

# 韓國開發研究 2013 Ⅳ

## KDI Journal of Economic Policy

Trade Liberalization, Growth, and Bi-polarization in Korean Manufacturing:  
Evidence from Microdata

..... Chin Hee Hahn

우리나라 제조업에서 무역자유화가 성장 및 양극화에 미치는 영향: 미시자료를 통한 실증적 증거들

Valuing the Risks Created by Road Transport Demand Forecasting in PPP Projects

..... Kangsoo Kim · Sungbin Cho · Inseok Yang

민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험의 경제적 가치

The Long-lived Volatility of Korean Stock Market and Its Relation to Macroeconomic  
Conditions

..... Kim, Young Il

한국 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성 분석

Trade Union and Employment: The Korean Experience

..... Inkyung Kim

노동조합의 고용효과 분석

# 韓國開發研究

KDI Journal of Economic Policy

KDI Journal of Economic Policy is a quarterly published professional journal dealing with academic and policy issues related to the Korea's economic development in all economic areas. The Journal welcomes creative papers that have implications on Korea's economic policy. Papers should be written in Korean or English.

The Journal was first published on March 1979, with an aim to disseminate the research results of KDI not only to experts at universities and other institutes, but also to policymakers and the general public. The journal was published semi-annually between 2000 I and 2009 II, and then resumed quarterly publication with 2010 I issue. Until August 2001, papers or thesis carried in the Review were written by fellows at KDI only, but since then, the Journal has actively encouraged any submission by researchers at home and abroad who have interest in the Korean economy. An active participation of researchers with diverse perspectives is highly encouraged.

The content of papers published in the Journal is a personal opinion of each author, and not subject to the direction of the KDI Journal of Economic Policy.

Editor-in-Chief : Choi, Kyungsoo (Senior Fellow at KDI)  
Editors : Choi, Yongseok (Professor at KyungHee University)  
Chun, YoungJun (Professor at Hanyang University)  
Chung, Wankyo (Professor at Hallym University)  
Eun, CheolSoo (Professor at Georgia Institute of Technology)  
Hahm, Joonho (Professor at Yonsei University)  
Hahn, Chinhee (Professor at Gachon University)  
Hwang, Haeshin (Professor at Texas A&M University)  
Jo, Dongho (Professor at Ewha Womans University)  
Joh, SungWook (Professor at Seoul National University)  
Kim, Daeil (Professor at Seoul National University)  
Kim, InGyu (Professor at Hallym University)  
Kim, Jonghoon (Visiting Fellow at KDI)  
Kim, Jungwook (Fellow at KDI)  
Kim, Taejong (Professor at KDI School)  
Kim, Woochan (Professor at Korea University)  
Koh, Youngsun (Vice Minister of The Office of Government Policy Coordination)  
Lee, Bongsoo (Professor at Florida State University)  
Lee, Chulhee (Professor at Seoul National University)  
Park, ChangGyun (Professor at Chung-Ang University)  
Park, WonAm (Professor at Hongik University)  
Shin, Inseok (Professor at Chung-Ang University)  
Shin, Kwanho (Professor at Korea University)  
Shin, Sukha (Professor at Sookmyung Women's University)  
Song, YoungNam (Professor at Chonbuk National University)  
Tcha, MoonJoong (Senior Fellow at KDI)  
Yoo, Gyeongjoon (Senior Fellow at KDI)  
Administration : Han, Jaehui (Research Associate at KDI)

## Contents

1

Trade Liberalization, Growth, and Bi-polarization in Korean Manufacturing:  
Evidence from Microdata..... Chin Hee Hahn / 1

우리나라 제조업에서 무역자유화가 성장 및 양극화에 미치는 영향: 미시자료를 통한  
실증적 증거들... 한진희

2

민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험의 경제적 가치  
..... 김강수 · 조성빈 · 양인석 / 31

Valuing the Risks Created by Road Transport Demand Forecasting in PPP Projects  
... Kangsoo Kim · Sungbin Cho · Inseok Yang

3

한국 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성 분석..... 김영일 / 63

The Long-lived Volatility of Korean Stock Market and Its Relation to Macroeconomic  
Conditions... Kim, Young Il

4

노동조합의 고용효과 분석..... 김인경 / 95

Trade Union and Employment: The Korean Experience... Inkyung Kim

## Trade Liberalization, Growth, and Bi-polarization in Korean Manufacturing: Evidence from Microdata

Chin Hee Hahn

(Associate Professor, Gachon University)

### 우리나라 제조업에서 무역자유화가 성장 및 양극화에 미치는 영향: 미시자료를 통한 실증적 증거들

한진희

(가천대학교 경제학과 부교수)

\* 본 논문의 초기 버전은 'Confronting the Challenges of Slow Growth and Sustainable Development'라는 주제로 2012년 12월 서울에서 열린 The Shadow G-20 Workshop of the International Policy Advisory Group 및 'Fiscal Sustainability and Innovative Welfare System'이라는 주제로 2013년 8월 KDI에서 열린 KDI Journal of Economic Policy Conference에서 발표되었다. 필자는 유익한 논평을 해주신 임원혁 박사, 안상훈 박사, 함준호 교수 및 다른 conference 참가자들과 익명의 검토자에게 사의를 표한다.

한진희: (e-mail) chhahn@gachon.ac.kr, (address) Gachon University, 1342, Seongnam-daero, Sujeong-gu, Seongnam-si, Gyeonggi-do, 461-701, Korea.

- Key Word: **Trade Liberalization**(무역자유화), **Productivity**(생산성), **Bi-Polarization**(양극화), **Firm Heterogeneity**(기업 이질성), **Wage Inequality**(임금불평등)
- JEL Code: F14, F61
- Received: 2013. 4. 30      • Referee Process Started: 2013. 5. 2
- Referee Reports Completed: 2013. 11. 18

## ABSTRACT

This paper examines the effect of trade liberalization or globalization, more broadly, on plants' growth as well as on "bi-polarization". To do so, we reviewed the possible theoretical mechanisms put forward by recent heterogeneous firm trade theories, and provided available micro-evidence from existing empirical studies on Korean manufacturing sector. Above all, the empirical evidence provided in this paper strongly suggests that globalization promoted growth of Korean manufacturing plants. Specifically, evidence suggests that exporting not only increases within-plant productivity but also promotes introduction of new products and dropping of old products. However, the empirical evidence also suggest that globalization has some downsides: widening productivity differences across plants and rising wage inequality between skilled and unskilled workers. Specifically, trade liberalization widens the initial productivity differences among plants through learning from export market participation as well as through interactions between exporting and R&D, both of which increase plants' productivity. We also show that there is only a small group of large and productive "superstar" plants engaged in both R&D and exporting activity, which can fully utilize the potential benefits from globalization. Finally, we also show evidence that trade liberalization interacts with innovation to increase the skilled-unskilled wage inequality.

-----

본 논문은 세계화가 우리나라 제조업 사업체의 성장과 양극화에 미친 영향을 살펴본 것이다. 본 논문은 먼저 이론적으로 세계화가 성장 및 양극화에 미치는 영향 및 그 구체적 메커니즘을 최근 이질적 기업의 무역이론들을 중심으로 논의하고, 나아가 관련 실증적 증거들이 존재하는지를 살펴보았다. 이를 통하여 본 논문은 세계화가 1990년대 이후 우리나라 제조업 사업체의 생산성 향상뿐 아니라 기업 간 생산성 및 숙련도별 임금 양극화 모두를 초래한 공통적 원인으로 작용하였음을 보여주었다. 본 연구는 최근 세계화된 경제환경하에서 왜 극소수의 대기업만이 특출한 성과를 나타내고 있는지를 이해하는 데 도움이 된다. 마지막으로 본 연구는 세계화의 부작용을 줄이고 그 편익을 보다 많은 기업들이 누릴 수 있도록 하기 위한 정책방향을 제시한다.

## I. Introduction

This paper examines the effects of globalization on productivity and growth of plants as well as on “bi-polarization”, based on evidence from plant-level micro data from Korean manufacturing sector since early 1990s. Although we do not attempt to give a rigorous definition of bi-polarization, we consider a widening of performance differences among economics agents, such as productivity differences across plants or wage inequality between skilled and unskilled workers, as evidence consistent with bi-polarization. This paper provides various pieces of evidence supportive of the hypothesis that although trade liberalization promoted the productivity growth of Korean manufacturing sector, it also contributed to widening productivity differences across plants and wage inequality between skilled and unskilled workers.

There is a huge literature, both theoretical and empirical and both macroeconomic and microeconomic, which examine the nexus between trade on one hand and growth and productivity on the other.<sup>1</sup> Broadly speaking, it would be fair to say that while the macroeconomic literature on the effect of openness on growth is somewhat inconclusive, the microeconomic studies tend to provide more clear-cut answers. Even among microeconomic studies, however, there seems to be no clear consensus on whether trade promotes firm-level productivity growth and what the mechanisms are. This issue is important, as will be discussed further below, not only for clarifying whether and how trade promotes growth, but also for understanding whether trade also has the effect of widening productivity differences across plants. Similarly, although the distributional effects of trade is a long-standing issue with huge literature, it would be fair to say that whether and how trade increases the wage inequality between skilled and unskilled workers remains largely as an open question.

As well known, Korea’s past rapid growth relied heavily on the manufacturing sector which probably utilized the benefits from a larger and more integrated world market during the second wave of globalization. Since the early 1990s, however, there has been a growing concern among commentators and policy makers that Korean economy is increasingly bi-polarized, between exporting and domestically-oriented firms and between large and small firms. Do these two phenomena, rapid growth of manufacturing firms and bi-polarization, have the same underlying cause?

---

<sup>1</sup> Reviewing these vast literature is out of scope of this paper.

Korea is a good place to examine this question.

This paper is organized as follows. In the following section, we examine the linkages among exporting, productivity, and plant-productivity divergence. In section III, we examine whether trade liberalization contributed to increasing the wage and employment disparity between skilled and unskilled workers. In both section II and III, we start by examining some basic facts, discuss theoretical mechanisms whereby trade affects growth and bi-polarization and, finally, provide empirical evidence on those mechanisms. The final section concludes by summarizing the results and discussing policy implications.

## II. Exporting, Productivity, and Bi-polarization

### 1. Basic Facts

In this subsection, we examine the plant productivity distribution and its changes over time, utilizing a plant-level dataset in Korean manufacturing sector for the period from 1991 to 2006. This is a micro dataset underlying *Mining and Manufacturing Census* which covers all plants with five or more employees. Specifically, we first examine whether there are cross-sectional differences in the levels of plant productivities and, in particular, whether these productivity differences tend to widen over time. The issue here is whether there are legitimate empirical basis in terms of productivity for the popular concerns for the bi-polarization. Then, we examine whether the plant productivity is systematically correlated with the plant's exporting status. As will be discussed below, one of the robust empirical regularities in the literature on firm's exporting behavior is that firms that export are "better" than those that do not export in various performance characteristics, such as productivity, size, average wages, and so on. We want to make sure that similar patterns are found for Korean manufacturing plants.

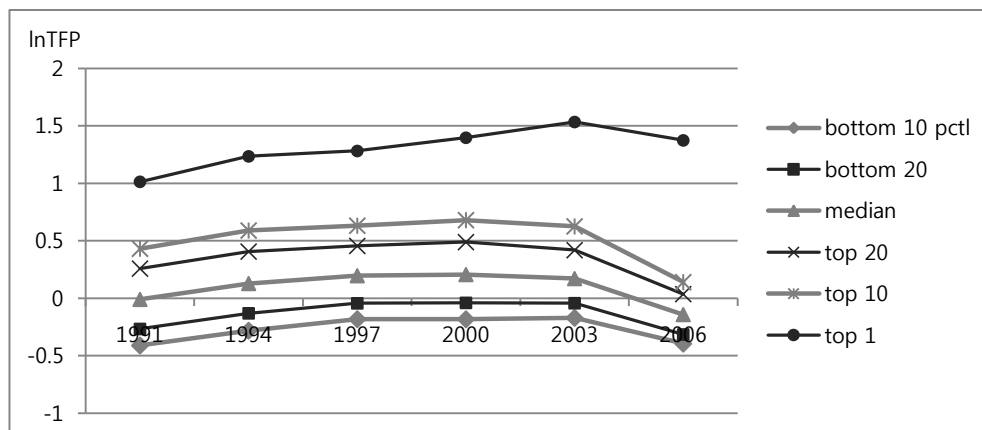
[Figure 1] shows the distribution of (the logarithm of) plant total factor productivity (TFP)<sup>2</sup> for selected years during the sample period. Not surprisingly, the figure shows that there are huge productivity differences across plants.<sup>3</sup> Do we observe a tendency for the productivity differential to widen over time? The answer

---

<sup>2</sup> Plant total factor productivity was measured by the multilateral index number approach as in Good, Nadiri, and Sickles (1996). For further details of the measurement, see Hahn (2005).

<sup>3</sup> There exist pervasive and large differences in plant productivity even within a narrowly defined industry. For evidence on Korea, see Hahn (2000).

[Figure 1] Trends in the Distribution of Plant TFP (log)



Source: Author's calculation.

to this question seems to be a nuanced “Yes”. If we ignore the top 1 percentile values of productivity distributions, we do not see any clear tendency of widening productivity differential across plants. If at all, the relative productivity gap between the top and bottom 10 percentile plants has narrowed since 2003. However, we observe a clear tendency for the relative productivity gap between the top 1 percentile plant and other plants to widen since the late 1990s.<sup>4</sup> Thus, if there is a factual basis for the popular concerns for the bi-polarization, it is likely to be related to the exceptional productivity performance of a very small set of, e.g., top 1 percent of, plants.

We are not yet warranted to interpret the above evidence as suggesting that initial productivity differences have widened over time between those plants at the very top of the productivity distribution and others, unless plant productivity is highly persistent especially in the top of the productivity distribution. <Table 1> shows, however, that there is a high degree of persistency in plant productivity especially in the relatively-high-productivity plants. This table shows the five-year transition matrix of relative productivity rankings of plants (weighted by plant employment) between 1990 and 1995 following the methodology by Baily, Hulten, and Campbell (1992). When there is a persistency in productivity, it is expected that the relative productivity rankings does not change much over time and the diagonal numbers of the transition matrix tend to be higher than off-diagonal ones. This tendency is most

<sup>4</sup> The total number of plants in the sample in 1997, for example, is 92,138, so that the total number of plants with productivity higher than the top 1 percentile value is about 921 .



<Table 1> Five-year Transition Matrix of Relative Productivity Rankings

(Unit: percent)

1990 \ 1995	Top 20%	20~40	40~60	60~80	80~100	Switch-out	Death
Top 20%	28.53	13.42	5.98	1.96	1.06	26.45	22.61
20~40%	16.74	16.59	10.23	5.23	1.68	23.20	26.33
40~60%	12.09	16.65	7.66	6.16	3.91	20.26	33.26
60~80%	4.49	5.95	5.91	6.57	4.74	30.04	42.31
80~100%	3.06	4.09	12.68	5.40	6.02	25.27	43.48
Switch-in	28.28	24.52	19.81	16.64	10.74	0.00	0.00
Birth	25.63	22.09	18.90	16.91	16.47	0.00	0.00

*Note:* Weighted by plant employment.  
*Source:* Hahn (2000), Table 16.

pronounced for the plants that were in the top quintile of productivity distribution in 1990.<sup>5</sup>

We have shown above that there are large productivity differential across plants and that a small set of high-productivity plants have widened their relative productivity advantage over other plants. Then, could these phenomena possibly be driven by plants' export market participation behavior? Before we discuss this issue in more detail later, we will examine here, to set the stage, whether exporter plants have higher productivity than non-exporters. <Table 2> shows that they do. Furthermore, compared with non-exporters, exporters are larger in size and more capital- and skill-intensive<sup>6</sup> and pays higher wages.

## 2. Exporter Productivity Premium: The Mechanisms

Why does the exporter's productivity premium exist? Does exporting cause the productivity heterogeneity among plants to arise? If so, what are the underlying mechanisms? Where are the market failures, if at all?<sup>7</sup> Understanding answers to

<sup>5</sup> Whether there is also a high persistency of productivity in the top of the productivity distribution in Korea especially in the 2000s is an empirical matter. Because of the fairly restrictive data access in this period, we could not examine this issue for the 2000s.

<sup>6</sup> In this paper, we use non-production and production worker as proxies for skilled and unskilled workers, respectively.

<sup>7</sup> We discuss this issue at the end of this paper.

<Table 2> Exporter Premia: 1990, 1994, 1998

	1990		1994		1998	
	Exporters	Non-exporters	Exporters	Non-exporters	Exporters	Non-exporters
Employment (person)	153.6	24.5	119.4	20.0	95.1	17.8
Shipments (million won)	11,505.5	957.0	17,637.1	1,260.3	25,896.8	1,773.8
Production per worker (million won)	50.5	26.8	92.4	47.0	155.0	74.2
Value added per worker (million won)	16.5	11.3	31.0	20.4	51.3	29.6
TFP (log)	0.005	-0.046	0.183	0.138	0.329	0.209
Capital per worker (million won)	16.8	11.9	36.0	21.9	64.6	36.7
Non-production employment ratio (%)	24.9	17.1	27.5	17.5	29.6	19.2
Average wage (million won)	5.7	5.1	10.3	9.2	13.7	11.5
Average production wage (million won)	5.5	5.1	10.0	9.2	13.1	11.4
Average non-production wage (million won)	6.8	5.3	11.6	9.4	15.6	12.4

Source: Hahn (2005), Table 2.

these questions is important for identifying key areas where policy intervention might be needed in order to fully utilize the potential benefits from trade liberalization and minimize its potential adverse consequences.

The heterogeneous firm trade theories and the related empirical studies for the past decade or so provide us, to a considerable degree, with the insights into the above issues. While earlier studies focused on clarifying the exporting-productivity nexus, some more recent studies additionally considered the role played by innovation and tried to clarify various interactions that exist among exporting, innovation, and productivity. Meanwhile, several theories based on multi-product firms have shown that product compositional changes induced by trade liberalization could be one

mechanism by which productivity heterogeneity among firms arises endogenously in response to trade liberalization.

### Exporting-Productivity Nexus

Broadly two types of explanations, which are not necessarily mutually exclusive, have been provided for the exporter's productivity premium. First, exporter's productivity premium reflects self-selection in export market participation. In the presence of fixed cost of export market entry, only the most productive firms can enter the export market. Second, exporter's productivity premium reflects the so-called learning-by-exporting. That is, exporting itself increases productivity because firms learn about new markets, new products, and advanced foreign technologies. The self-selection view has nothing to say about the fundamental causes of the productivity heterogeneity among firms since firm's productivity is assumed to be exogenously determined. Export market simply plays the role of sorting firms based on productivity. By contrast, according to the learning-by-exporting view, trade liberalization or exporting could be a cause of productivity heterogeneity among firms.<sup>8</sup>

How is the existence of learning-by-exporting effect related to the issue of the effect of trade liberalization on growth and bi-polarization? We first discuss the case where there is self-selection in export participation but not learning-by-exporting, and then discuss the case where there are both self-selection and learning-by-exporting.

The first theoretical paper which analyzed the effect of trade liberalization on aggregate productivity under the assumption of heterogeneous firms is Melitz (2003). He assumed, as in previous theories of industry dynamics such as Jovanovic (1982), that firm productivity is exogenously determined. When trade is allowed, there arises a self-selection in export participation: only a subset of high-productivity firms participate in the export market and the remaining low-productivity firms produce for domestic market only. Melitz showed that trade liberalization increases the aggregate productivity by reallocating resources among firms even if it does not affect firms' inherent productivity. Specifically, as trade is liberalized, firms with low productivity producing for domestic market shrink or exit, firms with higher productivity previously producing for domestic market start exporting, and firms with highest productivity expand their exports and expand. Melitz did not allow for

---

<sup>8</sup> Even if exporting causes productivity improvement, it does not necessarily mean that export participation should precede in time productivity improvement.

the possibility of learning-by-exporting. If, however, the learning-by-exporting effect is taken into account, the effect of trade liberalization on aggregate productivity and growth would be larger than suggested by the Melitz's theory.

What does the Melitz's theory imply about the effect of trade liberalization on bi-polarization? Since his model assumes exogenously determined firm productivity, it implies that trade liberalization does not widen initial productivity differences across firms. However, his model predicts that trade liberalization does widen initial size differences across firms with the size being measured as employment or production; initially productive firms grow and expand and initially unproductive firms shrink or exit.

It is not hard to see that, when there is learning-by-exporting effect in addition to the self-selection effect, trade liberalization not only widens initial size differences but also initial productivity differences, across firms. Self-selection implies that only a subset of firms is able to participate in the export market whose productivity level is higher than some threshold or cut-off productivity level. Those high-productivity firms that are able to start exporting will see their productivity improve further if the learning-by-exporting effect exists. By contrast, firms whose initial productivity is below the threshold level cannot be engaged in global activities (e.g., exporting) and, hence, cannot hope to learn at the global market. Hence, initial productivity differences across firms widen as trade costs are reduced.

So far, it was discussed that whether learning-by-exporting effect exists or not is an important issue for understanding whether trade liberalization or reduction of trade costs could be a source or a cause of productivity heterogeneity across firms. More broadly, this issue is also important for understanding the effects of trade liberalization and the mechanism by which the effects operate. Strictly speaking, however, the issue that is more relevant here is whether, at the firm level, there are productivity-enhancing effects of exporting or trade liberalization. Several recent theoretical studies examined this issue.

Bernard, Redding, and Schott (2006), for example, is an extension of Melitz's model to multi-product firms. They show that trade liberalization increases not only aggregate productivity but also firm productivity. Here, the mechanism of firm-level productivity increase is the resource<sup>9</sup> reallocation across products within firm from

---

<sup>9</sup> In their model, concentration on core competences occurs because of the wage increase following trade liberalization, which decreases the profitability of products with lowest expertise. While their model is based on monopolistic competitive firms, Eckel and Neary (2010) shows that trade liberalization also induces concentration on core competences under oligopolistic market structure.

low-expertise products to high-expertise products.<sup>10</sup> Specifically, they show that trade liberalization increases firm-level productivity by inducing firms to drop low-expertise products and concentrate on “core competences”. Concentration on core-competence products, or product rationalization, is an additional mechanism through which trade liberalization increases aggregate productivity and promotes economic growth.

What are the implications of the Bernard, Redding, and Schott (2006) on the effect of trade liberalization on bi-polarization in terms of firm productivity? To begin with, it should be noted that, in their model, trade liberalization increases the productivity of all firms by reallocating resources across products. One implication of their model, however, is that trade liberalization increases the average productivity differential between non-exporting firms and those firms that switch from non-exporting to exporting. The reason is that new exporters have an additional source of productivity growth relative to non-exporters; New exporters not only drop lower-expertise products but also expand output of newly exported products in response to reduced trade costs. Meanwhile, their model also predicts that trade liberalization magnifies the initial firm size differences between high-ability exporters and low-ability domestic producers.<sup>11</sup>

The above discussion can be summarized as follows. When learning-by-exporting effect exists, trade liberalization can widen initial differences in productivity between low-productivity non-exporters and higher-productivity new exporters. Even when learning-by-exporting effect does not exist, similar effects are expected in the case of multi-product firms. The prediction that trade liberalization magnifies initial size difference between low-productivity non-exporters and high-productivity exporters is fairly robust to model specifics.

### Exporting, Innovation, and Productivity

Costantini and Melitz (2007) analyzed the effect of trade liberalization under the framework of heterogeneous firms, explicitly considering the role played by innovation. They showed that anticipated trade liberalization induces firms to

---

**10** In their model, a firm’s productivity in a product depends on two components: “ability” of firm that is common to all products and product “expertise” that is specific to each product.

**11** This effect is larger than when firm’s product scope is exogenous. With endogenous product scope, their model predicts that firm’s extensive margin (product scope) and intensive margin (average output per product) are positively correlated. Thus, high-productivity exporters are larger than low-productivity non-exporters not only because their average output per product is higher but also because they sell more products.

innovate prior to trade liberalization. Here, the productivity premium of exporters reflects not only self-selection in export participation but also productivity growth within firm due to enhanced innovation activity. The innovation incentive is strengthened due to market size effect associated with trade liberalization. Aw, Roberts, and Xu (2009) is similar to Costantini and Melitz, except that they allow for the learning-by-exporting effect. In their model, there is productivity-based self-selection in both export participation and R&D participation. Both exporting and R&D increases firm-level productivity. Thus, in their model, a complex set of interactions exist among exporting, R&D, and productivity. For example, high-productivity firms select themselves into participating in the export market (R&D) and improve their productivity further. This productivity gain strengthens the incentive to participate in R&D (exporting) which improves productivity even further. In short, both Costantini and Melitz (2007) and Aw, Roberts, and Xu (2009) suggests that the productivity premium of exporters can result from trade liberalization or exporting. The key mechanisms include enhanced incentive to do R&D due to trade liberalization and learning-by-exporting.

One interesting point to note is that the above theories imply that there are bi-directional causality between exporting and innovation. This reinforces the effect of trade liberalization on widening productivity differences among firms based on the initial productivity. Due to this bi-directional causality, however, it becomes difficult to identify separate roles of exporting and innovation in accounting for exporter productivity premium.

### **3. Empirical Evidence on the Mechanisms in Korean Manufacturing**

In this subsection, we provide some empirical evidence on the mechanisms outlined above by which trade liberalization improves plant-level and aggregate productivity and, at the same time, magnifies productivity differences across plants, utilizing plant-level or plant-product level panel datasets on Korean manufacturing.<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup> The empirical evidence provided in this subsection mostly comes from author's previous or on-going studies, such as Hahn (2012), Hahn and Park (2012). Due to limited space, we only provide a limited discussion on empirical evidence from other countries, which can be found in the above studies and elsewhere.

### Learning-by-exporting and Self-selection<sup>13</sup>

There are a large number of studies which support self-selection in export participation, but empirical evidence on learning-by-exporting is mixed.<sup>14</sup> It is worth mentioning, however, that more recent studies tend to find evidence in favor of learning-by-exporting hypothesis particularly for developing countries.<sup>15</sup>

For Korea, Hahn (2012) provides empirical evidence supportive of learning-by-exporting. Hahn (2012) examines the effect of export market participation on plant-level total factor productivity, utilizing propensity score DID (difference-in-difference) matching methodology as in Heckman, Ichimura and Todd (1997). When there is a selectivity of export participation based on observed characteristics of firms, propensity-score matching is a convenient way to reduce this bias associated with an endogenous participation decision. However, when there is a selectivity of export participation based on unmeasured characteristics, or if there are time-invariant level-differences in outcome variables between new exporters and non-exporters,<sup>16</sup> the propensity score difference-in-difference (DID) matching estimator is a more appropriate econometric methodology.

To implement the methodology, Hahn (2012) estimates the following probit model.

$$P(X_i) \equiv \Pr(d_i = 1 | X_i) = E(d_i | X_i),$$

where  $P(X_i)$  is the probability of becoming an exporter for plant  $i$  conditional on the vector of pre-exporting characteristics  $X_i$ , and  $d_i$  is the dummy indicating export-market participation. The probit model is estimated for three model specifications. Model (1) includes as explanatory variables the log of plant TFP

---

**13** In this paper, we mainly focus on empirical evidence on plant's exporting or export participation behavior to discuss the effects of trade liberalization, primarily because understanding the causes and effects of export participation is critical to, not because it is sufficient for, understanding the effects of trade liberalization. One empirical issue which is relevant for this paper but not fully examined is whether trade liberalization, or trade cost reduction, induces high-productivity firms to participate in export market, as shown by Melitz (2003). Bernard, Jensen, and Schott (2006) find empirical evidence supportive of this mechanism for U.S. manufacturing plants. However, the author is not aware of the existence of such studies for Korea.

**14** See Greenaway and Kneller (2007) for a review of the related literature.

**15** See, for example, Girma, Greenaway, and Kneller (2002) for UK, De Loecker (2007) for Slovenia, Albornoz and Ercolani (2007) for Argentina, Aw, Roberts, and Xu (2009) for Taiwan, and Ma, Tang, and Zhang (2011) for China.

**16** In our case, starter plants might have unmeasured higher product quality, for example, which is likely to be correlated with export participation.

(lnTFP), the log of the number of employment (plant size), plant age (age), the log of plant's capital-labor ratio (K/L ratio), a dummy variable indicating whether the plant reported a positive amount of R&D expenditure (R&D\_yes), and a dummy variable indicating whether the plant is a multi-product plant (multi-product). In models (2), we include the four dummy variables which take on the value of one if the plant added (adding), dropped (dropping), created (creation), or destroyed (destruction) at least one product between year t-1 and t, respectively in addition to the above variables. Here product adding or dropping is defined from a plant's viewpoint, while product creation or destruction is defined from a economy-wide viewpoint. Thus, for example, a product created by a plant is also a product added by the plant, but not necessarily vice versa. Model (3) includes plants' total factor productivity growth (tfpg) between years t-1 and t, in addition to the variables in model (2).<sup>17</sup>

<Table 3> shows the probit model estimation results. Above all, the positive and significant coefficient on plant's TFP is consistent with the productivity-based selection in export participation. Thus, the productivity premium of exporters, shown in <Table 1>, partly reflects the self-selection of more productive plants into export market.

The table also shows that larger plants are more likely to participate in the export market, controlling for plant TFP. One interpretation might be that the positive effect of plant size reflects the effect of plant's productivity that is not fully captured by the measured plant TFP. Another interpretation might be that it reflects the effect of other factors that are not included in our mode. For example, if larger plants are better able to access financial markets and if export market entry requires financing for the fixed entry cost, larger firms are more likely to participate in the export market with other things being equal. The coefficient on R&D dummy variable is estimated to be significantly positive, suggesting that plants that are engaged in R&D activity are more likely to participate in exporting. This evidence is consistent with the existence of causality running from R&D to export participation.<sup>18</sup>

Based on the estimated probability of export participation (propensity score), a set of non-exporters are matched to each export beginners. Let  $T$  and  $C$  denote the set of treated (export beginners) and control (non-exporters) units, and  $y^t$  and  $y^c$  be the corresponding observed outcome variables: plant TFP in this case. Let  $t_0$  denote the year two years prior to export market entry. Denote the set of control units

---

**17** All of the explanatory variables take values two years prior to export participation.

**18** We discuss below in more detail the evidence on the bi-directional causality between exporting and innovation in Korean manufacturing.



<Table 3> Probit Model of Export Participation

Model	(1)	(2)	(3)
lnTFP	0.138*** (0.041)	0.121*** (0.043)	0.085* (0.048)
TFPG			0.106** (0.048)
Plant size	0.397*** (0.016)	0.391*** (0.016)	0.400*** (0.016)
Plant age	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
K/L ratio	0.141*** (0.012)	0.136*** (0.012)	0.133*** (0.013)
Multi-product	-0.065*** (0.031)	-0.089*** (0.033)	-0.093*** (0.034)
R&D_yes	0.227*** (0.044)	0.227*** (0.045)	0.224*** (0.045)
Adding		0.073 (0.046)	0.072 (0.046)
Dropping		0.021 (0.044)	0.019 (0.044)
Creation		0.175** (0.086)	0.183** (0.086)
Destruction		-0.190** (0.087)	-0.189** (0.087)
Obs	43,135	40,835	40,531
Log likelihood	-5918.40	-5617.15	-5543.76

Note: Numbers in parenthesis are standard errors. \*, \*\*, and \*\*\* indicates that the estimated coefficients are significant at 10, 5, and 1 percent level, respectively.

Source: Hahn (2012), Table 5.

matched to the treated unit  $i$  by  $C(i)$ , the number of control units matched with  $i \in T$  by  $N^C$ , and the number of plants in the treated group by  $N^T$ . Then the propensity-score DID estimator at  $s$  years after export market entry is given by

$$\hat{\alpha}_s^{PSM-DID} = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left( (y_{i,s}^T - y_{i,t_0}^T) - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} (y_{j,s}^C - y_{j,t_0}^C) \right),$$

where  $w_{ij} = 1/N_i^C$  if  $j \in C(i)$  and  $w_{ij} = 0$  otherwise. We reports results

<Table 4> The Estimated Learning-by-exporting Effect: 1990~1998

Outcome variable	Probit	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
Plant TFP	(1)	0.000	0.015**	0.035***	0.038***	0.035**	0.058*
	(2)	0.000	0.021**	0.031***	0.041***	0.071**	0.103*
	(3)	0.000	0.027***	0.041***	0.042**	0.041**	0.095*

*Note:* The asterisks \*, \*\*, and \*\*\* indicate that the estimated effects are within the 90%, 95%, and 99% confidence interval, respectively. The confidence intervals were calculated from a bootstrapping procedure with 1,000 repetitions.

*Source:* Hahn (2012), Table 6.

based on the radius matching.<sup>19</sup>

The results in <Table 4> are strongly supportive of the learning-by-exporting hypothesis. Export beginners start to improve their TFP from one year before export market entry up to three years after export market entry. This result is fairly robust to model specifications. The estimated average effect of export participation on plant TFP after three years of exporting is between 6 and 10 percent, which seems fairly large.<sup>20</sup>

The above results suggest that theoretical models, such as Melitz (2003), which do not take learning-by-exporting effect might under-evaluate the true effect of trade liberalization on aggregate productivity and growth, at least for Korea's case. That is, trade liberalization enhances aggregate productivity not only by promoting resource reallocation across firms but also by enhancing firm-level productivity. Another implication of the above results, which has not been pointed out very often previously, is that trade liberalization or globalization has played the role of magnifying productivity differences across plants in the case of Korean manufacturing. Depending on the initial productivity level, plants with higher productivity are able to participate in the export market and, consequently, further improve their productivity while plants with lower productivity cannot. These lower-productivity plants contract or exit. In short, trade liberalization creates both winners and losers even within a narrowly defined industry. The existence of

<sup>19</sup> The radius is set to be equal to 0.001. The main results do not change qualitatively when the nearest-neighbor matching method is used alternatively.

<sup>20</sup> The effects for  $s$  greater than 3 cannot be estimated because there is no observation for the outcome variables of the control units. For the control units, there is no natural export market "entry" year. So, as in De Loecker (2007), the export entry year for the control units was set at around the mid-point of the sample period, 1995. The results are qualitatively similar when it is set at 1994. By the way, the effect at  $s=-2$  is zero because this is the based year for difference-in-difference.

learning-by-exporting effect reinforces these forces.

### Exporting, Introduction of New Products, and Product Rationalization

As shown by Bernard, Redding and Schott (2006) and Eckel and Neary (2010), trade liberalization can enhance not only aggregate-level but also firm-level productivity by reallocating resources across products. As a specific mechanism of the cross-product reallocation within firm, these authors focused on “product exits”: concentration on core competence products or product rationalization.

In some respect, however, it might be a rather mechanical approach to focus on product exits only when examining the effect of trade on firms’ product portfolio. As Schumpeter emphasized the creative destruction as a fundamental process for a development of a capitalist economy, the introduction of new products, together with the exits of existing products, is a crucial feature of economic growth.<sup>21</sup> In this regard, we discuss whether exporting promotes introduction of new products as well as exits of existing products based on evidence from Korean manufacturing.<sup>22</sup>

<Table 5> shows that exporters are more active than non-exporters not only at product dropping but also at product adding. To the extent that the product adding and dropping measures capture the Schumpeterian creative destruction process, this result indicates that the creative destruction process is related to exporting or trade liberalization.

Do these results reflect the effects of exporting on product adding or dropping? To answer this question, Hahn (2012) again uses the propensity score DID matching methodology to estimate the effects.<sup>23</sup> <Table 6> shows the results. Here, the outcome variables are cumulative counts of added or dropped products of a plant. Above all, export market participation is estimated to have positive effects on product adding (or new product introduction) both prior to, and after export participation. Although the enhanced innovation activity associated with larger market size has been emphasized as a main mechanism by which the benefits from trade liberalization is realized, it is also true that empirical evidence supporting this mechanism have not been easily available.<sup>24</sup> The evidence in table 6 shows that this mechanism was operating in Korean manufacturing sector during the 1990s.

---

**21** The role of new product introduction in economic growth is modeled by several endogenous growth theories, such as Stokey (1988), Grossman and Helpman (1991), and Romer (1990).

**22** This subsection is based on the results from Hahn (2012).

**23** The methodology is basically the same as that explained in section II.3.

**24** For previous empirical studies on this issue, see Damijan, Kostevc, and Polanec (2010) and the literature cited.

<Table 5> Product Adding and Dropping: Estimated Exporter Premium

	Exporter premium		
	No control	Industry and region dummy controlled	Industry and region dummy, and size controlled
1995			
Product adding	0.95***	0.95***	0.14***
Product dropping	0.97***	0.96***	0.14***
1997			
Product adding	1.24***	1.18***	0.15***
Product dropping	1.24***	1.15***	0.13***

*Note:* Product adding and dropping measures are cumulative counts of added and dropped products during the period from 1990 to 1998. The figures estimate exporter premium over non-exporters. The asterisks \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at 10, 5, and 1 percent level.

*Source:* Hahn (2012), Table 4.

<Table 6> The Effect of Exporting on Product Adding and Dropping

Outcome variable	Probit model	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
Product adding	(1)	0.000	0.070***	0.206***	0.296***	0.669***	0.706*
	(2)	0.000	0.078***	0.216***	0.343***	0.580***	0.492
	(3)	0.000	0.084***	0.244***	0.246**	0.603**	0.566
Product dropping	(1)	0.000	0.069***	0.185***	0.230**	0.530**	0.370
	(2)	0.000	0.071***	0.201***	0.167	0.394**	0.262
	(3)	0.000	0.060**	0.205***	0.139	0.330**	0.407

*Note:* Product adding and dropping measures are cumulative counts of added and dropped products during the period from 1990 to 1998. \*, \*\*, and \*\*\* indicate that the estimated effects are significant at 10, 5, and 1 percent significance level, respectively. The confidence intervals were calculated from a bootstrapping procedure with 1,000 repetitions.

*Source:* Hahn (2012), Table 6.

Meanwhile, the finding that exporting promotes new product introduction prior to export market participation is broadly consistent with Costantini and Melitz (2007).

<Table 6> also shows that exporting has an effect of promoting product exits, broadly consistent with the theoretical predictions of Eckel and Neary (2010) and Bernard, Redding, and Schott (2006) that trade liberalization induces firms to concentrate on core competences.

## Bi-directional Causality between Exporting and Innovation

Does exporting promote R&D? Does R&D cause exporting? Or both? We discussed above that, theoretically, there exists bi-directional causality between exporting and R&D. This issue is important for understanding the linkage between trade and growth as well as for understanding better whether and how trade liberalization could widen differences in productivity across firms. Below, we first provide some basic features of plants' exporting and R&D activity.

<Table 7> shows that exporters account for between 12 and 16 percent of plants during the 1990s. Thus, Korea's case is in line with previous studies for other countries in that only a small fraction of plants are engaged in exporting activity.<sup>25</sup> Plants that do R&D account for a smaller fraction, between 6 and 9 percent. Plants that do both exporting and R&D is less than four percent of all plants with five or more employees.

<Table 8> shows the average characteristics of plants, where plants are classified into four groups depending on whether they do exporting and on whether they do R&D. It is clear that there are systematic differences across plant groups in terms of productivity, plant size, capital intensity, and skill intensity (proxied by non-production worker ratio). Controlling for exporting status, R&D performing plants are more productive and larger than plants reporting no R&D expenditure and, controlling for R&D status, exporting plants are more productive and larger than non-exporters. Plants that do both exporting and R&D are the most productive and the largest.

Then, is there a bi-directional causality between exporting and R&D? Hahn and Park (2011) show empirical evidence supportive of the bi-directional causality, based on propensity score matching technique (Table 9). Specifically, export market

<Table 7> Distribution of Plants by Exporting and R&D Status

Year	Plant group			
	R&D: No Exporting: No	R&D only	Exporting only	R&D: Yes Exporting: Yes
1991	53518 (81.0)	2161 (3.3)	8656 (13.1)	1735 (2.6)
1995	74213 (84.2)	3516 (4.0)	8323 (9.5)	2057 (2.3)
1998	58866 (80.1)	3590 (4.9)	8370 (11.4)	2710 (3.7)

*Note:* Plants are grouped depending on whether they reported positive amount of exports or R&D expenditure.  
*Source:* Hahn and Park (2011), Table 1a.

**25** See Bernard, Jensen, Redding, and Schott (2011).

<Table 8> Characteristics of Plants by Group Classified by Exporting and R&D

		Non-exporters		Exporters	
		R&D: No	R&D: Yes	R&D: No	R&D: Yes
1995	Shipments (million won)	1255	5797	10077	71902
	Employees (person)	18	52	71	328
	Value added per worker (million won)	23	33	34	44
	Plant TFP	2.7	2.9	3.0	3.3
	Capital-labor ratio (million/person)	23	34	37	55
	Non-production worker/total employment (percent)	17	30	26	33
	R&D/Production (percent)	0.0	11.1	0.0	4.8

*Note:* Plants are grouped depending on whether they reported positive amount of exports or R&D expenditure.  
*Source:* Hahn and Park (2011), Table 2a.

<Table 9> The Effect of Exporting (R&D) on R&D (Exporting)

Treatment	Outcome variable	No. of treated	Estimated effects				
			s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
Export participation	R&D participation probability	4,231	-0.001 (0.003)	0.003 (0.003)	0.021*** (0.004)	0.038*** (0.005)	0.034*** (0.008)
	R&D intensity	460	0.918 (4.123)	0.499 (0.674)	0.747*** (0.333)	0.277 (0.779)	0.409 (0.614)
R&D participation	Export participation probability	3,442	0.023*** (0.005)	0.036*** (0.005)	0.098*** (0.008)	0.148*** (0.011)	0.094*** (0.023)
	Export intensity	746	-1.570 (3.752)	-3.995 (4.097)	-3.910 (7.415)	16.071 (11.600)	47.332*** (16.122)

*Note:* Results are based on the propensity score matching technique as in Becker and Ichino (2002).  
*Source:* Hahn and Park (2011), Table 7.

participation positively and significantly affects the probability of R&D participation from one year after exporting. The effect on R&D intensity (=R&D/Shipment\*100), however, is positive and significant only at one year after

exporting. Similarly, the effect of R&D participation on exporting shows up mainly at the extensive margin rather than at the intensive margin (exports/shipments\*100).<sup>26</sup>

The bi-directional causality between exporting and innovation strengthens the mechanism by which trade liberalization widens the productivity differential among plants depending on their initial productivity level. The fact that only a small portion of plant can export and innovate, as shown in <Table 7>, implies that globalization might produce only a few superstars.

### III. Trade Liberalization and Wage Skill Premium

#### 1. Basic Facts

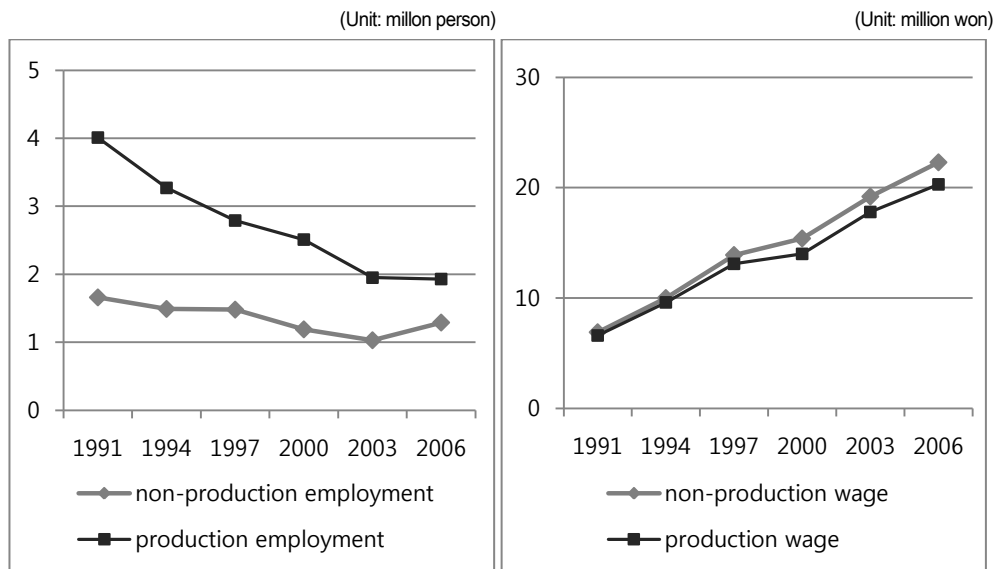
[Figure 2] shows the trends in average wage and employment of production and non-production workers in Korean manufacturing sector from 1991 to 2006, calculated from Mining and Manufacturing Census. First of all, the relative wage of non-production workers has risen slightly, if at all, over the period. Next, although the employments of both production and non-production workers have declined secularly, the pace of the decline was more pronounced for the employment of production workers. In this paper, we use non-production and production workers as proxies for skilled and unskilled workers, respectively.<sup>27</sup> Then, trends shown in figure 2 suggest that the relative demand for skilled workers have been rising in Korean manufacturing for the past two decades. Then, what explains the rise in the relative demand for the skilled workers? Is trade liberalization or globalization an underlying cause?

---

**26** When the propensity score DID matching technique is employed, we find more clear results that exporting has a significant and positive effect on, mainly, the extensive margin of R&D and vice versa.

**27** It may be arguable whether and to what extent the distinction between production and non-production workers captures the differences between skilled and unskilled workers. However, the workers in the dataset used in this paper and other papers cited here cannot be disaggregated by, for example, worker's education level or occupation type which would have allowed us to classify skilled and unskilled workers in alternative ways. Meanwhile, existing studies also use production and non-production workers as proxies for unskilled and skilled workers apparently when constrained by the data. For example, Bernard and Jensen (1997) follow this strategy to estimate the effect of exporting on relative demand for the skilled workers for the U.S.

[Figure 2] Employment and Wage of Production and Non-production Workers



Source: Hahn and Choi (2013), Figure 1.

## 2. A Brief Review of Theoretical Mechanisms

Whether the rise in the wage inequality between skilled and unskilled workers is caused by international trade has been a long-standing issue in international economics. According to the traditional Heckscher-Ohlin (H-O) theory, it is possible that a skill-abundant country is expected to experience a rise in the wage of the skilled as a result of trade liberalization. The view that trade is a cause for the observed rise in skilled-unskilled wage inequality, however, was not widely accepted due, for example, to the following reasons. First, while the H-O theory predicts that the trade liberalization increases the wage inequality in skill-abundant developed countries and decreases it in skill-scarce developing countries, the wage inequality rose not only in developed countries but also in many middle-income developing countries. Second, the H-O theory predicts that the aggregate increase in the relative employment of the skilled workers occurs through the resource reallocation across industries, from low- to high-skill-intensity industries, most empirical studies have found instead that the within-industry increase in the relative employment of the skilled accounts for most of the aggregate increase in the skilled workers' relative employment. Finally, although the H-O theory is based on the



assumption of free labor mobility across industries, many empirical studies have found that the inter-industry labor mobility following trade liberalization is very limited. Against this background, it has been a prevailing view that skill-biased technological change, rather than trade, is a main cause for the rise in relative wage of the skilled workers.

More recent theoretical studies, however, shows that trade liberalization can widen the wage gap between skilled and unskilled workers through other mechanisms. These include, among others, outsourcing and trade in intermediate goods,<sup>28</sup> and interactions between trade and skill-biased technological change.<sup>29</sup> Verhoogen (2008) and Bustos (2009) are examples of studies that examine the interaction between trade and skill-biased technological change under the heterogeneous firm framework. Verhoogen shows that trade liberalization induces product quality upgrading by high-productivity exporting firms which increases the relative demand for the skilled. Meanwhile, Bustos shows that trade liberalization induces medium-productivity new exporters or existing exporters to adopt a more skill-intensive technology, based on the assumption that a skill-intensive technology requires fixed investments but reduces the variable cost.

### 3. Evidence from Korean Manufacturing

Did trade liberalization or globalization contribute to the rise in the relative demand for the skilled in Korean manufacturing? Is there evidence that the interaction between trade and skill-biased technological change is indeed an important mechanism? Below, we discuss these issues based on empirical evidence from microdata.

<Table 10> shows a decomposition of the growth rate (annualized) of the aggregate relative employment of the skilled workers into “between” and “within” effect in Korean manufacturing.<sup>30</sup> First, the annualized growth rate of the relative employment of the skilled from 1991 to 1997 is very high at 1.76 percent. The within effect accounts for a large share of this growth: 1.01 percentage point per annum. The within effect basically reflects the increase in skill intensity within

---

**28** See, for example, Feenstra and Hanson (1999).

**29** For a review of literature on the interactions between trade and skill-biased technological change, see Goldberg and Pavcnik (2007).

**30** The decomposition of the relative wage of the skilled workers is qualitatively similar to table 10. See Hahn and Park (2012). For a detailed explanation of the decomposition methodology, see Bernard and Jensen (1997).

<Table 10> Decomposition of the Changes in Share of Non-Production Workers

	Relative skilled employment: 1991~1997			Relative skilled employment: 1999~2003		
	Between	Within	Total	Between	Within	Total
All plants	0.754	1.007	1.761	-0.262	1.289	1.028
Non-exporters	0.779	0.197	0.976	1.119	0.015	1.134
Exporters	-0.025	0.810	0.785	-1.381	1.274	-0.107
All plants	0.754	1.007	1.761	n.a.	n.a.	n.a.
Without R&D	-0.174	0.368	0.194	n.a.	n.a.	n.a.
With R&D	0.928	0.639	1.567	n.a.	n.a.	n.a.

*Note:* The unit is percent. Methodology based on Bernard and Jensen (1997).  
*Source:* Hahn and Park (2012), Table 4.

plants, while the between effect basically reflects the reallocation of employment across plants. A large within effect has traditionally been interpreted as evidence suggestive of an important role of skill-biased technological change.

When there are interactions between trade and skill-biased technological change, however, this interpretation is not necessarily warranted. <Table 10> also shows additional decomposition results with plants further classified into exporting and non-exporting plants or into plants with and without R&D expenditure. We find that the within effect is mostly accounted for by exporting plants or by R&D-performing plants. Although not reported, most of the within effect is accounted for by large plants. So, in Korean manufacturing, the within-plant rise in skill intensity, or skill upgrading, is driven by exporting, R&D-performing, or large plants.

<Table 11> shows the cross-plant regressions of within-plant skill upgrading. It is found that exporting or, in particular, export market participation has a significant and positive effect on within-plant skill upgrading during the period from 1991-1997, even after controlling for other plant characteristics, such as R&D dummy, plant TFP, size, age, and so on.<sup>31</sup>

Then, did trade liberalization increase the relative wage of the skilled in Korean manufacturing sector? To answer this question, we estimate fixed-effect regressions of relative wage of skilled workers utilizing the same plant-level dataset as before. Here, we include as explanatory variables a dummy variable indicating whether a plant performed R&D or not, industry-level output and input tariffs, and the interactions of output and input tariffs with R&D dummy, controlling for other plant

**31** Choi and Hahn (2012) finds that export participation has a significant and positive effect on within-plant skill upgrading using propensity score DID matching technique.

<Table 11> Regressions of Within-Plant Skill Upgrading

	Model I	Model II	Model III
Constant	-13.0927*** (2.8277)	-13.7887*** (2.9520)	-13.8176*** (2.9267)
New exporter dummy	1.6061*** (0.4081)	1.2664*** (0.4182)	1.2147*** (0.4181)
Export market exit dummy	-0.4571 (0.4334)	-0.9577** (0.4449)	-0.9875** (0.4448)
Continuous exporter dummy	1.4648*** (0.3230)	0.4912 (0.3836)	0.4514 (0.3839)
Size 91		0.6819*** (0.1248)	0.6621*** (0.1253)
Age 91		0.0096 (0.0165)	0.0108 (0.0165)
TFP 91		0.7273** (0.3650)	0.7611** (0.3656)
K/L ratio 91		-0.3980*** (0.1086)	-0.4070*** (0.1086)
R&D dummy			0.1279** (0.0600)
Industry dummy	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.0055	0.0079	0.0082
Obs.	24,166	23,809	23,809

Note: Based on OLS. The dependent variable is within-plant change in skill intensity during the period from 1991 to 1997. Standard errors in parenthesis. \*, \*\*, \*\*\* indicates that the coefficients are significant at 10, 5, and 1 percent level.

Source: Hahn and Park (2012), Table 5.

characteristics. <Table 12> shows the results. We find that the coefficient on the output tariff interacted with R&D are estimated to be significantly negative, suggesting that trade liberalization, as measured by tariff reduction, had an effect of increasing wage skill premium within R&D-performing plants. This result is supportive of the view that trade liberalization, in interactions with skill-biased technological change, contributed to the increase in the skilled wage premium at the aggregate level.<sup>32</sup>

<sup>32</sup> For additional empirical evidence for Korea, see also Hahn and Choi (2013).

<Table 12> The Effect of Tariff Reductions on Wage Skill Premium

	Model I	Model II	Model III
Constant	-0.015*** (0.006)	-0.007 (0.009)	-0.394*** (0.128)
Output tariff	0.138 (0.044)	0.035 (0.048)	0.011 (0.047)
Output tariff * R&D dummy	-0.119** (0.058)	-0.148** (0.066)	-0.172*** (0.066)
R&D dummy	0.024*** (0.005)	0.016 (0.011)	0.004 (0.011)
Input tariff		-0.179 (0.154)	-0.102 (0.152)
Input tariff * R&D dummy		0.242 (0.266)	0.279 (0.265)
Plant size			0.139*** (0.003)
Skill intensity			-0.032*** (0.004)
Industry dummies	Yes	Yes	Yes
Year dummies	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.0048	0.0055	0.0678
Obs.	352,904	352,904	352,904

*Note:* Fixed-effect regressions based on plant-level panel data for the period from 1992-2003. Dependent variable is the logarithm of the ratio non-production to production wage rate. Numbers in parenthesis are standard errors corrected for clustering at plants. \*, \*\*, \*\*\* indicates that the coefficients are significant at 10, 5, and 1 percent level.

## IV. Concluding Remarks

This paper examined the effect of trade liberalization or globalization, more broadly, on plants' growth as well as on "bi-polarization". To do so, we reviewed the possible theoretical mechanisms put forward by recent heterogeneous firm trade theories, and provided available micro-evidence from existing empirical studies on Korean manufacturing sector. Above all, the empirical evidence provided in this paper strongly suggests that globalization promoted growth of Korean manufacturing plants. Specifically, evidence suggests that exporting not only increases within-plant productivity but also promotes introduction of new products and dropping of old products. However, the empirical evidence also suggest that globalization has some downsides: widening productivity differences across plants and rising wage inequality between skilled and unskilled workers. Specifically, trade

liberalization widens the initial productivity differences among plants through learning from export market participation as well as through interactions between exporting and R&D, both of which increase plants' productivity. We also show that there is only a small group of large and productive "superstar" plants engaged in both R&D and exporting activity, which can fully utilize the potential benefits from globalization. Finally, we also show evidence that trade liberalization interacts with innovation to increase the skilled-unskilled wage inequality.

This paper has the following policy implications, for example. First and foremost, further liberalization of trade and reduction in various trade costs are essential for Korea's sustained growth. Productivity growth, R&D, and introduction of new products, which are all critical processes of economic growth, are shown to be promoted by global market participation. Second, however, trade liberalization should be pursued not in isolation but as part of a more broad growth strategy which at least includes innovation policy, competition policy, labor market policy, welfare and income redistribution policies, for example, as its key components. Establishing an effective policy governance scheme for such a strategy is likely to be an important issue. Third, supporting globalization of SMEs, although it should be subject to a strict discipline, is likely to be a policy which is likely to yield a large social return. Various market imperfections are likely to exist associated with SMEs' global market participation, such as lack of information on foreign market, credit constraints, learning from global engagement that are not fully appropriable, and so on. However, specific policy measures should be based on a more careful examination of the exact nature of the market failures. Further studies seem necessary.

## References

- Albornoz, F. and M. Ercolani, "Learning by Exporting: Do Firm Characteristics Matter? Evidence from Argentinian Panel Data," Working Paper, University of Birmingham, 2007.
- Aw, Bee Yan, Mark J. Roberts, and Daniel Yi Xu, "R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics," NBER Working Paper 14670, 2009.
- Baily, Martin Neil, Charles Hulten, and David Campbell, "Productivity Dynamics in Manufacturing Plants," *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1992, pp.187~267.
- Becker, S. O. and Andrea Ichino, "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores," *The Stata Journal* 2, 2002, pp.358~377.
- Bernard, Andrew and J. Bradford Jensen, "Exporters, Skill Upgrading, and the Wage Gap," *Journal of International Economics*, Vol. 42, 1997, pp.3~31
- Bernard, A., J. Jensen, S. Redding, and P. Schott, "The Empirics of Firm Heterogeneity and International Trade," NBER Working Paper 17627, 2011.
- Bernard, A., J. Jensen, and P. Schott, "Trade Costs, Firms and Productivity," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, 2006, pp.917~937.
- Bernard, Andrew B., Stephen J. Redding, and Peter K. Schott, "Multi-product Firms and Trade Liberalization," NBER Working Paper 12782, 2006.
- Bustos, Paula, "Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentine Firms," mimeo, 2009.
- Choi, Nakgyoon and Chin Hee Hahn, *The Effects of Trade on Employment and Value Added and Policy Implications*, KIEP Research Report 12-01, 2012.(in Korean)
- Costantini, James A. and Marc J. Melitz, "The Dynamics of Firm-Level Adjustment to Trade Liberalization," in E. Helpman, D. Marin, and T. Verdier (eds.), *The Organization of Firms in a Global Economy*, Cambridge: Harvard University Press, 2007.
- Damijan, Joze P., Crt Kostevc, and Saso Polanec, "From Innovation to Exporting or Vice Versa?" *World Economy*, Vol. 33, Iss. 3, 2010, pp.374~398.
- De Loecker, J. K., "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia," *Journal of International Economics* 73(1), 2007, pp.69~98.
- Eckel, C. and J. P. Neary, "Multi-Product Firms and Flexible Manufacturing in the Global Economy," *Review of Economic Studies* 77, 2010, pp.188~217.
- Feenstra, R. and G. Hanson, "The Impact of Outsourcing and High-Technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979-1990," *Quarterly Journal of Economics* 114(3), 1999, pp.907~940.

- Girma, S., D. Greenway, and R. Kneller, "Does Exporting Lead to Better Performance? A Micro Econometric Analysis of Matched Firms," GEP Research Paper, No. 02/09, 2002.
- Goldberg, P. and N. Pavcnik, "Distributional Effects of Trade Liberalization in Developing Countries," *Journal of Economic Literature* 45(1), 2007, pp.39~82.
- Good, David H., M. Ishaq Nadiri, and Robin Sickles, "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," NBER Working Paper 5790, 1996.
- Greenaway, David and Richard Kneller, "Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment," *Economic Journal* 117, 2007, pp.134~161.
- Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, 1991.
- Hahn, Chin Hee, "Micro-Dynamics of Entry, Exit and Productivity Growth: Micro-evidence on Korean Manufacturing," OECD Working Paper, No. 272, 2000.
- Hahn, Chin Hee, "Exporting and Performance of Plants: Evidence from Korean Manufacturing," Ch. 2 in Takatoshi Ito and Andrew K. Rose (eds.), *International Trade in East Asia*, Chicago: University of Chicago Press, 2005.
- Hahn, Chin Hee, "Learning-by-exporting, Introduction of New Products, and Product Rationalization: Evidence from Korean Manufacturing," *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 12, Iss. 1 (Topics), Article 24, 2012.
- Hahn, Chin Hee and Yongseok Choi, "Trade Liberalization and the Wage Skill Premium in Korean Manufacturing Plants: Do Plants' R&D and Investment Matter?" A paper prepared as part of the ERIA (Economic Research Institute for ASEAN and East Asia) Research Project, *Impact of Globalization on Labor Market*, 2013.
- Hahn, Chin Hee and Chang-Gyun Park, "Direction of Causality in Innovation-Exporting Linkage: Evidence from Microdata on Korean Manufacturing," *Korea and the World Economy*, Vol. 12, No. 2, 2011, pp.367~398.
- Hahn, Chin Hee and Chang-Gyun Park, "Skill Upgrading, Technology Choice, and the Role of Exporting in Korean Manufacturing Sector," in C. Hahn, D. Narjoko, and S. Urata (eds.), *Dynamics of Firm Selection Process in Globalization*, Economic Research Institute for ASEAN and East Asia (ERIA), 2012.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra E. Todd, "Matching As an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *The Review of Economic Studies*, Vol. 64, 1997, pp.605~654.
- Jovanovic, Boyan, "Selection and the Evolution of Industry," *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, 1982, pp.649~670.
- Ma, Y., H. Tang, and Y. Zhang, "Factor Intensity, Product Switching, and Productivity: Evidence from Chinese Exporters," mimeo, 2011.
- Melitz, Marc J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica* 71(6), 2003, pp.1695~1725.

Romer, P., "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy* 98(5), 1990, pp.S71~S102.

Stokey, Nancy, "Learning-by-Doing and the Introduction of New Goods," *Journal of Political Economy* 96, 1988, pp.701~717.

Verhoogen, E., "Trade, Quality Upgrading and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector," *Quarterly Journal of Economics* 123(2), 2008, pp.489~530.



## 민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험의 경제적 가치

김 강 수

(한국개발연구원 선임연구위원)

조 성 빈

(송실대학교 경제학과 부교수)

양 인 석

(한국개발연구원 전문위원)

### Valuing the Risks Created by Road Transport Demand Forecasting in PPP Projects

Kangsoo Kim

(Executive Director & Senior Fellow, PIMAC, KDI)

Sungbin Cho

(Associate Professor, Department of Economics, Soongsil University)

Inseok Yang

(Specialist, Division of Public Investment Evaluation, PIMAC, KDI)

\* 본 논문은 필자들이 수행한 『민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험가치』(정책연구시리즈 2012-17, 한국개발연구원, 2012)를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

김강수: (e-mail) kskim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

조성빈(교신저자): (e-mail) sungbin.cho@ssu.ac.kr, (address) Department of Economics, Soongsil University, 369, Sangdo-ro, Dongjak-gu, Seoul, 156-743, Korea.

양인석: (e-mail) isyang@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

- Key Word: 도로 민간투자사업(Road PPP Projects), 교통량 예측위험의 시장가치(Market Value of Traffic Volume Forecasting Risk), 리스크 프리미엄(Risk Premium)
- JEL Code: R40, R41, R42, R48, R49
- Received: 2013. 3. 25      • Referee Process Started: 2013. 4. 2
- Referee Reports Completed: 2013. 10. 28

## ABSTRACT

The purpose of this study is to calculate the economic value of transport demand forecasting risks in the road PPP project. Under the assumption that volatility of the road PPP project value occurs only in regard with uncertainty of traffic volume forecasting, this study calculates the economic value of the traffic forecasting risks in the case of the road PPP project. To that end, forecasted traffic volume is assumed to be a stochastic variable and to follow the Geometric Brownian motion as time passes. In particular, this study attempts to differentiate itself from existing studies that simply use an arbitrary assumption by presenting the application of different traffic volume growth volatility and the rates before and after the ramp-up period. Analysis of the case projects reveals that the risk premium related to traffic volume forecast of the project turns out as 7.39~8.30%, without considering option value—such as minimum revenue guarantee—while the project value volatility caused by transport demand forecasting risks is 17.11%. As the discount rate grows higher, the project value volatility tends to decrease and volatility in project value is always suggested to be larger than that in transport volume influenced by leverage effect due to fixed expenditure. The market value of transport demand forecasting risk—calculated using the project value volatility and risk premium—is analyzed to be between 0.42~0.50, implying that a 1% increase or decrease in the transport amount volatility would lead to a 0.42~0.50% increase or decrease in risk premium of the project.

민간투자 도로사업의 경우, 사업의 미래 수익성과 직접적으로 관련 있는 예측 교통량의 불확실성과 이에 따른 위험이 민간 운영자에게 이전된다. 따라서 교통량 예측위험이 민간투자 도로사업의 추진에 어느 정도 영향을 미치며, 이러한 위험의 실제적인 경제적 가치를 파악하는 것은 민간투자사업의 적격성을 파악하고 이를 높일 수 있는 중요한 정보이다. 본 논문의 목적은 민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험의 경제적 가치를 산정하는 것이다. 이를 위해 예측 교통량은 불확실성이 존재하는 확률변수이며, 시간이 경과하면서 기하 브라운 운동을 따른다고 가정된 후 민간투자사업의 가치변동성을 예측하는 방안을 제안하였다. 특히 본 논문에서는 개통 후 도로사업의 교통량 형성 특성을 고려한 램프업 기간 전후의 상이한 교통량 증가율과 그 변동성을 적용하여 단순히 임의적으로 가정한 기존 연구와 차별화하였다. 사례 사업

## ABSTRACT

분석 결과, 예측된 해당 민간투자사업의 교통수요 예측 리스크 프리미엄은 출자 건설회사의 시가총액을 고려하지 않고 단순평균하는 경우 7.39%, 시가총액을 가중하여 평가하는 경우 8.30%로 분석되었으며, 교통수요 예측위험에 따른 해당 민간투자사업의 가치변동성은 17.11%로 예측되었다. 할인율이 클수록 프로젝트의 가치변동성은 작아졌는데, 비용의 고정으로 인한 레버리지 효과는 교통량 변동성보다 프로젝트의 가치변동성을 크게 하였다. 교통수요 예측위험에 따른 민간투자사업의 가치변동률과 리스크 프리미엄을 통해 산출하는 사례 민간투자사업 교통량 예측위험의 시장가치는 0.42~0.50 사이로 분석되었는데, 이는 교통량 변동성이 1% 증가하거나 감소하면 이에 따른 해당 프로젝트 위험 프리미엄은 0.42~0.50% 증가하거나 감소함을 의미한다.

## I. 서론

민간투자사업의 목적은 부족한 재정을 보완하기 위해 민간의 재원을 활용하고 민간의 창의와 경쟁을 통하여 효율성을 제고하는 데 있다. 1994년 민간자본유치촉진법의 제정으로 민간투자제도가 도입된 이래 민간투자사업의 투자규모가 지속적으로 확대되었고, 2010년 9월 말 현재 총 55.5조원에 이르고 있다. 그러나 민간투자사업 추진을 위한 자본조달 여건이 점차 악화되어 정부와의 협약이 완료된 민간투자사업도 착공하지 못하거나 예정과 달리 지연 착공되고 있는 사례가 늘고 있다. 특히 민간투자 도로사업의 경우, 사업의 미래 수익성과 직접적으로 관련 있는 예측 교통량의 불확실성과 이에 따른 위험이 민간 운영자에게 이전되어, 정확한 교통량 예측과 이에 따른 사업위험 관리가 민간투자 도로사업의 성공적인 추진요소로 인식되고 있다. 따라서 민간투자 도로사업의 교통량 예측의 정확성을 높이고자 하는 노력과 더불어 교통량 예측위험이 전체 민간투자 도로사업의 추진에 어느 정도 영향을 미치며, 이러한 위험의 실제적인 경제적 가치를 파악하는 것은, 해당 민간투자사업 추진에 대한 적격성(Value for Money)을 파악하고 이를 높일 수 있는 중요한 정보일 뿐만 아니라 민간투자사업자와 정부 간의 이견을 좁혀 적정한 수준의 합의에 이르게 하는 데 도움을 줘, 원활한 민간투자사업 추진에 큰 역할을 할 수 있다. 또한 교통량 추정위험의 경제적 가치의 산정을 통해 교통량과 연계되는 다양한 옵션가치를 산정할 수 있으며, 정부 입장에서 보다 적은 비용이 소요되는 최적 옵션조건 분석도 가능하다.

본 논문의 목적은 민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험의 경제적 가치를 산정하는 것이다. 민간투자 도로사업의 가치는 교통량 예측의 불확실성에 따라서 변화한다는 가정하에서 교통량 예측의 불확실성에 따른 민간투자 도로사업의 가치변동성 산정을 통해 교통량 예측위험의 시장가치를 산정한다.

논문의 주요 내용은 다음과 같이 구성되어 있다. 논문의 목적 및 배경을 설명하는 본장에 이어, 제Ⅱ장에서는 민간투자 도로사업의 교통량 예측과정 및 불확실성에 대해서 살펴본다. 교통량 예측의 불확실성은 교통량 예측단계마다 내재되어 있는데, 도로부문의 교통량 예측과정을 개략적으로 살펴보고 교통량 예측의 위험 원인과 실태를 살펴본

다. 그리고 기존 민간투자 도로사업의 교통량 예측위험의 경제적 가치와 관련된 연구를 살펴봄으로써 시사점을 이끌어 내도록 한다.

제Ⅲ장에서는 교통량 예측의 불확실성의 결과로 나타나는 교통량 예측위험에 대한 시장가치 산정방법을 살펴본다. 전통적인 재무이론 방법론을 이용하여 교통량 예측의 불확실성에 따른 민간투자 도로사업의 가치 변화를 시뮬레이션 방법을 통해 산정하고, 이를 바탕으로 교통량 예측위험의 시장가치를 산정하는 방안을 제시한다. 특히 예측 교통량을 불확실성이 존재하는 확률변수로 상정하고, 이러한 교통량이 시간에 따라 기하 브라운 운동(Geometric Brownian Motion: GBM)을 따른다고 가정한 후 민간투자사업의 가치변동성을 예측하는 방안을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장에서 제시한 방법론을 바탕으로 실제 추진된 민간투자사업의 교통량 예측위험 프리미엄과 시장가치를 산출한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 논문의 요약 및 결론과 더불어 추후 연구과제를 제시한다.

## Ⅱ. 도로 교통수요 예측의 불확실성

### 1. 도로 교통수요 예측

일반적인 교통부문에 있어서 도로 교통수요 예측은 지역  $i$ 에서 지역  $j$ 까지의 기종점 교통량을 도로 네트워크(network)에 배정함으로써 이루어진다. 이때의 배정방법은 통행자의 노선 선택에 대한 가정이 중요한 역할을 한다. 예를 들어 통행자의 노선 선택에는 해당 노선의 경관, 안전성, 익숙함 등 다양한 노선 선택 기준이 있을 수 있다. ‘All or Nothing’ 노선 선택방법에서는 모든 통행자가 지역  $i$ 에서 지역  $j$ 로 통행할 때 노선 선택 기준을 비용 최소화라는 기준에 두고 최소비용 노선에 모든 교통량을 배정한다.<sup>1</sup> 한편, Beckman *et al.*(1956)이 제시한 사용자 균형배정(user equilibrium) 노선 선택방법은 전체 네트워크의 Wardrop의 제1차 조건<sup>2</sup>을 만족시키는 함수식에서 교통량을 산출하는

1 도로 네트워크에서 노선은 다양한 링크(link)로 구성된다. 교통량에 따라 변화하는 링크의 비용을 계산한 후 이러한 링크비용의 합인 노선비용을 산출한다.

2 Wardrop(1952)에서 Wardrop의 제1차 조건은 “사용자가 실제로 선택한 모든 경로의 통행시간은 모두 동일하며, 아직 사용되지 않은 어떤 경로의 통행시간보다 크지 않다.”는 조건이다. (“The journey time on all the routes actually used are equal, and less than those which would be experienced by a single vehicle on any unused route.” p.345)

방법이며, 교통분석에서 가장 많이 사용되는 방법이다. 즉, Wardrop의 제1차 조건하에서 링크의 교통량을 산출하기 위한 함수식을 만들고 이 함수식의 해를 구함으로써 각 링크의 교통수요, 즉 교통량을 예측하게 된다.

다음 식은 각 링크의 교통량을 산출하기 위한 목적함수( $Z$ )이고, 이러한 목적함수를 최소화하는 해가 본 논문에서 관심을 두는 도로의 예측 링크(link) 교통량이다.

$$Z = \sum_a \int_0^{v_a} C_a(v) dv \quad (1)$$

여기서  $C_a(v)$ 는 교통량( $v$ )에 따라 증가하는 단조증가(non-decreasing) 비용함수로서 통행비용 지체함수라고 한다.  $v_a$ 는 링크  $a$ 의 교통량( $v$ )을 의미한다.

## 2. 도로 교통수요 예측 오차 및 위험

도로 예측 교통량은 도로 네트워크(network)의 표현 정도와 방법, 노선 선택 알고리즘, 통행비용(시간)함수, 그리고 지역  $i$ 에서 지역  $j$ 까지의 기종점 교통량의 불확실성 등으로 인해 예측 교통량과 실제 교통량의 차이인 교통량 예측 오차가 발생할 수 있다. 이러한 기본적인 모형 및 외생요인 이외에 변수의 측정 잘못에서 비롯되는 측정 오차도 교통량 예측 오차의 원인이다.<sup>3</sup>

Standard & Poor's(S&P's)는 실제적으로 발생하는 교통량 예측 오차를 분석한 결과, 2002년 기준 운영 첫째 실제 대 예측 교통량의 평균 비율은 0.734이며, 실제 대 예측 교통량 비율의 78%가 0.9 미만이었고, 실제 대 예측 교통량 비율의 경우 12%가 1.05 이상임을 확인하였다.<sup>5</sup> Bain and Plantagie(2003)의 연구에서는 증가한 표본을 바탕으로, 통행료 징수 역사가 있는 국가와 없는 국가의 교통량 예측 오차 결과를 분석하였다. 유료도로를 시행한 경험이 있는 국가의 경우 실제 교통량 대비 예측비율의 평균이 0.81로 나타나, 그렇지 않은 국가의 0.58과의 차이가 극명하게 나타나는 것으로 분석하였다. Bain and Plantagie(2004)의 연구에서도 새로운 유료 고속도로에서의 교통량 예측

3 교통량 예측 오차의 원인에 대해서는 김강수(2007, 2010)에 비교적 자세히 제시되어 있다.

4 예측의 정확도를 나타내는 정확도 비율이 실제 교통량/예측 교통량 비율로 표현되었다. 따라서 이 값이 1 이하이면 과다 예측된 경우를 의미하며, 1 이상이면 과소 예측된 경우를 의미한다.

5 분석에 사용된 자료는 Bain and Wilkins(2002)의 32개 도로사업, Bain and Plantagie(2003)의 68개 도로사업, Bain and Plantagie(2004)의 87개 유료도로 프로젝트이다.

위험과 무료 고속도로의 교통량 예측위험을 비교하였다. 보고서에 의하면 무료도로의 경우 교통량 과다 및 과소 예측비율이 비교적 균등하게 분포하는 것으로 나타났고, 유료도로의 경우 교통량 과다 예측이 상대적으로 많은 것으로 분석하였다.

Flyvbjerg *et al.*(2002, 2006)은 전 세계에서 수행된 210개의 교통시설 투자사업에 대해 교통량 예측치와 실적치를 비교하였는데, 예측치와 실적치의 차이가 20% 이상인 사례는 철도사업에서 85%, 도로사업에서 50%에 이른다고 분석하였다. 특히 교통량 과다 예측 현상은 연대별, 국가별, 사업별로 큰 차이 없이 무작위로 나타나고, 교통량 과다 예측 현상이 개선되지 않고 있는 것은 예측기법의 불완전성이나 자료의 불충분성에서 오는 문제가 아니라고 주장하였다. 이러한 Flyvbjerg *et al.*(2002, 2006)의 결과는 Mierzejewski(1995)의 견해와도 일치하는데, 장기적으로도 교통량 예측 오차는 시간이 경과함에 따라 서로 상쇄되어 줄어들기보다는 오히려 증가하며, 이러한 차이가 교통량을 발생시키는 토지개발계획 등의 불확실성과 교통량 예측을 위한 기초자료의 불확실성에서 기인하는 것으로 분석하였다.

김강수(2007)에서도 우리나라의 지역 간 통행을 주로 담당하는 국도 및 고속도로 부문에 대해, 타당성 평가 또는 실시설계 시 예측했던 교통량 예측 결과와 실제 이용하는 교통량을 비교함으로써 교통량 예측 오차를 분석하였다. 분석 결과, 전체적으로 실제 교통량과 비교 시 미래 교통량이 과다 예측된 것으로 분석되었다. 평균 교통량 예측치가 실제 이용 교통량과 비교해 볼 때 평균 약 22% 과다 예측되었다. 도로사업을 재정사업과 민자사업으로 구분 시, 민자사업의 도로는 평균 약 50%의 교통량이 과다 예측되어 있는 것으로 분석되었다. 반면, 재정사업으로 추진한 국도와 고속도로 사업의 경우, 교통량이 약 21% 정도 과다 예측되어 민간투자사업의 교통량 예측이 재정사업보다 낙관적인 것으로 분석되었다. 시간이 흐를수록 교통수요 예측을 위한 기초자료가 많아지고, 분석방법이 발달함에 따라 교통량 예측의 정확성이 높아질 수 있을 것으로 판단되었으나, 타 변수에 대한 영향을 통제하여 분석한 결과 시간 경과에 따른 교통수요 예측 오차는 감소하지 않은 것으로 분석되었다. 김강수(2007)에서는 이처럼 대부분의 교통량이 과다 예측되는 경향이 교통량 예측의 불확실성을 유발하는 모형 및 자료의 특성과 더불어 낙관적인 가정과 사업 추진으로 기우는 편향 때문에 발생하는 것으로 판단하였다. 특히 분석에 포함된 민간투자사업의 경우 모두 교통량이 상당 부분 과다 예측되었는데, 이는 해당 민간투자 도로사업의 추진 시 최소운영수입 옵션이 존재했기 때문인 것으로 분석하였다.

이처럼 실제 교통량과 예측 교통량을 비교한 연구를 종합해 보면, 교통량 예측은 불확실성이 존재하는 위험변수이고 이러한 위험이 단순히 무작위로 발생하기보다는, 교통량 예측을 위한 제도적인 측면과 예측자의 의도적인 경향, 그리고 특히 민간투자사업에 내재하는 계약조건에 따라 교통량 예측 오차가 발생하는 것으로 제시하고 있다.

따라서 본 연구에서 다루고자 하는 우리나라 민간투자사업의 교통량 예측 불확실성 산정도 단순히 실제 교통량과 예측 교통량의 차이를 교통량 예측의 불확실성으로 파악하기보다는 위와 같은 '편의'가 제거된 교통수요 예측의 불확실성을 산정해야 함을 의미하고 있다.

이러한 측면에서 본 논문에서는 현재 시현되고 있는 실제 교통량과 예측 교통량의 차이를 교통량 예측의 불확실성으로 파악하지 않고, 예측 교통량을 로그정규분포를 따르는 확률적인 변수로 가정한 후, 시뮬레이션 방법을 통해 발생하는 각 도로 링크 교통량의 분산을 도로 링크 교통량 추정의 불확실성으로 상정한다.

### 3. 기존의 교통량 예측위험의 경제적 가치 연구

교통량 예측은 상당한 정도의 오차위험을 내포하고 있다. 특히 민간투자 도로사업의 교통량 예측 결과는 민간투자사업의 수익과 직접적으로 연결되어 있다. 교통량 예측위험은 예측 오차의 영향이 크고, 다른 위험과 달리 민간투자사업 전 운영기간에 걸쳐 발생해 사실상 분산하기 어려운 특징이 존재한다. 이런 측면에서 교통량 예측위험은 운영 중인 민간투자사업의 재무적 위험과 동일시되고 있으며, 교통량 예측위험이 민간투자사업의 수익성에 어느 정도의 영향을 미치는지 분석하는 것은 민간투자사업의 투자자뿐만 아니라 민간투자사업의 적격성을 강조하는 정부에 있어서 매우 중요한 정보이다.

기존 연구에서도 도로 교통량 예측위험을 통해 최소운영수입보장 또는 교통량 수준과 관련 있는 옵션(예를 들어 교통량 증가에 따른 추가 차로의 건설허가권 등)가치 산정을 통해 민간투자 도로사업의 교통량 예측위험 프리미엄을 산정하고 있으나, 옵션가치 산정에 절대적으로 영향을 미치는 교통량 변수의 예측 불확실성 및 초기 형성과정, 증가 또는 변동성에 대해 매우 단순한 가정을 하고 있다. 예를 들어 Irwin(2004)은 우리나라의 최소운영수입 및 환율 보장제도(revenue and exchange-rate guarantee)의 옵션가치를 산정함에 있어서 교통량 예측위험을 고려하였는데, 서울~부산 고속도로, 서울~인천 고속도로, 그리고 대전~순천 고속도로의 통행료 수입의 변동성을 사용하여, 대표치



에 대한 의문뿐만 아니라 2000년 이후 본격적으로 개통된 우리나라의 민간투자 도로사업의 특성을 반영하지 못하고 있다.

신성환(2009)도 도로부문 교통량 예측위험에 대한 프리미엄을 교통량 예측 오차위험 대비 적립 자본금(buffer)에 해당하는 금액을 사업 시작과 함께 무위험인 국채에 투입한다고 가정하여 최소운영수입보장 옵션의 가치를 분석하였는데, 연도별 예측 수입 대비 실제 수입의 수준이 운영 개시 시점부터 총운영기간 동안 20% '하락'함을 가정하고, 교통량 예측위험 프리미엄도 기존 Irwin(2004)의 가정을 차용하여 산정하였다. 그리고 최초 통행료 수입의 수준은 천안~논산 고속도로의 연도별 평균 통행료 수입의 성장률, 수입의 변동성은 서울~부산, 서울~인천, 대전~순천 고속도로의 변동성을 적용하였다.

외국의 관련 연구도 민간투자사업이 갖고 있는 다양한 '옵션'을 가치화하는 과정에서 교통량 예측위험 프리미엄을 고려하였으나 예측 교통량의 확률분포와 시간 경과에 따른 교통량 변화의 특성을 면밀하게 고려하지 않고 단순하게 가정하였다. 예를 들어 Banister(2005)와 Brandao and Saraiva(2007)는 교통량의 증가율과 변동성을 산정함에 있어서 GDP의 변동률을 차용하여 적용하였고, Brandao and Saraiva(2008)는 전문가의 판단에 따른 임의의 교통량 증가 변동률을 적용하였다. Cheah and Liu(2006)는 교통량 증가율을 1998~2007년까지는 18%, 2007년 이후에는 9%로 단순히 가정하여 분석하였다. Garvin and Cheah(2004)도 교통량 증가율을 개통 후 최초 6년 동안은 14%, 잔여기간은 7%로 적용하였으나 이에 대한 논거는 찾을 수 없다.

이처럼 기존 연구에서는 민간투자사업에 내재하고 있는 교통량 관련 옵션의 가치를 산정함에 있어서 교통수요 예측위험의 프리미엄 또는 가치 산정을 다루고 있으나, 산정 결과에 절대적으로 영향을 미치는 초기 교통량 형성 및 장래 교통량 증가율, 그리고 교통량 증가율의 변동성뿐만 아니라 예측 교통량 자체가 불확실성을 포함하는 확률변수임을 고려하지 않는 단순한 가정을 적용하여 교통량 예측위험의 가치 산정 결과를 제시하고 있다.

### Ⅲ. 민간투자 도로사업의 교통량 예측위험의 경제적 가치 추정방법

본 장에서는 민간투자 도로사업 가치의 변동성에 영향을 미치는 불확실한 위험변수를 교통량으로 한정<sup>6</sup>하고, 교통량의 확률적인 변화에 따른 민간투자사업의 변동성 산정을 통해 교통수요 예측위험에 대한 프리미엄과 이에 대한 시장가치를 산정하는 방안을 제안한다.

이를 위해 민간투자 도로사업 투자자는 투자금액의 투자기간에 걸친 시간가치뿐만 아니라 교통량 예측위험에 상응하는 보상가치(리스크 프리미엄)를 기대한다는 점을 감안하고, 투자자의 기대수익률과 투자위험에 대한 보상수익률과의 관계를 나타내는 자본자산 가격결정모형(Capital Asset Pricing Model: CAPM) 구축을 통해 교통수요 예측위험 프리미엄을 산출하는 방안을 제안한다. 민간투자사업 가치의 변동성은 과거 도로사업의 교통량 증가율 및 변동성, 그리고 시뮬레이션 방법을 통한 교통량의 확률적인 변화를 통해 산정하고, 이를 통해 투자자들의 도로 교통량 예측위험에 대한 시장가치를 산정하는 방안을 제안한다.

#### 1. 교통량 예측위험의 경제적 가치 산정모형

##### 가. 개요

합리적인 민간투자 도로사업 투자자라면, 투자금액의 투자기간에 걸친 시간가치뿐만 아니라 교통량 예측위험을 회피하기 위한 보상가치(리스크 프리미엄) 또는 초과기대수익을 요구하게 될 것이며, 이러한 초과기대수익을 교통수요 예측위험에 대한 프리미엄으로 정의할 수 있다. 즉, 민간투자 도로사업 투자자는 민간투자사업에 대한 교통수요

---

6 민간투자 도로사업의 교통량 예측 결과는 민간투자사업의 수익과 직접적으로 연결되어 있으며, 예측 오차의 영향이 크다. 이로 인해 교통량 예측위험은 민간투자사업의 재무적 위험과 동일시되고 있는 등 민간투자 도로사업 가치의 변동성에 가장 큰 영향을 미치는 위험변수이다. 본 논문의 목적은 민간투자 도로사업의 교통수요 예측위험의 경제적 가치를 산정하는 것으로 논문의 목적 및 교통량 예측위험의 중요성을 감안하여 교통량 추정위험만을 불확실성 변수로 상정하여 분석하였다.

예측위험의 시장가격( $\lambda$ )에 교통수요 예측 불확실성 때문에 변할 수 있는 민간투자사업의 가치변동( $\sigma_p$ )을 곱한 만큼을 보상하는 초과기대수익률을 기대할 것이며, 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\mu - r = \lambda \sigma_p \quad (2)$$

여기서  $\mu$ 는 프로젝트(민간투자사업) 기대수익률,  $r$ 은 무위험수익률로서 투자금액의 투자기간에 걸친 시간가치 보상을 의미한다. 따라서  $\mu - r$ 은 교통량 예측 리스크 프리미엄, 즉 초과기대수익률이 된다.  $\lambda$ 는 프로젝트(민간투자사업)에 대한 교통수요 예측위험에 대한 시장가치,  $\sigma_p$ 는 교통수요 예측위험을 통해 변하는 프로젝트(민간투자사업)의 가치변동성이다.

식 (2)의 좌변은 교통량 예측 리스크 프리미엄을 나타내는데, 투자자의 기대수익률과 투자위험에 대한 보상수익률 간의 관계를 나타내는 자본자산 가격결정모형(Capital Asset Pricing Model: CAPM)으로 표현할 수 있고, 교통량 예측 리스크 프리미엄  $\mu - r$ 은 예측되는 베타( $\beta$ )와  $E[R_m] - r$ 의 곱으로 표현할 수 있다.<sup>7</sup>

$$\mu = r + \beta(E[R_m] - r) \leftrightarrow \mu - r = \beta(E[R_m] - r) \quad (3)$$

여기서  $E[R_m]$ 은 민간투자사업 시장의 기대수익률로서,  $E[R_m] - r$ 은 프로젝트의 초과수익률을 의미하게 된다.  $\beta$ 는 해당 프로젝트와 전체 민간투자사업 기대수익률 간의 연관성을 나타낸다.

민간투자 도로사업 교통량 예측의 위험가치를 산정하기 위해서는, 확실적인 교통량 변화에 따른 프로젝트(민간투자사업) 가치의 변동성도 계산해야 하는데, 민간투자사업 가치의 변동성( $\sigma_p$ )은 확률변수인 교통량의 변동에 따라 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 산출한다.

본 논문에서는 기하 브라운 운동(Geometric Brownian Motion: GBM)에 따른 장래 교통량 변화뿐만 아니라  $t$ 년도의 교통량( $K_t$ ) 자체도 확률변수라고 가정한다. 즉, 난수 발생과정을 통해 로그정규 확률분포인 연도별 교통량을 산출하고 이에 따라 변하는 민간투자사업의 현금유입<sup>8</sup>의 표준편차를 통해 민간투자사업의 가치변동성  $\sigma_p$ 를 구한다.

7 건설 및 도로 사업의 위험가치 산정에 있어 CAPM 등의 모형을 통한 예측방법론에 대한 이론적인 개요 및 논의는 Cheah and Liu(2006) 및 Wooldridge *et al.*(2002) 등을 참고하라.

8 민간투자 도로사업 가치의 불확실성이 교통량 예측의 불확실성에서만 기인한다고 가정하는 경우, 민간투자사업 가치의 변동성( $\sigma_p$ )은 교통량 예측 변동성에 따른 민간투자 도로사업의 현금유입의 변동성의

추정된  $\beta$ ,  $\sigma_p$ 를 통해 민간투자 도로사업 교통량 예측의 위험가격( $\lambda$ )을 산출할 수 있는데, 이는 교통량 예측 리스크 프리미엄을 교통량 예측위험에 따른 프로젝트의 가치변동성으로 나눈 값, 즉 교통량 위험 단위당 리스크 프리미엄으로 계산된다.

$$\lambda = \frac{\mu - r}{\sigma_p} = \frac{\beta(E[R_m] - r)}{\sigma_p} \quad (4)$$

#### 나. 자본자산 가격결정모형의 베타값 추정

민간투자 도로사업 교통량 예측의 위험가격( $\lambda$ )은 교통량 예측 리스크로 인한 시장 프리미엄을 교통량 예측위험에 따른 프로젝트의 가치변동성으로 나눈 값, 즉 교통량 위험 단위당 리스크 프리미엄으로 계산된다고 앞 소절에서 제시하였다.

본 논문에서는 자본자산 가격결정모형(CAPM)에 의해 시장 프리미엄( $\mu - r$  또는  $\beta(E[R_m] - r)$ )을 추정하는데, 추정모형은 다음과 같이 상정한다.

$$R_{c,t} - r_t = \alpha_c + \beta_c(R_{m,t} - r_t) + e_{c,t} \quad (5)$$

여기서 좌변의  $(R_{c,t} - r_t)$ <sup>9</sup>는 무위험수익률을 차감한 건설업 포트폴리오의 수익률이고, 우변의  $(R_{m,t} - r_t)$ <sup>10</sup>는 무위험수익률을 차감한 시장수익률이다.

한편, 본 논문에서 CAPM 모형을 이용한 베타값은 개별 프로젝트의 수익률 자료 대신에 전체 건설사의 주식수익률을 사용하여 예측하였다. 엄밀한 의미에서  $\beta$ 는 해당 프로젝트 수익률과 전체 민간투자 도로사업의 기대수익률 간의 연관성을 나타내므로, 해당 프로젝트에 소요된 부채와 자기자본의 가중평균인 수익률 자료를 이용하여 예측해야 하나, 본 논문에서는 건설사의 자기자본에 해당하는 건설사 주식수익률을 사용하여  $\beta$ 를 예측하였다.<sup>11</sup> 따라서 본 논문에서 예측하는 베타는 이러한 개별 프로젝트의 수익률 대신에 전체 건설사의 주식수익률로 예측한 일종의 근사치로 해석할 수 있다.

로 해석할 수 있다.

9 식 (4)의  $\mu - r$ 을 의미한다.

10 식 (4)의  $E[R_m] - r$ 을 의미한다.

11 김재형(2006)에서는 전체 건설사들의 매출조정 '자산'수익률을 사용하여 베타값을 예측하였으나, 이 또한 민간투자사업에 참여했던 전체 건설사의 자산수익률이라는 점에서 여전히 해당 프로젝트에 참여한 건설사들의 수익률과 괴리가 있을 수 있다. 본 논문에서도 매출조정 자산수익률을 이용하여 베타값을 예측하였으나 본 논문의 분석 기간과 자료를 대상으로 예측한 베타는 통계적으로 유의하지 못한 결과가 제시되었다.

## 1) 분석자료 및 방법론

### 가) 분석자료

분석 대상이 되는 건설사는 증권업 분류에 의해 건설업에 포함되는 건설사와 민간투자사업에 참여한 기업의 합집합으로 구성할 수 있다. 민간투자사업에 참여한 건설회사는 131개인데, 이 중 상장건설회사는 46개이며, 주가자료가 존재하는 상장건설회사는 68개이다.<sup>12</sup>

분석기간도 시장 프리미엄과 베타값을 산정하는 데 있어 중요한 요소인데, 본 논문에서는 2001년 7월부터 2011년 12월까지의 기간으로 월별 자료를 이용하여 베타값을 예측하고자 한다. 주가자료는 분석 대상 기간 이전에도 존재하나 1998년 외환위기 이후 구조조정과정이 진행되고 외국인 증권직접투자와 관련한 규제가 변화하였고, 집합투자기구의 비중이 2001년 이후 빠르게 증가한 점을 고려하여 2001년 7월 이후의 자료를 대상으로 하고자 한다.

주가자료는 WiseFN으로부터 추출할 수 있는데, 배당수익률을 고려한 수정주가를 기준으로 월별 수익률을 구하고 무위험수익률은 10년 만기 국고채수익률을 월별 수익률 자료로 환산하여 사용한다.<sup>13</sup> 시장 포트폴리오로서 코스피(KOSPI)지수를 벤치마크로 삼는다.

이상의 기준으로 정리한 표본의 요약통계는 <Table 1>에 제시되어 있다. 첫 번째 열은 전체 표본의 단순평균을, 그리고 두 번째와 세 번째 열은 시가총액을 가중치로 한 경우와 동일한 가중치를 적용한 포트폴리오의 경우를 나타낸다.

### 나) 방법론

상장건설사의 시장 프리미엄을 예측하는 방법으로는 전체 자료를 동질적으로 취급하여 풀링(pooling) 예측하는 방법, 개별 기업별로 예측한 뒤 기업별 예측치의 평균값을 이용하는 방법, 각 시점별로 포트폴리오를 구축하고 포트폴리오의 시계열 자료에서 베타값 및 시장 프리미엄을 예측하는 방법 등 세 가지를 생각할 수 있다.

첫 번째 방법의 경우 주가수익률에서 일반적으로 발견되는 높은 횡단면 상관관계

<sup>12</sup> 상장폐지 및 시장이전 기업들에 대해서는 상장폐지 시점과 시장이전 시점을 고려해야 한다.

<sup>13</sup> 민간투자사업의 계약기간이 장기간인 점을 고려하면 30년 만기 국채수익률을 사용하는 것이 바람직할 수 있으나 동 자료의 시계열이 짧아 10년 만기 국고채수익률을 사용한다. 3년 만기 국고채수익률을 사용하여 분석한 경우에도 정성적으로 결과가 변화하지 않는다. CD수익률의 경우 2007년 하반기 이후 전 세계적인 금융위기 등으로 인해 국고채수익률과 상관관계가 낮은 모습을 보이고, 위험이 국고채에 비해 큰 이유 등으로 인해 무위험수익률로 상정하지 않는다.

<Table 1> Summary Information of the Sample

	Simple mean of the whole sample	Value-weighted portfolio	Equally weighted portfolio
$R_{c,t} - r_t$	1.0117 (0.0781)	2.2862 (10.4101)	1.0622 (9.8969)
$R_{m,t} - r_t$	0.6841 (6.8430)	0.7078 (6.9314)	0.7078 (6.9314)
No. of obs.	7,973	126	126

Note: The standard deviations are shown in parentheses.

(cross section correlation)를 고려하면 적절한 방법이 될 수 없다. 두 번째와 세 번째 방법은 균형 패널자료인 경우 예측치가 동일하고, 통계량도 유사하다.<sup>14</sup> 그러나 본 논문에서처럼 기업별 존속기간이 다른 불균형 패널자료이고, 존속기간에 관계없이 각 시점에 존재한 모든 기업을 예측에 포함시키려 할 경우 유일한 예측방법은 세 번째 방법이다. 세 번째 방법의 실행을 위해서는 포트폴리오 구성에 있어 사용할 가중치가 선택되어야 하는데, 본 보고서에서는 기업별 시가총액을 가중치로 한 경우와 동일가중치로 한 경우로 구별하여 분석한다.

## 2) 추정 결과

앞서 언급한 분석 자료와 기간을 식 (5)의 자본자산 가격결정모형(CAPM)을 바탕으로 추정한 결과는 다음과 같다. 먼저 전체 건설회사를 대상으로 예측한  $\beta_c$ ,  $\alpha_c$  추정 결과는 <Table 2>에 제시되어 있다. 각각의 건설회사의 시가총액을 가중치로 한 경우(value-weighted portfolio)와 동일한 가중치를 적용한 경우(equally weighted portfolio)로 나누어 추정하였는데, 앞서 언급한 바와 같이 자료는 월별 자료를 사용하였다. 추정 결과, 추정계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있는데, 시가총액으로 가중하여 추정한 포트폴리오의 경우 베타값이 동일가중 포트폴리오의 베타값보다 높게 추정되었다. 이는 상대적으로 시가총액이 큰 기업들의 베타값이 규모가 작은 기업들의 베타값보다 크기 때문이다.

시장균형 프리미엄( $E(R_m) - r_f$ )은 분석기간의 월별 프리미엄의 평균치로 계산하였는데,<sup>15</sup>

<sup>14</sup> 예를 들어 Ferson and Schadt(1996)를 보라.

<sup>15</sup> 균형 프리미엄은  $E(R_m) - r_f$ 이 되나 시장수익률의 기댓값의 대용으로 분석기간의 시장프리미엄의 평균을 이용하였다.

〈Table 2〉 Estimation Results: All Construction Firms

	Value-weighted portfolio	Equally weighted portfolio	$E(R_m) - r_f$
$\beta_c$	1.2290*** (0.0781)	1.0625*** (0.0862)	0.7078
$\alpha_c$	1.4163*** (0.5408)	0.3101 (0.5964)	
Adj. R <sup>2</sup>	0.664	0.547	
MKT premium (annual, %)	10.95	9.41	

Note: The standard errors are shown in parentheses. \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

〈Table 3〉 Estimation Results: Construction Firms with BTO

	Value-weighted portfolio	Equally weighted portfolio	$E(R_m) - r_f$
$\beta_c$	1.2381*** (0.0800)	1.1564*** (0.0960)	0.7078318
$\alpha_c$	1.3904** (0.5540)	0.3633 (0.6645)	
Adj. R <sup>2</sup>	0.656	0.536	
MKT premium (annual, %)	11.04	10.28	

Note: The standard errors are shown in parentheses. \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

〈Table 2〉의 MKT 프리미엄은 월 시장균형 프리미엄을 조합하여 연 시장균형 프리미엄으로 전환한 값이다.

이상의 결과는 전체 건설회사를 대상으로 한 것으로 BTO 사업에 참여하지 않은 기업들을 포함하고 있다. 따라서 사업에 참여한 경험이 있는 기업들을 대상으로 위의 모형을 재추정하였는데, 추정 결과는 〈Table 3〉에 제시되어 있다. 추정된 베타값( $\beta_c$ )들은 모두 통계적으로 99% 신뢰수준에서 유의함을 보여주고 있다. 한편, 연 시장균형 프리미엄인 MKT 프리미엄은 각각 11.04%와 10.28%로 전체 건설회사를 대상으로 한 결과보다 다소 높은 프리미엄을 요구하고 있다.

해당 프로젝트와 전체 민간투자 도로사업의 기대수익률 간의 연관성을 나타내는 베타값과 MKT 프리미엄이 시기에 따라 다른 값을 가질 수 있으므로 표본을 2006년까지와 2007년 이후의 두 시기로 나누어 추정하였으며, 그 결과는 〈Table 4〉와 〈Table 5〉에 제시되어 있다. 베타값과 프리미엄이 시기에 따라 다른 값을 가짐을 확인하였으며,

<Table 4> Estimation Results by Period: All Construction Firms

2001:07~2006:12			
	Value-weighted portfolios	Equally weighted portfolios	$E(R_m) - r_f$
$\beta_c$	1.0050*** (0.0999)	0.8401*** (0.1121)	1.1364
$\alpha_c$	2.1818*** (0.6975)	1.1273 (0.7826)	
Adj. R <sup>2</sup>	0.607	0.459	
MKT premium (annual, %)	13.71		
2007:01~2011:12			
	Value-weighted portfolios	Equally weighted portfolios	$E(R_m) - r_f$
$\beta_c$	1.4676*** (0.1152)	1.2982*** (0.1268)	0.2364
$\alpha_c$	0.7979 (0.7897)	-0.3664 (0.8689)	
Adj. R <sup>2</sup>	0.732	0.638	
MKT premium (annual, %)	4.163	3.68	

Note: The standard errors are shown in parentheses. \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

<Table 5> Estimation Results by Period: Construction Firms with BTO

Panel A: 2001:07~2006:12			
	Value-weighted portfolios	Equally weighted portfolios	$E(R_m) - r_f$
$\beta_c$	0.9984*** (0.1015)	0.8524*** (0.1236)	1.1364
$\alpha_c$	2.2319*** (0.7092)	1.6293* (0.8630)	
Adj. R <sup>2</sup>	0.595	0.418	
MKT premium (annual, %)	13.62	11.62	
Panel B: 2007:01~2011:12			
	Value-weighted portfolios	Equally weighted portfolios	$E(R_m) - r_f$
$\beta_c$	1.4931*** (0.1179)	1.4753*** (0.1371)	0.2364
$\alpha_c$	0.7042 (0.8078)	-0.7247 (0.9399)	
Adj. R <sup>2</sup>	0.730	0.660	
MKT premium (annual, %)	4.24	4.18	

Note: The standard errors are shown in parentheses. \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.



이는 BTO 사업의 프리미엄 추정에 있어 참여기업의 특성 외에 시기에 대한 고려가 필요함을 시사한다.<sup>16</sup>

#### 다. 민간투자사업의 가치변동성 추정

교통량 예측위험에 대한 프리미엄을 산정하기 위해서는 베타값 산정을 통한 교통수요 예측의 시장위험가격 이외에 교통수요 예측의 불확실성으로 인한 민간투자사업의 가치 변동성( $\sigma_p$ )을 추정해야 한다.

본 논문에서는 과거 도로사업의 교통량 증가율 및 이에 대한 변동성뿐만 아니라 초기 교통량 형성의 특성과 확률적인 분포를 이용한 몬테카를로 시뮬레이션 방법을 통해 민간투자사업 가치의 변동성을 산정하는 방안을 다음과 같이 제안한다.

##### 1) 초기 교통량 예측의 불확실성

도로 예측 교통량은 네트워크(network)의 표현 정도와 방법, 노선 선택 알고리즘, 통행비용(시간)함수뿐만 아니라 무엇보다도 지역 i에서 지역 j까지의 교통량을 나타내는 기종점 교통량의 불확실성 등으로 실제 시현되는 교통량과 차이가 발생할 수 있는 확률 변수이다. 본 논문에서는 김강수(2007) 및 김강수·김진석·조혜진(2009)의 결과를 인용하여 예측 교통량 자체를 로그정규분포를 따르는 확률변수로 가정함으로써 교통량 예측의 불확실성을 분석한다.

김강수·김진석·조혜진(2009)에서는 시뮬레이션 방법을 통해 (의사) 기종점 통행량을 발생시킨 후, 이러한 의사 기종점 통행량을 도로 네트워크에 배정하여 기종점 (Origin/Destination 또는 O/D) 통행량의 불확실성으로 인한 교통량 예측 결과의 불확실성을 산정하였다. 즉, 생성된 다수의 의사 기종점 통행량을 네트워크에 배정함으로써, 예측되는 각 링크 교통량의 분산을 다음과 같이 예측하였다.<sup>17</sup>

$$y_{ij}^{(b)} = \hat{y}_{ij} \times \exp(\epsilon), \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{G_1, G_2}^2) \quad (6)$$

<sup>16</sup> 본문의 시기 구분은 민간투자사업의 위험가치를 추정하는 데 있어 분석자료의 기간이 의미를 가질 수 있음을 지적하기 위한 것이다. 따라서 사업별 위험 프리미엄을 추정하기 위한 기간은 각 사업의 특성을 반영하여 산정하여야 한다.

<sup>17</sup> 보다 자세한 내용은 김강수·김진석·조혜진(2009)을 참고하기 바란다.

여기서  $y_{ij}^{(b)}$ 는 생성된 의사 O/D 통행량을 의미하고,  $\hat{y}_{ij}$ 는 모형식으로 예측된 O/D 통행량에서의 지수변환값을 의미한다.

또한 김강수·김진석·조혜진(2009)에서는 분석 네트워크에 포함된 기존 도로뿐만 아니라, 새로이 건설되는 도로 링크의 분산을 예측하는 방법도 제안하였는데, 새롭게 예측하는 A도로 링크 교통량( $T_A$ )의 분산(표준편차)은 인근 영향권 안에 있는 링크와의 관련성을 이용하여 산정하는 방안을 제시함으로써 향후에 계획 중이거나 개통 예정인 도로의 예측 교통량 분산을 추정하는 방안을 제시하였다.<sup>18</sup>

즉, 새롭게 예측하는 A도로 링크 교통량  $T_A$ 를 다음과 같이 표현할 수 있다고 가정하면,

$$T_A \approx \sum_{l \in L(A)} w_l T_l \quad (7)$$

여기서  $T_l, T_k, l \neq k$ 는 서로 독립이며,  $w_l$ 은 링크(A) 통행량에 대한 가중치로 영향력을 의미한다.  $L(A)$ 는 새로이 건설되는 도로의 영향권 안에 있는 링크 모두를 의미한다.

새로운 도로 A구간의 예측 교통량의 분산(표준편차)은 아래의 식 (8)과 같이 나타낼 수 있고,

$$Var(T_A) \approx Var\left(\sum_{l \in L(A)} w_l T_l\right) = \sum_{l \in L(A)} w_l^2 Var(T_l) \quad (8)$$

분산을 구하기 위한 가중치  $w_l$ 이 ① 모든 링크 통행량이 동일한 가중치를 가지는 경우에는  $w_l = \frac{T_A}{\sum_l T_l}$ , ② 링크 통행량에 비례하는 경우에는  $w_l = \frac{T_l T_A}{\sum_l T_l^2}$ 로 산출할 수 있음을 보여준다.

## 2) 장래 교통량 변화의 불확실성

### 가) 시간에 따른 교통량 변화

예측 교통량 자체는 불확실한 변수로서 음이 될 수 없는 로그정규분포를 따른다고 가

18 본 논문에서는 공간적으로 인접한 도로의 예측 불확실성(분산)을 이용하여 신설 도로 교통량 추정의 불확실성(분산)을 추정하고 있다. 그러나 도로의 특성 및 주변 환경 등에 따라 신설 도로 교통량 예측 분산은 다양할 수 있다고 판단되어 이러한 가정을 본 논문 분석방법의 한계로 제시하고 있으나 '예측' 교통량의 불확실성은 공간적 인접성과 상당한 관계가 있을 것으로 추정된다.

정하였다. 본 소절에서는 이처럼 불확실한 예측 교통량이 시간이 지남에 따라 변하는 확률과정을 고려하는데, 기존 연구를 참고하여 현재의 교통량 수준에 대한 확률분포는 과거 교통량 수준의 확률분포와 독립적인 마코브 확률과정을 따르고 시간 경과에 따른 교통량 변화과정은 위너 과정(Winner process)하에서 기하 브라운 운동(Geometric Brownian Motion: GBM)<sup>19</sup>을 따른다고 가정한다.<sup>20</sup>

즉, 로그정규분포를 따르는  $t$ 년도의 교통량  $K_t$ 의 장래 변화는<sup>21</sup> 다음과 같이 개통 후 일정 기간의 교통량 증가율  $\alpha$ 와 그 변동성  $\sigma$ 의 함수로 표현할 수 있으며, 교통량 증가율과 변동성이 장래 교통량 변화를 결정하는 중요한 변수가 된다.

$$dK_t = K_t(\alpha dt + \sigma dw_t) = \alpha K_t dt + \sigma K_t dw_t \quad (9)$$

여기서  $dK_t$ 는  $t$ 년도  $dt$ 의 기간 동안의 교통량 증분,  $\alpha$ 는  $dt$  기간의 교통량 증가율 ( $\alpha_i$ 의 평균  $(\alpha_i = \ln(\frac{K_i}{K_{i-1}}) \quad i = 1, 2, \dots, t)$ ),  $\sigma$ 은 교통량 증가율의 변동성 ( $\sigma = \sqrt{\frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^t (K_i - \bar{K})^2}$ )이며,  $dw_t$ 는 평균이 0이고 분산이 1인 정규분포를 따르는 확률변수( $\tilde{Z}_t \sim N(0, 1)$ )이다.

도로 개통 이후 시간 경과에 따라 교통량은 확률적으로 변화하지만 일정 기간이 지난 후에는 이전 시기 교통량과 비교 시 교통량의 증가율  $\alpha$ 와 변동성  $\sigma$ 가 상당 부분 작아지는 램프업(ramp-up) 현상이 존재하는 것으로 알려져 있다.<sup>22</sup> 즉, 기존의 관련 연구에서는 예측 교통량의 확률적인 변화에 대한 고려가 없었을 뿐만 아니라, 운영 개통 후 사업종료 시점까지 단순히 일정한 교통량 증가율과 그 변동성을 적용하여 산정<sup>23</sup>하였을

19 위너 과정은 마코브 과정의 특수한 형태로 연간 변화의 평균이 0이고 분산이 1인 확률과정을 의미한다. 위너 과정은 물리학에서 작은 충격에 따른 분자의 운동을 묘사하는 데 이용되고 있다. 이런 분자의 운동을 브라운 운동이라고 부른다.

20 시간 경과에 따라 교통량의 변화가 기하 브라운 운동(Geometric Brownian Motion: GBM)을 따른다고 하는 가정은 다양한 기존 문헌(Baxter and Rennie[1996]; Benninga[2000]; Hull[2003])에서도 이루어졌는데, 가정의 합리성 측면뿐만 아니라 분석의 용이성 측면에서도 장점이 있는 것으로 알려져 있다.

21 예측 장래 교통량의 확률분포인 GBM과 교통량 변화 자체의 확률분포, 로그정규분포는 독립적이다.

22 램프업은 신규 교통시설이나 기존 시설의 개통 이후 교통량이 안정화되기 전까지 일정 기간 등락을 반복하며 상승하는 현상이다. 신규 개통된 도로를 이용하는 통행자의 특성, 대체 도로의 존재 여부, 도로의 기능 등에 의해 램프업 발생 여부와 기간 및 그 정도가 결정되는데, 개통 후 이전 교통량과 비교 시 교통량 증가와 변동성이 작아지기까지의 기간을 램프업 기간이라고 한다. 보다 자세한 내용은 PCIE(2002), Florida High Speed Rail Authority(2003), Douglas(2003), World Bank(2005), 장수은·이상호(2005), 정성봉·김강수·김기민(2005), 김홍수 외(2003), 장수은·정성봉(2006)을 참고하기 바란다.

23 자료 수집이 비교적 용이한 인구 또는 GDP와 같은 사회경제지표의 증가율과 변동성을 교통량 증가율

나, 본 논문에서는 예측 교통량 및 시간 경과에 따른 교통량의 변화를 확률적으로 고려하고, 도로사업의 개통 후 교통량 형성과정의 특성, 즉 개통 후 초기에는 교통량 증가율과 그 변동성이 크나 램프업 기간 이후에는 점차 안정화되는 점을 감안하여 장래 교통량의 증가율( $\alpha$ )과 그 변동성( $\sigma$ )을 산정한다.

#### 나) 교통량 증가율과 변동성

기존 도로사업의 경우를 고려하여 교통량 증가율과 변동성을 고려할 때, 대상 도로는 통행료를 징수하는 민간투자 도로사업의 특성과 유사해야 하며, 고려하는 시기도 교통량이 특이하게 감소하거나 증가하지 않는 시기는 제외하는 것이 바람직하다. 예를 들어 경부고속도로를 민간투자 도로사업의 증가율과 변동성을 산정하기 위한 대상 도로로 선정하는 경우, 해당 민간투자사업의 증가율과 변동성이 과대하게 산정되는데, 과거 급격하게 성장한 우리나라의 경제상황이 교통량의 증가율과 변동성에 반영되어 있기 때문이다. 특히 우리나라 민간투자 도로사업의 경우 대부분 1997년 외환위기 이후 추진된 점을 감안하고 이후에 정상적인 도로 교통량이 증가와 변동성을 보이고 있는 점을 감안할 때, 2000년 이후 개통·운영 중인 유료도로를 대상으로 분석하는 것이 바람직할 것이다.

본 논문에서는 2000년 이후 신설 혹은 개량된 유료도로를 <Table 6>과 같이 선정하였다.<sup>24</sup> 일반 국도의 경우 무료도로이고, 교통량 자료의 수집이 용이하지 않아 분석 대상에서 제외하였다. 이러한 기준하에서 교통량 증가율과 변동성을 산정하기 위한 도로 노선은 ‘천안논산고속도로’, ‘인천국제공항고속도로’ 등 민간투자사업 2개 노선과 ‘서해안고속도로’, ‘중앙고속도로’, ‘중부고속도로’ 등 재정사업 3개 노선이며, 해당 노선의 램프업 전후 교통량 증가율과 변동성을 본 논문의 교통량 증가율과 그 변동성 지표로 활용하였다.

각 노선의 램프업 기간 중 교통량 증가율과 변동성을 분석한 결과, <Table 7>에서 보는 바와 같이 평균 램프업 기간의 교통량 증가율은 22.1%, 안정화 기간의 연평균 증가율은 1.7%로 램프업 기간 전후 비교 시 큰 차이를 보여주고 있다. 램프업 기간 중에도 사업마다 상이한 교통량 증가율을 보여주고 있는데, 서해안고속도로의 경우 연 40.9%의

---

과 변동성의 대리 지표로 활용하기도 하였다.

24 본 논문에서 적용되는 사례 노선은 장수은·정성봉(2006)과 일치한다. 장수은·정성봉(2006)에서는 대상 노선에 대한 램프업 기간도 산정하였는데, 본 논문에서도 이를 인용하였다.

〈Table 6〉 Example Highways for the Estimation of Traffic Growth Rate and Volatility

	Name	Section	Length (km)	No. lanes	Operation date
Public financed highway	Seohaean Highway	Seopyeongtaek~ Songak	12.3	6	2000. 11. 10
		Seosan~Haemi	10.7	4	2000. 11. 20
	Chungang Highway	Hoengseong~ Hongcheon	25.4	4	2001. 8. 17
	Choungbu Highway	Muju~Deogyu	16.0	4	2001. 11. 29
PPP highway	Cheonan Nonsan Highway	Cheonan~ Nonsan	82.1	4	2002. 12. 23
	Incheon International Airport Highway	Incheon~ Goyang	36.5	6~8	2001. 1. 1

〈Table 7〉 Estimation Results of the Traffic Growth Rate and Volatility

		Chungang Highway	Seohaean Highway	Choungbu Highway	Cheonan Nonsan Highway	Incheon International Airport Highway	Mean
Annual growth rate	Ramp-up period	0.160 (24)	0.409 (29)	0.158 (18)	0.321 (19)	0.058 (22)	0.221 (22)
	Stabilization period	0.012	0.036	-0.067	0.066	0.038	0.017
	Total	0.080	0.186	0.039	0.162	0.041	0.102
Annual volatility ( $\sigma$ )	Ramp-up period	0.080 (24)	0.148 (29)	0.159 (18)	0.144 (19)	0.070 (22)	0.120 (22)
	Stabilization period	0.047	0.116	0.131	0.109	0.048	0.090
	Total	0.067	0.140	0.146	0.132	0.057	0.108

Note: The ramp-up periods (months) are shown in parentheses. The ramp-up period of Incheon International Airport Highway averaged other 4 highways' ramp-up periods.

증가율을 보여주고 있는 반면, 인천공항고속도로의 경우 5.8%의 미미한 수준을 보여주고 있다. 한편, 안정화 기간의 교통량 증가율의 경우 서해안고속도로는 연평균 3.6%의 증가율을 보여주고 있는 반면, 중부고속도로의 경우 교통량이 오히려 감소하고 있고, 인천국제공항고속도로의 경우 지속적으로 3%에서 5%의 증가율을 보여주고 있다.

한편, 변동성의 경우에도 사업에 따라 그리고 램프업 기간의 전후에 따라 차이를 보여주고 있다. 램프업 기간에는 평균 12.0%, 안정화 기간에는 9%의 변동성을 보여주고 있다. 램프업 기간 중에는 중부고속도로의 변동성이 15.9%로 가장 크고, 인천국제공항고속도로가 7%로 가장 작다. 안정화 기간의 변동성은 램프업 기간 중의 변동성보다는

작지만 중부고속도로가 13.1%, 중앙고속도로가 가장 낮은 4.7%를 보여주고 있다.

### 3) 시뮬레이션을 통한 민간투자사업 가치변동성

민간투자 도로사업 가치의 불확실성이 교통량 예측의 불확실성에서만 기인한다고 가정하는 경우 민간투자사업 가치의 변동성은 교통량 예측 변동성에 따른 민간투자 도로사업의 현금유입의 변동성으로 해석할 수 있으며, 교통량 예측에 따른 프로젝트의 가치 변동성은 몬테카를로 시뮬레이션 방법을 통해 산정한다.

시뮬레이션 방법을 이용하여 프로젝트의 가치변동성을 구하는 과정은 다음과 같다. 먼저 확률변수인 교통량을 생성한다. 즉, 로그정규분포를 따르는 교통량을 산출한 후 우리나라의 도로 교통량 증가율과 변동성을 이용하여 누적 로그정규분포하에서 난수들을 생성하여 연도별 교통량을 발생시킨다. 이렇게  $i$ 번<sup>25</sup> 발생시킨 교통량을 이용하면 연도별 민간투자사업의 현금유입  $V_i$ 를 구할 수 있다. 이렇게 구한  $V_i$ 를 이용하여 교통량 예측위험에 따른 프로젝트의 가치변동성은, 예를 들어  $i=1$ 인 경우 식 (10)과 같은 확률변수  $\hat{v}$ 의 표준편차를 산정함으로써 구할 수 있다.

$$\hat{v} = \ln\left(\frac{\hat{V}_1}{V_0}\right) \quad (10)$$

여기서  $V_0$ 는 최초 주어진 교통량에서의 프로젝트의 순현금유입을 의미한다.

교통량을 발생시키기 위한 몬테카를로 시뮬레이션은 Microsoft Excel 프로그램을 이용하여 실시하였는데, 'Norminv(Rand( ),  $\mu$ ,  $\sigma$ )' 함수를 사용하여 교통량을 생성하였다. 한편, 몬테카를로 시뮬레이션 분석은 본 논문에서 가정했던 로그정규 및 기하 브라운 운동 이외에 다양한 확률분포를 고려할 수 있을 뿐만 아니라, 요금, 비용 등 다양한 확률변수 변동에 대한 민간투자사업의 가치변동성도 예측할 수 있다. 그러나 이러한 변수에 대한 이력자료 및 확률분포 그리고 확률변수 간의 상관관계 등에 대한 선행연구가 부족해, 본 논문에서는 확률변수를 교통량으로 한정하여 민간투자사업 가치의 변동성을 예측하였다.

---

25 교통량을 발생시키는 시뮬레이션 시행 횟수는 평가의 정확성을 얼마나 요구하느냐에 따라서 달라지는데, 오차는 시행 횟수의 제곱근에 반비례하는 것으로 알려져 있다. 예를 들어 시뮬레이션의 정확성을 2배로 증가시키려면 시행 횟수를 4배로 늘려야 하고, 정확성을 10배로 증가시키려면 시행 횟수를 100배로 늘려야 한다. 본 논문에서는 각 연도별로 1,000번의 교통량을 발생시켜 분석하였다.

## IV. 민간투자 도로사업의 교통량 예측위험의 경제적 가치 산정

### 1. 사례 사업

본 장에서는 앞서 제안한 방법론을 실제 우리나라에서 추진된 민간투자 도로사업에 적용하여 교통량 예측위험의 경제적 가치를 추정한다. 교통량 예측위험은 경쟁 및 연결 도로 유무, 해당 도로를 이용하고자 하는 통행자의 행태, 통행요금의 수준 등 도로 및 민간투자사업의 특성에 따라 다양할 수 있고, 교통량 예측위험의 경제적 가치는 해당 민간투자사업에 참여하는 투자자들에게 요구되는 교통량 예측위험 프리미엄에 따라 상이할 수 있으므로 우리나라에서 추진된 특정 민간투자 도로사업을 대상으로 교통량 예측위험의 정도와 위험에 따른 프리미엄, 그리고 교통량 예측위험의 시장가치를 산정하였다.

본 논문에서 교통량 예측위험의 경제적 가치를 산정하기 위한 사례 사업은 OO~OO 민자고속도로사업이다. 서울특별시 강동구 강일동(옛 하일동)을 시점으로 남양주시 삼패동~와부읍 월동리~화도읍 금남리~양평군 서종면 수입리~가평군 설악면을 거쳐 강원도 춘천시 동산면 조양리를 연결하며, 총길이는 61.4km이다. 시점인 강일인터체인지(IC)에서 화도인터체인지까지의 14.8km 구간은 왕복 6~8차로, 화도인터체인지에서 춘천분기점(JCT)까지의 46.6km 구간은 왕복 4차선이다. 강일·미사·와부·화도·서종·청평·강촌 등 7개 인터체인지와 1개 분기점이 있다.

2001년 9월 OO를 대주주로 하는 OO~OO고속도로주식회사가 민간투자사업 제안서를 제출하면서 추진되어 2004년 8월 착공되었으며, 8개 공구로 나뉘어 공사가 진행되었다. 상행선과 하행선을 합하여 교량 103개, 터널 41개를 건설하는 등 총공사비 2조 2,537억 원이 소요되었다.

### 2. 베타값 및 출자자의 교통량 예측 리스크 프리미엄

자본자산 가격결정모형의 베타값은 사업기간을 고려하여 2004년 개통 이후의 출자자들의 월별 주식가격 자료를 이용하여 예측하였다. 주가자료는 WiseFN으로부터 추출

〈Table 8〉 Estimation Results for OO~OO Highway Construction Project

	Value-weighted portfolios	Equally weighted portfolios
$\beta_c$	0.6297** (0.2660)	0.5604*** (0.1879)
$\alpha_c$	-1.7965 (2.2152)	-1.1370 (1.5646)
Adj. R <sup>2</sup>	0.129	0.203
MKT premium (annual, %)	8.30	7.39

Note: The standard errors are shown in parentheses. \*, \*\*, \*\*\* denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

하였는데, 배당수익률을 고려한 수정주가를 기준으로 월별 수익률을 구하였고, 무위험 수익률은 10년 만기 국고채수익률을 월별 수익률 자료로 환산하여 사용하였다.<sup>26</sup>

예측은 기업별 시가총액을 가중치로 한 경우와 동일가중치로 한 경우로 구별하여 이루어졌다. 예측 결과, 〈Table 8〉에 나타난 바와 같이 예측계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있는데, 시가총액으로 가중하여 예측한 포트폴리오의 경우 베타값(0.6297)이 동일가중 포트폴리오의 베타값(0.5604)보다 높게 예측되었다. 이는 상대적으로 시가총액이 큰 기업들의 베타값이 규모가 작은 기업들의 베타값보다 크기 때문이다. 이에 따라 프로젝트 리스크 프리미엄도, 연단위로 환산 시, 시가총액으로 가중한 경우가 8.30%로 동일가중한 경우인 7.39%보다 높게 산출되었다.

### 3. 예측 교통량(협약 교통량)의 분산 및 프로젝트의 가치변동성( $\sigma_p$ )

OO 고속도로의 초기 교통량은 협약 교통량을 기준으로 설정하였으나 이는 앞서 언급한 바와 같이 불확실성을 갖는 확률변수이다. 예측 교통량의 불확실성 지표인 협약 교통량의 표준편차(분산)는 김강수·김진석·조혜진(2009)에서 제시한 방법을 이용하여

26 프로젝트의 기대초과수익률  $\mu - r$ 을 프로젝트 실시협약서상의 예상수익률로부터 구하지 않고, 출자 건설사의 주식수익률 자료로부터 구한 이유는 우리나라 민간투자사업 실시협약에 제시되어 있는 예상수익률은 내부수익률로 단순히 현재가치화된 비용과 수입을 동일하게 만드는 할인율 개념이기 때문이다. 따라서 실제 프로젝트의 기대초과수익률은 실시협약서상에 명시적으로 제시되어 있지 않고, 알 수도 없음에 따라 프로젝트의 기대초과수익률을 프로젝트 실시협약서상의 예상수익률로부터 구하지 않고, 건설사의 주식수익률 자료로부터 산출하였다. 또한 매출조정 자산수익률을 이용하여 베타값을 예측하였으나, 분석 기간과 자료의 한계로 예측 베타는 통계적으로 유의하지 못한 결과가 제시되었다.



〈Table 9〉 Variance of the Forecasted Road Traffic in the Influencing Area

Route name	Chungbu Highway	Youngdong Highway	Youngdong Highway	Seoul Oegwak (nothern ring)	National Road, No. 6	National Road, No. 6 (Seoul~Kangwon)
Section	Sangok JCT~ Hanam IC	Manjong JCT~ Wonju IC	Yeoju JCT~ Yeoju IC	Sangil IC~ Kangil IC	Namyangju~ Neungnae-ri	Yangpyeong-eup~ Yongdu-ri
Standard deviation	14,186	16,596	9,657	32,632	3,479	1,750

Route name	National Road, No. 44	National Road, No. 45	National Road, No. 46	Natioanl Road, No. 46	Olympic Daero	Olympic Daero
Section	Hongcheon-eup~ Hwachon-myeon	Pyeongchangdam~ Hwado-eup	Gapyeong-eup~ Uiam-ri	Namyangju~ Hwado-eup		
Standard deviation	1,893	1,951	3,797	2,502	65,799	18,023

추정하였다.

즉, OO 고속도로의 예측 교통량의 분산( $Var(K_{oo-oo})$ )은 주변 도로 예측 교통량의 분산과 비례한다고 가정하여 추정하였고, 주변 영향권 도로의 표준편차는 〈Table 9〉와 같다.

〈Table 9〉의 결과와 식 (9)를 이용하여 OO~OO 고속도로의 초기 교통량(평균  $\mu$ , 52,236대/일)의 표준편차( $\sigma$ )는 4,031대로 산정되었다.

교통량 예측에 따른 프로젝트의 가치변동성은 몬테카를로 시뮬레이션 방법을 통해 산정한다. 교통량을 확률적으로 시뮬레이션함으로써 프로젝트의 가치변동성을 구하는데, 앞의 평균과 표준편차를 이용하여 로그정규분포하는 교통량 변량  $K_0$ 를 생성하였다. 한편, 장래 교통량의 변화는 기하 브라운 확률분포를 따른다고 가정하여 생성하였고, 교통량 증가율과 변동성은 교통량 형성과정을 고려하여 램프업 기간 전후를 구분하여 달리 적용하였다. 적용된 증가율과 변동성은 사례 사업의 결과를 인용하였다.

추정 결과, OO~OO 민간투자 고속도로의 교통량 변화에 따른 프로젝트의 가치변동성  $\sigma_p$ 는 다양한 할인율하에서 〈Table 10〉과 같이 산정되었다.

우리나라 공공투자사업에서 일반적으로 적용하는 할인율 5.5% 적용 시 교통수요 예측위험에 따른 프로젝트의 가치변동성은 17.11%로 예측되었다. 할인율이 클수록 프로젝트의 가치변동성은 작아지는 경향이 존재한다. 교통수요의 변동성이 전 기간에 걸쳐 평균 10.8%인 점을 감안하면, 교통수요 변동으로 인한 프로젝트의 가치변동성은 항상 이보다 크게 제시되고 있는데, 이는 비용요소 고정으로 인한 레버리지 효과 때문인 것으로 파악된다.

<Table 10> Estimation Results of the Project Value Volatility ( $\sigma_p$ ) According to the Various Discount Ratios

Discount ratios	Project value volatility ( $\sigma_p$ )
4%	17.49%
4.50%	17.36%
5.50%	17.11%
6.50%	16.86%
7.50%	16.62%
8.00%	16.50%

#### 4. 교통량 예측위험의 경제적 가치

민간투자 도로사업 교통량 예측의 시장위험가격( $\lambda$ )은 프로젝트의 리스크 프리미엄을 교통량 예측위험에 따른 프로젝트의 가치변동성으로 나눈 값으로 정의할 수 있다. 즉,  $\lambda$ 는 교통량 위험을 조정한 프로젝트 리스크 프리미엄으로 생각할 수 있다.

먼저 본 사례 프로젝트의 리스크 프리미엄은 예측 베타값과 프로젝트의 초과수익률을 곱하여 산출되었는데, 출자사의 시가총액을 가중평균한 경우 8.30%, 그리고 단순평균인 경우 7.39%로 예측되었다.

<Table 11>은 다양한 할인율(4~8%)에 따른 본 사업의 교통량 예측의 시장위험가격( $\lambda$ )을 보여주고 있다. 분석 결과,  $\lambda$ 는 0.42~0.50 사이에 분포하는 것으로 분석되었다. 즉, 교통량 예측위험이 1% 증가하면, 이에 따른 해당 프로젝트 위험 프리미엄은 0.42~0.50% 증가하는 것으로 분석되었다.

이러한  $\lambda$ 의 예측은 우리나라 민간투자 도로사업의 문제점으로 지속적으로 제시되고 있는 최소운영수입보장 등 교통량과 연계되는 다양한 옵션에 대한 가치 분석을 가능케 해준다. 즉, 재무분석의 위험중립 방법론에서  $\lambda$ 를 이용하여 교통량의 예상 증가율을 감소시켜 새로운 교통량 변화를 산출한 후 본 논문에서 수행되었던 시뮬레이션을 통해 최소운영수입보장 옵션이 갖는 가치를 산출할 수 있다. 이를 통해 보다 적은 비용이 소요되는 최소운영수입보장 조건이 무엇인지 분석할 수 있으며, 최소운영수입보장 옵션을 제공하는 것이 정부 입장에서 효율적인 정책인지에 대한 분석도 가능하다. 그리고 이러한 옵션에 대한 가치 분석을 통해 실제 이러한 옵션이 존재하는 민간투자사업의 투자적격성 분석과 이를 증진시킬 수 있는 정책대안 분석도 가능할 것으로 사료된다.

<Table 11> Risk Premium of the Traffic Forecast and the Market Value

Discount ratios	$\sigma_P$	$(\mu-r)$	$\lambda$
4%	17.49%	8.30%	0.47
		7.39%	0.42
4.50%	17.36%	8.30%	0.48
		7.39%	0.43
5.50%	17.11%	8.30%	0.49
		7.39%	0.43
6.50%	16.86%	8.30%	0.49
		7.39%	0.44
7.50%	16.62%	8.30%	0.50
		7.39%	0.44
8.00%	16.50%	8.30%	0.50
		7.39%	0.45

## V. 종합 및 결론

민간투자 도로사업의 교통량 예측의 정확성을 높이고자 하는 노력과 더불어 교통량 예측위험이 어느 정도이며, 이러한 위험이 민간투자 도로사업의 사업성에 어떻게 영향을 미치는가를 분석하는 것은 민간투자사업의 원활한 추진뿐만 아니라, 투자적격성을 증진시킬 수 있는 측면에서 중요하다고 할 수 있다.

본 논문의 목적은 민간투자 도로사업에서의 교통수요 예측위험의 경제적 가치를 산정하는 것이다. 민간투자 도로사업 가치의 변동성은 교통량 예측의 불확실성하에서만 발생한다고 가정하고, 사례 사업의 교통량 예측위험의 경제적 가치를 산정하였다. 이를 위해 예측 교통량은 불확실성이 존재하는 확률변수이며, 이러한 교통량은 시간이 경과하면서 기하 브라운 운동을 따른다고 가정한 후 민간투자사업의 가치변동성을 예측하는 방안을 제안하였다. 특히 본 논문에서는 개통 후 도로사업의 교통량 형성 특성을 고려한 램프업 기간 전후의 상이한 교통량과 증가율의 적용을 제시하여 단순히 임의적으로 가정한 기존 연구와 차별화하였다.

사례 사업 분석 결과, 예측된 해당 민간투자사업의 리스크 프리미엄은 최소운영수입 보장 등 교통량과 연계된 옵션가치 및 출자 건설회사의 시가총액을 고려하지 않고 단순

평균하는 경우 7.39%, 시가총액을 가중하여 평가하는 경우 8.30%로 분석되었으며, 교통수요 예측위험에 따른 해당 민간투자사업의 가치변동성은 우리나라 공공투자사업에서 일반적으로 적용하는 할인율 5.5% 적용 시 17.11%로 예측되었다. 할인율이 클수록 프로젝트의 가치변동성은 작아졌는데, 비용의 고정으로 인한 레버리지 효과는 교통량 변동성보다 프로젝트의 가치변동성을 크게 하였다.

교통수요 예측위험에 따른 민간투자사업의 가치변동률과 리스크 프리미엄을 통해 산출하는 민간투자사업 교통량 예측위험의 시장가치  $\lambda$ 는 0.42~0.50 사이에 분포하였다. 즉, 교통량 변동성이 1% 증가하거나 감소하면 이에 따른 해당 프로젝트 위험 프리미엄은 0.42~0.50% 증가하거나 감소하는 것으로 분석되었다.

이러한 교통량 예측위험의 가치  $\lambda$ 는 민간투자사업의 교통량 위험요소를 고려한 프리미엄 결과로서 해당 민간투자사업의 수익률을 간접적으로 판단할 수 있는 기초자료이다. 또한 민간투자 적격성 분석과 이를 증진시킬 수 있는 정책대안 분석을 가능케 하는 기초자료이며, 교통량 예측의 불확실성을 줄일 수 있는 다양한 정책의 근거자료가 된다. 또한  $\lambda$ 의 산정을 통해 교통량과 연계되는 다양한 옵션을 산정할 수 있으며, 이를 통해 최적 옵션조건 분석도 가능하다. 즉,  $\lambda$ 의 산정은 최소운영수입보장 옵션이 갖는 가치뿐만 아니라 정부 입장에서 보다 적은 비용이 소요되는 최소운영수입보장 조건 분석을 가능케 해준다.

본 논문에서는 민간투자 도로사업 가치의 변동성은 교통량 예측의 불확실성하에서만 발생한다고 가정하였다. 그러나 교통량 변화에 따라 비용의 증감도 있을 수 있고, 요금의 변동성도 고려할 수 있을 것이다. 또한 민간투자 도로사업의 가치는 교통량 이외의 다른 요소, 즉 건설 및 운영 위험에 따라 변할 수도 있음을 고려할 때 이에 대한 추후 연구가 필요하다. 더불어 본 논문에서는 새로운 도로의 교통량 예측의 불확실성(분산)은 기존 주변 영향권 도로의 추정 예측 교통량의 불확실성과 비례한다고 가정하였다. 공간적 인접성과는 달리 도로의 특성 및 주변 환경에 따라 예측 교통량의 분산은 상이할 수 있다. 이러한 제반 요소를 감안한 교통량 추정의 불확실성에 대한 지속적인 연구도 필요하다.

## 참고문헌

- 김강수, 『SOC 투자의사결정 합리화 방안: 도로부문 교통량 예측위험 분석을 중심으로』, 정책 연구시리즈 2007-06, 한국개발연구원, 2007.
- \_\_\_\_\_, 『SOC 투자의사결정 합리화 방안(II): 철도부문 교통량 예측위험 분석을 중심으로』, 정책연구시리즈 2010-13, 한국개발연구원, 2010.
- 김강수·김진석·조혜진, 「기종점 통행량 변화에 따른 링크 교통량 예측의 불확실성에 관한 연구」, 『대한교통학회지』, 제27권 제1호, 대한교통학회, 2009. 12.
- 김재형, 『민간투자사업의 '적정 수익률' 예측연구』, 한국개발연구원, 2006.
- 김홍수 외, 『민간투자사업의 주요 쟁점별 협상방안 연구』, 국토연구원, 2003. 12.
- 신성환, 「BTO 민간투자사업 적정 수익률에 관한 연구」, 『한국건설관리학회지』, 제10권 제2호, 한국건설관리학회, 2009. 3.
- 장수은·이장호, 「철도 수요의 Ramp-up: 현상과 시사점」, 『교통계획모형과 적용』, 대한교통학회 교통계획분과위원회, 2005, pp.66~77.
- 장수은·정성봉, 『초기 교통수요 형성의 특성규명을 통한 교통수요분석의 신뢰도 제고방안 연구』, 한국교통연구원, 2006.
- 정성봉·김강수·김기민, 「도로의 Ramp-up 기간 산정방법 개발」, 대한토목학회 2005년 학술대회 발표자료, 2005.
- Bain, R. and J. W. Plantagie, *Traffic Forecasting Risk: Study Update 2003*, Standard & Poor's, McGraw-Hill International (UK) Ltd., November 2003.
- \_\_\_\_\_, *Traffic Forecasting Risk: Study Update 2004*, Standard & Poor's, McGraw-Hill International (UK) Ltd., October 2004.
- Bain, R. and M. Wilkins, *Infrastructure Finance: Traffic Risk in Start-Up Toll Facilities*, Standard & Poor's, McGraw-Hill International (UK) Ltd., September 2002.
- Banister, D., *Unsustainable Transport: City Transport in the New Century*, London: Routledge, 2005.
- Baxter, Martin and Andrew Rennie, *Financial Calculus: An Introduction to Derivative Pricing*, Cambridge: Cambridge University Press, 1996.
- Beckman, M. et al., *Studies in the Economics of Transportation*, New Haven: Yale University Press, 1956.

- Benninga, Simon, *Financial Modeling*, Second Edition, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2000.
- Brandao, L., "An Application of Real-option Theory in Discrete Time to the Valuation of a Highway Concession Project in Brazil," Pontificia Universidade Catolica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, unpublished doctoral dissertation, 2002.
- Brandao, L. E. T. and E. C. G. Saraiva, "Valuing Government Guarantees in Toll Road Projects," Pontificia Universidade Catolica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.
- Brandao, L. E. T. and E. Saraiva, "The Option Value of Government Guarantees in Infrastructure Projects," *Const. Mgt. & Econ.*, Vol. 26, No. 11, 2008, pp.1171~1180.
- Cheah, Charles Y. J. and Jicai Liu, "Valuing Governmental Support in Infrastructure Projects as Real Options Using Monte Carlo Simulation," *Construction Management and Economics*, Vol. 24, May 2006, pp.545~554.
- Douglas, N., *Patronage Ramp-up Factors for New Rail Services*, Douglas Economics Consultancy, 2003.
- Person, W. E. and R. Schadt, "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, 1996, pp.425~461.
- Florida High Speed Rail Authority, *Orlando-Miami Planning Study*, 2003
- Flyvbjerg, B., M. Skamris, and S. Buhl, "Underestimating Costs in Public Works Projects: Error or Lie?" *Journal of the American Planning Association* 68(3), 2002, pp.279~295.
- \_\_\_\_\_, "Inaccuracy in Traffic Forecasts," *Transport Reviews* 26(1), 2006, pp.1~24.
- Garvin, M. J. and C. Y. J. Cheah, "Valuation Techniques for Infrastructure Investment Decisions," *Construction Management and Economics* 22(4), 2004, pp.373~383
- Hull, John C., *Options, Futures, and Other Derivatives*, Prentice-Hall International Inc, 2003.
- Irwin, Timothy C., "Measuring and Valuing the Risks Created by Revenue and Exchange-Rate Guarantee in Korea," World Bank Working Paper, 2004.
- Mierzejewski, E. A., *A New Strategic Urban Transportation Planning Process*, Tampa: University of South Florida, Center for Urban Transportation Research, 1995.

- PCIE, *East Coast Corridor High Speed Rail Patronage Forecasts for Commonwealth Department of Transport and Regional Services through TMG International*, 2002. 5.
- Wardrop, J. G. "Some Theoretical Aspects of Road Traffic Research," *Proc. Int. Civil Engineer*, Part II, 1952, pp.325~378.
- Wooldridge, Stephen C., Michael J. Garvin, Yuen Jen Cheah, and John B. Miller, "Valuing Flexibility in Private Toll Road Development: Analysis of the Dulles Greenway," *Journal of Structured & Project Finance*, Vol. 7, Issue 4, Winter 2002, pp.25~36.
- World Bank, *Demand Forecasting Errors*, Transport Note No. TRN-12, 2005.

## 한국 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성 분석

김 영 일

(한국개발연구원 부연구위원)

### The Long-lived Volatility of Korean Stock Market and Its Relation to Macroeconomic Conditions

Kim, Young Il

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

\* 본 논문은 김영일, 『우리나라 주식시장 변동성의 거시경제적 요인에 관한 연구』(정책연구시리즈 2010-16, 한국개발연구원)를 수정 및 보완하여 작성하였음을 밝힌다.

김영일: (e-mail) yikim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea,

- Key Word: 주식시장(Stock Market), 변동성(Volatility), 거시경제여건(Macroeconomic Conditions), GARCH-MIDAS
- JEL Code: C58, E44, G12
- Received: 2013. 4. 1      • Referee Process Started: 2013. 4. 8
- Referee Reports Completed: 2013. 8. 9



## ABSTRACT

This study aims to understand the long-run movement of volatility in Korean stock market by decomposing stock volatility into the long-lived and the short-lived components. In addition, I analyze how the low-frequency movement of stock market volatility is related to changes in macroeconomic conditions. The volatility decomposition is made based on the GARCH-MIDAS model, in which the long-lived volatility is constructed based on the combination of realized volatilities (RVs). The results show that the long-lived volatility contains information of up to 3~4 years of past RVs. In addition, the changes in the long-lived volatility can explain about two thirds of volatility changes in the Korean stock market from 1994 to 2009. Meanwhile, the low-frequency movement in the market volatility can be related to changes in macroeconomic conditions. The analysis shows that the stock market volatility appears to be countercyclical while showing a positive correlation with the inflation. In addition, the stock market volatility tends to rise as macroeconomic uncertainty increases. These results imply that macroeconomic policies aiming at economic stabilization could contribute to reduction in the stock market volatility.

주식시장에서 관찰되는 변동성은 시간에 따라 변하는 특징이 있는데, 변동성의 지속성을 기준으로 지속적인 변동성(long-lived volatility)과 일시적인 변동성(short-lived volatility)으로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 한국 주식시장의 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하였으며, 지속적 변동성에서 관찰되는 주요 특징과 거시경제적 관련성을 분석하였다. 전체 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하기 위해 GARCH-MIDAS 모형을 사용하였으며, 지속적 변동성을 구성하는 정보변수로는 실현된 변동성(realized volatility)을 활용하였다. 1990~2009년의 표본 기간에 대해 모형을 추정한 결과, KOSPI 수익률의 지속적 변동성에는 과거 3~4년까지의 정보가 주요하게 반영되는 것으로 나타났다. 또한 1994~2009년 기간에 있었던 KOSPI 일별 변동성의 변화 중 약 2/3 정도가 지속적 변동성의 변화에 의한 것으로 나타났다. 한편, 주식시장의 변동성에서 관찰되는 장기적인 변화는 그에 상응하는 거시경제여건의 변화와 관련이 있을 수 있는데, 1994~2009년의 기간에 대해 분석한 결과, 주식시장의 지속적 변동성은 경기역행적 특징을

## ABSTRACT

보이는 가운데 물가상승률에 대해서는 유의한 양의 상관관계를 보였다. 또한 거시경제적 불확실성이 상승하는 시기에는 주식시장의 지속적 변동성도 상승하는 경향이 있음을 확인할 수 있었다. 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대한 이상의 분석 결과는 경제안정화를 위한 거시경제정책이 주식시장의 변동성 완화에도 기여할 수 있음을 시사한다.

## I. 서론

한국의 주식시장은 경기변동 또는 경제위기 등의 시기에 주식가격의 급격한 변동을 경험하였다. 이러한 주식시장의 변동성 상승은 주식이 기업에는 자금조달 수단이 되며 가계에는 저축 수단이 되고 있음을 고려할 때 국민경제적 관심을 고조시킨다. 또한 주식가격의 급격한 변동은 기업가치에 대한 주가의 정보전달기능을 약화시킬 수 있어 경제주체의 의사결정과 금융자원의 배분 등에 있어 비효율을 초래할 수 있다.<sup>1</sup> 따라서 주식시장의 변동성에서 관찰되는 특징적인 변화에 대한 물음은 중요한 이슈가 되고 있다. 본 연구에서는 한국 주식시장의 변동성을 지속적 요소(long-lived component)와 일시적 요소(short-lived component)로 분해하여, 지속적 변동성의 특징과 거시경제적 관련성을 분석한다.

주식시장의 변동성은 주가지수가 나타내는 수익률의 변동성으로 정의할 수 있는데, 이는 고정되지 않고 시간에 따라 변하는 특징이 있다.<sup>2</sup> 따라서 해당 시점의 변동성이 얼마나 지속될지에 대한 물음은 중요한 이슈가 되고 있는데, 이는 전체 변동성의 변화에서 지속적 요소의 변화가 차지하는 비중에 의해 설명될 수 있다.<sup>3</sup> 예컨대 전체 변동성의 변화에 대해 지속적 요소의 기여도가 클수록 해당 기간 중 변화된 변동성은 장기간 지속될 가능성이 크다고 할 수 있다. 반면에 일시적인 변동성의 비중이 높을 경우에는 해당 기간의 변동성은 일시적인 조정은 겪더라도 궁극적으로는 장기적인 수준의 변동성을 빠르게 회복할 것을 기대할 수 있다. 따라서 전체 변동성의 변화 중 지속적인 요소의 변화가 차지하는 비중은 해당 시기에 관찰되는 변동성의 수준에 있어 지속성을 판단하는 지표로 참고할 수 있다. 본 연구에서는 이상에서 언급한 특징을 고려하여 전체 변동성

---

1 이 외에도 기업의 관점에서 주식수익률의 변동성이 가지는 중요성에 대해 정리한 문헌으로 Karolyi (2001) 등을 참고할 수 있다.

2 본고에서는 주식시장 변동성(stock market volatility)을 주식시장의 가격지수 수익률이 나타내는 변동성으로 정의하여 이 용어를 전체 본문에서 사용하였다.

3 본고에서는 변동성의 지속적 요소를 지속적(long-lived) 변동성, 저빈도(low frequency) 변동성, 추세적(trend) 변동성 등으로 명명하여 상호 교환적으로(interchangeably) 사용하였다. 한편, 변동성의 일시적 요소는 일시적(transitory or short-lived) 변동성 또는 고빈도(high frequency) 변동성 등으로 명명하여 사용하였다.

을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하고, 전체 변동성의 변화에 대한 지속적 변동성의 기여도를 분석한다.

또한 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 물음도 중요한 이슈가 되고 있는데, 이에 대한 대답도 변동성의 지속적 요소와 일시적 요소로 구분하여 접근할 수 있다. 주식시장의 변동성은 시장 참여자가 접하는 뉴스의 영향을 받는데, 뉴스의 종류에 따라 변동성에 대한 효과는 지속적일 수도 있으며 일시적인 효과만을 가질 수도 있다. 예를 들어 경기변동의 주기에 상응하는 거시경제적 변화는 주식시장의 변동성에 대해 지속적인 효과를 나타낼 수 있는 반면, 프로그램 매매와 같은 시장 유동성의 변화 등은 일시적인 효과만을 보일 수 있다. 이는 주식시장의 변동성이 지속성의 정도에 따라 지속적 요소와 일시적 요소로 분해될 수 있으며, 이를 구분하여 변동성의 변화를 분석할 수 있음을 시사한다. 본 연구에서는 거시경제적 변화의 주기에 상응하는 주식시장의 지속적 변동성 요소를 추출하여 주식시장의 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성을 분석한다.

한편, 주식시장의 가격지수는 실시간으로 발표되는 반면, 주요 거시지표는 월(또는 분기) 이상의 빈도로 공표된다. 이처럼 상이한 빈도로 발표되는 지표들 사이의 관계를 분석하기 위해서도 지표들 사이의 빈도를 일치시킬 필요가 있다. 이를 위해 주식시장의 일별 수익률 자료로부터 월별(또는 분기별) 빈도에 상응하는 변동성을 추출함으로써 거시경제적 여건과의 관련성을 분석할 수 있다. 그리고 일시적인 효과를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 경우에는 시장수익률이 더 크게 반응할 수 있다. 예를 들어 주식시장의 변동성이 이미 추세적으로 높은 불확실한 상황에서 시장에 도달하는 일시적인 효과를 갖는 뉴스는 안정적인 경기국면에서 시장에 도달하는 동일한 뉴스에 비해 훨씬 큰 수익률의 변화를 초래할 수 있다. 이는 변동성의 지속적 요소가 일시적인 효과를 갖는 뉴스 충격에 대해 승수효과(multiplier effects)를 일으킬 수 있음을 의미한다. 여기서는 이상의 특징을 만족하는 변동성 모형으로 Engle, Ghysels, and Sohn (2013)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 이용하여 주식시장의 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소로 분해하였다.

본 연구에서는 주식시장의 지속적인 변동성 요소에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 지속적인 효과를 나타낼 수 있는 뉴스에 해당하는 거시경제변수와의 관련성을 분석하였다. 주식시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 주요 거시경제지표로는 경기상황, 물가 상승률, 거시경제여건의 불확실성 등을 고려하였다.<sup>4</sup> 본 연구에서는 주식시장의 지속적

인 변동성 요소를 추출하여 이의 특징과 거시경제여건과의 관계를 분석하였는데, 이와 관련된 국내 선행연구가 매우 제한적이라는 점에서 본 연구는 국내 주식시장의 변동성에 대한 이해를 높이는 데 기여할 것으로 기대한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내외 주요 선행연구를 소개한다. 제Ⅲ장에서는 주식시장의 변동성과 거시경제지표와의 관련성에 대해 논의하며, 제Ⅳ장에서는 연구방법과 연구자료에 대한 기초적인 분석 결과를 제시하였다. 제Ⅴ장에서는 주식시장의 지속적인 변동성 요소를 추출하고 이의 주요 특징을 살펴보았다. 제Ⅵ장에서는 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대해 분석하였다. 마지막으로 제Ⅶ장에서는 요약과 시사점으로 결론을 맺었다.

## Ⅱ. 선행연구

금융자산(financial assets)에서 발생하는 수익률의 변동성에 관한 연구는 수많은 변동성 모형(volatility model)의 출현과 이에 기초한 자산가격결정모형(asset pricing model), 그리고 금융상품 및 금융시장의 발전에 기여하였다. 그러나 Engle and Rangel(2008)에서도 언급하였듯이 기존의 변동성에 관한 연구성과에 비취볼 때 금융시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 관한 연구는 미진한 편이다. 다음에서는 변동성의 경제적 요인과 관련된 선행연구를 국외와 국내로 구분하여 살펴본다.

### 1. 국외 선행연구

확률적 변동성 모형(stochastic volatility model)에 대한 관심을 불러일으킨 Clark (1973)과 Tauchen and Pitts(1983)의 연구는 변동성이 정보의 흐름을 반영하는 거래량(trading volume)과 밀접한 관련이 있음을 밝히고 있다. 그러나 거래량이 반영하는 정보의 실체에 대해서는 대답을 제시하지 못하는 한계가 있었다. 한편, Officer(1973)는

---

4 본 연구에서 경기상황(economic activity)을 나타내는 대용지표로는 생산증가율, 경기동행지수 등을 고려하였고, 거시경제여건의 불확실성을 나타내는 지표로는 생산, 물가, 금리, 환율 등의 변동성을 고려하였다.

1929~39년의 대공황 시기에 이례적으로 높았던 미국의 주식시장 변동성에 주목하였으며, 이를 산업생산의 변동성과 레버리지(leverage)를 통해 설명하고자 하였다. 반면, Shiller(1981)는 주가의 변동폭이 주식가치의 펀더멘털만을 반영하는 배당수입의 변동폭보다 훨씬 크므로 펀더멘털에만 기초한 주가가격결정모형에는 문제가 있다고 주장하였다. 하지만 주식시장의 변동성이 경제상황에 따라 달라지는 이유에 대해서는 대답을 제시하지 못하였다. 이상의 문제의식에 기초하여 Schwert(1989)는 미국의 주식시장에서 관찰되는 변동성이 시기에 따라 변하는 이유를 설명하기 위해 거시경제여건의 불확실성과 레버리지 등에 주목하였다. Schwert(1989)는 주요 거시변수의 조건부 변동성이 주식시장의 실현된 변동성(realized volatility)에 대해서는 양의 상관관계를 보이지만, VAR 분석을 토대로 한 미래의 시장 변동성에 대한 예측력은 높지 않은 것으로 보고하였다. 이와 유사한 연구로서 Hamilton and Lin(1996)은 미국의 산업생산과 주식수익률을 국면 전환모형(regime switching model)을 이용하여 분석하였는데, 경기확대 또는 경기수축 등의 경기순환변동이 주식시장의 변동성에 대해 중요한 설명력이 있음을 언급하였다.

이상에서의 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 기존 연구에 대해 거시경제적 변화에 상응하는 주식시장의 지속적인 변동성 요소를 일시적인 변동성 요소와 구분하고 있지 않다는 문제가 제기되었다. 다시 말해 거시경제여건의 변화 또는 이에 관한 뉴스는 주식시장에 대해 일시적이기보다는 지속적인 효과를 미칠 수 있는데, 이를 고려하기 위해서는 주식시장의 변동성도 일시적이기보다는 지속적인 요소만을 대상으로 분석할 필요가 있다는 것이다. 이에 대한 초기의 반응으로 Engle and Lee(1999)는 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소의 합으로 표현하는 2-요소 GARCH 모형을 제안하였다. 그러나 해당 모형의 지속적 변동성이 궁극적으로는 상수값에 평균회귀하는 특성을 보이며, 해당 변동성 요소의 동태적 변화를 모형화하기 위한 구체적인 방법론이 제시되지 못한 한계가 있다. 이에 대한 대안으로 Engle and Rangel(2008)은 Spline-GARCH 모형을 제안하였으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2013)은 GARCH-MIDAS 모형을 제안하였다. Spline-GARCH 모형과 GARCH-MIDAS 모형은 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소의 곱으로 표현하고 있다는 점에서는 공통적이거나 지속적 변동성을 모형화하는 방법에 있어서는 차이를 보인다. 전자의 모형은 스플라인(spline) 함수를 이용하여 지속적 변동성 요소를 반영하는 반면, 후자의 모형은 최근의 MIDAS(Mixed Data Sampling) 방법을 이용하여 지속적 변동성을 모형화하였다. 본 연구에서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 주식시장의 지속적 변동성을 추출하고 이의 동태적 변화를 주

요 거시경제변수와 관련하여 설명하고자 하였다.

주식시장의 변동성과 거시경제여건과의 관련성에 대한 대부분의 선행연구는 미국의 경우에 초점이 맞추어져 있었으며, 최근에는 국가별 자료를 이용한 패널 분석(Engle and Rangel[2008])과 횡단면 분석(Diebold and Yilmaz[2008])이 시도되었다. 그러나 미국 이외의 개별 국가에 대한 시계열자료를 이용한 연구는 많지 않아 보인다. Kearney and Daly(1998)는 호주의 주식시장에 대한 변동성의 결정요인으로 산업생산, 도매물가, 경상수지, 환율, 통화량, 이자율 등의 거시변수를 고려하였으며, Errunza and Hogan(1998)은 VAR 모형을 이용하여 유럽 주요 선진국의 주식시장에서 관찰되는 변동성을 산업생산, 통화량, 물가상승률 등을 통해 설명하고자 하였다. 그러나 이상의 연구는 주식시장의 변동성을 거시경제적 변화에 상응하는 지속적 요소와 일시적인 요소로 구분하지는 않았다.

## 2. 국내 선행연구

국내 주식시장의 변동성과 관련한 연구는 다수 찾아볼 수 있으나, 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 연구는 많지 않아 보인다. 변영태·박갑제·임순영(2008)에서는 주식시장 변동성과 거시경제 변동성 간의 관련성에 대한 연구가 전무한 상태임을 언급하면서 양자 사이의 관계를 분석하고자 하였다. 이들은 AR(1)-GARCH(1,1) 모형에 기초하여 이자율, 환율, 물가상승률의 변동성이 KOSPI 수익률의 변동성에 유의한 효과가 있음을 보였다. 한편, 김세완(2009)은 경기상태 더미변수를 포함한 AR(1)-EGARCH(1,1)-M 모형에 기초하여 KOSPI 초과수익률의 변동성이 경기의존적임을 언급하였다. 그러나 상기의 연구는 거시경제여건의 변화에 상응하는 주식시장의 지속적인 변동성 요소를 일시적인 변동성 요소와 구분하지는 않았다. 한편, 유한수(2009)는 EGARCH(1,1) 모형과 상태공간모형을 단계적으로 적용하여 KOSPI 수익률과 산업생산의 변동성을 영속적 요소와 일시적 요소로 분해한 후 양자 사이의 선도-지연(lead-lag) 관계를 추정하였다. 그러나 주식시장의 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 그 이상의 체계적인 분석은 발견할 수 없다. Engle and Lee(1999)의 2-요소 GARCH 모형에 기초하여 국내 주식시장의 변동성을 장기 요소와 단기 요소로 분해하여 분석한 국내 연구로는 한상범·오승현(2007)이 있으나 이들은 거시경제적 관련성보다는 프로그램 거래가 변동성에 미치는 단기적인 효과에만 초점을 두었다.

### Ⅲ. 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성에 대한 논의

주식시장의 변동성은 시장수익률 중 예상치 못한 변화(충격)에 대한 조건부 분산으로 정의할 수 있다. 여기서 주식수익률은 자본이득(capital gain)과 배당수익률(dividend yield)의 합으로 계산되는데, 주가, 배당수입, 수익률을 각각  $P$ ,  $D$ ,  $R$ 이라 하면 주식 수익률은  $R_{t,t+1} = (P_{t+1} + D_{t+1})/P_t$ 과 같이 표현된다. Campbell(1991)과 Campbell and Shiller(1988)는 이 식을 로그선형근사기법을 이용하여 전개함으로써 이상의 예상치 못한 수익률을 다음과 같이 표현하였다.

$$r_t - E_{t-1}r_t = (1 - \rho) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) \Delta d_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t - E_{t-1}) r_{t+j}$$

여기서  $d$ 와  $r$ 은 각각 로그배당수입과 로그수익률을 나타내며,  $\rho = 1/(1 + \overline{D/P})$ 이다. 이 식은 예상치 못한 로그수익률( $r_t - E_{t-1}r_t$ )을 예상 배당증가율의 변화와 예상수익률의 변화로 분해하여 표현하고 있다. 상기 근사식에 따르면 미래의 배당증가율에 대한 기대치가 상승하거나 미래의 수익률에 대한 기대치가 하락할 경우에 현재 수익률은 예상보다 증가함을 보이고 있다. 한편, 예상수익률은 무위험이자율(riskless interest rate) 또는 위험 프리미엄(risk premium)이 하락할 경우에 미래에 대한 할인율(discount rate)이 작아지게 되어 하락한다. 따라서 미래의 배당수입 또는 할인율과 관련한 뉴스가 주식시장 참여자에게 도달할 경우에 이는 투자자들의 향후 배당증가율과 주식수익률에 대한 기대를 변화시킴으로써 현재의 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 이해할 수 있다. 이는 시장 참여자의 기대를 변화시킬 수 있는 뉴스의 흐름이 주식수익률에 대한 충격으로 작용할 수 있음을 시사한다.

이처럼 주식시장의 변동성은 시장수익률에 대한 충격으로 작용하는 뉴스에 의한 결과로 이해할 수 있는데, 뉴스의 종류에 따라 변동성에 대한 영향의 지속성에는 차이가 있을 수 있다. 예를 들어 경제위기 또는 경기변동과 같은 거시경제여건의 변화는 주식시장의 변동성에 대해 비교적 지속적인 영향을 미칠 수 있는 반면, 일시적인 유동성의 변화 등은 주식시장의 변동성에 대해 일시적인 효과만을 보일 수 있다. 거시경제여건



의 변화는 월(또는 분기) 빈도 이상의 비교적 긴 기간에 걸쳐 발생하는 경향이 있으며, 이를 반영하는 거시지표의 관찰 빈도 또한 월(또는 분기) 빈도 이상의 기간에서 일어난다. 또한 거시 관련 뉴스는 특정 거시지표의 발표시점에만 국한하지 않고 이전 기간에라도 관련 정보가 조금씩 드러남에 따라 일시적이기보다는 비교적 긴 기간에 걸쳐 주식시장의 변동성에 지속적으로 영향을 미칠 가능성이 높다. 따라서 거시경제여건을 반영하는 주요 지표는 주식시장의 변동성에 대해 지속적인 변화를 초래하는 요인이 될 수 있다. Schwert(1989), Errunza and Hogan(1998), Kearney and Daly(1998), Engle and Rangel(2008), Engle, Ghysels, and Sohn(2013) 등은 주식시장의 변동성을 결정하는 요인으로 거시경제지표(산업생산, 생산자물가, 경기국면 등)를 고려하였다. 한편, 거시 관련 지표가 주식시장의 지속적인 변동성에 대한 변화요인이 될 수 있음을 고려할 때, 주식시장의 전체 변동성보다는 일시적 요소(short-lived component)와 대비되는 지속적 요소(long-lived component)를 추출하여 거시경제적 관련성을 분석하는 것이 적절할 수 있다. 이러한 문제의식에 기초하여 Engle and Rangel(2008)과 Engle, Ghysels, and Sohn(2013)은 거시지표의 관찰 빈도에 상응하는 주식시장의 월별(또는 분기별) 저빈도 변동성을 추출하여 이의 결정요인으로서 거시경제적 상황의 변화를 분석하였다.

주식시장 변동성의 변화는 향후 예상되는 배당수입에 대한 충격(shocks to expected dividends) 또는 할인율을 결정하는 예상수익률에 대한 충격(shocks to expected returns)에 의해 설명될 수 있다. 거시경제적 변화가 시장 변동성에 미치는 영향도 이러한 경로에 기초하여 이해할 수 있다. 시장 변동성에 영향을 미칠 수 있는 거시경제적 요인으로는 경기국면, 주요 거시변수의 증가율과 변동성, 시장의 발달 정도 등을 고려할 수 있다. 먼저, 경기국면의 경우 경기하강기가 상승기에 비해 레버리지가 악화됨에 따라 위험 프리미엄이 상승하여 주식시장의 변동성도 확대될 가능성이 있다. 주식시장의 변동성은 거시경제여건의 불확실성과도 밀접한 관련이 있다. 주요 거시변수의 변동성에 반영되는 거시적 여건의 불확실성은 기업 수익(profitability)에 대한 불확실성과 이에 대한 위험 프리미엄을 증가시킴으로써 주식시장의 변동성도 커지게 된다. 예를 들어 주요 거시변수에 해당하는 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 불확실성은 기업 수익성에 대한 불확실성을 증폭시킬 수 있으며, 이와 관련된 예상수익률에도 영향을 미침으로써 주식시장의 변동성이 상승할 수 있다. 또한 높은 물가상승률도 향후 경기에 대한 불안과 통화정책에 대한 부담을 가중시킴으로써 주식시장의 변동성을 확대할 가능성

이 있다. 한편, 주식시장의 발달 정도는 분산투자 기회의 확대와 거래비용의 감소 등을 통해 위험의 축소에 기여함으로써 시장 변동성을 완화할 수 있다.<sup>5</sup>

또한 거시경제여건을 반영하는 주식시장의 지속적 변동성은 일시적인 효과만을 나타내는 시장에 대한 충격을 확대 또는 축소하는 데 기여할 수 있다. 이는 일시적 효과만을 갖는 뉴스일지라도 주식시장의 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달할 경우에는 시장에 대한 충격의 정도가 훨씬 클 수 있기 때문이다. 다시 말해 동일한 일시적인 효과를 갖는 충격일지라도 경제위기 또는 경기불황 국면에서 발생할 경우에는 경기호황 국면에서 발생하는 일시적인 충격보다 시장에 대한 영향이 더 클 수 있다. 이는 지속성이 큰 변동성을 의미하는 저빈도 변동성이 일시적인 효과를 갖는 충격에 대해 승수로서 작용(multiplier effects)할 수 있음을 시사한다.

## IV. 연구방법과 기초자료 분석

### 1. 연구방법

#### 가. 주식시장의 지속적 변동성 추출방법

주식시장의 변동성은 시장에 도달하는 뉴스가 갖는 효과의 지속성을 기준으로 저빈도(low frequency) 변동성과 고빈도(high frequency) 변동성으로 구분할 수 있다. 저빈도 변동성은 일(day) 또는 주(week) 단위의 짧은 기간에는 변화가 없지만 월(month) 또는 분기(quarter) 이상의 비교적 긴 기간에는 변화를 보이는 변동성의 추세적(trend) 요소로 이해할 수 있다. 반면, 고빈도 변동성은 일 또는 주 단위의 비교적 짧은 기간에는 큰 변화를 보일 수 있으나, 그 이상을 넘어서는 장기에는 주목할 만한 변화가 없는 변동성의 일시적인(transitory) 요소로 이해할 수 있다. 다음에서는 주식시장의 변동성을 빈도

---

<sup>5</sup> Engle and Rangel(2008), Bekaert and Harvey(1997), King and Levine(1993) 등은 금융시장의 발달 정도를 나타내는 지표로서 GDP 대비 주식시장 규모를 대용변수로 사용하였다. 특히 Engle and Rangel(2008)은 국가 간 횡단면 자료를 분석한 결과, GDP 대비 시가총액이 클수록 주식시장의 변동성이 낮아지는 경향이 있음을 보였다. 본 연구는 국가 간 횡단면 분석이 아닌 한국 주식시장의 변동성에 대한 시계열적인 분석이므로 국가 간 변동성의 차이가 시장의 발달 정도에 의해 설명될 수 있는지를 분석하지는 않았다.

별로 분해하는 방법에 대해 소개한다.

주식시장에 도달하는 뉴스는 향후 기업수익에 대한 투자자들의 기대와 위험 프리미엄(risk premium) 등에 영향을 미침으로써 현재의 주가와 그 변동성에 영향을 미치게 된다. 이처럼 수익률에 변화를 초래하는 뉴스는 수익률에 대한 예상치 못한 충격, 즉 수익률이 예상수익률을 벗어난 정도에 의해 표현할 수 있다. 만약  $t$ 시점의 수익률을  $r_t$ ,  $t-1$ 시점에서  $t$ 기의 수익률에 대한 기댓값을  $E_{t-1}(r_t)$ 로 정의하면,  $t$ 기의 예상치 못한 수익률은  $r_t - E_{t-1}(r_t)$ 과 같이 표현되므로, 수익률에 대한 뉴스, 즉 예상치 못한 수익률( $u_t$ )은  $u_t = r_t - E_{t-1}(r_t)$ 과 같이 표현할 수 있다. 이러한  $t$ 기의 예상치 못한 수익률은 수익률에 대한 충격( $u_t$ )이 작용한 결과로 해석할 수 있다.

수익률에 대한 충격은 충격의 지속 정도에 따라 빈도별로 분해하여 분석할 수 있다. 장기적인 효과를 묘사하기 위해 저빈도를 구성하는 시점들을  $t$ 로 표시하면 고빈도에 해당하는 시점들은 이를 세분화하여  $i, t$ 로 표시할 수 있다. 예컨대 저빈도 주기에 해당하는  $t$ 월(분기)의 고빈도 주기에 해당하는  $i$ 일(주)을  $i, t$ 로 표시할 수 있다. 만일  $i-1, t$ 시점에서 예상한  $i, t$ 시점의 수익률( $r_{i,t}$ )을  $E_{i-1,t}(r_{i,t})$ 로 표현하면,  $i, t$ 시점에서 예상치 못한 수익률( $u_{i,t}$ )은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_{i,t} - E_{i-1,t}(r_{i,t}) = u_{i,t}$$

여기서 일별 기대수익률은  $E_{i-1,t}(r_{i,t}) = \mu$  등으로 설정할 수 있다. 한편, 예상치 못한 수익률을 의미하는 뉴스충격( $u_{i,t}$ )의 조건부 변동성( $E_{i-1,t}[u_{i,t}^2]$ )은 효과의 지속성에 따라 장기적인 효과를 갖는 저빈도의 변동성 요소( $\tau_t$ )와 단기적인 효과를 갖는 고빈도의 변동성 요소( $g_{i,t}$ )로 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$u_{i,t} = \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$

여기서  $\tau_t$ 는 저빈도에서의 조건부 변동성으로  $E_{t-1}[\tau_t] = \tau_t$ 을 만족하며, 고빈도 변동성인  $g_{i,t}$ 는 전체 변동성의 움직임에 대해 일시적인 효과만 가지며 장기적으로는(평균적으로는) 변동성에 영향을 미치지 못하므로  $E_{t-1}[g_{i,t}] = 1$ 의 조건을 만족한다. 그리고  $\varepsilon_{i,t}$ 는  $E_{i-1,t}[\varepsilon_{i,t}] = 0$ 과  $Var_{i-1,t}[\varepsilon_{i,t}] = 1$ 을 만족하는 확률변수이다. 따라서 수익률에 대한 저빈도에서의 조건부 변동성(분산)을 나타내는  $Var_{t-1}[r_{i,t}] (= E_{t-1}[u_{i,t}^2])$ 은  $\tau_t$ 가 된다. 이는 수익률의 변동성이 장기적인 변화를 묘사하는 저빈도(low-frequency time horizon)에서는  $\tau_t$ 에 의해 표현되지만, 개별 시점( $i, t$ )에서는 고빈도 변동성을 함께 반

영하는  $\tau_t \cdot g_{i,t}$ 에 의해 표현됨을 의미한다. 한편, 위 식에서 좌변을 저빈도 변동성 ( $\sqrt{\tau_t}$ )으로 나누게 되면, 예상치 못한 수익률에서 장기적인 추세적 요소가 제거되므로 다음과 같이 수익률의 일시적인 충격요인만 남게 된다.

$$\frac{r_{i,t} - E_{i-1,t}(r_{i,t})}{\sqrt{\tau_t}} = \sqrt{g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$

위 식에 기초하여 빈도별 변동성 요소를 추출하기 위해서는 저빈도 변동성( $\tau_t$ )을 구체적으로 모형화할 필요가 있다. Engle and Rangel(2008)은 지수 2차 스플라인 함수(exponential quadratic spline function)를 이용하여  $\tau_t$ 를 비모수 추정할 것을 제안(Spline-GARCH 모형)하였으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2013)은 MIDAS 필터링(filtering) 방법을 이용하여  $\tau_t$ 를 추정할 것을 제안(GARCH-MIDAS 모형)하였다. 본 연구에서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 빈도별 변동성을 추출한다.

MIDAS 필터를 사용할 경우 장기 변동성  $\tau_t$ 는 다음과 같이 정보변수  $X$ 의 후행시차 변수( $X_{t-k}$ )들의 선형조합으로 표현할 수 있다.

$$\tau_t = \theta \sum_{k=1}^K \phi_K(k, w) X_{t-k}$$

여기서  $\theta$ 는 스케일(scale)을 조정하는 모수(parameter)이며,  $\phi_K(k, w)$ 는  $X_{t-k}$ 에 대한 가중치 함수(weighting function)를 나타낸다. 이는 정보변수  $X$ 의 각 후행시차(lagged  $X$ 's)에 대해 어느 정도의 가중치를 부여하여 저빈도 변동성  $\tau_t$ 에 반영할지를 결정한다. 여기서  $\phi_K(k, w)$ 는 다음과 같은 베타가중기법(Beta weighting scheme) 등에 의해 표현할 수 있다.

$$\phi_K(k, w) = (1 - k/K)^{w-1} / \sum_{j=1}^K (1 - j/K)^{w-1}$$

위 모형을 추정하기 위해서는 저빈도 변동성( $\tau_t$ )을 구성하는 정보변수( $X$ )가 필요한데, 이에 해당하는 변수로는 저빈도 변동성과 관련된 금융지표 또는 주요 거시지표를 고려할 수 있다. 예를 들어 Schwert(1989), Campbell *et al.*(2001) 등에서 활용된 실현된 변동성(realized volatility: RV)을 이용하여 저빈도 변동성을 구성할 수도 있으며, Engle, Ghysels, and Sohn(2013)에서처럼 산업생산, 생산자물가 등과 같은 거시지표를 이용하여 저빈도 변동성을 구성할 수도 있다.

일단 저빈도 변동성을 구하게 되면 예상치 못한 수익률( $u_{i,t}$ )을 저빈도 변동성으로 나누어 단기적인 효과만을 반영하는 변동성 요소( $\sqrt{g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$ )를 얻을 수 있다. 고빈도 변동성( $g_{i,t}$ )에 대한 모형으로는 수익률의 단기적인 변동성을 비교적 잘 묘사하는 것으로 알려진 GARCH 모형을 사용할 수 있는데, 단기적인 효과만을 가지므로  $E_{t-1}[g_{i,t}] = 1$ 의 제약조건을 만족한다. 본 연구에서는 고빈도 변동성을 모형화하는 데 있어 적은 수의 모수(parameter)만으로 해당 변동성을 효과적으로 묘사하는 것으로 알려진 GARCH (1,1) 모형을 사용한다.

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha(g_{i-1,t} \varepsilon_{i-1,t}^2) + \beta g_{i-1,t}$$

$$= (1 - \alpha - \beta) + \alpha(r_{i-1,t} - E_{i-2,t}(r_{i-1,t}))^2 / \tau_t + \beta g_{i-1,t}$$

여기서 첫 번째 항은 일시적인 변동성( $g_{i,t}$ )의 기댓값(expectation)이 1이 되도록 하는 제약조건이고, 두 번째 항은 ARCH항, 세 번째 항은 GARCH항에 해당한다. 이는 고빈도 변동성( $g_{i,t}$ )이 장기적으로는(평균적으로는) 1을 중심으로 움직이지만, 단기에서는 전기의 고빈도 변동성( $g_{i-1,t}$ )과 전기의 예측오차( $r_{i-1,t} - E_{i-2,t}(r_{i-1,t})$ )를 반영하여 결정됨을 의미한다.

이상에서 설명한 GARCH-MIDAS 모형을 요약하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}$$

$$\tau_t = \theta \sum_{k=1}^K \phi_K(k, w) RV_{t-k}$$

$$\phi_K(k, w) = (1 - k/K)^{\omega-1} / \sum_{j=1}^K (1 - j/K)^{\omega-1}$$

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha(r_{i-1,t} - \mu)^2 / \tau_t + \beta g_{i-1,t}$$

#### 나. 주요 거시변수의 변동성 추정방법

주식시장의 변동성은 거시경제적 불확실성의 영향을 받는데, 이러한 거시적 여건의 불확실성은 관련 거시변수의 변동성에 반영되는 것으로 볼 수 있다. 거시변수  $X_t$ 의 로그증가율( $\ln(X_t/X_{t-1})$ )을  $g_t$ 라 하면 이의 예상치 못한 증가율( $\varepsilon_t \equiv g_t - E_{t-1}[g_t]$ )에 대해서 변동성을 구할 수 있다. 변동성을 추정하기 위한 방법으로 Officer(1973), Fama

(1976), Merton(1980), Schwert(1989) 등은 예상치 못한 증가율의 절댓값  $|\epsilon_t|$ 을 다음과 같은 자기회귀(AR)모형으로 추정하였다.

$$|\epsilon_t| = \sum_j \gamma_j D_j + \sum_k |\epsilon_{t-k}| + u_t$$

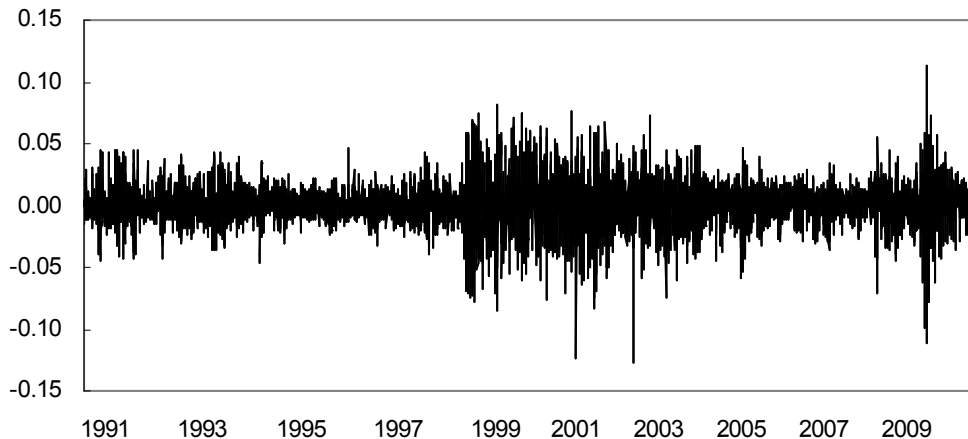
여기서  $D_j$ 는 계절성을 제거하기 위한 더미변수이다.

한편, Engle(1982), Bollerslev(1989) 등은 예측치 못한 증가율의 변동성을 ARCH/GARCH 형태의 모형으로 추정할 수 있음을 보였다. 본 연구에서는 주요 거시변수의 증가율에 대한 변동성을 GARCH 모형을 이용하여 추정한다.

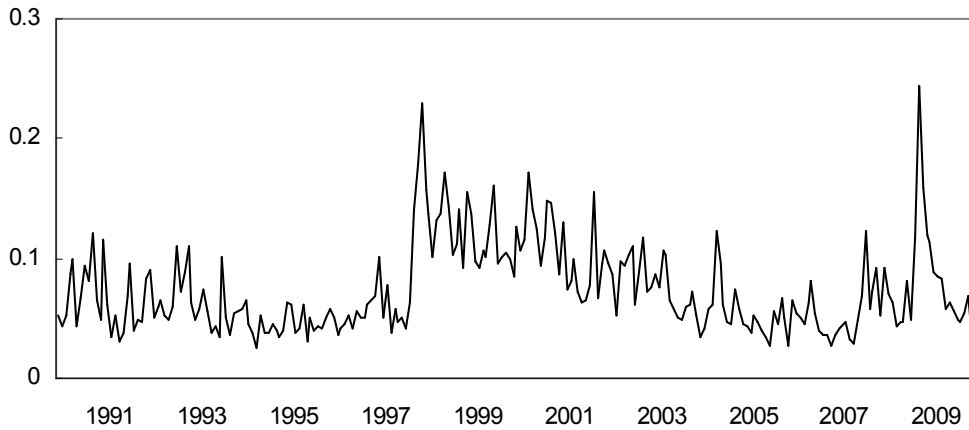
## 2. 기초자료 분석

본 연구에서는 주식시장의 지속적 변동성이 나타내는 주요 특징과 거시경제적 여건과의 관련성을 분석하였는데, 이를 위해 주식시장 자료와 거시경제 관련 지표를 이용하였다. 우선 주식시장에서 발생하는 수익률과 이의 변동성을 추정하기 위해 코스피(KOSPI) 지수를 분석하였다. 주식시장의 일별 수익률( $r_i$ )은  $i$ 일의 증가를  $P_i$ 라 할 때 전일( $i-1$ )의 증가 대비 로그수익률( $\ln(P_i/P_{i-1})$ )로 정의할 수 있다. [Figure 1]은 KOSPI 일별 수익률을 1990년 1월 3일~2009년 12월 30일의 기간에 대해 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 유가증권시장은 1997년 아시아 외환위기 이후 4~5년 동안 비교적 높은 변동성을

[Figure 1] Daily KOSPI Returns (1990~2009)



[Figure 2] Monthly Realized Standard Deviation of KOSPI Returns ( $\sqrt{RV}$ )



보였으며, 최근의 글로벌 금융위기 기간 중에도 높은 변동성을 기록하였다.

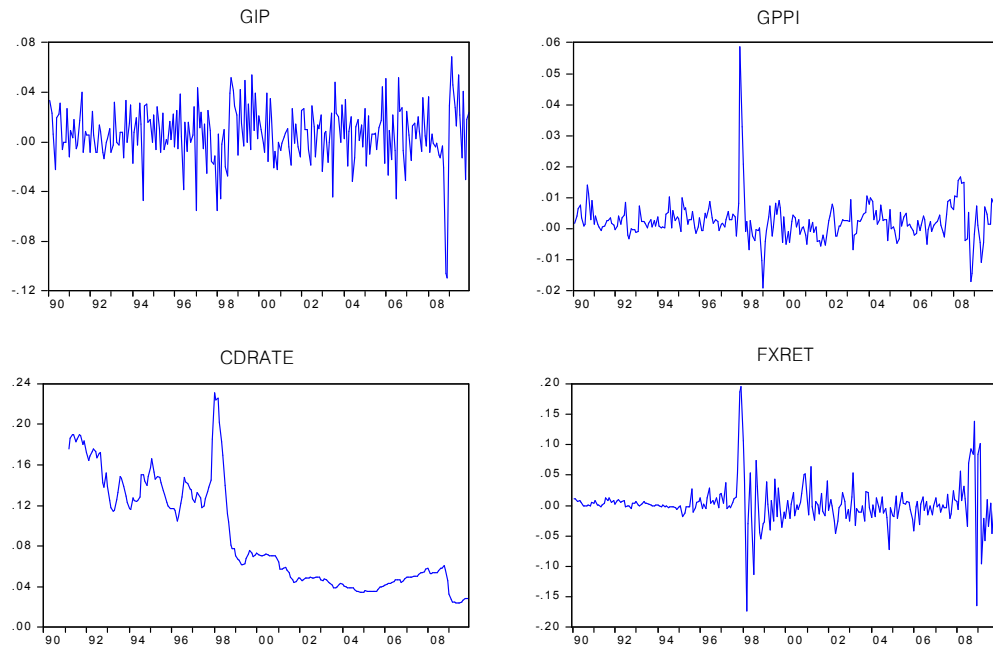
주식시장의 저빈도 변동성을 추출하기 위한 한 방법으로 MIDAS 필터를 이용할 수 있는데, 이를 위해서는 저빈도 변동성을 구성하는 정보변수가 필요하다. 본 연구에서는 실현된 변동성(realized variance: RV)을 저빈도 변동성을 구성하는 정보변수로 활용하였다.  $t$ 월(분기)의 실현된 변동성( $RV_t$ )은 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} (r_{i,t} - \bar{r}_t)^2$$

여기서  $N_t$ 는  $t$ 월(분기)에 관찰한 일별 수익률( $r_{i,t}$ )의 개수이며,  $\bar{r}_t$ 는  $t$ 월(분기)의 일평균 수익률을 나타낸다. [Figure 2]는 월별 실현된 변동성( $\sqrt{RV_t}$ )을 보여주는데, 1997년 외환위기 시에 높아진 변동성은 위기 이전 수준으로 회귀하는 데 5년 정도의 긴 기간이 걸린 반면, 최근 글로벌 금융위기 시에 높아진 변동성은 비교적 빨리 안정되었음을 알 수 있다. 한편, 그림에서 월별 실현된 변동성은 매끄럽지 못하고 다소 들쭉날쭉한 모습을 보이는데, 다수의 선행연구에 따르면 일별 수익률 자료를 이용하여 구성된 월별 RV는 변동성의 다소 부정확한 측정치(measure)인 것으로 보고되고 있다. 변동성에 대한 측정의 정확도를 높이기 위해서는 일중(intraday) 자료처럼 빈도가 아주 높은 (high frequency) 자료를 이용하여 실현된 변동성을 구성하거나,<sup>6</sup> (초)고빈도 자료가

6 이와 관련해서는 Jacod(1994), Barndorff-Nielsen and Shephard(2002) 등 다수의 선행연구를 참고할 수 있다.

[Figure 3] Major Indices for Macroeconomic Conditions (1990~2009)



Note: GIP, GPPI, CDRATE, and FXRET represent growth rate of industrial production, inflation of producer prices, returns from CD, and returns from won/dollar exchange rates respectively.

부재한 경우에는 Engle, Ghysels, and Sohn(2013)에서 제안하였듯이 MIDAS 필터의 사용을 고려할 수 있다.

주식시장의 변동성과 관련된 주요 거시변수로는 산업생산, 생산자물가, CD 금리, 원/달러 환율 등을 고려하였다. 이상의 거시지표 중 산업생산은 통계청 자료를 이용하였으며, 나머지는 한국은행 자료를 이용하였다. 산업생산지수, 생산자물가지수, 환율의 월별(분기별) 증가율은 해당 변수의 계절조정값을 로그차분하여 계산한 로그증가율로 정의하였다. [Figure 3]은 산업생산 증가율(GIP), 생산자물가 상승률(GPPI), CD 금리(CDRATE), 원/달러 환율의 변화율(FXRET)을 1990~2009년의 기간에 대해 보여주고 있다. CD 금리의 경우 2000년 이후 절대적인 수준이 낮아지는 가운데 변화폭도 축소되는 모습을 보였는데, 이는 물가상승률과 경제성장률이 둔화되는 가운데 이자율 중심의 통화정책이 도입된 데 따른 것으로 이해할 수 있다. 한편, 원/달러 환율의 수익률은 1997년을 전후하여 변화폭에 있어 큰 차이를 보이는데, 이는 1997년 외환위기 이후 변동환율제로 전환된 결과로 이해할 수 있다. 한국경제는 1997년 외환위기와 2008년 글로벌



별 금융위기 시에 거시경제여건에 있어 급격한 변화를 겪었는데, 이상의 거시지표들에 이러한 변화가 반영되고 있음을 확인할 수 있다.

한편, 거시경제여건의 불확실성을 시점별로 분석하기 위해서는 해당 거시지표의 증가율에 대한 예상치 못한 충격이 갖는 변동성을 추정할 필요가 있다. 거시변수  $X_t$ 의 로그 증가율( $\ln(X_t/X_{t-1})$ )을  $g_t$ 라 하면, 이에 대한 예상치 못한 충격은  $g_t - E_{t-1}[g_t]$ 로 표현할 수 있다. 여기서  $E_{t-1}[g_t]$ 은  $t$ 기의 증가율에 대해  $t-1$ 기에서 형성한 기대치인데, 이는 다음과 같이 자기회귀(AR)모형 등으로 표현할 수 있다.

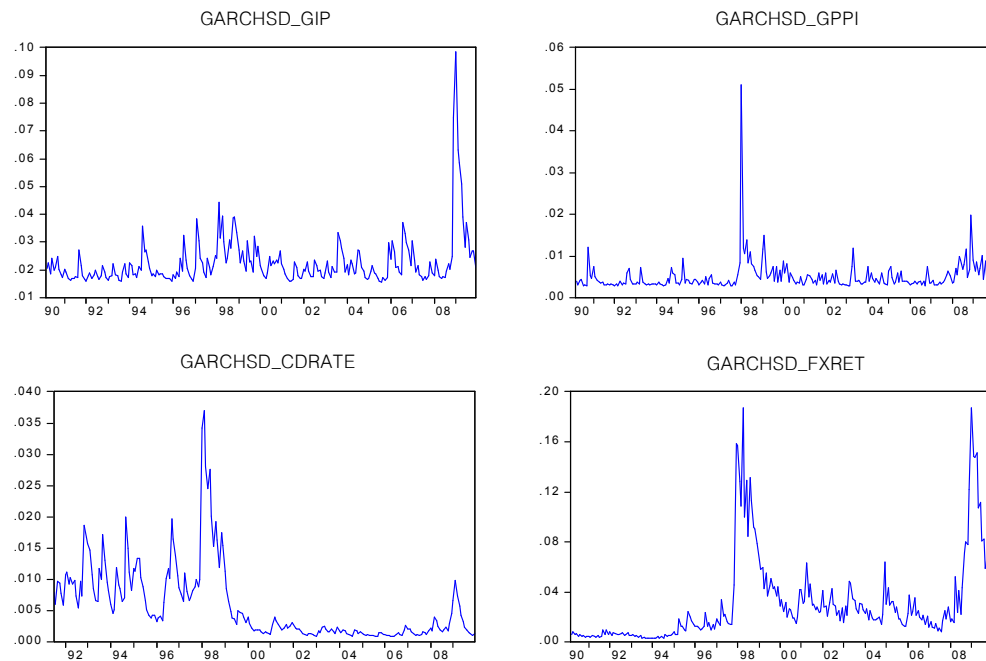
$$g_t = const. + \sum_{i=1}^p \beta_i g_{t-i} + \epsilon_t$$

실제 증가율과 예상 증가율의 차이( $g_t - E_{t-1}[g_t]$ )인 잔차(residual)는 증가율에 대한 예상치 못한 충격으로 해석할 수 있는데, 이의 조건부 변동성은 GARCH류의 모형을 이용하여 추정이 가능하다. 본 연구에서는 GARCH 모형에 기초하여 해당 거시지표의 변동성을 추정하였다. 해당 변수의 통계적 성질에 기초하여 산업생산 증가율은 AR(1)-GARCH(1,1), 생산자물가 상승률은 AR(1)-GARCH(1,2), CD 금리는 AR(4)-GARCH(1,1), 원/달러 환율 수익률은 AR(1)-GARCH(2,1)으로 각각 모형을 설정하여 해당 거시지표의 월별 조건부 변동성을 추정하였다.<sup>7</sup> 또한 거시지표의 분기별 변동성에 대해서도 AR-GARCH 모형을 이용하였으나, 증가율과 GARCH 모형의 후행시차(lag) 구조에는 다소 차이가 있다. [Figure 4]는 상기 거시지표의 월별 조건부 표준편차(GARCH standard deviation)를 1990~2009년의 기간에 대해 추정한 값을 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 대부분 거시지표의 변동성이 두 번의 경제위기를 기점으로 급격히 상승한 것으로 나타나는데, 이는 거시경제여건의 불확실성이 위기국면에서 빠르게 확대되었음을 시사한다.

---

<sup>7</sup> AR(a)-GARCH(b,c)에서 a는 해당 거시지표의 후행시차 수를, b와 c는 GARCH 모형에서 각각 GARCH항의 후행시차 수와 ARCH항의 후행시차 수를 나타낸다.

[Figure 4] Volatility of Monthly Macroeconomic Indices



Note: GARCHSD\_GIP, GARCHSD\_GPPI, GARCHSD\_CDRET, and GARCHSD\_FXRET represent conditional standard deviation of industrial production growth, PPI inflation, returns from CD, and returns from won/dollar exchange rates respectively.

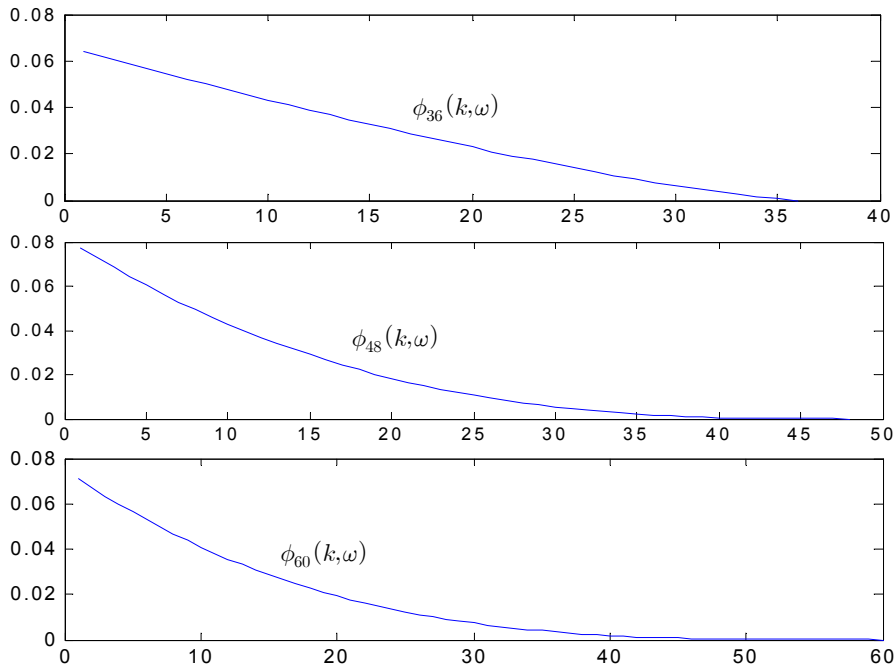
## V. 주식시장의 지속적 변동성 추출과 주요 특징 분석

여기서는 GARCH-MIDAS 모형에 기초하여 KOSPI 일별 수익률의 변동성을 추정하고 이를 저빈도의 지속적인 요소(long-lived component)와 고빈도의 일시적인 요소(short-lived component)로 분해하여 각각의 특징을 살펴보고자 한다.

상기 변동성 모형에서 저빈도 변동성( $\tau_t$ )을 추출하기 위해 MIDAS 필터를 구성하는 정보변수로  $RV$ 를 사용하였으며,  $RV$  후행시차의 최댓값은  $K$ 이며 외생적으로 주어지는 것으로 가정하였다.<sup>8</sup> GARCH-MIDAS 모형의 추정에는 QMLE(Quasi Maximum

<sup>8</sup> GARCH-MIDAS 모형을 추정하기 위해 MIDAS 필터를 구성하는 정보변수로 거시변수를 이용할 수도 있으나 거시지표의 움직임과 주식시장 변동성의 추세적 움직임 사이에 비교적 큰 차이가 있을 경우에는 해당 변동성의 추세적인 움직임을 반영하는 저빈도 변동성을 추출하는 데 어려움이 있을 수 있다.

[Figure 5] Optimal Weighting Functions  $\phi_K(k, \omega)$  for  $K=36, 48, 60$



Likelihood Estimation)를 사용하였다.<sup>9</sup> [Figure 5]는 3년( $K=36$ ), 4년( $K=48$ ), 5년( $K=60$ )의 후행시차를 허용한 경우 각각에 대한 최적가중치 함수(optimal weighting function)  $\phi_K$ 를 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 저빈도 변동성을 구성하는  $RV$ 는 과거 3~4년 정도의 후행시차까지가 저빈도 변동성에 주요하게 반영되며, 그 이상의 후행시차에 해당하는  $RV$ 는 현재의 저빈도 변동성에 별 영향이 없는 것으로 이해할 수 있다. 4년의 후행시차( $K=48$ )를 허용한 경우에 모형의 추정 결과는 <Table 1>과 같다.<sup>10</sup>

또한 MIDAS 필터에 포함되는 거시변수의 종류가 늘어날수록 추정 파라미터의 수가 많아지고 우도함수의 표면이 일그러지는(ill-behaved likelihood surface) 등의 문제가 발생할 수 있다. 이상의 문제들을 고려할 때 MIDAS 필터의 구성변수로 거시지표를 이용하기 위해서는 해당 거시정보의 특성과 주식시장 변동성과의 관련성 등을 충분히 고려하여 제한적인 범위에서 MIDAS 필터를 구성할 수 있다. 본 연구에서는 이에 대한 대안으로  $RV$ 를 이용하여 MIDAS 필터를 구성함으로써 주식시장의 저빈도 변동성을 추출하였으며, 저빈도 변동성과 거시변수와의 (통계적) 관련성은 회귀분석에 의해 평가하였다.

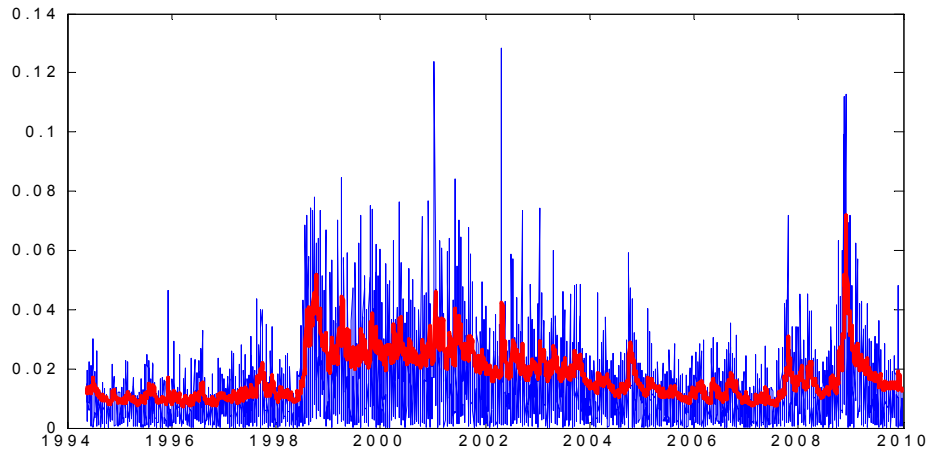
- 9** QMLE는 분포에 대한 가정에 관계없이 추정의 점근적 일치성(asymptotic consistency)을 보장하는 특징이 있다(Glosten *et al.*, [1993] 참고).
- 10** 모형의 실제 추정에 있어서는 일차적으로 일별 주식수익률의 비조건부 평균치(unconditional mean)에 해당하는 상수항  $\mu$ 를 먼저 추정한 후 두 번째 단계에서 예상치 못한 수익률( $r_{i,t} - \mu$ ; demeaned return)을 이용하여 GARCH-MIDAS 모형의 모수들(parameters)을 동시에 추정(joint estimation)하였다. 해당 기간에 대한 상수항  $\mu$ 의 추정치는 0.000159인데, 이는 연율로 5.8%의 수익률에 해당한다.

<Table 1> Estimation Results of GARCH(1,1)-MIDAS Model

Sample period	$\alpha$	$\beta$	$\theta$	$\omega$
1990~2009	0.0909 (0.0001)	0.8740 (0.0000)	0.0500 (0.0000)	3.7755 (1.0869)

Note: Monthly RVs are used for the long-lived variance component.  
Numbers in ( ) are standard errors.

[Figure 6] Conditional Volatility and Absolute Values of Daily KOSPI Returns

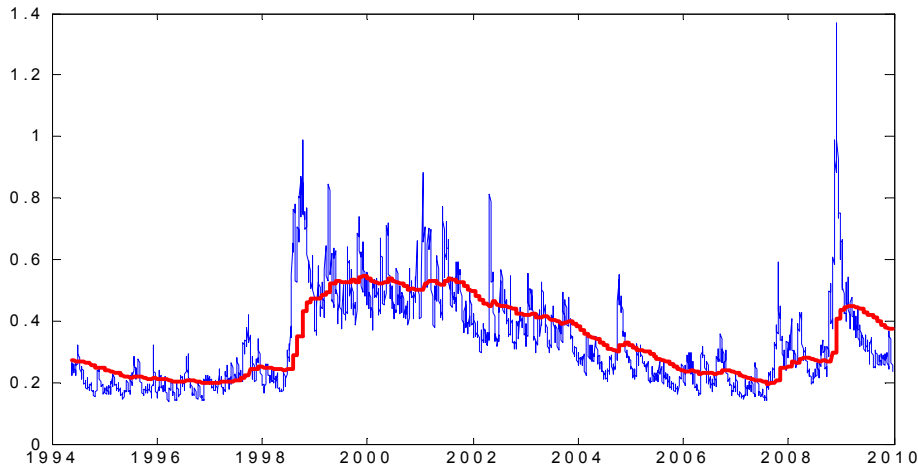


고빈도 변동성( $g_{i,t}$ )의 지속성(persistence)은 ARCH항과 GARCH항의 추정계수의 합 ( $\alpha + \beta$ )에 의해 결정되는데, 이는 0.96으로 1보다 작기는 하나 어느 정도 지속성이 있음을 시사한다.

KOSPI 일별 수익률의 변동성은 상기에서 추정된 모형을 토대로 [Figure 6]과 같이 얻어진다. 그림에서는 예상치 못한 수익률( $r_{i,t} - \mu$ )의 절댓값도 함께 보여주는데, 추정된 변동성이 이를 비교적 잘 묘사함을 확인할 수 있다.

주식시장의 일별 변동성은 변동성의 장기적인 추세를 반영하는 저빈도 변동성과 일시적인 변화를 반영하는 단기적인 고빈도 변동성으로 분해할 수 있다. [Figure 7]은 연율로 환산한(annualized) 저빈도 변동성과 KOSPI 수익률의 일별 변동성을 함께 보여주고 있다. GARCH-MIDAS 모형을 이용하여 추정된 저빈도 변동성이 KOSPI 변동성의 장기적인 추세를 비교적 잘 묘사하고 있음을 확인할 수 있다. 저빈도 변동성은 1997년 아시아 외환위기 이후 수년간 이전보다 훨씬 높은 수준을 유지하였으며, 이후 점차 안정화되는 추세를 보이면서 2005년에 들어서는 위기 이전의 변동성 수준을 거의 회복하였다.

[Figure 7] Volatility of Daily KOSPI Returns and Its Long-lived Component ( $\sqrt{\tau_t}$ )

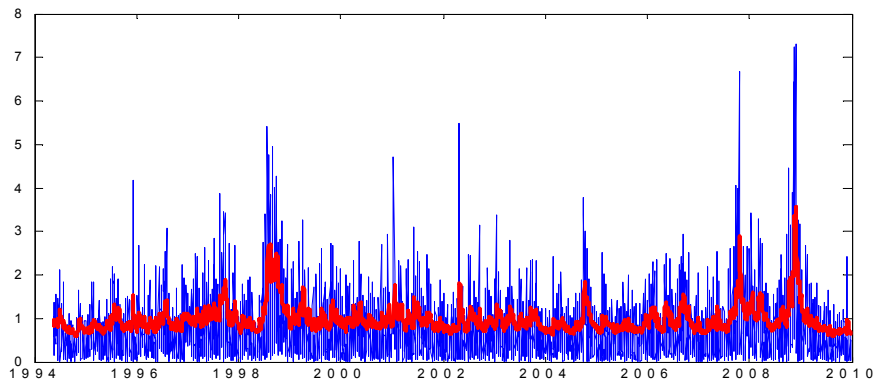


그러나 최근의 글로벌 금융위기를 경험하면서 다시 빠른 속도로 상승하였으며, 회복국면에서 다시 안정화되는 모습을 기록하였다.

KOSPI 수익률의 고빈도 변동성( $g_{i,t}$ )은 저빈도 변동성( $\tau_t$ ) 대비 전체 변동성( $\tau_t g_{i,t}$ )의 비율로 계산되는데, [Figure 8]은 KOSPI 수익률의 고빈도 변동성과 예상치 못한 일시적인 수익률 충격의 절댓값( $|(r_{i,t} - \mu)/\sqrt{\tau_t}|$ )을 함께 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 고빈도 변동성은 평균적으로 1을 중심으로 움직이며 평균회귀성향(mean reversion)을 나타낸다. 또한 고빈도 변동성은 일시적인 변동성 요소(transitory component)를 비교적 잘 반영하고 있음을 확인할 수 있다. 고빈도 변동성은 특히 아시아 외환위기와 글로벌 금융위기 국면에서 일시적으로 급격히 상승하는 모습을 보였지만, 위기가 마무리되는 무렵에는 평균적 수준에 해당하는 1 근처로 빠르게 회귀하였음을 확인할 수 있다.

이상에서 주식시장의 일별 변동성을 추정하고 이를 장기적인 추세를 설명하는 저빈도 변동성과 일시적인 변화를 설명하는 고빈도 변동성으로 분해하였다. 저빈도 변동성은 주식시장 참여자들이 접하는 뉴스 중 지속적인 영향을 미칠 수 있는 뉴스를 반영하는 반면, 고빈도 변동성은 일시적인 효과만을 나타내는 뉴스를 반영하는 것으로 이해할 수 있다. 따라서 전체 주식시장 변동성의 변화 중 어느 정도가 주식시장에 지속적인 영향을 미치는 뉴스에 의해 설명될 수 있는지 파악하기 위해서는 전체 변동성의 변화에서 저빈도 변동성의 변화가 차지하는 비중을 계산할 필요가 있다. 이를 위해 전체 변동성의 변화에서 저빈도 변동성의 변화가 차지하는 비중을 의미하는  $Var(\ln \tau_t) / Var(\ln(\tau_t g_{i,t}))$ 의

[Figure 8] Short-lived Volatility of Daily KOSPI Returns ( $\sqrt{g_{i,t}}$ )



비율을 계산할 수 있다. 1994~2009년의 표본기간에 대해 해당 분산비율은 65.5%로 추정된다.<sup>11</sup> 이는 국내 주식시장의 변동성이 보이는 변화 중 비교적 큰 부분이 시장에 대한 영향이 비교적 지속적인 뉴스에 의해 설명될 수 있음을 시사한다. 한편, 이러한 특징은 1994~2009년의 비교적 짧은 기간 중에 한국경제가 경험한 두 번의 경제위기와 관련이 큰 것으로 이해된다. 상기의 [Figure 7]에서 보듯이 해당 위기국면을 중심으로 국내 주식시장의 저빈도 변동성이 크게 상승하였는데, 이는 전체 변동성의 변화에 크게 기여하였던 것으로 보인다.

## Ⅵ. 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 관련성 분석

주식시장의 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성을 이해하기 위해 주식시장의 변동성에 대해 주요 거시경제변수가 갖는 설명력을 분석할 수 있다. 거시경제여건의 변화는 일시적이기보다는 경기변동의 주기에 상응하여 지속적인 변화를 나타내므로 주식시장의 변동성에 대한 영향도 지속적 요소를 중심으로 설명할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 생산증가율, 물가상승률, 거시경제여건의 불확실성 등 주요 거시경제여건을 중심으로

<sup>11</sup> 한편, 이와 유사한 방법을 사용하여 미국의 경우에 대해 분석한 결과에 따르면, 추세적 요소에 의해 설명되는 주식시장 변동성의 변화는 표본기간에 따라 9.1~52.1% 사이의 값을 가진다. 해당 비율은 1985~2004년의 비교적 최근 표본기간에 대해서는 30.5%의 다소 작은 값을 보이며, 대공황 시기를 포함하는 1890~2004년의 비교적 긴 표본기간에 대해서는 41.2%의 값을 갖는다(Engle *et al.*, [2013]).

<Table 2> Regression Results for the Monthly Long-lived Volatility

	log(long-lived volatility)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
log(long-lived volatility(-1))	0.987 (0.00)	0.977 (0.00)	0.992 (0.00)	0.956 (0.00)	0.976 (0.00)	0.959 (0.00)	0.966 (0.00)	0.971 (0.00)
log(GARCHVAR_GIP)	0.019 (0.08)				0.007 (0.52)	-0.012 (0.28)	-0.004 (0.70)	-0.001 (0.92)
log(GARCHVAR_GPPI)		0.037 (0.00)			0.036 (0.00)	0.018 (0.04)	0.010 (0.23)	0.007 (0.38)
log(GARCHVAR_CDRATE)			0.010 (0.00)			0.007 (0.03)	0.008 (0.01)	0.008 (0.01)
log(GARCHVAR_FXRET)				0.024 (0.00)		0.020 (0.00)	0.018 (0.00)	0.017 (0.00)
GIP							-1.176 (0.00)	-1.239 (0.00)
GPPI								1.762 (0.00)
Adjusted- $R^2$ (%)	98.5	98.6	98.5	98.7	98.6	98.7	98.9	98.9

Note: GIP, GPPI, CDRATE, and FXRET indicate growth rates of industrial production, PPI inflation, CD rate, and FX returns respectively. GARCHVAR\_GIP, GARCHVAR\_GPPI, GARCHVAR\_CDRATE, and GARCHVAR\_FXRET indicate GARCH variances of GIP, GPPI, CDRATE, and RXRET respectively. Sample periods are from 1994 to 2009. Numbers in ( ) are p-values. Numbers in bold indicate significance within 10%.

주식시장의 변동성에 대한 설명력을 분석하였다.

<Table 2>는 GARCH-MIDAS 모형에 기초해 추정된 월별 주식시장 변동성을 관련 거시변수를 이용하여 회귀분석한 결과를 보여주고 있다.<sup>12</sup> 모든 회귀분석에서 자기 후행 시차를 포함하였는데, 해당 추정계수는 0.9 이상으로 주식시장의 저빈도 변동성에 강한

12 회귀식을 구성하는 변수들에 대해 ADF 테스트를 적용하여 단위근 검정을 실시한 결과 저빈도 변동성의 경우에는 단위근 가설을 기각하지 못하였으며, 나머지 변수들은 단위근 가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그러나 단위근 검정이 갖는 약한 검정력(low power), 주식수익률의 변동성에 대한 충격의 효과가 영구적이기보다는 다소 오랜 시간이 걸리더라도 소멸될 것으로 기대되는 점, 1차 차분(first-differencing)한 값을 종속변수로 사용할 경우 발생할 수 있는 정보손실과 추정 결과에 대한 경제학적 해석의 어려움 등의 문제가 제기될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 저빈도 변동성의 1차 차분값을 종속변수로 사용하기보다는 저빈도 변동성의 후행시차를 설명변수로 포함하여 확률적 추세(stochastic trend)의 상당 부분을 제거하는 방법으로 회귀분석하였다. 참고로 본 논문에서 보고하지는 않았지만, 후행시차에 대한 추정계수가 0.971로 1에 가깝기 때문에 1차 차분한 값을 종속변수로 사용하여 회귀분석하더라도 추정값의 크기에서는 다소 차이가 있더라도 분석 결과에 대한 전반적인 해석에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

지속성(persistence)이 있음을 알 수 있다. 그리고 거시경제여건의 불확실성을 반영할 것으로 기대되는 산업생산, 생산자물가, 이자율, 환율 등의 변동성은 주식시장의 지속적 변동성에 대해 유의한 설명력이 있음을 알 수 있다. 이는 기업활동과 관련한 해당 거시 지표의 불확실성이 주식시장의 불확실성을 높이는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 한편, 산업생산의 변동성과 생산자물가의 변동성을 함께 설명변수로 사용한 모형 (5)에서 산업생산의 변동성은 유의성을 잃게 되는데, 이는 생산자물가의 변동성이 포함하는 거시적 불확실성에 대한 정보가 산업생산의 경우보다 더 포괄적임을 나타낸다. 또한 관련 거시지표의 변동성을 설명변수로 함께 고려한 모형 (6)에서 산업생산의 변동성은 유의성을 잃게 되는데, 이는 생산자물가, 이자율, 환율 등의 변동성이 주식시장의 변동성에 대해 비교적 더 포괄적인 정보를 포함하고 있음을 시사한다.

이상의 설명변수에 산업생산 증가율을 추가한 모형 (7)의 추정 결과에 따르면 산업생산 증가율은 유의한 음(-)의 효과를 보이는데, 이는 주식시장의 변동성이 경기역행적인 (countercyclical) 특징이 있음을 시사한다. 이러한 결과는 경기하강기에 주가의 변동성에 반영되는 기업 리스크가 상승함을 의미하는데, 기업 안정성과 관련된 지표, 예컨대 레버리지(leverage)가 경기하강기에 악화되는 데 기인할 수 있다.<sup>13</sup> 또한 모형 (8)에서 생산자물가 상승률을 추가적인 설명변수로 고려할 경우 유의한 양(+)의 효과를 보이는데, 이는 생산자물가 상승률의 증가가 주식시장의 변동성을 확대하는 요인이 될 수 있음을 시사한다.

이상의 결과는 주식시장의 월 빈도(monthly frequency)에 해당하는 지속적 변동성에 있어 거시경제적 여건이 중요한 설명변수가 될 수 있음을 시사한다. 한편, 분기 빈도(quarterly frequency)의 지속적 변동성에 대해서도 이상과 유사한 실증분석 결과를 확인할 수 있다. 주식시장의 분기별 저빈도 변동성도 앞서와 같이 GARCH-MIDAS 모형을 이용하여 구하였다. 다만, 저빈도 변동성의 정보변수에 해당하는 실현된 변동성( $RV$ )의 후행시차(lagged years)는 5년을 사용하였는데, 이는 5년의(20개에 해당하는 관찰치) 후행시차까지가 분기별 저빈도 변동성에 주요하게 반영됨을 고려하기 위함이다. 이 경우에 GARCH-MIDAS 모형의 추정 결과는 <Table 3>과 같다. 대부분 모수의 추정값이 월별 모형에 대한 추정값과 비슷한 가운데 스케일 파라미터(scale parameter)에 해당하는  $\theta$ 만이 1/3 정도로 작아짐을 알 수 있다. 이는 빈도가 월 단위에서 분기

13 Schwert(1989) 등은 경기수축기에 기업의 레버리지(leverage)가 상승함에 따라 주가의 변동성이 증가할 수 있음을 언급하였다.



〈Table 3〉 Estimation Results of GARCH(1,1)–MIDAS Model

Sample periods	$\alpha$	$\beta$	$\theta$	$\omega$
1990~2009	0.0891 (0.0001)	0.8833 (0.0000)	0.0174 (0.0000)	3.5949 (0.6977)

Note: Quarterly RVs are used for the long-lived variance component.  
Numbers in ( ) indicate standard errors.

〈Table 4〉 Regression Results for the Quarterly Long-lived Volatility

	log(long-lived volatility)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
log(long-lived volatility(-1))	0.906 (0.00)	0.937 (0.00)	0.938 (0.00)	0.786 (0.00)	0.913 (0.00)	0.794 (0.00)	0.913 (0.00)	0.811 (0.00)
log(GARCHVAR_GIP)	0.095 (0.00)				0.061 (0.01)	0.042 (0.04)		0.055 (0.01)
log(GARCHVAR_GPPI)		0.161 (0.00)			0.095 (0.01)	-0.010 (0.82)		-0.025 (0.59)
log(GARCHVAR_CDRATE)			0.026 (0.02)			-0.003 (0.74)		-0.003 (0.76)
log(GARCHVAR_FXRET)				0.160 (0.00)		0.135 (0.00)		0.142 (0.00)
GIP							-0.313 (0.49)	0.193 (0.65)
GPPI							4.738 (0.00)	2.934 (0.05)
Cyclical component of the CCI							-0.037 (0.00)	0.005 (0.71)
Adjusted- $R^2$ (%)	94.5	94.4	92.5	95.8	95.0	95.9	94.1	96.3

Note: GIP, GPPI, CDRATE, FXRET, MarketSize, and CCI indicate growth rates of industrial production, PPI inflation, CD rate, FX returns, stock market capitalization, and Coincident Composite Index respectively. GARCHVAR\_GIP, GARCHVAR\_GPPI, GARCHVAR\_CDRATE, and GARCHVAR\_FXRET indicate GARCH variances of GIP, GPPI, CDRATE, and RXRET respectively. Numbers in ( ) are p-values. Numbers in bold indicate significance within 10%. Sample periods are from 1994 to 2009.

단위로 바뀐 데 따른 결과로 이해할 수 있다. 또한 전체 주식시장의 변동성이 나타내는 변화에 대해 추세적 변화를 반영하는 저빈도 변동성이 갖는 설명력을 의미하는  $Var(\ln\tau_t)/Var(\ln(\tau_t g_{i,t}))$ 의 비율은 64.4%로 계산된다. 이는 월 단위의 저빈도 변동성이 보이는 설명력과 상당히 유사하다고 할 수 있다.

주식시장의 분기별 저빈도 변동성을 관련 거시변수를 이용하여 회귀분석한 결과는 〈Table 4〉와 같다. 표에서 보듯이 주식시장의 분기별 저빈도 변동성도 산업생산, 생산

자물가, 이자율, 환율 등의 거시경제적 불확실성에 대해 유의한 양(+)<sup>1</sup>의 상관관계를 나타냄을 알 수 있다. 특히 모형 (6)의 추정 결과에 의하면, 산업생산의 변동성과 환율의 변동성이 주식시장의 변동성과 관련하여 유의한 설명력이 있음을 확인할 수 있다. 이는 산업생산 변동성의 유의한 설명력이 다수의 거시지표 변동성을 설명변수로 함께 고려한 다중회귀분석에서도 유지된다는 점에서 월별 자료를 사용하여 분석한 결과와는 다소 차이가 있다. 그리고 분기별 빈도의 경우에 있어서도 주식시장의 변동성은 물가상승률과 유의한 양(+)<sup>2</sup>의 상관관계가 있음을 확인할 수 있다(모형 (7), (8)). 주식시장의 변동성이 나타내는 경기 관련 특성을 이해하기 위해 경기동행지수의 순환변동치를 추가하여 회귀 분석한 모형 (7)에서 주식시장의 변동성은 경기역행적인 특징이 있음을 확인할 수 있다. 다만, 거시경제여건의 불확실성을 나타내는 지표까지 포함한 모형 (8)에서는 경기동행지수의 유의성이 사라지는데, 이는 거시여건의 불확실성이 갖는 경기역행적 특징이 경기동행지수의 설명력을 약화시키기 때문으로 해석할 수 있다.

## Ⅷ. 결 론

한국의 주식시장은 경기변동 또는 경제위기 등의 시기에 주가의 급격한 변화를 경험하였는데, 주식이 기업에는 자금조달의 수단이며 가계에는 저축의 수단임을 고려할 때 시장 변동성의 상승은 중요한 이슈가 되고 있다. 이러한 주식시장의 변동성은 시장에 도달하는 정보의 흐름의 영향을 받는데, 시장 참여자들이 접하는 뉴스의 종류에 따라 일시적인 또는 지속적인 효과를 나타내기도 한다. 예컨대 경기변동 주기에 상응하는 거시경제여건의 변화는 주식시장의 변동성에 대해 일시적이기보다는 그에 상응하는 지속적인 효과를 나타낼 가능성이 있는 반면, 프로그램 매매 등 시장 유동성 등에 관한 정보는 일시적인 효과만을 나타낼 수 있다.

본 연구에서는 주식시장의 변동성을 지속성의 정도에 따라 빈도별로 구분하여 지속적인 효과를 반영하는 저빈도 변동성과 일시적인 효과만을 반영하는 고빈도 변동성으로 분해하였다. 변동성의 빈도별 분해를 위한 방법으로는 전체 변동성을 지속적 요소와 일시적 요소의 곱의 형태로 표현한 Engle, Ghysels, and Sohn(2013)이 제안한 GARCH-MIDAS 모형을 사용하였다. 이러한 형태의 변동성 분해방법은, 일시적인 효과

를 갖는 뉴스일지라도 변동성이 이미 추세적으로 높은 시기에 도달한 경우가 그렇지 않은 경우보다 시장에 대한 충격에 있어 상대적으로 더 클 수 있음을 반영한다. 변동성의 지속적 요소를 추출하기 위해서는 지속적 변동성을 구성하는 정보변수가 필요한데, 본 연구에서는 실현된 변동성(RV)을 이용하여 저빈도 변동성을 구성하였다. 1990~2009년의 표본자료를 이용하여 GARCH-MIDAS 모형을 추정한 결과, 추출된 월별 빈도의 지속적 변동성에는 과거 3~4년까지의 실현된 변동성이 주요하게 반영되는 것으로 나타났다. 이는 과거 3~4년보다 이전의 정보는 KOSPI 수익률의 지속적 변동성을 설명하는데 별 기여를 하지 못함을 시사한다. 또한 전체 변동성에 대한 지속적 변동성의 기여도를 분석한 결과, 1994~2009년의 기간에 있었던 주식시장 변동성의 변화 중 약 2/3 정도가 장기적인 변화를 의미하는 지속적 요소의 변화에 의한 것으로 나타났다. 이는 KOSPI 일별 수익률의 변동성이 보이는 변화 중 약 2/3 정도는 장기적인 효과를 나타내는 뉴스에 의한 결과임을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 주식시장의 변동성이 보이는 장기적인 변화는 그에 상응하는 거시경제여건의 변화와 관련이 있을 수 있는데, 본 연구에서는 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제여건과의 관련성을 분석하였다. 주요 거시경제지표로는 경기상태, 물가상승률, 거시경제여건의 불확실성 등을 고려하였다. 경기 관련 지표로는 생산증가율과 경기동행지수를 고려하였으며, 거시경제적 불확실성을 반영하는 지표로는 산업생산, 물가, 이자율, 환율 등의 변동성을 이용하였다. 1994~2009년의 기간에 대해 분석한 결과, 주식시장의 지속적 변동성은 경기역행적 특징을 보이는 가운데 물가상승률의 증가에 대해 유의한 양의 상관관계를 보였다. 또한 거시경제적 불확실성이 상승하는 시기에 주식시장의 지속적 변동성도 상승하는 경향이 있음을 확인할 수 있었다.

이상에서 분석한 주식시장의 지속적 변동성과 거시경제적 여건과의 관련성은 경제안정화를 위한 거시경제정책이 주식시장의 변동성에 대해서도 유의한 효과가 있을 수 있음을 시사한다. 예를 들어 물가상승률을 안정화하고 거시경제적 불확실성의 감소에 기여하는 정책은 주식시장의 지속적 변동성을 축소하는 데에도 기여할 가능성이 있다. 한편, 주식시장의 변동성에 대해 거시경제지표가 가지는 유의한 설명력은 주식시장의 변동성이 거시경제여건에 대해 중요한 정보를 포함하고 있음을 의미한다. 이는 시장 변동성의 변화가 거시경제여건의 건전성을 판단하는 지표로 활용될 수 있음을 시사한다.

본 연구에서는 주식시장의 변동성과 거시경제여건과의 관련성을 실증분석함에 있어 양자 사이에 있을 수 있는 중간 파급경로(interaction channel or propagation channel)

를 충분히 고려하지 못한 측면이 있다. 만일 양자 사이의 상호작용 또는 중간 파급경로를 반영하여 이론모형과 더불어 보다 효과적인 실증분석방법이 개발된다면 주식시장의 위험과 거시경제여건과의 관련성에 대한 이해의 제고에 큰 도움이 될 것이다. 또한 일반적인 금융시장의 변동성과 관련하여 거시경제적 요인뿐 아니라 제도적 요인까지 함께 고려하여 심층적인 후속연구가 진행된다면 금융시장의 발전과 거시경제정책의 방향 설정에 있어서도 큰 도움이 될 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 김세완, 「경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화: 비대칭 GARCH 모형을 이용하여」, 『금융연구』, 제23권 제2호, 한국금융학회, 2009.
- 변영태·박갑제·임순영, 「거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성 전이효과에 관한 실증연구」, 『재무관리논총』, 제14권 제1호, 한국재무관리학회, 2008.
- 유한수, 「산업생산지수 변동성과 주가지수 변동성」, 『재무와회계정보저널』, 제9권 제1호, 한국회계정보학회, 2009.
- 한상범·오승현, 「프로그램거래가 주식시장의 변동성에 미치는 장단기 효과」, 『선물연구』, 제15권 제1호, 한국파생상품학회, 2007.
- Barndorff-Nielsen, Ole E. and Neil Shephard, “Econometric Analysis of Realized Volatility and Its Use in Estimating Stochastic Volatility Models,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 64, 2002.
- Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, “Emerging Equity Market Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, 1997.
- Bollerslev, Tim, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1989.
- Campbell, John Y., “A Variance Decomposition for Stock Returns,” *The Economic Journal of Finance*, Vol. 101, 1991.
- Campbell, John Y. and Robert Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 1988.
- Campbell, John Y., Martin Lettau, Burton G. Malkiel, and Yexiao Xu, “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 2001.
- Clark, Peter K., “A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices,” *Econometrica*, Vol. 41, No. 1, 1973.
- Diebold, Francis X. and Kamil Yilmaz, “Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility, World-wide,” Penn Institute for Economic Research Working Paper 08-031, 2008.
- Engle, Robert F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of

- the Variance of the United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, Vol. 50, 1982.
- Engle, Robert F. and G. Lee, “A Long Run and Short Run Component Model of Stock Return Volatility,” in R. Engle and H. White (eds.), *Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger*, Oxford: Oxford University Press, 1999.
- Engle, Robert F. and Jose Gonzalo Rangel, “The Spline–GARCH Model for Low–Frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes,” *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 3, 2008.
- Engle, Robert F., Eric Ghysels, and Bumjean Sohn, “Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals,” *Review of Economics and Statistics*, 2013. (forthcoming)
- Errunza, Vihang and Ked Hogan, “Macroeconomic Volatility of European Stock Market Volatility,” *European Financial Management*, Vol. 4, No. 3, 1998.
- Fama, Eugene F., “Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills,” *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan, and David Runkle, “Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks,” *Journal of Finance* 48, 1993.
- Hamilton, James D. and Gang Lin, “Stock Market Volatility and the Business Cycle,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 5, 1996.
- Jacod, Jean, “Limit of Random Measures Associated with the Increments of a Brownian Semimartingale,” Tech. rep., Universit’e de Paris VI, 1994.
- Karolyi, Andrew G., “Why Stock Return Volatility Really Matters,” Strategic Investor Relations, March 2001.
- Kearney, Colm and Kevin Daly, “The Causes of Stock Market Volatility in Australia,” *Applied Financial Economics*, Vol. 8, 1998.
- King, Robert G. and Ross Levine, “Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993.
- Merton, Robert C., “On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 1980.
- Officer, R. Robert, “The Variability of the Market Factor of New York Stock Exchange,” *Journal of Business*, Vol. 46, 1973.
- Schwert, Williams G., “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?” *Journal of Finance*, Vol. 44, 1989.
- Shiller, Robert J., “Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent

Change in Dividends,” *American Economic Review*, Vol. 75, 1981.

Tauchen, George E. and Mark Pitts, “The Price Variability–Volume Relationship on Speculative Markets” *Econometrica*, Vol. 51, 1983.

## 노동조합의 고용효과 분석

김 인 경

(한국개발연구원 부연구위원)

Trade Union and Employment: The Korean Experience

Inkyung Kim

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

\* 본 논문의 발전에 유익한 조언을 주신 KDI의 유경준 수석이코노미스트께 거듭 감사를 드린다. 또한 귀중한 조언을 주신 강창희 교수님, 권현지 교수님, 김동배 교수님, 노용진 교수님, 박은정 교수님, 이철수 교수님, 익명의 두 검토자들께도 감사드린다. 그리고 자료 정리에 애써준 이지은 연구원에게도 감사의 뜻을 전한다.

김인경: (e-mail) ikkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

- Key Word: 노동조합(Trade Union), 고용(Employment), 비정규직 근로자(Irregular Worker), 간접고용 비정규직 근로자(Agent Temporary and Outsourced Worker), 집단적인 발언(Collective Voice)
- JEL Code: J21, J51, J52
- Received: 2013. 4. 15      • Referee Process Started: 2013. 4. 16
- Referee Reports Completed: 2013. 7. 1



## ABSTRACT

Using Workplace Panel Survey of 2005, 2007 and 2009 waves, this study estimates the effects of trade unions on employment and the proportion of irregular workers, short-term and part-time workers, and agent temporary and outsourced workers. While the estimation result shows that the percentage of hired workers increases under union presence, these results seem to be contaminated with bias because the differences between unionized firms before union establishment and non-unionized firms are not completely controlled even after adjusting for observed characteristics. Meanwhile, unionized firms and non-unionized firms with grievance procedures employ higher proportion of irregular workers. The proportion of short-term and part-time workers increases only when they are entitled to join trade unions. These imply that the rise in the percentage of irregular workers due to unions and grievance procedures is attributed to the increase in the percentage of agent temporary and outsourced workers. Also, when short-term and part-time workers are allowed to join the union, the firm replaces agent temporary and outsourced workers with short-term and part-time workers, so that the proportion of irregular workers do not change.

본고에서는 2005년, 2007년, 2009년 사업체패널을 이용하여 노동조합이 총 근로자 수, 비정규직 비중, 직접고용 비정규직 비중, 간접고용 비정규직 비중에 미치는 영향을 추정하였다. 노조가 있는 사업장의 경우 근로자 수가 증가하는 것으로 분석되었으나, 이 경우에는 근로자 수의 증가가 활발한 사업장에서 노조가 결성되었을 반대의 가능성이 발견되어 확정된 결과를 추정할 수 없었다. 한편, 노조 및 무노조 사업체에서의 고충처리절차 모두 비정규직 비율을 높이지만, 그 효과는 고충처리절차보다는 노조가 존재할 때 더 큰 것으로 나타났다. 아울러 노조 규약상 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 자격이 주어진 경우에 한해 직접고용 비정규직 비율은 증가하였다. 따라서 노조의 존재 및 무노조 사업체에서의 고충처리절차의 형성으로 인한 비정규직 비율 증가는 온전히 간접고용 비정규직 비율의 증가에서 기인한 것으로 해석된다. 또한 직접고용 비정규직이 기존 노조에 가입할 수 있는 유노조 사업체에서는 간접고용 비정규직을 직접고용 비정규직으로 대체함으로써 전체 비정규직 비율을 일정하게 유지하는 것으로 이해된다.

## I. 서론

1980년대 후반 20%에 육박하던 노조 조직률이 2004년부터 10% 수준으로 하락하면서 노동조합이 대다수의 근로자를 대변하지 못한다는 우려가 지속적으로 제기되고 있다. 노동조합은 이해관계가 동질적인 근로자집단의 자주적인 결성체로, 노사 간의 소통을 매개하면서 근로자의 처우를 유지하거나 개선하는 기능을 한다. 그런데 최근 동일 작업장 내에서도 상이한 업무를 수행하는 서비스업 종사자가 증가하고 정보통신기술의 발달로 노사 간 대화채널이 다양화되면서, 노조의 쇠퇴 추세를 거스르기는 어려울 것으로 예측된다. 또한 정규직과 비정규직 그리고 비정규직 내에서도 다양한 형태의 직접고용과 간접고용으로 고용관계가 세분화되고, 개별적인 성과에 기반을 두어 근로계약을 체결하는 사례가 확대됨에 따라 향후 노동조합이 조직기반을 넓히기는 더욱 어려울 것으로 판단된다(Nam[2006]; 김훈 외[2011]).

이러한 현실인식하에서 우리나라 노조의 쇠퇴를 모색하고 대안적인 근로자대표시스템의 구축방향을 제시한 연구는 상당한 진전을 이루었다(Yoo and Park[2012]; Lee[2011]; 김훈 외[2011]; Cho[2011]; Nam[2006]; 배규식[2005]). 그러나 우리나라 노조의 경제적인 효과를 규명하는 작업은 임금(Cho[2008]; Kim[2008]; Ryoo[2005]; Cho and Yoo[1997]; Kim and Choi[1996]; 배무기[1990]), 노동수요탄력성(Nam[2011]), 이윤(Lee and Cho[2011]), 기술혁신(Lee and Kim[2009]; Lee[2004]) 등 극히 일부에 국한되어 왔으며, 임금을 제외한 각 사안에 대한 연구도 일관된 결론을 도출할 만큼 충분히 누적되어 있지 못한 실정이다. 노조의 경제적인 효과에 대한 분석이 다방면에 걸쳐 충분히 이루어져야만 노동조합의 부정적인 기능과 부정적인 영향이 발현되는 채널을 보완할 구체적인 대안을 도출할 수 있을 것이다.

본고는 노조의 경제적인 효과를 파악하기 위한 연구의 일환으로서, 2005년, 2007년, 2009년 사업체패널을 이용하여 총 근로자 수, 비정규직 비율, 직접고용 비정규직 비율, 간접고용 비정규직 비율에 대한 노조의 영향을 분석하고자 한다.

고용에 대한 우리나라 노조의 영향을 추정한 연구는 현재 부재한 것으로 사료된다. 그런데 외국 자료를 이용한 선행연구를 검토해 보면, 노동조합은 고용에 일관되게 부정

적인 영향을 미치는 것으로 추정된다. Blanchflower *et al.*(1991)은 1980년대 중반 영국의 유노조 사업체가 무노조 사업체에 비해 고용이 매년 3%p 낮게 증가하는 경향이 있음을 발견하였다. 미국 캘리포니아의 제조업 사업체를 대상으로 연구한 Leonard(1992) 역시 유노조 사업체의 고용증가율이 무노조 사업체보다 매년 4%p 낮은 것으로 분석하였다. Long(1993)의 연구에서도 노조가 설립된 캐나다의 제조업 사업체와 비제조업 사업체의 고용증가율이 매년 3% 정도 낮은 것으로 나타났다. Wooden and Hawke(2000)는 호주의 민간기업 고용증가율에 있어서 노조 유무에 따라 2.5%p 격차가 발생함을 보였다. 1990년대 영국 자료를 분석한 Addison and Belfield(2004)의 경우에도 노조의 고용감소효과가 1980년대에 이어 여전히 유효함을 확인하였다. Walsworth(2010)도 노조가 결성되었을 때 캐나다 민간 사업체의 고용이 매년 2.2% 더디게 증가하는 것으로 추정하였다.

그러나 외국의 연구를 토대로 우리나라 역시 노조와 고용이 부(-)의 인과관계를 지닐 것으로 단정할 수는 없을 것이다. 노사관계와 관련된 제도적 환경, 기업의 경영여건 및 경영성과, 노조에 대한 경영진의 전략, 노조의 성향, 노사 간의 역학구조 등은 국가에 따라 상이하기 때문이다(Naylor[2003]). 노조의 고용효과는 이러한 요인들이 복합적으로 작용하여 결정되므로 각 국가의 개별성을 고려했을 때 위 연구에 대응되는 우리나라의 연구가 필요하다고 하겠다.

한편, 노조가 비정규직 근로자 고용에 미치는 영향은 연구에 따라 상이하게 나타난다. 먼저 국내 연구부터 검토해 보면, 김동배·김주일(2002)은 유노조 사업장에서 비정규직을 활용하는 확률이 높은 것으로 추정한 반면, Park and Park(2005)은 노조 조직률이 높을수록 전체 근로자 중 비정규직의 비율이 감소하는 것으로 분석하였다. Lee(2008) 역시 노동조합은 비정규직의 비율을 낮추는 것으로 추정하였다. 이병훈·김동배(2003)는 비정규직을 직접고용 비정규직 근로자와 간접고용 비정규직 근로자로 분리하여 살펴보았는데, 직접고용 비정규직의 비율과 간접고용 비정규직의 비율은 노조 유무와 관련이 없는 것으로 나타났다. 외국 연구의 경우, Uzzi and Barsness(1998)는 영국 사업체 자료를 이용하여 기간제 근로자(fixed-term contractors) 및 시간제 근로자(part-time workers)의 고용과 노조 유무가 정(+)의 관계에 놓인 것으로 추정하였다. 영국의 최신 자료를 사용한 Böheim and Zweimüller(2009) 역시 노조는 파견근로자(temporary agency workers)의 비율을 높이는 것으로 분석하였다. 반면, 미국 자료를 분석한 Houseman(2001)에서는 노조 조직률이 높을수록 파견근로자, 기간제 근로자

(short-term contract workers), 시간제 근로자의 고용이 모두 감소하는 것으로 나타났다.

그러나 비정규직 활용에 대한 노조의 효과를 분석한 선행연구들은 근로자의 의견을 수렴하여 기업에 요구안을 전달하는 노조의 발언(voice)기능이 비정규직의 활용에 어떠한 영향을 미치며, 비정규직의 활용 여부, 활용 정도를 넘어서 전체 고용에는 어떠한 영향을 주는지 종합적으로 검토하지 못했다. 노조가 정규직 근로자의 의견을 취합한 후 임금 및 복리후생의 개선과 관련된 기업의 결정에 적극적으로 개입할 경우, 기업은 노조의 요구를 수용하면서도 경쟁에서 낙후되지 않기 위해 인건비가 낮은 비정규직의 채용을 늘릴 수 있다. 반면, 조합원 내에서 비정규직의 확대가 노조 조직 대상의 위축을 야기할 것이라는 위기의식이 팽배하다면, 노조는 기업의 경영방침 결정에 압력을 행사하면서 비정규직 비중의 증가에 반발할 수 있다. 한편, 노동조합은 쟁의권에 기반을 두어 근로자의 요구안을 강력하게 전달할 수 있기 때문에, 유노조 사업체에서 노사 간 소통을 활성화하기 위해 마련된 추가적인 기제들은 근로자의 의견을 효과적으로 전달할 방안이 미흡한 무노조 사업체에서의 발언기제들과 비정규직 비중에 있어서 상이한 영향을 미칠 수 있다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 노동조합이 고용, 비정규직 비중, 간접고용 비중에 영향을 미칠 수 있는 동인을 이론적으로 설명한다. 제Ⅲ장에서는 자료와 분석모형을 소개하고 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 이론적 논의와 추정 결과를 요약하고 후속 연구방향을 제안한다.

## Ⅱ. 이론적 설명

본 장에서는 노동조합의 고용효과가 나타날 수 있는 경로를 임금과 노동생산성으로 나누어 검토하고, 고용형태를 세분화하여 비정규직 근로자 비중과 직접고용 및 간접고용 비정규직 비중에 대한 노조의 영향을 논의한다.

## 1. 노동조합과 임금

기업과 노동조합은 실제로 임금과 고용 외에도 복지후생, 작업공정, 작업환경, 근로시간, 직업훈련 등 다양한 사안에 대해 교섭할 수 있다. 그러나 일반적인 노사협상모형(union bargaining model)에서는 교섭행위를 단순화하여 임금 혹은 임금과 고용만을 교섭항목으로 간주한다. 교섭의 범주가 임금에 국한된 모형과 임금과 고용을 포괄하는 모형을 각각 경영권한모형(right-to-manage model)과 효율계약모형(efficient bargaining model)이라고 한다. 두 모형은 공통적으로 노동조합은 노조원의 효용극대화를, 경영진은 이윤극대화를 추구한다는 가정에 기반을 두고 있지만, 고용효과에서는 상반된 예측을 제시할 수 있다.

본 절에서는 Booth(1995)와 Naylor(2003)를 참고하여 노조의 고용효과를 위 두 모형으로 설명해 보고자 한다. 먼저 경영권한모형을 구체적으로 살펴보면, 노사는 노조원의 효용과 기업 이윤의 곱을 극대화할 수 있는 임금수준을 결정하는데, 이때 노조원의 효용과 기업 이윤은 쌍방의 교섭력에 따라 가중치가 부여된다. 이를 수식으로 표기하면 다음과 같다.

$$w = \operatorname{argmax} U(w, l)^\beta \pi^{1-\beta} \quad (1)$$

$U$ 는 효용함수,  $w$ 는 임금,  $l$ 은 고용,  $\pi$ 는 이윤,  $\beta$ 는 노조의 교섭력을 나타낸다. 해가 되는 임금수준은 노동수요곡선으로부터  $l$ 과  $w$ 의 관계를 구한 뒤, 위 식의  $l$ 과  $\pi$ 를  $w$ 의 함수로 대체함으로써 도출할 수 있다. 이는 노사가 임금에 대한 합의를 이룬다면, 경영진이 이윤을 극대화하는 고용수준을 결정할 권한이 있음을 의미한다.

[Figure 1]은 경영권한모형에서 구한 임금 해를 예시하고 있다. [Figure 1]의  $IC$ 는 노조의 무차별곡선(indifference curve),  $L_D$ 는 노동수요곡선이다.  $a$ 는 노조가 없거나 노조가 협상력을 전혀 갖지 못했을 때 시장에서 결정된 고용과 임금을,  $b$ 는 노조의 무차별곡선과 노동수요곡선이 접하는 지점으로 기업의 이윤을 고려하지 않고 노조의 효용만을 극대화하는 고용과 임금을 나타낸다. 즉,  $a$ 는  $\beta$ 가 0으로 기업의 이윤극대화만을 고려했을 때의 최적 해이며,  $b$ 는  $\beta$ 가 1로 노조가 협상에서 독점적인 권한(monopoly union)을 행사할 때의 균형점이다.  $0 < \beta < 1$ 일 경우, 노사의 협상력에 따라  $a$ 와  $b$  사이에 놓인 노동수요곡선 상에서 임금과 고용이 결정된다. 물론 경영권한모형의 균형점은  $\beta$  외에도 임금과 고용에 대한 노조의 상대적 선호도, 노동수요곡선의 형태에 의해

노동수요곡선 상에서 달라질 수 있다. 노조의 고용효과를 이러한 경영권한모형을 통해 유추해 본다면, 임금과 고용은 항상 노동수요곡선 상에 위치하기 때문에 노사 간 임금 인상이 체결된다면 고용은 감소할 수밖에 없을 것이다.

이처럼 노사가 임금교섭만을 진행한다면 노조의 효용을 감소시키지 않고서도 기업의 이윤을 증가시킬 수 있는 파레토 비효율적인 상황에 놓일 수 있다. [Figure 1]의  $IP$ 가 기업의 등이윤곡선(iso-profit curve)을 나타낸다고 할 때, 노사는  $b$ 에서  $c$ 로 이동함으로써 노조의 효용을 기존 수준으로 유지하면서 기업의 이윤을 증대시킬 수 있다. 반대로  $b$ 에서  $d$ 로 이동할 경우, 기업의 이윤은 이전 수준에 머무른 상태에서 노조의 효용이 증가하게 되어 파레토 우월한 협상이 가능하다.

이렇게 파레토 개선을 이루기 위해서는 노동조합과 경영진은 임금뿐만 아니라 고용에 대해서도 협의해야 하는데, 노사가 임금과 고용을 동시에 교섭의 쟁점으로 다루면서 노조의 효용(기업의 이윤)이 감소하지 않고서는 기업의 이윤(노조의 효용)이 증가할 수 없는 상태에서 협상이 타결된다고 가정하는 모형이 효율계약모형이다. 이는 곧 기업의 등이윤곡선과 노조의 무차별곡선이 만나는 접점에서, 즉 임금과 고용의 한계대체율이 노사 간에 동일한 상황에서 임금과 고용이 결정된다는 의미이다. 이를 수식으로 표현하면 식 (2)와 같다.

$$\frac{\partial U/\partial l}{\partial U/\partial w} = \frac{\partial \pi/\partial l}{\partial \pi/\partial w} \quad (2)$$

식 (2)에 의해  $l$ 과  $w$ 의 관계가 도출되면 이 관계를 만족하는  $l$ 과  $w$ 의 궤적을 연결해 계약곡선(contract curve)을 구할 수 있으며, 계약곡선 상의 모든 점은 파레토 우월한 협상이 될 수 있다.

[Figure 1]은 우상향하는 형태의 계약곡선 예시를 들고 있다. 이 경우 경영권한모형과는 반대로, 노사 간의 교섭은 임금과 고용의 동반 상승을 가져옴을 확인할 수 있다. 노사협상으로 임금이 상승하게 되면 조합원이 실직하였을 때 기회비용이 증가하므로, 노조는 임금 인상과 더불어 고용 확대를 주장하면서 실직의 위험을 감소시킬 유인이 있기 때문이다. 반면, 조합원의 실직 위험이 노조의 주요한 고려사항이 아닐수록 계약곡선은 점차 우하향하는 모습을 보이게 된다. 이때의 효율계약모형은 경영권한모형과 동일하게 노조로 인해 고용이 감소할 것으로 예측한다(Naylor[2003]; Booth[1995]).



관계가 구축될 경우 근로자의 사기와 업무책임감이 제고될 수 있다. 그리고 노사 간의 정보공유가 노조를 거쳐 원활하게 이루어진다면 업무효율성이 배가될 수도 있다 (Freeman and Medoff[1984]).

그러나 노조의 소통기능은 생산성에 부정적인 영향을 미쳐 고용을 위축시킬 가능성도 동시에 지니고 있다. 노조활동으로 온건한 노사관계가 전투적인 양상으로 전개될 여지가 있고, 연공서열을 중시한 나머지 비생산적인 근로자를 해고하거나 생산성에 입각하여 인력을 배치하기가 어려울 수 있다. 아울러 근로자의 처우를 개선해 달라는 노조의 요구가 거세지면서 생산공정의 차질을 모면하기 위해서는 노동생산성을 능가하는 임금이 제공되어야 할 수도 있다(Bennett and Kaufman[2007]).

이상의 이론적인 고찰을 정리해 보면, 노조는 임금과 생산성을 통해 고용에 양가적인 영향을 줄 수 있는 것으로 이해된다. 따라서 이를 종합적으로 고려한 노조의 고용효과를 현실에서 추정하기 위해서는 자료를 활용한 실증연구가 필요하다고 하겠다.

### 3. 노동조합과 고용형태

지금까지는 근로자의 고용형태를 분리하지 않고 노조의 고용효과를 살펴보았지만, 노조는 정규직과 비정규직 근로자의 고용에 각각 다른 영향을 미칠 가능성이 있다.

기업은 정규직 고용의 부담이 클 때 비정규직 근로자를 활용할 유인이 높다. 정규직 근로자는 생산성이 낮더라도 고용안정성이 보장된 데다 이들이 임금 인상과 복리후생의 향상을 요구할 경우, 기업은 생산성이 저하돼 시장 경쟁에서 뒤처질 수 있기 때문이다. 특히 유노조 사업장에서 근무하는 정규직 근로자는 고용보호와 근로조건을 개선할 것을 적극적으로 주장해 기업의 부담을 가중시킬 수 있다. 한편, 정규직 근로자도 기업이 비정규직 근로자를 채용하는 대신 생산비용 절감을 통해 정규직 근로자의 차별화된 혜택을 유지해 준다면, 비정규직 활용에 동조할 수 있다(Davis-Blake and Uzzi[1993]; Gramm

---

1 비정규직 근로자는 한시적 근로자, 시간제 근로자, 비전형근로자를 포괄하는 고용형태를 지칭하며, 정규직 근로자는 비정규직을 제외한 모든 근로자로 정의된다. 한시적 근로자는 근로계약기간이 정해진 기간제 근로자, 비자발적인 이유로 계속 근무를 기대할 수 없는 단기기대자, 그리고 근로계약을 반복적으로 갱신해야 하는 반복갱신자를 포함한다. 시간제 근로자는 통상근로자의 1주간 소정 근로시간보다 근로시간이 짧은 근로자를 의미한다. 비전형근로자는 임금을 지급하는 고용업체와 업무를 지시하는 사용업체가 일치하지 않는 파견근로자, 용역업체가 고용관계를 맺고 업무를 지휘·감독하는 용역근로자, 근로시간·근로제공형태를 독자적으로 결정하고 성과에 따라 소득을 얻는 특수형태 근로자, 가정 내에서 업무를 수행하는 가정 내 근로자, 근로계약 없이 일거리가 생길 경우 단기간 일하는 일일근로자로 분류된다(유경준[2009]).



and Schnell[2001]; 이병훈·김동배[2003]). Park and Kim(2007)은 무노조 사업체에 서보다 유노조 사업체에서 정규직과 비정규직 근로자 간의 임금격차가 높은 것을 발견 했는데, 이는 유노조 사업체의 정규직 임금을 높게 지급하기 위해 비정규직 근로자가 인건비 절감에 기여하고 있음을 의미한다.

비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 조직화될 확률이 낮다. 이들은 특정 사업장에 머무는 기간이 짧거나 회사에 대한 소속감이 낮고 근로계약 갱신 시의 불이익을 우려하여 노조에 가입할 동기가 부족하다. 아울러 대부분의 조합원이 정규직인 노조에서도 비정규직 근로자의 유입을 원치 않을 수 있다. 정규직은 고용안정을 누리고 있는 상황에서 경제적 혜택의 확대를 추구하는 반면, 비정규직은 고용안정성을 중시함으로써 노조활동 노선에 균열이 생길 수 있기 때문이다. 또한 정규직은 상대적으로 나은 근로 조건을 누리고 있어 정규직 위주의 노조는 비정규직의 열악한 근로조건을 개선하는 데 적극적으로 참여할 유인이 낮을 수 있다. 즉, 비정규직 근로자는 노조에 가입할 성향이 낮은 데다 노조의 가입도 제약됨에 따라 이들의 이익을 대변해 줄 조직적 기반이 약하므로(Shin[2005]; Kim *et al.*[2006]), 경영진 입장에서는 경영환경에 유연하게 대처하기 위한 차원에서 비정규직 근로자를 선호할 가능성이 높다(Houseman[2001]). 비정규직 근로자의 노조활동이 저조한 것은 정규직과 비정규직 근로자의 노조가입률 차이에서 확인할 수 있다. 2009년 경제활동인구조사에서 정규직의 노조가입률은 17.4%에 이르는 데 반해, 비정규직의 노조가입률은 3.4%에 불과했다(유경준[2009]).

특히 비정규직 근로자 중에서도 간접고용 비정규직<sup>2</sup>은 노조활동에서 배제되는 경우가 많아, 정규직 노조의 완강한 근로조건 개선요구에 직면한 경영진으로서의 조직의 유연성과 효율성을 강화하고 경영성과를 제고하기 위해 간접고용 비정규직의 고용을 늘릴 수 있다. 고용업체와 사용업체가 다른 간접고용 비정규직은 노조에 가입하여 사용업체와의 교섭을 희망하더라도 기업별 노조가 상당수인 우리나라 여건상 사용업체 노조의 가입이 여의치 않다. 노조의 가입자격은 노조의 규약에 의해 정해지는데, 실질적으로 기존 조합원과 경영진의 합의가 전제되지 않는 한 간접고용 비정규직 근로자는 사용업체 노조의 가입 대상에 포함될 수 없다. 설사 사용업체 노조에 가입하거나 간접고용 비

---

2 간접고용이란 기업의 필요에 의해 타인의 노무를 이용하면서 노무제공자와 직접적인 근로계약을 체결하지 않고 타인에게 고용되어 있는 근로자를 이용하는 고용형태를 의미한다. 간접고용의 종류로는 파견, 용역, 사내하청 등이 있다. 사내하청 근로자는 하청업체에 고용된 채 일정한 생산업무를 도급받아 원청업체 사업장 내에서 원청업체의 생산시설을 이용하여 작업을 수행하는 근로자를 일컫는다. 파견과 용역의 정의는 전술한 각주를 참고하라.

정규직만의 독자적인 노조를 결성한다 하더라도 요구안을 관철하는 데는 난항을 겪을 수밖에 없다. 기존 노조가 이들의 이해를 감안하여 함께 단체협상에 임할 유인이 낮은 뿐만 아니라, 간접고용 비정규직이 실제로 경험하는 근무여건은 사용업체에 의해 좌우되지만 근로계약은 고용업체와 체결되어 있어 사용업체가 단체교섭 참석을 회피하는 경향이 있기 때문이다(Joint Committee for Abolition of Temporary Work[2004]; 이상호 외[2011]). 이러한 조직화와 노조활동의 어려움은 간접고용 비정규직 근로자의 낮은 노조가입률로 이어진다. 2009년 경제활동인구조사에 따르면, 한시적 비정규직 근로자의 노조가입률은 5.2%였지만, 파견과 용역 근로자는 이보다 낮은 2.7%, 4.0%에 그쳤다(유경준[2009]).

이처럼 기업과 정규직 위주의 노조가 각자의 이해를 증진하기 위해 노조에서 배제된 비정규직 근로자의 활용에 동조할 여지도 있지만, 비정규직 확대에 의한 노조 영향력의 약화를 우려하여 정규직 중심의 노조로서는 기업의 비정규직 채용을 제한할 가능성도 존재한다. 비정규직의 확대는 단기적으로는 정규직의 지대추구에 필요한 재원을 마련해주는 역할을 하겠지만, 장기적으로는 정규직의 일자리를 대체하거나 노조의 조직기반을 위축시켜 정규직의 교섭력을 심각하게 훼손할 수 있다(이병훈·김동배[2003]). 이러한 위기의식을 느낀 노조는 정규직 일자리의 양적 보호를 조건으로 내걸며 원만한 노사관계를 유지하고 근로조건 개선요구의 수위를 조절해 기업의 부담을 경감해 주는 전략을 취할 수도 있다.

지금까지의 논의를 정리해 보면, 비정규직 고용에 있어서도 노조는 상반된 영향을 미칠 수 있는 것으로 판단된다. 따라서 그중 우세한 효과는 선형적으로 지목될 수 없으며, 엄밀한 실증분석을 통해 검증되어야 할 것이다.

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 자료와 분석모형

본 연구에서는 한국노동연구원에서 구축한 2005년, 2007년, 2009년 사업체패널을 분석자료로 사용하였다. 사업체패널은 농림어업 및 광업을 제외한 상용근로자 30인 이상

의 사업체에서 표본을 추출하고 동일한 표본을 대상으로 사업체 특성, 고용 현황, 인적 자원 관리, 노사관계 등을 격년 간격으로 조사한 자료이다.<sup>3</sup>

사업체패널은 사업체와 관련된 다양한 정보를 수집하고 있어 선행연구에 대응되는 노조의 고용효과를 분석하기에 적합한 형태를 보이고 있다. 나아가 기존 연구가 미처 통제하지 못한 사업체 결정에 대한 근로자의 압력행사 수준과 사업체의 노동생산성에 대한 설문도 추가적으로 실시하고 있다. 따라서 외국 연구의 대부분이 노조의 영향 유무와 방향성을 파악하는 데 그쳤다면, 본 연구는 근로자의 압력행사 수준, 사업체의 노동생산성과 관련된 문항을 가공하여 노조의 영향이 나타나는 경로까지 분리했다는 의의를 지닌다.

본 연구에서의 실증모형은 다음과 같이 Wooden and Hawke(2000)를 응용하였다.

$$dep_t = dep_{t-1}\beta_1 + U_{it-1}\beta_2 + X_{it}\beta_3 + Z_{it-1}\beta_4 + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$i$ 는 사업체,  $t$ 는 연도,  $U$ 는 노동조합 관련 변수,  $X$ 는 사업체 관련 변수,  $Z$ 는 근로자의 집단적인 발언기능과 사업체의 생산성 관련 변수,  $\gamma$ 는 연도를 나타내는 더미변수,  $\epsilon$ 은 오차항이다.

노조의 고용효과를 분석할 경우에는 피설명변수  $dep_t$ 를  $t$ 기의 전체 근로자 수 대수변환값, 설명변수  $dep_{t-1}$ 을  $t-1$ 기의 전체 근로자 수 대수변환값으로 두고, 통계모형은 최소자승법(ordinary least squares)을 사용하였다.

한편, 노조가 비정규직 활용에 미치는 영향을 추정할 경우에는  $dep$ 를 전체 근로자 중에서 비정규직 근로자가 차지하는 비중, 직접고용 비정규직 비중, 혹은 간접고용 비정규직 비중으로 두고, 통계모형은 비정규직 근로자를 채용하지 않는 사업체가 상당수 있는 것을 감안하여 토빗모형(tobit model)을 사용하였다.

사업체패널상 전체 근로자 수는 사업체가 직접적인 고용계약을 맺고 임금을 지불하는 근로자와, 이에 포함되지 않지만 동일 사업체에서 근무하는 외국인 근로자, 파견근로자, 특수고용형태/독립도급 근로자, 재택/가내 근로자, 사내하청/용역 근로자, 일용 근로자, 기타 근로자의 합으로 계산하였다. 비정규직 근로자는 기간제 근로자, 단시간 근로자, 외국인 근로자, 파견근로자, 특수고용형태/독립도급 근로자, 재택/가내 근로자, 사내하

<sup>3</sup> 한국노동연구원은 사업체패널조사를 시작하며 2002년 예비조사, 2003년, 2004년 두 차례의 패널조사를 실시하였으나, 설문문항이 비체계적이고 표본 설계에 오류가 있다고 판단하여 2005년 설문과 표본을 전면 개정한 후 동일 설문과 표본으로 2007년, 2009년 추가 조사를 수행하였다(배규식 외[2012]). 따라서 본 연구에서는 2005년, 2007년, 2009년 자료만을 분석 대상으로 삼았다.

청/용역 근로자, 일용 근로자, 기타 근로자의 합으로 나타내었다. 정규직 근로자는 전체 근로자 수에서 비정규직 근로자 수를 차감하여 구했다. 간접고용 비정규직 근로자 수는 파견근로자, 특수고용형태/독립도급 근로자, 사내하청/용역 근로자의 합으로 나타내었고, 직접고용 비정규직 근로자 수는 간접고용 비정규직 근로자 수를 제외한 비정규직 근로자 수로 나타내었다.

자료가 패널인 이상 고정효과모형(fixed effects model)을 적용하여 사업체의 보이지 않는 특성을 통제한다면 추정계수의 편의를 축소할 수 있을 것이다. 그러나 자료의 규모가 작고 노동조합 관련 변수의 연도별 변화가 미미하여 고정효과모형 적용 시 표준오차가 상승하면서 계수를 정확하게 추정할 수 없었다.<sup>4</sup> 따라서 고정효과를 감안하는 대신 사업체와 관련된 일련의 특성들을 통제함으로써 내생성에 대한 우려를 완화하고자 하였다.

$U$ 는 노조 유무, 노조 연령, 정규직 근로자를 경영상의 이유로 해고하지 않는다는 노사 간 합의가 있었는지 여부, 직접고용 비정규직 근로자가 노조 규약상 노조에 가입할 자격이 있는지 여부이다.  $X$ 는 단독사업장 여부, 사업체 연령, 본사 여부, 주된 상품의 국내시장에서의 경쟁이 보통 이상인지 여부, 주된 상품의 시장 수요가 보통 이상인지 여부, 성과배분제 운영 여부, 산업 더미를 포함한다.  $Z$ 는 노사관계가 평균 이상으로 우호적인지 여부, 고충처리절차 유무, 노조와 고충처리절차 간의 교호항(interaction term), 동종업계와 비교하여 노동생산성이 평균 이상인지 여부, 근로자의 요구안을 전달하기 위한 압력행사 수준, 노조와 압력행사 수준 간의 교호항이다. 압력행사 수준은 근로자가 ① 경영계획(투자·인력·생산 계획), ② 신기계 및 설비 도입, ③ 공정 및 작업조직 개편, ④ 근로자 훈련, ⑤ 분사 및 하청, ⑥ 고용조정 등의 결정에 의견을 반영하거나 거부권을 행사할 수 있거나 노사가 공동으로 참여할 때를 1로 두고, 근로자가 사전에 정보를 받지 못하거나 정보를 제공받은 데 그치거나 의견을 개진할 수 있는 경우를 0으로 두었다.

본사 여부, 단독사업체 여부, 산업, 사업체 연령, 성과배분제 실시 여부를 통제한 이유를 언급하자면, 본사일 경우에는 인력운영방침이 소속 사업장과 다를 수 있고 경영진이 상주하며 노조의 세력화를 견제할 수 있다. 단독사업장은 사업체 규모가 확대되는 데 한계가 있고 본사와 마찬가지로 경영진이 노조활동에 개입하기가 용이할 것으로 추

<sup>4</sup> 일례로, 피설명변수가 전체근로자 수의 대수변환값일 때 식 (3)을 추정한 결과, 노동조합 유무를 나타내는 변수의 추정계수는 0.080인 반면, 표준오차는 0.135였다.

측된다. 한편, 사양산업이거나 설립된 지 오래된 사업체일수록 신규 고용되는 근로자는 줄어들고 해고되는 근로자가 증가하면서 이를 제지하려는 노조의 반발이 심화될 수 있다 (Blanchflower *et al.*[1991]). 또한 성과배분제가 근로자의 동의하에 업무효율성을 제고하려는 차원에서 시행된 경우, 비정규직 채용에 대한 근로자의 거부감이 적을 수 있다. 업무생산성을 향상시키려는 기업의 인력운영방침에 노사 간 합의를 이룬 경험이 있기 때문에 비정규직 활용을 통해 인력조정의 유연성이 강화되고 인건비가 절감될 수 있다면, 기업은 비정규직 비중을 늘리는 데에 대해 근로자의 동의를 이끌어 낼 가능성이 높다.

한편,  $U$ 는 노조 유무와 고용, 그리고 노조 유무와 고용형태의 동시성(simultaneity)을 고려하여 피설명변수보다 시점이 한 기 이전인, 즉 2년 전의 자료를 사용하였다. 본 연구의 관심사는 노조가 전체 근로자 수, 비정규직 비중, 직접고용과 간접고용 비정규직의 비중에 영향을 줄 수 있는지 여부인데, 역으로 사업체 규모가 클수록 노조 결성에 필요한 인력과 자금을 동원하기가 수월하여 노조가 생겨날 확률이 높을 수 있고(Schnabel [2003]), 고용이 한시적인 비정규직의 비중이 클수록 조직화에 대한 관심이 적어 노조가 생겨날 확률이 낮을 수 있다. 따라서 한 시점 이후의 사업체 규모와 고용형태가 전기의 노조 유무 결정에 일조할 가능성은 희박하다고 보고 노조 관련 변수의 시차를 피설명변수보다 한 기 앞서계끔 하였다. 그리고 노조의 영향이 노조가 있는 당해에  $Z$ 를 통해 발현될 것으로 사료되어  $Z$  역시 피설명변수보다 한 기 이전의 수치를 사용하였다.

나아가 전체 근로자 수, 비정규직 비율, 직접고용 비정규직 비율, 간접고용 비정규직 비율 등 각 피설명변수마다 식 (3)의 추정 결과가 노조의 인과관계를 나타내는지 면밀히 검토해 보고자 하였다.

만일 노조 유무와 관련되었을 것으로 예측되는 사업체의 여러 특성들을 통제했음에도 불구하고 관측되지 않은 변수가 노조의 결성과 상관관계에 놓여 있다면 계수의 추정에 편의가 존재할 것이다. 식 (3)은 설명변수를 통제한 후에는 무노조 사업체의 고용 분포가 유노조 사업체의 노조가 설립되기 전 고용 분포를 대변한다고 가정하고 노조의 효과를 파악하고 있다. 즉, 식 (3)의 설명변수를 기준으로 노조의 설립이 결정(selection on observables)되었을 것으로 보는 것이다. 만일 변수 누락으로 인한 편의(omitted variable bias)가 실재할 경우 이러한 가정은 타당하지 않으며 여전히 무노조 사업체와 노조 설립 이전의 유노조 사업체는 비교가 불가능하여 노조와 고용 간 인과관계를 도출할 수 없을 것이다.

물론 통제된 설명변수가 내생성을 지니지 않을 정도로 유노조 사업체와 무노조 사업

체 간 차이를 충분히 포착하는지 직접적으로 검증할 방법은 없다. 그러나 만일 설명변수를 통제된 후 현재의 노조 관련 변수가 과거의 고용에 영향을 주는지 확인해 봄으로써 유노조 사업체의 노조가 설립되기 전 고용 분포가 무노조 사업체의 고용 분포로 대체가 가능한지 여부를 가늠해 볼 수는 있다.

이러한 검증은 다음과 같은 식으로 구현된다.

$$dep_{t-1} = dep_{t-2}\delta_1 + U_{it}\delta_2 + X_{it}\delta_3 + Z_{it}\delta_4 + \gamma_t + \epsilon_{it-1} \quad (4)$$

식 (3)과 대조하여 식 (4)에서는 피설명변수  $dep$ 의 시점이 한 기 이전으로, 우측에 있는  $dep$ 는 순차적으로 한 기 이전으로 변경되었다. 그리고  $U_i$ 와  $Z_i$ 의 시점은 한 기 앞당겨졌다.

만일  $\delta_2$ 이나 노조 유무와 교호된 일부  $Z_{it}$ 의  $\delta_4$ 가 0이라는 가설이 기각된다면 노조가 설립되기 전의 유노조 사업체나  $Z_{it}$ 의 특성을 지닌 유노조 사업체의  $dep$ 이 무노조 사업체의  $dep$ 과 상이하여 둘 간의 차이가 설명변수로 충분히 설명되지 않음을 시사한다. 이 경우 식 (3)에서 추정된 노조의 효과는 실제 노조의 효과와 더불어 무노조 사업체 대비 유노조 사업체의 고유한  $dep$  추이의 합이기 때문에 고용에 대한 노조의 영향만을 나타낸다고 볼 수 없다. 만일 이러한 귀무가설이 기각되지 않는다면 노조의 효과만이 온전히 포착되었을 가능성이 높다고 할 수 있다(Imbens and Wooldridge[2009]).

한편, 계수를 추정할 때에는 횡단면 가중치를 적용하였다. 사업체패널의 표본은 사업체 크기별로 일정 비율을 추출하되, 모집단 자체가 적은 대규모 사업체의 경우 표본 수를 늘리기 위해 높은 비율로 조사되었다. 이러한 자료의 특이성을 고려하지 않는다면 계수의 통계적 유의성이 전체 노조의 성향을 대변하지 못하고 대규모 사업체에 설립된 노조의 성향에 따라 좌우될 것으로 우려된다. 또한 추정계수의 표준오차는 동일 사업체가 조사에 지속적으로 참여하는 자료의 속성을 감안하여 효율적인 수치(efficient standard errors)를 구하기 위해, 다른 사업체 간 오차항은 독립이고 사업체별 오차항 간에는 상관관계가 있음을 상정한 클러스터 표준오차로 계산하였다.

## 2. 기초통계량

회귀모형에 사용된 관측치는 다음의 과정을 통해 선정되었다. 일단 사업체패널조사에 응한 사업체 수는 2005년, 2007년, 2009년 각각 1,905개, 1,735개, 1,737개이다. 앞

서 소개한 식 (3) 모형의 특성상 최소 2기 연속 조사에 임하며 피설명변수와 설명변수에 대한 정보를 모두 제공한 사업체만이 회귀분석에 사용될 수 있다. 필요한 정보를 기입 하면서 3개년 조사 모두 참여한 사업체는 943개, 2005년과 2007년 조사에만 참여한 사업체는 223개, 2007년과 2009년 조사에만 참여한 사업체는 274개이다. 따라서 식 (3)에 따라 계수를 추정하는 데 이용된 총관측치는  $2,383(943*2+223+274)$ 개이다. 반면, 식 (4)를 추정할 때는 2005년, 2007년, 2009년 모두 설문에 참여하고 해당 시점에 필요한 정보를 제공한 표본만을 사용했기 때문에 총관측치가 952개로 축소되었다.

〈Table 1〉은 식 (3)에 따른 회귀분석에 사용된 관측치만으로 계산한 각 변수의 기초통계량을 보여준다. 노동조합 관련 변수, 사업체 결정에 대한 근로자의 압력행사 수준, 사업체의 노동생산성을 나타내는 변수는 그 외의 변수보다 한 시점 앞서므로 2005년 노동조합 유무에 따라 전자는 2005년을 기준으로, 후자는 2007년을 기준으로 기초통계량을 나타내었다. 마찬가지로 방식으로 2007년과 2009년의 기초통계량도 확인해 보았으나 그 패턴이 유사하여 보고하지 않았다.

피설명변수의 평균부터 살펴보면, 전기에 노조가 있었던 사업체의 근로자 수는 916명으로, 무노조 사업체의 323명에 비해 월등히 많다. 전체 근로자 중 비정규직 근로자의 비중은 유노조 사업체에서 17%, 무노조 사업체에서 16%로 큰 차이가 나지 않는다. 그러나 전체 근로자 중 직접고용 비정규직 근로자 비중은 무노조 사업체에서 3%p가량 높은 반면, 간접고용 비정규직 근로자 비중은 유노조 사업체에서 3%p가량 높다.

설명변수의 평균은 대부분의 경우 노조 유무에 따라 뚜렷한 차이가 발견된다. 무노조 사업체가 단독 사업체와 본사일 확률은 각각 66%, 90%로, 유노조 사업체에 비해 26%p, 20%p 높다. 유노조 사업체의 평균 연령은 29세로, 무노조 사업체보다 12년가량 설립시점이 앞선다. 국내시장에서 주된 상품의 경쟁이 평균 이상이라고 응답한 유노조 사업체는 91%이지만, 무노조 사업체는 이보다 높은 96%이다. 주된 상품의 시장 수요가 보통 이상이라고 응답한 유노조 사업체는 66%로, 무노조 사업체에 비해 7%p 낮다. 성과배분제를 실시하는 비율은 유노조 사업체가 무노조 사업체보다 2%p 높은 49%이다. 한편, 노조 유무별 산업의 분포를 비교해 보면, 유노조 사업체에서의 제조업 비중은 무노조 사업체에서의 제조업 비중에 비해 낮지만, 운수업의 비중은 유노조 사업체에서 현저히 높다. 노동조합은 창립된 지 평균적으로 17년이 된 것으로 조사되며, 무노조 사업체는 유노조 사업체보다 노사관계가 평균 이상으로 우호적이라고 응답한 비율이 약 3%p 높다. 정규직 근로자를 경영상의 이유로 해고하지 않겠다는 노사 간의 합의는 유노조

<Table 1> Descriptive Statistics by Union Status

Year	Variable	Union in 2005	No union in 2005	
		Mean (S.D.)	Mean (S.D.)	
2007	worker	916.15(1744.05)	322.70(753.88)	
	irregular worker-worker ratio	16.57(18.54)	16.03(23.58)	
	short-term and part-time worker-worker ratio	8.38(13.35)	11.05(20.19)	
	agent temporary and outsourced worker-worker ratio	8.19(13.63)	4.99(12.96)	
	single establishment	0.40(0.49)	0.66(0.48)	
	headquarters	0.70(0.46)	0.90(0.31)	
	establishment age	29.27(17.29)	17.34(13.44)	
	competition above average	0.91(0.29)	0.96(0.21)	
	demand above average	0.66(0.47)	0.73(0.45)	
	performance-based pay	0.49(0.50)	0.47(0.50)	
	Industry	manufacturing	0.39(0.49)	0.46(0.50)
		electricity	0.03(0.16)	0.01(0.11)
		construction	0.03(0.16)	0.07(0.26)
		wholesale • retail	0.05(0.21)	0.07(0.26)
		transportation	0.18(0.39)	0.03(0.17)
		accommodation • food	0.02(0.15)	0.02(0.13)
		information	0.04(0.20)	0.05(0.22)
		finance	0.06(0.23)	0.03(0.18)
		real estate	0.00(0.05)	0.00(0.07)
		science	0.04(0.20)	0.06(0.24)
facility management		0.01(0.11)	0.07(0.25)	
public		0.00(0.05)	–	
education		0.04(0.21)	0.03(0.18)	
medicine		0.07(0.26)	0.06(0.23)	
art	0.02(0.15)	0.00(0.07)		
repair	0.01(0.09)	0.03(0.16)		
2005	union age	16.95(10.64)	–	
	firm-employee relation above average	0.97(0.17)	1.00(0.07)	
	regular worker job protection	0.18(0.38)	0.10(0.31)	
	short-term/part-time qualified for membership	0.14(0.34)	–	
	labor productivity above average	0.84(0.36)	0.91(0.29)	
	Employees' collective voice	grievance procedure in unionized establishment	0.72(0.45)	–
		grievance procedure in non-unionized establishment	–	0.55(0.50)
		① intervention in management plans	30.61(46.13)	22.93(42.07)
		② intervention in new machine purchases	23.69(42.56)	22.06(41.50)
		③ intervention in work process changes	26.83(44.36)	26.56(44.20)
④ intervention in training provision		32.70(46.96)	31.79(46.60)	
⑤ intervention in split-up or subcontract decisions	30.61(46.13)	15.38(36.11)		
⑥ intervention in employment adjustment decisions	56.60(49.61)	23.22(42.26)		



사업체에서 8%p 더 높게 나타나며, 유노조 사업체의 14%가량만이 직접고용 비정규직 근로자에게 노조에 가입할 자격을 부여하였다. 고충처리절차의 경우, 72%의 유노조 사업체에 설치되어 있지만 무노조 사업체에는 55%만이 도입되어 있다. 동종업계와 비교하여 노동생산성이 평균 이상인 유노조 사업체는 84%에 불과한 반면, 무노조 사업체는 91%에 이르렀다. 마지막으로 사업체의 의사결정에 근로자가 관여하는 수준을 노조 유무 별로 대비해 보면, ① 경영계획(투자·인력·생산 계획), ② 신기계 및 설비 도입, ③ 공정 및 작업조직 개편, ④ 근로자 훈련, ⑤ 분사 및 하청, ⑥ 고용조정 등 모든 항목의 결정에 근로자가 개입하는 비율이 유노조 사업체에서 높게 나타났다.

### 3. 실증분석 결과

#### 가. 고용에 대한 노조의 영향

〈Table 2〉는 노조의 고용효과를 노조 설립 이전 시점에 유노조 사업체와 무노조 사업체의 특성이 차이가 없다는 가정, 즉 내생성이 없다는 가정하에 추정한 결과이다. 노동조합의 효과가 나타나는 경로를 파악하기 위해 단순한 모형부터 시작하여 점차적으로 노사관계가 보통 이상으로 우호적인지 여부, 정규직 근로자를 경영상의 이유로 해고하지 않는다는 방침이 있는지 여부, 직접고용 비정규직 근로자는 노조 규약상 노조에 가입할 자격이 있는지 여부, 고충처리절차 유무, 노조 터미와 고충처리절차 터미 간의 교호항, 동종업계와 비교하여 노동생산성이 평균 이상인지 여부, 사업체 결정에 대한 근로자의 관여수준, 노조 터미와 근로자의 관여수준의 교호항 등의 변수를 통제하였다. 산업 터미의 추정계수는 표에 제시하지는 않았으나, 〈Table 2〉를 포함한 이후의 모든 회귀분석 결과에 설명변수로 추가하였다. 연도 터미의 추정계수 역시 표에 보고하지 않았으나, 식 (3)과 같이 인접한 2개년의 자료를 두 번에 걸쳐 사용한 경우에 한해 설명변수로 사용할 수 있었다.

(1)열은 전기의 총 근로자 수 대수변환값, 전기의 노조 유무, 전기의 노조 연령,<sup>5</sup> 단독 사업장 여부, 사업체 연령, 분사 여부, 국내시장에서 주된 상품의 경쟁이 보통 이상인지 여부, 주된 상품의 시장 수요가 보통 이상인지 여부, 성과배분제 실시 여부, 산업과 연

5 노조 연령의 제공항은 통계적으로 유의하지 않아 설명변수에서 제외하였다. 이후의 모든 분석 결과에 대해서도 노조가 자리를 잡아 감에 따라 그 영향이 '역U자'형을 보인다는 근거가 발견되지 않아, 이후 분석에서도 노조 연령의 제공은 통제하지 않았다.

도 더미만을 설명변수로 두었을 때의 결과이다. 이에 따르면, 노조가 생긴 첫해의 고용은 무노조 사업장에 비해 12.3% 높고, 노조의 설립으로부터 한 해가 지날수록 매해 고용은 0.5% 증가한다.

(2)열에서는 노사관계의 우호성이 노조의 고용효과에 영향을 미칠 수 있음을 감안하여 노사관계가 보통 이상으로 원만한지 여부를 추가하였으나, 이는 통계적으로 유의하지 않았다.<sup>6</sup>

이에 더해 (3)열에서는 정규직 근로자를 경영상의 이유로 해고하지 않는다는 방침이 있는지 여부, 직접고용 비정규직 근로자는 노조 규약상 노조에 가입할 자격이 있는지 여부, 고충처리절차 더미, 노조 더미와 고충처리절차 더미의 교호항을 통제하였는데, 고충처리절차 더미만 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 고충처리절차의 추정계수는 0.056으로, 이는 노조 유무에 관계없이 고충처리절차가 설치되었을 때 고용이 5.6% 확대됨을 의미한다. 한편, 고충처리절차가 없는 상황에서 노조만 설립될 경우 고용은 9.1% 증가하지만, 유노조 사업체에서 고충처리절차가 마련되어 있을 경우 고용은 14.7%(9.1%+5.6%)까지 증가하는 것으로 나타났다. (2)열과 대조했을 때 주목할 점은 고충처리절차 유무를 나타내는 변수가 추가된 이후 노조 변수의 추정계수는 축소(0.128→0.091)되었지만 노조 연령 변수의 추정계수(0.005)는 변화가 없었다는 점이다. 이는 (2)열에서 노조 변수는 고충처리절차가 설치된 경우와 부재한 경우를 평균한 노조의 항구적인 효과를 추정해 내며, 노조의 고충처리절차가 고용에 미치는 영향은 매년 상이하지 않고 일정함을 의미한다. 즉, 노조만 설립되었을 때보다 노조가 고충처리절차를 통해 영향력을 행사할 경우 고용은 더욱 증가하는데, 이는 유노조 사업체에 고충처리절차가 마련된 직후부터 고용에 대해 항구적으로 동일한 수준의 긍정적인 영향을 미치기 때문이다.

(4)열에서는 (3)열에서 고충처리절차 변수를 제외하고 노동생산성이 동종업계 대비 평균 이상임을 나타내는 더미변수를 추가적으로 통제하였으나, 통계적으로 유의하지 않은 데다 (2)열 대비 노조 유무와 노조 연령의 추정계수에 변화가 없었다. 노동생산성의 향상과 유노조 사업체의 고용증가가 무관한 것은 노조가 노동생산성에 어떠한 영향을 미치는지 파악할 수 없지만, 설사 노조로 인해 노동생산성이 제고되더라도 고용의 증가로 이어지는지는 않음을 시사한다.

6 노사관계를 보통 이상과 미만으로 이분화하기보다는 좋은 편, 보통, 나쁜 편으로 구분했을 때에도 노사관계가 고용에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 이후의 모든 실증분석에서도 노사관계의 우호성 변수를 세분화하여 통제하더라도 정성적인 결과가 달라지지 않았다.

(5)열은 (4)열에 누적적으로 고충처리절차 유무, 노조와 고충처리절차 간의 교호항, 사업체 결정에 대한 근로자의 관여수준, 사업체 결정에 대한 근로자의 관여수준과 노조의 교호항을 설명변수로 넣었다. 고충처리절차가 노조 유무에 관계없이 고용에 일정한 영향을 미치는 것은 (3)열의 결과와 정성적으로 동일하며, 노동생산성 변수는 (4)열에서와 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않았다. 한편, 노조의 존재로 인한 고용증진효과가 (4)열 대비 12.1%에서 8.8%로 감소한 것은 유노조 사업체의 근로자가 사업체에 압력을 행사하는 결정사항에 따라 고용에 상이한 영향을 주기 때문이다. 노조 유무에 관계없이 근로자가 ② 신기계 및 설비 도입의 결정에 관여할 수 있을 때 고용은 8.7% 낮아졌다. 반면, 무노조 사업체의 근로자가 ③ 공정 및 작업조직 개편에 관여할 경우 고용은 7.6% 증가하지만, 유노조 사업체의 경우 반대로 7.6%(7.6%–15.2%) 감소하였다. 또한 유노조 사업체의 근로자가 ⑥ 고용조정의 결정에 관여할 경우 고용이 10.7% 높아진 것으로 나타났다.

이는 노조가 존재하거나 혹은 집단적 발언창구로서 고용조정에 개입할 때 고용이 증가하지만, 노조가 설사 노동생산성을 높여 노동수요곡선의 상향 이동을 유발한다고 하더라도 고용 상승으로 연결되지는 않음을 시사한다. 결국 기업이 누리는 지대(rent)의 상당 폭이 근로자에게 귀속되도록 노조가 강한 교섭력을 행사하는 동시에 노조가 근로자의 이익을 조직적으로 대변하는 소통기능을 수행하면서 유노조 기업에서 고용이 증가하는 것으로 판단된다. 이는 노조가 고용의 감소를 가져온다는 외국의 선행연구와는 반대의 결과이다.

그 외의 변수를 보면, 전기, 즉 2년 전의 고용은 현재 고용의 75%가량을 설명하였다. 또한 사업체에서 생산하는 주된 상품의 수요가 보통 이상이면 사업체는 고용을 늘려 시장 수요를 소화하는 것으로 나타났다.

이상의 논의에 대한 타당성을 검증하기 위해 <Table 3>은 식 (4)에 따라 한 기 이전의 고용에 대한 노조의 효과를 제시하고 있다. 먼저 노조의 유무는 한 기 이전의 고용에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 그러나 3개년 조사에 모두 참여한 사업체 중 변수에 해당하는 정보를 제시한 사업체만이 분석 대상이 되었기 때문에 표본 수가 적어 추정에 정확을 기할 수가 없었다. 노조 유무와 훈련에 대한 근로자의 개입 여부 간 교호항의 추정계수는  $-0.276$ 으로 통계적으로 유의하였다. 이는 근로자가 훈련 결정에 관여하는 기업 중 유노조 기업은 노조가 설립되기 전에도 무노조 기업보다 고용이 27.6% 낮음을 의미한다. 이는 다양한 변수의 통제에도 불구하고 노조가

<Table 2> The Effect of Trade Union on Employment

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lag_log(worker)	0.760*** (0.031)	0.759*** (0.031)	0.751*** (0.031)	0.759*** (0.031)	0.749*** (0.031)
lag_union	0.123*** (0.042)	0.128*** (0.041)	0.091** (0.046)	0.121*** (0.041)	0.088* (0.050)
lag_union age	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
single establishment	-0.040 (0.051)	-0.041 (0.051)	-0.041 (0.051)	-0.042 (0.051)	-0.043 (0.051)
establishment age	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
headquarters	-0.027 (0.059)	-0.026 (0.059)	-0.020 (0.060)	-0.024 (0.059)	-0.022 (0.060)
competition above average	0.022 (0.033)	0.022 (0.033)	0.017 (0.034)	0.023 (0.033)	0.026 (0.034)
demand above average	0.053** (0.023)	0.052** (0.023)	0.054** (0.024)	0.051** (0.024)	0.051** (0.023)
performance_based pay	0.037 (0.029)	0.037 (0.029)	0.033 (0.029)	0.036 (0.030)	0.029 (0.030)
lag_firm-employee relation above average		0.064 (0.078)	0.070 (0.083)	0.070 (0.077)	0.044 (0.081)
lag_regular worker job protection			0.020 (0.034)	0.021 (0.034)	0.017 (0.035)
lag_short-term/part-time qualified for membership			0.031 (0.049)	0.031 (0.049)	0.034 (0.048)
lag_grievance procedure			0.056** (0.028)		0.056** (0.028)
lag_(union*grievance procedure)			0.035 (0.046)		0.034 (0.045)
lag_labor productivity above average				0.027 (0.033)	0.031 (0.033)
lag_① intervention in management plans					0.029 (0.046)
lag_② intervention in new machine purchases					-0.087* (0.045)
lag_③ intervention in work process changes					0.076* (0.045)
lag_④ intervention in training provision					-0.000 (0.040)
lag_⑤ intervention in split-up or subcontract decisions					0.019 (0.039)
lag_⑥ intervention in employment adjustment decisions					-0.014 (0.039)
lag_(union*①)					-0.091 (0.057)
lag_(union*②)					0.080 (0.064)
lag_(union*③)					-0.152** (0.063)
lag_(union*④)					0.046 (0.055)
lag_(union*⑤)					-0.018 (0.061)
lag_(union*⑥)					0.107** (0.054)
R-squared	0.736	0.736	0.737	0.736	0.739
# of observations	2,383				

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories and year 2007.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.

(Table 3) Trade Union and Employment: Test on the Comparability between Unionized and Non-unionized Firms

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lag2_log(worker)	0.827*** (0.055)	0.827*** (0.055)	0.821*** (0.054)	0.827*** (0.055)	0.820*** (0.054)
union	0.074 (0.083)	0.074 (0.083)	0.086 (0.076)	0.072 (0.084)	0.122 (0.091)
union age	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
single establishment	-0.288*** (0.066)	-0.288*** (0.066)	-0.287*** (0.066)	-0.287*** (0.066)	-0.296*** (0.068)
establishment age	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
headquarters	0.196*** (0.066)	0.195*** (0.066)	0.205*** (0.065)	0.195*** (0.066)	0.204*** (0.065)
competition above average	0.055 (0.085)	0.054 (0.086)	0.060 (0.087)	0.055 (0.086)	0.036 (0.083)
demand above average	0.046 (0.040)	0.047 (0.040)	0.045 (0.040)	0.047 (0.040)	0.047 (0.039)
performance_based pay	0.070* (0.038)	0.070* (0.038)	0.056 (0.040)	0.070* (0.039)	0.056 (0.041)
firm-employee relation above average		-0.126 (0.124)	-0.123 (0.134)	-0.128 (0.131)	-0.102 (0.152)
regular worker job protection			-0.003 (0.063)	0.005 (0.061)	-0.004 (0.066)
short-term/part-time qualified for membership			0.016 (0.061)	0.013 (0.060)	0.035 (0.055)
grievance procedure			0.086* (0.052)		0.075 (0.052)
union*grievance procedure			-0.042 (0.076)		-0.003 (0.076)
labor productivity above average				-0.000 (0.076)	-0.010 (0.076)
① intervention in management plans					0.120 (0.079)
② intervention in new machine purchases					-0.093 (0.106)
③ intervention in work process changes					-0.078 (0.114)
④ intervention in training provision					0.186** (0.089)
⑤ intervention in split-up or subcontract decisions					-0.160 (0.114)
⑥ intervention in employment adjustment decisions					0.034 (0.070)
union*①					-0.140 (0.109)
union*②					0.087 (0.136)
union*③					0.203 (0.148)
union*④					-0.276** (0.130)
union*⑤					0.029 (0.212)
union*⑥					-0.045 (0.097)
R-squared	0.786	0.786	0.787	0.786	0.792
# of observations	952				

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.

설립되기 전 유노조 사업체의 고용 분포가 무노조 사업체의 고용 분포로 대체되지 않아 노조와 고용의 인과관계를 식 (3)에 의해 규명할 수 없음을 시사한다. 따라서 <Table 2>에 보고된 노조의 고용제고효과는 실제 노조의 효과와 더불어 무노조 사업체 대비 유노조 사업체의 고유한 추세를 나타내는 것으로 편의(bias)가 내재되어 있음을 알 수 있다.<sup>7</sup>

#### 나. 비정규직 근로자 비중에 대한 노조의 영향

노조는 전체 근로자 총원 외에도 비정규직의 비중에 영향을 줄 수 있다. 노조가 기업의 경쟁력을 약화시키지 않으면서 근로자의 임금 인상과 복리후생 증진을 요구하려면, 일단 기업이 시장에서 선도적인 상품을 개발하여 독점적인 지위를 누리거나 생산비용을 절감함으로써 수익성이 제고되어야 한다. 우리나라에서 사업체 내 노조 구성원은 대다수가 정규직 근로자로, 노조는 조합원에게 노동생산성을 초과하는 임금과 복지혜택을 지속적으로 제공하기 위해 기업의 비정규직 활용을 묵인하거나 동조할 수 있다. 반면, 노조는 조직화가 어려운 비정규직 비중이 확대될 경우 노조의 세력이 약화될 것을 우려하여 비정규직 채용에 반대할 유인도 있다.

<Table 4>는 비정규직 비중에 있어서 노조의 효과를 토빗모형으로 추정된 뒤 다른 변수를 평균으로 둔 상태에서 각 변수의 한계효과(marginal effect)를 구한 결과를 나타낸다. (1)열부터 (6)열까지 변수를 추가하는 방식은 <Table 2>와 동일하다.

먼저 (1)열부터 살펴보면, 노조가 있을 때 비정규직의 비중이 2.9%p 증가했으나 노조의 연령은 통계적으로 유의하지 않아 노조의 효과가 매년 일정한 것으로 추정되었다. (2)열에는 추가적으로 노사관계의 우호성을 설명변수로 넣었으나 통계적으로 유의하지 않았다. (3)열에서는 정규직 근로자가 경영상의 이유로 해고되지 않는다는 방침이 있는지 여부와 직접고용 비정규직 근로자가 노조에 가입할 자격이 있는지 여부를 추가하였는데, 역시 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, 노조 유무는 여전히 통계적으로 유의하여, 노조가 결성된 사업체에서는 비정규직 비중이 2.9%p 상승하는 것으로 추정되었다.

(4)열은 고충처리절차 더미, 노조 더미와 고충처리절차 더미 간의 교호항을 추가한 결

7 노조의 고용제고효과 중 정규직 근로자의 증가에서 비롯된 고용제고효과를 분리하기 위해 *dep*를 정규직 근로자 수 대수변환값으로 변경하여 분석을 추가적으로 진행하였다. 그러나 유노조 사업체의 정규직 근로자 수가 노조가 설립되기 전에도 무노조 사업체에 비해 23.2~33.7% 높은 것으로 나타나 유노조 사업체와 무노조 사업체 간 이러한 차이가 기인하는 변인이 파악되지 않는 한 정규직 근로자 수에 대한 노조의 영향 역시 정확히 추정될 수 없었다.

과이다. 무노조 사업체에 고충처리절차가 존재할 경우에는 비정규직 고용이 1.7%p 높아 지지만, 유노조 사업체에서의 고충처리절차는 비정규직 고용을 0.2%p(1.7%p-1.9%p) 낮추는 양상을 보인다. 아울러 노조가 결성되어 있을 때 비정규직 고용은 4.0%p 상승하였다. 유노조 사업체에서는 비정규직 비중이 증가하면 노조의 교섭력이 약화될 수 있다는 공감대가 고충처리절차를 통해 형성되면서 노조가 비정규직 확대에 반대하는 성향이 강해졌을 수 있다. 한편으로 고충처리절차를 통해 기업이 처한 경영여건에 대한 노조의 이해가 증진되면서 기업의 인건비 부담을 가중하지 않는 방향으로 노사 간 합의가 이루어짐으로써 기업이 비정규직 채용을 확대할 유인이 저하되었을 수 있다. 반면, 무노조 사업체에서는 고충처리절차의 운영으로 근로자가 기업 측에 요구안을 전달할 수 있는 공식적인 채널이 생기면서 노사가 기존 근로자의 처우를 개선하기 위해 비정규직 비중을 늘리는 데 합의한 것으로 판단된다. 또한 노조가 결성되어 있지 않은 경우에는 비정규직 비중을 결정하는 데 근로자의 의견을 취합하는 별도의 절차가 필요하지만, 이 절차는 노조에 준하는 영향력을 행사할 수 없는 것으로 사료된다.

(5)열에서는 (3)열의 고충처리절차 관련 변수 대신 동종업계 대비 노동생산성이 평균 이상인지 여부를 통제하였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

마지막으로 (6)열은 (5)열의 설명변수에 고충처리절차 더미, 노조와 고충처리절차 간의 교호항, 각 사안에 대한 근로자의 개입수준, 노조와 결정 개입수준의 교호항을 추가하였는데, 근로자의 개입수준은 노조 유무를 막론하고 통계적으로 유의하지 않음을 확인할 수 있다. 그리고 노조, 무노조 사업체에서의 고충처리절차, 유노조 사업체에서의 고충처리절차는 비정규직 고용을 각각 4.4%p, 1.8%p, -0.2%p(1.8%p-2.0%p) 변화시키는 것으로 나타나 (4)열과 정성적으로 동일한 결과를 보여주었다.

그 외 변수의 추정계수를 검토해 보면, 전기에 근로자 수가 많을수록, 즉 대기업일수록 비정규직 활용 비율이 높은 것으로 추정되었다. 또한 본사이거나 사업체의 존속 기간이 길수록 비정규직 비중이 낮았다. 한편, 김동배·김주일(2002)에서와 같이, 성과배분제를 운영하는 사업체에서 비정규직의 비중이 높게 나타났다. 이는 노사 간에 성과배분제 시행을 논의하면서 업무효율성을 중시하는 풍토가 긍정적으로 자리매김되었기 때문에 기업이 인력조정의 유연성을 높이거나 인건비를 낮추고자 하는 목적이라면 비정규직 근로자를 확대하기가 용이한 것으로 판단된다.

이상의 논의를 종합해 보면, 노조의 존재는 비정규직 비율을 높이는 것으로 추정된다. 또한 무노조 사업체에서만 고충처리절차가 마련되었을 때 비정규직 비율이 증가하는

(Table 4) The Effect of Trade Union on the Proportion of Irregular Workers (Marginal Effects)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag_proportion of irregular workers	0,230*** (0,020)	0,230*** (0,020)	0,229*** (0,020)	0,227*** (0,020)	0,229*** (0,020)	0,226*** (0,019)
lag_union	0,029*** (0,010)	0,030*** (0,010)	0,029*** (0,011)	0,040*** (0,015)	0,028*** (0,011)	0,044*** (0,016)
lag_union age	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
single establishment	-0,011 (0,009)	-0,011 (0,009)	-0,011 (0,009)	-0,009 (0,009)	-0,011 (0,009)	-0,009 (0,009)
establishment age	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)
headquarters	-0,032*** (0,012)	-0,031*** (0,012)	-0,031** (0,012)	-0,032*** (0,012)	-0,031** (0,012)	-0,033*** (0,013)
competition above average	-0,003 (0,011)	-0,003 (0,011)	-0,003 (0,011)	-0,004 (0,011)	-0,004 (0,011)	-0,003 (0,011)
demand above average	0,000 (0,007)	0,000 (0,007)	0,000 (0,007)	0,000 (0,007)	0,000 (0,007)	0,000 (0,007)
performance_based pay	0,014** (0,007)	0,014** (0,007)	0,014** (0,007)	0,013** (0,007)	0,015** (0,007)	0,014** (0,007)
lag_firm-employee relation above average		0,019 (0,016)	0,021 (0,016)	0,019 (0,016)	0,021 (0,016)	0,018 (0,017)
lag_regular worker job protection			-0,003 (0,010)	-0,003 (0,010)	-0,002 (0,010)	-0,002 (0,010)
lag_short-term/part-time qualified for membership			0,008 (0,011)	0,008 (0,011)	0,007 (0,011)	0,006 (0,011)
lag_grievance procedure				0,017** (0,007)		0,018** (0,007)
lag_(union*grievance procedure)				-0,019* (0,011)		-0,020* (0,011)
lag_labor productivity above average					-0,007 (0,010)	-0,008 (0,010)
lag_① intervention in management plans						-0,007 (0,010)
lag_② intervention in new machine purchases						-0,001 (0,012)
lag_③ intervention in work process changes						0,003 (0,012)
lag_④ intervention in training provision						(0,004) (0,010)
lag_⑤ intervention in split-up or subcontract decisions						0,004 (0,011)
lag_⑥ intervention in employment adjustment decisions						-0,008 (0,009)
lag_(union*①)						-0,002 (0,017)
lag_(union*②)						-0,022 (0,021)
lag_(union*③)						-0,005 (0,021)
lag_(union*④)						0,005 (0,017)
lag_(union*⑤)						0,009 (0,017)
lag_(union*⑥)						0,008 (0,013)
McFadden's pseudo R-squared	0,376	0,377	0,377	0,382	0,378	0,387
# of observations	2,383					

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories and year 2007.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.



(Table 5) Trade Union and the Proportion of Irregular Workers: Test on the Comparability between Unionized and Non-unionized Firms (Marginal Effects)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag2_proportion of irregular workers	0.310*** (0.030)	0.310*** (0.030)	0.309*** (0.030)	0.310*** (0.030)	0.309*** (0.030)	0.311*** (0.030)
union	-0.006 (0.016)	-0.006 (0.016)	-0.007 (0.017)	-0.012 (0.018)	-0.007 (0.017)	-0.006 (0.019)
union age	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
single establishment	-0.040** (0.018)	-0.040** (0.018)	-0.040** (0.018)	-0.039** (0.018)	-0.040** (0.018)	-0.040** (0.018)
establishment age	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)
headquarters	-0.011 (0.021)	-0.010 (0.021)	-0.009 (0.021)	-0.008 (0.021)	-0.009 (0.021)	-0.008 (0.021)
competition above average	0.009 (0.017)	0.009 (0.017)	0.011 (0.017)	0.011 (0.017)	0.011 (0.017)	0.009 (0.018)
demand above average	0.017 (0.013)	0.016 (0.013)	0.016 (0.013)	0.016 (0.013)	0.016 (0.013)	0.018 (0.013)
performance_based pay	0.020** (0.010)	0.020** (0.010)	0.022** (0.010)	0.019* (0.010)	0.022** (0.010)	0.019* (0.010)
firm-employee relation above average		0.100*** (0.023)	0.100*** (0.023)	0.102*** (0.023)	0.101*** (0.023)	0.101*** (0.023)
regular worker job protection			-0.009 (0.015)	-0.012 (0.015)	-0.009 (0.015)	-0.009 (0.015)
short-term/part-time qualified for membership			0.020 (0.019)	0.021 (0.019)	0.020 (0.019)	0.025 (0.020)
grievance procedure				0.008 (0.014)		0.006 (0.014)
union*grievance procedure				0.009 (0.021)		0.013 (0.022)
labor productivity above average					-0.007 (0.015)	-0.005 (0.015)
① intervention in management plans						0.041 (0.028)
② intervention in new machine purchases						-0.030 (0.024)
③ intervention in work process changes						-0.042* (0.022)
④ intervention in training provision						0.031 (0.022)
⑤ intervention in split-up or subcontract decisions						-0.011 (0.023)
⑥ intervention in employment adjustment decisions						0.011 (0.019)
union*①						-0.027 (0.026)
union*②						0.025 (0.040)
union*③						0.056 (0.047)
union*④						-0.026 (0.024)
union*⑤						-0.008 (0.032)
union*⑥						-0.024 (0.024)
McFadden's pseudo R-squared	0.462	0.465	0.467	0.468	0.467	0.489
# of observations	952					

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.

것으로 나타났다. 노조와 고충처리절차는 기존 근로자의 처우 개선을 기업에 요청하는 통로로서, 이들의 권익을 증진하기 위한 차원에서 비정규직 비중의 확대가 필요한 것으로 사료된다. 그러나 무노조 사업체에서의 고충처리절차에 비해 노조가 설립되어 있을 때 비정규직 비율이 크게 증가함으로써 기존 근로자의 이익을 대변하는 데에는 노조가 더 효과적임을 확인할 수 있다.

이러한 논의의 타당성을 검토하기 위해 <Table 5>에는 노조 유무에 따라 한 기 이전의 비정규직 비율에 차이가 발견되는지 토빗모형으로 추정하고 각 변수의 한계효과를 보고한 결과를 제시한다. (1)열부터 (6)열에 걸쳐 노조 유무, 노조 연령, 그리고 노조 유무와 사업체 결정에 대한 근로자의 관여수준 간의 교호항 모두 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 사용된 설명변수만으로도 노조가 존재하기 전 유노조 사업체와 무노조 사업체의 이질성이 통제됨으로써, <Table 4>에 보고된 노조의 비정규직 비율 제고효과가 편의 없이 추정되었을 것으로 추측된다.

#### 다. 직접고용 비정규직 비중에 대한 노조의 영향

직접고용 비정규직 근로자는 기존 노조의 가입이 허용되는 경우가 상대적으로 빈번하여 노조를 통해 이들의 이익이 대변될 여지가 있다.<sup>8</sup> 그러나 간접고용 비정규직 근로자는 기존 노조의 조직 대상에서 제외되는 경향이 높고, 독자적인 노조를 신설하더라도 사용업체와 고용업체가 다르기 때문에 사용업체에 근로조건 개선을 요구하기가 쉽지 않다. 또한 정규직 위주의 기존 노조가 간접고용 비정규직 근로자와 이해를 조율하며 기업과의 단체협상에 임할 유인도 낮다. 따라서 기업이 노조 구성원의 고용안정성과 근무여건 개선에 필요한 재원을 조달하기 위해 간접고용 비정규직을 활용하고 낮은 인건비를 지급한다면 노조는 이에 찬동할 수 있지만, 직접고용 비정규직에게 조합원과 동등한 처우를 제공하지 않는다면 반발할 가능성이 있다. 반대로 기존 노조가 비정규직이 확대됨으로써 노조의 조직기반이 축소되고 노조 조직률이 둔화될 것을 우려한다면 직접고용 비정규직 채용보다는 간접고용 비정규직 채용에 거세게 반대할 것이다.

<Table 6>은 전체 근로자 대비 직접고용 비정규직 비율에 대한 노조의 효과를 토빗모형으로 추정한 후 각 변수의 한계효과를 보고하고 있다. 각 열의 설명변수는 앞서와

8 <Table 1>의 기초통계량에서 확인할 수 있는 바와 같이, 2005년을 기준으로 직접고용 비정규직 근로자에게 노조에 가입할 자격을 부여하는 사업체는 유노조 사업체 대비 14%이다.

동일하게 통제되었다.

(1)열에 따르면, 노조가 존재하거나 노조의 연령이 올라가더라도 직접고용 비정규직 근로자의 비율은 변화하지 않는 것으로 나타났다. (2)열에서 노사관계의 우호성 정도를 추가로 통제하더라도 노조의 효과는 관측되지 않았다. (3)열은 정규직 근로자가 경영상의 이유로 해고되지 않는다는 방침이 있는지 여부와 직접고용 비정규직 근로자가 노조에 가입할 자격이 있는지 여부를 설명변수로 추가하였는데, 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 자격이 있는 경우에만 직접고용 비정규직 비율이 2.4%p 증가하였다. 한편, 노조 연령의 추정계수가 0.001로 10% 수준에서 통계적으로 유의하여 노조 연령이 매해 증가할수록 직접고용 비정규직 비율이 미약하게나마 0.1%p 증가하는 것으로 나타났다.

(4)열에서는 고충처리절차 더미, 노조 유무와 고충처리절차 더미 간의 교호항을 통제하였고, 이를 대신해 (5)열에서는 노동생산성이 동종업계 대비 평균 이상인지 여부를 추가하였으나 모두 통계적으로 유의하지 않았다. (6)열에서는 (4)열에 더해 노동생산성이 동종업계 대비 평균 이상인지 여부, 사업체 결정에 대한 근로자의 관여수준, 노조 유무와 각 사안에 대한 근로자의 관여수준 간의 교차항을 통제하였으나 역시 통계적으로 유의하지 않았다.

이상의 결과는 노조가 설립되거나 노조의 압력이 행사될 통로가 마련되었다고 해서 직접고용 비정규직 비중의 뚜렷한 증가를 가져오지 못하며, 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 자격이 부여된 경우에 한해서만 그 비중이 제고됨을 시사한다.

〈Table 7〉에서는 토빗모형으로 노조 관련 변수와 설명변수를 한 기 이전의 직접고용 비정규직 비중에 회귀한 후 각 변수의 한계효과를 제시함으로써, 노조 유무에 따라 한 기 이전의 직접고용 비정규직 비중이 달라지는지를 확인하였다. (4)열에 한해 노조 유무의 추정계수가 10% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타냈지만, 이는 통계적으로 유의하지 않은 고충처리절차 더미, 노조 유무와 고충처리절차의 교호항을 추가했기 때문이다. 이 경우를 제외하고 (1)열과 (6)열에 걸쳐 노조 유무, 노조 유무와 고충처리절차의 교호항, 노조 유무와 근로자의 개입수준 간 교호항 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 노조가 결성되기 전의 유노조 사업체와 무노조 사업체 간 직접고용 비정규직 비중이 상호 대응되는 양상을 보여, 〈Table 6〉의 결과가 노조와 직접고용 비정규직 비중의 인과관계를 추정함을 부인할 수 없다.

<Table 6> The Effect of Trade Union on the Proportion of Short-term and Part-time Workers (Marginal Effects)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag_proportion of short-term/part-time workers	0.206*** (0.020)	0.206*** (0.020)	0.204*** (0.020)	0.203*** (0.020)	0.204*** (0.020)	0.203*** (0.019)
lag_union	0.004 (0.008)	0.005 (0.008)	-0.000 (0.009)	0.007 (0.011)	-0.001 (0.009)	0.009 (0.013)
lag_union age	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)
single establishment	-0.011 (0.008)	-0.011 (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.011 (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.010 (0.008)
establishment age	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
headquarters	-0.012 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)
competition above average	-0.010 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.010 (0.010)
demand above average	0.004 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.004 (0.006)
performance_based pay	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.006 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)
lag_firm-employee relation above average		0.011 (0.013)	0.017 (0.012)	0.016 (0.013)	0.018 (0.012)	0.016 (0.013)
lag_regular worker job protection			0.001 (0.008)	0.000 (0.008)	0.001 (0.008)	0.001 (0.008)
lag_short-term/part-time qualified for membership			0.024** (0.010)	0.024** (0.010)	0.022** (0.010)	0.021** (0.010)
lag_grievance procedure				0.008 (0.006)		0.009 (0.006)
lag_(union*grievance procedure)				-0.012 (0.010)		-0.013 (0.010)
lag_labor productivity above average					-0.010 (0.008)	-0.010 (0.008)
lag_① intervention in management plans						-0.009 (0.009)
lag_② intervention in new machine purchases						0.002 (0.010)
lag_③ intervention in work process changes						0.004 (0.010)
lag_④ intervention in training provision						0.005 (0.008)
lag_⑤ intervention in split-up or subcontract decisions						-0.005 (0.009)
lag_⑥ intervention in employment adjustment decisions						-0.002 (0.008)
lag_(union*①)						-0.002 (0.014)
lag_(union*②)						-0.014 (0.019)
lag_(union*③)						0.006 (0.020)
lag_(union*④)						-0.004 (0.012)
lag_(union*⑤)						0.019 (0.016)
lag_(union*⑥)						-0.004 (0.011)
McFadden's pseudo R-squared	0.328	0.328	0.331	0.333	0.332	0.338
# of observations	2,383					

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories and year 2007.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.

(Table 7) Trade Union and the Proportion of Short-term and Part-time Workers: Test on the Comparability between Unionized and Non-unionized Firms (Marginal Effects)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag2_proportion of short-term/part-time workers	0.250*** (0.035)	0.250*** (0.035)	0.250*** (0.034)	0.252*** (0.033)	0.250*** (0.034)	0.252*** (0.033)
union	-0.019 (0.013)	-0.019 (0.013)	-0.020 (0.014)	-0.026* (0.014)	-0.020 (0.014)	-0.022 (0.015)
union age	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
single establishment	-0.034** (0.016)	-0.034** (0.016)	-0.034** (0.016)	-0.035** (0.016)	-0.035** (0.016)	-0.037** (0.016)
establishment age	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
headquarters	-0.001 (0.017)	-0.000 (0.017)	0.001 (0.017)	0.001 (0.017)	0.001 (0.017)	0.003 (0.017)
competition above average	-0.005 (0.015)	-0.004 (0.015)	-0.001 (0.015)	-0.001 (0.014)	-0.001 (0.015)	-0.001 (0.015)
demand above average	0.012 (0.011)	0.011 (0.011)	0.011 (0.011)	0.012 (0.011)	0.012 (0.011)	0.014 (0.011)
performance_based pay	0.004 (0.009)	0.004 (0.009)	0.006 (0.009)	0.008 (0.009)	0.007 (0.009)	0.008 (0.009)
firm-employee relation above average		0.078*** (0.019)	0.078*** (0.019)	0.079*** (0.019)	0.083*** (0.019)	0.085*** (0.019)
regular worker job protection			-0.021* (0.013)	-0.021* (0.013)	-0.020 (0.013)	-0.023* (0.012)
short-term/part-time qualified for membership			0.032* (0.017)	0.032* (0.017)	0.032* (0.017)	0.031* (0.017)
grievance procedure				-0.012 (0.011)		-0.014 (0.011)
union*grievance procedure				0.019 (0.018)		0.023 (0.019)
labor productivity above average					-0.023 (0.014)	-0.019 (0.014)
① intervention in management plans						0.049* (0.027)
② intervention in new machine purchases						-0.025 (0.021)
③ intervention in work process changes						-0.020 (0.021)
④ intervention in training provision						0.009 (0.016)
⑤ intervention in split-up or subcontract decisions						-0.021 (0.017)
⑥ intervention in employment adjustment decisions						0.028 (0.017)
union*①						-0.033 (0.021)
union*②						0.020 (0.034)
union*③						0.020 (0.034)
union*④						-0.003 (0.023)
union*⑤						0.015 (0.029)
union*⑥						-0.029 (0.019)
McFadden's pseudo R-squared	0.384	0.386	0.395	0.399	0.399	0.423
# of observations	952					

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.

## 라. 간접고용 비정규직 비중에 대한 노조의 영향

〈Table 8〉은 전체 근로자 대비 간접고용 비정규직 비율에 대한 노조의 효과를 토빗모형으로 추정된 후 각 변수의 한계효과를 제시하고 있다.<sup>9</sup> 각 열의 설명변수는 앞서와 동일하다.

(1)열에 의하면, 유노조 사업체에서는 간접고용 비정규직의 비율이 3.6%p 증가하며, 노조의 연령이 올라가더라도 이 비율은 변화하지 않고 매년 일정하다. (2)열에서는 노사관계의 분위기를 통제하였지만 통계적으로 유의하지 않았다. (3)열에서는 정규직 근로자를 경영상의 이유로 해고하지 않는다는 방침이 있는지, 직접고용 비정규직 근로자는 노조 규약상 노조에 가입할 자격이 있는지 여부를 설명변수로 넣었는데, 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 직접고용 비정규직이 노조 조직 대상이라고 할지라도 노조가 추가적으로 간접고용 비정규직의 증대를 야기하지는 않음을 시사한다. 즉, 간접고용 비정규직 근로자의 고용은 직접고용 비정규직 조합원이 아닌 정규직 조합원의 권익을 증대하기 위한 차원에서 확대되는 것으로 판단된다. 한편, 노조가 존재할 때 간접고용 비정규직의 비중은 4.3%p 증가하는 것으로 나타났다.

(4)열은 (3)열의 변수에 추가적으로 고충처리절차 더미, 노조 더미와 고충처리절차 더미와의 교호항을 통제하였다. 고충처리절차가 운영될 경우 간접고용 비정규직 비중이 1.7%p 증가하며, 노조 유무에 관계없이 고충처리절차의 효과는 동일한 것으로 추정되었다. 그러나 여전히 노조의 효과인 4.8%p보다는 낮아, 유노조 사업체에서 간접고용 비정규직의 고용이 활발히 일어남을 확인할 수 있다. (5)열은 (3)열에 고충처리절차, 노조와 고충처리절차 간의 교호항 대신 동종업계 대비 노동생산성이 평균 이상인지 여부를 추가하였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

9 노동조합 외에도 노사협의회 역시 전체 근로자 수, 비정규직 비중, 직접고용 비정규직 비중, 간접고용 비정규직 비중에 영향을 줄 수 있다. 노동조합이 소속 조합원의 권익에 우선권을 두고 근로조건 유지와 개선을 목적으로 하는 근로자의 자주적인 결성체라면, 노사협의회는 상시근로자 30인 이상 사업체에서 의무적으로 설립해야 하는 근로자대표기구로서 기업의 생산성과 근로자의 복지 증진을 추구한다. 또한 노사협의회는 노조와 달리 쟁의권을 갖지 못하기 때문에 노사협의회를 통해 의결된 사항은 규범적인 효력을 갖지 못한다. 노조와 노사협의회 간 이러한 차이로 인해 노사협의회가 고용과 고용형태에 미치는 영향은 노조와 상이할 수 있다. 사업체패널은 상시 근로자 30인 이상을 채용한 사업체를 모집단으로 하기 때문에 원칙상 설문에 응한 모든 사업체가 노사협의회를 운영할 의무가 있지만, 분석에 사용한 표본 중에서 노사협의회가 존재하지 않는 사업체도 11% 관측되었다. 따라서 〈Table 2〉~〈Table 8〉의 모든 실증분석에 노사협의회 유무를 설명변수로 추가했지만, 간접고용 비정규직 비율에 대한 노조의 영향을 분석한 〈Table 8〉의 (1), (2), (3), (5)열에서만 통계적으로 유의하고 고충처리절차 변수를 통제한 이후에는 유의하지 않게 되었다.

(6)열은 (4)열에 노동생산성 변수, 경영방침 결정에 있어서의 근로자 개입수준, 그리고 노조 더미와 근로자 개입수준의 교호항을 추가한 결과이다. 노조 유무에 따라 ⑤ 분사 및 하청 그리고 ⑥ 고용조정의 결정에 대한 근로자의 개입은 비정규직 활용에 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 무노조 사업체에서 ⑤ 분사 및 하청 결정에 근로자가 관여할 경우 고용은 1.8%p 증가하지만, 유노조 사업체에서는 이보다 작은 0.3%p (1.8%p-1.5%p) 증가하였다. 한편, 무노조 사업체에서 ⑥ 고용조정의 결정에 근로자가 개입할 경우 고용은 1.3%p 감소하는 반면, 유노조 사업체에서는 1.0%p(-1.3%p+2.3%p) 증가하였다. 그리고 앞 열과 마찬가지로 노조와 고충처리절차의 존재는 비정규직 비율을 각각 4.3%p, 1.7%p 높이는 것으로 나타났다.

그 외에 통계적으로 유의한 변수를 살펴보면, 본사일 때 간접고용 비정규직 비중이 낮아진 반면, 성과배분제를 시행할 때 이들의 비중이 높아졌다.

〈Table 8〉에 제시된 바와 같이, 비정규직 비율의 변화가 노동조합과 고충처리절차의 존재 및 유노조 사업체에서의 근로자의 개입에서 비롯되었는지 여부를 확인하기 위해 식 (4)의 *dep*을 간접고용 비정규직 비율로 대체하고 토빗모형을 적용한 후 각 변수의 한계효과를 계산하였다. 이 결과는 〈Table 9〉에 보고되어 있다. 노조와 관련된 변수 중 노조 유무, 노조 유무와 고충처리절차의 교호항, 노조 유무와 훈련 제공에 대한 근로자의 개입수준의 교호항이 통계적으로 유의하게 나타났다. 노조가 결성되기 전부터 유노조 사업체의 간접고용 비정규직 비율이 무노조 사업체에 비해 높고, 고충처리절차가 마련된 유노조 사업체가 무노조 사업체에 비해 노조가 결성되기 전 간접고용 비정규직 비율이 낮으며, 훈련 결정에 근로자가 개입하는 유노조 사업체가 무노조 사업체에 비해 노조가 설립되기 전 비정규직 비율이 낮았다. 즉, 현재와 같이 설명변수가 한정된 상황에서는 노조 설립 이전의 유노조 사업체의 비정규직 비율 분포를 무노조 사업체가 대체할 수 없어, 노조와 간접고용 비정규직 비중의 인과관계를 도출할 수 없는 것으로 판단된다.

그럼에도 불구하고 비정규직 비율과 직접고용 비정규직 비율에 대한 노조의 효과가 편의 없이 도출되었을 가능성을 수용한다면, 두 결과를 비교함으로써 간접고용 비정규직 비율과 노조의 인과관계를 유추해 볼 수 있다. 피설명변수가 비정규직 비율과 직접고용 비정규직 비율일 때 모두 노동생산성 수준, 사업체 결정에 대한 근로자의 개입수준, 노조 유무와 근로자의 개입수준의 교호항이 통계적으로 유의하지 않으므로, 〈Table 4〉와 〈Table 6〉의 (4)열 결과를 대조하는 것이 바람직하다. 먼저 〈Table 4〉에 따르면, 노조가 존재할 때 비정규직 비율이 4.0%p 상승하는 한편, 무노조 사업체에 고충처리

(Table 8) The Effect of Trade Union on the Proportion of Agent Temporary and Outsourced Workers (Marginal Effects)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag_proportion of agent temporary/ outsourced workers	0,169*** (0,018)	0,169*** (0,017)	0,169*** (0,017)	0,166*** (0,017)	0,169*** (0,017)	0,163*** (0,017)
lag_union	0,036*** (0,008)	0,038*** (0,008)	0,043*** (0,009)	0,048*** (0,014)	0,043*** (0,009)	0,043*** (0,014)
lag_union age	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000* (0,000)
single establishment	-0,006 (0,006)	-0,006 (0,006)	-0,005 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,005 (0,006)	-0,004 (0,006)
establishment age	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
headquarters	-0,025*** (0,008)	-0,024*** (0,008)	-0,025*** (0,008)	-0,024*** (0,008)	-0,025*** (0,008)	-0,026*** (0,008)
competition above average	0,015* (0,009)	0,014 (0,009)	0,014 (0,009)	0,014 (0,009)	0,014 (0,009)	0,016* (0,009)
demand above average	-0,003 (0,005)	-0,003 (0,005)	-0,003 (0,005)	-0,003 (0,005)	-0,003 (0,005)	-0,004 (0,005)
performance_based pay	0,015*** (0,005)	0,015*** (0,005)	0,015*** (0,005)	0,014*** (0,005)	0,015*** (0,005)	0,015*** (0,005)
lag_firm-employee relation above average		0,019 (0,013)	0,017 (0,013)	0,016 (0,013)	0,017 (0,013)	0,016 (0,013)
lag_regular worker job protection			-0,007 (0,006)	-0,007 (0,006)	-0,007 (0,006)	-0,006 (0,006)
lag_short-term/part-time qualified for membership			-0,013 (0,009)	-0,013 (0,008)	-0,013 (0,009)	-0,013 (0,008)
lag_grievance procedure				0,017*** (0,005)		0,017*** (0,005)
lag_(union*grievance procedure)				-0,009 (0,008)		-0,010 (0,008)
lag_labor productivity above average					0,001 (0,006)	0,001 (0,006)
lag_① intervention in management plans						0,000 (0,009)
lag_② intervention in new machine purchases						-0,003 (0,010)
lag_③ intervention in work process changes						-0,007 (0,010)
lag_④ intervention in training provision						-0,003 (0,008)
lag_⑤ intervention in split-up or subcontract decisions						0,018* (0,010)
lag_⑥ intervention in employment adjustment decisions						-0,013** (0,007)
lag_(union*①)						-0,002 (0,012)
lag_(union*②)						-0,001 (0,013)
lag_(union*③)						-0,007 (0,012)
lag_(union*④)						0,013 (0,014)
lag_(union*⑤)						-0,015* (0,009)
lag_(union*⑥)						0,023** (0,011)
McFadden's pseudo R-squared	0,356	0,358	0,360	0,371	0,360	0,381
# of observations	2,383					

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories and year 2007.

2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.



(Table 9) Trade Union and the Proportion of Agent Temporary and Outsourced Workers: Test on the Comparability between Unionized and Non-unionized Firms (Marginal Effects)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lag2_proportion of agent temporary/ outsourced workers	0.197*** (0.027)	0.197*** (0.026)	0.198*** (0.026)	0.201*** (0.026)	0.197*** (0.026)	0.187*** (0.024)
union	0.025** (0.011)	0.025** (0.011)	0.021* (0.011)	0.030** (0.014)	0.021** (0.011)	0.036*** (0.014)
union age	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
single establishment	-0.012 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.012 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.008 (0.009)
establishment age	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
headquarters	-0.019 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.019 (0.013)	-0.016 (0.012)	-0.018 (0.013)	-0.017 (0.012)
competition above average	0.022* (0.013)	0.022* (0.013)	0.021 (0.013)	0.020 (0.014)	0.021* (0.013)	0.018 (0.013)
demand above average	0.012* (0.007)	0.012* (0.007)	0.011 (0.007)	0.010 (0.007)	0.011 (0.007)	0.009 (0.007)
performance_based pay	0.020** (0.008)	0.021*** (0.008)	0.020*** (0.008)	0.013* (0.007)	0.019** (0.008)	0.014** (0.007)
firm-employee relation above average		0.034** (0.016)	0.030** (0.015)	0.028* (0.015)	0.024 (0.016)	0.019 (0.016)
regular worker job protection			0.020* (0.011)	0.019* (0.011)	0.019* (0.011)	0.022* (0.011)
short-term/part-time qualified for membership			0.003 (0.012)	0.002 (0.011)	0.003 (0.011)	0.008 (0.012)
grievance procedure				0.032*** (0.012)		0.031*** (0.011)
union*grievance procedure				-0.021* (0.012)		-0.021* (0.011)
labor productivity above average					0.016 (0.011)	0.012 (0.010)
① intervention in management plans						-0.011 (0.014)
② intervention in new machine purchases						-0.025* (0.015)
③ intervention in work process changes						-0.002 (0.017)
④ intervention in training provision						0.028** (0.014)
⑤ intervention in split-up or subcontract decisions						0.012 (0.017)
⑥ intervention in employment adjustment decisions						-0.024* (0.013)
union*①						0.011 (0.020)
union*②						0.021 (0.027)
union*③						0.003 (0.023)
union*④						-0.028** (0.013)
union*⑤						-0.022 (0.015)
union*⑥						0.028 (0.022)
McFadden's pseudo R-squared	0.369	0.370	0.377	0.406	0.380	-0.000 (0.000)
# of observations	952					

Note: 1) Also included in all regressions are dummy variables for industries in 15 categories.  
2) Significance levels: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%. Standard errors in parentheses.

절차가 마련되면 그 비율이 1.7%p 상승한다. <Table 6>에서는 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 자격이 부여된 경우에 한해서만 직접고용 비정규직 비율이 2.4%p 증가한다. 이를 종합해 보면, 노조와 무노조 사업체에서의 고충처리절차의 형성으로 인한 비정규직 비율의 증가는 온전히 간접고용 비정규직 비율의 증가에서 비롯된 것임을 알 수 있다. 또한 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 수 있는 유노조 사업체의 경우, 간접고용 비정규직을 직접고용 비정규직으로 대체함으로써 전체 비정규직 비율을 일정하게 유지하는 것으로 이해된다. 따라서 기업은 조합원과 이해가 상이한 간접고용 비정규직 비율을 늘림으로써 노조와 고충처리절차를 통해 표출된 근로자의 근무여건 개선요구에 부응하는 것으로 사료된다. 또한 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 수 있는 경우 기업은 노조 조직 대상의 확대를 통해 노조의 입지를 강화하려는 기존 근로자의 입장을 수용하면서 직접고용 비정규직 비율을 늘리는 것으로 판단된다.

#### 마. 강건성 논의

노조가 기업의 수익성을 악화시켜 파산에 이르게 한다면, 본고와 같이 선택편의(sample selection)를 고려하지 않고 생존해 있는 사업체만을 대상으로 노조의 효과를 분석할 경우 추정계수에 편의가 존재할 것이다. 그러나 Freeman and Kreiner(1999)와 Dinardo and Lee(2004)에 따르면, 미국의 노조는 기업의 파산을 초래할 정도로 과도한 임금 인상을 요구하지 않아 노조 유무와 기업의 생존 간에는 인과관계가 미약한 것으로 파악되었다. 우리나라는 미국에 비해 고용안정성이 높고, 고용안정성이 높을수록 일자리가 감소한다는 Autor *et al.*(2006)의 분석 결과를 참조한다면, 재취업의 기회가 적은 한국의 근로자는 경제여건과 기업의 경영성과를 더욱 민감하게 고려하여 노조활동이 기업의 도산으로 이어지지 않도록 요구안의 수위를 조절할 것이다. 따라서 선택편의를 감안하지 않더라도 설명변수의 계수가 비일관(inconsistent)되게 추정되지는 않을 것으로 유추하였다. 또한 사업체패널의 가중치는 표본에서 이탈한 사례를 고려하여 보정됐기 때문에 가중치를 적용하여 도출한 본고의 결과는 모집단의 특성을 대표할 것으로 판단된다.

## Ⅳ. 요약 및 시사점

본고에서는 2005년, 2007년, 2009년 사업체패널을 이용하여 노동조합이 전체 근로자 수, 비정규직 비율, 직접고용 비정규직 비율, 간접고용 비정규직 비율에 미치는 영향을 추정하였다.

먼저 전체 근로자 수에 대한 노조의 영향을 살펴보면, 노조와 기업이 임금만을 교섭 대상으로 간주하고 기업이 노동수요곡선을 따라 고용을 결정한다면 임금은 인상되고 고용은 감소할 수 있다. 반면, 노조와 기업이 임금과 고용을 동시에 교섭의 쟁점으로 다루고 노조가 조합원의 실직위험을 줄이고자 할 경우 임금은 인상되더라도 고용은 감소하지 않을 가능성이 있다. 한편, 노조가 노동생산성을 높여 노동수요곡선의 상향이동을 가져온다면 임금 인상이 고용의 감소를 동반하지 않을 수도 있을 것이다.

실증분석 결과, 노조의 설립과 총 근로자 수 간의 인과관계는 강건하게 추정할 수 없었다. 즉, 노조 설립 이전 시점에 유노조 사업체와 무노조 사업체의 특성이 차이가 없다는 가정하에 노조 사업장의 고용증가효과를 도출하였으나, 근로자 수의 증가가 활발한 사업장에서 노조가 결성되었을 반대의 가능성이 발견되었기 때문이다.

본 연구에서는 표본 수와 설명변수의 제약으로 인해 노조 및 노조를 통한 근로자의 집단적인 발언기능과 전체 근로자 수의 인과관계를 엄밀하게 추정하지 못했다. 향후에는 노조를 통해 개선된 요구사항들이 업무여건의 향상을 가져와 기존 근로자의 이직률을 감소시키고 신규 근로자의 채용 감소로 이어지는지 연구함으로써 전체 근로자 수와 그 구성에 대한 노조의 영향을 분석할 수 있을 것이다.

한편, 노조는 비정규직, 협소하게는 간접고용 비정규직의 비중을 증가시킬 수도 감소시킬 수도 있다. 정규직 근로자의 과도한 처우 개선요구가 기업의 수익성에 부담으로 작용한다면, 기업은 비정규직 근로자를 활용하여 생산비용을 절감함으로써 정규직 근로자에게 차별화된 혜택을 유지해 준다는 명분으로 비정규직 비중을 확대할 수 있다. 특히 간접고용 비정규직 근로자는 직접고용 비정규직 근로자와는 다르게 기존 노조가 조직 대상으로 간주하지 않거나 노조를 결성하더라도 사용업체와 고용업체가 상이하여 사용업체에 요구안을 관철시키기 어렵기 때문에, 기업은 정규직 고용의 부담을 회피하기

위한 차원에서 간접고용 비정규직의 비중을 특히 늘릴 여지가 있다. 반대로 비정규직의 확대는 노조 조직 대상의 위축으로 이어져 장기적으로 노조의 교섭력을 약화시킬 가능성이 있으므로, 노조는 처우 개선요구의 수위를 조절하며 비정규직 비중의 확대를 저지할 수 있다.

자료를 분석한 결과, 노조 및 무노조 사업체에서의 고충처리절차 모두 비정규직 비율을 높이지만, 그 효과는 고충처리절차보다는 노조가 존재할 때 더 큰 것으로 나타났다. 아울러 노조 규약상 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 자격이 주어진 경우에 한해 직접고용 비정규직 비율이 증가하였다. 따라서 노조와 무노조 사업체에서의 고충처리절차의 형성으로 인한 비정규직 비율 증가는 온전히 간접고용 비정규직 비율의 증가에서 기인한 것으로 해석된다. 또한 직접고용 비정규직이 기존 노조에 가입할 수 있는 유노조 사업체에서는 간접고용 비정규직을 직접고용 비정규직으로 대체함으로써 전체 비정규직 비율을 일정하게 유지하는 것으로 이해된다. 이는 기업이 기존 근로자의 근로여건 향상 요구에 부응하면서도 생산비용의 상승을 회피하기 위해 노조가 대변하지 않는 간접고용 비정규직 채용을 확대하는 것으로 볼 수 있다. 또한 직접고용 비정규직이 노조에 가입할 자격이 주어진 경우 기업은 노조 조직 대상의 확대를 통해 노조의 입지를 강화하려는 기존 근로자의 입장을 수용하는 것으로 판단된다.

한편, 다양한 노조의 속성과 사업체 크기별 노조의 특성을 파악한다면 좀 더 심도 있는 논의를 진행할 수 있겠으나 자료의 제약상 추가적인 분석을 제시할 수 없었다. 산업별·사업체 규모별 노조의 효과나 한국노총, 민주노총 등 노조가 가입한 상급단체, 기업별·산업별·지역별 노조 등 노조의 조직형태, Closed shop, Union shop, Open shop 등으로 세분화된 노조 의무가입 여부 등을 설명변수로 통제하거나 사업체의 크기에 따라 표본을 분리하여 분석할 경우 표준오차가 지나치게 상승해 실증모형에 고려할 수 없었다.

만일 노동조합이 비정규직 근로자를 정규직 근로자와 동등한 조직 대상으로 고려한다면 노조가 비정규직 비중에 어떠한 영향도 미치지 않았어야 할 것이다. 노조로 인해 이 비중이 증가한다는 것은 정규직에게 독점적으로 부여된 경제적 혜택을 지속적으로 보장해 주기 위해 생산비 절감 차원에서 비정규직 근로자가 활용되기 때문인 것으로 판단된다. 반대로 노조가 이 비중을 낮추는 것은 정규직 근로자의 축소로 노조의 조직기반이 약화될 것을 우려하거나 기업의 경영성과를 크게 저해하지 않는 범위 내에서 정규직에 국한된 경제적 혜택을 지속적으로 전유하기 위해 비정규직 근로자의 채용을 제약하기

때문인 것으로 이해된다. 물론 정규직 위주의 노조가 비정규직 근로자의 정규직 전환을 도모하는 사례도 발견되지만, 고용이 안정된 정규직 근로자가 그렇지 못한 비정규직의 처우를 개선하는 데 적극적으로 동참할 유인은 적다고 볼 수 있다. 결국 비정규직 비중에 대한 노조의 효과가 어떠한 방향성을 지니든 간에 부재하지 않는 한 노조가 모든 근로자의 권익을 대변하는 대표성은 지니지 못한 것으로 이해된다.

따라서 노동조합의 편파성을 극복하고 전체 근로자의 의견을 수렴하면서 이해를 조정하기 위해서는 대안적인 근로자대표시스템이 구축될 필요가 있다. 노동조합은 이해관계가 동질적인 근로자에 한해 가입이 제약되는 경향이 있어 전체 근로자를 포괄적으로 대표하는 데 한계가 있다. 또한 노조가 있는 기업에도 노동조합의 가입이 허용되지 않거나 가입을 원하지 않는 근로자가 있으므로 노동조합과 긴밀한 협력관계를 유지하면서도 비조합원의 이익을 내세울 수 있는 집단적인 발언기제가 마련되어야 할 것이다. 아울러 노동조합이 기업의 경영성과에 미치는 영향과 그 경로에 대한 연구도 심도 있게 이루어져 노조의 긍정적인 기능을 강화하고 부정적인 기능을 보완할 수 있는 근로자대표시스템이 정립되어야 한다. 향후에는 이 기구가 노동조합의 고유한 권한을 제한하지 않고 노조의 긍정적인 기능을 부각시키면서 기업과 대등한 위치에서 교섭을 진행할 수 있는 방안에 대한 연구와 더불어 이를 현실화할 수 있는 법률적인 정비가 뒤따라야 할 것이다.<sup>10</sup>

---

<sup>10</sup> 이에 대한 구체적인 논의는 Yoo and Park(2012), Lee(2011), 김훈 외(2011), Cho(2011), 배규식(2005)을 참고하라.

## 참고문헌

- 김동배 · 김주일, 「비정규직 활용의 영향요인」, 『노동정책연구』, 제2권 제4호, 한국노동연구원, 2002, pp.77~38.
- 김훈 · 박종희 · 김정우, 『중업원대표제도 개선방안 연구』, 정책연구 2011-01, 한국노동연구원, 2011.
- 유경준, 「비정규직의 일반 현황과 통계의 문제점」, 『비정규직 문제 종합 연구』, 정책연구시리즈 2009-03, 한국개발연구원, 2009.
- 이병훈 · 김동배, 「비정규인력 활용의 노조효과에 관한 탐색적 연구」, 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 2003, pp.47~66.
- 이상호 · 김보성 · 엄재연 · 남우근 · 김직수 · 손정순, 『금속노조 비정규직 노동자 조직화 전략에 대한 진단과 대안 연구』, 금속노조노동연구원, 2011.
- 배규식, 「노동조합 지배구조(union governance)의 위기」, 『노동리뷰』, 2005년 5월호, 한국노동연구원, 2005.
- 배규식 · 김정우 · 김기민, 『한국 고용관계의 현상: 2005~09년 사업체패널조사 분석 결과』, 한국노동연구원, 2012.
- 배무기, 「노동조합의 상대적 임금효과」, 『한국노동연구』, 제1집, 한국노동연구원, 1990, pp.5~34.
- Addison, John T. and Clive R. Belfield, “Unions and Employment Growth: The One Constant?” *Industrial Relations*, Vol. 43, No. 2, 2004, pp.305~323.
- Autor, David H., John J. Donohue III, and Stewart J. Schwab, “The Costs of Wrongful-Discharge Laws,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 2, 2006, pp.211~231.
- Bennett, James T. and Bruce E. Kaufman, *What Do Unions Do?: A Twenty-Year Perspective*, Transaction Publishers, 2007.
- Blanchflower, David G., Neil Millward, and Andrew J. Oswald, “Unionism and Employment Behaviour,” *The Economic Journal*, Vol. 101, No. 407, 1991, pp.815~834.
- Böheim, René and Martina Zweimüller, “The Employment of Temporary Agency Workers in the UK: With or Against the Trade Unions?” *IZA Discussion Papers Series*, No. 4492, 2009.

- Booth, Alison L., *The Economics of the Trade Union*, Cambridge University Press, 1995.
- Cho, Dong-Hun, "A Longitudinal Analysis of the Union Effect on the Wages," *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 2, 2008, pp.103~128.
- Cho, Kyu-sik, "Employee Representatives on the TULRA: The Representatives and Democratic's Operating Principles of the Trade Union," *The Journal of Labor Law*, Vol. 22, 2011, pp.1~31.
- Cho, Woo-Hyun and Gyeong-Joon Yoo, "An Analysis of Decisive Factors of Joining Labor Union and the Union Relative Wage Advantage," *The Korean Economic Review*, Vol. 45, No. 3, 1997, pp.99~127.
- Davis-Blake, Alison and Brian Uzzi, "Determinants of Employment Externalization: A Study of Temporary Workers and Independent Contractors," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 38, No. 2, 1993, pp.195~223.
- Dinardo, John and David S. Lee, "Economic Impacts of New Unionization on Private Sector Employers: 1984~2001," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 4, 2004, pp.1383~1441.
- Freeman, Richard B. and James L. Medoff, *What Do Unions Do?*, Basic Books Inc., 1984.
- Freeman, Richard B. and Morris M. Kleiner, "Do Unions Make Enterprises Insolvent?" *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52, No. 4, 1999, pp.510~527.
- Gramm, Cynthia L. and John F. Schnell, "The Use of Flexible Staffing Arrangements in Core Production Jobs," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 54, No. 2, 2001, pp.245~258.
- Houseman, Susan N., "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence from an Establishment Survey," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55, No. 1, 2001, pp.149~170.
- Imbens, Guido W. and Jeffrey M. Wooldridge, "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation," *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 1, 2009, pp.5~86.
- Joint Committee for Abolition of Temporary Work, "The Actual Condition of the Temporary Workers and the Legal Problems: With Particular Reference to Rights of Association, Collective Bargaining, Collective Action and Employment Condition," *Democratic Legal Studies*, 2004.
- Kim, Jang-Ho, "The Changes Over Time in Union Wage Premium in Korea," *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 3, 2008, pp.75~105.

- Kim, Ho-Won, Jong-Gu Lee, and Du-Jung Kim, "The Exploratory Study on Organizing Strategies of Contingent Workers," *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 6, No. 1, 2006, pp.75~109.
- Kim, Woo-Young and Young-Sup Choi, "Is There Union Wage Effect in Korea?" *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 1, 1996, pp.29~52.
- Lee, Cheol-Soo, "A Sketch for Uniformed Decision Making System in the Level of Establishment," *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 21, No. 1, 2011, pp.1~31.
- Lee, In-jae and Dong-bae Kim, "Technological Innovation and Unionism: Evidence from Korean Manufacturing Establishments," *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 19, No. 4, 2009, pp.71~98.
- Lee, Jay-min and Joon-mo Cho, "The Long Run Trend of the Effects of Labor Unions on Firm Profitability," *The Korean Journal of Economics*, Vol. 18, No. 1, 2011, pp.47~77.
- Lee, Sang-Min, "The Effect of the Legal Power of Joint Consultation Committee and Labor Union on Technological Innovation," *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 4, No. 1, 2004, pp.89~110.
- Lee, Si-Kyoon, "Unions Employment Effect Bargaining Power Insider-Outsider Nonstandard Work Arrangements," *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 18, No. 1, 2008, pp.1~27.
- Leonard, Jonathan S., "Unions and Employment Growth," *Industrial Relations*, Vol. 31, No. 1, 1992, pp.80~94.
- Long, Richard J., "The Effect of Unionization on Employment Growth of Canadian Companies," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 4, 1993, pp. 691~703.
- Nam, Sung-Il, "A Study on the Changing Role of Labor Union in the 21st Century and Transformation of Korean Labor Union," *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 29, No. 3, 2006, pp.113~150.
- Nam, Sung-Il, "Labor Union and Labor Demand Elasticity: An Empirical Study on Unionized and Nonunionized Firms," *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 34, No. 3, 2011, pp.1~28.
- Naylor, Robin, "Economic Models of Union Behaviour," in J. T. Addison and C. Schnabel (eds.), *International Handbook of Trade Unions*, Edward Elgar Publishing Inc., 2003, pp.44~85.
- Park, Ki-Seong and Yong-Min Kim, "The Analyses of the Wage Differentials between Standard and Non-standard Workers: A Comparison of 2003 and



- 2005,” *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 7, No. 3, 2007, pp.35~61.
- Park, Woo-sung and Jae-yong Park, “Unions’ Role in the Use of Contingent Workers: a Korean Evidence,” *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 15, No. 1, 2005, pp.23~41.
- Ryoo, Jae-Woo, “The Impacts of Trade Union on Wages and Employments in Korea,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 28, No. 1, 2005, pp.105~133.
- Schnabel, Claus, “Determinants of Trade Union Membership,” in J. T. Addison and C. Schnabel (eds.), *International Handbook of Trade Unions*, Edward Elgar Publishing Inc., 2003, pp.13~43.
- Shin, Eun-jong, “Contingent Workers’ Attitudes to Unionization and Union Representation Gap: Focusing on Diversities Within Contingent Work,” *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 15, No. 1, 2005, pp.43~53.
- Uzzi, Brian and Zoe I. Barsness, “Contingent Employment in British Establishments: Organizational Determinants of the Use of Fixed-Term Hires and Part-time Workers,” *Social Forces*, Vol. 76, No. 3, 1998, pp.967~1005.
- Walsworth, Scott, “Unions and Employment Growth: The Canadian Experience,” *Industrial Relations*, Vol. 49, No. 1, 2010, pp.142~156.
- Wooden, Mark and Anne Hawke, “Unions and the Employment Growth: Panel Data Evidence,” *Industrial Relations*, Vol. 39, No. 1, 2000, pp.88~107.
- Yoo, Kyeong-Joon and Eun-Jung Park, “Study on Labor Union and Employee Representation System,” *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol. 22, No. 2, 2012, pp.1~24.

## 『韓國開發研究』 국문투고규정

1. 본 『韓國開發研究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 변안 내지 요약물은 일체 게재하지 않는다.
3. 동일 주제의 연구물은 당호로 완결하며 분할게재하지 않음을 원칙으로 한다.
4. 논문기고자의 자격에는 제한을 두지 않는다.
5. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 한다.
6. 논문에 수록된 모든 표와 그림, 참고문헌은 영문 작성을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 핵심 단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

### ● 연락처

- 우편번호 : 130-740
- 주 소 : 서울특별시 동대문구 회기로 47,  
한국개발연구원 韓國開發研究 編輯委員會
- 투 고 : kdijournal@kdi.re.kr (02)958-4330

## **Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy**

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:
  - Postal code : 130-740
  - Korea Development Institute  
47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, P.O. Box 113, Seoul, Korea.
  - For Manuscript Submission  
E-mail at : [kdijournal@kdi.re.kr](mailto:kdijournal@kdi.re.kr) (82-2-958-4330)

## 국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4 용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래이한글 기준).
  2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
    - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
    - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
    - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
  3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
    - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
    - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
    - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아 숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
  4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
  5. 본지에서는 'I' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장·절을 표기한다.
  6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
  7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼 『』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.  
<예> ① 『조선일보』, 2003. 5. 27.  
② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; *Le Monde*(Paris)
8. 참고문헌
    - 1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
    - 2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
    - 3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.  
<예> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.  
② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.  
③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 2, May 1968, pp.35~53.  
④ 한국은행, 『경제통계연보』, 1978.  
\_\_\_\_\_, 『기업경영분석』, 1980.

# Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the “Book Antiqua” font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
  2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
  3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
  4. The main body should be divided into the following order: I, 1, 1), II, 1
    - I Introduction
      1. The Model
        - 1) Previous Research
      2. Mathematical Models
    - II Data
  5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
  6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
  7. References
    - 1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
    - 2) References with the same author must be displayed together.
- <Ex> ① Koh, Young-Sun, “The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings,” The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
- ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
- ③ Leibenstein, Harvey, “Entrepreneurship and Development,” American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

## KDI 도서회원제 안내

### ● 회원에 대한 특전

- 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다. (단, 비공개 자료 및 배포제한 자료는 제외)
- 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 우선적으로 참가하실 수 있습니다.
- 발간된 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격을 할인 받으실 수 있습니다.

### ● KDI 발간자료

- 단행본, 연구보고서, 정책연구시리즈, KDI 정책포럼, KDI FOCUS, 연구자료, 기타보고서 등
- 월간: KDI 경제동향, KDI 북한경제리뷰, Economic Bulletin, 나라경제, click 경제교육
- 분기: 한국개발연구, 부동산시장 동향분석, 개발협력 동향분석
- 반년간: KDI 경제전망

### ● 연간회비

- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

### ● 가입방법

KDI 홈페이지에서 도서회원 가입신청서를 작성하신 후 아래의 방법으로 회비를 입금하시면 됩니다.

계좌입금: 우리은행 254-012362-13-145(예금주: 한국개발연구원)  
지로(지로번호: 6961017), 신용카드 및 핸드폰으로 결제 가능합니다.  
본원 기획팀(발간자료 담당자)에 직접 회비를 납입하실 수 있습니다.

### ● 문의사항

대외협력실 기획팀 발간자료 담당  
TEL 958-4325 / FAX 960-0652 / E-mail shhan88@kdi.re.kr

### ● 판매처

- 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 397-3628
- 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 399-5632

## KDI Book Membership Information

- Members Only Exclusive Offer
  - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
  - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
  - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage
- KDI Publications
  - Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
  - Periodicals
    - Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,
    - Quarterly: KDI Journal of Economic Policy
    - Biannual: KDI Economic Outlook
- Annual Fees
  - Individual 100,000 won
  - Institution 300,000 won
- Sign-up

You may sign up via KDI homepage where you register by filling out the member registration form and submitting it to us. Available payment methods are as follows:

  - Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
  - Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
  - Or, you may pay the fee directly to the Coordination and Planning Unit of KDI Division of External Affairs.
- Contact
  - Publication personnel in charge, Coordination and Planning Unit, Division of External Affairs, KDI  
TEL: 958-4325 / FAX: 960-0652 / E-MAIL: shhan88@kdi.re.kr
  - Sales Distributors
    - Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)  
TEL: 397-3628
    - Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)  
TEL: 399-5632

*KDI Journal of Economic Policy* Vol. 35 No. 4(Serial Number 121)

---

Registered on March, 13, 1979

3,000 won

Registration Number 동대문 사00010호

Printed on November, 27, 2013

Published on November, 30, 2013

Published by Joon-Kyung Kim, President of KDI

Printed by Good Idea Good Peoples