

韓國開發研究 2009 I

KDI Journal of Economic Policy

- | Estimation the Natural Output Korea: A Bayesian DSGE Approach..... Youngjin Hwang
한국의 자연 산출량 추정 : 베이저안 DSGE 접근법
- | 지방분권제도에 대한 정치경제학적 분석; 재정자치 및 국회의원경선제도..... 김재훈
A Political Economic Analysis of Decentralization: Fiscal Autonomy and Primary System
- | 공기업의 지배구조와 경영성과: CEO와 내부감사인을 중심으로..... 유승원
Corporate Governance and Managerial Performance in Public Enterprises: Focusing on CEOs and Internal Auditors
- | 여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석..... 김정호
The Effects of Female Wage on Fertility in Korea
- | 장기요양서비스 수요의 결정요인..... 정완교
Determinants of Demand for Long-Term Care
- | 1990년대 이후 한국경제의 성장: 수요 및 공급 측 요인의 문제..... 허석균
The Economic Growth of Korea Since 1990: Contributing Factors from Demand and Supply Sides
- | 생계급여하에서의 최적 소득조사..... 유한욱
A Study on Optimal Auditing under the Living Wage System
- | 이해상충과 애널리스트 예측..... 박창균·연태훈
Conflict of Interests and Analysts' Forecast



Contents

- 1** Estimation the Natural Output Korea:
A Bayesian DSGE Approach..... Youngjin Hwang / 1

한국의 자연 산출량 추정: 베이저안 DSGE 접근법
... 황영진
- 2** 지방분권제도에 대한 정치경제학적 분석:
재정자치 및 국회의원경선제도..... 김재훈 / 27

A Political Economic Analysis of Decentralization: Fiscal Autonomy and Primary System
... Jaehoon Kim
- 3** 공기업의 지배구조와 경영성과:
CEO와 내부감사인을 중심으로..... 유승원 / 71

Corporate Governance and Managerial Performance in Public Enterprises:
Focusing on CEOs and Internal Auditors... Seung-Won Yu
- 4** 여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석..... 김정호 / 105

The Effects of Female Wage on Fertility in Korea
... Jungho Kim
- 5** 장기요양서비스 수요의 결정요인..... 정완교 / 139

Determinants of Demand for Long-Term Care
... Chung, Wankyoo
- 6** 1990년대 이후 한국경제의 성장:
수요 및 공급 측 요인의 문제..... 허석균 / 169

The Economic Growth of Korea Since 1990: Contributing Factors from Demand and
Supply Sides... Seok-Kyun Hur

Contents

7 생계급여하에서의 최적 소득조사..... 유한욱 / 207

A Study on Optimal Auditing Under the Living Wage System
... Hanwook Yoo

8 이해상충과 애널리스트 예측..... 박창균·연태훈 / 239

Conflict of Interests and Analysts' Forecast
... Chang-Gyun Park · Taehoon Youn

Estimation the Natural Output Korea: A Bayesian DSGE Approach

Youngjin Hwang

(Hankuk Univeirsity of Foreign Studies,
Department of International Economics and Law, Full-Time Lecturer)

한국의 자연 산출량 추정: 베이지안 DSGE 접근법

황 영 진

(한국의국어대학교 국제통상학과 전임강사)

* Youngjin Hwang: (e-mail) youngjin@hufs.ac.kr, (address) Imun-dong 270, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: Natural output(자연 산출량(GDP)), Natural rate of interest(자연 이자율), DSGE model(동태적 확률 일반 균형 모형), Bayesian estimation(베이지안 추정)
- JEL code: D11, H21, H26, H31
- Received: 2009. 1. 15 • Referee Process Started: 2009. 1. 16
- Referee Reports Completed: 2009. 6. 4

ABSTRACT

This paper attempts to estimate the natural rates of output and interest of Korea in a simple DSGE set-up with a few stylized New Keynesian features using Bayesian methods. The major findings of this paper are as follows. First, the estimates of output gaps are less volatile than the measures from conventional approaches, although they exhibit non-negligible variations depending on the model specification. Another key finding is that the hybrid type Phillips curve with a backward-looking component and/or habit formation in consumption may play an important role in characterizing the macroeconomic dynamics of Korea.

본 논문은 일반적인 뉴 케인지언 이론의 주요 특징을 바탕으로 하는 동태적 확률 일반 균형 모형을 설정하고 이를 바탕으로 하여, 베이지언 추정법을 통해 한국의 자연 산출량과 자연 이자율의 추정을 시도하였다.

본 논문의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 이러한 이론 모형에 의해 추정된 산출량 갭은 기존의 일반적인 접근법에

의한 추정치보다 변동 폭이 훨씬 작은 것으로 나타났다. 둘째, 다양한 모형 설정을 통해 결과의 민감도를 살펴본 경우, 필립스 커브에서의 과거 지향적 요인 및 소비 행태에서의 습관 형성 등이 한국 거시경제의 동태적 양상을 설명하는 데 중요한 요인일 수 있는 것으로 나타났다.

I . Introduction

Central banks in most countries operate under a dual mandate to achieve both price stability and maximum sustainable employment. In that context, the potential output, the level of output at which demand and supply in the aggregate economy are balanced so that, all else being equal, inflation tends to move around its long-run expected value, can be naturally thought of as the level of output consistent with the above notion.¹

The idea of potential output level and obtaining its appropriate estimates is critical in that they help policymakers assess (current) overall economic conditions and achieve such level consistent with the objective of dual mandates, and in that output gap, the difference between actual and potential output, may also play a key role in inflation dynamics. Hence, it does seem natural that the question of how we estimate the path of potential output, or how we determine whether the economy is operating above or below its maximum sustainable level, has been one of the key issues of practical importance and interest for policymakers as well as the academia.

Traditionally, there are two approaches in estimating the level of potential values of key macro economic variables such as the gross domestic product (GDP) and unemployment: (i) aggregate time-series approaches, which estimate the natural values of such variables, based on a few economic relationships such as the Phillips curve or Okun's law, through some reasonable statistical model specifications, and (ii) production function, or growth-accounting approaches, in which one generates estimates of potential variables, building on some nested functional form of aggregate production, from underlying factors of productions such as capital stock, labor input, and technological progress.²

It has become a recent standard practice in dynamic macroeconomic research to analyze a wide range of issues and policy agendas using models that feature optimizing agents with a variety of market imperfections. Such representative examples are the class of New Keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models. They contain many features of the earlier real business cycle literature but allow for rigidities and imperfections in the markets. As such, they are often referred to as the New Keynesian models. The New Keynesian DSGE models provide more realistic yet still theoretically elegant, representations of the economy, and their development has been an active area in macroeconomic research in recent years.

¹ The notion of the natural values of key macro variables such as output, unemployment rates, and interest rates dates back from Knut Wicksell, to Friedman (1968), and to the more recent research on monetary policy by Woodford (2003). Generally and simply put (at the risk of oversimplification), the natural levels/rates of macro variables are the market equilibrium values consistent with price and output stability (Amato, 2005). See also footnote 3).

² A detailed discussion on the individual approach is beyond the scope of this paper. See Mishkin (2007) for a brief yet comprehensive survey.

Building on this line of research, there have been a few recent attempts to estimate the potential/natural level of output in the DSGE framework. The DSGE models provide a somewhat different but complementary perspective on the definition of potential output than the one measured through conventional approaches mentioned above. In particular, the DSGE approaches think of potential output as the level of output that an economy could attain if the inefficiencies resulting from nominal wage and price rigidities were removed, that is, if wages and prices were fully flexible. The definition of potential output as a flexible price equilibrium has much in common with the more conventional definition because over time prices (and wages) do gravitate towards their equilibrium levels. As a result, the DSGE definition is in accordance with the idea that potential output is the level of output at which inflation tends neither to rise nor fall.³

With that said, it is worth emphasizing that the DSGE view of potential output also has important differences with the earlier approaches to estimating potential output. The DSGE measures of potential output are far more model-dependent than the conventional measures because they depend on the estimated parameters of the model and on the model's estimates of the structural shocks hitting the economy.⁴

What is more attractive is that the DSGE approaches, through appropriate general equilibrium model specification, allow us to jointly estimate natural interest rates as well as output level through a general equilibrium framework. The estimates of natural real interest rate are another key variable for the conduct of monetary policy, on which practically little emphasis has been given and which has been often generated in an ad-hoc manner, without much theoretical basis.

Motivated by the recent development on this line of research and with the advances of computing technique, this paper attempts to estimate the potential/natural level of output of Korea in a simple DSGE set-up. The baseline model can be characterized by a New Keynesian DSGE framework featuring nominal rigidities (in price) and market imperfection (monopolistically competitive producers), with a monetary policy - a la standard Taylor interest rate feedback rule. I then estimated the structural parameters of the model using Bayesian methods and, based on the estimation result, a series of output gaps, the key variable of interest, is generated. Despite its simplicity, the model allows us to

³ However, it seems that this idea/definition of potential output is not universally accepted in DSGE literature. Some even argue that the notions of potential and natural output are conceptually distinct. For example, Justiniano and Primiceri (2008) argued that the former is the level of output that would prevail if products and labor markets were perfectly competitive, while the latter is the level of output that would prevail under imperfectly competitive markets, but with flexible prices and wages. The latter is more closely related to the one in the model presented in this paper. See also McCallum (2001).

⁴ Interestingly, as Mishkin (2007) pointed out, a few research have found that the properties of potential output and output gap fluctuations can be quite different from conventional measures. (See, Neiss and Nelson, 2005; Edge, Kiley, and Laforde, 2007; Justiniano and Primiceri, 2008). For example, in many DSGE models, potential output can undergo large swings over the business cycle, which are, in some sense, natural results given the equilibrium nature in which the business cycles are the primarily efficient responses to shocks. On the other hand, production function/growth-accounting approaches to estimating potential output, generally assuming that such shocks have no important effects on the potential output at business-cycle frequencies, typically yield smaller fluctuations than the measures of potential output derived from the DSGE models.

extract not only the potential level of output but also the natural nominal/real rates of interest and implicit intermediate inflation target for monetary authority.

The major findings of this paper are as follows. First, the estimates of output gaps are less volatile than the measures from conventional approaches, although they exhibit non-negligible variations depending on the model specification; models with no habit term in consumption or no lagged inflation term in Phillips curve result in more volatile output gap measures. Another key finding is that a hybrid type Phillips curve with a backward-looking component and/or habit formation in consumption may play an important role in characterizing the macroeconomic dynamics of Korea.

To the best of the author's knowledge, there has been no research that estimates the potential level of output, let alone the natural level of interest rate for the Korean economy from the perspective of the DSGE framework. Most of the previous research employed either a multivariate aggregate time-series or production function approach.⁵ Although it is practically impossible to obtain perfectly reliable estimates and there is no guarantee that estimates from a particular DSGE model are clearly better or are more accurate, this work may shed some lights on this line of research emerging in Korea.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 outlines the baseline model in a linearized form, and then the estimation results of the model's parameters and key latent variables are presented in Section 3. Building on these results, Section 4 extends the baseline model in a few directions and investigates the robustness of the results. Finally, Section 5 concludes the study. The presentation of the original non-linear model and all the technical details are contained in the Appendix.

II. A Model

The baseline model I considered is a simple version of New Keynesian DSGE model.⁶ For expositional purposes, this section presents the log-linearized system of the model, while the original underlying non-linear model and related discussion are given in the Appendix.

1. Aggregate Demand Block

The demand side of the model is characterized by the following expectational "IS" equation, relating (log) real output, y_t , and real interest rate, $r_t - E_t[\pi_{t+1}]$, (nominal interest rate less expected inflation):

⁵ See surveys by Park and Hur (2004) and Kim and Noh (2007).

⁶ The baseline model is built on the works of Rotemberg and Woodford (1997), Furher (2000), Andres, Lopez-Salido, and Nelson (2005), and Bjornland, Leiterno, and Maih (2007).

$$\Delta y_t = \frac{\sigma}{h_1(\sigma-1)} E_t[\Delta y_{t+1}] - \frac{1}{h_1(\sigma-1)} (r_t - E_t[\pi_{t+1}] - \delta) + \frac{1}{h_1} (u_{p,t} - E_t[u_{p,t+1}]) \quad (1)$$

where Δ denotes the first difference operator, and E_t is the conditional expectation operator at time t . The Greek letters are the model parameters, σ is (constant relative) the risk aversion in the consumer's preference, δ is the time discount rate, and the degree of habit in consumption is represented by h_1 , which reflects the utility gains from last period's consumption. Finally, the variable $u_{p,t}$ is the demand/preference shock, and its law of motion is described below.

2. Aggregate Supply Block

The model's supply block is represented by the familiar Phillips curve:

$$\pi_t = \mu E_t[\pi_{t+1}] + (1-\mu)\pi_{t-1} + \eta mc_t + u_{s,t} \quad (2)$$

where μ and $1-\mu$ are, respectively, the weights on the forward- and backward-looking components in the inflation dynamics and mc_t is the (log) real marginal cost. The magnitude of the response of inflation to the marginal cost is governed by the parameter η . As with the IS equation, every period the inflation rate is subject to a structural (cost-push) shock $u_{s,t}$.

While the "standard" Phillips curve takes the form without the lagged inflation term, the literature typically reports that standard Phillips curves empirically fail to describe actual inflation dynamics (Gali and Gertler, 1999). The extension section will later discuss more general versions of the Phillips curve and their implications.

I further assumed that (log) marginal costs are linear in the log deviation of output from the natural rate of output, that is, $mc_t = \zeta(y_t - y_t^n)$. By defining the deviation of output from the natural rate as the output gap, $x_t = y_t - y_t^n$, one can write the Phillips curve as:

$$\pi_t = \mu E_t[\pi_{t+1}] + (1-\mu)\pi_{t-1} + \kappa x_t + u_{s,t} \quad (3)$$

where $\kappa = \eta\zeta$.⁷

⁷ As addressed in the Appendix, one may derive the Phillips curve (2) from a model set-up as in Calvo (1983). Literature typically makes assumptions on technology, preferences, and the structure of labor markets to justify the proportionate relation between the real marginal cost and the output gap (see Walsh, 2003, for example). In this context, the disturbance term can be interpreted as reflecting the deviations from the condition $mc_t = \zeta(y_t - y_t^n)$: The deviation from this proportionality condition can be caused, for example, by movements in nominal wages that push real wages away from their equilibrium values due to friction in the wage contracting process. Another interpretation of the disturbance is that it could reflect a shock to the natural and potential levels of output. More on

As noted in the Appendix, I do not endogenize the input of production factors and specify technology, but instead assume that the natural rate of output is given exogenously by the process:

$$\Delta y_t^n = g + u_{g,t} \quad (4)$$

where g is the unconditional expected growth rate of output and $u_{g,t}$ is an AR(1) shock (to be specified below) to the growth rate.

3. Natural Level of Variables

I will now describe the determination of the natural output and interest rate, and related processes. First, the relationship between natural output level and natural (nominal) interest rate can be determined by replacing y_t with y_t^n in (1):

$$\begin{aligned} \Delta y_t^n = & \frac{\sigma}{h_1(\sigma-1)} E_t[\Delta y_{t+1}^n] - \frac{1}{h_1(\sigma-1)} (r_t^n - E_t[\pi_{t+1}] - \delta) \\ & + \frac{1}{h_1} (u_{p,t} - E_t[u_{p,t+1}]) \end{aligned} \quad (5)$$

Solving (5) for the natural real interest rate yields:

$$r_t^n - E_t[\pi_{t+1}] = \delta + \sigma E_t[\Delta y_{t+1}^n] - h_1(\sigma-1)\Delta y_t^n + (\sigma-1)(u_{p,t} - E_t[u_{p,t+1}]) \quad (6)$$

To see the relationship between natural output and natural rate of interest from expression (6) more clearly, consider the standard case where there is no habit formation in consumption ($h_1 = 0$). In this case, the natural real interest rate is the sum of the expected future natural output growth times the reciprocal of intertemporal elasticity of substitution and discount rate. This is a standard relationship one may encounter in simple dynamic macro models.

Finally, using (1) and (5), the output gap process can be expressed as follows:

$$x_t = \frac{\sigma}{\sigma + h_1(\sigma-1)} E_t[x_{t+1}] + \frac{h_1(\sigma-1)}{\sigma + h_1(\sigma-1)} x_{t-1} - \frac{1}{\sigma + h_1(\sigma-1)} (r_t - r_t^n) \quad (7)$$

4. Monetary Policy

The monetary authority sets the nominal interest rate a la standard dynamic

this will be discussed in the estimation section. See also Clarida, Gali, and Gertler (1999) and Erceg, Henderson, and Levin (2000).

Taylor rule:

$$r_t = \psi r_{t-1} + (1 - \psi)[r_t^n + \theta_\pi(\pi_t - \pi_t^T) + \theta_x x_t] + \epsilon_{mp,t}, \quad (8)$$

where ψ measures the smoothing in the interest rate setting; r_t^n is the nominal natural interest rate; and $\epsilon_{mp,t}$ is the mean-zero interest rate policy shock. I assume the (unobserved) intermediate inflation target, π_t^T evolves as follows:

$$\pi_t^T = \rho_T \pi_{t-1}^T + u_{T,t} \quad (9)$$

The model is closed with the expressions for law of motion for stochastic shocks. I assumed that monetary policy shock is a white noise, with remaining shocks following the first-order autoregressive processes. More specifically,

$$u_{p,t} = \rho_p u_{p,t-1} + \epsilon_{p,t} \quad (10)$$

$$u_{s,t} = \rho_s u_{s,t-1} + \epsilon_{s,t} \quad (11)$$

$$u_{g,t} = \rho_g u_{g,t-1} + \epsilon_{g,t} \quad (12)$$

$$u_{T,t} = \rho_T u_{T,t-1} + \epsilon_{T,t} \quad (13)$$

The equilibrium of this economy consists of 10 endogenous variables, $\pi_t, \pi_t^T, x_t, y_t, r_t^n, r_t, u_{p,t}, u_{s,t}, u_{g,t}$, and $u_{T,t}$ (note that three variables of our interest, π_t^T, x_t , and r_t^n are unobserved) whose dynamics satisfy the system characterized by (1), (3), (6)-(9), and (10)-(13). The model can then be solve by the standard methods developed by Blanchard and Khan (1980), Klein (2000), and Sims (2002).

The solution to this system takes the form of a state-space econometric model relating a vector of state variables, S_t , to a vector of flow variables, f_t :

$$S_{t+1} = \Phi_s S_t + \Phi_\epsilon \epsilon_{t+1} \quad (14)$$

and

$$f_t = \Phi_f S_t \quad (15)$$

with $\epsilon_{t+1} = \{\epsilon_{p,t+1}, \epsilon_{s,t+1}, \epsilon_{g,t+1}, \epsilon_{T,t+1}, \epsilon_{mp,t+1}\}$ as the vector of error terms or innovations to shocks.

Equation (14) is the transition equation, while (15) is the measurement equation. In this solution, the vector of state variables includes all the predetermined variables $\{\pi_t, \pi_t^T, x_t, r_t\}$ and the exogenous variables $\{u_{p,t}, u_{s,t}, u_{g,t}, u_{T,t}\}$; the vector of flow variables contains $\{y_t, r_t^n\}$. Finally the elements in matrices Φ_s, Φ_ϵ , and Φ_f are the nonlinear functions of the (deep)

structural parameters of the model and cannot be expressed in closed form.

III. Estimation

The data I used are quarterly real output (gross domestic product), consumer price index (CPI), and call rate. All data were obtained from the Bank of Korea, Economic Statistical System (ECOS), and the sample period was from 1991:I – 2008:III.⁸

I estimated the model using Bayesian methods. For the state-space representation of the model, (13) and (14), the log-likelihood function is constructed using the Kalman filter algorithm, as outlined in Hamilton (1994), and combined to some prior information to arrive at the posterior distribution of the parameters.

Table 1 lays out the assumptions for the prior distribution of the estimated parameters and structural shocks, and the parameter estimates for our baseline model. In the first four columns, the list of structural parameters with distribution type, their associated prior mean, and standard deviation are shown.⁹ Following standard conventions, I used Beta distributions for the parameters that fall between 0 and 1; Gamma distributions for parameters that need to be constrained to be positive; and Normal distributions for other cases. The priors for the variances of structural shock variance are all inverted Gamma distributions. The next three columns report the posterior mean along with the 5th and 95th percentiles of the distribution.¹⁰

Starting with the expectational IS curve, I set the prior on the risk aversion parameter at $\sigma = 1.5$, which is well within the range of the estimates in the literature. The posterior has increased from the prior, although not too significantly (posterior mean equals 2.5185). In addition, the habit parameter, h_1 , restricted to lie between zero and one, turns out to be fairly close to 0.7, which is similar to the estimate found in the literature (Fuhrer, 1995). Moreover, the demand/preference shocks display a high degree of persistence, with a coefficient of $\rho_p = 0.7871$ and large volatility of $\sigma_p = 0.0732$.¹¹

⁸ All the log changes in the data (compared with the same quarter of last year) are measured at an annual rate. I treated inflation, nominal interest rate, and output growth as nonstationary - prior to estimation, the first two variables were Hodrick-Prescott filtered with a smoothing parameter of 1600, and GDP growth rates were demeaned. I calibrated the equilibrium steady-state inflation rate π^* to the (detrended) sample mean.

⁹ The Bayesian estimation technique allows us to use prior information from previous micro- and macro- based studies in a formal way, and the procedure of Bayesian inference starts out from a prior distribution of the model's non-calibrated parameters. This prior distribution describes the available information prior to observing the data used in the estimation. The observed data are then used to update the prior via Bayes theorem to the posterior distribution of the model's parameters. This distribution may then be summarized in terms of the usual measures of location (e.g., mode and mean) and spread (e.g. standard deviation and probability intervals). For the technical details of the computation, refer to the Appendix and references therein.

¹⁰ The discount rate δ is set to 0.025, reflecting a quarterly discount factor of 0.9756, and the value is fixed throughout all the cases.

<Table 1> Parameter Estimates

	prior distribution			posterior distribution	
	type	mean	st. dev.	mean (90% confidence interval)	
h_1	Beta	0.7	0.2	0.6873	(0.2656, 0.8746)
σ	Gamma	1.5	0.8	2.5185	(2.0122, 3.8779)
g	Normal	0.0	0.001	0.0000	(-0.0018, 0.0016)
μ	Beta	0.5	0.2	0.7206	(0.7097, 0.7621)
κ	Beta	0.005	0.005	0.0022	(0.0000, 0.0055)
Ψ	Beta	0.5	0.2	0.4510	(0.3779, 0.6154)
θ_π	Beta	0.7	0.2	0.7057	(0.6962, 0.7095)
θ_x	Beta	0.7	0.2	0.7193	(0.7086, 0.7147)
ρ_p	Beta	0.5	0.2	0.7871	(0.6471, 0.8659)
ρ_g	Beta	0.8	0.15	0.8424	(0.7674, 0.9207)
ρ_s	Beta	0.5	0.2	0.4581	(0.4339, 0.6837)
ρ_T	Beta	0.5	0.2	0.4803	(0.1470, 0.7619)
σ_p	Inv. Gamma	0.02	infinity	0.0732	(0.0234, 0.0854)
σ_g	Inv. Gamma	0.02	infinity	0.0209	(0.0177, 0.0239)
σ_s	Inv. Gamma	0.01	infinity	0.0039	(0.0023, 0.0043)
σ_T	Inv. Gamma	0.01	infinity	0.0060	(0.0027, 0.0098)
σ_{mp}	Inv. Gamma	0.01	infinity	0.0046	(0.0028, 0.0069)
log density				570.435305	

<Table 2> Shock Variance Decomposition

variables & shocks	demand/ preference ($\epsilon_{p,t}$)	cost- push ($\epsilon_{s,t}$)	natural rate ($\epsilon_{g,t}$)	inflation target ($\epsilon_{mp,t}$)	monetary policy ($\epsilon_{mp,t}$)
output growth	1.74	1.20	96.06	0.58	0.41
output gap	24.00	49.59	0.79	20.80	4.83
inflation	0.01	99.99	0.00	0.00	0.00
inflation target	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00
interest rate	84.63	10.79	3.59	0.36	0.63
natural interest	88.22	7.82	3.48	0.30	0.19

¹¹ Given that the baseline model is a closed economy, it is not surprising that demand shock exhibits rather volatile behavior; confronted with actual data, part of this structural shock is supposed to reflect foreign (export/demand) shock as well.

**<Table 3> Parameter Estimates - Consumption habit posterior mean
(90% confidence interval)**

	no habit	additional lags
h_1		0.8865 (0.7420, 0.9889)
h_2		0.0316 (0.0000, 0.1294)
σ	1.9790 (1.9680, 2.0405)	1.9009 (1.6379, 2.0290)
g	-0.0002 (-0.0013, 0.0016)	-0.0003 (-0.0016, 0.0004)
μ	0.6732 (0.6686, 0.7033)	0.6162 (0.6152, 0.6177)
κ	0.0010 (0.0009, 0.0023)	0.0001 (0.0000, 0.0001)
Ψ	0.6012 (0.4756, 0.6385)	0.4414 (0.3874, 0.5947)
θ_π	0.7008 (0.6955, 0.7020)	0.6629 (0.6555, 0.6709)
θ_x	0.6751 (0.3937, 0.9989)	0.7496 (0.5841, 0.8539)
ρ_p	0.7826 (0.7383, 0.8765)	0.7363 (0.6193, 0.8136)
ρ_g	0.5736 (0.4059, 0.6550)	0.7580 (0.7027, 0.7630)
ρ_s	0.4520 (0.3275, 0.5014)	0.2759 (0.2210, 0.3081)
ρ_T	0.5374 (0.2298, 0.8631)	0.5486 (0.2242, 0.9046)
σ_p	0.1273 (0.1254, 0.1967)	0.0899 (0.0650, 0.1476)
σ_g	0.0217 (0.0193, 0.0265)	0.0214 (0.0197, 0.0256)
σ_s	0.0036 (0.0031, 0.0046)	0.0045 (0.0040, 0.0049)
σ_s	0.0096 (0.0027, 0.0158)	0.0057 (0.0028, 0.0083)
σ_{mp}	0.0094 (0.0030, 0.0105)	0.0047 (0.0033, 0.0069)
log density	515.243692	555.317094

Regarding the Phillips curve, I provided a prior for $\mu = 0.5$ that put equal weight on the forward-looking and backward-looking components with a large standard deviation providing a rather diffuse prior. The literature using foreign data suggested estimates in the whole zero-unity interval depending on the sample and specification, and there is no widely agreed value for domestic data along with relatively a small number of studies. I found that the Phillips curve is primarily forward looking: the estimate for μ is around 0.7. It has nevertheless a non-negligible weight on the backward-looking component, with $1 - \mu$ just below 0.3. The response of inflation to the output gap, measured by the parameter κ , seems to be rather small, and is quite similar to the structural estimates by Cho (2007).¹²

¹² Literature reports mixed results for this parameter. Although the estimates are significantly positive (Gali, Gertler, and Lopez, 2001; Kim and Subramanian, 2008) in some cases, it is not uncommon that the estimates are very small and/or insignificant (see Furher and Moore, 1995, and Ireland, 2001, for example). Ideally, one may use a better proxy such as labor's share of income for

The prior for the (demeaned) equilibrium natural output growth rate is set to 0, and the posterior mean is estimated at virtually zero. This may provide some insight for the recent debate about whether there has been a decline in the growth rate of potential output of Korea for the past a few decades. The estimation result indicates that the decline in natural output growth, if any, is not solely associated with the natural output dynamics, but also with that of the actual GDP, so the observed (possibly declining) trend in actual output growth may not be interpreted as a strong or direct evidence to the decrease in natural output growth.

Turning to the monetary policy reaction function, the data seem to support a dynamic Taylor-type policy rule specification reasonably well. The monetary policy shock has a standard deviation of 0.46 percent, which is rather small compared with the values reported in the literature (e.g., Cho, 2007), and there is a pronounced gradual adjustment of the interest rate with $\Psi = 0.451$. Moreover, the weight on the inflation and output gap does not deviate much from the priors, which is set to what Taylor (1993) suggested as the likely coefficients. Overall, the estimates for policy reaction function are in good accordance with those in Cho (2007), who employed essentially identical functional form except for the consideration of the natural values of variables.

Finally, the results seem to indicate mildly persistent movements in the medium-run inflation target, $\rho_T = 0.4803$, with small shocks to the process, $\sigma_T = 0.0060$. The latter suggests that movements in the medium-run inflation target are done rather gradually over time. As is well known, prior to the foreign exchange crisis, the monetary policy target of the Bank of Korea was monetary aggregate, and only since 1998 the Bank of Korea adapted inflation targeting with announcement of official target value and used the Call rate as its primary policy instrument. Given that, the estimates must be interpreted as implicit value for former periods.

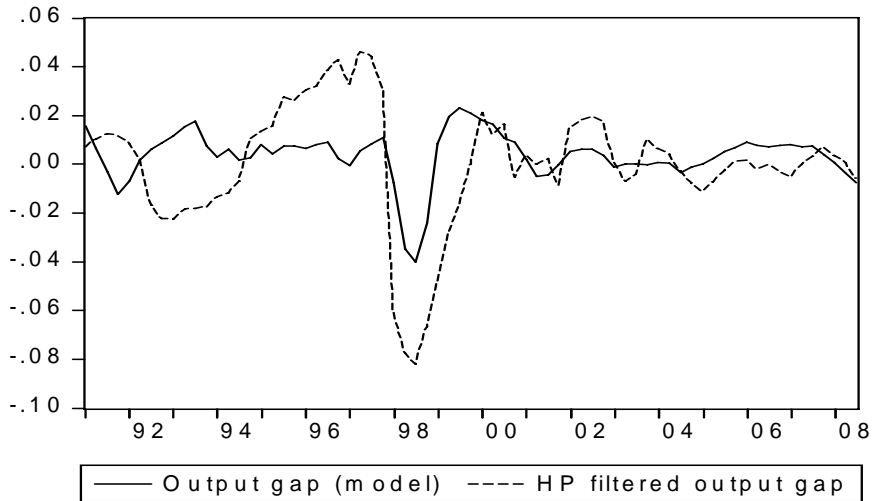
Turning to perhaps the most controversial and important variable for monetary policy, the output gap estimates are plotted in Figure 1 along with the Hodrick-Prescott filtered output series. There are quite smooth variations with one exception for the period of foreign exchange crisis around 1998, during which the output gap went down to around -0.04 percent. Before and after this period, the variations have been even considerably smaller, and the output gap has been mostly in the region between -0.01 percent and 0.01 percent. The resulting potential output growth is thus remarkably similar to the actual growth.¹³

The estimated smoothed natural nominal and real rates of interest are plotted in Figure 2. Roughly, the nominal interest rates show a slightly monotonically-declining pattern, while the estimated real interest rates exhibit a

marginal cost term in the Phillips curve. This series is not available at a quarterly frequency, and there are numerous complicated issues such as the treatment of income of the self-employed (See Yoo and Ahn, 2007; and Moon, Yun, and Lee, 2006, for example). Another related issue is the (poor/imprecise) measures of output gap, as there seems to be no consensus about the choice of filter (Hodrick-Prescott, linear, quadratic, and others), and all of them potentially contain some measurement errors.

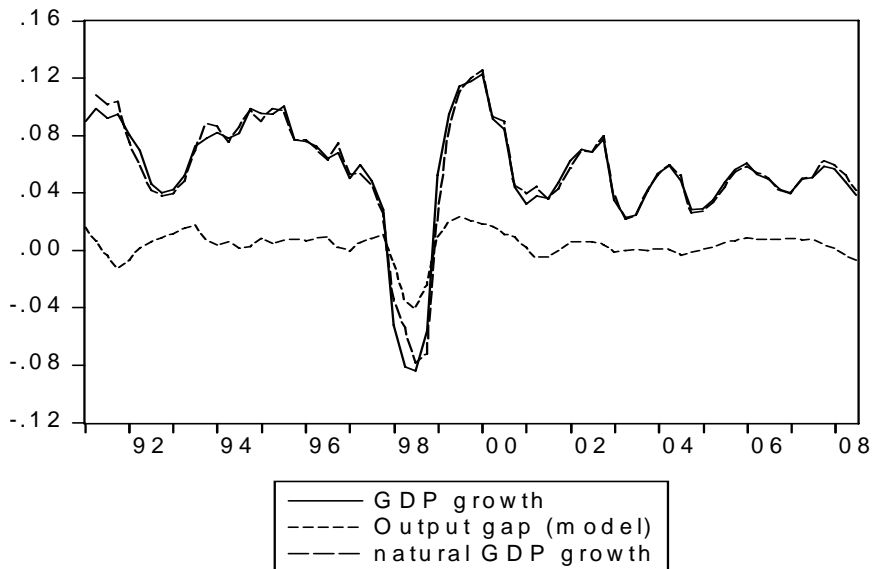
¹³ This result is not too surprising given that the output gap measures are constructed from explicit general equilibrium consideration with a rational expectation behavior. See also footnote 3.

[Figure 1a] Estimated Output Gaps

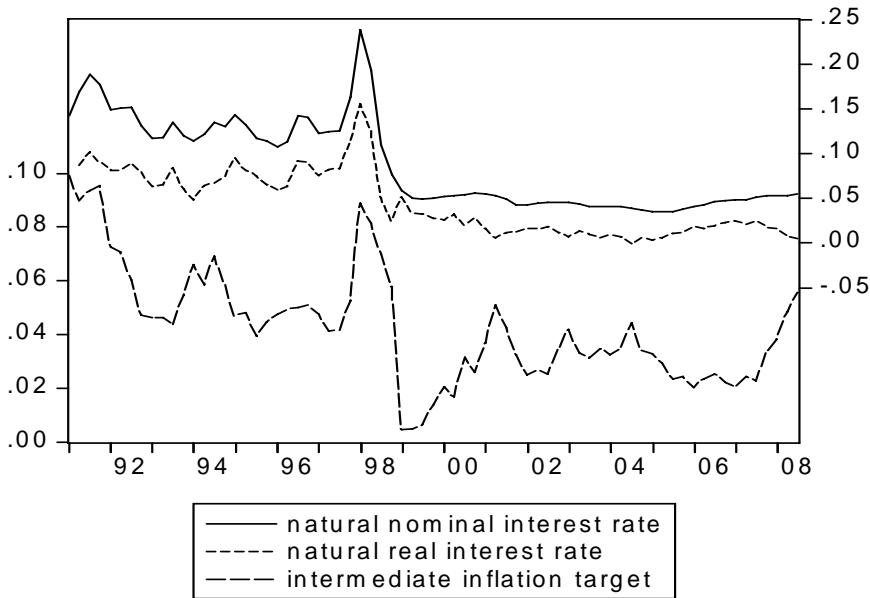


Notes: Hodrick-Prescott filtered output gaps are calculated with the smoothing parameter of 1600, and are multiplied by 0.01.

[Figure 1b] Estimated Output Gap and Natural Output Growth



[Figure 2] Estimated Natural Rates of Interest and Inflation Target



non-monotonic trending, with a rather steady value before 1998 and thereafter a fall in the trend to the present rate (with the exception of the crisis period for both variables). Note that the model-based measures of interest rate are remarkably stable in spite of the non-negligible fluctuations in real GDP growth over the post-crisis sample. Figure 2 also displays the smoothed estimate of the implicit inflation target. The implicit inflation target is rather volatile throughout the sample period and seems to be roughly consistent with the Bank of Korea's medium-run target ranges for the post crisis period.¹⁴

Finally, shock variance decomposition for endogenous variables is reported in Table 4. A few interesting observations are worth mentioning. First, note that cost-push shocks are not only the virtually exclusive source of inflation variation but also one of main drivers for the output gap (about 50 percent) with each of the demand and inflation target shocks responsible for the remaining half, whereas shocks to the natural rate of output explains surprisingly little for output gap. Second, the estimation ascribes about four-fifths of the variations in the interest rate to demand/preference shocks and the remainder to cost-push and natural

¹⁴ In the baseline estimation, I followed the recent literature and used the prior information reported in Table 1. To check if these priors are not responsible for the main estimation results, I re-estimated the model (i) with different priors and (ii) by a (classical) maximum likelihood method. Although the estimates for a few parameters, such as κ turn out with rather different values, the overall estimates for the parameters remain largely unchanged (the results are available on request); and the output gap estimates are remarkably similar to the baseline results; and the differences are almost not discernable.

**<Table 4> Parameter Estimates: Phillips Curve posterior mean
(90% confidence interval)**

	no lag		additional 4 lags	
h_1	0.4361	(0.3583, 0.6338)	0.6546	(0.3485, 0.9369)
σ	2.6233	(2.5906, 2.9607)	2.4965	(1.8821, 3.3991)
g	-0.0003	(-0.0014, 0.0011)	0.0000	(-0.0017, 0.0015)
μ	0.4039	(0.1421, 0.5825)	0.6668	(0.2531, 0.8885)
κ	0.0005	(0.0002, 0.0006)	0.0029	(0.0000, 0.0051)
ϕ_1			0.2395	(0.1065, 0.4139)
ϕ_2			0.2181	(0.0742, 0.3417)
ϕ_3			0.1696	(-0.0148, 0.2970)
ϕ_4			0.0523	(-0.1554, 0.1747)
Ψ	0.2353	(0.1351, 0.2964)	0.4153	(0.2754, 0.5443)
θ_π	0.9024	(0.7758, 0.9932)	0.5876	(0.2949, 0.9005)
θ_x	0.3824	(0.2793, 0.5980)	0.7544	(0.5982, 0.9951)
ρ_p	0.6602	(0.5927, 0.7444)	0.8018	(0.7266, 0.8845)
ρ_g	0.8030	(0.8005, 0.8201)	0.8400	(0.7486, 0.9138)
ρ_s	0.7467	(0.7339, 0.7563)	0.5614	(0.4321, 0.7042)
ρ_g	0.8130	(0.8005, 0.8201)	0.8400	(0.7486, 0.9138)
σ_p	0.0281	(0.0256, 0.0305)	0.0732	(0.0274, 0.1229)
σ_g	0.0071	(0.0049, 0.0085)	0.0209	(0.0182, 0.0247)
σ_s	0.0071	(0.0049, 0.0085)	0.0051	(0.0036, 0.0076)
σ_T	0.0057	(0.0031, 0.0103)	0.0068	(0.0029, 0.0142)
σ_{mp}	0.0056	(0.0043, 0.0069)	0.0047	(0.0027, 0.0072)
log density	540.154338		574.702562	

output shocks over the entire period. Finally, movements in the natural real interest rate are driven mostly by demand shocks and less so by shocks to cost push and the natural rate of output.

Based on these observations, one may evaluate the performance of monetary policy with a Taylor rule as largely successful over the sample period, along with some reservations however. With a typical loss function for monetary policy authority that tries to minimize inflation and output gap variability in mind, the Bank of Korea has presumably tried to neutralize the effect of various shocks on both inflation and output gap. However, it seems that this attempt is not very successful. Although the demand shock explains more than 80 percent of the interest rate variations (the reliance on the two other shocks can be thought of as

an attempt by the central bank to shield these shocks from having an impact on output gap and inflation), and inflation is shielded from this type of shock, demand shock is still responsible for the non-negligible portion of the output gap. The overall estimation results indicate that monetary policy has mainly focused on alleviating demand shock on output, putting relatively less weight on mitigating cost-push shock that is translated to variations in inflation.

IV. Extension

In this section, I will consider a few extensions of our baseline model and do a comparison to investigate the results from alternative model specifications. The purpose of this extension is twofold. First, it is an attempt to examine the robustness/sensitivity of the results (estimates of structural parameter as well as key variables of interest such as potential GDP and natural rate of interest) under several alternative specifications. Second, this exercise will help us figure out which ingredients are critical and play a key role in properly accounting for Korean economy when building dynamic macro models at the same time. Given the emerging state, it seems that which components and how they are specified and essential in DSGE model building are not widely agreed upon. The exercises in this section will then hopefully contribute to this line of emerging research, although this attempt is not meant to be complete or exhaustive.

Specifically, I will introduce a few variations in the specification of the Phillips curve and habit formation in the baseline model. In the first extension, I considered two alternative versions of the Phillips curve: a Phillips curve with no indexation to past inflation:

$$\pi_t = \mu E_t[\pi_{t+1}] + \kappa x_t + \epsilon_{s,t}$$

and a hybrid Phillips curve with more lags:

$$\pi_t = \mu E_t[\pi_{t+1}] + (1 - \mu)(\sum_{j=1}^4 \phi_j \pi_{t-j}) + \kappa x_t + \epsilon_{s,t}$$

As mentioned above, the motivation for the hybrid Phillips curve is largely empirical, and it allows for checking if the large degree of forward-looking behavior in the Phillips curve is (partly) due to neglected lagged dependence (Gali and Gertler, 1999).

In the second set of extension, I investigated the cases in which habit in consumption is augmented with additional lags or there is no habit formation. In each case, the demand block, or expectational IS equation becomes, respectively:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \frac{\sigma}{h_1(\sigma-1)} E_t[\Delta y_{t+1}] - \frac{h_2}{h_1} \Delta y_{t-1} \\ & - \frac{1}{h_1(\sigma-1)} (r_t - E_t[\pi_{t+1}] - \delta) + \frac{1}{h_1} (u_{p,t} - E_t[u_{p,t+1}]) \end{aligned}$$

with additional lag (up to two periods) in the consumption habit (where h_2 is a parameter associated with the additional habit term), and

$$E_t[\Delta y_{t+1}] = \frac{1}{1-\sigma} (r_t - E_t[\pi_{t+1}] - \delta) - (u_{p,t} - E_t[u_{p,t+1}])$$

with no habit formation.¹⁵

The motivation for this extension is both empirical and theoretical.¹⁶ In the empirical side, it is motivated by the stylized fact that reduced-form equations for aggregate demand typically depend on two lags of the output gap (King, Plosser, Stock, and Watson, 1991; Gali 1992). In the theoretical perspective, first note that the model's equilibrium constraint (output equals consumption) abstracts from investment, which is partly a simplifying device, but it is also on the basis that the long-run effects of capital formation can be put aside to analyze short-run macroeconomic fluctuations. However, several factors can account for the differences between the output-based and the consumption-based estimates. Perhaps the most obvious candidate is investment dynamics, which is potentially an important mechanism through which shocks are propagated is omitted. These omitted mechanisms may have important implications for understanding aggregate fluctuations and the design and implementation of an optimal monetary policy.¹⁷

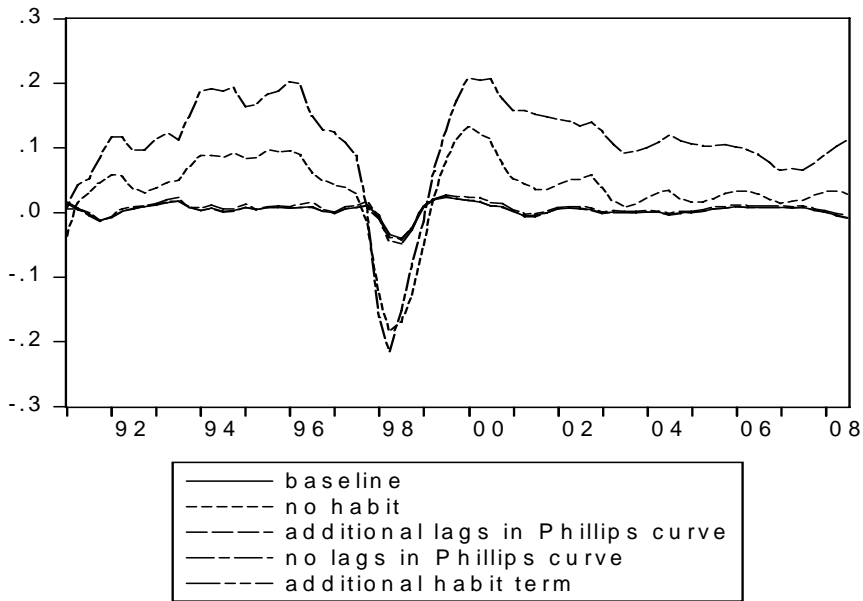
Parameter estimates for these specifications are presented in Tables 3 and 4. With two alternative specifications of habit in consumption, the estimates for most of the parameters are largely similar to the baseline estimates. There are a few noticeable changes, however. When consumption habit is removed from the model, there is a rather large decline in the estimate of risk aversion parameter. In addition, demand shock has become significantly volatile. One possible account is that this shock is forced to play quantitatively a bigger role in accounting for output variability in the absence of lagged consumption (i.e., smoothing effect or real inertia). The result is largely similar to the baseline case when an additional lag term in habits is added. The additional habit parameter is estimated close to 0

¹⁵ Of course, natural rate process (6) must be modified, whose derivation is straightforward. I also considered the cases with additional lags in the consumption habits; it turns out that the habit parameters for more than two lags are essentially 0, resulting in efficiency loss only.

¹⁶ Note that in comparing with the first extension in which we may examine the quantitative effect of nominal (price) rigidities in explaining aggregate dynamics and the resulting natural values of variables, this case allows us to explore the consequences of deviation from a standard model with real variables.

¹⁷ In addition, at a slightly more technical level, adding additional lag allows for habit formation with respect to the changes as well as the level of consumption.

[Figure 3] Alternative Output Gap Measures



with rather a smaller estimate for risk version parameter.

For the Phillips curve, some interesting results emerged as well. First, in the standard Phillips curve, that is, with a purely forward-looking term only, the estimates of habit parameter and forward-looking parameter in the Phillips curve were reduced to about two-thirds of that of the baseline model, both values of which are not common in the literature. Next, in the monetary policy reaction function, the decrease of similar magnitude in interest smoothing is observed, along with more weight on the inflation gap and less weight on the output gap. In addition, the volatilities and persistence of shocks have changed somewhat. For example, demand/preference shocks have become less volatile and persistent.

When the extended hybrid Phillips curve specification is considered, additional lagged terms in inflation dynamics are largely significant, implying that a potential trend component (as in Christiano, Eichenbaum, and Evans, 2005) may be also impotent. Likewise, note that the estimates for most of the other parameters are remarkably similar to the baseline case. Overall findings from the alternative Phillips curves illustrate that hybrid Phillips curves (with one or further lags) may have better fit in characterizing the inflation dynamics of Korea (as noted with the slightly increased log-likelihood values for these specifications).

Figure 3 plots the estimated output gap measures under these alternative specifications along with estimates from the baseline model specification. Observe that the output gap measures turn out to be noticeably more volatile when there is no lagged term in the Phillips curve or consumption habit, hence, the resulting

potential output growth is less volatile than the actual GDP growth, while output gap estimates are quite similar in the other three cases.

One possible explanation for this is that these alternative models, in the absence of lagged terms that presumably generate persistence and inertia in output dynamics, allow for loosely linked dynamics between potential and actual output with more degrees of freedom. Likewise, this may further suggest that the omitted lagged terms in inflation dynamics and output growth may play a key role in producing smooth estimates of potential growth. This argument is further supported by log-likelihood values which have significantly decreased for the specifications of standard Phillips curve and/or with no habit.

V. Concluding Remarks

This paper attempts to estimate the natural rate of interest and output gap using a DSGE framework with a few stylized New Keynesian features. The major results are summarized as follows. First, output gap estimates are far less volatile than the conventional measures, which is in a way, a natural outcome as the former is generated from an explicit general equilibrium model specification. Second, the hybrid type Phillips curve with backward-looking components and/or habit formation (in consumption) may play a potentially important role in explaining the aggregate dynamics of Korea. Although a variety of research on several directions of the DSGE models are ongoing and promising, measures of potential/natural output and other associated estimates from these models in Korea potentially remain controversial given its infancy. Thus, the results from this paper should be taken with some caution.

Some directions for future research are worth exploring. First, the model presented in this paper is a simple closed economy. As the Korean economy has been subject to a variety of foreign economic shocks as equally as, if not more than, domestic factors, it is fair to say that this paper may have not properly addressed these potentially important factors, at least quantitatively. Thus, it will then be an important and interesting direction to take to extend the model to estimate the natural rate of variables and evaluate the quantitative importance of foreign shocks.

Second, it is generally believed that the Korean economy has undergone non-trivial structural change in the past few decades (especially, during the financial crisis), and the nature of this change and its implications have been one of the active research areas recently. In this context, investigating the role of monetary policy in controlling output and inflation gaps in the face of these challenges and its effectiveness appears to be another critical task. As the conduct of monetary policy is admittedly too simply addressed, not considering this aspect, interpreting the overall results accordingly deserves some caution and future research on this issue will again be a particularly fruitful area.

References

- Amato, Jeffrey, "The Role of the Natural Rate of Interest Rate in Monetary Policy," BIS Working Papers No.171, 2005.
- An, Sungbae and Frank Schorfheide, "Bayesian Analysis of DSGE Models," *Econometric Reviews*, 2007, pp.113~172.
- Andrés, Javier, David Lopez-Salido, and Edward Nelson, "Sticky-Price Models and the Natural Rate Hypothesis," *Journal of Monetary Economics*, 2005, pp.1025~1053.
- Bjornland, Hilde, Kai Leitemo, and Junior Maih, "Estimating the Natural Rates in a Simple New Keynesian Framework," Norges Bank Working Paper 2007/10, 2007.
- Blanchard, Olivier and Charles Kahn, "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations," *Econometrica*, 1980, pp.1305~1311.
- Brooks, Stephen and Andrew Gelman, "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 1998 pp.434~455.
- Calvo, Guillermo, "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 1983, pp.383~398.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, 1999, pp.1661~1707.
- Cho, Seonghoon, "An Empirical Assessment of the Korean Monetary Policy Since the Foreign Exchange Crisis," *The Korean Economic Review*, 2007, pp.329~352.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum, and Charles Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 2005, pp.1~45.
- Edge, Rochelle, Michael Kiley, and Jean-Philippe Laforte, "Natural Rate Measures in an Estimated DSGE Model of the U.S. Economy," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2008, pp.2512~2535.
- Erceg, Christopher, Dale Henderson, Andrew Levin, "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 2000, pp.281~313.
- Friedman, Milton, "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, 1968, pp.1~17.
- Fuhrer, Jeffrey, "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models," *American Economic Review*, 2000, pp.367~390.
- Fuhrer, Jeffrey, and George Moore, "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics*, 1995 pp.127~159.
- Gali, Jordi, "How Well Does the IS/LM Model fir Post-War U.S. Data," *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp.709~728.
- Gali, Jordi and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 1999, pp.195~222.
- Gali, Jordi, Mark Gertler, and David Lopez-Salido, "European inflation dynamics," *European Economic Review*, 2001, pp.1237~1270.
- Ireland, Peter, "Sticky Price Models of the Business Cycle: Specification and Stability," *Journal*

- of *Monetary Economics*, 2001, pp.3~18.
- Justiniano, Alejandro and Giorgio Primiceri, "Potential and Natural Output," manuscript, 2008.
- Kim, Hwagyun and Chetan Subramanian, "Velocity of Money and Inflation Dynamics", *Applied Economics Letters*, 2008.
- Kim, Ki-Ho and Young-Hwan Noh, "Estimation of Potential GDP in Korea with Nonstationary Time-Series Data," *Journal of Economic Studies*, 2007. [in Korean]
- King, Robert, Charles Plosser, James Stock, and Mark Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 1991, pp.189~840.
- Klein, Paul, "Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2000, pp.1405~1423.
- Mishkin, Frederick, "Estimating Potential Output," Speech at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy at Federal Reserve Bank of Dallas, May 24th, 2007.
- Neiss, Katherine and Edward Nelson, "Inflation Dynamics, Marginal Cost, and the Output Gap: Evidence from Three Countries," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2005, pp.1019~1045.
- McCallum, Bennett, "Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?," *American Economic Review Papers and Proceedings* 91, 2001, pp.258~262..
- Moon, Sung-woo, Tack Yun, and Mi-Hye Lee, "An Empirical Analysis on Korean Inflation Dynamics Based on the New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Economic Theory and Econometrics*, 2004, pp.59~87 [in Korean]
- Park, Wonam and Hur Chankook, "Potential Growth Rate of Korea: Estimates and Prospect," Korea Economic Research Institute monograph, 2004. [in Korean]
- Rotemberg, Julio and Michael Woodford, "An Optimization-Based Econometric Model for the Evaluation of Monetary Policy", *NBER Macroeconomic Annual*, 1997, pp.297~346.
- Sims, Chris, "Solving Linear Rational Expectations Models," *Computational Economics*, 2002 pp.1~20.
- Smets, Frank and Rafael Wouters, "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, 2003 pp.1123~1175.
- Taylor, John, "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993 pp.195~214.
- Walsh, Carl, *Monetary Theory and Policy*, 2nd edition, MIT Press, 2003.
- Woodford, Michael, "Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?," NBER Working Paper No.W5684, 1996.
- Woodford, Michael, *Interest and Prices: Foundations of A Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, 2003.
- Yoo, Jinhyuk and Heejoo Ahn, "Inflation Dynamics of Korea," manuscript, 2007. [in Korean]

Appendix

Original Non-linear Model¹⁸

On the demand side, it is assumed that the economy is populated by households whose objective is to maximize the expected utility, which is derived from consumption, C_t , and from providing labor, N_t :

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U(C_t, C_{t-1}; V_t) - U(N_t)]$$

with

$$U(C_t, C_{t-1}; V_t) = \frac{1}{1-\sigma} \left(\frac{C_t V_t}{C_{t-1}^{h_1}} \right)^{1-\sigma}$$

subject to where β is the discount rate ($\beta = 1/(1+\delta)$, δ being discount rate), σ is the constant relative risk aversion coefficient (note that $1/\sigma$ is not the elasticity of intertemporal substitution of consumption as the preference is not time-separable here), and V_t is preference or demand shock.

Households enter period t with money holdings, M_{t-1} , and maturing one-period risk-free bond holdings, B_{t-1} . At the beginning of each period, they also receive labor income, $W_t N_t$, (the product of nominal wage and labor supply) and real dividends, D_t . They use these resources either for consumption C_t , or for purchasing new one-period bond B_t , or nominal money, M_t , which are carried into $t+1$ periods.¹⁹ Thus, the intertemporal budget constraint is given by:

$$C_t + \frac{B_t + M_t}{P_t} = \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{(1 + R_{t-1})B_{t-1} + M_{t-1}}{P_t} + D_t$$

The first-order conditions for households are:

¹⁸ A more detailed textbook-version treatment of the class of similar models and related mathematical derivations can be found in Walsh (2003). Much of the notations in this section anticipate a symmetric equilibrium in which all individuals behave similarly. Distinguishing household-level and firm-level variables from the aggregate variables would add little to the exposition, but significantly complicate the notation.

¹⁹ Note that money does not directly enter in the utility function. The model may be seen as a limiting case where real money balance provides utility, but in the limit these liquidity services are arbitrarily small. Or, the model can be understood as one where utility is additively separable in real money balances. Then, the additional first-order condition associated with real money balances simply determines the nominal level of money balance and plays no role in determining the inflation, output, or interest rate, thus that we can ignore it for our purpose. See Rotemberg and Woodford (1997), and Woodford (1996).

$$\frac{\Lambda_t}{P_t} = \beta(1 + R_t) \frac{\Lambda_{t+1}}{P_{t+1}} \quad \text{and} \quad \Omega_t = \frac{W_t}{P_t} \Lambda_t$$

where Λ_t and Ω_t are the marginal utility gain/loss from consumption and labor supply, that is,

$$\Lambda_t = \frac{\partial U_t}{\partial C_t} + E_t \left[\beta \left(\frac{\partial U_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) \left(\frac{\partial Z_{t+1}}{\partial C_t} \right) \right] \quad \text{and} \quad \Omega_t = \frac{\partial U_t}{\partial N_t}$$

Intuitions are standard: the optimal path of consumption should be such that a marginal change in consumption from one period to the next produces no change in utility. In other words, the decline in utility in period t , $-\partial U(C_t, Z_t)/\partial C_t$ must be equal to the discounted increase in utility in period $t+1$, $\beta(\partial U(C_{t+1}, Z_{t+1})/\partial C_{t+1})$, and the real interest that would accrue on the income saved until period $t+1$ at rate R_t . For simplicity, labor supply is assumed to be constant.

Using the functional form, we can express the Euler equation as follows:

$$\frac{(C_t C_{t-1}^{-h_1} V_t)^{1-\sigma}}{C_t} = \beta(1 + R_t) E_t \left[\frac{(C_{t+1} C_t^{-h_1} V_{t+1})^{1-\sigma}}{C_{t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right].$$

Log-linear approximation yields

$$\begin{aligned} -\sigma c_t + (1-\sigma)v_t - h_1(1-\sigma)c_{t-1} = \\ -\delta + r_t + E_t[-\sigma c_{t+1} + (1-\sigma)v_{t+1} - \pi_{t+1}] - h_1(1-\sigma)c_t \end{aligned}$$

Next, for the supply side, I assumed that there are infinitesimally many monopolistically competitive firms. Firms maximize the discounted value of expected future profits, pricing along their demand curve to set prices as a fixed mark-up over marginal costs. Following Calvo (1983), each period a fixed proportion of firms, $1 - \theta_P$ receive a signal to re-optimize their price and set P_t^* ; firms that do not re-optimize index their price change to last period's inflation rate (Christiano, Eichenbaum, and Evans, 2005). Thus, the average price in period t satisfies

$$P_t^{1-\epsilon} = (1 - \theta_P) P_t^*{}^{1-\epsilon} + \theta_P P_{t-1}^{1-\epsilon}$$

where ϵ is the price elasticity of the individual intermediate goods. This is the weighted average of the optimal price-setting combined and price indexation by non-optimizing firms. When log-linearized about the economy's nonstochastic steady state,²⁰ one can obtain dynamics for aggregate inflation given by:

²⁰ Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) showed that this approximation is valid for a

$$\pi_t = \mu E_t[\pi_{t+1}] + (1 - \mu)\pi_{t-1} + \kappa m_{c_t}$$

where $\mu = \beta/(1 + \beta)$ and $\eta = (1 - \theta_p)(1 - \beta\theta_p)/((1 + \beta)\theta_p)$, and m_{c_t} represents (log) real marginal costs, which, because there is no capital in production, simply equals the real wage divided by the marginal product of labor. Any profits that firms earn are remitted to the households (the shareholders) in the form of a lump sum dividend payment.

The monetary authority sets a monetary policy interest rate feedback rule a la Taylor (1993). Policymakers smoothly adjust the actual interest rate to its (moving) target level, \bar{R}_t :

$$R_t = R_{t-1}^\psi \bar{R}_t^{1-\psi} e^{u_{mp,t}}$$

where the parameter Ψ represents the degree of interest rate smoothing, while $u_{mp,t}$ is the monetary policy shock. \bar{R}_t depends on the inflation rate relative to its target, Π_t/Π_t^T , and the output level relative to its natural level, Y_t/Y_t^n :

$$\bar{R}_t = R_t^n (\Pi_t/\Pi_t^T)^{\theta_\pi} (Y_t/Y_t^n)^{\theta_x}$$

where θ_π and θ_x denote the weights in the interest rate rule, and R_t^n denotes natural nominal interest rate. Log-linearizing the policy rule above yields the expression in the main text.

Finally, letting $Y_t = [\int_0^1 Y_t(j)^{(\epsilon-1)/\epsilon} dj]^{\epsilon/(\epsilon-1)}$ denote the aggregate output and imposing the market clearing condition, $Y_t = C_t$, one obtains:

$$y_t = \frac{\sigma}{h_1(\sigma-1) + \sigma} E_t[y_{t+1}] + \frac{h_1(\sigma-1)}{h_1(\sigma-1) + \sigma} y_{t-1} \\ + \frac{1}{h_1(\sigma-1) + \sigma} (r_t - E_t[\pi_{t+1}] - \delta) + \frac{\sigma-1}{h_1(\sigma-1) + \sigma} (v_t - E_t[v_{t+1}])$$

From here, it is a straightforward exercise to obtain the expression in log differences and in the case with additional lags, respectively.

Technical Details of the Bayesian Estimation

The joint posterior distribution of all estimated parameters is obtained in two steps. First, the posterior mode and Hessian matrix evaluated at the mode is computed by standard numerical optimization routines. The likelihood is computed by first solving the model and then using the Kalman filter. Second, draws from

nonstochastic steady state in which inflation is not necessarily equal to zero.

the joint posterior are generated using the Metropolis-Hastings algorithm. The proposal distribution is taken to be the multivariate normal density centered at the previous draw with a covariance matrix proportional to the inverse Hessian at the posterior mode. This paper uses 50,000 runs of five parallel chains (a total of 250,000), with the first half of the initial draws discarded as burn-in to ensure the effect of the starting value vanishes. Convergence of the Markov Chain is assessed based on the multivariate potential scale reduction factor (Brooks and Gelman, 1998). See An and Schorfheide (2007) and Smets and Wouters (2003) for surveys on further technical details.

지방분권제도에 대한 정치경제학적 분석: 재정자치 및 국회의원경선제도

김 재 훈

(한국개발연구원 부연구위원)

A Political Economic Analysis of Decentralization:
Fiscal Autonomy and Primary System

Jaehoon Kim

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

- Key Word: 지방분권(Fiscal Decentralization), 재정자치(Fiscal Autonomy), 공천제도(Candidate Selection Processes), 경선제도(Primary System)
- JEL code: D02, D72, D82, P16, H11, H77
- Received: 2008. 10. 2 • Referee Process Started: 2008. 10. 17
- Referee Reports Completed: 2009. 1. 29

ABSTRACT

This paper studies the logic of fiscal constraints and fiscal autonomy in a political agency model with both moral hazard and adverse selection. The electoral process not only disciplines incumbents who may act against the public interest but also opts in politicians who are most likely to act along voters' interests. We characterize perfect Bayesian equilibria under shared tax system and fiscal autonomy with fiscal constraints for local public good provision. It is shown that the local voters' expected welfare under fiscal autonomy is higher than under shared tax system if the same fiscal constraints are applied. In order to examine the effects of party's candidate selection processes on the behavior of local politician and national politician, we extend the model to an environment where local politician can compete for the candidacy of national assembly with incumbent national politician. If local politician wins majority of votes against incumbent national politician, then he can move on to serve as a national politician. Otherwise, his political career will end as a local politician. It is the gist of this primary system portrayed by this setup that local politician and national politician compete to garner more votes. Therefore, primary system as a candidate selection mechanism enhances local residents' welfare compared to top-down candidate selection processes.

본 연구는 지방교부세제도에서는 어떤 자치단체장이라도 지방교부금의 상한까지 사용하려 하고 재원이 다른 용도로 사용될 가능성이 상대적으로 높다는 측면에서 지방세를 통한 지방재원 조달의 경우보다 비효율적이라는 것을 이론적으로 보이고 있다. 특히, 지방교부세제도의 경우에는 지방정부의 재정한계를 감소시키더라도 이러한 재정낭비의 가능성은 감소하지 않는다는 문제가 있다.

보다 효율적인 지방자치를 위해서는 국세의 지방세로의 전환을 통하여 지방재원이 지역주민으로부터 나오는 지방세를 강화할 필요성이 있다. 더 나아가 현행

지방교부세제도와 지방세 및 국세 체계를 개편하여 지방에서 사용하는 재원은 기본적으로 지방이 부담한다는 원칙을 확립할 필요성이 있다. 다시 말하면, 자치단체의 권한과 책무를 엄격하게 규정하고 그에 대응하는 재정권한 또한 부여되었을 때에만 재정의 낭비적 요소를 막을 수 있을 것이다.

이와 함께 상향식 공천제도인 경선제도를 통하여 지역정치인으로서 능력이 검증된 인물들이 중앙정치로 나갈 수 있는 경로를 열어주고, 이를 통하여 현직 지역구의원과의 경쟁을 통하여 현직 지역구의원들의 지역발전을 위한 더 많은

ABSTRACT

노력을 유도할 수 있다는 점에서 중앙정치
의 발전뿐만 아니라 지역발전에 보다 효율
적인 제도라는 것을 보이고 있다. 다른 한
편, 이러한 경선제도는 중앙정치로의 유인
제공을 통하여 지방정치인의 지대추구행
위를 감소시키는 효과도 있다. 더욱이 경
선제도는 중앙정치에 참여하고자 하는 많

은 능력 있는 인물들을 지방정치로 유도함
으로써 지방발전을 도모할 수 있는 부수적
인 효과도 얻을 수 있다. 이러한 중앙정치
와 지방정치의 선순환적인 구조를 통하여
중앙정치와 지방분권 및 지역발전을 도모
할 수 있다는 측면에서 경선제도의 도입이
긴요하다고 판단된다.

1. 서론

지방자치제도의 의의는 ① 주민들의 의사에 따라 지방자치단체장과 지방의회의 구성원들을 선출하고, ② 주민들의 의사로 선출된 자치단체장이 주민들로부터 위임받은 권한을 기반으로 지역발전을 위한 정책사업들을 추진하며, ③ 정책에 필요한 예산과 법규(조례)는 지방의회의 동의를 얻어 집행하도록 하는 것이다. 이러한 정치과정의 한 번에 끝나면 도덕적 해이(moral hazard) 문제와 시기 일관성(time consistency) 문제가 발생할 수 있다. 따라서 이에 대한 방지책이 필요한데 차기 선거를 통하여 정책결정과 집행 결과에 대한 정치적 책임(political accountability)을 담보하도록 하는 것이다. 이는 일반적인 대의민주제(representative democracy)의 의의와 정확히 부합한다.

이러한 지방자치제도의 의의에는 크게 두 가지 중요한 요소가 있다. 주민들의 요구에 대한 지역정치인의 반응성(responsiveness)과 책임성(accountability)

이 그것이다. 지역마다 인구분포, 산업분포, 자연환경, 기반시설 등의 측면이 다르고 그에 따라 지역주민들의 지방정부에 대한 요구도 달라지기 때문에 이러한 요구를 충족시키는 정책을 선택하는 것을 반응성 혹은 선호매칭(preference matching)이라고 한다. 다른 한편, 정책결정과 결정된 정책이 집행된 결과에 대해 지역주민들에게 책임지는 것을 책임성(accountability)이라고 한다.¹⁾

한국의 지방자치제도는 1949년 7월 4일 제정 공포되고 8월 15일 시행된 「지방자치법」으로 처음 도입되었다. 하지만 6·25 사변과 5·16과 같은 여러 가지 정치적·사회적 문제로 인하여 제대로 실행되지 못하였다. 여러 우여곡절 끝에 1991년 다시 지방의회가 구성되었고, 1995년에는 자치단체장에 대한 선거가 실시되어 자치제도가 처음으로 제대로 실시되었다. 하지만 지난 10여 년간 한국의 지방자치제도는 여러 가지 문제점을 노출하고 있다. 그 대표적인 것으로는 낮은 지방재정자립도, 비탄력적인 지방세수체계, 지방재원의 지나친 중앙의존도와 같은 재정자치와 관련된 문제점들이 지적되고 있다.²⁾³⁾ 또한 중앙정치와

1) 이러한 책임성(accountability)은 여론 압력에 의한 사임이나 선거를 통한 재신임 불허 등을 통해 정치인들이 정책결정이나 그 집행 결과에 대해 책임을 지는 정치적 책임성을 의미한다는 점에서, 어떤 정책결정과 그 집행에 따라 발생한 손해나 손실에 대해 배상이나 보상을 통해 책임을 지는 법적 책임성(responsibility)과는 다른 개념이다.

2) 유태현·김현숙(2006) 참조.

3) 교부세의 재정형평화 기능과 관련하여 많은 실증연구가 이루어졌다. 김용성(2004)은 이러한 실증문헌을

지방정치가 서로 분절되어 상호 간의 연결이 제대로 이루어지지 않음으로 인한 중앙정치와 지방정치의 이원화, 지방정부의 정치 및 재정 책임성 부재 등 지방자치의 정치적 측면과 관련된 문제점들을 들 수 있다. 이러한 문제들로 인해 지방자치제도의 도입에서 주로 논의되는 지방자치단체 간의 경쟁, 실험과 모방과 같은 순환적인 효과 그리고 이를 통한 실질적인 지방개발, 즉 개별 지역에 적합한 개발정책이 제대로 실현되지 못하고 있다.⁴⁾

다시 말하면, 한국의 지방자치제도는 정책의 지역주민에 대한 반응성(responsiveness)과 정책결과에 대한 책임성(accountability)의 제고라는 지방자치제도의 근본취지를 제대로 살리지 못하고 있다는 것이다. 예컨대, 중앙정치에서는 대중 영합적으로 중앙재원을 투입하는 것을 전제로 한 지역개발정책들을 약속하고, 지방에서는 이들 재원을 지역주민의 선호와는 상관없는 선심성 혹은 일회성 정책들에 사용하는 등의 문제를 낳고 있다. 따라서 한국의 지방자치제도가 가지고 있는 이러한 문제의 원인이 무엇인

지 파악하고 그러한 원인을 제거하기 위한 제도적 장치를 고안할 필요성이 있다.

본 연구에서는 지방자치에 관한 기존의 정치경제학적 문헌들을 정리하고 이러한 논의에서 한국의 지방자치가 안고 있는 문제점들을 치유할 수 있는 제도적 장치에 대한 함의를 도출하고자 한다. 나아가서 본 연구에서는 한국의 지방자치의 문제점들(예컨대, 지방자치단체장의 중앙정부 재원 의존, 특히 지방자치단체장의 교부금 및 보조금 경쟁, 지역주민들의 지방정치에 대한 무관심 등)을 균형현상(equilibrium phenomena)으로 노정하는 기본모형을 설정하고 기본모형에 이러한 문제점들을 치유할 수 있는 제도적 장치들을 첨가하면서 모형의 균형이 어떻게 바뀌고 사회적 후생이 어떻게 변화하는지를 분석하고자 한다.

직관적으로는, 첫째 지방정부의 예산이 중앙재원 의존적인지 혹은 자주재원 위주인지와 관련된 지방재정의 독립성, 둘째 정치제도가 지역정치인의 중앙정치 진출을 제도적으로 허용하고 있는지 혹은 아닌지와 관련된 지역정치인들의 경

잘 정리하고 있다. 김용성(2004)은 기존의 실증분석이 중앙정부로부터의 재정투입에만 초점을 맞추고 있는 점에 착안하여 재정형평화 기능을 정확히 측정하기 위해서는 재정투입뿐만 아니라 재정수요를 고려한 순재정편익의 분포를 살펴야 한다고 주장하고 이에 대한 실증분석 결과 교부세가 재정격차의 해소에 순기능을 하고 있음을 보였다. 다만, 어떤 정치적 과정을 통하여 순재정편익이 지역적으로 편중되어 있음을 보이고 있다.

4) 이계식(1991)은 건전한 지방자치의 발전을 위하여 지방재정민주주의의 확립이 중요하다고 주장한다. 지방재정민주주의의 내용으로, 첫째 중앙정부에 대한 지방정부의 자주적인 재정권 확립, 둘째 지방재정운용에의 지역주민 참여, 셋째 지방재정의 방만한 운용을 방지하기 위한 제도적 장치로서 지방의회 등에 의한 재정통제제도의 확립을 들고 있다.

력관리(career concern)가 주요한 제도적 요소로 고려될 수 있다. 특히, 지역정치인의 경력관리와 관련해서는 한국정당정치에서 공천문제의 개선이 논의될 수 있다. 공천방식은 크게 국회의원 후보를 정당 내부의 소규모 회의(caucus)에서 결정하거나 공천권이 1인에게 집중되어 있는 하향식 공천제도와, 전체 지역구민이나 지역당원들의 투표에 의해 결정되는 상향식 공천제도인 지역구에서의 경선제도로 구분될 수 있다. 본고에서는 하향식과 상향식 공천제도의 차이를 살펴보고 어떤 제도가 지역주민의 의사에 부합하는 후생증진적(welfare-improving) 제도인지 살펴보고자 한다.

본 연구에서는, 지방교부세제도는 어떤 자치단체장이라도 지방교부금의 상한까지 사용하려 하고 재원이 다른 용도로 사용될 가능성이 상대적으로 높다는 측면에서 지방세를 통한 지방재원 조달의 경우보다 비효율적이라는 것을 이론적으로 보이고 있다. 특히, 지방교부세제도의 경우에는 지방정부의 재정적 제약을 감소시키더라도 이러한 재정낭비의 가능성은 감소하지 않는다는 문제가 있다. 이는

지방교부세가 국세의 일부분을 지역으로 교부하는 것이고 지역주민으로부터 직접적으로 재원을 확보하는 것이 아니므로 지역정치인은 지역주민의 부담을 감안할 필요가 없을 뿐만 아니라 지역주민의 입장에서 지방세로 재원조달된 것이 아니므로 감시할 유인이 부족하기 때문이다. 따라서 지방분권의 활성화와 더불어 효율적인 지역발전을 도모하기 위해서는 현재 한국의 지방재정조정제도로 사용되고 있는 지방교부세제도의 규모를 축소하고 국세를 지방세로 전환함으로써 재산세 위주로 구성되어 경직성이 높은 지방세제도를 개편할 필요가 있다고 판단된다.

이와 더불어 상향식 공천제도인 경선제도를 도입함으로써 지역정치인으로서 능력이 검증된 인물들이 중앙정치로 나아갈 수 있는 경로를 열어주고, 이를 통하여 현직 지역구의원과의 경쟁을 촉진함으로써 현직 지역구의원들이 지역발전을 위해 더 많이 노력하도록 유도할 수 있다는 점에서 중앙정치의 발전뿐만 아니라 지역발전에 보다 효율적인 제도라는 것을 보이고 있다.⁵⁾ 다른 한편, 이러

5) 이와 관련하여 모종린·전용주(2004)는 지방선거에서 경선이 도입되었던 2002년 6·13 기초자치단체장 선거에 대한 실증적 분석을 시도하고 있는데, 경선이 도입되었던 선거구와 도입되지 않았던 선거구의 특성과 선거 결과를 분석하고 있다. 분석의 주된 내용은 경선으로 선정된 후보자의 본선경쟁력이 비경선후보자들보다 높게 나타났고, 이에 따라 경선제의 전면 실시와 제도화가 필요함을 강조하고 있다. 다만, 이들의 분석에 사용된 자료는 지방자치단체장에 대한 경선을 대상으로 하고 있다는 점에서 본 논문에서 다루고 있는 국회의원에 대한 경선과는 다소 차이가 있으나 경선제도가 갖는 주민의사의 표출(interest articulation)과 이익집합(interest aggregation)을 통한 정치인들의 반응성 증진과 정당 민주화라는 측면에서는 맥을 같이한다고 볼 수 있다.

한 경선제도는 중앙정치로 나아갈 유인을 제공함으로써 지역정치인의 지대추구 행위를 감소시키는 효과도 있다. 더욱이 경선제도는 중앙정치에 참여하고자 하는 많은 능력 있는 인물들을 지방정치로 유도함으로써 지방발전을 도모할 수 있는 부수적인 효과도 얻을 수 있다. 이러한 중앙정치와 지방정치의 선순환적인 구조를 통하여 중앙정치와 지방분권 및 지역발전을 도모할 수 있다는 측면에서 경선제도의 도입이 긴요하다고 판단된다.

더 나아가 이들 제도의 효과를 담보하기 위해 필요한 제도적 설계에 대해 논의하고자 한다. 다시 말하면, 한국의 지방자치제도를 개선하기 위해서는 위에서 언급한 지방정부 예산의 제약성과 상향식 공천제도가 지방정부의 책임성 확보와 지역주민의 선호 반영에 상호보완적이며 또한 이러한 제도적 장치가 필수적임을 모형을 통하여 논의하고 그 효과에 대해서 논의하고자 한다.

II. 기존 연구

본 장에서는 지방자치에 관한 기존 연구들을 개관하고 한국의 지방자치제도와 지역개발에 대한 정책적 함의를 도출하고자 한다. 어느 수준의 정부가 세금을 통한 재원조달과 그 지출에 대한 책임을

져야 하는가의 문제가 중앙집권과 지방분권이라는 헌법적 설계문제의 핵심이다. 하지만 이 문제에 대한 개별 국가 차원의 잠정적인 합의는 있지만 근본적인 해답은 아직 제시되지 못하고 있는 실정이다. 다만, 주어진 제도하에서 어떤 식의 제도설계가 더 효율적인지에 대한 논의는 여전히 타당하다고 할 수 있다. 본 연구는, 특정 기능에 있어서는 중앙집권이 더 효율적일 수 있지만 일반적으로는 지방분권이 중앙집권보다 더 효율적이라는 가정하에서 이러한 지방분권이 제대로 작동하도록 하는 제도적 장치가 무엇인지를 논의하는 데 목적을 두고 있다. 이러한 차원에서 기존 연구의 논의들을 정리하고자 한다.

1. 이론적 논의

한국이나 선진국에서 지방분권을 할 것인지 중앙집권을 유지할 것인지에 대해서는 학술적 논의를 떠나 많은 정치적·사회적 논의가 진행되어 왔다. 아직 지방분권의 혜택에 대해서는 모두가 동의하는 바는 아니라 하더라도 일반적으로 행정서비스나 공공재를 제공받는 시민들에게 보다 근거리에서 행정서비스나 공공재 공급의 결정과 집행이 이루어진다는 데에 그 골자가 있다. 이러한 행정서비스나 공공재의 시민과의 근접성은 대체로 두 가지 경로를 통하여 발현된다.

첫째, 지방에서 공급되는 행정서비스나 공공재가 지방주민의 선호에 보다 잘 조화될 수 있다는 측면에서 지방분권은 배분적 효율성(allocative efficiency)을 증진시킨다고 한다. 이러한 배분적 효율성 증진 가능성의 주장을 선호매칭(preferencematching)에 기반을 둔 주장이라고 한다. 둘째, 분권화가 정부의 책임성(accountability)을 증진시킨다는 주장이다. 이러한 책임성이라는 부분은 뇌물수수, 특정 이익단체에 대한 특혜, 그리고 불충분한 노력이나 혁신 등과 같은 정치인의 지대추구행위가 얼마나 공공의 감시에 노출되고 책임을 물을 수 있는가 하는 것이다.

이러한 선호매칭이나 책임성 확보와 같은 문제는 모든 정부의 행위가 사회후생의 극대화를 목적으로 하는 선의의 사회적 계획자(benevolent social planner)에 의해 결정된다고 가정하는 전통적인 지방분권 논의에서는 찾아볼 수 없다. 재정학의 전통적인 접근법은 선량한 사회적 계획자(benevolent social planner)의 관점에서 정부구조(structure of government)를 논의하고 있다. 이러한 선량한 사회적 계획자의 가정은 또한 중앙정부가 모든 지방정부의 공공재 공급이나 행정서비스의 수준을 동일하게 결정한다는 정책단일성(policy uniformity)을 가정하고 있다. 이는 전통적 접근방법이 기본적으로 중앙집권적 의사결정을 전제하고 있으며 모든 지방정부는 동일하다고 가정하고 있기 때

문에 사회적 계획자인 중앙정부가 선호매칭을 시도한다고 하더라도 모든 지방정부에 대한 정책은 동일할 수밖에 없기 때문이다. 더 나아가 정책결정자가 애초에 사회후생을 극대화하는 것을 목적으로 하기 때문에 책임성의 문제가 발생할 가능성 자체가 없다. 또 이러한 전통적 접근에서는 지방정부들 사이에서 발생할 수 있는 외부성(externalities)의 조정실패(coordination failure) 문제를 선량한 사회적 계획자인 중앙정부가 쉽게 해결할 수 있다고 본다. 하지만 이러한 전통적인 접근은 앞서 설명한 선호매칭과 지방정부의 책임성 문제를 다룰 수 없다는 점에서 현실 적합성(relevance)이 매우 낮다고 볼 수 있다.

다시 말하면 전통적인 접근은 일반적인 자세로 재원이 마련되고 모든 지방은 동일한 수준의 지방공공재를 공급받는 중앙집권체제를 상정하고 있다. 반면, 지방분권은 지방세로 지방공공재의 재원을 조달하고 각 지방은 그 재정상황에 맞는 수준의 지방공공재 공급수준을 결정할 수 있다고 가정하고 있다. Oates(1972)는 전통적인 입장에서 이질적인 선호에 대한 고려와 공공재의 지역 간 외부성의 내재화(internalization of spillovers) 사이의 균형에 초점을 맞추고 있다. 즉, 지방분권체제는 무임승차문제에 취약하고, 중앙집권체제는 지방의 수요를 반영하지 못하고 한 가지 정책을 모든 지방에 적용

하는 문제점을 낳고 있다는 것이다. 이와 관련된 문헌들은 Tiebout(1956)의 지역주민의 이동성에 의한 투표(voting by foot)에 따라 지역주민의 선호가 실현되고 이에 따라 지방정부가 지방공공재 공급을 결정하는 것이 효율적이라는 점에 착안하고 있다. 예컨대, Oates(1985) 등은 이러한 아이디어에 기반하고 있다.

지방분권에 대한 전통적인 접근에 대한 비판은 가정의 비현실성에 대한 비판으로부터 출발할 수밖에 없다. 먼저 정부가 어떻게 행동하는가에 대한 가설에 대하여 실증적으로 반박할 근거를 찾기가 쉽지 않다. 왜냐하면 정치과정의 결과가 어떠한 사회후생함수(social welfare function)의 극대화로 나타날 수 있기 때문이다. 다만, 정치제도를 명시적으로 모형화하지 않고 단순히 투입·산출 관계인 함수로 전제하고 있다는 측면에서 비판할 수는 있을 것이다. 즉, 중앙정부 내의 다른 참여자들이나 지방정부의 전략적 대응을 명시적으로 고려하지 않고 있다는 것이다. 하지만 정책단일성(policy uniformity)의 가정에 대해서는 실증적으로 반박할 수 있다. 이 가정에 따르면, 지방공공재에 대한 지출은 동일하지만, 이는 실증적으로 지지되지 못하기 때문이다. 예컨대, 많은 국가에서 1인당 정부지출 수준은 지역에 따라 차이를 보이고 있다. Knight(2004)는 미국의 상하원 세출법안에 명시된 정부프로젝트에 대한 자금이 주별로

다르게 분배되어 있을 뿐만 아니라 상원이나 하원에서 1인당 대표 정도가 높은 작은 주들은 상당한 정도로 높은 1인당 지출자금을 받는다는 것을 보였다.

다른 한편, 정책단일성은 중앙정부가 지방정부만큼 지방의 선호에 대해 정보를 갖고 있지 못하다는 데서 그 근거를 찾고 있다. 하지만 대부분의 국가에서 중앙정부는 엄청난 양의 정보를 갖고 있다. 더욱이 만약 중앙정부가 선량하고(benevolent) 무제한의 이전재원(transferable fund)을 갖고 있을 경우, 적절한 가정하에서 지방으로부터 정보를 알아낼 수 있는 유인체계를 설계할 수 있으며 그 정보에 따라 효율적인 정책을 실시할 수 있을 것이다. 따라서 중앙정부의 정보 부족은 정책단일성의 근거로 부적절하다. 정책단일성이라는 가정은 실증적으로도 문제가 있지만 더 나아가 왜 중앙집권이 지역선호에 부합한 정책을 실시하는 데 장애가 되는가에 대한 답을 제공하지 못한다. 이에 대한 가장 현실적인 설명은 다수결체제의 중앙집권체제에서는 의회의원들이 자신의 지역구민들의 선호에만 관심을 가지고 다른 지역의 선호에 대해 정보를 갖고 있다고 하더라도 관심을 가질 유인이 전혀 없다는 데에 있다. 따라서 의회내의 여러 정치과정에 따라 전혀 다른 정책을 선택할 수 있다는 것이다.

좀 더 현실적으로 정치학 문헌들은 중앙정부의 의사결정이 결국 의회의 의사

결정에 의해 지배되기 때문에 의회 내 정책결정과정의 왜곡될 가능성에 초점을 맞추고 있다. 의회 내에서 최소승리연합(minimal winning coalition)에 의해 지방재원이 분배되기 때문에 중앙집권에 의한 공공재 공급은 왜곡될 수밖에 없다는 것이다. 이와 관련된 문헌은 Buchanan and Tullock(1962), Riker(1962), Ferejohn, Fiorina, and McKelvey(1987), 그리고 Baron and Ferejohn(1989) 등이 있다.

반면, 정치경제적 접근(political economic approach)은 전통적 접근과 달리 정부구조문제를 보다 현실적으로 다룰 수 있다. 근본적으로 정치경제적 접근 혹은 공공선택적 접근(public choice approach)은, 정부가 기본적으로 개인적인 목적을 위하여 국가재원을 사용할 수 있는 이기적인 주체들로 구성되어 있다는 가정하에서 정부의 최적 범위나 정부구조를 논의하고 있다. Lockwood(2002)와 Besley and Coate(2003)의 중앙집권적 의회의사결정 모형에서는 지방자치단체장이 사회적 계획자라는 비현실적인 가정하에서 의회에서 결정되는 지방공공재의 공급수준이 왜 지방주민의 선호에 별로 반응하지 않는지를 설명하고 있다. 즉, 중앙집권하에서 왜 선호매칭이 덜 이루어지는가에 대한 이론적인 설명을 제공하고 있다.

Besley and Case(1995), Besley and Smart(2007), Persson and Tabellini(2000) 등은 정책결정자의 선거구민에 대한 책

임성 정도를 내생화(endogenize)하고 있다. 이들 모형에서는, 첫째 정책결정자가 지대추구를 위해 선거구민의 의사를 반영하지 않을 수 있고, 둘째 선거구민은 처음에는 현직 정책결정자가 선량한 관리자인지 지대추구형인지 알지 못하지만 현직자가 선택한 정책으로부터 현직자의 유형을 추론할 수 있다. 이러한 정치환경에서 Persson and Tabellini(2000)와 Hindriks and Lockwood(2005)는 선거를 통한 통제의 정도가 중앙집권과 지방분권에 따라 어떻게 달라지는지를 연구하고 있다.

Belleflamme and Hindriks(2003), Besley and Case(1995), Besley and Smart(2007), Bordignon, Cerniglia, and Revelli(2004) 등은 지방세와 지방정부 간 경쟁(yardstick competition)이 어떻게 정치인의 책임성(accountability)을 확보하는지를 연구하였다. 지방분권 및 로비와 관련하여 Bardhan and Mookherjee(2000)는 지방분권과 중앙집권에 따라 특수이익집단에 의한 정부의 포획이 어떻게 달라지는지를 연구하고 있다.

2. 실증적 분석

최근 들어 재정적 분권화와 정부책임성의 관계에 대한 실증연구를 위한 자료가 집적되고 있다. 이에 따라 실증연구 결과들이 발표되고 있는데, 먼저 정부부패

(government corruption)와 관련된 연구를 살펴보면 다음과 같다. Treisman(2002)은 Transparency International이 제공하는 정부부패의 여러 지수들을 사용하여 연방제 국가들이 부패할 가능성이 높은 것으로 보고하고 있다. 다른 한편, Fisman and Gatti(2002a)는 ICRG(International Country Risk Guide)의 부패지수와, Treisman(2002)이 사용한 변수와는 다른 통제변수들을 사용하여 재정적 분권화 정도가 높을수록 부패 가능성이 낮을 뿐만 아니라 재정적 분권화 정도를 통제했을 때 연방제가 부패 정도에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 보고하고 있다. Fisman and Gatti(2002b)와 Henderson and Kuncoro(2004)는 미국과 인도네시아의 지방정부 자료를 이용하여 세출분권화(expenditure decentralization)는 지방정부의 세입에 관한 권한의 확대와 동반되었을 때만 부패감소에 효과가 있음을 보이고 있다. 특히, 이 연구는 한국의 지방정부와 같이 지방정부의 세출에 대한 재량만 분권화되어 있고 지방세입에 대한 권한은 제한된 상태에 대한 분석을 시도하는 본 연구에 시사하는 점이 있다.

다음으로 선호매칭과 관련된 실증연구들을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, Strumpf and Oberholzer-Gee(2002)는 알코올 도수가 높은 술의 패키지 판매를 합법화하는 정책이슈에 대한 미국의 주(states)별 선호이질성(preference heterogeneity)을

연구하였다. 이 연구에 따르면, 선호이질성이 높은 주에서는 이슈에 대한 결정권이 지방정부에 분권화될 가능성이 높다. 이들의 연구는 지방정부들이 선호매칭을 추구하고 있다는 간접적인 증거를 제시해 준다. 볼리비아에 대한 Faguet(2004)의 연구는, 1994년의 재정분권화개혁 이후 인적자본과 사회적 서비스에 대한 투자에 상당한 변화가 있었는데, 이러한 변화는 이 분야에 대한 주민들의 수요에 대한 객관적인 지수와 통계적으로 유의미한 관계를 가지는 것으로 보고하고 있다. 다시 말하면, 재정분권화를 통하여 지역의 새로운 요구들이 지방정부들에 의해 받아들여지고 지방정부의 정책적 대응(policy response)을 이끌어 내고 있다는 것이다.

마지막으로 Azfar, Kahkonen, and Meagher(2001)는 우간다와 필리핀에 대한 실증연구를 하였는데, 이들은 각 국가에서 정부서비스에 대한 가계선호를 확인하기 위하여 여러 지방정부 수준에서 설문조사를 실시하였다. 가계의 정부서비스에 대한 수요는 지역별로 상당한 수준의 차이를 보였고, 또한 지역 수준의 공무원의 선호와 유의미하게 연결되어 있음이 나타났지만 지역보다 상위의 정부에서는 그러한 상관관계가 나타나지 않았다. 이와 같은 결과는 선호매칭가설을 어느 정도 지지하는 것으로 해석된다.

Ⅲ. 모 형

본 연구에서는 Besley and Smart(2007)의 모형을 변형하고 확장한 모형을 분석하고자 한다. 주된 가정들을 소개하면 다음과 같다. 정부를 크게 중앙과 지방으로 구분하고 중앙과 지방에 각 한 명씩의 정치인이 있다고 가정하자. 이들은 지역주민들의 의사를 반영하여 의회와 지방자치단체에서 활동할 것으로 기대된다. 두 번의 기간을 상정하는데 각기 말에는 선거가 실시된다. 즉, 지역주민들이 이들의 정책 결과에 따라 투표하는 대리인모형을 상정한다.

1. 자치단체장 모형

자치단체장 모형에서는 현재 한국에서 실시되고 있는 지방자치제도의 형태를 모형으로 구성하고 그 균형을 살펴보고자 한다.

가. 지방공공재가 지방교부세로 충당되는 경우

앞서 설명한 바와 같이 모형에서 고려

하는 기간은 2기(two periods)이고 각기 사이에 선거(election)가 있는데, 현직 자치단체장(incumbent)과 도전자(challenger) 중에 누구를 선택할지를 선거구민들(electorate)이 정해야 한다. 각기에 지방정치인은 공공재 공급에 소요되는 단위비용 θ 를 예측하고 공급될 공공재의 양(G)과 사적 목적을 위한 지대(rent) 혹은 낭비(s)의 양을 결정한다. 각기의 총지방정부지출은 $x = \theta G + s$ 가 된다. 공공재 공급비용(public good production cost)은 높을 수도(H) 있고 낮을 수도(L) 있는데, 높을 확률은 $\Pr(\theta = H) = q$ 이고, 비용은 각기에 독립적이고 동일하게 분포되어 있다고(independent and identically distributed) 가정한다. 한국의 지방정부는 탄력세율의 범위 안에서 지방세율을 정하고 징수할 권한은 가지고 있으나 실제 탄력세율을 적용한 사례는 거의 없고 대부분의 지방정부의 재원은 중앙정부로부터의 교부세와 국고보조금 형태로 조달되고 있다. 따라서 지방정부의 공공재 공급을 위한 재원은 그 상한(ceiling)만 정해져 있는 것으로, 즉 지방정부지출(x)은 상한이 X 로 정해져 그 범위가 $x \in [0, X]$ 인 것으로 가정한다.⁶⁾ 대표적 투표자(representative voter)는 공공재로부터 효용을 얻는다. 즉, 지역정치인이 공공재를 G 만큼 공급할

6) 물론 지방교부세가 하한(bottom)의 역할을 하는 것으로 보면 실제 지방정부지출의 하한은 0이 아니라 어떤 액수가 될 것이지만 모형의 편의를 위하여 하한은 없는 것으로 가정한다. 하지만 이러한 가정이 분석의 질적 차이를 가져오지는 않는다.

경우 주민의 후생은 $W(G) = G$ 가 된다.

지역정치인은 ‘명망가형(good)’ 혹은 ‘지대추구형(bad)’의 두 가지 유형 중 하나이고 $i \in \{g, b\}$ 로 표현한다. 명망가형 정치인(g)은 주민들의 후생을 극대화하는 공공재 공급량을 선택하고 정부지출로부터 지대를 취하지 않는다고 가정한다. 따라서 주어진 θ 하에서 명망가형 정치인이 공급하는 공공재는 $G^*(\theta) = \arg \max G(x) = \frac{X}{\theta}$ 가 된다. 즉, 공공재 공급비용(θ)에 따라 $G^*(H) = \frac{X}{H} = G_H^*$ 와 $G^*(L) = \frac{X}{L} = G_L^*$ 이 된다.⁷⁾

왜냐하면 주어진 공공재 생산비용에서 지역주민의 후생극대화, 즉 공공재 공급의 극대화를 위해서는 중앙정부로부터 교부받는 자금을 극대화해야 하기 때문이다. 또한 지대추구형(b)의 경우에도 사적 지대를 극대화하기 위해 중앙정부 교부금을 극대화할 것이다. 따라서 중앙정부로부터의 교부금 확보 노력에서 명망가형과 지대추구형은 차이가 없다.

반면, 지대추구형 정치인은 전략적으로 행동할 것이다. 왜냐하면 첫 번째 기에 자신이 추출할 수 있는 최대의 지대를 취할 경우에는 선거구민이 지대추구형이라는 것을 알게 될 것이고 따라서 재선출해 주지 않을 것이고 첫 번째 기의 지대가 확보할 수 있는 전부가 될 것이기 때

문이다. 지대추구형 정치인은 첫 번째 기에 어느 정도 지대추출을 줄여 재선에 성공한 후 다음 기에 최대의 지대를 취함으로써 더 많은 지대를 가져갈 수 있다. 다시 말하면, 지대추구형 정치인은 정부지출로부터 추출할 수 있는 기대지대(expected rent)를 극대화하려고 한다. 첫 번째 기와 두 번째 기의 지대를 각 s_1 과 s_2 라 하고 할인인자(discount factor)를 β 라 하고 재선확률을 σ 라고 하면, 지대추구형 정치인은 $s_1 + \beta\sigma s_2$ 를 극대화하려고 한다.

첫 번째 기의 현직 정치인(incumbent)과 도전자(challenger)의 유형, 즉 $i \in \{g, b\}$ 는 $\Pr(i = g) = \pi$ 인 분포에서 선택된다. 현직 지역정치인은 첫 번째 기의 비용(θ)을 관측하고 공공재 공급량(G)과 지대(s)를 선택한다. 대표적 투표자는 첫 번째 기의 투표 전에 공공재 공급량(G)을 관찰한다. 하지만 현직 정치인과 도전자의 유형, 공공재 공급단위비용(θ), 그리고 지대(s)는 투표자에게 알려지지 않는다. 두 번째 기에는 지방자치단체장으로 선출된 정치인이 주어진 공공재 공급비용(θ)하에서 G 와 s 를 결정한다. 두 번째 기 다음에는 더 이상 선거가 없는 것으로 가정한다. 따라서 두 번째 기의 현직 지방자치단체장은 전략적 선택을 할 필요가 없다. 투표자는 투표할 때 현직 정치인의

7) 편의를 위하여 혼동의 염려가 없는 한 $G^*(H)$ 는 G_H^* 로, $G^*(L)$ 은 G_L^* 로 호환하여 쓰기로 한다.

타입에 대해서 그 성과에 기초하여 추론하고 도전자의 유형에 대한 사전확률(prior beliefs)과 비교해야 한다.

이러한 모형에서 선거는 두 번째 기에 재직할 명망가형 정치인을 선별하는 역할을 한다. 또한 선거는 첫 번째 기의 지대추구형 정치인이 명망가형 정치인과 혼동되어 두 번째 기에 재선되기 위해 첫 번째 기의 지대추출을 줄일 유인을 제공한다. Besley and Smart(2007)는 첫 번째 효과를 선별효과(selection effect)라고 하고, 두 번째 효과를 자제효과(discipline effect)라고 한다. 이러한 선별효과와 자제효과는 결국 지역정치인(뒤에서 나올 모형에서는 중앙정치인인 지역구의원도 포함한다)의 전략적 선택을 통하여 지역주민의 후생에 영향을 미치게 된다.

먼저 선별효과는 현재의 지대추구가 현재뿐만 아니라 미래의 전체 지대추구보다 선호되는 경우에 나타난다. 반면, 자제효과는 후자가 전자보다 더 선호되는 경우에 나타난다. 즉, 자제효과는 그 정의상 선별효과의 경우보다 지역주민의 후생에 부정적(detrimental)인 영향을 미친다. 그 이유는, 자제효과의 경우 현재 지대추구 기회가 있음에도 불구하고 현재의 지대추구를 자제함으로써 전체 지대를 극대화하고, 지대 자체는 지방공공재 공급을 위하여 쓰일 수 있었던 재원이 지역정치인에게 이전되는 것을 의미하므로 전체적인 지방재정의 낭비는 자제효과가

있는 경우에 더 커질 수 있기 때문이다.

본 모형은 현직 정치인과 대표적 투표자 간의 불완전 정보 게임으로서 적절한 균형개념(solution 또는 equilibrium concept)은 Perfect Bayesian Equilibrium(이하 PBE)이다. 두 번째 기에서 현직 자치단체장은 더 이상 선거를 의식할 이유가 없다. 따라서 지대추구형 정치인의 경우, 중앙정부로부터의 교부금을 모두 지대로 전환한다($s_2 = X$). 반면, 명망가형 정치인의 경우, 여전히 지역주민의 후생을 극대화하고 지대전환은 전혀 하지 않는다($s_2 = 0$).

합리적인 투표규칙(sequentially rational voting rule)은 현직 정치인이 명망가형일 개정된 신념(posterior probability)이 도전자가 명망가형일 사전확률(prior probability), 즉 π 보다 클 경우에는 현직 정치인을 재선시키는 것이다. 투표자의 개정된 신념(posterior beliefs)은 첫 번째 기의 현직 정치인의 전략에 따라 달라진다. 명망가형(g)은 q 의 확률로 (G_H^*, X) 를, $1 - q$ 의 확률로 (G_L^*, X) 를 선택한다. 따라서 어떠한 PBE에서도 현직 정치인이 명망가형이라는 투표자의 믿음(posterior beliefs)은 앞의 두 가지 공공재 공급과 정부지출의 쌍과 다른 정보집합(information set), 즉 (G, X) 에 대하여 명망가형일 가능성을 영(zero)이라 둔다. 명망가형과 지대추구형은 정부지출 측면에서는 전혀 차이가 없다. 균형에서 벗어난 경우의 개정된 신념(off-the-equilibrium-path beliefs)은 배

이즈 룰(Bayes' rule)에 제한받지 않지만 가정에 따라 명망가형의 행동은 추론 가능하기 때문에 투표자의 개정된 신념에 이러한 제약을 둔다. 명망가형의 행동과 다른 공공재 공급이 관찰될 경우에 투표자는 현직 정치인 대신 도전자를 두 번째 기의 자치단체장으로 선출하려고 한다.

지대추구형 현직 정치인은 세 가지 가능한 전략, 즉 공공재 공급량 $\{0, G_H^*, G_L^*\}$ 을 가지고 있다. 앞서 설명한 바와 같이 지대추구형은 전략적으로 명망가형을 가장할 유인이 있는데, 이 경우에도 일부 지대추구형만 가장할 유인이 있고 나머지 지대추구형은 그렇지 않다. 또한 지대추구형의 경우 1기에 전체 예산을 지대로 돌리는 것을 2기에 전체 예산을 지대로 돌리는 것보다 선호한다. 왜냐하면 2기의 지대는 할인율이 적용되기 때문이다. 지대추구형이 명망가형을 가장한다고 하더라도 높은 비용의 명망가형을 가장할 것이다. 그 이유는 낮은 비용의 명망가형을 가장할 경우 1기에는 지대를 전혀 가져갈 수 없고 2기에 전체 예산을 지대로 가져간다고 하더라도 할인이 되므로 차라리 1기에 명망가형을 가장하지 않고 최대한의 지대를 취하는 것을 선호할 것이기 때문이다. 따라서 지대추구형 현직 정치인이 낮은 비용(L)을 가진 경우 G_L^* 을 선택할 경우에는 $s_1 = 0$ 가 되고, 높은 비용(H)을 가진 경우 G_L^* 을 선택하는 것 자체가 불가능하기 때문에 투

표자가 G_L^* 을 관측할 경우에는 명망가형을 확신할 수 있다. 즉, $\Pr(g|G_L^*) = 1$. 따라서 첫 번째 기의 공공재 공급이 G_L^* 인 경우에는 현직 정치인을 재선시킨다.

지대추구형 현직 정치인이 낮은 비용을 가진 경우, 즉 (b, L) 은 첫 번째 기에 최대의 지대를 취하기보다는 G_H^* 을 공급하고 난 나머지($\hat{s} = (H - L)G_H^*$)를 지대로 취할 수 있다. 이런 경우 (b, L) 이 (g, H) 인 것처럼 가장할(pooling) 수 있고 이러한 전략이 재선을 가능하게 한다면 첫 번째 기에서 최대한의 지대를 취하는 것보다 나올 수 있다. 유형 (b, L) 이 이러한 전략을 사용할 확률을 $\lambda = \Pr(G = G_H^* | \theta = L, i = b)$ 이라 하면, 공공재 공급량 G_H^* 가 명망가형에 의해 공급되었을 개정된 신념은 $\Pr(g|G_H^*) = \frac{\pi q}{\pi q + (1 - \pi)(1 - q)\lambda}$ 이 된다.

앞서 논의한 바와 같이 $\Pr(g|G_H^*) \geq \pi$, 즉 $\lambda \leq q/(1 - q)$ 인 경우에만 양의 확률로 현직 정치인을 재선시키는 것이 투표자의 최선의 대응(best response)이 된다. 한편, $\hat{s} + \beta\sigma X \geq X$ 인 경우에만 유형 (b, L) 은 첫 번째 기의 지대추구를 제한하게 된다.

이상의 논의를 종합하면 세 가지 균형이 가능하다. 첫째, pooling equilibrium으로 낮은 비용을 가진 지대추구형 현직 정치인은 높은 비용을 가진 명망가형 현직 정치인의 행위를 따라 하고, 투표자는 높은

비용을 가진 명망가형 정치인이 공급하는 수준의 공공재를 보면서 현직 정치인을 재선시키는 것이다. 이 경우 지대추구형 현직 정치인은 최대의 지대를 취할 수 있었음에도 불구하고 재선(reelection)을 위해 첫 번째 기 지대의 일정 부분을 희생한다는 점에서 선거는 자제효과(discipline effect)를 가진다고 할 수 있다. 둘째, separating equilibrium으로 지대추구형 현직 정치인은 비용과 관계없이 첫 번째 기에서 최대의 지대를 취하면서 공공재는 전혀 공급하지 않고, 이를 관측한 투표자는 도전자들 두 번째 기의 자치단체장으로 선출하는 경우이다. 이러한 경우에 선거는 명망가형과 지대추구형을 완벽하게 선별해 낸다는 점에서 선별효과(selection effect)를 가진다고 할 수 있다. 셋째, 이들 두 유형의 균형들의 중간 형태인 hybrid equilibrium이 있다. 이러한 hybrid equilibrium에서는 낮은 비용의 지대추구형 현직 정치인은 높은 비용의 명망가형을 흉내 내는 것과 최대의 지대를 취하는 것의 혼합전략(mixed strategy)을 사용하고, 투표자는 G_H^* 을 보고 현직 정치인을 재선시키는 것과 도전자들 선출하는 것의 혼합전략(mixed strategy)을 사용한다.

이러한 세 가지 균형들의 공통점은 어떤 유형의 현직 정치인도 중앙정부로부터

터의 교부금을 극대화한다는 것이다. 중앙정부의 재원 또한 지역주민들이 부담한 세금으로 충당된다. 하지만 지역주민들은 지방세로 납부한 것이 아니라 국세로 납부했고 이는 전체 조세에 섞여 다른 지역주민이 낸 세금과 구분되지 않는다는 문제가 발생한다. 그럼에도 불구하고 이러한 재원에 대해 직접적인 비용으로 생각하여 이에 대한 적절한 통제가 이루어져야 하지만 직접적인 비용으로 생각하지 않는다는 점에서 비효율적인 구조라고 할 수 있다. 특히, 지방정부에 대한 중앙정부의 교부금제도가 지방정부 간 형평성 차원에서는 논의될 수 있겠지만, 본 모형에서의 시사점은 효율성 측면에서는 부정적인 면이 많다는 점을 보여준다고 하겠다.

Proposition 1. 다음과 같은 균형이 존재한다.

1. $q \geq \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 이면,
 $\lambda = \sigma = 1$ 인 pooling equilibrium,
2. $q < \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 이면,
 $\lambda = \frac{q}{1-q}$ 이고 $\sigma = \frac{L}{\beta H}$ 인 hybrid equilibrium,⁸⁾

8) 하이브리드 균형은 명망가형이 시민으로 돌아갔을 때의 효율을 고려하여 Cho and Kreps(1987)의 equilibrium refinement concept인 intuitive criterion을 적용하면 제거될 수 있다. 그 논리는 다음과 같다. 하이브리드 균형에서는 낮은 공공재 공급비용을 가진 지대추구형 지역정치인이 혼합전략을 사용하는데,

3. $\beta < \frac{L}{H}$ 이면, $\lambda = 0$ 이고 $\sigma = 1$ 인 separating equilibrium.

증명: 부록 참조.

위의 조건에서 알 수 있는 것은, 높은 비용과 낮은 비용의 차이가 낮거나 미래에 대한 할인율이 많이 할 경우, 즉 β 가 매우 낮은 경우에는, 좀 더 구체적으로, $\frac{L}{\beta H} > 1$ 인 경우에는 separating equilibrium 밖에 존재할 수 없다는 것이다. 그 이유는 낮은 비용의 지대추구형 현직 정치인이 첫 번째 기에서 지대추구를 자제함으로써 확보할 수 있는 지대가 첫 번째 기의 최대 지대보다 작기 때문에 명망가형으로 가장할 유인이 전혀 없기 때문이다. 따라서 지대추구형은 최대의 지대를 취하고 재선되지 못한다.

한 가지 유의할 점은 위의 균형조건들에서 중앙정부로부터의 교부금 상한선 X 는 전혀 영향을 미치지 못한다는 것이다. 즉, 균형조건은 교부금 상한선과 독

립적이라는 것이다. 다시 말하면, 교부금 상한선을 조정함으로써 선별효과나 자체 효과를 조절할 수 없다는 것이다. 이 결과는 지방교부세제도하에서는 모든 유형의 현직 정치인들이 상한선만큼 지출한다는 사실에 기인한다. 따라서 이러한 지방교부세제도하에서는 지방재원의 상한 제한 등의 재정적 수단을 사용하여 지방선거의 선별효과를 증대시킬 가능성 자체가 없다는 것이다. 이 논점은 다음에서 살펴볼 다른 지방재원에 대한 모형과의 차이를 발생시킨다.

위의 균형행동을 명망가형과 지대추구형이 당선 혹은 재선될 확률의 측면에서 다시 정리하면 다음과 같다.

(1) Pooling equilibrium의 경우 1기에 현직 자치단체장이 명망가형일 확률은 π 이고 재선될 확률은 1이다. 그는 자신의 공공재 공급비용에 따라 q 의 확률로 G_H^* 를, $1-q$ 의 확률로 G_L^* 을 공급한다. 물론 2기의 공공재 공급도 이와 동일하다. 1기에 지대추구형이 당선될 확률은

이 경우 지대추구형 지역정치인은 명망가형을 가장함으로써 얻을 수 있는 기대보수와 현재 가능한 최대의 지대에 대해 무차별하다. 따라서 재선 가능성이 조금만 낮아져도 이러한 균형조건은 달성되지 못한다. 이는 대표적 투표자가 명망가형 지방정치인이 높은 공공재 공급비용을 가질 경우의 행동에 대해 균형조건과 같은 믿음을 갖고 있기 때문에 가능한 것이다. 한편, 명망가형의 경우 대표적 투표자의 균형조건에서의 믿음으로 인하여 재선되지 않을 수 있고, 재선되지 않을 경우 지대추구형이 선출되면 시민으로서 손해를 볼 수 있다. 이러한 불이익을 예상할 때 명망가형은 약간의 공공재 공급 증가를 통하여 지대추구형과 차별화할 수 있다. 하지만 지대추구형은 명망가형을 따라 공공재 공급을 증가시킬 경우 균형조건에서 벗어나 현재의 최대 지대를 선호하게 된다. 따라서 대표적 투표자의 믿음은 바뀌게 되고 하이브리드 균형은 존재할 수 없게 된다. 다른 말로 하면, 명망가형은 약간의 지역주민의 후생을 희생함으로써 자신과 지대추구형을 차별화할 수 있고 그에 따라 하이브리드 균형은 제거된다는 것이다.

$1 - \pi$ 이고, 그가 재선될 확률은 낮은 비용의 지대추구형만이 높은 비용의 명망가형을 흉내 내기 때문에 $1 - q$ 이다. 이 경우 재선된 후 2기에서 최대의 지대(X)를 취한다. 높은 비용의 지대추구형은 1기에 최대의 지대를 취하고 재선되지 못한다. 이 경우 도전자가 2기에 선출된다. 이러한 균형에서 2기에 명망가형이 집권할 확률은 $\pi(1 + (1 - \pi)q)$ 가 된다.

(2) Hybrid equilibrium에서는 명망가형의 경우 낮은 비용의 명망가형은 G_L^* 을 공급하고 항상 재선된다. 반면, 높은 비용의 명망가형은 G_H^* 를 공급하고 $\frac{L}{\beta H}$ 의 확률로 재선된다. 높은 비용의 지대추구형은 최대의 지대를 취하고 재선에 실패한다. 반면, 낮은 비용의 지대추구형은 $\frac{q}{1 - q}$ 의 확률로 G_H^* 를 공급하고 $\frac{1 - 2q}{1 - q}$ 의 확률로 최대의 지대를 취한다. 선거구민의 G_L^* 을 공급받으면 항상 재선시키고 G_H^* 를 공급받으면 $\frac{L}{\beta H}$ 의 확률로 재선시키고, 나머지 확률로 도전을 당선시킨다. 그 외의 경우에는 항상 도전을 당선시킨다. 이 균형에서 2기에 명망가형이 집권할 가능성은 다음과 같다.

$$\pi \left((1 - q) + q \frac{L}{\beta H} + (1 - \pi) \left((1 - q) \left(1 - \frac{L}{\beta H} \right) + q \right) \right)$$

(3) Separating equilibrium의 경우 1기에 명망가형이 당선될 확률은 π 이고, 지대추구형이 당선될 확률은 $1 - \pi$ 이다. 명망가형은 q 의 확률로 높은 비용을 갖고 공공재를 G_H^* 만큼 공급하고, $1 - q$ 의 확률로 낮은 비용을 갖고 G_L^* 만큼 공급한다. 반면, 지대추구형은 공공재 공급비용과 상관없이 항상 최대의 지대(X)를 취하고 공공재 공급은 전혀 하지 않는다. 선거구민의 균형투표규칙은 G_H^* 나 G_L^* 만큼 공급되면 당선시키고 그 외의 경우에는 도전을 당선시키는 것이다. 따라서 2기에 명망가형이 집권할 가능성은 $\pi(1 + (1 - \pi))$ 가 된다.

나. 지방공공재가 지방세로 충당되는 경우

지방공공재가 지방세로 충당되어야 하는 경우에는 지역주민이 지방세 부담으로 인한 비용을 감안할 것이기 때문에 앞의 모형에서 지역주민의 효용함수는 $W(G, x) = G - C(x)$ 와 같이 변형될 수 있다. 여기서 $x \in [0, X]$ 는 지방세를 나타내고, 지방세에 대한 비용을 나타내는 함수 C 는 강볼록증가함수(strictly convex and increasing function)라고 가정한다. 이 경우 주어진 θ 하에서 명망가형의 공공재 공급량은 $G^*(\theta) = \arg \max G - C(\theta G)$ 가 된다. 따라서 지방정부의 지출은

$x_\theta = \theta G^*(\theta)$ 가 된다.⁹⁾ 여기서 알 수 있는 것은 가정에 따라 $x_H < X$ 가 충족되는 한 $G^*(H) \neq G^*(L)$ 이 성립하고 또한 $x_H \neq x_L$ 이 성립한다는 것이다. 앞서 논의한 바와 마찬가지로, 지대추구형 현직 정치인이 낮은 비용을 가진 경우, 즉 (b, L) 의 경우 첫 번째 기에 최대의 지대를 취하기보다는 G_H^* 을 공급하고 난 나머지 ($\hat{s} = (H-L)G_H^*$)를 지대로 취할 수 있다.

균형구성의 논리는 앞서 지방교부세의 경우와 동일하다. 이 경우에도 세 가지 유형의 균형이 존재하고 그 조건과 균형 행동은 다음과 같다.

Proposition 2. 다음과 같은 균형이 존재한다.

1. $q \geq \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 이면,
 $\lambda = \sigma = 1$ 인 pooling equilibrium,
2. $q < \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 이면,
 $\lambda = \frac{q}{1-q}$ 이고 $\sigma = \frac{X - \hat{s}}{\beta X}$ 인
 hybrid equilibrium,
3. $\beta < \frac{X - \hat{s}}{X}$ 이면, $\lambda = 0$ 이고 $\sigma = 1$ 인
 separating equilibrium.

증명: 부록 참조.

지방교부세의 경우와는 달리 지방세 상한 X 가 균형을 조건에 매우 중요한 역할을 하고 있다. 지대추구형의 경우에는 지방세 상한까지 사용하지만 명망가형의 경우에는 코너해(corner solution)의 경우를 제외하면 지방세 상한보다 낮은 수준에서 지방재정이 운용된다. 이는 명망가형은 지역주민들의 지방세에 대한 비효율을 감안하여 효율적인 공공재 공급수준을 결정하기 때문이다. 따라서 지방세제도하에서는 지방교부세제도보다 작은 수준의 공공재가 공급되지만 보다 효율적인 수준에서 공급된다는 것을 알 수 있다.

또한 유의할 점은 지방교부금제도의 균형과 비교하면 지방세제도의 균형조건에 차이가 있다는 것이다. 균형에서 파라미터가 동일하다면 지방세제도에서 pooling equilibrium보다 separating equilibrium이 나타날 가능성이 높다는 것이다. 이러한 사실은 아래의 Lemma 1에서 보여주고 있다.

Lemma 1. $\frac{X - \hat{s}}{X} > \frac{L}{H}$

Proof. 정의에 따라 $\hat{s} = (H-L)G_H^*$ 이다. 조세부담으로 인한 비용함수 C 에 대한 가정으로 인해 $G_H^* < \frac{X}{H}$ 를 만족하여야 한다. 이에 따라 inf

9) 공공재 공급비용이 높은 경우 명망가형 자치단체장의 최적 공공재 공급량은 x_H 로 표기하고 공급비용이 낮은 경우에는 x_L 로 표기한다.

$\left(\frac{X-\hat{s}}{X}\right)=\frac{L}{H}$ 가 된다. 즉, 최솟값은 $\frac{L}{H}$ 가 된다. 따라서 $\frac{X-\hat{s}}{X} > \frac{L}{H}$ 을 만족한다. ■

다음으로 지대추구형이 명망가형을 가질 경우 1기의 지대(s_1) 또한 지방세의 경우가 지방교부금의 경우보다 적다는 점에 유의할 필요가 있다. 이는 $G_H^* < \frac{X}{H}$ 라는 사실에 기인한다. 이러한 사실과 Lemma 1을 종합하면 동일한 파라미터라고 하더라도 지방세제도에서 separating equilibrium이 균형이 될 가능성이 높고 또한 pooling equilibrium이라고 하더라도 지방세제도에서 지대추구형에 의한 지대추구로 인한 후생손실이 적게 발생한다. 따라서 지방세를 통한 지방공공재 공급이 지방분권에서는 더 효율적인 자원배분을 가져온다고 할 수 있다.

다른 한편 separating equilibrium과 pooling equilibrium을 나누는 경계점(threshold)인 $\frac{X-\hat{s}}{X}$ 는 지방세 상한(X)의 증가함수라는 것에 유의하여야 한다. 즉, 지방세 상한을 늘리면 선별효과는 증가하고 자제효과는 줄어드는 반면, 지방세 상한을 줄이면 그 반대의 결과가 나타난다는 것이다. 이는 지방세 상한을 늘릴 경우 현직 지역정치인이 첫 기에 얻을 수 있는 최대 지대의 크기가 증가하는 것이

고 이에 따라 재선을 노리기보다는 첫 번째 기에 최대 지대를 취할 가능성을 증가시키기 때문이다. 반대로 이를 줄일 경우에는 전체 지대를 극대화하기 위해 첫 번째 기에 지대추구를 자제하도록 하고 재선을 위하여 일정 부분 지역발전에 기여하려는 유인을 제공하기 때문이다. 반면에 지방선거의 선별효과를 증가시키기 위하여 지방세 상한을 증가시키면 지역정치인의 지대추구를 통하여 낭비될 수 있는 자원 자체를 늘리는 것이다. 즉, 선별효과를 위한 지방세 상한 조정은 또 다른 상충관계(trade-off)를 야기하는 문제점이 있다. 이의 정책적 함의는 지방재원을 지방세로 전환하더라도 그 상한을 일정 정도 한정할 필요성이 있고 그 상한이 지역정치인의 지대추구행위의 시기선택(inter-temporal choice of rent seeking)에 영향을 주어 지방의 부패와 지역발전에 상당한 영향을 줄 수 있기 때문에 신중한 선택이 요구된다는 것이다.

다. 주민후생의 비교

앞서 논의한 바와 같이, 지역공공재가 지방교부세로 조달되느냐 아니면 지방세로 조달되느냐에 따라 지역주민의 후생이 달라질 수 있다. 특히, 지방세로 조달될 경우 지역공공재 공급수준 및 그 비용, 그리고 지대수준에 대한 지방자치단체장의 선택이 달라지기 때문이다. 지방세로 조

달되는 경우가 선거를 통한 선별효과, 즉 정치적 책임성(political accountability)을 증대시킨다는 점과 지역주민의 조세부담을 감안한 효율적인 수준에서 지방공공재가 공급되어 지역주민의 요구에 대한 반응성(responsiveness)을 증진시킨다는 점에서 지방교부세로 조달되는 경우보다 효율적일 것이다. 이를 보다 엄밀하게 분석하기 위하여 이들 제도하에서 대표적 투표자의 사전 후생(ex ante welfare)을 비교하고자 한다.

이를 위해 몇 가지 기호를 정의해야 하는데, 우선 현직 자치단체장은 다음 선거에서 항상 다른 인물로 교체된다고 가정하자. 그리고 높은(낮은) 공공재 공급비용의 명망가형 자치단체장으로부터의 효용을 W_H^g (W_L^g)라고 하면 명망가형으로부터의 기대효용은 $EW^g = qW_H^g + E(1-q)W_L^g$ 이 된다. 다음으로 지대추구형은 다음 기로 지대추구를 연기할 수 없기 때문에 지대추구형 자치단체장으로부터의 효용은 $W^b = -C(X)$ 가 된다. 이럴 경우 각 기에 대표적 투표자가 얻을 수 있는 기대효용은 $W^0 = \pi EW^g + (1-\pi)W^b$ 가 되고, 두 기간 동안 기대효용의 현재가치(present value)는 $(1+\beta)W^0$ 가 된다. 이제 자제효과와 선별효과를 고려한 전체 기대효용은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} EW(\lambda, \sigma) &= (1+\beta)W^0 + \\ &\quad (1-\pi)(1-q)\lambda D + \beta(\bar{\pi}-\pi)S, \\ D &= W_H^g - W^b, \\ S &= EW^g - W^b. \end{aligned}$$

여기서 D 는 자제효과를, S 는 선별효과를 나타내고, $\bar{\pi}$ 는 균형에서 2기에 명망가형 자치단체장이 재임할 확률을 의미하고 그 내용은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \bar{\pi} &= \pi(1-q) + \pi q\sigma + \pi q(1-\sigma)\pi + \\ &\quad (1-\pi)(1-q)(1-\sigma\lambda)\pi + (1-\pi)q\pi \\ &= \pi + \pi(1-\pi)[q\sigma + (1-q)(1-\sigma\lambda)]. \end{aligned}$$

위 식을 설명하면, 첫 번째 항은 현직 자치단체장이 낮은 비용의 명망가형일 확률, 두 번째 항은 높은 비용의 명망가형이 재선될 확률, 세 번째 항은 높은 비용의 명망가형이 재선되지 못하고 2기에 명망가형이 선출될 확률, 네 번째 항은 낮은 비용의 지대추구형이 재선되지 못하고 2기에 명망가형이 선출될 확률을 각각 나타낸다.

지방교부세로 조달될 경우에는 국세를 지방재원으로 전환하는 것이지만 결국 지방에서 부담해야 한다는 측면에서 이를 대표적 투표자의 효용에 반영하는 것이 가장 합리적일 것으로 생각된다. 지방세의 경우 명망가형 자치단체장은 자신의 공공재 공급비용과 지역주민의 조세

비용을 고려하여 효용을 극대화하는 공공재규모와 조세액을 정한다는 것을 상기하자. 반면, 지방교부세의 경우에는 명망가형 자치단체장이 공공재 공급량만을 극대화하고 조세비용을 고려하지 않는다는 점에 유의하자. 동일한 재정 상한(X)을 적용할 경우, 조세부담으로 인한 비용함수와 공공재로부터의 효용에 대한 가정으로부터 지방세로 조달할 경우 위의 $EW(\lambda, \sigma)$ 의 각 항, 즉 W^0 , D , S 가 지방교부세로 조달될 경우보다 크다는 것을 알 수 있다. 따라서 다음의 Proposition 3이 성립한다.

Proposition 3. 동일한 재정 상한(X)을 적용하고 공공재 공급을 위한 조세부담에 대한 비용을 감안할 경우, 동일한 균형하에서 지방세가 지방교부세보다 높은 기대효용을 보장한다는 측면에서 효율적이다.

이와 같은 결과는 지방교부세가 모든 지방단체장으로 하여금 최대한의 재원을 사용하도록 한다는 데에 기인하고 있다. 즉, 지방교부세는 공유지와 같이 비용을 지불하지 않고 사용해도 되는 외부성(externality)이 있는 공공재이기 때문에 공유지의 비극(tragedy of commons)과 같은 과도사용을 유발할 수 있다는 측면에서 비효율적이라 할 수 있다.

2. 중앙정치인(지역구의원) 모형

중앙정치인은 지방자치단체장과 달리 세금을 징수할 수 있는 권한이 없다. 간접적으로 새로운 세목을 입안하여 법률을 통해서 전 국민을 대상으로 특정 조세를 부과할 수 있을 뿐이다. 이렇게 일반적인 국세로 조성된 재원도 예외적인 경우를 제외하면 특정 지역을 위해 사용하는 것은 거의 불가능하다. 따라서 지역구 의원이 자신의 지역구를 위해서 할 수 있는 것은 법률의 입안을 통하여 새로운 사회정책 프로그램과 같은 재분배정책이나 특정 산업에 대한 규제개선 또는 지방정부의 사업과 연계된 보조금 지급과 같은 정책을 통하여 지역의 경제활성화와 같은 공공재를 공급하는 것이다.

일반적으로 지역구원의 자원, 특히 시간적 자원은 한정되어 있다. 따라서 지역구원의 자원사용에 대한 결정은 지역공공재 공급에 있어 매우 중요한 요소가 된다. 지역구원에게 가용한 자원을 $e \in [0, E]$ 라고 하자. 이러한 자원을 지역구원은 지역구의 공공재 공급을 위해 사용(α)할 수 있을 뿐만 아니라 다른 사적 용도(γ)로 사용할 수 있다. 즉, $e = \alpha + \gamma$ 이다. 다시 말하면 지역구원은 한정된 자원을 사적 용도로 사용함으로써 효용을 얻을 수 있다는 것이다. 뿐만 아니라 지역구원은 의원직 자체로부터

효용을 얻는다. 의원직에 있는 동안 국회 내 사무실, 보좌관, 국회정보서비스 등 여러 가지 편의와 함께 의원으로서의 특권(privileges)을 향유할 수 있는데, 이러한 의원직에 수반된 편익으로부터의 효용을 B 라고 하자. 지역구의원은 ‘명망가형(good)’과 ‘지대추구형(bad)’의 두 유형이 있다고 가정하자. 즉, $i \in \{g, b\}$ 라는 것이다. 또한 지역구원의 유형은 $\Pr(i = g) = \phi$ 의 독립적이고 동일한 분포(independent and identical distribution)로부터 추출된다고 가정하자. 명망가형은 자신의 기회비용을 감안하여 지역구민들의 후생을 극대화하려 한다고 가정하고, 지대추구형은 자신의 여가와 의원직으로부터의 이득(B)을 극대화하려 한다고 가정하자. 각 지역구원이 처한 상황, 즉 소속 정당이 여당인지의 여부, 지역구의 사회경제적 상황, 전문적 능력, 보유하고 있는 정치자금의 상황 등의 개별적 여건(idiosyncratic situation)에 따라 한정된 자원사용의 효율성이 달라질 수 있다. 즉, 각 지역구원은 자원사용의 효율성 충격(efficiency shock)을 받는데, 이를 지역구원의 타입(type)이라고 하고 높은 효율성과 낮은 효율성이 있다고 가정하자. 즉, $t \in \{h, l\}$ 이고 $h > l$ 라고 하자. 그리고 효율성 충격은 $\Pr(t = h) = u$ 의 독립적이고 동일한 확률분포로부터 추출된다고 하자.

지역주민들은 지역구원들에 의해 제공되는 공공재 공급(F)에 따라 효용을 얻는데, 지역주민들의 후생함수는 $W(\alpha) = F$ 라고 하자. 명망가형 지역구원은 주어진 효율성하에서 한정된 자원의 기회비용을¹⁰⁾ 고려하여 공공재 공급을 극대화하려고 한다. 즉, 명망가형 지역구원의 공공재 공급을 위한 최적 자원사용량은 $\alpha^*(t) = \arg \max F(t\alpha) - \alpha$ 이고, F 는 강오목증가함수(strictly concave and increasing function)이며, $F(0) = 0$ 이라고 가정한다. 명망가형 지역구원의 공공재 공급은 $F(t\alpha_t^*) = F_t$ 이다. 그리고 가정으로부터 $F_h > F_l$ 임을 쉽게 확인할 수 있다. 반면, 지대추구형 지역구원은, 투표자가 지역구원을 재선시킬 확률을 δ 라고 하고 할인인자(discount factor)를 β 라고 할 때, 자신의 재선확률을 고려하여 사적 용도로 사용할 자원과 의원직으로부터의 이득(B)을 합한 기대할인시대인 $\gamma_1 + B + \beta\delta(\gamma_2 + B)$ 를 극대화하려 한다. 본 모형에서도 지역구원의 임기한계를 2기로 한정한다.

지역구원의 경우 법적으로 재선의 한계(term limit)가 정해져 있지 않고 수명이 허용하는 한 계속 선거에 도전할 수 있다. 하지만 수명과 물리적 한계 때문에 실질적으로 그 한계가 존재한다. 따라서 일정 시점에서 더 이상 재선에 나서지 않

10) 사적 용도로 사용할 수 있는 자원을 회생한다는 측면에서의 기회비용을 의미한다.

을 것이고 그렇게 되면 은퇴시점 바로 직 전 임기에서는 아무런 일도 하지 않거나 최대의 지대를 취하는 등의 마지막 임기 효과(end-term effect)가 나타날 것이다. 결국 일정 시점에서 마지막 임기효과가 나타날 것이기 때문에 임기를 2기로 한정 하더라도 전략적인 유인구조의 특성에는 차이가 없다. 따라서 지역구원의 임기 한계를 2기로 한정한다.

정보의 구조와 균형개념(solution concept)은 앞에서 논의한 모형과 동일하다. 지대 추구형 지역구원이 낮은 효율성 충격을 받은 명망가형을 흉내 낼 때 첫 번째 기에 $\hat{\gamma}(t) = E - \alpha_t$ 를 사적 목적으로 사용하고 그 확률을 $\Pr(F_l|i = b, t = h) = \eta_h$ 와 $\Pr(F_l|i = b, t = l) = \eta_l$ 이라 하자. 높은 효율성 충격을 받은 지대추구형은 첫 번째 기에 $\frac{l}{h}\alpha_l^*$ 의 자원을 투입하고 $E - \frac{l}{h}\alpha_l^*$ 를 지대로 취한다. 반면, 낮은 효율성 충격을 받은 지대추구형의 경우 첫 번째 기에 α_l^* 의 자원을 투입하면서 $E - \alpha_l^*$ 의 지대를 취한다. 투표자들은 이러한 자원투입은 관찰할 수 없고 오직 공급되는 공공재의 양만을 관찰할 수 있다고 가정한다.

그러면 대표적 투표자(representative voter)가 F_l 을 보았을 때 명망가형일 것이라고 믿는 개정된 신념(posterior beliefs)은 $\Pr(i = g|F_l)$ 로 표현되고 다음과 같이 도출된다.

$$\frac{\phi(1-u)}{\phi(1-u) + (1-\phi)u\eta_h + (1-\phi)(1-u)\eta_l}$$

위의 개정된 신념이 도전자(challenger)가 명망가형일 확률보다 크거나 같으면 현직 정치인(incumbent)에게 투표하고 그렇지 않을 경우에는 도전자에게 투표한다. 전자의 조건을 만족하기 위해서는 $\frac{1-u}{u} \geq \frac{\eta_h}{1-\eta_l}$ 의 조건을 만족하여야 한다.

다음의 Lemma 2에서는 지대추구형의 두 유형이 동시에 명망가형을 가장하는 균형이 존재할 수 있음을 보이고 있다.

Lemma 2. $u < \frac{1}{2}$ 인 경우 $\eta_h = 1$ 과 $\eta_l > 0$ 을 동시에 만족하는 균형이 존재한다.

Proof. 먼저 $\eta_h = \eta_l = 1$ 이라 가정하자. 하지만 이 경우 $\Pr(i = g|F_l) < \phi$ 가 되어 $\delta = 0$ 이 된다. 따라서 $\eta_h = \eta_l = 0$ 이 되어야 한다. 이제 $\eta_l \in (0, 1)$ 이라 하자. 즉, 낮은 효율성 충격을 받은 지대추구형이 mixed strategy를 사용한다는 것이다. 그리고 $\eta_h = 1$ 이라고 하자. 이 경우 대표적 투표자 역시 mixed strategy를 사용해야 하고 낮은 효율성 충격을 받은 지대추구형이 mixed strategy를 사용하도록 $\delta = \frac{\alpha_l^*}{\beta(E+B)}$

이어야 한다. 이 경우 대표적 투표자는 현직과 도전자 간에 무차별해야 하는데 이 조건을 만족시키기 위해서는 $\eta_l = \frac{1-2u}{1-u}$ 이어야 한다. 이는 $u < \frac{1}{2}$ 인 경우 0보다 크고 1보다 작다. 따라서 $\eta_h = 1$ 과 $\eta_l > 0$ 을 동시에 만족하는 균형이 존재한다. ■

Lemma 2에 따라서, 자치단체장 모형과는 달리, $u < 1/2$ 인 경우 두 유형의 지대추구형이 동시에 명망가형을 가장할 유인을 가질 수 있지만, 그 외의 경우에는 지대추구형 중 높은 효율성 충격을 받은 현직 지역구의원만이 명망가형을 훔쳐 내 낼 유인을 가지고 있는데 구체적인 균형은 다음과 같이 존재한다.

Proposition 4. 다음과 같은 균형이 존재한다.

1. (1) $u \leq \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{\alpha_l^*}{(E+B)}$ 이면,

$$\eta_h = 1, \eta_l = \frac{1-2u}{1-u},$$

$$\delta = \begin{cases} \frac{\alpha_l^*}{\beta(E+B)} & \text{if } u < 1/2 \\ 1 & \text{if } u = 1/2 \end{cases} \text{인}$$
 pooling equilibrium,

- (2) $u \leq \frac{1}{2}$ 이고

$$\frac{\alpha_l^*}{(E+B)} > \beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)} \text{ 이면,}$$

$$\eta_h = \delta = 1 \text{ 인 pooling equilibrium,}$$

2. $u > \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 이면,

$$\eta_h = \frac{1-u}{u} \text{ 이고 } \delta = \frac{l\alpha_l^*/h}{\beta(E+B)} \text{ 인}$$

hybrid equilibrium,¹¹⁾

3. $\beta < \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 이면, $\eta_h = 0$ 이고

$\delta = 1$ 인 separating equilibrium.

증명: 부록 참조

중앙정치인 모형에서의 균형은 지대추구형 중 한 유형만이 명망가형을 가장할 유인이 있는 자치단체장 모형과는 달리 지대추구형의 두 가지 유형이 모두 명망가형을 가장하는 경우가 존재한다. 특히, 이러한 경우는 높은 효율성을 가질 확률이 사전적으로(ex ante) 매우 낮을 뿐만 아니라 차기에 대한 가치를 매우 높게 인식할 때 나타나게 된다. 이러한 특이사항이 이후 소개될 경선제도에서는 사라지게 된다. 여기서 유의할 파라미터는 자원 한계 E 와 의원직 이득(office benefit) B

11) 각주 3에서 논의한 바와 같이 이러한 하이브리드 균형은 intuitive criterion과 같은 equilibrium refinement에 의해 제거될 수 있다.

이다. 의원직 이득이 높고 자원한계 또한 높을 경우 그리고 높은 효율성 충격의 가능성이 낮을 경우에는 pooling equilibrium 만이 존재한다. 자원한계는 지역구의원에게 제공되는 참모진의 규모, 국회 내 참모조직으로서 국회예산처와 같은 조직의 규모 등과 관련된다. 즉, 선형적인 관계는 아니라 하더라도 이러한 조직이 커질수록 자원한계는 늘어난다고 할 수 있다. 의원직으로부터의 이득(B)은 지역구 의원의 권한, 세비를 포함하여 국회의원에게 부여되는 여러 가지 금전적·비금전적 혜택을 포함한다. 이러한 참모조직의 규모가 축소되거나 국회의원에게 부여되는 금전적·비금전적 혜택이 축소되면 separating equilibrium이 발생할 가능성이 커지고 그에 따라 선별효과(selection effect)가 부각될 것이다. 지역구 의원의 경우에는 앞서 논의한 지역정치인의 경우와는 달리 공공재 공급에 주민들의 조세가 직접적으로 관여되지 않는다. 따라서 지역정치인의 경우에서 문제되었던 지대, 즉 이전소득의 문제 또한 발생하지 않는다. 다만, 지역구의원 자신에게 주어진 자원을 어떻게 사용하는가의 문제로 귀결되기 때문에 지역주민의 후생이라는 측면에서는 선별효과보다 지대추구형의 자제효과(discipline effect)가 부각될 수 있다.

3. 경선제도 모형

이상에서 개별적으로 논의한 지방자치 단체장 선거모형과 지역구의원 선거모형을 연결시켜 주는 제도로서 정당 내 경선 제도(primary system)의 효과와 그 정책적 시사점을 살펴보고자 한다. 먼저 어떤 정치인에게 자제효과(discipline effect)나 선별효과(selection effect) 중 어떤 효과가 지배적이어야 하는지가 문제가 된다. 구체적으로 경선제도가 지역주민의 후생증진이라는 실익을 가지려면, 경선제도 자체가 능력 있는 지역정치인에게 중앙정치로 진출할 기회를 주는 것이므로, 지역정치인에게는 자제효과(discipline effect)가 지배적이어야 할 것이고, 중앙정치인에게는 선별효과(selection effect)가 지배적이어야 할 것이다.

다시 말하면, 경선제도의 취지상 지방의 좋은 후보가 중앙정치무대로 진출하도록 하는 문을 열어줌으로써 지역정치인에게는 보다 많은 노력을 기울여 자신의 능력을 입증함으로써 중앙정치로 진출할 수 있다는 유인을 주고 중앙정치인에게는 이들 지방정치인과 경합하게 함으로써 보다 많은 노력을 기울일 유인을 줄 뿐만 아니라 결과적으로 보다 나은 인물이 중앙정치무대에 모이게 하는 것이다. 좀 더 동태적으로는 중앙정치에 뜻이 있고 능력 있는 인물들이 지방정치에서 능력을 검증받아 중앙정치로 나가는 경로가 확립되면

보다 많은 능력 있는 인물들이 지방정치로 모이게 하는 역할 또한 기대할 수 있을 것이다.¹²⁾ 여기서 암묵적으로 가정하고 있는 바는 지방정치인이 궁극적으로 중앙에서 활동하는 것을 목적으로 하고 있다는 것이다. 실제 한국의 경우 국회의원을 하다가 지방자치단체장으로 진출하는 경우가 관측되고 있다. 이는 서울이나 경기도와 같이 인구가 많고 경제력이 높아 정치적으로 매우 중요한 자치단체의 경우 대통령선거로 가는 경로로 간주되고 있다는 점을 감안하면 앞의 반례들(counter-examples)이 본 논문의 암묵적 가정과 크게 배치되는 것은 아니다.¹³⁾

본 모형에서는 이러한 직관적 관찰(intuitive observation)을 확인하기 위하여 앞서 분석한 모형들을 경선이라는 제도를 통해 연결하고자 한다. 보다 구체적으로 경선제도가 앞서 모형에서 논의한 효과가 있는지, 어떤 효과가 어떤 경우에 압도적인지, 그리고 바람직한 결과를 유도하기 위해 필요한 다른 제도적 장치는 무엇이 있는지 등을 살펴보고자 한다.

본 모형에서는 앞서 논의한 지방제도하에서의 자치단체장 모형과 중앙정치인 모형을 고려하고자 한다. 그리고 현재 한국의 상황과 가장 유사한 지방교부제 제도에서의 지역정치인 모형과 경선이 없는 지역구의원 모형을 결합한 경우를

기준으로 하여 비교하고자 한다. 다만, 경우에 따라서는 지방제도에서의 지역정치인 모형과 비교하는 경우도 있을 수 있다. 우선 경선은 지역구의원과 지역정치인의 임기가 동일하다는 전제하에 임기가 끝난 시점과 지방선거 사이에 실시된다고 가정한다. 또한 분석의 편의상 국회의원선거는 경선의 결과와 동일하다고 가정한다. 따라서 경선에서 승리한 후보는 지역구의원과 동일한 보수(payoff)를 얻게 된다. 경선에 참여할 수 있는 자는 제한이 없으며, 기본적으로 현직 지역구의원, 지역정치인 혹은 자치단체장, 그리고 도전자가 될 수 있다. 이상의 경선의 구조 이외의 기본적인 기호(notation)나 게임의 기본적인 가정들은 동일하다. 추가적으로 지역구의원과 지역정치인은 서로의 유형에 대해 알지 못한다고 가정한다. 다시 말하면 이들은 자신의 유형에 대해서는 알지만 서로에 대해서는 선거구민과 동일한 정보만을 갖고 있다는 것이다. 결국 자신의 유형에 대해서만 선거구민보다 우월한 정보를 갖고 있다는 것이다. 또한 새로이 정의해야 하는 기호와 대표적 투표자의 투표규칙(voting rule)에 대한 정의가 필요하다.

먼저 대표적 투표자(representative voter)의 경선 투표규칙은 두 공공재 공급량을 보고 각 현직의 명망가형일 개정된 신념

12) 하지만 이러한 동태적인 부분은 2기간 모형의 한계로 인하여 분석에 포함하지 못하고 있다.

13) 이러한 반례들을 지적해 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

을 계산하여 동일할 경우에는 동일한 확률(1/2)로 투표하고 그렇지 않고 한쪽이 클 경우에는 큰 쪽에 투표한다는 것이다.¹⁴⁾ 앞서 설명한 바와 같이, 경선에는 현직만이 아니라 도전자(challenger)의 참여가 허용된다. 앞서 논의한 모형들에서 지역구의원과 지역정치인의 후보자 집단(candidate set)이 서로 다르다는 전제로 이들에 대한 사전확률분포에 대한 기호를 달리하였는데, 모형의 일반성을 위하여 이 가정을 그대로 유지하고 다만 지역구의원이 명망가형일 사전확률(ϕ)이 지역정치인이 명망가형일 사전확률(π)과 같다고 가정한다. 즉, $\phi = \pi$ 라고 가정한다. 또한 분석과 설명의 편의를 위하여 지역구의원이 높은 효율성 충격을 받을 확률($\Pr(t=h)=u$)과 지역정치인이 높은 비용을 가질 확률($\Pr(\theta=H)=q$) 또한 같다($q=u$)고 가정한다.

앞서 소개한 기호를 다시 한 번 환기시키면, 지대추구형 지방정치인이 명망가형을 가장할 확률은 각각 $\Pr(G_H|b,H)=\lambda_H$ 와 $\Pr(G_H|b,L)=\lambda_L$ 이고, 지대추구형 지역구의원이 명망가형을 흉내 낼 확률은 각각 $\Pr(F_L|b,h)=\eta_h$ 와 $\Pr(F_L|b,l)=\eta_l$ 으로 나타낸다. 앞서 설명한 대표적 투표자의 투표규칙에 따라 경선의 승리자가 결정되는데 명망가형 정치인의 경우에는

자신의 유형에 따라 지역주민의 후생을 극대화하려고 하기 때문에 별도의 분석을 요하지 않는다. 반면, 지대추구형 정치인의 경우에는 지역구의원선거나 지방선거와는 달리 도전자만을 상대로 하는 것이 아니라 그 유형이 알려지지 않은 현직 정치인을 상대로 해야 하기 때문에 이에 대한 고려가 필요하다.

지대추구형 현직 지역구의원을 상정해보자. 이 의원이 경선에서 승리하기 위해서는 먼저 대표적 투표자가 도전자보다는 높게 평가되어야 한다. 즉, 도전자가 명망가형일 확률보다는 투표자가 자신을 명망가형으로 평가하는 확률이 높아야 한다. 다음으로 현직 지방정치인이 상대일 경우에 있어서는 지역정치인이 지대추구형이고 명망가형을 흉내 내지 않을 경우에는 자신이 명망가형을 흉내 내면 확실하게 이길 수 있다. 마지막으로 상대가 높은 비용을 가진 명망가형 지역정치인이거나, 지대추구형 현직 지역정치인이고 명망가형을 흉내 내는 경우에는 대표적 투표자가 어떻게 인식하는가에 따라 결정된다. 따라서 대표적 투표자가 명망가형을 가장하는 지대추구형 지역구의원에게 투표할 사전적 확률은 다음과 같이 계산된다.

14) 앞서 지방선거와 지역구의원선거의 경우에는 동일한 표를 얻는 경우에 대한 규칙(tie-breaking rule)을 현직에 유리하게 설정하였고 경선에서는 동일한 확률로 결정되는 것으로 설정하였는데, 이는 분석 결과에 전혀 영향을 미치지 않는다. 이러한 설정은 단지 분석의 편의를 위한 것일 뿐이다.

$$\sigma_C = \begin{cases} \Pr(\Pr(g|F_L) \geq \Pr(g|G_H)) + (1-\pi)((1-q)(1-\lambda_L) + q(1-\lambda_H)) \\ \text{if } (\eta_h > 0 \text{ or } \eta_l > 0) \text{ and } (\Pr(g|F_L) \geq \pi), \\ 0 \\ \text{otherwise.} \end{cases}$$

한편, 위의 식에서

$$\Pr(\Pr(g|F_L) \geq \Pr(g|G_H)) = (\pi q + (1-\pi)((1-q)\lambda_L + q\lambda_H)) \\ \times \left(\mathbb{I}(\Pr(g|F_L) > \Pr(g|G_H)) + \frac{1}{2} \mathbb{I}(\Pr(g|F_L) = \Pr(g|G_H)) \right)$$

이다. 여기서 $\mathbb{I}(\cdot)$ 는 지수함수(index function)로 괄호 안의 조건을 만족하면 1을, 그렇지 않으면 0을 갖는다.

앞의 설명과 유사한 논리로 첫 번째

경선에서 대표적 투표자가 명망가형을 가장한 지대추구형 현직 지역정치인에게 투표할 사전적 확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\sigma_{M1} = \begin{cases} \Pr(\Pr(g|G_H) \geq \Pr(g|F_L)) + (1-\pi)(q(1-\eta_h) + (1-q)(1-\eta_l)) \\ \text{if } (\lambda_H > 0 \text{ or } \lambda_L > 0) \text{ and } (\Pr(g|G_H) \geq \pi), \\ 0 \\ \text{otherwise.} \end{cases}$$

여기서

$$\Pr(\Pr(g|G_H) \geq \Pr(g|F_L)) = (\pi(1-q) + (1-\pi)(q\eta_h + (1-q)\eta_l)) \\ \times \left(\mathbb{I}(\Pr(g|G_H) > \Pr(g|F_L)) + \frac{1}{2} \mathbb{I}(\Pr(g|F_L) = \Pr(g|G_H)) \right)$$

이다. 한편 두 번째 경선에서 대표적 투표자가 첫 번째 경선에서 지방정치인이었던 지대추구형 지역구의원에게 투표할 사전적 확률은 지대추구형 지역구의원에게 투표할 사전적 확률과 같다. 즉, $\sigma_{M2} = \sigma_C$ 이다.

위의 식에서 대표적 투표자의 개정된 신념은 Bayes' rule에 따라

$$\Pr(g|F_L) = \frac{\pi(1-q)}{\pi(1-q) + (1-\pi)q\eta_h + (1-\pi)(1-q)\eta_l},$$

$$\Pr(g|G_H) = \frac{\pi q}{\pi q + (1-\pi)(1-q)\lambda_L + (1-\pi)q\lambda_H}$$

와 같이 계산된다.

이상과 같이 구성된 모형에서 유형이 t 인 지대추구형 지역구의원은

$$\gamma_1(t) + B + \beta \sigma_C(E + B) \geq E + B$$

이 만족되어야 명망가형을 흉내 낼 것이다. 또한 유형이 θ 인 지대추구형 지역정치인은

$$s_1(\theta) + \beta\sigma_M Eu(win) + (u\eta_h + (1-u)\eta_l)\beta^2\sigma_C(E+B) \geq X$$

을 만족하여야 명망가형으로 가장할 것이다. 여기서

$$Eu(win) = u(\eta_h(\gamma_1(h) + B) + (1-\eta_h)(E+B)) + (1-u)(\eta_l(\gamma_1(l) + B) + (1-\eta_l)(E+B))$$

을 나타낸다.

이러한 구조에서 순수전략균형(pure strategy equilibria)의 후보는 총 16쌍이 존재한다. 먼저 지역구의원 후보집단과 지역정치인 후보집단의 도전자가 경선에 참여할 것이기 때문에 지대추구형의 두 유형이 모두 양의 확률로 명망가형을 가장하는 균형은 존재할 수 없다. 따라서 지대추구형의 전략을 $(\lambda_H, \lambda_L, \eta_h, \eta_l)$ 으로 나타낼 때, $(1,1,1,1), (1,1,1,0), (1,1,0,1), (1,1,0,0), (1,0,1,1), (0,1,1,1), (0,0,1,1)$ 의 7개 가능성을 제거할 수 있다. 또한 지역구원의 경우 낮은 효율성 충격의 경우 1기에 취할 수 있는 지대가 높은 효율성 충격의 경우보다 낮기 때문에 전자가 명망가형을 흉내 내고 후자는 흉내 내지 않는 경우는 균형이 될 수 없다. 마찬가지로 높은 비용을 가진 지대추구형 지역정

치인이 명망가형을 흉내 내고 낮은 비용을 가진 지대추구형 지방정치인이 명망가형을 흉내 내지 않는 경우도 또한 균형이 될 수 없다. 따라서 $(1,0,0,0), (1,0,1,0), (0,0,0,1), (0,1,0,1), (1,0,0,1)$ 의 5개 가능성을 제거할 수 있다. 논의를 종합하면 $(0,1,0,0), (0,1,1,0), (0,0,1,0), (0,0,0,0)$ 의 4개의 순수전략균형(pure strategy equilibria)이 가능하다. 또한 $q > \frac{1}{2}$ 이라고 가정하면 $\Pr(g|F_l) \geq \pi$ 가 성립할 수 없다. 즉, 지대추구형 지역구원이 명망가형을 따라할 경우 항상 도전자에게 패배한다는 것이다. 따라서 $\eta_h = 1$ 의 경우는 성립할 수 없고 $(0,1,1,0), (0,0,1,0)$ 의 두 가지 가능성을 추가적으로 제거할 수 있다. 지역정치인이 높은 공공재 공급비용을 가질 확률이 낮은 공공재 공급비용을 가질 확률보다 큰 경우 혹은 지역구원이 공공재 공급에 높은 효율성을 가질 확률이 낮은 효율성을 가질 확률보다 큰 경우, 즉 $q > \frac{1}{2}$ 에는 다음과 같은 균형이 존재한다.

Proposition 5. $q > \frac{1}{2}$ 라고 하자.

이 경우 다음과 같은 PBE in pure strategies가 존재한다.

1. $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 이면,

$\lambda_H = 0, \lambda_L = 1$ 과 $\eta_h = \eta_l = 0$ 이고 대표적 투표자는 투표규칙¹⁵⁾을 따르는 pooling equilibrium,

2. $\beta < \frac{X - \hat{s}}{(1 - \pi)(E + B)}$ 이면,
 $\lambda_H = \lambda_L = 0$ 과 $\eta_h = \eta_l = 0$ 이고
 대표적 투표자는 투표규칙을
 따르는 separating equilibrium.

증명: 부록 참조

위의 균형조건들과 지역구의원 모형의 균형조건을 비교하면 높은 효율의 지대추구형이 pooling할 가능성이 낮아졌다는 것을 알 수 있다. 다시 말하면 경선을 통하여 지역구의원의 선별효과(selection effect)가 높아졌다는 것이다. 한편, 지역정치인의 경우에는 $X < (1 - \pi)(E + B)$ 이면 낮은 비용의 지대추구형이 pooling할 가능성이 높아지고, 그 반대의 경우에는 pooling할 가능성이 낮아진다는 것을 알 수 있다. 첫 번째 pooling equilibrium은 도입부에서 논의한 바와 같이 경선제도가 지역정치인에게는 자제효과(discipline effect)를, 그리고 지역구의원에게는 선별효과(selection effect)를 높이는 결과를 낳는다.

이를 위해서는 두 가지 조건이 충족되어야 함을 알 수 있다. 첫째, 지역구의원의 지대가 충분히 커야 하고, 둘째 사전적으로 지대추구형 지역구의원이 명망가형을 따라할 가능성이 지대추구형 지역

정치인이 명망가형으로 가장할 가능성보다 높아야 한다. 첫 번째 조건은 지대추구형 지역정치인이 지역구의원 경선에 나갈 충분한 유인을 줄 수 있을 만큼 지역구의원의 지대가 커야 한다는 것이고, 두 번째 조건은 지대추구형 지역구의원이 명망가형으로 가장한다고 하더라도 도전자에게 패배할 것이라는 믿음을 주어 경선을 포기할 수 있도록 해야 한다는 것이다. 반대로 두 번째 조건은 지대추구형 지역정치인이 명망가형을 흉내 내면 충분히 도전자를 이길 수 있다는 믿음을 주어 경선 참여를 유도할 수 있어야 한다는 것이다.

위 결과로부터의 정책적 함의는 다음과 같다. 먼저 Proposition 5의 균형조건에서 $X - \hat{s}$, 즉 지대추구형 지역정치인이 경선에 출마함으로써 발생하는 기회비용이 $(1 - \pi)(E + B)$, 즉 경선출마로부터의 기대지대보다 크다고 하자. 이 경우에는 할인인자(discount factor)인 $\beta < 1$ 이기 때문에 특히 지역정치인의 경우 자제효과는 나타나지 않는다. 이 경우에는 지방세 상한을 감소시키면 지대추구형이 자신에게 이전할 지대를 감소시켜 지역주민의 후생을 증가시킬 가능성이 있다. 또한 지역구의원의 지역발전을 위한 역할이 제한적이어서 지역정치인의 지대추구행위

15) 여기서 투표규칙은 앞서 소개한 경선 투표규칙으로 두 공공재 공급량을 보고 각 현직의 명망가형일 개 정된 신념을 계산하여 동일할 경우에는 동일한 확률(1/2)로 투표하고 그렇지 않고 한쪽이 클 경우에는 큰 쪽에 투표한다는 것이다.

만을 제한할 필요가 있다면 자제효과가 발생할 가능성만을 증가시켜야 하는데, 이를 위해서는 지역구의원의 최대 지대, 즉 사용 가능한 자원과 의원직으로부터 얻을 수 있는 혜택을 증가시킴으로써 가능하다. 하지만 이에 필요한 재원도 결국 국민의 세금으로 부담되는 것이기 때문에 줄이는 것이 바람직하다. 따라서 지대 추구형 지역정치인이 경선출마에 부담하는 기회비용이 그러한 지역정치인이 경선출마로부터 기대하는 지대보다 크지 않도록 하는 제도설계가 필요하다고 할 것이다.

다음으로 지역정치인이 높은 공공재 공급비용을 가질 확률이 낮은 공공재 공급비용을 가질 확률보다 작은 경우 혹은 지역구의원이 공공재 공급에 높은 효율성을 가질 확률이 낮은 효율성을 가질 확률보다 작은 경우, 즉 $q < \frac{1}{2}$ 인 경우에는 $\Pr(g|G_H) \geq \pi$ 가 성립할 수 없기 때문에 다음과 같은 균형이 존재한다.

Proposition 6. $q < \frac{1}{2}$ 라고 하자.

이 경우 다음과 같은 PBE in pure strategies가 존재한다.

1. $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(1-\pi)(E+B)}$ 이면, $\lambda_H = \lambda_L = 0$ 과 $\eta_h = 1, \eta_l = 0$ 이고 대표적 투표자는 투표규칙을 따르는 pooling equilibrium,

2. $\beta < \frac{l\alpha_l^*/h}{(1-\pi)(E+B)}$ 이면, $\lambda_H = \lambda_L = 0$ 과 $\eta_h = \eta_l = 0$ 이고 대표적 투표자는 투표규칙을 따르는 separating equilibrium.

증명: 부록의 proposition 4의 증명과 논리구조가 동일하여 반복하지 않는다.

위의 균형이 보여주는 것은 기본적으로 지대추구형 지역정치인은 경선을 포기하고 자신의 현재지대를 극대화하는 반면 지대추구형 지역구의원의 경우에는 경선출마의 기회비용이 경선출마로부터 얻을 기대지대보다 클 경우에는 경선을 포기하고 그 반대의 경우에는 경선에 참여한다는 것이다. 전자의 경우에는 경선이 지역구의원의 선별효과를 가져오고, 후자의 경우에는 자제효과를 가져온다는 것이다. 앞서 논의한 바와 마찬가지로 경선의 선별효과를 증진시키는 것이 지역주민뿐만 아니라 전체 국민의 후생 측면에서 바람직하다. 따라서 경선출마로부터 얻을 수 있는 기대지대, 특히 지역구의원의 의원직으로부터의 혜택을 감소시킴으로써 이를 달성할 수 있을 것이다.

경선제도를 통하여 기본적으로 지방세에서의 지역정치인 모형과 지역구의원 모형의 주민후생을 손상하지 않으면서 지방정치인과 지역구의원의 경쟁을 통하여 지역구의원의 선별효과를 증대시킬

수 있다. 물론 이에는 지역정치인의 선별 효과의 발생 가능성이 약간 감소하는 후생감소의 요인이 있으나 이는 지역구의 원의 선별효과 발생 가능성의 증가보다 크지는 않을 것이다.¹⁶⁾ 뿐만 아니라 하향식 공천제도를 실시함으로써 정치인이 되고자 하는 능력 있는 인물들이 중앙정치에만 매달리고 있는 현실을 감안하면 상향식 공천제도, 즉 경선을 도입함으로써 이들을 지방정치로 유도하여 지역발전 을 위하여 능력을 발휘할 수 있도록 함으로써 지역발전과 동시에 중앙정치의 발전도 도모할 수 있을 것으로 판단된다. 다시 말하면, 지역정치인이 명망가형일 가능성(π)을 증가시키는 효과가 있을 것이다. 이를 통하여 지역정치인의 선별효과 발생 가능성의 감소를 상쇄하거나 오히려 이전보다 증가시킨다면, 즉 지역구 의원이 명망가형일 가능성(π)을 증가시킨다면, 전체적으로 주민후생의 증가를 가져올 수 있을 것이다. 따라서 경선제도의 도입을 통하여 중앙정치의 발전과 더불어 지역정치의 발전을 동시에 도모할 수 있을 것이고 지역발전의 가능성을 한 층 높이는 계기가 될 수 있을 것으로 판단된다.

IV. 정책적 시사점 및 향후 연구과제

1. 정책적 시사점

이상에서 논의한 바를 정리하면 다음과 같다. 본 연구에서는, 첫째 지방교부세제도는 어떤 자치단체장이라도 지방교부금의 상한까지 사용하려 하고 재원이 다른 용도로 사용될 가능성이 상대적으로 높다는 측면에서 지방세를 통한 지방재원 조달의 경우보다 비효율적이라는 것을 이론적으로 보이고 있다. 특히, 지방교부세제도의 경우에는 지방정부의 재정적 제약을 감소시키더라도 이러한 재정낭비의 가능성은 감소하지 않는다는 문제가 있다. 이는 지방교부세가 국세의 일부분을 지역으로 교부하는 것이고 지방주민으로부터 직접적으로 재원을 확보하는 것이 아니므로 지역정치인은 지역주민의 부담을 감안할 필요가 없을 뿐만 아니라 지역주민의 입장에서도 지방세로 재원이 조달된 것이 아니므로 지출내역을 감시할 유인이 부족하기 때문이다. 따라서 지방분권의 활성화와 더불어 효율적인 지역발전을 도모하기 위해서는 현재 한국의 지방재정조정제도로 사용되고

16) 경선제도 도입으로 인한 후생비교는 경선제도 모형이 복잡할 뿐만 아니라 모형의 대상기간이 일치하지 않아 사실상 비교가 곤란함을 밝혀둔다.

있는 지방교부세제도의 규모를 축소하고 국세를 지방세로 전환함으로써 재산세 위주로 구성되어 경직성이 높은 지방세 제도를 개편할 필요가 있다고 판단된다.

부연하면, 지방자치제도를 실시한다고 하더라도 국가적 차원에서 재원낭비의 가능성을 통제할 수 있는 장치를 마련하는 일이 거의 불가능한 상황이 된다고 할 수 있다. 따라서 보다 효율적인 지방자치를 위해서는 국세를 지방세로 전환함으로써 지방세를 강화할 필요성이 있다. 더 나아가 현행 지방교부세제도와 지방세 및 국세 체계를 개편하여 지방에서 사용하는 재원은 기본적으로 지방이 부담한다는 원칙을 확립할 필요성이 있다. 다시 말하면, 자치단체의 권한과 책무를 엄격하게 규정하고 그에 대응하는 재정권한 또한 부여하였을 때에만 재정의 낭비적 요소를 막을 수 있을 것이다. 이를 위해서는 지방세와 국세의 재분류가 필요할 것이고 지방세로 재분류되는 상당한 부분에 대하여 탄력세율을 적용할 여지를 지방에 부여하는 것이 바람직할 것이다.

둘째, 이와 더불어 상향식 공천제도인 경선제도는 지역정치인으로서 능력이 검증된 인물들이 중앙정치로 나아갈 수 있는 경로를 열어주고, 이들과 경쟁하는 과정에서 현직 지역구의원들이 지역발전을 위해 더 많이 노력하도록 유도할 수 있다는 점에서 중앙정치의 발전뿐만 아니라 지역발전에 보다 효율적인 제도라는 것

을 보이고 있다. 다른 한편, 이러한 경선제도는 중앙정치로 나아갈 유인을 제공함으로써 지방정치인의 지대추구행위를 감소시키는 효과도 있다. 더욱이 경선제도는 중앙정치에 참여하고자 하는 많은 능력 있는 인물들을 지방정치로 유도함으로써 지방발전을 도모할 수 있는 부수적인 효과도 얻을 수 있다. 이러한 중앙정치와 지방정치의 선순환적인 구조를 통하여 중앙정치와 지방분권 및 지역발전을 도모할 수 있다는 측면에서 경선제도의 도입이 긴요하다고 판단된다.

현재 거의 대부분의 정당에서 사용하고 있는 하향식 공천제도를 상향식 공천제도로 전환할 필요성이 있다. 특히, 상향식 공천제도가 능력 있는 자치단체장들의 경력에 대한 우려를 불식시키고 자치단체장들의 혁신의지를 고취시킬 수 있을 뿐만 아니라 지역구의원들의 지역에 대한 관심과 지역발전을 위한 노력을 이끌어낼 수 있다는 측면에서 전면적으로 도입될 필요성이 있다. 경선제도는 지역구의원뿐만 아니라 지역정치인의 선별 효과(selection effect)를 통하여 부도덕하고 무능력한 정치인을 정치무대에서 배제하는 효과가 있다. 이러한 효과를 담보하기 위해서는 지방세의 사용에 대한 엄격한 감사제도를 도입하여 지방재정의 투명성을 강화해야 할 뿐만 아니라 중앙정치인이 직(職)으로부터 얻는 혜택을 제한해야 할 것이다. 또한 현재는 지역구의

원이 직책으로부터 얻는 이득이 지나치게 크고 중앙정치인이 되기 위한 경로가 한정되어 있기 때문에 능력 있는 정치지망생들이 중앙정치무대로만 눈을 돌리고 있는데, 경선제도는 이러한 정치지망생들이 지방무대에서 자신의 능력을 검증받고 중앙무대로 진출하는 경로를 제공함으로써 이들이 다시 지역으로 눈을 돌릴 수 있도록 해준다. 다시 말하면, 동태적으로 보다 많은 능력 있는 인재가 지역 발전을 위해 뿔 것이고 이러한 인재들을 통하여 지역발전의 기반이 보다 공고해질 것이다.

2. 향후 연구과제

본 연구는 모형의 균형 도출을 위하여 결과의 일반성을 제약하는 여러 가지 가정을 하였으나 그러한 가정들이 일반적인 결과를 도출하는 데 크게 제약적이지는 않다고 생각된다. 다만, 본 연구의 단순화된 모형과 달리 정치인의 유형 집합(type set)을 연속적인 공간(continuous space)으로 가정하고 정치인의 노력변수(effort)를 내생화할 수 있다면 보다 현실적인 모형을 구성할 수 있을 것으로 생각된다. 본 연구에서는 선거과정을 축약된 형태(reduced form)로 매우 단순하게 설정하고 있는데, 이를 보다 현실적으로 경선과 더불어 본선과정을 모형화한다면 여당의 경우와 야당의 경우에 어떤 변화가 있

는지를 살펴볼 수 있을 것으로 생각된다. 더 나아가 본 연구에서는 2기 모형을 설정하고 있기 때문에 정치지망생들이 중앙으로 몰리던 상황이 경선을 통하여 지방으로 모이게 되는 것을 제대로 설명하지 못하였는데, 이는 무한반복 게임(infinitely repeated game)을 사용함으로써 어느 정도 해결할 수 있을 것으로 생각된다. 물론 어느 정도 분석이 가능할지 그리고 얼마나 내용적으로 다른 결과를 도출할 수 있을지에 대해서는 확신하기 힘들다.

경선이 정당 내부 정치에 미치는 영향에 대해서도 연구할 수 있을 것으로 생각된다. 한국의 경우 하향식 공천제도를 사용하고 있고 일반 의원들의 경우 공천이 자신의 정치생명을 결정짓는다고 생각할 정도로 공천권은 재선에 영향을 미친다. 다시 말하면 정당의 레이블이 국회의원 선거에 결정적인 영향을 미친다는 것이다. 이 자체도 매우 흥미로운 주제이지만 이러한 공천권이 1인이나 당내 소수에게 집중되어 있을 경우 발생할 수 있는 문제점에 대해서 연구하면 보다 의미 있는 결과를 도출할 수 있을 것으로 생각된다. 이러한 하향식 공천제도에서는 개별 의원의 입장에서 당내 공천권을 가진 자의 의견에 반기를 들기 힘들고 당론에 따라갈 수밖에 없는 문제점을 일으킬 가능성이 높다. 뿐만 아니라 개별 의원 입장에서 공천과 관련하여 공천권자와 개별적으로 협상을 하는 것보다 집단

을 형성하여 협상하는 것이 훨씬 유리할 것이다. 왜냐하면 개별 의원이 탈당하거나 의회투표에서 반란표를 행사하는 것 보다는 집단적으로 탈당하거나 반란표를 행사하는 것이 훨씬 위협적일 수 있기 때문이다. 이러한 이유로 한국 정당에서는 계파정치가 지배적일 수 있고 이로 인해 당내 갈등 문제를 해결하는 제도가 상향식 공천제도를 취하는 때와는 다른 형태로 발전해 왔을 가능성이 높다. 정치적

의사결정의 효율성이라는 측면에서는 매우 단점이 많은 형태일 가능성이 높고 갈등조정에 매우 많은 비용을 치러야 하는 형태일 가능성도 높을 것으로 생각된다. 다른 한편으로 한국 정당정치의 문제점을 해결하기 위해서도 경선을 도입할 필요성이 있다고 생각된다. 이러한 점들은 매우 중요한 주제이고 연구되어야 할 가치가 있는 주제라고 생각된다.

참 고 문 헌

- 김용성, 「지방교부세의 재정형평화에 대한 연구」, 『한국개발연구』, 제26권 제2호, 2004, pp.105~141.
- 모종린·전용주, 「후보경선제, 본선경쟁력 그리고 정당 민주화: 2002년 6·13 기초자치단체장선거를 중심으로」, 『한국정치학회보』, 제38집 제1호, 2004, pp.233~253.
- 유태현·김현숙, 「우리나라 지방재정조정제도의 개선방향에 관한 연구」, 『재정정책논집』, 제8권 제2호, 2006, pp.47~71.
- 이계식, 「지방자치와 국민경제 및 지방재정」, 『한국개발연구』, 제13권 제2호, 1991, pp.41~67.
- Azfar, O., S. Kahkonen, and P. Meagher, “Conditions for Effective Decentralized Governance: A Synthesis of Research Findings,” IRIS Center, University of Maryland, 2001.
- Bardhan, P. and D. Mookherjee, “Capture and Governance at Local and National Levels,” *American Economic Review*, Vol. 90, No. 2, 2000, pp.135~139.
- Baron, D. and J. Ferejohn, “Bargaining in Legislatures,” *American Political Science Review*, Vol. 87, 1989, pp.34~47.
- Belleflamme, P. and J. Hindriks, “Yardstick Competition and Political Agency Problems,” *Social Choice and Welfare*, 2003.
- Besley, T. and A. Case, “Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-setting, and Yardstick Competition,” *American Economic Review*, Vol. 85, 1995, pp.25~45.
- Besley, T. and M. Smart, “Fiscal Restraints and Voter Welfare,” *Journal of Public Economics*, Vol. 91, 2007, pp.755~773.
- Besley, T. and S. Coate, “Centralized versus Decentralized Provisions of Local Public Goods: A Political Economy Approach,” *Journal of Public Economics* 87, 2003, pp.2611~2637.
- Bordignon, M., F. Cerniglia, and F. Revelli, “Yardstick Competition in Intergovernmental Relationships: Theory and Empirical Predictions,” *Economics Letters*, Vol. 83, 2004, pp.325~333.
- Buchanan, J. M. and G. Tullock, “The Calculus of Consent: Logical Foundations of Constitutional Democracy,” Ann Arbor: University of Michigan Press, 1962.
- Cho, I-K. and D. Kreps, “Signaling Games and Stable Equilibria,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, 1987, pp.179~221.
- Faguet, J-P., “Does Decentralization Increase Government Responsiveness to Local Needs? Evidence from Bolivia,” *Journal of Public Economics*, Vol. 88, 2004, pp.667~893.
- Ferejohn, J., J. M. Fiorina, and R. D. McKelvey, “Sophisticated Voting and Agenda Independence

- in the Distributive Politics Setting,” *American Journal of Political Science*, Vol. 31, 1987, pp.169~194.
- Ferejohn, J., “Incumbent Performance and Electoral Control,” *Public Choice*, Vol. 50, 1986, pp.5~26.
- Fisman, R. and R. Gatti, “Decentralization and Corruption: Evidence Across Countries,” *Journal of Public Economics*, Vol. 83, No. 3, 2002a, pp.325~345.
- _____, “Decentralization and Corruption: Evidence from US Transfer Programs,” *Public Choice*, Vol. 113, 2002b, pp.25~35.
- Henderson, J. V. and A. Kuncoro, “Corruption in Indonesia,” NBER Working Paper, No. 10674, 2004.
- Hindriks, J. and B. Lockwood, “Centralization and Political Accountability,” CEPR Discussion Paper, 2005.
- Knight, B., “Legislative Representation, Bargaining Power, and the Distribution of Federal Funds: Evidence from the US Senate,” unpublished paper, 2004.
- Lockwood, B., “Distributive Politics and the Costs of Centralization,” *Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 2, 2002, pp.313~337.
- _____, “Centralized versus Decentralized Provision of Local Public Goods: a Legislative Bargaining Approach,” University of Warwick Economics Working Paper, 2005.
- Oates, W., *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt-Brace, 1972.
- _____, “Searching for Leviathan: A Empirical Study,” *American Economic Review*, Vol. 79, 1985, pp.748~757.
- Persson, T. and G. Tabellini, *Political Economics: Explaining Economic Policy*, MIT Press, 2000.
- Riker, W. H., “The Theory of Political Coalitions,” New Haven: Yale University Press, 1962.
- Strumpf, K. S. and F. Oberholzer-Gee, “Endogenous Policy Decentralization: Testing the Central Tenet of Economic Federalism,” *Journal of Political Economy*, Vol. 110, 2002, pp.1~36.
- Tiebout, C. M., “A Pure Theory of Local Expenditures,” *Journal of Political Economy*, Vol. 64, No. 5, 1956, pp.416~424.
- Treisman, D., “Decentralization and the Quality of Government,” unpublished paper, Department of Political Science, UCLA, 2002.

부 록

Proposition 1에 대한 증명:

1) $q \geq \frac{1}{2}$ 과 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 의 조건을 만족한다고 하자. $\lambda = 1$ 이라고 가정하자. 이 경우 대표적 투표자가 공공재 공급 G_H^* 를 관찰하는 경우 현직이 명망가형이라고 믿는 개정된 신념은 다음과 같다.

$$\Pr(g|G_H^*) = \frac{\pi q}{\pi q + (1-\pi)(1-q)}.$$

$q \geq \frac{1}{2}$ 이기 때문에 $\Pr(g|G_H^*) \geq \pi$ 이다. 따라서 투표자가 도전자에게 투표하는 것보다 현직자에게 투표하는 것을 더 선호하며 이에 따라 $\sigma = 1$ 가 최적투표전략이 된다. $\sigma = 1$ 이라고 가정하자. 이제 (b, L) 가 첫 번째 기에 G_H^* 를 공급할 경우 재선이 확실하기 때문에 기대지대는 $(H-L)G_H^* + \beta X$ 가 되고 $G_H^* = \frac{X}{H}$ 이고 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 이기 때문에 기대지대는 첫 번째 기에 최대 지대 X 를 취하고 재선에 실패하는 것보다 높다. 따라서 $\lambda = 1$ 이 최적 전략이 된다. 그러므로 $q \geq \frac{1}{2}$ 과 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 의 조건을 만족하는 경우 $\lambda = \sigma = 1$ 이 균

형의 일부가 된다.

2) $q < \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 의 조건을 만족한다고 하자. 대표적 투표자의 사후확률은 다음과 같다.

$$\Pr(g|G_H^*) = \frac{\pi q}{\pi q + (1-\pi)(1-q)\lambda}.$$

이 경우 $q < \frac{1}{2}$ 이기 때문에 $\lambda = 1$ 인 경우에 $\Pr(g|G_H^*) < \pi$ 가 되고, 따라서 $\sigma = 0$ 이 된다. 그에 따라 $\lambda \neq 1$ 이 된다. 하지만 이는 $\lambda = 1$ 이라는 가정에 모순(contradiction)된다. 다른 한편, $\lambda = 0$ 인 경우에는 $\Pr(g|G_H^*) > \pi$ 가 성립하므로 $\sigma = 1$ 이 된다. 하지만 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 인 경우 $(H-L)G_H^* + \beta X \geq X$ 이므로 $\lambda = 0$ 이라는 가정에 모순된다. 따라서 $\lambda \in (0, 1)$ 이어야 하고 $\Pr(g|G_H^*) = \pi$ 을 만족시켜야 한다. 그러한 λ 는 $\frac{q}{1-q}$ 이고, 이는 다시 (b, L) 이 첫 기에 G_H^* 를 공급하는 것과 첫 번째 기에 X 를 취하는 것에 대해 무차별적이어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 $\sigma = \frac{L}{\beta H}$ 이어야 한다. 그러므로

$q < \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{L}{H}$ 의 조건을 만족하는 경우 $\lambda = \frac{q}{1-q}$ 와 $\sigma = \frac{L}{\beta H}$ 이 균형의 일부가 된다.

3) $\beta < \frac{L}{H}$ 이라고 하자. $\lambda = 0$ 이라고 가정하자. 그러면 $\Pr(g|G_H^*) = 1$ 이 되어 $\sigma = 1$ 이 된다. 한편 $\sigma = 1$ 이라고 하면, $\beta < \frac{L}{H}$ 이기 때문에 $(H-L)G_H^* + \beta X < X$ 가 성립하고, 따라서 $\lambda = 0$ 이 된다. 따라서 $\beta < \frac{L}{H}$ 인 경우 $\lambda = 0$ 과 $\sigma = 1$ 이 균형의 일부가 된다.

Proposition 2에 대한 증명:

1) $q \geq \frac{1}{2}$ 과 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 의 조건을 만족한다고 하자. $\lambda = 1$ 이라고 가정하자. 이 경우 대표적 투표자가 공공재 공급 G_H^* 를 관찰하는 경우 현직이 명망가형이라고 믿는 개정된 신념은 다음과 같다.

$$\Pr(g|G_H^*) = \frac{\pi q}{\pi q + (1-\pi)(1-q)}.$$

$q \geq \frac{1}{2}$ 이기 때문에 $\Pr(g|G_H^*) \geq \pi$ 이다. 따라서 투표자가 도전자에게 투표하는 것보다 현직자에게 투표하는 것을 더 선호하며 이에 따라 $\sigma = 1$ 이 최적투표전략이 된다. $\sigma = 1$ 이라고 가정하자. 이제

(b, L) 이 첫 번째 기에 G_H^* 를 공급할 경우 재선이 확실하므로 기대지대는 $\hat{s} + \beta X$ 가 되고 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 이므로 기대지대는 첫 번째 기에 최대 지대 X 를 취하고 재선에 실패하는 것보다 높고 $\lambda = 1$ 이 최적전략이 된다. 그러므로 $q \geq \frac{1}{2}$ 과 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 의 조건을 만족하는 경우 $\lambda = \sigma = 1$ 이 균형의 일부가 된다.

2) $q < \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 의 조건을 만족한다고 하자. 대표적 투표자의 개정된 신념은 다음과 같다.

$$\Pr(g|G_H^*) = \frac{\pi q}{\pi q + (1-\pi)(1-q)\lambda}.$$

이 경우 $q < \frac{1}{2}$ 이기 때문에 $\lambda = 1$ 인 경우에 $\Pr(g|G_H^*) < \pi$ 가 되고, 따라서 $\sigma = 0$ 이 된다. 그에 따라 $\lambda \neq 1$ 이 된다. 하지만 이는 $\lambda = 1$ 이라는 가정에 모순(contradiction)된다. 다른 한편 $\lambda = 0$ 인 경우에는 $\Pr(g|G_H^*) > \pi$ 가 성립하기 때문에 $\sigma = 1$ 이 된다. 하지만 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 인 경우 $\hat{s} + \beta X \geq X$ 이기 때문에 $\lambda = 0$ 이라는 가정에 모순된다. 따라서 $\lambda \in (0, 1)$ 이어야 하고 $\Pr(g|G_H^*) = \pi$ 을 만족시켜야 한다. 그러한 λ 는 $\frac{q}{1-q}$ 이고 이는

다시 (b, L) 이 첫 번째 기에 G_H^* 를 공급하는 것과 첫 번째 기에 X 를 취하는 것에 대해 무차별적이어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 $\sigma = \frac{X - \hat{s}}{\beta X}$ 이어야 한다. 그러므로 $q < \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{X}$ 의 조건을 만족하는 경우 $\lambda = \frac{q}{1 - q}$ 와 $\sigma = \frac{X - \hat{s}}{\beta X}$ 가 균형의 일부가 된다.

3) $\beta < \frac{X - \hat{s}}{X}$ 이라고 하자. $\lambda = 0$ 이라고 가정하자. 그러면 $\Pr(g|G_H^*) = 1$ 이 되어 $\sigma = 1$ 이 된다. 한편 $\sigma = 1$ 이라고 하면, $\beta < \frac{X - \hat{s}}{X}$ 이기 때문에 $\hat{s} + \beta X < X$ 이 성립하고, 따라서 $\lambda = 0$ 이 된다. 따라서 $\beta < \frac{X - \hat{s}}{X}$ 인 경우 $\lambda = 0$ 과 $\sigma = 1$ 이 균형의 일부가 된다.

Proposition 3에 대한 증명:

1) (1) $u \leq \frac{1}{2}$ 과 $\beta \geq \frac{\alpha_l^*}{(E+B)}$ 의 조건을 만족한다고 하자. $\eta_h = 1$, $\eta_l = \frac{1 - 2u}{1 - u}$ 라고 가정하자. 이 경우 대표적 투표자가 공공재 공급 F_l 를 관찰하는 경우 현직이 명망가형이라고 믿는 개정된 신념은 다음과 같다.

$$\Pr(g|F_l) = \frac{\phi(1-u)}{\phi(1-u) + (1-\phi)u\eta_h + (1-\phi)(1-u)\eta_l}$$

따라서 $\Pr(g|F_l) = \phi$ 이다. 따라서 투표자가 도전자에게 투표하는 것과 현직자에게 투표하는 것에 무차별하며 이에 따라 $\delta \in [0, 1]$ 이 최적투표전략이 된다.

$\delta = \frac{\alpha_l^*}{\beta(E+B)}$ 이라고 가정하자. 이제

(b, h) 가 첫 번째 기에 F_l 를 공급할 경우

기대지대는 $E - \frac{l\alpha_l^*}{h} + B + \alpha_l^*$ 이 되므로

첫 번째 기에 최대 지대 $E+B$ 를 취하고 재선에 실패하는 것보다 높아 $\eta_h = 1$ 이 최적 전략이 된다. 반면, (b, l) 이 첫 번째

기에 F_l 를 공급할 경우 기대지대는 $E+B$ 가 되므로 첫 번째 기에 최대 지대 $E+B$ 를 취하고 재선에 실패하는 것과

무차별하여 $\eta_l = \frac{1 - 2u}{1 - u}$ 가 최적 전략이

된다. 만약 $\eta_l \neq \frac{1 - 2u}{1 - u}$ 이라면, 예컨대

$\eta_l = 1$ 이라면 $\Pr(g|F_l) < \phi$ 이 되어 $\delta = 0$ 이 되어 기대지대는 $E - \alpha_l^* + B$ 가 되어

$\eta_l = 1$ 이 될 수 없고 이는 (b, h) 에게도 마찬가지이다. 물론 $\eta_l = 0$ 인 경우에는

$\Pr(g|F_l) > \phi$ 가 되므로 $\delta = 1$ 이 되어 $\eta_l = 0$ 이 최적

이 될 수 없다. 따라서 $u \leq \frac{1}{2}$ 과

$\beta \geq \frac{\alpha_l^*}{(E+B)}$ 의 조건을 만족하는 경우

$\eta_h = 1$, $\eta_l = \frac{1-2u}{1-u}$, $\delta = \frac{\alpha_l^*}{\beta(E+B)}$ 이 균형의 일부가 된다.

(2) $u \leq \frac{1}{2}$ 과 $\frac{\alpha_l^*}{(E+B)} > \beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 의 조건을 만족한다고 하자. $\eta_h = 1$ 이라고 가정하자. 이 경우 대표적 투표자가 공공재 공급 F_l 를 관찰하는 경우 현직이 명망가형이라고 믿는 개정된 신념은 다음과 같다.

$$\Pr(g|F_l) = \frac{\phi(1-u)}{\phi(1-u) + (1-\phi)u\eta_h}$$

$u \leq \frac{1}{2}$ 이기 때문에 $\Pr(g|F_l) \geq \phi$ 이다. 따라서 투표자가 도전자에게 투표하는 것보다 현직자에게 투표하는 것을 더 선호하며 이에 따라 $\delta = 1$ 이 최적투표전략이 된다. $\delta = 1$ 이라고 가정하자. 이제 (b, h) 가 첫 기에 F_l 를 공급할 경우 재선이 확실하므로 기대지대는 $E - \frac{l\alpha_l^*}{h} + B + \beta(E+B)$ 가 되고 $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 이므로 기대지대는 첫 번째 기에 최대 지대 $E+B$ 를 취하고 재선에 실패하는 것보다 높고 $\eta_h = 1$ 이 최적 전략이 된다. 그러므로 $u \leq \frac{1}{2}$ 과 $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 의 조건을 만족하는 경우 $\eta_h = \delta = 1$ 이 균형의 일부가 된다.

2) $u > \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 의 조건을 만족한다고 하자. 대표적 투표자의 개정된 신념은 위에서 정의한 바와 같다. 이 경우 $u > \frac{1}{2}$ 이기 때문에 $\eta_h = 1$ 인 경우에 $\Pr(g|F_l) < \phi$ 가 되고, 따라서 $\delta = 0$ 이 된다. 그에 따라 $\eta_h \neq 1$ 이 된다. 하지만 이는 $\eta_h = 1$ 이라는 가정에 모순(contradiction)된다. 다른 한편, $\eta_h = 0$ 인 경우에는 $\Pr(g|F_l) > \phi$ 가 성립하므로 $\delta = 1$ 이 된다. 한편, $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 인 경우

$E - \frac{l\alpha_l^*}{h} + B + \beta(E+B) \geq E+B$ 이기 때문에 $\eta_h = 0$ 이라는 가정에 모순된다. 따라서 $\eta_h \in (0, 1)$ 이어야 하고 $\Pr(g|F_l) = \phi$ 을 만족시켜야 한다. 그러한 η_h 는 $\frac{1-u}{u}$ 이고 이는 다시 (b, h) 가 첫 기에 F_l 를 공급하는 것과 첫 번째 기에 $E+B$ 를 취하는 것에 대해 무차별적이어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 $\delta = \frac{l\alpha_l^*/h}{\beta(E+B)}$ 이어야 한다. 그러므로 $u > \frac{1}{2}$ 이고 $\beta \geq \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 의 조건을 만족하는 경우 $\eta_h = \frac{1-u}{u}$ 와 $\delta = \frac{l\alpha_l^*/h}{\beta(E+B)}$ 가 균형의 일부가 된다.

3) $\beta < \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 라고 하자. $\eta_h = 0$ 이라고 가정하자. 그러면 $\Pr(g|F_l) = 1$ 이 되어 $\delta = 1$ 이 된다. 한편, $\delta = 1$ 이라고 하면, $\beta < \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 이기 때문에 $E - \frac{l\alpha_l^*}{h} + B + \beta(E+B) < E + B$ 가 성립하고, 따라서 $\eta_h = 0$ 이 된다. 따라서 $\beta < \frac{l\alpha_l^*/h}{(E+B)}$ 인 경우 $\eta_h = 0$ 과 $\delta = 1$ 이 균형의 일부가 된다.

Proposition 4에 대한 증명:

1) $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 의 조건이 충족되었다고 하자. $\lambda_L = 1$ 이라고 하면 $q > \frac{1}{2}$ 으로 가정하였으므로 $\Pr(g|G_H) > \pi$ 가 성립되며 $\lambda_L = 1$ 은 유지될 수 있다. 한편, $\eta_h = 1$ 이라고 하면 $\Pr(g|F_l) < \pi$ 가 성립되고 지역구의원은 도전자에게 패배할 수 있기 때문에 $\eta_h = 1$ 은 유지될 수 없다. 따라서 $\eta_h = 0$ 이다. 다른 한편

$\lambda_L = 1$ 인 경우 기대지대는 $\hat{s} + \beta(1-\pi)(E+B)$ 가 되고 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 의 조건이 성립하기 때문에 첫 번째 기에 최대 지대 X 를 취하는 것보다 경선에 참여하는 것을 더 선호한다. 따라서 $\beta \geq \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 이면 $\lambda_L = 1$ 과 $\eta_h = 0$ 은 균형의 일부가 된다.

2) $\beta < \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 의 조건이 충족되었다고 하자. 위에서 논의한 바와 같은 이유로 $\eta_h = 0$ 이라고 하자. 지역정치인이 경선에 나갈 경우 기대지대는 $\hat{s} + \beta(1-\pi)(E+B)$ 가 되고 $\beta < \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 이므로 첫 번째 기에 최대 지대 X 를 취하고 경선에 참여하지 않는 것을 선호한다. 따라서 $\lambda_L = 0$ 이다. 그러므로 $\beta < \frac{X - \hat{s}}{(1-\pi)(E+B)}$ 이면 $\lambda_L = 0$ 과 $\eta_h = 0$ 이 균형의 일부가 된다.

공기업의 지배구조와 경영성과: CEO와 내부감사인을 중심으로

유 승 원

(연세대학교 경영대학 박사과정)

Corporate Governance and Managerial Performance
in Public Enterprises: Focusing on CEOs and Internal Auditors

Seung-Won Yu

(Ph.D. Candidate, College of Business Administration, Yonsei University)

* 유승원: (e-mail) seungwon@yonsei.ac.kr, (address) College of Business Administration,
Yonsei University, 134 Sinchon-dong, Seodaemoon-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 공기업(Public Enterprise or State Owned Enterprise), 지배구조(Corporate Governance), 경영성과(Managerial Performance), CEO, 내부감사인(Internal Auditor), 독립성(Independence), 전문성(Expertise)
- JEL code: M41, H83, H32
- Received: 2009. 4. 29 • Referee Process Started: 2009. 4. 29
- Referee Reports Completed: 2009. 6. 17

ABSTRACT

Considering the expenditure size of public institutions centering on public enterprises, about 28% of Korea's GDP in 2007, public institutions have significant influence on the Korean economy. However, still in the new government, there are voices of criticism about the need of constant reform on public enterprises due to their irresponsible management impeding national competitiveness. Especially, political controversy over appointment of executives such as CEOs of public enterprises has caused the distrust of the people. As one of various reform measures for public enterprises, this study analyzes the effect of internal governance structure of public enterprises on their managerial performance, since, regardless of privatization of public enterprises, improving the governance structure of public enterprises is a matter of great importance.

There are only a few prior researches focusing on the governance structure and managerial performance of public enterprises compared to those of private enterprises. Most of prior researches studied the relationship between parachuting employment of CEO and managerial performance, and concluded that parachuting produces negative effect on managerial performance. However, different from the results of such researches, recent studies suggest that there is no relationship between employment type of CEOs and managerial performance in public enterprises. This study is distinguished from prior researches in view of following. First, prior researches focused on the relationship between employment type of public enterprises' CEOs and managerial performance. However, in addition to this, this study analyzes the relationship of internal auditors and managerial performance. Second, unlike prior researches studying the relationship between employment type of public corporations' CEOs and managerial performance with an emphasis on parachuting employment, this study researches impact of employment type as well as expertise of CEOs and internal auditors on managerial performance. Third, prior researchers mainly used non-financial indicators from various samples. However, this study eliminated subjectivity of researchers by analyzing public enterprises designated by the government and their financial statements, which were externally audited and inspected.

In this study, regression analysis is applied in analyzing the relationship of independence and expertise of public enterprises' CEOs and internal auditors and managerial performance in the same year. Financial information from 2003 to 2007 of 24 public enterprises, which are designated by the government, and their personnel information from the board of directors are used as samples. Independence of CEOs is identified by dividing CEOs into persons from the same public enterprise and persons from other organization, and independence of internal auditors is determined by classifying them into two groups, people

ABSTRACT

from academic field, economic world, and civic groups, and people from political community, government ministries, and military. Also, expertise of CEOs and internal auditors is divided into business expertise and financial expertise. As control variables, this study applied foundation year, asset size, government subsidies as a proportion to corporate earnings, and dummy variables by year. Analysis showed that there is significantly positive relationship between independence and financial expertise of internal auditors and managerial performance. In addition, although business expertise and financial expertise of CEOs were not statistically significant, they have positive relationship with managerial performance. However, unlike a general idea, independence of CEOs is not statistically significant, but it is negatively related to managerial performance. Contrary to general concerns, it seems that the impact of independence of public enterprises' CEOs on managerial performance has slightly decreased. Instead, it explains that expertise of public enterprises' CEOs and internal auditors plays more important role in managerial performance rather than their independence.

Meanwhile, there are limitations in this study as follows. First, in contrast to private enterprises, public enterprises simultaneously pursue publicness and entrepreneurship. However, this study focuses on entrepreneurship, excluding considerations on publicness of public enterprises. Second, public enterprises in this study are limited to those in the central government. Accordingly, it should be carefully considered when the result of this study is applied to public enterprises in local governments. Finally, this study excludes factors related to transparency and democracy issues which are raised in appointment process of executives of public enterprises, as it may cause the issue of subjectivity of researchers.

공기업을 주축으로 한 공공기관의 지출 규모가 2007년 한국 GDP의 28%에 달하는 등 공공기관이 한국경제에 미치는 영향은 대단히 크다. 그러나 공기업을 방만경영이 오히려 국가경쟁력을 저해하고 있기 때문에 공기업 개혁을 지속적으로 추진해야 한다는 비판의 목소리는 새정부 들어서도 계속되고 있다. 특히, 공기업 CEO 등 임원 선임에 대한 정치적 논란이 국민들의 불신

을 초래하고 있다. 본 연구는 공기업 개혁을 위한 여러 방안 중 공기업을 내부지배구조가 공기업 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 공기업의 민영화 여부와 관계없이 공기업의 소프트웨어적인 지배구조 개선 문제가 대단히 중요하기 때문이다.

공기업의 지배구조와 경영성과에 대한 선행 연구는 민간기업의 해당 연구에 비해 소수에 불과하다. 선행 연구는 대부분 공기업

ABSTRACT

CEO의 소위 낙하산 임용이 경영성과에 부정적 영향을 미친다고 비판하였다. 그러나 최근 들어 공기업 CEO의 임용유형과 경영성과 간에는 상관관계가 없다는 반대의 견해도 제시되고 있다. 본 연구는 다음과 같은 점에서 선행 연구와 차별된다. 첫째, 선행 연구는 공기업의 CEO와 경영성과 간의 관계에 초점을 맞추었다. 그러나 본 연구는 CEO뿐만 아니라 공기업 경영에서 핵심적인 역할을 하는 내부감사인과 경영성과 간의 관계도 더불어 분석하였다. 둘째, 선행 연구는 낙하산 인사에 집중하여 CEO의 임용유형과 경영성과 간의 관계를 분석하였으나, 본 연구는 임용유형(독립성)뿐만 아니라 CEO 및 내부감사인의 전문성이 경영성과에 미치는 영향을 함께 분석하였다. 셋째, 선행 연구는 연구자별로 다양한 표본을 선택하여 비재무적인 지표를 중심으로 분석하였다. 반면, 본 연구는 정부가 공식적으로 지정한 공기업과 외부 회계감사를 거친 해당 공기업의 재무제표를 대상으로 분석하여 연구자의 주관성을 배제하였다. 본 연구는 회귀분석모형을 사용하여 공기업 CEO와 내부감사인의 독립성 및 전문성과 당년도 경영성과 간의 상관관계를 분석하였다. 샘플은 정부가 공기업으로 지정한 24개 기관의 2003년부터 2007년까지의 재무정보와 해당 공기업의 이사회 회의록에서 추출한 인사정보를 활용하였다. CEO의 독립성은 CEO가 해당 공기업 출신 인사인지 아닌지로 파악하였고, 내부감사인의 독립성은 내부감사인이 학계·경제계·시민단

체 출신인지 그렇지 않으면 정치권·정부부처·군 출신인지로 파악하였다. 또한 CEO와 내부감사인의 전문성은 업무전문성과 재무전문성으로 나누어 분석하였다. 통제변수로는, 공기업의 설립연수, 자산규모, 정부지원 비율, 연도별 더미변수를 활용하였다. 분석 결과, 내부감사인의 독립성 및 재무전문성과 당해 연도의 경영성과는 통계적으로 유의한 (+)의 관계가 있었다. 또한 CEO의 업무전문성 및 재무전문성과 경영성과는 통계적으로 유의하지 않았지만 (+)의 관계가 있었다. 그러나 통상의 관념과 달리 CEO의 독립성과 경영성과는 통계적으로 유의하지 않지만 (-)의 관계가 있었다. 공기업 CEO의 독립성이 경영성과에 미치는 영향은 보통의 우려와 달리 최근 들어 어느 정도 해소된 것으로 보이며 독립성보다는 공기업 CEO와 내부감사인의 전문성이 공기업의 경영성과에 보다 중요한 역할을 미치는 것으로 해석된다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 첫째, 공기업은 민간기업과 달리 공공성과 기업성을 동시에 추구하고 있다. 그러나 본 연구는 공기업의 공공성에 대한 검토는 배제하고 기업성을 중심으로 연구하였다. 둘째, 본 연구는 중앙정부의 공기업에 한정하여 분석하였다. 따라서 본 연구 결과를 지방자치단체의 공기업에 적용할 때는 세심한 주의가 필요하다. 마지막으로, 본 연구는 공기업 임원 인사 시 제기되는 투명성 및 민주성과 관련된 사항은 연구자의 주관성이 개입될 여지가 있어 배제하였다.

1. 서론

중앙정부의 2007년 총지출규모는 238조원인 데 반해, 공기업을 포함한 공공기관¹⁾의 2007년 지출규모는 중앙정부 재정 규모를 능가한 무려 254조원²⁾(GDP의 약 28%)에 달한다. 중앙정부의 조직 통폐합이나 예산 절약, 인력 감축뿐만 아니라 공기업 개혁이 그에 못지않게 중요함을 보여주는 통계이다. 그러나 정부가 공기업 개혁정책을 강하게 추진하지만 그 결과는 기대에 미치지 못하는 것으로 보인다. 더군다나 과거 공기업 임원 인사와 관련된 공정성 시비 등 임원 선임에 대한 정치적 논란이 계속되어 국민들로부터 불신을 초래하였다(한국개발연구원[2005]). 그 비판이 2008년 새정부 들어서도 줄어들지 않고 있다. “보은인사, 공기업 임원직 싸늘이, 대선캠프·인수위 등 논공행상 막판 감투로”, “공기업, 생산성 9% 올랐는데 인건비는 38% 올려”³⁾ 모두 2008년 새정부가 들어선 이후 언론에서 지적한 사항

들이다.

공기업을 개혁하기가 쉽지 않은 이유는 공기업의 이해관계가 민간기업과 달리 복잡하게 얽혀 있기 때문이다. 민간기업의 이해관계는 ‘주주-경영자’ 방식의 비교적 단순한 구조로 대리인 문제가 명확하지만, 공기업은 ‘국민-(국회)-정부-공기업’ 방식의 다층적(복) 대리구조를 가지고 있기 때문이다. 공기업의 복잡한 대리인 문제를 해결하기 위해 일부에서는 공기업 민영화를 주장하기도 한다. 민영화를 거치면 공기업을 관리·통제하는 정부가 그 역할을 시장의 보이지 않는 손에 넘기게 되어 다층적 대리구조를 민간기업과 같은 단순한 구조로 전환시킬 수 있기 때문이다. 그러나 민영화가 되면 외부의 대리인 문제를 어느 정도 완화할 수는 있지만 기업 내부⁴⁾의 대리인 문제는 해결하지 못한다고 주장하는 등 반대의 의견(이상철[2007])도 존재한다. 이처럼 민영화에 신중한 입장을 취하는 쪽에서는 공기업의 개혁에 있어 고비용이 소요되는 민영화 대신 지배구조 개선을 추진하는 경우 상당한 효과를 거둘 수 있다고 판단하고 있는 것으로 보인다.⁵⁾

- 1) 2007년에 제정된 『공공기관의 운영에 관한 법률』에 따라 정부는 305개의 공공기관(공기업 24개, 준정부기관 77개, 기타 공공기관 204개)을 지정(2008년 1월 현재)하였다.
- 2) 기획재정부의 공공기관 창의경영시스템(알리오, <http://www.alio.go.kr>)에서 수집하였다.
- 3) 『문화일보』, 2008년 10월 14일자, 『동아일보』, 2008년 9월 26일자에서 각각 인용하였다.
- 4) 대규모 조직의 관리에서 불가피하게 발생하는 상관-부하, 직원-직원과 같이 공기업 내부 관계에서 발생하는 대리인 관계를 말한다.
- 5) 그러나 반대의 의견도 존재한다. 남일총 외(1998)의 경우 공기업 지분의 부분적 매각 등 공기업의 성격을 계속 유지하는 상태에서 공기업의 내부효율성을 제고하는 것은 큰 성과가 없다고 주장한다. 따라서

Keasey and Wright(1997)에 의하면, 기업 지배구조란 경영자가 본인의 성과에 대하여 기업 소유자에게 책임을 지는 과정을 말한다. 반면, 공기업의 지배구조는 민간기업과 다른 특수성이 존재한다. 법적으로 독점적 지위가 보장되거나 정부로부터 재정지원을 받아 도산 위험이 거의 없는 등 시장에 의한 견제·감시 기능이 내재적으로 제약되어 있기 때문이다. 따라서 공기업 지배구조의 혁신을 위해서는 정부가 민간의 시장감시기능을 대체할 수 있도록 효율적인 내부·외부 관리감독시스템을 마련하는 것이 중요하다(한국개발연구원[2005]). OECD(2005)는 공기업 지배구조가 공기업의 경쟁력 제고 및 경제 전체의 효율성 제고를 위해 결정적인 역할을 한다고 강조하며, 공기업 지배구조의 가이드라인을 제시한 바 있다. OECD는 가이드라인을 내부 지배구조와 외부 지배구조로 구분하여 설명하였는데, 내부 지배구조로는 CEO, 감사인, 이사회 등을 강조하였고, 외부 지배구조로는 경영평가, 경영공시, 외부 회계감사 등을 강조하였다. 그런데 공기업 조직은 시장에 의한 효율성보다는 정부 규정 등 인위적이고 제도적인 환경의 영향을 받기 쉽다. 따라서 공기업은 민간기업처럼 시장

등에 의한 외부 지배구조에 영향을 받기 보다는 내부 지배구조에 더 큰 영향을 받는다(강영걸[2004]). 본 연구는 이와 같은 점에 주목하여 공기업의 내부 지배구조가 경영성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 특히, 과거 선행 연구는 CEO의 소위 낙하산 인사에 대한 문제를 주로 논의하였으나, 본 연구는 CEO뿐만 아니라 내부감사인의 독립성과 전문성이 경영성과에 미치는 영향을 살펴본다.

한편, 공기업은 공공성과 기업성이라는 두 가지 지배원리에 따라 운영된다.⁶⁾ 공기업의 특징은 무엇보다도 국가 또는 공공단체에 의해서 설립되고 지배되므로 사기업에서는 볼 수 없는 공적 이익을 구현하기 위해 여러 가지 법적인 제약이 따른다. 또한 공기업은 속성상 공공성뿐만 아니라 기업 조직으로서 갖추어야 할 최소 기준인 이윤 추구라는 기업성도 함께 갖추어야 한다. 따라서 공기업의 성공적인 운영을 위해서는 공기업을 지탱하는 두 가지 기본 관리 철학인 공공성(publicness)과 기업성(entrepreneurship) 사이에서 적절한 균형점을 찾아야 할 것이다. 그러나 공공성에 대한 연구는 연구자의 주관성 및 비교의 곤란성 등 때문에 여의치 않은 것이 사실이다. 따라서 본 연구에서는 공

공기업의 지배구조 개선은 모든 공기업(민영화되는 공기업 포함)에 적용되어야 하는 사항이며, 공기업의 민영화는 공기업으로서의 존재 자체에 대한 합목적성의 논의와 관계된 것이라는 점에서 공기업 지배구조 개선과 민영화 문제는 구분하되 공기업 효율화 또는 선진화 논의과정에서 양자를 함께 고려하는 것이 적절하다고 본다.

6) 본 단락은 이상철(2007)을 주로 참고하였다.

업의 공공성은 배제한 상태에서 기업성을 중심으로 살펴보고자 한다.

II. 선행 연구

민간기업의 지배구조와 경영성과 간의 상관관계에 대한 선행 연구는 다수 존재한다. 그러나 공기업의 지배구조가 경영성과에 미치는 영향을 분석한 연구는 드문 편이다. 공기업은 민간기업에 비해 대중에 공개된 경우가 드물고 연구 분석을 위한 자료 수집이 수월하지 않기 때문에 여겨진다. 이하에서는 공기업의 지배구조와 경영성과를 분석한 선행 연구를 소개한다. 아래 선행 연구의 대부분은 공기업 CEO의 낙하산 임용이 경영성과에 어떠한 영향을 미치는가에 초점을 맞추었다. 2000년대 초반까지는 낙하산 임용이 부정적 영향을 미친다는 의견이 대부분이었으나 최근 들어서는 공기업 CEO의 임용유형과 경영성과 간에는 상관관계가 없다는 반대의 의견도 제시되고 있다.

강영걸(1999)은 13개 정부투자기관의 1990년부터 1997년까지 8년 동안의 자료를 사용하여 기관장⁷⁾의 출신유형과 경영성적 간의 영향을 분석하였다. 정부투자

기관들의 경영성적은 정부가 발행하는 정부투자기관 경영실적 보고서상의 계량점수와 비계량점수를 구하여 평가하였다. 여기서 계량점수는 수익성 등 수치화가 가능한 재무제표 등을 근거로, 수익성 및 생산성 향상 실적 등을 통계적 확률분포에 따라 평가한 점수를 말하며, 비계량점수는 전략경영, 관리제도 개선 등 계량화가 어려운 항목을 9등급으로 평가한 점수를 말한다. 분석 결과, 내부승진에 의한 기관장의 교체보다는 외부영입에 의한 교체가 계량점수에 부정적이었다. 또한 외부에서 영입된 기관장 가운데도 정치인 출신이 신입 기관장으로 부임하면 계량점수로 표시되는 기관 경영성적에 부정적인 영향을 끼쳤다.

이명석(2001)은 18개 정부투자기관을 대상으로 1985년부터 1996년까지의 이사장 및 사장의 임용유형과 경영실적을 분석하였다. 분석 결과, 공기업의 CEO가 비실적 요인(관료·정치인·군부)에 의해 정치적으로 임용된 경우가 실적 요인(내부승진·외부전문가)에 의해 임용된 경우보다 상대적으로 경영실적이 낮았다. 또한 관료 출신의 경영실적이 매우 저조하게 나타났다. 이는 관료의 경우 전문성에 의한 임용이므로 정치적 임용이라 할 수 없다는 일부의 의견이 사실과 다를음을 보이는 증거라고 저자는 주장한다. 한편,

7) 연구자에 따라 공기업 CEO를 사장, 기관장, 이사장 등 다양하게 부르고 있다. 선행 연구 분석 시에는 저자가 선택한 용어를 그대로 사용하나, 본 연구에서는 CEO로 통일하여 사용하고자 한다.

경영실적은 각년도 정부투자기관 경영평가 보고서상의 경영실적 평점을 활용하여 측정하였다. 여기서 활용된 평점은 계량지표뿐만 아니라 주관적인 비계량지표(구조조정 노력 등)까지 포함한 상태에서 가중치를 두어 산정되었다.

곽채기(2002)는 5공화국부터 국민의 정부까지 재임한 정부투자기관 사장 및 감사의 출신과 재임기간을 기관별·정권별로 구분하여 파악하였다. 분석 결과, 해당 분석기간 동안 전직 공무원, 군인, 정치인 및 정당인이 사장과 감사에 임명된 경우가 전체의 80% 수준에 달했다. 국민의 정부 들어 내부승진자와 군 출신이 사장으로 임용된 경우가 늘었으며, 공무원이 임용된 사례는 감소되었다. 반면, 전직 공무원이 감사에 임명된 사례는 증가하였다. 사장의 평균 재임기간은 29.6개월로 상대적으로 안정된 편이었으며, 이사회에서 비상임이사가 차지하는 비중이 절반을 넘었고 비상임이사의 대부분은 대학교수, 연구자 등 전문가 중심으로 구성되어 있었다. 한편, 저자는 공기업 지배구조와 경영성과 간의 상관관계는 분석하지 않았다.

김현(2007)은 13개 정부투자기관을 대상으로 1999년부터 2006년까지의 해당 기관 사장의 임용유형과 경영성과 간의 관계를 분석하였다. 다른 선행 연구는 기

관을 대상으로 분석한 반면, 이 연구는 사장의 경영계약 이행실적 평가 결과를 분석하였다. 다른 연구의 분석 결과와 달리, 사장의 임용유형과 사장 경영성과 간에는 상관관계가 없었다. 특히, 낙하산 인사로 임용된 사장의 경영성과와 내부승진 사장의 경영성과 간에 차이가 없었다. 또한 임용유형과 상관없이 해당 정부투자기관 관련 경험이 있는 사장은 그렇지 않은 사장에 비해 경영성과가 높았다. 저자는 1999년 정부투자기관 관리 기본법의 개정과 함께 새로운 제도⁸⁾들이 도입되면서 낙하산 인사에 기인한 역선택 문제와 도덕적 해이 문제가 상당 부분 개선되었기 때문이라고 주장하였다.

민희철(2008)은 공기업 CEO의 유형을 과거 경력에 따라 몇 가지로 구분하고, 이에 따라 정부로부터 공기업에 주어지는 보조금의 규모가 어떻게 달라지는지를 실증분석하였다. 27개 공기업을 대상으로 2001년부터 2005년까지의 자료를 분석한 결과, 보조금을 받는 공기업의 평균 보조금액은 377억원 정도였다. 또한 정치인 및 관료 출신이 CEO인 공기업의 경우 내부승진자가 CEO인 공기업에 비하여 정부로부터 받는 보조금이 유의하게 증가하였다. 저자는 해당 부처의 퇴직 관료라는 이점이 공기업의 보조금 배분에 유리한 영향을 미친다고 주장하였다.

8) 개정된 법률에서는 공기업 경영목표에 대한 중앙부처의 통제 완화, 사장 경영계약 이행실적 평가, 사장 추천위원회 도입, 사장과의 경영계약 체결, 경영공시 관련 제도 도입 등을 규정하였다.

한편, 정치인 및 관료 출신 CEO가 운영하는 공기업의 경우 자체수입이 다른 기업에 비해 낮은 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행 연구와 차별된다. 첫째, 선행 연구는 공기업의 CEO와 경영성과 간의 관계에 초점을 맞추었다. 그러나 본 연구는 CEO뿐만 아니라 공기업 경영에서 핵심 역할을 하는 인사 중 하나인 내부감사인과 경영성과 간의 관계도 더불어 분석하였다. 둘째, 선행 연구는 낙하산 인사에 관심을 집중하여 CEO의 임용유형과 경영성과 간의 관계만을 분석하였으나, 본 연구는 임용유형(독립성)뿐만 아니라 CEO 및 내부감사인의 전문성이 경영성과에 미치는 영향을 함께 분석하였다. 셋째, 선행 연구는 연구자에 따라 다양한 표본을 사용하는 등 분석대상 표본의 선정에 있어서 다소 주관적이었다. 그러나 본 연구는 2007년 1월 정부가 공기업으로 지정한 기관을 대상으로 분석하였다. 마지막으로, 선행 연구는 공기업의 경영성과를 파악할 때 정부투자기관 사장의 경영계약 이행실적 평가 점수, 기관의 구조조정 노력 등 비재무제표를 사용함에 따라 평가자의 주관성이 개입될 수밖에 없었다. 선행 연구 중 재무제표를 활용한 연구도 일부 있었지만 연구자의 판단에 따른 재평

가작업을 거치는 등 연구자의 주관성이 첨가될 수밖에 없었다. 그러나 본 연구는 외부감사인의 감사를 거친 재무제표만을 대상으로 분석하여 연구자 또는 평가자의 주관성을 배제하였다.

III. 가 설

본 연구에서는 공기업 CEO와 내부감사인에 대한 지배구조가 경영성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 지배구조에 대한 여러 변수 중 임명 전의 출신배경(독립성) 및 경영능력(전문성)과 경영성과 간의 상관관계를 밝히는 것이 본 연구의 핵심이다.

1. 공기업 CEO의 독립성과 경영성과

“공기업 개혁의 성패는 CEO를 잘 뽑느냐에 달려 있다. 약점이 많은 CEO는 노조와 타협할 수밖에 없어 공기업 개혁은 꿈도 꿀 수 없다.” “명인화를 하는 데 시간이 걸리는 만큼 급한 대로 CEO라도 제대로 뽑아야 한다.”¹⁰⁾ 모두 공기업 CEO를 강조하는 얘기들이다. 공기업 CEO에 대

9) 강영걸(1999)과 김현(2007)은 13개 정부투자기관을 대상으로 한 반면, 이명석(2001)은 18개 정부투자기관을 대상으로 하였다.

10) 『중앙일보』, 2008년 4월 25일자 ‘공기업 개혁 CEO에 달려다’ 기사 중 인터뷰에서 인용하였다.

한 대부분의 선행 연구는 낙하산¹¹⁾ 임명 여부에 있었다. 소위 ‘위에서 임명’된 경우 경영성과에 긍정적 영향을 미치는지 부정적 영향을 미치는지를 주로 연구하였는데 그 결과는 연구자에 따라 상이하였다. 강영걸(2004)은 외부인사를 영입하는 것보다는 내부인사를 CEO로 발탁하는 것이 경영성적에 미치는 부정적 영향을 줄일 수 있다고 하였다. 이명석(2001)도 관료나 정치인들을 정치적으로 임용하는 경우 정부투자기관의 경영실적에 부정적인 영향을 미친다고 주장하였다. 반면, 최근의 김현(2007)은 사장경영계약 이행실적 평가 등 최근 정부의 조치에 의해 낙하산 인사에 기인한 역선택 문제 등이 개선되고 있다고 하였다. 비록 공기업은 아니지만 민간기업을 대상으로 한 분석에서도 다양한 결과를 볼 수 있었다. 박준용(1998)은 쇠퇴산업의 경우 내부인사가 CEO로 임명된 기업은 그 성과가 높아지는 경향이 있다고 하였다. 반면, Beatty and Zajac(1987)의 경우 CEO가 내부인사 또는 외부인사인지는 경영성과에 크게 영향을 미치지 않는다고 하였다. Reinganum(1985)은 소규모 기업의 경우 CEO가 외부인사로 교체되면 해당 기업의 주가에 긍정적 영향을 준다고 하였다. Warner et

al.(1988)은 CEO가 교체될 경우 주가가 하락하는데 이때 외부인사로 교체된 기업은 그 하락의 정도가 약하다고 하였다. 낙하산 인사에 대한 주장이 이처럼 엇갈리는 경우 소위 낙하산 인사 또는 내부 출신 인사가 실제 해당 공기업의 경영성과를 제고시키는지, 저하시키는지를 실증분석을 통해 살펴보는 것은 의의가 있을 것이다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1: 공기업의 내부인사가 CEO로 임명되는 경우와 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

2. 공기업 CEO의 전문성과 경영성과

지금까지 공기업 CEO 임명 시의 주요 이슈는 대체로 CEO가 내부승진자인지 외부 낙하산인지 여부에 있었다. 그러나 낙하산 인사를 ‘권력을 잡은 쪽의 정치인, 관료 또는 군 출신이 경력이나 전문분야와 무관하게 기용된 경우’라고 주장한 송희준¹²⁾에 의하면, 관료 및 정치인 출신이더라도 해당 공기업의 업무와 비슷한 분야에서 근무한 경력이 있거나 전문능력을 소유하고 있으면 낙하산 인사

11) 이명석(1997)은 낙하산 인사는 정실성 및 엽관성(office hunting)을 포괄하는 일종의 ‘종합적인 지표’로서 한국 공기업 임원 층원의 비효율성을 보여주는 가장 중요한 지표라고 주장하였다.

12) 『중앙일보』, 2006년 8월 30일자 ‘낙하산 사장들 경영성적은 대부분 중하위’ 기사 중 인터뷰에서 인용하였다.

에 해당하지 않게 된다. 이 논리에 의하면, 공기업의 CEO로 정치권 또는 정부부처와 관계된 인사가 임명된다고 무조건 낙하산 인사가 되는 것은 아니며 해당 분야의 전문성을 갖춘 인사는 낙하산 인사에 해당하지 않게 된다. 공기업 CEO는 피임명된 후 정부 및 정치권과 일정한 거리를 둔 상태에서 전문능력을 가지고 경영하면 CEO의 과거 출신은 큰 문제가 되지 않기 때문이다. 물론 이때 공기업 CEO를 임명하는 절차적인 문제¹³⁾도 고려해야 하나 여기서는 생략하기로 한다. CEO의 독립성을 강조한 위의 가설 1은 공기업 CEO의 성공적인 임무 수행을 위한 외형상의 필요조건을 강조한 것인 반면, CEO의 전문성에 대한 아래의 가설 2는 CEO의 내면상의 필요조건을 강조한 것으로 볼 수 있다. 또한 본 연구는 강영걸(2004)¹⁴⁾을 준용하여 전문성을 업무전문성과 재무전문성으로 구분하여 분석하였다. 전문성을 선행 연구처럼 재무전문성에 한정하여 일률적으로 규정하는 경

우 해당 공기업의 특성이 고려되지 않는 등 분석에 무리가 있을 수 있기 때문이다. 이러한 문제의식을 가지고 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2: 공기업 CEO의 전문성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

(가설 2-1): 공기업 CEO의 업무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

(가설 2-2): 공기업 CEO의 재무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

3. 공기업 감사의 독립성과 경영성과

현재 공기업의 내부감사인에 대한 관심이 CEO에 대한 관심에는 미치지 못하는 것이 사실이다. 그러나 신뢰성 있는 경영정보를 정보이용자에게 전달하는

13) 정부는 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서 공기업 및 준정부기관의 CEO 선임절차에 관하여 규정하고 있다. 법 규정을 요약하면 다음과 같다.

- 공기업의 CEO 선임절차: 사장 모집공고(해당 공기업 임원추천위원회) → 계약안 작성(이사회) → 계약안 협의 및 결과 주무장관에게 통보(임원추천위원회) → 복수 추천(임원추천위원회) → 운영위원회 심의·의결 → 주무기관의 장 제청 → 대통령 임명(소규모의 경우 주무기관의 장이 임명)
- 준정부기관의 CEO 선임절차: 기관장 모집공고(해당 기관 임원추천위원회) → 계약안 작성(이사회) → 계약안 협의 및 결과 주무장관에게 통보(임원추천위원회) → 복수 추천(임원추천위원회) → 주무기관의 장 임명(대규모의 경우 주무기관의 장의 제청으로 대통령이 임명)

14) 강영걸(2004)은 CEO의 전문성을 업무전문성(관련 업무의 지식 및 경험)과 경영관리 전문성(전략, 관리, 평가 등)으로 나누어 설명하였다. 한편, 저자는 전문성을 이론적으로 설명하기는 하였으나, 실제 실증분석은 수행하지 않았다. 한편, 본 연구는 경영관리 전문성을 선행 연구가 주로 활용하는 재무전문성으로 대체하여 분석하였다.

과정에서 적절한 통제역할을 하는 감사의 임무는 매우 중요하다. 미국회계학회의 감사개념위원회(Committee on Basic Auditing Concept)에서도 감사란 특정 경제실체의 경제적 행위와 사건에 대한 주장과 미리 설정된 기준과의 일치 정도를 확인하기 위하여 이들 주장에 관한 증거를 객관적으로 수집하고 평가하여 그 결과를 이해관계가 있는 이용자에게 전달하는 체계적인 과정으로 정의하고 있다(손성규(2006)). 이때 중요한 것은 감사 품질이다. DeAnglo(1981)는 감사 품질을 회계기준에 부합하지 않은 오류를 발견할 능력(전문성)과 해당 오류를 지적하여 수정하거나 공표할 수 있는 능력(독립성)의 결합 확률이라고 정의하였다. DeAnglo(1981)의 정의가 한국 공기업의 현실에 적합하지는 보다 엄밀한 이론적인 검토가 필요하겠지만, 이종운(2004), 전삼현(2004), 최현돌(2004) 등 국내의 많은 선행 연구를 볼 때 공기업 감사 품질의 핵

심이 전문성과 독립성이라는 데에는 무리가 없어 보인다. 그러나 지금까지 한국 공기업들은 내부감사인 등의 자리에 특정 후보자를 사전 내정하여 '무늬만 공모제'라고 비판받는 등 임원인사에 있어 공정성 시비가 끊이지 않았다.¹⁵⁾ 또한 감사 등 공기업 임원들은 책임경영의식이 부족하여 공기업의 방만 경영을 방지하고 혁신을 추진하는 등 국민에 봉사하기보다는 노조 등 기관이익을 우선시할 유인이 크다(한국개발연구원(2005))는 비판을 받아 왔다.¹⁶⁾ 즉, 독립성이 떨어지는 내부감사인은 해당 공기업의 방만 경영을 도외시하여 경영성과에 좋지 않은 영향을 끼칠 수 있다.¹⁷⁾ 감사의 독립성에 대한 선행 연구를 살펴보면, 이상철·이경태(2003), Vicknair et al.(1993), Beasley et al.(1999), Klein(2002) 등은 내부감사인¹⁸⁾의 독립성이 증가할수록 기업의 재무보고 품질이 제고된다고 주장하였다. 내부감사인이 정부 및 CEO로부터 독립적인

15) 전삼현(2004)은 우리나라 공기업들의 감사가 여전히 낙하산식으로 선임되고 있어 공기업의 감사제도는 현재 한창 완숙단계에 이른 우리나라 기업 지배구조 개선작업으로부터 완전 사각지대로 남아 있는 것으로 보인다고 비판하였다.

16) 이러한 비판에 대해 정부는 공기업·준정부기관의 감사(또는 감사위원회)에 대한 직무기준, 절차 및 감사실무요령 등을 규정한 「공기업·준정부기관 감사기준」 및 「공기업·준정부기관 감사 매뉴얼」을 2007년 9월 제정하였다.

17) 한편, 정부는 2007년 9월 「공기업·준정부기관 감사기준」 및 「공기업·준정부기관 감사매뉴얼」을 제정하여 내부감사인이 감사업무를 수행할 때 독립성을 유지할 것을 규정하였다.

18) 인용된 선행 연구는 감사위원회를 직접 언급하였지만 감사활동의 효과성에 대한 대부분의 사항은 (단독)감사인에게도 적용될 수 있을 것이다. 또한 감사위원회 설치가 일부의 기업(민간기업은 2003년부터 자산 2조원 이상의 금융기관을 대상으로, 공기업은 2007년부터 시장형 공기업을 대상으로)에 의무적으로 적용되고 있어 감사위원회와 단독감사인의 구분 실익이 작다. 따라서 본 연구에서는 감사와 관련된 선행 연구를 언급할 때는 감사와 감사위원회를 혼용하기로 한다.

경우 해당 기업의 경영성과를 제고한다고 예측할 수 있다.¹⁹⁾ 따라서 다음과 같은 가설을 설정하였다.²⁰⁾

가설 3: 공기업 내부감사인의 독립성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

4. 공기업 내부감사인의 전문성과 경영성과

최근 언론은 공기업 감사직에 비전문가가 영입되면서 시장을 정확히 읽고 대안을 제시할 전문성이 부족하다고 비판한 바 있다.²¹⁾ 내부감사인이 독립성을 갖추고 있더라도 직무와 관련된 전문성이 부족하면 회계검사, 직무감찰 및 방만 경영 통제 등 본연의 임무를 효율적으로 수행할 수 없기 때문이다. 미국의 Sarbanes-Oxley Act(2002)는 감사위원회의 효과성

제고를 위해 감사위원회 구성 시 재무전문성을 가진 사람이 최소한 1명 이상이 되어야 함을 규정하였다. 한국도 그 추세를 반영하여 증권거래법(2003년) 및 동법시행령(2004년)에서 감사위원회의 전문성 제고를 위하여 감사위원회에 1명 이상의 재무 또는 회계 관련 전문가를 들 것을 규정하였다. 또한 정부는 2007년 들어 공기업 감사가 갖추어야 할 능력 등을 2007년도에 제정된 『공공기관의 운영에 관한 법률』²²⁾에서 최초로 규정하였다. 공기업 감사의 전문성에 대한 선행 연구를 살펴보면, 문상혁·이효익(2006), McMullen and Raghunandan(1996), Xie et al.(2003) 등은 감사(위원회)의 전문성이 높을수록 감사(위원회)의 업무에 효과적이라고 주장한다. 한편, CEO의 경우와 마찬가지로 내부감사인의 전문성도 업무 전문성과 재무전문성으로 구분하였다. 이와 같은 논리로 아래와 같은 가설을 설

19) 여기서 공기업 내부감사인 임명 시의 절차적인 문제는 논외로 한다. 참고로 『공공기관의 운영에 관한 법률』에 의하면, 공기업 내부감사인은 공기업 내 임원추천위원회의 복수 추천에 의하여 대통령(공기업) 또는 기획재정부 장관(준정부기관)에 의해 임명된다.

20) 감사인은 내부감사인과 외부감사인으로 나눌 수 있는데 여기서는 내부감사인에 대해서만 다룬다. 참고로 외부감사인에 대한 최근의 정책 변화를 살펴보면 다음과 같다. 외부감사인에 대한 감사규칙(공공기관의 회계감사 및 결산감사에 대한 규칙)이 제정(2007년 11월)된 지 얼마 되지 않았다. 현재 공기업의 전신이라고 할 수 있는 정부투자기관은 2001년부터 공기업 경영혁신추진지침(당시 기획예산처 제정)에 의해 공인회계사 또는 회계법인에 의한 외부 회계감사를 의무화하였다. 또한 공공기관의 운영에 관한 법률에서 시장형 공기업은 이사회 내 감사위원회 설치를 의무화하였다. 그러나 법률은 감사위원회를 감사인의 임기가 만료된 후에 설치할 수 있는 경과규정을 두어 감사위원회를 현재 실제로 설치한 공기업은 소수에 한정된다.

21) 『문화일보』, 2008년 9월 2일자, ‘공기업 감사직 보은성 ‘낙하산’ 쏟아져 내린다’에서 인용하였다.

22) 공공기관의 운영에 관한 법률 제30조(임원후보자 추천기준 등) ② 임원추천위원회는 공기업·준정부기관의 이사회 감사로서의 업무 수행에 필요한 학식과 경험이 풍부하고, 능력을 갖춘 사람을 공기업·준정부기관의 기관장이 아닌 이사회 감사 후보자로 추천하여야 한다.

정하였다.

가설 4: 공기업 내부감사인의 전문성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

(가설 4-1): 공기업 내부감사인의 업무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

(가설 4-2): 공기업 내부감사인의 재무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 상관관계가 있을 것이다.

IV. 연구의 설계

1. 연구 모형

본 연구에서는 위의 네 가지 가설을 검증하기 위해 다변량 회귀분석을 수행하였다. 본 연구의 종속변수는 공기업의 경영성과이다. 본 연구는 경영성과 측정을 위해 총자산수익률(Return on Total Asset: ROA)을 활용하였다. 설명변수로는 공기업 CEO 및 내부감사인의 독립성 및 전문성과 관련된 변수를 사용하였다. 공기업 내 내부승진 여부를 독립성의 대용

변수로 활용하였고, 전문성 관련 변수는 업무전문성과 재무전문성으로 구분하였다. 통제변수로는 공기업 설립연수, 자산규모, 연도 더미변수를 활용하였다. 본 연구의 관심사항은 당해 연도의 공기업 지배구조와 당해 연도의 경영성과 간의 상관관계를 분석하는 것이다. 지배구조를 구성하는 여러 변수 간의 상호관계를 고려하여 분석할 수도 있겠으나,²³⁾ 공기업의 경우 변수 간의 인과관계는 없다고 가정하였다.²⁴⁾ 이러한 사항들을 고려하여 본 연구에서는 아래와 같이 모형 (1)을 설정하였다. β_1 의 부호와 통계적 유의성을 통해 CEO의 독립성에 대한 가설 1을 검증할 수 있으며, β_2 , β_3 의 부호와 통계적 유의성을 통해 CEO의 전문성(업무적 전문성은 β_2 , 재무적 전문성은 β_3)에 대한 가설 2를 검증할 수 있다. 또한 β_4 를 통해 내부감사인의 독립성과 경영성과 간의 관계(가설 3)를, β_5 , β_6 를 통해서 내부감사인의 업무적 전문성 및 재무적 전문성과 경영성과 간의 관계(가설 4)를 각각 살펴볼 수 있다.

23) 조성빈(2006)은 민간기업의 지배구조와 기업성과 간의 상관관계를 연구하면서 기업 지배구조와 관련된 변수 사이에 존재하는 상호관계를 분석한 바 있다.

24) 실증분석에서도 분산팽창지수(Variation Index Factor)가 0~2에 불과하여 다중공선성의 문제가 없는 것으로 보인다.

$$\begin{aligned}
 MP_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 CEO_PROM_{i,t} + \beta_2 CEO_BUSEXP_{i,t} + \beta_3 CEO_FINEXP_{i,t} \\
 & + \beta_4 AUD_IND_{i,t} + \beta_5 AUD_BUSEXP_{i,t} + \beta_6 AUD_FINEXP_{i,t} \\
 & + \beta_7 ESTAB_YEAR_{i,t} + \beta_8 LNASSET_{i,t} + \beta_9 GOV_REV_{i,t} + \sum_s r_s YD_{s,t} \\
 & + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기에서,

$MP_{i,t}$: t년도 i공기업의 경영성과로서 총자산수익률(ROA)

$CEO_PROM_{i,t}$: CEO가 내부승진자이면 1, 그렇지 않으면 0

$CEO_BUSEXP_{i,t}$: CEO가 업무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$CEO_FINEXP_{i,t}$: CEO가 재무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$AUD_IND_{i,t}$: 내부감사인이 독립적이면 1, 그렇지 않으면 0

$AUD_BUSEXP_{i,t}$: 내부감사인이 업무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$AUD_FINEXP_{i,t}$: 내부감사인이 재무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$ESTAB_YEAR_{i,t}$: 공기업 설립 이후 현재(2008년 12월 말)까지 경과된 연수

$LNASSET_{i,t}$: t년도 i공기업의 연도 말 자산총액의 자연로그값

$GOV_REV_{i,t}$: 공기업의 총수입 중 순수한 자체수입을 제외한 정부지원수입 및 독점적 지위 등으로 인한 수입이 차지하는 비율

$\sum_s r_s YD_{s,t}$: 관찰치가 연도 s에 속하면 1, 그렇지 않으면 0

2. 변수 측정

가. 종속변수

$MP_{i,t}$ 는 t년도 i기업의 경영성과로서 총자산수익률(ROA)을 말한다. 총자산수익률은 당기순이익을 자산총액으로 나누어 계산한 수치로 기업이 자산을 얼마나 효율적으로 운용했는가를 나타낸다. 기업의 경영성과를 나타내는 지표로서 영업현금흐름을 사용하는 경우도 있으나 영업현

금흐름은 성과측정치로서 기간성의 문제가 생길 수 있으므로 총자산수익률(ROA)을 대체적으로 사용한다(최종서·김정애 [2005]). 손평식(2008)의 경우처럼 ROA와 함께 ROE(자기자본이익률, Return on Equity)도 고려할 수 있겠으나 본 연구에서는 배제하였다. ROE는 기업이 일시라도 자본잠식 상태에 빠지면 계산이 불가능하며, ROA에 비해 변동성이 크다는 단점이 있고(조동근·변민식[2008]), 주주가치를 중요시하는 ROE는 민간기업에게는

의미가 있겠으나 공기업에서는 그 의미가 민간기업의 경우보다 떨어지기 때문이다.²⁵⁾

나. 설명변수

모형 (1)에서 $CEO_PROM_{i,t}$ 는 CEO가 공기업 내부승진자이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 해당 공기업에서 장기간 근무하다가 CEO로 임명된 경우를 내부승진자로 분류하였다. 샘플 중에는 당초 공무원 또는 정치인 등으로 출발한 인사가 공직을 퇴직한 이후 공기업 임원으로 활동하고 연속하여 CEO로 승진한 경우도 있었다. 이런 경우는 해당 인사가 CEO 임명 전에 공기업 임원으로 활동했다 하더라도 내부승진자가 아니라 외부에서 영입된 것으로 분류하였다.²⁶⁾ 내부승진자는 정부 등에서 활동하다가 공기업 CEO로 영입된 외부 출신보다 상대적으로 독립적일 가능성이 크다. 따라

서 내부승진자와 경영성과 간에는 (+)의 관계가 있을 것으로 예상할 수 있다.

$CEO_BUSEXP_{i,t}$ 는 CEO가 업무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. Xie et al.(2003)과 Park et al.(2004)²⁷⁾은 재무전문성, 회계전문성 또는 법조전문성과 일반기업 경력이 있으면 전문성을 가진 것으로 파악하였다. 그러나 전문성 판단 시 해당 공기업의 업무특성을 고려하지 않고 자격증 또는 직위 등을 통해 전문성을 일률적으로 규정하는 경우 분석에 무리가 있을 수 있다. 따라서 본 연구는 해당 공기업의 상이한 업무특성을 적절히 고려하기 위해 업무전문성과 재무전문성을 구분하였다. 업무전문성은 개별 공기업의 특성이 반영되도록 하였고, 재무전문성은 통일적인 기준에 의해 분석하였다.²⁸⁾ 우선 업무전문성은 해당 공기업에서 업무를 직접 수행한 경험이 있거나 관련된 감독·통제 기관 또는 민간기관에서 장기간 간접경험

25) 민간기업은 주주가치를 중요시하기 때문에 ROE가 재무제표로서 충분한 의미를 가지고 있지만, 공기업의 경우 법적인 주주(정부 또는 또 다른 공공기관)와 실질적인 주주(국민 전체)가 상이한 복(複)대리인 문제가 있기 때문에 민간기업의 경우와는 사정이 다르다.

26) 신임 CEO가 임명될 당시에 해당 기업의 임원으로 재직하고 있으면 다른 출신 여부와 상관없이 '내부승진'자로 분류하는 선행 연구(Allen et al.[1979], Brown[1982])도 있다. 그러나 이러한 분류방법을 본 연구에 적용하면, 공무원 또는 정치인으로 출공 활동한 인사가 해당 공기업의 임원으로 잠시 동안 근무하다가 CEO로 임명되면 통상의 관념과 달리 내부승진자로 분류될 수 있다. 외국과 달리 한국의 현실에서는 이런 경우 보통의 관념에 따라 외부출신자로 분류하는 것이 바람직하다고 본다.

27) Xie et al.(2003)은 CEO 경력, 재무경력, 법조경력이 있으면 전문성이 있는 것으로 보았으며, Park et al.(2004)은 한국사례에 대한 분석에서 회계법인·세무사·국세청 경력 등의 회계실무자, 금융기관 경력, 기업실무경력, 교수뿐만 아니라 법조경력을 가진 경우도 전문성이 있는 것으로 구분하였다.

28) 예를 들어, 한국방송광고공사의 CEO는 언론·방송 경력을 가진 인사가 다른 인사보다 도움이 될 것이며, 한국감정원의 CEO는 법조경력이 보다 유용할 것이다. 업무전문성과 재무전문성을 구분하면 이와 같은 분석이 가능하게 된다.

을 한 경우 획득된다고 보았다. 구체적으로, 해당 공기업에서 근무하다가 CEO로 임명된 내부승진자를 업무전문성이 있다고 보았고, 외부영입자 중에서는 해당 공기를 감독·통제하는 공공기관 또는 관련 민간기관에서 CEO로 임명되기 10년 전의 기간 동안 관련된 업무를 5년 이상 수행한 경우²⁹⁾ 또는 해당 공기업에서 임원 이상으로 근무한 경험이 있거나,³⁰⁾ 민간기업 또는 여타 공기업에서 CEO로 근무한 경험이 있는 자³¹⁾를 업무전문성이 있다고 보았다. 업무전문성을 가진 CEO는 다른 CEO보다 업무과약과 경영수행에 있어 보다 수월할 것으로 여겨진다. 따라서 CEO의 업무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 관계가 있을 것으로 예상된다.

$CEO_FINEXP_{i,t}$ 는 CEO가 재무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 2004년 4월 개정된 증권거래법 시행령은 공인회계사, 재무·회계 분야 석사학위 이상을 소지한 재무·회계 관

련 연구원 또는 전임강사 이상, 재무·회계 관련 업무의 임·직원, 정부·지자체·정부투자기관·금융감독원 또는 증권관계기관에서 재무·회계 관련 업무를 수행한 경우 재무전문가로 분류하였다. 반면, 이효익·문상혁(2004)은 회계사, 세무사, 세무공무원 및 경영전공 교수인 경우 재무전문성이 있는 것으로 규정하였고, 손성규 외(2004)는 보다 엄격한 기준을 적용하여 공인회계사, 세무사, 회계학 교수를 회계전문성이 있는 자로 보았다. 선행 연구는 대체적으로 객관성이 있는 자격증 보유 여부, 관련 분야 교수 여부로 전문성 유무를 파악하였다. 그러나 선행 연구는 자료의 객관성을 만족시킬 수는 있으나 충분성은 만족시키지 못한 것으로 보인다. 실제로는 재무전문가인데 자료 부족 때문에 비전문가로 파악될 소지가 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 선행 연구를 출발점으로 하되 몇 가지 조건을 추가하여 회계사, 세무사, 경영전공 교수뿐만 아니라, 세무 또는 감사 공무

29) 예를 들어, A공사의 B기관장은 CEO 임명 전 관련 민간 건설회사에서 30년 이상 근무하여 업무전문성이 있는 것으로 처리하였다. C공사의 D기관장은 CEO 임명 전 감독부처에서 관련 업무를 수행하여 업무전문성이 있는 것으로 처리했으나, E공사의 F기관장은 해당 공기업의 감독부처가 아닌 다른 부처에서 근무하다가 CEO로 임명되었기에 업무전문성이 없는 것으로 처리하였다.

30) 예를 들어, G공기업의 H기관장은 주로 정치인으로 활동하였으나 CEO 임명 직전 5년 동안 해당 공기업의 감사로 근무하다가 CEO로 임명되어 업무전문성이 있는 것으로 처리하였다. 그러나 I공기업의 J기관장은 민간분야 및 여타 공기업에서 장기간 근무한 경험은 있으나 해당 공기업과 관련 없는 분야 또는 기관이기에 업무전문성이 없는 것으로 처리하였다.

31) 이러한 기준을 도입하는 경우 최근 한국전력공사의 신입 CEO로 임명된 K씨는 과거 전력·에너지 분야에서 종사한 경험은 없지만 민간기업 CEO로 활동한 바 있기에 업무전문성이 있는 것으로 분류된다. 민간기업과 공기업 간의 형평성 및 논리의 일관성을 위하여 공기업 CEO로 활동한 경험이 있는 경우에도 민간기업 CEO와 마찬가지로 업무전문성이 있는 것으로 보았다.

원, 경영전공 박사학위 취득자를 재무전문가로 분류하였다.³²⁾ 결론적으로 본 연구는 재무전문성을 기존의 선행 연구와 증권거래법시행령의 관련 규정의 중간 정도로 고려하였다. 공기업 CEO가 재무전문성을 가진 경우 효율적인 재무관리가 가능하여 그렇지 않은 경우보다 경영성과가 높을 것으로 예상된다.

$AUD_IND_{i,t}$ 는 내부감사인³³⁾이 독립적이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 감사인의 독립성도 CEO의 독립성과 유사한 기준을 적용하여 통계처리하였다. 감사인이 정부 등 공기업의 감독·통제 기관과 지근거리에서 활동한 바 있다면 감사인은 독립성이 저해될 위험에 노출되어 있다고 볼 수 있다. 따라서 감사인이 정부·정치권·군에서 영입된 경우는 0, 그렇지 않고 학계·시민단체·경제계 등 기타 출신인 경우에는 1로 처리하였다. 독립적인 내부감사인은 그렇지 않은 감사인보다 감사업무를 보다 원칙적으로 수행할 것으로 예상된다. 따라서 내부감사인의 독립성과 경영성과 간에는 (+)의

관계가 있을 것으로 보인다.

$AUD_BUSEXP_{i,t}$ 는 내부감사인이 업무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 내부감사인의 업무전문성은 CEO의 업무전문성과 동일한 기준을 적용하였다. 해당 공기업에서 업무를 직접 수행한 적이 있거나,³⁴⁾ 관련된 감독·통제 기관 또는 민간기관에서 장기간 간접경험을 한 경우 업무전문성이 획득된다고 보았다. 업무전문성을 가진 감사인은 해당 공기업의 감사업무 수행시 업무전문성이 없는 감사인보다 우월할 것으로 여겨진다. 따라서 내부감사인의 업무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 관계가 있을 것으로 예상된다.

$AUD_FINEXP_{i,t}$ 는 내부감사인이 재무전문성이 있으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 내부감사인의 재무전문성은 CEO의 재무전문성과 동일한 기준을 적용하였다. 회계사, 세무사, 세무 또는 감사 공무원, 경영전공 교수 또는 연구원 및 경영 관련 박사학위 취득자를 재무전문가로 분류하였다. 재무전문성을

32) 이효익·문상혁(2004)은 세무공무원을 재무전문가로 간주한 반면 감사공무원은 제외하였고 마찬가지로 경영전공 교수를 재무전문가로 고려한 반면, 경영전공 연구원 및 박사학위 소지자는 제외하였다. 그러나 본 연구에서는 논리적 일관성을 위해 감사공무원과 경영전공 박사학위 소지자를 재무전문가로 파악하였다.

33) 독립계 감사가 아닌 복수의 감사로 구성된 감사위원회의 경우에도 개별 감사위원의 독립성과 전문성이 아닌 감사위원장의 독립성과 전문성만을 분석하였다. 이는 「공공기관의 운영에 관한 법률」 제20조4항 및 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률」 제26조(감사위원회의 설치) 등에 따라 감사위원회 위원의 2/3 이상이 독립성 및 전문성을 가진 사외이사로 구성되기 때문에 감사위원회 구성원 전체에 대한 분석보다는 감사위원장에 대한 분석이 더욱 의미가 있기 때문이다.

34) 본 연구의 샘플 중에는 이와 같은 경우가 없었다.

가진 내부감사인은 공기업의 감사업무를 보다 효율적으로 수행할 것으로 예상된다. 따라서 내부감사인의 재무전문성과 경영성과 간에는 (+)의 관계가 있을 것으로 보인다.

다. 통제변수

$ESTA_YEAR_{i,t}$ 는 공기업 설립 이후 2008년 말까지 경과된 연수를 말한다. 장하준(2003)은 공기업의 설립연수가 공기업의 실적에 영향을 미친다고 하였다. 젊은 기업은 관리 노하우나 조직적 전통 또는 경험이 부족하여 오래된 기업보다 실적이 저조할 수 있으며, 반대로 젊은 기업은 낡은 경영 관행이나 조직 타성 등에서 상대적으로 자유롭기 때문에 실적이 좋을 수도 있다고 하였다.

$LNASSET_{i,t}$ 은 개별 공기업의 연도 말 자산총액의 자연로그값이다. Joh(2002), Krivogorsky(2006) 등 선행 연구를 보면 기업의 자산규모가 클수록 경영성과가 높게 나타났다. 공기업도 민간기업과 유사한 결과가 나오는지 살펴보고자 한다.

$GOV_REV_{i,t}$ 는 공기업에 대한 정부 지원 등의 비율을 말한다. 공기업의 전체 수입 중에서 정부가 직접적으로 지원한 금액(보조금, 출연금, 출자금)뿐만 아니라

공기업의 독점적 지위 및 법적 보장 등으로 인해 발생한 위탁 및 독점수입, 부담금 및 이전수입을 포함하였다. 정부지원 비율이 높으면 공기업의 경영은 시장 또는 고객의 요구보다는 정부정책 기조에 영향을 받을 가능성이 크므로 경영성과가 낮을 것으로 예상된다.

$\Sigma_s r_s YD_{s,t}$ 는 관찰치가 연도 S에 속하면 1, 그렇지 않으면 0인 연도별 더미변수이다. 경기변동에 의한 연도별 차이를 통제하기 위해 추가하였다. <Table 1>에서 변수의 예측부호와 설명을 요약하였다.

3. 표본 및 자료 수집

본 연구에서는 정부가 2007년 공기업으로 지정³⁵⁾한 24개 기관(시장형 공기업 6개, 준시장형 공기업 18개)을 대상으로 분석하였다. 분석대상 연도는 2003~07년이다. 종속변수인 총자산수익률(ROA)은 외부감사인의 감사를 거친 회계감사 보고서에서 직접 수집하였다. 회계감사 보고서에 ROA가 기록되어 있지 않은 일부 공기업은 재무제표에서 관련 변수를 직접 추출하여 계산하였다. 해당 공기업의 회계감사 보고서와 재무제표, 그리고 독립변수와 통제변수에 대한 재무정보는 기획재정부의 공공기관 창의경영 시스템(알리오, Alio)³⁶⁾으로부터 수집하였다.

35) 2007년 1월에 제정된 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 의해 공공기관을 공기업(시장형 공기업, 준시장형 공기업), 준정부기관(기금관리형 준정부기관, 위탁집행형 준정부기관) 및 기타 공공기관으로 구분하였다.

〈Table 1〉 Definition of Variables

Category	Variable	Expected sign	Explanation
Dependent Variable	$MP_{i,t}$		ROA(Return on Asset)
Independent Variables	$CEO_PROM_{i,t}$	+	Equals 1 if the CEO is an internal promoter, 0 otherwise
	$CEO_BUSEXP_{i,t}$	+	Equals 1 the CEO has business expertise, 0 otherwise
	$CEO_FINEXP_{i,t}$	+	Equals 1 if the CEO has financial expertise, 0 otherwise
	$AUD_IND_{i,t}$	+	Equals 1 if the internal auditor is independent, 0 otherwise
	$AUD_BUSEXP_{i,t}$	+	Equals 1 if the internal auditor has business expertise, 0 otherwise
	$AUD_FINEXP_{i,t}$	+	Equals 1 if the internal auditor has financial expertise, 0 otherwise
Control Variables	$ESTA_YEAR_{i,t}$	+ / -	The number of years up to 2008 since its establishment
	$LNASSET_{i,t}$	+	Natural log of total assets at the end of the year
	$GOV_REV_{i,t}$	-	Government subsidies as a proportion to corporate earnings
	$\Sigma_{s'} YD_{s,t}$		Dummy variable for year s

CEO와 내부감사인의 출신 및 전문성 등 비재무정보는 해당 공기업의 각년도 이사회 회의록과 중앙일보에서 제공하는 Joins 인물정보를 활용하였다. 먼저 이사회 회의록에서 공기업별 CEO와 내부감사인을

확인하였고 이후 해당 인물의 세부 정보를 Joins에서 구했다. <Table 2>에서 관련 사항을 요약하였다.

36) 기획재정부는 공공기관 창의경영 시스템(알리오, www.alio.go.kr)을 통해서 공기업을 포함한 각 공공기관의 제반 정보를 공개하고 있다. 각 공기업의 수입·지출 현황, 임직원의 연봉 현황, 요약 재무제표, 자본금 및 주주 현황, 투자 및 출자 현황 등을 2005년 12월부터 제공하고 있다.

〈Table 2〉 Summary of Sample Collection Procedure

▪ Total public Enterprises		24
Less: Number of Enterprises for which financial data are unavailable		-1
		23
▪ 2003~2007(5 years for each enterprise)	× 5	115
Less: Number of years prior to the establishment		-5
▪ Total number of samples		110

V. 실증분석 결과

1. 기술통계량

〈Table 3〉은 본 연구의 분석대상 표본에 대한 기술통계량이다. 종속변수인 총자산수익률(ROA)은 평균이 0.004이고 표준편차는 0.016이다. 최솟값과 최댓값은 각각 -0.082, 0.054이다. CEO_PROM(CEO의 내부승진 여부)는 평균이 0.073이다. 즉, 공기업의 CEO가 내부승진자일 확률은 평균 7.3%로 10%에도 미치지 못하고 있으며, 표본에 의하면 CEO의 90% 이상이 외부에서 영입되었다. CEO_BUSEXP(CEO의 업무전문성)는 평균이 0.682로서 2/3 이상의 CEO가 업무전문성을 가지고 있었다. 즉, 내부승진자는 물론이고 외부 영입자 중에서 상당수는 업무전문성을 가지고 있다. 한편, CEO_FINEXP(CEO의

재무전문성)는 평균이 0.055로서 약 5%의 CEO만이 재무전문성을 가지고 있었다. AUD_IND(내부감사인의 독립성)는 평균이 0.269로 약 1/4의 내부감사인이 독립적이며, 3/4의 내부감사인은 정치인·공무원·군인 출신으로 외부영입자인 것으로 파악되었다. AUD_BUSEXP(내부감사인의 업무전문성)와 AUD_FINEXP(내부감사인의 재무전문성)는 평균이 각각 0.176과 0.102로서 약 10%대의 내부감사인이 업무전문성 또는 재무전문성을 가지고 있었다. CEO는 업무전문성을 가진 자가 대체로 CEO로 임명되는 반면, 내부감사인은 그렇지 못했다. CEO와 내부감사인 모두 재무전문성을 가진 경우는 각각 약 5%, 10%로서 매우 희박하였다. 통제변수를 살펴보면, ESTAB_YEAR(설립연수)는 평균 35.759로서 2008년 말 현재 분석대상 공기업은 설립된 지 약 35년 9개월이 경과되었다. LNASSET(자산의 자연로그 값)는 평균 28.701(2.9조원)이며 최댓값과

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

	N	Mean	Standard Deviation	Min	1Q	2Q	3Q	Max
ROA	110	0.004	0.016	-0.082	0.001	0.005	0.009	0.054
CEO_PROM	110	0.073	0.261	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
CEO_BUSEXP	110	0.682	0.468	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
CEO_FINEXP	110	0.055	0.228	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
AUD_IND	108	0.269	0.445	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
AUD_BUSEXP	108	0.176	0.383	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
AUD_FINEXP	108	0.102	0.304	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
ESTAB_YEAR	110	35.759	16.354	3.429	18.492	28.811	41.007	58.448
LNASSET	110	28.701	1.667	25.783	27.256	28.426	30.059	31.815
GOV_REV	110	0.078	0.112	0.000	0.000	0.007	0.129	0.424

Notes: CEO_PROM = 1 if the CEO is an internal promoter, 0 otherwise; CEO_BUSEXP = 1 if the CEO has business expertise, 0 otherwise; CEO_FINEXP = 1 if the CEO has financial expertise, 0 otherwise; AUD_IND = 1 if the internal auditor is independent, 0 otherwise; AUD_BUSEXP = 1 if the internal auditor has business expertise, 0 otherwise; AUD_FINEXP = 1 if the internal auditor has financial expertise, 0 otherwise; ESTAB_YEAR = the number of years up to 2008 since its establishment.; LNASSET = Natural log of total assets at the end of the year; GOV_REV = Government subsidies as a proportion to corporate earnings.

최솟값이 각각 31.815(65조원), 25.783(0.2조원)이었다. GOV_REV(정부지원 등의 비율)은 평균 0.078이며 최솟값과 최댓값이 각각 0.000, 0.424로서 분석대상 공기업에 대한 정부지원 등의 비율이 개별 공기업마다 다양한 모습을 보이고 있다.

〈Table 4〉에서 변수들 간의 Pearson 상관관계를 분석하였다. 종속변수인 ROA(총자산수익률)와 CEO_PROM(CEO 내부 승진)은 유의한 (-)의 관계를 보이고 있다. 통상의 관념과 달리 (-)의 관계를 보

이고 있는데 이후 회귀분석에서의 결과가 주목된다. ROA와 AUD_FINEXP(내부 감사인 재무전문성)는 유의한 (+)의 관계를, ROA와 GOV_REV(정부지원 등의 비율)은 유의한 (-)의 관계를 보이고 있다. 독립변수 간의 상관관계를 살펴보면, CEO_PROM은 CEO_BUSEXP, ESTAB_YEAR, GOV_REV와 유의한 (+)의 관계를 보이고 있다. 나머지 독립변수들 중에서 유의한 (+)의 관계를 보이는 것은 CEO_BUSEXP와 AUD_FINEXP, AUD_

<Table 4> Pearson Coefficients

	ROA	CEO_PROM	CEO_BUSEXP	CEO_FINEXP	AUD_IND	AUD_BUSEXP	AUD_FINEXP	ESTAB_YEAR	LNASSET	GOV_REV
ROA	1.000									
CEO_PROM	-0.204**	1.000								
CEO_BUSEXP	0.119	0.191**	1.000							
CEO_FINEXP	0.044	-0.067	-0.094	1.000						
AUD_IND	0.062	-0.092	0.006	-0.056	1.000					
AUD_BUSEXP	0.142	-0.038	0.156	-0.006	0.214**	1.000				
AUD_FINEXP	0.286***	-0.095	0.162*	-0.082	0.003	0.166*	1.000			
ESTAB_YEAR	-0.038	0.230**	-0.008	-0.173*	-0.211**	0.052	-0.101	1.000		
LNASSET	0.134	0.088	0.240**	0.080	-0.093	0.078	0.176*	-0.172*	1.000	
GOV_REV	-0.584***	0.247***	-0.001	-0.039	-0.016	-0.123	-0.139	0.204**	-0.066	1.000

Notes: * is significant level of < 0.1 ** is significant level of < 0.05 *** is significant level of < 0.01

IND와 AUD_BUSEXP, AUD_BUSEXP와 AUD_FINEXP, ESTAB_YEAR와 GOV_REV가 있으며, 유의한 (-)의 관계를 보이는 것은 CEO_FINEXP와 ESTAB_YEAR, AUD_IND와 ESTAB_YEAR이 있다. 한편, 독립변수들 간 유의한 상관관계를 보이더라도 최댓값이 0.247(CEO_PROM과 GOV_REV 간 상관계수)로서 다중공선성을 의심할 정도는 아니다.³⁷⁾

2. 공기업의 CEO와 경영성과

모형 (1)을 가지고 공기업 CEO 및 내부감사인의 독립성과 전문성이 경영성과에 미치는 영향에 대해 실증분석한 결과가 <Table 5>에 요약되어 있다.³⁸⁾ 열 (I)은 내부감사인을 제외한 상태에서의 CEO에 대한 분석 결과이고, (III)은 내부감사인을 포함한 상태에서의 CEO에 대한 분석 결과이다. 수정된 R²는 열 (I)과 (III) 모두에서 0.3 이상이다. 즉, 각 열이

37) 실제 회귀분석 결과 변수들 간의 다중공선성 문제는 발견되지 않았다.

38) 다음 절에서는 공기업 CEO와 경영성과 간의 관계에 대해 분석하고 3절에서는 공기업 내부감사인과 경영성과 간의 관계에 대해 분석한다.

<Table 5> Result of Regression Analysis

	Expected Sign	(I)	(II)	(III)
INTERCEPT		-0.025 (0.024)	-0.026 (0.024)	-0.027 (0.024)
CEO_PROM	+	-0.008 (0.005)		-0.006 (0.005)
CEO_BUSEXP	+	0.0044 (0.0030)		0.0033 (0.0030)
CEO_FINEXP	+	0.003 (0.006)		0.005 (0.006)
AUD_IND	+		0.005 (0.003)	0.004 (0.003)
AUD_BUSEXP	+		-0.004 (0.006)	-0.0004 (0.004)
AUD_FINEXP	+		0.012*** (0.004)	0.010** (0.004)
ESTAB_YEAR	+ / -	0.00013 (0.00009)	0.00015* (0.00008)	0.00018** (0.00009)
LNASSET	+	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
GOV_REV	-	-0.084*** (0.012)	-0.084*** (0.012)	-0.080*** (0.012)
adjusted R^2		0.323	0.353	0.350
F value		6.210***	6.838***	5.441***
# of samples		110	108 ³⁹⁾	108

Note: () is standard error, * is significant level of < 0.1 ** is significant level of < 0.05 *** is significant level of < 0.01

종속변수인 ROA를 설명하는 설명력은 30% 이상이다. F값은 5.4에서 6.8 사이로 두 개의 열 모두가 유의하였다. 세부 결

과를 변수별로 살펴보면, 열 (I)과 (III) 모두에서 유의하지는 않지만 CEO_BUSEXP⁴⁰⁾와 CEO_FINEXP⁴¹⁾는 모두 (+)

39) 열 (II)와 열 (III)은 설명변수 중 일부에 결측값이 있어 표본 수는 110개에 미치지 못하였다.

40) 열 (I)과 열 (III)에서의 유의확률은 각각 0.139, 0.262이다.

41) 열 (I)과 열 (III)에서의 유의확률은 각각 0.624, 0.348이다.

의 값을 보였다. 이것은 전문성을 보유한 CEO는 그렇지 않은 CEO보다 경영성과를 제고하는 데 유리하기 때문이다. 특히, 업무전문성이 있는 CEO는 해당 공기업의 업무에 대한 이해 정도가 높고 관련 경험을 보유하고 있으므로 조직을 장악하여 업무를 추진하는 것이 상대적으로 용이하기 때문이다. 통제변수 중 GOV_REV는 열 (I)과 (III) 모두에서 유의한 (-)의 값을 보였다. 즉, 공기업의 총수입에서 정부지원 등이 차지하는 비율이 높은 공기업은 경영성과가 낮다는 것이 1% 유의수준에서 확인되었다. 그러나 공기업의 성과가 낮기 때문에 정부가 더 많이 지원하는 경우도 있을 수 있기 때문에 정부지원 비율이 높은 공기업이 경영성과가 낮다고 단정하기는 어렵다.⁴²⁾

한편, CEO_PROM은 통계적으로 유의하지 않았지만 예상과 달리 (-)의 값을 보였다. 통상의 관념과 달리, CEO가 내부 출신인 공기업의 경영성과는 외부영입자의 경우보다 높았다. 이것은 송대희(2003) 및 김현(2007)의 주장처럼 정부가

최근 사장경영계약 이행실적 평가, 사장 추천제 또는 공기업 경영평가제도 등을 도입함에 따라 CEO의 출신과 상관없이 공기업의 경영효율성이 개선되었거나 외부영입자로 인한 역선택의 문제가 상당부분 해소되었기 때문으로 해석할 수 있다.⁴³⁾

3. 공기업의 내부감사인과 경영성과

모형 (1)을 가지고 공기업 내부감사인의 독립성 및 전문성과 경영성과 간의 관계를 분석한 결과가 <Table 5>의 열 (II)와 (III)에 요약되어 있다. 수정된 R^2 는 모두 0.3 이상이고 F값도 통계적으로 유의하였다. 실증분석 결과를 변수별로 살펴보면, AUD_FINEXP는 열 (II) 및 열 (III)에서 각각 1% 수준, 5% 수준에서 유의하고 부호도 예상대로 (+)를 보였다. 즉, 재무전문성을 가진 내부감사인이 감사업무를 수행하는 공기업은 그렇지 않은 공기업보다 경영성과가 높았다. 내부

42) 공기업에의 정부지원은 독점수입 및 부담금 등 대부분 법에 근거한 것으로 공기업의 성과에 크게 영향 받지 않은 상태에서 이행되고 있기 때문에 내생성의 문제가 심각하지는 않을 것으로 여겨진다. 그러나 일부 공기업의 경우 생산성이 낮기 때문에 정부지원이 지속되는 경우도 배제할 수 없다.

43) 본 결과를 대리인 이론을 적용하여 다음과 같이 해석할 수 있다. 공기업 CEO가 관련 정부부처 출신인 경우 정부부처와 지근거리에 있기 때문에 내부 출신 CEO에 비해 공기업의 주주인 정부부처와의 상호 이해도가 높을 것이다. 이 경우 대리인 비용이 상대적으로 낮아 경영성과 제고에 긍정적일 수 있다. 한편, 정부부처 등 외부에서 영입된 CEO는 차후의 또 다른 공기업 등의 CEO 또는 임원으로 임명되기 위해 현재의 공기업 경영활동을 적극적으로 수행할 유인이 있다. 그러나 해당 공기업에 입사하여 출근 그곳에서만 활동한 내부 출신 CEO는 퇴임 이후, 여타 공기업 임원으로 임명될 가능성이 낮다(본 연구의 샘플도 이와 일치함). 이 경우 외부 출신 CEO가 경영활동에 적극적이어서 내부 출신 CEO보다 성과 제고에 더욱 기여할 수 있다.

감사인의 의무 중 가장 중요한 것은 업무·회계감사권의 수행이다. 업무감사 및 회계감사를 성실히 수행하는 공기업은 경영진의 현실 안주 또는 임직원의 도덕적 해이 등에 의한 방만 경영을 억제하는데 효과적이다. 내부감사인이 업무·회계감사를 수행할 때 회계·재무지식 등의 고도의 전문성이 요구된다. 이때 재무전문성을 가진 내부감사인의 업무·회계감사는 공기업의 비효율성 제거에 효과적이고 경영성과에도 긍정적인 것으로 해석된다. AUD_IND와 AUD_BUSEXP는 예상대로 (+)를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 내부감사인이 독립적이거나 업무전문성을 가지고 있으면 경영성과에 긍정적인 영향을 미칠 여지가 있음을 의미한다. 통제변수 중 GOV_REV는 두 개의 열 모두에서 통계적으로 유의한 (-)의 값을 보였다. ESTAB_YEAR은 (+)로서 두 개의 열 모두에서 통계적으로 유의하였는데, 이는 설립된 지 오래된 공기업일수록 경영성과가 높음을 의미한다.

4. 추가분석: 경영성과를 극대화하는 공기업 지배구조의 조합

위에서 내부감사인의 재무전문성이 경영성과에 긍정적인 영향을 미친다는 증거를 발견하였다. 또한 통계적으로 유의하지는 않았지만 CEO가 외부 출신이거나 내부감사인이 독립적인 경우 또는 CEO가 업무전문성을 가진 경우 경영성과에 도움이 될 수 있음을 알았다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구는 CEO가 외부 출신이면서 동시에 업무전문성을 가진 경우 및 내부감사인이 독립적이면서 동시에 재무전문성을 가진 경우가 그렇지 않은 경우보다 경영성과에 효과적인지에 대해 분석하였다. 이러한 교호작용을 고려하여 아래의 모형 (2)를 설정하였다. CEOEMP×BUS은 더미변수로서 CEO가 외부에서 영입된 인사이면서 동시에 업무전문성을 가진 경우 1, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다.⁴⁴⁾ AUDIND×FIN은 더미변수로서 내부감사인이 독립적이면서 동시에 재무전문성을 가진 경우 1, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다. 다만, 모형 (2)에서는 모형 (1)에서의 모든 변수를 포함하였으나 CEO의 업무전문성을 나타내는 변수인 CEO_BUSEXP는 다중공선성 문제를 고려하여 제거하였다.⁴⁵⁾

44) CEOEMP는 외부에서 영입된(employed) CEO를 나타내는 더미변수(1 - CEO_PROM)로서 외부에서 영입된 CEO이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다.

$$\begin{aligned}
 MP_{i,t} = & \alpha_{i,t} + \beta_1 CEO_PROM_{i,t} + \beta_2 CEO_FINEXP_{i,t} + \beta_3 CEOEMP \times BUS_{i,t} \\
 & + \beta_4 AUD_IND_{i,t} + \beta_5 AUD_BUSEXP_{i,t} + \beta_6 AUD_FINEXP_{i,t} \\
 & + \beta_7 AUDIND \times FIN_{i,t} + \beta_8 ESTAB_YEAR_{i,t} + \beta_9 LNASSET_{i,t} \\
 & + \beta_{10} GOV_REV_{i,t} + \sum_s r_s YD_{s,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

<Table 6> Result of Additional Analysis

	Expected Sign	(I)	(II)	(III)
INTERCEPT		-0.025 (0.024)	-0.035 (0.023)	-0.037 (0.023)
CEO_PROM	+	-0.003 (0.006)		-0.004 (0.005)
CEO_FINEXP	+	0.003 (0.006)		0.006 (0.005)
CEOEMP×BUS	+	0.004 (0.003)		0.004 (0.003)
AUD_IND	+		0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
AUD_BUSEXP	+		-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)
AUD_FINEXP	+		0.002 (0.005)	0.001 (0.005)
AUDIND×FIN	+		0.037*** (0.010)	0.039*** (0.010)
ESTAB_YEAR	+ / -	0.00013 (0.00009)	0.00021** (0.00008)	0.00025*** (0.00008)
LNASSET	+	0.001 (0.001)	0.0013* (0.0008)	0.0013* (0.0008)
GOV_REV	-	-0.084* (0.012)	-0.084*** (0.011)	-0.080*** (0.011)
adjusted R^2		0.323	0.433	0.444
F value		6.210***	8.435***	7.095***
# of samples		110	108	108

Note: () is standard error, * is significant level of < 0.1 ** is significant level of < 0.05 *** is significant level of < 0.01

45) CEO_BUSEXP와 모형 (2)에서 새롭게 추가된 교호변수 중 하나인 CEOEMP×BUS 간에 다중공선성 문제가 발견되었기 때문이다.

모형 (2)에 대한 실증분석 결과가 <Table 6>에 요약되어 있다. 열 (I)에서 CEO의 지배구조와 경영성과를 분석하였고, 열 (II)에서는 내부감사인의 지배구조와 경영성과를, 열 (III)에서는 CEO와 내부감사인의 지배구조(독립성·전문성)와 경영성과를 함께 분석하였다. 열 (I), (II), (III) 모두 통계적으로 유의하였으며 모형 (2)에서 CEO_BUSEXP 변수를 제거한 이후 다중공선성 문제도 발생하지 않았다. AUDIND×FIN는 열 (II)과 열 (III) 모두에서 (+) 부호를 보이면서 1% 수준에서 유의하였다. 본 결과를 엄밀하진 않지만 정량적인 관점에서 해석하여 보면, 독립성과 재무전문성을 동시에 갖춘 내부감사인이 활동하는 공기업은 그렇지 않은 공기업보다 ROA가 약 4% 높다고 해석할 수 있다. CEO의 외부영입 여부와 업무전문성을 동시에 고려한 CEOEMP×BUS는 열 (I)과 열 (II)에서 (+)의 부호를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. CEO_PROM은 <Table 5>에서와 마찬가지로 통상의 관념과 달리 (-) 부호를 보였다. 세 가지 통제변수는 대체로 모두 유의한 결과를 보였다. 설립한 지 오래된 공기업일수록 ROA가 높았고 자산규모가 큰 공기업일수록 ROA가 높았다. 한편,

정부지원 비중이 낮은 공기업은 높은 공기업보다 ROA가 높았다.

VI. 결 론

본 연구를 통해 내부감사인의 독립성과 재무전문성이 공기업의 경영성과에 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 독립성의 경우에는 CEO가 내부승진자인지 외부영입자인지는 경영성과에 중요한 영향을 미치지 않았으며, 오히려 외부영입자가 상대적으로 높은 경영성과를 올릴 수도 있음을 보았다. 또한 CEO나 내부감사인이 업무전문성을 가지는 경우 통계적으로 유의하지는 않지만 경영성과가 높은 경향이 있음을 확인하였다.

본 연구의 정책적 의미는 다음과 같다. 첫째, 공기업의 CEO 또는 내부감사인을 임명할 때 그들의 업무전문성과 재무전문성을 다른 조건보다 우선하여 고려해야 한다. 최근 공기업 임원 임명 시에 후보자의 전문성이 다른 특성보다 강조되기 시작한 것으로 보이며, 그 결과 일부에서는 긍정적인 사례도 보고되고 있다.⁴⁶⁾⁴⁷⁾ 그러나 관련 법률에서 공기업 임

46) 『서울신문』, 2008년 9월 1일자 ‘북마전 지방공기업, 경영혁신 성공 사례 및 대책’에 의하면, 만성적인 적자에 시달리던 광주시도시공사는 2005년 전문경영인을 영입하면서 경영실적이 개선되고 있다고 한다.

47) 정부도 최근의 추세를 반영하여 특정 출신의 선호나 배제 없이 전문성을 최우선으로 고려하겠다고 발표한 바 있다(기획재정부 2008년 6월 26일 보도자료, 「공공기관 기관장 선임 추진상황」)

원의 자격요건 등에 대한 규정을 보다 구체화하는 등 추가 노력이 필요하다고 본다. 현재 공공기관의 운영에 관한 법률에서 공기업의 CEO 및 내부감사인이 갖추어야 할 특성으로 전문성을 규정하고는 있다.⁴⁸⁾ 그러나 관련 조항(학식과 경험이 풍부하고 능력을 갖춘 사람)이 가이드라인 수준에 그치고 있으며, 특히 CEO에 대한 규정인 제30조 1항은 공공기관의 운영에 관한 법률의 전신이라고 할 수 있는 과거 정부투자기관관리기본법(현재 폐지)의 관련 조항⁴⁹⁾을 그대로 계승한 것이어서 현재 추세에 맞게 개선될 여지가 있어 보인다. 내부감사인에 대한 규정도 CEO에 대한 규정과 마찬가지로 가이드라인 수준에 그치고 있다. 앞으로 관련 법률 조항을 구체화하고 공기업 내부감사인에 대한 자격제도를 시행하는 등 전문화된 인재풀을 육성·활용하고 있는 스웨덴 사례(한국개발연구원[2005])의 적용을 검토할 필요가 있다. 둘째, 소위 낙

하산 인사에 대한 개념을 새롭게 정립할 필요가 있다. 지금까지는 공기업 임원이 해당 공기업이 아닌 외부에서 영입되면 과거 경험 또는 전문성 여부를 막론하고 낙하산 인사로 규정되었다.⁵⁰⁾ 그러나 본 연구에서 살펴본 바와 같이 외부에서 영입된 CEO라도 개인능력에 따라 경영성과가 차이가 있을 수 있다. 외부영입 인사 중 전문성이 있는 인사는 경영성과를 제고시키고, 전문성이 없는 인사는 경영성과를 저하시키는 경향이 있기 때문이다. 따라서 낙하산 인사를 지금처럼 외부로부터 영입된 CEO 또는 친여권·친정부 출신의 CEO로 규정하는 경우 혼란의 여지가 있으므로 송희준⁵¹⁾의 주장대로 기존의 개념에 전문성 유무를 추가하여, 전문성이 없는데도 불구하고 외부에서 영입된 인사를 낙하산 인사로 규정하는 것이 보다 합리적일 것이다.⁵²⁾ 셋째, 공기업 내부감사인에 대한 관심과 통제가 필요하다. 과거에는 공기업 CEO에 관심

48) 공공기관의 운영에 관한 법률 제30조 (임원후보자 추천 기준 등) ① 임원추천위원회는 기업 경영과 그 공기업·준정부기관의 업무에 관한 학식과 경험이 풍부하고, 최고경영자의 능력을 갖춘 사람을 기관장 후보자로 추천하여야 한다. ② 임원추천위원회는 공기업·준정부기관의 이사나 감사로서의 업무 수행에 필요한 학식과 경험이 풍부하고, 능력을 갖춘 사람을 공기업·준정부기관의 기관장이 아닌 이사나 감사 후보자로 추천하여야 한다.

49) 제13조의4 (사장후보추천의 절차) ① 추천위원회는 기업경영 및 당해 투자기관의 업무에 관한 학식과 경험이 풍부하고 최고경영자의 능력을 갖춘 자를 사장후보로 추천하여야 한다.

50) 한편, 2008년 KBS 사례에서 보듯이 신입 CEO가 해당 공기업의 내부 출신이더라도 정부·여당의 지지를 받는 인사가 선출되어 낙하산 인사로 비판받은 바 있다.

51) 각주 12와 마찬가지로 『중앙일보』, 2006년 8월 30일자 ‘낙하산 사장을 경영성적은 대부분 중하위’ 기사 중 인터뷰에서 인용하였다.

52) 내부승진자는 업무전문성을 보유하고 있다고 여겨지므로 전문성 개념을 추가한 새로운 ‘낙하산 인사’ 개념은 과거와 마찬가지로 여전히 내부승진자가 아닌 외부영입자에게만 적용되는 개념이 된다.

이 집중되어 감사의 역할과 의무에 대한 논의가 거의 없는 실정이었으나 최근 여러 언론의 지적⁵³⁾과 같이 내부감사인이다. 이상 사각지대에 안주할 수 없게 되었다. 일각에서는 공기업 내부감사가 유명 무실하니 내부감사인제도를 폐지하자는 의견도 제기되고 있다. 그러나 본 연구의 실증분석 결과를 보듯이 독립성과 전문성을 가진 내부감사인은 경영성과에도 긍정적인 영향을 미친다. 따라서 내부감사인제도의 폐지를 논하기 전에, 전문성과 개혁의지를 가진 감사인을 적법하고 투명한 절차에 의해 임명(주인기 외[2007])하도록 제도개선을 하는 것이 우선이라고 여겨진다. 한편, 공기업의 지배구조 중 일부가 개선된다고 해서 해당 공기업의 경영성과가 지속적으로 제고되지 않는다 (Vagliasindi[2008]). 공기업 지배구조를 개편할 때에는 CEO, 내부감사인, 독립성, 전문성 등 관련된 제반 사항을 종합적으로 고려할 필요가 있다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 공기업에 대한 균형 잡힌 연구를 위해서는 기업성과 함께 공공성에 대한 연구가 병행되어야 한다. 그러나 본 연구에서는 공기업의 공공성에 대한 검토는 일단 배제하고 기업성을 중심으로 연구하였다. 둘째, 본 연구는 중앙정부의 공기업에 한정하여 분석하였다. 지방자치단체의 공기업은 샘플에서 배제되었다. 따라서 본 연구 결과를 한국의 공기업 전체에 일반화하여 적용하는 것은 무리이다. 셋째, 공기업 임원 인사과정에서의 투명성 및 민주성과 관련된 이슈는 매우 중요하다. 그러나 연구자의 주관성을 배제하고자 본 연구에서는 생략하였다. 또한 CEO 등 공기업의 간부가 자신의 사적 이익 등을 위해 기업의 재무이익을 적절하게 조정 또는 통제할 수 있다. 그러나 본 연구는 공기업의 지배구조와 이익조정은 상호 관련성이 없다고 가정하였다.

53) 『서울신문』, 2008년 9월 29일자 ‘공기업 감사 실태와 문제점, 무늬만 감사 개선 환목소리’ 또는 『문화일보』, 2008년 9월 2일자 ‘공기업 감사직 보은성 낙하산 쏟아져 내린다’ 등을 들 수 있다.

참 고 문 헌

- 강영걸, 「정부투자기관 기관장의 교체가 기관 경영성적에 미치는 영향에 관한 연구」, 『한국경 상논총』, 제17권 제1호, 1999, pp.153~174.
- _____, 「공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안: 사장(CEO) 임면과 평가를 중심으로」, 『정 책&지식』, 제87회, 2004, pp.2~6.
- 곽채기, 「정부투자기관 지배구조에 대한 평가와 개선방안」, 『공기업논총』, 제14권 제1호, 2002, pp.29~63.
- 김현, 「정부투자기관 관리제도 변화에 따른 사장 임용유형별 경영성과 차이 분석」, 『한국행정 학회 2007년도 동계학술대회 발표논문집(下)』, 2007, pp.759~783.
- 남일총·강영재, 「공기업 민영화 방안」, 『한국개발연구』, 제20권 제3·4호, 1998, pp.113~174.
- 문상혁·이효익, 「기업지배구조의 특성과 유동발생의 예측오차」, 『경영연구』, 제21권 제3호, 2006, pp.217~257.
- 민희철, 「정치적 연결이 공기업 보조금에 미친 효과에 대한 분석」, 『재정포럼』, 2008년 1월호, 2008, pp.24~31.
- 박준용, 「최고경영자의 교체가 기업의 성과 및 전략에 미치는 영향」, 『전략경영연구』, 제1권 제1호, 1998, pp.1~22.
- 손성규, 『회계감사이론, 제도 및 적용』, 박영사, 2006.
- 손성규·최정호·이은철, 「감사위원회의 효과: 회계오류를 중심으로」, 『회계학연구』, 제29권 제3호, 2004, pp.61~90.
- 손평식, 「기업지배구조와 경영성과 간의 관계에 대한 실증연구」, 『산업경제연구』, 제21권 제3 호, 2008, pp.1061~1083
- 송대회, 「공기업 경영평가제도의 회고와 발전방향」, 『공기업논총』, 제15권 제1호, 2003, pp.1~10.
- 신진영, 「공기업 지배구조: 이사회를 중심으로」, 『정책&지식』, 제76회, 2004, pp.34~38.
- 이명석, 「정부투자기관 임원의 충원에 관한 연구」, 『한국행정정보』, 제31권 제3호, 1997, pp.295~311.
- _____, 「정부투자기관 임원의 정치적 임용과 경영실적」, 『한국행정정보』, 제35권 제4호, 2001, pp.139~156.
- 이상철, 『한국 공기업의 이해』, 대영문화사, 2007.
- 이상철·이경태, 「감사위원회 도입이 이익조정에 미치는 영향」, 『회계학연구』, 제28권 제3호, 2003, pp.143~175.
- 이중운, 「공기업 내부감사, 무엇을 개선해야 하나?」, 『정책&지식』, 제107회, 2004, pp.30~33.
- 이효익·문상혁, 「이사회 및 감사위원회의 특성이 이익의 질과 가치관련성에 미치는 영향」,

- 한국회계학회 동계학술대회 발표논문, 2004.
- 장하준, 『국가의 역할』, 부·키, 2003.
- 전삼현, 『공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안, 현행 공기업 감사제도 무엇이 문제인가』, 『정책&지식』, 제107회, 2004, pp.2~8.
- 조동근·변민식, 『기업의 소유·지배구조와 기업가치 간의 관계, IMF 외환위기 이후의 한국의 경험』, 한국경제학회 경제학 공동학술대회, 2008.
- 조성빈, 『기업지배구조의 상호관계 및 기업성과에 관한 연구』, 『한국개발연구』, 제28권 제2호, 2006.
- 주인기·조성표·권선국·나종길, 『우리나라 경제발전과 회계의 공헌과 과제』, 『회계와 감사연구』, 제45호, 2007, pp.1~36.
- 최중서·김정애, 『기업지배구조와 이익조정이 기업의 경영성과에 미치는 영향』, 『한국회계학회 2005년도 동계학술발표대회 발표논문집(하)』, 2005, pp.81~111.
- 최현돌, 『공기업 감사제도의 문제점과 개선방안』, 『정책&지식』, 제107회, 2004, pp.15~20.
- 한국개발연구원, 『자율책임경영을 뒷받침하기 위한 공공기관 지배구조 혁신방안』, 공공기관 지배구조 혁신방안 공청회 발제자료, 2005.
- Allen, M., S. Panian, and R. Lotz, “Managerial Succession and organizational Performance: A Recalcitrant Problem Revisited,” *Administrative Science Quarterly*, Vol. 24, 1979, pp.167~180.
- Beatty, R. P. and E. J. Zajac, “CEO Change and Firm Performance in Large Corporations: Succession Effects and Manager Effects,” *Strategic Management Journal*, Vol. 8, No. 4, 1987, pp.305~317.
- Brown, J., “Administrative Succession and Organizational Performance: The Succession Effect,” *Administrative Science Quarterly*, Vol. 27, 1982, pp.1~16.
- DeAngelo, L. E., “Auditor Size and Audit Quality,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, 1981, pp.183~199.
- Jesen, M. and W. Meckling, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure,” *Journal of Financial Economics* 3, 1976, pp.305~360
- Joh, S. W., “Corporate Governance and Firm Profitability: Evidence from Korea before the Crisis,” *Journal of Financial Economics*, 2002.
- Keasey, K. and M. Wright (eds.), *Corporate Governance: Responsibility, Risks and Remuneration*, Chichester: John Wiley and Sons, 1997.
- Krivogorsky, V., “Ownership, Board structure, and Performance in Continental Europe,” *The International Journal of Accounting* 41, 2006, pp.176~197.
- Park, J. I., J. H. Choi, and K. A. Jeon, “The Role of Audit Committee in Decreasing Earnings Management: Korean Evidence,” *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, Vol. 1, 2004, pp.37~60.
- McMullen and Raghunandan, “Enhancing Audit Committee Effectiveness,” *Journal of Accountancy*,

Vol. 182, August 1996, pp.79~81.

OECD, "Guidelines on Corporate Governance of State-Owned Enterprises," 9th Meeting of the OECD Steering Group on Corporate Governance, 2005.

Reinganum, M. R., "The Effect of Executive Succession on Stockholder Wealth," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 30, No. 1, 1985, pp.46~60.

Vagliasindi, Maria, "Governance Arrangements for State Owned Enterprises," Policy Research Working Paper 4542, The World Bank, 2008, pp.1~36.

Warner, J. B., R. L. Watts, and K. H. Wruck, "Stock Prices and Top Management Changes," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, 1988, pp.461~492.

Xie, B., W. N. Davidson III, and P. J. DaDalt, "Earning management and Corporate Governance: The Roles of the Board and the Audit Committee," *Journal of Corporate Finance: contracting, governance and organization*, Vol. 9, June 2003, pp.295~316.

여성의 임금수준이 출산율에 미치는 영향 분석

김 정 호

(한국개발연구원 부연구위원)

The Effects of Female Wage on Fertility in Korea

Jungho Kim

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 김정호: (e-mail) junghokim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 출산율(Fertility), 출산간격(Birth Spacing), 여성임금(Female Wage)
- JEL code: J13, J24
- Received: 2008. 11. 14 • Referee Process Started: 2008. 12. 2
- Referee Reports Completed: 2009. 5. 20

ABSTRACT

Although the decline in fertility rate is generally observed along the history of economic development throughout the world, the continuing decline hitting below the replacement level in Korea over the recent years gathered serious social concerns on the ground that it accelerates the process of population aging. The total fertility rate in Koreareached 2.08 in 1983, and gradually fell to the levels of 1.08 in 2005 and 1.26 in 2007. The policy debate over the role of the government has been focused mainly on the level of theoretical discussion without substantial basis on firm empirical evidence and the determinants of fertility. The objective of the paper is to empirically investigate the fertility effect of the female wage, which is understood as one of the most important determinants of fertility in Koreasince 1980 focusing on one aspect of fertility, namely birth spacing.

Using the Korean National Fertility Survey conducted in 2006, I estimate a duration model of first and second births taking into account individual heterogeneity, which turned out to be an important factor to control for. Compared with previous studies in the literature on the Korean fertility, the study has an advantage of using the complete pregnancy history of women in a more representative sample. Unlike the previous studies, the analysis also deals with the endogeneity of marriage by treating a certain age, rather than age at marriage, as the time in which a woman becomes exposed to the risk of pregnancy. The study shares the common problem in the literature on birth spacing of lacking relevant wage information for respondents in a retrospective survey. I estimate the wage series as a function of the basic characteristics using the annual Wage Structure Survey from 1980 to 2005, which is considered as a nationally representative sample for wage information of employees.

The results suggest that the increase in female wage by 10 percent leads to a decrease in second birth hazard by 0.56~0.92 percentage points and that the increase in spouse's wage by the equal amount is accompanied by the increase in second birth hazard by 0.36~1.13 percentage points. These estimates are more precisely estimated and of smaller magnitude than those presented by the previous studies. The results are robust to the different specifications of the wage equation. The simulation analysis based on the predicted values shows that about 17% of the change in the second birth hazard over the

ABSTRACT

period 1980 to 2005 was due to the change in the female wage. Although there is some limitation in data, the results can be viewed as one estimate of the role of female wage on the recent fertility decline in Korea.

The question raised by the paper is not a normative one of whether a government should promote childbearing but a positive one that explains fertility decline. Therefore, if there is a wide consensus on promoting childbearing, the finding suggests that the policies designed to reduce the opportunity cost of women in the labor market would be effective. The recent movement of implementing a wide range of family-friendly policies including child care support, maternity leave, parental leave and tax benefit in developed countries should be understood in this context.

지난 20여 년간의 지속적인 출산율 감소 현상에 대응한 최근의 정책논의에서 출산율 감소에 대한 이론적 논의는 많이 이루어진 데 반해 실증적 연구 결과의 양은 아직 빈약한 수준이다. 본 연구는 출산율 감소의 가장 중요한 원인 중의 하나로 이해되는 여성의 임금수준이 1980년대 이후의 출산율에 미친 영향을 실증적으로 분석한다. 기간모형을 이용하여 출산율의 한 구성요소인 출산 간격을 분석한 결과, 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 여성 임금의 변화가 약 17%를 설명하는 것으로 나타났다. 자료의 한계로 인해 통제되지 못한

변수가 존재하나, 최소한 여성의 임금수준이 출산에 미치는 총체적 효과의 크기를 제시하는 하나의 추정치로서 의미가 있다. 임금으로 표현되는 여성의 노동시장에서의 기회비용 상승이 자녀에 대한 수요를 감소시킨다는 사실은 출산율 저하가 경제발전에 따르는 현상임을 암시한다. 따라서 출산율 제고와 여성의 고용 증진은 동시에 추구해야 할 정책목표로 보이고, 이를 달성하기 위해 정부는 자녀양육에 대한 여성의 노동시장에서의 기회비용을 줄이는 포괄적인 가족친화 정책을 고려할 필요가 있다.

1. 서론

지난 반세기 동안 우리나라는 급격한 경제성장을 이룩과 동시에 가파른 출산율의 감소를 경험하였다. 출산율의 감소는 경제가 발전하는 과정에서 일반적으로 나타나는 현상이나, 1990년대 이후 우리나라의 출산율 감소는 인구구조의 고령화를 가속화한다는 점에서 사회적인 관심이 고조되었다(최경수[2004]).

출산율 감소의 원인에 대한 이론적 논의로는 먼저 가구 내에서 여성의 상대임금 상승으로 인한 자녀양육에 대한 기회비용의 상승을 들 수 있다(Willis[1973]). 또한 Becker and Lewis(1973)는 소득의 상승으로 인해 자녀의 양보다 질적인 수준에 대한 선호의 증가로 인해 출산율이 감소할 수 있음을 보였다. 추가적으로 영아 사망률의 감소로 인한 자녀 저장 유인(hoarding motive)의 감소, 사회안전망의 확대에 의한 노후 소득 보전을 위한 투자대상으로서의 자녀수요 감소, 남아선호사상의 쇠퇴 등이 제기되었다(Schultz[1997]). 한편, 인구학 문헌에서는 주로 개발도상국에서 실시된 가족계획정책으로 인한 피임기구의 보급 역시 출산율 감소의 원인으로 중요하게 논의되었다(Bulatao and Lee[1983]; Easterlin and Crimmins[1985]).

지난 20여 년간의 우리나라 출산율 감

소를 두고, 위와 같은 이론적 논의는 많이 이루어졌으나, 그와는 대조적으로 이를 뒷받침하는 실증적 연구 결과는 빈약한 상황이다. 이에 본고에서는 출산율 감소의 가장 중요한 원인 중의 하나로 이해되는 여성의 임금수준이 1980년대 이후의 출산율에 미친 영향을 실증적으로 분석함을 목적으로 한다. 또한 출산율 감소를 이해하는 시각을 제시함으로써 향후 저출산 현상에 대응한 정부의 정책 방향에 대해서도 논의하고자 한다.

기간모형(duration model)을 이용하여 출산율의 한 구성요소인 출산간격을 분석한 결과, 한계적으로 여성의 임금이 10% 증가할 경우 두 번째 출산확률이 1.6~2.7% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 여성의 임금 상승이 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 약 17%를 설명하는 것으로 나타났다. 자료의 한계로 통제되지 못한 변수가 존재하므로, 본 분석 결과의 해석에는 유의해야 하나, 최소한 여성의 임금수준이 출산에 미치는 효과의 크기를 제시하는 하나의 추정치로서 의미가 있다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 장에서는 출산율 감소 현황 및 선행 연구의 논의를 소개하고, 제Ⅲ장에서는 분석의 틀을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 분석에 이용된 자료의 특성을 기술하고, 분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 연구 내용을 종합하고, 결론을 맺는다.

II. 출산율 감소 현황 및 이론적 논의

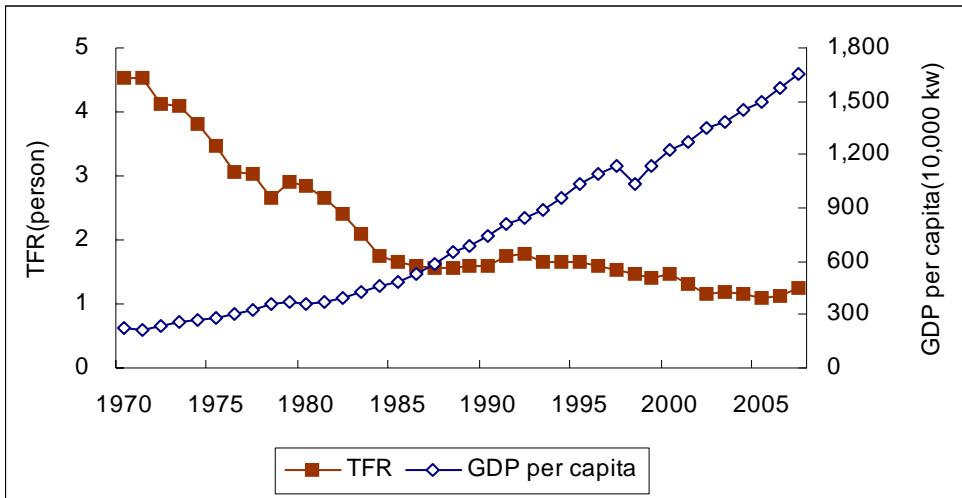
우리나라 가임여성의 합계출산율은 1970년의 4.53명에서 2005년에 1.08명으로 최저점을 기록한 후 2007년에는 1.26명에 이르고 있다. 동일한 기간 동안 1인당 연간 국민총소득은 225만원(2000년 기준)에서 1,650만원으로 7배가 넘는 상승을 기록하였다(Figure 1 참조).

1960년대 이후의 출산율 감소는 합계

출산율이 인구대체 수준인 2.1명 이하로 떨어진 1980년대 중반을 기점으로 두 시기로 나누어 볼 수 있다. 1980년대 중반 이전까지는 경제발전에 따른 도시화 및 인구억제정책 실시 등과 함께 출산율의 급격한 감소를 경험하였고, 1980년대 중반 이후에는 지속적인 경제성장에 따른 교육 및 보건 등 복지수준의 향상과 함께 출산율이 완만하지만 꾸준한 감소세를 보이고 있다. 이와 같은 시기의 구분은 출산율을 포함한 인구변천의 단계적 구분과도 궤를 같이한다(김두섭(2002)).¹⁾

여성의 자녀양육에 대한 기회비용

[Figure 1] Total Fertility Rate (TFR) and Gross Domestic Product (GDP) per capita (1970~2007)

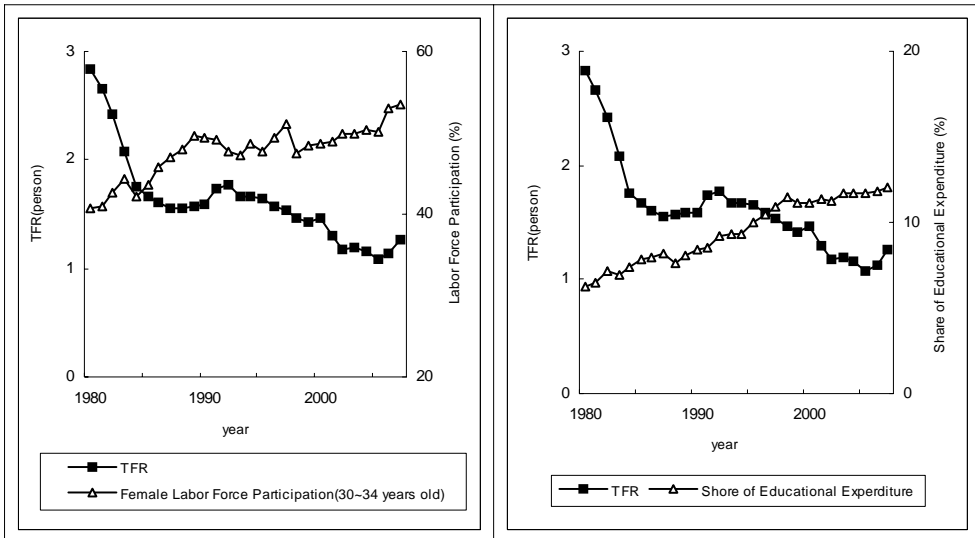


Notes: GDP per capita is the amount for a year measured in terms of 2000 Korean Won.

Source: Korea National Statistical Office (KNSO)

1) 김두섭(2002)은 우리나라 인구변천의 단계를 전통적 성장기(1910년 이전), 초기 변천기(1910~45년), 혼란기(1945~60년), 후기 변천기(1960~85년), 재안정기(1985년 이후) 등으로 구분한다.

[Figure 2] Female Labor Force Participation and Share of Educational Expenditure (1980~2007)



증가는 여성의 노동시장 참여에 반영되어 있다. [Figure 2]에 제시된 것처럼 30~34세 여성의 경제활동참여율은 1980년의 40.8%에서 지속적으로 상승하여 2007년에는 53.6%에 이르렀다. 자녀의 질적인 측면에 대한 선호를 반영하는 교육비 지출 역시 같은 기간 동안 상승하였다. 도시가계조사에 따르면, 가구소비에서 교육비가 차지하는 비율이 1980년의 6.3%에서 2007년에는 12.0%로 두 배 가까이 상승하였다. 원칙적으로 출산율 감소의 원인 분석에는 여성의 기회비용 증가와 자녀양육비용 상승이라는 요소를 같은 선상에서 고려해야 하나, 활용할 수 있는 자료의 제약으로 인해 본고에서는 여성의 임금과 출산율 간의 관계에 초점을 맞

춘다.

출산은 본질적으로 규모(volume)와 시기(timing)라는 2차원상의 사건이다. 일반적으로 출산율의 측정치로 통용되는 합계출산율이란 일정 기간(대개 1년 또는 5년) 동안 관찰된 연령별 가임여성의 출산율을 가중평균한 값을 나타낸다. 따라서 합계출산율은 가상적인 여성이 평생 동안 현재 관찰되는 연령별 출산율을 경험한다면 갖게 되는 총 자녀 수라는 해석을 할 수 있을 뿐 현재 가임기 여성이 평생 동안 낳을 총 자녀 수를 의미한다고 볼 수 없는 것이다. 앞으로 낳을 자녀 수의 변동 그리고 출산시기의 변화 모두 합계출산율의 변화를 가져온다.

기계적으로 말하자면, 출산율의 감소는

<Table 1> Fertility Decline in Korea (1980~2005)

Year	1980	1990	2000	2005
TFR	2.83	1.59	1.47	1.08
Proportion of the married among women of age 30~34 (%)	97	95	89	81
Number of live births by married women of age 30~34	2.67	1.89	1.71	1.52
Birth Cohort	1956~65	1966~75	1976~85	
First birth interval (median, months)	22	22	25	
Second birth interval (median, months)	31	33	36	

Notes: Firth birth interval is defined as the time elapsed from the marriage to the first birth, and second birth interval is defined as the time elapsed from the first birth to the second birth.

Source: KNSO, Korean National Fertility Survey 2006.

결혼연령의 증가, 출산간격의 증가 그리고 총 자녀 수의 감소로 구성되어 있다. 이러한 세 측면에서의 출산율 감소 현황이 <Table 1>에 제시되어 있다. 합계출산율이 2.83명에서 1.08명으로 감소한 1980년부터 2005년까지의 기간 동안 30~34세 여성의 혼인비율은 97%에서 81%로 감소하였고, 동 연령대 기혼부인의 총 출생아 수도 2.67명에서 1.52명으로 감소하였다. 비슷한 시기의 출산간격의 변화를 보기 위해 2005년을 기준으로 40대, 30대, 20대 여성을 비교하면 기혼여성의 첫 번째

출산간격의 중위값이 22개월에서 25개월로 증가하였고, 두 번째 출산간격은 31개월에서 36개월로 증가하였다. 본고에서는 출산율의 한 측면인 출산간격을 렌즈로 사용하여 지난 26여 년간 여성의 임금수준과 출산율 간의 관계를 분석하고자 한다.²⁾

특히, <Table 2>에서 제시되어 있듯이 유배우 여성의 평균 이상 자녀 수(ideal number of children)가 1980년대 이후 약 2명으로 일정하게 유지되고 있다는 점은 최근 출산율의 변동이 자녀 수의 감소보다는

2) 본질적으로 출산력의 양적인 측면과 시간적인 측면으로 인해 완결출산율, 합계출산율, 자녀 수, 출산간격 등 출산력의 다양한 측정치는 각각 출산율의 어느 한 측면만을 나타낸다. 본 연구의 목적은 한 시점에서 여성 임금수준과 다양한 출산력 측정치 간의 관계를 조사하기보다는 여성 임금수준과 출산력의 한 측정치인 출산간격 사이의 관계를 분석함으로써 지난 25년간의 출산율 변동의 원인을 이해하는 데 있다. 따라서 출산율의 한 측면인 출산간격의 변화(variation)를 조사함으로써 여성 임금수준과 출산율 사이의 관계에 대한 추론을 하고자 한다. 추가적으로 기간모형(duration model)에서의 출산확률(birth hazard)은 각 시점에서의 조건부 확률을 의미하므로 첫 번째, 두 번째, 세 번째 등 모든 출산간격의 분석은 출산의 양적인 측면(volume)을 나타낸다고 볼 수 있다.

〈Table 2〉 Ideal Number of Children of Married Women Aged 15~44 by Age

Age	1982	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006
15~24	2.1	1.8	1.8	1.8	2.0	2.1	2.1	2.2	2.2
25~29	2.2	1.9	1.9	1.9	2.1	2.1	2.1	2.2	2.1
30~34	2.5	2.0	2.0	2.1	2.2	2.2	2.2	2.3	2.2
35~39	2.6	2.1	2.0	2.2	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3
40~44	2.9	2.2	2.1	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3	2.3
Total	2.5	2.0	2.0	2.1	2.2	2.3	2.2	2.2	2.3

Notes: The respondents are the married women with a spouse except for 1991 when they are the married women. Requoted from Kim Seungkwon (2006).

출산간격의 증가로 설명할 수 있는 부분이 더 클 수 있음을 암시한다. 물론 설문지의 이상 자녀 수는 예산의 제약을 부과하지 않고 있으므로 그 해석에 유의해야 하나, 최소한 우리나라에서 자녀를 1명만 갖고 출산을 종결해 버리는 여성(birth stopper)이 크게 증가하지는 않았다는 점을 시사한다. 따라서 본 분석에서는 모든 여성이 언젠가는 두 번째 자녀를 갖는다는 가정하에 첫 번째와 두 번째 출산간격을 분석대상으로 한다.

이론적으로 출산에 관한 동태모형에서는 소득과 여성의 임금에 관해서 대체적으로 일관성 있는 예측이 제기되었다. Leung (1991)은 비결정적 동태모형(stochastic dynamic model)에서 소득의 증가는 출산의 시점을 앞당기고, 자녀양육비용의 증가는 출산의 시점을 늦춤을 보였다. Heckman and Willis(1975)와 Newman

(1988)은 소득의 절대적인 수준에 따른 효과와 함께 소득의 연령별 구조의 기울기가 높아질수록 출산시점이 늦어지게 됨을 추론하였다. Happel, Hill, and Low(1984)는 출산으로 인한 공백이 야기하는 인적자본의 감가상각이 클수록 출산의 시점을 뒤로 미루려는 유인이 생길 수 있음을 보였다. 이와 같이 임금이 높은 여성은 자녀양육에 대한 기회비용이 더 클 수 있고, 보다 가파른 연령별 임금 구조를 경험할 수도 있고, 또한 출산 시 생기는 공백으로 인한 지식 및 기술의 감가상각이 더 클 수 있다는 점에서 출산 시점을 늦추게 될 것으로 기대할 수 있다.

실증적 연구로는 '1976 Malaysian Family Life Survey'를 이용하여 구조적 모수 추정(structural estimation)을 수행한 Wolpin (1984)이 소득의 상승이 빠른 출산으로 이어짐을 발견하였다. 축약형 모형 추정

(reduced form estimation)방식을 통해 Heckman and Walker(1990)는 ‘1981 Swedish Fertility Survey’를 이용하여 남성의 소득이 증가할수록 출산시점이 빨라지고, 여성의 임금이 상승할수록 출산시점이 미뤄지는 효과가 있음을 발견하였다. 반면, Tasiran(1995)은 ‘1981 Swedish Fertility Survey’와 PSID를 이용하여 Heckman and Walker(1990)에서의 소득효과와 임금효과가 소득과 임금의 추정방식에 따라 달라질 수 있음을 보였다. 임금효과에 비해서는 안정적으로 여성의 교육수준이 높을수록 출산간격이 길어짐이 발견되었다(Newman and McCulloch[1984]; Heckman, Hotz, and Walker[1985]; Tasiran[1995]; Johnson-Hanks[2004]).

국내 연구로는 김현숙 외(2006)가 ‘2003년도 전국출산력조사’를 이용하여 기간모형을 추정한 결과 여성의 임금 상승이 첫 번째와 두 번째 출산시점을 미루는 효과가 있음을 발견하였으나 소득효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 동일한 자료를 이용한 민희철(2008)도 출산시점을 지연하는 여성 임금효과를 첫 번째 출산에 대해서 발견하였고, 배우자 임금의 상승이 두 번째 출산시점을 늦추게 하는 효과가 있음을 확인하였다. 이삼식 외(2005)는 ‘2005년도 전국 결혼 및 출산 동향조사’를 이용하여 결혼 및 각 출산으로의 이행을 결정하는 요소를 추정하여 대학교육을 받은 여성

이 두 번째, 세 번째 출산을 미루는 경향이 있음을 발견하였다. 본고에서는, 다음장에서 기술하듯이, 위의 세 연구의 분석이 가지는 자료상의 또는 통계학적인 결함을 극복하고자 하였고, 1980년 이후의 출산율 감소 중 여성의 임금이 설명하는 부분이 얼마인지에 대한 논의를 제공한다는 점에서 차별성을 가진다.

모형의 선택과 관련하여 Wolpin(1984)이나 민희철 외(2007)에서와 같은 구조적모수 추정방식(structural estimation)은 결과를 바탕으로 다양한 정책 변화의 효과를 추정할 수 있는 장점이 있는 반면, 많은 가정을 수반하므로 결과의 신뢰성이 낮아질 소지가 있다. 반면, Heckman and Walker(1990)가 채택한 축약형 추정방법(reduced-form estimation)은 임금이 출산에 영향을 미치는 경로가 무엇인지에 대한 정보를 제공하지는 못하나 임금으로 표현되는 여성의 노동시장에서의 기회비용의 변화가 출산율 변화에 얼마나 기여하였는지를 비교적 명확하게 추정할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 이 경우 매기의 임금이 출산율에 미치는 효과는 단순히 그 기간만의 효과가 아닌 생애주기에 대한 최적화를 통한 총체적인 효과라고 해석할 수 있다. 본고에서는 축약형 추정방법을 통해 출산시점의 선택에 있어서의 임금 및 소득 효과를 추정하고자 한다.

III. 기간모형 분석

출산간격에 대한 계량경제학적인 모형을 발전시킨 Heckman and Walker(1990)를 따라 다음과 같이 출산의 과정(birth process)을 규정한다. 최초 기간($\tau = 0$)에 한 여성이 출산의 위험에 노출된다. 이 시점은 결혼의 시점으로 볼 수도 있고, 가임기가 시작되는 시점으로 볼 수도 있다. 최초 기간 이후에 상태의 전환(transition)이 이루어진다. 이산적인(discrete) 출산의 과정을 집합 $\{Y(\tau), \tau = 0, 1, 2, \dots\}$, $Y(\tau) \in \Gamma$ 으로 정의한다. 여기서 출생아 수로 구분되는 잠재적 상황이 유한하다고 가정한다 ($\Gamma = \{0, 1, 2, \dots, C\}$, $C < \infty$). 집합 Γ 의 각각의 원소는 기간 τ 에 얻은 누적출생

아 수를 나타낸다. 기간 τ 에 활용 가능한 정보 집합(information set)을 $H(\tau)$ 로 표시한다.

각각의 출생아에 대한 잠재적인 출산간격을 T_1, T_2, \dots, T_C 로 나타낸다. 한 여성이 기간 $\tau(j-1)$ 에 j 번째 출산의 위험에 노출되면, 기간 t_j 의 출산의 조건부 확률(conditional hazard)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} h_{j,t_j} &= h_j(t_j | H(\tau(j-1) + t_j), \theta) \\ &= \Pr(T_j = t_j | T_j \geq t_j, H(\tau(j-1) + t_j), \theta) \end{aligned} \tag{1}$$

확률변수인 θ 는 통계학자뿐만 아니라 개인에게도 보이지 않는 개인의 출산능력(fecundity)을 의미한다.³⁾ 보이지 않는 특성인 θ 의 분포는 시간에 따라 변하지 않고, 초기 정보인 $H(0)$ 와 무관한 것으

3) 기존 문헌에서 소개된 출산을 다루는 생애주기모형에서는 대체로 출산을 확률적(stochastic) 사건으로 보는 동시에, 피임 선택을 통해 조절이 가능한 변수로 간주한다(Hotz et al.[1997]). 이 경우 출산을 인간의 재생산함수(human reproduction function)의 산출물로 볼 수 있다. 한 시기(t)의 출산 여부를 b_t 로 표현하고, 피임노력 수준을 e_t 로 그리고 확률적 요소를 θ 로 표현하면 t 시기 출산의 조건부 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Pr(b_t = 1 | t, e_t, \theta) = \Pr(b_t = 1 | t, e_t, \mu_\theta, \sigma_\theta^2)$$

확률변수인 θ 가 출산에 주는 영향은 다시 평균과 분산의 영향으로 세분화할 수 있고, 여기서 확률적 요소의 평균 μ_θ 을 그 부부의 출산능력(fecundity)이라고 해석할 수 있다. 이 경우 출산능력이 높을수록 출산확률이 높아진다거나, 피임노력의 효과가 낮아진다고 하는 추가적인 가정이 가능하다. 출산능력이 주어진 상태에서 한 부부의 피임노력 수준의 선택은 자녀에 대한 수요(demand for children)에 따른다고 볼 수 있다. 본 분석에서는 가구선택의 구조적(structural) 모형이 아니라 축약형(reduced-form) 모형을 채택하므로 피임노력 수준을 내생변수로 간주하여 여성 임금이 출산율에 미치는 총체적인 효과를 분석한다. 물론 다양한 피임기구에 대한 접근도 차원에서의 개인적 차이도 출산의 확률적 요소의 일부분이 될 수 있다. 이러한 부분을 배제할 수는 없으나 본 분석에서는 이러한 요소의 비중이 상대적으로 작다고 가정하고, 기존 문헌에서 중요하게 다루어져 온 물리적인 출산능력만을 출산의 확률적 요소로 해석하기로 한다.

로 가정한다. 그러면 기간 t_j 의 생존함수는 다음과 같다.

$$S_j(t_j|H(\tau(j-1)+t_j),\theta) = \prod_{t=0}^{t_j} (1-h_{j,t}) \quad (2)$$

일반적으로 개인의 이질성(heterogeneity)이 존재하는 상황에서 개별 출산간격을 독립적으로 추정하게 되면 일치성이 떨어지는(inconsistent) 계수를 얻게 된다. 이는 T_j 의 확률밀도함수를 구성함에 있어서 개인의 이질성에 대해 필요한 분포가 $M(\theta)$ 가 아니라 $M(\theta|H(\tau))$ 이기 때문이다. Heckman and Walker(1990)는 각각의 출산간격을 개별적으로 추정해도 일치성이 있는(consistent) 계수를 얻을 수 있는 충분조건을 제시한다. 모두 세 가지로, 첫 번째는 모든 여성이 언젠가는 출산을 한다는 것이다(no defective distribution). 두 번째는 표본의 절단(censoring)이 존재하지 않다는 것이다. 세 번째는 시간에 따라 정보 집합이 변하지 않는다는 것이다 ($H(0) = H(\tau)$, for all τ). 유배우 부인의 평균 이상 자녀 수 추이로 보아 모든 여성이 최소한 두 번째 자녀를 언젠가는 갖는 것으로 볼 수 있다는 점(no defective distribution)에서 첫 번째 조건을 만족시킨다고 볼 수 있다. 그러나 결혼으로의 이행

과 첫 번째 출산이라는 이행으로 인해 표본이 선택(censoring)되고, 첫 번째 출산 이후 자녀의 성별이나 출산간격과 같은 새로운 정보가 생성되므로 두 번째와 세 번째 조건을 위반하게 된다. 따라서 본 추정에서는 모수와 함께 개인의 이질성 분포를 추정한다.

원칙적으로 매 출산으로의 이행 시 출산을 중단한 여성이 존재한다. Heckman and Walker(1990)는 이와 같은 출산 종결자(birth stopper)의 비율을 하나의 계수로 포함하는 생존함수를 추정하였고, Heckman and Walker(1987)는 출산을 중단한 여성의 비율을 다른 설명변수의 함수로 설정하여 추정하였다. 보다 일반적인 틀에서 출산 종결자와 매우 낮은 출산확률을 갖는 여성의 비율을 식별(identification)하기 위해서는 추가적인 출산에는 영향을 주나 출산의 종결에는 영향을 주지 않는 변수를 구해야 한다(Abbring[2002]). 그러나 이러한 변수를 실제로 구하기에는 어려운 점이 존재한다. 따라서 본 추정에서는 모든 기혼여성이 두 번째 자녀까지는 언젠가 가진다는 가정하에 조건부 확률을 추정한다.⁴⁾

첫 번째 출산간격과 두 번째 출산간격의 추정 시 우도함수(likelihood function)는 다음과 같다.

4) 모든 여성이 출산한다고 가정하는 경우 출산능력으로 볼 수 있는 개인의 이질성이 매우 낮은 값을 갖는 여성을 출산 종결자로 해석할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{j=1}^2 \Pr(T_j = t_j)^{\delta_j} \Pr(T_j > t_j)^{(1-\delta_j)} \\
 &= \prod_{j=1}^2 \left[h_{j,t_j} \prod_{t=1}^{t_j-1} (1-h_{j,t}) \right]^{\delta_j} \left[\prod_{t=1}^{t_j} (1-h_{j,t}) \right]^{(1-\delta_j)}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

조건부 확률함수(conditional hazard)로는 구체적으로 다음과 같이 1년을 한 기간으로 하는 로짓확률모형(logit hazard model)을 사용한다.

$$\begin{aligned}
 h_{j,t} &= h_j(t_j | H(\tau(j-1) + t_j), \theta) \\
 &= A(\alpha_{j,t} + x_{j,t}'\beta_j + \theta) \\
 &= \frac{\exp(\alpha_{j,t} + x_{j,t}'\beta_j + \theta)}{1 + \exp(\alpha_{j,t} + x_{j,t}'\beta_j + \theta)}, j = 1, 2
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

기간이 출산확률에 미치는 효과 α_t 는 기간에 따른 기본위험도(baseline hazard)를 나타내고, 계수 x_t 는 다른 관찰 가능한 변수들이 출산확률에 미치는 효과를 나타낸다. 관찰되지 않는 개인의 이질성(θ)이 다른 관찰되는 변수들과 독립적(orthogonal)이라면 이질성은 오직 기간의 변화를 통해서만 출산에 영향을 주게 된다(Lancaster[1979]). 하나의 출산간격을 추정할 때 추가적으로 함수형태와 이질성 분포에 대한 가정 없이는 기간의 효과를 개인의 이질성의 효과로부터 분리해 낼 수 없다. 본 분석에서는 개인의 이질성(θ)

에 대해 두 가지 분포를 가정하여 추정한다. 첫 번째는 정규분포를 갖는 경우이고 ($\theta \sim N(0, \sigma_\theta^2)$), 두 번째는 Heckman and Singer(1984)가 제안했듯이 분포를 단속화하여, θ 가 가질 수 있는 값(support points), $\{s\}$ 와 그 가중치(weight), $\{w\}$ 를 추정한다($\theta \in s_1, \dots, s_L, w_1 + \dots + w_L = 1$).

선행 연구인 김현숙 외(2006)와 민희철(2008)은 '2003년도 전국출산력조사'를 이용하여 첫 번째 출산간격과 두 번째 출산간격의 결정요인을 함께 추정하여 개인의 이질성을 감안한 추정치를 제시하였다. 추정된 통계모형은 유사하나, 본고는 첫 번째 출산의 위험이 시작되는 시점에 대한 가정, 출산력 자료의 한계 차원에서 위의 두 연구와 차별성을 가진다. 김현숙 외(2006)와 민희철(2008)의 통계모형에서는 결혼을 첫 번째 출산의 위험이 시작되는 시점으로 가정한다. 이 경우, 첫 번째 출산시점의 결정요인을 추정하는 통계모형에서는 결혼의 시점(혹은 결혼연령)이 외생변수로 간주된다. 만약 자녀양육을 선호하는 여성이 그렇지 않은 여성보다 결혼을 빨리 하는 경향이 있다면, 이러한 경향은 결혼시점과 인적자본에의 투자와의 상관관계를 통해서 여성 임금이 첫 출산율에 주는 효과의 추정치에 편의(bias)를 발생시킬 수 있다. 따라서 본고의 분석에서는 Heckman and Walker(1990)와 같이 신체적으로 임신이 가능한 연령인 13세를 여성이 첫 출산의 위험에 노출되

는 시점으로 가정한다.

‘2003년도 전국출산력조사’의 출산력 자료에는 첫 출산시점과 마지막 출산시점만이 존재한다. 따라서 김현숙 외(2006)의 분석에서는 표본의 약 13%에 달하는 자녀 수가 셋 이상인 여성에 대해서는 두 번째 출산시점이 마지막 출산시점 이전이라는 정보만을 이용하여 우도함수(likelihood)를 구성하였다. 출산시점에 대한 정보 부족은 여성 임금과 배우자의 임금이 두 번째 출산율에 미치는 영향을 희석하는(attenuate) 결과를 가져올 것이라고 예상할 수 있다.⁵⁾ 반면, 본고에서 이용한 ‘2006년도 전국출산력조사’는 모든 기혼여성의 모든 출산시점에 대한 정보를 포함한다.

이삼식 외(2005)는 ‘2005년 전국 결혼 및 출산 동향조사’의 자료에 있는 여성의 모든 출산시점에 대한 정보를 이용하여 첫 번째, 두 번째, 세 번째 출산간격을 각각 독립적으로 추정하였으나, 출산능력과 같은 개인의 이질성을 감안하지 않았다는 한계점이 존재한다.

IV. 실증분석 결과

1. 기본 자료

본 분석을 위해서 ‘2006년도 전국출산력조사’를 사용한다. 가임기 여성을 대상으로 한 출산, 피임 및 가족보건에 관한 전국 규모의 설문조사는 1964년에 최초로 실시되었고, 1970년 이래 매 3년마다 실시되어 오고 있다. 설문대상은 가구(15~59세 기혼가구)와 개인(15~49세 기혼부인)으로, 가구조사는 가구의 특성, 최근 출생아, 주거 및 경제적 수준 등에 관한 정보를 담고 있다. 개인조사는 혼인, 가족주기, 가족에 관한 가치관, 자녀양육비용 등 가족복지에 관한 사항과 임신·출산·피임·취업에 관한 사항, 그리고 산전후 관리 등 모자보건에 관한 사항을 포함한다. 특히, 이전의 출산력조사와 달리 2006년도 조사는 임신력, 출산력, 피임력, 취업력을 1972년부터 월 단위로 수집하고 있어 개인 생애 주기에 관한 분석을 가능하게 하는 장점이 있다. 반면, 출산력 등 회고적 조사는 임금수준이나 거주지 등의 정보를 포함하지 않은 한계점을 가지고 있다.

5) ‘2006년도 전국출산력조사’를 이용하여 본 분석의 결과를 두 번째 출산시점이 마지막 출산시점과 동일하다는 가정하에 추정을 한 결과와 두 번째 출산시점을 마지막 출산시점 이전에 임의로 부여한 경우의 추정 결과와 비교한 결과, 두 번째 출산시점에 대한 정보가 부재한 경우의 여성 임금효과와 배우자 임금효과의 추정치 절대 크기가 약 22~38% 작은 것으로 나타났다.

〈Table 3〉 Sample Statistics (N=6,632)

Variables	Mean	S.D.	Minimum	Maximum
Birth year	1967	6.58	1956	1989
Years of schooling	12.69	2.39	0	16
Number of marriage	1.03	0.16	1	3
Number of live births	1.76	0.79	0	5
Spouse's birth year	1964	7.03	1937	1986
Spouse's years of schooling	13.35	2.48	0	16
Age at marriage	24.45	3.41	13	48
Weight	1.02	0.12	0.63	1.70

Notes: The unit of observation is a woman. All the values denote weighted average. The years of schooling above university degree is coded as 16.

본 분석에 이용되는 표본은 출산력 정보가 확보된 7,276명의 기혼여성 중 설문조사 당시 배우자와 동거하고 필요한 변수를 모두 가지고 있는 6,632명의 유배우 기혼여성이다.⁶⁾ 표본을 구성하는 여성의 특성은 <Table 3>과 같다. 설문조사 시점 기준으로 평균 연령은 39세이고, 교육연수는 12.7년이다. 배우자의 연령은 평균 42세로 여성보다 3세 더 많은 수준이고, 평균 교육연수는 0.7년 더 높은 수준을 나타낸다. 여성의 결혼 시 연령은 평균 24.5세이고, 출산횟수는 평균 1.76회를 기

록하고 있다.

2. 임금추정 과정

본 연구에 이용된 주된 자료인 ‘2006년도 전국출산력조사’는 앞서 설명한 바와 같이 과거의 취업 이력에 대한 정보는 있으나 임금에 관한 정보를 담고 있지 않다. 개인별 임금자료가 존재하지 않아 제조업의 성별·연령별 평균임금을 이용한 Heckman and Walker(1990)에서 제시된 소득 및 임금 효과가 견고한가에 대한 격

6) 본 연구와 선행 연구와의 차별성 중의 하나는 표본의 대표성에 있다. 김현숙 외(2006)의 분석은 ‘2003년도 전국출산력조사’를 이용하여 기혼여성 전체를 대상으로 하고 있으나 임금자료의 제약으로 1979년 이후에 결혼한 여성만을 표본에 포함하여 전체 기혼여성의 약 59%만을 최종 분석에 사용하였다. 동일한 자료를 이용한 민희철(2008)도 노동패널 임금자료의 제약으로 인해 1998년 이후에 혼인한 여성만으로 표본을 구성하여 전체 자료에 존재하는 기혼여성의 약 11%만을 대상으로 하고 있다. 따라서 두 연구는 모두 일정 시점 이후에 결혼한 여성을 선택함으로써 표본선택(sample selection) 문제를 내포한다. 또한 민희철(2008)은 결혼 후 7개월 이내에 출산이 이루어진 관측치를 제외함으로써 생기는 (따라서 출산간격이 짧은 여성을 제외함으로써 생기는) 표본선택 문제를 내포한다.

렬한 논쟁 역시 신뢰할 만한 임금자료 확보가 본 연구의 목적상 얼마나 중요한지를 보여준다고 할 수 있다(Walker[2002]; Tasiran[2002]).

본 분석에서는 1980년부터 2005년까지의 임금구조기본통계조사를 이용하여 매 연도의 성별·연령별·학력별 임금을 추정하여 이를 병합하여 자료를 구축한다. 임금구조기본통계조사는 임금근로자만을 대상으로 하므로 표본 선택(sample selection)의 문제가 존재하나 매해 근로조건을 거의 일정한 방식으로 측정하여 임금자료의 연속성이 보장된다는 장점이 있다. 시장이 효율적이라면 자영업자나 가족 단위 경영체에서의 무보수 근로자의 임금은 근로환경에 따른 표본 선택이 존재하지만 임금근로자의 임금으로 추정함이 적절하다고 볼 수 있다. 취업하지 않은 여성의 임금을 추정하는 데 있어서는 본질적으로 취업 선택에 따른 내생성이 존재하나, 본 분석에서는 자료 부족으로 인해 구축된 임금구조가 외생적이라고 가정하기로 한다. 추가적으로 본 분석에서는 Tasiran(2002)이 제기한 바와 같이 출산에 대한 임금의 내생성이 존재하나, 이 문제 역시 추후 연구로 미루기로 한다.

연도별 개인의 임금을 추정하기 위하여 1980년부터 2005년까지의 임금구조기

본통계조사를 사용한다. 임금구조기본통계조사는 매해 추출된 표본 사업체를 대상으로 일정 기간 동안 근로자의 임금과 근로시간에 관한 사항을 산업 및 직종별로 조사하는 자료이다. 연도별 자료의 일관성을 유지하기 위하여 농업, 임업, 어업에 종사하는 근로자와 10인 미만 사업체에 종사하는 근로자는 제외하였다.⁷⁾ 또한 임금추정의 신뢰도를 높이기 위하여 상위 임금 1%, 13세 미만 또는 60세 초과 근로자, 월간 총근로시간이 150시간 미만인 근로자를 제외하였다. 시간당 임금은 월간 정액급여, 초과급여 그리고 연간특별급여액의 1/12을 합한 금액을 월간 근로시간으로 나누어 계산하였다.

연도별로 개별 근로자의 연령, 학력, 결혼 여부, 사업체의 산업 등을 설명변수로 하는 임금식을 추정하였다. 여성과 남성 근로자가 연령과 학력에 대한 계수를 달리 갖는다고 가정하였다. 연도별로 성별·연령별·학력별 임금수준에 대한 추정치를 1980년부터 2005년까지 합한 후 월별 소비자물가지수를 감안하여 실질임금을 산출하였다. 일부 연도의 추정 결과와 일부 코호트(cohort)의 연도별·학력별 임금은 부록에 제시되어 있다.

‘2006년도 전국출산력조사’에 존재하는 임금근로자에 대해 ‘2006년도 임금구조기본통계조사’를 바탕으로 위와 동일

7) 1983년 이전 및 1999년 이후의 조사에서는 농업, 임업, 어업의 사업체도 포함하고, 1999년 이후의 조사에서는 상용 근로자 수가 5-9인인 사업체도 포함한다.

한 방법으로 추정한 2006년도 임금과 2006년도 실제 임금을 비교해 본 결과, 오차의 분포가 원점을 중심으로 하지는 않으나, 좌우가 대칭이 되는 분포를 보였다.⁸⁾ 따라서 임금추정치가 특성별 임금 차이의 변화를 대체적으로(reasonably) 설명하는 것으로 사료된다.

김현숙 외(2006)는 임금구조기본통계 조사를 이용하여 각 연도의 성, 연령 및 학력에 해당하는 평균 임금과 소득을 이용하였는데 반해 본 연구에서는 임금구조기본통계조사의 미시자료를 이용하여 임금식을 추정하고 그 예측치를 사용하여 연령별 임금분포에 존재할 수 있는 급격한 변화를 줄이는 효과를 가져왔다. 민희철(2008)은 노동패널을 이용하여 임금을 추정하여 분석기간이 1998년 이후로 한정되는 제약이 발생하였다.

3. 분석 결과

기간모형의 시간 단위는 연(年)이고, 개별 여성이 첫 번째 출산의 위험에 노출된 연도를 하나의 관측치로 하는 표본의 특성은 <Table 4>와 같다. 출산 여부 변수는 한 여성이 해당 연도에 임신(conception)을 하였으면 1의 값을 가지고, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 지표함수(index function)를 말한다. 출산 여부 변수의 평균은 0.08인데, 이는 첫 출산이 가능한 연도에 여성의 임신 비율이 8%임을 의미한다. '2006년도 전국출산력조사'에서는 출산을 한 시점뿐만 아니라 임신한 시점도 월별로 확인할 수 있다. 기간변수는 한 여성이 13세가 되는 연도부터 걸린 연수를 의미하고, 최대 36년까지 분포하고 있다. 평균 연령은 21.3세로 동일한 여성에

<Table 4> Sample Statistics of First Birth Interval (N= 71,582)

Variables	Mean	S.D.	Minimum	Maximum
Birth Hazard (t)	0.08	0.28	0	1
Duration (t)	8.28	4.81	1	36
Year (t)	1990	6.42	1980	2005
Age (t)	21.28	4.81	14	49
Years of schooling (t)	11.63	2.53	0	16
Wage (t)	4,224	2,671	1,051	22,086

Notes: The unit of observation is a woman-year. The letter 't' in a parenthesis indicates that the variable is time-varying.

8) 중위값을 기준으로 기혼여성 중 취업한 여성은 실제임금보다 추정임금이 약 6,300원 더 높고, 배우자의 경우 실제임금보다 추정임금이 약 6,800원 더 높다.

<Table 5> Sample Statistics of Second Birth Interval (N= 23,260)

Variables	Mean	S.D.	Mimumum	Maximum
Birth hazard (t)	0.20	0.40	0	1
Duration (t)	4.63	4.72	1	28
Year (t)	1995	6.58	1980	2005
Age (t)	29.96	5.49	17	49
Years of schooling (t)	12.48	2.49	0	16
Wage (t)	7,365	3,491	1,245	22,285
Spouse's age (t)	33.14	5.96	15	60
Spouse's years of schooling (t)	13.10	2.67	0	16
Spouse's wage (t)	10,063	4,430	1,597	25,912
Spouse's income (t)	2,018,526	785,315	370,057	4,614,223
Age at first birth	25.33	3.44	16	45
First child female	0.45	0.50	0	1
First birth interval (yr)	1.38	1.34	1	20
Duration of pregnancy (mth)	8.97	0.28	6	10

Notes: The unit of observation is a woman-year. The letter 't' in a parenthesis indicates that the variable is time-varying.

대해 특정 연도의 교육연수가 연령에 따른 최댓값(연령-7)을 초과하지 못하도록 수정하였다. 평균 교육연수와 연령은 각각 11.6년과 21.3세로 20대 초반에 첫 출산의 위험이 가장 큼을 나타낸다. 해당 연도의 연령 및 학력에 따르는 시간당 임금은 평균 4,224원(2005년도 원)이다.

두 번째 출산의 위험을 안고 있는 연도로 구성된 표본의 특성은 <Table 5>와 같다. 출산확률(birth hazard)은 0.20이고, 관찰된 기간은 평균 4.6년이다. 평균 연령은 30.0세로 첫 번째 출산간격 표본보

다 약 9세 높고, 교육연수는 12.5년으로 여성 구성원 표본의 경우와 거의 비슷한 수준을 보인다. 두 번째 출산간격 추정에는 새로운 정보가 활용 가능하다. 먼저 배우자에 대한 정보로, 배우자의 평균 연령은 33세로 여성보다 약 3세 더 높고, 교육연수는 13.1년이다. 시간당 임금은 10,063원으로 여성보다 43% 높은 수준을 보이고, 배우자의 월소득은 평균 202만원 수준이다. 첫 출산과 관련하여, 출산 시 연령은 평균 25.3세이고, 첫 자녀의 45%가 여아이다. 첫 출산간격은 평균 15개월

(1.4년)이고, 첫 임신기간은 평균 9.0개월이다.

기간모형 분석 결과는 <Table 6>과 같다. 모형 1에서는 개인의 이질성을 고려하지 않고 첫 번째 출산시점과 두 번째 출산시점의 결정요인을 분리하여 추정하였다. 첫 번째 출산간격 추정에서의 기간 변수는 연령이 13세를 지난 후의 기간을 의미하여 연령 변화와 동일한 변화를 가져온다. 기간변수들의 계수를 보면 14세 이후 출산확률(birth hazard)이 점점 더 증가하다가 약 30세를 전후로 정점을 이루고 이후에는 감소하는 형태를 보인다. 여성 임금의 로그값은 음의 계수를 갖고, 추정치는 통계적으로 유의한(유의수준 1%) 것으로 나타났다. 확률모형이 비선형식이므로 모든 설명변수의 평균값에서 측정한 한계효과는 여성 임금이 10% 상승할 경우 첫 출산확률(birth hazard)이 0.34%p 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

두 번째 출산간격 추정에서는 첫 출산 연령이 높아질수록 두 번째 출산확률(birth hazard)이 낮아지는 것으로 나타났다. 첫 출산 이후 기간이 증가함에 따라 상승하여 출산 후 3~4년 기간에서 가장 높은 확률을 나타내고, 그 이후에는 완만하게 감소하는 형태를 보인다. 여성의 임

금률은 출산율에 음의 효과가 있는 것으로 나타났고, 남성의 임금은 출산율에 양의 효과가 있는 것으로 나타났다. 두 추정치는 각각 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 첫 번째 자녀가 여아일 경우 두 번째 출산시점이 빨라지는 것으로 나타나 남아선호사상을 보이는 것으로 해석할 수 있다. 첫 번째 출산간격이 긴 여성일수록 두 번째 출산시점이 늦어지는 것으로 나타났다. Heckman and Walker(1987)가 Hutterite 인구 출산력 분석을 통해서 동일한 여성의 각 출산간격이 양의 상관관계가 있음을 보인 바와 같이 이전의 출산간격이 개인의 출산능력(fecundity)의 일정 부분을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.⁹⁾

모형 2에서는 출산능력(fecundity)으로 대표되는 개인의 이질성을 고려하여 첫 번째 출산간격과 두 번째 출산간격을 동시에 추정한다. 첫 번째 출산확률의 기간별 구조는 모형 1과 동일한 형태를 보이고, 약 32세에서 가장 높은 출산확률을 보이는 것으로 나타났다. 여성의 임금이 첫 출산확률에 주는 효과는 개인의 이질성을 고려하지 않은 모형에 비해 그 크기가 큰 것으로 나타났다. 한계효과로 보아 여성 임금이 10% 상승할 경우 두 번째

9) Hutterite 인구는 재세례파(再洗禮派)의 하나로 창설자 Jacob Hutter(1500~1536, 네덜란드)의 믿음을 따르는 집단으로 여러 나라로 이주하면서 18~19세기에 거의 소멸되었고, 일부가 19세기 말 이후 미국의 중서부 북부지역과 캐나다에 정착하였다. 다른 인구와 접촉이 적고, 피임 노력을 하지 않아 서구에서 자연 출산율을 갖는 표본으로 알려져 있다.

<Table 6> The Effects of Female Wage on the Timing of First and Second Births I

	Model 1	Model 2	Model 3
Individual Heterogeneity	Separate	Heterogeneity (Normal)	Heterogeneity (Finite Mixture)
Dependent Variable: First birth hazard			
Constant	-5.6128*** (0.2413)	-5.1858*** (0.2913)	-5.3959*** (0.3366)
Duration	1.1282*** (0.0242)	1.2041*** (0.0308)	1.1095*** (0.0330)
Duration sq.	-0.0335*** (0.0009)	-0.0323*** (0.0009)	-0.0251*** (0.0013)
Year (base year 1900)	0.0158*** (0.0058)	0.025*** (0.0071)	0.0552*** (0.0080)
log Wage	-0.7082*** (0.0757)	-0.9743*** (0.0966)	-1.4871*** (0.1081)
Dependent Variable: Second birth hazard			
Constant	-0.3482 (0.3135)	-1.9096*** (0.4647)	-3.6839*** (0.4901)
Age at first birth	-0.0296*** (0.0064)	0.0658*** (0.0180)	0.1187*** (0.0126)
Duration	0.5874*** (0.0211)	0.7645*** (0.0315)	0.7567*** (0.0249)
Duration sq.	-0.0783*** (0.0019)	-0.0864*** (0.0022)	-0.0831*** (0.0020)
Year (base year 1900)	-0.0269*** (0.0060)	-0.0308*** (0.0072)	-0.0095 (0.0075)
log Wage	-0.1923** (0.0978)	-0.4142*** (0.1192)	-0.8769*** (0.1253)
log Spouse's wage	0.3906*** (0.1018)	0.5067*** (0.1230)	0.5599*** (0.1213)
First child female	0.2277*** (0.0336)	0.256*** (0.0404)	0.2482*** (0.0404)
First birth interval (yr)	-0.194*** (0.0195)	-0.2134*** (0.0209)	-0.1881*** (0.0217)
σ_θ		0.7371*** (0.0733)	
log Likelihood	-26,997.3	-26,951.4	-26,837.4

Notes: Asymptotic standard errors in parentheses; Significance: '*'=10%; '**'=5%; '***'=1%. The distribution of individual heterogeneity with three supports are estimated in Model 3.

Source: Korean National Fertility Survey 2006.

출산확률이 0.39%p 감소하는 것으로 나타났다.

두 번째 출산확률 역시 기간별 구조는 모형 1과 동일한 형태를 보인다. 여성의 임금이 출산확률에 미치는 영향은 모형 1에 비해 그 정도도 크고, 유의성도 높은 것으로 나타났다. 이는 출산능력(fecundity)이 높은 여성일수록 임금이 낮은 상관관계를 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 다른 조건이 동일한 경우 출산능력이 높은 여성은 노동시장에서 보상을 받을 수 있는 자신의 인적자본에 대한 투자를 줄이는 것으로 보인다. 배우자의 임금을 역시 모형 1에 비해 출산확률에 더 큰 효과가 있는 것으로 나타났다. 여성 임금률의 한계효과로 보아 임금이 10% 상승할 경우 두 번째 출산확률이 0.92%p 감소하는 것으로 나타났다. 배우자 임금률의 한계효과는 10% 임금상승이 두 번째 출산율을 1.13%p 증가시키는 것으로 산출되었다. 첫 자녀의 성별과 첫 출산간격의 효과는 모형 1과 비슷한 수준을 보였다.

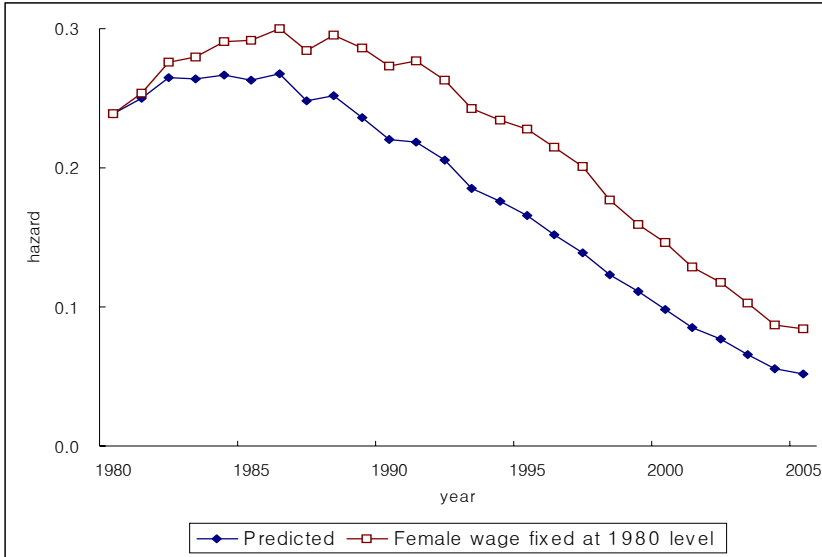
관찰되지 않는 개인의 특성이 가지는 분포를 비모수적(non-parametric) 방식으로 추정한 모형 3의 결과는 모형 2의 경우와 비슷한 형태를 가진다. 여성의 임금률과 배우자의 임금률에 대한 계수의 절댓값은 더 커지나, 한계효과로 측정된 효

과는 모형 2에 비해 작은 규모로 나타났다. 여성 임금이 10% 증가할 경우 첫 번째 출산율은 0.09%p 감소하고, 두 번째 출산율은 0.56%p 감소하는 것으로 나타났다. 배우자의 임금이 10% 증가하는 경우 두 번째 출산율이 0.36%p 증가하는 것으로 나타났다.

이미 기술한 바와 같이 표본의 대표성, 첫 출산간격의 시작점에 대한 가정, 그리고 출산력 자료상의 문제로 말미암아 김현숙 외(2006)와 민희철(2008)의 분석 결과는 본고의 추정 결과와 동일선상에서 비교하기 어렵다. 단순히 결과만을 비교하자면, 질적인 측면에서 김현숙 외(2006)과 민희철(2008)의 결과 모두 본고의 결과와 마찬가지로 여성의 임금은 출산율을 감소시키고, 배우자의 소득은 출산율을 증가시키는 것으로 나타났으나, 그 효과의 크기 면에서는 상당한 차이를 나타내고 있다. 두 선행 연구에서 추정된 여성 임금 상승으로 인한 출산율 감소효과의 크기가 본고의 추정치보다 훨씬 더 높은 수준을 나타내고, 배우자의 소득 상승으로 인한 출산율 증가효과는 통계적으로 유의하지 않은 경우가 많은 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 따라서 본고의 분석 결과는 선행 연구와 비교하여 보다 적절한 가정과 풍부한 자료의 이점을 활용하여 실증분석을 수행한 결과, 여성 임금과 배우자의

10) 김현숙 외(2006)에 따르면, 여성시간당 임금 1,000원의 상승이 첫 번째 출산확률과 두 번째 출산확률을

[Figure 3] Simulation of Second Birth Hazard



임금이 출산율에 미치는 영향이 선행 연구의 추정치보다 작은 규모로 보다 정확하계(즉, 통계적 유의성이 높게) 추정되었다고 해석할 수 있다.

추정된 결과를 바탕으로 출산율 감소 중 여성의 임금수준의 변화가 설명하는 부분이 어느 정도인지를 측정해 볼 수 있다. 첫 번째 출산간격 분석에서는 출산의 위험에 노출되는 시점이 정확하게 측정되지 않는 한계점이 존재하므로 두 번째 출산간격을 바탕으로 분석을 한다. 실제값에 보다 근접한 추정을 위하여 <Table 6>의 모형 2에서 기간이 여러 구간에 따라

다른 효과를 가질 수 있도록 수정하여 추정하였다.¹¹⁾ 모든 변수의 각 연도별 평균값이 예측하는 두 번째 출산확률의 수치(predicted value)는 [Figure 3]의 첫 번째 곡선과 같다. 출산확률이 1980년대 중반까지 증가하다가 2005년도까지 지속적으로 감소하는 추세를 보인다. 이번에는 여성의 임금이 1980년도 평균치에서 변하지 않을 경우의 출산확률 예측치를 구할 수 있다. [Figure 3]에서와 같이 여성의 임금이 변하지 않을 경우의 출산확률도 실제 임금을 이용한 경우와 동일한 추세를 보이나 항상 높은 출산확률을 보임을 확인

약 10%p 감소시키나, 배우자 임금효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 민희철(2008)의 결과는 여성 임금 10% 상승이 첫 출산확률을 약 9.6% 감소시키고, 배우자 임금 10% 상승이 두 번째 출산확률을 10.2% 증가시킨다고 해석할 수 있다.

11) 추정 결과는 부록에 제시되어 있다.

할 수 있다. 1980년부터 2005년까지의 모형에 의해서 추정된 출산확률의 변화 중에서 여성의 임금이 1980년도 수준에서 고정됨으로써 2005년도에 나타나는 출산확률의 차이가 차지하는 비율은 17.1%이다. 즉, 1980년부터 2005년도까지 두 번째 출산확률 감소의 17.1%를 여성의 임금 변화가 설명하는 것으로 해석할 수 있다.¹²⁾

위와 같은 해석을 하는 데 있어서, 본 분석의 한계점을 인식할 필요가 있다. 분석에 이용된 ‘2006년도 전국출산력조사’ 자료가 이전에 활용 가능했던 자료에 비해서는 더 많은 정보를 담고 있으나, 과거의 임금, 거주지, 자녀양육 여건에 대한 정보가 부재하다는 점에서 임금효과의 해석이 제한적이다. 특히, 가구 내에서 보조적인 자녀양육자의 존재, 보육기관의 비용 및 접근도 등 자녀양육에 관한 비용은 여성의 임금과 함께 출산율의 가장 중요한 결정요인으로 이해되는 만큼 추후 연구를 통해서 보완되어야 할 것이다.

앞서 밝힌 바와 같이 본 분석에서 추정된 개인별 임금자료의 신뢰성이 곧바로 분석 결과의 신뢰성으로 이어진다고

볼 수 있다. 특히, 여성 임금의 경우 출산과 관련하여 경력 단절로 인한 임금 차이를 반영하기 위해서는 매 시점에서의 근로경력을 감안하여 추정해야 보다 정확한 추정이 이루어질 수 있다. 본 장의 이하에서는 제한적이거나 경력연수를 감안한 임금추정을 통해 추정된 임금효과의 견고성을 확인한다.

‘2006년도 전국출산력조사’에서는 1972년부터 대상 여성의 취업 여부를 월 단위로 조사하였다. 이 정보를 바탕으로 연도별로 개별 여성의 취업 경력연수를 구축하였다. 한편, 임금구조기본통계조사는 경력연수에 대한 정보를 포함하고 있으므로, 임금방정식에 경력연수를 설명변수로 추가하여 성별·연령별·학력별·경력별 임금을 추정하였다.¹³⁾ 이와 같은 방식으로 여성 임금을 추정한 자료로 분석한 결과를 비교한다.¹⁴⁾

<Table 7>은 <Table 6>에서 제시된 추정 결과와 경력연수를 고려한 임금으로 추정한 여성 임금을 가지고 추정을 한 결과를 한계효과 단위로 비교한 것이다. 새로운 추정 결과에서도 여성과 배우자의 임금이 출산확률에 미치는 효과는 동일한

12) <Table 4>의 모형 3보다 모형 2의 출산율 예측치가 실제값에 더 근접하여 모형 2를 기준으로 한다. 모형 3은 연도별 예측치의 수준(level)이 개인의 이질성 분포 설정에 민감한 것으로 나타났다. 모형 3을 기준으로 분해해 본 결과, 여성 임금률의 증가가 출산율 감소의 34.0%를 설명하는 것으로 나타났다.

13) 임금구조기본통계조사의 경력연수 변수는 1년 미만, 1년에서 3년 미만, 3년에서 5년 미만, 5년에서 10년 미만, 10년 이상 등의 값을 취한다.

14) 배우자의 경우 경력연수와 연령의 상관관계가 높아 지속적으로 취업한다는 가정하에 <Table 6>의 분석과 같이 성, 연령, 학력에 따른 임금으로 추정하였다.

<Table 7> Effect of 10% Increase in Wage on Birth Hazards by Methods of Wage Estimation

(unit: % point)

Estimation method		Wage as a function of sex, age and education (Table 6)			Wage as a function of sex, age, education and experience		
Dependent variables	Independent variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
First birth hazard	wage	-0.34	-0.39	-0.09	-0.17	-0.23	-0.07
Second birth hazard	wage	-0.39	-0.92	-0.56	-0.41	-0.82	-0.57
Second birth hazard	spouse's wage	0.80	1.13	0.36	0.77	1.07	0.38

Note: The effects are calculated based on the marginal effects evaluated at the mean values of the explanatory variables in the sample.

부호를 가지나, 그 수준이 달라짐을 확인할 수 있다. <Table 7>에 따르면, 경력연수를 고려하는 경우 여성 임금이 첫 출산 확률에 미치는 효과의 크기가 모형에 따라 약 22~49% 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 여성 임금과 배우자 임금이 두 번째 출산확률에 미치는 영향은 임금 추정 시 경력연수 고려 여부에 따라 그다지 변화하지 않는 것으로 나타났다.

제한적인 분석이긴 하나 여성 임금 추정에 있어서 경력연수를 고려한 결과는 동일한 첫 번째 출산율의 변동(variation)에 대하여 경력에 따른 임금의 편차가 더욱 커짐으로써 단위임금의 설명력이 감소한 것으로 이해할 수 있다. 즉, 출산에

대한 선호가 낮은 여성일수록 보다 긴 취업경력을 추구하는 자기선택의 문제로 인해 임금이 첫 출산확률에 주는 효과를 과대추정할 소지가 있음을 보여준다고 할 수 있다. 상대적으로 임금이 두 번째 출산확률에 미치는 영향에 대한 추정치는 이러한 자기선택의 문제가 적은 것으로 해석할 수 있다.

4. 정책적 함의

본 연구가 제기하는 문제는 경제적 조건이 출산율에 어떠한 영향을 주는가라는 실증적(positive) 문제로 과연 정부가 출산장려정책을 펼쳐야 하는가라는 규범

적(normative) 문제와는 다르다. 후자의 문제는 출산의 외부성이 존재하는가라는 문제로 귀결된다(조병구 외[2007]). 즉, 이론적으로 출산장려정책의 당위성은 새로운 사회 구성원의 출현으로 인해 공공의 부, 공공재, 세대 간 이전 등의 통로로 기존 구성원에게 돌아오는 편익과 비용의 비교를 통해 확인할 수 있다. 현재 인구 구조의 고령화 현상이 급격히 진행되는 상황에서 우리 사회에서는 출산을 장려할 필요성에 대해서는 광범위한 합의가 이루어져 있는 것으로 보인다(조병구 외 [2007]; 민희철 외[2007] 등).

본 분석의 대상인 여성 임금수준은 임금 자체를 넘어 여성이 출산하고 자녀를 양육할 때에 노동시장에서 겪는 기회비용을 의미한다. 따라서 여성 임금의 상승이 출산율을 낮추는 효과가 있다는 결과는 출산율 제고를 위해서는 출산으로 인해 여성이 감수하는 노동시장에서의 기회비용을 낮추는 정책이 효과적임을 의미한다고 할 수 있다. 구체적인 정책수단으로는 보육지원, 산전후 휴가지원, 육아 휴직지원 등이 존재하나, 어떠한 정책수단을 우선적으로 시행해야 하는지를 논의하기 위해서는 효과성에 대한 추가적인 연구가 필요하다(조운영[2007] 등).

출산율과 여성 임금수준 간의 관계는 정책수단의 선택에서 더 나아가 정부가 추구해야 할 목표에 대해서도 암시하는 바가 있다. 근로활동이 자녀양육의 중요

한 기회비용으로 작용하므로 정부는 단순히 출산율 제고나 여성고용증진 중 어느 하나만을 추구할 것이 아니라 일과 가정의 양립이라는 포괄적인 정책목표를 설정할 필요가 있다. 출산율 장려하고 여성의 노동시장활동을 유도하기 위해 조세지원, 육아휴직지원, 보육지원, 직장근무환경 등 출산 및 자녀양육기 전반에 걸쳐 다양한 분야에서 포괄적이고 체계적인 가족친화정책을 정비하는 선진국의 최근 움직임은 시사하는 바가 크다고 할 수 있다(OECD[2007]).

V. 결 론

본고는 여성의 임금과 배우자의 소득이 출산율에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 출산간격을 추정한 결과 관찰되지 않는 출산능력이 높을수록 여성 임금수준이 낮은 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 관계를 고려하여 기간모형을 분석한 결과, 한계적으로 여성 임금의 10% 상승이 1년 이내에 두 번째 출산을 할 확률의 0.56~0.92%p 감소를 가져오고, 배우자의 임금의 경우 출산확률이 0.36~1.13%p 증가하는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 모형의 예측치를 이용한 분석에서 1980년부터 2005년까지의 두 번째 출산확률의 감소 중 약 17.1%를 여성의 임

금상승이 설명하는 것으로 나타났다. 자료의 한계로 인해 통제되지 못한 변수가 존재하므로, 본 분석 결과의 해석에는 유의해야 하나, 최소한 여성의 임금수준이 출산에 미치는 직·간접적인 효과의 크기를 제시하는 하나의 추정치로서 의미가 있다.

출산율의 감소를 설명하는 모든 요인을 실증적으로 규명하지는 못하였으나, 양의 소득효과와 음의 여성 임금효과를 발견한 사실은 출산이 자녀에 대한 수요에 의해서 결정된다는 시각을 뒷받침한다. 따라서 현재 진행 중인 우리나라의 저출산 현상은 경제발전 선상에서 나타

나는 현상으로 이해할 필요가 있다. 본 연구 결과 자체는 어떠한 정책을 시행해야 하는가에 대한 구체적인 제언을 제공하지는 않는다. 다만, 인구구조의 급속한 고령화로 인해 출산장려의 필요성이 더해지고, 전통적으로 자녀양육의 부담 중 상당한 부분을 담당해 왔던 여성의 노동시장활동에 대한 개인적·사회적 요구가 증대되는 상황에서 출산율 제고와 여성의 고용증진이라는 정책목표는 동시에 추구해야 할 과제이고, 이를 달성하기 위한 수단으로 자녀양육으로 인한 여성의 기회비용을 낮추는 방안을 포괄적으로 검토해야 할 것이다.

15) 이와 같은 여성 임금효과와 배우자 임금효과는 두 번째 출산 여부의 표본 평균값(0.20) 대비 각각 2.8~4.5% 감소, 1.8~5.5% 증가로 표현될 수 있다.

참 고 문 헌

- 김두섭, 「인구의 성장과 변천」, 김두섭·박상태·은기수 편, 『한국의 인구』, 제2장, 통계청, 2002.
- 김승권 외, 『전국 출산력 및 가족보건, 복지실태 조사』, 보건사회연구원, 2006.
- 김용성, 『임시·일용직 증가현상에 대한 고찰』, 한국개발연구원, 2007.
- 김태현·이삼식·김동희, 『출산력 저하의 원인: 출산행태 및 출산력 차이』, 고령화 및 미래사회위원회·보건복지부, 2005.
- 김현숙·류덕현·민희철, 『장기적 인적자본 형성을 위한 조세·재정정책: 출산을 결정요인에 대한 경제학적 분석』, 한국조세연구원, 2006.
- 문형표 외, 『인구구조 고령화의 경제사회적 파급효과와 대응과제』, 한국개발연구원, 2006.
- 민희철, 「임금 및 소득이 출산간격에 미치는 효과의 분석」, 『재정학연구』, 제1권 제1호(통권 56호), 2008, pp.41~61.
- 민희철·우석진·김현숙·김혜원·류덕현·옥우석, 『출산 극복 및 성장잠재력 확충을 위한 가족친화정책: 조세, 재정, 보육·교육, 여성노동 분야에서의 정부의 역할』, 한국조세연구원, 2007.
- 이삼식 외, 『저출산 원인 및 종합대책 연구』, 한국보건사회연구원, 2005.
- 조병구·조운영·김정호, 『출산지원정책의 타당성 및 지원효과 분석』, 연구보고서 2007-02, 한국개발연구원, 2007.
- 최경수, 「인구 및 고용정책」, 최경수 편, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(II)』, 한국개발연구원, 2004.
- Abbring, Jaap H., “Stayers versus Defecting Movers: a Note on the Identification of Defective Duration Models,” *Economics Letters*, Vol. 74, No. 3, February 2002, pp.327~331.
- Arroyo, Cristino R. and Junsen Zhang, “Dynamic Microeconomic Models of Fertility Choice: Survey,” *Journal of Population Economics* 10, 1997, pp.23~65.
- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, Part 2, Mar.-Apr. 1973, pp.S279~S288.
- Easterlin, Richard A. and Eileen M. Crimmins, *The Fertility Revolution*, Chicago, the United States: The University of Chicago Press, 1985.
- Happel, S. K., J. K. Hill, and S. A. Low, “An Economic Analysis of the Timing of Childbirth,” *Population Studies* 38, 1984, pp.299~311.
- Heckman, James J., “Using Goodness of Fit and Other Criteria to Choose Among Competing

- Duration Model: A Case Study of Hutterite Data,” in C. Clogg (ed.), *Sociological Methodology* 18, Oxford: Blackwell, 1987, pp.247~307.
- Heckman, James J. and James R. Walker, “The Relationship between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data,” *Econometrica* 58, 1990, pp.1411~1441.
- Heckman, James J. and Burton S. Singer, “A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data,” *Econometrica* 52, 1984, pp.271~320.
- Heckman, James J. and Robert Willis, “Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach,” N. Terleckyj (ed.), *Household Production and Consumption*, New York, NY: Columbia University Press, 1975.
- Heckman, James J., V. Joseph Hotz, and James R. Walker, “New Evidence on the Timing and Spacing of Births,” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 75, 1985, pp.179~184.
- Hotz, V. Joseph, Jacob Alex Klerman, and Willis J. Robert, “The Economics of Fertility in Developed Countries,” in M. Rosenzweig and O. Stark (eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, 1997, pp.275~347.
- Johnson-Hanks, Jennifer, “Uncertainty and the Second Space: Modern Birth Timing and the Dilemma of Education,” *European Journal of Population*, Vol. 20, No. 4, 2004, pp.351~373.
- Kim, Hyun-Suk, Doek-Hyun Ryu, and Hee-Cheol Min, “Fiscal Policy for Long-term Human Capital Accumulation: An Economic Analysis of Fertility in Korea,” Korea Institute of Public Finance, 2006.
- Kwon, Tai-Hwan, *Demography of Korea: Population Change and Its Components 1925~66*, Population Development Studies Center, Seoul National University, 1977.
- Lancaster, Tony, “Econometric Methods for the Duration of Unemployment,” *Econometrica* 47, 1979, pp.939~956.
- Leung, Siu Fai, “A Stochastic Dynamic Analysis of Parental Sex Preferences and Fertility,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 4, Nov. 1991, pp.1063~1088.
- Moffitt, R., “Profiles of Fertility, Labour Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 51, No. 2, 1984, pp.263~278.
- Newman, J. L., “A Stochastic Dynamic Model of Fertility,” T. Schultz (ed.), *Research in Population Economics* 6, Greenwich, CT: JAI Press, 1988, pp.41~68.
- Newman, John L. and Charles E. McCulloch, “A Hazard Rate Approach to the Timing of Births,” *Econometrica* 52, 1984, pp.939~962.
- OECD, *Babies and Bosses—Reconciling Work and Family Life: A Synthesis of Findings for OECD Countries*, OECD Publishing, 2007.
- Rosenzweig, M. and K. Wolpin, “Life-Cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from

- Household Models,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, 1980, pp.328~348.
- Schultz, T. Paul, “Demand for Children in Low Income Countries,” in M. Rosenzweig and O. Stark (eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1997, pp.349~430.
- Tasiran, Ali C., “Fertility Dynamics: Wage and Income Effects on the Timing and Spacing of Births in Sweden and the United States,” *Contribution to Economic Analysis* No. 229, Amsterdam: North-Holland, 1995.
- Tasiran, Ali C., “A Reply to Walker’s Note: A Comment on Taşiran’s Wage and Income Effects on the Timing and Spacing of Births in Sweden and in the United States,” *Journal of Population Economics*, Vol. 15, No. 4, 2002, pp.783~796.
- Walker, James R., “A Comment on Ali Tasiran’s Wage and Income Effects on the Timing and Spacing of Births in Sweden and in the United States,” *Journal of Population Economics*, Vol. 15, No. 4, 2002, pp.773~782.
- Willis, Robert J., “A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, part 2, Mar.-Apr. 1973, pp.S14~S64.
- Wolpin, Kenneth I., “An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 5, Oct. 1984, pp.852~874.

부 록

1. 임금 추정과정

임금을 추정하기 위해 다음과 같은 표준적인 임금식을 상정한다. 설명변수로 연령의 일차항과 이차항, 교육수준 그리고 성별을 기본식으로 하고, 교육변수는 중졸 이하, 고졸, 전문대졸 그리고 대졸 이상의 네 항목으로 구분하였다. 추가로 임금의 연령별 구조가 교육수준별로 달라질 수 있도록 허용하고, 남성과 여성이 경험하는 연령과 학력에 따른 임금구조에 차이가 있을 수 있다고 가정하였다. 그 외에 결혼 여부, 산업별 효과, 근로자 수로 측정된 사업체 규모에 따른 효과를 통제하였다.

$$\begin{aligned}
 y_i = & \beta_0 + M_i \left\{ \beta_{1m} Age_i + \beta_{2m} Age_i^2 \right. \\
 & \left. + \sum_{j=1}^3 Sch_{ij} [\beta_{3mj} + \beta_{4mj} Age_i + \beta_{5mj} Age_i^2] \right\} \\
 & + F_i \left\{ \beta_{1f} Age_i + \beta_{2f} Age_i^2 \right. \\
 & \left. + \sum_{j=1}^3 Sch_{ij} [\beta_{3fj} + \beta_{4fj} Age_i + \beta_{5fj} Age_i^2] \right\} \\
 & + \beta_6 x_i + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{5}$$

y 는 근로자 i 의 시간당 임금, M 과 F 는 각각 남성과 여성 근로자를 나타내는 지시함수(index function), Age 는 연령, $Sch_j(j=1,2,3)$ 는 세 가지 학력수준을 나타내는 지시함수(중졸 이하가 준거수준), x 는 산업별, 사업체 규모별 더미, 그리고 ε 은 오차항을 나타낸다.¹⁶⁾

위와 같은 임금식을 1980년, 1993년 그리고 2005년도 임금구조기본통계조사 자료를 이용하여 추정한 결과는 <Table A-1>과 같다. 시간이 지남에 따라 각 학력별로 연령에 따른 임금변화의 폭이 더 커짐을 알 수 있다. 대부분의 연도에서 동일한 계수 추정치에 대해 남성과 여성 근로자 사이의 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 연령별 임금구조도 학력에 따른 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

이와 같이 1980년부터 2005년까지 매년 추정하여 성별·연령별·교육수준별 임金の 예측치를 합하여 연도별 임금구조를 구축하였다. 성별, 연령, 학력 이외의 변수들은 표본 평균에서 측정하였다. 네 종류의 출생 코호트에 대한 여성 임금률의

16) 산업은 광업, 제조업, 전기, 가스 및 수도사업, 건설업, 도소매 및 소비자용품 수리업, 숙박 및 음식점업, 운수, 창고 및 통신업, 금융 및 보험업, 부동산 및 사업서비스업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타 공공, 사회 및 개인서비스업 등 11개 산업으로 구분하였고, 사업체 규모는 근로자 수 10~29명, 30~99명, 100~299명, 300~499명, 500명 이상 등 5개 규모로 구분하였다.

〈Table A-1〉 Estimation Results of Wage Equation (for selected years)

Year	1980	1993	2005
Dependent variable: hourly wage			
(Male) Age	36.9204*** (0.6693)	206.6460*** (3.7668)	861.0737*** (25.5266)
(Male) Age sq.	-0.3826*** (0.0102)	-2.4320*** (0.0517)	-10.1506*** (0.3228)
(Male) High school graduate	-503.5354*** (30.1202)	-4,425.0341*** (136.1271)	-5,609.5419*** (566.8313)
(Male) High school graduate*Age	30.2182*** (2.0377)	224.2591*** (8.1846)	289.7076*** (31.2334)
(Male) High school graduate*Age sq.	-0.2208*** (0.0325)	-2.1832*** (0.1183)	-2.8685*** (0.4058)
(Male) College graduate	-481.8085*** (132.4856)	-7,039.9879*** (628.8851)	-12,974.3443*** (1024.8016)
(Male) College graduate*Age	34.6093*** (7.9424)	333.2695*** (38.4679)	670.7878*** (59.7437)
(Male) College graduate*Age sq.	-0.1447 (0.1135)	-2.6208*** (0.5723)	-6.1895*** (0.8368)
(Male) University graduate or above	-2,438.8501*** (103.3444)	-14,366.2767*** (407.6584)	-24,184.9997*** (1001.3343)
(Male) University graduate or above*Age	156.6990*** (5.9246)	710.7908*** (23.0032)	1,203.4252*** (55.1625)
(Male) University graduate or above*Age sq.	-1.6137*** (0.0823)	-6.3199*** (0.3133)	-9.1703*** (0.7298)
(Female) Age	32.2327*** (0.7120)	120.7948*** (3.9280)	630.8777*** (22.0775)
(Female) Age sq.	-0.5028*** (0.0116)	-1.4405*** (0.0529)	-7.2921*** (0.2591)
(Female) High school graduate	-363.6950*** (122.4850)	-1,866.2165*** (192.4336)	8,617.0837*** (583.8792)
(Female) High school graduate*Age	28.2956*** (9.2553)	150.6247*** (13.6089)	-254.7166*** (30.5831)
(Female) High school graduate*Age sq.	-0.2856* (0.1668)	-1.9455*** (0.2226)	1.7662*** (0.3925)

<Table A-1> Continue

Year	1980	1993	2005
(Female) College graduate	-817.6574* (458.8722)	-4,282.5115*** (593.7921)	-1467.0049 Z(918.4679)
(Female) College graduate*Age	62.4013** (29.1866)	273.9869*** (39.9432)	321.7677*** (56.6969)
(Female) College graduate*Age sq.	-0.4908 (0.4118)	-2.5552*** (0.6343)	-3.9192*** (0.8653)
(Female) University degree or above	-1,525.4089*** (399.7386)	-8,829.9272*** (792.7377)	-8,912.5941*** (1465.7717)
(Female) University degree or above*Age	116.1821*** (25.8746)	527.6787*** (49.0464)	660.1658*** (89.3565)
(Female) University degree or above*Age sq.	-1.1923*** (0.3998)	-4.6511*** (0.7121)	-3.9592*** (1.3207)
Married (Married=1)	74.7908*** (2.8240)	143.8035*** (14.5265)	862.0398*** (40.7604)
Constant	6.2113 (11.7480)	20.7919 (75.8730)	-9,085.0201*** (485.3784)
No. of observations	394,951	425,405	441,442
R ²	0.64	0.57	0.49

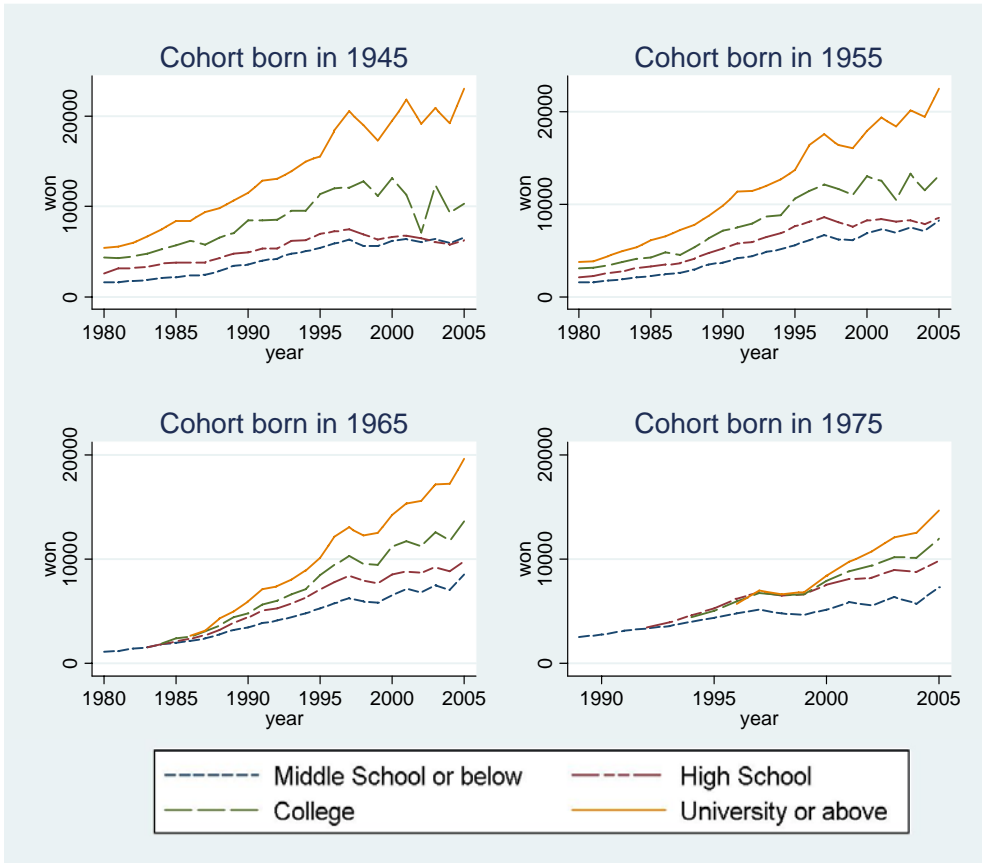
Notes: Standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 All the models include dummies for industry and firm size.

2. 출산간격 추정 결과

구조는 [Figure A-1]과 같다. 연령에 따라 임금이 상승하나 50대 초반을 기점으로 하락하는 추세를 보이고, 높은 교육수준을 가진 여성의 임금이 항상 높은 구조를 보인다. 또한 높은 학력의 여성일수록 연령 증가에 따른 임금 상승률이 더 높음을 알 수 있다. 남성근로자의 경우 임금률의 절대적인 수준이 여성에 비해 높으나 이와 같은 임금구조의 특성을 공유한다.

출산간격의 결정요인 추정 시 기간이 가져오는 효과를 보다 자세히 살펴보기 위해 구간별로 나누어 추정한 결과는 <Table A-2>와 같다.

[Figure A-1] Female Wage Series (for selected birth cohorts)



<Table A-2> The Effects of Female Wage on the Timing of First and Second Births II

Individual Heterogeneity	(1)	(2)	(3)
	Separate Estimation	Heterogeneity (Normal)	Heterogeneity (Finite Mixed)
Dependent Variable: First birth hazard			
Constant	0.4411 (0.3593)	1.0489** (0.4289)	1.946*** (0.4118)
Duration 1~3	-6.194*** (0.7612)	-6.6325*** (0.7937)	-8.4081*** (0.7899)
Duration 4~6	-2.2001*** (0.2719)	-2.6344*** (0.3315)	-4.3672*** (0.3496)
Duration 7~9	-0.2383 (0.2578)	-0.6534** (0.3140)	-2.3285*** (0.3382)
Duration 10~12	1.2099*** (0.2569)	0.8395*** (0.3016)	-0.7815** (0.3373)
Duration 13~15	1.9855*** (0.2579)	1.6926*** (0.2870)	0.1607 (0.3396)
Duration 16~20	1.9489*** (0.2595)	1.7615*** (0.2742)	0.5315 (0.3390)
Duration 21~25	1.6177*** (0.2711)	1.5462*** (0.2746)	1.1564*** (0.3042)
Year (base year 1900)	0.0039 (0.0056)	0.0047 (0.0060)	0.0161** (0.0066)
log Wage	-0.4447*** (0.0732)	-0.4834*** (0.0788)	-0.7158*** (0.0885)
Dependent Variable: Second birth hazard			
Constant	-5.1928*** (1.0587)	-5.2197*** (1.0693)	-6.6709*** (1.0793)
Age at first birth	-0.0243*** (0.0065)	-0.0036 (0.0116)	0.0226** (0.0095)
Duration 1	5.1328*** (0.9912)	4.824*** (0.9933)	4.7498*** (0.9917)
Duration 2~3	6.4251*** (0.9903)	6.1728*** (0.9911)	6.0942*** (0.9906)
Duration 4~6	5.9252*** (0.9897)	5.7466*** (0.9898)	5.694*** (0.9898)

〈Table A-2〉 Continue

Individual Heterogeneity	(1)	(2)	(3)
	Separate Estimation	Heterogeneity (Normal)	Heterogeneity (Finite Mixed)
Duration 7~10	4.4307*** (0.9915)	4.3059*** (0.9917)	4.29*** (0.9916)
Duration 11~15	3.2278*** (1.0027)	3.1315*** (1.0032)	3.1378*** (1.0031)
Year (base year 1900)	-0.0251*** (0.0062)	-0.0263*** (0.0065)	-0.0168** (0.0066)
log Wage	-0.2113** (0.0992)	-0.2605** (0.1053)	-0.4545*** (0.1093)
log Spouse's wage	0.3428*** (0.1031)	0.3748*** (0.1090)	0.3733*** (0.1093)
First child female	0.2351*** (0.0340)	0.2433*** (0.0361)	0.2377*** (0.0363)
First birth interval (yr)	-0.1976*** (0.0197)	-0.202*** (0.0203)	-0.1989*** (0.0206)
σ_{θ}		0.3333*** (0.0801)	
Likelihood	-26850.12	-26844.9	-26791.53

Notes: Asymptotic standard errors in parentheses; Significance: *'=10%; **'=5%; ***'=1%. The distribution of individual heterogeneity with two supports are estimated in Model 3.

Source: Korean National Fertility Survey 2006.

장기요양서비스 수요의 결정요인

정 완 교

(한국개발연구원 부연구위원)

Determinants of Demand for Long-Term Care

Chung, Wankyo

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 기 발간된 『장기요양서비스의 수요 분석』(정책연구시리즈 2008-05, 한국개발연구원, 2008)을 수정·보완한 것임.

** 정완교: (e-mail) wankyo@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 장기요양서비스(Long-Term Care), 노인장기요양보험제도(Korean Long-Term Care Insurance Scheme)
- JEL code: I11, I18
- Received: 2009. 1. 30 • Referee Process Started: 2009. 2. 9
- Referee Reports Completed: 2009. 5. 21

ABSTRACT

A new public insurance for long-term care was introduced in July 2008 to provide for the rising demand for long-term care as the population is aging rapidly. The demand for long-term care is expected to rise further because more and more elderly are living alone or in households with only other elderly, such as his/her spouse, without informal care of their adult children. Even when the elderly are living together with their adult children, daughters and daughters in law, once the main informal care-givers, are not available because they choose to become economically active and work more over time.

Experiences of countries such as Japan and Germany with similar public long-term care insurance scheme highlight the importance of detailed analysis on the demand for long-term care for the financial stability of the insurance scheme. Countries which had underestimated the demand for long-term care at the time of adopting the scheme went through financial instability of insurance schemes.

This study analyzes the determinants of the demand for long-term care using data from the second demonstration project (April 2006~April 2007) of the long-term care insurance scheme for the elderly in Korea. Taking full advantage of detailed data on the long-term care, this paper analyzes the eligibility for the long-term care insurance scheme and its use.

According to study results, even when common diseases among the elderly such as cancer, diabetes, arthritis, dementia, hypertension, etc. are controlled together with other individual and socioeconomic factors, limitations the elderly are faced with in their twelve activities of daily living significantly affect the eligibility for the Korean Long-term Care Insurance Scheme. This means that limitations in daily living activities are more critical than common diseases among the elderly are to the eligibility for the Korean Long-term Care Insurance Scheme. Bathing and toileting problems have been found to be the most important factor affecting the eligibility for the insurance scheme, followed by eating, dressing and moving around inside the house.

Moreover, the choices of whether to use long-term care and which to use between home care and institutional care are found to be significantly influenced by health status and various socioeconomic factors of the elderly. In particular, those with more limitations in daily living activities and the female elderly are more likely to use long-term

ABSTRACT

care and institutional care rather than home care. As for home care users, those living alone or with adult children and those with monthly household income of more than 500,000 won are more likely to use home care. Most importantly, even when the monthly household income of the elderly is controlled, the elderly recipients of the National Basic Living Security, who are not charged for long-term care, are more likely to choose home care. This implies that price as well as income is a critical factor for the decision to use long-term care. Further study on the duration of long-term care use will surely enhance the long-term care policy, when panel data is available for simultaneous analysis of the likelihood of long-term care use and its use duration.

본 논문은 65세 이상 고령인구의 수와 노인들의 건강상태 등만을 중심으로 한 기존의 연구에 더하여, 노인장기요양보험제도 제2차 시범사업의 자료를 이용한 계량분석을 통해 장기요양서비스 수요의 결정요인을 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 우선 노인장기요양보험제도상 장기요양서비스 이용에 대한 보험 적용 대상자를 정하는 등급판정에 일상생활활동에서의 장애가 노인들이 많이 앓고 있는 고혈압, 관절염, 치매 등의 질환을 통제하고서도 통계적으로 유의한 영향

을 미쳤다. 또한 노인들의 건강상태, 여성, 기초생활수급자 여부, 노인가구 형태, 노인가구의 월평균 소득 등이 장기요양서비스 이용 및 이용 양태에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 노인가구의 월평균 소득을 통제하고서도 장기요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 재가서비스 이용확률이 높게 나타나는데, 이는 소득과 더불어 장기요양서비스의 가격도 장기요양서비스 이용을 결정하는 중요한 요인임을 의미한다.

1. 서론

현재 우리나라에서는 인구 고령화가 빠른 속도로 진행되고 있으며, 이에 따라 장기요양서비스를 필요로 하는 노인들의 수도 빠르게 증가하고 있다. 반면, 핵가족화가 상당히 진전되어 있고 여성의 사회참여도 빠르게 증가하고 있어 장기요양서비스를 필요로 하는 노인들에 대한 가정 내 요양보호는 한계에 도달하고 있다.

이에 따라 정부는 장기요양서비스에 대한 제도적 대책으로 노인장기요양보험 제도를 도입하여 2008년 7월부터 실시 중이다. 이 제도는 사회보험의 형태로 설계되어 있으며, 가입자는 주로 청·장년 근로기간 동안 보험료를 납부하고 노년기에 노인성 질병 등으로 인해 독자적인 일상생활이 어려워질 경우 장기요양서비스 지원을 받게 된다.

노인장기요양보험제도와 관련하여 가장 우선적으로 고려해야 할 부분 중의 하나는 장기요양서비스의 수요분석이다. 이는 제도의 장·단기적 재정 안정성과

지속 가능성을 높이는 데 중요하기 때문이다.

이미 노인장기요양보험과 유사한 제도를 실시하고 있는 외국의 경험을 보면, 제도 도입 시 나타날 수요 규모를 과소추정하여 이후 제도 운영에 어려움을 겪어 왔음을 알 수 있다. 일본의 경우 2000년에 우리나라의 노인장기요양보험제도와 유사한 개호보험을 도입하였으나, 장기요양서비스에 대한 수요 규모는 제도 시행 전의 예측을 훨씬 초과하였다. 2000년에 149만명 수준이었던 요양서비스 수요자는 2005년에 329만명까지 증가하였고, 서비스 비용의 GDP 대비 비중도 같은 기간 동안 0.7%에서 1.3%까지 증가하였다(OECD[2007]).¹⁾ 1995년에 유사 제도를 도입한 독일에서도 요양서비스 이용자는 1995년의 106.1만명에서 2004년에는 192.5만명으로 81.4% 증가하였고, 같은 기간 동안 서비스 비용도 4.4억유로에서 16.8억유로로 279.4%나 증가하였다. 이에 따라 독일에서는 1999년 이후 제도의 재정적자가 지속되고 있다(임금재[2006]).²⁾

노인장기요양보험제도 도입과 관련하여 장기요양서비스 수요에 대한 기존의 논의는 주로 65세 이상 고령인구의 비율과 노인들의 건강상태 등을 중심으로 이

1) 2000년에 65세 이상 노인의 11.0%였던 개호보험 대상자는 2005년에 16.1%로 증가하였다(선우덕 외[2007]).

2) 1996년에 9.4%였던 제도의 대상자 비율이 1999년에는 10.5%로 증가하였으며, 특히 제도 시행 초기인 1996년과 1997년에 빠르게 증가하였다(선우덕 외[2007]).

루어져 왔다(선우덕 외[2007]). 그러나 장기요양서비스 수요는 이 변수들뿐 아니라 노인들의 성별, 소득, 가구 형태 등 다양한 사회적·경제적 요인들에 의해 영향을 받는다. 그러므로 본 연구는 노인들의 건강상태뿐만 아니라 다양한 사회적·경제적 요인들을 고려하여 우리나라의 장기요양서비스 수요의 결정요인을 분석하고자 한다.³⁾

본 연구는, 노인장기요양보험제도 제2차 시범사업의 자료를 이용하여, 장기요양서비스의 수요에 직접적으로 영향을 주는 노인들의 일상생활활동에서의 장애가 노인들의 잦은 질환을 통제하고서도 노인장기요양보험제도상 보험적용 대상자를 정하는 등급판정에 미치는 영향을 살펴본다. 또한 다양한 사회적·경제적 요인들이 장기요양서비스의 이용 및 이용 시 시설서비스와 재가서비스 간 선택에 미치는 영향을 분석한다.⁴⁾

II. 장기요양서비스 수요에 관한 선행 연구

장기요양서비스는 노령 또는 노인성 질병 등으로 인해 인지 및 신체활동에 장애가 발생하여 독자적인 일상생활이 어려운 노인들에게 신체활동 또는 가사활동 등을 지원하는 서비스이다. 장기요양서비스는 서비스를 받는 장소에 따라 크게 시설서비스와 재가서비스로 구분된다. 시설서비스는 노인들이 장기요양서비스를 제공하기 위해 설립된 시설에 입소생활을 하면서 받는 지원서비스이며, 재가서비스는 노인들이 자신의 가정에서 생활하면서 받는 서비스를 의미한다.⁵⁾

장기요양서비스의 수요에 대한 기존의 연구를 살펴보면, 인지 및 신체활동 장애를 보조하는 장기요양서비스의 특성상 장기요양서비스의 수요에 직접적으로 영향을 주는 변수는 노인들의 신체적·정신적 건강상태이다. 특히, 건강상태와 관련된 변수 중 시설서비스의 수요에 가장 큰 영향을 주는 변수는 일상생활활동

-
- 3) 정완교·진양수(2008b)는 장기요양서비스 수요에 영향을 미칠 주요 변수들의 시계열 추세를 살펴봄으로써 장기요양서비스 수요가 지속적으로 증가할 것으로 전망하였다. 그러나 그들은 단순히 노인인구의 증가를 고려할 때보다 노인인구 중 수명이 더 긴 여성배우자를 통해 비전문적 요양서비스를 받을 수 있는 남성노인 비율의 증가가 수요증가를 다소 제한할 수 있음을 또한 지적한다.
 - 4) 연구에 사용된 데이터를 제공해 준 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에 감사드린다.
 - 5) OECD(2005) 보고서에 의하면, 14개 국가들 중에서 뉴질랜드, 스위스, 미국을 제외한 대부분의 나라에서 시설서비스보다 재가서비스를 많이 사용하고 있다.

(activities of daily living)에서의 장애이다. 기존 연구에서는 일상생활활동에 장애가 많으면 많을수록 시설서비스를 더욱 필요로 하나 장애로 인한 높은 사망률 때문에 입소 후 시설에서 체류하는 기간이 짧아짐을 보였다(Garber and MaCurdy [1990]; Liu, McBride, and Coughlin[1994]; Morris, Norton, and Zhou[1994]; Hoerger, Picone, and Sloan[1996]; Reschovsky [1996]). 또한 노인들의 건강상태와 관련이 있는 나이, 성별 등의 변수도 시설서비스 이용에 영향을 미친다.

장기요양서비스의 또 다른 특성은 장기요양서비스가 전문 수발자(paid caregiver)가 아닌 가까운 배우자 혹은 자녀 등의 비전문 수발자(unpaid care-giver)에 의해서도 제공될 수 있다는 점이다.⁶⁾ 따라서 장기요양서비스 수요 분석에 있어서 가정 내 요양서비스를 주로 담당하는 배우자 혹은 자녀 등의 존재 여부와 그와 관련이 있는 결혼상태 등을 추가적으로 고려하여야 한다.⁷⁾ Murtaugh et al.(1997)은 결혼한 사람들이 시설서비스를 적게 사용하며, Morris, Norton, and Zhou(1994)

는 사용 시에도 그 기간이 짧음을 보였다.

장기요양서비스 수요에 영향을 미칠 수 있는 주요 사회경제적 변수는 소득, 부(wealth) 혹은 시설서비스의 가격 등이다. Headen(1992)은 소득이 많고 부유한 사람일수록 시설서비스를 적게 사용함을 보였다. Reschovsky(1998)는 수요의 소득(혹은 부)탄력성이 신체활동에 장애가 많거나 결혼을 하지 않은 사람들보다는 신체활동에 장애가 적거나 결혼한 사람들의 경우 더 큼을 보였다. 반면에 Garber and MaCurdy(1990)는 집을 소유하는 것이 시설서비스의 이용확률을 낮추지만 소득은 주요 변수가 아님을, Reschovsky (1996)는 소득, 부 그리고 시설서비스의 가격이 시설서비스의 수요와 상관없이 없음을 보였다.

서로 다른 장기요양서비스 간 대체관계에 관한 논문을 살펴보면, 노인들이 자신의 가정에서 생활하면서 받는 전문적 재가서비스에 대한 지원이 시설서비스뿐만 아니라 가족이나 친구 등의 비전문수발자(unpaid care-giver)에 의한 장기요양서비스 이용을 감소시키지 못하였다는 결과

-
- 6) 비전문 수발자에 의한 장기요양서비스는 시장에서 거래되고 보상되지 않기 때문에 그 규모를 파악하기가 어려우나, Norton(2000)은 장기요양서비스의 약 3분의 2가 비전문적 장기요양서비스일 것으로 추산하고 있다.
- 7) OECD(2005) 보고서에 의하면, 남성보다는 여성이 가정 내 장기요양서비스를 제공하는 경향이 높다. 이는 성별 기대수명의 차이로 인해 장기요양서비스가 필요한 시기가 여성보다 남성에게 빨리 오기 때문에 남성은 여성배우자로부터 장기요양서비스를 받으며, 자녀들로부터 장기요양서비스를 받는 경우는 시간의 기회비용이 상대적으로 적은 며느리나 딸로부터 장기요양서비스를 받기 때문인 것으로 보인다. Stone, Cafferata, and Sangl(1987)에 의하면, 비전문적 수발인 중 약 11%의 딸들과 5%의 아들이 장기요양서비스를 제공하기 위해 직장을 그만둔다.

들이 보인다(Hughes et al.[1987]; Kemper and Pezzin[1996]; Pezzin, Kemper, and Reschovsky[1996]). 구체적으로 Hughes et al.(1987)은 일부 재가서비스에 대한 지원(home delivered meals)이 시설서비스 이용을 감소시키지 못하였음을 보였다. Kemper and Pezzin(1996)은 재가서비스에 대한 보조금 확대(channeling experiment, 1982~85년)가 배우자가 없는 노인들의 요양시설 입소를 억제하는 효과가 있었으나 배우자가 있는 노인들의 경우 그 효과가 없음을 보였다. 또한 재가서비스에 대한 보조금 확대는 전문수발자(paid caregiver)에 의한 재가서비스 이용을 증가시켰지만 비전문수발자(unpaid care-giver)에 의한 재가서비스 이용을 감소시키는 효과는 크지 않음을 보였다. 다시 말하면 전문·비전문 재가서비스 간의 대체관계가 크지 않음을 보였다.⁸⁾

Ⅲ. 장기요양서비스 수요의 결정요인 분석

1. 장기요양서비스 대상자 인정

노인들이 사망 전에 장기요양서비스를 이용하게 될 확률은 상당히 높을 뿐 아니라, 장기요양서비스는 주로 만성질환에 대한 서비스이기 때문에 이용자가 생존하는 동안 지속적으로 제공된다. 이러한 점들 때문에 노인들에게 장기요양서비스의 필요가 발생하는 경우 노인과 그 가정은 큰 재무위험(financial risk)에 직면하게 된다.⁹⁾ 일반적으로 이러한 재무위험에 대비하여 위험분산기능을 하는 보험에 대한 개인(가계)의 요구가 증대함에 따라 (민간)보험이 발달하게 되지만, 장기요양

- 8) Pezzin, Kemper, and Reschovsky(1996) 또한 channeling experiment를 이용하여 전문·비전문 재가서비스 간의 대체관계가 크지 않음을 보였다. 미국 외 국가들에서의 장기요양서비스에 관한 연구는 상대적으로 적다. Nocera and Zweifel(1996)은 1993년도 스위스 자료를 이용하여 남성과 여성 간에 가정 내 비전문(unpaid) 요양서비스 제공에 대한 유보임금(reservation wage) 결정인자가 다름을 보였다. 예를 들어, 여성의 유보임금은 노동시장에서의 임금과 양의 상관관계를 보임에 반해 남성의 유보임금은 노동시장에서의 임금과 상관관계를 보이지 않았다. Naon(1996)은 이스라엘에서 1988년에 시행된 장기요양보험의 확대가 요양서비스 이용자를 증대시켰으나 시설서비스 이용은 감소시켰으며, 전체 지출 중 시설서비스에 대한 지출비중도 감소하였음을 발견하였다. Klein(1996)은 독일의 German Socio-Economic Panel Survey를 이용하여 노인들의 요양시설 입소를 결정짓는 요인들을 연구하였는데, 노인들의 고령 정도, 결혼상태 등이 통계적으로 유의한 요인임을 발견하였다. 그러나 결혼상태, 연령 등을 통제하면 성별은 유의한 요인이 아닌 것으로 나타났다.
- 9) 미국의 경우 1996년 1,560만명의 사람들이 장기요양시설에 거주하고 있었으며, 민간 장기요양시설에 거주하는 경우 1인당 연 47,000달러 이상을 지출한 것으로 보고되고 있다(Rhoades, Potter, and Krauss [1998]; Levit et al.[1997]). Murtaugh et al.(1997)은 25세 이상의 사람들 중 27%가 사망 전에 장기요양서비스를 이용하며 평균 2.4년을 장기요양시설에서 보내는 것으로 보고하고 있으며(개인에 따라 여러 번 장기요양시설을 이용하게 되며 15~20%의 이용자들은 장기요양시설에서 5년 이상을 보낸다.), Kemper and Murtaugh(1991)는 65세 노인의 경우 사망 전에 장기요양시설을 이용할 확률이 43%에 이르는 것으로 추

서비스에 대한 민간보험은 잘 발달하지 못하고 있다. 예를 들어, 미국에서는 1993년의 경우 노인들의 5~6%만이 장기요양서비스와 관련된 민간보험을 구입하였으며, 이러한 민간보험을 통해 지불된 장기요양서비스 비용은 전체 장기요양서비스 비용의 약 2~3%에 불과하였다(Norton and Newhouse[1994]; Murtaugh, Kemper, and Spillman[1995]; Cohen and Kumar[1997]).¹⁰⁾

민간보험이 발달하지 않을 경우, 개인의 장기요양서비스 이용에 따른 재무위험을 줄이기 위해 정부가 공적보험(사회보험)을 제공할 수 있다. 2008년 7월에 도입된 우리나라의 노인장기요양보험제도 역시 사회보험의 형태로 설계되어 시

행되고 있다.¹¹⁾ 노인장기요양보험의 가입자는 주로 청·장년 근로기간 동안 보험료를 납부하고 65세 이후 노령으로 독립적인 일상생활이 어려워질 경우 장기요양서비스 지원을 받게 된다.¹²⁾ 또한 65세 미만인 가입자도 치매, 뇌혈관성 질환, 파킨슨병 및 관련 질환 등 노인성 질병으로 인해 독자적인 일상생활이 어려워질 경우에는 지원을 받게 된다. 따라서 노인장기요양보험제도는 65세 이상 노인 또는 65세 미만 인구 중 노인성 질병을 가진 자로서 거동이 현저히 불편하여 장기요양이 필요한 자를 대상으로 한다.¹³⁾ 이러한 대상자가 장기요양보험의 혜택을 받기 위해서는 시·군·구 단위로 설치된 등급판정위원회로부터 심신의 불편한

산하고 있다. 또한 Liu, Manton, and Liu(1985)는 1982년에 약 110만명이 재가서비스를 이용했던 것으로 추산하고 있으며, Levit et al.(1997)은 1996년 재가서비스 총지출액이 302억달러에 달하였던 것으로 보고하고 있다.

- 10) Norton(2000)은 장기요양서비스에 대한 민간보험이 발달하지 않은 이유를 역선택(adverse selection), 도덕적 해이(moral hazard) 문제와 더불어, 분산시킬 수 없는 시간적 위험(nondiversifiable intertemporal risk) 등을 들고 있다. 이와 관련된 자세한 논의는 정완교·진양수(2008b)를 참조한다. 한편, 우리나라 민간의료보험이 의료서비스 이용에 미치는 영향은 윤희숙(2008)을 참조한다.
- 11) 우리나라의 노인장기요양보험제도에 대한 자세한 논의는 정완교·진양수(2008a, 2008b)를 참조한다.
- 12) 노인장기요양보험제도 도입 당시의 고령층 등은 보험료 납부와 상관없이 수혜자가 된다. 또한 일본의 개호보험과 우리나라의 노인장기요양보험은 현금급여 대신에 현물급여를 원칙으로 하고 있다. 반면, 독일과 룩셈부르크에서는 재가서비스에 한해 현물과 현금 급여를 모두 지급하고 있으며, 네덜란드에서는 현금급여만 지급하고 있다. Miltenburg and Ramakers(1999)는 네덜란드의 경우 현금급여를 받는 노인들이 언제 그리고 누구로부터 장기요양서비스를 받을지를 선택함으로써 의존적이지 아닌 스스로 독립적인 생활을 한다는 느낌을 갖는 것으로 보고하고 있다. 또한 Foster et al.(2003)은 미국의 Arkansas에서는 현금급여를 받는 경우 노인들의 만족 수준이 현물급여를 받는 것보다 높았으며 노인들의 안전과 건강에 해로운 영향이 없었다는 결과를 보여주었다.
- 13) 우리나라 총인구 중 65세 이상 고령인구 비율은 1987년 4.5%, 1997년 6.4%, 2007년 9.9%로 빠른 속도로 증가하고 있다. 또한 『환자조사』(보건복지가족부·보건사회연구원) 통계에 따르면, 일정 조사기간(외래 및 재원 환자는 2일, 퇴원환자는 1개월) 동안 65세 미만 인구 중 노인성 질병으로 입원한 환자 수는 1996년의 1,926명에서 2005년에는 3,238명으로 증가하였으며, 외래진료 환자 수는 1,931명에서 3,931명으로 증가하였다(정완교·진양수[2008b]).

수준과 서비스가 필요한 정도에 따라 1~3등급의 판정을 받아야 한다.

앞서 언급하였듯이 장기요양서비스 수요에 영향을 미치는 변수들 중 가장 중요한 변수는 개인의 육체적·정신적 건강 상태이다. 특히, 일상생활활동(activities of daily living: ADL)에서의 장애가 장기요양서비스의 수요를 정하는 중요한 변수로 알려져 있다(Garber and MaCurdy [1990]; Liu, McBride, and Coughlin[1994]; Hoerger, Picone, and Sloan[1996]; Reschovsky[1996]). 일상생활활동에서의 장애를 측정하는 변수는 나라에 따라 다르고 설문조사(survey)의 종류에 따라 다

양하지만 식사하기, 목욕하기, 화장실 사용하기, 잠자리에서 일어나기, 옷 갈아입기, 대소변 조절하기 등에서의 장애가 주요 변수이다.¹⁴⁾

우리나라의 노인장기요양보험제도는 12개 항목의 일상생활활동에서의 장애 등을 고려하여 장기요양보험 적용대상자를 정한다.¹⁵⁾ 우선 12개 항목의 일상생활활동 중 어떤 변수가 장기요양서비스 대상자 선정에 중요한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 2차 시범사업 대상 8개 지역에서 실시된 『2006년도 노인기능상태조사』(한국보건사회연구원)를 이용하였다. 노인장기요양보험제도의 도입에 앞서

14) 장기요양서비스 수요와 관련된 일상생활활동에서의 장애를 측정하기 위한 우리나라의 기존 설문조사는 4개이다. 1994년 『노인생활실태조사』는 [목욕하기, 옷 갈아입기, 식사하기, 잠자리에서 일어나기/의자에서 일어나거나 의자에 앉기, 밖에 나가기, 화장실에 가서 용변 보기] 등 6개 항목에서의 장애를 조사하였으며, 1998년 『노인생활실태 및 복지욕구조사』의 경우는 위의 6개 항목 중 ‘잠자리에서 일어나기/의자에서 일어나거나 의자에 앉기’를 ‘의자에서 일어났다 앉기, 자리에서 일어났다 눕기’로, ‘밖에 나가기’를 ‘걸기’로 변경하여 장애를 조사하였다. 2001년의 조사에서는 [옷 입기, 세수하기, 목욕하기, 식사하기, 이동하기, 화장실 사용하기, 대소변 조절하기] 등 7개 항목에서의 장애를 조사하였으며, 2004년 조사에서는 [옷 벗고 입기, 세수하기, 양치질하기, 목욕하기, 식사하기, 체위 변경하기, 일어나 앉기, 옮겨 타기(앉기), 방 밖으로 나오기, 화장실 사용하기, 대변 조절하기, 소변 조절하기] 등 12개 항목에서의 장애를 측정하였다. 또한 각 일상생활활동에서의 장애에 대한 응답항목 또한 변화하였다. 1994년에는 [전혀 어렵지 않다, 약간 어렵다, 매우 어렵다, 전혀 알 수 없다] 등 4가지 응답이 1998년에는 [전혀 어렵지 않다, 약간 어렵다, 매우 어렵다, 전혀 할 수 없다, 지적인 문제로 수행할 수 없다, 무응답] 등 6가지 응답으로, 2001년과 2004년에는 [완전자립, 부분도움, 완전도움]으로 바뀌었다. 이러한 설문항목과 응답항목의 변화 때문에 일상생활활동 장애의 시간에 따른 변화를 비교하는 것은 어렵다. 그러나 Costa(2000)는 미국의 경우 1900년대 초부터 1990년대 초까지 60~74세 연령대 남성노인의 활동장애(functional disability)가 연평균 0.6% 감소하였음을 보여주었으며, 감소분의 24~41%는 향상된 의료서비스로, 37%는 만성질환의 감소로 설명한다.

15) 신체기능(일상생활활동)을 측정하는 12개 항목, 인지기능을 측정하는 7개 항목 등 모두 52개 항목을 통해 요양인정시간이 정해지고 그에 따라 1~3등급을 판정한다. 본 연구는 기존 연구 결과를 따라 요양인정시간을 정하는데, 가장 중요하게 여겨지는 12개 항목의 일상생활활동에서의 장애만을 분석대상으로 한다. 1등급은 일상생활에서 전적으로 다른 사람의 도움이 필요한 상태이며, 2등급과 3등급은 각각 상당 부분 혹은 부분적으로 다른 사람의 도움이 필요한 상태이다. 보다 자세한 등급판정 절차는 선우덕외[2006]를 참조하고, 최근의 노인장기요양보험서비스 이용절차는 국민건강보험공단의 장기요양 관련 웹 사이트(www.longtermcare.or.kr)를 참조하기 바란다.

〈Table 1〉 Limitation in Activities of Daily Living among Long-Term Care Users

	Long-Term Care Users		Home Care Users		Institutional Care Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
No. of Obs.	1,176		919		257	
Dressing	0.289	0.454	0.283	0.451	0.311	0.464
Face Washing	0.269	0.443	0.263	0.441	0.288	0.454
Brushing Teeth	0.236	0.425	0.227	0.419	0.265	0.442
Bathing	0.574	0.495	0.542	0.499	0.689	0.464
Eating	0.134	0.341	0.134	0.341	0.136	0.344
Changing Body Position	0.126	0.332	0.116	0.321	0.160	0.367
Sitting Up	0.163	0.370	0.153	0.361	0.198	0.400
Shifting Sitting Position	0.210	0.408	0.196	0.397	0.261	0.440
Transferring out of Room (Moving within the house)	0.241	0.428	0.232	0.422	0.272	0.446
Toileting	0.312	0.464	0.267	0.442	0.475	0.500
Bowel Continence	0.260	0.439	0.212	0.409	0.432	0.496
Urinary Continence	0.277	0.448	0.233	0.423	0.436	0.497

2005년 7월부터 2008년 6월까지 3차에 걸쳐 시범사업이 시행되었으며, 2차 시범사업(2006년 4월~2007년 4월)은 8개 시·군·구(광주 남구, 수원, 강릉, 안동, 부여, 북제주군, 부산 북구, 전남 완도)

내 65세 이상 노인을 대상으로 실시되었다.¹⁶⁾

<Table 1>에서는 장기요양서비스 이용자 중 각각의 일상생활활동에서 ‘완전도움’이 필요한 사람의 비율을 살펴보고 재

16) 1차 시범사업(2005년 7월~2006년 3월)은 6개 시·군·구 지역(광주 남구, 수원, 강릉, 안동, 부여, 북제주군) 내 65세 이상 국민기초생활수급자를 대상으로 실시되었으며, 3차 시범사업(2007년 5월~2008년 6월)은 65세 이상 노인을 대상으로 기존 8개 2차 시범사업지역과 대구 남구, 인천 부평구, 전북 익산시, 충북 청주시, 경남 하동군 등 총 11개 지역에서 실시되었다. 『노인기능상태조사』는 2차 시범사업지역에서 시범사업기관으로 지정된 시설을 대상으로 하였다. 또한 시범사업지역 내의 재가시설이 조사에 포함되도록 하였으며, 생활시설의 경우 신규 시설이 포함되도록 고려하였다. 시범사업기관으로 지정된 시설 내 노인의 전수조사를 원칙으로 하였다(선우덕 외[2007]). 2차 시범사업지역만을 대상으로 하는 『노인기능상태조사』 자료는 대표성에 제약이 있을 수 있다. 따라서 이를 이용한 분석 결과를 해석하는 데 주의를 요한다.

가서비스 이용자(919명)와 시설서비스 이용자(257명)로 나누어 비교하였다. 장기요양서비스 이용자(1,176명) 중 가장 많은 57.4%의 사람들이 목욕하기에 완전도움이 필요하다고 응답하였으며, 다음으로 화장실 사용하기(31.2%), 옷 벗고 입기(28.9%), 소변 조절하기(27.7%) 순으로 완전도움이 필요하다고 응답하였다. 재가서비스 이용자 중에는 가장 많은 54.2%가 목욕하기에 완전도움이 필요하다고 응답하였으며, 그 다음으로 옷 벗고 입기(28.3%), 화장실 사용하기(26.7%) 등의 순으로 완전도움이 필요하다고 응답하였다. 반면에 시설서비스 이용자 중 68.9%가 목욕하기에 완전도움이 필요하다고 응답하였으며, 그 다음으로 화장실 사용하기(47.5%), 소변 조절하기(43.6%), 대변 조절하기(43.2%) 순으로 완전도움이 필요하다고 응답하였다. 각각의 일상생활활동에서 완전도움이 필요하다고 응답한 사람들의 비율을 재가서비스 이용자와 시설서비스 이용자 간에 비교하면 모든 활동에 있어서 시설서비스 이용자의 비율이 높으며, 특히 화장실 사용하기에서 20.8%p(대변 조절하기 22%p, 소변 조절하기 20.3%p)나 차이가 난다.

그러나 12개 항목의 일상생활활동에서의 장애 중 하나의 항목에서 장애를 갖고 있을 경우 관련된 또 다른 항목에서도 장애를 갖고 있을 확률이 높을 것으로 예상된다. 예를 들어, 24시간 침상에 누워 지

내는 노인의 경우 여러 일상생활활동에 장애를 갖고 있을 수 있다. 실제로 장기요양서비스 이용자 중 가장 많은 사람들이 장애를 갖고 있는 목욕하기와 옷 벗고 입기의 상관관계(r)는 0.54이며, 화장실 이용하기와 세수하기도 상관관계가 각각 0.54 그리고 0.52로 나타났다. 특히, 옷 벗고 입기와 세수하기의 상관관계는 0.81, 세수하기와 양치질하기의 상관관계는 0.86, 화장실 사용하기와 대변 조절하기의 상관관계는 0.84(소변 조절하기와는 0.81), 그리고 대변 조절하기와 소변 조절하기의 상관관계는 0.91에 달했다. 그러므로 각각의 일상생활활동에서의 장애 중 어떠한 장애가 장기요양서비스 이용에 중요한지는 추가적인 회귀분석이 요구된다.

다음의 <Table 2-1>에서는 이러한 일상생활활동에서의 장애 중 어떠한 장애가 1, 2, 3등급 판정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지를 회귀분석을 통해 살펴 보았다. 등급판정 중 1등급이 2, 3등급보다 상대적 중증 그리고 2등급이 3등급보다 상대적 중증을 나타내므로 통계분석에서는 순서화 프로빗 모형(ordered probit model)을 사용하였다.

통계분석 결과를 살펴보면, 등급판정과 관련된 12개의 일상생활활동에서의 장애 중 영양소요시간이 긴 목욕하기(-0.618)와 화장실 사용하기(-0.487)에서의 장애가 상대적으로 중증 판정에 1% 수준에서 통계

적으로 유의한 영향을 미치며, 식사하기 (-0.433), 방 밖으로 나오기(-0.375), 옷 벗고 입기(-0.302) 순으로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다.¹⁷⁾

그 밖의 변수들의 영향을 살펴보면, 여성노인(0.169)이 상대적으로 경증판정을 받는 것으로 나타났으나 나이와 국민기초생활수급자 대상 여부는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 지역적 편차를 살펴보면, 기준지역인 부여에 비해 강릉과 완도 지역에 사는 노인들이 각각 1% 그리고 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 상대적으로 중증 판정을 받는 것으로 보인다.¹⁸⁾

일상생활활동에서의 장애 외에 노인들의 질병 또한 등급판정과 그에 따른 요양서비스 이용에 영향을 미칠 수 있다. 특히, 치매가 시설서비스 이용의 가장 중요한 질병요인으로 지적되었다(Rowe [1985]). <Table A-1>에서는 위에서 사용한 동일한 자료를 이용하여 장기요양서비스 이용자의 질병분포를 살펴보았다. 치매를 포함하여 노인들이 많이 앓고 있

는 암, 당뇨병, 관절염, 고혈압, 중풍·뇌졸중·뇌혈관 질환 등 6개 질병의 분포를 살펴보았다.

장기요양서비스 이용자가 가장 많이 앓고 있는 질병은 고혈압(56.5%), 관절염(52.2%), 치매(42.1%), 중풍·뇌졸중·뇌혈관 질환(39.6%) 등의 순이었다. 이를 시설서비스 이용자와 재가서비스 이용자로 나누어 살펴보면, 재가서비스 이용자와는 달리 시설서비스 이용자 중 치매를 앓고 있는 노인이 68.5%로 무척 많다. 또한 재가서비스 이용자 중 치매를 앓고 있는 노인이 34.7%임을 고려할 때 그 차이가 매우 크며 통계적으로도 유의하다.

이러한 결과를 바탕으로 <Table 2-2>에서는 일상생활활동에서의 장애가 노인들이 많이 앓고 있는 질병을 통제하고서도 등급판정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지 살펴보았다.¹⁹⁾ 첫 번째 항에서는 비교를 위해 <Table 2-1>의 결과를 다시 보였다. 두 번째 항에서는 6개의 질병이 등급판정에 미치는 영향을 분석하였다.

17) Wooldridge(2002)에 의하면, 1~3등급 판정의 경우 측정된 계수가 음 혹은 양인가에 따라 해당 변수가 1등급 혹은 3등급 판정을 받을 확률에 미치는 음 혹은 양의 영향은 알 수 있으나, 2등급 판정을 받을 확률에 미치는 영향은 측정된 계수의 부호 외에 추가적인 정보가 필요하다. 따라서 측정된 계수가 음일 경우 보다 정확한 해석은 '측정된 계수에 해당하는 변수가 3등급 판정을 받을 확률을 낮추고 1등급 판정을 받을 확률을 높인다'이나 편의상 '상대적으로 중증 판정을 받을 확률을 높인다'로 해석하였다.

18) 현행 노인장기요양보험제도하에서 장기요양서비스 이용대상자(보험 수혜자)를 정하는 등급판정은 국민건강보험공단 추천 위원과 시장·군수·구청장 등이 추천·위촉한 위원으로 구성된 15인 이내의 등급판정위원회가 담당하게 되어 있다. 그러나 지방자치단체가 추천한 위원은 등급판정에 관대할 가능성이 높다. 일본의 경우, 시에서 임용된 케어 매니저(care managers)들이 요양서비스 내용을 결정하는데, 이들이 서비스 제공자들로부터 로비를 받고 서비스를 관대하게 허용하는 경향을 보였다(OECD[2007]).

19) 8개 지역에 대한 더미변수가 분석모델에 포함되었지만 표에서는 생략하였다.

<Table 2-1> Grade Assessment of Limitation in ADL(ordered probit model)

	Grade 1~3
Dressing	-0.302 ^b (0.139)
Face Wathing	0.148 (0.187)
Brushing Teeth	-0.168 (0.175)
Bathing	-0.618 ^a (0.092)
Eating	-0.433 ^b (0.171)
Changing Body Position	0.026 (0.200)
Sitting Up	-0.370 ^c (0.206)
Shifting Sitting Position	0.069 (0.213)
Transferring out of Room (Moving within the house)	-0.375 ^b (0.179)
Toileting	-0.487 ^a (0.164)
Bowel Continence	0.024 (0.213)
Urinary Continence	-0.284 (0.192)
Age	-0.005 (0.005)
Female	0.169 ^b (0.084)
Poor	-0.073 (0.092)
Gwangju Nam-gu	0.101 (0.159)
Suwon	-0.171 (0.142)
Gangneung	-0.430 ^a (0.153)
Andong	-0.040 (0.163)
Bukjeju	0.005 (0.175)
Busan Buk-gu	0.037 (0.168)
Wando	-0.400 ^b (0.171)
No. of obs.	1176
Log-likelihood value	-922.26

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1. 3) The omitted category is Buyeo.

〈Table 2-2〉 Grade Assessment of Limitation in ADL(ordered probit model)

	Grade 1~3		
Dressing	-0.302 ^b (0.139)		-0.319 ^b (0.141)
Face Washing	0.148 (0.187)		0.144 (0.188)
Brushing Teeth	-0.168 (0.175)		-0.154 (0.176)
Bathing	-0.618 ^a (0.092)		-0.634 ^a (0.095)
Eating	-0.433 ^b (0.171)		-0.443 ^b (0.172)
Changing Body Position	0.026 (0.200)		0.044 (0.201)
Sitting Up	-0.370 ^c (0.206)		-0.365 ^c (0.206)
Shifting Sitting Position	0.069 (0.213)		0.058 (0.213)
Transferring out of Room (Moving within the house)	-0.375 ^b (0.179)		-0.369 ^b (0.180)
Toileting	-0.487 ^a (0.164)		-0.484 ^a (0.165)
Bowel Continence	0.024 (0.213)		0.032 (0.216)
Urinary Continence	-0.284 (0.192)		-0.295 (0.194)
Cancer		0.519 ^b (0.235)	0.447 ^c (0.246)
Diabetes		-0.032 (0.088)	-0.048 (0.098)
Arthritis		0.053 (0.073)	-0.073 (0.080)
Dementia		-0.347 ^a (0.073)	0.010 (0.083)
Hypertension		0.150 ^c (0.077)	0.106 (0.084)
Paralysis · Stroke · Cerebrovascular Diseases		-0.473 ^a (0.082)	0.016 (0.094)
Age	-0.005 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.004 (0.006)
Female	0.169 ^b (0.084)	0.142 ^c (0.079)	0.195 ^b (0.086)
Poor	-0.073 (0.092)	0.009 (0.086)	-0.070 (0.093)
No. of obs.	1176		
Log-likelihood value	-922.26	-1,168.64	-919.29

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) 8 regional dummies are included. 3) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1

통계분석 결과를 살펴보면, 6개의 질병 중 중풍·뇌졸중·뇌혈관 질환(-0.473)과 치매(-0.347)가 상대적으로 중증 판정에 1% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미침을 보인다. 세 번째 항에서는 6개의 질병과 일상생활활동에서의 장애를 분석 모델에 함께 포함하였을 경우의 결과를 보인다. 분석 결과는 6개의 질병은 등급 판정에 더 이상 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하며, 일상생활활동에서의 장애는 6개의 질병을 통제된 경우에도 등급판정에 통계적으로 유의한 영향을 미침을 보인다. 또한 6개의 질병을 통제하지 않은 <Table 2-1>에서의 결과와 거의 유사한 결과를 보인다. 따라서 장기요양서비스 이용과 직접적으로 관련된 등급판정에는 노인들이 많이 앓고 있는 질병보다는 일상생활활동에서의 장애가 중요 변수임을 알 수 있다.

2. 장기요양서비스 이용

장기요양서비스 이용에 가장 큰 영향을 주는 변수는 노인들의 건강상태이다. 노인들의 건강상태 중 일상생활활동에서의 장애가 장기요양서비스 이용과 직접적으로 관련이 있다. 앞의 절에서 일상생

활활동에서의 장애가 노인장기요양보험제도의 대상자를 정하는 1~3등급 판정에 통계적으로 유의한 영향을 준다는 결과를 살펴보았다. 그 밖에 장기요양서비스 수요는 나이, 성별 등의 개인 특성에도 영향을 받는다. 나이는 건강상태와 음의 상관관계가 있기 때문에, 여성은 건강상태 및 결혼상태와 관련이 있기 때문에 장기요양서비스 수요에 영향을 미친다. 일반적으로 여성이 남성보다 평균수명이 길기 때문에 요양서비스가 필요한 시기가 남성에게 빨리 찾아오지만, 남성은 여성배우자로부터 요양보호를 받을 수 있으므로 요양시설의 입소를 늦출 수 있기 때문이다.

<Table 3>에서는 노인장기요양보험제도 2차 시범사업 대상 8개 지역에서 실시된 『2006년도 노인기능상태조사』(한국보건사회연구원)와 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』(국민건강보험공단)에서 수집된 데이터 중 이용 가능한 변수를 결합하여 장기요양서비스 미이용자와 이용자 간 특성을 비교하였다.²⁰⁾ 우선, 노인들 개개인의 건강상태에 따라 등급판정위원회에 의해 평가된 1~3등급의 등급판정이 서비스 이용과 높은 상관관계를 보인다. 요양서비스를 이용하지 않은

20) 『미이용자 실태조사』는 2차 시범사업 기간 동안 시범사업지역에 거주하는 서비스 미이용자를 전수조사하였다(선우덕 외[2007]). 2차 시범사업지역만을 대상으로 하는 『미이용자 실태조사』와 『노인기능상태조사』를 병합한 자료는 대표성에 제약이 있을 수 있다. 따라서 이를 이용한 분석 결과를 해석하는 데 주의를 요한다.

〈Table 3〉 Summary Statistics of Long-Term Care Users and Non-Users

	Non-Users		Home Care Users		Institutional Care Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
No. of Obs.	1,498		919		257	
Age	78.270	7.868	78.634	7.590	79.774	7.419
Female	0.643	0.479	0.694	0.461	0.790	0.408
Poor	0.077	0.267	0.229	0.420	0.350	0.478
Grade 1	0.222	0.416	0.263	0.441	0.377	0.486
Grade 2	0.238	0.426	0.217	0.412	0.218	0.414
Grade 3	0.540	0.499	0.520	0.500	0.405	0.492
Gwangju Nam-gu	0.097	0.297	0.170	0.376	0	0
Suwon	0.314	0.464	0.273	0.446	0.078	0.268
Gangneung	0.142	0.349	0.107	0.309	0.261	0.440
Andong	0.184	0.387	0.141	0.349	0	0
Buyeo	0.050	0.218	0.083	0.276	0.156	0.363
Bukjeju	0.098	0.298	0.073	0.260	0.132	0.339
Busan Buk-gu	0.086	0.281	0.094	0.291	0.136	0.344
Wando	0.028	0.165	0.060	0.237	0.237	0.426

사람들(1,498명) 중 1등급은 22.2%, 2등급은 23.8%, 그리고 3등급은 54%이다. 반면에 재가서비스 이용자(919명) 중 각각의 비율은 26.3%, 21.7% 그리고 52%이며, 시설서비스 이용자(257명) 중 각각의 비율은 37.7%, 21.8% 그리고 40.5%이다. 따라서 상대적으로 중증의 노인들이 장기요양서비스를 이용하며, 그중 특히 시설서비스를 이용함을 알 수 있다.

개인적 특성을 살펴보면 미이용자보다 재가서비스 이용자, 재가서비스 이용자보다는 시설서비스 이용자가 나이가

조금 더 많다. 여성의 비율도 미이용자보다는 재가서비스 이용자가, 재가서비스 이용자보다는 시설서비스 이용자가 더 높다. 이는 평균수명이 높은 여성이 나이가 들수록 신체장애가 증가하여 요양시설에 입소하는 경향과 요양시설에 입소한 노인 중 남성노인이 여성노인보다 일찍 사망함으로써 입소 노인들 중 여성노인의 비중이 증가하는 것에 기인한 것으로 보인다. 요양시설을 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급권자의 비율도 장기요양서비스 이용자, 특히 시설서비스 이용

자 중에 높다.²¹⁾ 또한 장기요양서비스를 이용하지 않은 노인들의 지역별 거주분포를 살펴보면, 수원에 거주하는 노인들이 31.4%로 제일 많고, 다음이 안동(18.4%), 강릉(14.2%) 순이다. 재가서비스를 이용하는 노인들 중 제일 많은 27.3%가 수원에 살고 있고, 다음이 광주 남구(17%), 안동(14.1%) 순이며, 시설서비스 이용자 중 26.1%가 강릉에 살고 있으며, 23.7%가 완도에 살고 있다.²²⁾

<Table 4>에서는 위에서 고려한 변수들과 장기요양서비스 이용 간의 관계를 로짓 모형(logit model)을 사용하여 분석하였다. 추정 결과를 살펴보면, 요양인정 등급으로 측정된 노인들의 건강상태가 장기요양서비스 이용에 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 노인들의 개인적 특성 중 나이는 장기요양서비스 이용확률에 통계적으로 유의한 영향을 보이지는 않으나 여성

노인들의 서비스 이용확률이 남성에 비해 높게 나타나는데, 앞서 지적한 성별에 따른 건강상태와 결혼상태의 차이에 기인한 것으로 보인다.²³⁾ 장기요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 서비스 이용확률도 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높다. 서비스 이용확률의 지역적 편차를 살펴보면, 기준 지역인 부여(초고령지역, 65세 이상 노인이 22.5%)에 비해 초고령지역인 완도(65세 이상 노인이 23.2%)를 제외한 모든 지역에서 서비스 이용확률이 낮게 나타난다. 이는 서비스 수요와 공급의 지역적 차이와 요양인정 등급 판정 등 서비스 시행의 지역적 차이 등에 기인한 것으로 보이나 차후 추가적인 분석이 요구된다.

21) 시설서비스 이용자 중 기초생활수급권자의 비율이 높은 것은 시설서비스의 이용에 대한 비용부담이 없기 때문이기도 하지만 기존 무료 노인요양시설 내의 기초생활수급권자가 분석대상에 포함되었기 때문일 수 있다. 그러나 2차 시범사업지역 내의 시범사업기관은 생활시설의 경우 신규시설이 포함되도록 고려되었고, 또한 시범사업 당시 생활시설을 이용하는 기초생활수급 노인은 시범사업 대상 노인에서 제외되었다(국민건강보험공단[2007]; 선우덕 외[2007]). 한편, 2차 시범사업의 경우 장기요양서비스 이용 시 서비스 비용의 본인부담비율이 20%였으나, 현행 노인장기요양보험제도하에서는 시설서비스의 경우에는 서비스 비용의 20%를, 재가서비스의 경우에는 15%를 이용자 본인이 부담하여야 한다. 그러나 의료급여수급권자를 포함한 저소득층의 본인부담비율은 시설 및 재가 서비스에 대해 각각 10%와 7.5%로 정해져 있으며, 국민기초생활수급 대상자는 별도의 본인부담을 지지 않도록 되어 있다.

22) 시설서비스 이용자 중 광주 남구와 안동에 사는 노인들이 없다. 이는 표본추출상의 문제로 보이며 장기요양서비스 이용의 지역적 차이에 대한 분석 결과를 해석할 때 주의를 요한다.

23) 결혼상태와 관련하여 배우자의 유무 상태와 노인가구 형태가 중요하나 아쉽게도 『2006년도 노인기능상태조사』(한국보건사회연구원)에서는 관련 질문에서 [노인독신가구, 노인부부가구, 자녀동거 노인가구, 기타 노인가구] 등 4개 항목으로 분류한 반면 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』(국민건강보험공단)에서는 [없음, 배우자, (아들, 며느리), (딸, 사위), (손자, 손녀), 기타] 등 6개 항목으로 나누어 서로 간의 비교가 어렵다.

〈Table 4〉 Determinants of Long-Term Care Use(logit model)

	Use (=1)
Age	0.002 (0.005)
Female	0.278 ^a (0.090)
Poor	1.304 ^a (0.122)
Grade 1	0.417 ^a (0.101)
Grade 2	0.102 (0.104)
Gwangju Nam-gu	-0.414 ^b (0.193)
Suwon	-1.027 ^a (0.171)
Gangneung	-0.648 ^a (0.185)
Andong	-1.127 ^a (0.187)
Bukjeju	-0.879 ^a (0.204)
Busan Buk-gu	-0.619 ^a (0.202)
Wando	0.243 (0.243)
Intercept	-0.190 (0.445)
No. of obs.	2,674
Log-likelihood value	-1693.78

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1. 3) The omitted category is Buyeo.

3. 장기요양서비스 이용 양태

본 절에서는 장기요양서비스 이용을 시설서비스 이용과 재가서비스 이용으로 나누어 위에서 고려한 변수들이 각각의 서비스 이용에 미치는 영향을 분석한다. 장기요양서비스의 종류 중 재가서비스는

시설서비스보다 재정부담 측면뿐 아니라 사생활 보호, 가족과의 유대감 유지 등 노인들의 삶의 질 측면에서 유리하다(OECD [2005]). 그러나 Norton(2000)은 재가서비스가 일상 가사활동의 지원을 포함하기 때문에 도덕적 해이(moral hazard)의 문제가 더욱 심각할 수 있다고 지적한다. 또한

Hughes et al.(1987)은 일부 재가서비스의 지원이 시설서비스 이용을 줄일 것이라는 기대와는 달리 영향을 주지 않는다는 결과를 보여주었다.²⁴⁾ 우리나라의 노인장기요양보험제도 2차 시범사업에서 제공된 장기요양서비스의 비용과 이용 양태를 살펴보면, 서비스 이용자 1인당 월평균 급여비용이 시설서비스의 경우 74만원이었으며, 재가서비스의 경우 24만원이었다(국민건강보험공단[2007]). 또한 동일 시범사업에서 전체 장기요양서비스 이용자 4,594명 중 시설서비스 이용자는 44.9%인 반면에 재가서비스 이용자는 35.4%로 시설서비스 이용자 비중이 더 크게 나타났다.²⁵⁾ 이는 위에서 지적하였듯이 외국과는 반대의 모습이다. 예를 들어, 일본의 경우 2000년에 65세 이상 노인인구 중 시설서비스 이용자는 3.2%, 재가서비스 이용자는 5.5%로 재가서비스 이용자 비중이 높았다. 마찬가지로 독일의 경우에도

2003년에 각각 3.9%, 7.1%로 재가서비스 이용자 비중이 더 크게 나타났다(OECD [2005]).

<Table 5>의 통계분석에서는 노인들의 장기요양서비스 이용 양태를 장기요양서비스 미이용(가정 내 비전문(unpaid) 장기요양서비스 포함), 재가서비스 이용, 시설서비스 이용 등 3개의 항목으로 나누어 다중선택 로짓 모형(multinomial logit model)을 사용하였다.

결과를 살펴보면, 요양인정 등급으로 측정된 노인들의 건강상태가 미이용에 비해 재가서비스와 시설서비스 이용을 증가시키며 시설서비스 이용에 더 큰 영향을 보인다.²⁶⁾ 구체적으로 log-odds(재가서비스/미이용)가 1등급 판정을 받은 노인의 경우 0.303 높으며 log-odds(시설서비스/미이용)는 0.908 높다. 노인들의 나이는 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않은 반면에, 여성노인과 기초생활수급

24) 그 밖에 다른 장기요양서비스 중 Continuing Care Retirement Community(CCRC)는 주목할 만하다. 이는 상대적으로 젊고 건강할 때 요양시설을 갖추고 있는 일정한 거주지역(communitiy) 내 아파트 등을 빌려 생활하다가 건강이 악화되어 장기요양서비스가 필요할 경우 생활하던 지역 내의 요양시설에 입소하여 장기요양서비스를 받는 것이다. 이것의 장점은 장기요양서비스를 필요로 할 경우 다른 지역으로 이주할 필요가 없으므로 이주 시 동반되는 심리적 비용 등을 줄일 수 있고, 지역 내에서 함께 생활하던 배우자나 친구들과 가까이 지낼 수 있다는 것이다. 반면에 초기에 입회비(entry fee)와 매달 내는 비용(monthly rent fee)이 커서 소득이 일정 수준 이상인 사람들만 이용할 수 있다는 한계가 있다(Feinstein and Keating[1992]; Norton[2000]).

25) 이는 2차 시범사업의 결과이며 현재 시행 중인 노인장기요양보험제도하에서는 재가서비스 이용자가 시설서비스 이용자보다 많다(2008. 12. 22일자 『내일신문』의 ‘노인요양 대상자 40% 서비스 기피’ 기사에 대한 보건복지가족부 보도해명자료(2008. 12. 22)를 참조).

26) Wooldridge(2002)에 의하면, 측정된 계수의 음 혹은 양의 부호만으로 해당 변수가 재가서비스 혹은 시설서비스 이용확률에 미치는 음 혹은 양의 영향은 알 수 없다. 그러나 log-odds(재가서비스/미이용) 혹은 log-odds(시설서비스/미이용)에 미치는 해당 변수의 음 혹은 양의 영향은 측정된 계수의 부호에 의해(음일 경우 음의 영향으로, 양일 경우는 양의 영향으로) 결정된다.

<Table 5> Determinants of Alternative Long-Term Care Use
(multinomial logit model)

	Home Care Use (=1)	Institutional Care Use (=2)
Age	0.001 (0.006)	0.005 (0.010)
Female	0.200 ^b (0.945)	0.665 ^a (0.179)
Poor	1.206 ^a (0.128)	1.678 ^a (0.187)
Grade 1	0.303 ^a (0.106)	0.908 ^a (0.175)
Grade 2	0.044 (0.109)	0.390 ^b (0.195)
Gwangju Nam-gu	-0.021 (0.204)	-34.077 (2.7e+6)
Suwon	-0.695 ^a (0.184)	-2.623 ^a (0.308)
Gangneung	-0.752 ^a (0.206)	-0.470 ^c (0.249)
Andong	-0.738 ^a (0.197)	-34.222 (2.3e+6)
Bukjeju	-0.866 ^a (0.224)	-0.914 ^a (0.287)
Busan Buk-gu	-0.536 ^b (0.219)	-0.822 ^a (0.287)
Wando	-0.008 (0.269)	0.584 ^c (0.301)
Intercept	-0.421 (0.471)	-2.086 ^a (0.780)
No. of obs.	2,674	
Log-likelihood value	-2,155.63	

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) a: $p < 0.01$, b: $p < 0.05$, c: $p < 0.1$. 3) The omitted category is Buyeo.

대상 노인들의 재가서비스와 시설서비스 이용확률이, 특히 시설서비스의 이용확률이 1% 혹은 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 높다. 구체적으로 log-odds(재가

서비스/미이용)가 여성의 경우 0.200 그리고 기초생활수급권자의 경우 1.206 높으며, log-odds(시설서비스/미이용)는 여성의 경우 0.665 그리고 기초생활수급권

자의 경우 1.678 높다. 서비스 이용 양태의 지역별 차이를 살펴보면, 기준 지역인 부여와 비교하여 북제주, 강릉, 안동, 수원, 부산 북구 등에서 1% 혹은 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 재가서비스를 적게 이용하며, 동일 기준 지역과 비교하여 수원, 북제주, 부산 북구 등에서 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 시설서비스를 적게 이용한다.

그러나 <Table 4>와 <Table 5>의 분석에서는 의료서비스 이용과는 달리 장기요양서비스 이용에 중요한 배우자의 유무 상태와 노인가구 형태에 대한 변수가 생략되었다. 또한 노인가구의 소득이 장기요양서비스 이용에 미치는 영향도 분석되지 못했다. 따라서 <Table 6>에서는 노인가구 형태와 노인가구의 소득이 장기요양서비스 이용에 미치는 영향을 추가적으로 살펴보았다. 그러나 시설서비스 이용자는 모두 시설에서 거주하며 그들 가구의 소득 또한 무응답이거나 해당 없음이 많으므로 분석에서 생략하였다.

따라서 <Table 6>에서는 분석대상을 요양서비스 미이용자와 재가서비스 이용자로 한정하였다.²⁷⁾

<Table A-2>에서는 재가서비스 이용자와 미이용자 간 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득의 차이를 비교하였다. 노인가구 형태의 차이를 살펴보면, 미이용자의 대부분은 노인부부가구(58.7%)이거나 자녀동거 노인가구(26.9%)인 반면에 재가서비스 이용자의 경우는 노인부부가구(34.6%)와 자녀동거 노인가구(43%) 외에 노인독신가구(17.3%)도 상당히 많음을 알 수 있다. 이는 배우자나 자녀로부터 비전문 요양서비스를 받을 수 없는 노인독신가구가 재가서비스를 많이 이용하기 때문이라고 생각된다. 또한 미이용자와 비교하여 재가서비스 이용자 중 노인부부가구 비율이 적고 자녀동거 노인가구 비율이 상당히 높다. 따라서 배우자보다는 자녀와 동거할 경우 재가서비스를 이용하는 경향이 높음을 알 수 있다. 더불어 노인가구의 월평균 소득에

27) 앞서 언급하였듯이 분석에 사용된 2개의 설문조사, 즉 『2006년도 노인기능상태조사』에서는 노인가구 형태를 [노인독신가구, 노인부부가구, 자녀동거 노인가구, 기타 노인가구] 등 4개 항목으로 분류한 반면 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』에서는 [없음, 배우자, (아들, 며느리), (딸, 사위), (손자, 손녀), 기타] 등 6개 항목으로 분류하였다. 따라서 미이용자 실태조사의 (아들, 며느리), (딸, 사위)와 함께 사는 노인은 『노인기능상태조사』의 자녀동거 노인가구로 분류하였고, (손자, 손녀)와 함께 사는 노인 혹은 기타에 해당하는 노인은 기타 노인가구로 분류하였다. 또한 『노인기능상태조사』에서는 노인가구의 월평균 소득을 직접 묻는 데 반하여 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』에서는 노인가구의 월평균 소득을 [무소득, 50만원 미만, 50만~100만원 미만, 100만~200만원 미만, 200만원 이상, 잘 모르겠다] 등의 6개 항목으로 나누어 질문하였다. 따라서 『노인기능상태조사』에서의 노인가구의 월평균 소득에 대한 응답을 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』의 [잘 모르겠다]를 제외한 5개 항목으로 분류하여 분석에 이용하였다. 한편, 『노인기능상태조사』에서의 노인가구의 월평균 소득을 살펴보면 평균이 110.6만원이며, 최고소득은 900만원이다.

〈Table 6〉 Determinants of Home Care Use(Logit Model)

	Use (=1)	
Living alone	0.752 ^a (0.238)	0.988 ^a (0.253)
Living with Spouse	-0.425 ^c (0.221)	-0.385 ^c (0.230)
Living with Children	0.799 ^a (0.218)	0.669 ^a (0.228)
Household Monthly Income (10,000 won)		
1 ~ 49		0.305 (0.229)
50 ~ 99		1.046 ^a (0.235)
100 ~ 199		0.531 ^b (0.242)
>= 200		0.992 ^a (0.246)
Age	-0.013 ^b (0.006)	-0.012 ^c (0.006)
Female	-0.226 ^b (0.106)	-0.252 ^b (0.111)
Poor	1.234 ^a (0.136)	1.408 ^a (0.148)
Grade 1	0.331 ^a (0.112)	0.280 ^b (0.117)
Grade 2	0.111 (0.115)	0.072 (0.119)
Intercept	0.854 (0.564)	0.152 (0.619)
No. of obs.	2,390	2,282
Log-likelihood value	-1,429.41	-1,337.49

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) 8 regional dummies are included. 3) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1

대해 살펴보면, 미이용자의 34.2%가 50만원 미만의 월소득을 가지며 7.9%가 무소득임에 반해 재가서비스 이용자의 31.1%가 50만원 미만의 소득을 가지며

3.9%가 무소득이므로 재가서비스 이용자의 소득이 더 높아 보인다.

이러한 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득이 재가서비스 이용 여부에

미치는 영향은 <Table 6>에 제시되어 있다. 첫 번째 항은 노인가구형태가 재가서비스 이용에 미치는 영향을 보여주며, 두 번째 항은 노인가구의 월평균 소득이 재가서비스 이용에 미치는 영향을 추가적으로 살펴본 것이다. 추정 결과를 살펴보면, 자녀와 함께 살고 있거나 혼자 사는 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다. 또한 소득이 없는 가계의 노인에 비하여 소득이 50만원 이상 되는 가계의 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 높다. 또한 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득을 고려하였을 때 노인들의 개인적 특성 중 나이와 여성이 앞의 결과와는 달리 재가서비스의 이용확률을 5% 혹은 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 낮춘다. 이는 자녀와 함께 살고 있거나 혼자 사는 노인이 배우자와 함께 사는 노인과 비교하여 연령이 높고 여성일 가능성이 높기 때문이다. 실제로 배우자와 함께 살고 있는 노인의 평균 나이는 76.1세임에 반하여 혼자 살고 있는 노인과 자녀와 함께 살고 있는 노인의 나이는 각각 79.7세와 81.0세이다. 또한 배우자와 함께 살고 있는 노인들 중 여성노인의 비율은 47.6% (이론적으로는 50%여야 함)이며, 혼자 사

는 노인들 중 여성노인의 비율은 86.2%, 자녀와 함께 사는 노인들 중 여성노인의 비율은 83.8%이다. 반면에 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득을 통제하고서도 요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 재가서비스 이용확률은 여전히 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높다. 기초생활수급자 대상 여부가 재가서비스 이용에 대한 소득효과와 가격효과를 동시에 가짐을 고려할 때, 기초생활수급자 대상 여부가 소득을 추가적으로 통제하고서도 여전히 통계적으로 유의한 영향을 보이는 것은 소득과 더불어 가격 또한 재가서비스 이용에 미치는 영향이 크음을 시사한다.

데이터의 제약으로 인해 아쉽게도 위에서 직접적으로 분석하지 못한 장기요양서비스 수요 관련 변수 중에 가격변수는 특히 중요하다. Nyman(1989)은 장기요양서비스의 가격탄력성을 -1.7로 추정했다.²⁸⁾ 또한 Garber and MaCurdy(1993)는 병원에서 퇴원한 후의 요양시설 이용이 매우 가격탄력적임을 보였다. 미국의 경우, 병원에서 퇴원한 후의 요양시설 이용은 일정 기간 동안 Medicare의 지원을 받는데 1~20일까지는 요양시설 이용비용에 대한 본인일부부담액(copayment)이

28) 노인의 건강상태에 따라 장기요양서비스 수요의 가격탄력성이 다를 수 있다. 예를 들어, 건강상태가 더 나쁜 경우 여러 장기요양서비스 가운데 하나인 시설서비스 수요의 가격탄력성은 작아질 수 있다. 반면에, 시설서비스 수요의 시설 간 가격 차이에 대한 탄력성은 커질 수 있다. 건강상태가 나빠 생활 시설에서 더 장기간 생활하여야 하는 경우 예산제약으로 인하여 시설의 가격에 수요가 더 민감하게 반응하기 때문이다(Nyman[1989]).

없고, 21~100일까지는 개인이 요양비용의 일부만 부담하고, 100일 이후에는 전체 비용을 부담해야 한다. 이러한 보험혜택의 변화를 통해 요양시설의 퇴소 경향을 살펴본 결과 20일과 100일에 퇴소 경향이 크게 증가하였다.²⁹⁾ 이러한 결과들은 장기요양서비스의 가격 또한 장기요양서비스 수요에 영향을 미치는 주요 요인임을 보여준다.

IV. 결 론

장기요양서비스는 노령 또는 노인성 질병 등으로 인해 인지 및 신체활동에 장애가 발생하여 독자적인 일상생활이 어려운 노인들에게 신체활동 또는 가사활동 등을 지원하는 서비스이다. 따라서 급성질환에 대한 의료서비스와는 달리 만성질환에 대한 서비스이므로 노년층이 증가할수록 또는 가정 내 요양서비스를 주로 담당하는 배우자 혹은 자녀 등이 감

소할수록 요양서비스에 대한 수요가 증가할 수 있다. 외국에서의 요양서비스 이용 경향을 살펴보면, 대부분의 나라에서 시설서비스보다 재가서비스를 많이 사용하며, 비전문적 서비스의 경우 여성배우자, 며느리 혹은 딸로부터 주로 요양서비스를 받고 있다. 또한 요양서비스 이용에 따른 비용과 그에 따른 재무위험은 상당히 크지만, 역선택, 도덕적 해이, 분산시킬 수 없는 시간적 위험(nondiversifiable intertemporal risk) 등의 이유로 민간보험이 발달하지 못하고 있다. 우리나라는 장기요양보호에 대한 제도적 대책으로 사회보험인 노인장기요양보험제도를 2008년 7월에 도입하였다.

장기요양서비스 수요의 결정요인에 대한 분석 결과를 살펴보면, 노인장기요양보험제도상 장기요양서비스 대상자를 정하는 등급판정에 일상생활활동에서의 장애가 노인들이 많이 앓고 있는 고혈압, 관절염, 치매 등의 질환을 통제하고서도 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 또한 요양 등급으로 측정된 노인들의 건강상

29) 반면에 Grabowski and Gruber(2005)는 장기요양시설에 지불할 수가를 높이며, 요양시설의 공급을 확대하는 등의 Medicaid 정책 변화가 장기요양서비스 이용에 영향을 주지 않았다는 결과를 보여주었다. 한편, 가격은 장기요양서비스 수요의 양(quantity)뿐만 아니라 질(quality)에도 영향을 미친다. 미국의 Medicaid의 경우 장기요양시설에 지불하는 요양서비스에 대한 수가를 높였을 때 장기요양서비스의 질이 높아진다는 결과를 보였다(Grabowski[2001, 2004]). 이는 장기요양서비스 수가를 높였을 경우 장기요양서비스의 질이 낮아질 것이라는 기존의 주장과 정반대의 결과이다. 기존의 주장은 장기요양시설 내(일반이용자보다 여전히 낮은 가격을 지불하는) Medicaid 이용자 비중이 Medicaid 수가의 인상으로 증대되면 장기요양서비스 공급자는 일반이용자와 Medicaid 이용자가 함께 소비하는 장기요양서비스의 질을 높일 유인이 약화된다는 것이다. 즉, 장기요양서비스의 질을 높일 경우 더욱 높은 가격을 지불할 일반 이용자의 비중이 낮아지기 때문에 장기요양서비스의 질을 높일 유인이 약화된다는 것이다(Norton[2000]).

태, 여성, 기초생활수급 대상자 여부 등이 요양서비스의 이용, 특히 재가서비스 보다는 시설서비스 이용에 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 분석대상을 요양서비스 미이용자와 재가서비스 이용자로 한정하여 노인가구 형태와 노인가구 소득의 영향을 추가적으로 살펴보면, 자녀와 함께 살고 있거나 혼자 사는 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 높았으며, 소득이 없는 가계의 노인에 비하여 소득이 50만원 이상 되는 가계의 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 높았다. 더불어 노인가구의 월평균 소득을 통제하고서도 요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 서비스 이용확률이 통계적으로 유의하게 높음은 소득과 더불어 가격 또한 재가서비스 이용에 영향을 미치는 주요 요인임을 보여 준다.

2차 시범사업 자료에 기초한 이러한

연구의 결과가 한계는 있지만 65세 이상 고령인구의 수와 노인들의 건강상태 등만을 중심으로 한 기존의 연구에 더하여 향후 관련 정책방향의 수립에 유용한 시사점을 줄 것으로 기대한다. 끝으로 요양서비스 수요 분석에서 중요한 요양서비스 이용기간에 대한 분석이 차후 요구된다. 요양서비스 수요를 추정하기 위해 요양서비스를 이용할 확률과 요양서비스 평균 이용기간을 곱하기도 한다. 그러나 Garber(1987)는 두 변수가 독립적이지 않기 때문에, 예를 들어 건강이 심각한 상태인 노인이 요양서비스를 이용할 확률은 높으나 그의 높은 사망확률 때문에 이용기간이 짧을 수 있으므로, 두 변수의 곱으로 계산된 결과는 오류가 있음을 지적한다. 따라서 차후 패널데이터를 이용하여 요양서비스의 이용확률과 이용기간을 동시에 분석하는 것이 보다 나은 수요 분석을 위해 필요하다.

참 고 문 헌

- 국민건강보험공단, 『노인장기요양보험제도 2차 시범사업 운영결과』, 2007.
- 선우덕 외, 『노인수발보험제도 시범사업 평가연구(1차)』, 정책보고서 2006-17, 보건복지부 · 한국보건사회연구원 2006.
- 선우덕 외, 『노인장기요양보험제도 시범사업 평가연구(2차)』, 정책보고서 2007-22, 보건복지부 · 한국보건사회연구원, 2007.
- 윤희숙, 「민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향」, 『한국개발연구』, 제30권 제2호, 한국개발연구원, 2008.
- 임금자, 「독일의 수발보험제도」, 의료정책포럼, 제4권 제2호, 2006.
- 정완교 · 진양수, 「노인장기요양보험제도의 문제점과 개선방향」, 정책포럼 제202호(2008-14), 한국개발연구원, 2008a.
- 정완교 · 진양수, 『장기요양서비스의 수요 분석』, 정책연구시리즈 2008-05, 한국개발연구원, 2008b.
- Cohen, M. A. and A. K. N. Kumar, “The Changing Face of Long-Term Care Insurance in 1994: Profiles and Innovations in a Dynamic Market,” *Inquiry* 34, 1997, pp.50~61.
- Costa, D. L., “Long-Term Decline in Disability among Older Men: Medical Care, Public Health, and Occupational Change,” NBER Working Paper 7605, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2000.
- Feinstein, J. S. and E. G. Keating, “An Economic Analysis of Life Care,” NBER Working Paper 4155, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1992.
- Foster, L., R. Brown, B. Phillips, J. Schore, and B. L. Carlson, “Improving the Quality of Medicaid Personal Assistance through Consumer Direction,” *Health Affairs*, Web exclusive, March 2003, pp.162~175.
- Garber, A. M., “Long-Term Care, Wealth, and Health of the Disabled Elderly Living in the Community,” NBER Working Paper 2328, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1987.
- Garber, A. M. and T. E. MaCurdy, “Predicting Nursing Home Utilization among the High-Risk Elderly,” in D. A. Wise (ed.), *Issues in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, 1990, pp.173~200.
- Garber, A. M. and T. E. MaCurdy, “Nursing Home Discharges and Exhaustion of Medicare Benefits,” *Journal of the American Statistical Association* 88(423), 1993, pp.727~736.
- Grabowski, D. C., “Medicaid Reimbursement and the Quality of Nursing Home Care,” *Journal of*

- Health Economics* 20(4), 2001, pp.549~569.
- Grabowski, D. C., "A Longitudinal Study of Medicaid Payment, Private-Pay Price and Nursing Home Quality," *Journal of Health Care Finance and Economics* 4(1), 2004, pp.5~26.
- Grabowski, D. C. and J. Gruber, "Moral Hazard in Nursing Home Use," NBER Working Paper 11723, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2005.
- Headen Jr., A. E., "Time Costs and Informal Social Support as Determinants of Differences between Black and White Families in the Provision of Long-Term Care," *Inquiry* 29, 1992, pp.440~450.
- Hoerger, T. J., G. Picone, and F. A. Sloan, "Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements," *Review of Economics and Statistics* 78(3), 1996, pp.428~440.
- Hughes, S. L., L. M. Manheim, P. L. Edelman, and K. L. Conrad, "Impact of Long-Term Home Care on Hospital and Nursing Home Use and Cost," *Health Services Research* 22(1), 1987, pp.19~47.
- Kemper, P. and C. M. Murtaugh, "Lifetime Use of Nursing Home Care," *New England Journal of Medicine* 324, 1991, pp.595~600.
- Kemper, P. and L. E. Pezzin, "The Effect of Public Provision of Home Care on Living and Care Arrangements: Evidence from the Channeling Experiment," in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.125~146.
- Klein, T., "Determinants of Institutionalization in Old Age," in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.103~113.
- Levit, K. R., H. C. Lazenby, B. R. Braden, C. A. Cowan, A. L. Sensenig, P. A. McDonnell, J. M. Stiller, D. K. Won, A. B. Martin, L. Sivarajan, C. S. Donham, A. M. Long, and M. W. Stewart, "National Health Expenditures," *Health Care Financing Review* 19(1), 1997, pp.161~200.
- Liu, K., K. G. Manton, and B. M. Liu, "Home Care Expenses for the Disabled Elderly," *Health Care Financing Review* 7(2), 1985, pp.51~58.
- Liu, K., T. McBride, and T. Coughlin, "Risk of Entering Nursing Homes for Long versus Short Stays," *Medical Care* 32(4), 1994, pp.315~327.
- Miltenburg, Th. E. M. and C. C. Ramakers, "Evaluatie-onderzoek Persoonsgebonden Budget in Nederland (Evaluation Research on Personal Care Budgets in the Netherlands)," *Tijdschrift voor Gezondheidswetenschappen* 77(7), 1999, pp.422~429.
- Morris, C. N., E. C. Norton, and X. H. Zhou, "Parametric Duration Analysis of Nursing Home Usage," in N. Lange, L. Ryan, L. Billard, D. Brillinger, L. Conquest, and J. Greenhouse (eds.), *Case Studies in Biometry*, New York: John Wiley and Sons, 1994, pp.231~248.
- Murtaugh, C. M., P. Kemper, and B. C. Spillman, "Risky Business: Long-Term Care Insurance

- Underwriting," *Inquiry* 32, 1995, pp.271~284.
- Murtaugh, C. M., P. Kemper, B. C. Spillman, and B. L. Carlson, "The Amount, Distribution, and Timing of Lifetime Nursing Home Use," *Medical Care* 35(3), 1997, pp.204~218.
- Naon, D., "The Impact of the Community Long-term Care Insurance Law on Services for the Elderly in Israel," in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.115~123.
- Nocera, S. and P. Zweifel, "Women's Role in the Provision of Long-term Care, Financial Incentives, and the Future Financing of Long-term Care," in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.79~102.
- Norton, Edward C., "Long-Term Care," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Chapter 17, North Holland, 2000, pp.955~994.
- Norton, E. C. and J. P. Newhouse, "Policy Options for Public Long-Term Care Insurance," *Journal of the American Medical Association* 271(19), 1994, pp.1520~1524.
- Nyman, J. A., "The Private Demand for Nursing Home Care," *Journal of Health Economics* 8(2), 1989, pp.209~231.
- OECD, *Long-term Care for Older People*, OECD Health Project, Paris: OECD, 2005.
- OECD, *OECD Economic Surveys: Korea*, Paris: OECD, 2007.
- Pezzin, L. E., P. Kemper, and J. Reschovsky, "Does Publicly Provided Home Care Substitute for Family Care? Experimental Evidence with Endogenous Living Arrangements," *The Journal of Human Resources* 31(3), 1996, pp.650~676.
- Reschovsky, J. D., "Demand for and Access to Institutional Long-Term Care: The Role of Medicaid in Nursing Home Markets," *Inquiry* 33, 1996, pp.15~29.
- Reschovsky, J. D., "The Roles of Medicaid and Economic Factors in the Demand for Nursing Home Care," *Health Services Research* 33(4), 1998, pp.787~813.
- Rhoades, J., D. E. B. Potter, and N. Krauss, "Nursing Homes - Structure and Selected Characteristics, 1996," MEPS Research Finding No. 4, AHCPH Publication No. 98-0006, Agency for Health Care Policy and Research, Rockville, MD, 1998.
- Rowe, J. W., "Health Care of the Elderly," *New England Journal of Medicine* 312, 1985, pp.827~835.
- Stone, R., G. L. Cafferata, and J. Sangl, "Caregivers of the Frail Elderly: A National Profile," *The Gerontologist* 27(5), 1987, pp.616~626.
- Wooldridge, J. M., "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data," Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2002.

<Table A-1> Diseases Incidence among Long-Term Care Users

	Long-Term Care Users		Home Care Users		Institutional Care Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
No. of Obs.	1,176		919		257	
Cancer	0.026	0.160	0.026	0.160	0.027	0.163
Diabetes	0.220	0.415	0.235	0.424	0.167	0.374
Arthritis	0.522	0.500	0.539	0.499	0.463	0.500
Dementia	0.421	0.494	0.347	0.476	0.685	0.465
Hypertension	0.565	0.496	0.597	0.491	0.447	0.498
Paralysis · Stroke · Cerebrovascular Diseases	0.396	0.489	0.419	0.494	0.315	0.465

<Table A-2> Summary Statistics of Home Care Users and Non-Users

	Non-Users		Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Living Arrangement				
No. of Obs.	1,471		919	
Living alone	0.095	0.294	0.173	0.378
Living with Spouse	0.587	0.493	0.346	0.476
Living with Children	0.269	0.444	0.430	0.495
Others	0.049	0.216	0.051	0.220
Household Monthly Income(10,000 won)				
No. of Obs.	1,412		870	
No Income	0.079	0.270	0.039	0.194
1 ~ 49	0.342	0.475	0.311	0.463
50 ~ 99	0.194	0.396	0.270	0.444
100 ~ 199	0.222	0.416	0.182	0.386
>= 200	0.162	0.369	0.198	0.398

1990년대 이후 한국경제의 성장: 수요 및 공급 측 요인의 문제

허 석 균

(한국개발연구원 연구위원)

The Economic Growth of Korea Since 1990 :
Contributing Factors from Demand and Supply Sides

Seok-Kyun Hur

(Fellow, Korea Development Institute)

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

- Key Word: 구조적 벡터자기회귀분석법(Structural Vector Auto Regression), 장기제약식(Long-run Restrictions), 고정 및 변동 환율제(Fixed vs. Flexible Exchange Rate System), 통화총량제 대 물가안정목표제 (Monetary Aggregate Targetion vs. Inflation Targetion)
- JEL code: E32, E60
- Received: 2008. 5. 23 • Referee Process Started: 2008. 5. 26
- Referee Reports Completed: 2009. 1. 14

ABSTRACT

This study stems from a question, “How should we understand the pattern of the Korean economy after the 1990s?” Among various analytic methods applicable, this study chooses a Structural Vector Autoregression (SVAR) with long-run restrictions, identifies diverse impacts that gave rise to the current status of the Korean economy, and differentiates relative contributions of those impacts. To that end, SVAR is applied to four economic models; Blanchard and Quah (1989)’s 2-variable model, its 3-variable extensions, and the two other New Keynesian type linear models modified from Stock and Watson (2002). Especially, the latter two models are devised to reflect the recent transitions in the determination of foreign exchange rate (from a fixed rate regime to a flexible rate one) as well as the monetary policy rule (from aggregate targeting to inflation targeting).

When organizing the assumed results in the form of impulse response and forecasting error variance decomposition, two common denominators are found as follows.

First, changes in the rate of economic growth are mainly attributable to the impact on productivity, and such trend has grown strong since the 2000s, which indicates that Korea’s economic growth since the 2000s has been closely associated with its potential growth rate.

Second, the magnitude or consistency of impact responses tends to have subsided since the 2000s. Given Korea’s high dependence on trade, it is possible that low interest rates, low inflation, steady growth, and the economic emergence of China as a world player have helped secure capital and demand for export and import, which therefore might reduced the impact of each sector on overall economic status.

Despite the fact that a diverse mixture of models and impacts has been used for analysis, always two common findings are observed in the result. Therefore, it can be concluded that the decreased rate of economic growth of Korea since 2000 appears to be on the same track as the decrease in Korea’s potential growth rate.

The contents of this paper are constructed as follows: The second section observes the recent trend of the economic development of Korea and related Korean articles, which might help in clearly defining the scope and analytic methodology of this study. The third section provides an analysis model to be used in this study, which is Structural VAR as mentioned above. Variables used, estimation equations, and identification conditions of impacts are explained. The fourth section reports estimation results derived by the previously introduced model, and the fifth section concludes.

ABSTRACT

본 연구는 1990년대 이후의 한국경제의 성장패턴을 이해하기 위한 노력의 일환이다. 이를 위해, 본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 바와 같이 장기계약식하의 구조적 벡터자기회귀추정법(Structural Vector Auto Regression: SVAR)에 의거하여 우리나라의 경제를 오늘에 이르게 한 다양한 충격들을 식별하고 각각의 상대적 기여도를 구분하고자 하였다. 보다 구체적으로는 Blanchard and Quah의 2-변수 모형과 이를 확장한 3-변수 모형, 그리고 New Keynesian류의 선형모형을 변형시킨 두 개의 모형을 분석하였다. 특히, 후자의 두 모형은 1997년 외환위기 이후 있었던 외환시장체제(고정환율제도에서 변동환율제도)와 통화정책기조(통화총량제에서 물가목표제)의 변화를 반영하도록 구성되었다는 점에서 의의를 갖는다.

이러한 각 모형으로부터의 추정 결과를 충격반응 및 예측오차분해 분석의 형식으로 정리·비교한 결과 다음과 같은 두 가지 공통점을 발견할 수 있었다.

첫째, 경제성장률의 변동은 생산성의 충격에 주로 기인하며, 이와 같은 경향은 2000년대 이후 더 강해진 것으로 보인다. 이는 2000년대 이후 우리 경제의 성장이 잠재성장률과 밀접한 관계를 갖고 있음을 시사한다.

둘째, 2000년대 이후 충격반응의 크기나 지속성이 전반적으로 줄어드는 경향이 있다. 무역의존도가 높은 우리 경제상황에 비추어 2000년대의 전 세계적인 저금리, 저인플레이션 및 견실한 성장세, 그리고 중국경제의 부상이 자본 및 수출·수입 수요의 안정적인 확보를 도모하여 특히 각 부문 충격이 경제에 미치는 영향을 반감시켰을 개연성이 있다.

분석에 사용된 모형과 식별에 사용된 충격의 다양한 조합에도 불구하고 위의 두 가지 패턴은 일관되게 관측되고 있음에 비추어 볼 때, 2000년 이후 우려되고 있는 우리나라의 경제성장률 저하 현상은 잠재성장률 하락에 주로 기인하는 것으로 판단된다.

I. 서론

본 연구는 ‘1990년대 이후의 한국경제의 성장패턴을 어떻게 이해해야 하는가?’ 하는 물음에서 비롯되었다. 물론 여기에 대한 답을 찾기 위해서는 다양한 방식의 분석기법이 적용 가능할 것이나, 본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 장기계약식하의 구조적 벡터자기회귀분석법(Structural Vector Auto Regression: SVAR)에 기초하여 수요 측 요인과 공급 측 요인을 구분하고 이를 통해 1990년대 이후의 한국경제 성장의 부침(浮沈)을 설명하고자 한다.

구체적으로 본 연구에서는 Blanchard and Quah(1989)에서와 같이 공급 측 요인은 영구충격(permanent shock)으로, 수요 측 요인은 일시충격(temporary shock)으로 구분한 후, 다양한 식별조건을 동원하여 분석 결과를 도출하는 방식을 취한다. 다만, Blanchard and Quah(1989)에 예시된 것에 비하여 복잡한 모형을 선택하고 이를 근거로 분석대상 변수를 추가함으로써 수요 측 요인과 공급 측 요인에 대해 보다 체계적인 논의가 가능하도록 할 계획이다. 본 연구는 이와 같은 1990년대 이후의 성장을 수요부문의 충격과 공급부문의 충격으로 분해하는 시도를 통하

여 경제정책이 성장에 얼마나 기여하였고, 동 기간에 있었던 부문시장별 충격이 거시경제 전체에 어떠한 파급효과를 초래했는가를 명시적으로 평가할 수 있는 기회를 제공할 것으로 예상된다.

2007년 현재를 기준으로 1990년대 이후의 한국경제를 살펴보면, 1997년 4분기에 있었던 외환위기를 전후로 경제시스템에 커다란 변화가 있었으며, 그중 가장 중요한 두 가지가 변동환율제 및 물가안정목표제(inflation targeting)의 도입이다. 외환위기 이후 있었던 경제 전반의 구조조정작업 역시 향후의 경제성장에 상당한 영향을 미쳤을 것은 불문가지이나, 변동환율제와 물가안정목표제의 도입이 미친 영향을 무시하기는 어려울 것이다. 본 연구에서는 단기간에 진행되었던 한국경제의 환경 및 제도의 이 같은 변화상을 반영한 확률적 선형 차분 연립방정식 체계를 소개하고, 이를 근거로 경제성장 속도의 변화를 설명하고자 한다. 즉, 기술진보에 따른 생산성 증대, 소비 및 투자함수의 변동에 따른 수요 변화, 그리고 오일 파동과 같은 외부 충격 등이 1990년대 이후 우리나라 경제성장에 미친 영향 및 상대적 기여도를 추정하는 작업이 본 연구의 구체적인 목적이다.

본 연구는 아래와 같은 순서로 구성된다. 먼저, 제II장에서는 한국경제의 최근 성장 추이 및 이와 관련한 국내문헌을 살펴본다. 이를 통해 본 연구의 연구범위와

분석방법론에 관하여 보다 정확한 정의가 가능해질 것이다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용될 분석모형을 제시한다. 이미 밝힌 바와 같이 본 연구는 장기제약식하의 구조적 VAR(Structural VAR, 이하 SVAR)을 사용한다. 따라서 사용변수 및 추정식 그리고 충격의 식별조건을 설명하는 데 지면을 사용할 것이다. 다음으로 제Ⅳ장에서는 앞 장에서 소개한 모형을 이용하여 우리나라 거시 시계열 자료를 분석한 결과를 제시한다. 그리고 제Ⅴ장에서는 이상의 논의를 정리한다.

II. 최근 우리 경제의 성장 추세: 현상과 논의

본 장에서는 우리 경제의 성장추세를 살펴보고 이에 관한 최근 논의를 정리한다. 한국경제의 성장을 연구한 선행 연구들이 많이 존재하지만, 그중에서도 주로 본 연구에서 사용된 것과 같은 SVAR을

방법론으로 사용한 문헌을 중심으로 소개한다.

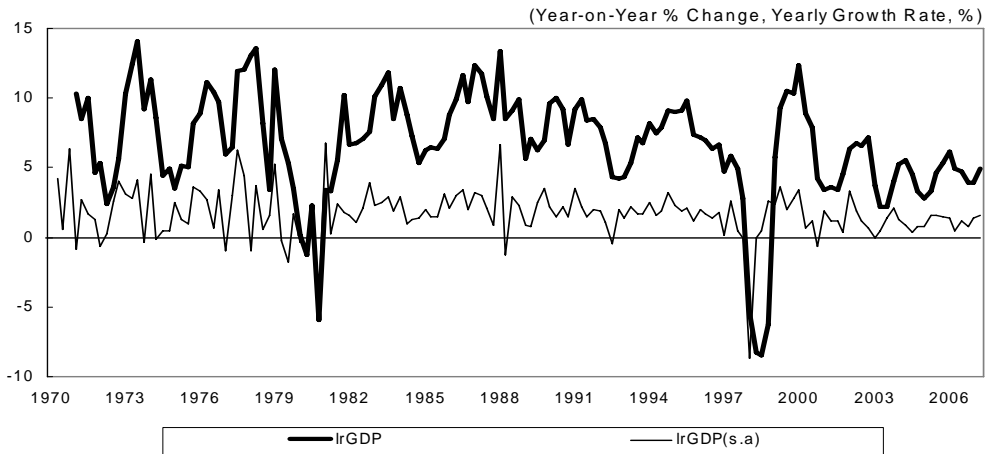
1. 한국의 성장을 추세: 현상

1960년대부터 시작된 한국경제의 고성장 추세는 완만하게 둔화되는 추세를 보이고 있다. 특히, 1997년 외환위기 이전보다 낮아진 경제성장률은 인구구조의 빠른 고령화와 맞물려 잠재성장률의 둔화추세를 시사하는 것으로 우려되는 실정이다. <Table 1>에서 보는 바와 같이 분기별 실질GDP 성장률은 1970년대의 평균 8.1%에서 2000년대에는 평균 5.0%까지 점차 떨어지는 모습이다. 반면, 경기의 변동성을 나타내는 실질GDP 성장률의 표준편차는 1970년대 3.4%에서 1990년대에는 4.8%로 상승하였다가 다시 2000년대에는 2.1%로 낮아지는 모습이다. 1990년대의 변동성이 가장 높은 수준에 이르렀던 것은 1997년 4분기에 있었던 외환위기의 영향이 컸기 때문이다 (Figure 1 참조). 또한 외환위기를 전후로

<Table 1> Averages and Standard Deviations of Real GDP Growth Rate
(1971 1Q~2007 2Q)

	(Year-on-Year % Change)				
	1971~1979	1980~1989	1990~1999	2000~2007.2/4	Total
Average	8.1	7.4	6.0	5.0	6.7
S.D.	3.4	3.8	4.8	2.1	3.9

[Figure 1] Trends of Real GDP Growth Rate (with or without Treatment of Seasonality)



경기변동성이 감소하는 모습을 보이는 것은 1990년대 말부터 2000년대 초·중반까지 유지되었던 전 세계적인 저금리 현상과 무관하지 않아 보인다.

이렇게 볼 때, (적어도 1990년대 이후의) 우리 경제의 성장 추세를 이해함에 있어서 외환위기와 그로 인한 우리 경제 각 부문의 변화, 그리고 이를 둘러싼 세계경제 환경의 변화를 파악하는 것이 관건임을 쉽게 짐작할 수 있다. 구체적으로 외환위기 이후 있었던 여러 변화 중 가장 중요한 것¹⁾으로 꼽을 수 있는 것이 금융

시장의 구조조정, 통화정책의 물가안정 목표제(inflation targeting), 그리고 변동환율제도(floating exchange rate)의 도입 등이다.

특히, 금융시장의 구조조정은 가계의 유동성 제약을 완화²⁾하고, 간접금융 중심의 기업 자금조달 패턴을 직접금융 쪽으로 유도하는 방향으로 작용하였다. 또한 외환위기 이후 일정 기간 유지된 전 세계적인 저금리 현상 및 안정적 성장세는 때마침 우리나라에 도입된 물가안정 목표제(inflation targeting) 및 변동환율제

1) 이와 같은 일련의 변화들이 외환위기의 발생과 인과관계를 가질 수도 있으며, 단순히 연대기적인 선후에 불과할 수도 있다는 점에 주목하여야 한다. 하지만 논의의 진행을 위해서 두 관계의 구분이 반드시 필요치는 않은바, 여기에서는 주의를 환기하는 정도에서 멈추도록 한다.
 2) 외환위기 이후 관찰된 가계의 유동성 제약 완화는 은행과 같은 금융기관이 위험부담이 큰 기업금융에서 상대적으로 위험이 작고 수익성이 높은 소비자 금융으로 대출의 중심을 옮긴 것과 직접적으로 관련이 있다(Hur and Sung[2003]). 또한 기업(특히, 대기업) 측에서도 자산 대비 부채비율을 낮추려는 내·외적 요구에 따라 직접금융시장이나 보유현금을 통한 자금조달에 주력하게 되고, 이에 은행의 남은 대출여력이 소비자 금융 쪽으로 경쟁적으로 몰리게 된 것도 이와 무관하지 않다.

도의 성공적인 정착에 기여하게 된다.

물론 외환위기 이후의 이와 같은 국내 외 환경 변화가 경기변동성의 감소를 가져왔을 개연성은 어느 정도 인정되나, 외환위기 이전부터 진행되어 온 경제성장률의 경향적 저하 현상을 설명하는 문제는 여전히 남는다. 이를 설명하기 위해서는 물가안정목표제(inflation targeting) 및 변동환율제도의 도입 여부뿐 아니라 성장률의 경향적 저하를 초래할 가능성이 있는 여러 충격요인 및 그 전달경로의 존재를 보장하는 경제모형이 다음에서 제시되어야 할 것이다.

2. 관련 문헌 정리

1990년대 이후 우리나라의 경제성장 혹은 경기변동을 설명하기 위한 많은 선행 연구 중에서 본 연구와 같은 SVAR 방식을 사용한 연구를 중심으로 소개한다. 물론 분석 대상이 우리나라의 경제성장 및 경기변동이라는 측면에서 공통점을 가지기는 하나, 사용 자료나 분석 대상 시기가 조금씩 달라 그 결과를 비교하는 것이 그다지 큰 의미를 갖지 못하는 것으로 판단된다. 따라서 분석방법상의 차이를 더 부각하는 방식으로 관련 문헌

을 소개한다. 다음에 소개할 세 개의 선행 연구는 모두 2000년 이후에 나온 것들로서 각각 나름의 특징을 갖고 있다.

먼저, 심재웅(2001)은 Blanchard and Quah(1989)에 입각하여 외환위기 이후 경기변동을 요인별로 분해하는 작업을 실시하였다. 장기계약식을 선택하기 위해 도입한 모형은 이미 장기 누적 충격-반응행렬이 Cholesky 하(또는 상)삼각행렬이 되도록 구성된 상태이며, 해외부문을 고려하지 않았다. 뿐만 아니라 외환위기 이후와 이전의 시기를 구분 짓는 특징 중 하나인 통화총량제 대 물가안정목표제 및 고정(관리)환율제 대 변동환율제의 차이³⁾를 반영하지 않고 있다.

다음으로 김권식(2005)은 해외충격이 국내경기변동에 미치는 효과 분석에 초점을 맞추었다. 따라서 유가, 외환 등의 해외부문 관련 변수들을 경제성장률, 단기자율, 소비자물가 등과 같은 국내 변수들과 함께 사용한다. 이 경우에는 앞서와 달리 별도의 모형을 설정하고 이로부터 충격식별계약식을 추정한다기보다는 변수들 간의 인과관계에 대한 선험적인 지식을 바탕으로 변수들의 순서를 정하고 장기 누적 충격-반응행렬을 하삼각 Cholesky 행렬로 정의하였다.

3) 통화총량제와 물가안정목표제는 화폐공급합수를 어떤 형태로 놓는가에 따라 차이를 드러낸다. '화폐공급=화폐수요'의 관계를 통해 LM곡선을 도출하는 통화총량제의 경우와는 달리 물가안정목표제하에서는 화폐공급 스케줄이 금리결정에 관한 준칙(예컨대, 테일러 준칙)으로 대체되기 때문이다. 또한 고정환율제의 경우에는 환율의 고정을 위해 국내금리가 해외금리와 일치하는 수준에서 통화공급이 이루어져야 하므로 변동환율제와 비교하여 통화정책의 자율성이 보장되지 않는 특성이 반영되어야 한다.

세 번째로, 오형석(2007) 역시 개방경제하의 B-Q모형을 추정하였다. 세계수입물량, GDP, 소비자물가 등 세 변수를 사용하였으며, 이에 맞추어 국내공급충격, 세계공급충격, 그리고 국내수요충격 등 세 종류의 충격을 도입하였다. 충격식별에 있어서도 앞서와 마찬가지로 모형에 의존하기보다는 선형적인 인식에 근거하여 장기제약식을 부여하였다. 일단, 공급충격은 국내총생산에 장기적인 영향만을 미치고, 수요충격은 일시적인 영향을 미치는 것으로 가정하였다. 그리고 세계공급충격은 세계총생산을 확대시켜 세계수입수요에 장기적인 영향을 미치는 반면, 국내공급충격은 세계수입수요에 일시적인 영향을 미치는 것으로 가정하였다. 이와 같은 가정하에 추정한 결과 외환위기 전후로 세계공급충격의 영향력은 확대되었으며, 국내공급충격의 실물경제에 미치는 영향력은 감소되었고, 국내수요충격의 파급효과는 단기에 크게 증대된 것으로 보고하고 있다.

정리해 보면, 위의 세 연구는 경제모형에 기초하지 않았을 뿐 아니라,⁴⁾ 물가안정목표제 및 변동환율제의 도입과 같은 구체적인 경제환경의 변화를 명시적으로 고려하지 않은 점 등에 비추어 개선의 여지가 있다. 이를 반면교사로 삼아 본 연구에서는 물가안정목표제와 변동환율제

의 도입 및 다양한 충격의 존재를 허용하는 경제모형을 제시하고 이로부터 SVAR 분석을 위한 장기제약식을 도출한다.

III. 분석모형

어떤 의미에서 신고전과 경제성장모형이 제시하는 바와 같이 성장에 따른 성장속도의 둔화는 장기적으로는 피할 수 없는 현실이다. 다만, 문제는 현실의 성장속도 둔화가 일정 부분 이와 같은 장기추세를 따른 흐름으로 설명되는 반면 단기적인 경기변동의 산물일 가능성도 배제할 수 없다는 데 있다. 현재의 경제성장을 장기추세와 단기변동으로 구분하고 상대적인 기여도를 평가하는 방법이 많이 제시되고는 있으나 주로 통계학적인 방법론에 의존하는 실정이다. 이 방법은 시계열 자료의 사용기간이 충분히 확보되기만 하면, 계산작업이 용이하다는 장점이 있다. 반면, 그 결과를 해석함에 있어 경제학적인 의미를 부여하기 어려운 경우가 많다는 단점이 있다.

이 외에도 현실에서 관측되는 경제성장률의 변동을 경제의 각 부문에서 발생하는 충격에 의한 파급효과로 보고 이 전달경로를 추정하는 방식의 작업이 많이

4) 심재용(2001)의 경우 경제모형을 제시하고는 있으나, Cholesky 분해를 위해 충격의 배치를 자의적으로 한 측면이 강하다.

진행되어 왔다. 이 경우에는 논의의 출발점이 단순하나마 경제모형일 수밖에 없어, 앞서 언급한 통계학적 접근법에 비하여 경제학적인 해석이 용이해진다. 하지만 이 경우에는 모형을 어떻게 설계하고 충격을 어떻게 배치하는가에 따라 결과의 완전성(robustness)이 문제가 되는 경우가 많다.

본 연구에서는 후자의 입장을 중심으로 전자의 접근법을 수용하는 방식을 취한다. 이는 본 연구가 Blanchard and Quah (1989)가 제시한 장기제약식하의 SVAR을 선택하는 한편, 경제모형으로부터 장기제약식을 도출하는 접근법을 택하고 있기 때문이다.

물론 경제모형에는 부문별로 혹은 수개의 부문에 동시에 영향을 미치는 충격의 존재를 복수로 상정한다. 그리고 이들 충격은 크게 수요 측 충격과 공급 측 충격으로 대별되는바, 이를 각각 경기변동 혹은 장기성장 추세와 연관시킬 개연성이 충분하다. 이러한 논리의 근거에는 수요 측 충격은 일시적이고, 공급 측 충격은 영구적으로 영향을 미치므로 수요 측 충격은 경기변동에, 공급 측 충격은 장기 성장에 영향을 미친다는 믿음이 깔려 있다. 하지만 Blanchard and Quah(1989)가 인정한 바와 같이 일시적인 공급 측 충격과 장기적인 수요 측 충격의 존재가 가능하므로 수요 측 충격-경기변동, 공급 측 충격-성장 추세의 관계식이 성립한다고

보기는 어렵다. 이와 같은 맥락에서 본 연구가 우리나라 경제성장의 장기 추세와 단기변동을 구분하는 시도와는 거리를 두고 있음을 밝힌다.

1. 충격의 원천 및 전달경로

앞으로 사용될 분석모형에서 반영하여야 할 충격의 원천은 크게 수요 측 요인과 공급 측 요인으로 대별되며, 각각은 다시 국내 요인과 해외 요인으로 나누어진다. 더불어 1990년대 이후 우리 경제가 지나온 과정에서 겪었던 대내외적인 경제환경의 변화 그 자체가 새로운 충격의 원천이 되었을 뿐 아니라 충격의 새로운 전달경로로서 나름의 역할을 수행하였음을 고려하여야 할 것이다.

먼저, 경제환경의 변화에 있어서 특기할 만한 대내적인 변화로는 금융시장의 구조조정, 통화정책의 물가안정목표제(inflation targeting), 그리고 변동환율제도(floating exchange rate)의 도입 등을 들 수 있다. 한편, 대외적인 환경변화로는 전 세계적인 초저금리 현상 및 부동산가격 상승, 그리고 중국경제의 급부상 등을 들 수 있을 것이다.

다음으로, 수요 측과 공급 측 충격요인들은 통상적인 AD-AS 분석의 틀에서 이해할 수 있는 것들이 대부분이다. 이를테면 국내 수요 측 요인으로는 소비, 투자, 정부재정, 통화 및 외환 시장에서의 이상

성 등을 들 수 있으며, 해외부문 수요 측 충격의 원천으로는 교역조건(terms of trade)이나 세계경제성장률 등을 들 수 있다. 반면, 공급 측에 있어서는 대내적으로는 노동, 자본 및 총요소생산성의 변동이, 대외적으로는 원유가를 비롯한 원자재의 가격과 기술진보 등이 충격의 원천으로 지목될 소지가 있다.

다만, 여기서 주목해야 할 점은 이와 같은 구분이 다분히 개념적이며, 현실에서는 잘 구분되지 않는다는 점이다. 예를 들어, 금융시장의 구조조정을 통해 유도된 가계 유동성 제약의 완화 현상이 현실에서는 소비수요의 증가로 나타난다. 또한 국제 경쟁을 통한 기술진보를 대내적 공급 측 충격으로 분류하는 것 역시 바람직해 보이지 않는다. 더구나 기술진보에 따른 새로운 투자수요의 창출을 어떻게 파악하는가의 문제도 발생할 것이다. 그러므로 어느 특정 측면의 변화를 두고 이를 환경의 변화로 볼 것인지 충격의 발생으로 볼 것인지가 불분명할 뿐 아니라, 이를 온전히 대내적 충격인지 내외적 충격인지, 혹은 수요 측 충격인지 공급 측 충격인지 구분하는 것 역시 만만한 작업이 아니다.

한편, 위에서 언급한 제반 요소들을 모두 반영하는 경제모형을 찾기란 굉장히 어려운 일이다. 설사 찾는다고 해도 이를

계산하는 작업 역시 녹록하지 않을 것이다. 이에 본 연구에서는 완벽한 한 개의 모형을 찾는 대신 다음과 같이 불완전하나마 여러 개의 차별화된 모형을 설정하여 각각을 분석하고 그 결과를 비교하는 방식을 택한다.

2. 추정식 및 식별조건

본 연구에서는 Blanchard and Quah (1989)와 Stock and Watson(2002)에서 제시된 두 모형을 기본으로 삼는다. 그리고 이를 바탕으로 분석에 사용될 변수와 충격의 개수를 늘리는 방향으로 확장모형을 제시한다.

먼저, Blanchard and Quah(1989)의 경우에는 원래의 2-변수 2-충격 모형을 3-변수 3-충격 모형으로 확장하는 작업을 수행하였다. 이는 B-Q의 2-변수 모형이 해외부문의 충격에 많이 노출된 우리 경제의 특성을 적절히 반영하지 못할 가능성을 고려하여 취해진 조치이다. 따라서 3-변수 3-충격 모형에서는 기존의 실질GDP 증가율(ΔY_t) 및 실업률(U_t) 외에 물가상승률(π_t)을 분석 대상 변수에 추가하였으며, 이에 따라 수요충격(e_t^d), 생산성충격($e_{1,t}^s$), 그리고 가격충격($e_{3,t}^s$) 등 세 가지 충격을 설정하여 사용하였다.

다음으로, Stock and Watson(2002)에 기

5) 가격충격은 현실의 석유파동이나 급격한 환율변동과 같은 상황을 의미한다. 따라서 그 자체로는 해외부문으로부터 우리 경제가 받게 되는 모든 형태의 충격을 대표하는 속성을 지닌다.

초한 New Keynesian 모형에서는 실질 GDP 증가율(ΔY_t) 및 물가상승률(π_t)을 기본으로 변동환율제 및 물가안정목표제의 도입 여부에 따라 통화증가율(Δm_t) 및 환율변동분(Δe_t)을 빼거나 더한다. 따라서 이 모형은 Blanchard and Quah(1989)나 이를 기초로 확장된 모형에 비하여 현실에 더 가깝다⁶⁾는 장점이 있다.

가. Blanchard and Quah(1989)의 모형(2-변수 2-충격)

B-Q 모형(1989)은 구조적 VAR(SVAR) 체계를 서로 독립적인 여러 충격의 이동 평균(Structural Moving Average Representation)으로 표현한 후, 이를 근거로 충격 반응함수의 장기관계에 대하여 제약식을 부과하는 방식이다.⁷⁾

B-Q는 본인들이 제시한 장기제약식하의 SVAR 추정법에 대한 적용예로서, 다음의 단순한 모형을 제시한다. 원래 이 모형은 Stanley Fisher(1979)에 기초한 것으로 장기 임금계약관계에 따른 임금(혹은 노동시장) 조정과정의 상대적 지체로 인해 경제 내의 주요 거시변수 등에 동

태적인 움직임이 일어날 수 있음에 주목한다.

한편, 이 경제 내에 존재하는 외생적인 충격은 수요부문(e_t^d)과 공급부문(e_t^s) 충격의 두 개로 이루어지며, e_t^d 는 통화량(M_t)을 매개로 총수요부문에, e_t^s 는 θ_t 를⁸⁾ 매개로 총공급 및 총수요, 그리고 물가(혹은 가격) 결정식에 영향을 미치는 것으로 가정한다.⁹⁾

- (1) 총수요곡선(IS 곡선과 LM 곡선의 결합)

$$Y_t = M_t - P_t + a\theta_t$$

- (2) 총공급곡선(규모수익불변(CRS) 생산함수를 가정)

$$Y_t = N_t + \theta_t$$

- (3) 가격 결정식

$$P_t = W_t - \theta_t$$

6) Blanchard and Quah(1989) 자신들도 논문에서 제시된 모형이 예시적인 성격의 것으로 그들이 주장하는 장기제약식하의 SVAR을 설명하기 위한 도구라는 점을 명확히 하였다.
7) 이는 잔차항의 공분산 행렬에 직접적인 제약을 가하는 단기제약하의 SVAR과는 구분되는 방식이다.
8) θ_t 는 생산성 증가와 동일한 의미로 해석할 수 있다. 다만, 통상적으로 생산성 증가 현상이 총공급 증가 및 물가 하락과 관계를 갖는다고 받아들여지지만, 여기서는 총수요와도 관련을 갖는 것으로 가정한다. 이는 생산성 증가에 따른 투자수요의 증가를 반영한 것으로 이해할 수 있다.
9) 이후 사용될 거의 모든 변수들은 실제 값에 자연로그를 취한 형태이다. 이는 별도의 scaling 작업이 필요치 않을 뿐 아니라 일계차분을 취하면 바로 증가율을 얻을 수 있다는 점을 고려한 조치이다.

- (4) 임금 결정식: 금기의 임금은 전기에 결정된 수준을 준수하며, 전기에는 금기의 완전고용을 예상하는 수준에서 임금을 결정한다.

$$W_t = W|_{E_{t-1}[N_t] = \bar{N}}$$

$$= W|_{E_{t-1}[U_t] = 0, U_t \equiv \bar{N} - N_t}$$

한편, 위 식은 다음의 두 식으로 대체될 수 있다.

$$E_{t-1}[W_t] = W_t,$$

$$E_{t-1}[N_t] = \bar{N}$$

- (5) 경제 내의 수요 및 공급 부문의 충격은 다음과 같이 AR(1)을 따른다. 물론 e_t^d 와 e_t^s 는 독립이다.

$$M_t = M_{t-1} + e_t^d,$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_t^s$$

먼저, 식 (1)~(3)에 대하여 양변에 t-1기의 정보하에 조건부 기댓값을 구하고, 여기에 식 (4)~(5)를 대입한다.

$$E_{t-1}Y_t = M_{t-1} - E_{t-1}P_t + a\theta_{t-1}$$

$$E_{t-1}Y_t = E_{t-1}N_t + \theta_{t-1} = \bar{N} + \theta_{t-1}$$

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1}W_t - \theta_{t-1} = W_t - \theta_{t-1}$$

이렇게 도출된 세 식 중 두 번째와 세 번째를 더하고 첫 번째는 우변의 $E_{t-1}P_t$

를 좌변으로 옮긴 후, 이 두 식의 우변을 등호로 연결하여 명목임금(W_t)과 상승률(ΔW_t)을 찾아낸다.

$$E_{t-1}Y_t + E_{t-1}P_t = M_{t-1} + a\theta_{t-1}$$

$$E_{t-1}Y_t + E_{t-1}P_t = \bar{N} + W_t$$

$$\Rightarrow W_t = M_{t-1} + a\theta_{t-1} - \bar{N},$$

$$\Delta W_t = e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s$$

다음으로 W_t 를 식 (3)에 대입하여 물가(P_t) 및 물가상승률(ΔP_t)을 과거 변수 및 충격의 선형함수로 표현한다.

$$P_t = M_{t-1} + a\theta_{t-1} - \theta_t - \bar{N},$$

$$\Delta P_t = e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s - e_t^s$$

위의 물가(P_t)의 새로운 표현을 식 (1)에 대입한 후 식 (1)과 (2)의 우변을 등호로 연결하면, 실업률($U_t \equiv \bar{N} - N_t$)을 충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$U_t = \bar{N} - N_t = -e_t^d - ae_t^s$$

또한 물가(P_t)의 새로운 표현을 식 (1)에 대입한 후 양변을 차분하면 실질GDP 증가율(ΔY_t)을 충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$\Delta Y_t = e_t^d - e_{t-1}^d + a(e_t^s - e_{t-1}^s) + e_t^s$$

위의 결과를 정리하면, 이 경제의 주요

거시변수¹⁰⁾인 실질GDP 증가율(ΔY_t), 물가상승률($\pi_t \equiv \Delta P_t$), 명목임금상승률(ΔW_t) 및 실업률(U_t)의 움직임은 다음과 같은 외부충격의 선형함수 또는 이동평균형태로 표현된다.

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \\ \Delta W_t \\ U_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & (a+1) \\ 0 & -1 \\ 0 & 0 \\ -1 & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^d \\ e_t^s \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -a \\ 1 & a \\ 1 & a \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1}^d \\ e_{t-1}^s \end{pmatrix}$$

한편, 위 SVMAR(Structural Vector Moving Average Representation)에서 우변의 두 번째 계수행렬의 마지막 행이 모두 0의 값을 갖는다는 의미는 수요 측 충격이든 공급 측 충격이든 간에 상관없이 실업률에 미치는 장기적 영향은 0임을 의미한다. 또한 계수행렬을 단순히 합하면, 1행1렬의 계수가 0이 되는데, 이는 수요부문 충격의 장기효과가 0임을 의미한다.

$$\begin{pmatrix} 1 & (a+1) \\ 0 & -1 \\ 0 & 0 \\ -1 & -a \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -a \\ 1 & a \\ 1 & a \\ 0 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & a-1 \\ 1 & a \\ -1 & -a \end{pmatrix}$$

Blanchard and Quah(1989)에서는 위 네 변수 중 실질GDP 증가율과 실업률을 택한 2-변수 SVMAR을 채택하고 이를 미국 자료로 계산한 결과를 보여준다. 반면 본 연구에서는 동일한 모형을 우리나라의 자료를 가지고 분석한다. 이를 통해 실질GDP의 변동과 실업률 수준이 각각 수요부문과 공급부문 충격에 의해 어떤 영향을 받았는지를 동태적으로 살펴본다.

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ U_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & (a+1) \\ -1 & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^d \\ e_t^s \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -a \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{t-1}^d \\ e_{t-1}^s \end{pmatrix}$$

나. Blanchard and Quah(1989)의 확장모형(3-변수 3-충격)

본 소절에서는 앞서 살펴본 Blanchard and Quah(1989)의 2-변수 모형을 3-변수로 확장시킨다. 따라서 식별해야 할 충격의 개수도 늘어나게 되는데, 아래에서 소개할 확장모형에서는 수요부문의 충격(e_t^d), 생산성충격(e_t^s), 그리고 가격충격(e_t^π) 등 세 종류를 도입한다.

우선, 수요부문의 충격(e_t^d)과 생산성 충격(e_t^s)은 기존의 2-변수 모형과 동일한 것이다. 다만, 공급 측면의 충격이라고

10) 실업률을 제외하고 수준(level)이 아닌 변화율을 택한 것은 SVAR 분석에 포함될 변수들의 정상성(stationarity)을 유지하기 위해서이다.

블리던 e_t^s 가 여기서는 생산성충격으로 좀더 세분화된 명칭을 부여받게 된 것뿐이다.¹¹⁾ 여기에 석유가격을 비롯한 해외 부문 가격쇼크(e_t^π)를 추가한다. e_t^π 는 가격 결정과정에 직접 작용하며, 이를 통해 간접적으로 총수요 및 고용을 감소시키는 것으로 가정한다.

- (1) 총수요곡선(IS 곡선과 LM 곡선의 결합)

$$Y_t = M_t - P_t + a\theta_{1,t}$$

- (2) 총공급곡선(규모수익불변(CRS) 생산함수를 가정)

$$Y_t = N_t + \theta_{1,t}$$

- (3) 가격 결정식

$$P_t = W_t - \theta_{1,t} + \theta_{2,t}$$

- (4) 임금 결정식

$$\begin{aligned} W_t &= W|_{E_{t-1}[N_t]} = \bar{N} \\ &= W|_{E_{t-1}[U_t]} = 0, \\ U_t &\equiv \bar{N} - N_t \end{aligned}$$

또는

$$\begin{aligned} E_{t-1}[W_t] \\ = W_t, E_{t-1}[N_t] = \bar{N} \end{aligned}$$

- (5) 경제 내의 수요 및 공급 부문의 충격은 다음과 같이 AR(1)을 따른다. 물론 e_t^d , e_t^s 그리고 e_t^π 는 상호 독립이다.

$$\begin{aligned} M_t &= M_{t-1} + e_t^d, \theta_{1,t} \\ &= \theta_{1,t-1} + e_t^s, \theta_{2,t} \\ &= \theta_{2,t-1} + e_t^\pi, \end{aligned}$$

앞서와 마찬가지로 식(1)~(5)를 조작하면 다음의 관계식을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= e_t^d + (a+1)e_t^s - e_t^\pi - e_{t-1}^d \\ &\quad - ae_{t-1}^s + e_{t-1}^\pi, \\ \pi_t &= -e_{1,t}^s + e_t^\pi + e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s \\ &\quad - e_{t-1}^\pi, \\ \Delta W_t &= e_{t-1}^d + ae_{t-1}^s - e_{t-1}^\pi, \\ U_t &= -e_t^d - ae_t^s + e_t^\pi \end{aligned}$$

위의 결과를 행렬 표현을 이용하여 정리하면, 이 경제의 주요 거시변수¹²⁾인 실질GDP 증가율(ΔY_t), 물가상승률(π_t), 명목임금상승률(ΔW_t) 및 실업률(U_t)의 움직임은 외부충격의 선형함수 또는 이동

11) 이에 따라 2-변수 모형에서 사용된 θ_t 는 $(\theta_{1,t}, \theta_{2,t}, \theta_{3,t})$ 의 셋으로 구분된다.

12) 실업률을 제외하고 수준(level)이 아닌 변화율을 택한 것은 SVAR분석에 포함될 변수들의 정상성(stationarity)을 유지하기 위해서이다.

평균형태로 표현될 수 있다. 하지만 이 네 변수를 모두 사용하는 SVMAR모형은 과소식별(under-identified)이 되므로 더 이상 논의의 진전이 이루어지기 어렵다.

이에 본 연구에서는 위의 네 변수 중 명목임금상승률(ΔW_t)을 제외한 세 변수를 이용한 SMAR 체계를 분석에 사용한다. 물론 변수의 개수보다 식별해야 할 외부충격의 개수가 클 수 없다는 점을 감안하여 수요충격(e_t^d), 생산성충격(e_t^s), 그리고 가격충격(e_t^π) 등 세 충격을 사용한다. 그 결과 아래와 같이 장기제약식이 도출된다.

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} (a+1) & 1 & -1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -a & -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} e_t^s \\ e_t^d \\ e_t^\pi \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} -a-1 & 1 \\ a & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} e_{t-1}^s \\ e_{t-1}^d \\ e_{t-1}^\pi \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} (a+1) & 1 & -1 \\ -1 & 0 & 1 \\ -a & -1 & 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -a-1 & 1 \\ a & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a-1 & 1 & 0 \\ -a & -1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} NA & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 \\ NA & NA & NA \end{bmatrix}$$

이 경우 충격의 완전식별(exact identification)¹³⁾이 가능하며, 각 충격의 장기 효과는 다음과 같다. 먼저, 수요충격(e_t^d)은 국민소득에 일시적인 영향을 미치며, 물가수준 및 실업에는 항구적인 영향을 미친다. 반면, 생산성충격(e_t^s)은 국민소득, 물가, 실업을 모두에 영구적인 영향을 미친다. 그리고 석유파동과 같은 외부가격 충격(e_t^π)은 국민소득 및 물가에는 일시적인, 실업률에는 영구적인 영향을 미치는 것으로 파악된다.

다. 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 모형

다음에 소개할 모형은 Stock and Watson (2002)에 소개된 모형을 확장·변형시킨 것으로, 다음의 총공급곡선의 형태에서 알 수 있는 바와 같이 New Keynesian적인 색채를 띤다. 이 경제 내에는 물가안정목표를 근거로 금리정책¹⁴⁾을 시행하는 정부가 존재하며, 구체적으로는 테일러 준칙에 따라 미래의 기대인플레이션과 GDP 갭에 반응하는 것으로 상정한다.

또한 개방경제체제를 가정하는바, 다른 국가와의 재화나 서비스의 교역관계

13) 장기 혹은 단기 제약식을 갖는 SVAR의 충격식별조건은 사용변수가 k 개일 때 $k(k-1)/2$ 이상의 독립적인 제약조건이 존재하는가 여부이다. 제약식의 개수가 정확히 $k(k-1)/2$ 인 경우를 완전식별(exact-identification), 미만인 경우를 과소식별(under-identification), 초과인 경우를 과식별(over-identification)이라고 부른다. 완전식별과 과식별인 경우에 한해 충격의 식별이 가능하며, 특히 과식별인 경우에는 추가적으로 로그우도에 대한 χ^2 -검정을 통해 추가 제약식 도입의 적절성을 따져 보아야 한다(식별조건에 대한 보다 자세한 사항은 Amisano and Giannini[1997]를 참조).

및 이에 대한 반대급부로 이전되는 외환 거래에 대해 추가적인 정의가 필요하다. 이에 아래에서는 외환시장의 균형조건을 서술하고 IS 곡선의 결정인자로 교역조건¹⁵⁾(q_t)을 포함시킨다.

(1) IS 곡선

$$y_t = \kappa r_t - q_t + \theta_t^d, \\ \theta_t^d \equiv \theta_{t-1}^d + \epsilon_t^d \\ r_t = R_t - \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k E_t[\pi_{t+j}], \\ q_t = p_t - (e_t + p_t^f)$$

(2) New Keynesian Phillips 곡선(총공급 곡선)

$$\pi_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t[y_{t+i}^p - y_{t+i}] + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e$$

(3) 전방주시형 테일러 준칙(a forward looking Taylor rule)

$$r_t = \beta_{\pi} E_t[\pi_{t+h}] + \beta_y \sum_{j=1}^h E_t[y_{t+j}^p - y_{t+j}]$$

(4) 외환시장의 균형조건

$$R_t = R_t^f + E_t[e_{t+1} - e_t] + \epsilon_t^e$$

식 (1)~(4)에는 상호 독립인 수요 및 환율 충격($\epsilon_t^d, \epsilon_t^e$)과 다섯 가지의 변수($y_t, R_t, \pi_t, E_t[y_{t+i}^p - y_{t+i}], e_t$)가 존재한다.¹⁶⁾ 이와 같은 간극을 메우기 위해, GDP 갭을 생산성충격(ϵ_t^s)을 반영하는 AR(1) 확률과정으로 표현한다.¹⁷⁾

$$X_t \equiv y_t^p - y_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t^s, 0 < \rho < 1 \tag{5}$$

따라서 식 (5)는 정상성으로 인한 충격의 이동평균으로 표현될 수 있다.

14) 정부가 펼치는 경제정책의 또 다른 축인 재정정책은 모형에 포함시키지 않는다. 이는 우리나라의 재정 기조가 ‘세입 내 세출 원칙’을 오랫동안(적어도 1980년대 중반부터는) 지켜왔을 뿐 아니라, 최근 연구 결과에 따르면 우리나라 재정정책이 세입과 세출 양면에서 경기부양에 유효하다고 보기 어렵기 때문이다(Hur[2007]).

15) $q_t = p_t - e_t - p_t^f \Rightarrow \ln Q_t = \frac{\ln P_t}{\ln E_t P_t^f} \Rightarrow Q_t = \frac{P_t}{E_t P_t^f}$.

16) 외국의 금리(R_t^f), 물가(p_t^f) 및 인플레이션(π_t^f)은 외생적으로 주어지는 것으로 가정하며, 이는 소규모 개방경제(a small open economy) 개념에 기초한 것이다.

17) 우리나라 분기자료(1979-2001)를 이용한 필자의 시산에 따르면, Hodrick-Prescott 필터로 계산한 로그실질 GDP의 추세선과 실적치의 차로 정의한 GDP 갭은 정상적인(stationary) AR(1) 과정을 따르는 것으로 나타났다($0 < \rho < 1$).

$$X_t(1 - \rho L) = \epsilon_t^s \Rightarrow X_t = \frac{\epsilon_t^s}{1 - \rho L} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s$$

한편, 식 (4)의 외환시장 균형조건은 다음과 같이 변형시켜 환율(e_t)을 대내외 금리차($R_{t-j} - R_{t-j}^f$) 및 환율충격의 누적함수(θ_t^e)로 표현한다.

$$\begin{aligned} e_t &= (R_{t-1} - R_{t-1}^f) + e_{t-1} + \epsilon_t^e \\ &= (R_{t-1} - R_{t-1}^f) + (R_{t-2} - R_{t-2}^f) \\ &\quad + e_{t-2} + \epsilon_{t-1}^e + \epsilon_t^e \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} (R_{t-j} - R_{t-j}^f) + \theta_t^e \\ \theta_t^e &\equiv \sum_{j=0}^{\infty} \epsilon_{t-j}^e \end{aligned} \tag{6}$$

이제 서로 독립인 총 3개의 외부충격 ($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^e$)으로 실질GDP(y_t), 인플레이션(π_t), 명목금리(R_t), 그리고 환율(e_t) 등 네 가지 주요 거시변수의 움직임을 설명할 수 있다.

먼저, 식 (2) 우변의 첫 번째 항 및 식 (3) 우변의 두 번째 항에 위의 식을 대입하면, 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi_t &= \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t [\rho X_{t+i-1} + \epsilon_{t+i}^s] + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e \\ &= \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \rho^i X_t + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e = \\ &\quad \gamma \frac{X_t}{1 - \delta \rho} + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e \\ &= \frac{\gamma}{1 - \delta \rho} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s + \epsilon_t^d + \epsilon_t^e, \\ &\quad (0 \leq \delta \rho < 1) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^h E_t [y_{t+i}^p - y_{t+i}] &= \sum_{i=1}^h \rho^i X_t = \\ \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} X_t &= \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \frac{\gamma \rho}{1 - \delta \rho} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s \end{aligned}$$

이를 다시 식 (3)에 대입하면, 다음과 같이 실질금리(r_t)를 외부충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} r_t &= \beta_{\pi} E_t [\pi_{t+h}] + \beta_y \sum_{j=1}^h E_t [y_{t+j}^p - y_{t+j}] \\ &= \beta_{\pi} E_t \left[\gamma \frac{X_{t+h}}{1 - \delta \rho} + \epsilon_{t+h}^d + \epsilon_{t+h}^e \right] \\ &\quad + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} X_t \\ &= \beta_{\pi} \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} X_t + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} X_t \\ &= \left(\beta_{\pi} \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \right) X_t \end{aligned}$$

그리고 이 실질금리(r_t)에 대한 표현을 명목금리에 대한 표현으로 변환하고, 이를 새로이 도출된 외환시장 균형조건 식 (6)에 대입하면 다음을 이끌어 낼 수 있다.

$$\begin{aligned} R_t &= r_t + \frac{1}{s} \sum_{j=1}^s E_t [\pi_{t+j}] = A X_t, \\ A &\equiv \beta_{\pi} \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \\ &\quad + \frac{1}{s} \frac{\gamma \rho}{1 - \delta \rho} \frac{1 - \rho^s}{1 - \rho} \\ e_t &= \sum_{j=1}^{\infty} (A X_{t-j} - R_{t-j}^f) + \theta_t^e, \\ \theta_t^e &\equiv \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \epsilon_{t-j}^e \end{aligned}$$

끝으로 식 (1)에 위의 관계식을 대입하면, 실질GDP를 다음과 같이 외부충격의 선형함수로 표현할 수 있다.

$$y_t = \kappa r_t - q_t + \theta_t^d = BX_t - q_t + \theta_t^d, \\ B \equiv \kappa \left(\beta_\pi \frac{\gamma \rho^h}{1 - \delta \rho} + \beta_y \rho \frac{1 - \rho^h}{1 - \rho} \right)$$

위 식을 앞서 도출한 세 개의 식과 결합시키면, 상호독립적인 세 개의 외부충격($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^e$)의 이동평균형태(moving average representation)로 (y_t, π_t, e_t)를 표현할 수 있게 된다. 하지만 로그실질GDP (y_t)와 환율(e_t)의 경우에는 비정상성(non-stationarity)을 띠기 때문에 수준(level)보다는 일계차분(first order difference)의 형태로 분석에 사용한다. 이에 로그실질GDP 증가율(Δy_t)과 환율변동분(Δe_t)은 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta y_t = B\Delta X_t - q_t + q_{t-1} + \theta_t^d - \theta_{t-1}^d \\ = B\Delta X_t - \frac{\gamma}{1 - \delta \rho} X_t - \epsilon_t^e \\ + \Delta e_t + \pi_t^f,$$

$$\Delta X_t = (1 - \rho L)X_t - (1 - \rho)X_{t-1} \\ = \epsilon_t^s - (1 - \rho)X_{t-1} \\ = \epsilon_t^s - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (1 - \rho) \epsilon_{t-1-j}^s$$

$$\Delta e_t \equiv e_t - e_{t-1} \\ = \sum_{j=1}^{\infty} (A \Delta X_{t-j} - \Delta R_{t-j}^f) \\ + \sum_{j=0}^{\infty} \epsilon_{t-j}^e - \sum_{j=0}^{\infty} \epsilon_{t-j-1}^e$$

지금까지 도출된 ($\Delta y_t, \pi_t, \Delta e_t$)를 행렬형태로 정리하면 다음과 같이 외부충격($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^e$) 시계열의 SVMAR 체계로 나타낼 수 있다.¹⁸⁾ 또한 행렬

$$A_\infty \equiv A(1) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \text{의 계수}(A_j \text{는 } 3 \times 3 \text{ 행렬}) \text{에 대한 } 3 (= \frac{k \times (k-1)}{2}, k=3) \text{개의 제약식을 확보할 수 있어 완전식별(exact identification)이 가능함을 알 수 있다.}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta e_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = A(L) \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \\ \epsilon_t^e \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \\ \epsilon_t^e \end{pmatrix}, \\ A_\infty = \begin{pmatrix} NA & 0 & 0 \\ NA & NA & 0 \\ NA & NA & NA \end{pmatrix}$$

18) 본 연구에서와 같이 I(1)일 가능성이 높은 실질GDP(y_t)와 대미 환율(e_t)에 대하여 일계차분을 취하는 대신 King, Plosser, Stock, and Watson(1991)이 제시한 마와 같이 장기제약으로 공적분관계(cointegration)를 고려하는 Structural Vector Error Correction Model(SVECM)을 채택하는 것도 문제를 푸는 한 가지 방법이다. 하지만 본 연구에서는 논의의 편의 및 통일성을 위해 Blanchard and Quah(1989) 방식대로 그냥 I(1)인 변수에 차분을 취하고 I(0)인 변수와 결합시킨 후 SMAR의 형태에서 장기제약식을 부여하는 방식으로 SVAR 체계를 추정한다. 물론 King et al.(1991)에서 제시한 방법을 따르지 않은 보다 큰 이유는 경제모형에서 부여한 다양한 원천의 충격을 선형적으로 영구충격(permanent shock)과 일시충격(transient shock)으로 구분하고 싶지 않았기 때문이다.

위 장기계약식 행렬 A_∞ 에 따르면, 생산성충격(ϵ_t^s)은 국민소득, 물가수준 및 환율에 대해 영구적인 효과를 지닌다. 다음으로 수요충격(ϵ_t^d)은 물가수준에 대하여 영구적인 영향을 미치는 반면, 국민소득 및 환율에 대하여 일시적인 영향을 미친다. 세 번째로 환율충격(ϵ_t^e)은 환율 자체와 물가에 대하여 영구적인 영향을 미친다.

라. 통화총량제 및 고정환율체제를 고려한 모형

다음에 소개할 모형은 앞 소절의 개방경제체제모형의 통화정책 및 환율결정방식을 변형시킨 것이다. 먼저, 통화당국은 테일러 준칙에 따른 금리정책이 아닌 통화총량을 관리하는 방식을 사용한다. 이는 통화당국이 통화정책의 근거지표로 (기대)물가상승률이나 GDP 갭이 아닌 통화량에 주목하고, 정책수단으로는 이자율이 아니라 통화증가율을 채택하는 상황을 가정한 것이다. 즉, 물가안정목표제가 도입된 1998년 이전의 상황을 묘사하기 위한 것이다.

또한 시장에서 거래되는 외환의 자국화폐 표시가격(환율)은 중앙은행에 의해 정해진 일정 수준에서 유지되는 고정환율제도(a fixed or managed exchange rate system)를 가정한다. 환율이 고정된 상태에서 외환시장(자본수지)의 균형을 유지

하기 위해서는 외국과의 금리차가 0이어야 하며, 통화량은 금리차를 0으로 유지하는 수준으로 항상 조정되어야 한다. 이는 고정환율제도하에서는 통화정책의 자율성이 사라진다는 의미이다. 여하튼 이와 같은 환율결정방식은 1997년 외환위기 이전까지 존재하였으며, 앞의 통화총량제와 마찬가지로 외환위기 이전의 상황을 묘사하는 중요한 요소이다.

(1) IS 곡선

$$\begin{aligned}
 y_t &= \kappa r_t - q_t + \theta_t^{IS}, \\
 \theta_t^{IS} &\equiv \theta_{t-1}^{IS} + \epsilon_t^{IS}, \\
 r_t &= R_t - \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k E_t[\pi_{t+j}], \\
 q_t &= p_t - (e_t + p_t^f), \\
 \pi_t^f &\equiv p_t^f - p_{t-1}^f = S_{f,\pi} X_t^f \\
 X_t^f &\equiv y_t^{f,p} - y_t^f = \rho^f X_{t-1}^f
 \end{aligned}$$

(2) LM 곡선

$$m_t - p_t = y_t + bR_t$$

(1)과 (2)를 결합하여 총수요곡선을 도출한다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \frac{\frac{\kappa}{b}(m_t - p_t) - \frac{\kappa}{k} \sum_{j=1}^k E_t[\pi_{t+j}] - q_t}{(1 + \frac{\kappa}{b})} \\
 + \theta_t^d, \theta_t^d &\equiv \frac{\theta_t^{IS}}{1 + \frac{\kappa}{b}} = \theta_{t-1}^d + \epsilon_t^d
 \end{aligned}$$

(3) New Keynesian Phillips 곡선(총공급 곡선)¹⁹⁾

$$\pi_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t [y_{t+i}^p - y_{t+i}] + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d$$

(4) 외환시장의 균형조건

$$R_t = R_t^f, e_t = e, \\ R_t^f = S_{f,R} X_t^f$$

(5) 통화공급

$$m_t = y_t + bR_t^f + p_t$$

식 (1)~(4)에는 수요충격(ϵ_t^d)과 네 개의 거시변수(y_t, R_t, π_t, m_t)가 존재한다. 앞서와 마찬가지로 충격과 변수 간의 간극을 메우기 위해, GDP 갭은 생산성 충격(ϵ_t^s)을 반영하며, 이에 따라 GDP 갭을 AR(1) 확률과정으로 표현한다.

$$X_t \equiv y_t^p - y_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t^s, 0 < \rho < 1$$

$$X_t(1 - \rho L) = \epsilon_t^s \Rightarrow X_t = \frac{\epsilon_t^s}{1 - \rho L} \\ = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s$$

이제 공급 및 수요 충격($\epsilon_t^s, \epsilon_t^d$)으로

실질GDP(y_t), 인플레이션(π_t), 명목금리(R_t), 그리고 통화량(m_t) 등 네 가지 주요 거시변수의 움직임을 표현할 수 있다. 먼저, 식 (3) 우변의 두 번째 항에 위 식을 대입하면, 인플레이션(π_t)을 외생충격의 함수로 나타낼 수 있다.

$$\pi_t = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t [\rho X_{t+i-1} + \epsilon_{t+i}^s] + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \\ = \gamma \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \rho^i X_t + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \\ = \gamma \frac{X_t}{1 - \delta \rho} + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \\ = \frac{\gamma}{1 - \delta \rho} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \epsilon_{t-j}^s + (1 + \frac{\kappa}{b}) \epsilon_t^d \quad (0 \leq \delta \rho < 1)$$

또한 해외부문의 움직임과 고정환율제도의 특성을 결합하여, 금리(R_t)와 외국인의 인플레이션(π_t^f)을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$R_t = R_t^f = S_{f,R} X_t^f, \pi_t^f = S_{f,\pi} X_t^f \quad (7)$$

이제 남은 것은 실질GDP(y_t)와 통화량(m_t)으로, 이들은 비정상성을 띠므로 미리 일계차분한 형태를 계산한다. 이를 위해 우선 총수요곡선 및 화폐공급 방정식에 대해 각각 일계차분을 취한다.

19) New Keynesian 총공급곡선의 마지막 항은 수요충격(ϵ_t^d)에 대하여 $(1 + \kappa/b)$ 의 계수를 갖는 것으로 설정된다. 이는 앞서 살펴본 물가안정목표제 및 변동환율제도를 가정한 모형에서와 마찬가지로 총수요곡선과 결합되었을 때, 수요충격이 실질GDP에 미치는 장기효과가 0이 되도록 하기 위해 필요한 조건이다.

$$\begin{aligned}
 (1 + \frac{\kappa}{b})\Delta y_t &= \frac{\kappa}{b}(\Delta m_t - \Delta p_t) \\
 &\quad - \frac{\kappa}{k} \sum_{j=1}^k \frac{\gamma}{1 - \rho\delta} \rho^j X_t \\
 &\quad - \left(\frac{\gamma}{1 - \rho\delta} X_t + (1 + \frac{\kappa}{b})\epsilon_t^d - S_{f,\pi} X_t^f \right) \\
 &\quad + (1 + \frac{\kappa}{b})\epsilon_t^d \\
 \Delta m_t - \Delta p_t &= \Delta y_t + b\Delta R_t^f
 \end{aligned}$$

그런 다음 양자를 결합시키면, 로그실질GDP 증가율(Δy_t)과 통화량 변동률(Δm_t) 역시 외생충격의 이동평균 혹은 선형함수로 표현할 수 있게 된다.

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t &= \kappa\Delta R_t^f - \frac{\kappa}{k} \sum_{j=1}^k \frac{\gamma}{1 - \rho\delta} \rho^j \Delta X_t \\
 &\quad - \left(\frac{\gamma}{1 - \rho\delta} X_t - S_{f,\pi} X_t^f \right) \\
 \Delta m_t &= \Delta y_t + b\Delta R_t^f + \pi_t \\
 \Delta q_t &= \frac{\gamma}{1 - \delta\rho} X_t + (1 + \frac{\kappa}{b})\epsilon_t^d - \pi_t^f \\
 &= \frac{\gamma}{1 - \delta\rho} X_t + (1 + \frac{\kappa}{b})\epsilon_t^d - S_{f,\pi} X_t^f, \\
 \Delta X_t &= (1 - \rho L)X_t - (1 - \rho)X_{t-1} \\
 &= \epsilon_t^s - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (1 - \rho)\epsilon_{t-1-j}^s,
 \end{aligned}$$

이제 (Δy_t , π_t)를 중심으로 행렬형태로 정리하면 다음과 같이 상호 독립인 외부충격(ϵ_t^s , ϵ_t^d)의 선형함수로 나타낼 수 있다. 아래의 장기계약식 행렬 A_∞ 에 따르면, 생산성충격(ϵ_t^s)은 국민소득에 대해서만 영구적인 효과를 지니는 반면, 수요충격(ϵ_t^d)은 물가수준이나 통화량에 대해

서도 영구적인 효과를 지니게 됨을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{pmatrix} &= A(L) \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \begin{pmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \end{pmatrix}, \\
 A_\infty &= \begin{pmatrix} NA & 0 \\ NA & NA \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

앞서 언급한 바와 같이 고정환율제도 하에서 통화당국은 금리 결정 및 통화량 공급에 있어 부여된 재량권의 행사를 목표 환율을 유지하기 위해 포기할 수밖에 없다. 이와 같은 상황으로 인해 고정환율제도하에서는 환율을 제외한 실질GDP 증가율과 물가상승률로 구성된 2변수 SVAR 모형을 추정한다.

IV. 분석 결과

1. 자료의 특성

본 연구에서 분석에 사용된 실질GDP, 물가, 대미 환율, 통화량, 실업률 등은 한국은행 자료를 기초로 한 것으로 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지를 대상 기간으로 한다. 먼저, 본격적인 추정작업에 앞서 시계열 자료의 단위근 존재 여부를 가리기 위한 DF-GLS 검정을 실시한 결과 실질GDP 증가율, 물가상승률,

<Table 2> Unit Root Test Results (DF-GLS)

	Test statistic (DF-GLS)	1% level	5% level	10% level
Δy_t	-2.661	-2.581	-1.943	-1.615
π_t (GDP deflator)	-2.712	-2.581	-1.943	-1.615
Δe_t (₩KOR/\$US)	-6.068	-2.599	-1.946	-1.614
U_t	2.659	-2.581	-1.943	-1.615

<Table 3> Lag Order Selection Criteria for B-Q Model

Variables	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
$(\Delta y_t, U_t)$	78	33	76	76	76
$(\Delta y_t, \pi_t, U_t)$	79	22	38	38	38

Notes: 1) The covered period is 1970.1q~2007.2q.

2) LR is likelihood ratio test, FPE is final prediction error, AIC is Akaike's information criterion, HQIC is Hannan and Quinn information criterion, and SBIC is Schwartz Bayesian information criterion.

<Table 4> Lag Order Selection Criteria for S-W Model

Periods	Variables	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
2000. 1/4~2007. 2/4	$(\Delta y_t, \Delta e_t, \pi_t)$	35	2	60	60	60
1991. 1/4~1997. 3/4	$(\Delta y_t, \pi_t)$	48	12	36	36	36

환율변동률 및 실업률 모두에 있어 1% 유의수준에서 단위근 존재를 기각할 수 있었다(Table 2 참조).

다음으로 SVAR 추정작업에서 적용하여야 할 시차를 선택하기 위하여 여러 변수들로 이루어진 다양한 조합의 VAR 체계에 대한 시차검정을 실시하였다. <Table 3>은 Blanchard and Quah(1989) 관련 모형에서 사용되는 변수를 중심으로, <Table

4>는 Stock and Watson(2002) 관련 모형에서 사용되는 변수를 중심으로 시차선택검정을 실시한 결과를 보고한다. 이에 따르면 시차선택기준이 무엇이고 어떤 변수가 추정에 포함되는지에 따라 결과가 들쭉날쭉하거나와 대개의 경우 사용 가능한 시차열에 비해 너무 긴 최적 시차를 제시하고 있다. 따라서 이후 행해질 모든 SVAR 추정에서는 시차를 4로 설정한다.²⁰⁾

2. 충격반응(IR) 및 예측오차분해(FEVD) 분석

본 절에서는 앞서 도출한 장기계약식에 근거하여 해당 SVAR 모형을 추정하고 그 결과를 충격반응함수와 예측오차분해를 통하여 해석한다. 우선 충격반응분석(Impulse Response analysis)은 특정 충격²¹⁾이 특정 변수에 미치는 영향을 시간의 흐름에 따라 측정하는 것이며, 예측오차분해(Forecasting Error Variance Decomposition)는 미래의 어느 시점에서 예상되는 특정 변수의 변동 중 얼마만큼이 특정 충격의 영향에 따른 것인지 충격별로 상대적인 기여도를 측정하는 기법이다. 둘 다 동전의 앞·뒷면과 마찬가지로 VAR 관련 문헌에서 결과를 해석하기 위해 통상적으로 많이 사용되는 방법이다.

가. Blanchard and Quah(1989)의 모형(2-변수 2-충격)

우선 Blanchard and Quah(1989)에서 제시된 모형을 분석한 결과를 소개한다. Blanchard and Quah가 인정하는 바와 같

이 이 모형은 예시적인 성격을 지니는 것으로, 단순하기는 하지만 이를 시발점으로 분석모형을 정치하게 꾸며 나간다는 취지에서 먼저 그 결과를 소개한다.

아래에서는 1970년 1분기부터 2007년 2분기 사이의 기간에 대한 IR과 FEVD 분석 결과를 보여준다. 그리고 필요에 따라 이 전체 기간을 1970년 1분기부터 1979년 4분기까지, 1980년 1분기부터 1989년 4분기까지, 1990년 1분기부터 1999년 4분기까지, 그리고 2000년 1분기부터 2007년 2분기까지의 네 개의 소구간으로 나누고 각각의 분석 결과를 별도로 언급한다.²²⁾ 이와 같이 분석기간을 다양하게 한 것은 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지의 기간 동안 있었던 구조적 변화를 처리하기 위한 방편의 하나이다.²³⁾

[Figure 2]는 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지의 전체 기간에 대한 충격반응 분석 결과를 보여준다. 이에 따르면, 앞장의 식별조건 유도과정에서 논의한 바와 같이 실질GDP에 대하여 공급 측 충격만이 영구적인 효과를 미치는 것으로 나타났다. 반면, 실업률에 대해서는 수요 측

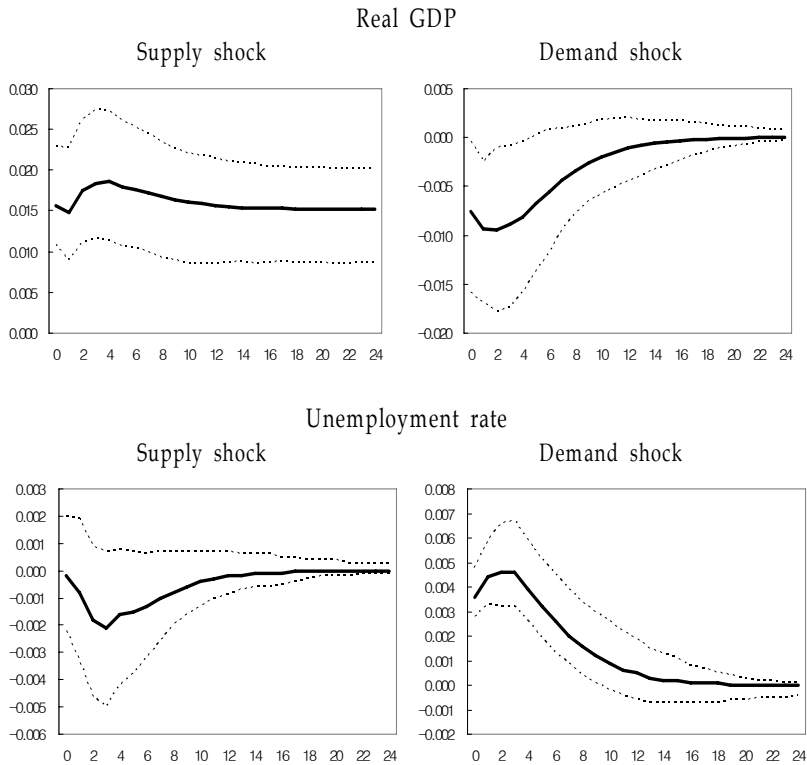
20) 물론 X-12 ARIMA를 이용하여 계절조정을 하였으나 본래 자료가 분기별로 작성된 점도 감안하였다.

21) 충격의 크기는 1표준편차로 정의하며, 충격반응함수의 95% 신뢰구간은 bootstrapping을 통하여 계산하였다(1,000번의 반복).

22) 해당 기간별로 시기별로 특정한 사건(이를테면 1970년대 초반~1980년대 초반 사이에 있었던 두 차례의 석유파동이나 1997년도의 외환위기)이 발생하였음을 감안한 시기구분이기도 하다.

23) 물론 특정 기간(이를테면 외환위기 이후 기간)에 대하여 더미변수를 택하는 경우도 있으나, 이는 구조 변화가 관련 경제변수의 수준에 미치는 영향만을 반영할 뿐이며, 그들 간의 함수관계가 바뀌는 상황을 반영하지는 못한다.

[Figure 2] Impulse Response of the 2-variable B-Q Model (1970. 1/4~2007. 2/4)



Note: The dotted lines are 95% confidence intervals.

및 공급 측 충격 모두 일시적인 영향만을 미치는 것으로 나타났다.

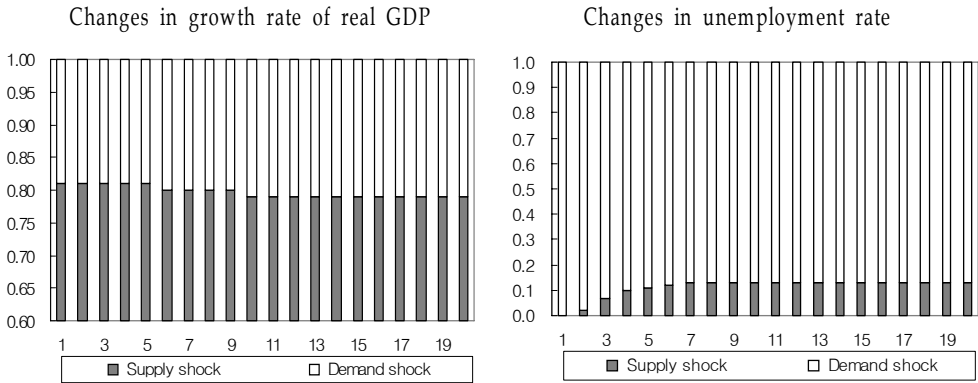
한편, 양(+)의 공급 측 충격은 생산, 고용 및 수요를 동시에 진작하는 효과를 가지므로 실질GDP를 증가시키고, 실업을 일시적으로(20분기 내에서) 감소시키는 모습을 보인다. 또한 통화량 증가로 파악

되는 양(+)의 수요 측 충격은 일시적(초기 20분기 내)이기는 하지만 임금상승으로 인한 실업의 증가 그리고 물가상승에 따른 수요의 감소로 실질GDP를 떨어뜨리는 역할을 수행하는 것으로 나타났다.²⁴⁾

다음으로 [Figure 3]의 FEVD 분석 결과는 경제성장률의 변동(실질GDP 증가율의

24) 수요 측 충격으로 인한 실업률 상승이 유의하게 관측되는 것은 Blanchard and Quah(1989)의 경우와는 정반대의 결과이다. 이는 아마도 우리나라에 있어서는 수요 측 충격이 물가경로를 통해 임금상승을 유도하는 방향으로 작용하는 힘이 강하기 때문으로 추측된다. 한편, 이후 소개할 B-Q 모형에 기초한 3-변수 확장모형에서는 이와 같은 현상이 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다.

[Figure 3] Forecast Error Variance Decomposition of the 2-variable B-Q Model (1970. 1/4~2007. 2/4)



변동)을 설명하는 데 있어서 공급 측 충격이 수요 측 충격에 비해 80 대 20의 비율로 더 큰 기여를 하고 있는 반면, 실업률의 변동에 있어서는 수요 측 충격이 공급 측 충격에 비해 거꾸로 85 대 15의 비로 더 큰 기여를 하는 것으로 나타났다. 이는 경제성장률의 변동에는 추세에 의한 부분과 경기순환에 기인한 부분이 합쳐져 있는 반면, 실업률의 변동은 경기순환의 진폭에 의해 설명되는 부분이 압도적으로 크기 때문으로 보인다.²⁵⁾ 아마도 경제성장률의 변동에서 추세에 의한 부분을 제외한다면, 통상적인 경제이론이 예측하는 바와 같이 경기순환의 두 지표인 경제성장률의 변동과 실업률의 변동

은 공히 수요 측 충격에(Figure 3에서 나타난 것보다는) 더 크게 영향 받는 것으로 나타날 것이다.

이하에서는 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지의 전체 대상기간을 대략 10년 단위 4개의 기간으로 나누어 앞서와 동일한 방식으로 수행한 IR 및 FEVD 분석 결과를 제시한다.²⁶⁾

먼저, 1970년 1분기부터 1979년 4분기까지의 기간(이하 제 I 기)을 포함한 결과이다. 전체 기간에 대한 분석과 비교하여, 제 I 기에는 충격반응의 크기가 작아지고 충격의 지속성이 짧아진 모습(20분기→10분기)이다. 또한 예측오차분해 결과에 있어서도 공급 측 충격의 기여도가 줄어든

25) 물론 실업률의 변동도 노동시장을 비롯한 경제구조와 관련을 가지며, 이로 인해 어떤 형태로든 추세선을 따를 수밖에 없다. 하지만 이와 같은 부분도 경제성장률 변동에서 추세로 설명되는 부분에 비하면 비중이 작은 것으로 판단된다.

26) 이하에서 언급할 소구간별 IR 및 FEVD 분석 결과는 별도의 요청이 있는 경우 제공할 계획이다.

모습이며, 특히 성장률 변동에 대한 공급 측 충격의 설명기여도가 6 대 4 정도(이전에는 8 대 2)로 크게 줄어들었다.

이는 제 I 기의 초반과 후반에 있었던 두 차례의 석유파동(oil shocks)과 무관해 보이지 않는다. 물론 이 기간에도 우리 경제가 대체로 고성장세를 유지하였으며, 제1, 2차 석유파동이 상당한 크기(음(-))의 공급 측 충격으로 작용한 것은 사실이다. 하지만 충격반응분석에서 본 바와 같이 당시의 경제시스템은 충격에 대해 상대적으로 덜 민감한 모습을 보이고 있다. 따라서 공급 측면에서 주어진 충격의 크기가 커졌음에도 불구하고 공급 측 요인의 예측오차 기여도는 [Figure 3]과 비교하여 줄어든 모습을 보인 것으로 파악된다.

두 번째로, 1980년 1분기부터 1989년 4분기까지의 기간(이하 제II기)을 대상으로 분석한 결과이다. 제 I 기의 경우와 비교하면, 충격반응의 크기에 있어서는 제 I 기와 비슷한 수준인 반면, 충격의 지속성에 있어서는 [Figure 2]에 훨씬 가까워진 모습이며, 예측오차분해 결과에 있어서도 [Figure 3]과 상당히 비슷한 패턴을 드러내고 있다.

세 번째로, 1990년 1분기부터 1999년 4분기까지의 기간(이하 제III기)을 대상으로 분석한 결과이다. 제 I~II기의 경우와 비교하면, 충격반응의 크기가 증가한 것으로 나타났다. 특히, 공급 측 측면에서

오는 충격에 대한 반응의 크기가 대폭 증가하고, 실업률에 대한 공급 측 충격의 지속성이 늘어난 점(20분기→30분기)은 추가적인 해석을 요하는 대목이다. 또한 예측오차분해 분석 결과 역시 앞서와 달리 공급 측 충격의 설명력은 경제성장률의 변동을 설명함에 있어서는 1970년대 수준(60% 수준)으로 줄어든 반면, 실업률의 변동을 설명하는 데 있어서는 70% 수준까지 크게 오른 것으로 나타났다. 이는 1990년대 후반의 외환위기와 그 파급효과에 기인한 것으로 보인다. 아마도 외환위기 직후에 취해진 긴축정책을 통한 조정과정이 성장률 변동에 대한 수요 측 충격의 설명력을 높이는 역할을 수행하는 한편, 외환위기 이후 붕괴된 신용채널(credit channel)로 인해 충격반응관계가 특히 공급 측 충격의 전달경로에 대하여 강화되었기 때문으로 보인다.

끝으로 2000년 1분기부터 2007년 2분기까지의 기간(이하 제IV기)을 대상으로 분석한 결과이다. 1970~90년대를 아우르는 앞의 세 경우와 비교하여, 충격의 지속기간은 20분기 정도로 비슷하나, 충격반응의 크기는 공급 측 및 수요 측 모두에서 감소하였다. 이는 2000년대 이후 경제성장의 변동성이 줄어든 사실(Table 1 참조)과 관련되어 있는 것으로 판단된다. 한편, 제IV기에 대한 예측오차분해 결과는 [Figure 3]과 비슷한 모습이다.

나. Blanchard and Quah(1989)의 확장모형(3-변수 3-충격)

여기서는 종전의 2-변수 2-충격의 B-Q 모형을 3-변수 3-충격으로 확장하여 추정된 SVAR 결과를 IR 및 FEVD의 형태로 소개한다. 3-변수 모형은 종래의 실질 GDP 성장률 및 실업률에 인플레이션을 추가한 형태이다. 식별 가능한 충격의 최대 개수가 사용변수의 개수인 3을 넘지 못하는 관계로 당초 도입한 수요충격(e_t^d)과 생산성충격(e_t^s)에 석유파동과 같은 가격충격(e_t^{oil})을 추가하였다.

[Figure 4]와 [Figure 5]는 수요충격(e_t^d), 생산성충격(e_t^s), 그리고 가격충격(e_t^p)의 세 요인이 존재하는 경우에 대한 IR 및 FEVD 분석을 1970년 1분기부터 2007년 2분기까지 기간의 자료를 이용하여 수행한 결과를 정리한 것이다. 우선, 분석 대상 전체 기간에 걸친 충격반응분석에 있어서는 생산성충격은 실질GDP에, 수요충격은 물가수준에, 가격충격은 (일시적이거나) 실업률에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.²⁷⁾

또한 예측오차분해 결과에 따르면, 실질GDP 증가율, 인플레이션, 그리고 실업률의 변동은 각각 생산성충격, 수요충격, 가격충격에 의해 가장 (상대적으로) 잘 설명되는 것으로 나타났다. 하지만 이 같

은 패턴이 모든 시기에 걸쳐 관측되지는 않는바, 해당 기간에 발생했던 석유파동, 3低 현상, 외환위기 등의 경제환경 변화가 원인일 가능성이 크다.

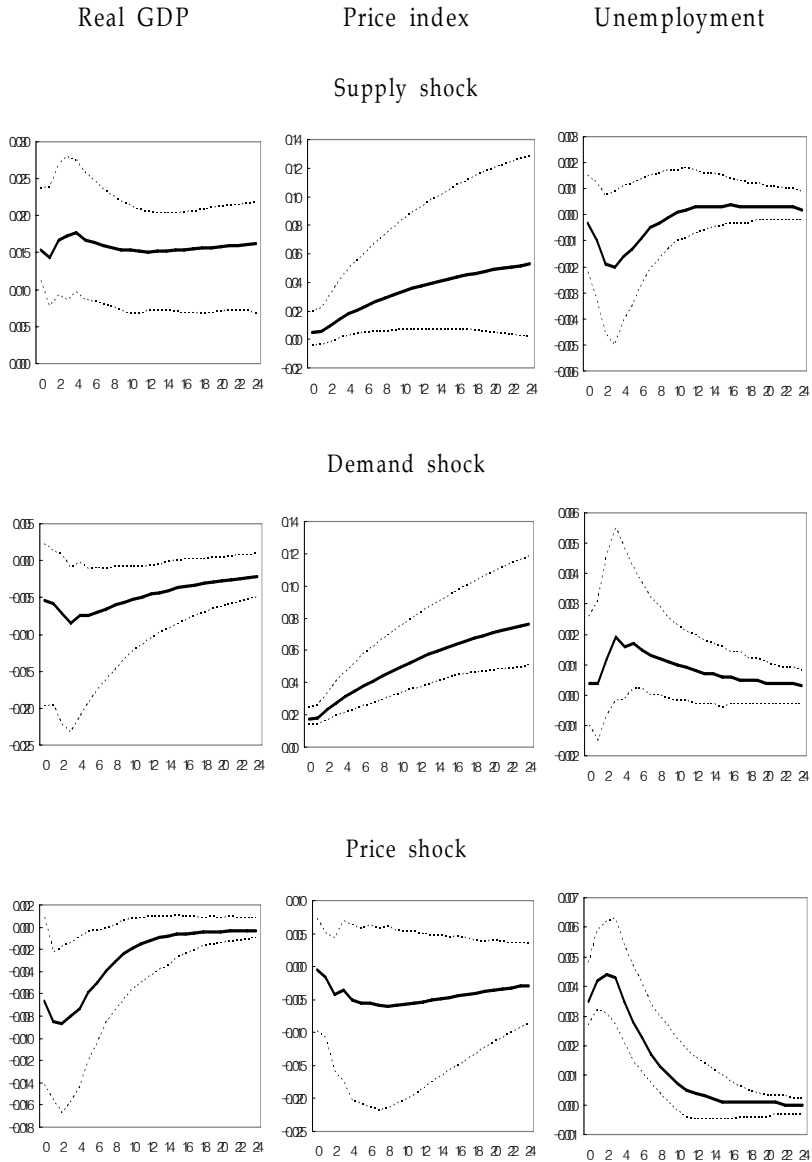
IR 및 FEVD 분석을 앞서와 마찬가지로 네 개의 소구간으로 나누어 살펴보면 시기별로 다양한 모습을 보이지만, 다음과 같이 몇 개의 시각에서 이들 간의 유사점과 차이점을 이해할 수 있다.

첫째, 두 차례의 석유파동을 겪었던 1970년대(제 I 기)를 분석한 IR 결과에 따르면, 물가를 제외하고는 충격반응의 크기 및 지속성이 전반적으로 줄어드는 것으로 나타났는바, 이는 앞서 2-변수 B-Q 모형과 일치되는 결과이다. 한편, FEVD 분석 결과에 따르면, 실질GDP 증가율의 변동과 실업률의 변동을 설명하는 데 있어 가격충격의 기여도가 가장 큰 것으로 나타나, 석유파동이 당시 우리 경제에 미쳤던 영향을 가늠케 하고 있다.

둘째, 제2차 석유파동의 후폭풍 및 정정불안으로 부진하게 출발했다가 속칭 3低 현상(低유가, 低금리, 低환율)의 여파로 호황을 구가하던 제II기(1980년대)에 대한 IR 및 FEVD 분석 결과인데, 1970년대와 비교하여 충격반응의 크기 및 지속성(persistence)이 증가한 것과 예측오차분해에서 실질 GDP 성장률 변동에 대한 가격충격의 기여분이 다른 충격에 비하여

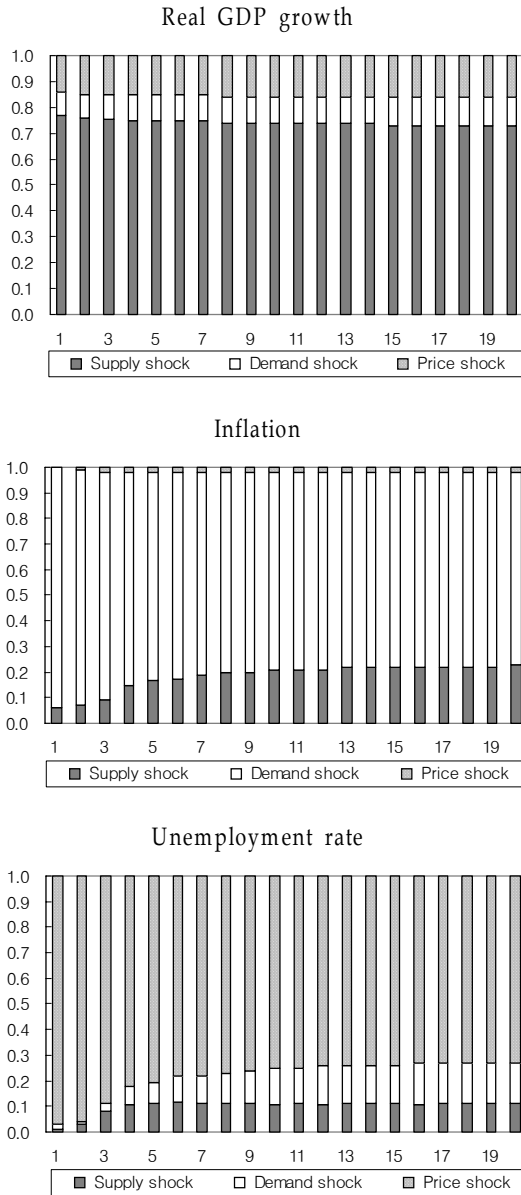
27) 이 같은 결과는 전체 기간을 네 개의 소구간으로 나눈 경우에도 대체적으로 확인되었다.

[Figure 4] Impulse Response of the 3-variable B-Q Model (1970. 1/4~2007. 2/4)



Note: The dotted lines are 95% confidence intervals.

[Figure 5] Forecast Error Variance Decomposition of the 2-variable B-Q Model
(1970. 1/4~2007. 2/4)



크게 나타난 점이 주목된다. 이는 3低 호황의 구성요소들이 대부분 가격충격에 해당하는 것과 궤를 같이한다.

셋째, 제Ⅲ기(1990년대)에 대한 IR 및 FEVD 분석 결과를 해석함에 있어 우선 염두에 두어야 할 것은 이 기간의 후반부에 해당하는 1997년 4분기에 외환위기가 발생했다는 사실이다. 우선 충격반응의 경우 물가를 제외한 실질GDP 및 실업률의 반응의 크기가 이전에 비해 커졌다. 특히, 생산성충격에 대한 실업률의 반응이 훨씬 민감해진 것으로 나타났는데, 이는 외환위기 이후 취해진 급격한 기업구조조정이 경기침체에 따른 실업률의 민감도를 상승시켰기 때문으로 해석된다. 한편, 이 기간에 대한 예측오차분해 결과는 이전 시기에 비하여 각 충격요인의 상대적 기여도 차이가 많이 줄어든 모습을 보여주고 있다.

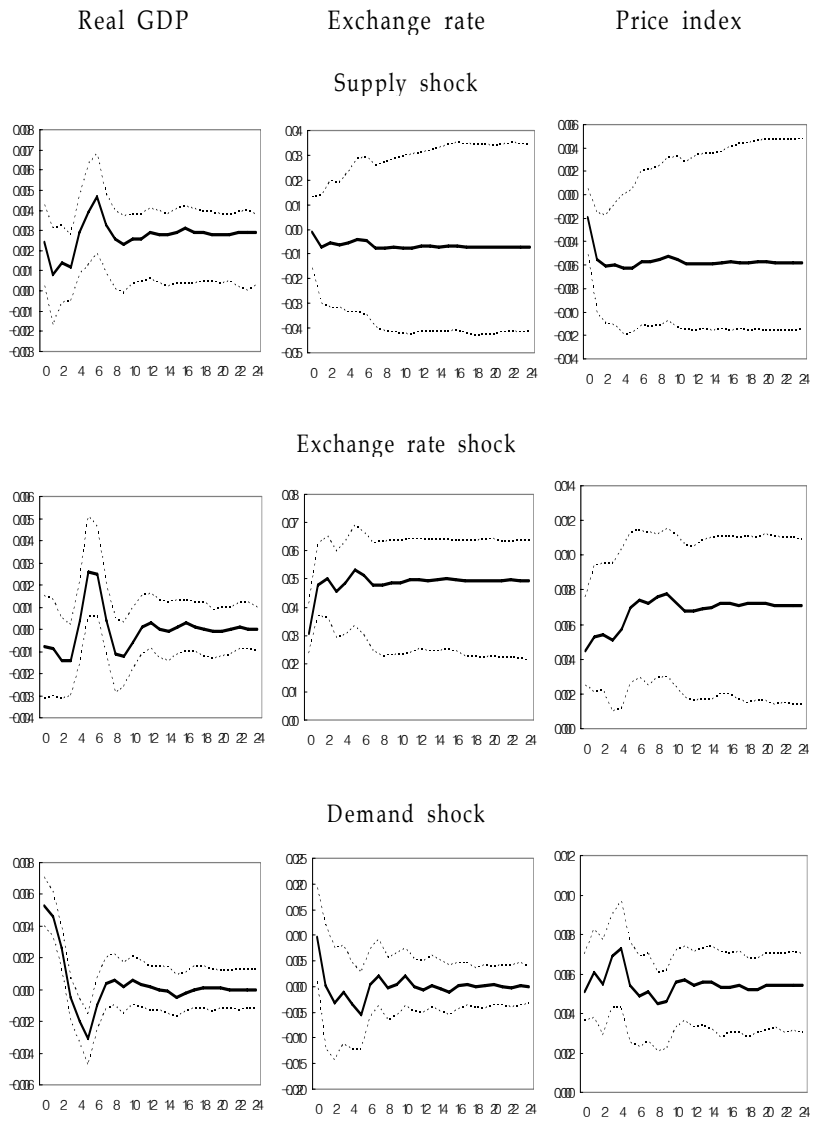
넷째, 제Ⅳ기(2000년대)에 대한 분석 결과에서 가장 두드러지는 점은, 충격반응이 이전 시기(제Ⅱ기와 Ⅲ기)와 비교할 때 반응의 크기가 작아졌을 뿐 아니라 지속성에 있어서도 짧아졌다는(20분기 내외) 것이다. 이 같은 사실은 2000년대 이후 경기변동의 진폭이 완화되었다는 [Figure 1]의 관찰과 일치하는 것으로 판단된다. 한편, 예측오차분산분해 결과에서는 이전에 비해 생산성충격이 실질 경제성장률 변동에 기여하는 비중이 크게 증가하였음을 보여준다.

다. 물가안정목표제 및 변동환율 체제를 고려한 모형

앞서 B-Q 모형이 외환시장(혹은 해외 부문)과 통화정책 결정방식에 대해 명시적인 가정을 하지 못한 것에 대한 보완책으로 Stock and Watson(2002)류의 New Keynesian 선형모형을 채택하였다. 외환 위기를 전후로 환율결정방식은 고정에서 변동환율체제로, 통화정책은 총통화관리제에서 물가안정목표제로 전환되었음은 주지의 사실이다. 이를 반영하여, 본 소절에서는 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 SVAR 모형을 분석한다. 다만, 외환위기 및 그 이후의 회복과정이 결과에 미칠 영향을 배제하기 위하여 2000년 1분기부터 2007년 2분기까지의 자료를 분석에 사용한다.

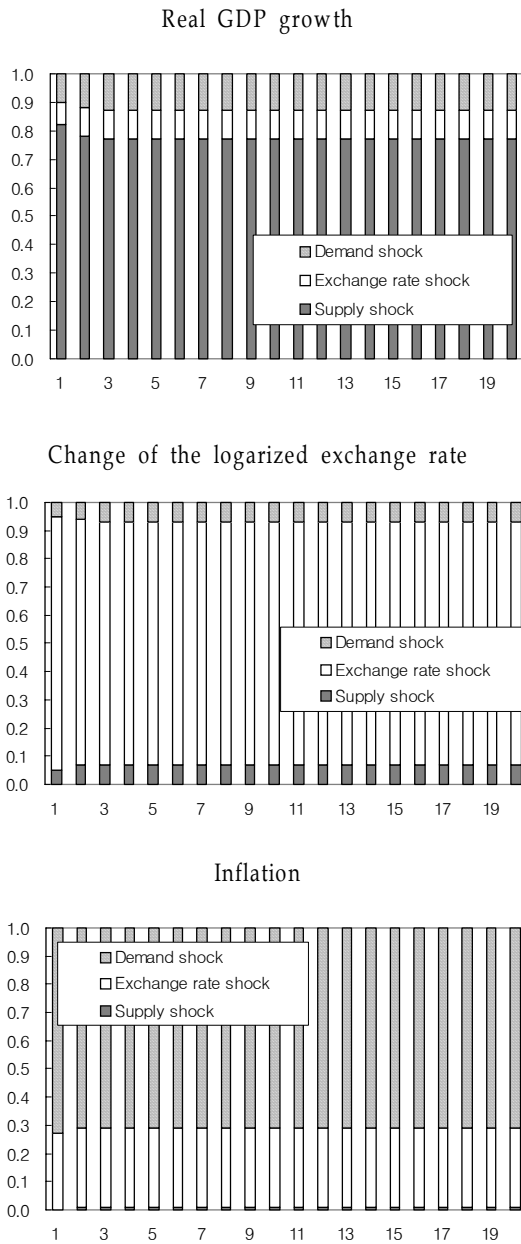
실질GDP 성장률(Δy_t), 물가상승률(π_t), 그리고 대미 환율 변동률(Δe_t)이 분석 대상 변수로 주어진 장기제약식하의 SVAR 모형을 추정한 결과가 [Figure 6]과 [Figure 7]에 정리되어 있다. 먼저 충격반응분석 결과에 따르면, 생산성충격은 실질GDP에, 수요충격은 물가에, 그리고 환율충격은 환율 자체 및 물가에 상대적으로 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 한편, 충격반응은 완전히 사라지기까지 30분기 정도의 시간이 소요되나, 대략 20분기 이후에는 영향력의 대부분을 상실하는 것으로 보인다.

[Figure 6] Impulse Responses (2000. 1/4~2007. 2/4)



Note: The dotted lines are 95% confidence intervals.

[Figure 7] Forecast Error Variance Decomposition (2000. 1/4~2007. 2/4)



다음으로 예측오차분해 결과에 따르면, 실질GDP 증가율, 환율변동률, 인플레이션의 변동을 설명하는 데 있어 각각 생산성충격, 환율충격, 수요충격의 기여도가 가장 크다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 실물부문과 화폐부문의 상호 독립성이 어느 정도 인정된다는 방증으로 해석된다. 특히, 대미 환율의 경우 다른 부문의 충격(수요충격이나 공급충격)에 비해 자체 충격(환율충격)의 설명력이 절대적인데, 이는 대미 환율이 국내 요인보다는 해외 요인에 의해 좌우되는 경향이 강함을 확인시켜 주는 것이다.

라. 통화총량제 및 고정환율체제를 고려한 확장모형

이번에는 총통화관리제 및 고정환율체제하의 SVAR 모형을 분석한다. 따라서 분석 대상 기간으로 외환위기 이전의 총통화관리제 및 고정환율체제가 유지되었던 기간을 택한다. 다만, 앞서 소개한 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 모형과의 균형을 유지하기 위해 분석기간은 1988년 1분기부터 외환위기 직전인 1997년 3분기까지로 잡는다.

실질GDP 성장률(Δy_t) 및 물가상승률

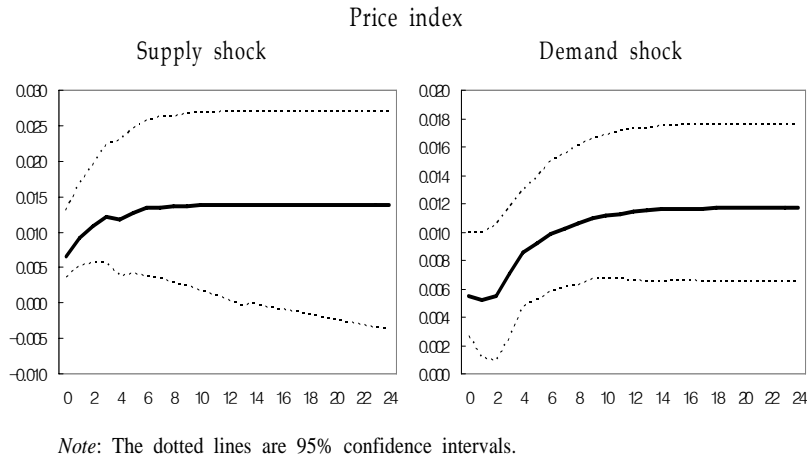
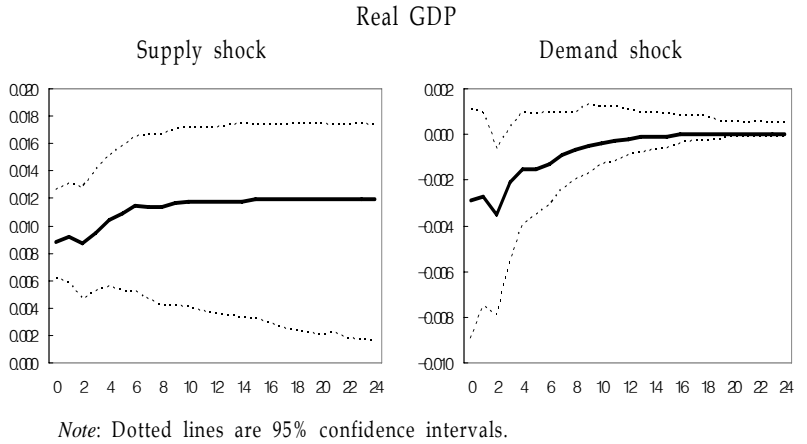
(π_t)을 이용하여 주어진 장기제약식하의 SVAR 모형을 추정된 결과가 [Figure 8]과 [Figure 9]에 정리되어 있다. 먼저 충격반응분석 결과에 따르면, 실질GDP와 물가 모두 공급충격에 상대적으로 큰 반응을 보이는 것으로 나타났다. 다만, 공급충격이 물가에 미치는 영향에 있어 통계적 유의성이 인정되는 기간의 길이가 12분기 정도로 수요충격이 유의하게 영향을 미치는 기간에 비해 짧은 것으로 나타났다. 한편, 충격반응은 완전히 사라지기까지 30~40분기 정도의 시간이 소요되는 것으로 보인다.

다음으로 예측오차분해 결과는 실질GDP 증가율의 변동을 설명하는 데 있어 생산성충격의 기여도가 가장 컸던 반면, 물가상승률에 대해서는 수요충격이 상대적으로 더 큰 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

한편, 위의 결과를 앞서 소개한 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 SVAR 모형의 결과와 비교²⁸⁾해 보면 다음과 같은 점이 두드러진다. 우선, 1990년대(외환위기 이전)와 비교하여 2000년대(외환위기 이후)에는 전반적으로 충격반응의 크기가 작은 편이다. 요인별로는 1990년대에는 공급충격, 2000년대에는

28) 물론 물가안정목표제 및 변동환율체제를 고려한 SVAR 모형의 경우 ($\Delta y_t, \pi_t, \Delta e_t$)의 세 변수를 사용한 반면 통화총량제 및 고정환율체제를 고려한 SVAR 모형의 경우에는 ($\Delta y_t, \pi_t$)의 두 변수를 사용한 관계로 양자 간의 1 대 1 비교가 가능하지 않다. 하지만 여기서는 양자 간의 차이를 감안하여 공통되는 분석 결과를 중심으로 비교를 시도하며, 이전의 B-Q 2-변수, 3-변수 모형의 소구간별 분석결과를 동원하여 그 해석을 돕는다.

[Figure 8] Impulse Responses (1988. 1/4~1997. 3/4)



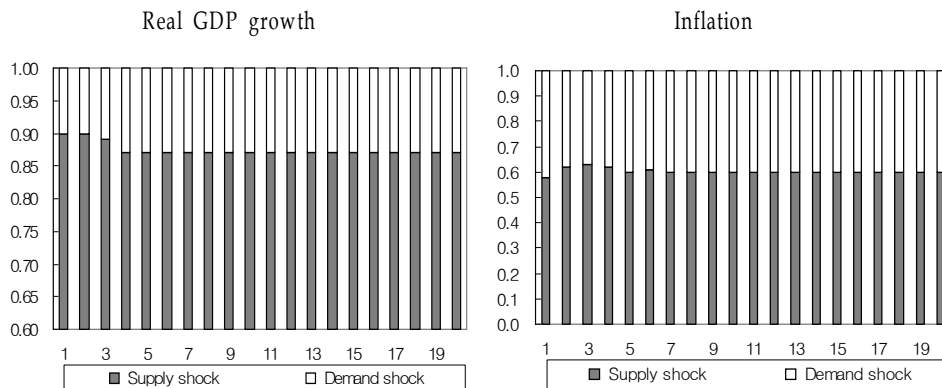
수요충격이 미치는 파장의 크기가 상대적으로 두드러진다.

또한 예측오차분해 결과에 따르면, 2000년대에는 물가상승의 대부분이 수요충격(70%)에 의해 설명되는 반면 실질 GDP 성장률은 주로 공급충격(80%)에 의해 설명된다. 이는 1990년대에는 물가상

승의 40%만이 수요충격에 의해 설명되고 실질GDP 성장률의 87%가 공급충격에 의해 설명되었던 것과 사뭇 달라진 모습이다.

그중 특히 앞서 소개한 B-Q 2-변수 및 3-변수 모형의 경우와는 달리 실질GDP 성장률의 변동을 설명하는 데 있어 공급

[Figure 9] Forecast Error Variance Decomposition (1988. 1/4~1997. 3/4)



부문 충격의 기여도가 1990년대에 비해 2000년대에 들어 다소 떨어진 모습을 보이는바, 이에 대해서는 다음과 같은 추가적인 해석이 가능하다. 우선, 양자 간 설명력의 차이가 그리 크지 않아(80% 대 87%) 실질GDP 성장률 변동을 설명하는데 있어 2000년대에 들어 공급부문 충격의 기여도가 낮아졌다고 주장하기 어려워 보인다. 둘째, 2000년대의 분석에서 사용된 대미 환율이 1990년대를 분석하는 모형에서는 사용되지 않아, 1990년대 환율충격²⁹⁾의 많은 부분이 공급충격으로 인식되었던 것으로 보인다. 셋째, 대미 환율 대신 통화량 증분(Δm_t)을 추가한 3-변수 SVAR을 1990년대 자료에 적용·추정한 결과, 실질GDP 성장률 변동에 대한 공급충격의 기여도가 종전에 비해

10% 정도 낮아졌으며, 이는 2000년대에 비해 낮은 수준이다.

V. 결 론

한 경제의 성장을 끝없이 발생하는 다양한 충격에 대한 누적 반응의 산물이라고 정의할 때, 본 연구에서는 우리나라의 경제를 오늘에 이르게 한 다양한 충격들을 식별하고 각각의 상대적 기여도를 구분하고자 하였다. 이를 위해 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 바와 같이 장기 제약식을 사용하는 SVAR을 네 개의 경제모형에 적용하였는바, 여기에는 B-Q (1989)의 2-변수 모형과 이를 확장한 3-변

29) 변동환율제도하에서처럼 환율이 매 시간 변하는 것은 아니지만, 고정환율제도하에서도 환율은 오랜 기간 한 수준에 고정되어 있는 것은 아니며, 때때로 통화당국에 의해 조정된다. 이때 발생하는 환율 변동이 1990년대를 추정한 2-변수 모형에서는 공급 측 충격으로 인식되었을 가능성이 높다.

수 모형, 그리고 Stock and Watson(2002)에 기초하여 외환시장체제와 통화정책을 기준으로 확대·변형한 New Keynesian류의 두 모형이 포함된다.³⁰⁾

먼저, B-Q(1989)의 2-변수 모형은 비교를 위한 기준 사례(benchmark)로 선정되었으며, B-Q의 3-변수 확장모형은 한국경제를 분석함에 있어 충격변수를 추가하는 방식의 시도가 어떤 의미를 갖는지 살펴보기 위해 선택되었다. 그리고 뒤이은 두 개의 New Keynesian 모형은 1997년 외환위기 이후에 있었던 외환가격결정체제(고정환율제도→변동환율제도)와 통화정책기조(통화충량제→물가안정목표제)의 변동을 반영하여, 경제시스템 변화에 따라 충격전달경로(shock transmission channels)가 바뀌었을 가능성을 점검하는 차원에서 선택되었다.³¹⁾

일단 각 모형에서 분석 대상 변수를 여러 충격의 선형함수로 표현하고, 이로부터 도출된 장기제약식을 부여하여 SVAR모형을 추정하였다. 그 결과를 충격반응 및 예측오차분해의 형식으로 정리·비교한 결과 다음과 같은 두 가지 공통점을 발견할 수 있었다.

첫째, 경제성장률의 변동은 생산성의 충격에 주로 기인하며, 이와 같은 경향은

2000년대 이후 더 강해진 것으로 보인다. 이는 2000년대 이후 우리 경제의 성장이 잠재성장률과 밀접한 관계를 갖고 있음을 시사한다.

둘째, 2000년대 이후 충격반응의 크기나 지속성이 전반적으로 줄어드는 경향이 있다. 무역의존도가 높은 우리 경제상황에 비추어 볼 때 2000년대의 전 세계적인 저금리, 저인플레이션 및 견실한 성장세, 그리고 중국경제의 부상이 자본 및 수출·수입 수요의 안정적인 확보를 도모하여, 특히 각 부문 충격이 경제에 미치는 영향을 반감시켰을 개연성이 있다.

분석에 사용된 모형과 식별에 사용된 충격의 다양한 조합에도 불구하고 위의 두 가지 패턴은 일관되게 관측된다. 특히, 자료의 제약을 감안하여 시차를 1로 줄인 추정 결과에서도 이 두 가지 패턴은 지지되는 것으로 나타났다.³²⁾ 이와 같은 결과에 비추어 볼 때, 2000년 이후 우려되고 있는 우리나라의 경제성장률 저하 현상은 잠재성장률 하락과 궤적을 같이 하는 것으로 판단된다.

한편, 이 두 현상의 배후에는 물가안정 목표제 및 변동환율제도의 도입과 같은 시장친화적인 정책환경 변화로 인해 각 부문 충격이 경제에 미치는 영향력이 감

30) Blanchard and Quah(1989)류의 두 모형은 폐쇄경제를 가정하였으며, 통화정책에 대한 어떤 설명도 담고 있지 않다. 반면, New Keynesian류의 두 모형은 개방경제는 물론 특정 통화정책 기조를 가정한다.

31) 이 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

32) 공간을 절약하기 위해 1의 시차를 부여한 경우의 SVAR 추정 결과는 보고하지 않는다.

소하거나 충격 자체가 줄어들었을 가능성이 자리하고 있다. 특히, 공급부문 충격과 비교할 때 수요부문 충격의 상대적인 크기 및 경제에 미치는 영향력이 감소한 것으로 판단된다. 더불어 미국 연방

준비은행 주도의 초저금리정책이 전 세계적인 공조³³⁾하에 상당히 성공적으로 수행된 점(적어도 2000년대 전반기까지는)도 이와 같은 현상에 기여한 것으로 보인다.

33) 중국경제의 부상이 이와 같은 초저금리 기조를 지지해 준 측면이 있었음을 간과할 수 없을 것이다.

참 고 문 헌

(In Korean)

- Kim, Kwon Sik, "Impacts of Foreign Shocks on Domestic Macroeconomic Fluctuations," Policy References, No. 05-06, KIEP, 2005.
- Shim, Jae Woong, "외환위기 이후 경기변동의 요인별 분해와 시사점," 연구보고서, LGERI, 2001.
- Oh, Hyoung-Seok, "Structural Break in Potential Growth and Business Cycle after Korean Currency Crisis," Working Paper, Vol. 21 No. 1, Bank of Korea, 2007.

(In English)

- Amisano, G. and C. Giannini, *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2nd ed., Heidelberg, Springer, 1997.
- Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, 1989, pp.655~673.
- Blanchard, O. J. and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, 2002, pp.1329~1368.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" *Handbook of Macroeconomics* 1A, 1999, pp.65~148.
- Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton, 1994.
- Hur, S., "Measuring the Effectiveness of Fiscal Policies in Korea," in T. Ito and A. Rose(eds.), *Fiscal Policy and Management in East Asia*, Ch. 3 in NBER-EASE series #16, Univ. of Chicago Press, 2007.
- Hur, S. and T. Sung, *The Impact of Lifting Liquidity Constraints on the Distributions of Consumption, Assets and Debts*, KDI Policy Study 2003-03, 2003.
- King R., C. Plosser, J. Stock, and M. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 81, 1991, pp.819~840.
- Leeper, A., C. Sims, and T. Zha, "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996.
- Lippi, M. and L. Reichlin, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment," *American Economic Review*, Vol. 83, 1993, pp.644~652.
- McCallum, B., *Monetary Economics: Theory and Policy*, Maxwell McMillan, 1989.
- Rothenberg, T. and J. Stock, "Inference in a Nearly Integrated Autoregressive Model with Non-normal Innovations," *Journal of Econometrics*, 1997, pp.269~286.
- Stock, J. and M. Watson, "Has the Business Cycle Changed and Why?" NBER Macroeconomics Annual 2002, pp.159~218.

생계급여하에서의 최적 소득조사

유 한 옥

(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on Optimal Auditing Under the Living Wage System

Hanwook Yoo

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 저자가 수행한 2008년도 정책과제 『재정안정화를 위한 소득파악체계 정비방안-소득조사를 중심으로』(정책연구시리즈 2008-11, 한국개발연구원, 2008)의 제4장을 수정·보완한 것임.

** 유한옥: (e-mail) hy5@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 생계급여(Living Wage), 소득신고(Income Reporting), 소득조사(Auditing), 임의조사(Random Auditing), 차단조사(Cut-off Auditing), 차별조사(Discriminated Auditing)
- JEL code: D11, H21, H26, H31
- Received: 2009. 1. 29 • Referee Process Started: 2009. 2. 12
- Referee Reports Completed: 2009. 6. 4

ABSTRACT

One of the main problems in Korea's public assistance program, the NBLS (National Basic Livelihood Security), is that the loophole of welfare system is continuously growing. Living wage program is the largest sub-program of the NBLS, and the most important determinant of amount of living wage for each beneficiary is the level of reported income. Therefore, accurate and effective income detection is essential in improving policy effects and furthermore reducing the leakage of wage expenditure as beneficiaries always have an incentive to underreport their income. Since most of them do not pay income tax, the welfare authority should exert an independent effort to effectively detect their income.

Considering that living wage is a special kind of income tax of which marginal tax rate is -1, one can apply a classical theory of tax evasion to understand illegal or excessive receipt of living wage caused by income underreporting. Utilizing a classical theory given by Alingham and Sandmo (1972), this paper provides a theoretical analysis of the optimal income reporting of the beneficiary. Then an optimization problem is constructed from the government's viewpoint to derive optimal income detecting device (auditing). This paper proves that cut-off discriminated auditing outperforms random auditing and cut-off auditing which implies if the government assigns a positive audit probability to every reported income less than a certain level and the probability is inversely proportional to the level of reported income, it can minimize underreporting and then gradually reduce the leakage of wage expenditure.

본 논문은 전통적인 탈세이론 및 세무 조사이론을 활용하여 우리나라 국민기초생활보장제도의 주요 정책수단인 생계급여하에서의 소득탈루(부정수급)와 정책당국 입장에서의 최적 소득조사전략에 대한 이론 분석을 시도하고, 이를 통해 소득파악 제고를 위한 정책적 시사점을 도출하는 것을 목적으로 한다. 생계급여의 누수는 최저생계비 부근의 소득자들을 중심으

로 소득탈루가 집중됨으로써 발생하는데, 임의조사(random auditing), 차단조사(cut-off auditing), 차별조사 등의 소득조사전략별 비교분석을 통해, 일정 수준 이하의 신고소득에 대하여 신고소득 수준에 반비례하는 조사확률을 적용하는 차단식(cut-off) 차별조사전략을 적용하는 것이 소득파악률 제고 및 급여누수 최소화를 위해 가장 바람직함을 입증하였다.

1. 연구의 배경 및 목적

효과적 소득과약체계의 구축은 조세, 사회보험, 소득지원 등 주요 국가제도의 원활한 운영을 위한 중요한 선결요건이다. 과세형평성 유지 및 세입기반 안정화를 위해서는 납세자의 소득을 제대로 파악해야 하고, 국민연금, 건강보험 등의 사회보험료를 부과함에 있어서도 응능부담원칙(ability-to-pay principle)과 소득재분배효과와 실현과 원활한 재원 마련을 위해 가입자에 대한 정확한 소득과약이 필요하다. 또한 국민기초생활보장제도, EITC 등 각종 소득지원제도의 정책효과 제고 및 재원누수 방지를 위해서도 정책대상자들의 소득을 정확히 파악하는 것이 선행되어야 한다.

우리나라 국민기초생활보장제도(이하 기초생보)의 요체인 생계급여의 경우 정책대상자의 소득수준은 수급 여부뿐만 아니라 급여수준에도 영향을 미치므로, 복지제도의 효과성을 제고하고 급여누수 현상을 최소화하기 위해 수급자들의 소득을 제대로 파악하는 것은 매우 중요한 과제이다. 게다가 기초생보 수급자는 대부분 소득세 납세대상이 아니므로 이들

에 대한 소득과약은 납세자의 소득과약과는 별개의 정책노력을 통해 수행되어야 한다.

소득과약을 제고에 관한 지금까지의 정책연구들은 대부분 세무조사제도를 중심으로 진행되고 있다.¹⁾ 이들은 조사비용 및 가산세율의 인상, 납세자 유형별로 차별화된 조사전략 적용, 조사대상 선정 방식의 선진화 등 대응소이한 개략적 정책방향만을 도출하였고, 이에 대한 구체적인 이론적 근거를 제시하지 못하고 있다는 점에서 한계가 있다. 더구나 세무조사 이외의 소득과약, 예를 들어 생계급여 등의 소득지원정책과 관련된 소득과약에 대한 정치한 이론분석 사례는 전무한 실정이다.

탈세와 관련한 이론적 연구는 Allingham and Sandmo(1972)와 Yitzhaki(1974)에서 시작되었다. 이들은 탈세를 세무조사를 받을지도 모른다는 불확실성하에서의 합리적 의사결정으로 간주하고, 이를 간단한 소비자 선택모형을 통해 분석하였다. 즉, 탈세행위는 불확실성하에서의 자산 portfolio 결정에 따라 나타나는 것으로서, 세무조사 여부에 따라 세후소득의 값이 다르게 결정되는 상황에서 납세자가 자신의 기대효용을 극대화하도록 소득신고액을 결정하는 과정에서 수반되는 합리적 선택의 결과이다. Allingham and Sandmo

1) 현진권·박창균(2001), 김형준·현진권(2004), 유일호(2005), 오윤·박명호(2007) 등.

(1972)와 Yitzhaki(1974)의 고전적 탈세모형 이후 이를 토대로 한 세무조사에 관한 이론적 연구는 다양한 관점에서 지속적으로 수행되고 있다.²⁾

생계급여가 일종의 負의 소득세라는 점, 허위 소득신고를 통한 생계급여의 부정수급에 대해 제재수단이 존재한다는 점을 고려할 때, 기존 세무조사이론과 유사한 분석틀을 활용하면 생계급여하에서의 소득조사에 대한 이론 분석도 수행 가능하리라 짐작할 수 있다. 이 점에 주목하여, 본 연구에서는 탈세에 대한 기본모형을 응용하여 생계급여하에서의 소득탈루행위와 정책당국 입장에서의 바람직한 소득조사전략을 살펴보고 이를 통해 정책적 시사점을 도출한다.

소득과약체계는 소득조사라는 정책수단 이외에도 소득과약을 위한 정보체계 및 조사인프라의 구축 및 운용, 세무행정 등 광범위한 요소들로 구성되어 있으나, 본 연구에서는 그동안 상대적으로 소홀하게 다루어져 왔던 소득조사전략의 최적화와 관련한 이론 분석에 그 범위를 국한하기로 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서는 우리나라 기초생보하에서의 소득조사체계를 개관하고 이에 관한 개략적인 평가를 수행하는 한편, 정책적 시사점을 도출한다. 제III장에서는 소득

조사의 이론적 기초를 제공하는 차원에서 간단한 자산선택모형을 통해 통상적으로 사용되는 소득조사방식인 임의조사(random auditing)하에서의 기초생보 수급자의 소득신고 및 생계급여 수급행위를 도출함으로써 급여지출 누수현상의 발생 경로를 살펴본다.

제IV장에서는 정책당국이 모든 정책대상자들에 대해 동일한 조사확률을 적용하는 임의조사방식에서 벗어나서 신고소득 수준에 따라 차별화된 조사확률을 적용할 경우 소득과약률이 제고되고 생계급여의 누수가 감소함을 입증한다. 구체적으로 말하면, 간단한 제도설계(mechanism design)이론을 활용하여 차단식(cut-off) 조사와 차별조사를 대상으로 납세자의 소득탈루행위와 세수가 어떠한 영향을 받는지 살펴봄으로써 소득조사전략 개선에 대한 구체적인 정책방향을 제시한다. 제V장에서는 분석 결과의 견고성(robustness) 검증 차원에서 보다 현실적인 추가 가정들을 도입할 경우 분석 결과가 어떻게 바뀌는지 살펴본다. 마지막으로 제VI장에서는 본 연구의 분석 결과 및 정책적 시사점을 요약하고 향후 연구 방향을 제시한다.

2) 탈세 및 세무조사이론 관련 선행 연구들의 개관에 대해서는 유일호(2005)를 참조하라.

II. 기초생활보하에서의 소득파악 현황

국민기초생활보장제도(이하 기초생보)는 빈곤층을 위한 우리나라의 대표적인 공적부조제도로서 2000년부터 시행되고 있다. 본 장에서는 기초생보 급여 중에서 가장 대표적인 생계급여를 소개하고, 이와 관련한 소득파악체계를 개관한다.

1. 생계급여 개요

기초생보 수급자의 선정은 소득기준과 부양의무자기준의 두 가지 기준에 의해

이루어진다. 전자는 소득인정액³⁾이 최저생계비 이하여야 함을 의미하고, 후자는 부양의무자가 없거나 부양할 능력이 없어야 함을 뜻한다. 생계급여의 수준은 최저생계비에서 현물급여와 타법에 의한 지원액을 차감한 현금급여기준에서 다시 소득인정액과 주거급여액을 차감한 값으로 결정된다. <Table 1>은 가구원 수별 최저생계비와 현금급여기준을 나타낸 것이다. 2007년 현재 전체 기초생보 수급자 155만명 중에서 생계급여를 받는 일반수급자가 차지하는 비중은 94%(146만명)에 달하며, 수급 여부뿐만 아니라 급여수준도 소득인정액에 의해 결정되므로 정확한 소득파악은 기초생보의 정책효과 제고를 위해서 매우 중요하다.

<Table 1> Minimum Cost of Living and Maximum Cash Allowance(2009)

(unit: won/month)

size of household	1-person	2-person	3-person	4-person	5-person	6-person
minimum cost of living	490,845	835,763	1,081,186	1,326,609	1,572,031	1,817,454
maximum cash allowance	405,881	694,607	900,048	1,105,488	1,310,928	1,516,369

Notes: living wage = maximum cash allowance - income - housing allowance

maximum cash allowance = minimum cost of living - allowance in kind - other allowance

For household more than 6-people, minimum cost of living is added by 245,423 per 1person

Source: Ministry for health, welfare and family affairs, "2009 National Basic Livelihood Security"

3) 소득인정액은 소득평가액과 재산의 소득환산액을 합한 개념으로서, 전자는 실제소득에서 가구특성별 지출비용과 근로소득공제를 차감한 것이고, 후자는 순재산가액에서 기초공제액을 차감한 액수에 정해진 소득환산율을 곱한 액수이다.

2. 수급자 소득조사 현황

가. 조사유형 및 조사방법

정책당국은 생계급여를 신청하는 자에 대해서 신청자 및 부양의무자의 소득, 재산 등 수급 여부 및 급여 결정에 필요한 사항에 대하여 조사(신청조사)를 실시한다. 이 과정을 통해 선정된 수급자에 대해서는 수급자격 여부 및 급여의 적정성을 확인하기 위하여 정기적으로 수급자 본인과 부양의무자의 소득, 재산 등에 대하여 확인조사를 실시한다. 따라서 수급자의 소득은 두 단계에 걸친 조사를 통해 파악되고 있다.

확인조사 단계에서 수행되는 소득조사는 매년 1회 이상 실시되는 것을 원칙으로 하고 있으며, 종사업종별로 조사빈도를 명시화하고 있다. 상시근로자, 농·어·민, 자영업자 등 정기적인 소득활동에 종사하는 수급자와 그 부양의무자에 대해서는 매년 1회, 임시·일용직, 행상·노점상 등 비정기적인 소득활동에 종사하는 수급자에 대해서는 반기별 1회, 자활사업 참여자에 대해서는 매월 1회 소득조사를 실시하며, 중점관리대상자에 대해서는 정기조사 이외에도 수시조사를 실시하고 있다.

조사방법에 있어서는 전산조회를 통한 조사를 원칙으로 하고, 전산자료가 불확실하여 추가확인이 필요한 경우에는 실

태조사를 실시한다. 시·군·구 복지행정시스템이 구축되어 있어서 전산조사를 수행할 때에는 국세청, 국토해양부, 연금공단, 보험공단 등의 외부기관 정보를 주로 활용한다.

나. 부정수급자 현황 및 제재수단

생계급여의 부정수급은 수급대상자가 소득의 과소신고를 통해 급여를 과다하게 받는 경우와 수급자격이 없는 자가 급여를 받는 경우로 구분할 수 있다. <Table 2>에 나타난 바와 같이 부정수급 적발규모는 매년 빠른 속도로 증가하여 2004년 2,800가구에서 2007년에는 8,700가구로 3배 이상 확대되었다.

부정수급에 대한 제재조치로는 급여 중지나 변경, 혹은 급여의 일부 또는 전부를 징수하는 것이다. 수급 비대상자의 부정수급에 대해서는 적발된 달의 급여를 전액 징수하고, 수급대상자의 과다수급에 대해서는 적발된 달부터 급여를 조정하여 지급한다. 중대한 신고사항의 은닉 또는 허위기재를 통한 부정수급에 대해서는 이미 지급한 급여의 일부 혹은 전부를 징수할 수 있다. <Table 2>에 의하면 최근 들어 부정수급 건수 및 징수액이 증가하는 추세에 있는데, 이는 부정수급의 정도가 지속적으로 악화되고 있음을 의미한다.

<Table 2> Trend of Illegal Receipts of Living Wage

(unit: million won, %)

	number of cases (A)	collected amount (B)	B/A (1,000 won)
2004	2,792	907	324
2005	3,478 (24.6)	1,381 (52.2)	397
2006	6,060 (74.2)	3,385 (145.1)	559
2007	8,654 (42.8)	4,182 (23.6)	483

Note: () indicates % change from the previous year.
 Source: Ministry for health, welfare and family affairs.

3. 평가 및 정책적 시사점

기초생보 정책당국은 수급자 및 부양 의무자에 대한 매년 1회 이상의 정기적인 확인조사를 통해 지속적인 소득과약을 수행하는 한편, 조사 수행 시 외부기관들이 축적한 다양한 정보를 활용하고 있으므로 비교적 체계적인 소득과약체제를 갖추고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 외부기관이 축적한 자료가 대부분 소득세 납세자 혹은 사회보험료 납부자를 중심으로 생성된 것이어서 대부분이 면세자인 수급자에 대한 정보가 취약하다는 점을 유의해야 한다. 조사가 수행될 때 소득 이외에 재산, 가구특성, 건강상태 등의 수급자 전반에 대한 조사가 이루어진다는 점, 조사의 주요 목적이 소득의 허위 신고 여부를 결정하는 것이 아니라

는 점, 조사가 주로 전산조사를 통해 이루어진다는 점 등도 정확한 소득과약에 대한 애로요인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다. 또한 대부분의 경우 부정수급에 대한 최대한의 제재조치가 급여 중지에도 그치고 있어 수급자의 성실한 소득 신고를 위한 유인이 충분하게 제공되지 못하고 있다.

보도자료에 따르면 기초생보의 사각지대 규모는 수급자 전체 규모(155만명)보다 큰 160만명 수준이다.⁴⁾ 따라서 주어진 예산제약하에서 거대하게 자리 잡고 있는 사각지대를 줄이기 위해서는 수급자들에 대한 정확하고 효율적인 소득과약을 통해 부정수급을 줄이고 복지예산의 누수를 최소화하기 위한 정책노력이 긴요한 시점이라 하겠다.

4) 보건복지가족부, 2008년 10월 3일자 보도자료.

Ⅲ. 소득조사의 이론적 기초

1. 기본모형

먼저 한 경제 내에 존재하는 정책당국과 (대표적) 경제주체를 상정하자. 정책당국은 경제주체에게 생계급여의 형태로 소득을 지원해 준다. 생계급여는 일종의 보충급여로서 사전에 정해진 최저생계비에서 소득을 차감한 값으로 결정된다.⁵⁾ 즉, 정책당국은 생계급여 지급을 통해 경제주체에게 최저생계비만큼의 소득을 항상 보장한다.

경제주체의 소득은 사적 정보(private information)이고, 이에 따라 생계급여 수준은 그가 신고한 소득에 의해 결정된다. 정책당국은 경제주체의 소득분포에 관한 정보를 갖고 있으며, 소득조사를 통해 신고소득의 진위 여부를 확인할 수 있다. 허위신고에 대한 제재조치는 수급대상 여부에 따라 다른 형태를 띤다. 수급대상자($y \leq a$)의 과다수급에 대해서는 생계급여가 취소되고, 비대상자($y \geq a$)의 부

정수급에 대해서는 보다 강한 제재가 가해져 소득탈루액 전액이 징수된다.⁶⁾ 경제주체는 위험중립자로서, 그의 효용은 최종소득으로 정의된다. 한편, 최저생계비는 면세점 이하에서 결정되고, 이에 따라 생계급여 수급자는 소득세를 납부하지 않는다.⁷⁾ 이상에서 상정한 기본가정들을 요약하면 다음과 같다.

[A] 실제소득:

$y \in [0, \bar{y}] \Rightarrow$ private information
소득분포:

$f(y) \Rightarrow$ common knowledge

신고소득: $x \in [0, y]$.

최저생계비: $a > 0$

생계급여: $\max(a - x, 0)$

벌금:

(과다수급) $\Rightarrow a - x$ (급여 취소)

(부정수급) $\Rightarrow y - x$ (소득탈루액 전액)

효용함수: $u(z) = z$, $z =$ 최종소득.

2. 임의조사하에서의

- 5) 여기서 소득이란 소득인정액에 현물 및 주거급여와 기타 지원액을 합한 개념으로 이해될 수 있다. <Table 1>의 주를 참조하라.
- 6) 제II장에서 설명한 바와 같이 현 제도하에서는 수급자의 과다수급에 대해서는 급여 조정, 비대상자의 부정수급에 대해서는 급여 취소의 제재가 취해진다. 그러나 이러한 제재조치하에서는 조사확률을 아무리 높더라도 소득신고자의 소득탈루 유인은 전혀 줄어들지 않으므로 더 이상의 이론적 논의가 불가능하게 된다. 따라서 본 연구에서는 보다 강화된 제재조치를 상정한다.
- 7) 실제로 우리나라에서는 최저생계비가 면세점보다 낮은 수준에서 결정된다. 한편, 생계급여가 공공부조 제도의 하나임을 고려하면, 분석대상 최고소득을 면세점 이하로 상정하는 것이 무리한 가정이 아님을 알 수 있다.

소득신고 및 수급행위

정책당국은 경제주체가 신고한 소득에 대해 조사 여부를 결정할 수 있는데, 이러한 조사전략은 신고소득 수준(x)에 따라 특정한 조사확률 $p(x)$ 를 부여하는 것으로 간주될 수 있다. 먼저 모든 신고자에 대해 동일한 조사확률을 적용하는 임의조사(random auditing)를 전제로 수급자의 소득신고 및 수급행위에 대해 분석하기로 하자.

(임의조사) $p(x) = p \in [0, 1], \forall x$

허위신고에 대한 제재가 수급대상 여부에 따라 비대칭적으로 행해지므로, 소득신고행위도 대상 여부에 따라 다르게 전개된다. 먼저 수급대상자($y \leq a$)의 소득신고에 대해 살펴보자. 수급대상자의 기대효용은 다음과 같이 ' $x = y$ '에서 도약하는 불연속적인 형태로 표현된다.

$$EU(x; y, p, a) = \begin{cases} (1-p)(y+a-x) + py, & x < y \\ a, & x = y. \end{cases} \quad (1)$$

' $x < y$ '의 경우 신고소득이 감소할수

록 기대효용이 증가하므로 최적 신고소득은 a 와 $y + (1-p)a$ 의 대소관계에 따라 0 혹은 y 로 결정된다.⁸⁾

$$x(y) = \begin{cases} y, & y \leq ap \\ 0, & y > ap. \end{cases} \quad (2)$$

생계급여는 보충급여로서 한계세율이 1인 부의 역진세로 간주할 수 있다. 식 (2)는 소득탈루에 대한 제재수준이 미약함에 따라 성실신고에 대한 유인이 취약하며, 특히 소득이 일정 수준 이상인 경우 소득탈루를 통한 한계이득이 한계비용을 압도하게 되어 전체 소득을 탈루하게 됨을 의미한다.⁹⁾

수급자격이 없는 자들의 소득탈루로 인해 생계급여 지출의 누수현상이 빈번하게 발생하고 있는 현실을 감안할 때, 비대상자의 수급행위에 관한 분석도 중요하다. 전술한 대로 본 논문에서는 수급대상자의 과다수급에 대해서는 급여 취소라는 다소 불충분한 제재가 가해지나, 비대상자의 부정수급에 대해서는 제재의 수위를 높일 수 있다고 가정한다. 즉, 실제소득이 최저생계비 이상인데도 불구하고 최저생계비 이하로 소득을 신고함으로써 생계급여를 부정하게 받는 자에 대해서는 정책당국이 최저생계비 수준까지

8) 본 논문에서는 서로 다른 신고소득이 동일한 기대효용을 주는 경우, 실제 신고소득은 이 중에서 큰 값으로 결정된다고 가정한다.
 9) 성실신고 시 소득은 항상 a 이고, 과소신고 시 최저소득은 y 이므로 이 둘의 차이 $a-y$ 는 소득이 증가함에 따라 감소한다. 즉, 소득이 증가할수록 소득탈루 유인도 증가한다.

징계할 수 있다. 이는 부정수급에 대한 벌금이 소득탈루액($y-x$) 전체임을 의미하기 때문에 다소 가혹한 조치로 여겨질 수 있으나, 생계급여의 부정수급행위가 일반적인 탈세행위보다 중한 범죄로 간주되는 것으로 이해할 수 있다. 이상을 토대로 수급 비대상자($y \geq a$)의 기대효용을 나타내면 다음과 같다.

$$EU(x; y, p, a) = \begin{cases} (1-p)(y+a-x) + pa, & x \leq a \\ y, & x = y. \end{cases} \quad (3)$$

‘ $x \in (a, y)$ ’인 경우 생계급여는 지급되지 않고 과소신고에 대한 징계 가능성만 발생하게 되기 때문에 기대효용은 ‘ $x = y$ ’의 경우의 기대효용보다 클 수 없으므로 수급 비대상자의 기대효용함수를 식 (3)과 같이 축약된 형태로 표현할 수 있음에 유의하자. ‘ $x \leq a$ ’의 경우 신고소득이 감소할수록 기대효용이 증가하므로 최적 신고소득은 수급대상자의 경우와 마찬가지로 경계해의 형태를 취하게 된다. 즉, y 와 $a+(1-p)y$ 의 대소관계에 따라 최적 신고소득이 0 혹은 y 로 결정된다.

$$x(y) = \begin{cases} 0, & y < a/p \\ y, & y \geq a/p. \end{cases} \quad (4)$$

수급 비대상자의 경우, 수급대상자와는 반대로 소득이 일정 수준 이하인 경우에 소득탈루의 한계이득이 한계비용을 압도하게 되어 전체 소득을 탈루한다.¹⁰⁾ 이상의 수급대상자·비대상자의 소득신고를 정리하면 식 (5) 및 [Figure 1]과 같다.

$$x(y) = \begin{cases} y, & y \leq ap \\ 0, & ap < y < a/p \\ y, & y \geq a/p \end{cases} \quad (5)$$

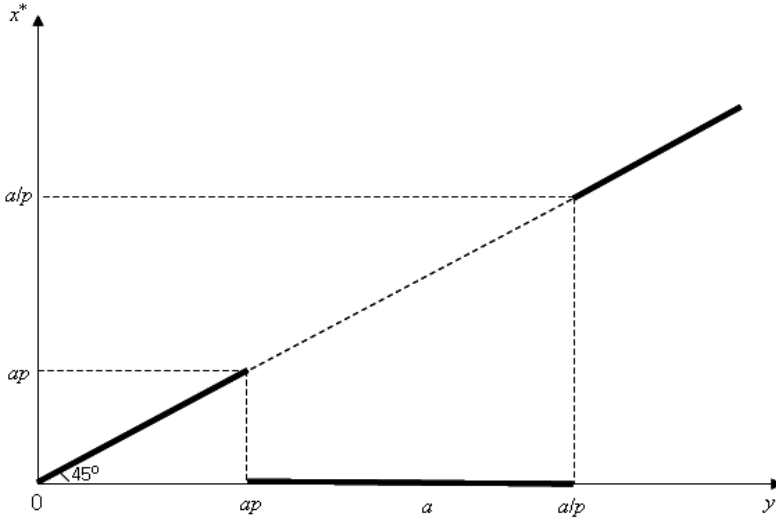
소득탈루에 대한 징계가 수급대상자 여부에 따라 비대칭적으로 가해지므로, [Figure 1]에 나타난 바와 같이 수급대상자는 소득수준이 높을수록, 비대상자는 소득수준이 낮을수록 소득탈루 유인이 커지고, 이에 따라 최저생계비 부근의 소득자들을 중심으로 소득탈루현상이 발생한다. 한편, 조사확률(p)이 증가할수록 소득탈루구간 ($ap, a/p$)은 줄어든다.

3. 임의조사의 한계점

기초생보하에서는 과소신고에 대한 징계가 불충분하므로 광범위한 소득탈루가 발생할 가능성이 크다. 이상의 분석 결과

10) 성실신고 시 소득은 항상 y 이고, 과소신고 시 최저소득은 a 이므로 이 둘 간의 차이 $y-a$ 는 소득이 증가함에 따라 증가한다. 즉, 소득이 증가할수록 소득탈루 유인이 감소한다.

[Figure 1] Optimal Income Reporting under Random Auditing



는 정책당국이 임의조사방식을 통해 소득 조사를 수행하는 경우 생계급여의 누수현상이 심화됨을 보여준다. 먼저 조사확률이 꽤 높은 수준이더라도 소득탈루구간이 최저생계비를 전후로 상당히 넓은 소득구간에 걸쳐 형성된다. 예를 들어 조사확률이 0.8인 경우, 최저생계비의 80~125% 수준에 걸친 구간에서 소득탈루가 발생한다. 더 심각한 것은 최적 소득신고행위가 경계해(all or nothing)의 형태로 결정되기 때문에 소득 전체에 대한 탈루가 이루어진다는 점이다.

임의조사하에서 소득과악률을 제고하기 위한 유일한 수단은 조사확률 자체를 상당히 높은 수준으로 유지하는 것이다.

현행 기초생보하에서는 신청 및 선정 과정을 거쳐 수급자격이 부여된다. 이에 따라 정책당국은 급여신청자에 대해 자격 조사를 수행하면서 소득조사도 병행한다. 따라서 수급자격을 부여한 후, 사후관리를 철저하게 한다면 ‘ $p \approx 1$ ’을 달성할 수 있다. 실제로 기초생보 실무자는 자신이 담당한 수급자에 대해 매년 1회 이상의 확인조사를 수행하여야 한다. 그러나 수급자가 실제로 체감하는 조사확률을 높은 수준으로 유지할 수 있는냐는 별개의 문제다.¹¹⁾ 게다가 1에 가까운 조사확률을 실행하는 것은 과도한 행정비용을 수반할 가능성이 크다.

따라서 부정수급에 대한 충분한 제재

11) 생계급여는 매월 지급되므로 연 1회 소득조사가 수행될 경우, 수급자의 체감 조사확률은 1/12일 것이라는 해석도 가능하다.

조치가 여의치 않은 상태에서 소득과 확률을 높이고 급여의 누수현상을 완화하기 위해서는 조사전략을 개선해야 한다. 이하에서는 모든 신고소득에 동일한 조사확률을 적용하는 임의조사방식에서 신고소득 수준에 따라 차별적인 조사확률을 적용하는 방식으로 조사전략을 전환하는 경우 생계급여제도가 보다 효율적으로 운영될 수 있음을 보이기로 한다.

IV. 소득조사전략의 개선

1. cut-off 조사

가. 임의조사보다 우월한 두 가지 유형의 cut-off 조사

이제 다음과 같은 조사방식을 통해 소득조사가 수행된다고 하자.

(cut-off 조사)

$$p(x) = \begin{cases} p, & x < v \\ 0, & x \geq v. \end{cases} \quad (6)$$

식 (6)이 의미하는 바는 신고소득이 일정한 수준(v)에 미달하는 경우에만 양의 확률(p)로 소득조사를 수행하고, 그 이상인 경우에는 소득조사를 일체 하지 않는다는 것이다.

임의조사방식이 조사확률(p)이라는 하나의 요소로 대표될 수 있다면, cut-off 방식은 조사확률과 기준소득(v) 두 개의 요소로 표현된다. 이하에서는 임의조사는 $ra(p)$ 로, cut-off 조사는 $co(p, v)$ 로 표기하기로 한다. cut-off 조사방식하에서는 ‘ $x = v$ ’에서도 기대효용의 도약이 일어나므로 최적 신고소득이 $\{0, v, y\}$ 중의 한 값으로 결정된다. 구체적인 소득신고행위는 v 값이 어느 수준에서 결정되는가에 따라서 결정된다.

먼저 v 가 최저생계비 이상인 경우 ($v \geq a$)를 살펴보자. 이 경우 v 를 신고하면 소득조사를 받지 않지만 생계급여 또한 받지 않으므로 실제소득(y)을 신고할 때와 동일한 기대효용(y)을 얻게 된다. 따라서 신고소득행위는 식 (5)와 [Figure 1]로 표현되는 임의조사하에서의 신고소득행위와 동일한 데 반해, 소득조사대상이 일부로 국한됨에 따라 조사비용은 적게 든다. 즉, 적은 비용으로 동일한 소득 신고행위를 결과한다는 의미에서 cut-off 조사가 임의조사보다 우월하다는 결론을 내릴 수 있다.

이제 v 가 ap 이하라고 가정하자 ($v \leq ap$). 이때에는 실제소득 y 가 v 를 초과할 경우 v 를 신고하는 것이 y 를 신고하는 것보다 유리하고, 그렇지 않은 경우에는 y 를 신고하는 것이 v 를 신고하는 것보다 유리하다. 이 사실과 ‘ $v \leq ap$ ’를 활용하면 ‘ $y \leq v$ ’일 때는 최적 신고소득

이 y 로 결정되고, 그렇지 않은 경우에는 v 로 결정됨을 쉽게 보일 수 있다. 한편, 소득조사대상이 실소득이 v 이하인 신고자로 대폭 축소됨에 따라 소득조사비용이 임의조사에 비해 크게 절감되므로 적절한 p 를 정함으로써 임의조사보다 우월한 cut-off 조사를 설계할 수 있다는 추론이 가능하다.

비슷한 논리를 활용하면 v 가 ap 와 a 사이의 값을 취하는 cut-off 조사방식은 $co(p, a)$ 혹은 $co(p, ap)$ 보다 열등함을 쉽게 보일 수 있다.

이상의 분석을 종합하면 주어진 임의조사 $ra(p)$ 에 대하여, 임의조사보다 우월한 ‘ $v = a$ ’와 ‘ $v = ap$ ’로 대표되는 두 가지 유형의 cut-off 조사방식이 존재함을 알 수 있다.

나. 최적 cut-off 조사

이제 앞에서 도출한 두 가지 유형의 cut-off 조사 중 구체적으로 어느 것이 바람직한 조사전략인지 살펴보도록 하자. 이를 위해 정책당국의 최적화문제를 상정하자. 먼저 소득조사 1건당 단위비용(c)이 조사규모에 상관없이 일정하게 주어졌다고 가정하자. 즉, 최저생계비(a)와 조사단위비용(c)은 외생변수로 간주한다. 정책 목표는 기초생보 운영비용을 최소화하는

것이라고 가정하자. 즉, 정책당국의 목적함수는 순급여지출(급여-벌금)과 소득조사비용의 합으로 정의된다. 한편, 분석의 단순화를 위해 경제주체의 소득은 표준일양분포를 따른다고 가정하자. 즉,

$$[B] \quad f(y) = \begin{cases} 1, & y \in [0, 1] \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

먼저 ‘ $v = a$ ’ 유형을 최적화해 보자. 이 조사하에서 경제주체의 최적 소득신고는 식 (5)와 같으므로 운영비용은 식 (7)과 같이 표현되며, 식 (7)을 극소화하는 최적의 p 값은 0, 1, 혹은 $(a^2 - 2c + 1)/2a^2$ 중의 하나로 결정됨을 보일 수 있다.¹²⁾

$$\begin{aligned} EC(p; a, c) &= \int_0^{ap} (a-y)dy + \int_{ap}^a (1-p)ady \\ &+ \int_{ap}^{\min\left[\frac{a}{p}, 1\right]} (a-py)dy + pc \int_0^{\min\left[\frac{a}{p}, 1\right]} dy \\ &= \begin{cases} \frac{a^2}{2}(p^2-p) + a + cp - \frac{1}{2}p, & p \leq a \\ \frac{a^2}{2}(p^2-p+p^{-1}) + ac, & p > a. \end{cases} \quad (7) \end{aligned}$$

한편 ‘ $v = ap$ ’인 cut-off 조사하에서의 운영비용은 식 (8)과 같으므로 최적의 p 값은 $\min[(a+2c)^{-1}, 1]$ 로 나타난다.

12) 주어진 a 하에서, c 가 증가함에 따라 최적의 p 값은 1, $(a^2 - 2c + 1)/2a^2$, 0의 순으로 변하는데 외생변수 조합 (a, c) 가 비정상적인 값을 취하지 않는 한, 대부분 1로 결정됨을 보일 수 있다.

$$\begin{aligned}
 EC(p; a, c) &= \int_0^{ap} (a-y)dy \\
 &+ \int_{ap}^1 (a-ap)dy + \int_0^{ap} pcdy \\
 &= \frac{a}{2} [(a+2c)p^2 - 2p] + a. \quad (8)
 \end{aligned}$$

식 (7)과 (8)을 비교하면 ‘ $v = a$ ’ 유형의 최적 cut-off 조사방식 중 조사확률이 $(a^2 - 2c + 1)/2a^2$ 이거나 0인 경우는 조사확률이 $(a + 2c)^{-1}$ 인 ‘ $v = ap$ ’ 유형의 최적 cut-off 조사보다 항상 열등함을 보일 수 있다. 따라서 최적 cut-off 조사는 다음의 식 (9)와 같이 정리된다.

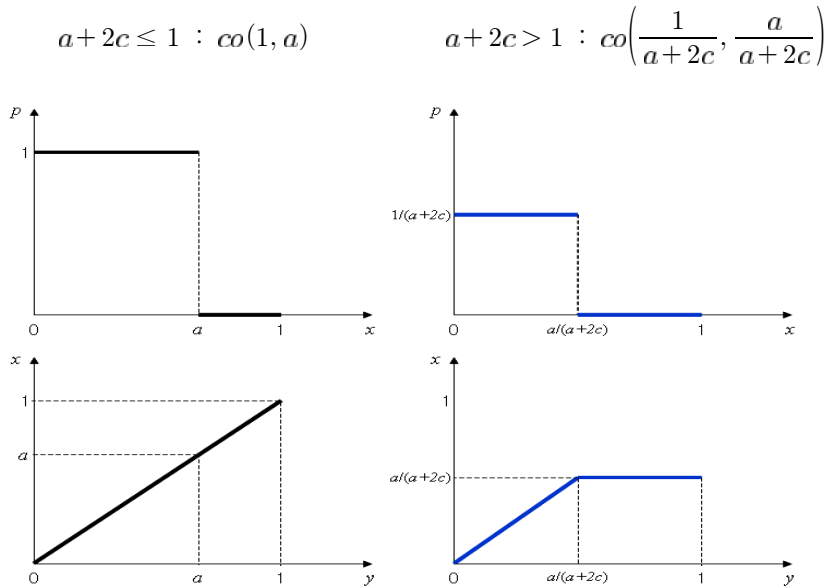
$$(p^*, v^*) = \begin{cases} \left(\frac{1}{a+2c}, \frac{a}{a+2c} \right), & a+2c > 1 \\ (1, a), & a+2c \leq 1. \end{cases} \quad (9)$$

식 (9)로부터 ‘ $v = a$ ’ 유형의 최적 cut-off 조사는 ‘ $v = ap$ ’ 유형의 특수한 형태임을 알 수 있다. 식에 나타난 바와 같이 수급대상자의 비중이 높거나(a 大) 소득조사의 효율성이 떨어지는 경우(c 大)에는 일부 수급대상자($y < ap$)에 대해 1보다 작은 확률로 소득조사를 수행하는 ‘ $v = ap$ ’ 유형의 cut-off 조사가 바람직하고, 그렇지 않은 경우에는 모든 수급대상자($y < a$)에 대해 1의 확률로 소득조사를 수행하는 ‘ $v = a$ ’ 유형의 cut-off 조사가 적절하다. [Figure 2]는 두 가지 유형의 최

적 cut-off 조사 및 최적 소득신고를 도면으로 나타낸 것이다. <Table 3>은 외생변수 조합별로 최적 임의조사와 최적 cut-off 조사를 대비하여 나타낸 것이다. 마지막 열에 나타난 결과로부터 수급대상의 비중이 작아 급여의 누수현상이 심각할수록(a 小) 혹은 조사비용의 효율성이 낮을수록(c 大) cut-off 조사전략의 예산절감효과가 크을 알 수 있다. cut-off 조사의 유용성은 급여누수 축소 및 조사비용 절감을 통해 발휘되는 것이다.

[Figure 2]와 <Table 3>에 나타난 것처럼 수급대상의 비중이 작고 소득조사의 효율성이 높은 경우에는($a + 2c \leq 1$) 모든 수급대상자에 대한 소득조사를 수행함으로써 소득탈루를 방지하는 것이 최적이다. 그러나 그렇지 않은 경우에는($a + 2c > 1$) 수급대상자 일부에 대해서만 소득조사를 수행할 수밖에 없으므로 소득탈루가 발생한다. 다시 말해서 수급대상의 비중이 크거나(a 大) 소득조사의 효율성이 낮은 경우(c 大), 최적 cut-off 조사하에서도 소득탈루구간이 꽤 넓게 형성된다. 뿐만 아니라 소득조사가 저소득 성실신고자에 대해서만 수행되고 고소득 탈루자에 대해서는 일체 행해지지 않으므로 역진적인 생계급여 배분이 초래된다는 문제도 발생하게 된다.

[Figure 2] Optimal Cut-off Auditing and Optimal Income Reporting



<Table 3> Optimal Random Auditing vs. Optimal Cut-off Auditing

a	c	random auditing		cut-off auditing			
		p	cost	p	v	cost	↓ (%)
0.6	0.05	0.93	0.228	1	0.600	0.210	7.9
0.6	0.10	0.88	0.274	1	0.600	0.240	12.4
0.6	0.20	0.78	0.356	1	0.600	0.300	15.7
0.7	0.05	0.95	0.294	1	0.700	0.280	4.8
0.7	0.10	0.91	0.340	1	0.700	0.315	7.4
0.7	0.20	0.83	0.427	0.909	0.636	0.382	10.5
0.8	0.05	0.96	0.369	1	0.800	0.360	2.4
0.8	0.10	0.93	0.416	1	0.800	0.400	3.9
0.8	0.20	0.86	0.506	0.833	0.667	0.467	7.7
0.9	0.05	0.97	0.454	1	0.900	0.450	0.9
0.9	0.10	0.94	0.502	0.909	0.818	0.491	2.2
0.9	0.20	0.87	0.593	0.769	0.692	0.554	6.6

2. 차별조사

앞에서 살펴본 cut-off 방식의 소득조사는 극단적인 형태의 차별조사이다. 이제 보다 완화된 형태의 차별조사를 살펴보자. 정책당국은 다음과 같이 신고소득이 증가함에 따라 연속적으로 감소하는 조사확률을 통해 소득조사를 수행한다고 가정하자.

(차별조사)¹³⁾

$$p = p(x), \quad p' < 0, \quad p'' \geq 0 \quad (10)$$

먼저 수급대상자($y \leq a$)의 소득신고 행위를 살펴보기로 하자. 수급대상자의 기대효용 및 효용극대화 필요조건은 다음과 같이 표현된다.¹⁴⁾

$$EU(x; y, a) = \begin{cases} [1-p(x)](y+a-x) + p(x)y, & x < y \\ a, & x = y \end{cases}$$

$$-p'(x)(a-x) = 1-p(x) \quad (11)$$

식 (11)을 만족하는 x 값을 x_0 이라 하자.¹⁵⁾ 내부해($0 \leq x_0 \leq y$) 조건은 다음

두 식으로 표현될 수 있다.

$$-p'(0)a \geq 1-p(0) \quad (12)$$

$$-p'(y)(a-y) \leq 1-p(y) \quad (13)$$

식 (12)는 $-p'(0)$ 이 충분히 크거나 $p(0)$ 이 1에 충분히 가까우면 성립하는데, 본 모형에서는 만족하는 것으로 가정한다. 식 (13)은 좌변이 y 의 감소함수인 반면 우변은 증가함수이므로 y 가 일정 수준 미만일 경우 성립하지 않는다. 식 (13)을 만족하는 y 의 최소치를 y_0 라 하면 식 (11)과 (12)로부터 ' $0 < x_0 = y_0 < a$ ' 임이 자명하다.

실제소득 y 가 y_0 보다 작은 경우 ($y < y_0$)에는 실제소득 자체가 최적 신고소득이 된다.¹⁶⁾ ' $y \geq y_0$ '인 경우에는 $EU(x_0)$ 과 $EU(y) = a$ 의 대소 여부에 따라 최적 신고소득이 결정된다. $EU(x)$ 가 ' $x = y$ '에서 불연속적으로 도약하고 이 외의 구간에서는 연속함수라는 사실을 이용하면, y 가 y_0 을 초과해도 당분간은 최적 신고소득이 y 이고 y 가 일정 수준 이상이 되어야만 x_0 이 최적 신고소득이 됨을 보일 수 있다.

13) 본 연구에서는 식 (6)으로 표현되는 극단적 형태의 차별조사를 'cut-off 조사'로 명명하고, 식 (10)으로 표현되는 완화된 형태의 차별조사를 '차별조사'라 명명한다.

14) 식 (10)으로부터 2계충분조건은 자동적으로 성립한다.

15) 위험중립성 가정에 따라 x_0 은 하나의 값으로 결정됨을 유의하라.

16) ' $x = y$ '에서 기대효용의 도약(jump)이 발생함을 상기하라.

이제 비대상자($y \geq a$)의 수급행위를 살펴보자. 차별조사하에서 비대상자의 기대효용 및 효용극대화의 1계필요조건은 다음과 같다.

$$EU(x; y, a) = \begin{cases} [1-p(x)](y+a-x) + p(x)a, & x \leq a \\ y, & x = y \end{cases}$$

$$-p'(x)(y-x) = 1-p(x) \quad (14)$$

임의의 y 에 대해서 식 (12)를 만족하게 하는 x 값을 $x_1(y)$ 라 하자.¹⁷⁾ 내부해조건 ($0 \leq x_1(y) \leq a$)은 다음 두 식으로 표현된다.

$$-p'(0)y \geq 1-p(0) \quad (15)$$

$$-p'(a)(y-a) \leq 1-p(a) \quad (16)$$

식 (12)와 마찬가지로 식 (15)도 성립한다고 가정하자. 식 (16)은 좌변이 y 의 증가함수인 반면 우변은 일정하므로, y 가 일정 수준 이상일 경우 성립하지 않는다. 식 (16)을 만족하는 y 의 최소치를 y_1 로 표기하자.¹⁸⁾

실제소득 y 가 y_1 보다 큰 경우($y > y_1$)에는 y 가 최적 신고소득이 된다. 반대 경

우($y \leq y_1$)에는 $EU(x_1)$ 과 $EU(y) = y$ 의 대소 여부에 따라 최적 신고소득이 결정된다. 기대효용이 ' $x = a$ '에서 불연속적으로 도약하고 이 외의 구간에서는 연속함수라는 사실을 이용하면, y 가 y_1 을 어느 정도 이상 하회해야 x_1 이 최적 신고소득이 됨을 보일 수 있다.

이상에서 분석한 수급대상자·비대상자의 최적 소득신고행위를 요약하면 식 (17)과 같으며, 이를 도면으로 표시한 것이 [Figure 3]이다.

$$x(y) = \begin{cases} y, & y \in [0, y_c] \\ x_0, & y \in (y_c, a] \\ x_1(y), & y \in (a, y_d] \\ y, & y \in [y_d, \bar{y}], \end{cases}$$

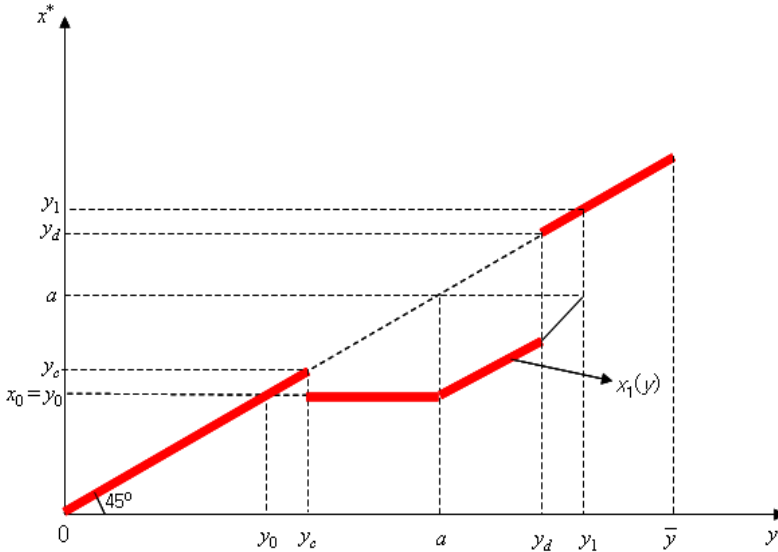
$$\begin{cases} y_c \in (y_0, a) \\ y_d \in (a, y_1) \end{cases} \quad (17)$$

그림과 같이 차별조사하에서는 소득 전체가 아닌 일부에 대해서만 소득이 탈루되는 한편, 소득탈루자에 대한 소득조사도 수행됨으로써 탈루자에 대한 급여 환수 혹은 벌금 징수가 이루어진다.

17) 식 (10)과 (14)로부터 ' $\frac{\partial x_1}{\partial y} > 0$ '은 자명하다.

18) 식 (14)와 (11)로부터 ' $x_1(y_1) = a$ ', ' $x_1(a) = x_0$ '은 자명하다.

[Figure 3] Optimal Income Reporting under Discriminated Auditing



3. 혼합형 조사: cut-off 차별조사

이제 식 (6)의 cut-off 조사와 식 (10)의 차별조사를 혼합한 다음과 같은 조사전략하에서의 최적 신고소득행위를 도출해보자.

(cut-off 차별조사)

$$p'(x) = \begin{cases} p(x), & x < y_c \\ 0, & x \geq y_c \end{cases} \quad (18)$$

y_c 는 식 (17)에서 제시된, 차별조사하에서 수급대상자의 성실신고 여부를 가름

하는 기준소득으로서 다음 관계를 만족한다.

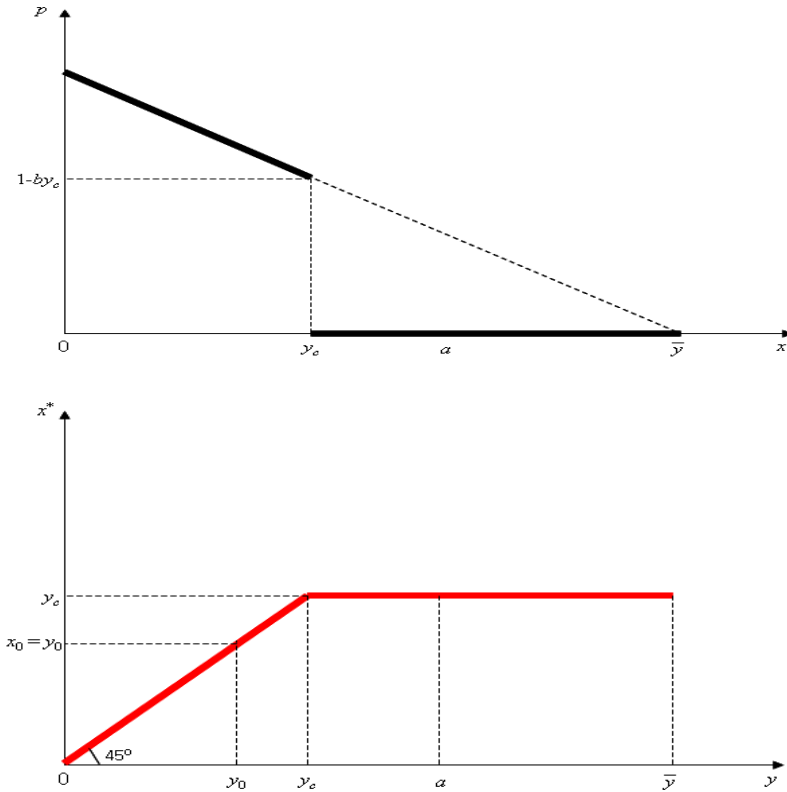
$$y_c + [1 - p(x_0)](a - x_0) = a \quad (19)$$

2절의 분석을 활용하면 실제소득이 y_c 이하인 수급대상자의 최적 소득신고행위는 식 (18)과 식 (10)하에서 동일하게 나타남을 쉽게 보일 수 있다. 실제소득이 y_c 를 초과하는 수급대상자의 경우 최적 신고소득은 x_0 혹은 y_c 로 결정되는데 식 (19)로부터 두 신고소득은 동일한 기대효용을 가져다주므로 최적 신고소득은 y_c 로 결정된다.

수급 비대상자의 경우 $x_1(y)$ 는 차별

[Figure 4] Optimal Income Reporting under Cut-off Discriminated Auditing:

$$p(x) = 1 - bx, b \leq 1$$



조사하에서와 마찬가지로 식 (14)에 의해 결정되나, 기대효용함수가 ‘ $x = y_c$ ’에서 불연속적으로 도약함에 따라 y_1 은 식 (16)과는 다른 ‘ $-p'(a)(y - y_c) \leq 1 - p(y_c)$ ’를 만족하는 y 의 최소치로 정의된다. 따라서 실제소득(y) y_1 를 초과하는 경우에는 y_c 가 최적 신고소득으로 결정되고, 실제소득이 y_1 이하인 경우에는 $EU(x_1)$ 과 $EU(y_c) = y + a - y_c$ 의 대소 여부에 따

라 최적 신고소득이 결정된다. 만일 $p(x)$ 가 ‘ $1 - bx, b \in [0, 1]$ ’의 형태를 취한다면 수급 비대상자의 최적 신고소득은 항상 y_c 임을 쉽게 보일 수 있다. 즉, 이 경우 최적 신고소득은 식 (20)으로 표현되며, 이를 도면으로 나타내면 [Figure 4]와 같다.

$$x(y) = \begin{cases} y, & y < y_c \\ y_c, & y \geq y_c \end{cases} \quad (20)$$

[Figure 4]를 [Figure 3]과 비교해 보면, cut-off 차별조사하에서는 차별조사에 비해 소득탈루구간이 넓으나, 소득조사 대상은 대폭 축소됨을 알 수 있다. 따라서 수급대상의 비중이 크거나(a 大) 소득조사의 효율성이 낮을 경우(c 大), 이 조사 전략을 사용함으로써 총운영비용을 절감할 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 한편, [Figure 4]를 [Figure 2]와 비교해 보면 적절한 형태의 cut-off 차별조사를 통해 최적 cut-off 조사보다 운영비용을 절감할 수 있다는 추론도 가능하다. 이하에서는 구체적인 수치예를 통해 이를 확인하기로 한다.

4. 수치예

우선 가정 [B]에서와 같이 소득은 표준 일양분포를 따른다고 하자. 소득세 납세자에 대하여 과세당국은 과세정보를 보유하고 있고 이 정보가 기초생보 정책당국과 공유된다는 점을 감안하면, 최고소득 1은 면세점에 해당하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 a 는 면세점 대비 최저생계비 비율이므로 {0.7, 0.8, 0.9} 중의 한 값을 취한다고 가정한다.¹⁹⁾ 한편, 소득조사

단위비용(c)은 평균소득(0.5)의 10~30% 수준인 {0.05, 0.1, 0.15} 중의 한 값을 취한다고 가정한다. 즉,

$$(a, c) \in \{0.7, 0.8, 0.9\} \times \{0.05, 0.1, 0.15\}$$

주어진 (a, c) 하에서 최적 cut-off 조사는 식 (9)로부터 쉽게 도출될 수 있으며 최적 신고소득은 다음과 같다.

$$x(y) = \begin{cases} y, & x \in [0, v) \\ v, & x \in [v, 1], \end{cases}$$

$$v = \min \left[\frac{a}{a+2c}, a \right] \quad (21)$$

이제 정책당국이 선형의 조사확률함수 ' $p(x) = 1 - bx, b \in [0, 1]$ '를 통해 차별조사를 수행한다고 하자. 식 (11)~(16)을 통해 도출된 최적 신고소득은 다음과 같다.

$$x(y) = \begin{cases} y, & y \in [0, y_c] \\ a/2, & y \in (y_c, a] \\ y/2, & y \in (a, y_d) \\ y, & y \in [y_d, 1], \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_c = a - 0.25ba^2 \\ y_d = \min[2(1 - \sqrt{1-ab}), 1]. \end{cases} \quad (22)$$

한편, 정책당국이 ' $p(x) = 1 - bx,$ '

19) 4인가구 기준 면세점 대비 최저생계비의 비중은 약 90%이고, 면세점 대비 현금급여기준의 비중은 75% 정도이므로 a 가 0.7~0.9의 값을 취한다고 가정하는 것은 현실적인 것으로 판단된다.

$b \in [0, 1]$ 를 통해 cut-off 차별조사전략을 사용하는 경우의 최적 신고소득은 다음과 같다.

$$x(y) = \begin{cases} y, & x \in [0, y_c) \\ y_c, & x \in [y_c, 1], \end{cases}$$

$$y_c = a - 0.25ba^2. \quad (23)$$

식 (21)~(25)와 해당 조사전략의 조사 확률함수를 이용하면 조사전략별 운영비용을 구할 수 있는데 이 중에서 차별조사와 cut-off 차별조사의 운영비용을 식으로 나타내면 다음과 같다.

(차별조사)

$$EC = \int_0^{y_c} (a - y)dy + \int_{y_c}^a \frac{ba^2}{4} dy$$

$$+ \int_a^{y_d} \left(a - y + \frac{b}{4}y^2 \right) dy$$

$$+ c \left[\int_0^{y_c} (1 - by)dy + \int_{y_c}^a \left(1 - \frac{ba}{2} \right) dy \right]$$

$$+ c \left[\int_a^{y_d} \left(1 - \frac{b}{2}y \right) dy + \int_{y_d}^1 (1 - by)dy \right]$$

(cut-off 차별조사)

$$EC = \int_0^{y_c} (a - y)dy + \int_{y_c}^1 (a - y_c)dy$$

$$+ c \int_0^{y_c} (1 - by)dy$$

<Table 4>는 외생변수 조합별로 세 가지 소득조사방식을 비교한 것이다. 표의 3~7번째 열은 식 (9)를 활용한 cut-off 조사의 최적화 결과를 보여주고 있으며 8~12번째 열과 13~17번째 열은 ‘ $1 - bx, b \in [0, 1]$ ’ 형태의 조사확률함수를 사용하는 차별조사와 cut-off 차별조사에 대해 기울기(b)를 0.1 단위로 최적화한 결과들을 나타내고 있다.

분석 결과에 의하면, 우선 차별조사가 모든 경우에서 가장 열등한 조사전략으로 판명되었다. 이는 모든 신고소득에 대해 양의 확률로 소득조사를 수행함에 따른 급여지출 감소분이 조사비용 증가분보다 작음을 의미한다. 중요한 발견은 cut-off 조사는 cut-off 차별조사의 특수한 유형이라는 사실이다. ‘ $a + 2c$ ’가 1 이상인 경우에는 ‘ $p(x) = 1 - bx, b > 0$ ’ 유형이 최적의 조사방식이고, 그렇지 않은 경우에는 ‘ $p(x) = 1 - bx, b = 0$ ’ 유형이 최적인데, 이는 ‘ $v = a$ ’ 유형의 최적 cut-off 조사와 일치한다. 즉, 가장 바람직한 조사전략은 다음과 같다.

$$a + 2c \geq 1$$

$$\Rightarrow \text{‘cut-off 차별조사’}$$

$$p(x) = 1 - bx, x < y_c, b > 0$$

$$a + 2c \ll 1$$

$$\Rightarrow \text{‘cut-off 조사 } (p, v) = (1, a)\text{’}$$

⟨Table 4⟩ Optimal Cut-off Auditing vs. Optimal Discriminated Auditing vs. Optimal Cut-off Discriminated Auditing

a	c	cut-off auditing					discriminated auditing $p(x) = 1 - bx, \forall x$					cut-off discriminated auditing $p(x) = 1 - bx, x < y_c$				
		p	$v(ap)$	payment cost	audit cost	total cost	b	payment cost	penalty revenue	audit cost	total cost	b	$v(y_c)^1$	payment cost	audit cost	total cost
0.7	0.05	1	0.7	0.245	0.035	0.28	0.5	0.2894	0.0403	0.0387	0.2879	0 ²⁾	0.7	0.245	0.035	0.28
0.7	0.10	1	0.7	0.245	0.07	0.315	0.8	0.3191	0.0624	0.0667	0.3234	0	0.7	0.245	0.07	0.315
0.7	0.15	1	0.7	0.245	0.105	0.35	0.9	0.3299	0.0696	0.0959	0.3562	0.5	0.6388	0.2653	0.0805	0.3458
0.8	0.05	1	0.8	0.32	0.04	0.36	0.3	0.3592	0.0368	0.0431	0.3656	0	0.8	0.32	0.04	0.36
0.8	0.10	1	0.8	0.32	0.08	0.4	0.5	0.3869	0.0596	0.0786	0.4058	0.3	0.752	0.3308	0.0667	0.3975
0.8	0.15	0.9091	0.7273	0.3372	0.0992	0.4364	0.6	0.4014	0.0707	0.1131	0.4439	0.7	0.688	0.3487	0.0783	0.4270
0.9	0.05	1	0.9	0.405	0.045	0.45	0.2	0.442	0.0353	0.0454	0.4521	0.2	0.8595	0.4099	0.0393	0.4492
0.9	0.10	0.9091	0.8182	0.4165	0.0744	0.4909	0.4	0.4807	0.0684	0.0832	0.4955	0.5	0.7988	0.4203	0.0639	0.4842
0.9	0.15	0.8333	0.75	0.4313	0.0938	0.5250	0.7	0.5012	0.0754	0.1081	0.5340	0.8	0.738	0.4343	0.078	0.5123

Notes: 1) $y_c = a - 0.25ba^2$

2) Shaded figures are equivalent to ones under cut-off auditing.

V. 추가 분석

본 장에서는 제IV장의 분석 결과에 대한 견고성(robustness) 검정 차원에서 현실을 고려한 추가 가정들을 도입하는 경우 분석 결과가 어떻게 바뀌는지 살펴보기로 한다.

1. 용량제약하에서의 소득조사

지금까지의 분석은 소득조사에 대한 어떠한 형태의 제약도 존재하지 않음을 전제로 한 것이었다. 그러나 일반적으로 정책당국은 소득조사에 대한 인력 혹은 예산상의 제약에 직면하게 된다. 이제 이러한 현실을 감안하여 조사용량상의 유효한 제약이 존재한다고 가정하자.

<Table 3>을 자세히 살펴보면, cut-off 차별조사가 cut-off 조사보다 우월한 것은 급여누수 증가 이상의 조사비용 절감이 가능한 데 기인하는 것임을 알 수 있다. 따라서 용량제약(capacity constraint)하에서 cut-off 차별조사의 우월성이 더 크게 부각되리라 예상된다. 제IV장 4절의 수치 예를 통해 이 사실을 확인하여 보자. 용량제약은 다음과 같이 표현된다.

$$\int_0^1 p(x(y))dy \leq \bar{p} \in (0, 1) \quad (24)$$

용량제약의 효과가 나타나기 위해서는 우선 식 (24)의 \bar{p} 가 a 미만이어야 한다. \bar{p} 가 a 이상이라면 용량제약이 부과되더라도 최적 조사전략의 모습이 전혀 바뀌지 않기 때문이다. 따라서 ‘ $\bar{p}=0.6$ ’를 가정하고, 용량제약을 부여할 경우 최적 조사전략이 어떠한 형태로 변하는가를 살펴보기로 한다. 용량제약하에서 cut-off 조사는 ‘ $pv \leq 0.6$ ’을 만족하여야 하나, <Table 3>에 제시된 모든 최적 cut-off 조사는 이 조건을 충족하지 않으므로 실행 가능하지 않다. 따라서 용량제약하의 최적 cut-off 조사는 ‘ $v = ap$ ’ 형태를 띠며 제약조건이 등식으로 성립한다. 즉,

$$ap^2 \leq 0.6 \Rightarrow p \leq \sqrt{\frac{0.6}{a}} \quad (25)$$

한편, cut-off 차별조사하에서의 용량제약은 다음과 같다.

$$\int_0^{y_k} (1-by)dy + \int_{y_k}^a \left(1 - \frac{ba}{2}\right)dy + \int_a^{y_d} \left(1 - \frac{b}{2}y\right)dy + \int_{y_d}^1 (1-by)dy \leq 0.6 \quad (26)$$

<Table 5> Optimal Cut-off Auditing vs. Optimal Cut-off Discriminated Auditing under Capacity Constraint($\bar{p}=0.6$)

a	c	cut-off auditing					cut-off discriminated auditing $p(x) = 1 - bx, x < y_c$				
		p	v(ap)	payment cost	audit cost	total cost	b	v(y _c)	payment cost	audit cost	total cost
0.7	0.05	0.9258	0.6481	0.2619	0.03	0.2919	0.3	0.6633	0.2567	0.0299	0.2866
0.7	0.10	0.9258	0.6481	0.2619	0.06	0.3219	0.3	0.6633	0.2567	0.0597	0.3164
0.7	0.15	0.9258	0.6481	0.2619	0.09	0.3519	0.5	0.6388	0.2653	0.0805	0.3458
0.8	0.05	0.8660	0.6928	0.3472	0.03	0.3772	0.5	0.72	0.3392	0.0295	0.3687
0.8	0.10	0.8660	0.6928	0.3472	0.06	0.4072	0.5	0.72	0.3392	0.059	0.3982
0.8	0.15	0.8660	0.6928	0.3472	0.09	0.4372	0.7	0.688	0.3487	0.0783	0.4270
0.9	0.05	0.8165	0.7348	0.4352	0.03	0.4652	0.6	0.7785	0.4245	0.0298	0.4544
0.9	0.10	0.8165	0.7348	0.4352	0.06	0.4952	0.6	0.7785	0.4245	0.0597	0.4842
0.9	0.15	0.8165	0.7348	0.4352	0.09	0.5252	0.8	0.738	0.4343	0.078	0.5123

식 (25)와 (26)하에서 조사전략별 최적화 결과를 나타내면 <Table 5>와 같다. 표에서와 같이 용량제약($\bar{p}=0.6$)을 부과하면 모든 경우에서 cut-off 차별조사가 cut-off 조사보다 우월한 것으로 나타난다. 즉, cut-off 차별조사하에서는 조사대상 소득구간에 대해 신고된 소득수준에 따라 차별적인 조사확률이 적용됨으로써 조사의 효율성이 제고되고 이에 따라 조사용량상의 제약이 존재하는 경우 cut-off 차별조사의 유용성이 확대되는 것이다. 한편, 최적 cut-off 차별조사 결과를 살펴보면 <Table 5>에서 조사확률함수 기울기 b가 <Table 4>보다 더 크게 나타남을 알 수 있다. 이는 조사용량상의 제약으로 인해 차별조사의 강도가 높아짐을 의미한다.

2. 단일 제재수단하에서의 소득조사

지금까지의 분석에서는 수급 비대상자의 부정수급에 대해 소득탈루액 전액 징수라는 다소 강한 징계가 가해진다고 가정하였다. 그러나 실제로는 수급 비대상자에 대해서도 대부분의 경우 급여 취소(중단)라는 제재만 취할 수 있다. 이제 이러한 현실을 감안하여, 수급대상 여부와 상관없이 부정수급에 대해서 급여 취소라는 단일한 제재가 취해진다고 가정하자.

수급 비대상자($y \geq a$)의 경우 과소신고에 대한 제재가 완화되었으므로 소득탈루는 심화될 것으로 추측된다. 수급 비대상자의 기대효용은 식 (3)과는 다른 다음과 같은 형태를 취한다.

$$EU(x; y, p, a) =$$

$$\begin{cases} [1-p(x)](y+a-x)+p(x)y, & x \leq a \\ y, & x = y. \end{cases} \quad (27)$$

식 (27)이 보여주듯이 부정수급 시 기대효용은 수급대상 여부와 상관없이 동일하다. 이 사실을 이용하면 수급 비대상자의 최적 소득신고는 임의조사하에서는 p 가 1 미만인 이상 항상 0으로 결정되고, 차별조사하에서는 $p(a)$ 가 1 미만인 이상 항상 x_0 으로 결정됨을 쉽게 보일 수 있다.²⁰⁾ 조사방식별 최적 소득신고를 정리하면 다음과 같다.

(임의조사)

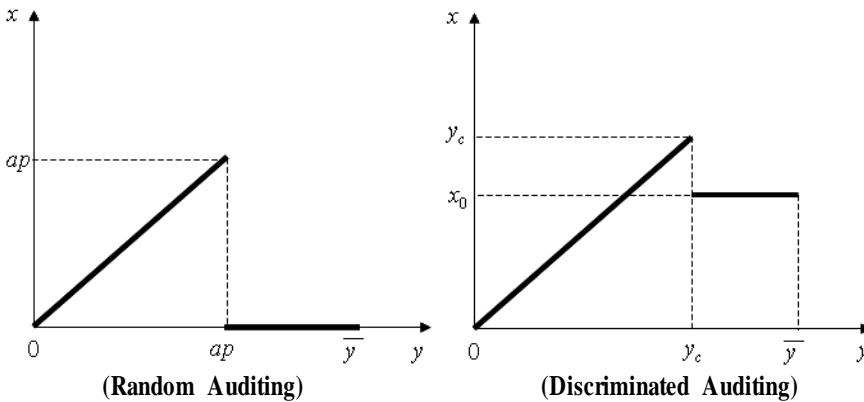
$$x(y) = \begin{cases} y, & y < ap \\ 0, & y \geq ap. \end{cases}$$

(차별조사)

$$x(y) = \begin{cases} y, & y < y_c \\ x_0, & y \geq y_c. \end{cases}$$

수급 비대상자의 부정수급에 대해 소득탈루액 전액을 벌금으로 부과하는 경우에는 소득이 증가할수록 소득탈루 유인이 줄어들게 되어 소득이 일정 수준 이상일 때는 소득탈루가 발생하지 않지만, 급여 취소라는 미약한 제재만 취해진다면 수급 비대상자의 성실신고 유인은 전혀 존재하지 않게 되는 것이다.

[Figure 5] Optimal Income Reporting under Single Penalty



20) 차별조사하에서 수급 비대상자의 극대화 조건은 수급대상자의 그것과 동일하고, 내부해 조건은 식 (12)와 ' $p(a) < 1$ '로 대표된다.

수급 비대상자의 소득탈루가 심화됨에 따라 조사전략 유형 간의 우월관계는 종전보다 간결한 형태로 나타난다. ‘ $v = a$ ’ 유형의 cut-off 조사는 p 가 1인 경우에만 임의조사보다 우월하고, ‘ $v = ap$ ’ 유형의 cut-off 조사는 임의조사보다 항상 우월하다. 한편, cut-off 차별조사는 차별조사보다 항상 우월하다.²¹⁾ 즉,

$$\begin{aligned} co(p, ap) > co(p, a) &\equiv ra(p), p \in (0, 1) \\ co(p, ap) &\equiv co(p, a) > ra(p), p = 1 \\ co(p(x), y_c) > p(x) \end{aligned}$$

최적 cut-off 조사와 cut-off 차별조사는 종전과 같이 식 (9) 및 식 (18)로 표현되므로 둘 간의 관계 또한 종전과 같고 <Table 3>의 수치에 분석 결과도 그대로 적용된다. 결과적으로 수급대상 여부와 상관없이 급여 취소라는 단일한 제재조치가 취해지더라도 최적 소득조사에 관한 분석 결과는 바뀌지 않는다.

3. 위험기피자를 상대로 한 소득조사

지금까지는 위험중립적인 경제주체를 상정하고 그의 효용이 최종소득 자체임을 가정하였다. 이제 경제주체가 위험기피자인 경우에는 전 절의 분석결과가 어

떻게 변하는지 살펴보자. 위험기피자의 효용함수는 다음과 같은 형태를 취한다.

$$u(z), u' > 0, u'' < 0, z = \text{세후소득} \quad (28)$$

앞에서 언급한 바와 같이 제재수단의 특성상 수급대상자·비대상자의 기대효용은 위험중립자의 경우와 마찬가지로 각각 ‘ $x = y$ ’ 및 ‘ $x = a$ ’에서 도약이 발생한다. 이 사실을 이용하면 임의조사에서의 최적 소득신고는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

(임의조사)

$$x(y) = \begin{cases} y, & y \in [0, y_a] \\ 0, & y \in (y_a, y_b) \\ y, & y \in [y_b, \bar{y}] \end{cases} \quad (29)$$

식 (29)에서 y_a 와 y_b 는 수급대상자·비대상자의 성실신고 여부를 가름하는 기준소득으로서 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{cases} y_a : p = \frac{u(y_a + a) - u(a)}{u(y_a + a) - u(y_a)} \\ y_b : p = \frac{u(y_b + a) - u(y_b)}{u(y_b + a) - u(a)} \end{cases} \quad (30)$$

21) cut-off 조사 ‘ $co(p, ap)$ ’는 순급여지출은 동일하지만 조사비용이 적게 든다는 의미에서 임의조사 ‘ $ra(p)$ ’보다 우월하고, 같은 이유로 cut-off 차별조사도 차별조사보다 우월하다.

$u(\cdot)$ 가 볼록함수인 사실을 이용하면 위험중립자의 경우에 비해 소득탈루구간이 좁게 형성됨을 쉽게 보일 수 있다. 즉, $(y_a, y_b) \subset (ap, a/p)$.

차별조사하에서의 소득신고행위도 전절에서 분석한 위험중립자의 소득신고행

위를 적용하면 쉽게 도출할 수 있다. 먼저 위험중립자의 경우와 같이 $x_0(y)$ 와 $x_1(y)$ 를 각각 수급대상자와 비대상자의 극대화 필요조건을 만족하는 x 값들로 정의하고 y_0 과 y_1 을 내부해 조건의 임계치들로 정의하자.

$$\begin{cases} x_0(y) : -p'(x)[u(y+a-x) - u(y)] = [1-p(x)]u'(y+a-x) \\ x_1(y) : -p'(x)[u(y+a-x) - u(a)] = [1-p(x)]u'(y+a-x) \end{cases} \quad (31)$$

$$\begin{cases} y_0 : -p'(y)[u(a) - u(y)] = [1-p(y)]u'(a) \\ y_1 : -p'(y)[u(y) - u(a)] = [1-p(y)]u'(y) \end{cases} \quad (32)$$

$$\begin{cases} y_c : [1-p(x_0(y_c))]u(y_c+a-x_0(y_c)) + p(x_0(y_c))u(y_c) = u(a) \\ y_d : [1-p(x_1(y_d))]u(y_d+a-x_1(y_d)) + p(x_1(y_d))u(a) = u(y_d) \end{cases} \quad (33)$$

차별조사하에서의 최적 신고소득은 식 (31)~(33)에서 정의된 용어들을 통해 위험중립자의 경우와 동일한 형태로 정리된다. 즉,

(차별조사)

$$x(y) = \begin{cases} y, & y \in [0, y_c] \\ x_0(y), & y \in (y_c, a] \\ x_1(y), & y \in (a, y_d) \\ y, & y \in [y_d, \bar{y}] \end{cases}$$

$$y_0 < y_c < a < y_d < y_1 \quad (34)$$

임의조사하에서와 마찬가지로 소득탈루구간은 위험중립자의 경우보다 좁게 형

성된다.

이상에서 분석한 바와 같이 위험기피자를 상정하더라도 소득탈루구간이 축소되는 것 이외에는 소득신고행위의 특성은 변하지 않는다. 따라서 cut-off 조사와 cut-off 차별조사하에서의 최적 소득신고 또한 유사한 형태로 나타낼 수 있다.

(cut-off 조사)

$$\begin{cases} p, & x < y_a \\ 0, & x \geq y_a \end{cases}$$

$$\Rightarrow x(y) = \begin{cases} y, & y < y_a \\ y_a, & y \geq y_a \end{cases} \quad (35)$$

(cut-off 차별조사)

$$\begin{cases} p(x), & x < y_c \\ 0, & x \geq y_c \end{cases} \Rightarrow x(y) = \begin{cases} y, & y < y_c \\ y_c, & y \geq y_c \end{cases} \quad (36)$$

위험기피자는 위험중립자에 비해 상대적으로 소득탈루의 정도가 작을 것이고 이는 소득탈루구간의 축소로 나타남을 확인하였다. 따라서 위험기피자를 상대로 정책당국이 차별조사전략을 사용한다면 소득탈루를 보다 효과적으로 예방할 수 있을 것으로 추측된다. 구체적인 예를 통해 위험기피자를 상정할 경우 cut-off 차별조사의 유용성이 증대된다는 추측을 확인해 보자. 먼저 분석의 단순화를 위해 종전과 같이 소득은 표준일양분포를 따른다고 하고 다음과 같은 로그함수 형태의 효용함수를 상정하자.

$$u(z) = \ln z, \quad y \sim U[0, 1]. \quad (37)$$

식 (35)로 대표되는 cut-off 조사하에서의 생계급여 운영비용은 다음과 같다.

$$EC(y_a) = \frac{1}{2}y_a^2 - y_a + a + pcy_a \quad (38)$$

위험중립자의 경우와 같이 최적 cut-off 조사가 간결한 형태로 도출되지 않으나, 식 (30)에 나타난 바와 같이 p 가 y_a 의 함

수인 사실을 이용하면 y_a 에 대한 최적화를 통해 최적 cut-off 조사를 도출할 수 있다.

이제 제IV장 4절의 수치예에서와 같이 ‘ $p(x) = 1 - bx, b \in [0, 1]$ ’를 통해 cut-off 차별조사가 수행된다고 하면 생계급여 운영비용은 다음과 같다.

$$EC(b, y_c) = \frac{1}{2}y_c^2 - y_c + a + c(y_c - \frac{b}{2}y_c^2) \quad (39)$$

식 (31)과 (33)에 나타난 $x_0(y)$ 와 y_c 의 정의식을 활용한 수치방법을 사용하면 식 (39)를 최소화하는 조사확률함수 $p(x)$ 의 기울기 b 를 찾을 수 있고 이를 통해 최적 cut-off 차별조사를 도출할 수 있다.

<Table 6>은 위에서 설명한 조사전략별 최적화 결과를 나타낸 것이다. <Table 3>의 위험중립성 가정하에서의 최적화 결과와 비교해 보면 먼저 cut-off 조사의 경우에는 ‘ $a + 2c = 1$ ’이더라도 수급대상자의 일부에 대해서만 소득조사를 수행하는 것($v < a$)이 최적이다. cut-off 차별조사의 경우에는 위험기피에 따라 최적에서의 조사확률함수의 기울기(b)가 증가하는 모습을 띤다. 즉, 경제주체의 위험기피적인 행동으로 인해 소득조사의 필요성이 줄어들어 따라 cut-off 조사하에서 소득조사대상이 축소되고, cut-off

<Table 6> Optimal Cut-off Auditing vs. Optimal Cut-off Discriminated Auditing against Risk Averter

a	c	cut-off auditing					cut-off discriminated auditing $p(x) = 1 - bx, x < y_c$				
		p	$v(y_a)$	payment cost	audit cost	tatal cost	b	$v(y_c)$	payment cost	audit cost	tatal cost
0.7	0.05	1	0.7	0.245	0.035	0.28	0	0.7	0.245	0.035	0.28
0.7	0.10	1	0.7	0.245	0.07	0.315	0.1	0.6798	0.2513	0.0634	0.3146
0.7	0.15	0.9226	0.662	0.2571	0.0916	0.3487	0.7	0.6273	0.2695	0.0734	0.3429
0.8	0.05	1	0.8	0.32	0.04	0.36	0	0.8	0.32	0.04	0.36
0.8	0.10	0.9442	0.7688	0.3267	0.0726	0.3993	0.5	0.7327	0.3357	0.0598	0.3956
0.8	0.15	0.8226	0.6987	0.3454	0.0862	0.4316	0.8	0.6901	0.3480	0.0749	0.4230
0.9	0.05	0.9705	0.8815	0.4070	0.0428	0.4498	0.3	0.8494	0.4113	0.0371	0.4484
0.9	0.10	0.8371	0.7956	0.4209	0.0666	0.4875	0.7	0.7784	0.4246	0.0566	0.4812
0.9	0.15	0.7387	0.7295	0.4366	0.0808	0.5174	0.9	0.7411	0.4335	0.0741	0.5076

차별조사하에서는 조사차별의 정도가 증가하게 되는 것이다. 한편, 예상한 대로 생계급여 운영비용은 전반적으로 감소하는데 최저생계비(a)와 조사단위비용(c)이 증가할수록 그 정도는 커진다. 특기할 만한 사실은 cut-off 차별조사의 우월성이 제고된다는 것인데, 위험중립의 경우 ' $a + 2c < 1$ '인 경우에는 cut-off 차별조사가 cut-off 조사보다 우월할 수 없었으나 위험기피하에서는 ' $a + 2c < 1$ '이더라도 차별조사를 통해 운영비용을 절감할 수 있는 경우가 발생한다($a = 0.7, c = 0.1$).

VI. 결 론

기초생보상의 생계급여는 보충급여로서 한계세율이 1인 특별한 형태의 부의 소득세이다. 한편, 수급자의 과다수급에 대한 제재는 소득탈루액과는 무관하게 급여중단만으로 국한되고, 과소신고에 대한 징계도 미미한 수준에 그치고 있다. 이와 같이 복지제도 특유의 한계로 인해 수급자의 과다신고에 대한 제재수단이 취약할 수밖에 없는 상황에서, 정책당국은 적절히 설계된 소득조사전략을 통해 정책대상자들의 소득을 효과적으로 파악하는 것이 필요하다.

본 연구는 기초생보의 주요 정책수단인 생계급여하에서의 소득조사 최적화에 대한 이론적 분석을 최초로 시도한 점에서 의의를 찾을 수 있다. 고전적 탈세이론을 토대로 한 최적 소득신고모형을 상정하고 생계급여하에서의 소득조사전략 개선방안에 대한 이론적 분석을 시도한 결과, 임의조사방식에서 차별조사방식으로 전환하는 경우 소득과악률이 제고되고 급여누수가 감소함을 입증하였다. 또한 가장 바람직한 소득조사전략은 일정 수준 이하의 신고소득에 대하여 신고소득 수준에 반비례하는 조사확률을 적용하는 차단식(cut-off) 차별조사전략임을 밝혔다.

그러나 최저생계비 부근의 소득자들을 중심으로 소득탈루가 집중되고, 비자격자들에게도 생계급여가 지급되는 누수현상(leakage)은 여전히 지속되므로 소득조사 이외의 행정적인 노력을 병행함으로써 소득과악률을 제고할 필요가 있다.

본 연구는 소득과악체계를 구성하는 하나의 정책수단인 소득조사로 연구의 범위를 국한하였다는 점에서 한계점을 가진다. 소득과악체계는 소득조사라는 정책수단 이외에도 소득과악을 위한 정보체계 및 조사인프라의 구축과 운용, 관련 법체계 등 광범위한 요소들로 구성되어 있으나, 본 연구에서는 그동안 상대적으로 소홀하게 다루어져 왔던 소득조사 전략의 최적화와 관련한 이론 분석에 연구의 초점을 맞춘 것이다.

한편, 분석의 단순화를 위해 다소 비현실적인 가정들을 전제하였다는 점에서도 한계가 있다. 특히, 정책당국의 최적 조사전략을 간명한 형태로 도출하기 위해 납세자의 소득분포가 일양분포를 따른다고 가정한 것은 지나친 단순화라는 비판에서 자유롭지 못하다. 향후에는 보다 일반적인 가정하에서 최적 소득조사에 대한 이론적 연구가 수행되기를 기대해 본다.

참 고 문 헌

- 김형준·현진권, 『세무조사 방식과 납세순응 행위』, 한국조세연구원, 2004.
- 보건복지가족부, 『2009 국민기초생활보장사업안내』, 2009.
- 오윤·박명호, 『세무조사제도 개혁방안』, 한국조세연구원, 2007.
- 유일호, 『탈세와 세무행정』, 한국조세연구원, 2005.
- 현진권·박창균, 『세무조사의 정책방향』, 한국조세연구원, 2001.
- Allingham, M. G. and A. Sandmo, “Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis,” *Journal of Public Economics*, 1972.
- Christiansen, V., “Two Comments on Tax Evasion,” *Journal of Public Economics*, 1980.
- Greenberg, J., “Avoiding Tax Avoidance: A (Repeated) Game Theoretic Approach,” *Journal of Economic Theory*, 1984.
- Kolm, S-C., “A Note on Optimum Tax Evasion,” *Journal of Public Economics*, 1973.
- Sanchez, I. and J. Sobel, “Hierarchical Design and Enforcement of Income Tax Policies,” *Journal of Public Economics*, 1993.
- Slemrod, J. and S. Yitzhaki, “The Optimal Size of Tax Collection Agency,” *Scandinavian Journal of Economics*, 1987.
- Srinivasan, T. N., “Tax Evasion: A Model,” *Journal of Public Economics*, 1973.
- Yitzhaki, S., “A Note on Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis,” *Journal of Public Economics*, 1974.

이해상충과 애널리스트 예측

박 창 균

(중앙대학교 경영대학 조교수)

연 태 훈

(한국개발연구원 연구위원)

Conflict of Interests and Analysts' Forecast

Chang-Gyun Park

(Assistant Professor, College of Business Administration,
Chung-Ang University)

Taehoon Youn

(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 박창균: (e-mail) cp19@cau.ac.kr, (address) Chung-Ang University, 211 Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul, Korea

연태훈: (e-mail) tyoun@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

• Key Word: 애널리스트(Analyst), 이해상충(Conflict of Interests), 이익예측(Earnings Forecast), 소유구조 (Ownership Structure),

• JEL code: G14, G20, G28

• Received: 2008. 8. 25 • Referee Process Started: 2008. 9. 8

• Referee Reports Completed: 2009. 3. 31

ABSTRACT

The paper investigates the possible relationship between earnings prediction by security analysts and special ownership ties that link security companies those analysts belong to and firms under analysis. "Security analysts" are known best for their role as information producers in stock markets where imperfect information is prevalent and transaction costs are high. In such a market, changes in the fundamental value of a company are not spontaneously reflected in the stock price, and the security analysts actively produce and distribute the relevant information crucial for the price mechanism to operate efficiently. Therefore, securing the fairness and accuracy of information they provide is very important for efficiency of resource allocation as well as protection of investors who are excluded from the special relationship. Evidence of systematic distortion of information by the special tie naturally calls for regulatory intervention, if found. However, one cannot presuppose the existence of distorted information based on the common ownership between the appraiser and the appraisee. Reputation effect is especially cherished by security firms and among analysts as indispensable intangible asset in the industry, and the incentive to maintain good reputation by providing accurate earnings prediction may outweigh the incentive to offer favorable rating or stock recommendation for the firms that are affiliated by common ownership.

This study shares the theme of existing literature concerning the effect of conflict of interests on the accuracy of analyst's predictions. This study, however, focuses on the potential conflict of interest situation that may originate from the Korea-specific ownership structure of large conglomerates. Utilizing an extensive database of analysts' reports provided by WiseFn® in Korea, we perform empirical analysis of potential relationship between earnings prediction and common ownership. We first analyzed the prediction bias index which tells how optimistic or friendly the analyst's prediction is compared to the realized earnings. It is shown that there exists no statistically significant relationship between the prediction bias and common ownership. This is a rather surprising result since it is observed that the frequency of positive prediction bias is higher with such ownership tie. Next, we analyzed the prediction accuracy index which shows how accurate the analyst's prediction is compared to the realized earnings regardless of its sign. It is also concluded that there is no significant association between

ABSTRACT

the accuracy of earnings prediction and special relationship. We interpret the results implying that market discipline based on reputation effect is working in Korean stock market in the sense that security companies do not seem to be influenced by an incentive to offer distorted information on affiliated firms.

While many of the existing studies confirm the relationship between the ability of the analyst and the accuracy of the analyst's prediction, these factors cannot be controlled in the above analysis due to the lack of relevant data. As an indirect way to examine the possibility that such relationship might have distorted the result, we perform an additional but identical analysis based on a sub-sample consisting only of reports by best analysts. The result also confirms the earlier conclusion that the common ownership structure does not affect the accuracy and bias of earnings prediction by the analyst.

본 연구에서는 주식시장에서 정보 생산자로서 중요한 기능을 수행하는 '애널리스트'의 이익 예측치 편익과 정확도가 증권사와 평가 대상 기업의 동일인 소유 여부에 의하여 영향을 받는지를 점검하였다. 소유구조에 기반한 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계에 의하여 평가자의 행태가 달라지고 그로 인하여 불특정 다수의 투자자에게 부정적 영향이 초래되는 경우 적절한 규제조치가 필요할 것이라는 측면에서 제기된 문제의 실천적 의미를 찾을 수 있다. 물론 평판효과(reputation effect)가 중요한 역할을 하는 증권업과 애널리스트 시장에서 시장규율(market discipline)이 원활히 작동한다면 특수관계로 인해 왜곡된 정보를 제공할 유인이 사라질 것

이며 별도의 규제가 필요하지는 않을 것이다. 분석 결과에 의하면, 특수관계가 존재할 경우 양의 예측편의가 발생하는 빈도가 높은 것은 사실이나, 예측편의의 크기를 포함한 종합적 상관관계를 고려할 경우 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 유의한 예측편의를 발생시키는 것으로 보기는 어려우며, 정확도 또한 의미 있는 차이를 보이는 것으로 결론짓기는 어려운 것으로 나타났다. 이는 적어도 현재까지는 증권사가 소유구조로 인하여 왜곡된 정보를 생산하려는 유인보다 정확한 정보를 제공한다는 평판을 지키려는 유인이 더욱 크게 작용한 결과 관측되는 현상으로 해석될 수 있다.

1. 서론

효율적 시장 가설(efficient market hypothesis)이 성립하는 이상적인 상황에서 기업의 근본가치 변화는 해당 기업의 주가에 즉각적으로 반영된다. 따라서 별도의 자원을 투입하여 차별적인 가치를 가지는 정보를 생산하는 것은 무의미할 뿐 아니라 불가능한 일이다. 그러나 정보의 불완전성이 전제되고 거래비용이 존재하는 경우 근본가치의 변화는 해당 기업의 주가에 즉각적으로 반영되지 않는다. 다시 말해 정보는 효율적 시장 가설에서 흔히 가정되는 바와 같이 반대급부를 지불하지 않고 획득되는 자유재(free goods)가 아니라 생산·처리·유통·획득에 비용이 소요되는 경제재(economic goods)이다. 따라서 주식시장에서 가격기구가 효율적으로 작동하기 위해서는 기업의 근본가치와 관련되는 정보를 능동적으로 생산하는 주체가 필요하며, ‘증권 애널리스트(security analyst)’는 그러한 역할을 담당하는 경제주체라고 할 수 있다. 따라서 애널리스트에 의하여 생산되는 정보의 양과 질은 주식시장에서 자원배분의 효율성에 직접적인 영향을 준다.

한편, 애널리스트가 생산하는 정보는

자기 자신이 아니라 타인인 투자자에 의하여 활용되고 정보의 정확성에 크게 영향을 받는 투자 성과 역시 일차적으로는 투자자에게 귀착된다는 점을 감안하면 애널리스트가 생산한 정보가 비대칭적 정보(asymmetric information)로 인하여 야기될 것으로 예상되는 문제점으로부터 자유롭지 못할 것임을 예상할 수 있다. 특히, 애널리스트의 정보 생산 과정에서 투자자의 이익과 본인의 이익이 일치하지 않는 이해상충(conflict of interests)의 상황이 발생하는 경우 투자자가 애널리스트의 행동을 완벽하게 감시(monitoring)할 수 없음에 따라 도덕적 해이(moral hazard)에 기인하는 자원배분의 비효율성이 발생할 가능성이 항상 열려 있다고 하겠다.

물론 애널리스트의 정보 생산과 투자자의 취사선택은 반복게임(repeated game)의 성격이 강하므로 평판효과(reputation effect)의 작동으로 인하여 외부로부터의 개입 없이도 경우에 따라서는 도덕적 해이 현상이 발생하는 것을 막을 수 있다. 또한 애널리스트의 도덕적 해이로 인하여 투자자가 실제로 손해를 입은 사실이 증명되는 경우 사법 절차를 통하여 보상하도록 함으로써 도덕적 해이에 대한 유인(incentive)을 축소시키는 사후적 절차가 작동하기도 한다. 그러나 애널리스트의 도덕적 해이로 인하여 발생할 것으로 예상되는 투자자의 피해가 회복 불가능

할 정도로 막대하거나 금융시장 전반에 걸쳐 파급될 우려가 있을 때에는 도덕적 해이의 원천이 된다고 판단되는 행위를 금지하거나 제한하는 사전적인 규제를 취하기도 한다.¹⁾ 따라서 규제의 관점에서 본다면 먼저 이해상충 문제를 발생시킬 소지가 있는 환경 또는 제도적 요인을 밝혀내고 이에 대하여 규제를 가하는 경우 예상되는 비용과 편익을 비교하여 적절한 조치를 취하는 것이 금융감독의 목적 달성에 기여할 수 있는 중요한 과제라고 할 것이다.

학술적 관점에서 애널리스트가 예측치 도출에 활용하는 정보의 양과 질, 애널리스트 개인과 그가 소속된 회사의 역량, 분석 대상 주식 및 기업의 특징 등 전통적인 요인 이외에 애널리스트가 처한 환경적·제도적 요인으로 인한 이해상충의 가능성이 애널리스트가 생산하는 예측치의 정확성에 영향을 줄 수 있다는 주장이 최근 연구자들의 관심을 끌고 있다. 예를 들어, 평가 대상 기업의 경영진과 우호적인 관계를 유지함으로써 정보 획득에 유리한 고지를 점하려는 유인이 존재하는 경우(Das, Levine, and Sivaramakrishnan[1998]; Lim[2001]), 낙관적인 수익률 예측이나 주식 추천이 해당 애널리스트의 조직 내 승진(promotion) 확

률을 높일 가능성이 있는 경우(Hong and Kubic[2003]), 투자은행이나 증권중개회사(brokerage firm) 소속 애널리스트가 낙관적인 예측 결과를 발표함으로써 소속 회사와 평가대상 기업 간의 향후 사업관계에 긍정적 영향을 주려는 유인이 존재하는 경우(Lin and McNichols[1998], Michaely and Womack[1999], Dechow, Hutton, and Sloan[2000], Jackson[2005]) 등의 환경적 요인이 애널리스트가 제공하는 정보의 정확도를 떨어트리는 요인이 될 수 있다는 주장이 제기된 바 있다. 이 상에서 언급한 상황들은 정보를 생산하는 애널리스트와 정보를 소비하는 투자자의 이해관계가 대립되는 이해상충이라는 공통점을 가지고 있다.

본 연구는 애널리스트를 둘러싼 환경적·제도적 요인, 특히 이해상충의 상황에 의하여 애널리스트가 생산하는 정보의 정확성이 영향을 받는지 여부를 관심 대상으로 하는 일련의 선행 연구와 동일한 문제의식에서 출발한다. 그러나 우리나라 증권업의 특징적 산업구조, 즉 재벌로 통칭되는 대규모 기업집단 또는 복수의 금융회사로 구성된 금융기업집단에 소속된 증권사가 다수 존재하고 이들이 동일한 기업집단에 속하는 상장기업에 대한 분석보고서를 발표하는 현실이 이

1) 대표적인 사전규제로 애널리스트와 소속 증권회사의 선행매매금지, 증권회사의 중대한 이해관계의 공시, 애널리스트의 재산적 이해관계 고지 등을 들 수 있다. 보다 자세한 논의는 조성훈 외(2003)를 참고하십시오.

해상충 상황을 야기할 수 있다는 점에 착안하여 기존의 연구와는 다른 방향에서 애널리스트를 둘러싼 환경적·제도적 요인이 이들이 생산하는 정보의 질에 영향을 주는지 여부를 점검한다.

평가주체인 증권사와 평가 대상 기업이 동일한 지배 주주의 영향력하에 있다는 사실은 그 자체만으로도 이들 증권사가 발표하는 보고서에 포함된 정보의 신뢰성에 대하여 근본적인 의문을 야기할 소지가 충분할 뿐 아니라 금융규제의 측면에서도 매우 중요한 의미를 가지는 문제라고 할 수 있다. 애널리스트의 예측 정확도가 그가 처한 제도적·환경적 요인에 의하여 일정한 영향을 받는다는 기존의 연구 결과를 감안하면 소속 증권사와 평가 대상 기업 사이에 존재하는 특수관계에 의하여 어떤 방식으로든 영향을 받을 것이라는 가설을 제시할 수 있다. 구체적으로 소속 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계에 영향을 받은 애널리스트가 평가 대상 계열기업에 대하여 비정상적으로 우호적인 보고서를 발표할 가능성을 먼저 상정해 볼 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 소속 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 애널리스트의 활동에 부정적인 영향을 미치는 것만은 아닐 가능성도 존재한다. 가령 평가 대상 기업과의 특수관계로 인하여 다른 증권사 소속 애널리스트가 보유하고 있지 않은 정보를 보유하고 있을 수도 있으

며, 특수관계에 영향을 받아 평가 대상 기업에 대하여 더 많은 인적·물적 자원을 투입하여 보다 정확한 예측치를 발표할 가능성도 배제할 수 없다. 그러나 무엇보다 시장에서의 좋은 평판(good reputation) 유지가 애널리스트 자신뿐 아니라 소속 증권사의 장기적 생존에 결정적으로 중요한 요소 중 하나라는 증권업의 특수성을 감안한다면 평가 대상 기업과의 특수관계로 인하여 왜곡된 정보를 제공할 유인보다 자신의 평판을 지키려는 유인이 더 클 가능성 또한 배제할 수는 없을 것이다.

따라서 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 사이의 특수한 소유·지배 관계가 애널리스트가 제공하는 정보에 어떤 방식으로 반영될 것인지에 대하여 선형적으로 확정적인 답을 제시할 수는 없다. 다시 말해 평판효과를 주된 내용으로 하는 시장규율(market discipline) 기제가 이해상충 상황에 처한 애널리스트의 잘못된 의사결정을 제어할 수 있을 정도의 강도로 작용하고 있는지 여부에 따라 위에서 제기된 질문에 대한 답이 달라질 것이고 이에 대한 사실 여부는 실증적 증거를 통해서만 해결될 수 있는 문제라고 할 것이다.

이하에서의 논의 내용을 간략히 요약하면 다음과 같다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 주된 관심 대상인 애널리스트가 처한 제도적·환경적 요인과 그들이 생산하는

정보의 품질 사이에 존재하는 상관관계에 대한 기존의 연구 결과에 대하여 간략히 논의한다. 특히, 애널리스트가 속한 집단의 특성이 애널리스트가 제공하는 정보의 정확도와 어떤 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있는지를 다루고 있는 기존의 연구에 초점을 두고 논의를 진행할 것이다. 제Ⅲ장에서는 먼저 본 연구에서 설정된 중심적 가설이 소개되고 그 가설을 검증하기 위한 실증연구 전략을 논의한다. 이어서 제Ⅳ장에서는 분석에 사용된 자료에 대한 자세한 설명과 함께 분석의 결과가 제시된다. 마지막으로 제Ⅴ장은 결론이다.

II. 애널리스트와 이해상충

1. 애널리스트의 기능과 이해상충 가능성

애널리스트는 시장에서 주식이 거래되는 기업과 관련된 정보를 수집·분석하고 이를 토대로 기업의 근본가치를 평가하여 투자등급을 부여하거나 매매권유를 하는 서비스를 제공하는 금융 전문인력을 가리키는 말이다. ‘효율적 시장 가설’이 성립하는 이상적인 상황하에서 기업의 근본가치와 관련되는 모든 정보는 시장참가자의 거래를 통하여 즉각적으로

주식가격에 반영되므로 이를 별도로 평가할 필요성은 존재하지 않는다. 그러나 거래비용의 존재나 정보의 비대칭성과 같이 어떤 형태로든 가격기구의 효율적인 자원배분기능 수행에 장애가 되는 마찰요인(friction)이 존재한다면 시장가격은 기업의 근본가치로부터 상당 기간 동안 벗어날 수 있으며, 이는 체계적으로 시장 수익률을 상회하는 초과수익(excess return)을 획득할 수 있는 가능성이 열려 있음을 의미한다.

따라서 애널리스트는 여러 가지 이유로 시장에 형성된 가격설정오류를 빠르고 정확하게 식별하여 이를 투자자에게 제공함으로써 가격기구의 효율적 자원배분에 기여하도록 하는 활동에 비교우위를 가진 금융전문가라고 그 경제적 기능을 정의할 수 있다.

그러나 애널리스트의 활동은 고전적인 ‘대리인문제(agency problem)’가 발생할 수 있는 환경 속에서 이루어지고 있다. 즉, 대리인(agent)으로서 애널리스트가 생산한 정보는 주인(principal)인 투자자에 의하여 투자판단의 중요한 원천으로 사용되는데, 애널리스트가 생산한 정보의 질, 즉 정확도에 상당한 정도로 영향을 받는 투자성과는 전적으로 투자자에게 귀착된다. 그러나 정보의 비대칭성으로 말미암아 주인인 투자자가 대리인인 애널리스트의 행위를 완벽히 감시·통제할 수 없으므로 투자자는 애널리스트가 주

인의 이익에 반하여 자신의 이익을 추구하는 행위를 막을 수 없다. 즉, 애널리스트가 도덕적 해이를 범할 유인이 매우 큰 이해상충의 상황이 발생할 수 있다. 물론 애널리스트가 도덕적 해이를 범할 유인을 줄이는 장치로 애널리스트에 대한 보상을 예측성과에 연동시키는 등의 조치를 취할 수 있으나²⁾ 예측 정확도의 일정 부분은 확률적 요인에 따라 달라지는 것이 일반적이므로 이 또한 도덕적 해이를 완전히 차단할 수 있는 장치는 되지 못한다.³⁾ 한편, 애널리스트의 예측 활동이 일회성 활동(one shot game)에 그치는 것이 아니라 반복되는 활동(repeated game)이므로 장기적인 효용극대화를 추구하는 애널리스트가 시장에서 자신의 평판을 보존하기 위하여 왜곡된 분석보고서를 발간하는 행위를 자제하는 시장규율이 작동하기도 한다.

결국 애널리스트는 왜곡된 정보를 제공하는 경우 기대되는 이익과 비용을 비교하여 의사결정의 일반원칙에 맞추어 한계비용과 한계편익이 일치하는 지점에

서 정보의 정확도를 결정할 것이다. 왜곡된 정보를 제공하는 경우 예상되는 비용은 시장에서 나쁜 평판이 형성됨에 따라 발생된다. 평판이 나쁜 애널리스트가 제공하는 정보에 대해서는 투자자의 지불의사(willingness to pay)가 하락할 것이며 이에 따라 애널리스트에 대한 보상도 하락할 것이다. 물론 궁극적으로는 애널리스트로서 지위를 상실하는 사태에 직면할 가능성도 있다. 왜곡된 정보를 제공하는 경우의 기대이익에 대해서는 여러 가지 측면에서 논의가 진행되고 있는데, 크게 애널리스트 본인의 이익과 투자자의 이익이 배치되는 경우 그리고 애널리스트가 소속된 증권사의 이익과 투자자의 이익이 배치되는 경우로 나누어 볼 수 있다.

먼저 애널리스트 개인의 이익을 추구하는 과정에서 정보 왜곡이 생길 수 있는 경우로는 평가 대상 기업으로부터 더 많은 사적 정보를 획득하기 위해 노력하는 과정에서 평가 대상 기업에 대하여 지나치게 낙관적인 전망을 제시하는 경우를

-
- 2) 물론 극히 일부의 경우를 제외하고 투자자들이 증권회사에 고용된 애널리스트의 보상 결정에 직접적으로 참여하는 경우는 거의 없다. 그러나 애널리스트의 평판은 과거의 성과에 기초하여 투자자의 합의에 의하여 형성되며 애널리스트를 고용하는 증권회사는 고객유치를 위하여 좋은 평판을 보유하고 있는 애널리스트에 대하여 더 많은 보상을 함으로써 이들을 유치하려고 노력할 것이므로 성과와 보상이 연계되는 간접적인 통로는 열려 있다고 보아야 할 것이다.
 - 3) 대리인의 산출물과 투입 노력 사이에 1:1의 함수관계가 성립하는 경우 대리인의 감시에 별도의 자원을 투입하지 않더라도 도덕적 해이를 방지할 수 있는 보상체계를 구축할 수 있다. 그러나 대리인의 산출물이 투입 노력뿐 아니라 주인이 정확히 확인(verify)하기 불가능한 외부적 또는 확률적 요인과도 연동되어 있다면 대리인의 도덕적 해이를 완벽히 방지할 수 있는 보상체계가 존재하지 않는다는 사실은 잘 알려져 있다.

들 수 있다. Francis and Philbrick(1993)에 의하면, 애널리스트는 낙관적인 실적 예상치를 시장에 제시함으로써 평가 대상 기업의 경영진에게 이익이 되는 상황을 유도하고 그 대가로 다른 애널리스트보다 우월한 정보(informational advantage)를 획득하려고 노력할 유인이 있다고 한다. 특히, 이들은 우월한 정보의 효용이 평가 대상 기업의 미래 실적에 대한 예측이 어려울 때 더욱 크다는 점에 착안하여, 평가 대상 기업의 미래 실적에 대한 예측 용이성(predictability) 지표와 지나치게 낙관적인 실적 예측 간에 음(-)의 상관관계가 존재함을 보임으로써 자신들이 제시한 가설에 대한 간접적 증거를 제시하였다. 한편, Lim(2001)은 Francis and Philbrick(1993)의 주장을 좀더 정교하게 발전시켜 애널리스트의 목적함수(objective function)가 상호 상충관계(trade-off relationship)를 가지는 예측치의 정확성(accuracy)과 평가 대상의 우월한 정보에 대한 접근성(accessibility)이라는 두 가지 요소로 구성되어 있다는 전제하에 낙관적인 예측치의 제시가 애널리스트의 최적화 행동에서 파생된 결과임을 보였다. 한편, 평가 대상 기업에 대한 정보우위를 확보하기 위하여 적극적으로 낙관적인 예측치를 산출하는 것이 아니라 평가 대상 기업으로부터의 정보 획득에 불이익을 당하지 않기 위하여 낙관적인 예측치를 제시하는 경우도 상정해 볼

수 있는데, 이 역시 애널리스트의 개인적 이해관계 추구로 투자자의 이익이 침해될 수 있는 경우에 해당된다. 기업이 자신에 대한 부정적인 예측치가 발표되는 경우 애널리스트가 소속된 증권사에 압력을 행사하거나 의도적으로 해당 애널리스트의 정보수집 행위에 비협조적으로 응하는 등의 불이익을 주는 경우는 어렵지 않게 찾아볼 수 있다.

애널리스트가 소속된 증권사의 이익 추구로 인하여 왜곡된 정보가 제공되는 경우로는 증권사와 기업이 투자은행 업무(investment banking)로 연결된 경우를 들 수 있다. 애널리스트가 소속된 증권사가 평가 대상 기업과 향후 신규 증권의 인수(underwriting) 등 투자은행 관련 업무로 연결될 가능성이 존재하는 경우 해당 증권사는 그러한 업무에서 발생할 것으로 예상되는 수수료 수입을 확보하기 위하여 평가 대상 기업의 미래 실적에 대하여 보다 우호적인 예측치를 발표함으로써 평가 대상 기업의 경영진과 원활한 사업관계를 형성하려는 유인을 가지게 된다. 즉, 증권사는 향후 투자은행 관련 업무를 발주할 가능성이 있는 기업의 평가를 담당하고 있는 소속 애널리스트에게 우호적인 보고서를 작성하도록 직접적인 압력을 행사하거나 승진이나 금전적인 보상 제시 등의 간접적인 수단을 사용할 유인을 가지고 있다. 이러한 가설에 대하여 Lin and McNichols(1998)는 향후 유상

증자가 예정된 기업의 수익성에 대한 단기 예측치 발표에서 인수단에 참가하고 있는 증권사 소속 애널리스트들이 그렇지 아니한 애널리스트에 비하여 낙관적인 태도를 취하고 있다는 증거를 발견할 수 없다고 주장하였다. 반면, Dugar and Nathan(1995)이나 Dechow, Hutton, and Sloan(2000) 등은 평가 대상 기업과 소속 증권사가 투자은행 업무로 관련되어 있는 경우 애널리스트들이 평가 대상 기업의 장기 수익성(long-term earnings)을 예측함에 있어 보다 낙관적인 태도를 취한다는 분석 결과를 제시하였다.⁴⁾ 그러나 투자은행 업무 연관 가능성이 애널리스트의 예측치 정확도에 미치는 영향의 존재에 대하여 최근 일련의 연구들은 부정적인 분석 결과를 제시하고 있는 것으로 판단된다(Cowen, Groyberg, and Healy[2006]; Jacob, Rock, and Weber[2004]; Agrawal and Chen[2004]). 이는 결국 증권사의 평판을 유지하려는 유인이 왜곡된 정보를 제공함으로써 평가 대상 기업과의 거래에서 기대할 수 있는 이득보다 크다는 점을 암시하는 연구 결과라고 할 수 있다.

한편, Cowen, Groyberg, and Healy(2004) 또는 Agrawal and Chen(2004) 등의 연구는 소속 애널리스트의 낙관적 예측

치 제시와 해당 증권사의 거래 수수료(trading commission) 사이에 상당한 연관 관계가 존재함을 보임으로써 거래 수수료 측면에서 증권사는 낙관적인 예측치를 제시할 유인이 있음을 지적하였다. 증권사에 소속된 애널리스트는 일반적으로 매도 측(sell-side) 애널리스트로 불리는데, 이는 증권사에 고용되어 기업을 분석하고 이를 토대로 소속 증권사의 고객에게 매매권유를 한다는 점을 강조한 표현이다.⁵⁾ 즉, 증권사의 경우 기업에 대하여 낙관적인 예측치를 제공함으로써 투자자의 관심을 끌고 이들이 주식거래에 참여하게 함으로써 거래 수수료 수입을 증대하려는 유인을 가지고 있다는 주장인데, 이러한 경향은 Jackson(2005)의 연구에서도 확인되었다.

우리나라의 경우 투자은행 업무를 활발히 수행하는 증권사가 많지 않으므로 투자은행 업무와 중개 업무를 동시에 수행하는 증권사의 애널리스트 분석보고서에서 발생할 수 있는 이해상충의 가능성에 대한 실증적 분석은 아직 찾아보기 힘들다. 그러나 박경서·조용대(2004)는 본 연구의 문제의식과 동일한 선상에서 출발하여 재벌계열 증권사가 제시하는 기업분석보고서와 비재벌계열 증권사가 제

4) Michaely and Womack(1999), Kadan, Wang, and Zach(2004) 등도 동일한 결론을 내리고 있다.

5) 반대로 대규모 기관투자자가 투자자산 운용을 위하여 필요한 정보를 획득하려는 목적으로 애널리스트를 고용하는 경우가 있는데 이들을 매수 측(buy-side) 애널리스트라고 부른다. 또한 원칙적으로 매도 측인 증권사나 매수 측인 기관투자자와 관련 없이 독자적으로 기업을 평가하고 생산된 정보를 일정한 반대급부를 지불하는 투자자에게만 제공하는 독립(independent) 애널리스트도 존재한다.

시하는 기업분석보고서 간에 체계적인 차이가 있는지 여부를 점검함으로써 소유로 연결된 특수관계로 인하여 이해상충의 문제가 발생하는지 여부를 점검한 최초의 연구이다. 박경서·조용대(2004)는 재벌계열 증권사나 비재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트 모두 재벌계열 회사에 대하여 현저한 비정상 초과수익률의 하락이 예상될 때에 제한적으로 부정적 투자의견을 제시한다는 분석 결과를 제시하면서, 이를 적어도 부정적 투자의견에 있어서는 재벌계열 증권사와 비재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트들의 투자의견 모두 공정성과 신뢰성 차원의 문제를 가지고 있다는 증거로 해석하였다. 또한 이들은 애널리스트들이 긍정적이나 중립적 투자의견을 제시하는 경우, 재벌계열 회사에 대한 현재주가 대비 목표주가 괴리율과 비재벌계열 회사에 대한 현재주가 대비 목표주가 괴리율 간에 통계적으로 유의미한 차이가 존재하고 있음을 보고하고, 이를 재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트와 비재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트 모두 재벌계열 회사와 비재벌계열 회사에 대하여 왜곡된 정보를 제공하는 증거로 해석하였다.

2. 증권사 소유관계와 이해상충 가능성

이상에서 소개한 내용은 주로 미국을 중심으로 한 서구 각국에서 발생하는 이해상충의 구체적인 경로를 분석한 것인데 우리나라의 경우에도 그러한 현상이 발생할 가능성은 충분히 인정할 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 우리나라의 경우 특이한 증권사 소유구조로 말미암아 다른 종류의 이해상충 상황이 발생할 가능성이 추가적으로 존재한다.

국내 증권사들은 다양한 형태로 분류할 수 있으나 소유관계를 기준으로 산업계 증권사, 금융계 증권사, 그리고 독립증권사로 구분할 수 있다.⁶⁾ 우리나라의 금융규제 체제는 엄격한 금산분리 원칙의 적용에 따라 소위 산업자본으로 통칭되는 비금융 주력자의 은행업 진출을 엄격히 제한하고 있는 반면, 은행업 이외의 금융업에 대해서는 원칙적으로 산업자본의 진출을 허용하고 있다.⁷⁾ 따라서 산업자본, 흔히 재벌로 통칭되는 대규모 기업 집단 중 상당수가 증권업에 진출하여 증권사를 계열사로 거느리고 있는데, 이와 같이 금융업에 종사하지 않는 기업과 소

6) 이러한 구분은 법적인 구분이 아니라 필자들의 판단에 따른 것이며, 이는 본 연구의 목적 달성에 기여한다는 측면에서만 유용한 것이다.

7) 물론 이들 산업계 금융회사에 대하여 타인(고객)의 자금을 조달하여 부당하게 관련 계열사를 지원함으로써 고객에게 재산상의 손실을 끼칠 수 있을 가능성 때문에 산업자본의 금융업 영위에 대하여 다른 형태의 금융회사에 비하여 자산 운용이나 지배구조 등의 측면에서 매우 엄격한 규제가 가해지는 것은 사실이다. 그러나 은행의 경우와 같이 소유 자체가 원천적으로 제한되는 것은 아니다.

유관계로 연관되어 있는 증권사를 산업계 증권사로 분류할 수 있다.⁸⁾ 한편, 금융지주회사나 은행 등 기타 금융회사에 소속되어 자회사로서 영업하는 증권사 또는 복수의 금융업에 진출하여 금융계열사만으로 구성된 기업집단에 소속된 증권사도 상당수 존재하는데 이들을 금융계 증권사로 분류할 수 있다. 마지막으로 일부 증권사의 경우 소유권 측면에서 금융업과 비금융업을 막론하고 외부 기업과 별다른 연관관계를 가지지 않고 사실상 독립적으로 운영되고 있는데 이들을 독립 증권사로 분류할 수 있다.⁹⁾

긍정적이든 부정적이든 대규모 기업집단의 여러 측면에 대하여 그동안 많은 논란이 있어 왔다. 그러나 어느 쪽 입장을 지지하더라도 대규모 기업집단의 의사결정이 흔히 오너(owner)라고 불리는 지배주주와 그를 중심으로 형성된 소수의 특수 관계인들의 강력한 지배력하에서 상당한 정도로 조율된(concerted) 방식으로 이루어진다는 사실을 부인할 수는 없을 것이다. 물론 이러한 방식의 의사결정에 대하여 급변하는 기업환경에 대응하여 효과적이고 신속한 의사결정을 내릴 수

있게 해줌으로써 기업의 수익성 확보와 장기적 발전에 도움이 된다는 긍정적인 견해와, 소수의 지배주주에게 독단적인 의사결정을 할 수 있도록 권한이 집중되어 대다수 소액주주의 이익에 반하는 의사결정이 이루어질 수 있게 함으로써 기업과 자본시장의 장기적 발전에 장애로 작용할 수 있다는 부정적인 견해가 팽팽하게 대립하고 있다. 다만, 대규모 기업집단에 소속된 증권사의 의사결정이 소속 기업집단 지배주주의 영향력으로부터 완전히 독립적이지 못할 것이라는 가설을 세우는 것은 가능하다.

특히, 애널리스트가 소속된 증권사와 동일 기업집단에 속한 계열사에 대한 평가 보고서 작성과정이 양자 간의 특수관계로 인하여 왜곡될 가능성이 있다는 가설을 제기할 수 있다. 보다 구체적으로 이 가설은 대규모 기업집단 소속 계열사가 동일 기업집단에 속하는 계열사의 미래 실적을 과대평가함으로써 계열사를 부당한 방법으로 지원할 수 있다는 점을 지적하는 것이다. 동일 기업집단 소속 계열사에 대한 호의적인 보고서 발표의 유인이 산업자본 계열의 기업집단에 속한

8) 구체적인 분류 기준은 아래에서 자세히 논의한다.

9) 물론 독립 증권사의 경우에도 외부 기업, 특히 비금융업을 영위하는 외부 기업과 소유·지배 구조로 연관되어 있는 경우가 있으나 연관된 외부기업의 숫자나 규모 등을 기준으로 판단할 때 이들을 기업집단이나 계열사의 경우와 동일하게 취급하는 것은 무리일 것이다. 특히, 본 연구가 관심을 가지는 애널리스트 예측치의 정확성 영역의 경우 애널리스트의 보고서는 상장기업을 대상으로 작성되는 것이므로 상장되지 않은 소규모 계열사 또는 관련 회사가 존재한다고 하더라도 이를 완전히 독립적으로 운영되는 증권사와 구분할 필요는 없는 것으로 판단된다.

증권사에만 국한된 것은 아닐 것이며 금융회사만으로 형성된 기업집단에 소속된 증권사의 경우에도 정도의 차이는 있을 지라도 동일 계열 금융회사에 대하여 호의적인 분석보고서를 제시할 유인이 존재할 것임은 물론이다.

동일 기업집단 소속 계열사의 실적을 체계적으로 과대 예측하는 보고서를 지속적으로 시장에 제시하는 경우, 보고서를 발표한 애널리스트뿐 아니라 해당 증권사의 평판(reputation)에 부정적인 영향을 줄 것이다. 더구나 계열사에 대한 분석보고서를 발표함에 있어 소유관계로 얽히지 않은 다른 증권사에 비하여 체계적으로 우호적인 전망을 제시한다면 해당 증권사의 평판에 주는 부정적 영향은 상당한 정도의 부담으로 작용할 것이다. 특히, 전문경영인 체제가 확립되어 주가의 등락에 극히 민감하게 반응하는 영미 계열의 국가와는 달리 우리나라의 경우에는 비록 소수지분이지만 일정한 지분을 보유하고 있는 오너가 직접 경영에 참여하면서 계열사를 활용하여 경영권을 유지하는 대규모 기업집단 체제가 구축되어 있다. 따라서 우리나라에서는 미국에 비하여 경영진이 자신이 경영하는 회사의 주가 등락에 상대적으로 적은 관심을 기울일 것이라는 추측도 가능하다. 이 경우 증권사의 평판 하락 가능성에도 불구하고 관계 계열사에 대하여 우호적인 보고서를 발표하도록 압력을 행사할 유

인은 상대적으로 작을 것으로 판단된다.

이상의 논의를 종합하면 증권사의 소유구조로 인하여 평가가 체계적으로 왜곡된다고 일방적인 결론을 내리기에는 논리적인 측면에서 만만치 않은 반론이 제기될 수 있음을 알 수 있다. 특히, 산업자본 계열의 대규모 기업집단에 속한 증권사의 경우, 동일 계열에 속한 평가 대상 기업이 규모나 상징성 측면에서 증권시장에서 매우 중요한 지위를 점하고 있는 회사가 상당수 있으며 자연스럽게 시장참가자들의 관심이 이들 회사에 집중될 것임은 자명한 일이다. 평가 대상 기업에 대한 시장의 관심이 집중된 상황에도 불구하고 대규모 기업집단 소속 증권사가 동일 계열에 소속된 평가 대상 기업에 대하여 지나치게 호의적인 보고서를 발표한다는 것은 과거의 실적(track record)을 바탕으로 축적된 명성을 경쟁력의 기초로 하는 증권업의 특성을 감안할 때 매우 어려울 것으로 판단된다.

다시 말해 시장규율(market discipline)이 적절히 작동하여 소유구조로 인하여 증권사가 왜곡된 정보를 제공할 유인이 원천적으로 봉쇄되어 있을 가능성을 배제할 수 없으며, 따라서 증권사가 제공하는 정보의 품질이 소유구조에 의하여 영향을 받을지 여부는 실증적으로 해결해야 할 문제이다. 이하에서는 이와 같은 문제제기에 대한 실증적 답을 제공하기 위하여 시도한 분석에 대하여 논의한다.

Ⅲ. 분석모형 및 변수 구축

1. 예측편의 및 정확도 지표

본 연구에서 우리의 관심은 애널리스트의 예측편의 및 정확도, 보다 구체적으로 기업의 성과에 대한 예측편의(prediction bias)와 예측 정확도(prediction accuracy)가 증권사의 소유구조에 의하여 영향을 받는지 여부이다. 따라서 논의의 전개를 위해서는 먼저 투자자들이 관심을 가지는 기업의 성과변수를 확정하고 이 변수에 대한 개별 애널리스트의 예측편의 및 예측 정확도를 구체적으로 측정하는 작업이 수행되어야 한다.

애널리스트가 보고서를 작성하는 궁극적인 목적은 분석 대상 기업의 주가 추이를 예측하고 이를 바탕으로 각종 투자 조언을 작성하여 투자자에게 제공하는 것이다. 기업의 주가를 예측하기 위하여 여러 가지 변수에 대하여 예측치를 작성하여야 하는데 그중 가장 직접적이면서 최종적인 변수가 분석 대상 기업의 장래 이익(future earnings)이며, 이는 애널리스트의 예측치 정확도를 평가하는 대부분의 연구

에서 분석 대상으로 삼는 변수이다.¹⁰⁾

본 연구에서는 다음과 같이 정의된 이익 예측편의(prediction bias)를 분석의 주된 대상으로 삼는다.

$$PE_{ijtu} = \left(\frac{E_{ijtu}^p - E_{ju}^r}{E_{ju}^r} \right) \quad (1)$$

E_{ijtu}^p 는 미래시점 u 의 기업 j 의 주당 순이익에 대하여 애널리스트 i 가 시점 t 에서 발표한 예측치이며, E_{ju}^r 는 시점 u 에서 실제 관측된 기업 j 의 주당 순이익이다. 따라서 이익 예측편의 PE_{ijtu} 는 애널리스트 i 가 평가 대상 기업 j 의 시점 u 의 주당 순이익에 대하여 시점 t 에서 발표한 예측치와 실제 관측치 간의 차이를 실제 관측치에 대한 비율로 표시한 것이다. 식 (1)의 척도는 애널리스트의 예측치가 평가 대상 기업의 실제 주가에 비하여 얼마나 ‘낙관적’인지 또는 ‘우호적’인지를 나타내는 지표라고 할 수 있다. 본 논문의 중심적인 관심 대상인 증권사가 소유관계로 얽힌 기업에 대하여 우호적인 평가를 내릴 가능성이 있다는 가설의 검정을 위하여 우호적인 평가의 정도를 나타낼 수 있는 예측편의 지표를 사용하는 것은 적절한 선택인 것으로 판단된다.

10) 보다 직접적인 관심의 대상인 주가 예측치를 분석 대상 변수로 설정하고 ‘주가 예측오차’와 소유관계 간의 관계에 대한 분석을 진행할 수도 있다. 그러나 ‘예측주가’의 분석과 관련하여 여러 가지 현실적인 어려움이 있을 수 있으며 이러한 이유로 대부분의 연구가 ‘순이익 예측치’를 분석 대상으로 설정하고 있다. 예측주가를 분석 대상으로 삼은 연구의 예로 박경서·조용대(2005)와 박창균·연태훈(2008) 등을 들 수 있다.

즉, 소유관계로 연결된 증권사가 그렇지 않은 증권사에 비하여 평가 대상 기업의 이익을 얼마나 ‘과대’ 평가하는지 여부는 식 (1)에 정의된 이익 예측편의에 의하여 측정될 수 있으며, 측정된 이익 예측편의가 증권사와 평가 대상 기업 간에 존재하는 특수관계와 밀접한 통계적 관계를 가지는지 여부를 점검함으로써 특수관계로 인한 예측편의 존재 여부를 점검할 수 있다.

한편, 식 (1)의 예측편의 지표에 더하여 식 (2)에 주어진 이익 예측오차(prediction error) 지표를 측정하여 특수관계의 존재가 애널리스트 예측치의 정확도에 영향을 주는지 여부를 추가적으로 분석한다.

$$APE_{ijtu} = \left| \frac{E_{ijtu}^p - E_{ju}^r}{E_{ju}^r} \right| \quad (2)$$

식 (2)에 따르면, 예측오차는 예측치가 실제 주당 순이익보다 높거나 낮음에 관계없이 실제 주당 순이익에서 벗어난 정도만을 유의미한 정보로 취급하는데, 애널리스트 예측치의 정확도를 평가하는 연구에서 주로 사용되는 지표 중의 하나이다.¹¹⁾

2. 여타 통제변수

애널리스트 예측치에 영향을 줄 수 있는 요인에 대해서는 그동안 많은 연구 성과가 축적되어 왔으며, 주로 예측치의 정확도에 영향을 미치는 요인의 관점에서 다루어져 왔다. 해당 요인들은 크게 애널리스트가 정보생산을 위하여 사용하는 정보의 양과 질, 평가 대상 기업의 특성, 애널리스트와 소속 증권사의 역량, 애널리스트가 처한 유인구조 등으로 분류할 수 있다.

애널리스트는 예측정보 생산을 위하여 매우 광범위한 기초자료를 사용한다. 정기적으로 발표되는 각종 재무제표, 연차보고서는 물론 비재무 관련 자료나 공시자료 등 평가 대상 기업과 관련된 공개자료의 사실상 전부를 예측정보의 생산에 투하하는 것으로 알려져 있다(Previts and Bricker[1994]; Rogers and Grant [1997]). 특히, 개인적인 경로를 통하여 획득한 비공개 자료를 광범위하게 활용하는 것으로 알려져 있는데 그간 선행 연구나 금융감독 측면에서 집중적인 조명을 받은 것이 바로 이 부분이다. 공정공시규제(fair disclosure regulation)의 도입 이전에는 평가 대상 기업이 자신의 주식 가격에 영향을 줄 수 있는 중요한 정보를 일반 대중에게 공개하기 이전에 일부 애

11) 특수관계와 예측오차 간 관계가 본 연구의 직접적인 관심 대상은 아니지만 그 자체로서 의미 있는 정보를 제공할 것으로 기대되므로 이후의 논의에서 예측편의에 대한 논의와 함께 분석 결과를 보고한다.

널리스트에게 선택적으로 공개하는 관행이 일반적이었다. 기업에 대한 중요한 정보의 선택적 공개는 그러한 정보를 가장 효율적으로 활용할 능력이 있는 전문가 집단에게 정보를 신속히 제공함으로써 주식시장의 가격발견기능 제고에 기여할 수 있다는 긍정적인 역할을 수행한다. 반면, 우월한 정보를 획득하려는 애널리스트 간의 경쟁과 이를 자신에게 유리한 방향으로 이용하려는 평가 대상 기업의 왜곡된 유인 등의 부작용이 금융 소비자 보호와 금융시장 질서 유지 측면에서 지나치게 비싼 비용의 지불을 강요한다는 지적에 따라 공정공시규제가 도입되는 계기가 되기도 하였다. 공정공시규제의 도입으로 인하여 투입정보의 양과 질의 차이가 생산하는 예측정보의 정확성에 결정적인 요인으로 작용할 가능성은 크게 줄었다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 애널리스트가 구체적인 상황에서 정보생산을 위하여 투입하는 기초정보의 양과 질에는 차이가 있을 것이며 그로 인하여 예측정보의 정확성이 영향을 받을 가능성을 배제할 수 없음을 물론이다.

평가 대상 기업의 특성(characteristics) 또한 애널리스트가 생산하는 예측치의 정확성을 결정하는 데 중요한 요인으로 작용한다. Lim(2001)은 실증분석을 통하여 애널리스트 예측치의 정확성과 평가

대상 기업의 특성 간에 일정한 관계가 있을 수 있음을 보였다. 특히, 평가 대상 기업의 규모, 보고서를 발표하는 애널리스트의 수, 이익 변동성과 최근 변동 방향 등의 변수를 예측치의 정확성에 영향을 줄 수 있는 기업 특성으로 제시하였다. 한편, 평가 대상 기업의 주식이 주식시장에서 보이는 특성에 따라서도 예측치의 정확도가 영향을 받을 수 있다는 점도 여러 연구자에 의하여 지적되었다. 주식시장에서의 거래는 거래 대상 기업의 근본가치에 대한 새로운 정보(news)를 가격에 반영하는 과정에서 발생하는 현상으로 해석할 수 있으므로 일반적으로 거래 행태 자체가 기업의 근본가치에 대하여 중요한 정보를 포함하고 있는 것으로 간주된다. 예를 들어, 거래량(Barron[1995]), 주가 변동성(Abarbanell, Lanen, and Verrecchia [1995]) 등 주식시장에서의 거래 관련 변수들이 예측치의 정확성에 일정한 영향을 주는 변수들이므로 보고되어 있다.

평가 대상 기업의 특성과는 직접적인 연관이 없으나 예측보고서 발표 시점과 실제 실적치 발표 날짜 간의 시간 간격¹²⁾ 또한 예측치의 정확도를 결정하는데 있어 매우 중요한 요인인 것으로 알려져 있다. O'Brien(1988)은 예측기간이 길어질수록 예측치의 정확도가 떨어지는 경향이 있음을 명확히 보이고 있

12) 선행 연구들에서 일반적으로 예측 연령(age)이라고 불리는 변수이다.

며, 그러한 현상은 이후의 연구에서도 반복적으로 확인되고 있다. 애널리스트의 예측치는 미래에 대한 조건부 기댓값(conditional expectation)에 대한 애널리스트의 추정치를 의미하는 것으로 해석할 수 있는데, 예측기간이 길어질수록 조건부 기댓값의 추정치를 도출하는 데 활용된 정보 집합(information set)의 유용성이 떨어져 궁극적으로는 무조건부 기댓값(unconditional expectation)의 추정치에 수렴할 것이라는 점을 고려한다면 예측기간의 장단이 예측치의 정확성, 즉 조건부 기댓값 추정치의 정확성을 결정하는 데 중요한 요인으로 작용할 것임은 충분히 예상 가능하다.

애널리스트 본인의 역량 또한 예측치의 정확도를 결정하는 데 중요한 영향을 미치는 요인인 것으로 알려져 있다. Stickel(1992)은 Institutional Investor (II)의 최고 애널리스트(All American Research Team)로 선정된 애널리스트들의 예측 정확도가 그렇지 않은 일반 애널리스트에 비하여 체계적으로 높음을 보임으로써 애널리스트의 개인적 능력이 예측치의 정확도를 결정함에 있어 중요한 요인임을 실증적으로 보였다. 또한 Sinha, Brown, and Das(1997)는 특정 시점에서 우월한 예측능력을 보인 애널리스트가 이후 기간에도 다른 애널리스트에 비하

여 더 나은 예측치를 발표한다는 사실을 보고하였다. 애널리스트 간 역량의 차이가 발생하는 데는 여러 가지 이유가 있을 수 있으나 원칙적으로 선천적으로 타고난 역량 또는 적성(aptitude)과 학습(learning)에 의하여 습득된 역량으로 구분할 수 있을 것이다. 애널리스트와 관련된 연구에서 특히 연구자의 관심을 받아 왔던 요인은 후자이다. Mikhail, Walther, and Willis(1997)는 애널리스트가 특정 기업의 평가 업무에 오래 종사할수록 그 기업에 대한 예측치의 정확도가 향상되는 경향이 있음을 보였고, Clement(1999)는 특정 기업에 대한 예측 업무에 종사한 경험은 물론 평가 대상이 아닌 다른 기업에 대한 예측 업무에 종사한 경험¹³⁾까지도 예측치의 정확도를 제고하는 데 일정한 기여를 하고 있음을 보였다. 반면, Hong, Kubik, and Solomon(2000)은 예측 업무에 종사한 전체 기간이 길어짐에 따라 예측치의 정확도가 오히려 떨어진다는 실증 분석 결과를 제시하여 Clement(1999)와 상반된 주장을 하였다. 이러한 논란의 과정에서 Jacob, Lys, and Neale(1999)은 보다 정교한 분석의 틀과 자세한 자료를 이용하여 평가 대상 기업 관련 경험은 예측치의 정확도를 제고하는 데 있어 유의한 요인으로 작용한 반면 평가 업무에 종사한 기간으로 측정되는 일반 경험은 예측

13) Clement(1999)는 평가 대상 기업의 평가 업무에 종사한 경험을 기업 관련 경험, 평가 업무에 종사한 전체 경험을 일반 경험으로 구분하고 있다.

치의 정확도 제고에 있어 유의한 요인이 아니라는 결론을 도출하였다. 애널리스트의 역량과 관련하여 선행 연구에서 관심을 끌었던 또 하나의 변수는 애널리스트가 담당(cover)하고 있는 평가 대상 기업이나 산업의 수이다. 담당하는 기업이나 산업의 수가 많을수록 애널리스트의 역량이 분산될 것이고 개별 예측치의 정확도가 떨어질 것이라는 가설에 대한 실증적 증거는 다수의 선행 연구에 의하여 제공되고 있다(Mikhail, Walther, and Willis [1997]; Clement[1999]). 애널리스트가 소속된 증권사의 평가 역량 또한 예측치의 정확도를 결정하는 데 중요한 요인으로 작용하는 것으로 알려져 있다. 애널리스트가 소속된 증권사의 역량은 일반적으로 증권사의 자산규모(Clement[1999]) 또는 소속 애널리스트의 수(Lim[2001]) 등으로 측정되는데 이런 방식으로 측정된 증권사의 역량이 우수할수록 예측치의 정확도가 높은 경향을 보인다는 것이 지금까지의 연구 결과이다(Mikhail, Walther, and Willis [1997]; Clement[1999]; Lim[2001]).

애널리스트와 소속 증권사가 처한 유인구조 또한 예측치의 정확성에 영향을 줄 수 있는 것으로 알려져 있다. 구체적으로 다른 애널리스트보다 우월한 정보를 획득하기 위한 유인, 투자은행 업무나 증권중개 업무에서 발생할 것으로 기대되는 수입에 대한 유인 등이 그동안의 연구에서 집중적으로 논의된 것들인데 앞의

제II장에서 이미 자세히 논의하였으므로 여기에서는 더 이상 언급하지 않는다.

3. 실증모형

본 연구에서 우리의 관심은 앞에서 밝힌 바와 같이 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수한 관계, 즉 동일 기업집단에 소속된 계열사로 연관되었다는 사실이 애널리스트의 예측치 편익과 정확도에 영향을 주는지 여부를 점검하는 것이다. 관련 선행 연구의 결과와 자료의 획득 가능성을 고려하여 다음과 같은 실증모형을 상정한다.

$$(A)PE_{ijtu} = \beta'x_{jt} + \gamma'z_{it} + \delta_1AD_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

위에서 x_{jt} 는 평가 대상 기업 j 의 특성을 나타내는 설명변수, z_{it} 는 애널리스트 i 본인 또는 소속 증권사의 특성을 나타내는 설명변수이다. AD_{ijt} 는 애널리스트 i 가 소속된 증권사가 시점 t 에서 평가 대상 기업 j 와 동일한 기업집단에 속하는 경우 1의 값을 가지고, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지는 더미변수이며, ϵ_{ijt} 는 통계적 교란항이다.

평가 대상 기업의 특성을 나타내는 변수로 자산의 장부가시가 비율(BTM), 베타(BETA), 시가총액(LCAP), 주식거래량(LTVOL), 전기 대비 순이익의 변화 방향

(EARN_CHAN) 등이 포함되었다. 자산의 시가 대비 장부가 비율이 높을수록 성숙기에 접어든 기업인 경우가 일반적이고 이러한 기업의 장래 성과에 대한 예측이 상대적으로 용이할 것으로 예상된다. 베타는 기업의 위험(risk)에 대한 지표로 설정하였는데 베타가 큰 기업일수록 미래의 성과를 예측하는 것이 어려울 것으로 예상된다. 시가총액이 큰 기업일수록 시장참가자의 관심이 집중될 것이므로 애널리스트 또한 이러한 기업의 미래성과를 예측하기 위하여 더 많은 노력을 기울일 뿐 아니라 분석의 노하우(know-how) 또한 많이 축적되어 있을 것이므로 예측 편이나 오차가 크지 않을 가능성이 높을 것으로 기대된다. 한편, 기업의 장래가치에 대하여 새로운 정보가 시장에 도달하는 경우 이를 시장가격에 반영하는 과정에서 자연스럽게 해당 주식의 거래가 활발하게 이루어진다. 즉, 최근 거래가 활발하게 발생한 기업의 미래성과에 대한 정보가 그렇지 아니한 기업에 비하여 상대적으로 많이 유통되고 있으며 그 결과 애널리스트의 예측이 보다 정확하게 이루어질 것으로 기대할 수 있다. 기업의 특성과 관련한 설명변수로 추가한 변수는 전기(previous period)의 순이익 증감 여부이다. 이는 애널리스트의 예측치가 기업의 미래가치에 유효한 새로운 정보의 출현에 대하여 지나치게 낙관적인 방향으로 형성된다는 다수의 실증적 연구

결과를 고려하여 전기의 순이익 변화 방향이 애널리스트의 예측오차에 어떤 영향을 주는지 여부를 점검하기 위한 시도이다(Brown[1993]). 가령 전기의 순이익 변화방향에 대한 계수의 추정치가 양수인 경우 전기의 순이익 증가에 반응하여 예측오차가 커진다는 것을 의미한다. 이는 전기에 접한 긍정적 정보(good news)로 말미암아 애널리스트 사이에 지나치게 낙관적인 분위기가 조성되어 상대적으로 큰 예측오차를 범하는 경향이 있음을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 이상과 같은 설명변수로도 추출하지 못한 기업요인으로 인하여 분석 결과가 왜곡될 가능성을 가능한 한 줄이기 위하여 평가 대상 기업이 속한 산업(industry)을 나타내는 더미변수들을 추가하였으며 경우에 따라 연도(year)더미를 추가하기도 하였다.

애널리스트가 소속된 증권사의 특징을 나타내는 변수로 증권사의 자산규모(LASIZE), 증권사에 의하여 발표된 애널리스트 보고서의 총수(ANUM), 예측시계(HORIZON)를 선택하여 설명변수로 포함하였다. 예측정보의 정확성은 애널리스트가 예측정보 생산에 투하하는 물적·인적 생산요소의 양과 질로부터 직접적인 영향을 받을 것이므로 투입된 생산요소를 설명변수로 설정할 필요가 있다. 그러나 애널리스트 개인 단위에서 특정 정보의 생산을 위하여 투입한 생산요소를

정확히 측정하는 것은 사실상 불가능한 일이므로 차선책으로 애널리스트가 소속된 증권사가 갖춘 능력 지표를 일반적으로 활용한다. 본 연구에서는 애널리스트가 소속된 증권사의 역량을 대표하는 변수로 증권사의 자산규모와 증권사가 발표한 보고서의 수를 선택하였다. 자산규모가 클수록, 발표한 보고서의 수가 많을수록 예측오차가 감소할 것으로 기대된다. 다음으로 예측 대상 기간이 길어질수록 예측오차가 커지는 경향이 있다는 선행 연구의 결과를 수용하여 예측시계(forecasting horizon)를 설명변수로 추가하였다(O'Brien[1988]).

마지막으로 본 연구의 주된 관심 대상인 애널리스트가 속한 증권사와 평가 대상 기업 간 특수관계로 인한 정보 왜곡 여부를 점검하기 위한 직접적 수단으로 소유관계를 통한 연결 여부를 나타내는 더미를 추가하였다.

4. 자료 및 변수 구축

본 연구에 사용된 자료는 애널리스트의 기업분석보고서와 분석 대상 기업의 특성 및 재무자료, 그리고 보고서 발행 증권사의 특성자료로 구분된다. 2003년부터 2006년 기간에 발표되고 FnGuide®의 데이터베이스에 수록된 애널리스트 보고서 중 작성자, 소속 증권사, 작성일자, 당기 순이익 추정치 등이 누락된 자료와 평가

대상 기업의 재무자료를 구할 수 없는 경우는 제외하였다. 또한 보고서 작성일이 결산일 직후(사업보고서 제출 기한 내)인 경우 이를 제거하고 보고서 작성일이 결산일 이전에 이루어진 경우만을 대상으로 하였다. 마지막으로 기입오류나 액면분할과 같은 특수한 사건에 의하여 이상 관측치가 발생한 경우를 배제하기 위하여 이익예측오차가 상·하 5%에 해당하는 관측치를 제거한(trimming) 결과 최종적으로 153,929개의 관측치를 확보하였다. 상당수의 보고서는 향후 2개 이상 시점에 대한 당기순이익 예측치를 보고하고 있으나 이들 중 보고서가 작성된 일자와 가장 가까운 회계 결산일에 대한 이익 예측치만을 사용하여 보고서 1건당 1개의 관측치만을 확보하는 전략을 취하였다.

한편, 분석에 사용된 기업의 재무변수, 거래대금 및 시가총액은 WiseFn®의 자료를 활용하였다. 애널리스트 보고서에 제시된 주당 당기순이익 예측치는 예측치가 목표로 한 시점에서 결산자료에 보고된 실적치와 어느 정도 괴리가 있었는지를 식 (1)과 식 (2)에 정의된 바에 따라 계산하였다. 시가 대비 장부가 비율(BTM)은 시가총액 대비 유형자산의 비율로 계산하였으며, 시가총액(LCAP)은 각 기업별 반기 말 보통주 시가총액의 자연로그값을 사용하였다. 거래대금(LTVOL)은 반기 말 기준으로 이전 3개월 평균 거래대금을 이용하였으며, 순이익 변화더

미(EARN_CHAN)는 보고서 발표일 직전 당기순이익이 그 전기 당기순이익보다 증가하였으면 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지도록 정의하였다. 베타(BETA)는 증권전산에서 제공하는 3년 기준 베타를 사용하였는데 증권전산의 자료는 매주 금요일을 기준으로 보고되므로 보고한 금요일이 속한 주의 베타는 발표일 베타와 같은 것으로 간주하고 애널리스트의 보고서 발표일과 일치시켜 자료를 구축하였다. 한편, 유가증권시장에서 사용하는 상장사협의회 산업분류를 따라 산업더미를 부여하였다.

증권사 특성이 예측치의 정확도에 미치는 영향을 통제(control)하기 위한 변수로 선택한 증권사 자산규모(LASIZE)는 보고서 발표일 직전 회계연도 말 증권사 총자산의 자연로그값을 취하여 사용하였으며 애널리스트 보고서의 총수(ANUM)는 매년 발표된 증권사별 보고서의 수를 사용하였다. 한편, 예측시계(HORIZON)로는 보고서가 발표된 날부터 보고서에 추정된 목표시점이 도래하기까지의 기간을 일수(number of days)로 측정한 변수를 사용하였다.

본 보고서에서 가장 집중적인 관심의 대상이 되는 변수는 식 (1)에서 AD_{ijt} 로 표시된 특수관계더미이다. 예측보고서를 발표한 애널리스트가 속한 증권사와 평가 대상 기업이 소유관계로 연결된 관련 기업임을 확인하기 위하여 먼저 공정거

래위원회에서 발표하는 출자총액제한 기업집단에서 같은 기업집단으로 분류되어 있는지 여부를 기준으로 삼았으며, 출자총액제한규제에 해당되지 않는 기업집단에 속하는 경우에 대해서는 금융감독원의 전자공시시스템(DART)을 이용하여 각 증권사별로 지배주주를 확인하고 이들 지배주주가 분석 대상 기업의 지배주주인가를 확인하였다.

한편, 애널리스트의 개인적 역량에 의하여 예측치의 정확도가 달라질 가능성을 통제하기 위하여, 분석 대상으로 수집된 보고서 중 2003년 혹은 2004년에 ‘베스트 애널리스트(best analyst)’로 선정된 바가 있는 애널리스트에 의하여 작성된 보고서로 확인된 보고서를 따로 분리하여 별도의 표본을 구성하고 식 (3)의 분석을 실시하여 이를 전체 표본의 분석 결과와 비교하였다. 식 (3)에 ‘베스트 애널리스트’에 의하여 작성된 보고서를 가리키는 더미변수를 추가하여 분석할 수도 있었으나 여기에서 굳이 이러한 접근방식을 택한 이유는 원래 표본 중 베스트 애널리스트에 의하여 작성된 보고서를 모두 분리하는 것이 불가능하였기 때문이다. 업계의 관행상 애널리스트 보고서는 복수의 애널리스트가 공동작업의 결과로 발표하는 경우가 상당히 많은데 본 분석에서 사용하고 있는 데이터베이스는 작성자 중 1인의 이름만을 포함하고 있기 때문에 데이터베이스에 베스트 애널리

스트의 이름이 없다고 하더라도 저자 중 1인이 베스트 애널리스트로 선정된 바가 있는 경우를 배제할 수는 없다. 이러한 어려움과 데이터베이스에 명시된 이름이 보고서상에서 가장 먼저 이름이 표기된 애널리스트일 가능성이 높다는 점을 감안하여 우리가 이미 확보하고 있는 베스트 애널리스트의 명단과 데이터베이스의 애널리스트 명단을 비교하여 양자가 일치하는 경우 이를 따로 분리하여 별도의 표본을 구축하는 전략을 취하였다.

IV. 추정 결과

1. 기초통계량

표본 추출 기준을 만족시키는 애널리스트 분석보고서는 모두 153,929건이었는데, 이 중 실제 주당 순이익보다 높은 예측치를 보고한 경우가 전체의 65%인 100,054건에 달하여 애널리스트들이 전반적으로 지나치게 낙관적인 예측치를 발표한다는 선행 연구의 결과와 유사한 결과를 보이고 있다. <Table 1>에 정리된 바에 의하면, 예측편의 PE_{ijtu} 의 평균은 14.5%, 표준편차는 51.31%로 애널리스트의 미래

주당 순이익 예측이 낙관적인 방향으로 형성된 편의를 가지고 있음을 시사하고 있으나 매우 심한 편차가 존재하여 낙관적 예측 경향의 통계적 유의성을 확인할 수는 없었다. 한편, 예측치와 관측치의 괴리 자체에 중점을 두는 지표로 제시된 APE_{ijtu} 의 경우 평균이 34.04%, 표준편차가 41.04%로 나타났는데, 이는 PE_{ijtu} 와 APE_{ijtu} 의 관계에서 쉽게 예측할 수 있었던 결과이다.

연도별로는 2003년 22,211건, 2004년 22,313건, 2005년 49,128건, 2006년 38,978건, 2007년 21,299건¹⁴⁾의 보고서가 표본으로 선택되었다. <Table 2>에 의하면, 연도별 예측오차는 매우 큰 정도로 반등을 보이면서 일정한 경향을 보여주고 있는 양은 것으로 판단된다. 2004년과 2007년의 예측치 정확도가 상대적으로 높은 반면 2003년과 2006년에는 상대적으로 부진한 성과를 보였으나 표준편차의 크기를 감안할 때 연도별로 의미 있는 차이를 보인다고 말하기는 어렵다.

<Table 3>은 특수관계가 존재하지 않을 때와 존재할 때의 양의 오차와 음의 오차의 개수 및 비중에 차이가 있는지의 여부를 보여주고 있다. 표에 나타나 있는 바와 같이 특수관계가 존재할 경우 양의 예측오차를 보이는 표본의 비중이

14) 2007년의 보고서 수가 2005년이나 2006년에 비하여 적은 이유는 2007년 하반기에 발표된 보고서 중 상당수가 2008년 상반기의 실적을 예측하고 있는데 논문의 작성시점에서 아직 예측시점이 도래하지 않았거나 실적치가 보고되지 않았기 때문이다.

<Table 1> Summary Statistics: Prediction Error

	No. Obs.	Average	St. Dev.	Minimum	Maximum
<i>PE</i>	153,929	0.1450	0.5131	-1.3482	2.4912
<i>APE</i>	153,929	0.3404	0.4104	0	2.4912

<Table 2> Yearly Prediction Error

Year	No. Obs.	<i>PE</i>	<i>APE</i>
2003	22,211	0.1366 (0.5530)	0.3708 (0.4324)
2004	22,313	0.1197 (0.4842)	0.3218 (0.3811)
2005	49,128	0.1351 (0.5096)	0.3438 (0.3997)
2006	38,978	0.1844 (0.5316)	0.3570 (0.4349)
2007	21,299	0.1313 (0.4674)	0.2902 (0.3892)
Total	153,929	0.1450 (0.5131)	0.3404 (0.4104)

Note: The numbers in parentheses are standard deviations.

<Table 3> Affiliation and Sign of Prediction Error

	Positive	Negative	Total
AD=0	90,924 (59.7)	61,395 (40.3)	152,319 (100)
AD=1	1,010 (62.7)	600 (37.3)	1610 (100)

Note: Numbers in parentheses are proportions.

<Table 4> Affiliation and Size of Prediction Error

Year	No. Obs.	<i>PE</i>	<i>APE</i>
Affiliated (A)	1,610	0.1458 (0.4258)	0.2897 (0.3444)
Not Affiliated (B)	152,319	0.1450 (0.5140)	0.3409 (0.4111)
Total	153,929	0.1450 (0.5131)	0.3404 (0.4104)
t-statistic (A-B)		0.0767	-5.9208***

Note: The numbers in parentheses are standard deviations.

특수관계가 존재하지 않는 경우에 비하여 다소 높게 나타남을 알 수 있다.

반면, <Table 4>에 나타난 바에 의하면, 증권사와 평가 대상 기업 간에 소유관계로 연결된 특수관계가 존재하는 경우와 그렇지 않은 경우 예측편의(PE)는 통계적으로 의미 있는 차이를 발견할 수 없었으나, 예측오차(APE)는 특수관계가 존재하는 경우가 그렇지 않은 경우보다 작은 것으로 나타났다.

2. 회귀분석 결과

위의 <Table 3>에서 특수관계가 존재할 경우 양의 예측오차를 보이는 표본의 비중이 특수관계가 존재하지 않는 경우에 비하여 다소 높은 것으로 확인되었음을 고려하여, 본고에서는 통상적으로 연구에서 활용되고 있는 종속변수, 즉 예측편의 및 예측오차를 사용한 회귀분석에 앞서 우선 예측편의의 부호를 나타내는 더미변수를 종속변수로 삼아 분석을 수행하여 보았다. 해당 결과는 <Table 5>에 수록되어 있다. DPE 는 예측편의가 양수인 경우 1의 값을 가지고, 예측편의가 음수인 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 이를 통해 위의 <Table 3>에서 나타난 비중의 차이가 실제 회귀분석에서 유의한 의

미를 가지는지를 확인해 볼 수 있다.

표에서 살펴볼 수 있는 바와 같이 특수관계더미는 예측편의의 부호더미와 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있으며, 이러한 결과는 다른 통제변수나 산업더미 및 연도더미의 포함여부에 상관없이 모든 추정식에서 공통적으로 확인되고 있다. 이러한 결과는 특수관계가 존재할 경우, 예측편의가 양의 값을 가질 가능성이 보다 높음을 보여주는 것으로 해석된다.

다음으로 대부분의 기존 연구들이 활용하고 있는 종속변수, 즉 예측편의 및 예측오차를 사용한 회귀분석의 결과는 <Table 6>에 보고되어 있다. <Table 6>의 왼쪽 세 칼럼은 주당 순이익에 대한 예측편의 PE_{ijtu} 를 종속변수로 채택한 회귀분석의 결과이며, 오른쪽 세 칼럼은 주당 순이익에 대한 예측오차 APE_{ijtu} 를 종속변수로 채택한 회귀분석의 결과이다. 각각의 경우에 대하여 다른 통제변수를 고려하지 않고 특수관계더미만을 포함한 경우(모형 I 과 모형 IV), 다양한 통제변수와 산업더미만을 포함시킨 경우(모형 II와 모형 V), 그리고 통제변수에 더하여 산업더미와 연도더미를 모두 포함시킨 경우(모형 III과 모형 VI)로 구분하여 추정한 결과를 제시하였다.¹⁵⁾

15) 특수관계가 있는 증권사 소속 애널리스트에 의한 보고서의 수가 전체 이익예측보고서에서 차지하는 비중이 작음을 고려하여 pairwise sampling에 의한 비교분석도 수행하였으나, 결과는 크게 상이하지 않은 것으로 나타났다.

<Table 5> Regression Results: All Samples

	Dependent Variable: <i>DPE</i>		
	Model I	Model II	Model III
AD	0.0794** (0.0320)	0.1114*** (0.0342)	0.1010*** (0.0344)
HORIZON		-0.0001** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
LASIZE		0.0115*** (0.0037)	0.0061 (0.0038)
SNUM		-0.1210*** (0.0070)	-0.0328*** (0.0093)
BETA		-0.0827*** (0.0047)	-0.0730*** (0.0045)
BTM		-0.0931*** (0.0040)	-0.0864*** (0.0041)
LCAP		-0.0536*** (0.0042)	-0.0490*** (0.0043)
LTVOL		-0.0327*** (0.0046)	-0.0491*** (0.0048)
EARN_CHAN		0.1229*** (0.0078)	0.1111*** (0.0079)
CONSTANT	0.2454*** (0.0032)	2.1041*** (0.3576)	2.3103*** (0.3616)
Industry Dummy	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y
No. Obs.	153,929	124,230	124,230
Pseudo R ²	0.0000	0.0294	0.0336
Wald chi2	6.15**	4,124.37	4,880.41

Notes: 1) Dependent variable, DPE is a dummy variable, 1 if PE>0 and 0 otherwise.
 2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.
 3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.
 4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

〈Table 6〉 Regression Results I: All Samples

	Dependent Variable: <i>PE</i>			Dependent Variable: <i>APE</i>		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	0.0008 (0.0107)	0.0077 (0.0108)	0.0045 (0.0109)	-0.0512*** (0.0086)	-0.0630*** (0.0084)	-0.0634*** (0.0085)
HORIZON		0.0003*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)		0.0007*** (0.0000)	0.0007*** (0.0000)
LASIZE		-0.0033** (0.0014)	-0.0026* (0.0014)		-0.0024** (0.0011)	-0.0012 (0.0011)
SNUM		0.0032 (0.0044)	0.0028 (0.0052)		0.0051*** (0.0011)	0.0028*** (0.0012)
BETA		-0.0167*** (0.0010)	-0.0137*** (0.0010)		0.0008 (0.0007)	0.0023*** (0.0007)
BTM		-0.0325*** (0.0016)	-0.0312*** (0.0016)		0.0277*** (0.0013)	0.0307*** (0.0014)
LCAP		-0.0522*** (0.0018)	-0.0507*** (0.0019)		-0.0937*** (0.0014)	-0.0949*** (0.0015)
LTVOL		0.0033* (0.0020)	-0.0011 (0.0021)		0.0582*** (0.0016)	0.0570*** (0.0016)
EARN_CHAN		0.0097*** (0.0031)	0.0071** (0.0032)		-0.0504*** (0.0024)	-0.0504*** (0.0024)
CONSTANT	0.1450*** (0.0013)	1.5677*** (0.1196)	1.5968*** (0.1251)	0.3409*** (0.0010)	1.5192*** (0.0750)	1.5138*** (0.0778)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	153,929	124,230	124,230	153,929	124,230	124,230
R ²	0.0000	0.0552	0.0582	0.0002	0.1042	0.1073
F-statistic	0.01	469.11***	400.83***	35.08***	788.27***	649.23***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.

2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.

3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.

4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

관심변수들에 대한 본격적인 해석에 앞서 우선적으로 언급하고 넘어갈 사항은 연도더미를 포함한 경우(모형 II와 모형 V)와 그렇지 않은 경우(모형 III과 모형 VI)를 비교하는 경우 추정치의 부호나 통계적 유의성에 커다란 차이를 보이지 않을 뿐만 아니라 추정된 계수의 크기도 대부분의 경우 매우 유사한 것으로 나타났다는 사실이다. 또한 <Table 6>에는 보고하지 않았으나 연도더미의 통계적 유의성이 확인되는 경우가 거의 없어서 애널리스트의 예측성고가 연도별로 별다른 차이를 보이지는 않는 것으로 나타났다. 애널리스트의 예측성고가 주식시장의 상황과는 별다른 관련을 가지지 않는다고 해석할 수 있는 발견이다.

모형의 설명력이나 이론적 예측과의 부합 등을 고려할 때 모형 III과 모형 VI가 가장 신뢰할 수 있는 모형으로 판단되므로 아래에서는 이를 중심으로 논의를 전개한다. 먼저 예측편의 $PE_{j,tu}$ 를 종속 변수로 채택한 회귀분석의 결과인 모형 III을 살펴보자. 보고서 발표시점과 목표시점 간의 기간(HORIZON)이 길어질수록 평가 대상 기업에 대하여 낙관적인 예측을 제시하는 것으로 나타났다. 또한 대규모(LASIZE) 증권사일수록 소규모 증권사에 비하여 동일한 기업에 대하여 비관적인 전망치를 제시하는 현상을 확인할 수 있다. 한편, 평가 대상 기업의 주가 변동성(BETA)이 클수록, 시가 대비 장부가

비율(BTM)이 높을수록, 시가총액(LCAP)이 클수록 장래 이익에 대하여 보수적인 예측치를 제시하는 것으로 나타났다.

마지막으로 예측편의 계수의 추정치가 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않으므로 특수관계의 존재에도 불구하고 평가 대상 기업의 이익에 대하여 낙관적인 예측을 하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 다시 말해 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업이 동일한 기업집단에 소속되어 있다는 사실이 평가 대상 기업의 향후 이익 예측치를 지나치게 낙관적으로 제시하게 하는 근거라고 인정할 증거를 발견할 수 없었다고 결론 내릴 수 있다.

이러한 결과는 앞서 예측편의의 부호더미를 사용한 분석에서 특수관계가 존재할 경우 예측편의가 양의 값을 가질 가능성이 보다 높은 것으로 나타났음을 감안하면 다소 의외의 결과로 보일 소지가 존재한다. 그러나 두 분석을 통하여 도출된 결과들을 종합해 보면, 특수관계가 존재할 경우 양의 예측편의가 발생하는 빈도가 높은 것은 사실이나, 단순히 빈도수 뿐 아니라 예측편의의 크기를 포함한 종합적 상관관계를 고려할 경우에는, 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 예측편의를 발생시키는 것으로 보기에 어려움이 있다고 결론짓는 것이 타당한 것으로 사료된다.

다음으로 예측오차 APE_{ijtu} 를 종속변수로 채택한 회귀분석의 결과인 모형 VI에 대하여 간략히 논의한다. 설명변수로 포함된 변수의 계수 추정치는 일부 예외를 제외하고는 앞에서 논의한 이론적 예측과 대체로 부합하는 추정 결과를 보여주고 있다. 보고서 발표시점과 목표시점간의 기간(HORIZON)이 길어질수록 예측치의 정확도가 떨어지는 반면 증권사의 자산규모(LASIZE)가 클수록 예측치의 정확도가 개선되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 한편, 증권사가 많은 수의 보고서(ANUM)를 발행할수록 예측치의 정확도가 떨어지는 것으로 나타났는데 이는 앞에서 예상한 것과 다른 결과이다.¹⁶⁾ 분석 대상 기업의 규모(LCAP)가 클수록 예측오차가 감소하는 현상은 앞에서 이미 논의한 바와 같이 분석 대상 기업의 시가총액(market capitalization)이 클수록 다수의 투자자가 해당 주식을 보유하고 있고 투자자의 포트폴리오에서 차지하는 비중이 높은 것이 일반적이므로 이러한 기업에 대하여 시장의 관심이 집중되고 이에 대응하여 애널리스트들이 분석에 더 많은 자원을 투입한 결과로 해석할 수 있다. 한편, 주가 변동성(BETA)이 높을수록, 그리고 시가 대비 장부가(BTM) 비율이 높은 기업일수록 미래 이익 예측이 상대적으로 더 어려운 것으로 나타났다. 또

한 최근 이익의 변동 방향이 바뀐 기업에 대한 예측치 오차가 평균적으로 작은 것으로 나타났는데, 이는 우리나라의 경우 외국의 선행 연구와 달리 애널리스트의 예측치가 낙관적 분위기를 유지하려는 관성(persistence)을 가지고 있지 않음을 의미한다. 거래규모가 큰 기업에 대한 예측오차가 거래가 활발하지 않은 기업에 비하여 더 크다는 결과는 우리가 기대했던 것과는 반대의 결과라는 점을 지적할 필요가 있다.

특수관계를 나타내는 더미변수의 계수에 대한 추정치는 음(-)의 부호를 가지며 통계적으로 유의미한 것으로 나타났는데, 이는 애널리스트가 소속 증권사와 특수관계에 있는 기업을 더욱 정확하게 평가하는 경향이 있음을 의미한다. 물론 이러한 결과가 특수관계에 기인하는 다양한 내부정보로 인한 정확도의 향상이라고 볼 수 있는 개연성은 존재한다. 그럼에도 불구하고 별도의 이론적 모형이나 추가적인 확인작업이 불가능한 상황에서 이러한 결과를 증권사와 평가 대상 기업 사이의 특수관계 존재 자체가 증권사 소속 애널리스트의 예측성능을 개선시키는 효과가 있다고 적극적인 인과관계로 해석하기에는 어려움이 있다. 해당 결과를 앞선 예측편의에 대한 분석에서도 출된 결과와 함께 종합적으로 고려할

16) 그러나 <Table 7>의 베스트 애널리스트 표본 분석에 따르면, 이와 반대로 애널리스트가 소속된 증권사가 발표한 보고서가 많을수록 더 정확한 예측치를 제시하는 경향이 있다는 결론에 도달할 수 있다.

때, 증권사가 자신의 평판을 유지하려는 시장규율이 어느 정도 작동하고 있으며, 이로 인하여 특수관계에 있는 기업에 대한 평가 과정에서 발생할 수 있는 정보 왜곡의 유인이 적어도 종합적 관점에서는 일정 수준 차단되고 있다는 정도의 해석을 부여하는 정도가 적절할 것으로 판단된다.

이상의 분석을 통하여 우리는 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 간 특수관계의 존재 자체가 애널리스트의 예측치를 낙관적이거나 비관적인 방향으로 유도하는 경향이 있다는 증거를 발견할 수 없음을 확인하였다. 이에 반하여 그러한 특수관계의 존재와 이익 예측치의 정확성 간에는 일정한 통계적 연관관계가 존재한다는 점도 확인하였다.

상당수의 선행 연구에 의하면 애널리스트 개인의 역량이 예측치의 정확성과 밀접한 관련이 있다는 발견을 보고하고 있으나 <Table 6>에서는 자료 획득상의 어려움으로 인하여 이를 통제하지 않았다. 이러한 문제점이 결과를 왜곡하였을 가능성을 점검하는 한 가지 방편으로 <Table 7>에는 표본에 포함된 관측치 중 베스트 애널리스트가 참가한 보고서로 확인이 가능한 것¹⁷⁾들만을 따로 추출하

여 표본을 구성하고 <Table 6>과 동일한 분석을 실시한 결과가 보고되어 있다. <Table 7>에 제시된 분석 결과는 투자자에게 주는 영향력이라는 측면에서 베스트 애널리스트¹⁸⁾가 발표하는 보고서가 일반 애널리스트의 보고서와는 질적으로 다른 함의를 가지고 있을 것이라는 측면에서 그 자체로도 나름의 의미를 가지는 것으로 판단된다.

<Table 7>의 결과는 전체 표본을 사용하여 추정한 <Table 6>의 결과와 몇 가지 차이점을 보이고 있다. 먼저 베스트 애널리스트의 경우 당해 연도에 발표한 보고서의 수가 많은 증권사에 소속된 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 더 정확한 예측치를 제시하며 훨씬 보수적인 예측치를 제공한다는 측면에서 <Table 6>의 결과와 반대의 현상을 나타내고 있다. 한편, 평가 대상 기업의 주가변동성에 대해서도 베스트 애널리스트의 경우 애널리스트 전체와는 다른 결과를 나타내고 있음을 지적할 수 있다. 그러나 이는 보고서의 수와 달리 직관적인 이해와는 반대되는 현상으로 향후 이에 대한 추가 연구가 필요할 것으로 판단된다.

<Table 7>의 결과에서 지적할 수 있는 가장 중요한 점은 애널리스트가 소속된

17) 새로이 구축된 표본에 편의(bias)가 존재한다고 의심할 만한 이유는 발견할 수 없다. 이에 대한 자세한 논의는 제Ⅲ장을 참고하십시오.

18) 최근에 베스트 애널리스트로 선정된 적이 있는 애널리스트가 발표하는 보고서의 영향력도 이와 유사할 것으로 판단된다.

〈Table 7〉 Regression Results II: Best Analysts Sample

	Dependent Variable: <i>PE</i>			Dependent Variable: <i>APE</i>		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	-0.0172 (0.0389)	0.0258 (0.0555)	0.0285 (0.0557)	-0.0311 (0.0296)	0.0100 (0.0375)	0.0123 (0.0386)
HORIZON		0.0002** (0.0001)	0.0002** (0.0001)		0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
LASIZE		0.0211 (0.0161)	-0.0049 (0.0163)		0.0104 (0.0114)	-0.0027 (0.0112)
SNUM		-0.0096* (0.0053)	-0.0068** (0.0032)		-0.0063*** (0.0011)	-0.0057*** (0.0021)
BETA		-0.0654*** (0.0188)	-0.0580*** (0.0189)		-0.0473*** (0.0122)	-0.0435*** (0.0123)
BTM		-0.0158*** (0.0048)	-0.0183*** (0.0047)		0.0086** (0.0034)	0.0076** (0.0034)
LCAP		-0.0640*** (0.0116)	-0.0592*** (0.0119)		-0.0729*** (0.0088)	-0.0703*** (0.0089)
LTVOL		0.0386*** (0.0124)	0.0346*** (0.0127)		0.0483*** (0.0094)	0.0458*** (0.0095)
EARN_CHAN		-0.0526*** (0.0166)	-0.0502*** (0.0171)		-0.0499*** (0.0119)	-0.0487*** (0.0125)
CONSTANT	0.0985*** (0.0065)	0.9145** (0.4040)	1.5173*** (0.4051)	0.2185*** (0.0050)	1.0945*** (0.2991)	1.4063*** (0.2921)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	2,239	1,796	1,796	2,239	1,796	1,796
R ²	0.0001	0.0638	0.0719	0.0004	0.1458	0.1501
F-statistic	0.20	7.81***	7.57***	1.10	19.61***	16.83***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.

2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.

3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.

4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

증권사와 평가 대상 기업 간에 존재하는 특수한 소유관계가 해당 애널리스트가 제시하는 예측치의 편의나 정확성 모두에 별다른 영향을 주지 못한다는 점이다. 이는 <Table 6>의 결과를 다시 확인시켜 주고 있는 것으로 해석할 수 있다.¹⁹⁾

V. 결 론

본 연구에서는 주식시장에서 정보 생산자로서 중요한 기능을 수행하고 있는 애널리스트의 예측편의와 정확도가 제도적·환경적 요인, 보다 구체적으로 애널리스트가 속한 증권사와 평가 대상 기업의 동일인 소유 여부에 의하여 영향을 받는지를 점검하였다.

이러한 문제는 금융규제의 관점에서 볼 때 특히 중요한 의미를 가진다. 소유 구조로 인하여 형성된 특수관계에 따라 평가자의 행태가 달라지고 그로 인해 여타 시장참가자, 특히 불특정 다수의 투자자에게 부정적 영향이 초래되는 경우 적절한 규제조치가 필요할 것이라는 측면에서 제기된 문제의 실천적 의미를 찾을 수 있다. 물론 특수관계의 존재 자체가 왜곡된 예측정보의 생산을 무조건적으로 의미하지는 않는다. 평판효과가 매우 중

요한 역할을 하는 증권업과 애널리스트 시장에서 시장규율이 충분히 원활하게 작동한다면 특수관계로 인한 왜곡된 정보제공의 유인이 사라질 것이며, 정책 당국의 개입 없이도 충분히 효율적 자원배분이 달성될 수 있을 것이다. 따라서 특수관계로 인하여 애널리스트의 예측정보가 왜곡되고 그 결과 효율적 자원 배분에 장애가 발생하는지 여부는 실증적으로 확인되어야 할 문제이다.

본 연구의 분석 결과에 의하면, 첫째 특수관계가 존재할 경우 양의 예측편의가 발생하는 빈도가 높은 것은 사실이나, 예측편의의 크기를 포함한 종합적 상관관계를 고려할 경우 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 유의한 예측편의를 발생시키는 것으로 보기는 어렵다. 둘째, 전체 보고서를 대상으로 한 분석에서는 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 간에 존재하는 특수한 소유관계가 해당 애널리스트가 제시하는 예측치의 정확도와 유의한 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나, 베스트 애널리스트 보고서의 경우에는 이러한 상관관계가 확인되지 않아, 특수관계가 애널리스트가 제시하는 예측치의 정확성에 긍정적 영향을 주는 것으로 단정하기에는 어려움이 있다. 적어도 현재까지는 소유구조로 인하여 증권사와 소속 애널리스트

19) <Table 6>의 결과보다 더욱 강력한 증거를 제공한다고 해석할 수도 있다.

가 왜곡된 정보를 생산하려는 유인보다 정확한 정보를 제공한다는 평판을 지키려는 유인이 더욱 크게 작용한 결과 관측

되는 현상이라는 해석을 부여할 수 있을 것이다.²⁰⁾

20) 물론 이러한 결론은 현재까지의 상황에 대한 분석에 바탕을 두고 내려진 것이며, 향후 시장환경이 변화함에 따라 얼마든지 바뀔 수 있다. 본문에서도 누차 강조한 바와 같이 특수관계에서 발생하는 유인과 평판을 유지하려는 유인 간에는 상시적인 긴장관계가 존재하며, 이는 금융감독 당국이 금융시장을 상시적으로 감시(monitoring)해야 할 중요한 이유 중 하나이다.

참 고 문 헌

- 박경서 · 조용대, 『애널리스트 보고서의 공정성에 관한 연구』, 한국증권학회 심포지엄 자료집, 2005.
- 박창균 · 연태훈, 『금융시장 정보생산과 시장규율: 애널리스트가 제공하는 정보의 유용성을 중심으로』, 정책연구시리즈 2008-02, 한국개발연구원, 2008.
- 조성훈 · 정윤모 · 박현수, 『증권산업에서의 이해상충에 관한 연구 I: 증권회사 조사분석』, 한국증권연구원 연구보고서 03-05, 2003.
- Abarbanell, J. S., W. N. Lanen, and R. E. Verrecchia, “Analysts’ Forecasts as Proxies for Investor Beliefs in Empirical Research,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, pp.31~60, 1995.
- Agrawal, A. and M. Chen, “Analyst Conflicts and Research Quality,” Working Paper, University of Alabama and University of Maryland, 2004.
- Barron, O. E., “Trading Volume and Belief Revisions That Differ among Individual Analysts,” *The Accounting Review*, Vol. 70, 1995, pp.581~597.
- Brown, L. D., “Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 9, 1993, pp.295~320.
- Clement, M., “Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 27, 1999, pp.285~303.
- Cowen, A., B. Groyberg, and P. Healy, “Which Types of Analyst Firms Are More Optimistic?” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 41, 2006, pp.119~146.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan, “Earnings Predictability and Bias in Analysts’ Earnings Forecasts,” *The Accounting Review*, Vol. 73, 1998, pp.277~294.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan, “The Relation between Analysts’ Forecasts of Long-term Earnings Growth and Stock Price Performance Following Equity Offerings,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 17, 2000, pp.1~32.
- Dugar, A. and S. Nathan, “The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts’ Forecasts and Investment Recommendations,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, 1995, pp.131~160.
- Francis, J. and D. Philbrick, “Analysts’ Decisions as Products of a Multi-task Environment,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, 1993, pp.216~230.
- Hong, H. and J. Kubik, “Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts,” *Journal of Finance*, Vol. 58, 2003, pp.313~351.

- Hong H., J. Kubik, and D. Solomon, "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts," *Rand Journal of Economics*, Vol. 31, 2000, pp.121~144.
- Jackson, A., "Trade Generation, Reputation and Sell-side Analysts," *Journal of Finance*, Vol. 60, 2005, pp.673~717.
- Jacob, J., T. Lys, and M. Neale, "Expertise in Forecasting Performance of Security Analysts," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 28, 1999, pp.51~82.
- Jacob, J., S. Rock, and D. Weber, "Analyst Firm Activities and Research Quality: Evidence from Earnings Forecasts," Working Paper, University of Colorado, 2004.
- Kadan, O., R. Wang, and T. Zach, "Are Analysts Still Biased? Evidence from the Post 'Global Settlement' Period," Working Paper, Washington University, 2004.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, "Corporate Ownership around the World," *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp.471~517.
- Lim, T., "Rationality and Analysts' Forecast Bias," *Journal of Finance*, Vol. 56, 2001, pp.369~385.
- Lin, H. and M. McNichols, "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, 1998, pp.101~127.
- Michaely, R. and K. Womack, "Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations," *Review of Financial Studies*, Vol. 12, 1999, pp.653~686.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis, "Do Security Analysts Improve Their Performance with Experience?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, 1997, pp.131~157.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis, "Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysts?" *The Accounting Review*, Vol. 74, 1999, pp.185~200.
- O'Brien, P., "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 10, pp.159~193, 1988.
- Previts, G. and R. Bricker, "A Content Analysis of Sell-side Financial Analyst Company Reports," *Accounting Horizons*, Vol. 8, 1994, pp.55~70.
- Rogers, R. and J. Grant, "Content Analysis of Information Cited in Reports of Sell-side Financial Analysts," *Journal of Financial Statement Analysis*, Vol. 3, No.1, 1997, pp.17~30.
- Sinha P., L. D. Brown, and S. Das, "A Re-examination of Financial Analysts' Differential Earnings Forecast Accuracy," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 14, 1997, pp.1~42.
- Stickel, S., "Reputation and Performance among Security Analysts," *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp.1811~1836.

■ 부 록 ■

□ 견고성 검증

본 연구에서의 핵심적 관심변수인 특수관계 여부가 본문 <Table 5>에서는 예측오차의 부호를 나타내는 더미와 유의한 관계를 가지는 것으로 나타나는 반면, 본문 <Table 6>에서는 특수관계 여부와 예측오차의 크기가 유의한 관계를 가지지 않는 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 예측오차의 크기와 AD 간의 관계를 선형으로 모형화하는 것은 다소 과도한 설정이었을 가능성이 제기될 수 있다. 따라서 아래에서는 이에 대한 견고성 검증으로 예측오차의 부호가 예측오차 절댓값의 크기와 관계가 있는지 여부를 살펴보는 분석을 추가하기로 한다.

<Table A-1>은 본문의 <Table 6> 중 Model I, II, III에 대하여 예측오차의 부호가 음인 경우와 양인 경우를 나누고, 각각에 있어 예측오차의 절댓값을 종속변수로 삼아 수행한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 분석의 결과는 예측오차의 부호와는 무관하게 예측오차의 절댓값은 본문에서와 마찬가지로 특수관계더미와 음의

상관관계를 가짐을 확인해 주고 있다.

또한 전체 이익예측보고서와 관심을 갖는 특수관계 증권사 소속 애널리스트에 의한 보고서 간 표본 수의 차이가 너무 심하다는 점을 감안하여 pairwise sampling에 의한 비교분석을 시행해 보았다. pair를 선정함에 있어서 동일 연도, 동일 분석 대상 기업에 대한 보고서 중 특수관계가 있는 증권사 소속 애널리스트의 분석보고서와 가장 시간적으로 근사한 시점에 발표된 특수관계가 없는 증권사 소속 애널리스트 분석보고서를 선택하였다. 분석의 결과는 본문의 분석 결과와 큰 차이를 나타내지 않았으며, 해당 결과는 <Table A-2>에 수록되어 있다.

끝으로 <Table A-3>은 본문에 보고하고 있는 예측편의 및 예측정확도 변수 이외의 통제변수들에 대한 기초통계량을 제시하고 있다.

〈Table A-1〉 Regression Results: All Samples

	Dependent Variable: <i>APE</i>					
	<i>PE</i> >0			<i>PE</i> ≤0		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	-0.0599*** (0.0119)	-0.0593*** (0.0115)	-0.0608*** (0.0116)	-0.0500*** (0.0105)	-0.0727*** (0.0100)	-0.0690*** (0.0100)
HORIZON		0.0008*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)		0.0004*** (0.0000)	0.0004*** (0.0000)
LASIZE		-0.0057*** (0.0016)	-0.0038** (0.0017)		0.0026** (0.0011)	0.0025** (0.0012)
SNUM		0.0512*** (0.0031)	0.0436*** (0.0043)		0.0251*** (0.0021)	0.0265*** (0.0027)
BETA		0.0091*** (0.0027)	0.0100*** (0.0027)		0.0013** (0.0005)	0.0017*** (0.0006)
BTM		0.0292*** (0.0023)	0.0325*** (0.0025)		0.0373*** (0.0017)	0.3938*** (0.0018)
LCAP		-0.1042*** (0.0020)	-0.1060*** (0.0021)		-0.0672*** (0.0015)	-0.0688*** (0.0015)
LTVOL		0.0555*** (0.0023)	0.0555*** (0.0024)		0.0639*** (0.0016)	0.0640*** (0.0016)
EARN_CHAN		-0.0617*** (0.0036)	-0.0574*** (0.0036)		-0.0485*** (0.0025)	-0.0490*** (0.0026)
CONSTANT	0.4070*** (0.0016)	2.0218*** (0.1055)	2.0232*** (0.1057)	0.2431*** (0.0011)	0.4359*** (0.0313)	0.4312*** (0.0319)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	91,934	74,237	74,237	61,995	49,993	49,993
R2	0.0002	0.1146	0.1169	0.0003	0.1291	0.1316
F-statistic	25.22***			22.56***	314.02***	254.89***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.

2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.

3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.

4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

<Table A-2> Regression Results: Pairwise Samples

	Dependent Variable: PE			Dependent Variable: APE		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	-0.0219 (0.0167)	-0.0195 (0.0175)	-0.0180 (0.0174)	-0.0255* (0.0140)	-0.0307** (0.0143)	-0.0291** (0.0142)
HORIZON		0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)		0.0007*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)
LASIZE		0.0102 (0.0080)	0.0216** (0.0076)		0.0276*** (0.0063)	0.0284*** (0.0069)
SNUM		0.1620*** (0.0222)	0.1220*** (0.0260)		0.0842*** (0.0179)	0.0628*** (0.0208)
BETA		-0.0365 (0.0389)	-0.0562 (0.0397)		0.0122 (0.0311)	0.0160 (0.0316)
BTM		0.0372** (0.0179)	0.0460** (0.0182)		0.0845*** (0.0104)	0.0840*** (0.0103)
LCAP		-0.0618*** (0.0120)	-0.0656*** (0.0123)		-0.0977*** (0.0097)	-0.0937*** (0.0099)
LTVOL		0.0760*** (0.0145)	0.0720*** (0.0146)		0.0943*** (0.0115)	0.0905*** (0.0116)
EARN_CHAN		0.0661*** (0.0183)	0.0725*** (0.0199)		0.0441*** (0.0142)	0.0561*** (0.0156)
CONSTANT	0.1809*** (0.0128)	-0.0869 (0.2429)	-0.3517 (0.2590)	0.3157*** (0.0110)	0.1021 (0.1919)	0.0936 (0.2050)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	3080	2656	2656	3080	2656	2656
R2	0.0006	0.0573	0.0678	0.0011	0.1237	0.1285
F-statistic	1.72	16.75***	14.15***	3.30*	40.33***	30.56***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.
 2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.
 3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.
 4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

〈Table A-3〉 Summary Statistics

Variable	No. Obs.	Average	Median	St. Dev.
SNUM	153,929	7,001.175	6911	5,010.24
BTM	150,847	0.7929	0.4110	1.3353
LCAP	150,847	27.3028	27.2034	1.7051
EARN_CHAN	153,929	0.6611	1	0.4733
LTVOL	150,847	22.3358	27.3893	1.5751
BETA	149,145	1.0725	1.0042	1.2725
HORIZON	153,929	158.2648	153	101.207
LASIZE	129,219	21.2159	21.2201	0.9835