Vol. 34 No. 2 / ISSN 1738-656X

韓國開發研究 2012 Ⅱ

KDI Journal of Economic Policy

Stereotypes and Inequality: A 'Signaling' Theory of Identity Choice
..... Young Chul Kim · Glenn C. Loury
고정관념과 불평등: 정체성 선택에 관한 신호이론

Externality Cost of Capital Investment in Limited Commitment
..... Yili Chien · Junsang Lee
불완전한 금융계약하에서의 자본투자의 외부성에 관한 연구

Research Tournament and Competition Effect
..... Jungwook Kim
연구개발에서의 경쟁효과

Consistency in the Basic Plan on Electricity Demand and Supply and Social Costs
..... LEE, Suil
전력수급기본계획의 정합성과 사회적 비용

Economic Effects of Foreign Workers and Immigrants in Korea
..... Choi, Kyungsoo
외국인력 및 이민 유입의 경제적 영향

The Effect of Private Tutoring Expenditures on Academic Performance: Evidence from Middle School Students in South Korea
..... Changhui Kang
'학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교' 자료를 이용한 사교육비 지출의 성적 향상효과 분석

Efficiency of the Emission Trading Scheme in Imperfectly Competitive Markets
..... Kyoung-soo Yoon
불완전경쟁시장에서의 배출권 거래제도의 효율성

KDI

韓國開發研究
KDI Journal of Economic Policy

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

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

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

Editor-in-Chief :	Kim, Dongseok	(Senior Research Fellow at KDI)
Editors :	Choi, Yongseok	(Professor at KyungHee University)
	Chun, YoungJun	(Professor at Hanyang University)
	Chung, Wankyo	(Professor of Hallym University)
	Eun, CheolSoo	(Professor at Georgia Institute of Technology)
	Hahm, Joonho	(Professor at Yonsei University)
	Hahn, Chinhee	(Professor at Kyungwon University)
	Hwang, Haeshin	(Professor at Texas A&M University)
	Jo, Dongho	(Professor at Ewha Womans University)
	Joh, SungWook	(Professor at Seoul National University)
	Kim, Daeil	(Professor at Seoul National University)
	Kim, InGyu	(Professor at Hallym University)
	Kim, Woochan	(Professor at KDI School of Public Policy and Management)
	Koh, Youngsun	(Senior Research Fellow at KDI)
	Lee, Bongsoo	(Professor at Florida State University)
	Lee, Chulhee	(Professor at Seoul National University)
	Park, ChangGyun	(Professor at Chung-Ang University)
	Park, WonAm	(Professor at Hongik University)
	Shin, Inseok	(Professor at Chung-Ang University)
	Shin, Kwanho	(Professor at Korea University)
	Shin, Sukha	(Research Fellow at KDI)
	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Research Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Research Fellow at KDI)
Administration :	Lee, Myongkuk	(Research Specialist at KDI)

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 Stereotypes and Inequality: A 'Signaling' Theory of Identity Choice ..... Young Chul Kim · Glenn C. Loury / 1
고정관념과 불평등: 정체성 선택에 관한 신호이론
... 김영철 · 글렌 라우리

2 Externality Cost of Capital Investment in Limited Commitment ..... Yili Chien · Junsang Lee / 17
불완전한 금융계약하에서의 자본투자의 외부성에 관한 연구
... 일리 첸 · 이준상

3 Research Tournament and Competition Effect..... Jungwook Kim / 41
연구개발에서의 경쟁효과
... 김정욱

4 전력수급기본계획의 정합성과 사회적 비용..... 이수일 / 55
Consistency in the Basic Plan on Electricity Demand and Supply and Social Costs
... LEE, Suil

5 외국인력 및 이민 유입의 경제적 영향..... 최경수 / 95
Economic Effects of Foreign Workers and Immigrants in Korea
... Choi, Kyungsoo

6 '학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교' 자료를 이용한 사교육비 지출의 성적 향상효과 분석..... 강창희 / 139
The Effect of Private Tutoring Expenditures on Academic Performance: Evidence from Middle School Students in South Korea... Changhui Kang

7 불완전경쟁시장에서의 배출권 거래제도의 효율성..... 윤경수 / 173
Efficiency of the Emission Trading Scheme in Imperfectly Competitive Markets
... Kyoung-soo Yoon

韓國開發硏究
第34권 제2호(통권 제115호)

Stereotypes and Inequality: A 'Signaling' Theory of Identity Choice

Young Chul Kim
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)
Glenn C. Loury
(The Merton P. Stoltz Professor of the Social Sciences and Professor of Economics, Brown University)

고정관념과 불평등: 정체성 선택에 관한 신호이론

김 영 철
(한국개발연구원 부연구위원)
글렌 라우리
(브라운대학교 멀튼 스톨츠 사회과학 석좌교수 겸 경제학과 정교수)

* 김영철: (e-mail) yckim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 47, Dongdaemun-gu Seoul, Korea.
글렌 라우리: (e-mail) Glenn_Loury@brown.edu, (address) Department of Economics, Brown University, Providence, RI 02912, USA.

• Key Word: Stereotypes(고정관념), Statistical Discrimination(통계적 차별), Identity Choice(정체성 선택), Signaling(노동시장 신호)
• JEL Code: D60, J71, J15
• Received: 2012. 2. 4 • Referee Process Started: 2012. 2. 9
• Referee Reports Completed: 2012. 3. 18

ABSTRACT

We develop an identity choice model within the context of a stereotyping-cum-signaling framework. The model allows us to explore implications of the fact that, when individuals can choose identity, then the distribution of abilities within distinct identity groups becomes endogenous. This is significant because, when identity is exogenous and if the ability distributions within groups are the same, then inequality of group reputations in equilibrium can only arise if there is a positive feedback between group reputation and individual human capital investment activities (Arrow, 1973; Coate and Loury, 1993). Here we show that when group membership is endogenous then the logic of individuals' identity choices leads there to be a positive selection of higher ability individuals into the group with a better reputation. This happens because those for whom human-capital-investment is less costly are also those who stand to gain more from joining the favored group. As a result, ability distributions within distinct groups can endogenously diverge, reinforcing incentive-feedbacks. We develop the theoretical framework that can examine the positive selection and the endogenous group formation. The model implies that inequality deriving from stereotyping of endogenously constructed social groups is at least as great as the inequality that can emerge between exogenously given groups.

본 논문은 고정관념(stereotypes)과 노동시장 신호(signaling)에 관한 이론적 틀에 기반하여 개인의 정체성(identity) 선택에 관한 이론모형을 제시하고 있다. 사회집단 간의 평판의 차이 및 이로 인한 집단 간 불평등은 사회집단에 대한 시장의 고정관념 및 이에 상응하는 집단 구성원의 인적자본 투자수준에 의해 형성된다(Arrow[1973]; Coate and Loury[1993]). 한편, 이제까지의 학계의 논의는 개인들의 사회집단 선택 및 이에 따른 사회집단 구성의 내생적 변화 가능성을 배제한 채 발전하여 왔다. 사회집단 간 평판의 차이가 존재하고 동시에 개인들의 자발적 집단 선택이 가능한 상황이라면, 평판이 좋은 사회집단은 집단의 구성원들이 보다 적극적으로 인적자본에 투자하는 '투자 확대'의 효과뿐만 아니라, 평판이 상대적으로 떨어지는 사회집단에 비해 보다 우수한 인재들을 집단의 새로운 구성원으로 맞아들이는 '집단 구성'의 효과를 동시에 누리게 된다. 이러한 집단 구성의 내생성은 본질적으로 사회집단 간의 평판의 차이를 보다 확대시키는 결과를 낳게 되며,

ABSTRACT

이렇게 확대된 평판의 격차가 우수한 인재의 집중을 보다 강화시킴으로써 집단 간 경제적 불평등이 시간이 지남에 따라 악화되는 것이다. 본 논문은 노동시장 신호이론을 활용하여 사회집단 선택의 내생성하에서의 집단 간 불평등의 균형점을 찾고 이들의 안정성에 관해 논하고 있으며, 집단 구성의 내생성이 주어질 경우 그렇지 않은 경우에 비해 사회집단 간의 경제사회적 불평등이 보다 심화될 수 있음을 이론적으로 증명하고 있다.

Ⅰ. Introduction

We develop an identity choice model based on a stereotyping-cum-signaling framework. If a worker's productivity is not perfectly observable, employers have an incentive to use the collective reputations of the identity groups to which job applicants belong in the screening process. A key feature of our model is that individuals belonging to a group with a good collective reputation have a greater incentive to invest in skills than do those who belong to a group with a poor reputation. And yet, given its greater rate of investment in skills, the former group will tend to maintain a better collective reputation than the latter. That is, there can be more than one self-confirming equilibrium in group reputations (Arrow, 1973; Coate and Loury, 1993). Previous work on such statistical discrimination has taken group identity as immutable, so that each individual is affected by the collective reputation of his own group only. We handle the dynamics between the collective reputation and the identity choice problem by relaxing this immutability assumption.

To illustrate the relevance of our model, consider one concrete example—the phenomenon commonly known as "passing." This widely observed behavior is evidently an instance of identity choice. Talented young members in the group with a worse collective reputation may consider "passing" into the group with a better reputation when the return for such "passing" (e.g., better treatment in the labor market) outweighs its cost (e.g., loss of ties to one's own kind.) Thus, it has been noted that a significant number of the blacks in the U.S. population consistently passes for White or some other race (Sweet, 2005).[1] Moreover, many ethnic Koreans in Japan (most of whom descend from forced laborers in mines and factories who were brought to Japan from the Korean peninsula during the period of Japanese imperialism) are "passing" for native Japanese—by changing both their surnames and their given names when seeking formal employment or marriage. They have done so in order to escape negative stereotypes and prejudices against ethnic Koreans in Japan.[2]

When passing for a member of the advantaged group with high reputation is not possible due to immutability, the most talented of the stereotyped group are more likely to seek styles of self-presentation that aim to communicate "I'm not one of THEM; I'm one of YOU!" because they are the ones who gain most by separating themselves from the mass (Loury, 2002). Taking the example of the Black population in the US, methods that are known to be used for "partial passing" are: affections of speech, dressing up rather than wearing casual clothes, spending more on conspicuous consumption, and migration to affluent residential areas (Charles *et al.*,

---

[1] The National Longitudinal Survey conducted by the Department of Labor of the US shows that 1.87 percent of those who had originally answered "Black" to the interviewer's race question in 1979 switched to either "White," "I don't know, " or "other," by 1998.

[2] Every year about 10,000 Koreans living in Japan, out of around 600,000 Korean descendants holding Korean nationality, choose to be naturalized, giving up their names and original nationality (Fukuoka *et al.*, 1998).

2009; Goffman, 1959). There is evidence that the more educated (or talented) blacks tend to speak standard American English rather than African American English (Grogger, 2011). That is, the most talented of the stereotyped group "pass for" the slightly better-off subgroup that maintains a higher reputation than the stereotyped population as a whole by adopting the cultural traits of the subgroup.

This selective out-migration to the better-off subgroup may undermine solidarity in the disadvantaged population and cause conflict among them, such as the accusation of "Acting White" against the ones who practice the "partial passing" methods (Fryer and Torelli, 2010). However, there might be a social gain through this practice: at least some cultural subgroups of the stereotyped population might be able to recover their reputation when the talented young members gather around certain cultural traits. The usage of the observable cultural traits in the screening process can to some extent cure the social inefficiency caused by imperfect information about the true characteristics of workers.

It is not only backward or disadvantaged groups whose behavior is captured by our model. The emergence of an elite social group out of a population can also be explained through identity choice behavior. Fang (2001) discussed the use of cultural instruments that are intrinsically irrelevant for productivity to form an elite group. He notes that this may help to an account for the complexity of elite etiquette in European (or Confucian) societies, as well as for the greater respect afforded to those with an "Oxford Accent." Skilled and unskilled workers have different incentives to join a group with unique cultural traits that are expensive to obtain. Thus, the cultural group is treated preferentially by employers due to the higher fraction of skilled workers, even though the cultural traits of the group are not relevant for productivity. We may see an autonomously growing elite subgroup with differentiated cultural traits whose members are considered as distinguished from their peers.

The identity choice model in this paper starts with a standard statistical discrimination framework (Coate and Loury, 1993). We identify multiple self-confirming prior beliefs, which we call Phenotypic Stereotyping Equilibria (PSE). This multiplicity of phenotypic equilibrium explains inequality of collective reputations between exogenous and equally endowed identity groups as being due to positive feedback between a group's reputation and its members' investment incentives. But it entails no selection into or out of the groups. However, when membership is endogenous and if the groups' reputations were to differ in equilibrium, then not only will members of a favored group face greater incentives to invest in human capital. It is also the case that the better-regarded group will, in equilibrium, come to consist disproportionately of high ability/low human capital investment cost types. These are the types who gain most from joining a favored group. The result is that human capital cost distributions between groups endogenously diverge, which reinforces incentive-feedbacks. We call such a group-disparate equilibrium with positive selection a (non-trivial) Affective Stereotyping Equilibrium (ASE).

For the development of our theoretical model, we introduce two affects (i.e., possible group identities), A and B. We assume that the cost to choose affect A rather than B varies across the population. Agents choose affect A if and only if the anticipated return exceeds the agent's cost of choosing affect A. We further assume

that the cost distribution among agents for this affect choice is statistically independent of the cost distribution of human capital investment. (That is, a person's identity orientation cannot be used to predict their economic abilities.) Nevertheless, we show that in the model's equilibrium the more able individuals—those with lower human capital investment costs—will tend to choose affect A whenever the collective reputation of the affect A group is better than that of the affect B group. But, of course, their behaving in this way is what causes group A to have a better reputation in the first place!

The main result which we demonstrate with this model is the following: group inequality that derives from the ascriptive stereotyping of endogenously constructed social groups is at least as great as the group inequality that can emerge from the phenotypic stereotyping of exogenously given groups. Again, this is due to the fact that when groups are endogenous then low human capital cost types are disproportionately drawn to the group with a better reputation, causing a skill disparity between groups to endogenously diverge, thereby justifying the disparity of group reputations. The model also implies that there exist multiple (non-trivial) Affective Stereotyping Equilibria whenever multiple Phenotypic Stereotyping Equilibria can be constructed in the labor market structure.

The paper is organized into the following sections. Section 2 develops the model with the identify choice and skill investments. Section 3 defines Phenotypic and Affective Stereotyping Equilibria. Section 4 discusses the implications of the developed model and Section 5 concludes.

Ⅱ. Model with the Identity Choice

In this section, we display the general framework of the model that includes agents' decision making and the payoff structure. The workers make an investment decision on skill acquisition and choose the identity type before they enter the labor market. Employers set the wage for each worker to be proportional to the worker's expected productivity using both the productivity-related noisy signal and the identity type. The workers' decision makings, the employers' wage setting and the consequent expected payoff are discussed below.

Workers' Affective/Expressive Behavior: Agents choose affect $i \in \{A, B\}$. The cost to choose the affect A is $k \in R$. k can be negative: the affect A can generate benefits for some agents. CDF of the affective behavior cost is denoted by $H(k)$. We assume the affective symmetry: $H(k) = 1 - H(-k)$. Agents choose the affect A if and only if the anticipated return exceeds the agent's cost k. Otherwise, they choose the affect B. WLOG, it is natural to assume that PDF of the cost k, $h(k)$, has one peak at k=0: $h'(k)$>0 for any $k \in (-\infty, 0)$ and $h'(k)$< 0 for any $k \in (0, \infty)$.[3]

Workers' Skill Acquisition Behavior: Agents choose whether to be skilled or not: $e \in \{0, 1\}$. The cost to be skilled is c, which is non-negative. CDF of the skill

[3] This is not a critical assumption in the model. We will have the identical conclusions with the uniform distribution of k.

acquisition cost is $G(c)$, in which $G(0)\geq 0$ and $G(\infty)=1$.[4] WLOG, it is natural to assume that PDF of the cost c, $g(c)$, has one peak at $\hat{c}$: $g'(c)>0$ for any $c\in(0, \hat{c})$ and $g'(c)<0$ for any $c\in(\hat{c}, \infty)$. An agent chooses (e=1) if the return from doing so exceeds that agent's cost for the skill acquisition (c). We impose that c and k are independently distributed.

Employers' Wage-setting Behavior: Skill e is not fully identified. Employers observe group identity and noisy signal $t \in R^+$ distributed conditional on e. PDF of the signal conditional on e is $f_e(t)$ and its CDF is $F_e(t)$. Let us define the function $f(\pi, t)$ as $f(\pi, t) \equiv \pi f_1(t) + (1-\pi) f_0(t)$, which indicates the distribution of signal t of agents belonging to a group of which the skill level(the fraction of the skilled workers) is believed to be π. WLOG, we assume that $\frac{f_1(t)}{f_0(t)}$ increases with respect to t, which is denoted by MLRP: Monotonic Likelihood Ratio Property. The employers' belief that an agent with signal t is skilled is $\rho(\pi, t)(\equiv Pr[e=1|\pi, t]) = \frac{\pi f_1(t)}{f(\pi,t)}$. Under MLRP, $\rho(\pi, t)$ increases with both π and t. The productivity of a skilled worker is ω and that of an unskilled worker is zero. We assume that the wage is proportional to the expected skill level:

$$W(\pi, t) = \omega \cdot \rho(\pi, t), \text{for some } \omega > 0$$

$$= \omega \cdot \frac{\pi f_1(t)}{\pi f_1(t) + (1-\pi) f_0(t)}. \tag{1}$$

Workers' Payoffs: The expected wage from acquiring skill level e is denoted by $V_e(\pi)$:

$$V_e(\pi) = \int_0^1 f_e(t) W(\pi, t)\, dt, \tag{2}$$

in which $V_e'(\pi)$ is positive for any $e\in\{0,1\}$. Workers' expected return acquiring human capital $(R(\pi))$ is defined as

$$R(\pi) \equiv V_1(\pi) - V_0(\pi). \tag{3}$$

$R(\pi)$ is expressed as

$$R(\pi) = \int_0^1 (f_1(t) - f_0(t)) W(\pi, t)\, dt$$

$$= \omega\pi \int_0^1 \frac{(f_1(t) - f_0(t)) f_1(t)}{f(\pi, t)}\, dt. \tag{4}$$

The followings can be easily seen

[4] With $G(c)\geq 0$, we allow that a fraction of workers always invest for skills.

$$R'(\pi) = \omega \int_0^1 \frac{(f_1(t) - f_0(t))f_1(t)f_0(t)}{f(\pi,t)^2} dt, \tag{5}$$

$$R'(\pi) = -2\omega \int_0^1 \frac{(f_1(t) - f_0(t))^2 f_1(t)f_0(t)}{f(\pi,t)^3} dt \ \ (< 0). \tag{6}$$

Thus, $R(\pi)$ is concave and $R(0)= R(1)=0$, which implies that $\lim_{\pi\to 0} R'(\pi)>0$ and $\lim_{\pi\to 1} R'(\pi)<0$. Let us denote $argm\ ax\ \{R(\pi)\}$ by $\bar{\pi}: R'(\bar{\pi}) = 0$.

The first derivatives of $V_0(\pi)$ and $V_1(\pi)$ are

$$V_0'(\pi) = \int_0^1 \omega f_1(t) f_0(t)^2 f(\pi,t)^{-2}\, dt, \tag{7}$$

$$V_1'(\pi) = \int_0^1 \omega f_1(t)^2 f_0(t) f(\pi,t)^{-2}\, dt. \tag{8}$$

Note that $V_0'(0) = \omega$ and $V_1'(1) = \omega$. Since we know $R'(0) > 0$ and $R'(1) < 0$, we have $V_0'(1) > \omega$ and $V_1'(0) > \omega$. It is more likely that $V_0'(\pi)$ tends to increase as π increases and $V_1'(\pi)$ tends to decrease as π increases.

Thus, a worker with cost c, in a group believed to be investing at rate π has the payoff:

$$U(\pi, c) = \max\{V_1(\pi) - c;\ V_0(\pi)\}, \tag{9}$$

in which the function $U(\pi, c)$ is increasing in $\pi(\because\ V_e'(\pi) > 0, \forall e \in \{0,1\})$ and non-increasing in c.

Ⅲ. Stereotyping Equilibrium

In this section, we define the Phenotypic and Affective Stereotyping Equilibria and search for the properties of the equilibria.

1. **Phenotypic Stereotyping Equilibria**

Given the employers' prior belief (π) about human capital investment rate in a population, the fraction of workers who choose (e=1) is $G(R(\pi))$. Let us denote an equilibrium belief/investment rate by $\hat{\pi} \in [0,1]: \hat{\pi} = G(R(\hat{\pi}))$. The set of all such equilibria is denoted by Ω_{CL} (Coate and Loury, 1993). Let us call them Phenotypic Stereotyping Equilibria (PSE). Inequality of collective reputation between exogenous groups in equilibrium is due to feedback between group reputation and individual investment activities. The individuals in a group with a better collective reputation have a greater incentive to invest in skills, and with their greater skill investment rate, the group maintains a better collective reputation, (and Vice Versa).

It is most likely that there exists either one or three equilibria in the economy, because $G(c)$ is *S*-shaped as displayed in Figure 1. Multiple equilibria $\hat{\pi} \in \Omega_{CL}$ create possibility of Phenotypic Stereotyping (PS) wherein groups are exogenously and visibly distinct, though equally well endowed. Nevertheless, they fare unequally in the equilibrium (Panel B of Figure 1).

It is clear that the socially optimal level of human capital investment is $G(\omega)$. However, human capital investment is socially inadequate in any PSE $\hat{\pi}: G\big(R(\hat{\pi})\big) < G(\omega)$ for any $\hat{\pi} \in \Omega_{CL}$, because $R(\hat{\pi}) < \omega$ as $\omega \int_0^1 f_1(t)dt - R(\pi) = \omega \int_0^1 f_1(t)\, f_0(t) f(\pi, t)^{-1}\, dt > 0$. This implies the social optimality can be further improved through the relaxation of the given constraints.

2. Affective Stereotyping Equilibria

Absent affective discrimination, workers choose 'affect' based on their "natural" orientation: $i = B$ if k>0 and $i = A$ if k <0. This implies that the human capital cost distribution, namely $G(c)$, is the same for both affective groups. Refer to Figure 2 for the case with affective discrimination absent. However, when affective discrimination prevails in the labor market and group membership is endogenous, this is not true any more. Given that the initial reputations of the two affective groups differ, the favored group not only faces great human capital investment incentives, but it also consists disproportionately of low human capital investment cost types, who gain more from joining a favored group. Thereby, it will cause human capital cost distributions between groups to endogenously diverge, reinforcing incentive-feedbacks.

The economic analysis of the story can be developed in the following way. Let π_i be employer belief about human capital investment rate in affective group *i*. Consider two affective groups *A* and *B*. Let us define a function $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c)$ as the payoff difference between a A-type worker and a B-type worker given their skill acquisition cost level *c*: $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) \equiv U(\pi_A, c) - U(\pi_B, c)$. Given $\pi_A > \pi_B$, $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c)$ is positive because $\partial U(\pi, c)/\partial \pi > 0$. Note that $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) = -\Delta U(\pi_B, \pi_A; c)$ and $\Delta U(\pi, \pi; c) = 0$.

An agent with the cost set (*c, k*) chooses affective behavior *i*=*A* if and only if $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) \geq k$. Otherwise, he chooses affective behavior *i*=*B*. Given that *c* and *k* are independent, the fraction of agents choosing (*i*=*A*) is given by

$$\Sigma^A \equiv \int_0^\infty H(\Delta U(\pi_A, \pi_B; c))\, dG(c). \tag{10}$$

The fraction of workers choosing (*i*=*A*) and (*e*=1) is given by

$$\sigma^A \equiv \int_0^{R(\pi_A)} H(\Delta U(\pi_A, \pi_B; c))\, dG(c). \tag{11}$$

Then, the fraction of agents choosing (*i*=*B*) is obtained using $\Sigma^B = 1 - \Sigma^A$ and $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) = -\Delta U(\pi_B, \pi_A; c)$:

$$\Sigma^B \equiv \int_0^{\infty} H(\Delta U(\pi_B, \pi_A; c))\, dG(c). \tag{12}$$

Consequently, the fraction of workers choosing (i=B) and (e=1) is given by

$$\sigma^B \equiv \int_0^{R(\pi_B)} H(\Delta U(\pi_B, \pi_A; c))\, dG(c). \tag{13}$$

Given the employer belief about human capital investment rates (π_A, π_B), the actual investment rates for the affective groups denoted by $\phi(\pi_A, \pi_B)$ and $\phi(\pi_B, \pi_A)$ are

$$\begin{cases} Pr\,\{e = 1 | i = A, \pi_A, \pi_B\} (\equiv \phi(\pi_A, \pi_B)) = \sigma^A / \Sigma^A, \\ Pr\,\{e = 1 | i = B, \pi_B, \pi_A\} (\equiv \phi(\pi_B, \pi_A)) = \sigma^B / \Sigma^B. \end{cases} \tag{14}$$

It is noteworthy that when employers' belief is the same for both affective groups $(\pi_A = \pi_B)$, $\Delta U(\pi_B, \pi_A; c)$ is zero and we have $R(\pi_A) = R(\pi_B)$. This implies that the affective behavior does not affect the human capital investment activities: $\phi(\pi_A, \pi_B) = \phi(\pi_B, \pi_A) (= G(R(\pi_A)))$.

An equilibrium with affective stereotyping (ASE) is defined as a pair of investment rates for the affective groups $(\pi_A^*, \pi_B^*) \in [0, 1]^2$ such that $\pi_A^* = \phi(\pi_A^*, \pi_B^*)$ and $\pi_B^* = \phi(\pi_B^*, \pi_A^*)$. The set of all such equilibria is denoted by Ω_{KL}. Note that every PSE corresponds to trivial ASE where differences in affect are uninformative: $(\hat{x}, \hat{x}) \in \Omega_{KL}$ if $\hat{x} \in \Omega_{CL}$ because $\phi(\hat{x}, \hat{x}) = G(R(\hat{\pi})) = \hat{x}$. Affective stereotyping discrimination occurs if and only if $\pi_A^* \neq \pi_B^*$.

Note that $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c)$ can be expressed by

$$\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) = \max\{R(\pi_A) - c; 0\} + V_0(\pi_A) - \max\{R(\pi_B) - c; 0\} - V_0(\pi_B). \tag{15}$$

Using $R(\pi_A)$ and $R(\pi_B)$, we have the following lemma concerning $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c)$:

Lemma 1. *For any* $c \leq min\{R(\pi_A), R(\pi_B)\}$, $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) = V_1(\pi_A) - V_1(\pi_B)$. *For any* $c \geq max\{R(\pi_A), R(\pi_B)\}$, $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) = V_0(\pi_A) - V_0(\pi_B)$. *For any c such that* $min\{R(\pi_A), R(\pi_B)\} < c < max\{R(\pi_A), R(\pi_B)\}$, *we have*

$$\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) = \begin{cases} V_1(\pi_A) - V_0(\pi_B) - c & if\ \ R(\pi_A) \geq R(\pi_B), \\ V_0(\pi_A) - V_1(\pi_B) + c & if\ \ R(\pi_A) < R(\pi_B). \end{cases} \tag{16}$$

The above lemma is summarized in Figure 3. Panel A of the figure displays the case with $\pi_A > \pi_B$ and panel B does the case with $\pi_A < \pi_B$. It is easily seen that $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c) > 0$ for any c if and only if $\pi_A > \pi_B$. Therefore, we have the following result.

Proposition 1. *When employers have different beliefs about two affective groups* $(\pi_A \neq \pi_B)$,

the number of workers who adopt the 'affect' corresponding to the favored employers' belief is greater than that of workers who adopt the 'affect' with the less favored employers' belief: $\Sigma^i > \Sigma^j$ *if* $\pi_i > \pi_j$ *for any* $i, j \in \{A, B\}$.

That is, in the current setting with symmetric cost distribution, more than half workers adopt the 'affect' that corresponds to the more favorable employers' belief: $\Sigma^i > .5$ and $\Sigma^j < .5$ if $\pi_i > \pi_j$ for any $i, j \in \{A, B\}$. The Lemma 1 implies that $\Delta U(\pi_A, \pi_B; c)$ is non-increasing with respect to c whenever $R(\pi_A) > R(\pi_B)$, and non-decreasing whenever $R(\pi_B) > R(\pi_A)$. It leads to the following useful lemma.

Lemma 2. *Whenever* $R(\pi_A) > R(\pi_B)$*, the following holds:* $\phi(\pi_A, \pi_B) > \phi(\pi_A, \pi_A)$ *and* $\phi(\pi_B, \pi_A) < \phi(\pi_B, \pi_B)$*. In a symmetric way, whenever* $R(\pi_A) < R(\pi_B)$*, the following holds:* $\phi(\pi_A, \pi_B) < \phi(\pi_A, \pi_A)$ *and* $\phi(\pi_B, \pi_A) > \phi(\pi_B, \pi_B)$*. Even when* $\pi_A \neq \pi_B$*, the following holds if* $R(\pi_A) = R(\pi_B)$*:* $\phi(\pi_A, \pi_B) = \phi(\pi_B, \pi_A) = \phi(\pi_A, \pi_A) = \phi(\pi_B, \pi_B)$.

The above lemma implies the following proposition.

Proposition 2. *The disproportionately more talented workers, whose human capital investment costs (c) are relatively lower, choose the 'affect' that corresponds to the greater return to human capital investment: given* $R(i) > R(j)$*,* $\phi(i, j) > G(R(i))$ *and* $\phi(j, i) < G(R(j))$ *for any* $i, j \in \{\pi_A, \pi_B\}$.

Ⅳ. Implications and Further Discussion

It is obvious that (x, x) is an affective stereotyping equilibrium for any phenotypic stereotyping equilibrium x because $x = \phi(x, x)$. These ASE are called trivial ASE in this paper. We are more concerned with the non-trivial ASE in which the affective group's reputations differ in equilibria: $x \neq y$. Intuitively, we can say that the existence of non-trivial ASE is guaranteed given the multiple PSE. Suppose that there exist three PSE (π_h, π_m, π_l) in the given labor market structure as displayed in Panel B of Figure 1. Imagine that an affective group's reputation is the level of π_h and the other affective group's reputation is that of π_l. Note that the following must be true given the multiple PSE: $R(\pi_h) > R(\pi_l)$. Then, the combination (π_h, π_l) cannot be stable because of Proposition 2: given $R(\pi_h) > R(\pi_l)$, $\phi(\pi_h, \pi_l) > G(R(\pi_h))$ and $\phi(\pi_l, \pi_h) < G(R(\pi_l))$. That is, the skill investment rate of the entering cohort to the affective group with π_h is greater than the current skill level of the group $G(R(\pi_h))$, while that of the entering cohort to the other affective group with π_l is smaller than the current skill level of that group $G(R(\pi_l))$. The situation is well described in Panel A of Figure 3. Therefore, there must be at least two non-trivial ASE: one can emerge out of the initial combination (π_h, π_l) and the other out of the initial combination (π_l, π_h).

We also know that the skill difference between two entering cohorts $(\phi(\pi_h, \pi_l) - \phi(\pi_l, \pi_h))$ is greater than that between the two groups' current skill levels $(\pi_h - \pi_l)$. This implies that the inequality between endogenous groups in some non-trivial ASE can be greater than inequality between exogenous groups in any PSE.

Finally, to see how our model can be used to shed light on labor market phenomena other than ethnic/racial group inequality, let us consider the problem of "re-branding ex-cons." The main feature of the labor market for ex-convicts is that employers wish to avoid associating with those who end up returning to criminal activity, but employers cannot be certain from information which among the convicts will and which will not do so. However, the convicts themselves are presumed to know their own intentions. Under this informational asymmetry, employers choose not to hire any ex-cons leaving all of them unemployed.

Let us imagine a *re-branding program* run by the government along the following line: There is to be a certifiable and costly activity such that, before going into the labor market, ex-cons can elect to join this program or not. Those who will go straight are more willing to join the program than those who will return to crime because those going straight have greater gain from having a job in the market. The collective reputation of the ex-con subgroup with the program certificate improves with the greater fraction of ex-cons going straight joining the program, so that those with the program certificate will be hired and those without it will not be hired by employers in the labor market. That is, notwithstanding the informational asymmetry and the *adverse selection* issue in the market, a government can nevertheless design a costly program by means of which some ex-cons can credibly convey their good intentions to employers. The social efficiency can be achieved by the introduction of the costly program.

Ⅴ. Conclusion

In this paper, we develop an identity choice model that can explain social activities such as passing and selective out-migration from a stereotyped group, loosening the assumption of group identity immutability in standard statistical discrimination models. More talented members with low human capital investment cost have a greater incentive to identify themselves with a group that has a better collective reputation. The positive selection into a favored group plays a critical role in causing human capital cost distributions between groups to endogenously diverge. This model can be applied to many other social settings such as code switching (Goffman, 1959) and generating certificates to fight against negative stereotypes (e.g. re-branding ex-cons).

References

Arrow, K. J., "The Theory of Discrimination," in Ashenfelter and Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*, 1973.

Charles, Kerwin K., Erik Hurst, and Nikolai Roussanov, "Conspicuous Consumption and Race," *The Quarterly Journal of Economics* 124, 2009, pp.425~467.

Coate, Stephen and Glenn Loury, "Will Affirmative-Action Policies Eliminate Negative Stereotype?" *American Economic Review* 83, 1993, pp.1220~1240.

Fang, Haming, "Social Culture and Economic Performance," *American Economic Review* September, 2001, pp.924~937.

Fukuoka, Yasunori, Yukiko Tsujiyama, and John Russell, "MINTOHREN: Young Koreans Against Ethnic Discrimination in Japan," *The Bulletin of Chiba College of Health Science* 10, 1998.

Fryer, Roland and Paul Torelli, "An Empirical Analysis of 'Acting White'," *Journal of Public Economics* 94, 2010, pp.380~396.

Goffman, Erving, *The Presentation of Self in Everyday Life*, New York: Doubleday, 1959.

Grogger, Jerey, "Speech Patterns and Racial Wage Inequality," *The Journal of Human Resources* 46, 2011, pp.1~25.

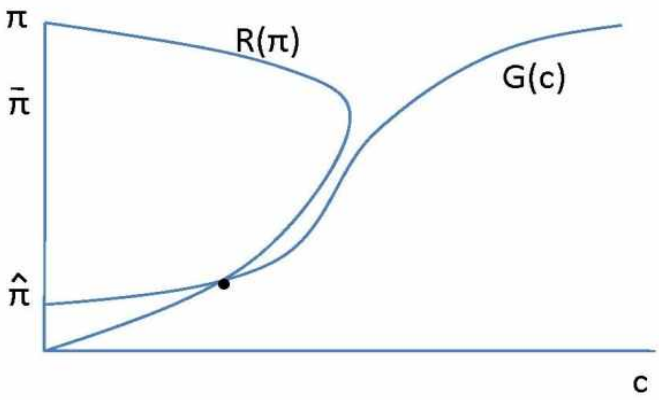
Loury, Glenn C., *The Anatomy of Racial Inequality*, Harvard University Press, 2002.

Sweet, Frank W., "The Rate of Black-White 'Passing'," *Legal History of the Color Line: The Rise and Triumph of the One-Drop Rule*, Backintyme, 2005.

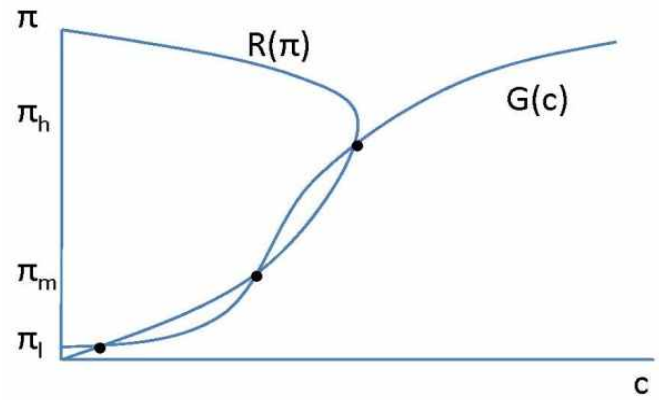
Appendix

[Figure 1] Phenotypic Stereotyping Equilibria

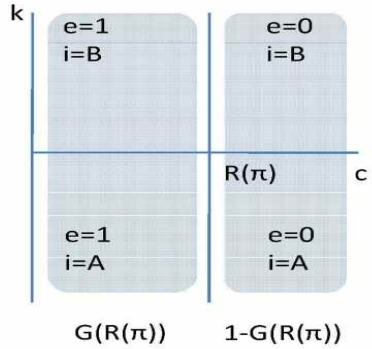
Panel A. Unique PSE



Panel B. Mulitple PSE

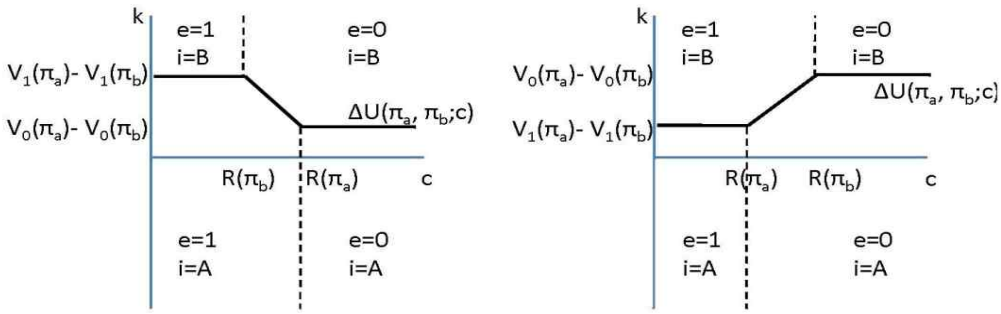


[Figure 2] Human Capital Investment with Affective Discrimination Absent

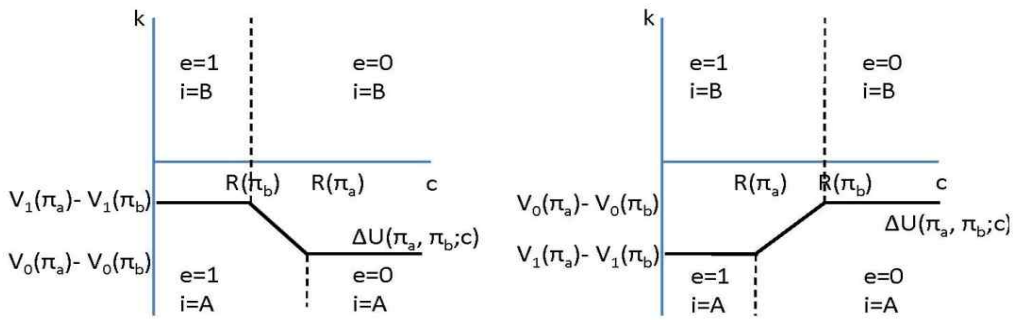


[Figure 3] Human Capital Investment with Affective Discrimination

Panel A. Case with $\pi_a > \pi_b$



Panel B. Case with $\pi_a < \pi_b$



韓國開發硏究
第34권 제2호(통권 제115호)

Externality Cost of Capital Investment in Limited Commitment

Yili Chien
(Economist, Research Division, Federal Reserve Bank)
Junsang Lee
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

불완전한 금융계약하에서의 자본투자의 외부성에 관한 연구

일리 첸
(연방준비은행 이코노미스트)
이 준 상
(한국개발연구원 부연구위원)

* 일리 첸: (e-mail) yili.chien@stls.frb.org, (address) Research division, Federal Reserve Bank of St. Louis, P.O. Box 442, St. Louis, MO 63166-0442.
이준상: (e-mail) junsang@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 47, Dongdaemun-gu Seoul, Korea.

• Key Word: Capital Investment(자본투자), Capital Taxation(자본세), Limited Commitment(계약의 불완전 이행)
• JEL Code: D62, E22, H21
• Received: 2011.11. 7 • Referee Process Started: 2011. 11. 18
• Referee Reports Completed: 2012. 1. 31

ABSTRACT

We study externality costs of capital investment under limited commitment. We solve for the constrained efficient allocation with a limited commitment environment and find positive externality costs of capital investment provided that full-risk-sharing is not feasible. In a decentralized version of limited commitment environment, a one unit increase of capital investment by an agent increases all individuals' autarky values in the economy and generates externality costs in the economy. This externality cost provides a rationale for positive capital taxation even in the absence of government expenditure. In order to internalize this costs, the government use a positive rate of linear capital tax in the decentralized economy.

본 논문은 불완전한 금융계약하에서 발생하는 자본투자의 외부성에 대하여 연구하였다. 계약이행의 불완전한 경우의 제약된 효율적 자원배분(constrained efficient allocation)의 문제를 풀었고, 완전 위험분담(full risk-sharing)이 가능하지 못한 경제상황에서는 자본투자가 양의 외부성을 갖는 것을 보였다. 경쟁균형에서 자본투자 한 단위의 증가는 경제주체의 파산가치(autarky value)를 증가시켜 경제 내에서 외부성을 발생시키는데, 이러한 외부성은 양의 자본소득과세에 대한 이론적 근거를 제시할 수 있으며, 정부는 이러한 외부성을 내생화시키기 위하여 양의 값의 선형자본세(linear capital tax rate)를 사용할 수 있다.

Ⅰ. Introduction

In the Ramsey literature of capital taxation, Chamley (1986) and Judd (1985) argue for zero capital taxation in the long run. Chari and Kehoe (1999) show that the capital tax rate should be high initially and decrease to zero. Moreover, Atkeson, Chari and Kehoe (1999) show that the zero capital taxation result is robust to a wide range of the assumptions. Finally, Lucas (1990) argues that for the U.S. economy there is a significant welfare gain to be realized in switching to this policy. In sum, the zero capital taxation argument suggests that the current capital stock in the U.S. economy is too low since the capital tax rate is too high, and that decreasing the tax rate can lead to large welfare gains.

There is a competing literature that argues that certain frictions can rationalize capital taxation. Aiyagari (1996) shows that with incomplete markets, agents have a precautionary savings motive which leads them to overinvest in capital. He proves that the optimal capital income tax should be positive in the long run so that this over-investment is reduced.

Golosov, Kocherlakota and Tsyvinski (2003) obtain a nonzero optimal capital taxation result by introducing incentive constraints, which arise from the private information of an individual's idiosyncratic shock. To motivate high-skilled agents to reveal their type, they argue that the tax burden of high-skilled agents should be lighter than that of low-skilled agents. Kocherlakota (2005) decentralized the Golosov et al. (2003) and shows that the average optimal capital tax is still zero in ex-ante sense.

We study another type of economy that is closely related to the recent literature[1] of endogenous incomplete markets where there is a continuum of households with idiosyncratic shocks and there exists a complete set of contingent claims, but financial contracts are not perfectly enforceable. As in Kehoe and Levine (1993) and Alvarez and Jermann (2000), we have endogenous debt limits in the form of enforcement constraints so that households are not able to accumulate more debt than they are willing to pay back. If a household defaults on a financial contract, he can be excluded from future contingent claims markets trading and can have his assets seized. The private sector that faces a possibility of being debt-constrained in the future has a higher discount factor for one unit of future consumption than does the planner, who does not face this constraint.

In such an environment, we re-evaluate the zero capital taxation result in the planner's problem and find that there is in fact a role for capital income taxes. We prove that the optimal capital tax rate should be strictly positive and should increase over time up to a certain point. To do this, we first solve for the constrained efficient allocations. Then we introduce capital taxation in order to decentralize the economy: the tax on capital income is needed to make private agents internalize an additional cost of capital investment.

---

[1] Alvarez and Jermann (2000, 2001), Kehoe and Levine (1993), Kehoe and Perri (2002, 2004), Kocherlakota (1996), Krueger (1999), Lustig (2006) and among others. Moreover, Abraham and Carceles-Poveda (2007) study a similar economy and show a higher capital accumulation in the long run as a result.

This additional cost obtaining from the limited commitment environment as follows. A higher level of capital stock (capital investment) increases labor income (marginal product of labor in equilibrium), which in turn increases the value of autarky. Higher autarky values increase costs to the planner: the planner must increase compensation to agents with binding enforcement constraints since these agents might otherwise to be tempted to leave the risk sharing pool. A similar idea arise in monetary economics literatures. If agents can use cash after defaulting on their debt obligations, then it might be optimal to tax on cash as shown in Aiyagari and Williamson (1998).

This can be seen by examining the effect of an additional unit of capital at time T: increasing the capital stock at period T by one unit improves the marginal productivity of labor, which directly improves autarky values in periods $t = 1,\cdots, T$; thus all earlier enforcement constraints (from $t = 1,\cdots,T$) become tighter. We call this additional compensation an "externality cost". This positive externality cost implies non-zero capital taxation in the decentralized economy.

We decentralize the constrained efficient allocations with solvency constraints and a capital tax. Solvency constraints are constructed in the same way as in Alvarez and Jermann (2000). Our construction of the capital tax is different from that of Kehoe and Perri (2004) in a sense that we introduce financial intermediaries which enable us to have a linear capital tax, whereas Kehoe and Perri's capital tax rate was agent-specific[2]. Abraham and Carcles-Poveda (2006) decentralizes their constrained efficient allocations by imposing capital accumulation constraints on the capital holdings of a financial intermediaries in an economy with a finite number of agents.

We do not address how to design a labor income tax that supports the constrained efficient allocation. This is for the following reasons. First, traditional Ramsey literature argues that the capital tax rate should be zero even in the absence of a labor tax. Second, introducing a labor tax does not change our result of positive capital taxation as long as the externality cost is positive (this is the case when the full-risk sharing is not feasible). Labor tax, however, may lower the steady state tax rate on capital income in the quantitative analysis since a positive labor tax will relax enforcement constraints.

This paper is organized as follows. Section 2 describes the model economy and characterizes the constrained efficient allocations of this economy. Section 3 characterizes the steady state constrained efficient allocations. Section 4 decentralizes the allocations with capital taxation and solvency constraints. Section 5 concludes.

Ⅱ. Model

1. Environment

There is a continuum of agents of measure one. They receive an initial promised utility (v_0) and initial idiosyncratic shock (s_0) over an initial joint distribution Φ_0. There is a single, non-storable, consumption good. The agents rank consumption

[2] In theirs, there are two countries (agents) and tax rates are different for each country (agent).

streams $\{c_t\}$ according to the following preference:

$$\sum_{t=0}^{\infty}\sum_{s^t}\beta^t\pi(s^t \mid s_0)u(c_t(v_0,s^t))$$

where we assume the power utility with risk-aversion coefficient γ:

$$u(c_t(v_0,s^t)) = \frac{c_t(v_0,s^t)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

There is no aggregate uncertainty. The only event that each household faces is a stochastic idiosyncratic labor supply shocks. Each event s_i takes on values on a discrete grid $S \equiv \{s_1,\cdots,s_i,\cdots,s_I\}$. The idiosyncratic shock s follows a Markov process with a transition probability $\pi(s'|s)$. We assume the law of large numbers holds so that the transition probabilities can be interpreted as the fractions of agents making the transition from one state to another. In addition, we assume that there is a unique invariant distribution $\overline{\prod}(s)$ in each state s. Again, by the law of large numbers $\overline{\prod}(s)$ is the fraction of agents drawing s in every period. We denote s^t as the history of shock realizations:

$$s^t = (s_0, s_1, \cdots, s_{t-1}, s_t)$$

We assume that an aggregate labor supply is perfectly inelastic for all periods and denote it as $\bar{L}$. An agent's labor supply (hours worked) is denoted by

$$\bar{L}\cdot s$$

We normalize the average idiosyncratic labor supply shock to be one.

$$1 = \int s_t\, d\Phi_t$$

The output in the economy is produced using a single technology that exhibits constant returns to scale:

$$\begin{aligned} Y_t &= F(K_t, L_t) \\ &= K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha} \end{aligned}$$

where $F(\cdot,\ \cdot)$ is a production function, and K_t and L_t denote the aggregate capital input and the aggregate labor input respectively. We use a Cobb-Douglas production function with capital income share $\alpha \in [0, 1]$.

The feasibility constraint for the economy is that the output can either be consumed or invested in the capital stock of the next period:

$$\sum_{s^t}\int c_t\,(v_0,s^t)\pi(s^t|s^0)\,d\Phi_0 + K_{t+1} = K_t^{\alpha}\bar{L}^{1-\alpha} + (1-\delta)K_t, \quad \text{for } \forall t$$

where $\delta \in [0, 1]$ denotes the depreciation rate of capital.

2. Enforcement Technology

Following Kehoe and Levine (1993) and Kocherlakota (1996), this literature commonly assumes that in the decentralized economy, households are excluded from financial markets forever when they default. We assume a more severe punishment upon default: households are not only excluded from the contingent claims markets forever but also (1) its current wealth is seized by the creditor and (2) it cannot receive any lump-sum transfer from the government. That is, the household loses all of its assets and income flows but its labor income cannot be garnished by the creditor. Hence, its only source of income beginning from the default period will be its labor income. The household who defaults at period t will have the following simple budget constraints for $\forall \tau \geq t$:

$$c_\tau = \omega_\tau s_\tau \bar{L}$$

The autarky value V_{aut} at period t can therefore be written as:

$$V_{aut}(s_t, \{\omega_\tau\}_{\tau=t}^{\infty}) = \sum_{\tau=t}^{\infty} \sum_{s^\tau | s^t} \beta^{\tau-t} \pi(s^\tau | s^t) u(\omega_\tau \cdot \bar{L} s_\tau)$$

where ω_t denotes the wage rate.

The households face an enforcement constraint. That is, the allocations are constrained so that planner makes them better off than autarky in every possible node in history:

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} \sum_{s^\tau | s^t} \beta^{\tau-t} \pi(s^\tau | s^t) u(c_\tau) \geq \sum_{\tau=t}^{\infty} \sum_{s^\tau | s^t} \beta^{\tau-t} \pi(s^\tau | s^t) u(F_L(K_\tau, \bar{L}) \cdot \bar{L} s_\tau), \forall t \quad \geq 0, \forall s^t \tag{1}$$

For the autarky value in the planner's problem, we substitute the marginal product of labor $F_L(K_\tau, \bar{L})$ for the wage rate ω_t from the equilibrium condition.

3. Planner's Problem

As in Kochelakota (1996) and Alvarez and Jermann (2000, 2001), we set up the planner's problem to discuss the constrained efficient allocations.

Planner is assumed to be benevolent so that he maximizes the social welfare:

$$\max_{\{c_t, K_{t+1}\}} \int \sum_{t}^{\infty} \sum_{s^t} \beta^t \pi(s^t | s^0) a_0(v_0, s_0, K_0) u\big(c_t(v_0, s^t, K_t)\big) \, d\Phi_0$$

Subject to

$$\sum_{s^t}\int c_t\,(v_0,s^t,K_t)\pi(s^t|s^0)\,d\Phi_0 \le K_t^{\alpha}\bar{L}^{1-\alpha} - K_{t+1} + (1-\delta)K_t, \forall t \tag{2a}$$

$$\sum_{\tau=t}^{\infty}\sum_{s^\tau|s^t}\beta^{\tau-t}\,\pi(s^\tau|s^t)u\big(c_\tau(v_0,s^\tau,K_\tau)\big) \ge \sum_{\tau=t}^{\infty}\sum_{s^\tau|s^t}\beta^{\tau-t}\pi\,(s^\tau|s^t)u(F_L(K_\tau,\bar{L})\cdot\bar{L}s_\tau) \tag{2b}$$

$$\forall t, \forall(v_0,s^t)$$

where a_0 is a Pareto weight assigned to the each agent by the planner and v_0 is initial promised utility.

Planner maximizes the social welfare subject to constraints (2a) and (2b). Constraint (2a) is a feasibility constraint which must hold for all *t* and constraint (2b) is an enforcement constraint which must hold for all *t* and all (v_0,s^t) and implies that each agent's continuation value in the risk-sharing pool (i.e. each agent's continuation value of staying in the economy) should be at least as large as the value of autarky for all *t* and nodes. Let the Lagrangian multipliers on (2a) and (2b) be $\theta_t(K_t)$ and $\beta^t\pi(s^t|s^0)\mu_t(v_0,s^t,K_t)$ respectively.

In order to make the problem recursive, we can define cumulative multipliers: $\xi_t(v_0,\eta^t,K_t)$[3]

$$\xi_t(v_0,s^t,K_t) = a_0(v_0,s_0,K_0) + \sum_{s^r\preceq s^t}\mu_r\,(v_0,s^r,K_r),$$

where s^r is a subsequent history of s^t. We can rewrite cumulative multiplier recursively

$$\xi_t(v_0,s^t,K_t) = \xi_{t-1}(v_0,s^{t-1},K_{t-1}) + \mu_t(v_0,s^t,K_t),$$
$$\xi_0(v_0,s_0,K_0) = a_0(v_0,s_0,K_t)$$

where $\{\xi_t(v_0,s^t,K_t)\}$ is a non-decreasing stochastic process.

The Lagrangian can now be written as

$$L = \int\sum_{t=0}^{\infty}\sum_{s^t}\beta^t\,\pi(s^t)\begin{bmatrix}\xi_t(v_0,s^t,K_t)u\big(c_t(v_0,s^t,K_t)\big)\\ -[\xi_t(v_0,s^t,K_t) - a_0(v_0,s_0,K_0)]u\big(F_{\bar{L},\tau}(K_\tau,\bar{L})\cdot\bar{L}s_\tau\big)\end{bmatrix}d\Phi_0$$
$$+\sum_{t=0}^{\infty}\theta_t(K_t)\left[K_t^{\alpha}\bar{L}^{1-a} + (1-\delta)K_t - K_{t+1} - \sum_{s^t}\int c_t(v_0,s^t,K_t)\pi(s^t|s^0)\,d\,\Phi_0\right]$$

The next step is to derive the first-order necessary conditions. The first-order conditions are the following:

---

[3] See Marcet and Marimon (1999) for this cumulative multiplier method.

$$\theta_t = \beta^t \xi_t u'(c_t) \tag{3}$$

$$\theta_t = \theta_{t+1}[F_{K_{t+1},t+1} + (1-\delta)] - \underbrace{\left[\sum\nolimits_{s^{t+1}} \int \beta^{t+1}\pi(s^{t+1}) \cdot [\xi_{t+1} - a_0] \cdot \frac{\partial_u\left(F_{\bar{L},t+1}(K_{t+1},\bar{L}) \cdot \bar{L}s_{t+1}\right)}{\partial K_{t+1}}\, d\Phi_0\right]}_{\text{Externality Cost}} \tag{4}$$

Equation (3) is the first-order condition with respect to an individual agent's consumption. θ_t is an aggregate variable since it is the shadow price of the feasibility condition. ξ_t is a summary statistic of an agent's history. It measures how severely and how many times the agent has been constrained in his history. Therefore, equation (3) implies that the agent's consumption is history-dependent and that the agent's consumption should be higher if he has a higher ξ_t. We will characterize the agent's consumption allocation in the next section.

Equation (4) is the first-order condition with respect to aggregate capital investment K_{t+1}. The first line of the equation is a standard Euler equation. This Euler equation, however, contains the second term which we call the externality cost. This is the additional cost that the planner must pay in order to keep the agent from defaulting. This term contains (1) all the multipliers on enforcement constraints as summarized by the shadow prices (costs) of the enforcement constraints $\xi_t - a_0 (= \mu_1 + \cdots + \mu_{t+1})$, and (2) an increment in per-period autarky value when the capital stock is increased by one unit. To see how one unit of capital affects the externality cost term, consider the effect of such a change on capital stock at period *T*. This change will increase marginal product of labor, thereby increasing autarky values (that are solely dependent upon labor income) and making autarky more tempting. This change will affect all autarky values - and hence all enforcement constraints - prior to period *T*, and as a result increase the cumulative multiplier. We will also characterize the capital allocation in the next section.

4. Characterization of Constrained Efficient Allocations

In this section, we characterize the constrained efficient allocations. We will first characterize an agent's consumption allocation and the shadow price of one unit of consumption next period. Second, we will discuss the capital allocation and externality cost that the planner encounters when he makes a capital investment decision.

1) Consumption Allocations

Enforcement constraints introduce a stochastic element into the consumption share of each household. The household's initial promised utility, v_0 determines its initial Pareto weight a_0 and this weight governs the household's consumption share in all future states of the world. When there are no enforcement constraints, the household's consumption share is constant over time:

$$c_t(v_0, s^t, K_t) = \frac{a_0^{1/\gamma}}{E\left[a_0^{1/\gamma}\right]} C(K_t),$$

where $C(K_t) = \sum_{s^t} \int c_t\,(v_0, s^t, K_t)\pi(s^t|s^0)\, d\Phi_0,$

$$\mathrm{E}\left[a_0^{1/\gamma}\right] = \int a_0^{1/\gamma}\, d\Phi_0$$

However, when enforcement constraints exist, the Pareto weights become stochastic and so does the household's consumption share. The household's consumption is characterized by the same linear risk sharing rule:

$$c_t(v_0, s^t, K_t) = \frac{\xi_t^{1/\gamma}(w_0,\ s^t, K_t)}{E\left[\xi_t^{1/\gamma}(v_0,\ s^t, K_t\right]} C(K_t), \tag{5}$$

where $C(K_t) = \sum_{s^t} \int c_t\,(v_0, s^t, K_t)\pi(s^t|s^0)\, d\Phi_0$

The household's consumption share is stochastic. Recall that $\xi_t(\omega_0, s^t, K_t)$ is the sum of all enforcement constraints in history s^t plus the initial Pareto weight, a_0, and that these cumulative multipliers stay constant until the household switches to a state with a binding enforcement constraint. When this occurs, the multipliers increase so that the enforcement constraint is satisfied with equality.

Let $h_t(K_t)$ denote the $1/\gamma$th cross sectional moment of the cumulative multiplier:

$$h_t(K_t) = E\left[\xi_t^{1/\gamma}(v_0, s^t, K_t)\right]$$

This process $h_t(K_t)$ is also a non-decreasing process and measures how many agents become constrained and how severely they are constrained.

This risk-sharing rule implies that when the household does not switch to a state with an enforcement constraint, its consumption share drifts downwards at the rate of the growth rate of $h_t(K_t)$. The derivation of the risk sharing rule is found in Lustig (2006).

Next, we discuss the period t shadow price of one unit of consumption at t+1. Combining the risk sharing rules (5) and the first order condition (3) we obtain a expression for shadow price:

$$\begin{aligned} q_t(K_t) &= \frac{\theta_{t+1}(K_{t+1})}{\theta_t(K_t)} \\ &= \beta\left[\frac{C(K_{t+1})}{C(K_t)}\right]^{-\gamma}\left[\frac{h_{t+1}(K_{t+1})}{h_t(K_t)}\right]^{\gamma} \\ &= \frac{1}{R_t(K_t)} \end{aligned} \tag{6}$$

This shadow price contains the multiplicative adjustment cost of $\left[\frac{h_{t+1}(K_{t+1})}{h_t(K_t)}\right]^{\gamma}$. It measures the shadow cost of the enforcement constraints. As the growth rate of h (K_t) in the economy increases, the cost of the enforcement constraints increases and the more the planner needs to compensate at t+1. Hence the price of one unit of consumption increases.

2) Capital Allocations

In this part, let us characterize the capital allocation. We can rewrite equation (4) together with equations (3), (5) and (6) as follows:

$$1 = q_t(K_t)\left[F_{K,t+1} + (1-\delta)\right] - \chi_{t+1}$$

Where

$$\chi_{t+1} = \frac{1}{\beta^t C_t^{-\gamma} h_t^{\gamma}} \sum_{s^{t+1}} \int \beta^{t+1} \left[\xi_{t+1} - a_0\right] \frac{du\left(F_{\bar{L},t+1}\bar{L}\eta_{t+1}\right)}{dK_{t+1}} \pi(s^{t+1})\, d\Phi_0$$

The above Euler equation would be a standard one if it did not contain the positive term χ_{t+1} on the right hand side. As a result of this extra term, the standard marginal return of investing one unit of capital exceeds the marginal cost of giving up one unit of consumption in constrained efficient allocations. Hence, there is an additional cost to the planner such that in equilibrium, the marginal benefit is equal to the marginal cost. We call the term χ_{t+1} the "externality cost of capital investment". We argue that this externality cost of capital investment induces the need for a tax on capital income in order to make private agents internalize the externality in the decentralized economy.

Externality Cost of Capital Investment χ_{t+1}: we now focus on the externality cost which is the last term on the right hand side of the Euler equation:

$$\begin{aligned}\chi_{t+1} &\equiv \frac{1}{\beta^t C_t^{-\gamma} h_t^{\gamma}} \sum_{s^{t+1}} \int \beta^{t+1} \left[\xi_{t+1} - a_0\right] \frac{du\left(F_{\bar{L},t+1}\bar{L}\eta_{t+1}\right)}{dK_{t+1}} \pi(s^{t+1})\, d\Phi_0 \\ &= \frac{1}{\beta^t C_t^{-\gamma} h_t^{\gamma}} \sum_{s^{t+1}} \int \beta^{t+1} \left[\mu_1 + \cdots + \mu_t + \mu_{t+1}\right] \frac{du\left(F_{\bar{L},t+1}\bar{L}\eta_{t+1}\right)}{dK_{t+1}} \pi(s^{t+1})\, d\Phi_0 \quad (7)\end{aligned}$$

This externality cost of capital investment consists of three parts. First, there is the incremental per-period autarky value $\frac{du\left(F_{\bar{L},t+1}\bar{L}\eta_{t+1}\right)}{dK_{t+1}}$ of a one unit increase of the capital stock. Second, the first part is multiplied by the all the earlier multipliers as a shadow price (cost) of the enforcement constraints $[\mu_1 + \mu_2 + \cdots + \mu_t + \mu_{t+1}]$. Third, this externality cost of capital investment is normalized by the period t price of consumption $\beta^t C_t^{-\gamma} h_t^{\gamma}$. Therefore, this is the cost at period t that the planner should

pay if he wants to increase capital stock by one unit at period t+1. In order for the planner to keep agents from defaulting, he needs to compensate the agents more when he increases the capital stock.

Proposition 2.1 *Externality cost of capital investment* χ_{t+1} *is positive unless the full risk-sharing is feasible from initial period.*

Proof. Proof is straight-forward from equation (7). Full risk-sharing means that no agent is constrained and this implies that $\mu_t(v_0, s^t)$= *0,* $\forall t$ and $\forall(v_0, s^t)$ by Khun-Tucker.

Proposition 2.2 *Externality cost of capital investment* χ_{t+1} *is zero if the value of autarky does not depend on the capital investment.*

Proof. Proof is straight-forward from equation (7). If $\frac{du\left(F_{\bar{L},t+1}\bar{L}\eta_{t+1}\right)}{dK_{t+1}} = 0$, then χ should be zero.

Ⅲ. Characterization of Steady State Allocation

We open this section with a definition of the steady state. We define the steady state to be a state where all aggregate variables and the distribution of agents stay constant. We assume that the economy converges asymptotically to the steady state. It is important to note that even though the aggregate state will be stationary in steady state, each agent's consumption will still fluctuate over time.

In this section, we also explain how we compute the steady state allocations. To summarize, consumption allocations and shadow prices are computed for a given capital level, $\bar{K}$; we then pin down the optimal steady state capital stock, given steady state individual consumptions, $c(v_0, s^t, \bar{K})$, shadow price $\bar{R}$, and the invariant distribution, Φ.

1. **Steady State Consumption Allocation**

In this subsection, we discuss the individual household's steady state consumption allocations. Throughout this subsection, we take the steady state capital stock $\bar{K}$ as given and then compute the steady state consumptions, a shadow price and an invariant distribution. In the next subsection, we will discuss how to decide the steady state capital stock $\bar{K}^*$.

For a given capital stock $\bar{K}$, the aggregate steady state consumption $\mathrm{C}(\bar{K})$ is:

$$\mathrm{C}(\bar{K}) = F(\bar{K}, \bar{L}) - \delta\bar{K}$$

and we know this aggregate consumption should be allocated across the agents.

$$C(\bar{K}) = \sum_{s^t} \int c_t(v_0, s^t, \bar{K}) \pi(s^t | s^0) \; d\Phi_0$$

We use consumption weights as state variables instead of cumulative multipliers because we want stationary state variables. By (5), the consumption share of a household $(v_0, s^t, \bar{K})$ is defined as:

$$\omega_t(v_0, s^t, \bar{K}) \equiv \frac{\xi_t^{1/\gamma}(v_0, s^t, \bar{K})}{h_t(\bar{K})}$$

Notice that the individual's consumption share is history dependent and its dynamics can be described as follows: when the agent (v_0, s^t) does not switch to a state with a binding constraint, its consumption share next period drifts downwards to:

$$\begin{aligned} \omega_{t+1}(v_0, s^t, \bar{K}) &= \omega_t(v_0, s^t, \bar{K}) \frac{h_t(\bar{K})}{h_{t+1}(\bar{K})} \\ &= \omega_t(v_0, s^t, \bar{K}) \frac{1}{g_t(\bar{K})} \end{aligned}$$

By (5), when the agent (v_0, η^t) does switch to a state with a binding constraint, its consumption share in next period is

$$\omega_{t+1}(v_0, s^t, \bar{K}) = \omega_t(v_0, s^t, \bar{K}) \frac{h_t(\bar{K})}{h_{t+1}(\bar{K})} \frac{\xi_{t+1}^{1/\gamma}(v_0, s^t, \bar{K})}{\xi_t^{1/\gamma}(v_0, s^t, \bar{K})}$$

Proposition 3.1 *(Lustig (2006)) When the agent (v_0, s^t) switches to a state with a binding constraint, its consumption share equals to some cutoff level that does not depend on the history s^t; if the labor supply shock is first-order Markov.*

Proof. When the agent is constrained, the participation constraint is satisfied with equality;

$$\sum_{\tau=t}^{\infty} \sum_{s^\tau | s^t} \beta^{\tau-t} \pi(s^\tau | s^t) u\big(c_\tau(v_0, s^\tau, \bar{K})\big) = \sum_{\tau=t}^{\infty} \sum_{s^\tau | s^t} \beta^{\tau-t} \pi(s^\tau | s^t) u(F_l(\bar{K}, \bar{L}) \cdot \bar{L} s_\tau),$$

Now, if the labor supply shock s is first-order Markov, then the value of autarky in the right hand side of the enforcement constraint does depends on the current realization of the shock s_t. This implies that $\{c_\tau\ (v_0, s^\tau, \bar{K})\}_{\tau=t}^{\infty}$ cannot depend on s^t, but on only s_t.

2. Determination of the Shadow Price

Proposition 3.2 *For a given steady state capital stock $\bar{K}$, if there is a unique invariant distribution Φ^* with no aggregate uncertainty, then there is a stationary equilibrium in which shadow interest rate $\bar{R}^*$ is unique and constant.*

Proof. Again we follow Lustig (2004).[4] If there is a unique Φ^*, then it is clear that there is a unique growth rate:

$$g^* = \int \sum_{s'} \pi\,(s'|s)\omega'(\omega, s', \bar{K})\, d\Phi^*$$

$$Tg\,(\Phi^*) = \sum_{s'} \int_{\underline{\omega}(s')} \pi(s'|s)\omega\, d\,\Phi^* + \sum_{s'} \underline{\omega}\,(s') \int^{\omega(s')} \pi\,(s'|s)\omega\, d\Phi^*$$

and then this implies that there exists a unique constant shadow price R^* that clear the markets.

3. Steady State Capital Allocation

The optimal capital $\bar{K}^*$ is pinned down such that the steady state euler equation (8) is satisfied.

$$1 = \frac{1}{\bar{R}}\left[F_K(\bar{K}^*) + (1-\delta) - \bar{R}\chi'(\bar{K}^*)\right] \tag{8}$$

where

$$\chi' \equiv \sum_{s'} \int \beta\, g^{\gamma} \left[\omega'^{\gamma} - \frac{a_0}{h'^{\gamma}}\right] \bar{C}^{\gamma} \frac{du\left(F_{\bar{L}}\bar{L}s'\right)}{dK} \pi(s')\, d\Phi$$

$\omega'\left(\equiv \frac{\xi'^{1/\gamma}}{h'}\right)$ is an individual agent's consumption share tomorrow. This records how the degree to which one agent has been constrained by the enforcement constraints over his history since it contains all previous multipliers in it including the initial Pareto weight. We subtract the initial consumption share since we do not have a enforcement constraint at time 0. The initial consumption share part $\frac{a_0}{h'^{\gamma}}$ will approach zero as time approaches infinity since h is a non-decreasing sequence. Then the aggregate steady state consumption to the power of γ multiplied by an agent's consumption share tomorrow to the power of γ is the inverse of the agent's marginal utility of consumption at t+1. Finally, we convert the marginal utility of

---

[4] See also Atkeson and Lucas (1995).
See also Krueger (1999): Lemma 16, 17, 19 and 21, and Theorem 18 and 21.

labor income with respect to capital investment, $\frac{du\left(F_{\bar{L}}\bar{L}s'\right)}{dK}$, into time t+1 units of consumption by multiplying by $\omega'^{\gamma}\bar{C}^{\gamma}$.

Ⅳ. Decentralization with Solvency Constraints and Capital Income Taxes

Consider now decentralizing the constrained efficient allocations as a competitive equilibrium with capital taxes and solvency constraints. With these two instruments, the government can mimic the distorted first order conditions that define the constrained efficient allocations. The role of solvency constraints is the same here as in Alvarez and Jermann (2000; 2001). The role of capital taxes is to make the households internalize the externality cost that capital investment creates.

There are two assets available. We have a complete set of contingent claims $b_{t+1}(s_{t+1}; W_0, \eta^t)$ at price q_t. This is a security that pays one unit of consumption good at t+1 if s_{t+1} is realized at t+1. The other asset is capital asset K_{t+1}, which yields the return of r_{t+1}.

Instead of using the initial promised utility v_0 to label the agents, we will use the initial wealth W_0. So each household will be indexed by a pair of (W_0, s_0). We will show how to construct the initial wealth below.

Firms

Firms operate production technology through a production function, $F(K_t, L_t)$. At period 0, taking a sequence of pre-tax wage rates $\{\omega_t\}$, market interest rates $\{R_t\}$, and corporate profit taxes τ_K as given, a firm chooses a sequence of capital stocks K_{t+1} and labor demand L_t that maximizes the discounted after-tax profit function:

$$\max_{\{K_{t+1}, L_t\}} \sum_t \prod_{s=1}^{t} \frac{1}{R_{s-1}} [(1-\tau_{K,t})\varphi_t - I_t + \delta\tau_{K,t}K_t]$$

subject to

$$\varphi_t = F(K_t, L_t) - \omega_t L_t$$
$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t$$

Where φ_t is corporate profit (capital income) and $\widetilde{\omega}_t$ equals $(1-\tau_{L,t})\omega_t$. Note that it is firms that must pay the tax, which is imposed on income paid to physical capital.

The firms' problem yields the following first order conditions:

$$\omega_t = F_{L,t}$$
$$1 = q_t\left[(F_{K,t+1} - \delta)\left(1 - \tau_{K,t+1}\right) + 1\right] \quad (9)$$

where $q_t \equiv \frac{1}{R_t}$ is an intertemporal price. Based on these optimal conditions, firms make decisions on labor demand and capital investment.

Households

A household of type (W_0, s_0) chooses a sequence of consumption $\{c_t(W_0, s^t)\}_{t=0}^{\infty}$ and a sequence of contingent bonds $\{b_{t+1}(W_0, s^t)\}_{t=0}^{\infty}$ to maximize his expected lifetime utility:

$$V(W_0, s_0, K_0) \equiv \max_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty}, \{b_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^t > s_0} \beta^t \pi\,(s^t | s_0) \frac{c_t(W_0, s^t)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

subject to the usual budget constraint:

$$c_t + \sum_{s_{t+1}} q_t b_{t+1} \pi(s_{t+1} | s^t) = W_t$$

$$W_{t+1} = \omega_{t+1} s_{t+1} \bar{L} + b_{t+1} + T_{t+1}$$

and a solvency constraint, one for each state:

$$b_{t+1}(s_{t+1};\, W_0, s^t) \geq \underline{B}_{t+1}(s_{t+1};\, W_0, s^t),$$

given a sequence of prices and policies $\{\omega_t, r_t, q_t, \tau_{k,t}, T_t\}_{t=0}^{\infty}$

Government

The government collects tax revenue from financial intermediaries and transfers it to households in a lump-sum fashion such that her budget constraint is the following:

$$T_t = \tau_{k,t}(r_t - \delta) K_t$$

Notice that we don't have any government spending in this model.

1. Competitive Equilibrium

Definition 4.1 ***A competitive equilibrium with capital income tax*** $\{\boldsymbol{\tau_{K\,t}}\}$ ***and solvency constraints*** $\{\underline{\boldsymbol{B}}_{t+1}\}$ *for initial distribution* Φ_0 *over* (W_0, s_0) *and capital stock* K_0 *consists of a set of allocations,* $\{c_t(W_0, s^t)\}, \{b_t(W_0, s^t)\}$, *and* $\{K_t\}$, *a set of prices,* $\{r_t\}$, $\{\omega_t\}$ *and* $\{q_t\}$ *and policies* $\{\tau_{K,t}, T_t\}$ *such that (1) Given the set of prices and policies, the allocations solve the household's problem,(2) Given the set of prices, the allocations solve the firm's problem, (3) the government budget constraint holds, (4) the resource constraints hold and (5) the markets clear;*

1. $\sum_{s'} \int b_t\,(W_0, s^t)\pi(s^t|s^0)\,d\Phi_0 = [1+\bar{r}_t]K_t, for\ \ \forall t$

2. $\sum_{s^t} \int c_t\,(W_0, s^t)\pi(s^t|s^0)\,d\Phi_0 = K_t^{\alpha}\bar{L}^{1-\alpha} - K_{t+1} + (1-\delta)K_t, for\ \ \forall t$

3. $L_t = \bar{L}, for\ \ \forall t$

Definition 4.2 *Following Alvarez and Jermann (2000), borrowing constraints are not too tight if they Satisfy*

$$\mathrm{V}\left(\underline{B}_t, s^t, K_t\right) = V_{aut}(s_t, K_t)\ \forall s^t$$

The link between enforcement constraints in the planner's problem and solvency constraints in the household's problem is the following. When an enforcement constraint in the planner's problem binds, the corresponding solvency constraint in that state will bind. This condition guarantees that the borrowing constraints prevent default by not letting the agent accumulate more debt than they are willing to pay back.

Definition 4.3 *The price of the contingent claims are not too high if the infinite sums of the form are finite for all equilibrium object* x_{t+j}

$$\sum_{j=1}^{\infty} q_{t,t+j}\, x_{t+j} < \infty$$

This condition guarantees that in a decentralized equilibrium, the present value of any allocation is finite. We use it to show that the value of the constructed assets is finite and that the household's transversality condition holds.

Proposition 4.1 *Given allocations* $\{c_t(W_0, s^t)\}$ *and* $\{K_t\}$ *that satisfies*

1. the feasibility condition at any period,
2. the enforcement constraints at any period and any state,
3. that the implied price of contingent claims are not too high and
4. that the marginal utility of consumption stays finite:

$$\lim_{t\to\infty} E_o u(c_t) < \infty$$

then there exist processes $\{b_t\left(W_{0,}s^t\right), B_t, r_t, \omega_t, q_t, T_t\}$ *such that sequences* $\{c_t(W_0, s^t)\}$, $\{b_{t+1}(W_0, s^t)\}$ *and* $\{K_t\}$ *compose a competitive equilibrium given the prices* $\{r_t, \omega_t, q_t\}$, *the solvency constraints* $\{\underline{B}_{t+1}\}$ *and the taxes on capital income* $\{\tau_{K\,t}\}$. *In addition, the borrowing constraints are not too tight.*

Proof. See the Appendix.

2. Steady State Capital Tax

This subsection explains how we compute the steady state capital tax rate. Equation (10) is the planner's Euler equation, upon which the planner bases his capital investment decision and Equation (11) is the financial intermediaries' no arbitrage condition in the competitive equilibrium. We choose the steady state tax rate such that these two equations are consistent with each other.

$$1 = \bar{q}\left[F_K(\bar{K}^*) + (1-\delta) - \frac{\chi(\bar{K}^*)}{\bar{q}}\right] \tag{10}$$

$$\equiv \bar{q}[(1-\bar{\tau}_K^*)(F_K - \delta) + 1] \tag{11}$$

In order for the second welfare theorem to hold, two Euler equations should be equivalent and consistent and the capital tax rate can be backed out of the following equation:

$$\bar{\tau}_K^* = \frac{\chi(\bar{K}^*)}{\bar{q}(F_K - \delta)} \tag{12}$$

Proposition 4.2 *If* $\chi(\bar{K}^*) = 0, then\ \bar{\tau}_K^* = 0.$
Proof. Proof is straight-forward from equation (12).

Ⅴ. Concluding Remark

We study optimal capital taxation under limited commitment. We prove that the optimal tax rate on capital income should be positive in steady state and should be increasing over time provided that full risk-sharing is not feasible.

A one unit increase of capital investment by an agent increases all individuals' autarky values in the economy and generates externality costs in the economy. This externality cost provides a rationale for positive capital taxation even in the absence of government expenditure. Moreover, even with an aggregate uncertainty, this externality of capital investment still provides a theoretical role of positive capital taxation.[5]

In addition, a positive capital tax rate is induced by the existent of the capital investment externality, regardless of the size of aggregate uncertainty. The level of the tax rate however should be dependent on the current level of capital stock, as we can see equation (7) and (12).

To the best of our knowledge, this is the first paper to study optimal capital taxation in a limited commitment environment. Furthermore, this paper studies a model of risk-sharing to the fiscal policy literature and suggests that risk-sharing has

[5] Capital accumulation dynamics with aggregate uncertainties is not discussed in this paper. With aggregate uncertainty, the distribution of agents becomes one of the key variables, which limits our further analysis.

important consequences in designing the optimal fiscal policy and should not be overlooked. For further study, one can quantitatively evaluates the optimal long-run capital tax rate.

References

Aiyagari, S. R., "Optimal Capital Income Taxation With Incomplete Markets, Borrowing Constraints, and Constant Discounting," *Journal of Political Economy* 103, 1995, pp.1158~1175.

Albanesi, S. and C. Sleet, "Dynamic Optimal Taxation with Private Information," *Review of Economic Studies* 73, 2006, pp.1~30.

Alvarez, F. and U. Jermann, "Efficiency, Equilibrium, and Asset Pricing with Risk of Default," *Econometrica* 68 (4), 2000, pp.755~798.

Alvarez, F. and U. Jermann, "Quantitative Asset Pricing Implications of Endogenous Solvency Constraints," *Review of Financial Studies* 14, 2001, pp.1117~1152.

Atkeson, A., V.V. Chari, and P. Kehoe, "Taxing Capital Income: A Bad Idea?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 23, 1999, pp.3~17.

Atkeson, A. and R. E. Lucas, "On Efficient Distribution with Private Information," *Review of Economic Studies* 59, 1992, pp.427~453.

Atkeson, A. and R. E. Lucas, "Efficiency and Equality in a Simple Model of Unemployment Insurance," *Journal of Economic Theory* 66, 1995, pp.64~85.

Abraham, A. and E. Carceles-Poveda, "Risk Sharing under Limited Commitment," Rochester University Working Paper, 2007.

Abraham, A. and E. Carceles-Poveda, "Endogenous Incomplete Markets, Enforcement Constraints, and Intermediation," *Theoretical Economics* 1(4), 2006, pp.439~459.

Chamley, C., "Optimal Taxation of Capital Income in General Equilibrium with Infinite Lives," *Econometrica* 54, 1986, pp.607~622.

Chari, V. V. and P. Kehoe, "Optimal Fiscal and Monetary Policy," in J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, New York: Elsevier, 1999.

Chien, Y. and J. Lee, "Why Tax Capital," Purdue University Working Paper, 2008.

Constantinides, G. M. and D. Duffie, "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers," *Journal of Political Economy*, 104, 1996, pp.219~240.

DA Costa, C. and I. Wernning, "On the Optimality of the Friedman Rule with Heterogeneous Agents and Non-linear Income Taxation," Unpublished manuscript, 2007.

Golosov, M., N. Kocherlakota, and A. Tsyvinski, "Optimal Indirect and Capital Taxation," *Review of Economic Studies* 70 (3), 2003, pp.569~587.

Huggett, M., "The Risk-free Rate In Heterogeneous-Agent Incompleteinsurance Economies," *Journal of Economic Dynamics and Control,* Vol. 17, No. 5~6, 1993, pp.953~969.

Judd, K., "Redistributive Taxation in a Simple Perfect Foresight Model," *Journal of Public Economics* 28, 1985, pp.59~83.

Kehoe, P. J. and F. Perri, "International Business Cycles with Endogenous Incomplete Markets," *Econometrica* 70, 2002, pp.907~928.

Kehoe, P. J. and F. Perri, "Competitive Equilibria with Limited Enforcement," *Journal of Economic Theory* 119 (1), 2004, pp.184~206.
Kehoe, T. and D. K. Levine, "Debt Constraint Asset Markets," *Review of Economic Studies* 60, 1993, pp.856~888.
Kehoe, T. and D. K. Levine, "Liquidity Constrained Markets Versus Debt Constrained Markets," *Econometrica* 69 (3), 2001, pp.575~598.
Kocherlakota, N., "The Equity Premium: It's Still a Puzzle," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, 1996, pp.42~71.
Kocherlakota, N., "Implications of Efficient Risk Sharing without Commitment,"*Review of Economic Studies* 63, 1996, pp.595~610.
Kocherlakota, N., "Zero Expected Wealth Taxes: A Mirrlees Approach to Dynamic Optimal Taxation, " *Econometrica,* Vol. 73, 2005.
Krueger, D., "Risk Sharing in Economies with Incomplete Markets," Ph.D. thesis, University of Minnesota, 1999.
Krueger, D. and F. Perri, "Risk Sharing: Private Insurance Markets or Redistributive Taxes?" Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report 262, 1999.
Krusell, P. and J. A. Smith, "Income and Wealth Heterogeneity, Portfolio Choice, and Equilibrium Asset Returns," *Macroeconomics Dynamics* 1(2), 1997, pp.387~422.
Krusell, P. and J. A. Smith, "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy," *Journal of Political Economy* 6, 1998, pp.867~896.
Ljungqvist, L. and T. Sargent, *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press, Cambridge, Mass, 2004.
Lucas, R. E., "Supply-Side Economics: An Analytical Review," *Oxford Econ. Papers* 42, 1990, pp.293~316.
Lustig, H., "The Market Price of Aggregate Risk and the Wealth Distribution," Working Paper, UCLA, 2006.
Marcet, A. and R. Marimon, "Recursive Contracts," Unpublished manuscript, 1999.
Mehra, R. and E. C. Prescott, "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 15, 1985, pp.145~165.
seppälä, J. I., "Asset Prices and Business Cycles Under Limited Commitment," Unpublished manuscript, 1999.
Shin, Y., "Ramsey Meets Bewly: Optimal Government Financing with Incomplete Markets," Working Paper, University of Wisconsin-Madision, 2006.
Stokey N., R. E. lucas and E. C. Prescott, *Recursive Methods in Economic Dynamics*, Harvard University Press, Cambridge, Mass, 1989.
Storesletten, K., C. Telmer, and A, Yaron, "Cyclical Dynamics of Idiosyncratic Labor Income Risk," *Journal of Political Economy* 12(103), 2004, pp.695~717.

Appendix

1. Invariant Probability Measure in Steady State

Given the monotonicity assumptions we must impose on π, we know that the consumption weight ω stays within a closed domain W because we know that $\omega \in [\underline{\omega}(s_1, \bar{K}), \underline{\omega}(s_n, \bar{K})]$ since g is bounded. If some agent starts with an initial weight $a_0 \geq \underline{\omega}(s_n, \bar{K})$ his consumption weight drops below $\underline{\omega}(s_n, \bar{K})$ after a finite number of steps unless there is perfect risk sharing.

Let $W = [\underline{\omega}(s_1, \bar{K}), \underline{\omega}(s_n, \bar{K})$ and $B(W), P(S)$ be the set of Borel sets of W and the power set of S respectively. The cutoff rule together with the transition function π for the labor shock process jointly defines a Markov transition function on shock realizations and consumption weight: $Q: (W \times S) \times \big(B(W) \times P(S)\big) \to [0, 1]$ where

$$Q(\omega, \eta, W, S) = \sum_{s' \in S} \begin{cases} \pi(s') & \text{if } \omega' \in W \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

Given this transition function, we define an operator T^* on the space of probability measures $\Lambda((W \times S),\ (B(W) \times P(S)))$ as

$$\begin{aligned}(T^*\Phi)(W, S) &= \int Q(\omega, s, W, S)\, d\Phi \\ &= \sum_{s' \in S} \pi(s') \int_{\omega \in W | \omega' \in W} d\Phi\end{aligned}$$

for all $(W, S) \in B(W) \times P(S)$. Note that T^* maps Λ into itself.[1] A fixed point of this operator is an invariant probability measure. Let Φ^* denote the invariant measure over the space $((W \times S),\ (B(W) \times P(S)))$ that satisfies invariance:

$$T^*\Phi^*(W, S) = \Phi^*$$

In this section, we address the question of whether such a probability measure exists and is unique. Intuitively, this invariant measure describes the long-run cross-sectional distribution of the agent's consumption shares implied by the planner's social welfare maximizing policies.

---

[1] See Stockey *et al*. (1989), Theorem 8:2.

Proposition 5.1 *For a steady state capital stock $\bar{K}$, there exists a unique invariant probability measure, Φ.*

Proof.

This proof follows Lustig (2004)[2]. We define an operator on the space of probability measures $\Lambda((W \times S),\ (B(W) \times P(S)))$ as:

$$T^{*}\lambda(W,S) = \int Q\big((\omega, s), (W, S)\big)\, d\lambda$$

A fixed point of this operator is defined to be an invariant probability measure. To show there exists a unique fixed point of this operator, We check condition M in (Stokey, Lucas, and Prescott (1989), p.348). If this condition is satisfied, we can use Theorem 11:12 in Stokey, Lucas, and Prescott (1989) p.350. To be perfectly general, let $W = [\underline{\omega}(s_1, \bar{K}), \omega_{m\,ax}]$. There has to be an $\epsilon > 0$ and an $N \geq 1$ such that for all sets W, S

$$Q^N\big((\omega, s), (W, S)\big) \geq \epsilon \text{ and } Q^N((\omega, s), (W, S)^c) \geq \epsilon$$

It is sufficient to show that there exists an $\epsilon > 0$ and an $N \geq 1$ such that for all $(\omega, s) \in (W, S)$: $Q^N((\omega, s), (\omega_{m\,ax}, S_n)) \geq \epsilon$, but we know that $Q((\omega, s), (\omega_{m\,ax}, S_n)) \geq \pi(s_n|s)$. If $\omega_{m\,ax} \geq \underline{\omega}(s_n, \bar{K})$ then define

$$N = m\dot{n}\ \{n \geq 0\colon \frac{\omega_{m\,ax}}{g^n} \leq \underline{\omega}(s_n, \bar{K})\}$$

where N is finite unless there is perfect risk sharing. Then we know the $Q^N((\omega, \eta), (\omega_{m\,ax}, \eta_n)) \geq \epsilon$ where

$$\epsilon = \pi(s_n|s) \cdot (\pi(s_n|s))^{N-1}.$$

If $\omega_{m\,ax} \leq \underline{\omega}(s_n, \bar{K})$, the proof is immediate by setting $\epsilon = \pi(s_n|s)$. This establishes the existence of a unique, cross-sectional distribution.

---

[2] See also Atkeson and Lucas (1995). See also Krueger (1999): Lemma 14, Corollary 14 and Theorem 15.

2. Proofs

Proof of Proposition 3.3

Again we follow Lustig (2004)[3]. If there is a unique Φ^*, then It is clear that there is a unique growth rate:

$$g^* = \int \sum_{s'} \pi(s'|\, s)\omega'(\omega, s', \bar{K})\, d\Phi^*$$

$$Tg\,(\Phi^*) = \sum_{s'} \int_{\underline{\omega}(s')} \pi(\, s'|\mathrm{s})\; \omega d\Phi^* + \sum_{s'} \underline{\omega}\,(s') \int^{\omega(s')} \pi\,(s'|\mathrm{s})\omega d\Phi^*$$

and then this implies that there exists a unique constant shadow price R^* that clear the markets.

Proof of Proposition 4.1

By construction, first construct the equilibrium prices and transfer as follows

$$r_t = F_K(K_t, L_t)$$

$$\omega_t = F_L(K_t, L_t)$$

$$q_{t,t+1} = m\,ax\left\{\beta\,\frac{u_{c,t+1}}{u_{c,t}}\right\}$$

$$= \beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(\frac{h_{t+1}}{h_t}\right)^{\gamma}$$

$$Q_{t,t+j} = \prod_{i=t}^{t+j-1} q_{i,i+1}$$

$$T_t = \tau_{K,t}(r_t - \delta)K_t$$

Next, construct the initial wealth and the asset holdings as follows:

$$W_0 = E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} Q_{0,t}(c_t - \omega_t s_t L - T_t)\right]$$

and

[3] See also Atkeson and Lucas (1995). See also Krueger (1999): Lemma 16; 17; 19 and 21, and Theorem 18 and 21

$$b_t = E_t\left[\sum_{j=0}^{\infty} Q_{t,t+j}(c_{t+j} - \omega_{t+j}s_{t+j}L - T_{t+j})\right]$$

Under condition 4, these sums are well-defined. Finally, the construction of the solvency constraints (borrowing limits) is identical to that in Alvarez and Jermann (2000, 2001). If

$$q_{t,t+1} \cdot u_{c,t} > \beta u_{c,t+1}$$

then set $\underline{B}_{t+1}(\eta_{t+1};\, W_0, \eta^t) = b_{t+1}$ otherwise set $B_{t+1} = -E_t[Q_{t,t+1}(\omega_t\eta_t L + T_t)]$. For $t > 0$, the tax on capital income is backed out from the financial intermediaries' no arbitrage condition

$$1 = q_{t,t+1}[1 + \left(1 - \tau_{K,t+1}\right)(r_{t+1} - \delta)]$$

so that $R_{t+1} = 1 + \left(1 - \tau_{K,t+1}\right)(r_{t+1} - \delta)$ is set equal to $\frac{1}{q_{t,t+1}} = \frac{1}{\beta}\left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{h_t}{h_{t+1}}\right)^{\gamma}$, for $t = 0$, we set $R_0 = 1$. To check the constructed assets are budget feasible and that the transversality conditions for the household are satisfied. We use the budget constraint to construct asset holdings at each time and state so allocations are budget feasible. Budget constraints together with government budget constraint and market clearing condition guarantee that the allocations are also resource feasible. It is easy to show that the transversality condition for the bond holds,

$$\lim_{t\to\infty} E_0\, \beta^t u_{c,t}[b_t - \underline{B}_t] = 0$$

is satisfied assuming that

$$\lim_{t\to\infty} E_0\, \beta^t u_{c,t} = 0$$

which is satisfied by condition 4.

韓國開發硏究
第34권 제2호(통권 제115호)

Research Tournament and Competition Effect

Jungwook Kim
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

연구개발에서의 경쟁효과

김 정 욱
(한국개발연구원 부연구위원)

* 김정욱: (e-mail) awaker2@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 47, Dongdaemun-gu Seoul, Korea.

• Key Word: Competition(경쟁), Innovation(혁신), Contest(연구개발 경쟁)
• JEL Code: L1, D8
• Received: 2011. 12. 20 • Referee Process Started: 2011. 12. 23
• Referee Reports Completed: 2012. 3. 18

ABSTRACT

This paper investigates the effect of competition on innovative activity. In the research contest, the foremost reason for limiting entry into tournaments is to raise the level of contestant's effort and to make the firms compete so that high value of innovation will be procured. Thus, a sponsor (or government) needs to take account into effort-inducing effect as well as effort-reducing effect from competition when she restricts entry. In this paper, this competition effect will be analyzed for the model of procurement for innovation, and it is shown that the individual effort level is not monotonic to the number of contestants.

본 논문은 경쟁이 혁신활동에 미치는 영향을 분석한다. 연구개발의 경쟁에서는 각 연구개발자의 노력수준을 높이기 위해 경쟁자의 수를 줄이는 방안이 고려되고 있으며, 이로써 높은 가치의 혁신활동이 이루어질 수 있다. 따라서 연구개발을 장려하기 위해서는 연구개발의 유인을 극대화하기 위해 경쟁으로 인해 노력수준을 제고하는 효과와 경쟁으로 인해 노력수준을 감소시키는 효과를 동시에 감안하여야 한다. 본 논문에서는 혁신활동을 장려하는 취지에서 경쟁으로 인해 발생하는 이러한 두 효과를 분석하고자 하였으며, 개별 연구개발자의 노력수준은 경쟁자 수의 증가에 따라 단조적으로 변화하지 않음을 제시하였다.

Ⅰ. Introduction

Competition can be used to create incentives for productive effort. In environments with several employees, tournaments provide a way to reward effort without requiring that the efforts of the employees be directly monitored. In procurement, tournaments are widely used to induce effort. However, disincentive to make effort can arise due to increasing competition. As *McAfee & McMillan (1995)* observe,

> *Game-theoretic analysis suggests ways of optimizing tournaments to maximize firm profits. . . . it may be desirable to limit entry into the tournament, so as not to dilute the incentive effects of the prize. (p.266)*

The foremost reason for limiting entry into tournaments is to raise the level of contestant effort and to make the firms compete so that high value of innovation will be procured. Thus, a sponsor need take into account effort-inducing effect as well as effort-reducing effect from competition when she restricts entry. In this paper, this competition effect will be analyzed, especially for the model of procurement for innovation.

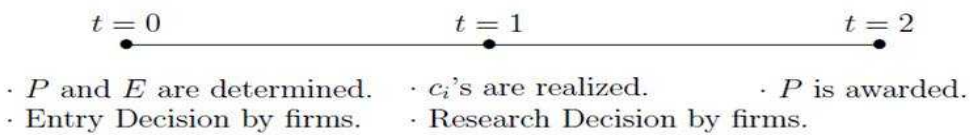
Ⅱ. Research Contest and Competition

1. The Model

There is a pool of identical research firms standing ready to participate in the following contest. At date t = 0, the sponsor invites $\mathcal{N} \geq 2$ firms to enter the tournament. Each firm is required to pay an entry fee E in order to compete for a fixed monetary prize P > 0. If fewer than two firms enter, the contest is called off. Otherwise, the prize is awarded to the contestant that has produced the innovation of the highest value to the sponsor at t = 2. If more than 1 firms are tied with the best innovation, then the winner is randomly selected from among them with equal probability. At date t = 1, the cost of conducting research, which is independent across firms, is realized for each firms, and firm's decision to conduct research is taken. The sequence of this model is depicted in Figure 1.

When a firm conducts research, then the value of innovation is realized independently. The distribution of potential innovation values when a firm conduct research is denoted by F, defined on $[0, a]$ with $F(0) = 0$ and $a \leq \infty$. If a firm does not conduct research, the value of innovation is zero. The cost of conducting research in period 1 is denoted by c_i for the firm i. The distribution of cost is denoted by G, defined on $[0, b]$ with $G(0) = 0$ and $b \leq \infty$. Assume that F and G have finite mean and strictly positive density f and g respectively, everywhere on domains. Thus, if firm i decides to conduct research, it bears the cost c_i and obtains a single draw, z_i, which

[Figure 1] Sequence of the Play



is the value of innovation from the distribution *F*.

While the sponsor can evaluate the value of innovation, that value is not verifiable by a court since contract courts seldom possess the ability or expertise necessary to evaluate technical research projects. Also, research effort by firm is assumed as private information. *Taylor (1995)* observes that conducting a tournament can resolve these problems, as the act of exchanging the prize for an innovation can easily be verified and enforced by a court. Finally, all of the features of the model are assumed to be common knowledge among sponsor and firms.

2. Equilibrium Play and Tournament Design

The previous section describes the game where *N* players play with imperfect information. The strategy of each contestant is a sequence of state-dependent decisions. At $t = 0$, each invited firm decides whether to participate. After that, each firm decides whether to conduct research at $t = 1$, given the number of its rivals as well as the realization of cost. Any firm choosing not to participate the tournament receives the reservation profit, which is normalized to zero.

At $t = 1$, a research firm i makes research decision, which depends on the realized cost and other firms' behavior. Let's denote $\mathcal{P}_j$ as the probability of the event when only j among $\mathcal{N} - 1$ rivals will decide to conduct research. Then, a contestant with cost level, c_i, will conduct research if and only if

$$P \cdot \prod^{i} - c_i \geq \frac{P}{\mathcal{N}} \cdot \mathcal{P}_0, \tag{1}$$

Where

$$\prod^{i} = \left\{ \mathcal{P}_0 + \frac{1}{2} \cdot \mathcal{P}_1 + \cdots + \frac{1}{\mathcal{N}} \cdot \mathcal{P}_{\mathcal{N}-1} \right\},$$

Note that $\prod^{i}$ is the probability of firm i's winning the contest given other firms' research conduct strategies, if a firm decides to conduct research. Now, the following Lemma 1 describes the equilibrium play at $t = 1$.

LEMMA 1 *At t = 1, there exists* $\hat{c} \in (0, b]$ *such that a contestant will conduct research if and only if* $c_i \leq \hat{c}$, *with other contestants' behavior fixed.*

PROOF: Given other firms' strategies, $\mathcal{P}_j$'s and $\prod^i$ are constant at $t = 1$. Note that $\prod^i - \frac{\mathcal{P}}{\mathcal{N}_0} > 0$. Thus, we get $\hat{c} > 0$. ■

If $P \geq b \cdot \left(\frac{\mathcal{N}}{\mathcal{N} \cdot \prod^i - \mathcal{P}_0}\right)$, then $\hat{c} = b$, so the firm always conducts research. In other words, if b is small enough, or if the prize is large relative to the cost, then the firms in the pool always conduct research as in *Taylor(1995)*. Otherwise, $\hat{c} = P \cdot \left(\prod^i - \frac{\mathcal{P}_0}{\mathcal{N}}\right) \in (0, b)$.

Lemma 1 states that the firms use pure strategy at period 1. Also, Lemma 1 guarantees the interior level of $\hat{c}$, unless b is too small. The threshold level of cost, $\hat{c}$, depends on the number of contestants in the pool and the relative size of the prize to b. Now we state the main result of this section.

PROPOSITION 1 *The unique perfect equilibrium at $t = 1$ is for each contestant to adopt the same c^* threshold strategy.*

PROOF: Lemma 1 establishes that every firm uses a threshold strategy at $t = 1$, and each threshold level of cost satisfies (1) with equality given other firms' threshold levels. Then, an equilibrium of the research behavior is any vector $(c_1^*, \ldots, c_{\mathcal{N}}^*)$ satisfying the research incentive constraints, (1), for all contestants.

Let's pick any solution and consider two arbitrary firms i and j. Consider the resulting projection of these two firms' best-response functions to one another's strategies, while holding fixed the strategies of all other contestants. Let $c_i^*(c_j)$ be the firm i's best-response when the firm j's threshold level is c_j. With (1), it can be easily shown that $\frac{\partial c_i^*}{\partial c_j} < 0$. Thus, we have $c_i^*(c_j^*) = c_j^*(c_i^*) = c^*$, $c_i^*(c_j)$ and $c_j^*(c_i)$ are symmetric and cross only once on the 45-degree line. This establishes uniqueness of equilibrium play on the research subgame at $t = 1$. ■

We demonstrate that asymmetric equilibrium does not exist, so the game at $t = 1$ has a unique equilibrium which is symmetric. Even though it is not surprising that a symmetric game with identical players has a symmetric equilibrium, the absence of any asymmetric or mixed strategy equilibria is uncommon. The main advantage of uniqueness is that it ensures that the sponsor's tournament design problem is well defined. From now on, subscript i will be omitted for simplicity.

Let $\Phi(x)$ be the cumulative distribution function for the value of a contestant's innovation under the equilibrium strategy above. This is given by

$$\Phi(x) = \begin{cases} 1 - G(c^*) & \text{if } x = 0, \\ 1 - G(c^*) + G(c^*) \cdot F(x) & \text{if } 0 < x \leq a. \end{cases} \tag{2}$$

The sponsor's expected payoff at the beginning of the tournament is, therefore, the collected entry fees plus the the equilibrium expected value of the best innovation net of the prize

$$\mathrm{V} = \mathcal{N}\mathrm{E} + \int_0^a x d\Phi^{\mathcal{N}}(x) - \mathrm{P}, \tag{3}$$

where $\Phi^{\mathcal{N}}(x)$ is the distribution of the best innovation discovered by $\mathcal{N}$ contestants in the tournament. By integrating by part, (3) can be written as

$$\mathrm{V} = \mathcal{N}\mathrm{E} + \int_0^a \{1 - \Phi^{\mathcal{N}}(x)\}\, dx - \mathrm{P}. \tag{4}$$

Now, consider the entry decision by firms at t = 0. A firm will enter the tournament if

$$\frac{\mathrm{P}}{\mathcal{N}} - \int_0^{c^*} c d\,\mathrm{G}(c) - \mathrm{E} \geq 0, \tag{5}$$

where the left-hand side is the expected payoff when it decides to enter with $\mathcal{N} - 1$ other firms. It is assumed below that, if (5) binds, all $\mathcal{N}$ *f*irms enter in equilibrium.

Now, consider the tournament design by the sponsor. The optimal tournament for the sponsor maximizes the expected payoff, *V*, subject to the participation constraint (5), where the threshold level is determined by

$$c^* = \mathrm{P}\left\{\frac{(1-\mathrm{G}(c^*))^{\mathcal{N}-1}}{1} + \frac{\mathrm{G}(c^*)\cdot(1-\mathrm{G}(c^*))^{\mathcal{N}-2}}{2}\cdot\binom{\mathcal{N}-1}{1}\right. \tag{6}$$
$$\left. + \frac{\mathrm{G}(c^*)^2\cdot(1-\mathrm{G}(c^*))^{\mathcal{N}-3}}{3}\cdot\binom{\mathcal{N}-1}{2} + \cdots + \frac{\mathrm{G}(c^*)^{\mathcal{N}-1}}{\mathcal{N}}\right\},$$

or

$$c^* = \mathrm{P}\cdot\left\{\frac{1}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c^*)} - \frac{(1-\mathrm{G}(c^*))^{\mathcal{N}-1}}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c^*)}\right\}. \tag{7}$$

Some important features of optimal tournament scheme can be shown. The following results describe characteristics of optimal tournament to the sponsor.

LEMMA 2 *With the optimally designed tournament, the participation constraint is binding.*

PROOF: Suppose the participation constraint (5) is not binding. Then, the sponsor can increase the payoff by raising the entry fee while satisfying the participation constraint. Thus, the participation constraint should be binding with optimal tournament design. ■

PROPOSITION 2 *Optimally designed tournament maximizes the social welfare.*

PROOF: Social welfare at the beginning of the tournament is the expected value of highest innovation net of expected costs to the participants, or

$$\mathrm{SW} = \int_0^a \{1 - \Phi^{\mathcal{N}}(x)\}\, dx - \mathcal{N} \cdot \int_0^{c^*} c\, d\,\mathrm{G}(c).$$

Since (5) is binding with optimally designed tournament, the sponsor's problem becomes

$$\max \mathrm{V} = \int_0^a \{1 - \Phi^{\mathcal{N}}(x)\}\, dx - \mathcal{N} \cdot \int_0^{c^*} c\, d\,\mathrm{G}(c),$$

which is identical to the social welfare function. ■

The result above is analogue to the two-part tariff in monopolistic market. The sponsor in our model behaves like a monopolist to set up the entry fee and the prize. The prize is to induce the individual contestant's effort while the entry fee is to recoup the cost of contest. However our model differs from two-part tariff in that there's only one prize awarded ever and that the sponsor limits the number of contestants directly.

Note that previous analysis is based on the assumption that the firms are not capital constrained. However, it is not rare that the contestants have only limited resource which is less than $c^* + \mathrm{E}$. If the contestants are capital-constrained, optimally designed tournament does not maximize the social welfare in general. In that case, the sponsor may need to set up negative entry fee or subsidy in order to get the desired level of innovation.

3. Number of Contestants and Effort Level

The foremost reason for limiting entry into tournaments[1] is to raise the level of contestant effort. *Nalebuff and Stiglitz (1983)* showed that a reduction in the overall level of effort may be resulted by allowing too many workers to compete for a prize in labor tournaments. *Taylor (1995)* demonstrated, for research tournaments with homogeneous contestants, that allowing too many contestants reduces the total level of research effort and lowers the expected outcome of the tournament. If there are too many participants, contestants are discouraged from expending effort because their probability of winning becomes too small. The main purpose of a tournament is to make the firms compete so that high value of innovation will be procured. Thus, a sponsor need take account into effort-inducing effect as well as effort-reducing effect from competition when she restricts entry.

The level of threshold cost is determined by the equation

[1] *Fullerton and McAfee (1999)* suggested other reasons for limiting the number of participants such as the need to save on the cost of conducting and evaluating the competition. Also if there is significant level of sunk costs, limiting entry into tournaments is beneficial.

$$\mathrm{K}(c,\mathcal{N}) = \mathrm{P}\cdot\left\{\frac{1}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)} - \frac{\left(1-\mathrm{G}(c)\right)^{\mathcal{N}-1}}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)}\right\} - c = 0, \tag{8}$$

where P is pre-determined by the sponsor. Then, we can find a unique c^* which satisfies (8) given any $\mathcal{N} \geq 2$. Let $c(N)$ be the threshold cost level, which is a function of the number of contestants. For convenience, the integer constraint on the number of firms is ignored. By Implicit Function Theorem, we get

$$\frac{\partial c(\mathcal{N})}{\partial \mathcal{N}} = -\frac{\frac{\partial \mathrm{K}(c,\mathcal{N})}{\partial \mathcal{N}}}{\frac{\partial \mathrm{K}(c,\mathcal{N})}{\partial c}}. \tag{9}$$

The denominator of (9) is negative as $\frac{\partial \mathrm{K}(c,\mathcal{N})}{\partial c} = \mathrm{P}\cdot\mathrm{H}'(c) - 1 < 0$. Hence,

$$\frac{\partial c(\mathcal{N})}{\partial \mathcal{N}} > (<) 0 \Leftrightarrow \frac{\partial\left\{\frac{1}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)}\right\}}{\partial \mathcal{N}} - \frac{\partial\left\{\frac{\left(1-\mathrm{G}(c)\right)^{\mathcal{N}-1}}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)}\right\}}{\partial \mathcal{N}} > (<) 0.$$

In the right hand side inequality above, the first term is negative while the second term is positive. Here, $\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c(\mathcal{N}))$ is the expected number of contestants conducting research at t = 1, when they are using the equilibrium strategy. Note that $1/\{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)\}$ is the probability of winning the contest for a contestant, which is decreasing in $\mathcal{N}$. Thus, the first term captures the effort-reducing effect of increasing number of contestants in the pool.

On the other hand, the second term incorporates the effort-inducing effect from the competition, as $(1-\mathrm{G}(c)))^{\mathcal{N}-1}/\mathcal{N}$ is the probability of winning the contest if a contestant chooses not to conduct research. With more participants in the pool, a contestant without research has less chance of winning the prize, which stimulates it to conduct research in order to be the winner. Clearly, the total effect from the competition is ambiguous. However, if the number of firms gets larger, the effort-inducing effect from competition is dominated by the effort-reducing effect. We can use the following result to verify that.

PROPOSITION 3 *There exists* $\widetilde{\mathcal{N}} < \infty$ *such that* $\frac{\partial c(\mathcal{N})}{\partial \mathcal{N}} < 0$, *for all* $\mathcal{N} \geq \widetilde{\mathcal{N}}$.

PROOF: Here, we get

$$\frac{\partial\left\{\frac{1}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)}\right\}}{\partial \mathcal{N}} - \frac{\partial\left\{\frac{\left(1-\mathrm{G}(c)\right)^{\mathcal{N}-1}}{\mathcal{N}\cdot\mathrm{G}(c)}\right\}}{\partial \mathcal{N}}$$
$$= \frac{1}{\mathcal{N}^2}\left\{-1 + \left\{1 - \mathcal{N}\cdot\ln\left(1-\mathrm{G}(c)\right)\right\}\cdot\left(1-\mathrm{G}(c)\right)^{\mathcal{N}-1}\right\}.$$

Now $\{1-\mathcal{N}\cdot\ln(1-\mathrm{G}(c))\}\cdot(1-\mathrm{G}(c))^{\mathcal{N}-1}$ is decreasing in $\mathcal{N}$ and converges to 0[2]. Then, we can find $\widehat{\mathcal{N}}$ which satisfies

$$\{1-\widehat{\mathcal{N}}\cdot\ln(1-\mathrm{G}(c))\}\cdot\left(1-\mathrm{G}(c)\right)^{\widehat{\mathcal{N}}-1}=1\,.$$

Finally, set $\widetilde{\mathcal{N}}=\max\{2,\widehat{\mathcal{N}}\}$ and we get the desired result. ■

Although the above lemma states that the individual effort level decreases eventually as $\mathcal{N}$ increases, it can be increasing for small $\mathcal{N}$.[3] This is in sharp contrast to *Taylor (1995)*, in which the research effort by each firm decreases with the number of the contestants. As more firms participate, each firm becomes increasingly reluctant to make a sunken investment since it becomes more pessimistic about its chances of winning. This result depends on the deterministic cost structure in his model. Every firm in his model is assumed to have the same cost level and *ex ante* known. A similar result can be found in *Che and Gale (2003)*, where an auction is used for the procurement of an innovation. They show that the optimal number of bidder is two when the contestants have deterministic technology in making innovation. Our model demonstrates that the individual effort level can be non-monotonic to the number of contestants when we consider "randomness" in cost to make research. This suggests that more than 2 contestants may be needed to stimulate innovative activity, when we consider uncertainty in research technology. The following examples support this argument.

1) Numerical Examples

■ Let $P = 1$, $G(c) = c$ for $c \in [0,1]$ and $b = 1$. Then, the interior solution of c^* is guaranteed as $b > P/N$. We have $K(c, N)$ as

$$\frac{1}{\mathcal{N}\cdot c}-\frac{(1-c)^{\mathcal{N}-1}}{\mathcal{N}\cdot c}-c=0\,.$$

The result is summarized in Table 1. Note that the effort-inducing effect and the effort-reducing effect are canceled out when the number of firms is increased from 2 to 3.

<Table 1> $c(\mathcal{N})$ With Uniform Distribution

	$N=2$	$N=3$	$N=4$	$N=5$	$N=6$	$N=7$	$N=8$
$c(N)$	.5000000000	.5000000000	.4586187350	.4214098620	.3907362347	.3654148422	.3442087662
P_0	.25	.125	.0859039018	.0648418108	.0511484056	.0414409184	.0342077773

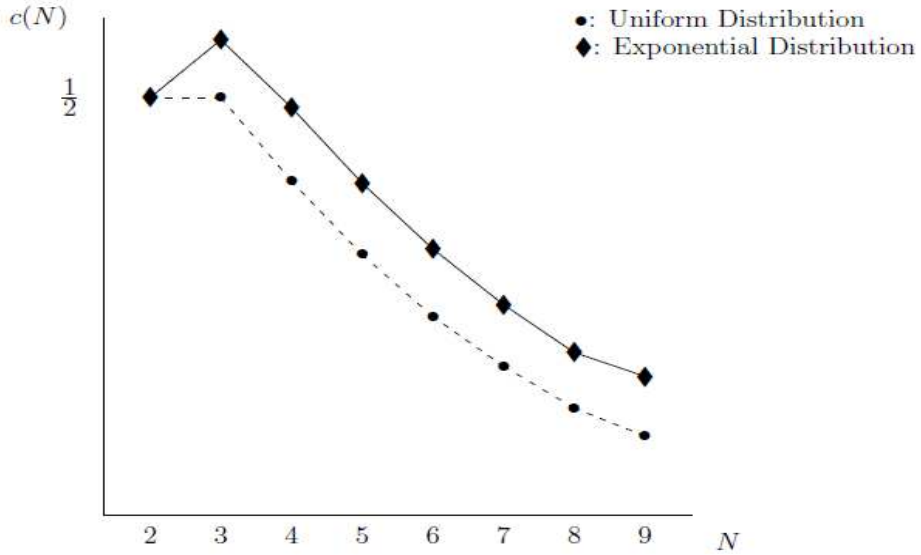
[2] Note that
$$\frac{\partial\{1-\mathcal{N}\cdot\ln(1-G(c))\}\cdot(1-G(c))^{\mathcal{N}-1}}{\partial\mathcal{N}}$$
$$=-(1-\mathrm{G}(c))^{\mathcal{N}-1}\cdot\ln\left(1-\mathrm{G}(c)\right)\cdot\ln\{1-\mathrm{G}(c)\}^{\mathcal{N}}<0\,.$$

[3] See the examples in the following section.

<Table 2> $c(\mathcal{N})$ With Exponential Distribution

	$N = 2$	$N = 3$	$N = 4$	$N = 5$	N = 6	$N = 7$	$N = 8$
$c(N)$	.5000000000	.5296112735	.4952144042	.4574100622	.4242620688	.3961815016	.3723832502
P_0	.3678794412	.2041635643	.1379508775	.1015656074	.0784281459	.0624574027	.0000000001

[Figure 2] Numerical Examples of Competition Effect



■ Consider the case where $G(c) = 1- \exp(-c)$. Then, we get

$$\mathrm{K}(c, \mathcal{N}) = \frac{1}{\mathcal{N} \cdot (1 - \exp(-c))} - \frac{\exp\{(-c) \cdot (\mathcal{N} - 1)\}}{\mathcal{N} \cdot (1 - \exp(-c))} - c = 0 ,$$

when $P = 1$. In Table 2, we can see that the effort-reducing effect of competition is dominated by the effort-inducing effect when the number of firms is changed from 2 to 3. Here, we have $\widetilde{\mathcal{N}} = 3$.

4. Heterogeneity and Innovative Activity

So far, we assumed homogeneity of contestants in the pool. Actually, it is more realistic to consider the heterogeneity of participants. *Kaplan et al. (2003)* suggest that the cost of an established and well diversified firm is different from that of a smaller competitor. The larger firm already has the necessary infrastructure for the product

introduction, while the smaller firm does not have the same capabilities and would find it more costly to innovate. We can incorporate this to our tournament model with different cost distribution.[4]

We can model this environment in a similar way to our symmetric model. Suppose there are 2 firms in the pool; firm 1 is a strong firm, and firm 2 is a weak firm. Each firm i has $\mathrm{G}^{\mathrm{i}}(c)$ as cost distribution, and $\mathrm{G}^{2}(\cdot)$ first order stochastically dominates the distribution $\mathrm{G}^{1}(\cdot)$.This implies that Firm 1 is more likely to get less cost as $\mathrm{G}^{2}(c) \leq \mathrm{G}^{1}(c)$ for every c.

Each firm's threshold level, $c^{\mathrm{i}*}$, satisfies

$$\mathrm{P} \cdot \left\{1 - \mathrm{G}^{2}(c^{2*}) + \frac{\mathrm{G}^{2}(c^{2*})}{2}\right\} - c^{1*} = \frac{\mathrm{P}}{2} \cdot \{1 - \mathrm{G}^{2}(c^{2*})\},$$

and

$$\mathrm{P} \cdot \left\{1 - \mathrm{G}^{1}(c^{1*}) + \frac{\mathrm{G}^{1}(c^{1*})}{2}\right\} - c^{2*} = \frac{\mathrm{P}}{2} \cdot \{1 - \mathrm{G}^{1}(c^{1*})\}.$$

From the above equations and by that $H(c) = 1/2$ when $N = 2$, we obtain

$$c^{1*} = c^{2*} = \frac{\mathrm{P}}{2}.$$

This threshold level of costs is independent of the distribution function. With this result, we get the following Proposition.

PROPOSITION 4 *More efficient firm is more likely to make innovation.*

PROOF: It is trivial, as $\mathrm{G}^{1}(c^{1*}) \geq \mathrm{G}^{2}(c^{2*})$ when $c^{1*} = c^{2*}$. ■

This result shows that the sponsor of a tournament will be interested in the efficiency of the participants. In the invitation stage, the sponsor is likely to sort out the inefficient participants to increase the expected value of innovation. So, this is helpful in explaining the behavior of sponsor or the structure of tournaments.

Ⅲ. Concluding Remark

In this paper, we show that the individual effort level is not monotonic to the number of contestants but the effort level decreases with more contestants in the tournament eventually. This can be used to derive the optimal number of bidders in auctions, especially all-pay auctions. Conducting research is making aggressive bid in auction while not conducting research is being passive in bidding. Each bidder has

[4] For details, see *Martin (2001)* for the reasons of the advantages of large firms in research.

a knowledge of her preference, which is captured by cost level in our model. Given preference realization for the item, every bidder decides to make aggressive bid or passive bid. Then the auctioneer should consider the number of bidders to derive more revenue exactly the same as the sponsor in our model. We hope that this paper enhances our knowledge about the innovative activity and competition effect.

References

Che, Yeon-Koo and I. Gale, "Optimal Design of Research Contests," *American Economic Review*, Vol. 93, 2003, pp.646~671.

Fullerton, Richard and R. P. McAfee, "Auctioning Entry into Tournaments," *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 3, 1999, pp.573~605.

Kaplan, T., D. Wettstein, and I. Luski, "Innovative Activity with Sunk Cost," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, 2003, pp.1111~1133.

Kim, Jungwook, "Essays on Competitive Behavior with Uncertainty," Ph.D. Dissertation, University of Wisconsin-Madison, 2007.

Martin, Stephen, *Industrial Organization: A European Perspective*, Oxford University Press, Oxford, 2001.

McAfee, R. P. and J. McMillan, "Competition and Game Theory," *Journal of Marketing Research*, Vol. 33, 1996, pp.263~267.

Nalebuff, B. J. and J. E. Stiglitz, "Prizes and Incentives: Towards a General Theory of Compensation and Competition," *The Bell Journal of Economics*, Vol. 14, No. 1, 1983, pp.21~43.

Taylor, Curtis, "Digging for Golden Carrots: An Analysis of Research Tournaments," *American Economic Review*, Vol. 85, No. 4, 1995, pp.872~890.

韓國開發硏究
제34권 제2호(통권 제115호)

전력수급기본계획의 정합성과 사회적 비용

이 수 일
(한국개발연구원 연구위원)

Consistency in the Basic Plan on Electricity Demand and Supply and Social Costs

LEE, Suil
(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 한국개발연구원(KDI) 연구보고서『기후변화 문제의 주요 이슈 및 정책방향』(한진희・윤경수 편, 2010)의 제6장「기후변화 대응과 에너지정책역량의 강화」가운데 필자가 분석・집필한 부분을 일부 수정・보완하여 작성된 것이다. 필자가 수행한 분석 가운데 WASP(Wien Automatic System Planning Package) 전산모형을 필요로 하는 경우에는 한국전력거래소의 협조하에 분석이 진행되었음을 밝히며, 특히 많은 도움과 조언을 아끼지 않은 김은환 차장께 감사드린다.

** 이수일: (e-mail) suillee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.

• Key Word: 전력수급기본계획(Basic Plan on Electricity Demand and Supply), 에너지 계획(Energy Planning), 불확실성(Uncertainty), 사회적 비용(Social Cost)
• JEL Code: K23, L52, L94, L98
• Received: 2011. 6. 13 • Referee Process Started: 2011. 5. 23
• Referee Reports Completed: 2012. 2. 2

ABSTRACT

In Korea, energy policies are actualized through various energy-related plans. Recently, however, as high-ranking plans, which are very vision-oriented, continually set higher sector-by-sector goals, subordinate action plans, which require consistency, encounter distortions in their establishment process. Also, each subordinate action plan reveals limitations in terms of securing flexibility of the plan in responding to uncertainties of the future. These problems pose potential risks such as causing huge social costs. In this regard, with an aim to provide empirical evidence for discussions on improving the procedure for developing and executing Korea's energy plans, this study mainly analyzes the Basic Plan on Electricity Demand and Supply—one of the most important subordinate action plans—in order to explain the problems of the Basic Plan in a logical manner, and potential problems that could occur in the process of sustaining consistency between the Basic Plan and its higher-ranking plans. Further, this paper estimates the scale of social costs caused by those problems assuming realistic conditions. According to the result, in the case of where maximum electric power is estimated to be 7% (15%) less than the actual amount in the Basic Plan on Electricity Demand and Supply, the annual generation cost will rise by 286 billion won and (1.2 trillion won) in 2020. Such social costs are found to occur even when establishing and executing the Basic plan according to the target goal set by its higher-ranking plan, the National Energy Master Plan. In addition, when another higher-ranking GHG reduction master plan requires the electricity sector to reduce emissions by additional 5% in the GHG emissions from the right mix in electricity generation with 'zero' cost of carbon emission, the annual generation cost will rise by approximately 915 billion won in 2020. On the other hand, the analysis finds that since economic feasibility of electric powers in Korea varies significantly depending on their type, Korea is expected to face very small potential social costs caused by uncertainties over the future price of carbon dioxide in the process of establishing the Basic Plan.

우리나라에서 에너지정책은 다양한 에너지 관련 계획들을 통해 구체화된다. 그런데 최근 비전으로서의 성격이 강한 상위계획에서 설정되는 부문별 목표가 지속적으로 상향 조정됨에 따라 상위계획과의 정합성을 유지해야 할 필요가 있는 (실행계획으로서의) 하위계획 수립에서 왜곡이 발생하고 있다. 이와 더불어 개별 하위계획 자체도 미래의 불확실성에 대응하여 계획의 유연성을 확보하는 측면에서 한계를 보이고 있다. 이러한 문제들은 잠재적으로

ABSTRACT

막대한 사회적 비용을 초래할 위험을 내포하고 있다. 이에 본 논문은 우리나라 에너지 계획의 수립·집행과 관련한 개선방안의 논의에 실증적인 근거를 제시하기 위해 실행계획 가운데 가장 중요하게 인식되고 있는 전력수급기본계획을 주된 분석대상으로 삼아, 전력수급기본계획 자체의 문제, 전력수급기본계획과 상위계획 간 정합성을 유지하는 과정에서 발생할 수 있는 문제를 논리적으로 설명하고, 현실적인 상황을 가정하여 그러한 문제들이 초래할 수 있는 사회적 비용의 규모를 추정하였다. 분석 결과, 전력수급기본계획 수립 시 최대전력이 실적치보다 7%(15%) 적게 추정되는 경우 2020년 기준으로 연간 발전비용이 약 2,860억원(1조 2,160억원) 증가하며, 이러한 사회적 비용은 상위계획인 국가에너지기본계획에서 설정한 미래 전력수요 목표치에 맞추어 전력수급기본계획이 수립·집행되는 경우에도 유사하게 발생함을 보였다. 또한 상위계획인 온실가스 감축 마스터플랜에서 전력부문에 부과하는 감축목표량이 과도하게 설정되어 탄소배출비용이 0일 경우의 적정 전원구성에서 발생하는 온실가스 배출량의 5%를 추가 감축해야 하는 경우에도 연간 발전비용은 2020년 기준으로 약 9,150억원 증가한다. 반면, 우리나라의 경우 전원별 경제성에 큰 차이가 존재하는 특성으로 인해 전력수급기본계획 수립 시 미래 CO_2 가격의 불확실성이 초래하는 잠재적인 사회적 비용의 크기는 매우 작은 수준으로 분석되었다.

Ⅰ. 서론 및 문제의 설정

우리나라에서 에너지정책은 다양한 에너지 관련 계획들을 통해 표출된다. 과거에는 다양한 계획들이 에너지원별로 분산되어 수립되다가 최근에는 에너지기본법, 저탄소녹색성장기본법 등의 제정으로 기본법 체계로 전환함으로써 에너지 관련 계획들을 통합적·계층적으로 수립하려는 노력을 보이고 있다. 현재 우리나라에서 저탄소녹색성장기본법 체제하에서 수립되는 다양한 에너지 관련 계획들의 구조 및 지위는 [Figure 1]과 같이 나타낼 수 있다. (국가)에너지기본계획은 에너지정책 관련 최상위 국가전략으로서 에너지 관련 모든 분야를 대상으로 하며,[1] 기후변화대응기본계획, 지속가능발전기본계획, 온실가스 감축 마스터플랜은 에너지를 한 부문으로 포괄하는 것으로서, 에너지기본계획과 유사하거나 상위계획으로서의 성격을 지닌다. 실행계획으로서의 성격을 지니는 하위계획들로는 에너지이용합리화계획과 전력수급기본계획, 장기 천연가스 수급계획 등이 있다.

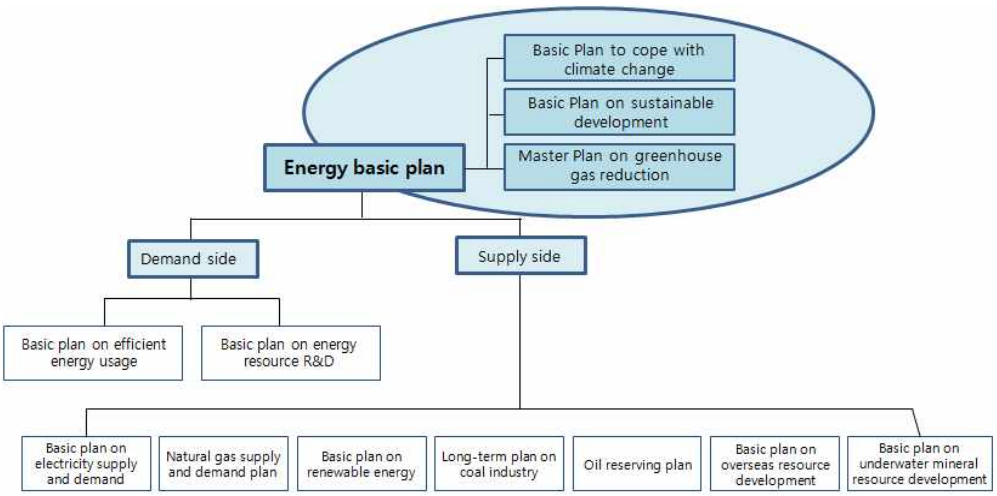
이러한 계획체계에서는 상위계획들에서 국가 전체적인 목표와 부문별 목표가 설정되면, 이에 따라 하위계획인 실행계획들이 구체화된다. 그런데 저탄소 녹색성장의 국가전략을 설정한 이래 온실가스 감축목표, 신재생에너지 보급목표, 에너지이용합리화 목표 등 에너지 관련 정책목표들은 전반적이고 지속적으로 상향 조정되는 모습을 보이고 있다.[2] 이에 따라 비전으로서의 성격이 강한 상위계획과 실행계획으로서의 하위계획 간에 갈등이 표출되고 있다. 이러한 상위계획과 하위계획 간 정합성 문제뿐만 아니라 개별 하위계획의 수립 또한 새로운 환경요인을 계획에 반영하거나 미래의 불확실성에

---

1 기존에 국가에너지기본계획의 수립근거가 되었던 에너지기본법은 2010년 4월 14일 에너지법으로 대체되었으며, 에너지기본법 제6조에 규정되었던 국가에너지기본계획의 수립근거는 저탄소녹색성장기본법 제41조로 이동하고 계획의 이름도 국가에너지기본계획에서 에너지기본계획으로 변경되었다. 또한 대통령을 위원장으로 하던 국가에너지위원회는 폐지되고 지경부장관을 위원장으로 하는 에너지위원회를 구성하였다. 이러한 변화는 에너지를 한 부문으로 포함하는 저탄소녹색성장기본법의 제정 및 녹색성장위원회의 구성에 따른 것으로서 (국가)에너지기본계획의 수립절차, 에너지위원회의 역할 등과 관련하여 실질적인 변화는 없다.

2 상위계획들에서 에너지 관련 목표들이 상향 조정되는 추세에 대한 자세한 설명은 이수일·김창섭(2010), pp.219~222를 참조하시오.

[Figure 1] Vertical Structure of Energy-Related Plans



대응하여 계획의 유연성을 확보하는 측면에서 한계를 보이고 있다. 이러한 문제들은 잠재적으로 막대한 사회적 비용을 초래할 위험을 내포하고 있다. 예를 들어 전력수급기본계획은 전력수급의 기본방향과 장기전망, 전기설비 건설계획과 전력수요관리 등에 관한 사항을 포함하며, 정부는 동 기본계획에 따라 전기사업을 인·허가하는 등 세부 이행계획을 수립하고 있다. 한 나라의 전기요금 수준은 기본적으로 그 나라의 발전원 구성에 의존하는바,[3] 전력수급기본계획은 장기 전력수요 전망에 기초하여 우리나라의 장·단기 전원구성에 관한 실행계획을 수립한다는 점에서 매우 중요하다. 그러나 전력수급기본계획은 그 전신인 장기전력수급계획과 마찬가지로 장기 전력수요 예측에서 상당한 문제를 노출하여[4] 사후적으로 최적 전원구성을 달성하지 못했다는 비판이 지속적으로 제기되어 왔다.[5] 제1차 국가에너지기본계획(이하 국기본)이 수립되었던 2008년에는 제4

3 2008년 기준 우리나라의 전기요금 수준은 캐나다를 제외하면 OECD 국가들 가운데 가장 낮은 수준이며(IEA[2009]), 만약 우리나라가 일본과 동일한 전원구성이었다면 우리나라 전기요금은 현재보다 29%나 높았을 것이라는 분석도 존재한다(이수일 외[2010]).

4 장기전력수급계획과 전력수급기본계획의 전력수요 예측 오차에 대해서는 제Ⅱ장에서 자세히 논의한다.

5 이수일 외(2010)에 따르면, 현재 우리나라의 전원구성은 최적의 전원구성에 비해 기저설비가 크게 부족하여 2007년 기준으로 연간 1.9조원의 추가비용이 초래되고 있다. 이수일 외(2010)는 이러한 최적 전원구성의 실패에 대해 수요예측의 오차가 1차적인 원인을 제공하였고, 수요의 불확실성에 대응하기 위한 발전설비계획의 탄력적 투자전략 부재가 2차적인 원인을 제공하였으며, 反원전, 석탄발전소 부지 확보의 어려움 등 정치·사회적 환경도 또 다른 요인으로 작용하였다고 분석하고 있다. 이러한 원

차 전력수급기본계획(안)과 국기본의 장기 전력수요 전망 간에 커다란 차이가 발생함에 따라 상위계획인 국기본과의 정합성을 확보하려는 과정에서 전력수급기본계획의 내적인 정합성이 훼손되기도 하였다. 최근에는 2009년 국가온실가스 중기 감축목표가 수립되고, 온실가스 감축 마스터플랜과 제2차 국기본의 수립이 예정됨에 따라, 이들 상위계획들과 전력수급기본계획 간 정합성을 확보해야 할 영역은 장기 전력수요 외에 발전부문의 온실가스 배출 감축목표량 설정으로 확대되고 있다. 2006년 현재 우리나라의 온실가스 배출량에서 발전부문이 차지하는 비중이 25.7%임을 감안하면, 국가 전체적인 온실가스 배출 감축계획을 수립함에 있어 발전부문이 주요한 감축대상으로 설정됨은 당연하다. 그러나 경제적으로 합리화될 수 있는 수준을 넘어선 감축목표량이 발전부문에 부과되는 경우에는 막대한 사회적 비용이 초래될 수도 있다.

현재까지 이러한 문제들의 발생 및 사회적 비용에 대한 구체적인 분석은 존재하지 않으며, 단지 에너지 관련 계획들을 수립하는 다양한 전문기관들이 문제점을 인지하고 대책을 강구하고 있을 따름이다.[6] 이에 본 논문은 우리나라에서 수립되는 실행계획 가운데 가장 중요하게 인식되고 있는 전력수급기본계획을 주된 분석대상으로 삼아, 전력수급기본계획 자체의 문제, 전력수급기본계획과 상위계획 간 정합성을 유지하는 과정에서 발생할 수 있는 문제를 논리적으로 설명하고, 현실적인 상황을 가정하여 그러한 문제들이 초래할 수 있는 사회적 비용의 규모를 추정함으로써, 향후 에너지 계획의 수립·집행과 관련한 개선방안의 논의에 실증적인 근거를 제시하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 전력수급기본계획 자체의 문제로서, 전력수급기본계획이 미래의 불확실성에 대응하여 탄력적으로 수립·집행되지 못할 경우에 사회적 비용이 발생함을 논리적으로 설명하고, 현실적인 상황을 가정하여 사회적 비용의 규모를 추정한다. 미래의 불확실 요인으로는 미래의 전력수요와 온실가스 가격이

인 분석은 주로 전력수급기본계획의 수립 측면에 치중된 것으로서, 우리나라에서 최적 전원구성 대비 기저설비의 부족현상이 지속되는 근본적인 원인은 도매와 소매 단계의 전력요금구조의 왜곡에서 찾을 수 있을 것이다. 우선 도매단계에서 현행 CBP 제도하에서는 부족한 전원설비에 초과이윤이 발생하여 추가적인 설비투자에 대한 유인을 제공하는 방식으로의 가격기능이 원활히 작동하지 않고 있으며, 소매단계에서도 원가 이하의 요금으로 인하여 산업용 기저부하가 과도하여 지나치게 높은 부하율이 유지되고 있다. 도매단계에서 가격의 신호기능 부재가 기저설비에 대한 투자를 저해함과 동시에 소매단계에서의 요금 왜곡이 기저설비에 대한 필요를 증폭시킴으로써 최적 전원구성의 실패현상이 유지·확대되는 것이다.

6 국가에너지기본계획과 온실가스 감축 마스터플랜, 그리고 전력수급기본계획 등 실행계획들을 통합적으로 수립하려는 최근의 움직임은 그러한 노력의 일환이다.

분석대상으로 고려된다. 제Ⅲ장에서는 상위계획과의 정합성을 유지하려는 과정에서 전력수급기본계획의 수립이 왜곡될 수 있음을 설명하고, 그에 따른 사회적 비용의 잠재적인 규모를 추정한다. 미래의 전력수요 전망과 발전부문에 대한 온실가스 배출 감축목표량 설정이 상위계획과의 정합성 요소로 분석된다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 앞의 분석결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 전력수급기본계획과 미래의 불확실성[7]

본 장에서는 전력수급기본계획 자체의 문제로서, 전력수급기본계획이 미래의 불확실성에 대응하여 탄력적으로 수립·집행되지 못할 경우에 사회적 비용이 발생함을 논리적으로 설명하고, 현실적인 상황을 가정하여 모의실험을 통해 사회적 비용의 규모를 추정하였다. 미래의 불확실 요인으로는 미래의 전력수요와 온실가스 가격을 분석대상으로 설정하였다.

1. 미래 수요의 불확실성과 사회적 비용

가. 미래의 불확실성과 전력수요 예측의 오차

현재 전력수급기본계획은 전문기관인 한국전력거래소가 ① 15년에 걸친 중장기 전력수요와 최대전력을 예측하고 ② 수요예측에 따라 사회적 비용이 최소화되는 적정 발전설비규모와 적정 전원구성을 전산모형을 통해 도출하여 기준 설비계획을 수립한 후에 ③ 발전사업자의 건설의향, 폐지의향 조사와 지역별·전원별 건설의향 평가를 기준계획

7 본 논문의 Ⅱ장, Ⅲ장에서 수행된 모의실험은 2008년에 수립된 제4차 전력수급기본계획의 전력수요 예측과 전원별 비용구조에 기초한다. 익명의 검토자의 지적에 따라 2010년에 수립된 제5차 전력수급기본계획의 전력수요 예측과 전원별 비용구조에 따른 모의실험도 수행하였으나, 모의실험 결과에 큰 차이가 없고 Ⅲ장에서 논의되는 상위계획과의 정합성 문제가 2008년에 수립된 제4차 전력수급기본계획과 제1차 국가에너지기본계획을 분석대상으로 하고 있으므로, 분석대상의 일관성을 위해 본문에서는 제4차 전력수급기본계획에 기초한 모의실험 결과를 보이고, 〈보론 1〉에서 제4차 전력수급기본계획과 제5차 계획에 따른 모의실험 결과를 비교한다.

에 반영하여 발전 및 계통 설비계획을 수립하는 절차로 이루어진다. 이때 수요예측의 과정은 경제성장, 산업구조 전망, 전기요금, 가구 수, 가전기기, 업종별 부가가치 등 수요예측 전제 설정 → 수요관리 전 전력수요량 및 최대수요 예측 → 부하관리, 효율 향상 등을 감안한 수요관리 목표량 설정 → 수요관리 후 전력수요량 및 최대수요 예측의 순서로 이루어진다. 수요관리 전 수요는 수요예측모형을 통해 도출되며, 실적연도까지만 수요관리를 시행하고 향후 추가적인 수요관리가 없었을 때의 수요 전망을 의미한다. 수요관리 후 수요는 수요관리 전 수요에서 전력기금을 통한 수요관리사업[8]의 효과를 차감한 전력수요로서, 대외적으로 발표하는 전력수급기본계획의 수요 전망이다. 최대전력은 예측된 전력수요량에 계절요인, 기상, 전력수요량에 대한 최대전력 탄력성 변화 등을 반영하여 예측된다. 2008년 제4차 전력수급기본계획을 수립하는 과정에서는 동년 8월에 수립된 제1차 국기본상의 목표수요를 반영하기 위해, 위에서 설명한 방식에 의해 도출된 수요관리 후 수요('기준수요') 외에 기준수요에 전기요금체계의 합리화와 에너지이용합리화계획상의 에너지사용 효율개선효과를 감안한 '목표수요'를 전망하기도 하였다.

전력수급기본계획에서는 예측된 수요관리 후 수요에 기초하여 발전설비계획이 수립되는데, 수요 예측값과 실적값 사이에 오차가 발생하는 경우에는 그 성격상 건설기간이 짧은 LNG복합발전설비를 통해 오차에 대응하는 것이 일반적이다. 따라서 오차가 크게 발생하면, 적정 전원구성에서 벗어나 LNG복합발전으로 사후적으로 편의(bias)가 발생하여 전력공급비용이 상승하게 된다.

〈Table 1〉은 1995년 한전이 수립하였던 제3차 장기전력수급계획부터 2008년 제4차 전력수급기본계획까지 수요관리 후 최대전력 예측값과 실적값 사이의 오차를 정리하고 있다. 제3차 장기전력수급계획을 제외한 나머지 계획들은 대부분 수요관리 후 전력수요(최대전력)를 과소 예측하였으며, 예측기간이 단기에서 중기, 장기로 길어짐에 따라 오차의 규모가 크게 확대됨을 알 수 있다. 예를 들어 제5차 장기전력수급계획의 경우 일관되게 전력수요를 과소 예측하였으며, 장기 예측에 해당하는 2007~09년간에는 실적

8 수요관리의 최종적인 목표는 일시적으로 전력사용이 많은 여름철의 최대수요를 억제하고 전력사용량이 적은 심야시간대의 수요를 적정 수준으로 조성, 부하를 평준화하여 전원개발 투자규모를 축소 또는 지연시키고 설비이용률을 향상시켜 전력수급의 안정을 도모하는 것이다. 전력수요관리사업 관리지침상 수요관리사업은 전력부하관리사업, 전력효율향상사업, 수요관리융자사업, 수요관리홍보사업, 수요관리평가사업으로 구분된다. 부하관리사업은 고객이 사용하는 전력부하의 크기를 관리하는 것으로서, 최대부하와 최소부하 간의 차이를 감소시켜 부하평준화를 도모하기 위한 제반 활동으로 최대수요 억제와 최대수요 이전의 두 가지 방식이 있다. 효율향상사업은 고효율기기 보급 지원, 절전정보 제공 등을 이용하여 전기의 이용효율을 제고하기 위한 제반 활동을 의미한다.

〈Table 1〉 (Peak) Demand Forecast Error of Each Demand-Supply Plan

		The 3rd plan on long-term development electric power resources (1995~2010)		The 4th plan on long-term development electric power resources (1998~2015)		The 4th plan on long-term development electric power resources (1999~2015)		The 1st basic plan on electricity demand and supply (2002~2015)		The 2nd basic plan on electricity demand and supply (2004~2017)		The 3rd basic plan on electricity demand and supply (2006~2020)		The 4th basic plan on electricity demand and supply (2008~2022)	
Year	Actual	Forecast(MW)	Error(%)	Forecast	Error	Forecast	Error	Forecast	Error	Forecast	Error	Forecast	Error	Forecast	Error
1996	32,282	32,603	+ 1.0												
1997	35,851	35,482	− 1.0												
1998	32,996	38,388	+ 16.3												
1999	37,293	41,032	+ 10.0	37,139	− 0.4										
2000	41,007	43,559	+ 6.2	39,498	− 3.7	39,509	− 3.7								
2001	43,125	46,115	+ 6.9	41,880	− 2.9	42,062	− 2.5								
2002	45,773	48,668	+ 6.3	44,764	− 2.2	44,696	− 2.4								
2003	47,385	51,099	+ 7.8	47,492	+ 0.2	47,103	− 0.6	48,124	+ 1.6						
2004	51,264	53,430	+ 4.2	50,114	− 2.2	49,505	− 3.4	50,193	− 2.1						
2005	54,631	55,666	+ 1.9	52,479	− 3.9	51,658	− 5.4	51,859	− 5.1	52,936	− 3.1				
2006	58,994	57,717	− 2.2	54,767	− 7.2	53,669	− 9.0	53,743	− 8.9	54,618	− 7.4				
2007	62,285	59,797	− 4.0	56,889	− 8.7	55,520	− 10.9	55,457	− 11.0	56,260	− 9.7	61,059	− 2.0		
2008	62,794	61,823	− 1.5	58,825	− 6.3	57,325	− 8.7	57,214	− 8.9	57,847	− 7.9	62,805	+ 0.0		
2009	66,797	63,776	− 4.5	60,521	− 9.4	59,078	− 11.6	58,933	− 11.8	59,278	− 11.3	62,987	− 5.7	67,226	+ 0.6
Demand Forecast Error(%)		short-term	1.0	short-term	2.3	short-term	2.8	short-term	2.9	short-term	6.7	short-term	2.6	short-term	0.6
		mid-term	6.5	mid-term	2.2	mid-term	4.6	mid-term	10.1	mid-term	9.6	mid-term	–	mid-term	–
		long-term	3.7	long-term	7.9	long-term	10.4	long-term	–	long-term	–	long-term	–	long-term	–

(Because of an economic crisis, the data of 1998~99 were excluded)

Note: Short-term: 1~3 years, Mid-term: 4~7 years, Long-term: more than 8 years.

Source: KEPCO, *The Plan on Long-Term Electricity Demand and Supply*.
Ministry of Knowledge Economy, *The Basic Plan on Electricity Demand and Supply*.

값과의 차이가 평균 10.4%에 달하고 있다. 이와 같이 수요관리 후 최대전력의 예측값과 실적값 사이에 오차가 발생하는 이유는 무엇보다도 수요 전망 시 존재하는 미래의 불확실성에 기인하며, 그러한 가운데서도 대부분 과소 예측으로의 편의가 발생하는 주된 이유는 수요관리 후 전력수요를 예측함에 있어 수요관리량의 이중차감 문제가 존재하기 때문이다.

앞서 언급한 바와 같이, 수요관리 전 수요는 과거의 전력수요 실적을 이용하여 추정된다. 그런데 과거의 전력수요 실적에는 수요관리 실적이 포함되어 있다. 따라서 과거의 전력수요 실적을 이용하여 수요관리 전 수요를 추정한다 함은 과거의 전력수요 실적에 포함된 수요관리 순증분이 미래에도 그대로 유지될 것이라는 점을 내포하므로, 이미 수요관리 전 수요에 수요관리효과가 반영되게 된다. 수요관리 후 수요는 이와 같이 추정된 수요관리 전 수요에서 한전이 추정한 미래 수요관리량을 차감하여 추정하게 되는데, 만약 한전이 추정한 미래 수요관리량이 수요관리 전 수요에 내포되어 있는 수요관리량과 일부라도 중복되는 경우에는 이중차감의 문제가 발생한다. 한전이 수행하는 수요관리사업은 한 번 자금을 투입하면 수요관리효과가 지속적으로 발생하는 효율제고사업과 지속적으로 자금을 투입해야만 수요관리효과가 지속되는 부하관리사업이 혼재되어 있다. 따라서 한전이 추정한 미래 수요관리량과 수요관리 전 수요에 내포되어 있는 수요관리량 사이의 중복을 피하기 위해서는 과거 수요관리량 실적치와 미래 수요관리량 예측치를 효율제고사업으로 인한 부분과 부하관리사업으로 인한 부분으로 나누어 산정해야 한다. 그러나 현재 이러한 작업은 이루어지지 않고 있으며, 이에 따라 수요관리 후 수요 추정은 이중차감의 문제에 노출될 수밖에 없고 전력수요의 구조적인 과소 추정 문제가 발생하게 된다.

이중차감의 문제에 의해 전력수요가 구조적으로 과소 추정되는 경향이 있다는 사실은 수요관리 전후의 수요예측 오차율을 비교한 〈Table 2〉에서 뚜렷이 나타난다. 〈Table 2〉를 보면 제3차 장기전력수급계획과 제4차 전력수급기본계획을 제외한 대부분의 수급계획에서 수요관리 후 수요의 예측 오차율이 수요관리 전 수요의 예측 오차율에 비해 상당히 크며 장기로 갈수록 오차율의 격차가 확대됨을 알 수 있다. 이는 수요관리량의 실적치에 비해 예측치가 과다하게 책정되었다는 것을 의미한다. 이러한 수요관리량 예측치의 과다 책정은 주로 이중차감의 문제로 인해 발생한다. 이와 같이 이중차감의 문제는 수요관리량 예측치의 과다 책정을 통해 수요관리 후 전력수요가 과소하게 추정되는 구조적인 원인으로 작용한다.[9]

〈Table 2〉 Comparison of (Peak) Demand Forecast Error of Each Demand-Supply Plan Before and After Demand Side Management

		Short-term	Mid-term	Long-term
The 3rd Long-Term Plan (1995)	Before	2.1	10.5	6.0
	After	1.0	6.5	3.7
The 4th Long-Term Plan (1998)	Before	0.9	2.7	1.7
	After	2.3	2.2	7.9
The 5th Long-Term Plan (1999)	Before	1.1	2.2	3.3
	After	2.8	4.6	10.4
The 1st Basic Plan (2002)	Before	2.1	3.9	
	After	2.9	10.1	
The 2nd Basic Plan (2004)	Before	2.5	2.8	
	After	6.7	9.6	
The 3rd Basic Plan (2006)	Before	1.1		
	After	2.6		
The 4th Basic Plan (2008)	Before	1.6		
	After	0.6		

Note: Short-term: 1~3 years, Mid-term: 4~7 years, Long-term: more than 8 years.
Source: KEPCO, *The Plan on Long-Term Electricity Demand and Supply*,
Ministry of Knowledge Economy, *The Basic Plan on Electricity Demand and Supply*.

나. 전력수요 예측 오차와 사회적 비용

사후적으로 발생하는 전력수요의 예측 오차는 최적 전원구성으로부터의 이탈을 초래하며, 이는 전력공급비용의 증가를 의미한다. 아래에서는 전력수요의 예측 오차로 인한 사회적 비용으로서 전력공급비용의 증가분을 추정하고자 한다. 분석의 전제는 다음과 같다.[10]

① 분석방법으로는 심사곡선(Screening Curve)[11]과 부하지속곡선(Load Duration

9 수요관리 전 수요 또한 과소 추정되는 경향이 있었기 때문에 수요관리 후 수요의 과소 추정 문제가 전적으로 수요관리량의 이중차감 문제에서 비롯된다고 볼 수는 없으며, 추정모형상의 문제 또한 수요예측에서 과소 추정을 초래할 수 있다. 본 논문에서 설명하려는 것은 이중차감의 문제로 인해 수요관리 후 전력수요의 예측이 과소 추정으로의 편의를 지니게 된다는 점이다.

10 아래에서 명시하지 않은 경제성장 전망, 산업구조 전망, 전기요금, 가구 수, 가전기기, 업종별 부가가치 등 수요예측을 위한 전제와 전원별 보수일수, 등가고장정지율, 열소비율, 소내전력률 등 기술성 자료와 운전유지비, 연료비단가 등의 경제성 자료, 전원별 건설공사비, 연료원별 탄소배출비용 등은 제4차 전력수급기본계획 수립 당시의 전제를 사용하였다.

Curve)[12]을 이용하여 최적 전원구성을 산출하는 심사곡선법[13]을 이용하였다.

② 분석의 기준연도는 2020년이다.

③ 1년 8,760시간의 시간대별 전력수요는 2009년 실적 및 제4차 전력수급기본계획상의 2020년 예측치(전력소비량 494,527GWh, 최대전력 81,151MW)를 이용하여, P-Pool 모형[14]의 수요생성 모듈을 통해 생성하였다.

④ 원자력, 석탄, LNG복합의 전원별 고정비, 연료비 등 경제성 자료는 제4차 전력수급기본계획상의 수치를 적용하였다.

⑤ 기저설비 중 원자력발전은 부지제약 등을 감안하여 제4차 전력수급기본계획상의 설비규모 31,516MW 수준에서 고정시키고 추가 기저설비는 석탄화력발전으로 대응한다.

⑥ 전력수요 오차에 따른 신규 설비 확충의 필요는 발전소 건설공기를 감안하여 LNG복합발전설비로만 대응한다.

⑦ 부하율은 2009년 실적 부하율 74.1%를 적용하였으며, 예비율은 15%를 가정하였다.[15]

이상의 전제하에 장기 전력수요 예측의 오차율 실적(7.3%)과 제3차 및 제4차 전력수급기본계획의 2020년 예측 차이(약 13%)를 감안하여, 7%와 15% 과소 예측의 두 가지 시나리오를 설정하여 전력공급비용 증가분을 추정하였다.

먼저 제4차 전력수급기본계획 수립 시 이용된 전원별 비용 자료는 〈Table 3〉과 같다. 이를 이용하여 연간 8,760시간을 대상으로 전원별 이용률에 따른 총비용(천원/kW-연)을 비교하면 LNG복합발전의 경제적 이용률 분기점은 약 10%임을 알 수 있다(Figure 2의 상단 참조). 이에 따라 LNG복합발전의 경제적 운전구간과 부하지속곡선의 교차점을

---

11 심사곡선은 각각 1kW의 설비용량을 갖는 원자력, 석탄화력, LNG복합화력 등의 발전설비에 대하여 이용률(Capacity Factor, %)에 따른 연간 총발전비용곡선을 나타낸다.

12 부하지속곡선은 대상 연도의 시간대별 실계통에서의 전력부하를 크기순으로 재배열하여 XY 좌표상에 도시한 그래프를 말한다.

13 심사곡선법은 어느 한 연도의 부하지속곡선을 대상으로 하여 각 발전설비의 연간 발전비용, 즉 연간 고정비와 변동비의 합계를 최소화하도록 설비구성을 결정하는 것을 말한다.

14 P-Pool 모형은 미국 P-Plus사에서 개발한 전력시장 시뮬레이션 모형으로서 국내 전력시장의 가격결정 메커니즘에 따라 계통한계가격을 결정하며, 전력수급기본계획 수립 시 에너지원별 발전량 산정에도 이용된다.

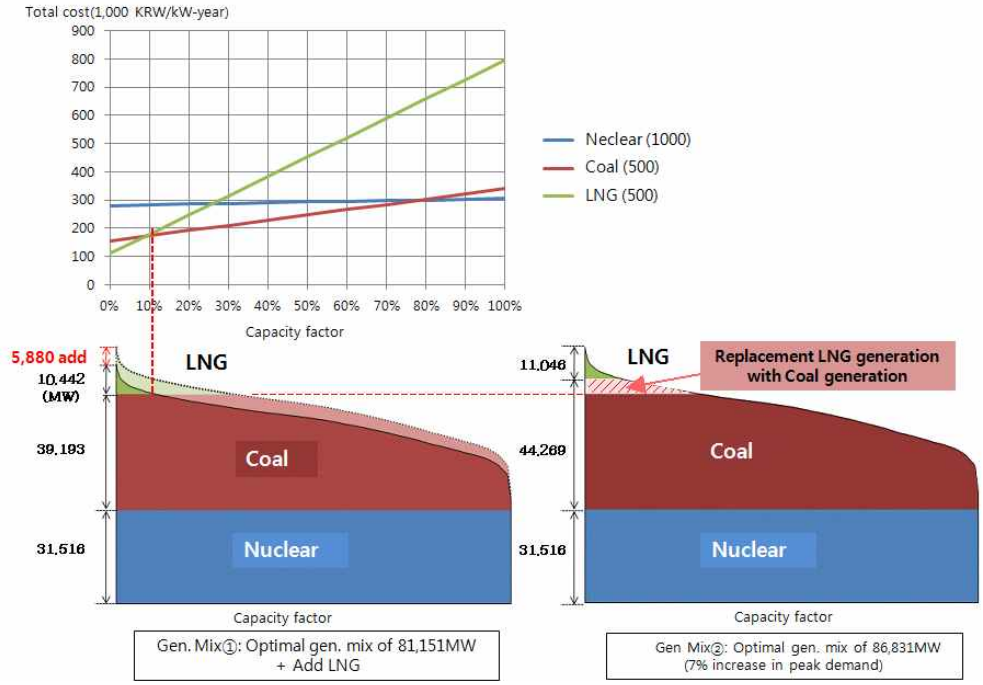
15 부하율은 수요예측 결과에 따라 변화하지만 변화폭은 크지 않을 것으로 예상되며, 적정 예비율 또한 계통규모 및 부하 특성 등에 따라 변화하지만 통상적으로 15% 내외를 적정 수준으로 가정한다.

〈Table 3〉 Generation Cost Structure by Fuel Type (based on the 4th Basic Plan)

Fuel type	Variable cost (fuel cost)	Fixed cost (annual annuity)				
		Construction costs	Discount rate	Durable periods	O&M cost	Annual cost
	KRW/kWh	1,000KRW/kW	%	Year	1,000KRW/kW –month	1,000KRW//kW –year
LNG(500MW)	77.64	741	7.5	30	3.16	106
Coal(500MW)	21.55	1,145	7.5	30	3.36	145
Nuclear(1000MW)	3.12	2,122	7.5	40	6.65	263

Note: Fixed cost was calculated assuming that total construction costs are withdrawn equally every year.

[Figure 2] Deviation from Optimal Generation Mix Due to Demand forecast Error(7%)



구하면,[16] 2020년 최대전력 예측치 81,151MW에 대한 최적 LNG복합발전설비 규모는 10,442MW로 산정되고, 석탄화력발전설비와 원자력발전설비는 각각 39,193MW와 31,516MW를 차지하게 된다.

16 제Ⅱ장에서 P-Pool 모형을 통한 부하지속곡선의 생성과 LNG복합발전의 경제적 운전구간과 부하지속곡선의 교차점 산정은 한국전력거래소의 협조를 받았음을 밝힌다.

〈Table 4〉 Increase of Annual Generation Cost Due to Demand Forecast Error(7%)

	Generation Mix	Capacity (MW)	Power Generation (GWh)	Annual Generation Cost (100 million KRW)		
				Fixed Cost	Variable Cost	Total
Generation Mix ①	Nuclear	31,516	276,837	82,876	8,632	91,508
	Coal	39,193	289,352	56,919	62,365	119,284
	LNG	16,122	11,036	17,059	8,568	25,627
	Total	86,831	577,225	156,854	79,565	236,420
Generation Mix ②	Nuclear	31,516	276,837	82,876	8,632	91,508
	Coal	44,269	298,010	64,290	64,231	128,521
	LNG	11,046	2,379	11,688	1,847	13,535
	Total	86,831	577,225	158,855	74,710	233,565

Note: In the annual generation cost, the fixed cost of each energy resource was calculated by multiplying the annual cost of each energy resource of 〈Table 3〉 by the amount of capacity. The variable cost was calculated by multiplying the variable cost of each energy resource of 〈Table 3〉 by the amount of power generation.

이제 2020년 최대전력 실적치가 예측치보다 7%(5,680MW) 증가한 86,831MW로 실현되는 경우를 상정하자. 이러한 예측 오차에 사후적으로 대응하기 위해서는 5,680MW의 LNG복합발전이 추가로 확충되어야 하므로 LNG복합발전설비는 16,122MW가 된다. 만약 2020년 최대전력이 사전에 86,831MW로 예측되었더라면, 최적 전원구성에서 LNG복합발전설비의 규모는 11,046MW로서 최대전력 예측치가 81,151MW일 경우보다 604MW 증가하는 데에 그치며, 5,680MW에서 604MW를 제외한 나머지 5,076MW는 석탄화력발전설비로 확충되었을 것이다.

이와 같이 7%의 전력수요 예측 오차가 발생하는 경우 사후적으로 5,076MW만큼 LNG복합발전설비가 석탄화력발전설비를 대체하게 되고, 부족한 석탄화력발전설비를 대신하여 LNG복합발전설비가 경제적 운전구간을 벗어나 발전을 하게 됨에 따라 전력공급비용이 증가하게 된다. 〈Table 4〉는 7%의 전력수요 예측 오차에 따른 적정 전원구성과 전원별 최적 발전량으로부터의 이탈, 그리고 이에 따른 연간 전력공급비용의 변화를 정리하고 있다. 7%의 전력수요 예측 오차가 발생하여 이를 LNG복합발전설비로 대응하는 경우 8,657GWh의 발전량이 석탄화력발전에서 LNG복합발전으로 대체되고 이에 따라 연간 발전비용은 약 2,855억원(1.22%) 증가한다.[17]

2020년 최대전력 실적치가 예측치보다 15% 증가하는 경우도 위와 동일한 방식으로

〈Table 5〉 Increase of Annual Generation Cost Due to Demand Forecast Error(15%)

	Generation Mix	Capacity (MW)	Power Generation (GWh)	Annual Generation Cost (100 million KRW)		
				Fixed Cost	Variable Cost	Total
Generation Mix ①	Nuclear	31,516	276,837	82,876	8,632	91,508
	Coal	39,193	311,759	56,919	67,194	124,113
	LNG	22,615	31,786	23,928	24,679	48,607
	Total	93,324	620,382	163,723	100,505	264,229
Generation Mix ②	Nuclear	31,516	276,837	82,876	8,632	91,508
	Coal	49,935	340,989	72,519	73,494	146,014
	LNG	11,873	2,556	12,563	1,985	14,547
	Total	93,324	620,382	167,958	84,111	252,069

Note: In the annual generation cost, the fixed cost of each energy resource was calculated by multiplying the annual cost of each energy resource of 〈Table 3〉 by the amount of capacity. The variable cost was calculated by multiplying the variable cost of each energy resource of 〈Table 3〉 by the amount of power generation.

연간 발전비용의 증가분을 산정할 수 있다. 15%의 전력수요 예측 오차가 발생하는 경우 사후적으로 10,742MW가 석탄화력발전설비에서 LNG복합발전설비로 대체되고 29,230GWh의 발전량이 석탄화력발전에서 LNG복합발전으로 대체된다. 이에 따라 연간 발전비용은 약 1조 2,160억원(4.82%) 증가하는 것으로 산정되었다.

2. 미래 탄소가격의 불확실성과 사회적 비용

현재 한국전력거래소는 전산모형을 통해 전력수요에 따른 적정 설비규모와 전원구성을 도출함에 있어, 경제성 기준 외에 공급신뢰도(Loss of Load Probability: LOLP)와 탄소배출비용도 반영하고 있다. 현재 한국전력거래소에서 사용하고 있는 전산모형인 WASP[18]는 탄소배출비용을 직접 입력하는 것이 불가하므로, 탄소배출비용은 전원별 탄소배출량계수를

17 본 논문에서 연간발전비용의 증가분을 통한 사회적 비용의 추정은 연간발전비용의 증가에 따른 전력수요 변화를 고려하지 않은 것으로서, 사회적 비용이 과다하게 추정되는 문제가 존재한다. 그러나 가격 변화에 전력수요가 비탄력적으로 반응한다는 통상적인 인식을 전제한다면, 과다 추정의 문제는 그다지 심각하지 않을 수 있다.

18 WASP 전산모형은 주어진 신뢰도 조건인 LOLP를 만족하는 가운데 비용 최소화된 연도별 발전소 건설계획을 수립하기 위한 모형이다. 우리나라는 1977년 국제원자력기구인 IAEA에서 수정 개발한 WASP Ⅱ를 도입하여 전원개발계획, 전력수급기본계획 수립 시 주요 전산모형으로 사용하고 있다.

〈Table 6〉 Procedure of Reflecting GHG Emission Cost to Fuel Cost

	Coal(500MW)	LNG(500MW)	Remarks
Carbon Emission unit Price(KRW/C-kg)	117		a
Carbon Emission Factor (1,000ton-C/1,000ton)	0.6088	0.7545	b
Heating Value Factor(kcal/kg)	5,873	13,032	c
Carbon Emission Cost(KRW/Gcal)	12,128	6,774	d=a×b÷c×106
Heat Rate(kcal/kWh)	2,061	1,636	e
Rate of loss-of-site power(%)	4.3	1.1	f
Increment of Fuel Cost(KRW/kWh)	26.12	11.21	g=d×e÷(1-(f/100))÷106

Note: Carbon emission unit price(KRW/C-kg): 32,000KRW/CO_2ton = 117,333KRW/Cton = 117KRW/C-kg
Source: Internal Data of Korea Power Exchange.

감안하여 발열량단가에 합산하는 방식으로 반영되고 있다. 예를 들어 제4차 전력수급기본계획에서 탄소배출비용을 32,000원/CO_2톤으로 하여 이를 발열량단가를 거쳐 연료비에 반영한 과정은 〈Table 6〉과 같다.

적정 설비규모와 전원구성을 도출함에 있어, 위와 같이 전원별 연료비를 변경시키는 방식으로 탄소배출비용을 반영하는 경우에는 미래 탄소배출비용의 불확실성으로 인해 사후적으로 적정 전원구성이 변화하여 연간 발전비용(배출비용 포함)이 상승할 수 있다. 본 논문에서는 미래 탄소배출비용의 불확실성에 따른 연간 발전비용(배출비용 포함)의 변화분을 산정하기 위해 다음의 세 가지 시나리오를 설정하였다.

① 시나리오 1: 탄소배출비용 미적용
② 시나리오 2: 32,000원/CO_2톤(제4차 전력수급기본계획에 적용된 탄소배출비용)
③ 시나리오 3: 50,000원/CO_2톤(국가 온실가스 감축목표 설정 시 BAU(Business as Usual) 대비 27% 감축안에 적용된 한계저감비용)

제4차 전력수급기본계획에서 탄소배출비용을 반영한 방법과 동일하게 시나리오별 탄소배출비용을 연료비에 반영한 전원별 비용구조는 〈Table 7〉과 같다.

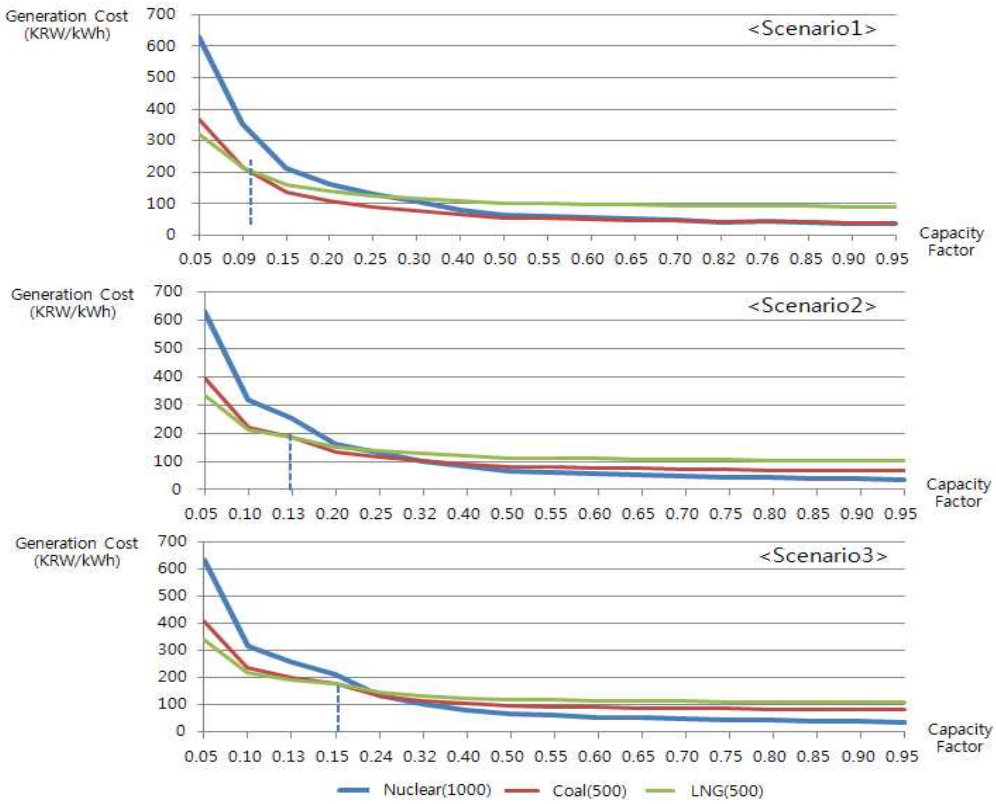
[Figure 3]은 시나리오별로 이용률에 따른 전원별 발전원가를 나타내고 있다. 그림으로부터 LNG복합발전이 경제성을 가지는 이용률 분기점이 탄소배출비용을 반영하지 않았을 경우에는 약 9%이며, 32,000원/CO_2톤과 50,000원/CO_2톤으로 탄소배출비용이 증가함에 따라 13%, 16%로 증가함을 알 수 있다.

〈Table 7〉 Generation Cost Structure by Fuel Type After Reflecting GHG Emission Cost

	Coal(500MW)			LNG(500MW)		
	Scenario1	Scenario2	Scenario3	Scenario1	Scenario2	Scenario3
Annual fixed cost(KRW/kW-year)	145			106		
Actual fuel cost(KRW/kWh)	21.55			77.64		
Carbon emission cost(KRW/kWh)	–	26.12	40.86	–	11.21	17.53
Total fuel cost(KRW/kWh)	21.55	47.67	62.41	77.64	88.85	95.17

Note: Numbers were calculated based on the 4th Basic Plan on Electricity Demand and Supply.

[Figure 3] Power Generation Cost with Capacity Factor of Each Scenario



[Figure 3]의 발전단가 그래프는 시나리오별 심사곡선상에서 표시되는 총비용을 운전시간(이용률)으로 나눈 것으로서, 심사곡선과 동일하게 전원별 경제적 운전구간을 도출한다. 따라서 [Figure 2]에서와 마찬가지로, 2020년 최대전력 예측값이 주어진 상태에서

〈Table 8〉 Adequate Facility Capacity, Amount of CO_2 Emission and Annual Cost by Scenario

(Unit: MW, million CO_2-ton, 100 million KRW)

		Capacity	Fixed Cost	Fuel Cost	Generation Cost (①)	Emission Amount	Emission Cost (②)	Total Cost (①+②)
Scenario1	Nuclear	31,516	86,872	8,632	95,504	–	–	–
	Coal	39,311	59,655	56,125	115,781	203.9	–	–
	LNG	10,324	11,045	1,726	12,771	0.8	–	–
	Total	81,151	157,573	66,484	224,057	204.7	–	–
Scenario2	Nuclear	31,516	86,872	8,632	95,504	–	–	95,504
	Coal	38,509	58,439	55,952	114,391	203.3	65,062	179,453
	LNG	11,126	11,903	2,350	14,253	1.1	336	14,589
	Total	81,151	157,214	66,935	224,149	204.4	65,398	289,547
Scenario3	Nuclear	31,516	86,872	8,632	95,504	–	–	95,504
	Coal	37,653	57,140	55,718	112,858	202.5	101,233	214,091
	LNG	11,982	12,819	3,194	16,013	1.4	714	16,727
	Total	81,151	156,831	67,544	224,375	203.9	101,948	326,322

원자력발전설비의 경우 물리적인 제약을 감안하여 설비용량을 고정하고, LNG복합화력의 경제적 운전구간과 2020년의 부하지속곡선의 교차점을 구하면 석탄화력발전과 LNG복합발전의 적정 설비용량을 구할 수 있다. 2020년의 전력수요량 예측값이 주어진 상태에서 전원별 설비용량이 정해지면 전원별 발전량이 계산된다. 전원별 설비용량과 발전량이 계산되면, 전원별 연간 고정비는 〈Table 7〉의 전원별 연금액에 설비용량을 곱하여 산정되며, 전원별 변동비는 〈Table 7〉의 탄소배출비용을 반영한 연료비에 발전량을 곱하여 산정된다. 마지막으로 전원별 CO_2 배출량은 전원별 발전량에 전원별 원단위 배출량을 곱하여 산정된다. 〈Table 8〉은 시나리오별로 2020년의 원자력발전, 석탄화력발전, LNG복합발전의 적정 설비용량과 연간 발전량, 연간 고정비, 연간 변동비, 연간 CO_2 배출량과 CO_2 배출비용을 정리하고 있다.

탄소배출비용이 반영됨에 따라 적정 전원구성에서 석탄화력발전설비의 용량이 감소하고 이를 LNG복합발전설비가 대체한다. 그러나 32,000원/CO_2톤의 탄소배출비용을 반영할 때 대체규모는 802MW이며, 탄소배출비용을 50,000원/CO_2톤으로 증가시키는 경우에도 대체규모는 1,658MW에 불과하다. 이와 같이 탄소배출비용을 크게 변화시켜도 전원구성이 유의미하게 변하지 않는 이유는, 〈Table 7〉에서 나타난 바와 같이, 우리나라의 경우 석탄화력발전과 LNG복합발전의 경제성 차이가 매우 크기 때문이다. 탄소배출비용의 변화에 따른 적정 전원구성의 변화가 크지 않다는 사실로부터 미래 CO_2 가격의

〈Table 9〉 Social Cost Due to Forecast Error of Future CO_2 Price

(Unit: 100 million KRW)

Carbon Emission Cost (KRW/CO_2ton)		Actual		
		0	32,000	50,000
Forecast	0	0	20	94
	32,000	92	0	11
	50,000	318	74	0

불확실성이 사후적으로 초래할 수 있는 사회적 비용이 크지 않음을 알 수 있다. 〈Table 9〉는 미래 단위당 탄소배출비용(원/CO_2톤)이 0원, 32,000원, 또는 50,000원으로 실현되는 각각의 경우에 탄소배출비용의 예측값에 오차가 존재하여 발생할 수 있는 연간 발전비용과 배출비용 합계의 증가분을 정리하고 있다. 제4차 전력수급기본계획에서와 같이 32,000원/CO_2톤의 탄소배출비용을 가정하여 2020년 전원구성을 도출하였을 때, 설령 2020년의 탄소배출비용이 50,000원/CO_2톤으로 실현되더라도 적정 전원구성으로부터 이탈하여 발생하는 사회적 비용은 11억원에 불과하다. 이와 같이 우리나라의 경우에는 전원별 경제성에 큰 차이가 존재한다는 특성을 지님에 따라, 미래 CO_2 가격의 불확실성이 초래할 수 있는 잠재적인 사회적 비용의 크기는 매우 작은 수준이다.

Ⅲ. 상위계획과 전력수급기본계획의 정합성

본 장에서는 상위계획과의 정합성을 유지하려는 과정에서 전력수급기본계획의 수립이 왜곡될 수 있음을 설명하고, 모의실험을 통해 왜곡에 따른 사회적 비용의 잠재적인 규모를 추정한다.[19] 상위계획으로는 에너지기본계획과 온실가스 감축 마스터플랜을 상

19 상위계획과 전력수급기본계획 간의 정합성을 유지하려는 과정에서 비롯되는 잠재적인 사회적 비용 외에도 상위계획 자체의 불안정성도 하위계획의 안정성 및 신뢰성을 훼손함으로써 추가적인 사회적 비용을 초래할 수 있다. 예를 들어 온실가스 감축 마스터플랜의 부문계획인 '에너지·산업부문 온실가스 감축 마스터플랜'의 수립과정에서 산정된 온실가스 배출량, 에너지 소비, 발전원별 발전량 비중의 BAU는 불과 1~2년 전에 수립되었던 제1차 국기본, 온실가스 중기 감축목표, 제4차 전력수급기본계획 상의 BAU와 상당히 괴리되어, 전망의 안정성 및 목표 수립의 현실성에서 상당한 우려를 초래하고 있다. 상위계획의 불안정성과 관련한 구체적인 수치에 대해서는 이수일·김창섭(2010), pp.250~254를 참조하시오.

정하였으며, 미래의 전력수요 전망과 발전부문에 대한 온실가스 배출 감축목표량 설정을 상위계획과의 정합성 요소로 분석하였다.

1. 에너지기본계획과 전력 수급기본계획의 정합성

가. 정합성 확보 노력

2008년에 수립된 제1차 국가에너지기본계획에서는 미래 전력수요를 '기준수요'와 '목표수요'로 나누어 전망하였다. 기준수요는 BAU를 가정한 에너지 수요 전망으로서, 전력산업기반기금을 통한 수요관리사업도 기존 제도의 효과로 간주한다는 점에서 전력수급기본계획의 수요관리 후 수요와 유사한 개념이다. 반면, 목표수요는 2030년까지 에너지원단위 목표 등 정책목표·비전을 달성할 것을 가정하여 전망한 전력수요이다.

2008년 제4차 전력수급기본계획을 확정·공고하기 이전 전력수급기본계획(안)의 수요관리 후 수요 전망은 국기본 기준수요와 2020년 기준 0.2%의 편차가 존재하며, 국기본 목표수요와는 8.5%의 편차가 존재하였다(Table 10 참조).

상위계획인 국기본과 전력수급기본계획 간의 정합성을 유지하기 위해 국기본 목표안과의 전력소비량 편차를 모두 조정하는 경우, 전력소비량 1% 하락 시 최대전력이 약 100만kW 하락함을 감안하면, 최대전력은 약 850만kW 감소한다. 그런데 하향 조정된 최대전력에 맞춰 발전 설비계획을 다시 수립하는 경우에는 전력수급에 차질이 발생할 수 있다. 반면, 전력수급기본계획(안)의 발전설비계획을 유지하는 경우에는, 국기본의 목표수요가 실현되는 경우에 설비예비율이 현행보다 크게 상승하게 되므로 과잉설비라는 비판이 제기될 수 있다.

최종적으로 제4차 전력수급기본계획에서 국기본과의 수요 편차를 조정한 방식은 다음과 같다. 발전 및 계통 설비계획에서는 공급신뢰도 기준하의 비용 최소화 기준에 의해 도출되는 적정 설비용량 외에 과거 LNG 발전소 건설 취소 및 준공 지연 등으로 인한 준공이행률을 감안하여 추가 설비용량을 도출하고 적정 설비용량과 추가 설비용량을 더하여 필요 설비용량을 도출한다. 이때 목표수요에 의해 도출된 필요설비용량은 확정 설비로 발전설비계획에 반영하고 목표수요와 기준수요(한국전력거래소가 자체적으로 예측한 수요관리 후 수요) 적용 시 설비계획 간 용량 차이는 전력수요 변동 등에

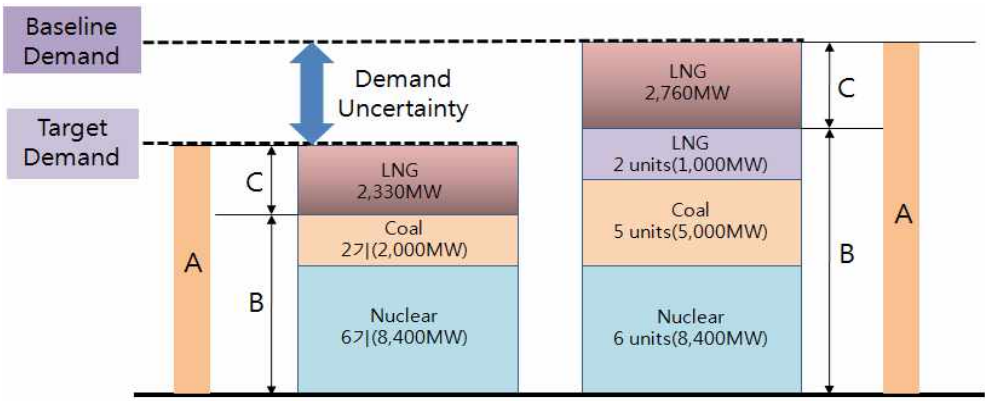
〈Table 10〉 Power Demand Forecast of the 4th Basic Plan on Electricity Demand and Supply and National Energy Basic Plan

(Unit: GWh)

		2010	2020
Basic Plan on Electricity Demand and Supply	Demand Before Demand Side Management	429,811	544,593
	Demand After Demand Side Management	425,764	511,711
National Energy Basic Plan	Baseline Demand	404,650	510,464
	Target Demand	–	471,709
Deviation (Basic Plan on Electricity Demand and Supply – National Energy Basic Plan)	Before Demand Side Management-Baseline Demand	6.2%	6.7%
	After Demand Side Management-Baseline Demand	5.2%	0.2%
	After Demand Side Management-Target Demand	–	8.5%

Source: Korea Power Exchange (2008), The 4th Basic Plan of Electricity Demand and Supply(draft); National Energy Council(2008), The 1st National Energy Basic Plan.

[Figure 4] Overview of Generation Capacity Expansion Plan of the 4th Basic Plan on Electricity Demand and Supply



Note: A, B, C refer to capacity needs, adequate capacity, and reserve capacity, respectively.
Source: Ministry of Knowledge Economy(2008), The 4th Basic Plan on Electricity Demand and Supply.

대비하여 공급안정성 확보를 위한 불확실 대응설비로 반영하되, 불확실 대응설비에 대해서는 수급여건을 고려하여 발전사업의 허가 여부를 결정하고 준공시기를 조정한다(Figure 4 참조).

나. 정합성 확보 노력에 따른 사회적 비용[20]

제4차 전력수급기본계획의 수립 당시 한국전력거래소는 제1차 국기본과의 정합성을 확보하면서 공급의 안정성을 담보하기 위해, 국기본의 목표수요에 의해 도출된 필요설비용량만을 확정설비로 하고 목표수요와 기준수요에 대응하는 전원별 설비용량 차이는 불확실 대응설비로 분류하였다. 불확실 대응설비는 그 성격상 건설기간이 짧은 LNG복합발전설비여야 하지만, 목표수요와 기준수요 간 차이가 클 경우에는 석탄화력발전설비도 불확실 대응설비에 포함될 가능성이 높다. 실제로 제4차 전력수급기본계획에서는 2,760MW의 LNG복합발전설비 외에 2,600MW의 석탄화력발전설비가 불확실 대응설비로 분류된 바 있다.

전력수급기본계획을 수립한 이후 향후 전력수요가 기준수요대로 실현될 것으로 전망되어 불확실 대응설비를 적기에 인·허가하고 적기에 준공할 경우에는 결과적으로 기준수요에서의 적정 전원구성과 동일한 전원구성을 달성하게 되어 사회적 비용은 발생하지 않는다. 그러나 불확실 대응설비로 분류된 석탄화력발전설비는 장기간의 건설기간으로 인해 의사결정이 빨리 이루어져야 하나, 향후 약 8년 후의 전력수요를 전망하여 추진 여부를 결정하는 것은 용이하지 않으며, '불확실 대응설비'라는 이름으로 인해 건설이 지연 또는 유보될 가능성이 높다.

따라서 불확실 대응설비 가운데 석탄화력발전설비를 적기에 추진하지 못하여 단기적으로 LNG복합발전설비로 대응하게 되면 사회적 비용이 발생한다. 이때 사회적 비용의 규모는 한국전력거래소의 전력수요 예측에 오차가 발생하는 경우에 초래되는 사회적 비용 산정과 동일한 분석방법을 적용하여 산정할 수 있다. 예를 들어 기준수요와 목표수요 간 최대전력 차이를 7%로 가정하고 향후 전력수요가 기준수요대로 실현될 경우 2020년에 발생하는 잠재적인 사회적 비용은 〈Table 4〉와 동일하게 산정된다. 이때 전체 불확실 대응설비규모는 〈Table 4〉의 추가 설비용량 5,680MW이며, 이 가운데 석탄화력발전설비용량은 5,076MW(전원구성 ②의 석탄용량-전원구성 ①의 석탄용량)이며, LNG복합발전설비용량은 604MW(전원구성 ②의 LNG용량-전원구성 ①의 LNG용량)이다. 따라서 석탄화력발전설비용량 5,076MW를 적기에 추진하지 못하고 단기적으로

---

20 국기본과의 정합성을 유지하려는 노력에서 발생하는 문제에 초점을 두어, 본 항에서는 전력수급기본계획 수립 시 자체적으로 발생하는 수요예측 오차는 없다고 가정하고 분석을 진행한다.

LNG복합발전설비로 대응하는 경우 2020년에 약 2,860억원의 사회적 비용이 발생하는 것으로 산정된다. 기준수요와 목표수요 간 최대전력 차이를 15%로 가정하는 경우에는 〈Table 5〉의 산정방법에 따라 약 1조 2,160억원의 사회적 비용을 산출할 수 있다.[21]

2. 온실가스 감축 마스터플랜과 전력수급기본계획의 정합성

가. 정합성 확보 노력

2010년 에너지부문의 계획 수립 일정에 따르면, 온실가스 감축 마스터플랜이 9월로 가장 빠르고 제2차 에너지기본계획과 제5차 전력수급기본계획은 12월로 예정되어 있었다.[22] 온실가스 감축 마스터플랜과 제2차 국기본은 주요 내용을 공유한다. 두 계획 모두 에너지 수요와 관련해서는 BAU 전망, 에너지 수요 전망, 온실가스 감축목표를 포함하고, 에너지 공급과 관련해서는 발전원별 비중, 신재생·석유의 목표치 등을 제시한다. 이에 따라 온실가스 감축 마스터플랜과 제5차 전력수급기본계획 간에는 〈Table 11〉에 정리된 정합성 요소들이 존재한다.

전력수급기본계획 실무를 담당하는 한국전력거래소는 정합성 확보방안을 마련하기 위한 정책목표 간 우선순위를 ① 전력수급 안정성, ② 감축목표 달성, ③ 기저전원 확충으로 설정하였다. 이러한 우선순위에 따라 한국전력거래소가 마련한 정합성 확보방안은 다음과 같다.

우선 전력수요와 관련해서는 마스터플랜의 기준수요량과 목표수요량을 그대로 채택하여 발표하되, 기준 설비계획 수립을 위한 전력수요는 마스터플랜의 기준수요와 목표

---

21 이러한 사회적 비용은, 비록 상위계획은 아니지만 2012년부터 실시 예정인 신재생에너지 공급의무화(Renewable Portfolio Standard: RPS) 제도에서 정하는 신재생에너지 발전량 비중을 전력수급기본계획에 반영하는 과정에서도 동일하게 발생할 수 있다. 「신에너지및재생에너지개발·이용·보급촉진법」 시행령 [별표 3]에 따르면, 연도별 의무공급량의 비율은 2012년 2%에서 점진적으로 증가하여 2022년 이후에는 10%로 규정되어 있다. 그런데 신재생에너지의 연도별 의무공급량이 과도하게 설정되고 이것이 전력수급기본계획에 그대로 반영되어 사후적으로 용량 부족이 우려되는 상황이 발생하는 경우에는 본문과 동일한 경로를 통해 사회적 비용이 발생하게 된다. 이미 제3차 신재생에너지 기술개발 및 이용·보급 기본계획에서는 제2차 기본계획의 문제점 가운데 하나로 과도한 보급목표 설정을 지적하고 있다.

22 제5차 전력수급기본계획은 예정대로 2010년 12월에 수립되었으나, 온실가스 감축 마스터플랜과 제2차 국기본은 2011년 4월경으로 수립 일정이 연기되었다가 일본 원전사태가 발생하면서 현재 논의가 전면 중단된 상태이다.

〈Table 11〉 Consistency Factor

	Power demand	GHG emission amount
BAU of power sector	① Baseline demand	② Baseline GHG emission amount (Generation amount of each energy resource)
Target of power sector	③ Target demand	④ Target GHG Emission Amount (Generation amount of each energy resource)

수요 가운데 한국전력거래소의 자체 전력수요 예측과 가장 가까운 것을 채택한다. 온실가스 기준 배출량은 제4차 전력수급기본계획 대비 증가하는 전력수요에 대응하여, 원자력발전설비는 물리적인 제약을 감안하여 신규투입이 없다고 하고, 석탄 및 LNG복합발전설비를 제4차 전력수급기본계획상의 상대적인 비중으로 추가 확충하는 경우의 온실가스 배출량으로 산정한다.[23] 마지막으로 온실가스 목표 배출량은 마스터플랜의 목표수요를 적용하여 산정하고, 목표 배출량을 만족하는 전원구성 시나리오를 기준 설비계획으로 설정하되, 목표 배출량을 만족하는 전원믹스 시나리오가 없는 경우에는 석탄 CCS 기술을 최소 수준까지 투입하여 목표를 만족시키는 시나리오를 선정한다. 다만, 제5차 전력수급기본계획의 최종 발전설비계획 규모는 전력수급의 안정성을 최우선적으로 고려하여, 공급신뢰도 기준 조정 및 불확실 요인을 감안한 연도별 최소 설비예비율 설정을 통해 한국전력거래소의 자체 전력수요에서 도출되는 설비규모와 동일한 설비규모를 확보하기로 하였다.

나. 정합성 확보 노력에 따른 사회적 비용

온실가스 감축 마스터플랜과 제5차 전력수급기본계획 간 정합성 요소는 전력수요와 온실가스 배출량으로 구성되며, 각 구성요소별로 정합성을 확보하기 위해 노력하는 과정에서 사회적 비용이 초래될 수 있다. 전력수요의 측면에서 상위계획과 전력수급기본계획 간 정합성을 추구하는 가운데 발생할 수 있는 사회적 비용은 이미 앞에서 분석하였다. 따라서 본 항에서는 온실가스 배출량에 초점을 맞추어 상위계획에서 온실가스 배출 감축목표량이 과다하게 설정되는 경우에 발생할 수 있는 사회적 비용을 산정하고자 한다.

온실가스 배출 감축목표량은 목표수요가 전제된 상태에서 전원별 발전량 및 발전

23 이에 대해서는 한국전력거래소와 마스터플랜을 수립하는 에너지경제연구원 사이에 이미 합의된 상태이다.

〈Table 12〉 GHG Emission Factor of Each Energy Resource (as of 2008)

	Anthracite	Bituminous	Heavy Oil	GT	CCGT
Emission Factor (CO_2ton/MWh)	1.0176	0.9503	0.7707	0.5740	0.4037

Source: The Korean Federation of Science and Technology Societies(2010), 〈Table 4〉.

〈Table 13〉 Change of Fuel Cost of Each Energy Resource

(Unit: KRW/kWh)

Period	Nuclear	Bituminous	Anthracite	Oil	LNG
2009	3.21	44.55	70.15	138.94	112.72
2008	3.1	32.27	73.62	156.29	121.92
2007	3.09	20.31	60.52	98.42	82.89
2006	3.14	19.71	59.86	96.83	82.1
2005	3.22	21.33	54.4	78.03	68.11
2004	3.26	19.46	49.35	66.88	61.02
2003	3.38	12.72	48.83	63.67	58.91
2002	3.54	14.5	44.52	53.18	54.92
2001	3.54	14.59	46.78	56.97	63.31

Source: Electric Power Statistics Information System (EPSIS), http://epsis.kpx.or.kr/

비중을 정하는 문제이다. 따라서 2020년까지 추가 건설될 원자력발전설비용량이 확정적이라는 점과 신재생에너지 기술개발 및 이용·보급 기본계획과 RPS 제도를 통해 신재생에너지의 발전량 및 발전 비중이 정해진다는 점을 감안하면, 조정이 가능한 영역은 석탄화력발전과 LNG복합발전의 상대적인 발전량이다.

〈Table 12〉는 2008년 기준 우리나라의 발전원별 이산화탄소 배출계수를 정리하고 있다. LNG복합발전의 이산화탄소 배출계수는 0.4037 CO_2톤/MWh로서, 석탄화력발전의 주종인 유연탄발전 배출계수의 42%에 불과하다. 반면, 2009년 기준 LNG복합발전의 연료비 원가는 1kWh당 112.72원으로 석탄화력발전의 연료비 원가(44.55원/kWh)에 비해 3배 가까이 높아 경제성에서 열등하다(Table 13 참조).

가정·난방용 천연가스에 대한 교차보조로 인해 발전용 천연가스의 가격이 원가보다 높게 책정되고 있다는 점과,[24] 효율 향상의 측면에서 LNG복합발전이 석탄화력발전에

24 현재 한국가스공사(주)는 용도별로 천연가스 도매가격을 책정함에 있어 도매가격의 약 90%를 차지하는 연료비의 경우에는 용도별 소비 특성에 따른 LNG 도입비용의 차이를 고려하지 않는다. 2008년 기준으로 동고하저의 소비 특성이 매우 강한 가정·난방용 소비의 TDR(Turn Down Ratio: 월별 최고수

비해 기술발전의 속도가 매우 빠르다는 점,[25] 그리고 향후 탄소배출에 따른 비용이 부과될 것이라는 점 등을 감안하면 미래에 석탄화력발전과 LNG복합발전 간 경제성 격차가 감소할 가능성은 충분히 존재한다. 그러나 향후 가정·난방용 천연가스에 대한 발전용 천연가스의 교차보조 해소 여부는 상당히 불확실하며, 교차보조가 해소된다고 하더라도 교차보조의 규모가 미미하여 LNG복합발전의 상대적인 경제성에 유의미한 영향을 미치지는 못할 것으로 예상된다.[26] 효율 향상과 관련해서도 2009년 평균 열효율이 47.9%였던 국내 LNG복합발전을 모두 최신 기종으로 전환한다고 하더라도 LNG복합발전의 연료비 원가는 112.7원/kWh에서 98원대로 13% 절감되는 데에 그친다.[27] 앞서 〈Table 8〉의 결과가 시사하는 바와 같이, 석탄화력발전과 LNG복합발전의 상대적인 연료비 격차가 현저히 감소하지 않은 상태에서는 탄소배출비용의 부과만으로 석탄과 LNG 간 연료전환을 기대하기는 어렵다. 이와 같이 천연가스시장에서의 교차보조 해소, LNG복합발전의 효율 향상, 탄소배출비용의 부과 등을 감안하더라도 석탄화력발전과 LNG복합발전의 경제성에는 커다란 격차가 존재하므로, 경제적 측면에서 석탄화력발전과 LNG복합발전 간 연료전환을 통한 온실가스 감축 잠재량은 미미한 수준으로 판단할 수 있다.

따라서 온실가스 감축 마스터플랜에서 전력부문에 부과하는 온실가스 배출 감축목표량이 수요관리를 통한 감축 옵션과 원자력 및 신재생에너지 발전의 확충계획을 초과하여 설정되는 경우, 전력수급기본계획이 상위계획과의 정합성을 유지하기 위해서는 석탄화력발전과 LNG복합발전 간에 경제적으로 타당하지 않은 연료전환을 고려할 수밖에 없다.

이에 따른 사회적 비용의 규모를 예시하기 위해, 본 논문에서는 온실가스 감축 마스터플랜에서 전력부문에 부과하는 감축목표량이 과다하여, 탄소배출비용이 0일 경우의 적정 전원구성에서 발생하는 온실가스 배출량의 5%를 석탄화력발전과 LNG복합발전 간 연료전환을 통해 추가 감축해야 하는 경우를 상정하여 연간 발전비용의 증가분을 산출

요량/최저수요량)은 10.7로서 산업용 소비의 1.6, 발전용 소비의 2.3을 압도한다. 생산량의 조절이 어려운 천연가스의 특성상 TDR이 높으면 연중 균등 물량의 장기도입계약을 어렵게 하여 LNG 도입비용을 증가시키므로, 가정·난방용과 산업용, 발전용 LNG 도입비용에는 차이가 존재한다. 따라서 현행 한국가스공사(주)의 용도별 천연가스 도매가격 책정방식에 따르면, TDR이 낮은 산업용, 발전용 소비로부터 TDR이 매우 높은 가정·난방용 소비로 교차보조가 존재한다.

25 현재 개발된 최신 LNG복합발전의 열효율은 54%를 상회하여 최신 기종의 열효율이 40% 정도인 석탄화력발전을 압도한다. 『전기신문』(2010. 2. 10), 'LNG발전소 경제성, 석탄화력에 버금가는 날 온다.'

26 천연가스의 용도 간 교차보조의 규모에 대해서는 본 논문의 〈보론 2〉를 참조하시오.

27 『전기신문』(2010. 2. 10), 'LNG발전소 경제성, 석탄화력에 버금가는 날 온다.'

〈Table 14〉 Adequate Facility Capacity, Generation Cost and CO_2 Emission Amount When 100,000 KRW/CO_2ton is Applied

(Unit: MW, million CO_2ton, 100 million KRW)

GHG emission cost		Capacity	Fixed cost	Fuel cost	Generation cost	Emission amount
–	Nuclear	31,516	86,872	8,632	95,504	–
	Coal	39,311	59,655	56,125	115,781	203.9
	LNG	10,324	11,045	1,726	12,771	0.8
	Total	81,151	157,573	66,484	224,057	204.7
100,000 KRW/CO_2ton	Nuclear	31,516	86,872	8,632	95,504	–
	Coal	30,383	46,107	51,071	97,179	185.6
	LNG	19,252	20,597	19,931	40,528	8.9
	Total	81,151	153,576	79,635	233,211	194.5

하였다. 현재 한국전력거래소에서 사용하는 전산모형에서는 온실가스 배출에 대해 총량 제약을 가하는 것이 불가능하다. 따라서 본 논문에서는 온실가스 배출량의 5% 추가 감축에 따른 연간 발전비용의 증가분을 구하기 위해 탄소배출비용을 변화시키면서 그에 따른 적정 전원구성과 온실가스 배출량을 구하여 탄소배출비용이 0일 경우와 비교하여 온실가스 배출량이 5% 감축되는 탄소배출비용과 그에 해당하는 전원구성, 연간 발전비용을 구하는 방식을 취하였다.

제Ⅱ장에서와 동일한 방법론으로 탄소배출비용을 달리하면서 그에 따른 적정 전원구성과 온실가스 배출량을 구한 결과,[28] 탄소배출비용이 약 100,000원/CO_2톤일 경우에[29] 8,928MW의 석탄화력발전설비가 LNG복합발전설비로 대체되면서 온실가스 배출량이 탄소배출비용이 0일 경우에 비해 5% 추가 감축되는 것으로 나타났다. 이때 연간 발전비용은, 〈Table 14〉에서 보이는 바와 같이, 약 9,150억원(4.09%) 증가한다. 이는 제4차 전력수급기본계획에서와 같이 32,000원/CO_2톤의 탄소배출비용을 적용하는 경우와 비교하여도 약 9,062억원(4.04%) 증가한 것이다. 이와 같이 상위계획에서 전력부문에 과도하게 온실가스 배출 감축목표량을 설정하는 경우에는 하위계획인 전력수급기본계획에서 경제적으로 합리화될 수 없는 연료전환을 초래하여 막대한 규모의 사회적 비용이 발생하게 된다.

28 이 작업은 한국전력거래소의 협조하에 이루어졌음을 밝힌다.

29 탄소배출가격이 100,000원/CO_2톤일 경우 LNG복합발전의 경제적 이용률 분기점은 탄소배출가격이 0일 때의 9%에서 약 53.5%로 상승한다.

Ⅳ. 요약 및 시사점

본 논문은 잘못 수립된 에너지 계획으로 인해 초래될 수 있는 사회적 비용을 예시하고 향후 개선과제 논의에 대한 실증적인 근거를 제시하기 위한 목적으로, 전력수급기본계획을 분석대상으로 설정하여 전력수급기본계획 자체의 문제, 전력수급기본계획과 상위계획 간 정합성 문제가 초래할 수 있는 사회적 비용의 잠재적인 규모를 실증적으로 추정하였다. 분석 결과는 전력수급기본계획의 수립과정에서 미래 전력수요 예측에 커다란 오차가 존재하거나 상위계획과의 정합성을 유지하려는 과정에서 전력수급기본계획이 왜곡되는 경우에는 막대한 규모의 사회적 비용이 발생할 수 있음을 보여준다. 반면, 우리나라의 경우 전원별 경제성에 큰 차이가 존재한다는 특성으로 인해 미래 CO_2 가격의 불확실성이 초래할 수 있는 잠재적인 사회적 비용의 크기는 매우 작은 수준으로 분석되었다.

미래 전력수요 예측 오차와 관련해서는 모형의 개선이나 수요관리목표의 현실화 및 실적 계량방법론의 개발, 모든 에너지를 포함한 전력수요 예측방법론의 개발 등을 통해 사전적으로 전력수요 예측의 정확도를 높일 필요가 있다. 다만, 경제성장, 산업구조, 전기요금, 가구 수 등 전력수요를 설명하는 변수들의 장기 예측치가 부정확할 수밖에 없으므로 장기 전력수요 예측의 정확도 개선에는 한계가 불가피하다. 따라서 보다 근본적으로는 전원개발이 미래의 불확실성에 탄력적으로 대응할 수 있도록 전력수급기본계획의 수립 및 집행에 대한 새로운 개념 정립이 필요하다.[30]

상위계획과의 정합성을 유지하려는 과정에서 발생할 수 있는 사회적 비용을 방지하기 위해서는 다양한 에너지 계획들이 통합적으로 수립되어야 한다. 왜냐하면 현재 우리나라와 같이 상위계획과 하위의 실행계획이 구분되고 상위계획에서 설정한 목표가 하

---

30 본 논문에 대한 익명의 검토자는 정부 주도의 에너지 계획체계와 공기업 독점구조하에서는 본 논문에서 제시된 문제들의 해법 마련이 매우 어렵다는 점을 강조할 필요가 있음을 지적하였다. 자유화 등을 통해 에너지정책이 계획체계를 탈피할 수는 있으나, 자유화 여부에 대한 판단조차 에너지정책기능에 속한다고 할 수 있다. 이에 따라 본 논문에서는 기본적으로 에너지정책이 다양한 계획을 통해 구체화되는 우리나라의 현실을 전제하여 에너지정책역량을 강화하는 방안으로 정책적 시사점 도출을 제한하였다.

향식으로 하위의 실행계획에 반영되는 구조에서는 목표 설정이 실행 가능성, 책임성과 분리되어, 상위계획에서는 목표가 과도하게 설정되고 하위의 실행계획에서는 실행 가능성과 책임성이 훼손되어 막대한 사회적 비용이 초래될 위험이 구조적으로 존재하기 때문이다.[31] 이러한 개별 계획 수립 및 집행에 대한 새로운 개념의 정립, 새로운 방법론의 개발, 다양한 에너지 계획들의 통합적인 수립은 에너지 관련 계획 수립역량의 강화를 전제로 한다.

그러나 현재 우리나라에서는 에너지경제연구원과 한국전력거래소가 별도로 각각 에너지기본계획의 수립과 전력수급기본계획의 수립을 지원하고 가스공사에서 장기천연가스수급계획을 수립하는 등 에너지 관련 계획이 분산되고 상호 연계되지 못한 상태에서 수립되고 있다. 이와 같이 에너지 관련 계획의 수립 주체와 역량이 분산되어 있고, 특히 각종 에너지 관련 통계 및 에너지원별 수요예측기능이 분산되어 있는 상태에서는 통합적인 에너지정책기능이 미흡할 수밖에 없다. 통합적인 에너지정책을 수립하기 위한 노력이 저탄소 녹색성장기본법에 의거, 에너지기본계획을 통해 이루어지고 있으나, 에너지경제연구원 등에 의해 일회성 연구용역의 성격으로 수립되고 있고 상시 분석 및 집행 기능은 미비한 실정이다.

따라서 에너지경제연구원과 한국전력거래소의 계획 수립기능을 대폭 강화함으로써 에너지 관련 계획역량의 강화를 도모할 필요가 있다. 우선 에너지경제연구원의 경우 에너지기본계획의 수립 등 에너지위원회의 기능 수행에 대한 상시적인 지원을 통하여 에너지부문 계획 수립에 관한 책임성과 통합성을 담보할 수 있는 제도적인 장치를 마련하는 것이 필요하다. 한국전력거래소의 계획 수립기능 강화를 위해서는 전력수급기본계획 수립기능을 더욱 확대하여 1차 에너지까지 포괄하도록 하고 현재 운용 중인 WASP 모델링뿐만 아니라 다양한 모델링 역량을 확보할 수 있도록 지원하는 것이 타당할 것이다.

---

31 에너지 계획들의 통합적인 수립과 관련해서는 미국의 NEMS(National Energy Modelling System)를 참조할 수 있다. NEMS는 미국의 에너지부문을 포괄적으로 분석하고 장기전망을 산출하기 위해 에너지청(DOE)의 에너지정보국(Energy Information Administration: EIA)에서 1993년에 개발한 모델로서, 에너지 수급에 관한 다수의 상세한 모듈들을 통해 에너지시장의 포괄적인 수급 균형점을 도출하며, 그 결과는 에너지정보국이 매년 발간하는 『연간에너지전망』(*Annual Energy Outlook*)에 활용되고 있다. 이 모형은 현재 한국전력거래소가 사용하는 모형인 WASP와 달리 에너지정책과 에너지시장이라는 변수를 동시에 가정하여 미국의 에너지, 환경, 경제, 안보 등에 미치는 영향을 통합적으로 분석할 수 있을 뿐만 아니라 경제성장률과 석유가격뿐 아니라 신기술의 도입요소까지도 주요한 변수로 적용할 수 있는 장점을 지니고 있다. NEMS는 각 부분의 독립적 운용이 가능하도록 모듈화되어 있으며, 크게 공급모듈, 전환모듈, 수요모듈, 거시경제활동모듈, 국제에너지모듈, 통합모듈의 6가지 모듈로 구성되어 있다. NEMS에 대한 자세한 설명은 강희정 외(2003), pp.148~155를 참조하시오.

한편, 에너지경제연구원, 한국전력거래소 등 전문기관의 역량 강화를 위해서는 에너지정책을 최종 수립하는 정부의 전문성 강화가 전제되어야 한다. 전문기관의 역량은 근본적으로 당해 기관이 수행하는 업무의 내용 및 방식에 의해 결정되며, 이는 다시 정부로부터의 연구수요에 의해 결정되는바, 전문기관에 대한 구체적인 연구수요의 내용과 수행방식은 결국 정부의 전문성에 의존하기 때문이다. 이에 따라 정치적 영향력의 배제가 어렵고 순환보직으로 인한 전문성 결여에 취약한 독임제 정부부처로부터 독립성과 전문성을 확보한 위원회 형태로 에너지 관련 정부조직을 전환할 필요가 있다.

참고문헌

강희정 외, 『온실가스 저감량 산정 방법에 대한 평가분석툴 연구』, 에너지관리공단 용역보고서, 2003.

국가에너지위원회, 『제1차 국가에너지기본계획』, 2008.

이수일・김창섭, 「기후변화 대응과 에너지정책역량의 강화」, 한진희・윤경수 편, 『기후변화 문제의 주요 이슈 및 정책방향』, 연구보고서 2010-02, 한국개발연구원, 2010.

이수일 외, 『대내외 여건 변화에 부응한 전력산업구조 정책방향 연구』, 지식경제부 용역보고서, 2010.

지식경제부, 『전력수급기본계획』, 각년도.

한국과학기술단체총연합회, 『전력기술 개발이 온실가스 감축・기후변화 근본 대응방안』, 2010. http://online.kofst.or.kr/Board/?acts=BoardView&bbid=1098&nums=8179

한국전력거래소, 『제4차 전력수급기본계획(안)』, 2008.

한국전력공사, 『장기전력수급계획』, 각년도.

전력통계정보시스템(EPSIS), http://epsis.kpx.or.kr/

IEA, "Energy Prices & Taxes First Quarter 2009," 2009.

보론 1

전력수급기본계획의 변화에 따른 모의실험 결과의 비교

제5차 전력수급기본계획상의 2020년 전력소비량과 최대전력 예측치는 535,779GWh와 89,225MW로서, 제4차 계획 대비 각각 13.6%, 18.5% 증가하였다. 〈Table A-1〉은 제5차 계획에 따른 전원별 비용구조를 정리하고 있으며, 석탄화력발전과 LNG복합발전의 발전비용(특히 변동비)이 제4차 계획 대비 대폭 증가하였음을 알 수 있다.

〈Table A-2〉와 〈Table A-3〉은 차례로 모의실험의 기준이 되는 전력수급기본계획을 변경하였을 경우에 수요예측 오차에 따른 설비용량발전량 대체와 연간 발전비용의 증가분이 어떻게 달라지는가를 보이고 있다. 제4차 계획을 기준으로 한 모의실험 결과와 비교하여 제5차 계획을 기준으로 했을 경우 수요예측 오차에 따른 용량 대체량은 크게 증가하는 반면 발전량 대체량은 대폭 감소한다. 용량 대체량의 증가에도 불구하고 발전량 대체량이 감소하는 이유는 모의실험에 적용된 부하율이 다르기 때문이다. 제4차 계획을 기준으로 한 모의실험에서는 2009년 실적 부하율인 74.1%를 적용한 반면, 제5차 계획을 기준으로 한 모의실험에서는 2020년 예상 부하율인 74.6%를 적용하였다.

상대적으로 높은 부하율이 가정됨에 따라 기저설비에 해당하는 석탄화력발전에 상대적으로 많은 발전량이 책정되면서 수요예측 오차에 따른 발전량 대체량이 감소하게 된 것이다. 〈Table A-1〉에 따르면, 제4차 계획 대비 제5차 계획의 전원별 변동비 증가폭은 고정비의 증가폭에 비해 훨씬 크다. 이에 따라 모의실험의 기준이 되는 전력수급기본계획을 제5차 계획으로 변경하는 경우, 발전량 대체량 감소에 따른 연간 발전비용 증분의 감소가 용량 대체량 증가에 따른 연간 발전비용 증분의 증가를 압도하면서, 〈Table A-3〉이 보이는 바와 같이, 수요예측 오차에 따른 연간 발전비용 증분이 감소하는 실험

〈Table A-1〉 Generation Cost Structure by Fuel Type based on the 5th Basic Plan on Electricity Demand and Supply

Fuel type	Variable cost (fuel cost)	Fixed cost (annual annuity)				
		Construction costs	Discount rate	Durable periods	O&M cost	Annual cost
	KRW/kWh	1,000KRW/kW	%	Year	1,000KRW/kW -month	1,000KRW//kW -year
LNG(500MW)	99.9 (29.7%)	810	6.5	30	3.86	113 (7.0%)
Coal(500MW)	42.3 (96.2%)	1,338	6.5	30	3.79	161 (11.4%)
Nuclear(1000MW)	3.1 (0.1%)	2,486	6.5	40	7.61	292 (11.1%)

Note: The numbers in parathesis show the rate of increase in the 5th Basic Plan on Electricity Demand and Supply compared to the 4th Basic Plan.

〈Table A-2〉 Comparison of Replaced Amount in Facility Capacity and Generation Due to (Peak) Demand Forecast Error

	Demand Forecast Error 7%		Demand Forecast Error 15%	
	Capacity Replacement(MW) (Coal→LNG)	Generation Replacemen(GWh) (Coal→LNG)	Capacity Replacement(MW) (Coal→LNG)	Generation Amount Replacemen(GWh) (Coal→LNG)
The 4th Basic Plan	5,076	8,657	10,742	29,230
The 5th Basic Plan	5,498	8,041	11,781	25,838
Differentials (rate of increase)	422 (8.3%)	-616 (-7.1%)	1,039 (9.7%)	-3,392 (-11.6%)

〈Table A-3〉 Comparison of Increment of Annual Generation Cost Due to (Peak) Demand Forecast Error

	Generation Mix	Annual generation cost (100 million KRW)			
		Demand Forecast Error 7%		Demand Forecast Error 15%	
		The 4th Basic Plan	The 5th Basic Plan	The 4th Basic Plan	The 5th Basic Plan
Generation Mix①	Nuclear	91,508	100,728	91,508	100,728
	Coal	119,284	218,300	124,113	230,424
	LNG	25,627	30,233	48,607	56,340
	Total	236,420	349,261	264,229	387,492
Generation Mix②	Nuclear	91,508	100,728	91,508	100,728
	Coal	128,521	230,579	146,014	260,377
	LNG	13,535	15,959	14,547	17,152
	Total	233,565	347,266	252,069	378,257
Differentials (rate of increase)		2,855(1.22%)	1,995(0.57%)	12,160(4.82%)	9,235(2.44%)

〈Table A-4〉 Adequate Facility Capacity, Amount of CO_2 Emission and Annual Cost by Scenario (based on the 5th Basic Plan)

(Unit: MW, million CO_2-ton, 100 million KRW)

		Capacity	Fixed cost	Fuel cost	Generation cost (①)	Emission amount	Emission cost (②)	Total cost (①+②)
Scenario1	Nuclear	31,516	92,082	8,646	100,728	–	–	100,728
	Coal	47,026	75,945	128,562	204,506	235.3	–	204,506
	LNG	10,683	12,122	2,793	14,915	0.9	–	14,915
	Total	89,225	180,149	140,000	320,149	236.2	–	320,149
Scenario2	Nuclear	31,516	92,082	8,646	100,728	–	–	100,728
	Coal	45,831	74,015	128,056	202,071	234.3	74,990	277,061
	LNG	11,878	13,478	3,987	17,465	1.4	443	17,908
	Total	89,225	179,575	140,689	320,264	235.7	75,432	395,696
Scenario3	Nucler	31,516	92,082	8,646	100,728	–	–	100,728
	Coal	44,644	72,098	127,420	199,518	233.2	116,589	316,107
	LNG	13,065	14,825	5,490	20,315	1.9	952	21,268
	Total	89,225	179,005	141,556	320,561	235.1	117,542	438,102

Note: This table corresponds to 〈Table 8〉 of the main body of this paper.

〈Table A-5〉 Comparison of Social Cost Due to Forecast Error of Future CO_2 Price

(Unit: 100 million KRW)

Type		The 4th Basic Plan			The 5th Basic Plan		
Carbon Emission Cost (KRW/CO_2ton)		Actual			Actual		
		0	32,000	50,000	0	32,000	50,000
Forecast	0	0	20	94	0	48	165
	32,000	92	0	11	115	0	24
	50,000	318	74	0	412	91	0

결과를 얻게 된다.

〈Table A-4〉는 제5차 전력수급기본계획을 기준으로 미래 탄소가격에 대한 시나리오별 연간 발전비용과 연간 탄소배출비용을 정리하고 있으며, 〈Table A-5〉는 제4차, 제5차 계획의 각각에 대하여 미래 CO_2 가격의 예측 오차에 따른 사회적 비용의 모의실험 결과를 정리하고 있다. 본문에서 설명한 이유로 인해, 모의실험의 기준이 되는 전력수급기본계획과는 무관하게 미래 CO_2 가격의 불확실성에서 비롯되는 잠재적인 사회적 비용의 크기는 매우 작음을 알 수 있다.

마지막으로 탄소배출비용이 0일 경우의 적정 전원구성에서 발생하는 CO_2 배출량의

〈Table A-6〉 Comparison of Adequate Facility Capacity, Generation Cost and CO_2 Emission Amount When 100,000 KRW/CO_2ton is Applied

(Unit: MW, million CO_2ton, 100 million KRW)

Carbon Emission Cost		The 5th Basic Plan					The 4th Basic Plan	
		Capacity	Fixed cost	Fuel cost	Generation cost	Emission amount	Generation cost	Emission amount
–	Nuclear	31,516	92,082	8,646	100,728	–	95,504	–
	Coal	47,026	75,945	128,562	204,506	235.3	115,781	203.9
	LNG	10,683	12,122	2,793	14,915	0.9	12,771	0.8
	Total	89,225	180,149	140,000	320,149	236.2	224,057	204.7
100,000 KRW/CO_2ton	Nuclear	31,516	92,082	8,646	100,728	–	95,504	–
	Coal	35,957	58,069	117,677	175,745	215.3	97,179	185.6
	LNG	21,752	24,682	28,514	53,196	9.9	40,528	8.9
	Total	89,225	174,833	154,836	329,669	225.2	233,211	194.5
Differentials (rate of increase)		–	–	–	9,520 (2.97%)	–	9,154 (4.09%)	–

5%를 추가 감축하는 경우는 제4차 계획 기준과 마찬가지로 제5차 계획에서도 탄소배출비용이 약 100,000원/CO_2톤일 때이다. 〈Table A-6〉이 보이는 바와 같이, 제5차 계획을 기준으로 한 모의실험 결과, 탄소배출비용이 100,000원/CO_2톤일 경우에 11,114MW의 석탄화력발전설비가 LNG복합발전설비로 대체되면서 연간 발전비용은 약 9,520억원(2.97%) 증가하는 것으로 산정되었다. 이러한 수치는 제4차 계획을 기준으로 설정했을 때와 비교하여 약 366억원이 증가된 값이다.

보론 2

천연가스의 용도 간 교차보조의 규모 추정

천연가스를 전량 수입하는 한 나라의 천연가스 소비패턴이 연중 균등하다면 연중 균등물량의 장기계약방식에 따른 도입비용 외에 별도의 수급조절비용은 존재하지 않는다. 그러나 우리나라와 같이 극심한 동고하저의 소비패턴을 보이는 나라에서 천연가스 수요에 맞춰 공급이 이루어지기 위해서는 수급조절비용이 발생하게 된다. 연중 균등하게 LNG 물량을 도입하면서 대규모 LNG 저장시설을 통해 수급을 조절하는 방식에서는 LNG 저장시설의 구축비용의 형태로 수급조절비용이 발생한다. 반면, 동하절기 5:5의 연중 균등물량 장기도입계약에서 벗어나 5.5:4.5 또는 6:4의 장기도입계약을 체결하거나 현물계약을 통해 천연가스의 수급을 조절한다면, 수급조절비용은 LNG 도입비용의 증가로 나타날 것이다.

LNG 저장시설 구축비용의 형태건, 증가된 LNG 도입비용의 형태건 국가 전체적인 수급조절비용이 산정되면, 이를 수급조절비용의 발생 원인에 따라 가정·난방용, 산업용, 발전용 등 용도별로 배분함으로써 천연가스의 용도 간 교차보조의 규모를 추정할 수 있다. 그러나 현재 가용한 자료로서는 수급조절비용을 객관적으로 산정하는 것조차 용이하지 않다. LNG 저장시설의 구축비용 형태로 수급조절비용을 산정하려면 저장시설뿐만 아니라 부지조성비용에 대한 구체적인 자료가 필요하며, LNG 도입비용의 증가분 형태로 수급조절비용을 산정하려면 도입계약별로 월별 도입 물량 및 가격산정방식에 대한 정보가 필요하다.

이러한 정보의 제약을 감안하여, 본 논문에서는 다음의 절차를 통해 LNG 도입비용의 증가분 형태로 발생하는 수급조절비용의 규모를 대략이나마 추정하고자 한다.

① 하절기[1] 도입물량은 전량 장기계약에 의해 도입되므로 하절기에는 수급조절비용

이 발생하지 않는다고 가정하여, 수급조절비용이 없는 경우의 LNG 도입가격 결정 방식을 추정한다. 구체적으로 2004년에서 2009년까지 5, 6, 7, 8월의 월별 두바이유 가격($/Bbl)과 월별 평균 LNG 도입가격($/톤)에 대한 자료를 이용, ARDL (Autoregressive Dirstributed Lag) 모형을 적용하여, 장기계약상의 LNG 도입가격 결정식 (1)을 추정한다.

$$y_t = c + \sum_{i=1}^{2} \alpha_i y_{t-i} + \beta p_t + \sum_{j=5}^{9} \gamma_j D_j + e_t \tag{1}$$

식 (1)에서 c는 상수항이며, y와 p는 각각 월별 평균 LNG 도입가격과 월별 두바이유 가격을 나타낸다. D는 월별 더미변수이다.

② 식 (1)의 추정 결과를 이용하여 2004년에서 2009년까지 수급조절비용이 없었을 경우의 월별 LNG 도입가격 예측치(py)를 산정한다.

③ 2005년부터 2009년까지 연중 균등 도입을 가정하여 산정한 월별 도입물량에 ②에서 산정한 도입가격 예측치를 곱하여 계절별 수급조절이 없었을 경우의 연도별 도입금액을 산정한다.

④ 실제 연도별 도입금액에서 계절별 수급조절이 없었을 경우의 연도별 도입금액을 제하여 연도별 수급조절비용의 크기를 산정한다.

식 (1)의 추정 결과는 〈Table A-7〉에 정리되어 있으며, [Figure A-1]은 2005~09년 5~8월까지 월별 LNG 도입가격의 실적치와 예측치를 비교하고 있다.

〈Table A-7〉의 추정 결과를 이용하여 ②~④단계를 거쳐 연도별 수급조절비용의 규모를 추정한 결과는 〈Table A-8〉과 같다.

2008년, 2009년에 추정된 수급조절비용의 규모가 급격히 증가한 이유는 2008년 9월~2009년 4월 사이에 LNG 도입가격 실적치와 예측치 간에 큰 차이가 존재하기 때문이다(Figure A-2 참조). 2008년 9월~2009년 4월은 전 세계적인 금융위기가 발생한 시기와 정확히 일치하며, 모형의 예측력에 한계가 있음을 감안하면 2008년과 2009년은 논의에서 제외하는 것이 타당할 것이다. 논의를 2005~07년으로 한정할 때, 각 연도별로 추정된 2,408억원, 2,255억원, 126억원의 수급조절비용은 각각 실제 한국가스공사(주)의

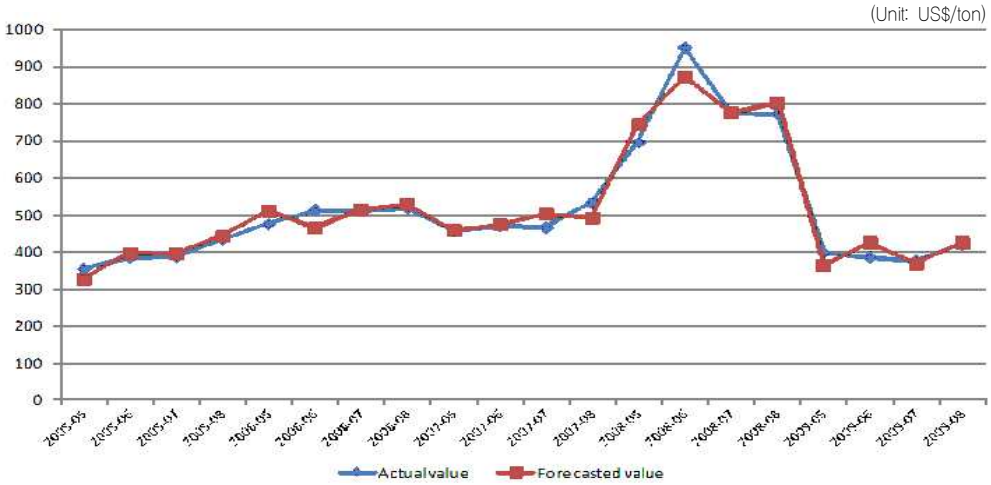
1 일반적으로 하절기는 5~8월, 동절기는 12~3월, 기타 월은 4월과 9~11월로 분류된다.

〈Table A-7〉 Estimation Result of LNG Introduction Price Equation

y	coefficient	t-value	p-value
constant	3.310	0.04	0.972
y_{-1}	-0.455	-2.49	0.025
y_{-2}	0.423	3.03	0.008
p	8.760	3.95	0.001

Note: R-squared 0.9679, Adj R-squared 0.9508

[Figure A-1] Comparison between Actual and Forecasted Value of LNG Introduction Price (summer season)



〈Table A-8〉 Annual Supply and Demand Adjustment Cost

(Unit: 100 million KRW)

	2005	2006	2007	2008	2009
Supply and Demand Adjustment Cost	2,408	2,255	126	52,044	63,560

연도별 LNG 도입금액의 2.7%, 2.0%, 0.1%에 불과하여, 동고하저의 천연가스 수요패턴으로 인한 LNG 도입비용의 증가분이 크지 않음을 알 수 있다. 이는 발전용, 산업용 천연가스 소비자로부터 가정·난방용 천연가스 소비자로 교차보조가 존재한다고 하더라도, 교차보조의 해소 여부가 석탄화력발전과 LNG복합발전의 상대적인 경제성에 주요한 영향을 미칠 정도로 교차보조의 규모가 크지는 않음을 의미한다.

[Figure A-2] Comparison between Actual and Forecasted Value of LNG Introduction Price

韓國開發硏究
제34권 제2호(통권 제115호)

외국인력 및 이민 유입의 경제적 영향

최 경 수
(한국개발연구원 선임연구위원)

Economic Effects of Foreign Workers and Immigrants in Korea

Choi, Kyungsoo
(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 『이민 및 외국인력 유입이 노동시장에 미치는 중장기 효과』(정책연구시리즈 2010-18, 한국개발연구원, 2010)를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

** 최경수: (e-mail) choi@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 외국인력(Foreign Workers), 이민(Immigrants), 총요소비율(Aggregate Factor Proportions)
• JEL Code: J15
• Received: 2011. 6. 27 • Referee Process Started: 2011. 8. 8
• Referee Reports Completed: 2012. 3. 9

ABSTRACT

Inflow of foreign workers and immigrants increase the supply of unskilled labor in the economy. In measuring their impacts, an impact evaluation method produces unreliable estimates because a control group independent from their impacts is hardly found within the economy. This study adopts an aggregate factor proportions approach and measures the impacts by estimating the effects of skills proportion changes in labor supply on relative wages. The estimation uses two and three skills groups categorized by education levels. The study reveals that foreign workers and immigrants contribute to economic growth by a small margin while they significantly widen the wage gap between native skilled and unskilled workers. The result is based upon the fact that the existing foreign workers and immigrants are predominantly the least skilled groups. The estimates can be applied in predicting the impacts of labor inflow from North Korea which always remains as a possibility in Korea.

외국인력 및 이민 유입은 경제 전반에 걸쳐 저숙련 노동공급을 증가시키는 효과를 가진다. 그 영향으로부터 완전히 독립적인 통제집단은 경제 내에 존재하지 않기 때문에 효과평가방법(impact evaluation method)에 의한 영향평가는 한계를 지닌다. 본 연구에서는 총요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)을 채택하여 경제 내 저숙련 노동공급 증가의 효과를 추정함으로써 외국인 유입의 영향을 평가한다. 평가 결과는 외국인력 및 이민 유입은 숙련 노동력과 저숙련 노동력 간의 임금격차를 상당히 확대시키는 반면, 성장에 대한 기여는 크지는 않음을 제시한다. 그 이유는 국내에 유입되는 외국인력의 절대다수가 생산성이 낮은 단순인력이라는 데에 있다.

Ⅰ. 연구의 필요성 및 목적

외국인력 및 이민 유입의 영향은 국내뿐만 아니라 해외에서도 과거부터 많은 논쟁의 대상이 된 주제이다. 외국인의 유입은 국내 경제에 부족한 자원과 지식, 재능을 공급하고 부족한 생산요소를 보완하여 내국인의 복리후생에 기여하며 경제 및 사회 발전에 기여한다. 그러나 동시에 외국인의 유입은 국내 노동시장에서 내국인의 경제적 지위를 하락시킬 수 있다. 우리나라에서도 인구구조 고령화의 부정적 영향을 희석하고 경제성장을 유지하기 위해서는 이민 유입규모를 대폭 확대하여야 한다는 주장이 있다. 그러나 이러한 주장은 대개 매우 단순한 거시경제 분석에 기초한 것이며, 외국인력 및 이민 유입의 다차원적인 효과를 미시경제적으로 분석한 결과를 고려하지는 않았다고 할 수 있다. 외국인력 및 이민의 유입은 우리나라에서는 비교적 최근의 현상으로 그 효과에 대한 분석도 충분하지 않지만 미국 등 수백 년간 이민을 수용한 이민국가에서는 고전적인 연구주제이며, 그 긍정적 및 부정적 영향에 대해서도 이론적으로나 혹은 경험적으로 어느 정도 공감이 형성되어 있다. 본 연구는 해외 연구들의 결과를 정리하고 국내에서는 그 영향이 어떠한지를 평가하는 것을 목적으로 한다.

외국인의 유입은 1980년대 이후 세계 각국에서 크게 확대되어 중요한 정책이슈로 부상하고 있다.[1] 해외에서도 외국인 유입의 영향에 대해서는 많은 논란이 있었으며 의견대립이 있었다. 그러나 최근에는 미국과 유럽 등 선진국에서는 저숙련 이민자들이 크게 증가하여 소득격차 확대, 사회갈등의 증폭 등 많은 문제점들이 부각됨에 따라 이민정책은 보수적인 방향으로 선회하는 경향을 보이고 있다.

해외에서 외국인 유입에 대한 시각이 긍정적인 입장에서 부정적인 입장으로 선회하게 된 배경에는 유입되는 외국인의 생산성이 매우 낮아 국내 경제에 대한 기여가 작다는 점과, 이보다 더욱 중요한 요인은 인종과 종교 등의 측면에서 내국인과 동화되지 못하는 이민자들이 증가하여 사회분열 심화가 우려된다는 이유가 있다.[2] 미국의 경우

---

1 각국의 이민인구 추이는 OECD, *International Migration Trends*, 2002 참조.

2 유럽의 경우 1960~70년대에는 방문취업 외국인 노동력이 고도성장기의 인력난을 해소하는 이상적인 방편으로 각광받은 바 있다. 그러나 방문취업 노동력은 취업기간이 반복적으로 연장되어 정주화의 경

1960년대 이전에는 주로 유럽인 이민이 유입되었으나 1965년 초청이민 확대조치[3] 이후에는 아시아와 남미로부터의 이민 유입이 크게 확대되었으며, 이 중 남미 출신 이민의 증가가 이민에 대한 부정적 인식을 확산시키는 요인이 되었다. 아시아인은 학력수준이 높고 특별한 공통 언어가 없어 영어를 사용하므로 미국 사회에 쉽게 동화되었으나, 히스패닉계는 학력이 매우 낮고 스페인어라는 공통 언어가 있어서 사회적으로 분리되는 경향을 보였다.[4] 미국에서 이민에 대한 부정적 인식은 사회분열에 대한 우려에서 비롯된 바가 크다(West[2010], p.xii).[5]

유럽에서는 1980년대 이후 공산권 붕괴로 동유럽 인구가 유입되면서 이민이 크게 확대되었으며 이후에는 회교권으로부터의 이민이 크게 증가하였다. 현재 대부분의 유럽 국가에서는 전체 노동력의 10% 이상이 외국인 혹은 외국 출생 인구이다.[6] 유럽의 이민 역사도 매우 장구하지만 최근 상황이 과거와 다른 점은 문화적 배경이 크게 달라 동화되지 못하는 인구가 증가하면서 사회갈등이 심화되고 있다는 점이다. 이민 유입과 관련하여 유럽이 가진 또 다른 문제는 복지제도로서 외국인의 복지비용을 내국인이 부담하여야 한다는 점이 불만요소가 되고 있다.[7] 이와 같이 외국인 유입의 영향은 어떤 외국인이 유입되는가에 따라 크게 다르며, 본 논문에서는 이러한 점을 강조하고자 한다.

우리나라에서 체류하는 외국인의 규모는 2010년에 120만명을 넘어섰으며, 외국인 취업자는 2009년 약 70만명으로 총취업자의 3%에 달하였다. 그러므로 국내 노동시장에서 외국인의 내국인에 대한 영향은 상당히 클 것으로 추정된다. 그러나 그 영향은 단편적으로만 지적되었을 뿐 전체적인 영향에 관한 평가는 매우 미흡하다. 많은 부분 그 이유

로를 밟게 되었다.

3 정확한 명칭은 '1965 Amendments to the Immigration and Nationality Act'이다.

4 미국의 경우 가정에서 스페인어를 사용하는 인구가 총인구의 11%이며, 영어와 스페인어 외 다른 언어도 7%를 차지한다(2000년 현재. OECD, *International Migration Trends*, 2002, p.33).

5 미국의 백인인구 비중은 1995년의 95%에서 2050년에는 50%로 하락할 것으로 전망되고 있다(Smith and Edmonston[1998], pp.114~117). 2050년의 인구구성 전망은 백인 50%, 흑인 14%, 히스패닉 25%, 아시아인 8%이다.

6 유럽 주요 국가에서 전체 노동력 중 해외 출생(foreign born) 노동력이 차지하는 비중은 다음과 같다(2008년 기준. OECD, *International Migration Trends*, 2010, p.350, Table A.2.2). 프랑스 11.8%, 영국 12.6%, 이탈리아 10.3%, 스페인 18.2%, 스웨덴 11.2%(2006), 노르웨이 8.5%, 미국 16.5% 등이다. 독일의 경우 해외 출생 노동력이 아닌 외국인 노동자(foreign labor force) 비율이 제시되어 있는데 그 비중은 전체 노동력의 9.4%이다(*Ibid.*, p.352, Table A.2.3).

7 독일에서는 외국인 노동자 노후생활자(은퇴자)가 현재 130만명이며, 2030년에는 300만명에 달할 것으로 추산되고 있다. 프랑스에서는 외국인 근로자를 위한 주거시설의 1/4 이상을 외국인 노후생활자가 점유하고 있다(OECD, *International Migration Trends*, 2002, p.25).

는 이 연구주제의 특수성에 있다. 외국인은 내국인과 달리 그 현황을 파악하기가 매우 어려워 그 실태에 대한 정확하고 자세한 정보가 매우 부족하다. 또한 외국인력의 영향은 경제 내에 매우 광범하게 파급되므로 그 영향으로부터 독립적인 부분을 설정하는 것이 용이하지 않다. 이와 같은 이유로 인하여 효과평가(impact evaluation)를 실시한 기존의 국내 연구에서는 특정 부문에 대한 영향은 확인하였으나 전반적인 영향에 대해서는 신뢰도가 높은 추정치를 제시하지 못한 것이다. 그러므로 본 연구에서는 외국인 유입의 영향이 존재하는 부분과 그렇지 않은 부분을 비교하는 효과평가방법 대신 경제에 대한 추가적인 노동력 유입의 효과를 추정하는 총요소비율(aggregate factor proportions) 접근방법을 채택하여 외국인 유입의 영향을 추정한다. 이 접근방법을 사용하면 외국인의 유입이 노동시장의 서로 다른 부분에 어떻게 다른 영향을 미치는가도 유추할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구의 제Ⅱ장에서는 외국인력 및 이민 유입의 현황과 이민인구 장기추계 결과를 간단히 요약한다. 제Ⅱ장의 내용은 기존 연구에 기반하고 있으나 분석방법의 채택은 유입 외국인의 속성에 크게 좌우되므로 제Ⅲ장 논의의 근거를 제공하기 위하여 이를 수록하였다. 제Ⅲ장은 분석의 접근방법에 대한 설명으로 기존 연구가 주로 사용한 효과평가방법 대신 총요소비율 접근방법을 채택한 이유를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 총요소비율 접근방법에 의한 평가에서 필요한 탄력성 수치들을 추정하여 외국인 유입의 영향을 평가하며, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구를 요약하며 정책 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 외국인력 및 이민 유입의 현황과 추계

1. 외국인력 현황

국내 외국인 취업자 수는 정확한 통계는 없으나 2009년 말 현재 약 70만명 규모로 추정되고 있으며, 전체 취업자 수의 약 3%에 달하고 있다(Table 1).[8] 이는 이규용·박성재

8 우리나라의 외국인 취업자 증가추세는 외국에 비하여 매우 빠르다. 편의상 체류외국인의 인구 대비 비율로 비교한다면 일본에서는 2000~08년간 1.3%에서 1.7%로 증가하였으나 한국에서는 2000~09년간 1.0%에서 2.4%로 증가하였다(OECD[2010] 및 법무부, 『출입국·외국인정책 통계연보』, 각년도). 체류

〈Table 1〉 Estimated Size of Foreign Workers in Korea

(Unit: thousands)

Year	Foreign Workers	Illegal Residents among Foreign Workers(%)[1]	Foreign Workers as % of Employment[2]
2000	307	66.8	1.46
2005	429	47.7	1.89
2009	691	25.7	2.93

Note: 1) Illegal foreign residents of all visa types are counted as workers.
2) Total employment is from KNSO, Economically Active Population Survey.
Source: The 2000 & 2005 figures are from Kim, J.(2009), and the 2009 figures are from author's calculation.

〈Table 2〉 Foreign Workers by Skill Groups

(Unit: thousands, %)

Year	Foreign Workers	Skilled[1]	Unskilled[2]	Share of Skilled(%)	Share of Unskilled(%)
2001	352	22	330	6.2	93.8
2005	429	25	404	5.8	94.2
2009	691	41	650	5.9	94.1

Note: 1) Foreign workers whose entrance visa types are from E-1 to E-7. Includes illegal foreign residents.
2) Foreign workers with entrance visa other than from E-1 to E-7.
Source: Lee, K(2010)'s estimates using Ministry of Justice, National Immigration Service, NIS Statistics.

(2008)가 제시한 방법으로 추정된 것으로 합법체류자 중 취업비자를 보유한 외국인과 불법체류자를 합산한 것이다.[9]

국내 외국인력은 대부분 저숙련의 단순인력이다. 외국인력의 학력이나 직업에 대한 정보가 부족하므로 편의상 입국비자 유형을 기준으로 분류하면 전체 외국인력의 약 94%는 단순인력으로 평가된다.[10] 이러한 현황은 과거와 큰 차이가 없다(Table 2).

산업별 외국인력의 분포 역시 정확한 통계는 없으며 추정치만 존재하는데 제조업과 건설업, 그리고 음식·숙박업에 집중되어 있는 것으로 파악된다.[11] 외국인력 추정치 중

외국인 수의 급속한 증가는 중국인, 특히 한국계 중국인의 유입이 크게 기여하였다.

9 자세한 설명은 이규용·박성재(2008) 및 김정호(2009), pp.18~21 참조. 이규용·박성재(2008)는 이 방법이 실제 규모를 과소추정할 가능성이 높다고 한 반면 김정호(2009)는 오히려 과대추정할 가능성이 높다고 지적하였다. 필자는 실제 규모에 대략적으로 근사한 추정치로 해석한다.

10 입국비자 유형별로 E-1부터 E-7까지를 전문인력, 나머지를 단순인력으로 간주하면 2009년 말 외국인 전문인력의 총수는 약 4만명으로 외국인력의 약 6%이다. 분류기준에 대해서는 이규용·박성재(2008) 참조.

11 외국인력 중 산업별 취업 현황이 파악되는 인원은 고용허가제 입국자와 해외동포 방문취업제 입국자

〈Table 3〉 Unskilled Foreign Workers by Industries

(Unit: thousands, %)

	End of June 2005		End of May 2008	
	Size	%*	Size	%*
All Industries	375	1.6	673	2.9
Manufacturing	187	4.5	247	6.2
Construction	79	4.4	175	9.7
Hotel, Restaurants	43	2.1	101	4.9
Household Services	11	8.5	26	17.3
Other Industries	75	–	123	–

Note: *Ratio (%) to the industry employment in the year.
Source: The 2005 figures are from Lee, K. and Park, S.(2008) Table 5, and the 2008 figures are from Yoo, G. and Lee, K(2009) Table 3.7, p.36.

단순 인력의 산업별 분포 현황과 해당 연도의 산업별 취업자 수에 대한 비율은 〈Table 3〉과 같다.

2. 이민자 유형과 현황

가. 이민자 유형과 유입 추이

이민자를 해외로부터 국내로 유입된 '항구적인 이주자'로 정의한다면 이 범주에는, 첫째 외국 출신으로 귀화한 국적취득자와, 둘째 잠재적인 국적취득자인 결혼이주민이 있다. 결혼이주민은 현재는 체류외국인 신분이나 항구이주의 가능성이 매우 높다. 셋째, 북한이탈주민은 국적인이지만 국외에서 항구적으로 국내로 이주한 인구이다. 마지막으로 장기 불법체류자는 사실상 항구적 이주자에 가까우므로 이를 포함한다.

국적취득자는 2009년 중 약 2.7만명이며 누계로는 2011년 1월에 10만명에 도달하였다. 국적취득은 귀화와 국적회복이 있는데 국적회복이란 내국인이 국적을 상실하였다가 회복한 경우로 인적 속성상으로는 내국인과 동일하다. 귀화자는 약 70%가 혼인귀화자이며 중국 출신이 다수이다. 우리나라에서 국제결혼(배우자가 외국인인 결혼)은 2000년대 중반 이후 전체 결혼의 약 11%를 차지한다. 국제결혼은 한국인 남편과 외국인 아내

중 합법적인 절차에 따라 취업하고 있는 인원으로 전체 외국인력 추정규모의 약 1/4에 불과하다. 산업별 취업 현황은 파악된 산업분포를 바탕으로 이규용・박성재(2008)가 추정한 것이다.

의 구조가 전형적이며 외국인 아내의 국적은 대부분 아시아 국가로 약 절반이 중국이다. '국민의 배우자(F-4 비자)' 체류자격을 가진 체류외국인은 결혼이민자로 분류되며 귀화 이후에는 혼인귀화자가 된다. 이 두 범주에 해당하는 외국 출신 인구를 혼인이주자로 분류할 수 있다. 결혼이민자는 현재 전체 혼인이주자 중 약 70%이며 2009년 말 현재 12.8만명 규모이다.

북한이탈주민은 누적규모가 약 2만명이며 매년 약 3천명이 증가하고 있다. 그러나 잠재적으로 대폭 확대될 가능성이 있으므로 매우 중요한 유형의 이주민이다.[12]

장기 불법체류 외국인은 실질적으로는 정주화한 체류외국인이라는 점에서 잠재적인 항구적 이주민에 가깝다. 정주 가능성이 높아지는 '장기'의 기준으로는 5년 혹은 10년이 사용되는데 10년 이상 체류한 불법체류자는 2.4만명이며, 5년 이상 체류한 불법체류자는 5.3만명이다. 10년 이상 장기 불법체류자는 매년 약 4천명 정도로 빠르게 증가하고 있다.

나. 이민자 현황

앞서 외국인력은 대부분 단순인력임을 살펴보았다. 여기에서는 이민자의 구성을 살펴본다. 주요 이민자 유형인 혼인이주자, 북한이탈주민, 장기 불법체류자들의 속성을 파악할 수 있는 자료 역시 크게 부족하나, 예외적으로 혼인이주자들은 혼인신고 통계로 작성된 「인구동향조사 혼인부문」(통계청)에서 국적과 학력을 파악할 수 있고, 「전국다문화가족실태조사」(보건복지가족부, 2009년)로부터 취업과 소득을 알 수 있다.

혼인이민자들의 학력수준은, 특히 여성의 경우 내국인보다 크게 낮다. 외국인 여성 혼인자 중 대졸 이상은 18.6%로 내국인 여성 혼인자의 60.9%보다 크게 낮으며, 종졸 이하는 29.1%로서 내국인 여성 혼인자의 5.0%보다 크게 높다(Table 4). 부모와 자녀의 학력은 상관성이 매우 높으므로 혼인이민자의 학력이 낮다면 자녀 역시 저학력이 될 가능성이 매우 높다. 남성 외국인 배우자의 학력은 내국인과의 차이가 별로 없다.

혼인이주자들은 고용률과 임금 면에서도 내국인보다 크게 낮은 수준을 보이고 있다. 20~44세 여성 혼인이주자의 고용률은 33.6%로 내국인 20~30대 여성의 고용률 46.5%보다 크게 낮다.[13]

---

12 통일부 내부 행정자료, e-나라지표(www.index.go.kr).

13 김승권 외(2010), 〈표 6-4〉, p.103 참조. 「2009년 다문화가족실태조사」(보건복지가족부) 자료의 분석 결과임.

〈Table 4〉 Educational Levels of Marriage Immigrants

(Unit: %)

	Wives		Husbands	
	Foreigners	Nationals	Foreigners	Nationals
Unknown	6.4	0.9	5.8	0.9
None	0.4	0.2	0.2	0.2
Primary School	3.6	1.4	1.4	1.4
Middle School	25.1	3.4	9.0	3.9
High School	46.0	33.2	36.2	33.4
Some College or More	18.6	60.9	47.5	60.2

Note: Among those married in 2008.
Source: Author's calculation from KNSO, Population Dynamics Survey (Marriages) database.

혼인이주 여성의 고용률은 국내 체류기간이 길수록 높으며, 10년 이상인 경우에는 내국인과 같거나 오히려 높은 수준이다. 취업하고 있는 혼인이주자의 직업은 서비스직 21.6%, 판매직 14.6%, 사무직 13.2%, 단순노무자 8.6% 등으로 다수가 저숙련직이며 전문직은 15.1%에 불과하다.[14] 월평균 근로소득은 100만원 미만이 65.6%로 저임금이 다수이다. 혼인이주자들은 가구소득도 낮아서 월평균소득 100만~200만원이 대부분이며, 이는 국내 가구소득 분포에서 하위 10~30%에 해당한다.[15]

이민 2세가 어떠한 인력으로 양성되고 있는가는 취학률로 파악할 수 있다. 혼인이주자 가정 자녀들의 평균 취학률은 초·중학교 약 80%, 고교 약 70%이다. 이는 혼인이주자 가정 자녀의 약 30%가 중졸 이하의 저학력자로 양성되고 있음을 의미한다. 반면, 내국인은 실질적으로 100%가 고교 교육을 수료하고 있다. 혼인이주자 가정 자녀의 낮은 취학률은 그들이 학교생활에 제대로 적응하고 있지 못하며, 또한 학교 역시 그들을 제대로 수용하고 있지 못한 데에 따른 결과이다.

3. 이민인구 장기추계

현 추세가 지속된다면 이민자 및 그 후손이 수십 년 후 우리나라 인구에서 얼마만한

14 김승권 외(2010), p.107, 〈표 6-7〉 참조.

15 혼인이민자 가구의 월소득 분포는 김승권(2010), 〈표 14〉 참조. 2009년도 가계동향조사에 의하면 전국 가구(2인 이상)의 2십분위 평균소득은 133만원, 3십분위 평균은 189만원이며, 4십분위 평균소득은 235만원이다.

〈Table 5〉 School Enrollment Rates of Children in Marriage Immigrant Families

(Unit: persons, %)

	Primary School	Middle School	High School
Total Number of Children	28,934	8,082	6,647
Total Number in School	23,900	6,700	4,600
Enrollment Rate(%)	82.6	82.9	69.2
Enrollment Rate(%) of Domestic Family Children	97.9	99.9	99.6

Source: "Multi-culture Family Children in Crisis – How Serious Are Out of School Children?" *Kukje Newspaper* (2010. 2. 22) based on 2009 survey result by Ministry of Public Administration and Security.

〈Table 6〉 Long-term Projection of Marriage Migrants and Their Descendents

(Unit: ten thousands, %)

	Total Population (ten thousands)	% Marriage Immigrants (& descendents)	by Generations		
			1st Generation	2nd Generation	3rd Generation
2009	100.0 (4,875)	0.56	0.35	0.21	0.00
2010	100.0 (4,887)	0.63	0.39	0.24	0.00
2020	100.0 (4,933)	1.51	0.81	0.69	0.01
2030	100.0 (4,863)	2.50	1.24	1.22	0.04
2040	100.0 (4,634)	3.64	1.73	1.75	0.16
2050	100.0 (4,234)	5.11	2.32	2.33	0.46

Source: Lee *et al.*(2009).

비중을 차지할 것인가에 대해서는 조성법을 이용한 장기추계 결과가 있으므로 이를 인용한다(설동훈 외[2009]; 이삼식 외[2009]). 이민자들은 1세대뿐만 아니라 그 2세대에서도 내국인과의 격차가 지속되므로 장기추계에서는 이민 1세뿐만 아니라 그 후손의 규모까지를 추계할 필요가 있다.

결혼이민자와 그 후손의 규모는 2009년에는 총인구의 0.56%이나 2050년에는 5.11%에 도달할 것으로 추계된다. 이민 1세대의 인구비중은 0.35%에서 2.32%로 증가하는 데에 그치나, 이민 2세대와 3세대의 인구비중은 2009년의 0.21%에서 2050년에는 2.79%로 증가하므로 전체 비중이 크게 증가하는 것이다. 이와 같이 결혼이민자 및 그 후손의 인구비중이 급속히 증가하는 이유는 결혼이민자들은 주로 젊은 인구로서 재생산 연령대이기 때문이다. 일반적으로 이민인구의 미래 인구구조에 대한 영향이 큰 이유는 그들이 주로 젊은 연령대이기 때문이다.

Ⅲ. 분석방법의 설정

1. 효과평가방법의 문제점

가. 통제집단의 부재

외국인력 및 이민 유입의 영향을 경험적인 방법으로 직접 측정하기 위해서는 효과평가방법(impact evaluation method)을 이용할 수 있다. 그러나 이 접근방법을 채택한 연구들에서 그 영향은 적절히 추정되지 못하였다. 제1절에서는 그 원인을 살펴봄으로써 총요소비율 접근방법의 필요성을 제기하는 토대로 삼는다.

이민의 효과에 대한 수많은 효과평가방법 연구들에서는 이민의 영향이 매우 작거나 거의 없다고 평가되었다. 이민영향 분석에 대한 광범한 문헌분석을 한 Friedberg and Hunt(1995)는 '이민 유입의 노동시장에 대한 영향은 매우 작게 나타난다.'고 결론 내렸으며,[16] 1997년 미국 National Academy of Science 보고서는 '이민 유입의 영향에 대한 실증적 연구의 결과는 이민 유입의 내국인에 대한 영향은 매우 작음을 시사한다.'고 지적하였다.[17] 그러나 이러한 분석 결과는 이민 유입규모가 미국의 경우 매우 크다는 사실, 그리고 노동수요가 완전탄력적이지 않은 한 노동공급 증가는 임금과 고용을 하락시킨다는 경제학의 기본적 원리에 부합하지 않는다.[18] 따라서 이 결론은 수용되기보다는 오히려 효과평가에서 이민의 영향이 낮게 측정되는 원인에 대한 분석을 촉발시켰으며, 분석 결과들은 공통적으로 부적절한 통제집단의 문제를 지적하였다.[19] 유독 이민 연구에서 통제집단의 문제가 지적되는 것은 이민이란 매우 장기간에 걸쳐 점진적으로 진행되며 노동시장의 전반에 광범한 영향을 미친다는 주제의 특성에 기인한다.

효과평가방법에서는 이민 유입의 영향이 존재하는 표본(목표집단)과 그 영향으로부터 독립적인 표본(통제집단)의 성과를 비교하여 그 효과를 측정한다. 미국에서 이민 유입

---

16 Friedberg and Hunt(1995), p.42.

17 Smith and Edmonston(1998), p.220.

18 Borjas(2005), p.1336.

19 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997)의 이민영향 분석 연구에서는 가상적인(counter-factual) 노동시장 상황을 설정하는 것이 매우 어렵다는 점을 지적하였다.

은 캘리포니아, 뉴욕, 플로리다 주 등에 집중되었으므로 이민영향 효과평가는 자연히 지역비교연구(Area study)가 된다. 특정 지역이 적절한 통제집단이 되기 위해서는, 첫째 이민 유입이 지역의 경제적 특성과 무관하여야 하며, 둘째 이민 유입이 내국인의 이주에 영향을 미치지 않아야 한다. 그러나 현실적으로 이 두 조건은 충족되지 않으며 따라서 통제집단이 타당성을 가질 수 있는 조건들이 성립하지 않는 것이다. 통제집단의 내생성은 효과를 과소평가하게 하는 방향으로 편의를 발생시키므로 통제집단과의 비교에서 이민의 영향은 매우 작게 평가된다.

이민인구는 일반적으로 임금 상승이 높은 지역으로 유입된다. 미국에서 이민밀집지역인 캘리포니아, 뉴욕, 워싱턴 등은 임금 상승률 역시 높은 지역이다. 그러므로 지역연구에서 이민 유입의 임금 하락효과는 과소평가되는 경향이 있다. 계량적인 방법으로 지역적 특성을 통제하려는 시도를 할 수도 있지만, 이민이란 수십 년에 걸친 장기적인 현상이며 장기에 걸쳐서는 지역적 특성도 큰 폭으로 변화하므로 지역적 특성을 계량적으로 통제하기는 어렵다. 가장 흔히 사용되는 고정계수모형에서는 지역적 특성이 일정하다고 가정하지만 장기간에 걸쳐서는 이 가정이 성립되기 어려운 것이다. 장기간에 걸친 지역적 특성의 변화는 이민효과의 추정치를 매우 불안정하게 하며 시기에 따라 큰 폭으로 등락하게 하여 그 효용성을 크게 감소시킨다.[20] 예를 들어 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997)가 제시한 1950년부터 1990년까지 매 10년별의 센서스 자료로부터 추정한 결과를 살펴보면, 이민인구의 증가가 지역별 소득(주간 근로소득 혹은 연간 근로소득) 혹은 지역별 고용률에 미치는 영향은 10년별로 크게 변화하여 1960년대에는 매우 큰 값을 가지며, 1970년대에는 없는 것으로 나타나는 반면 1980년대에는 반대 방향의 값을 가지는 것으로 나타났다.[21] 이 연구의 저자들은 이 결과를 이민의 영향이 큰 폭으로 변화한 증거로 해석하지 않으며 추정치의 신뢰성이 떨어진다는 사실을 반영하는 결과로 해석하고 있다.[22]

내국인 인구의 이주 역시 임금 상승률이 높은 지역으로 유입되는 경향이 있으며, 이민 유입 증가 시에는 이에 대응하여 내국인의 유입은 감소하므로 이민의 영향을 작게 추정하게 하는 방향으로 작용한다.[23] 따라서 비이민지역 역시 이민의 영향하에 있기 때

---

20 Altonji and Card(1991); Lalonde and Topel(1991).

21 구체적인 추정 결과는 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997), p.24, Table 7 참조. 추정에 사용된 자료는 1960, 1970, 1980, 1990년 센서스 PUMS(Public Use Microdata Sample) 표본이다.

22 *Ibid.*, p.25.

23 미국인의 지역별 내국인 및 이민인구 비중의 추이에 대해서는 *Ibid.*, p.27, Table 8 참조. 캘리포니아

문에 통제집단으로서 적절하지 못한 것이다.[24] 내국인 이주 감소의 영향은 통제집단의 임금을 낮추는 방향으로 나타나므로 통제집단의 내생성은 이민효과를 과소추정하게 하는 방향으로 작용한다. Card(1990)는 1980년 쿠바 정부가 해외망명을 일시적으로 허용하여 12만명에 달하는 쿠바 난민이 마이애미 시에 유입되었음에도 불구하고 마이애미 지역의 임금은 하락하지 않았음에 주목하였다. Card(1990)는 마이애미의 1980~85년 인구 증가율이 난민 유입 이전인 1970~80년과 다름없었음을 발견하였다.[25] Frey(1995a, 1995b)는 1990년의 미국 센서스 자료에서 이민 유입과 내국인의 순유입 사이에는 음의 상관관계가 존재한다고 보고한 바 있다.[26] 이와 같이 내국인의 국내 이주 양상은 이민 유입에 따라 변화하므로 이민의 영향은 과소추정되게 된다.

나. 국내 연구에서 효과평가방법 추정 결과

미국의 연구를 인용하여 이민영향 분석에서 효과평가방법이 지니는 한계점을 설명한 이유는 국내에 대한 외국인력 유입의 영향 분석에서 효과평가방법이 적절하지 않음을 설명하는 데에 있었다. 외국인 유입의 영향 분석에서 효과평가방법이 유효하지 않은 이유는 적절한 통제집단을 발견할 수 없다는 데에 있다. 우리나라에서도 저숙련 노동시장에서는 외국인력 유입의 영향이 상당히 있었을 것이다. 그러나 미국의 지역비교와 유사하게 산업이나 사업장을 단위로 비교한 국내 연구도 외국인력이 유입되지 않은 산업이나 사업장이 적절한 통제집단이 되지 못하기 때문에 약점을 가지고 있다.

예를 들어 이규용·박성재(2008)는 2004~08년간 외국인 취업자가 크게 증가한 제조업, 건설업, 음식·숙박업에서 내국인 생산직 및 임시·일용직의 총취업자 대비 비중이 감소하였음을 지적하고 이를 외국인력의 내국인에 대한 구축효과로 파악하였다. 이를 토대로 이규용·박성재(2008)는 외국인력은 국내 제조업, 건설업, 음식·숙박업, 가사서비스업의 생산직과 임시·일용직 일자리에서 내국인을 구축하였다고 주장하였다.[27]

의 경우 이민 유입이 확대된 1970년 이전에는 다른 지역으로부터의 내국인 유입이 많았으나, 1970년 이후에는 거의 전적으로 이민 유입에 의하여 인구비중이 증가하였다.

24 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997).

25 Card(1990), p.255 및 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997), p.26. 참조. 1980년의 쿠바난민 유입은 마이애미 시에 대한 다른 이민 및 내국인 인구의 유입을 억제시켰으므로 지역 인구 증가와 지역 노동시장에 대한 영향은 없었던 것이다.

26 이와 달리 Card(1997)는 1985~90년간 미국 메트로폴리탄 지역별로는 이민 유입과 내국인 인구 순유입 간에 약한 양의 상관관계가 있음을 보고한 바 있다.

이 연구는 암묵적으로 제조업, 건설업, 음식·숙박업 노동시장을 목표집단으로 설정하고 있으며 임시·일용직과 생산직의 비율이 변화하지 않는 노동시장을 통제집단으로 설정하고 있다. 그러나 외국인력의 유입이 없었다면 임시·일용직 비율이 하락하지 않았다고 가정할 수 있는 근거가 부족하므로 통제집단의 타당성이 미흡한 것이다. 이와 같이 효과평가방법에 의한 영향 평가는 이상적인 통제집단이 없다는 약점을 가진다. 더욱이 이민은 매우 장기적인 현상이므로 과거 시점의 산업별 노동시장을 통제집단으로 하기가 어려운 것이다.

같은 맥락에서 유경준·이규용(2009)은 제조업, 건설업, 음식·숙박업, 가사서비스업에서 외국인 근로자의 증가가 내국인 근로자의 감소를 유발(Granger cause)하였는지의 여부를 검증하였으며, 음식·숙박업에서는 5%의 유의수준에서, 그리고 건설업에서는 10%의 유의수준에서 통계적 유의성을 발견하였다(유경준·이규용[2009], p.51, 표 3-15).[28] 그러나 이 연구에서도 산업별 외국인 비중의 변화가 고용 변화를 유발하는 요인으로 간주되는데, 그 추세가 시계열적 변화와 크게 다르지 않기 때문에 산업 고용을 야기하는 다른 요인들과 크게 구별되기 어렵다는 문제점이 있다.

김정호(2009)는 고용보험 DB를 이용하여 각 사업장 내에서 고용허가제 외국인력의 증가가 사업장 내의 내국인의 직장이탈(이직 혹은 실직) 확률(hazard rate)에 통계적으로 유의한 영향을 미치는가의 여부를 분석하였으며, 각 사업장의 동일 직종으로 한정할 경우에만 모형에 따라 통계적으로 유의한 대체효과(replacement effect)를 발견하였다. 이러한 분석 결과로부터 김정호(2009)는 외국인력은 내국인과 경쟁관계를 가지고 있으나 그 효과는 '그다지 크지 않았다'고 평가하였다(김정호[2009], p.2). 사업장 차원의 통계자료 분석은 사업장 내에서 외국인과 내국인이 대체관계에 있다는 사실은 확인할 수 있으나 내국인의 지위가 이후에 어떻게 변화하였는지는 알 수 없으므로 대체성을 분석한 것이며 그 영향을 분석하지는 않았다는 한계를 가진다.

---

27 이규용·박성재(2008), p.33, 〈표 6〉. 또한 산업별로 내국인 생산직과 단순노무직 고용규모를 외국인 근로자 수를 포함한 다른 고용결정요인들에 대하여 회귀분석한 결과, 건설업과 음식·숙박업에서 외국인 근로자 수와 방문취업제 실시 더미변수가 5%의 유의수준에서 유의한 음의 값으로 추정된다고 보고하였다(p.26, 표 7).

28 분석에서는 2004~08년간의 산업별 전년비 월별 증가율 시계열이 사용되었다.

2. 총요소비율 접근방법

가. 수요공급모형에서 노동공급 증가의 효과

총요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)은 외국인력 유입을 국내 부존 생산요소의 증가, 구체적으로 저숙련 노동공급의 증가로 파악하고 생산요소비율 변화의 영향을 분석함으로써 외국인 유입의 영향을 평가한다.

[Figure 1]은 통상적인 노동의 수요공급모형에서 노동공급 증가 시의 변화를 보여준다. 그림의 노동수요곡선에서 노동 수요와 공급이 C점에서 교차한다면 고용은 OG, 임금은 OA에서 결정된다. 총생산은 마름모 OFCG이며, 이 중 사각형 OACG에 해당하는 소득은 노동에 귀속되며 삼각형 AFC는 자본에 귀속된다.[29] 노동공급이 증가하여 시장균형이 C에서 E로 이동하면 고용은 OG에서 OH로 증가하며 임금은 OA에서 OB로 하락한다. 총생산은 OFEH로 증가하며 자본소득은 ACF에서 BEF로 증가한다. 노동소득 총액은 OACG에서 OBEH로 된다. 기존의 노동력에 귀속되는 소득은 임금 하락에 따라 OBDG로 감소하며 새로이 진입한 노동력은 GDEH의 소득을 얻는다. 장기적으로는 자본의 수익률 상승으로 자본축적이 진행되므로 노동수요가 다시 증가하며 임금은 OA로 복귀한다.

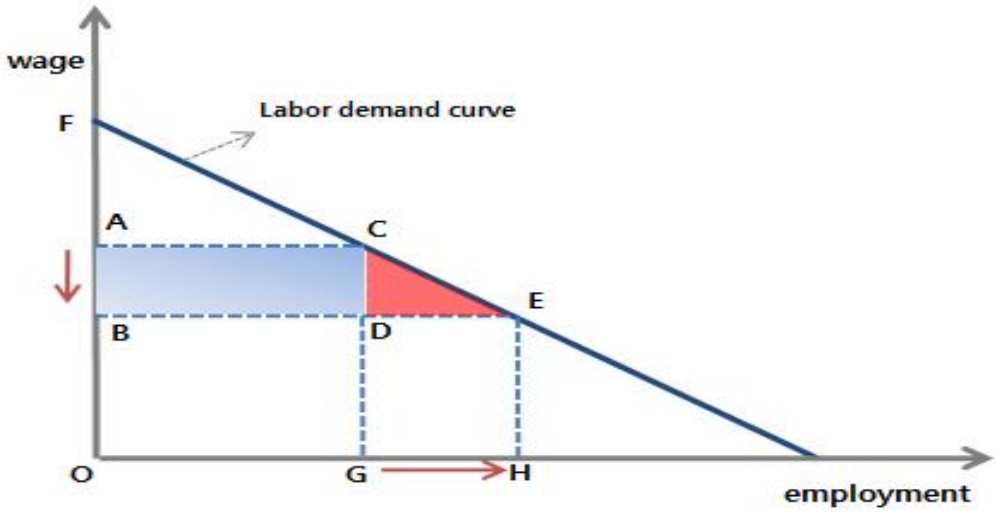
그러므로 내국인과 동질적인 외국인력이 유입되면 내국인의 노동소득은 감소하고 자본소득은 증가한다. 이러한 변화는 노동공급 증가에 따라 임금이 하락하여 발생하는 결과이다. 자본을 보유한 내국인의 소득은 증가하며 이는 다음의 두 변화에 기인한다. ABDC는 임금 하락으로 내국인 노동자의 소득이 자본으로 이전된 부분이며,[30] 삼각형 CDE는 외국인의 유입으로 새로이 발생한 자본의 소득이다. 외국인 유입으로 총생산은 OGCF에서 OHEF로 증가하며, 내국인 소득은 OGCF에서 CDE의 소득이 추가되어 증가한다. 그러나 내국인 소득 증가는 분배의 변화를 수반하여 내국인 노동소득은 감소하며, 내국인 자본소득은 증가한다. 외국인에 귀속되는 소득은 이전에는 없었으나 이제는 GHED이므로 외국인 유입으로 가장 큰 혜택을 받는 집단은 외국인 자신들이다. 자본의 소유자 역시 큰 이익을 얻는다. 그림은 자본소득의 증가에서는 내국인 노동소득에서

---

29 생산을 $Y = F(K,\ L)$로 표현할 때 노동수요곡선은 $\partial F(K,\ L)/\partial L$이므로 $\triangle L$에 대하여 적분한 면적 OFCG는 $\triangle Y$가 된다.

30 그림에서는 임금 하락에도 불구하고 내국인의 노동공급에는 변화가 없다고 가정하고 있다. 우상향하는 노동공급곡선을 가정하면, 내국인 고용은 감소하며 내국인 노동소득의 감소폭도 더욱 커진다.

[Figure 1] Labor Market Change When Labor Supply Increases



이전된 부분이 외국인에 의하여 창출된 부분보다 규모가 더 크다는 것을 보여준다.

장기적으로는 자본축적에 따라 임금이 다시 OA로 상승하므로 내국인 노동자의 소득은 원래의 수준으로 복귀한다. 그러므로 내국인과 동질적인 외국인 유입의 내국인 노동자에 대한 영향은 단기적이며 장기적으로 미치는 영향은 없다. 다만, 경제규모와 자본소득의 증가는 항구적이다. 규모의 경제(economies of scale)가 존재하지 않는다면 규모의 증가는 내국인 노동자에게 영향을 미치지 않는다.[31]

그러나 현실적으로는 유입되는 외국인의 대부분은 단순인력이며, 따라서 이민의 영향 평가에서 일반적으로 이민 유입은 저숙련 노동력의 공급 증가와 동일시된다. 미국의 이민 유입효과를 분석한 National Academy of Science의 보고서인 Smith and Edmonston(1998)과 그 바탕이 되는 연구인 Borjas, Freeman, Katz, DiNardo, and Abowd(1997)는 미국의 경우 이민인력은 숙련수준 하위 20%의 내국인 노동력과 동질적이며 이민 유입은 저숙련 노동공급 증가의 효과를 가진다고 주장하였다. 그 근거는 이민자의 대부분은 학력수준이 매우 낮다는 데에 있다. 미국에서는 고졸 미만(high school dropouts)이 노동력에서 차지하는 비중이 약 20%이므로 이 가정은 이민자들의

31 과거에는 경제규모 확대에 큰 의의가 부여되었다. 그러나 대국의 이점은 군사적인 측면이나 교역에서 비롯되는 것으로 국제 군사동맹과 무역이 발달한 현대에는 그 중요성이 크게 축소되었다. 현대에 규모의 경제가 인정되는 부분은 내생적 성장이론이 지적하는 지식축적의 측면 등으로 그 비중이 크지 않다.

숙련수준이 내국인 고졸 미만에 상응한다는 견해를 의미한다.[32] 우리나라에서도 이와 같은 사정은 크게 다르지 않다. 국내 유입 외국인력의 94%는 단순인력이며, 그들은 단순인력을 요구하는 산업과 직업에 집중된다(Table 2, 3). 국내 취업자 중 고졸 미만의 비율 역시 약 20%이다.

저숙련 노동의 공급이 증가할 때 노동시장의 변화는 [Figure 1]을 저숙련 노동시장에서의 수요공급으로 재해석하여 추론할 수 있다. 경제 내 생산요소가 자본(K)과 고숙련 노동(L_1), 저숙련 노동(L_2)의 3요소로 구성된다면 총생산(Y)은 $Y=f(K, L_1, L_2)$이며 저숙련 노동수요곡선은 총생산함수의 편미분($\partial F/\partial L_2$)에 의하여 도출된다. [Figure 1]의 노동수요곡선이 저숙련 노동수요라면 저숙련 노동의 고용과 임금은 시장균형 C점에서 결정된다. 삼각형 ACF는 이제는 자본과 숙련 노동에 귀속되는 소득이 된다. 숙련 노동 및 자본은 저숙련 노동과 보완재 관계이므로 이와 같은 해석이 적용 가능하다.[33]

외국인 유입으로 경제 내에 저숙련 노동이 증가하면 저숙련 노동의 임금은 하락(OA→OB)하고 고용은 증가(OG→OH)하며 상대적으로 희소해진 자본과 숙련 노동의 소득은 증가한다. 저숙련 노동의 임금 하락에 따라 내국인 저숙련 노동자의 소득은 ABDC만큼 감소하며 생산 증가와 고숙련 임금 상승에 따라 자본과 고숙련 노동에게 귀속되는 소득(BEF)은 증가한다. 따라서 내국인 간의 소득격차는 확대된다. 내국인 전체에게 귀속되는 소득은 삼각형 CDE만큼 증가한다. 외국인 저숙련 노동력 유입의 영향은 생산 증가보다는 내국인의 소득분배에서 더욱 현저하게 나타난다. 외국인력 유입에 대한 반대 의견이 내국인 저숙련자에 대한 부정적 영향을 가장 중요하게 제기하는 것은 바로 이와 같은 이유에서 비롯된다. 장기적으로는 자본의 수익률 상승으로 자본이 증가하며 저숙련 노동 임금은 다시 상승한다. 그러나 숙련 노동의 공급은 신속히 증가하지 않으므로 고숙련과 저숙련의 임금격차는 지속된다. 물론 장기적으로는 숙련 노동의 공급 역시 증가한다고 볼 수 있지만 이는 매우 장기적인 현상이다.

[Figure 1]에 의하면 외국인 저숙련 인력 유입으로 이익을 얻는 집단은 자본 소유자와 숙련 인력이며 내국인 저숙련 노동자의 소득은 감소한다. [Figure 1]이 경제적으로 어떠한 의미를 가지는가를 설명하기 위해서는 정량적 평가를 부가할 필요가 있다. 이를

---

32 우리나라의 경우 2009년 15세 이상 총취업자 중 고졸 미만의 비중은 21.5%이다(경제활동인구조사 자료).

33 Hemermesh and Grant(1979)는 현재까지의 노동수요에 관한 연구에서 가장 확정적인 사실은, 물적자본과 인적자본은 서로 보완재 관계이며 결합적으로 단순노동과는 대체재 관계라는 것과, 청년노동의 공급탄력성은 1보다 크다는 것이라고 하였다(p.115).

위하여 이후 제Ⅳ장의 결과를 일부 인용하여 설명하면 다음과 같다. 여기에서 예시하는 이유는 정량적인 의미를 부여함으로써 제Ⅳ장의 추정치에 대한 이해를 돕기 위한 데에도 목적이 있다.

국내의 외국인 취업자 수는 2009년 현재 총취업자의 약 3%이며, 그들이 모두 숙련수준 하위 20%의 내국인 노동력과 완전대체재 관계라면 외국인력 유입은 하위 20% 저숙련 노동력의 공급을 15% 증가시키는 것과 동등한 효과를 가진다. 우리나라에서는 하위 20%에 해당하는 저숙련 노동력이 상대적으로 증가할 때 상대임금비율 변화에 미치는 영향의 탄력성은 −0.160으로 추정된다(제Ⅳ장 제1절). 미국에서의 동등한 탄력성 값 추정치는 −0.322이다.[34] 이에 비하면 한국에서는 공급 변화에 대응한 임금 변화의 폭이 절반에 불과한 것으로 추정된 것이다. 이 탄력성 수치를 적용하면 저숙련 노동공급의 15% 증가는 그들의 임금을 상대적으로 약 2.4% 하락시킨다. 그러므로 내국인 저숙련 노동의 고용이 변화하지 않은 상태에서 저숙련 노동소득의 약 2.4%가 자본과 숙련 노동으로 이전됨을 의미한다.[35] 노동소득점유율은 약 0.6이며,[36] 이 중 하위 20%에게는 약 15%가 귀속된다. 그러므로 GDP가 1,000조원이라면 소득이전의 규모는 약 2조원이며 취업자 20%는 약 400만명이므로 1인당으로는 약 50만원 정도로 계산된다.[37] 이 추정치는 만약 국내에 외국인력이 전혀 유입되지 않았다면 내국인 저숙련 노동자의 연간 소득은 약 50만원 정도 더 높았을 것이라는 의미이다. 그러므로 정량적인 의미는 크지는 않지만 그렇다고 무시할 만한 수준도 아니다. 우리나라에서 1990~2008년간 하위 20%와 상위 80%의 평균임금 격차는 약 12% 확대되었다. 그러므로 만약 외국인 유입으로 상대임금 격차가 2.4% 확대되었다면 전체 임금격차의 약 20%가 외국인 유입에 기인하였다는 의미가 된다. 반면, Borjas, Freeman, and Katz(2005)는 1980~88년간 미국에서 고졸 미만과 그 이상의 임금격차가 9.5% 확대되었는데, 이 중 약 30%는 이민 유입의 효과이며, 무역과 이민의 효과를 합할 경우 약 40%로 분석하였다(*Ibid.*, pp.24~25,

---

34 Borjas, Freeman, and Katz(1992)의 추정치이며, 미국의 1963~87년간의 노동공급 및 임금 변화 추이로부터 계산된 값이다. 미국의 경우 고졸 미만(high school dropout)의 비율이 약 20%로서 고졸 미만의 그 이상 학력자에 대한 상대적 노동공급이 10% 증가하면 상대적인 임금은 3.22% 하락한다는 의미이다.

35 상위 80%의 임금이 변하지 않는다고 가정하면 상대임금비율 3% 확대는 하위 20% 임금의 3% 하락을 의미한다.

36 한국은행의 국민소득통계에 의하면 2009년 노동소득분배율은 60.9%이다.

37 대략적으로 15%라는 계산 결과는 고졸 미만 학력계층의 2009년 취업자 비중(21.5%)과 2008년 임금구조조사에서 도출된 학력수준별 시간당 평균임금을 이용하여 계산한 결과이다.

Table 7, 8). 이 연구에서는 이민 유입이 미국 내 고졸 미만 노동공급을 1980년에는 13.3%, 1988년에는 25.3% 확대시킨 것으로 추정하였다. 그러므로 저숙련 노동공급의 1980~88년간 확대폭은 1990년대 이후 우리나라에서와 비슷하며, 임금에 대한 영향의 차이는 탄력성 추정치의 상이성에 의한 것이다. 만약 한국의 탄력성 추정치가 여러 가지 이유로 낮게 추정되었다면 실제의 효과는 이보다 더 컸을 것이다. 반면, 우리나라에서 외국인력의 취업분야가 이민자들과 달리 제약되어 있다면 대체효과도 제한된다는 사실도 감안하여야 한다.

[Figure 1]에서 ABDC는 GDP의 0.2%(약 2조원)이며 이는 내국인 저숙련 노동력으로부터 자본과 숙련 노동으로 이전되는 소득의 규모이다. GHED는 외국인력의 노동소득으로 그들의 연소득이 약 1천만원이라면 외국인력 70만명의 총소득은 약 7조원(GDP의 0.7%)이다. 따라서 외국인력의 노동소득은 내국인 사이의 소득이전 규모보다 훨씬 크며 외국인력 자신이 유입 허용으로 인해 가장 큰 혜택을 입음을 알 수 있다. 추가적으로 창출되어 내국인에게 귀속되는 소득인 삼각형 CDE는 GDP의 0.015%(1,500억원)이다.[38] 그러므로 외국인력이 내국인 전체의 소득 증가에 기여하는 규모는 매우 작다.[39] 그러나 이 소득은 외국인을 고용하는 소수 사업장의 고용주와 숙련인력에게 귀속되므로 그들에게는 중요한 이해관계가 된다. 조동훈(2010)은 외국인 노동자는 대등한 내국인보다 평균 25% 낮은 임금을 받는다고 분석한 바 있다. 이 부분 역시 고용주에게 귀속되며 그들에게는 보다 더 큰 이익이 될 수 있다. 고용주들이 외국인력 도입을 매우 적극적으로 주장하는 것은 그들이 얻는 이익이 매우 크기 때문이다.

나. 외국인과 내국인의 대체성

앞 소절에서는 Smith and Edmonston(1998)과 Borjas *et al.*(1997)의 가정을 원용하여 외국인력은 내국인 중 하위 20%의 저숙련 노동력과 완전대체재(perfect substitutes) 관계에 있다고 가정한 바 있다. 대체관계의 설정은 이론적 분석이 아니라 경험적 분석으로 결정되어야 할 사항이다. 대체관계의 설정은 영향 평가의 중요한 한 부분이기 때

---

38 사각형 ABDC가 GDP의 0.2%이므로 0.2%×0.15/2는 0.015%이다.

39 미국의 경우 1980~94년에 걸쳐 이민인구는 전체 노동력을 4% 증가시켰으며, 총생산은 10억~100억달러 증가시켜 내국인에게 귀속되는 소득을 매년 GDP 대비 0.01~0.1% 정도 증가시키는 효과를 가졌던 것으로 추정되고 있다(Smith and Edmonston[1998], p.6, p.153).

문에 본 소절에서는 대체관계에 따른 영향의 변화를 이론적으로 설명하고, 외국인과 내국인 간의 대체재 관계에 대한 국내 연구의 분석 결과를 살펴본다.

만약 외국인력이 내국인 저숙련 인력과 동질적이어서 완전한 대체관계를 가진다면 그들의 유입은 내국인 저숙련 인력의 임금을 떨어뜨리며 소득격차를 확대시킨다. 반면, 외국인력이 내국인과 전혀 이질적이어서 내국인과 경합적인 관계에 있지 않다면 이는 분리된 노동시장을 의미하며 내국인 노동시장에 직접적으로 영향을 미치지 않는다. 그러므로 외국인은 내국인과 이질적일수록 내국인의 지위에 대한 부정적인 영향 없이 내국인의 복리증진에 기여할 수 있다. 외국인 음악가, 운동선수, 학자, 요리사 등은 내국인이 가지지 못한 기능을 보유하고 있으므로 내국인과 경쟁하는 위치에 있지 않다. 오히려 그들은 국내에 새로운 서비스와 재화를 공급하여 내국인의 복리를 증진시킨다. 고급인력뿐만 아니라 단순인력 가운데에서도 내국인이 기피하는 일자리에서 일하는 외국인은 내국인과 경쟁하지 않으므로 내국인에게 부정적인 영향을 미치지 않는다. 외국인력에 대한 선별도입정책이 강조되는 것은 이러한 이유이다. 다만, 유입되는 외국인력의 취업분야를 완벽하게 통제하는 것은 현실적으로 불가능하다는 사실은 감안되어야 한다.

미국에서는 농작물 수확철에 도입되는 계절적 농업 노동자는 내국인과 경합관계가 거의 없다고 알려져 있다. Grossman(1984)은 불법이민자는 농업 혹은 서비스업에서 최저임금 이하로 취업하므로 내국인 저숙련 인력과 직접적으로는 경합하지 않는다고 가정하고 그 간접적 영향을 시뮬레이션으로 분석하였다.[40] Grossman(1984)은 만약 불법이민자의 2/3가 농업부문에 종사한다면 보완재 관계를 통하여 내국인 저숙련 고용에 긍정적인 영향을 미치지만, 농업 종사비율이 이보다 낮아지고 서비스업 종사비율이 높아지면 경쟁관계를 통하여 부정적인 영향을 미친다고 분석하였다. 이와 같이 외국인력의 영향은 그들이 내국인과 어떠한 관계를 가지는가에 따라 크게 다르다. 그러므로 내국인의 복리증진을 위해서는 외국인력의 취업분야를 제한할 필요가 있다는 주장은 타당성이 있다.

우리나라에서는 경험적으로 외국인력은 건설업과 음식업에서 내국인과 경합하며 제조업과 가사서비스업에서는 경합성이 약하다고 인식되어 있다. 국내의 연구 결과 중에

---

40 구체적으로 내국인 저숙련 노동력은 제조업 등의 저숙련 업무, 불법이민자는 이보다 낮은 수준의 농업, 서비스업의 단순노무직에 종사한다고 가정하였다(Grossman[1984], p.241).

서 한진희·최용석(2005)은 외국인 산업연수생은 제조업에서 기능직, 장치조립조작직 등 반숙련 노동력을 대체하고 있음을 보였으며, 김정호(2009)는 고용허가제 외국인력은 중졸 이하 근로자와 대체성을 가지고 있다고 보고하였다.[41] 그리고 이규용·박성재(2008)는 외국인력은 제조업의 생산직, 건설업과 음식·숙박업의 임시·일용직과 대체재 관계를 가진다고 가정하였다. 예외적으로 조준모(2004)는 외국인력은 내국인 숙련 근로자 및 저숙련 근로자 모두에 대하여 보완재 관계라고 보고하였으나, 이 결론의 타당성은 이용된 통계자료의 한계로 인해 불완전하다.[42]

외국인과 내국인 간의 대체재 관계를 구체적으로 확인하기 위해서는 취업 현황에 대한 미시 통계자료가 요구되지만 현재 가용한 자료로는 충분한 분석을 할 수 없다. 한진희·최용석(2005)은 제조업 중분류별 외국인 산업연수생과 내국인 근로자의 고용 추이를 분석하였으며, 김정호(2009)는 고용보험 DB에서 고용허가제로 입국한 외국인이 취업한 사업체의 고용 추이를 분석하였다. 그러나 산업연수생과 고용보험 DB에 포착된 외국인은 취업 외국인의 일부에 불과하며 그들은 대체관계를 매우 단편적으로만 파악하였다. 외국인 취업자의 실태에 대한 통계는 전체 외국인 취업자의 약 1/4만 포함되어 있으며,[43] 경제활동인구조사 역시 극히 일부의 외국인만 포함하고 있어서 외국인력 전체의 취업 현황을 분석할 수 있는 통계자료는 현재 존재하지 않는다.[44]

본 연구에서는 Smith and Edmonston(1998)과 김정호(2009), 한진희·최용석(2005)을 참조하여 외국인력은 하위 20%의 내국인 근로자, 즉 고졸 미만의 내국인과 대체재 관계를 가진다고 가정한다. 또한 일부 외국인은 내국인이 기피하는 일자리에 취업하므로 외국인력 중 일부만이 내국인과 대체관계라는 가정도 검토한다. 뒤의 소절에서 설명하는 바와 같이 장기적으로 이민자와 그 후손은 점차 내국인과 동질화되므로 그 대체범위도 확대된다.

---

41 김정호(2009), pp.59~62.

42 조준모(2004)는 한국노동연구원의 「외국인 근로자 고용실태조사」(2002) 표본에 트랜스 로그 생산함수를 적용한 결과, 비제조업 표본에서는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 대체탄력성(q-보완재 관계)을 얻었다(p.136, 표 5-4). 이 분석은 횡단면 자료로서 사업체별 생산함수를 추정하였으므로 외국인력이 내국인을 대체하였더라도 그 사업장에 남아 있는 내국인과 보완재 관계라면 보완재 관계로 추정한다. 반면, 반복된 횡단면 자료로 산업별 패널을 구축하여 산업별 고정효과를 통제한 한진희·최용석(2005)에서는 각 산업 차원에서 외국인은 내국인과 대체재 관계를 보였다. 사업체 패널 데이터를 사용하여 사업체 특성을 통제한 김정호(2009)의 연구에서도 외국인은 내국인 저학력자와 대체재 관계에 있는 것으로 추정되었다.

43 이규용·박성재(2008), p.32 및 유경준·이규용(2009), p.33 참조.

44 유경준·이규용(2009), 각주 16, p.33. 유경준·김정호(2010), p.13 참조.

다. 장기적 영향

이민자는 외국인력과 달리 국내에 항구적으로 거주한다. 그러나 이민자와 내국인 간의 격차는 이민 1세대뿐만 아니라 2세대에도 지속되기 때문에 이민 유입은 향후 수십 년간에 걸쳐 국내 노동력의 구성을 변화시키는 효과를 가진다. Borjas(2005)는 미국의 경우 이민 1세대의 숙련수준이 대체로 내국인 하위 20%와 동등하면 이민 3세대에 이르러서야 내국인과 완전히 동등하게 된다고 분석하였다. 이민 2세대는 그 중간 정도이다. 우리나라에서도 이민인구 및 그 후손의 규모는 결혼이민자만 대상으로 하더라도 2050년경에 총인구의 약 5%에 달할 것으로 추계된다. 또한 다문화가정의 낮은 소득과 저조한 자녀 취학률은 이민 2세대에도 내국인과의 격차가 지속될 것임을 시사한다.

이민 유입으로 저숙련 노동력의 공급이 증가하면 저숙련 노동 임금은 상대적으로 하락하며 보완재 관계에 있는 자본과 숙련 노동의 소득은 증가한다. 결과적으로 소득격차는 확대되며 이는 자본과 숙련 노동을 보유한 내국인에게 유리한 여건이 된다.[45] 반면, 불평등 확대와 인구의 이질성은 사회갈등을 확대시킬 수 있으며 내국인은 이를 해소해야 하는 부담을 지게 된다.

이민에 의한 저숙련 노동공급의 장기적인 증가의 효과는 외국인력의 경우와 마찬가지로 숙련수준별 노동력의 대체-보완 관계로부터 추정 가능하다. 다만, 이민자는 내국인과의 대체관계가 보다 폭넓다는 차이점이 있다. Smith and Edmonston(1998)은 이민자 및 이민 2세는 하위 80%의 내국인과 대체관계를 가진다고 가정하였다. 우리나라에서는 취업자 중 초대졸 이하의 비중이 약 70%이므로 이 가정은 이민자 및 이민 2세는 초대졸 이하와 대체재 관계를 가진다는 의미로 해석할 수 있다.

일반적으로 대졸 이상과 대졸 미만은 고졸 이상과 고졸 미만보다는 강한 보완재 관계를 가진다. 따라서 상대적인 노동공급 변화에 따른 임금 변화의 폭도 크다. Smith and Edmonston(1998)은 그 탄력성 수치로 0.5를 적용하였다.[46] 즉, 하위 80%에 해당하는 숙련수준 인력의 공급이 상위 20%에 비하여 상대적으로 1% 증가하였을 때 상대임금 비율은 0.5% 확대된다는 의미이다. 우리나라에서는 그 탄력성이 0.413으로 추정된다(제Ⅳ

---

45 그러나 그 효과는 이후에 설명하는 바와 같이 크지는 않다.

46 Smith and Edmonston(1998), p.157. 이 추정치는 Hemermesh(1986)의 인용이다. Katz and Murphy (1992)는 고졸과 대졸 간의 상대임금 변화의 상대공급 변화에 대한 탄력성을 0.709로 추정하였다. 이 탄력성 수치는 고졸과 대졸 간의 수치로서 대졸 미만 및 대졸 이상과는 대상이 조금 다르다.

장 제1절 참조).

이민 및 그 후손의 유입으로 노동력이 5% 증가하고 그들이 대졸 미만과 완전대체재 관계를 가진다면 대졸 미만 노동력은 전체의 약 73%(2008년)이므로 이민 유입은 대졸 미만의 노동력을 상대적으로 약 2.7% 증가시키는 효과를 가진다. 대졸 이상과 대졸 미만의 상대임금비율은 2008년 약 1.8이다. 탄력성 수치 0.413을 적용하면 임금격차는 1.85로 2.7% 확대된다는 결과를 얻는다. 이 변화는 2050년까지 향후 40년간에 분산되므로 이 기간 동안 일어날 수 있는 다른 변화의 가능성들을 상정한다면 그 효과는 크지는 않다고 평가할 수 있다. 현재 노동소득분배율은 0.6이며 이 중 60%가 대졸 미만에 귀속된다. 따라서 대졸 미만의 7% 증가는 총생산의 약 2.5% 증가를 의미한다. 이러한 생산효과 역시 향후 40년간에 걸쳐 일어나므로 성장에 대한 기여 역시 크지 않다고 할 수 있다. 대략적으로 이 생산 증가의 약 1/2은 대졸 미만의 저숙련 노동력, 1/4은 자본, 나머지 1/4은 대졸 이상의 숙련 노동에 귀속된다.[47]

종합하면 이민 유입은 총생산을 증가시키고 소득격차를 확대시키지만, 이는 소폭의 점진적인 변화로서 그 효과는 크지 않다. 보다 중요한 영향은 이민인구 증가에 따른 사회통합정책 차원에서 발생한다. 만약 이민자들이 한국 사회에 동화되지 못한다면 사회갈등이 심화될 수 있으며 이는 사회적인 비용을 확대한다. 그러므로 이민정책에서는 장기적인 사회통합에 대한 영향을 우선적으로 고려할 필요가 있다.

Ⅳ. 총요소비율 변화의 상대임금에 대한 영향

1. 총요소비율과 상대임금 추이

본 장에서는 총요소비율 접근방법(aggregate factor proportions approach)을 적용하기 위하여 필요한 총요소비율, 즉 숙련 노동과 저숙련 노동의 비율 변화에 따른 상대임금의 변화를 추정한다. 제Ⅲ장에서는 외국인력이 저숙련 노동과 대체성을 가지며 외국인력 유입은 국내에 저숙련 노동공급이 증가한 것과 동일한 효과를 가짐을 설명하였다.

---

47 이 계산과정에 대해서는 Smith and Edmonston(1998), pp.159~160 참조.

이민자들과 그 후손은 더욱 넓은 범위의 노동력과 대체관계를 가진다. 이러한 노동공급 비율의 변화가 어떠한 임금 변화를 가져올 것인가는 과거의 노동공급 변화에 따른 상대임금비율의 변화를 측정함으로써 평가할 수 있다. 본 장에서는 이를 시행하여 외국인력 및 이민 유입의 영향을 평가한다. 숙련수준을 학력수준과 반드시 동일시할 수는 없지만 본 장에서는 이 가정을 채택하며 제1절에서는 그 추이부터 살펴본다.

분석을 위한 통계자료로는 노동부의 「임금구조기본통계조사」를 이용하며, 분석기간은 자료가 이용 가능한 1980~2008년간으로 한다. 통계자료로부터 고졸 미만, 고졸, 초대졸, 대졸 이상의 4개 학력집단별 노동공급과 임금수준의 변화 추이를 파악할 수 있다. 자료의 분석기간은 29년의 장기간이며 이 기간 중에는 노동력의 학력과 연령구성에서 큰 폭의 변화가 있다. 연령구성의 변화는 동일한 학력집단 내에서도 노동투입량과 임금의 변화를 가져올 수 있다. 여기에서 추정하고자 하는 바는 학력구성의 변화에 따른 상대임금의 변화이므로 근로시간과 임금에 있어서 연령별 구성의 변화로 인한 효과를 통제한다. 사용된 방법은 Katz and Murphy(1992)와 대동소이하다.

적절한 임금지표는 시간당 임금이며 상시근로임금(정상근로수당+초과근로수당)을 총근로시간(정상+초과 근로시간)으로 나눈 값을 2005년 불변가격으로 변환하여 이용한다. 외곽치가 평균에 미치는 영향을 통제하기 위하여 고임금 근로자에 대해서는 1% 룰을 적용하여 상위 1% 이상은 상위 1%의 임금을 부여하였다. 시간당 임금이 1,000원 미만(최근 최저임금의 1/4 이하)인 관찰치 역시 배제되었다. 근로시간별로는 전일제(full time) 근로자를 대상으로 하여 근로시간 월 120시간 이하 역시 제외하였다. 임금구조기본조사의 조사대상은 1999년 이후에는 이전의 5인 이상에서 10인 이상 사업장으로 확대되었지만, 분석에서는 이를 구분하지 않고 모든 관찰치를 포함하였다. 근로자의 경력은 학력수준별로 9, 12, 14, 16년의 교육연수를 각각 부여하여 (연령－교육연수－7)로 정의하였으며 경력 40년 이하를 대상으로 하였다.[48]

매년의 통계자료로부터 4개의 학력집단 및 40개의 경력별(160×1) 시간당 임금(W)과 총근로시간(N) 벡터를 얻을 수 있다. 여기에서 총근로시간은 근로자 수와 월평균 근로시간의 곱이다. 우리나라에서는 학력수준이 전반적으로 급속히 상승하였으므로 고졸 미만에서는 평균연령이 급속히 상승한 반면, 대졸 이상에서는 평균연령이 크게 하락하였다. 연령구조의 차이를 통제하기 위하여 각 학력별 평균임금은 경력별 총근로시간의 29

48 경력이 0과 같거나 작은 관찰치에는 경력 1년을 부여하였다.

년간 평균을 전체의 벡터 합이 1이 되도록 비중을 구하여 이로써 가중평균하였다. 마찬가지로 매년의 총근로시간 역시 경력별로 29년간 평균 경력별 시간당 임금의 전체 경력 평균에 대한 비율을 곱하여 조정하였다. 이러한 과정은 매년의 총근로시간을 효율단위로 전환하여 노동투입량을 계산하는 것과 동일하다.

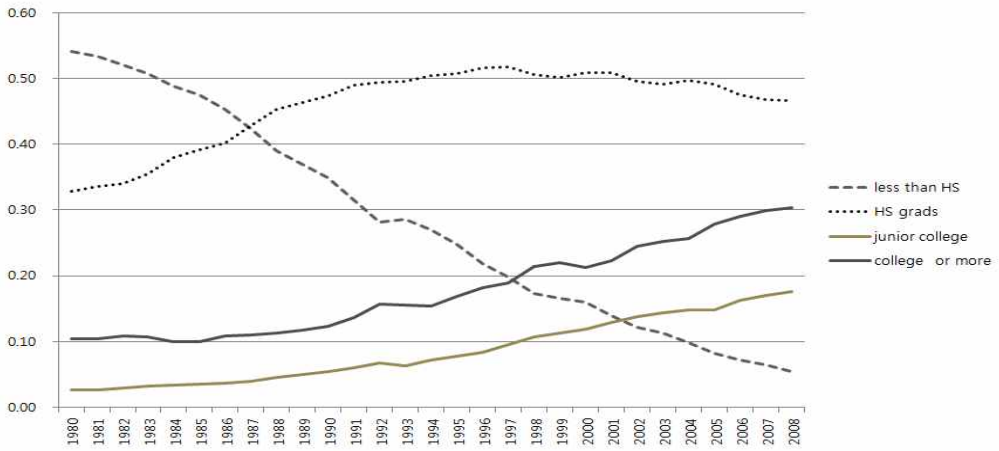
[Figure 2]는 이와 같이 계산된 학력집단별 효율단위 노동공급의 추이를 전체에 대한 비중으로 나타낸 것이다. 고졸 미만의 노동공급은 1980년에는 비중이 0.54로서 전체의 반 이상이었으나 2008년에는 0.05로 하락하였다. 반면, 초대졸과 대졸 이상의 노동공급은 전 기간에 걸쳐서 증가하였다. 고졸 노동공급은 1990년대 초까지는 증가하였으나 이후에는 큰 변화는 없다. [Figure 3]은 학력별 임금을 전 학력 평균임금에 대한 비율로 표현한 것이다. [Figure 2]와 [Figure 3]을 비교하면 가장 낮은 학력집단인 고졸 미만의 경우 상대적인 노동공급 감소와 더불어 평균과의 격차가 1990년대 중반까지는 축소되었으나 이후에는 공급 감소가 지속되었음에도 불구하고 추가적으로 축소되지는 않았으며 오히려 확대되었다. 반대로 대졸 이상은 공급 증가에도 불구하고 1990년대 중반 이후에는 평균과의 격차가 오히려 확대되고 있다. 제Ⅲ장 [Figure 1]의 비교정태분석에 의하면 저숙련 노동공급이 상대적으로 증가하면 상대임금 격차는 확대되어야 한다. 그러나 1990년대 중반 이후 학력 간 임금격차가 확대되고 있다는 사실은 공급비율의 변화와 무관하게 시계열적인 노동수요구조 변화(demand shift)가 작용하고 있음을 의미한다. 그러므로 상대공급 변화에 따른 상대임금 변화의 탄력성을 측정하기 위해서는 노동수요 변화의 효과를 감안할 필요가 있다. 추정과정에서 이를 어떻게 감안할 것인가는 제2절에서 다룬다. 또한 [Figure 3]에 의하면 고졸과 초대졸 간에는 임금격차가 작으며 상대적인 공급 변화의 영향도 나타나지 않고 있다. 이는 고졸과 초대졸은 서로 유사한 노동력임을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 고졸과 초대졸 노동력은 사실상 동질적인 노동력으로 간주한다.

2. 총요소비율 변화의 임금에 대한 영향

가. 상대노동비율의 상대임금에 대한 영향

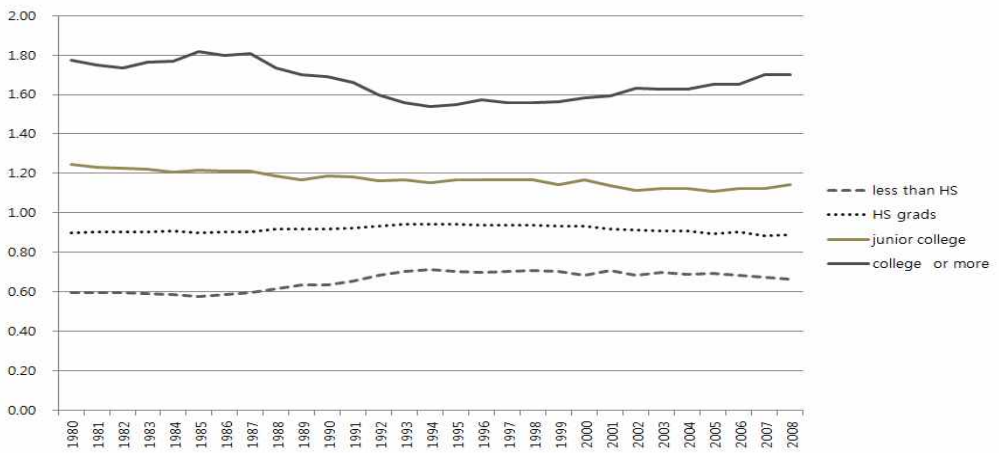
제Ⅲ장에 의하면 외국인력 및 이민 유입의 효과를 평가하기 위해서는 숙련과 저숙련 노동의 비율 변화에 따른 상대적인 임금비율 변화의 탄력성이 요구된다. 외국인력의

[Figure 2] Relative Labor Supply by Education in Efficiency Units: 1980~2008



Source: Author's calculation using Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

[Figure 3] Relative Wages by Education: 1980~2008

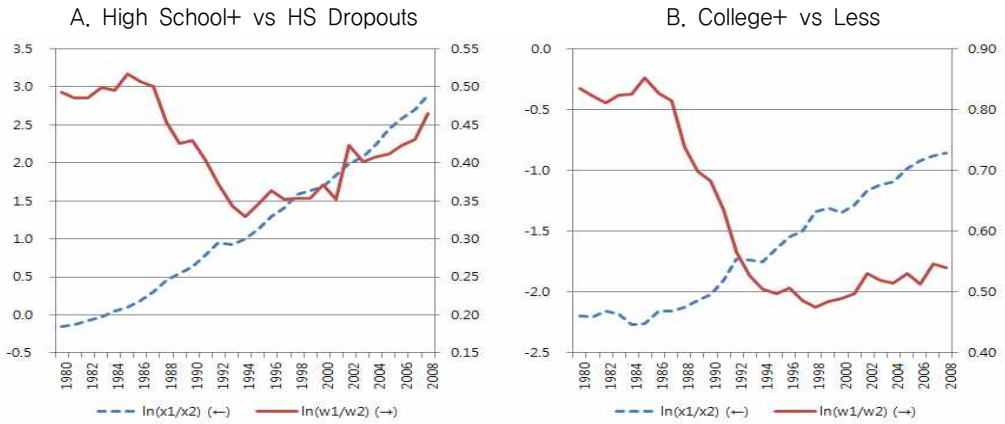


Source: Author's calculation using Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

영향 평가를 위해서는 고졸 미만을 저숙련으로 정의할 필요가 있으며, 이민의 영향 평가를 위해서는 대졸 미만을 저숙련으로 정의할 필요가 있다.

고졸 이상과 고졸 미만, 그리고 대졸 이상과 초대졸 이하의 각각에 대하여 노동공급량과 임금을 제1절에서와 같은 방법으로 구성효과를 통제한 다음 상대적인 비율의 로그

[Figure 4] Log Relative Labor Supply and Log Relative Wage: High & Low Skilled



Note: Dotted line is log relative labor supply $\ln(x_1/x_2)$ (left axis), and real line is log relative hourly wage $\ln(w_1/w_2)$ (right axis).

Source: Author's calculation from Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

값의 추이를 나타내면 [Figure 4]와 같다. 그림에서는 편의상 숙련수준이 높은 노동력에 하첨자 1을 부여하고 저숙련에 하첨자 2를 부여하였다. 패널 A와 B의 고졸 이상과 미만, 대졸 이상과 미만의 상대노동공급과 상대임금은 유사한 추이를 보인다. 학력수준의 전반적인 상승에 따라 숙련 노동의 비율은 1980년 이후 계속 증가하였다. 반면, 숙련 노동의 상대적인 임금은 숙련 노동공급의 증가에 따라 1990년대 중반까지는 하락하였으나 이후에는 하락세가 멈추었을 뿐만 아니라 완만하지만 오히려 상승하였다. 특히 고졸 이상과 미만의 경우(패널 A)에는 저숙련 노동의 감소에도 불구하고 상대임금 격차는 1990년대 중반 이후 비교적 빠르게 확대되었다. 그러므로 [Figure 1]의 비교정태분석에서 요구되는 상대적인 공급 변화에 의한 상대임금 변화의 탄력성을 추정하기 위해서는 시계열 변화에서 추세적인 노동수요 변화를 추정하여 그 영향을 제거할 필요가 있다.

본 연구에서는 수요곡선은 우하향하므로 공급 증가는 임금을 하락시킨다는 매우 간단한 수요공급 원리를 이용하여 추세적 수요 변화요인을 분리한다. Katz and Murphy (1992, pp.46~54)가 이러한 방법을 제시하였는데 수식으로 설명하면 다음과 같다.

노동수요가 임금과 수요의 변화추세에 의하여 결정된다면 노동수요함수는 다음과 같이 설정된다.

$$X_t = D(W_t, Z_t) \tag{1}$$

여기에서 X_t와 W_t는 t년도의 요소수요와 요소가격을 표시하는 2×1 벡터이며, Z_t는 수요 변화를 나타내는 변수(demand shifter)이다. 요소수요의 변화는 식 (1)의 전미분(total differentiation)으로 얻어진다.

$$dX_t = D_w dW_t + D_z dZ_t \tag{2}$$

생산함수가 오목하다면(concave), 위 식에서 임금 변화의 요소수요 변화에 대한 교차효과를 나타내는 2×2 행렬 D_w는 negative semi-definite이며, 따라서 수요 변화의 효과를 제거한 노동수요 변화와 임금 변화의 곱은 0보다 작거나 같은 값을 가져야 한다. 즉,

$$dW_t'(dX_t - D_z dZ_t) = dW_t' D_w dW_t \leq 0 \tag{3}$$

그러므로 이러한 관계를 성립하게 하는 $D_z dZ_t$를 노동수요 변화의 효과로, 그리고 공급 변화에서 그 효과를 뺀 $(dX_t - D_z dZ_t)$을 상대임금을 결정하는 공급 측면의 변화로 해석한다.

[Figure 4]에서 어떤 형태의 $D_z dZ_t$ 함수가 식 (3)을 충족시킬 수 있는지를 생각해 보면, 1980~2008년에 걸친 선형추세(linear trend)함수로는 부족함을 알 수 있다. 상대공급과 상대임금 변화추세에서는 대략 1990년대 중반을 분기점으로 하여 이후에는 양자가 반대 방향이 아닌 같은 방향으로 변화하고 있다. 그러므로 식 (3)을 충족시키기 위해서는 선형추세로는 부족하며, 1990년대 중반 이후 변화가 다시 변하는 추세변수가 필요함을 알 수 있다. 그러므로 추정과정에서는 1990년대 중반에 기울기가 변하는 꺾어진 선(kinked line) 형태의 추세함수를 사용한다.

2-요소 생산함수에서 두 생산요소는 서로 q-보완재 관계를 가지며 그 관계의 강도는 대체탄력성(elasticity of substitution, σ)으로 측정된다.[49] CES 생산함수를 가정하면 상대공급 변화에 따른 상대임금 변화 탄력성은 다음과 같이 대체탄력성의 역수로 주어진다.[50]

$$\ln\left(\frac{w_1(t)}{w_2(t)}\right) = \frac{1}{\sigma}\left[D(t) - \ln\frac{x_1(t)}{x_2(t)}\right] \tag{4}$$

〈Table 7〉 Relative Wage Change Elasticity to Relative Supply Change Estimates

---

49 만약 생산함수가 $Y = F(K, G(L_1, L_2))$의 형태이며 K와 $G(\ )$가 약한 분리성(weak separability)을 가진다면 $(\partial F/\partial L_1)/(\partial F/\partial L_2)$의 편미분에서 K는 사라지며, 두 요소 간의 관계는 K와 독립적이 된다.

50 Katz and Murphy(1992), p.68, 식 (17).

	$-1/\sigma$	Trend	Trend ($t \geq t_1$)
A. HS or More vs Less	−.160 (.001)	−	.025 (.001)
B. College or More vs. Less	−.413 (.001)	−.009 (.002)	.038 (.001)

Note: Estimation period is 1980 to 2008. In the parenthesis are p-values.
t_1=1993 for panel A and t_1=1995 for panel B.
Source: Author's estimates using Ministry of Labor, *Survey of Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

여기에서 w_1, w_2는 고졸 이상과 그 미만 혹은 대졸 이상과 그 미만의 임금이며, x_1, x_2는 각각의 노동공급이다. $D(t)$는 노동수요의 변화를 나타내는 추세변수(demand shifter)이다. 식 (4)에서 $1/\sigma$ 추정치는 추세변수의 형태에 크게 좌우된다. 추세변수가 없는 경우에는 상대공급의 상대임금에 대한 영향은 잘 나타나지 않는다. 추정과정에서 추세변수는 그 영향이 크게 나타나도록 하는(즉, 큰 $1/\sigma$값을 가지는) 형태를 선택하였다.

식 (4)의 추정 결과는 〈Table 7〉과 같다. 고졸 이상과 고졸 미만에서는 1993년에 변곡점을 가지는 추세변수를 이용하였으며, 선형추세는 통계적 유의성을 가지지 못하였으므로 제거하였다. 상대공급의 상대임금에 대한 탄력성 추정치는 −0.160(σ=6.25)으로 얻어진다. 대졸 이상과 대졸 미만의 경우는 1995년을 기점으로 기울기가 변하는 추세함수를 설정하였으며, 탄력성 추정치는 −0.413(σ=2.42)이 얻어졌다.

〈Table 7〉의 추정 결과는 미국의 연구와 비교한다면 작은 값(큰 대체탄력성 σ값)으로 얻어진 것이다. 미국의 경우 Borjas, Freeman, and Katz(1991)는 1963~87년의 CPS 데이터를 이용하여 고졸 이상(교육연수 9년 이상)과 고졸 미만(교육연수 8년 이하) 사이의 상대임금 변화의 상대공급 변화에 대한 탄력성을 −0.322(σ=3.31)로 추정하였다(pp.25~26, p.33). 또한 Katz and Murphy(1992)는 같은 데이터로부터 대졸과 고졸 사이의 탄력성을 −0.709(σ=1.41)로 추정하였다. 횡단면 자료 추정치도 별로 다르지 않다. 1960년의 인구센서스 자료로부터 Hemermesh and Grant(1979)는 교육연수 0~8년과 그 이상의 대체탄력성을 Borjas, Freeman, and Katz(1991)와 거의 같은 값인 3.3으로 추정하였으며, 대졸과 고졸 사이의 대체탄력성은 1.34, 대졸과 그 미만에서는 1.43으로 추정하였다(p.532, Table 3). Smith and Edmonston(1998)은 Hemermesh의 연구를 인용하여 대졸과 고졸 이하의 탄력성으로 0.5의 값을 채택하였다.[51]

〈Table 8〉 Comparison of Estimates of Partial Elasticities of Complementarity and

51 제Ⅲ장 각주 47 참조.

Own-price Elasticities in US and Europe

	US			Europe		
	r_X	r_E	r_U	r_X	r_E	r_U
L_X	−2.56	0.61	1.95	−4.30	0.25	.031
L_E	0.37	−3.62	3.24	1.76	−0.98	0.62
L_U	1.79	4.86	−6.65	2.55	0.73	−0.92

Note: Results from the estimation of a translog production function using data from the 1980 Census of Population-PUMS 1% sample (US) and the Euro-barometer survey series from 1988 through 1991 (Europe).
Source: Gang and Rivera-Batiz (1994), p.166, Table 1A, 1B.

우리나라에서 상대공급 변화에 따른 상대임금 변화의 탄력성이 미국에서보다 작게 추정된 것은 상식에 부합한다고 할 수 있다. 우리나라에서는 1980년대 이후 학력 간 노동공급비율이 매우 크게 변화하였으며, 또한 미국이 임금 변화가 시장조건 변화에 가장 민감한 노동시장이라면 우리나라의 상대임금 변화폭은 미국보다는 작을 것으로 예상할 수 있다. 미국과 유럽 노동시장을 비교한 연구를 찾아보면 Gang and Rivera-Batiz (1994)는 횡단면 자료 분석에서 임금 변화의 공급 변화에 대한 탄력성은 유럽이 미국보다 낮은 것으로 추정하고 있다. 이 연구는 단순노동력(L_U), 교육연수(L_E), 경력연수(L_X)를 생산요소로 하는 트랜스 로그 생산함수를 추정하여 각 요인의 공급 변화가 그 보상수준(임금) 변화에 미치는 영향을 추정하였다. 이용된 자료는 미국의 1980년 센서스와 유럽의 1988~91년 Euro-barometer survey 자료이다. 추정 결과는 수익률의 공급 변화에 대한 탄력성($\epsilon_{kj} = d(\ln r_k)/d(\ln L_j)$)으로 제시되었으며, 〈Table 8〉은 그 결과를 수록하고 있다. 공급 변화로 인한 수익의 변화폭은 미국에서 유럽보다 훨씬 크게 추정된다. 예를 들어 단순노동(L_U)이 1% 증가할 때 교육의 수익(r_E)은 유럽에서는 0.73% 증가하나 미국에서는 4.86% 증가한다. 일반적으로 횡단면 탄력성 추정치는 시계열 추정치보다는 큰 값을 가진다. 미국과 유럽의 격차가 매우 큰 것은 횡단면 추정치는 지역 간 이동성에 따라 민감하게 변화하므로 미국의 지역 이동성이 큰 데에 기인할 수도 있다. 이런 점을 감안하더라도 큰 탄력성($-1/\sigma$) 값은 임금이 시장상황 변화에 따라 민감하게 변화함을 의미하며, Gang and Rivera-Batiz(1994)는 두 경제의 임금결정구조의 차이가 이러한 결과를 유발한 것으로 해석하였다.

미국과의 비교와는 별개로 〈Table 7〉의 추정치는 작은 탄력성 값이라고 볼 수 있다. 추정 결과에 의하면 대졸 이상이 상대적으로 50% 감소하면 임금격차는 불과 20% 확대

된다. 그리고 고졸 이하가 100% 증가할 때 임금격차 확대폭은 16%에 불과하다. 작은 탄력성 값이 얻어진 중요한 원인은 우리나라의 경우 급속한 학력 상승으로 학력수준별 노동공급의 비율이 매우 큰 폭으로 변화하였기 때문인 것으로 추정된다. 학력수준의 전반적인 상승으로 숙련 노동공급비율은 큰 폭으로 증가하였으나 상대임금($=\ln(w_1/w_2)$)의 하락폭이 이보다 작다면 탄력성 추정치는 작게 얻어질 것이다. 작은 탄력성 값은 외국인력이 대량으로 유입되더라도 내국인 저숙련자에 대한 영향은 크지 않음을 의미한다. 따라서 이 추정치의 신뢰성을 검증하기 위하여 다음 절에서는 숙련수준을 3단계로 정의한 3-요소 생산함수를 가정하여 탄력성 추정치를 검증한다.

나. 3숙련요소 트랜스 로그 생산함수

숙련수준별 노동력을 대졸 이상, 고졸과 초대졸, 고졸 미만의 세 집단으로 구분하여 트랜스 로그 생산함수를 적용하면 각 노동력은 서로 보완재뿐만 아니라 대체재의 관계도 가질 수 있으므로 보다 다양한 상호관계가 허용된다. 앞 항에서 숙련-저숙련의 2집단으로 분류할 경우 고졸 이상과 고졸 미만의 보완재 관계는 약한 것으로 추정되었으며, 대졸 이상과 그 미만 사이에는 고졸 이상과 미만보다는 강하지만 미국의 추정치보다는 작은 값으로 추정되었다. 3개의 학력집단으로 구분할 경우에 그 영향은 보다 구체적으로 나타날 수도 있을 것이다.

학력계층을 대졸 이상, 고졸 및 초대졸, 고졸 미만의 세 집단으로 나누고 상호 간에 대체재 및 보완재 관계가 성립할 수 있는 트랜스 로그 생산함수를 가정하면 생산함수는 다음과 같다.

$$\ln Y = \alpha_0 + \Sigma_k \beta_k \ln L_k + 1/2 \Sigma_k \Sigma_j \gamma_{kj} \ln L_k \ln L_j \tag{5}$$

그리고 식 (5)의 계수들 간에는 아래의 제약조건이 성립한다.

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji},\ \Sigma_k \beta_k = 1,\ \Sigma_k \gamma_{kj} = 0 \ \text{ for } all\ j \tag{6}$$

1차 동차성(linear homogeneity)을 가정하면 추정식은 다음과 같다.

$$s_1 = \partial \ln Y / \partial \ln L_1 = \beta_1 + \gamma_{12} \ln L_2/L_1 + \gamma_{13} \ln L_3/L_1 + u_1 \tag{7}$$

$$s_2 = \partial \ln Y / \partial \ln L_2 = \beta_2 + \gamma_{22} \ln L_2 / L_1 + \gamma_{23} \ln L_3 / L_1 + u_2$$
$$s_3 = \partial \ln Y / \partial \ln L_3 = \beta_3 + \gamma_{32} \ln L_2 / L_1 + \gamma_{33} \ln L_3 / L_1 + u_3$$

식 (7)에서 s_1, s_2, s_3는 각 집단의 소득점유율(즉, $s_i = w_i L_i / Y$)이다. 식 (7)의 세 추정식에 (6)의 제약조건을 적용하면 각 계수 추정치는 2개의 식으로부터 모두 도출되므로 식 (7)의 세 식 중 1개는 사실은 불필요(redundant)한 추정식이다. 이하에서는 1개의 추정식을 제거하지 않고 추정치의 신뢰도를 검증하는 목적으로 이용한다. 식 (7)의 각 계수추정치로부터 각 생산요소의 자기 및 교차 탄력성은 다음과 같이 계산된다.

$$\epsilon_{kk} = d(\ln w_k)/d(\ln L_k) = (\gamma_{kk} + s_k^2 - s_k)/s_k \tag{8}$$
$$\epsilon_{kj} = d(\ln w_k)/d(\ln L_j) = (\gamma_{kj} + s_k s_j)/s_k$$

추정과정에서는 1980~2008년의 시계열을 사용하였으며, 제1절에서와 같이 1995년을 기점으로 기울기가 변하는 선형추세함수를 포함하였다. 또한 각 추정식에서 시계열상관(serial correlation)이 나타났으므로 AR(1)의 자기상관(auto-correlation)을 부과하였다. 추정 결과는 〈Table 9〉와 같으며, 하첨자 1, 2, 3은 대졸 이상, 초대졸 및 고졸, 고졸 미만을 각각 표시한다.

식 (6)의 조건은 추정과정에서 제약식으로 부과되지 않았으나 대체로 충족되고 있다. 식 (8)의 탄력성은 γ_{ij} 추정치로부터 도출된다. 소득점유율로는 1990~2008년 평균인 0.313, 0.553, 0.134를 사용하였다. 탄력성 추정치는 〈Table 9〉와 같다. $\gamma_{23} = \gamma_{32}$ 값으로는 두 추정치의 평균인 −0.067을 적용하였다.

〈Table 9〉 Estimates of Trans-log Production Function with Three Education Groups

	Estimates	p-value		Estimates	p-value
γ_{12}	−.061	.001	γ_{13}	−.034	.001
γ_{22}	.168	.001	γ_{23}	−.060	.052
γ_{32}	−.074	.063	γ_{33}	.096	.002

Note: Estimation period is from 1980 to 2005.
Source: Author's calculation using Ministry of Labor, *Survey on Wages and Working Hours at Establishments*, various years.

〈Table 10〉 Estimates of Elasticity of Wage Change on Labor Supply Change among Three

Education Groups

	$\widehat{w_1}$		$\widehat{w_2}$		$\widehat{w_3}$	
$\widehat{L_1}$	ϵ_{11}	−.383	ϵ_{12}	.359	ϵ_{13}	.099
$\widehat{L_2}$	ϵ_{21}	.203	ϵ_{22}	−.143	ϵ_{23}	.012
$\widehat{L_3}$	ϵ_{31}	.059	ϵ_{32}	.051	ϵ_{33}	−.185

Note: Sample period is from 1980 to 2005.
Source: Ministry of Labor, *Survey of Wages and Working Hours at Establishment*, various years.

고용 변화에 대한 임금 변화의 자기탄력성(ϵ_{11}, ϵ_{22}, ϵ_{33})은 모두 노동수요 탄력성의 값을 반영하여 음(−)의 값으로 추정된다. 횡단면 자료에서는 숙련수준이 낮은 노동력일수록 물적자본에 의한 대체성이 높으므로 임금이 상승할 때 노동수요도 크게 감소한다.[52] 〈Table 10〉에서는 임금 변화가 분자이므로 이러한 관계가 성립하려면 저학력일수록 0에 가까운 값을 가져야 한다. 추정 결과에서는 대략적으로는 이런 관계가 관찰되지만 숙련수준에 따라 일정한 비례관계는 나타나지 않는다. 시계열 자료에서 횡단면 자료와는 다소 다른 추정치가 얻어지는 것은 일반적이라고 할 수 있다.[53] 그 이유는 시계열 자료 추정치에서는 고용 변화와 관련이 있는 다른 요인들의 영향이 작용하기 때문인 것으로 해석된다.

교차탄력성(ϵ_{kj})은 k의 고용 증가가 j의 임금에 미치는 영향이므로 그 값이 클수록 강한 q−보완재 관계를 의미한다. 고졸 미만과 고졸 및 초대졸, 대졸 이상의 세 노동력은 모두 서로 q−보완재의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 〈Table 10〉에서는 고졸−초대졸과 대졸 이상의 보완재 관계가 가장 크게 추정되었으며, 고졸 미만은 대졸 및 고졸−초대졸과 보완재 관계이지만 그 정도는 약한 것으로 추정되었다.

추정에 관한 논의를 매듭짓기에 앞서 미국의 추정치와 비교하면 다음과 같다. 앞서 2집단으로 분류할 경우에는 한국의 학력 간 대체탄력성(σ)은 미국보다 크게 추정됨을 확인한 바 있다. 미국의 연구 중 세 학력집단 간의 대체−보완 관계를 추정한 결과는 흔하지 않지만 Grant(1979)를 찾을 수 있다. Grant(1979)는 1970년 인구센서스 자료를

〈Table 11〉 Estimates of Cross Elasticities of Substitution by Education Groups, US (1970 Census data)

52 Hemermesh and Grant(1979)는 노동력 간의 대체관계에 대한 연구에서 확립된 결론은 (1) 물적자본과 인적자본은 서로 보완재 관계이며 결합적으로(jointly) 단순노동과는 대체재 관계라는 점과, (2) 청년 노동력의 수요탄력성은 1보다 크며 고령노동력과의 대체성은 불분명하다는 것뿐이라고 지적하였다 (p.518).

53 Hemermesh and Grant(1979), Hemermesh(1986)에 제시된 다양한 추정 결과에 대한 서베이 참조.

Years of Education	Elasticity of Substitution (σ)		
	0 to 8 Years	9 to 12 Years	13 Years and More
0 to 8 Years	−.70	.77	.21
9 to 12 Years	.77	−.44	1.16
13 Years and More	.21	1.16	−.35

Source: Hemermesh and Grant(1979), p.532, Table 3.

분석하였으며 물적자본과 교육연수 0~8년, 9~12년, 13년 이상으로 구분된 3개의 노동투입으로 구성된 4생산요소 트랜스 로그 생산함수를 추정하였다.[54] Allen 교차가격탄력성($\sigma_{ij} = (d\ln(L_j/L_i)/d\ln(w_i/w_j))$으로 표현된 탄력성 추정 결과는 〈Table 11〉과 같다. 횡단면 자료 분석인 이 연구에서 자기임금탄력성은 저학력 노동일수록 높으며, 세 노동력은 서로 q-보완재의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 따라서 학력수준별 노동력이 서로 보완재 관계를 가지는 것은 한국과 미국에서 공통적인 결과이다. 다만, 〈Table 11〉에서는 낮은 교차가격탄력성(σ)이 강한 q-보완재 관계를 의미하는데, 그 관계는 고졸 미만과 대졸 이상 사이에서 강하며 고졸과 대졸 이상 사이에서 이보다 약한 것으로 추정되었다.[55] 그러나 미국 자료의 분석에서도 앞서 인용한 Borjas, Freeman, and Katz (1991)와 Katz and Murphy(1992)의 시계열 분석에서는 대졸과 고졸의 대체탄력성은 1.41, 고졸 이상과 고졸 미만의 대체탄력성은 3.31로서 대졸과 고졸의 보완재 관계가 고졸 이상과 고졸 미만의 노동보다 더 높게 추정된 바 있다. 그러므로 대졸과 고졸 미만의 보완재 관계가 가장 강하다는 횡단면 추정 결과는 시계열 자료 분석에서는 반드시 성립하지는 않는다.

4. 외국인력 및 이민 유입의 영향 추정

가. 고졸 미만과 경쟁관계인 외국인력

54 James Grant, "Labor Substitution in U.S. Manufacturing," Ph.D. dissertation, Lansing: Michigan State University, 1979에 수록된 추정 결과임. Hamermesh and Grant(1979) 참조.

55 〈Table 11〉의 교차가격탄력성과 〈Table 10〉의 탄력성 간에는 $\epsilon_{ij} = 1/(s_i\sigma_{ji})$의 관계가 성립하므로 서로 역수관계이다. 이는 트랜스 로그 노동수요함수에서 교차가격탄력성이 $\sigma_{ij} = \frac{1}{s_j}\frac{\partial \ln X_i}{\partial \ln P_j}$으로 정의됨에 따른 결과이다. 그러므로 $\sigma > 0$은 p-대체재와 q-보완재($\epsilon > 0$) 관계를 의미한다.

총요소비율의 임금에 대한 영향 추정 결과로부터 외국인력 및 이민 유입의 영향을 평가할 수 있다. 외국인 단순인력의 경우 내국인과의 대체성에 대한 가장 일반적인 가정은 내국인 중 숙련수준 하위 20%의 저숙련 인력과 경쟁관계에 있다는 가정이다. 2009년 경제활동인구조사에 의하면 우리나라 취업자의 학력자 구성은 고졸 미만이 505만명(21.5 %), 고졸 및 초대졸이 1,230만명(52.3%), 대졸 이상이 617만명(26.2%)이다. 외국인력이 하위 20%의 저숙련 노동과 대체재 관계라면 대략적으로 고졸 미만과 대체재 관계라고 볼 수 있으며, 외국인력 유입의 영향은 고졸 미만의 공급 증가와 동일하다고 볼 수 있다.

구체적인 수치를 도출하기 위해서는 외국인력의 증가가 이루어진 기간을 설정할 필요가 있다. 우리나라의 외국인력 도입은 대체로 1980년대 후반부터 시작되었으며, 1990년에 약 2만명, 2000년에 약 30만명으로 추정된다(김정호[2009], p.5). 이하에서는 이를 단순화하여 외국인력의 증가를 1990년 이후 2009년까지 70만명, 2000년 이후 40만명으로 가정한다. 고졸 미만 취업자가 2009년에 약 500만명이므로 외국인력이 고졸 미만과 완전대체재라면 외국인력 유입은 고졸 미만의 노동공급을 1990년과 비교해서는 14%, 2000년과 비교해서는 8% 증가시켰다고 볼 수 있다. 이하에서는 이러한 증가가 앞의 2요소 및 3요소 추정치와 비교할 때 어떤 임금의 변화를 가져왔을 것인가를 평가한다.

〈Table 10〉의 3요소 추정치를 이용하면 L_3가 14% 및 8% 증가할 경우 학력별 임금에 대한 영향은 〈Table 12〉에 정리된 바와 같다. 1990~2008년, 2000~08년간의 각 학력별 임금의 상승폭은 하단에 제시하였다. 표의 결과는 만약 외국인력의 유입이 없었다면 1990년 이후 고졸 미만의 임금 상승률은 97.1%가 아닌 99.7%, 2000년 이후에는 29.1%가 아닌 30.5%로 추정됨을 의미한다. 2000년 이후 9년간 임금 상승폭을 1.5% 하락시키는 효과는 연간 상승률을 약 0.2% 낮추는 효과이므로 크다고는 할 수 없지만, 그렇다고 외국인력의 영향이 무시할 만한 크기는 아니다. 그러나 외국인력은 저숙련 노동과만 대체관계를 형성하므로 임금격차를 확대시킨다.

우리나라에서 대졸 이상과 초대졸-고졸, 고졸 미만의 임금비율은 대략적으로 2 대 1.25 대 1이다. 2000년과 2009년의 학력별 취업자 수를 가중치로 계산하면 고졸 이상과

〈Table 12〉 Effects of Foreign Workers on Domestic Workers' Wages

	College & More	HS-Junior Coll	HS Dropouts

HS Dropout Supply Increase	14%	0.8	0.7	−2.6
	8%	0.5	0.4	−1.5
Relative Wages	2008	2.18	1.25	1.00
	2000	1.98	1.24	1.00
Employment Shares	2008	26.8	52.3	21.5
	2000	17.2	51.5	31.3

Note: Wages are calculated as explained in Chapter 3 from Ministry of Labor, Wage Survey data. Employment shares from KNSO, EAPS data.

고졸 미만의 임금격차는 2000~08년간 약 10% 확대되었다. 〈Table 12〉의 증가율을 적용하면 외국인력 유입은 임금격차를 1.9% 확대하였다고 계산되므로 임금격차 확대의 19%가 외국인력 유입에 기인하였다는 결과가 얻어진다. 제Ⅲ장 제2절 가.의 상대임금 변화 탄력성 0.160으로 계산하면 외국인력 유입은 임금격차를 1.1% 추가 확대시켰으며, 전체 변화의 11%가 외국인력에 의한 것으로 계산된다. 2요소와 3요소 생산함수에 의한 추정치는 서로 크게 다르지 않다. 같은 데이터에 CES와 트랜스 로그라는 비슷한 형태의 두 생산함수를 적용한 결과이므로 그 결과도 서로 유사할 수밖에 없다. 두 결과를 종합하면 대체로 2000~08년간 외국인력 유입은 고졸 이상과 고졸 미만의 임금격차를 대체로 10~20% 확대시킨 것으로 추정할 수 있다.

Borjas, Freeman, and Katz(2005)는 1980~88년간 미국 고졸 이상과 고졸 미만의 임금비율 9.7% 확대 중 약 30%를 이민 유입의 영향으로 추정한 바 있다(Table 7, p.24, Table 8, p.25). 이 연구에서 이민이 고졸 미만 노동공급을 확대시킨 효과는 1980년 13.3%, 1988년 25.3%로 추정되었다. 이 결과를 〈Table 12〉에 제시한 결과와 비교하면 이민에 의한 저숙련 노동공급의 폭은 비슷하나 임금에 대한 효과는 약 절반에 불과함을 알 수 있다. 이는 탄력성 추정치의 차이에 의한 것으로 그들은 0.322의 탄력성을 이용하였으나 본 연구의 추정치는 0.160에 지나지 않는다.

〈Table 12〉의 추정치에 대해서는 추가적으로 다음의 논의를 할 수 있다. 첫째는 대체성의 범위로서 만약 외국인력의 일부가 내국인이 기피하는 업종에 있다면 이는 분리된 노동시장으로서 내국인과의 대체성도 성립하지 않는다. 만약 그 비율이 1/2이라면 외국인력 유입이 고졸 미만의 노동공급을 증가시키는 효과도 1/2로 줄어들며, 임금에 대한 영향 역시 반감된다. 대체성의 범위는 취업실태를 파악하여 결정할 수밖에 없다. 그러나 실태조사 자료가 부족하므로 정확한 판단은 매우 어렵다. 둘째의 이슈는 탄력성 추

정치의 신뢰도에 관한 것으로서 본 연구의 추정치는 비교적 작은 값이라고 할 수 있다. 이는 우리나라 학력구성과 임금자료의 특성에 따른 결과이다. 본 연구에서는 다양한 추정방법을 시도하였으나 추정치는 크게 달라지지 않았다. 만약 숙련수준을 학력 외에 다른 방법으로 정의할 수 있다면 탄력성 수준에 대한 검증이 가능하겠으나 본 연구에서 이를 시도하지는 않았다.[56]

나. 초대졸 이하와 경쟁관계인 이민 유입

이민자들은 그 성격상 내국인을 대체하는 범위가 단기 방문취업자인 외국인력보다는 넓다. 이민자는 취업범위에 제한이 없으며, 내국인과 동화되고 있는 인력이다. 이민 유입의 영향을 평가함에 있어서는 이민인구가 2050년까지 총인구의 5%라는 가정과 10%라는 가정을 채택한다. 5%는 결혼이민자와 그 후손의 규모 추계이며 10%는 북한이탈주민의 급속한 증가를 상정한 경우이다.

계산의 편의를 위하여 간단히 이민인구의 1/2은 내국인 고졸 미만과, 그리고 1/2은 고졸–초대졸과 완전한 대체관계를 가진다고 가정하면 5% 증가의 영향은 고졸 미만 노동력의 공급을 11.5%, 고졸–초대졸의 공급을 4.3% 증가시키는 효과이다. 〈Table 10〉으로부터 계산된 임금에 대한 영향은 〈Table 13〉과 같다. 고졸 미만의 증가는 그들의 임금을 낮추지만 고졸 이상의 임금을 상승시키는 효과를 가지며 고졸–초대졸 인력의 증가는 고졸 미만과 대졸 이상의 임금을 상승시키는 효과를 가진다. 〈Table 13〉은 이런 효과들을 합산한 것이다. 이러한 변화는 대졸 이상과 초대졸 이하의 임금격차를 84.6%에서 88.5%로 2.1% 확대시키는 효과를 가진다. 이민인구 규모가 10%일 경우의 효과는 그 2배이다. 〈Table 7〉의 탄력성 추정치인 0.413을 적용하면 임금격차는 2.8% 확대된다는 결론이 얻어진다. Smith and Edmonston(1998)은 탄력성으로 0.5를 이용하였으므로 이민 유입의 경우에서는 탄력성 추정치의 차이로 인한 격차는 별로 없다.

이민 유입의 영향 대체성의 범위에 대한 가정에 따라 그 크기가 달라진다. 이민자들의 숙련수준이 낮아 대체성의 범위가 제한될수록 임금격차 확대에 대한 영향은 커지며 다문화가정 자녀의 교육실태는 이러한 우려가 현실이 될 가능성을 시사하고 있다.

〈Table 13〉 Effects of Immigration on Wages by Education Groups

---

56 예를 들어 Smith(2012)는 저숙련 이민인력은 내국인 10대 근로자와 높은 대체성을 가진다고 주장하였다.

Size of Immigrants (% of Total Workers)	Increase in Labor Supply	Effects on Wages(%)		
		HS Dropouts	HS-Some College	College and More
5%	HS dropouts 11.5%, HS-Jr college 4.3%	-2.1	0.0	1.6
10%	HS dropouts 23.0%, HS-Jr college 8.6%	-4.1	-0.1	3.1

〈Table 13〉의 추정치는 향후 40년간에 걸친 영향이므로 9년간의 영향을 추정한 〈Table 12〉보다는 훨씬 작은 효과를 의미한다. 그러나 이 결과는 대체범위를 매우 넓게 설정한 데에 기인한다는 점에 유의할 필요가 있다.

만약 이민인구와 더불어 외국인력이 지속적으로 유입된다면 외국인에 의한 영향은 두 영향을 합한 것이므로 매우 커질 수 있다. 2050년에 총인구의 5%에 달하는 이민인구와 더불어 총취업자의 3%에 달하는 외국인력 역시 유입된다면 고졸 미만 임금에 대한 영향이 -5%로까지 확대될 수 있는 것이다.

V. 요약 및 정책적 시사점

본 연구가 제시하는 바와 같이 외국인력 및 이민 유입이 내국인에게 미치는 영향은 총생산 측면보다는 소득분배의 측면에서 더욱 크다. 외국인의 유입은 총생산 증가에 기여하지만 그 효과는 크지 않다. 그 주된 이유는 우리나라에 유입되는 외국인의 대부분이 생산성이 낮은 단순인력이라는 데에 있다. 이민국가인 미국에서도 경제성장에는 외국인 단순노동력보다 오히려 유학으로 입국한 외국인 과학기술인력이 더욱 큰 기여를 하였다는 견해가 있다.[57] 이러한 인재들은 유치된 것이 아니라 미국에서 양성된 인력으로서 그 기여는 미국 이민정책의 성과가 아닌 대학교육시스템의 성과로 간주되고 있다.

그러므로 외국인력 및 이민의 유입 확대만으로는 경제성장을 크게 개선할 수 없으며, 이러한 효과를 거두기 위해서는 국내 경제에 기여할 수 있는 외국인력이 선별적으로 유입될 수 있도록 하는 기제를 우선 갖추어야 한다. 미국과 유럽에서의 논의동향을 살펴

57 Smith and Edmonston(1998).

보더라도 이민정책에 대한 비판은 그 규모에 있는 것이 아니라 미국은 1965년의 이민법 개정 이후, 유럽은 1980년대 이후에 일어난 이민인력 선별장치의 상실에 주로 가해지고 있다.

그러면 어떠한 인력이 도입되어야 하는가? 외국인이 내국인의 경제적 지위를 떨어뜨리는 효과는 외국인이 내국인과 경쟁관계를 형성함으로써 일어난다. 그러므로 내국인과 동질적인 노동을 하는 외국인일수록 내국인의 지위에 대한 영향이 크며, 반면 이질적인 인력은 서로 분야가 중복되지 않아 내국인의 지위를 악화시키지 않으면서 내국인의 복리후생에 기여할 수 있다. 외국인력 유입의 선별에서는 입국단계에서의 통제가 가장 효과적이므로 선별유입체제를 유지할 필요가 있다. 이규용(2010)은 현행 외국인력 도입정책은 공급자에 의하여 결정되어 수요자의 인력수요가 적절히 반영되지 못하는 체제라는 비판을 하고 있다.[58] 즉, 현행 제도는 그 도입규모만 통제하고 있으며 그 구성에 대한 선별기능은 부족하다는 지적으로서 매우 적절하다고 할 수 있다. 미국의 경우 이민정책의 실패는 1965년 이민법 개정에서 초청이민이 대폭 확대되어 자격요건규제가 사라진 데에서부터 비롯되었음에 유의할 필요가 있다.[59]

이민 유입의 효과는 인구 연령구조의 변화보다는 저숙련 인력의 공급 증대 면에서 더욱 크다. 그러므로 외국인력의 경우와 유사하게 그 영향은 성장에 대한 기여보다는 소득격차 확대의 측면에서 더욱 중요하다. 이민 유입으로 인한 소득격차 확대, 사회갈등 심화효과는 이민자와 그 2세들이 숙련수준이 낮은 노동력으로 양성되고 있기 때문에 발생하는 것이다. 그러므로 그들을 내국인 사회에 융합되도록 하는 동화정책(assimilation policy) 차원뿐만 아니라 통합정책(integration policy)의 차원에서 교육단계에서의 투자를 강화할 필요가 있다. OECD(2010)의 연구에 의하면 이민 2세의 사회적 배제(social exclusion)를 예방하기 위해서는 노동시장으로 진입한 이후의 적극적 노동시장정책보다는 이른 연령의 교육단계에서의 개입이 더욱 효과적이다. 이러한 투자는 직업훈련 등 기능 차원에서뿐만 아니라 자아존중(ambition), 사회적 네트워크 형성 등 사회교육을 포함한다.

우리나라의 경우 다문화가정 자녀의 고등학교 재학률은 70%에 불과하며 북한이탈주

---

58 이규용 외(2007), 이규용・박성재(2008), 유경준・이규용(2009) 등 참조.

59 미국에서는 이민 유입 통제가 강화되어 전통적으로 미국경제의 성장기반이 되었던 재능 있는 외국인의 유입이 오히려 어려워졌다는 비판도 있다(West[2010]). 이 역시 무차별적인 이민문호 확대의 부작용이다.

민의 경우도 이와 크게 다르지 않은 것으로 보고되고 있다. 이러한 상황이 장기적으로 지속된다면 심각한 사회갈등이 발생할 수 있다. 이를 예방할 수 있는 방법은 이민 2세 자녀들에 대한 양질의 교육이므로 그들에 대한 교육투자 확대는 그 효과가 매우 높은 정책이 될 수 있다.

영향 추정을 개선하기 위해서는 대체관계 가정을 보다 정치하게 수립할 수 있도록 하는 외국인력 현황 파악을 위한 통계자료가 필요하며, 기존 자료도 본 연구에서보다 더욱 세밀하게 분석할 필요가 있다. 또한 학력 외에 다른 방법으로 숙련수준을 정의할 수 있다면 탄력성 추정치의 신뢰도를 높일 수 있을 것이다.

우리나라에서 외국인력 및 이민 유입정책을 어떠한 기조로 수립하는 것이 바람직한가는 향후 우리나라 경제가 처할 상황과 밀접한 관련이 있다. 세계경제의 통합과 동아시아 경제권의 성장으로 경제가 개방되며 국제분업구조가 확대될수록 경제력 집중과 소득격차 확대의 가능성은 높다. 이러한 상황에서는 사회통합을 높게 유지하면서 유연한 경제구조를 갖추는 것이 바람직하며, 이러한 체제로 원활하게 이행하기 위해서는 낮은 소득격차가 유리하다. 우리나라는 고등교육의 일반화를 선택하였으므로 저임금의 외국인 노동력에 대한 수요는 앞으로도 높을 것이다. 그러나 외국인의 대량 유입은 사회정책 수립과 경제체제 변화 유연성의 여지를 좁힌다는 점에서 바람직하지 않을 수 있다.

참고문헌

김승권, 「한국다문화가족의 사회경제적 특성과 정책적 의미」, 『한국보건복지포럼』, 제165호, 한국보건사회연구원, 2010.

김승권・조애저・민현주, 『여성 결혼이민자 취업지원을 위한 조사연구』, 정책보고서 2010-09, 한국보건사회연구원, 2010.

김정호, 『저숙련 외국인 유입의 경제적 영향 분석』, 정책연구시리즈 2009-15, 한국개발연구원, 2009.

노동부, 『임금구조기본통계조사』, 각년도.

설동훈・서문희・이삼식・김명아, 『다문화가족의 중장기전망 및 대책연구』, 보건복지가족부 정책용역보고서, 2009.

유경준・이규용, 『외국인력의 현황과 정책과제』, 정책연구시리즈 2009-04, 한국개발연구원, 2009, pp.27~38.

이규용, 「외국인력 현황과 정책과제」, 한국노동연구원, 2010.

이규용・박성재, 「외국인력 고용구조와 영향」, 『KLI 노동리뷰』, 2008년 9월호, 한국노동연구원, 2008.

이규용・유길상・이해춘・설동훈・박성재, 『외국인력노동시장 분석 및 중장기 관리체계 개선방향 연구』, 연구보고서 2007-09, 한국노동연구원, 2007.

이삼식・최효진・박성재, 『다문화가족의 증가가 인구의 양적질적 수준에 미치는 영향』, 연구보고서 2009-34-1, 보건사회연구원 저출산고령화연구센터, 2009.

조동훈, 「외국인과 국내 근로자 임금격차 분석」, 『노동정책연구』, 제10권 제3호, 한국노동연구원, 2010.

조준모, 「외국인력의 내국인력에 대한 대체성 분석」, 유길상・이규용・이해춘・조준모・노용진・김헌구・박의경, 『저숙련 외국인력 노동시장 분석』, 제5장, 한국노동연구원, 2004.

최경수, 「저소득층 소득증가 부진의 원인 분석」, KDI 정책포럼 제227호(2010-07), 한국개발연구원, 2010.

통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도.

통계청, 『경제활동인구조사 부가조사』, 각년도.

통계청, 『인구동향조사 혼인부문』, 각년도.

한진희・최용석, 「국제노동이동의 경제적 영향 분석 — 외국인 노동자 문제를 중심으로」, 『한국개발연구』, 제28권 제1호, 한국개발연구원, 2005.

Altonji, Joseph G. and David Card, "The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives," in John M. Abowd and Richard B. Freeman (eds.), *Immigration, Trade, and the Labor Market,* Chicago: University of Chicago Press, 1991.

Borjas, George J., "Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities," *American Economic Review* 85(3), 1995, pp.365~390.

Borjas, Geroge, J., "Globalization and Immigration," Chapter 4 in Michael M. Weinstein (ed.), *Globalization: What's New*, Columbia University Press, 2005.

Borjas, George J., Richard B. Freeman, and Lawrence F. Katz, "On the Labor Market Effects of Immigration and Trade," NBER Working Paper, No. 3761, NBER, 1991.

Borjas, George J., Richard B. Freeman, and Lawrence F. Katz, "On the Labor Market Effects of Immigration and Trade," in George J. Borjas and Richard B. Freeman (eds.), *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas,* University of Chicago Press, 1992.

Borjas, George J., Richard B. Freeman, Lawrence F. Katz, John DiNardo, and John M. Abowd, "How Much Do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes?" *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1997, No. 1, 1997, pp.1~90.

Card, David E., "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market," *Industrial and Labor Relations Review* 43(2), 1990, pp.245~257.

Card, David E., "Immigration Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration," NBER Working Paper, No. 5927, National Bureau of Economic Research, 1997.

Frey, William H., "Immigration and Internal Migration 'Flight' from U.S. Meteropolitan Areas: Towards a New Demographic Balkanisation," *Urban Studies* 32(4-5), 1995a, pp.733~757.

Frey, William H., "Immigration Impacts on Internal Migration of the Poor: 1990 Census Evidence for U.S. States," *International Journal of Population Geography* 1, 1995b, pp.51~67.

Friedberg, Rachel M. and Jennifer Hunt, "The Impact of Immigrants on Host Country Wages, Employment and Growth," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 2, Spring 1995, pp.23~44.

Gang, Ira N. and Francisco L. Rivera-Batiz, "Labor Market Effects of Immigration in the United States and Europe: Substitution vs. Complementarity," *Journal of Population Economics* 7(2), 1994, pp.157~175.

Greenwood, Michael J. and John M. McDowell, "The Factor Market Consequences of U.S. Immigration," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. XXIV, December 1986, pp.1738~1772.

Grossman, Jean Baldwin, "Illegal Immigrants and Domestic Employment," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 37, No. 3, 1984, pp.240~251.

Hemermesh, Daniel S., "The Demand for Labor in the Long Run," Chapter 8 in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, 1986.

Hemermesh, Daniel S. and James Grant, "Econometric Studies of Labor-Labor Substitution and Their Implications for Policy," *Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 4, Fall 1979, pp.115~142.

Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963~1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics* 107(1), 1992, pp.35~78.

Lalonde, Robert J. and Robert H. Topel, "Labor Market Adjustments to Increased Immigration," in John M. Abowd and Richard B. Freeman (eds.), *Immigration, Trade, and the Labor Market,* Chicago: University of Chicago Press, 1991.

OECD, *International Migration Trends*, 2002.

OECD, *From Immigration to Integration,* 2006.

OECD, *International Migration Outlook 2010*, 2010.

Smith, Cristopher L., "The Impact of Low-Skilled Immigration on the Youth Labor Market," *Journal of Labor Economics*, Vol. 30, No. 1, 2012, pp.55~89.

Smith, James P. and Barry Edmonston (eds.), *The New Americans: Economic, Demographic, and Fiscal Effects of Immigration,* National Research Council, Washington D.C., U.S.A., 1998.

West, Darrell M., *Brain Gains*, Brooking Institution Press, 2010.

韓國開發硏究
제34권 제2호(통권 제115호)

‘학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교’ 자료를 이용한 사교육비 지출의 성적 향상효과 분석

강 창 희
(중앙대학교 경영경제대학 경제학부 부교수)

The Effect of Private Tutoring Expenditures on Academic Performance: Evidence from Middle School Students in South Korea

Changhui Kang
(Associate Professor, Department of Economics, Chung-Ang University)

* 본 연구를 위해 자료를 협조해 주신 한국교육개발원의 김양분 박사님께 감사드리며, 초고에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 검토자 두 분께도 감사드린다.

** 강창희: (e-mail) ckang@cau.ac.kr, (address) Department of Economics, Chung-Ang University, 221 Heukseok-Dong Dongjak-gu, Seoul 156-756, Korea.

• Key Word: 사교육(Private Tutoring), 시험점수(Test Scores), 비모수적 범위(Nonparametric Bounds)
• JEL Code: I20, C30
• Received: 2011. 9. 6 • Referee Process Started: 2011. 10. 11
• Referee Reports Completed: 2012. 2. 3

ABSTRACT

This paper examines the effect of private tutoring expenditures on academic performance of middle school students in South Korea, using data from “Analysis of the Level of School Education and Its Actual condition: Middle School”. In the face of endogeneity of private tutoring expenditures, the paper employs an instrumental variable (IV) method and a nonparametric bounding method. Using both methods we show that the true effect of private tutoring on middle school students remains at most modest in Korea. The IV results suggest that a 10 percent increase in tutoring expenditure for Korean, English and math raises a student’s test score of the subject at the largest by 1.24, 1.28, and 0.75 percent, respectively. The bounding results also fail to show evidence that an increase in tutoring expenditure leads to economically and statistically significant improvements in test score.

본 논문은 한국교육개발원의 ‘학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교’ 자료를 이용하여 중학교 3학년 학생에 대한 사교육비 지출이 어느 정도의 성적 향상효과가 있는지를 추정한다. 사교육비의 내생성을 통제하기 위해 본 논문은 도구변수법과 비모수 구간추정법(nonparametric bounds analysis)을 사용한다. 분석 결과, 두 방법에서 공통적으로 사교육비 지출의 증가가 유의미한 정도의 성적 향상으로 연결된다는 확실한 증거가 발견되지 않는다. 도구변수법의 결과에 의하면, 10% 높은 사교육비 지출은 국어, 영어, 수학 성적을 각각 약 1.24%, 1.28%, 0.75% 향상시킨다. 구간추정법에서는 국어, 영어, 수학 과목에서 모두 10% 증가된 사교육비 지출의 효과가 0보다 크다는 증거를 찾기 어렵다. 본 논문의 실증결과는 내생성을 통제한 여타의 연구들과 비슷한 결과를 보여준다.

Ⅰ. 서 론

최근 국내외 교육경제학 연구에서 흔히 등장하는 하나의 주제는 학교 밖 사교육(private tutoring)이 학생의 학업성적에 미치는 인과효과의 크기를 추정하는 문제이다. 예를 들어 Dang(2007)과 Dang and Rogers(2008)는 베트남의 자료를 이용하여, 그리고 Ono(2007)는 일본의 자료를 이용하여 사교육의 성적 향상효과를 추정하였다. 이들의 연구 결과에 의하면, 사교육은 학생의 성적을 향상시키는 강력한 효과가 있다. 반면에, 미국 자료를 이용한 Briggs(2001), 터키의 자료를 이용한 Gurun and Millimet(2008) 및 우리나라의 '한국교육고용패널'을 이용한 Kang(2007)의 연구와 '한국교육종단연구' 자료를 이용한 강창희·이삼호(2010) 등에 의하면, 사교육은 학생의 교육성과에 그다지 큰 긍정적인 영향을 미치지 못한다.

이상의 연구들은 사교육의 효과 연구를 선도했다는 측면에서 기여한 바가 크지만, 일부 연구의 실증 결과들은 사교육의 인과효과라고 결론 내리기에는 많은 한계들이 존재한다. 예를 들어 Dang(2007)은 통계모형에서 사교육의 내생성을 통제하기 위하여 학생이 거주하는 지역(commune)의 학교들에서 부과하는 튜터링 가격(tutoring fees)을 도구변수로 사용한다. 그러나 저자가 스스로 인정하듯이, 이 도구변수는 학생 거주지역의 생활수준과 연관이 있을 수 있고, 이로 인하여 사용된 도구변수가 외생적이라고 단정하기 힘들다. Ono(2007)는 일본의 로닌(ronin, 일본에서 관찰되는 대학입시 재수현상)이 진학하는 학교의 수준에 미치는 영향을 분석하였다. 그는 로닌의 도구변수로서 학생의 출신지역 내에 있는 대학들의 평균적인 수준을 사용하였다. Dang(2007)에서와 같이 이 도구변수 또한 학생 본인 및 그 가족의 관측되지 않는 특성을 통하여 학생이 진학하는 대학의 수준과 연관될 수 있으므로 외생적이라고 인정하기 어렵다. Briggs(2001)는 미국의 자료를 이용하여 코칭(coaching)이 대입시험(SAT 또는 ACT)의 성적에 미치는 영향을 추정하였다. 그는 코칭의 내생성을 통제하기 위하여 Heckman의 선택편의 교정모형을 사용하고 있으나, 효과를 식별하기 위하여 단지 함수의 비선형성에 의존할 뿐 특정한 도구변수를 사용하고 있지는 않다.

우리나라에서 사교육에 대한 연구는 다른 나라들보다도 앞서 2000년대 초반 이후 본

격화되기 시작하였다. 우리나라의 학부모들이 전통적으로 높은 사교육비를 지출하여 왔음을 생각할 때 이는 그리 놀라운 일이 아니다. 우리나라에서 사교육의 효과에 관한 연구는 다름 아닌 교육학, 교육심리학 및 교육사회학 분야의 연구자들에 의해 시작되었다(한대동 외[2001]; 오영수・윤정식[2003]). 사교육의 인과효과를 추정하는 문제가 정책효과나 처치효과 분석의 하나의 응용분야라는 인식하에서 최근 경제학자들이 사교육의 효과 추정 연구에 참여하고 있다(Kang[2007]; 강창희・이삼호[2010]; 김진영[2007]; 남기곤[2008]; 최형재[2008]).

지난 10여 년 동안 교육학 및 경제학 연구자들이 우리나라에서 사교육이 성적에 어떠한 효과를 미치는지를 추정하기 위해 많은 노력을 기울여 왔지만, 아직 그 효과의 크기에 대하여 합의된 견해가 형성되어 있지는 않다. 그 이유는 무엇보다도 대부분의 기존 실증연구들에서 사교육활동이나 사교육비가 가지는 내생성(endogeneity)이 적절하게 통제되지 못했기 때문이다. 예를 들면 조혜영・이경상(2005)과 김진영(2007)의 연구에서는 학생이 받은 사교육의 양을 표시하는 변수로서 사교육시간이, 그리고 이수정・임현정(2009)에서는 사교육비용이 사용되었다. 사교육이 교육성과에 미치는 영향을 추정하기 위하여 이들 연구에서는 사교육변수에 대하여 단순회귀분석방법(Ordinary Least Squares: OLS)을 적용하였다. 하지만 무작위 또는 자연실험을 통하지 않은 경우 단순회귀분석의 추정치는 인과관계(causation)가 아니라 상관관계(correlation)만을 표시한다는 점은 이미 잘 알려진 사실이다. 일부 교육학 연구자들은 단순회귀분석법 대신에 위계선형모형(Hierarchical Linear Model: HLM)을 통계 분석에 활용한다(임천순 외[2004]; 박현정 외[2008]). 하지만 HLM 또한 우도함수를 도출하는 과정에서 사교육비에 대한 외생성을 가정하기 때문에 OLS법과 동일한 한계에 직면한다.

사교육의 효과를 추정하는 대부분의 연구들이 사교육비의 내생성을 무시하거나 제한적으로만 고려한 데 비하여, 아래의 세 연구들은 내생성을 추정과정에서 명시적으로 다룬다. 먼저 Kang(2007)에서는 사교육비 지출액의 도구변수로서 학생의 출생순위가 첫째아(first-born)인지의 여부가 사용되었다. 이는 Black *et al.*(2005)에서 이미 제안된 도구변수로서, 개인의 출생순위는 출생과 동시에 외생적으로 결정되지만, 첫째아는 다른 형제들에 비하여 더 많은 교육투자를 받는다는 사실에 근거한다. 위의 도구변수 추정방법을 이용하여 한국직업능력개발원의 '교육고용패널' 자료를 분석한 Kang(2007)의 결과에 따르면, 사교육은 학생의 성적에 양의 영향을 미치기는 하지만 그 크기는 그리 크지 않다. 사교육비 지출이 10% 증가할 때 학생의 성적은 평균 0.4% 정도 상승한다.

둘째, 최형재(2008)는 종속변수로서 진학한 대학의 질적 수준을 사용하였다. Kang (2007)에서와 마찬가지로, 이 연구에서 사용된 사교육비의 도구변수는 학생의 출생순위이다. 그의 결과에 의하면, 10% 높은 사교육비 지출은 학생이 상위 31개 대학이나 의학과에 입학할 확률을 약 0.6~0.7% 정도 상승시킨다. 마지막으로 김지하・김정은(2009)에서는 내생성 통제를 위하여 성향점수 매칭법이 사용되었다. 이 연구는 내생성에 대한 인식 측면에서 과거의 연구들보다 진일보하였지만 사용된 사교육변수가 사교육비(tutoring expenditures)가 아니라 사교육 참여 여부여서 사교육의 효과를 정밀하게 탐구하는 데에는 한계가 있다. 물론 성향점수 매칭법이 인과효과의 추정에 어느 정도 효과적인지에 대한 실증방법론상의 의문도 여전히 남아 있다.

본 논문에서 우리는 사교육비의 내생성을 명시적으로 고려함과 동시에 그동안 사교육비의 효과 연구에서 사용되지 않았던 새로운 자료를 사용한다. 먼저 통계방법의 측면에서, 사교육의 내생성을 통제하는 방법으로 우리는 첫째아 여부를 사교육비 지출액의 도구변수로 활용하는 2단계 추정법을 적용한다(Kang[2007]; 최형재[2008]). 첫째아 여부는 사교육비와는 양의 연관관계를 가지고 있기는 하지만, 이 변수가 종속변수인 학업성적과 영의 상관관계를 보이는 진정한 외생변수(exogenous variable)라고는 보기 어렵다. 우리는 아래에서 첫째아 여부 도구변수는 사교육비의 효과를 과대추정(overstate)할 가능성이 있음을 지적한다.

본 논문에서 사용되는 두 번째의 통계방법은 실증경제학에서 최근 소개되기 시작한 비모수 구간추정법(nonparametric bounds methods)이다. 비모수 구간추정법은 Manski (1990)에 의해 최초로 경제학에 소개되었고, 이후 Manski(1997)와 Manski and Pepper (2000)에 의하여 그 방법이 보다 구체적으로 개발되었다. 이 방법이 실제로 적용된 사례로는 Blundell *et al.*(2007), Gerfin and Schellhorn(2006), Gonzalez(2005), Kreider and Pepper(2007), Lechner(1999), Manski and Nagin(1998), Pepper(2000) 및 강창희・이삼호(2010) 등이 있다. 비모수 구간추정법의 기본 아이디어는 외생성보다는 완화된 가정을 적용하여 통상적인 점추정치(point estimates) 대신에 인과효과의 범위, 즉 그 하한(lower bound)과 상한(upper bound)을 구하는 방법이다. 이와 같이 추정된 인과효과의 범위가 충분히 작다면 우리는 인과효과의 실제 크기가 이 범위 내에 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

우리는 도구변수법과 비모수 구간추정법을 한국교육개발원에서 2004년 중학교 3학년 학생 약 14,000명을 대상으로 구축한 '학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교' 자료

(이하 '중학교 실태 연구 자료')에 적용한다. 본 자료를 이용한 실증분석 결과에 의하면, 사교육비 지출은 학생의 학업성적에 다소 긍정적인 영향을 미치기는 하지만 그 영향이 그리 크지는 않다. 도구변수법의 결과에 의하면, 10% 높은 사교육비 지출은 국어성적을 약 1.24%, 영어성적을 약 1.28%, 수학성적을 약 0.75%, 그리고 세 과목 전체의 평균성적을 약 0.74% 정도 향상시킨다. 구간추정법의 결과에 의하면, 10% 높은 사교육비 지출은 국어, 영어, 수학 성적을 각각 최대 0.77~0.84%, 2.16~2.64%, 2.04~2.84% 정도까지 향상시킨다. 그러나 모든 과목에서 공통적으로 효과의 최솟값이 0과 다르다는 실증적인 증거가 부족하다. 이를 보수적으로 해석하면, 국어, 영어, 수학 과목에서 모두 높은 사교육비 지출이 유의미한 정도로 성적을 향상시킨다는 증거를 발견하기 어렵다. 이상의 결과는 동일한 통계방법을 고등학교 3학년의 대입수능시험 성적자료에 적용한 Kang(2007)이나, 중학교 2~3학년 학생의 학업성취도에 적용한 강창희·이삼호(2010)의 연구 결과와 일맥상통한다. 이는 본 논문에서 추정한 사교육비 성적 향상효과의 크기가 신뢰할 만한 수치임을 암시한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 계량분석모형이, 제Ⅲ장에서는 사용된 자료에 대한 설명이 다루어진다. 제Ⅳ장에서는 분석 결과가 기술되고, 제Ⅴ장 결론으로 본 논문은 마무리된다.

Ⅱ. 계량분석모형

횡단면 자료를 사용하는 본 논문의 실증분석에 적용되는 통계모형은 다음과 같다.[1]

$$y_i = \beta_0 + s_i\beta_1 + X_i\beta_2 + \epsilon_i \tag{1}$$

이 식에서 y_i는 사교육비의 효과 측정에 사용되는 종속변수로서 학생 i의 시험성적(개별 과목 또는 복수 과목의 평균)을 표시한다. 각 과목마다 시험의 난이도나 시험에 참가하는 학생들의 구성이 조금씩 다를 수 있기 때문에 서로 다른 시험의 성적을 표준화할 필요가 있다.

1 본 장에서 소개되는 실증분석방법은 강창희·이삼호(2010)의 한국교육개발원 연구보고서 제Ⅲ장에 보다 자세히 설명된 사교육비의 인과효과 추정방법 중 일부를 차용하여 본 논문의 목적에 맞게 약간 수정하였다.

이를 위하여 우리는 각 과목의 원점수를 그 과목 전체 샘플의 평균과 표준편차를 이용하여 표준화한(정규화한) Z-점수를 아래의 통계 분석에서 사용한다. s_i는 자료에서 측정된 월평균 사교육비 지출액(S_i)의 자연 로그값을 표시하고, X_i는 i의 개인 배경, 가정 배경 및 학교 배경을 표시하는 벡터이다. ϵ_i는 모형의 오차항이다.

사교육비의 효과에 관한 통상적인 연구들에서는 식 (1)을 단순회귀법(OLS) 또는 위계선형모형(HLM; Raudenbush and Bryk[2002]) 추정법을 이용하여 추정하였다. OLS와 HLM의 추정량이 β_1에 대한 일치추정량(consistent estimates)이 되기 위해 필요한 조건은 '$Cov(s_i, \epsilon_i) = 0$'이다. OLS나 HLM에서는 공통적으로 오차항에 대하여 '$\epsilon_i \sim d(0, \sigma^2)$'을 가정한다. 여기에서 d는 평균이 0이고 분산이 σ^2인 임의의 확률분포
(예를 들어 정규분포)를 표시한다. 이때 ϵ_i의 평균 0은 식 (1) 우변의 설명변수들, 특히 s_i와 아무런 관련이 없는 임의의 상수이기 때문에 '$\epsilon_i \sim d(0, \sigma^2)$' 가정은 결국 '$Cov(s_i, \epsilon_i) = 0$'을 함축한다. 즉, 분석자료에서 '$Cov(s_i, \epsilon_i) = 0$'의 관계가 성립한다는 가정하에서 OLS와 HLM 추정법은 사교육비 지출의 진정한 인과효과(β_1)에 대한 일치추정량을 도출한다. 그러나 만약 분석자료에서 '$Cov(s_i, \epsilon_i) = 0$'의 가정이 성립되지 않는다면 추정치 $\widehat{\beta_1}$는 β_1에 대하여 부정확한 정보를 제공한다. '$Cov(s_i, \epsilon_i) > 0$'이 성립하는 경우 $\widehat{\beta_1}$는 β_1에 대한 과대추정치(overestimates)가 되고, '$Cov(s_i, \epsilon_i) < 0$'이 성립하는 경우 $\widehat{\beta_1}$는 β_1의 과소추정치(underestimates)가 된다.

예를 들어 학생의 부모가 교육열이나 소득이 높으면 그 학생에 대한 사교육비 지출이 높다고 예상할 수 있다. 이 상황에서 교육열이나 소득이 높은 부모들이 그것이 낮은 부모들에 비하여 지적인 능력 또한 평균적으로 우수하다면, 우리는 '$Cov(s_i, \epsilon_i) > 0$'의 관계가 성립한다고 추측할 수 있다. 만약 부모의 교육열 또는 부모의 지적인 능력 등과 같이 사교육비 지출과 학생의 학업성적에 동시에 영향을 미칠 가능성이 있는 변수들이 식 (1)의 우변에서 적절히 통제되지 않는 경우 OLS나 HLM을 통해 구한 $\widehat{\beta_1}$은 사교육비의 진정한 인과효과를 과장할 위험이 있다.

'$Cov(s_i, \epsilon_i) < 0$'가 성립하는 반대의 가능성도 상상해 볼 수 있다. 예를 들어 학부모의 교육열이나 소득이 동일하더라도 학생의 사교육 이전의 성적 또는 동기부여 수준(motivation)이 낮으면 부모는 자녀의 성적 향상을 위해 많은 사교육비를 지출할 가능성이 있다. 이 경우 '$Cov(s_i, \epsilon_i) < 0$'이 성립하고 이로 인하여 $\widehat{\beta_1}$는 사교육비의 진정한
효과를 과소평가할 위험이 있다. 결국 이론적인 다양한 가능성들은 '$Cov(s_i, \epsilon_i) = 0$'이 성

립할 확률보다는 그것이 성립하지 않을 확률이 더 높음을 암시한다. 결국 사교육비와 성적 간의 인과관계에 관한 통계 분석의 핵심은 '$Cov(s_i, \epsilon_i) \neq 0$'으로부터 발생하는 s_i의 내생성을 어떻게 적절히 처리할 것인가 하는 문제로 귀결된다고 할 수 있다.

본 논문에서는 's_i의 내생성'을 통제하는 방법으로서 최근 실증경제학 연구에서 관측자료(observational data) 분석에 폭넓게 활용되는 도구변수법과 비모수 구간추정법을 사용한다.

1. 도수변수법

본 논문의 첫 번째 분석방법(방법 I)은 도구변수법(instrument variables methods)이다. 도구변수법에서는 식 (1)의 중요 내생변수(s_i)와는 관련성이 높고, 오차항(ϵ_i)과는 무관한 도구변수(instrumental variable: IV)를 사용하여 식 (1)을 2단계 추정법에 의하여 추정한다. 본 논문에서는 Black *et al.*(2005, p.695)의 제안에 따라, 학생의 출생순위(birth order)가 첫째인지의 여부(F_i)를 사교육비 지출(s_i)에 대한 도구변수로 활용한다. 한 개인의 출생순위는 의심할 여지없이 자연에 의하여 외생적으로 정해지기 때문에'$Cov(F_i, \epsilon_i) = 0$'의 관계가 성립할 가능성이 있다. 그리고 한 시점에서 첫째 자녀(first-born child)인 학생에 대한 교육투자는 둘째 이상인 학생(later-born child)에 대한 교육투자보다 일반적으로 크게 나타나기 때문에, '$Cov(F_i, s_i) > 0$'가 성립할 가능성이 높다. 도구변수가 위의 두 가지 조건을 만족하는 경우 통계학의 2단계 최소자승 추정법(two-stage least squares methods: 2SLS)을 이용하면 β_2에 대한 일치추정량이 구해진다.

다음 장에서 확인되는 바와 같이, '$Cov(F_i, s_i) > 0$'의 조건은 대체로 성립한다. 그리고 가구 내에서 자녀 간 교육투자의 배분을 다룬 교육학, 사회학 및 경제학의 다양한 실증연구에서도 대체로 '$Cov(F_i, s_i) > 0$'의 관계가 관측된다. '$Cov(F_i, s_i) > 0$'이 조건이 성립하는 경우, β_1에 대한 바람직한 추정치를 얻기 위해 필요한 다른 조건은 '$Cov(F_i, \epsilon_i) = 0$'이다. 위의 조건은 관측되지 않는 오차항 ϵ_i을 동반하기 때문에 자료를 이용해서 직접적으로 이 조건을 검정하는 것은 불가능하다. 단지 이론적으로만 이 가정을 정당화할 수 있을 뿐이다.

출생순위와 지능 또는 교육성과를 다룬 교육학, 사회학 및 경제학의 많은 연구들이 양자 간에는 통계적으로 유의한 관계가 존재하지 않음을 보고하고 있다(Retherford and Sewell[1991]; Rodgers *et al.*[2000]). 이러한 연구 결과를 토대로 우리는 '$Cov(F_i, \epsilon_i) = 0$'이 성립한다고 가정할 수 있다. 그러나 본 논문에서는 '$Cov(F_i, \epsilon_i) = 0$'

라는 강한 가정 대신에 '$Cov(F_i, \epsilon_i) \geq 0$'라는 다소 약화된 가정을 채택한다. 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 출생순위와 지능 또는 교육성과 간에 유의한 상관관계가 존재하지 않는다는 연구 결과들과는 대조적으로 양자 간에 유의한 관계가 존재한다는 연구 결과들이 존재한다. 후자의 연구들은 대체로 첫째 자녀의 지능이나 교육성과가 둘째 이상의 자녀보다 평균적으로 높다고 보고하고 있다(Bjerkedal *et al.*[2007]; Black *et al.*[2007]; Zajonc[1976]; Zajonc and Mullahy[1997]). 결국 출생순위와 지능에 관한 연구성과들은 대체로 '$Cov(F_i, \epsilon_i) \geq 0$'의 관계가 성립하는 것으로 요약된다. 즉, 첫째 자녀의 지능이나 교육성과는 둘째 이상의 자녀보다 평균적으로 높거나 혹은 유의하게 다르지 않다는 것이 일반적인 견해이다. 반면에, 첫째 자녀의 지능이나 교육성과가 둘째 이상의 자녀보다 평균적으로 낮다고 보고하는, 즉 '$Cov(F_i, \epsilon_i) < 0$'를 지지하는 실증연구는 찾아보기가 대단히 어렵다.

둘째, 가족 내 교육자원의 배분을 다룬 실증연구들은 대체로 부모들이 둘째 이상의 자녀보다는 첫째 자녀에게 교육자원을 더 많이 투자한다고 보고한다(Behrman and Taubman[1986]; Black *et al.*[2005]). 본 논문의 분석에서도 첫째 자녀인 학생에 대한 평균 사교육비 지출액은 둘째 이상의 자녀인 학생에 대한 사교육비 지출액보다 크게 나타난다. 이와 같이 금전적인 측면에서 부모들이 둘째 이상의 자녀에 비하여 첫째 자녀에게 보다 많은 투자를 한다면, 교육적인 관심이나 정서적 측면과 같은 비금전적인 측면에서도 부모들은 첫째 자녀에게 상대적으로 더 많은 투자를 한다고 예상할 수 있다. 그리고 부모들의 이러한 선호는 결과적으로 '$Cov(F_i, \epsilon_i) > 0$'의 관계가 성립할 가능성을 보여준다.

이상에서 설명한 바와 같이, 도구변수 F_i에 대하여 '$Cov(F_i, s_i) > 0$'과 '$Cov(F_i, \epsilon_i) \geq 0$'의 조건이 성립한다면 2SLS 추정치 $\widehat{\beta_1}$은 β_1에 대한 일치추정량이거나 또는 과대추정치로서 해석된다. 하지만 $\widehat{\beta_1}$이 β_1의 과소추정량이 될 가능성은 희박하다. 그리하여 만약 $\widehat{\beta_1}$가 0과 유의하게 다르지 않다는 검정 결과가 나타날 때, 우리는 사교육비 지출의 성적 향상효과가 그리 크지 않다고 결론 내릴 수 있다. 그리고 만약 $\widehat{\beta_1}$이 0과 유의하게 다른 양수라는 검정 결과가 나오면 우리는 사교육비의 진정한 효과는 2SLS의 추정치보다도 작을 것이라고 추측한다.

2. 비모수 구간추정법

본 논문의 두 번째 통계방법(방법 Ⅱ)은 비모수 구간추정법(nonparametric bounding method)이다. OLS나 도구변수법에서는 평균 처치효과(Average Treatment Effect: ATE)의 점추정치(point estimates)를 계산한 후 그것의 표준오차를 구하여 신뢰구간을 설정하고 특정 가설에 대하여 검정한다. 비모수 구간추정법에서는 평균 처치효과의 점추정치가 아니라 그것이 위치할 가능성이 있는 구간 범위(bounds)의 최솟값과 최댓값을 몇 가지 가정을 이용하여 추정한다. 그리고 이 구간에 대하여 신뢰구간을 설정하고 이로부터 특정 가설을 검정한다. 비모수적 구간추정법을 실제 자료에 대한 분석에 활용한 사례로는 Gonzalez(2005), Manski and Pepper(2000), 강창희·이삼호(2010) 등이 있다. 아래에서 기술되는 비모수 구간추정법은 위 논문들에 설명된 것을 참고하여 본 논문의 목적에 맞게 수정하였다.

먼저 처치수준과 성과수준을 연결시키는 반응함수를 다음과 같이 정의하자. $y_i(\cdot): T \rightarrow Y$. 실현된 성과(realized outcome) $y = y(z)$는 z라는 처치수준을 실제로 받은 학생의 성과수준을 나타낸다. 그리고 잠재성과(potential outcome) $y(t)$ $(t \neq z)$는 동일한 학생이 t라는 가상적인 처치수준을 받았더라면 나타날 잠재적인 성과수준을 표시한다.

본 구간추정법에서는 이산적인 처치수준(discrete treatment levels)에 대한 인과효과를 추정하기 때문에 연속변수인 사교육비 지출(S_i)을 다음과 같이 세 가지 수준의 이산변수 T_i로 변형한다.

$$T_i = 0 \qquad \text{if} \quad S_i = 0$$
$$T_i = 1 \qquad \text{if} \quad 0 < S_i \leq H_1$$
$$T_i = 2 \qquad \text{if} \quad H_1 < S_i$$

아래의 실증분석에서 우리는 H_1을 국어 사교육비를 다루는 분석에서는 3만원, 수학과 영어의 사교육비를 다루는 분석에서는 9만원, 그리고 세 과목 전체의 사교육비를 다루는 분석에서는 20만원으로 설정한다.[2] 이 경우 개별 학생에게는 0, 1, 2 중 하나의 처치수준

2 H_1에 대하여 다른 금액들을 사용할 수도 있다. 본 논문에서 명시적으로 보고하지 않았지만, H_1에 대해 위에서 제시된 금액 이외의 금액들(예를 들어 국어 사교육비 4만원, 수학 및 영어 사교육비 10만원, 그리고 세 과목 전체 사교육비 25만원)을 설정하여 동일한 분석을 실시하였다. 그러나 그 실증 결과들은 본 논문에 보고된 내용과 큰 차이를 보이지 않는다. H_1에 대해 다른 금액을 설정한 경우의 분석 결과는 독자의 요청이 있을 경우 제공할 수 있다.

(treatment level)이 적용된다.

평균 처치효과의 구간을 설정하기 위하여 먼저 $E[y(t)]$ $(t=0,1,2)$를 다음과 같이 분해한다.

$$E[y(t)] = E(y|z=t)\Pr(z=t) + E[y(t)|z \neq t]\Pr(z \neq t) \quad (3)$$

식 (3)의 $E(y|z=t)$, $\Pr(z=t)$ 및 $\Pr(z \neq t)$는 자료로부터 직접 계산이 가능하지만, 가상적 대응치(counterfactual)인 $E[y(t)|z \neq t]$는 자료로부터 계산이 불가능하다. 여기에서 y가 최소 K_0, 최대 K_1의 값을 취한다고 가정하자(즉. '$y \in [K_0, K_1]$'). 이 가정하에서 '$E[y(t)|z \neq t] \in [K_0, K_1]$'이 성립하기 때문에 우리는 $E[y(t)]$의 구간을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} & E(y|z=t)\Pr(z=t) + K_0 \cdot \Pr(z \neq t) \\ & \leq E[y(t)] \leq \\ & E(y|z=t)\Pr(z=t) + K_1 \cdot \Pr(z \neq t) \end{aligned}$$

이 구간을 우리는 $E[y(t)]$의 최소가정 범위(Worst Case bounds: WC)라고 부른다.

$E[y(t)]$의 범위를 보다 좁히기 위하여 우리는 몇 가지의 가정들을 도입하고 이를 개별적으로 혹은 결합하여 활용한다. 첫 번째 가정은 '단조적 반응(monotone treatment response: MTR)의 가정'으로서, 수식으로는 다음과 같이 표현된다.

$$t_l < t_m \;\rightarrow\; y(t_l) \leq y(t_m)$$

즉, 처치수준이 높으면 성과는 불변이거나 또는 증가한다는 가정이다. 이 가정은 학생에 대하여 교육자원의 지출을 늘리면 그 학생의 학업성취도가 변하지 않거나 또는 향상되고, 최소한 줄어들지는 않을 것이라는 이론적 예측으로부터 도출된다. 교육투자의 성과를 다룬 대다수의 실증연구들로부터 이 가정의 유효성이 확인된다. 교육비 지출이 학생의 학업성과에 미치는 긍정적인 영향의 정확한 크기에 대해서 많은 논쟁이 있지만(Hanushek[1997, 2003]), 그럼에도 불구하고 교육비 지출이 학생의 학업성취도에 강한 부정적인 영향을 미친다는 실증연구는 대단히 드물기 때문이다.

구간추정법을 적용하기 위해 도입되는 두 번째 가정은 '단조적 선택(monotone treatment selection: MTS)의 가정'으로서 수식으로는 다음과 같이 표현된다.

$$t_l < t_m \rightarrow E[y(t)|z=t_l] \leq E[y(t)|z=t_m]$$

즉, 임의의 처치수준 t에 대한 평균 잠재성과 $E[y(t)]$는 사교육비를 적게 지출하는 부모를 둔 학생($z=t_l$)에서보다도 사교육비를 많이 지출하는 부모를 둔 학생($z=t_m$)에서 높게 나타난다는 가정이다. 예를 들어 소득이 높은 부모들은 소득이 낮은 부모들에 비하여 자녀에게 평균적으로 높은 사교육비를 지출할 것으로 예상할 수 있다. 이때 Haveman and Wolf(1995)의 연구 결과에서와 같이, 유전적인 요인 또는 가정환경의 영향으로 소득이 높은 부모를 둔 학생들이 소득이 낮은 부모를 둔 학생들보다 평균적으로 지적인 능력이나 학업성취도가 높다면 위의 MTS 가정이 타당성을 가진다고 할 수 있다. 이 가정은 식 (1)을 OLS를 통해 추정할 때 문제가 되는 '$Cov(s_i, \epsilon_i)=0$'의 가정(즉, 외생성의 가정)을 '$Cov(s_i, \epsilon_i) \geq 0$'로 완화시키는 것으로 해석된다.

위에서 제시된 MTR과 MTS 가정을 결합하면 사교육비 평균효과의 범위가 상당히 축소된다. 두 가정을 결합함으로써 설정되는 $E[y(t)]$의 범위(MTR+MTS 범위)는 다음과 같이 주어진다.

$$\sum_{h<t}\{E(y|z=h)\Pr(z=h)\}+E(y|z=t)\Pr(z \geq t)$$
$$\leq E[y(t)] \leq$$
$$\sum_{h>t}\{E(y|z=h)\Pr(z=h)\}+E(y|z=t)\Pr(z \leq t)$$

아래 실증분석의 결과를 설명하는 과정에서 확인되는 바와 같이, MTR+MTS 범위는 개별적인 MTR 범위 및 MTS 범위에 비하여 상당히 좁은 범위로 줄어든다. 그런데 여기에서 '$E[y(t)|v=u_1]=E[y(t)|v=u_2]\ (u_1 \neq u_2)$'로 표현되는 '평균 독립성(mean independence) 가정'을 만족하는 도구변수 v가 주어진다면 MTR+MTS 범위를 추가적으로 좁히는 것이 가능하다.

'평균 독립성 가정'하에서는 도구변수의 값이 '$v=u_1$'인 학생의 기대 학업성취도가 '$v=u_2$'인 학생의 것과 동일하다. 그러나 현실적으로 이러한 특성을 만족하는 외생적인 도구변수를 찾아내는 것은 상당히 어렵다고 알려져 있다. 이 어려움을 극복하는 방법으로 Manski and Pepper(2000)는 $E[y(t)|v=u_1] \leq E[y(t)|v=u_2]\ (u_1 < u_2)$'로 표현되는 '평균 단조성(mean monotonicity) 가정'을 만족하는 단조적인 도구변수(monotone IV:

MIV) v를 활용하는 방법을 제안하였다. '평균 단조성 가정'하에서는 도구변수의 값이 '$v = u_1$'인 학생의 기대 학업성취도가 '$v = u_2$'인 학생의 것과 같거나 또는 작은 특성을 만족하는 것으로 충분하다. 본 논문에서는 '평균 단조성 가정'을 만족하는 단조적 도구변수로서 방법 I에서 활용된 바 있는 첫째 자녀 여부의 더미변수 F_i를 사용한다. '$Cov(F_i, \epsilon_{it}) \geq 0$'와 밀접하게 연관되는 가정으로서, '평균 단조성 가정'은 임의의 사교육비 수준(t)이 주어질 때 첫째 자녀인 학생($F_i = 1$)의 평균성적은 둘째 자녀 이상인 학생($F_i = 0$)의 평균성적과 동일하거나 높음을 의미한다.

MIV와 MTR+MTS 가정을 결합함으로써 우리는 $E[y(t)]$의 MIV+MTR+MTS 범위를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\sum_{u \in F} \Pr(F=u) \times$$
$$SUP_{u_1 \leq u}\left[\sum_{h<t} E(y|F=u_1, z=h)\Pr(z=h|F=u_1) + E(y|F=u_1, z=t)\Pr(z \geq t|F=u_1)\right]$$
$$\leq E[y(t)] \leq$$
$$\sum_{u \in F} \Pr(F=u) \times$$
$$INF_{u_2 \geq u}\left[\sum_{h>t} E(y|F=u_2, z=h)\Pr(z=h|F=u_2) + E(y|F=u_2, z=t)\Pr(z \leq t|F=u_2)\right]$$

여기에서 기댓값 $E(y|\cdot)$는 자료로부터 계산된 표본 평균값을 사용한다. 비모수적 구간 추정법에서는 개별 가정들과 모든 조합의 결합 가정들에 대하여 $E[y(t)]$의 범위를 구할 수 있다. 그러나 공간 제약상 본 논문의 분석 결과는 MTR+MTS 결합 가정과 MIV+MTR+MTS 결합 가정을 사용한 경우에 대해서만 제시한다.

위에서 도입된 가정들을 이용하여 $E[y(t)]$의 범위를 구한 후, $E[y(t_m) - y(t_l)]$ $(t_m > t_l)$로 정의되는 ATE 범위는 $E[y(t_m)]$의 최솟값과 최댓값 및 $E[y(t_l)]$의 최솟값과 최댓값을 이용하여 계산한다. 즉, $E[y(t_m) - y(t_l)]$의 최솟값은 $E[y(t_m)]$의 최솟값에서 $E[y(t_l)]$의 최댓값을 차감함으로써, 그리고 $E[y(t_m) - y(t_l)]$의 최댓값은 $E[y(t_m)]$의 최댓값에서 $E[y(t_l)]$의 최솟값을 차감함으로써 구해진다. 그리고 50개의 bootstrap 샘플을 형성하여 $E[y(t_m) - y(t_l)]$의 최댓값에 대한 상위 5분위값과 $E[y(t_m) - y(t_l)]$의 최솟값에 대한 하위 5분위값을 구하여 $E[y(t_m) - y(t_l)]$의 범위에 대한 90% 신뢰구간을 설정하고 이를 가설검정에 이용한다.

Ⅲ. 분석자료: 학교교육 수준 및 실태 분석 연구

사교육비 지출의 효과를 분석하기 위하여 본고에서는 한국교육개발원이 2004년 중학교 3학년 재학생들을 대상으로 구축한 '학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교'의 원자료(이하 중학교 실태 연구자료)를 사용한다. '중학교 실태 연구자료'는 2004년 현재 우리나라 중학교 3학년에 재학 중인 14,372명의 학생들에 대하여 개인, 가정 및 학교의 배경을 조사한 횡단면 자료이다.[3] 본 표본자료는 전국 2,938개 중학교에 재학하는 총 1,933,543명의 중학생들을 대표할 수 있도록 지역별, 지역규모별, 학교 설립 유형별로 모집단에 비례하도록 무선 표집되었다. 좀 더 구체적으로는, 1단계로 학교 및 학생의 모집단 분포를 고려하여 전국적으로 200개의 표본 중학교가 선정된다. 각 학교에서 무작위로 2개의 학급이 선정되고 그 학급에 재학하는 학생들 모두가 표본으로 추출된다. 이와 같이 선정된 학생들을 대상으로 개인 배경, 가족 배경 및 학교 배경을 조사한다. 학생의 학교생활 및 가정생활에 대한 보다 자세한 사항을 알기 위하여 학생이 재학하는 학교의 학교장, 교무부장, 교사 전체 그리고 부모 설문지가 따로 만들어져 조사된다.

학생에 대한 배경 질문과 더불어 '중학교 실태 분석 연구'에서는 서울시 교육청의 중학생 학력평가 문제지를 활용하여 개별 학생의 국어, 영어, 수학 성적을 0~100점 척도로 측정한다(학업성취도 평가일은 2004년 9월 14일). 이하의 분석에서는 결과 해석의 보편성을 위하여 각 과목의 원점수를 평균과 분산이 각각 0과 1이 되도록 정규화하여 사용한다. 그리고 각 과목의 점수와 더불어 세 과목의 평균점수(또는 두 과목의 점수만 있는 경우에는 두 과목의 평균점수)를 계산하고, 이 평균점수 또한 평균과 분산이 각각 0과 1이 되도록 정규화한다.

아래의 분석에 사용되는 중요 변수인 학생의 사교육 경험 및 사교육비 지출액과 학생의 출생순위 정보는 '중학교 실태 분석 연구'의 학부모 설문지로부터 구성된다. 이 설문지에서는 2004년 7월 현재 국어, 영어, 수학 각 개별 과목에 대하여 지출한 월평균 사

---

3 '학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교' 자료의 구성과 설문지의 구조는 김양분 외(2004)에 보다 자세히 기술되어 있다.

교육비 액수가 사교육 유형별(예를 들어 학원, 개인과외, 학습지 등)로 조사된다. 이하의 분석에서 우리는 사교육비 지출액을 사교육 유형별로 구분하지 않고 모두 합하여 각 과목에 대한 월평균 사교육비 총지출액을 계산하여 사용한다. 그리고 세 과목의 평균점수를 종속변수로 이용하는 분석에서는 세 과목 전체에 대한 월평균 총사교육비를 계산하여 이용한다.

위에서 제시된 통계방법을 적용하기 위하여, 우리는 14,372명의 학생들에 대한 원자료를 다음의 과정을 통하여 축약하였다. 첫째, 학부모 설문에 대한 답변이 없는 2,564명의 학생들을 제외하였다. 둘째, 학부모 설문지(질문 3번)를 이용하여, 학생 가정에 아버지(또는 남성보호자)와 어머니가 동시에 부재한 총 456명의 학생을 분석에서 추가적으로 제외하였다. 왜냐하면 이러한 환경에 처한 학생의 가정환경은 정상적이라고 생각할 수 없기 때문이다. 그러나 아버지나 어머니 중 적어도 한 분과 함께 살고 있는 학생은 분석에 포함되었다. 셋째, 본고의 통계 분석에서는 외생적인 출생순위를 나타내는 변수로서 첫째아의 여부가 사교육비 지출액의 도구변수로 활용된다. 그런데 외자녀인 학생의 경우 정의상 첫째아 여부가 가정의 자녀 수가 1인 경우와 명확히 구분되지 않는다. 즉, 이들의 경우 첫째아 여부가 외생적인 출생순위와 동시에 자녀 수가 1인 경우를 동시에 표현한다. 일반적으로 자녀 수는 내생성이 있기 때문에, 첫째아 여부의 외생성을 명확하게 활용하기 위해서는 외자녀인 학생들을 분석에서 제외시킬 필요가 있다. 그리하여 총 812명의 외자녀 학생들이 분석에서 추가적으로 제외되었다. 넷째, 우리나라에서 국어, 영어 및 수학 등의 과목에 지출된 사교육비의 효과를 분석할 때 예체능 사교육을 받는 학생들을 분석에 포함시킬지의 여부가 논쟁거리이다. 예체능의 사교육을 받는 학생들은 일반적으로 고소득 가정 배경을 가진 학생들로서 다른 과목에 대한 사교육비 지출 또한 높다. 그러나 학업의 최종 목표가 예체능 계열로의 대학 진학일 가능성이 높아서 국어, 영어, 수학 등의 주요 과목 성적은 낮을 수 있다. 이러한 경향을 통계분석에서 명시적으로 고려하지 않으면, 사교육비의 효과는 실제보다 과소추정될(understated) 가능성이 높다. 본고에서는 이러한 문제를 고려하여 예체능의 사교육을 받은 학생 모두를 분석에서 제외하였다. 총 1,354명의 학생들이 추가적으로 분석에서 제외되었다. 위의 네 가지 기준을 통하여 분석표본을 축소하고, 식 (1)의 변수에 대한 결측치를 제외시키면, 최종적으로 총 5,122명의 학생들에 대한 관측치가 남고 이 샘플이 아래의 통계 분석에서 사용된다. 사교육비의 정확한 액수에 대한 응답률이 낮기 때문에 마지막 단계에서 결측치가 많이 발생하였다.

〈Table 1〉에는 이 최종 분석표본에 대한 각 변수들의 기술통계량이 제시되어 있다. (1)열에는 기술통계량 계산에 사용된 관측치의 수가, 그리고 (2)열에는 최종 분석표본에 나타난 각 변수들의 평균 및 표준편차가 보고되어 있다. 전체 분석표본에 포함된 학생들을 출생순위에 따라 나누어, (3)열에는 첫째아인 학생들에 대한 기술통계량, 그리고 (4)열에는 둘째아 이상인 학생들에 대한 기술통계량을 계산하였다. 마지막으로 (5)열에는 위의 두 하위표본 간 개별 변수의 평균 차이를 계산하고 그 차이가 통계적으로 유의한지를 검정하는 T-검정통계량과 표준오차를 제시하였다. 최종 분석표본에 나타난 국어, 영어, 수학 과목 원점수의 평균(표준편차)은 각각 63.2(17.6), 65.1(24.0), 62.5(24.0)이다. 세 과목의 평균 원점수에 대한 평균과 표준편차는 각각 63.6과 19.7이다.

먼저 학생의 출생순위에 따라 과목의 성적을 비교하면, 국어, 영어, 수학 과목 모두에서 첫째아의 평균성적이 둘째아 이상의 성적보다 통계적으로 유의하게 높다. 첫째아의 국어, 영어 및 수학 성적의 평균값이 각각 65.2, 68.6, 65.1인 반면에, 둘째아 이상의 각 과목에 대한 평균값은 각각 61.4, 62.1, 60.2이다. 세 과목의 평균성적 또한 첫째아의 평균성적(66.3)이 둘째아 이상의 평균성적(61.2)보다 유의하게 높다.

학생에 대한 사교육비 지출액을 살펴보면, 첫째아인 학생에 대한 월평균 사교육비 지출액이 둘째아 이상인 학생에 대한 사교육비 지출액보다 크다. 세 과목 전체의 월평균 사교육비는 평균 154,100원 정도이다. 그런데 첫째아에 대한 사교육비 평균은 178,300원으로서 둘째아 이상에 대한 사교육비 평균 133,000원을 약 34% 정도 상회한다. 각 과목별로 사교육비 지출액을 살펴보면, 국어보다는 영어와 수학에 대한 사교육비 지출이 높음을 알 수 있다. 국어에 대한 월평균 사교육비가 약 31,970원인 데 비하여, 영어 사교육비는 약 69,820원, 수학 사교육비는 약 65,430원으로서 국어 사교육비에 비하여 2배 이상 크다. 각 과목에 대해서든 세 과목 전체에 대해서든, 부모의 사교육비 지출은 둘째아 이상인 학생보다는 첫째아인 학생에게서 높게 나타난다.[4]

학업성적과 사교육비 이외의 변수들을 살펴보면, 첫째아인 학생들의 직전 학기 성적이 둘째아 이상의 학생들에 비하여 통계적으로 유의하게 높다. 1점(최하위)에서 9점(최상위) 사이에서 본인이 제시한 직전 학기 성적에 의하면, 첫째아 학생의 평균은 5.634

4 사교육비 지출액의 평균값 계산에 사용된 관측치의 숫자가 각 변수별로 다른 것은 각 과목별로 사교육비 정보의 관측치 수가 다르기 때문이다. 그리하여 개별 과목의 평균 사교육비 계산에 사용된 관측치 수는 작고, 세 과목의 평균 사교육비 계산에 사용된 관측치의 수는 크다.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics of the Analysis Sample

Variables	Sample Size (1)	Whole Sample Mean (SD) (2)	First-born Sample Mean (SD) (3)	Later-born Sample Mean (SD) (4)	T-value Difference (SE) (5)
Average Score of Three Tests	5122	63.600 (19.676)	66.299 (19.302)	61.243 (19.700)	5.056 (0.547)**
Test Score of Korean	5122	63.176 (17.645)	65.213 (17.616)	61.397 (17.480)	3.816 (0.491)**
Test Score of English	5122	65.128 (24.032)	68.551 (23.264)	62.138 (24.297)	6.414 (0.667)**
Test Score of Math	5122	62.497 (24.041)	65.132 (23.630)	60.195 (24.164)	4.938 (0.670)**
Tutoring Expenditures (W1,000)	5122	154.1 (241.3)	178.3 (269.3)	133.0 (211.6)	45.29 (6.729)**
Tutoring Expend. for Korean	4662	31.97 (76.88)	36.5 (86.8)	28.1 (66.9)	8.489 (2.255)**
Tutoring Expend. for English	4752	69.82 (116.7)	82.1 (128.9)	59.1 (103.7)	22.966 (3.378)**
Tutoring Expend. for Math	4716	65.43 (105.5)	75.9 (115.4)	56.5 (95.3)	19.389 (3.069)**
Self-study Hours for All Subjects	5122	5.441 (7.030)	6.036 (7.578)	4.921 (6.471)	1.115 (0.196)**
Self-study Hours for Korean	5122	1.411 (2.259)	1.519 (2.455)	1.316 (2.067)	0.203 (0.063)**
Self-study Hours for English	5121	2.002 (2.959)	2.266 (3.188)	1.771 (2.724)	0.495 (0.083)**
Self-study Hours for Math	5121	2.029 (2.844)	2.251 (3.043)	1.836 (2.645)	0.416 (0.079)**
Prior Ranking	5122	5.445 (2.002)	5.634 (2.015)	5.279 (1.976)	0.355 (0.056)**
Male (Yes=1)	5122	0.473 (0.499)	0.431 (0.495)	0.510 (0.500)	-0.078 (0.014)**
Age at the Test	5122	14.845 (0.327)	14.84 (0.329)	14.85 (0.325)	-0.014 (0.009)
Number of Children	5122	2.500 (0.926)	2.284 (0.548)	2.690 (1.125)	-0.406 (0.025)**
First-born (Yes=1)	5122	0.466 (0.499)	1.000 (0.000)	0.000 (0.000)	
Parents Married (Yes=1)	5122	0.955 (0.206)	0.958 (0.200)	0.953 (0.211)	0.005 (0.006)
Parents' Average Age	5122	43.42 (3.205)	42.04 (2.589)	44.62 (3.209)	-2.577 (0.082)**
Father's Years of Education	5122	12.85 (2.752)	13.25 (2.661)	12.50 (2.782)	0.747 (0.076)**
Mother's Years of Education	5122	12.06 (2.336)	12.45 (2.211)	11.71 (2.387)	0.746 (0.065)**
Family Income Missing	5122	0.144 (0.351)	0.136 (0.343)	0.151 (0.359)	-0.015 (0.010)
Family Income (W1,000)	4496	3300.4 (4478.2)	3324.3 (4284.9)	3279.2 (4643.3)	45.05 (133.84)

Note: * p〈0.05; ** p〈0.01.

이고 둘째아 이상 학생의 평균은 5.279이다. 아울러 첫째아 학생들은 둘째아 학생들에 비하여 사교육시간을 제외한 주간 평균 자기학습시간도 국어, 영어, 수학 과목 모두에서 길게 나타난다.

위에서 설명된 변수들 이외의 다른 변수들을 살펴보더라도, 첫째아 학생들에게서는 둘째아 이상의 학생들에 비하여 높은 학업성적으로 연결되는 좋은 특성들이 발견된다.

예를 들어 첫째아 학생은 형제 수가 적어서 교육자원에 대한 경쟁이 덜하고, 첫째아 학생 부모들의 평균 교육수준도 둘째아 이상의 부모들에 비하여 높다. 첫째아 학생들과 둘째아 이상 학생들 간의 평균적인 특성의 차이에서 확인되는 바와 같이, '$Cov(F_i, \epsilon_{it}) = 0$'은 적절한 가정이라고 생각하기 어렵다. 그러나 〈Table 1〉의 결과는 '$Cov(F_i, \epsilon_{it}) \geq 0$'의 가정과 크게 모순되지는 않는 것으로 생각된다. '$Cov(F_i, \epsilon_{it}) \geq 0$'이 내포하는 '평균 단조성(mean monotonicity) 가정'이 성립한다면, 우리는 도구변수법과 더불어 구간추정법을 통하여 사교육비의 효과에 관한 유용한 정보를 도출할 수 있을 것이다.

Ⅳ. 실증분석 결과

본 장에서는 앞에서 설명된 통계 분석방법들을 '중학교 실태 분석 연구' 자료에 적용하여 추정한 사교육비의 성적 향상효과가 제시된다. 먼저 사교육비 지출의 내생성이 통제되지 않는 OLS의 추정 결과를 살펴보고, 내생성을 명시적으로 통제하는 도구변수법과 구간추정법의 추정 결과를 설명한다.

1. OLS 및 도구변수법의 추정 결과

〈Table 2〉에는 세 과목 평균의 Z-점수를 종속변수로 이용하는 식 (1)에 대한 OLS 및 도구변수법의 추정 결과가 보고되어 있다. 〈Table 3〉의 패널 A, B 및 C에는 각각 국어, 영어, 수학 개별 과목의 Z-점수를 종속변수로 사용하는 경우의 추정 결과가 제시되어 있다. 〈Table 2〉와 〈Table 3〉에 제시된 사교육비 로그값의 추정계수는 $\hat{\beta}_1 = \dfrac{\Delta E(y_i)}{\Delta s_i}$로서 Δs_i가 1단위 증가할 때, 즉 사교육비가 100% 증가할 때 종속변수 Z-점수의 기댓값이 변화하는 양을 표현한다. 해석의 편의를 위하여 우리는 이 값을 사교육비가 10% 증가할 때 변화하는 원점수 기댓값의 퍼센트 변화량인 '탄력성 계수'로 변환하여 사교육비 로그값 추정계수의 아래에 보고하였다. 탄력성 계수는 분석자료에서 주어진 해당 원점수의 평균값에서 계산되었다.

〈Table 2〉 OLS and IV Estimates of the Effect of Tutoring Expenditures on Performance: The Average of Three Subjects Scores

Estimation Methods:	OLS	IV	
Dependent Variable:	Normalized Test Score (1)	Normalized Test Score (2)	Tutoring Expenditures (in log) (3)
Tutoring Expenditures (in log)	0.084 (0.007)**	0.241 (0.058)**	
[Elasticity]	[0.259]	[0.744]	
First-born Child			0.345 (0.044)**
Prior Ranking	0.313 (0.006)**	0.296 (0.009)**	0.106 (0.012)**
Self-study Hours	0.004 (0.002)*	0.002 (0.002)	0.007 (0.003)*
Male (Yes=1)	-0.133 (0.028)**	-0.170 (0.034)**	0.253 (0.055)**
Age at the Test	0.068 (0.045)*	0.081 (0.045)*	-0.077 (0.059)
No. of Children	-0.041 (0.011)**	-0.030 (0.012)*	-0.048 (0.023)*
Parents Married	0.091 (0.063)	0.018 (0.068)	0.475 (0.112)**
Parents' Average Age	0.008 (0.003)**	0.008 (0.003)**	0.019 (0.007)**
Father's Years of Education	0.026 (0.005)**	0.019 (0.006)**	0.042 (0.012)**
Mother's Years of Education	0.019 (0.006)**	0.013 (0.007)*	0.032 (0.013)**
Inc Missing	0.364 (0.150)*	-0.287 (0.279)	4.245 (0.311)**
Family Income (in log)	0.046 (0.019)*	-0.042 (0.037)	0.572 (0.039)**
Intercept	-4.093 (0.684)**	-3.977 (0.673)**	-1.901 (1.028)
School Characteristics	Yes	Yes	Yes
F(excluded IV)			62.40
R-square	0.597	-	0.235
Sample Size	5,122	5,122	5,122

Note: * p<0.05; ** p<0.01. Standard errors are in parentheses.

〈Table 2〉의 (1)열에 제시된 바와 같이, OLS의 추정 결과에 의하면, 사교육비 지출과 성적 간의 연관관계는 통계적으로 0을 기각하지만 그리 크게 나타나지는 않는다. 즉, 10% 높은 사교육비 지출은 평균 0.008SD(표준편차) 정도 높은 점수로 연결된다. 이를 탄력성 계수로 변환하면, 10% 높은 사교육비 지출은 평균점수를 얻는 학생의 점수를 약 0.259% 정도 높이는 효과가 있다. 앞에서 강조된 바와 같이, OLS 방법은 s_i의 내생성을 적절히 고려하지 못하기 때문에, 추정 결과가 사교육비의 진정한 효과라고 확신하기 어렵다. $Cov(s_i, \epsilon_i)$의 방향에 따라 추정된 결과가 사교육비 지출의 진정한 효과를 과대추정할 수도 또는 과소추정할 수도 있다.

〈Table 3〉 OLS and IV Estimates of the Effect of Tutoring Expenditures on Individual Subject Scores

Estimation Methods:	OLS	IV	
Dependent Variable:	Normalized Test Score (1)	Normalized Test Score (2)	Tutoring Expenditures (in log) (3)
Panel A. Test Score of Korean			
Tutoring Expenditures (in log)	0.026 (0.011)*	0.403 (0.198)*	
[Elasticity]	[0.079]	[1.244]	
First-born Child			0.137 (0.033)**
Prior Ranking	0.281 (0.007)**	0.266 (0.011)**	0.037 (0.009)**
Self-study Hours	0.005 (0.005)	0.003 (0.006)	0.005 (0.007)
Male (Yes=1)	−0.235 (0.032)**	−0.337 (0.071)**	0.278 (0.043)**
Age at the Test	0.067 (0.044)	0.097 (0.048)*	−0.077 (0.045)
No. of Children	−0.036 (0.015)**	−0.017 (0.019)	−0.038 (0.016)*
Parents Married	0.151 (0.079)*	0.078 (0.092)	0.197 (0.072)**
Parents' Average Age	0.006 (0.004)	0.009 (0.004)*	0.000 (0.005)
Father's Years of Education	0.012 (0.006)*	0.012 (0.007)	−0.001 (0.008)
Mother's Years of Education	0.024 (0.008)**	0.022 (0.009)**	0.004 (0.009)
Inc Missing	0.269 (0.186)	−0.363 (0.390)	1.710 (0.219)**
Family Income (in log)	0.038 (0.024)	−0.048 (0.052)	0.231 (0.029)**
Intercept	−3.473 (0.734)**	−4.432 (0.919)**	2.121 (0.740)**
F (excluded IV)			17.21
Sample Size	4,670	4,670	4,670
Panel B. Test Score of English			
Tutoring Expenditures (in log)	0.107 (0.009)**	0.414 (0.098)**	
[Elasticity]	[0.331]	[1.280]	
First-born Child			0.274 (0.036)**
Prior Ranking	0.272 (0.007)**	0.246 (0.011)**	0.080 (0.009)**
Self-study Hours	0.016 (0.004)**	0.007 (0.006)	0.030 (0.007)**
Male (Yes=1)	−0.204 (0.031)**	−0.249 (0.039)**	0.159 (0.048)**
Age at the Test	0.051 (0.051)	0.065 (0.052)	−0.040 (0.049)
No. of Children	−0.044 (0.012)**	−0.025 (0.014)	−0.043 (0.018)*
Parents Married	0.041 (0.067)	−0.059 (0.077)	0.332 (0.087)**
Parents' Average Age	0.009 (0.003)**	0.008 (0.004)*	0.020 (0.006)**
Father's Years of Education	0.026 (0.006)**	0.015 (0.008)*	0.036 (0.010)**
Mother's Years of Education	0.023 (0.007)**	0.013 (0.008)	0.028 (0.011)**
Inc Missing	0.479 (0.153)**	−0.537 (0.352)	3.384 (0.250)**
Family Income (in log)	0.056 (0.019)**	−0.079 (0.047)	0.450 (0.032)**
Intercept	−3.873 (0.777)**	−3.620 (0.791)**	−1.741 (0.843)*
F (excluded IV)			58.56
Sample Size	4,755	4,755	4,755

〈Table 3〉 continued

Estimation Methods:	OLS	IV	
Dependent Variable:	Normalized Test Score (1)	Normalized Test Score (2)	Tutoring Expenditures (in log) (3)
Panel C. Test Score of Math			
Tutoring Expenditures (in log)	0.130 (0.010)**	0.244 (0.088)*	
[Elasticity]	[0.402]	[0.754]	
First-born Child			0.241 (0.036)**
Prior Ranking	0.290 (0.006)**	0.281 (0.010)**	0.071 (0.009)**
Self-study Hours	0.017 (0.004)**	0.014 (0.005)**	0.031 (0.007)**
Male (Yes=1)	0.048 (0.029)	0.029 (0.032)	0.179 (0.046)**
Age at the Test	0.061 (0.044)	0.072 (0.045)	−0.097 (0.048)*
No. of Children	−0.038 (0.011)**	−0.033 (0.012)**	−0.025 (0.019)
Parents Married	0.050 (0.067)	0.019 (0.073)	0.270 (0.086)**
Parents' Average Age	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.018 (0.006)**
Father's Years of Education	0.025 (0.005)**	0.020 (0.007)**	0.043 (0.009)**
Mother's Years of Education	0.002 (0.007)	−0.001 (0.007)	0.026 (0.011)*
Inc Missing	0.272 (0.168)	−0.105 (0.333)	3.379 (0.245)**
Family Income (in log)	0.040 (0.021)	−0.010 (0.044)	0.449 (0.031)**
Intercept	−3.648 (0.663)**	−3.663 (0.667)**	−0.665 (0.825)
F(excluded IV)			44.63
Sample Size	4,721	4,721	4,721

Note: * p〈0.05; ** p〈0.01. Standard errors are in parentheses. School characteristics are controlled for.

〈Table 2〉의 (2)열에 제시된 도구변수법의 추정 결과는 OLS 결과에 비하여 강한 사교육비의 성적 향상효과를 보여준다. 즉, 10% 높은 사교육비 지출은 평균적인 학생의 세 과목 평균점수를 약 0.744% 정도 향상시키는 효과가 있다. 그리고 이 크기는 0과는 통계적으로 유의하게 다른 수준이다.

도구변수법의 추정 결과가 일치추정량을 보여주는 두 가지 조건은 '$Cov(F_i, s_i) \neq 0$'과 '$Cov(F_i, \epsilon_i) = 0$'이다. 〈Table 2〉의 (3)열에는 s_i가 종속변수이고, F_i 및 X_i가 설명변수인 식에 대한 1단계(first-stage) 추정 결과가 보고되어 있다. 앞 절에서 예상된 바와 같이, 첫째아 학생에 대한 사교육비 지출액은 둘째아 이상의 학생에 비하여 약 34.5% 정도 높다. 이는 0보다 통계적으로 유의하게 높은 것이며, F-검정통계량은 59.95로서 F_i가 s_i의 적절한 도구변수일 첫 번째 조건을 만족한다.

그러나 앞 절에서 논의된 바에 따르면, F_i와 ϵ_i 사이에서는 '$Cov(F_i, \epsilon_i) = 0$'보다는

'$Cov(F_i, \epsilon_i) > 0$'의 관계가 성립할 가능성이 높다. 즉, 위에 제시된 사교육비의 효과에 대한 도구변수법의 추정 결과는 진정한 효과의 과대추정치일 가능성이 높다. 결국 10% 높은 사교육비 지출은 평균적인 학생의 점수를 0.744%보다는 작은 정도로 향상시키는 효과가 있다고 할 수 있다. 그러나 효과의 최소치가 어느 정도일지에 대해서 도구변수법의 결과를 통해서는 정확히 알 수 없다.[5]

사교육비가 세 과목의 평균성적에 미치는 효과가 그리 크지 않다는 사실은 사교육과 학업성적의 대상 과목을 국어, 영어, 수학으로 세분하는 경우에도 크게 다르지 않다. 〈Table 3〉의 패널 A, B 및 C에는 각각 국어, 영어, 수학 개별 과목의 Z-점수를 종속변수로 사용하고 각 과목별 사교육비 지출액을 s_i로 설정한 모형의 추정 결과가 제시되어 있다.

먼저 OLS의 추정 결과에 의하면, 10% 높은 과목별 사교육비 지출은 평균적인 학생의 국어, 영어, 수학의 시험성적을 각각 0.08%, 0.33%, 0.40% 정도 향상시키는 효과가 있다. 그러나 s_i의 내생성으로 인하여 위의 결과들이 사교육비의 진정한 인과효과를 제시한다고 판단하기 어렵다. s_i의 내생성을 어느 정도 고려하는 도구변수법의 추정 결과에 의하면, 10% 높은 과목별 사교육비 지출은 평균적인 학생의 국어, 영어, 수학의 시험성적을 각각 1.24%, 1.28%, 0.75% 정도 향상시키는 효과가 있다. 이 정도 크기의 효과는 세 과목의 평균성적과 세 과목 전체의 사교육비 지출을 이용하는 모형에 비하여 약간 크다고 할 수 있다. 특히 국어와 영어에 대한 사교육비 지출의 효과는 세 과목 평균의 경우에 비하여 약 1.6배 정도 크게 나타난다. 그러나 도구변수법의 결과가 사교육비의 진정한 효과에 대한 과대추정

---

5 〈Table 2〉와 〈Table 3〉에서 통제되는 설명변수에는 학생의 전기 성적, 자기공부시간, 성별, 나이, 부모의 연령 및 교육연수, 가구소득, 거주주택의 종류, 학교가 위치한 도시의 특성(대도시, 중소도시), 사립 여부 및 남녀공학 여부 등 학교의 특성들이 포함된다. 본 논문에 사용되는 '첫째아 여부' 변수가 의문의 여지없이 외생적인 경우 사교육비의 인과효과를 추정하는 모형에서 X_i로 포괄되는 설명변수들이 추가로 통제될 필요는 없다. $\frac{E(y_i|F_i=1)-E(y_i|F_i=0)}{E(s_i|F_i=1)-E(s_i|F_i=0)}$로 표현되는 Wald 추정치에서는 추가적인 통제변수인 X_i가 전혀 고려되지 않는다. 그러나 이 경우는 도구변수가 무작위로 결정되는 지극히 예외적인 경우이다. 본 논문에서와 같이 '첫째아 여부' 변수에 어느 정도의 내생성이 있는 것으로 생각되는 경우에는 추가적인 X_i 변수를 통제하여 도구변수의 내생성을 어느 정도 줄이는 노력이 필요하다. 본 논문에서는 이러한 노력의 일환으로서 s_i와 더불어 추가적인 설명변수들 X_i를 통제하고 있다. 세 과목 평균성적을 사용하는 경우의 Wald 추정치는 0.550(se 0.061), 국어에 대한 Wald 추정치는 0.460(se 0.064), 영어에 대한 Wald 추정치는 0.568(se 0.068), 수학에 대한 Wald 추정치는 0.441(se 0.053)로서 〈Table 2〉와 〈Table 3〉의 2SLS 추정치들에 비하여 약간 크다. 이는 '첫째아 여부' 도구변수가 완전히 외생적이지는 않음을 시사한다. 그러나 Wald 추정치들과 〈Table 2〉와 〈Table 3〉에 제시된 2SLS 추정치들이 큰 차이를 보이지는 않기 때문에, 본 논문에서는 X_i를 통제하는 모형을 기초로 '첫째아 여부' 변수를 도구변수로 사용하는 분석방법을 채택한다.

치일 가능성이 있음을 감안하면 그 효과의 크기를 해석하는 데 주의할 필요가 있다. 참고로 변수 F_i는 세 과목 모두에 대하여 '$Cov(F_i, s_i) \neq 0$'의 조건을 만족하는 s_i의 강한 도구변수(strong IV)이다. F-검정통계량은 국어의 경우에는 16.8, 영어의 경우에는 54.3, 수학의 경우에는 43.3으로서, 세 과목 모두에서 통상적인 기준치 10을 넘어서고 있기 때문이다.

도구변수법의 추정 결과를 요약하면, 국어, 영어, 수학 개별 과목에 대해서든 혹은 세 과목의 평균에 대해서든 공통적으로, 사교육비 지출은 평균적인 학생의 성적을 약간 향상시키는 양의 효과가 존재하기는 하지만 그 효과의 정도는 그리 크지 않은 것으로 판단된다.

2. 비모수 구간추정법의 추정 결과

〈Table 4〉에는 사교육비의 평균효과(Average Treatment Effect: ATE)에 대한 구간추정법의 추정 결과가 세 과목 평균점수 및 개별 과목별로 제시되어 있다. 각 패널별로 ATE에 대한 MTR+MTS 범위와 MIV+MTR+MTS 범위가 제시되어 있다. 이 추정치들에 대한 편리한 해석을 위하여 (5)열과 (6)열에는 각각 ATE 범위의 최댓값과 최댓값의 bootstrap 95분위값을 10%의 사교육비 지출 증가에 따른 성적 변화율로 변환한 탄력성 계수가 제시되어 있다.

앞에서 제시된 추정 결과들과 마찬가지로, 〈Table 4〉의 패널 A에 나타난 세 과목 전체에 대한 구간추정법의 결과는 높은 사교육비 지출로 인하여 학생의 성적이 크게 향상되지는 않음을 암시한다. MTR+MTS 범위의 최댓값에 의하면, 10% 높은 사교육비 지출은 학생의 평균성적을 최대 1.86~2.36% 정도까지 향상시킨다. 그러나 MTR+MTS 범위의 최솟값은 사교육비 지출의 효과가 0일 가능성을 배제하지 못한다. 이는 사교육비 지출의 진정한 성적 향상효과가 그리 크지 않을 것임을 암시한다.

MTR+MTS의 결합 가정이 타당한지를 검증하기 위하여 Manski and Pepper(2000, p.1004)는 u와 u' $(u' \leq u)$에 대하여 $E(y|z=u') \leq E(y|z=u)$이 성립하는지의 여부를 조사하는 방법을 제안하였다. 왜냐하면 MTR+MTS라는 결합 가정하에서는 다음이 성립하기 때문이다.

$$u' \leq u \ \Rightarrow E[y|z=u'] =$$

$E[y(u')|z=u'] \leq_{MTR}$

$E[y(u)|z=u'] \leq_{MTS}$

$= E[y(u)|z=u] = E[y|z=u]$

〈Table 5〉에는 표본평균 $\hat{E}[y(0)]$, $\hat{E}[y(1)]$, $\hat{E}[y(2)]$이 각 과목별로 보고되어 있다. 표의 결과에 따르면, 세 과목의 평균점수를 사용하든 개별 과목의 점수를 사용하든 공통적으로 '$\hat{E}[y(0)] \leq \hat{E}[y(1)] \leq \hat{E}[y(2)]$'의 관계가 대체로 성립한다. 다만, 국어 과목에서는 $\hat{E}[y(1)] = 0.283$, $\hat{E}[y(2)] = 0.285$로서 '$\hat{E}[y(1)] < \hat{E}[y(2)]$'의 관계가 통계적으로 유의하게 성립하지는 않는다. 그러나 '$\hat{E}[y(1)] > \hat{E}[y(2)]$'의 관계가 성립한다고 단정할 수도 없으므로, 본 자료에서 MTR와 MTS의 결합 가정에 문제가 있다는 명시적인 증거는 발견되지 않는다.

〈Table 4〉에 제시된 세 과목 전체의 평균점수에 대한 MIV+MTR+MTS 범위의 추정 결과도 높은 사교육비 지출로 인하여 학생의 성적이 크게 향상되지는 않는다는 점을 보여준다. MIV+MTR+MTS 범위의 최댓값에 의하면, 10% 높은 사교육비 지출은 학생의 세 과목 평균성적을 최대 1.82~2.29% 정도까지 향상시킨다. 그러나 MIV+MTR+MTS 범위의 최솟값은 사교육비 지출의 효과가 0이라는 가설을 기각하지는 못한다. MIV+MTR+MTS 범위 또한 사교육비 지출의 진정한 성적 향상효과가 그리 크지 않음을 암시한다.

사교육비 지출의 그리 크지 않은 성적 향상효과는 사교육비와 성과변수를 개별 과목으로 한정하는 경우에도 비슷하게 나타난다. 국어 과목의 경우, MIV+MTR+MTS 범위의 탄력성 계수 최댓값은 약 0.77~0.84% 정도로서 사교육비 지출의 효과가 그리 크지 않음을 보여준다. 하지만 영어와 수학 과목에 대한 MIV+MTR+MTS 범위의 탄력성 계수 최댓값은 사교육비 지출이 그리 작지 않은 효과가 있을 가능성을 제기한다. 영어의 경우, 10% 높은 사교육비 지출이 영어의 평균성적을 최대 2.16~2.64% 정도까지 향상시킨다. 수학의 경우에는 최대 2.04~2.84% 정도까지 향상시킨다. 그러나 두 과목에서 공통적으로 MIV+MTR+ MTS 범위의 최솟값은 0과 다르지 않다. 결국 구간추정법의 결과를 보수적으로 해석하면, 국어, 영어, 수학 과목에서 모두 높은 사교육비 지출이 유의미한 정도의 성적 향상으로 연결된다는 확실한 증거를 발견하기는 어렵다.

사교육비 지출의 내생성을 명시적으로 고려하는 도구변수법 및 구간추정법의 추정

〈Table 4〉 Upper and Lower Bounds of the Effect of Private Tutoring Expenditures

$E[y(1)-y(0)]$

	Lower Bound (LB) (1)	Upper Bound (UB) (2)	LB 5 Pctile (3)	UB 95 Pctile (4)	UB (5)	UB 95 Pctile (6)
Panel A. Average Score of the Three Subjects						
	MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.678	0.000	0.728	2.064	2.218
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.454	0.000	0.507	1.866	2.083
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.819	0.000	0.879	2.364	2.538
	MIV+MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.654	0.000	0.703	1.993	2.141
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.444	0.000	0.494	1.823	2.027
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.795	0.000	0.851	2.294	2.458
Panel B. Test Score of Korean						
	MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.296	0.000	0.347	0.875	1.025
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.195	0.000	0.253	0.773	1.004
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.295	0.000	0.354	0.872	1.046
	MIV+MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.271	0.000	0.323	0.801	0.955
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.194	0.000	0.264	0.771	1.047
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.285	0.000	0.356	0.843	1.052
Panel C. Test Score of English						
	MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.608	0.000	0.653	2.265	2.430
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.522	0.000	0.575	2.359	2.598
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.808	0.000	0.861	2.734	2.913
	MIV+MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.579	0.000	0.626	2.157	2.332
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.512	0.000	0.556	2.314	2.510
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.781	0.000	0.830	2.643	2.809
Panel D. Test Score of Math						
	MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.739	0.000	0.784	2.708	2.874
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.443	0.000	0.490	2.078	2.301
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.822	0.000	0.875	2.898	3.085
	MIV+MTR+MTS Bounds				Elasticities	
$E[y(1)-y(0)]$	0.000	0.726	0.000	0.770	2.658	2.822
$E[y(2)-y(1)]$	0.000	0.434	0.000	0.483	2.036	2.269
$E[y(2)-y(0)]$	0.000	0.805	0.000	0.856	2.837	3.018

〈Table 5〉 Average Test Scores by Treatment Levels, $\hat{E}[y(t)]$

Averages	Analysis Sample			
	Averages of the Three Subjects	Korean	English	Math
$\hat{E}[y(0)]$	−0.294	−0.012	−0.265	−0.327
$\hat{E}[y(1)]$	0.336	0.283	0.260	0.382
$\hat{E}[y(2)]$	0.525	0.285	0.543	0.495

결과는 사교육비 지출이 학생의 학업성적에 다소 영향을 미치기는 하지만 그 영향이 그리 크지는 않은 것으로 요약된다. 도구변수법의 결과를 사교육비 지출의 평균효과에 대한 점추정치(point estimates)로 해석하면, 10% 높은 사교육비 지출은 국어성적을 약 1.24%, 영어성적을 약 1.28%, 수학성적을 약 0.75%, 그리고 세 과목 전체의 평균성적을 약 0.74% 정도 향상시킨다고 요약할 수 있다. 사용된 도구변수의 특성으로 인하여 이상의 추정치들은 실제 효과에 대한 과대추정치로 해석된다. 아울러 위의 점추정치들이 위치한 구간은 대체로 구간추정법을 통하여 추정된 ATE의 범위들 내에 위치함으로써 상이한 추정방법들은 사교육비의 평균효과에 대하여 대체로 일관된 결과를 보여준다. 이는 본 논문에서 추정한 사교육비의 평균효과의 크기가 상당히 신뢰할 만한 수치임을 암시한다.

사교육비 지출이 성적을 향상시키는 강력한 효과가 있을 것이라는 일부의 기대와는 다르게 본 논문의 추정 결과는 그 효과가 그리 크지 않음을 보여준다. 본 논문에 제시된 사교육비 효과의 추정치를 정확히 해석하기 위해서는 먼저 실제 지출된 사교육비의 분포를 자세히 살펴볼 필요가 있다. 〈Table 1〉에 따르면, 분석자료에서 나타난 국어의 월평균 사교육비는 약 31,970원, 영어 사교육비는 약 69,820원, 수학 사교육비는 약 65,430원, 그리고 세 과목 전체에 대한 사교육비는 약 154,100원 정도이다. 그리고 각 과목에 대한 사교육비 분포의 95 퍼센타일을 구해 보면, 국어의 경우에는 약 132,200원, 영어의 경우에는 약 283,300원, 수학의 경우에는 약 283,300원, 그리고 세 과목 전체에 대한 사교육비는 약 566,600원 정도이다. 즉, 전체 학생의 약 95%는 세 과목 전체 사교육비 기준으로 월평균 566,600원보다 작은 금액을 국어, 영어, 수학 과목 전체의 사교육에 지출한다. 본 논문에서 구한 사교육비의 효과는 주로 월평균 사교육비로 이 정도의 금액을 지출하는 학생들에 대한 평균효과로 해석된다.

일반적으로 자료들이 풍부하게 관측되는 사교육비의 평균값 근처에서 계산된 탄력성 계수는 그 정확도가 상당히 높다. 그러나 사교육비의 평균값과 큰 차이가 나는 사교육비 증가의 한계효과는 그 정확도가 떨어질 가능성이 높다. 예를 들어 월평균 사교육비를 566,600원에서 1,133,200원으로 두 배 증가시키면 성적의 변화율이 어느 정도일지에 대한 한계효과는 그 정확도가 상당히 떨어진다고 할 수 있다.

한편, 월평균 사교육비로 95 퍼센타일 이하의 금액을 지출하는 학생들이 주로 받는 사교육은 성적 향상에 크게 도움이 되지 않는다 하더라도, 95 퍼센타일 이상의 월평균 사교육비에 해당하는 고액의 사교육은 학생의 성적을 크게 향상시키는 효과가 있을 수 있다. 이는 사교육비의 효과가 지출수준에 따라 비선형의 형태를 취할 수 있음을 의미한다. 월평균 60만원 이상 고액의 사교육비를 지출하는 학생들의 비중이 약 5% 이하에 불과한 자료상의 한계를 감안할 때, 고액의 사교육이 학업성적에 미치는 영향에 관하여 본 논문에서는 정확히 알 수 없다. 이를 규명하기 위해서는 고액의 사교육 부분에 특화된 새로운 자료가 일차적으로 요구된다.

V. 결 론

본 논문에서 우리는 경제학의 실증분석방법들을 활용하여 사교육비의 성적 향상효과가 어느 정도인지를 추정하였다. 추정 결과에 의하면, 우리나라에서 사교육비 지출은 평균적인 학생의 학업성적에 다소간의 영향을 미치기는 하지만 그 영향이 그리 크지는 않은 것으로 요약된다. 도구변수법의 결과에 의하면, 평균 정도의 사교육비를 지출한 상태에서 지출을 10% 정도 높이면 국어성적은 약 1.24%, 영어성적은 약 1.28%, 수학성적은 약 0.75%, 그리고 세 과목 전체의 평균성적은 약 0.74% 정도 향상되는 것으로 추정된다.

본 논문에서 추정된 사교육비 지출의 탄력성 계수는 서구의 연구에서 보고된 바 있는 공립학교의 교육비 투자가 미치는 성적 향상효과와 크게 모순되지 않는다. 예를 들어 Guryan(2003)의 연구 결과에 의하면, 학생 일인당 교육비 지출을 10% 늘릴 때 학업성적은 약 0.77~1.15% 정도 향상된다. 그리고 Card and Krueger(1996)와 Grogger(1996)가 요약한 바에 따르면, 학생 일인당 교육비 지출이 10% 늘어날 때 노동시장에서의 임

금으로 표시된 교육성과는 약 0.7~1.1% 정도 향상된다. 한국에서 추정된 학생 일인당 사교육비의 성적 향상효과도 이 정도 수준에 대응된다고 요약할 수 있다.

본 논문에서 계산된 사교육비의 효과가 여타의 연구들과 크게 모순되지 않는다고 하더라도 본 논문의 결과는 사교육이 만연한 우리 사회의 현실과 조화되지 않는다는 비판이 있을 수 있다. 우리는 이에 대하여 아래에서 세 가지 정도의 이론적인 가능성을 검토해 보고자 한다.

첫째, 사교육비의 진정한 효과에 관하여 부모들이 정확히 알지 못할 가능성이 있다. 사교육비의 한계수익에 대한 정확한 정보가 없기 때문에 사교육비의 한계수익과 한계비용이 일치되는 최적의 수준에서 자녀의 사교육비 지출액이 결정되지 않을 수 있다. 그렇다면 사교육의 효과가 그리 크지 않더라도 부모는 자녀의 사교육비용을 과도하게 지출할 수 있다.

둘째, 사교육비의 진정한 효과의 크기를 알고 있다고 하더라도, 사교육비 지출 결정에 외부성이 존재하는 경우에 최적의 사교육비 지출이 일어나지 않을 수 있다. 본인의 자녀에 대한 사교육비 지출액의 결정에 타인 자녀의 사교육비 지출액(예를 들어 동료집단의 평균 사교육비 지출액)이 영향을 미친다면, 외부성으로 인하여 최적의 수준에서 본인 자녀에 대한 사교육비 지출액이 결정되지 않을 수 있다. 이 경우 사교육비의 낮은 한계수익과 높은 지출액이 공존할 수 있다.

셋째, 한 학생의 성적 결정에서 사교육과 자기학습(self-study) 간에 대체적인 관계가 존재하는 경우이다. 만약 학생이 사교육을 받는 양에 비례하여 자기학습의 강도나 시간을 줄인다면 사교육비 지출이 성적 향상에 미치는 영향이 그리 크지 않을 수 있다. 이러한 현상이 장기화될 경우 부모는 사교육과 자기공부 간의 대체관계를 인식하여 사교육비 지출을 최적화할 것이므로, 세 번째의 설명에는 첫 번째의 설명과 유사하게 사교육비의 진정한 효과에 관하여 부모들이 정확히 알지 못한다는 가정이 내포된다.

위에서 제시한 설명들은 현재로서는 풍부한 실증적인 증거로서 뒷받침되지는 못하는 이론적인 추측에 불과하다. 앞으로 보다 진전된 과학적인 연구들이 개발되어 사교육비의 효과와 사교육이 만연한 현실을 조화시킬 적절한 이론들이 제시되기를 기대한다.

참고문헌

강창희・이삼호, 『사교육에 대한 경제학적 분석 및 정책 제언』, 한국교육개발원 연구보고서, CR 2010-12, 2010.

김양분・류한구・김미숙・남궁지영, 『학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교』, 한국교육개발원 연구보고서, RR 2004-3, 2004.

김지하・김정은, 「Propensity Score Matching 방법을 사용한 사교육 유형별 효과 분석」, 『교육재정경제연구』, 제18권 제3호, 2009, pp.63~87.

김진영, 「고3 수험생들의 시간활용과 사교육의 효과」, 『한국교육』, 제34권 제4호, 2007, pp.57~78.

남기곤, 「사교육시간과 학업성적과의 관련성: PISA 자료를 이용한 국제비교 분석」, 『한국경제학보』, 제15권 제1호, 2008, pp.55~90.

박현정・상경아・강주연, 「사교육이 중학생의 학업성취에 미치는 효과」, 『교육평가연구』, 제21권 제4호, 2008, pp.107~127.

상경아・백순근, 「고등학생의 수학 과외가 학업성취도, 태도, 자기조절학습에 미치는 영향」, 『교육평가연구』, 제18권 제3호, 2005, pp.39~57.

오영수・윤정식, 「일반계 고등학생의 성적결정 요인 분석」, 『교육재정경제연구』, 제12권 제1호, 2003, pp.33~56.

이수정・임현정, 「중학생의 학업성취에 대한 사교육비 효과 분석」, 『교육재정경제연구』, 제18권 제1호, 2009, pp.141~166.

임천순・박소영・이광호, 「사교육이 학업성취에 미치는 영향」, 『교육재정경제연구』, 제13권 제1호, 2004, pp.331~356.

조혜영・이경상, 「사교육시간, 개인공부시간, 학교수업참여도의 실태 및 주관적 학업성적향상 효과」, 『한국교육』 제32권 제4호, 2005, pp.29~56.

최형재, 「사교육의 대학 진학에 대한 효과」, 『국제경제연구』, 제14권 제1호, 2008, pp.73~110.

최상근 외, 『사교육 실태 및 사교육비 규모 분석 연구』, 한국교육개발원 연구보고서, CR 2003-19, 2003.

한대동・성병창・길임주, 「고등학생 학업성취에 대한 학교효과와 과외효과의 비교연구」, 『교

육사회학 연구』, 제11권 제1호, 2001, pp.33~54.

Anderson, G. M., W. F. Shughart, and R. Tollison, "Educational Achievement and the Cost of Bureaucracy," *Journal of Economic Behavior & Organization* 15(1), 1991, pp.29~45.

Anderson, T. W. and H. Rubin, "Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations," *Annals of Mathematical Statistics* 20(1), 1949, pp.46~63.

Bedard, K., "School Quality and the Distribution of Male Earnings in Canada," *Economics of Education Review* 22, 2003, pp.395~407.

Behrman, J. R. and P. Taubman, "Birth Order, Schooling, and Earnings," *Journal of Labor Economics* 4(3), 1986, pp.S121~S145.

Betts, J. R., "Does School Quality Matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth," *Review of Economics and Statistics* 77(2), 1995, pp.231~250.

Betts, J. R., "Is There a Link between School Inputs and Earnings? Fresh Scrutiny of an Old Literature," G. Burtless (ed.), *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*, Brookings, Washington, DC, 1996, pp.141~191.

Bjerkedal, T., P. Kristensen, G. A. Skjeret, and J. I. Brevik, "Intelligence Test Scores and Birth Order among Young Norwegian Men (Conscripts) Analyzed within and between Families," *Intelligence* 35(5), 2007, pp.503~514.

Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes, "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education," *Quarterly Journal of Economics* 120(2), 2005, pp.669~700.

Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes, "Older and Wiser? Birth Order and IQ of Young Men," NBER Working Paper 13237, 2007.

Blundell, R., A. Gosling, H. Ichimura, and C. Meghir, "Changes in the Distribution of Male and Female Wages Accounting for Employment Composition Using Bounds," *Econometrica* 75(2), 2007, pp.323~363.

Briggs, D. C., "The Effect of Admissions Test Preparation: Evidence from NELS: 88," *Chance* 14(1), 2001, pp.10~18.

Card, D. and A. B. Krueger, "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States," *Journal of Political Economy* 100(1), 1992, pp.1~40.

Card, D. and A. B. Krueger, "School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina," *Journal of Economic Perspectives* 10(4), 1996, pp.31~50.

Dang, H., "The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam," *Economics of Education Review* 26(6), 2007, pp.683~698.

Dang, H. and F. H. Rogers, "How to Interpret the Growing Phenomenon of Private Tutoring: Human Capital Deepening, Inequality Increasing, or Waste of Resources?" Policy Research Working Paper Series of The World Bank, No. 4530, 2008.

Gerfin, M. and M. Schellhorn, "Nonparametric Bounds on the Effect of Deductibles in Health Care Insurance on Doctor Visits—Swiss Evidence," *Health Economics* 15(9), 2006, pp.1011~1020.

Gonzalez, L., "Nonparametric Bounds on the Returns to Language Skills," *Journal of Applied Econometrics* 20(6), 2005, pp.771~795.

Greenwald, R., L. V. Hedges, and R. D. Laine, "The Effect of School Resources on Student Achievement," *Review of Educational Research* 66(3), 1996, pp.361~396.

Grogger, J., "School Expenditures and Post-schooling Earnings: Evidence from High School and Beyond," *Review of Economics and Statistics* 78(4), 1996, pp.628~637.

Gurun, A. and D. L. Millimet, "Does Private Tutoring Payoff," IZA Discussion Paper, No. 3637, The Institute for the Study of Labor (IZA), 2008.

Guryan, J., "Does Money Matter? Estimates from Education Finance Reform in Massachusetts," mimeo, 2003.

Hanushek, E. A., "Assessing the Effects of School Resources on Student Performance: An Update," *Educational Evaluation and Policy Analysis* 19(2), 1997, pp.141~164.

Hanushek, E. A., "The Failure of Input-based Schooling Policies," *Economic Journal* 113(485), F64-F98, 2003.

Harris, J. R., "Where Is the Child's Environment? A Group Socialization Theory of Development," *Psychological Review* 102(3), 1995, pp.458~489.

Harris, J. R., *The Nurture Assumption: Why Children Turn out the Way They Do*, New York, NY: Touchstone, 1998.

Haveman, R. and B. Wolfe, "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings," *Journal of Economic Literature* 33(4),

1995, pp.1829~1878.

Hedges, L. V., R. D. Laine, and R. Greenwald, "Does Money Matter? A Meta-analysis of Studies of the Effects of Differential School Inputs on Student Outcomes," *Educational Researcher* 23(3), 1994, pp.5~14.

Herrnstein, R. and C. Murray, *The Bell Curve*, The Free Press, New York, 1994.

Hoxby, C. M., "How Teachers' Unions Affect Education Production," *Quarterly Journal of Economics* 111(3), 1996, pp.671~718.

Kang, C., "Does Money Matter? The Effect of Private Educational Expenditures on Academic Performance," Departmental Working Papers from National University of Singapore, Department of Economics, 2007.

Kleibergen, F., "Pivotal Statistics for Testing Structural Parameters in Instrumental Variables Regression," *Econometrica* 70(5), 2002, pp.1781~1803.

Kreider, B. and J. V. Pepper, "Disability and Employment: Reevaluating the Evidence in Light of Reporting Errors," *Journal of the American Statistical Association* 102(478), 2007, pp.432~441.

Krueger, A. B., "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics* 114(2), 1999, pp.497~532.

Krueger, A. B., "Economic Considerations and Class Size," *Economic Journal* 113(485), F34-F62, 2003.

Lechner, J., "Nonparametric Bounds on Employment and Income Effects of Continuous Vocational Training in East Germany," *Econometrics Journal* 2(1), 1999, pp.1~28.

Leuven, E., M. Lindahl, H. Oosterbeek, and D. Webbink, "The Effect of Extra Funding for Disadvantaged Pupils on Achievement," *Review of Economics and Statistics* 89(4), 2007, pp.721~736.

Manski, C. F., "Nonparametric Bounds on Treatment Effects," *American Economic Review* 80(2), 1990, pp.319~323.

Manski, C. F., "Monotone Treatment Response," *Econometrica* 65(6), 1997, pp.1311~1334.

Manski, C. F. and D. S. Nagin, "Bounding Disagreements about Treatment Effects: A Case Study of Sentencing and Recidivism," *Sociological Methodology* 28, 1998, pp.99~137.

Manski, C. F. and J. V. Pepper, "Monotone Instrumental Variables, with an Application to the Returns to Schooling," *Econometrica* 68(4), 2000, pp.997~1012.

Moreira, M. J., "A Conditional Likelihood Ratio Test for Structural Models," *Econometrica* 71(4), 2003, pp.1027~1048.

Ono, H., "Does Examination Hell Pay Off? A Cost-benefit Analysis of 'Ronin' and College Education in Japan," *Economics of Education Review* 26(3), 2007, pp.271~284.

Pepper, J. V., "The Intergenerational Transmission of Welfare Receipt: A Nonparametric Bounds Analysis," *Review of Economics and Statistics* 82(3), 2000, pp.472~488.

Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, (2nd ed.), Sage:CA. 2002.

Retherford, R. D. and W. H. Sewell, "Birth Order and Intelligence: Further Tests of the Confluence Model," *American Sociological Review* 56(2), 1991, pp.141~158.

Rodgers, J. L., H. H. Cleveland, E. V. D. Oord, and D. C. Rowe, "Resolving the Debate Over Birth Order, Family Size, and Intelligence," *American Psychologist* 55(6), 2000, pp.599~612.

Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo, "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments," *Journal of Business and Economic Statistics* 20(4), 2002, pp.518~529.

Zajonc, R. B., "Family Configuration and Intelligence," *Science* 192(4236), 1976, pp.227~236.

Zajonc, R. B. and P. R. Mullally, "Birth Order Reconciling Conflicting Effects," *American Psychologist* 52(7), 1997, pp.685~699.

韓國開發硏究
제34권 제2호(통권 제115호)

불완전경쟁시장에서의 배출권 거래제도의 효율성

윤 경 수
(한국개발연구원 부연구위원)

Efficiency of the Emission Trading Scheme in Imperfectly Competitive Markets

Kyoung-soo Yoon
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문의 일부 내용은 윤경수·송민규(2010)에 기초하여 작성된 것임을 밝힌다. 본 연구에 대해 귀중한 조언을 해주신 Stephen Howes 교수, James Roumasset 교수, 송민규 박사, 오형나 박사와 익명의 두 검토자께 감사를 드린다.

** 윤경수: (e-mail) yoonks@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 47, Dongdaemun-gu Seoul, Korea.

• Key Word: 배출권 거래제도(Emission Trading Scheme), 저감투자(Abatement Investment), 쿠르노 경쟁(Cournot Competition)
• JEL Code: D43, L13, Q53, Q55
• Received: 2011. 12. 9 • Referee Process Started: 2011. 12. 16
• Referee Reports Completed: 2011. 12. 30

ABSTRACT

This study examines the equilibrium investment on the pollution abatement when firms are facing Cournot competition in the output market while the pollution permit market is perfectly competitive. Unlike standard perfect competition scenario, the abatement investment delivers an indirect effect in which it reduces other firms' equilibrium output. Consequently, compared with the socially optimal level, overinvestment arises. I also overview the potential inefficiencies that imperfect market structure induces under the emission trading scheme, presenting policy implications.

본고는 산출물시장이 과점적이고 동질적 상품이 거래되어 기업들이 생산량 경쟁을 하고 배출권시장은 완전경쟁적일 경우, 기업이 지출하는 저감투자량의 적절성을 이론적으로 분석한다. 산출물시장이 완전경쟁적일 때와는 달리 저감투자는 직접적으로 배출비용을 줄이는 효과 이외에 다른 기업의 산출물을 줄이는 간접적 효과를 발생시킨다. 균형하에서의 저감투자량은 사회적으로 최적인 저감투자량에 비해 생산량 대비 과잉투자를 야기하여 투자배분을 왜곡한다. 본고는 또한 불완전경쟁시장이 배출권 거래제도하에서 발생시킬 수 있는 비효율성의 제반 요인들을 검토하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅰ. 연구의 필요성 및 목적

본고에서는 산출물시장이 불완전경쟁적인 산업이 배출권 거래제도의 규제하에 있을 경우 발생하는 효율성 왜곡의 가능성을 검토한다. 특히 산출물시장에서 기업들이 생산량 경쟁을 하고 있는 경우를 이론모형을 통해 분석한다. 이때 산출물시장과 배출권 거래제도의 상호작용이 기업들의 저감투자 유인체계에 미치는 영향을 살펴보고 그 정책적 함의를 제시하는 것이 본고의 주된 목적이다.

기후변화의 주요인이 화석연료의 사용으로 인한 온실가스 배출량의 증가임이 밝혀짐에 따라 기후변화의 완화(climate change mitigation)를 위한 핵심 과제로 온실가스의 감축 문제가 대두되고 있다. 우리나라는 유엔기후변화협약(United Nations Framework Convention for Climate Change: UNFCCC)하에서 기후변화와 관련하여 구속력 있는 의무를 부담하고 있지 않으나, 배출량과 경제규모 등으로 볼 때 향후 최소한 개도국과는 차별화된 감축행동 혹은 감축의무의 이행이 요구되고 있다.[1] 이에 정부는 2009년, 각계의 의견수렴을 거쳐 온실가스 중기감축목표를 제시하고, 2010년에는 「저탄소녹색성장기본법」(이하 「기본법」) 및 동법의 시행령 제정을 통해 기후변화 대응을 위한 온실가스 감축의 의지를 표명하였다. 특히 기본법 시행령에서는 2020년까지 온실가스를 BAU(Business-as-usual) 대비 30% 감축하도록 중기감축목표를 설정, 제시한 바 있다.

온실가스 감축목표를 달성하기 위해 다양한 정책과 제도가 제시되어 있으나, 그중 효율성 측면에서 우월한 제도로 제시되고 있는 것이 배출세와 배출권 거래제도이다. 우리나라의 경우에도 「기본법」 제38조에서 "가격기능과 시장원리에 기반을 둔 비용효과적 방식의 합리적 규제체제 도입"과 탄소시장 활성화를 제시하고 있으며, 제46조에서는 시장기능을 활용하여 효율적으로 감축목표를 달성하기 위해 총량제한 배출권 거래제의 도입을 제시하고 구체적 방안을 담은 「온실가스배출권거래제에관한법률」이 2011년 6월 현재 입법 예고되어 있다. 또한 「기본법」 제30조에서는 "환경친화적인 재화와 서비스를

1 우리나라는 2007년 기준으로 GDP당 이산화탄소 배출량이 0.46 tCO2/USD(2000년 PPP 기준)로 세계 9위에 달하고, 1990년부터 2007년 사이의 배출 증가율이 OECD 국가 중 가장 높은 수치를 보이고 있다(IEA[2009]).

촉진하는 방향으로 국가의 조세제도를 운영"해야 한다고 밝힘으로써 향후 조세제도의 개편 등을 통해 탄소세를 도입할 수 있는 근거를 부여하고 있다.

배출권 거래제도와 탄소세는 공히 배출 주체들로 하여금 한계저감비용이 같아지는 수준에서 배출량을 결정하도록 유도함으로써 비용효율성을 달성한다.[2] 다만, 탄소세가 가격규제(price regulation)인 반면, 배출권 거래제도는 총량적인 의미에서 물량규제(quantity regulation)의 성격을 가진다. 배출권 거래제도의 물량규제적 성격은 배출량의 사전적 감축목표를 확실히 달성할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 시장메커니즘이 적절히 작동하지 않을 경우, 시장가격이 근저의 경제적 상황을 반영하지 못하고 왜곡되어 효율성이 훼손될 가능성이 있다.[3]

시장메커니즘이 적절히 작동하지 못하는 대표적 예로 배출권시장 혹은 산출물시장이 독과점적이거나 담합이 이루어지는 불완전경쟁시장인 경우가 있다. 이 경우 시장력(market power) 행사 및 기타 전략적 행위로 가격체계가 왜곡될 수 있다. 특히 우리나라의 경우, 에너지 다배출 산업의 시장집중도가 상당히 높아, 이들이 주요 참여자가 될 배출권 거래제도가 이러한 문제에 노출될 가능성이 적지 않다.

〈Table 1〉은 우리나라의 산업별 온실가스 배출량 추이를 배출비중이 크거나 그 증가세가 큰 부문을 중심으로 보여주고 있으며, 〈Table 2〉에는 2006년 기준 일부 산업의 시장집중도가 제시되어 있다. 이에 의하면 우리나라 온실가스 배출에서 전기·가스 등 에너지 부문과 금속 및 비금속 부문, 석유·석탄화학 부문이 차지하는 비중이 상당함을 알 수 있다. 이 중 전력부문은 온실가스 배출이 많은 석탄발전 및 가스발전이 한전에서 분리된 공기업(현 한전자회사)에 의해 시장의 상당 부분이 점유되어 있고, 천연가스부문은 한국가스공사의 점유율이 절대적이다. 그 외 민간부문을 살펴보면, 석유화학부문에 속하는 원유정제 처리업과 석유화학계 기초화합물 제조업, 금속 및 비금속 부문에 속하는 냉간 압연 및 압출제품 제조업, 열간 압연 및 압출제품 제조업, 동 제련, 정련 및 합금제조업, 연 및 아연 제련, 정련 및 합금제조업 등의 산업에서 CR3나 HHI(Herfindahl-

---

2 온실가스 감축정책, 특히 대표적 정책수단으로서의 탄소세와 배출권 거래제도에 대해서는 국내에서도 이미 많은 연구가 진행된 바 있다. 제도의 개괄적 소개와 우리나라에서의 적용에 대해서는 김승래(2008)와 김용건(2008)을 참조할 수 있다.

3 이 외에도 물량규제적 성격으로 인한 문제점으로 저감기술 등의 불확실성이 클 경우 배출권 거래제도가 탄소세에 비해 큰 사회적 후생의 손실을 가져온다는 점이 제시된 바 있다. 이에 대해서는 Roberts and Spence(1976), Pizar(2002), Murray *et al.*(2009)과 이들의 논의를 정리한 윤경수·송민규(2010)를 참조하라.

〈Table 1〉 GHG Emission Trends by Sector

(Unit: thousand tCO2, %)

	GHG Emission				Growth Rate
	1995	1998	2001	2004	1995~2004
Agriculture, Forestry and Fishing	25,943 (6.8)	26,323 (6.7)	26,868 (5.7)	24,498 (4.8)	−5.6
Mining	2,565 (0.7)	1,794 (0.5)	1,831 (0.4)	1,109 (0.2)	−56.8
Manufacturing	176,261 (45.9)	182,851 (46.4)	212,383 (44.7)	219,674 (43.0)	24.6
Petroleum, Coal, Chemical Products	34,785 (9.1)	43,454 (11.0)	43,630 (9.2)	50,385 (9.9)	44.8
Non-metallic Mineral Products	47,723 (12.4)	40,160 (10.2)	44,702 (9.4)	44,499 (8.7)	−6.8
Metal Products	51,524 (13.4)	55,253 (14.0)	64,352 (13.6)	68,634 (13.4)	33.2
Machinery, Electrical and Electronic Equipment	9,517 (2.5)	12,969 (3.3)	23,501 (5.0)	22,103 (4.3)	132.2
Transport Equipment	4,539 (1.2)	4,918 (1.2)	8,380 (1.8)	8,439 (1.7)	85.9
Furniture and Other Products	11,556 (3.0)	10,619 (2.7)	12,852 (2.7)	12,768 (2.5)	10.5
Electricity, Gas, and Water Supply	84,719 (22.1)	97,258 (24.7)	141,370 (29.8)	169,914 (33.2)	100.6
Construction	2,457 (0.6)	2,053 (0.5)	2,468 (0.5)	2,489 (0.5)	1.3
Service	91,945 (24.0)	84,125 (21.3)	89,741 (18.9)	93,560 (18.3)	1.8
Transportation, Storage, and Communication	34,063 (8.9)	33,252 (8.4)	37,999 (8.0)	40,988 (8.0)	20.3
Real Estate and Business Service	3,123 (0.8)	3,499 (0.9)	4,049 (0.9)	5,781 (1.1)	85.1
Education	2,076 (0.5)	2,785 (0.7)	3,823 (0.8)	5,016 (1.0)	141.6
Other Service	23,784 (6.2)	20,334 (5.2)	21,332 (4.5)	20,733 (4.1)	−12.8
All Industries	383,890 (100)	394,404 (100)	474,661 (100)	511,244 (100)	33.2
Household Sector	67,930	57,483	72,377	76,012	11.9
Total Sales	451,820	451,887	547,038	587,256	33.0

Note: Numbers in parenthesis show component ratio by sector.
Source: Bank of Korea(2008).

Hirschman Index)[4] 수치를 통해 볼 때 시장집중도가 상당히 큼을 알 수 있다. 물론 높은 시장집중도가 반드시 낮은 경쟁도를 의미하는 것은 아니지만, 그 시장이 완전경쟁 균형하에 있지 않을 개연성은 상당히 존재한다고 볼 수 있다.

〈Table 1〉과 〈Table 2〉로부터 추론할 수 있는 또 다른 사실은 배출량이 크고 시장집

4 CR3는 시장점유율이 상위인 3개 기업의 시장점유율(%)의 합으로 정의되며, HHI는 각 기업의 시장점유율(%)의 제곱의 합으로 정의된다.

〈Table 2〉 Concentration of Top 20 (Shipment Based) Industries (2006)

(Unit: Million Won, %)

Ranking	Item	Shipment	CR3	HHI
1	Manufacture of Passenger Motor Vehicles	17,646,028	90.3	3,120
2	Petroleum Refineries	17,434,712	79.5	2,410
3	Manufacture of Electronic Integrated Circuits	14,952,068	83.3	3,620
4	Manufacture of Flat Display Boards	11,700,660	70.0	1,910
5	Manufacture of Cold Rolled, Drawn and Extruded Iron or Steel Products	8,901,706	83.3	5,540
6	Manufacture of Broadcasting and Wireless Telecommunication Apparatuses	8,057,323	70.1	2,360
7	Building of Ships	5,760,093	72.6	2,200
8	Manufacture of Hot Rolled, Drawn and Extruded Iron or Steel Products	5,358,307	78.9	2,690
9	Manufacture of Smelting, Refining and Alloys of Copper	4,526,871	95.7	7,980
10	Manufacture of Storage Units	2,418,925	91.3	6,910
11	Manufacture of Television, Video and Other Audio Equipment	2,386,839	59.1	1,500
12	Manufacture of Nuclear Reactors and Steam Generators	2,149,590	90.2	7,590
13	Manufacture of Smelting, Refining and Alloys of Lead, Zinc and Tin	2,086,342	94.4	5,460
14	Manufacture of Basic Organic Petrochemicals	2,035,326	58.8	1,500
15	Manufacture of Tobacco Products	1,998,257	99.9	6,780
16	Manufacture of Laboratory and Other Industrial Glassware	1,964,652	72.5	2,940
17	Manufacture of Motor Vehicles for Transport of Goods and Special Purpose	1,940,000	100.0	6,520
18	Manufacture of Tires and Tubes	1,630,009	91.2	3,350
19	Manufacture of Locomotives and Railway Rolling Stock	1,550,863	99.4	8,880
20	Manufacture of Civil Engineering and Similar Machine Equipment	1,255,539	64.0	1,930

Source: Korea Fair Trade Commissions (2008).

중도가 높은 업종의 다수가 동질적(homogeneous) 상품을 생산하며, 종종 생산용량이 경쟁에 중요한 역할을 한다는 점이다. 전력, 천연가스 등 에너지부문, 석유화학부문, 금속·비금속 부문 등에 속하는 다수의 업종이 비교적 동질적 상품을 생산하고 있으며, 대규모 장치산업의 특성상 생산용량이 경쟁에 중요한 역할을 하고 있다. 이러한 산업에 속한 기업들은 상품시장에서 가격경쟁보다는 생산량 경쟁을 하고 있을 가능성이 크며, 이 경우 시장균형이 완전경쟁시장과는 다른 양상을 보일 개연성이 있다. 따라서 이에 대한 분석은 배출규제의 효율성을 논의할 때 중요한 시사점을 제공할 수 있다.

불완전경쟁시장에서의 배출권 거래제도의 효율성에 대해서는 다수의 선행 연구가 존

재한다. 우선 Hahn(1982)은 배출권이 무상으로 할당될 경우 발생시킬 수 있는 문제에 주목하였다. 또한 Lioski and Monteo(2005)는 Hahn(1982)을 확장하여 거래시장을 고려했을 때의 배분적 및 동학적 효율성 문제를 다루었고, van Egteren and Weber(1986)는 시장력 행사가 가능한 기업이 있는 불완전경쟁시장에서 규제 순응성(compliance)의 문제를 분석하였다. 한편, Montero(2002)는 명령·통제(command-and-control), 무상할당 배출권제도(grandfathering permit), 경매할당 배출권제도(auctioned permit)의 배출규제제도를 기술혁신(technology innovation)에 대한 투자유인 측면에서 비교·분석하였는데, 그는 배출권시장이 비경쟁적일 경우, 산출물시장이 경쟁적일 경우와 비경쟁적일 경우를 상정하였다. Montero(2002)에 의하면 혁신투자는 비용감소를 통한 직접적 효과(direct effect) 외에도 일출(溢出)효과(spillover effect)를 고려하는 전략적 효과(strategic effect)를 양산한다. 그는 배출권 거래제도하에서 혁신투자가 배출권 가격을 낮추어 경쟁기업의 산출물을 늘리게 되어 그 유인이 줄어들 수 있으며, 따라서 기존 연구와는 달리 배출규제방식 간 일의적인 혁신투자의 순위는 정해지지 않는다고 지적하였다.

상기한 선행 연구는 대부분 배출권시장이 불완전경쟁적일 경우를 모형화한다. 그러나 이러한 상황이 여타 오염물질을 규제하는 배출권 거래제도에 대한 분석으로는 매우 유용하나, 온실가스 배출권 거래제도에 적용하기에는 다소 무리가 있다. 여타 오염물질의 경우 규제가 지역적이며, 동일한 기업이 산출물시장과 배출권시장에서 경쟁하게 되지만, 온실가스의 경우 규제의 범위가 광범위하여 상이한 산업에 속한 기업들이 배출권시장에서 경쟁하게 되는 경우가 일반적이다. 또한 배출권은 상당히 동질적(homogeneous)[5]이어서 차별적(differentiated) 상품을 통한 경쟁이 쉽지 않다. 즉, 온실가스 배출권 거래제도의 경우 배출권시장을 경쟁적으로 보는 것이 보다 합리적이다.

그러나 비록 배출권 거래시장이 경쟁적이어도 산출물시장이 불완전경쟁하에 있을 경우 배출권 거래제도는 비효율을 양산할 수 있다. 이에 대한 대표적 선행 연구로 Sartzetakis(2004)는 특정 산업에서 기업들이 쿠르노 경쟁을 하는 경우를 상정하여 분석하였는데, 그에 의하면 배출권 거래제도는 명령통제적 규제에 비해 비효율을 야기할 수 있다.[6] 유사한 접근으로 박상하·이상호(2002)는 산출물시장에서 차별화된 상품이 거래될 경우 배출권 거래제도의 후생효과를 명령통제방식의 배출규제와 비교하였다. 이

---

5 물론 배출권의 경우에도 실행시점(compliance period)이나 배출권 연한(vintage)에 따라 차별성을 가질 수는 있다.

6 이에 대한 간략한 논의는 본고의 제V장에 제시되어 있다.

에 의하면 상품 간 시장점유율의 차이가 큰 경우 배출권 거래제도 도입으로 인한 사회적 후생 증가는 감소한다.

본 연구는 온실가스 배출권 거래제도에 적합하도록 Sartzetakis(2004)와 같이 배출권시장은 경쟁적이나 산출물시장이 불완전경쟁적인 모형을 제시한다. 모형에서 산출물시장은 복점(duopoly)으로 두 기업은 쿠르노 경쟁(Cournot competition)을 한다. 다만, 본 연구의 모형에서는 Sartzetakis(2004)나 박상하·이상호(2002)와는 달리, 기업이 생산량과 그에 수반하는 배출량을 결정할 뿐만 아니라 생산량 대비 배출량(배출효율)을 감소시킬 수 있는 저감투자량을 결정할 수 있다. 이는 기업들이 복수의 저감방식을 보유하고 있을 경우 효율적인 저감방식의 조합을 선택할 것인가의 여부를 살펴보기 위함이다.[7]

또한 본 연구에서의 저감투자에 대한 분석은 Montero(2002)의 기술혁신투자에 대한 분석과 맥을 같이한다. 다만, Montero(2002)와는 달리 배출권시장은 완전경쟁적이나 산출물시장은 불완전경쟁적인 상황을 주로 분석한다.[8] Montero(2002)와 본고의 가장 큰 차이점은 정책수단 간 (저감)기술혁신투자를 절대적 수준에서 비교하는 것이 아니라, 사회적으로 최적인 저감투자수준과 시장균형에서의 저감투자수준을 비교한다는 데에 있다. Montero(2002)의 모형은 엄밀한 균형분석을 통한 저감투자량을 도출하기보다는 저감투자가 이윤에 미치는 영향만을 고려하고 있어, 정책수단 간 투자인센티브 비교를 통해 투자순위(R&D ranking)를 도출하는 데에 적합하나 사회적 최적 투자수준과의 비교에는 난점이 있다. 또한 본고의 모형에서는 산출물 생산량과 배출량의 관계를 고정시키는 Montero(2002)의 모형과는 달리 배출량을 저감투자와 생산량의 함수로 상정한다. 이는 산출물시장과 저감투자의 상호작용을 보다 직접적으로 살펴보기 위함이다.

본고의 분석 결과를 간략히 요약하면 다음과 같다. 각 기업은 저감투자량을 결정한 후 산출물시장에서 쿠르노 경쟁을 한다. 다소 일반적인 조건하에서 각 기업의 저감투자량은 전략적 대체(strategic substitution)관계에 있게 된다. 균형하에서 각 기업의 저감투자는 직접적인 비용감소의 효과뿐만 아니라 다른 기업의 생산량 감소를 통한 간접적 효과를 가지게 된다. 이를 고려하였을 때, 균형저감투자는 사회적 최적과 비교했을 때 생산량 대비 과잉투자를 보이게 된다. 이는 예를 들어 정부의 저감투자에 대한 재원투

---

7 배출규제하에서 기업은 투입대체, 저감투자, 산출대체 등의 방식으로 배출량을 조절할 수 있다. 이에 대한 자세한 논의는 윤경수·송민규(2010)를 참조하라. 본 연구의 모형에서는 저감투자와 산출대체 간의 관계를 주로 살펴본다.

8 Montero(2002)의 section 10에서도 배출권시장이 완전경쟁인 경우를 간략히 다루고 있다.

자 혹은 기타 지원 시 주의해야 할 요인이 된다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 우선 제Ⅱ장에서는 기본모형을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 산출물시장이 벤치마크로서 완전경쟁적일 경우 배출권 거래제도의 효율성 달성방식을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 모형의 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약, 정리한 후 본 연구와 선행 연구들이 불완전경쟁시장에서의 배출권 거래제도 설계에 주는 시사점에 대해 간략히 논의한다.

Ⅱ. 모 형

모형에 대한 구체적 제시에 앞서 본 연구가 염두에 두고 있는 배출물질 및 배출권 거래제도의 성격에 대해 간략히 언급할 필요가 있다.

우선, 서론에서 언급한 대로 본 연구에서 배출권 거래제도의 대상이 되는 오염물질은 온실가스의 성격을 가진다고 가정한다. 통상 오염물질은 오염의 환경에 대한 공간적, 시간적 영향력의 차이에 따라 '균등혼합-흡수 오염물질(uniformly mixed assimilative pollutants)', '비균등혼합-흡수 오염물질(non-uniformly mixed assimilative pollutants)', '균등혼합-축적 오염물질(uniformly mixed accumulative pollutants)'로 구분할 수 있다.[9] 여기에서 '균등혼합'이란 오염물질 배출의 공간적 위치가 환경에 영향을 미치지 않고 오직 배출총량만이 영향을 미치는 것을 의미하고, '흡수'란 오염물질이 배출된 시점에서만 환경에 영향을 주고 누적되지 않음을 의미한다. 오염물질이 어떤 종류인지에 따라 비용효율적 배분의 형태와 이를 달성하기 위한 배출권의 설계가 달라진다.

온실가스는 본질적으로 균등혼합-축적 오염물질로 볼 수 있다. 균등혼합 오염물질의 배출규제 문제에서는 각 시점에서의 적정 배출량을 통제해야 하므로 동학모형의 구축이 필요하다. 다만, 특정 시점의 감축목표가 설정되고 이를 공약된 제약(committed constraint)으로 볼 수 있다면 온실가스를 균등혼합-흡수 오염물질로 파악할 수도 있다. 본 연구는 불완전경쟁 산출물시장과 배출권제도의 상호작용을 정태적으로 분석함을 목적으로 한다. 따라서 상기한 맥락과 모형의 단순화를 위해 배출물질을 균등혼합-흡

9 오염물질의 종류와 관련된 자세한 논의는 Tietenberg(2006)을 참조하라.

수오염물질로 간주하고, 배출량에 대한 편익은 직접적으로 존재하지 않으며 단지 고려하는 시점에서 배출총량의 상한이 외생적으로 부여됨을 가정한다.

이제 기본모형을 살펴보자. 각 기업 $j \in J = \{1, 2, 3, \cdots |J|\}$는 동질적인(homogeneous) 재화[10]를 생산하며, 생산과정에서 온실가스를 발생시킨다. 복점모형에서는 $J = \{1, 2\}$이다. 산출물 q_j를 생산하기 위한 비용은 $C_j(q_j)$이고, C는 이계미분 가능하며 $C_j' > 0$, $C_j''(q_j) \geq 0$을 만족한다고 가정한다.[11]

산출물 q_j를 생산하기 위해 발생되는 배출량 e_j는 생산량뿐만 아니라 저감시설에 대한 투자에도 의존한다. 이 비용을 k_j라 하면, 배출량은 $e_j(q_j, k_j)$로 표현되며, 이때 e는 이계미분 가능한 함수로 $\partial e_j / \partial q_j \equiv e_j^1 > 0$, $\partial^2 e_j / (\partial q_j)^2 \equiv e_j^{11} > 0$와 함께 $\partial e_j / \partial k_j \equiv e_j^2 < 0$, $\partial^2 e_j / (\partial k_j)^2 \equiv e_j^{22} > 0$가 성립한다고 한다. 여기에서 위첨자 1, 2는 각각 첫 번째 변수와 두 번째 변수에 대한 편미분을 나타낸다. 또한 저감투자가 클 경우 생산량이 배출에 미치는 한계적 영향이 감소할 여지가 크므로, $\partial^2 e_j / \partial q_j \partial k_j < 0$을 가정한다. 산출물과 배출량 (q_j, e_j)을 산출하기 위해 소요되는 총비용은 $C_j(q_j) + k_j$가 된다.

사회적 최적 저감투자를 살펴보기 위해서는 감축제약이 전제되어야 한다. 여기에서는 각 기업이 배출하는 오염물질의 양은 감축목표에 의하여 E로 제한된다고 가정한다. 즉, $\sum_j e_j \leq E$이다. 그러나 배출총량제약이 해당 시장에 참여하는 기업의 배출량의 합으로 규정되는 이러한 가정은 본고에서 상정하고 있는 상황과 정확히 일치하지는 않는다. 본고에서는 산출물시장이 불완전경쟁적이고 배출권시장이 경쟁적인 상황을 고려하고 있으며, 이는 배출권시장에 다양한 산업에 속한 기업들이 참여하고 있음이 암묵적으로 가정된다. 이러한 가정을 전제한다면, 배출권 거래제도의 적용을 받는 복수의 산업을 포함하고 총량규제는 전체 산업에 적용되는 모형을 구성하고, 그중 산출물시장이 불완전경쟁적인 산업을 분석의 대상으로 할 필요가 있다. 그러나 여기에서는 모형의 단순화를 위해 해당 산업에 배출총량의 제약이 부여되는 상황을 상정한다. 이는 산업에 대

---

10 박상하·이상호(2002)와 같이 상품차별화된 시장에서의 배출권 거래제도의 효율성도 흥미로운 주제이다. 다만, 온실가스 배출권 거래제도의 경우 주로 대규모 배출기업만을 적용대상으로 하는데, 이때 제도가 적용되는 기업은 주로 중간재를 생산하므로 차별적이지 않은 재화를 생산한다고 보는 것이 일반적이다(Table 1 참조). 따라서 본고에서처럼 산출물의 동질성을 가정하는 것이 합리적으로 판단된다. 다만, 이러한 시장에서도 품질차별화(quality differentiation)나 브랜드 경쟁(brand competition) 등의 상품차별적 요소가 존재할 수 있다.

11 일반적으로 생산비용과 배출에 대한 저감투자는 일정한 관계를 가질 수 있다. 예를 들어 에너지효율을 높이는 설비투자는 한계비용을 감소시킴과 동시에 배출량을 줄이게 된다. 여기에서는 논의의 단순화를 위해 생산비용이 저감투자에 직접적인 영향을 받지 않는 것으로 가정한다.

한 배출총량제약이 각 산업의 비용 및 수요 조건을 반영하여 효율적으로 설정되어 있음을 암묵적으로 가정하는 것이다. 이때 배출권시장이 완전경쟁적임은 이 시장에서 기업이 가격순응자(price-taker)로 기능하는 것으로 직접 가정한다.

시장에 공급되는 산출물의 총량 $Q=\sum_j q_j$에 대한 역수요함수를 $P(Q)$로 표현하는데, 집계의 문제(aggregation problem)를 배제하기 위하여 대표적 소비자(representative consumer)를 가정한다. 즉, 수요함수는 대표적 소비자의 소비로 인한 한계편익이 된다. P는 연속적 미분 가능하며(continuously differentiable), $P'(q_j)<0$이 성립한다고 가정한다.

Ⅲ. 사회적 최적과 배출권 거래제도의 효율성

1. 사회적 최적 저감투자

본 장에서는 위의 기본모형하에서의 사회적 최적 배출량과 저감투자량을 살펴보고, 배출권 거래제도가 이를 달성함을 살펴본다. 이는 이후 불완전시장에서의 배출량 및 저감투자량과의 비교를 위한 벤치마크를 설정하기 위함이다.

사회적으로 최적인 산출량과 저감투자량(e_j^{so}, k_j^{so})은 다음과 같은 최적화 문제를 통해 결정된다.

$$\max_{q_j,k_j}\int_0^{\sum_j q_j} P(Q)dQ-\sum_j(C_j(q_j)+k_j) \tag{1}$$

$$\text{s.t.}$$

$$\sum_j e_j(q_j,k_j)\le E\ ,\ q_j\ge 0\ \text{ and }\ k_j\ge 0\ \text{ for all }\ j\in J$$

쿤-터커 조건(Kuhn-Tucker condition)을 이용하면 식 (1)의 해는 다음과 같은 조건을 만족한다.

$$\delta\ge 0,\ \delta\left(E-\sum_j e_j\right)=0 \tag{2}$$

$$\lambda_j \geq 0,\ \lambda_j\, q_j = 0 \tag{3}$$

$$\gamma_j \geq 0,\ \gamma_j\, k_j = 0 \tag{4}$$

$$P(\sum_j q_j) - C_j{}'(q_j) + \lambda_j - \delta\, e_j^1 = 0,\ \text{for all } j \tag{5}$$

$$-1 + \gamma_j - \delta\, e_j^2 = 0,\ \text{for all } j \tag{6}$$

분석의 편의를 위하여, 각 산출물의 최초 단위의 수요가 충분히 커서 모든 기업이 양의 산출물을 생산한다고 하자. 즉, 최적해에서 $q_j^{so} > 0$이 항상 만족되며, 따라서 식 (3)에서 모든 j에 대해 $\lambda_j = 0$이 성립한다.

식 (2)의 δ는 배출량을 통제하는 데에 소요되는 단위당 비용, 즉 배출가격을 의미한다. 우선 $\delta = 0$이라 하자. 이는 배출총량제약이 임의의 생산량과 저감투자에 대해 구속적이지 않은(non-binding) 경우에 발생한다. 이때 식 (5)는 모든 j에 대해 $P(Q) = C_j{}'(q_j)$가 되어 통상적인 한계편익·한계비용의 관계를 만족하게 되며, 식 (6)에서 모든 j에 대해 $r_j = 1 > 0$이 되므로 식 (4)로부터 $k_j = 0$이 모든 j에 대해 성립하게 된다. 즉, 이 경우 배출에 대한 투자는 발생하지 않는다.

다음으로 $\delta > 0$인 경우를 상정하자. 이 경우 배출총량제약은 구속적이 된다. 즉,

$$\sum_j e_j^{SO} = E$$

가 성립한다. 식 (5)는

$$P(\sum_j q_j^{SO}) = C'(q_j^{SO}) - \delta\, e_j^1(q_j^{SO}, k_j^{SO}) \tag{7}$$

이 되는데, 이는 생산량이 한계저감비용뿐만 아니라 생산이 배출량에 미치는 효과에 의해서도 영향을 받는다는 의미이다. 또한 식 (4)와 식 (6)으로부터, $\gamma_j > 0$이면 $k_j^{SO} = 0$, 그렇지 않은 경우 k_j^{SO}는

$$-\delta e_j^2(q_j^{SO}, k_j^{SO}) = 1 \tag{8}$$

을 만족하도록, 즉 한계저감효과와 배출가격의 곱이 한계저감투자비용(=1)과 일치하는 지점에서 형성된다. 이상의 논의를 다음 명제에 기술한다.

명제 1. 역수요함수 P가 $\lim_{Q \to 0} P(Q) = \infty$를 만족하고 비용함수 C가 $C'(0) = 0$을 만족한다고 하자. 또한 $q_i > 0$인 임의의 기업 i에 대해 $e_i(q_i, 0) > E$라 하자. 이때 양의 산출물을 생산하는 기업 j의 사회적으로 최적인 산출물 생산량과 저감투자량 및 배출량은 다음을 만족한다.

$$P(\sum_j q_j^{SO}) = C'(q_j^{SO}) + \frac{e_j^1(q_j^{SO}, k_j^{SO})}{e_j^2(q_j^{SO}, k_j^{SO})} \tag{9}$$

$$e_j^{SO} = e(q_j^{SO}, k_j^{SO}), \quad \sum_j e_j^{SO} = E \tag{10}$$

(증명) 역수요함수 P와 C에 대한 조건에 의해 적어도 하나 이상의 기업이 양의 산출물을 생산한다. 0의 산출물을 생산하는 기업을 J에서 배제하자. 이때 쿤-터커 조건에서 $\lambda_j = 0$이 성립한다. 가정에 의해 양의 산출물을 생산하는 어느 기업도 배출총량제약하에서 $k > 0$이 성립하므로, 모든 j에 대해 $\gamma_j = 0$이 성립한다. 따라서 식 (6)으로부터 식 (8)이 성립하고, $e_j^2 < 0$이라는 가정에 의해 $\delta > 0$이 성립한다. 식 (7)과 식 (8)에서 δ를 소거하면 식 (9)가 도출되며, 식 (10)은 $\delta > 0$을 쿤-터커 조건의 식 (2)에 적용하여 도출된다. **(증명 끝)**

명제 1의 식 (9)는 배출비용을 고려한 한계비용-한계편익 균등화 조건인 식 (7)과 최적 저감투자량 결정조건인 식 (8)로부터 유도되었으며, 식 (10)은 배출권시장의 청산조건(market clearing condition)이다.

위의 명제에서 임의의 기업에 대해 $e_i(q_i, 0) > E$이 성립한다는 가정은 매우 강한 가정[12]이며, 단지 일부 기업이 저감투자를 하지 않고 산출물을 생산하는 구석해(conner solution)를 배제하기 위해 편의상 도입하였다. 현실적으로는 생산의 한계비용이 낮은 일부 기업의 경우 저감투자가 없이도, 즉 $k = 0$인 상황에서 양의 산출물을 생산할 수도 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 다만, 이 조건 및 명제 1의 수요 및 비용 조건은 이하에서도 동일하게 적용한다. 즉, 이하의 분석에서 다음과 같이 가정한다.

---

12 이 가정은 다른 완화된 가정으로 대체할 수도 있다. 예를 들어 저감투자의 효율성이 충분히 크도록 배출함수에 일정한 가정을 부여하거나 배출총량 대비 각 기업의 배출량이 크도록 수요함수와 비용함수에 가정을 부여한다면 동일한 결과를 얻을 수 있다. 다만, 이 경우 해당 함수의 형태(functional form) 등에 가정을 두어야 하므로 논의가 다소 복잡해지게 된다.

가정 1. $\lim_{Q \to 0} P(Q) = \infty$

가정 2. $C'(0) = 0$

가정 3. $q_i > 0$인 임의의 기업 i에 대해 $e_i(q_i, 0) > E$

명제 1의 결과는 매우 직관적이다. 우선 총량제한 배출규제는 사회적 최적 상태에서 배출의 감소로 나타나는데, 이는 저감투자와 함께 생산량의 감소를 통해 나타나게 된다. 산출물시장이 완전경쟁적임을 가정하고 일반적인 소비자 선택이론과 산출물시장청산조건을 적용하면, 산출물 가격 p에 대해 $p = P(\sum q_j^{SO})$가 성립한다. 이때 식 (7)로부터, 주어진 k_j에 대해 생산량이 배출량에 미치는 한계적 영향이 작을수록 생산량의 감소폭과 산출물 가격의 상승폭은 줄어들게 된다.

또한 수요함수가 가격에 탄력적일수록 생산량의 감소폭은 커지지만, 산출물 가격의 상승폭은 작아짐을 쉽게 알 수 있다. 이는 배출비용의 가격으로의 전가가 용이하지 않을 경우, 생산량 감소폭이 커짐을 의미한다. 이 경우 생산량의 감소폭과 저감투자의 관계를 살펴보면, $\partial^2 e_j / \partial q_j \partial k_j < 0$을 가정하였으므로 식 (8)로부터 저감투자량은 줄어들게 된다. 다시 말해, 산출물로의 가격전가와 저감투자는 상호 대체적인 관계에 있게 된다.

마지막으로 저감투자의 효과성이 큰 경우, 즉 k_j가 배출에 미치는 한계적 영향이 모든 k_j 수준에서 클 경우, 식 (8)로부터 저감투자의 크기는 커지게 되며, 이때 식 (7)로부터 산출물의 가격상승폭은 작아지게 된다.

2. 배출권 거래제도의 투자효율성

이제 배출권 거래제도에 대해 살펴보자. 여기에서는 벤치마크로 산출물시장과 배출권 거래시장이 모두 완전경쟁적이어서 모든 기업이 산출물 가격 p와 배출권 가격 p_e를 주어진 것으로 수용한다고 가정한다. 각 기업에게는 $\overline{e_j}$만큼의 배출권이 주어지며, 이의 총합은 E가 되도록 설정된다. 이때 기업 j가 이윤을 극대화하는 생산량과 저감투자 조합(q_j^p, k_j^p)은 다음을 만족해야 한다. 논의의 단순화를 위해 가정 1~2를 적용하여 모든 기업이 양의 산출물을 생산한다고 하자. 이때 기업 j의 이윤극대화 문제는 다음과 같이 기술된다.

$$\max_{q_j,k_j} p_j\, q_j - \left(C_j(q_j) + k_j\right) + p_e\left(\overline{e_j} - e(q_j, k_j)\right) \tag{11}$$
$$\text{s.t. } k_j \geq 0$$

명제 2. 가정 1~3을 만족한다고 하자. 이때 배출권 거래제도는 효율적이다. 즉, 이윤극대화식 (11)을 만족하는 q_j^p와 k_j^p, $j \in J$에 대하여 $(q_j^p, k_j^p) = (q_j^{SO}, k_j^{SO})$가 성립하고, $P(\sum_j q_j) = p^p$인 산출물가격 p^p와 배출권시장을 청산하는 p_e^p가 존재한다.

(증명) 이윤극대화식 (10)의 쿤-터커 조건은 다음과 같다.

$$\gamma_j \geq 0,\ \gamma_j\, k_j = 0 \tag{12}$$

$$p - C'(q_j) - p_e\, e_j^1 = 0 \tag{13}$$

$$-1 + \gamma_j - p_e\, e_j^2 = 0 \tag{14}$$

$p^p = P(\sum q_j^p)$로 두고, 식 (2)~식 (6)을 만족하는 δ에 대해 $p_e = \delta$라 하면, 이때 각 기업의 산출량, 저감투자량 및 이로부터 유도되는 배출량은 사회적 최적과 동일하게 되며, 따라서 비용효율성은 달성된다. **(증명 끝)**

식 (13)과 식 (14)로부터, 배출권 가격은 저감투자의 효율성과, 저감투자가 산출물 생산으로 인한 한계배출량에 미치는 영향(혹은 그 역) 및 산출물 가격(즉, 수요함수의 조건)에 의해 결정됨을 알 수 있다. 사회적 최적 상황에서 논의한 정태분석은 배출권 거래시장에서도 동일하게 적용된다. 우선 생산량이 배출량에 미치는 한계적 영향이 작을수록 생산량의 감소폭과 가격의 상승폭은 줄어들게 된다. 또한 수요함수가 가격에 탄력적일수록 생산량의 감소폭은 커지지만, 산출물 가격의 상승폭은 작아지고, 저감투자량은 줄어든다. 저감투자의 효과성이 큰 경우, 저감투자의 크기는 커지게 되며, 이때 식 (7)로부터 산출물의 가격상승폭은 작아지게 된다.

3. 논의 및 시사점

이상에서는 이론모형을 통해 산출물시장과 배출권시장이 모두 완전경쟁적일 경우 배

출권 거래제도가 사회적 최적을 달성할 수 있음을 살펴보았다. 이러한 분석은 배출권 거래제도의 특징을 보여준다.

이론적 측면에서 배출권 거래제도의 가장 큰 특징은 배출권의 초기할당(initial allocation)이 산출물 및 배출권의 가격에 영향을 주지 못하며, 따라서 초기할당방식과 무관하게 효율성을 확보할 수 있다는 점이다.[13] 본 모형에서 이는 식 (11)의 $\overline{e_j}$의 분포가 기업의 최적 선택조건인 식 (12)~(14)에 영향을 미치지 않는다는 점에서 드러난다. 따라서 배출권 거래제도가 효율성 이외에도 정책의 수용성이나 형평성, 시점 간 규제 강도의 조절 등과 같은 다른 정책목표를 동시에 고려할 수 있다는 점에서 그 유연성(flexibility)에 강점을 가지고 있다고 볼 수 있다.

배출권 거래제도가 할당방식과 무관하게 효율성을 담보하는 이유는 각 기업들이 무상으로 할당된 배출권의 가격을 기회비용으로 인식, 산출물 가격에 전가함으로써 결국 최종재의 가격이 동일해지기 때문이다. 즉, 배출권의 그랜드파더링(grandfathering)에 의한 무상할당은 기업에의 일괄보조(lump-sum subsidy)에 해당하므로 배출권 가격과 산출물 가격에 영향을 주지 않는다.[14]

다만, 이러한 특성은 이론모형에서 암묵적으로 전제한 가정에 의존한다. 우선 이론모형은 고정비용(fixed cost)이나 매몰비용(sunk cost)을 고려하지 않으며, 따라서 장기균형(long-term equilibrium)이나 기업의 진입 및 퇴출 의사결정과 관련된 문제를 다루지 못한다. 특정 기업 혹은 산업에 배출권이 적게 할당될 경우 단기적 효율성은 확보될 수 있으나 수익성의 악화로 인한 투자저하로 장기적 비효율이 발생할 가능성이 있다. 또한 기존 기업에 배출권을 무상으로 할당하고, 신규기업은 시장에서 배출권을 구입해야 한다면, 배출권은 일종의 진입장벽으로 작용할 수 있으며, 역으로 시설을 폐쇄하는 기업에 무상으로 할당된 배출권이 회수·파기된다면, 기업은 배출권 할당을 연장하기 위해

---

13 이는 배출권 거래제도와 관련한 대표적 초기 연구들인 Montgomery(1972)와 Dales(1986)에서부터 주목되던 특징이다.

14 그랜드파더링은 각 기업의 과거 배출량, 예를 들어 특정 연도의 배출량을 기준으로 배출권을 할당하는 방식이다. 따라서 이 방식하에서는 현재의 투자·생산 의사결정과 무관하게 할당이 이루어지므로 무상할당이 일괄지불(lump-sum)의 성격을 가지게 된다. 반면, 벤치마크(benchmark) 방식은 현재 산업의 표준, 예를 들어 배출효율이 상위인 기업의 배출효율을 기준으로 하되, 각 기업의 산출량을 고려하여 배출권을 할당하는 방식이다. 벤치마크 방식은 생산량의 변동이 심하거나 기술이 빠르게 발전하는 산업에 적용하기에 적절하다. 다만, 이 방식하에서는 현재의 의사결정이 벤치마크 갱신에 영향을 주게 되어 배출 주체들이 전략적 행동을 하게 되고, 이로 인해 인센티브가 왜곡될 가능성이 존재한다. 이 외에도 배출권 할당에 사용되는 방식으로 산출량기반갱신(output-based updating) 방식이 있다.

노후화된 시설의 폐쇄를 늦출 수 있다.[15] 산업에의 진입·퇴출 의사결정에 자본조달의 제약이 존재할 경우 이러한 문제는 증폭된다.

두 번째로 이론적 모형은 가격규제를 전제하고 있지 않으나, 일부 온실가스 다배출 산업에서는 가격규제가 존재할 수 있다. 산출물 가격이 규제하에 있을 경우, 최종재 가격으로의 효율적인 비용전가가 어려워지므로 비효율성을 양산하게 된다. 이는 특히 전력부문에서 이슈가 될 수 있는데, 우리나라를 비롯 여전히 많은 국가에서, 특히 소규모 소비자에 대해서는 규제가격제도를 유지하고 있다. 중장기 투자의 효율성과 진입·퇴출 의사결정의 효율성을 확보하기 위해서는 초기할당의 유연성을 희생하더라도 경매할당을 시행해야 함을 주장하는 선행 연구들이 다수 존재하며,[16] 이를 반영하여 유럽 배출권 거래제도(EU ETS)에서는 제3기(Phase 3)부터 경매할당의 비중을 대폭 늘리기로 한 바 있다.

마지막으로 표준적인 이론에서는 산출물시장과 배출권시장이 완전경쟁적이어서 시장지배적 기업이 존재하지 않음을 가정한다.[17] 불완전경쟁시장에서 배출권 거래제도의 효율성은 본고의 핵심 주제이며, 다음 장에서 이에 대해 분석한다.

Ⅳ. 쿠르노 경쟁시장에서의 배출권 거래제도

1. 모 형

본 장에서는 산출물시장에서 두 기업이 쿠르노 경쟁을 하는 모형을 제시하고, 이 산업의 배출권 거래제도의 효율성을 분석한다. 즉, 각 기업 $j \in J = \{1,2\}$는 산출물시장에서 생산량 q_j를 전략변수(strategic variable)로 의사결정을 하며 산출물시장 가격 p^c는 시장이 청산되도록 결정된다. 쿠르노 균형에서 상정하는 생산량 경쟁(quantity competition)은 설비투자에 따른 용량제약(capacity constraint)하에서의 가격경쟁(price competition)과 동일

15 물론 이는 신규진입 기업과 시설폐쇄 기업에 대한 할당조항을 실질적으로 그 조건이 기존 기업과 동일하도록 설계한다면 어느 정도 완화할 수 있는 문제이다

16 대표적으로 Crampton and Kerr(2002)를 참조하라.

17 Sorrell and Sijm(2003)은 여기에서 제기한 세 가지 이외에 대다수의 배출 주체가 배출권 거래제도에 참여하지 않을 경우 제도의 효율성이 초기할당에 의존함을 밝히고 있다.

한 결과를 양산한다(Kreps and Scheinkman[1983]). 이는 배출권 거래제도의 적용대상인 다배출 업종이 주로 대규모 장치산업이라는 점을 고려할 때 합리적인 가정으로 볼 수 있다.

모형에서 두 기업은 다음과 같은 순차게임(sequential game)을 진행한다.[18] 우선 시장에 참여하는 두 기업은 저감투자량 k_j를 결정한다. 다음으로 두 기업은 생산량 q_j를 결정하고, 산출물시장에서 가격이 결정되며, 이에 따라 기업의 이윤이 실현된다. 배출권 가격 p_e는 외생적으로 결정되며 두 기업은 이를 주어진 것으로 수용한다. 게임의 균형은 부분게임 내쉬균형(subgame perfect Nash equilibrium)을 적용한다. 그 외의 수요와 비용에 대한 가정은 기본모형에서와 동일하다. 특히 가정 1~3을 적용하여, 모든 선택변수들은 내부해(interior solution)를 가지도록 한다.

2. 쿠르노 균형

가. 부분게임에서의 균형: 생산량의 결정

저감투자량 k_j가 결정된 후의 부분게임에서 기업 j의 이윤은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} &\Pi_j \mid_{(k_j, k_{-j})}(q_j, q_{-j}) \\ &\quad = P(q_j + q_{-j})q_j - \left(C_j(q_j) + k_j\right) + p_e\left(\overline{e_j} - e(q_j, k_j)\right) \end{aligned} \tag{15}$$

기업 j의 반응함수(reaction function)를 다음과 같이 정의하자.

$$R_j(q_i \mid k_j, k_{-j}) \equiv \arg max_{q_j} \Pi_j \mid_{(k_j, k_{-j})}(q_j, q_{-j}) \tag{16}$$

부분게임의 균형 (q_j^c, q_{-j}^c)는 $q_j^c = R_j(q_{-j}^c)$, $q_{-j}^c = R_j(q_j^c)$를 만족할 때 성립한다. 식(14)의 이윤함수는 쿠르노 경쟁을 하는 기업의 통상적인 이윤함수에 배출비용/수익의 항이 더해진 것이다. 분석 중인 부분게임에서는 저감투자량이 이미 정해져 있으므로 각 기업의 선택변수는 q_j뿐이다. 따라서 이 부분게임에서의 내쉬균형은 일반적인 쿠르노 균형의 유도와 유사한 방식으로 유도될 수 있다. 편의상 균형(unique equilibrium)의 존재성을

---

18 제Ⅲ장의 완전경쟁시장에서의 배출권 거래제도 모형에서는 동시게임(simultaneous game)을 가정하였다. 그러나 완전경쟁시장에서는 전략적 행위가 존재하지 않으므로 이를 저감투자량을 먼저 결정하고 생산량을 후에 결정하는 모형으로 바꾸어도 그 결과는 동일하다.

위해 수요함수에 다음을 가정하자.[19]

가정 4. $QP''(Q)+P'(Q) \leq 0$, $P''(Q) \geq 0$

가정 4하에서 다음의 보조명제가 성립한다. 증명은 부록에 수록되어 있다.

보조명제 1. 가정 4가 성립하면 부분게임의 균형 (q_j^c, q_{-j}^c)은 유일하게 존재한다.

나. 균형하에서의 저감투자량

앞 절에서는 저감투자량이 정해져 있을 때의 부분게임에서 최적생산량을 도출하였다. 이제 전체게임의 균형을 유도하자. 우선 유의할 것은 전체게임에서 부분균형의 해 (q_j^c, q_{-j}^c)는 k_j와 k_{-j}의 함수라는 점이다. 1기의 저감투자량 k_j는 2기의 생산량 q_j 및 q_{-j}에 일정한 영향을 준다. 이를 직관적으로 설명하면 다음과 같다. 우선 주어진 상대 기업의 생산량 수준에서 저감투자량의 증가는 한계비용을 감소시키는 역할을 하게 된다. 이는 기업 j의 반응함수를 증가시킨다. 따라서 균형하에서의 생산량은 증가하고, 상대기업의 생산량은 감소하게 된다. 이 내용을 정리한 것이 보조명제 2이다.

보조명제 2. 가정 1~4가 성립한다고 하자. 이때 다음이 성립한다.

$$\frac{\partial q_j^c}{\partial k_j} > 0 \ , \ \frac{\partial q_{-j}^c}{\partial k_j} < 0$$

보조명제 2의 증명은 부록에 수록되어 있다. 이제 부분게임의 균형 (q_j^c, q_{-j}^c)을 반영하는 이윤함수 Φ_j를 다음과 같이 정의하자.

$$\begin{aligned} \Phi_j(k_j, k_{-j}) &\equiv \Pi_j \mid_{(k_j, k_{-j})} (q_j^c, q_{-j}^c) \\ &= P(q_j^c + q_{-j}^c) q_j^c - \left(C_j(q_j^c) + k_j\right) + p_e\left(\overline{e}_j - e(q_j^c, k_j)\right) \end{aligned} \tag{17}$$

전체게임에서의 균형이 유일하게 존재함을 보이기 위해서는 Φ의 교차도함수가 음의 값을 가짐을 보이는 것으로 충분하다. 다음의 명제 3은 부분게임에서의 쿠르노 균형반응함수가 일정한 조건을 만족할 때, 균형이 존재함을 보여준다. 그 증명은 부록에 수록되어 있다.

---

19 가정 4가 균형 존재의 필요충분조건은 아니며, 보다 완화된 조건에서도 균형이 존재할 수 있다.

명제 3. 가정 1~4와 함께 다음의 전제 (1)과 전제 (2)가 성립한다고 하자.

전제 (1) $j=1,2$에 대해 $\frac{\partial q_j^c}{\partial k_j}+\frac{\partial q_{-j}^c}{\partial k_j}>0$,

전제 (2) 어떤 크지 않은 실수 B에 대해 $\left|\frac{\partial^2 q_j^c}{\partial k_j \partial k_{-j}}\right|<B$

이때 다음이 성립하며, 따라서 균형은 존재한다.

$$\Phi_j^{12}(k_j, k_{-j})<0 \tag{18}$$

명제 3의 전제 (1)과 전제 (2)는 전체게임의 균형이 반드시 존재하지 않을 수 있음을 암시한다. 여기에서 전제 (1)은 한 기업의 저감투자가 부분게임의 균형에서 자기 기업의 생산량에 미치는 영향이 다른 기업에 미치는 영향보다 큼을 의미한다. 저감투자는 그 기업의 비용만을 감소시키므로 전제 (1)은 부분게임에서의 반응함수의 기울기와 밀접한 관계가 있다. 예를 들어 부분게임에서의 반응함수의 기울기가 1보다 클 경우 이는 성립한다. 한편, 전제 (2)는 한 기업의 저감투자가 균형생산량에 미치는 영향이 다른 기업의 투자 변화에 크게 영향을 받지 않음을 의미한다.

쿠르노 반응함수가 위에서 언급한 전제를 만족할 때 명제 3은 두 기업의 저감투자 k_j와 k_{-j}가 전략적 대체관계(strategic substitute)에 있음을 보여준다. 이는 본 논문의 모형이 두 기업이 최종재시장에서 생산량 경쟁을 하고 있고, 각 기업의 저감투자가 다른 기업의 비용에 영향을 주지 못하고 있는 상황을 고려하기 때문이다. 예를 들어 최종재시장에서 두 기업의 전략변수가 보완관계(strategic complementarity)에 있다면 명제 3의 전제 (1)은 성립하지 않을 가능성이 크며, 이때 교차미분의 부호도 불확정적일 것이다. 또한 Montero(2002)에서 고려하는 모형과 같이 배출권시장도 불완전경쟁 상황일 경우, 한 기업의 저감투자는 배출권의 수요를 감소시켜 배출권 가격을 하락시키고, 이는 다른 기업의 비용을 감소시키는 역할을 하게 되므로, 두 기업의 저감투자 간에는 전략적 보완관계가 있을 수 있게 된다. 마지막으로, 저감투자가 기술개발과 관련되어 있을 경우 일출(溢出)효과(spillover effect)로 인한 외부성이 발생할 수 있다. 이 경우에도 두 기업의 저감투자 간에는 전략적 보완관계가 있을 수 있다.

본 논문은 이러한 다양한 가능성 중, 두 기업의 저감투자가 전략적 대체관계에 있는 경우만을 고려하고 있다. 즉, 본고의 모형은 동질적 상품시장에서 생산량 경쟁을 하고 있는 기업이 이미 알려진 저감설비 혹은 배출효율적 생산설비의 도입을 통해 배출규제에 대응하는 경우를 염두에 두고 있다.

3. 배출권 거래제도의 효율성

본 절에서는 본 논문의 주 결과인 배출권 거래제도의 효율성에 대해 살펴본다. 특히 산출물시장에서 기업들이 생산량 경쟁을 하고 있는 경우, 기업에 의해 선택되는 저감투자량이 어떠한지가 주된 질문이다. 이는 제Ⅲ장에서 살펴본 최적 저감투자량 k_j^{SO}가 균형하에서 투자되는지의 여부를 검토함으로써 가능하다. 이는 식 (8)과 명제 2에 의해 다음 식이 성립했을 때 달성된다.

$$-p_e e_j^2(q_j^{SO}, k_j^{SO}) = 1 \tag{19}$$

식 (20)의 좌변은 저감투자로 인한 한계이윤을, 우변은 저감투자의 비용을 나타낸다. 배출함수 e의 가정에 의해 좌변은 양의 값을 가지며 저감투자량에 대해 감소하는 함수이다. 한편, 산출물시장에서 생산량 경쟁을 할 경우 쿠르노 균형하에서는 식 (21)로부터 일계조건 $d\Phi_j(k_j, k_{-j})/dk_j = 0$이 다음과 같이 표현된다.

$$q_j^c P'(q_j^c + q_{-j}^c)\frac{\partial q_{-j}^c}{\partial k_j} - p_e e^2(q_j^c, k_j) = 1 \tag{20}$$

식 (23)을 식 (22)와 비교하면, 쿠르노 균형하에서는 저감투자로 인한 직접적인 한계이윤 증가효과(좌변의 두 번째 항) 이외에 다른 기업의 생산량에 영향을 주는 간접적 효과가 발생함을 알 수 있다. 한 기업이 저감투자를 하게 되면, 균형하에서 다른 기업의 생산량을 줄이는 효과를 발생시킨다. 식 (20)의 좌변 첫 번째 항은 이의 한계적 효과를 나타내며, 이것이 양의 값을 가지는 것은 저감투자의 간접적 효과가 주어진 저감투자량에 대해 한계이윤을 증가시킴을 의미한다.

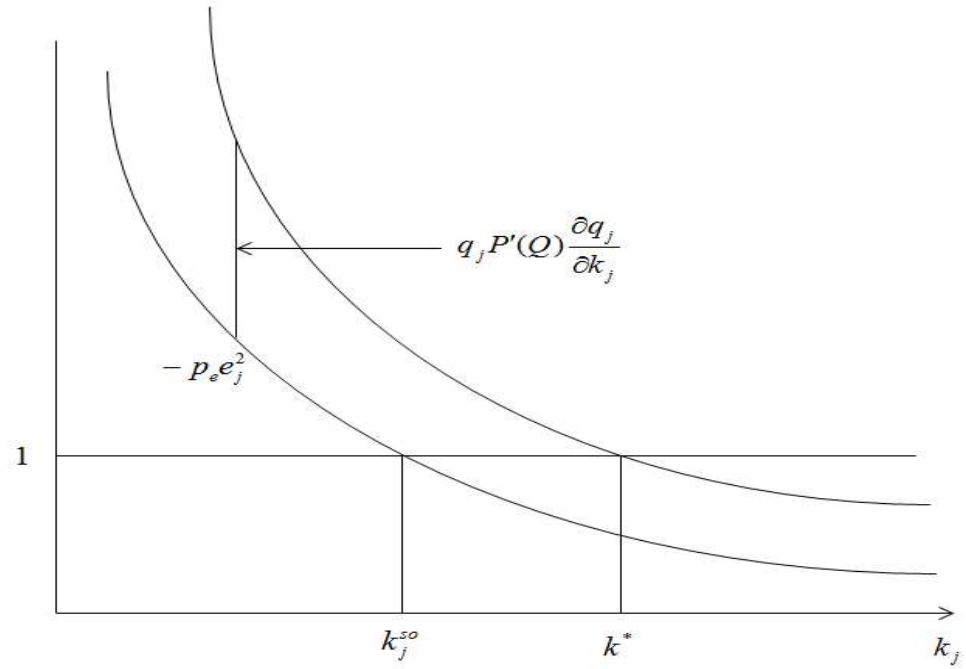
저감투자의 적정 수준을 논의할 때 주의할 점은 최종재시장이 쿠르노 경쟁하에 있을 때, 균형 생산량이 최적 수준에서의 생산량과 다르다는 점이다. 즉, 사회적으로 최적인

생산량, 혹은 가격경쟁하에서의 생산량과 비교했을 때, 쿠르노 경쟁에서는 과소생산이 발생한다. 따라서 최적 저감투자량과의 비교는 생산량의 감소를 고려하여 검토되어야 한다. 명제 4는 이러한 내용을 담고 있다.

명제 4. 명제 3의 모든 가정 및 전제가 만족된다고 하자. 이때 산출물 생산량 수준이 사회적 최적 생산량 수준에 해당한다면, 균형하에서의 저감투자량은 사회적 최적 수준보다 크다. 즉, 생산량 대비 과잉투자가 발생한다.

(증명) 식 (20)에서 q_j^c를 식 (19)의 q_j^{SO}와 같다고 하자. 이때 수요함수에 대한 가정과 보조명제 2에 의해 $q_j^c \cdot P'(q_j^c + q_{-j}^c) \cdot (\partial q_{-j}^c / \partial k_j) > 0$이 성립하므로, 주어진 k_j에 대해 식 (20)의 우변은 식 (19)의 우변보다 크다. 따라서 균형하에서의 저감투자량 k_j^*는 k_j^{SO}보다 크게 된다(Figure 1 참조). **(증명 끝)**

[Figure 1] Optimal Abatement Investment(k_j^{SO}) and Equilibrium Abatement Investment(k^*)



명제 4의 해석에 있어서 주의할 점은 이러한 과잉투자가 사회후생에 미치는 영향은 모호하다는 점이다. 저감투자는 배출효율을 제고하여 사회적 배출비용을 감소시킬 뿐만

아니라, 각 기업의 생산비용을 감소시키는 역할을 하게 된다. 특히 본고의 모형과 같이 기업들이 산출물시장에서 쿠르노 경쟁을 하는 경우, 균형하에서 산출물은 완전경쟁에 비해 과소생산된다. 따라서 과잉투자는 배출규제로 인한 비용을 감소시켜 산출물 생산량 수준을 사회적 최적에 보다 가깝게 만드는 효과가 있다. 따라서 저감투자의 적절성을 고려할 때에는 이러한 두 가지 효과를 동시에 감안하는 것이 필요하다.

이상의 논의는 일정한 정책적 시사점을 제공한다. 예를 들어 정부가 저감투자의 활성화를 위해 기업에 보조 혹은 지원을 한다고 가정하자. 이때 재원투자의 효율성을 위해서는 과점시장에서 생산량 경쟁을 하고 있는 기업보다는 완전경쟁하에서의 기업에 투자하는 것이 보다 효율적일 가능성이 높다. 특히 기업의 수가 적고 시장이 집중되어 있는 산업에 대한 재원투자는 주의할 필요가 있다. 다만, 현재 온실가스 배출저감에 있어서는 다양한 불확실성, 특히 규제제도의 불확실성과 저감기술에 있어서의 불확실성이 존재하여 과소투자가 일어나는 것이 일반적이라는 점 역시 고려할 필요가 있다. 또한 위에서 언급한 것처럼 이러한 과잉투자가 시장의 불완전성으로 인한 과소생산을 완화할 가능성도 고려할 필요가 있다.

Ⅴ. 결론 및 정책적 시사점

본고에서는 산출물시장이 과점적이고 동질적 상품이 거래되어 기업들이 생산량 경쟁을 하고 배출권시장은 완전경쟁적일 경우, 기업이 지출하는 저감투자량의 적절성을 이론적으로 분석하였다. 일반적으로 배출권 거래제도는 초기할당방식과 무관하게 산출물시장, 배출권시장 및 저감투자량에 있어서 효율성을 달성한다. 그러나 산출물시장이 생산량 경쟁을 하는 경우, 저감투자는 직접적으로 배출비용을 줄이는 효과 이외에도 쿠르노 균형하에서 다른 기업의 산출물을 줄이는 간접적 효과를 발생시킨다. 이 경우 각 기업의 저감투자는 전략적 대체관계에 있게 되며, 이러한 효과를 고려한 기업은 사회적으로 최적인 저감투자량에 비해 생산량 대비 과잉투자를 하게 된다. 이는 정부의 저감투자 지원정책 및 할당방식에서 고려해야 할 중요한 요인 중 하나이다. 다만, 이 경우 과잉투자가 불완전경쟁으로 인한 산출물의 과소생산을 완화할 수 있음에 유의할 필요가 있다.

본 연구는 일정한 한계를 가지고 있다. 우선 본 연구에서는 쿠르노 경쟁하에서의 저감투자의 효율성을 검토함에 있어 산출물의 증가를 통한 후생 증가와 과잉투자로 인한 비효율을 정량적으로 비교하지 못하고 있다. 다음으로, 본고의 결과는 대부분 내부해가 도출되도록 하는 가정에 입각해 있다. 그러나 이러한 가정으로 인해, 예를 들어 구석해에서 발생할 가능성이 높은 기업의 진입·퇴출과 관련된 의사결정을 분석하지 못하고 있다. 보다 일반적인 가정하에서의 분석은 이를 포괄하게 될 것이며, 이는 특히 배출권의 초기할당방식에 중요한 시사점을 제공할 것으로 판단된다. 또한 본고는 시장에 두 기업만이 존재하는 모형을 제시하고 있는데, 이를 일반화하여 다수 기업이 존재하는 시장에서의 결과를 도출할 수 있다면 시장의 집중상황과 저감투자의 효율적 배분 간의 일반적 관계를 살펴볼 수 있을 것이다. 마지막으로 본고는 여타의 배출규제 정책수단과 배출권 거래제도를 비교하지 못하고 있다. 이상의 주제는 향후 연구주제로 남겨둔다.

본고에서의 이론적 분석과 관련 선행 연구는 불완전경쟁시장에서 배출권 거래제도를 설계할 때 정책의 효율성을 제고하기 위해 몇 가지 유의할 사항이 있음을 시사한다. 본고의 결론 이외에 선행 연구에서 제시된 주요 내용을 간략히 정리하면 다음과 같다. 주지하다시피 배출권 거래제도의 비용효율성은 몇 가지 가정 및 조건에 의해 달성될 수 있다. 그중 대표적인 것이 산출물시장과 배출권 거래시장이 모두 완전경쟁적이라는 가정이다. 만약 양자 중 하나 이상이 경쟁적이 아닐 경우, 예를 들어 독과점으로 인한 시장력(market power) 행사가 가능하거나 가격규제 등이 존재할 경우, 비용효율성은 확보되기 어려울 수 있다.

우선 배출권 거래시장에서의 시장력(market power) 행사가 가능할 경우 배출권 가격이 왜곡될 소지가 있다. 시장력 행사는 발행시장과 유통시장 모두에서 발생할 수 있다. 먼저 배출권이 경매에 의해 할당되어 발행시장이 명시적으로 존재할 경우, 경매할당시장에서의 높은 시장집중도는 일부 참여자가 전략적인 수요감소(demand reduction)를 통해 청산가격을 낮출 수 있다.[20] 무상할당의 경우에는 발행시장이 존재하지 않으나, 할당기준을 설정하는 과정에서 대규모 사업자가 정치적 영향력을 통해 자신에게 유리한 기준을 관철시킬 여지가 있다.

---

20 배출권 경매는 그 특성상 다물량 경매(multi-unit auction)에 해당한다. 다물량 경매에서 전략적 수요감소에 관한 일반적 논의로는 Ausubel and Cramton(2002)을, 배출권 발행시장 설계에 관한 논의로는 Evans & Peck(2007)을 참조하라. 다물량 경매이론을 직관적으로 설명한 국내 문헌으로는 김정욱·윤경수(2010)를 참조할 수 있다.

다음으로 유통시장, 즉 배출권 거래시장에서는 우선 시장지배적(market dominant) 기업이 소규모 경쟁자 및 신규진입자를 배제하기 위해 배출권을 필요 이상으로 축적(hoarding)할 수 있다. 또한 배출권이 비용효율적이지 않게 무상할당될 경우, 시장지배적 참여자가 거래시장에서의 가격을 인위적으로 조작하는 것이 가능하다(Hahn[1982]) 예를 들어 비용효율적 수준 이상으로 배출권을 할당받은 시장지배적 기업은 거래시장에서 판매독점자로 기능, 배출권 가격을 높일 가능성이 있으며, 그 이하로 할당받은 시장지배적 기업은 배출권 가격을 낮출 여지가 있다.

한편, 기업의 배출량에 대한 정부의 관찰이 완전하지 않을 경우, 기업은 초기 할당량과 배출권 가격 수준에 따라 배출권 규제의 준수(compliance) 여부를 결정하게 된다. van Egteren and Weber(1996)는 이러한 경우 기업의 규제위반(cheating or violation)과 시장력 간의 관계에 대해 분석하고 있다. 이에 의하면 배출권시장에서 시장력을 가진 기업, 즉 지배적 기업(dominant firm)의 초기 할당량을 줄이고 부수기업(fringe firms)의 초기 할당량을 늘리면 부수기업의 규제 준수의 수준은 증진되고, 지배적 기업의 준수 수준은 감소한다. 따라서 규제 감시(monitoring)에 대한 재원이 한정된(limited budget) 정부는 지배적 기업의 배출권 할당량을 줄이는 대신 이들 기업을 집중적으로 감시함으로써 전체적인 준수 수준을 제고하고 배출량을 효과적으로 감축할 수 있게 된다.

일반적인 배출권 거래제도를 대상으로 분석한 이상의 논의가 온실가스 배출권 거래제도에서 그대로 적용되지는 않을 것이다. 무엇보다 온실가스 배출권 거래제도의 경우 여러 부문·산업의 사업자들이 동시에 참여하는바, 시장참여자의 이질성이 상당하고, 참여자의 수가 충분히 크다는 점을 고려할 때, 배출권시장에서의 시장력 행사의 우려는 그다지 크지 않을 수 있다. 다만, 우리나라의 경우 시장집중도가 높은 일부 기업들 간에, 특히 발전회사들 간에 공조가 이루어질 경우, 집합적 시장지배력(collective dominance)을 활용하여 시장력 행사가 가능할 수 있다는 점은 유의할 필요가 있다.

다음으로, 비록 배출권 거래시장이 경쟁적이어도 산출물시장이 과점적일 경우 배출권 거래제도는 비효율을 양산할 수 있다. Sartzetakis(2004)는 각 기업의 생산비용과 저감비용이 고정되어 있을 때 특정 산업에서 기업들이 쿠르노 경쟁을 하는 경우를 분석하고 있다. 이에 의하면 발전비용과 저감비용이 모두 높은 기업은 배출권을 구매함으로써 공급물량을 늘리게 되고(more aggressive strategy), 효율적 기업은 공급물량을 더욱 줄이게 되어, 거래가 없는 배출규제에 비해 비효율이 발생한다. 이는 배출권의 이전이 감축한계비용이 높은 기업의 시장점유율을 높이는 효과가 있기 때문이다. 이러한 비효

율은 특히 생산한계비용이 높은 기업이 감축한계비용이 낮아서 감축의 효율화를 통한 생산량 증가효과보다 시장점유율 변화로 인한 생산량 감소효과가 클 경우 발생하게 된다. 또한 본고의 이론모형에서 분석한 바와 같이, 저감비용이 저감투자에 의해 결정될 경우, 기업들은 생산량 대비 사회적 최적보다 큰 저감투자를 하여 전체적인 투자효율성을 낮출 가능성이 존재한다.

한편, 시장집중도가 큰 일부 산업의 경우 가격이 규제에 의해 결정될 수 있다. 예를 들어 우리나라의 경우 망산업(network industry)의 성격이 큰 전력·가스 등의 산업에서는 규모의 경제적 성격과 함께 공익의 고려로 인해, 시장이 공기업에 의해 주도되고 있을 뿐만 아니라 소비자가격이 규제에 의해 통제되고 있다. 이러한 산업에서 기업들이 배출권 거래에 참여할 때, 효율적인 가격전가가 이루어지지 않을 가능성이 높다. 규제가격이 비용으로부터 산정될 경우, 배출권이 모두 경매를 통한 유상할당일 경우 큰 문제가 없으나, 일부 배출권이 무상으로 할당될 경우, 이에 해당하는 부분은 비용 산정에서 제외되어 가격에 반영되지 않을 것이다. 이는 무상할당된 배출권도 기회비용으로 인식하는 다른 기업들의 의사결정과는 상이하며, 이러한 불완전한 가격전가는 장기적인 관련 투자를 저해할 뿐만 아니라, 경쟁하는 여타 에너지원, 예를 들면 석유와의 불균등한 배출권 비용 전가로 인해 소비 측면에서의 비효율을 야기할 수 있다. 따라서 전력부문에 배출권이 무상할당될 경우, 배출권 가격 전체가 전력가격에 반영될 수 있도록 규제가격을 설계할 필요가 있다.

배출권 거래제도의 효율성은 또한 진입과 퇴출에 구속적인 금융제약이 존재하지 않음을 전제하는데, 시장집중도가 높은 일부 산업의 경우 대규모 장치산업의 성격이 있어 기업의 진입과 퇴출에 상당한 제약이 있을 수 있다. 이는 특히 배출권의 할당과 관련하여 중요한 이슈가 된다. 예를 들어 온실가스 배출량이 높은 산업에 많은 무상배출권이 할당될 경우, 적정 수준으로 할당되었을 때 퇴출되었어야 할 기업이 생산을 지속할 가능성이 있다. 이는 산업구조조정을 통한 사회적 저감, 즉 배출집약적 산업의 축소와 저탄소산업의 활성화에 악영향을 미칠 수 있다. 또한 기존 기업과 신규진입 기업의 할당된 배출권의 차이 역시 이윤의 차이로 인해 진입·퇴출의 의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 이와 함께 배출권 거래제도가 상당한 거래비용(transaction cost)을 수반함을 고려할 필요가 있는데, 거래비용의 존재는 거래량을 감소시키고, 저감비용을 높이며, 종종 총감축비용이 초기 할당에 민감케 할 수 있다(Stavins[1995]).

마지막으로 본고에서 논의한 바와 같이 불완전경쟁시장에서는 저감투자의 효율적 수

준이 달성되지 않을 수 있다. 이는 온실가스 저감설비 혹은 저감기술 도입의 특성상 종종 요구되는 정부의 지원정책을 수립할 때 특히 유의할 사항이다.

이상의 논의를 종합해 볼 때, 시장구조는 배출권 거래제도의 효율성에 적지 않은 영향을 미칠 가능성이 있다. 이러한 문제의 완화를 위해서는 우선 산출물시장의 경쟁이 충분히 활성화되도록 유도하는 것이 필요하다. 그러나 상품의 특성 및 제반 여건으로 시장이 구조적으로 집중화되는 산업도 존재할 수 있다. 이때 시장력 행사의 상당 부분이 무상할당과 관련하여 발생함에 유의할 필요가 있다. 따라서 이 경우에는 경매할당을 보다 전향적으로 도입하거나, 배출권 거래제도 이외에 탄소세 등의 제도를 적용하는 것을 고려할 수 있다. 마지막으로 규제산업의 경우, 산출물로의 비용전가가 효율적일 수 있도록 가격체계를 설계하는 것이 필요하다.

참고문헌

공정거래위원회, 「2006년 시장구조 조사·분석결과」, 2008.

김승래, 「온실가스 감축정책의 설계: 녹색성장을 위한 조세정책 방향을 중심으로」, 『녹색성장: 국가성장전략의 모색』, 한국개발연구원, 미래기획위원회, 경제인문사회연구회 주관 심포지움 발표문, 2008.

김정욱·윤경수, 『국고채 경매에 관한 연구』, 정책연구시리즈 2010-15, 한국개발연구원, 2010.

김용건, 「온실가스 배출권 거래제도: 국제동향과 시사점」, 『녹색성장: 국가성장전략의 모색』, 한국개발연구원, 미래기획위원회, 경제인문사회연구회 주관 심포지엄 발표문, 2008.

박상하·이상호, 「상품차별화된 시장에서 배출권 거래제도의 후생효과」, 『자원·환경경제 연구』, 제11권 제3호, 2002.

윤경수·송민규, 「감축정책의 프레임워크와 배출권 거래제도」, 한진희·윤경수 편, 『기후변화 문제의 주요 이슈 및 정책방향』 제4장, 경제·인문사회연구회 녹색성장 종합연구 총서 10-02-46, 한국개발연구원 연구보고서 2010-02, 2010.

한국은행, 「최근 우리나라의 산업별 온실가스 배출구조 분석 및 시사점」, 보도참고자료, 경제통계국 연간 I/O반, 2008.

Ausubel, Lawrence M. and Peter Cramton, "Demand Reduction and Inefficiency in Multi-Unit Auctions," Working Paper, No. 96-07, University of Maryland, 2002.

Crampton, Peter and Suzi Kerr, "Tradeable Carbon Permit Auctions How and Why to Auction not Grandfather," *Energy Policy*, Vol. 30, No. 4, 2002.

Dales, J. H., *Pollution, Property and Prices*, Toronto: University of Toronto Press, 1986.

Evans & Peck, "Possible Design for a Greenhouse Gas Emissions Trading System: Further Definition of the Auction Proposals in the NETT Discussion Paper," A Report submitted to National Emissions Trading Taskforce, Australia, 2007.

Hahn, Robert W., "Market Power and Transferable Property Rights," in Glen R. Cass, Robert W. Hahn, Roger G. Noll, William P. Rogerson, Georgy Fox, and Asha Paragjape (eds.), *Implementing Tradable Permits for Sulfur Oxides Emissions:*

A Case Study in the South Coast Air Basin, Vol. 3, CA: California Institute of Technology, 1982.

International Energy Agency(IEA), *CO_2 Emissions from Fuel Combustion Highlights*, IEA Statistics, 2009.

Kreps, D. and J. Scheinlman, "Quantity Precommitment and Bertrant Competition Yields Cournot Outcomes," *Bell Journal of Economics*, Vol. 14, 1983, pp.326~337.

Liski, Matti and Juan-Pablo Montero, "A Note on Market Power in an Emission Permits Market with Banking," *Environmental&Resource Economics*, Vol. 31, No. 2, 2005, pp.159~173.

Montero, Juan-Pablo, "Permits, Standards, and Technology Innovation," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 44, 2002, pp.23~44.

Montgomery, W. David, "Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs," *Journal of Economic Theory*, Vol. 5. No. 3, 1972.

Murray, Brian C., Richard G. Newell, and William A. Pizar, "Balancing Cost and Emissions Certainty: An Allowance Reserve for Cap-and-Trade," *Review of Environmental Economics and Policy,* Vol. 3, No. 1, Symposium: Alternative U.S. Climate Policy Instruments, 2009.

Pizar, Williams A., "Combining Price and Quantity Controls to Mitigate Global Climate Change," *Journal of Public Economics*, Vol. 85. No. 3, 2002.

Roberts, M. J. and M. Spence, "Effluent Charges and Licences under Uncertainty," *Journal of Public Economics*, Vol. 5, No. 3~4, 1976.

Sartzetakis, Eftichios S., "On the Efficiency of Competitive Markets for Emission Permits," *Environmental and Resource Economics*, Vol. 27, 2004.

Sorrell, Steven and Jos Sijm, "Carbon Trading in the Policy Mix," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 19, No. 3, 2003.

Sundaram, Rangarajan K., *A First Course in Optimization Theory*, Cambridge University Press, 1996.

Titenberg, Thomas H., *Emission Trading - Principles and Practice*, Resources for the Future, Washington DC, 2006.

Topkis, Donald M., *Supermodularity and Complementarity*, Frontiers of Economic Research Series, Princeton University Press, 1998.

van Egteren, Henry and Marian Weber, "Marketable Permits, Market Power, and Cheating," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 30, 1996, pp.161~173.

부록

보조명제 1의 증명

식 (14)의 일계조건은 다음과 같다.

$$P'(q_j + q_{-j})q_j + P(q_j + q_{-j}) - C'(q_j) - p_e e^1(q_j, k_j) = 0 \tag{A1}$$

가정 4에 의해 기업 j의 이윤함수의 교차도함수(cross derivative)는 다음과 같이 비양의(non-negative) 값을 가지게 된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \Pi_j}{\partial q_j \partial q_{-j}} &= P''(Q)q_j + P'(Q) \\ &= P''(Q)Q + P'(Q) - P''(q_j + q_{-j})q_j \\ &\leq 0 \end{aligned} \tag{A2}$$

식 (A2)는 기업 j의 한계이윤(marginal profit)이 다른 기업의 생산량에 대해 감소함수임을 의미하며, 이에 따라 반응함수 R_j는 q_{-j}의 단조감소함수가 된다. 또한 Π의 변수들이 유클리드 공간(Euclid space)의 부분집합인 옹골집합(compact set)에서 정의되고 있으므로 이 부분게임은 submodular game이 된다. Submodular game에서 교차도함수의 부호만으로 내쉬균형의 존재성이 보장됨은 잘 알려진 사실이다.[1] 마지막으로 반응함수의 단조성으로부터 균형은 유일하게 된다. **(증명 끝)**

1 이에 대한 간략한 논의는 Sundaram(1996)의 10장을, 엄밀한 논의는 Topkis(1998)를 참조하라.

보조명제 2의 증명

부분게임에서의 일계조건인 식 (A1)을 다음과 같이 변형하자.

$$P'(q_j+q_{-j})q_j+P(q_j+q_{-j})-C'(q_j)=p_e e^1(q_j,k_j) \tag{A3}$$

가정에 의해 식 (A3)의 우변은 q_j에 대해 감소함수이며, 좌변은 증가함수이다. 한편, e에 대한 가정에 의해 k_j가 증가하면 주어진 q_j에 대해 e^1이 감소한다. 따라서 각 q_{-j}에 대해 k_j가 증가하면 이윤을 극대화하는 q_j는 증가하게 되며, 이는 반응함수가 증가함을 의미한다. 다른 기업의 반응함수는 불변이므로, 균형하에서 q_j^c는 증가하고 q_{-j}^c는 감소하게 된다. **(증명 끝)**

명제 3의 증명

부분게임에서 쿠르노 균형의 생산량이 선택되므로 기업 j의 전체게임에서의 이윤함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Phi_j(k_j,k_{-j})=\Pi_j(q_j^c(k_j,k_{-j}),q_{-j}^c(k_j,k_{-j});k_j)$$

포락선 정리(Envelope theorem)를 이용하면 Φ_j의 일계미분함수는 다음과 같이 전개된다.

$$\begin{aligned}
&\frac{d}{dk_j}\Phi_j(k_j,k_{-j}) \qquad\qquad \text{(A4)}\\
&= \Pi_j^1(q_j^c(k_j,k_{-j}),q_{-j}^c(k_j,k_{-j});k_j)\cdot\frac{\partial}{\partial k_j}q_j^c(k_j,k_{-j})\\
&\quad +\Pi_j^2(q_j^c(k_j,k_{-j}),q_{-j}^c(k_j,k_{-j});k_j)\cdot\frac{\partial}{\partial k_j}q_{-j}^c(k_j,k_{-j})\\
&\quad +\Pi_j^3(q_j^c(k_j,k_{-j}),q_{-j}^c(k_j,k_{-j});k_j)\\
&= q_j^c(k_j,k_{-j})P'(q_j^c(k_j,k_{-j})+q_{-j}^c(k_j,k_{-j}))\cdot\frac{\partial}{\partial k_j}q_{-j}^c(k_j,k_{-j})\\
&\quad -1-p_e e^2(q_j^c(k_j,k_{-j}),k_j)
\end{aligned}$$

Φ_j의 교차도함수는 다음과 같이 전개된다.

$$\begin{aligned}\frac{d^2\Phi_j}{dk_j dk_{-j}}(k_j, k_{-j}) = & \frac{\partial q_j^c}{\partial k_{-j}} P'(q_j^c + q_{-j}^c)\frac{\partial q_{-j}^c}{\partial k_j} \\ & + q_j^c P''(q_j^c + q_{-j}^c)\left[\frac{\partial q_j^c}{\partial k_{-j}} + \frac{\partial q_{-j}^c}{\partial k_{-j}}\right]\frac{\partial q_{-j}^c}{\partial k_j} \\ & + q_j^c P'(q_j^c + q_{-j}^c)\frac{\partial^2 q_{-j}^c}{\partial k_j \partial k_{-j}} \\ & - p_e e^{12}(q_{j,} k_j)\frac{\partial q_j^c}{\partial k_{-j}}\end{aligned}$$

수요함수에 대한 가정과 보조명제 2에 의해 우변의 첫 번째 항은 음의 값을 가지며, 가정 4, 보조명제 2 및 전제 ⑴에 의해 두 번째 항이 음의 값을 가지며, 배출함수 e에 대한 가정과 보조명제 2에 의해 네 번째 항 역시 음의 값을 가진다. 마지막으로 세 번째 항은 양 혹은 음의 값을 모두 가질 수 있는데, 전제 ⑵가 성립한다면 우변은 음의 값을 가지게 된다. 이는 균형의 존재를 보장한다. **(증명 끝)**

『韓國開發硏究』 국문투고규정

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

■ 연락처

▶ 우편번호 : 130-740

▶ 주　　소 : 서울특별시 동대문구 회기로 47,
한국개발연구원 韓國開發硏究 編輯委員會

▶ 투　　고 : kdijournal@kdi.re.kr　　(02)958-4251

Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

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

▶ Postal code : 130-740

▶ Korea Development Institute
47 Hoegiro, Dongdaemun-gu, P.O. Box 113 Seoul, Korea.

▶ For Manuscript Submission
E-mail at : kdijournal@kdi.re.kr(82-2-958-4251)

국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
   1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
   2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
   3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
   1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체・기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
   2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
   3) 본문 중의 숫자는 아라비아숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'Ⅰ' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장・절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼『 』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.
   <예> ①『조선일보』, 2003. 5. 27.
   ② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; Le Monde(Paris)
8. 참고문헌
   1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
   2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
   3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.
   <예> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
   ② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.
   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol.58, No.2, May 1968, pp.35~53.
   ④ 한국은행,『경제통계연보』, 1978.
   _____,『기업경영분석』, 1980.

Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
4. The main body should be divided into the following order: Ⅰ 1, 1), Ⅱ 1
   Ⅰ Introduction
      1. The Model
         1) Previous Research
      2. Mathematical Models
   Ⅱ Data
5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
7. References
   1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
   2) References with the same author must be displayed together.

   <Ex> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
   ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 圖書會員制 案內

■ 회원에 대한 특전

▶ 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다.
(단, 내부자료 및 배포제한자료는 제외)

▶ 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공정회 등)에 참가하실 수 있습니다.

■ 회 비

▶ 개인회원: 10만원 / 기관회원: 30만원

■ 가입방법

▶ 지로용지로 가까운 금융기관에 납입
(지로번호: 6961017)

▶ 또는 우리은행 KDI 계좌로 납입
(계좌번호: 254-012362-13-145)

■ 문 의 처

▶ 서울특별시 동대문구 회기로 49 우편번호: 130-740

▶ KDI 발간자료 담당자(Tel. 958-4312)

KDI 도서판매처

▶ 교보문고(광화문점 정부간행물코너) Tel. 397-3628

▶ 영풍문고(종로점 정치경제코너) Tel. 399-5632

KDI Book Club Membership Information

■ Privilege of Membership

- ▶ Members will receive all periodicals published by KDI. (Excluding internal-only materials or others with distribution limitation)
- ▶ Members will be automatically invited to various events held by KDI, including seminars, policy seminars, and hearings.
- ▶ Members will enjoy a ten percent discount on additional purchase of research monographs (printed material) via KDI website.

■ Membership Fee

- ▶ Individual: ₩100,000 yearly / Organization: ₩300,000 yearly

■ Member Registration

- ▶ Registration via KDI website. Use the GIRO document to pay the fee. (GIRO number: 6961017)
- ▶ Bank transfer account: Woori Bank (KDI Account #: 254-012362-13-145)

■ For further information

- ▶ Address: Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, 130-740 Seoul, Korea
- ▶ Contact: 02-958-4318

Where to purchase KDI Publications

■ Seoul

- ▶ Kyobo Bookstore (Gwanghwamun, Section for Government Publications) TEL: 02-397-3629
- ▶ Young Poong Bookstore (Jongno, Section for Polics, economy) TEL: 02-399-5632

KDI Journal of Economic Policy Vol. 34 No. 2(Serial Number 115)

3,000 won

Registered on March, 13, 1979
Registration Number 동대문 사00010호

Printed on May, 26, 2012
Published on May, 31, 2012

Published by Oh-Seok Hyun, President of KDI
Printed by Good Idea Good Peoples

Korea Development Institute/ Dongdaemun-Gu, Hoegiro 47, Seoul, Korea, /Tel, 958-4114/ Fax, 958-4310/ ⓒKorea Development Institute 2012