

노동정책연구

2003. 제3권 제2호 pp.1~23

© 한국노동연구원

연구논문

The Effect of Bargaining Structure Change on Dispute Resolution Process in Korea

Young-Myon Lee*

In-Gang Na**

Union organization structure in Korea is being rapidly changed from company-level union structures to industrial union ones, especially after the 1997 foreign currency crisis. Through industrial union restructuring, unions are seeking a political power enhancement, the organization of nonstandard workers, and the reduction of differences in wage and working conditions by firm size. This paper tries to answer the question of whether the bargaining structure affects the impasse-resolution process with frequent mediations and strikes. The data show a significant effect of bargaining structure on the impasse-resolution process: a diagonal bargaining structure has a higher probability of requesting mediation service than does traditional single-company bargaining structure. Industry-wide bargaining has a higher probability of strike given a mediation was requested. A policy implication is presupposed based on empirical results.

Keyword: industrial unions, bargaining structure, impasse resolution process, mediation, strikes.

I. Substantial Changes in Collective Bargaining After the 1997 Financial Crisis

The 1997 financial crisis in Korea changed the union's and management's basic

투고일: 2003년 5월 16일, 심사의뢰일: 5월 20일, 심사완료일: 6월 12일

* Associate Professor, Dongguk University(youngman@dongguk.edu)

** Research Fellow, Korea Energy Economy Institute(igna@keei.re.kr)

approach to industrial relations. Up to the crisis, the main role of a union was to improve wages and working conditions but not job security. Prior to 1997, job security had been taken for granted by workers and management alike. There was a so-called "implicit" contract of lifetime employment between them. Korean culture, in this respect similar to Japanese culture, has emphasized management's paternalistic approach in taking care of workers. This has led to job guarantees regardless of companies' financial performance. However, the guarantee of jobs became a burden to companies in the 1990s when the growth rate of the Korean economy began to lag after two decades of success.

In the 1990s, companies responded to slower growth of the economy but were hampered by the aforementioned tradition of paternalism. Companies adopted early retirement programs, as an alternative, with financial incentives to retirees. In early 1997 Korean Labor Standards Law was revised. The revised law explicitly stated the conditions for layoffs although enactment was postponed for two years to allow companies time to prepare. Prior to 1997, it was unusual from companies to lay off workers, even when business conditions were bad. When workers were laid off, the legitimacy of the layoffs was a judicial issue, rather than a legislative one.

The 1997 financial crisis, however, gave companies a good opportunity to adjust the number of workers, because the Tripartite Commission removed the preparation period.¹⁾ Companies claimed that layoffs were inevitable if they were to survive the unexpected shock of their cash-flow problems. With a reluctant approval from the union side, companies began to lay off workers.

Labor unions, right after the unexpected crisis, were not ready to adopt this fundamental change in employment practice. Social pressures, however, to overcome the crisis made unions adopt the layoffs without strong resistance. Since then, unions have used different strategies to protect workers' job security in addition to wages and working conditions. Some unions' strategies include merging company-level unions to form industry-level unions, adopting industry-wide bargaining or coalition collective

1) The Tripartite Commission in Korea was established right after the 1997 crisis as the President-elected Dae-Jung Kim at the time recommended the Commission to accommodate the social unrest due to the crisis. It composed of representatives from labors, managements, and governments.

bargaining to enhance the bargaining power, and using general strike to make managements concede.

Does this change in union organizing structure and collective bargaining structures affect bargaining impasse procedures? In other words, does an industry-wide or coalition bargaining structure increase the occurrence of bargaining impasses and strikes, as management claims? This paper is an effort to answer this question by analyzing empirical data on the collective bargaining process collected by the Korea Labor Institute in 2002.

Recent changes in union organization and bargaining structure in Korea are reviewed in next section. In section III, the current situation of bargaining structures are analyzed and then the hypothesis about the effect of bargaining structure on the occurrence of bargaining impasses and strikes is tested. In section IV, the empirical results are summarized and the future of impasse resolution processes in Korea based on the empirical results is postulated.

II. Changes in Union Organization and Bargaining Structure

Since 1980, the basic structure of collective bargaining in Korea has typically been focused on single companies. Labor law changes in 1980 only allowed workers to form unions only at the level of one company or workplace. A union was assumed to bargain with a company on wages and working conditions. The government that took power with a military coup in 1980 emphasized cooperative industrial relations and enforced this company-level collective bargaining. Even a federation of unions in an industry or in a region was regarded as a third party in collective bargaining. The law strictly prohibited the third party's involvement on company-level collective bargaining. This restriction resulted in a weakening of the bargaining power of unions.

This single-company collective bargaining structure continued to be a common practice until late 1990s, even though the restrictions on union organization structure

were removed from labor laws revised in 1987 (Bognanno, Budd, & Lee, 1994; Bognanno, Bognanno, & Lee, 2002). Recently, however, the bargaining structure changed rapidly and significantly. This change, which was activated by the 1997 economic crisis, also included an increased number of industrial unions, the coalition of company-level unions in collective bargaining, and the increased effort to protect nonstandard workers who were not union members.

1. Transition to Industrial Unions

Both the Federation of Korean Trade Unions (FKTU) and the Korean Confederation of Trade Union (KCTU) put a lot of effort into creating industrial unions by merging either union affiliations or company-level unions since mid 1990s. At the end of 2001, 30.2% of union members were Korea are under industrial unions. In June of 2002, 24 industrial unions under the KCTU umbrella accommodated 41.1% of KCTU members (Lee, J-H, 2002).

Unions began to emphasize the union organization change from company-level union to industrial union in order to overcome the difficulties in organizing non-unionized and nonstandard workers within company-level union structures, build the solidarity above the sometimes conflicting interests of various company-level unions, reduce substantial wage differences between workers at firms of varying firm sizes, and save bargaining-related efforts with replicated company-level negotiations (KCTU, 1997; Roh, 1999). The transition from company-level union to industrial union, however, was not easy, because of varieties in union organization structures at company level, substantial size differences among unions, differences in political influence at union affiliates and companies level, and resistance by management.

Management opposed the industrial union organization because they believed this would cause an increase in bargaining expenses due to the dual bargaining structure with additional company-level bargaining. They were also concerned by increases in political power caused by increased bargaining-unit size. They assumed this increased political power would produce antagonistic industrial relations rather than cooperative ones. This antagonistic collective bargaining culture would lead to more strikes and hurt industrial peace, they believed. They also criticized unions' uniform demands

regardless of firm size difference, the large number of and high turnover among bargaining representatives and the political purpose of industrial unions' at the expense of individual union demands. In its collective bargaining guidelines for 2003, the Korean Employers' Federation (KEF), describes how to avoid coalition bargaining and how to respond to coalition bargaining if it is unavoidable (KEF, 2003).

The trend is expected to continue in the near future in spite of companies' opposition to industrial union organization. A survey on preference of union structures shows that 69.6% industrial relations managers preferred company-level unions while only 41.6% of union representatives preferred them (Lee, J-H, 2002). On the other hand, more than half of the union representatives (52.9%) preferred the structure of industrial unions.

2. Changes in Bargaining Structure

Bargaining structure is a complicated concept. To understand it, we need to consider a few concepts related to bargaining (Yoon, 1998). There are three different bargaining levels in general: economy-wide bargaining, industry-wide bargaining, and single-company bargaining. In economy-wide bargaining, representatives from both unions and companies bargain on issues and reach a master agreement. This master agreement is used as a guideline to subsequent industry-wide and company-level bargaining. Economy-wide bargaining was popular in Sweden and the Netherlands a few decades ago.

In industry-wide bargaining, an industrial union bargains with representatives from a group of companies in the same industry. This industry-wide bargaining has been widely used as a main bargaining type in many Western countries. Companies in Western countries also prefer this kind of bargaining because they can avoid time- and resource-consuming bargaining-related competition among companies in the same industry. In Korea, companies in the textile, rubber, taxi, and automobile manufacturing industries prefer this kind of industry-wide bargaining. In addition, companies can resist this type of bargaining when a coalition of unions demands a company's concession. Third, it is an easier and more efficient way for companies in the same industry to set up education programs, job security programs, and research

projects. These programs and projects can be run in efficient ways with multiple companies' support.

The last type of bargaining structure is single-company bargaining. This type has been a traditional one for many decades in Korea with company-level union organization system. This bargaining structure is the most decentralized one. The tradition of this type of bargaining in Korea has, over decades, resulted in substantial wage differences by company, solidarity problems among union members from different companies, and difficulties in unionization of nonstandard workers.

In this paper, we define bargaining structures as one of five different types: single-company bargaining (a company-level union bargains with a company), occupation-based coalition bargaining (a group of unions organized on occupational lines bargain with a group of companies in an industry), region-based coalition bargaining (a group of unions bargain with a group of companies in a region), diagonal bargaining (an industrial union or a union federation delegates bargains with a company), and industry-wide bargaining (an industrial union bargains with representatives from a group of companies in one industry).

In Korea, in 1960s and 1970s union organization was based on the industrial union model. There were 16 industrial unions with 892 local union while the number of collective agreements was 664 in 1965 (Kim, J-H, 1999). The same structure could be found in 1971. At that time, there were 17 industrial unions with 3,370 locals. Almost every local negotiated its own contracts. The number of contracts was 2,848.

〈Table 1〉 Change in Bargaining Structure : 1994~97

	Wage bargaining		Bargaining except wages	
	single-company(%)	others(%)	single-company(%)	others(%)
1994	-	-	82.2	17.8
1995	88.4	11.6	82.7	17.3
1996	87.7	12.3	86.9	13.1
1997	85.0	15.0	84.8	15.2

Source: Ministry of Labor; from Kim, Jeong-Han (1999).

<Table 1> shows the changes in bargaining structure between the year 1994 and 1997. In Korea, collective bargaining on wages is held every year while bargaining on other issues is held in every two years. As seen at <Table 1> single-company bargaining was reduced although that trend is not clear in non-wage bargaining in this period.

Since 1997, this trend has changed rapidly. Surveys on collective bargaining between 1997 and 2001 revealed clearly that the single-company wage bargaining structure has decreased since 1997, as seen in <Table 2>. Over 90% of collective bargaining was held at company-level in 1997. By 2001, this figure dropped below 74%. Occupation-based coalition bargaining structures, region-based coalition bargaining structures, and diagonal bargaining structures composed 10.7%, 4.0%, and 8.1%, respectively of collective bargaining structures in 2001. Industry-wide bargaining made up 3.8% of structures in 2001.

An analysis of the determinants of coalition bargaining showed that the power of the union positively affected the preference for coalition bargaining (MoL, 2002). Union affiliated to the FKTU is negatively related to the preference.

<Table 2> Trends in Bargaining Structure: 1997~2001

	Bargaining structure (%)					total
	single-company	occupation-based coalition	region-based coalition	diagonal	industry-wide	
1997	90.8	5.0	2.1	2.1	-	100.0
1998	85.5	5.4	0.4	8.7	-	100.0
1999	86.9	5.6	2.0	5.6	-	100.0
2000	77.1	16.5	1.8	3.7	-	100.0
2001	73.4	10.7	4.0	8.1	3.8	100.0

Sources : Ministry of Labor(2002); KLI(2002).

Another survey on the preference of bargaining structure shows that 71.3% of industrial relations managers preferred single-company bargaining structure while only 36.9% of union representatives preferred the single-company structure (Lee, J-H,

2002). The remaining union representatives preferred an occupation-based coalition bargaining structure (25.9%) or an industry-based bargaining structure (22.2%).

3. Bargaining Structure Changes in Other Countries

The changes in bargaining structure have been recognized in other countries too. However, the direction seems to be opposite to the direction in Korea.²⁾ Windmuller (1988) argued that the decentralization trend could be seen in 10 advanced countries. Katz (1993) analyzed the bargaining structure of six countries, including Sweden, Italy, Australia, England, U.S., and West Germany up to early the 1990s, and concluded that there was a trend toward decentralization, except in West Germany, even though unions resisted decentralization. After the unification of West and East Germany, there have been many cases of decentralized bargaining. Katz argued that the reasons for decentralization included increased management power, increased importance of workplace issues, decentralization of company structure, and variety of workers' interests. A few countries, however, show a centralization trend. Norway and Portugal in recent years, and the Netherlands and Italy after 1989, show such a trend (OECD, 1997).

Nine out of 17 OECD countries have 3-tier bargaining structures (economy-wide, industry-wide, and company level). The remaining eight countries have 2-tier structures (industry-wide and company level) (OECD, 1994). Many countries have industry-wide bargaining as a major structure, while an economy-wide bargaining structure is prevalent in Finland, Sweden, and England. Company-level bargaining is prevalent in Canada, Japan, and the U.S.

4. Impasse Resolution Process

A bargaining impasse occurs when negotiation between management and the union makes no meaningful progress toward an agreement. Several possible resolutions are recommended to avoid bargaining impasse: conciliation, mediation, strike and

2) Most Western countries have industrial unions except for the U.S. and a few other countries. We, thus, need to pay attention to union organization differences when making comparisons.

arbitration. Labor laws in Korea define a request for mediation as a necessary step prior to any strike in the private sector, and prior to arbitration in the public sector. Conciliation as a pre-mediation process has not been used in Korea since 1997. Most unions have the right to strike if the workplace is not an essential public service such as public transportation; water, electricity, or natural gas; petroleum refineries, medical services; banking and securities, and so on.

In 2001, 1,096 bargaining parties requested mediation services from Regional Labor Relations Commissions. In the same year, there were 96 mediation requests to Central Labor Relations Commission (Lee, Y-M, 2003). Among the 1,096 cases mediated by Regional Commissions, 385 cases ended with the adoption of committees' mediation plans, while 507 cases ended with the refusal of the mediation plan. The remaining cases ended with administrative guides or self withdrawals. Among 96 cases mediated by the Central Commission, 26 cases ended with the adoption of the plans, while 48 cases failed to reach agreements.

As the organizational structure of unions changed to industrial unions, bargaining structures also reflect this change, moving from company-level bargaining to a broader-level bargaining. Companies worried that the increased political power of unions and increased bargaining unit resulted in more frequent labor disputes and social unrest. How did bargaining structure affect the impasse-resolution process in 2001? This question is answered in the next section.

III. Empirical Analysis

To answer the question on the effect of bargaining structure change, data collected by the Korea Labor Institute (KLI) in 2002, as well as that collected from commercial companies is used. The empirical analysis begins with a probit regression on strike occurrence because the traditional analysis of strikes as a way of resolving bargaining impasses does not consider the mediation process. In this paper, a two-step approach is used to see the effect of bargaining structure on mediation requests and then on strike occurrence after the mediation process.

1. Description of Data Set

The KLI began a panel survey on industrial relations and industrial relations in 2002. A sample of 6,000 firms from the Employment Insurance Database was made with controls for industry and firm size. Survey forms from 2,417 firms were returned. Then this information was merged with another dataset about firms' basic and financial information from Korean Credit Information Co..

Finally, a sample of 2,417 firms was available to use in the analysis. Out of 2,417 firms, 876 firms are unionized and are used for this analysis. However, there is a difference in responses because the data were collected from both management and unions. In this paper, the analysis is based on the responses from the union representatives, under the assumption that they have more correct and complete information than the management³⁾ (See Appendix Table 1 for statistical differences). The sample size based on information provided by union representatives is 579.

Simple statistics on variables are presented in <Table 3>. Bargaining structure is categorized by five groups: single-company bargaining, occupation-based coalition bargaining, region-based coalition bargaining, diagonal bargaining, and industry-wide bargaining. Single-company bargaining is the most-commonly practiced structures among the five groups. Occupation-based coalition bargaining, region-based coalition bargaining, diagonal bargaining, and industry-wide bargaining composed 10.7%, 4.0%, 8.1%, and 3.8%, respectively.

The majority (53.9%) of the unions had open shop clauses. Over 45% of unions had union shop clauses and 1.0% of unions had closed shop clauses. Firm size was a categorical variable: 10.2% had less than 99 workers; 32.5% with between 100 and 299 workers; 19.5% with between 300 and 499 workers; 21.2% with between 500 and 999 workers; and 16.6% with more than 1,000 workers. For industry distribution, the majority of the sample was from the manufacturing sector. About 14% were from transportation, 12.6% from service industries, and the rest from the public sector and

3) The reason for this assumption is union representatives had clearer and more correct memories on the facts about bargaining processes than the managers or first-level employees who actually filled out the survey forms in industrial relations department.

〈Table 3〉 Simple Statistics

	Variable	Description	Obs	Mean	Std. Dev
bargaining structure	struc1	single-company bargaining	579	0.734	0.442
	struc2	occupation-based coalition bargaining	579	0.107	0.309
	struc3	region-based coalition bargaining	579	0.040	0.195
	struc4	diagonal bargaining	579	0.081	0.273
	struc5	industry-wide bargaining	579	0.038	0.191
shop	unshop	union shop	579	0.451	0.498
	opshop	open shop	579	0.539	0.499
	clshop	closed shop	579	0.010	0.101
firm size	fsize1	less than 99 workers	579	0.102	0.303
	fsize2	between 100 and 299 workers	579	0.325	0.469
	fsize3	between 300 and 499 workers	579	0.195	0.397
	fsize4	between 500 and 999 workers	579	0.212	0.409
	fsize5	more than 1000 workers	579	0.166	0.372
industry	manu	manufacturing sector	579	0.554	0.497
	trans	transportation sector	579	0.142	0.349
	service	service sector	579	0.126	0.332
	public	public sector and others	579	0.178	0.383
affiliation	FKTU	Hankook Nochong	579	0.582	0.494
	KCTU	Minju Nochong	579	0.359	0.480
	Other	No affiliation	579	0.059	0.235
jobseq	job security > wage increase		579	0.100	0.300
union	year since unionization		579	18.126	10.088
lmrels	cooperative labor-management relationship		579	0.553	0.498
striexp	strike experience in the previous year		579	0.107	0.375
lncapit	log (capital)		533	9.938	2.604
lnsale	log (sale)		444	19.317	1.842
lnsalepr	log (sales profit)		366	16.635	2.157

Note: 1) Data collected from two sources, and merged to a commercial company data bank.

In this analysis, however, only data collected from union representatives are used because there are a considerable difference between data collected from a company and data from union representatives. The authors have assumed that union representatives have more correct information on collective bargaining history than a company's employees who actually provided the information on collective bargaining.

other industries.

In terms of union affiliation, 58.2% of unions were affiliated with the FKTU and 35.9% were affiliated with the KCTU. About 6% of unions have no national-level union affiliation. Over 10% of unions mentioned that they focused more on job security than wage increases during this period of collective bargaining.

The average number of years since its unionization is 18.1 years. Over 51% of unions mentioned that labor-management relations are cooperative rather than antagonistic. About 10% of unions had strikes in the year 2000.

2. Probit Analysis on Strike Occurrence

As mentioned earlier, strike occurrence as a preliminary step was analyzed because most analyses of strike activity in earlier studies did not consider the mediation process in detail. Kim & Yoon (1991) was an exception. They analyzed the determinants of strike occurrence and duration. Dummy variable for coalition bargaining had a positive sign for strike occurrence although it was not significant.

As seen in <Table 4>, bargaining structure did not affect strike occurrence. Union affiliation with KCTU and strike experience in the previous year increased strike occurrence. A cooperative labor-management relationship is negatively related to strike occurrence.

With financial information, Model 1 has a profit and shows an expected negative effect. Higher the profit level, the lower the probability of strike occurrence. In Model 2, financial information variables for capital and sales were added. The effect of profit went away and a weak effect of size popped up. With this additional financial variable, the effect of KCTU disappeared gone while the effect of the other variables basically remained.⁴⁾

4) The effect of capital to the strike occurrence is not quite clear at this point, although the capital in the estimation counteracts the significance of the KCTU. Also, the amount of capital changes the effect of profit and sales in the estimation. The correlation between capital and firm size is about 0.2 and the multi-collinearity problem may not exist in the estimation.

〈Table 4〉 Probit Estimation for Strike Occurrence¹⁾

(Dependent variable = 1 if a strike occurs in bargaining

0 if no strike occurs in bargaining)

		Model 1			Model 2		
Independent Variable		Coeff.	S E	z	Coeff.	S E	z
bargaining structure (reference: diagonal)	occupation-coalition	0.148	0.405	0.365	-0.483	0.799	-0.605
	region-coalition	-0.161	0.607	-0.265	-	-	-
	single-com bargaining)	0.381	0.318	1.200	0.400	0.493	0.810
	industry-wide	0.481	0.427	1.127	-0.432	0.690	-0.627
union shop		0.055	0.221	0.249	-0.245	0.337	-0.728
firm size (reference group: 100<fs<299)	fs<99	0.144	0.363	0.398	0.368	0.601	0.613
	300<fs<499	-0.454	0.400	-1.135	-0.295	0.621	-0.474
	500<fs<999	0.141	0.289	0.489	0.559	0.432	1.295
	fs>1,000	0.117	0.332	0.352	0.553	0.505	1.095
KCTU		0.680	0.262	2.589**	0.571	0.378	1.511
job security		-0.431	0.524	-0.823	-0.149	0.632	-0.236
year since unionization		-0.022	0.015	-1.467	-0.016	0.021	-0.757
cooperative relationship		-0.542	0.254	-2.135**	-0.654	0.379	-1.727*
strike experience in previous yr		0.841	0.194	4.348***	1.055	0.262	4.027***
financial information	log(capital)				0.175	0.185	0.946
	log(sale)				-0.266	0.161	-1.654*
	log(profit)	-1.453	0.344	-4.229***	-0.756	1.984	-0.381
constant		-1.31	.556	-2.360**	-.420	1.796	-.234
Sample size		579			357		
Log-likelihood		-85.2397			-44.6		
LR χ^2		92.89			56.60		
Probability > χ^2		0.000			0.000		

Notes : 1) Analysis is based on the data provided by union representatives.

2) Variable region-based coalition bargaining predicted failure perfectly and was dropped from the analysis.

3) Industry dummies for manufacturing, transportation, public and others are controlled but is not reported here.

4) * <0.1; ** <0.05; *** <0.01

A study of strike occurrence in Korea between 1988 and 1990 showed that strike occurrence is more related with lack of bargaining experience, union rivalry than with profits (Lee, 1992). Kim & Yoon (1991) did not include a firm performance variable

in their regression. This means that they assumed strike occurrence in the late 1980s was more affected by experience in collective bargaining and characteristics of industrial relations than by a firm's economic performance.

However, ten years later, the firm's economic performance seems to affect strike occurrence. Both Model 1 and Model 2 show that a firm's good economic performance seems to reduce strike occurrence. Another study using collective bargaining data from the year 2000 showed that strike occurrence is negatively related with sales profit per capita (MoL, 2002). This can be interpreted as showing that bargaining parties negotiate rationally as they accumulated experience during the 15 years since the struggles of the 1987 democratization movement.

3. Probit Analysis on Mediation Request

The next analysis examined the factors that affected the mediation service request. In Korea, either of the bargaining parties who is in a bargaining impasse should request mediation service in order to resolve the impasse. For unions, it is a necessary step prior to striking; arbitration is usually requested by management.

A probit model is used to estimate the effect of bargaining structure on requests for mediation. The probability of requesting mediation is higher in region-based coalition bargaining or diagonal bargaining structures than in single-company bargaining structures which were used as a reference group in the estimation, as seen in <Table 5>. This means that the number of mediation requests will increase as the bargaining structures of coalition bargaining or diagonal bargaining become more popular in the future as union organization structures change from company-level to industrial union models.

Also, the probability to request mediation seems to increase as firm size increases although it is not statistically significant. Also, affiliation with the KCTU increases the probability while the cooperative relationship decreases the probability. Strike experience in the previous year also affects the probability. A firm's economic performance does not affect the probability in Model 2.

〈Table 5〉 Probit Estimation for Mediation Request in Bargaining¹⁾

(Dependent variable = 1 if mediation requested

0 if bargaining is completed without mediation request)

		Model 1			Model 2		
Independent Variable		Coeff.	S E	z	Coeff.	S E	z
bargaining structure (reference: single-company bargaining)	occupation-coalition	0.042	0.236	0.178	0.142	0.327	0.433
	region-coalition	0.679	0.305	2.222**	-0.184	0.556	-0.331
	diagonal	0.578	0.228	2.535***	0.718	0.393	1.826**
	industry-wide	0.472	0.312	1.513	0.388	0.418	0.929
union shop		-0.124	0.144	-0.864	-0.003	0.194	-0.013
firm size (reference size: 100<fs<299)	fs<99	-0.172	0.257	-0.668	-0.019	0.409	-0.047
	300<fs<499	-0.163	0.206	-0.788	-0.139	0.297	-0.466
	500<fs<999	0.286	0.181	1.577*	0.405	0.247	1.639*
	fs>1,000	0.072	0.216	0.333	0.096	0.320	0.298
KCTU		0.639	0.162	3.943***	0.737	0.237	3.108***
job security		-0.041	0.239	-0.172	-0.393	0.399	-0.985
year since unionization		-0.001	0.008	-0.164	0.005	0.011	0.498
cooperative relationship		-0.409	0.144	-2.835***	-0.448	0.207	-2.160**
strike experience in previous yr		0.417	0.166	2.504***	0.422	0.205	2.057***
financial information	log(sale)				0.031	0.123	0.250
	log(profit)				-0.109	0.103	-1.061
constant		0.966	0.211	4.578***	-0.043	1.211	-0.035
Sample size		579			366		
Log-likelihood		-226.1			-120.2		
LR χ^2		86.48			68.33		
Probability > χ^2		0.000			0.000		

Notes : 1) Analysis is based on the data provided by union representatives.

2) Industry dummies for manufacturing, transportation, public and others are controlled but not reported here.

3) * <0.1; ** <0.05; *** <0.01

However, the request for mediation can be used as a tactic in bargaining to show the union's commitment to strike regardless of whether it really intends to strike or not. Many bargaining parties that requested mediation completed bargaining by

adopting the mediation plan. Others reached an agreement without a strike, although they rejected the mediation plan. Among 1,096 mediation requests at regional Labor Relations Commissions in 2001, 385 bargaining parties, or 35.1%, completed negotiations by adopting the mediation plans (<http://www.nlrc.go.kr>).

While 133 cases (12.1%) ended with the administrative guidances of the commissions, and 507 (46.3%) rejected the mediation plans, there were only 235 strikes in Korea in 2001.⁵⁾

In Guidelines for Wage Negotiations and Collective Bargaining in 2002 by the FKTU (2002), the number one basic principle for strategy in 2002 is to "stage joint struggles by all related organizations." It is expected that unions will behave as a coalition in bargaining and use mediation requests as a tactic in bargaining to enhance bargaining power. The effect of using mediation requests as a bargaining tactic is an issue remaining for further study.

4. Probit Analysis on Strike Occurrence after Mediation Request

The next analysis examined strike occurrence given that either or both bargaining parties requested mediation. We categorize the bargaining pairs that requested mediation from Labor Relations Commissions with two groups based on strike occurrence. One group of bargaining parties reached agreements by adopting the mediation plan, or else they reached agreements without striking although they rejected mediation plans. The other group of bargaining parties rejected mediation plans and reached agreements after strikes. A mediation request in resolving a bargaining impasse is required by labor law in Korea in order to strike or to move towards arbitration or another next step in the bargaining process.

5) One needs to consider the fact that there are bargaining parties in essential public sector industries where strikes are prohibited. There are other cases where strikes are prohibited because of alternative dispute resolution clauses in a contract that either party may ask arbitration in case of a bargaining impasse.

<Table 6> Occurrence by Bargaining Structure

		Strike		No Strike		Total case
		case	%	case	%	
Single-Company	Model 1	32	61.5	20	38.5	52
	Model 2	30	60.0	20	40.0	50
Occupation-based Coalition	Model 1	5	71.4	2	28.6	7
	Model 2	5	71.4	2	28.6	7
Region-based Coalition	Model 1	6	85.7	1	14.3	7
	Model 2	4	80.0	1	20.0	5
Diagonal	Model 1	11	68.8	5	31.2	16
	Model 2	4	44.4	5	55.5	9
Industry-wide	Model 1	2	40.0	3	60.0	5
	Model 2	2	40.0	3	60.0	5
Total	Model 1	56	64.4	31	35.6	87
	Model 2	45	59.2	31	40.8	76

Note : 1) Model 1 and Model 2 are the same as defined in <Table 7>.

<Table 6> shows the difference in the probability of strike occurrence by bargaining structure before using a probit analysis. The probability to have a strike given a mediation request is 38.5% with single-company bargaining, which is higher than the probability with coalition bargaining or diagonal bargaining. However, it must be said that the sample size is not large enough to confirm the argument. The probability of 60% with industry-wide bargaining is highest among the five bargaining structures.

The probit regression result is presented in Model 1 of <Table 7>. The effect of bargaining structure on strike occurrence after a union requested mediation can be detected. Industry-wide bargaining structure had a higher probability of strike occurrence than did single-company bargaining structure, which was used as a reference group.

Regarding the firm size, the probability of strike occurrence decreased as firm size increased, especially in Model 2. This makes sense because the cost of a strike increases as the firm size increases. Firm size showed the same negative effect on strike occurrence given a mediation request using 1989 data (Kim & Yoon, 1991). None of the following variables was significant: affiliation with the KCTU, job security issue, age of union establishment, or cooperative relationships. Strike experience in previous year, however, increased the probability of strike occurrence.

When the capital variable was included, as seen in Model 2, the probability of strike occurrence decreased as firm size increased, while it increased as capital increased.

<Table 7> Probit Estimation for Strike Occurrence Given Mediation Request

(Dependent variable = 1 if a strike occurs with mediation request
0 if no strike occurs with mediation request)

Independent Variable		Model 1			Model 2		
		Coeff.	S E	z	Coeff.	S E	z
bargaining	occup-coalition	0.762	0.819	0.930	-1.507	1.615	-0.933
(reference:	region-coalition	-0.828	0.906	-0.914	-0.235	1.085	-0.217
single-	diagonal	-0.469	0.653	-0.718	0.678	0.930	0.729
company	industry-wide	1.710	0.934	1.832*	3.512	1.424	2.466**
bargaining)							
union shop		0.065	0.434	0.151	0.013	0.522	0.025
firm size	fs<99	0.495	0.768	0.644	-0.051	1.032	-0.050
(reference	300<fs<499	-1.173	0.708	-1.657*	-3.115	1.122	-2.776***
group:	500<fs<999	-0.464	0.510	-0.909	-1.004	0.607	-1.654*
100<fs<299)	fs>1,000	-1.011	0.657	-1.539	-2.565	0.976	-2.628***
KCTU		0.547	0.471	1.162	-0.330	0.659	-0.500
job security		-0.041	1.090	-0.038	-2.311	1.552	-1.489
year since unionization		-0.016	0.027	-0.592	-0.041	0.033	-1.259
cooperative relationship		-0.478	0.508	-0.941	-0.949	0.618	-1.535
strike experience in previous yr		1.287	0.396	3.249***	2.593	1.000	2.595***
log(capital)					0.573	0.285	2.010**
constant		-0.113	0.618	-0.182	-4.460	2.404	-1.855*
Sample size		87			76		
Log-likelihood		-33.3			-25.4		
LR χ^2					72.18		
Probability > χ^2					0.000		

Notes : 1) Analysis is based on the data provided by union representatives.

2) Industry dummies for manufacturing, transportation, public and others are controlled but not reported here.

3) * <0.1; ** <0.05; *** <0.01

As mentioned earlier, however, the small sample size in each group makes it impossible to statistically confirm the results in the estimation. One needs to exercise caution in interpreting the results because of the small sample size. A larger sample size is impractical unless a survey of all bargaining parties that requested mediation services is implemented.

IV. Implications

This paper looked at whether the change in Korean unions' bargaining structure from traditional single-company bargaining structures to other bargaining structures affects the probability of labor disputes, including strikes, in the bargaining impasse resolution process.

The analysis, using a dataset on 2001 collective bargaining, showed that the merger of bargaining units increases the probability of mediation requests, as well as strike occurrence after the mediation requests.

Based on the empirical analysis, it can be concluded that more mergers of bargaining units, as have occurred in recent years and as are expected to continue in the near future, will lead to more mediation requests and strikes in bargaining impasse resolution process.

It was also found that cooperative labor-management relations significantly reduced mediation requests and strike occurrence in bargaining process. The experience of strike in the previous year increased the probability of strike occurrence in a subsequent year. This was an added effect of strikes on bargaining.

Also, collective bargaining in Korea is assumed to still be more strongly influenced by its institutions and characteristics than by a firm's economic performance. More effort should be made to enhance cooperative industrial relations in order to respond to ongoing changes in bargaining structures. Otherwise, the industrial disputes will increase as we see more and more diverse bargaining structures of merged bargaining units on the union side.

References

- Bognanno, M. F., M. L. Bognanno, & Y.-M. Lee. "The Evolution of Korea's Industrial Relations System and Change in Wage-Strike Relationship." Mimeo, 2002.
- Bognanno, M. F., J. Budd, and Y.-M. Lee. "Institutional Turmoil and Strike Activity in Korea." *Journal of Industrial Relations* 36 (3) (January 1994): 353-369.
- Federation of Korean Trade Unions (FKTU). *Guidelines for Wage Negotiations and Collective Bargaining in 2002* (in Korean). 2002.
- Katz, H. C. "The Decentralization of Collective Bargaining: A Literature Review and Comparative Analysis." *Industrial and Labor Relations Review* 47 (1) (October 1984).
- Kim, J.-H. *Change in Collective Bargaining Structure and Policy Implications*. Seoul, Korea: Korea Labor Institute (in Korean), 1999.
- Kim, T.-G. & B.-J. Yoon. *Study on Labor Dispute*. Seoul, Korea: Korea Labor Institute (in Korean), 1991.
- Korean Confederation of Trade Unions (KCTU). *Understanding the Industrial Unions*. Seoul, Korea (in Korean), 1997.
- Korean Employers' Association (KEA). *2003 Collective Bargaining Guidelines* (in Korean), 2003.
- Lee, J.-H. "Industrial Union and Change in Collective Bargaining Structure." International Conference on International Labor Standards and Industrial Relations in Korea Korea Labor Institute and International Labor Organization. 63 Building. Seoul, Korea (in Korean), November 29, 2002.
- Lee, Y.-M. "Strike Incidence and Duration in Korea: An Empirical Analysis of Asymmetric Information and Industrial Relations Variables." Ph.D. Dissertation. University of Minnesota, 1992.
- Lee, Y.-M. *Employment Relations*. Seoul, Korea: Kyoungmoonsa (in Korean), 2003.
- Ministry of Labor. *Wage Bargaining Survey and Implications in 2002* (in Korean), 2002.

- OECD. "Collective Bargaining : Levels and Coverage." *Employment Outlook*. July 1994.
- OECD. "Economic Performance and the Structure of Collective Bargaining." *Employment Outlook*. July 1997.
- Roh, J.-K. "Crisis Structure of Labor Movement, Choice of Labor." *Korean Journal of Labor Studies* 5 (1) (1999): 97-118 (in Korean).
- Windmuller, J. P. *Collective Bargaining in Industrialized Market Economies: A Reappraisal*. International Labor Office, 1988.
- Yoon, J.-H. *Trends and Policy Implications in Union Organization Structure*. Korea Labor Institute: Seoul, Korea (in Korean), 1998.
- <http://www.nlrc.go.kr>.

〈Appendix Table 1〉 Comparison of Information from Management and Union Representatives

			Mgmt Info.			Labor Info.	
Variable		Description	Obs.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
bargaining structure	struc1	single-company barg	299	0.75	0.43	0.71	0.46
	struc2	occupation-based coalition barg	299	0.11	0.31	0.11	0.31
	struc3	industry-based coalition barg	299	0.03	0.17	0.05	0.21
	struc4	diagonal barg	299	0.07	0.26	0.08	0.28
	struc5	industry-wide barg	299	0.04	0.19	0.05	0.23
shop	opshop	open shop	299	0.54	0.50	0.53	0.50
	unshop	union shop	299	0.43	0.50	0.45	0.50
	clshop	closed shop	299	0.03	0.16	0.01	0.12
affiliation	FKTU	Hankook Nochong	299	0.51	0.50	0.53	0.50
	KCTU	Minju Nochong	299	0.40	0.49	0.39	0.49
	Other	No affiliation	299	0.10	0.30	0.08	0.28
jobseq	job security > wage increase		299	0.15	0.35	0.10	0.31
union	years since unionization		289	17.48	10.01	17.54	10.17
lmrels	cooperative relationship		299	0.67	0.47	0.55	0.50
striexp	strike experience in the previous year		299	0.09	0.36	0.10	0.36

국문초록

단체교섭 구조의 변화가 분쟁해결 과정에 미치는 영향에 대한 연구

이영면 · 나인강

지난 1997년 외환위기 이후 노동조합은 산별노조로의 전환을 통해 정치적 영향력의 증대, 비정규직의 조직화, 기업규모에 따른 임금 수준과 복리후생제도 차이의 극복 등이 가능할 것으로 보고 있다. 본 논문은 단체교섭 구조의 변화가 조정과 중재의 발생률을 높이는가를 살펴보고 있다. 한국노동연구원에서 조사한 패널자료에 따르면 2001년을 기준으로 대각선 교섭의 경우 기업별 교섭보다 조정신청률이 높았으며 산별교섭의 경우는 조정 신청 후 파업 발생률이 높았다. 하지만 표본 수가 많지 않았다는 점과 외국과는 달리 우리나라는 산별노조로의 진행 과정 중에 있다는 점을 한계점을 제시하고자 한다. 마지막으로 정책적 함의를 제시하였다.

핵심 용어 : 산별노조, 교섭구조, 쟁의조정 파정, 조정, 파업

노사의 전략적 선택, 근로자 의사결정참가, 경영성과간의 관계

이동명*
김강식**

본 연구에서는 노동조합의 사용자에 대한 전략적 선택을 대립전략과 협조전략으로, 또 사용자의 노동조합에 대한 전략을 파괴전략과 동반자전략으로 나누어, 각각의 전략 정도가 근로자의 의사결정참가에 어떤 영향을 미치는지를 고찰하였다. 연구 결과 근로자 경영참가에 노조의 전략보다는 사용자의 전략이 보다 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사용자의 노조 파괴전략은 모든 수준의 참가 정도를 낮추며, 노조와의 동반자전략은 참가 정도를 높이고 있다. 노조의 전략 중 사용자에 대한 적대전략은 오히려 현장참가를 증대시키며, 협조전략은 전략참가 정도만을 높이는 데 기여하고 있을 뿐이다. 한편 근로자 의사결정참가가 경영성과에 대한 영향 분석 결과, 1인당 매출액에는 부(-)적, 주관적 성과에는 정(+)적 영향을 미치는 것으로 나타나 그 방향을 일관되게 판단할 수 없었다.

핵심용어 : 노조의 적대전략, 노조의 협조전략, 사용자의 파괴전략, 사용자의 동반자전략, 현장참가, 관리참가, 전략참가, 경영성과

I. 서론

그동안 노사관계는 노조와 경영자의 역할 영역을 명확히 하는(Jacoby, 1985; Piore & Sabel, 1984; Braverman, 1975) 영역의 분리주의(separate spheres of influence)가 그 중심을 이루어 왔다. 노조(근로자)는 이익의 생성과는 관계없이 생성된 이익을 공유하는 권한만을 가지게 된다. 영역의 분리주의는 노사 양자의 관점을 서로 상이하게 하는데 경영자는 시장 변화 및 기술혁신에 관심을, 노조는 임금에 대한 관심을 갖게 한

투고일 : 2003년 5월 15일, 심사의뢰일 : 5월 20일, 심사완료일 : 6월 13일

* 한국항공대학교 경영학과 교수(dmlee@hau.ac.kr)

** 한국항공대학교 경영학과 교수(kfkim@hau.ac.kr)

다. 이러한 관점에서 서게 될 때 노사관계는 임금 및 노동조건 결정의 단체교섭 중심으로 전개된다. 그러나 1960년대 이후 노동의 인간화 문제에 관심을 가지면서 노사관계 정책은 단체교섭제도의 개선과 더불어 노동조합에 의한 경영참가, 일을 통한 구성원의 만족 등에도 초점을 두게 되었다(Delamotte & Walker, 1973). 당시는 산업민주화와 일의 내용의 변경을 통한 노동의 인간화의 실현이 주된 테마라 할 수 있다.

1980년대 이후 기술의 급속한 진보, 소비자의 욕구 변화, 치열한 국제경쟁, 근로자의 의식 변화 등의 환경 변화에 따라 기업은 능동적이며 적극적으로 대응해야 하는 과제를 안게 되었다. 또 이러한 과제 해결의 과정에서 어떠한 형태의 대응이든 기업의 성과를 달성하고, 근로자의 요구를 충족시키는 결과를 도출하여야 한다. 즉 기업은 환경 변화에 적절히 대응하여 기업의 성과를 유지·증진시키는 노사관계를 구축할 필요성이 대두된 것이다. 이에 현장노사관계 및 생산시스템을 강조하는 시도가 나타나게 되었다(Kochan, Katz, & McKersie, 1986). 노사관계도 기업의 경쟁력 강화와 더불어 생산 과정에서의 구성원 만족도 동시에 강조하는 방향으로 전개되는 계기를 맞게 된 것이다. 생산현장은 근로자의 행동 및 태도에 직접적인 영향을 미치는 장소로서 근로자의 노동생활의 질(QWL)이 결정되는 ‘바로 그’ 장소이며, 기업경쟁력이 결정되는 장소이다(Kochan & Osterman, 1994). 이제 노사관계의 초점이 생산현장으로 확대된 것이다. 따라서 노사관계 영역도 종전의 단체교섭 일변도에서 구성원의 경영참가로 확대되는 방향으로 나가게 된다.

노사관계에서의 경영참가의 확대는 기업의 모든 구성원에 대한 권한 위양과 그들의 몰입을 통해 포지티브-섬 게임(positive-sum game) 논리를 구현하자는 데 그 목적이 있다. 기업의 구성원, 즉 인적자원을 기업경쟁력의 가장 중요한 결정요소로 보면서도 기업의 경쟁력만이 아닌 구성원의 욕구도 함께 충족시키는 전략을 구사해야 한다는 전제가 내포되어 있다(Pfeffer, 1994). 이제 근로자 및 노동조합은 기업의 경제적 목표 실현을 위하여 노력하며, 또 기업은 근로자의 성장 욕구를 충족시키기 위한 투자를 병행함으로써 노사 모두에 이익을 주는 포지티브-섬 게임을 하자는 것이다.

그러나 이러한 노사관계의 전반적 변화에도 불구하고 여전히 우리의 노사는 종전의 단체교섭 중심의 대립적 노사관계의 시각이 여전히 존재하고 있다. 새로운 노사관계 영역으로서 경영참가가 부각되고 있지만, 이를 정착시킬 수 있는 노사 당사자의 기본 철학 및 가치가 확립되었다고는 할 수 없다. 하나의 시스템이 정착되기 위해서는 상황 여건의 형성도 중요하지만, 이를 구체적으로 실현하는 당사자의 태도 및 행동 변화가 선행되어야 한다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 단체교섭과 더불어 노사관계의 또 하나의 제도적 축으로서 부각되고 있는 경영참가, 특히 근로자 의사결정참가가 정착되기 위

한 기본 전제조건으로 노사 당사자의 전략적 선택의 중요성을 실증해 보고자 한다.

II. 노사 당사자의 전략적 선택과 근로자 의사결정참가

1. 전략적 선택과 근로자 의사결정참가

가. 전략적 선택론의 위상

어떤 이론의 전개에서든 먼저 자신의 이론적 위상, 즉 패러다임을 명확히 하는 것이 매우 중요하다. 그동안 노사관계 연구에서의 주된 패러다임은 환경의 중요성을 강조하는 시스템론(system theory) 혹은 결정론(determinism)과 주체의 선택을 강조하는 임의론(voluntarism) 혹은 전략적 선택론(strategic choice)으로 대별된다고 하겠다. 시스템론 혹은 결정론의 특징은 행동 주체자가 일련의 외부 상황적 제약을 확인함으로써 행동의 가능한 범위를 결정하고, 자신의 행동 선택 메커니즘에 의해 가장 바람직하다고 생각되는 하나의 대안을 선택하게 된다는 것이다. 그러나 보다 강조점은 외부 상황적 제약조건에 두어진다. 반면, 임의론 혹은 전략적 선택론은 행위자의 환경에 대한 주관적 해석과, 그 결과로서의 다양한 선택을 강조한다(Reed, 1988; Whitley, 1987). 환경보다는 행위자(agency)에 초점을 두고 이론을 전개한다. 본 연구에서는 임의론 혹은 전략적 선택론 관점에 입각하여 논의를 전개한다.

시스템론은 Dunlop(1993) 모델이 대표적인데, 이는 노동조합·사용자·정부 등 노사관계의 3당사자가 산업·기술·문화 등의 환경을 고려하여 노사관계 규칙과 절차를 만들어 노사관계가 안정화된다는 것이다. 시스템론에서는 산업·기술·문화 등의 상황요인을 강조하고 상대적으로 당사자, 특히 경영자의 주도적 역할을 분석에 포함하지 않는 한계를 지니고 있다. 이에 1980년대 중반 이후 Kochan, Katz, & Cappelli (1984), KKM(Kochan, Katz, & Mckersie, 1986)이 미국의 동태적인 노사관계 시스템을 설명하기 위해 전략 개념을 노사관계 분석에 도입하였다.

전략 개념을 노사관계에 적극적으로 도입한 KKM은 사용자의 전략적 선택이 노사관계 변화의 동인임을 제시하였다(Kochan, Katz, & Mckersie, 1986). 기업은 환경 변화에 대응하기 위해 새로운 경쟁전략을 추구하게 된다. 이러한 경쟁전략은 경영자가 환경을 주관적으로 판단한 선택의 결과이며, 결정된 경쟁전략은 다시 기업의 경영계획,

투자결정, 인력정책 등에 영향을 미치고, 이는 다시 사용자의 협상력을 결정하게 된다. 결국 사용자의 전략적 선택이 노사관계에 영향을 미치는 중요한 요인으로 작용하게 된 것이다.

노사관계에서 전략 주체로서의 경영자를 강조하는 입장은 그 후 노·사·정 3당사자를 모두 강조하는 관점으로 전환하게 되었다. 즉 노사관계의 주체로서 노동조합·사용자·정부의 전략적 선택과 자율성이 노사관계 시스템의 과정과 결과에 영향을 미친다는 것이다. 비록 노사관계의 상황적 요인이 노사관계 시스템의 형성에 대한 영향도 부정할 수 없지만, 그 과정에서 노·사·정 당사자의 전략적 선택과 상호작용 또한 중요한 고려요인이라는 것이다(Kochan, Katz, & Cappelli, 1984; 최종태, 1996).

본 연구에서는 이러한 전략적 선택론 관점에서 노사 당사자의 전략이 경영참가에 어떤 영향을 미치는지를 규명하는 데 초점을 두고자 한다.

나. 노조의 전략적 선택과 근로자 의사결정참가

노조의 사용자에 대한 전략적 선택은 대립전략과 협조전략으로 구분해볼 수 있다(Kochan & Katz, 1992). 전자는 생산 결과에 대한 분배를 중심으로 하는 전략을, 후자는 생산 과정에 적극 참여하여 분배의 몫을 함께 증가시키는 과정 중심 전략이다.

노조는 전통적으로 사용자와 영역의 분리주의 개념에 따라 단체교섭 중심의 노사관계를 형성하는 데 주력하였다. 그리하여 사용자는 생산에, 노조는 분배에 초점을 두는 양상을 나타내게 되었다. 이는 결국 노조(근로자)는 임금 수준과 합법성(wage level & industrial jurisprudence), 즉 경제적 보상과 절차적 룰을 강조하게 된다. 그러나 노사의 서로 다른 지향성은 기업의 전략적 반응에 한계를 가져오고(Kochan, Katz, & Mckersie, 1986), 작업과 관련한 근로자의 구체적 욕구, 즉 종업원의 동기부여, 의미있는 직무형성 등에 대한 관심을 외면하는 결과를 가져왔다. 요약하면, 노조의 분리주의에 입각한 대립전략은 기업의 조직 변화, 기술혁신은 물론 구성원의 만족에도 기여하지 못하는 부정적인 결과를 초래하고 말았다(Kochan & Osterman, 1994).

환경 변화에 대응하면서 조직의 궁극적 목적을 달성하기 위해서는 노조의 적극적인 협조가 필요하다. 스웨덴을 비롯한 북유럽, 독일, 일본은 물론 그동안 대립갈등의 노사관계를 유지해 온 미국에서조차 1980년대 이후 노동조합의 적극적인 협력하에서 노사관계를 전개시키고 있다(Mills & McCormick, 1985). 그리하여 노조는 임금교섭, 정치투쟁 등을 중심으로 한 대외적 과제에서 기업의 경영전략 및 근로자 교육훈련, 작업조직 형성 등의 대내적 과제에 적극적으로 참여하는 자세를 보여주고 있다. 노조는

품질향상, 작업장 내의 의사소통, 훈련프로그램, 기술 도입, 종업원에 대한 다양한 지원제도 등에 참여하고 있다(Bluestone & Bluestone, 1992). 나아가 기업경영과 관련한 다양한 과제에 사용자와 함께 위원회를 구성하여 적극적으로 참여하는 경우도 나타나고 있다.

노조의 협력전략의 전개는 기업경쟁력이라는 공통의 목표 속에 사용자와 적극적으로 협력하여 생산된 파이를 증가시키는 데 그 특징이 있다(Mills & McCormick, 1985). 따라서 노조는 단체교섭 중심에서 생산현장도 동시에 중시하는 전략적 변화를 꾀하게 된다. 즉 노조는 생산현장에서 근로자의 자율성과 창의를 바탕으로 하는 다양한 참가제도 형성에 적극적으로 협력하는 양상을 보여주게 된다. 한 예로 가장 투쟁적 노사관계로 유명했던 GM의 누미(NUMMI) 공장에서는 노사 합의하에 새로운 팀 중심 작업조직으로의 개편을 들 수 있다(Turner, 1991). 팀은 리더 1인을 포함하여 총 5인으로 구성되는데, 검사 업무가 팀에 부여되고, 팀원은 작업의 할당에서 상당한 권한을 갖고 있으며, 개선에 대한 제안을 실시한다. 이러한 실례는 현장에서의 구성원 참가제도의 실현이 노조의 공식적인 협조에 의해 가능하다는 것을 의미한다. 즉 기업의 구성원 참가제도는 노조의 태도, 즉 전략적 선택 여하에 따라 영향을 받는다는 것이다.

이제 노조도 근로자의 경영참가가 기업의 생존과 기술혁신 및 근로자의 만족을 증대시키는 노사 공존공영의 기틀로서 인식하는 태도가 요청된다(Dankbaar, 1989). 결국 환경 변화에 대응한 다양한 경영참가제도가 실현하기 위해서는 노사가 협조적인 관계를 형성하는 것이 무엇보다도 중요하다. 특히 노동조합은 종래의 직무통제 중심 사고(job control unionism)에서 벗어나 생산 과정에 적극적으로 참여하는 전략적 선택이 적극적으로 요청되고 있다.

이상의 논의를 바탕으로 노조의 사용자 관련 전략적 선택을 전통적인 영역의 분리주의 관점에서의 대립전략과 최근의 생산 과정에 적극적으로 참여하는 협조전략으로 구분할 수 있으며, 전자의 전략하에서는 근로자의 의사결정참가가 제한될 것이며, 후자의 전략하에서는 경영참가가 촉진될 것이라는 가정을 도출할 수 있겠다.

가설 1 : 노조의 사용자에 대한 전략적 선택이 근로자 의사결정참가에 영향을 미칠 것이다.

가설 1-1 : 노조의 대사용자 전략이 대립적일수록 근로자 의사결정참가 정도가 낮을 것이다.

가설 1-2 : 노조의 대사용자 전략이 협조적일수록 근로자 의사결정참가 정도가 높을 것이다.

다. 사용자의 전략적 선택과 근로자 의사결정참가

사용자의 전략적 선택이 노사관계에서 중요성을 갖게 된 것은 KKM에 의해 사용자의 전략적 선택이 노사관계 변화의 동인임을 제시한 이후부터라 하겠다(Kochan, Katz, & Mckersie, 1986). 이러한 사고방식은 나아가 사용자가 노조를 인식하는 기본적인 태도 및 시각이 노사관계에 매우 중요한 요인임을 의미한다. 사실, 사용자의 전략적 선택의 기저에는 무노조주의 기업의 성공도 일정 부분 포함되어 있었다. 무노조 기업은 경영자가 시도한 구성원 몰입을 통한 인적자원관리를 통해 노조 배제라는 하나의 전략적 선택의 결과로 볼 수도 있다(Foulkes, 1980). 그러나 본 연구에서는 노조가 있는 경우만을 대상으로 사용자의 전략적 선택을 논의하고자 한다.

노조가 있는 경우 사용자가 노조를 기업경영의 걸림돌로 보느냐, 경영의 유효한 파트너로 보느냐에 따라 노사관계의 구체적인 모습은 달라질 것이다(최종태, 1996). 사용자의 노조관을 중심으로 전략적 선택을 구분할 수 있는데, Cooke(1990)은 사용자의 대노조 관련 전략을 노조회피전략, 협력전략, 혼합전략 등 세 가지를 제시하였다. 노조회피전략이란 사용자가 노조를 탄압하고 파괴하는 것을, 협력전략은 노조를 경영의 동반자로 인식하여 노사간 협조적인 공동프로그램을 개발하는 것을, 혼합전략은 양자를 동시에 시도하는 것을 각각 의미한다. 최종태(1996)는 Cooke(1990)의 분류를 기반으로 노조지배전략과 노조동반자전략으로 각각 구분하였다. 노조지배전략이란 소극적 측면에서 노조를 형식적으로만 인정하며, 노조의 어용화·무력화를 시도하는 것으로서 노조의 순기능을 부정하는 것이다. 노조동반자전략이란 적극적 측면에서 노조의 성장을 지원하고 노조를 경영의 주요한 파트너로 수용하는 것으로서 노조의 순기능을 인정하는 것이다. 본 연구에서는 노조회피 및 지배전략을 ‘파괴’ 전략으로, 협력전략 및 동반자전략을 ‘동반자’ 전략으로 각각 명명하고, 논의를 전개하고자 한다.

파괴전략하에서는 노조 지도부가 사실상 무기력하더라도 노조와의 단체협상을 통해 임금 및 근로조건이 확정된다. 따라서 노사관계는 상세히 작성된 단체협약을 통해 공식화된 계약의 실행 및 준수를 초점으로 하여 전개된다(최종태, 1996). 따라서 근로자의 경영참가에 대해서는 관심의 정도가 매우 미약하다. 반면, 동반자전략하에서는 노사가 함께 기업환경에 대응하여 경쟁력을 제고하고자 하는 것이다. 사용자는 노사관계를 임금과 근로조건 합의라는 협소한 영역에서 탈피하여 노조와 생산을 둘러싼 협의와 기업 전반의 상황에 대한 정보공유, 나아가 공동결정도 행하는 영역도 포함하여 보다 포괄적으로 인식하게 된 것이다(최종태, 1996).

이상의 논의를 종합하면, 사용자가 노조 관련 전략을 파괴 중심으로, 혹은 동반자

중심으로 선택하느냐에 따라 의사결정참가 정도가 달리 나타난다는 것이다.

가설 2 : 사용자의 노조에 대한 전략적 선택이 근로자 의사결정참가에 영향을 미칠 것이다.

가설 2-1 : 사용자의 대노조 전략이 파괴적일수록 근로자 의사결정참가 정도가 낮을 것이다.

가설 2-2 : 사용자의 대노조 전략이 동반자적일수록 근로자 의사결정참가 정도가 높을 것이다.

이상에서는 노사 각각의 전략적 선택이 근로자 의사결정참가에 영향을 미치는 것을 살펴보았다. 그러나 노사관계는 기본적으로 노사의 상호작용을 전제하는 것이다. 따라서 노조와 사용자의 전략을 결합하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3 : 노조와 사용자간 쌍방전략의 상호작용이 근로자 의사결정참가에 영향을 미칠 것이다.

가설 3-1 : 노조의 대립전략과 사용자의 파괴전략이 상호작용하여 근로자 의사결정참가 정도를 낮출 것이다.

가설 3-2 : 노조의 협조전략과 사용자의 동반자전략이 상호작용하여 근로자 의사결정참가 정도를 높일 것이다.

2. 근로자 의사결정참가와 경영성과

노사관계는 높은 생산성과 높은 수준의 생활 수준, 즉 ‘높은 수준의 생활 수준 가운데에서의 경쟁력(Kochan & Osterman, 1994)’이라는 목표를 추구한다. 경영참가를 통한 노사관계 전개의 핵심은 기업의 모든 구성원의 참여와 권한 위양을 통해 노사 모두의 이익을 달성하는 포지티브-섬 게임의 논리를 구현하자는 것이다. 그 이면에는 기업의 구성원, 즉 인적자원을 기업경쟁력의 가장 중요한 결정요소로 보고, 기업의 경쟁력만이 아닌 구성원의 욕구를 충족시키는 전략을 노사가 함께 구사한다는 것이다. 이러한 전략 수행의 결과 구성원은 높은 몰입(high commitment)을 나타내고, 기업은 우수한 성과(excellent 혹은 high performance)를 내는 노사의 상호이익(mutual gains: Kochan & Osterman, 1994)이 달성된다는 것이다. 본 연구는 이 중 기업 측면의 경영성과만을 고려하고자 한다.

근로자 의사결정참가와 경영성과와의 관계에 대한 기존의 연구 결과는 모두 긍정적인 결과를 보여주는 것은 아니다. 그러나 Morishima(1991)가 행한 일본의 97개 사업체를 대상으로 한 노사협의회를 통한 정보공유와 생산성 및 수익성과의 관계 연구, Cooke(1994)이 행한 노동조합이 있는 경우의 근로자참여와 생산성 간의 연구, Kleiner & Lee(1997)의 한국 노사협의회가 경영성과에 미치는 영향 연구, Sako(1998)의 직접참가와 간접참가 간의 상호 보완성 효과 연구 등에서는 근로자의 의사결정참가가 기업의 경영성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이에 근로자 의사결정참가와 경영성과 간의 관련성을 다음과 같이 가정하였다.

가설 4 : 근로자 의사결정참가 수준이 높으면 경영성과에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

Ⅲ. 표본 및 측정

1. 표 본

본 연구는 한국노동연구원의 「2002년도 사업체 인적자원관리 실태조사」 결과의 데이터를 기초로 하고 있다. 이는 한국노동연구원 자체에서 실시한 2,417개 사업장의 자료와 고용보험 DB, 한국신용정보의 기업정보 및 재무정보 등 4개 자료 원천을 결합하여 총 1,939개 사업장을 표본으로 하는 데이터 셋이다. 본 연구는 이 중 노조가 있는 사업장 1,026개만을 대상으로 하였다.

2. 측 정

가. 노사당사자의 전략

노사 당사자의 전략은 앞서 이론 고찰과 현실 데이터에 대한 요인 및 신뢰성 분석 결과에 따라 조작·측정하였다. 먼저 노조의 대사용자 전략은 대립전략과 협력전략으로 구분하여 측정하였다. 이는 한국노동연구원 데이터에 대한 요인분석 결과에 따른 것이다. 즉 요인분석 결과 노조의 대립전략과 협력전략이 하나의 동일 차원이 아니라

별개의 요인으로 추출되었다. 노조의 대립전략은 ‘영역의 분리주의에 따라 임금 중심의 단체교섭에 초점을 두며, 기업의 생산성 향상에는 별 관심이 없는 정도’로 정의할 수 있다. 구체적으로는 ① 지나치게 임금 위주의 단체교섭에 빠져 있다(CC63), ② 지나치게 투쟁적이다(CC64), ③ 회사의 경쟁력 제고에 부정적인 역할을 수행하고 있다(CC67) 등 3개 문항으로 측정하였다(신뢰성=0.51). 또 노조의 협력전략은 ‘기업경영의 동반자로서 어느 정도 참여하려고 하느냐의 정도’로 정의하였다. 설문에서는 ① 경영참여에 대한 요구가 강하다(CC65), ② 기업경영 정보공유에 대한 요구가 강하다(CC66), ③ 임금 인상보다 고용안정에 대한 관심이 높다(CC68) 등 3개 문항을 추출하였다(신뢰성=0.65).

사용자의 노조에 대한 전략은 파괴전략과 동반자전략으로 나누었다. 파괴전략은 ‘노조의 약화를 시도하는 정도’로 정의하였고, 구체적으로는 ① 전반적으로 노동조합의 힘을 약화시키는 정책을 실시하지 않는다(CC46), ② 전반적으로 노동조합의 강성화를 막는 정책을 실시하지 않는다(CC47) 등 2개 문항의 역(reverse)으로 측정하였다. 동반자전략은 ‘노조를 적극적으로 경영의 한 파트너로 인정하는 정도’로 정의하고, ① 노동조합을 파트너로서 인정하고 그 활동을 적극 후원하고 있다(CC45), ② 노동조합에게 기업경영정보를 제공하고 있다(CC48), ③ 노동조합에게 제공하는 기업경영정보의 신뢰성이 높다(CC51), ④ 임금협상 및 단체교섭시 주요 현안과 관련된 회사의 실제 방침 및 기업경영에 관한 정보를 있는 그대로 노동조합에게 제공하고 있다(CC52), ⑤ 노동조합과 주요 사안에 대해 논의하는 책임 있는 당사자간 비공식적인 의사통로를 갖고 있다(CC55) 등 5개 문항으로 측정하였다(신뢰성=0.77)

나. 근로자 의사결정참가

경영참가란 “기업경영상 제문제의 결정과 운영에 근로자 및 노동조합이 참여하여 그들의 의견을 반영하는 것”으로 정의할 수 있다(최종태, 1988). 경영참가는 다시 성과참가, 재산참가, 의사결정참가로 구분되는데, 본 연구는 이 중 의사결정참가만을 그 대상으로 한다. 근로자 의사결정참가란 경영참가 중 가장 기본이 되는 것으로서 문자 그대로 ‘기업의 의사결정’에 노동조합 및 근로자가 참여하여 의견을 반영하는 것으로 정의할 수 있다.

근로자 의사결정참가는 전략적·관리적·업무적 등 세 가지 기업의 의사결정 수준에 따라 구분된다(Kochan, Katz, McKersie, 1986; 최종태, 1988). 상위의 전략적 수준에서는 주로 환경 변화와 관련하여 기업의 제품·시장을 결정하는 것과 관련되는 영역에

참여하는 것을 말한다. 본 연구에서는 전략참가로 명명하였다. 중간의 관리적 수준에서는 상위의 전략에 따라 이를 실행하는 의사결정에 참여하는 것을 말하는데, 본 연구에서는 관리참가로 명명하였다. 하위의 업무적 수준에서는 근로자의 일상적 업무수행 과정에 참여하는 것을 말한다. 본 연구에서는 이를 현장참가라고 명명하였다.

이상의 근로자 의사결정참가 개념을 기반으로 구체적인 측정은 2002년 한국노동연구원 데이터를 통해 이루어졌다. 현장참가는 작업장 단위에서 업무량, 업무수행방식, 업무 속도, 업무 시간, 작업단위 내 업무 배분, 작업단위 내 로테이션, 작업단위별 훈련, 신입사원 채용 등의 업무와 관련하여 가지는 자율성의 정도로 조작화하였다(AI94~AI101, 신뢰성 = 0.87). 관리참가는 노사협회를 통한 근로자 대표에 의한 간접적인 참가로 노사협의회회의 활용 정도로 정의하였다. 구체적인 문항으로는 노사협의회를 ① 경영계획, 경영실적에 관한 정보를 공유하는 통로로 활용(CA72), ② 회사의 조직 개편을 논의하는 기구로 활용(CA73), ③ 고용조정을 논의하는 기구로 활용(CA74), ④ 생산성 향상에 관한 논의 기구로 활용(CA75), ⑤ 인사사고과·평정기준에 관한 논의기구로 활용(CA76), ⑥ 안전·보건 및 작업환경에 관한 논의의 기구로 활용(CA77), ⑦ 임금협상 및 단체교섭의 사전 조율기관으로 활용(CA78), ⑧ 단체교섭의 장으로 활용(CA79) 등 8개 항목의 합으로 조작화하였다(신뢰성=0.79). 전략참가는 근로자 대표에 의한 회사 이사회 참석(CB8) 및 주요 회의에 배석(CB10)하는 정도로 측정하였다(신뢰성=0.58).

본 연구에서는 또 근로자 의사결정참가를 포괄하는 종합지표로서의 결합변수를 조작화하였다. 위에서 설명한 세 가지 수준의 경영참가의 정도를 각각 표준화하고, 이를 결합하여 '참가(결합)'변수로 명명하여 분석에 활용하였다.

다. 경영성과

경영성과는 객관적 성과와 주관적 성과로 구분하여 각각 측정하였다. 객관적 성과는 총자본이익률과 1인당 매출액 등 두 가지 변수로 측정하였다. 총자본이익률은 순이익을 총자본으로 나누어(순이익/총자본) 산정했으며, 1인당 매출액은 매출액을 종업원수로 나누어, 이의 로그값으로 정의(Log(매출액/종업원수))하였다. 또 주관적 성과는 경쟁업체와 비교한 주력 제품/서비스의 성과로서 ① 제품/서비스의 품질이 뛰어나다(AB37), ② 제품/서비스의 품목이 다양하다(AB38), ③ 신제품/신서비스 개발 속도가 빠르다(AB39), ④ 기술력이 뛰어나다(AB40) 등 4개 항목의 평균값으로 계산하였다(신뢰성=0.78).

라. 통제변수

통제변수로는 근로자 의사결정참가에 영향을 미친다고 인정된, 혹은 노사관계의 주요 상황변수를 포함하였다. 구체적으로는 산업특성(고용보험DB기준 더미 변수), 사업장규모(등간 척도로 전환), 환경변화 정도(AB27~AB31 : 신뢰성=0.60), 전략유형(공격형, 분석형, 방어형), 경영체제(전문경영체제의 정도 AB42)를 모형에 포함하였다.

마. 변수의 원천별 구분

이상 설명한 변수를 원천(source) 혹은 응답자별로 분류하면, 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 변수의 원천별 구분

원천/응답자		주요 변수	통제변수
한국 노동연구원 실태조사	인사담당자	현장참가, 주관적 성과	환경변화 정도, 전략유형, 경영체제
	노무관리자	관리참가, 전략참가, 사용자전략	
	노동조합간부	노동조합전략	
한국신용정보, 고용보험DB		총자본이익률, 1인당 매출액	사업장 규모, 산업

IV. 분석 결과

1. 기초 통계량 및 상관관계

본 연구에 사용된 변수의 기초 통계량은 <표 2>와 같다. 사용자의 노조에 대한 파괴전략은 2.32로 상대적으로 낮았으며, 동반자전략은 3.64로 높았다. 노조의 경우는 사용자에게 대한 적대전략이 2.28로 사용자의 노조파괴전략보다도 상대적으로 낮았다. 그러나 사용자에게 대한 협조전략은 3.31로, 사용자의 경우보다는 상대적으로 낮았다. 따라서 사용자의 경우가 노조보다는 상대적으로 상대에 대한 적대·파괴전략을 추구하는 한편, 동반자전략의 강도도 강하다고 하겠다. 근로자 경영참가의 정도는 관리참가(3.18/5), 현장참가(2.94/5), 전략참가(1.45/3)의 순으로 나타났다. 상대적으로 현장참가 수준도 높은 편이 아니나, 전략참가 수준은 더욱 낮은 것으로 평가할 수 있겠다. 경영

〈표 2〉 기초통계량

변 수	N	최소값	최대값	평균	표준편차
1. 노조전략(적대)	733	1	5	2.28	0.55
2. 노조전략(협조)	737	1.33	5	3.31	0.68
3. 사용자전략(파괴)	683	1	5	2.32	0.65
4. 사용자전략(동반자)	670	1	5	3.64	0.55
5. 현장참가	447	1	5	2.94	0.72
6. 관리참가	760	1	5	3.18	0.54
7. 전략참가	755	1	3	1.45	0.52
8. 참가(결합)	421	-2.53	2.18	-0.01	0.66
9. 총자본 이익률	717	-4.52	1.69	0.00	0.23
10. 1인당 매출액(Log)	702	7.08	10.3	8.46	0.40
11. 주관적 성과	541	1	5	3.49	0.70

〈표 3〉 주요 변수간 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 노조전략(적대)	-									
2. 노조전략(협조)	0.04	-								
3. 사용자전략(파괴)	0.03	-0.03	-							
4. 사용자전략(동반자)	0.07	.13**	-.42**	-						
5. 현장참가	.18**	0.09	-0.09	.18**	-					
6. 관리참가	-0.04	0.06	-.21**	.29**	.11*	-				
7. 전략참가	-0.08	0.06	-.10*	.18**	.12*	.23**	-			
8. 참가(결합)	0.01	.13*	-.21**	.33**	.62**	.67**	.70**	-		
9. 총자본 이익률	0.02	-0.03	-0.04	.10*	0.02	-0.02	0.01	0.02	-	
10. 1인당 매출액	0.01	.14**	-0.05	.13**	0.02	-0.07	-0.08	-0.08	0.04	-
11. 주관적 성과	0.03	0.06	-.12*	.16**	0.10	.10*	.11*	.17**	0.05	-0.02

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

성과는 객관적 성과 중 총자본이익률은 평균 0.00으로 이익을 내지 못하는 경우가 상당히 많은 것으로 나타났으나, 주관적 성과는 상대적으로 높게 인식하고 있다.

변수별 상관관계는 <표 3>과 같이 나타났다. 노조의 사용자에게 대한 적대전략과 협조전략은 관련성이 없는 것으로 나타난 반면, 사용자의 노조에 대한 파괴전략과 동반

자전략은 매우 높은 역(-) 상관관계를 나타냈다. 현장참가, 관리참가, 전략참가는 상호 긍정적인 관련성을 가지고 있었다. 또 경영성과 중 객관적 성과는 근로자참가와 관련성이 없는 반면, 주관적 성과는 관리 및 전략 수준의 참가와 정(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

2. 가설검증

가. 검증방법

먼저, 노사 당사자의 전략적 선택이 참가에 미치는 영향을 분석하기 위해 2 혹은 3 단계 위계적 회귀분석(hierarchical regression)을 실시하였다. 가설 1, 2를 검증하기 위해 1단계 회귀모형에서는 근로자 경영참가에 대한 상황변수만을 투입하여 기존의 시스템 이론 관점을 포괄적으로 반영하였다. 2단계에서는 노사의 전략을 각각 투입하여 사용자와 노조의 전략적 선택이 근로자 의사결정참가 변수를 어느 정도 추가적으로 설명하는지를 분석하였다. 가설 3의 경우는 1단계에서 통제변수를, 2단계에서 노사의 전략 중 노조의 적대·사용자의 파괴전략을, 노조의 협조·사용자의 동반자전략을 각각 투입하고, 3단계에서는 각각의 상호작용항을 투입하여 추가적인 설명력을 살펴보았다. 또 근로자 의사결정참가가 경영성과에 미치는 영향을 진술한 가설 4는 1단계에서 통제변수를, 2단계에서 각각의 경영참가변수를 투입하는 2단계 위계적 회귀분석을 통해 검증하였다.

나. 가설1의 검증

노조의 전략이 근로자 의사결정참가에 미치는 영향을 검증하기 위한 2단계 위계적 회귀분석 결과는 <표 4> 및 <표 5>와 같다. <표 4>에서와 같이 노조의 적대전략은 현장참가($p<0.10$)를 제외하고는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또 이때 영향도 가설 설정과는 반대 방향으로 나타났다. 여기에 대해서는 추가적인 연구가 필요하리라 본다. 또 노조의 협조전략 정도의 영향은 <표 5>에 제시되어 있는데, 전략참가에만 의미있는($p<0.05$) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 가설 1은 전반적으로 지지되지 않고 있다고 하겠다.

〈표 4〉 노조의 적대전략과 근로자 의사결정참가

변 수	현장참가		관리참가		전략참가		참가(결합)	
	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
통제변수 ¹⁾		0.129**		0.063		0.069		0.136**
노조전략 적대전략	0.126*	0.015*	0.050	0.002	-0.085	0.007	-0.045	0.002
모형 전체		0.144***		0.066		0.076		0.138**

주: 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화 정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.

2) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

〈표 5〉 노조의 협조전략과 근로자 의사결정참가

변 수	현장참가		관리참가		전략참가		참가(결합)	
	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
통제변수 ¹⁾		0.127**		0.069		0.071		0.134***
노조전략 협조전략	0.051	0.002	0.047	0.002	0.135**	0.016**	0.124*	0.014*
모형 전체		0.129**		0.071		0.087*		0.148***

주: 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화 정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.

2) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

다. 가설 2의 검증

사용자의 전략이 근로자 의사결정참가에 미치는 영향을 검증하기 위한 2단계 위계적 회귀분석 결과는 <표 6> 및 <표 7>과 같다. 사용자의 노조에 대한 파괴전략은 모든 참가수준에서 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 6). 또 <표 7>에서와 같이 사용자의 동반자전략은 모든 참가 수준에서 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 가설 2는 모두 지지되고 있다.

라. 가설 3의 검증

노조와 사용자의 전략이 상호작용하여 근로자 의사결정참가에 영향을 미칠 것이라고 가정한 가설 3의 검증을 위한 3단계 회귀분석 결과는 <표 8> 및 <표 9>와 같다. <표

〈표 6〉 사용자의 파괴전략과 근로자 의사결정참가

변 수	현장참가		관리참가		전략참가		참가(결합)	
	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
통제변수 ¹⁾		0.086 [*]		0.032		0.060		0.084
사용자전략- 파괴전략	-0.161 ^{***}	0.024 ^{***}	-0.172 ^{***}	0.028 ^{***}	-0.116 ^{**}	0.013 ^{**}	-0.244 ^{***}	0.055 ^{***}
모형 전체		0.101 ^{**}		0.060		0.073 [*]		0.139 ^{***}

주: 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.

2) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

〈표 7〉 사용자의 동반자전략과 근로자 의사결정참가

변 수	현장참가		관리참가		전략참가		참가(결합)	
	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
통제변수 ¹⁾		0.082 [*]		0.034		0.061		0.086 [*]
사용자 전략- 동반자전략	0.201 ^{***}	0.036 ^{***}	0.246 ^{***}	0.053 ^{***}	0.194 ^{***}	0.033 ^{***}	0.314 ^{***}	0.088 ^{***}
모형 전체		0.118 ^{***}		0.087		0.094 ^{***}		0.174 ^{***}

주: 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.

2) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

8>은 노동조합의 적대전략과 사용자의 파괴전략의 상호작용 결과를 보여주고 있는데, 현장참가를 제외하고는 의미있는 결과가 도출되지 못했다. 그런데 그 방향에서는 오히려 현장참가를 증가시키는 것으로 나타났다. 한편 노사 양당사자의 협조·동반자전략의 상호작용은 전략참가의 정도를 증가시키는 반면, 관리참가는 상대적으로 낮추는 것으로 나타났다. 여기에 대해서는 추가적인 연구가 필요하리라 본다.

<표 8> 노사의 상호 적대·파괴전략 및 그 상호작용과 근로자 의사결정참가

변 수	현장참가			관리참가			전략참가			참가(결합)		
	R ²	ΔR ²	β ²⁾	R ²	ΔR ²	β ²⁾	R ²	ΔR ²	β ²⁾	R ²	ΔR ²	β ²⁾
통제변수 ¹⁾	0.138**			0.079			0.102**			0.139**		
1. 사용자의 파괴전략	0.190***	0.052***	-0.210***	0.112*	0.033**	-0.175***	0.190***	0.020*	-0.122**	0.214***	0.075***	-0.291***
2. 노조의 적대전략	0.139**			-0.054			-0.072			-0.041		
1×2	0.205***	0.015*	0.131*	0.126*	0.002	0.044	0.205***	0.003	0.056	0.224***	0.010	0.109

주 : 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화 정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.
2) β는 3단계에서의 값임.
3) * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

<표 9> 노사의 상호 협조·동반자전략 및 그 상호작용과 근로자 의사결정참가

변 수	현장참가			관리참가			전략참가			참가(결합)		
	R ²	ΔR ²	β ²⁾	R ²	ΔR ²	β ²⁾	R ²	ΔR ²	β ²⁾	R ²	ΔR ²	β ²⁾
통제변수 ¹⁾	0.134*			0.081			0.103**			0.140**		
1. 사용자의 동반자전략	0.154**	0.020	0.151*	0.129**	0.047***	0.248***	0.137***	0.035**	0.122*	0.220***	0.080***	0.282***
2. 노조의 협조전략	0.029			0.042			0.098			0.068		
1×2	0.155**	0.001	-0.033	0.145***	0.016**	-0.134**	0.150***	0.012*	0.116*	0.220***	0.000	0.001

주 : 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화 정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.
2) β는 3단계에서의 값임.
3) * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

마. 가설 4의 검증

근로자 의사결정참가 수준이 높으면 경영성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 가설 4의 검증 결과는 <표 10>과 같다. 총자본이익률에는 영향을 미치지 않고, 1인당 매출액에 대해 관리참가, 전략참가, 참가(결합)변수가 가설과는 반대 방향으로 영향을

미치는 것으로 나타났다. 반면 주관적 성과에는 이들 3개 변수가 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 현장참가는 전반적으로 영향을 미치지 않고 있다. 따라서 가설 4의 증명 여부를 단정적으로 판단하기는 어렵다고 하겠다.

〈표 10〉 근로자 의사결정참가와 경영성과

변 수	총자본이익률			1인당매출액			주관적 성과		
	R ²	△R ²	β	R ²	△R ²	β	R ²	△R ²	β
통제변수 ¹⁾		0.028			0.277 ^{***}			0.330 ^{***}	
현장참가	0.028	0.000	0.007	0.278 ^{***}	0.001	-0.039	0.334 ^{***}	0.005	0.071
통제변수 ¹⁾		0.027			0.299 ^{***}			0.318 ^{***}	
관리참가	0.027	0.000	0.015	0.311 ^{***}	0.011 ^{**}	-0.110 ^{**}	0.324 ^{***}	0.006 [*]	0.081 [*]
통제변수 ¹⁾		0.027			0.306 ^{***}			0.325 ^{***}	
전략참가	0.027	0.000	-0.002	0.313 ^{***}	0.007 [*]	-0.086 [*]	0.338 ^{***}	0.013 ^{***}	0.115 ^{***}
통제변수 ¹⁾		0.027			0.284 ^{***}			0.325 ^{***}	
참가(결합)	0.027	0.000	0.011	0.294 ^{***}	0.01 [*]	-0.103 [*]	0.347 ^{***}	0.022 ^{***}	0.156 ^{***}

주: 1) 통제변수로는 사업장규모, 산업특성, 환경변화 정도, 전략유형, 경영체제가 포함됨.

2) * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

V. 결 론

본 연구는 노사 당사자의 전략적 선택이 근로자 의사결정참가에 미치는 영향을 규명하고자 하였다. 분석 결과 근로자 경영참가에는 노조의 전략보다는 사용자의 전략이 보다 중요한 것으로 나타났다. 사용자의 노조 파괴전략은 모든 수준의 참가 정도를 낮추며, 노조와의 동반자전략은 참가 정도를 높이고 있다. 노조의 전략 중 사용자에 대한 적대전략은 오히려 현장참가를 증대시키며, 협조전략은 전략참가 정도만을 높이는 데 기여하고 있을 뿐이다. 이는 향후 근로자 의사결정참가의 정착화에 사용자의 역할이 대단히 중요함을 의미하고 있다. 또 기업의 전략참가를 위해서는 노사가 상호 협조·동반자전략 정도가 강할 때 보다 용이하게 실현될 수 있음을 의미한다고 하겠다.

나아가 근로자 의사결정참가가 경영성과에 미치는 영향은 1인당 매출액의 경우는 부(-)의, 주관적 성과의 경우는 정(+)의 방향을 보여주고 있다. 비록 매출액의 경우는 낮아지지만, 경쟁사와의 상대적 비교 기준에서 볼 때 기업의 경영성과가 향상되는 것으

로 인식하고 있음은 향후 근로자 의사결정참가의 긍정적 전개 방향에 기여할 것으로 예측할 수 있겠다.

본 연구가 보다 의미를 가지기 위해서는 추후 다음과 같은 추가적인 논의가 있어야 할 것이다. 첫째, 노사의 전략적 선택이 어떤 요소에 의해 형성되는가에 대한 연구가 필요하다. 본 연구에서 통제변수로 분류한 다양한 상황변수, 조직의 역사, 기본 가치 및 철학 등이 이들의 전략 형성과 어떤 관련성이 있는지가 규명되어야 한다. 둘째, 노조가 적대전략을 취할 경우 현장참가가 오히려 높아지는데, 이에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 또 그 원인이 현장참가의 차원으로 자율성만을 고려하였기 때문일 수도 있음에 주의할 필요가 있다. 향후에는 소집단활동, 제안활동 등을 포함하는 포괄적 현장참가 지표를 연구하는 것이 바람직할 것으로 판단된다. 셋째, 경영성과변수에 대한 논의가 보다 충분하게 이루어져야 할 것으로 보인다. 본 연구에서 사용한 객관적 성과와 주관적 성과의 관련성은 물론, 객관적 성과 변수의 타당성에 대해서도 지속적인 논의가 있어야 한다. 2001년의 당해 연도만이 아니라 3년 정도의 성과 추이를 함께 고려하는 것도 의미있을 것이다. 넷째, 의사결정참가가 다른 유형, 예컨대 이익참가 혹은 재산참가 등과 어떤 관련성을 지니며, 이들의 관계가 경영성과에 어떤 영향을 미치는지에 대한 논의가 이루어져야 한다. 이들 참가 유형은 서로 보완적일 수 있으며, 따라서 상호 결합될 때 경영성과에 보다 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 최종태, 『전략적 노사관계론』, 서울 : 경문사, 1996.
- _____, 『현대경영참가론』, 서울 : 경문사, 1988.
- Bluestone, B. & I. Bluestone. *Negotiating the Future*. Basic Books, 1992.
- Braverman, H. *Labor and Monopoly Capital: The Degradation of Work in the Twentieth Century*. New York : Monthly Review Press, 1974.
- Cooke, W. N. *Labor-Management Cooperation : New Partnership or Going in Circles?* Michigan : Institute for Employment Research, 1990.
- _____. "Employee Participation Programs, Group-based Incentives, and Company Performance: a Union-nonunion Comparison". *Industrial and*

- Labor Relations Review* 47 (4) (1994) : 594-609.
- Dankbaar, B. "Technical Change and Industrial Relations : Theoretical Reflection on Changes in the Automobile Industry". *Economic & Industrial Democracy* 10 (1989) : 99-121.
- Dunlop, J. T. *Industrial Relations System*. Boston : Harvard Business School Press, 1993.
- Foulkes, F. K. *Personnel Politics in Large Nonunion Companies*. Prentice-Hall, Inc., 1980.
- Jacoby, S. *Employing Bureaucracies*. New York : Columbia University Press, 1985.
- Kleiner, M., Lee, Y-M. "Works Council and Unionization: Lessons from South Korea". *Industrial Relations* 36 (1) (1997) : 1-16.
- Kochan, T. A. & H. C. Katz. *An Introduction to Collective Bargaining and Industrial Relations*. McGraw-Hill, Inc., 1992.
- Kochan, T.A. & P. Osterman. *The Mutual Gains Enterprise*. Boston : Harvard Business School Press, 1994.
- Kochan, T.A., H. C. Katz & P. Cappelli. "The Strategic Choice and Industrial Relations". *Industrial Relations* 23 (1984) : 16-39.
- Kochan, T.A., H. C. Katz & R. B. McKersie. *The Transformation of American Industrial Relations*. New York : Basic Books, 1986.
- Mills, D. Q. & J. McCormick. *Industrial Relations in Transition : Cases and Text*. John Wiley & Sons, 1985.
- Morishima, M. "Information Sharing and Firm Performance in Japan". *Industrial Relations*. 30 (1) (1991) : 37-61.
- Pfeffer, J. *Competitive Advantage through People*. HBS Press, 1994.
- Piore, M. & C. F. Sable. *The Second Industrial Devide: Possibility for Prosperity*. New York : Basic Book, 1984.
- Reed, M. "The Problem of Human Agency in Organizational Analysis". *Organization Studies* 9 (1988) : 33-46.
- Sako, M. "The Nature and Impact of Employee Voice in the European Car

Component Industry”. *Human Resource Management Journal* 8 (2) (1998) : 5-13.

Turner, L. *Democracy at Work* Ithaca and London : Cornel University Press, 1991.

Whitley, R. “Taking Firm Seriously as Economic Actors”. *Organization Studies* 8 (1987) : 125-148.

Union's and Management's Strategic Choice, Employee's Participation, and Firm Performance

Dong-Myong Lee · Kang-Sik Kim

Traditional researches on employee's participation have focused on the situational or environmental factors. In this study, with the point of voluntary approach, we mainly examined the roles of union's and management's strategy to the other agent. We divided union's strategy to management into "hostile" or "cooperative" one, and management's strategy to union into "destructive" or "partnership" one.

From this study, we could conclude as follows;

First, union's cooperative strategy had a positive effect on employee's strategic-level participation, and reversely with hypothesis, hostile strategy had a positive effect on workplace-level participation. The other strategies had no effect on employee's participation

Second, management's destructive strategy had a negative effect, and partnership strategy a positive effect, on three levels of employee's participation.

Third, so management's strategies had more effect on employee's participation than union's ones.

Key words : union's hostile strategy, union's cooperative strategy, management's destructive strategy, management's partnership strategy, workplace-level participation, managerial-level participation, strategic-level participation.

노동정책연구

2003. 제3권 제2호 pp.47~67

© 한국노동연구원

연구논문

내부노동시장의 성격과 비정규직 고용의 비율*

노 용 진**
원 인 성***

본 연구는 내부노동시장 이론과의 연관성 속에서 비정규직 고용의 영향요인을 실증적으로 분석하고 있다.

본 연구의 이론적 문제의식은 최근 급증하고 있는 비정규직 고용이 기존의 내부노동시장이 어떤 성격을 갖고 있는가, 즉 얼마나 큰 비용과 얼마나 큰 효율성을 가지고 있는가에 따라 내부노동시장을 대체할 수도 있고 보완할 수도 있다는 데 있다. 이러한 문제의식을 실증적으로 탐색하기 위해 본 연구는 내부노동시장의 비용 및 경직성, 관료제적 통제의 효율성, 직무의 복잡성 및 기업특수훈련 필요성, 그리고 노사관계 등을 중심으로 하여 그것들이 비정규직 고용에 어떤 영향을 주고 있는지를 살펴보았다. 본 연구가 사용한 자료의 표본은 한국노동연구원의 2002년 「사업체패널조사」에서 100인 이상 규모를 가진 558개 사업체이다. 분석 결과는 호봉승급제의 적용범위 확대, 인력구조의 고령화, 연봉제 실시, 중도채용 비율, 교육훈련 실시 등으로 측정된 내부노동시장의 비용, 경직성, 관료제적 통제의 효율성, 직무의 복잡성 및 기업특수훈련 필요성 등은 부분적으로 비정규직 고용에 영향을 미치고 있는 데 반해, 노동조합이라는 정치적 요소는 비정규직 고용에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 우리나라에서 비정규직 고용이 내부노동시장의 보완적 성격보다는 오히려 대체적 성격을 강하게 가지고 있음을 함축한다.

핵심용어 : 비정규직, 내부노동시장, 조직유연성, 관료제적 통제, 노동조합

투고일 : 2003년 5월 16일, 심사의뢰일 : 5월 20일, 심사완료일 : 6월 14일

* 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드린다.

** 서울산업대학교 경영학과(ynho@snu.ac.kr)

*** 김포대학 경영정보학과(wonis99@kimpo.ac.kr)

I. 머리말

1990년대 중반 이후 국내 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상 중의 하나는 비정규직 고용의 비중이 급속히 증가하고 있다는 사실이다. 국내 노동시장에서 비정규직 고용의 비중이 이미 1997년 말 IMF 구제금융의 경제위기 이전에도 급격히 진행되고 있었지만 비정규직 고용이 1990년대 중반 이전까지는 주로 청소 및 경비 용역 등 주로 주변적 업무에 한정되었음에 반해, 이제는 거의 모든 직종에까지 확산되는 등 질적 변화가 수반되는 경향이 뚜렷하게 나타나고 있다. 이와 같은 비정규직 고용의 양적 및 질적 변화는 국내 노동시장에서 비정규직 고용의 급격한 증가가 IMF 경제위기 극복을 위한 일시적 현상이라기보다는 IMF 경제위기 극복 이후에도 여전히 지속되는 구조적 현상으로 발전하는 것이 아닌가, 비정규직 고용의 정규적인 현상화가 진행되는 것이 아닌가라는 추측을 가능하게 한다. 긍정적이든 부정적이든지 간에 이제는 비정규직 고용을 무시할 수 없게 되었는바, 비정규직의 향후 발전 전망과 그에 근거한 정책방안 수립을 위해서 그 성격 규정과 확대 배경에 대한 이해가 요청되고 있다. 이러한 문제의식에서 본 연구는 비정규직 고용의 성격 규정을 위한 일차적 작업이라고 할 수 있는 비정규직 고용의 원인과 배경을 내부노동시장 논의의 맥락 속에서 기업조직의 특성을 중심으로 규명하고자 한다.

그 동안 일군의 연구들이 비정규직 고용 증가의 원인과 배경, 그리고 향후의 변화 추이를 주목하면서 그에 관한 실증분석들을 축적하여 왔다(김주일, 2001; 김동배·김주일, 2002; 배진한, 2001; 안주엽 외, 2001; 이상우, 2001; 이성균, 2001; 원인성, 2002). 그러나 이제까지의 논의는 대체로 체계적 이론에 근거를 둔 실증분석이라기보다는 탐색적 연구에 한정되는 경향을 보여주고 있다. 탐색적 연구가 그 자체로서 갖는 의미를 경시할 수 없지만, 그것이 새로운 이론적 체계의 정립을 위한 근거를 제공해주지 않고 단편적으로 몇 가지 원인들을 찾아내는 데 그친다면 그것은 비정규직 고용의 성격을 규정하는 데 많은 한계를 가지게 된다(Davis-Blake & Uzzi, 1993). 이런 점에서 비정규직 활용의 배경 및 결정요인을 하나의 이론적 체계 속에서 조직할 수 있도록 실증분석 결과를 체계적으로 해석도록 해주는 이론적 시각을 얻는 것이 무엇보다 중요하게 부각되고 있다. 이러한 문제의식에서 본 연구는 주로 Davis-Blake & Uzzi(1993)에 근거하여 비정규직의 고용을 내부노동시장 이론의 시각 속에서 살펴보고

그것에 일관성을 주는 이론적 체계화의 근거를 포착하고자 한다.

II. 이론적 논의 및 통계 모형

1. 이론적 논의

Cappelli(1995)에 의하면, 비정규직 고용은 20세기 초두까지도 예외적 현상이라기보다는 자본주의적 고용의 가장 일반적 형태였다. 당시의 고용관계는 지금의 사내하청과 유사한 형태를 취한 것으로 보이는데, 기업들은 기계장비와 원자재 등 물적자본을 운용할 수 있는 인적자원의 채용과 활용을 다수의 하도급업자에게 일임하고 있었다. 이와 같이 일반적 형태를 띠고 있었던 비정규직 고용형태가 왜 급격하게 감소하였다가 최근에 다시 회생하고 있는 것일까? 최근에 급증하고 있는 비정규직 고용은 고용관계가 자본주의적 초기 형태로 회귀하는 징표인가 아니면 또 다른 형태의 고용관계를 지향하고 있는 것인가?

이러한 점들을 이해하기 위해서 본 연구는 연구의 출발점으로서 그 동안 기업내 고용관계의 분석틀로서 널리 활용되어 온 내부노동시장 이론에 주목하고자 한다. 내부노동시장이란 어의적으로 ‘근로자의 임금 및 직무 배분, 그리고 교육훈련 등이 일련의 관리규칙 및 절차들에 의해 운영되는 하나의 관리 단위’를 말하지만(Doeringer & Piore, 1971), 통상 외부의 노동시장과 다른 원리, 즉 장기고용 관행, 단위 사업체 내의 직무위계의 존재, 입직의 최하위 직급으로의 제한, 그리고 숙련향상과 연관된 내부 승진시스템 등을 특징으로 하는 메커니즘을 함축한다(Sorensen, 1983).

비정규직 고용과 내부노동시장은 상호 대립적일 수도 있고 상호 보완적일 수도 있다. 비정규직 고용이 현상적으로 고용계약 기간이나 근로시간의 형태를 통해 규정되지만, 내용적으로는 고용 안정성, 승진 가능성, 상대적 고임금 및 고숙련, 기업내 교육훈련의 혜택, 그리고 다양한 형태의 복리후생 등 내부노동시장의 혜택을 받는 정규직 근로자의 대립 개념으로 규정되고 있는 데서 알 수 있듯이(권혜자, 1997; 권혜자·박선영, 1999) 비정규직과 내부노동시장은 상호 대립적인 측면이 있다. 그러나 다른 한편으로는 내부노동시장과 비정규직 고용의 공존은 기업에게 안정 및 통제(stability & control)와 함께 유연성(flexibility)을 동시에 달성할 수 있도록 해주는 상호 보완적 성격을 가지고 있기도 하다. 이런 맥락에서 그 동안 비정규직의 활용이 내부노동시장의

보완이나 대체이냐에 관한 논란이 있어 온 것은 주지의 사실이다(Davis-Blake & Uzzi, 1993; Cappelli, 1995; 정이환, 2001). 비정규직 고용과 내부노동시장 간의 관계가 이와 같은 이중적 성격을 가지고 있기 때문에 비정규직의 고용이 내부노동시장의 약화를 의미하는 것인지 아니면 내부노동시장의 강화 또는 새로운 환경에의 적응을 의미하는 것인지는 단선적 이론에 의해 설명하기 곤란하다. 비정규직의 활용이 내부노동시장의 보완이나 대체이냐는 나라마다, 그리고 기업마다 상이할 수 있기 때문에 그 성격 규정을 위해서는 구체적인 실증분석이 절실히 요구되고 있다. 결국, 어떤 성격이 보다 우세할 것인가의 여부는 비정규직의 고용이 배태되고 있는 기존의 내부노동시장이 얼마나 효율적인 기제였는가에 의존할 것이라고 보는 것이 본 연구의 기본 문제 의식이다.

내부노동시장은 고용관계의 한 당사자인 근로자들에게는 암묵적인 장기적 고용관계에 따른 고용안정성과 직무위계를 따라 올라가는 안정적 임금 상승을 보장해 주는 한편, 고용관계의 다른 당사자인 기업에게는 안정적인 노동력 확보와 더불어 근로자들의 자발적 조직규율의 수용과 충성심을 유도함으로써 감시·감독에 따른 통제비용을 감소시켜 줄 잠재적 가능성을 제공한다. 그러나 내부노동시장은 고용안정성과 그에 따른 통제의 효율성을 증가시키는 반면, 그만큼 기업으로 하여금 시장환경 변화에 따른 고용규모 조정 및 기술적 유연성을 감소시키며, 동시에 그에 따른 비용부담을 증가시키는 요인을 내재하고 있다(Pfeffer & Baron, 1988; Davis-Blake & Uzzi, 1993). 이런 점에서 내부노동시장은 고비용 구조 및 경직성을 한편으로 하고, 잠재적 고효율구조를 다른 한편으로 하는 이중적 성격을 가지고 있기 때문에 그것의 성패는 근로자들의 기업특수적 숙련 향상과 자발적 규율 준수에 입각한 관료제적 통제 기제를 얼마나 잘 효율적으로 운영할 수 있는가에 달려 있다.

이러한 내부노동시장의 형성에 반드시 효율성 논리만이 작용하는 것은 아니다. 내부노동시장은 고용관계에 대한 정부나 노동법, 노동조합 등 외부의 제도적 압력에 의해서도 영향을 받는다(Davis-Blake & Uzzi, 1993). 특히, 효율성의 입장에서 기업이 핵심 역량 등 중심 역량에게 자발적으로 제공하는 내부노동시장이 노동조합이나 노동법 등의 제도적 압력에 의해 생산직이나 기능직 등 주변 역량에까지 확대 적용되기도 한다. 이러한 정치적 과정에 의해 도입된 내부노동시장의 요소들은 그것을 지탱해 주었던 외부의 정치적 힘이 사라지는 경우 약화 압력을 받을 수 있는데, 이러한 압력의 결과 중 하나가 비정규직의 고용이라고 할 수 있다.

이러한 점에서 비정규직 고용은 정규직 중심의 내부노동시장이 갖는 다양한 형태의 비효율적 구조를 공격하고 약화시키려는 노력의 일환으로 볼 수 있다. 따라서 기존의

내부노동시장이 근본적으로 비효율적인 구조를 가지고 있다면, 비정규직 고용은 내부노동시장을 보완하기보다는 대체하는 노력의 일환이 될 것이며, 반대로 기존의 내부노동시장이 상대적으로 더 효율적인 경우에는 내부노동시장을 보완하는 선에서 부분적 변화만을 낳는 데 그칠 수 있다.

이상의 시각에서 우리는 내부노동시장의 구성 요소들을 아래의 다섯 가지 범주로 구분하여 그것들이 비정규직 고용에 어떤 영향을 주는지를 살펴보고자 한다.

첫째, 내부노동시장의 고비용 구조이다. 기업내 내부노동시장 형성은 노동자들에게 고용안정성 및 승진 가능성, 상대적 고임금, 기업내 교육훈련 및 각종 복지후생 등을 제공함으로써 안정과 통제(stability & control), 생산성 향상을 보장할 수 있지만, 기업은 내부노동시장 유지 및 그 운영에 따른 비용적 부담을 감수하여야만 한다. 예컨대, 내부노동시장은 장기적 고용관계와, 승진체계와 연계된 임금체계로 말미암아 지속적인 임금 상승 및 교육훈련비 지출의 부담을 야기할 수 있으며, 직접임금 이외에도 현금 및 현물 또는 서비스 형태로 제공되는 각종 법정, 사내 복리후생비, 모집 및 선발과 관련된 각종 채용비용, 그리고 이들에 수반된 각종 관리비용 등을 유발한다. 이러한 고비용 유발 요인들이 내부노동시장의 안정과 통제를 통한 기업의 효율성 제고에 의해 상쇄되지 못하면, 내부노동시장은 악화 압력을 받게 될 것이고, 그만큼 비정규직 고용을 증가시키게 될 것이다.

둘째, 내부노동시장이 갖는 본질적 특성으로서 관료제적 통제 기제의 효율성 정도이다. 이러한 관료제적 통제는 조직에게 안정성과 통제의 기반을 제공해 주지만, 그것이 자동적인 과정은 아니다. 이러한 점에서 근로자들의 기업특수적 숙련 향상과 직무성과 향상을 위한 효율적 운영 기제를 내부에 장착할 필요성이 제기된다. 만약, 이러한 효율적 운영 기제를 장착하지 못하는 경우에는 관료제적 통제는 기업에게 고비용 구조만을 낳을 수 있다. 예를 들면, 연공급이나 내부 승진 시스템 등이 효율적 동기부여 기제로 작동하지 않는 경우에 이러한 문제가 발생할 수 있다. 이상의 시각에서 보면, 내부노동시장의 관료제적 통제를 효율적으로 잘 운영하는 기업일수록 내부노동시장을 약화시킬 동인이 약하고, 반대로 관료제적 통제의 기제들이 비효율적인 기업일수록 내부노동시장을 약화시키는 비정규직을 활용할 동인을 더욱 많이 가지게 될 것이다.

셋째, 내부노동시장의 경직성이다. 내부노동시장의 안정과 통제는 불가피하게 기업에게 경직성이라는 비용을 부담하게 된다. 내부노동시장의 관료제적 통제를 안정적으로 운영하기 위해 근로자들의 자발적 규칙 준수와 사회화 등이 요청되고, 근로자들의 자발적 협력 유도는 불가피하게 경직성을 수반하지 않을 수 없다. 가령, 내부노동시장은 근로자들에게 암묵적으로 장기 고용관행을 약속하고 있기 때문에 고용 경직성을 가져

오고, 내부노동시장의 직무들은 분명한 위계 구조 속에 위치하고 있기 때문에 한 직무에 대한 임금조정은 연쇄적으로 다른 관련 직무에 대한 임금조정 필요성을 가져와서 임금 경직성을 낳는다(Davis-Blake & Uzzi, 1993). 이러한 내부노동시장의 경직적 성격은 환경 변화에 대한 적응과 그에 필요한 기능 확보의 유연성을 떨어뜨리기 때문에 비정규직의 고용을 촉진할 수 있다. 다만, 이러한 유연성 제고의 필요성이 내부노동시장에 대한 보완적 성격인지 아니면 대체적 성격인지는 단선적으로 해명하기 어렵고, 그 관계는 기존의 내부노동시장이 얼마나 효율적이었는가에 따라 달리 나타날 것이다.

넷째, 직무의 복잡성 및 기업특수 훈련의 필요성 정도이다. 일련의 다양한 과업들로 구성된 직무는 그 성과의 측정이나 평가가 매우 어렵고, 그 직무수행 과정상의 사소한 오류나 과실이 해당 직무성과는 물론, 그와 관련된 타직무수행에 치명적인 결과를 초래할 수 있으며, 특히 그 직무수행에 필요한 숙련이나 지식 획득에 장기간의 공식적·비공식적 교육훈련의 기간이 소요된다. 이와 같이 다양한 과업들로 구성된 직무의 경우 기업은 비교적 단순한 숙련이 요구되는 과업들로 구성된 직무로부터 점차 높은 숙련이 요구되는 직무들로 구성된 위계적 승진제도나 이동경로를 구축하는 경향이 있다. 따라서 다양하고 높은 숙련이 요구되는 직무는 장기적 고용기간과 상대적으로 양호한 근로조건이 제공되는 정규직 고용을 활용할 가능성이 높다. 직무 복잡성 논의와 관련해서 중요한 의미를 갖는 또 하나의 개념은 기업특수적 숙련이다. 기업특수적 숙련은 특정 기업의 직무수행에만 활용되는 숙련지식 또는 그 작업수행 방법으로서 기업간 이 전성이 어려운 기능을 지칭한다(Doeringer & Piore, 1971). 이와 같은 숙련은 통상 장기간의 지속적 교육훈련을 통해 형성되며, 그에 따른 비용은 당연히 기업측에서 부담한다. 따라서 기업은 그에 소요된 교육훈련 투자비용을 장기간에 걸쳐 안정적으로 회수하기 위해 기업특수적 숙련을 가진 근로자와 장기적으로 안정된 고용관계를 유지하려는 강한 유인을 갖는다(Williamson, 1981; Pfeffer & Cohen, 1984; Baron, Davis-Blake, & Bielby, 1986; Wachter & Wright, 1990). 따라서 기업은 기업특수적 숙련이 많이 요구되는 직무에 대해서는 장기적 고용과 상대적으로 양호한 근로조건을 제공을 전제로 하는 정규직 고용을 활용할 가능성이 높은 반면, 고용안정성 및 근로조건이 상대적으로 열악한 비정규직 고용의 활용 가능성은 낮다.

다섯째, 노동조합 등 정치적 요소이다. 내부노동시장의 형성에 외적 압력이 존재했던 것과 같은 논리로 비정규직 고용의 형성 과정에도 노사관계의 성격이나 정부나 사회의 지배적 규범 등이 작용할 것이다. 노동자들의 집합 행동을 강조하는 조직사회학 및 노동시장 연구들에 따르면, 기업내 노동조합의 결성 유무는 그 내부노동시장의 형성에 결정적으로 중요한 요인으로 간주된다(Finlay, 1983; Osterman, 1982, 1984;

Edwards, 1979). 따라서 노동조합의 존재 유무가 해당 기업의 비정규직 고용의 활용에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있으나, 그 영향의 방향을 이론적으로 예측하기란 결코 쉽지 않다(Abraham & Taylor, 1990; Davis-Blake & Uzzi, 1993)¹⁾. 노동조합과 비정규직 고용 사이의 관계에는 경제적 측면과 정치적 측면이 동시에 작용한다. 경제적 측면에서는 노동조합의 존재가 내부노동시장의 경직성을 더욱 강화하거나 주변 역량에게까지 내부노동시장의 안정적 고용관계를 확대 적용하게 하거나 인건비 부담을 더욱 가중시킴으로써 비정규직 활용의 동인을 만들어 주는 것으로 전망된다. 그러나 정치적인 측면에서는 노동조합이 비정규직의 증가를 억제하는 요인으로 작용할 수 있기 때문에 노동조합이 존재와 비정규직 활용 비율 간에는 단선적인 관계를 설정하기 어렵다.

2. 통계 모형

본 연구에서는 종속변수로 기업의 비정규직 고용의 비율을 사용하고 있다. 비정규직은 다양한 유형을 포함하고 있고, 또 각각의 비정규직 유형에 대한 결정요인이 다를 수 있지만, 연구의 범위를 제한하기 위해 본 연구에서는 모든 유형을 포괄하는 비정규직 고용의 비율을 종속변수로 사용하고자 한다. 그리고 일부 기업에서 비정규직 고용이 전혀 없는 경우를 감안하여 본 연구는 토빗모형을 통계 모형으로 사용하고자 한다.

한편, 본 연구에서는 비정규직 활용의 효익 변수를 또 하나의 종속변수로 사용하였는데, 이는 노동조합이 비정규직의 활용에 미치는 영향을 분해하여 살펴보기 위한 것이다. 즉 노동조합의 비정규직 고용에 미치는 영향이 기업으로 하여금 비정규직의 활용을 촉진하는 경제적 측면과, 다른 한편으로 비정규직의 활용을 억제하는 정치적 측면으로 구분할 수 있다면, 본 연구에서 비정규직 활용의 효익 변수는 전자의 영향을 포착하기 위한 것이다.

본 연구에서 주요 독립변수로 사용하는 것들은 다음과 같다. 첫째로, 내부노동시장의 고비용 요소들로서 연공급(호봉승급제 존재)과 인력구조의 고령화, 기업의 상대적 임금 수준을, 둘째로, 관료제적 통제 시스템의 효율성 지표로서 인사고과와 승진 시스템의

1) Uzzi & Barnes(1998)의 연구에 따르면, 노동조합 조직률과 비정규직 고용의 활용 간에는 역 U자 형태의 관계가 존재할 수 있다고 한다. 즉 노동조합 조직률이 매우 낮거나 또는 높은 경우에는 사용자에 의한 비정규직 고용의 활용 가능성이 낮은 반면, 노동조합 조직률이 낮지도 높지도 않은 중간적 수준의 경우에는 오히려 사용자에 의한 비정규직 고용의 활용 가능성이 높을 수 있다는 것이다.

효율성 정도를, 셋째로, 유연성 지표로서 고용조정 비율, 중도채용 비율(이상 고용유연성), 연봉제 더미(이상, 임금유연성)를, 넷째로, 직무 복잡성 및 기업특수 훈련 필요성 지표로서 직무에 필요한 훈련의 정도를, 다섯째로, 정치적 요소로는 노동조합의 존재를 사용하고 있다.

그 밖의 통제변수로서 인력계획, 선발비율, 조직규모, 그리고 산업 등을 회귀모형에 포함하고 있다. 비정규직 활용은 기업의 고용관리 역량에 의해서 직접적 영향을 받을 수 있기 때문에 인력계획의 실시 여부도 통제변수로 포함하였다. 그리고 기업이 노동시장에서 어떤 경쟁력을 가지는가가 비정규직 활용의 비율에 영향을 줄 것으로 판단하여 선발 비율을 통제변수에 포함하였다. 가령, 노동시장내에서 경쟁력이 낮은 기업은 정규직의 채용은 물론 비정규직의 활용 또한 매우 어려울 수 있기 때문이다. 조직규모는 선행연구들에 의해 비정규직 활용과 밀접한 연관성을 가진다고 밝혀진 조직특성 변수이다. 조직이론에서 기업규모는 조직관료제화를 초래하는 제1의 결정요인으로 인식되며, 당연한 귀결로서 기업규모는 내부노동시장의 핵심적 요인으로 간주된다. 즉 기업규모가 증가할수록 해당 기업에서 내부노동시장의 형성 가능성은 더욱 증가된다. 따라서 내부노동시장의 핵심 형성요인으로서 기업규모는 역으로 외부화된 고용관계인 비정규직 고용의 형성에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 논리적 귀결에 도달할 수 있다. 그러나 단일 기업내에 다양한 유형의 내부노동시장이 동시적으로 공존하고 있다는 현실적 인식은 기업규모와 관련된 기존의 상반된 경험적 연구 결과들에 새로운 해석을 가능케 해주었고, 특히 기업규모와 비정규직 고용의 활용 간의 관계에 대해서도 이와 유사한 주장, 즉 “기업규모가 증가할수록 오히려 비정규직 고용형태의 활용이 더욱 증가할 것”이라는 주장이 제시된 바 있다(Davis-Blake & Uzzi, 1993; Uzzi & Barnes, 1998).

III. 자료 및 기초 통계

1. 자 료

본 연구는 한국노동연구원이 2002년 실시한 「사업체패널조사」에 기초하고 있다. 「사업체패널조사」는 2002년 7~10월의 기간에 전국에 소재한 2,417개의 사업체를 대상으로 한 설문조사 자료로서, 그 최종 표본수는 1,939개이다. 이 자료의 표본 추출은 고

용보험 DB 사업체 정보에 근거하여 산업·규모를 축으로 한 성층화된 표본이다.

「사업체패널조사」는 인사관리 담당자 응답 자료, 노무관리 담당자 응답 자료, 근로자 대표 응답 자료 등 세 종류의 자료로 구성되어 있다. 그 중 본 연구에서는 인사관리 담당자 응답 자료를 주로 사용하고 있다. 즉 본 연구에서 사용하는 변수들 중 노동조합 유무를 가리키는 더미변수를 제외한 나머지 모든 변수들은 인사관리 담당자 응답 자료에 근거하고 있다.

본 연구는 100인 이상의 규모를 가진 기업만을 대상으로 하고 있다. 그 이유는, 이른바 ‘3D업종’이 집중적으로 분포되어 있는 중소기업들의 경우 비정규직은 고사하고 정규직마저도 채용하기 힘든 기업들이 존재하고 있어서 실증분석 결과를 혼탁스럽게 만들 우려가 있기 때문이다. 본 연구에서 사용하는 주요 변수들 중 결측치를 가지고 있는 관측치를 제외하고 남은 558개가 본 연구에서 최종적으로 사용되는 표본수를 구성하고 있다.

2. 변수의 측정 및 기술 통계

본 연구에서 사용하는 주요 변수들의 측정 방법과 기술 통계는 <표 1>에 정리되어 있다.

먼저, 종속변수인 비정규직 비율 변수는 전체 근로자수 중 비정규직이 차지하는 비율(%)을 사용하고 있다. 「사업체패널조사」의 인사관리 담당자용 설문지에 의하면, 비정규직은 단기계약직, 파트타임·시간제, 일시적 고용, 파견근로, 용역근로, 임시일용직, 독립도급근로, 채택근로자 등을 포괄하고 있다. 설문조사는 관리인력, 연구개발 및 기술인력, 사무인력, 서비스 및 영업인력, 생산기능인력, 단순노무인력 등 직군별로 비정규직의 규모를 질문하고 있기 때문에 이들 직군별 비정규직 현황을 합산하여 전체 비정규직 비율을 산출하였다. 비정규직 비율의 평균은 약 12.48%이다. 약 26.16%인 146개의 사업체에서 비정규직을 한 명도 채용하지 않았다고 답변하고 있다.

본 연구에서 사용하는 또 하나의 종속변수인 비정규직 활용의 효익 변수는 정규직 대비 비정규직 근로자들의 생산성 수준 비율에서 정규직 대비 비정규직 근로자들의 임금 수준 비율을 차감하여 산출된 것이다. 비정규직의 산출과 비용을 의미하는 이들 두 변수는 인사관리 담당자들의 주관적 판단을 질문한 것으로서 신뢰성에 다소 문제가 있을 수 있다는 전제 아래 사용하고자 한다. 이들 변수들은 주로 비정규직을 사용한 경험에 근거하고 있기 때문에 비정규직을 사용하고 있는 기업들을 중심으로 답변된 것이다. 그러나 비정규직을 채용하고 있지 않은 사업체들 중 이 문항에 대해 답변한 경우

〈표 1〉 변수의 측정 및 기술 통계

변 수	측 정	N	평균(표준편차)
비정규직 비율	비정규직/근로자수(%)	558	12.480(17.824)
비정규직의 임금	정규직 대비 비정규직의 임금 비율(%)	321	78.931(14.512)
비정규직의 생산성	정규직 대비 비정규직의 생산성 비율(%)	321	82.458(13.673)
비정규직 활용의 효익	비정규직의 정규직 대비 생산성 비율·임금 비율(%)	321	3.526(13.030)
호봉승급제 적용 범위	호봉승급제의 적용대상(5점)	558	2.131(1.618)
기업의 임금수준	동종업종 대비 임금수준(5점)	558	2.892(0.788)
고령인력의 과잉고용	50세 이상 고령인력의 과잉고용이 있으면 1	558	0.599(0.491)
고용조정 비율	(97-01년 명예퇴직·정리해고)/02년 종업원수	558	0.114(0.367)
연봉제	연봉제 실시하면 1	558	0.532(0.499)
인사고과 적용 비율	직종별 인사고과 적용 비율의 평균	558	64.122(40.969)
중도채용 비율	과장급 이상 사원 중 중도채용 비율(%)	558	15.661(23.168)
승진시 근속연수 비중	생산기능직의 승진시 근속연수 고려 비율(%)	325	35.385(29.315)
교육훈련 실시	OFF-JT(터미)와 OJT 실시(터미)의 평균	558	0.545(0.407)
다기능 훈련 비율	다기능 훈련을 받은 근로자의 비율(%)	558	5.439(14.473)
유노조	유노조기업이면 1	558	0.545(0.498)
정기적 인력계획	최소 1년 단위의 정기적 인력계획이 있으면 1	558	0.633(0.483)
선발비율	지난 3년간 선발비율(%)	558	31.356(28.284)
종업원수	2002년 종업원수	558	722.43(2074.31)
SIC1	농수림업	558	0.000(0.000)
SIC2	어업	558	0.004(0.060)
SIC3	광업	558	0.539(0.499)
SIC4	제조업	558	0.018(0.133)
SIC5	전기·가스·수도업	558	0.047(0.211)
SIC6	건설업	558	0.054(0.226)
SIC7	도소매	558	0.016(0.126)
SIC8	숙박 및 음식점업	558	0.111(0.315)
SIC9	운수·창고·통신업	558	0.052(0.222)
SIC10	금융·보험	558	0.093(0.291)
SIC11	부동산·임대·사업서비스업	558	0.002(0.042)
SIC12	보건 및 사회복지사업	558	0.039(0.195)
SIC13	기타 서비스업	558	0.022(0.145)
SIC14	기타 산업	558	0.004(0.060)

가 발견되는데, 그 경우에는 결측치로 처리하였다. 그 밖에, 이 변수는 ‘1’이나 ‘2’ 등 응답자가 상식적이지 않은 답변을 하였거나, 또는 ‘30% 미만’이라고 답변한 경우 모두 이를 결측치로 처리하였다. 비정규직 활용의 효익 변수에 대한 기초 통계를 보면, 정규직 대비 상대적 생산성 수준이 그 임금 수준에 비해 3.5% 정도 높다고 답변하고 있다. 그러나 생산성 수준과 임금 수준에 대한 절대값이 존재하지 않기 때문에, 이 정도의 차이가 기업에 얼마나 큰 효익을 가져다 주는지는 알 수 없다.

주요 독립변수 중 내부노동시장의 인건비 부담과 관련해서는 임금 수준, 연공급 임금체계로서의 호봉승급제, 고용구조로서 고령화 변수들을 측정하였다. 임금 수준은 설문지에서 동종 업종의 평균임금 대비 해당 기업의 임금 수준을 5점 척도(1. 매우 높음: 5. 매우 낮음)로 측정되었고, 본 연구에서는 이들의 *reverse* 값을 사용하고 있다²⁾. 평균은 약 3.5로서 표본기업들이 각각의 동종 기업 평균임금을 약간 상회하고 있다. 호봉승급제는 설문지에서 그 적용 범위를 4점 척도(1. 전 직원...; 2. 정규직 전체에 직종별로 다른 호봉표 ...; 3. 50% 이상의 일부 직원...; 4. 50% 미만의 일부 직원)로 측정한 값을 사용하였는데, 본 연구에서는 호봉승급제가 없는 경우 ‘0’의 값을 부여하여 5점 척도를 구성한 후, 이들의 *reverse* 값을 사용하였다. 이 변수에 대한 평균값은 ‘2.1’로서 중간 정도의 값을 가지고 있다. 연공급 임금체계와 맞물려 내부노동시장의 비용 부담을 가중시키는 고령화 고용구조는 설문지에서 50세 이상의 과잉고용이 존재하는지를 묻는 문항을 이용하여 더미변수로 만들었다. 현재 50세 이상의 고령인력의 과잉고용 문제가 있다고 답변하면 ‘1’로 처리하고, 그렇지 않은 경우에는 ‘0’으로 처리하였다. 그 기초 통계를 보면, 60% 정도의 기업에서 고령화 문제가 발생하고 있음을 알 수 있다. 이러한 고령화 문제는 연공급적 요소와 결합될 때 기업에게 큰 인건비 부담을 줄 가능성이 있다.

비정규직의 활용과 관련된 또 하나의 중요한 요소인 유연성의 경우, 본 연구에서는 고용유연성의 지표로서 고용조정 비율과 중도채용을, 그리고 임금유연성의 지표로서 연봉제를 사용하였다. 고용조정 비율은 1997~2001년 사이에 실시한 고용조정의 규모를 종업원수로 나누어 측정하였고, 종업원수는 1996년이나 1997년의 통계치가 없었기 때문에 2002년 고용규모를 대리변수로 사용하였다. 연봉제는 그 실시 여부를 가리키는 더미변수를 사용하고 있다. 고용조정 비율은 약 11.4%이고, 연봉제를 채택한 사업체의 비율은 53.2%로서 상당히 높다. 본 연구에서는 중도채용 정도의 변수로서 과장급 이상 관리자들의 중도채용 비율을 사용하고 있다. 평사원에 대한 최근 중도채용이 증가

2) 임금 수준은 절대치를 사용해야 하지만 본 연구의 사용 자료에는 포함되어 있지 않아 정성적 지표를 사용한다.

하는 경향이 있지만, 관리자의 중도채용이 내부노동시장의 채용 및 승진체계가 해체된 정도를 가장 잘 측정하는 것으로 판단하였기 때문이다. 중간관리자에 대한 중도채용 비율은 평균적으로 약 15.7%에 달하고 있다.

내부노동시장의 효율성 메커니즘으로서 관료제적 통제변수들로는 인사고과 시스템, 승진시스템 등을 사용하고 있다. 인사고과의 경우에는 인사고과 시스템은 인사고과를 적용하는 근로자의 비율로 측정하고 있다. 설문지에서 인사고과의 직군별 적용 범위를 질문하고 있는데, 이들 직군별 적용 범위의 평균값은 64.1% 정도이다. 내부노동시장의 효율성 메커니즘의 구성요소로서 승진 결정에서 성과나 능력이 얼마나 반영되는가는 대단히 중요한데, 본 연구에서는 이러한 성과·능력주의적 승진결정 과정에 대한 변수로서 reverse 형식인 ‘승진결정시 근속연수의 고려 정도’를 사용하고 있다. 승진시 근속연수를 극단적으로 많이 고려하는 것은, 연한만 차면 자동 승진되는 경우를 지칭하는 것이다. 본 연구에서는 생산기능직에 대한 승진 시 근속연수 고려 정도를 사용하고 있다³⁾. 그 평균은 약 35.4% 정도이다.

본 연구가 사업체 단위의 연구이기 때문에 직무복잡성의 지표를 복잡 직무의 비율로서 측정하고 있는데, 본 연구에서는 복잡 직무의 비율을 교육훈련의 실시 정도와 다기능화 정도로 표시하고 있다. 복잡 직무의 비율은 직무적 특성이고 근로자들에 대한 훈련의 정도는 인적 요소로서 서로 차이가 있지만, 직무의 특성에 관한 변수들이 존재하지 않기 때문에 대리변수로서 인적 요소들을 사용하였다. 교육훈련의 실시 정도는 OFF-JT와 OJT를 실시하는 정도(모두 미실시=0, 하나만 실시=0.5, 모두 실시=1)로 측정하고, 다기능화 정도는 다기능 훈련을 받은 근로자의 비율로 측정하고 있다. 교육훈련 실시의 평균값은 약 0.55로서 OFF-JT나 OJT 중 하나를 실시하는 정도임을 보여주고 있으며, 다기능화 훈련 근로자의 비율은 평균 5.4% 정도로 낮은 편이다.

노사관계변수로서는 노동조합의 유무를 가리키는 더미변수를 사용하고 있다⁴⁾. 유노조기업의 비율은 54.5%이다. 그 밖에, 기업의 고용관리 역량을 가리키는 인력계획 여부를 최소한 연 단위로 정기적인 인력계획을 수립하고 있는지를 이용하여 측정하고, 해당 기업이 노동시장내에서 얼마나 큰 경쟁력을 가지고 있는가를 보여주기 위해 최근

3) 이 변수를 생산직에 대해서 사용하는 이유는 첫째로, 전체 근로자에 대한 승진 고려 요인의 비중을 가리키는 변수가 없고 또한 그것을 조합해 내기가 용이하지 않으며, 둘째로, 생산직에 대한 승진 요소의 비중을 살펴보는 것이 노동조합에 의한 내부노동시장의 경직성을 가장 잘 보여줄 것으로 보았기 때문이다.

4) 비정규직 고용의 비율은 노동조합의 유무뿐 아니라 노사관계의 성격에 따라서도 다양한 형태를 취할 가능성이 있지만, 그것은 본 연구의 범위를 넘어서기 때문에 본 연구에서는 다루지 않기로 한다.

3년간의 평균 선발 비율을 사용하고 있다. 노동시장에서 경쟁력이 있는 기업에게는 비정규직을 채용할 수 있는 기회도 많이 주어지기 때문에 노동시장에서의 경쟁력을 통제할 필요성이 제기된다. 63.3%의 사업체에서 정기적 인력계획을 수립하고 있으며, 평균적 선발 비율은 약 31.3%이다. 마지막으로, 기업규모변수로 근로자수(회귀분석에서는 근로자수의 로그값)를 사용하고 있는데, 그 평균값은 722명이다.

IV. 분석 결과

회귀모형의 추정 결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 1~2열은 비정규직 비율을 종속변수로 하는 Tobit 모형을 추정한 결과이고, 3~4열은 비정규직 활용의 효익을 종속변수로 하는 OLS 모형을 추정한 결과이다. 특히 후자와 관련해서, 비정규직 활용 정도가 기업이 비정규직을 활용함으로써 얻을 수 있는 효용과 노사관계 등 다른 정치적으로 요인 등에 의해 종합적으로 결정된다고 본다면, 이들을 구분해서 분석해 보는 것은 매우 의미있는 작업일 수 있다. 왜냐하면 그러한 분석은 비정규직의 활용에 대한 노동조합의 복합적 효과를 구분하여 살펴보는 데 유용한 시사점을 제공해 줄 수 있기 때문이다.

1열과 3열, 2열과 4열은 각각 승진시 근속연수의 비중을 독립변수로 포함하지 않는 경우와 포함한 경우들인데, 이러한 차이를 두어 추정한 이유는 승진시 근속연수의 비중이 결측치를 지나치게 많이 가지고 있기 때문이다. 그 결과 승진시 근속연수의 비중변수가 포함되는 경우와 그렇지 않은 경우에 표본수가 많은 차이를 보이게 되고 있는데, 표본수의 차이에 대해 추정 결과가 얼마나 robust한가를 확인하기 위한 것이다. 다만, 전체 표본과 비정규직 활용 기업의 표본도 관측치의 수에 차이가 있기 때문에 직접적 비교를 위해 <부록 1>에 비정규직 활용 비율을 종속변수로 하면서 비정규직 활용 기업의 표본을 대상으로 한 모형의 추정 결과를 정리하고 있다. 먼저 결론적으로 말하면, 승진시 근속연수의 비중을 포함하는 모형과 그렇지 않은 모형의 추정 결과에 다소 차이가 있기는 하지만, 대체로 상당히 일관된 결과를 보여주고 있다.

독립변수들은 크게 6가지의 범주로 구분되어 있다. 첫째로, 내부노동시장의 비효율적 요소로서 기업에 대한 인건비 부담을 측정하고 있는 호봉승급제 적용 범위, 기업의 상대적 임금 수준, 고용구조의 고령화 등을 포괄하는 범주이다. 둘째로, 조직의 유연성 지표인 고용조정 비율과 중도채용 비율, 연봉제 등의 범주이다. 셋째로, 내부노동시장

의 관료제적 통제를 지칭하는 인사고과, 승진 시스템 등의 범주이다. 넷째로, 교육훈련 실시 다기능 훈련 근로자의 비율 등 직무 복잡성의 범주이다. 다섯째로, 노사관계 지표인 유노조 변수이다. 여섯째로, 그 밖의 통제변수들인 고용규모, 인력계획, 선발 비율, 산업 등이다.

먼저 내부노동시장의 인건비 부담을 가리키는 변수들 중에서 호봉승급제의 적용 범위와 고정인력의 과잉고용 변수들은 일관되게 비정규직의 활용 비율에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있음을 보이고 있다. 그 중에서도 호봉승급제의 적용 범위는 특히 비정규직 활용의 효익에 대해서도 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있다. 그러나 상대적 임금 수준이 비정규직 활용에 긍정적 영향을 주고 있지 않다. 여기에는 기업간 생산성 차이에 대한 고려 없이 임금 수준만을 단순하게 고려하고 있는 한계가 있기 때문에 추후 생산성까지를 감안한 임금수준이 비정규직 활용에 어떤 영향을 미치는지를 살펴볼 필요가 있다. 이상의 추정 결과에 비추어 볼 때, 비정규직 활용은 인력구조의 고정화 추세와 함께 기존의 연공급적 임금체계가 갖는 고비용 구조를 타개하는 방안의 하나로 사용되고 있음을 함축한다.

둘째로, 기업의 유연성 지표들 중에서 연봉제 실시 더미변수와 중도채용 비율은 비정규직 활용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있지만, 고용조정 비율 변수는 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지 못하다. 비정규직 활용의 효익에 대해서는 고용조정 비율이 부분적으로 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치고 연봉제는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다.

이상의 결과를 보면, 우리나라에서 비정규직의 활용은 내부노동시장을 약화시키고 있는 유연화 기제들과 동일한 방향으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 이런 점에서 우리나라에서 비정규직의 활용은 내부노동시장의 보완이라기보다는 대체하는 일련의 흐름의 일환으로 보인다. 그러나 이상의 결과에 대해 신중한 판단을 요한다. 가령 연봉제의 경우를 보면, 추정계수가 비정규직 활용 비율과 비정규직 활용의 효익에 대해서 상반되고 있다는 점이 눈에 띈다. 이런 점에서 연봉제가 비정규직 활용 비율에 대해 긍정적 영향을 미치는 것은 경제적 측면보다도 정치적 측면에서 연봉제를 도입하기 용이한 바로 그 이유로 비정규직의 활용도 용이하기 때문이 아닌가라고 해석할 수도 있다. 가령, 노동조합의 힘이 약한 경우에 연봉제와 비정규직의 활용이 동시에 용이한 경우가 그러한 예이다.

내부노동시장의 관료제적 통제 요소들이 비정규직 활용에 미치는 영향을 보면, 인사고과 적용 비율과 승진시 근속연수의 비중 등 두 변수 모두 비정규직 활용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 또한, 직무 복잡성 지표로서 사용한 교육훈

〈표 2〉 비정규직 활용의 비율 및 효익의 영향요인 (괄호 안은 표준오차)

독립변수	종속변수			
	비정규직 비율 ¹⁾		비정규직 활용의 효익 ²⁾	
	(1)	(2)	(3)	(4)
상수	-53.532(18.084)	1.237(12.248)	-6.810(14.672)	-1.845(9.990)
호봉승급제 적용 범위	2.151*** (0.577)	1.499** (0.650)	1.707*** (0.496)	1.935*** (0.684)
기업의 임금 수준	0.182 (1.182)	-1.566(1.246)	-0.315(0.976)	-0.239(1.282)
고령인력의 과잉고용	4.578** (1.847)	5.999*** (2.067)	0.120(1.542)	0.600(2.113)
고용조정 비율	-0.015(2.410)	-0.080(2.216)	-2.552* (1.707)	-2.231(1.851)
중도채용 비율	0.091** (0.040)	0.068* (0.046)	0.007(0.034)	0.015(0.048)
연봉제	7.512*** (1.934)	3.020* (2.109)	-1.837(1.540)	-1.697(2.038)
인사고과 적용 비율	0.024(0.027)	0.030(0.030)	0.021(0.023)	0.023(0.030)
승진시 근속연수의 비중	---	0.010(0.034)	---	0.041(0.034)
교육훈련 실시	-2.015(2.402)	-4.259* (2.605)	-2.495(2.000)	-1.942(2.570)
다기능 훈련 비율	-0.026(0.062)	-0.014(0.069)	-0.026(0.047)	0.046(0.058)
유노조	1.463(1.991)	0.110(2.068)	3.764** (1.642)	6.403*** (2.042)
정기적 인력계획	2.356(2.049)	3.235* (2.259)	0.902(1.770)	-1.682(2.383)
선발비율	-0.004(0.034)	-0.029(0.038)	-0.012(0.029)	-0.049(0.041)
log(종업원수)	3.460*** (1.023)	3.508*** (1.109)	0.291(0.800)	-0.027(1.057)
Log-L 또는 R ²	-1923.593	-1086.142	0.120	0.204
Adj-R ²	---	---	0.048	0.092
N	558	244	321	187

주: * p<0.10(one-tailed) ** p<0.05(one-tailed) *** p<0.01(one-tailed). 산업대분류를 통제함

- 1) 전체 표본을 대상으로 Tobit 모형으로 추정.
- 2) 비정규직을 활용하는 기업들의 표본을 대상으로 OLS로 추정.

런과 다기능 훈련 근로자의 비율이 미치는 영향에 관해서 살펴보면, 교육훈련 실시 변수가 비정규직의 활용 비율에 부분적으로 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치고 있지만, 다기능화 훈련 근로자의 비율은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다.

다음으로, 노동조합의 비정규직 활용에 대한 영향을 보면, 노동조합에 대한 추정계수는 통계적 유의성을 보이지 않는다. 그러나 비정규직 활용의 효익에 대해서는 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보이고 있다. 이 결과에 비추어 보면, 노동조합의 존재가 비정규직 활용에 대한 필요성을 제고하고 있지만, 노동조합의 정치적 힘에 의해 저지되고 있음을 알 수 있다. 기업의 고용관리 역량을 가리키는 정기적 인력계획 실시도 부분적으로 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

마지막으로, 기업규모는 비정규직 활용 비율에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있는데, 이 결과는 선행연구 결과와 일관된다(Davis-Blake & Uzzi, 1993; Uzzi & Barnes, 1998). 이에 대한 하나의 이론적 설명은 대기업일수록 중소기업이나 영세기업에 비해 그 업무 영역이 대단히 광범하고 다양하며, 대기업은 중소기업에 비해 그 광범하고 다양한 업무 영역 중 일부에 비정규직 고용을 활용함으로써 고용규모 조정의 유연성과 그에 따른 비용 절감을 실현할 수 있는 가능성이 더욱 높다는 것이다. 또 하나의 이론적 주장은 대기업이 중소기업에 비해 비정규직 고용의 활용에 따른 ‘규모의 경제’ 효과가 더욱 크기 때문에 대기업에서 비정규직 고용의 활용 가능성이 더욱 높다는 것이다. 즉 대기업에는 이미 다수의 노동력을 체계적으로 관리하기 위한 각종 인사제도가 마련되어 있어서 대기업은 비정규직 종사자들을 추가적으로 고용하더라도 그들의 모집 및 선발, 교육훈련, 그리고 활용 등과 관련된 한계비용이 중소기업에 비해 상대적으로 훨씬 적게 들기 때문이다. 마지막으로 다른 하나의 이론적 설명은 위의 첫 번째 이론적 근거의 연장선상에서 제시된다. 즉 대기업에는 중소기업에 비해 그 제품 및 서비스의 생산 과정에 대단히 다양한 업무 영역이 존재하며, 이때 대기업은 그 업무 영역 중 규모의 경제에 따른 비용 효율성이 낮은 업무 영역이나, 또는 그 활용 빈도는 매우 낮으면서도 자체적으로 확보, 접근이 어려운 전문지식은 비정규직 고용형태를 활용할 가능성이 매우 높다는 것이다.

V. 맺음말

이상으로 본 논문에서는 전통적인 내부노동시장 이론과의 연관성 속에서 비정규직 활용에 대한 영향요인을 분석하였다. 본 연구가 논의의 출발점으로서 주목한 점은 비정규직의 활용 정도가 기존의 내부노동시장이 얼마나 효율적인가 하는 경제적 측면과, 다른 한편으로 노사관계 등의 정치적 측면에 의해 영향을 받으리라는 것이었다. 즉 비정규직의 활용이 주로 내부노동시장의 비효율적 측면을 겨냥하고 있으며, 따라서 기존의 내부노동시장이 얼마나 효율적인가 하는 것이 비정규직 활용의 성격, 즉 내부노동시장의 보완적 성격 또는 그 대체적 성격을 결정하게 되리라는 점이다. 이러한 문제의식으로부터 본 연구는 내부노동시장의 경제적 혹은 효율-비효율적 측면에서 비용, 유연성(또는 경직성), 관료제적 통제, 그리고 직무특성 및 기업특수적 훈련 요소 등을 중심으로, 그리고 그 정치적 측면에서 노동조합의 존재를 중심으로 하여, 각 요소들이

비정규직의 활용에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다.

본 연구의 분석 결과 호봉승급제의 적용 범위 확대, 인력구조의 고령화, 연봉제 실시, 중도채용 비율 등은 통계적으로 유의한 정도로 비정규직의 활용에 긍정적 영향을 미치고 있으며, 교육훈련 실시는 비정규직 활용에 부분적으로 통계적으로 유의하게 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 노동조합의 존재는 비정규직 활용에 따른 경제적 효익을 증가시키는 데 반해, 비정규직 활용 그 자체에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과에 의하면, 우리나라에서 비정규직 활용은 기존의 내부노동시장을 약화시키는 힘의 일환으로 작용하는 것으로 보인다. 이와 관련하여 비정규직 활용의 동인이 우리나라의 내부노동시장이 숙련 향상이나 동기부여 기제 등 효율적이지 못하면서 최근의 고령화와 함께 고비용 구조를 낳고 있는 연공급적 요소가 강한 데에 뿌리를 두고 있는 것이 아닌가 추측된다. 여기에 1980년대 후반 이후 노동조합운동의 활성화와 함께 그러지 않아도 비효율적인 내부노동시장을 주변 역량으로 확대하고 내부노동시장의 경직성을 더욱 강화하면서 내부노동시장과 비정규직의 활용이 상호 대립적인 양상을 띠는 방향을 나아가는 것이 아닌가 추측된다. 이런 점에서 비정규직의 활용은 향후 우리나라의 내부노동시장 시스템과 충돌할 가능성이 높아 보인다.

그러나 본 연구 결과의 해석에 있어서 신중성이 요청된다. 본 연구에서 사용하는 자료는 횡단면 자료이기 때문에 독립변수와 종속변수 간의 인과성이 애매한 한계를 가지고 있다. 가령, 인력구조의 고령화, 중도채용 비율, 연봉제 등의 내부노동시장 관련 변수들이 일방적으로 비정규직 고용에 영향을 미쳤다고보다는 서로 쌍방향의 영향을 미쳤거나 또는 역으로 그 변수들이 비정규직 고용에 의해 영향을 받았을 수도 있기 때문이다. 이 점은 본 연구의 한계로 지적될 수 있으며, 추후 패널자료 등을 이용한 보다 엄밀한 통계분석을 통해 그와 같은 본 논문의 한계가 보완될 수 있을 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 권혜자. 『비정규 노동자의 실태와 노동운동』. 한국노총 중앙연구원, 1997.
 권혜자·박선영. 『비정규노동자의 규모, 법적 지위, 조직화 방안』. 한국노총 중앙연구원, 1999.

- 김동배·김주일. 「비정규직 활용의 영향요인」. 『노동정책연구』 2권 4호(2002), pp.17-38.
- 김주일. 「비정규직 고용의 영향요인에 관한 연구」. 『경영저널』 2권 1호(2001), pp.57-76.
- 배진한. 「비정형근로자 증가의 원인과 전망 - 사업체조사를 중심으로」. 「2001년 한국 노동경제학회 학술세미나 자료집」. 2001.
- 안주엽 외. 『비정규근로의 실태와 정책과제(I)』. 서울: 한국노동연구원, 2001.
- 원인성. 「국내 정보처리기업의 비정규직 고용의 결정요인에 관한 연구」. 『산업경제연구』 15권 1호(2002), pp.189-213.
- 이상우. 「비정규직 고용의 결정요인에 관한 실증연구」. 연세대학교 석사논문, 2001.
- 이성균. 「노동시장변화와 수량적 유연성: 기업의 불안정 취업자 활용을 중심으로」. 『2001년 비판사회학대회 발표논문』. 한국산업사회학회, 2001, pp.255-274.
- 정이환. 「비정규노동의 성격과 그 요인: 한국과 일본의 비교」. 『2001년 비판사회학대회 발표논문』. 한국산업사회학회, 2001, pp.215-227.
- Abraham, K. & S. Taylor. "Firm's Use of Outside Contractors: Theory and Evidence". *Journal of Labor Economics* 14 (3) (1996) : 394-424.
- Baron, J., A. Davis-Blake & W. Bielby. "The Structure of Opportunity: How Promotional Ladders Vary within and among Organizations". *Administrative Science Quarterly* 31 (1986) : 248-273.
- Cappelli, Peter. "Rethinking Employment". *British Journal of Industrial Relations* 33 (4) (1995) : 563-602.
- Davis-Blake, A. & B. Uzzi. "Determinants of Employment Externalization: A Study of Temporary Workers and Independent Contractors". *Administrative Science Quarterly* 38 (1993) : 195-223.
- Doeringer, P. & M. Piore. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Heath Lexington Books, 1971.
- Edwards, R. *Contested Terrain*. Basic Books, 1979.
- Finlay, W. "One Occupation, Two Labor Markets: The Case of Longshore Crane Operators", *American Sociological Review* 48 (1983) : 306-315.
- Osterman, P. "Employment Structure within Firms". *British Journal of Industrial Relations* 1982, pp.349-361.

- Osterman, P. "Introduction: The Nature and Importance of Internal Labor Markets", in Paul Osterman (ed.), *Internal Labor Markets* (Cambridge: MIT Press), 1984, pp.1-22.
- Pfeffer, J. & J. Baron. "Taking the Workers Back Out: Recent Trends in the Structuring of Employment." in Barry M. Staw & L. Cummings (eds.), *Research in Organizational Behavior* 10 (1988) : 257-303. Greenwich, CT: JAI Press.
- Pfeffer, J. & Y. Cohen. "Determinants of Internal Labor Markets in Organizations." *Administrative Science Quarterly* 29 (1984) : 550-572.
- Sorensen, A. B. "Sociological Research on the Labor Market: Conceptual and Methodological Issues." *Work and Occupations* 10 (1983) : 261-287.
- Uzzi, B. & Z. Barnes. "Contingent Employment in British Establishments: Organizational Determinants of the Use of Fixed-term Hires and Part-time Workers." *Social Forces* 76 (3) (1998) : 967-1007.
- Wachter, M. & R. Wright. "The Economics of Internal Labor Markets." *Industrial Relations* 29 (2) (1990) : 240-262.
- Williamson, O. E. "The Economics of Organization: The Transaction Cost Approach." *American Journal of Sociology* 87 (3) (1981) : 548-577.

〈부표 1〉 비정규직 활용의 영향요인: 비정규직 활용 사업체 표본을 대상으로

변 수	종속변수: 비정규직 비율	
	(1)	(2)
상수항	-13.419(18.806)	7.577(11.113)
호봉승급제 적용 범위	0.910 [*] (0.636)	0.813(0.761)
기업의 임금 수준	1.813 [*] (1.250)	-0.676(1.426)
고령인력의 과잉고용	0.535(1.976)	2.017(2.350)
고용조정 비율	-0.103(2.188)	0.186(2.059)
중도채용 비율	0.001(0.043)	-0.028(0.053)
연봉제	7.943 ^{***} (1.974)	2.383(2.267)
인사고과 적용 비율	0.014(0.030)	0.042(0.034)
승진시 근속연수의 비중	-	-0.032(0.038)
교육훈련 실시	-5.321 ^{***} (2.563)	-7.841 ^{***} (2.859)
다기능 훈련	0.016(0.061)	0.003(0.065)
유노조	-0.858(2.105)	-2.123(2.272)
정기적 인력계획	1.200(2.269)	0.540(2.651)
선발비율	0.012(0.037)	-0.043(0.045)
log(종업원수)	1.658 [*] (1.026)	1.104(1.176)
R ²	0.245	0.244
Adj-R ²	0.184	0.137
N	321	187

주: (1) * p<0.10(one-tailed) ** p<0.05(one-tailed) *** p<0.01(one-tailed)

(2) OLS로 추정함.

(3) 산업대분류를 통제함.

Attributes of Internal Labor Market and Rates of Contingent Employment

Yongjin Nho · In-sung Won

The purpose of this study is to investigate empirically the influences of contingent employment rates in the context of internal labor market. This study is based on the theoretical perspective that the recently increasing contingent employments may substitute or complement internal labor markets, depending on such attributes as cost and efficiency of the internal labor markets. To examine empirically the hypotheses, this study investigates how labor cost needs, organizational inflexibility, efficiency of bureaucratic control, job complexity and firm-specific training requirements, and unionization in the internal labor markets affect the rate of contingent employment. The sample size of this study is 558 establishments with more than 100 employees from <Establishments Panel Data> surveyed by Korea Labor Institute in 2002. The results indicate that labor cost needs, inflexibility, efficiency of bureaucratic control, and firm-specific training requirements measured by the extensive use of senior-based pay, the rates of the aged workers, merit pay, the rate of non-entry level staffing, and training have significantly positive effects on the rate of contingent employment, but that unionization does not affect it. The results imply that contingent employment in Korea tends to substitute, rather than complement, internal labor markets.

Key Words : contingent workers, internal labor market, organizational flexibility, bureaucratic control, trade union

노동정책연구

2003. 제3권 제2호 pp.69~94

© 한국노동연구원

연구논문

대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인*

이 규 용**

김 용 현***

본 연구는 대졸 청년층의 첫 일자리에 초점을 맞추고 이들의 노동시장 성과를 결정하는 요인을 학벌이라는 범주와 취업을 위한 다양한 노력들, 가령 자격증 취득, 재학중 교육훈련, 일 경험 등으로 구분하여 분석하였다. 재학중 취업을 위한 다양한 노력들은 미취업 탈출확률에 어느 정도 영향을 미치는 것으로 분석되었으나 그다지 큰 역할을 하고 있지는 않은 것으로 나타났다. 첫 일자리 이행기간을 분석한 결과 출신 대학별로 미취업 탈출확률에는 매우 유의적인 차이가 있는 것으로 분석되었으며, 첫 일자리의 질을 나타내는 임금수준을 비교한 결과 상위권 대학 출신에 비해 중위권이나 하위권 대학 출신들의 첫 일자리에서의 임금수준이 유의하게 낮은 것으로 분석되었다. 재학중 취업준비 노력들은 첫 일자리의 임금수준을 높일 뿐 만 아니라 이러한 노력이 많을수록 상대적으로 임금수준이 높은 직장에 선택될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 상호작용 효과를 고려하여 분석한 결과에 따르면 같은 취업준비 노력이 이루어질 경우 대학그룹별 임금격차는 더욱 확대되는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 미취업 탈출확률, 첫 일자리의 질, 학벌, 재학중 취업준비 노력

I. 머리말

청년층 고실업 문제가 중요한 사회적 이슈로 되고 있다. 이들 계층의 실업률이 높은 배경에는 성장률 둔화라는 경기적 측면과 경제위기 이후 인적자원관리 방식의 변화 및

투고일 : 2003년 5월 12일, 심사의뢰일 : 5월 19일, 심사완료일 : 6월 24일

* 원고를 꼼꼼히 읽고 귀중한 논평을 해주신 심사자들에게 감사의 뜻을 전한다.

** 한국노동연구원 전문위원(leeky@kli.re.kr)

*** 한국노동연구원 연구원(yhk08@kli.re.kr)

이에 따른 기업의 노동수요 구조의 변화를 일차적으로 지적할 수 있다. 또한 학교에서 노동시장으로의 원활한 이행을 위한 여건이 제대로 갖추어지지 않고 있다는 점도 주요한 원인으로 언급되고 있다.

정규교육을 종료한 후 노동시장에 진입하는 청년층은 평생직업을 탐색하는 과정에서 잦은 노동이동을 경험하게 되며, 비정규 고용형태가 많고 다른 연령층에 비해 상대적으로 경기 변화에 탄력적인 특성을 갖는다. 청년층이 노동시장에서 적절한 일자리 경험을 갖지 못하고 유희화¹⁾됨으로써 나타나는 부정적인 효과는 다른 연령계층에 비해 훨씬 심각한 것으로 평가되고 있다. 직업생애 진입기에 경험하는 노동력의 유희화는 기존의 인적자본을 감가상각할 뿐만 아니라 근로경험을 통한 인적자본 축적의 기회를 상실함으로써 장기적으로 노동시장 정착도를 저하시켜 노동력의 유희화를 가속시키는 악순환을 거듭하기 때문이다(이병희, 2003). 따라서 학교를 졸업하고 장기간의 미취업 기간을 줄이거나 미취업 경험 없이 노동시장으로 원활히 이동하도록 유도하는 정책이 중요한 과제로 대두하고 있다.

이러한 의미에서 청년층의 노동시장 성과와 관련한 기초연구는 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 최근의 국내 연구 동향도 청년층의 노동시장 성과와 이러한 성과를 결정하는 청년층 시기의 행태, 즉 교육 선택이나 취업을 위한 다양한 노력과의 관련성에 초점이 모아지고 있다. 청년층 노동시장 성과지표로는 크게 첫 일자리의 취업 여부, 미취업 기간의 탈출확률 등 수량적인 평가지표와 고용형태, 임금수준, 만족도 등 질적인 평가 기준을 함께 고려하고 있으며, 이에 대한 최근의 연구로 안주엽·홍서연(2002), 이병희(2002, 2003), 김우영(2002) 등을 지적할 수 있다. 한편 분석 시기를 첫 일자리 이후의 노동시장 성과로 확대하여 청년층이 재학중 갖는 근로경험, 청년기의 교육 선택, 직업세계의 정착 과정이 이후의 노동시장 성과, 즉 직장만족도나 임금·고용형태 등에 미치는 영향을 분석하는 연구도 이루어져 왔다(장수명, 2002; 최영섭, 2002; 이병희, 2003; 김주섭, 2003 등). 최근 들어 활발히 이루어지고 있는 청년층 노동시장에 관한 이러한 연구들은 학교로부터 노동시장으로의 이행을 원활히 할 수 있는 다양한 정책제도들을 평가할 수 있는 단초를 제공하고 있다.

본 연구는 이와 같은 연구의 일환으로 청년층을 전문대졸 이상, 특히 4년제 대졸자에 초점을 맞추고 이들의 노동시장 성과를 결정하는 요인을 학벌이라는 범주와 취업을 위한 다양한 노력들, 가령 자격증 취득, 재학중 교육훈련, 일 경험 등으로 구분하여 이러한 주제에 접근해 보고자 한다. 전문대졸과 4년제 대졸 간의 노동시장 이행 과정은

1) 청년층 고용 문제를 논함에 있어 실업 개념보다는 미취업상태를 뜻하는 유희화 개념이 문제의 본질에 보다 적합한 개념으로 인식되고 있다.

차이가 있을 것으로 판단되어 두 집단을 분리하여 분석하고자 한다. 다만, 본 연구에서 주요 설명변수로 ‘학벌’을 설정하고 있기 때문에 주된 분석은 4년제 대졸자를 중심으로 이루어질 것이다. 이러한 분석은 우리나라의 고학력 청년층 채용시장에서 출신 대학이 중요한 선발기능을 하고 있다는 점을 전제로 할 때 다양한 취업준비 노력들이 취업성과를 보완하는 기능으로 작용하는지를 규명하는 데 그 의의가 있다.

본 연구의 분석에서 사용한 자료는 한국직업능력개발원과 과학기술정책연구원이 공동으로 2002년 10월에 실시한 설문조사에 기초하고 있다. 동 설문조사의 대상은 2001년 2월에 전문대와 4년제 대학을 졸업한 6,265명이며, 설문 항목에는 학교교육을 마친 신규 인력이 노동시장으로 이행하는 과정과 교육시장과 노동시장의 상호작용에 대한 현황을 파악하기 위한 정보가 포함되어 있다. 설문지는 크게 취업자, 실업자, 비경제활동, 졸업 이후 첫 직장에 관한 정보 등 4가지 항목으로 구성되어 있다. 공통 항목의 인적사항으로 첫 대학 재학중 직업훈련 이수 경험, 첫 대학 재학중 일을 한 경험, 자격증 취득 여부, 경제활동상태, 그리고 전공 및 출신 학교에 대한 정보가 있으며, 취업자 항목에는 현 직장을 시작한 시기, 직업의 종류, 직장에서의 지위, 현 직장이 첫 직장인지 여부, 그리고 월 평균임금에 대한 정보들을 포함하고 있다. 이러한 내용들은 본 연구가 의도하는 청년층의 노동시장 성과 분석에 대한 적절한 정보를 제공하고 있다고 볼 수 있다.

본 연구의 주요 초점은 대학 재학중 직업훈련, 자격증 취득, 근로경험(이하에서는 इसे 가지를 통합하여 ‘취업준비 노력’이라 함)과 출신 대학이 노동시장 성과에 미치는 영향을 살펴보는 데 있으며, 노동시장 성과지표로는 첫 일자리로의 이행 기간, 첫 직장의 임금수준이다. 주요 내용은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 분석 자료에 대한 설명과 기초통계를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 대졸 청년층의 노동시장 성과를 결정하는 요인에 대한 실증분석을 하며, 제Ⅳ장에서는 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 분석 자료의 기초통계

1. 표본의 구성

설문조사에 응답한 표본은 총 6,265명이지만 이 중 31세 이상인 자, 직장에 재직하고 있으면서 학업에 종사하고 있는 자²⁾, 그리고 졸업 후 다시 진학한 자는 제외하였

다. 이에 따라 실제 표본은 2001년 2월 대학을 졸업한 19세에서 30세의 청년층 5,940명이다. 표본의 구조를 보면 5,940명 중 남성이 2,846명(47.9%)이고 여성은 3,094명(52.1%)이며, 학력별로 보면 전문대졸이 3,034명(51.1%)이고, 대졸 이상이 2,906명(48.9%)을 차지하고 있다.

전체 표본 5,940명 중 첫 일자리를 취득³⁾한 표본은 4,232명이며 1,708명은 조사시점(2002년 11월)까지 일자리를 취득한 경험이 없는 우측 절단(censored)된 표본이다. 일자리를 경험한 4,232명 중 866명(20.5%)은 졸업 시점 이전에 첫 일자리에 취업한 것으로 나타났다. 일자리 경험이 없는 1,708명의 분포를 보면 남성이 56.0%, 여성이 44.0%로 남성이 높게 나타난 데 비해 학력별 분포는 전체 표본의 분포와 유사하다.

〈표 1〉 표본의 구성

(단위: 명, %)

		표본 전체	첫 일자리 취득	졸업전 일자리 취득	일자리 경험 없음
전 체		5,940 (100.0)	4,232 (100.0)	866 (100)	1,708 (100.0)
성 별	남 성	2,846 (47.9)	1,890 (44.7)	485 (56.0)	956 (56.0)
	여 성	3,094 (52.1)	2,342 (55.3)	381 (44.0)	752 (44.0)
학 력	전문대졸	3,034 (51.1)	2,147 (50.7)	425 (49.1)	887 (51.9)
	대졸이상	2,906 (48.9)	2,085 (49.3)	441 (50.9)	821 (48.1)

2. 성별·학력별 취업준비 노력과 노동시장 성과

<표 2>는 재학중 훈련경험 여부의 비율, 재학중 근로 여부의 비율, 자격증 취득 여부, 그리고 첫 직장의 월평균 임금수준을 보여주고 있다. 재학중 훈련경험 여부는 대학 재학중 학원·직업훈련 이수 경험을 의미하는 것으로서 구체적으로 직업기술학원, 외국어 학원, 인문·사회계 학원, 경영 실무계 학원, 예체능계 학원, 민간직업전문학교를 이수한 경험을 의미한다. 재학중 근로 여부는 아르바이트(개인 과외지도 제외), 현장실

- 2) 본 연구에서는 2001년 2월 졸업자를 대상으로 재학중 취업준비 노력 등이 졸업 이후 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하는 데 있기 때문에 직장 취득 시기가 2000년 6월 이전인 자는 분석 대상에서 제외하였다.
- 3) 여기서 첫 일자리를 취득하였다는 의미는 첫 일자리를 취득한 경험이 있다는 의미이기 때문에 첫 일자리가 현재까지 지속되거나 일자리를 옮긴 경우, 또는 첫 일자리를 취득한 경험은 있지만 조사시점 현재 일자리가 없는 표본도 모두 해당된다.

습 경험을 의미하며⁴⁾, 자격증 취득은 재학중 국가자격(운전면허자격증은 제외), 국가기술자격, 민간공인자격, 민간자격, 국제공인자격, 기타 자격증을 취득하였으면 이에 해당된다. 첫 직장의 월 평균임금은 2002년을 기준으로 하였으며, 따라서 2001년에 첫 직장을 경험한 표본에 대해서는 2001년 소비자물가 상승률을 곱하여 조정하였다.

성별로 재학중 취업준비 노력을 실시한 현황을 보면 다음과 같다. 재학중 훈련경험 비율의 경우 여성 경험자들은 전체 여성의 40.2%로 나타나 남성의 34.7%에 비해 높았으며, 재학중 자격증 취득비율 면에서도 여성은 59.4%로 남성의 52.2%에 비해 높은 것으로 나타났다. 재학중 근로경험 비율을 보면 남성의 78.07%, 여성은 78.57%가 재학중 근로경험을 한 것으로 나타나, 성별에 관계없이 매우 높은 비율을 보여주고 있다⁵⁾.

학력별 취업준비 노력을 보면 재학중 훈련경험 비율의 경우 전체 전문대졸자 중 26.9%가 경험이 있다고 응답한 데 비해 4년제 대졸자들은 이보다 약 22%포인트 높은 48.7%로 나타났다. 반면에 재학중 자격증 취득 비율은 전문대졸이 61.9%로 4년제 대졸자(49.8%)들의 취득 비율보다 12.1%포인트 높게 나타나, 전문대졸자들이 자격증 취득을 위해 많은 노력을 기울이고 있음을 알 수 있다. 재학중 근로경험 비율은 두 집단 모두 높은 비율을 보이고 있다.

이제 취업 성과를 첫 직장의 일자리 취득경험 비율과 첫 직장의 월 평균임금을 통해 살펴보자. 전체 여성 표본 중 첫 일자리를 경험한 비율은 75.7%인 데 비해 남성의

〈표 2〉 재학중 취업준비 노력과 노동시장 성과

(단위: %, 만원)

분류 기준	첫일자리 경험	재학중 훈련경험 비율	재학중 근로 비율	재학중 자격증 취득 비율	첫 일자리 월임금
여성	75.69	40.18	78.57	59.37	115.90
남성	66.41	34.72	78.07	52.21	158.66
전문대	70.77	26.90	77.02	61.87	120.22
4년제 대학	71.75	48.69	79.70	49.76	154.11
전 체	71.25	37.56	78.33	55.94	135.66

주: 첫 일자리 경험, 재학중 취업준비 노력(재학중 훈련경험, 재학중 근로 비율, 재학중 자격증 소지 비율)은 전체 표본을 100으로 하였을 때 해당 비율을 의미함.

- 4) 원 설문에는 재학 중 근로경험으로 ‘정규직’이 있었으나 이에 응답한 상당수가 직장을 다니면서 학교를 다니고 있는 것으로 파악되어 분석대상에서 제외하였고, 아르바이트 항목 중 개인과외지도는 처음부터 설문조사 항목에서 제외되어 있다.
- 5) 이와 같이 재학중 근로경험 비율이 높게 나타나는 이유는 재학중 일반적으로 행해지고 있는 아르바이트가 포함되어 있기 때문인 것으로 판단된다.

경우는 66.4%가 첫 일자리를 경험한 것으로 나타나, 여성들이 남성에 비해 첫 일자리를 경험한 비율이 높았다. 그런데 임금수준을 보면 첫 일자리의 월 평균임금은 여성이 116만 원인 데 비해 남성은 159만 원으로 나타나, 남성의 임금수준이 여성에 비해 매우 높은 수준이다. 이를 학력별로 보면 첫 일자리를 경험한 비율은 전문대졸자가 71.8%, 4년제 대졸자가 각각 71.3%,로 거의 차이가 없다. 그런데 첫 일자리의 월 평균임금 수준을 보면 전문대졸자들은 120.2만 원인 데 비해 4년제 대졸자들은 154만 원으로 나타나, 학력에 따른 임금 차이가 상당한 수준에 있음을 알 수 있다.

3. 첫 일자리 경험 유무별 취업준비 노력

여기서 첫 일자리 경험자란 현재의 취업 유무와 관계없이 졸업 이후 일자리 경험이 있는 표본이 모두 해당된다. 따라서 조사 시점 현재 비경제활동인구나 실업자에 속해 있지만 졸업 이후 첫 일자리 경험이 있으면 이에 해당되며, ‘첫 일자리 경험 없음’은 2001년 2월 졸업 이후 한 번도 일자리를 가져본 경험이 없는 자를 의미한다.

<표 3>은 첫 일자리 경험 유무별로 취업준비 노력을 한 비율을 보여주고 있다. 여기서 한 번이라도 취업준비 노력을 하였으면 여기에 해당된다. 2001년 2월 졸업 이후 2002년 11월까지 일자리 경험이 전혀 없는 사람은 28.75%(1,708명)이며, 이 기간 동안에 첫 일자리 경험이 있는 사람은 71.25%(4,232명)로 나타났다. 취업경험이 없는 자 중 재학중 훈련경험자의 비율은 32.6%이고, 근로경험자의 비율은 66.4%, 그리고 재학중 자격증 취득자 비율은 51%로 나타났다. 이에 비해 첫 일자리 경험이 있는 자 중에서 재학중 훈련경험자의 비율은 39.6%이고, 근로경험자의 비율은 83.2%, 그리고 재학중 자격증 취득자 비율은 58%로 나타나, 전반적으로 첫 일자리 경험자들이 그렇지 않은 자에 비해 재학중 취업준비 노력을 한 비율이 높은 것으로 나타났다.

<표 4>는 재학중 취업준비 노력의 정도를 보여주고 있다. 여기서 점수는 해당 취업준비 노력에 포함되어 있는 경험을 각각 1점으로 하여 합산한 것으로 취업준비 노력의 강도를 보여주고 있다.⁶⁾ 표에서 보듯이 전반적으로 첫 일자리를 갖고 있는 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 취업준비노력을 더 많이 한 것으로 나타났다.

6) 각 취업준비 노력을 동등한 비중으로 하여 합산하는 방식이 문제될 수 있으나 본 연구가 이용한 설문지에 각각의 취업준비 노력의 강도를 나타내는 항목이 없지만 취업준비 노력의 정도를 종합적으로 나타낼 수 있는 지표가 필요하다는 점 외에 현실적으로 취업준비 노력을 모두 나열할 경우 분석이 매우 복잡할 수 있다는 점 때문에 불가피하게 취업준비 노력의 질적 지표로 각각의 항목을 합산하는 방식을 선택하였다.

〈표 3〉 첫 직장 경험 유무별 취업준비 노력 1

(단위: 명, %)

분류 기준	빈도(비율)	재학중 훈련경험 비율	재학중 근로경험 비율	재학중 자격증 취득 비율
경험 없음	1,708(28.75)	32.55	66.39	50.88
경험 있음	4,232(71.25)	39.58	83.15	57.99
전 체	5,940(100)	37.56	78.33	55.94

〈표 4〉 첫 직장 경험 유무별 취업준비 노력 2

(단위: 명, %)

분류 기준 빈도(비율)	재학중 훈련경험			재학중 근로경험			재학중 자격증 개수		
	점수	빈도	(비율)	점수	빈도	(비율)	점수	빈도	(비율)
경험 없음 1,708 (100)	0	1,152	(67.45)	0	574	(33.61)	0	1,043	(61.07)
	1	134	(7.85)	1	695	(40.69)	1	299	(17.51)
	2	364	(21.31)	2	439	(25.70)	2	189	(11.07)
	3	11	(0.64)				3	96	(5.62)
	4	44	(2.58)				4	39	(2.28)
	5						5	25	(1.46)
	6	3	(0.18)				6	5	(0.29)
	7						7	8	(0.47)
	8						8	4	(0.23)
경험 있음 4,232 (100)	0	2,577	(60.89)	0	713	(16.85)	0	2,291	(54.14)
	1	390	(9.22)	1	1,984	(46.88)	1	874	(20.65)
	2	1,100	(25.99)	2	1,535	(36.27)	2	564	(13.33)
	3	40	(0.95)				3	280	(6.62)
	4	136	(3.21)				4	107	(2.53)
	5	1	(0.02)				5	66	(1.56)
	6	8	(0.19)				6	27	(0.64)
	7						7	17	(0.40)
	8						8	6	(0.14)

4. 대학 분포별 노동시장 성과

<표 5>는 출신 대학에 따른 취업준비 노력과 노동시장 성과를 보여주고 있다. 출신 대학의 분류는 학벌에 따른 노동시장 성과를 분석하기 위해 분석대상 표본의 출신 대학 분포를 일차적으로 파악한 후 서울 시내 상위권 대학 출신을 ‘가’군으로 서울 시내 및 수도권 대학 일부와 지방국립대 출신을 ‘나’군으로, 나머지 출신 대학을 ‘다’군으로 분류하였다.⁷⁾ 분석대상 표본의 대학 분포를 보면 ‘가’군 대졸자의 비율은 10.4%이고, ‘나’군 대졸자는 13.3%, 그리고 ‘다’군 대졸자의 비율은 25.3%이며, 전문대졸자의 비율은 51.1%로 나타났다. 재학중 근로경험을 보면 ‘가’군 대졸자들은 여타 대학에 비해 근로경험 비율이 낮은 것으로 나타났으며, 이는 자격증 취득 비율에서도 같은 특징을 보여주고 있다. 취업경험 비율을 보면 미미한 차이이기는 하지만 상대적으로 ‘다’군 대졸자와 전문대졸자에서 다소 높은 것으로 조사되었다. 그러나 취업의 질적 지표를 나타내는 임금수준을 보면 학벌에 따른 편차가 뚜렷하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 즉 ‘가’군 대졸자들의 월 평균임금은 181만 원이고 ‘나’군 대졸자는 158만 원인 데 비해 ‘다’군 대졸자와 전문대졸자들은 각각 142만 원, 120만 원으로 나타났다.

<표 5> 대학 분포에 따른 노동시장 성과

(단위: 명, %, 만원)

		대학분포별 표본 분포	재학중 교육훈련 여부	재학중 근로비율	재학중 자격증 취득 여부	취업 비율	첫 일자리 월임금
4년제 대학	‘가’군	616(10.4)	46.75	75.81	38.96	68.34	182
	‘나’군	789(13.3)	52.85	83.02	47.15	69.71	158
	‘다’군	1,501(25.3)	47.30	81.01	55.56	74.21	142
전문대		3,034(51.1)	26.89	77.02	61.87	70.76	120
전 체		5,940(100.0)	37.56	84.78	55.94	71.25	136

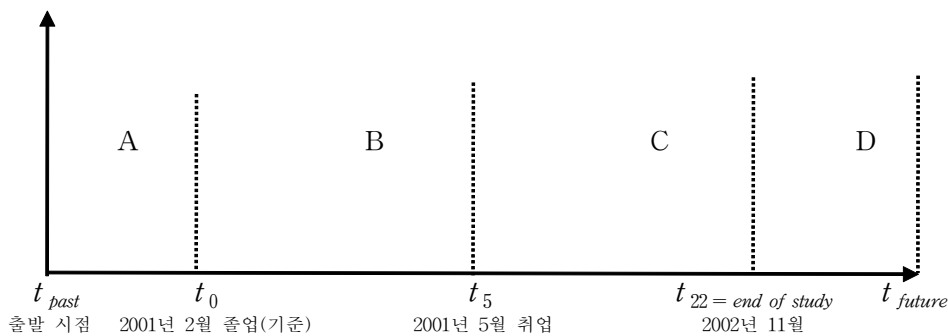
- 7) 이러한 분류의 이면에는 2000년 대학입학 수능시험 성적을 고려하였음을 밝혀 둔다. 즉 본 연구의 표본 자료에 포함된 35개 4년제 대학들에 대해 입시학원에서 제공한 학과별 입학 예상점수를 학교별로 집계한 후, 다시 위 표에서 나타나는 ‘가’ ‘나’ ‘다’ 대학군으로 나누어 평균을 구한 결과 2000년 수능점수 400점 만점에 각 학군별 평균 수능시험 성적은 ‘가’ 대학군 345.04점, ‘나’ 대학군 301.59점, ‘다’ 대학군 262.9점으로 나타나 있기 때문에 이러한 구분이 크게 무리인 것은 아니라고 판단된다. 비록 개별 학과의 특성 등을 고려하지 못하고 입학 성적에 따라 대학을 구분한 데 따른 문제점이 있지만 학벌이 노동시장 진입에 미치는 효과를 분석하려는 연구 목적에 비추어 이러한 구분이 불가피했음을 지적하고자 한다.

5. 첫 일자리취득에 소요되는 기간

본 분석에서 사용되는 첫 일자리 취득에 소요되는 기간을 계산하는 데 중요하게 고려해야 할 점은 자료가 우측 절단(censored data)되었다는 점이다. [그림 1]과 <표 6>를 통해 complete data와 censored data의 차이를 살펴보자.

[그림 1]에서 t_0 는 대학을 졸업하는 시점인 2001년 2월을 시작(t_0)으로 만약 2001년 5월에 취업을 하였을 경우 그 이행 기간(duration)은 3(=2001년 5월-2001년 2월)월이며, event는 163명이 됨을 알 수 있다(표 6 참고).⁸⁾ 졸업 시점인 2001년 2월 이전에 취업을 한 사람들의 이행 기간은 0으로 부여되며 <표 6>에서는 이행 기간이 0인 사람이 1,308명(약 31%)으로 나타나고 있다. [그림 1]에서 영역 A에 있는 표본들은 출발 시점 이전에 취업을 한 경우이다. 조사 시점이 끝나는 2002년 11월에 취업한 사람은 4명(event)으로 나타나 있다. 이와 같은 방법으로 t_0 에서 t_{22} 사이에 취업한 사람은 모두 4,232명(총 event)이며, 이들의 이행 기간은 <표 6>에 제시되어 있다. 만약 조사 시점이 끝나는 2002년 11월까지 취업을 하지 못하고 실업상태 혹은 비경제활동인구로 남아 있다면 이 사람들은 censored data가 된다.⁹⁾

[그림 1] 취업자와 비취업자에서 complete data와 censored data의 구별



8) 생존 분석(survival)을 다루는 의학에서 event는 보통 사망(death)으로 명명되며 censored data는 통계적 방법으로 사건의 발생 여부에 대해 불확실한 자료가 포함된 것을 의미한다. 여기서 survival time은 취업 시점 마이너스 졸업 시점으로 계산할 수 있다. [그림 1]에서 survival time의 범주는 영역 B와 C이다.

9) <표 3>에서 보듯이 censored data, 즉 2002년 11월까지 미취업자 1,708명(28.75%)이 여기에 해당되며 [그림 1]의 D영역이다.

<표 6>의 이행 기간을 통한 취업자의 첫 일자리 소요 기간을 살펴보면 졸업 전에 약 30.9%가 취업을 하는 것으로 나타났으며, 이행 기간이 길어질수록 그 event는 줄어들고 있음을 알 수 있다. 또한 이행 기간이 약 13개월이 되는 때부터 취업의 비율이 높아지고 있다.

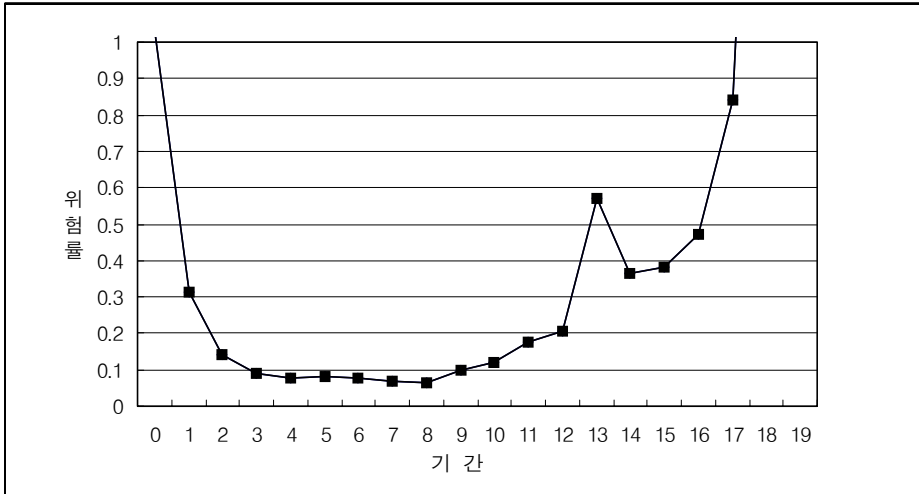
<표 6> 이행 기간을 통한 취업자의 첫 일자리 소요 시간

(단위: 월, 명, %)

이행기간 (월)	빈도 (event)	백분율	누적 도수	누적 백분율	이행기간 (월)	빈도 (event)	백분율	누적 도수	누적 백분율
0	1,308	30.91	1,308	30.91					
1	697	16.47	2,005	47.38	11	153	3.62	3,370	79.63
2	279	6.59	2,284	53.97	12	148	3.5	3,518	83.13
3	163	3.85	2,447	57.82	13	259	6.12	3,777	89.25
4	131	3.1	2,578	60.92	14	122	2.88	3,899	92.13
5	128	3.02	2,706	63.94	15	92	2.17	3,991	94.31
6	108	2.55	2,814	66.49	16	77	1.82	4,068	96.12
7	89	2.1	2,903	68.6	17	75	1.77	4,143	97.9
8	82	1.94	2,985	70.53	18	65	1.54	4,208	99.43
9	112	2.65	3,097	73.18	19	20	0.47	4,228	99.91
10	120	2.84	3,217	76.02	21	4	0.09	4,232	100

[그림 2]는 <표 6>을 바탕으로 하여 이행 기간을 고려한 위험함수를 그림으로 나타낸 것이다. 이 그림이 의미하는 것은 취업이 어떤 시점까지 발생하지 않았다는 조건 하에서 취업이 이 시점에서 발생하여 미취업으로부터 탈출하는 조건부 순간탈출확률(=순간취업확률)이다. 즉 졸업 이후 초기 시점(0~5개월)에는 취업확률(hazard rate)이 떨어지다가 일정 기간이 지나 취업 시점이 되는 졸업 이후 약 10개월 후부터는 순간 취업률이 조금씩 증가하는 것으로 나타난다. 이후 순간취업률이 일시 하락한 후 위험함수(hazard function)의 기울기가 증가하여 조사 시점이 끝나는 시점에 가까이 와서는 순간취업확률이 높아지고 있다.

[그림 2] 이행 기간을 고려한 위험함수(hazard function) 추정



Ⅲ. 청년층의 노동시장 성과

1. 청년층의 첫 일자리 이행 기간 분석

본 장에서는 학교에서 직업세계로 이행하는 과정에 초점을 맞추고 미취업 탈출확률에 영향을 미치는 요인을 분석하고 있다. 여기서 미취업 기간이란 최종 학력을 이수(졸업 또는 중퇴)한 시점에서 첫 일자리를 취득하게 되는 시점으로 정의되므로 관측 기간 동안 첫 일자리를 취득한 경험이 없는 우측 절단(right censored)된 자료를 포함한다. 이러한 분석을 위해 본 연구에서는 Cox(1972)의 비례 해저드 모형(proportional hazard model)을 이용하고 있는데, 이 방법은 우측 절단된 표본이 존재하는 경우에도 일치성을 가진 추정을 할 수 있다는 장점을 가지고 있다.

본 연구가 관심을 갖고 있는 것은 다음의 두 가지이다. 첫째, 재학중 취업준비 노력들이 졸업 이후 미취업 탈출확률에 어떤 영향을 미치는가를 분석하는 것이다. 여기서 취업준비 노력 변수들은 학원·직업훈련 이수, 자격증 개수, 재학중 근로경험으로 구성된다. 본 연구는 취업준비 노력의 정도가 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하는 것이기 때문에 각각의 취업준비 노력으로 나타나는 양적 변수들을 하나의 표준화된 변수

로 생성하였다. 따라서 직업기술학원, 외국어 학원, 인문·사회계 학원, 경영 실무계 학원, 예체능계 학원, 민간직업전문학교 이수경험 여부에 대해 부여한 점수를 학원·직업훈련 이수 변수로 사용하였다. 재학중 근로경험 변수로는 아르바이트, 현장실습에 대해 점수를 부여하여 변수화하였으며, 재학중 취득한 국가자격(운전면허자격증은 제외), 국가기술자격, 민간공인자격, 민간자격, 국제자격을 개수를 합한 것을 자격증 개수 변수로 사용하였다. 또한 재학중 취업을 위한 노력을 하나의 표준적인 변수로 만들기 위해 위의 학원·직업훈련 이수, 자격증, 재학중 근로경험 등 3변수를 표준화한 후 그 값을 더하여 재학중 '취업준비 노력'이라는 통합 변수를 만들었다¹⁰⁾.

둘째, 출신 학교에 따라 미취업 탈출확률에 차이가 있는지, 그리고 차이가 있다면 취업준비 노력들이 상대적으로 취업 가능성이 낮은 대학 출신자들의 미취업 기간을 단축시키는 데 기여할 수 있는지를 분석하는 것이다.

<표 7>은 Cox의 비례 해저드 모형을 이용하여 전문대졸과 4년제 대졸자 전체를 대상으로 취업 해저드에 영향을 미치는 영향을 추정한 결과이다. 분석 결과에 따르면 여성보다 남성이 미취업상태에 오래 있을 가능성이 있으며, 연령이 많을수록 미취업에서 탈출할 가능성이 많은 것으로 나타난다. 또한 '자격증 개수'와 '재학중 근로경험' 변수가 양(+)의 유의적인 값으로 나타나, 미취업으로부터의 탈출확률을 높이는 것으로 분석되었고, 3변수를 통합하여 생성한 취업준비 노력 변수 또한 첫 일자리 이행 기간을 짧게 함으로써 미취업 탈출확률을 높이고 있음을 알 수 있다. 그러나 자격증과 근로경험 변수와는 달리 재학중 학원·직업훈련 변수는 미취업 탈출확률에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 자격증 변수가 미취업 기간을 단축시키는 것으로 나타난 결과는 김우영(2002), 김안국(2002)의 연구와 일치하며 자격증이 취업시장에서 중요한 시그널로 작용하고 있음을 보여주고 있다.

한편, 전문대졸자와 4년제 대졸자의 노동시장 성과를 결정하는 요인의 차이를 구분하기 위해 본 연구에서는 두 집단을 분리하여 각각 분석하였다. <표 8>은 전문대졸자를 대상으로 하여 첫 일자리 이행 기간을 추정한 결과이다. 취업준비 노력이 첫

10) 표준화는 본래의 값에서 평균을 뺀 후 이를 다시 표준 편차로 나누어 계산하였다. 재학중 교육 훈련 여부, 재학중 근로경험, 재학중 자격증 취득 개수들은 재학중 취업을 위한 성과들이며, 이는 앞에서 언급했듯이 각각의 해당 항목을 합산하여 점수화한 것이다. 해당 변수들을 통합하여 더미변수로 처리하는 방법도 있으나 이 경우 각각의 취업준비 노력의 정도의 차이를 구분하지 못한다는 제한이 있기 때문에 여기서는 합산하는 방식을 택하였다. 이에 대해서는 앞의 주) 6 참조.

〈표 7〉 첫 일자리 이행 기간 추정결과 : 전체

	모형 I	모형 II
성별 더미(남성=1)	-0.073 (0.041)*	-0.070 (0.040)*
연령	0.020 (0.009)**	0.022 (0.009)**
학력 더미(대졸=1)	-0.044 (0.036)	-0.079 (0.035)
취업준비 노력		0.032 (0.009)***
자격증 개수	0.062 (0.011)***	
학원·직업훈련 이수	-0.008 (0.015)	
재학중 근로경험	0.082 (0.022)**	
사회계열 더미	0.031 (0.043)	0.020 (0.043)
교육계열 더미	0.365 (0.086)***	0.363 (0.086)***
공학계열 더미	-0.029 (0.061)	-0.034 (0.061)
자연계열 더미	-0.190 (0.078)**	-0.197 (0.078)**
의학계열 더미	0.272 (0.075)***	0.278 (0.074)***
예체능계열 더미	0.118 (0.071)*	0.105 (0.070)
-2log L	64242.067	64242.067
Wald Chi-Square	82.679***	71.437***
표본수	5,940(Event=4,232, Censored=1,708)	

주 : 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.
 2) 전공별 더미의 기준은 인문계열임.
 3) ()는 표준오차임.

〈표 8〉 첫 일자리 이행 기간 추정결과(전문대졸)¹¹⁾

	모형 I	모형 II
성별 더미(남성=1)	-0.048 (0.057)	-0.040 (0.056)
연령	0.011 (0.011)	0.010 (0.010)
취업준비 노력		0.047 (0.012)***
자격증 개수	0.067 (0.021)***	
학원·직업훈련 이수	0.007 (0.021)	
재학중 근로경험	0.072 (0.024)***	
사회계열 더미	0.011 (0.063)	0.004 (0.063)
교육계열 더미	0.377 (0.094)***	0.375 (0.094)***
공학계열 더미	0.143 (0.084)*	0.132 (0.084)
자연계열 더미	-0.084 (0.112)	-0.081 (0.111)
의학계열 더미	0.252 (0.090)***	0.264 (0.089)***
예체능계열 더미	0.130 (0.081)	0.120 (0.081)
-2log L	29720.179	29720.179
Wald Chi-Square	51.346***	46.163***
표본수	3,034(Event=2147, Censored=887)	

주 : 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.
 2) 전공별 더미의 기준은 인문계열임.
 3) ()는 표준 오차임.

11) 전문대졸자의 경우 대학 등급 분류가 모호하여 대학 그룹별 노동시장 성과 분석을 생략하였다.

일자리 이행 기간에 미치는 영향을 보면 자격증 개수와 재학중 근로경험은 양(+)의 유의성을 보이고 있지만, 학원·직업훈련 이수에는 미취업 탈출에 유의적인 영향을 미치고 있지 않은 것으로 분석되었다.¹²⁾

<표 9>는 4년제 대졸자를 대상으로 취업준비 노력과 출신 학교 그룹을 주요 변수로 하여 미취업 탈출에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과이다. 모형 I은 취업준비 노력을 각각 분리하여 분석한 것이고, 모형 II는 취업준비 노력을 통합 변수로 만들어 분석한 결과이다. 모형 III은 모형 I에 대학 그룹과 취업준비 노력 각각의 상호작용 효과를 추가한 것이고, 모형 IV는 모형 II에 취업준비 노력 통합 변수와 대학 그룹의 상호작용 효과를 추가하여 분석한 결과이다.

모형 I의 첫 일자리 이행 기간 추정 결과를 보면 자격증 개수만 유의적(+)인 것으로 나타났으며, 재학중 근로경험이나 학원·직업훈련 이수는 미취업 탈출확률을 높이는 데 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 출신 대학 변수의 경우 미취업 확률에 미치는 영향이 모두 1%에서 유의적으로 나타난 것은 우리나라 대졸자 신규 채용시장에서 출신 대학이 매우 중요한 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다.

모형 III과 모형 IV에서 보듯이 출신 대학 그룹과 취업준비 노력 간의 상호작용 효과를 고려한 분석에서 해당 변수들이 유의적이지 않은 것으로 나타나 대학 그룹 ‘나’군과 대학 그룹 ‘다’군 출신자들이 취업준비 노력을 해도 대학 그룹 ‘가’군과의 미취업 탈출확률의 차이를 좁히지 못하고 있는 것으로 분석되었다. 이는 4년제 대졸자들의 재학중 취업준비 노력이 신규 채용시장에서 출신 대학의 명성 효과를 상쇄하지 못하고 있음을 시사하고 있다.

이상의 분석 결과를 요약하면 4년제 대졸자의 경우 미취업으로부터의 탈출확률에 영향을 미치는 주요한 요소는 출신 대학이라 할 수 있으며, 재학중 취업을 위한 다양한 노력들은 졸업 후 미취업 탈출확률에 큰 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 평가된다. 이러한 결과는 기업들이 채용시 일차적으로 출신 대학을 기준으로 하고 있음을 보여주는 것이기도 하지만 또 한편으로는 청년층이 재학중 경험하는 다양한 노력들이 취업 가능성을 높여주는 데 크게 기여하지 못하고 있는 현실을 반영하고 있는 것으로 평가할 수 있다.

12) <표 9>의 4년제 대졸자만을 분석으로 한 경우와 달리 전문대졸자의 경우 재학중 근로경험 비율과 노동시장 성과가 양(+)의 유의성을 보이고 있는 것은 전문대에서 근로경험이 주로 학업방식의 하나로 현장실습이 많이 이루어지고 있는 점과 관련이 있는 것으로 판단된다. 즉 현장실습이 재학중 근로경험으로 파악되고 현장실습이 취업 성과에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 반영하고 있는 것으로 추론된다. 참고로 본 설문에 나타난 전문대졸자들의 3,034명 중 1,808명(30.4%)이 재학중 현장실습 경험이 있는 것으로 응답하였다.

〈표 9〉 첫 일자리 이행 기간 추정결과 : 4년제 대졸

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
성별 더미(남성=1)	-0.117 (0.063)*	-0.117 (0.063)*	-0.119 (0.063)*	-0.119 (0.063)**
연령	0.033 (0.016)**	0.036 (0.016)**	0.033 (0.016)**	0.036 (0.016)**
취업준비 노력		0.021 (0.012)*		0.012 (0.028)
자격증 개수	0.069 (0.020)***		0.010 (0.058)	
학원·직업훈련 이수	-0.015 (0.019)		0.001 (0.043)	
재학중 근로경험	0.011 (0.033)		0.028 (0.070)	
대학그룹 '나' 더미	-0.350 (0.067)***	-0.352 (0.067)***	-0.359 (0.132)***	-0.352 (0.067)***
대학그룹 '다' 더미	-0.341 (0.060)***	-0.330 (0.060)***	-0.333 (0.114)***	-0.329 (0.060)***
대학그룹 '나' 더미×취업준비 노력				0.015 (0.036)
대학그룹 '다' 더미×취업준비 노력				0.010 (0.032)
대학그룹 '나' 더미×자격증 개수			0.092 (0.072)	
대학그룹 '나' 더미×학원·직업훈련			-0.012 (0.056)	
대학그룹 '나' 더미×재학중 근로			-0.033 (0.098)	
대학그룹 '다' 더미×자격증 개수			0.060 (0.063)	
대학그룹 '다' 더미×학원·직업훈련			-0.026 (0.051)	
대학그룹 '다' 더미×재학중 근로			-0.018 (0.083)	
-2Log L	28,666.227	28,666.227	28,666.227	28,666.227
Wald Chi-Square	79.112***	69.914***	80.612***	69.901***
표본수	2,906(Event=2,085, Censored=821)			

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.

2) 전공계열은 보고하지 않음.

3) 대학그룹 더미는 '가' 군을 기준으로 한 것으로 대학그룹 더미 1은 '나' 군을, 대학그룹 더미 2는 '다' 군을 의미함.

4) ()는 표준 오차임.

2. 청년층의 첫 일자리 임금소득 결정요인 분석

앞의 이행 기간 분석은 첫 일자리의 내용에 관계없이 취업 여부만을 설정하여 미취업 탈출확률에 영향을 미치는 요인을 분석한 것이다. 그런데 노동시장 성과로서 취업 여부도 중요하지만 일자리의 질도 중요한 평가 기준이라고 할 수 있으며, 이를 보여주는 변수 중 하나가 임금이라고 볼 수 있다. 물론 첫 일자리의 임금수준이 높다고 해서 반드시 괜찮은 일자리로 보는데는 한계가 있으나 일반적으로 대졸자들이 직장을 선택할 때 같은 조건이라면 초임 수준이 높은 직장을 선택할 가능성이 크다는 점을 고려

하면 초임 지표를 첫 일자리의 질로 받아들여도 큰 무리는 없을 것으로 판단된다.¹³⁾

분석의 편의를 위해 임금근로자만을 대상으로 하였으며, 취업 시기는 2002년 취업을 기준으로 하여 2001년도 취업자들에 대해서는 취업 당시의 초임에 소비자물가지수를 곱하여 조정하였다. 설문조사 항목에 주당 근로시간 정보가 있으나 개인 조사라는 특성상 시간당 임금보다는 월 평균임금이 보다 적합할 것으로 판단하여 월평균 로그임금을 사용하였다. 다만, 근로시간은 월 근로시간으로 환산하여 설명변수에 포함하였다.

<표 10>은 전문대졸자 이상 전체를 대상으로 하여 첫 일자리 임금결정식을 추정한 결과이다. 모형 I은 취업준비 노력을 각각 분리하여 분석한 것이고, 모형 III은 취업준비 노력을 통합변수로 만들어 추정한 결과이다. 그리고 모형 II와 모형 IV는 모형 I과 모형 III에 각각 선택편의를 조정하여 추정한 결과이다. 우리가 여기서 분석대상으로 하고 있는 임금근로자는 전체 표본 중 임금근로를 선택한 집단을 대상으로 한 것으로 자영업자나 비취업자의 임금은 관측되지 않고 있다. 만일 이 경우 임금근로자의 표집이 무작위적으로 이루어지 않았다면 표본선택 편의(sample selection bias)가 발생하게 된다(Heckman, 1979). 따라서 자기선택 편의를 제거하기 위해 여기서는 1단계로 임금근로자 선택 여부를 종속변수로 설정하고, 여기에 영향을 미치는 변수로 취업준비 노력의 정도, 성, 연령 등 인적 특성, 전공분야, 그리고 출신 대학의 지역을 설명변수로 하여 프로빗 모형을 추정한 후 2단계로 임금결정식을 추정하였다.¹⁴⁾

분석 결과에 따르면 남성일수록, 그리고 연령이 높을수록, 정규직일수록, 대졸 이상일수록, 취업이행 기간이 짧을수록 초임 수준이 높은 것으로 분석되어, 전문대졸 이상의 고학력 신규 채용시장에서의 수요 특성을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 취업준비 노력 변수가 임금에 미치는 영향을 보면 먼저 학원·직업훈련 이수가 많을수록 초임 수준이 높은 것으로 나타났으나, 재학중 근로경험 변수는 음(-)의 유의성을 보여주고 있다. 자격증 개수는 유의적이지 않았으나 선택편의를 교정한 모형 II의 추정식에서는 유의성을 갖는 것으로 분석되었다. 이에 비해 취업준비 노력을 통합변수로 하여 추정한 결과에서는 취업준비 노력이 첫 일자리의 임금수준에 양(+)의 유의성을 보여주고 있는 것으로 분석되었다.

13) 첫 일자리의 임금이기 때문에 이는 청년층의 실제 생산성을 보여주는 것은 아니라 채용시장에서 청년층이 갖고 있는 인적 특성이 노동시장 진입시 어떻게 평가받고 있는지를 보여주는 것으로 볼 수 있다.

14) 선택편의 조정을 위한 Heckman의 2단계 추정법은 <표 11>과 <표 12>에도 동일하게 적용하였다. 여기서는 probit 모형의 추정 결과를 제시하지 않고 있지만 추정 결과에 따르면 임금근로자 선택에 유의적인 영향을 미치는 변수로 출신 대학이 위치한 지역, 성, 연령, 자격증 개수, 학원·직업훈련 이수 등으로 나타났으며, 재학중 근로경험은 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 10〉 첫 일자리 임금결정모형 추정 결과 : 전체

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
상수항	3.394 (0.072) ^{***}	3.078(0.127) ^{***}	3.344(0.071) ^{***}	2.998(0.099) ^{***}
성별 더미(남성=1)	0.117 (0.015) ^{***}	0.087(0.018) ^{***}	0.010(0.014) ^{***}	0.079(0.016) ^{***}
연령	0.040 (0.003) ^{***}	0.046(0.004) ^{***}	0.042(0.003) ^{***}	0.047(0.003) ^{***}
고용형태 더미(정규직=1)	0.241 (0.017) ^{***}	0.240(0.017) ^{***}	0.240(0.017) ^{***}	0.240(0.017) ^{***}
학력 더미(대졸=1)	0.161 (0.012) ^{***}	0.124(0.017) ^{***}	0.167(0.012) ^{***}	0.118(0.015) ^{***}
취업준비 노력			0.009(0.004) ^{***}	0.015(0.004) ^{***}
자격증 개수	0.005 (0.005)	0.011(0.006) ^{**}		
학원·직업훈련 이수	0.017 (0.005) ^{***}	0.017(0.005) ^{***}		
재학중 근로경험	-0.022 (0.006) ^{***}	-0.007(0.006) ^{***}		
취업이행 기간	-0.007 (0.001) ^{***}	-0.007(0.001) ^{***}	-0.007(0.001) ^{***}	-0.007(0.001) ^{***}
사회계열 더미	-0.005 (0.015)	0.010(0.015)	-0.001(0.014)	0.014(0.015)
교육계열 더미	-0.164 (0.030) ^{***}	-0.143(0.031) ^{***}	-0.183(0.030) ^{***}	-0.137(0.031) ^{***}
공학계열 더미	-0.091 (0.020) ^{***}	-0.075(0.021) ^{***}	-0.093(0.020) ^{***}	-0.071(0.020) ^{***}
자연계열 더미	-0.038 (0.027)	-0.086(0.032) ^{***}	-0.041(0.027)	-0.098(0.029) ^{***}
의학계열 더미	0.043 (0.025) ^{***}	0.118(0.035) ^{***}	0.032(0.025) [*]	0.133(0.032) ^{**}
예체능계열 더미	-0.078 (0.024) ^{***}	-0.085(0.024) ^{**}	-0.077(0.024) ^{***}	-0.083(0.024) ^{***}
근로시간	0.001(0.000) ^{***}	0.001(0.000) ^{***}	0.001(0.000) ^{***}	0.001(0.000) ^{***}
선택편의 조정(λ)		0.369(0.122) ^{***}		0.452(0.089) ^{***}
조정된 결정계수	0.349	0.351	0.346	0.351
F-value	137.99 ^{***}	130.22 ^{***}	157.22 ^{***}	148.79 ^{***}
표본수	3,833	3,833	3,833	3,833

- 주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.
 2) 전공별 더미의 기준은 인문계열임.
 3) ()는 표준 오차임.
 4) 취업준비 노력은 학원·직업훈련 경험, 자격증 개수, 재학중 근로경험 변수를 표준화하여 이를 합산한 값임.
 5) 선택편의 조정(λ)은 Heckman(1979)의 Sample Selection bias를 해소하기 위해 생성한 변수임(중속변수 임금근로자(=1)·비임금근로자(=0)).

첫 일자리 이행 기간 분석과 마찬가지로 여기서도 전문대졸자와 4년제 대졸자의 노동시장 성과를 결정하는 요인의 차이를 구분하기 위해 두 집단을 분리하여 별도로 추정하였다. <표 11>은 전문대졸자를 대상으로 하여 첫 일자리 임금결정식을 추정한 결과이다. 취업준비 노력 변수 중 재학중 근로경험 변수만 음(-)의 유의성을 보여주고 있는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 기존의 연구(이병희, 2002)를 보다 구체적으로 확인시켜 주고 있다. 이병희(2002)는 재학중 근로경험이 상당 수준에 이르고 있으며,

〈표 11〉 첫 일자리 임금결정모형 추정결과 : 전문대졸

	모형 I	모형 II
상수항	3.602 (0.178)***	3.193 (0.130)***
성별 더미(남성=1)	0.189 (0.028)***	0.135 (0.023)***
연령	0.037 (0.005)***	0.047 (0.004)***
고용형태 더미(정규직=1)	0.188 (0.021)***	0.188 (0.021)***
취업준비 노력		0.004 (0.005)
자격증 개수	-0.002 (0.008)	
학원·직업훈련 이수	0.010 (0.007)	
재학중 근로경험	-0.036 (0.010)***	
취업이행 기간	-0.008 (0.001)***	-0.008 (0.001)***
사회계열 더미	-0.015 (0.020)	-0.019 (0.020)
교육계열 더미	-0.188 (0.033)***	-0.168 (0.033)***
공학계열 더미	-0.025 (0.026)	-0.030 (0.026)
자연계열 더미	-0.043 (0.036)	-0.024 (0.036)
의학계열 더미	0.000 (0.040)	0.052 (0.035)
예체능계열 더미	-0.078 (0.027)***	-0.086 (0.027)***
근로시간	0.001 (0.000)***	0.001 (0.000)***
선택편의 조정(λ)	-0.231 (0.178)***	0.174 (0.122)
조정된 결정계수	0.338	0.334
F-value	71.8	81.3
표본수	2,084	

주 : 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.

2) 전공별 더미의 기준은 인문계열임.

3) ()는 표준 오차임.

첫 일자리를 획득하기까지 이행을 신속하게 하는 효과가 있다고 한 반면에 임금방정식에는 재학중 근로경험이 마이너스로 유의하지 않게 나오고 있다고 보고하고 있다. 그런데 이병희(2002)의 연구에서는 4년제 대졸 여부를 더미 변수로 처리한 관계로 재학중 근로경험이 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 분석에서 전문대졸자와 4년제 대졸자 간의 차이가 나타나 있지 않다. 이에 비해 본 연구에서는 전문대졸자와 4년제 대졸자를 분리하여 추정한 결과 재학중 근로경험 여부가 첫 일자리의 성과에 미치는 영향이 두 집단간에 차이가 있음을 보여주고 있다.

이러한 결과는 재학중 근로경험이 미취업 탈출확률에 미치는 효과를 분석한 앞의 <표 8>과 <표 9>의 결과와 비교되는 특징을 보여주고 있다. 즉 전문대졸자의 경우

〈표 12〉 첫 일자리 임금결정모형 추정 결과 : 4년제 대졸

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
상수항	3.799 (0.024)**	3.793 (0.280)***	4.049 (0.141)***	4.059 (0.141)***
성별 더미(남성=1)	0.079 (0.024)***	0.086 (0.024)***	0.105 (0.023)***	0.108 (0.022)***
연령	0.027 (0.006)***	0.026 (0.006)***	0.028 (0.006)***	0.027 (0.006)***
고용형태 더미(정규직=1)	0.333 (0.029)***	0.329 (0.029)***	0.357 (0.029)***	0.358 (0.029)***
취업준비 노력			0.009 (0.004)**	0.029 (0.010)***
자격증 개수	0.021 (0.009)**	0.057 (0.021)***		
학원·직업훈련이수	0.020 (0.009)**	0.042 (0.019)**		
재학중 근로경험	-0.006 (0.015)	0.006 (0.022)		
취업이행 기간	-0.005 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	-0.005 (0.001)***
대학그룹 '나' 더미	-0.072 (0.032)**	0.029 (0.045)	-0.070 (0.024)***	-0.071 (0.024)***
대학그룹 '다' 더미	-0.180 (0.029)***	-0.126 (0.047)***	-0.189 (0.021)***	-0.190 (0.021)***
대학그룹 '나' 더미×취업준비 노력				-0.028 (0.013)**
대학그룹 '다' 더미×취업준비 노력				-0.022 (0.011)*
대학그룹 '나' 더미×자격증 개수		-0.041 (0.025)*		
대학그룹 '나' 더미×학원·직업훈련		-0.010 (0.019)		
대학그룹 '나' 더미×재학중 근로경험		-0.006 (0.019)*		
대학그룹 '다' 더미×자격증 개수		-0.037 (0.021)*		
대학그룹 '다' 더미×학원·직업훈련		-0.027 (0.018)		
대학그룹 '다' 더미×재학중 근로경험		-0.011 (0.031)		
근로시간	0.001(0.000)***	0.001(0.000)***	0.001(0.000)***	0.001(0.000)***
선택편의 조정(λ)	0.169(0.267)	0.208(0.268)	0.250(0.145)*	0.283(0.146)*
조정된 결정계수	0.257	0.259	0.257	0.260
F-value	36.49***	27.56***	41.39***	36.95***
표본수	1,749	1,749	1,749	1,749

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.

2) 전공계열은 보고하지 않음.

3) 취업준비 노력은 학원·직업훈련 경험, 자격증 개수, 재학중 근로경험 변수를 표준화하여 이를 합산한 값임.

4) ()는 표준 오차임.

첫 일자리 이행 기간 분석에서는 재학중 근로경험이 양(+)의 유의성을 보여주고 있는 반면에, 4년제 대졸자에서는 유의하지 않았다. 그런데 재학중 근로경험이 임금에 미치는 효과를 추정해 <표 10>에서는 음의 유의성을 보여 주고 있으며, 전문대졸자만을 대상으로 한 추정 결과(표 11)에서도 마찬가지로 음의 유의성을 보여주고 있다. 그러나 4년제 대졸자만을 대상으로 한 추정 결과(표 12)에서는 재학중 근로경험이 임금에 미치는 영향이 유의하지 않은 것으로 분석되었다.

전문대졸자의 경우 재학중 근로경험 여부가 첫 일자리의 임금에 음(-)의 유의성을 보여주고 있는 점에 대해서는 추가적인 분석이 필요하지만, 여기서의 추정 결과를 놓고 볼 때 다음과 같은 추론이 가능하다. 즉 재학중 근로경험의 내용이 주로 서빙, 판매서비스, 과외, 단순노무직, 사무보조 등이기 때문에 좋은 직장을 구할 가능성이 낮은 집단일수록 인적자본에 투자하기보다는 이러한 활동을 활발히 할 가능성이 크고 이에 따라 졸업 후 근로경험의 연장선상에서 단순업무에 취업할 가능성을 높일 수는 있으나 상대적으로 좋은 일자리는 포기하는 것으로 추론된다.

끝으로 <표 12>는 4년제 대졸자들을 대상으로 하여 첫 일자리의 임금에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 모형 I은 취업준비 노력 각각을 변수로 설정한 것이고, 모형 III은 취업준비 노력을 통합변수로 만들어 추정한 결과이다. 그리고 모형 II와 모형 IV는 모형 I과 모형 III에 각각 대학 그룹 더미와 취업준비 노력 변수와의 상호작용 효과를 추가하여 분석한 결과이다.

분석 결과 남성일수록, 연령이 높을수록, 정규직일수록, 그리고 취업으로의 이행 기간이 짧을수록 초임 수준이 높은 것으로 분석되었다. 이제 우리의 관심사인 취업준비 노력과 출신 대학 간의 차이가 첫 일자리의 임금수준에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보자. 모형 I과 모형 II에서 보듯이 취득한 자격증이 많을수록, 그리고 학원·직업훈련 경험을 많이 받을수록 첫 일자리의 임금수준이 높은 직장을 갖게 될 가능성이 큰 것으로 분석되었다. 재학중 근로경험은 대학 그룹과 대학 그룹·취업준비 노력들의 상호효과 변수를 추가하였을 경우 <표 11>의 모형 II에서와 같이 유의성은 발견되지 않고 있다¹⁵⁾.

대학그룹 더미 변수를 보면 대학 그룹 ‘가’군에 비해 ‘나’군과 ‘다’군 출신 졸업자들의 임금이 낮은 것으로 나타났으며, 특히 ‘다’군의 경우 ‘가’군에 비해 약 12~17% 가량 초임 수준이 낮은 것으로 분석되어, 출신 대학간 졸업자들의 초임 수준에 차이가 나고 있음을 알 수 있다¹⁶⁾. 모형 II는 상호작용 효과를 포함하여 추정한 결과로 자격증 개수(대학 그룹 더미 ‘나’와 ‘다’), 재학중 근로경험(대학 그룹 더미 ‘다’) 변수가 음(-)의 유의성을 보여주고 있다. 이러한 결과는 자격증 취득이나 재학중 근로경험이 있는 경우 ‘가’군의 출신 대학들이 ‘나’군과 ‘다’군에 비해 초임 수준이 높은 직장에 취업하고 있음을 보여주는 것이다.

모형 III과 모형 IV는 4년제 대졸자들을 대상으로 취업준비 노력 변수들을 통합변수

15) 4년제 대학에서 재학중 근로경험의 임금효과는 대학 수준을 통제할 경우는 잘 나타나지 않고 있음.

16) 한계효과는 $1 - \exp(\text{추정계수})$ 로 계산한다.

로 만들어 분석한 결과이다. 재학중 취업준비 노력이 많을수록 초임 수준이 높은 것으로 나타났으며, 대학 그룹 더미 변수와 상호작용 효과를 고려한 분석(모형 IV)에서는 추정계수가 음(-)의 유의성을 보여주고 있다. 이러한 분석 결과는 재학중 취업준비 노력이 많을수록 초임 수준이 높은 일자리를 가질 가능성이 크다는 것을 보여주고 있으며, 또 한편으로는 동일한 취업준비 노력에 따른 대졸자들간의 초임 수준의 크기가 출신 대학에 따라 보다 확대되고 있는 것으로 나타나, 속칭 학벌에 따른 노동시장 성과가 보다 크게 작용하고 있음을 시사하고 있다.

IV. 요약 및 시사점

본 연구는 설문조사 자료를 토대로 학교로부터 노동시장으로의 이행 과정을 다음과 같은 세 가지에 초점을 맞추어 진행하였다. 첫째, 재학중 학원·직업훈련 경험, 자격증 취득, 근로경험 등과 같은 취업준비를 위한 다양한 노력들이 첫 일자리로의 이행 기간이나 임금과 같은 노동시장 성과에 어떤 영향을 미치고 있는가이다. 둘째, 노동시장 성과가 출신 대학별로 차이가 나는지, 즉 일종의 학벌에 의해 좌우되는가에 대한 관심이다. 셋째, 첫 일자리의 성과가 출신 대학간에 차이가 나지만 재학중 다양한 취업준비 노력들이 이러한 차이를 극복하는 데 어떤 기여를 하고 있는가를 살펴보고자 하였다. 이러한 목적하에 실증분석을 시도한 결과 다음과 같은 결론을 도출하였다.

첫째, 취업준비 노력이 첫 일자리로의 이행 기간에 미치는 영향을 분석한 결과 전문대졸자와 4년제 대졸자 간에 유의미한 차이를 보여주고 있다. 전문대졸자의 경우 학원·직업훈련 이수율 제외하고 자격증 개수나 재학중 근로경험이 미취업 탈출확률을 높이는 것으로 나타나, 전체적으로 취업준비 노력이 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이에 비해 4년제 대졸자들의 경우 자격증 변수만 미취업 탈출확률에 양(+)의 유의성을 보여주고 있다.

둘째, 4년제 대졸자들의 경우 미취업 탈출확률에 유의적인 영향을 미치는 주요한 요소는 출신 대학인 것으로 나타났다. 이는 기업들이 신규 채용시 출신 대학을 중요한 채용기준으로 하고 있음을 보여주는 것이기도 하지만 또 한편으로는 청년층이 재학중 경험하는 다양한 노력들이 취업 가능성을 높여주는 데 기여하지 못하고 있는 현실을 반영한다고 볼 수 있다.

셋째, 첫 일자리의 질을 나타내는 임금수준을 비교한 결과 속칭 상위권 대학 출신에

비해 중위권이나 하위권 대학 출신들의 첫 일자리에서의 임금수준이 유의하게 낮은 것으로 분석되어, 상위권 대학 출신일수록 임금수준이 높은 일자리에 선택되는 것으로 나타났다.

넷째, 4년제 대졸자만을 분석 대상으로 했을 때 재학중 취업준비 노력들은 첫 일자의 임금수준을 높일 뿐 만 아니라 이러한 노력이 많을수록 상대적으로 임금수준이 높은 직장에 선택될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 상호작용 효과를 고려하여 분석한 결과에 따르면 동일한 취업준비 노력에 따른 대졸자들간의 초임 수준의 크기가 대학그룹 간에 보다 확대되고 있는 것으로 분석되어, 이른바 명문대 효과가 작용하고 있음을 시사하고 있다.

〈표 13〉 재학중 취업노력의 효과

	전 체		전문대		4년제 대학	
	미취업 탈출확률	임금효과	미취업 탈출확률	임금효과	미취업 탈출확률	임금효과
취업준비 노력	+(***)	+(***)	+(***)	+	+	+(***)
자격증 개수	+(***)	+(**)	+(***)	-	+(***)	+(***)
학원·직업훈련 이수	-	+(***)	+	+	-	+(***)
재학중 근로경험	+(**)	-(***)	+(***)	-(***)	+	+(**)

주) 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의함.

2) 자격증 개수 전체의 임금효과는 선택편의 조정한 식의 추정 결과임(표 10의 모형 II).

본 연구를 통해 분석된 결과는 일반적으로 우리가 이해하고 있는 바와 같이 대졸 청년층 노동시장의 성과에 출신 대학이 중요한 역할을 하고 있음을 확인시켜 주고 있다. 채용은 기업의 의사결정 행위이기 때문에 출신 대학이 크게 영향을 미치고 있는 현실을 제도적인 장치를 통해 극복하기에는 한계가 있을 것이다. 그러나 상대적으로 인지도가 낮은 출신 대학 타이틀이 노동시장에서 낙인효과로서 기능하지 않도록 하는 제도적 장치는 매우 중요하다. 아울러 낙인효과를 제거하기 위해서는 재학중에 보다 다양하고 실질적으로 취업에 도움이 되는 체계적인 프로그램이 마련될 필요가 있다. 본 연구에서 분석된 바와 같이 현재와 같은 취업준비 노력들은 노동시장에서 취업능력을 제고시키는 기능이 약한 만큼 그 원인이 어디에 있는가를 규명하고 그 대안을 마련해야 할 것이다.

끝으로 본 연구는 자료의 제약으로 취업준비 노력을 세 가지로 분류하여 이를 각각

분석하거나 통합된 지표로 만들어 그 효과를 분석하였지만 이는 보다 의미가 있을 수 있는 취업준비 노력들의 평가를 평가절하시킬 수 있음을 지적하지 않을 수 없다. 따라서 취업준비 노력의 노동시장 성과가 제대로 평가되기 위해서는 이에 대한 보다 체계화된 설문을 통해 별도의 연구가 이루어져야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강순희. 「학교에서 일터로의 원활한 이행을 위한 전문대학 교육」. 전문대학교육연구학회 발표논문, 2002.
- 강순희·노홍성. 「직업훈련의 취업 및 임금효과」. 『노동경제논집』 23권 2호(2000), 한국노동경제학회.
- 강순희·박성재. 「청년층의 학교교육과 직무의 일치」, 『제1회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄』. 중앙고용정보원, 2002.
- 김안국. 「청년층 미취업의 실태 원인 분석」. 『제1회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄』. 중앙고용정보원, 2002.
- _____. 「교육훈련의 경제적 성과-임금근로자를 중심으로」. 『노동경제논집』 25권 1호(2002) : 131-160.
- 김우영. 「학력, 훈련, 아르바이트, 자격증의 경제적 효과」, 『제1회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄』. 중앙고용정보원, 2002.
- 송경일·안재익. 『SPSS for Window 생존분석』. 고려정보산업, 1999.
- 서기태·이호성. 「학교교육이 직업지위 획득에 미치는 영향에 관한 연구」. 『공주교대논집』 34권 2호(1997) : 101-122.
- 안주엽·전병유·이병희. 『학교교육에서 노동시장으로 -실태분석 및 정책방향』. 한국노동연구원, 2000.
- 안주엽·홍서연. 「청년의 학교졸업 후 구직기간 분석」. 『노동정책연구』 2권 1호(2001), 한국노동연구원.
- 이병희. 「재학중 근로경험의 실태와 노동시장 성과」. 『제1회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄』. 중앙고용정보원, 2002.
- 이병희·안주엽·전병유·장수명·홍서연. 『학교로부터 노동시장으로 이행실태와 정책과제』. 한국노동연구원, 2002.

- 이효수. 「대졸청년층 노동시장의 이행실태와 정책과제」. 한국경제학회 창립50주년 기념 제10차 국제학술대회 발표논문, 2002 (a).
- 장수명. 「대학교육의 경제학」. 『노동정책연구』 2권 1호 (2001), 한국노동연구원.
- 장원섭 · 김형만 · 옥준필. 『학교에서 직업세계로의 이행에 관한 연구(Ⅱ)』. 한국직업능력개발원, 2000.
- 최강식. 「학력별 상대별 임금격차의 변화와 원인분석」. 『경제학연구』 45권 4호, (1997) : 193-236.

- Bratberg, E. and A. Nilsen. "Transition form School to Work: Search Time and Job Duration". Discussion Paper No. 27, University of Bergen, 1998.
- Green W. H. *Econometric Analysis*, fourth edition, Prentice-Hall, 2000.
- Light, A. "In-School Work Experience and the Returns to Schooling". *Journal of Labor Economics* 19 (1) (2000) : 65-93.
- Ryan, P. "The School-to-Work Transition: A Cross-National Perspective". *Journal of Economic Literature* 39 (March 2001) : 34-92.
- Simon, C. "Human Capital and Metropolitan Employment Growth". *Journal of Urban Economics* 43 (1998) : 223-243.

abstract

The Determinants of Youth Labor Market Performance

Lee, Kyu-Yong · Kim, Yong-Hyun

This paper analyses labor market performance of youth graduate in terms of duration to the first job after leaving and wage of the first job. We focused on labor market performance impact of academic clique and in school efforts getting employment such as work experience, training and getting a certificate of qualification. We used survey data that Krivet conducted in November 2002 on collage or university graduate of 2001. We classified university graduate into three group of upper, middle and lower by ranking. According to analysis results of periods of first job transition, academic clique have strong significant influence in escape probability unemployment. In school efforts have some roles to escape unemployment not leading role. Wage level, which is representative quality of the first job, is higher in the upper graduate than other groups. In school efforts have influence to acquire good job in terms of higher wage. And in case of same in school efforts, the findings show that wage difference among university more enlarge

Key words: School to work transition, Probability of unemployment escape, Quality of first job, Academic clique, In school efforts getting employment.