6명이 비정규직이었다. 비정규직 규모가 가장 작았던 1980년대 초반에도 노동자 4명 중 1명은 비정규직이었다. 그렇지만 지난 40년 동안 비정규직 문제는 사회적 관심사가 못 되었다. 통계청 경제활동인구조사에서 임시일용직이 전체 노동자의 절반을 넘어선 1999년 3월에야 비로소 주목을 받기 시작했고, 2002년 12월 대통령 선거 때는 ‘비정규직 남용 규제와 차별 금지’가 노동부 문 최대 공약으로 제기되기에 이르렀다.

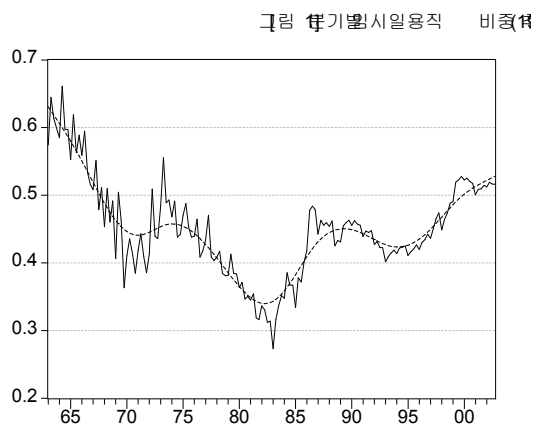
비정규직 문제가 사회적 관심사로 급부상하자, 국내 연구는 일차적으로 비정규직 규모와 실태를 분석하는데 초점을 맞추어 왔다. 그 결과 비정규직 노동자들의 열악한 노동조건과 무권리 상태를 개선해야 한다는 데 대해서는 사회적 공감대가 형성되는 등 일정한 성과를 거두기도 하였다. 그러나 아직까지 비정규직이 증가한 원인에 대해서는 연구가 진척되고 있지 않다. 이 점은 다른 나라를 보더라도 마찬가지이다. 더욱이 국내에서는 ‘1990년대 중반 특히 외환위기 직후 비정규직이 급증’한 사실만 주로 인지(認知)된 나머지, ‘비정규직 증가는 경제환경 변화에 따른 불가피한 현상이다. 시장에서 발생한 문제이니 시장에 맡겨야 한다. 정부가 개입하면 예기치 않은 부작용을 초래할 수 있다’는 등의 경제 결정론과 시장 만능론이 영향력을 발휘하고 있고, 그만큼 문제 해결을 더디게 하고 있다.

그러나 ‘경제활동인구조사’에서 지난 40년간 임시일용직 비중을 살펴보면, 몇 가지 새로운 사실들을 확인할 수 있다.²⁰⁾ 첫째, 1960~70년대에는 임시일용직 비중이 계속 감소했고, 1980년대 이후로는 계속 증가하고 있

20) 통계청의 종사상 지위 구분에 따른 임시일용직은 일반적으로 비정규직과 동일한 개념으로 사용되고 있다. 통계청의 2002년 8월 경제활동인구조사 부가조사 결과를 분석하면 비정규직 772만명 가운데 96.6%인 746만명이

다. 둘째, 전두환 정권 때 이미 50% 선에 육박했고, 다른 어느 때보다 빠른 속도로 증가했다. 1983년 2월에는 노동자 4명 중 1명이 임시일용직인데, 1986년 10월에는 2명중 1명(49%)이 임시일용직으로, 3년 반 만에 2배 가까이 증가했다. 셋째, 1987년 7~9월 노동자 대투쟁을 거친 뒤인 노태우 정권 때는 임시일용직 비중이 감소했다. 그러나 김영삼 정권이 출범한지 1년 남짓 지난 1994년 5월부터 다시 증가하기 시작했다. 넷째, 외환위기를 겪은 뒤인 1999년 3월부터 50%를 넘어섰고, 최근에는 51%대에서 구조화하고 있다. ([그림1]과 [그림2] 참조)

첫 번째 특징만 보면 외견상 ‘1960~70년대는 고용의 내부화, 1980년대 이후는 고용의 외부화를 특징으로 한다. 최근 비정규직 증가는 새로운 고용관행의 형성이 아니라, 경제개발 초기 단계인 1960년대 초중반의 고용관행이 부활하는 것이다’는 해석을 가능케 한다.²¹⁾ 그러나 이러한 해석만으로는 ‘왜 전두환 정권 때 급증하던 임시일용직이 노태우 정권 때 감소했으며, 김영삼 정권 때 다시 증가했는지, 김대중 정권 때는 50%대에서 구조화하고 있는지’를 설명할 수 없다. 더욱이 1960~70년대 비정규직 감소는 주로 비공식부문의 공식화 내지 제도화에 기인한 것이라면, 1980년대 이후 비정규직 증가는 노동시장 유연화와 맞물려 진행되고 있다는 점에서 질적인 차이가 있다.



따라서 비정규직 증가 원인을 규명할 필요가 생기는데, 지금까지 이와 관련해서 간헐적으로 제기되어 온 가설들을 노동시장(노동공급, 노동수요)과 행위주체(기업전략, 노사관계) 요인으로 구분하여 유형화하면 다음과 같다. 첫째, 노동공급 측면에 주목하는 ‘노동력의 인적구성 변화’ 가설이다. 기혼여성의 경제활동참가율이 증가하고, 청소년과 고령자의 노동시장 진입이 증가하면서, 임시직 등 비정규직을 선호하는 방향으로 노동력 구성이 변화했다는 것이다.

둘째, 노동수요 측면에 주목하여 세계화와 그에 따른 경쟁의 격화, 수요의 불확실성 증가를 강조하는 ‘경제환경 변화’ 가설이다. 국내외 시장에서 경쟁이 격화되고 수요의 불확실성이 증가하면서 비정규직 증가가 불가피한 현상으로 자리잡게 되었다는 것이다. 이러한 경제환경 변화 가설은 수요의 변동성과 불확실성으로부터 정규직을 보호하기 위해 비정규직을 사용한다는 ‘정규직 보호 완충장치’ 가설로 이어지고, 경제 결정론 내지 시장 만능론으로 귀결되기도 한다. 이밖에 기술구조와 제품수요의 변화로 제조업에서 서비스산업으로 고용이 이동했다는 ‘산업구조 변화’ 가설도 노동수요 측면에 주목하고 있는 점에서는 마찬가지이다.

임시일용직이다.(김유선, 2003) 더욱이 통계청 경제활동인구조사에서 임시일용직 통계가 시계열 분석이 가능한 유일한 자료이므로, 이 글에서는 편의상 비정규직과 동일한 의미로 사용한다.

21) Cappelli(1995)는 ‘최근 미국에서 고용관계 변화는 새로운 것이 아니라, 1900년대 초반 미국의 고용관행이 부활하고 있는 것이다’라 하고 있다.

셋째, 노동수요 측면에 주목하면서도 행위주체 요인을 강조하는 ‘인사관리전략 변화’ 가설이다. 국내외 시장에서 경쟁이 격화되고 수요의 불확실성이 증가하면서, 핵심 노동자층은 유지하되 전통적인 내부노동시장 외곽에 더 많은 노동자를 배치함으로써, 수량적 유연성을 제고하고 노동비용을 절감하는 방향으로 기업의 인사관리전략이 변화했다는 것이다. 정부의 노동시장 유연화 정책도 이러한 기업의 인사관리전략 변화 가설의 연장선에 있다.

넷째, 노사관계 그 가운데서도 노동조합의 저항력에 주목하는 ‘노사간 힘관계 변화’ 가설이다. 핵심 노동자층을 제한하고 비정규직을 확대하려는 기업의 전략은 기본적으로 노동조합의 목적과 배치된다. 따라서 최근 비정규직 증가는 전체 노동시장에서 노동의 힘이 약화된 데 기인한다는 것이다.(Golden, 1996)

이 글에서는 지금까지 연구에서 한 걸음 나아가 1980년대 이래 비정규직이 증가한 원인을 규명할 것을 목적으로, 지난 20년간 거시지표를 사용하여 노동시장(노동공급, 노동수요)과 행위주체(기업전략, 노사관계) 변수가 비정규직 증가에 미친 영향을 시계열 분석하고, 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화, 인사관리전략 변화, 노사간 힘관계 변화 등 6개 가설을 검증한다.²²⁾ 문제가 발생한 원인을 분명히 할 때만이 문제 해결은 한 걸음 앞당겨질 수 있기 때문이다.

II. 선행 연구 검토

지금까지 실증분석은 대부분 사업체조사 자료를 사용하여 기업의 비정규직 사용 결정요인을 횡단면 분석해 왔다. 이것은 다수의 연구가 기업이라는 노동수요 측면에서 비정규직 증가 원인을 찾는 데서 비롯된 것으로 해석된다. 그러나 횡단면 분석(사업체조사)에서 검증 가능한 가설은 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 인사관리전략 변화 3개 가설에 불과하고, 지금까지 연구는 주로 ‘정규직 보호 완충장치’ 가설을 검증하는데 초점을 맞추어 왔다. 사업체조사 분석결과를 살펴보면 Davis-Blake and Uzzi(1993)만 동 가설을 지지할 뿐, Montgomery(1988), Abraham and Taylor(1996), Houseman(2001), Gramm and Schnell(2001)은 동 가설을 기각하고 있다. 이에 비해 가구조사를 사용한 횡단면 분석은 노동공급측 요인인 성, 인종, 연령 등 인적자본 변수에 초점을 맞추므로써 결과적으로 인적구성 변화 가설을 채택한 뒤,²³⁾ 교육훈련 등 인적자본 개발을 정책대안으로 제시하곤 한다.

비정규직 증가 원인을 시계열 분석한 연구로는 Golden(1996), Laird and Williams(1996)가 있다. 이들은 ‘노조효과가 유의미한 (-)이고, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미한 영향을 미치고 있다’는 점에서 일관된 결과를 제시하고 있다. Golden(1996)은 이중노동시장론에 기초하여 모형을 설계한 뒤, 1982~92년을 분석대상 기간으로 하여 미국에서 임시직이 증가한 원인을 시계열 분석했다. 종속변수는 임시직비율, 설명변수는 인적구성(기혼여성, 고연령층, 저연령층), 노동수요(실업률, 미국달러가치), 수요변동성(산업생산지수 변동성, 계절더미), 인건비(기업복지비중), 노사관계(노조조직률)를 사용하여 분석한 결과, ‘기혼여성, 미국달러가치, 산업생산지수 변동성, 기업복지비중은 유의미한 (+), 고연령층, 저연령층, 실업률, 노조조직률은 유의미한 (-)’라 하여 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 노사간 힘관계 변화 가설을 지지하고 있다. 그러나 경

22) 물론 시계열 분석에서는 자료의 제약으로 기업의 인사관리전략을 변수로 사용하지 못 한다. 그러나 전두환·노태우·김영삼·김대중 정부로 시기를 구분하여 시계열 분석하는 과정에서 부수적으로 정부의 노동시장 유연화 정책과 기업의 인사관리전략 변화가 미친 효과를 분석할 수 있고, 인사관리전략 변화 가설 역시 검증이 가능하다.

23) 국내 선행 연구 가운데 안주엽(2001: 68)은 “비정규근로의 비중이 증가하고 있는 원인은 노동시장의 공급 측면보다는 수요 측면에서 쉽게 찾을 수 있다”라면서도 실제 분석은 노동수요측 변수는 통제하지 않은 채 노동공급 내지 인적자본 변수만 분석하고 있다.

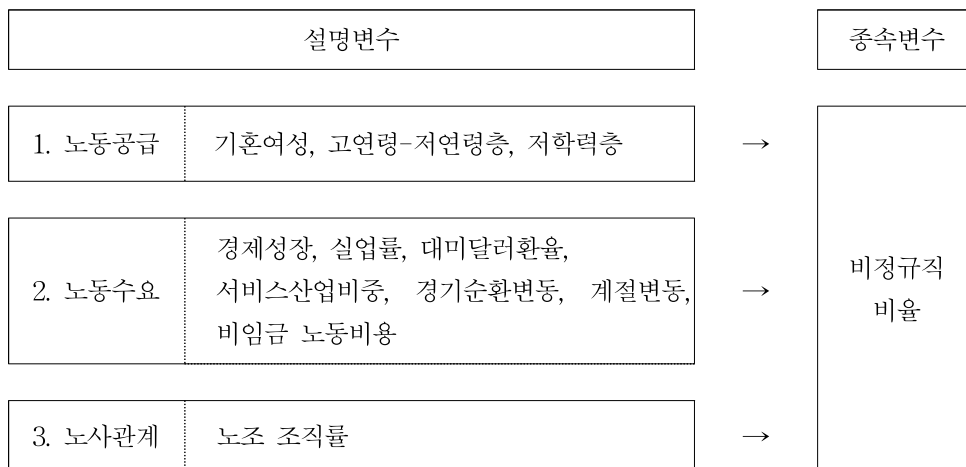
제 변수가 대부분 불안정한 시계열 자료임에도 단위근 검정을 거쳐 차분하지 않고 시계열 분석함으로써, 조정된 R^2 가 모두 0.99로 나오는 등 가성회귀의 오류를 범하고 있다.

이에 비해 Laird and Williams(1996)는 Golden(1996)과 분석대상 시기와 설명변수는 동일하면서도, 종속변수가 임시직증가율이고, 단위근 검정을 거쳐 1계 차분한 뒤 OLS 분석했다는 점에서 차이가 있다. 분석 결과 ‘기혼여성, 산업생산지수, 미국달러가치는 유의미한 (+), 노조조직률은 유의미한 (-), 산업생산지수 변동성, 기업복지비중, 고연령층, 저연령층은 유의미하지 않다’라 하여, 인적구성 변화, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지하고, 정규직 보호 완충장치 가설은 기각하고 있다.

III. 분석 모형

이 글에서 종속변수는 비정규직 비율, 설명변수는 노동공급(기혼여성, 고연령층, 저연령층, 저학력층), 노동수요(경제성장, 실업률, 대미달러환율, 서비스산업비중, 경기순환변동, 계절변동, 비임금 노동비용), 노사관계(노조조직률)를 사용한다. 계량분석은 OLS 모형을 사용하되, 자기상관이 있을 때는 GLS 모형을 사용한다. 분석 모형은 $y = X\beta + \varepsilon$, $\varepsilon \sim N(0, \Omega)$ 로 표현되며, y 는 종속변수, X 는 비정규직 비율 증감에 영향을 미치는 설명변수, β 는 회귀계수, ε 는 오차항을 의미한다.

[그림3] 분석 모형



IV. 자료와 변수

1. 종속변수

종속변수인 임시일용직 비중은 ‘(임시직+일용직)÷노동자수’로 계산했다. 통계청은 1963년 3월부터 1982년 6월까지의 매분기, 1982년 7월 이후는 매월 경제활동인구조사를 실시하고 있다. 이 글에서는 관측치를 최대화하기 위해 1982년 7월 이후 매월 경제활동인구조사 결과를 이용한다. 통계청 KOSIS는 1982년 7월 이후 월별 노동자수 자료는 제공하지만, 상용직, 임시직, 일용직을 구분한 종사상 지위별 자료는 1989년 1월 이후부터 제공하고 있다.²⁴⁾ 따라서 1982년 7월부터 1985년 12월까지 종사상 지위별 자료는 통계청 ‘경제활동인구연

24) 통계청은 2003년 2월부터 경제활동인구조사의 가중치를 달리 하여 1991년 이후 고용통계를 제공하고 있다. 노

보 1985'에서 구했고, 1986년 1월부터 1988년 12월까지의 경제활동인구조사 원자료에서 계산했으며, 1989년 1월 이후는 KOSIS 자료를 사용했다.

2. 설명변수

가. 노동공급

노동공급은 노동시장 내에서 교섭력이 취약해 비정규직 일자리를 수용하기 쉬운 계층인 기혼여성, 저연령층(24세 이하), 고연령층(55세 이상), 저학력층(중졸이하) 노동자 비율을 변수로 사용했다. 통계청의 KOSIS와 경제활동인구연보는 성별·연령별·학력별 취업자와 성별 노동자수 자료만 제공하고 있다. 따라서 기혼여성, 저연령층, 고연령층, 저학력층 노동자 비율은 경제활동인구조사 원자료(1983년 1월~2002년 11월)에서 계산했다.²⁵⁾

나. 노동수요

경제성장의 지표로 산업생산지수, 노동수요의 지표로 실업률, 세계화에 따른 경쟁 격화의 지표로 대미달러 환율을 사용하고, 산업구조 변화의 지표로 '(광공업 대비) 서비스산업 노동자 비율'을 사용했다. 산업생산지수, 실업률, 대미달러환율은 통계청 KOSIS에서 구했고, 산업생산지수와 대미달러환율은 로그값을 주어 사용했다. KOSIS와 경제활동인구연보는 산업별 취업자 자료만 제공할 뿐 산업별 노동자 자료는 제공하지 않고 있다. 따라서 서비스산업 노동자 비율은 경제활동인구조사 원자료에서 계산했다.

노동수요의 변동성은 산업생산지수 자료에서 경기순환변동과 계절변동을 계산하여 사용했다. 미국 상무성의 Census X12 방법을 사용하여 계절조정하면 '경기변동+계절변동+불규칙변동'으로 분해되므로, 계절변동은 곧바로 구할 수 있다. 그러나 경기변동은 '장기추세+경기순환변동'으로 분해되지 않는다. HP(Hodrick-Prescott) 필터를 사용하여 로그 노동자수를 필터링하면 '장기추세+변동성'으로 분해되므로, 경기순환변동은 Census X12 방법으로 계산한 경기변동에서, HP 필터를 사용하여 계산한 장기추세를 차감하여 계산했다. 산업생산지수는 통계청의 KOSIS에서 1982년 7월부터 2002년 12월까지 자료를 사용했다.

기업복지 등 비임금 노동비용 비중은 노동부 기업체노동비용조사(1982-2001년)를 이용했다. 1982년부터 1997년까지는 30인 이상 기업체, 1998년 이후는 10인 이상 기업체를 조사대상으로 하고 있어, 시계열의 연속성을 유지하기 위해 1998년 이후는 10-29인 기업체를 제외한 30인 이상 기업체 조사결과를 사용했다. 연 1회 월노동비용을 집계한 자료이므로, 당해연도 12개월에 동일한 수치를 적용했다.

다. 노사관계

노동조합 저항력의 지표로 노조 조직률을 사용했다. 노조 조직률은 Bain and Price(1980)에 따라 '조합원수÷(노동자수+실업자수)'로 계산했다. 흔히 '노조 조직률=조합원수÷노동자수'로 계산하지만, 이 때는 1998년처

동자, 임시직, 일용직 등 고용통계는 2003년 3월 KOSIS에 게재된 최근 자료를 사용했다.

25) 통계청이 가중치를 변경하면서 1991년 이후 노동자수는 최소 8만명, 최대 45만명, 평균 21만명(1.6%) 차이가 발생한다. 따라서 통계청의 가중치 변경에 따른 오차를 최소화하기 위해, 원자료에서 각 범주별로 노동자 비율을 계산하여 사용했다. 각 범주별로 노동자수를 구한 뒤 최근 KOSIS의 노동자수로 나누면 그만큼 오차가 커질 수 있기 때문이다.

럼 대량실업으로 노동조합의 저항력이 현저하게 감소하더라도, 노동자수가 조합원수보다 빠른 속도로 감소하면 노조 조직률이 증가하는 불일치가 발생한다. 조합원수, 노동자수, 실업자수는 KOSIS에서 구했다. 조합원수는 노동부가 매년 12월말 기준으로 조사하고 있어,²⁶⁾ 보간법으로 매월 조합원수를 계산한 뒤, 월별 (노동자수+실업자수)로 나누어 노조 조직률을 계산했다.

V. 단위근 검정

시계열 자료를 분석할 때는 분석대상 시계열 자료의 안정성(stationary) 여부를 판별하는 것이 중요하다. 따라서 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 이용하여 단위근 귀무가설을 검정했다.([표1] 참조) 단위근 검정 결과 경기순환변동과 계절변동을 제외한 모든 변수가 단위근을 갖는 불안정한(non-stationary) 시계열 자료로 추정된다.²⁷⁾ 따라서 경기순환변동과 계절변동 이외의 변수는 모두 1계 차분하여 분석한다.

[표1] 단위근 검정결과 (ADF 검정)

		절편없음			절편			절편+추세		
		내생 시차	검정 통계량	단위근 유무	내생 시차	검정 통계량	단위근 유무	내생 시차	검정 통계량	단위근 유무
종속변수	비정규직비율	2	1.002	○	2	-2.152	○	2	-1.976	○
노동공급	기혼여성	2	-1.83	○	2	-1.704	○	3	-3.232	○
	24세이하	0	-3.288	×	0	-0.790	○	0	-4.193	×
	55세이상	0	1.457	○	0	-1.353	○	2	-3.565	×
	중졸이하	2	-3.506	×	2	-1.985	○	2	-2.503	○
노동수요	산업생산지수	5	-5.656	○	5	-1.610	○	5	-2.235	○
	실업률	2	-1.129	○	2	-2.913	×	2	2.920	○
	대미달러환율	2	0.809	○	2	-1.051	○	1	-2.156	○
	3차산업/2차산업	1	3.425	○	1	0.640	○	0	-2.017	○
	경기순환변동	6	-4.173	×	6	-4.173	×	6	-4.176	×
	계절변동	14	-11.029	×	14	-11.043	×	14	-11.080	×
	비임금 노동비용	0	0.216	○	0	-1.225	○	0	-2.270	○
노사관계	노조조직률	1	-0.713	○	1	-0.690	○	1	-1.005	○

VI. 기술통계

1980년대 이래 한국 사회는 정치·경제·사회·문화적으로 커다란 변화를 경험해 왔고, 이러한 변화는 한국의 노동시장과 노사관계에 커다란 영향을 미쳐 왔다. 특히 전국민의 힘으로 대통령 직선제를 쟁취한 1987년 6월 항쟁과 7-9월 노동자 대투쟁, 12월 대통령 선거와 1988년 4월 국회의원 총선, 여소야대 국회 등은 대중투쟁의 활성화에 유리한 조건을 조성했고, 이에 따라 1987년 하반기부터 1988년 말까지는 ‘민주노조운동의 폭발적 대두기’(김유선, 1998)이자 ‘정치 사회적 격변과 노사관계 제도의 변화를 수반한 노사관계 패러다임 전환기’(김유선, 2001)로 평가되고 있다. 이밖에 1997년말 외환위기는 대량실업과 구조조정, 비정규직 50% 상회 등으로 한국의 노동시장과 노사관계에 커다란 영향을 미친 사건으로 평가된다.

26) 1987년부터 1989년까지는 6월 기준 조사 결과도 함께 이용했다.

27) 실업률과 경기순환변동, 계절변동은 절편이 없는 모형을 채택했고, 다른 변수는 모두 절편을 갖는 모형을 채택했다.

[표2]에서 기술통계를 살펴보면 1987~88년 격변기(1987년 6월~1988년 12월)에는 노조 조직률이 큰 폭으로 증가하고 비정규직 비율이 감소했다. 1997년말 외환위기를 전후한 시기(1997년 7월~1998년 8월)에는 산업생산이 큰 폭으로 감소하고, 실업률, 경기순환변동, 계절변동이 증가하는 등 지난 20년간 평균값과 상당한 차이를 보이고 있다. 따라서 1987~88년 격변기와 외환위기 전후를 통제하고 분석할 필요가 생기는데, 이들 두 시기를 통제하기 전과 후를 비교하면 기술통계에서 상당한 차이를 발견할 수 있다.

[표2] 기술통계

변수	모든 시기 1983:2-2001:12 N=227		87~88 격변기 (1987:6-1988:12) N=19		외환위기 전후 (1997:7-1998:8) N=14		87~88 격변기, 외환위기 제외 N=194	
	평균	편차	평균	편차	평균	편차	평균	편차
D(PIRREG _t)	0.0027	0.0282	-0.0035	0.0266	0.0024	0.0193	0.0033	0.0289
D(PMARFEM _t)	0.0006	0.0045	0.0003	0.0044	-0.0002	0.0039	0.0007	0.0046
D(POLD _t)	0.0003	0.0028	0.0002	0.0031	-0.0006	0.0041	0.0004	0.0026
D(PYOUNG _t)	-0.0007	0.0038	-0.0011	0.0032	-0.0016	0.0037	-0.0006	0.0039
D(PEDU1 _t)	-0.0013	0.0070	-0.0022	0.0086	-0.0037	0.0122	-0.0011	0.0063
D(LIPL _t)	0.0079	0.0578	0.0073	0.0656	-0.0124	0.0520	0.0094	0.0574
D(UR _t)	-0.0097	0.4696	-0.0158	0.3270	0.3571	0.5170	-0.0356	0.4688
D(LEXCHAN _t)	0.0025	0.0286	-0.0097	0.0081	0.0289	0.1002	0.0018	0.0144
D(PIND32 _t)	0.0065	0.0273	0.0012	0.0178	0.0189	0.0336	0.0061	0.0274
LIPLCC _t	0.0017	0.0392	0.0334	0.0125	-0.0530	0.0760	0.0026	0.0329
LIPLSC _t	0.0002	0.0381	0.0026	0.0295	-0.0046	0.0417	0.0003	0.0387
D(PLC2 _t)	0.0004	0.0121	0.0000	0.0000	0.0097	0.0363	-0.0002	0.0087
D(TUD _t)	-0.0001	0.0019	0.0032	0.0025	-0.0004	0.0013	-0.0004	0.0015

1987~88년 격변기와 1997년말 외환위기 전후를 통제하더라도, 지난 20년간 한국 사회는 전두환·노태우·김영삼·김대중 등 서로 성격을 달리하는 정치권력이 교체되어 왔고, 이러한 정치권력 교체는 노동시장과 노사관계에 커다란 영향을 미쳐 왔다. 따라서 역대 정권 별로 살펴볼 필요가 생기는데, 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다.([표3] 참조)

첫째, 비정규직 비율은 전두환 정권 때 가장 빠른 속도로 증가했고, 노태우 정권 때 감소했다. 흔히 김대중 정권 때 비정규직 비율이 급증한 것으로 인식하지만, 김대중 정권보다 김영삼 정권 때 더 빠른 속도로 증가했다. 노조 조직률은 전두환·노태우·김영삼 정권 때 감소하고, 김대중 정권 때 증가했다. 기혼여성과 고연령층은 계속 증가하고, 저연령층과 저학력층은 계속 감소했지만, 김대중 정권 때 저학력층 비중은 증가했다.

둘째, 노태우 정권을 저점으로 산업생산 증가율이 높아지고 있다. 실업률은 노태우 정권 때는 증가했지만, 전두환·김영삼·김대중 정권 때 감소했고, 김대중 정권 때 가장 큰 폭으로 감소했다. 대미달러환율은 김대중 정권 때 감소했고, 다른 정권 때는 증가했다. 서비스산업 비중은 노태우·김영삼 정권 때는 증가했지만, 김대중 정권 때 증가세가 둔화되고 있다. 경기순환변동과 계절변동은 김영삼 정권 이후 큰 폭으로 증가했다. 인건비 대비 비임금노동비용 비중은 노태우 정권 때만 증가했고, 이후 감소하고 있다.

[표3] 시기별 기술통계

	전두환 정권 (1983:2-1987:5)		노태우 정권 (1989:1-1993:2)		김영삼 정권 (1993:3-1997:6)		김대중 정권 (1998:9-2001:12)	
변수	평균	편차	평균	편차	평균	편차	평균	편차
D(PIRREG _t)	0.0096	0.0511	-0.0019	0.0165	0.0028	0.0107	0.0023	0.0118
D(PMARFEM _t)	0.0011	0.0063	0.0003	0.0038	0.0006	0.0032	0.0007	0.0043
D(POLD _t)	0.0003	0.0030	0.0003	0.0025	0.0006	0.0017	0.0002	0.0033
D(PYOUNG _t)	-0.0012	0.0044	-0.0006	0.0032	-0.0005	0.0030	-0.0001	0.0048
D(PEDU1 _t)	-0.0019	0.0088	-0.0019	0.0056	-0.0003	0.0041	0.0001	0.0056
D(LIPI _t)	0.0135	0.0522	0.0034	0.0603	0.0086	0.0592	0.0127	0.0593
D(UR _t)	-0.0519	0.7384	0.0160	0.3209	-0.0212	0.2190	-0.0975	0.4179
D(LEXCHAN _t)	0.0017	0.0069	0.0030	0.0053	0.0021	0.0099	-0.0001	0.0282
D(PIND32 _t)	-0.0011	0.0351	0.0100	0.0199	0.0132	0.0196	0.0015	0.0305
LIPL _{CCt}	-0.0010	0.0330	-0.0024	0.0183	0.0080	0.0206	0.0065	0.0534
LIPL _{SCt}	-0.0002	0.0387	-0.0022	0.0370	0.0016	0.0390	0.0024	0.0417
D(PLC2 _t)	-0.0011	0.0060	0.0020	0.0077	-0.0000	0.0069	-0.0022	0.0133
D(TUD _t)	-0.0005	0.0019	-0.0004	0.0016	-0.0006	0.0009	0.0001	0.0013

VII. 실증분석 결과

1. 1983-2001년²⁸⁾

[표4]는 1983년부터 2001년까지를 분석한 결과이고, [표5]는 1987~88년 격변기와 1997년말 외환위기 전후를 통제하고 분석한 결과이다. (모형1)은 12개 변수 모두 설명변수로 사용한 결과이고, (모형2)는 LR test를 사용하여 잉여 변수를 제거하고 유의미한 변수만 사용한 결과이다. [표4]와 [표5], (모형1)과 (모형2) 모두 동일한 설명력을 가지고 있음을 확인할 수 있다. [표4]에서는 산업생산이 유의미하지만, [표5]에서는 비임금노동비용이 유의미하다는 점만 차이가 날 뿐이다. [표5]에서 (모형2)를 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미하다. 모형의 설명력은 53.4%이고 노조 조직률은 계수값이 -8.03***으로, 시장외적 요인 즉 행위주체 요인이 미친 영향이 크다.

둘째, 노동공급에서는 저학력층만 유의미한 (+)이고, 기혼여성, 고연령층, 저연령층은 유의미하지 않다. 저학력층 비중이 증가하면 비정규직 비율이 증가한다. 그러나 지난 20년간 저학력층 비중은 감소했으므로, 노동공급은 비정규직 비율 감소요인으로 작용했다. 인적구성 변화 가설은 기각된다.

셋째, 노동수요에서 실업률과 비임금노동비용만 유의미한 (-)이고, 다른 변수는 모두 유의미하지 않다. 지난 20년 동안 실업률과 비임금노동비용 모두 감소했으므로, 노동수요는 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다. 실업률이 증가할 때 비정규직 비율이 감소하는 것은 경기침체 국면에서 고용조정이 손쉬운 비정규직부터 일자리를 상실하기 때문이고, 실업률이 하락할 때 비정규직 비율이 증가하는 것은 취약계층 일자리가 늘어나기 때문이다. 비임금노동비용 비중이 증가할 때 비정규직 비율이 감소하는 것은, 기업복지 등 비임금노동비용 증가에서 비정규직 증가 원인을 찾는 기존의 연구와 반대되는 결과이다. 이것은 비임금노동비용 비중 증가란 그만큼 좋은 일자리가 늘어나는 것을 의미하기 때문으로 해석된다. 대미달러환율, 서비스산업비중, 경기순환변동, 계절변동 모두 유의미하지 않으므로, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화 가설은 기각된다.

넷째, 노조 조직률은 유의미한 (-)이다. 즉 노조 조직률이 증가하면 비정규직 비율이 감소한다. 지난 20년

28) 노동부 ‘기업체 노동비용조사’에서 비임금노동비용과 ‘전국노동조합조직현황’에서 조합원수 통계가 2001년까지만 발표되었으므로, 분석대상 기간은 2001년까지로 제한된다.

간 노조 조직률 하락은 비정규직 증가요인으로 작용했고, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

이상을 종합하면 지난 20년간 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미한 영향을 미쳤다. 노동공급은 비정규직 비율 감소요인, 노동수요와 노조 조직률 하락은 증가요인으로 작용했다. 모형의 설명력은 53.4%이고 노조 조직률은 계수값이 -8.03***으로, 시장외적 요인 즉 행위주체가 미친 영향이 매우 크다. 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화 가설은 기각되고, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

[표4] 회귀분석 결과 (1983:2-2001:12, N=227)

		(모형1)	(모형2)	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0027	
C	상수	0.00 (0.00)	0.00 (0.00) *		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	1.09 (0.77)		0.0007	
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	-0.73 (1.15)		0.0004	
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	0.45 (0.50)		-0.0006	
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	0.94 (0.62)	0.97 (0.33) **	-0.0011	13.15***
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.05 (0.02)	0.04 (0.02) *	0.0094	2.67
D(UR _t)	실업률 변화	-0.02 (0.00) **	-0.02 (0.00) ***	-0.0356	19.71***
D(LEXCHAN _t)	대미달러환율 변화율	-0.00 (0.03)		0.0018	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.10 (0.07)		0.0061	
LIPI_CC _t	경기순환변동	-0.04 (0.03)		0.0026	
LIPI_SC _t	계절변동	-0.01 (0.05)		0.0003	
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	-0.00 (0.14)		-0.0002	
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-4.07 (1.51) **	-5.13 (1.36) ***	-0.0004	36.50***
모델 χ^2 (자유도)		182.47*** (12)	174.61*** (4)		
조정된 R ²		0.527	0.528		
LM test : NR ² (p값)		1.66 (0.20)	1.33 (0.25)		

주 : 1) ()안은 표준오차. *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 유의미.

2) Newey-West heteroskedasticity consistent covariance matrix로 계열상관과 이분산을 잡아준 결과임.

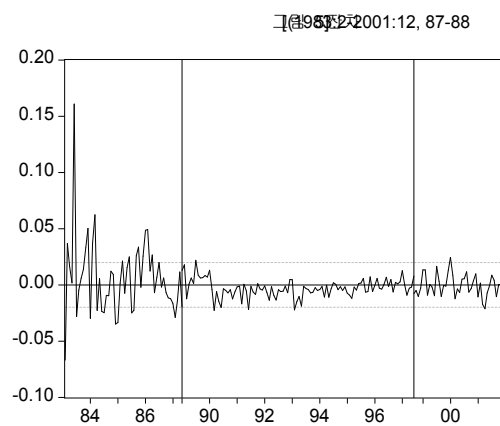
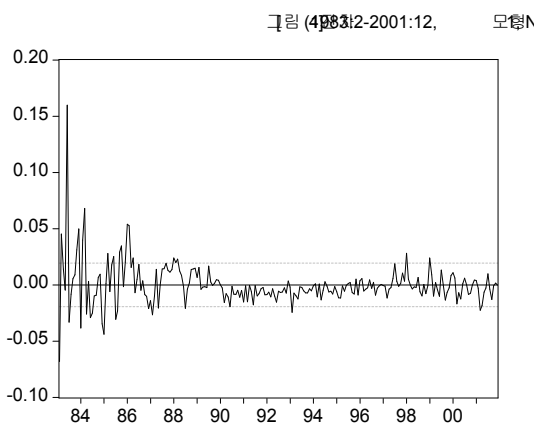
[표5] 회귀분석 결과 (1983:2-2001:12, 87-88과 외환위기 통제, N=194)

		(모형1)	(모형2)	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0033	
C	상수	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	0.80 (0.85)		0.0007	
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	-0.68 (1.19)		0.0004	
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	0.52 (0.59)		-0.0006	
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	0.91 (0.77)	0.86 (0.40) *	-0.0011	7.12**
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.03 (0.03)		0.0097	
D(UR _t)	실업률 변화	-0.02 (0.01) **	-0.02 (0.01) ***	-0.0382	21.19***
D(LEXCHAN _t)	대미달러환율 변화율	-0.05 (0.07)		0.0012	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.09 (0.08)		0.0062	
LIPI_CC _t	경기순환변동	-0.07 (0.04)		0.0038	
LIPI_SC _t	계절변동	-0.02 (0.07)		0.0009	
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	-0.31 (0.16)	-0.37 (0.16) *	-0.0002	4.93*
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-6.70 (2.26) **	-8.03 (1.99) ***	-0.0002	45.09***
모델 χ^2 (자유도)		157.58*** (12)	152.06*** (4)		
조정된 R ²		0.527	0.534		
LM test : NR ² (p값)		1.16 (0.28)	1.68 (0.20)		

주 : [표4]와 동일

2. 1989-2001년

[그림4]는 [표4]에서, [그림5]는 [표5]에서 (모형1)의 잔차를 그래프로 그린 것이다. ‘1987-88년 격변기와 1997년 말 외환위기 전후’를 통제할 때와 통제하지 않을 때 모두, 1980년대 초중반 전두환 정권 때는 잔차가 크고 이상치가 있지만, 1989년 이후는 잔차가 작다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 1980년대 초중반을 제외하고 1989년 이후를 분석할 필요가 생긴다.



[표6]은 1989년부터 2001년까지를 분석한 결과이고, [표7]은 외환위기 전후(1997년 7월~1998년 8월)를 통제하고 분석한 결과이다. [표6]과 [표7], (모형1)과 (모형2) 모두 동일한 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. [표7]에서 (모형2)를 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미한 영향을 미치고 있다. 모형의 설명력은 81.0%이고 노조

조직률은 계수값이 -1.66^* 으로, 1983년부터 2001년까지를 분석할 때보다 노동시장 요인이 미치는 영향이 크게 확대되었다.

둘째, 노동공급에서 기혼여성, 저연령층, 저학력층은 유의미한 (+)이고, 고연령층은 유의미하지 않다. 기혼여성, 저연령층, 저학력층이 증가하면 비정규직 비율이 증가한다. 그러나 지난 15년간 기혼여성은 증가했고, 저연령층과 저학력층은 감소했다. 따라서 기혼여성은 비정규직 비율 증가요인, 저연령층과 저학력층은 감소요인으로 작용했고, 전체적으로 노동공급은 비정규직 비율 감소요인으로 작용했다. 인적구성 변화 가설은 기각된다.

셋째, 노동수요에서 산업생산, 서비스산업비중은 유의미한 (+)이고, 실업률, 경기순환변동, 계절변동은 유의미한 (-)이며, 대미달러환율, 비임금노동비용은 유의미하지 않다. 지난 15년간 실업률은 감소하고, 산업생산, 서비스산업비중은 증가했으며, 경기순환변동, 계절변동은 평균값이 (+)이다. 따라서 산업생산, 서비스산업비중, 실업률은 비정규직 비율 증가요인, 경기순환변동, 계절변동은 감소요인으로 작용했고, 전체적으로 노동수요는 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다.

넷째, 서비스산업비중은 유의미한 (+)이고, 지난 15년간 서비스산업비중이 증가했으므로, 산업구조 변화 가설은 지지된다. 그러나 경쟁격화의 지표로 사용한 대미달러환율은 유의미하지 않고, 경기순환변동과 계절변동은 유의미한 (-)로 변동폭이 클수록 비정규직 비율이 감소한다. 따라서 경제환경 변화 가설과 정규직 보호 완충장치 가설은 기각된다.

다섯째, 노조 조직률은 유의미한 (-)이다. 노조 조직률이 증가하면 비정규직 비율이 감소한다. 지난 15년간 노조 조직률 하락은 비정규직 비율 증가요인으로 작용했고, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

이상을 종합하면 지난 15년 동안 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미한 영향을 미쳤다. 노동공급은 비정규직 비율 감소요인, 노동수요와 노조 조직률 하락은 증가요인으로 작용했다. 모형의 설명력은 81.0%이고 노조 조직률은 계수값이 -1.66^* 으로, 1983년부터를 분석대상 기간으로 할 때와 비교하면 노동시장 요인이 미치는 영향이 크게 확대되었다. 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치 가설은 기각되고, 산업구조 변화, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

[표6] 회귀분석 결과 (1989:1-2001:12, N=156)

		(모형1)	(모형2)	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0011	
C	상수	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	0.65 (0.26) *	0.69 (0.25) **	0.0004	7.77**
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	-0.53 (0.49)		0.0003	
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	0.87 (0.21) ***	0.90 (0.16) ***	-0.0005	35.17***
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	0.79 (0.19) ***	0.60 (0.15) ***	-0.0010	24.80***
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.02 (0.01) *	0.02 (0.01) *	0.0061	4.65*
D(UR _t)	실업률 변화	-0.01 (0.00) ***	-0.01 (0.00) ***	0.0051	26.04***
D(LEXCHAN _t)	대미달리환율 변화율	-0.01 (0.01)		0.0042	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.06 (0.03) *	0.06 (0.02) *	0.0097	7.51**
LIPI_CC _t	경기순환변동	-0.04 (0.02) **	-0.04 (0.02) *	-0.0012	4.58*
LIPI_SC _t	계절변동	-0.01 (0.02)		0.0000	
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	0.00 (0.06)		0.0009	
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-3.94 (0.65) ***	-3.72 (0.67) ***	-0.0004	32.26***
AR(1)		0.43 (0.08) ***	0.41 (0.08) ***		19.43***
모델 χ^2 (자유도)		279.52*** (12)	276.79*** (8)		
조정된 R ²		0.818	0.820		
LM test : NR ² (p값)		5.35 (0.07)	5.66 (0.06)		

주 : [표4]와 동일

[표7] 회귀분석 결과 (1989:1-2001:12, 87-88과 외환위기 통제, N=142)

		(모형1)	(모형2)	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0010	
C	상수	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	1.15 (0.27) ***	1.17 (0.27) ***	0.0005	23.90***
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	-0.59 (0.40)		0.0004	
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	1.30 (0.19) ***	1.36 (0.17) ***	-0.0004	47.38***
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	1.14 (0.12) ***	0.91 (0.12) ***	-0.0008	34.49***
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.04 (0.01) ***	0.04 (0.01) ***	0.0079	11.25***
D(UR _t)	실업률 변화	-0.01 (0.00) ***	-0.01 (0.00) ***	-0.0296	22.66***
D(LEXCHAN _t)	대미달리환율 변화율	-0.04 (0.04)		0.0018	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.11 (0.03) ***	0.09 (0.03) **	0.0088	14.39***
LIPI_CC _t	경기순환변동	-0.04 (0.01) *	-0.04 (0.01) *	0.0039	7.82**
LIPI_SC _t	계절변동	-0.04 (0.01) **	-0.03 (0.01) *	0.0005	3.16
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	-0.13 (0.08)		0.0000	
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-2.04 (0.58) ***	-1.66 (0.64) *	-0.0004	9.96**
모델 χ^2 (자유도)		256.65*** (12)	245.30*** (9)		
조정된 R ²		0.821	0.810		
LM test : NR ² (p값)		3.78 (0.05)	3.75 (0.05)		

주 : [표4]와 동일

3. 역대 정권 비교

(1) 전두환 정권

전두환 정권 때 노동정책은 초보적인 노동조합 결성권 조차 원천적으로 봉쇄하는 등 매우 폭압적이고 억

압적인 것이었다. 노동조합운동의 역량도 매우 취약했기 때문에 전두환 정권의 노동정책은 일방적으로 관철될 수 있었다. 그 결과 노조 조직률은 하락하고, 비정규직 비율은 다른 어느 시기보다 빠른 속도로 증가했다. 이 시기 특징을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 노동공급은 유의미하지 않고 노동수요와 노사관계만 유의미하다. 모형의 설명력이 노태우·김영삼·김대중 정권 때는 84~88%인데 전두환 정권 때는 61.9%로 다른 정권보다 크게 낮다. 더욱이 노조 조직률은 계수값이 -16.53***으로 다른 정권보다 크게 높다. 이것은 전두환 정권 때 비정규직이 빠른 속도로 증가한 것은 시장외적 요인 즉 행위주체 요인에 기인함을 말해준다.

둘째, 노동수요에서 실업률과 비임금노동비용만 유의미한 (-)이고, 다른 변수는 모두 유의미하지 않다. 전두환 정권 때 실업률과 비임금노동비용 모두 감소했다. 따라서 노동수요는 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다. 다른 변수는 모두 유의미하지 않으므로, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화 가설은 기각된다.

셋째, 노조 조직률은 유의미한 (-)이다. 노조 조직률이 하락하면 비정규직 비율은 증가한다. 따라서 전두환 정권 때 노조 조직률 하락은 비정규직 증가요인으로 작용했고, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

이상을 종합하면 전두환 정권 때는 노동공급은 유의미한 영향을 미치지 못 했고, 노동수요와 노조 조직률 하락은 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다. 모형의 설명력은 61.9%이고 노조 조직률은 계수값이 -16.53***으로, 시장외적 요인 즉 행위주체가 미친 영향이 매우 컸다. 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화 가설은 기각되고, 노사간 힘관계 변화 가설만 지지된다.

[표8] 회귀분석 결과 (전두환 정권, 1983:2-1987:5, N=52)

		(모형1) OLS	(모형2) OLS	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0096	
C	상수	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	0.13 (1.12)		0.0011	
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	2.58 (2.58)		0.0003	
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	0.08 (0.98)		-0.0012	
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	-0.91 (1.66)		-0.0019	
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.05 (0.11)		0.0135	
D(UR _t)	실업률 변화	-0.02 (0.01)	-0.03 (0.01) ***	-0.0519	16.12***
D(LEXCHAN _t)	대미달러환율 변화율	-0.31 (0.83)		0.0017	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	-0.02 (0.25)		-0.0011	
LIPI_CC _t	경기순환변동	-0.22 (0.13)		-0.0010	
LIPI_SC _t	계절변동	0.24 (0.26)		-0.0002	
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	-1.43 (0.45) **	-1.75 (0.49) ***	-0.0011	5.90*
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-17.42 (6.96) *	-16.53 (2.95) ***	-0.0005	32.57***
모델 χ^2 (자유도)		56.92*** (12)	59.13*** (3)		
조정된 R ²		0.562	0.619		
LM test : NR ² (p값)		1.15 (0.28)	0.64 (0.42)		

주 : [표4]와 동일

(2) 노태우 정권

1998년 3월 집권한 노태우 정권은, 집권 초기에는 민주화의 열기와 노동운동의 폭발적 전개로 노동운동 탄압에 나서지 못 했다. 그러나 1989년 1월 2일 풍산금속 경찰병력 투입을 시작으로 노동운동에 대한 전면적

인 탄압을 시작했다. 그 결과 1989년부터 1992년까지 노동현장은 파업과 공권력 투입, 구속과 해고가 일상적으로 반복되는 격전지가 되었다. 1988년 한 해 동안 구속 노동자는 80명이었지만 1989년에는 611명으로 8배 증가했고, 1990년에는 492명, 1991년에는 515명, 1992년에는 275명으로, 1989년부터 1992년까지 4년 동안 구속 노동자는 1,893명에 이르렀다. 이에 따라 노태우 정권이 집권한 1989~1992년은 정권과 자본의 혹독한 탄압 속에 민주노조 운동을 지켜낸 시련기이자 사수기로 평가된다.(김유선, 1998) 이 시기는 비정규직 비율이 감소한 유일한 시기이기도 한데, 그 특징을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 노동공급과 노동수요는 유의미하지만, 노사관계는 유의미하지 않다. 모형의 설명력은 88.4%로, 노태우 정권 때 비정규직 비율 감소는 주로 노동시장 요인에 기인했고, 행위주체 요인이 미친 영향은 크지 않다.

둘째, 노동공급에서 기혼여성, 저연령층, 저학력층은 유의미한 (+)이고 고연령층은 유의미하지 않다. 노태우 정권 때 기혼여성은 증가하고, 저연령층과 저학력층은 빠른 속도로 감소했다. 따라서 기혼여성은 비정규직 비율 증가요인, 저연령층과 저학력층은 감소요인으로 작용했고, 전체적으로 노동공급은 비정규직 비율 감소요인으로 작용했다. 인적구성 변화 가설은 기각된다.

셋째, 노동수요에서 산업생산, 서비스산업비중은 유의미한 (+)이고, 경기순환변동, 비임금노동비용은 유의미한 (-)이며, 대미달러환율, 실업률, 계절변동은 유의미하지 않다. 노태우 정권 때 산업생산, 서비스산업비중, 비임금노동비용은 증가했고, 경기순환변동은 평균값이 (-)이다. 따라서 산업생산, 서비스산업비중, 경기순환변동은 비정규직 비율 증가요인, 비임금노동비용은 감소요인으로 작용했고, 전체적으로 노동수요는 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다.

넷째, 서비스산업비중은 유의미한 (+)이고, 노태우 정권 때 서비스산업비중은 증가했다. 따라서 산업구조 변화 가설은 지지된다. 그러나 경쟁격화의 지표로 사용한 대미달러환율은 유의미하지 않고, 경기순환변동은 유의미한 (-)로 경기변동폭이 클수록 비정규직이 감소하며, 계절변동은 유의미하지 않다. 따라서 경제환경 변화 가설과 정규직 보호 완충장치 가설은 기각된다.

다섯째, 노조 조직률은 계수값의 부호는 (-)이지만 통계적으로 유의미하지 않다. 이것은 (1) 당시 비정규직 비율이 감소하고 있었고, (2) 정부가 노동시장 유연화 정책을 추진하기 이전이며, (3) 대다수 기업에게 시장형 인사관리제도란 생소한 개념이었기 때문에, 노동조합이 이에 저항할 필요성을 못 느낀데서 비롯된 것으로 해석된다.

이상을 종합하면 노태우 정권 때는 노동공급과 노동수요만 유의미한 영향을 미쳤고, 노사관계는 유의미하지 않다. 노동공급은 비정규직 비율 감소요인, 노동수요는 증가요인으로 작용했다. 모형의 설명력은 88.4%로 이 시기 비정규직 감소는 노동시장 요인에 주로 기인한다. 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 노사간 힘관계 변화 가설은 기각되고, 산업구조 변화 가설만 지지된다.

[표9] 회귀분석 결과 (노태우 정권, 1989:1-1993:2, N=50)

		(모형1) OLS	(모형2) OLS	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			-0.0019	
C	상수	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	1.57 (0.38) ***	1.76 (0.38) ***	0.0003	25.05***
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	0.78 (0.74)	1.02 (0.60)	0.0003	2.90
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	1.40 (0.33) ***	1.26 (0.17) ***	-0.0006	17.66***
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	0.85 (0.37) *	0.69 (0.26) *	-0.0019	7.29***
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.07 (0.02) **	0.08 (0.02) ***	0.0034	22.50**
D(UR _t)	실업률 변화	0.00 (0.00)		0.0160	
D(LEXCHAN _t)	대미달러환율 변화율	-0.14 (0.14)		0.0030	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.15 (0.07)	0.15 (0.06) **	0.0100	8.60**
LIPI_CC _t	경기순환변동	-0.11 (0.04) **	-0.11 (0.04) **	-0.0024	6.91**
LIPI_SC _t	계절변동	-0.02 (0.04)		-0.0022	
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	-0.28 (0.05) ***	-0.27 (0.06) ***	0.0020	5.07*
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-1.03 (0.69)		-0.0004	
모델 χ^2 (자유도)		120.17*** (12)	116.53*** (8)		
조정된 R ²		0.880	0.884		
LM test : NR ² (p값)		0.37 (0.54)	1.80 (0.18)		

주 : [표4]와 동일

(3) 김영삼 정권

김영삼 정권은 출범 직후 국제화, 세계화를 국정 기조로 설정했고, 노동시장 유연화를 제1의 노동시장 정책 과제로 추진했으며, 출범한지 1년 남짓 지난 1994년 5월부터 비정규직 비율이 증가하기 시작했다. 이 시기 특징을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미하다. 모형의 설명력은 87.5%로 노태우 정권보다 조금 낮아졌고, 노조 조직률은 계수값이 -2.92**로 노사관계가 미치는 영향이 확대되었다. 따라서 행위주체 요인이 미치는 영향이 노태우 정권 때보다 강화되었음을 알 수 있다.

둘째, 노동공급에서 기혼여성, 저연령층, 저학력층은 유의미한 (+)이고, 고연령층은 유의미하지 않다. 김영삼 정권 때 기혼여성은 증가하고, 저연령층과 저학력층은 감소했다. 따라서 기혼여성은 비정규직 비율 증가 요인, 저연령층과 저학력층은 감소요인으로 작용했고, 전체적으로 노동공급은 비정규직 비율 감소요인으로 작용했다. 인적구성 변화 가설은 기각된다.

셋째, 노동수요에서 서비스산업비중은 유의미한 (+)이고, 실업률과 비임금노동비용은 유의미한 (-)이며, 다른 변수는 유의미하지 않다. 김영삼 정권 때 서비스산업비중은 증가했고, 실업률과 비임금노동비용 비중은 감소했다. 따라서 노동수요측 요인은 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다.

넷째, 서비스산업비중은 유의미한 (+)이고, 김영삼 정권 때 서비스산업비중은 증가했으므로, 산업구조 변화 가설은 지지된다. 그러나 대미달러환율, 경기순환변동, 계절변동은 모두 유의미하지 않으므로, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치 가설은 기각된다.

다섯째, 노조 조직률은 유의미한 (-)이다. 따라서 김영삼 정권 때 노조 조직률 하락은 비정규직 비율 증가 요인으로 작용했고, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

이상을 종합하면 김영삼 정권 때는 행위주체 요인이 비정규직 증가에 미치는 영향이 노태우 정권 때보다 확대되었다. 노동공급은 비정규직 비율 감소요인으로 작용했고, 노동수요와 노조 조직률 하락은 증가요인으로 작용했다. 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치 가설은 기각되고, 산업구조 변화, 노사간

힘관계 변화 가설은 지지된다.

[표10] 회귀분석 결과 (김영삼 정권, 1993:3-1997:6, N=52)

		(모형1) OLS	(모형2) OLS	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0028	
C	상수	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	0.67 (0.37)	0.67 (0.33) *	0.0006	5.45*
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	-0.03 (0.48)		0.0006	
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	0.89 (0.29) **	0.83 (0.24) **	-0.0005	14.18***
D(PEDU _{1t})	저학력층 비율 변화	1.18 (0.21) ***	1.16 (0.14) ***	-0.0003	37.14***
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.00 (0.02)		0.0086	
D(LEXCHAN _t)	대미달러환율 변화율	0.01 (0.05)		0.0021	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.11 (0.04) **	0.10 (0.03) **	0.0132	12.21***
D(UR _t)	실업률 변화	-0.02 (0.00) ***	-0.01 (0.00) ***	-0.0212	25.02***
LIPLCC _t	경기순환변동	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)	0.0080	1.98
LIPLSC _t	계절변동	-0.02 (0.02)		0.0016	
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	-0.10 (0.04) *	-0.10 (0.03) ***	-0.0000	2.02
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-2.92 (1.27) *	-2.92 (0.87) **	-0.0006	11.07***
모델 χ^2 (자유도)		117.79*** (12)	117.06*** (8)		
조정된 R ²		0.864	0.875		
LM test : NR ² (p값)		1.87(0.17)	1.81(0.18)		

주 : [표4]와 동일

(4) 김대중 정권

외환위기 직후 출범한 김대중 정권은 김영삼 정권에 이어 노동시장 유연화를 노동정책 제1의 과제로 추진했다. 초기는 대량실업과 구조조정, 후기는 비정규직 문제가 대두한 시기이기도 한다. 그러나 외환위기 전후를 통제하면 김영삼 정권 때보다 비정규직 비율 증가세가 둔화되고 있다. 이것은 비정규직 비율이 증가할 만큼 증가한데서 비롯된 것으로 해석할 수도 있지만, 지금까지 일반적으로 인식되던 것과 상당한 차이가 있다. 이 시기 특징을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 노동공급, 노동수요, 노사관계 모두 유의미하다. 모형의 설명력은 84.7%로 노태우·김영삼 정권 때보다 소폭 낮아졌고, 노조 조직률은 계수값이 -5.44***로 노조효과가 크게 높아졌으며, 이전에는 존재하지 않던 자기상관이 증가 요인으로 자리잡고 있다. 즉 김대중 정권 때는 노동시장 요인 이외에 행위주체 요인이 미치는 영향이 강화되었다.

둘째, 노동공급에서 고연령층은 유의미한 (-)이고, 저연령층과 저학력층은 유의미한 (+)이며, 기혼여성은 유의미하지 않다. 김대중 정권 때 고연령층과 저학력층은 증가하고, 저연령층은 감소했다. 따라서 고연령층 증가와 저연령층 감소는 비정규직 비율 감소요인으로 작용했고, 저학력층 증가는 증가요인으로 작용했으며, 노동공급 전체로는 감소요인으로 작용했다. 인적구성 변화 가설은 기각된다.

셋째, 노동수요에서 산업생산은 유의미한 (+)이고, 실업률, 경기순환변동, 계절변동은 유의미한 (-)이며, 다른 변수는 모두 유의미하지 않다. 김대중 정권 때 실업률은 하락하고, 산업생산은 증가했으며, 경기순환변동과 계절변동은 평균값이 (+)이다. 따라서 산업생산과 실업률은 비정규직 비율 증가요인으로 작용했고, 경기순환변동과 계절변동은 감소요인으로 작용했으며, 노동수요 전체로는 비정규직 비율 증가요인으로 작용했다.

넷째, 노동수요 변동성(경기순환변동, 계절변동)은 유의미한 (-)이다. 이것은 ‘노동수요 변동성이 클수록 비

정규직 비율이 증가한다'고 가정하는 경제환경 변화 가설, 정규직 보호 완충장치 가설과 상반된 결과이다. 이 밖에 대미달러환율과 서비스산업비중 모두 유의미하지 않으므로, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업 구조 변화 가설 모두 기각된다.

다섯째, 노조 조직률은 계수값이 -5.44***로 노조효과가 크게 높아졌다. 노조 조직률이 증가하면 비정규직 비율이 감소한다. 따라서 김대중 정권 때 노조 조직률 증가는 비정규직 비율 감소요인으로 작용했다. 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

여섯째, 다른 시기에는 존재하지 않던 자기상관이 증가 요인으로 자리잡고 있다. 이것은 김영삼 정권 때부터 추진해 온 정부의 노동시장 유연화 정책과, 외환위기를 거치면서 확산된 기업의 시장형 인사관리전략이, 기업의 고용관행으로 자리잡았음을 의미한다. 인사관리전략 변화 가설은 지지된다.

이상을 종합하면 김대중 정권 때는 노동시장 요인 이외에 행위주체 요인이 미치는 영향이 강화되었다. 노동공급과 노조 조직률 증가는 비정규직 비율 감소요인으로 작용했고, 노동수요와 자기상관(고용관행)은 증가 요인으로 작용했다. 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화 가설은 기각되고 인사관리전략 변화, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다.

[표11] 회귀분석 결과 (김대중 정권, 1998:9-2001:12, N=40)

		(모형1) GLS	(모형2) GLS	평균값	χ^2
D(PIRREG _t)	비정규직 비율 변화			0.0023	
C	상수	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)		
D(PMARFEM _t)	기혼여성 비율 변화	0.08 (0.22)		0.0007	
D(POLD _t)	고령층 비율 변화	-1.92 (0.72) *	-1.60 (0.68) *	0.0002	6.05*
D(PYOUNG _t)	저연령층 비율 변화	0.51 (0.29)	0.50 (0.25)	-0.0001	4.49*
D(PEDU1 _t)	저학력층 비율 변화	1.33 (0.51) *	1.19 (0.50) *	0.0001	6.86**
D(LIPI _t)	산업생산지수 변화율	0.03 (0.01) *	0.03 (0.01) *	0.0127	2.79
D(LEXCHAN _t)	대미달러환율 변화율	0.02 (0.04)		-0.0001	
D(PIND32 _t)	3차/2차산업 변화	0.02 (0.03)		0.0015	
D(UR _t)	실업률 변화	-0.01 (0.00) ***	-0.01 (0.00) ***	-0.0975	15.13***
LIPL_CC _t	경기순환변동	-0.06 (0.03) *	-0.06 (0.02) *	0.0065	5.88*
LIPL_SC _t	계절변동	-0.06 (0.03)	-0.06 (0.03) *	0.0024	7.33**
D(PLC2 _t)	비노동임금비용 변화	0.02 (0.06)		-0.0022	
D(TUD _t)	노조조직률 변화	-5.11 (0.75) ***	-5.44 (0.74) ***	0.0001	37.19***
AR(1)		0.40 (0.20)	0.38 (0.19)		6.09*
모델 χ^2 (자유도)		87.43*** (12)	85.56*** (8)		
조정된 R ²		0.831	0.847		
LM test : NR ² (p값)		1.24(0.27)	0.89(0.35)		

주 : [표4]와 동일

VIII. 맺는 말

지금까지 분석 결과를 요약하면서 함의를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 1980년대 이래 비정규직 비율은 단선적으로 증가한 것이 아니라, 전두환 정권 때 증가하고, 노태우 정권 때 감소했으며, 김영삼 정권 때부터 다시 증가하기 시작했다. 흔히 김대중 정권 때 비정규직 비율이 급증한 것으로 인식하지만, 1987~88년 격변기와 외환위기 전후를 통제하면 전두환(0.0096)>김영삼(0.0028)>김대중(0.0023)>노태우(-0.0019)로, 전두환 정권 때 가장 빠른 속도로 증가했고, 김대중 정권보다 김영삼 정권 때 더 빠른 속도로 증가했다.

둘째, 모형의 설명력은 전두환 정권 61.9%, 노태우 정권 88.4%, 김영삼 정권 87.5%, 김대중 정권 84.7%이

고, 노조 조직률의 계수값은 전두환 정권 -16.53^{***} , 노태우 정권 -1.03 , 김영삼 정권 -2.92^{**} , 김대중 정권 -5.44^{***} 이다. 이것은 (1) 전두환 정권 때는 시장외적 요인 즉 행위주체 요인이 미치는 영향이 매우 컸지만, 노태우 정권 이후로는 노동시장 요인이 미치는 영향이 확대되었고, (2) 김영삼 정권 때부터 노동시장 유연화 정책이 추진되고, 외환위기 이후 기업의 시장형 인사관리전략이 확산되었으며, 이에 대한 노동조합의 저항이 강화되면서, 점차 행위주체 요인이 미치는 영향이 커지고 있음을 말해준다.

셋째, 1980년대 이래 노동공급은 비정규직 비율 감소요인, 노동수요는 증가요인으로 작용했다. 전두환·노태우·김영삼·김대중 정권으로 시기를 구분하더라도 마찬가지이다. 여기서 노동공급이 비정규직 비율 감소요인으로 작용한 것은, 노동자들의 학력 수준 향상에 따른 비정규직 비율 감소요인이 기혼여성의 경제활동참가 확대에 따른 증가요인을 상회했기 때문이다. 이에 비해 노사관계는, 노조 조직률이 하락한 전두환·김영삼 정권 때는 비정규직 비율 증가요인으로 작용했고, 노조 조직률이 증가한 김대중 정권 때는 감소요인으로 작용했다. 따라서 지난 20년간 비정규직 비율이 증감을 거듭한 것은 노사관계 등 행위주체 요인에 기인하는 바가 크며, 김대중 정권 때 증가세가 둔화된 것도 노조 조직률 증가에 기인하는 바가 크다고 결론지을 수 있다.

넷째, 1983~2001년 비정규직 비율 증가 원인을 회귀분석하면, 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치, 산업구조 변화 가설은 기각되고, 노사간 힘관계 변화 가설은 지지된다. 역대 정권별로 살펴 보더라도 인적구성 변화, 경제환경 변화, 정규직 보호 완충장치 가설은 일관되게 기각된다. 이에 비해 노사간 힘관계 변화 가설은 노태우 정권을 제외하면 모두 지지된다. 산업구조 변화 가설은 전두환·김대중 정권 때는 기각되고 노태우·김영삼 정권 때는 지지된다.

다섯째, 다른 시기에는 존재하지 않던 자기상관이 김대중 정권 때 비정규직 비율 증가요인으로 자리잡고 있음에 주목할 필요가 있다.²⁹⁾ 이것은 김영삼 정권 때부터 추진해 온 노동시장 유연화 정책과, 외환위기를 거치면서 확산된 기업의 시장형 인사관리전략이, 외환위기 이후 기업의 고용관행으로 자리잡았음을 의미한다. 따라서 인사관리전략 변화 가설은 지지된다.

[표12] 시계열 분석 결과 요약

29) 이효수(2002)는 통계청의 경제활동인구조사에서 1996년 3사분기부터 2000년 3사분기 사이 비정규직(임시일용직) 비중 증가분 8.69%를 요인분해 한 결과, 'IMF 구제금융 이후 비정규직 증가는 고용관리관행의 변화 즉 수량적 유연화 효과에 주로 기인한다. 비정규직 비중 증가분 8.69% 가운데 노동수요구조 변화효과는 0.56%, 노동공급구조 변화효과는 -0.10%, 고용관리관행 변화효과는 8.22%로서, 비정규직 증가분의 94.6%가 고용관리 관행의 변화에 의한 것이다'라고 결론짓고 있다.

		83년- N=194	89년- N=142	전두환 N=52	노태우 N=50	김영삼 N=52	김대중 N=40
비정규직비율 증가		0.0033	0.0010	0.0096	-0.0019	0.0028	0.0023
모형의 설명력		0.534	0.810	0.619	0.884	0.875	0.847
노조 조직률		-8.03***	-1.66*	-16.53***	-1.03	-2.92**	-5.44***
변수	노동공급	-	-		- > +	- > +	- > +
	노동수요	+	+ > -	+	+ > -	+	+ > -
	노사관계	+	+	+		+	-
	고용관행						+
가설	인적구성변화	×	×	×	×	×	×
	경제환경변화	×	×	×	×	×	×
	정규직보호완충장치	×	×	×	×	×	×
	산업구조변화	×	○	×	○	○	×
	인사관리전략변화						○
	노사간힘관계변화	○	○	○	×	○	○

여섯째, 이 글에서는 자료의 제약으로 2001년 12월까지를 분석대상으로 삼았다. 장기추세를 기준으로 살펴보면 비정규직 비율은 2001년 1월(51.7%)을 정점으로 완만한 감소세로 돌아서고 있다. 그러나 감소폭이 매우 미약해 2003년 1월(51.1%)에도 여전히 51%대에 머무르고 있다. 앞으로 공무원 노조 합법화 등으로 노조 조직률이 증가할 전망이다 바, 다른 조건에 변화가 없다면 지금보다 비정규직 비율은 소폭 감소할 것이다. 그러나 1989년 말에도 노조 조직률이 17%대에 불과했음을 감안하면, 현행 노사관계 제도를 개선하지 않는 한 노조 조직률이 큰 폭으로 개선되기는 어려울 것이다. 더욱이 김대중 정권 때 비정규직 사용이 기업의 고용관행으로 자리잡았음을 감안하면, 법제도 개선 등을 통해 기업의 고용관행을 개선하지 않는 한 비정규직 비율은 50% 안팎에서 구조화 될 것으로 전망된다. 비정규직 남용을 근절하기 위해서는 노조 조직률을 제고하기 위한 노력과 함께, 기업의 고용관행과 현행 노사관계 제도를 개혁하기 위한 법제도 개선이 요구된다 하겠다.

일곱째, 연구방법론에서 이 논문은 ‘노동시장과 노사관계 등 행위주체는 서로 밀접한 영향을 미치고 있다’는 점에 착안하여, 노동시장과 행위주체 요인을 변수로 설계하고 분석했다. 분석결과 ‘노동시장과 행위주체 모두 유의미하며, 때로는 행위주체 요인이 노동시장보다 더 큰 설명력을 갖는다’는 사실을 확인할 수 있었다. 이것은 지금까지 노동시장 분석이 간과해 온 것으로, 노동시장과 관련된 다른 주제(실업, 임금 등)를 다룰 때도 동일하게 적용 가능한 바, 양적 분석에서 자칫 빠지기 쉬운 경제적 결정론 내지 시장 만능론에서 벗어날 수 있는 단초를 마련했다.

참고문헌

- 김유선. 1998. 『노동조합운동의 현황과 과제』. 한국노동연구원.
- 김유선. 2001. “한국의 노동조합 조합원수 증감요인 분석”. 『사회경제평론』 16호: 287-312.
- 김유선. 2003. “비정규직 규모와 실태 : 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2002.8) 결과”. 『노동사회』 72호: 167-184.
- 노동부. 『기업체노동비용조사보고서』. 각년도.
- 노동부. 『전국노동조합조직현황』. 각년도.
- 안주엽. 2001. “정규근로와 비정규근로의 임금격차.” 『노동경제논집』 24권 1호: 67-96.
- 이효수. 2002. “노동시장 환경변화와 노동시장의 구조변동.” 『경제학연구』 50집 1호:243-74.
- 통계청. KOSIS.
- 통계청. 경제활동인구조사 원자료.

통계청. 『경제활동인구연보』. 각년도.

Abraham, Katharine G. and Susan K. Taylor. 1996. "Firms' Use of Outside Contractors : Theory and Evidence." *Journal of Labor Economics* 14(3):394-424.

Bain and Price. 1980. *Profiles of Union Growth : A Comparative Statistical Portrait of Eight Countries*. Oxford: Blackwell.

Cappelli, Peter. 1995. "Rethinking Employment." *British Journal of Industrial Relations* 33(4):563-602.

Davis-Brake, Alison and Brian Uzzi. 1993. "Determinants of Employment Externalization : A Study of Temporary Workers and Independent Contractors." *Administrative Science Quarterly* 38:195-223.

Golden, Lonnie. 1996. "The Expansion of Temporary Help Employment in the US, 1982-1992 : a Test of Alternative Economic Explanations." *Applied Economics* 28:1127-41.

Gramm, Cynthia L. and John F. Schnell. 2001. "The Use of Flexible Staffing Arrangemens in Core Production Jobs." *Industrial and Labor Relations Review* 54(2):245-58.

Houseman, Susan N. 2001. "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements : Evidence From an Establishment Survey." *Industrial and Labor Relations Review* 55(1):149-70.

Laird, Karylee and Nicolas Williams. 1996. "Employment Growth in the Temporary Help Supply Industry." *Journal of Labor Research* XVII(4):663-81.

Montgomery, Mark. 1988. "On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers." *The Review of Economics and Statistics* 70(1):112-17.

제6장 외환위기 이후 노동시장 구조변화

1. 머리말

1993년 2월 출범한 김영삼 정부는 국정지표로 ‘세계화’를 제시했고, 노동정책 제1의 과제로 ‘노동시장 유연화’를 추진했다. 외환위기 직후인 1998년 2월 출범한 김대중 정부는 ‘평생직장에서 평생고용으로’를 슬로건으로, 기업 구조조정과 노동시장 유연화를 강도 높게 추진했다. 그 결과 한국의 노동시장은 비정규직이 전체 노동자의 절반을 넘어서고, 노동시장의 수량적 유연성과 임금소득 불평등이 극단으로 치닫고 있다.

2003년 2월 출범한 노무현 정부 하에서도 이러한 노동정책 기조는 크게 달라지지 않은 채, ‘한국의 노동시장은 경직적이다. 더 많은 노동시장 유연화가 필요하다’는 주장이 여전히 지배적 담론으로 자리잡고 있다. 이에 따라 2002년 12월 대통령 선거 때 노동부문 최대 공약이었던 ‘비정규직 남용 규제와 보호’는 뒷전으로 내밀리고, 지난 한 해 동안 임금소득 불평등은 빠른 속도로 확대되었으며, 작년 10월에는 근로복지공단 비정규직 노조의 이용석 광주전남 본부장이 ‘비정규직 차별 철폐’를 요구하며 분신자살하고, 금년 2월에는 현대중공업 사내하청 노조의 박일수 조합원이 ‘비정규직 차별 실태’를 고발하며 분신자살 하는 등 극한 사태마저 잇달고 있다.

그러나 지난 10여 년 동안 ‘노동시장 유연화’가 지배적 담론으로 애기되고, ‘노동시장이 매우 경직적이다’는 전제 아래 정부가 노동정책 제1의 과제로 ‘노동시장 유연화’를 추진해 왔음에도, 정작 이를 뒷받침할 만한 실증분석 결과는 제시된 적이 없다. OECD(1999)의 ‘고용보호법제 경직성 지표’에서 ‘26개국 중 한국 17위’가 사실상 유일한 근거라 할 수 있다. 그러나 OECD의 ‘고용보호법제 경직성 지표’는 해고 관련 법제를 척도화 하여 비교한 것으로, 경제학적 의미에서 노동시장 유연성을 추정한 것으로 볼 수 없다. 남녀고용평등법이 동일가치노동 동일임금을 규정하고 있지만 거의 지켜지지 않는데서 알 수 있듯이 법률과 현실 사이에는 괴리가 있기 마련이며, 한국에서는 근로기준법이 사실상 최고(또는 표준)기준으로 작용하지만 유럽에서는 단체협약으로 노동시장을 규율하기 때문에 해고 관련 법제를 단순 비교하는 것은 부적절하다. 더욱이 OECD의 ‘고용보호법제 경직성 지표’는 한국의 퇴직금을 해고수당으로 계산하는 등 척도에 문제가 있다.

작년 2월 미국의 포브스(Forbes)지는 ‘한국의 노동시장 유연성은 OECD 20개 국가 가운데 미국, 캐나다에 이어 3위’라고 보도했다. 이러한 보도는 ‘한국의 노동시장이 경직적이다’는 지배적 담론을 뒤엎는 분석 결과이지만, 이것 또한 ‘1년 이상 장기실업자 비중, 단체협약 적용률, 해고의 용이성, 법정 휴가일수’ 4가지 지표를 척도화 하여 비교한 것으로, 노동시장 유연성을 추정한 것으로 볼 수 없다.

경제학적 의미에서 노동시장 유연성은 ‘경제가 변동할 때 노동시장이 얼마나 유연하게(탄력적으로, 빠른 속도로) 조응하는가’를 의미한다. 노동시장 유연성은 기능적 유연성과 수량적 유연성으로 구분할 수 있는데, 기능적 유연성은 양적 분석이 가능하지 않으므로, 2절 ‘한국의 노동시장, 과연 경직적인가?’에서는 한국과 미국의 수량적 유연성 추정 결과를 비교한다. 미국 노동시장은 OECD 국가 중 가장 유연한 것으로 평가되므로, 만약 한국이 미국보다 수량적 유연성이 높다면 굳이 다른 나라와 비교하지 않더라도 한국의 수량적 유연성이 OECD 국가 중 가장 높다는 결론을 도출할 수 있을 것이다. 일반적으로 유연성(flexibility)은 엄밀하게 정의되지 않은 채 매우 다양한 의미로 사용되고 있다.(Tailby, 1999) 그러나 이 글에서는 유연성 개념에 가장 근접한다고 볼 수 있는

장단기 탄력성과 조정속도, 변동성과 상관성 지표를 사용하여 비교하도록 한다.

3절 ‘비정규직 증가, 경제환경 변화에 따른 불가피한 현상인가?’에서는 지난 40년 간 비정규직 증감 추이를 간략하게 살펴본 뒤, 비정규직 증가 원인과 관련된 6개 가설을 검증한다. 가설 검증을 통해 ‘비정규직 증가는 경제환경 변화 또는 노동시장 요인에 기인하는 불가피한 현상이 아니라, 정부의 노동시장 유연화 정책, 기업의 인사관리전략 변화, 노조의 조직력 하락 등 행위주체 요인에 기인’하는 것임을 확인할 것이다. 4절 ‘임금소득 불평등 OECD 1위’에서는 노동시장의 수량적 유연화와 비정규직 증가로 말미암아 최근 빠른 속도로 확대되고 있는 임금소득 불평등 추이를 살펴본 뒤, OECD 국가들과 비교를 통해 한국의 임금소득 불평등도가 가장 높다는 사실을 확인할 것이다. 끝으로 맺는 말에서는 이상의 분석결과를 토대로 노동시장 정책 개선방향을 제시하도록 한다.

2. 한국의 노동시장, 과연 경직적인가 ?

[표1]은 오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 사용하여 한국과 미국 노동시장의 수량적 유연성을 추정한 결과이다.³⁰⁾ 첫째, 한국의 노동시장 유연성은 OECD 국가 중 1위를 자랑하는 미국보다 크게 높다. 노동시장 유연성, 고용 유연성, 임금 유연성 각각을 장기 탄력성과 (1개월 이내) 단기 탄력성, 조정속도를 기준으로 비교하면, 9개 지표 가운데 8개 지표에서 한국이 미국보다 높다. 고용의 단기 탄력성만 미국이 높을 뿐이다. 둘째, 외환위기 이후 김대중 정부 때 한국의 고용 유연성은 크게 증가했다. 고용의 장단기 탄력성과 조정속도 모두 증가했고, 장기 탄력성은 절대값이 1을 상회하는 등 매우 탄력적이며, 빠른 속도로 고용조정이 이루어졌다.

[표1] 노동시장과 고용·임금 유연성 추정 결과

		1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
		한국	미국	한국	미국
(모형1) 노동시장 유연성	장기탄력성	1.857**	1.126**	0.556**	0.301*
	단기탄력성	-1.672**	-0.587**	-0.816**	-0.169*
	조정속도	-1.222**	-0.922**	-1.747**	-0.924**
(모형2) 고용 유연성	장기탄력성	0.496**	0.066	-1.199**	0.801**
	단기탄력성	0.034	0.468**	0.084*	0.258**
	조정속도	0.111	0.299	-0.044**	0.038
(모형3) 임금 유연성	장기탄력성	1.805**	1.099**	0.390**	0.010
	단기탄력성	-1.173*	-1.203	-0.415	0.312**
	조정속도	-1.718**	-1.018	-2.081**	-1.276**

자료 : 김유선(2003a), 176쪽에서 재인용.

주 : 임금은 월임금총액(시간당임금×월노동시간) 기준임.

한국의 노동시장이 미국보다 유연하다는 사실은 변동성과 상관성을 계산하더라도 확인할 수 있다. [표2]에서 변동성을 살펴보면 외환위기 이전인 김영삼 정부 때 한국(0.013)은 미국(0.009)보다 고용변동성이 높았다. 외환위기 이후인 김대중 정부 때 한국(0.023)은 2배 가량 증가하고 미국(0.006)은 감소하여, 한국의 고용 변동성은 미국보다 4배 가량 높다. 이밖에 노동시간과 실질임금

30) 자세한 것은 김유선(2003a) 참조바람.

변동성 모두 한국이 미국보다 크게 높다. 한국의 노동자들은 그만큼 고용불안과 생활불안에 시달리고 있는 것이다.

[표2] 한국과 미국의 고용, 임금 변동성 비교 (자연대수 표준편차, 장기추세제거, 외환위기 통제)

	1993:03 1997:06		1998:09 2003:02	
	한국	미국	한국	미국
노동자수	0.013	0.009	0.023	0.006
월실질임금	0.125	0.009	0.106	0.008
-노동시간	0.038	0.009	0.042	0.008
-시간당실질임금	0.132	0.005	0.121	0.006

자료 : 한국은 노동자는 경제활동인구조사, 임금은 매월노동통계조사, 미국은 CPS와 CES 자료를 사용했음.

주 : 각 변수는 로그값을 취한 뒤 HP(Hodrick-Prescott) Filter를 사용하여 장기추세를 제거했음.

변동성이 높고 그만큼 노동자들의 생활이 불안정하다고 해서 그것이 곧바로 경제환경 변화에 유연하게 조응하는 것은 아니라는 지적이 있을 수 있다. 따라서 [표3]에서 경제변동과 노동시장 변동 사이에 상관성을 살펴보면, 외환위기 이전인 김영삼 정부 때 경제변동과 고용변동 사이에 상관관계는 한국(0.431)이 미국(0.177)보다 높았고, 외환위기 이후인 김대중 정부 때도 한국(0.645)이 미국(0.469)보다 높았다. 외환위기 이전에는 경제변동과 임금변동의 상관관계수가 2개월 뒤 0.272였지만, 외환위기 이후에는 1개월 뒤 0.278로 시차가 단축되었고 미국(0.147)보다 높다. 더욱이 월임금총액을 노동시간과 시간당 임금으로 분해하면, 노동시간은 상관관계수가 0.729로 미국(0.324)보다 크게 높다. 이것은 우리 기업이 일차적으로 노동시간 조정으로 대응하고 있음을 말해 주는데, 시간당 임금도 1개월 뒤 상관관계수가 0.202로 미국(3개월 뒤 0.146)보다 높다. 경제환경이 변화할 때 한국의 노동시장(고용, 임금, 노동시간)은 미국보다 훨씬 유연하게 조응하고 있는 것이다.

[표3] 경제변동과 고용, 임금변동 간에 시차 상관계수 (장기추세 제거, 외환위기 통제)

		김영삼정부(1993:03-1997:06)				김대중정부(1998:09-2003:02)			
		당월	+1월	+2월	+3월	당월	+1월	+2월	+3월
한국	노동자수	0.431	0.314	0.110	0.038	0.645	0.539	0.333	0.164
	월실질임금	-0.024	0.032	0.272	0.318	-0.021	0.278	0.289	0.289
	-노동시간	0.783	0.219	-0.204	-0.234	0.729	0.124	-0.082	-0.150
	-시간당실질임금	-0.247	-0.033	0.318	0.367	-0.272	0.202	0.281	0.303
미국	노동자수	0.177	0.247	0.224	-0.081	0.469	0.603	0.551	0.344
	월실질임금	0.354	0.233	0.171	0.154	0.029	0.147	0.184	0.150
	-노동시간	0.317	0.044	0.113	-0.089	0.324	0.298	0.286	0.040
	-시간당실질임금	0.058	0.311	0.094	0.389	-0.364	-0.177	-0.114	0.146

자료와 주 : [표2]와 같음.

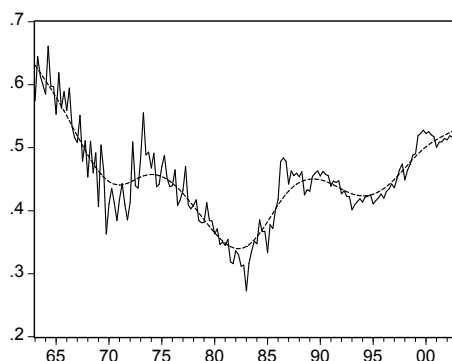
지금까지 장단기 탄력성, 조정속도, 변동성, 상관성 등의 지표를 사용하여 한국의 노동시장이 미국보다 수량적 유연성이 크게 높다는 사실을 확인했다. 노동시장의 수량적 유연성은 ‘경제가 변동할 때 고용, 임금, 노동시간이 얼마나 빠른 속도로 변화하는가’를 의미하는 바, 기업의 입장에서는 경제적 효율성을 의미할 수 있지만 노동자 입장에서는 그만큼 고용과 생활의 불안정을 의미한다.

더욱이 노동자들이 감내할 수 있는 수준을 넘어서면 경제운용의 효율성과 형평성을 저해함은 물론 사회불안마저 야기할 수 있다는 사실에 유념할 필요가 있다. 이에 비해 기능적 유연성은 노동자의 교육훈련, 작업조직 재편 등을 통해 변화하는 상황에 대처할 능력을 키워 나가는 것을 의미하는 바, 노동자에게는 고용안정과 생활안정을 가져다 줄 수 있고, 기업에게는 ‘지속 가능한 경쟁우위’의 원천을 보장할 수 있다. 더욱이 ‘수량적 유연성을 추구하는 기업일수록 기능적 유연성을 제고할 수 있는 능력은 제약된다’(Atkinson, 1987)는 점을 감안할 때, 따라서 앞으로 노동시장 정책은 수량적 유연성은 제어하고 기능적 유연성을 제고하는 방향에서 운용할 필요가 있다.

3. 비정규직 증가, 경제환경 변화에 따른 불가피한 현상인가 ?

1960년대 경제개발 초기 단계에는 노동자 10명 중 6명이 비정규직이었다. 1960~70년대에는 비정규직 비중이 계속 감소해 1980년대 초반에는 노동자 4명 중 1명 꼴로 비정규직이었다. 그러나 1982년 2사분기를 저점으로 가파른 증가세로 돌아서 1986년에는 50%선에 육박했고, 1987년 노동자 대 투쟁 이후 감소하다가 김영삼 정부 때 노동시장 유연화 정책이 추진되면서 다시 증가세로 돌아서, 외환위기를 거친 뒤인 1999년 3월 이후 전체 노동자의 절반을 넘어서고 있다.

[그림1] 임시일용직 비중 추이(1963:1-2002:4)



이처럼 임시일용직 등 비정규직이 1980년대 초중반과 1990년대 중반 이후 두 차례에 걸쳐 빠른 속도로 증가했음에도 그동안 비정규직 문제는 사회적 관심사가 되지 않았다. 통계청 경제활동인구 조사에서 임시일용직 비중이 전체 노동자의 절반을 넘어서는 1999년 3월에야 비로소 사회적으로 주목받기 시작했고, 2002년 12월 대통령 선거 때는 ‘비정규직 남용 규제와 차별 금지’가 노동부문 최대 공약으로 제기되기에 이르렀다.

비정규직 문제가 사회적 관심사로 급부상하자, 국내에서 연구는 일차적으로 비정규직 규모와 실태를 분석하는데 초점을 맞추어 왔다. 비정규직 규모와 관련해서는 아직까지 논란이 말끔하게 정리되고 있지 않지만, 비정규직 실태와 관련해서는 ‘비정규직 임금은 정규직의 절반, 비정규직 10명 중 7명이 저임금 계층, 사회보험 가입률 20%대, 퇴직금·상여금·시간외수당 적용률 10%대’ 등 대다수 연구가 동일한 분석결과를 제시하고 있다.(김유선, 2003d) 이에 따라 ‘비정규직에 대한 차별을 금지하고 적정 수준의 노동조건을 보장해야 한다’는 데 대해서는 사회적 공감대가 형성되는 등 일정한 성과를 거두기도 하였다.

그러나 아직까지 비정규직이 증가한 원인이나 비정규직 증가가 사회경제적으로 미치는 영향에

대해서는 연구가 진척되고 있지 않다. 특히 ‘외환위기 직후 비정규직이 급증’한 사실만 주로 인지(認知)된 나머지, ‘비정규직 증가는 경제환경 변화에 따른 불가피한 현상이다. 시장에서 발생한 문제이니 시장에 맡겨야 한다. 정부가 개입하면 예기치 않은 부작용을 초래할 수 있다’ 등의 경제 결정론과 시장 만능론이 영향력을 발휘하고 있고, 그만큼 문제 해결을 더디게 하고 있다.

따라서 비정규직 증가 원인을 규명할 필요가 생기는데, 지금까지 간헐적으로 제기되어 온 가설들을 노동시장(노동공급, 노동수요)과 행위주체(기업전략, 노사관계) 요인으로 구분하여 유형화하면 다음과 같다. 첫째, 노동공급 측면에 주목하는 ‘노동력의 인적구성 변화’ 가설이다. 기혼여성의 경제활동참가율이 증가하고, 청소년과 고령자의 노동시장 진입이 증가하면서, 파트타임 등 비정규직을 선호하는 방향으로 노동력 구성이 변화했다는 것이다.

둘째, 노동수요 측면에 주목하여 세계화와 그에 따른 경쟁의 격화, 수요의 불확실성 증가를 강조하는 ‘경제환경 변화’ 가설이다. 국내외 시장에서 경쟁이 격화되고 수요의 불확실성이 증가하면서 비정규직 증가가 불가피한 현상으로 자리잡게 되었다는 것이다. 이러한 경제환경 변화 가설은 수요의 변동성과 불확실성으로부터 정규직을 보호하기 위해 비정규직을 사용한다는 ‘정규직 보호 완충장치’ 가설로 이어지고, 경제 결정론 내지 시장 만능론으로 귀결되기도 한다. 이밖에 기술구조와 제품수요의 변화로 제조업에서 서비스산업으로 고용이 이동했다는 ‘산업구조 변화’ 가설도 노동수요 측면에 주목하고 있는 점에서는 마찬가지이다.

셋째, 노동수요 측면에 주목하면서도 행위주체 요인을 강조하는 ‘인사관리전략 변화’ 가설이다. 국내외 시장에서 경쟁이 격화되고 수요의 불확실성이 증가하면서, 핵심 노동자층은 유지하되 전통적인 내부노동시장 외곽에 더 많은 노동자를 배치함으로써, 수량적 유연성을 제고하고 노동비용을 절감하는 방향으로 기업의 인사관리전략이 변화했다는 것이다. 정부의 노동시장 유연화 정책도 이러한 기업의 인사관리전략 변화 가설의 연장선에 있다.

넷째, 노사관계 그 가운데서도 노동조합의 저항력에 주목하는 ‘노사간 힘 관계 변화’ 가설이다. 핵심 노동자층을 제한하고 비정규직을 확대하려는 기업의 전략은 기본적으로 노동조합의 목적과 배치된다. 따라서 최근 비정규직 증가는 전체 노동시장에서 노동의 힘이 약화된 데 기인한다는 것이다.(Golden, 1996)

[표4]는 비정규직 증감 요인을 시계열 분석한 결과이다.³¹⁾ 역대 정권별로 모형의 설명력을 살펴보면 전두환 정권은 61.9%, 노태우 정권은 88.4%, 김영삼 정권은 87.5%, 김대중 정권은 84.7%이고, 노조 조직률은 계수 값이 전두환 정권 -16.53***, 노태우 정권 -1.03, 김영삼 정권 -2.92**, 김대중 정권 -5.44***이다. 이것은 (1) 전두환 정권 때는 시장외적 요인 즉 행위주체 요인이 미치는 영향이 매우 컸지만, 노태우 정권 이후로는 노동시장 요인이 미치는 영향이 확대되었고, (2) 김영삼 정권 때부터 노동시장 유연화 정책이 추진되고, 외환위기 이후 기업의 시장형 인사관리전략이 확산되었으며, 이에 대한 노동조합의 저항이 강화되면서, 점차 행위주체 요인이 미치는 영향이 확대되고 있으며, (3) 노조 조직률 하락은 비정규직 증가요인, 노조 조직률 증가는 비정규직 감소요인으로 작용하고 있음을 말해준다.

31) 자세한 것은 김유선(2003b 또는 2003c) 참조바람.

[표4] 시계열 분석 결과 요약 (1983:2-2001:12, 87-88년과 외환위기 전후 통제)

	83-01年 N=194	전두환 N=52	노태우 N=50	김영삼 N=52	김대중 N=40
비정규직 비율 증가	0.0033	0.0096	-0.0019	0.0028	0.0023
모형의 설명력	0.534	0.619	0.884	0.875	0.847
노조 조직률	-8.03***	-16.53***	-1.03	-2.92**	-5.44***

자료 : 김유선(2003b), 94쪽에서 재인용.

[표5]는 비정규직 증가원인과 관련된 6개 가설을 검증한 결과이다. 횡단면 분석에서는 검증 가능한 3개 가설 가운데 인사관리전략 변화 가설만 지지되고, 시계열 분석에서는 검증 가능한 5개 가설 가운데 노사간 힘 관계 변화 가설만 지지되며, 김대중 정권 때 자기상관(고용관행)이 유의미해 인사관리전략 변화 가설 역시 지지된다. 이것은 비정규직 증가가 ‘경제환경 변화에 따른 불가피한 현상’이 아니라, 정부의 노동시장 유연화 정책, 기업의 인사관리전략 변화, 노조의 조직률 하락 등 행위주체 요인에 기인하며, ‘노조 책임론’ 내지 ‘정규직 과보호론’은 사실이 아님을 말해준다.

[표5] 6개 가설 검증 결과

		횡단면분석 (사업체조사)	시계열분석(1983:2-2001:12)				
			83-01년	전두환	노태우	김영삼	김대중
노동 시장	인적구성 변화		×	×	×	×	×
	경제환경 변화	×	×	×	×	×	×
	정규직 보호	×	×	×	×	×	×
	산업구조 변화		×	×	○	○	×
행위 주체	인사관리전략 변화	○					○
	노사간힘관계 변화		○	○	×	○	○

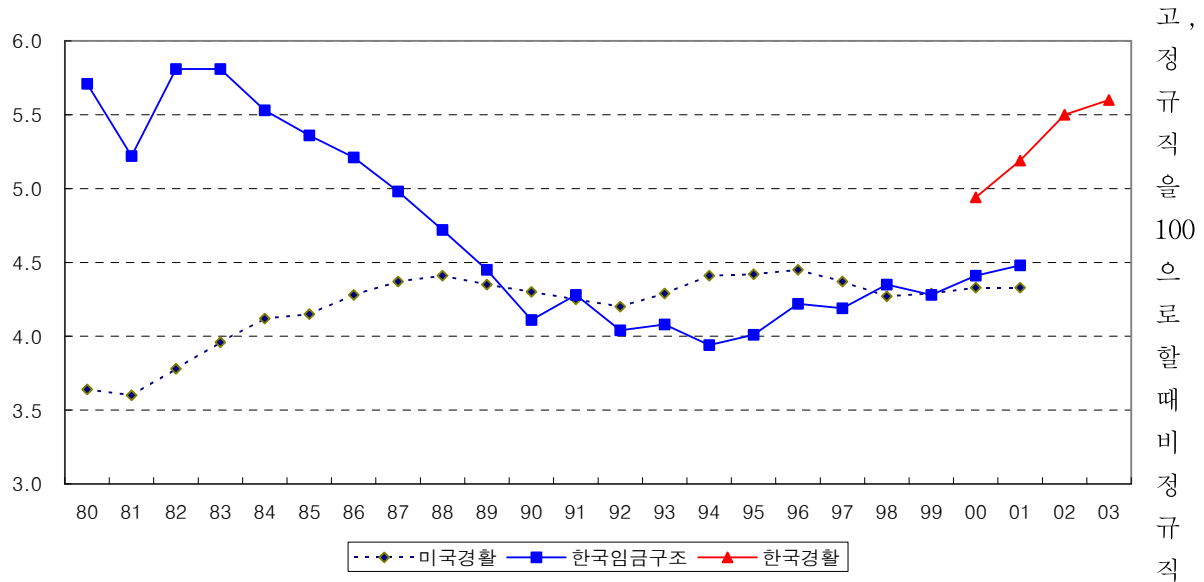
자료 : 김유선(2003b), 99쪽에서 재인용.

4. 임금소득 불평등 OECD 1위

경제활동인구조사 부가조사에서 상위 10%와 하위 10% 사이 임금격차(90/10)를 계산하면, 한국의 임금소득 불평등도는 2000년 4.9배, 2001년 5.2배, 2002년 5.5배, 2003년 5.6배로 빠른 속도로 증가하고 있고, OECD 국가 중 임금소득 불평등이 가장 심한 것으로 알려진 미국(4.3배)보다 크게 높다. 외환위기 전후를 비교하기 위해 10인 이상 사업체 상용직을 조사대상으로 하는 임금구조기본통계조사에서 임금소득 불평등을 계산하면, 80년대이래 계속 감소하다가 94년을 저점으로 증가세로 돌아섰고, 외환위기 이후로는 미국보다 높다는 사실을 확인할 수 있다.([그림2] 참조)

[그림2] 연도별 임금소득 불평등도 추이(시간당 임금 기준, 90/10 임금격차)

임금소득 불평등을 남녀, 고용형태 등 각 집단별로 살펴보면, 2002년 3.6~5.1배에서 2003년 3.9~5.4배로 증가하고 있다. 이것은 각 집단 내부적으로도 임금소득 불평등이 심할 뿐만 아니라 빠른 속도로 증가하고 있음을 말해준다. 이밖에 시간당 임금은 남자를 100으로 할 때 여자는 62이



은 49이며, 남자 정규직을 100으로 할 때 남자 비정규직은 52, 여자 정규직은 72, 여자 비정규직은 38밖에 안 된다. 이것은 남녀, 고용형태에 따른 차별이 비정규직 여성에게 집중되고 있음을 말해 준다. 한국은 남녀를 구분하여 비교하더라도 남자 5.4배, 여자 4.7배로, OECD 국가 가운데 임금소득 불평등이 가장 심하다.([표6]과 [그림3] 참조)

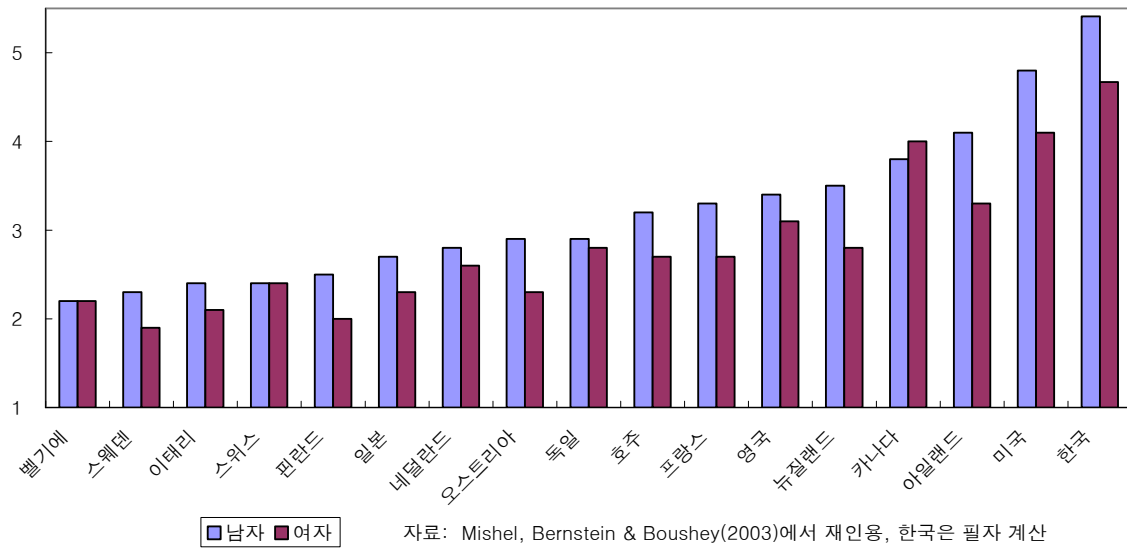
[표6] 남녀·고용형태별 임금소득 불평등도 (시간당 임금 기준, 단위:원, 배)

	2002년				2003년			
	평균	10%	90%	90/10	평균	10%	90%	90/10
전체	7,563	2,617	14,391	5.50	8,562	2,878	16,118	5.60
남자	8,987	3,195	16,310	5.11	10,134	3,454	18,670	5.41
여자	5,479	2,303	9,321	4.05	6,282	2,467	11,513	4.67
정규직	10,504	3,917	17,989	4.59	12,039	4,448	20,809	4.68
비정규직	5,368	2,303	9,089	3.95	5,855	2,392	10,074	4.21
남자정규직	11,418	4,605	19,189	4.17	13,025	5,277	21,875	4.15
남자비정규직	6,275	2,558	10,467	4.09	6,750	2,711	11,513	4.25
여자정규직	7,995	3,289	12,792	3.89	9,384	3,598	15,743	4.38
여자비정규직	4,496	2,047	7,301	3.57	5,011	2,234	8,635	3.87

자료 : 경제활동인구조사부가조사. 김유선(2003d) 재인용.

[그림3] 남녀별 임금소득 불평등도 국제비교(시간당 임금 기준, 90/10 임금격차)

이처럼 임금소득 불평등이 심화되면서 저임금 계층이 증가하고, 노동자 계급 내부적으로 양극화가 진전되고 있다. OECD는 ‘상용직 풀타임 중위임금의 2/3 이하’를 저임금 계층으로 정의하고, EU의 LoWER는 ‘노동자 중위임금의 2/3 미만’을 저임금 계층, ‘노동자 중위임금의 3/2 이상’을 고임금 계층으로 정의하고 있다. [표7]에서 OECD와 LoWER 기준 모두 저임금 계층이 빠른 속도로 증가하고, 노동자 계급 내부적으로 양극화가 진전되고 있음을 확인할 수 있다.



[표7] 연도별 저임금 계층 추이(시간당 임금 기준, 단위 : %)

		2000.8	2001.8	2002.8	2003.8
OECD	저임금	46.2	46.9	47.5	50.0
	EU의	25.8	23.7	25.1	27.3
LoWER	중간임금	47.7	48.5	46.8	44.2
	고임금	26.6	27.7	28.1	28.5

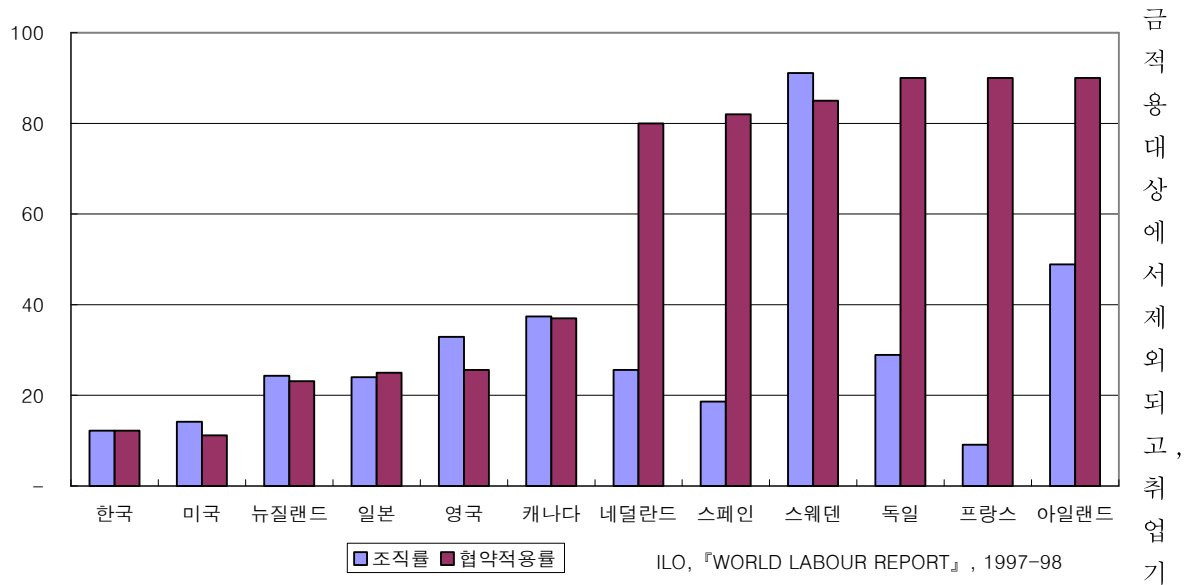
자료 : 경제활동인구조사부가조사, 김유선(2003d) 재인용.

이처럼 취업중인 노동자들 내에서 임금격차가 확대되고 저임금계층이 양산되는 것은, 한국의 노사관계가 극도로 분권화 되어 있고, 최저임금제 등이 제대로 작동하지 않기 때문이다. [그림4]에서 노사관계 제도가 분권화 된 영미권과 동아시아권은 노조 조직률과 단체협약 적용률이 엇비슷하다. 그러나 노사관계 제도가 집중화된 유럽대륙 국가는 노조 조직률에 관계없이 단체협약 적용률이 80-90%대에 이르고 있다. 한국보다 조직률이 낮은 프랑스도 단체협약 적용률은 90%이다. 이것은 노사간에 체결한 단체협약 효력을 확장하여 비조합원에게 동등하게 적용하기 때문이다. 이에 따라 유럽대륙 국가들은 대기업과 중소기업, 정규직과 비정규직 사이에 임금격차가 크지 않고, 임금소득 불평등이 크지 않은 것으로 평가되고 있다.(Freeman and Katz, 1995)

[그림4] 노조조직률과 협약적용률 국제비교(94-96년, 단위 : %)

2002년 9월부터 2003년 8월까지 법정 최저임금은 시간당 2,275원이고, 2003년 9월부터 2004년 8월까지 법정 최저임금은 시간당 2,510원이다. 그런데 경제활동인구조사 부가조사에서 2003년 8월 현재 시간당 임금이 2,275원 미만인 노동자는 63만 명(4.6%)이고, 2,510원 미만인 노동자는 92만 명(6.8%)이다. 따라서 2003년 9월부터 적용된 법정 최저임금 2,510원이 미친 영향률은 2.2%(29만 명)이고, 나머지 63만 명은 최저임금 적용 제외자이거나 최저임금법 위반업체에서 일하는 노동자들로 추정된다.³²⁾ 현행법상 가내노동자와 감시·단속적 근로자, 장애인·훈련생·실습생이 최저임

32) 노동부는 '최저임금영향률이 7.6%로 점진적으로 개선되고 있다'고 주장한다. 여기서 6.8%도 아닌 7.6%로 계산한 근거가 무엇인지 알 길이 없으나, 5인 미만 사업체 상여금 지급률 100%를 합산한 것으로 추측된다. 그러나 5인 미만 사업체에서 일한다고 해서 반드시 법정 최저임금에 못 미치는 낮은 임금을 지급받는



간이 6월을 경과하지 아니한 18세 미만 근로자는 최저임금의 90%만 적용 받고 있음을 감안한다 하더라도, 이상은 현행법상 최저임금조차 탈법적으로 적용되지 않는 노동자가 광범하게 존재함을 말해준다. 더욱이 이들 계층은 매년 53~64만 명(4.2~4.9%)으로 항상적으로 존재하고 있다. 법정 최저임금제도가 '저임금 계층 일소, 임금격차 해소, 소득분배 구조개선'이라는 본연의 목적과는 달리, 있으나마나 한 제도로 운영되고 있는 것이다.

[표8] 연도별 법정 최저임금 현황과 영향률 추정(단위 : 천명, %)

법정 최저임금 적용기간	시간당 임금	시간당 임금	2000년 8월		2001년 8월		2002년 8월		2003년 8월		최저임금 영향률(%)
			수	비율	수	비율	수	비율	수	비율	
99.9~00.8	1600원	1600원미만	530	4.2	396	3.1	276	2.1	231	1.7	
00.9~01.8	1,865원	1865원미만	760	6.0	557	4.4	426	3.2	345	2.5	1.8
01.9~02.8	2,100원	2100원미만	1,104	8.7	822	6.4	640	4.9	522	3.8	2.0
02.9~03.8	2,275원	2275원미만	1,331	10.5	1,007	7.9	776	5.9	627	4.6	1.0
03.9~04.8	2,510원	2510원미만	1,880	14.9	1,481	11.6	1,129	8.6	921	6.8	2.2

자료 : 경제활동인구조사부가조사. 김유선(2003d) 재인용.

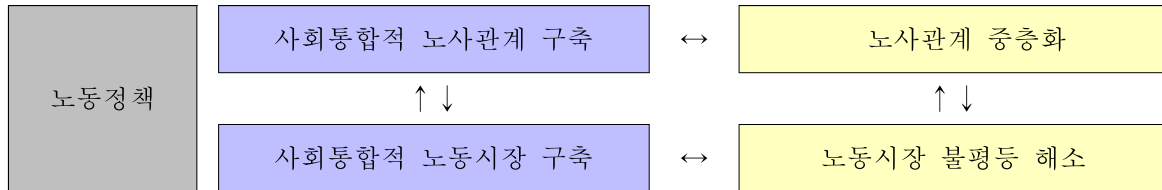
5. 맺는 말

2003년 2월 출범한 노무현 정부는 12대 국정과제의 하나로 '사회통합적 노사관계 구축'을 노동 정책 기조로 제시했다. 노동정책을 노사관계와 노동시장 정책으로 구분하여 살펴보면, 노사관계 정책은 (1) 국제기준에 부합하는 노사관계 구축 (2) 중층적 구조의 사회적 파트너쉽 형성 (3) 자율

것은 아니다. 따라서 상여금 지급률을 계산하려면 최저임금 수혜자들을 대상으로 계산한 결과를 사용하여야 한다. 경제활동인구조사 부가조사(2003년 8월)에서 시간당 임금이 2,510원 미만인 사람들 가운데, 상여금을 지급받겠다고 응답한 사람은 6.7%밖에 안 되고, 93.3%가 상여금을 지급받지 않는다고 응답하고 있다. 따라서 최저임금 영향률을 계산할 때 상여금 지급률을 포함시키는 것은 옳바르지 못 하다. 더욱이 부가조사가 가구조사여서 임금수준이 과소평가되어 최저임금 영향률이 과대평가될 소지가 있다는 점을 고려하면 더욱 그러하다.

과 책임의 노사자치주의 확립을 제시한 점에서, 과거 정부보다 진일보한 것으로 평가된다. 그러나 노동시장과 노사관계가 서로 밀접한 관계를 맺고 있고 서로 영향을 주고받는다라는 점을 감안할 때, 또한 노동시장의 수량적 유연성과 불평등이 극단으로 치닫고 노동자들의 삶이 갈수록 피폐해지고 있음을 감안할 때, 노동시장 불평등 해소, 괜찮은 일자리(decent work) 제공, 근로빈민(working poor) 해소 등을 목표로 하는 ‘사회통합적 노동시장 정책’을 함께 추진하지 않는다면 ‘사회통합적 노사관계 구축’ 역시 기대하기 어렵다.

[그림5] 사회통합적 노동시장과 노사관계 구축



사회통합적 노동시장 정책을 구체화하기 위해서는 첫째, 노동시장의 과도한 수량적 유연성과 불평등을 제어하고 기능적 유연성과 형평성을 제고하는 방향으로 노동시장 정책을 전환해야 한다. 둘째, 비정규직 특히 임시근로의 과도한 남용을 제어할 수 있는 법제도적 장치를 마련함과 동시에, ‘차별 금지와 동일노동 동일임금 원칙’을 명문화하고 법정 최저임금을 현실화해야 한다. 셋째, 임금소득 불평등을 완화하기 위해서는 산업별 단체교섭을 촉진하고 동종 산업 내 모든 노동자에게 단체협약 적용을 확대할 수 있는 제도개선 방안을 강구해야 한다. 넷째, 노동시장 외부화가 크게 진전되었음을 감안할 때, 직업훈련 시스템과 연계하여 기업의 울타리를 넘어서서 직무급 내지 숙련급을 형성하기 위한 제도정책적 노력을 기울여야 한다. 다섯째, 최근 청년실업 문제는 노동시장 신규 진입자들의 학력 수준은 전반적으로 향상되었음에도 괜찮은 일자리는 지속적으로 파괴되고, 경력직 채용을 선호하는 방향으로 기업의 고용관행이 변화한 데서 비롯된 측면이 크다. 따라서 단순히 수량적 일자리 창출보다는 괜찮은 일자리 창출을 중시할 필요가 있다.

<참고문헌>

- 김유선(2003a), “한국과 미국의 노동시장 유연성 비교”, 『노동사회』 74호(2003년 3월).
- 김유선(2003b), “한국 노동시장의 비정규직 증가원인에 대한 실증연구”, 고려대학교 대학원 경제학과 박사학위 논문.
- 김유선(2003c), “비정규직 증가원인”, 『사회경제평론』 21호(2003년 10월).
- 김유선(2003d), “비정규직 규모와 실태-경제활동인구조사 부가조사(2003.8) 결과”, 『노동사회』 82호(2003년 12월).
- 노동부, 임금구조기본통계조사, 각년도.
- 노동부, 매월노동통계조사, 각년도.
- 통계청, 경제활동인구조사, 각년도.
- 통계청, KOSIS.
- Atkinson, John(1987). "Flexibility or Fragmentation? The United Kingdom Labour Market in the Eighties." *Labour and Society* 12(1):87-105.

- Freeman, Richard B. and Lawrence F. Katz, ed.(1995). *Differences and Changes in Wage Structures*. The University of Chicago Press.
- Golden, Lonnie(1996). "The Expansion of Temporary Help Employment in the US, 1982-1992 : a Test of Alternative Economic Explanations." *Applied Economics* 28:1127-41.
- Mishel, Lawrence, Jared Bernstein, and Heather Boushey(2003). *The State of Working America 2002/2003*. Economic Policy Institute.
- ILO(1999), *World Labor Report, 1997-98*.
- OECD(1999), *Employment Outlook*.

제7장 한국과 미국의 노동시장 유연성 비교

김영삼 정부와 김대중 정부 시기를 구분하여 노동시장 유연성과 고용 유연성, 임금 유연성을 미국과 비교한 결과 다음과 같은 사실이 발견되었다.

첫째, 노동시장 유연성은 장단기 탄력성과 조정속도 모두 한국이 높고, 김대중 정부 시기에 한국의 노동시장 조정속도는 더욱 증가했다.

둘째, 고용 유연성은 장기 탄력성은 한국이 높고 단기 탄력성은 미국이 높다. 김대중 정부 시기에 한국은 장단기 탄력성 모두 증가했다. 김영삼 정부 시기에는 한국과 미국 모두 장기 균형 수준을 상회하는 과잉인력을 보유하고 있었으나, 그 규모는 미국이 더 컸다. 김대중 정부 때 한국은 고용조정을 통해 과잉인력을 해소한 반면, 미국은 과잉인력을 일부 보유하고 있다.

셋째, 임금 유연성은 장단기 탄력성과 조정속도 모두 한국이 높고, 김대중 정부 때 한국의 임금 조정속도는 더욱 증가했다.

이상으로부터 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다.

첫째, 한국의 노동시장 유연성은 OECD 1위이다. 노동시장 유연성, 고용 유연성, 임금 유연성 각각을 장단기 탄력성과 조정속도를 기준으로 비교한 결과, 9개 지표 중 8개 지표에서 한국이 미국보다 높다. 고용의 단기 탄력성만 미국이 높을 뿐이다.

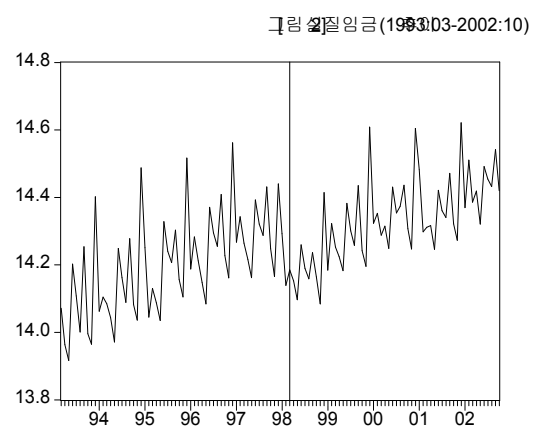
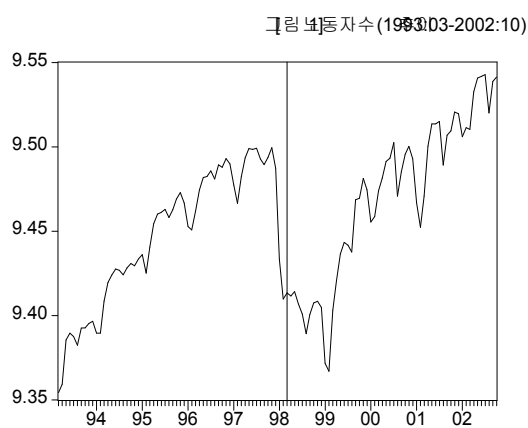
둘째, 외환위기 이후 김대중 정부 시기에 한국의 고용 유연성은 크게 증가했다. 고용의 장단기 탄력성과 조정속도 모두 증가했고, 장기 탄력성은 절대값이 1을 상회하는 등 매우 탄력적이며, 빠른 속도로 고용조정이 이루어졌다.

1. 서론

지난 5년 동안 김대중 정부는 ‘한국의 노동시장은 매우 경직적이다’는 전제 아래 ‘노동시장의 유연성 제고’를 노동정책 제1의 과제로 추진해 왔다. 그러나 통계청의 경제활동인구조사에서 99년 3월부터 임시일용직 비중이 50%를 넘어서고, 경제활동인구조사 부가조사에서 비정규직 비중이 55.7%(2001년 8월)라는 사실이 밝혀지면서, ‘한국의 노동시장은 경직적이지 않다. 지나치게 유연한 것이 문제이다’는 주장이 설득력을 갖기 시작했다. 작년말 대통령 선거 때는 대선후보 TV 토론에서 노무현 대통령 당선자가 ‘한국의 노동시장은 일부 대기업을 제외하면 매우 유연하다’는 견해를 피력했고, 금년 1월 30일자 포브스(Forbes) 지는 ‘한국의 노동시장 유연성은 OECD 국가 가운데 미국, 캐나다에 이어 제3위’라고 발표했다.

그러나 90년대 중반부터 ‘노동시장 유연화’가 지배적 담론으로 제기되고, ‘노동시장 유연화’가 노동정책 제1의 과제로 추진되어 왔음에도, 정작 노동시장 유연성을 실증분석한 연구는 찾아볼 수 없다. 1월 30일자 포브스지의 ‘노동시장 유연성 국제비교’도 ‘1년이상 장기실업자 비중, 단체협약 적용률, 해고의 용이성, 법정 휴가일수’ 4가지 지표를 척도화하여 비교한 것으로, 경제학적 의미에서 노동시장 유연성을 추정한 것으로 볼 수 없다.

따라서 이 글에서는 오차수정모형(Error Correction Model)을 사용하여 노동시장의 장단기 탄력성과 조정속도를 추정함으로써, 김영삼 정부 출범 이후 지난 10년 동안 한국과 미국의 노동시장 유연성을 비교한다. 그러나 외환위기를 전후하여 한국의 노동시장에 커다란 변화가 있었으므로, 김영삼 정부(1993년 3월~1998년 2월)와 김대중 정부(1998년 3월~2002년 10월)로 시기를 나누어 한국과 미국의 노동시장 유연성을 비교한다. ([그림1]과 [그림2] 참조)



2. 모형

1) 경제학적 의미에서 노동시장 유연성은 경제성장 내지 산업생산이 변동할 때 노동시장이 얼마나 유연하게(탄력적으로) 조응하는가를 의미한다. 노동시장 유연성은 기능적 유연성과 수량적 유연성으로 구분되고, 수량적 유연성은 고용 유연성, 노동시간 유연성, 임금 유연성으로 구분된다. 그러나 국내에서는 일반적으로 ‘노동시장 유연성 = 수량적 유연성 = 고용 유연성’으로 인식하고 있다. 이 글에서는 한국과 미국의 수량적 노동시장 유연성과 고용 유연성, 임금 유연성³³⁾을 추정하고 이를 비교한다.

2) (모형1)은 노동시장의 유연성을 추정하기 위한 모형이고, (모형2)는 월임금총액(=시간당임금×월노동시간)을 통제된 상태에서 고용 유연성을 추정하기 위한 모형이며, (모형3)은 고용을 통제된 상태에서 임금 유연성을 추정하기 위한 모형이다.

(모형1) 노동시장 유연성 추정

$$\ln(\text{노동자수}_t \times \text{월노동시간}_t \times \text{시간당임금}_t) = a_0 + a_1 \ln(\text{산업생산지수}_t) + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \ln(\text{노동자수}_t \times \text{월임금총액}_t) = a_0 + a_1 \ln(\text{산업생산지수}_t) + \varepsilon_t$$

(모형2) 고용 유연성 추정

$$\ln(\text{노동자수}_t) = b_0 + b_1 \ln(\text{산업생산지수}_t) + b_2 \ln(\text{월노동시간}_t \times \text{시간당임금}_t) + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \ln(\text{노동자수}_t) = b_0 + b_1 \ln(\text{산업생산지수}_t) + b_2 \ln(\text{월임금총액}_t) + \varepsilon_t$$

(모형3) 임금 유연성 추정

$$\ln(\text{월노동시간}_t \times \text{시간당임금}_t) = c_0 + c_1 \ln(\text{산업생산지수}_t) + c_2 \ln(\text{노동자수}_t) + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow \ln(\text{월임금총액}_t) = c_0 + c_1 \ln(\text{산업생산지수}_t) + c_2 \ln(\text{노동자수}_t) + \varepsilon_t$$

33) 여기서 임금 유연성은 월임금총액(시간당임금×월노동시간)의 유연성을 의미한다.

3) (모형1)에서 $\ln(\text{산업생산지수}_t)$ 의 계수값 a_1 은 산업생산이 변동할 때 노동시장의 수량적 유연성(탄력성)을 의미하고, (모형2)에서 $\ln(\text{산업생산지수}_t)$ 의 계수값 b_1 은 월임금총액을 통제한 상태에서 고용 유연성(탄력성)을 의미하며, (모형3)에서 $\ln(\text{산업생산지수}_t)$ 의 계수값 c_1 은 고용을 통제된 상태에서 임금 유연성(탄력성)을 의미한다 그것은 다음과 같은 관계식이 성립하기 때문이다.

$$a_1 = \frac{d\ln(LABW_t)/dt}{d\ln(IPI_t)/dt} = \frac{\frac{1}{LABW_t} \frac{d(LABW_t)}{dt}}{\frac{1}{IPI_t} \frac{d(IPI_t)}{dt}} = \frac{\Delta LABW_t / LABW_t}{\Delta IPI_t / IPI_t} = \varepsilon_{LW}$$

$LABW_t$: 노동자수×월실질임금총액, IPI_t : 산업생산지수

$$b_1 = \frac{d\ln(LAB_t)/dt}{d\ln(IPI_t)/dt} = \frac{\frac{1}{LAB_t} \frac{d(LAB_t)}{dt}}{\frac{1}{IPI_t} \frac{d(IPI_t)}{dt}} = \frac{\Delta LAB_t / LAB_t}{\Delta IPI_t / IPI_t} = \varepsilon_{LI}$$

LAB_t : 노동자수, IPI_t : 산업생산지수

$$c_1 = \frac{d\ln(TWR_t)/dt}{d\ln(IPI_t)/dt} = \frac{\frac{1}{TWR_t} \frac{d(TWR_t)}{dt}}{\frac{1}{IPI_t} \frac{d(IPI_t)}{dt}} = \frac{\Delta TWR_t / TWR_t}{\Delta IPI_t / IPI_t} = \varepsilon_{WI}$$

TWR_t : 월실질임금총액, IPI_t : 산업생산지수

3. 자료

(모형1)과 (모형2), (모형3)을 추정하는데 필요한 노동자수, 월실질임금총액, 산업생산지수는 한국은 KOSIS, 미국은 BLS에서 구했고, 1993년 3월부터 2002년 10월까지 월별 자료를 사용했다.(N=116) 월실질임금총액은 한국은 ‘월명목임금총액÷소비자물가지수×100’으로 계산했고, 미국은 ‘주실질임금(1982년 미국 달러 기준)×30.4÷7’로 계산했다. 계절조정을 하게 되면 자료에 포함된 많은 정보를 잃게 되므로, 모두 계절조정을 하지 않은 자료를 사용했다.

4. 기술통계

[표1]에서 ‘추세 포함’은 위의 모형을 추정하는데 사용할 변수들의 표준편차를 계산한 결과이다. 그리고 ‘추세 제거’는 HP (Hodrick-Prescott) 필터를 사용하여 추세를 제거한 뒤 표준편차를 계산한 결과이다. [표1]에서 다음과 같은 사실을 알 수 있다.

첫째, 추세를 포함한 경우와 추세를 제거한 경우 모두 모든 변수의 표준편차가 한국이 미국보다 크다. 이것은 한국의 노동시장이 미국보다 변동폭이 큼을 말해준다.

둘째, 김영삼 정부와 김대중 정부 시기를 비교하면 한국은 고용의 변동폭이 증가하고 임금은 변동폭이 감소했다. 그 결과 노동시장 전체적으로는 변동폭이 감소했다.

[표1] 표준편차 비교

	추세포함				추세제거			
	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10		1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국	한국	미국	한국	미국
$\ln(LABW_t)$	0.172	0.048	0.160	0.028	0.125	0.015	0.096	0.012
$\ln(LAB_t)$	0.040	0.037	0.049	0.019	0.015	0.008	0.018	0.009
$\ln(TWR_t)$	0.147	0.015	0.125	0.013	0.122	0.009	0.094	0.008
$\ln(IPI_t)$	0.128	0.079	0.167	0.033	0.050	0.018	0.057	0.025

5. 검정

1) 단위근 검정(Unit Root Test)

ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 이용하여 절편이 있는 모형에 대한 단위근 귀무가설을 검정한 결과, '98년 3월 이후 한국의 산업생산지수'를 제외한 모든 변수가 단위근 귀무가설을 기각하지 못 한다. 그러나 PP(Phillips-Peron) 검정법을 사용하면 한국의 산업생산지수도 단위근 귀무가설을 기각하지 못 한다. 따라서 이들 변수 모두 단위근이 있는 것으로 추정된다.

[표2] 단위근 검정결과 (ADF 검정, 절편이 있는 모형)

변수	1993:03-1998:02						1998:03-2002:10					
	한국			미국			한국			미국		
	내생 시차	검정 통계량	단위근 유무	내생 시차	검정 통계량	단위근 유무	내생 시차	검정 통계량	단위근 유무	내생 시차	검정 통계량	단위근 유무
$\ln(LABW_t)$	5	-1.868	○	0	-1.338	○	5	-1.090	○	0	-2.574	○
$\ln(LAB_t)$	2	-1.682	○	0	-1.513	○	0	-0.981	○	0	-2.710	○
$\ln(TWR_t)$	5	-1.688	○	1	-1.044	○	5	-1.434	○	2	-1.211	○
$\ln(IPI_t)$	5	-2.350	○	2	-0.562	○	5	-3.988*	×	1	-2.469	○

2) 공적분 검정(Cointegration Test)

단위근 검정에서 단위근이 존재하는 것으로 추정되므로, 각 시계열의 장기적인 안정관계 유무를 살펴보기 위해 요한센(Johansen) 공적분 검정을 수행했다. 자료에 선형 추세가 있고 절편과 추세항이 있는 모형을 사용했고, 내생시차는 AIC와 SC 값이 가장 작은 것을 선정했다. 요한센의 Trace 검정과 Max-eigenvalue 검정 결과 선정된 내생시차와 공적분 벡터 수는 [표3]과 같다.

[표3] 공적분 검정 결과 내생시차와 공적분 벡터 수

	내생시차				공적분 벡터 수			
	93:03-98:02		98:03-02:10		93:03-98:02		98:03-02:10	
	한국	미국	한국	미국	한국	미국	한국	미국
모형1	2	2	2	1	1	1	1	1
모형2	2	7	2	6	2	2	1	2
모형3	2	7	2	6	2	2	1	2

6. 추정 결과

1) 공적분 벡터 추정 결과

[표4]는 (모형1)에서 표준화한 공적분 벡터 계수 추정치이다. 노동시장의 장기 탄력성이 김영삼 정부 때는 한국이 1.857**, 미국이 1.126**이고, 김대중 정부 때는 한국이 0.556**, 미국이 0.301**로 두 시기 모두 한국이 높고, 두 나라 모두 노동시장의 장기 탄력성이 감소했다.

[표4] 표준화한 공적분 벡터 계수 추정 결과 (모형1)

	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국
ln(LABWt)	1.000	1.000	1.000	1.000
ln(IPIt)	-1.857(0.336)**	-1.126(0.100)**	-0.556(0.093)**	-0.301(0.054)*
@Trend	0.007(0.003)*	0.002(0.000)**	-0.002(0.001)*	-0.001(0.000)**
C	-16.140	-13.568	-21.223	-17.370

주 : ()은 표준오차, *는 5%, **는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미.

[표5]는 (모형2)에서 표준화한 공적분 벡터 계수 추정치이다. 고용의 장기 탄력성이 김영삼 정부 때는 한국이 0.496**, 미국이 0.066이고, 김대중 정부 때는 한국이 -1.199**, 미국이 0.801**로 두 시기 모두 한국이 높다. 김대중 정부 때 한국의 계수 값이 (-)이고 절대값이 1을 상회하는 것은, 외환위기 이후 대량실업과 구조조정을 반영하는 것으로 해석된다.

[표5] 표준화한 공적분 벡터 계수 추정 결과 (모형2)

	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국
ln(LABt)	1.000	1.000	1.000	1.000
ln(TWRt)	0.000	0.000	-3.075(0.427)**	0.000
ln(IPIt)	-0.496(0.082)**	-0.066(0.121)	1.199(0.247)**	-0.801(0.096)**
@Trend	0.001(0.001)	-0.002(0.001)**	0.001(0.002)	0.000(0.000)
C	-7.423	-11.307	29.154	-8.040

[표6]은 (모형3)에서 표준화한 공적분 벡터 계수 추정치이다. 임금의 장기 탄력성이 김영삼 정부 때는 한국이 1.805**, 미국이 1.099**이고, 김대중 정부 때는 한국이 0.390**, 미국이 0.010으로 두 시기 모두 한국이 높다. 두 나라 모두 임금의 장기 탄력성이 감소한 것은, 경기후퇴 국면에서 실질임

금의 하방경직성과 경기회복 국면에서도 낮은 임금인상이 이루어진데서 비롯된 것으로 해석된다.

[표6] 표준화한 공적분 벡터 계수 추정 결과 (모형3)

	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국
ln(LAB _t)	0.000	0.000	-0.325(0.427)**	0.000
ln(TWR _t)	1.000	1.000	1.000	1.000
ln(IP _t)	-1.805(0.318)**	-1.099(0.189)**	-0.390(0.082)**	-0.010(0.037)
@Trend	0.009(0.002)**	0.005(0.001)**	-0.000(0.001)	-0.000(0.000)**
C	-6.975	-0.624	-9.481	-5.545

2) 오차수정모형 추정결과

공적분 검정 결과 각 변수들은 장기적으로 안정적인 균형관계에 있다. 이를 이용하여 오차수정모형을 구성하여 추정한 결과가 [표7]과 [표8], [표9]이다. [표7]에서 노동시장의 단기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 -1.672**, 미국이 -0.587**이고, 김대중 정부 때는 한국이 -0.816**, 미국이 -0.169**로, 두 시기 모두 한국이 크게 높을 뿐만 아니라 매우 탄력적이다.

오차수정계수는 김영삼 정부 때는 한국이 -1.222**, 미국이 -0.922**이고, 김대중 정부 때는 한국이 -1.747**, 미국이 -0.924**로, 두 시기 모두 한국이 높다. 따라서 장기 균형 수준과 괴리가 생겼을 때 한국의 노동시장이 미국보다 훨씬 빠른 속도로 조정되며, 김대중 정부 때 그 속도가 더욱 빨라졌음을 알 수 있다.

[표7] 벡터 오차수정모형 추정결과 (모형1)

	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국
상수	0.020(0.013)	0.006(0.002)*	0.019(0.012)	0.002(0.001)
오차수정계수	-1.222(0.175)**	-0.922(0.184)**	-1.747(0.280)**	-0.924(0.148)**
dln(LABW _{t-1})	-0.108(0.126)	-0.026(0.133)	0.276(0.205)	0.039(0.118)
dln(LABW _{t-2})	-0.337(0.091)**	-0.025(0.121)	-0.070(0.120)	
dln(IP _{t-1})	-1.672(0.334)**	-0.587(0.171)**	-0.816(0.264)**	-0.169(0.062)*
dln(IP _{t-2})	-1.000(0.193)**	-0.265(0.113)*	-0.721(0.228)**	

[표8]에서 고용의 단기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 0.034, 미국이 0.468**이고, 김대중 정부 때는 한국이 0.084**, 미국이 0.258**로, 두 시기 모두 미국이 높다. 그러나 한국은 고용의 단기 탄력성이 높아진 반면 미국은 감소하고 있다.

고용의 오차수정계수는 김영삼 정부 때는 한국이 0.111이고, 미국이 0.299로, 두 나라 모두 계수 값의 부호가 (+)이고, 통계적으로 유의미하지는 않지만 미국의 절대값이 크다. 이것은 김영삼 정부 때는 두 나라 모두 장기 균형 수준을 상회하는 과잉인력을 보유하고 있었으며, 한국보다 미국이 더 많은 과잉인력을 보유하고 있었음을 의미한다. 김대중 정부 때는 한국이 -0.044**, 미국이 0.038로, 한국은 장기 균형 수준으로 고용조정이 빠른 속도로 이루어졌지만, 미국은 과잉인력을 일부 보유한 채 장기 균형 수준으로 고용조정이 이루어지지 않았음을 말해준다.

[표7] 벡터 오차수정모형 추정결과 (모형2)

	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국
상수	0.020(0.013)	0.001(0.001)	0.003(0.002)	0.001(0.000)*
오차수정계수(고용)	0.111(0.141)	0.299(0.219)	-0.044(0.015)**	0.038(0.044)
오차수정계수(임금)	0.003(0.025)	0.234(0.132)		-0.049(0.105)
$\ln(LAB_{t-1})$	0.412(0.190)*	-0.199(0.280)	0.040(0.138)	-0.273(0.119)*
$\ln(LAB_{t-2})$	-0.263(0.235)	-0.375(0.249)	0.129(0.162)	0.058(0.130)
$\ln(LAB_{t-3})$		-0.421(0.216)		0.266(0.117)*
$\ln(LAB_{t-4})$		-0.412(0.182)*		-0.221(0.066)**
$\ln(LAB_{t-5})$		-0.357(0.148)*		-0.275(0.086)**
$\ln(LAB_{t-6})$		0.642(0.126)**		0.775(0.096)**
$\ln(LAB_{t-7})$		-0.509(0.182)*		
$\ln(TWR_{t-1})$	-0.024(0.018)	-0.243(0.122)*	-0.146(0.034)**	-0.091(0.094)
$\ln(TWR_{t-2})$	-0.022(0.011)*	-0.296(0.117)*	-0.101(0.020)**	-0.144(0.081)
$\ln(TWR_{t-3})$		-0.240(0.108)*		-0.252(0.073)**
$\ln(TWR_{t-4})$		-0.205(0.099)*		-0.166(0.076)*
$\ln(TWR_{t-5})$		-0.152(0.087)		-0.170(0.072)*
$\ln(TWR_{t-6})$		-0.113(0.065)		-0.087(0.057)
$\ln(TWR_{t-7})$		0.021(0.046)		
$\ln(IPI_{t-1})$	0.034(0.040)	0.468(0.148)**	0.084(0.036)*	0.258(0.030)**
$\ln(IPI_{t-2})$	0.006(0.032)	0.300(0.146)*	0.026(0.034)	0.178(0.036)**
$\ln(IPI_{t-3})$		0.253(0.134)		-0.015(0.049)
$\ln(IPI_{t-4})$		0.169(0.110)		-0.062(0.052)
$\ln(IPI_{t-5})$		0.077(0.082)		-0.067(0.046)
$\ln(IPI_{t-6})$		0.074(0.054)		0.024(0.035)
$\ln(IPI_{t-7})$		-0.106(0.056)		

[표9]에서 임금의 단기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 -1.173**, 미국이 -1.203이고, 김대중 정부 때는 한국이 -0.415, 미국이 0.312**이다. 통계적 유의수준을 무시하면 김영삼 정부 때는 한국과 미국이 엇비슷했고, 김대중 정부 때는 한국이 높다. 그러나 두 나라 모두 임금의 단기 탄력성이 감소했다.

임금의 오차수정계수는 김영삼 정부 때는 한국이 -1.718**, 미국이 -1.018이고, 김대중 정부 때는 한국이 -2.081**, 미국이 -1.276**으로, 두 시기 모두 한국이 미국보다 높다. 더욱이 한국은 김대중 정부 때에 임금조정속도가 더욱 증가했다.

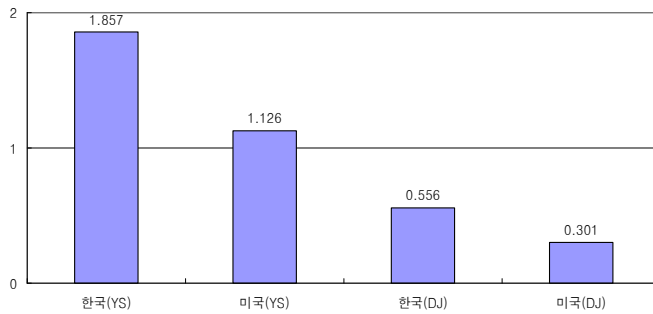
[표9] 벡터 오차수정모형 추정결과 (모형3)

	1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
	한국	미국	한국	미국
상수	0.028(0.014)*	-0.006(0.004)	0.020(0.011)	-0.001(0.001)
오차수정 계수(고용)	3.112(1.498)*	-2.765(0.907)**		0.619(0.127)**
오차수정 계수(임금)	-1.718(0.266)**	-1.018(0.548)	-2.081(0.299)**	-1.276(0.308)**
dln(LAB _{t-1})	-5.134(2.020)*	2.822(1.159)*	-3.210(0.872)**	-0.010(0.348)
dln(LAB _{t-2})	-4.387(2.492)	2.910(1.032)*	-1.586(1.028)	-0.363(0.380)
dln(LAB _{t-3})		2.438(0.894)*		-0.564(0.341)
dln(LAB _{t-4})		1.976(0.754)*		0.037(0.192)
dln(LAB _{t-5})		1.280(0.614)*		0.335(0.251)
dln(LAB _{t-6})		1.177(0.522)*		0.223(0.280)
dln(LAB _{t-7})		0.867(0.755)		
dln(TWR _{t-1})	0.244(0.187)	0.135(0.504)	0.538(0.213)*	0.117(0.274)
dln(TWR _{t-2})	-0.166(0.113)	0.129(0.483)	0.027(0.128)	-0.250(0.237)
dln(TWR _{t-3})		0.381(0.447)		0.015(0.213)
dln(TWR _{t-4})		0.182(0.410)		-0.109(0.221)
dln(TWR _{t-5})		-0.027(0.359)		-0.020(0.210)
dln(TWR _{t-6})		-0.153(0.267)		0.096(0.165)
dln(TWR _{t-7})		-0.249(0.190)		
dln(IPI _{t-1})	-1.173(0.425)*	-1.203(0.614)	-0.415(0.231)	0.312(0.088)**
dln(IPI _{t-2})	-0.617(0.335)	-1.105(0.604)	-0.471(0.216)*	0.307(0.106)*
dln(IPI _{t-3})		-1.034(0.554)		0.402(0.144)*
dln(IPI _{t-4})		-0.784(0.456)		0.509(0.151)**
dln(IPI _{t-5})		-0.553(0.340)		0.337(0.133)*
dln(IPI _{t-6})		-0.170(0.225)		0.321(0.103)**
dln(IPI _{t-7})		-0.115(0.231)		

7. 요약과 합의

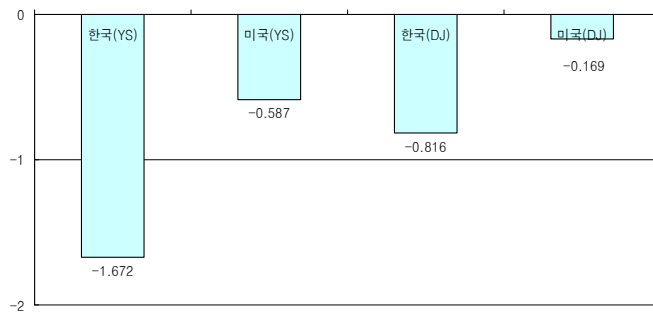
1) 노동시장 유연성

[그림3] 노동시장 장기탄력성



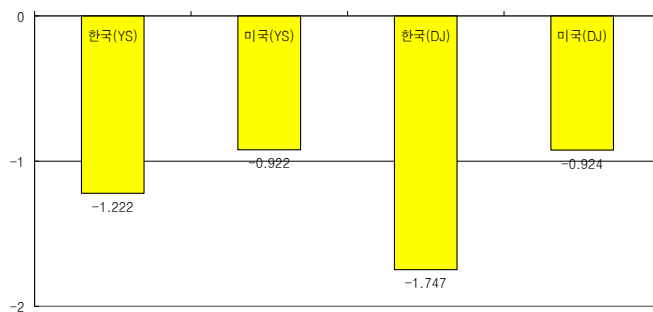
노동시장의 장기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 1.857**, 미국이 1.126**이고, 김대중 정부 때는 한국이 0.556**, 미국이 0.301**로, 두 시기 모두 한국이 높다. 두 나라 모두 노동시장의 장기 탄력성이 감소한 것은, 고용의 장기 탄력성은 증가했지만 임금의 장기 탄력성이 감소했기 때문이다.

[그림4] 노동시장 단기탄력성



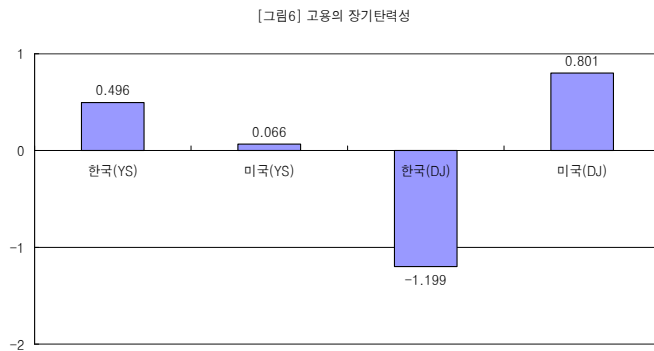
노동시장의 단기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 -1.672**, 미국이 -0.587**이고, 김대중 정부 때는 한국이 -0.816**, 미국이 -0.169**로, 두 시기 모두 한국이 크게 높다. 더욱이 한국은 단기 탄력성의 절대값이 1을 상회하거나 근접하는 등 매우 탄력적이다.

[그림5] 노동시장 조정속도

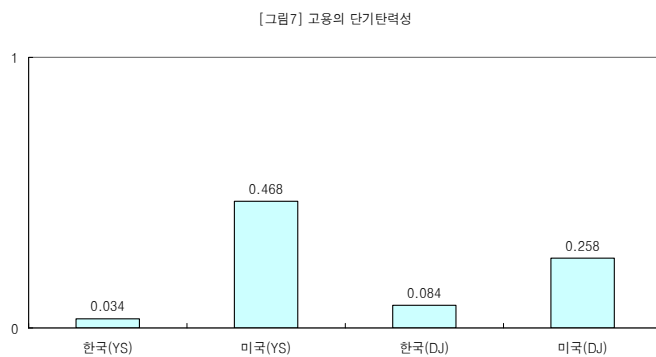


노동시장의 조정속도는 김영삼 정부 때는 한국이 -1.222**, 미국이 -0.922**이고, 김대중 정부 때는 한국이 -1.747**, 미국이 -0.924**로, 두 시기 모두 한국이 높다. 따라서 장기 균형 수준과 괴리가 생겼을 때 한국의 노동시장은 미국보다 빠른 속도로 조정되며, 김대중 정부 때 그 속도가 더욱 빨라졌음을 알 수 있다.

2) 고용 유연성



고용의 장기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 0.496**, 미국이 0.066이고, 김대중 정부 때는 한국이 -1.199**, 미국이 0.801**로 두 시기 모두 한국이 높다. 김대중 정부 때 한국의 계수 값이 (-)인 것은 외환위기 이후 대량실업과 구조조정을 반영한 것으로 해석된다.

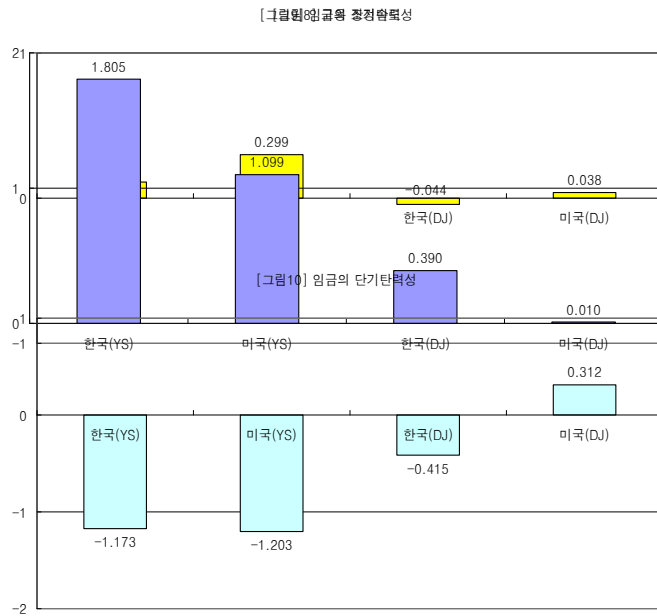


고용의 단기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 0.034, 미국이 0.468**이고, 김대중 정부 때는 한국이 0.084**, 미국이 0.258**로, 두 시기 모두 미국이 높다. 그러나 한국은 단기 탄력성이 증가한데 비해, 미국은 감소했다.

고용 조정속도는 김영삼 정부 때는 한국이 0.111이고, 미국이 0.299로, 두 나라 모두 부호가 (+)이다. 이것은 장기 균형 수준으로 조정이 일어나지 않았음을 의미하는 바, 두 나라 모두 과잉인력을 보유하고 있었고, 한국보다 미국이 더 많은 과잉인력을 보유하고 있었음을 보여준다. 김대중 정부 때는 한국이 -0.044**, 미국이 0.038로, 한국은 장기 균형 수준으로 고용조정이 이루어졌지만, 미국은 고용조정이 이루어지지 않은 채 과잉인력을 일부 보유하고 있다.

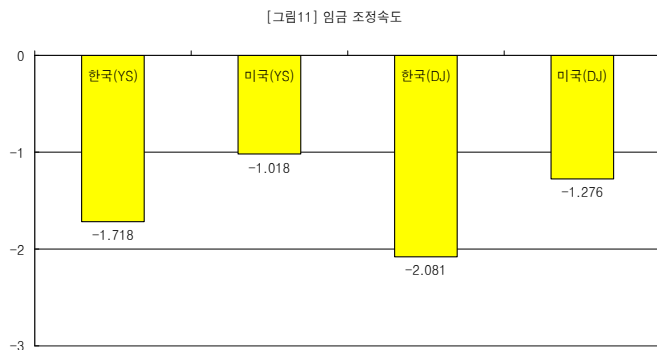
3) 임금 유연성

임금의 장기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 1.808**, 미국이 1.099**이고, 김대중 정부 때는 한국이 0.390**, 미국이 0.010으로 두 시기 모두 한국이 크게 높다. 여기서 두 나라 모두 임금의 장



기 탄력성이 감소한 것은, 경기후퇴 국면에서 실질임금의 하방경직성과 경기회복 국면에서도 낮은 임금인상이 이루어진데서 비롯된 것으로 해석된다.

임금의 단기 탄력성은 김영삼 정부 때는 한국이 -1.173**, 미국이 -1.203이고, 김대중 정부 때는 한국이 -0.415, 미국이 0.312**이다. 통계적 유의수준을 무시하면 김영삼 정부 때는 한국과 미국이 엇비슷했고, 김대중 정부 때는 한국이 높다. 그러나 두 나라 모두 임금의 단기 탄력성이 감소했다.



임금의 조정속도는 김영삼 정부 때는 한국이 -1.178**, 미국이 -1.018이고, 김대중 정부 때는 한국이 -2.081**, 미국이 -1.276**으로, 두 시기 모두 한국이 미국보다 높다. 한국은 김대중 정부 때 임금 조정속도가 더욱 증가했다.

4) 결론

지금까지 김영삼 정부와 김대중 정부 시기를 구분하여 노동시장 유연성과 고용 유연성, 임금 유연성을 미국과 비교했다. 그 결과 발견된 사실은 다음과 같다.

첫째, 노동시장 유연성은 장단기 탄력성과 조정속도 모두 한국이 높다. 김대중 정부 시기에 한국

[표10] 노동시장과 고용·임금 유연성 추정 결과

		1993:03-1998:02		1998:03-2002:10	
		한국	미국	한국	미국
(모형1) 노동시장 유연성	장기탄력성	1.857**	1.126**	0.556**	0.301*
	단기탄력성	-1.672**	-0.587**	-0.816**	-0.169*
	조정속도	-1.222**	-0.922**	-1.747**	-0.924**
(모형2) 고용 유연성	장기탄력성	0.496**	0.066	-1.199**	0.801**
	단기탄력성	0.034	0.468**	0.084*	0.258**
	조정속도	0.111	0.299	-0.044**	0.038
(모형3) 임금 유연성	장기탄력성	1.805**	1.099**	0.390**	0.010
	단기탄력성	-1.173*	-1.203	-0.415	0.312**
	조정속도	-1.718**	-1.018	-2.081**	-1.276**

의 노동시장 조정속도는 더욱 증가했다.

둘째, 고용 유연성은 장기 탄력성은 한국이 높고 단기 탄력성은 미국이 높다. 김대중 정부 시기에 한국은 고용의 장단기 탄력성 모두 증가했다. 김영삼 정부 시기에는 한국과 미국 모두 장기 균형 수준을 상회하는 과잉인력을 보유하고 있었으나, 그 규모는 미국이 더 컸다. 김대중 정부 때 한국은 고용조정을 통해 과잉인력을 해소한 반면, 미국은 과잉인력을 일부 보유하고 있다.

셋째, 임금 유연성은 장단기 탄력성과 조정속도 모두 한국이 높고, 김대중 정부 때 한국의 임금 조정속도는 더욱 증가했다.

이상으로부터 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다.

첫째, 한국의 노동시장 유연성은 OECD 1위이다. 노동시장 유연성, 고용 유연성, 임금 유연성 각각을 장단기 탄력성과 조정속도를 기준으로 비교한 결과, 9개 지표 중 8개 지표에서 한국이 미국보다 높다. 고용의 단기 탄력성만 미국이 높을 뿐이다.

둘째, 외환위기 이후 김대중 정부 시기에 한국의 고용 유연성은 크게 증가했다. 고용의 장단기 탄력성과 조정속도 모두 증가했고, 장기 탄력성은 절대값이 1을 상회하는 등 매우 탄력적이며, 빠른 속도로 고용조정이 이루어졌다.