Vol.33 No.3 / ISSN 1738-656x

韓國開發研究 2011 Ⅲ
KDI Journal of Economic Policy

| Integrating Personality Psychology into Economics
… James Heckman
성격심리학과 경제학의 통합

| What Happened to Efficiency and Competition after Bank Mergers and Consolidation in Korea?
… Kang H. Park
한국은행들의 합병, 통합 이후 효율성과 경쟁도는 개선되었는가?

| The Effects of Changes in Household Structure on Service Consumption in Korea
… HWANG, Soo Kyeong
가구구조 변화가 서비스 수요에 미치는 효과 분석.

| Training Incentives in the Korean Levy-Grant System and the Performance: Evidences from the KLIPS Data … Chul-In Lee·YOO, Gyeongjoon
재직자 직업훈련 관련 공적재정의 구조와 성과: 효과 분석

| Incentive Structures in the Compensation for Public Expropriation
… Hojun Lee Yi·Kyeonghoon Kang
공공수용 보상에 관한 유인체계 분석

| A Study on Periodic Changes in Fiscal Variables Due to Elections
… Kim, Seongta
선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화에 관한 연구

KDI

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 Integrating Personality Psychology into Economics
..... James Heckman / 1
성격심리학과 경제학의 통합
... 제임스 헤크만

2 What Happened to Efficiency and Competition after Bank Mergers and Consolidation in Korea?..... Kang H. Park / 33
한국 은행들의 합병, 통합 이후 효율성과 경쟁도는 개선되었는가?
... 박강훈

3 가구구조 변화가 서비스 수요에 미치는 효과 분석..... 황수경 / 57
The Effects of Changes in Household Structure on Service Consumption in Korea
... HWANG, Soo Kyeong

4 재직자 직업훈련 관련 공적재정의 구조와 성과: 효과 분석
..... 이철인 · 유경준 / 87
Training Incentives in the Korean Levy-Grant System and the Performance: Evidences from the KLIPS Data ... Chul-In Lee · YOO, Gyeongjoon

5 공공수용 보상에 관한 유인체계 분석..... 이호준 / 121
Incentive Structures in the Compensation for Public Expropriation
... Hojun Lee

6 선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화에 관한 연구..... 김성태 / 163
A Study on Periodic Changes in Fiscal Variables Due to Elections
... Kim, Seongtae

韓國開發硏究
제33권 제3호(통권 제112호)

Integrating Personality Psychology into Economics

James Heckman
(University of Chicago, American Bar Foundation,
University College Dublin)

성격심리학과 경제학의 통합

제임스 헤크만
(시카고 대학교 교수, 미국변호사협회 회원, 더블린 대학교 교수)

* This research was supported by grants from NIH R01-HD054702, R01-HD065072, and K01-AG033182; the University of Chicago; The Institute for New Economic Thinking (INET); A New Science of Virtues: A Project of the University of Chicago; the American Bar Foundation; a conference series from the Spencer Foundation; the JB & MK Pritzker Family Foundation; the Buffett Early Childhood Fund; the Geary Institute, University College Dublin, Ireland; and an anonymous funder. This paper draws on Almlund *et al.*(2011). I thank Angela Duckworth and Tim Kautz for helpful comments.

** 본 논문은 2011년 8월 9일 KDI에서 개최된 2011 KDI Journal of Economic Policy Conference에서 발표된 것임.

*** 제임스 헤크만: (e-mail) jjh@uchicago.edu, (address) 1126 E 59th St. Chicago, IL 60637, USA

• Key Word: Personality Psychology(성격심리학), Behavioral Economics(행태경제학), Identification (식별), Causality(인과관계)
• JEL Code: I2, J24
• Received: 2011. 8. 22 • Referee Process Started: 2011. 8. 24
• Referee Reports Completed: 2011. 9. 9

ABSTRACT

This paper reviews the problems and potential benefits of integrating personality psychology into economics. Economists have much to learn from and contribute to personality psychology.

경제학자는 성격심리학으로부터 얻을 것이 많으며, 동시에 성격심리학에 기여할 수 있다. 본 논문에서는 성격심리학을 경제학의 영역으로 통합함으로써 얻을 수 있는 장점과, 이 과정에서 발생하는 문제점을 검토하고 있다.

What can economists learn from and contribute to personality psychology? What do we learn from personality psychology? Personality traits predict many behaviors—sometimes with the same or greater strength as conventional cognitive traits. Personality psychology considers a wider array of actions than are usually considered by economists and enlarges the economist's way to describe and model the world. Personality traits are not set in stone. They change over the life cycle. They are a possible avenue for policy intervention.

Personality psychologists lack precise models. Economics provides a clear framework for recasting the field. Economics now plays an important role in clarifying the concepts and empirical content of psychology. More precise models reveal basic identification problems that plague measurement in psychology. At an empirical level, "cognitive" and "noncognitive" traits are not easily separated.

Moreover, personality psychologists typically present correlations and not causal relationships. Many contemporaneously measured relationships suffer from the problem of reverse causality. Economists can apply their tools to define and estimate causal mechanisms. In addition, psychological measures have substantial measurement error. Econometric tools account for measurement error, and doing so makes a difference. Economists formulate and estimate mechanisms of investment—how traits can be changed for the better.

There are major challenges in integrating personality psychology and economics. Economists need to link the traits of psychology with the preferences, constraints and expectation mechanisms of economics. We need to develop rigorous methods for analyzing causal relationships in both fields. We also need to develop a common language and a common framework to promote interdisciplinary exchange.

There is a danger in assuming that basic questions of content and identification have been answered by psychologists at the level required for rigorous economic analysis. In explaining outcomes, how important is the person? How important is the situation? How important is their interaction? I address these issues in this paper.

1. A Brief History of Personality Psychology

Alfred Binet, architect of the first modern intelligence test that became the Stanford-Binet IQ test, noted that performance in school

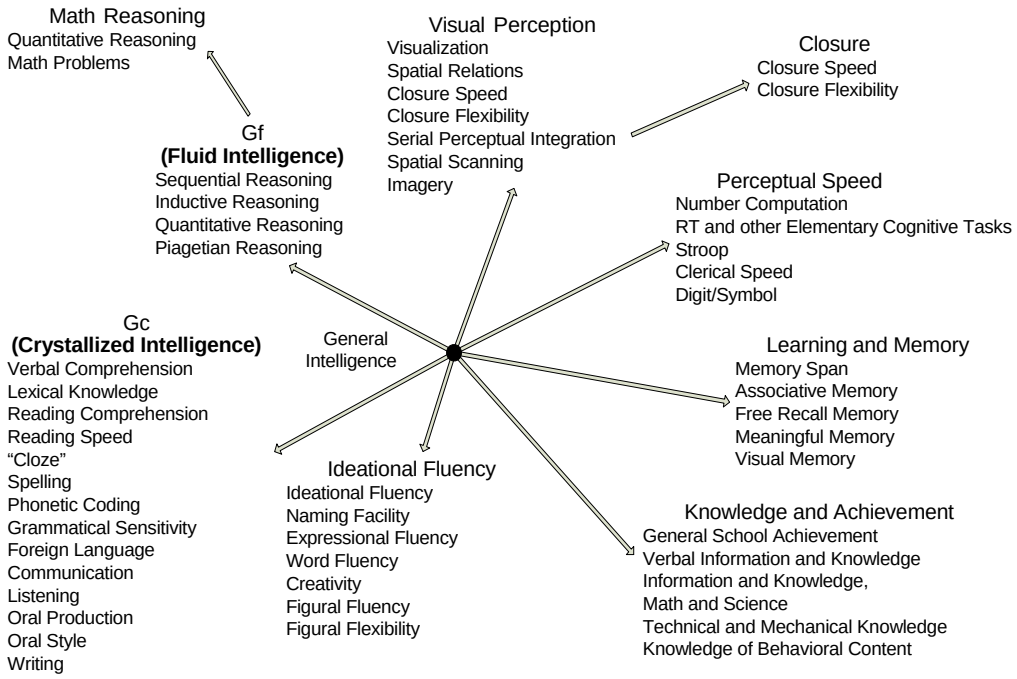
> *"...admits of other things than intelligence; to succeed in his studies, one must have qualities which depend on attention, will, and character; for example a certain docility, a regularity of habits, and especially continuity of effort. A child, even if intelligent, will learn little in class if he never listens, if he spends his time in playing tricks, in giggling, is playing truant."*
>
> -Binet (1916, p.254)

All later pioneers have made similar statements. Many feature the Big Five trait "Conscientiousness" as a main determinant of success.[1] Before considering the Big Five traits, it is useful to briefly examine the modern concept of cognition by way of contrast.

2. Cognition: "g" — a single factor that is claimed to represent intelligence

Traditional "g" is a product of early Twentieth Century psychology. The concept of "g" has been broadened even beyond the traditional subcomponents of "fluid" and "crystallized" intelligence. Figure 1 summarizes current thinking where "g" or general intelligence is at the top of a large pyramid of cognitive traits.

[Figure 1] An Hierarchical Scheme of General Intelligence and Its Components



Source: Recreated from Ackerman and Heggestad (1997), based on Carroll (1993).

[1] See Almlund *et al*. (2011).

3. Personality Traits

Early pioneers used a lexical approach to define personality. They classified words that are used to describe people. This practice culminated in the "Big Five" derived from factor analysis of measurements of personality extracted from a variety of measures—observer reports, tests and measured productivity on the job (Costa and McCrae, 1992; Goldberg, 1993). No single "g_p" explains all traits. There are strong correlations within clusters but weak correlations across clusters.

<Table 1> The Big Five Domains and Their Facets

Big Five Personality Factor	American Psychology Association Dictionary description	Facets (and correlated trait adjective)	Related Traits	Childhood Temperament Traits
Conscientiousness	"the tendency to be organized, responsible, and hardworking"	Competence (efficient) Order (organized) Dutifulness (not careless) Achievement striving (ambitious) Self-discipline (not lazy) Deliberation (not impulsive)	Grit Perseverance Delay of gratification Impulse control Achievement striving Ambition Work ethic	Attention/(lack of) distractibility Effortful control Impulse control/delay of gratification Persistence Activity*
Openness to Experience	"the tendency to be open to new aesthetic, cultural, or intellectual experiences"	Fantasy (imaginative) Aesthetic (artistic) Feelings (excitable) Actions (wide interests) Ideas (curious) Values (unconventional)	–	Sensory sensitivity Pleasure in low- intensity activities Curiosity
Extraversion	"an orientation of one's interests and energies toward the outer world of people and things rather than the inner world of subjective experience; characterized by positive affect and sociability"	Warmth (friendly) Gregariousness (sociable) Assertiveness (self-confident) Activity (energetic) Excitement seeking (adventurous) Positive emotions (enthusiastic)	–	Surgency Social dominance Social vitality Sensation seeking Shyness* Activity* Positive emotionality Sociability/affiliation
Agreeableness	"the tendency to act in a cooperative, unselfish manner"	Trust (forgiving) Straight-forwardness (not demanding) Altruism (warm) Compliance (not stubborn) Modesty (not show-off) Tender-mindedness (sympathetic)	Empathy Perspective taking Cooperation Competitiveness	Irritability* Aggressiveness Willfulness
Neuroticism/ Emotional Stability	Emotional stability is "predictability and consistency in emotional reactions, with absence of rapid mood changes." Neuroticism is "a chronic level of emotional instability and proneness to psychological distress."	Anxiety (worrying) Hostility (irritable) Depression (not contented) Self-consciousness (shy) Impulsiveness (moody) Vulnerability to stress (not self-confident)	Internal vs. External Locus of control Core self-evaluation Self-esteem Self-efficacy Optimism Axis I psychopathologies (mental disorders) including depression and anxiety disorders	Fearfulness/behavioral inhibition Shyness* Irritability* Frustration (Lack of) soothability Sadness

Notes: Facets specified by the NEO-PI-R personality inventory (Costa and McCrae [1992]). Trait adjectives in parentheses from the Adjective Check List (Gough and Heilbrun [1983]). *These temperament traits may be related to two Big Five factors.
Source: Table adapted from John and Srivastava (1999).

The Big Five predict many outcomes. The Big Five are defined without reference to any context (i.e., situation). This practice gives rise to an identification problem that I discuss below.

4. The Person-Situation Debate: A Strong Influence on Behavioral Economics

Is variation across people in behavior a consequence of personal traits or of situations? Economists are still badly divided over this question. The modern origins of the debate start with the works of psychologist Walter Mischel:

> *"...with the possible exception of intelligence, highly generalized behavioral consistencies have not been demonstrated, and the concept of personality traits as broad dispositions is thus untenable "*
>
> -Mischel (1968, p.146)

Many behavioral economists hold a similar view and appeal to Mischel as a guiding influence.

> *"The great contribution to psychology by Walter Mischel [. . .] is to show that there is no such thing as a stable personality trait."*
>
> -Thaler (2008)

The accumulated evidence speaks strongly against the claims of Mischel and the behavioral economists.[2]

5. Personality Psychology After the Person-Situation Debate

Correlational evidence shows that for many outcomes, measured personality traits are as predictive, and are sometimes more predictive, than standard measures of cognition. Traits are stable across situations. Situations also matter. Behavioral genetics show that personality traits are as heritable as cognitive traits. Alterations in brain structure and function through accidents, disease and by experiments affect measured personality.[3]

6. The Predictive Power of Personality Traits

A growing body of evidence suggests that personality measures–especially those

---

[2] See Almlund *et al*. (2011).

[3] See Almlund *et al*. (2011)

related to Conscientiousness, and, to a lesser extent, Neuroticism–predict a wide range of outcomes. The predictive power of any particular personality measure tends to be less than the predictive power of IQ but in some cases rivals or exceeds it.

7. Difficulties in Synthesizing Studies of the Effects of Personality

Measures of personality and cognition differ among studies. Different studies use different measures of predictive power. Many studies do not address the question of causality, i.e., does the measured trait cause (rather than just predict) the outcome?

Few economists or psychologists working on the relationship between personality and outcomes address the issue of causality, and when they do so, it is usually by employing early measures of cognition and personality to predict later outcomes. This practice trades an endogeneity problem with an errors in variables problem. Almlund *et al*. (2011) discuss alternative approaches to causality building on the analysis of Hansen *et al*. (2004).

8. Main Findings from Predictive Analyses

The predictive power of "g" decreases with the level of job complexity. Personality traits are predictive at all levels of job complexity. Conscientiousness is the most predictive Big Five trait across many outcomes such as educational attainment, grades, job performance across a range of occupational categories, longevity and criminality. Neuroticism (and related Locus of Control) predicts schooling outcomes and labor market search. Other traits play roles at finer levels. I now present examples of the power of personality traits.

8-1. Educational Attainment and Achievement

In explaining educational attainment, Conscientiousness plays a powerful role. See Figure 2.

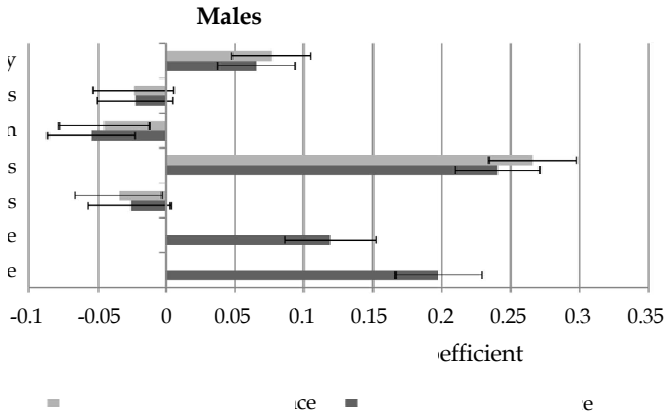
Another example is the GED in America. GEDs are high school dropouts who exam certify to be high school equivalents. They have the same cognitive skills as high school graduates but much lower noncognitive skills. See Figures 3 and 4.

GEDs earn at the rate of dropouts. Their lower levels of noncognitive skill leads to lower wages than ordinary high school graduates even though they have the same level of cognitive skills.

Cognitive and noncognitive skills are both important in explaining college graduation. See Figures 5 and 6. Persons with low levels of noncognitive skills are unlikely to graduate college, as are persons with low levels of cognitive skills.

Similar results hold for course grades. See Figure 7. Indeed, course grades are a good measure of conscientiousness (See Almlund *et al*., 2011; Borghans *et al*., 2011.).

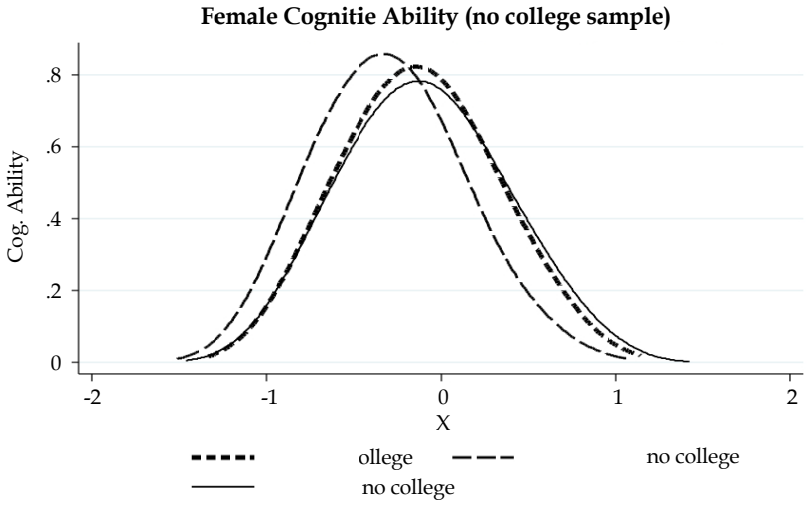
[Figure 2] Association of the Big Five and Intelligence with Years of Schooling in GSOEP



Note: The figure displays standardized regression coefficients from multivariate of years of school attended on the Big Five and intelligence, controlling for age and age-squared. The bars represent standard errors. The Big Five coefficients are corrected for attenuation bias. The Big Five were measured in 2005. Years of schooling were measured in 2008. Intelligence was measured in 2006. The measures of intelligence were based on components of the Wechsler Adult Intelligence Scale (WAIS). The data is a representative sample of German adults between the ages of 21 and 94.

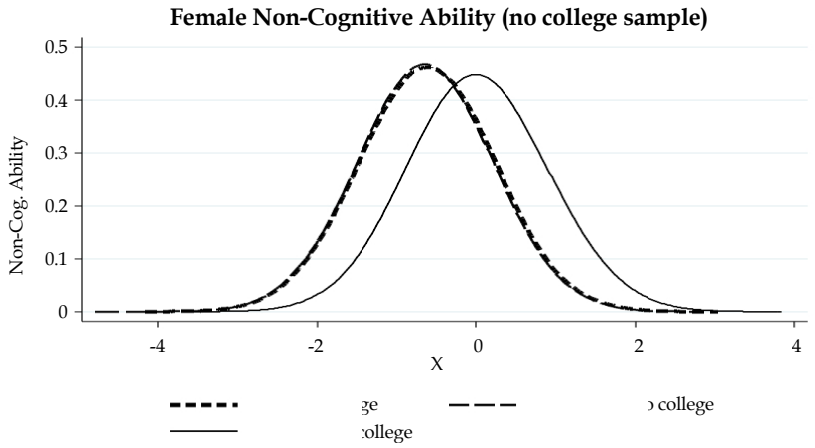
Source: German Socio-Economic Panel (GSOEP), waves 2004-2008, calculations performed by Pia Pinger (See Almlund *et al*., 2011.).

[Figure 3] Distribution of Cognitive and Non-Cognitive Skills by Education Group



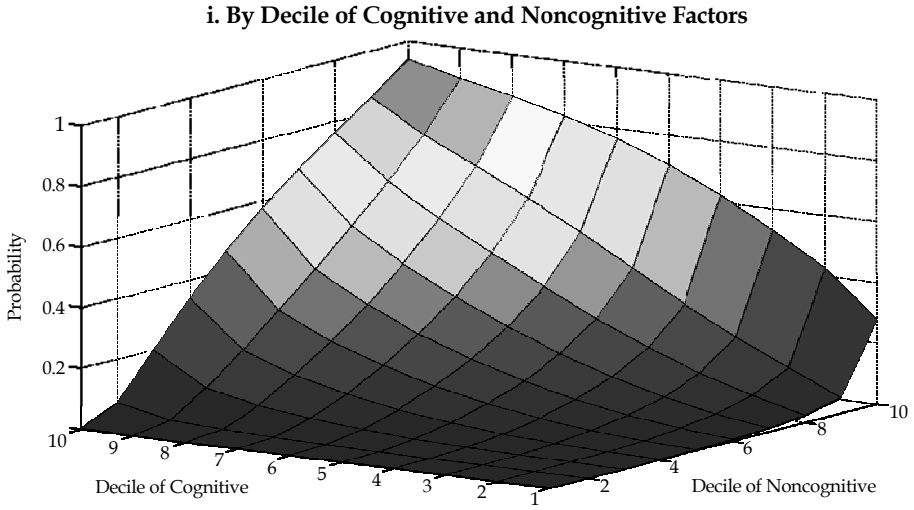
Source: Heckman *et al*. (2011).

[Figure 4] Distribution of Cognitive and Non-Cognitive Skills by Education Group



Source: Heckman *et al*. (2011).

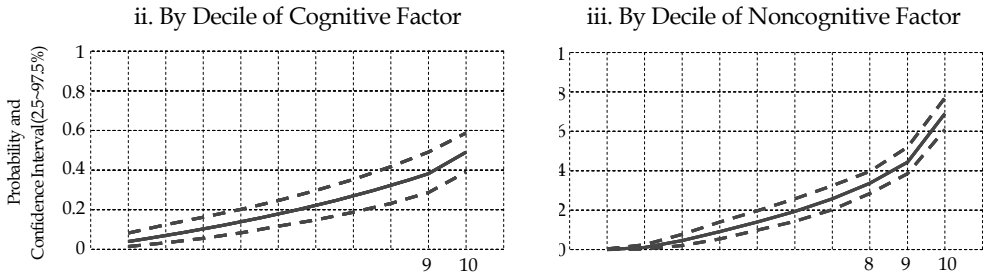
[Figure 5] Probability of Being a 4-year-college Graduate or Higher at Age 30, Males



Notes: The data are simulated from the estimates of the model and the NLSY79 sample. Higher deciles are associated with higher values of the variable. The confidence intervals are computed using bootstrapping (200 draws). Solid lines depict probability, and dashed lines, 2.5~97.5% confidence intervals. The upper curve is the joint density. The two marginal curves (ii) and (iii) are evaluated at the mean of the trait not being varied.

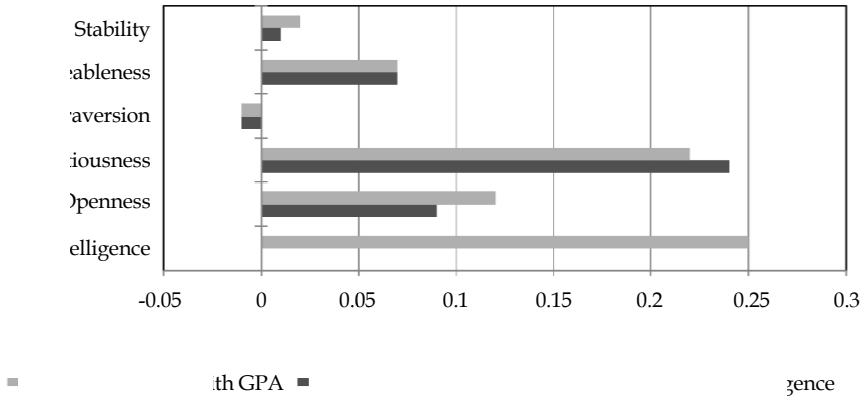
Source: Heckman *et al*. (2006, Figure 21).

[Figure 6] Probability of Being a 4-year-college Graduate or Higher at Age 30, Males



Notes: The data are simulated from the estimates of the model and the NLSY79 sample. Higher deciles are associated with higher values of the variable. The confidence intervals are computed using bootstrapping (200 draws). Solid lines depict probability, and dashed lines, 2.5~97.5% confidence intervals. The upper curve is the joint density. The two marginal curves (ii) and (iii) are evaluated at the mean of the trait not being varied.
Source: Heckman *et al.* (2006, Figure 21).

[Figure 7] Correlations of the Big Five and Intelligence with Course Grades

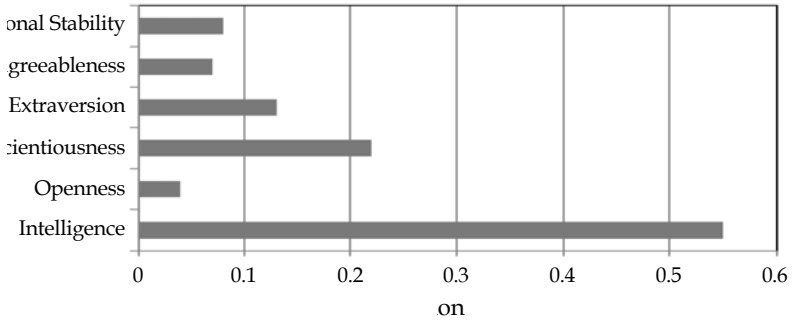


Notes: All correlations are significant at the 1% level. The correlations are corrected for scale reliability and come from a meta analysis representing a collection of studies representing samples of between N=31,955 to N=70,926, depending on the trait. The meta-analysis did not clearly specify when personality was measured relative to course grades.
Source: Poropat (2009).

8-2. Labor Market Outcomes

Intelligence is the greatest single predictor of job performance, especially in complex tasks, but noncognitive skills are also important predictors. See Figure 8.

[Figure 8] Associations with Job Performance



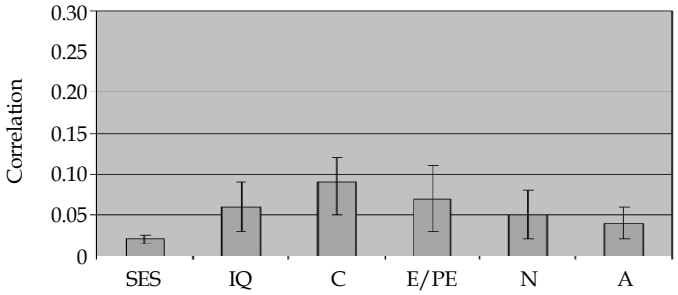
Notes: The values for personality are correlations that were corrected for sampling error, censoring, and measurement error. Job performance was based on performance ratings, productivity data and training proficiency. The authors do report the timing of the measurements of personality relative to job performance. Of the Big Five, the coefficient on Conscientiousness is the only one that is statistically significant with a lower bound on the 90credibility value of 0.10. The value for IQ is a raw correlation.

Sources: The correlations reported for personality traits come from a meta-analysis conducted by Barrick and Mount (1991). The correlation reported for IQ and job performance come from Schmidt and Hunter (2004).

8-3. Longevity

Personality traits also predict longevity. In particular, Conscientiousness is a better predictor than IQ. See Figure 9.

[Figure 9] Correlations of Mortality with Personality, IQ, and Socioeconomic Status (SES)



Notes: The figure represents results from a meta-analysis of 34 studies. Average effects (in the correlation metric) of low socioeconomic status (SES), low IQ, low Conscientiousness (C), low Extraversion/Positive Emotion (E/PE), Neuroticism (N), and low Agreeableness (A) on mortality. Error bars represent standard error. The lengths of the studies represented vary from 1 year to 71 years.

Source: Roberts *et al*. (2007).

9. Conceptualizing Personality Within an Economic Model

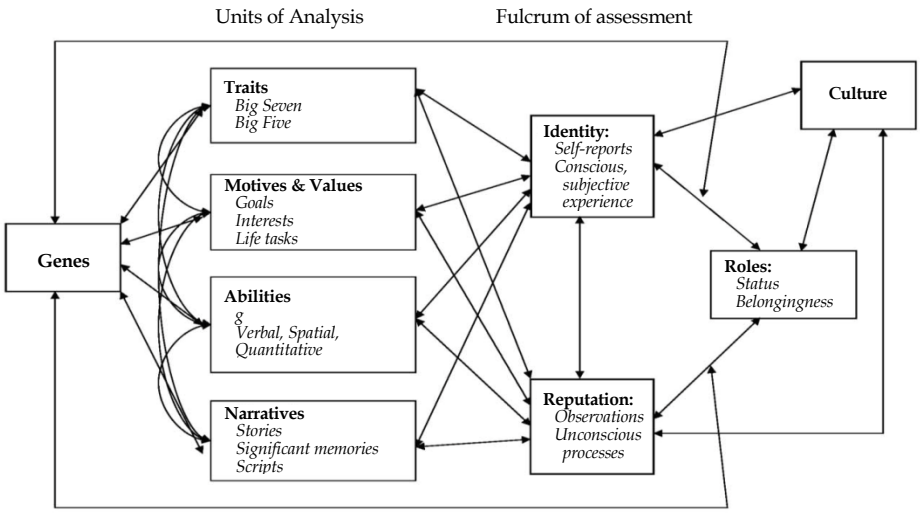
How should one conceptualize these correlations and establish a causal basis for them? Recent work (Almlund *et al*., 2011) develops economic models of personality and their implications for measurement of personality and preference. They place the concept of personality within an economic framework. Personality is defined as an emergent property of a system. Economic models frame and solve a central identification problem in empirical psychology: How to go from measurements of personality to personality traits.

It is important to distinguish **personality traits** from **measured personality**. One definition of personality by a leading **psychologist** is:

> *"Personality traits are the relatively enduring patterns of thoughts, feelings, and behaviors that reflect the tendency to respond in certain ways under certain circumstances."*
>
> -Roberts (2009, p.140)

His conceptual framework for personality is presented in Figure 10. Personality is a property of a system. This type of analysis is typical of the models used in personality psychology.

[Figure 10] Roberts's Model of Personality



Source: Roberts (2006).

10. An Economic Framework for Conceptualizing and Measuring Personality and Personality Traits

How can we interpret personality within economic models? Through preferences (the standard approach), constraints (Borghans *et al.*, 2008) or through expectations? Or does it operate through all three?

10-1. Personality Affects Productivity

Almlund *et al.* (2011) develop models in which productivity in task j depends on the traits of agents represented by trait vector θ, and the "effort" they expend on the task, e_j:

$$P_j = \phi_j(\theta,\ e_j), \quad j \in \mathcal{J} = \{1, \ldots, J\}, e_j \in \mathcal{E}, \theta \in \Theta \tag{1}$$

Traits θ are endowments, like a public good. $\sum_{j=1}^{J} e_j = \bar{e}$. $\bar{e}$ is endowment.

$\phi_j(\theta,\ e_j)$ is concave and increasing in e_j; $\frac{\partial^2 \emptyset_j}{\partial\theta\partial e_j'} \geq 0, \forall j$. R_j is the reward per unit task output. The agent in assumed to maximize

$$\sum_{j=1}^{J} R_j \phi_j\ (\theta,\ e_j) \tag{2}$$

with respect to $\{\ e_j\}_{j\ =\ 1}^{J}$ subject to the constraint $\sum_{j=1}^{J} e_j = \bar{e}$. In general as $R_j \uparrow e_j \uparrow$. Effort in one task might diminish effort in another. If tasks are mutually exclusive, we obtain the Roy model (Heckman and Honoré, 1990; Heckman and Sedlacek, 1985).

10-2. Identifying Personality Traits From Measured Performance on Tasks

I next consider a basic identification problem. Some tasks may require only a single trait or only a subset of all of the traits. Divide θ into "mental" (μ) and "personality" (π) traits, θ_μ and θ_π. To use performance on a task (or on multiple measures of the task) to identify a trait requires that performance on certain tasks (performance on a test, performance in an interpersonal situation, etc.) depends exclusively on one component of θ, say $\theta_{1,j,}$ as well as on the effort used in the task. Thus measurement assumes task j output is generated by the following relationship:

$$P_j = \phi_j\,(\underbrace{\theta_{1,j}}_{\substack{\text{single}\\ \text{trait}\\ \text{used in}\\ \text{trait } j}},\ e_j)$$

We need to standardize for effort at a benchmark level, say e^*, to use P_j to identify a measure of the trait $\theta_{1,j}$.

The activity of picking a task (or a collection of tasks) that measure a particular trait ($\theta_{1,j}$ in our example) is called **operationalization** in psychology. Demonstrating that a measure successfully operationalizes a trait is called **construct validity**. Note, however, that we need to standardize for effort to measure the trait. Otherwise variation in effort produces variation in the measured trait across situations with different incentives.

10-3. A Fundamental Identification Problem

Operationalization and construct validation require heroic assumptions. Even if one adjusts for effort in a task, measured productivity may depend on multiple traits. Thus two components of θ (say $\theta_{1,\mu}, \theta_{1,\pi}$) may determine productivity in j. Without further information, one cannot infer which of the two traits produces the productivity in j. In general, even having two (or more) measures of productivity that depend on ($\theta_{1,\mu}, \theta_{1,\pi}$) is not enough to identify the separate components.

Consider the following case of two productivity measures for the two tasks j and j':

$$P_j = \phi_j(\theta_{1,\mu},\ \theta_{1,\pi},\ e_j)$$

$$P_{j'} = \phi_{j'}(\theta_{1,\mu},\ \theta_{1,\pi},\ e_{j'}), \qquad j \neq j'.$$

Standardize measurements at a common level of effort $e_j = e_{j'} = e^*$. Note that if the supports of e_j and $e_{j'}$ are disjoint, no $(\theta_{1,\mu},\ \theta_{1,\pi})$ exists. Assume that the $\phi_k()$ are known. If the system of equations satisfies a local rank condition, then one can solve for the pair $(\theta_{1,\mu},\ \theta_{1,\pi})$ at e^*. **Only the pair is identified**. One cannot (without further information) determine which component of the pair the $\theta_{1,\mu}$ or $\theta_{1,\pi}$.

In the absence of **dedicated constructs** (constructs that are generated by only one component of θ), there is an intrinsic identification problem that arises in using measures of productivity in tasks to infer traits. Analysts have to make one normalization in order to identify the traits. However, we need only one such construct joined with patterned structures on how θ enters other task to identify the vector θ (e.g. one example is a recursive, triangular structure). See the discussion in Almlund *et al.* (2011).

10-4. Examples of Nonidentification

IQ and achievement test scores reect incentives and efforts, and capture both cognitive and personality traits. Table 2 summarizes the evidence that paying

<Table 2> Incentives and Performance on Intelligence Tests

Study	Sample and Study Design	Experimental Group	Effect size of incentive (in standard deviations)	Summary
Edlund (1972)	Between subjects study. 11 matched pairs of low SES children; children were about one standard deviation below average in IQ at baseline	M&M candies given for each right answer	Experimental group scored 12 points higher than control group during a second testing on an alternative form of the Stanford Binet (about 0.8 standard deviations)	"…a carefully chosen consequence, candy, given contingent on each occurrence of correct responses to an IQ test, can result in a significantly higher IQ score." (p.319)
Breuning and Zella (1978)	Within and between subjects study of 485 *special education* high school students all took IQ tests, then were randomly assigned to control or incentive groups to retake tests. Subjects were below-average in IQ.	Incentives such as record albums, radios (<$25) given for improvement in test performance	Scores increased by about 17 points. Results were consistent across the Otis-Lennon, WISC-R, and Lorge-Thorndike tests.	"In summary, the promise of individualized incentives contingent on an increase in IQ test performance (as compared with pretest performance) resulted in an approximate 17-point increase in IQ test scores. These increases were equally spread across subtests… The incentive condition effects were much less pronounced for students having pretest IQs between 98 and 120 and did not occur for students having pretest IQs between 121 and 140." (p.225)

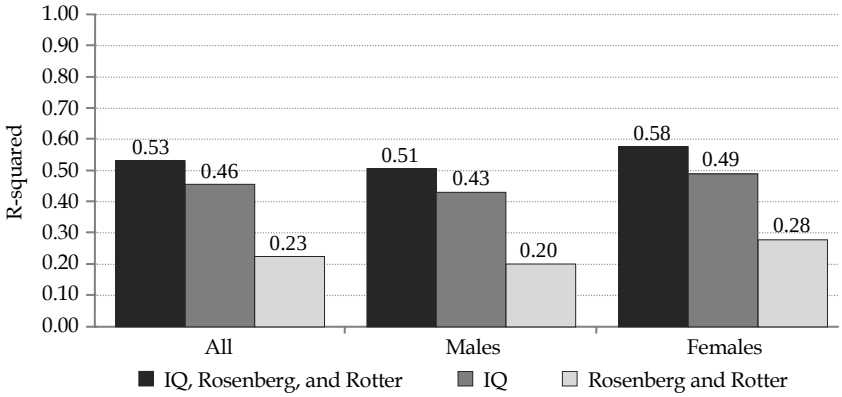
disadvantaged students for correct answers on IQ tests substantially raises measured IQ. Almlund *et al*. (2011) summarize many other studies

A considerable fraction of the variance in achievement tests is explained by personality traits. See Figure 11. Grades are explained more by the Big Five traits than by IQ. See Figure 12.

10-5. Measures of Personality in Psychology Based on Linear Factor Analysis

Such measures account for measurement error, and identify factors that can be interpreted as traits. Cunha *et al*. (2010) develop nonlinear factor models (nonlinear and nonparameteric). Using these models they establish that measurement error is quantitatively important. The share of error variance for proxies of cognition, personality and investment ranges from 1~90%. Not accounting for measurement error produces downward-biased estimates of self-productivity effects and perverse estimates of investment effects.

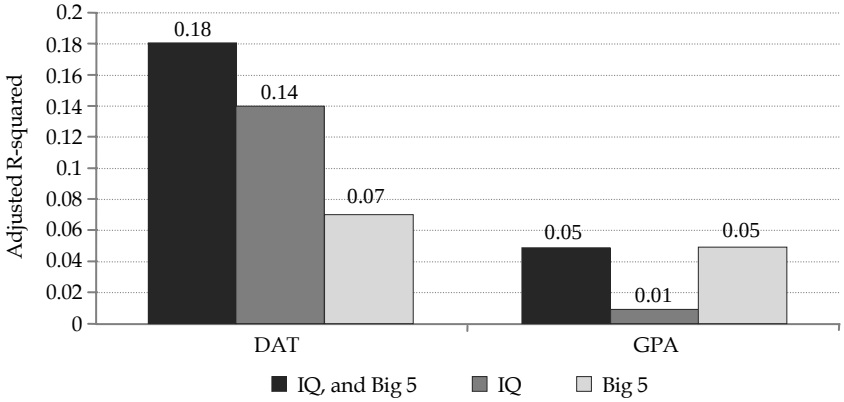
[Figure 11] AFQT Score Decomposed by IQ, Rosenberg, and Rotter



Notes: The data come from the NLSY. Rosenberg, and Rotter were administered in 1979. The ASVAB was administered in 1980. To account for varying levels of schooling at the time of the test, scores have been adjusted for schooling at the time of the test conditional on final schooling using the method developed in Hansen *et al*. (2004). AFQT is constructed from the Arithmetic Reasoning, Word Knowledge, Numeric Operations, and Paragraph Comprehension ASVAB subtests. DAT and DAT percentile, IQ, and GPA are from high school transcript data. IQ is pooled across several IQ tests using IQ percentiles. GPA is the individual's core-subject GPA from each year of school. Sample excludes the military over-sample. Background variables include mother's highest grade completed, father's highest grade completed, southern residence at age 14, urban residence at age 14, living in a broken home at age 14, receiving newspapers in the household at age 14, receiving magazines in the household at age 14, and the household having a library card at age 14.

Source: Borghans *et al*. (2011).

[Figure 12] DAT scores and GPA decomposed by IQ and Personality



Notes: Data is from Stella Maris, a high school in the Netherlands. Students were administered part of a Raven's IQ test and personality questions based on the Big 5. DAT and GPA are from high school records.

Source: Borghans *et al*. (2011).

11. A Definition of Personality

I now add preferences and goals to the analysis. Preferences and goals also shape effort. They are personality traits broadly defined. Income is the return to productivity:

$$\text{Income} = \sum_{j=1}^{J} R_j P_j$$

Preferences are defined over final consumption goods X, productivity P and effort e:

$$U(X, P, e \mid \psi), \psi \in \Psi. \tag{3}$$

Agents have preferences over goods, agents may value the output of tasks in their own right and agents may value the effort devoted to tasks. The agents maximize (3) with respect

$$\underbrace{Y}_{\substack{\text{exogenous}\\ \text{flow of}\\ \text{income}}} + R'P = \underbrace{W'}_{\substack{\text{prices}\\ \text{of}\\ \text{goods}}} X \tag{4}$$

11-1. Adding Uncertainty

Let $\mathcal{I}$ be the information possessed by an agent. "E" denotes the expectation operator. The agent can be interpreted as making decisions based on

$$E[U\ (X, P, e \mid \psi) | \mathcal{I}]. \tag{5}$$

11-2. Personality Traits

Personality traits are the components of e, θ and ψ that affect behavior. We observe **measured personality**—behaviors generated by incentives, goals, and traits.

11-3. Actions

Actions are styles of behavior that affect how tasks are accomplished. They are aspects of behavior that go beyond effort. Smiling, cajoling, etc. are examples. Tasks are accomplished by taking actions. The ith possible action to perform task j is denoted $a_{i,j}, i \in \{1, \dots, K_j\}$. Array actions in a vector $a_j = \left(a_{1,j}, \dots, a_{K_j,j}\right) \in \mathcal{A}$.

Actions may be the same or different across the tasks. The productivity of the agent in task j depends on the actions taken in that task:

$$P_j = \tau_j \left(a_{1,j}, a_{2,j}, \ldots, a_{k_j,j}\right). \tag{6}$$

The actions themselves depend on traits θ and "effort" $e_{i,j}$:

$$a_{i,j} = \nu_{i,j}\,(\theta, e_{i,j}) \tag{7}$$

where

$$\sum_{i=1}^{K_j} e_{i,j} = e_j \text{ and } \sum_{j=1}^{J} e_j = \bar{e}.$$

Actions generalize the notion of effort to a broader class of behaviors.

Let $\mathcal{M}$ be the set of actions, including actions that do not directly contribute to productivity. Let M be the index set of items in $\mathcal{M}$.

$$a_{i,m} = \nu_{i,m}\left(\theta, e_{i,m}\right), m \in M, \mathcal{A} \subseteq \mathcal{M}.$$

The agent solves

$$\max E\,[U\,(a, X, P, e \mid \psi)|\mathcal{I}]$$

with respect to X and e given the stated constraints.

We can introduce situations indexed by $h \in \mathcal{H}$. For a person with traits θ and effort vector e_j with action $a_{i,j}$, using the specification (7), the action function can be expanded to be dependent on situation h:

$$a_{i,j,h} = \nu_{i,j}\left(\theta, e_{i,j,h}, h\right). \tag{8}$$

11-4. A Definition of Personality

Let $T \in \mathcal{T}$ be a vector of traits $(\theta, \psi, \bar{e})$. Personality is a response function.

$$\textbf{Personality}: a = a(R, W, T, h, Y, \mathcal{I}). \tag{9}$$

The behavior that constitutes personality is defined as a pattern of actions in response to the constraints, endowments, and incentives facing agents given their goals and preferences.

Actions—not traits—constitute the data used to identify the traits. Personality psychologists use actions (e.g., "dispositions") to infer traits. Identification issues similar to those previously discussed apply to this broader set of measurements of behaviors.

11-5. Personality as Enduring Actions

Many personality psychologists define personality as "*enduring patterns of thoughts, feelings and behaviors*" that reflect tendencies of persons to respond in certain ways under certain circumstances (See Cervone and Pervin [2009]). What are enduring patterns of actions? "Enduring actions" are the average of the a functions for a person with a given trait vector $T = t$ over situations and efforts.

11-6. Average Actions

Consider task j and trait vector $T = (\theta, \psi, \bar{e})$. Define the average action for information set $\mathcal{I}$:

$$\bar{a}_{T,j,\mathcal{I}} = \int_{S_{T,\mathcal{I}}(h,e_{i,j})} v_{i,j}\left(\theta, e_{i,j}, h\right) g\left(h, e_{i,j} \mid T = (\theta, \psi, \bar{e}), \mathcal{I}\right) dh\, de_{i,j}$$

where $\mathcal{S}_{T,\mathcal{I}}(h, e_{i,j})$ is the support $(h, e_{i,j})$ of given T and $\mathcal{I}$. $g\left(h, e_{i,j} | T = (\theta, \psi, \bar{e}), \mathcal{I}\right)$ is the density of $(h, e_{i,j})$ given $T = (\theta, \psi, \bar{e})$ and information set $\mathcal{I}$. $\bar{a}_{T,i,\mathcal{I}}$ is the "enduring action" of agents across situations in task j with information $\mathcal{I}$, i.e., the **average personality**. Only if $v_{i,j}$ is separable in the T, the marginal effect of personality trait vector θ is the same in all situations.

One can define the "enduring traits" in a variety of ways, say by averaging over tasks, j, situations, h, or both. Only under separability in T will one obtain the same marginal effect of θ. Epstein (1979) and a subsequent literature present evidence against nonseparability but in favor of an "enduring trait" that is common across situations. He argues strongly against the extreme form of situational specificity assumed in modern behavioral economics.

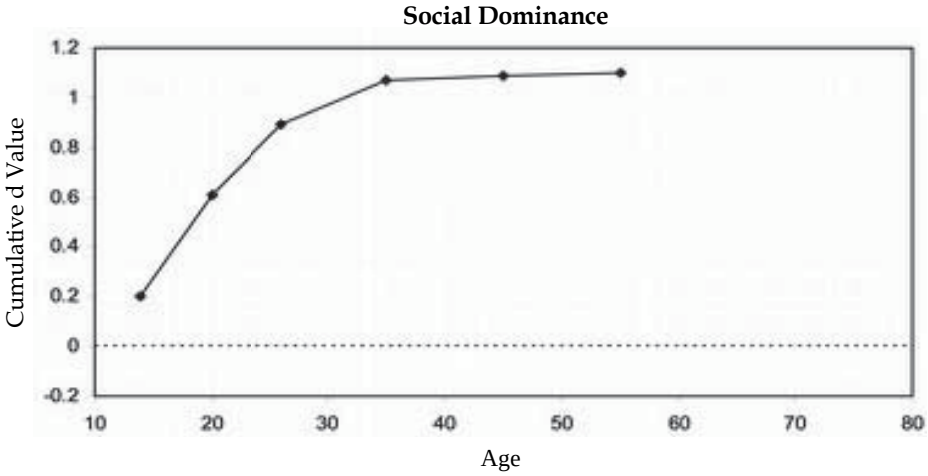
12. Stability and Change in Personality Traits and Preferences

While it is commonly thought that personality traits are stable, at least in adult life, in fact traits change over the life cycle. See Figures 13~16.

12-1. Processes of Development Discussed in the Literature

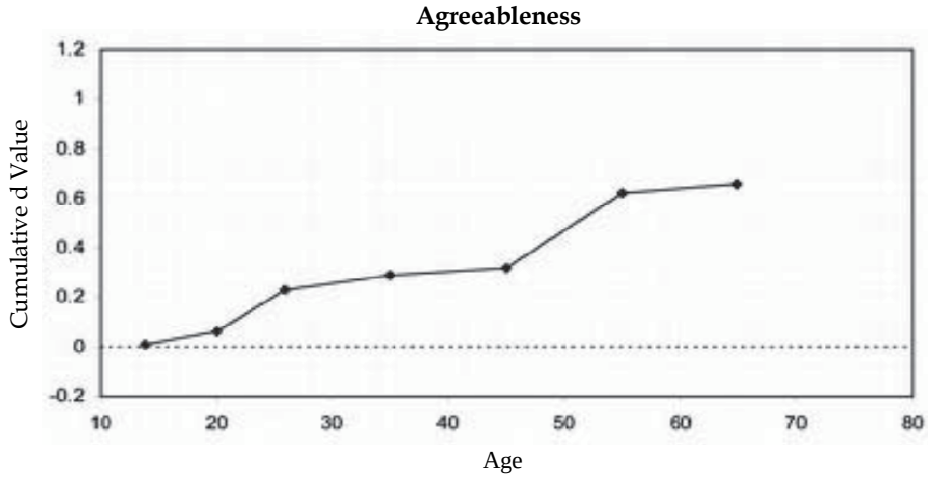
There are many hypothesized mechanisms of change. Two common processes discussed in the literature are ontogeny (programmed developmental processes common to all persons) and sociogeny (shared socialization processes). Personality also changes through external forces above and beyond common ontogenic and sociogenic processes. Such changes operate through alterations in normal biology, such as brain lesions and chemical interventions. A channel that receives a lot of attention in economics is investment: educational interventions and parental investment that affect personality throughout the life cycle.

[Figure 13] Cumulative Mean-Level Changes in Personality Across the Life Cycle



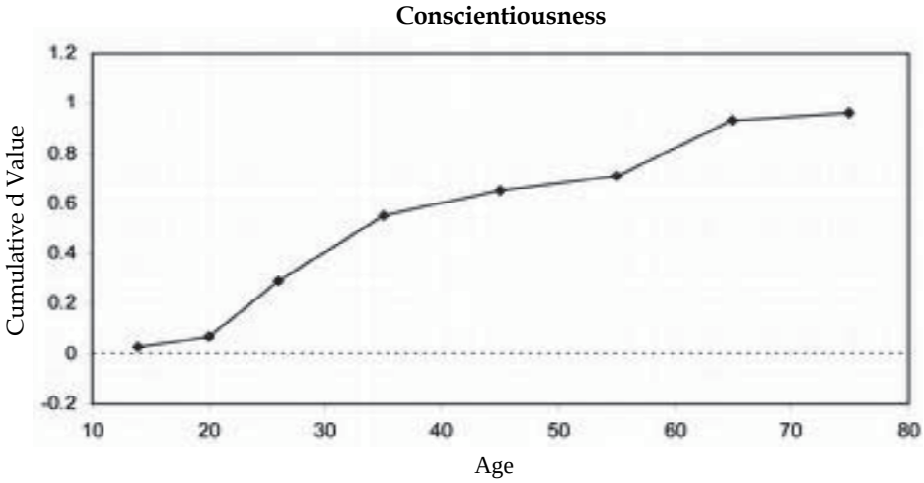
Note: Social vitality and social dominance are aspects of Big Five Extraversion. Cumulatived values represent total lifetime change in units of standard deviations ("effect sizes").
Source: Figure taken from Roberts *et al.* (2006) and Roberts and Mroczek (2008). Reprinted with permission of the authors.

[Figure 14] Cumulative Mean-Level Changes in Personality Across the Life Cycle



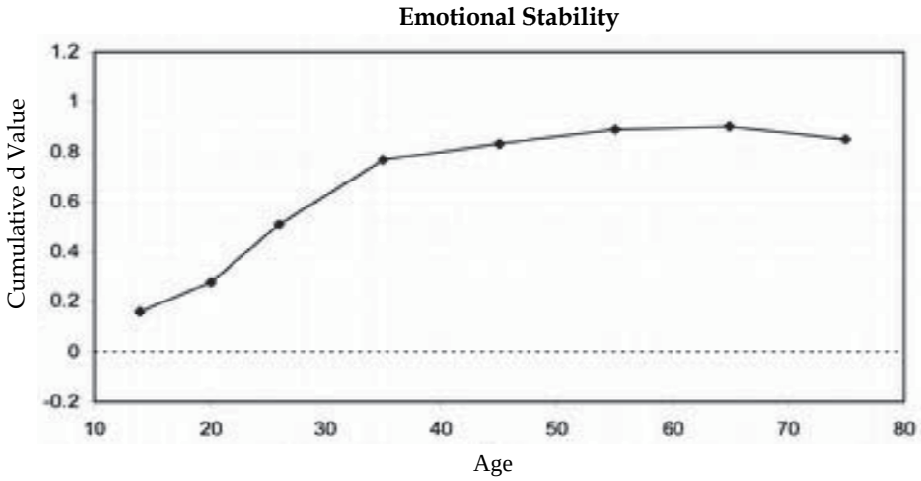
Note: Social vitality and social dominance are aspects of Big Five Extraversion. Cumulative d values represent total lifetime change in units of standard deviations ("effect sizes").
Source: Figure taken from Roberts *et al.* (2006) and Roberts and Mroczek (2008). Reprinted with permission of the authors.

[Figure 15] Cumulative Mean-Level Changes in Personality Across the Life Cycle



Note: Social vitality and social dominance are aspects of Big Five Extraversion. Cumulative d values represent total lifetime change in units of standard deviations ("effect sizes").
Source: Figure taken from Roberts *et al*. (2006) and Roberts and Mroczek (2008). Reprinted with permission of the authors.

[Figure 16] Cumulative Mean-Level Changes in Personality Across the Life Cycle



Note: Social vitality and social dominance are aspects of Big Five Extraversion. Cumulative d values represent total lifetime change in units of standard deviations ("effect sizes").
Source: Figure taken from Roberts *et al*. (2006) and Roberts and Mroczek (2008). Reprinted with permission of the authors.

12-2. Life Cycle Dynamics

Let T^{υ} be traits at age $\upsilon, \upsilon \in \{1, \ldots, V\} \in \mathcal{V}$. Information $\mathcal{I}^{\upsilon}$ may be updated through various channels of learning. The technology of skill formation (Cunha and Heckman, 2007, 2009) postulates the following equation of motion:

$$T^{\upsilon+1} = \eta^{\upsilon}\left(\underbrace{T^{\upsilon}}_{\text{self-productivity}}, \underbrace{IN^{\upsilon}}_{\text{investment}}, h^{\upsilon}\right), \upsilon = 0, \ldots, V-1. \tag{10}$$

Functions can be nonautonomous (υ-dependent). Situations may change over time as a function of past actions, past situations, investment, information, and the like:

$$h^{\upsilon+1} = \chi^{\upsilon}(h^{\upsilon},\ IN^{\upsilon},\ a^{\upsilon}). \tag{11}$$

Information $\mathcal{I}^{\upsilon}$ may also change over the life cycle through experimentation and learning:

$$\mathcal{I}^{\upsilon+1} = \rho^{\upsilon}(\mathcal{I}^{\upsilon},\ a^{\upsilon},\ T^{\upsilon}, IN^{\upsilon}, h^{\upsilon}). \tag{12}$$

Figure 17 summarizes the dynamics of skill formation as formulated in Cunha and Heckman (2007, 2009).

Cunha *et al.* (2010) estimate technology (10) using longitudinal data on the development of children with rich measures of parental investment and of child traits. Self-productivity becomes stronger as children become older, for both cognitive and noncognitive capability formation. The elasticity of substitution for cognitive inputs is smaller in the adolescent years, so that it is more difficult to compensate for the effects of adverse environments on cognitive endowments at later ages than it is at earlier ages.

This finding explains the evidence on ineffective cognitive remediation strategies for disadvantaged adolescents. Personality traits foster the development of cognition but not vice versa. Cunha *et al.* (2010) show that it is equally easy to substitute for deficits in personality traits at both early and late stages for socioemotional skills over the life cycle.

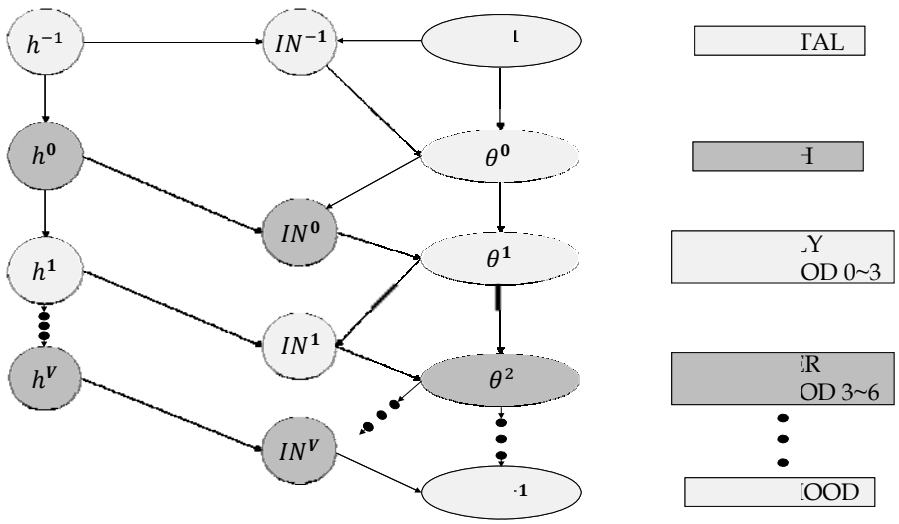
Overall, 16% of the variation in educational attainment is explained by factors extracted from adolescent cognitive traits, 12% is due to factors extracted from adolescent personality (socioemotional traits), and 15% is due to factors extracted from measured parental investments.

12-3. The Causal Effects of Schooling on Cognitive and Personality Traits

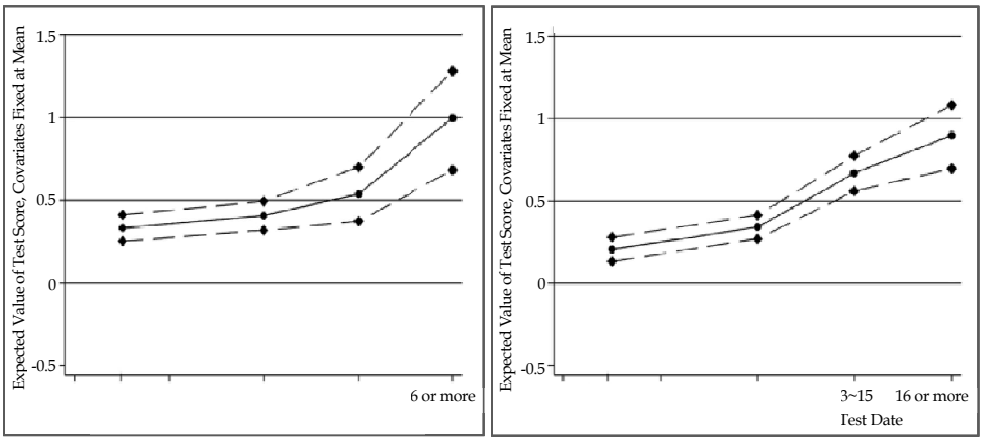
Using the methodology of Hansen *et al.* (2004), it is possible to estimate the causal effect of schooling on cognitive and noncognitive measurements. See Figures 18~21. Schooling has substantial effects on both types of traits.

[Figure 17] A Life Cycle Framework for Organizing Studies and Integrating Evidence: Period Life Cycle

θ^{υ} capacities at υ
IN^{υ}: investment at υ
h^{υ}: environments at time υ
$\theta^{\upsilon+1} = \eta^{\upsilon}(\theta^{\upsilon}, IN^{\upsilon}, h^{\upsilon})$

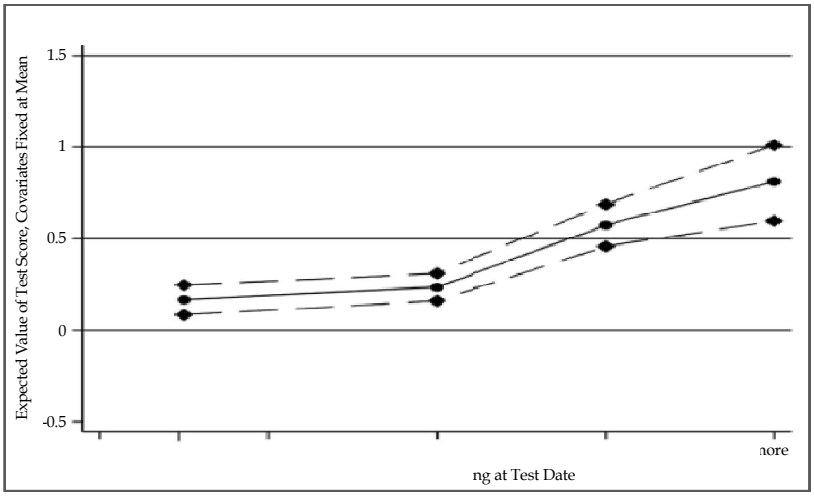


[Figure 18] Causal Effect of Schooling on ASVAB Measures of Cognition



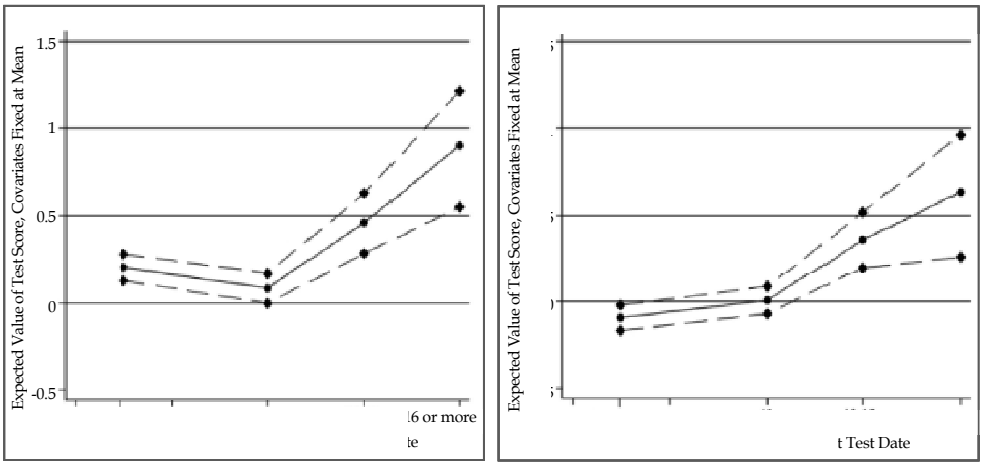
Notes: Effect of schooling on components of the ASVAB. The first four components are averaged to create male's with average ability. We standardize the test scores to have within-sample mean zero, variance one. The model is estimated using the NLSY79 sample. Solid lines depict average test scores, and dashed lines, confidence intervals.
Source: Heckman *et al*. (2006, Figure 4).

[Figure 19] Causal Effect of Schooling on ASVAB Measures of Cognition



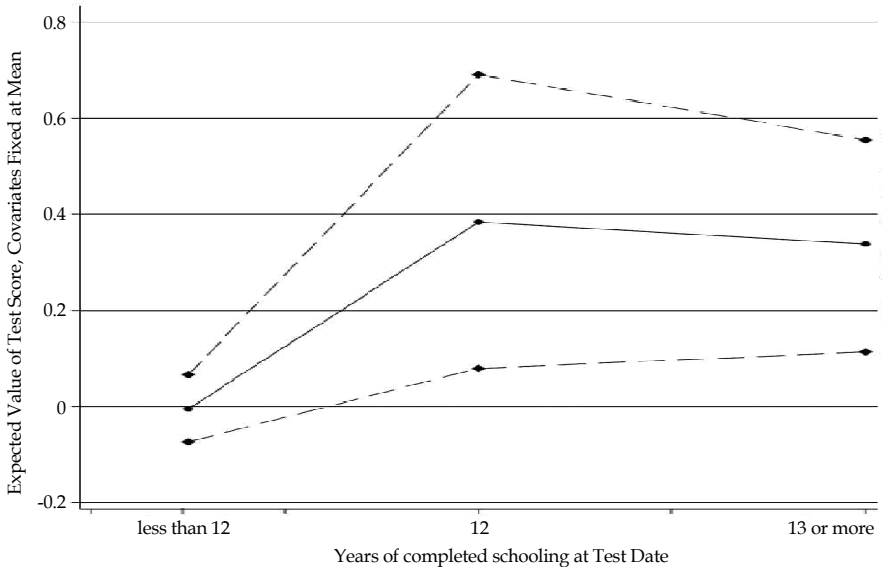
Notes: Effect of schooling on components of the ASVAB. The first four components are averaged to create male's with average ability. We standardize the test scores to have within-sample mean zero, variance one. The model is estimated using the NLSY79 sample. Solid lines depict average test scores, and dashed lines, confidence intervals.
Source: Heckman *et al*. (2006, Figure 4).

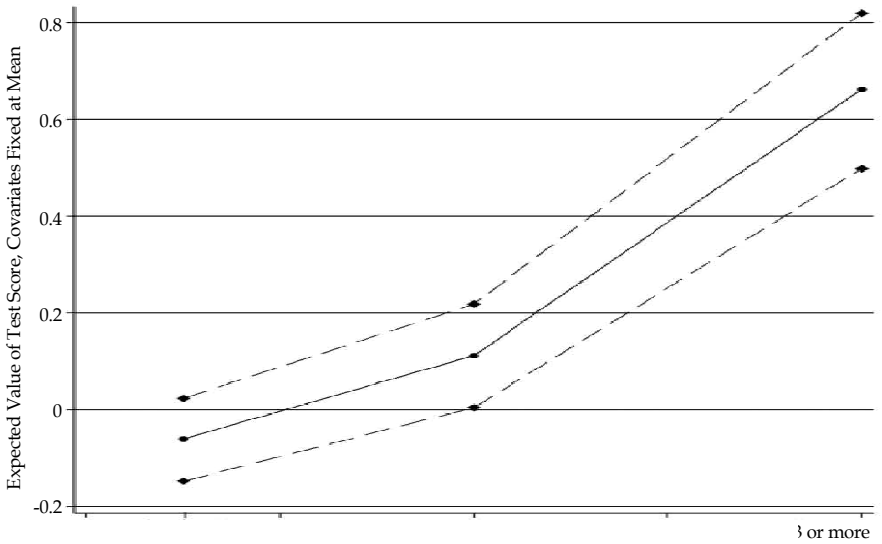
[Figure 20] Causal Effect of Schooling on ASVAB Measures of Cognition



Notes: Effect of schooling on components of the ASVAB. The first four components are averaged to create male's with average ability. We standardize the test scores to have within-sample mean zero, variance one. The model is estimated using the NLSY79 sample. Solid lines depict average test scores, and dashed lines, confidence intervals.
Source: Heckman *et al*. (2006, Figure 4).

[Figure 21] Causal Effect of Schooling on Two Measures of Personality





Notes: The figures show the causal effect of schooling on two measures of personality traits. We standardize the test scores to have within-sample mean zero, variance one. The model is estimated using the NLSY79 sample. Solid lines depict average test scores, and dashed lines, confidence intervals.

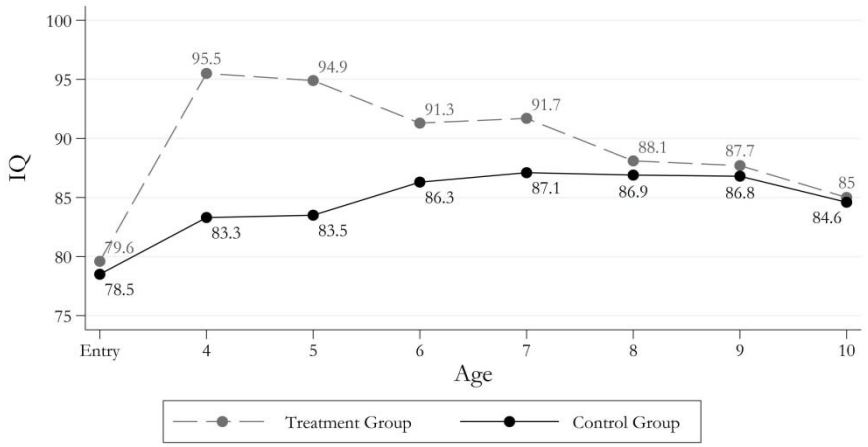
Source: Heckman e*t al*. (2006, Figure 4).

12-4. The Evidence from Interventions

The Perry Preschool program intervened early in the lives of disadvantaged children. It has a 7~10% rate of return per annum (See Heckman *et al*., 2010.). The Perry Preschool Program did not have a lasting improvement on cognitive ability, but it did improve important later-life outcomes through changes in personality (Heckman *et al*., 2011).

The Perry Preschool Program worked primarily through socioemotional channels. It raised scores on achievement tests but not IQ tests. As previously noted, socioemotional factors and cognitive factors both explain performance on achievement tests (Duckworth, 2007; Borghans *et al*., 2008; Borghans *et al*., 2009).

[Figure 22] Perry Preschool Program: IQ, by Age and Treatment Group



Notes: IQ measured on the Stanford-Binet Intelligence Scale (Terman and Merrill, 1960). Test was administered at program entry and each of the ages indicated.
Source: Cunha *et al*. (2006) and Heckman and Masterov (2007) based on data provided by the High Scope Foundation.

13. Personality and Preference Parameters

Measures of personality predict a wide range of life outcomes that economists study. Personality psychologists define traits as relatively stable, person-specific determinants of behavior. Preferences are the natural counterpart of these traits in economics. However, the exact link between personality and preferences is unclear. Table 3 shows one possible correspondence between conventional economic preference parameters and personality measures.

An empirical Literature is emerging that attempts to make thes correspondence. See Table 4.

<Table 3> Standard Preference Parameters and Conceptually Similar Measures in the Psychology Literature

Preference parameter	Personality measures
Time Preference	Conscientiousness Self-control Affective mindfulness Consideration of future consequences Elaboration of consequences Time preference
Risk Aversion	Impulsive sensation seeking Balloon Analogue Risk Task
Leisure Preference	Achievement Striving Endurance Industriousness
Social Preference	Warmth Gregariousness Trust Altruism Tender-mindedness Hostility

<Table 4> Empirical Studies of the Links Between Preferences and Traits

Preferences	Personality measures	Empirical study
Time Preference	Conscientiousness, Self-contrel, Affective mindfulness, Elaboration of consequences, Consideration of future consequences.	Daly, Delaney and Harmen [2009]
	Extraversion Time preference	Dohmen, Falk, Huffman *et al*. [2009]
Risk Aversion	Sensation Seeking	Zuckerman [1994], Eckel and Grossman [2002]
	Openness	Dohmen, Falk, Huffman *et al*. [2010]
	Neuroticism, ambition, Agreeableness	Borghans, Golsteyn, Heckman *et al*. [2009]
	Balloon Analogue Risk Task	Lejuez, Aklin, Zvolensky *et al*. [2003]
Social Preferences		
Altruism	Neuroticism, Agreeableness	Ashton, Paunonen, Helmes *et al*. [1998],Osiński [2009] , Bekkers [2006]
Reciprocity	Neuroticism, Agreeableness, Conscientiousness	Dohmen, Falk, Huffman *et al*. [2008]
Trust	Neuroticism, Agreeableness, Openness, Conscientiousness	Dohmen, Falk, Huffman *et al*. [2008]

14. Summary and Conclusions

What can economists take from and contribute to personality psychology? What do we learn from personality psychology? Personality traits predict many behaviors sometimes with the same strength as conventional cognitive traits. Personality psychology considers a wider array of actions than are usually considered by economists. It enlarges the economist's way to describe and model the world. Cognition is one aspect of personality broadly defined.

Personality traits are not set in stone. They change over the life cycle. They are a possible avenue for intervention and policy.

Personality psychologists lack precise models. Economics provides a framework for recasting the field. More precise models reveal basic identification problems that plague measurement in psychology. Such analyses show that, at an empirical level, "cognitive" and "noncognitive" traits are not easily separated.

Personality psychologists typically present correlations—not causal relationships. Many contemporaneously measured relationships suffer from the problem of reverse causality. Econometric tools can be used to define and estimate causal mechanisms and to understand the causes of effects. Psychological measures have substantial measurement error. Econometric tools account for measurement error, and doing so makes a difference. Economists can formulate and estimate mechanisms of investment—how traits can be changed for the better.

There are major challenges in linking the traits of psychology with the preferences, constraints and expectation mechanisms of economics. Developing rigorous methods for analyzing causal relationships in both fields remains to be done. Developing a common language and framework to promote interdisciplinary exchange is required. There is a danger in assuming that basic questions of content and identification have been answered by psychologists at the level required for rigorous economic analysis.

References

Ackerman, P. L. and E. D. Heggestad, "Intelligence, Personality, and Interests: Evidence for Overlapping Traits," *Psychological Bulletin* 121, 1997, pp.219~245.

Almlund, M., A. Duckworth, J. J. Heckman, and T. Kautz, "Personality Psychology and Economics," In E. A. Hanushek, S. Machin, and L. Wößmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Volume 4. Amsterdam: Elsevier, Forthcoming, 2011.

Ashton, M. C., S. V. Paunonen, E. Helmes, and D. N. Jackson, Kin Altruism, Reciprocal Altruism, and the Big Five Personality Factors, *Evolution and Human Behavior* 19 (1), 1998, pp.243~255.

Barrick, M. R. and M. K. Mount, "The Big Five Personality Dimensions and Job Performance: A Meta-analysis," *Personnel Psychology* 44 (1), 1991, pp.1~26.

Bekkers, R., "Traditional and Health-related Philanthropy: The Role of Resources and Personality," *Social Psychology Quarterly* 69 (4), 2006, pp.349~366.

Binet, A. and T. Simon, *The Development of Intelligence in Children* (The Binet-Simon Scale), Psychological Science, Baltimore, MD: Williams & Wilkins Co, 1916.

Borghans, L., A. L. Duckworth, J. J. Heckman, and B. ter Weel, "The Economics and Psychology of Personality Traits," *Journal of Human Resources* 43 (4), Fall 2008, pp.972~1059.

Borghans, L., B. H. Golsteyn, J. J. Heckman, and H. Meijers, "Gender Differences in Risk Aversion and Ambiguity Aversion," *Journal of the European Economic Association* 7 (2-3), April 2009, pp.649~658.

Borghans, L., B. H. H. Golsteyn, J. J. Heckman, and J. E. Humphries, "IQ, Achievement, and Personality," Unpublished Manuscript, University of Maastricht and University of Chicago (revised from the 2009 version), 2011.

Borghans, L., H. Meijers, and B. ter Weel, "The role of Noncognitive Skills in Explaining Cognitive Test Scores," *Economic Inquiry* 46 (1), January 2008, pp.2~12.

Carroll, J. B., *Human Cognitive Abilities: A Survey of Factor-Analytic Studies*. New York: Cambridge University Press, 1993.

Cervone, D. and L. A. Pervin, *Personality: Theory and Research* (11th ed.), Hoboken: John Wiley and Sons, Inc, 2009.

Costa, P. T. and R. R. McCrae, *Revised NEO Personality Inventory (NEO PI-R) and the NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) Professional Manual*, Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, 1992.

Cunha, F. and J. J. Heckman, "The Technology of Skill Formation," *American Economic Review* 97 (2), May 2007, pp.31~47.

Cunha, F. and J. J. Heckman, "The Economics and Psychology of Inequality and Human Development," *Journal of the European Economic Association* 7 (2-3), April 2009, pp.320~364. Presented as the Marshall Lecture, European Economics Association, Milan, Italy, August 29, 2008.

Cunha, F., J. J. Heckman, L. J. Lochner, and D. V. Masterov, "Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation," In E. A. Hanushek and F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Chapter 12, Amsterdam: North-Holland, 2006, pp.697~812.

Cunha, F., J. J. Heckman, and S. M. Schennach, "Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation," *Econometrica* 78 (3), May 2010, pp.883~931.

Daly, M., L. Delaney, and C. P. Harmon, "Psychological and Biological Foundations of Time Preferences," *Journal of the European Economic Association* 7 (2-3), 2009, pp.659~669.

Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde, "Representative Trust and Reciprocity: Prevalence and Determinants," *Economic Inquiry* 46 (1), 2008, pp.84~90.

Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde, "Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability?" *American Economic Review* 100 (3), 2010, pp.1238~1260.

Duckworth, A. L., Unpublished Dataset, University of Pennsylvania, Department of Psychology, 2007.

Eckel, C. C. and P. J. Grossman, "Sex Differences and Statistical Stereotyping in Attitudes Toward Financial Risk," *Evolution and Human Behavior* 23 (4), 2002, pp.281~295.

Epstein, S., "The Stability of Behavior: I. On Predicting most of the People much of the Time," *Journal of Personality and Social Psychology* 37 (7), 1979 , pp.1097~1126.

Goldberg, L. R., "The Structure of Phenotypic Personality Traits," *American Psychologist* 48 (1), 1993, pp.26~34.

Gough, H. G. and A. B. Heilbrun, "The Adjective Check List Manual," Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press, 1983.

Hansen, K. T., J. J. Heckman, and K. J. Mullen, "The Effect of Schooling and Ability on Achievement Test Scores," *Journal of Econometrics* 121 (1-2), July–August 2004, pp.39~98.

Heckman, J. J. and B. E. Honoré, "The Empirical Content of the Roy Model," *Econometrica* 58 (5), September 1990, pp.1121~1149.

Heckman, J. J., J. E. Humphries, S. Urzúa, and G. Veramendi, "The Effects of Educational Choices on Labor Market, Health, and Social Outcomes," Unpublished Manuscript, University of Chicago, *Department of Economics*, 2011.

Heckman, J. J., L. Malofeeva, R. Pinto, and P. A. Savelyev, "Understanding the Mechanisms Through which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes," Unpublished Manuscript, University of Chicago, Department of Economics (first draft, 2008). Under revision, *American Economic Review*, 2011.

Heckman, J. J. and D. V. Masterov, "The Productivity Argument for Investing in Young Children," *Review of Agricultural Economics* 29 (3), 2007, pp. 446~493.

Heckman, J. J., S. H. Moon, R. Pinto, P. A. Savelyev, and A. Q. Yavitz, "The Rate of Return to the HighScope Perry Preschool Program," *Journal of Public Economics* 94 (1-2), February 2010, pp.114~128.

Heckman, J. J. and G. L. Sedlacek, "Heterogeneity, Aggregation, and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self-selection in the Labor Market," *Journal of Political Economy* 93 (6), December 1985, pp.1077~1125.

Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzúa, "The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior," *Journal of Labor Economics* 24 (3), July 2006, pp.411~482.

John, O. P. and S. Srivastava, "The Big Five Trait Taxonomy: History, Measurement and Theoretical Perspectives," In L. A. Pervin and O. P. John (eds.), *Handbook of Personality: Theory and Research*, Chapter 4, New York: The Guilford Press, 1999, pp.102~138.

Lejuez, C. W., W. M. Aklin, M. J. Zvolensky, and C. M. Pedulla, "Evaluation of the Balloon Analogue Risk Task (BART) as a Predictor of Adolescent Real-world Risk-taking Behaviours," *Journal of Adolescence* 26 (4), 2003, pp.475~479.

Mischel, W., *Personality and Assessment*, New York: Wiley, 1968.

Osinski, J., "Kin Altruism, Reciprocal Altruism and Social Discounting," *Personality and Individual Differences* 47 (4), 2009, pp.374~378.

Poropat, A. E., "A Meta-analysis of the Five-factor Model of Personality and Academic Performance," *Psychological Bulletin* 135 (2), 2009, pp.322~338.

Roberts, B. W., "Personality Development and Organizational Behavior," In B. Staw (ed.), *Research on Organizational Behavior*, Volume 27, Chapter 1, Oxford, UK: Elsevier Science/JAT Press, 2006, pp.1~41.

Roberts, B. W., "Back to the Future: Personality and Assessment and Personality Development," *Journal of Research in Personality* 43 (2), 2009 , pp.137~145.

Roberts, B. W., N. R. Kuncel, R. L. Shiner, A. Caspi, and L. R. Goldberg, "The Power of Personality: The Comparative Validity of Personality Traits," Socioeconomic Status, and Cognitive Ability for Predicting Important Life Outcomes, *Perspectives in Psychological Science* 2 (4), December 2007, pp.313~345.

Roberts, B. W. and D. Mroczek, "Personality Trait Change in Adulthood," *Current Directions in Psychological Science* 17 (1), 2008, pp.31~35.

Roberts, B. W., K. E. Walton, and W. Viechtbauer, "Patterns of Mean-level Change in Personality Traits Across the Life Course: A Meta-analysis of Longitudinal Studies," *Psychological Bulletin* 132 (1), 2006, pp.1~25.

Schmidt, F. L. and J. Hunter, "General Mental Ability in the World of Work: Occupational Attainment and Job Performance," *Journal of Personality and Social Psychology* 86 (1), 2004, pp.162~173.

Terman, L. M. and M. A. Merrill, *Stanford-Binet Intelligence Scale: Manual for the Third Revision Form L-M*. Boston: Houghton Mifflin, 1960.

Thaler, R. H., "A Short Course in Behavioral Economics," Edge Master Class, Sonoma, CA, July 25-27, July 2008.

Zuckerman, M., *Behavioral Expressions and Biosocial Bases of Sensation Seeking*, New York: Cam-Bridge University Press, 1994.

韓國開發硏究
제33권 제3호(통권 제112호)

What Happened to Efficiency and Competition after Bank Mergers and Consolidation in Korea?

Kang H. Park
(Professor of Economics Southeast Missouri State University, USA)

한국 은행들의 합병, 통합 이후 효율성과 경쟁도는 개선되었는가?

박 강 훈
(Southeast Missouri State University 경제학과 교수)

*박강훈: (e-mail) khpark@semo.edu, (address) Southeast Missouri State University, Cape Girardeau, MO 63701

• Key Word: Bank Consolidation(은행 통합), Market Concentration(시장집중), Competition(은행 경쟁도), Efficiency(은행 효율성), Korean Banks(한국의 은행산업)
• JEL code: G21, L10
• Received: 2010. 10. 1 • Referee Process Started: 2010. 10. 6
• Referee Reports Completed: 2011. 6. 30

ABSTRACT

Market concentration in the Korean banking industry has markedly increased since the financial crisis of 1997-1998 because of M&As, P&As, and consolidation of banks. With this change, there has been a growing concern over market power in the Korean banking sector. We examine the effects of market concentration on bank efficiency and competition for the period of 1992-2006. Three different indicators of bank inefficiency are used in this study, including X-inefficiency that is derived from the directional technology distance function. The level of competition is measured by both the H-statistic of the Panzar-Rosse model and the level of the net interest margin and its standard deviation.

Empirical results indicate that market concentration has not improved bank efficiency through scale economies or scope economies. Instead, recent mergers, acquisitions and consolidation of banks resulted in an increase in inefficiency measured by the three different indicators: X-inefficiency, labor inefficiency and asset inefficiency. While an increase in market share of individual banks improved bank efficiency, an increase in the overall market concentration ratio resulted in lower efficiency. Our study also finds that the Korean banking sector has been monopolistically competitive throughout the sample period except for the crisis period according to the H-statistic. Although an increase in market concentration ratio has not changed the overall level of bank competition, it has a positive significant effect on the level of the average interest margin.

한국 은행산업의 시장집중은 1997~98년 금융위기 이후 은행들의 합병, 인수 등으로 현저하게 증가하였다. 이러한 변화와 함께, 한국 금융부문의 시장지배력에 대한 우려 또한 늘어났다. 본고는 1992~2006년의 기간 동안 한국에서의 은행의 효율성과 경쟁도에 대한 시장집중도 변화의 효과를 분석하고자 한다. 은행 비효율성의 측정을 위하여 방향성 기술거리함수에서 도출되는 X-비효율을 포함한 세 가지 다른 지표가 본 연구에 사용되었으며, 은행의 경쟁도는 Panzar-Rosse 모형의 H-통계로, 또는 순이자 마진의 수준과 편차의 변화로 측정하였다.

실증분석 결과에 따르면, 시장집중 증가가 규모 및 범위의 경제를 통해 은행의 효율성을 제고하지 못한 것으로 나타났다. 오히려 최근의 은행 합병, 인수와 통합은 세 가지 지표(X-비효율, 노동 비효율 및 자산 비효율)에 의해 측정된 비효율성을 증가시키는 것으로 나타났다. 개별 은행의 시장점유율 증가는 은행의 효율성을 개선시키는 반면, 전체 은행의 시장집중도의 증가는 효율성을 낮추는 결과를 초래했다. 또한 본 연구는, 한국의 은행부문은 금융위기 기간을 제외한 샘플 기간 동안 독점적 경쟁의 특징을 가지고 있다는 결과를 얻었다. 시장집중도의 증가는 은행 경쟁도의 전반적인 수준에 변화를 초래하지는 않았지만, 평균 이자 마진의 수준에 통계적으로 유의적인 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다.

Ⅰ. Introduction

During the last two decades a fundamental change in banking market structure occurred in many countries through mergers and acquisitions (M&As), purchase of assets and assumptions of liabilities (P&As) and consolidation under financial holding companies. Financial deregulation and financial globalization accompanied by advance in information technology triggered fierce competition among banks and necessitated M&As, P&As and consolidation in the world to reduce risk through business diversification and take advantage of scale economies. Korea is no exception. Over the last twenty years the Korean banking system went through many changes: financial deregulation, financial crisis, and restructuring. In this process, market concentration initially decreased as the number of banks increased due to financial deregulation prior to the Asian financial crisis of 1997-1998, but, after the crisis, the concentration ratio increased because of a decline in the number of banks due to bank closures and creation of mega banks through bank mergers, acquisitions and consolidation. The structural reform after the financial crisis introduced the financial holding company system and allowed mergers among larger banks, resulting in a few super-size banks.

Park and Weber (2006a) estimate Korean bank efficiency and productivity change for the period 1992 to 2002. These estimates are derived from the directional technology distance function. Their method controls for loan losses that are an undesirable by-product arising from the production of loans and allows the aggregation of individual bank inefficiency and productivity growth to the industry level. Their findings indicate that technical progress during the period was more than enough to offset efficiency declines so that the banking industry experienced productivity growth. Park (2009) examines market concentration and competition in the Korean commercial banking market for the period of 1992-2004. The H-statistic of the Panzar-Rosse model indicates that the Korean commercial banking market was monopolistically competitive during the pre-crisis period and the post-crisis period with temporary deviation to the level of perfect competition during the crisis period. However, the crisis period could not pass the equilibrium condition test. The author concludes that increased concentration has not lessened the overall level of competition in Korea.

This paper is built upon Park and Weber (2006a) and Park (2009), but extends further to examine the effects of M&As, P&As and consolidation and the subsequent increase in market concentration on efficiency and competition in the Korean banking sector, using 1992-2006 data. While the previous two papers focus on measurement and changes in the levels of efficiency and competition of Korean banks, this paper examines what are the main determinants of the levels of efficiency and competition and how significant the effects of market concentration are in the Korean banking industry. Furthermore, updated data are used in this study: data of four more years compared to Park and Weber (2006a) and data of two more years data compared to Park (2009). Section 2 describes the activities of M&As, P&As and

consolidation occurring in the Korean banking sector and the resulting trend in market concentration during the sample period. Section 3 introduces the directional technology distance function used to estimate efficiency and analyzes the effects of market concentration on efficiency. Section 4 discusses the method used to measure the degree of competition and then estimates the effects of market concentration on competition. In the final section we offer a summary of our work and draw conclusions.

Ⅱ. M&As, P&As, Consolidation and Market Concentration

Market concentration can be measured in a number of ways. The most straightforward method is to calculate what share of the industry's output is sold by a few dominant firms, typically measured by the sum of top k-firm market shares (CRk). Another formula now widely used is the Herfindahl-Hirschman index (HHI). HHI is measured by the sum of the squares of each firm's market share in an industry. The top k-firm concentration ratio (CRk) was previously used by the Fair Trade Commission in Korea in determining the degree of anti-competition of a proposed merger until it adopted HHI as a new criterion a few years ago. Previously a market with CR1 greater than 50% or CR3 greater than 70% was regarded as a highly concentrated market. While the Fair Trade Commission in Korea and the Department of Justice and the Federal Trade Commission in the US use HHI in their antitrust policy currently, their classification of markets is somewhat different. Both agree on the classification of highly concentrated markets as those with HHI above 2,500. However, they differ in classifying unconcentrated markets: HHI below 1200 in Korea while HHI below 1500 in the US.

Table 1 presents the trend of market concentration in the Korean banking industry by the number of banks, HHI and CR3 of bank total assets, bank total loans and bank total deposits for the period of 1992-2006. There was a decreasing trend of market concentration in all three variables until the Asian financial crisis of 1997-1998. This trend began in 1982 as financial deregulation induced entry of new banks and caused fierce competition among the existing banks. Until the Korean government introduced a series of financial reforms in 1982, the number of national commercial banks was limited to five while ten much smaller regional banks were allowed in order to stimulate regional economic development. With financial liberalization, the number of national commercial banks increased from five to fourteen in 1992, leading to a decrease in market concentration. Just before the crisis, there was a concern of overbanking in Korea. However, closures of insolvent banks and mergers with blue-chip banks after the crisis resulted in a drastic increase in the market concentration ratio.

The change in market concentration after the crisis reflects the structural reform in the banking sector carried out by the Korean government. The Korean government began a two-phase financial restructuring. In its first-phase restructuring from 1998 to 2000, three types of merger occurred. First, five insolvent banks were merged into five sound banks in the form of P&As in 1998. Dongwha

<Table 1> Trend of Market Concentration in the Korean Banking Industry

Year	# of Banks	Total Assets		Total Loans		Total Deposits	
		HHI	CR_3	HHI	CR_3	HHI	CR_3
1992	24	876.06	36.42	945.35	39.04	832.11	34.27
1993	24	827.22	34.69	897.83	36.94	789.16	33.10
1994	24	787.92	33.15	825.57	34.40	761.48	31.85
1995	25	714.79	30.15	742.38	30.36	703.21	28.88
1996	25	706.56	29.78	740.30	30.63	698.79	29.30
1997	26	664.23	28.32	704.33	29.37	662.33	28.07
1998	21	807.75	34.46	770.40	36.41	779.38	32.86
1999	17	936.73	38.67	1021.24	45.03	942.30	40.24
2000	17	982.71	40.99	1062.20	46.49	995.03	42.43
2001	15	1441.16	52.23	1623.02	55.43	1437.78	52.18
2002	14	1480.98	54.38	1575.62	56.93	1427.62	54.29
2003	14	1407.32	53.18	1498.29	55.71	1403.81	53.97
2004	14	1324.59	51.09	1446.04	54.89	1350.35	52.80
2005	14	1285.58	51.17	1387.38	54.34	1303.57	52.50
2006	13	1466.43	52.27	1551.96	61.45	1460.48	57.42

Note: 1) Total assets, loans and deposits include both banking accounts and trust accounts.
2) The correlation coefficients among the three HHIs are 0.995 or higher, and the correlation coefficients among the three CR3s are 0.984 or higher.

Bank was acquired by Shinhan Bank, Daedong Bank by Kukmin Bank, Dongnam Bank by the Housing and Commercial Bank, Kyungki Bank by Hanmi Bank, and Chung Chong Bank by Hana Bank. Second, involuntary mergers between three groups of relatively sound banks were initiated by the Korean government. They are the merger of Commercial Bank of Korea and Hanil Bank to form Hanvit Bank, the merger of Choongbuk Bank and Kangwon Bank into Cho Heung Bank, and the merger of the Long-term Credit Bank into Kukmin Bank in 1999. Third, there was one voluntary merger of two privately-owned banks, Boram Bank merging into Hana Bank. The second and third types of mergers are in the form of M&As.

The second-phase restructuring that began in 2001 focused on restoring bank profitability. This structural reform also introduced the financial holding company system and allowed mergers among larger banks, resulting in a few super-size banks. In 2001, Woori Holding Co. consolidated the following four banks: Hanvit Bank, Kwangju Bank, Kyungnam Bank and Peace Bank. In 2002, there was a merger of Kukmin Bank and the Housing and Commercial Bank, and Shinhan Financial Holding Co. consolidated Shinhan Bank and the Bank of Cheju. In 2005, Hanmi Bank was acquired by Citi Bank and renamed as Korea Citi Bank. In the same year, the Standard and Charter Bank acquired Korea First Bank that was nationalized in 1998 and sold to the Newbridge Capital in 1999 and renamed it as SC Korea First Bank. In 2006, Cho Heung Bank was merged into Shinhan Bank.

As a result of P&As, M&As and consolidation, the number of banks was reduced and the average asset size of banks increased. While a few mega banks were established through mergers, acquisitions and creation of financial holding

companies, small regional banks remained unchanged. Thus the Korean banking industry experienced polarization in bank size, leading to greater market concentration. Some observers are concerned that this policy may have a negative effect on competition and efficiency in the Korean banking industry. The post-crisis period is also characterized by increasing market share by foreign banks and increasing foreign ownership share of domestic banks.

In summary, the Korean banking sector prior to the crisis can be regarded as a non-concentrated market with HHI less than 1,000 in total assets, total loans and total deposits according to either the Korean or the US horizontal merger guidelines. After the crisis, particularly after the second-phase restructuring in 2001, the Korean commercial banking market became a moderately concentrated market with HHI ranging between 1,300 and 1,500 according to the Korean antitrust guideline. Although not reported in the table, HHI is in excess of 1800 in some specific sub-markets such as loans to households and deposits in foreign currency. HHI figures of Korea banks are higher than those of banks in other OECD countries of a similar population size. For example, HHI of Spanish banks was in the 700s and HHI of Italian banks was in the 600s according to the 2000 data of the European Central Bank. Will creation of mega banks contribute to improving efficiency and overall competitiveness of the Korean banking industry? Or will this have a negative effect on competition and efficiency. This paper discusses these issues and investigates the effects of market concentration on efficiency and competition.

Ⅲ. Effects of Market Concentration on Efficiency

There are several methods for estimating efficiency. A frontier cost or production function is typically used to estimate efficiency (or inefficiency). A stochastic frontier approach based on parametric estimation decomposes the error term into an inefficiency component and a random component. There are two stochastic approaches: distribution-free and distribution-specific. If a distribution-free approach is to be used as in Berger (1995), then the differences among banks are assumed to be stable over time. The distribution-free approach requires that banks be in existence for the entire sample period. It is difficult to apply this approach in the case of the Korean banking sector for the period of 1992-2006 because of frequent bank entry and exit during this period. If a distribution-specific approach is used as in Maudos (1998), then it is necessary to know the distribution for both components of the error term. Without prior knowledge of the distribution, arbitrary assumptions about its shape are made in most studies.

As a non-parametric approach, data envelopment analysis (DEA) is frequently used. This approach has the advantage of identifying best practices based upon observed costs rather than some hypothetical average derided from a given functional form. The DEA approach assumes that any deviation from minimum cost is due entirely to inefficiency. Using a non-parametric directional technology distance function, Park and Weber (2006a) estimated efficiency change in the Korean banking industry and Park and Weber (2006b) measured X-inefficiency of individual banks in Korea.

Following Park and Weber (2006a) and Park and Weber (2006b), we define the directional technology distance function for each bank as

$$\vec{D}_T^k(x^{vk}, e^k, y^k, g_x, g_e, g_y) = \max\{\beta:(x^k - \beta g_x, e^k - \beta g_e, y^k + \beta g_y) \in T\} \quad \text{(A1)}$$

where variable inputs are contracted in the direction g_x, equity capital is contracted in the direction g_e, and outputs are expanded in the direction of g_y. A bank that produces on the frontier is efficient with $\vec{D}_T^k(x^{vk}, e^k, y^k, g_x, g_e, g_y)$ for the direction (g_x, g_e, g_y). A value of $\vec{D}_T^k(x^{vk}, e^k, y^k, g_x, g_e, g_y) > 0$ indicates inefficiency for the g-directional vector, and this value is used in this study as X-inefficiency.

For estimation, we assume that Korean banks produce three desirable outputs using three inputs. The desirable outputs are commercial loans, consumer loans and securities. The three variable inputs are full-time labor, physical capital which equals the asset value of premises and fixed assets, and total deposits. Assuming that equity capital (e) is fixed exogenously by bank regulators and owners, we sum inefficiency over the outputs and inputs and divide by total assets.

$$X - \boldsymbol{N}EFF = \beta(\sum_m g_{ym} + \sum_n g_{xn})/\text{Assets} = \beta(1+1+1+1+1+1)/\text{Assets}. \quad \text{(A2)}$$

We choose g_y=(1,1,1) and g_x=(1,1,1) so that the estimate of inefficiency is the simultaneous unit expansion in the three outputs and unit contraction in the three inputs that is feasible, given the best-practice. See Appendix 1 for more detailed discussions.

Alternatively, a simple, though rudimentary, approach is to approximate operating efficiency directly from the financial statements of each bank. We use a proxy for labor inefficiency or operating inefficiency: the operating expenses per employee. Similarly, we use a proxy for asset inefficiency: the operating expenses divided by total assets. The ratio of total loans to employees is suggested as a measure of operating inefficiency by Koch and MacDonald (2003). However, with deregulation and universal banking practice, the financial intermediation function of banks through loans has weakened. Therefore, it would be desirable to use total assets that include securities, foreign exchanges and other investments in addition to loans.

To examine the effects of market concentration on efficiency (or inefficiency) we estimate the following regression equation.

$$E_t = \alpha + \beta_k \sum X_{k,t} + \gamma_k \sum Y_{k,t} + \delta_k \sum Z_{k,t} + \varepsilon_t \quad \text{(A3)}$$

where E_t = different efficiency (or inefficiency) indicators of bank i at time t, $X_{k,it}$=bank specific variables of bank i at time t, such as BIS equity ratio, NPL(non performing loans) SHARE, BRANCH and a dummy variable for regional banks, $Y_{k,t}$ = market power variables of bank i at time t, such as the market share and HHI. $Z_{k,t}$ = macroeconomic variables such as economic growth rate, inflation rate and a dummy variable for the crisis period. We use three different indicators of efficiency (or inefficiency) indicators: X-inefficiency obtained from estimation of equation (A2), labor inefficiency measured by the operating expenses per employee, and asset

<Table 2> Descriptive Statistics

Variable	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Assets Share	0.2245	29.4781	5.0004	4.9930
Loans Share	0.0570	33.2854	5.0000	5.3564
Deposits Share	0.2435	29.4880	5.0001	4.9253
HHI -Assets	0.0707	0.1481	0.0934	0.0270
HHI-Loans	0.0704	0.1623	0.0993	0.0317
HHI-Deposits	0.0703	0.1461	0.0919	0.0273
BIS	-10.65	32.16	10.8342	4.5113
NPL SHARE	0.1000	24.6000	4.9732	4.1862
BRANCH	14	1185	229.87	198.113
Interest Margin	-1.88	3.54	1.6306	0.7639
X-Inefficiency	0.00	3.56	0.2958	0.5408
Labor Inefficiency	0.2984	14.7542	4.7088	3.4952
Asset Inefficiency	0.0232	0.2341	0.07819	0.0374

inefficiency measured by the operating expenses divided by total assets. We use panel data including all Korean national and regional banks in operation in any year during the period of 1992-2006. Data used in this study are from the Bank Management Statistics by the Bank of Korea and from the financial statements of individual banks.

Table 2 shows summary descriptive statistics for the major variables used in this study. The BIS risk-adjusted ratio of equity capital to total assets (BIS) is used as a control variable for management risk or for the impact of leverage on efficiency. The BIS risk-adjusted capital ratio is calculated according to the Bank of International Settlements guidelines, which assign varying risk weights to different types of assets. The ratio of non-performing loans to total loans (NPL SHARE) is included to control for the risk effect. The number of branches (BRANCH) is included to account for the effect of bank networks. A dummy indicator variable is defined as 1 for regional banks and 0 for national banks to see the effect of being a regional bank. Market share is measured for three different types of assets or liabilities; assets share, loans share and deposits share are the bank's share of total industry assets, loans and deposits respectively. HHI that measures the degree of market concentration equals the sum of the squares of each bank's market share of total industry assets, loans or deposits. INTREST MARGIN, the net interest margin, is the difference between the interest rates on loans and securities and the interest rates on deposits and borrowings. This variable is estimated by the average earnings on assets minus the average interest expenses on assets. Two macroeconomic variables, economic growth rate and inflation rate, and one macroeconomic dummy variable indicating the financial crisis period are used to see macroeconomic effects. The period of 1997-1999 is regarded in this study as the crisis period. Even though the currency crisis was over in 1998, the bank crisis continued through 1999.

Table 3A and Table 3B present the estimated results of equation (A3). In the estimation of panel data, application of ordinary multiple regression techniques may

<Table 3A> Panel Regression Results of Equation (A3)
Dependent Variables: Labor Inefficiency and Asset Inefficiency, n=285

Category	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		Labor Inefficiency			Asset Inefficiency		
Bank Specific Variables	BIS	-0.028 (-0.774)	-0.033 (-0.917)	-0.027 (-0.766)	0.001 (0.023)	-0.001 (-0.224)	0.001 (0.001)
	NPL SHARE	0.162** (4.296)	0.132** (3.468)	0.158** (4.299)	0.005** (12.971)	0.005** (12.144)	0.005** (12.974)
	BRANCH	0.002 (1.354)	0.003* (2.060)	0.002 (1.536)	0.001** (3.267)	0.001* (2.515)	0.001** (3.308)
	Regional Bank Dummy	-1.799** (-4.763)	-1.646** (-4.510)	-1.923** (-5.249)	0.006* (1.998)	0.010* (2.475)	0.005 (1.255)
Market Power Variables	Assets Share	-0.043* (-2.193)			-0.002** (-3.350)		
	HHI (assets)	66.146** (15.293)			0.378** (9.089)		
	Loans Share		-0.086 (-1.550)			-0.002** (-2.610)	
	HHI (loans)		58.786** (15.283)			0.333** (8.095)	
	Deposits Share			-0.73* (-2.009)			-0.002** (-3.474)
	HHI (deposits)			67.364** (16.000)			0.392** (8.274)
Macroeconomic Variables	GDP Growth Rate	-0.183** (-4.642)	-0.033 (-0.571)	-0.185** (-4.789)	-0.001 (-0.1770)	-0.001 (-1.890)	-0.001 (-1.780)
	Inflation Rate	0.222** (3.129)	0.442 (4.786)	0.157** (2.766)	0.003** (3.654)	0.001 (0.542)	0.003** (3.960)
	CRISIS	3.180** (6.619)	7.752** (7.512)	3.169** (6.753)	0.034** (6.554)	0.074** (6.888)	0.034** (6.610)
Adj. R^2		0.863	0.863	0.869	0.927	0.929	0.928
F		180.84	169.97	190.68	366.09	352.50	371.84

Note: 1) Estimation results of fixed effects model. The coefficients of the constant under the fixed effects model are not reported here
2) t values are shown in parentheses. * and ** indicate significance at the 5% and 1% levels respectively.

result in omitted variable bias. Hsiao (1986) demonstrated that pooled OLS results in biased and inconsistent coefficient estimates because omitted cross-section-specific variables may be correlated with the explanatory variables. Use of either a fixed-effects model or a random-effects model can solve this problem. A fixed effects model is commonly used to control for omitted variables that differ between banks but are constant over time while a random effects model is used to control for some

<Table 3B> Panel Regression Results of Equation (A3)
Dependent Variables: X-Inefficiency, n = 285

Category	Variable	(7)	(8)	(9)
		X - Inefficiency		
Bank Specific Variables	BIS	0.002 (1.018)	0.002 (1.146)	0.002 (1.092)
	NPL SHARE	-0.002* (-2.126)	-0.003* (-2.254)	-0.002* (-2.198)
	BRANCH	0.001** (5.338)	0.001** (5.407)	0.001** (5.561)
	Regional Bank Dummy	0.014 (0.740)	0.013 (0.671)	0.008 (0.409)
Market Power Variables	Assets Share	-0.001* (-2.011)		
	HHI (assets)	0.272** (4.387)		
	Loans Share		-0.002** (-2.867)	
	HHI (loans)		0.190** (4.654)	
	Deposits Share			-0.004 (-1.856)
	HHI (deposits)			0.271** (3.775)
Macroeconomic Variables	GDP Growth Rate	-0.006 (-1.833)	-0.005* (-2.080)	-0.006* (-2.016)
	Inflation Rate	0.010 (1.724)	0.010 (1.882)	0.009 (1.679)
	CRISIS	0.030** (2.907)	0.002* (2.222)	0.031** (2.769)
Adj. R^2		0.674	0.681	0.678
F		51.78	57.32	54.33

Note: 1) Estimation results of fixed effects model. The coefficients of the constant under the fixed effects model are not reported here
2) t values are shown in parentheses. * and ** indicate significance at the 5% and 1% levels respectively.

bank-variant omitted variables and other time-variant omitted variables. In the absence of prior knowledge about omitted variables, we estimate both models and run the Hausman test comparing fixed effects vs. random effects. Based on the Hausman test, we report the fixed effects model only in the following table. The fixed effects model is usually regarded as more appropriate than random effects model when population data instead of sample data are used as in our study.

Market power variables show interesting results. An increase in market share by individual banks contributes to a decrease in X-inefficiency, labor inefficiency and asset inefficiency while an increase in market concentration causes greater inefficiency. The opposite signs of SHARE (individual bank's market share) and HHI (overall market concentration level) seems to be contradictory, but can be explained. Under the efficient structure hypothesis, efficient banks have higher profits and larger market shares, thus negative correlation between market share and inefficiency. On the other hand, as overall market concentration level increases, the degree of competition among banks as well as their efforts to be efficient are lessened.

When we add the square term of HHI in the regression equation, significant negative coefficients are obtained for all the models. Therefore, their relationship is not completely linear, but of an inverse U-shaped curve, indicating that economies of scale leading to operating efficiency kick off at a certain level of market concentration. Appendix 2 shows the estimated results of model A3 with addition of HHI^2 (assets).

Among the bank specific variables, BIS turns out to be insignificant in influencing operating efficiency, asset efficiency or X-efficiency. NPL SHARE has definitely a positive effect on operating costs and thus inefficiency as expected. The more branches, the higher operating cost per worker or asset. Being a regional bank does not affect X-inefficiency or asset inefficiency, but it has a significant negative effect on labor inefficiency. Regional banks are less prestigious and less competitive compared to national banks, and they tend to spend less on employee compensations and other overhead costs. However, lower labor cost does not necessarily imply higher labor productivity or higher profitability. Park and Weber (2006b) show that a dummy variable representing national banks has a positive and significant coefficient in explaining Koran bank profitability.

Among the macroeconomic variables, a dummy variable representing the crisis period stands out. In all nine different models, CRISIS has a positive significant effect on bank inefficiency. Both the GDP growth rate and the inflation rate show expected coefficient signs, a negative effect of the GDP growth rate on inefficiency and a positive effect of the inflation on inefficiency. However, significance of the coefficients varies among different model specifications. The explanatory power (Adjusted R^2) of Models 1-6 is very high and that of Models 7-9 is acceptable. In summary, empirical results indicate that market concentration has not improved bank efficiency through taking advantage of scale economies or scope economies. Instead, recent mergers, acquisitions and consolidation of banks led to greater inefficiency in terms of X-inefficiency, labor inefficiency and asset inefficiency.

Ⅳ. Effects of Market Concentration on Competition

In this section we examine the effects of market concentration on the level of competition among banks. Following Panzar and Rosse (1987), the degree of competition can be measured as the H-statistic which is the sum of the elasticities of the revenue with respect to input prices.

$$H = \sum(\partial R/\partial w_i)(w_i/R) \quad \text{(B1)}$$

where w_i is i^{th} input price. Panzar and Rosse (1987) show from the profit maximization condition that the H-statistic is equal to unity (H = 1) in a perfectly competitive market, and less than or equal to zero (H ≤ 0) under monopoly. Although the Panzar-Rosse article also shows that 0<H<1 could be consistent with oligopolistic behavior, it is common to regard 0<H<1 as the condition of Chamberlinian monopolistic competition. The H-statistic can be derived from the following reduced-form revenue equation.

$$\ln(R_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(w_{1,it}) + \beta_2 \ln(w_{2,it}) + \beta_3 \ln(w_{3,it}) + \gamma_k \Sigma z_k + \varepsilon_{it} \quad \text{(B2)}$$

where R_{it} is bank i's revenue at time t, w_1 is the input price of labor, w_2 is the input price of capital, w_3 is the input price of funds, and z_k is a vector of control variables affecting the bank's revenue function.

The H-statistic is the sum of β_1, β_2 and β_3. $w_{1,it}$ (The unit labor cost) is measured by the ratio of personnel expenses to the number of employees, $w_{2,it}$ (the unit capital cost) is measured by the ratio of depreciation allowance and other maintenance costs to total fixed assets, and $w_{3,it}$ (the unit funding cost) is measured by the ratio of interest expenses to the sum of total deposits and borrowings. Several control variables are included in the model. Total assets (ASSET) are included to see the size effect. BRANCH, even though it may show the effect of bank networks, is not included in the model because of its high correlation with ASSET. The ratio of non-performing loans to total loans (NPL SHARE) is included to control for the risk effect. The BIS risk-adjusted capital ratio (BIS) is alternatively used as a control variable for credit market and operational risk. There has been weakening of the financial intermediation function of banks in Korea over time. The ratio of non-interest revenue to total revenue (NINT) is included to reflect the effect of changing financial intermediation or diversification. Traditionally R_{it} (revenue) is typically measured by interest revenue or its ratio to total assets, presuming that the main function of banks is financial intermediation. However, with weakening of financial intermediation in recent years and diversification of bank assets, total revenue or its ratio to total assets is used in some studies. In this study we use both interest revenue (IR) in log and total revenue (TR) in log as the dependent variable.

In regard to the relationship between concentration and competition in the Korean banking sector, Kim (2003) measures competition using the Bresnahan-Lau method of Bresnahan (1989) and Lau (1982) based on aggregate monthly data from 1996 to 2002 and finds that the pricing behavior of Korean banks during this period is consistent with perfect competition and that they behave more competitively even after the increase in concentration ratio. On the other hand, applying the Panzar-Rosse method, Lee and Lee (2005) find that the Korean banking market shows monopolistically competitive behavior for both the period of 1992-1997 and the period of 1998-2002 while market competition weakened significantly over the latter period. Park (2009) estimated the H-statistic with the data from Korean banks for the period of 1992-2004 and found that the Korean banking industry exhibits monopolistically competitive behavior except for the Asian financial crisis period.

<Table 4> Estimation Results of Equation (B2)
Dependent variables: lnIR and lnTR, n=285

	Fixed Effects Model		Random Effects Model	
	lnIR	lnTR	lnIR	lnTR
Constant			-0.256**	-0.277**
			(-1.917)	(-1.895)
$\ln W_1$	0.126***	0.127***	0.130***	0.123***
	(7.325)	(7.053)	(8.736)	(8.462)
$\ln W_2$	-0.003	0.005	0.022	0.028
	(-0.083)	(0.313)	(0.978)	(1.531)
$\ln W_3$	0.647***	0.648***	0.654***	0.656***
	(29.969)	(28.121)	(29.562)	(28.934)
lnASSET	0.947***	0.942***	0.931***	0.929***
	(44.757)	(43.151)	(47.001)	(46.082)
NINT	-0.365***	1.276***	-0.389***	1.205***
	(-5.769)	(21.737)	(-6.519)	(20.542)
NPL SHARE	-0.002	-0.001	-0.001	-0.000
	(-1.306)	(-0.848)	(-0.775)	(-0.412)
BIS	0.011***	0.012***	0.012***	0.014***
	(7.915)	(8.231)	(8.783)	(8.812)
ADJ. R^2	0.997	0.997	0.997	0.997
H statistic	0.776***	0.753***	0.812***	0.822***
	(24.192)	(24.828)	(26.553)	(26.678)
Wald test: H=0	537.27***	551.35***	665.89***	636.29***
(ρ-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Wald test: H=1	62.34***	47.71***	42.63***	36.47***
(ρ-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Note: 1) The coefficients of the constant under the fixed effects model are not reported here.
2) t values are shown in parentheses. *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels respectively.

This study extends Park (2009) further by adding data of two more years when bigger mergers occurred. In addition, we not only estimate the degree of competition, but also examine what are the major determinants of the degree of competition. Even though the fixed effects model is usually regarded as more appropriate than random effects model when population data instead of sample data are used as in our study, we use both fixed and random effects models for comparison purpose.

The estimation results of the tests of competitive condition (the H-statistic) are given in Table 4. The Wald test rejects the hypothesis of monopolistic market structure (H=0) at the 1% level. It also rejects the hypothesis of perfectly competitive market structure (H=1) at the 1% level. Bikker et al. (2006, 2009) reported that overestimation of H-statistic is possible in the Panzar-Rosse model when the

<Table 5> Market Concentration and Competition Level of Korean Banks

Year	HHI – Total Loans	H-statistic with lnIR	H-statistic with lnTR
1992-1994	889.58	0.520	0.543
1993-1995	821.93	0.609	0.623
1994-1996	769.42	0.525	0.554
1995-1997	729.00	0.410	0.461
1996-1998	738.34	0.877	0.924
1997-1999	831.99	0.884	0.944
1998-2000	951.28	0.751	0.780
1999-2001	1235.49	0.690	0.675
2000-2002	1420.28	0.672	0.664
2001-2003	1565.64	0.636	0.642
2002-2004	1506.65	0.638	0.598
2003-2005	1443.90	0.627	0.608
2004-2006	1461.79	0.641	0.613

Note: 1) H-statistic is estimated from fixed effects models.
2) The correlation coefficient between HHI and the H statistic for lnIR is -0.002 while correlation coefficient between HHI and the H statistic for lnTR is -0.196.

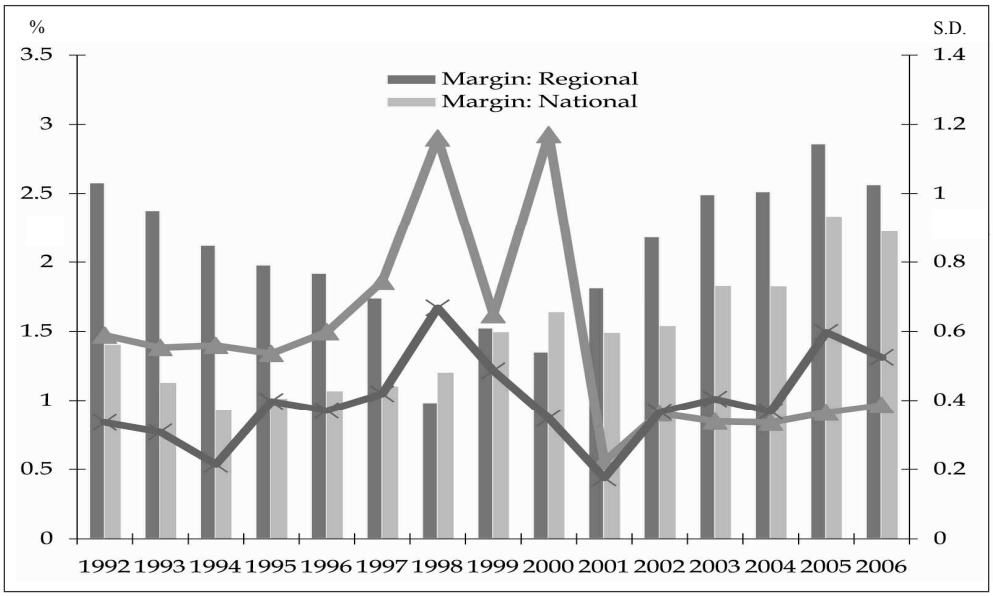
regression includes a scale variable such as the asset size. However, in this study, the H values, with exclusion of ASSET from the model, show similar test results with no indication that inclusion of a scale explanatory variable causes overestimation of the level of competition (See Appendix 3). $w_{1,it}$ and $w_{3,it}$ are positive and statistically significant, indicating that an increase in unit costs of labor or funds leads to higher revenue. $w_{2,it}$ is not statistically significant. When the scale variable, ASSET, is excluded, the unit capital cost exerts significant positive effect on revenue. All control variables have expected signs.

To see how the H values changed over time, the H-statistics are estimated for moving three-year time periods, that is, 1992-1994, 1993-1995, 1994-1996 and so on. The estimation results of the H values that are reported in Table 5 along with HHI indicate that market concentration did not affect the competition level in the Korean banking industry. The correlation coefficient between HHI and the H statistic for lnIR is -0.002 while correlation coefficient between HHI and the H statistic for lnTR is -0.196, which indicates no or very low correlation between market concentration and competition.

For only the two periods, 1996-1998 and1997-1999, the hypothesis of perfectly competitive market structure (H=1) cannot be rejected at the 1% level. It can be inferred from the empirical results that the Korean commercial banking market was monopolistically competitive during the pre-crisis period and the post-crisis period, while its level of competition increased to the level of perfect competition during the crisis period, which might be due to breakdown of old connections among banks, making collusion more difficult. However, these two periods could not pass the equilibrium condition test.

As an alternative way of examining the degree of competition, we now turn to

[Figure 1] Regional and National Banks: Interest Margin and S.D.



the interest margin. The average interest margin tends to increase when the market power in the banking industry increases. With polarization of bank size, the standard deviation of the net interest margin may also increase, resulting in higher margins for dominant banks and lower margins for less dominant banks. The data show that the average net interest margin for all banks declined during the crisis period, particularly in 1998, but returned to the pre-crisis level of about 2% in 2003 and then a little higher since then as shown in Figure 1. The standard deviation declined mildly over the period even though there were jittery fluctuations during the crisis period (from 0.766 in 1992 to 0.496 in 2006). A similar trend in both variables is found for both regional and national banks. However, a steady increase in both the interest margin and its standard deviation in the last two years may suggest that the effect of increased market power through M&As and consolidation on the interest spread might have begun to be realized as some have expressed their concerns over increased market power.

To further examine the effect of increased market concentration on the average net interest margin, we estimate the following regression equation.

$$M_{it} = \alpha + \beta_k \Sigma X_{k,it} + \gamma_k \Sigma Y_{k,it} + \delta_k \Sigma Z_{k,t} + \varepsilon_{it} \qquad \text{(B3)}$$

where M_{it} = the average net interest margin of bank i at time t, $X_{k,it}$ = bank specific variables of bank i at time t, such as BIS equity ratio, NPL(non performing loans) SHARE, BRANCH, and a dummy variable for regional banks, $Y_{k,it}$ = market power variables of bank i at time t, such as the market share and HHI. $Z_{k,t}$ = macroeconomic

<Table 6> Panel Regression Results of Equation (B3)
Dependent Variable: Interest Margin, n = 285

Category	Variable	(1)	(2)	(3)
Bank Specific Variables	BIS	0.064** (8.880)	0.062** (8.420)	0.064** (9.001)
	NPL SHARE	-0.024** (-3.270)	-0.023** (-2.973)	-0.025** (-3.302)
	BRANCH	0.001** (4.788)	0.001** (4.427)	0.001** (4.478)
	Regional Bank Dummy	1.151** (15.343)	1.141** (15.267)	1.148** (15.512)
Market Power Variables	Assets Share	0.052** (7.211)		
	HHI (assets)	3.104** (3.7772)		
	Loans Share		0.045** (6.770)	
	HHI (loans)		3.191** (4.354)	
	Deposits Share			0.053** (7.354)
	HHI (deposits)			3.064** (3.765)
Macroeconomic Variables	GDP Growth Rate	0.002 (0.238)	-0.003 (-0.241)	0.001 (0.183)
	Inflation Rate	0.009 (0.661)	0.022 (1.175)	0.010 (0.726)
	CRISIS	-0.087 (-0.912)	-0.189 (-0.928)	-0.091 (-0.953)
Adj. R^2		0.947	0.947	0.947
F		531.39	505.33	537.87

Note: 1) Estimation results of fixed effects model. The coefficients of the constant under the fixed effects model are not reported here
2) t values are shown in parentheses. * and ** indicate significance at the 5% and 1% levels respectively.

variables such as economic growth rate, inflation rate and a dummy variable for the crisis period.

Table 6 shows the estimation results of equation (B3). As explained earlier, we report the fixed effects model only because the fixed effects model is usually regarded as more appropriate than random effects model when population data instead of sample data are used as in our study. Market share or market

concentration is measured for three different types of assets or liabilities: total assets, total loans, and total deposits. Their estimation results are presented in Models 1-3. Two market power variables are used: market share of each bank and HHI indicating the overall degree of market concentration. The market share, whether it is measured in total assets, total loans or total deposits, has a positive and significant effect, and so does HHI.

All bank specific variables have significant effects on the average interest margin in all three models. BIS has a significant positive effect and is consistent with the signaling theory, which suggests that a higher equity ratio increases confidence among bank customers, leading to higher interest spread. NPL SHARE has a significant negative effect as expected. Loans are the major income-earning asset of banks and higher percentage of non-performing loans negatively affect the interest spread. BRANCH shows a positive and significant influence on interest spread through bank network effect.

A dummy variable differentiating regional banks (Regional banks =1) from national banks is positive and significant. The average interest margin for regional banks is usually higher than that for national banks because interest rates for SMEs typically serviced by regional banks include larger costs and risk premiums than interest rates for corporate loans typically serviced by national banks. This is evident in Figure 1. On the other hand, all macroeconomic variables have no significant effects on the average interest margin. CRISIS that has a significant effect on bank inefficiency is not significant in explaining the interest spread. The explanatory power of Models 1-3 (Adjusted R^2) is very high. It can be inferred from the empirical results that the bank mergers that have taken place so far have increased market concentration and that the increase in individual bank's market share and overall increase in market concentration is positively correlated with increased average interest margin.

Ⅴ. Conclusions

While market concentration in the Korean banking industry decreased during the pre-crisis period due to financial deregulation, it has markedly increased since the crisis of 1997-1998 because of M&As, P&As of banks and consolidation of banks under financial holding company system. With this change, there has been a growing concern over market power in the Korean banking industry. In this study we examined the effects of the increase in market concentration on bank efficiency and competition.

The collusion theory suggests that mergers and consolidation might be initiated by banks in order to extract consumer surplus, and the result would be higher prices to consumers and socially inefficient allocation of resources. Empirical results indicate that market concentration has not improved bank efficiency through scale economies or scope economies. Instead, recent mergers and consolidation of banks resulted in an increase in inefficiency regardless of different indicators of inefficiency used: X-inefficiency, labor inefficiency or asset inefficiency. While an increase in

market share of individual banks improved bank efficiency, the overall market concentration ratio measured by HHI resulted in lower efficiency. These findings come with comforting news that the relationship between market concentration and inefficiency is not completely linear, but of an inverse U-shaped curve.

The bank mergers and consolidation that have taken place so far have not realized scale economies by rationalizing their operations or scope economies by rationalizing their business activities. Market concentration has not contributed to efficiency through these scale and scope effects. Instead it has resulted in rent extraction by oligopolistic banks. Our study also finds that the Korean banking industry has been monopolistically competitive except for the crisis period. Although an increase in market concentration has not changed the overall level of competition measured by the H-statistic, market concentration has raised the average interest margin. Therefore, a growing concern over market power in the Korean banking industry is worth to note.

The findings in this study are tenuous, given the following constraints. First, the Korean banking industry experienced a sudden change from a non-concentrated market to a moderately concentrated market in a very short time period and it is still in a transitory period. Second, most mergers and consolidation, especially the big ones, occurred towards the end of the sample period, and we may need data of a few more additional years to analyze the full effects of these mergers and consolidation on efficiency and competition.

References

Bank of Korea, *Bank Management Statistics*, various years.

Berger, A. N., "The Profit-structure Relationship in Banking—Tests of Market-power and Efficient-structure Hypotheses," *Journal of Money, Credit and Banking* 27(2), 1995, pp.404~431.

Bresnahan, T. F., "Empirical Studies of Industries with Market Power," in R. Schmalensee and R. D. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. II, Chapter 17, New York: North-Holland, 1989, pp.1011~1057.

Chambers, R., Y. Chung, and R. Fare, "Benefit and Distance Functions," *Journal of Economic Theory* 70, 1996, pp.407~419.

Fare, R. and S., Grosskopf, *New Directions: Efficiency and Productivity*, Kluwer Academic Publishers, Boston/London/Dordrecht, 2004.

Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

Lau, L., "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data," *Economics Letters* 10, 1982, pp.93~99.

Lee, S. and J. Lee, "Bank Consolidation and Bank Competition: An Empirical Analysis of the Korean Banking Industry," *Economic Papers* 8, 2005, pp.102~144. (in Korean)

Luenberger, D., "Benefit Functions and Duality," *Journal of Mathematical Economics* 21, 1992, pp.461~481.

Kim, H., "Assessing Concentration and Competition in the Korean Banking Industry," *KDI Policy Studies* 25, 2003, pp.57~98. (in Korean)

Koch, T. W. and S. S. MacDonald, *Bank Management*, Dryden Press, 2003.

Maudos, J., "Market Structure and Performance in Spanish Banking Using a Direct Measure of Efficiency," *Applied Financial Economics* 8, 1998, pp.191~200.

Panzar, J. C. and J. N. Rosse, "Testing for 'Monopoly' Equilibrium," *Journal of Industrial Economics* 35, 1987, pp.443~456.

Park, K., "Has Bank Consolidation in Korea Lessened Competition?" *Quarterly Review of Economics and Finance* 49, 2009, pp.651~667.

Park, K. and W. Weber, "A Note on Efficiency and Productivity Growth in the Korean Banking Industry, 1992-2002," *Journal of Banking and Finance* 30, 2006a, pp.2371~2386.

Park, K. and W. Weber, "Profitability of Korean Banks: Test of Market Structure Versus Efficient Structure," *Journal of Economics and Business* 58, 2006b, pp.222~239.

Appendix 1: Directional Technology Distance Function

To measure inefficiency we use the directional technology distance function proposed by Fare and Grosskopf (2004) which is based on Chambers, Chung, and Färe (1996), a generalization of the Luenberger (1992) benefit function. We assume that there are $k = 1, \ldots, K$ banks which employ x^k vector of inputs to produce y^k vector of outputs. The technology for each bank is written as $\{T^k = \{ (x^k, y^k)$: inputs can produce outputs $\}$. The piecewise linear DEA technology is written as:

$$T = \{ (x,y) : \Sigma z_k x_{kn} \leq x_n , n = 1, \ldots, N, \Sigma z_k y_{km} \geq y_m , m = 1, \ldots, M,$$
$$\Sigma z_k = 1, k = 1, \ldots, K \text{ and } z_k \geq 0, k = 1,\ldots, K\} \quad \text{(C1)}$$

The intensity variables, z_k, $k = 1, \ldots, K$, serve to form linear combinations of all observed banks' inputs and outputs. The N+M inequality constraints restrict the technology in that for a particular bank no more output can be produced using no less input than a linear combination of all observed inputs and outputs. Requiring the intensity variables to sum to one allows variable returns to scale. We assume that the first N-1 inputs such as labor, capital, and deposits are variable inputs (x^v) and can be used in greater or lesser amounts at the bank manager's discretion, but that the Nth input, equity capital (e), is fixed exogenously by bank regulators and owners. Therefore, we partition bank k's input vector as $x^k = (x^{vk} ; e^k)$.

Define the directional technology distance function for each bank as

$$\vec{D}_T^k(x^{vk}, e^k, y^k, g_x, g_e, g_y) = \max\{\beta:(x^k - \beta g_x, e^k - \beta g_e, y^k + \beta g_y) \in T\} \quad \text{(C2)}$$

where variable inputs are contracted in the direction g_x, equity capital is contracted in the direction g_e, and outputs are expanded in the direction of g_y . For $(x^k, e^k, y^k) \in T$, a value of $\vec{D}_T^k(x^{vk}, e^k, y^k, g_x, g_e, g_y)=0$ indicates that the bank operates on the frontier of T and is efficient for the direction (g_x, g_e, g_y). A value of $\vec{D}_T^k(x^{vk}, e^k, y^k, g_x, g_e, g_y) > 0$indicates inefficiency. We assume that equity capital (e) is fixed exogenously by bank regulators and owners, and therefore we choose $g_e = 0$ so that equity capital is not scaled upon. For the DEA technology, the directional technology distance function for bank k' is estimated as

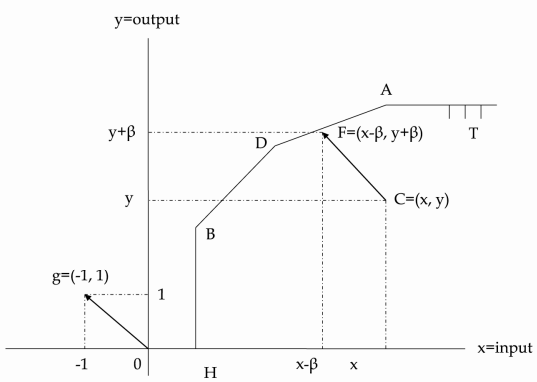
$$\vec{D}_T^{k'}(x^{vk'}, e^{k'}, y^{k'}, g_x, g_e, g_y) = \max \beta \quad \text{subject to}$$
$$\Sigma z_k x^v_{kn} \leq x^v_{k'n} - \beta g_x, \quad n = 1, \ldots, N\text{-}1$$
$$\Sigma z_k e_k \leq e_{k'},$$
$$\Sigma z_k y_{km} \geq y_{k'm} + \beta g_y \quad m = 1, \ldots, M$$
$$\Sigma z_k = 1, k = 1, \ldots, K \text{ and } z_k \geq 0, k = 1,\ldots, K \quad \text{(C3)}$$

Figure A shows how the production technology and inefficiency are estimated from the observed input and output with an example of four banks: A, B, C, and D. The piecewise linear technology, T, is bounded by the lines HB, BD, DA, and the horizontal extension from A. Given a direction vector (g_x, g_e, g_y) where g_e. is assumed to be zero, the directional distance function is defined as (C2) and estimated via (C3). This function expands output in the direction g_y, contracts inputs in direction g_x, and is a measure of technical inefficiency (X-inefficiency). Banks A, B, and D produce on the frontier of T are technically efficient. Bank C operates inside the frontier and is technically inefficient.

In this study, we measure X-inefficiency by the directional distance between F and C in Figure A. For estimation, we use three inputs, which are labor, capital, and deposits, and three outputs, which are commercial loans, consumer loans, and securities. We choose g_y = (1,1,1) and g_x = (1,1,1) so that the estimate of inefficiency from equation (C3) is the simultaneous unit expansion in the three outputs and unit contraction in the three inputs that is feasible, given the best-practice combinations of outputs and inputs of the banks in our sample. An inefficient bank earns less revenue and incurs higher costs than it would if it operated on the frontier. We sum inefficiency over the outputs and inputs and divide by total assets.

$$X\text{-}INEFF = \beta\,(\sum_m g_{ym} + \sum_n g_{xn}) \;/\; \text{Assets} = \beta\,(1+1+1+1+1+1) \;/\; \text{Assets}. \qquad \text{(C4)}$$

[Figure A] The Bank Production Technology (T) and the Directional Distance Function assuming gx= -1 and gy= 1.



Appendix 2. Panel Regression Results of Equation (A3) with inclusion of HHI^2 as an Additional Independent Variable, n=285

Category	Variable	Labor Efficiency	Asset Inefficiency	X-inefficiency
Bank Specific Variables	BIS	-0.080 (-1.543)	-0.001 (-1.809)	0.002 (1.326)
	NPL SHARE	0.057* (2.477)	0.004** (10.892)	0.003 (1.793)
	BRANCH	0.001 (0.924)	0.001 (1.913)	0.001** (4.107)
	Regional Bank Dummy	-1.608** (-4.803)	0.007* (2.029)	0.012 (1.647)
Market Power Variables	Assets Share	-0.021 * (-2.149)	-0.183** (-2.959)	-0.001* (1.984)
	HHI (assets)	201.307** (8.796)	2.231** (8.660)	1.728** (3.812)
	HHI^2 (assets)	-757.229** (-5.906)	-10.153** (-7.034)	-8.432** (-4.655)
Macroeconomic Variables	GDP Growth Rate	-0.361** (-7.042)	-0.004** (-6.703)	-0.004 (-1.863)
	Inflation Rate	0.108** (4.011)	0.006* (2.429)	0.008 (1.515)
	CRISIS	1.007* (2.358)	0.001* (2.012)	0.044* (2.368)
Adj. R^2		0.888	0.941	0.701
F		194.11	389.66	63.29

Note: 1) Estimation results of fixed effects model. The coefficients of the constant under the fixed effects model are not reported here.
2) t values are shown in parentheses. * and ** indicate significance at the 5% and 1% levels respectively.

Appendix 3. Estimation Results of Equation (B2) with exclusion of LnASST Dependent variables: lnIR and lnTR, n=285

	Fixed Effects Model		Random Effects Model	
	lnIR	lnTR	lnIR	lnTR
Constant			3.518*** (6.251)	2.838*** (4.697)
lnW_1	0.101*** (3.746)	0.115*** (3.102)	0.092*** (3.136)	0.089*** (3.289)
lnW_2	0.243*** (6.339)	0.294*** (6.184)	0.251*** (7.942)	0.253*** (8.793)
lnW_3	0.415*** (3.064)	0.389*** (3.215)	0.484*** (3.337)	0.493*** (3.489)
NINT	-0.924*** (-3.271)	1.478*** (6.769)	-0.702*** (-3.104)	1.604*** (7.775)
NPL SHARE	-0.008 (-0.750)	-0.011 (-1.039)	-0.003 (-0.329)	-0.008 (-1.235)
BIS	0.038** (2.245)	0.042** (2.359)	0.011* (1.777)	0.025** (2.069)
ADJ. R^2	0.987	0. 989	0.979	0.984
H statistic	0.759*** (6.783)	0.798*** (6.964)	0.827*** (8.138)	0.835*** (8.651)
Wald test: H=0 (ρ-value)	557.38*** (0.000)	609.42*** (0.000)	673.22*** (0.000)	654.55*** (0.000)
Wald test: H=1 (ρ-value)	58.36*** (0.000)	49.21*** (0.000)	30.25*** (0.000)	34.75*** (0.000)

Note: 1) The coefficients of the constant under the fixed effects model are not reported here.
2) t values are shown in parentheses. *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels respectively.

韓國開發硏究
제33권 제3호(통권 제112호)

가구구조 변화가 서비스 수요에 미치는 효과 분석

황 수 경
(한국개발연구원 연구위원)

The Effects of Changes in Household Structure on Service Consumption in Korea

HWANG, Soo Kyeong
(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 KDI 2011년도 대표공동과제 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환: 고용창출을 위한 주요 정책과제』(유경준 편, 연구보고서 2011-02, 한국개발연구원, 2011) 중 필자가 수행한 제7장 「가구구조 변화가 서비스 수요 및 고용에 미치는 효과」의 주요 내용을 수정·보완한 것임을 밝힌다.

** 황수경: (e-mail) skhwang@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 저출산·고령화(Low Fertility and Aging), 가계생산의 시장화(Marketization of Household Production), 서비스 수요(Demand for Services), 3부문 시간배분모형(3-Sector Time Allocation Model)
• JEL Code: C31, D13, E21, J22
• Received: 2011. 5. 11 • Referee Process Started: 2011. 5. 11
• Referee Reports Completed: 2011. 9. 27

ABSTRACT

This paper investigates the effects of changes in household structure on service demand. The structure of households in Korea has been quickly changed due to low birth rate and population aging as well as increasing women's participation in the workforce. Their consumption patterns may have been altered by the structural changes. This paper focuses on the additional demand for market services replacing household activities such as household chores and care services. First, using a 3-sector time allocation model, we theoretically analyze the mechanism that marketization of household production can lead to the expansion of service industries. Next, in order to analyze the effects of changes in household structure on consumption demand, we estimate the Engel curves according to the QUAIDS model. For empirical work, the Survey of Household Finances was used. According to the results, structural changes in Korean households, such as an increase in single-person households, a decrease in families with a spouse or children under 6 years old, and an increase in dual-earner households, have caused an increase in medical expenses, education and training costs, and expenses for household services, which are typically substitutes for household production services.

본 연구는 저출산·고령화의 진전과 여성 경제활동참여 증대 등에 따른 가구구조 변화가 가계생산에 영향을 주어 서비스 수요를 변화시키는 효과를 분석한다. 특히 기존에 가계생산에 의존하던 가사노동 및 돌봄서비스 등을 시장서비스로 대체하는 과정에서 추가적인 서비스 수요가 발생할 수 있음을 이론적·실증적으로 분석하고 있다. 우선 3부문 시간배분모형을 통해 가계생산의 시장화가 서비스산업의 확장을 가져오는 메커니즘을 이론적으로 탐색하였다. 다음으로, 우리나라 가구구조 변화가 각 소비항목별 수요에 미치는 효과를 분석하기 위해 QUAIDS 수요분석모형에 따른 엥겔곡선을 추정하였다. 분석자료로는 「가계동향조사」를 이용하였다. 분석 결과에 따르면, 단신가구의 증가, 유배우가구의 감소, 6세 미만 자녀 가구의 감소와 같은 가구 구성의 변화, 그리고 맞벌이가구의 증가 등은 의료비, 교육훈련비, 가사서비스 등 전형적으로 가계생산서비스를 대체하는 시장서비스에 대한 수요를 증가시키고 있는 것으로 분석되었다.

Ⅰ. 서 론

경제의 서비스화는 우리나라를 포함해 대부분의 국가에서 관찰되는 보편적인 현상이다. 주요 선진국들에서는 1970~80년대를 거치면서 경제가 빠르게 서비스화되는 현상이 나타났고, 2000년대 들어서는 서비스업이 경제의 3분의 2 이상을 차지하게 되었다.

우리나라도 산업화가 성숙단계에 들어서면서 1990년대 후반 이후 제조업의 고용창출능력이 급격하게 위축되고 서비스업 비중이 빠르게 확대되고 있다. 그러나 우리나라의 경우 서비스업 비중은 선진국에 비해 여전히 낮은 수준에 불과하다. 2009년 현재 한국의 서비스업 고용비중은 68.5%로, OECD 평균 71.4%보다 약 3%p 낮으며 주요 선진국들에 비해서는 약 10%p 이상 낮은 수준을 기록하고 있다.

이는 우리나라 서비스부문이 지속적으로 확장될 여지가 있음을 시사한다. 따라서 우리 사회에서의 서비스화의 변화 요인과 방향을 보다 구체적으로 예측할 수 있다면 향후 서비스산업의 구조개선 및 고용정책 방향을 수립하는 데 중요한 준거를 마련할 수 있을 것이다.

그간 경제의 서비스화를 설명하는 논의는 다양한 측면에서 제기되었다. 공급측면에서는 서비스업과 제조업 간 생산성 격차, 서비스 외주화의 확대, 서비스의 중간재 투입 증가 등이 서비스화의 주된 요인으로 분석되고 있다. 한편, 수요측면에서는, 소득수준이 향상됨에 따라 소득탄력성이 높은 서비스 수요가 더 빠르게 증가한다는 점, 고령화 및 여성 경제활동참여 확대로 돌봄노동에 대한 서비스 수요가 증대한다는 점, 그리고 복지수요 증대에 부응하기 위한 정부부문의 확장 등 사회 전반적으로도 서비스 수요가 증가하여 경제의 서비스화가 진전되는 것으로 설명되고 있다.

본 연구에서는 수요 측면의 요인 중 특히 저출산·고령화의 진전과 여성 경제활동참여 증대 등에 따른 가구구조 변화가 가계생산(household production)에 영향을 주어 서비스 수요를 변화시키는 경로에 주목하고자 한다. 즉, 대표적인 서비스 소비자인 가계부문을 중심으로 기존에 가계생산에 의존하던 서비스가 시장서비스로 대체되는 과정에서 서비스 수요가 증대하고 수요구조가 바뀌면서 결과적으로 경제의 서비스화가 진전되는 메커니즘을 분석하고자 한다.

이러한 분석은 우리 사회에서 진행되고 있는 급속한 저출산·고령화, 여성 경제활동의 증가 및 그로 인한 가구구조의 변화에 조응하는 서비스 수요구조의 변화를 예측하고, 서비스부문의 산업 및 고용 정책을 수립하는 데 유용한 시사점을

제공할 수 있을 것이다.

우선 Ⅱ장에서는 가계생산의 시장화→서비스산업의 확장→고용창출의 메커니즘에 주목한 선행 연구들을 개괄적으로 탐색한다. Ⅲ장에서는 가계생산과 서비스 수요의 관계를 이론적 모형을 통해 살펴보고 더 나아가 개인의 인적 특성, 즉 가구의 구성 변화를 고려한 모형으로 논의를 확대한다. 또한 우리나라의 시간배분 실태를 이용한 캘리브레이션을 통해 그 정합성을 논의할 것이다. Ⅳ장에서는 우리나라 가구구조의 변화를 개괄하고, 「가계동향조사」를 이용하여 가구구조 변화가 서비스 수요에 미치는 효과를 실증분석한다. 실증분석모형으로는 QUAIDS 수요함수를 이용할 것이다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 본 연구의 분석 결과를 요약하고 정책적 함의를 제시하고자 한다.

Ⅱ. 선행 연구

유럽 국가들이 1980년대 중반 이후 고용 없는 성장(jobless growth)을 경험하는 가운데, 미국은 고용률에서 유럽보다 10%p 이상 높은 성과를 보이면서 미국-유럽 간 '고용격차(employment gap)'의 원인을 탐색하는 연구가 활발하게 전개되었다. 이와 관련해 i) 고용보호법제 및 노조지배력 등 노동시장 제도 요인, ii) 실업보험제도나 조세격차와 같은 사회정책적 요인, iii) 일과 여가에 대한 사회문화적 선호 차이 등이 유럽-미국 간 고용격차를 설명하는 주된 요인으로 분석되었다.

최근 들어서는 미국-유럽 간 고용격차를 서비스생산의 시장화(marketization)와 관련시켜 설명하고자 하는 시각이 주목받기 시작하였다. 개략적으로 설명하자면, 미국에서와 같이 여성 고용률이 높고 노동시간도 긴 경우에는, 낮은 고용률 상황에서라면 통상 가정에서 제공하였을 돌봄서비스, 가사서비스 등을 시장에서 구입하게 되기 때문에 시장에 새로운 서비스 일자리가 창출될 여지가 발생한다는 것이다. 즉, 가계생산의 시장화→서비스산업의 확장→고용창출의 메커니즘에 주목하는 분석시각이다.

이러한 논의의 출발점이 된 것은 Salverda, Bazen, and Gregory(2001)라 할 수 있다. SBG(2001)는 고용격차를 단지 근로자 수만이 아니라 근로시간을 함께 고려하는 방식으로 파악하면서, 유럽-미국 간 고용격차의 핵심은 근로시간의 격차 그리고 여성 고용률 격차라는 점을 지적하였다. 미국의 여성고용률은 유럽 국가들에 비해 10%p 이상 높으며, 이는 유럽-미국 간 고용격차의 대부분을 설명하는 것으로 분석되고 있다. 또한 풀타임 고용을 기준으로 하면 남녀를 막론하고

<Table 1> The Employment Gap in the US and Europe Countries(1996)

(Unit: %, 15~64 years old)

	United States	France		Germany		Netherlands		United Kingdom	
*Employment-to-Population ratio									
Total (head)	73.9	58.7	(15.2)	65.0	(8.9)	66.3	(7.6)	68.9	(5.0)
Total (FTE)	82.0	63.9	(18.1)	65.6	(16.4)	59.3	(22.7)	71.9	(10.1)
Men (head)	37.6	33.1	(4.5)	36.8	(0.8)	39.6	(-2.0)	34.1	(3.5)
Men (FTE)	45.5	37.8	(7.7)	39.3	(6.2)	39.8	(5.7)	41.6	(3.9)
Women (head)	36.2	26.4	(9.8)	27.5	(8.7)	26.7	(9.5)	34.8	(1.4)
Women (FTE)	36.5	26.0	(10.5)	26.3	(10.2)	19.5	(17.0)	30.3	(6.2)

Note: FTE(full-time equivalent) implies 35 hours a week. Figures in parentheses are the employment gap with the US.

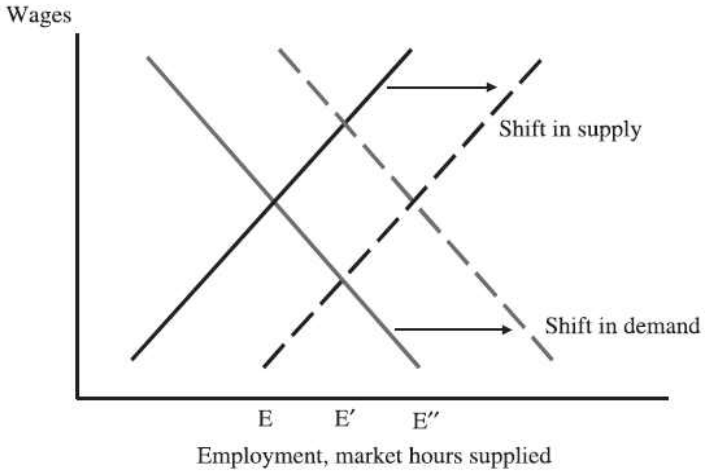
Source: Salverda, Bazen, and Gregory(2001).

고용률 격차가 더 벌어지는 것으로 나타난다(Table 1).

Freeman and Schettkat(2005)은 이러한 논의를 보다 발전시켜 가계생산의 시장화 정도가 서비스시장의 확대를 통해 미국-유럽 간 고용격차를 야기한다는 '시장화 가설(marketization hypothesis)'을 처음으로 제기하였다. 여기서 고용은 일자리 수만을 의미하는 것이 아니라 SBG(2001)에서와 같이 인-시간(man-hour), 즉 1인당 시장노동시간을 의미한다. Freeman and Schettkat은 각국의 시간사용조사(Time Use Survey)를 분석한 결과, 미국에서 25~54세 여성은 시장노동과 가사노동에 거의 1:1의 시간배분을 하고 있는 반면 유럽 여성들은 1:2의 시간배분을 하고 있음을 보이고 있다. 시장노동시간이 상대적으로 긴, 따라서 가사노동에 시간을 덜 투입하는 경우 가계생산을 대체하는 서비스를 시장으로부터 구매하게 되고, 이러한 서비스 수요 증가가 서비스시장의 확대로 이어져 고용이 증가한다고 설명하고 있다(Figure 1).

Rogerson(2008)과 Pissarides(2007)는 재화시장 외에 서비스생산이 가계와 시장에서 동시에 이루어지는 3부문 모형을 가정하여 가계의 시간배분모형으로부터 경제의 서비스 비중, 고용성과에 미치는 효과를 분석할 수 있는 일반균형모형으로 발전시켰다. Rogerson(2008)은 가계생산을 포함한 3부문 시간배분모형을 이용하여 유럽에서 시장노동시간이 상대적으로

[Figure 1] Marketization Hypothesis



Source: Freeman and Schettkat(2005), p.18.

더 많이 감소한 것이 유럽과 미국 간 서비스부문 규모 격차의 대부분을 설명한다고 분석하였다. Pissarides도 3부문 시간배분모형을 토대로 기술 변화가 실업, 시장노동시간, 서비스 비중의 변화에 미치는 효과를 분석하였는데, 그에 따르면, 유럽에서와 같이 고실업 상황에서는 시장노동이 더 적은 임금을 보장하기 때문에 가계생산에 더 많은 시간을 배분하게 되고 그 결과 서비스 비중이 낮아진다고 설명하고 있다.

Olovsson(2009)은 스웨덴과 미국에서의 조세시스템의 차이가 시장노동시간 차이에 미치는 효과를 분석하면서 조세가 시장노동, 가계생산, 여가 사이의 시간배분에 영향을 주는 경로에 초점을 맞추었다. 그는 기존 논의와는 달리 가계의 서비스 생산을 명시적으로 고려하여 소득세, 서비스세(VAT) 등으로 세분화된 조세효과를 분석하고 있다.

한편, Kalwij and Salverda(2007)와 Kalwij *et al.*(2007)은 가구의 인적 구성, 가구원의 고용상태, 총지출 수준의 변화가 가계의 소비수요 패턴을 변화시킨 점에 주목하여 서비스부문의 확장을 설명하고 있다. 즉, 가구구조가 전통적인 외벌이가구에서 맞벌이가구로 변화되고 소득(지출)수준이 향상되면서 음식료품, 의복 등 재화에 대한 지출비중은 줄어들고 주거비, 외식서비스, 의료서비스 등 서비스 지출비중이 증가하고 있음을 실증분석하고 있다. 이들의 분석에서는 가계생

산이 명시적으로 고려되고 있지는 않지만, 여성고용의 확대와 같은 가구구조 변화가 가사활동에 필요한 재료 및 도구에 대한 수요를 감소시키고 시장서비스에 대한 수요를 증가시키는 수요패턴의 변화를 야기하고 있다는 인식을 바탕에 깔고 있다는 점에서는 동일하다.

Ⅲ. 가계생산과 서비스 수요의 관계

1. 3부문 시간배분모형

여기서는 Pissarides(2007)와 Rogerson (2008) 모형에 토대를 두고 가계에서 서비스생산이 이루어지는 3부문 시간배분 모형을 통해 개인의 시간배분과 서비스 부문의 확장메커니즘을 살펴보기로 한다.

경제에서 생산은 세 부문에서 이루어지는데, 두 부문은 시장에서 이루어지는 재화생산과 서비스생산 부문이며, 다른 한 부문은 가계에서 이루어지는 서비스 생산 부문이다. 즉, 재화는 시장에서 생산되지만 서비스는 시장과 가계에서 생산될 수 있는 것으로 가정된다.

우선 개인의 효용극대화 선택을 생각해 보자. 개인은 재화 및 서비스의 소비와 여가를 통해 효용을 얻을 수 있으며, 서비스의 일부는 가계에서 생산된다. 즉, 재화와 시장서비스는 $p_j(j=m,s)$의 가격으로 시장에서 구입하고 가계생산서비스는 h의 시간을 투입해 자체적으로 생산하게 된다. 개인의 소득은 노동소득만 있고 시장임금률을 w라고 하면 개인의 세후소득은 $(1-t)wl$이 된다. 이때 개인의 효용극대화문제는 다음과 같이 묘사될 수 있다.

$$\max\ U(x,1-l-h)\ \ where\ \ x=\{c_m,c_s,c_h\}$$

$$s.t.$$

$$p_m c_m + p_s c_s = (1-t)wl$$

$$c_h = a_h h$$

$$l+h \le 1$$

여기서 x는 재화 c_m, 시장서비스 c_s, 가계생산서비스 c_h를 포함하는 복합재이고 a_h는 가계생산기술을 나타내는 파라미터이다. 따라서 개인은 임금률을 포함한 가격체계와 소득세율, 그리고 가계생산기술이 주어진 상황에서 효용함수 $U(\bullet)$을 극대화하는 재화묶음(c_m, c_s, c_h) 및 시간배분(l, h)을 선택하게 된다.

한편, 시장에서는 노동투입만으로 재화와 서비스를 생산하고 모든 노동이 동질적이어서 각각의 생산기술은 생산성 파라미터 a_j와 투입노동시간 l_j을 이용해 다음과 같은 1차동차 생산함수로 묘사될 수 있다고 가정한다. 위에서와 마찬가지로 하첨자 m은 재화, s는 서비스를 의미한다.

$$c_j = a_j l_j, \quad j = m, s$$

시장균형에서 노동은 재화부문과 서비스부문으로 배분되며, 두 부문에서의 임금은 같아진다.

$$w = p_m a_m = p_s a_s$$

이 같은 조건하에서 재화와 서비스의 상대가격은 상대생산성의 역수로 결정될 것이다.

논의를 구체화하기 위해 효용함수 형태를 Pissarides(2007)에서와 같이 정의할 수 있다.

$$U(x, 1-l-h) = \ln x + \alpha \ln(1-l-h)$$

$$where \quad x = \left[\beta c_m^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + (1-\beta) c_{sh}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}\right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

$$c_{sh} = \left[\gamma c_h^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\gamma) c_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

여기서 효용함수는 소비로부터 얻는 효용과 여가로부터 얻는 효용이 분리 가능하다고 가정되었고, 복합재 x에 대한 수요는 재화 c_m과 서비스 c_{sh}의 함수로, 그리고 서비스에 대한 수요는 다시 가계생산서비스 c_h와 시장서비스 c_s의 함수로 표현될 수 있다고 가정되었다. 복합재 x에 대한 두 번의 CES 가정은 재화와 서비스의 대체탄력성(ϵ)과 시장서비스와 가계생산서비스의 대체탄력성(σ)이 일정하다는 가정을 내포한다. 일반적으로 재화와 서비스 간 대체는 용이하지 않고 두 부문에서 생산된 서비스는 대체가 용이하다고 할 수 있으므로 $\epsilon < 1$, $\sigma > 1$의 관계가 성립한다.

효용함수가 이렇게 주어졌을 때, 개인의 효용극대화와 시장청산 조건을 결합하면 다음과 같은 수요함수들이 도출된다.

$$c_m = \frac{wl}{p_m} \frac{1}{1+X} \tag{1}$$

$$c_s = \frac{wl}{p_s} \frac{X}{1+X} \tag{2}$$

$$c_h = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)^{\sigma} \left(\frac{p_s}{p_h}\right)^{\sigma} c_s \tag{3}$$

$$where$$

$$X = \left(\frac{p_s}{p_m}\right)^{1-\epsilon} \left(\frac{1-\beta}{\beta}\right)^{\epsilon} (1-\gamma)^{\frac{\sigma(\epsilon-1)}{\sigma-1}} \left[1 + \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)^{\sigma} \left(\frac{p_s}{p_h}\right)^{\sigma-1}\right]^{-\frac{\sigma-\epsilon}{\sigma-1}}$$

이때 가계생산서비스의 암묵적 가격 p_h는 시간의 기회비용, 즉 세후임금률을 가계생산의 생산성으로 나눈 값 ($\equiv (1-t)w/a_h$)으로 정의될 수 있다.

아울러 개인의 시간배분 선택은 다음과 같은 두 개의 관계식으로 나타낼 수 있다.

$$l+h=\frac{1}{1+\alpha}\text{ 1)} \tag{4}$$

$$\frac{h}{l}=\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right)^{\sigma}\left(\frac{p_s}{p_h}\right)^{\sigma-1}\frac{X}{1+X} \tag{5}$$

식 (1)~(5)의 최적화 조건을 통해 개인의 재화묶음에 대한 수요와 시간배분이 모두 결정되게 된다.

노동시장에 N명의 노동력이 존재할 때, 시장생산에 투입된 총노동시간은 $L=\sum_{i=1}^{N} l_i$이 되고, 재화와 서비스 부문에 $L_j=s_jL\ (j=m,s)$로 배분되게 된다. 이때 s_j는 두 부문의 고용비중을 의미한다. 여기에 생산함수 $c_j=a_jL_j$를 결합하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$L_m+L_s=\frac{wL}{p_ma_m}\frac{1}{1+X}+\frac{wL}{p_sa_s}\frac{X}{1+X}$$

$$=L\quad(\because p_ma_m=p_sa_s=w)$$

즉,

$$s_m=\frac{1}{1+X},\quad s_s=\frac{X}{1+X}$$

이 되어 X가 재화부문의 고용비중 대비 서비스부문의 고용비중을 나타내고 있음을 알 수 있다.

일반적으로 생산기술의 발전과정에서 $a_s>a_h$의 관계가 성립된다고 할 수 있기 때문에 시간이 지남에 따라 가계생산의 상대가격이 증가하게 될 것으로 예상해 볼 수 있다. 이 경우 선호가 변하지 않았다고 가정하면, 주어진 X에 대해 개인의 가계생산 투입시간이 줄어들고 시장서비스에 대한 수요가 증가하여, 결과적으로 시장균형에서 X가 증가하게 된다. 이는 시장서비스부문의 비중이 커지게 됨을 의미한다.

한편, 조세율의 변화는 재화와 서비스의 상대가격에는 영향을 미치지 않지만 시장서비스와 가계생산서비스의 상대가격에는 영향을 미친다.

$$\frac{p_s}{p_m}=\frac{a_m}{a_s},\quad \frac{p_s}{p_h}=\frac{a_h}{a_s(1-t)}$$

즉, 조세율이 높아지면 시장노동으로부터 얻는 실소득이 감소하기 때문에 가계생산에 상대적으로 더 많은 시간을 투입하게 되어 시장에서 서비스 비중을 감소시키는 방향으로 작용한다. 바로 이 점이 유럽과 미국의 시간배분에서 결정적인 차이를 만드는 요인으로 지적되고 있다(Rogerson[2008]).

1) 복합재 x는 1차동차함수이므로 전미분을 통해 다음의 관계를 도출할 수 있다.

$$1=\frac{x_m}{x}\left(c_m+\frac{x_s}{x_m}c_s+\frac{x_h}{x_m}c_h\right)=\lambda\left(p_mc_m+p_sc_s+\frac{(1-t)w}{a_h}c_h\right)=\lambda(1-t)w(l+h)$$

여기에 예산제약식 및 가계생산함수를 대입하면 위의 식이 도출된다.

2. 모형의 확장과 캘리브레이션

지금까지는 대표적인 개인의 시간배분에 초점을 맞추어 서비스 수요와 고용에 미치는 효과를 살펴보았다. 그러나 가계생산이 고려되는 경우 개인의 인적 특성이 시간배분 결정에 매우 중요한 역할을 할 수 있다.

예컨대, 여성의 경우 가계생산에서 남성보다 높은 생산성을 발휘할 수 있다면 이는 가계생산서비스의 상대가격을 낮추어 여성으로 하여금 상대적으로 더 많은 시간을 가계생산에 투입하도록 만들 것이다.

$$\frac{p_s}{p_h^f} = \frac{a_h^f}{a_s(1-t)} > \frac{a_h^m}{a_s(1-t)} = \frac{p_s}{p_h^m} \quad (6)$$

그러나 점차 가계생산기술이 표준화되면서 여성과 남성 간 생산성 차이가 줄어든다면 이는 여성과 남성의 가계생산 투입시간 격차를 줄이는 방향으로 작용할 것이다. 여성의 경제활동이 확대되면 될수록 가계생산에서 여성의 비교우위가 줄어들 뿐만 아니라, 가계생산서비스 대비 시장서비스의 상대가격을 감소시켜 시장서비스부문이 더욱 확대되는 결과로 나타날 것이다.

실제 자료를 이용해 이러한 논의를 확인해 보기로 하자. <Table 2>는 1999년과 2009년 우리나라 30~59세 성인의 1주 평균시간배분 실태를 보여 주고 있다. 이에 따르면, 1999년 시장노동시간 대비 가계생산 투입시간(=h/l)은 남성은 0.08, 여성 1.21로 나타나고 있다. 이 비율은 2009년에 남성 0.12, 여성 1.20으로 변화되었다.

시장부문에서의 재화부문과 서비스부문의 생산성 그리고 서비스부문 비중은 실제 자료를 통해 확인할 수 있다. 우선 실제 투입시간을 살펴보면, 서비스부문 비중(X)은 1999년 0.655, 2009년 0.694로 나타나고 있다. 부문별 GDP를 이용하여 각 부문의 생산성을 산출하면 서비스부문의 생산성은 재화부문에 비해 낮고 증가율도 상대적으로 낮다는 사실을 확인할 수 있다(Table 3).

우리나라의 소득세율은 1999년 8.85%, 2009년 11.78%로 파악된다.[2] 여기에 시장/가계서비스 간 대체탄력성 $\sigma = 2$[3]를 가정하고, 1999년 여성의 가계부문 생산성은 시장서비스 생산성과 동일하지만 남성은 여성의 3분의 1 수준이라고 가정하자. 이러한 가정하에 캘리브레이션을 통해 모형에서의 논의된 파라미터들을 추정하면 <Table 4>와

2) 이는 OECD 조세통계에서 2000년과 2009년 한국 평균소득수준에 해당하는 개인의 평균순소득세율(Net personal average tax rate)을 인용한 수치이다.

3) Pissarides(2007)는 $\sigma = 2$, Rogerson(2008)은 $\sigma = 1.8$을 가정하였다.

〈Table 2〉 Average Time Use, Adults Aged 30~59 by Gender

(Unit: hours per week, %)

	Market Work	Household Production	Work	Leisure	Personal Time	Total
Korea, 1999						
Men	54.5 (32.4)	4.4 (2.6)	58.9 (35.0)	36.9 (22.0)	72.2 (43.0)	168 (100.0)
Women	28.4 (16.9)	34.4 (20.5)	62.8 (37.4)	34.4 (20.5)	70.8 (42.1)	168 (100.0)
Korea, 2009						
Men	49.3 (29.4)	6.0 (3.6)	55.3 (32.9)	36.2 (21.5)	76.5 (45.5)	168 (100.0)
Women	26.5 (15.8)	31.8 (18.9)	58.3 (34.7)	34.5 (20.5)	75.2 (44.8)	168 (100.0)

Source: Statistics Korea, *Time Use Survey*.

〈Table 3〉 Annual Hours Worked and Productivity in Goods and Services Sector

(Unit: hours, billion won per hour)

	Annual Hours Worked		Productivity (GDP/hour)	
	1999	2009	1999	2009
Total	2,054	1,937	282.1	457.0
Goods	709	593	313.2 (1.000)	615.1 (1.964)
Services	1,345	1,345	265.7 (0.848)	387.3 (1.236)
Service share	0.655	0.694	-	-

Note: Figures in parentheses are relative productivities to goods in 1999.
Source: Statistics Korea, *Economically Active Population Survey*; Bank of Korea, *National Accounts*.

〈Table 4〉 Parameter Estimates(2009): $\sigma = 2$

	σ	ϵ	α	β	γ	a_h/a_s
Men	2	0.712	2.036	0.685	0.427	0.470
Women			1.882	0.254	0.625	0.928

같다.[4] 여성의 경제활동이 확대될수록 가계생산에서 여성과 남성의 생산성 격차가 줄어들고 여성의 가계생산 생산성과 시장서비스 생산성 간의 격차가 벌어짐을 확인할 수 있다.

이상의 논의에서는 대표적인 개인의 시간배분에 초점을 맞추어 서비스 수요와 고용에 미치는 효과를 살펴보았다. 이는 가구를 하나의 개인과 동일시하여 분석하는 것과 마찬가지다. 그러나 가계생산이 고려되는 경우, 개인보다는 가구단위의 소비결정이 시간배분과 서비스 수요에 지대한 영향을 미치게 될 것이다. 또한 가구는 다양한 구성원들로 구성되어 있으며, 사회경제적 변화에 의해 그 구성이 진화해 간다. 개인의 인적 특성을 고려함으로써 가구구조의 변화가 서비스 수요에 미치는 효과의 연결고리를 찾을 수 있을 것이다.

Ⅳ. 가구구조 변화와 서비스 수요

1. 우리나라 가구구조의 변화

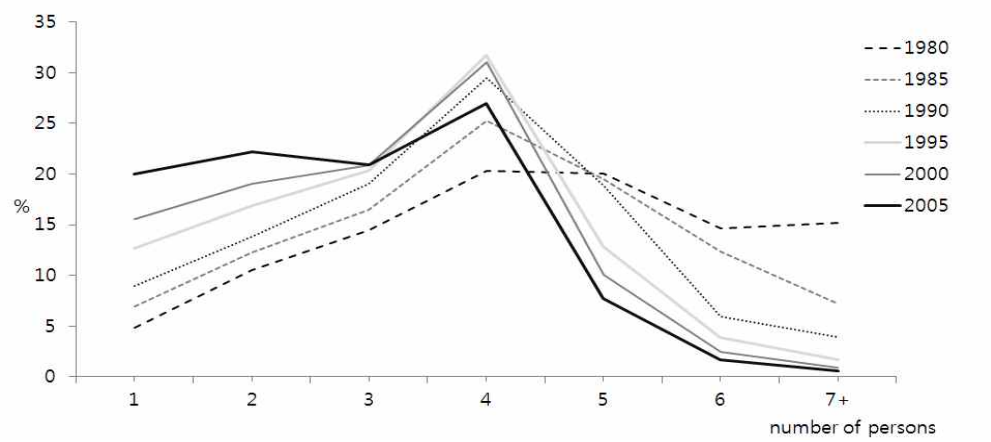
우리나라의 가구구조는 빠르게 핵가족화·소가족화되고 있다. 최근으로 올수록 5인 이상의 대규모 가구가 줄어들고 2인 이하 소규모 가구가 늘어나고 있으며, 2000년대 이후에는 4인 규모 가구도 점차 줄어드는 양상을 보여 주고 있다(Figure 2). 평균가구원 수는 1980년 4.5명에서 2005년 2.9명으로 줄어들었고, 가구수는 같은 기간 중 약 800만개에서 1,600만개로 거의 두 배 증가하였다. 이에 따라 과거 대가족하에서 공동으로 의식주를 해결하던 소비패턴은 점차 단출한 구성원을 기준으로 소규모 운영에 적합한 소비패턴으로 변화될 필요가 발생하고 있다.

가구의 구성 면에서도 커다란 변화가 이루어졌다. 혼인·출산 연령의 상승 및 고령화에 따라 무자녀 부부가구와 1인가구 비중이 크게 증가하였으며, 이 과정에서 3세대 이상의 확대가족 가구뿐만 아니라 부부와 자녀로 구성된 전형적인 2세대 가구 비중도 크게 줄어들었다. 이러한 추세로 보면, 2030년에는 부부+자녀가구는 33.8%로 감소하며, 무자녀 부부가구와 1인가구는 각각 20.7%, 23.7%로 증가할 것으로 예상되고 있다.

한편, 가구 구성원의 경제활동참여 양상도 달라지고 있다. 가구당 평균취업자수는 1995년 1.19명에서 2005년 1.35명으로 증가하였고, 4인가구를 제외하고

4) 구체적인 모수 추정과정은 다음과 같다. 우선 1과 h가 주어지면 식 (4)에 의해 a가 산출된다. 다음으로 상대생산성에 대한 가정과 함께 X, t가 주어졌을 때 식 (6)에 의해 p_s/p_h가 구해지고 식 (5)에 의해 γ가 산출된다. 마지막으로 X에 관한 정의식을 이용하면 ε에 대한 가정하에 β가 산출된다.

[Figure 2] Changes in the Distribution of Households by Number of Household Members



Source: Statistics Korea, *Population Census*.

〈Table 5〉 Changes in Household Composition

(Unit: %, persons)

	1990	1995	2000	2005	2010*	2020*	2030*
One person	9.0	12.7	15.5	20.0	20.3	21.6	23.7
Married couple	8.3	10.8	12.3	14.2	15.2	17.7	20.7
Other one generation	2.4	1.9	1.9	2.0	1.9	1.7	1.5
Married couple with children	51.9	50.4	48.2	42.2	41.3	38.0	33.8
Single parent with children	7.8	7.4	7.9	8.6	8.7	8.6	8.1
Married couple with parent	0.8	0.9	1.0	1.0	1.0	1.2	1.3
Other two generation	5.8	4.6	3.8	3.7	3.6	3.8	4.1
Three generation and more	12.5	10.0	8.4	7.0	6.8	6.4	6.1
Non relative household	1.5	1.4	1.1	1.4	1.2	1.0	0.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(No. of Household Members)	(3.7)	(3.3)	(3.1)	(2.9)	(2.8)	(2.6)	(2.4)

Note: * projected figures.

Source: Statistics Korea, *Population Census*; *2007 Household Projections*.

〈Table 6〉 Average Number of Employed by Household Size

(Unit: persons)

	Total	1 person	2 persons	3 persons	4 persons	5 persons	6 persons	7 persons and over
1995	1.19	0.54	1.03	1.33	1.48	1.70	2.00	2.45
2000	1.27	0.56	1.08	1.33	1.45	1.74	2.07	2.56
2005	1.35	0.61	1.17	1.35	1.43	1.79	2.12	2.64

Source: Statistics Korea, *Population Census*(Economic Activity 10% Sample).

〈Table 7〉 Economic Activity Status of Married Couple

(Unit: %)

Wife / Husband	1995			2005		
	Total	Worked	Didn't work	Total	Worked	Didn't work
Total	100.0	35.7	64.3	100.0	39.2	60.8
Worked	89.0	33.4	55.6	81.5	35.2	46.3
Didn't work	11.0	2.3	8.7	18.5	4.0	14.5

Source: Statistics Korea, *Population Census*(Economic Activity 10% Sample).

모든 가구원 수별 가구유형에서 평균취업자 수가 증가한 것으로 나타났다(Table 6).

이러한 변화는 대부분 여성의 경제활동이 증가한 데 기인하는데, 가구주 부부에 한정해 살펴보면 남성 가구주에게 전적으로 수입을 의존하는 전형적인 외벌이가구는 1995년 55.6%에서 2005년 46.3%로 줄어들고, 맞벌이가구는 같은 기간 중 33.4%에서 35.2%로 증가한 것으로 파악된다(Table 7).

핵가족화·소가족화 경향, 1인가구 및 고령자가구의 증가, 가구 내 취업자 수의 증가 및 맞벌이가구 증가와 같은 가구구조의 변화는 개인의 소비 및 시간배분 결정에도 지대한 영향을 미치게 되어 궁극적으로 소비수요를 변화시킬 것이다. 특히 과거 주로 가계생산을 전담하던 여성이 시장노동에 보다 많은 시간을 할애하게 되면서 가계생산서비스를 대체할 수 있는 시장서비스의 수요가 크게 증가하고, 더 나아가 이러한 수요 변화가 서비스산업의 구조에도 커다란 변화를 야기할 것임을 예상해 볼 수 있다.

우리 사회에서 진행되고 있는 이 같은 가구구조 변화가 가구의 소비패턴을 어떻게 변화시키는지, 서비스 수요에는 구체적으로 어떤 변화를 야기하는지를 분석함으로써 향후 서비스시장의 구조 변화를 전망하고 그에 대비하는 고용환경을 준비할 필요가 제기된다.

2. 「가계동향조사」로 본 가구 구조 변화와 소비구조

가구구조 변화가 가구의 소비패턴을 어떻게 변화시키는지를 분석하기 위해서는 가구구조를 파악할 수 있는 정보와 가구의 소비패턴을 보여 주는 정보가 동시에 제공될 수 있어야 한다.

이러한 분석에 활용할 수 있는 대표적인 자료가 통계청의 「가계동향조사」이다. 「가계동향조사」는 전국에 거주하는 약 9,000개 가구[5]를 대상으로 하여 가구의 구성 및 실태에 관한 사항은 면접조사원 기입방식으로, 가계의 수입과 지출은 가계부 자기기입방식으로 조사하고 있다. 이전에는 2인 이상 가구만을 조사해 오다 2006년부터 전국의 1인 이상 가구로 조사 대상을 확대하였다. 가계의 수입 및 지출 항목은 2009년부터 COICOP 분류체계[6]를 적용하여 분류되고 있으며, 현재 2003년 자료까지만 새로운 분류방식으로 제공된다. 따라서 2인 이상 가구에 대해서는 2003년부터, 1인 이상 가구에 대해서는 2006년부터 시계열자료로 연결하여 사용할 수 있다.[7]

<Table 8>은 「가계동향조사」에 나타난 우리나라 가구의 구조와 변화 추이를 요약하고 있다. 평균가구원 수는 2006년 2.96명에서 2009년 2.86명으로 줄어들었고, 가구원의 연령 구성은 18세 미만의 미성년자는 줄고 65세 이상 고령자는 늘어나는 등 짧은 기간임에도 가구의 고령화 양상이 관찰되고 있다.

가구유형을 가구주를 기준으로 배우자가 없는 가구(독신가구)와 배우자가 있는 가구(부부가구), 가구주가 65세 이상인 가구(고령가구)로 구분하였을 때,[8] 부부가구 비중은 2006년 67.1%에서 2009년 63.1%로 줄어든 반면 독신가구와 고령가구가 각각 19.1%에서 20.3%, 13.8%에서 16.5%로 증가하였다.

특히 부부와 자녀로 구성된 전형적인 가구는 2006년 54.0%에서 2009년 51.4%로 그 비중이 감소한 반면, 1인 독거가구가 2006년 14.5%에서 2009년 18.6%로 크게 증가하였고 2인 이상 가구 중에서 한 부모 가구, 여성가구주 가구 등도 소폭 증가한 것으로 나타났다. 한편, 가구원 중에 고령자(65세 이상)가 포함된 고령자 가구는 2006년 21.6%에서 23.3%로 증가

5) 농림어가, 외국인가구, 비혈연가구 및 기타 겸업가구 등 가구의 소득과 지출 파악이 곤란한 가구는 조사 대상에서 제외되어 있다.
6) COICOP은 목적별 개별 소비지출 분류체계(Classification of Individual Consumption According to Purpose)로서 UN에서 작성되는 국제표준분류체계이다.
7) 통계청은 2010년 연간자료 공표 시 1990년까지 소급하여 신분류체계의 자료를 제공할 것이라고 밝히고 있다.
8) 독신가구와 부부가구는 가구주가 65세 미만인 가구에 한정하여 분류되었다. 여기서 독신가구는 1인가구를 의미하는 독거가구와는 구분된다.

〈Table 8〉 Structure of Households

(Unit: persons, %)

	Households above 2 persons			All households	
	2003	2006	2009	2006	2009
*Demographic composition					
Avg. Household size (in person)	3.45	3.31	3.34	2.94	2.86
Under 18 years old	1.08	0.95	0.96	0.80	0.76
Adults (18-64 years old)	2.19	2.13	2.10	1.89	1.80
Elderly (65 years or older)	0.22	0.26	0.29	0.27	0.30
Single	-	-	-	8.9	11.5
Single, children	6.2	6.8	6.9	5.7	5.5
Single, other	4.4	5.3	4.2	4.4	3.4
Couple[1)]	11.4	11.9	10.8	10.0	8.6
Couple, children	68.9	64.3	64.9	54.0	51.5
Couple, other	1.7	1.8	1.4	3.1	3.0
Elderly, single	-	-	-	5.6	7.1
Elderly, couple	6.5	8.5	10.5	7.1	8.3
Elderly, other	1.0	1.4	1.3	1.2	1.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
*Employment					
Number of employed	1.43	1.43	1.47	1.29	1.27
(share of employed)	(0.416)	(0.432)	(0.439)	(0.438)	(0.444)
Single, no job	19.8	18.7	19.1	22.9	25.9
Single, employed	80.2	81.3	80.9	77.1	74.1
Couple, no job	4.7	4.5	4.0	4.5	4.0
Couple, one job	51.5	49.9	47.8	49.8	47.7
Couple, two jobs	43.8	45.6	48.2	45.7	48.3
Elderly, no job	63.0	59.3	57.0	67.1	66.9
Elderly, one job	29.6	32.1	33.0	27.5	27.5
Elderly, two jobs	7.4	8.7	10.0	5.4	5.7
*Specific types					
Female head household	16.5	19.1	17.6	26.6	27.6
Elderly household[2)]	16.3	19.1	20.4	21.6	23.3
Number of households surveyed	89,567	76,499	73,463	90,696	85,197

Note: 1) Households consisting only of a married couple.
2) Households with more than one elderly member (65 years or older).

Source: Statistics Korea, *Survey of Household Finances*.

하였다.

다음으로 가구의 고용 특성을 살펴보자. 가구당 평균취업자 수는 2006년 1.29명에서 2009년 1.27명으로 줄어들었는데, 이는 가구 규모의 축소가 반영된 결과로서, 규모효과를 통제한 취업인원비(=가구원 수 대비 취업인원 수)로 보면 0.438에서 0.444로 증가하여 0.6%p 상승한 것으로 나타나고 있다.

가구주 및 배우자의 취업상태를 중심으로 살펴보면, 독신가구에서는 취업가구가 줄어들고 미취업가구가 증가한 것으로 나타나는데, 1인가구를 제외하면 일관된 변화 방향을 발견하기 어렵다. 다만, 2009년에 경제위기로 고용사정이 좋지 않았던 점을 감안하면 취업가구 비중(2008년 82.7%)이 증가 경향을 보였던 것으로 파악된다.

한편, 부부가구에서는 미취업가구와 외벌이가구는 줄고 맞벌이가구가 빠르게 증가하는 양상이 뚜렷하게 나타나고 있다.[9] 고령가구의 경우, 2인 이상 가구에 한정하면 취업(외벌이 및 맞벌이)가구가 증가하고 있는 것으로 나타나지만, 1인가구를 포함한 전체 고령가구에서는 변화폭이 크게 줄어드는데, 이는 경제활동을 하지 않는 독거노인 가구의 증가에 기인하는 것으로 분석된다.

<Table 9>는 가구의 소득과 지출 현황을 보여 주고 있다. 1인 이상 전체 가구의 가구당 평균 실질소득과 지출은 감소한 것으로 나타나지만, 가구원 수가 조정된 1인당 평균 소득과 지출은 모두 증가하였음을 확인할 수 있다. 그러나 2006~09년 사이에는 증가세가 크게 둔화되었는데, 이는 2008년 말부터 시작된 글로벌 금융위기로 경기가 급속히 위축되면서 2009년의 가구소득이 급감한 데에 기인한다.[10]

가구소득 대비 가계지출 비중은 2006~09년 기간 중 2인 이상 가구에서는 81.5%에서 80.8%로, 1인 이상 전체 가구에서는 81.4%에서 81.2%로 모두 줄어드는 추세를 보였다. 소득에서 소비지출[11]이 차지하는 비중도 감소 추세를 보여, 2인 이상 가구의 경우 2003년 69.8%에서 2009년 68.1%로 감소하였으며, 1인가구를 포함한 전체 가구로 보면 2006~09년 기간 중 68.7%에서 68.2%로 감소한 것으로 나타나고 있다.[12]

9) 배우자와 동거하지 않는 경우의 부부가구가 있기 때문에 2인 이상 가구와 1인 이상 가구의 통계치가 근소한 차이를 보인다.

10) 2008년에는, 2인 이상 가구의 연평균 가구소득은 3,093천원, 가구원당 소득은 925천원이었다.

11) 소비지출은 생명보험과 연금보험 등 저축성 보험은 제외하고 사회보장기여금, 주택대출이자, 기부금을 포함하여 조정된 수치이다.

12) 2008년에 가구소득 대비 가계지출 비중은 2인 이상 가구는 67.8%, 1인 이상 전체 가구는 67.9%였으나 2009년 경제위기하에서 소득이 감소함에 따라 지출비중이 크게 상승하였던 점을 감안하면, 2009년을 제외한 소비지출 비중의 추세적 감소폭은 더욱 컸던 것으로 판단해 볼 수 있다.

〈Table 9〉 Income and Expenditure of Households

(Unit: 1,000won, %)

	Households above 2 persons			All households	
	2003	2006	2009	2006	2009
Income (real)*					
Household income	2,800 -	2,977 [2.1]	3,052 [0.8]	2,685 -	2,661 [-0.3]
Income per person	811 -	899 [3.5]	913 [0.5]	913 -	930 [0.6]
Inequality measure (P90/P10)	5.87	6.13	6.11	9.60	11.20
Expenditure (real)*					
Household expenditure	2,285 -	2,426 [2.0]	2,467 [0.6]	2,184 -	2,161 [-0.4]
Expenditure per person	662 -	733 [3.4]	738 [0.2]	743 -	755 [0.5]
Income (nominal)	2,631	3,042	3,443	2,744	3,002
Expenditure (nominal)	2,147 (81.6)	2,479 (81.5)	2,783 (80.8)	2,232 (81.4)	2,437 (81.2)
Consumption exp.	1,836 (69.8)	2,097 (68.9)	2,343 (68.1)	1,885 (68.7)	2,046 (68.2)
Non-consumption exp.	311 (11.8)	382 (12.5)	440 (12.8)	347 (12.6)	391 (13.0)

Note: * Real values are adjusted by CPI (2005=100). Annual growth rate in brackets and % of household income in parentheses.

Source: Statistics Korea, *Survey of Household Finances*.

<Table 10>은 우리나라 가구의 소비지출구조를 20개 소비항목별 구성비로 보여 주고 있다.[13] 소비지출 총액을 100으로 한 항목별 구성비를 살펴보면, 음식료품비(12.8%), 외식서비스비(11.8%), 교육훈련비(11.0%) 등이 10% 이상을 기록하여 상대적으로 높은 비중을 차지하고 있고, 의료비(9.4%), 개인운송수단(8.0%), 주거비(7.3%) 등이 그 뒤를 잇고 있다.

2인 이상 가구를 기준으로 2003~09년 기간 중 항목별 구성비 변동을 살펴보면, 교육훈련비, 의료비, 개인운송수단, 가사서비스 등에서 증가폭이 크게 나타났던 반면 음식료품, 통신서비스, 오락용 재화,

13) 20개 소비항목은 Kalwij *et al.*(2007)의 분류방법에 따른 것으로 구체적인 정의와 구성항목은 <Appendix Table 1>에 정리되어 있다.

〈Table 10〉 Consumption Expenditure of Households on the 20 Commodities

(Unit: %)

	Households above 2 persons				All households		
	2003	2006	2009	Δ (2003~09)	2006	2009	Δ (2006~09)
Total Consumption Expenditure	100.0	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-
1. Food and beverages	13.9	13.2	12.7	-1.2	13.2	12.8	-0.4
2. Alcoholic and tobacco	1.3	1.4	1.1	-0.1	1.4	1.2	-0.2
3. Clothing and footwear	6.3	6.1	5.8	-0.4	6.0	5.9	-0.1
4. Private transport goods	7.2	8.1	8.1	1.0	7.9	8.0	0.0
5. Furnishing and appliances	2.7	2.6	2.2	-0.5	2.6	2.2	-0.4
6. Entertainment goods	3.5	2.8	2.7	-0.8	2.8	2.6	-0.2
7. Personal goods	1.9	1.8	2.0	0.1	1.9	2.1	0.2
8. Home energy	4.2	4.2	4.2	0.0	4.2	4.3	0.0
9. Food and beverages services	12.5	12.1	11.8	-0.7	12.3	11.8	-0.5
10. Holiday services	0.7	0.9	0.7	0.0	0.9	0.7	-0.2
11. Housing*	6.6	6.6	6.6	0.1	7.0	7.3	0.3
12. Household services	1.1	1.6	2.0	0.9	1.5	1.9	0.4
13. Health goods and services	7.9	8.5	9.4	1.5	8.6	9.4	0.8
14. Personal services	1.6	1.5	1.2	-0.4	1.5	1.3	-0.2
15. Public transport services	2.7	2.6	2.3	-0.4	2.7	2.4	-0.3
16. Private transport services	1.2	1.2	1.2	0.0	1.2	1.2	0.0
17. Communication servies	6.5	6.0	5.6	-0.9	6.0	5.6	-0.4
18. Education and training	9.8	10.3	12.0	2.2	9.6	11.0	1.4
19. Entertainment services	1.9	1.9	2.0	0.1	1.9	2.1	0.2
20. Miscellaneous services	6.7	6.7	6.2	-0.5	6.7	6.3	-0.4
Goods (1-8)	40.8	40.2	38.9	-1.9	40.0	39.0	-1.0
Services (9-20)	59.2	59.8	61.1	1.9	60.0	61.0	1.0

Note: * Excludes the cost of purchase, but includes rent and interest on housing loans.
Source: Statistics Korea, *Survey of Household Finances*(raw data).

외식서비스 등에서 감소폭이 컸던 것으로 파악되고 있다. 1인 이상 전체 가구로 보면(2006~09년 기간 중) 교육훈련비, 의료비, 가사서비스 등에서 지출비중이 큰 폭으로 증가하고, 외식서비스, 음식료품, 가구·가정용 기기, 통신서비스 등에서는 비중이 상대적으로 많이 감소한 것으로 나타났다.

의료비와 가사서비스 지출이 큰 폭으로 증가한 데서 알 수 있듯이, 고령자가구 및 맞벌이가구의 증가에 따라 과거에는 가계생산을 통해 제공되던 가사 및 돌봄서비스의 상당 부분을 점차 시장에서 서비스를 구매하는 양상으로 가구의 소

비패턴이 변화되고 있음을 보여 준다.

한편, 외식서비스의 경우 소비지출에서 차지하는 비중이 줄어드는 양상을 보여 주고 있는데, 이는 소비지출에서 식비(음식료품비와 외식서비스 계)가 차지하는 비중 자체가 줄어들고 있는 것과 무관하지 않다(2003년 26.4%→2009년 24.5%). 전체 식비에서 외식서비스가 차지하는 비중은 2003년 47.4%에서 2008년 48.5%로 꾸준히 증가해 왔으며, 경제위기였던 2009년에 48.0%로 크게 떨어진 것으로 파악되었다. 이는 가계의 긴축상황에서는 외식서비스에 대한 지출을 우선적으로 줄이게 된다는 일반적인 직관과도 부합되는 결과이다.

소비 범주를 크게 재화와 서비스로 묶어 살펴보면, 2인 이상 가구의 경우 2003~09년 기간 중에 재화 소비는 40.8%에서 38.9%로 감소하고, 서비스 소비가 59.2%에서 61.1%로 1.9%p 상승한 것으로 나타난다. 1인 이상의 전 가구에 대해서는 2006~09년 기간 중 서비스 소비가 1.0%p 증가한 것으로 파악되고 있다. 분석기간이 길지 않아 변화 양상이 충분히 드러나고 있다고는 할 수 없지만, 가계의 소비수요가 재화수요에서 서비스수요로 점차 이동하고 있음은 분명해 보인다. 그러나 구체적인 항목별로 매우 상이한 양상이 나타나고 있음도 확인할 수 있다.

3. 실증분석

가구의 소비패턴을 실증분석하기 위해 가장 유용한 방법은 소비항목별 수요함수를 추정하는 것이다. 여기서는 QUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) 수요분석모형에 따라 축약형의 엥겔곡선 (quadratic Engel curves)이 추정되었다. 즉, 20개 소비항목별 지출비중을 가구의 총지출의 로그값(과 그 제곱)과 가구의 특성 변수들에 대해 회귀분석을 수행하는 것이다. 추정방정식은 다음과 같다.

$$S_{j,h}^{t} = \alpha_j^t + \gamma_j^d\, z_h^{d,t} + \gamma_j^e\, z_h^{e,t} + \gamma_j^h\, z_h^{h,t} + \beta_{1,j} \ln x_h^t + \beta_{2,j} (\ln x_h^t)^2 + \epsilon_{j,h}^t,$$

$$h \in \{1, \cdots, H_t\},\ t \in \{1, \cdots, T\},$$

$$j \in \{1, \cdots, J\}$$

여기서 하첨자 h는 가구, j는 20개 소비항목을 나타내는 것으로 $S_{j,h}^t$는 가구 h의 t기에서의 소비항목 j의 지출비중을 의미하며, x_h^t는 해당 가구의 총소비지출을 의미한다. $z_h^{d,t}$, $z_h^{e,t}$, $z_h^{h,t}$는 각각 해당 가구의 인적 구성, 고용 특성 그리고 주거형태를 보여 주는 변수들이고 $\epsilon_{j,h}^t$는 오차항이다.

실증분석에는 2003년부터 2009년까지의 「가계동향조사」 원자료를 풀링(pooling)한 자료가 사용되었으며, 연도별 차이를 통제하기 위해 추세변수(t=연도-2003)와

2009년 글로벌 경제위기상황을 반영하는 2009년 더미변수를 포함하였다. 종속변수인 소비항목별 지출비중은 %로 측정되었다.

설명변수 중 가구의 인적 구성 변수로는 가구원 수의 로그값, 단신가구 여부, 배우자 유무, 6세 미만 자녀 유무, 6~17세 자녀 유무와 특수 형태의 가구로서 고령자가구, 여성가구주 가구 등이 고려되었다. 그 외 가구주의 연령이 통제변수로 추가되었다. 한편, 가구의 소득특성 변수로는 맞벌이가구 더미, 여성(가구주 및 배우자 중) 취업과 6세 미만 자녀 더미의 교차항이 사용되었다. 그리고 주거형태 변수로는 비월세 더미가 사용되었다.[14)]

<Table 11>은 각 소비항목별 엥겔수요함수의 추정 결과를 요약하고 있다.[15)]

우선, 가구원 수의 증가는 재화 소비의 비중을 줄이고 서비스 지출비중을 증가시키는 것으로 나타났다. 서비스 지출 중에서도 외식서비스, 통신서비스, 교육훈련서비스 등이 크게 증가하고 의료비와 주거비 비중은 크게 감소하는 것으로 파악되고 있다. 그러나 단신가구의 경우는 소비패턴에서 뚜렷한 차이를 보여, 서비스 지출비중이 현저하게 증가하는 가운데 특히 외식서비스, 주거비, 교육훈련서비스 등의 비중이 높아지고 의료비 비중은 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 고령자가구가 통제됨으로써 상대적으로 젊은 층의 단신가구 중심으로 파악되었기 때문이다.

가구의 소비구조는 가구원의 구성에 따라서도 크게 영향을 받는 것으로 분석된다. 유배우자가구 또는 영유아나 청소년 자녀가 있는 가구에서는 음식료품 지출이 증가하고 외식서비스 지출이 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이는 외식서비스를 이용하는 대신 집에서 식사를 할 가능성이 많아지는 것과 관련된다. 가구원 중 고령자가 있거나 여성가구주 가구에서는 외식서비스 비중이 감소하는 반면, 맞벌이가구에서는 외식서비스 비중이 증가하고 있는데, 이는 가족 중 식사를 준비할 수 있는 사람이 없는 경우에 외식서비스로 이를 대체하게 됨을 보여주는 것이다.

6세 미만 자녀가 있는 경우 서비스 지출에서 가사서비스, 의료비 비중 증가가 현저한 가운데 여타 서비스 지출비중은 낮아지는 것으로 나타나며, 6~17세 자녀가 있는 경우는 서비스 지출비중이 증가하지만 대부분이 교육훈련 지출에 집중되고 여타 소비항목의 지출은 전반적으로

14) 주거보유 형태는 자가, 무상주택, 사택, 전세, 영구임대, 보증부월세 등 6개 유형으로 구분되고 있는데, 가계지출에서 주거비가 차지하는 비중을 산출하면 보증부월세를 제외하면 매우 유사한 수준을 보이는 것으로 파악된다(김동석 외[2006]).

15) 각 설명변수의 20개 소비항목별 추정계수의 합은 0이므로 추정계수는 다른 조건이 일정할 때 해당 설명변수에 의한 지출비중의 % 변화분으로 해석될 수 있다.

〈Table 11〉 Estimation Results of Quadratic Engel Curves (Summary)[1) 2)]

Categories \ Variables	ln (no. of household members)	1-person hh.	With spouse	Children < 6	Children, 6-17	Elderly hh.	Female head	Age of head	Two-earner	Female emp. w/ kids<6	Housing, non-rent	ln (Expenditures)	ln (Expenditures)	Time	T=2009
1. Food & beverages	0.65 *	-3.79 *	2.69 *	1.35 *	0.21 *	1.84 *	1.16 *	0.17 *	-1.23 *	-0.66 *	1.85 *	-7.73 *	0.03 [b]	-0.01	0.14 *
2. Alcoholic & tobacco	0.33 *	-0.22 *	-0.37 *	-0.59 *	-0.59 *	-0.11 *	-1.39 *	-0.01 *	0.01	0.10 *	-0.64 *	-1.98 *	0.03 *	0.05 *	-0.22 *
3. Clothing & footwear	-1.01 *	-0.17 *	0.20 *	-0.10 *	-0.37 *	-0.45 *	1.09 *	-0.03 *	0.06 *	-0.05	0.88 *	13.46 *	-0.41 *	-0.11 *	0.05 [b]
4. Transport goods	-1.10 *	-1.22 *	0.25 *	-0.14 *	-1.59 *	-0.78 *	-2.49 *	-0.08 *	0.20 *	-0.26 *	1.17 *	-34.27 *	1.28 *	0.07 *	-0.65 *
5. Furnishing	-1.72 *	-0.57 *	0.17 *	0.58 *	-0.06 *	0.32 *	0.32 *	0.01 *	-0.21 *	-0.41 *	0.17 *	-5.49 *	0.26 *	-0.14 *	0.03
6. Entertainment goods	-0.52 *	-0.01	0.00	0.89 *	0.92 *	0.07 *	0.18 *	-0.02 *	-0.24 *	-0.39 *	0.42 *	-3.41 *	0.16 *	-0.14 *	0.20 *
7. Personal goods	-0.19 *	-0.25 *	0.20 *	0.03 *	-0.36 *	-0.26 *	0.59 *	-0.01 *	0.09 *	-0.14 *	0.11 *	3.04 *	-0.11 *	0.01 *	0.19 *
8. Home energy	0.93 *	-0.55 *	0.17 *	-0.19 *	-0.06 *	0.39 *	0.22 *	0.03 *	-0.22 *	0.03	0.75 *	-5.18 *	0.09 *	0.12 *	0.16 *
9. Food services	3.76 *	4.04 *	-2.94 *	-3.61 *	-2.27 *	-2.51 *	-2.89 *	-0.12 *	2.00 *	-0.44 *	0.50 *	49.24 *	-1.77 *	0.08 *	-0.77 *
10. Holiday	-0.61 *	-0.15 *	0.05 *	-0.09 *	-0.13 *	0.14 *	-0.03 [a]	0.01 *	-0.12 *	0.08 *	0.10 *	-4.54 *	0.19 *	-0.03 *	0.01
11. Housing	-2.85 *	2.99 *	0.00	1.28 *	0.26 *	1.45 *	0.81 *	0.00 *	-0.43 *	-0.29 *	-9.75 *	10.79 *	-0.35 *	0.03 *	0.17 *
12. Household	0.30 *	0.02	0.08 *	2.85 *	-0.64 *	0.15 *	0.33 *	0.00 *	0.04 *	4.03 *	0.09 *	3.30 *	-0.11 *	0.17 *	-0.16 *
13. Health	-3.42 *	-1.86 *	1.24 *	2.28 *	-1.10 *	2.80 *	-0.13 *	0.10 *	-0.81 *	-0.89 *	1.80 *	7.70 *	-0.22 *	0.05 *	0.45 *
14. Personal	0.35 *	-0.04 *	0.02 *	-0.46 *	-0.34 *	-0.07 *	0.08 *	0.01 *	0.06 *	0.15 *	0.06 *	-1.08 *	0.02 *	-0.05 *	0.00
15. Public transport	1.41 *	0.18 *	-0.77 *	-1.44 *	-1.35 *	-0.45 *	0.79 *	0.01 *	0.18 *	0.27 *	-0.50 *	-0.12	-0.03 *	-0.02 *	-0.15 *
16. Private transport	-0.53 *	0.02	0.10 *	0.02	-0.28 *	-0.13 *	-0.31 *	-0.01 *	0.08 *	0.01	0.23 *	4.54 *	-0.14 *	-0.01 *	0.04 *
17. Communication	3.38 *	-0.27 *	-0.79 *	-2.29 *	-1.37 *	-1.81 *	-0.03 [a]	-0.07 *	0.48 *	-0.21 *	0.04 [a]	9.97 *	-0.46 *	0.10 *	-0.26 *
18. Education	3.32 *	2.23 *	-0.62 *	-0.33 *	10.20 *	-0.68 *	1.56 *	0.00	0.14 *	-1.00 *	1.16 *	-28.99 *	1.15 *	0.01	0.20 *
19. Entertainment	0.06 *	0.20 *	-0.28 *	-0.47 *	-0.15 *	-0.19 *	0.05 *	-0.02 *	-0.20 *	0.05 [a]	0.23 *	-5.68 *	0.20 *	0.01 *	0.11 *
20. Miscellaneous	-2.54 *	-0.57 *	0.59 *	0.46 *	-0.94 *	0.30 *	0.09 *	0.04 *	0.11 *	0.01	1.34 *	-3.58 *	0.21 *	-0.19 *	0.47 *
Goods (1-8)	-2.62	-6.79	3.30	1.83	-1.90	1.01	-0.32	0.05	-1.53	-1.77	4.71	-41.55	1.33	-0.15	-0.11
Housing	-2.85	2.99	-0.00	1.28	0.26	1.45	0.81	0.00	-0.43	-0.29	-9.75	10.79	-0.35	0.03	0.17
Services (9-10, 12-20)	5.47	3.80	-3.30	-3.11	1.64	-2.46	-0.48	-0.06	1.97	2.05	5.04	30.76	-0.97	0.11	-0.06

Note: *, a, b indicate significant levels at 1%, 5%, 10% respectively.

1) Parameter estimates imply the percentage changes in the expenditure share by the corresponding explanatory variable.

2) See <Appendix Table 2> for detailed estimation results.

줄어드는 것으로 파악되었다. 돌봄이 필요한 영유아 자녀나 취학연령대 자녀의 존재는 특정 형태의 서비스 수요를 급증시키면서 다른 대부분의 지출을 위축시키는 것으로 파악할 수 있다.

한편, 고령자가구에서는 의료비 증가가 현저하게 나타나며, 의료비 비중은 가구의 고령화를 반영하는 가구주 연령과도 정의 관계를 갖는 것으로 파악되었다. 그 외 전체적으로는 서비스 지출비중이 감소하는 것으로 나타난다. 또한 맞벌이가구에서는 외식서비스 비중이, 6세 미만 자녀가 있고 여성이 취업한 가구에서는 가사서비스 비중이 크게 증가하면서 서비스 지출비중이 상승하는 것으로 나타나고 있다.

다음으로 소득 관련 변수의 효과를 살펴보면, 총소비지출이 증가하는 경우(소득효과) 외식서비스, 주거비, 통신서비스, 의료비 지출 증가가 큰 폭으로 이루어지면서 서비스 지출비중이 크게 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 주거형태가 비월세(자가, 무상주택, 사택, 전세, 영구임대 등)인 가구도 월세가구에 비해 서비스 지출비중이 높은 것으로 나타나는데, 주거비가 적게 들기 때문에 의료비, 교육훈련, 기타 서비스(보험료 등)를 비롯한 대부분의 소비항목에서 지출비중이 높아지는 것으로 파악되었다.

마지막으로 앞서 기술한 설명변수들의 효과를 모두 고려한 후의 추세 변화를 살펴보면, 전체적으로 서비스 지출비중이 증가하는 것으로 파악되고 있다. 그중에서도 가사서비스, 통신서비스, 외식서비스, 의료비 등의 서비스 항목에서 지출비중이 크게 증가하였다. 그러나 2009년 경제위기 기간 중 외식서비스, 가사서비스 지출이 크게 위축되고 필수 비용에 해당하여 줄이기 곤란한 의료비와 기타 서비스(보험료 등)의 지출비중이 상대적으로 증가했던 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과를 종합하면, 우리나라 가구의 소득수준 향상과 더불어 단신가구의 증가, 유배우가구의 감소, 6세 미만 자녀 가구의 감소와 같은 가구 구성의 변화, 그리고 맞벌이가구의 증가와 같은 고용 특성의 변화에 의해 서비스에 대한 수요가 증가하고 있는 것으로 분석된다. 이러한 가구구조의 변화는 향후에도 지속될 것으로 전망되며, 그에 따라 서비스 수요는 더욱 증가할 것으로 예상해 볼 수 있을 것이다.

서비스 수요를 좀 더 세부적으로 살펴보면, 가구구조 변화가 특히 의료비, 교육훈련비, 가사서비스의 지출을 크게 증가시킨 것으로 분석되고 있다. 이러한 서비스 지출항목의 증가는 전형적으로 가계생산서비스를 대체하는 시장서비스 수요의 증가를 보여 주는 것이다. 그 외 1인가구의 증가 등에 의해 주거비 지출도 증가하는 추세에 있음을 알 수 있다.

Ⅴ. 맺음말

우리나라에서 저출산·고령화의 진전은 가구의 규모를 빠르게 축소시켰다. 평균 가구원 수는 1980년 4.5명에서 2005년 2.9명으로 줄어들었고, 가구 구성 면에서도 부부와 자녀로 구성된 전형적인 2세대 가구 비중이 크게 줄어든 대신 무자녀 부부가구와 1인가구 비중이 크게 증가하였다. 과거 대가족하에서 공동으로 의식주를 해결하던 가계생산 패턴은 점차 단출한 구성원을 기준으로 소규모 운영에 적합한 가계생산 패턴으로 변화될 필요가 생겼다.

한편, 가구 구성원의 경제활동참여 양상도 크게 달라졌다. 평균가구원 수가 줄어들었음에도 가구당 평균취업자 수는 1995년 1.19명에서 2005년 1.35명으로 증가하였다. 특히 여성의 경제활동참여가 증가해 전형적인 외벌이가구가 줄고 맞벌이가구가 빠르게 증가하고 있다. 과거에는 여성들이 가계에 필요한 가사노동이나 돌봄서비스를 전담하였지만, 이제는 유사한 서비스를 시장에서 구입해야 하는 상황으로 점차 변화되고 있다.

이러한 상황인식을 바탕으로, 본 논문에서는 경제의 서비스화를 설명하는 다양한 논의 중 서비스 수요 측면의 변화요인에 초점을 맞추어 우리 사회에서의 서비스업 확장 가능성을 논의하였다. 구체적으로 저출산·고령화의 진전과 여성 경제활동참여 증대로 인한 가구구조 변화는 기존에 가계생산에 의존하던 가사노동 및 돌봄서비스 등을 시장서비스로 대체하도록 유인하며, 이 과정에서 추가적인 서비스 수요가 발생하고 이것이 새로운 서비스시장을 창출하는 경로가 됨을 보였다.

우리나라 가구구조 변화가 서비스 수요에 미치는 효과를 실증적으로 분석하기 위해 QUAIDS 모형의 엥겔곡선을 추정한 결과, 우리나라 가구의 인적 구성 및 고용 특성의 변화는 소비항목별로 편차는 있으나 대체로 재화부문보다는 서비스부문에 대한 수요를 더 많이 증가시키는 것으로 분석되고 있다. 핵가족화·소가족화, 단신가구(=1인가구)의 증가, 유배우자의 감소, 자녀 수의 감소 등은 외식서비스, 휴가서비스, 교육훈련, 오락서비스 등에 대한 수요 증대를 가져올 것으로 예상된다. 한편, 고령화에 따른 고령자가구의 증가, 가구주 연령의 상승 등은 의료비와 주거비, 휴가서비스, 기타 서비스 지출을 늘릴 것으로 보이며, 여성 가구주의 증가 및 맞벌이가구 증가는 가사서비스, 개인서비스, 교육훈련서비스 등의 수요를 확대시킬 것으로 분석되고 있다. 소득수준의 증가 및 추세적 변화에서는 의료비와 주거비 증가가 예상되며,

외식서비스, 가사서비스, 개인서비스, 통신서비스 등의 증가도 수반할 것으로 예상되고 있다.

이상의 효과를 종합해 볼 때, 특히 의료비, 교육훈련비, 가사서비스에 대한 수요가 크게 증가할 것으로 예상되며, 그 외 1인가구의 증가로 인한 주거수요 증가, 그리고 휴가서비스, 오락서비스, 기타 서비스 수요도 증가할 것으로 예상되고 있다.

따라서 향후 개인 및 가구의 서비스 수요는 의료·교육훈련·가사·휴가·개인·오락 등 보다 개인적이고 소프트한 서비스 영역을 중심으로 증가할 가능성이 있다. 이러한 수요 변화에 대응하여 이들 분야에서 서비스시장이 확대될 여지가 있음은 자명하다. 그러나 의료·교육훈련 분야를 제외하면, 이들 분야는 서비스산업 가운데서도 대체로 생산성이 매우 낮은 수준에 머물러 있는 업종으로 평가되고 있으며, 이로 인해 잠재수요가 충분히 가시화되지 않은 측면도 있어 보인다. 즉, 적절한 시장의 형성에 의해 추가적인 수요 확장도 가능할 수 있다는 것이다.

기업을 주된 수요자로 하는 사업서비스분야는 시장 영역에서 전문성과 경쟁력 강화를 통해 자생적인 발전을 모색해 나갈 수 있겠지만, 개인이나 가구를 주된 수요자로 하는 사회 및 개인 서비스분야는 많은 경우 재래방식에 의해 시장이 형성되고 유지되려는 경향을 가지며, 양질의 서비스시장으로 개편되기 어렵다. 이러한 경우 공공부문에서 사회 및 개인 서비스의 질적 개선을 위한 획기적인 투자와 선제적 노력이 이루어진다면 중요한 전기를 마련할 수도 있을 것이다.

서비스업이 제조업에 비해 고용창출능력이 뛰어나다는 점은 새삼 강조할 필요가 없을 것이다. 특히 기존에 가계부문에서 제공되던 가사서비스와 돌봄서비스 분야의 서비스시장이 충분히 성숙되면 기혼여성의 경제활동이 보다 용이해지고 그로 인해 추가적인 서비스 수요를 예상할 수 있기 때문에 이들 분야에서의 적절한 시장의 형성 및 확장은 새로운 서비스 고용창출의 선순환구조를 만드는 중요한 단초를 제공할 수 있을 것이다.

<참 고 문 헌>

김동석 · 정의철 · 허석균, 『인구구조 고령화와 산업구조』, 한국개발연구원, 2006.

Alesina, Alberto, Edward Glaeser, and Bruce Sacerdote, "Work and Leisure in the United States and Europe: Why So Different?" *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 20, 2005, pp.1~64.

Davis, Steven J. and Magnus Henrekson, "Tax Effects on Work Activity, Industry Mix and Shadow Economy Size: Evidence from Rich-Country Comparisons," NBER Working Paper Series, Vol. w10509, May 2004.

Freeman, Richard B. and Ronald Schettkat, "Marketization of Household Production and the EU-US Gap in Work," *Economic Policy* 20, Jan. 2005, pp.6~50.

Hamermesh, Daniel S., "Time to Eat: Household Production under Increasing Income Inequality," NBER WP 12002, 2006.

Kalwij *et al.*, "Comparative Service Consumption in Six Countries," in M. Gregory and W. Salverda (eds.), *Services and Employment: Explaining the US-European Gap*, Princeton University Press, 2007.

Kalwij, A. and W. Salverda, "The Effects of Changes in Household Demographics and Employment on Consumer Demand Patterns," *Applied Economics* 39, 2007, pp.1447~1460.

Olovsson, C., "Why Do Europeans Work So Little?" *International Economic Review* 50(1), 2009, pp.39~61.

Pissarides, Christopher, "Unemployment and Hours of Work: The North Atlantic Divide Revisited," *Internaional Economic Review* 48, Feb. 2007, pp.1~36.

Prescott, Edward C., "Why Do Americans Work so Much More than Europeans?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 28(1), 2004. pp.2~13

Rogerson, R., "Structural Transformation and the Deterioration of European Labor Market Outcomes," *Journal of Political Economy* 116(2), 2008, pp.235~259.

Salverda, W., S. Bazen, and M. Gregory, "The European-American Employment Gap, Wage Inequality, Earnings Mobility and Skill: A Study from France, Germany, the Netherlands, the United Kingdom and the United States," Employment and Social Affairs Directorate, European Commission, 2001.

Schettkat, R. and L. Yocarini, "The Shift to Services: A Review of the Literature," *Structural Change and Economic Dynamics* 17, Issue 2, 2006, pp.127~147.

<Appendix Table 1> Commodity Classification

Categories	Listings
1. Food and beverages	Food and nonalcoholic beverages at home; bakery, fruits, vegetables, meat, fish, milk products, and spices.
2. Alcoholic and tobacco	Alcoholic beverages and tobacco; Excludes beverages away from home(9).
3. Clothing and footwear	Includes sport-wear and accessories such as belt, watch, jewelry, and handbag.
4. Private transport goods	Includes bikes, car purchase, and fuel; excludes repairs(12).
5. Furnishing and appliances	Includes furnishings, insurance, cutlery, refrigerator; excludes detergents(11).
6. Entertainment goods	Computer, audio and video equipment, musical instruments, pets, camping, photography, camcoder.
7. Personal goods	Hair dryer, electric shaver, toiletries.
8. Home energy	Includes gas, electricity, and water.
9. Food and beverages services	Food and beverages away from home; Excludes expenditures made during holidays(10).
10. Holiday services	Includes all expenditures made during holidays or weekend outings both domestic and abroad; tours; insurances.
11. Housing	Rent or rental value, service and maintenance costs (also of the heating system or other sunk equipment)
12. Household services	Servants' wages, including the cleaning maid and window cleaner; child care, launderette; repairs of footwear, clothing, and household equipment.
13. Health goods and services	Includes reimbursements as negative expenditures, in particular basic health insurance and medicines; health care, mainly payments to optician; includes health insurance premium; self-medication, eyeglasses or contacts; hearing aid; medicines.
14. Personal services	Hairdresser and beauty parlor
15. Public transport services	Includes taxi, bus, train, metro.
16. Private transport services	Repairs to vehicles, parking fees, insurance, road tax, driving lessons.
17. Communication servies	Telephone and mail.
18. Education and training	Tuition fees
19. Entertainment services	Music and dance lessons, sport rental, contributions to societies, entrance fees to, e.g. cinema.
20. Miscellaneous services	Insurances, donations.

Note: Figures in parentheses indicate the category that includes the item.

〈Appendix Table 2〉 Estimation Results of Quadratic Engel Curves

	1. Food / bev-erages	2. Alcoholic / tobacco	3. Clothing / foot-wear	4. Transport goods	5. Furnishing / appli-ances	6. Entertain-ment goods	7. Personal goods	8. Home energy	9. Food services	10. Holiday services	11. Housing	12. Household services	13. Health	14. Personal	15. Public transport	16. Private transport	17. Commu-nication	18. Education	19. Entertain-ment	20. Miscella-neous
Intercept	109.04	25.16	-101.18	237.88	29.05	20.04	-18.76	58.13	-322.69	27.64	-64.12	-24.80	-59.89	12.43	10.64	-33.42	-40.19	178.11	43.29	13.65
	(2.89)	(0.90)	(2.08)	(2.30)	(1.91)	(1.59)	(0.83)	(1.55)	(2.61)	(1.06)	(2.98)	(1.33)	(3.16)	(0.66)	(1.31)	(0.94)	(1.32)	(3.20)	(1.00)	(2.37)
ln (hh. members)	0.65	0.33	-1.01	-1.10	-1.72	-0.52	-0.19	0.93	3.76	-0.61	-2.85	0.30	-3.42	0.35	1.41	-0.53	3.38	3.32	0.06	-2.54
	(0.05)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.04)	(0.02)	(0.05)	(0.02)	(0.05)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.02)	(0.04)
1-person hh.	-3.79	-0.22	-0.17	-1.22	-0.57	-0.01	-0.25	-0.55	4.04	-0.15	2.99	0.02	-1.86	-0.04	0.18	0.02	-0.27	2.23	0.20	-0.57
	(0.06)	(0.02)	(0.05)	(0.05)	(0.04)	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.06)	(0.02)	(0.07)	(0.03)	(0.07)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.07)	(0.02)	(0.05)
With spouse	2.69	-0.37	0.20	0.25	0.17	0.00	0.20	0.17	-2.94	0.05	-0.00	0.08	1.24	0.02	-0.77	0.10	-0.79	-0.62	-0.28	0.59
	(0.04)	(0.01)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.05)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.05)	(0.01)	(0.03)
Children < 6	1.35	-0.59	-0.10	-0.14	0.58	0.89	0.03	-0.19	-3.61	-0.09	1.28	2.85	2.28	-0.46	-1.44	0.02	-2.29	-0.33	-0.47	0.46
	(0.04)	(0.01)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.05)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.05)	(0.01)	(0.04)
Childre, 6-17	0.21	-0.59	-0.37	-1.59	-0.06	0.92	-0.36	-0.06	-2.27	-0.13	0.26	-0.64	-1.10	-0.34	-1.35	-0.28	-1.37	10.20	-0.15	-0.94
	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.02)
Elderly hh.	1.84	-0.11	-0.45	-0.78	0.32	0.07	-0.26	0.39	-2.51	0.14	1.45	0.15	2.80	-0.07	-0.45	-0.13	-1.81	-0.68	-0.19	0.30
	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.01)	(0.03)
Female head	1.16	-1.39	1.09	-2.49	0.32	0.18	0.59	0.22	-2.89	-0.03	0.81	0.33	-0.13	0.08	0.79	-0.31	-0.03	1.56	0.05	0.09
	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.04)	(0.01)	(0.03)
Age of head	0.17	-0.01	-0.03	-0.08	0.01	-0.02	-0.01	0.03	-0.12	0.01	0.00	-0.00	0.10	0.01	0.01	-0.01	-0.07	0.00	-0.02	0.04
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Two-earner	-1.23	0.01	0.06	0.20	-0.21	-0.24	0.09	-0.22	2.00	-0.12	-0.43	0.04	-0.81	0.06	0.18	0.08	0.48	0.14	-0.20	0.11
	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.02)

〈Appendix Table 2〉 Continued

	1. Food / bev-erages	2. Alcoholic / tobacco	3. Clothing / foot-wear	4. Transport goods	5. Furnishing / appli-ances	6. Entertain-ment goods	7. Personal goods	8. Home energy	9. Food services	10. Holiday services	11. Housing	12. Household services	13. Health	14. Personal	15. Public transport	16. Private transport	17. Commu-nication	18. Education	19. Entertain-ment	20. Miscella-neous
Female emp. w/ kids<6	-0.66	0.10	-0.05	-0.26	-0.41	-0.39	-0.14	0.03	-0.44	0.08	-0.29	4.03	-0.89	0.15	0.27	0.01	-0.21	-1.00	0.05	0.01
	(0.06)	(0.02)	(0.04)	(0.05)	(0.04)	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.06)	(0.02)	(0.06)	(0.03)	(0.07)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.07)	(0.02)	(0.05)
Housing, non-rent	1.85	-0.64	0.88	1.17	0.17	0.42	0.11	0.75	0.50	0.10	-9.75	0.09	1.80	0.06	-0.50	0.23	0.04	1.16	0.23	1.34
	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.04)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.01)	(0.03)
ln (Expenditures)	-7.73	-1.98	13.46	-34.27	-5.49	-3.41	3.04	-5.18	49.24	-4.54	10.79	3.30	7.70	-1.08	-0.12	4.54	9.97	-28.99	-5.68	-3.58
	(0.40)	(0.13)	(0.29)	(0.32)	(0.27)	(0.22)	(0.12)	(0.22)	(0.36)	(0.15)	(0.42)	(0.19)	(0.44)	(0.09)	(0.18)	(0.13)	(0.18)	(0.45)	(0.14)	(0.33)
ln (Expenditures)^2	0.03	0.03	-0.41	1.28	0.26	0.16	-0.11	0.09	-1.77	0.19	-0.35	-0.11	-0.22	0.02	-0.03	-0.14	-0.46	1.15	0.20	0.21
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.02)	(0.00)	(0.01)
Time	-0.01	0.05	-0.11	0.07	-0.14	-0.14	0.01	0.12	0.08	-0.03	0.03	0.17	0.05	-0.05	-0.02	-0.01	0.10	0.01	0.01	-0.19
	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)
T=2009	0.14	-0.22	0.05	-0.65	0.03	0.20	0.19	0.16	-0.77	0.01	0.17	-0.16	0.45	0.00	-0.15	0.04	-0.26	0.20	0.11	0.47
	(0.04)	(0.01)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.05)	(0.01)	(0.03)
Adjusted R^2	0.315	0.091	0.052	0.118	0.033	0.045	0.021	0.154	0.146	0.021	0.17	0.183	0.071	0.053	0.082	0.024	0.209	0.334	0.014	0.051

Note: Standard error in parentheses.

韓國開發硏究
제33권 제3호(통권 제112호)

재직자 직업훈련 관련 공적재정의 구조와 성과: 효과 분석

이 철 인
(서울대학교 사회과학대학 경제학부 교수)
유 경 준
(한국개발연구원 선임연구위원)

Training Incentives in the Korean Levy-Grant System and the Performance: Evidences from the KLIPS Data

Chul-In Lee
(Professor, Department of Economics, Seoul National University)
YOO, Gyeongjoon
(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 2009년도 KDI 연구사업인 '직업훈련 심층평가'의 일환으로 시작된 연구를 발전시킨 것임을 밝힌다. 한국노동연구원의 노동패널자료 협조에 감사드린다. 익명의 검토자 두 분의 매우 유익한 논평 및 제안들에 많은 도움을 받았고 이에 대해 깊이 감사드린다.

** 이철인: (e-mail) leeci@snu.ac.kr, (address) Seoul National University, Gwanak-ro 1, Gwanak-gu, Seoul, Korea
유경준: (e-mail) yoogj@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 공적훈련제도(Public Training Schemes), 기업 내 직업훈련(On-the-job Training), 선징수-후지원 제도(Levy-grant System)
• JEL Code: J01, J24, J08, H25
• Received: 2011. 5. 12 • Referee Process Started: 2011. 5. 16
• Referee Reports Completed: 2011. 8. 31

ABSTRACT

This paper examines how the levy-grant system for on-the-job training affects individual workers' training level and the subsequent wage growth. Some notable results include: (i) the workers at the firms facing high net benefits (i.e., grant minus levy) receive more firm training indeed, and (ii) training provision raises post-training earnings substantially. All these results are found to be robust to changes in firm size and estimation method.

본 논문은 재직자 직업훈련(OJT) 관련 공적 재정지원 및 분담금 징수구조가 개별 근로자의 사내 직업훈련에 어떠한 영향을 미치고 있는지 그리고 직업훈련을 통해 어떠한 경제적 성과를 거두고 있는지 노동패널자료를 이용하여 분석한다. 주요 결과로서, (i) 직업훈련 관련 고용보험 제도상의 유인구조 분석을 통해, 순지원율이 높은 기업에 고용된 근로자의 직업훈련수혜 가능성이 높다는 결과를 얻었는바, 이는 개인의 고유특성 및 기업규모효과를 고려해도 유도되는 결과이며, (ii) 훈련의 증가가 일정 부분 추후 임금상승으로 이어졌음을 보여준다.

Ⅰ. 서 론

노동력의 숙련화는 생산성의 증진 및 근로자 후생의 증진을 위해 필요불가결한 투자행위라 할 수 있다. 이 중 일반적 정규 학교교육(schooling)과 함께 취업 및 구직 중에 실시되는 직업훈련(on-the-job training: OJT)을 가장 중요한 숙련화 및 인적자본 축적의 기회로 볼 수 있다. 과거 고도성장기에서는 숙련화를 위한 시장의 미비하에서 단기간 내에 인력의 숙련화를 촉진하기 위해 정부가 기업의 직업훈련시장에 영향을 미쳐왔다. 기능인력이 절대적으로 부족하던 시기에 필요인력의 양성 및 공급에 직접 참여하기도 하였으나, 경제가 복잡·다원화되면서 직접 개입에 대한 한계에 직면하여 점차 기업 주도 직업훈련에 대한 인센티브를 제공하는 체제로 이행하고 있으며, 최근에는 고용보험제도라는 사회보험의 큰 틀하에서 근로자의 숙련화 및 이를 통한 분배라는 사회적 목표의 달성을 위해 직업능력개발사업의 일부로서 훈련시장에 개입하고 있다.

직업훈련 그 자체가 훈련이 발생하는 동안 생산의 중단이라는 상당한 기회비용을 포함하며, 동시에 시간비용뿐만 아니라 물적비용이 수반되는 경제적 행위인 만큼(Becker[1964]), 과연 그 효과가 충분히 큰지에 관한 의문이 지속적으로 제기되어 왔으며, 이를 추정하려는 연구가 노동경제학, 재정학, 거시성장이론 분야에서 이루어져 왔다. 대체적으로 직업훈련효과의 식별이 가장 중요한 주제로 인식되어 이를 분석하기 위한 다양한 방법론이 발전되어 왔으며, 점차 실험적 방법론의 도입이 필요하다는 방향으로 논의가 형성되어 가고 있다고 할 수 있다(Heckman[1999]).[1)]

이러한 논의의 흐름 이전에, 과연 왜 정부가 직업훈련시장에 개입해야 하는지에 대해 그다지 설득력 있는 논거를 찾기는 쉽지 않다.[2)] 현실에서는 중소기업의 육성 및 중소기업 근로자의 후생 제고가 오랫동안 주장되어 왔으며, 이를 위한 수단으로서 직업훈련에 대한 정부 개입/지원이 외환위기 이후 사회안전망의 확충과 함께 증가하고 있는 추세이다. 본 연

1) 훈련참여자의 속성이 훈련비참여자와 차별화되는 자기선택(self selection) 문제 및 이로부터 파생되는 문제들을 Heckman(1979), Heckman(1999), Heckman and Smith(1998), Heckman and Vytlacil(2005), Heckman, Vytlacil, and Urzua(2006), Heckman and Vytlacil(2007a), Heckman and Vytlacil(2007b)의 일련의 연구들에서 '사업평가' 방법론의 개발을 통해 해결하려 시도하고 있다.

2) Becker(1964)의 경제에서는 시장개입의 논거를 찾을 수 없다. 훈련 관련 시장실패의 논거로서 Stevens(1994)의 경우 임금이 한계생산성과 일치하지 않으며, Acemoglu and Pischke(1998)는 훈련실시 기업과 타 기업 간 숙련화에 대한 정보의 비대칭성이 존재함에 따라 일종의 시장실패가 발생함을 지적하고 있다.

구에서는 개입 또는 비개입에 관한 규범적 논의보다는 다소 약하거나 절충된 의미에서 논의하고자 한다. 즉, 재정사업의 효과에 대한 확신 없이 지출이 증가 또는 감소하는 것은 국가 재정사업으로서 쉽게 납득하기 어려운 행위라는 관점에서 정부의 훈련 인센티브 제도가 과연 의도한 효과를 거두고 있는가에 관한 실증적(positive) 논의에 국한하고자 한다.

훈련비용을 징수한 후 훈련실시 기업에 다시 이전해 주는 현행 소위 '선징수-후수혜(levy-grant)' 방식의 직업훈련제도가 과연 장년 노동력의 인적자본 축적을 촉진함으로써 사업효과를 충분히 실현하고 있는지에 대한 논의를 하고자 한다. 구체적 주제로서, 과연 정부의 훈련제도(이하 levy-grant 제도)에 의해 기업의 훈련수요에서 차이가 발생하는지를 검증하고, 그 다음 자료에서 나타난 훈련량의 차이가 개인 임금의 차이로 이어지는지를 계량모형을 이용하여 추정하고자 한다. 신뢰할 만한 변이로서, 고용보험법령에 따라 기업규모에 의거하여 보험료 및 수혜금액의 차등이 발생하는지를 파악해 보고, 이러한 격차가 훈련량의 차이로 이어지는지 먼저 규명해 보고, 다음으로 훈련효과로서 훈련수혜자의 임금/생산성의 차이로 나타나는지 검정해 보고자 한다.

지금까지 기업 주도 직업훈련의 효과에 대한 적지 않은 국내 연구가 진행되어 왔다(류장수[1997]; 김동배[2000]; 김안국[2002]; 김동배・노용진[2002]; 이병희・김동배[2004] 및 김안국[2008] 참조). 이러한 선행 연구들에도 불구하고, (i) 과연 정부지원제도가 개인의 숙련화에 어떠한 영향을 미쳤는지에 관해 재정학적 분석[3]을 통해 보여준 자료는 필자들이 아는 한 그다지 없는 것으로 생각되며, 동시에 (ii) 훈련의 효과를 패널자료를 이용하여 개인의 고정효과를 통제한 본격적 분석은 없는 것으로 판단된다. 적어도 이러한 면에서 본 연구는 기존 연구의 미진한 점을 보완하는 데 그 의의가 있다고 본다. 관련 문헌의 최근 추세인 준실험적 기법의 취지(Heckman[1999]; 유경준・이철인[2008] 등 참조)를 살려, 정부의 기업 주도 직업훈련의 효과에 대한 분석 결과를 제공하고자 한다.

계량모형의 설정 시 이론적 배경으로서 Ben-Porath(1967)의 인적자본 축적이론에 의거하여 Heckman(1976), Mincer(1974) 등이 개발한 임금방정식, 그리고 후속 고정효과모형 및 종속변수에서의 이분성을 고려한 모형을 이용하여 훈련참여 방정식을 추정하기로 한다. 단, 추정 시 직업훈련 관련 시장조건의 특수성에 대한 세심한 고려가 필요하다. 즉, 기업규모와 기업여건 간에 매우 강한 상관관계가 존

3) 즉, 공공부문에 의한 민간재원의 조달 및 재정지출의 내용 및 방식이 실물경제에 미치는 영향을 분석하는 접근방식을 의미.

재하므로,[4] 훈련실시 여부가 단순히 독립적인 변이(variation)가 아니라, 기업의 재무여건을 반영하는 변수일 가능성이 상당히 높다. 이러한 내생성 문제를 감안한 분석방법론을 제시하고 이에 의거한 계량분석을 실시해야 한다.

이를 위해, 개인 및 기업의 특성에 대한 충분한 통제뿐만 아니라, 준실험적 접근의 이점을 최대한 활용하며, 동시에 이에 더하여 고정효과모형과 더불어 회귀단절모형의 취지를 부분적으로 살려 분석할 수 있는 상황을 구축하고자 한다. 그 다음, 유사한 규모의 기업들 간에 levy-grant 제도에 의해 기업의 훈련수요에서 차이가 발생하는지를 검증한 후, 자료에서 나타난 훈련량의 차이가 실제로 성과변수인 개인 임금의 차이로 이어지는지를 살펴보고자 한다. 본 연구와 관련된 연구로서 강창희・유경준(2009)의 연구에서는 2008년도 노동부의 기업체 노동비용조사와 한국신용평가의 2007년도를 자료를 결합하여 기업의 훈련수요를 분석한 바 있다. 기업 수준에서의 훈련실시 여부보다 개인 차원에서 훈련수혜를 중심으로 공적훈련제도와 개인의 숙련화에 접근하는 것이 재정사업의 효과를 횡단면적으로 그리고 시계열적으로 제대로 파악할 수 있으며, 본 연구는 이러한 점에서 차별화된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 분석모형에서 활용하는 정부의 직업훈련제도의 인센티브에 대해 설명하고, 계량모형을 구축한다. 제Ⅲ장에서는 자료 및 분석 결과에 대해 논의한다. 제Ⅳ장에서는 결론 및 기타 논의사항에 대해 언급한다.

Ⅱ. 분석의 틀 및 모형

1. 직업훈련사업의 재정조달 구조를 이용한 효과 식별

가. 수혜 및 분담률 체계[5]

본 절에서는 사업주 직업훈련이 특정 성과지표에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위해 고용보험법령상 분류되어 있는 보험료의 분담률과 지원율의 차이에 따라 전 산업을 다음과 같은 세 개의 산업군으로 세분한다. 세 가지로 분류하는 이유는 사업주 직업훈련지원사업(이하 '지원사업')에 명시된 근로자 1인당 직업훈련 분담률과 최대 지원율 구조가 세 개

4) 이러한 관측에도 불구하고 Brown and Medoff(1989)의 연구에서는 다소 약한 기업규모효과를 얻고 있으나, 최근의 연구들은 기업규모 그 자체의 효과와 함께 개인의 이질성 및 선택효과를 보다 강한 요인으로 보고 있다.

5) 직업훈련제도의 재정구조는 강창희・유경준(2009)의 연구 결과를 참고 및 요약・정리한 것이다.

의 산업군에서 상이하게 적용되기 때문이다. (i) 산업군 I에는 제조업, 광업, 건설업 및 운수/창고/통신업을 제외한 여타의 모든 산업들이 포함된다. (ii) 산업군 Ⅱ는 제조업을 가리키고, (iii) 산업군 Ⅲ에는 광업, 건설업, 운수/창고/통신업이 포함된다.

<Table 1>에서 <Table 4>까지는 표본기간 동안 순차적으로 변화해 온 산업군별 근로자 1인당 임금 대비 직업훈련 분담률 및 최대 지원율체계와, 최대 지원율에서 분담률을 차감한 1인당 최대 순지원율이 표시되어 있다. 각각의 산업군에는 서로 다른 요율체계가 적용되는 네 개의 기업규모 범주가 있다. 여기에서 기업규모는 전년도 매월 말일 현재의 근로자 수를 전년도 조업개월 수로 나눈 값으로서 기업의 전년 평균 총 근로자 수를 나타낸다. 연도와 큰 상관없이, 산업군 Ⅰ에서는 기업규모 1~100인, 101~150인, 151~999인 및 1,000인 이상의 네 그룹으로 나누어 상이한 직업훈련 분담률과 최대 지원율을 적용한다. 산업군 Ⅱ에서는 1~149인, 150~500인, 501~999인 및 1,000인 이상의 네 그룹, 그리고 산업군 Ⅲ에서는 1~149인, 150~300인, 301~999인 및 1,000인 이상의 네 그룹으로 기업규모를 나눈다.

각 산업군마다 상이한 네 개의 기업규모 그룹별로 기업규모가 크거나 작음에 따라서 각 기업에 적용되는 근로자 1인당 직업훈련 분담률, 최대 지원율 및 최대 순지원율이 달라진다. 이러한 구분으로 인해 순지원율에서 자연적으로 변이(variation)가 발생하며, 바로 이러한 점을 이용하여 훈련효과를 식별하고자 하는 것이 본 연구의 접근법이다.

<Table 2>에서 보듯이, 연도가 표본기간 후반부로 갈수록 최대 순지원율이 상승하는 양상을 시현하고 있다. 아마도 이러한 변화는 표본기간 동안 정부의 노동시장에 대한 개입 및 지원이 증가하는 현상에 기인하고 있다고 판단된다.

<Table 3>에서도 위에서와 같은 양상을 보이다가, 표본 마지막 시기에서는 표에서 보듯이 최대 순지원율의 증가 양상이 뚜렷이 발생하고 있다. 한편, (i) 순지원율의 상승과 함께, (ii) 산업군 간 평균지원율에서 그다지 비례적이지 않은 변화가 시계열적으로 발생하고 있으며, 더 나아가, (iii) 기업규모별로 일정한 비율로 변화하였다기보다는 각 산업군별로 두 번째 규모의 기업 카테고리에서 순지원율이 상대적으로 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 본 연구에서는 이처럼 법 또는 제도적 차이로 인해 지원율에서 산업간, 그리고 보다 중요하게 기업규모 간에 일정 규모를 중심으로 훈련에 대한 수요 면에서 상당한 변이(variation)가 발생하였음을 훈련효과를 추정하는 데 활용한다.[6)]

6) 이에 대해 지원사업의 현재 요율체계가 사업의 원래 의도에 맞도록 적절하게 책정되어 있는지에 대한 논의가 제기될 수 있다. 즉, 표에 제시된 바와 같이, 산업군 Ⅱ와 Ⅲ에서 적용되는 현재의 요율체계는

〈Table 1〉 Public Assistance System for Promoting On-the-Job Training: Cost and Maximum Grant Relative to Wages (1999. 1. 29 ~ 2002. 12. 29)

(Unit: Percent)

Industry Group Ⅰ Firm Size	1~100	101~149	150~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.10	0.50	0.70
Max. Grant	0.18	0.12	0.60	0.84
Net Grant	0.08	0.02	0.10	0.14
Industry Group Ⅱ Firm Size	1~149	150~500	501~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.30	0.50	0.70
Max. Grant	0.18	0.54	0.60	0.84
Net Grant	0.08	0.24	0.10	0.14
Industry Group Ⅲ Firm Size	1~149	150~300	301~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.30	0.50	0.70
Max. Grant	0.18	0.54	0.60	0.84
Net Grant	0.08	0.24	0.10	0.14

Note: The Public Assistance System is part of Unemployment Insurance in Korea; Net Grant=Grant−Cost in Rate (%).

〈Table 2〉 Public Assistance System for Promoting On-the-Job Training: Cost and Maximum Grant Relative to Wages (2002. 12. 30 ~ 2004. 9. 30)

(Unit: Percent)

Industry Group Ⅰ Firm Size	1~100	101~149	150~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.10	0.50	0.70
Max. Grant	0.27	0.12	0.60	0.84
Net Grant	0.17	0.02	0.10	0.14
Industry Group Ⅱ Firm Size	1~149	150~500	501~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.30	0.50	0.70
Max. Grant	0.27	0.81	0.60	0.84
Net Grant	0.17	0.51	0.10	0.14
Industry Group Ⅲ Firm Size	1~149	150~300	301~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.30	0.50	0.70
Max. Grant	0.27	0.81	0.60	0.84
Net Grant	0.17	0.51	0.10	0.14

'지원사업'의 원래 목표인 소기업 직업훈련 우선 지원이라는 의도와 상반될 수 있는 직업훈련 인센티브를 기업들에 제공하고 있기 때문이다. 필자들이 아는 한 이러한 지원율 분포의 특성에 대해 신빙성 있는 사유를 파악하기 어려웠다.

〈Table 3〉 Public Assistance System for Promoting On-the-Job Training: Cost and Maximum Grant Relative to Wages (2004. 10. 1 ~ 2005. 12. 31)

(Unit: Percent)

Industry Group Ⅰ Firm Size	1~100	101~149	150~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.10	0.50	0.70
Max. Grant	0.36	0.12	0.60	0.84
Net Grant	0.26	0.02	0.10	0.14
Industry Group Ⅱ Firm Size	1~149	150~500	501~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.30	0.50	0.70
Max. Grant	0.36	1.08	0.60	0.84
Net Grant	0.26	0.68	0.10	0.14
Industry Group Ⅲ Firm Size	1~149	150~300	301~999	Over 1,000
Cost	0.10	0.30	0.50	0.70
Max. Grant	0.36	1.08	0.60	0.84
Net Grant	0.26	0.68	0.10	0.14

〈Table 4〉 Public Assistance System for Promoting On-the-Job Training: Cost and Maximum Grant Relative to Wages (After 2006. 1. 1)

(Unit: Percent)

Industry Group Ⅰ Firm Size	1~100	101~149	150~999	Over 1,000
Cost	0.25	0.25	0.65	0.85
Max. Grant	0.60	0.25	0.65	0.85
Net Grant	0.35	0.00	0.00	0.00
Industry Group Ⅱ Firm Size	1~149	150~500	501~999	Over 1,000
Cost	0.25	0.45	0.65	0.85
Max. Grant	0.60	1.08	0.65	0.85
Net Grant	0.35	0.63	0.00	0.00
Industry Group Ⅲ Firm Size	1~149	150~300	301~999	Over 1,000
Cost	0.25	0.45	0.65	0.85
Max. Grant	0.60	1.08	0.65	0.85
Net Grant	0.35	0.63	0.00	0.00

나. 순지원율의 경제적 의미

먼저 분담률을 기준으로 가격[7] 유인체계를 생각해 보자. 다른 조건이 일정할 때 분담률이 높다면 기업이 훈련수요를 줄이는 것은 자명하다. 그러나 훈련의 양이 변동 가능할 때, 지원율이 분담률을 초과한다면 이는 훈련수요를 촉발시키는 효과를 가져올 것이다. 따라서 결국 '순지원율'을 훈련수요를 결정하는 일종의 '가격'변수로 보는 것이 적절할 것으로 판단된다. 물론 분담률이 훈련실시 이전에 지출되므로 이를 일종의 매몰비용(sunk cost)으로 보는 시각도 의미 있으나, 이는 훈련의 실시가 어느 특정한 시점에 그치게 되는 상황에서만 의의가 있다. 따라서 계속적으로 반복되는 상황에서는 이를 통상적 비용으로 보는 것이 적절하다고 판단된다.

실제로 강창희·유경준(2009)의 분석에 따르면, <Table 5>에서 보다시피 어느 정도 이러한 가격변수구조로부터 예측 가능한 변화를 찾을 수 있다. 즉, 기업의 직업훈련 분담금 실제 납부액 대비 직업훈련비용 환급액의 비중(상환율)을 계산한 결과, 순지원율이 높은 경우에 해당하는 기업규모 그룹에서 상당히 높은 상환율이 발생하였음을 확인할 수 있다. 산업군 Ⅱ에 속한 기업의 직업훈련비용 실제 상환율 분포는 직업훈련 분담금 인센티브 구조에 의한 것임을 암시하고 있다. <Table 5>에 나타난 바와 같이, 산업군 Ⅱ의 규모 151~500인 중규모 기업의 평균 직업훈련비용 상환율은 30.2%로서 101~150인 소규모 기업의 평균 상환율 18.6%를 1.5배 이상 상회한다. 즉, 중규모 기업의 상환율이 소규모 기업의 경우보다 상당히 높다. 그러나 이러한 기업규모별 상환율 차이가 정부재정지원에 따른 인센티브 구조 때문인지 아니면 기업규모 자체에서 발생하는 고유한 특성에 기인한 것인지 확정적으로 답하기는 어렵다. 왜냐하면 일반적으로 규모가 큰 기업들은 규모가 작은 기업에 비하여 보다 유리한 경영환경에 직면하는 경우가 많은데, 예를 들어 Oi(1999)에 따르면 생산원료를 보다 낮은 비용으로 조달할 수 있는 것이 한 예이다. 즉, 보다 많은 이윤을 얻을 가능성이 있으므로, 이로 인해

7) 보다 구조적 모형을 사용하는 경우 훈련수요함수를 명확히 정의할 수 있을 것이나 본고에서는 일종의 축약형 형태로 훈련수요함수에서 일종의 가격변수를 정의한 것이다. 익명의 검토자가 지적하였듯이, 훈련에 따른 한계비용(훈련비용－환급액)과 한계수익(생산성 증가효과－임금상승률)이 명확히 표현되는 것이 이상적일 것이다. 그러나 환급액 부분을 제외하고 변수들의 측정에 있어서 어려움이 발생한다. 따라서 훈련에 따른 일종의 (조세)부담과 혜택(즉, 지원율) 간의 차이를 이용하여 훈련 인센티브를 측정하는 시도를 취하였다. 이상적인 경우에 비해 완전하게 한계비용과 한계수익을 반영하지 못한다는 점에서 소위 '누락변수 편의(omitted variables bias)' 문제가 제기될 수 있으나, '단위당 훈련비용' 그리고 '생산성 증가효과－임금상승률' 변수들이 순지원율 변수와 체계적으로 상관관계를 가진다고 볼 선험적 이유는 마땅히 찾기가 어렵다고 판단되어, 편의(bias) 문제가 심각하게 발생한다고 보기 어렵다.

〈Table 5〉 The Ratio of Firms' OJT Levy Burden to Total Labor Cost and The Ratio of Reimbursed Fund to Original Levy Burden

(Unit: Percent)

Industry Group Ⅰ Firm Size	1~100	101~150	151~500	501~999	Over 1,000
(1) Ratio of Levy to Total Labor Cost	0.199 (0.049) [N=3]	0.367 (0.165) [N=16]	0.698 (0.850) [N=53]	0.646 (0.464) [N=30]	0.650 (0.229) [N=36]
(2) Ratio of Refund to Actual Levy	7.7 (13.3) [N=3]	20.9 (39.7) [N=16]	19.2 (26.7) [N=52]	37.7 (78.2) [N=27]	37.3 (29.0) [N=32]
Industry Group Ⅱ Firm Size	**1~100**	**101~150**	**151~500**	**501~999**	**Over 1,000**
(1) Ratio of Levy to Total Labor Cost	0.483 (0.472) [N=13]	0.889 (2.322) [N=31]	0.656 (1.140) [N=153]	0.623 (0.483) [N=60]	0.805 (0.769) [N=51]
(2) Ratio of Refund to Actual Levy	8.1 (11.6) [N=13]	18.6 (27.3) [N=31]	30.2 (38.2) [N=150]	24.7 (29.1) [N=58]	38.2 (37.5) [N=49]

Note & Source: Human Capital Corporate Panel (HCCP), 2007; Cited from Kang and Yoo(2009). Standard errors in parentheses; N is the number of observations used for each estimation.

직업훈련에 보다 적극적일 수 있기 때문이다.

그러나 산업군 Ⅰ에서 나타나는 규모별 평균 상환율의 추이를 참고하면, 산업군 Ⅱ에서 발견되는 상환율의 변화가 기업규모 자체의 특성만으로는 설명되기 어렵다는 점 또한 부각된다. 기업규모 자체의 특성이 기업의 상환율에 강력한 영향을 미친다면, 동일한 법정 최대 순지원율(즉, 0%)이 적용되는 산업군 Ⅰ의 서로 다른 규모의 기업 간에도 평균 상환율의 유의한 차이가 존재할 것으로 예상할 수 있다. 그러나 산업군 Ⅰ의 101~150인 기업의 평균 상환율은 20.9%, 151~500인 기업의 상환율은 19.2%로서, 상이한 규모의 기업 간에 평균 상환율의 유의한 차이가 존재하지 않는다. 이러한 방식의 식별조건을 받아들인다면 결국, 산업군 Ⅱ에서 나타나는 101~150인 그룹과 151~500인 그룹 간의 평균 상환율의 차이는 기업규모의 차이라기보다는 법정 최대 순지원율의 차이에 의하여 야기된 측면이 크다고 판단할 수 있다.

추후 논의할 계량분석에서는 위에서 보여준 훈련 인센티브가 실제 개별 근로자들의 훈련실시로 이어지는지 개인의 특성, 기업의 특성 및 산업구조 등을 고려하여 분석하고자 한다.

2. 계량분석모형

가. 훈련참여식 추정모형

본 절에서는 정부의 재정지출이 직업훈련 실시 여부에 영향을 주었는지를 검증하는 모형을 논의한다. 종속변수의 이분적 특성상 프로빗모형을 기본으로 활용하며, 추후 패널자료의 이점을 이용하여 노동시장의 거시적 변화에 따른 개인의 특성분포와 상호 관련될 가능성 및 이에 따른 정부의 재정사업을 통한 노동시장 개입 간 상관관계가 잠재적으로 존재할 수도 있으므로 고정효과로짓모형(fixed effect logistic model)(Chamberlin[1980])을 이용하여 분석하고자 한다.[8)]

1) 기본 프로빗모형

$$\text{Prob}[y_{it}=1]=\Phi(x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it})$$
$$\text{Prob}[y_{it}=0]=1-\Phi(x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}) \quad (1)$$

$$Max_{(\beta,\gamma)}\ \ \ell\equiv\prod_{i=1}^{N}\{\Phi(x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it})\}^{y_{it}}\{1-\Phi(x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it})\}^{1-y_{it}} \quad (2)$$

2) 고정효과통제 로짓모형

$$\text{Prob}[y_{it}=1]=\frac{e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}}{1+e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}}$$
$$\text{Prob}[y_{it}=0]=1-\frac{e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}}{1+e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}} \quad (3)$$

$$Max_{(\beta,\gamma)}\ \ \ell\equiv\prod_{i=1}^{N}\left(\frac{e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}}{1+e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}}\right)^{y_{it}}\left(\frac{1}{1+e^{\alpha_i+x_{it}\beta+\gamma\cdot pol_{it}}}\right)^{1-y_{it}} \quad (4)$$

여기서 y는 사업성과 측정변수로서, 준실험적 구조에 의거한 표본을 기초로 단위기간(예: 1년) 내 훈련실시일 경우 1, 그렇지 않으면 0을 나타내는 가변수; x는 개인/기업의 특성(연령, 교육수준, 성별, 산업 등) 및 그룹의 고유한 특성을 통제하기 위한 통제변수의 벡터; 변수 pol은 정부의 순(net)지원수준을 의미하는 정책(policy)변수이다. 식 (2)와 (4)는 표본의 우도를 최대화하는 방식으로 파라미터를 정하는 최우추정법의 적용을 보여준다.

고정효과모형(fixed effect model)이 요

8) 프로빗모형의 경우, 로짓모형과 달리 비선형모형구조로 인해 일차차감을 통해 고정효과를 통제할 수 없는 문제가 발생한다. Chamberlain(1980) 모형에서는 로짓모형을 이용하여 종속변수인 훈련참여 여부의 시계열벡터에서의 변화가 있는 경우 모형의 식별이 가능하므로, 모든 관측치를 이용하는 것이 아니라 종속변수에서 변화가 발생한 표본들에만 국한하여 모형의 계수들을 추정하므로 이를 '조건부 우도함수추정법(conditional log likelihood estimation)'이라 명한다.

구되는 상황이란 일반적으로 개인의 이질성이 존재하고 동시에 이러한 이질성이 관심의 대상이 되는 중요 정책변수와 상관관계를 지닐 경우이다.[9] 본 연구에서는 개인의 능력 또는 특성에 상당한 이질성이 존재할 수 있으며, 동시에 이러한 이질성이 교육-훈련 수혜 가능성에 있어서 차별화를 가져올 수도 있어 단지 훈련의 발생이 기업이 정부의 재정지원정책에 의해 기업의 근로자들에게 임의적(random)으로 이루어지는 것이 아닐 수도 있음에 기인한다.

동시에 이러한 특수한 종류의 이질성은 개인의 임금수준에도 영향을 줄 수 있으며 또한 훈련의 수혜 여부와도 상관관계를 가질 수 있는데, 예를 들어 훈련의 효과가 높을 것으로 예상되는 근로자를 중심으로 한정된 훈련재원을 배분하는 것이 기업에게는 이윤을 극대화하는 중요한 방식이 될 수 있기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 고정효과를 추정하는 모형을 구축하는데, 모형의 추정을 위해서 앞서 횡단면자료의 맥락에서 분석한 방식과는 달리 패널자료의 이용이라는 특성에 부합하도록 분석을 실시하기로 한다. 즉, 특정 개인을 표본기간 동안 추적하여 자료에서 나타난 변이(variation)를 개인 내(within variation) 그리고 개인 간(between variation) 이용하여야 하므로 표본기간 간 변동이 없는 변수들, 예를 들어 성별, 교육수준 등의 변수는 계량모형의 설정에서 제외되어야 한다.

물론 패널자료를 활용한다고 해서 추정에 있어서 발생하는 모든 편의문제를 해결해 주는 것은 아니다. 무엇보다 개인과 기업 간에 존재하는 직업매칭의 이질성에 대한 통제는 가능하지 않을 수도 있음에 주의해야 한다.

나. 임금효과 추정모형

임금효과는 다음과 같이 훈련 전후의 임금 변화를 이용하여 추정한다. 이를 구체화하기 위하여 두 가지 모형을 이용하여 회귀분석한다.

1) 고정효과모형

고정효과모형을 적용하는 이유는, 문헌에서 가장 중요하게 생각하는 요인으로서 Altonji and Spletzer(1991)의 연구가 주장하듯이, 보다 우수한 성과를 지닌 근로자에게 기업이 훈련을 제공할 가능성이 높기 때문이다. 이는 고정효과와 훈련의 수혜 간에 상관관계가 존재함을 의미한다. 동시에 본 연구의 표본기간 동안 나타나고 있는 꾸준한 순지원율(net grant)의 증가에 대해서 산업군 간의 변이보다

9) 이때 패널자료를 사용하지 않고 횡단면자료 또는 시계열자료를 사용한다면 위에서 언급한 특수한 종류의 개인 이질성을 제대로 통제할 수 없기 때문이다.

는 사실상 시계열적 변이가 크기 때문에 이러한 분석에 대해서 시계열상 거시경제적 효과를 감안하기로 한다. 예를 들어 실업률과 같은 변수는 노동시장에서의 거시적 상황을 잘 포착할 수 있으며, 보다 이론적으로 합당한 논거로서 훈련의 실시가 정부의 지원에도 의존하지만 동시에 노동시장에서 훈련의 '기회비용'과도 밀접한 관계를 맺기 때문에 이러한 통제가 의미 있다고 판단된다. Lee(2008)의 연구에 따르면, 훈련의 기회비용은 경기순응적(procyclical)이므로 일반적으로 불황 시에 훈련의 발생이 증가한다는 이론적 그리고 캘리브레이션(calibration) 연구의 결과가 제시되어 있다. 이러한 점들을 고려하여 계량모형을 설정하고 고정효과 모형을 추정하기로 한다.

$$\ln(wage_{i,t}) = \alpha_i + f(training_{i,t}), \\ + X\gamma + Z_{i,t}\delta + \epsilon_{i,t} \qquad (5)$$

여기서 α_i는 개인의 고정효과를 지칭하고, f(training)는 교육훈련의 (비)선형효과, X는 개인의 특성을 나타내는 벡터로서 학력, 연령 등의 비선형효과(제곱항 포함)를 포함한 항들이며, Z는 개인이 고용된 기업의 환경(예: 산업, 기업규모, 거시경제변동 등)을 통제하기 위해 포함된 통제변수이고, $\epsilon_{i,t}$는 교란항을 의미한다.

2) 일차차분임금성장률모형

다음으로 개인 i의 로그실질임금의 연도 간 차이는 곧 임금성장률이 되며, 이는 단순히 새로운 종속변수만이 아니라 개인의 고정효과를 상쇄시키는 역할을 하게 된다. 즉,

$$\begin{aligned} \Delta \ln(wage_{i,t}) &= (\alpha_i - \alpha_i) + \Delta f(training_{i,t}) \\ &\quad + \Delta X\gamma + \Delta Z_{i,t}\delta + \Delta \epsilon_{i,t} \\ &= \beta_0 + \beta_1 g_i + \beta_2 edu_{i,t} \\ &\quad + \beta_3 a_{i,t} + \beta_4 fs_{i,t} + \beta_5 IDS_{i,t} \\ &\quad + \beta_6 unemp_t + \beta_7 DOJT_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \qquad (6)$$

- $\ln(wage_{i,t})$: 개인 i의 시점 t에서의 월평균 실질임금(real wage)의 로그값
- $\Delta \ln(wage_{i,t}) = \ln(wage_{i,t}) - \ln(wage_{i,t-1})$: 월평균 실질임금의 증가율
- *g*: 성별더미(남성=1),
- *edu*: 교육연수
- *a*: 나이, 나이 제곱항 포함
- *fs*: firm size; 4승까지 포함
- *IDS*: 3개 산업군 분류에 의거한 개인이 속하는 산업의 구분
- *DOJT*: 사내직업훈련(on-the-job training) 프로그램 수혜 여부 더미
- *unemp*: 거시경제의 경기변동성 통제를 위한 표본연도 t의 실업률

Ⅲ. 자료 및 분석 결과

위에서 얻은 우리나라 직업훈련 관련 고용보험제도상의 기본자료의 분석을 통해 대체적으로 얻을 수 있는 결과는 순지원율이 높은 규모의 기업은 직업훈련을 보다 많이 실시할 가능성이 높다는 것이다. 문제는, 첫째 이러한 결과가 다른 요인들을 충분히 고려했을 때도 유도되는 결과인가, 둘째 만약에 그러하다면, 이로부터 훈련의 증가가 단순히 재정소모적인 훈련의 실시가 아니라 과연 성과의 증대로 이어졌는지, 예를 들어 임금 증가로 이어졌는지에 대해 계량모형을 이용하여 검증할 필요가 있다.

특히 훈련실시 여부와 개인특성 및 기업여건 간에 매우 강한 상관관계가 존재하므로, 훈련실시 여부가 단순히 독립적인 변이(variation)가 아니라, 기업의 여건을 반영하는 변수일 가능성이 상당히 높다는 점을 충분히 고려해야 할 것이다. 따라서 필요변수를 최대한 통제해야 하며, 개인특성과 관련된 고정효과의 존재로부터 발생하는 내생성 문제를 감안한 분석방법론을 제시하고 이에 의거한 계량분석을 실시해야 한다.

1. 자료의 구축

분석할 자료인 노동패널자료에 대해 다음과 같이 동적인 구조하에서 접근하기로 한다. 먼저 훈련이 발생하였는지 또는 그렇지 않았는지에 대한 질문을 제기하는 기준연도(t)를 설정하고 전년도(t-1)의 임금 및 개인특성 그리고 기업에 관한 정보를 수집한다.[10] 그 다음 기준연도에 대해서는 개인의 훈련 여부 및 개인이 고용된 기업의 규모에 관한 정보를 취득한다. 마지막으로 훈련의 효과가 발생하는 다음 연도(t+1)에 대해 개인의 성과변수인 임금정보를 모으기로 한다. 물론 직업훈련의 효과가 단기에 그치지 않고 장기 그리고 축적에 의해서 어느 일정 시점을 넘어서면 효과가 급속히 시현되는 비선형적 관계가 가능하지만 이에 대한 고려는 자료의 제약상 하지 않기로 한다. 본 연구에서 고려하는 이러한 3년 'moving window'의 방식으로 개인에 관한 자료를 구축하여 훈련에 따른 성과를 살펴보면 훈련수혜 여부와 기업규모 간의 관계 또한 동시에 자연히 분석할 수 있는 구조에 이르게 된다. 이처럼 3년 window로 표본을 분석하므로 '10년치'의 노동패널자료에 대해 실질적으로 '7개년' 동안 개인의 임금 변화를 관측할 수 있어 표본의 수를

10) 노동패널자료에서 개인조사 변수 p**4501(**는 조사 차수를 지칭함)은 지난 서베이 이후 기간 동안 훈련을 받아본 경험이 있는 자, 현재 훈련을 받고 있는 자, 그리고 받아본 적이 없는 자로 구분하고 있다. 본 연구에서는 훈련을 받아본 경험이 있는 자의 경우 값 1을 부여하고, 그렇지 않은 자는 0으로 처리한다.

늘리는 데 유리한 장점이 있다.

기업이 속하는 산업군의 특성에 따라, 기업이 수혜할 수 있는 재정혜택(fiscal benefits)의 차이가 나타나는 점을 활용하기 위해서 노동패널자료에 나타나고 있는 산업소분류를 이용하여 산업을 식별하여 가격변수인 순지원율 변수를 해당 자료에 매칭시키도록 한다. 즉, 제조업의 경우 150~399까지의 산업변수값을 가질 경우로 한정하고, 광공업, 운수, 통신 등의 산업군은 100, 450~499, 600~639, 640~649까지로 한정하여 분류하며, 그 외의 값들은 기타 산업들로 구분한다.[11)]

그 밖에 다음과 같이 특이치들을 제외하는 기준을 적용하였다. 연령을 18세에서 65세까지로 한정하여 경제활동과 관련이 적은 노동력을 분석에서 제외하고자 하였다. 다음으로 필요변수들에 있어서 결측(missing)값 또는 비정상적 값(999999)들을 제외하였다. 임금변수의 경우, 본 연구에서는 훈련실시 이후 차년도의 임금을 사업효과가 반영된 소득수준으로 간주하였고, 동시에 보다 장기적 효과를 파악하기 위해 차차년도에서의 효과 또한 파악하기로 하였다. 그런데 고용상태의 불안정에 따라 임금의 변동률이 지나치게 변하는 것은 훈련의 효과와 무관한 변화일 가능성이 높으므로 통상적 관행에 따라 차년도 임금의 변화를 -250%에서 +250% 범위 내로 국한하였다.

2. 분석 결과

본 절에서는 위에서 설명한 방식으로, 표본의 구축 시 필요한 최소한의 제약조건하에서 표본(표본 1이라 지칭함)을 구축하였다. 그 결과 결측치가 없는 경우 표본의 수가 17,538 이상이 되기도 한다. 추후 이보다 엄격한 표본 제약조건하에서 적은 표본으로 어떠한 결과가 나타나는지 민감도 분석을 실시하기로 한다. 본 표본에서는 지난 서베이 시점 이후 현재까지의 기간 동안 훈련을 받은 경험이 있는 근로자는 그다지 높지 않은 11%에 그치고 있다.[12)] <Table 6>은 기초통계량 및 구축된 변수에 대한 설명을 보여주고 있다.

---

11) 단, 노동패널자료의 구조상 100~299명까지의 구간으로 자료를 집계하고 있어서, 150인 기준에 대한 명확한 구분이 불가능하다. 자료의 한계로 인해 100~500인까지 모두를 순혜택(n_grant) 0.63의 그룹에 포함시키고자 한다. 이에 따라 사업효과의 희석에 의한 편의(attenuation bias)에서 완전히 자유롭지 못함을 밝히고자 한다.

12) 서베이 당시에 훈련에 참여하고 있는 자는 극히 적은 수치인 15표본에 지나지 않는다. 따라서 본고에서는 노동패널에서의 변수 P**4502, 즉 "지난 조사 이후 현재 받고 있는 교육-훈련까지 포함하여 몇 개의 교육-훈련을 받았거나 받고 계십니까?"에서 0이거나 결측치에 해당되는 9 이상의 값을 지닐 경우 훈련미수혜자로 간주하고, 1부터 8까지의 값을 지닐 경우 훈련수혜자로 파악하여 분석하기도 하였다. 훈련변수 선정에 있어서 이러한 변화가 분석 결과에 거의 영향을 주지 않고 있다. 본 결과에 관심 있는 독자들은 필자들에게 문의하기 바란다.

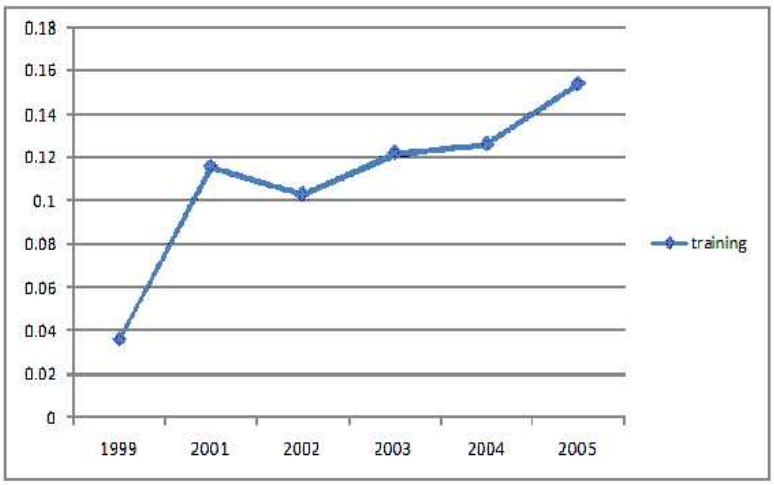
〈Table 6〉 Descriptive Statistics－Sample 1

Variables*	N	Average	Std. Err.	Minimum	Maximum
age	17538	38.21	10.42	16	65
gender	17538	0.64	0.48	0	1
edu	17538	14.07	3.97	0	22
married	17534	0.70	0.46	0	1
firm_size (log)	5927	5.12	1.82	0.92	6.91
unemp. rate(%)	17538	4.08	0.89	3.3	6.3
manufact.	17538	0.28	0.45	0	1
mining	17538	0.18	0.38	0	1
others	17538	0.54	0.50	0	1
training=1	14602	0.11	0.32	0	1
n_grant	17538	0.14	0.08	0.08	0.68
ln(wage)	17538	4.96	0.59	1.20	8.05
dln(wage)	17538	0.11	0.36	-2.44	2.46
dln(wage2)	14400	0.17	0.37	-2.70	2.93
industry	17538	1.64	0.77	1	3
mon_wage(t-1)	17538	133.59	79.90	3	1000
mon_wage(t+1)	17538	160.70	103.34	3	3300
mon_wage(t+2)	14401	182.24	139.59	0	5300
year99	17538	0.12	0.33	0	1
year00	17538	0.13	0.34	0	1
year01	17538	0.14	0.34	0	1
year02	17538	0.14	0.35	0	1
year03	17538	0.15	0.35	0	1
year04	17538	0.15	0.36	0	1
year05	17538	0.17	0.37	0	1

Note: The sample is analyzed under a 3-year "moving window"; Required is the information about changes in wages and whether or not sampled employees benefited from training over the 7-year period; variables with monetary units are measured in the 2005 price level.

※ 변수의 설명
age = 연령; *gender* = 성별(남성=1; 여성=0); *edu* = 교육연수;
married = 결혼 여부(기혼=1; 미혼=0);
firm_size = 기업규모에 대한 구간자료(1-10 스케일)에 의거하여 로그환산한 값;
manufact. = 제조업(산업군 2); *mining* = 광공업, 건설업, 운수/창고/통신업(산업군 1);
others = 이 외의 산업(산업군 3); *training* = 직업훈련 수혜 여부(수혜=1; 미수혜=0);
n_grant = 순지원: net grant (grant-levy); *dln(wage)* = 임금 증가율=log($w(t+1)$)-log(w(t-1));
dln(wage2) = 임금 증가율=log($w(t+2)$)-log(w(t-1)); *industry* = 산업 구분(1-3);
mon_wage(t-1) = 기준연도 1년 전의 월임금(monthly wage), 만원 단위;
mon_wage(t+1) = 기준연도 1년 후의 월임금;
mon_wage(t+2) = 기준연도 2년 후의 월임금;
*year*99 = 1999년인 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0임;
*year*00 = 2000년인 경우 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우 0임.

[Figure 1] Trends in the Ratio of OJT Recipients During the Sample Period



Note: Estimates from Korean Labor & Income Panel Study (KLIPS).

여기서 주요 재정변수인 '*n_grant*'는 순지원, 즉 기업이 당면하는 보험료율과 잠재적 훈련수혜액 간의 격차를 의미하는데, 많은 기업이 0에 직면하는 반면 일부의 기업들은 양의 순지원을 받게 되므로 전체 평균은 소폭의 양의 값(0.14)을 갖게 된다. 훈련 전후 기간 간 실질임금의 성장률은 11%에 이르고 있는데, 이는 약 2년간 명목임금의 성장률에서 물가상승률을 차감한 값에 해당한다.

훈련 관련 정부의 재정지원 수준을 의미하는 순지원율의 상승과 함께 [Figure 1]에서 보듯이 훈련수혜의 절대수준이 전반적으로 증가하고 있다. 패널자료의 특성상 개인들의 연령은 연도가 지날수록 상승하게 되는데, 인적자본이론에 따르면 훈련의 수혜가 연령에 역으로 의존하므로, 이 점을 감안하면 분명히 노동시장과 관련한 구조적 변화가 발생하고 있음을 파악할 수 있다. 본고에서는 이러한 변화가 정부의 재정사업과 관련이 있는지 파악해 보고자 한다.

가. 훈련참여 결정식(participation equation)의 추정

1) 프로빗모형 결과

다음으로 <Table 7>에서는 훈련참여식을 위에서 언급한 프로빗모형을 이용하여 추정하고 있다. 먼저 훈련수혜 추정식에서 순지원율만을 포함하여 분석한 결과 매우 강한 양의 지원효과를 얻을 수 있었고(모형 (1) 참조), 개인적 특성을 통제

〈Table 7〉 Estimates of Participation Equation Using a Probit Model

Dependent Variable = *training*: *training* = 1 for participation

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
n_grant	0.473***	0.544***	0.071	0.410*	0.192	0.517**	0.317
	(0.153)	(0.155)	(0.208)	(0.233)	(0.235)	(0.242)	(0.244)
age	----	-0.023***	-0.022***	-0.022***	-0.022***	-0.021***	-0.022***
		(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
gender	----	0.169***	0.209***	0.211***	0.239***	0.233***	0.263***
		(0.030)	(0.053)	(0.053)	(0.054)	(0.054)	(0.055)
edu	----	0.005	-0.006	-0.006	-0.007	-0.007	-0.008
		(0.004)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
married	----	0.329***	0.321***	0.320***	0.315***	0.323***	0.317***
		(0.036)	(0.063)	(0.063)	(0.064)	(0.063)	(0.064)
firm_size	----	----	0.259***	-1.736	-1.851*	-1.689	-1.821*
			(0.016)	(1.059)	(1.074)	(1.062)	(1.077)
firm_size2	----	----	----	0.881*	0.931**	0.863*	0.921**
				(0.460)	(0.465)	(0.461)	(0.466)
firm_size3	----	----	----	-0.163**	-0.170**	-0.160**	-0.169**
				(0.080)	(0.081)	(0.080)	(0.081)
firm_size4	----	----	----	0.010**	0.011**	0.010**	0.011**
				(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
unemp.	----	----	----	----	-0.260***	----	-0.261***
					(0.032)		(0.032)
manufact.	----	----	----	----	----	-0.069	-0.088
						(0.054)	(0.055)
mining	----	----	----	----	----	-0.135*	-0.130*
						(0.072)	(0.073)
Constant	-1.285***	-0.861***	-2.055***	-0.475	0.648	-0.502	0.637
	(0.027)	(0.077)	(0.171)	(0.811)	(0.835)	(0.814)	(0.838)
#Obs	14602	14599	5191	5191	5191	5191	5191

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

하더라도 그 효과의 규모와 강도에서 큰 변화가 없음을 알 수 있다(모형 (2) 참조). 본 추정치를 표본의 평균치에서 해석해 보면, 순지원율이 1%p 증가하면 훈련참여율이 약 9%p 가량 증가함을 얻을 수 있다. 이는 임금의 1%만큼 훈련 시 혜택을 더 주는 경우 그만큼 훈련참여를 활용하지 않을 이유가 작아지기 때문이다. 다음으로 기업규모만을 통제한 경우 지원효과가 1.2%p로 약화되나(모형 (3) 참조), 이는 부분적으로 기업규모 관련 변수의 결측치가 많아서 표본 수가 감소한 것과

관련이 깊다. 그럼에도 불구하고 모형 (4)에서 보듯이 기업규모와 관련한 다양한 비선형성을 통제할 경우, 거의 원래 수준으로 지원효과가 복원됨을 알 수 있다.[13] 즉, 표본의 수가 작아서 유의성이 저하되지만 여전히 지원의 절대적 규모효과는 그대로 유지되는 것으로 보인다. 나머지 열들에서 보다 세부적인 요인들을 통제하고 있으나, 대체적으로 큰 변화 없이 지원효과를 포착하고 있다.

이 밖에 기타 결과로서, 예상처럼 여성보다 남성의 경우 훈련을 보다 높은 확률로 받게 됨을 보이고 있다. 이는 여성인력의 장기근로 가능성이 낮음에 따른 기업의 반응으로 판단되며, 선진국들의 연구와 일치한다. 다음으로, 표본 연령대에서 나이가 증가함에 따라 훈련참여 가능성이 하락하는 것을 확인할 수 있는데, 이는 인적자본이론의 함의에 지극히 부합하는 결과로서, 개인의 생애기간을 고려하면 인적자본 축적의 효과가 말기보다는 초기에서 높기 때문이다(Lee[2008] 참조). 역시 교육수준이 높은 근로자들이 보다 많이 훈련의 수혜 대상이 됨을 보이고 있다.

기업규모에 관한 광범위한 문헌의 맥락에서 본 결과를 해석할 수 있다. 본 모형에서는 기업규모에 관한 스케일 변수(1,2..,10)를 이용하여 기업규모에 관한 평균값을 추산(imputation)하여 통제하였는데 이 경우에도 *n_grant*의 양의 효과가 사라지지 않고 있다. 문헌의 결과는 기업규모에 따라 통상적으로 훈련실시가 증가하는 것으로 알려져 있으나, 본 연구에서 살펴본 바에 따르면 그러한 경향이 동시에 발견되며, 여기서 더 나아가 기업규모에 따른 효과와 별도로 정부에 의한 순지원혜택(net grant)이 상승하여 훈련 실시 및 수혜가 증가하는 효과가 존재함을 의미한다.

종합적으로 어디까지 통제하는가에 따른 약간의 변동성이 존재하지만 순지원의 훈련참여 유도의 효과는 통계적으로 유의하며 또한 경제적으로도 유의미한 것으로 파악된다.

한편, 실업률 변수를 통제하는 경우, *n_grant*의 양의 효과가 어느 정도 유지되기는 하지만 통계적 유의성 면에서 상당부분 약화되는 경향이 일관적으로 관측되고 있다. 실업률 변수의 추정치는 유의성이 높은 음수를 시현하고 있는바, 이는 우리나라에서 훈련의 실시 여부가 주로 경기순응적으로 발생하고 있음을 시사하는 결과로서, 주요 선진국들에서 나타나는 경기역행적 경향과 배치되는 결과라 판단된다. 본 연구의 표본기간이 그리 길

13) 본 연구에서는 기업규모에 따라 순지원율이 어떠한 특정점을 기준으로 급격히 바뀌는 경향이 존재하므로 이러한 재정정책의 효과와 기업규모에 따른 효과를 충분히 분리하여 통제하기 위해 *firm_size* 변수를 이용하고, 이에 더하여 4차승까지 포함하여 통제하였다.

지 않아 확정적으로 언급하는 것은 어려우나 아마도 기업의 훈련실시가 현금흐름이 양호한 시점에 중점적으로 발생하는 것으로 보이는바, 경기변동이론의 관점에서 향후 보다 본격적인 연구가 필요하다고 판단된다.

본문에서는 보고하지 않았지만 훈련참여에 미치는 여러 가지 개인적 요인들, 기업 고유의 특성 또는 거시경제적 경기변동의 의미 등을 개별적으로 고려한 회귀분석도 실시한 결과, 문헌의 공통적 결론들과 부합하는 결과를 얻고 있다. 지면관계상 개별 모형의 설명 및 결과 보고는 생략한다.

2) 고정효과 로짓모형 결과

<Table 8>에서는 기업이 당면하는 순지원율과 개인의 고정효과(fixed effect)가 상관관계를 가질 가능성을 고려하여 분석하고자 한다. 즉, 기업규모별로 개인들의 구성이 이질적일 수 있으며, 이러한 점을 고려하여 정부의 순지원율이 결정되었을 개연성을 감안한다. <Table 8>에서는 이를 통제하기 위해 고정효과 로짓모형(logit model)을 이용하여 훈련참여식을 추정하여 열 1, 2에 보고하며, 참고로 고정효과가 아닌 임의효과모형을 적용한 결과를 오른편에 보고한다.

어느 정도 예측할 수 있듯이, 고정효과를 고려하더라도 이것이 훈련수혜 여부와 직접적 상관관계를 갖지 않으면 추정치에서 큰 변화를 일으키지 않으며 유의성에서도 그다지 차이가 없다. 대부분의 개인특성이 시간에 대해 고정적이거나 변이(variation)가 미미하므로 이들 변수들의 계수는 추정되지 않거나 통계적으로 무의미한 추정치를 훈련참여 방정식의 추정으로부터 얻게 된다. 따라서 열 1, 2에서는 주요 변인이 되는 *n_grant*와 실업률 u에서의 변화만을 고려한 추정치를 보고하였다. 본 추정치를 표본의 평균치에서 해석해 보면, 순지원율이 1%p 증가하면 훈련참여율이 작게는 약 5.4%p에서 크게는 18%p 가량 증가함을 얻을 수 있다. 이는 통상모형에 비해 고정효과를 고려할 경우 추정치가 더 상승함을 의미한다. 현 단계에서 이러한 차이를 명확히 설명하는 것은 쉽지 않으므로, 모형의 특성과 관계없이 유의한 결과를 얻은 점만을 강조하고자 한다.

나. 임금효과의 추정

1) 임금성장률 방정식의 추정

<Table 9>에서는 연도 간 임금수준의 차감을 통한 임금성장률 방정식을 추정함으로써, 훈련참여(*training* 변수 참조)의 임금효과에 대한 추정 결과를 보고하고 있다. 앞서 훈련참여식에서와 다소 다르게, 개별 요인들을 통제하기 전에는 훈련의

〈Table 8〉 Estimates of Participation Equation Using a Fixed-Effect Logit Model
Dependent Variable = *training*: *training* = 1 for participation

Variables	fixed effect model		random effect model					
	Model 1	Model2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
n_grant	1.850***	1.186***	1.643***	1.810***	1.822***	0.988*	0.988*	0.555
	(0.446)	(0.453)	(0.370)	(0.368)	(0.366)	(0.516)	(0.516)	(0.521)
age	----	----	----	-0.034***	-0.051***	-0.044***	-0.044***	-0.046***
				(0.004)	(0.005)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
gender	----	----	----	0.456***	0.375***	0.458***	0.458***	0.529***
				(0.094)	(0.094)	(0.126)	(0.126)	(0.129)
edu	----	----	----	----	0.016	-0.011	-0.011	-0.013
					(0.012)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
married	----	----	----	----	0.708***	0.631***	0.631***	0.625***
					(0.102)	(0.146)	(0.146)	(0.148)
firm_size	----	----	----	----	----	-4.461*	-4.461*	-4.708*
						(2.562)	(2.562)	(2.590)
firm_size2	----	----	----	----	----	2.289**	2.289**	2.386**
						(1.105)	(1.105)	(1.117)
firm_size3	----	----	----	----	----	-0.425**	-0.425**	-0.439**
						(0.190)	(0.190)	(0.192)
firm_size4	----	----	----	----	----	0.027**	0.027**	0.028**
						(0.011)	(0.011)	(0.011)
unemp.	----	-0.475***	----	----	----	----	----	-0.557***
		(0.050)						(0.071)
Constant	----	----	-3.353***	-2.367***	-2.370***	-0.775	-0.775	1.670
			(0.098)	(0.183)	(0.234)	(1.972)	(1.972)	(2.015)
#Obs	3385	3385	14602	14602	14599	5191	5191	5191

Note: Standard errors in parentheses. * means statistical significance at 10%, ** at 5%, and *** at 1%. *net_grant*=Net Grant; *firm_size*=Size of Firms; Industry Group Ⅱ(manu) represents manufacturing; Industry Group Ⅲ (mining) includes mining, construction, transportation/warehousing/ telecommunications; Industry Group Ⅰ (others) includes all industries other than manufacturing, mining, construction and transportation/ warehousing/ telecommunications.

효과가 크게 나타나는 경향이 있으나, 많은 변수들을 고려하여 통제하게 되면 추정치의 크기가 5.7%에서부터 1.9% 정도까지 감소하는 양상을 보여준다. 이는 곧 임금에 영향을 미치는 요인들이 고정효과 외에도 다양함을 암시한다.

<Table 9>에서는 실질임금의 성장률인 *dln*(*wage*)를 이용하여 추정하였다. 나머지 개인적 특성의 요인으로서 대체적으로 임금 증가율이 남성의 경우 다소 빠르고, 연령에 따라 증가율이 둔화되는 모양을 보임을 제시하고 있다. 기업규모를 통제한 후 추정하더라도 결과에 있어서 차이가 없는 것으로 보인다. 본 연구에서는

〈Table 9〉 Effects of Training on Wages

Dependent Variable: Wage Growth Rate = *dln(wage)*

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
training	0.057***	0.043***	0.030**	0.031**	0.019	0.019
	(0.009)	(0.009)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
age	----	-0.009***	-0.005	-0.005	-0.005	-0.005
		(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
age2	----	0.000*	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
gender	----	0.007	0.008	0.007	0.011	0.012
		(0.006)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
edu	----	-0.000	0.001	0.001	0.000	0.000
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
married	----	0.019**	0.001	0.002	0.003	0.003
		(0.008)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)
firm_size	----	----	0.006**	0.393***	0.368**	0.372**
			(0.003)	(0.151)	(0.150)	(0.150)
firm_size2	----	----	----	-0.168**	-0.156**	-0.158**
				(0.068)	(0.068)	(0.068)
firm_size3	----	----	----	0.029**	0.027**	0.027**
				(0.012)	(0.012)	(0.012)
firm_size4	----	----	----	-0.002**	-0.002**	-0.002**
				(0.001)	(0.001)	(0.001)
unemp.	----	----	----	----	-0.035***	-0.035***
					(0.005)	(0.005)
manufact.	----	----	----	----	----	0.001
						(0.011)
mining	----	----	----	----	----	-0.006
						(0.014)
Constant	0.104***	0.363***	0.252***	-0.023	0.136	0.133
	(0.003)	(0.041)	(0.069)	(0.127)	(0.128)	(0.128)
#Obs	14602	14599	5191	5191	5191	5191
R^2	0.003	0.024	0.025	0.026	0.036	0.036

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; First Difference OLS estimation.

기업규모에 따라 임금수준이 큰 폭으로 차별화되는 경향이 존재하므로(Oi[1999]), 이를 충분히 통제하기 위해 *firm_size* 변수를 이용하고, 이에 더하여 4차승까지 포함하여 비선형효과를 최대한 통제하고자 하였다.

훈련수혜 여부에 따른 임금 증가효과를 살펴본 결과, 대부분 상당한 규모의

양의 값을 갖고 있으며, 통계적 유의성을 갖는 경우도 나타나고 있다. 또한 거시경제적 변동성을 모형에 통제하였을 때(변수 *unemp* 참조) 유의성이 감소하나 상당한 크기의 경제적 효과가 여전히 발견된다. 그리 길지 않은 시계열에서 경기변동성을 통제하는 것이 자칫 추정치에 과도한 영향을 줄 수 있으므로 향후 보다 긴 시계열을 이용한다면 보다 편의가 없는 결과를 얻을 것으로 판단된다. 표본 수의 부족으로 인해 결과적으로 더 강한 유의성을 갖는 데 실패하는 모형도 있으나, 그럼에도 불구하고 이처럼 훈련효과가 상당한 규모를 가지고 임금을 상승시키는 효과가 있는 것으로 적어도 본 회귀분석에서는 나타나고 있다. 본 결과는 고정효과를 통제한 후 얻은 결과이므로, "훈련의 제공이 보다 능력 있고 유망한 근로자에게 집중되었으나 이러한 요인이 관측 불가능하여 본 회귀식에서 나타났을 가능성"(예: Altonji and Spletzer[1991])을 제기하기는 어려울 것으로 판단된다.

2) 고정효과모형을 이용한 임금효과 추정

<Table 10>에서는 앞의 <Table 9>에서와는 달리, 임금수준에 대해 개인 간 이질성이 존재함을 허용하는 고정효과모형을 이용하여 훈련참여에 의한 임금효과를 추정하고 있다. 즉, 지금까지 훈련의 임금효과를 추정하는 데 있어서 개인의 고정효과(fixed effect)가 임금수준과 밀접한 상관관계를 지닌다는 노동경제학에서의 주장에 근거하여 이를 연도 간 차분(differencing)을 통해 제거한 후 추정하는 방법론을 취하였다. 이러한 방법론은 특히 생애주기모형에서 관측 불가능한 고정효과인 잠재가격의 통제기법에서 적용되고 있으며, 많은 패널자료를 이용한 기법에서 논의되고 있는 신빙성 있는 대안으로 간주되고 있다. 이러한 이점에도 불구하고 '개인 내에서의 변이(within-variation)'를 보다 직접적으로 활용하는 고정효과모형을 이용하여 사업효과를 추정하는 시도를 해보기로 한다. 이는 곧 전반적 효과의 신뢰도를 높이기 위한 일종의 민감도 분석작업이라 볼 수 있다. 이를 위해 먼저 표본의 개인자료를 고정효과모형의 추정을 위한 패널자료 분석에서 가정하는 방식으로 개인의 이력에 따라 개인별 그리고 해당 개인에 대해 연도별로 정렬한다. 그 다음, 고정효과모형의 추정결과를 보고하기로 한다. 전반적으로 일차차감모형에 비해 다소 낮은 값을 보이나 큰 차이 없이 임금효과를 지지하는 결과라 판단된다.

3) 장기임금효과 추정 결과

다음으로 위와 사실상 동일한 방식으로 훈련실시 2년 후의 임금효과를 추정

〈Table 10〉 Effects of Training on Wages Using a Fixed-Effect Model;
Dependent Variable: log of Wages = *ln(wages)*

Variable	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
training	0.057***	0.017**	0.013	0.014	0.014	0.013	0.015*
	(0.009)	(0.008)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.008)
age	----	0.137***	0.150***	0.150***	0.144***	0.144***	0.131***
		(0.005)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(0.006)
age2	----	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
edu	----	0.001	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	0.001
		(0.002)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.002)
married	----	0.047***	0.055*	0.056*	0.056*	0.053*	0.046***
		(0.016)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.016)
firm_size	----	----	0.007	0.302	0.300	0.311	----
			(0.005)	(0.194)	(0.194)	(0.194)	
firm_size2	----	----	----	-0.107	-0.105	-0.110	----
				(0.085)	(0.085)	(0.085)	
firm_size3	----	----	----	0.017	0.016	0.017	----
				(0.015)	(0.015)	(0.015)	
firm_size4	----	----	----	-0.001	-0.001	-0.001	----
				(0.001)	(0.001)	(0.001)	
unemp.	----	----	----	----	-0.019***	-0.019***	-0.020***
					(0.007)	(0.007)	(0.003)
manufact.	----	----	----	----	----	0.048*	0.021
						(0.029)	(0.013)
mining	----	----	----	----	----	-0.021	0.004
						(0.036)	(0.017)
Constant	4.971***	1.429***	1.177***	0.897***	1.207***	1.173***	1.761***
	(0.002)	(0.109)	(0.216)	(0.259)	(0.281)	(0.281)	(0.124)
#Obs	14602	14599	5191	5191	5191	5191	14599
R^2	0.004	0.168	0.206	0.207	0.210	0.211	0.171
#Indivisuals	4904	4904	2648	2648	2648	2648	4904

Note: Standard errors in parentheses; fixed effect estimation.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

하였다. 즉, 보다 장기적인 훈련효과를 파악해 보기 위한 시도라 볼 수 있다. <Table 11>은 이에 대한 추정 결과를 요약하고 있다.

추정치를 보면, 모형의 설정(specification)과 관계없이, 앞서 기준시점에서 1년이 지난 시점에서의 분석 결과에 비해 다소 작은 값을 지니는 듯한 양상을 보여주고 있다. 아마도 훈련의 효과가 시간이 지남에 따라 적어도 더 강해지지 않는다는 상식과

〈Table 11〉 Effects of Training on Wages

Dependent Variable = *dln(wage2)*

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
training	0.070***	0.050***	0.007	0.007	0.006	0.006
	(0.010)	(0.010)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)
age	----	-0.007***	-0.008***	-0.008***	-0.007***	-0.005
		(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.004)
age2	----	----	----	----	----	-0.000
						(0.000)
gender	----	0.015**	0.028**	0.028**	0.032***	0.031**
		(0.007)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
edu	----	-0.000	0.001	0.001	0.001	0.001
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
married	----	0.016*	0.001	0.001	0.002	-0.002
		(0.008)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.016)
firm_size	----	----	0.014***	0.216	0.238	0.240
			(0.003)	(0.176)	(0.176)	(0.176)
firm_size2	----	----	----	-0.082	-0.092	-0.093
				(0.079)	(0.079)	(0.079)
firm_size3	----	----	----	0.013	0.015	0.015
				(0.014)	(0.014)	(0.014)
firm_size4	----	----	----	-0.001	-0.001	-0.001
				(0.001)	(0.001)	(0.001)
manufact.	----	----	----	----	0.008	0.008
					(0.012)	(0.012)
mining	----	----	----	----	-0.030*	-0.030*
					(0.016)	(0.016)
Constant	0.150***	0.419***	0.353***	0.203	0.188	0.149
	(0.004)	(0.017)	(0.034)	(0.129)	(0.129)	(0.149)
#Obs	12072	12069	4308	4308	4308	4308
R^2	0.004	0.041	0.052	0.053	0.054	0.054

Note: Standard errors in parentheses. * means it is statistically significant at 10%, ** at 5%, and *** at 1%. Standard errors in parentheses; First-Difference OLS estimation.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

부합한다고 볼 수도 있다. 또한 표본 수의 감소로 인해 추정치의 유의성이 보다 하락하고 있다. 그럼에도 불구하고 전반적으로 *dln(wage)*를 이용한 결과와 배치되지 않는 결과라 판단된다.

3. 강건성 점검(Robustness Check) 1: 기업규모 제약을 가한 표본 이용

가. 기초통계량

다음으로 기업규모에 따라 체계적인 이질성이 존재할 가능성을 고려하여 비교가 상대적으로 적절할 것으로 판단되는 규모의 기업에 속한 개인들만을 대상으로 분석을 시도하였다. 이는 앞서 얻은 결과들이 표본의 구축 시 보다 강화된 제약조건, 즉 아래와 같이 기업규모 70명에서 999명 사이의 규모를 가진 기업에 종사하는 개인들로만 국한해서 표본을 구축-분석하는 경우에도 유도된다면 보다 강한 결과로 해석할 수 있기 때문이다. 사실 지나치게 소기업인 경우, 사실상 자영업과 유사하여 고용을 통해 생산하는 통상적 기업과 거리가 있고, 또한 규모가 너무 큰 기업은 기업여건 면에서 타 기업들에 비해 많은 차이가 있다는 직관적 판단에 의해서이다. 기업규모에 대한 제약과 명확히 기업규모를 보고한 개인들로 표본을 국한한 탓에 전체 표본 수는 1,670개로 매우 줄어들게 된다. 본 표본(향후 표본 2로 지칭함)에 대한 기초통계량이 <Table 12>에 제시되어 있다.[14)]

표본 2에서도 훈련을 받은 경험이 있는 근로자는 11%에 그치고 있다. 그리고 보다 직접적으로 지난 서베이 시점 이후 현재까지의 기간 동안에만 훈련을 받은 경험이 있는 근로자도 거의 유사한 11.6%에 해당한다. <Table 12>의 기초통계량을 살펴보면, 전반적으로 표본제약에도 불구하고 <Table 6>과 그다지 다르지 않은 양상을 시현하고 있음을 알 수 있다.

나. 훈련참여식의 추정

<Table 13>에서 볼 수 있듯이, 훈련참여에 관한 식을 추정한 결과, 앞서의 규모에 대한 제약이 없는 표본으로부터 얻은 결과에 비해 예상한 대로 유의성 면에서 낮은 결과를 얻고 있다. 동시에 추정치의 크기에서도 보다 작은 값을 얻고 있으나 여전히 부호에 있어서는 모형의 설정과

14) 본 절에서는 두 가지 측면에서 '준실험적 접근법(quasi-experimental approach)'의 특성을 지니도록 모형의 구축을 시도하고 있다. 첫째, 훈련의 수혜 여부를 가급적 외생적으로 발생한 것으로 간주할 수 있도록 특정 사건(event)을 이용한 변이에 초점을 둔다. 둘째, 특정 효과가 법 또는 제도상의 외생적 이유로 인해 특정점을 분기점으로 하여 분기점 전후로 효과가 뚜렷하게 나타날 수밖에 없는 상황을 이용하여 특정 제도의 효과를 가급적 기타 요인을 충분히 통제한 후 식별하는 접근법을 취하였다. 즉, 기업규모에 있어서 특정 수준, 예를 들어 150인을 중심으로 그 이하와 그 이상 집단을 상정하되 149인의 기업과 151인의 기업 간에는 기업규모에 의한 차이는 사실상 존재하지 않는 것으로 보아도 무방하나, 제도의 효과는 뚜렷하게 차이가 나므로, 이러한 제도의 효과를 포착하는 방법(일종의 회귀단절접근)이라 할 수 있다.

〈Table 12〉 Descriptive Statistics－Sample 2

Variables	N	Average	Std. Err.	Minimum	Maximum
age	1670	37.67	10.11	18	65
gender	1670	0.68	0.47	0	1
edu	1670	14.26	3.52	0	22
married	1670	0.71	0.45	0	1
firm_size (log)	1670	5.57	0.71	4.44	6.62
unemp. (%)	1670	4.09	0.89	3.3	6.3
manufact.	1670	0.38	0.49	0	1
mining	1670	0.17	0.38	0	1
others	1670	0.44	0.50	0	1
training=1	1463	0.11	0.32	0	1
n_grant	1670	0.21	0.18	0.08	0.68
ln(wage)	1670	5.07	0.55	2.83	7.07
dln(wage)	1670	0.12	0.32	-1.84	1.86
dln(wage2)	1398	0.17	0.34	-2.33	2.13
indus	1670	1.73	0.74	1	3
mon_wage(t-1)	1670	145.22	87.47	23	1000
mon_wage(t+1)	1670	176.26	108.91	15	1100
mon_wage(t+2)	1398	198.05	119.36	10	1150
year99	1670	0.13	0.33	0	1
year00	1670	0.12	0.33	0	1
year01	1670	0.13	0.33	0	1
year02	1670	0.16	0.33	0	1
year03	1670	0.16	0.37	0	1
year04	1670	0.15	0.36	0	1
year05	1670	0.19	0.39	0	1

관계없이 양의 값을 얻고 있어 훈련의 실시 여부가 정부의 재정정책에 반응함을 파악할 수 있다.[15)]

15) 본 추정치를 표본의 평균치에서 해석해 보면, 순지원율이 1%p 증가하면 훈련참여율이 작게는 0.4%p에서 크게는 7.8%p 가량 증가함을 얻을 수 있는데, 이는 앞서 얻은 결과들에 비해 규모 면에서 작으며 유의성 면에서 낮다.

〈Table 13〉 Participation Equation Estimation

Dependent Variable = *training*: *training* = 1 for participation

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	FE+
n_grant	0.020 (0.232)	0.105 (0.239)	0.197 (0.243)	0.162 (0.267)	0.002 (0.269)	0.471 (0.957)
age	----	-0.038*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	----
gender	----	0.109 (0.100)	0.106 (0.101)	0.104 (0.101)	0.134 (0.102)	----
edu	----	-0.014 (0.014)	-0.014 (0.014)	-0.014 (0.014)	-0.017 (0.014)	----
married	----	0.567*** (0.125)	0.563*** (0.125)	0.566*** (0.125)	0.549*** (0.126)	----
firm_size2	----	----	----	2.446 (1.493)	2.410 (1.511)	----
firm_size3	----	----	----	-0.589 (0.361)	-0.580 (0.366)	----
firm_size4	----	----	----	0.040 (0.024)	0.039 (0.025)	----
firm_size	----	----	0.134** (0.065)	----	----	----
unemp	----	----	----	----	-0.246*** (0.064)	----
Constant	-1.216*** (0.067)	-0.156 (0.256)	-0.956** (0.466)	-12.489* (7.319)	-11.253 (7.405)	----
#Obs	1463	1463	1463	1463	1463	195

Note: Standard errors in parentheses; Probit MLE estimation.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
+: FE = Fixed Effect Logit Model

다. 임금효과의 추정

본 표본에서의 훈련의 임금효과 또한 훈련참여식에서와 유사하게, 유의성 면에서에서 다소 작은 값을 얻고 있으나, 통제변수의 범위를 줄이는 경우 상당한 유의성을 발견할 수 있었고 동시에 추정치의 규모도 그다지 감소하지 않는 것으로 나타났다(Table 14 참조).

〈Table 14〉 Effect of Training on Wages

Dependent Variable = *dln(wage)*

Variables	Difference Model				Fixed-Effect Model			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
training	0.050	0.011	0.011	0.011	0.066**	0.049*	0.042	0.041
	(0.032)	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.026)
age	----	0.053***	0.054***	0.054***	----	-0.010	-0.009	-0.010
		(0.005)	(0.006)	(0.007)		(0.007)	(0.007)	(0.007)
age2	----	----	----	----	----	0.000	0.000	0.000
						(0.000)	(0.000)	(0.000)
gender	----	0.000	0.000	0.000	----	0.024	0.025	0.024
		(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.018)	(0.018)	(0.018)
edu	----	0.003	0.003	0.003	----	0.003	0.003	0.002
		(0.008)	(0.008)	(0.008)		(0.002)	(0.002)	(0.002)
married	----	0.089*	0.090*	0.090*	----	-0.012	-0.014	-0.013
		(0.053)	(0.053)	(0.053)		(0.025)	(0.025)	(0.025)
firm_size	----	----	0.000	0.000	----	----	0.000	0.000
			(0.000)	(0.000)			(0.000)	(0.000)
firm_size2	----	----	-0.390	-0.389	----	----	-0.321	-0.326
			(0.300)	(0.300)			(0.265)	(0.265)
firm_size3	----	----	0.091	0.091	----	----	0.079	0.080
			(0.073)	(0.073)			(0.064)	(0.064)
firm_size4	----	----	-0.006	-0.006	----	----	-0.005	-0.005
			(0.005)	(0.005)			(0.004)	(0.004)
unemp.	----	----	----	0.002	----	----	-0.021**	-0.022**
				(0.014)			(0.009)	(0.009)
manufact.	----	----	----	----	----	----	----	-0.023
								(0.018)
mining	----	----	----	----	----	----	----	0.006
								(0.024)
Const.	5.074***	2.976***	4.979***	4.943***	0.120***	0.349***	1.938	1.972
	(0.007)	(0.222)	(1.470)	(1.493)	(0.009)	(0.128)	(1.300)	(1.303)
#Obs	1463	1463	1463	1463	1463	1463	1463	1463
R^2	0.005	0.185	0.191	0.191	0.004	0.032	0.038	0.040
#pid	951	951	951	951	----	----	----	----

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. 강건성 점검 2: 도구변수를 이용한 추정

분량 제약으로 보고하지 않았지만, '외생적' 재정정책변수인 순훈련지원 변수를 도구변수(instrumental variable)로 이용한 추정도 시도하였다. 즉, 훈련수혜 여부 변수를 내생성(endogeneity) 문제가 존재하는 변수로 간주하고, 순수히 순훈련지원(*net grant*)이 높음에 의해서 훈련이 실시된 경우 과연 임금상승으로 연결되었는지를 점검하는 분석이다. 여기서 순훈련지원(*net_grant*) 변수 이외에 훈련 여부의 내생성 문제를 해결할 만한 다른 변수는 관련 문헌에서도 쉽사리 파악하지 못하고 있다.[16] 바로 이러한 이유로 인하여 회귀단절모형(regression discontinuity model)이 최근 문헌에서 고려되고 있으나, 표본 수의 제약상 완전한 회귀단절모형을 추정하는 것이 쉽지 않아 통상적인 도구변수법을 적용하여 추정하였다.

분석 결과, 훈련수혜가 양(+)의 효과를 의미하는 추정치를 얻었으나, 매우 큰 표준오차로 인해 유의성에서는 그다지 높지 않았는바, 이로부터 훈련효과의 규모에 대한 해석은 의미가 없다고 판단되며, 단지 참고할 만한 결과로 간주하고자 한다. 유사한 결과가 임금효과의 추정에서도 발견되고 있으나 추정치의 규모에 있어서 상식적으로 납득할 만한 규모를 넘어서는 정도인바 추정치의 부호 이상의 논의는 생략한다.

Ⅳ. 결론 및 논의사항

본 연구는 고용보험법령상의 훈련실시 인센티브를 활용하여 훈련수혜 여부 및 그 효과를 추정하였다. 노동패널자료 1~10차 연도의 표본 모두를 특정한 상황에 국한하지 않고 활용하는 방식의 계량분석을 실시하였다. 이를 위해 각 개별 근로자를 3~4년의 시간틀 내에서 관측하는데, 기준연도(t-1)의 개인특성 및 임금정보를 취득하고, 그 다음 연도(t)에서 훈련여부를 파악하고 그 이후 연도(t+1)에서 임금수준에 관한 정보를 얻는 방식으로 자료를 구축하여 추정을 시도하였다. 구축된 자료 분석을 통해 얻은 몇 가지 결론은 다음과 같다.

첫째, 훈련참여에 관한 분석을 통해 대체적으로 순지원율이 높은 기업에 종사하는 근로자들이 훈련을 받는 확률이 증가함을 확인하였으며, 훈련수혜 증가 여부에 있어서 통계적으로 유의한 경우가 많았다. 이러한 결과는 개인의 특성을 통제하는 경우에도 유의성에서 큰 변화가 없었다. 또한 예상과 달리 기업규모가 비

16) 즉, exact identification에 해당되는바, 본 연구에서는 도구변수에 대한 over-identification test를 통한 도구변수의 적절성 검정이 불가능하여 검정통계량을 제시하지 않는다.

교적 작은 경우에도 순지원율이 높은 표본이 적지 않았음에도 불구하고 유의성을 보이고 있었는바, 이러한 결과는 기업규모가 클 경우 훈련을 보다 많이 제공한다는 일반적으로 목격되는 '정형화된 사실(stylized fact)'에 의해 유도된 것이 아님을 자명하게 보여주고 있다. 본 결과는 고차항을 이용하여 기업규모를 충분히 통제한 후에도 나타나는 것으로서, 훈련 관련 재정지출이 가져온 효과라 판단된다.

둘째, 훈련수혜 여부의 차이를 표본기간 간 임금상승률에 회귀분석하거나 또는 임금수준에 고정효과모형을 적용하여 추정한 결과, 훈련수혜에 따라 통계적으로 유의한 증가가 발견되는 경향을 확인하였다. 즉, 기업규모에 따른 훈련량의 차이를 통제한 상황하에서 훈련 여부가 가져오는 임금 증가율 차이가 어느 정도 존재한다는 결과를 얻었다. 본 결과는 여타 연구에서와는 달리, 통제하기 불가능한 개인의 능력차이 그리고 이에 따른 훈련의 제공이라는 내생적 경로를 고정효과모형을 이용하여 통제한 결과이다. 본고에서 보고되지는 않았지만, 보다 확정적 논의를 위해 도구변수를 이용한 분석을 실시하였는바, 훈련의 효과에 대해서는 부호에 있어서 기대하는 대로 양의 값을 얻었으나, 유의성에 있어서는 약한 결과를 얻었다.

셋째, 표본에 대한 제약조건을 보다 강화하여 결과적으로 표본의 크기를 줄이게 되더라도, 지금까지 기술한 결과가, 비록 유의성에 있어서 감소함을 확인하였으나, 부호 및 추정치의 크기에 있어서 큰 차이가 없었다.

넷째, 개인의 이질성에 따른 여러 가지 내생성 문제를 해결하고자 고정효과모형을 이용하여 기업훈련의 임금효과를 추정한 결과, 횡단면 분석에서 얻은 결과에 비해 절댓값에서 다소 작은 값들을 보이고 있다. 즉, 고정효과모형에서 얻은 추정치의 값들은 개인의 고유특성과 무관하게 정부의 지원에 의해 유도된 훈련효과를 의미하는데, 횡단면 분석에 비하여 작게 나타난 패널-고정모형 추정치는 일면 개인의 특수성과 훈련참여 간에 상관관계가 존재함을 간접적으로 입증하는 결과로 해석할 수도 있다. 즉, 보이지 않는 개인적 특성이 양호할 경우 훈련의 실시와 양의 상관관계를 갖는다고 해석하는 것을 배제할 수 없다.

본 연구의 추정치들에 따르면, 훈련시장에서의 정부의 재정지원이 훈련의 증가로 이어졌고 또한 임금의 상승으로 이어졌을 개연성 또한 높은 것으로 보인다. 재정지출사업의 효과에 대한 명확한 판단을 하기 위해서는 보다 장기간 동안의 임금 변화를 파악하여야 하고, 이를 기초로 하여 비용-편익 분석을 실시해야 한다. 훈련의 내용 및 소요비용, 그리고 장기 임금 변화에 대한 분석이 가능하다면 비용-편익 분석이 가능할 것으로 판단되

며, 이에 관한 연구를 향후 연구과제로 남겨두기로 한다.

마지막으로, 이러한 한계점을 해결하기 위한 대안적 자료에 대해 논의해 보고자 한다. 만약에 본 논문에서 추구하였던 회귀단절(regression discontinuity)의 특성을 100% 살리고자 한다면, 본 논문에서 보이고 있는 순지원율(net_grant)의 변화가 촉발되는 경계선 근방에서 대표본을 추출할 수 있어야 한다. 이러한 대표본의 경우, 기업의 규모에 대한 통제가 필요하지 않고, 개인특성에 대한 적정 수준의 통제만으로 훈련의 효과를 식별해 내는 것이 보다 가능해질 수 있다.

참 고 문 헌

Kang, Changhui and Gyeongjoon Yoo, “Impact of the Korean Government’s Policy for Employee Training Promotion on Firms' Investments in Training,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 15, No. 3, Dec. 2009, pp.209~254. (in Korean)

Kim, Dong-Bae, “Determinants of Employee Formal Training,” *Journal of Business Research*, Vol. 7, No. 2, 2000, pp.119~134. (in Korean)

Kim, Ahn-Kook, “The Analysis of Productivity Effects of In-Firm Education and Training in Korea,” *KYONG JE HAK YON GU*, Vol. 50, No. 3, 2002, pp.341~367. (in Korean)

Kim, Ahn-Kook, “The Determinants of Corporate Training in Korea－Market Failure and State Intervention,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 1, 2008, pp.105~133. (in Korean)

Ryu, Jang-Soo, “The Size and Determinant Factors of Education－Training Investment in Korean Manufacturing Firms,” *KYONG JE HAK YON GU*, Vol. 45, No. 4, 1997, pp.227~249. (in Korean).

Yoo, Gyeongjoon and Chulin Lee, “The Estimation of the Effectiveness of Vocational Training for the Unemployed,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 1, 2008, pp.59~103. (in Korean).

김동배・노용진, 「인사관리 변화의 영향요인에 관한 연구」, 한국인사조직학회 춘계학술연구발표회 발표논문, 2002.

유경준・강창희・이철인, 「직업훈련 심층평가」, 연구자료, 한국개발연구원, 2009.

이병희・김동배, 「기업훈련지원제도의 특성과 효과에 관한 연구」, 연구자료, 한국노동연구원, 2004.

Acemoglu, D. and J. S. Pischke, “Why Do Firms Train? Theory and Evidence,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, Feb. 1998, pp.79~119.

Altonji, J. and J. Spletzer, “Worker Characteristics, Job Characteristics, and the Receipt of On-the-job Training,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, 1991, pp.58~79.

Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Columbia University Press (for NBER), New York, 1964.

Ben-Porath, Y., “The Production of Human Capital and the Life-Cycle of Earnings,” *Journal of Political Economy*, Vol. 75, 1967, pp.352~365.

Brown, C. and J. Medoff, “The Employer Size-Wage Effect,” *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 5, 1989, pp.1027~1059.

Chamberlain, G., "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *Review of Economic Studies* 47, 1980, pp.225~238.

Heckman, J., "A Life-cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, Part 2, 1976, pp.S11~S44.

_____, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, 1979, pp.153~161.

_____, "Program Evaluation, The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs," *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1999, pp.1865~2097.

Heckman J. and J. A. Smith, "Evaluating the Welfare State," NBER Working Paper No. W6542, 1998.

Heckman, J. and E. Vytlacil, "Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation," NBER Working Paper No. T0306, 2005.

_____, "Econometric Evaluation of Social Programs," in J. Heckman and E. Leamer (ed.), *Handbook of Econometrics*, North-Holland, 2007a.

_____, "Evaluating Marginal Policy Changes and the Average Effect of Treatment for Individuals at the Margin," Unpublished manuscript, Columbia University, 2007b.

Heckman, J., E. Vytlacil, and S. Urzua, "Understanding Instrumental Variables in Models with Essential Heterogeneity," *Review of Economics and Statistics*, Vol, 88, No. 3, 2006.

Incer, J., "Schooling, Experience and Earnings," Columbia University Press (for NBER), New York, 1974.

Lee, C.-I., "On-the-job Human Capital Investment and Intertemporal Substitution: New Evidence on Intertemporal Substitution Elasticity," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, No. 10, 2008, pp.3350~3375.

Mincer, J., "Schooling, Experience and Earnings," Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, New York, 1974.

Oi, W. Y., "Firm Size and Wages," O. Ashenfelter and D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, 1999.

Stevens, M., "A Theretical Model of On-the-job Training with Imperfect Competition," *Oxford Economic Papers*, Vol. 46, 1994, pp.537~562.

韓國開發硏究
제33권 제3호(통권 제113호)

공공수용 보상에 관한 유인체계 분석

이 호 준
(한국개발연구원 부연구위원)

Incentive Structures in the Compensation for Public Expropriation

Hojun Lee
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 기 발간된『공공수용제도 개선방안 연구(Ⅰ): 수용보상에 관한 유인체계 분석 및 개선방안』(정책연구시리즈 2010-04, 한국개발연구원, 2010)의 주요 내용을 수정·보완한 것임.

** 이호준: (e-mail) hojunlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 공공수용(Public Expropriation), 정당보상(Just Compensation), 권한위임(Authority Delegation), 감정평가(Appraisal)
• JEL Code: K11, C78, D82, R14
• Received: 2011. 2. 15 • Referee Process Started: 2011. 2. 18
• Referee Reports Completed: 2011. 8. 2

ABSTRACT

We study incentive structures of public developers and land owners in the process of public expropriations using a sequential game model. In the model, we show that there is an incentive for the public developer to give more compensation than just compensation that are defined by law. Also the model shows that there is an incentive for the land owners to revolt strategically against the public expropriation.

Then an ideal authority delegation model is introduced to resolve the problems, where an independent appraiser determines the compensation for the expropriation. In the real world, improving the independence of appraisal process is critical to make the system closer to the ideal authority delegation model. So this paper concludes by making a few policy suggestions to improve the current appraisal system.

본 연구에서는 토지수용 관련 보상액 산정과정과 관련한 이해구조를 순차게임 모형을 통하여 분석하였다. 우선 공공사업을 추진하는 수용자와 토지를 수용당하는 피수용자 모두가 특정한 조건하에서는 법에서 정하는 정당보상액에 비해서 많은 금액을 보상액으로 책정하고자 하는 유인이 존재할 수 있음을 모형을 통해 도출하였다. 또한 토지수용에 대한 피수용자의 반발 수준을 정하는 모형을 통해 피수용자가 보상금을 더 많이 받기 위해 전략적으로 갈등을 일으킬 유인이 존재함을 보였다.

그리고 이를 통해 과다보상의 문제를 해결하고 정당보상이 이루어지도록 하기 위해서는 수용자와 피수용자가 가지는 인센티브가 보상액 산정에 미치는 영향을 최소화할 필요가 있음을 보였다. 이를 바탕으로 현재의 감정평가제도의 문제점을 살펴보고 관련 제도 개선방향 등을 모색하였다.

Ⅰ. 서 론

「헌법」에서 정하는 바에 따르면, 공공의 필요에 의하여 사업을 추진함에 있어서 부득이한 경우 법률이 정하는 바에 따라 정당한 보상을 지급하여 민간의 토지(재산)를 수용할 수 있다.[1] 이때 「헌법」에서 명시하고 있는 정당한 보상에 대한 기준, 특히 보상절차나 보상액에 대한 기준에 대해 해당 토지소유자나 일반 국민들의 동의를 얻지 못한다면 사회적인 갈등과 분쟁을 야기할 수 있다. 공공수용에 따른 보상액을 토지소유자가 기대하는 정도에 비해 너무 적게 책정한다면 재산권을 침해당한 토지소유자의 강한 반발을 사게 된다. 또한 수용을 통한 공공사업 추진계획에 대해 일반 국민들에게 제대로 알리고 동의를 구하지 않거나, 사업을 추진하는 과정에서 과다한 보상액 책정으로 예산을 낭비하게 되면 납세자인 국민들의 강한 반발을 사게 된다.

이러한 갈등의 소지를 줄이기 위해 「공익사업을위한토지등의취득및보상에관한법률」을 비롯한 관련 법령에서 공공용지에 대한 매수, 수용 및 손실보상에 관하여 절차와 기준을 마련하고 있다. 이는 국민의 재산권을 보호하고 동시에 공공사업의 원활한 추진을 도모하기 위한 것이다.

하지만 공공수용과 관련한 개별 사례들이 너무 다양하여 법적 규정의 허점을 이용한 투기 및 이와 관련한 분쟁과 갈등은 여전히 지속되고 있다. 본 연구는 이러한 분쟁과 갈등의 근본 원인을 찾아내고 개선방안을 제시하는 데 목적이 있다. 이를 위해 우선 공공수용 제도 및 절차를 게임이론모형으로 단순화시켜 공공수용과 관련한 당사자들의 유인구조와 의사결정과정을 살펴본다. 이를 통해 어떠한 결과가 게임의 균형으로 도출되고, 만약 게임의 구조가 바뀌면 균형이 어떻게 바뀌는지 살펴보고자 한다.

본 논문에서는 우선 모형의 분석을 통해 수용자는 피수용자에게 법에서 의도하는 정당보상액보다 큰 액수의 보상액을 지급하려는 인센티브가 존재할 수 있음을 보인다. 또한 피수용자는 전략적으로 공공수용에 대하여 반발하고 갈등을 일으킬 유인이 존재할 수 있음도 보인다. 그리고 이 같은 인센티브를 차단하기 위한 이상적인 형태의 권한위임모형을 살펴본다. 여기서 이상적인 권한위임은 감정평가업무가 수용자나 피수용자의 이해관계에 영향을 받지 않을 때 도달된다. 하지만 현실에서는 이러한 이상적인 권한위임이 이루

1) "공공필요에 의한 재산권의 수용·사용 또는 제한 및 그에 대한 보상은 법률로써 하되, 정당한 보상을 지급하여야 한다."(「헌법」 제23조 제3항)

어지지 못하고 있음을 보였다. 그리고 이를 바탕으로 이상적인 형태의 권한위임에 보다 근접하기 위해서 제도적으로 개선해야 할 사항들을 살펴본다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 관련 선행 연구에 대해 간략히 살펴본 후, 제Ⅲ장에서는 본 연구의 기본모형을 제시한다. 공공수용절차와 관련하여 우선 법에서 정하고 있는 정당보상액 수준에 대해서 살펴본 후 수용자와 피수용자의 최적 선택으로부터 도출되는 보상액 수준이 정당보상액 수준과 차이가 날 수 있음을 보인다. 이어지는 제Ⅳ장에서는 피수용자가 공공수용에 대한 반발의 정도를 정할 수 있는 모형을 살펴보고, 이를 통해 피수용자는 전략적으로 공공수용에 대하여 반발하고 갈등을 일으킬 유인이 존재할 수 있음을 보인다. 제Ⅴ장에서는 보상액 책정과 관련한 권한을 제3자인 평가자에게 위임함으로써 정당보상을 달성하고 갈등을 줄일 수 있는 이상적인 모형을 보이고, 현재의 제도가 보다 이상적인 형태에 근접하기 위한 제도 개선방향을 모색한 후, 제Ⅵ장에서 논의를 마무리 짓는다.

Ⅱ. 관련 선행 연구

토지수용과 관련하여 법학과 경제학 분야에서 선행 연구가 진행되었다. 그동안 국내 문헌에서는 주로 법학자들을 중심으로 토지수용과 관련된 정당보상에 대한 연구[2)]가 많이 진행되어 온 반면, 일부의 국내 문헌과 해외 문헌에서는 경제학적인 접근도 함께 시도되어 왔다.

그중에서도 Shavell(2010)과 Miceli and Segerson(2007)의 두 연구가 본 연구와 밀접한 관련이 있다. Shavell(2010)은 정부가 공공사업을 위해 토지를 수용할 때 원토지소유주와의 협상을 통하거나 토지수용권(Eminent Domain)을 사용하는 등의 두 가지 방법에 대해 모형을 세우고 토지가치에 대한 정보의 비대칭하에서 각각의 방식이 어떠한 장단점이 있는지 분석하였다. 또한 원토지소유주의 수가 소수인지 다수인지에 따라 모형의 결과가 달라짐을 보였다. Miceli and Segerson(2007)에서는 버티기 문제(holdouts)가 존재할 때 이 같은 문제가 토지수용자와 소유주 사이의 협상력에 미치는 영향에 대해서 분

2) 국내의 대표적인 연구로는 정희남 외(2008), 지대식 외(2006), 신봉기(2005), 허강무(2008), 강교식(2006) 등이 있다. 이들은 대부분 토지보상과 관련하여 제도, 판례, 설문조사 등을 근거로 제도적・법학적인 논의를 주로 하고 있다는 점에서 본 연구와 차이가 있다. 경제학적인 논의를 중심으로 하는 본 연구의 특성상 이들 문헌에 대한 자세한 정리는 생략한다. 토지보상과 관련한 국내 문헌에 대해서는 정희남 외(2009)에 잘 정리되어 있다.

석하였다. 개발의 규모에 따라 버티기 문제의 심각성이 달라지고 이에 따라 두 당사자 간의 협상력이 변화됨을 보였다. 이 두 연구는 토지소유자가 협상을 지연함으로써 공공사업의 진행을 방해할 수 있다는 점을 이용하여 협상력을 강화시킬 수 있음을 보였다는 점에서 본 연구와 상당한 관련이 있다. 하지만 본 연구에서는 국내 토지수용제도의 특성을 포함하여 게임이론적인 접근을 하였다는 데 위 연구들과 차이가 있다. 특히 국내 토지수용제도에서는 공공사업자와 토지소유자 사이의 보상금 산정 관련 협상을 엄격히 제한하고 있으며, 산정된 보상금액에 대해서도 토지소유자는 받아들일지 아니면 조정의 단계를 거칠지만 결정할 뿐 위 연구들에서 가정하고 있는 추가적인 협상 등은 불가능하다. 이 같은 협상과정의 특성을 반영하여 모형을 제시하였고, 이에 따라 결론을 도출하고 있다. 즉, 국내의 제도를 바탕으로 수용보상금과 관련한 이해관계를 경제학적 모델을 바탕으로 체계적으로 분석하였다는 점에서 본 연구는 기존의 법학적·경제학적 연구들과 차별성을 가진다.

Ⅲ. 기본이론모형

본 장에서는 토지수용과 관련한 게임이론모형을 설정하고, 이를 통해 수용과 관련한 이해관계를 분석하여 모형에서의 균형은 어떠한지 살펴보고자 한다. 구체적으로 말해서 정부 및 공공수용자(이하 "수용자"라 한다), 잠재적으로 자신의 토지를 수용당할 수 있는 토지소유자(이하 "피수용자"라 한다), 그리고 분쟁을 최종적으로 조정하는 위원회 혹은 법원(이하 "조정자"라 한다) 등이 참여하는 순차게임을 고려한다.

수용자가 공적인 사용을 목적으로 사유지를 수용하여 개발했을 시 기대할 수 있는 사회적 가치를 $S \in R^{+}$ 라고 정의하고, 그 가치의 크기에 대해서는 모두가 알고 있다(common knowledge)고 가정한다. 그리고 피수용자가 소유하고 있을 때의 토지가치를 확률변수 $V \in [0, \overline{V}] \subset R^{+}$ 라고 정의한다. 여기서 토지가치를 확률변수로 정의한 이유는 다음과 같다. 피수용자가 자신의 토지에 대해 가지는 가치에는 객관적으로 인정받을 수 있는 가치와 더불어 피수용자의 주관적인 가치가 함께 내재되어 있다. 따라서 피수용자의 주관적 성향에 따라 해당 토지에 대해 가지는 가치는 다양하며, 이러한 주관적 가

치는 당사자만이 정확히 알 수 있다. 여기서는 피수용자가 가지는 주관적 가치에 대해서 다른 사람들이 정확히 알 수 없고 대신 그 가치의 분포에 대해서만 알 수 있다고 가정한다. 그렇게 되면 피수용자가 아닌 입장에서는 피수용자의 토지가치 V는 일정한 분포를 가진 확률변수라고 할 수 있다. 그러므로 본 모형에서는 확률변수 V의 기댓값은 모두가 정확히 알 수 있는 객관적 가치에 의해 정해지고, V의 실제값은 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 반영되어 피수용자만이 알 수 있도록 정해진다고 가정하고 있다. 즉, 피수용자 토지의 가치 V(실현된 V값)는 수용자만 알고(private information) 있으며, V의 분포(분포함수 F)에 대해서만 모두가 알고(common knowledge) 있다고 가정한다.

본 장의 제2절에서는 논의의 단순화를 위해 토지가치에는 객관적 가치만이 존재해서 수용자도 V의 정확한 값을 알고 있다고 가정하여 모형을 분석한다. 제3절에서는 토지가치에 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 존재해서 수용자는 V의 확률분포에 대해서만 알고 있다고 가정하여 균형을 도출하고자 한다.

본격적인 논의를 위해 본 모형에서는 분포함수 F에 대하여 다음과 같은 가정을 필요로 한다.

가정 1: 분포함수 F는 연속증가함수이며 오목함수이다. 그리고 $F(0)=0$이다.

F가 증가함수라는 가정의 의미를 다시 표현하자면, V값은 0을 포함한 어떠한 양의 값도 가질 수 있다는 의미이다. 그리고 오목함수라는 가정은 V의 값이 지나치게 큰 값을 가질 확률은 상대적으로 매우 낮음을 의미한다. 또한 분포함수가 연속함수이며 $F(0)=0$이라는 가정은 이 분포에서 V는 특정한 값에서 양의 확률측도(probability measure)를 갖지 않는다는 의미이다.

공공수용을 통한 사업이 사회적 효율성을 확보하기 위해서는 해당 공공사업의 사회적 가치 S가 기존 토지의 가치 V에 비해서 커야 한다. 본 모형에서는 기본적으로 사회적 효율성을 확보한 공공사업의 경우를 살펴보고자 한다. 즉, 해당 사유지의 공공수용을 통해 기대할 수 있는 가치 S가 토지가치에 비해 충분히 큰 경우를 상정하고 있다.

가정 2: $S > \overline{V}$.

1. 시장거래가격과 정당보상액

본 절에서는 공공수용에 관한 구체적인 모형을 다루기에 앞서 민간이 해당 토지를 시장에서 거래할 때 어떤 식으로 거래가 이루어질 것인지 살펴본다. 그리고

이를 바탕으로 공공수용 시에 법에서 정하고 있는 정당보상액에 대해서 살펴본 후, 이를 본 모형에서는 어떻게 정의할 수 있는지도 함께 살펴본다.

특정 토지에 대해 V라는 개인 가치를 가진 토지 판매자가 있고, 그 토지에 대해 S라는 개인 가치를 가지는 토지 구매자가 있다고 하자. 토지 판매자는 V 이상의 가격이 제시되었을 때만 자신의 토지를 팔려고 할 것이다. 그리고 토지 구매자는 토지의 가격이 S 이하일 때 토지를 살 용의가 있을 것이다. 즉, 민간 사이의 정상적인 거래에서는 토지 구매자가 평가하는 토지의 가치 S가 토지 판매자가 가지는 토지가치 V보다 클 때에만 거래가 성립된다. 그리고 이때 거래가격은 S와 V 사이에서 정해진다.

구체적인 거래가격은 거래의 절차, 협상력 등에 의해 다양하게 형성될 수 있다. 만약 S와 V값에 대해서 상호 간에 모두 알고 있다면 가격결정 협상은 전형적인 내쉬 협상 게임이라고 볼 수 있다. 토지 거래를 통해 생겨나는 추가적인 이익 $S-V$에 대해서 판매자와 구매자 사이에 어떻게 나눠 가지는가 하는 점이 토지가격을 통해서 정해진다. 예를 들어 둘 간의 협상력이 같은 경우 가격 p는 $(S+V)/2$가 되고, 판매자가 모든 협상력을 가진 경우(예를 들어 판매자가 take-it-or-leave-it offer를 구매자에게 제시하는 경우)는 $p=S$, 구매자가 모든 협상력을 가진 경우(반대의 예로 구매자가 take-it-or-leave-it offer를 판매자에게 제시하는 경우)는 $p=V$가 된다.

이번에는 구매자의 가치 S에 대해서는 모두가 알고 있지만 판매자의 가치 V에 대해서는 판매자만 아는 경우를 살펴보겠다. 이때에도 역시 가격결정 협상에서 판매자와 구매자가 가지는 협상력이 가격에 큰 영향을 미치게 된다. S에 대해서 모두가 알고 있으므로 판매자가 모든 협상력을 가진 경우는 앞서의 경우처럼 $p=S$의 가격을 판매자가 제시하고 구매자는 이 가격을 받아들이게 된다.

이제 반대로 구매자가 모든 협상력을 가진 경우, 즉 구매자가 판매자에게 단 한 번 가격을 제시하고 이 가격을 판매자가 받아들이면 거래를 하고 그 가격을 받아들이지 않으면 거래가 이루어지지 않는 경우(take-it-or-leave-it offer가 가능한 경우)를 살펴보자. 이 경우는 뒤에서 다룰 공공수용모형과 상당히 유사한 형태를 가진다. 구매자가 제시하는 금액을 $x \in [0, S]$라고 하면 구매자의 기대이익은 다음과 같다.

$$F(x) \cdot (S-x) + (1-F(x)) \cdot 0 = F(x)(S-x) \tag{3-1}$$

위 기대이익의 일계미분조건은

$$F'(x^*)(S-x^*) - F(x^*) = 0 \tag{3-2}$$

이므로, 위 일계조건을 만족하는 제시액 x^*가 최적 제시액이 된다.[3] 위의 식 (3-2)를 다시 적어보면 다음과 같이 된다.

$$F'(x^*)(S-x^*)=F(x^*)$$

위 식의 좌변은 구매자가 자신의 제시액을 추가적으로 높임으로 인해 판매자가 제시액을 받아들일 가능성이 증가하면서 생겨나는 추가적인 이득을 의미한다. 그리고 우변은 구매자가 제시액을 추가적으로 높임에 따라 거래가 성사되었을 시 얻게 되는 이득이 줄어드는 정도를 의미한다. 이 둘이 같아지는 점에서 최적 제시액이 정해지는 것을 위 일계조건식 (3-2)는 보여주고 있다.

구매자가 단 한 번 가격을 제시하는 경우는 그 제시된 가격에 대해 판매자가 거절할 경우 구매자는 아무것도 얻지 못하므로, 예상되는 판매자의 가치 V가 높을수록, 즉 구매자의 제시액에 대해서 거절할 가능성이 높을수록 구매자의 최적 제시액은 높아진다. 그리고 판매자가 거절할 가능성이 극단적으로 높은 경우 ($F(S)$의 값이 매우 낮은 경우) 구매자의 가치와 같은 S가 최적 제시액이 된다.

위 일계조건식 (3-2)의 좌변을 음함수 $I(x)$로 정의해 보자. 그러면 음함수 정리에 의해 S의 변화에 따른 최적 제시액의 변화를 알아볼 수 있다. 앞서의 가정들에 의해 다음의 식은 양수라는 것을 알 수 있다.

$$\frac{dx^*}{dS}=-\frac{dI/dS}{dI/dx^*}=$$

$$-\frac{F'(x^*)}{F''(x^*)(S-x^*)-2F'(x^*)}>0 \qquad (3\text{-}4)$$

즉, 구매자의 가치가 높아질수록 구매자의 최적 제시액은 높아진다. 구매자가 거래를 통해 얻을 수 있는 가치 S가 충분히 크다면 구매자는 제시액을 높임으로써 판매자가 제시액을 받아들일 가능성을 높이려고 할 것이다. 따라서 S가 높아짐에 따라 구매자의 최적 제시액도 높아지는 것이다.

보조명제 1: 구매자는 판매자가 가지는 토지가치 V의 분포 F만 알고 있다고 가정하자. 이때 구매자가 판매자에게 단 한 번만 가격을 제시하고, 판매자는 제시된 가격에 대한 수락 여부를 결정할 기회를 단 한 번 가진다면, 구매자의 최적 제시액은 S가 커짐에 따라 증가한다.

3) S보다 작은 제시 구매액 x에 대해서 다음의 이계미분조건을 만족한다.

$$F''(x)(S-x)-2F'(x)<0 \qquad (3\text{-}3)$$

증명) 음함수 정리와 식 (3-4)에 의해 증명된다. (증명 끝)

현실에서는 이같이 구매자나 판매자 중 어느 하나가 모든 협상력을 가지고 단 한 번 가격을 제시하는 경우는 드물다. 가격 제시와 협상이 양방향으로 반복적으로 이루어지는 가운데 최종적으로 거래가격이 정해진다. 비록 앞서 살펴본 경우들이 극단적이어서 비현실적일 수 있지만 한편으로는 가능한 양극단을 살펴봄으로써 현실에서의 실제거래를 예측하는 척도를 제공한다는 점에서 이들 경우를 살펴보는 것이 의미가 있다. 그리고 앞서 밝힌 대로 공공수용과정을 분석할 때 여기서 다룬 경우들이 일종의 기준 모형(benchmark model)의 역할을 할 수도 있을 것이다.

그러면 시장에서 거래되는 가격, 그리고 보상과 관련한 법 조항, 판례 등을 바탕으로 헌법에서 말하는 정당보상이 본 모형에서는 어떻게 적용될 수 있는지 살펴보겠다. 「토지보상법」에서는 헌법에 명시된 정당보상과 관련해 보다 구체적인 원칙을 밝히고 있다. 이 중 본 모형과 밀접한 관련이 있는 대표적인 원칙으로 개발이익 배제, 그리고 객관적 가치에 대한 보상이라는 두 가지 원칙을 들 수 있다. 다시 말해서 토지소유자가 가지는 주관적인 가치는 제외하고서 수용보상액을 산정해야 하고 또한 개발에 따라 생기는 이익을 배제하면서 수용보상액을 산정해야 하는 것을 원칙으로 하고 있다.[4)5)]

본 연구에서는 이러한 법적 원칙, 법리적 해석, 그리고 법원의 판단 등에 대한 정당성이나 법률적 논의는 배제한다. 대신 법에서 추구하고자 하는 정당보상원칙에 따라 마련된 현재의 제도가 그 원칙을 달성하기 위해서 적합한지 그리고 개선되어야 할 점은 무엇인지 살펴보고자 한다.

그렇다면 법에서 정하고 있는 정당보상액을 본 모형에 어떻게 적용할 수 있는지 살펴보자. 우선 토지가치 V에 주관적 가치가 포함되어 있지 않는 경우는 피수용자에게 토지가치 V만큼 수용자가 보상액으로 지불하고 토지를 수용하는 것을 정당보상이라고 볼 수 있다. 그리고 공공사업을 통해서 추가적으로 생겨나는 사회적 이익 $S-V$를 개발이익으로 볼 수 있으며 정당보상액에는 이러한 개발이익이 배제되어야 한다.

그리고 토지가치 V에 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 포함되어 있는 경우는 토지의 객관적 가치를 의미하는 기댓값 EV만큼 보상액으로 지불하는 것이 정당보상의 원칙에 부합한고 할 수 있

4) 「토지보상법」 제70조 제2항(이상 주관적 가치 배제), 제67조 제2항, 제70조 제3항 및 제4항(이상 개발이익 배제) 등에서 근거를 찾을 수 있다.

5) 개발이익 배제와 관련한 법리적 해석과 판례는 허강무(2008)를 참고할 수 있다.

다.[6] 그리고 이 경우에는 $S-EV$를 개발이익이라고 할 수 있으며 보상액에 이러한 개발이익이 배제되어야 정당보상액이라고 할 수 있다. 따라서 이 경우는 EV가 정당보상액이다.

정의: 피수용자의 토지가치 중 객관적 가치 EV를 정당보상액이라 정의하고, 정당보상액이 지급되는 보상을 정당보상이라 정의한다.

2. 토지가치에 객관적 가치만 포함된 경우

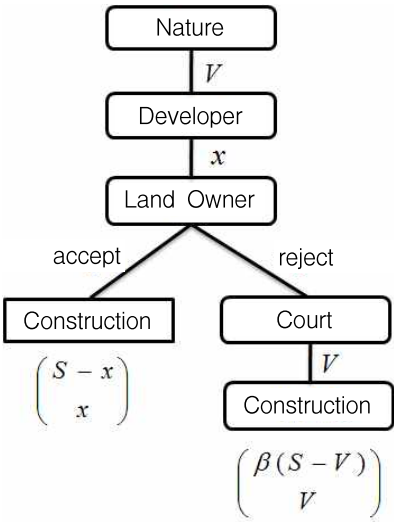
이제부터 수용자가 피수용자의 토지를 수용하는 절차에 대한 모형을 바탕으로 각 참여자의 이해구조를 분석해 본다. 제2절과 제3절에서는 그 이해관계를 보다 명확히 이해하기 위해 수용자가 직접 보상액을 산정해서 피수용자에게 제시하는 모형을 다룬다. 그중 2절에서는 수용자가 피수용자의 토지가치에 대해서 정확히 알고 있는 경우(토지가치에 객관적 가치만 포함된 경우)를 다루고, 3절에서는 수용자가 피수용자의 토지가치에 대한 확률분포만을 아는 경우(토지가치에 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 포함된 경우)를 다룬다. 이는 수용자의 정보 수준에 대한 양극단의 가정을 바탕으로 두 절에서 각각 분석함으로써 두 극단의 성질이 혼재되어 있는 현실에서의 인센티브 구조를 보다 잘 이해하기 위함이다.

우선 토지가치에 객관적 가치만이 포함되어 있어서 수용자가 토지가치에 대해서 정확히 알고 있는 경우의 모형을 살펴보자. 이 모형에서는 해당 토지를 이용한 공공사업계획이 확정된 후 수용자는 피수용자에게 보상액 x를 제시한다. 제시된 보상액에 대해서 피수용자가 받아들이면 보상이 진행되고 이에 따라 계획된 공공사업이 추진된다. 만약 제시된 보상액에 대해서 피수용자가 거부할 경우 수용위원회나 법원 같은 조정자의 조정절차를 거쳐서 최종적으로 보상액이 결정되고 수용이 이루어지게 된다. 본 모형에서는 조정단계에서 정해지는 보상액을 앞서 살펴본 정당보상액 V이라고 가정한다. 만약 보상액 조정절차를 거치는 경우는 협의에 의해 사업이 진행되는 경우에 비해 시간이 더 소요된다. 따라서 본 모형의 의사결정단계에서는 사업 지연에 따른 가치의 할인도 함께 고려해야 한다. 이러한 모형을 그림으로 표시하면 [Figure 1]과 같다.

[Figure 1]에 나타나 있듯이 조정의 절차를 거치게 되면 수용자가 가지는 보수의 현재가치는 $\beta \in (0,1)$만큼 할인된다. 여기서 적용되는 할인율 β는 실질할인율의

6) 객관적 가치가 기댓값 EV와 같다는 가정은 곧 주관적 가치와 객관적 가치의 차이에 대한 기댓값이 0이라는 것을 의미한다.

[Figure 1] Game Model without Subjective Valuation



개념에 더해서 사업 지연 및 분쟁과 관련하여 수용자가 지게 되는 정치적, 정책적 비용에 따른 가치 할인까지도 포함하는 개념이다. 공공사업이 시급성을 요하거나 정책적으로 의지가 강력하여 만약 사업이 지연되었을 시에는 사업을 시행하는 수용자의 정책적, 정치적, 사회적 부담이 큰 경우일수록 β가 작은 값을 가진다고 할 수 있다.[7] 본 모형에서는 실질할인율 δ와 구분하기 위해 β를 공공할인율이라고 부르겠다. 할인율의 정의에 맞게 공공할인율 β는 실질할인율 δ보다 작은 값을 가진다고 할 수 있다.

여기서 또 하나 주목할 점은 피수용자 보수의 현재가치를 보면 조정을 거친 경우에도 할인이 되지 않은 것으로 표시되어 있다는 점이다. 금번 기에서 협상이 결렬되어 피수용자가 토지를 소유하고 있는 경우는 다음 기의 조정을 거치기 이전까지 그 기에 해당하는 토지의 가치를 가진다. 따라서 조정을 거친 경우 피수용자가 얻게 되는 최종 보수에는 조정을 거쳐 정해진 보상액의 현재가치와 더불어 협상이 결렬되어 토지를 소유함으로 인해 얻게 되는 가치도 함께 포함되어 있기 때문에 수용자의 보수와는 달리 피수용자의 보수가 할인되지 않는 것처럼 표시된다.[8]

7) 따라서 본 모형에서 정의하는 할인율 β는 개별 공공사업별로 그 특성을 감안하여 다른 값을 가진다는 점에서 일반적인 경제학 모형에서 실질이자율을 반영하여 정의하는 할인율과는 차이가 있다.

그러면 본 모형에서의 균형을 찾아보도록 하자. 본 모형에서 적용하는 균형의 개념은 부분게임 완전균형(subgame perfect equilibrium)이다. 이를 위해 우선 맨 아래 부분게임(subgame)에서 피수용자의 최적 전략을 살펴보자. 제시된 보상액을 거부하고 조정단계를 거칠 경우 피수용자가 가지는 보수의 현재가치는 V이다. 그러므로 제시된 보상액이 V보다 크거나 같으면 보상액을 받아들이고 그렇지 않으면 제시된 보상액을 거부하고 조정단계를 거치고자 한다. 이러한 피수용자의 전략하에서 수용자의 최적 전략은 당연히 피수용자의 토지에 대한 가치 V만큼 보상액으로 제시하는 것이다. 만약 V보다 낮은 값을 제시하면 조정단계를 거쳐야 하므로 수용자가 갖게 되는 보수는 V를 제시했을 때보다 β만큼 할인된다. 만약 V보다 높은 값을 보상액으로 제시하면 피수용자는 제시액을 받아들일 것이므로 V를 제시했을 때보다 더 많은 보상금을 피수용자에게 지급해야 하므로 최적의 전략이 될 수 없다. 따라서 피수용자의 토지에 대해 수용자가 토지가치인 V만큼 보상액으로 제시하고 이를 피수용자가 받아들이는 것이 이 게임의 부분게임 완전균형하에서의 결과라고 할 수 있다. 이러한 균형에서는 앞서 살펴본 법정신에 나타난 정당보상액이 실제 보상액으로 정해지고 이에 대해서 피수용자가 받아들인다는 점에서 최상의 결과(first best)라고 할 수 있겠다.

명제 1: 수용자가 피수용자의 토지가치를 알고 있는 경우, 부분게임 완전균형(subgame perfect equilibrium)에서 정당보상을 달성할 수 있다. 즉, 수용자는 피수용자에게 정당보상액을 지급하고 토지를 수용하는 결과(first best outcome)를 달성한다.

증명) 부록 참조

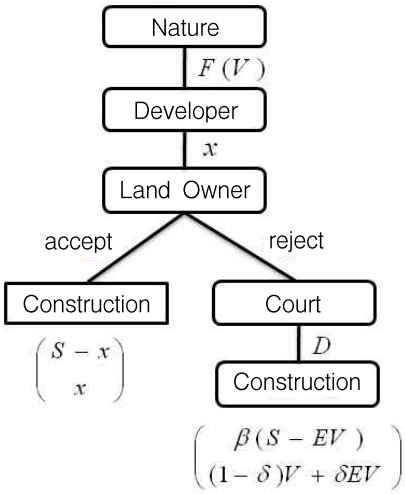
결론적으로 수용자가 토지가치에 대해서 정확히 아는 경우 부분게임 완전균형에서 달성되는 균형보상금은 정당보상금과 크기가 같다.

3. 토지가치에 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 포함된 경우

본 절에서는 토지가치에 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 포함되어서 수용자가 토지가치에 대한 확률분포만을 아는 경우, 각 참여자의 균형전략은 어떻게

8) 만약 피수용자가 토지를 영원히 소유한다고 가정하고 또한 토지로부터 얻는 가치가 매기 일정하다고 가정하자. 실질할인율 δ하에서 피수용자는 협상이 결렬되었을 경우 토지로부터 $(1-\delta)V$를 금번 기에 얻고 조정을 통해 받게 되는 정당보상금 V의 현재가치는 δV이므로 피수용자의 보수는 V가 된다.

[Figure 2] Game Model with Subjective Valuation[9)]



되는지 살펴보자. 본 절에서의 게임구조는 수용자의 정보에 대한 가정 이외에는 앞 절의 게임과 동일하다. 하지만 본 게임에서는 토지가치에 대한 피수용자의 주관적인 가치가 포함되어 있기 때문에 피수용자의 보수구조에는 앞서의 모형과는 차이가 있다. [Figure 2]를 보자.

수용자가 제시한 보상액에 대해서 피수용자가 수락하는 경우의 보수구조는 앞의 경우와 차이가 없다. 하지만 피수용자가 제시액을 거부한 경우의 보수구조는 차이가 있다. 우선 조정을 거친 경우 정해지는 조정보상액은 확률변수 D로 정해진다. 조정자의 입장에서는 해당 토지에 대한 객관적인 가치만을 반영하여 조정보상액을 산정하게 되는데 조정과정에서의 평가오차 등을 감안하여 확률변수로 정의하였다. 다만, 조정을 통해서 정해지는 조정보상액 D는 토지소유자가 가지는 토지가치 V와 기댓값은 같지만 분산이 작다고 가정한다.

가정 3: $EV = ED$, $Var(V) > Var(D)$

이는 현실에서 보상금에 관한 평가를 내릴 때 평가자 간의 주관적 견해와 판단의 차이에 따라 평가금액에 약간의 차이가 생길 수 있음을 반영하여 가정한

9) 피수용자의 토지가치 V는 피수용자가 수용자의 제시액을 수락할지 거부할지 결정하기 이전 어느 단계에서 실제값이 결정되든 게임의 결과에 영향을 미치지 않는다. 본 모형에서는 수용자가 보상액을 제시하기 이전, 즉 게임의 최초단계에서 피수용자가 V의 실제값을 알게 된다고 가정한다.

것이다.

조정을 거치는 경우 수용자는 공공사업에서 생겨나는 편익 S에 조정보상액을 뺀 만큼을 현재가치로 할인한 값을 가지게 된다. 피수용자의 경우 조정을 거치게 되면 조정을 거치기 이전 기에는 객관적 가치와 주관적 가치를 모두 포함한 자신의 토지가치 중 현재 기에 누릴 수 있는 만큼 받고 조정 이후에는 조정보상액만큼 받게 된다. 피수용자가 만약 토지를 영원히 소유하고 토지로부터 매기 동일한 편익을 얻는다고 보면 조정 이전 기에 피수용자가 토지를 소유함으로써 얻는 편익은 $(1-\delta)V$라 할 수 있다. 여기서 δ는 앞서 정의한 바와 같이 피수용자에게 적용되는 실질할인율이다. 따라서 조정 이후 피수용자가 받는 기대조정보상액(EV)의 현재가치는 $\delta \cdot EV$이다. 이 둘을 합친 $(1-\delta)V+\delta \cdot EV$가 조정을 거쳤을 때 피수용자가 받는 보수이다.[10]

이러한 게임구조에서 균형을 찾아보자. 이를 위해 우선 최하부 부분게임에서 피수용자의 의사결정을 살펴본다. 위의 보수구조에 의해 다음과 같은 피수용자 전략이 최하부 부분게임에서의 최적전략이다.

- 수용자의 제시액 x가 $(1-\delta)V+\delta \cdot EV$보다 크거나 같은 경우 제시액을 수락
- 수용자의 제시액 x가 $(1-\delta)V+\delta \cdot EV$보다 작은 경우 제시액을 거부

피수용자가 이러한 전략을 쓸 때 수용자의 의사결정 문제는 다음과 같다.

$$max_{\ x}\ F(\frac{x-\delta EV}{1-\delta}) \cdot (S-x) + \left\{1-F(\frac{x-\delta EV}{1-\delta})\right\} \cdot \beta(S-EV) \tag{3-5}$$

따라서 수용자의 최적 제시액은 다음 일계미분조건을 만족하는 값이 된다.[11]

$$\frac{1}{1-\delta}F'(\frac{x-\delta EV}{1-\delta})[(1-\beta)S+\beta EV-x] - F(\frac{x-\delta EV}{1-\delta}) = 0 \tag{3-6}$$

10) 앞의 2절에서는 토지가치에 주관적 가치가 없이 오직 객관적으로 확인 가능한 가치만 있었으므로 V와 EV가 동일한 값을 가졌고, 이 때문에 제2절의 게임에서는 피수용자의 보수에 δ가 포함될 필요가 없이 단순히 V라고 표시되었다.

11) 위 목적함수는 제시액 x가 $(1-\beta)S+\beta EV$보다 작거나 같은 범위 내에서 다음의 이계미분조건을 만족한다.

$$\frac{1}{(1-\delta)^2}F''(\frac{x-\delta EV}{1-\delta}) \cdot [(1-\beta)S+\beta EV-x] - \frac{2}{1-\delta}F'(\frac{x-\delta EV}{1-\delta}) < 0 \tag{3-7}$$

한편, 논의의 범위를 명확히 하기 위해 다음의 가정을 추가하고자 한다.

가정 4: $\frac{F'(EV)}{F(EV)} > \frac{1-\delta}{(1-\beta)(S-EV)}$

본 연구에서 공공사업을 통해 생겨나는 사회적 편익 혹은 개발이익 S가 공공사업 이전의 토지가치 V에 비해 상당히 크다고 가정하는 것에 큰 무리는 없다. 즉, 공공사업 진행을 결정하는 의사결정권자는 사회적 순편익을 감안하여 순편익이 충분한 규모로 예상될 때 공공사업을 진행하도록 결정한다는 의미이다.[12] 또한 앞서 설명한 바와 같이 본 모형에서는 수용자와 피수용자가 가지는 할인율이 다르다. 그리고 수용자의 보수에 적용되는 공공할인율 β는 실질할인율 δ의 개념에 더해서 공공사업 추진 지연으로 인한 사회적, 정책적 비용에 따른 가치 할인의 개념도 함께 포함하고 있다. 그러므로 공공할인율 β는 실질할인율 δ에 비해 낮은 값을 가지게 된다. 본 모형에서는 이 둘의 값이 충분히 차이가 나는 상황을 가정하고 있다. 따라서 EV값이 S에 비해 상대적으로 상당히 낮은 값을 가진다는 점과 공공할인율이 실질할인율보다 상당히 낮은 값을 가진다는 점이 위 가정 3이 의미하는 바이다.

이러한 가정을 바탕으로 수용자의 최적 제시액 결정 문제를 살펴보면 다음의 명제가 성립한다.

명제 2: 수용자가 토지가치에 대한 확률분포만을 알고 있는 경우, 균형에서 수용자가 피수용자에게 제시하는 보상액은 정당보상액보다 크다.

증명) 부록 참조

명제 2가 의미하는 바는 다음과 같다. 공공사업을 추진함에 있어서 기대할 수 있는 사회적 편익이 기존의 토지가치에 비해 상당히 클 것으로 예상된다면 수용자는 피수용자에게 정당보상액보다 어느 정도 많은 금액을 보상금으로 제시하고서라도 토지를 수용하는 것이 최적 전략이다.

그렇다면 이러한 균형이 파라미터 값이 변함에 따라 어떻게 변하는지 살펴보자. 다음의 따름명제가 이를 보여주고 있다.

따름명제 1: 수용자가 토지가치에 대한 확률분포만을 알고 있는 경우, 조정에 따른 가치의 할인이 많이 됨에 따라 혹

12) 정치적 이해관계, 공공개발주체의 이해관계를 비롯해서 다양한 이해관계가 공공사업의 추진 결정에 영향을 미칠 수 있지만 본 모형에서는 논의의 단순화를 위해 사회적 순편익을 감안하여 공공사업 추진을 결정하는 것으로 가정하고 있다.

은 해당 사업에서 기대하는 사회적 순편익이 증가함에 따라 균형에서 수용자가 피수용자에게 제시하는 보상액은 증가한다.

증명) 식 (3-6)의 일계미분조건식에 보조명제 1을 적용하면 된다. (증명 끝)

이러한 결과는 앞의 절에서 수용자가 토지가치에 대해 정확히 알고 있는 경우와 유사하다. 조정에 따른 가치 할인이 많이 되거나 해당 사업에 대한 사회적 기대 순편익이 높아질수록 조정절차로 인해 사업이 지연되는 데 따라 발생하는 손실이 더 커진다. 이에 따라 수용자는 조정을 거치지 않고 협의에 의해 보상이 이루어지는 것을 더 선호한다. 협의에 의한 보상을 더 선호할수록 수용자는 피수용자가 제시액을 거부할 확률을 낮추고자 하므로 균형 제시액은 더 올라가게 된다.

지금까지 본 절에서는 부분게임 완전균형에서 피수용자가 $(1-\delta)V+\delta \cdot EV$를 기준으로 그보다 크거나 같으면 제시액을 받아들이고 그렇지 않으면 제시액을 거부하는 전략을 쓰는 경우를 살펴보았다.

앞서 살펴본 것처럼 수용자가 토지가치에 대하여 확률분포만을 알고 있는 경우 부분게임 완전균형에서는 수용자가 정당보상액 EV보다 큰 금액을 보상금으로 제시하고 피수용자는 이를 받아들인다. 다시 말해서 토지의 가치에 주관적 가치가 포함된 경우 수용자는 피수용자에게 정당보상액보다 많은 금액을 보상액으로 제시할 인센티브가 존재한다는 점이 본 절의 결론이다.

4. 소 결

본 장에서는 수용자가 피수용자에게 직접 보상액을 제시하는 경우 달성되는 균형의 형태를 살펴보았다. 우선 수용자가 토지가치에 대한 정확한 정보를 가지고 있는 경우, 토지가치와 같은 가격을 피수용자에게 제시하고 이를 피수용자가 수용하는 것이 부분게임 완전균형의 결과임을 보였다. 한편, 수용자가 토지가치에 대하여 정확히 알지 못하고 가치에 대한 확률분포만을 아는 경우, 몇 가지 가정하에서 수용자는 토지가치의 기댓값보다 큰 값을 보상액으로 제시하고 피수용자는 이를 받아들이는 것이 부분게임 완전균형의 결과라는 것을 보였다. 그리고 이 경우 공공사업에서 기대할 수 있는 사회적 순편익이 클수록 혹은 사업 지연에 따른 사회적, 정책적 비용이 클수록 균형에서 수용자가 제시하는 금액은 더욱 커진다.

공공사업을 추진할 때 토지의 원소유자, 즉 피수용자가 강력히 반발하여 사업이 지연되면 수용자는 다양한 비용을 지불해야 한다. 사업 추진을 위해 사전적으

로 조달해야 하는 자금에 대한 금융비용을 감당해야 하고 공공사업을 계획대로 추진하지 못함에 따른 정책적, 정치적 부담도 함께 감당해야 한다. 이러한 비용 때문에 수용자는 조정의 단계를 거치지 않고 협상의 단계에서 토지수용을 마무리하려는 인센티브가 생겨나고 이는 곧 정당보상액보다 큰 보상금이 지급되는 결과를 가져오게 된다. 그리고 그 비용이 더 커질수록 조정단계를 거치지 않으려는 인센티브가 더 커지고 이는 결국 과다보상이라는 결과에 이르도록 만들게 된다.

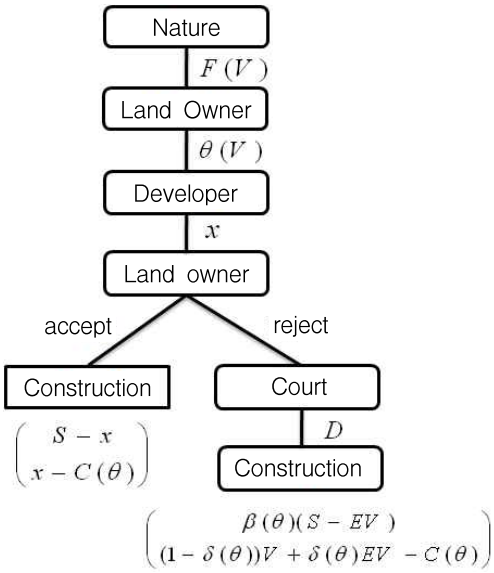
수용자가 가지는 이러한 인센티브와 더불어 피수용자 역시 당연하게 정당보상에 비해 많은 금액을 보상액으로 받으려는 인센티브가 존재한다. 결국 앞서 살펴본 모형하에서는 수용자와 피수용자 모두가 보상액을 정당보상액에 비해 높게 책정하고자 하는 인센티브가 존재할 수 있다. 보상액을 지급하는 쪽과 지급받는 쪽 모두가 정당보상액보다 높은 금액을 주고받을 인센티브가 존재하므로 결과적으로 과다보상이 일어날 개연성이 높음을 알 수 있다.

Ⅳ. 피수용자의 반발과 균형보상액

본 장에서는 앞서 제시한 기본모형에 더하여 피수용자가 토지수용에 대한 의사 표현을 할 수 있는 단계를 추가한다. 실제로 토지수용이 진행되는 과정에서 토지수용을 당하는 피수용자들은 토지수용에 대한 의사 표현을 하게 되고 이러한 의사 표현이 지나친 경우 격렬한 시위나 분쟁으로 이어지기도 한다. 이러한 점을 반영하여 본 장에서는 피수용자들이 토지수용에 대한 반발 수준($\theta \in [0,1]$)을 정하고 이를 드러내는 단계를 모형에 추가하고자 한다. 이러한 단계를 통해 피수용자는 토지에 대한 자신의 주관적 가치를 일종의 신호(signalling)로서 수용자에게 보낼 수 있게 되고 이는 이후 보상금 산정단계에 영향을 미칠 수 있게 된다. [Figure 3]을 보자.

토지수용이 결정된 후 수용자가 피수용자에게 보상금 x를 제시하기 이전 단계에 피수용자는 해당 사업에 대하여 의견을 제시할 수 있다. 그림에서 보듯이 θ라는 값을 통해서 해당 사업에 대한 의견을 제시하게 되는데, 이때 θ값이 클수록 해당 사업과 토지수용에 대하여 반대의견을 강하게 표출하는 것으로 가정한다.

[Figure 3] Game Model Including θ



즉, θ값이 1에 가까울수록 토지수용에 대한 반대 의사가 강하여 피수용자가 강력한 물리적인 저항, 격렬한 시위 등을 벌이는 것으로 상정할 수 있다. 그리고 θ값이 0에 가까울수록 피수용자는 해당 토지의 수용에 대하여 별다른 저항을 하지 않는 것으로 상정한다. 이 같은 반발의 크기는 당연히 피수용자가 가지는 해당 토지의 가치에 영향을 받을 수 있다. 따라서 본 모형에서는 θ가 토지가치 V의 함수인 것으로 나타내고 있다. 실제로 이 함수가 어떤 형태를 가지는가는 본 게임의 균형 전략에 의해서 결정될 것이다.

본 모형에서는 θ값이 수용자와 피수용자의 최종적인 보수에 영향을 미친다. 특히 θ값이 커질수록 실질할인율(δ)은 작아지는데, 이는 피수용자의 저항이 클수록 사업 진행속도가 느려지고 따라서 조정을 거쳐서 최종적으로 사업이 시행될 때까지 걸리는 시간이 오래 걸림에 따라 최종적인 보수에 적용되는 할인율이 더 낮아지기 때문이다. 또한 수용자의 공공할인율(β)은 θ값이 커짐에 따라 실질할인율(δ)이 작아지는 정도보다 더 많이 작아지게 된다. 이는 피수용자의 저항이 클수록 사회적 갈등이 커지고 이에 대한 수용자의 부담이 커지기 때문이다.

가정 5: $\beta'(\theta) < \delta'(\theta) < 0$, 그리고 $\beta''(\theta) = \delta''(\theta) = 0$.

한편, 본 모형에서는 피수용자가 토지수용에 대해 저항을 할 때 그에 따르는 비용(C)을 부담하도록 가정하고 있다. 여기서 말하는 비용은 토지수용에 대한 반발을 하고 이에 대한 의사표현을 하기 위해 피수용자가 들여야 할 노력에서 생겨나는 비용을 의미한다. 물리적인 저항이나 반대 시위 등을 위해서는 피수용자가 자신의 노력과 시간을 들여야 한다는 점을 반영한 것이다. 본 모형에서는 이 비용함수 $C(\theta)$는 θ가 증가함에 따라 볼록하게(convex) 증가한다고 가정한다.

가정 6: $C'(\theta) > 0,\ C''(\theta) > 0.$

그렇다면 이러한 모형에서 균형은 어떠한 모습일지 살펴보도록 하자.[13)]

1. 분리균형(Separating Equilibrium)

우선 본 게임에서 분리균형은 존재하는지, 그리고 만약 존재한다면 어떠한 형태인지 살펴보도록 하자. 이를 위해 일단 본 게임의 분리균형이 존재한다고 가정한 후 이때 각각의 균형전략은 어떠한지 알아볼 필요가 있다.

피수용자가 자신의 토지가치 V에 따라 각각 다른 θ를 선택하는 분리균형이 존재한다고 하자. 그리고 이때의 피수용자의 균형전략을 $\theta^*(V)$라는 함수로 표현한다. 이 같은 균형하에서 수용자는 피수용자의 θ값을 보고 피수용자의 토지가치 V를 알 수 있다. 분리균형에서 수용자가 θ를 통해서 피수용자의 V를 아는 경우 수용자의 입장에서 최적 제시액 x^*는 어떻게 결정되는지 살펴보자. 수용자는 제시액 x가 $(1-\delta(\theta^*))V+\delta(\theta^*)EV$보다 크면 피수용자가 제시액을 받아들이고 그렇지 않으면 제시액을 거부한다는 것을 알고 있다. 만약 수용자가 제시액으로 $(1-\delta(\theta^*))V+\delta(\theta^*)EV$를 제시하고 피수용자가 이를 수락하는 경우 수용자는 최종적으로 $S-[(1-\delta(\theta^*))V+\delta(\theta^*)EV]$ 만큼 받게 된다. 그렇지 않고 제시액을 거부하는 경우 수용자는 $\beta(\theta^*)(S-EV)$ 만큼 받게 된다. 그리고 두 보수를 비교하면 앞서의 가정들에 의해 수용자는 피수용자가 제시액을 거부하는 것보다 $(1-\delta(\theta^*))V+\delta(\theta^*)EV$의 제시액을 받아들이는 것을 더 선호한다. 따라서 다음의 보조명제와 같이 정리할 수 있다.

보조명제 2: 피수용자의 반발 정도를 나타낼 수 있는 모형에서 만약 피수용자가 V에 따라 다른 값의 $\theta^*(V)$를 드러내는 분리균형이 존재한다면 수용자는 $(1-\delta(\theta^*))V+\delta(\theta^*)EV$를 제시

13) 본 장에서 다루는 균형은 완전 베이지안 균형(perfect Bayesian equilibrium)을 의미한다.

액으로 제시하고 피수용자는 이를 수락한다.

증명) 본문에 정리됨. (증명 끝)

실제로 이 같은 분리균형이 존재하는지를 살펴보기 위해서는 위 보조명제와 같은 균형하에서 피수용자가 $\theta^*(V)$를 통해 자신의 토지가치를 솔직하게 드러낼 것인가를 살펴보아야 한다. 그러면 분리균형하에서 피수용자의 반발 정도 결정과정을 살펴보자. 피수용자의 결정에는 다음과 같이 수용자가 위의 분리균형에서 제시하는 보상액 $(1-\delta(\theta^*))V+\delta(\theta^*)EV$가 영향을 미친다.

$$max_{\ \theta}\ \delta(\theta)(EV-V)+V-C(\theta)$$

우선 $V>EV$인 경우를 살펴보자. 위 최대화 문제의 일계미분조건을 통해 각 V에 따른 최적의 θ가 결정된다.[14] 또한 음함수 정리를 사용하여 일계미분조건으로부터 $\frac{\partial\theta^*(V)}{\partial V}>0$인 것을 알 수 있다. 즉, 위에서 상정한 분리균형에서는 $V>EV$인 경우, V값이 증가함에 따라 최적의 반발 정도가 증가하게 된다. 한편, $V\leq EV$인 경우는 위 최대화 문제로부터 최적의 반발 정도는 항상 0임을 알 수 있다. 즉, 위에서 상정한 분리균형하에서는 $V\leq EV$인 경우, V의 값에 상관없이 최적의 반발 정도로 0을 선택한다. 이를 통해 $\theta^*(V)$가 결정된다.

하지만 이 같은 $\theta^*(V)$가 분리균형하에서 성립되기 위해서는 각각의 V값을 가진 피수용자가 다른 V값을 가진 피수용자인 것처럼 행동할 유인이 없는지 살펴봐야 한다. 각각의 피수용자가 어떤 값을 가진 것으로 행동하는 것이 각자에게 최적인지를 알아보기 위한 최적화 문제는 다음과 같다.

$$max_{\ V'}\ \delta(\theta^*(V'))(EV-V')$$
$$+V'-C(\theta^*(V'))$$

위 식에서 V'는 실제로는 V라는 토지가치를 가진 피수용자가 반발 정도를 통해 자신의 타입인 것처럼 드러내기로 결정한 토지가치값을 의미한다. 위 식을 보면 피수용자의 실제 토지가치 V와 상관없다는 것을 알 수 있다. 그리고 이는 곧 피수용자의 실제 토지가치와는 상관없이 최적인 V'가 존재한다는 것을 알 수 있다.[15] 위 목적함수를 일계미분한 식은 the envelop theorem에 의해 다음 부등식의 좌변과 같이 표현되며, 이는 가정에 의해 항상 0보다 크다.

14) 가정 5에 의해 이계미분조건을 충족한다.
15) 최적화 문제의 해가 존재함은 최댓값 정리(the maximum theorem)를 통해서 증명할 수 있다.

$$-\delta(\theta^*(V')) + 1 > 0 \qquad (4\text{-}1)$$

이는 결국 위의 목적함수가 V'의 증가함수임을 의미하며, $V' = \overline{V}$ 일 때 최댓값을 가진다. 즉, 피수용자는 위의 분리균형하에서 자신의 토지가치에 상관없이 최대의 토지가치를 가진 것처럼 반발 정도를 나타내는 것이 최적이므로 앞서 살펴본 분리균형이 존재할 수 없음을 알 수 있다.

명제 3: 토지수용에 대하여 피수용자의 반발 정도(θ)를 정할 수 있는 모형에서 피수용자의 토지가치에 따라 다른 반발 정도를 제시하는 분리균형은 존재하지 않는다.

증명) 본문에 정리됨. (증명 끝)

그리고 위의 논의를 통해 일부만 자신의 토지가치를 드러내는 부분분리균형도 존재할 수 없음을 알 수 있다. 만약 자신의 토지가치를 드러내는 일부의 피수용자가 있는 경우, 수용자는 $(1-\delta(\theta^*))V + \delta(\theta^*)EV$를 보상액으로 제시할 것이다. 이때에도 위의 명제 3에서와 마찬가지로 피수용자는 자신의 토지가치를 드러내는 것보다는 토지가치를 드러내는 유형 중 토지가치가 가장 높은 유형인 것으로 속이는 것이 더 낫다. 결국 부분분리균형도 존재할 수 없다. 이는 본 모형의 균형을 찾기 위해서는 분리균형이 아니라 공용균형에 대해서 살펴봐야 한다는 것을 의미한다.

2. 공용균형(Pooling Equilibrium)

그러면 이제부터는 피수용자가 항상 같은 수준의 반발 정도를 정하는 공용균형에 대해서 살펴보자. 이를 위해 우선 모든 타입의 피수용자가 반발 수준 $\hat{\theta}$를 선택하는 공용균형이 성립되기 위해서 어떠한 조건들이 만족되어야 하는지 살펴볼 필요가 있다.

주어진 $\hat{\theta}$하에서 수용자는 앞의 장에서 최적 제시액 x^*를 정할 때와 유사한 다음의 최적화 문제를 풀어서 최적의 제시액 $x^*(\hat{\theta})$를 결정한다.

$$x^*(\hat{\theta}) \in argmax_{\ x}\ F\left(\frac{x-\delta(\hat{\theta})EV}{1-\delta(\hat{\theta})}\right)\cdot(S-x) + \left\{1-F\left(\frac{x-\delta(\hat{\theta})EV}{1-\delta(\hat{\theta})}\right)\right\}\cdot\beta(\hat{\theta})(S-EV) \qquad (4\text{-}2)$$

그러면 피수용자는 제시액 $x^*(\hat{\theta})$가 $(1-\delta(\hat{\theta}))V + \delta(\hat{\theta})EV$보다 크거나 같으면 이를 수락하고 그렇지 않으면 이를 거부한다. 이 같은 결과가 균형이 되기 위해서는 우선 수용자의 최적 제시액 x^*를 거부하는 피수용자에게 $\hat{\theta}$가 자신

의 보수 $(1-\delta(\theta))V+\delta(\theta)EV-C(\theta)$를 극대화하는 값이어야 한다. 만약 그렇지 않다면 피수용자는 $\hat{\theta}$가 아닌 다른 반발 수준을 나타낸 후 수용자의 제시액을 거부하면 더 큰 이익을 얻을 수 있기 때문이다. 그리고 최적 제시액 x^*를 수락하는 피수용자는 균형하에서의 보수 $x^*-C(\hat{\theta})$가 제시액을 거부했을 때 얻을 수 있는 최댓값인 $max_{\theta}(1-\delta(\theta))V+\delta(\theta)EV-C(\theta)$보다 커야 한다. 만약 그렇지 않을 경우 피수용자는 균형 반발 수준이 아니라 제시액 거부 시 자신이 얻을 수 있는 보수를 최대로 만드는 반발 수준을 택하고 또한 수용자의 제시액을 거부함으로써 더 큰 이익을 얻을 수 있게 된다. 따라서 반발 수준이 $\hat{\theta}$인 공용균형이 성립되기 위해서는 다음의 조건이 만족되어야 한다.

조건 1:

$\forall\ V,\quad \hat{\theta}=argmax_{\ \theta}\ M(\theta),$

where $M(\theta)=max\ \{x^*(\theta)-C(\theta),\ \}$
$\{(1-\delta(\theta))V+\delta(\theta)EV-C(\theta)\}$

다음에서는 반발 수준이 $\hat{\theta}$인 공용균형이 존재하는 것과 위의 조건 1을 만족하는 $\hat{\theta}$가 존재하는 것이 동치임을 명제를 통해 보여주고 있다.

명제 4: 조건 1을 만족시키는 $\hat{\theta}$가 존재하는 것과 반발 수준이 $\hat{\theta}$인 공용균형이 존재하는 것은 동치이다.

증명) 부록 참조

이를 바탕으로 $\hat{\theta}$값의 범위에 따라 균형이 어떠한 형태를 띨 것인지 보다 자세히 알아보겠다. 이를 위해 우선 피수용자가 제시액을 거부했을 때 얻게 되는 보수 $(1-\delta(\theta))V+\delta(\theta)EV-C(\theta)$에 대해 살펴볼 필요가 있다. 이에 대한 일계미분 조건을 다시 써보면 다음과 같다.

$$V-EV=-\frac{C'(\theta)}{\delta'(\theta)} \qquad (4\text{-}3)$$

위 식 (4-3)의 우변은 $C(\theta)$ 함수와 $\delta(\theta)$ 함수에 대한 가정에 의해 θ에 대해서 증가한다.[16] 그리고 우변은 항상 양의 값을 갖는 데 반해 좌변은 V의 값에 따라서 달라진다. 이는 결국 V가 EV보다 작은 피수용자의 경우 $\hat{\theta}>0$인 범위의 반발 정도를 나타내는 공용균형에서는 항상 제시액 $x^*(\hat{\theta})$를 수락하는 결정을 내린다는 것을 의미한다.

또한 각 V값에 따라 위 일계조건을 만족하는 θ값이 다르다는 점을 통해서 알 수 있는 점은, $\hat{\theta}\in(0,1)$의 범위에 있는 $\hat{\theta}$를 반발 정도로 나타내는 공용균형

16) 식 (4-3)의 우변을 θ에 대해서 미분하면 양의 값을 가짐을 보일 수 있다.

에서는 $\overline{V}$를 가진 피수용자가 제시액을 거부했을 때 얻을 수 있는 보수만큼을 보장하도록 보상금 x^*가 제시되어 아무도 제시액을 거부하지 않아야 한다는 점이다.[17] 만약 이보다 낮은 액수가 보상금으로 제시되어 $\overline{V}$를 가진 피수용자를 비롯하여 제시액을 거부하는 피수용자의 타입이 복수인 경우는 각각의 피수용자에게 최적인 반발 수준은 각각 다르게 결정된다. 따라서 반발 수준 $\hat{\theta} \in (0,1)$을 나타내는 공용균형이 존재할 수 없다. 즉, 모서리 값(0 혹은 1)이 아닌 내부값을 가진 $\hat{\theta}$를 가지는 공용균형에서는 $\overline{V}$를 가진 피수용자가 제시액을 거부했을 때 얻는 보수만큼을 보장하는 보상금이 제시되어 아무도 제시액을 거부하지 않게 된다.

보조명제 3: 피수용자의 반발 정도가 내부값($\hat{\theta} \in (0,1)$)을 가지는 공용균형에서는 $x^*(\hat{\theta}) = (1-\delta(\hat{\theta}))\overline{V} + \delta(\hat{\theta})EV$가 제시되고 이에 대해서 어떠한 피수용자도 이를 거부하지 않는다.

증명) 본문에 설명됨. (증명 끝)

이 같은 경우에 대한 직관적인 설명은 다음과 같다. 수용자의 공공할인율 $\beta(\theta)$가 피수용자의 반발 정도(θ)에 매우 민감하게 반응하여 조금의 반발에도 공공할인율이 상당히 많이 떨어지는 경우 수용자의 최적 제시액 $x^*(\theta)$는 상당히 높게 형성되어 피수용자 모두가 수락을 할 보상금이 제시되는 균형이 성립될 수 있는 것이다.

반면, $\hat{\theta}$가 0 혹은 1로서 공용균형을 이루는 경우는 상당히 다른 형태를 띠게 된다. 반발 정도가 내부값을 가지는 경우와는 달리 모서리값(0 또는 1)을 균형 반발 정도로 가지는 공용균형에서는 모서리 해의 특성상 제시액을 거부하는 피수용자의 타입이 복수로 존재할 수 있다. 이는 특정 V값들에 대해서 식 (4-3)을 만족하는 θ가 $[0,1]$의 범위 밖에 있어서 θ가 가능한 범위 내에서는 일계미분식이 부등식으로 만족하는 경우를 의미한다. 다음의 부등식을 보자.

$$\overline{V} > EV - \frac{C'(1)}{\delta'(1)} \tag{4-4}$$

위의 부등식은 반발 정도가 1인 공용균형에서 제시액을 거부하는 피수용자의 타입이 복수로 존재하기 위한 필요조건이다. 즉, 반발 정도가 1인 공용균형에서 제시액을 거부하는 피수용자 타입이 복수로 존재하기 위해서는 특정 V값들에 대해서 일계미분식을 등식으로 만족하는

17) 피수용자가 제시액을 거부했을 시 최대로 얻을 수 있는 보수는 V에 따라 증가하여 $\overline{V}$를 가진 피수용자가 가장 큰 보수를 얻는다는 점은 the envelope theorem과 식 (4-1)을 통해 보였다. 따라서 $\overline{V}$를 가진 피수용자가 제시액을 거부했을 시 최대로 얻을 수 있는 보수를 보상액으로 제시하면 모두가 이를 수락하게 된다.

θ가 1보다 커야 한다. 반대로 반발 정도가 0인 공용균형에서 제시액을 거부하는 피수용자 타입이 복수로 존재하기 위해서는 다음의 부등식을 만족해야 한다.

$$\overline{V} < EV - \frac{C'(0)}{\delta'(0)} \qquad (4\text{-}5)$$

결론적으로 위의 조건 1을 만족하는 θ가 내부 해를 가지는 경우는 공용균형에서 제시액을 거부하는 피수용자의 타입 수는 최대로 1개($\overline{V}$)가 가능하지만 모서리 해를 가지는 경우는 그 타입 수가 여러 개인 것이 가능하다.

이상의 균형에 대한 논의에서 특이할 만한 점은 각각의 공용균형에서 정해지는 균형 반발 수준은 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 거부했을 시 얻게 되는 보수를 최대화시키는 θ값이라는 점이다. 이에 대해 공용균형에서 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 거부하는지 제시액을 수락하는지 여부에 따라 나눠서 살펴봐야 한다.

토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 거부하는 공용균형의 경우를 보면, 해당 피수용자는 항상 자신의 보수를 극대화하는 반발 수준을 택할 것이므로 이 반발 수준과 공용균형에서의 균형 반발 수준은 같아야 한다. 그리고 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 수락하는 공용균형을 보면 수용자는 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 수락토록 하기 위해서 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 거부했을 시 얻게 되는 보수만큼을 보장하는 금액을 제시한다. 이는 피수용자가 택한 θ값에 따라 달라지게 되므로 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자는 제시액을 거부했을 시 얻게 되는 보수를 최대로 만드는 반발 수준을 택할 것이다. 따라서 이 경우에도 토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액을 거부했을 시 얻게 되는 보수를 최대로 만드는 반발 수준이 공용균형에서의 반발 수준과 같게 된다. 이를 정리하면 다음과 같은 보조명제가 된다.

보조명제 4: 공용균형하에서 정해지는 반발 수준은 토지가치가 가장 높은 피수용자가 수용자의 제시액을 거부했을 때 얻는 보수를 최대로 만드는 반발 수준과 같다.

증명) 본문에 설명됨. (증명 끝)

지금까지 피수용자가 반발 정도를 사전적으로 정할 수 있는 모형에서의 균형에 대해서 살펴보았다. 본 균형을 통해서 보았을 때 주어진 외생변수들에 따라 피수용자는 자신의 토지가치와는 상관없이 일정한 수준(토지가치가 $\overline{V}$인 피수용자가 제시액 거부 시 얻게 되는 보수를 최대로 만드는 반발 수준)의 반발을 하는 것이 균형전략이라는 점을 알 수

있다.

실제 토지수용과정에서는 다양한 이유로 인해 수용에 대한 반발과 갈등이 생겨날 수 있다. 본 모형에서는 그중 피수용자의 전략적 선택에 의해서도 이 같은 반발과 갈등이 생길 수 있다는 점을 중점적으로 보여주고 있다. 이를 바탕으로 다음 장에서는 피수용자의 전략적 반발과 수용자의 과다보상 유인 문제를 개선하기 위한 방안을 논의하고자 한다.

Ⅴ. 정당보상 달성을 위한 권한위임(Authority Delegation)모형

앞의 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서는 법에서 의도하는 정당보상에 비해 많은 보상금이 균형에서 정해질 유인이 있음을 살펴보았다. 이와 더불어 제Ⅳ장에서는 피수용자가 자신의 보상금을 높이기 위해 전략적으로 공공수용에 대해 사회적 갈등을 일으킬 가능성이 있음을 보였다. 본 장에서는 이 같은 과다보상 유인과 전략적 갈등유발 유인을 줄일 수 있는 개선방향에 대해서 살펴보고자 한다.

계약이론과 기업 지배구조이론 분야에서는 자신의 권한을 상대방에게 혹은 외부인에게 위임하여 이해관계의 상충을 개선하고 보다 나은 결과를 달성하는 상황에 대한 연구가 진행되어 왔고, 이는 현실에서도 종종 목격되고 있다.[18] 본 장에서는 보상액 산정 및 제시에 관한 권한을 객관적 평가자에게 위임함으로써 앞서의 모형에 비해 법에서 의도하는 정당보상액에 근접한 균형을 달성할 수 있음을 보이고자 한다.

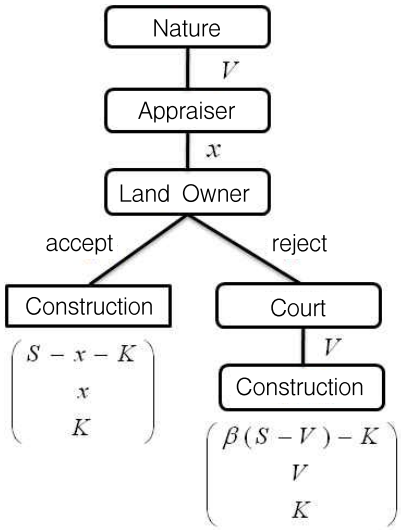
1. 이상적인 형태의 권한위임과 정당보상

본 절에서는 앞서 다룬 게임모형들에서 보상액 산정 및 제시를 수용자가 아닌 제3자가 대신했을 경우 그 균형이 어떻게 달라지는지 살펴보고자 한다. 여기서 말하는 제3자란 토지에 대한 보상액 평가와 관련하여 어떠한 이해관계도 없고 평가를 위한 어떠한 노력도 들일 필요가 없는 평가자를 의미한다. 우선 객관적 토지가치만이 존재하여 수용자가 그 가치를 정확히 알고 있을 때의 게임모형을 중심으로 보상액 평가 및 제시 권한이 제3의 평가자에게 위임되었을 때의 균형을 살펴보자. 게임모형을 그림으로 표현하면 [Figure 4]와 같다.

앞서 언급한 대로 본 절에서의 게임과 [Figure 1]에서 나타난 게임의 차이점은

18) 이와 관련한 다양한 문헌들은 Mookherjee(2006)에 잘 정리되어 있다.

[Figure 4] Authority Delegation Model without Subjective Valuation



수용자 대신 객관적인 평가자가 피수용자에게 보상액을 제시한다는 점이다. 이때 평가자는 게임의 결과에 상관없이 고정된 수수료 K를 보수로 받게 된다.

그렇다면 본 모형에서는 어떠한 균형에 도달될지 살펴보자. 보상액이 제시된 이후 하부 게임에서 피수용자의 최적 전략은 앞의 제Ⅲ장 제2절에서의 최적 전략과 같다. 즉, 제시액이 V보다 크거나 같으면 이를 수락하고 그렇지 않으면 거부하는 전략이 피수용자에게 최적이다. 이러한 전략하에서 평가자는 어떠한 제시액을 제시하더라도 자신의 보수에는 변화가 없다. 평가자는 자신의 보수에 차이가 없는 한 토지가치인 V를 제시한다고 보아도 무방하다.[19]

따라서 본 모형에서의 부분게임 완전균형에서는 정당보상액이 제시되고 이를 피수용자가 수락하게 된다. 그리고 평가자가 토지의 객관적 가치인 V를 항상 제시하는 경우는 이 부분게임 완전균형이 유일한 균형이 된다. 이 점이 앞서 제Ⅲ장 제2절에서 살펴본 모형과 가장 큰 차이이다. 수용자가 직접 보상액을 제시할 때와는 달리 평가자가 보상액을 제시하는 경우는 피수용자가 어떠한 전략을 쓰

19) 고정 보수하에서 평가자는 토지가치 V를 보상액으로 제시한다는 가정에 큰 무리가 없지만, 이를 더욱 명확히 하기 위해서 평가자가 토지가치를 V만큼 제시하지 않을 경우 정부당국에 의해 적발될 확률이 양의 값으로 존재하고 이에 대한 처벌이 존재한다고 가정할 수도 있다.

더라도 평가자의 인센티브 구조가 달라지지 않는다. 결국 피수용자가 원하는 균형을 유도하기 위한 전략적 위협이 유효하지 않게 되어 균형에서는 정당보상액이 제시되고 피수용자는 이를 받아들이게 된다.

명제 5. 토지에 대한 객관적 가치만 존재하고 수용에 따른 보상액을 수용자 대신 권한을 위임받은 평가자가 제시하는 경우, 정당보상액이 제시되고 이를 피수용자가 수용하는 균형만이 유일하게 달성 가능하다.

증명) 최하부 게임에서의 피수용자 전략과 상관없이 평가자는 정당보상액을 제시하는 것이 최적 전략이다. 따라서 평가자는 항상 정당보상액을 제시하게 되고 피수용자는 이를 수용하게 된다.

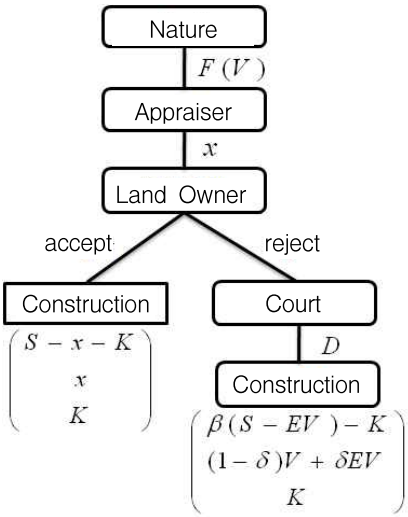
(증명 끝)

위의 명제에서 볼 수 있듯이 수용자는 보상액을 제시하는 권한을 제3자인 평가자에게 전적으로 위임함으로써 조정과정 없이 정당보상액을 지급하는 균형을 달성할 수 있다. 여기서 핵심적인 내용은 제3자로의 전적인 권한위임이다. 만약 권한을 위임하였어도 여전히 수용자가 위임받은 자의 결정에 영향을 미칠 수 있다면 권한을 위임하기 이전과 같은 결과를 가져오게 된다. 따라서 권한위임을 통하여 보다 바람직한 균형에 도달하고자 할 때에는 수용자의 영향력 밖에서 평가자가 결정을 내릴 수 있는 법적, 제도적 장치가 필요하다. 이를 통해 게임의 참가자 모두가 권한위임과 평가자의 중립성에 신뢰를 가질 수 있을 때 명제 5와 같은 균형을 달성할 수 있는 것이다.

다음으로 토지가치에 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 포함되어 있는 경우를 살펴보자. 여기서 다루고자 하는 게임 모형을 표현하면 [Figure 5]와 같다.

제Ⅲ장 제3절에서의 모형과 가장 큰 차이점은 수용자 대신 평가자가 피수용자에게 보상액을 제시한다는 점이다. 앞서의 권한위임모형에서와 마찬가지로 평가자는 게임의 결과와는 상관없이 고정된 수수료를 받게 되고 따라서 게임 결과와 관련한 아무런 인센티브도 가지지 않게 된다. 이때 평가자는 정당보상액인 EV를 제시한다고 가정하여도 전혀 무리가 없다. 평가자가 EV를 제시하면 피수용자는 이를 수락하거나 거부하게 된다. 피수용자의 입장에서는 앞의 제Ⅲ장 3절의 경우와 마찬가지로 제시액 x와 조정 시의 보수 $(1-\delta)V+\delta EV$를 비교하여 제시액을 수락할지 거부할지 결정하게 된다. 피수용자는 자신의 토지가치 V가 EV보다 큰 경우는 조정 시의 보수 $(1-\delta)V+\delta EV$가 제시액 EV보다 크므로 제시액을 거부하게 된다. 또한 피수용자의 토지가치 V가 EV보다 작은

[Figure 5] Authority Delegation Model with Subjective Valuation



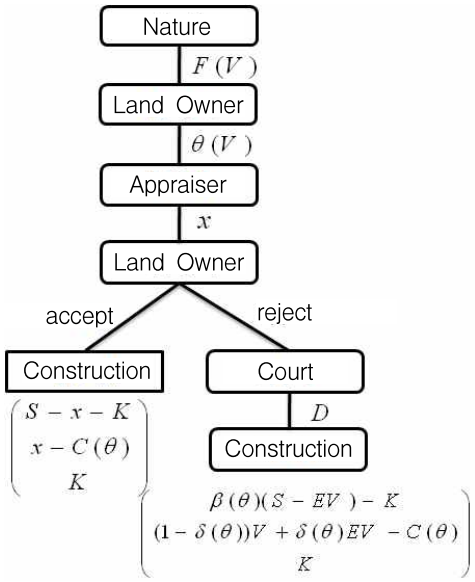
경우는 제시액 EV가 조정 시의 보수 $(1-\delta)V+\delta EV$보다 크므로 제시액을 받아들이게 된다. 다시 말해서 만약 피수용자의 토지가치 V가 EV보다 작은 경우는 제시액을 수락하게 될 것이고, 토지가치 V가 EV보다 큰 경우는 거부를 하여 조정의 단계를 거쳐서 EV를 보상액으로 받게 될 것이다. 결국 어떠한 결과에 대해서도 피수용자에게 지급되는 보상액은 정당보상액인 EV가 되므로 본 게임모형에서는 항상 정당보상이 달성된다고 할 수 있다.

명제 6: 피수용자의 토지가치에 대한 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 존재하고 수용자에게서 권한을 위임받은 평가자가 보상액을 제시하는 경우, 균형에서 정당보상이 달성된다.

증명) 본문에 설명됨. (증명 끝)

앞서 살펴본 명제 2에서의 과다보상 유인이 위 명제 6에서는 사라졌음을 알 수 있다. 이는 곧 감정평가업무가 정당보상과 상당히 밀접한 관계에 있음을 보여주고 있다. 즉, 현재의 감정평가제도가 도입된 가장 큰 이유 중 하나가 권한위임을 통해 정당보상을 달성하기 위함이라고 볼 수 있다. 감정평가업무의 전문성을 차치하더라도 정당보상의 달성을 위해 감정평가업무는 매우 중요한 의미를 가진다.

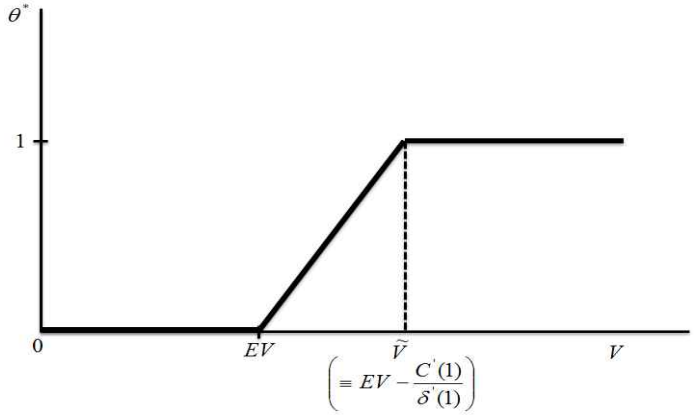
[Figure 6] Authority Delegation Model Including θ



또한 명제 6에서 주요 가정 중의 하나는 수용자나 피수용자가 감정평가업무에 영향을 미칠 수 없다는 점이다. 결국 정당보상에 보다 근접하기 위해서는 감정평가업무가 수용자나 피수용자의 이해관계에서 최대한 독립적이도록 만들어야 한다는 점을 명제 6은 내포하고 있다. 하지만 현실에서는 감정평가업무가 완벽히 독립적으로 이루어지고 있다고는 볼 수 없다. 따라서 감정평가업무의 독립성을 강화시키기 위한 정책적인 노력이 필요할 것이다. 이 부분에 대해서는 다음 제2절과 제3절에서 본격적으로 논의하도록 하겠다.

이어서 제Ⅳ장에서와 같이 피수용자가 반발 수준(θ)을 결정하는 경우의 권한위임모형을 살펴보자. 게임의 구조는 [Figure 6]과 같다. 여기서도 앞서의 경우와 마찬가지로 평가자는 항상 평가액으로 EV를 제시하는 것으로 상정한다. 그 경우 우선 V가 EV보다 작거나 같은 피수용자는 평가액 EV를 항상 수락한다. 또한 반발에 따른 비용을 최소화하기 위해서 사전적인 반발 수준(θ)은 0으로 하는 것이 최선이다. 반면, V가 EV보다 큰 피수용자는 평가액 EV를 거절하여 조정의 단계를 거친다. 이때 피수용자의 최적 반발 수준은 제시액을 거절했을 때의 자신의 보수$(1-\delta(\theta))V+\delta(\theta)EV-C(\theta)$를 최대화하는 θ를 정한다.

[Figure 7] Optimal Level of θ



여기서 흥미로운 점은 피수용자의 반발 수준이다. 앞서의 제Ⅳ장에서의 모형과는 달리 $V \leq EV$인 경우에는 토지가치에 상관없이 똑같은 반발 수준($\theta = 0$)을 선택하고 $V > EV$인 경우에는 각 가치별로 보수를 최대화하기 위한 θ값을 선택한다. 앞의 식 (4-3)은 $V > EV$인 경우 피수용자의 보수 최대화를 위한 일계조건을 보여준다. 이를 바탕으로 [Figure 7]에서는 피수용자의 최적 반발 수준을 보여주고 있다.

식 (4-3)의 우변이 θ의 증가함수이므로 $V \geq EV$인 범위에서는 V가 증가함에 따라 최적의 반발 수준 θ도 증가하다가 상한값인 1에서 증가를 멈추게 된다. 만약 $\overline{V}$가 $\widetilde{V}$보다 작은 경우는 $V \geq EV$ 범위에서는 각 V에 따라 다른 값의 θ를 정하게 되고, 만약 $\overline{V}$가 $\widetilde{V}$보다 큰 경우는 $EV \leq V \leq \widetilde{V}$에서는 각 V에 따라 다른 값의 θ를 정하고, $\widetilde{V} \leq V \leq \overline{V}$에서는 모두 반발 수준으로 1을 택한다.

이를 통해 알 수 있는 것은 각 타입의 피수용자는 $\overline{V}$의 토지가치를 가진 피수용자의 반발 수준보다 항상 작거나 같은 수준의 반발 정도를 정한다는 점이다. 그리고 이를 앞서의 보조명제 5의 내용과 종합해 보면 제Ⅳ장에서의 공용균형보다 본 모형에서의 균형에서 사전적으로 기대할 수 있는 반발 수준이 더 낮다는 것을 알 수 있다. 제Ⅳ장에서 다룬 공용균형에서는 균형 반발 수준이 항상 $\overline{V}$의 토지가치를 가진 피수용자가 제시액을 거부했을 때 얻게 되는 보수를 극대화시키는 값이었다. 하지만 본 모형에서는 우선 $V \leq EV$의 토지가치를 가진 피수용자는 반발 수준을 0으로 정하고 그 외의 피수용자의 반발 수준도 최댓값이 $\overline{V}$의 토지가치를 가진 피수용자가 제시액을

거부했을 때 얻게 되는 보수를 극대화시키는 값이다. 따라서 제Ⅳ장에서의 공용 균형일 때에 비해 본 권한위임모형에서의 균형일 때 사전적으로 더 낮은 반발 수준을 기대할 수 있다.

명제 7: 토지가치에 대한 피수용자의 객관적 가치와 주관적 가치가 모두 존재하고, 피수용자의 반발 정도(θ)를 사전적으로 정할 수 있으며, 수용자에게서 권한을 위임받은 평가자가 보상액을 제시하는 경우, 균형에서 정당보상이 달성된다. 그리고 사전적인 기대 반발 수준은 권한위임 시의 기대 반발 수준이 그렇지 않을 때의 기대 반발 수준보다 더 낮다.

증명) 본문에 설명됨. (증명 끝)

명제 5~7을 통해서 권한위임을 통해 과다보상의 유인을 차단하고 정당보상에 근접할 수 있음을 보였다. 또한 권한위임 시에 수용에 따른 피수용자의 전략적 반발 수준도 낮출 수 있음도 보였다. 따라서 정당보상을 달성하기 위한 효과적인 제도를 연구하기 위해서는 현실에서의 권한위임제도가 이상적인 형태의 권한위임제도와 어떤 차이가 있는지 살펴보고, 현실에서의 권한위임제도를 이상적인 형태에 보다 근접하도록 만들기 위한 개선방안을 살펴볼 필요가 있다.[20]

현실에서는 보상액 산정을 수용자가 직접 하지 않고 전문자격사인 감정평가사가 그 업무를 하도록 되어 있다. 다음 절에서는 이러한 감정평가사제도가 앞서 살펴본 정당보상 달성수단으로서의 권한위임의 기능을 제대로 수행하고 있는지를 살펴보고자 한다.

2. 현실적인 권한위임수단으로서의 감정평가제도

정당보상액이 제시되는 균형에 가까이 가기 위해 토지보상법에서는 보상액 평가 및 산정 업무를 수용자가 아닌 감정평가사가 하도록 정하고 있다. 이는 감정평가업무가 전문성을 요구하기 때문에 국가에서 공인하는 전문자격사로 하여금 그 업무를 처리하도록 하는 취지가 있고 이와 동시에 상대적으로 이해관계에서 벗어나 있는 제3자로 하여금 평가를 내리도록 하여 보상 제시액과 정당보상액

20) 조정자에 대한 수수료를 수용자가 부담함에 따라 권한위임모형에서 수용자의 균형보수는 이전 모형에서의 균형보수에 비해 적다. 따라서 권한위임을 할지 아니면 수용자가 보상액을 산정할지에 대한 결정을 수용자가 직접 할 경우는 권한위임모형이 실제로 이루어지기 힘들 수 있다. 본 논의에서는 권한위임이라는 제도도입 결정을 수용자가 아닌 정책당국에서 사전적으로 결정하는 것으로 가정하고 있다. 이는 제도도입에 대한 결정을 수용당사자가 아닌 정부가 결정한다는 점에서 현실적이다. 본 연구도 정당보상 달성을 위한 제도 개선책을 모색한다는 점에서 이러한 가정은 합당하다고 할 수 있다.

간의 차이를 줄이고자 하는 취지도 있다고 볼 수 있다.

본 연구에서는 감정평가사의 역할 중 후자에 비중을 두어 살펴보고 있다. 하지만 보상액 평가업무를 감정평가사에게 위임하는 것만으로 정당보상액이 제시되는 균형에 도달한다고 보기에는 현실적으로 어려움이 있다. 여기서는 앞서 살펴본 모형이 현실과는 어떤 점에서 차이가 있는지 살펴보도록 하겠다.

본 절에서는 감정평가업무에 있어서 평가사 간 주관적 판단과 소신의 차이에 따라 평가액이 달라지는 점을 감안하여 몇 가지 가정을 추가한 모형을 다루고자 한다. 지금까지 토지의 가치 중 객관적인 가치에 대해서는 누구나 알고 있다고 가정하였다. 그러므로 앞 절에서는 토지가치 평가에 대한 권한을 제3의 평가자에게 위임하였을 때 그 평가자는 토지의 객관적 가치 V를 보상액으로 제시하는 균형을 달성할 수 있었다. 하지만 실제로 똑같은 토지의 객관적 가치에 대해 평가하더라도 감정평가사의 판단과 시각 등에 따라 조금씩 차이가 생기기 마련이다. 감정평가사는 토지가치에 대해 평가할 때 어떠한 가치가 객관적 가치이고 어떠한 가치가 주관적 가치인지 또는 토지의 가치 중 어떤 부분이 공공개발계획에서 비롯되어 추가된 가치인지를 판별해내야 한다. 이를 위한 기준들이 마련되어 있지만 모든 경우에 대해서 기준이 존재하기 힘들기 때문에 감정평가사의 판단에 따라 그 가치에 대한 평가가 달라질 수 있다.[21]

이를 반영하기 위해 본 모형에서 감정평가사는 객관적 가치 V에 확률변수인 오차 ϵ을 더한 $V+\epsilon$을 보상액으로 제시한다고 가정해 보자. 그리고 조정의 단계를 거치게 되면 오차는 사라지고 객관적 가치 V가 보상액으로 지급된다고 가정한다. 이러한 가정들하에서 게임의 균형을 살펴보자.

피수용자는 최하부 게임에서 자신의 토지가치 V보다 크거나 같은 값이 제시되면 제시액을 수락하고 그렇지 않으면 거부하는 전략이 최적이다. 그리고 감정평가사 역시 게임의 결과와 상관없이 동일한 수수료를 받는다면 피수용자의 전략에 상관없이 자신의 평가액 $V+\epsilon$을 제시할 것이다. 따라서 이 게임의 결과는 ϵ의 값에 달려 있다. 만약 오차 ϵ이 0보다 크거나 같다면, 즉 토지가치를 과대평가한다면 피수용자는 평가자의 제시액을 받아들일 것이고, 반대로 과소평가한다면 피수용자는 제시액을 거부할 것이다. 따라서 평가에 있어서 생기는 ϵ의 값에 따라서 예상되는 게임의 균형은 달라지게 된다. ϵ의 값이 양의 값으로 커질수록

21) 대표적인 예로 한국감정평가협회의 「토지보상평가지침」 제16조에 명시되어 있는 기타 요인 보정을 들 수 있다.

〈Table 1〉 Differences among Appraisals(2003~2005)

(Unit: %)

	Between Appraisers Appointed by Developer				Between Appraisers Appointed by Developer and Appraiser Appointed by Land Owner			
	inside 1%	1~5%	5~10%	over 10%	inside 1%	1~5%	5~10%	over 10%
Project A	64.8	27.8	7.4	-	-	14.8	46.3	38.9
Project B	65.4	27.0	3.8	3.8	-	3.8	73.1	23.1

Source: Korea Independent Commission Against Corruption, 2007. 12.

과다보상의 문제가 더 커지게 되고 반대로 음의 값을 가질수록 보상액에 따른 사회적 갈등을 유발시키게 된다. 이는 과다보상의 문제와 보상 갈등 문제 등의 시각에서 보았을 때 ϵ의 기댓값 $E[\epsilon]$과 분산 $Var[\epsilon]$이 모두 0에 가까울수록 정당보상이라는 본래 목적에 가까워진다고 할 수 있다. 따라서 정당보상액과 차이가 많은 보상액이 책정되도록 하는 유인체계를 개선하기 위해 감정평가사로 하여금 보상액을 산정토록 한 현재의 제도가 보다 효과적으로 그 기능을 발휘하기 위해서는 ϵ의 기댓값 $E[\epsilon]$과 분산 $Var[\epsilon]$이 모두 0에 근접할 수 있도록 지속적인 노력과 제도적인 뒷받침이 필요하다.

<Table 1>에 따르면, 감정평가업무를 담당할 업체를 시행자가 선정하였는지 주민추천을 통해 선정하였는지에 따라 평가액의 차이가 크다는 것을 알 수 있다. 사업시행자가 선정한 감정평가업체 간에는 평가액이 상당히 근소하여 예로 든 58개 사업지구 중 평가액의 격차가 1% 이내인 경우가 약 65%에 달한다는 것을 보여준다. 그리고 그 격차가 5% 이내인 경우는 90%가 넘는다. 반면, 시행자가 선정한 감정평가업체의 평가액과 주민이 추천하여 선정된 감정평가업체의 평가액은 그 격차가 상당하다. 이는 앞서 정의했던 평가오차의 분포가 감정평가업체 선정주체의 영향을 받는다는 점을 의미한다. 이를 바탕으로 보았을 때 현실에서는 ϵ의 기댓값이 0이라고 보기에는 무리가 있다.

또한 시행자 측에서 선정한 감정평가업체 간의 격차가 상당히 적다는 점은 이들 평가업체들의 평가오차값들이 상호간에 독립적이지 않을 수 있다는 점을 보여주고 있다. 따라서 정책적, 제도적인 개선을 통해 오차의 기댓값이 0에 가깝도록 하고 그 오차값들도 평가업체들 간에 서로 독립적일 수 있도록 만들 필요가 있다. 다음 절에서는 이를 위한 구체적인

개선방안을 모색하고 있다.

3. 효과적인 권한위임을 위한 제도 개선방안

공공수용제도와 관련하여 달성해야 할 정책목표는 법에서 정하고 있는 정당보상액에 근접하게 수용 보상액을 책정해야 하는 점과 보상과 관련한 사회적 갈등을 최소화해야 한다는 점이다. 이 두 가지 목표는 상당히 연관되어 있다. 공공수용과정에서 있어서 산정되는 보상액에 대한 기준이 불명확하여 수용에 관련된 당사자들의 자의적인 노력이나 분쟁 등에 의해 보상액이 달라질 가능성이 있다면 보상과 관련한 갈등은 지속될 것이다. 반대로 수용에 따른 보상액 산정의 기준이 명확하여 수용 당사자들의 노력과는 상관없이 객관적 가치에 대한 정당보상액으로 보상액이 책정된다면 이와 관련한 분쟁이나 갈등도 줄어들게 될 것이다.[22]

앞서 살펴본 바와 같이 정당보상액 산정을 위해서는 이해관계를 벗어난 평가자의 중립적이고 정확한 평가가 매우 중요하다. 본 장에서는 평가자의 공정한 평가를 보장하기 위해 실시되고 있는 현 제도가 그 기능을 충분히 수행하고 있는지 그리고 만약 그렇지 못하다면 이를 개선하기 위해서는 어떤 방안이 있는지 살펴보고자 한다.

평가자의 중립적이고 정확한 평가를 위해서는 우선 다음의 두 조건이 만족되어야 한다.

$$E(\epsilon) = 0, \quad Var(\epsilon) = 0$$

즉, 평가에 대한 오차가 편향되지 않아야 하고 오차의 범위도 최소화되어야 한다.

현행 제도에서는 보상액을 산정할 때 복수의 평가자로 하여금 평가를 내리게 하고 이들 평가액의 산술평균을 내는 방식을 채택하고 있다.[23] 이러한 제도는 보상액 산정오차의 범위를 줄이기 위해서 효과적일 수 있다. 다만, 이 같은 제도가 효과를 충분히 발휘하기 위해서는 평가자 간의 공분산이 낮은 값을 가져야 한다. 다음의 식을 보자.

$$Var(\frac{x_1 + x_2}{2}) = Var(\frac{\epsilon_1 + \epsilon_2}{2}) = \frac{1}{4}[Var(\epsilon_1) + Var(\epsilon_2) + 2Cov(\epsilon_1, \epsilon_2)]$$

22) 물론 공공수용절차에 있어서 보상액 이외의 부분, 즉 보상주체, 보상시기, 해당 사업의 정책적 타당성 여부 혹은 해당 사업의 공공성 여부 등에 대한 분쟁은 여전히 존재할 수 있다. 본 논의에서는 보상액 산정과 관련한 사안에 집중하여 살펴보고 있다.

23) 「토지보상법」 제68조, 「토지보상법 시행규칙」 제16조 제6항.

여기서 x_i는 평가자 i의 평가액이고, ϵ_i는 x_i의 평가오차이다. 만약 $Var(\epsilon_1) = Var(\epsilon_2) = \epsilon > 0$이라면 두 평가오차의 공분산 $Cov(\epsilon_1, \epsilon_2)$의 값이 낮을수록 평균값의 평가오차가 줄어든다. 극단적으로 두 평가오차 간의 공분산이 0이라면 산술평균의 평가오차는 단독으로 평가액을 산정할 때보다 절반으로 줄어들게 된다. 하지만 두 오차 사이의 상관계수가 1이어서 공분산값 $Cov(\epsilon_1, \epsilon_2)$이 $Var(\epsilon)$과 같아진다면 산술평균의 평가오차는 단독으로 평가액을 산정할 때와 같아진다. 따라서 평가오차를 줄이기 위해 복수평가액의 산술평균으로 평가액을 산정하는 제도가 제 기능을 발휘하기 위해서는 평가오차 사이의 공분산이 낮은 값을 가져야 한다.

하지만 「토지보상법 시행규칙」 제17조를 살펴보면, 평가오차 사이의 공분산값을 높이도록 유도할 가능성이 있음을 알 수 있다. 「토지보상법 시행규칙」 제17조에서는 복수의 평가액 중 최고평가액과 최저평가액이 110%를 초과하는 경우 재평가를 요구해야 하고 해당 평가자에 대해 국토해양부 장관은 평가과정에 대한 별도의 조사를 하도록 되어 있다. 이는 평가에 있어서 주관적인 변수에 의해 평가액이 편향되는 것을 방지하기 위한 장치이다. 즉, $E(\epsilon) = 0$에 근접하기 위해 도입된 제도라 볼 수 있다. 만약 복수의 평가자들이 상호 간에 평가에 대한 정보 교환이 불가능하고 독립적으로 평가를 진행한다고 가정하면 「토지보상법 시행규칙」 제16조와 제17조에서 의도하는 바가 서로 상충하지 않는다. 하지만 시행규칙 제17조의 규정하에서 평가자들은 독립적으로 평가액을 산정했을 시 생길 수 있는 처벌의 가능성에 대해서 조심하지 않을 수 없다. 따라서 평가자들은 서로의 평가정보를 공유하여 평가오차 간 차이를 줄이려고 노력할 유인이 생겨난다. 이는 결과적으로 평가액 간의 공분산을 크게 만들고 극단적으로는 평가오차 간의 상관계수가 1에 가깝도록 만들 수 있다. 또한 평가자 간에 평가액에 대한 정보 교환이 활발히 일어나는 경우는 $E(\epsilon) = 0$에 근접하고자 하는 본래 목표를 달성하기 힘들다. 평가액이 편향되었다고 하더라도 사전적으로 평가자 간 정보 교환 등을 통해 평가액 간의 차이가 크지 않도록 자체적으로 조정을 할 것이고 이때 다른 평가액들도 함께 편향되게 정해질 개연성도 충분히 있다.

따라서 「토지보상법 시행규칙」 제17조에서 규정하고 있는 재평가에 대한 기준은, 「토지보상법 시행규칙」 제16조에서 정하고 있는, 산술평균하여 평가액을 산정하는 제도의 본래 취지에 반하는 기능을 할 가능성이 있다. 즉, 두 규칙이 양립함에 따라 $E(\epsilon) = 0$이라는 목표를 제대로 달성하지 못하면서 동시에 $Var(\epsilon)$을 줄이지도 못하는 결과를 가져올 수 있다.

그러므로 $Var(\epsilon)$을 줄이면서도 $E(\epsilon)$이 편향됨이 없이 0에 가까이 갈 수 있도록 제도를 개선할 필요가 있다. 이를 위해서는 평가오차를 줄임과 동시에 $E(\epsilon)$의 편향됨을 줄일 수 있는 제도가 필요하다. 이하에서는 이러한 논의를 바탕으로 관련 정책의 개선방향을 모색해 보도록 한다.

평가의 편향을 줄이기 위해서는, 첫 번째로 평가와 관련된 기준을 보다 명확하게 할 필요가 있다. 현재 관련 법규에서는 평가 관련 기준에 대하여 원칙적인 부분을 위주로 규정하고 있고 보다 자세한 기준들에 대해서는 감정평가협회에서 만든 감정평가지침 등에 정리되어 있다. 하지만 이러한 지침은 자율적으로 만들어진 규정으로 실제 감정평가 시 반드시 따라야 할 강제성은 없다. 감정평가의 편향을 최소화하기 위해서는 객관적 기준 마련이 가능한 부분에 대해서 정부 주도하에 구체적인 지침을 마련할 필요가 있다. 감정평가협회 차원에서 마련된 지침과 기존의 감정평가사례 등의 자료를 참고하여 강제성이 부여된 지침이 마련된다면 감정평가에서의 편향을 줄이고 이를 통해 보상액 산정 관련 갈등을 줄이는 데 도움을 줄 수 있을 것이다.

그리고 두 번째로, 명시적이고 객관적인 기준이 마련된 후에는 감정평가액 산정과정이 지침에 맞게 수행되었는지에 대한 검증과정도 강화될 필요가 있다. 현재 보상평가의 공정성을 제고하기 위해 감정평가협회에서 자체적으로 감정평가 업무에 대한 공적심사제도가 운영되고 있다. 하지만 이 역시 자율적으로 운영되고 있으며 그 절차에 대한 강제적인 규정이 없다. 그러므로 많은 경우 이러한 심사절차를 거치지 않고 감정평가액이 산정되고 있다. 따라서 정부 주도하에 마련된 지침에 따라 감정평가가 진행되었는지를 보다 공적인 위치에서 검증하기 위해 관련 전문가들을 중심으로 심사위원회를 구성하고 심사절차를 의무화하는 방법도 고려해 볼 필요가 있다. 이때 공공사업을 추진하는 정부부처가 심사위원회의 업무에 영향을 미치지 못하도록 차단하는 것이 중요하다. 만약 그렇지 못하다면 앞서 살펴보았던 권한위임모형이 제대로 작동하지 못하게 되고 결국 정당보상액과 차이가 큰 보상액이 산정될 우려가 있다. 따라서 공공사업에 대한 이해관계가 없는 전문가들을 중심으로 심사위원회를 구성하기 위한 방안에 대해서도 지속적인 고민이 필요하다.

세 번째로, 공공사업 추진에 따른 해당지역 공시지가 변동에 대한 보다 구체적인 연구가 필요하다. 현재 평가액 산정 시 공시지가를 기준으로 당해 토지 이용계획, 지가변동률, 생산자물가상승률 등을 참작하여 적정 가격을 산정한다.[24] 따라서 개발이익의 배제라는 원칙을 달성하기 위해서는 평가액 산정의 기준이 되

는 공시지가에 개발이익이 어느 정도 반영되어 있는지 파악할 필요가 있다. 개발계획이 진행됨에 따라 해당 토지의 가치는 변화하고 이러한 가치의 변화는 공시지가에 반영된다. 그러므로 공공사업에 의해 공시지가가 어느 시점부터 어느 정도 영향을 받았는지를 정확하게 파악할수록 평가오차의 분산을 줄일 수 있게 되고 궁극적으로 정당보상의 원칙에 더 근접할 수 있을 것이다. 따라서 공공사업에 따른 공시지가의 변동에 대한 보다 체계적인 연구가 지속적으로 이루어질 필요가 있다. 이 같은 연구는 보상액 산정에서의 가격보정작업에 대한 기준을 구체화하기 위한 발판이 될 수 있다는 점에서 의의가 있다.

지금까지 평가액 산정 권한을 제3자인 감정평가사에게 위임하는 현행 제도에서 수용 보상액이 정당보상액에 근접하도록 하기 위한 방안들을 모색해 보았다. 살펴본 바와 같이 권한위임제도가 본래의 취지에 맞게 성공적으로 운영되기 위해서는 권한을 위임받은 감정평가사가 수용자나 피수용자의 이해관계와는 상관없이 객관적이고 독립적으로 업무를 수행하도록 제도적으로 보장하는 것이 매우 중요하다. 이를 위해서 보상액 산정과 관련된 업무와 절차에 대해 객관적이고 공식적인 기준을 확대하고 이를 지속적으로 보완해 나가는 일이 필요하다. 이러한 기준들이 명확해질수록 보상과 관련된 분쟁과 갈등이 줄어들게 될 것이기 때문이다.

또한 이러한 제도 개선과 더불어 장기적으로 감정평가업무의 공정성과 독립성을 향상시키기 위한 지속적인 연구가 필요하다. 감정평가업무의 특성상 공식적인 지침의 제정 및 개선만으로는 평가업무에 대한 모든 사항을 아우르기 힘들다. 따라서 정당보상의 정의에서부터 현실에서의 적용방식에 이르기까지 다양한 학문분야에서의 지속적인 연구가 절실하다.

Ⅵ. 결 론

본 연구에서는 토지수용과 관련한 보상액 산정과정에 있어서 관련 당사자들의 이해구조에 대해 게임이론모형을 통하여 살펴보았다. 이를 통해 공공사업을 추진하는 수용자와 토지를 수용당하는 피수용자 모두가 법에서 정하는 정당보상액에 비해서 많은 금액을 보상액으로 책정하고자 하는 유인이 존재할 수 있음을 보였다. 피수용자가 자신이 소유한 토지에 대한 보상액을 조금이라도 더 높이려는 유인이 존재하는 것은 자명하다. 그와 더불어 수용자는 제시한 보상액에 대

24) 「토지보상법」 제70조에는 취득하는 토지에 대한 기준으로 어느 시점의 공시지가를 적용해야 하는지 명시되어 있다.

해서 피수용자가 거부를 하고 갈등과 분쟁을 일으키는 경우 추진하는 공공사업이 지연되어 막대한 피해를 입을 수 있기 때문에 정당보상액에 비해 많은 금액을 보상금으로 지급하고서라도 사업 지연을 막고자 하는 유인이 존재할 수 있음을 살펴보았다. 또한 이와 더불어 피수용자는 자신의 보상금을 높이기 위해 공공수용에 대해 전략적으로 갈등을 일으킬 유인이 존재함을 보였다.

과다보상 유인을 줄이고 전략적 갈등 유발 유인을 줄이기 위해서는 수용자와 피수용자가 가지는 인센티브가 보상액 산정에 미치는 영향을 최소화할 필요가 있다. 이를 위한 방안으로 본 연구에서는 권한위임모형을 소개하고 있다. 우선 보상액 산정과정을 수용자와 피수용자의 인센티브로부터 독립시킴으로써 정당보상을 달성하고 사전적으로 기대할 수 있는 전략적 갈등 수준이 더 낮은 이상적인 권한위임모형을 제시하였다. 그리고 현실에서 이러한 권한위임을 이루는 수단으로서 감정평가제도를 주목하고 있다. 해당 토지의 가치에 대한 전문적인 평가를 하는 전문자격사의 역할뿐 아니라 과다보상의 인센티브를 차단하는 권한위임 수단으로서도 감정평가제도는 중요한 의미를 가질 수 있다.

따라서 현재의 감정평가제도가 권한위임수단으로서의 역할을 보다 효과적으로 수행할 수 있도록 제도를 개선할 필요가 있다. 즉, 감정평가가 수용자나 피수용자의 인센티브에 영향을 받지 않고 독립적이고 객관적으로 이루어지도록 지속적인 노력이 필요하다. 이를 위해 본 연구에서는 감정평가기준이나 감정평가에 대한 검증절차를 보다 공식화하고 객관화할 필요가 있음을 지적하고 있다. 또한 감정평가방법론 연구, 특히 개발이익의 정도와 생성시기 등을 파악하기 위한 연구 등을 지속적으로 진행해야 할 필요성도 제기하고 있다. 이러한 노력을 통해서 감정평가업무가 보상액 관련 인센티브에서 완전히 독립적일 수 있을 때 정당보상과 전략적 갈등의 감소를 이룰 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

강교식, 「손실보상에 관한 법률해석례의 법규화 검토」, 『감정평가연구』, 제16집 제1호, 2006. 6, pp.9~27.

국가청렴위원회, 『공공택지 개발사업의 공정성・투명성 제고방안』, 2007.

국토해양부(건설교통부), 『국토해양통계연보』(건설교통통계연보), 2001~2007.

국회입법조사처, 『공공개발사업지구 내에서의 보상금 관련 불법행위 실태 및 근절방안』, 2009. 11.

기획예산처, 『2007~11년 국가재정운용계획－수송・교통 및 지역개발 분야』, 2007.

신봉기, 「현행 토지보상제도의 문제점」, 『토지공법연구』, 제27집, 2005.

윤수진, 「생활보상 및 간접손실보상 개념의 재검토」, 『토지공법연구』, 제34집, 2006. 12.

정희남 외, 『국책사업의 갈등해결을 위한 보상제도 개선방안 연구』, 국토연구원, 2008.

지대식 외, 『공익사업의 원활한 수행을 위한 토지보상체계 개선 연구』, 국토연구원, 2006.

허강무, 「공익사업과 개발이익－개발이익 배제 및 환수를 중심으로」, 『토지공법연구』, 제40집, 2008. 5.

Cho, J. and I. Kim, "An Economic Analysis of Takings in Korea: Endogenous Probability and Announcement Effects," *International Review of Law and Economics* 22, 2002.

Clauretie, T., W. Kuhn, and R. Schwer, "Residential Properties Taken under Eminent Domain: Do Government Appraisers Track Market Values?" *Journal of Real Estate Research*, Vol. 26, 2004.

Esposto, A. G., "The Political Economy of Taking and Just Compensation," *Public Choice* 89, 1996, pp.267~282.

_____, "Takings, Litigation, and Just Compensation," *Atlantic Economic Journal*, Dec. 1998.

Miceli, T. J. and Kathleen Segerson, "A Bargaining Model of Holdouts and Takings," *American Law and Economics Review*, Vol. 9, No. 1, 2007.

Mookherjee, Dilip, "Decentralization, Hierarchies, and Incentives: A Mechanism Design Perspective," *Journal of Economic Literature*, 2006, pp.367~390.

Shavell, S., "Eminent Domain versus Government Purchase of Land Given Imperfect Information about Owner's Valuations," *Journal of Law and Economics*, Vol. 53, Feb. 2010.

Strange, William, "Information, Holdouts, and Land Assembly," *Journal of Urban Economics* 38, 1995, pp.31~32.

<부 록>

<명제 1 증명>

최하부 게임에서 피수용자는 $x \geq V$이면 제시 보상액을 받아들이고 그렇지 않으면 거절하는 것이 피수용자의 최선의 전략이다. 차하부 게임에서 수용자는 $x = V$만큼 제시하는 것이 최선의 전략이다. 따라서 부분게임 완전균형의 결과는 $x^* = V$이고, 제시된 x^*를 피수용자가 받아들이는 것이다. (증명 끝)

<명제 2 증명>

수용자의 최적 선택을 위한 일계미분조건인 식 (3-6)의 x값에 EV를 대입하면 가정 3에 의해 다음의 부등식이 성립한다.

$$\frac{1}{1-\delta}F'(EV)\cdot$$
$$[(1-\beta)S+\beta EV-EV]-F(EV)>0$$

수용자의 최적 선택 문제에서 이계미분조건인 식 (3-7)에 의해 x값이 커질수록 일계미분식의 값은 줄어든다. 따라서 x값이 EV보다 클 때 일계미분조건을 만족하게 된다. (증명 끝)

<명제 4 증명>

(필요조건 증명) 만약 어떤 V값에 대해서 조건 1이 성립되지 않는다면, 그 V값을 토지가치로 가지는 피수용자는 반발 수준으로 $\hat{\theta}$가 아닌 다른 값을 선택할 것이다. 그러므로 반발 수준이 $\hat{\theta}$인 공용균형은 존재하지 않는다.

(충분조건 증명) $\hat{\theta}$가 조건 1을 만족시킨다고 하자. 주어진 제시액에 대해서 피수용자의 의사는 당연히 제시액을 수락했을 때와 거절했을 때의 보수를 비교하여 결정된다. 그리고 보상금을 제시하는 수용자는 피수용자의 반발 수준에 따라 피수용자의 토지가치 V에 대한 믿음(belief)을 형성하고 이에 따른 최적의 제시액을 결정한다. 만약 피수용자의 반발 수준과 상관없이 수용자가 피수용자의 토지가치 V에 대해 가지는 믿음의 분포가 V의 분포와 일치하는 경우 피수용자의 반발 수준 θ에 따른 최적 제시액은 앞선 식 (4-2)

에서 정의한 $x^*(\theta)$이다. 수용자가 $x^*(\theta)$를 제시하는 경우 피수용자는 반발 정도를 결정할 때 자신의 반발 정도에 따른 수용자의 제시액 $x^*(\theta)$를 고려하므로 그 제시액을 수락하는 게 좋을지 거절하는 게 좋을지 미리 알고 있다. 즉, 피수용자는 자신의 보상을 예상하고 최선의 반발 수준 θ를 정한다. 조건 1에 의해 모든 V에 대해서 최선의 반발 수준이 $\hat{\theta}$이므로 모든 종류의 피수용자는 최적의 반발 수준을 $\hat{\theta}$로 정하게 된다. 따라서 앞서 언급한 θ에 따른 수용자의 V 분포에 대한 믿음이 합리적(rational)이라고 할 수 있다. 이 같은 합리적인 믿음하에 수용자는 최선의 제시액 $x^*(\theta)$를 결정하고 피수용자는 이에 따라 최선의 반발 정도($\hat{\theta}$)와 제시액 수락 여부를 결정하므로 반발 수준의 $\hat{\theta}$인 공용균형은 존재한다. (증명 끝)

韓國開發硏究
제33권 제3호(통권 제112호)

선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화에 관한 연구

김 성 태
(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on Periodic Changes in Fiscal Variables Due to Elections

Kim, Seongtae
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 기 발간된『재정준칙 도입에 관한 연구: 정치적 지대추구행위와 장기재정추계를 중심으로』(정책연구시리즈 2010-03, 한국개발연구원, 2010)를 보완 및 수정한 것임을 밝힌다.

** 김성태: (e-mail) kst@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 정치적 지대추구(Political Rent Seeking), 재정수지(Fiscal Balance), 선거(Election), 지출구성조작(Expenditure Composition Manipulation)
• JEL Code: D72, H62, H63
• Received: 2011. 3. 15 • Referee Process Started: 2011. 3. 16
• Referee Reports Completed: 2011. 9. 27

ABSTRACT

This study empirically analyzes whether political rent-seeking behavior exits in Korea. The empirical analysis shows that there is a cyclical decline in aggregate revenue immediately following the election year. However, when using other aggregate fiscal variables including aggregate revenue, fiscal balance, tax and public burden ratio, no such cyclical deterioration are found. By sector, the expenditures of the economic affairs show a cyclical increase in the year right after the election. In addition, as the ratio of ruling party senators to total senators is high, the expenditures of the economic affairs tend to increase more and this tendency becomes more stronger right after the presidential election year. Such a result turns out to be consistent even when the expenditure was analyzed separately from the mandatory and discretionary expenditures by sector. This is a testimony to the existence of political rent-seeking behavior in Korea.

본 논문은 정치경제학적 관점에서 선거 시기마다 재정변수의 주기적인 변화가 있었는지를 실증적으로 검증하고 있다. 재정총량변수를 이용하는 경우 총수입이 선거 이듬해에 주기적으로 감소하였다. 하지만 총지출, 재정수지, 조세부담률 및 국민부담률 등의 재정총량변수를 이용한 경우에는 선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화를 발견할 수 없었다. 부문별 지출에서는 경제부문의 지출이 선거 이듬해에 주기적으로 증가하였다. 또한 경제부문 소관 위원회의 여당의원 비율이 높을수록 경제부문의 지출 증가율이 높게 나타난 가운데, 선거 이듬해에는 이와 더불어 추가적으로 더 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 부문별로 의무 및 재량 지출을 구분하여 분석한 경우에도 동일하게 발견되었다. 따라서 우리나라에서도 정치적 지대추구행위가 존재해 왔던 것으로 판단된다.

Ⅰ. 서 론

2008년 하반기부터 국제 금융시장의 불안이 실물부문으로 파급되면서 시작된 글로벌 금융위기는 대공황 이후 세계경제가 경험한 가장 커다란 위기였다. 우리나라는 글로벌 금융위기에 대응하여 적극적인 재정정책을 시행한 결과, 우리나라 경제는 예상보다 빠른 회복세를 시현하면서 거시경제의 정상화가 이루어지고 있는 모습이다. 하지만 확장적 재정정책의 결과로 우리나라의 재정건전성은 크게 악화되었다. 2009년 관리대상수지는 외환위기 이후 최대 규모인 GDP 대비 4.8%의 적자를 기록하였으며, GDP 대비 국가채무 또한 크게 증가하였다.

거시경제가 정상화됨에 따라 재정건전성 회복이 경제정책 운용의 중요한 이슈로 부각된 가운데, 최근 제안되고 있는 사회복지 관련 정책이 선거를 겨냥한 정치적 대중영합주의(populism)라는 논쟁이 정치권 및 사회단체를 중심으로 격화되고 있다. 예컨대, 무상급식, 무상보육 등 상당한 수준의 재정지출이 요구되는 사회복지정책들에 대해 보편적 복지의 확대라는 찬성 의견과 선택적 복지를 주장하는 반대 의견이 팽팽하게 맞서고 있다. 이러한 논쟁이 중요한 이유는, 무분별한 지출 증가가 재정건전성을 악화시키는 요인으로 작용할 것이며, 이는 결국 다음 세대의 조세부담 증가로 귀착될 것에 대한 우려 때문이다. 하지만 대중영합주의에 대한 논쟁은 단편적인 개별 정책에 국한되고 있으며, 실증적 분석에 근거한 논리보다는 정치적 성향에 따른 찬반 수준에 그치고 있다. 따라서 우리나라에서도 정치적 유인에 의해 선거 시기마다 주기적인 재정변수의 조작(fiscal manipulation)이 존재하였는지를 분석하는 것은 향후 정책 효율성을 극대화하고 대중영합주의를 방지하기 위한 제도 개선의 중요한 근거를 제공할 수 있다는 점에서 매우 중요하다.

본 논문은 정치경제학적 관점에서 정치적 지대추구(political rent seeking)에 따른 결과로서 선거 시기에 재정변수의 주기적인 변화가 있었는지를 실증적으로 검증하고 있다. 집권여당(incumbent party)은 자신들의 이윤을 극대화하고자 하는 경제주체라는 점에서 기본적으로 효용극대화를 추구하는 소비자나 이윤극대화를 추구하는 기업과 다를 바가 없다. 정치적 효용극대화는 재선(re-election)을 통해 집권여당으로서 선호하는 정책을 지속하거나 집권을 통한 정치적 지위의 유지 혹은 정치 기부금 증가 등의 정치적 지대(political rent)를 획득함으로써 이루어진다. 따라서 집권여당은 재선의 확률을 높이기 위해 새로운 지출 프로그램을 도입하거나 비과세·감면 혹은 감세를 추진

하게 되는데, 이로 인해 선거 시기마다 주기적인 재정지출 증가 및 재정수입 감소라는 결과를 초래하게 된다.

본 논문은 기존의 실증연구와 마찬가지로 Rogoff(1990), Rogoff and Silbert(1988)의 정치적 예산순환가설(political budget cycle hypothesis)에 근거하고 있다. 그러나 실증분석에 있어 다음과 같은 측면에서 기존의 논문과 차별화하고 있다.

첫째, Persson and Tabellini(2003), Royed and Borrelli(1999) 등 대부분의 기존 연구는 패널자료를 이용한 분석이었다. 이들은 각국의 국내 요인을 적절히 통제한 후 재정변수가 선거에 따라 주기적으로 변화하였는지를 검정한다. 이로 인해 개별 국가에 대한 구체적인 논의는 제외하고 있다는 한계가 있다. 본 논문은 우리나라의 재정변수 및 선거 관련 변수만으로 논의의 범위를 한정함으로써 기존의 연구보다 구체적인 결론을 도출한다.

둘째, 실증분석에서는 재정총량변수뿐만 아니라 부문별 지출의 주기적인 변화가 있었는지도 살펴본다. 기존의 연구는 대부분 조세부담률, 총지출 및 총수입 등 재정총량변수만을 이용하여 정치적 예산순환가설을 검정하였다. 하지만 Drazen and Eslava(2008)의 주장처럼 집권여당이 재선의 확률을 높이기 위해 재정총량변수를 조작(manipulation)하는 대신 총지출의 구성을 변화시킬 가능성이 있다. 이들의 모형에 따르면, 집권여당은 총지출을 고정시킨 상태에서 투표자들이 선호하는 분야에 재원을 집중 배분하는 구성상의 왜곡을 통해 선거를 유리하게 이끌고자 한다. 본 논문에서는 총지출을 일반행정, 국방, 경제, 보건사회, 교육문화 부문으로 세분화하고 패널분석을 통해 선거주기마다 특정 부문의 지출이 빠르게 증가하고 있음을 발견하였다.

셋째, 본 연구에서는 통상적인 선거더미를 이용한 재정변수의 주기적인 변화 이외에도 예산심의를 담당하는 국회위원회별 여당의원 비율이 재정변수의 주기적인 변화를 발생시킬 가능성을 검증하고 있다. 우리나라와 같이 지역구에 기반하는 다수결 선거(majoritarian election)제도하에서는 집권여당이 지역구 의원의 재선 확률을 높이기 위해 다양한 지역구 사업을 실시할 가능성이 높다. 이 경우 여당의원 비율이 높을수록 여당의원의 지역구 또한 증가하여 각 지역구에 대한 추가적인 지출 프로그램을 마련하는 과정에서 정부가 마련한 예산안의 지출 증가율이 크게 높아질 수 있다. 더불어 예산을 심의하는 과정에서도 여당의원 비율이 높을수록 정부제출 예산안에 대하여 보다 호의적인 태도를 보임으로써 지출삭감규모가 감소할 가능성이 높다.[1)]

1) 선거제도와 정부규모 및 지출에 관한 연구와 여당 비율 및 정부지출에 관한 연구는 Persson and Tabellini (1999, 2004), Bawn and Rosenbluth(2006)를 참조하기 바란다.

넷째, 실증분석과정에서 발생하는 내생성(endogeniety) 문제를 해결하기 위해 통제함수방식(control function approach)을 적용하였다. 기존의 연구들은 내생성 문제를 적절히 통제하지 않은 경우가 많았으며, 내생성 문제를 통제하는 경우에는 도구변수(instrument variable)방식을 이용하였다. 도구변수방식과 비교하여 통제함수방식은 국면전환모형(Regime Switching Model)과 같은 동태적 계수모형(Dynamic Coefficient Model)에서도 적용이 가능하다는 측면에서 볼 때, 향후 실증분석 연구에서 널리 이용될 수 있다는 장점이 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 정치적 지대추구행위에 관한 이론 및 실증연구에 대하여 정리한다. 제Ⅲ장 및 Ⅳ장에서는 각각 재정총량변수 및 부문별 지출에 대한 실증분석을 통해 재정변수의 주기적 변화가 있었는지에 대해 알아본다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행 연구

1. 이론적 연구

Barro(1979)의 조세평탄화가설(tax smoothing hypothesis)에 따르면, 집권여당의 목표가 시점 간 예산제약하에서 조세왜곡에 따른 납세자의 추가적인 부담을 최소화하는 것인 경우 최적화의 결과로서 조세율(tax rate)은 임의보행(random walk)과정을 따르게 된다. 즉, 조세율은 정부의 지출경로에 대한 예상치 못한 충격이 발생한 경우에만 변동하게 된다. 따라서 조세평탄화가설하에서는 집권여당의 재량적인 재정지출 증가 혹은 재정수입 감소 정책은 재선의 확률을 높이는 데 전혀 도움이 되지 못한다. 합리적(rational)이고 미래지향적(forward looking)인 유권자들은 선거 당해의 정책보다는 선거 이후 집권여당이 실행할 정책을 바탕으로 의사결정을 내리기 때문이다. 유권자들은 정치적 지대추구를 위한 정책 왜곡에 반응하지 않으며, 이러한 사실을 아는 집권여당은 재정변수를 왜곡할 유인이 없다.

하지만 집권여당이 재선의 확률을 높이기 위해서 선거 시기마다 주기적으로 정부지출을 증가시킨다는 것은 일반화된 사실이다.[2] 이러한 사실을 반영하여 Rogoff and Silbert(1988)와 Rogoff(1990)는 정치적 유인에 의해 재정변수가 주기적으로 변화하는 정치적 예산순환가설(political budget cycle hypothesis)을 주장하였다. 이들의 모형에 따르면, 비대칭적 정보(asymmetric information)하에서 집권

2) Brender and Drazen(2005)은 선거주기에 따른 정치적 지대추구는 민주화의 성숙도가 낮을수록 더욱 빈번하게 발행하고 있음을 보여주고 있다.

여당은 자신의 정치적 역량(competence)을 알고 있는 반면, 투표자들은 이에 대한 정보를 직접적으로 관찰할 수 없다. 대신 투표자들은 선거 직전에 관찰하게 되는 재정정책으로부터 집권여당의 정치적 역량을 추론하게 된다. 이 과정에서 집권여당은 정치적 역량을 나타내는 신호(signal)로서 확장적 재정정책을 이용한다.

한편, Drazen and Eslava(2008)는 신호이론을 이용하여 현재의 집권당이 총지출과 같은 재정총량의 변화가 아닌 정부지출의 구성을 변화시킴으로써 선거를 자신들에게 유리하게 이끌 수 있다고 주장하였다. 이들은 선거 시기에 재정지출을 증가시키거나 재정수지 적자를 용인하는 것이 더 이상 선거 승리를 위한 효과적인 방법이 될 수 없다고 보았다. 사회 전반에 걸친 민주화의 성숙과 정보·통신 기술의 발전은 투표자들에게 재정정책에 관한 유용한 정보를 제공함으로써 투표자와 집권여당 간의 정보 비대칭 정도를 축소시켰기 때문이다. 대신 투표자들은 지출부문별로 선호 정도가 다르며, 이를 알고 있는 집권여당은 총지출규모를 고정시킨 상태에서 투표자들이 선호하는 지출부문의 재원배분을 주기적으로 증가시킬 유인이 존재한다.

요약건대, 유권자와 정부여당 간에 비대칭적 정보가 존재하지 않는 경우에는 납세자의 조세부담을 최소화하는 결과로서 조세율이 임의보행과정을 따르게 되지만, 비대칭적 정보가 존재하는 경우에는 정부여당은 자신의 정치적 역량을 나타내는 신호로서 재정변수를 왜곡하게 된다. 즉, 정치적 예산순환가설하에서 정부여당의 재정변수 왜곡은 재정총량변수가 일시적으로 증가 혹은 감소하거나, 재정총량변수를 고정시키는 대신 투표자들이 선호하는 부문의 지출을 증가시키는 형태로 나타난다. 이 경우 주요 재정변수들은 임의보행이 아닌 선거주기에 따라 예측이 가능한 모습을 보이게 된다.

2. 실증적 연구

우선 조세평탄화가설에 대한 주요 연구 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

Strazicich(1997)는 미국 및 캐나다의 패널자료를 이용하였는데, 미국의 경우에는 조세부담률이 단위근(unit root)을 갖는다는 귀무가설을 기각하였으나, 캐나다의 경우에는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 국가 간 패널자료를 이용한 연구도 다수 존재하나 그 결과는 혼재되어 있는 모습이다. Strazicich(2002)는 17개국의 패널자료를 분석한 결과 조세평탄화가설을 기각하지 못하였다. 반면, Roubini and Sachs (1989)는 조세평탄화가설에 대한 충분한 근거를 찾지 못하였다. 이들은 국가별 자료를 분석한 결과, 조세평탄화가설이 기각되는 결과를 얻었으며, 미래의 조세부담이 증가하거나 감소할 여지가 있는 경

우 단위근 검정을 통한 실증분석방법은 조세평탄화가설에 대한 적절한 검증방법이 될 수 없다고 보았다.

Sahasakul(1986)은 조세율과 정부지출의 항구적 요인(permanent component) 간의 직접적인 관계를 분석하였다. 조세평탄화가설에 따르면, 조세율은 현시점에서 기대되는 미래의 항구적인 정부지출경로와 일대일의 관계를 갖는다는 것을 함축한다. 이를 바탕으로 항구적인 정부지출의 변화와 조세율 변화 간의 관계를 분석한 결과, 이들의 관계가 매우 미약한 것으로 나타나 조세평탄화가설을 기각하였다.

한편, 정치적 예산순환가설에 대한 실증분석은 주로 선거 관련 더미변수를 이용한다. Persson and Tabellini(2003)는 60개국의 패널자료를 이용하여 조세율이 선거가 있는 해에는 감소하고, 그 이듬해에는 증가한다는 것을 보여주었다. 이와 비슷하게 Royed and Borrelli(1999)는 선거 이듬해에 조세율이 증가하는 패턴이 있음을 보여주었다. 이들은 이러한 현상을 선거가 있는 해에 증가했어야 하는 조세부담의 증가가 그 이듬해로 연기된 결과라고 해석하였다. Alesina and Perotti (1995)는 선거주기에 따른 재정수지의 규칙적인 변화를 발견하였으나, 조세율의 유의미한 변화는 발견하지 못하였다. 이들은 대신 재정수지가 선거 당해에는 악화되는 경향이 있으며, 이는 저개발 국가에서 더욱 확실하게 나타난다는 결과를 보여주었다. 이와 유사하게 Brender and Drazen(2005)은 최근에 민주화가 이루어진 국가(new democratic countries) 그룹에서 정치적 예산순환가설에 대한 실증적 증거를 발견하였으나, 오래전에 민주화가 이루어진 서구의 선진 국가(old democratic countries) 그룹에서는 발견하지 못하였다.

재정총량변수 대신 지출구성을 선거시기마다 주기적으로 변화시킴으로써 집권여당이 정치적 지대를 추구한다는 실증연구도 존재한다. Brender(2003)는 선거시기에 재정수지 적자가 집권여당에 불리하게 작용하는 반면, 경제개발과 관련한 지출의 증가는 유리하게 작용하였음을 발견하였다. Peltzman(1992)은 미국의 자료를 이용하여 투표자들이 정부의 경상지출에 대해서는 부정적으로 반응하는 반면, 공공투자사업에 대해서는 부정적으로 반응하지 않는다는 것을 보여주었다. Kneebone and McKenzie(2001)는 캐나다 주정부 자료를 이용하여 선거주기마다 재정총량변수의 주기적인 변화는 없었으나 도로건설 등 가시적인 투자지출에서 주기적인 변화가 있었음을 발견하였다.

정치적 예산순환가설에 대한 국내의 연구는 주로 재정총량변수를 이용한 경우가 대부분이다. An and Kang(2000)은 정부지출 증가율을 2단계 회귀분석한 결과, 선거로 인한 경기순환이 발생하고 있음을 보였다. 반면, 권선주(2001)는 1962년부터 2000년까지의 예산자료를 바탕으

로 정치형태 변수를 설명변수에 포함시켜 지출 증가율 등을 단순 회귀분석한 결과 선거 당해에 지출이 증가한다는 증거를 발견하지 못했으며, 김충환·원동철(2001)은 선거로 인해 정책적으로 영향을 받을 가능성이 높은 지출을 대상으로 최소자승법 및 AR(1)을 통해 분석한 결과 선거로 인한 지출의 증가 가능성을 찾지 못하였다. 박기백(2002)은 오차수정모형을 이용하여 선거가 정부지출의 규모에 큰 영향을 미치지 않아 우리나라에서는 정부지출의 변화에 따른 정치적 경기순환은 존재하지 않는다고 주장하였다. 한편, 문병근 외(2003)는 오차수정모형을 이용하여 각 선거 자체의 직접적인 영향으로 정부지출이 증가할 가능성은 높지 않지만 선거의 특성에 따라 선거가 경제성장률과 물가상승에 조응하여 정부지출이 증가할 가능성이 있음을 보였다.

요약건대, 국내외 실증연구는 이용된 자료의 범위와 실증분석방식에 따라 서로 다른 결과를 보여주고 있다. 다만, 최근에 발표되고 있는 연구 결과에 따르면, 외국의 경우 대체적으로 정치적 예산순환 가설을 지지하고 있는 모습이다. 또한 저개발 국가들 및 최근에 민주화가 이루어진 국가들일수록 정치적 지대추구행위가 더 많은 것으로 나타났다. 마지막으로 재정변수를 이용한 정치적 지대추구는 재정총량변수뿐만 아니라 지출구성의 왜곡을 통해서도 이루어지고 있음을 알 수 있다.

Ⅲ. 총량변수 분석

1. 자료의 생성

본 장에서는 선거에 따른 재정총량변수의 주기적인 변화에 대한 실증분석을 실시한다. 실증분석에서 이용된 종속변수는 재정총량변수인 조세부담률 및 국민부담률, 총수입 및 총지출, 통합재정수지이다. 재정총량변수의 주기적인 변화를 설명하는 독립변수로는 선거더미($Elec_t$)와 전체 국회의원 대비 여당의원 비율(SR_t)을 이용하였으며, 경기변동이 재정변수에 미치는 영향을 통제하기 위하여 명목GDP 성장률도 포함하였다.

우선 선거더미는 주기적인 재정변수의 변화를 검정하기 위해 일반적으로 이용되는 변수이다. 정치경제학적 측면에서 볼 때 집권여당의 정치적 지대추구는 재선을 통한 정치적 승리가 전제되어야 하므로 득표율을 높이기 위한 방안으로 선거 시점에서 재정정책을 재량적으로 왜곡할 유인이 있다. 예컨대, 선거 당해에 일시적으로 재정지출을 늘려 선거에 유리한 국정지표를 가시적으로 보여주거나, 유권자들이 선호하는 선거공약을 제시하고 이를 실행하기 위해 선거 당해에 기획하는 선거 이듬해 예산을 일시적으로 증

가시킬 수 있다.

구체적으로 선거더미는 다음과 같이 생성한다. 선거가 중앙정부의 재정지출 및 수입 등 재정변수에 영향을 미치기 위해서는 선거더미의 범위가 전국 단위일 필요가 있다. 이를 고려하여 본 논문에서는 1970년 이후 국회의원 및 대통령 선거 자료를 이용하여 선거더미($Elec_t$)를 생성한다. <Table 1>은 국회의원 및 대통령 선거를 시기별로 정리한 것이다. 우리나라의 국회의원 및 대통령 선거는 1970년 이후 각각 11회 실시되었는데, 이 중 실증분석을 위한 더미변수는 직접선거만을 고려한다. 제8~12대 대통령 선거 등 간접선거는 당시의 정치적 상황 등을 감안할 때, 선거 결과가 사전적으로 예측이 가능하였으므로 정치적 지대추구의 유인이 크지 않았다고 판단되기 때문이다. 실증분석에서는 다음과 같이 총 여섯 개의 선거더미($Elec_t$)를 각각 순차적으로 이용하였다. 선거더미 중 D_{1t}, D_{2t}, D_{3t}는 선거 당해의 재정변수의 일시적 변화를 통제하기 위한 변수이며, F_{1t}, F_{2t}, F_{3t}는 선거 이듬해의 변화를 설명하는 더미변수이다.[3)]

$$D_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = \text{국회의원 선거 당해} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (1)$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = \text{대통령 선거 당해} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (2)$$

$$D_{3t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = \text{국회의원 혹은 대통령 선거 당해} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (3)$$

$$F_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = \text{국회의원 선거 이듬해} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (4)$$

$$F_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = \text{대통령 선거 이듬해} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (5)$$

$$F_{3t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t = \text{국회의원 혹은 대통령 선거 이듬해} \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (6)$$

다음으로 전체 국회의원 대비 여당의원 비율(SR_t)은 두 가지 측면에서 재정변수의 주기적인 변화를 발생시킬 수 있다. 우선 여당의원 비율이 높을수록 정부여당이 여당의원의 지역구 증가에 비례하여 지역구 사업을 증가시킬 가능성이다. 우리나라와 같이 지역구에 기반하는 다수결 선거(majoritarian election)에서는 여당의원 비율이 높을수록 여당의원들이 요구하는 지역구 사업 또한 증가하게 된다. 집권여당은 이러한 요구를 반영하여 여당의원의 재선 확률을 높이고자 하는

3) 재정변수가 선거 직전 해에 주기적으로 변화할 가능성을 고려하여 선거 직전 해 더미변수를 생성하여 실증분석을 실시하였으나, 유의한 결과가 나타나지 않아 본문의 내용에서는 제외하였다.

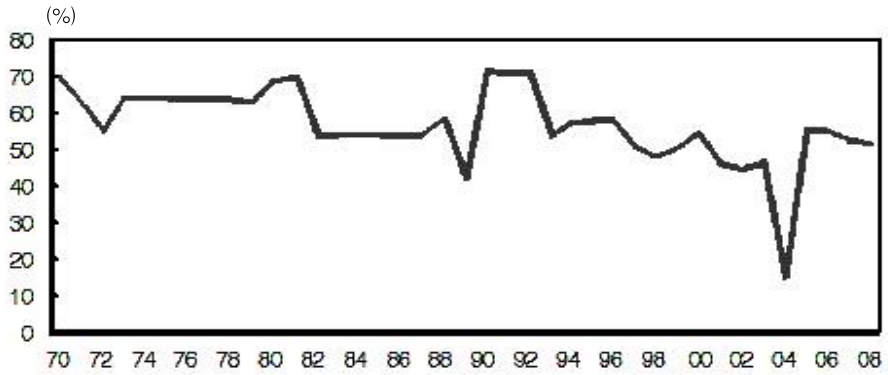
〈Table 1〉 Senatorial and Presidential Election

Senatorial Election				Presidential Election	
	Time	Ruling Party	Ruling Party Ratio		Time
7th	Jun, 1967	Democratic Republic Party	73.7%	7th	Apr, 1971
8th	May, 1971	Democratic Republic Party	55.4%	8th	Dec, 1972
9th	Feb, 1973	Democratic Republic Party	66.7%	9th	Jul, 1978
10th	Dec, 1978	Democratic Republic Party	62.8%	10th	Dec, 1979
11th	Feb, 1981	Democratic Republic Party	54.7%	11th	Aug, 1980
12th	Feb, 1985	Democratic Republic Party	53.6%	12th	Feb, 1981
13th	Apr, 1988	Democratic Republic Party	41.8%	13th	Dec, 1987
14th	Apr, 1992	Democratic Liberal Party	49.8%	14th	Dec, 1992
15th	Apr, 1996	New Korean Party	46.5%	15th	Dec, 1997
16th	Apr, 2000	National Congress for New Politics	48.4%	16th	Dec, 2002
17th	Apr, 2004	Civilized Public Party	53.1%	17th	Dec, 2007
18th	Apr, 2008	Grand National Party	53.5%		

Note: 1) Ruling party ratio excluded the proportional representation.
2) Ruling party ratio becomes 55.9% when 'Park' Friendly Solidarity Party is counted as the Grand National Party.

유인이 존재하게 되는데, 이로 인해 재정 지출의 증가 등 재정변수의 왜곡현상이 발생하게 된다. 이와 더불어 여당의원 비율이 높을수록 정부여당이 제출한 예산안을 심의하는 과정에서 보다 호의적인 태도를 보임으로써 예산안이 그대로 확정될 가능성이 높다. 한편, 이러한 현상은 선거 시기가 아닌 경우에도 정치적 유인에 의해 일상적으로 발생할 수 있다는 점을 고려할 필요가 있다. 본 연구는 선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화를 검정하고 있으므로 여당의원 비율과 더불어 여당의원 비율과 선거 관련 더미변수의 교차항을 설명변수로 포함하여 선거 시기에 여당의원 비율이 높을수록 재정변수가 추가적으로 왜곡되는지를 검정하였다. 전체 국회의원 대비 여당의원 비율 (SR_t)은 각 연도마다 여당 국회의원 비율을 계산하되 소속 국회의원의 이동 및 정당 간의 합당 여부를 고려하여 비율을

[Figure 1] Ratio of Ruling Party Senator to Total Senator(SR_t)



Source: The National Assembly of the Republic of Korea.

조정하였다. 이때 무소속 국회의원은 야당의원으로 간주하였으나, 2008년 제18대 국회의원 선거에서 당선된 친박연대 소속 의원은 집권여당인 한나라당에 포함시켰다.

2. 계량분석모형

선거에 따른 재정총량변수의 주기적인 변화에 대한 실증분석을 실시함에 있어 경기변동이 재정변수에 미치는 영향을 통제하기 위하여 명목GDP 성장률을 설명변수에 포함하게 되는데, 이로 인해 내생성(endogeneity) 문제가 발생하게 된다.[4] 이는 재정변수가 명목GDP 변동에 영향을 받는 동시에 명목GDP 변동이 재정변수에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 내생성 문제가 있는 경우 통상적인 계수 추정치는 일치추정량이 되지 못한다. 본 연구에서는 이러한 내생성 문제를 해결하기 위해 Kim(2004)이 제안한 통제함수 방식(Control Function Approach)을 이용한다.[5] 구체적으로 추정을 위한 계량모형은 다음과 같이 구성한다.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \boldsymbol{\beta} W_t + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\triangle GDP_t = \boldsymbol{\delta} Z_t + \sum_v^{\frac{1}{2}} v_t \quad (8)$$

4) 내생성 문제를 제시해 준 익명의 검토자에게 깊은 감사를 드린다.

5) Kim(2004)의 통제함수방식은 내생성 문제를 해결하기 위해 통상적으로 이용되는 도구변수(Instrumental variable)를 이용한 추정방식과 계량경제학적으로 동일한 결과를 제공할 뿐만 아니라, 도구변수 추정방식을 적용할 수 없는 국면전환모형(Regime Switching Model)이나 시변계수(Time Varying Coefficient Model) 등 동태적 계수모형(Dynamic Coefficient Model)에서도 적용이 가능하다는 측면에서 그 우월성이 있다.

〈Table 2〉 Estimation Result of Auxiliary Equation

Constant	$\triangle GDP_{t-1}$	$Inlation_t$	R^2
0.045*** (3.110)	0.276** (1.896)	0.799*** (4.606)	0.820

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

$$\begin{bmatrix} v_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \sim i.i.d.N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho\sigma_\epsilon \\ \rho\sigma_\epsilon & \sigma_\epsilon^2 \end{bmatrix}\right) \quad (9)$$

여기에서 식 (7)은 재정총량변수가 선거에 따라 주기적인 변화가 있는지를 검정하는 추정식으로, Y_t는 조세부담률 등 재정총량변수이며, $\triangle GDP_t$는 명목GDP 성장률, W_t는 선거더미($Elec_t$), 전체 국회의원 대비 여당의원 비율(SR_t) 혹은 이들 변수의 교차항($Elec_t \cdot SR_t$)을 포함하는 설명변수 벡터이다. 식 (8)은 내생성 문제를 해결하기 위한 보조 회귀식으로 Z_t는 명목GDP 성장률($\triangle GDP_t$)에 대한 설명변수로 이루어진 벡터이다.[6] 식 (9)에서 ρ는 오차항 간의 상관계수를 의미한다. 내생성 문제를 해결하기 위해서는 오차항 간의 공분산 행렬을 식 (10)과 같이 촐레스키 분해(Cholesky Decomposition)하여 식 (7)의 오차항을 두 개의 직교하는 충격으로 분해한다.[7] 이를 통해 식 (7)을 식 (11)과 같이 재구성할 수 있는데, 여기서 $\gamma = \rho\sigma_\epsilon$, $\sigma_\omega^2 = (1-\rho^2)\sigma_\epsilon^2$, $v_t = \eta_t$, $\omega_t = \sqrt{1-\rho^2}\,\sigma_\epsilon e_t$이 각각 성립한다. 이때 추가적인 설명변수인 $v_t(=\sum_v^{-\frac{1}{2}}(\triangle GDP_t - \delta Z_t))$을 식 (7)에 포함함으로써 내생성 문제를 통제한다.

$$\begin{bmatrix} v_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho\sigma_\epsilon & \sqrt{1-\rho^2}\,\sigma_\epsilon \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ e_t \end{bmatrix},$$
$$\begin{bmatrix} \eta_t \\ e_t \end{bmatrix} \sim i.i.d.N(0, I_2) \quad (10)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \boldsymbol{\beta} W_t + \gamma v_t + w_t,$$
$$\omega_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\omega^2) \quad (11)$$

6) 보조 회귀식에서 v_t는 분석의 편의를 위해 도입한 정규화된 오차항(standardized error)으로 실증분석 결과에는 아무런 영향을 미치지 않는다.

7) 식 (7)의 오차항을 직교분해하는 데 있어 촐레스키 분해(Cholesky Decomposition)를 이용한 것은 추정이 간편하다는 장점이 있기 때문이다. 계량경제학적으로 볼 때 직교분해하는 방식은 촐레스키 분해 이외에도 여러 가지 방법이 있다. 하지만 오차항이 정규분포를 따르는 경우 촐레스키 분해를 이용하면 오차항 ϵ_t를 식 (8)에 있는 v_t의 선형함수(linear function)로 표현할 수 있어 추정이 간편해진다. 일반적인 경우 오차항 ϵ_t의 직교분해는 v_t의 비선형함수(non-linear function)로 분해되어 추정이 매우 복잡해지는 문제가 발생하게 된다. 보다 자세한 계량경제학적 이론은 본 연구의 범위를 벗어나므로 직교분해와 관련된 내용은 Kim(2004)과 Pagan(1984)을 참조하기 바란다.

계량모형의 추정은 2단계로 이루어지는데, 우선 1단계에서는 식 (8)을 추정하고 정규화된 오차항 $\hat{v_t}$을 구한다. 본 연구에서는 보조 회귀식을 설정하기 위하여 명목GDP 증가율의 시차변수와 물가상승률의 여러 가지 조합을 바탕으로 회귀분석을 실시한 후 SIC(Schwarz information criterion) 및 AIC(Akaike information criterion)를 기준으로 평가한 결과 아래의 식 (12)가 가장 적합한 것으로 나타났다.[8] 식 (12)의 추정 결과는 모든 설명변수들이 통계적으로 유의한 가운데 R^2도 상당히 높게 나타나 명목GDP 성장률의 동태적 변화를 적절하게 설명하는 것으로 판단된다.

$$\triangle GDP_t = \delta_0 + \delta_1 \triangle GDP_{t-1} + \delta_2 Inlation_t + \sum_v^{\frac{1}{2}} v_t \qquad (12)$$

2단계에서는 식 (11)에 v_t를 대신하여 $\hat{v_t}$을 대입하고 최소자승법(Ordinary Least Squares)을 이용하여 추정하게 되는데, Kim(2004)은 최소자승법에 의한 계수추정치가 일치추정량임을 보인 바 있다. 이때 계수에 대한 표준편차를 구하기 위해서 $\hat{v_t}$를 구하는 과정에서 발생하는 측정오차(measurement error)를 고려해야 한다. 다시 말해 실제 추정은 식 (13)과 같이 이루어지게 되므로 계수의 표준편차가 과대추정되는 문제가 발생하는데, 이를 해결하기 위해 계수의 표준편차는 식 (14)와 같이 계산한다. 여기에서 $\boldsymbol{\alpha} = [\alpha_0 \alpha_1 \boldsymbol{\beta}]$인 계수벡터이고, $X = [1 \ \triangle GDP_t \ W_t]'$, $t = 1, \ldots, T$인 행렬이며, v는 오차항 벡터이다.[9]

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \boldsymbol{\beta} W_t + \gamma \hat{v_t} + u_t$$
$$u_t = w_t + \gamma(v_t - \hat{v_t}), \qquad (13)$$

$$Cov(\hat{\alpha}) = (\hat{\sigma_u}^2 + \hat{\gamma}^2)(XM_vX')^{-1},$$
$$M_v = I_T - \hat{v}'(\hat{v}\hat{v}')^{-1}\hat{v},$$
$$\hat{\sigma_u}^2 = \frac{1}{T}\hat{v^2} \qquad (14)$$

이상의 논의를 바탕으로 2단계에서의 추정모형을 다음과 같이 구성하였다. Model I은 조세부담률과 같이 재정수입변수에 대한 실증분석에서 이용한다. 조세정책은 집권여당의 정치적 성향에 따라 달라지는 요인으로 여당의원 비율에 의해 영향을 받을 가능성이 높지 않기 때문이다.[10] Model Ⅱ~Ⅲ은 재정지출 및

8) 명목GDP 증가율에 대한 설명변수로 시차변수를 포함한 것은 일반적으로 GDP 증가율은 시차변수만으로도 설명력이 매우 높게 나타나기 때문이며, 인플레이션을 포함한 것은 명목GDP 증가율에 물가상승요인이 포함되어 있기 때문이다.

9) 자세한 내용은 Kim(2004), Kim(2008)을 참조하기 바란다.

10) 예컨대, 미국의 경우 공화당은 감세정책을 선호하는 경향을 보여 온 반면, 민주당은 감세정책에 대한 반대의견을 주장하는 등 조세정책은 집권여당의 성향에 따라 크게 달라질 수 있다.

재정수지에 대한 실증분석모형으로 이용하였다.[11)]

Model Ⅰ:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \beta_1 Elec_t + \gamma \hat{v_t} + u_t \quad (15)$$

Model Ⅱ:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \beta_1 Elec_t + \beta_2 SR_t + \gamma \hat{v_t} + u_t \quad (16)$$

Model Ⅲ:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \beta_2 SR_t + \beta_3 Elec_t SR_t + \gamma \hat{v_t} + u_t \quad (17)$$

이하에서는 1970년부터 2008년까지의 연간 자료를 이용하여 식 (15)~(17)을 바탕으로 재정총량변수의 선거에 따른 주기적인 변화를 점검한다. 실증분석은 명목변수뿐만 아니라 실질변수도 이용하였으며, 명목변수와 실질변수 이용에 따른 실증분석 결과의 차이는 없는 것으로 나타났다. 따라서 본 논문에서는 명목변수의 결과를 중심으로 논의한다.

3. 조세평탄화가설 분석

조세평탄화가설을 검정하기 위하여 조세부담률 및 국민부담률 자료를 설명변수로 이용한다. [Figure 2]에서 보는 바와 같이 조세부담률 및 국민부담률은 1970년 이후 지속적으로 증가하여, 2008년 말 현재 각각 20.8%와 26.6%를 기록하고 있다. 최근 들어 조세부담률과 국민부담률 간의 격차가 벌어지고 있는 것은 국민연금, 공무원연금 등 4대 공적연금과 고용보험, 건강보험 등의 공적보험을 포함하는 사회보장기여금이 차지하는 비중이 빠르게 증가하고 있기 때문이다.

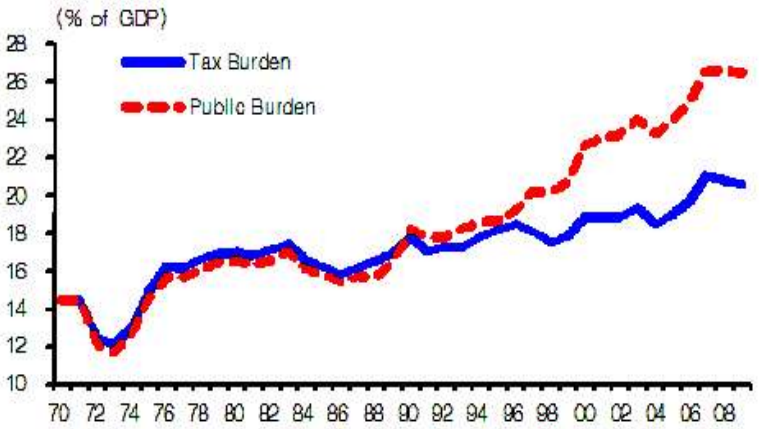
조세평탄화가설을 검정하는 일반적인 방법은 다음과 같이 조세부담률 및 국민부담률의 차분값에 대한 잔차항이 백색잡음(white noise) 과정을 따르는지를 살펴보는 것이다.

$$\triangle \tau_t = \alpha + \epsilon_t \quad (18)$$

여기에서 상수항을 포함시킨 이유는 조세부담률 및 국민부담률의 차분값이 평균적으로 양수이기 때문이다. 만일 식 (18)에서 잔차항이 백색잡음(white noise)과정을 따른다면 조세부담률 및 국민부담률이

11) 실증분석모형으로 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \triangle GDP_t + \beta_1 Elec_t + \beta_2 SR_t + \beta_3 Elec_t SR_t + \gamma \hat{v_t} + u_t$ 을 생각할 수 있으나, 이 경우 선거더미($Elec_t$)와 선거더미와 여당 비율의 교차항($Elec_t SR_t$) 사이에 심각한 다중공선성(multi-collinearity) 문제가 발생하여 설명변수의 통계적 유의성이 왜곡됨에 따라 실증분석모형에서는 제외하였다.

[Figure 2] Tax Burden and Public Burden



Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

상수항을 포함하는 임의보행(random walk with drift)과정이라고 볼 수 있으며, 이는 조세평탄화가설이 현실에서도 성립함을 의미한다. <Table 3>은 잔차항에 대한 백색잡음 검정 결과를 보여주고 있다. 귀무가설은 잔차항이 p번째 후행값(lag)까지 자기상관을 갖지 않는다는 것이다. 조세부담률의 경우 네 번째 후행값을 포함하는 경우를 제외하고는 5% 수준에서 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 국민부담률은 모든 잔차항의 후행값에 대해 자기상관이 없는 것으로 나타났다. 이는 조세평탄화가설을 지지하는 결과이다.

다음으로 조세부담률 및 국민부담률이 선거 및 여당 비율에 반응하는지를 알아보기 위하여 본 논문에서 설정한 실증분석모형을 식 (15)를 바탕으로 추정하였다. <Table 4>에 정리한 바와 같이 선거에 따른 주기적인 변화는 없는 것으로 나타났다. 선거 당해의 경우 조세부담률 및 국민부담률의 증감은 발견되지 않았다. 선거 이듬해의 경우에는 선거더미의 계수가 음(-)으로 나타나기는 하였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 동 결과는 조세평탄화가설에 대한 검정 결과와 일치한다. 즉, 우리나라의 경우 조세부담 측면에서 볼 때 선거에 따른 주기적인 변화는 없었던 것으로 평가할 수 있다. 다만, 조세부담률 및 국민부담률은 지출 측면을 고려하지 못한다는 한계가 있어, 정치적 지대추구에 대해서는 제한적인 증거만을 제시함에 주의할 필요가 있다.

〈Table 3〉 White Noise Test Results

$\triangle\tau_t$	α	Number of Residual Lags included				
		1	2	4	8	12
Tax Burden Ratio	0.156 (1.340)	2.191 (0.139)	3.546 (0.170)	9.674 (0.046)	11.419 (0.179)	18.045 (0.114)
Public Burden Ratio	0.310** (2.435)	2.338 (0.126)	3.783 (0.151)	5.519 (0.238)	7.237 (0.511)	8.261 (0.764)

Note: Numbers in parentheses are t-values(α) or p-value(White noise test). ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

〈Table 4〉 Tax Burden and Public Burden Analysis

	Tax Burden	Public Burden
Constant	0.01(0.05)	0.48(1.45)
ΔGDP_t	1.54(0.79)	-0.19(-0.09)
D_{1t}	-0.29(-0.90)	-0.45(-1.27)
v_t	0.04(0.38)	0.04(0.28)
Constant	-0.14(-0.43)	0.28(0.74)
ΔGDP_t	1.78(0.86)	0.08(0.04)
D_{2t}	0.26(0.88)	0.30(0.98)
v_t	0.03(0.26)	0.02(0.14)
Constant	0.06(0.22)	0.52(1.54)
ΔGDP_t	1.39(0.73)	-0.38(-0.18)
D_{3t}	-0.30(-1.20)	-0.38(-1.28)
v_t	0.04(0.36)	0.03(0.26)
Constant	-0.01(-0.02)	0.39(1.10)
ΔGDP_t	1.62(0.80)	-0.18(-0.08)
F_{1t}	-0.27(-1.18)	-0.13(-0.47)
v_t	0.03(0.24)	0.02(0.20)
Constant	0.07(0.21)	0.54(1.43)
ΔGDP_t	1.20(0.58)	-0.65(-0.29)
F_{2t}	-0.51(-1.06)	-0.68(-1.23)
v_t	-0.02(-0.16)	-0.05(-0.37)
Constant	0.04(0.12)	0.44(1.11)
ΔGDP_t	1.42(0.69)	-0.30(-0.13)
F_{3t}	-0.22(-0.94)	-0.16(-0.61)
v_t	0.01(0.07)	0.01(0.05)

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

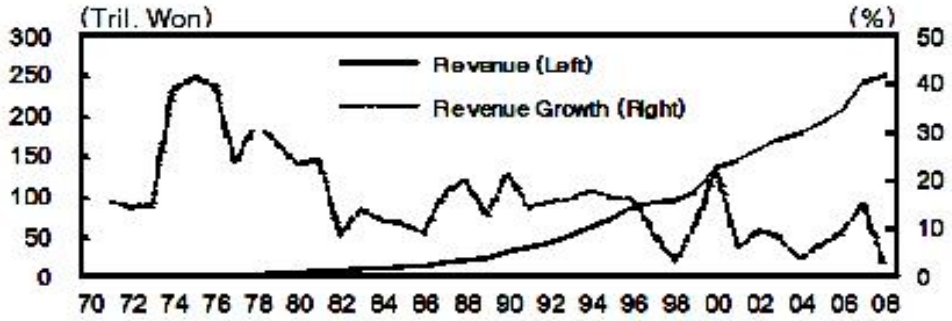
4. 총수입(revenue), 총지출(expenditure), 재정수지(fiscal balance) 분석

본 절에서는 일반정부의 총수입(revenue), 총지출(expenditure) 및 재정수지(fiscal balance) 자료를 이용하여 정치적 예산순환가설을 검정한다. 총수입 및 총지출 자료는 불안정적(non-stationary) 시계열의 특성을 보이고 있어 로그차분(log-difference)한 값을 이용한다. [Figure 3]과 [Figure 4]는 총수입 및 총지출의 규모와 증가율을 보여주고 있다. 두 변수의 증가율 패턴은 유사한 모습을 보이는 가운데 1980년대 초반까지는 상대적으로 높은 증가율을 보이다가 이후로는 안정화되는 모습이다. 특히 1982년부터 1986년까지는 상대적으로 낮은 증가율을 보이는 있는바, 이는 양입제출원칙의 도입으로 강력한 세입·세출 구조조정이 이루어졌기 때문이다. 재정수지는 통합재정수지를 이용하였다. 관리대상수지가 설명변수로서 더 적합할 수 있으나 [Figure 5]에 나타난 바와 같이 이용 가능한 자료의 기간이 충분하지 않기 때문이다. 이 경우 재정수지는 거시경제의 성장에 따라 그 규모도 커지는 경향이 있어, GDP 대비 비율로 환산된 통합재정수지를 이용하였다.

<Table 5>는 재정총량변수를 이용한 분석 결과를 보여주고 있다. 우선 총수입 증가율의 경우 선거 당해에는 선거더미의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 주기적인 변화를 발견할 수 없었다. 반면, 선거 이듬해에는 총수입 증가율이 다소 둔화되는 모습이다. 이러한 모습은 국회의원 선거 이듬해에 주로 나타났는데, 국회의원 선거 이듬해에는 총수입 증가율이 다소 감소하는 것으로 나타났으며, 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 대선 이듬해의 경우 더미변수에 대한 계수의 부호가 음(-)으로 나타나기는 하였으나 통계적으로 유의하지는 않다. 대선 이듬해의 더미변수가 통계적으로 유의하지 않은 것은 대통령 선거 중 간접선거의 기간을 제외한 것이 영향을 미쳤을 가능성이 있기 때문이다. 국회의원 선거 혹은 대선을 모두 포함한 경우 총수입 증가율이 선거 이듬해에 추가적으로 감소하였는데, 이는 주로 국회의원 선거에 따른 총수입의 주기적인 변화로 볼 수 있다. 총수입 증가율이 선거 이듬해에 주기적으로 감소한 것은 집권여당이 비과세·감면 혹은 감세정책을 통한 경기부양 혹은 경제발전을 시도했기 때문으로 사료된다.

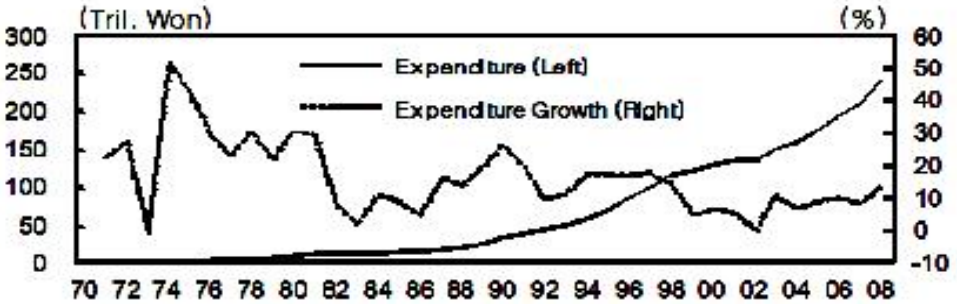
총지출 증가율의 경우 선거 당해 및 이듬해 더미변수에 대한 계수의 부호가 대부분 양의 값을 갖고 있어 재정지출이 추가적으로 증가한 것으로 나타나고 있으나, 통계적으로 유의하지는 않다. 따라서

[Figure 3] Revenue and Revenue Growth



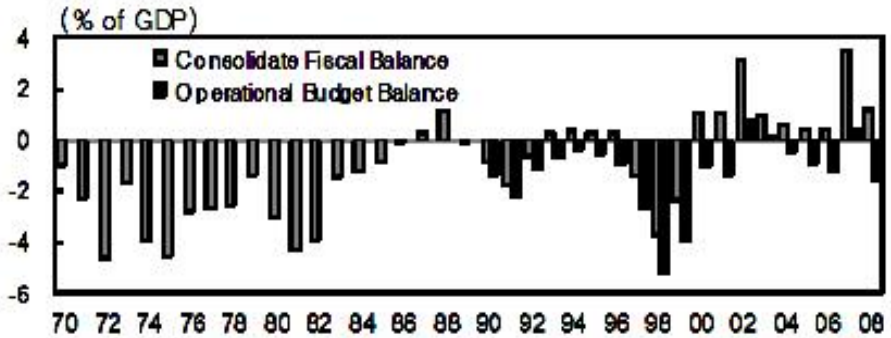
Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

[Figure 4] Expenditure and Expenditure Growth



Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

[Figure 5] Consolidated and Operational Budget Balance



Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

〈Table 5〉 Aggregate Expenditure, Revenue, Fiscal Balance Analysis

	Revenue	Expenditure		Fiscal Balance	
	Model Ⅰ	Model Ⅱ	Model Ⅲ	Model Ⅱ	Model Ⅲ
Constant	0.00 (0.15)	-0.03 (-0.73)	-0.03 (-0.63)	0.04 (2.84) ***	0.04 (2.70) **
ΔGDP_t	1.06 (7.98) ***	1.26 (4.94) ***	1.26 (4.90) ***	-0.17 (-3.54) ***	-0.17 (-3.50) ***
D_{1t}	-0.01 (-0.41)	0.02 (1.57)		-0.00 (-0.10)	
SR_t		-0.02 (-0.15)	-0.02 (-0.17)	-0.04 (-1.59)	-0.04 (-1.55)
$D_{1t}SR_t$			0.03 (1.35)		-0.00 (-0.05)
v_t	-0.01 (-1.26)	-0.06 (-3.77) ***	-0.06 (-3.74) ***	0.01 (2.98) ***	0.01 (2.97) ***
Constant	0.00 (-0.13)	-0.03 (-0.67)	-0.03 (-0.70)	0.04 (2.92) ***	0.04 (2.60) **
ΔGDP_t	1.08 (7.62) ***	1.24 (4.79) ***	1.24 (4.70) ***	-0.15 (-3.14) ***	-0.15 (-2.96) ***
D_{2t}	0.02 (0.77)	-0.01 (-0.26)		0.01 (1.40)	
SR_t		-0.01 (-0.05)	0.00 (0.00)	-0.04 (-2.46) **	-0.05 (-1.32)
$D_{2t}SR_t$			-0.02 (-0.37)		0.02 (1.36)
v_t	-0.01 (-1.30)	-0.06 (-3.59) ***	-0.06 (-3.59) ***	0.01 (2.64) ***	0.01 (2.56) **
Constant	0.00 (0.22)	-0.03 (-0.66)	-0.03 (-0.61)	0.04 (2.82) ***	0.04 (2.66) **
ΔGDP_t	1.06 (8.03) ***	1.27 (4.99) ***	1.26 (5.02) ***	-0.16 (-3.48) ***	-0.16 (-3.45) ***
D_{3t}	-0.01 (-0.60)	0.01 (0.33)		0.01 (0.29)	
SR_t		-0.02 (-0.12)	-0.01 (-0.11)	-0.04 (-1.52)	-0.04 (-1.49)
$D_{3t}SR_t$			0.00 (0.15)		0.00 (0.36)
v_t	-0.01 (-1.25)	-0.06 (-3.75) ***	-0.06 (-3.78) ***	0.01 (2.98) ***	0.01 (3.06) ***
Constant	0.01 (0.37)	-0.03 (-0.80)	-0.03 (-0.83)	0.04 (3.05) ***	0.04 (3.10) ***
ΔGDP_t	1.07 (8.35) ***	1.25 (5.69) ***	1.24 (5.99) ***	-0.16 (-3.54) ***	-0.156 (-3.50) ***
F_{1t}	-0.03 (-2.50) **	0.01 (0.20)		-0.01 (-1.13)	
SR_t		-0.00 (-0.04)	-0.00 (-0.02)	-0.04 (-2.16) **	-0.04 (-2.16) **
$F_{1t}SR_t$			0.01 (0.23)		-0.01 (-1.17)
v_t	-0.01 (-1.47)	-0.06 (-4.07) ***	-0.06 (-4.15) ***	0.01 (2.85) ***	0.01 (0.00)
Constant	0.01 (0.24)	-0.03 (-0.76)	-0.03 (-0.75)	0.04 (3.03) ***	0.04 (2.94) **
ΔGDP_t	1.05 (7.77) ***	1.26 (5.22) ***	1.26 (5.20) ***	-0.17 (-3.54) ***	-0.17 (-3.53) ***
F_{2t}	-0.01 (-0.60)	0.01 (0.77)		-0.00 (-0.20)	
SR_t		-0.01 (-0.06)	-0.01 (-0.06)	-0.04 (-1.80) *	-0.04 (-1.78) *
$F_{2t}SR_t$			0.02 (0.76)		-0.00 (-0.19)
v_t	-0.01 (-1.34)	-0.06 (-3.63) ***	-0.06 (-3.69) ***	0.01 (2.97) ***	0.01 (2.97) ***
Constant	0.01 (0.62)	-0.04 (-1.01)	-0.04 (-1.01)	0.04 (3.26) ***	0.04 (3.16) ***
ΔGDP_t	1.05 (7.93) ***	1.25 (5.50) ***	1.24 (5.74) ***	-0.16 (-3.50) ***	-0.16 (-3.49) ***
F_{3t}	-0.03 (-2.16) **	0.01 (0.56)		-0.00 (-0.76)	
SR_t		0.01 (0.05)	0.01 (0.05)	-0.04 (-2.14) **	-0.04 (-2.06) **
$F_{3t}SR_t$			0.02 (0.50)		-0.01 (-0.71)
v_t	-0.02 (-1.84) *	-0.06 (-4.20) ***	-0.06 (-4.32) ***	0.01 (2.93) ***	0.01 (2.94) ***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

선거에 따른 재정지출 편의(expenditure bias)가 존재한다고 보기는 어렵다. Model Ⅱ~Ⅲ에서 추정된 여당의원 비율 또한 계수값이 영(0)에 가까운 가운데 통계적으로 유의하지 않게 나타나 여당의원 비율이 높다고 하더라도 총지출이 추가적으로 증가하지는 않은 것으로 판단된다. 선거더미와 여당의원 비율의 교차항도 유의한 변화를 발견할 수 없었다. 이는 여당의원 비율이 높더라도 총지출 증가율이 높아지지는 않았으며, 이러한 현상은 선거가 있는 시기에도 마찬가지임을 의미한다. 즉, 정치적 유인에 따른 총지출의 유의한 변화는 존재하지 않는 것으로 보인다.

GDP 대비 통합재정수지 비율의 경우 모든 선거더미에 대하여 유의한 변화를 발견할 수 없었다. 특히 선거 이듬해의 경우 통합재정수지가 악화되는 것으로 나타나기는 하였으나 통계적으로 유의하지는 않다. 이는, 통합재정수지는 총수입과 총지출의 차이로 결정되는데, 두 변수 중 총수입만이 유의한 변화를 보이고 있기 때문으로 보인다. 즉, 총지출이 유의한 변화를 보이지 않는 것이 총수입의 유의한 변화를 상쇄시킴으로써 통합재정수지가 유의하지 않은 것으로 판단된다. 여당의원 비율의 경우 동 비율이 높을수록 선거 이듬해에 통합재정수지가 악화되는 것으로 나타났으나, 이러한 현상은 일상적으로 발생하는 모습이며 선거 시기에 추가적으로 재정수지가 악화되는 경향은 발견되지 않았다.

이상의 분석 결과는 정치적 예산순환 가설이 우리나라에서도 일부 성립하고 있음을 의미한다. 재정총량변수의 유의한 변화가 모든 경우에 대해 성립하는 것은 아니며 선거 이듬해에 총수입에 대하여 나타나고 있기 때문이다. 한편, 실증분석 결과의 해석 시 분석에 이용된 자료의 수가 적다는 한계가 있음에 유의해야 한다. 또한 과거 40여 년간 우리나라 경제·사회 여건 변화를 고려할 때 구조적 변화(structural change) 가능성을 검정하는 것도 일견 타당하다고 볼 수 있다. 그러나 이용 가능한 자료의 규모에 비해 너무 많은 파라미터를 추정하는 경우 정확성이 떨어지는 문제가 있어 본 연구에서는 포함하지 않았음을 밝힌다.

Ⅳ. 부문별 지출 분석

1. 자료의 생성

본 장에서는 총지출을 부문별로 구분하고, 각 부문별로 선거 당해 혹은 이듬해에 지출구성의 조작(composition manipulation)에 따른 주기적인 지출의 증감이 있었는지를 살펴본다. 이러한 실증분석은 Drazen and Eslava(2008)의 연구에서와 같이 유권

자들이 선호하는 부문의 지출을 주기적으로 선거 당해 혹은 이듬해에 증가시킴으로써 정치적 예산순환을 발생시킬 수 있다는 데 근거한다. 이와 더불어 총량변수 분석과 마찬가지로 국회위원회별 여당의원 비율이 해당 부문의 지출 증가에 유의한 영향을 미쳤는지와 선거 시기에 이러한 영향이 추가적으로 나타났는지도 검정한다.

부문별 지출 분석을 위하여 우선 한국은행의 국민계정 부속표에서 제공하는 10개 지출부문을 성격이 비슷한 그룹으로 나누어 5개의 지출부문을 형성하였다. 총 5개의 지출부문으로 한정한 이유는 그동안 우리나라 국회위원회의 구성이 상당한 변화를 보여 왔기 때문이다. 이로 인해 부문별 지출과 국회위원회별 여당의원 비율을 결합시키는 과정에서 부문별 지출을 5개로 제한하였다. <Table 6>에서 보는 바와 같이 일반공공행정, 공공질서 및 안전은 행정부문, 경제업무, 주택 및 지역개발은 경제부문, 보건, 사회보호 및 환경보호는 보건사회부문, 오락문화 및 종교, 교육은 교육문화부문으로 정의하였다.

부문별 지출에 대한 패널분석에서는, 선거더미($Elec_t$)와 각 부문별 예산을 심의하는 국회위원회의 여당의원 비율(SR_{it})을 설명변수로 하고, 명목GDP 성장률($\triangle GDP_t$)은 경기변동에 따른 부문별 지출 변화를 통제하기 위하여 포함하였다.[12] 이 경우 명목GDP 성장률에 대한 계수는 부문별로 다른 값을 갖도록 설정하였다. 경기변동이 부문별 지출에 미치는

〈Table 6〉 Expenditure by Sector

Expenditure by Sector	Expenditure of General Government by Sector in National Account
Public Services	General Public Services, Public Ordered Safety
Defense	Defense
Economy	Economic Affairs, Housing and Community
Health and Social Protection	Health, Social Protection, Environmental Protection
Education and Culture	Recreation, Culture and Religion, Education

Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

12) 각 부문별 예산을 심의하는 국회위원회의 여당의원 비율을 추가적인 설명변수로 포함한 것은 해당 부문에 대한 예산심의 시 여당의원의 비율이 높을수록 집권여당이 제출한 예산안에 대해 더 호의적일 가능성이 높기 때문이다. 예컨대, 야당에서 반대하는 특정 부문의 지출 증가를 유발하는 국책사업에 대하여 소관위원회의 여당의원 비율이 높을수록 예산안이 통과될 가능성이 높을 것이다.

영향은 고정(fixed)되어 있다고 가정하기 보다는 지출 성격에 따라 달라진다고 가정하는 것이 타당하기 때문이다. 예컨대, 국방부문은 경기변동의 영향을 거의 받지 않는 반면, 경제 및 보건사회 부문은 경기침체 시 경기부양 및 서민생활 지원을 위한 지출 증가로 경기역행적(counter-cyclical)인 모습을 보일 가능성이 높다.

한편, 각 부문별 예산을 심의하는 국회위원회의 여당의원 비율은 국회에서 구성된 위원회와 관련이 높은 부문별 지출을 고려하여 구성하였다. 현재 18대 국회의 경우 특별위원회를 제외하고 총 16개의 위원회가 구성되어 있는데, 위원회별 관련 지출부문은 <Table 7>에 정리되어 있다. 국회위원회의 경우 4년간의 의정활동을 상반기와 하반기로 나누어 구성을 바꾸고 있는데, 이러한 세부적인 변화까지도 고려하였다. [Figure 6]은 부문별 여당의원 비율 추이를 보여주고 있다. 1970년대의 경우 전체 의원의 1/3이 임명직으로 구성되어 있어 여당의원 비율이 매우 높은 것이 특징이다. 1980년대 말 이후에 여소야대의 모습을 보이는 가운데, 1990년대 초반 여당의원 비율이 급증한 이유는 당시 여당인 민주정의당이 야당인 통일민주당 및 신민주공화당과 합당하여 민주자유당이 출범했기 때문이다.

2. 계량분석모형

부문별 자료를 이용한 패널분석의 경우에도 총량분석과 마찬가지로 명목 GDP 증가율이 설명변수로 포함되어 있어 내생성 문제가 발생하게 된다. 본 연구에서는 이를 해결하기 위하여 총량분석에서 이용한 Kim(2004)의 통제함수방식을 확장하여 적용한다. 구체적으로 우선 1단계에서 식 (19)를 추정하고 정규화된 오차항 $\hat{v_t}$을 구하였다.[13)]

$$\triangle GDP_t = \delta_0 + \delta_1 \triangle GDP_{t-1} + \delta_2 Inlation_t + \sum_v^{\frac{1}{2}} v_t \quad (19)$$

2단계에서는 정규화된 오차항($\hat{v_t}$)을 통제변수로 추가하고 재정총량변수에 대한 실증분석에서 이용한 식 (16)~(17)을 확장함으로써 다음과 같은 패널분석모형을 설정하였다.[14)] 식 (20)~(21)을 추정하는 데 있어 SUR(Seemingly Uncorrelated Regression) 방법을 이용하였는데, 이는 오차항 간의 상관관계가 존재함을 가정

13) 패널분석을 위한 보조회귀식은 재정총량분석과 동일하게 설정하였다. 따라서 식 (19)는 식 (12)와 동일하며, 추정 결과는 <Table 2>와 같다.

14) 재정총량변수 분석과 마찬가지로 다중공선성 문제가 심각하여 실증분석모형은 식 (20)~(21)과 같이 설정하였다. 다만, 패널분석모형에 대한 추정 결과의 강건성(robustness)을 판단하기 위하여 다음과 같은 모형을 추가적으로 설정하였으며, 추정 결과는 부록에 정리하였다.

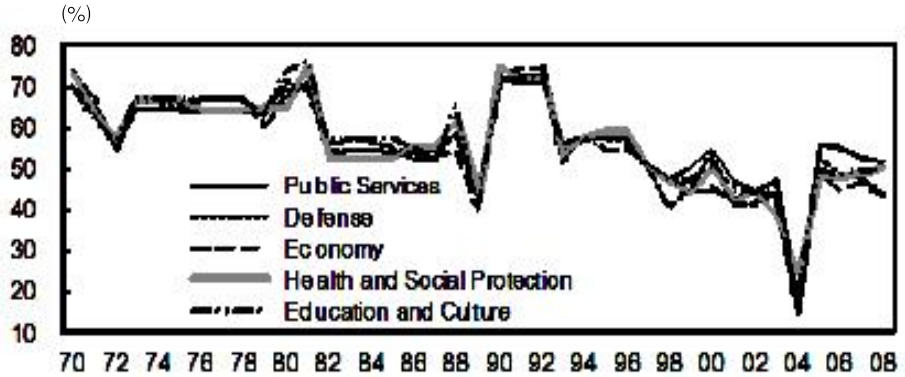
Appendix Model: $Y = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \triangle GDP_t + \beta_{i1} Elec_t + \gamma_i \hat{v_t} + u$

〈Table 7〉 Congressional Committee by sector

Expenditure by Sector	18th Congress
Public Services	House Steering Committee Public Administration & Security Committee National Policy Committee Strategy and Finance Committee Legislation and Judiciary Committee Intelligence Committee
Defense	National Defense Committee Foreign Affairs, Trade and Unification Committee
Economy	Knowledge Economy Committee Land Transport and Maritime Affairs Committee Food, Agriculture, Forestry and Fisheries Committee
Health and Social Protection	Health and Welfare Committee Environment and Labor Committee Gender Equality and Family Committee
Education and Culture	Education, Science and Technology Committee Committee on Culture, Sports, Tourism, Broadcasting and Communications

Source: The National Assembly of the Republic of Korea.

[Figure 6] Ruling Party Ratio by Sector



Source: The National Assembly of the Republic of Korea.

하여 추정된 파라미터의 정확성을 제고하기 위함이다.[15)]

Model Ⅳ:

$$Y = \alpha_{i0} + \alpha \triangle GDP_t + \beta_{i1} Elec_t + \beta_{i2} SR_{it} + \gamma_i \widehat{v_t} + u \quad (20)$$

Model Ⅴ:

$$Y = \alpha_{i0} + \alpha \triangle GDP_t + \beta_{i2} SR_{it} + \beta_{i3} Elec_t SR_{it} + \gamma_i \widehat{v_t} + u \quad (21)$$

3. 부문별 총량분석 결과

부문별 지출총량 및 증가율은 [Figure 7]에 정리하였다. 우리나라의 경우 보건사회부문 지출이 2000년대 이후 빠르게 증가하는 것에 주목할 필요가 있다. 이는 인구구조의 급속한 고령화에 대응한 사회복지 관련 프로그램의 도입 및 공적연금의 지출 증가에 주로 기인한다. 국방부문 지출은 1990년대 이후 다소 완만하게 증가하고 있는데, 이는 냉전시대의 종료 및 남북 간 경제력 차이로 인해 GDP 대비 국방비가 차지하는 비중이 감소하고 있기 때문이다. 다소 특이한 점은 경제부문 지출이다. 우리나라의 경제발전 정도가 성숙단계에 다다르고 있으며 경제성장의 패러다임이 정부 주도형에서 민간 주도형으로 전환되었음에도 불구하고 경제부문[16)]의 지출 증가 및 그 규모는 여전히 상당한 수준임을 알 수 있다. 실제로 총지출 대비 경제부문 지출이 차지하는 비중은 20%대를 상회하고 있어, OECD 국가들의 전체 평균보다 두 배 이상 높은 것으로 알려져 있다.[17)]

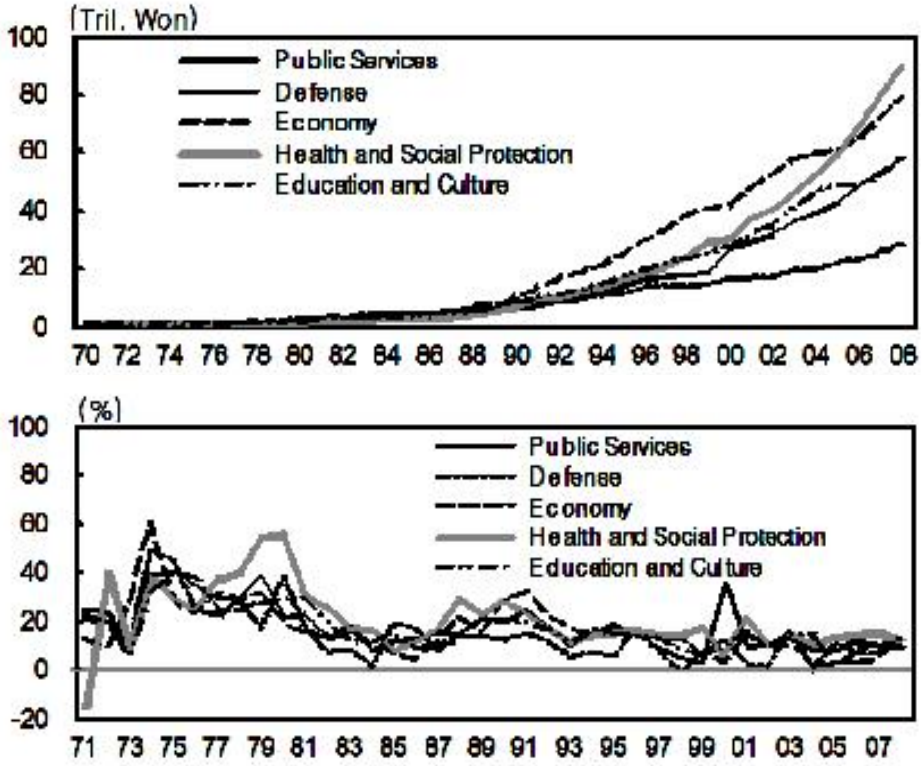
Model Ⅳ에 대한 실증분석 결과는 <Table 8>에 정리하였다. 우선 선거더미의 경우 선거 당해에는 5개 지출부문 모두에서 주기적인 지출의 증가는 발견되지 않았다. 다시 말해, 선거가 있는 경우라고 하더라도 부문별 지출의 추가적인 증가는 나타나지 않아 Drazen and Eslava (2008)의 가설이 성립하지 않았다. 선거 이듬해의 경우 행정, 국방, 보건사회, 교육문화 부문은 선거 당해 더미변수에 대한 분석 결과와 마찬가지로 유의한 변화가 발견되지 않았다. 반면, 경제부문의 지출 증가율은 선거 이듬해에 주기적인

15) SUR(Seemingly Uncorrelated Regression)에 대해서는 Greene(2008)을 참조하기 바란다.

16) 경제부문 지출은 2003년의 경우 1990년대 말 외환위기 당시 정부가 예금보험공사와 자산관리공사에 지원한 공적자금 중 상환이 곤란한 재정융자특별회계 차입금 22.2조원에 대해 상환의무를 면제하면서 크게 증가하였다. 그러나 이는 회계상의 지출로서 실질적인 지출은 매년 발생한 것으로 보아야 한다. 따라서 1998년부터 2002년까지 연도별 공적자금 지원 금액 중 상환의무가 면제된 금액을 해당 연도에 지출된 것으로 보고 실증분석을 실시하였다. 다만, 정부회계와 동일하게 상환의무가 면제된 22.2조원이 2003년 한 해에 지출된 것으로 보더라도 실증분석 결과는 비슷하게 나타났다.

17) 향후 인구 고령화에 따라 사회복지 관련 지출압력이 증가할 것을 고려할 때, 재정의 지속 가능성을 제고하기 위한 방안으로 경제부문을 중심으로 지출구조조정을 지속적으로 추진할 필요가 있다.

[Figure 7] Expenditure and Expenditure Growth by Sector



Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

변화가 있는 것으로 나타나 Drazen and Eslava(2008)가 주장한 부문별 지출의 주기적인 증감이 우리나라에서도 일부 성립하고 있음을 알 수 있다. 경제부문은 대선 이듬해에 약 16% 정도 더 증가하는 것으로 나타났으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 국회의원 선거 및 대선 이듬해를 모두 고려한 경우에도 경제부문의 주기적인 증가는 통계적으로 유의하게 나타났다. 다만, 이 경우 추정계수가 다소 작게 나타났는데, 이는 주로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타난 국회의원 선거가 계수의 크기를 감소시켰기 때문으로 풀이된다.

한편, 여당의원 비율 또한 경제부문에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 통상적으로 경제부문 국회위원회에서 여당의원이 차지하는 비율이 1%p 증가하는 경우 경제부문의 지출은 약 0.5~0.7%p 정도 추가적으로 증가하였으며, 이러한 결과는 통계적으로 유의하게 나타났다. 다만, 여당의원 비율이 경제부문에

〈Table 8〉 Estimation of Model Ⅳ: Expenditure by Sector

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	0.00(-0.07)	-0.07(-1.10)	-0.22(-2.12)**	-0.01(-0.14)	0.03 (0.78)
ΔGDP_t	1.01 (5.70)***	1.17 (5.30)***	0.70 (1.88)*	1.13 (4.72)***	1.12 (7.79)***
D_{1t}	-0.02(-0.72)	0.01 (0.25)	0.04 (0.81)	0.05 (1.58)	-0.01(-0.70)
SR	0.05 (0.40)	0.04 (0.30)	0.49 (2.02)**	0.06 (0.34)	-0.07(-0.71)
v_t	-0.02(-1.96)*	-0.05(-3.36)***	-0.03(-1.28)	-0.06(-4.27)***	-0.05(-5.15)***
Constant	0.00(-0.07)	-0.07(-1.06)	-0.22(-2.08)**	0.00 (0.05)	0.03 (0.79)
ΔGDP_t	1.01 (5.53)***	1.14 (5.07)***	0.67 (1.73)*	1.09 (4.26)***	1.11 (7.57)***
D_{2t}	-0.01(-0.25)	-0.02(-0.55)	0.00 (0.00)	-0.02(-0.54)	-0.01(-0.59)
SR	0.05 (0.36)	0.06 (0.39)	0.52 (2.08)**	0.07 (0.39)	-0.07(-0.72)
v_t	-0.02(-1.96)**	-0.05(-3.28)***	-0.03(-1.19)	-0.06(-3.95)***	-0.05(-5.11)***
Constant	0.00(-0.06)	-0.07(-1.09)	-0.22(-2.08)**	0.00(-0.03)	0.03 (0.77)
ΔGDP_t	0.99 (5.56)***	1.16 (5.15)***	0.74 (1.92)*	1.16 (4.64)***	1.11 (7.62)***
D_{3t}	-0.02(-0.89)	0.00(-0.17)	0.03 (0.73)	0.02 (0.84)	-0.01(-0.61)
SR	0.06 (0.46)	0.05 (0.35)	0.48 (1.91)*	0.04 (0.25)	-0.07(-0.67)
v_t	-0.02(-1.96)**	-0.05(-3.33)***	-0.03(-1.27)	-0.06(-4.12)***	-0.05(-5.15)***
Constant	-0.01(-0.11)	-0.07(-1.09)	-0.25(-2.31)**	-0.02(-0.25)	0.04 (0.80)
ΔGDP_t	1.01 (5.67)***	1.16 (5.21)***	0.60 (1.60)	1.08 (4.33)***	1.13 (7.76)***
F_{1t}	0.00 (0.08)	0.00 (0.08)	0.05 (1.00)	0.03 (1.00)	0.00(-0.27)
SR	0.05 (0.35)	0.05 (0.36)	0.57 (2.31)**	0.10 (0.53)	-0.08(-0.81)
v_t	-0.02(-1.98)**	-0.05(-3.32)***	-0.03(-1.08)	-0.06(-3.95)***	-0.05(-5.19)***
Constant	0.00 (0.05)	-0.07(-1.11)	-0.28(-2.93)***	0.00 (0.05)	0.04 (0.84)
ΔGDP_t	0.99 (5.55)***	1.17 (5.26)***	0.77 (2.25)**	1.09 (4.33)***	1.13 (7.65)***
F_{2t}	-0.03(-0.97)	0.00 (0.08)	0.16 (2.74)***	-0.02(-0.58)	0.00(-0.10)
SR	0.05 (0.35)	0.05 (0.37)	0.56 (2.57)**	0.07 (0.40)	-0.08(-0.84)
v_t	-0.03(-2.21)**	-0.05(-3.19)***	-0.01(-0.53)	-0.06(-4.05)***	-0.05(-5.08)***
Constant	0.00 (0.00)	-0.08(-1.22)	-0.34(-3.37)***	-0.02(-0.23)	0.04 (0.77)
ΔGDP_t	1.02 (5.74)***	1.16 (5.24)***	0.57 (1.69)*	1.12 (4.52)***	1.13 (7.83)***
F_{3t}	-0.01(-0.27)	0.01 (0.46)	0.12 (2.99)***	0.03 (0.86)	0.00(-0.13)
SR	0.04 (0.29)	0.07 (0.46)	0.69 (3.07)***	0.08 (0.45)	-0.08(-0.80)
v_t	-0.03(-2.00)**	-0.04(-3.08)***	-0.01(-0.37)	-0.06(-3.67)***	-0.05(-5.01)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

미치는 영향은 선거와 무관하게 일상적으로 발생하는 것으로 해석되어야 함에유의할 필요가 있다.

부문별 여당의원 비율이 선거 시기에 부문별 지출에 미치는 영향은 <Table 9>에 정리하였다. 여당의원 비율은 경제부문을 제외한 행정, 국방, 보건사회, 교육문화 부문의 증가율에는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 경제부문에서는, 여당의원 비율이 1%p 증가하는 경우 경제부문의 지출 증가율이 약 0.5~0.7%p 정도 높게 나타나는 가운데 대선 이듬해(F_{2t})와 대선 및 국회의원 선거 이듬해(F_{3t})에는 추가적으로 0.2~0.3%p 정도 더 높아지는 것으로 나타났다.

경제부문의 추가적인 지출 증가가 선거 이듬해에 주로 나타난 것은 두 가지 측면에서 설명될 수 있다. 우선 선거 당해 제출된 이듬해 예산안에 집권여당이 자신들의 선거공약 중 경제발전과 관련된 지출 프로그램을 다수 포함시켰을 가능성이 있으며, 예산안을 심의하는 과정에서 여당의원 비율이 높을수록 예산안에 대해 호의적인 가운데 선거 시점에서는 호의적 태도의 강도가 더 강하게 나타났기 때문으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 우리나라의 경제발전과정을 고려할 때 어느 정도 예견된 결과로 볼 수 있다. 우리나라는 경제발전이 최근까지 가장 중요한 국가적인 목표였음을 부인하기 어려우며, 이는 유권자에게도 마찬가지일 것이다. 즉, 유권자들은 경제부문의 지출 증가가 성장률 제고로 이어져 소득이 상승할 것이라고 기대했을 것이기 때문이다.[18)]

한편, 최근의 복지지출 증대와 관련한 정치적 논쟁을 고려할 때 보건복지부문에서 선거에 따른 주기적인 증가가 발견되지 않은 것은 흥미로운 결과이다. 보건복지에 대한 사회적인 관심이 높아진 것은 1990년대 말 외환위기를 겪으면서 사회안전망(social safety net) 확충에 대한 필요성이 증가하는 가운데 인구구조 고령화에 따라 지출수요가 크게 증가한 2000년대 이후이다. 따라서 보건복지부문 지출이 최근 들어 높은 증가세를 보이고 있더라도 분석기간이 1970년 이후이기 때문에 실증분석에서 유의한 결과가 발견되지 않은 것으로 사료된다. 향후 분석자료가 누적되어 구조적 변화(structural break) 등을 포함한 실증분석을 실시하는 경우 보건복지부문에서도 유의한 결과가 발견될 수 있을 것으로 기대된다. 다만, 분석자료의 한계로 인해 최근의 보건복지지출 증가세를 고려한 분석은 향후 연구과제로 남겨두고자 한다.

18) 이상의 분석 결과는 Appendix Model의 추정 결과에서도 비슷하게 나타나 부문별 지출에 대한 구성상의 조작(composition manipulation)에 대한 가설을 지지하고 있다. 부문별 총량지출자료를 이용하여 Appendix Model을 추정한 결과는 부록의 <Table A-1>에 정리하였다.

〈Table 9〉 Estimation of Model V: Expenditure by Sector

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	-0.01(-0.15)	-0.07(-1.10)	-0.22(-2.06)**	0.00(-0.04)	0.02 (0.61)
ΔGDP_t	1.01 (5.71)***	1.17 (5.28)***	0.68 (1.82)*	1.12 (4.67)***	1.10 (7.83)***
SR	0.06 (0.47)	0.05 (0.32)	0.50 (2.02)**	0.05 (0.28)	-0.05(-0.54)
$D_{1t}SR$	-0.03(-0.77)	0.01 (0.12)	0.03 (0.41)	0.08 (1.57)	-0.03(-0.85)
v_t	-0.02(-1.99)**	-0.05(-3.35)***	-0.03(-1.21)	-0.06(-4.22)***	-0.05(-5.20)***
Constant	-0.01(-0.12)	-0.07(-1.13)	-0.22(-2.08)**	0.00 (0.00)	0.03 (0.66)
ΔGDP_t	1.00 (5.50)***	1.13 (4.99)***	0.66 (1.68)*	1.08 (4.18)***	1.09 (7.50)***
SR	0.05 (0.40)	0.07 (0.45)	0.52 (2.06)**	0.08 (0.45)	-0.05(-0.58)
$D_{2t}SR$	-0.01(-0.22)	-0.04(-0.57)	-0.01(-0.11)	-0.05(-0.67)	-0.02(-0.50)
v_t	-0.02(-1.97)**	-0.05(-3.30)***	-0.03(-1.18)	-0.06(-3.97)***	-0.05(-5.10)***
Constant	-0.01(-0.19)	-0.07(-1.13)	-0.21(-2.01)**	0.00 (0.05)	0.02 (0.58)
ΔGDP_t	0.99 (5.57)***	1.16 (5.13)***	0.70 (1.81)*	1.15 (4.61)***	1.09 (7.60)***
SR	0.07 (0.57)	0.06 (0.40)	0.49 (1.91)*	0.04 (0.20)	-0.04(-0.47)
$D_{3t}SR$	-0.04(-0.90)	-0.01(-0.27)	0.02 (0.29)	0.04 (0.77)	-0.02(-0.73)
v_t	-0.02(-2.01)**	-0.05(-3.35)***	-0.03(-1.21)	-0.06(-4.08)***	-0.05(-5.19)***
Constant	-0.01(-0.16)	-0.07(-1.13)	-0.25(-2.34)**	-0.02(-0.25)	0.03 (0.75)
ΔGDP_t	1.01 (5.61)***	1.16 (5.15)***	0.58 (1.52)	1.07 (4.23)***	1.13 (7.75)***
SR	0.05 (0.40)	0.06 (0.38)	0.58 (2.34)**	0.10 (0.55)	-0.07(-0.75)
$F_{1t}SR$	0.01 (0.19)	0.01 (0.18)	0.10 (1.14)	0.06 (1.11)	-0.01(-0.40)
v_t	-0.02(-1.96)**	-0.05(-3.30)***	-0.02(-1.06)	-0.06(-3.95)***	-0.05(-5.19)***
Constant	0.00 (0.01)	-0.07(-1.14)	-0.27(-2.78)***	0.00 (0.02)	0.03 (0.72)
ΔGDP_t	0.98 (5.54)***	1.16 (5.25)***	0.75 (2.17)**	1.10 (4.35)***	1.11 (7.65)***
SR	0.05 (0.40)	0.06 (0.39)	0.56 (2.47)**	0.07 (0.39)	-0.07(-0.72)
$F_{2t}SR$	-0.06(-1.01)	0.01 (0.09)	0.29 (2.45)**	-0.03(-0.34)	-0.01(-0.12)
v_t	-0.03(-2.20)**	-0.05(-3.25)***	-0.01(-0.66)	-0.06(-4.01)***	-0.05(-5.11)***
Constant	0.00(-0.07)	-0.08(-1.25)	-0.32(-3.17)***	-0.02(-0.25)	0.03 (0.71)
ΔGDP_t	1.01 (5.72)***	1.15 (5.18)***	0.52 (1.52)	1.10 (4.47)***	1.12 (7.83)***
SR	0.05 (0.35)	0.07 (0.48)	0.67 (2.95)***	0.08 (0.47)	-0.07(-0.71)
$F_{3t}SR$	-0.01(-0.17)	0.03 (0.54)	0.22 (2.79)***	0.06 (1.10)	-0.01(-0.23)
v_t	-0.03(-1.98)**	-0.04(-3.13)***	-0.01(-0.50)	-0.06(-3.72)***	-0.05(-5.07)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

4. 부문별 의무 및 재량 지출 분석

부문별 지출의 구성을 변화시킴으로써 선거에 영향을 미치고자 하는 정치적 유인은 지출의 성격에 따라 달라질 수 있다. 예컨대, 대내외 여건 변화에 따라 경기변동이 발생하더라도 공공부문의 피용자보수는 임의로 변화시키는 것이 매우 어려운 의무성 지출에 속한다. 반면, 보조금이나 자본이전은 경기변동 혹은 정책당국의 정책적 의지에 따라 그 규모가 변하게 되는 재량성 지출로 볼 수 있다.[19] 따라서 정치적 유인에 의해 지출을 변화시키고자 한다면, 이는 대부분 재량지출과 관련이 높을 가능성이 있다.[20] 이러한 가능성을 검정하기 위해 이하에서는 일반정부의 부문별 지출을 의무지출과 재량지출로 구분하고, 선거 당해 혹은 이듬해에 주기적인 지출 변화가 있었는지를 분석한다.

우리나라는 현재 의무지출과 재량지출을 공식적으로 구분하고 있지 않다.[21] 더불어 각 부문의 지출 세부항목이 제한적으로만 공개되고 있어 1970년 이후의 부문별 지출자료로부터 의무지출과 재량지출을 구분하는 것이 매우 어려운 실정이다. 본 논문에서는 이러한 어려움을 제한적이나마 극복하기 위하여 국민계정상의 일반정부 총지출자료를 이용하였다. 현재 일반정부 총지출은 <Table 10>에 제시된 바와 같이 모두 11개 항목으로 구성되어 있으며, 이를 바탕으로 의무지출과 재량지출로 구분하였다. 11개 항목 중 피용자보수, 중간소비, 생산 및 수입세, 재산소득, 사회수혜금, 사회보장현물수혜는 의무지출로 정의하였다. 이들 항목의 성격상 지출의 발생이 법적·제도적 규정에 주로 근거하고 있으며, 경제·사회 여건 변화에 크게 영향을 받지 않기 때문이다. 반면, 보조금, 자본이전, 총고정자본형성 등은 재량지출로 정의하였다. 이는 동 항목의 경우 재정당국의 정책기조 혹은 예산심의과정상의 정치행위에 의해 재량적인 요인이 추가될 여지가 상대적으로 크기 때문이다.[22]

---

19) 국가재정법상 의무지출은 재정지출 중 법률에 따라 지출의무가 발생하고 법령에 따라 지출규모가 결정되는 법정지출 및 이자지출을 말하며, 재량지출은 재정지출 중 의무지출을 제외한 지출을 의미한다.

20) 물론 집권여당이 선거 시기에 재정지출을 수반하는 제도를 제·개정하는 경우라면 의무지출이 증가하는 것도 가능하다.

21) 최근 정부는 2010년 5월에 국가재정법 개정을 통해 재정규모 증가율, 산출내역 및 관리계획을 의무지출과 재량지출로 구분하여 시산하고, 이를 2012년부터 국가재정운용계획에 포함하기로 결정한 바 있다.

22) 본 연구에서 의무 및 재량 지출을 구분하는 데 있어 조언을 주신 본원의 고영선 박사와 조세연구원의 박형수 박사에게 깊은 감사를 드린다. 다만, 본 연구에서 의무 및 재량 지출 구분은 국가재정법상의 정의와 차이가 있다. 의무 및 재량 지출을 보다 상세하게 구분하기 위해 통합재정상의 지출을 이용하는 방법이 있으나 자료 이용에 한계가 있어 본 연구에서는 제외하였다. 한편, 재량지출을 파악하는 데 있어 정부의 추경규모를 이용하는 방법이 고려될 수 있으나, 우리나라의 경우 1970년부터 2009년까지의 기간

〈Table 10〉 General Government Expenditure(2004~08)

(Unit: Tril. Won)

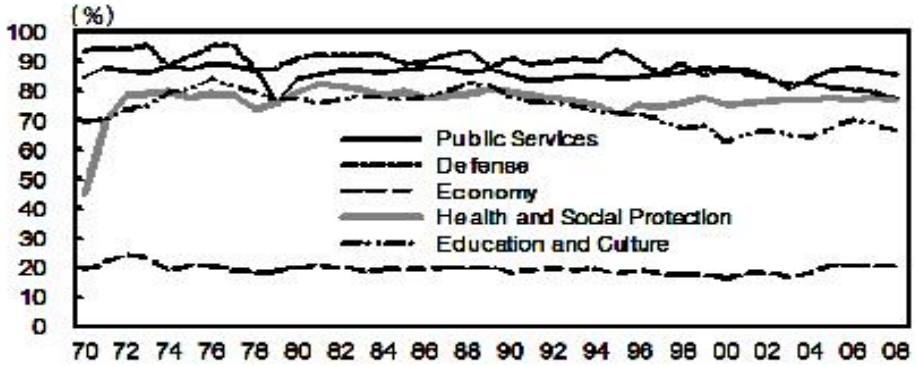
	2004	2005	2006	2007	2008
Compensation of Employees Paid	57.4	62.5	67.0	71.4	76.2
Intermediate Consumption	28.5	30.8	33.5	36.7	41.4
Taxes on Production and Imports	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Subsidies	3.2	2.9	3.8	4.8	5.0
Property Income	8.2	9.6	11.7	12.8	14.0
Social Benefits in Cash	17.7	21.4	25.5	29.9	35.1
Social Security Benefits in Kind	17.6	19.8	23.2	26.2	28.8
Other Current Transfers	21.8	24.1	27.8	34.5	40.9
Capital Transfers	8.6	8.4	9.5	10.8	12.0
Gross Capital Formation	47.8	47.0	45.0	47.3	51.7
Net Acquisitions of Non-produced & Non-financial Assets	4.9	3.6	5.0	4.9	7.4
Mandatory Expenditure	129.4	144.1	160.9	177.0	195.5
Discretionary Expenditure	86.3	86.0	91.1	102.3	117.0
Expenditure	215.7	230.1	252.0	279.4	312.5

Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

이러한 구분에 의거하는 경우 일반정부의 총지출 중 의무지출은 약 60% 초반인 것으로 나타났다. 예컨대, 2008년의 경우 총지출 312.5조원 중 의무지출은 195.5조원(62.6%)인 반면, 재량지출은 117.0조원(37.4%)을 기록하였다. 한편, [Figure 8]에서 나타난 바와 같이 부문별 지출 중 의무지출이 차지하는 비중은 상당한 차이가 있다. 경제부문 지출에서 의무지출이 차지하는 비중은 20% 수준에 그치고 있는 반면, 그 외의 분야는 약 70% 이상이 의무지출인 것으로 나타났다. 한 가지 주목할 점은 현재 의무지출비중이 가장 높은 부문은 보건사회부문으로, 이는 주로 인구구조 고령화에 따른 복지 관련 지출의 증가에 기인하는 것으로 판단되며,

중 추경이 편성되지 않은 해가 5개년에 지나지 않을 정도로 우리나라에서 추경은 예산편성의 일부처럼 인식되는 경향이 있다. 따라서 연도별 추경자료는 재량지출을 파악하는 데 한계가 있는 것으로 사료된다.

[Figure 8] Mandatory Expenditure to Aggregate Expenditure



Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

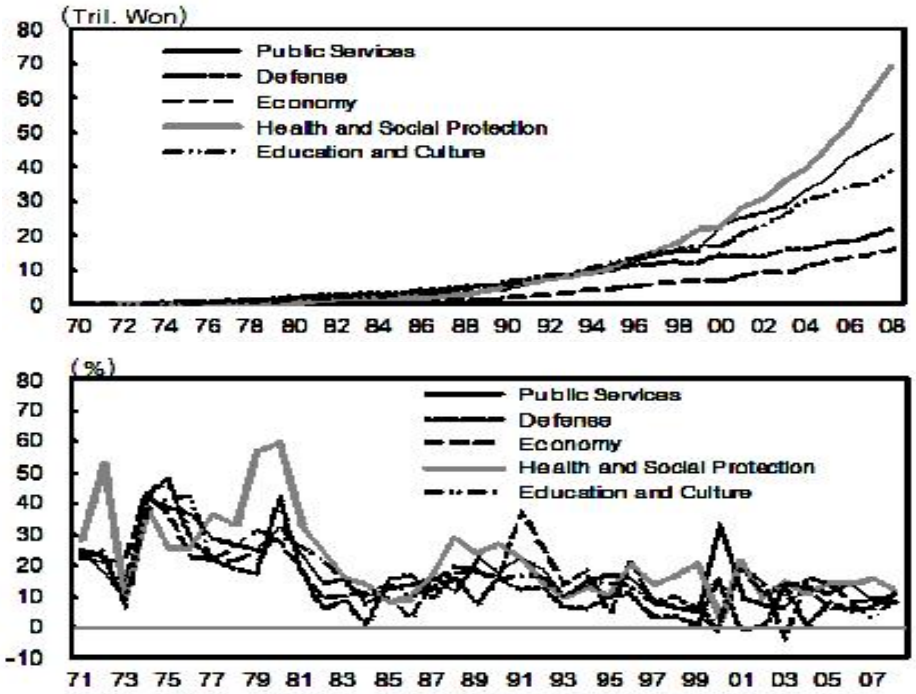
향후에도 동 부문의 의무지출비중은 높아질 것으로 예상된다.

가. 부문별 의무지출 분석

[Figure 9]는 일반정부의 부문별 의무지출 추이와 증가율을 보여주고 있는데, 이전의 경우와 마찬가지로 부문별 의무지출 또한 급속한 경제발전을 기록한 1970년대에 높은 증가율을 기록하고 있다. 한편, 인구구조의 고령화와 사회안전망 확충으로 인해 최근 들어 보건사회부문의 의무지출이 크게 증가하고 있는 것을 알 수 있다. 이에 반해 타 부문의 의무지출은 상대적으로 다소 완만한 증가세를 보이고 있다.

부문별 의무지출에 대한 실증분석 결과는 <Table 11, 12>에 정리하였다. 일반정부의 부문별 의무지출은 대체적으로 선거더미에 대하여 유의한 변화를 보이지 않는 가운데 행정부문은 선거 이듬해에 주기적으로 감소하는 모습이다. 행정부문의 지출 증가율은 평상시에 비해 대선 이듬해에 약 6.0% 정도 적게 증가하였으며, 이는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 그러나 행정부문의 지출은 국회의원 선거 혹은 모든 선거에 대해서 유의하지 않게 나타나 정치적 경기순환가설에 대한 제한적인 증거만을 제시하고 있다. 이와 같이 행정부문의 지출이 대선 이후에 주기적인 변화를 보인 것은 유권자들이 선호하는 부문에 재원을 집중하기 위하여 행정부문의 지출 증가율을 최대한 억제했기 때문일 가능성이 있다. 혹은 유권자들이 행정부문의 지출 증가를 공공부문의 비대화 및 조세부담 증가로

[Figure 9] Mandatory Expenditure and Its Growth by Sector



Source: The Bank of Korea Economic Statistics System.

인식할 가능성이 있기 때문일 것으로 판단된다. 한편, 소관 위원회별 여당의원 비율은 선거 유무와 관계없이 부문별 의무지출에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 다시 말해, 여당의원 비율의 계수와 여당의원 비율과 선거더미 간의 교차항의 계수가 모두 통계적으로 유의하지 않게 나타나, 여당의원 비율이 높다고 하더라도 부문별 의무지출이 추가적으로 증가하지는 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 의무지출이 주로 법적 요건을 충족할 때 발생하는 것이므로, 신규 법안이 상정되지 않는 이상 소속 위원회 의원이 자의적으로 증가시킬 수 없기 때문으로 풀이된다. 특히 부문별 총량분석 결과와 마찬가지로 보건복지부문의 의무지출이 선거 및 소관 위원회의 여당의원 비율에 영향을 받지 않는 것으로 나타난 것은 보건복지부문의 지출과 복지부문에 대한 수요 및 사회적 관심이 최근에 급증하였기 때문으로 판단된다.[23)]

23) 부문별 의무지출에 대한 Appendix Model의 실증분석에서도 비슷한 결과가 나타났으며, Appendix Model의 실증분석 결과는 부록의 <Table A-2>에 정리하였다.

<Table 11> Estimation of Model Ⅳ: Mandatory Expenditure by Sector

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	0.03 (0.51)	-0.09(-1.50)	-0.03(-0.42)	-0.01(-0.07)	0.06 (1.27)
ΔGDP_t	1.06 (6.22)***	1.18 (5.67)***	0.97 (4.48)***	1.14 (4.21)***	1.26 (8.04)***
D_{1t}	-0.02(-0.69)	0.00 (0.01)	-0.02(-0.73)	0.04 (1.20)	-0.02(-0.82)
SR	-0.02(-0.20)	0.07 (0.52)	0.09 (0.60)	0.05 (0.26)	-0.16(-1.49)
v_t	-0.03(-2.68)***	-0.05(-4.03)***	-0.04(-2.85)***	-0.07(-4.14)***	-0.05(-4.60)***
Constant	0.03 (0.50)	-0.09(-1.50)	-0.03(-0.43)	0.01 (0.12)	0.06 (1.25)
ΔGDP_t	1.05 (5.99)***	1.14 (5.44)***	1.03 (4.61)***	1.12 (3.90)***	1.25 (7.79)***
D_{2t}	-0.02(-0.49)	-0.02(-0.59)	0.02 (0.67)	-0.02(-0.45)	-0.01(-0.56)
SR	-0.02(-0.19)	0.09 (0.63)	0.05 (0.38)	0.05 (0.25)	-0.16(-1.49)
v_t	-0.03(-2.65)***	-0.05(-3.97)***	-0.04(-2.99)***	-0.07(-3.92)***	-0.05(-4.56)***
Constant	0.03 (0.50)	-0.09(-1.51)	-0.03(-0.42)	0.00 (0.05)	0.06 (1.25)
ΔGDP_t	1.04 (6.07)***	1.15 (5.48)***	0.98 (4.37)***	1.16 (4.16)***	1.25 (7.85)***
D_{3t}	-0.02(-1.01)	-0.02(-0.63)	-0.01(-0.31)	0.02 (0.51)	-0.01(-0.81)
SR	-0.01(-0.09)	0.09 (0.64)	0.08 (0.55)	0.03 (0.17)	-0.15(-1.42)
v_t	-0.03(-2.69)***	-0.05(-4.01)***	-0.04(-2.87)***	-0.07(-4.02)***	-0.05(-4.60)***
Constant	0.03 (0.51)	-0.08(-1.27)	-0.03(-0.54)	-0.02(-0.17)	0.05 (1.07)
ΔGDP_t	1.07 (6.22)***	1.20 (5.80)***	0.97 (4.42)***	1.10 (3.95)***	1.26 (7.86)***
F_{1t}	0.00(-0.20)	-0.02(-0.83)	0.02 (0.57)	0.03 (0.96)	0.01 (0.30)
SR	-0.03(-0.27)	0.05 (0.40)	0.09 (0.59)	0.08 (0.41)	-0.16(-1.43)
v_t	-0.03(-2.72)***	-0.05(-4.14)***	-0.04(-2.82)***	-0.07(-3.91)***	-0.05(-4.56)***
Constant	0.04 (0.74)	-0.10(-1.71)*	-0.01(-0.18)	0.02 (0.20)	0.06 (1.20)
ΔGDP_t	1.00 (6.14)***	1.17 (5.66)***	0.97 (4.49)***	1.12 (4.00)***	1.27 (7.80)***
F_{2t}	-0.06(-2.00)**	0.02 (0.50)	-0.04(-0.96)	-0.03(-0.62)	0.00(-0.06)
SR	-0.02(-0.18)	0.10 (0.71)	0.06 (0.42)	0.04 (0.20)	-0.16(-1.50)
v_t	-0.04(-3.30)***	-0.05(-3.75)***	-0.04(-3.10)***	-0.07(-4.04)***	-0.05(-4.50)***
Constant	0.05 (0.85)	-0.09(-1.38)	-0.02(-0.31)	-0.02(-0.18)	0.05 (0.98)
ΔGDP_t	1.07 (6.40)***	1.17 (5.65)***	1.00 (4.57)***	1.13 (4.11)***	1.27 (8.02)***
F_{3t}	-0.03(-1.24)	-0.01(-0.22)	0.00(-0.11)	0.03 (0.84)	0.01 (0.47)
SR	-0.05(-0.44)	0.08 (0.55)	0.06 (0.42)	0.07 (0.36)	-0.15(-1.42)
v_t	-0.04(-3.01)***	-0.05(-3.92)***	-0.04(-2.80)***	-0.06(-3.63)***	-0.04(-4.31)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

〈Table 12〉 Estimation of Model V: Mandatory Expenditure by Sector

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	0.03 (0.44)	-0.09(-1.54)	-0.03(-0.45)	0.00 (0.02)	0.05 (1.05)
ΔGDP_t	1.06 (6.23)***	1.17 (5.66)***	0.98 (4.51)***	1.14 (4.17)***	1.25 (8.05)***
SR	-0.02(-0.15)	0.08 (0.58)	0.08 (0.56)	0.04 (0.20)	-0.13(-1.29)
$D_{1t}SR$	-0.03(-0.61)	-0.01(-0.21)	-0.02(-0.34)	0.07 (1.11)	-0.03(-0.98)
v_t	-0.03(-2.71)***	-0.05(-4.03)***	-0.04(-2.89)***	-0.07(-4.08)***	-0.05(-4.64)***
Constant	0.03 (0.45)	-0.09(-1.58)	-0.02(-0.36)	0.01 (0.07)	0.05 (1.10)
ΔGDP_t	1.05 (5.96)***	1.14 (5.35)***	1.05 (4.64)***	1.10 (3.83)***	1.24 (7.72)***
SR	-0.02(-0.15)	0.10 (0.70)	0.04 (0.29)	0.06 (0.31)	-0.14(-1.36)
$D_{2t}SR$	-0.02(-0.40)	-0.04(-0.62)	0.05 (0.81)	-0.05(-0.59)	-0.02(-0.43)
v_t	-0.03(-2.67)***	-0.05(-3.98)***	-0.04(-3.01)***	-0.07(-3.93)***	-0.05(-4.54)***
Constant	0.02 (0.38)	-0.10(-1.64)	-0.02(-0.39)	0.01 (0.10)	0.05 (1.01)
ΔGDP_t	1.04 (6.08)***	1.14 (5.46)***	1.00 (4.46)***	1.16 (4.13)***	1.23 (7.81)***
SR	0.00(-0.02)	0.11 (0.77)	0.06 (0.42)	0.03 (0.15)	-0.12(-1.17)
$D_{3t}SR$	-0.03(-0.83)	-0.03(-0.79)	0.01 (0.13)	0.02 (0.37)	-0.03(-0.90)
v_t	-0.03(-2.73)***	-0.05(-4.07)***	-0.04(-2.91)***	-0.07(-4.00)***	-0.05(-4.64)***
Constant	0.03 (0.50)	-0.08(-1.35)	-0.03(-0.54)	-0.02(-0.18)	0.05 (1.01)
ΔGDP_t	1.07 (6.19)***	1.20 (5.74)***	0.97 (4.34)***	1.08 (3.84)***	1.25 (7.79)***
SR	-0.03(-0.26)	0.06 (0.44)	0.09 (0.59)	0.09 (0.44)	-0.14(-1.36)
$F_{1t}SR$	-0.01(-0.22)	-0.04(-0.71)	0.03 (0.56)	0.07 (1.09)	0.01 (0.18)
v_t	-0.03(-2.72)***	-0.05(-4.12)***	-0.04(-2.82)***	-0.07(-3.90)***	-0.05(-4.53)***
Constant	0.04 (0.70)	-0.10(-1.72)*	-0.01(-0.24)	0.01 (0.15)	0.05 (1.08)
ΔGDP_t	1.00 (6.15)***	1.17 (5.66)***	0.98 (4.48)***	1.13 (4.00)***	1.26 (7.83)***
SR	-0.02(-0.16)	0.10 (0.70)	0.06 (0.45)	0.04 (0.22)	-0.15(-1.41)
$F_{2t}SR$	-0.12(-1.94)*	0.04 (0.54)	-0.06(-0.78)	-0.04(-0.45)	0.00 (0.01)
v_t	-0.04(-3.23)***	-0.05(-3.84)***	-0.04(-3.04)***	-0.07(-4.01)***	-0.05(-4.51)***
Constant	0.05 (0.77)	-0.09(-1.47)	-0.02(-0.38)	-0.02(-0.21)	0.04 (0.92)
ΔGDP_t	1.07 (6.41)***	1.17 (5.60)***	0.99 (4.51)***	1.11 (4.06)***	1.25 (7.97)***
SR	-0.05(-0.39)	0.08 (0.60)	0.07 (0.46)	0.08 (0.39)	-0.14(-1.34)
$F_{3t}SR$	-0.05(-1.20)	-0.01(-0.14)	0.00 (0.04)	0.06 (1.08)	0.01 (0.39)
v_t	-0.04(-2.98)***	-0.05(-3.94)***	-0.04(-2.78)***	-0.06(-3.68)***	-0.04(-4.37)***

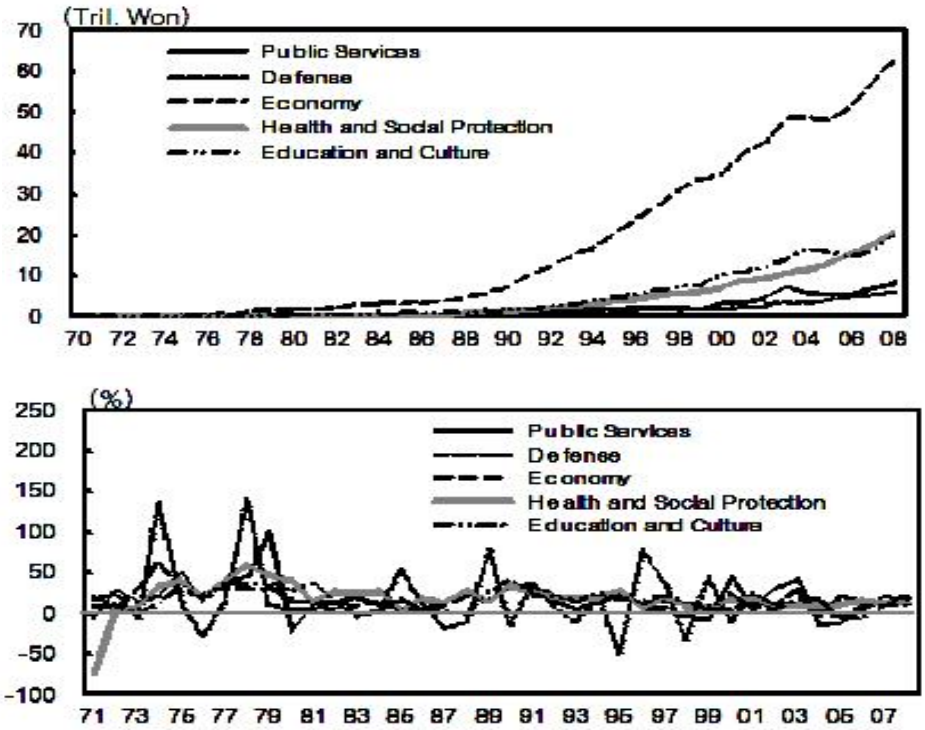
Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

나. 부문별 재량지출 분석

[Figure 10]은 일반정부의 부문별 재량지출 및 증가율을 보여주고 있는데, 여기에서 한 가지 주목할 점은 재량지출의 대부분이 경제부문에 집중되어 있다는 것이다. 이는 재량지출의 특성상 재원의 대부분을 정부당국의 주요 국책사업에 집중하기 때문인 것으로 풀이된다. 또한 우리나라의 경우 경기침체 시 경기부양을 위한 재량지출의 대부분이 사회기반시설 확충 등 경제사업에 집중되는 경향을 보여 왔기 때문으로 보인다. 한편, 재량지출은 의무지출 대비 변동성이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이는 재량지출은 경기순환에 대응하여 신축적으로 운용하는 것이 가능한 반면, 의무지출은 경기순환과는 별개로 반드시 지출해야 하기 때문이다.

부문별 재량지출에 대한 실증분석 결과는 부문별 총량지출 결과와 매우 유사하게 나타났다. 선거 당해의 경우 모든

[Figure 10] Discretionary Expenditure and Its Growth by Sector



Note: The Bank of Korea Economic Statistics System.

부문별 재량지출에서 선거에 따른 주기적인 변화를 발견할 수 없었다. 선거 이듬해의 경우 부문별 총량분석 결과와 유사하게 경제부문 지출의 주기적인 증가가 발견되었다. 이러한 경향은 대선이 있는 경우에 통계적으로 유의한바, 대선 당해에 선거를 의식한 경제개발 관련 사업들이 예산안에 대폭 반영되어 선거 이듬해에 지출 증가로 이어졌기 때문으로 사료된다. 지금까지 정부당국은 경제발전에 가장 커다란 역점을 두고 있었으므로 경제부문의 지출이 크게 증가한 것은 일견 당연한 것으로 보인다. 한편, 여당의원 비율은 경제부문의 지출 증가와 양의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 경제부문 국회위원회 여당의원 비율의 1%p 증가는 선거 시기와 상관없이 동 부문의 재량지출을 0.6~0.8%p 정도 증가시키는 것으로 추정되었다(Table 13 참조).

여당의원 비율 증가가 선거 시기에 부문별 지출에 미치는 영향은 <Table 14>에 정리하였다. 여당의원 비율은 일반적으로 경제부문 지출 증가율에 유의한 영향을 미칠 뿐만 아니라, 선거 시기에는 이러한 영향력이 더 커지는 것으로 나타났다. 통상적으로 여당의원 비율이 1%p 증가할수록 경제부문의 지출 증가율은 0.6~0.8%p 높게 나타나는 가운데 선거 이듬해에는 추가적으로 0.3~0.4%p 정도 더 증가하였으며, 이는 통계적으로 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 이미 설명한 바와 같이 경제부문에 대한 예산안이 선거 당해에 크게 증가한 가운데 여당의원 비율이 높을수록 예산안에 대한 삭감 없이 국회의결을 추진했기 때문으로 판단된다.

이상의 분석 결과, 우리나라에서도 지출구성의 조작(composition manipulation)을 통한 정치적 지대추구행위가 존재하였음을 알 수 있으며, 이러한 지출구성의 조작은 유권자들이 선호하는 경제부문에 집중되어 있는 것으로 볼 수 있다.[24)]

Ⅴ. 요약 및 시사점

1. 연구 결과 요약

최근 재정건전성에 대한 우려가 심화되는 가운데 정치권 및 시민사회단체에서는 보편적 복지 혹은 선별적 복지에 대한 논쟁이 진행되고 있다. 이러한 논쟁의 중심에는 정치권에서 제시한 다양한 사회복지 프로그램이 선거를 겨냥한 대중영합주의라는 문제의식이 자리 잡고 있다. 정치권이 재선을 위해 재정지출을 증가시키거나 비과세·감면을 확대하는 등의 확장적인 재정정책을 이용한다는 것이다.

24) 부문별 재량지출에 대한 Appendix Model의 실증분석 또한 매우 비슷하게 나타났으며, 실증분석 결과는 부록의 <Table A-3>에 정리하였다.

〈Table 13〉 Estimation of Model Ⅳ: Discretionary Expenditure by Sector

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	-0.11(-0.56)	0.23 (0.65)	-0.27(-2.26)**	-0.01(-0.13)	-0.03(-0.33)
ΔGDP_t	0.92 (1.62)	1.99 (1.60)	0.61 (1.37)	1.10 (3.87)***	0.71 (2.07)**
D_{1t}	0.00 (0.02)	0.08 (0.49)	0.05 (0.82)	0.07 (1.26)	0.00 (0.05)
SR	0.26 (0.64)	-0.69(-0.84)	0.62 (2.17)**	0.06 (0.32)	0.17 (0.72)
v_t	0.01 (0.13)	-0.02(-0.29)	-0.03(-0.93)	-0.04(-2.42)**	-0.05(-2.39)**
Constant	-0.11(-0.56)	0.24 (0.67)	-0.28(-2.26)**	0.01 (0.07)	-0.03(-0.25)
ΔGDP_t	0.99 (1.72)*	1.89 (1.50)	0.54 (1.17)	1.04 (3.39)***	0.70 (2.00)**
D_{2t}	0.05 (0.47)	-0.03(-0.13)	-0.01(-0.10)	-0.03(-0.55)	-0.02(-0.33)
SR	0.23 (0.56)	-0.64(-0.78)	0.67 (2.29)**	0.08 (0.39)	0.16 (0.69)
v_t	0.00 (0.07)	-0.02(-0.23)	-0.02(-0.82)	-0.04(-2.11)**	-0.05(-2.36)**
Constant	-0.10(-0.52)	0.24 (0.67)	-0.27(-2.20)**	0.00(-0.02)	-0.03(-0.31)
ΔGDP_t	0.96 (1.67)*	2.11 (1.68)*	0.65 (1.42)	1.15 (3.92)***	0.72 (2.09)**
D_{3t}	0.02 (0.24)	0.10 (0.67)	0.04 (0.69)	0.05 (1.41)	0.01 (0.16)
SR	0.22 (0.54)	-0.76(-0.91)	0.60 (2.04)**	0.03 (0.17)	0.15 (0.66)
v_t	0.00 (0.11)	-0.02(-0.30)	-0.03(-0.92)	-0.04(-2.33)**	-0.05(-2.41)**
Constant	-0.09(-0.46)	0.10 (0.27)	-0.31(-2.42)**	-0.01(-0.06)	-0.01(-0.09)
ΔGDP_t	0.95 (1.67)*	1.65 (1.37)	0.50 (1.11)	1.06 (3.52)***	0.76 (2.21)**
F_{1t}	-0.01(-0.08)	0.23 (1.47)	0.06 (0.98)	0.02 (0.53)	-0.03(-0.61)
SR	0.22 (0.54)	-0.42(-0.52)	0.71 (2.42)**	0.08 (0.39)	0.12 (0.52)
v_t	0.00 (0.11)	-0.01(-0.10)	-0.02(-0.73)	-0.04(-2.13)**	-0.05(-2.48)**
Constant	-0.14(-0.70)	0.32 (0.87)	-0.33(-2.92)***	0.01 (0.08)	-0.02(-0.20)
ΔGDP_t	1.03 (1.83)*	1.84 (1.50)	0.75 (1.87)*	1.08 (3.55)***	0.68 (1.95)*
F_{2t}	0.12 (1.05)	-0.17(-0.81)	0.20 (2.84)***	-0.01(-0.15)	-0.04(-0.64)
SR	0.25 (0.62)	-0.72(-0.89)	0.65 (2.52)**	0.07 (0.32)	0.16 (0.70)
v_t	0.02 (0.40)	-0.04(-0.47)	0.00(-0.18)	-0.04(-2.15)**	-0.06(-2.51)**
Constant	-0.16(-0.80)	0.10 (0.25)	-0.41(-3.39)***	0.00(-0.05)	0.00 (0.03)
ΔGDP_t	0.92 (1.64)	1.85 (1.52)	0.48 (1.21)	1.08 (3.63)***	0.73 (2.17)**
F_{3t}	0.06 (0.83)	0.16 (1.06)	0.15 (3.00)***	0.01 (0.41)	-0.04(-1.00)
SR	0.31 (0.77)	-0.48(-0.57)	0.82 (3.08)***	0.08 (0.35)	0.12 (0.53)
v_t	0.01 (0.36)	0.00 (0.06)	0.00(-0.02)	-0.04(-1.99)**	-0.06(-2.63)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

〈Table 14〉 Estimation of Model V: Discretionary Expenditure by Sector

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	-0.11(-0.59)	0.25 (0.69)	-0.27(-2.18)**	0.00 (0.00)	-0.03(-0.36)
ΔGDP_t	0.91 (1.61)	1.96 (1.59)	0.59 (1.31)	1.08 (3.88)***	0.70 (2.07)**
SR	0.28 (0.68)	-0.72(-0.86)	0.63 (2.15)**	0.05 (0.23)	0.17 (0.77)
$D_{1t}SR$	-0.03(-0.18)	0.16 (0.58)	0.03 (0.34)	0.13 (2.11)**	0.00 (0.04)
v_t	0.01 (0.14)	-0.02(-0.26)	-0.02(-0.87)	-0.04(-2.39)**	-0.05(-2.40)**
Constant	-0.11(-0.57)	0.24 (0.66)	-0.28(-2.26)**	0.00 (0.01)	-0.03(-0.32)
ΔGDP_t	0.96 (1.66)*	1.88 (1.48)	0.52 (1.11)	1.03 (3.34)***	0.68 (1.96)**
SR	0.24 (0.59)	-0.63(-0.75)	0.68 (2.29)**	0.10 (0.45)	0.17 (0.80)
$D_{2t}SR$	0.06 (0.33)	-0.05(-0.13)	-0.03(-0.26)	-0.05(-0.55)	-0.03(-0.34)
v_t	0.00 (0.10)	-0.02(-0.24)	-0.02(-0.81)	-0.04(-2.13)**	-0.05(-2.37)**
Constant	-0.11(-0.55)	0.27 (0.75)	-0.27(-2.14)**	0.01 (0.15)	-0.03(-0.32)
ΔGDP_t	0.92 (1.61)	2.10 (1.68)*	0.59 (1.29)	1.15 (3.98)***	0.71 (2.07)**
SR	0.26 (0.62)	-0.82(-0.96)	0.63 (2.07)**	0.00 (0.01)	0.16 (0.71)
$D_{3t}SR$	-0.01(-0.07)	0.19 (0.75)	0.01 (0.13)	0.09 (1.62)	0.01 (0.11)
v_t	0.01 (0.13)	-0.02(-0.25)	-0.02(-0.86)	-0.04(-2.30)**	-0.05(-2.41)**
Constant	-0.11(-0.53)	0.11 (0.31)	-0.31(-2.45)**	-0.01(-0.05)	-0.01(-0.10)
ΔGDP_t	0.92 (1.62)	1.57 (1.29)	0.47 (1.03)	1.05 (3.45)***	0.77 (2.24)**
SR	0.25 (0.60)	-0.42(-0.52)	0.71 (2.45)**	0.09 (0.40)	0.12 (0.56)
$F_{1t}SR$	0.02 (0.14)	0.44 (1.51)	0.13 (1.18)	0.04 (0.55)	-0.06(-0.71)
v_t	0.01 (0.14)	-0.01(-0.08)	-0.02(-0.71)	-0.04(-2.12)**	-0.05(-2.51)**
Constant	-0.14(-0.70)	0.31 (0.86)	-0.32(-2.77)***	0.00 (0.05)	-0.02(-0.24)
ΔGDP_t	1.01 (1.78)*	1.84 (1.50)	0.73 (1.78)*	1.08 (3.56)***	0.65 (1.91)*
SR	0.26 (0.65)	-0.71(-0.88)	0.64 (2.43)**	0.07 (0.33)	0.17 (0.81)
$F_{2t}SR$	0.19 (0.92)	-0.37(-0.86)	0.36 (2.53)**	0.00(-0.01)	-0.09(-0.82)
v_t	0.01 (0.34)	-0.03(-0.43)	-0.01(-0.32)	-0.04(-2.14)**	-0.06(-2.55)**
Constant	-0.16(-0.81)	0.11 (0.30)	-0.38(-3.20)***	-0.01(-0.06)	0.00 (0.03)
ΔGDP_t	0.89 (1.60)	1.78 (1.45)	0.43 (1.05)	1.07 (3.59)***	0.74 (2.24)**
SR	0.32 (0.79)	-0.48(-0.58)	0.79 (2.96)***	0.08 (0.37)	0.12 (0.58)
$F_{3t}SR$	0.12 (0.89)	0.31 (1.08)	0.27 (2.83)***	0.03 (0.52)	-0.09(-1.19)
v_t	0.01 (0.35)	0.00 (0.01)	0.00(-0.14)	-0.04(-2.01)**	-0.06(-2.68)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

본 연구는 정치경제학적 측면에서 선거 시기마다 재정변수의 주기적인 변화가 있었는지를 실증적으로 검정하였다. 이러한 실증연구는 향후 재정건전성을 제고하여 재정의 지속 가능성을 확보하고 선거에 따른 정치적 예산순환을 방지하기 위한 제도 개혁의 근거를 제공할 수 있다는 측면에서 의의가 있다.

재정총량변수를 이용한 실증분석 결과, 조세부담률 및 국민부담률의 선거에 따른 주기적인 증감은 발견되지 않았다. 또한 총지출 및 통합재정수지의 유의한 변화도 없는 것으로 나타났다. 반면, 총수입의 경우 선거 이듬해에 주기적으로 감소하는 것으로 나타나, 정치적 예산순환 가설이 일부 성립하는 것으로 판단된다.

부문별 지출에서는 경제부문의 지출이 선거 이듬해에 주기적으로 증가하였다. 또한 경제부문 소관 위원회의 여당의원 비율이 높을수록 경제부문의 지출 증가율이 높게 나타났으며, 선거 이듬해에는 이러한 현상이 더 강하게 나타나 경제부문 지출이 추가적으로 증가하는 것으로 나타났다. 경제부문 지출의 주기적인 증가는 우선 선거 당해 제출된 이듬해 예산안에 집권여당이 경제발전과 관련된 지출 프로그램을 다수 포함시켰을 가능성이 있으며, 예산안을 심의하는 과정에서 여당의원 비율이 높을수록 예산안에 대해 호의적인 가운데 선거 시점에서는 호의적 태도의 강도가 더 강하게 나타났기 때문으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 우리나라의 경제발전과정을 고려할 때 어느 정도 예견된 결과인데, 우리나라는 경제발전이 최근까지 가장 중요한 국가적인 목표였으며 유권자에게도 경제발전이 가장 큰 이슈였음을 부인하기 어렵기 때문이다. 이상의 결과를 바탕으로 볼 때 우리나라에서도 지출구성의 조작(compositon manipulation)을 통한 정치적 지대추구행위가 존재한 것으로 판단된다.

2. 연구의 한계

선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화를 실증분석한 본 연구는 다음과 같은 측면에서 한계가 있음을 밝힌다.

우선 분석기간인 1970년부터 최근까지 우리 경제의 발전과정을 고려할 때 우리 경제는 구조적인 변화(structural change)를 경험했을 가능성이 높다. 하지만 구조적인 변화를 고려하는 경우 실증분석에서 이용 가능한 자료의 크기에 비해 추정해야 하는 계수가 크게 증가하여 추정계수의 정확성이 감소하는 문제가 있어 구조적 변화를 포함한 실증분석은 차후 연구과제로 남겨두고자 한다.

둘째, 본 연구에서 구분한 의무 및 재량 지출은 국가재정법상의 정의와 차이가 있어 해석상의 주의가 요구된다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서 실시한 의무 및 재량 지출에 대한 분석은 국민계정상

정부지출의 세부항목의 특성을 어느 정도 반영함으로써 의무 및 재량 지출의 도구변수 역할을 한 것으로 판단된다. 다만, 국가재정법에 따라 향후 의무 및 재량 지출에 대한 자료가 누적되는 경우 지출유형에 대한 정확한 실증분석이 가능할 것이다.

셋째, 본 연구에서는 선거에 따른 재정변수의 주기적인 변화에 중점을 두고 있으나, 정치적 경기순환가설에 따르면 선거 시점에 재정변수뿐만 아니라 물가, 금리 등 주요 거시변수 또한 주기적으로 변화할 가능성이 있다. 따라서 재정변수 이외의 주요 거시변수에 대한 실증분석은 후속연구에서 실시할 필요가 있다.

3. 정책적 시사점

정치적 유인에 의한 재정변수의 주기적인 변화가 존재하는 경우 재원배분의 왜곡이 발생하여 재정지출의 효율성을 극대화할 수 없을 뿐만 아니라 재정건전성을 악화시키는 요인으로 작용하게 된다. 정치적 지대추구행위는 기존의 이론연구에서 논의된 바와 같이 집권여당과 유권자 간의 정보의 비대칭성에 기인하고 있으며, 선거가 있는 시점에서 정보의 비대칭성을 이용한 정치적 지대추구행위가 집중된다. 이를 바탕으로 볼 때 정치적 지대추구행위를 방지하기 위해서는 재정의 투명성과 재정정보의 공개를 통해 집권여당과 유권자 간의 정보의 비대칭성을 축소시켜야 할 것으로 판단된다. 다만, 정치적 지대추구행위를 방지하기 위한 정책을 선거 시기에만 실시하는 것은 현실적으로 적합하지 않을 수 있다. 우리나라의 경우 대통령 선거, 국회의원 선거, 지방자치단체 선거 등 전국적인 선거 이외에도 국지적인 재·보선을 고려할 때 매년 선거가 있는 것으로 보는 것이 타당하다. 비록 모든 선거에 대한 실증분석을 통해 정치적 지대추구행위가 존재하고 있음을 보일 수는 없으나 선거의 규모에 따라 크고 작은 지대추구행위가 발생할 수 있음을 부인하기 어려울 것이다. 따라서 재정의 투명성을 제고하기 위한 정책적 노력이 지속될 때 정치적 유인에 따른 재정변수의 왜곡을 방지할 수 있을 것으로 생각한다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 다음과 같은 정책방향을 제시하고자 한다.

우선 향후에는 예산안 심의·의결 과정에서 지출 및 수입에 대한 철저한 타당성 검증과 함께 투명성이 제고되어야 한다. 특히 선거가 있는 해에는, 재정지출을 수반하는 대중영합주의적 정책이 증가하여 선거 이듬해의 예산이 확대되는 가운데 예산 심의·의결 과정은 정치일정에 의해 상대적으로 소홀해질 가능성이 있다. 이를 방지하기 위해서는 일본에서와 같이 예산심의에 민간 전문가를 적극 활용하는 '예산공개심의제'를 도입하

는 방안을 고려할 필요가 있다.

둘째, 재정변수의 주기적 변화를 방지함으로써 재정건전성을 제고하기 위한 방안으로 재정준칙[25]의 도입을 적극 고려할 필요가 있다. 재정준칙을 도입하는 경우 선거주기와는 무관하게 주요 재정변수(예: 총지출, 총수입, 재정수지 등)에 제약조건을 부과하기 때문이다. 이 경우 정치적 유인에 의한 재정변수의 조작은 매우 어려워질 것이다. 최근 정부는 '2010~14 국가재정운용계획'을 통해 재정준칙을 운용한다고 밝힌 바 있다. 2013~14년까지 균형재정 달성을 위해 예산편성과정에서 매년 총지출 증가율을 총수입 증가율보다 2~3%p 낮게 유지하는 내용이다. 그러나 정부가 '2010~14 국가재정운용계획'에서 밝힌 향후 재정운용계획을 재정준칙이라고 보기에 다소 무리인 측면이 존재하는 것도 사실이다. 이번에 도입된 재정준칙은 법적 기반 없이 정부 내 예산편성과정에서 스스로 준수하고자 정한 내부규율에 지나지 않기 때문이다. 재정준칙을 도입하는 경우 재정준칙의 법적·제도적 근거를 마련하는 것이 필요하며, 재정준칙의 운용 및 성과에 대한 평가기준을 마련하여 정부 및 국회에서 이를 반드시 준수하도록 강제할 필요가 있다.

셋째, 재정지출을 수반하는 정부 입법 및 의원 입법에 대한 타당성 검증을 강화할 필요가 있다. 최근 들어 선거를 겨냥한 대중영합주의적 성격의 정책들이 다수 제안되는 것으로 판단되는바, 이들 정책의 기대효과와 재원조달방안에 대한 철저한 검증이 필요하다. 비록 본 연구의 실증분석에서는 선거에 따른 사회복지 관련 지출의 주기적인 변화가 발견되지는 않았으나, 유권자들이 최근에 선호하는 지출부문이 사회복지부문임을 고려할 때 향후에는 대중영합주의적 정책의 대부분이 사회복지와 관련될 가능성이 높을 것으로 예상된다. 따라서 재정지출을 수반하는 사회복지 관련 정책에 대한 검증이 우선적으로 강화되어야 한다. 또한 사회복지에 대한 정책조준의 노력을 강화함으로써 지출 증가세를 최대한 억제할 필요가 있다.

25) 재정준칙은 재정수지, 재정지출, 국가채무 등 총량재정지표에 대하여 구체적인 수치를 동반한 재정운용 목표를 법제화한 재정운용정책으로서 현재 80여 개 국가에서 운용하고 있다.

참 고 문 헌

권선주, 「한국의 정치구조가 재정지출에 미치는 영향: 이론 및 실증분석」, 『재정논집』, 제16집 제1호, 한국재정학회, 2001.

김성태, 『재정준칙에 관한 연구: 정치적 지대추구행위와 장기재정추계를 중심으로』, 정책연구시리즈 2010-03, 한국개발연구원, 2010.

김충환・원동철, 「한국의 정치적 예산순환」, 『재정논집』, 제16집 제1호, 한국재정학회, 2001.

기획재정부, 『2007～2011 국가재정운용계획』, 2007.

_____, 『2010～2014 국가재정운용계획』, 2010.

_____, 『예산개요 참고자료』, 각년도.

문병근・정진현・하종원, 「정치가 재정에 미치는 영향에 관한 연구」, 『재정정책논집』, 제5집 제1호, 한국재정정책학회, 2003.

박기백, 「선거가 재정지출에 미친 영향」, 『재정논집』, 제16집 제2호, 한국재정・공공경제학회, 2002.

박형수・류덕현, 『재정준칙의 필요성 및 도입 방안에 관한 연구』, 연구보고서 06-13, 한국조세연구원, 2006.

윤희숙・고영선, 『복지정책 조준의 개념과 필요성』, 정책연구시리즈 2011-01, 한국개발연구원, 2006.

재정경제부, 『한국통합재정수지』, 각년도.

한국은행 경제통계시스템. http://ecos.bok.or.kr.

Alesina, A. and R. Perotti, “The Political Economy of Budget Deficits,” *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, 1995, pp.1~32.

Alesina, A. and Nouriel Roubini, “Political Cycles in OECD Economies,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, No. 4, 1992, pp.663~688.

An, Chong-Bum and Seonghoon Kang, “Government Expenditure and Political Business Cycle,” *Korean Economic Review*, Vol. 16, No. 2, 2000.

Barro, Robert J., “On the Determination of the Public Debt,” *Journal of Political Economy*, Vol. 887, No. 5, 1979, pp.940~971.

Bawn, Kathleen and F. Rosenbluth, “Short versus Long Coalitions: Electoral Accountability and the Size of the Public Sector,” *American Journal of Political Science*, Vol 50, No 2, 2006, pp.221~265.

Brender, Adi, “The Effect of Fiscal Performance on Local Government Election Results in Israel: 1989-1998,” *Journal of Public Economics,* Vol. 87, 2003, pp.2187~2205.

Brender, Adi and Allan Drazen, "Political Budget Cycles in New versus Established Democracies," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, 2005, pp.1271~1295.

Drazen, A. and M. Eslava,, "Electoral Manipulation via Voter-Friendly Spending: Theory and Evidence," Working Paper, 2008.

Ghosh, Atish R., "Intertemporal Tax-smoothing and the Government Budget Surplus: Canada and the United States," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 4, Part 1, 1995, pp.1033~1045.

Greene, H. W., "Econometric Analysis," Perarson-Prentice Hall, 6th Edition, 2008.

IMF(International Monetary Fund), *World Economic Outlook*, October 2010.

Kim, C.-J., "Markov-Switching Models with Endogenous Explanatory Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 122, 2004, pp.127~136.

_____, "Dealing with Endogeneity in Regression Models with Dynamic Coefficients," *Foundations and Trends in Econometrics*, Vol. 3, Issues 4, 2008.

Kneebone, R. and K. McKenzie, "Electoral and Partisan Cycles in Fiscal Policy: An Examination of Canadian Provinces," *International Tax and Public Finance*, Vol. 8, No. 5, 2001, pp.743~774.

Pagan, A., "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors," *International Economic Review*, Vol. 25, No. 1, 1984, pp.221~247.

Peltzman, S., "Voters as Fiscal Conservatives," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 1992, pp.327~361.

Persson, T. and G. Tabellini, "The Size and Scope of Government: Comparative Politics with Rational Politicians," *European Economic Review*, Vol. 43, 1999, pp.699~735.

_____, "The Economic Effect of Constitutions," MIT Press, 2003.

_____, "Contitutions and Economic Policy," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 18, No. 1, 2004, pp.75~98.

Rogoff, Kenneth, "Equilibrium Political Budget Cycles," NBER Working Paper 2428, 1990.

Rogoff, Kenneth and Anne Silbert, "Elections and Macroeconomic Policy Cycles," *The Review of Economic Studies*, Vol. 55, No. 1, 1988, pp.1~16.

Roubini, N. and J. D. Sachs, "Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies," *European Economic Review*, Vol. 33, 1989, pp.903~938.

Royed, J. T. and S. Borrelli, "The Politics and Economics of Revenue Growth: A Cross-National Analysis," *European Journal of Political Research*, Vol. 36, 1999, pp.87~118.

Shi, M. and J. Svensson, "Conditional Political Budget Cycles," CEPR Discussion Paper #3352, 2002.

_____, "Political Budget Cycles: Do they Differ Across Countries and Why?" *Journal of Public Economy*, 2006.

Sahasakul, Chaipat, "The U.S. Evidence on Optimal Taxation Over Time," *Journal of Monetary*

Economics, Vol. 18, 1986, pp.251~275.

Strazicich, Mark C., "Does Tax Smoothing Differ by the Level of Government? Time Series Evidence From Canada and the United States," *Journal of Macroeconomics,* Vol. 19, 1997, pp.305~326.

_____, "International Evidence of Tax Smoothing in a Panel of Industrial Countries," *Applied Economics*, Vol. 34, 2002, pp.2325~2331.

【부 록】

1. 부문별 총량지출에 대한 추가분석 결과

<Table A-1> Results of Estimation Using Appendix Model

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	0.02 (0.75)	-0.05(-1.92)*	-0.03(-0.67)	0.01 (0.44)	0.01 (0.32)
ΔGDP_t	1.05 (7.52)***	1.22 (7.76)***	1.24 (4.58)***	1.19 (7.17)***	1.04 (10.34)***
D_{1t}	-0.02(-0.69)	0.01 (0.30)	0.05 (1.02)	0.05 (1.60)	-0.01 (-0.76)
v_t	-0.03(-2.07)**	-0.05(-3.49)***	-0.04(-1.68)*	-0.06(-4.43)***	-0.05 (-5.12)***
Constant	0.02 (0.62)	-0.05(-1.60)	-0.02(-0.49)	0.03 (1.00)	0.01 (0.34)
ΔGDP_t	1.05 (7.26)***	1.20 (7.47)***	1.25 (4.45)***	1.17 (6.61)***	1.03 (9.95)***
D_{2t}	-0.01(-0.22)	-0.02(-0.52)	0.02 (0.32)	-0.02(-0.50)	-0.01 (-0.64)
v_t	-0.03(-2.07)**	-0.05(-3.42)***	-0.04(-1.62)	-0.06(-4.12)***	-0.04 (-5.08)***
Constant	0.02 (0.86)	-0.05(-1.72)*	-0.04(-0.82)	0.02 (0.49)	0.01 (0.38)
ΔGDP_t	1.04 (7.44)***	1.22 (7.69)***	1.27 (4.67)***	1.20 (6.99)***	1.04 (10.23)***
D_{3t}	-0.02(-0.83)	0.00(-0.11)	0.05 (1.16)	0.02 (0.88)	-0.01 (-0.72)
v_t	-0.03(-2.09)**	-0.05(-3.47)***	-0.04(-1.68)*	-0.06(-4.26)***	-0.05 (-5.14)***
Constant	0.01 (0.56)	-0.05(-1.86)*	-0.02(-0.50)	0.02 (0.66)	0.00 (0.13)
ΔGDP_t	1.05 (7.48)***	1.22 (7.74)***	1.23 (4.48)***	1.18 (6.91)***	1.05 (10.27)***
F_{1t}	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.02 (0.47)	0.03 (0.92)	0.00 (-0.10)
v_t	-0.03(-2.09)**	-0.05(-3.46)***	-0.04(-1.56)	-0.06(-4.15)***	-0.05 (-5.13)***
Constant	0.02 (0.92)	-0.05(-1.79)*	-0.06(-1.34)	0.03 (1.03)	0.00 (0.18)
ΔGDP_t	1.02 (7.20)***	1.22 (7.57)***	1.38 (5.32)***	1.16 (6.60)***	1.04 (9.99)***
F_{2t}	-0.03(-0.99)	0.00 (0.06)	0.15 (2.50)**	-0.02(-0.58)	0.00 (-0.19)
v_t	-0.03(-2.32)**	-0.05(-3.34)***	-0.02(-1.02)	-0.07(-4.20)***	-0.05 (-5.00)***
Constant	0.02 (0.67)	-0.06(-1.89)*	-0.06(-1.26)	0.02 (0.48)	0.00 (0.11)
ΔGDP_t	1.05 (7.42)***	1.23 (7.75)***	1.29 (4.97)***	1.20 (6.97)***	1.05 (10.21)***
F_{3t}	-0.01(-0.33)	0.01 (0.37)	0.09 (2.08)**	0.02 (0.80)	0.00 (-0.01)
v_t	-0.03(-2.12)**	-0.05(-3.27)***	-0.03(-1.11)	-0.06(-3.87)***	-0.05 (-4.96)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

2. 부문별 의무지출에 대한 추가분석 결과

〈Table A-2〉 Results of Estimation Using Appendix Model

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	0.02 (0.84)	-0.06(-2.35)**	0.01 (0.26)	0.01 (0.42)	0.00(-0.22)
ΔGDP_t	1.04 (7.73)***	1.25 (8.39)***	1.07 (7.08)***	1.19 (6.34)***	1.10 (9.74)***
D_{1t}	-0.02(-0.73)	0.00 (0.07)	-0.02(-0.67)	0.04 (1.22)	-0.02(-0.93)
v_t	-0.03(-2.73)***	-0.05(-4.18)***	-0.04(-3.08)***	-0.07(-4.28)***	-0.04(-4.30)***
Constant	0.02 (0.80)	-0.06(-2.08)**	-0.01(-0.20)	0.03 (0.87)	0.00(-0.22)
ΔGDP_t	1.03 (7.42)***	1.24 (8.11)***	1.09 (7.11)***	1.17 (5.94)***	1.08 (9.33)***
D_{2t}	-0.02(-0.52)	-0.02(-0.54)	0.03 (0.75)	-0.02(-0.43)	-0.02(-0.64)
v_t	-0.03(-2.70)***	-0.05(-4.13)***	-0.04(-3.19)***	-0.07(-4.07)***	-0.04(-4.25)***
Constant	0.02 (1.02)	-0.06(-2.05)**	0.00 (0.14)	0.02 (0.51)	0.00(-0.07)
ΔGDP_t	1.03 (7.67)***	1.25 (8.32)***	1.07 (7.00)***	1.20 (6.21)***	1.09 (9.63)***
D_{3t}	-0.02(-1.05)	-0.01(-0.52)	0.00(-0.19)	0.02 (0.53)	-0.02(-1.00)
v_t	-0.03(-2.75)***	-0.05(-4.17)***	-0.04(-3.10)***	-0.07(-4.16)***	-0.04(-4.33)***
Constant	0.02 (0.67)	-0.06(-2.18)**	0.00(-0.03)	0.02 (0.55)	-0.01(-0.61)
ΔGDP_t	1.04 (7.69)***	1.26 (8.53)***	1.07 (7.06)***	1.18 (6.21)***	1.10 (9.67)***
F_{1t}	0.00(-0.16)	-0.02(-0.94)	0.01 (0.45)	0.03 (0.90)	0.01 (0.61)
v_t	-0.03(-2.76)***	-0.06(-4.30)***	-0.04(-3.07)***	-0.07(-4.08)***	-0.04(-4.27)***
Constant	0.03 (1.40)	-0.07(-2.42)**	0.01 (0.44)	0.03 (0.94)	-0.01(-0.37)
ΔGDP_t	0.98 (7.53)***	1.27 (8.31)***	1.04 (6.78)***	1.16 (5.92)***	1.10 (9.37)***
F_{2t}	-0.06(-2.03)**	0.02 (0.45)	-0.04(-0.99)	-0.03(-0.63)	-0.01(-0.22)
v_t	-0.04(-3.36)***	-0.05(-3.93)***	-0.04(-3.30)***	-0.07(-4.16)***	-0.04(-4.22)***
Constant	0.03 (1.11)	-0.06(-2.06)**	0.00 (0.16)	0.01 (0.37)	-0.02(-0.72)
ΔGDP_t	1.03 (7.68)***	1.25 (8.32)***	1.06 (7.00)***	1.20 (6.28)***	1.11 (9.72)***
F_{3t}	-0.03(-1.20)	-0.01(-0.36)	-0.01(-0.23)	0.03 (0.79)	0.01 (0.68)
v_t	-0.04(-3.03)***	-0.06(-4.14)***	-0.04(-3.06)***	-0.07(-3.82)***	-0.04(-4.02)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

3. 부문별 재량지출에 대한 추가분석 결과

<Table A-3> Results of Estimation Using Appendix Model

	Public Services	Defence	Economy	Health and Social Protection	Education and Culture
Constant	0.00 (0.03)	-0.04(-0.23)	-0.04(-0.70)	0.01 (0.42)	0.03 (0.78)
ΔGDP_t	1.13 (2.47)**	1.26 (1.42)	1.29 (3.95)***	1.16 (5.85)***	0.88 (3.66)***
D_{1t}	0.01 (0.10)	0.06 (0.39)	0.06 (1.04)	0.07 (1.89)*	0.00 (0.11)
v_t	0.00 (0.04)	-0.01(-0.17)	-0.04(-1.36)	-0.04(-2.52)**	-0.06(-2.64)***
Constant	-0.01(-0.13)	-0.01(-0.05)	-0.03(-0.48)	0.04 (1.04)	0.04 (0.89)
ΔGDP_t	1.18 (2.54)**	1.21 (1.33)	1.29 (3.82)***	1.13 (5.29)***	0.86 (3.51)***
D_{2t}	0.05 (0.52)	-0.04(-0.20)	0.02 (0.24)	-0.02(-0.50)	-0.02(-0.29)
v_t	0.00(-0.01)	-0.01(-0.12)	-0.04(-1.30)	-0.04(-2.23)**	-0.05(-2.60)***
Constant	-0.01(-0.07)	-0.05(-0.31)	-0.05(-0.83)	0.01 (0.33)	0.03 (0.68)
ΔGDP_t	1.15 (2.50)**	1.30 (1.46)	1.32 (4.03)***	1.18 (5.80)***	0.89 (3.67)***
D_{3t}	0.02 (0.34)	0.07 (0.51)	0.06 (1.14)	0.05 (1.45)	0.01 (0.26)
v_t	0.00 (0.03)	-0.01(-0.17)	-0.04(-1.35)	-0.04(-2.42)**	-0.06(-2.65)***
Constant	0.01 (0.10)	-0.07(-0.50)	-0.03(-0.52)	0.03 (0.79)	0.04 (0.99)
ΔGDP_t	1.13 (2.48)**	1.21 (1.42)	1.27 (3.85)***	1.15 (5.51)***	0.89 (3.71)***
F_{1t}	-0.01(-0.18)	0.24 (1.62)	0.03 (0.44)	0.02 (0.46)	-0.03(-0.74)
v_t	0.00 (0.03)	0.00(-0.02)	-0.04(-1.24)	-0.04(-2.25)**	-0.06(-2.72)***
Constant	-0.03(-0.33)	0.03 (0.16)	-0.08(-1.40)	0.03 (0.91)	0.04 (1.00)
ΔGDP_t	1.23 (2.69)***	1.11 (1.22)	1.45 (4.71)***	1.14 (5.34)***	0.85 (3.46)***
F_{2t}	0.12 (1.06)	-0.16(-0.75)	0.19 (2.61)***	-0.01(-0.15)	-0.03(-0.58)
v_t	0.01 (0.32)	-0.03(-0.34)	-0.02(-0.67)	-0.04(-2.24)**	-0.06(-2.71)***
Constant	-0.02(-0.24)	-0.10(-0.63)	-0.07(-1.29)	0.03 (0.69)	0.05 (1.24)
ΔGDP_t	1.16 (2.56)**	1.37 (1.57)	1.35 (4.32)***	1.16 (5.52)***	0.85 (3.59)***
F_{3t}	0.05 (0.72)	0.18 (1.24)	0.11 (2.12)**	0.01 (0.35)	-0.04(-1.11)
v_t	0.01 (0.23)	0.01 (0.18)	-0.02(-0.77)	-0.04(-2.12)**	-0.06(-2.89)***

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

『韓國開發硏究』 국문투고규정

1. 本『韓國開發硏究』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 번안 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 핵심단어(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 49,
한국개발연구원 韓國開發硏究 編輯委員會

▶ 투　　고 : kdijournal@kdi.re.kr　　(02)958-4322

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: 130-868

▶ Korea Development Institute
Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, P.O.Box 113 Seoul, Korea.

▶ Email at : sdshim@kdi.re.kr(82-2-958-4042)
yoogj@kdi.re.kr(82-2-958-4045)

▶ For administrative affairs

▶ Email at : aijen@kdi.re.kr(82-2-958-4306)

국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4용지에 작성하며, 글씨체는 휴먼명조, 글자크기(본문기준) 10.5p, 행간 17.3p로 작성한다(아래아한글 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 아라비아숫자로 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 17.3p (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 inall 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 圖書會員制 案內

■ 회원에 대한 특전

▶ 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다.
(단, 내부자료 및 배포제한자료는 제외)

▶ 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공정회 등)에 참가하실 수 있습니다.

■ 회 비

▶ 개인회원: 10만원 / 기관회원: 30만원

■ 가입방법

▶ 지로용지로 가까운 금융기관에 납입
(지로번호: 6961017)

▶ 또는 우리은행 KDI 계좌로 납입
(계좌번호: 254-012362-13-145)

■ 문 의 처

▶ 서울특별시 동대문구 회기로 49 우편번호: 130-740

▶ KDI 발간자료 담당자(Tel. 958-4312)

KDI 도서판매처

▶ 교보문고(광화문점 정부간행물코너) Tel. 397-3628

▶ 영풍문고(종로점 정치경제코너) Tel. 399-5632

KDI Book Club Membership Information

■ Privilege of Membership

▶ Members will receive all periodicals published by KDI. (Excluding internal-only materials or others with distribution limitation)

▶Members will be automatically invited to various events held by KDI, including seminars, policy seminars, and hearings.

▶ Members will enjoy a ten percent discount on additional purchase of research monographs (printed material) via KDI website.

■ Membership Fee

▶ Individual: ₩100,000 yearly / Organization: ₩ 300,000 yearly

■ Member Registration

▶ Registration via KDI website. Use the GIRO document to pay the fee. (GIRO number: 6961017)

▶ Bank transfer account: Woori Bank (KDI Account #: 254-012362-13-145)

■ For further information

▶ Address: Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, 130-012 Seoul, Korea

▶ Contact: 02-958-4318

Where to purchase KDI publications

■ Seoul

▶ Kyobo Bookstore (Kangnum, Section for government publications) TEL: 02-530-0329

▶ Kyobo Bookstore (Gwanghwamun, Section for government publications) TEL: 02-397-3629

▶ Young Poong Bookstore (Kangnam, Section for politics, economy)

▶ Young Poong Bookstore (Jongno, Section for politics, economy)