

韓國開發研究 2012 **I**

KDI Journal of Economic Policy

| A Macroprudential Approach to Financial Supervision and Monetary Policy in Emerging Economies

..... Yung Chul Park

금융시장의 안정과 통화신용정책의 효율성을 위한 거시건전성 감독의 방향

| Margin and Funding Liquidity: An Empirical Analysis on the Covered Interest Parity in Korea

..... Daehee Jeong

우리나라 외환시장의 차익거래 유인에 대한 분석

| Estimation of Embodied Technological Progress in Korean Manufacturing

..... LEE, Siwook

한국 제조업 사업체의 체화 기술진보를 추정

| Economic Openness and Labor Allocation between Skilled and Less-skilled Sectors

..... Kim, Young-Joon

경제의 대외개방도 증가가 숙련 및 미숙련 부문의 고용에 미치는 영향

| Detecting Protest Responses

..... OH, Hyungna

지불거부응답의 판별

| Parental Leave and Female Labor Supply in Korea

..... Jungho Kim

육아휴직 지원과 여성의 노동공급

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)
	Hahn, 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)
Administration :	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Research Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Research Fellow at KDI)
	Lee, Myongkuk	(Research Specialist at KDI)

Contents

- 1 A Macroprudential Approach to Financial Supervision and Monetary Policy in Emerging Economies..... Yung Chul Park / 1

금융시장의 안정과 통화신용정책의 효율성을 위한 거시건전성 감독의 방향
... 박영철

- 2 Margin and Funding Liquidity: An Empirical Analysis on the Covered Interest Parity in Korea..... Daehee Jeong / 29

우리나라 외환시장의 차익거래 유인에 대한 분석
... 정대희

- 3 한국 제조업 사업체의 체화 기술진보를 추정..... 이시욱 / 53

Estimation of Embodied Technological Progress in Korean Manufacturing
... LEE, Siwook

- 4 경제의 대외개방도 증가가 숙련 및 미숙련 부문의 고용에 미치는 영향
..... 김영준 / 87

Economic Openness and Labor Allocation between Skilled and Less-skilled Sectors
... Kim, Young-Joon

- 5 지불거부응답의 판별..... 오형나 / 135

Detecting Protest Responses
... OH, Hyungna

- 6 육아휴직 지원과 여성의 노동공급..... 김정호 / 169

Parental Leave and Female Labor Supply in Korea
... Jungho Kim

A Macroprudential Approach to Financial Supervision and
Monetary Policy in Emerging Economies

Yung Chul Park

(Distinguished Professor, Division of International Studies, Korea University)

금융시장의 안정과 통화신용정책의 효율성을 위한
거시건전성 감독의 방향

박 영 철

(고려대학교 국제학부 석좌교수)

* 박영철: (e-mail) yungcp@korea.ac.kr, (address) #330, Korea University, Anam-dong, Seoungbuk-gu, Seoul, Korea

- Key Word: Macro and Microprudential Policy(거시 및 미시 건전성 감독), Procyclicality(통화신용정책), Monetary Policy(경기순응적 대출), LTV, DTI
- JEL Code: E31, E32, E52, E58, G18, G28, G38
- Received: 2010. 11. 2 • Referee Process Started: 2012. 3. 8
- Referee Reports Completed: 2012. 3. 20

ABSTRACT

This paper attempts to define, construct a policy framework, and analyze interactions with monetary policy of macroprudential policy. The available pieces of evidence suggest that the effects of the LTV and DTI regulations for financial stability are rather unclear in Korea.

It also shows that when financial markets exhibit instability in a stable inflationary environment, macroprudential policy could run into conflict with monetary policy.

This paper proposes an appropriate modality of macroprudential policy to minimize the potential conflict with monetary policy.

본 연구는 거시건전성 감독의 정의·목적, 통화신용정책과의 보완, 상충 관계 및 효과를 분석하고 있다. 한국의 경험을 살펴보면 금융안정을 위한 LTV나 DTI의 감독효과는 분명히 나타나지 않는다.

더구나 물가가 안정되어 있는 여건에서 금융시장의 불안이 심화되는 경우, 거시건전성 감독과 통화신용정책은 서로 상충되는 결과를 초래할 수 있다. 이러한 불합리성을 최소화 하기 위해서는 중앙은행, 감독당국, 그리고 재정정책의 주체 간의 정책조정이 선행되어야 한다.

I . Introduction

A series of financial crises in the 1990s and the 2008-09 global economic crisis have brought to light a number of structural frailties of the financial system - both domestic and global - that have a bearing on managing financial crisis. They have certainly contributed to a better understanding of the causes and consequences of the build-up of financial imbalances. It is now widely accepted that contrary to the long held view, consumer price stability is not a sufficient condition for financial stability. Financial imbalances in the form of the boom and bust in asset markets, excessive leverage in financial institutions and households, and deterioration in maturity and currency mismatches in the balance sheets of banks and other financial institutions could pile up in a non-inflationary environment. The unwinding of these imbalances could destabilize the financial system and even trigger a financial crisis, which could in turn cause serious disruptions to the economy and interfere with real sector development.

There has also been a sharp increase in the volatility as well as the volume of cross-border capital movements with deepening of integration of financial markets of individual economies at both the regional and global level. In a globalized economy, financial turbulences in one country could easily spill over into neighboring economies including even those with strong and sound fundamentals, destabilizing their financial systems as well. Finally, experiences with managing financial crises in both advanced and emerging economies suggest that the conduct of monetary policy could exacerbate rather than prevent the build-up of systemic risk unless it is complemented by other policy measures.

These changes in the financial landscape have underlined the need to strengthen the foundation of the domestic financial system to improve its resilience to external shocks and to develop new policy instruments that could complement monetary and fiscal policy in safeguarding the economy against financial instability. The search for new policy tools has led to a reorientation of macroeconomic dimensions of microprudential supervision.

In the wake of the 1997-90 Asian financial crisis, Crockett (2000) proposed that microprudential supervision and regulation, which had been traditionally directed to protect depositors and investors, should be reoriented toward maintaining financial stability by “marrying the micro and macro-prudential dimensions of financial stability.” This was followed by the construction of a macroprudential framework for financial supervision and regulation (Borio 2003), which had been further refined by a series of papers by the staff of the BIS.

Since the eruption of the 2008-09 global economic crisis, macroprudential policy has taken center stage of the discussion of the assessment of health and safety of the financial system and prevention of future financial crises. The IMF program for the assessment of systemic financial stability and the growing attention central banks and other policy authorities are paying to monitoring, analyzing, and formulating policy responses all bear witness to the growing importance of macroprudential

supervision as a new macroeconomic policy.

Although there has been a growing literature on macroprudential policy in recent years, there appears to be a considerable disagreement on its scope and effectiveness.¹ Indeed, there is neither a widely accepted definition of financial stability nor an appropriate operational framework for macroprudential policy. It is generally agreed that efficiency of monetary policy would improve, if it is complemented by macroprudential supervision: Yet, it is proved to be difficult to identify the contour of a new system of coordination of the two policies. This is because the new system needs to be designed in a way that will avoid the potential conflict in which the effects of the two policies cancel out each other because macroprudential policy has macroeconomic spillovers, whereas monetary policy affects risk-taking behavior of financial market participants.

In this paper, an attempt is made to clarify some of the analytical as well as operational issues related to the construction of a macroprudential policy framework for financial supervision and regulation, in particular interactions between monetary and macroprudential policy. To set the stage for the discussion, Section 2 examines the operational definition, the rationale behind, and the scope of macroprudential policy in the context of emerging economies. This is followed by a discussion of the role and effectiveness of macroprudential policy in Section 3. Section 4 analyzes Korea's experience with managing macroprudential policy. Section 5 is devoted to outlining an appropriate scope and modality of macroprudential supervision. Concluding remarks are in the final section.

II. Role and Scope of Macroprudential Policy

1. Definition and Rationale

Monetary policy should be an integral component of any policy framework for managing financial imbalances. As the monetary authority, the central bank does – and in fact has to – monitor and assess financial market developments as part of the process of adjusting the stance of monetary policy. Depending on the gravity of the situation, it may use its policy tools to alleviate financial disruptions threatening systemic risk. However, it would not do so unless they imperil price stability for which the central bank is primarily responsible. It would also be reluctant to intervene largely because it does not have effective instruments to lean against the financial cycle or to restrain excessive leverage and risk taking of financial market participants. For example, a higher policy rate may be able to stabilize high asset prices, but when speculation sets in, it is likely to do so at the cost of a larger output gap, if consumer price inflation is below the target rate (Blanchard et al. 2010).

If monetary policy is not an appropriate instrument—in scope and effectiveness—for addressing the buildup of systemic risk, then questions arise as to whether the financial regulatory authorities could shoulder much of the

¹ See Galati and Moessner (2011) for a literature survey.

responsibility for assessing and safeguarding financial stability. Indeed, if individual financial institutions are healthy, sound, and efficiently managed, the likelihood of financial distress is expected to decline.

Since the regulatory authorities are entrusted with enforcing prudential standards and codes of good behavior at these institutions, they could contain contagion of insolvency of a financial institution to fend off a run on the entire financial system. Prudential supervision of individual institutions or microprudential supervision is therefore a critical component of any tool kit for financial stability and strengthening it is no less essential than before: the regulatory authorities should assume a large part of the financial stability function.

While it is an essential component, as long as it is bound by safety of individual institutions, microprudential supervision will not be a suitable tool for financial stabilization. This focus may result in excessive protection to undermine the safety of individual institutions it supervises (Crockett 2000). Furthermore, the soundness of individual institutions is neither a necessary nor a sufficient condition for the stability of the financial system as a whole. As Goodhart (2004) points out, depending on the nature of the inter-linkages among financial institutions and markets, financial systems containing individually weak institutions may nevertheless be systemically robust and vice versa (p.9).²

The emphasis on individual institutions does not also leave much room for microprudential supervision to weigh up or deal with an increasing array of macroeconomic risk factors common to all financial institutions, such as a high degree of volatility of capital flows, the boom-bust cycle in asset markets, and sudden changes in market sentiment and expectations. This limitation is likely to cause a failure in monitoring the increase in systemic risk and taking appropriate remedial actions.

The above two constraints associated with the institution specific focus have led to reorienting and refining macroeconomic dimensions of microprudential supervision as a means of managing systemic risk. Macroprudential policy is defined as “the use of prudential tools with the explicit objective of promoting the stability of the financial system as a whole, not necessarily of the individual institutions within it” (Clement 2010). It is intended to prevent the buildup of systemic risk, which could destabilize the financial system and, as a consequence, the whole economy.³

According to a BIS paper (CGFS 2010), systemic risk is “a risk of disruption to financial services that is caused by an impairment of all or parts of the financial system and has the potential to have serious negative consequences for the real economy.” Borio (2009) and Hannoun (2010) identify two types of disruption that could cause the accumulation of financial imbalances. One type is the financial cycle – the procyclicality over the business cycle in lending at banks and other non-bank financial institutions. Another is a cross dimensional disruption arising from a direct exposure of financial institutions to a set of common shocks or risk factors as in the case of holding the same or similar assets or an indirect exposure through the

² Goodhart cites the Japanese experience in the 1980s as an example in which banks were strong individually, but they were systemically weak in the face of the bursting of the real estate bubble.

³ See Crockett 2000, Borio 2003, and White 2004 on the procyclicality of lending.

<Table 1> Micro and Macro Approach

	Macroprudential	Microprudential
Objective	Limiting systemic risk of the financial system: mitigating the failure of a large segment of the financial system.	Limiting idiosyncratic risk of individual institutions: protection of depositors and investors
Implementation of supervisory controls	Top-down: setting prudential control in terms of the probability and costs of systemic distress	Bottom-up: setting and aggregating prudential control in relation to the risk of each institution
Characteristics of risk	Endogenous: Originating in the collective behavior of and interactions between institutions	Exogenous: Given to individual institutions and the disregard of feedback of collective actions
Common exposure to systemic risk	Relevant and important: causes of the fallacy of composition	Irrelevant
Use of instruments	Standard prudential tools plus linking provisioning and pricing of risk to the volume of loan	Uniform solvency standards and codes of conduct
Focus of supervision	(i) A greater weight given to banks and larger and more complex institutions; (ii) Market monitoring; and (iii) Countercyclical orientation	Protection of individual institutions

Sources: Crockett (2000) and Borio (2003 and 2009).

network linkages as in the case of assuming counterparty risks.⁴

To be sure, these objectives are not mutually exclusive, as a greater resilience of the financial system would enable the system to adjust to financial cycles better (Crockett 2000 and Borio 2002). In contrast, the microprudential objective is to limit idiosyncratic risk individual financial institutions are exposed to. The macroprudential supervisory standard is derived from a top-down, whereas the microprudential standard from a bottom-up approach. The systemic risk the macroprudential approach deals with is endogenous as it is determined by the collective behavior of individual institutions whereas the idiosyncratic risk is exogenous. The differences between the two supervisory approaches are summarized in Table 1.

⁴ To put it differently, macroprudential policy is designed to lean against the wind when systemic risk is building up and to stem the risks originating in interconnections and spillovers in the financial system (CGFS 2010 and Hanoun 2010). See also Crockett (2000), Borio (2003), and White (2004) on the procyclicality of lending.

In recent years, the creation of a unified financial supervising system independent from the central bank has also brought to the fore the need to define the scope, tools, and division of labor in conducting macroprudential policy. If a central bank was engaged in some types of macroprudential supervision before the supervisory oversight was separated out and transferred to a new independent institution, it would certainly use microprudential tools to complement its monetary policy, tightening in the up-phase while relaxing them in the down-phase of the business cycle. With the creation of an independent supervising authority, then it stands to reason that the stability function needs to be shared by both the central bank and the supervisory authority and that the central bank has to coordinate its conduct of monetary policy with the financial supervisory agencies.

2. Tools of Macroprudential Policies

There is a growing literature on macroprudential policy, yet the precise contour of the macroprudential supervision in monitoring, analyzing, and participating in the designing of policy responses to an impending financial stress is yet to be defined. The advocates of macroprudential orientation of financial supervision do not necessarily propose either creating new prudential controls or adding new functional responsibilities to the supervisory authority, they are arguing for the adjustment of the traditional modality of supervision in a way that will contribute to mitigating systemic risks.

For analytical purposes, the tools for macroprudential supervision are divided into the two categories of time- and cross-sectoral-dimensions as shown in Table 2. In each category, the tools are also divided into those developed for mitigating systemic risk and recalibrated microprudential tools. Most of the instruments with a cross-sectoral dimension in Table 2 are microprudential tools recalibrated for macroeconomic objectives of sustaining financial stability.⁵ They take the form of restrictions or incentives related to financial firms' balance sheets designed and implemented to contain distress of individual financial institutions. As Hannoun (2010) argues, they could be utilized to mitigate systemic risk as they can complement the instruments of monetary policy. Some of the instruments such as capital and liquidity surcharges on SIFI, restrictions on leverage in particular types of lending, and currency mismatches may be used to strengthen resilience of the financial system. As in the case of SIFIs, the regulatory authorities may separate out vital institutions to reflect their potential threat to the stability of the financial system (Borio 2009).

A host of microprudential tools with a time dimension may also be reoriented to help tame the procyclicality of lending by banks and other non-bank financial institutions. As shown in Table 2, those developed specifically for lessening systemic risk include: countercyclical capital charges, forward-looking provisioning for loan losses, and levy on non-core deposits. Recalibrated tools include the loan-to-value

⁵ CGFS (2010) and Hannoun (2010) provide a list of these instruments categorized by the disruptions to the financial system they constrain.

<Table 2> Macroprudential Policy Tools

Tools	Risk Dimensions	
	Time-dimension	Cross-Sectoral Dimension
1. Instruments developed specifically to mitigate systemic risk		
	<ul style="list-style-type: none"> • Countercyclical capital buffers • Through-the-cycle valuation of margins or haircuts for repos • Levy on non-core liabilities • Countercyclical change in risk weights for exposure to certain sectors 	<ul style="list-style-type: none"> • Systemic capital surcharges on SIFIs • Systemic liquidity surcharges on SIFIs • Levy on non-core liabilities • Higher capital charges for trades not cleared through CCPs
2. Recalibrated instruments		
	<ul style="list-style-type: none"> • Time-varying LTV, Debt-To-Income (DTI) and Loan-To-Income(LTI) caps • Time-varying limits in currency mismatch or exposure(e.g. real estate) • Time-varying limits on loan-to-deposit ratio • Time-varying caps and limits on credit or credit growth • Dynamic provisioning • Stressed VaR to build additional capital buffer against market risk during a boom • Rescaling risk-weights by incorporating recessionary conditions in the probability of default assumptions(PDs) 	<ul style="list-style-type: none"> • Powers to break up financial firms on systemic risk concerns • Capital charge on derivative payables • Deposit insurance risk premiums sensitive to systemic risk • Restrictions on permissible activities (e.g. ban on proprietary trading for systemically important banks)

Source: IMF (2011).

ratio, the repayment period, margin requirements, capital requirements against real estate lending, and the countercyclical adjustment of exposure to the real estate sector to be tightened in the upswing and loosened in the downswing phase (Hannoun 2010).⁶ These tools could be adjusted frequently and quantitatively.⁷

⁶ These instruments can be complemented by the dynamic provisioning, but with caution. This is because the dynamic provisioning scheme may have an inherent bias against small- and medium-sized firms and households that have increasingly accounted for a large share of customers at banks. Large firms have access to international as well as domestic capital markets for the financing of their investment. Denied credit at banks, they could issue commercial paper, bonds, and equities to raise funds they need. These financing alternatives are often not available to small- and medium-sized firms. During an economic boom, the dynamic provisioning may discriminate against small- and medium-sized firms, which are likely to be perceived as high-risk clients.

⁷ It should be noted that the preceding categorization is based on broad correspondence between the instruments and the two objectives of macroprudential policy as some of these instruments such as the LTV ratio, which can improve the resilience of the financial system, but also serve as an automatic stabilizer for the financial system (CGFS 2010).

III. Effectiveness of Macroprudential Policy in Leaning against Financial Cycle⁸

1. Fungibility of Money: Ineffectiveness of Selective Credit Control

In a situation where bubbles are in the making in the markets for real or financial assets, the financial supervisory authority may consider invoking macroprudential regulations to reduce mortgage lending at banks and other non-bank financial intermediaries by using two types of instruments. The first includes some of the recalibrated microprudential tools such as the LTV (Loan to Value) and DTI (Debt to Income) ratios, which are adjusted to control the supply of mortgage loans. If these two instruments proved to be inadequate, the supervisory authority may strengthen its control by employing the second type reserved for tempering procyclicality in bank lending such as countercyclical capital charges, dynamic loan-loss provisioning, and capital conservation rules for banks. Implementation of these two types of instruments entails quantitative – rather than price – control of the availability of sectoral as well as aggregate bank credit. This section argues that because of fungibility of money and potential conflict with monetary policy these tools lose much of their effectiveness in suppressing the bubbles.

In order to elaborate on this argument, suppose that the regulatory authority lowers the ceilings of the two ratios – LTV and DTI – to stave off a housing market boom, and that there is no change in the stance of monetary policy. The squeeze on mortgage lending is likely to discourage borrowing for consumption demand – the purchases of houses for their services – but not necessary for the investment demand by those investors seeking higher capital gains if housing prices are expected to rise continuously.

Under these circumstances, as long as the level of total bank lending is left unchanged, banks will be able to extend more of other types of business and consumer loans with the funds released from housing finance they curtail. But, if the expected real return on housing investment is perceived to be higher than the returns on other assets, many of the borrowers taking out other non-mortgage bank loans are likely to invest the bulk of their loan proceeds in housing.⁹ This results from the fungibility of money and imperfections in ex post loan use monitoring that may result in the diversion of non-mortgage loans.

Given the fungibility of money, it appears that in countries where housing has become good substitutes for financial assets and banks dominate financial intermediation, restrictions on mortgage lending alone may not be effective in preventing the housing market bubble. To be effective, they may need to be complemented by an overall cut back in aggregate bank credit through, for instance,

⁸ This section draws on Park (2010).

⁹ A housing market boom often coincides with land speculation. Business borrowers may decide to use a fixed investment loan to build a plant on a larger site of land than otherwise.

an increase in loan-loss provisioning to curtail further the availability of housing finance.

However, the overall cutback is likely to create two types of spillover problems. One problem is that once housing speculation gathers forces, as shown by the Korean experience discussed in Section 4, even the simultaneous squeeze on both the sectoral and aggregate supply of bank credit may not be enough to keep housing speculators at bay. This is because despite the overall tightening of bank credit, some of the loans extended to non-housing borrowers could be drawn away to be invested in housing as long as real property speculation picks up speed. Another problem is that as discussed below, a tighter macroprudential policy runs into conflict with the conduct of monetary policy, which remains neutral, as it exerts contractionary effects on aggregate demand for goods and services.

2. Macroprudential and Monetary Policy: Are they Independent?

A growing number of countries—both advanced and emerging—have taken to using macroprudential tools in their efforts to stabilize their financial systems, but because of its short history, not much is known about its effectiveness in controlling systemic risk over and at a point in time, and in a cross sectional dimension in emerging economies.

Experiences of these countries suggest that faced with growing systemic risk, both monetary and supervisory authorities work well in unison to forestall a financial crisis when both consumer and asset prices are rising or falling together. In this case, the stance of the two policies would be the same and there are no spillover problems. When the build-up of inflationary pressure is accompanied by asset price bubbles, both policies will be tightened—for example, the policy rate is raised while the loan-loss provisioning will be increased—and they will reinforce each other. However, when the two prices move in the opposite directions, a serious problem of working at cross-purposes arises.

Citing the literature on the target-tool assignment, Yellen (2010) argues, “it is perfectly possible to attain good outcomes even if monetary policy and macroprudential policy are carried out separately and independently, and the goals of each are pursued using entirely separate tool kits.” Yellen claims that satisfactory results can be attained without policy coordination, even though fully optimal policy generally calls for coordination when spillovers occur, because situations may arise in which the central bank, in its conduct of monetary policy, might not be able to fully offset the macroeconomic effects of macroprudential interventions.¹⁰ In this

¹⁰ Yellen (2010) points out that higher supervisory standards for capital following the real estate-related loan losses of the early 1990s may have slowed the economy's recovery from the recession. More stringent bank capital and liquidity requirements to stem systemic risk—when many economies suffer from high unemployment—they may delay economic recovery unless implemented in gradual manner over time. The new Basel III agreement recognizes the desirability of a phase in period for these standards. The implementation of tighter standards over a multi-year period could mitigate the concern that the macroprudential policies designed to control systemic risk will unduly restrict the availability of credit.

section, it is argued that largely because many of the tools of macroprudential policy work through the channels of monetary policy, the independence of macroprudential policy as a macroeconomic policy instrument is not warranted.

To examine further this lack of independence, consider again a situation in which consumer prices are not expected to rise beyond a target range, but a surge in housing prices threatens a bubble. Under these circumstances, the central bank could increase the policy rate to suppress unwarranted high expectations of capital gains, but would be reluctant to do so, unless the speculation has the danger of increasing inflationary pressure, whereas the regulatory authority would be called into action.¹¹ Suppose they lower the capping of the LTV and DTI together causing a squeeze on overall bank credit supply.

This tighter macroprudential policy is likely to move banks to raise interest rates on their loans. It will also drive many of their loan customers out of the bank loan market and into money and capital markets for direct financing. This increase in the debt and equity financing will then increase market interest rates. If this happens, higher interest rates may dampen the aggregate demand for goods and services (with a possible exception of construction investment) as many borrowers without access to the capital market will be rationed out of the bank loan market, while it has limited effects on suppressing housing market speculation. The tighter stance of macroprudential policy may therefore widen the output gap depending on the extent to which bank loans are shifted to housing finance. Macroprudential measures may strengthen the financial system but do not necessarily help enhance financial stability. It follows then, that if the policy rate is a poor tool to deal with financial market instability, so are macroprudential tools for moderating financial cycles.

The preceding discussion raises an important question as to whether the division of labor in policy management in which the central bank follows an interest rate rule in conducting monetary policy for price stability, whereas the regulatory authorities are engaged in quantitative control in managing macroprudential policy for financial stability is a viable institutional arrangement.

This question arises because most of the macroprudential instruments leaning against financial cycles work through changes in the availability of sectoral and aggregate credit and in this respect, they are similar to reserve requirements. That is, macroprudential tools operate through effects on bank lending: changes in bank loans cause investment and consumer spending to change. Since this bank-lending channel is one of many channels of monetary policy, it follows that in emerging economies where the banking system dominates financial intermediation. As far as the channel of transmission is concerned, macroprudential policy geared to controlling procyclicality in bank lending and monetary policy targeted for price stability are one and the same, although they have different objectives.

¹¹ The fiscal authorities may raise the property tax rate and impose additional taxes on the transactions in and transfer of properties, but these types of taxation may not be desirable as they distort property markets to impair their efficiency.

IV. Korea's Experience with Macroprudential Policy: 2001-2011

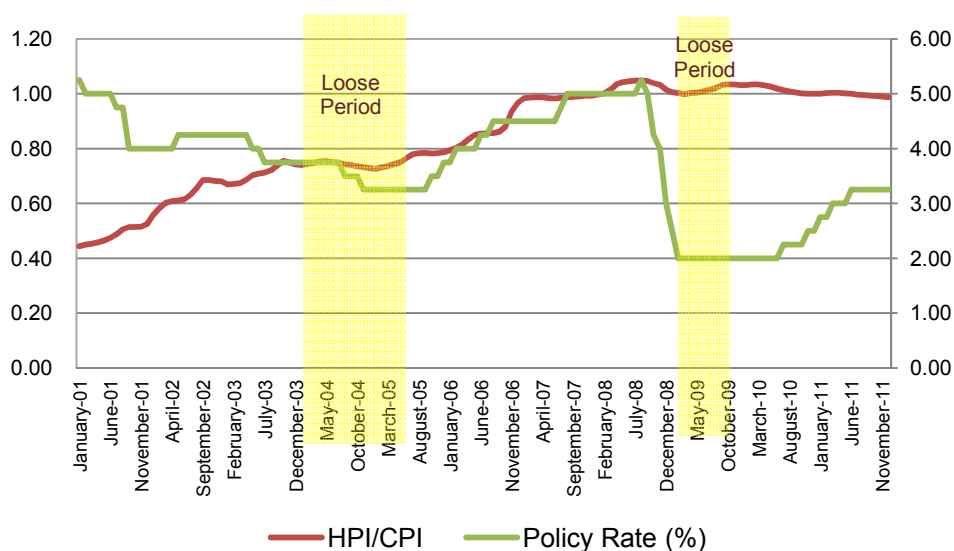
During the 1997-98 financial crisis when interest rates were skyrocketing and bank lending evaporated, real properties markets had taken a severe beating with a collapse of their prices. However, it did not take long for these markets to thrive again. Beginning in 2002, Korea was gripped again with a haunting memory for the boom-bust cycles in real estate prices—that had plagued the economy periodically throughout the pre-crisis period—with a steep rise in prices of housing.¹² One of the main causes of this resurgence was the speedy recovery of the economy with a return of stability in the financial system, but easy monetary policy with bank lending deregulation was largely responsible for inflaming the housing market boom.

Korea suffered from the global IT bubble burst in 2001 with a dip in the growth rate. This set back in growth had led the Bank of Korea to cut the policy rate to 4 percent on September 2001 from a high of 5.25 a year earlier and kept it between 4.25 percent and 3.25 percent during the 2002 and 2005. The expansionary monetary policy then combined with the deregulation of mortgage lending at banks and non-bank financial institutions in the wake of the 1997-98 to rekindle real asset speculation.

For more than a decade thereafter, Korea's fiscal and financial regulatory authorities have battled for brining real asset speculation under control by implementing various financial regulatory and tax policy measures. In contrast, however, the Bank of Korea has largely remained detached from the housing market boom by keeping an easy stance of monetary policy. As a result, the financial regulatory authority took the brunt of the responsibility of stabilizing real estate markets.¹³ The Financial Supervisory Service (FSS)—the watchdog of financial institutions and markets—has employed macroprudential tools to smooth out

¹² Ro (2007) shows that the investment demand with its potential for capital gains dominated the consumption demand for housing in the Seoul metropolitan area by comparing the sales price index with its rental price index from 1999 to 2007 period. The rental-to-sales price ratio, which measures the degree of the weight of the consumption demand in the market value of a house or apartment unit, declined after October 2001 when the sales price sharply climbed up.

¹³ The financial supervisory authority consists of the two organizations: the Financial Supervisory Commission (FSC) and Financial Supervisory Commission (FSS). The Financial Services Commission serves as a consolidated policy making body for the supervision of the financial industry as a whole. The Financial Supervisory Service was established on January 2, 1999, under the Act on the Establishment of Financial Supervisory Organizations by bringing together four supervisory bodies—Banking Supervisory Authority, Securities Supervisory Board, Insurance Supervisory Board, and Non-bank Supervisory Authority—into a single supervisory organization. The primary function of the FSS is examination and supervision of financial institutions but, it also conducts other oversight and enforcement functions as requested by the Financial Services Commission and the Securities and Futures Commission. The posts of the FSC Chairman and the FSS Governor were separated on March 2008 for clear distinction between policy-making and execution of financial market supervision.

[Figure 1] Changes in the Real House Price index (HPI/CPI) and the Policy rate

Note: HPI: Index for Seoul apartment prices

CPI: Consumer Price Index

Source: Bank of Korea and Kookmin Bank.

fluctuations in the prices of residential and commercial housing and land by controlling procyclicality in mortgage lending. Although the available evidence is rather sketchy, it appears that these regulatory measures have not inspired much confidence in controlling real asset speculation.¹⁴

As shown in Figure 1, over a six-year period beginning on January 2001, the real house price index—the nominal house price index divided by CPI—more than doubled.¹⁵ The housing boom ended early in 2007 to be followed by a persistent slump. Understandably, throughout the period, the FSS has directed much of its effort to remedying susceptibility to speculation and improving resilience of the housing market. To this end, it has selected to impose macroprudential restrictions on twelve occasions.¹⁶

Concerned about an incipient housing boom threatening an implosion of housing prices, the FSS introduced the LTV capping with a ceiling of 60 percent in 2002 to

¹⁴ A 2010 survey by the BIS on the use of macroprudential instruments in 33 countries shows that in most cases the objective was to enhance the resilience of the financial system rather than moderating financial cycles and that the evidence on the effectiveness of macroprudential measures is not conclusive (CGFS 2010).

¹⁵ The house price index used is based on prices of apartment units in the Seoul metropolitan area.

¹⁶ For the details of changes in the mortgage lending regulations, see Igan and Kang (2011) and Chang (2010).

curb mortgage lending. Since then it has adjusted the ratio eight times. On six occasions, the FSS has tightened it to squelch a housing market boom and loosened in 2004 and 2009 to stimulate housing demand. On August 2005, the regulatory authority fortified its arsenal of macroprudential tools by including the DTI regulation, which since then has been tightened five times and loosened up twice.

The boom in real asset markets, in particular housing, has been concentrated in many districts of the Seoul metropolitan area, while keeping most other regions uninfected. As a result, the FSS has concentrated on the Seoul metropolitan area as the target for its macroprudential policy. As shown in Tables 1 and 2 in Appendix, the FSS first lowered the LTV cap to 50 percent on June 2003 for mortgage loans with maturity less than 3 years extended by banks and insurance firms in the Seoul metropolitan districts infected by speculation. The LTV control turned out to be less than effective, because of the leakages: banks were able and in fact started lending for housing finance with maturity longer than 3 years to avoid the restriction while non-bank financial institutions were not subject to it. Six months later on October, to plug these leakages, the FSS extended and tightened the LTV regulation to cover mortgage loans with 10 years or less maturity by lowering the LTV cap to 40 percent for apartment purchases.¹⁷

After the LTV tightening, the rise of housing prices had begun decelerating, but it was not clear whether it was the right time to relax macroprudential policy. Unsure about whether the market lull could last, the FSS took a cautious step of relaxation by lifting up the LTV ratio to 70 percent for mortgage loans with maturity longer than 10 years on March 2004. However, within less than a year, housing prices reversed their downward trend to soar again. This resurgence prompted the FSS to cut the LTV cap on those mortgage loans with maturity longer than 10 years for the purchase of an apartment valued at more than 600 million won (or approximately 600 thousand US dollars) in the speculative zones on June 2005. On November 2006, this restriction became more extensive to include nonbank financial institutions at a higher ceiling of 50 percent to slowdown their mortgage lending.

After the Lehman Brothers' collapse, which triggered a liquidity crisis, a deeper recession, and contraction of housing demand, Korea's policy makers also realized the need to relieve household borrowers of the burden of servicing their mortgage debt. This debt relief led the FSS to removing most of the speculative areas from its list of control on November 2008. With the recovery from the liquidity crisis gaining speed in the early months of 2009, however, banks were increasing their mortgage lending and housing prices started rising again. In response, the FSS lowered the LTV ratio to 50 percent for loans at banks for financing apartment worth more than 600 million won in the metropolitan area on July 2009. Three months later, this regulation applied to all financial institutions.

To complement the LTV regulation, between August 2005 and August 2007, the FSS lowered the DTI ratios five times at banks and other non-bank financial institutions. At its inception in 2005, a relatively small segment of riskier borrowers

¹⁷ In Korea, there is a liquid market for apartments, which are standardized in terms of size and actively traded. In particular, smaller ones are easily marketable, making them tradable investment assets and good substitutes for financial assets.

buying apartments—those who were single and under the age of 30 or if married, those whose spouses had debt—was subject to the ceiling of 40 percent in several districts of the Seoul metropolitan area prone to speculation. Less than a year later, on March 26, the coverage of the restriction was broadened to include the borrowings for the purchases of smaller apartment units priced at 600 million won and more. A year later, apartment units worth 600 million won or less were also subjected to this regulation with the ratios set between 40 to 60 percent

As in the case of the LTV, the FSS removed most areas off its list of speculative zones on November 2008. The relaxation did not last long, however. On September 2009, the FSS saw the need to tighten the DTI regulation, only to loosen up again less than a year later when the housing market showed signs of contraction.

Observing the raw data on housing price developments since 2001, one may conclude that macroprudential policy of adjusting the LTV and DTI tools has been effective in taming the real estate market boom, but failed to prevent its stagnation. This is also the conclusion reached by Igan and Kang (2011). For a study on the effectiveness of macroprudential measures, the authors estimate an equation where a number of housing market variables are regressed against a vector of control variables and a dummy, which takes on the value of 1 in the six months following the implementation of the LTV and DTI changes.

The results of this estimation show that the rates of increase in housing prices dropped significantly for the six months following the tightening of the LTV. This deceleration is largely driven by developments in the metropolitan areas, most of which were designated as the speculative zones. Surprisingly, however, the results of the DTI tightening—which is known to be a more powerful tool—are not as robust as those of the LTV.

The authors also find that the rate of increase in the number of housing transactions fall significantly during the six months after the LTV and DTI ratios are lowered mostly in the metropolitan areas. They do not find, however, any effectiveness of these macroprudential tools on reviving the sagging demand or negative association between the growth of household borrowing and tightening of the two ratios.

In their study, Igan and Kang do not examine the effectiveness of changes in the two macroprudential tools six months after the policy implementation is announced. Another recent study by Kang (2011) finds that it tends to disappear. The estimation results of Igan and Kang are less convincing than otherwise as they do not discuss some of the structural characteristics of Korea's housing market and limitations of the LTV regulation that could affect their results. One problem with the empirical examinations such as the one conducted by Egan and Kang is the difficulty of isolating the effects of the LTV regulation when it is implemented with other policies such as monetary policy, tax, and other administrative measures. Kim et al. (2010), for instance, lists 29 housing policies introduced during the Roh Moo Hyun Administration (2003-07), which ranged from housing acquisition and registration tax to new town construction. Obviously all these variables cannot be controlled properly in a simple regression analysis.

On a closer inspection, it is clear that despite the implementation of these macroprudential measures, housing speculation did not subside until January 2007.

During the 2005-07 period, it became clear that stronger doses of anti-speculation measures were needed and the stronger measures implemented included direct controls on housing transactions such as the requirement for registration of and imposition of transfer and transaction taxes on trading in properties. In retrospect, it is questionable whether the real estate speculation could have been brought under control, if the government had refrained from resorting to the tax and other direct control measures¹⁸.

The LTV and DTI regulations for mortgage lending are managed in a highly complex system of supervision where different ratios are applied to different financial institutions and speculative areas.¹⁹ This complicated system has left a large room for loan leakages and loopholes for evasion. As noted earlier, housing speculators could easily divert their non-mortgage loan proceeds or cash in their holdings of other assets to finance their housing investments. They could choose to move to other areas that are not subject to the mortgage loan regulations to buy individual houses or apartments as long as they believe the prices of these real properties would continue to go up.

When housing prices are rising and expected to rise continuously, the tightening of the LTV regulation has a limited effect on moderating the growth of mortgage loans as banks and other non-bank financial institutions would lend more as the value of the housing collateral offered for mortgage loans also increases.

Korea's experience also suggests that the supervisory authority has consistently been reactive rather than preemptive in managing macroprudential policy—lowering or raising the ceilings of the LTV and DTI every time it sees noticeable changes in housing prices since 2002. This reactive response may help subdue the procyclicality in mortgage lending, which was shown to expand six months after the surge in housing prices, but it has allowed market participants to forecast with a fair degree of accuracy when and how the FSS would respond to changes in housing market developments.²⁰

Knowing from the past episodes that the boom could be persistent once it starts, market participants would rush to borrow as much as they could to beat the regulatory restrictions that may become more stringent as time passes in a boom period. In fact, they would take the restrictions as a signal for a housing market boom on the horizon that is likely to last for some time to come once realized. In the opposite case where the housing market is down with falling prices, they would stop borrowing. In fact, they would leave the market even before the regulatory authority reversed its macroprudential policy when they believe that the boom has reached a peak. This pattern of behavior on the part of the market participants may have increased the volatility of housing prices and frustrate the regulators in their efforts to anchor expectations on future housing prices.

In general, the effectiveness of macroprudential tools may vary depending on the

¹⁸ The control variables introduced in Egan and Kang's study do not include tax regulations, an administrative control.

¹⁹ It was unnecessary to impose the lending regulations nationwide because speculation did not permeate all housing markets that were disparate and regionally segmented.

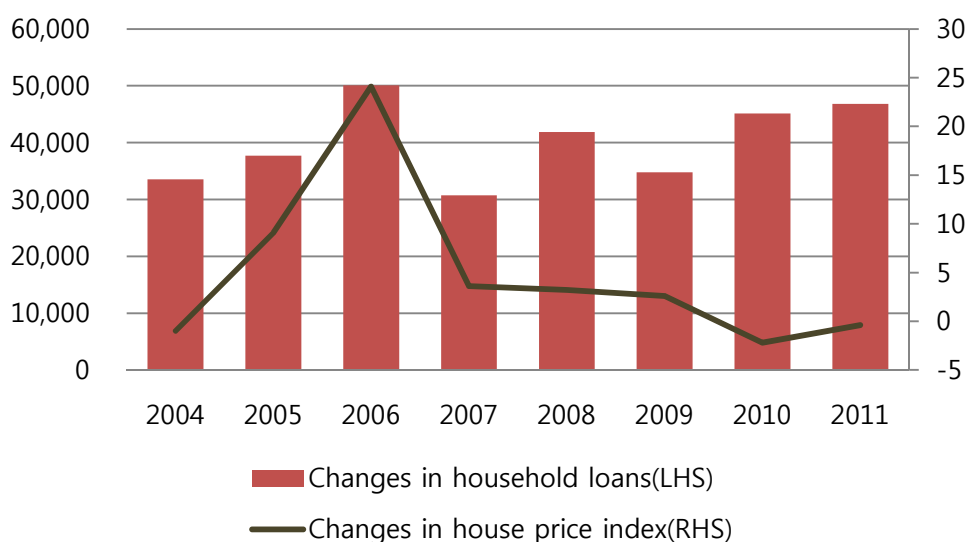
²⁰ On this lag, see Kang (2011).

circumstances in which they are implemented. In the preceding section, it is argued that the conflict between monetary and macroprudential policies is likely to be more severe if rising consumer prices are accompanied by stagnation in the housing market as shown by the recent experience in Korea, in which monetary and macroprudential policies took divergent paths.

In August 2010, the central bank raised the policy rate to be on guard against the signs of growing inflationary pressure, while the FSS went on to lift up the DTI ratio on specific mortgage loans to revive the weak demand for housing. The relaxation did little in the way of eliciting any positive housing market response, but the regulatory service could not tighten it any further because of a massive increase in household indebtedness, which has emerged as an element of systemic risk.²¹ As shown in Figure 2, after three years of slow growth, the availability of household loans, the bulk of which consists of mortgage loans, has been rising since 2009, whereas housing prices recovered only slightly in 2011 after four consecutive years of slowdown against the background of rising consumer prices. This divergence has made it difficult to determine an appropriate combination of monetary and macroprudential policy (See Figure 3).

In the meantime, household debt grew rapidly, rising to more than 155 percent of disposable income at the end of 2010 from 125 percent six years earlier. Between 2008

[Figure 2] Changes in Housing Loans and Prices



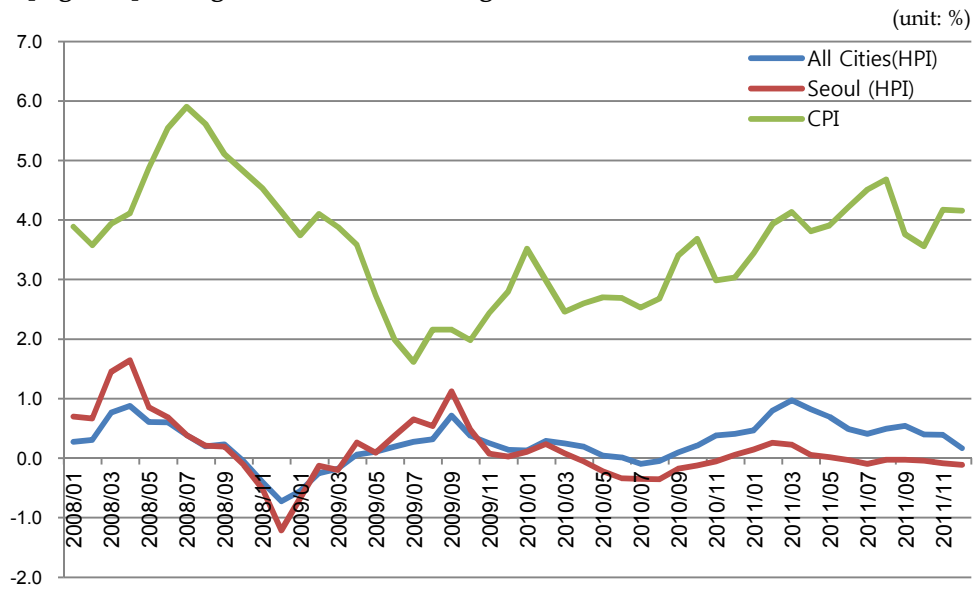
Note: Changes in household loans (billion Korean Won),

Changes in house price (Seoul apartment prices) index (year on year %)

Source: The Bank of Korea and Kookmin Bank.

²¹ During the first seven months of 2010, consumer prices rose by about one percent, whereas housing prices in some parts of the Seoul metropolitan area began to fall beginning in the second quarter of 2010.

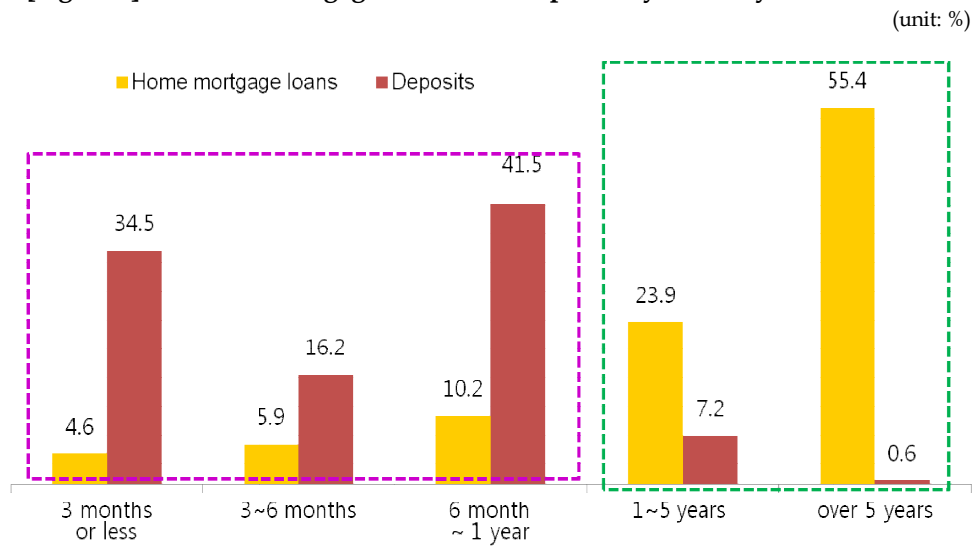
[Figure 3] Changes in CPI and Housing Prices



Note: HPI is an Apartment Price Index

Source: Bank of Korea (ECOS) and Kookmin Bank.

[Figure 4] Shares of Mortgage Loans and Deposits by Maturity



Source : Bank of Korea

and 2010, mortgage loans accounted for 93 percent of the increase in household debt. More than 90 percent of these loans carried variable rates and 78.4 percent of mortgage loans outstanding were overdue, current only in interest payments. Figure 4 shows that the bulk of mortgage loans at banks have been financed by short-term deposits and borrowing from wholesale funding markets, creating a balance sheet maturity mismatch. Given this profile of systemic risk, it was clear that the regulatory authority could not relax mortgage loan restrictions, whereas the monetary authority had to maintain a tighter stance of monetary policy to keep the lid on inflationary expectations.

Macprudential tools such as the LTV and DTI are rather inflexible instruments that cannot be fine-tuned frequently to alter price expectations in real property markets. Fungibility of money makes their effectiveness at best ambiguous. Macprudential policy for controlling the quantity of aggregate credit needs to be coordinated with the conduct of monetary policy, but given the different objectives and approaches coordination between the monetary and regulatory authorities would be difficult to institutionalize.²²

For effective management of macroprudential policy, the regulatory authority, FSC and FSS, should be able to detect signs of real asset speculation well before they get out of control and to identify the turning points in cyclical developments. Equipping the FSS, for example, with macroeconomic forecasting would mean duplication of some of the functions of the central bank. This possibility, which could result in competing macroeconomic forecasts, underscores further the need to construct a mechanism of coordination between the two institutions, which the following section turns to.

V. Making Operational a Macprudential Framework for Financial Supervision

1. Macprudential Framework

In addressing systemic risk, the financial supervisory authority, FSC and FSS, is responsible for providing information on the health and efficiency of financial institutions and developments in financial markets pertinent to the assessment of financial stability, including the monitoring of various financial indicators, interpretation of scenario analyses, and stress testing for both individual financial institutions and banking and other financial industries. While this responsibility of supplying information and data is of crucial importance, the major task of the supervisory authority is to construct and manage a macroprudential policy regime. Like in any other policy, this regime is structured around the goal, intermediate targets, and tools of financial supervision.

²² The regulatory authorities may have not developed the expertise or culture of macroprudential policy, while the central bank cannot exercise supervisory control at the level of individual institutions. These institutional constraints could hamper coordination between the two policy authorities.

• The Objectives and Modality

Broadly speaking, the goal of the macroprudential approach to financial supervision is to sustain overall stability of the financial system in cooperation with other policy authorities. Given this objective, on the part of financial regulators, it would be instructive to identify some of the most likely sources from which financial distress originates. In emerging economies, as noted earlier, one of the most prevalent sources is speculation in asset markets, in particular in those markets for land, housing, and commercial real estate, which often leads to the boom-bust cycle of their prices.²³

Other sources are likely to be speculative capital outflows and inflows, an unsustainable current account deficit, and a high degree of volatility in the foreign exchange rate. Of these potential sources of financial instability, it appears that the supervisory authority has comparative advantage in controlling speculation in and stabilizing prices of real and financial assets as it has detailed information on and influence over the asset-liability management of banks and other financial institutions.

In stabilizing financial markets, the financial supervisors will find it necessary to analyze and monitor a large number of financial stability indicators such as those identified by the global financial stability report by the IMF. In many cases, this stability or macroprudential analysis is not backed by quantitative analyses using a coherent general equilibrium model that defines and quantifies financial fragility. As such, they are descriptive but lack the diagnosis and forecasting of financial stability: they are unable to indicate whether financial distress is in the making *ex ante* and explain the consequences of interactions of financial variables, which are mostly endogenous.

The macroprudential analysis needs to be supported by general equilibrium models of systemic stability that can analyze and quantify aggregate financial stability Goodhart (2004).²⁴ Despite its potential, the reliability and usefulness of the general equilibrium approach are not proven in emerging economies. Other less sophisticated and partial equilibrium approaches to defining and measuring financial distress may be more useful to the emerging economies. For example, Borio and Lowe (2004) propose a scheme in which the probability of financial distress is evaluated in terms of a small set of variables that include the ratio of private credit to GDP, real asset prices, and investment. They show that over a three-year horizon, close to 60 percent of the crises are predicted in a sample of 34 industrial and emerging economies over the 1960-1999 period during which there

²³ In the run-up to a financial crisis or during the upswing phase of the business cycle, financial imbalances are often manifested in sharp increases in the prices of real and financial assets, regardless of whether the causes of the imbalances are of domestic or foreign origin.

²⁴ Goodhart (2004 and 2006) shows that a general equilibrium model based on a microeconomic foundation can be constructed to measure and predict fragility of the banking sector, not the overall financial system. This model includes incomplete financial markets, heterogeneous banks, heterogeneous bank customers, endogenous default, and credit and deposit markets. An index of financial distress of the banking sector is defined in terms of the probability of default of the banking sector, which is chiefly related to bank profitability and the bank repayment rate.

were 38 crises. In a subsequent paper (2004), they find a similar pattern in emerging economies when an over-valued exchange rate is included as an additional variable.²⁵

• Intermediate Targets

Like the central bank's strategy of using operational and intermediate targets, the finance supervisory authority engaged in the macroprudential policy needs to choose and aim at a set of variables that lie between its tools and the goal of stabilizing financial markets. The strategy to work with the intermediate target is desirable for two reasons. One is the difficulty of assessing and forecasting impending financial market instability. The difficulty is often compounded by the fact that the regulatory authority is not likely to be confident about its ability to influence the goal directly. Another reason is that whatever operational mechanism instituted for macroprudential policy, it is not likely to be managed on a day-to-day basis, but to be activated only when threats to financial stability become visible. By then it may be too late to deflect the threats. By installing a system of monitoring and analyzing a set of intermediate targets, which may also serve as early warning indicators, the financial supervisory institutions may have a better chance of detecting the signs of impending financial distress early on.

The criteria for choosing the intermediate targets are rather straightforward: they should be measurable, they should have predictable effects on financial stability, and the supervisory authority should command a certain degree of control over the variables. Which variables would then qualify as intermediate targets? It is neither possible nor practical to consider all those indicators identified by the IMF's global financial stability report. A more realistic strategy would choose a manageable number of indicators that send clear signals of an impending asset market boom. In this regard, experiences with past financial crises would be helpful in identifying promising candidates. They are likely to vary from country to country, but some of the potential variables include the volume of lending, sectoral allocation of loans, risk spreads, and capital provisions at banks and other financial institutions.

• Management of Macroprudential Supervision

In conducting macroprudential policy, it would be instructive to think of it as a two-stage process of policy implementation. The first stage concentrates on an assessment of asset market stability. If potential threats to asset market stability are detected, financial regulators may respond to the growing imbalances by tightening microprudential tools at their disposal.²⁶ At this first stage, the macroprudential response would be tailored to treat all financial institutions the same, as if there were "n" number of identical financial institutions.

At the second stage of the policy response, microprudential policy would

²⁵ The performance of the three variables is measured in terms of the noise-to-signal ratio. In order to capture the buildup of financial distress, the authors use the deviations of the three variables from the levels of the time of assessment.

²⁶ The central bank will also be alerted to the disruption and called into action. On its part, the bank may raise its policy rate to discourage speculation and transaction.

dominate, which consists of (i) monitoring the extent to which financial institutions adjust their asset and liability management in response to the tightening of prudential controls, and (ii) enforcing these controls if they do not adapt to the change.

In executing prudential controls, microprudential policy should take into consideration different financial institutions including banks that behave in different ways and are heterogeneous. This means that the exposure level of risk financial institutions is likely to be different and idiosyncratic from institution to institution. Therefore, financial regulatory institutions may have to exercise considerable discretion in differentiating between financial institutions on the basis of their relative importance.

For example, macroprudential operations have to weigh up the knock-on effect of financial distress (Crockett 2000 and White 2004). Banks as the suppliers of liquidity to the system and large and more complex institutions, such as those engaged in universal banking, should be subject to scrutiny in monitoring their imprudent behavior than smaller financial firms whose failure may not necessarily pose serious systemic risks.

On implementing prudential tools, questions have been raised as to the extent to which the supervisory authorities should be allowed to exercise discretion as opposed to relying on a set of rules. In view of the fact that the supervisory authority will have difficulty in diagnosing the health and soundness of the financial system independently or in cooperation with other authorities, and the effect of the macroprudential supervision on the behavior of financial institutions and markets is uncertain, relying on discretion could be counter-productive. There is also the danger that the supervisory authority loses its credibility and influence on financial market participants if they cry wolf too often.²⁷

2. Need for Tripartite Policy Coordination

An effective policy response to macroprudential concerns of mitigating financial systemic imbalances with their attendant heavy costs in terms of output and employment may require a broader framework for macroeconomic policy, which encompasses not only the use of macroprudential instruments but also monetary and fiscal policy. Only such a broad policy regime can provide critical information needed for financial stability about the distribution of risks and various systemic vulnerabilities stemming from the transfer of one type of risk to another through the interplay among market participants (White 2004). The framework may also have

²⁷ Given these circumstances and risks together with the expediency of the rules, one can make a strong case for a rule-based, rather than a discretionary, macroprudential supervision. Goodhart (2004) is an advocate of linking not only provisioning but also the pricing of risks to the volume of the lending at banks. Borio (2002), however, argues that the rule-based supervision has its share of problems: it may not encourage financial institutions to improve their risk management, thereby exacerbating incentives to arbitrage it away, and it may not be consistent with promoting a better balance between market and policy-induced discipline

advantages as it could facilitate policy coordination and institutionalize an integrated role of the central bank, the supervisory agency and the fiscal authority.

In this broader framework, all policy authorities – the central bank, the supervisory institution, and the central government fiscal authority with a clear division of labor – are jointly responsible for steering the economy clear of financial disruptions. Before the supervisory function was separated out, the central banks were engaged in some type of macroprudential supervision. Now that many central banks do not have the authority of supervising individual financial institutions, the responsibilities for financial stability have to be shared among the three institutions in terms of policy tools at their disposal. In this regard, it may be desirable to create a tripartite committee consisting of all three policy authorities for monitoring and analyzing various financial stability indicators and making decisions on the activation of policy response to an impending financial crisis.

VI. Concluding Remarks

Macroprudential orientation of financial supervision and regulation is not necessarily a new idea. Most central banks with supervisory oversight have been and will continue to be engaged in some type of macroprudential supervision. In their supervisory role, they would rely on many of the microprudential tools as a means of controlling pro-cyclicality in lending and risk management at banks and other financial institutions.

Two relatively recent developments have garnered growing attention to macroprudential orientation of financial supervision both in domestic and international policy communities. One has been the realization that the best defense against financial instability begins with strengthening the foundations of the domestic financial system.

The other has been the creation of an independent supervisory institution in a number of countries. These supervisory institutions are still bound by tradition of giving priority to ensuring safety of individual financial institutions to protect consumers-depositors and other financial investors. At the same time, many central banks have chosen inflation targeting as the framework for their conduct of monetary policy. To be sure, central banks should have the mandate to maintain overall financial stability, as well. Nevertheless, the transfer of supervisory oversight and the focus of the central bank on inflation targeting appear to have created a vacuum of macroprudential supervision as a constituent part of an overall macroeconomic policy framework for financial stability. This is a highly undesirable and unsustainable state of policy management and will have to be rectified. This paper recommends the construction of an overall framework for macroprudential policy to be managed jointly by monetary, fiscal, and supervisory authorities.

As a newly established institution, the independent supervisory agency may not have had the time to develop either the culture or the expertise needed to incorporate macroprudential controls in its supervisory operations. This internal constraint has been compounded by the additional burden of conducting

macroprudential controls in the absence of a reliable macroeconomic framework for macroprudential policy that the authority can make use of in evaluating emergence of financial distress and charting appropriate policy responses. Despite the growing literature, the ongoing debate, it appears, has not settled on the scope and effectiveness of macroprudential policy. What is, therefore, needed at this stage of the debate is further research on the quantification and better assessment of systemic financial risk and the scope and effectiveness of prudential controls at the supervisory agencies.

References

- Aspachs, O., C. Goodhart, M. Segoviano, D. Tsomocos, and L. Zicchino, "Searching for a Metric for Financial Stability," LSE Financial Markets Group Special Paper Series Special Paper 167, May 2006.
- Blanchard, O., G. Dell'Ariccia, and P. Mauro, "Rethinking Macroeconomic Policy," KDI/IMF Workshop on Reconstructing the World Economy February 25 Seoul, Korea, 2010.
- Borio, C., "Towards a Macro-Prudential Framework for Financial Supervision and Regulation?" CESifo Venice Summer Institute, mimeo, 2002.
- Borio, C., "Towards a Macroprudential Framework for Financial Supervision and Regulation?" BIS Working Paper 128, February 2003.
- Borio, C. and P. Lowe, "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus," BIS Working Paper 114, July 2002.
- Borio, C. and Lowe, "Securing Sustainable Price Stability: Should Credit Come Back from the Wilderness?" BIS Working Paper 157, July 2004.
- Borio, C., "Implementing the Macroprudential Approach to Financial Regulation and Supervision," *Financial Stability Review* 13, Banque de France, September 2009.
- Chang, Soon-Taek, "Mortgage Lending in Korea: An Example of a Countercyclical Macroprudential Approach" Policy Research Working Paper 5505, The World Bank, December 2010.
- Committee on the Global Financial System, "Macroprudential Instruments and Frameworks: a Stocktaking of Issues and Experiences," CGFS Papers, No 38, May 2010.
- Clement, P., "The Term 'Macroprudential': Origins and Evolution," *BIS Quarterly Review*, March 2010.
- Crockett, A., "Marrying the Micro- and Macro-prudential Dimensions of Financial Stability," Eleventh International Conference of Banking Supervisors, Held in Basel, 20-21 September 2000.
- Galati, Gabriele and Richhild Moessner, "Macroprudential Policy — a Literature Review" BIS Working Papers, No 337, February 2011.
- Goodhart, C.A.E., "Some New Directions for Financial Stability," The Per Jacobson Lecture, The BIS and the Per Jacobson Foundation, Zurich, June 2004.
- Hannoun, H., "Towards a Global Financial Stability Framework," 45th SEACEN Governors' Conference, February 2010.
- Igan, Deniz and Heedon Kang, "Do Loan-to-Value and Debt-to-Income Limits Work?: Evidence from Korea," IMF Working Paper, WP/11/297, December 2011.
- International Monetary Funds, "Macroprudential Policy — An Organizing Framework," IMF Policy Paper, Prepared by the Monetary and Capital Markets Department in Consultation with Research and Other Departments, March 2011.
- Kang, Tae Soo, "Role of Macroprudential Policies in Asia: Case in Korea," A Power Point Presentation to Asian Regional conference on Banking Supervision and Regulation," Bank of Korea, February 2011.
- Kim, Kabsung, In Hye Choi, and Keun Gyu Lee, "Effects of Housing Policies on Housing Prices in Korea" *European Journal of Scientific Research*, Vol. 48, No. 1, 2010, pp.106~117.

- Park, Yung Chul, "Reform of the Global Regulatory System: Perspectives of East Asian Emerging Economies" in Y. Lin and B. Pleskovic (eds.), *Lessons from East Asia and the Global Financial Crisis*, Annual World Bank Conference on Development Economics 2010 (global), Washington DC: The World Bank, 2011a.
- Park, Yung Chul, "The Role of Macroprudential Policy for Financial Stability in East Asia's Emerging Economies" in *Asian Perspectives on Financial Sector Reforms and Regulations* Masahiro Kawai and Eswar Prasad (eds.), Brookings, September 2011b.
- RO, Younghoon, "Real Estate Market and Its Tax Policy in Korea," Issue Papers, 2007-12, Korea Institute of Public Finance, Seoul, Korea, 2007.
- White, W., "Making Macroprudential Concerns Operational," Financial Stability Symposium Organised by the Netherlands Bank, Held in Amsterdam, 25-26 October 2004.
- Yellen, J. L., "Macroprudential Supervision and Monetary Policy in the Post-crisis World," Annual Meeting of the National Association for Business Economics, Denver, Colorado, October 11, 2010.

Appendix:

<Table 1A> Timeline of LTV Regulations

Date	Specification	Range of Application	Direction
Sept. 2002	- Introduced the LTV ceiling as 60 percent	Banks & Insurance Companies	Inception
June 2003	- Reduced the LTV from 60 to 50 percent for loans of 3 years and less maturity to buy houses in the speculative zones	Banks & Insurance Companies	Tighten
Oct. 2003	- Reduced the LTV from 50 to 40 percent for loans of 10 years and less maturity to buy houses in the speculative zones	Banks & Insurance Companies	Tighten
March 2004	- Raised the LTV from 60 to 70 percent for loans of 10 years or more maturity and less than one year of interest-only payments	All Financial Institutions	Loosen
June 2005	- Reduced the LTV from 60 to 40 percent for loans of 10 years and less maturity to buy houses worth 600 million won and more in the speculative zones	Banks & Insurance Companies	Tighten
Nov. 2006	- Set the LTV ceiling as 50 percent for loans of 10 years and less maturity to buy houses worth 600 million won and more in the speculative zones and originated by nonbank financial institutions such as mutual credits, mutual savings banks, and credit-specialized financial institutions	Extended to Nonbank Financial Institutions	Tighten
Nov. 2008	- Removed all areas except the three Gangnam districts off the list of speculative zones	All Financial Institutions	Loosen
July 2009	- Reduced the LTV from 60 to 50 percent for loans to buy houses worth 600 million won and more in the metropolitan area	Banks	Tighten
Oct. 2009	- Expand the LTV regulations to all financial institutions for the metropolitan area	Nonbank Financial Institutions	Tighten

<Table1B> Timeline of DTI Regulations

Date	Specification	Range of Application	Direction
Aug. 2005	- Introduced the DTI ceiling as 40 percent for loans used to buy houses in the speculative zones only if the borrower is single and under the age of 30 or if the borrower is married and the spouse has debt	All Financial Institutions	Inception
Mar. 2006	- Set the DTI ceiling as 40 percent for loans to buy houses worth 600 million won and more in the speculative zones	All Financial Institutions	Tighten
Nov. 2006	- Extended the range of application of DTI regulation to the overheated speculation zones in the metropolitan area	All Financial Institutions	Tighten
Feb. 2007	- Set the DTI ceiling as 40~60 percent for loans to buy houses worth 600 million won and less	Banks	Tighten
Aug. 2007	- Set the DTI ceiling as 40~70 percent for loans originated by nonbank financial institutions such as insurance companies, mutual savings banks, and credit-specialized financial institutions	Extended to Nonbanking Institutions	Tighten
Nov. 2008	- Removed all areas except the three Gangnam districts off the list of speculative zones (so, the DTI regulation does not apply to the metropolitan areas)	All Financial Institutions	Loosen
Sept. 2009	- Extended the range of application of DTI regulation to the non- speculative zones in Seoul and the metropolitan area (Gangnam Three 40 percent, non-speculative zones in Seoul 50 percent, the other metropolitan areas 60 percent)	Banks	Tighten
Aug. 2010	- Exempted the loans to buy houses in the non-speculative zones of the metropolitan area if the debtor owns less than two houses (set to expire by end-March 2011)	All Financial Institutions	Loosen

Source: Igan and Kang (2011).

Margin and Funding Liquidity: An Empirical Analysis on
the Covered Interest Parity in Korea

Daehee Jeong

(Associate Research Fellow, Department of Macroeconomic and
Financial Policy, Korea Development Institute)

우리나라 외환시장의 차익거래 유인에 대한 분석

정 대 희

(한국개발연구원 부연구위원)

* 본 논문은 기 발간된 *Margin and Funding Liquidity: An Empirical Analysis on the Covered Interest Parity in Korea*(Policy Study, 2010-01, 한국개발연구원, 2010)을 보완 및 수정한 것임을 밝힌다.

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

• Key Word: Covered Interest Parity(무위험 이자율 평형), Margin(증거금), FX Swap(외환스와프), Arbitrage(차익거래), Shadow cost of Capital(잠재자본비용)

• JEL Code: D3, D4, A7, A4, A0

• Received: 2011. 8. 1

• Referee Process Started: 2011. 8. 8

• Referee Reports Completed: 2011. 11. 15

ABSTRACT

During the global financial turmoil in 2007-2008, deviation from the covered interest parity (CIP) between the Korean won and US dollar through the foreign exchange swap has escalated in its magnitude beyond 1,000bp in November 2008, and it still persists around 100bp level. In this paper, we examine a newly developed margin based asset pricing model using Kalman filter approach and show that the escalation of the CIP deviation is found to be significantly related to the global dollar funding illiquidity and country-specific funding conditions. Furthermore, we find evidence that the poor funding conditions (or higher margins) are driven by the general money market illiquidity and may lead to higher funding illiquidity, which suggests the reinforcing effects of the liquidity spiral. We also show that the supply of dollar liquidity and improved funding conditions help alleviate the deviations from the parity, however the persistent anomaly is found to be related to the high level of volatility in the FX swap market.

한국 원화와 미 달러화 간 무위험 이자율 평형관계(covered interest parity)의 괴리는 2007~08년 글로벌 금융위기 시 큰 폭으로 증가하여 1,000bp(2008년 11월)를 상회한 바 있고, 최근에도 100bp를 기록하는 등 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. 본고는 금융위기 시 무위험 이자율 평형관계가 큰 폭으로 붕괴된 현상을 설명하기 위해 Garleanu and Pedersen(2011)의 마진을 기초로 한 자산가격결정모형(margin-based asset pricing model)을 상정하고 칼만 필터(Kalman filtering) 기법을 활용하여 실증분석을 시도하였다. 분석 결과, 무위험 이자율 평형관계의 괴리는 글로벌 달러 유동성 및 원화를 이용한 자금조달여건과 유의한 관계를 지니는 것으로 나타났다. 특히 유동성과 자금조달여건 간에 음의 상관관계가 존재하여 달러 유동성 위기 시 무위험 이자율 평형관계의 괴리가 추가적으로 증폭되는 유동성 악순환(liquidity spiral) 현상이 나타났음을 발견하였다. 또한 본고는 달러 유동성 공급 및 자금조달여건의 개선에도 불구하고, 여전히 차익거래 유인이 높은 것은 환율 변동성이 높은 수준에서 유지되고 있는 것과 관련이 있음을 보였다.

I . Introduction

During the global financial crisis in 2007-2008, the covered interest parity (CIP) is violated in many currency pairs, including South Korean won and US dollar. Not only the deviation from the parity was huge in its magnitude but it still persists up to the recent time. The covered interest parity, in essence, states that if free flow of capital is allowed, the duplicated dollar return using KRW/USD spot and forward should be equal to the dollar return. Basically, any sizable deviations from the parity implies that there exists a profitable arbitrage between the dollar spot and duplicated dollar derivatives (or FX swap), and as far as the arbitrage trade is allowed without constraints, the deviation from parity will automatically revert to zero profit level in a short period of time.

The question on what caused the deviation from the CIP has long been tackled by many authors. Largely, two types of explanations have been offered for the parity dislocations – limited arbitrage and risk compensation. Transaction costs (e.g. Frenkel and Levich (1977)), capital controls of government (e.g. Ito (1986)), and institutional weakness (e.g. Alper et al. (2007)) have been the major subjects of the literature on the arbitrage restrictions, while other studies on political risk (e.g. Aliber (1973)), liquidity risk (e.g. Bhar et. al (2004)), counter party risk (e.g. Baba et. al (2008), Baba and Packer (2009)), and funding liquidity risk (e.g. Coffey et. al (2009)) focus on the risky components imposed in the CIP deviations. In light of the recent development during the global financial crisis, funding liquidity risk (e.g. Coffey et. al (2009)) have been considered as the main cause of the deviation, considering the fact that the deviations are observed in many currency pairs involving the US dollar in the situation where dollar funding liquidity is scarce. Regarding the dislocations of the CIP relation between KRW and USD, similar types of explanations have been emerged. For example, structural imbalance between supply and demand in the forward market (e.g. Yang and Lee (2008) and Whang (2010)) and credit and liquidity risks (e.g. Ryu and Park (2008) and Yoo (2010)) are suggested as the main causes of the deviations. However, the question on how the deviation from the CIP has emerged in the recent global financial crisis has not been much investigated in the literature.

In this paper, we would like to shed some lights on the channel through which the global dollar funding crisis affect the CIP deviations in the KRW and USD pair based on a newly developed asset pricing model by Garleanu and Pedersen (2011) using our econometric methodology. They argue that the equivalent securities in normal times are no longer equivalent in bad times, especially when the funding liquidity is dried out. In a liquidity crisis, funding positions in risky assets are costly, and therefore, securities with higher margins¹ (or harder funding conditions) will be

¹ In our paper, the margin is the difference between the collateral value and the face value of a security. Therefore, higher margin can be understood as tighter funding condition because one can fund smaller portion of the face value. Please refer to the Section II. 1. about the formal definition of the margin.

discounted compared to lower margin securities. Especially, the funding liquidity premium will emerge and be determined by the security-specific funding conditions and general cost of funding, or equivalently referred to as the shadow cost of capital in their paper. The US dollar funding shortage driven by the liquidity crisis made the financial institutions become more cautious about funding the long positions in Korean won, and therefore, the CIP deviations emerged. Additionally, Korean financial institutions have experienced currency crisis because of the vast outflow of foreign capital, which results in the heightened counterparty risk. This will eventually deteriorate the Korea-specific funding condition and contribute further deviations of the CIP.

Their theoretical foundations are quite intriguing and have important implications on the liquidity crisis – the bad time when funding constraints are binding. Here, we discuss a bit about their theory to understand more on the CIP deviations. Basically, the funding constraint in their model is stating that the maximum capital use from funding their positions in risky assets cannot exceed his or her total wealth. If the constraint is binding, then additional need for a unit capital should reflect the funding liquidity premium, or the shadow cost of capital. They show that binding funding constraint leads to several interesting stylized facts. First, riskless interest rates for collateralized loans jump down during the financial crisis. This happens because the risk tolerant agents cannot borrow as they would like to and the risk averse agent should lend less than they wanted to. This can be induced by decreasing the riskless interest rates dramatically. Second, the spread between uncollateralized and collateralized loans increases. This occurs when the risk tolerant agents have binding margin constraints, and at the same time the risk averse agents do not participate in the uncollateralized loan market. Since the risk tolerant banks cannot borrow from the risk averse agent, the interbank uncollateralized loans should reflect the shadow cost of capital and require additional premium compared to the Treasury rates. Third, the Law of One Price can be violated and last long. This can be explained if two assets have different margin requirements while having the same cash flows. Under the binding margin constraints, the risk tolerant agent will require additional premium by the margin rate to the shadow cost of capital. In this case, higher margin securities will be priced in discount compared to lower margin securities. In other words, higher margin securities will cost more capital, and the price should reflect the shadow cost of capital in order to induce long position of the risk tolerant agent.

It is important to note that the margins in examining the CIP deviations are not directly observable. In order to find a suitable proxy, one might try to observe the “margin threshold²” in FX swaps, however, the margin on the FX swap involving a long position in the Korean government bond (or implied dollar loan³) is not

² FX swap counterparties in most cases establish a mutually agreed upon margin threshold. The threshold is determined on each swap contracts based on the credit ratings of individual parties. For detailed illustration on the FX swap margin threshold, refer to Barku and Ong (2010).

³ Formally we define the return on the implied dollar loan (D) as the return from an investment by converting a unit of US dollar into Korean won by spot rate, receiving the interest from Korea, and

necessarily equal to the margin threshold imposed in the FX swap. For example, a foreign bank (FB) enters into a sell&buy FX swap with a domestic bank (DB) in which the FB provides \$10 million in exchange for ₩11,000 million now, and after three month, the FB repays ₩11,000 million and receives \$11 million at the swap rate of ₩1,000 per unit of US dollar. Suppose that the margin threshold for the FB is set at \$0.5 million while ₩77 million for the DB. Since margins are basically the difference between face value and collateral value of a security, the US dollar can be considered as a security with 5% margin while the Korean won with 7% margin. However, the 5% of margin (or haircut) set for FB is not actually the margin on the implied dollar loan because the collateral value of the FX swap and a long position in the government bond cannot be determined from the margin threshold. Assuming that there is a security dealer who can make a reverse repo⁴ agreement with FB so that he can make a collateralized loan to FB based on the implied dollar loan, the repo margin⁵ may be considered as the margin on the implied dollar. Since the margin on the implied dollar loan can be considered to reflect the credit worthiness and/or the liquidity of the Korean government bond, the higher worthiness or liquidity on the Korean government bond, the lower the margin will be, and therefore, funding for the long position in the implied dollar loan will be more accessible. Unfortunately, the empirical data on the reverse repo that would permit identification of the margin on the implied dollar loan is generally unavailable. Still, it is possible to extract the margin on the implied dollar loan based on our empirical procedure explained in the followings.

Especially, we extract a measure of the funding conditions (or the margin set for the implied dollar loan) using the time series properties of discrete approximation of a continuous time diffusion process for the equilibrium deviations of equivalent asset prices. Since the funding conditions for the implied dollar loan and US dollar libor loan is not directly observable, it is helpful to extract the funding conditions using the Kalman filter and investigate the relevance of the extracted funding conditions in explaining the deviations from CIP. The model that we consider to extract the funding conditions is a nonlinear standard state space model where the funding conditions can be exponentially deteriorated by some underlying latent factor. The state space model has attractive features that the extracted funding conditions based on the Kalman filter are stochastic, time-varying and predicted based on the information available up to the sample period. Therefore, once the unobservable funding conditions are extracted from data, further intriguing questions can be answered.

In this regard, it is also interesting to investigate whether the funding conditions

reconverting the Korean won into US dollar by forward rate, i.e., $D = s / f(1 + r^D)$, where s spot, f forward rates in unit of Korean Won per unit of US dollar, and r^D is the interest rate for Korean won.

⁴ A repurchase agreement (repo) is the sale of a security with a commitment by the seller to buy the same security back from the purchaser at a specified price at some future date. Therefore, the security buyer provides a collateralized loan to the security seller. A reverse repo is viewed from the perspective of the counterparty lending cash.

⁵ The amount by which the market value of the security used as collateral (face value) exceeds the value of the loan (collateral value) is called the repo margin.

are driven by general market illiquidity. Brunnermeier and Pedersen (2008) show that under certain circumstances, funding conditions (or margins) and market liquidity can be reinforcing, resulting to a margin spiral. When the shadow cost of capital is high or equivalently funding liquidity is low, high margin securities are less attractive because they cost more capital than lower margin securities. As a result, the market liquidity decreases. Moreover, expected future market illiquidity will increase the risk of financing a trade, and therefore, increasing the margins. As high margins increase market illiquidity, this leads to higher margins, which increase the shadow cost of capital further. The margin spiral emerges if market illiquidity increases margins.

Using daily data on interest rates, spot and forward exchange rates on KRW/USD from January 2007 to April 2010, we extract the relative scarceness in funding (relative margin) of three month US libor loan and implied dollar loan (Korean CD converted into US dollar at spot and re-converted into Korean won at forward rate). The relative margin differences are the differences between the implied dollar margin (m^D) and US libor margin (m^S) in proportion to the US libor margin; $(m^D - m^S)/m^S$. According to our data, both the CIP deviations⁶ and the shadow cost of capital are positive in our sample period. Since the risk tolerant agent with tight funding constraint requires additional premium which is given by the product of the shadow cost of capital and margin requirements, positive deviations imply that the margin on the implied dollar loan is greater than the US libor loan. Our estimates for the relative margin differences show that the margin on the implied dollar loan is overall greater than the US libor loan, as expected. Since the margin in general on an asset determines the investor's own capital required to trade the asset, higher margin in the implied dollar loan implies that the funding condition for the Korean currency is generally worse than the US libor loan. In fact, it is not surprising that the funding condition for the Korean won is commonly weaker than the US libor loan; the uncertainties regarding the macroeconomic prudence of Korea - especially the foreign currency liquidity - may restrict the upper bound of leverages that international investors can take for the long position in the Korean won and make the margin on the implied dollar loan stay at a higher level than the US libor.

Moreover, it is clearly seen from our empirical analysis that the increase in the relative margin differences magnified the increase in the deviation from the covered interest parity. After the Lehman bankruptcy, the shadow cost of capital is heightened and the higher margin security is further discounted so that the return on the implied dollar loan is expected to be much higher than the US libor loan, and as a result, the CIP deviation has been widened. Simultaneously, the relative margin differences have also been broadened and made the funding condition for the implied dollar loan to become increasingly degraded, magnifying the soaring the CIP deviation.

Also, we observe that the relative margin differences can quickly explode to a very high level and solely affect the CIP deviation. After the early October 2008, the shadow cost of capital has been dropped; the extreme dollar funding liquidity crisis

⁶ The CIP deviations are defined as the spread between implied dollar rate (D) and spot dollar rate ($S = (1 + r^S)$ with r^S being US interest rate), i.e., CIP deviation = $D - S$.

has been passed away. However, the relative margin differences increased extremely fast in this period and made the CIP deviation record the highest level of 1,000bp. The fast increase in the relative margin differences seems to have happened in the situation when the funding condition in the implied dollar loan continues to be deteriorated while the funding condition in the US libor loan is improved. In other words, the CIP deviation can deepen fast during the crisis period if the global dollar liquidity is improved while the funding condition in Korean currency is worsened.

Meanwhile, we also find that the currency swap between central banks contribute in stabilizing the CIP deviation by decreasing the relative margin differences. On the late October 2008, the central bank currency swap line of \$300 billion has been set. After a month, the relative margin differences took a downturn and dropped to the pre-Lehman level, and as a result, the CIP deviation also dropped down and started to stabilize. Since the margin on the implied dollar loan reflects the credit worthiness and/or the liquidity on the Korean government bond, lowered margin may imply that the government bond has regained its market confidence (or the collateral value has improved). In sum, it is evident from our analysis that the relative margin differences can magnify the increase of the CIP deviation in the liquidity crisis. It can quickly increase to the very high level and affect solely to the increase of the CIP deviations. Also, it seems that the central bank swap line help to improve the funding condition for the implied dollar loan, and finally decrease the CIP deviation.

Another contribution of our paper is that we examine the relationship between the relative margin and market illiquidity. As Brunnermeier and Pedersen (2008) argued, the margin spiral can emerge if the market illiquidity can disturb the funding condition (or increase the margin on the security). Recently, Coffey et al. (2009) suggest using the overnight MBS-Treasury repo spread as an empirical proxy for relative market illiquidity of the two repo securities. Considering that the repo market is one of the main sources of funding for global banks which can participate in the FX swap trade, the relative market illiquidity of the two assets can be considered as a measure for the general market illiquidity. Using three month MBS-Treasury spread, we find that the market illiquidity can actually explain the relative margin differences quite well and the margin spiral can emerge in the foreign currency swap market.

It should be emphasized here that the paper is not intended for explaining the CIP deviations in Korea before the global financial crisis. The CIP has been dislocated since early 2000's, persisting its deviation significantly positive, which implies that foreign investment in the government bond via FX swap could be profitable. In fact, Korea has experienced vast amount of capital inflows until the global financial crisis, although the sudden outflows of capital during the crisis period has disturbed financial stability in Korea. Rather, the objective of this paper is to examine the ways in which the global funding liquidity crisis affects the FX swap market in Korea, in a structural economic model.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 describes the theoretical model investigated by Garleanu and Pedersen (2011), Section 3 accounts for our econometric methodology and empirical procedures to tackle some interesting questions regarding CIP deviations. Section 4 presents the main results and discussions. Then we conclude in Section 5.

II. Theoretical Framework

1. A Margin Based Asset Pricing Model

A margin based asset pricing model has been considered by Garleanu and Pedersen (2011) in a general asset pricing context. In this chapter, we describe the model briefly and discuss the relationship between margin constraint and the deviation of the Law of One Price in general setting. The application of the theoretic model on the CIP deviations will be followed in the next section.

Consider a continuous-time economy where two agents are populated with different risk aversion γ^a and γ^b . Agent a (averse agent) has higher risk aversion than agent b (brave agent), more averse to risk. Especially, agent a has the standard constant relative risk aversion preferences $u^a(C) = \frac{1}{1-\gamma^a} C^{1-\gamma^a}$ with $\gamma^a > 1$, while agent b has log utility $u^b(C) = \log(C)$ with relative risk aversion $\gamma^b = 1$. The braver agent b can be considered as more risk-tolerant investors such as banks or hedge funds, while the risk averse agent a can be considered as private (retail) investor or pension fund. This economy has several risky assets with price process given by an Ito diffusion. There are two riskless assets, one for collateralized loans and the other for uncollateralized loans, and each asset has riskless return denoted as r_t^c and r_t^u . Each security is presumed to have margin $m_t^i \in [0, 1]$. The margin process is also an Ito diffusion and determines the investor's own capital to trade the security. For example, if m_t^i is 10% and the security price is \$100, then the investor needs to pay \$10 from her capital while the remaining \$90 is borrowed using the security as a collateral. In other words, the security with \$100 value is accepted as a collateral for a \$90 loan, and in this sense, the \$10 difference can also be called the 'haircut', which is used interchangeably with the term 'margin'. Note that since the loan is used to finance investment, the reciprocal of margin is the leverage that an investor can take when trading the security. For each underlying security i , there are N_i number of derivatives i_k with the same cash flows as i . Especially, the derivative i_k , $k=1, \dots, N_i$ pays the dividend δ_i .

The equilibrium asset prices can be described by a utility maximization problem where each agent chooses her consumption level C_t^g , $g \in \{a, b\}$, proportion of wealth in risky assets θ_t^i , proportion of wealth in riskless collateralized η_t^c and uncollateralized loans η_t^u . Here we focus on the optimization problem for agent b. The logarithmic utility for consumption implies that the agent maximizes the myopic mean-variance utility

$$\max_{\theta_t^i, \eta_t^u} \left\{ r_t^c + \eta_t^u (r_t^u - r_t^c) + \sum_i \theta_t^i (\mu_t^i - r_t^c) - \frac{1}{2} \sum_{i,j} \theta_t^i \theta_t^j \sigma_t^i (\sigma_t^j)^T \right\},$$

under the intertemporal budget constraint

$$dW_t = \{W_t(r_t^c + \eta_t^u(r_t^u - r_t^c) + \sum_i \theta_t^i(\mu_t^i - r_t^c) - C_t)\}dt + W_t \sum_i \theta_t^i \sigma_t^i dB_t,$$

and a margin constraint

$$\sum_i m_t^i |\theta_t^i| + \eta_t^u \leq 1. \quad (1)$$

Here the summation is carried out over all risky underlying securities and derivatives. The budget constraint describes the wealth process which is determined by the investment in risky assets, riskless assets, and consumption. The wealth after initial consumption will gain expected returns based on her portfolio choice, but the actual increase or decrease in the wealth will finally be determined by fundamental shocks weighted by her portfolio. The margin constraint in (1) describes the maximum capital usage which should be less or equal to the total wealth. Any position in risky securities will use her own capital (or wealth) and the remainder can be invested into uncollateralized loans, however the total capital use cannot exceed her wealth. Note that the agent's capital usage on a risky security i in proportion to the total wealth is $m_t^i |\theta_t^i|$, which means that the capital is required for all trading, both long and short position. Let us explain why the capital is required in both positions first. For a long position ($\theta_t^i > 0$), the agent can borrow $(1 - m_t^i)\theta_t^i$ but she needs to pay the remaining portion, $m_t^i\theta_t^i$ with her own capital. For a short position ($\theta_t^i < 0$), the agent first borrows the security i and earns the purchasing value θ_t^i , but she must post a cash collateral $(1+m_t^i)\theta_t^i$ so that the net capital use is $m_t^i\theta_t^i$. This nonlinear margin constraint is used by Garleanu and Pedersen (2011) to capture the deviation from the Law of One Price⁷. They show that the margin constraint can explain the problem facing any real-world investor.

In addition, the risk averse investor a does not participate in the money markets for uncollateralized loans and may be allowed in the derivatives market in limited position. Especially, for the agent a , $\eta_t^u = 0$ and $\theta_t^{ik} \in A^{ik}$, where A^{ik} is some admissible set of portfolio for the derivative i^k . This assumption means that the uncollateralized money market may capture an inter-bank loan market, and the risk averse agent hesitates to participate in the derivatives market for some reasons, e.g., lack of expertise or information.

Garleanu and Pedersen (2011) show that the excess return on a risky security is determined by its margin m_t^i and the covariance between asset's return and the risk tolerant agent's consumption growth:

$$\mu_t^i - r_t^c = \rho_{i,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^i + h_t^i m_t^i \psi_t, \quad (2)$$

where $\rho_{i,C^b} = \text{corr}(dC_t^b/C_t^b, dP_t^i/P_t^i)/dt$, C_t^b is the consumption of risk tolerant agent, h_t^i is 1 if the risk tolerant agent b is long security, -1 if she is short, and in $[-1,1]$ if she has no position, and ψ_t is the risk tolerant agent's shadow cost of funding. Note that the shadow cost of funding is the Lagrange multiplier attached to the margin constraint in (1). Equation (2) shows that the excess return is decomposed into two components; the covariance between returns and consumption growth, and

⁷ Garleanu and Pedersen (2008) show that the deviation of the Law of One Price cannot arise in the linear margin constraint given by $\sum_i m_t^i \theta_t^i + \eta_t^u \leq 1$

the shadow cost of capital. The first component is a standard consumption risk premium which is well characterized by the covariance and the risk tolerant agent's aversion to risk. The second component is the margin premium which arises only when the margin constraint of the risk tolerant agent is binding. In this case, the shadow cost of capital is nonzero and the agent requires additional premium in order to trade the security. The margin premium is given by the product of the shadow cost of capital (ψ_t) and margin requirement (m_t^i). For example, if the margin is 10% and the shadow cost of capital is 10%, then the additional premium required from the funding constraint is $0.1 \times 0.1 = 0.01 = 1\%$.

Since the shadow cost of capital is a Lagrange multiplier to the margin constraint, the first order condition with respect to η^u will give the equilibrium shadow cost of capital

$$\psi_t = r_t^u - r_t^C.$$

Consider an underlying security i and a derivative i_k which have the same cash flow δ_i and possibly the same return volatility, while the margin on these assets differ from each other, so that $m_t^i \neq m_t^{i_k}$. When the margin constraints are binding, the Law of One Price violates, and they will have different prices even if their cash flows are identical. Especially, from the above asset pricing equation, the basis (or the difference of expected returns) is given by

$$\mu_t^{i_k} - \mu_t^i = (h_t^{i_k} m_t^{i_k} - h_t^i m_t^i) \psi_t,$$

where $h_t = 1$ or -1 if the agent b is long or short, respectively. If the risk tolerant agent is long both assets, then the basis is given by $(m_t^{i_k} - m_t^i) \psi_t$, while if long the underlying security and short the derivative, then the basis is $(m_t^{i_k} + m_t^i) \psi_t$. Therefore, depending on the position of the risk tolerant agent, the basis may be reduced or magnified.

The consumption risk premium is vanished because the return volatility of the underlying security is assumed to be identical to the derivative. However, if they differ, then the basis is given by

$$\mu_t^{i_k} - \mu_t^i = (h_t^{i_k} m_t^{i_k} - h_t^i m_t^i) \psi_t + (\rho_{i_k, C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^{i_k} - \rho_{i, C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^i).$$

This equation implies that when the return volatility of both assets differs, or equivalently, the covariances between the risk tolerant agent's consumption and those securities are relatively distinct, the basis does not disappear even if the margin constraints are not binding.

2. Testable Implication on the CIP Deviation

Let s_t be the spot rate for KRW/USD at time t , f_t the forward rate, r_t^D the interest rate in Korea, and r_t^S the interest rate in the US. The exchange rates are in units of Korean won per unit of US dollar. Under the CIP relation, the US dollar rate

$S_t (= 1 + r_t^S)$ should be equal to the implied dollar rate which is the return from an investment by converting a unit of US dollar into Korean won by spot rate, receiving the interest from Korea, and re-converting the Korean currency into US dollar by forward rate. Especially, the implied dollar rate D_t is calculated by

$$D_t = \frac{s_t}{f_t} (1 + r_t^D).$$

If the relationship holds, then we have the CIP given by

$$1 + r_t^S = \frac{s_t}{f_t} (1 + r_t^D).$$

We define the realized basis y_t as the difference between implied dollar rate and the actual US dollar rate, i.e.,

$$y_t = D_t - S_t.$$

In fact, the basis y_t can be considered as a spread between the rate of return on the underlying US dollar loan (S) and on the derivative (D), which is the KRW/USD FX swap trade involving an investment into Korean won denominated loan. Especially, we can write

$$D_t - S_t = \left\{ \frac{s_t}{f_t} (1 + r_t^D) - (1 + r_t^c) \right\} - \{ (1 + r_t^S) - (1 + r_t^c) \},$$

where r_t^c is the riskless rate of return on the collateralized loan. From the equilibrium asset prices under binding margin constraints of the risk tolerant agent in (2), the basis y_t will have the expected return given by

$$\mu_t^y = (h_t^D m_t^D - h_t^S m_t^S) \psi_t + (\rho_{D,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^D - \rho_{S,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^S),$$

where h_t^i is equal to 1 if the risk tolerant agent is long the asset i , and -1 if she is short.

Interestingly, we observe that h_t^S becomes 1 regardless of the agent's position on the asset S (or the US dollar loan). This is because we choose the interest rate for the US dollar to equal to the uncollateralized loan rate, especially the US labor rate. More specifically, suppose that the rate of return on S is equal to the uncollateralized loan rate, so that $r_t^S = r_t^u$. In this case, the expected excess return on r_t^S is given by ψ_t ; the shadow cost of capital. If we remind the equilibrium asset returns under the binding margin constraint of the risk tolerant agent, $r_t^S = r_t^u = r_t^c + \psi_t$. The reason why r_t^u has positive premium over r_t^c is because one unit of capital in the uncollateralized loan will have constant positive utility with ψ_t , while the same unit of capital in risky assets will have different utility value depending on the position⁸.

⁸ While the utility value for the position of a risky asset i will be $m_t^i \psi_t$ if she is long i and $-m_t^i \psi_t$ if she is short, the utility value for the position of a riskless uncollateralized loan is ψ_t , regardless of the position.

This means that the uncollateralized loan rate should be greater than the collateralized loan rate regardless of the agent's position in the uncollateralized loan.

For the position on the implied dollar D, it is possible that h_t^D is equal to 1 or -1 depending on whether the risk tolerant agent is long or short D. However, we assume $h_t^D = 1$ in our following estimation procedure. Here is the rationale. As we will show in the next section (see Figure 1 for detail), it is apparent that the US dollar basis is positive on all the observations in our sample period and the short position (or $h_t^D = -1$) will imply a negative basis given the positive shadow cost of capital, which is not evident from the data. Therefore, we set $h_t^D = 1$ and $h_t^S = 1$, which means that the arbitrageurs are long in the derivative (or KRW/USD FX swap) D, while either short or long in the underlying US libor loan S. Reminding that the US dollar rate is set to be the riskless uncollateralized loan rate, the expected value for the realized basis (y_t) is given by

$$\mu_t^y = (m_t^D - m_t^S)\psi_t + \rho_{D,C^b}\sigma_t^{C^b}\sigma_t^D.$$

Additionally, we slightly modify the original model of Garleanu and Pedersen (2011) who assume that the capital usage on the uncollateralized interbank loan is 100% of the value that she decided to allocate to. This modification will allow positive basis when we use the US libor rate in calculating both the US dollar basis and the shadow cost of capital⁹. Especially, the modified margin constraints that we use to estimate the margin based asset pricing model is

$$\sum_i m_t^i |\theta_t^i| + m_t^u \eta_t^u \leq 1,$$

where $m_t^u \in [0,1]$ is the proportion of the value in the uncollateralized loan which will be deducted or deposited after the choice η_t^u . This modification implies that the uncollateralized loan also admits funded trading and the risk tolerant agent does not require to post 100% capital in order to long or short the interbank loan. In essence, the weight to the uncollateralized loan m_t^u is different to the margin requirements to the risky assets i in the sense that shorting the uncollateralized loan by $\Delta\eta_t^u$ will release the risk tolerant agent's capital by m_t^u , however shorting the risky asset i by $\Delta\theta_t^i$ will cost her capital by m_t^i . Nonetheless, for convenience, we call m_t^u as the margin on the uncollateralized loan.

In this case, if we define the modified shadow cost of capital as

$$\tilde{\psi}_t = \frac{r_t^u - r_t^c}{m_t^u}, \quad (3)$$

then we can find that the expected value for the realized dollar basis (y_t) is given by

⁹ A simple application of the asset pricing equation (2) will show that under no consumption risks, the US dollar basis can be written as $y_t = (m_t^D - 1)\psi_t$, where $m_t^D \in [0,1]$. In this case, the theoretical basis should be always less or equal to zero.

$$\mu_t^y = (m_t^D - m_t^u) \tilde{\psi}_t + \rho_{D,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^D = \left(\frac{m_t^D - m_t^u}{m_t^u} \right) \psi_t + \rho_{D,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^D.$$

As we can see, the realized dollar basis (or the CIP deviation) can be explained by the shadow cost of capital, relative margin differences, and the consumption risk premium. The relative margin differences can capture the relative funding conditions of Korean currency compared to the US libor loan. For example, if the funding condition of the implied dollar loan is deteriorated, or equivalently, m_t^D increases, the realized dollar basis is expected to increase. Also, we can expect that the increase of the CIP deviations can also be affected by the increase of the shadow cost of capital or the increase of the volatility on the implied dollar loan. In the next section, we describe the econometric methodology where the relative margin differences are assumed to be a nonlinear logistic function of an unobservable latent factor.

III. Econometric Methodology

1. Discrete Approximation to the Continuous-time Asset Pricing Equation

Here we explain how to specify and estimate the model for the realized basis in the CIP relations. We set the margin condition as time-varying and a nonlinear function of unobservable (or latent) state variable. As noted before, the funding conditions (or the margin requirements) are not directly observable in the FX swap market, and moreover, they seem to be dependent on the market conditions, such as market illiquidity; see Brunnermeier and Pedersen (2008) for example. The logistic form of nonlinearity is used to restrict the margin requirements to be in an admissible range and to model the nonlinear variations in the funding conditions depending on the state variables. In what follows, we describe our empirical methodology to identify the parameters, and to make an inference for testable implications on the realized dollar basis (y_t) and the funding liquidity condition.

Now, we consider the return processes of the US dollar uncollateralized loan S and its derivative D given by Ito diffusions as

$$\frac{dP_t^S}{P_t^S} - r_t^c dt = m_t^u \tilde{\psi}_t dt,$$

and

$$\frac{dP_t^D}{P_t^D} - r_t^c dt = \left(m_t^D \tilde{\psi}_t + \rho_{D,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^D \right) dt + \sigma_t^D dB_t,$$

where $\tilde{\psi}_t$ is the Lagrange multiplier of our modified model in (3). For simplicity, we

assume that there is no dividend¹⁰ for asset S and D. The difference of these two return processes is given by

$$\frac{dP_t^D}{P_t^D} - \frac{dP_t^S}{P_t^S} = \left\{ \left(\frac{m_t^D - m_t^u}{m_t^u} \right) \psi_t + \rho_{D,C^b} \sigma_t^{C^b} \sigma_t^D \right\} dt + \sigma_t^D dB_t,$$

where ψ_t is the Lagrange multiplier in the original problem.

Over an interval $[t_{j-1}, t_j]$, the realized basis process (y_t) can be represented as follows:

$$y_j \equiv \int_{t_{j-1}}^{t_j} \left(\frac{dP_s^D}{P_s^D} - \frac{dP_s^S}{P_s^S} \right) = \int_{t_{j-1}}^{t_j} b_{0,s} ds + \int_{t_{j-1}}^{t_j} b_{1,s} \psi_s ds + \int_{t_{j-1}}^{t_j} \sigma_s^D dB_s,$$

where $b_{0,s} = \rho_{D,C^b} \sigma_s^{C^b} \sigma_s^D$, $b_{1,s} = (m_s^D - m_s^u)/m_s^u$. The left hand side is the realized basis in the interval $[t_{j-1}, t_j]$, and the first term in the right hand side is time-varying consumption risk premium, the second term margin premium, and the last term is considered to be the disturbances in general. If the time interval $\Delta = t_j - t_{j-1}$ is relatively small, we can approximate the above continuous-time model into a usual discrete-time counterpart. Especially, we can consider a usual time-varying parameter model given by

$$y_j = \beta_{0,j} + \beta_{1,j} \psi_j + u_j, u_j \sim N(0, \sigma_u^2),$$

where $\beta_{0,j} = \Delta b_{0,t_{j-1}}$, $\beta_{1,j} = \Delta b_{1,t_{j-1}}$, and $\psi_j = \psi_{t_{j-1}}$. For the brevity of notations, we will use the usual discrete time index t instead of j in what follows.

2. Nonlinear State Space Model in a Logistic Form

It is clear that the parameter $\beta_{1,t}$ should be in an admissible range because the margin requirement m_t^i should be in the interval $[0, 1]$. Especially, the parameter $\beta_{1,t}$ is a bounded function of relative difference in the funding conditions, which is not observable and possibly depends on the economic states nonlinearly¹¹. A nonlinear transformation of the underlying latent state variable based on a logistic function can deal with the boundedness and nonlinearity. Moreover, the parameter $\beta_{0,t}$ represents the consumption risk of the risk tolerant agent whose consumption process (C_t^b) is also not observable in general. Therefore, a nonlinear state-space model approach for the realized basis process is relevant for the estimation of the parameters.

Specifically, we consider a nonlinear state space model in a logistic form of nonlinearity:

¹⁰ This assumption is equivalent to the setting where the dividend process for i and i_k are identical.

¹¹ Since the margin requirements are positive and cannot exceed 1, the relative margin $(m_s^D - m_s^u)/m_s^u$ should be in the range of $[-1, +\infty)$.

$$\begin{aligned}
y_t &= \beta_{0,t} + \beta_1(w_{1,t})\psi_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2), \\
w_{k,t} &= w_{k,t-1} + v_{k,t}, \quad k = 0, 1, \\
\beta_{0,t} &= w_{0,t}, \\
v_{k,t} &\sim N(0, \sigma_{v,k}^2),
\end{aligned}$$

where $\beta_1(\cdot)$ is the relative margin function which is determined by a latent state variable in the following fashion

$$\beta_1(x) = -1 + \frac{v}{1 + \exp(-x)},$$

with $v > 0$. In this model, $\beta_{0,t}$ can be interpreted as time-varying consumption risk premium and $\beta_1(\cdot)$ is the relative difference in margin condition which is a nonlinear function of the state variable ($w_{1,t}$). The logistic function can capture the nonlinearity of the relative margin difference with respect to the latent state variable $w_{1,t}$, and at the same time, $\beta_1(\cdot)$ is restricted to be in the interval $[-1, -1 + v]$ ¹². Depending on the value of v , the relative margin difference will have the upper bound $-1 + v$.

In order to deal with the nonlinearity, we follow the approach by Kim and Nelson (2006). Especially, the nonlinearity of $\beta_1(\cdot)$ is tackled down by local linearization based on the Taylor expansion around the predicted value of $w_{1,t}$ based on previous information. The above state space model can be reformulated as

$$y_t^* = x_t^* \beta_t^* + u_t^*, \quad \beta_t^* = \beta_t + v_t^*,$$

where

$$\begin{aligned}
y_t^* &= y_t - \left\{ \left(-1 + \frac{v}{1 + e^{-w_{1,t}|t-1}} \right) - \frac{v e^{-w_{1,t}|t-1}}{(1 + e^{-w_{1,t}|t-1})^2} w_{1,t}|t-1 \right\} \psi_t, \\
x_t^* &= \left[1, \frac{v e^{-w_{1,t}|t-1}}{(1 + e^{-w_{1,t}|t-1})^2} \psi_t \right], \\
\beta_t^* &= [w_{0,t}, w_{1,t}]', \\
u_t^* &= u_t, \quad v_t^* = [v_{0,t}, v_{1,t}]'.
\end{aligned}$$

For the estimation of the parameters, we simply apply the standard Kalman filter approach. Using the Kalman filter, we can extract the time-varying consumption risk premium $\beta_{0,t}$, and the relative difference in the funding condition $\beta_1(w_{1,t})$.

¹² The lower bound for $\beta_1(\cdot)$ is determined by the lower bound of the relative margin difference $(m_s^D - m_s^U)/m_s^U$ multiplied by the time interval Δ . Typically, the time interval for daily observations is set to be $1/250$, but we set $\Delta = 1$ because we use annualized dollar basis in our empirical analysis.

IV. Empirical Analysis

1. Data

In order to measure the realized US dollar basis, we use three month libor rate for the US interest rate and the yield for three month CD for the Korean interest rate. The three month rates are in annum so we first adjust the rates for three-month period by multiplying 91/360 to the rates, and convert the resulting dollar rates into annum. The US libor rate is obtained from Bloomberg, and the CD rates are from the Korea Financial Investment Association. In order to calculate the forward rate, we use a series of swap point data, which is often used to quote the FX swap trade. Especially, our forward rate is obtained by the summation of the spot rate and swap point. All data for the spot rate and swap point are observed at 16:00 in New York time and the source is Bloomberg.

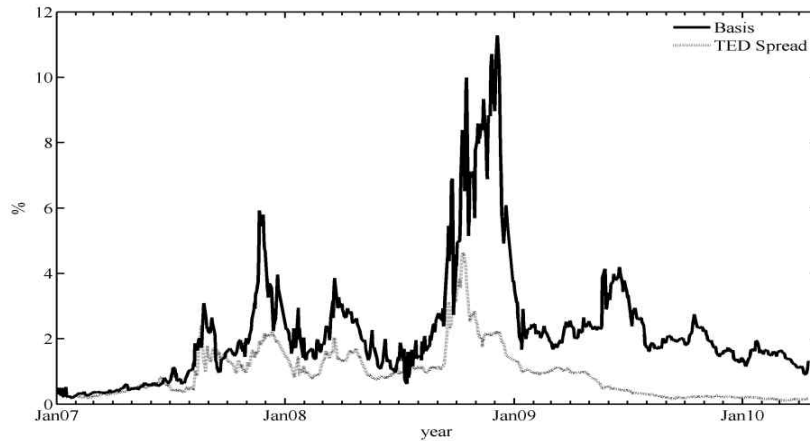
We exploit the shadow cost of capital to extract the relative difference in the margin condition using the nonlinear state space model. The empirical measure for the shadow cost of capital is based on the interest rate spread between uncollateralized and collateralized loan, which is determined by the margin based asset pricing model of Garleanu and Pedersen (2011). As discussed earlier, we use three month US libor rate as a proxy for the uncollateralized loan rate and three month Treasury bill rate for the collateralized loan rate¹³. This spread is often called the TED spread, which measures the shadow cost of capital in bad times when the margin constraints are binding.

2. CIP Deviation and Relative Margin

In this section, we present the empirical findings regarding the CIP deviations and estimation results for the margin based asset pricing model based on our nonlinear state space model.

Table 1 presents the summary statistics of Korean, US interest rates, spot and forward exchange rates of KRW/USD from Jan 1, 2007 to Apr 16, 2010. As we can see, all the variables show high persistence for the whole period with autocorrelation coefficients exceeding 0.9. This is a well expected feature of the interest rates and exchange rate data. Interestingly, if we compare the samples from pre and post Lehman bankruptcy, we can see that the persistency has been increased for all the variables. Similarly, the realized US dollar basis (or the deviation from the CIP) has been increased during the recent financial crisis, especially after the Lehman bankruptcy. The mean level has jumped from 1.52% to 2.96%, and so does the standard deviation of the basis. The proxy for the shadow cost of capital (or the TED

¹³ Coffey et al. (2009) also use the three month Treasury bill rate as a proxy of the collateralized loan rate.

[Figure 1] US Dollar Basis and TED Spread

Note: The figure presents US dollar basis and the TED spread from Jan 3, 2007 to April 16, 2010. The realized US dollar basis y_t is calculated by $y_t = s_t/f_t(1 + r_t^D) - (1 + r_t^S)$, where r_t^D is the three month Korean CD rates, r_t^S is three month US libor rates, s_t is the spot exchange rate, and f_t is the forward rates. The TED spread is the spread between three month US libor and three month Treasury bill rates.

<Table 1> Summary Statistics

	Pre Lehman Period			Post Lehman Period			Whole Period		
	Jan 1, 2007 – Sep 15, 2008			Sep 16, 2008 – Apr 16, 2010			Jan 3, 2007 – Apr 16, 2010		
	Mean	Std.	Auto. Coef.	Mean	Std.	Auto. Coef.	Mean	Std.	Auto. Coef.
r_t^D	5.29	0.28	0.97	3.18	1.17	0.98	4.25	1.35	0.98
r_t^S	4.34	1.20	0.98	1.00	1.05	0.99	2.69	2.02	0.97
s_t	960.68	49.03	0.95	1260.83	112.42	0.95	1108.45	173.15	0.97
f_t	959.43	51.26	0.95	1258.06	108.38	0.95	1106.46	171.54	0.97
D_t	401.46	1.30	0.93	399.57	3.06	0.96	400.53	2.52	0.96
S_t	399.94	1.20	0.98	396.61	1.05	0.99	398.3	2.02	0.97
y_t	1.52	1.05	0.91	2.96	2.19	0.94	2.23	1.86	0.94
ψ_t	0.96	0.96	0.95	0.83	0.94	0.98	0.90	0.76	0.98

Note: Summary statistics for Korean three month CD rates (r_t^D), US three month libor rate (r_t^S), spot KRW/USD exchange rates (s_t), forward exchange rates (f_t), implied dollar rates ($D_t = s_t/f_t(1 + r_t^D)$), dollar rates ($S_t = 1 + r_t^S$), the dollar basis $y_t = (D_t - S_t)$, and the shadow cost of capital (ψ_t). The shadow cost of capital is three month TED spread. All the interest rates are in percentage units, and the exchange rates are in units of Korean won per unit of US dollar.

<Table 2> Estimation Result of the Nonlinear State Space Model

Parameters	Estimate	Standard Errors
σ_u	0.053	(0.009)
$\sigma_{v,0}$	0.108	(0.006)
$\sigma_{v,1}$	0.190	(0.016)
v	8.655	(1.307)
Log likelihood		-27.831

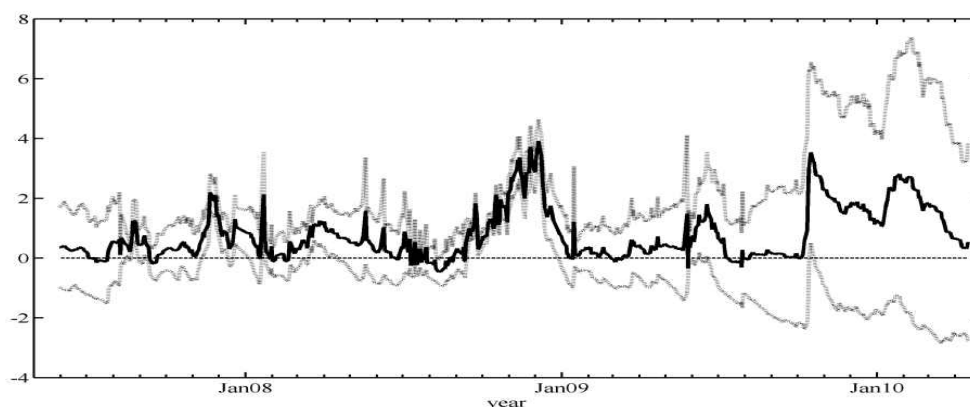
Note: The table presents the estimation results of the nonlinear state space model in Section 3. 1.

spread) seems to be decreasing in its mean level from 0.96 to 0.83 after the Lehman bankruptcy. Figure 1 presents the realized US dollar basis and the TED spread for our sample period. It is quite apparent that the TED spread and basis move very closely for the period from January 2007 to November 2008, however after the Lehman bankruptcy the co-movement looks to be very weak and dying out. This might imply that the contribution from the funding liquidity premium is getting smaller after the bankruptcy, meanwhile other factors, such as the consumption risk or default risk contributed more in explaining the dollar basis.

Table 2 presents the estimation result for our nonlinear state space model in a logistic form. All the parameters are estimated to be significant. The volatility of the disturbances is estimated to be 0.053 while the volatilities for the latent factors are estimated to be 0.108 and 0.190, respectively. The volatility of the margin premium is considered to be much larger compared to the volatility for the consumption risk premium because the relative margin differences are set to be a nonlinear function of more volatile latent factor ($w_{1,t}$). The upper bound v is estimated to be 8.655, implying that the margin on the implied loan can be about 10 times higher than the margin on the US libor loan in an extreme case. This means that the investor's own capital can cost up-to 10 times more when taking positions in the implied dollar loan compared to the US libor loan.

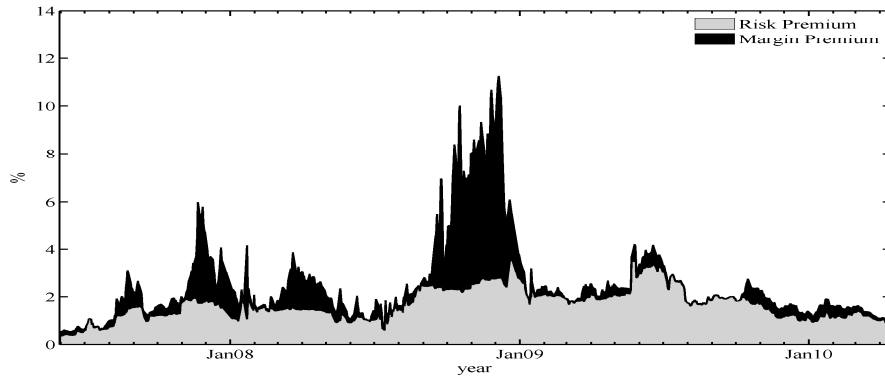
Figure 2 shows the extracted relative difference in margins based on our nonlinear state space model. The relative margin difference can be interpreted as the relative difference in funding liquidity (or tightness in funding liquidity) in KRW/USD FX swap market compared to the US libor market. Since the margins are the reciprocal of the leverage that an investor can take in funding the position of a risky asset, higher margins imply lower leverages and vice versa. This implies that higher margin securities are, in general, harder to fund than lower margin securities.

As we can see, the relative differences in margins are positive for most of our sample period. This implies that the funding condition of the FX swap market in Korea is, in general, poorer than the US libor market. Considering the uncertainties regarding the macroeconomic prudence of Korea, especially the foreign currency liquidity problem during the global financial crisis, the upper bound of leverages that international investors can take for the long position in the Korean won could be restricted and make the margin on the implied dollar loan stay at a higher level than the US libor. Moreover, we find evidence that the increase in the relative margin

[Figure 2] Relative Margin Differences

Note: The figure presents the relative difference in margin conditions $(m^D - m^S)/m^S$ based on our nonlinear state space model and its 95% confidence bands (based on delta-method). The extracted relative margin differences are from May 31, 2007 to April 16, 2010.

differences has magnified the increase in the deviation from the covered interest parity. The CIP deviation, as we discussed earlier, is determined by the relative margin differences, the shadow cost of capital, and the consumption risk premium. If we look at the period from the Lehman bankruptcy to the early October 2008, both the relative margin differences and the shadow cost of capital spiked up, resulting in the soar of the CIP deviations. We also can check from Figure 2 that the relative margin differences are more significant during the period when the CIP deviations soared. This implies that the increase of the CIP deviations are largely driven by the increase of the shadow cost of capital, and the relative margin differences have a magnifying effect of further increasing the deviation. Also, we observe that the relative margin differences can quickly explode to a very high level and solely affect the CIP deviation. If we focus on the period from the early October 2008 to the early December 2008, the relative margin differences boosted up to the highest level of 3.9 while the shadow cost of capital decreased significantly to the pre-Lehman level. In this period, the CIP deviations recorded the highest level of 1,000bp. The reason why the CIP deviations increased further even if the shadow cost of capital is decreased is because the relative margin differences have shot up very quickly. It seems that the funding condition in the implied dollar loan has deteriorated while the funding condition in the US libor loan has improved, so that the relative margin differences have quickly increased and contributed to the skyrocketing CIP deviations. The improved funding liquidity in the US libor loan and the decrease of the shadow cost of capital might be affected by the large swap line between central banks, especially between Federal Reserve and European Central Banks in the mid-September 2008. Meanwhile, the funding condition in the implied dollar loan is disturbed by the concern on the foreign currency liquidity crisis of the financial institutions in Korea. As the gap between the implied dollar and US libor funding conditions widened, the

[Figure 3] Margin Premium vs. Risk Premium

Note: The figure presents the margin premium and consumption risk premium imposed in the US dollar basis. Both the margin and risk premium are extracted by the nonlinear state space model. Especially, the figure plots $\beta_1(w_{1,t})TED_t$ and $\beta_{0,t}$ for the margin and risk premium, respectively.

CIP deviations have further increased and recorded the highest level. In the mean time, the \$30 billion swap line between Federal Reserve and the Bank of Korea (BOK) has been set at the end of October 2008. A month later, the relative margin differences dropped, and as a result, the CIP deviations also came down to the pre-Lehman level.

The swap lines between Federal Reserve and the central banks of developing countries have positively affected the decrease of both the shadow cost of capital and the margin on the US labor loan, while the swap line between Federal Reserve and BOK seems to attenuate the margin on the implied dollar loan. Since the margin on the implied dollar loan reflects the credit worthiness and/or the liquidity on the Korean government bond, lowered margin implies that the government bond has regained its market confidence (or the collateral value has improved). As Baba and Shim (2010) noted, the swap line effectively increase the BOK's foreign reserves, which should have enhanced market confidence, leading to the decrease of margin on the implied dollar loan. However, it seems that the time-lag between the swap lines may affect the funding conditions differently, amplify the relative margin, and increase the CIP deviations further. Note that after December 2008, the relative margin differences are no longer significant in explaining the variations of the CIP deviations. This implies that the shadow cost of capital disappears in the pricing of the price deviations and the funding liquidity crisis might pass away.

We also find that the consumption risk premium also explains the CIP deviations. Figure 3 presents the margin premium and consumption risk premium imposed in the CIP deviations. The margin premium is calculated by multiplying the relative margin differences to the shadow cost of capital. As we can see, the consumption risk premium is relatively stable compared to the margin premium. Assuming that the consumption volatility itself is relatively small, the consumption risk premium is

basically determined by the volatility of the implied dollar loan (or the swap point). As expected, the consumption risk premium increased after the Lehman bankruptcy and stayed around 2% level until the mid 2009. Since the margin premium is not significant after December 2008, it seems that the decrease in the CIP deviations after December 2008 is largely affected by the stabilization of the volatility in the FX swap market. In this regard, it is clear that when the FX swap market is stable and the liquidity concern is no longer binding, the CIP deviations will be much decreased.

In sum, we find that the shadow cost of capital together with relative margin differences can explain the deviation from CIP in the sample period before December 2008. From our analysis, it was evident that the relative margin differences can magnify the increase of the CIP deviation in the liquidity crisis period. Moreover, the relative margin differences can quickly increase to the very high level and affect solely to the increase of the CIP deviations when the funding liquidity in the global money market improved with some time-lag. Also, it seems that the central bank swap line between Federal Reserve and the Bank of Korea help to improve the funding condition for the implied dollar loan, and finally decrease the CIP deviation. After the liquidity crisis period, the stabilization of the FX market seems to be important in decreasing the CIP deviations.

3. Does Market Illiquidity Affect Margin?

Now we turn our attention to the question whether market illiquidity affects the relative margin differences. As Brunnermeier and Pedersen (2008) argued, the margin spiral can emerge if the market illiquidity can disturb the funding condition (or increase the margin on the security). In this case, the margin spiral can emerge so that the margins have magnifying effect in increasing the financial instability. In order to investigate the relationship between the margins and the market illiquidity, we consider overnight MBS-Treasury repo spread as an empirical proxy for the market illiquidity. Recently, Coffey et al. (2009) suggest using the overnight MBS-Treasury repo spread as an empirical proxy for relative market illiquidity of the two repo securities. As discussed in their paper, repo markets have become one of the main sources of funding for commercial banks, investment banks and securities lenders in recent years. Therefore, the relative illiquidity of MBS repo to the Treasury repo is assumed to be general collateralized loan market illiquidity in the sense that the illiquidity in the repo market will affect the trading activities of the banks, leading to the money market illiquidity. Also, the relative margin differences may be affected by the credit risks of the Korean government bond because the margin on the implied dollar loan should reflect the credit worthiness of the government bond. When the credit risk is high, then overall expected risk compensation is increasing so that the asset prices including the collateral value will fall. This can affect the margin on the implied loan.

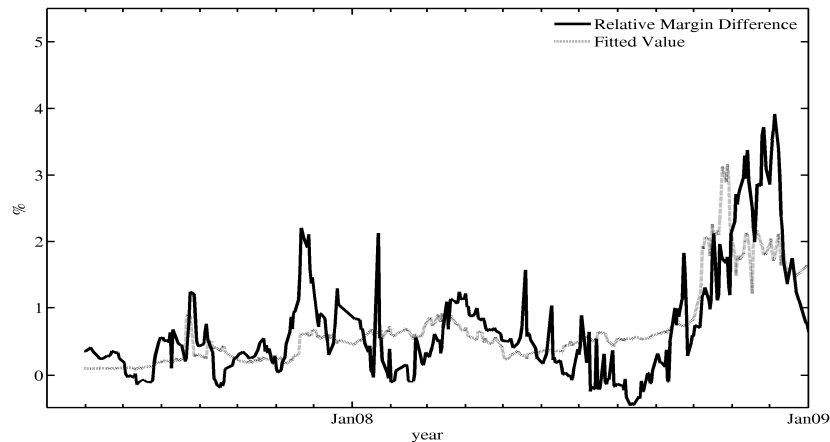
We use three month MBS-Treasury spread, which are the spread between three month repo rate using MBS as collateral and three month repo rate using Treasury bill as collateral. We also use the CDS spread of the 5 year dollar denominated government bond of Korea for the credit risk. All the data is provided by Bloomberg.

<Table 3> Market Liquidity and Relative Margins

Variables	Estimate	t-value
MBS-Repo Spread	0.572	(5.37)
CDS Premium	0.382	(12.67)
Constant	-0.024	(-0.46)
Adjusted R-squared	0.517	

Note: The table represents a simple regression results of $y_t = x_t\beta + u_t$, where y_t is the relative margin differences and x_t is a collection of explanatory variables, especially the market illiquidity (MBS-Repo spread), counterparty risk (CDS premium) and a constant term. The sample period is from May 31, 2007 to Dec 31, 2008, and the number of samples in this period is 683.

[Figure 4] Fitted Relative Margin Differences



Note: The figure presents relative margin $(m^D - m^S) / m^S$ and market illiquidity. We use three month MBS-Treasury repo spread as a proxy for the market illiquidity and CDS spread for 5-year government bond of Korea for the credit risks. For the estimation of relative margin, we use the nonlinear state space model. Note that the starting date is May 31, 2007 because we discard the first 100 estimates.

Table 3 presents a simple regression result of the relative margin differences being regressed on our proxies for the market illiquidity and credit risks for the sample period from May 31, 2007 to December 31, 2008 when the funding liquidity concerns seem to affect the CIP deviations. Note that the extracted relative margins are available from May 31, 2007 because we discard the first 100 observations for estimating the nonlinear state space model. As we can see from the table, all the regression coefficients are significant and positive. This suggests that both the market illiquidity and credit risks increase the relative margin differences. We also can check from Figure 4 that the overall variations of the relative margin differences are well captured by the market illiquidity and the credit risks.

V. Conclusion

There has been lasting question on why the deviation of covered interest rate parity in KRW/USD FX market has lasted long and wide, especially during the global financial crisis. In order to answer the question, we use the framework of Garleanu and Pedersen (2011) who relates the funding constraint and deviations of the Law of One Price. According to their result, the margin constraint has an important role in equilibrium asset prices and the Law of One Price will be violated under the binding margin constraint of the risk tolerant agent. When the fundamental is bad, the margin requirements are binding so that the arbitrageurs cannot borrow from the risk averse agents as they wanted and this will decrease the collateralized loan rate (or riskless interest rates, or Treasury rates) in order to induce the risk averse agents not to lend as much they would like to. Also, the uncollateralized loan rate (or interbank loan rates) will be greater than the collateralized loan rate to reflect the shadow cost of capital of the risk tolerant agent. The shadow cost of capital, which is close to zero in normal times, will spike up in the financial turmoil and affect the asset prices with identical cash flows but different margins. In the context of CIP deviations, the different margin requirements (or haircuts) of US libor loan and implied dollar loan induced from FX swap trade will contribute to the increase in the CIP deviations.

Our estimation results show that the margin difference together with the shadow cost of capital is the main cause of the CIP deviations. With our empirical analysis for the CIP deviations, we extract the relative margin differences and find that the shadow cost of capital together with relative margin differences can explain the deviation from CIP in the sample period before December 2008. From our analysis, it was evident that the relative margin differences can magnify the increase of the CIP deviation in the liquidity crisis period. Moreover, the relative margin differences can quickly increase to the very high level and solely affect to the increase of the CIP deviations when the funding liquidity in the global money market improved with some time-lag. Also, it seems that the central bank swap line between Federal Reserve and the Bank of Korea help to improve the funding condition for the implied dollar loan, and finally decrease the CIP deviation. After the liquidity crisis period, the stabilization of the FX market seems to be important in decreasing the CIP deviations.

Another contribution of our paper is that we provide an empirical evidence for the relationship between the relative margins and market illiquidity. In a recent work by Brunnermeier and Pedersen (2008) on the margin and funding constraints, lower market liquidity may increase margins, which tightens investor's funding condition further, leading to the so-called margin spiral. Such a feedback effect has been considered based on the assumption that the market illiquidity is increasing the margin requirements, and we show an evidence that the market illiquidity can increase the margins. We also believe that the margin and funding liquidity channel which derives the CIP deviations can be compared to other interesting theoretical models with alternative model specification. We leave these tasks to future works.

Reference

- Aliber, R. Z., "The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation," *Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp.1451~1459.
- Alper, C. E., O. Ardic, and S. Fendoglu, "The Economics of Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets : A survey," MPRA paper, No. 4079, 2007.
- Baba, N. and F. Packer, "Interpreting Deviations from Covered Interest Parity during the Financial Market Turmoil of 2007-08," *Journal of Banking & Finance*, 33, 2009, pp.1953~1962.
- Baba, N., F. Packer, and T. Nagano, "The Spillover of Money Market Turbulence to FX Swap and Cross-currency Swap Markets," *BIS Quarterly Review*, 2008.
- Baba, N. and I. Shim, "Policy Responses to Dislocations in the FX Swap Market: the Experience of Korea," *BIS Quarterly Review*, 2010, pp.29~39.
- Barkbu, B. B. and L. L. Ong, "FX Swaps: Implications for Financial and Economic Stability," IMF Working Paper, 2010.
- Bhar, R., S. Kim, and T. M. Pham, "Exchange Rate Volatility and Its Impact on the Transaction Costs of Covered Interest Rate Parity," *Japan and the World Economy*, Vol. 16, 2004.
- Brunnermeier, M. and L. H. Pedersen, "Market Liquidity and Funding Liquidity," *Review of Financial Studies*, forthcoming, 2008.
- Coffey, N., W. Hrungr, H. L. Nguen, and A. Sarkar, "Capital Constraints, Counterparty Risk, and Deviations from Covered Interest Parity," Working Paper, Federal Reserve Bank of New York, 2009.
- Frenkel, J. and R. Levich, "Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil Versus Turbulent Periods," *Journal of Political Economy*, 85, 1977, pp.1209~1226.
- Garleanu, N. and L. H. Pedersen, "Margin-based Asset Pricing and Deviations from the Law of One Price," *The Review of Financial Studies*, Vol. 24, 2011, pp.1980~2022.
- Harvey, A., E. Ruiz, and E. Sentana, "Unobserved Component Time Series Models with Arch Disturbances," *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 1992, pp.129~157.
- Ito, T., "Capital Controls and Covered Interest Parity Between the Yen and the Dollar," *Economic Studies Quarterly*, Vol. 37, No. 3, 1986, pp.223~241.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson, "Estimation of a Forward-looking Monetary Policy Rule: A Time-varying Parameter Model Using ex Post Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 8, 2006, pp.1949~1966.
- Ryu, S. C. and S. J. Park, "Analysis on Efficiency and Stability of Korean FX·Currency Swap Market," *Monthly Bulletin*, The Bank of Korea, October, 2008, pp.54~92 (In Korean).
- Yang, Y. H. and H. R. Lee, "Analysis on Arbitrage Opportunity, Foreign Bank Branches, and Foreign Investment on Domestic Bond," *Monthly Bulletin*, The Bank of Korea, August, 2008, pp.55~89 (In Korean).
- Yoo, B. K., "Global Financial Crisis and Arbitrage Opportunity - the Case of Korea," Working Paper, No. 426, The Bank of Korea, 2010 (In Korean).
- Whang, W. M., "Efficiency of Forward Exchange Market and Covered Interest Parity Deviation," Working Paper, No. 419, The Bank of Korea, 2010 (In Korean).

한국 제조업 사업체의 체화 기술진보를 추정

이 시 욱

(명지대학교 경제학과 조교수)

Estimation of Embodied Technological Progress in Korean Manufacturing

LEE, Siwook

(Assistant Professor, Department of Economics, Myongji University)

* 본 논문은 『성장동력으로서의 설비투자: 국제비교 및 미시실증분석』(정책연구시리즈 2006-08, 한국개발연구원, 2006) 자료를 논문 형태로 확대 수정·보완한 것이며, 2011년도 명지대학교 교내연구비 지원사업에 의하여 연구되었음을 밝힌다.

** 이시욱: (e-mail) siwookl@mju.ac.kr, (address) Myongji University, Namgajwa 2-dong, Seodaemun-gu, Seoul, Korea.

• Key Word: 체화 기술진보(Embodied Technological Progress), 설비투자(Equipment Investment)

• JEL Code: O33, O47

• Received: 2009. 7. 7 • Referee Process Started: 2009. 7. 10

• Referee Reports Completed: 2011. 11. 2

ABSTRACT

This paper empirically investigates the rates of embodied technological change and their relative contributions to total factor productivity growth for manufacturing, using the Korean plant-level manufacturing data for the period of 1985-2003. We adopt a production-based estimation method proposed by Sakellaris and Wilson (2004) in order to examine the marginal productivity increase of each vintage of equipment over time. We find that the rate of embodied technological progress of Korea's manufacturing sector maintains the annual average level of 13.7 percent from 1985 to 2003, slightly lower than 16.9 percent of the U.S., estimated by Sakellaris & Wilson (2004). While the rate recorded a remarkable increase after the 1997 financial crisis, IT-producing and IT-using industries achieved higher rates of embodied technological progress than non-IT counterparts.

본 연구에서는 우리나라의 광공업통계자료를 이용하여 1985~2003년 기간을 대상으로 개별 공장 수준의 미시자료를 구축한 후 Sakellaris and Wilson(2004)의 분석방식을 차용하여 우리나라 제조업체의 체화 기술진보율(embodied technological change)을 추정하고, 이를 미국을 중심으로 한 기존의 선행 연구 결과와 비교해 보았다.

분석 결과에 따르면, 우리나라 제조업체의 체화 기술진보율은 분석기간 중 연평균 13.7% 수준으로서 Sakellaris and Wilson(2004)이 추정한 미국의 제조업 추정치인 16.9%에 비해 다소 낮은 수준인 것으로 나타났다. 기간별로는 외환위기 이후 기간의 체화 기술진보율이 이전 기간에 비해 대폭 상승한 것으로 추정되었다. 한편, 기업특성별로는 외환위기 이후의 기간을 중심으로 IT산업이 비IT산업에 비해, 그리고 IT 고이용 산업이 저이용 산업에 비해 상대적으로 체화 기술진보율이 높은 것으로 파악되었다. 이와 같은 결과는 최근 설비투자의 전반적인 둔화세가 지속되고 있는 가운데, 설비투자의 구성 면에서 정보통신부문을 중심으로 질적 향상이 진행되어 왔음을 시사한다.

I. 서론

일반적으로 경제성장을 견인하는 주요인으로는 노동, 자본스톡 등 생산요소의 축적과 기술혁신 등을 통한 생산성 향상을 들 수 있다. 설비투자는 이 중 자본스톡의 주요 구성요소로서 기계, 장비 등과 같은 고정자산 설비에 새로 투자되는 증가분을 의미한다.

우리나라의 설비투자는 1990년대 중반까지만 해도 연평균 10~20% 수준으로 빠르게 증가해 왔으나, 외환위기 이후에는 전반적인 경기 둔화로 인한 투자 수익성 저하, 기업 구조조정 압력 등 다양한 요인으로 인해 연평균 증가율이 4% 중반대로 하락한 바 있다.

이와 같은 설비투자의 추세적 둔화는 산업화가 성숙단계에 들어서면서 나타나는 일반적인 현상이다. 아울러 향후 우리나라의 중장기 경제성장세가 설비투자 등 물적자원의 양적 확대보다는 기술혁신 등을 통한 생산성 제고에 의해 결정된다는 점도 이론의 여지가 크지 않다.

다만, 여기에서 한 가지 주목해야 하는 사항은 새로운 기술혁신 성과의 상당 부분이 정보통신재 등을 중심으로 생산의 중간 투입물로 사용되는 자본설비에 체화되는 형태로 나타난다는 점이다. 이를 경제학 문헌에서는 ‘체화 기술진보(embodied technological progress)’라고 정의하는데, 체화 기술진보란 새로운 기술이 최신의 자본설비에 체화되어 생산요소로 투입되는 경우에 발생하는 기술 변화를 의미한다.¹⁾ 체화 기술진보의 경우 기술혁신의 성과가 생산성 증가로 실현되기 위해서는 생산과정에서 새로운 기술이 체화된 자본설비의 구입 및 적용이 전제되어야 한다는 특징을 지닌다.

비록 우리 경제가 요소투입 주도형에서 혁신 주도형으로 전환되는 과정에서 과거와 같은 높은 설비투자율을 회복하기는 어려울지라도 적어도 설비투자의 구성 면에서 새로운 기술의 체화도 및 생산성 향상 잠재성이 높은 방향으로 질적 개선이 이루어진다면 성장세 제고에 기여할 수 있다.

1) 가령 2011년형 컴퓨터는 2011년 현재의 기술이 대부분 체화되지만, 1990년도에 제작된 컴퓨터는 그 당시의 기술수준을 반영할 뿐 그 이후의 기술발전과는 무관할 수밖에 없다. 따라서 비슷한 이용목적을 가진 기계라도 제작연도가 서로 다르다면, 기술진보의 체화 정도에 따라 제품 성능(quality) 역시 매우 다를 수 있다.

실제로 외환위기로 인해 설비투자의 전반적인 둔화세가 지속되고 있는 가운데, 정보통신부문의 기술혁신이 매우 빠르게 진행되면서 생산과정에서도 정보통신재의 활용도가 확대되면서 설비투자의 구성 면에서 정보통신재의 비중이 확대되어 왔다. 설비투자 둔화는 새로운 설비의 도입 부진 및 설비의 노후화 등을 초래하여 경제성장을 더디게 하는 요인으로 작용하는 반면, 기술혁신의 속도가 빠른 정보통신재의 비중 확대는 최신 기술의 체화도 측면에서 설비투자 구성의 질적 향상을 가져오는 요인이라 볼 수 있다.²⁾

이러한 체화 기술진보에 대한 연구는 그 학술적 의의나 정책적 함의가 크에도 불구하고 국내에서 관련 실증분석 연구가 상대적으로 저조한 상황이다. 이와 같은 맥락에서 본 연구에서는 자료가 가용한 1985~2003년 기간 중 우리나라 개별 공장 수준의 미시자료를 대상으로 우리나라 제조업체의 체화 기술진보율을 추정해 보기로 한다. 특히 Sakellaris and Wilson(2004)의 분석방식을 차용하여 우리나라 체화 기술진보의 추이를 외환위기 전후 기간을 구분하여 고찰해 본다. 아울러 산업적 특성에 따라 IT산업과 비 IT산업, IT 고이용 산업과 저이용 산업 등을 심층 비교·분석하고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 체화 기술진보의 이론적 배경 및 기존 문헌의 연구 결과를 간략히 고찰한다. 제Ⅲ장에서는 우리나라 제조업 내 체화 기술진보율 추정을 위한 추정방식과 관련 통계자료 및 추정 결과를 제시한다. 마지막으로, 제Ⅳ장 결론 부분에서는 추정 결과들을 요약하고, 본 연구에서 사용한 추정방식의 한계점 및 후속 연구의 방향을 구체적으로 살펴보기로 한다.

II. 문헌 조사

1. 이론적 배경

기술혁신이 생산성 증가로 시현되는 형태를 다음과 같이 비체화 기술진보(disembodied technological progress)와 체화 기술진보(embodied technological progress)로 대

2) 우리나라 전체 설비투자에서 정보통신재가 차지하는 비중은 1995년 16.8%에서 2009년 현재 32.8% 수준으로 증가하였다. 특히 동 비중은 1997년 20.8%에서 1999년 30.1% 수준으로 증가하는 등 외환위기를 전후하여 급속히 확대된 바 있다.

별해 볼 수 있다.

우선 비체화 기술진보에 대해 살펴보자. 한 경제의 총생산량(Y_t)이 다음과 같은 콥-더글라스 생산함수에 의해 결정된다고 가정하자.

$$Y_t = K_t^\alpha (z_t L_t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

여기에서 K_t 는 특정 시점 t 에 존재하는 자본스톡의 총량, L_t 는 노동투입량, α 는 자본소득 분배율, 그리고 z_t 는 t 시점의 경제 전체의 기술수준을 나타내는 척도를 의미한다. 식 (1)의 양변을 L_t 로 나누고, y_t 와 k_t 를 각각 1인당 생산량과 1인당 자본장비율로 정의하면, 식 (1)은 $y_t = z_t^{1-\alpha} k_t^\alpha$ 로 표시될 수 있다. 이러한 1인당 생산량 함수를 로그를 취한 후 시간에 대해 차분을 구하면 경제성장률은 다음과 같이 표시된다.

$$g_y = (1-\alpha)g_z + \alpha g_k \quad (2)$$

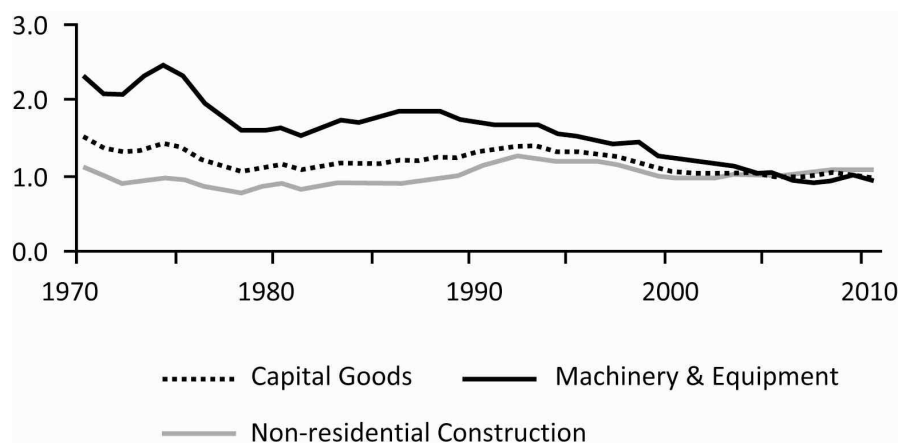
여기에서 $g_x \equiv (1/x)(dx/dt)$ 는 임의의 변수 x 의 시간에 대한 증가율로 정의한다. 식 (2)에 나타난 바와 같이, 한 경제의 성장률은 기술진보율과 자본축적도에 의해 결정된다. 이 경우 기술진보는 자본 및 노동의 축적도에 상관없이 독립적인 경로를 통해 경제성장률에 영향을 미치며, 이러한 유형의 기술진보는 비체화 기술진보 혹은 중립적 기술진보(neutral technological progress)라 지칭된다.

경제 내에는 소비재(c_t)와 자본재(i_t) 부문이 존재하며, 소비자들의 소비와 저축 간 최적선택과정을 통해 소비재와 투자재의 생산량이 결정될 경우를 가정해 보자. 이 같은 비체화 기술진보가 일어나면, 장기적으로 소비재와 자본재의 부문별 생산이 총생산량과 같은 비율로 늘어나는(예: $g_y = g_i = g_c$), 소위 ‘균형성장경로(balanced growth path)’로 수렴하게 된다.³⁾ 이러한 균형성장경로에서 경제성장률은 기술진보율과 같으며($g_y = g_z$), 소비재와 자본재 간의 상대가격(p_{it}/p_{ct})과 자본-생산 비율(K_t/Y_t)은 일정한 수준에서 변하지 않는 특성을 지니게 된다.

그러나 이상에서 기술한 성장모형의 예측과 현실에서 나타나는 현상 간에는 적지 않은 괴리가 존재한다. 현재 대부분의 국가에서 소비재 대비 자본재의 상대가격은 꾸준

3) 단, 소비자효용함수와 PPF함수의 동조성(homotheticity)이 충족될 경우에 그러하다.

[Figure 1] Capital Goods Prices Relative to Non-durable Consumer Goods



하게 하락하는 추세를 보이고 있으며, 실질가격을 기준으로 한 설비투자의 대GDP 비중도 앞서의 모형에서 예측하고 있는 것과는 달리 증가하는 경향을 보이고 있다.

가령 [Figure 1]은 1970~2010년 기간 동안의 우리나라 자본재 상대가격의 추이를 예시하고 있는데, 그림에 나타난 바와 같이 설비투자의 상대가격이 꾸준히 하락하고 있으며, 자본재의 상대가격도 1990년대 초반 이후 낮아지는 추세에 있다.

이와 같은 상대가격 하락현상은 자본재 생산부문의 생산성 향상이 소비재부문에 비해 높을 경우에 발생할 수 있는데, 이는 자본재 1단위를 생산하는 것이 소비재 1단위를 생산하는 데에 비해 자원의 소모가 적음을 의미하고, 이러한 한계비용의 상대적 감소는 결국 상대가격의 하락으로 이어지게 된다. 체화 기술진보는 이와 같이 자본재부문이 소비재부문의 생산성 증가를 상회하고, 이러한 자본재가 다시 생산과정에 투입요소로 활용될 경우에 나타난다.

체화 기술진보의 개념을 다음과 같은 간단한 경제모형을 이용하여 정리해 보자. 우선 J_t 를 특정 시점 t 에 존재하는 유효자본스톡의 총량이라 정의하자. J_t 가 식 (1)의 K_t 와 다른 점은 연식(vintage)의 차이에 따른 자본재의 성능 향상을 반영하여 자본스톡을 구성하고 있다는 점이다. 가령 컴퓨터의 예를 다시 살펴보면, 컴퓨터 대수를 이용한 단순한 물량 단위(physical unit)가 아니라 컴퓨터 1대당 컴퓨터 서비스의 양까지를 고려한 유효단위(efficiency unit)로 컴퓨터 스톡을 계산한 것이다.

J_t 를 고려하여 생산함수를 다음과 같이 정의해 보자.

$$Y_t = J_t^\alpha (z_t L_t)^{1-\alpha} \quad (3)$$

한편, δ 를 물리적 감가상각률, I_t 를 자본재 투자, 그리고 q_t 를 t 시점에서의 자본재 성능지수로 정의하면, 경제 전체의 자본축적식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$J_t = (1 - \delta)J_{t-1} + q_t I_t \quad (4)$$

이와 같이 t 시점에서의 유효자본스톡은 감가상각을 적용한 지난 기까지의 유효자본스톡과 유효단위로 조정된 t 시점에서의 신규 자본재 투자로 구성되며, 체화 기술진보의 효과는 q_t 의 증가로 나타난다.

비체화 기술진보와 체화 기술진보가 동시에 존재하는 경우 균형성장경로에서의 경제성장률을 살펴보자. 식 (3)과 (4)를 이용하여 식 (2)와 같은 방식으로 로그차분을 취하여 변환하고 균형성장의 조건을 적용하면, 정상상태에서의 경제성장률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁴⁾

$$g_y = g_z + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) g_q \quad (5)$$

체화 기술진보가 경제성장에 기여하는 정도는 체화 기술진보율(g_q) 자체뿐만 아니라 자본재가 경제 전체에서 차지하는 비중(α)에도 영향을 받는다.

여기에서 중요한 사실은 만일 다른 조건이 동일한 상황에서 체화 기술진보를 통해 q_t 가 증가하면, 정상상태에서 체화 기술진보를 반영한 형태의 자본재 생산량은 소비재에 비해 더욱 빠르게 증가하며, 자본재의 소비재에 대한 상대가격은 q_t 가 증가할수록 낮아진다. 이처럼 체화 기술진보를 고려할 경우 최근 현실에서 나타나고 있는 범세계적인 자본재의 상대가격 하락현상이나 설비투자의 대GDP 비중 증가현상을 잘 설명할 수 있다.

체화 기술진보에 대한 논의는 경제성장이론이 본격적으로 자리 잡기 시작한 1950~60년대의 핵심적인 연구주제 중 하나였다. 예를 들어 Johansen(1959)은 자본재의 연식에

4) 도출과정을 간단하게 설명하면, 자본축적식 (4)의 양변을 L_t 로 나눈 후 시간에 대한 자본증가율식으로 변환하면 $g_k = (i_q/k) - \delta$ 이 도출된다. 정상상태에서 g_k 와 δ 는 상수이므로, 이는 $g_k = g_i + g_q$ 를 의미한다. 이와 함께 균형성장의 조건인 $g_y = g_i$ 를 식 (2)에 대입하면 식 (5)로 정리된다.

따라 체화된 기술수준이 다르다는 가정하에 오래된 자본재는 점차 진부화(obsolescence)가 진행되면서 새로운 자본에 대한 상대적인 생산성 격차에 의해 일정 시점에는 결국 도태되어 버리는 소위 연식자본모형(vintage capital model)을 제시한 바 있다. 자본재가 동질적이며 물리적인 생산능력이 남아 있는 한 자본재의 수명은 무한대라고 가정하는 신고전학과 성장이론과는 커다란 차이점이 존재한다.

이후 체화 기술진보에 대한 논의는 1960년대 중반 소위 체화가설 논쟁(embodiment controversy)에서 최정점에 이르게 된다. Solow(1959)는 현실에서 나타나는 기술진보가 대부분이 체화 기술진보이며, 따라서 자본재 투자가 장기적 성장의 핵심 요인이라고 본다. 반면, Phelps(1962)는 단기적으로는 체화 기술진보가 자본축적을 촉진시킴으로써 경제를 정상상태 성장경로(steady state growth path)로의 수렴을 촉진시키는 역할을 하나, 장기적으로는 체화와 비체화 기술진보의 구분 자체는 무의미하며, 총체적인 기술진보의 합이 중요하다고 제시한다. 한편, Jorgenson(1966)은 일정한 자의적(ad-hoc) 가정을 하지 않고서는 현실의 데이터에서 체화 및 비체화 기술진보를 구분하는 것은 불가능한바, 양자의 구별은 사실상 무의미하다고 주장하였다.

이러한 논쟁 상황에서 1960년대에는 Solow(1959)를 검증할 만한 신뢰성 높은 데이터—특히 자본재의 상대가격에 대한 자료—가 충분치 못했고 이에 따라 체화 기술진보는 이후 오랜 기간 주류 경제학계의 관심에서 소외되어 왔다. 그러나 1990년대 들어 Gordon(1990)이 다양한 미시수준의 데이터를 이용하여 자본재의 상대가격이 장기적으로 하락하는 추세에 있음을 검증한 이후부터 체화 기술진보에 대한 논의 및 관련 연구가 다시 활발해지기 시작하였다.⁵⁾ 앞서 살펴본 바와 같이 체화 기술진보가 존재하는 경우 체화 기술진보의 효과가 반영된 자본재 생산량은 소비재에 비해 더욱 빠르게 증가하며, 이에 따라 자본재의 소비재에 대한 상대가격은 낮아지게 된다.

Boucekkine *et al.*(1999)은 장기적 경제성장률에 대한 체화 기술진보의 영향은 진부화 비용 증가에 의한 연구개발의욕 저하라는 부정적 측면과 시설 현대화에 의한 추가적인 투자재 수요 증가 및 이에 따른 연구개발 촉진이라는 긍정적 측면 모두를 내포하고 있다는 이론을 제시하고 있다. 그들은 대체적으로 현대화에 의한 긍정적 효과가 진부화

5) Gordon(1990)은 보상충족회귀분석(hedonic regression approach)을 이용하여 미국의 총 22개 자본재 설비 및 부품 부문에 대한 자본재 유효가격지수를 추정한 바 있다. 여기에서 보상충족회귀분석이란 특정 상품에 있어 그 품질 혹은 성능을 결정하는 제반 특성(PC의 경우 컴퓨터의 처리속도, 하드용량, 기억용량 등)이 상품가격에 미치는 영향을 회귀방정식을 이용하여 정량적으로 파악하는 분석기법을 말한다.

비용효과보다 더 큰 것으로 결론 내리고 있다.

한편, 1970년대 중반부터 1990년대 초반까지 미국을 중심으로 개인용 컴퓨터, 인터넷 등 소위 ‘IT 혁명’이라 불리는 기술진보가 빠르게 진행되었음에도 불구하고 생산성 증가율은 매우 낮은 수준에 머무르자 이를 체화 기술진보모형 내에서 설명하려는 노력이 진행되었다.⁶⁾ 예를 들어 Hornstein and Krusell(1996)과 Greenwood and Yorukoglu(1997)는 새로운 설비에 대한 학습효과가 충분한 효과를 내기에는 일정 기간(gestation lags)이 필요하며, 이러한 점이 일정한 도입비용(adoption costs)으로 작용한다고 주장한다. 특히 새로운 기술이 체화된 설비를 대규모로 도입하는 경우에는 적어도 단기적으로 생산성의 둔화를 가져올 수 있다는 점을 제시하면서 미국의 1990년대 초반까지의 낮은 생산성 증가율은 이러한 요인에 기인한 것으로 해석하고 있다.⁷⁾

2. 실증분석 문헌 조사

최근 실증분석 연구에서 활용되는 체화 기술진보율 추정방식은 크게 가격지수 접근법, 구조모형 접근법, 그리고 생산함수 접근법 등으로 나누어 볼 수 있다.

우선 가격지수 접근법(price-based approach)은 Gordon(1990)이 보상충족회귀분석(hedonic regression approach)⁸⁾을 이용하여 미국의 총 22개 자본재 설비 및 부품 부문에 대한 자본재 유효가격지수를 추정해 내어, 이를 활용하여 자본재의 상대가격을 계산한 후 체화 기술진보율을 추정하는 방식이다. 이와 같은 접근법은 1960년대 체화가설 논쟁을 검증할 수 있는 자본재의 상대가격에 대한 구체적인 정보를 이용한다는 점에서 체화 기술진보 추정의 새로운 전기를 마련한 것으로 평가된다.

가령 Hulten(1992)은 미국의 국민계정자료와 Gordon(1990)의 자본재 유효가격지수를 이용하여 체화 기술진보와 장기적 총요소생산성 변화 간의 관계를 실증분석하였는데, 추정 결과에 의하면 1949~83년 기간 중 미국 제조업 내 연간 체화 기술진보율이 3.44%

6) 이러한 현상을 Solow(1987)는 “컴퓨터 시대가 열린 것은 생산성 데이터를 빼고는 세상 어디에서 볼 수 있다(You can see the computer age everywhere but in the productivity statistics!)”라고 표현한다.

7) 이들에 따르면, 1990년대 후반 미국의 노동생산성 및 총요소생산성 증가율이 과거 20년 대비 약 2배 가량 증가하였는데, 이는 1973년 이후 정보기술의 출현 및 동 기술에 대한 학습과 생산과정에서의 적용 확산이 점진적으로 나타난 결과로 풀이된다.

8) 보상충족회귀분석은 특정 상품에 있어 그 품질 혹은 성능을 결정하는 제반 특성—가령 PC의 경우 컴퓨터의 처리속도, 하드용량, 기억용량 등—이 상품가격에 미치는 영향을 회귀방정식을 이용하여 정량적으로 파악하는 분석기법이다.

수준인 것으로 나타났다. Greenwood, Hercowitz, and Krusell(1997)도 비슷한 수준의 체화 기술진보율을 추정하였으며, 1954~90년 기간 중 미국의 총요소생산성 증가율의 60% 정도가 설비투자를 전제로 한 체화 기술진보인 것으로 파악했다.⁹⁾

한편, 구조모형 접근법(structural approach)은 연식자본 확률모형(stochastic vintage-capital model)을 구축한 후 Calibration을 이용하여 추정치를 구하는 방식인데, 대표적인 관련 연구로는 Hobijn(2000), Hobijn *et al.*(2002) 등이 있다. Hobijn(2000)은 Benhabib and Rustichini(1993)의 성장모형을 확장하여 체화 및 비체화 기술진보를 동시에 고려하는 일반균형 동태모형을 수립한 후 자본소득분배율, 인구증가율, 감가상각률 등 관련 변수의 초기값을 모형에 대입함으로써 기술진보의 규모 및 유형별 중요도를 추정하였다. 분석 결과에 따르면, 1947~98년 기간 중 미국의 연간 체화 기술진보율은 약 4% 수준인 것으로 나타났다.

마지막으로, 생산함수 접근법(production-based approach)의 경우 생산함수 추정에 연식 효과(vintage effect)를 추가하여 체화 기술진보율을 도출한다. 이는 만약 생산연도에 따라 제품의 성능이 다르다면, 조건이 같은 경우 상대적으로 새로운 설비를 사용하고 있는 공장이 좀 더 높은 생산성을 보일 수 있다는 가정에서 출발한다.

생산함수를 이용한 실증분석의 대표적인 예는 Sakellaris and Wilson(2004)을 들 수 있다. 그들은 1972~96년 기간 동안 총 24,404개의 미국 국내기업을 대상으로 체화 기술진보에 대한 실증분석을 실시하였다. 그들의 분석에 따르면, 미국 제조업 내 연평균 체화 기술진보율은 8~17% 수준으로 추정되었다. 아울러 1972~96년 기간 동안 설비투자자본의 유효소득이 기존에 측정되었던 것에 비해 약 3배 정도 더 빠르게 확대되어 왔으며, 전체 총요소생산성 증가율 중에서 체화 기술진보가 차지하는 비중은 2/3인 것으로 나타났다.

최근 Tokui *et al.*(2008)은 생산함수 접근법을 이용하여 일본의 체화 기술진보율을 추정하였는데, 일본의 경우도 제조업 내 연평균 체화 기술진보율이 미국과 비슷한 수준인 8~22%인 것으로 추정되었다. 아울러 1990년대에 일본 제조업 내 자본재의 내구연수가 약 2년 정도 증가한 것으로 추정되었으며, 이는 제조업의 생산성 증가율을 약 0.4~0.8%p 하락시키는 효과를 지니는 것으로 분석되었다.¹⁰⁾

9) Cummins and Violante(2002)는 Gordon(1990)의 성능조정가격지수를 2000년도까지 확장해서 체화 기술진보율을 추정하였다. 그들에 따르면, 1990년대에 체화 기술진보가 과거에 비해 가속화되었고, 특히 통신장비(9%), 항공기(8%), 정밀기구(6%) 등의 부문에서 높은 수준의 기술진보가 이루어진 것으로 나타났다.

10) 일본의 경우 소위 'Lost Decade'로 불리는 장기적인 불황으로 인해 신규 투자가 정체되고 이로 인해 기존 자본재의 구성연수가 증가함에 따라 자본재에 체화된 기술진보에 대한 관심이 증가하고 있다. 실제로 일

한편, 우리나라를 대상으로 체화 기술진보율을 추정한 사례는 본 논문과 박세령·한영욱(2008) 등이 있다. 후자는 앞서 소개한 구조모형 접근법(DSGE)을 이용하여 우리나라 설비투자의 질적 개선이 얼마만큼의 기술진보를 실현하였으며, 체화 기술진보의 생산성 제고효과가 어느 정도인지를 실증분석하였다. 이들에 따르면, 우리나라의 체화 기술진보율은 1970~80년대의 5% 미만에서 1990~2000년대에는 16% 내외 수준으로 크게 상승한 것으로 나타났다. 또한 이 같은 개선추세를 반영하여 1980년대에 1.7%에 머물렀던 총요소생산성의 연평균 증가율이 1990~2000년대에는 2.0~2.2%로 확대된 것으로 추정되었다

Ⅲ. 제조업 체화 기술진보율 추정

본 장에서는 광공업통계에 포함된 개별 공장 수준의 미시자료를 이용하여 우리나라 제조업체의 체화 기술진보율을 추정하고, 추정 결과를 미국, 일본 등을 중심으로 한 기존 선행 연구 결과와 비교해 보기로 한다. 아울러 외환위기 전후의 체화 기술진보율을 비교해 봄으로써 외환위기 이후 우리나라 기업들의 설비투자 행태의 변화 모습을 고찰해 본다. 앞서 살펴본 체화 기술진보 추정방식들 중 가격지수 접근방식은 통계의 미비로 인해 우리나라의 경우에 바로 적용하는 것이 현재로서는 불가능하다. 물론 차선택으로 Sakellaris and Visselaar(2005)와 같이 미국의 자본재 유효가격지수를 적용하여 우리나라의 기술진보율을 계산할 수 있겠으나, 미국과 우리나라의 자본재 가격의 변화 추이가 같다는 가정은 현실성이 떨어진다. 한편, 확률적 구조모형을 바탕으로 Calibration 방식으로 추정하는 것도 고려해 볼 수는 있으나, 실제로 우리나라의 경우 Calibration에 필요한 거시변수들의 초기값에 대한 정확한 정보가 부족하다.¹¹⁾

이에 따라 본 논문에서는 생산함수 접근법의 일종인 Sakellaris and Wilson(2004)의 추정방식을 차용하여 우리나라 제조업 내의 체화 기술진보율을 추정한다. 본 논문에서

본정부의 산업구조위원회(Industrial Structure Council)에서 발행한 ‘신경제성장전략’ 보고서에서는 새로운 기술에 상응하는 자본재의 감가상각세제 개편 필요성을 제기하고 있다(Tokui *et al.*[2008]에서 재전제).

11) 실제로 필자가 Hobijn(2000) 모형에 우리나라 통계를 적용하여 여러 가지 방식으로 Calibration을 수행하여 보았으나, 현실성 있는 결과가 도출되지는 않았다.

는 우리나라 통계자료가 허용하는 한 가급적 Sakellaris and Wilson(2004)의 추정방식을 따름으로써 비슷한 조건하에서 추정된 양국의 추정치를 상호 비교해 보기로 한다.

1. 분석 모형 및 절차

본 절에서는 본 논문에서 차용하고 있는 Sakellaris and Wilson(2004)의 분석모형을 간략히 소개하기로 한다. 특정 기업 i 의 t 시점에서의 생산함수는 다음과 같이 정의된다.

$$Y_{it} = Z_{it} L_{it}^{\beta} (U_{it}^J J_{it})^{\alpha} (U_{it}^S S_{it})^{\eta} M_{it}^{\theta} \quad (6)$$

Y_{it} 는 생산량, L_{it} 는 노동투입량, J_{it} 는 설비투자 스톡, S_{it} 는 건축 구조물 스톡, 그리고 M_{it} 는 에너지를 포함한 중간재 투입량을 의미한다. 한편, U_{it}^J 와 U_{it}^S 는 각각 설비와 건축구조물 사용률(utilization rate)을 의미한다. 자본재 사용률(capital utilization)이란 자본재가 사용되는 속도 혹은 집중도를 의미한다. 이러한 자본재 사용률을 생산함수 추정에서 고려하는 이유는, 실제 사용되는 자본재의 서비스량이 현실적으로 자본스톡에 비례하지 않을 수 있기 때문이다. 따라서 기존에 장착된 기계의 가동률을 높여 생산이 늘어나는 것과 새로운 기술이 체화된 설비의 도입에 의해 생산량이 증대되는 것을 구별해야만 기술진보율에 대한 추정오류를 피할 수 있다.¹²⁾

본 논문에서는 자본재 사용률의 대리변수로 기업의 전력사용도(intensity of electric use)를 사용하기로 한다.¹³⁾ 아울러 Sakellaris and Wilson(2004)과 같이 설비에 대한 전력사용도의 탄력성과 구조물에 대한 탄력성은 같다고 가정한다.

$$\begin{aligned} U_{it}^J &= (E_{it}/J_{it})^{1/\tau}, \\ U_{it}^S &= (E_{it}/S_{it})^{1/\tau} \end{aligned} \quad (7)$$

E_i 는 전력사용량, τ 는 자본재에 대한 전력사용도의 탄력성 계수이다.¹⁴⁾ 식 (7)을 식

12) Burnside, Eichenbaum, and Rebelo(1995)는 자본사용률을 고려할 경우 총요생산성은 자체의 변동성이 줄어드는 동시에 생산증가율과의 상관도도 감소한다는 사실을 발견하였다.

13) Jorgenson and Griliches(1967)가 이러한 방식을 최초로 제안하였고, 이후 Burnside *et al.*(1995), Petropoulos(1999) 등에서 사용되었다.

(6)에 대입하여 정리한 후 로그를 취하면, 다음의 식이 도출된다.

$$\begin{aligned}
 \ln Y_{it} = & \ln Z_{it} + \beta \ln L_{it} + \theta \ln M_{it} \\
 & + [\alpha(\tau-1)/\tau] \ln J_{it} \\
 & + [\eta(\tau-1)/\tau] \ln S_{it} \\
 & + [(\alpha + \eta/\tau)] \ln E_{it} + \theta \ln M_{it}
 \end{aligned} \tag{8}$$

기업 i 의 자본스톡 J_{it} 는 각 시점에서 물리적 감가상각과 체화 기술수준을 반영한, 설립 이후부터 t 기까지의 자본재 투입량의 합계로 정의한다. 본 논문에서는 실증분석을 수행하기 위하여 다음과 같은 몇 개의 가정을 두어 기업의 자본스톡을 구성한다. 첫째, 자본재의 감가상각은 기하적 감가상각률(geometric depreciation rate rule)을 따른다. 다시 말해 $D_{i,t,t-s} = (1-\delta)^{t-s}$ 이다. 둘째, 체화 기술진보는 일정한 상수 γ 의 비율로 증가하며, γ 를 체화 기술진보율로 정의한다. 셋째, 신설비가 실제 가동되는 데는 1년 정도(1 year time-to-build)가 소요되며, 따라서 금기에 새로 도입된 설비는 금기의 자본스톡에 포함시키지 않는다. 이상과 같은 가정을 적용하면, 기업 i 의 자본스톡은

$$J_t = i_{t-1}(1-\delta)q_{t-1} + i_{t-2}(1-\delta)^2q_{t-2} + \cdots + (1-\delta)^T i_1 q_1 \tag{9}$$

로 표현된다. 식 (9)의 양변을 q_t 로 나누면,

$$\begin{aligned}
 \frac{J_t}{q_t} &= i_{t-1}(1-\delta)\frac{q_{t-1}}{q_t} + i_{t-2}(1-\delta)^2\frac{q_{t-2}}{q_t} \\
 &+ \cdots + i_1(1-\delta)^T\frac{q_1}{q_t} \\
 &= i_{t-1}\left(\frac{1-\delta}{1+\gamma}\right) + i_{t-2}\left(\frac{1-\delta}{1+\gamma}\right)^2 \\
 &+ \cdots + i_1\left(\frac{1-\delta}{1+\gamma}\right)^T
 \end{aligned} \tag{10}$$

14) $\tau = 1$ 이면, 전력사용도가 자본재에서 발생하는 서비스의 양과 비례관계에 있음을 의미한다. 한편, τ 가 크면 클수록 일정 수준의 전력사용도 대비 자본재 서비스가 줄어들을, 다시 말해 자본재의 사용비용이 증가함을 의미한다.

식 (10)을 분석에 사용하는 데 있어서의 한 가지 문제점은 q_t 를 사전적으로 알 수 없다는 것이다. 본 연구에서는 이에 대한 대안으로서 특정 시점의 체화기술수준을 1로 조정(normalized)한 후 그 외의 시점에서의 기술수준은 동 기준 시점 대비 상대적인 크기로 나타내기로 한다. 따라서 추정에 사용된 자본스톡식은

$$\frac{J_t}{q_{t^*}} = \frac{i_{t-1}(1-\delta)}{(1+\gamma)^{t^*-t+1}} + \frac{i_{t-2}(1-\delta)^2}{(1+\gamma)^{t^*-t+2}} + \dots + \frac{i_1(1-\delta)^T}{(1+\gamma)^{t^*-t+T}} \quad (11)$$

이며, $q_{t^*} = 1$ 을 가정한다.

한편, Sakellaris and Wilson(2004)은 비체화 기술진보를 추정하기 위해 연도 더미, 산업별 추세선 등 통계자료상의 시계열 변화율을 이용하고 있다. 아울러 산업별 고유의 특성을 제어하기 위해 생산함수 추정식에 산업 더미를 포함시킨다. 이상을 고려하여 식 (7)을 추정식으로 전환시키면 다음과 같다.¹⁵⁾

$$y_{it} = c_{i0} + \xi T + \Phi X_{it} + \beta l_{it} + \theta m_{it} + \alpha(\tau-1)/\tau j_{it} + [\eta(\tau-1)/\tau] s_{it} + [(\alpha + \eta/\tau)] e_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

c_{i0} 는 산업별 더미 벡터, T 와 X_{it} 는 각각 연도 더미 벡터와 산업별 추세선 벡터를 나타낸다. 궁극적으로 생산함수의 추정은 식 (12)에 식 (11)을 대입하여 시행하게 되며, 통상적으로 추정하는 식 (12)의 계수들 이외에 식 (11)의 체화 기술진보율 γ 도 동 모형을 통해 추정된다. 동 추정식이 추정계수에 대해 비선형적 구조를 가지므로, 추정방식도 비선형 최소자승회귀법(non-linear least squares estimation: NLLS)이 사용된다. 아울러 통계자료상의 이분산성과 자기계열상관 문제를 고려한 분산-공분산 행렬을 적용하였다.

15) 이하에서는 편의상 특정 변수의 로그값을 소문자로 표시하기로 한다($y_{it} = \ln Y_{it}$, $l_{it} = \ln L_{it}$, ...).

2. 통계자료 및 변수의 구성

본 연구에서는 1985~2003년 기간을 대상으로 광공업통계에 포함되어 있는 개별 공장 단위의 미시자료를 사용한다. 개별 기업이 설립된 이후 일정 시점까지의 모든 설비투자 정보를 얻어내기 위해 1980년 이후 설립되고 최소 4년 이상 연속으로 존속한 모든 공장-연도 계층치만으로 불균형 패널을 구축하였다. 4년 이상 연속으로 존속한 기업만을 대상으로 한 주된 이유는 설립 이후 처음 3년간과 그 이후 시기 간에 자본 등 요소 탄력성에서 차이가 나는 경향이 있기 때문이다. Bahk and Gort(1993)는 설립 초창기에 있는 신생기업의 경우 생산상의 학습비용(learning costs)이 존재한다는 점을 들어 이를 설명하고 있다.¹⁶⁾

한편, 광공업통계자료에는 개별 공장의 설립연도자료가 포함되어 있는데, 같은 기업코드로 분류된 사업장이 서로 다른 설립연도로 표기된 경우가 허다하다. 서로 다른 설립연도로 표기된 경우 이를 같은 사업장으로 간주해야 하는지의 여부는 선험적으로 판단하기 어렵다. 본 연구에서는 개별 사업장의 자본재 투자의 시계열 자료를 활용하여 체화 기술진보율을 추정하므로 가급적 동일 사업장을 대상으로 하여야 추정치의 정확성을 높일 수 있을 것이다. 이러한 이유로 본 연구에서는 같은 기업코드로 분류된 공장이 서로 다른 설립연도로 표기된 경우에는 다른 사업장으로 간주한다.

아울러 광공업통계 원자료는 1980년 이후 작성되고 있으나, 자료의 신뢰성 등의 이유로 본 연구에서는 1980~84년 자료에서는 설비투자자료만을 추출하고, 실제 생산함수 추정은 1985~2003년 기간을 대상으로 하였다.

본 연구에서 사용된 총생산액, 노동투입, 중간재 투입, 건축물 자본스톡 등의 통계자료 구축방식은 김동석(2003)에 자세하게 설명되어 있다. 우선 총생산액(Y_{it})은 국민계정을 이용하여 총 29개 부문별 디플레이터로 나누어 실질화한 값이다. 기업의 노동투입(L_{it})은 총 종사자 수이고, 중간재 투입(M_{it})은 광공업통계의 ‘직접생산비 합계’를 기반으로 실질화한 값이다. 그리고 전력사용량(E_{it})은 중간재 투입항목 중 전력사용량에 해당한다.

설비투자재 스톡(J_{it})의 구축은, 우선 설비투자재를 운송장비와 기계류로 분리하여 표학길 편(2000)에서 추정한 감가상각률인 16.9%와 9.2%를 각각 적용한 후, 개별 시점

16) Sakellaris and Wilson(2004)은 이 외에도 단기간 동안 존재하다가 사라지는 기업들의 설립 초창기 통계의 신뢰성 문제도 제기한다.

의 설비투자액을 당해 연도의 비내구 소비재 물가지수로 나누어 실질화하였다.¹⁷⁾ 각 시점의 설비투자는 광공업통계자료의 연간 증가액을 활용하였다.¹⁸⁾ 여기에서 비내구 소비재 물가지수를 적용한 이유는, 앞서 이미 언급하였듯이, 제품의 성능 향상이 디플레이터에 이미 반영되어 있을 경우에 발생할 수 있는 체화 기술진보율의 과소추정 가능성을 피하기 위함이다. 또한 본 연구의 추정치와 Sakellaris and Wilson(2004)의 결과를 비교하는 차원에서도 동일한 디플레이터를 사용하는 것이 타당하다. 이와는 별도로, 본 연구에서는 자본재 디플레이터를 적용한 추정작업을 병행함으로써 서로 다른 디플레이터의 적용이 체화 기술진보율 추정치에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고 있다.

한편, 건축구조물의 경우에는 공식 가격지수에 성능이나 기능의 향상이 적절히 반영되었다는 가정하에 설비의 경우와는 달리 건축 및 구축물 물가지수를 직접 적용하여 실질화하였다. 건축구조물 스톡(S_{it})은 실질화한 연초 잔액과 연말 잔액의 단순평균을 사용하였다.

마지막으로, 본 분석 통계자료의 마지막 연도인 2003년의 체화기술수준을 1로 조정하고, 그 외의 시점에서의 기술수준은 2003년을 기준으로 한 상대적인 크기로 나타내기로 한다.

3. 분석 결과

가. 기간별 추정 결과

<Table 1>은 본 연구에서 우리나라 광공업통계자료를 이용하여 생산함수를 추정한 결과치와 Sakellaris and Wilson(2004)과 Tokui *et al.*(2008)이 추정한 미국과 일본 제조업

-
- 17) 실질 설비투자재 스톡을 구축하는 데에 비내구 소비재 물가지수를 사용한 이유는, 제품의 성능 향상이 자본재 디플레이터에 이미 반영되어 있을 경우에 발생할 수 있는 체화 기술진보율의 과소추정 가능성을 배제하기 위함이다. 본고에는 포함시키지 않았으나, 비내구 소비재 물가지수 대신 자본재 디플레이터를 적용할 경우 비내구 소비재 디플레이터를 적용한 경우에 비해 다소 낮은 수준의 체화 기술진보율 추정치가 도출된다. 그러나 기간별 추정이나 학습비용효과를 고려한 추정에서도 비슷한 결과가 나타나며, 체화 기술진보율 이외의 추정계수도 매우 유사한 수준의 추정치가 도출되고 있어, 서로 다른 디플레이터의 사용이 정량적 혹은 정성적인 추정 결과의 해석 측면에서 별다른 영향을 주지 않음이 확인된다.
- 18) 광공업통계자료는 자본재 투자항목이 연간 증가, 연간 감소(기존 자본재의 폐기 등에 해당), 감가상각 등으로 구성되어 있다. 본 연구는 새로운 설비의 도입효과에 초점을 맞추고 있으므로, 연간 증가액으로 설비투자를 산정하고, 대신 연간 감소 부분은 감가상각의 일부로 간주하였다.

〈Table 1〉 Comparison of Estimated Rates of Embodied Technological Change

Variable (coefficient)	Korea (1985~2003)	U.S. (1972~96)	Japan (1997~2002)
Embodied Tech. Change(Υ)	0.137(0.009)	0.169(0.049)	0.169(0.015)
Labor(β)	0.353(0.001)	0.322(0.005)	0.188(0.001)
Intermediates(Θ)	0.597(0.001)	0.545(0.005)	0.786(0.001)
Machinery & Equipment(α)	0.046(0.001)	0.108(0.005)	0.021(0.001)
Non-residential Construction(η)	0.056(0.001)	0.020(0.004)	0.017(0.001)
Energy Usage(τ)	7.577(0.324)	2.421(0.054)	-
(Dunny_Multi-plant firms)		0.079(0.008)	-
No. of Observations	311,781	96,846	47,729
adjusted R ²	0.962	0.927	0.992

Note: Standard errors corrected for heteroskedasticity and serial correlation in parentheses.

추정치를 비교하고 있다.¹⁹⁾

우리나라는 1985~2003년 기간 중 연평균 13.7%의 체화 기술진보율을 기록하였으며, 이는 미국과 일본의 추정치보다 다소 낮은 수준이다.²⁰⁾ 한편, 설비투자과 노동을 제외한 투입계수들은 요소소득 분배율과 비슷하게 나타나는 반면, 우리나라의 설비투자계수 추정치는 통상적인 설비투자에 대한 요소소득 분배율에 비해 다소 낮게, 그리고 노동투입계수 추정치는 오히려 높게 나타나는 것으로 파악된다.²¹⁾ 미국 제조업에 대한 추정치와 비교해 볼 때, 전반적으로 우리나라는 생산에 있어 상대적으로 노동, 중간재 및 건축구조물의 투입계수가 미국에 비해 높은 반면, 설비의 투입계수는 미국의 절반 수준에도 못 미치는 것으로 나타났다. 반면, 일본의 경우 중간재 투입계수 추정치는 높은 반면, 노동, 설비투자 등 여타 투입계수는 낮게 추정되었다.

한편, 자본재에 대한 전력사용도의 탄력성 추정치는 우리나라가 7.577로서 미국의 2.421에 비해 높다. 동 탄력성이 크면 클수록 일정 수준의 전력사용도 대비 자본재의

19) 지면 관계상 산업별 더미, 연도 더미 및 산업별 추세에 대한 추정계수는 생략하기로 한다.

20) 그러나 본 연구와 Sakellaris and Wilson(2004)의 결과는 서로 다른 감가상각률 추정방식을 사용한 점을 감안하여야 한다. Sakellaris and Wilson(2004)은 BLS와 FRB에서 사용하는 감가상각방식을 이용하였는데, 동 방식은 본 연구에서 적용한 표학길 편(2000)의 방식에 비해 전반적으로 낮은 감가상각률이 적용되며, 특히 설비의 수명에서 초창기에 감가상각되는 부분이 상대적으로 적다. BLS/FRB 방식을 우리나라의 경우에 적용하는 것은 자료의 제약상 어렵다.

21) 이러한 경향은 Sakellaris and Wilson(2004)의 추정치에서도 비슷하게 나타난다.

〈Table 2〉 Embodied Technological Change: Before vs After the Financial Crisis

Variable (coefficient)	Before the Financial Crisis (1985~96)	After the Financial Crisis (1997~2003)
Embodied Tech. Change(Υ)	0.039(0.013)	0.194(0.013)
Labor(β)	0.378(0.002)	0.315(0.002)
Intermediates(Θ)	0.580(0.001)	0.623(0.002)
Machinery & Equipment(α)	0.044(0.001)	0.051(0.001)
Non-residential Construction(η)	0.053(0.001)	0.058(0.001)
Energy Usage(τ)	13.54(1.500)	5.003(0.191)
No. of Observations	179,428	132,353
adjusted R^2	0.9625	0.9614

사용비용이 증가함을 의미한다는 것을 고려하면, 모든 조건이 동일할 때, 이는 우리나라가 미국에 비해 자본재 사용의 효율성이 다소 떨어진다는 것을 뜻한다.

앞서 식 (5)에 나타나 있듯이, 체화 기술진보가 경제성장에 기여하는 정도는 체화 기술진보율과 설비투자의 투입비율에 의해 결정된다. 따라서 이상의 결과는 우리나라의 체화 기술진보율이 미국에 비해 다소 낮은 수준인 동시에 설비투자가 생산에서 차지하는 비중 역시 낮아 체화 기술진보의 전체 생산성 증가에 대한 기여도가 상대적으로 낮을 것임을 의미한다.

〈Table 2〉에는 분석기간을 외환위기 전후로 나누어 재추정한 결과가 나타나 있다.²²⁾ 외환위기 이후 기간의 체화 기술진보율은 19.4%로서 이전 기간의 3.9%에 비해 대폭 높아진 것으로 파악된다.

표학길·이근희·하봉찬(2005)에 따르면, IT자본의 축적속도가 1995년을 전후해서 빨라진 것으로 나타나는데, 본 논문의 기간별 체화 기술진보율 추정 결과는 이러한 IT자본 투자의 확대와 관련성이 깊을 것으로 판단된다. 아울러 오승곤·김성환(2005)에 의하면, 외환위기 이전에는 기업들이 설비투자의 비용요인보다는 수요요인에 기반을 둔 공격적 설비투자를 실시한 데 반해 외환위기 이후에는 자본재 상대가격을 중심으로 한 비용요인에 대한 고려를 시작한 것으로 나타난다. 이는 결국 외환위기를 전후로 기업들의 투

22) 외환위기 이전과 이후를 1985~97년과 1998~2003년 기간으로 나누거나 혹은 1998년을 제외하고 재추정하여도 추정치의 규모는 크게 달라지지 않는 것으로 나타난다.

자폐턴이 점차 효율성을 제고하는 방향으로 변모하였음을 의미한다는 점에서 본고의 분석 결과와 연관성이 높다고 볼 수 있다.

자본재에 대한 전력사용도의 탄력성의 경우 외환위기 이전 시기에는 13.545이며, 이후 기간 동안에는 5.003인바, 최근 들어 자본재 사용의 효율성이 과거에 비하여 높아진 것으로 보인다. 그리고 생산요소 비중의 측면에서는 노동투입계수가 0.378에서 0.315로 대폭 감소한 반면, 중간재 및 설비의 투입계수가 증가한 것으로 나타난다. 양 시기를 비교해 보았을 때, 외환위기 이후에 설비투입계수와 체화 기술진보율이 동시에 높아졌다는 사실은 체화 기술진보가 총요소생산성 증가에서 차지하는 기여도 역시 상승했음을 암시한다.²³⁾

나. 학습비용효과 추정

한편, 새로운 설비가 대규모로 도입되는 경우 초창기에는 동 설비에 대한 경험 부족으로 인해 비효율적으로 운용될 가능성도 있다. Greenwood and Yorukoglu(1997)는 새로운 설비에 대한 학습효과가 충분한 효과를 내기에는 일정 기간이 필요하며, 이러한 점이 일정한 도입비용으로 작용한다고 주장한다. 특히 새로운 기술이 체화된 설비를 대규모로 도입하는 경우에는 적어도 단기적으로 생산성의 둔화를 가져올 수 있다는 점을 제시하였다.

대규모 설비투자에 따르는 학습비용은 Sakellaris and Wilson(2004)을 따라 다음과 같은 방식으로 고찰해 본다. 우선 특정 연도의 신규 설비투자액이 같은 연도 기업의 전체 자본스톡에서 차지하는 비중이 20% 이상인 경우에 대해 향후 3년간에 대한 더미변수도 추가로 생성하여 추정식에 포함시켰다.

<Table 3>에는 신규 설비투자액이 같은 연도 기업의 전체 자본스톡에서 차지하는 비중이 20% 이상이었던 당해 연도와 그 후 연속적인 3년에 대한 더미를 추가한 추정 결과가 나타나 있다. 추정 결과에 따르면, 외환위기 이전 기간에는 대규모 설비투자에 따른 학습비용이 실제로 존재하는 것으로 보이는 반면, 외환위기 이후 기간에는 통계적

23) 한편, 본 논문에서는 지면 관계상 생략하였으나, 비체화 기술진보의 대리변수인 산업별 추세에 대한 추정계수는 외환위기 이전 시기에는 규모 면에서 석유석탄(5.3%), 자동차(4.8%), 음식료품(3.1%) 등의 순으로 나타난 반면, 외환위기 이후에는 IT기기(7.0%), 반도체(6.6%), 전자부분품(6.3%), 자동차를 제외한 수송기계(5.4%) 등의 순으로 나타나, 산업생산 면에서 구조적 변화가 나타나고 있음을 암시한다.

〈Table 3〉 Embodied Technological Change with Learning Effects

Variable (coefficient)	Whole Period (1985~2003)	Before the Crisis (1985~1996)	After the Crisis (1997~2003)
Embodied Tech. Change(γ)	0.154(0.010)	0.078(0.013)	0.184(0.014)
Labor(β)	0.354(0.001)	0.379(0.002)	0.315(0.002)
Intermediates(θ)	0.597(0.001)	0.580(0.001)	0.623(0.002)
Machinery & Equipment(α)	0.048(0.001)	0.047(0.001)	0.050(0.001)
Non-residential Construction(η)	0.055(0.001)	0.051(0.001)	0.058(0.001)
Energy Usage(τ)	8.022(0.368)	16.877(2.353)	4.942(0.189)
lead1	-0.007(0.001)	-0.015(0.003)	0.007(0.002)
lead2	-0.007(0.001)	-0.013(0.003)	0.002(0.002)
lead3	-0.007(0.001)	-0.013(0.003)	-0.000(0.002)
No. of Observations	311,781	179,428	132,353
adjusted R^2	0.9619	0.9626	0.9614

으로 유의한 수준의 학습비용효과가 나타나지 않고 있다.

한편, <Appendix Table 1>에는 신규 설비투자액의 비중을 30% 및 50% 이상으로 하여 재추정한 결과가 나타나 있다. <Table 3>과 <Appendix Table 1>에 나타나 있는 결과를 종합해 보면, 신규 설비투자를 대규모로 하면 할수록 학습비용효과가 크다는 점이 발견되며, 아울러 시간이 지나면 지날수록 학습비용효과가 축소되는 것으로 나타난다.

다. IT산업 vs 비IT산업 추정 결과

표학길·이근희·하봉찬(2005)은 산업별로 IT자본의 축적도가 매우 상이하게 나타나며, 특히 정보통신산업과 서비스업을 중심으로 IT자본의 축적이 빠르게 진행됨을 제시하고 있다. 따라서 앞서의 체화 기술진보율 추정치가 컴퓨터기기, 반도체 등 일부 IT 관련 산업에 의해 나타난 결과일 수도 있다. 이에 본 연구에서는 이들 IT 관련 산업을 표본에서 제외하고 생산함수를 다시 추정하였으며, 그 결과가 <Table 4>에 나타나 있다. 동 결과를 <Table 1>에 나타난 전체 제조업 대상 추정 결과와 비교해 보면, 기간별 혹은 전체 기간에 대해 IT산업을 제외하는 경우가 전체 제조업을 대상으로 한 경우에 비해 체화 기술진보율이 다소 낮아지는 것으로 나타났다. 그러나 전체적인 체화 기술진보율의

〈Table 4〉 Estimation Results for Non-IT Industries

Variable (coefficient)	Whole Period (1985~2003)	Before the Crisis (1985~1996)	After the Crisis (1997~2003)
Embodied Tech. Change(Υ)	0.146(0.010)	0.068(0.013)	0.178(0.014)
Labor(β)	0.351(0.001)	0.376(0.002)	0.312(0.002)
Intermediates(Θ)	0.600(0.001)	0.584(0.001)	0.625(0.002)
Machinery & Equipment(α)	0.048(0.001)	0.047(0.001)	0.051(0.001)
Non-residential Construction(η)	0.055(0.001)	0.051(0.001)	0.058(0.001)
Energy Usage(τ)	8.500(0.418)	20.507(3.532)	5.081(0.201)
lead1	-0.008(0.001)	-0.015(0.002)	0.006(0.002)
lead2	-0.008(0.001)	-0.014(0.002)	0.002(0.002)
lead3	-0.007(0.001)	-0.014(0.002)	-0.001(0.002)
No. of Observations	303,608	174,671	128,937
adjusted R^2	0.9617	0.9624	0.9610

〈Table 5〉 Estimation Results for IT Industries

Variable (coefficient)	Whole Period (1985~2003)	Before the Crisis (1985~1996)	After the Crisis (1997~2003)
Embodied Tech. Change(Υ)	0.424(0.153)	0.285(0.196)	0.480(0.264)
Labor(β)	0.448(0.009)	0.474(0.011)	0.418(0.014)
Intermediates(Θ)	0.519(0.006)	0.490(0.008)	0.566(0.010)
Machinery & Equipment(α)	0.039(0.005)	0.039(0.006)	0.034(0.007)
Non-residential Construction(η)	0.046(0.005)	0.047(0.006)	0.044(0.008)
Energy Usage(τ)	6.151(0.316)	8.025(4.372)	3.998(1.346)
lead1	0.010(0.009)	0.006(0.012)	0.026(0.014)
lead2	0.022(0.009)	0.026(0.012)	0.017(0.014)
lead3	0.017(0.009)	0.014(0.012)	0.018(0.014)
No. of Observations	8,173	4,757	3,416
adjusted R^2	0.9664	0.9659	0.9687

추정치가 크게 변화하지는 않으나, IT 관련 산업 이외에서도 기술진보에 의한 자본재의 품질 향상이 지속적으로 이루어지고 있음을 시사한다.

한편, <Table 5>에는 IT 관련 산업만을 대상으로 한 추정 결과가 나타나 있다. 예상한

바와 같이 이들 산업에서의 체화 기술진보는 타 산업들에 비해 현저하게 높은 수준으로 진행되고 있다. 특히 외환위기 이전의 체화 기술진보율은 통계적으로 유의성을 보이지 않은 반면, 외환위기 이후 기간은 체화 기술진보율의 추정치 자체가 48.0%로 매우 높은 수준일 뿐만 아니라 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.

<Appendix Table 2>에는 주요 산업별 회귀분석 결과가 나타나 있다. 예상한 바와 같이 전체 분석기간을 기준으로 주요 IT산업인 IT기기, 가전기기, 전자부분품 등에서 체화 기술진보율이 높게 나타났으며, 그 다음으로 섬유 및 의복, 정밀기기, 자동차 등의 순이다. 특히 외환위기 이후 기간 중 이와 같은 IT기기, 가전기기, 전자부분품 등의 산업에서 체화 기술진보가 현저히 나타나고 있다.

라. IT 고이용 산업 vs 저이용 산업 추정 결과

설비투자는 기본적으로 생산과정의 중간 투입물로 활용되는 것으로서 상대적으로 체화 기술진보가 큰 중간재의 활용 비중이 클수록 생산성 향상도가 높을 것으로 예상할 수 있다. 이와 같은 맥락에서 본 논문에서는 정보통신재를 중간재로 활용하는 비중에 따라 IT 고이용 산업과 저이용 산업으로 분류한 후 각각에 대해 체화 기술진보율을 추정한다. IT 기술의 이용 정도에 따른 산업분류는 표준산업분류에 의거한 김남희·김기홍(2009)의 분류방식을 채택하였는데, 구체적인 산업분류는 <Appendix Table 3>에 제시되어 있다.

분석 결과에 따르면, <Table 6>과 <Table 7>에 나타나 있는 바와 같이 IT 고이용 산업이 저이용 산업에 비해 체화 기술진보의 수준이 높은 것으로 분석되었다.

다만, 한 가지 특이한 사항은 IT 고이용 산업의 설비투입계수의 추정치가 저이용 산업에 비해 낮은 반면, 노동 및 중간재 투입계수는 상대적으로 더 높다는 점이다. 이는 IT 고이용 산업이 저이용 산업에 비해 체화 기술진보의 속도는 빠르지만, 상대적으로 설비자본의 활용도는 오히려 낮음을 의미한다.

마. 체화 기술진보의 생산성 향상 기여도 추정

마지막으로, 본 논문에서 추정한 체화 기술진보율을 바탕으로 체화 기술진보의 전체 총요소생산성 향상 기여도를 고찰해 보기로 한다. 우선 한국은행이 발표하는 자본재 디플레이터가 체화 기술진보를 충분히 반영하고 있다는 가정하에 광공업통계자료에 포함

〈Table 6〉 Estimation Results for the Industries with High IT Usage

Variable (coefficient)	Whole Period (1985~2003)	Before the Crisis (1985~1996)	After the Crisis (1997~2003)
Embodied Tech. Change(γ)	0.222(0.030)	0.142(0.040)	0.271(0.044)
Labor(β)	0.369(0.003)	0.391(0.005)	0.341(0.005)
Intermediates(θ)	0.611(0.003)	0.603(0.004)	0.621(0.004)
Machinery & Equipment(α)	0.037(0.001)	0.035(0.002)	0.040(0.002)
Non-residential Construction(η)	0.040(0.001)	0.034(0.002)	0.047(0.002)
Energy Usage(τ)	7.191(0.751)	20.544(9.163)	4.093(0.326)
lead1	-0.011(0.003)	-0.018(0.004)	0.004(0.005)
lead2	-0.007(0.003)	-0.008(0.004)	-0.005(0.004)
lead3	-0.008(0.003)	-0.015(0.004)	0.002(0.004)
No. of Observations	53,063	29,403	23,660
adjusted R^2	0.9704	0.9717	0.9691

〈Table 7〉 Estimation Results for the Industries with Low IT Usage

Variable (coefficient)	Whole Period (1985~2003)	Before the Crisis (1985~1996)	After the Crisis (1997~2003)
Embodied Tech. Change(γ)	0.143 (0.011)	0.066 (0.014)	0.171 (0.015)
Labor(β)	0.352 (0.002)	0.377 (0.002)	0.313 (0.002)
Intermediates(θ)	0.594 (0.001)	0.578 (0.001)	0.621 (0.002)
Machinery & Equipment(α)	0.049 (0.001)	0.048 (0.001)	0.052 (0.001)
Non-residential Construction(η)	0.058 (0.001)	0.054 (0.001)	0.061 (0.001)
Energy Usage(τ)	8.078 (0.411)	28.864 (3.265)	4.881 (0.201)
lead1	-0.006 (0.002)	-0.014 (0.002)	0.008 (0.003)
lead2	-0.007 (0.002)	-0.017 (0.002)	0.004 (0.002)
lead3	-0.007 (0.002)	-0.013 (0.002)	-0.002 (0.002)
No. of Observations	258,718	150,025	108,693
adjusted R^2	0.9606	0.9613	0.9601

되어 있는 설비자본스톡자료를 자본재 디플레이터로 실질화한 후 연앙액을 구해 총요소 생산성을 추정해 보자. 총요소생산성은 전체 패널자료 혹은 연도별 횡단면 자료를 각각 이용하여 일반적인 생산함수식을 추정하고, 여기에서 산출되는 잔차항을 시간 추세선과

<Table 8> The Annual TFP Growth Rate Due to Disembodied Technological Change

Method for Constructing Capital Stock	Panel data	Cross-section data
A	2.42%p	1.80%p
B	2.27%p	1.33%p
C	1.83%p	1.14%p

Note: A - The average of year-start capital stock and year-end capital stock (capital goods deflator applied).

B - Perpetual Inventory Method (capital goods deflator applied).

C - Embodied technological progress and capital utilization also considered (Non-durable consumer goods deflator applied).

고정계수에 대해 회귀분석을 실시하여 도출한다. 이 경우 <Table 8>의 A에 나타나 있는 바와 같이, 총요소생산성은 패널자료에서는 연평균 2.42%p, 횡단면 자료에서 추출되는 경우는 1.80%p로 나타났다.

한편, 총요소생산성 증가 중 체화 기술진보의 기여도를 다음의 식 (13)에 나타나 있는 방식으로 도출할 수 있다.²⁴⁾

$$g_A = g_Z + \alpha_J (g_J - g_K) \quad (13)$$

여기서 g_A 는 총요소생산성의 증가율, g_Z 는 비체화 기술진보율이며, g_J 는 체화 기술진보를 고려한 유효단위(efficiency unit) 기준의 자본스톡 증가율을 의미한다. 그리고 g_K 는 설비투자의 기능 향상을 전혀 고려하지 않은 단순한 물량 단위(physical unit) 기준의 자본스톡 증가율로 정의한다. 이 경우 자본스톡은 연도별 설비투자액에 감가상각을 고려한 후 비내구 소비재 가격지수로 나눈 합계액이다.

본 연구에서 추정된 13.7%의 체화 기술진보율을 식 (11)에 반영하여 유효자본스톡을 구축하면 동 자본스톡의 연평균 증가율은 17.7%p로 나타난다. 반면, 설비투자의 기능 향상을 전혀 고려하지 않은 자본스톡의 증가율은 7.2%p이다. 이 수치를 <Table 1>에 나타난 설비투입계수(0.046)와 함께 식 (13)에 적용하면, 체화 기술진보에 의한 총요소생산성은 연평균 0.49%p이다. 따라서 <Table 8>에 나타난 바와 같이 비체화 기술진보에 의한 연평균 총요소생산성 증가가 1.83%p라면, 생산성 증가 전체에서 차지하는 체화 기

24) 이는 $Y_t = z_t J_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ 형태의 생산함수를 가정하여 도출된 식이다.

술진보의 기여분은 21.1%가 된다. Sakellaris and Wilson(2004), Greenwood, Hercowitz, and Krusell(1997) 등이 미국 제조업 내 체화 기술진보의 총요소생산성 증가에 대한 기여도를 60%선으로 추정된 것을 감안해 볼 때, 우리는 상대적으로 기여도가 낮은 것으로 파악되며, 이는 체화 기술진보율이 매우 낮아서가 아니라, 설비투자가 생산에서 차지하는 비중이 낮다는 점에 기인한 바가 크다고 판단된다.

IV. 결 론

본 논문에서는 1985~2003년 기간 중 우리나라 개별 공장 수준의 미시자료를 대상으로 우리나라 제조업체의 체화 기술진보율을 추정하였다. 본 연구의 주요 분석 결과를 요약해 보면, 우선 우리나라 제조업의 체화 기술진보율은 분석기간 동안 연평균 13.7% 수준으로서 Sakellaris and Wilson(2004)이 추정한 미국의 제조업 추정치인 16.9%에 비해 다소 낮은 수준인 것으로 나타났다. 기간별로는 외환위기 이후 기간의 체화 기술진보율이 이전 기간에 비해 대폭 상승한 것으로 추정되었다. 한편, 기업특성별로는 외환위기 이후의 기간을 중심으로 IT산업이 비IT산업에 비해, 그리고 IT 고이용 산업이 저이용 산업에 비해 상대적으로 체화 기술진보율이 높은 것으로 파악되었다. 이와 같은 결과는 최근 설비투자의 전반적인 둔화세가 지속되고 있는 가운데, 설비투자의 구성 면에서 정보통신부문을 중심으로 질적 향상이 진행되어 왔음을 시사한다.

한편, 추정 결과에 따르면, 체화 기술진보가 우리나라 제조업 생산성에 미치는 영향도는 연평균 0.49%p로서 전체 총요소생산성 증가에 대한 기여도는 21% 수준인 것으로 나타난다. 반면, 미국은 체화 기술진보의 기여도가 60%를 상회하는데, 이는 우리나라의 체화 기술진보율 수준은 미국과 비슷하나, 미국에 비해 설비투자가 생산에서 차지하는 비중이 낮아 생산성 증가 기여도가 상대적으로 낮게 나타난 것으로 파악된다.

본 논문은 미시자료를 이용하여 우리나라 제조업의 체화 기술진보율을 실증분석한 선행 연구 중의 하나라는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 그러나 한편으로는 필자의 연구축적 미흡으로, 다른 한편으로는 현재의 관련 문헌들에서 드러나는 한계점으로 인해, 본 연구의 추정 결과는 후속 연구의 진행을 통해 지속적인 재검증 및 보완이 있어야 할 것으로 판단된다.

우선, 첫째 본 논문에서는 개별 제조업의 체화 기술진보를 추정하는 과정에서 비체화 기술진보율을 산업별 시간 추세선으로 고정하여 추출하였다. 이는 비체화 기술진보를 추정하는 일반적인 방식 중의 하나이긴 하나, 기실 시간 추세선 이외에 나타나는 비체화 기술진보의 연도별 변화분을 고려하지 않음으로써 추정상의 편의가 발생했을 가능성이 매우 높다. 물론 이와 같은 편의를 최소화하는 방식으로 자본재의 상대가격을 직접적으로 활용하여 체화 기술진보율을 추정하는 가격지수 접근법을 고려해 볼 수 있는데, 앞서 제기한 바와 같이 우리나라 설비투자에 대한 신뢰성 있는 유효가격지수 정보가 부재하므로 현시점에서는 이를 분석에 반영하지 못하였다.

둘째, 회귀분석을 통한 대부분의 생산함수 추정에서 나타나듯이, 본 연구의 추정치는 역인과관계(reverse causality)에 의한 내생성 문제(endogeneity problem)를 안고 있다.²⁵⁾ 가령 기업의 신규 설비 도입이 생산성 향상으로 이어지기도 하지만, 역으로 기업의 생산량이 늘어나면 기업이 투자를 늘릴 유인이 크다는 점에서 볼 때, 추정치에 상당한 편의가 존재할 가능성을 배제하지 못한다.²⁶⁾ Sakellaris and Wilson(2004) 방식으로 추정된 미국 제조업에 대한 체화 기술진보율이 정상상태에서의 장기 경제성장률을 비현실적으로 높은 수준으로 예측하는 점도 상당 부분 내생성 문제로 인한 과대추정의 결과일 가능성이 높다.²⁷⁾ 이러한 내생성 문제를 줄이는 차원에서 비선형 도구변수 추정방식(non-linear instrumental variable estimation)을 활용하는 방안도 고려해 볼 수는 있으나, 적절한 도구변수를 찾는 것이 현실적으로 쉽지 않은 일이다. 특히 식 (16)에서처럼 추정계수의 숫자가 많으면 많을수록 그 어려움은 가중된다.²⁸⁾ 필자는 추후 심층적인 후속 연구를 통해 역인과관계에 따른 내생성 문제를 완화할 수 있는 방안을 고려해 볼 예정이다.

셋째, 식 (11)에 나타나 있듯이, 감가상각률을 어떻게 가정하느냐에 따라 체화 기술진보율의 추정에 지대한 영향을 미칠 수 있다. 설비의 유지·보수 비용도 생산과정에서 기업의 판단에 따라 내생적으로 결정됨을 고려해 볼 때, 감가상각률 역시 회귀분석에서

25) Griliches and Mairesse(1995)를 참조 바람.

26) 이러한 인식하에 필자는 본 연구의 결과를 해석하는 데에 있어 가급적 추정치 자체의 절대적인 규모보다는 기간별, 산업별 혹은 국가별 상대적인 비교에 초점을 맞추고 있다. 이는 동일한 추정식에서 발생하는 내생성 문제의 정도가 기간별, 산업별 및 국가별로 그리 크지 않을 것이라는 가정에 기반을 둔다.

27) 생산함수 추정에서의 선택편의(selection bias) 문제도 높은 체화 기술진보율 추정치의 한 요인일 것으로 유추해 볼 수 있다.

28) Sakellaris and Wilson(2004)은 이에 대한 대안으로 산업 수준의 수치를 외생적으로 고정시켜 추정식의 추정계수 숫자를 줄인 후 NLIV 방식을 이용하여 요소투입계수를 재추정하였으나, 내생성 문제를 충분히 해결하는 데는 실패한 것으로 판단된다.

내생적으로 추정함이 이상적일 것이다. 그러나 Hall(1968)이 제시한 바와 같이, 현실적으로 감가상각률과 체화 기술진보율을 동시에 추정하는 것은 불가능한바, 가급적 신뢰성 높은 감가상각률 수치를 추정식에 적용하는 것이 가능한 차선택이라 볼 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이, Sakellaris and Wilson(2004)은 BLS와 FRB에서 사용하는 감가상각 방식을 이용한 반면, 본 연구에서는 표학길 편(2000)의 수치를 이용하여 미국 BEA에서 사용하는 기하분포적 정률법(geometric depreciation rate) 방식을 활용하였다. BLS/FRB 방식은 BEA 방식에 비해 전반적으로 낮은 감가상각률이 적용되며, 특히 설비의 수명에서 초창기에 감가상각되는 부분이 상대적으로 적게 나타나는 것이 특징이다. Sakellaris and Wilson(2004)은 BEA 방식에 입각하여 자본재에 12.1%의 감가상각률을 일률적으로 적용한 경우의 추정치도 제시하고 있는데, BLS/FRB 방식에 비해 매우 낮은 수준의 체화 기술진보율이 도출되었다.²⁹⁾ 이는 결국 감가상각률의 규모나 구축방식이 체화 기술진보율의 추정에 상당한 영향을 미침을 시사한다. 향후 BLS/FRB 방식의 적용 등 보다 다양하고 엄밀한 감가상각률 방식의 도입을 통해 본 연구의 추정 결과를 재검증해 보아야 할 것이다.

넷째, 표본의 대표성 문제도 본 연구의 한계점 중의 하나라 할 수 있다. 본고에서는 개별 기업이 설립된 이후 일정 시점까지의 모든 설비투자 정보를 얻어내기 위해 1980년 이후 설립되고 최소 4년 이상 연속으로 존속한 모든 공장·연도 계측치만으로 불균형 패널을 구축하였다. 이러한 방식의 통계자료 구축은 추정의 엄밀성을 높이기 위한 불가피한 선택이기는 하나, 결과적으로 대기업을 중심으로 1980년 이전에 설립된 기업들이 누락되어 있는 등 선택편의(selection bias)의 문제가 초래된다. 이에 대해서도 통계자료의 보다 심층적인 분석 및 관련 변수의 구축을 통해 보완해 나가기로 한다.

29) 필자는 Sakellaris and Wilson(2004)과 같이 12.1%의 감가상각률을 적용하여 체화 기술진보율 등을 재추정해 보았는데, 본고에 제시한 추정치의 규모나 해석과 커다란 차이가 없음을 확인하였다.

참 고 문 헌

- 김남희 · 김기홍, 「정보통신기술의 사용이 산업의 생산성에 미치는 영향분석: 산업의 정보통신 기술 이용도를 중심으로」, 『국제통상연구』, 제14권 제1호, 한국국제통상학회, 2009. 2, pp.57~84.
- 김동석, 「생산성 분석」, 『한국의 산업경쟁력 종합연구』, 연구보고서 2003-07, 한국개발연구원, 2003.
- 김봉기 · 김정훈, 「설비투자행태의 구조변화 분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2006. 1.
- 박세령 · 한영옥, 「설비투자의 질적 개선이 성장에 미친 영향: 체화 기술진보의 생산성 제고 효과를 중심으로」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008. 3, pp.23~48.
- 오승곤 · 김성환, 「국내 설비투자 결정요인의 변화분석」, 『산은조사월보』, 한국산업은행, 2005.
- 이영수 · 정용관, 「ICT의 성능대비 가격지수와 경제성장 기여도에 관한 연구」, 『정보통신정책 연구』, 제11권 제2호, 정보통신정책학회, 2004.
- 이익노, 「헤도닉 기법을 이용한 품질조정 물가지수 작성 결과」, 『계간 국민계정』, 제3호, 한국은행, 2003.
- 임경목, 『기업의 설비투자 행태 변화 분석』, 정책연구시리즈 2005-15, 한국개발연구원, 2005.
- 표학길 · 김종일 · 이진면, 「한국의 산업별 · 자산별 자본스톡추계(1953~2000)」, 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원, 2003.
- 표학길 · 이근희 · 하봉찬, 「IT 자본집약도별 총산출 성장회계 및 생산성 분석(1980~2002)」, 한국경제학회, 2005.
- Bahk, B-H and M. Gort, “Decomposing Learning by Doing in New Plants,” *The Journal of Political Economy* 101(4), 1993, pp.561~583.
- Barrios, S. and E. Strobl, “Learning by Doing and Spillovers: Evidence from Firm-Level Panel Data,” *Review of Industrial Organization* 25, 2004, pp.175~203.
- Benhabib, J. and A. Rustichini, “A Vintage Capital Model of Investment and Growth: Theory and Evidence,” in R. Becker, M. Boldrin, R. Jones, and W. Thompson (eds.), *Growth, General Equilibrium and International Trade II: The Legacy of Lionel McKenzie*, San Diego: Academic Press, 1993.
- Boucekkine, R. et al., “The Importance of the Embodied Question Revisited,” mimeo, 1999.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, and S. Rebelo, “Capital Utilization and Returns to Scale,” *NBER Macroeconomics Annual* 1995, 1995.
- _____, “Obsolescence and Modernization in the Growth Process,” *Journal of Development Economics* 77, 2005, pp.153~171.

- _____, "Embodied Technological Change, Learning-by-doing and the Productivity Slowdown," *Scandinavian Journal of Economics* 105, 2003, pp.87~98.
- Caselli, F. and J. Feyrer, "The Marginal Product of Capital," NBER Working Paper, No. 11551, 2005.
- Coe, D. T. and E. Helpman, "International R&D Spillovers," *European Economic Review* 39, 1995, pp.859~887.
- Cummins, J. G. and G. L. Violante, "Investment-specific Technological Change in the United States (1947-2000): Measurement and Macroeconomic Consequences," *Review of Economic Dynamics* 5, 2002, pp.243~284.
- Doms, M. and T. Dunne, "Capital Adjustment Patterns in Manufacturing Plants," *Review of Economic Dynamics* 1, 1998, pp.409~429.
- Eaton, J. and S. Kortum, "Trade in Capital Goods," *European Economic Review* 45(7), 2001, pp.1195~1235.
- Federke, J., "Investment in Fixed Capital Stock: Testing for the Impact of Sectoral and Systemic Uncertainty," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66(2), 2004, pp.165~187.
- Gordon, R. J., *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press, 1990.
- Jorgenson, D. W., "The Embodiment Hypothesis," *Journal of Political Economy* 74(1), 1966, pp.1~17.
- Gort, M. and R. Wall, "Obsolescence, Input Augmentation, and Growth Accounting," *European Economic Review* 42, 1998, pp.1653~1665.
- Greenwood, J. *et al.*, "The Role of Investment-specific Technological Change in the Business Cycle," *European Economic Review* 44, 2000, pp.91~115.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic, "Accounting for Growth," RCER Working Paper, No. 475, University of Rochester, 2000.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell, "Long-run Implications of Investment-specific Technological Change," *American Economic Review* 87(3), 1997, pp.342~362.
- Greenwood, J. and M. Yorukoglu, "1974," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 46, 1997, pp.49~95.
- Griliches, Z. and J. Mairesse, "Production Functions: The Search for Identification," NBER Working Paper, No. 5067, 1995.
- Hall, R., "Technical Change and Capital from the Point of View of the Dual," *Review of Economic Studies* 35(1), 1968, pp.34~46.
- Hobijn, B., "Identifying Sources of Growth," Federal Reserve Bank of New York, mimeo, 2000.
- Hobijn, B., A. M. Oviedo, and A. Vasan, "Embodied Technological Change in US Manufacturing," Federal Reserve Bank of New York, mimeo, 2002.
- Hopenhayn, H. A. and P. A. Neumeyer, "Markets and Growth in Latin America," mimeo, 2000.
- Hornstein, A. and P. Krusell, "Can Technology Improvements Cause Productivity Slowdown?"

- NBER Macroeconomics Annual 1996*, 1996.
- Hulten, C., "Growth Accounting When Technical Change is Embodied in Capital," *American Economic Review* 82(4), 1992, pp.964~980.
- Hsieh, C-T and P. J. Klenow, "Relative Prices and Relative Prosperity," NBER Working Paper, No. 9701, 2005
- Jorgenson, D. W. and Z. Griliches, "The Explanation of Productivity Change," *Review of Economic Studies* 34, 1967, pp.249~283.
- Jovanovic, B. and R. Rob, "Solow vs Solow: Machine Prices and Development," NBER Working Paper, No. 5871, 1997.
- Kirova, M. S. and R. E. Lipsey, "Measuring Real Investment: Trends in the United States and International Comparisons," Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Jan/Feb. 1998
- Kosempel, S., "Capital Mobility in an Open Economy Model with Embodied Productivity Growth," University of Guelph, mimeo, 2005.
- Lee, J-K and C. D. Kolstad, "Is Technical Change Embodied in the Capital Stock or New Investment?" *The Journal of Productivity Analysis* 5, 1994, pp.385~406.
- Licandro, O. *et al.*, "The Measurement of Growth under Embodied Technical Change," mimeo, 2001.
- Lloyd-Ellis, H., "On the Role of Embodied and Investment-specific Technological Change in the New Economy: A Survey," 2001.
- Nelson, R., "Aggregate Production Functions and Medium-Range Growth Projections," *American Economic Review* 54(5), 1964, pp.575~606.
- Oulton, N., "Investment-specific Technological Change and Growth Accounting," Bank of England Working Paper, No. 213, 2004.
- Pakko, M. R., "Investment-specific Technology Growth: Concept and Recent Estimates," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Nov/Dec. 2002.
- _____, "The High-Tech Investment Boom and Economic Growth in the 1990s: Accounting for Quality," *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Mar/Apr. 2002.
- Phelps, E., "The New View of Investment: A Neoclassical Analysis," *Quarterly Journal of Economics* 76, 1962, pp.548~567.
- Petropoulos, W., "Industry Productivity Dynamics and Unmeasured Capital Utilization," University of Michigan, mimeo, 1999.
- Sakellaris, P., "Patterns of Plant Adjustment," *Journal of Monetary Economics* 51, 2004, pp.424~450.
- _____, "Embodied Technological Change and Measurement: Old- and New-Economy Issues," mimeo, 2005.
- Sakellaris, P. and F. Visselaar, "Capital Quality Improvement and European Growth: Source of Growth," *Economic Policy*, April 2005.

- Sakellaris, P. and D. J. Wilson, "Quantifying Embodied Technological Change," *Review of Economic Dynamics* 7, 2004, pp.1~26.
- Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 70(1), 1956, pp.56~94.
- _____, "Investment and Technical Progress," in K. J. Arrow *et al.* (eds.), *Mathematical Methods in the Social Science*, Stanford University Press, 1959.
- Tokui, J. *et al.*, "Embodied Technological Progress and Productivity Slowdown in Japan," RIETI Discussion Paper Series 08-E-017, 2008.
- Whelan, K., "A Guide to the Use of Chain Aggregated NIPA Data," *Review of Income and Wealth* 48(2), 2000, pp.217~233.

〈Appendix Table 1〉 Estimation Results for Learning Effects

Variable (coefficient)	New Investment Accounting for More Than 30% of Capital Stock	New Investment Accounting for More Than 50% of Capital Stock
Embodied Tech. Change(γ)	0.154(0.010)	0.154(0.010)
Labor(β)	0.353(0.001)	0.353(0.001)
Intermediates(θ)	0.597(0.001)	0.597(0.001)
Machinery & Equipment(α)	0.048(0.001)	0.048(0.001)
Non-residential Construction(η)	0.055(0.001)	0.055(0.001)
Energy Usage(τ)	7.972(0.363)	7.864(0.350)
lead1	-0.009(0.002)	-0.017(0.002)
lead2	-0.009(0.002)	-0.012(0.002)
lead3	-0.006(0.002)	-0.006(0.002)
No. of Observations	311,781	311,781
adjusted R^2	0.9619	0.9619

〈Appendix Table 2〉 NLLS Estimation Results by Industry

Industry	Whole Period (1985~2003)	Before the Crisis (1985~1996)	After the Crisis (1997~2003)
Beverage and Foods	-0.071 ^c (38,321)	-0.157 ^c (23,596)	-0.015 (14,725)
Textile and Clothing	0.294 ^c (50,194)	0.208 ^c (31,971)	0.299 ^c (18,223)
Paper Products	0.234 ^c (17,877)	0.192 ^b (10,379)	0.239 ^c (7,498)
Chemical Products	0.099 ^c (39,726)	-0.050 (20,872)	0.177 ^c (18,854)
Petroleum/Coal	0.568 (793)	0.125 (526)	1.033 (267)
Non-metallic Products	0.002 (23,254)	-0.141 ^c (14,509)	0.192 ^c (8,745)
Basic Metals	0.184 ^c (11,048)	0.153 ^a (5,904)	0.208 ^c (5,144)
Metal Products	0.229 ^c (25,014)	0.119 ^b (12,666)	0.341 ^c (12,348)
General Machinery	0.152 ^c (30,402)	0.077 (14,958)	0.187 ^c (15,444)
Semi-conductor	0.230 (827)	0.017 (414)	0.400 (413)
Electronic Parts	0.309 ^c (15,191)	0.157 (7,626)	0.336 ^c (7,565)
IT-appliances	0.563 ^b (7,346)	0.360 (4,343)	0.601 ^a (3,003)
Electronic-appliances	0.459 ^c (2,898)	0.194 (1,716)	0.560 ^b (1,182)
Transport Equipment - Automobile	0.228 ^c (10,851)	0.118 (5,553)	0.283 ^c (5,298)
Transport Equipment - Others	0.015 (3,740)	0.149 (2,243)	-0.034 (1,497)
Precision Equipment	0.271 ^b (5,334)	0.161 (2,854)	0.271 ^b (2,480)
Other Manufacturing	0.083 ^a (22,100)	-0.043 (14,246)	0.186 ^b (7,854)

Note: a, b and c indicate significance at a 10%, 5% and 1% level, respectively.
The number of observations are in parentheses.

〈Appendix Table 3〉 Industry Classification by IT-Usage

	Industry ID	Name
High-using Industry	18~19	Wearing Apparel; Dressing and Dyeing of Fur/ Tanning and Dressing of Leather; Manufacture of Luggage, Handbags, Saddlery, Harness and Footwear
	23	Coke, Refined Petroleum Products and Nuclear Fuel
	27	Basic Metals
	29	Machinery and Equipment n.e.c.
	33	Medical, Precision and Optical Instruments, Watches and Clocks
	34	Motor Vehicles, Trailers and Semi-trailers
Low-using Industry	15	Food Products and Beverages
	17	Textiles
	20	Wood and of Products of Wood and Cork, Except Furniture; Manufacture of Articles of Straw and Plaiting Materials
	21	Paper and Paper Products
	22	Publishing, Printing and Reproduction of Recorded Media
	24	Chemicals and Chemical Products
	25	Rubber and Plastics Products
	26	Other Non-metallic Mineral Products
	28	Fabricated Metal Products, Except Machinery and Equipment
	36	Manufacture of Furniture; Manufacturing n.e.c.

경제의 대외개방도 증가가 숙련 및 미숙련 부문의 고용에 미치는 영향

김 영 준

(상명대학교 금융경제학과 조교수)

Economic Openness and Labor Allocation between Skilled and
Less-skilled Sectors

Kim, Young-Joon

(Assistant Professor, Department of Economics and Finance, Sangmyung University)

* 본 연구는 「경제의 대외개방도 증가가 숙련 및 미숙련 부문의 고용에 미치는 영향」(『금융경제연구』, 제464호, 한국은행, 2011)을 수정·보완한 것임을 밝힌다.

** 김영준: (e-mail) yjnkim@smu.ac.kr, (address) 7 Hongji-dong, Chongro-gu, Seoul, 110-743, Korea

• Key Word: 고용구조(Employment Structure), 임금(Wage), 특화(Specialization), 지식확산(Knowledge Spillover), 개방(Openness)

• JEL Code: J22, J32

• Received: 2011. 8. 3 • Referee Process Started: 2011. 9. 14

• Referee Reports Completed: 2011. 12. 12

ABSTRACT

This paper consists of two parts. The first part introduces a simple endogenous growth model. It is based on Romer(1990), but extends the original model by incorporating individual workers skill heterogeneity. Based on the heterogeneity, the model has a labor allocation mechanism between skilled (research) and unskilled (production) sectors. Different from Romer(1990), the labor allocation is determined by both demand and supply conditions of the economy. The endogenous growth model presented in this paper shows how the shape of the distribution of human capital affects on the labor allocation, hence on the employment structure, wage profile and economic growth. The model can be extended to an open economy. With the heterogeneity, the extended model explains distributional effect as well as growth effect of the economic openness.

The second part provides empirical evidence in support of the extension part of the model presented in the first part. Based on the endogenous growth framework as proposed by Romer(1990) and Rivera-Batiz and Romer(1991), the model explains how economic openness affects labor allocation between skilled and unskilled sectors. According to the model, economic openness can affect labor allocation through two channels; knowledge spillover and specialization. First, the openness promotes knowledge spillover and hence increases the productivity of workers in the skilled sectors. This makes the economy employs more workers in the skilled sector. On the other hand, the openness causes global specialization which leads more employment in the skilled sector for the developed countries but at the same time, leads less employment in the skilled sector for the developing countries since the developing countries have comparative advantages in the unskilled sector. The empirical results obtained using cross country panel data in this paper support these two effects of knowledge spillover and specialization.

본 논문은 경제의 개방화 진전이 고용구조에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 주제를 다루고 있다. 이를 위해 본 논문은 경제주체의 이질성(heterogeneity)을 가미하여 Romer(1990)의 내생적 성장모형을 확장하였다. 이와 같은 이질성에 기반하여 본 모형은 한 경제의 고용구조(숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기)가 숙련노동의 수요 및 공급 조건에 따라 어떻게 결정되는지를 설명한다.

본 모형은 폐쇄경제에 기반하고 있으나 개방경제의 경우로 확장 가능하다. 개방경제의 경우로 확장된 모형에 따르면, 경제의 개방화 진전은 다음과 같은 두 가지 경로를

ABSTRACT

통해 고용구조에 영향을 미친다. 하나는 생산특화(specialization)를 통한 경로로서 개방 경제하에서 각국은 비교우위에 기반하여 부문별 생산량을 결정하는데, 이에 따라 부문별 노동수요가 결정되고 이는 고용구조에 영향을 미치게 된다. 다른 하나는 지식확산(knowledge spillover)을 통한 경로로서 경제의 개방화 진전은 지식확산을 촉진하는데, 이는 부문별 노동생산성에 영향을 미치고 따라서 고용구조에도 영향을 미치게 된다.

21개국의 국제패널자료를 이용하여 실증분석해 본 결과, 경제의 개방화 진전은 상기한 모형이 설명하는 바와 같이 위의 두 가지 경로를 통해 고용구조에 영향을 미침을 확인할 수 있었다.

I. 서론

본 논문은 경제의 개방화 진전이 노동시장의 고용구조에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 주제를 다루고 있다. 이를 위해서 본고에서는 대표적인 내생적 성장모형인 Romer(1990) 모형을 일부 변형하여 제반 경제여건의 변화가 경제성장뿐만 아니라 노동시장의 고용구조에 미치는 영향도 분석이 가능하도록 새로운 모형을 구성하였다. 이와 같이 내생적 성장모형에 기반하여 모형을 구성한 이유는, 한 경제의 기술진보과정 자체가 모형 내에서 구체적으로 설명되고 있는 내생적 성장모형의 특성이 경제의 질적인 구조변화과정을 경험하고 있는 우리 경제의 현상을 이해하고 이를 통해 정책적 시사점을 도출하는 데 도움이 될 것이라고 판단하였기 때문이다. 즉, 향후 우리 경제의 지속 가능한 성장을 위한 핵심 과제는 과거와 같은 빠른 속도의 자본축적이 아닌 인적자본의 개발 및 활용, 그리고 이를 통한 기술진보에 있으며, 이러한 주제를 종합적으로 다루기 위한 이론적 틀로서 내생적 성장모형이 유용하다고 생각하였다.

특히 이와 같이 기술진보의 과정을 명시적으로 고려하는 내생적 성장모형을 통해 고용구조의 변화를 설명하는 것은 최근 폭넓게 연구되고 있는 숙련 편향적 기술진보(skill biased technological change)의 주제와 관련해서도 의의가 있다. Acemoglu(1998, 2002) 등에서 볼 수 있는 바와 같이 숙련 편향적 기술진보이론 자체가 내생적 성장모형에 기반하고 있는데다 Krueger(1993), Berman *et al.*(1994), Card and DiNardo(2002), Choi and Jeong(2005), 신석하(2007) 등의 실증분석 결과도 기술진보의 숙련 편향성이 최근 미국, 한국 등 중진국 이상에서 공통적으로 나타나고 있는 임금 및 고용 구조의 변화 형태를 설명하는 주된 요인임을 시사하고 있기 때문이다.¹⁾ 한편, Feenstra and Hanson(1999, 2001) 등은 이와 같은 최근의 임금 및 고용 구조 변화의 상당 부분이 기술진보의 숙련 편향성뿐만 아니라 아웃소싱의 확산 등 범세계적인 경제의 대외개방도 증가와도 연관되어 있음을 주장하고 있다. 다만, 이러한 논의에 있어서 유의할 부분은 경제의 대

1) 이들의 연구에 따르면, 1980년대 이후(미국의 경우, 우리나라는 1990년대 중반 이후) 숙련노동 공급의 증가에도 불구하고 숙련노동에 대한 임금프리미엄이 상승한 것은 주로 컴퓨터 등 정보통신기술의 비약적인 발전 등 기술진보가 숙련 편향적으로 이루어진 데 기인하는 것으로 설명된다.

외개방도 증가는 헥셔올린 모형 등 전통적인 무역이론에서 설명하는 바와 같이 국가 간 비교우위에 기반한 생산물과 투입요소의 교역을 통해 임금 및 고용 구조에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 장기적으로는 지식확산과정을 통해 경제 전반의 기술진보 형태에도 영향을 미친다는 점을 간과할 수 없다는 데 있다. 즉, 지식의 확산이 강한 외부성으로 작용할 경우에는 전통적인 무역이론에서 설명하는 바와 달리 후진국이나 개발도상국에서도 숙련부문에 대한 수요 증대 및 이에 따른 숙련노동의 임금프리미엄 증가현상이 나타날 수 있다는 점이다. 이러한 점을 고려할 때, 경제의 대외개방도 증가가 고용 및 임금 구조, 기술진보와 경제성장 등에 미치는 중장기적인 효과를 종합적으로 분석하기 위해서는 기술진보의 과정을 명시적으로 다루는 내생적 성장모형을 활용할 필요가 있다.

이러한 최근의 논의를 고려하여 본 논문에서는 대표적인 내생적 성장모형인 Romer (1990) 모형을 변형하여 경제의 대외개방도 증가가 어떻게 생산특화 경로 및 지식확산 경로를 통해 고용구조에 영향을 미치는지 이론적 · 실증적으로 분석해 보고자 한다. 즉, 본 논문에서는 내생적 성장이론의 틀을 이용하여 대외개방에 따른 기술진보의 효과를 명시적으로 고려함으로써 기존의 무역이론이 지니고 있는 정태적인 분석의 한계를 보완하고, 보다 동태적인 관점에서 경제의 대외개방이 고용구조에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

필자가 생각하기에 본 논문의 기여는 크게 다음과 같은 두 가지이다. 첫째는 이론적인 부분으로서 본 논문을 통해 대표적 내생적 성장모형의 하나인 Romer(1990) 모형에 경제주체의 이질성을 가미한 모형을 소개하고, 이를 통해 기존의 Romer(1990) 모형에서는 다룰 수 없었던 경제성장(또는 기술진보)과 노동의 부문별(숙련 및 미숙련 부문) 분급과정 간의 관계가 설명될 수 있도록 하였다. 이는 최근에 많은 연구가 이루어지고 있는 숙련 편향적 기술진보(skill biased technological change) 이론과도 연관되는 부분으로 Acemoglu(2002)의 모형이 노동분급과정에서의 공급 측면만을 고려한 데 비해 본 논문의 모형은 수요와 공급 요인을 모두 고려하였다는 점에서 차이가 있다. 또한 본 논문에서는 Rivera-Batiz and Romer(1991)의 방법을 적용하여 개방경제의 경우로 모형을 확장하였는데, 이와 같이 확장된 모형을 통해 경제개방이라는 외부적 요인이 경제성장 및 노동의 부문별 분급과정에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴볼 수 있도록 하였다. 둘째는 실증적인 부분으로서 국제노동기구(ILO)의 국가별 · 직종별 고용 시계열 자료 및 국가 간 무역 자료, Coe and Helpman(1995) 등이 구축한 국가별 R&D stock 자료 등을 이용하여 상기한 이론모형의 현실 적합성을 검증해 보았다. 실증분석 결과, 경제의 대외개방

도 증가는 실제로 상기한 이론모형이 설명하는 바와 같이 고용구조에 영향을 미침을 확인할 수 있었다.

Romer(1990) 모형에서 한 경제의 기술수준은 생산 가능한 중간재 종류의 다양성 정도(number of variety)에 의해 대표되는데, 이는 곧 노동공급의 총량이 정해져 있는 상황에서 다양성의 정도가 클수록 경제는 더 많은 최종재를 생산·소비할 수 있음을 의미한다. 동 모형에서 노동은 크게 두 가지의 형태로 구분되는데, 하나는 연구개발자(researcher)로서 이들은 새로운 종류의 중간재를 발명함으로써 경제의 기술수준을 높이는 데 기여하며, 다른 하나는 최종재 생산자(final good producer)로서 이들은 주어진 기술수준하에서 중간재 및 노동 투입을 통해 최종재를 생산한다.

그러나 이와 같이 고용 형태가 연구개발 및 최종재 생산 등 두 부문으로 구분됨에도 불구하고 개별 근로자들의 이질적(heterogeneous)인 특성을 고려하지 않은 Romer(1990) 모형에서는 개별 근로자들이 각자의 특성에 따라 어떻게 이와 같이 상이한 두 노동부문에 고용되는지에 대해서는 설명하지 않는다. 즉, 동 모형에서는 외생적으로 주어진 한 경제의 노동 총량이 균형 상태에서 어떠한 비율로 연구개발 및 최종재 생산 등 두 부문으로 배분되는지에 대해서만 분석할 뿐 개별 근로자들의 입장에서 이들이 각자의 특성에 따라 어떻게 각각의 노동부문에 나뉘어 고용되는지에 대해서는 설명할 수 없다는 한계가 있다.

본고에서는 Romer(1990) 모형이 지닌 이와 같은 한계를 극복하고 한 경제의 고용구조가 개별 근로자들의 특성과 여타 제반 경제여건에 따라 어떻게 결정되는지를 살펴보기 위해 이질적인 경제주체의 가정을 가미하여 Romer(1990) 모형을 변형하였다. 즉, 본고에서 소개하고 있는 이질적인 경제주체에 기반한 내생적 성장모형에서는 개별 근로자들이 서로 상이한 수준의 기술을 지니고 있으며, 근로자들은 이러한 각자의 기술수준에 따라 자신이 종사할 고용부문(연구개발 및 최종재 생산)을 선택한다. 이때 각 부문의 임금이 여타 제반 경제여건에 의해 내생적으로 결정되므로 근로자의 선택도 이러한 제반 경제여건에 영향을 받게 되어 결국 한 경제의 고용구조가 내생적으로 결정되게 된다. 또한 동 모형은 한 경제의 장기균형 성장률이 이와 같은 고용구조의 함수로 표현된다는 특징이 있다.

Romer(1990) 모형과 마찬가지로 본고에서 소개하고 있는 모형도 기본적으로는 폐쇄경제(autarky)에 기반하고 있으나 개방경제의 경우로 확장이 가능하다.²⁾ 경제가 개방되면 최종재 및 중간재에 대한 교역이 이루어지는 한편 해외로부터의 지식확산(knowledge

spillover)이 발생하는데, 이는 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기 및 부문 간 임금 격차 등에 영향을 미치게 되며, 이에 따라 경제의 장기균형 성장률도 영향을 받게 된다.

경제개방이 고용구조³⁾에 영향을 미치는 과정을 살펴보면 다음과 같다. 경제개방으로 교역이 발생하면 이에 따라 각국의 최종재 생산부문에서는 타국으로부터의 중간재 수입을 통해 보다 많은 종류의 중간재를 이용할 수 있게 되는데, 이는 최종재 생산부문의 생산성을 높이는 효과가 있다. 또한 교역으로 인해 각 종류의 중간재 생산량이 늘어나면 이에 대한 특허권 사용료의 가격이 상승하게 된다. 따라서 경제가 개방되면 연구개발 및 최종재 생산 부문 모두에서 노동의 가치가 높아지게 되는데, 그 상대적인 크기는 한 국가의 축적된 지식의 총량 및 무역 형태 등에 따라 다르게 된다. 예를 들어 축적된 지식의 양이 많은 선진국의 경우는 상대적으로 연구개발(숙련)부문에 비교우위가 있으므로 경제개방 시 연구개발부문의 노동수요가 증대되는 반면 최종재 생산부문에 비교우위가 있는 개발도상국의 경우는 경제개방 시 최종재 생산(미숙련)부문의 노동수요가 상대적으로 늘어나게 된다.

위의 예는 생산특화(specialization)를 통한 경제개방의 효과를 설명한 것으로, 지식확산(knowledge spillover) 경로를 통해 경제개방이 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기에 영향을 미치는 과정도 생각해 볼 수 있다. 경제개방으로 지식확산이 활발히 일어나면 각국의 연구개발부문에서는 자국에서 축적된 지식뿐만 아니라 타국에서 축적된 지식도 활용할 수 있게 되어 연구개발부문의 생산성이 상승하게 된다. 따라서 경제개방에 따른 지식확산은 연구개발부문의 노동수요를 증대시킴으로써 선진국과 개발도상국 모두에서 숙련부문의 고용을 증대시키는 효과가 있다.

본고에서는 실제 자료를 이용하여 이와 같은 모형의 시사점을 실증적으로 확인해 보았다. 1970~2000년 기간 중 21개 OECD 국가들의 국제패널자료를 이용하여 실증분석해 본 결과, 상기한 이론모형을 통해 예측되는 바와 같은 형태로 경제개방(economic openness)이 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기에 영향을 미친다는 사실을 확

2) Rivera-Batiz and Romer(1991)는 내생적 성장모형을 기반으로 경제개방(economic openness)의 효과를 설명하기 위해 Romer(1990) 모형을 개방경제의 경우로 확장한 바 있는데, 본고에서도 이들의 아이디어를 따라 폐쇄경제를 기반으로 한 기본모형을 개방경제의 경우로 확장하였다.

3) 본고에서는 현재 우리 경제가 겪고 있는 고용문제를 해결하기 위해서는 무엇보다도 많은 수의 양질의 일자리를 창출하는 것이 중요하다고 판단하고 숙련(고학력·고임금 직종) 및 미숙련(저학력·저임금 직종) 부문의 상대적 고용규모에 초점을 맞추어 고용구조를 분석하였다. 즉, 본고에서의 고용구조는 숙련 및 미숙련 부문 간의 상대적 고용의 크기를 의미한다.

인할 수 있었다. 즉, 생산특화 경로를 통해 모형이 설명하는 바와 같이 지속적인 연구개발투자를 통해 축적한 지식의 양이 많은 나라일수록 숙련부문의 고용량이 상대적으로 큰데, 특히 무역을 통해 지식집약적인 상품의 수출을 활발히 하는 나라일수록 고용구조에 미치는 이러한 효과도 더욱 큰 것으로 나타났다. 또한 본 모형이 지식확산 경로를 통해 설명하는 바와 같이 해외로부터 유입되는 지식확산의 정도가 큰 나라일수록 숙련부문의 고용량이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.⁴⁾

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 폐쇄경제를 기반으로 한 기본모형을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 동 모형을 개방경제의 경우로 확장하고 이러한 모형을 통해 얻을 수 있는 시사점을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 방법과 결과를 소개한다. 제Ⅴ장에서는 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기본모형

본 장에서는 근로자의 고용부문(숙련 및 미숙련 부문)별 내생적 노동분급(allocation)과정을 설명하기 위해 개발된 성장모형을 소개한다. 본 장에서 소개하는 내생적 성장모형은 기존의 Romer(1990) 모형에 근로자의 이질성을 가미⁵⁾한 것으로 이러한 점을 제외하고는 Romer(1990) 모형의 구조를 그대로 따르고 있다.

이하에서는 먼저 동 모형의 기본구조를 간략히 설명하고 이를 통해 모형으로부터 경제의 장기균형이 어떻게 도출되는지를 보이도록 한다. 또한 이와 같이 도출된 장기균형의 의미와 이를 통해 얻을 수 있는 몇 가지 시사점에 대해서도 설명하고자 한다.

동 모형에 대한 보다 구체적인 설명에 앞서 모형의 기본가정들을 정리하면 다음과 같다. 첫째, Romer(1990) 등 기존의 내생적 성장모형의 일반적인 구조를 따라 노동시장은 크게 연구개발(숙련) 및 최종재 생산(미숙련) 등 두 종류의 고용부문으로 구분된다. 둘째, 모

4) 기존의 문헌들과 마찬가지로 본고에서도 연구개발투자를 통해 축적한 지식의 양은 국내 연구개발투자 스톡(Domestic R&D stock: DRD)을 통해, 해외로부터 유입되는 지식확산의 정도는 해외 연구개발투자 스톡(Foreign R&D stock: FRD)을 통해 측정하였다. 자세한 내용은 본고의 제Ⅳ장 실증분석 부분을 참조.

5) 이 부분은 Yeaple(2006)의 아이디어를 따랐다. 다만, Yeaple(2006)의 모형은 내생적 성장모형에 기반하지 않은 정태적 분석인 데 반해 본 논문의 모형은 내생적 성장모형에 기반한 동태적 분석이라는 점에서 차이가 있다.

든 경제주체들은 근로자로서 상기한 두 개의 노동부문 중 하나에 종사하며 실업은 없다. 셋째, 개별 경제주체들은 일종의 연속체(continuum)로서 개개인이 지닌 기술수준(z)에 따라 분포하는데, 각자의 기술수준은 태어날 때 외생적으로 주어지며 이들의 분포는 다음과 같은 지수함수를 따른다.⁶⁾

$$h(z) = \lambda e^{-\lambda z} \quad z \in [0, \infty) \quad (\lambda > 0) \quad (1)$$

(단, z 는 개별 노동자의 기술수준, λ 는 분포의 형태를 결정하는 모수(parameter)로 λ 의 값이 작을수록 상대적으로 높은 기술수준을 지닌 노동자가 많이 존재함을 의미)

넷째, 경제의 총인구는 1로 표준화(normalize)한다. 다섯째, 개별 경제주체들에 대한 설정은 Yaari(1965)와 Blanchard(1985)에 의해 제시된 바와 같은 영구청춘(perpetual youth)모형을 따른다. 즉, 모든 경제주체들은 태어날 때부터 매 기간 p 의 확률로 사망하는데, 매기마다 사망자 수와 출생자 수가 동일하여 경제 전체의 총인구는 항상 일정한 수준을 유지한다. 여섯째, 근로자들은 각자 서로 상이한 기술수준을 지니고 있으나 이들의 선호체계는 모두 동일하다. 즉, 이들은 다음과 같이 자신의 평생 효용을 극대화하고자 한다.

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & \int_{t_0}^{\infty} \log c_t \cdot e^{-(\rho+p)(t-t_0)} dt \\ \text{s.t.} \quad & \frac{da_t}{dt} = ra_t + w_t - c_t \end{aligned} \quad (2)$$

(단, t_0 는 탄생 시점, ρ 는 시간선호(time preference), p 는 매기 사망할 확률, r 은 수익률(rate of return), c 는 소비량, a 는 자산보유량(경제주체들은 연구개발부문의 지분을 소유), w 는 임금을 의미)

6) 여기서 지수분포를 사용한 이유는, 동 분포가 각국의 실제 숙련노동 분포 형태와 대체로 유사한데다 이를 사용할 경우 모형의 장기균형을 분석적(analytical)으로 도출하기에 용이하기 때문이다. 지수분포의 대안으로는 Pareto 분포나 Log-normal 분포 등이 있으며, 이들 분포는 지수분포와 같은 단조감소 형태가 아닌 정점(peak)을 가지고 있는 형태라는 점에서 장점이 있다. 그러나 본고에서 사용한 Barro and Lee(2000) 자료의 경우 숙련 정도에 따른 근로자의 구분이 총 7종류로서 이러한 정점의 형태를 충분히 고려할 수 있을 만큼 세분되어 있지 않은데다 실증적으로도 균형임계 기술수준이 정점(peak)의 우측에 위치한다는 점에서 Pareto 분포나 Log-normal 분포를 사용해서 얻을 수 있는 실익이 크지 않다고 판단하였다.

1. 모형의 구조

본고에서 소개하고 있는 변형된 Romer 모형의 구조는 기존의 Romer(1990) 모형과 마찬가지로 최종재 생산, 중간재 생산, 연구개발 등 세 부문으로 구성되며, 각 부문의 역할도 모두 기존의 Romer(1990) 모형과 동일하게 설정되어 있다. 각각의 부문에 대한 설명은 다음과 같다.

가. 최종재 생산부문(final good sector)

최종재는 경제주체들의 효용 증대를 위해 소비되는 유일한 재화이며, 동 재화의 생산은 최종재 생산부문에 종사하는 근로자들의 노동과 중간재 투입을 통해 이루어진다. 구체적인 생산함수의 형태는 다음과 같다.

$$Y(t) = A(t) \cdot [L_Y(t)]^{1-\alpha} \cdot \int_0^{N(t)} [x_j(t)]^\alpha dj \quad (0 < \alpha < 1) \quad (3)$$

(단, A 는 외생적으로 주어진 기술수준, L_Y 는 최종재 생산부문에 투입된 근로자의 수, N 은 중간재 종류의 수, x_j 는 j 번째 중간재의 투입량, t 는 시간을 나타내는 첨자)

위의 식 (3)과 같이 정의된 최종재 생산함수로부터 최종재 생산부문에서 종사하는 근로자의 임금(W_Y)은 이들의 한계생산성에 따라 다음과 같이 결정된다.

$$w_Y(z) = w_Y = MP_{L_Y} = \frac{\partial Y}{\partial L_Y} = (1-\alpha) \frac{Y}{L_Y} \quad \text{for all } z \in [0, \infty) \quad (4)$$

이때 식 (4)에서와 같이 최종재 생산부문에 종사하는 근로자의 임금이 개별 근로자의 상이한 기술수준(z)에 관계없이 모두 서로 동일(즉, 모든 z 값에 대하여 ' $w_Y(z) = w_Y$ '의 조건이 성립)한 이유는 연구개발부문과 달리 최종재 생산부문에서의 노동생산성은 개별 근로자의 기술수준(z)에 관계없이 모두 동일하다고 가정하였기 때문이다. 이러한 가정은 주어진 기술수준하에서 자신의 효용을 극대화하고자 하는 개별 근로자들과 이들

이 일할 고용부문을 짝짓게 하는 일종의 동류결합 assortative matching)의 발생을 보장하기 위해 필요하다.⁷⁾ 다시 말하면, 이러한 가정이 성립하는 상황에서는 상대적으로 높은 수준의 기술을 보유한 근로자는 숙련(연구개발)부문에서, 그렇지 못한 근로자는 미숙련(최종재 생산)부문에서 비교우위를 가지게 되고 이를 통해 모든 근로자가 자신의 기술수준에 따라 각자의 고용부문으로 분급(allocation)되는 자율적 분류(self-sorting)의 발생이 보장된다.

한편, 최종재 생산을 위한 중간재 투입의 최적 수요량도 근로자의 경우와 마찬가지로 한계생산성 조건에 따라 다음과 같이 결정된다.

$$MP_{x_j} = \frac{\partial Y}{\partial x_j} = A\alpha L_Y^{1-\alpha} x_j^{\alpha-1} = p_j \Rightarrow x_j = L_Y \left(\frac{A\alpha}{p_j} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (5)$$

(단, x_j 는 j 번째 중간재의 수요량, P_j 는 j 번째 중간재의 가격)

나. 중간재 생산부문(intermediary good sector)

한 단위의 중간재 생산을 위해서는 한 단위의 최종재 투입이 필요(노동 투입은 불필요)한데, 이를 위해서는 연구개발부문으로부터 해당 중간재 생산을 위한 특허사용권을 구매하여야 한다.⁸⁾

7) 보다 엄밀히 말하자면, 이는 다소 강한 가정으로 동류결합의 발생을 보장하는 보다 약한 형태의 가정이 가능하다. 예를 들어 Yeaple(2006)에서와 유사하게 아래와 같이 가정하여도 super-modularity 조건이 만족되며, 이러한 조건하에서 상기한 동류결합은 경제의 총잉여(total surplus)를 극대화하는 유일하고도 안정적인 결함이 된다. 보다 자세한 설명은 Sattinger(1980)를 참조

위에서 언급한 동류결합을 위한 보다 약한 형태의 가정은 다음과 같다. 모든 $z \in [0, \infty)$ 에 대하여

$$(i) \quad \frac{\partial \delta_R(z)}{\partial z} \geq 0 \text{ and } \frac{\partial \delta_Y(z)}{\partial z} \geq 0$$

$$(ii) \quad \frac{\partial \delta_R(z)}{\partial z} \frac{1}{\delta_R(z)} > \frac{\partial \delta_Y(z)}{\partial z} \frac{1}{\delta_Y(z)}$$

(단, 여기서 $\delta_R(z)$ 와 $\delta_Y(z)$ 는 각각 z 수준의 기술을 지닌 근로자가 연구개발 및 최종재 생산 부문에 종사할 경우의 노동생산성을 나타냄)

본고에서 최종재 생산부문에서 모든 근로자의 생산성이 각자의 기술수준에 관계없이 동일하다고 다소 강한 가정을 적용한 이유는 모형의 분석적(analytic)인 도출과정을 용이하게 하기 위해서일 뿐 본 모형의 통해 보이고자 하는 결론은 약한 가정을 사용하였을 경우와 다르지 않다.

완전경쟁시장인 최종재 생산부문과 달리 중간재 생산부문은 독점시장이며, 이들은 다음과 같이 독점적 이윤을 극대화하도록 중간재의 판매가격을 설정한다. 이때 편의상 최종재 가격은 1로 표준화(normalize)하였으며, 따라서 P_j 는 최종재 가격에 대한 중간재의 상대가격을 의미한다.

각각의 중간재 생산업자는 다음과 같이 독점적 이윤극대화 조건에 따라 중간재의 판매가격을 결정하는데, 모든 종류의 중간재에 대한 대칭성(symmetric) 가정하에서 이들의 균형가격(P_j)은 서로 모두 동일하게 되며, 따라서 각각의 중간재 생산량도 서로 모두 동일하게 된다.

$$\text{Max } [p_j - 1] x_j \Rightarrow p_j^* = \frac{1}{\alpha} \quad \text{for all } j \in N(t) \quad (6)$$

위의 이윤극대화 조건에 따라 독점적 이윤을 극대화하는 중간재 생산업체가 t 시점에서 j 번째 중간재의 생산 및 판매를 통해 얻는 이윤을 구하면 다음과 같다.

$$\pi_j(t) = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} L_Y(t) \quad \text{for all } j \in N(t) \quad (7)$$

이때 중간재 생산기업들의 이윤은 모두 특허사용료 지불에 사용되므로 궁극적으로 중간재 생산부문의 초과잉여는 없으며, 따라서 동 부문에 대한 자유로운 진입조건(free entry condition)이 만족된다.

다. 연구개발부문(research sector)

연구개발부문에서는 연구개발 노동자들이 고용되며 이들은 새로운 형태의 중간재를 개발하는데, 이를 통한 특허사용권 판매 수익이 이들 연구개발 노동자들에게 임금으로 지급된다.

모든 근로자들을 연구개발 및 최종재 생산부문으로 나누는 균형임계 기술수준

8) 각각의 중간재에 대한 특허사용료는 해당 중간재에 대한 생산량에 관계없이 일정하므로 균형 상태에서는 각 종류의 중간재에 대해 오직 하나의 생산업자만이 존재하게 된다.

(equilibrium threshold skill-level)을 z_1 이라고 하면(균형 상태에서 이보다 높은 수준의 기술을 지닌 근로자들은 모두 연구개발부문에 종사하게 되며 그렇지 않은 근로자들은 최종재 생산부문에 종사하게 되는데, 이에 대한 설명은 다음 절을 참조), 매 시점마다 연구개발부문에서 새로이 생산되는 중간재 종류의 수는 기존의 Romer(1990) 모형에서 제시된 바와 유사하게 다음과 같이 나타내어진다.

$$\frac{dN(t)}{dt} = \int_{z_1}^{\infty} \delta(z) h(z) dz \cdot N(t) \quad (8)$$

(단, $N(t)$ 는 t 시점에서의 중간재 종류의 수, z_1 은 균형임계 기술수준, $\delta(z)$ 는 연구개발부문에서의 개별 노동자의 노동생산성, $h(z)$ 는 식 (1)에서 정의된 바와 같은 기술수준에 따른 근로자의 분포를 나타냄)

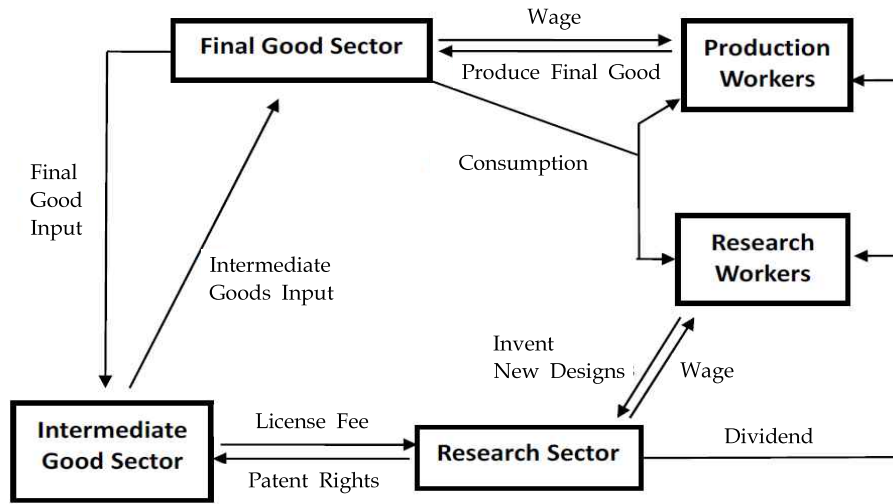
z 수준의 기술을 보유하고 있는 노동자가 연구개발(숙련)부문에 종사할 경우의 생산성은 $\delta(z) = e^{\gamma z}$ 로 주어지는데, 이는 동 노동자가 매 t 시점마다 ' $\delta(z)N(t) = e^{\gamma z}N(t)$ '만큼의 새로운 중간재를 개발함을 의미한다(단, 여기서 γ 는 노동생산성과 결부된 한 경제의 기술수준을 나타내는 모수로서 동 모수값의 증가는 경제에 숙련 편향적 기술진보가 이루어지는 것으로 해석할 수 있음). 따라서 위의 식 (1)과 (8)을 통해 한 경제의 기술진보 속도를 나타내는 중간재 종류의 증가율은 다음과 같이 구해진다.

$$\frac{\dot{N}}{N} = \frac{\lambda}{\lambda - \gamma} e^{(\gamma - \lambda)z_1} \quad (\lambda > \gamma) \quad (9)$$

연구개발부문에 종사하는 각각의 노동자는 매기마다 자신이 개발해 낸 모든 중간재의 시장가치만큼을 임금으로 받는다. 즉, z 수준의 기술을 보유하고 있는 연구개발 노동자의 t 시점에서의 임금은 자신이 해당 시점에서 새로이 개발해 낸 중간재 종류의 수에 각 중간재의 가치를 곱한 값과 같다.

따라서 z 수준의 기술을 보유하고 있는 연구개발 노동자의 한 시점에서의 임금을 $w_R(z)$ 라고 하면 이는 다음과 같이 표현된다.

[Figure 1] Structure of the Model



$$w_R(z) = P_A^j(t) \cdot e^{\gamma z} \cdot N(t) \quad \text{for all } j \in N(t), z \in [z_1, \infty) \quad (10)$$

(단, $P_A^j(t)$ 는 j 번째 중간재에 대한 특허권의 가격(present value), $N(t)$ 는 t 시점에서 경제가 보유하고 있는 중간재 종류의 수를 나타냄)

연구개발부문에서 새로운 중간재를 개발하는 데 드는 비용은 연구개발부문의 근로자들에게 지급되는 임금이 유일하며, 이는 개발된 중간재의 특허사용권을 중간재 생산업자에게 판매함으로써 조달된다. 연구개발부문이 보유하고 있는 기존에 개발된 모든 중간재에 대한 특허권 자체는 한 경제가 보유하고 있는 자산(asset)이며, 이는 개별 경제주체들의 적정 자산수요량에 따라 나뉘어 소유된다.

이상에서와 같이 설명된 모형의 기본구조를 하나의 그림으로 정리하면 [Figure 1]과 같다.

2. 장기균형

본 모형의 특징은, 숙련노동의 공급(skill supply)과 수요(skill demand) 조건에 따라 근로자들을 연구개발 및 최종재 생산 등 두 부문으로 나누는 균형임계 기술수준

(equilibrium threshold skill-level)이 유일하게 존재하며, 경제의 장기성장률이 이러한 균형임계 기술수준의 함수로 표현된다는 점에 있다.

기술수준에 따른 근로자의 분포가 앞에서 언급한 바와 같은 지수분포($h(z) = \lambda e^{-\lambda z}$)를 따른다고 가정하면 경제의 장기균형(balanced growth path) 상태에서 각 고용 부문으로 분급(allocate)되는 근로자의 수는 다음과 같다.

$$L_Y = \int_0^{z_1} \lambda e^{-\lambda z} dz = 1 - e^{-\lambda z_1} \quad (11)$$

$$L_R = \int_{z_1}^{\infty} \lambda e^{-\lambda z} dz = e^{-\lambda z_1} \quad (12)$$

(단, L_Y 는 최종재 생산부문에 종사하는 근로자의 수, L_R 은 연구개발부문에 종사하는 근로자의 수, z_1 은 균형임계 기술수준을 나타냄)

균형 상태에서 모든 종류의 중간재들에 대한 수요량은 서로 동일하므로 식 (3)과 (5)로부터 식 (13)과 같이 최종재 생산량이 구해지며, 이를 통해 식 (4)로부터 최종재 생산 부문에 종사하는 근로자의 임금을 식 (14)와 같이 도출할 수 있다.

$$Y = A L_Y^{1-\alpha} N x_j^\alpha = A \frac{1}{1-\alpha} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} L_Y^{1-\alpha} N \quad (13)$$

$$w_Y(z) = w_Y = (1-\alpha) A \frac{1}{1-\alpha} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} N \quad \text{for all } z \in [0, \infty) \quad (14)$$

한편, 중간재부문에서 각각의 중간재로부터 매 시점 발생하는 이윤은 식 (7)과 (11)을 통해 다음과 같이 구해진다.

$$\pi_j(t) = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) A \frac{1}{1-\alpha} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} (1 - e^{-\lambda z_1}) \quad \text{for all } j \in N(t) \quad (15)$$

또한 장기균형 상태에서 경제의 균형수익률(r)은 상수이며 특허권의 가격은 본 특허

권으로 인해 향후 발생할 모든 수익의 현재가치와 동일하므로 각각의 중간재에 대한 특허권의 가격은 다음과 같이 구해진다.⁹⁾

$$P_A^j = \int_t^\infty \pi_j(s) \cdot e^{-r(s-t)} ds = \frac{\pi_j}{r} \quad (16)$$

상기한 바와 같이 본 모형이 기존의 Romer(1990) 및 Acemoglu(1998) 등과 구별되는 특징은 경제의 장기균형 성장률이 숙련노동의 수요 및 공급 요인 모두에 의해서 결정된다는 점인데, 이때 숙련노동의 수요 및 공급 곡선은 다음과 같이 도출된다.

먼저 노동시장이 균형을 이루려면 균형임계 기술수준(z_1)의 기술을 보유한 근로자의 경우에는 어느 부문에서 종사하든지 상관없이 동일한 임금을 받아야 하므로 식 (17)이 성립하고 이로부터 식 (18)과 같이 특허권의 균형가격을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} w_Y(z_1) = w_Y &= (1-\alpha)A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} N \\ &= w_R(z_1) = P_A^j \cdot e^{\gamma z_1} \cdot N \end{aligned} \quad (17)$$

$$\Rightarrow P_A^j = \frac{(1-\alpha)A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}}}{e^{\gamma z_1}} \quad (18)$$

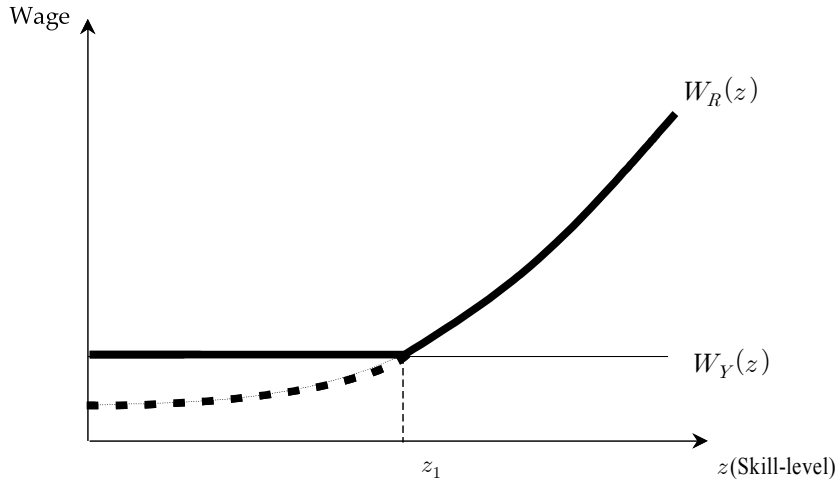
상기한 내용을 바탕으로 보유한 기술수준에 따른 근로자의 임금구조(wage profile)를 그려보면 [Figure 2]와 같다.

위의 식 (15), (16), (18) 등을 결합하면 노동시장의 균형조건으로부터 도출되는 식 (19)와 같은 숙련노동의 공급(skill supply)곡선이 도출된다.

9) 식 (18)에서 확인할 수 있듯이 균형 상태에서 P_A^j 는 시간 불변(time invariant)의 상수이므로 특허권 시장의 'no arbitrage' 조건이 만족됨을 알 수 있다. 즉, 경제의 균형수익률 수준을 r 이라고 하면 다음의 식이 성립한다.

$$r(t) \cdot P_A^j(t) = \pi_j(t) + \frac{dP_A^j(t)}{dt}$$

[Figure 2] Wage Profile of the Economy



$$r = \frac{\pi_j}{P_A^j} = \alpha e^{\gamma z_1} (1 - e^{-\lambda z_1}) \quad (19)$$

한편, 숙련노동의 수요곡선은 Romer(1990)와 마찬가지로 경제주체들의 선호 (preference)로부터 도출된다. 앞에서 언급한 바와 같이 근로자들은 각자 서로 다른 수준의 기술을 지니고 있으나 이들의 선호체계는 모두 동일하며 이들의 최적화 문제는 식 (2)와 같이 표현된다.

식 (20)은 앞의 식 (2)의 최적화 문제로부터 도출된 동태적 해를 나타내고 있다. 여기서 확인할 수 있는 바와 같이 경제가 장기균형 성장경로(balanced growth path)에 있는 경우 각 경제주체들의 소비 및 자산보유량은 각자의 임금수준에 따라 상이하나 그 증가율은 모두에게 동일하게 된다.

$$c_t(z_i) = c_{t_0}(z_i) \cdot e^{g(t-t_0)} \quad (20)$$

$$w_t(z_i) = w_{t_0}(z_i) \cdot e^{g(t-t_0)}$$

$$a_t(z_i) = a_{t_0}(z_i) \cdot e^{g(t-t_0)} \quad \text{for all } z_i \in [0, \infty)$$

(단, g 는 장기균형 성장률($g = r - \rho - p$))

따라서 장기균형(balanced growth path) 상태에서 한 경제의 최종재에 대한 총소비 증가율은 시점 간 최적배분(intertemporal optimization)을 하고자 하는 경제주체의 선호체계에 의해 결정되며, 이를 나타내면 식 (21)과 같다.

$$\frac{\dot{C}}{C} = r - \rho - p \quad (21)$$

한편, 매기에 연구개발부문에서 새로이 생산되는 중간재 종류의 수는 식 (22)와 같고 이를 통해 식 (23)과 같은 숙련노동의 수요(skill demand)곡선을 도출할 수 있다.¹⁰⁾

$$\frac{dN(t)}{dt} = \int_{z_1}^{\infty} \delta(z) dH(z) \cdot N(t) \Rightarrow \frac{\dot{N}}{N} = \frac{\lambda}{\lambda - \gamma} e^{(\gamma - \lambda)z_1} \quad (\lambda > \gamma) \quad (22)$$

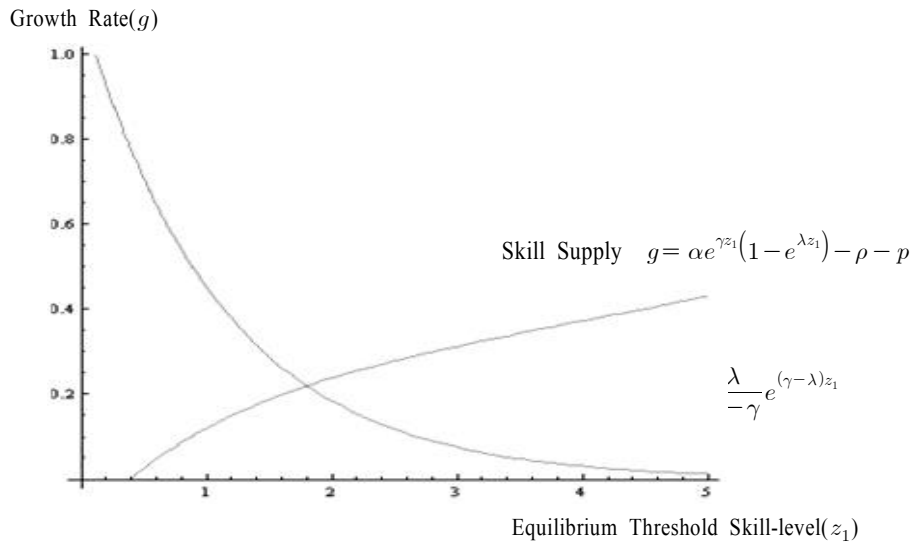
$$g = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{N}}{N} = r - \rho - p = \frac{\lambda}{\lambda - \gamma} e^{(\gamma - \lambda)z_1} \quad (23)$$

이상과 같이 도출된 숙련노동의 수요 및 공급 곡선을 하나의 좌표평면에 그리면 다음의 [Figure 3]과 같으며, 이들 곡선을 통해 경제의 장기균형 성장률(g)과 균형임계 기술수준(z_1)이 정해진다.

이때 숙련노동의 공급(skill supply)곡선이 우상향하는 이유는 다음과 같다. 숙련노동의 공급곡선은 [Figure 2]와 같은 노동시장의 균형조건으로부터 도출되는데, 식 (23)과 같이 경제성장률(g)은 중간재 종류의 수(N)의 증가율과 같다. 중간재 종류의 수가 빠른 속도로 증가할수록(즉, 경제의 균형수익률(r)이 높을수록) 개별 중간재의 현재가치는 하락하고 이에 따라 숙련부문의 임금은 미숙련부문에 비해 상대적으로 낮아지게 된다.

10) 이와 같이 숙련노동에 대한 수요가 경제주체들의 시간선호(time preference)에 의해 결정되는 이유를 직관적으로 설명하면 다음과 같다. 본 모형에서는 노동이 최종재 생산 및 연구개발 등 두 노동부문으로 나누어 고용되는데, 이때 최종재 생산부문에 투입되는 노동은 현재의 소비를 위해 직접적으로 사용되는 최종재를 생산한다는 점에서 현재를 위한 노동 투입인 반면 연구개발부문에 투입되는 노동은 현재의 소비에는 직접적으로 사용되지 않으나 향후 최종재 생산의 생산성을 높이기 위한 새로운 중간재의 형태를 개발한다는 점에서 미래를 위한 노동 투입으로 볼 수 있다. 따라서 한 경제가 주어진 노동 총량을 상기한 두 노동부문에 어떻게 할당(allocate)하느냐의 문제는 결국 경제가 현재와 미래의 소비량을 시점 간 최적화(intertemporal optimization) 원칙에 따라 어떻게 배분하느냐의 문제와 동일한 것이 되는데, 이는 궁극적으로 경제주체들의 선호체계에 의해 결정된다.

[Figure 3] Equilibrium of the Economy



Note: The parameter values for the above simulation are as follows.

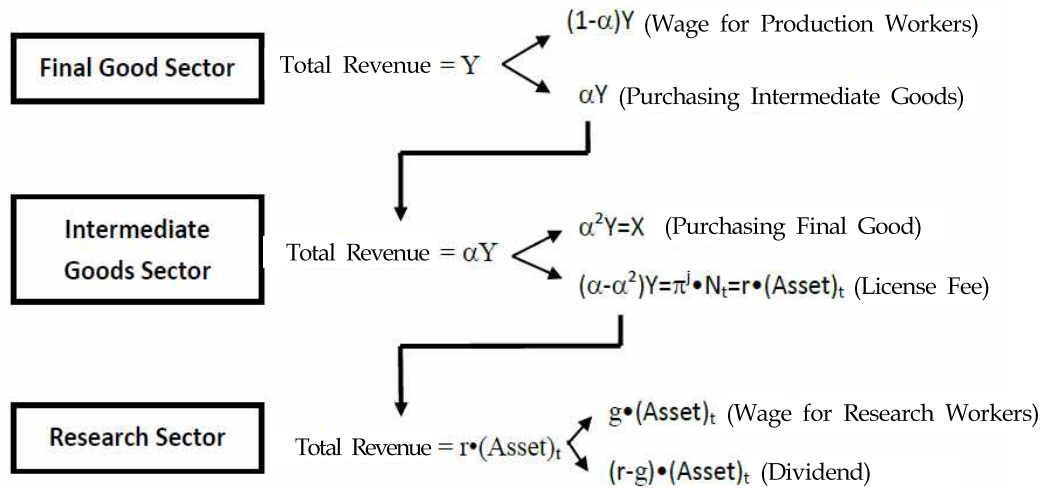
$A=1$, $a=1/3$, $\lambda=1$, $\gamma=0.1$, $\rho=0.01$, $p=0.1$

따라서 숙련부문의 노동공급은 감소하며, 이는 경제성장률이 높을수록 균형임계 기술수준(z_1)도 높아야 함을 의미한다.

한편, 숙련노동의 수요(skill demand)곡선이 우하향하는 이유는 다음과 같다. 앞에서 설명한 바와 같이 숙련노동의 수요는 경제주체들의 선호(preference)에 의해 결정되는데, 식 (23)과 같이 성장률이 높을수록 경제의 균형수익률도 높고, 균형수익률이 높을수록 현재소비보다는 저축을 하고자 하는 동기가 크다. 이는 곧 경제가 주어진 노동 총량을 최종재 생산보다 연구개발부문에 더 많이 할당(allocate)하고자 함을 의미하며, 따라서 경제성장률이 높을수록 균형임계 기술수준(z_1)은 낮은 수준에 위치하게 된다.

한편, 본 모형에서의 경제의 부문 간 자원배분구조를 요약하면 [Figure 4]와 같으며, 이를 통해 경제 내의 모든 자원에 대한 시장청산(market clearing) 조건이 성립함을 확인할 수 있다.

[Figure 4] Summary of Resource Flow of the Economy



3. 비교정태분석

앞에서 구한 숙련노동의 수요 및 공급 곡선을 이용하여 몇 가지 간단한 비교정태분석을 해볼 수 있다. 본고에서는 숙련 편향적 기술진보(skill biased technological change)가 이루어지는 경우와 교육성취도(education attainment)의 증가로 숙련노동의 공급이 증가하는 경우 등 두 가지의 경우에 대한 비교정태분석(comparative static analysis)을 소개하고자 한다.

가. 숙련 편향적 기술진보가 이루어지는 경우(γ 값이 상승하는 경우)

본 모델에서 숙련 편향적 기술진보는 γ 값의 상승으로 나타나게 되는데, 이는 γ 값이 크면 클수록 연구개발부문에서 종사하는 근로자의 생산성이 최종재 생산부문에 종사하는 근로자들에 비해 상대적으로 더욱 크기 때문이다. 따라서 여타 조건이 동일하다면 이 경우 보다 더 많은 수의 근로자들이 연구개발부문을 선택하려 하며 이에 따라 노동시장의 균형조건으로부터 도출되는 경제의 숙련노동 공급곡선이 좌향 이동하게 된다.

반면, 수요 측면에서는 γ 값이 상승하면 동일한 수의 근로자들을 보유하고도 연구개발부문에서 새로이 생산되는 중간재 종류의 수가 증가하게 되는데, 이는 중간재 종류에

대한 수요가 주어진 상태에서 연구개발부문의 노동이 초과공급되고 있음을 의미한다. 즉, 경제주체들의 선호에 의해 결정되는 한 경제의 중간재 수요가 정해진 상태에서 γ 값의 상승은 균형임계 기술수준(z_1)의 하락을 초래한다. 이는 곧 γ 값이 상승할 때 숙련노동의 수요곡선이 우향 이동하게 됨을 뜻한다.

나. 교육성취도 증가로 숙련노동의 공급이 증가하는 경우(λ 값이 하락하는 경우)

교육성취도 증가로 인한 숙련노동 공급의 증가는 모형에서 λ 값의 하락을 통해 표현되며, 이는 곧 기술수준(z)에 따른 근로자의 분포가 보다 더 평평한 형태로 바뀌게 됨을 의미한다. 이때 λ 값의 하락은 외생적인 숙련노동 공급의 증가를 의미하므로 경제의 숙련노동에 대한 수요가 불변이라면 이는 곧 연구개발부문에 진입하기 위한 근로자들 간의 경쟁이 더욱 심해짐을 뜻하며, 이에 따라 숙련부문에 고용되기 위한 최소한의 기술수준인 균형임계 기술수준(z_1)이 높아지게 된다. 즉, λ 값이 하락(숙련노동의 공급 증가)할 때 숙련노동의 공급곡선은 우향 이동하게 된다.

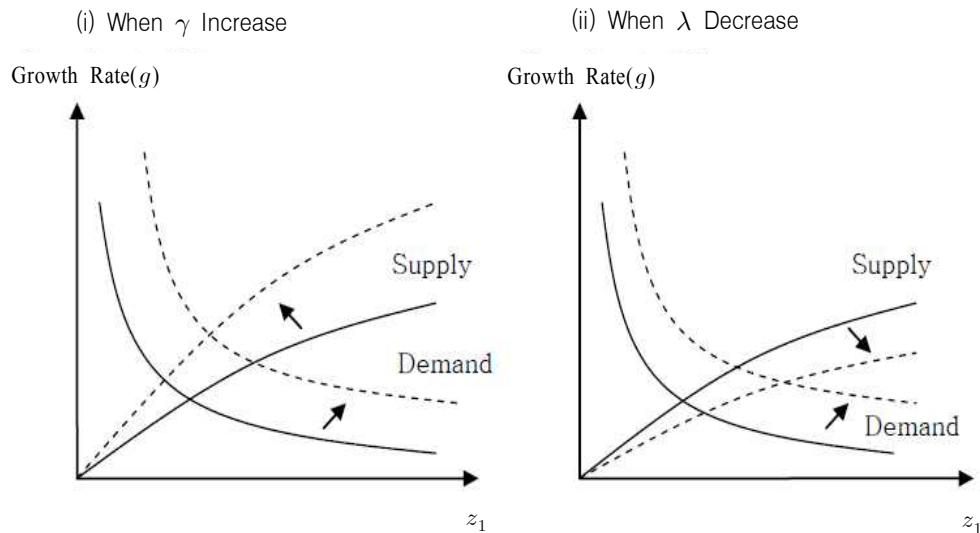
한편, 수요 측면에서는 λ 값의 하락은 동일한 균형임계 기술수준을 기준으로 할 때 보다 더 많은 근로자들이 균형임계 기술수준의 우측에 위치하게 됨을 의미하고, 따라서 숙련노동의 수요곡선은 우향 이동하게 된다. 이상의 내용을 그림으로 나타내면 [Figure 5]와 같다.

Ⅲ. 개방경제로의 모형 확장

앞에서 소개한 내생적 성장모형은 폐쇄경제(*autarky*)모형이지만 개방경제의 경우로 확장될 수 있다. 이를 위해 본고는 Rivera-Batiz and Romer(1991)의 방법을 참고하였다. 이들은 폐쇄경제를 기반으로 한 Romer(1990) 모형을 개방경제의 상황을 반영할 수 있도록 확장하였는데, 기본 아이디어는 다음과 같다.

Rivera-Batiz and Romer(1991)는 기존의 신고전학과(*neoclassical*) 성장모형이 경제개방에 따른 국가 간 경제통합(*economic integration*)의 효과를 상품의 교역(*flows of goods*)에

[Figure 5] Comparative Static Analysis



국한하여 분석하는 데 비해 내생적 성장모형은 상품의 교역뿐만 아니라 지식의 교류 (flows of ideas)를 통한 국가 간 경제통합의 효과도 함께 고려하므로 경제개방이 장기적인 경제성장에 미치는 효과를 더욱 종합적으로 분석할 수 있다는 점에 주목하였다. 이들은 내생적 성장모형이 지닌 이와 같은 장점을 활용하여 국가 간 경제통합의 효과를 보다 종합적으로 분석하기 위해 폐쇄경제를 기반으로 한 Romer(1990) 모형을 개방경제의 상황을 반영할 수 있도록 확장하였는데, 동 모형에 따르면 경제통합에 따라 국가 간 상품의 교역이 이루어지면 각국은 타국에서 생산되는 중간재를 수입·이용할 수 있게 되어 최종재 생산부문의 생산성이 증대되고 이에 따라 최종재 생산량도 증가하게 된다. 또한 경제통합에 따라 지식확산이 일어나면 각국은 타국에서 축적된 지식도 사용이 가능하게 되므로 각국의 연구개발부문의 생산성이 증대되게 되고 이에 따라 경제의 장기 균형성장률이 높아지게 된다.

본 장에서는 이와 같은 Rivera-Batiz and Romer(1991)의 아이디어를 적용하여 개방경제의 상황을 반영할 수 있도록 앞에서 소개한 기본모형을 확장하였다. 즉, Rivera-Batiz and Romer(1991)가 근로자의 동질성(homogeneity) 가정에 기반한 기존의 Romer(1990) 모형을 개방경제의 경우로 확장한 것이라면 이하에서 소개되는 모형은 앞의 제II장에서 소개한 바와 같은 근로자의 이질성(heterogeneity)에 기반한 내생적 성장모형을 개방경제의

경우로 확장한 것이라고 볼 수 있다. 본 장에서 소개되는 개방경제의 경우로 확장된 성장 모형은 다음과 같은 점에서 기존의 Rivera-Batiz and Romer(1991) 모형과 구별된다.

첫째, Rivera-Batiz and Romer(1991)가 Romer(1990)와 마찬가지로 경제주체들의 동질성에 기반하여 경제개방이 장기적인 경제성장에 미치는 효과만을 분석한 데 반해, 이하에서 설명하는 모형에서는 이질적인 특성을 지닌 경제주체들을 가정함으로써 경제개방이 성장에 미치는 효과 외에 고용구조(즉, 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기)에 미치는 효과도 분석한다.

둘째, Rivera-Batiz and Romer(1991)에서는 완전히 동일한 특성을 가진 두 국가가 서로 교역을 하는 경우(symmetric case)만을 고려하였으나 본 장에서는 서로 다른 특성을 지닌 두 국가(상대적으로 높은 수준의 기술을 축적한 국가와 그렇지 않은 국가)가 서로 교역을 하는 경우(asymmetric case)에 대해서도 분석한다. 이때 경제개방이 각국의 비교우위에 기반한 생산특화과정을 통해 고용구조에 미치는 효과와 지식확산과정을 통해 고용구조에 영향을 미치는 효과를 구분하기 위해 위의 각각의 경우(symmetric & asymmetric cases)에 대하여 지식확산이 있는 경우와 없는 경우로 나누어 분석한다.

동일한 특성을 지닌 두 국가가 서로 교역을 하는 경우에 대해서만 분석한 Rivera-Batiz and Romer(1991)에서는 경제개방의 효과가 국가별로 서로 완전히 동일하게 나타나는 반면, 본 장에서 소개하는 모형에서는 서로 다른 특성을 지닌 두 국가가 서로 교역하는 경우 최종재 생산 및 연구개발 부문의 비교우위의 차이, 국가 간 지식확산의 정도 차이 등에 의해 각 부문별 생산성 증대효과가 다르게 나타나며, 이에 따라 경제의 대외개방이 성장 및 고용구조에 미치는 효과도 국가 간에 서로 다르게 나타난다는 특징이 있다.

1. 모형의 확장

이하에서 설명하는 모형에서는 개방경제의 상황을 반영하기 위해 앞의 제Ⅱ장에서 소개한 기본모형의 일부 식을 다음과 같이 수정하였다.

먼저 Rivera-Batiz and Romer(1991)에서 사용된 방법에 따라 경제가 개방되면 최종재 생산 시 타국에서 생산되는 중간재도 이용 가능하게 됨을 반영하여 앞 장의 식 (3)과 같은 최종재 생산함수를 다음과 같이 수정하였다.¹¹⁾

$$Y = AL_Y^{1-\alpha} \int_0^{N+N^*} x_j^\alpha dj \quad (0 < \alpha < 1) \quad (24)$$

(단, 각 변수는 앞의 식 (3)에서 설명된 바와 같으며, N 은 자국의 중간재 종류의 수, N^* 은 타국의 중간재 종류의 수를 나타냄. 시간을 나타내는 첨자 t 는 생략)

한편, 앞의 식 (22)와 같이 표현되는 연구개발부문의 신규 중간재에 대한 개발함수도 경제개방 시 타국에서 축적된 지식의 활용 가능성을 반영하여 다음과 같이 수정한다. 이때 경제개방에 따른 지식확산(knowledge spillover)의 효과를 경제개방에 따른 여타 효과와 구분해 보기 위해 다음과 같이 두 가지의 경우로 나누어 각각 분석하였다.

(i) 경제개방에도 불구하고 지식확산이 없는 경우

$$\frac{dN}{dt} = \int_{z_1}^{\infty} \delta(z) dH(z) \cdot N \quad (25)$$

(ii) 경제개방으로 인해 지식확산이 있는 경우¹²⁾

$$\frac{dN}{dt} = \int_{z_1}^{\infty} \delta(z) dH(z) \cdot (N + N^*) \quad (26)$$

경제의 장기균형 상태를 구하는 과정에서 위와 같이 경제개방을 고려하여 일부 수정된 부분을 제외한 나머지 과정은 앞에서 설명한 기본모형의 경우와 동일하므로 이하에서는 각각의 경우에 대한 균형조건의 상세한 도출과정은 생략하고 주로 그 결과만을 비교하기로 한다.

2. Case별 분석

본 절에서는 상기한 바와 같은 확장된 내생적 성장모형을 기반으로 아래와 같은 네 가지 경우 각각에 대해 경제개방이 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기에

11) 편의상 $N \cap N^* = \emptyset$, 즉 양국은 서로 완전히 다른 종류의 중간재를 생산한다고 가정하였다.

12) 지식확산이 있는 경우 각국의 연구개발부문은 자국에서 축적된 지식뿐만 아니라 타국에서 축적된 지식도 사용 가능한데 이때 편의상 지식확산을 위한 비용은 무시하였다.

미치는 효과를 비교·분석하였다.

- (Case 1) 동일한 두 국가($N=N^*$) & 지식확산이 없다고 가정하는 경우
- (Case 2) 동일한 두 국가($N=N^*$) & 지식확산이 있다고 가정하는 경우
- (Case 3) 상이한 두 국가($N>N^*$) & 지식확산이 없다고 가정하는 경우
- (Case 4) 상이한 두 국가($N>N^*$) & 지식확산이 있다고 가정하는 경우

(Case 1) 동일한 두 국가 & 지식확산이 없는 경우

이 경우 최종재 생산함수, 최종재 생산부문의 임금, 중간재 수요는 각각 다음과 같이 나타내어진다.

$$Y \equiv A \cdot L_Y^{1-\alpha} \cdot \int_0^{N+N^*} x_j^\alpha \cdot dj \quad (0 < \alpha < 1) \quad (27)$$

$$W^Y = W^{Y^*} = MP_{L_Y} = \frac{\partial Y}{\partial L_Y} = (1-\alpha) \frac{Y}{L_Y} \quad (28)$$

$$MP_{x_j} = A L_Y^{1-\alpha} \alpha \cdot x_j^{\alpha-1} = p_j \Rightarrow x_j = L_Y \left(\frac{A\alpha}{p_j} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (29)$$

한편, 각각의 중간재 생산 및 판매로부터 얻게 되는 중간재 생산업체의 이윤은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \pi^j &= (p_j - 1)(x_j + x_j^*) \\ &= \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \cdot (L_Y + L_Y^*) \quad \text{for all } j \in N \cup N^* \end{aligned} \quad (30)$$

서로 동일한 두 국가를 가정하였으므로 양국의 균형임계 기술수준은 서로 동일($z_1 = z_1^*$)하며, 따라서 각국의 연구개발부문에서 생산되는 새로운 중간재 종류의 개수도 서로 같다. 또한 각 부문별 임금 및 고용량도 양국에서 서로 동일하다. 앞의 식 (27)과 (29)로

부터 각국의 최종재 생산량은 식 (31)과 같으며, 각국의 부문별 임금수준은 식 (32) 및 (33)과 같이 구해진다.

$$Y = Y^* = A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \cdot L_Y \cdot [N + N^*] \quad (31)$$

$$W^Y(z) = W^Y(z)^* = (1-\alpha) A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} \cdot [N + N^*] \quad (32)$$

$$W^R(z) = W^R(z)^* = p_A^j \cdot e^{\gamma z} \cdot N \quad (33)$$

$$\text{where } p_A^j = \frac{\pi_j}{r} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} (L_Y + L_Y^*) \cdot \left(\frac{1}{r} \right)$$

이상의 결과로부터 경제가 개방되는 경우 최종재 생산(미숙련) 및 연구개발(숙련) 등 모든 고용부문에서 근로자의 임금은 모두 폐쇄경제에 비해 2배가 되고 따라서 균형임계 기술수준 자체는 변함이 없음을 알 수 있다. 이때 최종재 생산부문의 임금이 두 배가 되는 것은 이용 가능한 중간재 종류의 증가로 최종재 생산의 생산성이 두 배 상승하기 때문이며 연구개발부문의 임금이 두 배가 되는 것은 각각의 중간재에 대한 특허권의 해외판매가 가능하게 됨으로써 시장확대효과(market size effect)에 따라 각 특허권의 가격 또한 두 배 상승하기 때문이다. 다만, 이러한 효과는 모두 경제개방에 따라 즉각적으로 나타나는 수준효과(level effect)임에 유의할 필요가 있다.¹³⁾ 다음의 [Figure 6]에서 나타난 바와 같이 각 부문의 임금이 모두 같은 비율로 상승하므로 경제개방에 따른 균형임계 기술수준(z_1)의 변동은 없으며, 이는 곧 각국의 고용구조(숙련 및 미숙련 부문의 상대적인 고용규모)에는 변화가 없음을 의미한다. 이와 같이 각국의 연구개발부문에 고용되는 근로자의 수가 동일하고 이들의 동 부문에서의 노동생산성도 모두 전과 동일하므로 매 시점 각국의 연구개발부문에서 생산되는 새로운 중간재 종류의 수도 전과 동일하게 된다. 따라서 이 경우 경제개방이 장기 균형성장률에 미치는 효과는 없다. 이러한 결과로부터 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다.

13) 이때 편의상 교역에 따르는 시간과 비용이 없고 각국은 전혀 다른 종류의 중간재를 생산($N \cap N^* = \emptyset$)한다고 가정하였음에 유의.

(시사점 1) 두 개의 서로 동일한 국가가 교역하는 경우, 이때 국가 간 지식확산이 없다고 가정하면 경제개방은 정(+)의 ‘수준효과(level effect)’를 가지나 ‘성장효과(growth effect)’는 없다.

(Case 2) 동일한 두 국가 & 지식확산이 있는 경우

이 경우에는 앞의 (Case 1)과 달리 국가 간의 지식확산을 가정하였으므로 각국의 부문별 임금수준은 다음과 같이 결정된다.

$$W^Y(z) = W^Y(z)^* = (1 - \alpha)A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} \cdot [N + N^*] \quad (34)$$

$$W^R(z) = W^R(z)^* = p_A^j \cdot e^{\gamma z} \cdot (N + N^*) \quad (35)$$

$$\text{where } p_A^j = \frac{\pi_j}{r} = \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) A^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} (L_Y + L_Y^*) \cdot \left(\frac{1}{r} \right)$$

이상과 같은 결과를 통해 알 수 있는 바와 같이 국가 간의 자유로운 지식확산을 가정하는 경우 최종재 생산부문에서 일하는 근로자의 임금은 폐쇄경제에 비해 두 배가 되는 반면 연구개발부문에서 일하는 근로자의 임금은 두 배 이상 상승하게 됨을 알 수 있다. 이는 연구개발부문의 경우 경제가 개방되면 앞서 말한 시장확대효과에 따라 특허권의 가격이 상승하는 효과 외에도 지식확산과정을 통해 타국에서 축적된 지식을 활용할 수 있게 되어 생산성이 증대되는 효과가 있기 때문이다. 따라서 경제가 개방되면 상대적으로 높은 기술수준을 지닌 미숙련(최종재 생산)부문의 일부 근로자가 숙련(연구개발)부문으로 이동하고 이에 따라 숙련부문의 고용은 상대적으로 증가하는 반면 미숙련부문의 고용은 감소하게 되며, 그 결과 균형임계 기술수준(z_1)은 [Figure 6]에서와 같이 폐쇄경제의 경우에 비해 낮은 수준에 위치하게 된다. 이와 같이 균형임계 기술수준이 하향 이동하게 됨에 따라 경제는 이전에 비해 보다 많은 수의 근로자들을 연구개발부문에 고용하게 되고 따라서 장기 균형성장률 또한 높아진다. 이를 통해 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다.

(시사점 2) 두 개의 서로 동일한 국가가 교역하는 경우, 이때 국가 간 지식확산이 이루

어진다고 가정하면 이와 같은 경제개방은 정(+)의 '수준효과(level effect)'와 정(+)의 '성장효과(growth effect)'를 모두 지닌다.

(Case 3) 상이한 두 국가 & 지식확산이 없는 경우

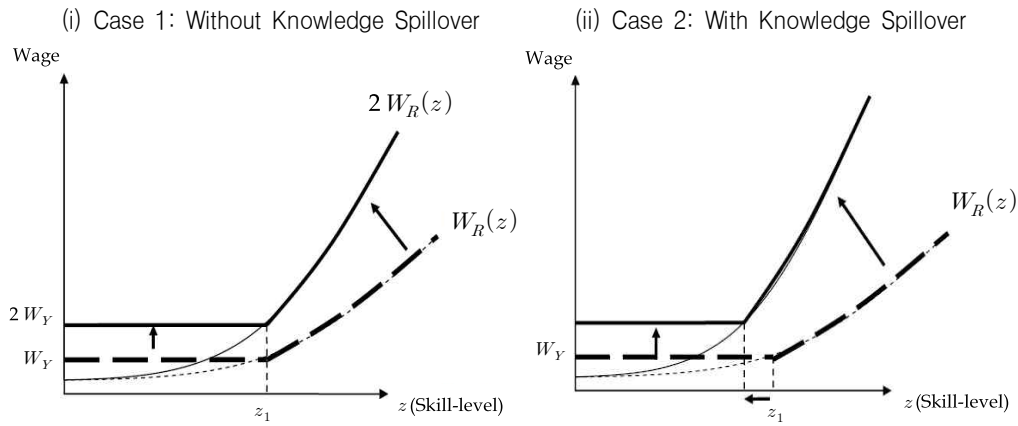
앞의 (Case 1)과 (Case 2)에서와 마찬가지로 방법으로 서로 상이한 두 국가($N > N^*$)¹⁴⁾의 경우에 대해서도 모형을 통해 각국의 부문별 균형임금식을 도출할 수 있는데, 이때 N 이 N^* 보다 크다($N > N^*$)는 사실만 다를 뿐 각각의 과정에서 도출되는 식들의 형태는 앞의 식 (27)부터 (35)까지의 식들과 동일하다. 다만, 이때 식의 형태만 같을 뿐 각 변수들의 값은 이전의 경우와 달라지게 됨에 유의하여야 한다. 즉, 이 경우 균형 상태에서 각국에서 생산되는 최종재 생산량과 중간재 종류의 개수, 각국의 부문별 고용량과 임금수준 등은 모두 국가별로 상이(즉, $Y \neq Y^*$, $\dot{N} \neq \dot{N}^*$, $L_Y \neq L_Y^*$, $L_R \neq L_R^*$, $W_Y(z) \neq W_Y(z)^*$, $W_R(z) \neq W_R(z)^*$)하게 된다. 다시 말해서 (Case 3)의 경우와 같이 국가 간 대칭성(symmetric) 가정을 완화하여 선진국과 개발도상국이 서로 교류하는 상황을 상정하는 경우 경제개방의 효과는 국가별로 서로 다르게 나타난다.

먼저 식 (27)에서 N 이 N^* 보다 크다($N > N^*$)는 사실에 유의할 필요가 있다. N 이 N^* 보다 크므로 동일한 크기의 노동이 투입된다고 가정할 때 경제개방에 따른 중간재 수입이 최종재 생산량을 늘리는 효과는 개발도상국(N^*)에서 상대적으로 더 크게 나타나게 된다. 따라서 경제개방에 따른 최종재 생산(미숙련)부문의 임금상승폭 또한 개발도상국에서 더욱 커지게 된다. 한편, 경제개방에도 불구하고 국가 간 지식확산이 없다고 가정하는 경우 각국의 연구개발(숙련)부문의 균형임금은 식 (33)과 같은데, 각 중간재에 대한 특허권 가격(p_A^j)의 변화 부분을 제외하면 이는 폐쇄경제의 경우와 동일하다. 폐쇄경제의 경우 각각의 중간재 생산 및 판매로 얻어지는 이윤은 식 (7)과 같은 반면 경제개방을 고려할 경우의 이윤은 식 (30)과 같다. 개발도상국의 경우 숙련부문에 비해 미숙련부문의 고용이 선진국에 비해 상대적으로 크다는 점을 감안하면 이는 경제개방에 따른 특허권 가격의 상승폭이 선진국에서 상대적으로 더 크다는 점을 의미한다.¹⁵⁾ 결국 경제개방에 따른 숙련(연구개발)부문의 임금 상승폭은 개발도상국에 비해 선진국에서

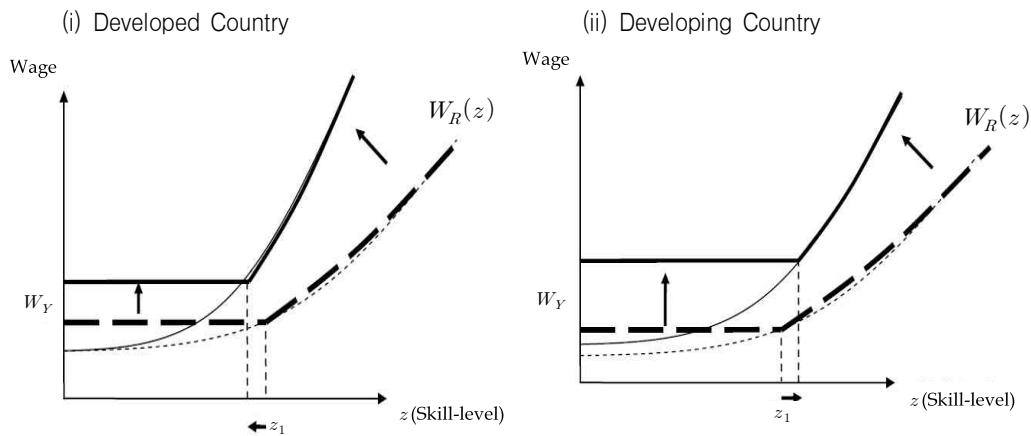
14) 이때 축적된 지식의 양이 상대적으로 많은 국가(N)를 선진국(North), 그렇지 않은 국가(N^*)를 개발도상국(South)으로 간주할 수 있다.

15) 이때 양국의 총인구는 서로 같다고 가정.

[Figure 6] Wage Profile (Case 1 & 2)



[Figure 7] Wage Profile (Case 3)



상대적으로 더 커지게 됨을 알 수 있다.

이러한 점을 고려할 때, (Case 3)의 경우와 같이 개발도상국과 선진국이 서로 교역을 하는 경우 경제개방에 따른 근로자의 기술수준별 임금분포(wage profile)의 변화는 양국에서 서로 상이하게 나타날 것임을 알 수 있다. 즉, [Figure 7]에서 볼 수 있는 바와 같이 경제개방에 따라 숙련부문의 임금이 상대적으로 크게 상승하는 선진국에서는 균형임계 기술수준(z_1)이 좌향 이동하는 반면 미숙련부문의 임금이 상대적으로 크게 상승하는 개

발도상국에서는 균형임계 기술수준(z_1)이 우향 이동하게 된다. 즉, 경제개방 시 선진국에서는 상대적으로 숙련부문의 고용이 증가하는 반면 개발도상국에서는 미숙련부문의 고용이 증가하는 등 경제개방이 고용구조에 미치는 효과가 국가 간에 서로 비대칭적으로 나타나게 된다. 이러한 결과를 정리하면 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다.

(시사점 3) 두 개의 서로 다른 국가가 교역하는 경우, 이때 국가 간 지식확산이 없다고 가정하면 경제개방은 양국에서 모두 정(+)의 '수준효과(level effect)'를 지니나 고용구조에 미치는 효과는 국가별로 서로 상이하다. 즉, 선진국의 경우 대외개방은 장기적으로 숙련부문의 고용을 늘리고 미숙련부문의 고용을 줄이는 효과가 있으나 개발도상국의 경우는 이와 반대로 숙련부문의 고용을 줄이고 미숙련부문의 고용을 늘리는 효과가 있다.

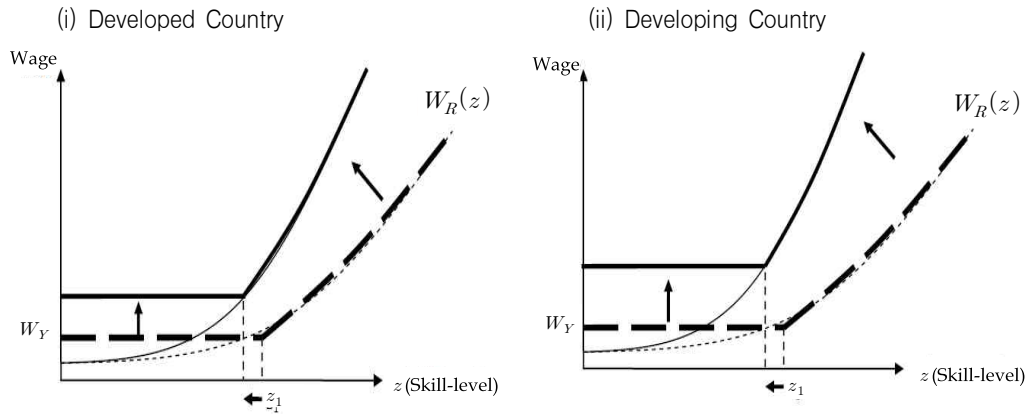
(Case 4) 상이한 두 국가 & 지식확산이 있다고 가정하는 경우

이 경우에도 앞의 경우들과 마찬가지로 방법으로 모형을 통해 경제의 장기균형을 도출할 수 있는데, 앞의 (Case 3)의 경우와 비교하여 가장 큰 차이점은 선진국과 개발도상국 모두에서 숙련부문의 고용이 확대되는 효과가 있다는 점이다.

이러한 차이는 (Case 4)의 경우 (Case 3)의 경우와 달리 경제개방에 따른 국가 간 지식확산이 있다고 가정하기 때문에 발생한다. 즉, 국가 간 지식확산을 고려하는 경우에는 이를 반영하여 연구개발(숙련)부문의 임금이 식 (35)와 같은 형태로 표현된다. 따라서 지식확산이 없는 경우에 비해 지식확산을 고려하는 경우 경제개방에 따른 연구개발부문의 임금상승폭이 더욱 커지게 되며 이러한 임금상승효과는 축적된 지식의 양이 상대적으로 적은 개발도상국의 경우($N > N^*$)에 더욱 크게 나타나게 된다. 따라서 이 경우에는 [Figure 8]에서와 같이 경제개방은 선진국뿐만 아니라 개발도상국에서도 숙련부문의 고용을 증대(즉, 균형임계 기술수준이 좌향 이동)시키며 따라서 모든 국가에서 정(+)의 성장효과를 지닌다.

(시사점 4) 두 개의 서로 다른 국가가 교역하는 경우, 이때 국가 간 지식확산이 이루어진다고 가정하면 경제개방은 양국에서 모두 정(+)의 '수준효과(level effect)'와 정(+)의 '성장효과(growth effect)'를 지닌다. 특히 이러한 정(+)의 효과는 선진국에서 보다 개발도상국에서 상대적으로 더욱 크게 나타난다.

[Figure 8] Wage Profile (Case 4)



IV. 실증분석

앞 장에서 소개한 개방경제의 경우로 확장된 내생적 성장모형을 통해 경제개방은 고용구조, 즉 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기에 영향을 미치게 됨을 알 수 있었다. 이와 같이 경제개방이 고용구조에 영향을 미치는 과정은 크게 다음과 같은 두 가지 경로로 나누어 설명할 수 있다.

하나는 지식확산을 통한 경로(knowledge-spillover channel)로서 대외개방을 통해 각국의 연구개발부문이 타국에서 축적된 지식을 더 많이 활용할 수 있게 되면 숙련(연구개발) 부문의 생산성이 증가하고 이에 따라 경제의 대외개방도 증가는 보다 더 많은 근로자들이 숙련부문에 고용되도록 하는 효과를 지니게 된다. 다른 하나는 생산특화를 통한 경로(specialization channel)로서 경제가 개방되어 국가 간의 교역이 이루어지게 되면 각국은 자국이 비교우위를 가지고 있는 부문의 생산에 특화하게 되는데, 이러한 과정에서 경제개방은 숙련 및 미숙련의 상대적인 고용규모에 영향을 미치게 된다. 즉, 축적된 지식의 양이 상대적으로 많은 선진국은 숙련부문에 비교우위가 있는 반면 축적된 지식의 양이 상대적으로 적은 개발도상국은 미숙련부문에 비교우위가 있는데, 이들 국가들이 서로 교역을 하게 되면 각국은 자국이 비교우위를 지닌 부문의 생산에 특화하게 되어 결국 각국의 고용구조도 이에 영향을 받게 된다. 즉, 국가 간의 교역이 이루어지게 되면

각국은 각자 비교우위가 있는 부문에 특화하게 되는데, 이러한 과정에서 선진국은 상대적으로 숙련부문의 고용을 확대하는 반면 개발도상국은 상대적으로 미숙련부문의 고용을 확대하게 된다.¹⁶⁾

경제의 대외개방이 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용의 크기에 미치는 이와 같은 효과는 각국의 균형임계 기술수준(z_1)의 변화와 이에 영향을 미치는 각종 변수들 간의 관계를 실제 자료를 통해 살펴봄으로써 관측할 수 있는데, 이를 통해 앞에서 소개한 이론모형의 현실 적합성을 일부 확인(test)해 볼 수 있다. 본 장에서는 이와 같은 실증분석의 방법과 그 결과를 소개하고자 한다.

실증분석을 위한 변수들에 대한 설명은 다음과 같다. 먼저 타국으로부터 유입되는 지식확산 정도를 측정하기 위해 Coe and Helpman(2009) 등이 개발한 해외 연구개발투자 스톡(Foreign R&D stock) 자료를 이용하였다. 한 국가의 해외 연구개발투자 스톡은 무역 상대국의 국내 연구개발투자 스톡(Domestic R&D stock)을 해당국의 국가별 수입 비중에 따라 가중평균함으로써 구해지는데, 이때 각국의 국내 연구개발투자 스톡은 각국의 연구개발투자액 시계열 자료를 이용하여 영구재고법(perpetual inventory method)에 따라 추정된다. 본고에서는 실증분석을 위해 Coe, Helpman, and Hoffmaister(2009)에서 보고된 각국의 해외 연구개발투자 스톡 자료를 그대로 이용하였다.¹⁷⁾ 기존의 관련 문헌들과 마찬가지로 본고에서도 해외 연구개발투자 스톡이 클수록, 그리고 경제규모 대비 수입 비중(Import/GDP)이 클수록 해외로부터 전해지는 지식확산의 정도도 큰 것으로 가정하였다.

한편, 생산특화 경로를 통한 대외개방의 효과를 계측하기 위해 다음과 같은 두 종류의 변수들을 고려하였다. 하나는 국내 연구개발투자 스톡 격차(Domestic R&D gap)인데, 이는 각국에서 연구개발활동을 통해 축적된 지식의 양을 국가 간에 서로 비교하기 위해 사용된다. 국내 연구개발투자 스톡 격차는 한 국가의 국내 연구개발투자 스톡(Domestic R&D stock)의 양을 가장 많은 양의 국내 연구개발투자 스톡을 지닌 국가¹⁸⁾의

16) 지식확산이 없다고 가정한 (Case 3)의 경우를 나타낸 [Figure 7]은 생산특화 경로에 따라 경제개방이 고용구조에 미치는 효과를 보여주고 있다. 한편, [Figure 8]은 지식확산이 있다고 가정한 경우(Case 4)로서 지식확산 경로를 통한 경제개방의 효과가 생산특화 경로를 통한 효과를 압도하고 있는 모습이다. 본 장의 실증분석은 이와 같이 가장 일반적인 형태인 (Case 4)의 경우를 대상으로 하고 있으며, 실증분석을 통해 경제개방이 고용구조에 미치는 효과를 생산특화 경로를 통한 효과와 지식확산 경로를 통한 효과로 구분하여 보았다.

17) 동 자료는 Elhanan Helpman(Harvard University)의 홈페이지를 통해 공개되고 있다.

18) <Appendix 1>의 요약 통계표에서 볼 수 있는 바와 같이 가장 많은 양의 국내 연구개발투자 스톡(Domestic R&D stock)을 축적하고 있는 나라는 미국이므로 $Domestic\ R\&D\ Gap^{Max}$ 는 미국의 국내 연구

국내 연구개발투자 스톡의 양과 비교함으로써 구해진다. 즉, 한 국가의 연구개발투자 격차는 아래와 같이 구해지며 동 값이 클수록 선진국과의 기술격차 정도가 크다는 것을 의미한다.¹⁹⁾

$$\begin{aligned} & \text{'i'국의 국내 연구개발투자 격차(Domestic R\&D Gap}^i) \\ &= \frac{\text{Domestic R\&D Stock}^{Max}}{\text{Domestic R\&D Stock}^i} \text{ for all country } i \in I \end{aligned}$$

생산특화를 통한 효과를 계측하기 위해 필요한 다른 하나의 변수는 R&D 의존도(R&D dependency)인데, 이는 한 국가가 얼마나 많은 양의 R&D를 외국에 의존하는지를 나타내는 변수이다. R&D 의존도는 R&D 기준 수입침투율(R&D weighted import penetration)을 통해 추정된다. 이때 수입침투율(import penetration)은 통상 한 국가의 전체 소비에서 수입에 의한 부분의 비중이 얼마나 되는지로 정의되는데, R&D 기준 수입침투율은 이와 같은 수입침투율 계산 시 산업별 R&D 집약도를 기준으로 가중평균함으로써 구해질 수 있다.²⁰⁾ 즉, 동일한 수입침투율을 가진 국가라 하더라도 상대적으로 R&D 집약도가 높은 산업의 수입침투 정도가 큰 국가일수록 R&D 기준 수입침투율은 더 크게 나타나는데, 본고에서는 이런 국가일수록 R&D 의존도가 상대적으로 더 크다고 간주하였다. 따라서 본고에서 소개한 이론모형이 제시하고 있는 바와 같이 국내 연구개발투자 격차(Domestic R&D gap)가 크고 R&D 기준 수입침투율로 계측한 R&D 의존도가 큰 국가일수록 경제개방 시 생산특화 경로를 통한 연구개발(숙련)부문의 상대적인 고용 위축효과도 클 것으로 예상할 수 있다.

한편, 상기한 모형에서 λ 에 해당하는 모수의 값을 추정하기 위해서는 Barro and Lee (2000)의 국가별 교육성취도(educational attainment) 자료를 이용하였다. 동 자료는 1950~2010년 기간 중 매 5년 단위로 146개 국가들을 대상으로 각국의 25세 이상 생산가능

개발투자 스톡량을 사용하였다.

19) 여기서 한 국가의 연구개발부문의 비교우위는 근로자의 기술분포 및 축적된 R&D stock의 양, 해외로부터의 기술확산 정도 등에 의해 종합적으로 결정됨에 유의할 필요가 있다. 이를 위한 자료는 Grossman and Helpman(1991) 등 기존의 국내외 문헌에서 사용한 자료를 직접 이용하였거나 이들이 사용한 방법을 그대로 적용하여 구했음을 밝힌다.

20) R&D 기준 수입침투율(R&D weighted import penetration)을 구하는 방법에 대한 보다 자세한 설명은 <Appendix 2>를 참조.

〈Table 1〉 Occupational Category by ILO

Skilled Sector	<ul style="list-style-type: none"> - Professional, Technical and Related Workers - Administrative and Managerial Workers
Less-skilled Sector	<ul style="list-style-type: none"> - Clerical and Related Workers - Sales Workers - Service Workers - Agricultural Workers, Fisherman and Hunters, etc. - Production and Related Workers, Transport Equipment Operators, etc.

인구의 학력별 비중을 제공해 주고 있다.²¹⁾ 본고에서는 동 자료를 이용하여 각국의 생산가능인구를 학력별로 세 개의 그룹(대졸 이상, 대졸 미만 고졸 이상, 고졸 미만)으로 구분하고 이와 같은 학력별 분포와 가장 잘 매치되도록 각국의 연도별 λ 값을 추정하였다. 이때 각국의 생산가능인구의 학력별 분포는 앞에서 설명한 이론모형에서와 동일한 지수분포를 사용하였으며,²²⁾ 이때 고졸에 해당하는 교육연수 12년의 기술수준(z)을 ‘1’로 표준화(normalize)하였다.

국제노동기구(ILO)는 1970년 이후 최근까지 각국의 직종(occupation)별 취업자 수 자료를 연도별로 제공하고 있는데, 동 자료에 따르면 근로자들의 직종은 크게 <Table 1>과 같이 7개의 그룹으로 구분된다. 본고에서는 실증분석을 위해 상기한 7개의 직종 그룹 중 전문기술직과 행정관리직을 숙련부문으로, 여타 직종을 미숙련부문으로 간주하였다. 이와 같은 국제노동기구의 자료를 이용하면 각국의 연도별 숙련 및 미숙련 부문의 고용 비중을 얻을 수 있는데, 상대적으로 학력이 높은 근로자가 숙련부문에 고용된다고 가정하면 이와 같은 직종별 고용 비중 자료와 근로자의 학력별 분포를 이용하여 각국의 연도별 균형임계 기술수준(z_1)을 추정할 수 있다.

앞에서 설명한 변수들 외에도 고용구조에 영향을 미치는 많은 요인들이 있을 수 있다. 특히 국가의 농경가능지역 면적이나 천연자원 보유량의 차이 등은 국가별 산업구조에 영향을 미치고 이에 따라 고용구조도 영향을 받게 된다. 또한 이 외에도 국가별로 상이한 문화적·종교적 관습이나 제도적 차이(institutional difference) 등이 고용구조에 영향

21) Barro and Lee(2000)의 Dataset에서 각국의 25세 이상 인구는 교육 정도(educational attainment)별로 다음과 같은 7개의 그룹으로 구분된다. (1) No Schooling, (2) Primary Total, (3) Primary Completed, (4) Secondary Total, (5) Secondary Completed, (6) Tertiary Total, (7) Tertiary Completed.

22) 식 (1)을 참조.

을 미칠 수 있다. 이러한 요인들을 통제하기 위해 본고의 실증분석에서는 국제패널자료를 이용한 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하였다. 또한 본고에서 상대적으로 긴 시계열(1970~2000년 기간) 자료를 사용하였음을 감안하여 일부 제도적 요인은 시간이 흐름에 따라 다소 변할 수 있음에도 유의하였다. 이를 위해 본고에서는 실증분석 시 각국의 시기별 특허권 보호 정도와 숙련부문 노동시장에 대한 참여 정도에 있어서의 성별 격차의 변화도 고려하였다. 각국의 시기별 특허권 보호 정도에 대한 자료는 Ginarte and Park(1997), Park(2008) 등에서 추정·보고된 특허권 보호지수(Patent Protection Index)를 사용하였다. 숙련부문 노동시장에 대한 참여 정도에 있어서의 성별 격차 정도를 나타내는 변수로는 국제노동기구의 자료를 이용하여 각국의 연도별 ‘전체 여성근로자 중 숙련노동 종사자 비율/전체 남성근로자 중 숙련노동 종사자 비율’을 구하여 사용하였다.

본 장의 실증분석을 위해 21개 OECD 국가들의 1970~2000년 기간 중 국제패널자료를 사용²³⁾하였으며, 이용한 자료의 출처를 열거하면 다음과 같다.

- OECD STAN Database/UNIDO
- ILO Occupational Employment Database
- Coe, Helpman, and Hoffmaister(2009)
- Barro and Lee(2000), ‘Educational Attainment Database’
- NBER Industrial bilateral Trading Data
- Feenstra(2008), ‘UCD Statistics Canada Trade Data’
- Feenstra *et al.*(1997), Feenstra(2000)
- Ginarte and park(1997), Park and Lippoldt(2005), Park(2008)

앞에서 설명한 바와 같이 구성한 21개국의 패널자료를 이용하여 고정효과모형(fixed

23) 21개 국가의 명단은 <Appendix 1> 참조. 이와 같이 OECD 국가들만을 대상으로 국제패널자료를 구축한 데에는 몇 가지 이유가 있다. 첫째, 실증분석을 위한 본 논문의 이론모형이 기본적으로 경제의 장기균형(steady state) 상태를 상정하였다는 점, 둘째 본 논문의 이론적 틀로 사용되고 있는 내생적 성장모형이 주로 개발도상국들보다는 선진국들의 경제현상을 설명하는 데 더 적합하여 실제로 내생적 성장모형에 기반한 국내외 실증분석 논문들이 대부분 중진국 이상의 나라를 대상으로 하고 있다는 점, 셋째 <Appendix 1>에서 볼 수 있는 바와 같이 실증분석을 위한 국제패널이 OECD 국가들로 이루어져 있음에도 실제로 이들 국가들의 제반 경제여건(근로자의 학력별 분포, 연구개발투자 스톡, 대외개방 정도, 특허권 보호 정도 등)이 국가별로 매우 상이하다는 점(이는 1970년 이후의 장기 시계열 자료가 사용된데다 그리스, 포르투갈, 한국 등 다수의 중진국들이 포함되어 있는 데 기인) 등이다.

effect model)을 추정하였으며, 추정식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Delta \ln(z_{1it}) = & \alpha_i + \alpha_t + \beta_0 \Delta CG_{it} \\ & + \beta_1 \Delta \ln(DRD_{it}) + \beta_2 \Delta \ln(FRD_{it}) \\ & + \beta_3 IM_{i,t-1} \Delta \ln(FRD_{it}) \\ & + \beta_4 \ln(Dgap_{i,t-1}) \\ & + \beta_5 \Delta IM_{it} \ln(Dgap_{i,t-1}) \\ & + \beta_6 \Delta WIP_{it} + \beta_7 \Delta PP_{it} \\ & + \beta_8 \Delta Ggap_{it} + \beta_9 \ln(z_{1i,t-1}) + \epsilon_t\end{aligned}$$

(단, 여기서 i 는 국가, t 는 연도를 나타내며, z_1 은 균형임계 기술수준, CG 는 전체 근로자 중 대학졸업 이상의 학력을 지닌 근로자 비중, IM 은 수입 비중 (Import/GDP), DRD 와 FRD 는 각각 Domestic과 Foreign R&D stock, $Dgap$ 은 Domestic R&D gap, WIP 는 R&D 기준 수입침투율, PP 는 각국의 특허권 보호 정도를 나타내는 지수, $Ggap$ (전체 여성근로자 중 숙련노동 종사자 비율 / 전체 남성근로자 중 숙련노동 종사자 비율)은 고용시장에서의 각국의 성별 격차 정도를 나타냄. Δ 는 1차 차분을 의미)

앞 장에서 설명한 이론모형에 따르면 위의 추정식의 부호는 다음과 같을 것으로 예상된다. 먼저 β_0 의 부호는 (+)일 것으로 예상된다. 그 이유는 대학졸업 이상의 학력을 지닌 근로자 비중(CG)의 증가는 숙련노동의 공급 증가를 의미하는데 수요조건 등 여타 조건이 동일할 경우 이는 앞의 제II장의 비교정태분석 부분에서 살펴본 바와 같이 숙련부문에 고용되기 위해 요구되는 균형임계 기술수준(z_1)을 높이는 효과가 있을 것이기 때문이다.²⁴⁾ 한편, β_1 의 부호는 (-)일 것으로 예상되는데, 그 이유는 국내 연구개발투자 스톡(Domestic R&D stock)이 클수록²⁵⁾ 숙련부문에 종사하는 근로자의 생산성이 높고 따라서 숙련부문의 노동수요가 크게 되어 균형임계 기술수준(z_1)이 상대적으로 낮을

24) 여기서 숙련노동 공급의 분포 형태를 나타내는 λ 값 대신 CG(College Graduate Share)를 사용한 것은 균형임계 기술수준(z_1)을 추정하는 데 λ 값이 사용되었기 때문이다.

25) 이는 앞 장의 모형 부분에서 한 국가가 생산하는 중간재 종류의 수를 나타내는 ' N '값이 크다는 것을 의미한다.

것이기 때문이다.

β_2 와 β_3 의 부호는 (-)일 것으로 예상되는데, 그 이유는 해외 연구개발투자 스톡(Foreign R&D stock)의 증가는 이전에 비해 보다 많은 양의 지식확산이 이루어짐을 의미하는데 그 정도는 수입 비중이 큰 국가일수록 더욱 클 것이기 때문이다. 즉, 앞의 이론모형에서 지식확산 경로를 통해 설명되는 바와 같이 보다 많은 지식확산이 이루어질수록 숙련부문의 수요가 증가하여 균형임계 기술수준(z_1)은 낮을 것인데, 이는 곧 해외 연구개발투자 스톡의 계수 및 해외 연구개발투자 스톡과 수입 비중(IM) 간의 상호작용항(interaction term)의 계수가 (-)이어야 함을 의미하기 때문이다.

β_4 와 β_5 의 부호는 (+)일 것으로 예상되는데, 이는 생산특화 경로를 통한 효과 때문이다. 즉, 선진국에 비해 기술수준이 크게 뒤처진 국가일수록 숙련부문의 생산성이 낮고 따라서 미숙련부문에 비교우위가 있어 경제의 대외개방 시 보다 많은 수의 근로자가 미숙련부문에 고용될 것이기 때문이다. 또한 이러한 생산특화를 통한 효과는 경제의 개방 정도가 클수록 더욱 크게 나타날 것이기 때문에 국내 연구개발투자 스톡(Domestic R&D stock)과 수입 비중(IM) 간의 상호작용항(interaction term)의 계수도 (+)일 것으로 예상된다.

β_6 의 부호는 (+)일 것으로 예상되는데, 그 이유는 R&D 기준 수입침투율이 높다는 것은 숙련(연구개발)부문의 수요를 타국으로부터의 수입에 의존하는 정도가 크다는 것을 의미하고 이는 곧 숙련부문에서 상대적으로 적은 수의 고용이 이루어지게 됨을 의미하기 때문이다.

β_7 의 부호는 (-)일 것으로 예상되는데, 그 이유는 특허권에 대한 보호가 잘 되어 있는 국가일수록 숙련(연구개발)부문에 종사할 유인이 클 것이기 때문이다. β_8 의 부호는 (-)일 것으로 예상되는데, 그 이유는 숙련부문의 고용에 있어서 성별에 따른 격차가 클수록(즉, $Ggap$ 의 값이 작을수록) 숙련부문의 상대적인 고용규모도 적게 되어 균형임계 기술수준을 높이는 효과가 있을 것이기 때문이다.

<Appendix 1>은 앞에서 설명한 주요 변수들에 대한 국가별 요약표이며, 위의 추정식에 대한 추정 결과는 <Table 2>에 제시되어 있다. <Table 2>에서 (1)~(4)행은 고정효과모형(fixed effect model)을 이용한 패널분석 결과를, (5)~(6)행은 pooled OLS 결과를 보여주고 있는데, 여기서 볼 수 있듯이 각국의 시간 불변한 특성을 고려한 고정효과모형의 결과가 pooled OLS 결과보다 전반적으로 우수한 것으로 나타난다. 이는 국토면적 및 천연자원의 유무, 지정학적 위치, 문화·관습적인 요인 등이 고용구조에 큰 영향을 미치며,

따라서 실증분석 시 이러한 요인들의 국가별 차이를 충분히 고려해야 함을 시사한다.

<Table 2>의 (3)~(4)행이 (1)~(2)행과 다른 점은 특허권 보호 정도(*PP*) 및 직업 선택 시의 성별 격차(*Ggap*) 정도 등 시간에 따라 변할 수 있는 각국의 제도적(institutional) 요인을 추가적으로 고려하기 위해서이다. 추정 결과, 이와 같이 추가된 항의 계수값의 부호는 이론적으로 예측되는 바와 일치하는 것으로 나타났으나 크게 유의하지는 않았으며, 동 변수들의 추가 여부가 여타 설명변수들의 추정치에 미치는 효과도 크지 않았다.

여기서 주목할 점은 고정효과모형(fixed effect model)을 이용한 패널분석 결과를 보여주는 <Table 2>의 (1)~(4)행을 통해 확인할 수 있는 바와 같이 추정된 계수값의 부호가 모두 앞에서 설명한 이론모형을 통해 예상되는 바와 일치하고 대부분 통계적으로 유의한 것으로 나타났다는 사실이다. 즉, 국제패널자료를 이용한 실증분석 결과, 경제의 개방화 진전은 본고에서 소개한 확장된 내생적 성장모형이 설명하는 바와 같이 두 가지 경로(지식확산 및 생산특화 경로)를 통해 고용구조(숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용규모)에 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있었다. 예를 들어 <Table 2>의 (1)~(4)행을 보면 해외 연구개발투자 스톡(*FRD*) 및 수입 비중(*IM*)과 연구개발투자 스톡 격차(*Dgap*) 및 수입 비중(*IM*) 간의 상호교차항(interaction term)에 대한 종합적인 탄력성(total elasticity)에 대한 추정 계수값의 부호가 각각 (-)와 (+)이며 통계적으로도 상당히 유의한 것으로 나타나고 있는데, 이는 여타 조건이 동일할 경우 해외로부터의 지식확산의 양이 많은 나라일수록 지식확산 경로를 통한 효과에 따라 숙련부문의 고용이 상대적으로 커지게 되며, 또한 선진국과 비교하여 기술수준이 낮고 대외개방 정도가 큰 나라일수록 생산특화 경로를 통한 효과에 따라 숙련부문의 고용이 상대적으로 커지게 됨을 보여주고 있다.

다시 말해서 국제패널자료를 이용한 실증분석 결과, 생산특화 경로를 통해 이론모형이 설명하는 바와 같이 지속적인 연구개발투자를 통해 축적한 지식의 양이 많은 나라일수록(즉, 국내 연구개발투자 스톡이 많은 나라일수록) 숙련부문의 고용량이 상대적으로 크며, 이러한 효과는 무역을 통해 이러한 지식기반산업의 수출을 활발히 하는 나라일수록 더욱 큰 것으로 확인되었다. 또한 본 모형이 지식확산 경로를 통해 설명하는 바와 같이 국가 간 교역을 통해 해외로부터 유입되는 지식확산의 정도가 큰 나라일수록(즉, 해외 연구개발투자 스톡이 많은 나라일수록) 숙련부문의 고용량이 상대적으로 큰 것으로 확인되었다.

〈Table 2〉 Panel Regression Results

Dependent Variable: $\Delta \log(z_{1t})$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(z_{1t-1})$	-0.760*** (0.158)	-0.731*** (0.161)	-0.766*** (0.168)	-0.734*** (0.176)	-0.083 (0.087)	-0.056 (0.089)
ΔCG_share	2.085 (1.209)	2.170* (1.204)	1.944 (0.193)	1.928 (1.227)	6.211*** (1.576)	6.570*** (1.370)
$\Delta \log(DRD_t)$	-0.361*** (0.103)	-0.211 (0.127)	-0.338** (0.132)	-0.137 (0.168)	-0.016 (0.040)	-0.017 (0.035)
$\Delta \log(FRD_t)$	-0.200* (0.103)	-0.134 (0.116)	-0.199* (0.109)	-0.125 (0.118)	-0.305** (0.125)	-0.202** (0.097)
$IM_{t-1} \cdot \Delta \log(FRD_t)$	-0.191*** (0.054)	-0.196** (0.081)	-0.186*** (0.060)	-0.192** (0.080)	-0.146 (0.093)	-0.111 (0.094)
$\log(Dgap_{t-1})$	0.163*** (0.051)	0.079 (0.073)	0.155** (0.062)	0.044 (0.086)	-0.007 (0.012)	-0.007 (0.012)
$\Delta \log(IM_t) \cdot \log(Dgap_{t-1})$	0.269** (0.108)	0.266* (0.133)	0.269** (0.116)	0.266* (0.136)	0.227 (0.172)	0.135 (0.166)
$\Delta \log(WIP_t)$	0.051*** (0.016)	0.053** (0.020)	0.052*** (0.016)	0.055** (0.021)	0.015* (0.008)	0.019** (0.007)
$\Delta \log(PP_t)$			-0.016 (0.031)	-0.037 (0.036)	-0.109*** (0.039)	-0.051 (0.039)
$\Delta \log(Ggap_t)$			-0.267 (0.300)	-0.251 (0.317)	-0.009 (0.405)	-0.007 (0.411)
Constant	-0.595*** (0.186)	-0.275 (0.298)	-0.559** (0.223)	-0.132 (0.338)	0.042 (0.079)	-0.125 (0.102)
Total elasticity of Δz_1 with respect to ¹⁾ :						
$\Delta FRD(\beta_2 + \beta_3 \overline{IM})$	-0.264** (0.109)	-0.199* (0.112)	-0.261** (0.117)	-0.189 (0.117)	-0.354*** (0.130)	-0.239** (0.104)
$Dgap(\beta_4 + \beta_5 \Delta \overline{IM})$	0.176*** (0.049)	0.092 (0.072)	0.168** (0.062)	0.057 (0.086)	0.004 (0.014)	-0.001 (0.121)
Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
Time Effect	No	Yes	No	Yes	No	Yes
# Obs	63	63	63	63	63	63
R ² adjusted	0.717	0.736	0.721	0.743	0.447	0.552

Note: Robust standard errors are in parentheses (***) $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Time dummies are not reported.

1) Total elasticity is evaluated at their sample means ($\overline{IM} = 0.3355$, $\Delta \overline{IM} = 0.048$).

Standard errors for the total elasticity is calculated by delta method using Stata command 'nlcom'.

V. 결론 및 시사점

내생적 성장모형은 경제의 기술수준이 외생적으로 주어지는 기존의 신고전학과 성장모형의 단점을 보완하여 기술진보의 과정 자체가 모형 내에서 내생적으로 설명될 수 있도록 설계되었다. 이와 같은 특성에 따라 내생적 성장모형은 경제성장이 외생적인 조건에 따라 궁극적으로 수렴·정체되는 기존 성장모형의 한계를 극복하고 지식축적을 통한 지속적인 성장을 강조한다. 즉, 고전적 성장모형이 자본의 축적과 설비투자를 통한 성장을 중시하는 데 반해 내생적 성장모형은 연구개발 및 인적자본에 대한 투자와 이를 통한 지식의 축적을 중시한다는 특징이 있다. 이와 같은 내생적 성장모형의 특성은 자본의 국가 간 이동이 크게 확대되고 첨단산업분야에서의 국가 간 경쟁이 더욱 치열해지고 있는 가운데 지속 가능한 성장전략을 모색하고 있는 우리 경제에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

이러한 점을 감안하여 본고에서는 대표적인 내생적 성장모형인 Romer(1990) 모형을 기반으로 이론적·실증적 연구를 진행하였다. 동 모형에서는 연구개발부문에 투입되는 노동을 통해 개발되는 중간재 종류(number of variety)의 양적 증가에 의해 경제의 거시적인 기술수준의 진보가 표현되는데, 이때 현재의 소비를 위한 최종재 생산부문과 미래의 기술진보를 위한 연구개발부문 간의 노동분급(labor allocation)은 경제주체의 선호체계에 따른 수요조건에 의해 결정된다. 다만, 동 모형은 경제주체들의 동질성(homogenous)에 기반하고 있어 개별 근로자들이 어떻게 각각의 노동부문에 고용되는지에 대해서는 설명할 수 없다는 한계가 있다.

본고에서는 이러한 한계를 극복하기 위해 기존의 Romer(1990) 모형에 개별 근로자들이 각자 서로 다른 수준의 기술을 지니고 있다는 경제주체의 이질성(heterogeneity)을 가미하여 이론모형을 구축하였다. 따라서 이 이론모형은 각자의 기술수준에 따라 근로자들이 어떻게 숙련(연구개발) 및 미숙련(최종재 생산) 부문으로 나뉘어 고용되며 이와 같은 노동분급과정의 교육성취도의 제고 등 숙련노동의 공급(skill supply) 변동요인과 여타 숙련노동의 수요(skill demand) 변동요인에 의해 어떻게 영향을 받는지 등에 대한 설명이 가능하다는 장점이 있다.

특히 상기한 모형은 Rivera-Batiz and Romer(1991)의 방법을 적용하여 개방경제의 경

우로 확장될 수 있는데, 본고에서는 이와 같이 확장된 모형을 통해 서로 동일한 국가 간에 교역이 이루어지는 경우와 서로 상이한 국가 간에 교역이 이루어지는 경우로 나누어 경제개방이 각 교역대상국의 고용구조(즉, 숙련 및 미숙련 부문의 상대적 고용규모)에 미치는 효과를 분석해 보았다. 이에 따르면 경제의 개방화 진전은 다음과 같은 두 가지 경로를 통해 고용구조에 영향을 미치게 된다. 하나는 생산특화(specialization) 경로로서 기술수준이 상이한 두 국가가 서로 교역을 하는 경우 기술수준이 높은 국가는 숙련부문에, 기술수준이 낮은 국가는 미숙련부문에 특화하게 되고 이에 따라 경제개방은 기술수준이 높은 국가에서는 숙련부문의 고용을, 기술수준이 낮은 국가에서는 미숙련부문의 고용을 늘리는 효과를 가진다. 다른 하나는 지식확산(knowledge-spillover) 경로로서 경제개방에 따른 국가 간 지식확산은 숙련부문의 생산성을 높이고 따라서 경제개방은 교역을 하는 양국 모두에서 숙련부문의 고용을 늘리는 효과를 가진다.

본고에서는 21개국의 국제패널자료를 이용하여 상기한 이론모형의 현실 적합성 여부를 실증적으로 확인해 보았다. 고정효과모형(fixed effect model)을 이용하여 실증분석해 본 결과, 추정된 계수값의 부호가 모두 상기한 이론모형에서 예상되는 바와 일치하며 대부분 통계적으로도 유의한 것으로 나타나는 등 이론모형이 설명하는 것과 마찬가지로 경제개방에 따른 생산특화 및 지식확산 경로가 작동함을 확인할 수 있었다.

끝으로 이와 같은 이론 및 실증 연구를 통해 얻을 수 있는 몇 가지 정책적 시사점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 앞에서 설명한 이론모형의 비교정태분석을 통해 볼 수 있는 바와 같이 숙련노동의 수요 증가가 동반되지 않을 경우 단순히 숙련노동 공급의 확대를 통한 성장률 제고 노력은 그 효과가 상당 부분 제한될 수 있다는 점이다. 예를 들어 대학진학률 제고 등 교육성취도의 향상으로 숙련노동 공급이 증대되더라도 이들에 대한 수요가 동시에 증대되지 않는다면 많은 수의 고학력 노동자들이 미숙련부문에 고용되는 하향취업현상이 발생하게 된다. 이렇게 되면 고학력 숙련노동자들이 보유한 기술이 경제성장과정에서 충분히 활용되지 못하게 되어 결국 교육성취도 제고를 통해 축적된 인적자본의 성장효과가 크게 제한된다. 즉, 동 모형은 교육성취도 제고를 통한 숙련노동 공급의 증대가 반드시 숙련부문의 고용 확대로 이어지는 것은 아니라는 점을 시사하고 있다.

둘째, 경제의 대외개방도 확대가 상대적으로 높은 수준의 지식을 요구하는 양질의 일자리(숙련부문의 고용) 창출에 도움이 될 수 있다는 점이다. 본고의 이론모형에 따르면 연구개발투자가 중요한 지식집약적인 산업의 경쟁력이 높을수록 동 산업부문의 수

출이 증가하고 이는 다시 동 산업의 연구개발부문 고용을 창출하는 효과가 있다. 그런데 이와 같은 연구개발부문의 고용 확대는 기술축적을 촉진함으로써 다시 지식집약적인 산업의 경쟁력을 높이게 되므로 ‘지식집약적인 산업의 경쟁력 강화 → 숙련부문의 고용 증대 → 지식집약적인 산업의 경쟁력 강화’의 선순환이 가능하다.

셋째, 해외로부터의 지식확산 확대를 통해서도 경제의 대외개방도 증가가 양질의 일자리 창출에 기여할 수 있다는 점이다. 앞에서 소개한 이론적·실증적 분석 결과는 해외로부터의 지식확산 정도가 크면 클수록 숙련부문의 고용이 더욱 증대됨을 보여주고 있는데, 이와 같이 해외로부터의 지식확산을 통해 양질의 일자리를 창출하기 위해서는 무엇보다도 사회 전반의 지식흡수능력을 제고하는 것이 중요하다. 예를 들어 교육투자의 사회적 효율성 제고를 통한 사회 전반의 지적 능력 향상, 외국어 능력 제고, 출판·문화·교육 등 지식을 전달하고 확산시키는 산업의 육성 등은 모두 사회 전반의 지식흡수능력을 제고하는 효과가 있을 것이다. 또한 건설적인 국제교류의 확대나 외국인직접투자 및 우리나라의 해외투자 확대 등도 지식확산을 촉진하는 데 기여할 수 있다.

마지막으로, 지적재산권에 대한 보호를 강화하고 벤처기업들의 개발의욕을 제고할 수 있는 각종 정책을 시행하는 등 제도(institution)적인 부분의 개선도 지식창출행위에 대한 인센티브를 강화함으로써 숙련부문의 고용 확대에 기여할 수 있다. 또한 법치(rule of law)의 확립, 각종 불확실성의 축소 등을 통해 사회 전반의 안정성을 제고하면 이는 경제주체들의 시간선호 정도에 영향을 미쳐 상대적으로 미래의 소비에 보다 많은 가치를 부여하도록 함으로써 숙련부문의 고용을 증대시키게 된다. 특히 개인 또는 기업의 지식창출행위는 상당한 외부효과를 지니고 있음에 유의할 필요가 있는데, 개인과 개별 기업이 지식창출을 위한 투자량을 결정하는 과정에서는 이러한 외부효과가 충분히 고려되지 않을 것이므로 사회적으로 최적의 투자를 이루기 위해서는 이러한 투자를 촉진하기 위한 정부의 정책적인 지원이 필요하다.

참 고 문 헌

- 신석하, 「경제위기 이후 기술 변화가 미숙련 근로자의 고용상황에 미친 영향」, 『한국개발연구』, 제29권 제1호, 2007.
- Acemoglu, D., “Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Changes and Wage Inequality,” *Quarterly Journal of Economics*, 1998.
- Acemoglu, D. and J. Ventura, “The World Income Distribution,” *Quarterly Journal of Economics*, 2002.
- Barro, R. J. and J. H. Lee, “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications,” CID Working Paper, No. 42, 2000.
- Bartel, A. P. and N. Sicherman, “Technological Change and Wages: An Inter-Industry Analysis,” NBER Working Paper, No. 5941, 1997.
- Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches, “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures,” *Quarterly Journal of Economics*, 1994.
- Blanchard, O. J., “Debt, Deficits, and Finite Horizons,” *Journal of Political Economy*, 1985.
- Blanchard, O. J. and S. Fischer, *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, 1989.
- Blanchard, E. and G. Willmann, “Trade, Education, and the Shrinking Middle Class,” mimeo, 2008.
- Bottazzi, L. and G. Peri, “The International Dynamics of R&D and Innovation in the Short Run and in the Long Run,” mimeo, 2005.
- Card, D. and J. E. Dinardo, “Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles,” NBER Working Paper, No. 8769, 2002.
- Choi, Kang-Shik and Jinook Jeong, “Technological Change and Wage Premium in a Small Open Economy: The Case of Korea,” *Applied Economics*, 2005.
- Ciccone, A. and G. Peri, “Long-Run Substitutability between More and Less Educated Workers: Evidence from U.S. States, 1950-1990,” *Economics and Statistics*, 2005.
- Coe, D. T. and E. Helpman, “International R&D Spillovers,” *European Economic Review*, 1995.
- Coe, D. T., E. Helpman, and A. W. Hoffmaister, “International R&D Spillovers and Institutions,” *European Economic Review*, 2009.
- Dinopoulos, E. and P. S. Segerstrom, “A Shumpeterian Model of Protection and Relative Wages,” *The American Economic Review*, 1999.
- Feenstra, R. C., R. E. Lipsey, and H. P. Bowen, “World Trade Flows, 1970-1992, with

- Production and Tariff Data,” NBER Working Paper, No. 5910, 1997.
- Feenstra, R. C., “Trade and Uneven Growth,” *Journal of Development Economics*, 1996.
- Feenstra, R. C., “World Trade Flows, 1980-1997,” Center for International Data, 2000.
- Feenstra, R. C., *Advanced International Trade*, Princeton University Press, 2004.
- Feenstra, R. C. and G. H. Hanson, “The Impact of Outsourcing and High-Technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979-1990,” *Quarterly Journal of Economics*, 1999.
- Feenstra, R. C. and G. H. Hanson, “Global Production Sharing and Rising Inequality: A Survey of Trade and Wages,” NBER Working Paper, No. 8372, Cambridge, MA, 2001.
- Frantzen, D., “R&D, Human Capital and International Technology Spillovers: A Cross-country Analysis,” *Scandinavian Journal of Economics*, 2000.
- Ginarte, J. C. and W. G. Park, “Determinants of Patent Rights: A Cross National Study,” *Research Policy*, 1997.
- Grossman, G. and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, 1991.
- Ingram, B. F. and G. R. Neumann, “The Returns to Skill,” *Labour Economics*, Vol. 13, 2000.
- Iranzo, S. and G. Peri, “Schooling Externalities, Technology and Productivity: Theory and Evidence from U.S. States,” *Review of Economics and Statistics*, 2006.
- Katz, L. F. and K. M. Murphy, “Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors,” *Quarterly Journal of Economics*, 1992.
- Keller, W., “Are International R&D Spillovers Trade-related? Analyzing Spillovers among Randomly Matched Trade Partners,” *European Economic Review*, 1998.
- Krueger, A. B., “How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-89,” *Quarterly Journal Economics*, 1993.
- Lee, G., “The Effectiveness of International Knowledge Spillover Channels,” *European Economic Review*, 2006.
- Mello, M., “Skilled Labor, Unskilled Labor, and Economic Growth,” *Economics Letters*, 2008.
- Mendes de Oliveria, M., M. C. Santos, and B. F. Kiker, “The Role of Human Capital and Technological Change in Overeducation,” *Economics of Education Review*, 2000.
- Park, W. G., “International Patent Protection: 1960-2005,” *Research Policy*, 2008.
- Park, W. G. and D. Lippoldt, “International Licensing and the Strengthening of Intellectual Property Rights in Developing Countries During the 1990s,” *OECD Economic Studies*, 2005.
- Rivera-Batiz, L. A. and P. M. Romer, “Economic Integration and Endogenous Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, 1991.
- Romer, P. M., “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, 1990.
- Sattinger, M., *Capital and the Distribution of Labor Earnings*, North-Holland, 1980.

Yaari, M. E., "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer," *Review of Economic Studies*, 1965.

Yeaple, S. R., "A Simple Model of Firm Heterogeneity, International Trade, and Wages," *Journal of International Economics*, 2006.

<Appendix 1> Summary Statistics

Ratio 2000 to 1970									
	z_1	λ	<i>DRD</i>	<i>FRD</i>	<i>IM</i>	<i>IP</i>	<i>WIP</i>	<i>PP</i>	G_{gap}
Australia	0.63	0.79	4.35	2.63	1.74	2.24	1.63	2.04	1.04
Austria	0.97	0.52	8.70	3.65	1.61	1.99	1.63	1.64	1.17
Belgium	0.95	0.55	4.63	2.60	1.73	2.24	1.97	1.52	1.00
Canada	1.61	0.40	6.00	2.40	2.01	2.24	1.69	1.60	1.00
Denmark	0.57	0.82	5.05	2.27	1.33	1.54	1.32	1.87	1.07
France	1.13	0.48	4.07	2.29	1.79	2.69	2.33	1.44	0.99
Germany	0.91	0.50	4.60	2.39	1.71	2.67	2.09	1.50	1.07
Greece	0.78	0.61	82.92	2.71	2.15	1.50	1.18	1.71	1.17
Ireland	0.99	0.53	9.70	3.47	2.06	1.71	2.06	2.12	0.97
Italy	1.23	0.53	4.67	1.84	1.70	1.95	1.44	1.66	1.05
Japan	1.66	0.49	9.28	1.99	1.07	2.40	1.15	1.89	1.01
Korea	1.15	0.47	3297.92	2.83	1.47	1.07	0.95	1.92	1.32
Netherlands	0.74	0.58	2.07	3.08	1.37	1.89	2.10	1.41	1.02
Norway	0.95	0.54	8.35	2.86	0.78	1.19	1.05	1.62	1.08
New Zealand	1.78	0.31	3.58	3.09	1.49	1.35	1.27	1.48	0.98
Portugal	0.99	0.50	2.14	1.64	1.54	2.14	1.96	3.01	1.36
Sweden	1.01	0.59	5.79	2.36	1.75	1.67	1.23	1.76	1.05
Switzerland	0.57	0.76	1.96	2.82	1.33	1.87	1.89	1.55	0.97
Spain	0.81	0.55	16.98	1.21	2.58	4.91	3.16	1.66	1.14
UK	0.83	0.65	1.78	2.66	1.43	2.57	5.09	1.71	0.95
USA	1.70	0.45	2.34	5.94	2.72	3.88	-	1.27	0.99
Average (1970-2000)									
	z_1	λ	<i>DRD</i>	<i>FRD</i>	<i>IM</i>	<i>IP</i>	<i>WIP</i>	<i>PP</i>	G_{gap}
Australia	0.954	1.447	16,367	559,816	0.172	22.90	26.21	2.994	0.936
Austria	0.608	2.857	10,910	230,244	0.357	44.87	54.08	3.417	0.770
Belgium	0.666	2.263	22,061	243,423	0.641	68.43	74.21	3.827	0.936
Canada	1.385	1.015	40,346	1,143,243	0.279	36.93	46.61	3.442	0.989
Denmark	0.862	1.694	8,670	212,960	0.346	49.38	56.73	3.558	0.931
France	0.687	2.459	153,504	252,938	0.222	24.01	15.10	3.854	0.952
Germany	0.635	2.492	240,636	235,070	0.269	25.26	5.98	3.779	0.935
Greece	0.797	2.565	819	217,620	0.271	37.20	44.68	2.871	0.754
Ireland	0.772	2.295	2,359	366,316	0.595	57.92	76.34	2.848	1.019
Italy	0.745	2.792	61,828	252,605	0.211	20.05	17.68	3.713	0.873
Japan	1.087	1.954	365,532	673,897	0.106	6.70	2.95	3.613	0.939
Korea	1.195	2.167	30,767	648,099	0.331	21.18	19.83	3.104	0.772
Netherlands	0.675	2.038	42,075	293,364	0.542	58.70	52.62	3.988	0.943
Norway	0.699	1.962	7,883	224,544	0.344	43.13	47.90	3.242	0.921
New Zealand	1.157	1.449	1,533	395,941	0.285	35.48	40.97	3.027	0.966
Portugal	0.810	3.031	1,604	214,892	0.349	30.74	39.35	2.167	0.828
Sweden	0.656	1.881	31,511	244,625	0.310	34.24	29.53	3.573	0.969
Switzerland	0.630	2.122	43,835	256,492	0.354	40.04	33.58	3.625	0.908
Spain	0.877	2.560	14,813	318,127	0.202	18.76	26.27	3.277	0.898
UK	0.661	2.076	208,910	305,580	0.257	29.33	13.47	3.825	1.007
USA	1.326	1.061	1,410,843	153,426	0.105	12.30	0.00	4.431	0.990

<Appendix 2>

R&D 기준 수입침투율(R&D weighted import penetration)은 다음과 같이 측정된다. 이를 위해 먼저 다음과 같이 세 종류의 변수를 정의한다. 이때 하첨자 'i'는 개별 산업을 나타낸다.

$$(i) \text{ R\&D intensity using value added: } RDIV_i = \frac{R\&D \text{ Investment}_i}{Value \text{ Added}_i} \times 100$$

$$(ii) \text{ Import Penetration: } IP_i = \frac{Import_i}{Production_i + Export_i - Import_i} \times 100$$

$$(iii) \text{ Value added weight: } WVA_i = \frac{Value \text{ Added}_i}{\sum_{i \in I} Value \text{ Added}_i} \times 100$$

다음에는 위에서와 같이 정의된 변수들을 이용하여 아래와 같이 산업별 R&D 가중치(R&D weight)를 구한다.

$$(iv) \text{ R\&D weight: } WVA_i = \frac{RDIV_i \times WVA_i}{\sum_{i \in I} \left(\frac{R\&D \text{ Investment}_i}{\sum_{i \in I} Value \text{ Added}_i} \right)} = \frac{R\&D_i}{\sum_{i \in I} R\&D_i}$$

마지막으로 다음과 같이 각국의 R&D 기준 수입침투율(R&D weighted import penetration)을 구한다.

$$(v) \text{ R\&D weighted import penetration: } WIP_i = \sum_{i \in I} [WRD_i \times IP_i \times M_Share]$$

where M_share is the import share of manufacturing goods

지불거부응답의 판별

오 형 나

(한국개발연구원 연구위원)

Detecting Protest Responses

OH, Hyungna

(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 김강수·오형나 공저, 『양분선택형 조건부 가치측정모형에 있어서 지불거부응답자료 처리에 관한 연구』(정책연구시리즈, 한국개발연구원, 2011) 중 필자가 분석·집필한 부분을 수정·보완하여 작성된 것임을 밝힌다.

** 오형나: (e-mail) h2o@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 지불거부응답(Protest Bids, Protest Responses), 조건부가치측정법(Contingent Valuation Methods), 선택 편의>Selectivity Bias)

• JEL Code: D01, D81

• Received: 2011. 10. 21 • Referee Process Started: 2011. 10. 24

• Referee Reports Completed: 2011. 12. 15

ABSTRACT

This study analyzes ways to detect protest responses (hereafter, PR zero-bid) in the contingent valuation method (CVM). In order to distinguish PR zero-bids from true zero-bids (non-PR zero bids), this study adopts the concept of the implicit willingness to pay employing the Hicksian compensating surplus and the Taylor's 1st order approximation. When a respondent proposes a zero-bid (i.e., $WTP=0$) and chooses a PR filtering item to indicate that her implicit WTP is not necessary zero, her response is identified as a PR zero bid. PR filtering items falling into the PR zero bids category include the uncertainty of information, distrust in the government and project achievement, disagreement to project plans, discontent with the fairness of public works and their payment method and animosity against the CVM itself.

The empirical analysis shows that PR zero bids take place systematically in particular respondent groups: respondents who have never used similar facilities before nor plans to use the facility provided by the public project, the employed, and low income groups. In conclusion, the study suggests that a CVM questionnaire needs to be designed carefully to minimize problems associated with PR zero bids and the potential risks of having sample selection bias should be concerned.

조건부가치추정법(contingent valuation method)은 비시장재의 경제적 가치를 추정하는 방법의 하나로, 공공사업의 경제적 편익을 계산하는 데 이용되어 왔다. 지불거부응답(protest responses)은 본인의 선호와 상관없이 설문과정에서 공공사업에 대해 단 1원도 지불할 의사가 없다고 응답하는 행동으로, 전체 CVM 응답의 25% 정도를 차지한다. 본 연구는 평가 대상이 된 공공재의 가치 추정에 있어 지불거부응답 행동에 의한 편익(bias)을 최소화하기 위해, 자신의 선호에 의해 지불의사액이 '0'이라고 답한 응답으로부터 지불거부응답을 판별해 내는 문항(protest response filtering items)과 그 미시적 근거를 제시한다. 이를 위해 본 논문은 선호에 기반한 지불의사액을 '잠재적 지불의사액(implicit willingness-to-pay)'이라고 정의함으로써 설문과정에서 선호체계 이외에 다양한 요인이 작용하여 결정된 '구술된 지불의사액(stated willingness-to-pay)'과 구분하였다. 한편, 한국개발연구원(KDI)에서 주관한 20여 건의 CVM 데이터를 이용한 실증분석 결과에 의하면, 지불거부응답은 무작위가 아닌 응답자의 사회·경제적 특징에 의해 체계적으로 발생한다. 이는 지불거부응답을 공공재의 경제적 가치 추정에서 제외시킬 때 선택편의(selectivity bias)가 발생할 수 있음을 의미한다.

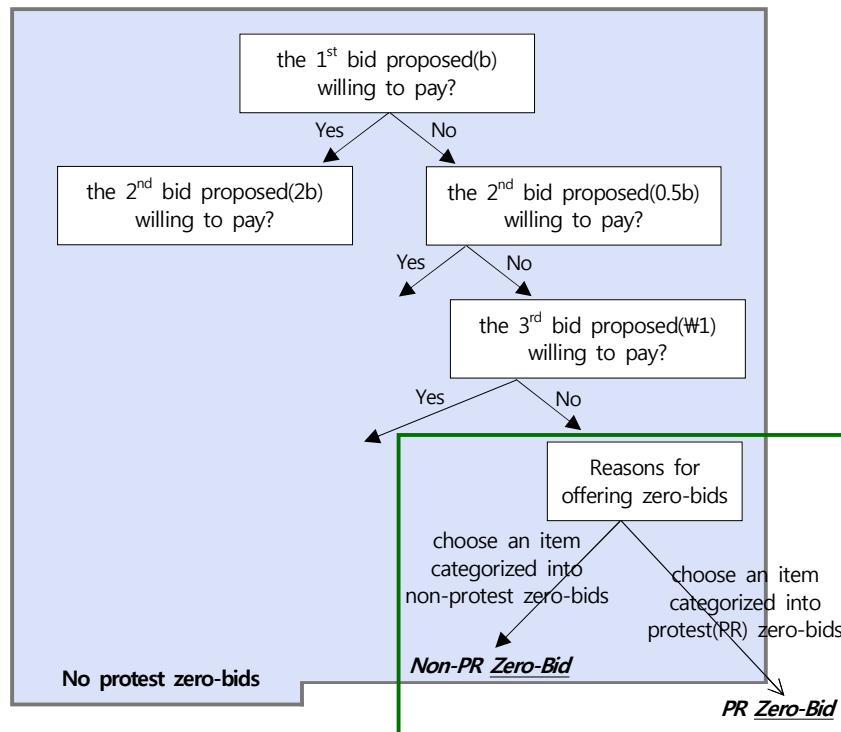
1. 서론

조건부가치추정법(contingent valuation method, 이하 CVM)은 비시장재의 경제적 가치를 측정하는 방법의 하나로, 공공사업의 경제적 편익을 계산하는 데 광범위하게 사용되어 왔다. 양분선택형 방식을 이용한 전형적인 CVM 설문에서 조사원은 응답자에게 공공재¹⁾의 양 또는 질의 변화에 관한 가상의 시나리오를 들려준 후 응답자에게 해당 사업을 위해 제시된 금액(bids)을 지불할 의사가 있는지 묻는다. [Figure 1]에서 볼 수 있듯, 조사원은 응답자의 답변이 ‘예’인 경우 처음 제시금액의 두 배를, ‘아니오’인 경우 절반을 제시하며 다시 한 번 지불의사가 있는지 질문함으로써 응답자의 지불의사액이 놓인 범위를 좁혀 나가게 된다. 이에 더해, 두 번 연속 지불의사가 없다는 응답자에게 ‘단 1원이라도 지불할 의사가 있는가?’라는 질문을 추가함으로써 ‘없다’라고 답한 응답자를 zero-bid 응답으로 분류해 내는 것이 Kriström(1997) 이후 일반적인 절차²⁾로 정착되어 가고 있다. 이들 zero-bid 응답에는 실제 응답자의 선호에 기반하여 ‘지불의사액이 0’이라고 응답한 경우(Figure 1에서 non-PR zero-bid로 표기)와 그렇지 않은 경우(Figure 1에서 PR zero-bid로 표기)가 혼재되어 있다. 전자(non-PR zero-bid)는 실제 평가 대상이 된 공공재의 변화가 응답자의 효용에 아무런 영향을 미치지 않거나 응답자가 지불여력을 전혀 갖고 있지 않은 경우에 발생한다. 반면, 후자(PR zero-bid)는 공공재에 대한 유보가격(reservation price)이 0이 아님에도 불구하고 응답자가 설문에서 제시된 지불수단이나 절차 또는 CVM 조사에 대해 강한 반감을 갖고 있거나, 관련 당국에 대한 불신이 깊을 때, 또는 응답자가 자신의 사전지식이나 정보량이 지불의사를 결정하기에 충분치 않다고 판단한 경우 발생할 수 있다. 다시 말해 ‘지불거부응답’에 해당하는 ‘PR zero-bid’는 응답자의 구술된

1) 한국개발연구원이 예비타당성조사를 실시한 공공사업 중에는 교과서적 의미의 ‘공공재’가 아니거나 ‘비시장재’가 아닌 경우가 포함되어 있다. 본 연구에서는 예비타당성조사 대상이었던 ‘공공사업이 제공하는 재화나 서비스’가 넓은 의미의 ‘공공재’에 포함된다고 가정하였다. 그 이유는 대상이 된 공공사업이 제공하는 재화나 서비스가 한 개인이 다른 이용자들을 배제하고 독점적으로 사용할 수 없다는 비배제성(non-excludability)과, 다수의 이용자들이 공공사업이 제공하는 재화나 서비스를 그 가치의 감소 없이 함께 사용할 수 있다는 비경쟁성(non-rivalry)을 충족시키기 때문이다.

2) 이때 반복질문은 반드시 두 차례(이중경계 양분선택형)만이 아니고, 한 번 반(one-and-a-half bounded), 세 번, 네 번 등에 걸쳐 이루어질 수 있다.

[Figure 1] Survey Design with a Kriström's Question in Dichotomous Choice Models:
Identifying Protest Zero-Bids



선호(stated preferences)가 본인의 실제 선호를 반영하지 않는 경우에 해당한다.

지불거부응답과 관련하여 CVM 연구자들이 가진 고민은 CVM이 실제 응답자의 선호나 의사결정과정에서 드러난 ‘현시선호(revealed preferences)’가 아닌, 공공재의 변화가 가져올 가상 시나리오를 설정한 후 응답자에게 직접 지불의사를 묻는 ‘구술된 선호(stated preferences)’에 기초하고 있다는 데서 출발한다.³⁾ 이는 CVM 설문과정에서 응답

3) 정부 또는 공공기관이 주도하는 공공사업의 경제적 가치를 평가하기 위해 해당 사업에 대한 지불의사를 도출하고자 하는 접근방법은 크게 시장적 방법(market methods), 현시선호방법(revealed preference methods), 그리고 진술선호방법(stated preference methods)으로 나누어진다(환경부[2003]). 이 중 시장적 방법은 공공사업이 제공하는 재화나 서비스의 시장이 존재할 때 사용할 수 있는데, 공공재의 경우 관련 시장이 존재하는 경우가 드물어 이용하는 데 상당히 제한적이다. 시장적 방법이 사용될 수 없는 경우 사용 가능한 비시장적 방법으로는 현시선호방법과 진술선호방법이 있다. 현시선호방법은 공공사업이 제공하는 재화나 서비스 시장이 직접 존재하는 것은 아니지만 그로 인해 발생하는 소비자의 시장제에 대한 실제 소비 변화를 통해 공공사업의 경제적 가치를 평가한다. 따라서 소비자의 실제 행위가 아닌

자의 ‘구술된 선호(즉, 제시금액에 대한 지불의사)’가 실제 선호를 반영하지 못하는 경우, 제시금액에 대한 지불의사를 기초로 계산된 공공사업의 경제적 가치가 실제 소비자들이 느끼는 가치를 제대로 반영하지 못한다는 것을 의미한다(Cummings, Ganderton, and McGuckin[1994]). 이런 이유로 CVM 연구자들은 지불거부응답에 의한 편익(bias)을 줄일 수 있는 방법을 모색하는 데 관심을 기울여 왔다.

본 논문은 지불거부응답의 판별과 처리라는 두 가지 이슈 중 지불거부응답의 판별에 주목하고자 한다. 선행 CVM 연구에서 지불거부응답의 판별은 zero-bid 응답자에게 지불거부응답 판별항목(protest response filtering items, [Figure 1]에서 PRF로 표기)을 보여준 후 지불의사액이 0인 이유를 고르도록 한다. zero-bid 응답자가 선택한 이유가 선호체계에 기반한 경우 해당 zero-bid 응답은 non-PR zero-bid(s)로, 선호와 무관한 경우 지불거부응답(PR zero-bids)으로 분류된다. 문제는 연구자들이 지불거부응답 판별에 어떤 PRF가 사용되었는지 보고하지 않거나, 보고했다 하더라도 판별기준이 일정하지 않고, 기준이 설정된 근거가 분명하지 않다는 점이다(Jorgensen *et al.*[2006]). 본 연구는 Oh and Hong(2012)에서 제시된 WTP 모델을 확장하여 지불거부응답의 판별기준을 마련하고, 국내외 연구에서 사용된 PRF를 비교한 후, 판별기준에 따라 분류된 지불거부응답의 특징을 분석하는 것을 주요 목적으로 한다.⁴⁾

가상적 상황에서의 선택에 기초한 진술선호방법에 비해 많은 장점을 가지고 있다. 그러나 이 방법은 소비자의 시장제 소비를 변화시키는 행위를 분석하기 때문에 공공사업의 사용가치 이외에 존재가치를 분석할 수 없다는 한계를 가지고 있다. 한편, 진술선호방법은 소비자의 행위와 관련된 엄밀한 가정이나 복잡한 추정절차를 거치지 않고 공공사업에 의해 제공되는 서비스나 재화의 개선을 위해 소비자가 부담하고자 하는 금액을 직접 질문한다(환경부[2003]). 대표적인 진술선호방식인 CVM은 다양한 편익에도 불구하고 복잡한 절차를 생략하고 보다 광범위한 가치를 평가할 수 있다는 장점으로 인해 현재 공공사업의 경제성을 평가하는 데 가장 많이 이용되고 있다. CVM을 통한 공공사업의 경제적 가치 추정에는 다양한 편익요인이 존재한다. 예를 들어 세금, 기부금, 소득세 등 가상적인 지불수단에 따라 지불용의액이 달라질 수 있으며, 제시되는 지불기간에 따라서도 지불용의액에 유의한 차이가 존재한다. 또한 지불의사를 유도해 내는 방법, 즉 지불카드, 입찰게임, 양분선택형 질문 등에 따라 WTP의 추정치가 다르게 추정되는 편익도 존재한다. 한국개발연구원(2008)에서는 이러한 CVM 편익을 설문 디자인 단계에서 발생할 수 있는 편익과 설문조사 시 발생할 수 있는 편익으로 구분하였는데, 설문 디자인 단계에서 발생할 수 있는 편익을 가상편의, 전략적 편의, 설계편의, 그리고 포함효과/범위효과 편익으로 구분하였고, 설문조사 시 발생할 수 있는 편익을 지불거부편의, 무응답편의로 구분하여 제시하고 있다.

- 4) 식별 이전에 지불거부응답이 왜 일어나는지에 대한 이론적 이해가 필수적이겠으나 본 연구는 이 주제를 다루고 있지는 않다. 지불거부응답을 일으키는 동인에 대한 선행 연구는 많지 않은데, Söderquist (1998)가 사전적 선호체계(lexicographic preference relations)에 의해 지불거부응답이 발생할 수 있다고 설명한 것 정도를 들 수 있다. 비시장제 가치 추정과 관련하여 WTA(willingness-to-accept) 추정과정에서 발견되는 지불거부응답도 연구범위에서 제외하였다. WTP 추정에서 지불거부응답이 편익을 일으키는 주요 원인의 하나로 지적되어 온 것과는 대조적으로 WTA(willingness-to-accept) 추정에서 지불거부응답이

서론 이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 zero-bids로부터 지불거부응답을 구분해 내는 기준에 대한 미시적 근거를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 실제 CVM 설문 데이터를 대상으로 제Ⅱ장에서 제시된 기준에 따라 지불거부응답을 식별한다. 이를 위해 2006년부터 2009년까지 한국개발연구원(이하 KDI)에서 주관한 22건의 CVM 설문으로부터 얻어진 2만여 개의 응답데이터가 이용되었다. 이어 제Ⅳ장에서 지불거부응답이 무작위(random)로 발생하는지 테스트한 후, 제Ⅴ장에서 본 연구를 요약한다.

II. 지불거부응답에 대한 이해

1. Hicks의 보상잉여에 근거한 잠재적 지불의사액(willingness-to-pay) 도출

CVM 설문에서 얻어지는 자료는 응답자들의 ‘구술된 선호(stated preferences)’로서 그들의 잠재적 선호(implicit preferences)와 반드시 일치하는 것은 아니다. 선행 연구에서 지불거부응답은 본인의 실제 선호와 상관없이 ‘지불의사액이 0’이라고 구술(state)한 응답으로 정의된다(Cummings, Ganderton, and McGuckin[1994]; 엄영숙·홍종호[2009]; Strazzer *et al.*[2003]). 이러한 정의에 입각하여 본 장에서는 선호이론에 의해 설명되지 않는 zero-bids를 지불거부응답으로 판별하였다.

지불거부응답(PR zero-bid)을 식별하기 위한 모델로 본 연구는 Oh and Hong(2012)에 제시된 지불의사액(willingness-to-pay, 이하 WTP) 모델을 활용하였다. 아래의 식 (1)에서 Z 는 시장재(market good), p 는 외생적으로 주어진 Z 의 가격 벡터, E 는 공공재(public good), $u(Z, E)$ 는 개인의 효용함수를 나타낸다. 단순화를 위해 Z 를 단위가격이 1인 복합재화 또는 화폐(composite good 또는 numeraire)로 정의하였다. 식 (1)에서 지출함수 $e(p, E, u)$ 는 주어진 p 와 E 하에서 가능한 최대 효용수준 u 를 얻기 위해 시장재 구매에 지불해야 하는 최소 지출을 의미한다.

$$e(p, E, u) = \min_Z [pZ | u(Z, E) \geq u] \quad (1)$$

문제가 된 적은 거의 없었다.

정부가 공공재를 E^A 만큼 증가(또는 공공재의 질 E 를 E^A 만큼 개선)시키는 프로젝트를 고려 중에 있으며 비용편익분석 차원에서 이 프로젝트의 경제적 가치를 계산하려 한다고 하자. E 의 수준이 원래의 계획만큼 제고될 경우 향상된 공공재의 수준 E^1 은 원래의 공공재 수준 E^0 와 목표 개선치 E^A 의 합($E^1 = E^0 + E^A$)이 될 것이다. 이때 E 는 시장재가 아니므로 시장가격이 형성되어 있지 않다. Hicks의 보상잉여(Hicksian compensating surplus)는 이러한 비시장재의 경제적 가치 측정에 이론적 근거를 제공한다. 우선 식 (1)에 의해 $e(p, E^0, u^0)$ 는 공공재가 E^0 수준일 때 효용수준 u^0 를 얻기 위해 필요한 최소의 시장재(Z) 구입비용을 의미한다. 공공재가 양화(good)인 경우, 공공재의 수준이 E^0 에서 E^1 으로 향상된다면 시장재 소비를 줄여도 이전과 같은 수준의 효용(즉, u^0)을 유지할 수 있다. CVM에서는 비시장재의 양(또는 질)이 변화할 때 소비자가 포기할 수 있는 시장재에 대한 지출감소분의 최댓값을 지불의사액(WTP)으로 정의한다. 이것을 식으로 나타내면 (2)와 같다.

$$WTP = e(p, E^0, u^0) - e(p, E^1, u^0) \quad (2)$$

식 (2)에서 $e(p, E^1, u^0)$ 는 공공재가 E^1 수준으로 제고되었을 때 원래의 효용수준 u^0 를 유지시키는 데 필요한 최소 시장재(Z) 구입비용이다.⁵⁾ 만약 공공재의 변화를 이산치(discrete value)로 표시할 수 있다면, 식 (2)의 $e(p, E^1, u^0)$ 는 1차 테일러 급수(the first order Taylor series)를 이용하여 $e(p, E^0, u^0) + D_E e(p, E^0, u^0) \times (E^1 - E^0)$ 로 다시 쓸 수 있다. 여기서 $D_E e(p, E^0, u^0)$ 는 E^0 값에서 계산된 지출함수의 E 에 대한 1차 미분값이며, $(E^1 - E^0)$ 는 공공재의 이산 변화분(discrete change)이다. 공공재가 양화라는 가정하에, E 가 증가하면 시장재 소비를 줄여도 같은 수준의 효용이 유지되는데, 이는 $D_E e(p, E^0, u^0)$ 의 부호가 ‘음 또는 0(non-positive)’이라는 것을 의미한다. 본 연구에서는 일반성을 해치지 않는 선에서 논의를 단순화시키기 위해 공공재가 양화인 경우 $D_E e(p, E^0, u^0)$ 는 ‘음’의 값을 갖는다고 가정한다.

이를 식 (2)에 대입하면 $WTP = -D_E e(p, E^0, u^0) \times (E^1 - E^0)$ 의 관계를 얻을 수 있

5) 소득을 포함하여 응답자의 경제적 여건이 동일하다고 할지라도 공공사업에 대한 WTP는 개인의 선호관계(preference relations)에 따라 달라질 수 있다. Z 와 E 에 대한 대체탄력도가 낮은 응답자의 경우, E 의 증가를 위해 시장재 소비(또는 시장재에 대한 지출)를 희생하려고 하지는 않을 것이다. 따라서 이 응답자의 WTP는 높은 대체탄력도를 가진 응답자에 비해 낮다.

다. 이는 공공재 공급이 증가한다면($E^1 > E^0$) WTP 는 0보다 크며 개선규모 $E^A (= E^1 - E^0)$ 가 커짐에 따라 WTP 도 증가한다는 것을 의미한다. 그런데 정부 또는 공공기관이 E^A 규모의 사업을 발표하고 계획에 맞춰 사업을 완수한다 하더라도 개인이 추가적으로 소비(향유)할 것으로 예상되는 공공재의 변화는 E^A 와 다를 수 있다. 발표된 공공재의 변화 E^A 중 응답자 i 가 인식하고 향유할 수 있는 비율을 $\gamma_i E^A$ 라고 정의하면, WTP_i 는 식 (3)과 같이 정의된다.

$$WTP_i = -D_E e(p, E^0, u^0) \times E_i^A = -D_E e(p, E^0, u^0) \times \gamma_i E^A \quad (3)$$

식 (3)이 잠재적 WTP_i (Implicit WTP_i)를 표기하고 있다면 식 (4)는 ‘구술된 지불의사액(Stated WTP_i)’을 나타낸다. 공공재가 ‘양화’이며 추가된 공공재를 시간적·공간적 제약 없이 이용($\gamma_i = 1$)할 수 있는 응답자 i 의 잠재적 WTP_i 는 0보다 크기 때문에 응답자가 본인의 선호에 따라 설문에 응답할 경우 zero-bids를 선언하지는 않을 것이다. 그러나 일부 응답자들의 구술된 지불의사액(Stated WTP_i)은 선호에 의해 결정되는 잠재적 지불의사액(Implicit WTP_i)과 다를 수 있다. 지불거부응답을 다루고 있는 문헌에 의하면 두 WTP 간의 괴리는 불확실성과 응답자의 전략적 행동에 의해 설명된다. 이를 반영한 식 (4)에서 확률변수 δ_i 는 응답자 i 가 인지한 정부가 발표한 공공재의 변화와 실제적인 변화의 일치 정도를 나타내며, I_i 는 응답자의 전략적 행동 여부를 나타낸다(전략 행동의 경우 0, 반대의 경우 1).

$$Stated\ WTP_i = I_i \times \delta_i WTP_i = I_i \times [-D_E e(p, E^0, u^0)] \times \delta_i E^A \quad (4)$$

2. 지불거부응답의 판별

위의 식 (3)과 (4)를 이용하여 구술된 지불의사액이 영(0)인 응답 중 지불거부응답과 그렇지 않은 zero-bids를 구분하였다. <Table 1>은 본격적인 설명에 앞서 결과를 요약한 것이다. <Table 1>의 상단에 해당하는 ①~⑤의 경우는 공공재의 변화에 대한 응답자의 잠재적 WTP_i (Implicit WTP_i)가 영(0)이기 때문에 zero-bids를 진술한 경우에 해당한다. <Table 1>의 ①~⑤에 해당하는 PRF 리스트는 <Table 2>에 정리되어 있다.

〈Table 1〉 Criteria for Detecting Protest Responses (or PR Zero-Bids)

Reasons for Offering Zero-Bids	Eqs. (2) and (3): Implicit WTP_i	Eq. (4): Stated WTP_i	Protest Responses?
① public bads	$D_E e(p, E^0, u^0) > 0$ in Eq.(3)	$\Rightarrow 0$	×
② cannot afford to pay	$e(p, E^0, u^0) = e(p, E^1, u^0)$ in Eq.(2)	$\Rightarrow 0$	×
③ zero-marginal utility	$D_E e(p, E^0, u^0) = 0$ in Eq.(3)	$\Rightarrow 0$	×
④ no plan to use	$\gamma_i = 0$ in Eq.(3)	$\Rightarrow 0$	×
⑤ a negligible change in E	$E^A = 0$ in Eq.(3)	$\Rightarrow 0$	×
⑥ not enough information is given: uncertainty	unknown	$(\delta_i = 0) \Rightarrow 0$	○
⑦ distrust toward government			○
⑧ don't believe that the project achieves the goal			○
⑨ unfair to ask me to pay	unknown	$(I_i = 0) \Rightarrow 0$	○
⑩ ill-feeling against the project			○

반면, <Table 1>의 ⑥~⑩에 해당하는 zero-bids는 식 (3)에 의해 설명되는 선호와 상관없이 식 (4)의 δ_i 나 I_i 의 값이 0이 되면서 ‘지불할 의사가 전혀 없다’라고 응답한 지불거부행동에 해당한다. 실제 CVM 설문에서는 응답자의 진술된 지불의사액이 영(0)이고 그 이유로 ⑥~⑩에 해당하는 PRF를 선택하면 지불거부응답으로 분류되는데, 지불거부응답과 관련된 PRF⁶⁾는 <Table 3>에 정리되어 있다.

위의 두 경우에 대한 구체적인 기술은 이어지는 소절(가. 지불거부응답은 아닌 zero-bids; 나. 지불거부응답에 해당하는 zero-bids)에서 다루어진다.

6) <Table 2>와 <Table 3>에 보고된 PRF는 모두 KDI의 설문과 관련 선행 연구(Jorgensen *et al.*[2006]; Strazzera *et al.*[2003]; Bateman *et al.*[2002]; 엄영숙·홍종호[2009]; Jakobsson and Dragun[2001]; Griffin and Mjelde[2000]; Aprahamian *et al.*[2007]; Jorgensen and Syme[2000]; Chien *et al.*[2005]; DuVair and Loomis[1993]; Mitchell and Carson[1989]; Morrison *et al.*[2000])에서 취합한 것이다.

〈Table 2〉 Protest–Response Filtering Items Corresponding to Non–PR Zero–Bids

Category	Protest Response Filtering Items
Disutility	<ul style="list-style-type: none"> △ The quality of my life will be worse off due to the project proposed by the government. △ The market value of my property will fall if the public facility is built and causes noise and traffic congestion.
Cannot Afford to Pay	<ul style="list-style-type: none"> ○ I cannot afford to pay for the project. • My household doesn't have enough wealth to fund the project. • I cannot afford to make additional payments for the project.
$MU(E) = 0$	<ul style="list-style-type: none"> ○ The proposed change is worth nothing to me. ○ It is not important at all whether the proposed change happens or not. ○ It is none of my business. • I am not interested in the matter what the project is concerning about. • I have little thing to do with the project. • I will buy goods and services instead of paying for the project. • Instead of paying for the project, I will use other facilities.
	<ul style="list-style-type: none"> ○ Existing facilities are enough for me. ○ There are so many facilities similar to the proposed facility. • There are many alternative facilities. • I plan to use other similar facilities. • Similar facilities already exist.
	<ul style="list-style-type: none"> ○ It is not one of high priorities. ○ Society has more important problems than this. • It is not a matter of national interests.
No Plan to Use	<ul style="list-style-type: none"> ○ I have no plan to use the facility. • My family won't enjoy the benefit of the project. • The facility is located very far away. • It is very inconvenient for me to visit the facility.
	○ I plan to immigrate abroad. ¹⁾
$E^A = 0$	<ul style="list-style-type: none"> ○ A change in E proposed is negligible.²⁾ ○ The proposed change is too marginal for me to pay.
The Reference Value	○ The reference value proposed in the survey is too high.

Note: 1) In Aprahamian *et al.*(2007), this item was categorized into a PRF item. It is categorized as a non-PRF item in this paper since accessibility (γ_i) becomes zero and, as a consequence, WTP equals to zero when an individual immigrates abroad.

- 2) Shaded area: ○ = not shown in KDI CVM Surveys but shown in literature.
 • = not shown in literature but shown in KDI CVM Surveys.
 △ = neither in KDI CVM Surveys nor in literature.

〈Table 3〉 Protest–response Filtering Items Corresponding to PR Zero–Bids

Category	Protest Response Filtering Items Proposed as Reasons for Zero-Bids
Uncertainty	○ Not enough information is given.
	• I need more information to decide if I pay for the project. ¹⁾
	○ I cannot understand the question.
	○ I have no idea how much my household would be willing to pay for this.
	○ I really haven't thought much about this issue before today.
Distrust	○ I am suspicious of the government's plan for the project.
	• I distrust what the government announced.
	• I am doubtful whether the government completes the project as it announced.
	○ If the money was collected, I don't really believe that it would be spent on making what the government announced happen.
	○ I have distrust in the authorities to improve the quality of stormwater.
Fairness; Fair-share	○ We would be able to afford better protection of receiving waters already if the government did not waste so much money.
	○ I don't think that the government is carrying out its announced actions.
	• I don't expect that the water supply service quality is significantly improved.
	• I am suspicious of the effectiveness of the proposed policy options.
	○ It is unfair to ask me to pay more money for stormwater pollution controls.
	• The part (a firm) which took advantage of this project should finance the project.
	○ It is unfair to charge people in order to restrict their activities.
	○ The government should complete the project using taxes already paid.
	○ I have paid enough taxes and contributions to solve the problem which the survey is concerning about. ²⁾
	• The government should finance this project by rearranging government expenditure priorities.
	• The facility should be built using taxes already paid.
	• I have already paid enough taxes to fund this type of project.
	○ The government has paid too much money for this project.
Ill-feeling Against the Project	○ It is my right to have cleaner air and not something I should have to pay extra for.
	○ The part who is responsible for this problem should finance the project.
	○ I object to the way the question is asked.

Note: 1) “Uncertainty” is not included as a PRF in KDI CVM Surveys until 2009.

2) According to Lee (2011), a response is a protest-bid if his/her answer is “yes” for a question, “would you say that it is desired to cut other expenses and to implement the project in question?”. If the answer is “no” for the same question, the response should be identified as a non-protest zero-bid.

* Shaded area: ○ = never shown in KDI CVM Surveys but in literature.

• = shown neither in KDI CVM Surveys nor in literature.

가. 지불거부 응답은 아닌 zero-bids

1) WTP_i 가 0보다 작은 경우

식 (3)에서 E_i^A 는 정부가 발표한 E^A 에 대해 개인 i 가 평가하는 공공재의 다양한 측면을 포괄한다. 즉, 공공재 E 의 변화뿐만 아니라 프로젝트의 수행과정에서 동반되는 다른 재화의 변화분도 포함된다. 그런데 공공재가 대부분의 응답자에게 양화(good)라고 하더라도 몇몇 개인에게는 악화(bad)일 수 있다는 점을 고려해야 한다. 예를 들어 로봇랜드가 들어설 지역 인근에 거주하는 소비자 중 로봇랜드에 대한 선호가 없거나 매우 제한적인 경우, 로봇랜드가 제공하는 효용보다 이 시설로 인한 교통체증, 주차난, 소음 등에 의한 비효용(disutility)이 클 수 있다. 이때 $D_E e(p, E^0, u^0) > 0$ 가 성립한다. 만약 $D_E e(p, E^0, u^0) > 0$ 이고 $E_i^A > 0$ 이라면 식 (3)에 따라 WTP_i 는 0보다 작아진다.⁷⁾ 이 경우, 응답자 i 는 제시된 금액은 물론 ‘단 1원도 지불할 이유가 없다’고 응답함으로써 zero-bids로 분류될 것이다. 그의 zero-bid 응답은 선호를 반영한 것으로 지불거부응답에 해당되지 않는다.

2) 지불여력이 없는 경우

응답자의 가처분소득이 0이거나 최저 수준의 시장재만을 소비하고 있는 경우를 가정해 보자. 이 경우 공공재의 수준(E)에 상관없이 시장재에 대한 지출은 변화가 없으므로 $e(p, E^0, u^0) = e(p, E^1, u^0)$ 가 성립한다. 결과적으로 식 (2)에 의해 잠재적 WTP 가 0이 된 응답자는 CVM 설문에서 단 1원도 지불의사가 없는 zero-bids로 분류된 후, 그 이유로 ‘지불여력이 없다’는 PRF를 선택하게 될 것이다(Table 2). 이 경우 역시 자신의 선호에 기반한 것으로 지불거부응답에 해당하지 않는다.

7) 엄영숙 외(2011, p.616)가 정리한 음의 지불의사액에 대한 논란은 다음과 같다. Haab and McConnell (1997, 1998)은 공공재의 비경합성과 비배제성 특성을 고려할 때 음의 값이 존재할 수 없다고 보았다. 그에 대한 반론으로 Bohara et al.(2001)의 연구를 보면, 지불의사가 음인 경우는 세 가지로 요약된다. 먼저 사업 자체가 논란이 많으면 지불의사액의 부호가 상반될 수 있으며, 둘째 사업 자체가 다차원적 속성을 가진 경우에도 일부 계층에서 보다 관심 있는 공공재의 공급이 설문이 진행 중인 사업으로 인해 줄어들 가능성이 있는 경우 음의 지불의사가 나타날 수 있다. 마지막으로, 응답자들은 설문조사 자체를 싫어하거나 특히 정부가 개입하는 것을 싫어할 경우 음의 지불의사를 보일 수 있다.

3) 공공재의 한계효용이 0인 경우

개인 i 가 공공재 E 에 대해 전혀 관심이 없거나, 이를 덜 소비하고 더 소비하는 데 따른 한계효용이 0이라면 식 (3)에서 $D_E e(p, E^0, u^0) = 0$ 이 성립되어 이 응답자의 WTP는 0이 된다. 이 응답자는 <Table 2>의 ‘추가효용 0’에 해당하는 PRF를 선택할 것이다. 즉, 이 응답자에게 해당 공공재는 개인적으로 ‘관심사가 아니거나’, ‘주변에 유사 시설이 많거나’, ‘제시된 변화가 아무런 가치가 없어서’, 그리고 사회적으로도 ‘다른 더 중요한 문제가 많아’, ‘우선순위를 두고 추진할 만큼 중요하지 않은’ 사업에 불과하다. 이 경우도 본인의 선호에 의해 zero-bids가 되었으므로 지불거부응답에는 해당하지 않는다.

4) 시간적·공간적 제약으로 E^A 를 이용할 수 없는 경우

한편, 개인 i 의 공공재 E 로부터의 한계효용이 0보다 크다고 할지라도(즉, $D_E e(p, E^0, u^0) < 0$), 시간적·공간적 제약 때문에 응답자 i 가 추가된 공공재를 전혀 소비할 수 없는 경우 WTP_i 는 0이 된다. 지역 도시에 수목원을 짓는 공공사업에 대한 CVM 설문을 가정해 보자. 만약 수목원이 i 의 거주지로부터 멀리 떨어져 있거나 개장 시간이 i 의 근무시간과 겹쳐 이용할 수 없다면, 응답자 i 에게 있어서 공공재의 추가분은 E^A 가 아니라 이용 가능성(γ_i)이 고려된 $E_i^A (= \gamma_i E^A)$ 이며, γ_i 가 0이 됨에 따라 E_i^A 가 ‘0’이 되는 것이다. 따라서 식 (3)으로 표현된 선호에 기초하여 응답자 i 는 zero-bids를 구술⁸⁾하게 되는데, 역시 지불거부응답에 해당하지 않는다. 선행 연구에서 제시된 PRF 중 이에 해당하는 항목은 ‘이민 갈 것이기 때문에’ 등이다(Table 2).

5) 무시할 만한 공공재의 변화

공공사업이 목적으로 하는 E^A 의 규모가 응답자에게는 너무도 작게 느껴지는 경우 역시 지불거부응답은 아닌 zero-bids가 될 수 있다. 식 (3)에서 볼 수 있듯, 어떤 이유로 응답자가 E^A 가 0이라고 느낄 경우 그는 ‘단 1원도 지불할 의사가 없다’라고 응답함으로써 zero-bids로 분류될 것이다. 이들은 PRF로 ‘중요하다고 판단하기에는 제시된 변화가 너무 작다’와 같은 항목을 선택할 것이다.

한편, 잠재적 WTP_i 가 제시된 모든 금액보다 낮기 때문에 지불의사를 묻는 질문에

8) 응답자의 공공재에 대한 사용가치가 0이라고 하더라도 존재가치는 0이 아닐 수 있다. 본 연구에서는 해당 응답자가 이미 zero-bid임을 진술한 만큼, 존재가치가 0이거나 0에 근접할 만큼 작은 경우로 가정하였다.

서 계속 ‘아니오’라고 답한 경우(Table 2의 ‘제시금액’), 충분히 낮은 금액이 제시되면 ‘지불할 의사가 있다’라고 답할 수 있기 때문에 zero-bids 응답으로 판별할 근거가 부족하다. 그런데 ‘제시금액’ 항목은 지불의사를 묻는 질문에 계속 ‘아니오’라고 답한 응답자들을 대상으로 ‘단 1원이라도 지불할 의사가 있는가?’라는 추가 질문을 하는 경우 더 이상 PRF로서의 유효성은 없어진다. 즉, ‘단 1원이라도 지불할 의사가 있는가?’에 ‘있다’라고 말한 응답자는 더 이상 지불거부응답이 아니며, ‘없다’라고 답한 응답자들은 zero-bids로 분류되지만 그 이유가 더 이상 ‘제시금액이 너무 높아서’는 아니게 되기 때문이다.⁹⁾

나. 지불거부응답에 해당하는 zero-bids

6) 정보 부족 또는 불확실성

정부가 발표한 E 의 변화량 E^A 는 사전적(a priori)인 선언이며, 공공재의 실제 변화분은 프로젝트가 완수된 이후에 사후적(a posteriori)으로 관찰된다. 따라서 프로젝트의 경제적 가치를 추정하기 위해 CVM 조사를 하는 시점에서 응답자는 자신의 사회·경제적 경험과 조사원의 설명에 의존하여 E 의 변화량을 예측하게 된다. 다음의 식은 조사원이 설명한 E^A 를 듣고 응답자 i 가 주관적으로 예측한 공공재의 변화 $\delta_i E^A$ 를 표현한다.

$$\delta_i E^A = -D_{E^A} \times \sum_{K=0}^{E^A} K f(K), \quad \delta_i \in [0,1]$$

여기서 $f(K)$ 는 공공재의 변화가 K 만큼 일어날 확률을 지칭한다. Jorgensen *et al.* (2006)은 응답자가 평가 대상이 된 공공재에 대한 사전지식이 거의 없는 경우 $f(K)$ 를 구성할 수 없기 때문에 CVM 설문에서 답변을 유보하거나(지불의사를 묻는 질문에 ‘모르겠다’ 또는 무응답 선택) 일단 지불할 의사가 없다고 응답하는 경향이 있다고 보았

9) 박용치(2002)는 CVM과 같은 가상 상황에서의 가치평가에서 출발점 편이에 해당하는 정박효과(anchor effect)가 나타날 수 있음을 경고하였다. 즉, 처음 제시금액이 너무 높은 경우 지불의사를 묻는 질문에 ‘아니오’라고 답한 후 이후 제시금액이 낮아져도 계속 ‘아니오’라는 답을 유지하는 행동을 의미한다. 정박효과를 고려하여 PRF 문항에 ‘제시금액이 너무 높아서’를 추가한 경우라고 하더라도 이를 지불여력 부족으로 이해해야 할지, 아니면 전략적 행동에 의한 지불거부응답으로 이해해야 하는지에 대한 추가적인 고민이 필요하다.

다.¹⁰⁾ 정보 부족의 원인이 응답자 쪽에만 있는 것은 아니다. CVM 설문에서 조사원은 응답자에게 가상의 시나리오에 대한 정보를 제공하게 된다. 만약 조사원이 사업내용, 지불방법, 평가 대상 공공재의 수준별 한계비용, 응답자가 부담하게 될 분담금 규모 등에 대한 정보를 부실하게 제공하는 경우, 응답자는 공공사업에 대한 가치평가를 유보하는 경향을 가지며, 결과적으로 지불거부응답으로 남을 확률이 높아지게 된다. 이들은 CVM 설문에서 zero-bids의 이유를 묻는 질문에 ‘정보 부족’, ‘질문을 이해하지 못하겠다’, ‘얼마를 지불해야 할지 모르겠다’, ‘오늘까지 이 문제에 대해 심각하게 생각해 본 적 없다’ 등의 PRF 항목을 선택할 것이다(Table 3).

이러한 불확실성에 기초한 지불거부응답은 Blamey(1998), Jorgensen *et al.*(2006), Brouwer *et al.*(1999), Schkade and Payne(1994), Schuman(1996), Hoevenagel and van der Linden(1993), Ready *et al.*(1995), Loomis and Ekstrand(1998), Bergstrom *et al.*(1989), Brown *et al.*(1995) 등 선행 연구에서 자주 언급된 바 있다. 특히 Jorgensen *et al.*(2006)은 불확실성에 직면한 응답자들이 아래에서 논의될 공정성(fairness) 여부에 대해 보다 민감하게 작용하는 경향을 가진다고 보았는데, 이는 지불거부를 일으키는 원인들 사이에 상호작용이 존재한다는 것으로 해석된다.

7) 정부의 의지 및 사업실행능력에 대한 불신

공공사업을 통해 $E^A(>0)$ 만큼의 공공재가 제공된다고 설명했음에도 불구하고 응답자 i 가 정부의 공공재에 대한 개선의지나 사업실행능력을 전혀 신뢰하지 않는 경우, 불확실성의 경우와 마찬가지로 δ_i 가 0에 가까워지면서 본인의 선호와 상관없이 ‘지불할 의사가 전혀 없다’라고 선언할 수 있다. 이처럼 지불의사액이 ‘0’인 이유로 정부에 대한 불신(distrust)을 지적한 기존 연구는 Oh and Hong(2012), Jorgensen *et al.*(2006), Blamey(1998), Brouwer *et al.*(1999), Söderquist(1998) 등이 있다.

10) 정보의 불확실성이 WTP 결정에 영향을 미친다는 것에는 대부분의 선행 연구가 동의하고 있지만, 추정되는 WTP값을 감소시키는가에 대해서는 이견(Bergstrom *et al.*[1989]; Brown *et al.*[1995])이 존재한다. Jorgensen *et al.*(2006)의 주장에서 명시적으로 표현되지는 않았지만 $f(K)$ 가 주어진 경우 지불의사액이 영(0)보다 크다는 의미를 내포하고 있어 불확실성이 구술된 WTP를 감소시키는 역할을 한다고 볼 수 있다. 반면, 김일중은 환경부 자료(2003)에서 응답자들이 미래에 실제로 이용하게 될지 확실치 않은 비시장재를 평가할 때 자신이 이용할 때까지 존재할 수 있도록 하기 위해, 즉 선택가치(option value) 때문에 비시장재의 편익을 실제보다 높게 진술할 수 있다고 보았다. 이 경우 향후 이용계획과 관련된 불확실성은 구술된 WTP를 증가시키는 역할을 한다.

8) 사업성과에 대한 회의

정부가 공공재에 대한 개선의지와 사업실행능력이 있다고 하더라도 응답자의 사전 지식에 비추어 제시된 공공사업이 공공재의 양과 질을 실질적으로 변화시키지 못한다고 판단한다면 결국 응답자 i 는 공공재의 변화가 없다고 판단하여 zero-bid 응답을 선언할 것이다.

⑥~⑧에 제시된 이유가 불확실성 때문이든, 관련 당국에 대한 불신 때문이든, 또는 사업성과에 대한 근본적인 회의든지 간에 δ_i 는 0에 가까워지고 결국 $\delta_i WTP_i$ 가 0에 수렴하면서 zero-bid 응답 행동을 하게 되는 것이다. 이러한 응답자의 태도는 합리적이다. 왜냐하면 응답자들은 공공사업이 목표로 하는 E^A 가 현실화된다면 식 (3)에 의해 설명되는 WTP_i 만큼의 지불의사를 가지지만, 발표된 E^A 를 듣고 $\delta_i E^A$ 만큼의 공공재 변화를 예상하고 $\delta_i WTP_i$ 에 해당하는 지불의사액을 표현했기 때문이다. 다만, 이들의 구술된 선호로서의 zero-bids 응답은 공공재의 경제적 가치 자체에 대한 평가(implicit WTP)는 아니라는 의미에서 공공재 자체에 대한 선호에 기초한 zero-bid 응답과 구별되는 지불거부응답으로 판별되는 것이다.

9) 공정성 또는 타당성에 대한 문제제기

CVM 설문에서 응답자는 공공사업을 위해 자신이 금전적 기여를 해야 한다는 가상 시나리오를 듣게 된다. 응답자 중 일부는 이러한 추가부담이 부당하거나 공정하지 못하다고 판단하여 zero-bids를 선언하는 경우가 있다(McFadden[1994]). Jorgensen *et al.*(2006)은 이를 ‘공정성 항목(Fairness items)’이라는 카테고리 분류(p.111)하였는데, 이들의 논문과 다른 선행 연구에서 제시된 관련 PRF는 <Table 3>의 공정성 부분에 정리되어 있다. ‘해당 사업을 위해 나에게 지불하라는 것은 공정하지 못하다’, ‘(자원보호를 위해) 사람들의 활동을 제한할 목적으로 요금을 부과하는 것은 부당하다’, ‘나는 이미 충분히 세금을 내고 있기 때문에’, ‘정부가 있는 재원, 이미 납부한 세금, 또는 다른 데 쓸 돈을 줄여서 해결해야 한다’, ‘근본적으로 (청정환경은) 나의 권리이지 내가 이를 위해 돈을 지불할 대상이 아니다’ 등이 이에 해당하는 PRF다. 한편, 공정성 관련 PRF 중에는 ‘문제를 일으킨 측이 비용을 지불해야 한다’라는 항목이 있는데, 이에 대해 Johnson(2006)은 공정한 분담(fair share) 문제라고 명명하였다. 그에 따르면 응답자가 오염을 일으킨 주체가 자신이 아니라는 것을 알고 있는 상황에서, 설문내용에 책임자의 기여분이 포함되어 있지 않은 경우 응답자는 지불거부응답을 하게 된다. 이에 해당하는 PRF의 예는

‘문제를 일으킨 측이 비용을 지불해야 한다’가 있는데, DuVair and Loomis(1993)의 CVM 설문에서 zero-bids의 47%가 이 PRF를 선택한 바 있다.

10) 사업계획에 대한 반대, 지불수단에 대한 불만, 설문 자체에 대한 반감

국내외 CVM 전문가들은(엄영숙 외[2011]; Strazzera *et al.*[2003]; McFadden[1994]) 응답자가 지불수단이나 지불방법이 적절하지 못하다는 판단 역시 지불거부를 야기할 수 있음을 지적하였다.¹¹⁾ 공공재에 대한 잠재 WTP가 0보다 큰 응답자가 CVM 설문에서 지불수단이 ‘요금인상’으로 고려되고 있음을 발견했다고 가정해 보자. 만약 이 응답자가 해당 공공재를 자주 이용하는 사람으로서 공공사업에는 찬성하지만 요금인상보다는 세금인상이나 복권발행을 통해 재원을 마련하는 것이 본인에게 유리한 것을 알고 있는 경우 전략적 응답태도를 보이게 된다. 응답자는 ‘요금인상’을 동반하는 공공사업의 내용을 바꾸기 위해 지불의사액이 ‘0’이라고 응답한 후, 그 이유로 ‘지불수단이 적당하지 않다’는 PRF를 선택할 것이다.

이 외에도 사업지 선정과 같은 공공사업의 구체적인 계획이 바뀌기를 희망하는 응답자가 자신의 생각을 CVM 설문과정에서 표출하기 위해 공공재에 대한 본인의 선호와 상관없이 공공사업을 위해 지불할 의사가 전혀 없다고 답하는 경우가 있을 수 있다. ‘이 시설을 다른 지역에 건립하여야 한다’ 등이 여기에 해당하는 PRF다. 또 CVM 설문 자체에 대한 반감을 드러내기 위해 일부 응답자는 설문조사 과정에서 ‘지불의사액이 0’이라고 응답한 후 ‘이런 설문 자체가 싫다’라는 PRF를 선택한다(McFadden[1994]).

<Table 1>의 하단(⑨와 ⑩)에서 볼 수 있듯이 지불수단에 대한 반대, 공정성에 대한 문제제기, 사업계획에 대한 반감, CVM 설문 자체에 대한 거부 등과 같은 전략적 동기에 의해 행동하면 I_i 의 값은 0이 된다. 이 경우, 식 (4)에 의해 응답자의 구술된 선호는 zero-bids가 된다. 결국 그의 *Stated WTP_i*는 잠재 *WTP_i*와 괴리되고 응답자 *i*는 지불거부응답으로 분류된다.

11) CVM 연구에서 제시될 수 있는 지불수단은 소득세, 재산세, 기부금, 목적세, 입장료, 특별 복권 등으로 다양하다. KDI의 CVM 조사를 포함한 다수의 CVM 연구에서 소득세를 지불수단으로 이용한 이유는 소득세가 다양한 공공사업을 포괄할 수 있었기 때문이다. 그런데 홍종호·엄영숙(2011)에서는 소득세 인상에 대한 거부감을 고려하여 소득세보다는 특별목적세 형태의 지불수단을 선택한 바 있다.

Ⅲ. KDI의 CVM 데이터에 대한 지불거부응답의 판별

국가재정법에 의해 1999년부터 일정 규모 이상의 정부사업에 대한 예비타당성조사가 의무화되었다. 그 결과 도로나 항만과 같은 사회간접자본은 물론 문화시설(영상센터, 도서관, 박물관), 과학시설(로봇랜드, 모바일융합 기술센터), 환경생태시설(해양생물자원관, 생태원, 수질개선, 수목원) 등 다양한 형태의 정부사업에 대한 사전적인 경제적 가치 평가가 이루어졌다. 예비타당성조사사업의 수행기관인 KDI는 기존의 방법으로 경제적 편익을 추정하기 어려운 사업을 비정형사업으로 명명하고 이들의 경제적 가치를 추정하는 방법의 하나로 CVM을 이용해 왔다(홍종호·엄영숙[2011]). 본 장에서는 KDI의 CVM 설문에서 제시된 PRF가 지불거부응답의 가능한 범위를 충분히 포괄하고 있는지 평가하고, 설문데이터를 대상으로 제Ⅱ장에서 기술된 기준을 적용하여 zero-bids로부터 지불거부응답을 식별해 보고자 한다.

<Table 4>는 본 연구에 이용된 22건의 KDI 설문을 평가 대상이 되는 공공재의 성격에 따라 정리한 것이다. zero-bids의 비율은 예외적으로 낮거나 높게 나온 3개 사업(B2, F1, F2)을 제외하면 대체로 40~50% 정도였으며, 공공재의 성격에 따른 차이는 크지 않았다.

1. 선행 연구와 KDI CVM 설문에서의 PRF 비교

앞의 <Table 2>에서 제Ⅱ장의 분류기준을 적용하여 지불거부응답에 해당하지 않는 PRF 목록을 정리한 바 있다. <Table 2>에서 그림자 처리가 된 부분은 해당 PRF가 KDI 설문조사(○), 선행 연구(·), 또는 둘 다(△)에서 누락된 것을 표시한다. 먼저 선행 연구나 KDI 설문조사 모두에서 누락된 것은 공공재가 악화(bad)인 응답자(즉, ‘비효율’을 이유로 지불의사액이 0인 응답자)가 택할 수 있는, ‘제시된 변화로 인해 내 삶의 질은 나빠질 것이다’와 같은 PRF 항목이다. KDI 설문에서 응답자들은 ‘지불의사액이 0’인 이유가 PRF 항목에 포함되어 있지 않은 경우 자유롭게 기술할 수 있었는데, 그중 ‘비효율’에 해당하는 응답들을 찾을 수 있었다. 예를 들어 ‘개발로 인한 환경파괴가 예상되므로’ 또는 ‘그대로 두는 게 시 발전에 더 도움이 된다’ 등이 이에 해당한다. 이 외에

〈Table 4〉 Protest Responses in KDI CVM Studies

Project Type		Date/Questionnaire Type ¹⁾	the Proportion of Zero-Bid	the Proportion of PR Zero-Bids
SOC Redevelopment	A1	2007.06/2	63.1%	36.8%
Science Facilities	B1(1st)	2008.07/2	50.5%	15.7%
	B1(2nd)	2008.08/2	53.8%	22.2%
	B1(3rd)	2008.12/2	58.6%	21.8%
	B2(1st)	2008.07/2	17.8%	3.2%
	B2(2nd)	2008.09/2	52.8%	24.0%
	B2(3rd)	2008.12/2	52.6%	24.3%
	B3X(region X)*	2006.10/0	42.2%	-
	B3X(region Y)*	2006.10/0	77.1%	-
	B3Y(region Y)*	2006.10/0	45.6%	-
	B3Y(region X)*	2006.10/0	76.5%	-
Ecological Resources	D1	2009.03/1	53.3%	29.2%
	D2	2007.08/1	42.2%	28.4%
	D3	2007.08/2	50.5%	29.8%
	D4	2009.03/1	49.6%	33.9%
Sports and Cultural Facilities	C1	2007.08/2	57.8%	34.6%
	C2	2008.09/2	46.7%	29.4%
	C3	2007.08/2	51.3%	28.0%
	C4	2008.02/2	44.3%	28.1%
	C5	2008.06/2	36.8%	18.4%
	D1	2008.03/2	46.7%	28.7%
	D2	2009.02/2	57.0%	30.9%
Improving Water Supply Service	F1**	2008.06/2	93.0%	41.7%
	F2	2009.02/0	26.3%	20.1%

Note: 1) 0 = a non-dichotomous survey

1 = a dichotomous survey without the Kriström question("Will you never be willing to pay \$1 for the project?")

2 = a dichotomous survey with the Kriström question

*: not used in empirical analysis since it does not include PRF items. B3X(region X) is a CVM survey conducted in region X on a project implemented in region X. B3X(region Y) is a CVM survey asked to the same respondents of B3X(region X) on a project implemented in region Y. Both B3Y(region Y) and B3Y(region X) are defined in the same way. The proportion of respondents who live in the project area is 45% for both B3X and B3Y.

** : not used in empirical analysis using probit models in this paper since WTP was asked using open-ended question format instead of using reference values.

‘무시할 만한 공공재의 변화($E^A = 0$)’에 해당하는 PRF(예: ‘공공사업에 의한 공공재의 변화가 무의미하기 때문’)와 ‘제시된 금액이 너무 높다’와 관련된 항목은 KDI 설문에서 발견되지 않았다. 그러나 전자는 ‘추가효용 0’에 해당하는 PRF에, 후자는 ‘단 1원도 지불할 의사가 없는가?’라는 질문을 통해 지불거부 여부를 판단할 수 있는 경우로 PRF에서의 누락이 문제되지 않는다.

<Table 3>은 <Table 2>와 같은 방식으로 지불거부응답에 해당하는 PRF를 정리한 것이다. 지불거부응답에 해당하는 PRF 중 KDI 설문에서 과소평가된 부분은 응답자와 조사원 양측에서 발생한 정보 부족으로 인해 응답자가 지불의사액을 결정하기 어려운 경우, 즉 ‘불확실성’을 이유로 하는 지불거부응답이다. 해당 PRF는 2009년 CVM 조사부터 추가되기 시작했다. 이로 인해 이전 설문에서 응답자들은 ‘보드카드만으로 내용을 충분히 알 수 없다’와 같은 자유응답을 제시하기도 하였다. 이 외에 ‘공정성’에 해당하는 항목도 다소 부족하게 제시되어, 응답자들이 ‘원인제공자에게 부담을 시켜야 한다’나 ‘민간유치로 재원을 조달해야 한다’는 자유응답을 통해 ‘공정성에 대한 문제제기’ 때문에 발생한 지불거부행동을 설명한 바 있다.

2. ‘지불의사액이 0’인 이유(PRF)의 분포

본 연구에 이용된 22건의 KDI CVM 설문 중 PRF를 포함하고 있는 설문은 총 20건으로 19,501개의 유효 샘플을 제공한다. zero-bid 응답은 전체의 50.4%를 차지하는 9,834개인데, 이 중 지불거부응답에 해당하지 않는 zero-bid 응답이 4,702개였다. 이들은 주로 공공사업으로부터 제공되는 공공재가 추가적인 효용을 제공하지 않기 때문에(2,894개), 또는 지불할 여력이 없어서(1,242개) zero-bids를 선언한 것으로 조사되었다(Table 5).

한편, 본인의 선호와 상관없는 이유로 ‘지불의사액 0’을 선언한 지불거부응답은 zero-bids의 52.2%에 해당하는 5,132개로 조사되었다. 지불거부응답자의 77.8%는 ‘공정성’에 해당하는 PRF를 선택했는데, ‘이 사업은 국가 세금으로 공사를 하면 되는 것’으로 ‘나는 이미 충분한 세금을 내고 있어’ 지불의사액이 0이라고 응답한 경우(3,972개)다. 이 외에 정부의 개선의지와 개선능력 자체에 대한 불신에서 출발한 지불거부응답이 872개, 공공사업의 실제 효과에 대한 불신이 42개, ‘이 시설은 다른 곳에 건립되어야 한다’는 사업계획 자체에 대한 이의제기에 기반한 지불거부응답이 169개를 차지하는 것으로 조사되었다. ‘정보 부족’ 또는 ‘불확실성’에 기반한 지불거부응답은 40개밖에 없었는데,

<Table 5> A Distribution of PRF Items Proposed as the Reason for Offering Zero-Bids

Reasons for Offering Zero-Bids	PR Zero-Bids?	Frequency
① public bads	×	-
② cannot afford to pay	×	1,172
③ zero-marginal utility	×	2,870
④ no plan to use	×	51
⑤ a negligible change in E ¹⁾	×	-
⑥ not enough information is given: uncertainty ²⁾	○	40
⑦ distrust toward government	○	872
⑧ don't believe that the project achieves the goal	○	42
⑨ unfair to ask me to pay	○	3,972
⑩ ill-feeling against the project	○	170

Note: 1) This item has never been included as a PRF item in KDI CVM studies.

2) Only one CVM study (D4 in Table 4) includes this item.

이는 관련 PRF가 단 1회의 CVM 조사(D4)에만 포함되었기 때문이다. 이 문항이 포함된 CVM 조사에서 343건의 지불거부응답 중 40개의 응답에서 ‘지불의사액 0’의 이유로 ‘판단할 만한 충분한 정보가 주어져 있지 않다’는 것을 들었다.

3. 국외 CVM 설문과 KDI CVM 설문에서의 지불거부응답비율 비교

<Table 6>은 Meyerhoff and Liebe(2010)가 38개국 254건의 환경 관련 CVM에서 발견된 지불거부응답비율을 정리한 것에, 본 연구에 이용된 KDI의 지불거부응답비율을 더해 정리한 것이다. KDI의 경우, 전체 응답자 중 약 26.5%가 지불거부응답 행동을 보였으며, 만약 평가 대상이 환경재인 경우 지불거부응답비율은 30.5%로 증가한다. 이러한 지불거부응답비율은 일부 개발도상국(브라질, 인도, 폴란드, 푸에르토리코, 슬로베니아, 베트남)에서 발견되는 것으로, 미국(17.6%), 독일(20.2%), 일본(17.3%), 중국(18.4%), 대만(9.5%)과 비교하면 상당히 높은 수준이다.

Meyerhoff and Liebe(2010)는 조사 설문의 특징 역시 지불거부응답 행동에 영향을

〈Table 6〉 An International Comparison on the Proportion of Protest Responses in CVM Studies Related to Environmental Projects

	# of CVM studies	mean	median	minimum	maximum
Australia	8	22.91	24.71	12.12	31.21
Austria	2	5.73	5.73	2.00	9.47
Belgium	3	10.65	7.00	5.00	19.96
Brazil	1	39.34	39.34	39.34	39.34
Canada	3	19.91	16.72	15.97	27.02
China	4	18.40	19.13	2.84	35.20
Croatia	2	6.86	6.86	5.63	8.09
Czech Republic	2	9.23	9.23	6.46	12.00
Denmark	15	9.25	5.01	0.00	31.79
Finland	15	15.72	15.80	5.50	22.50
France	4	21.06	16.57	10.1	40.94
Germany	17	20.15	19.00	3.16	56.52
Greece	15	18.02	15.00	3.50	59.29
Hungary	1	10.85	10.85	10.85	10.85
India	1	36.44	36.44	36.44	36.44
Ireland	1	20.00	20.00	20.00	20.00
Israel	2	10.33	10.33	9.33	11.33
Italy	2	7.90	7.90	0.80	15.00
Japan	2	17.30	17.30	15.32	19.29
Lithuania	2	16.70	16.70	8.00	25.39
Malaysia	3	21.25	20.83	16.26	26.67
Mexico	1	12.59	12.59	12.59	12.59
Netherlands	11	13.83	11.00	2.39	32.23
New Zealand	5	21.16	26.00	12.00	28.00
Norway	5	14.07	13.60	10.82	17.33
Philippines	3	14.43	14.43	14.36	14.49
Poland	7	30.05	24.20	14.82	51.00
Portugal	10	18.04	18.96	5.97	30.21
Puerto Rico	1	36.11	36.11	36.11	36.11
Slovenia	1	41.03	41.03	41.03	41.03
Spain	19	18.89	21.29	0.00	47.70
Sweden	2	6.77	6.77	6.40	7.13
Switzerland	7	22.13	15.19	10.29	47.00
Taiwan	2	9.52	9.52	6.55	12.50
UK	33	18.62	20.86	1.26	46.86
USA	41	17.64	17.14	0.00	45.25
Vietnam	1	29.20	29.20	29.20	29.20
Total(Except Korea)	254	17.73	16.13	0	59.29
Korea	20	26.46	28.24	3.20	41.70
Environmental valuation	6	30.52	29.50	20.11	41.70
dichotomous choice format	19	25.66	28.07	3.20	36.80
**	(3)	(30.50)	(29.20)	(28.40)	(33.90)
open-ended question format	1	41.70	41.70	41.70	41.70

Source: Meyerhoff and Liebe(2010) except for Korean statistics which were computed using CVM studies at KDI. ** indicates that the survey was designed as a dichotomous choice format but the Krström's question asking if a "No-No" respondent is willing to pay \$1.

미친다고 보고하였다. 그들의 메타분석 결과에 의하면, 선택실험에서보다 CVM에서 지불거부응답의 비율이 높게 나타났으며, CVM 중에는 개방형 응답을 이용한 경우가 양분선택방식에 비해 지불거부응답비율이 높았다. KDI의 CVM 연구 20건 중 1건을 제외한 19건이 양분선택방식을 택하고 있어 Meyerhoff and Liebe(2010)와 같은 메타분석은 불가능하다. 다만, KDI 설문에서도 1건(Table 4의 F1)은 개방형 응답을 이용하였는데, Meyerhoff and Liebe(2010)에서와 마찬가지로 양분선택법(26.5%)보다 높은 지불거부비율(41.7%)을 나타냈다. 또 양분선택방식을 택한 19건의 KDI 설문 중 3건은 Kriström (1997)의 3번째 추가질문(‘단 1원이라도 지불할 의사가 있는가?’)을 하지 않았는데, 추가한 경우에 비해 높은 수준의 지불거부응답비율(30.5%)을 보였다(Table 4와 Table 6 참고).

IV. 지불거부응답의 특징

지불거부응답의 처리 문제는 공공사업의 경제적 편익을 개인이 느끼는 가치의 합으로 계산하는 CVM 연구에서 중요한 이슈로 다루어지고 있다. 지불거부응답을 포함시킬 경우, 그들의 실제 선호와는 상관없는 ‘지불의사액 0’이라는 ‘구술된 선호’가 WTP 추정에 이용됨으로써 공공재의 가치 추정에 오류가 발생할 수 있다. 이런 이유로 최근 CVM 연구에서는 지불거부응답을 표본에서 제외하고 비시장재의 경제적 가치를 추정하는 사례(Johnson[2006]; Morrison *et al.*[2000]; Chien *et al.*[2005]; del Saz Salazar and Menendez, [2007]; Meyerhoff and Liebe[2010]; Boyle and Bishop[1988])가 빈번히 발견된다. 그러나 Calia and Strazzer(2001)나 엄영숙·홍종호(2009)가 지적했듯이, 지불거부응답이 무작위(random)로 분포하지 않는 경우 이들을 표본에서 제외시키는 것 또한 선택편의(selectivity bias)를 발생시킬 수 있다. 이러한 편의를 줄이기 위한 실증모델의 개발은 비교적 최신의 연구분야로, 선택모델(selection model), 이중 허들 모델(double hurdle model), 스파이크 모델(spike model) 등 다양한 대안이 모색되는 중이다(Strazzer *et al.* [2003]). 본 논문의 주목적은 지불거부응답의 판별과 관련된 미시적 근거를 제공하는 것으로, 실증분석을 통해 지불거부응답 행동을 설명하거나 지불거부응답을 포함시키거나 배제시킴으로써 발생하는 편의를 바로잡으려는 시도는 연구범위를 벗어난다. 본 장에서 시도

하는 바는 19건의 CVM 연구로부터 얻은 1만 8천건이 넘는 관측치를 이용하여 지불거부응답이 체계적으로 발생하는지의 여부를 검증함으로써, 지불거부응답의 처리에 관한 실증적 함의를 제시하는 것으로 제한한다.

본 연구는 응답자의 사회·경제적 특징과 지불거부응답 간의 상관관계를 분석하기 위해 Probit 모델을 이용하였다. 이 모델은 KDI의 예비타당성조사사업의 하나였던 낙동강 생물자원관 건립계획에 대한 CVM 연구(엄영숙·홍종호[2009])에서 활용된 바 있다. 엄영숙·홍종호(2009)는 지불거부응답이 무작위로 발생하는 것이 아니라 응답자의 사회·경제적 특징에 의해 유발될 수 있음을 보였는데, 그들에 의하면 응답자가 실업 또는 미취업 상태거나 고소득자인 경우 지불거부응답 행동을 택할 가능성이 높아진다. 엄영숙·홍종호(2009)에 앞서 Jorgensen and Syme(2000)는 제시가격, 소득, 정부의 역할과 평가 대상인 공공재에 대한 응답자의 주관적인 견해 등이 지불거부응답 여부를 결정하는 데 중요한 변수가 될 수 있다고 보았다. 그들에 따르면, 저소득 응답자의 경우 평가 대상이 된 공공재에 대한 부담을 동일하게 지는 것이 공정하지 않다고 판단하여 지불거부응답이 될 가능성이 높아진다고 한다. 국내 CVM 연구에서도 지불거부응답의 통계적 처리와 관련하여 지불거부응답자의 특성에 대한 연구가 이루어졌다. 예를 들어 권오상(2011)은 응답자의 나이가 많을수록, 또는 제시된 최초 금액이 높을수록 지불거부응답 가능성이 커진다는 Probit 추정 결과를 제시하였다. 한편, 다른 선행 연구(Jorgensen *et al.*[2006]; Kahneman[1986]; Diamond and Hausman[1993]; Schkade and Payne[1994])에 의하면, 응답자들은 본인이 평가 대상이 된 공공재에 대해 평상시 가지고 있던 견해나 지식에 의존하여 지불의사를 결정하는 경향을 가지기 때문에 사전지식이 충분치 않은 경우 결정을 유보함으로써 지불거부응답을 하는 경향을 가지게 된다. 이러한 주장은 엄영숙·홍종호(2009)에 의해 지지되었다. 엄영숙·홍종호(2009)는 응답자가 유사한 공공재를 이미 이용한 경험(공원 방문 등)이 있거나 공공재에 대한 정보가 많을수록, 또 사전에 해당 이슈에 대해 관심이 있었거나 공공재의 차이를 인식할 수 있다고 응답한 경우 지불거부 가능성이 낮아짐을 보인 바 있다.

본격적인 분석에 앞서, <Table 7>은 KDI의 예비타당성조사 CVM 설문에서 지불거부응답으로 분류된 응답자와 그렇지 않은 응답자의 사회·경제적 특징을 비교한 것이다. 제시된 숫자는 성별, 나이, 실업 여부, 월소득, 교육연수, 평가 대상 공공재에 대한 향후 이용 계획, 유사 시설 이용경험, 시설까지의 거리, 평상시 공공재나 관련 이슈에 대해 가지고 있는 관심의 정도 등의 응답 형태별 평균값이다. 지불거부응답그룹은 향후 시설계획

〈Table 7〉 Social, Demographic or Economic Characteristics by Response Types

	Zero-Bids (Nobs = 8,904)				Non-Zero Bids (Nobs = 9,597)	
	PR Zero-Bids (Nobs = 4,715)		Non-PR Zero-Bids (Nobs = 4,189)			
	Mean ³⁾	Standard Deviation	Mean ³⁾	Standard Deviation	Mean ³⁾	Standard Deviation
Female(D)	0.49	0.50	0.52	0.50	0.50	0.50
Residency in the Project Area ¹⁾ (D)	0.36	0.48	0.27	0.44	0.36	0.48
Plan to Use(D)	0.46	0.50	0.33	0.47	0.76	0.42
Unemployment(D)	0.006	0.08	0.01	0.136	0.009	0.10
Experiences of Using Similar Facilities(D)	0.49	0.50	0.45	0.50	0.59	0.49
Age(C)	43.71	9.30	44.71	9.76	42.73	9.25
Schooling Years(C)	12.60	4.51	11.84	4.20	12.92	4.22
The Number of Family Members Younger than 18 Years Old(C)	1.37	0.89	1.20	0.93	1.36	0.89
The Number of Family Members(C)	3.56	1.01	3.49	1.01	3.59	0.99
Monthly Household Income(C)	272.84	119.05	251.80	127.57	264.77	145.63
Initial Reference Values Asked in the Survey(C)	4,689.93	5,312.68	6427.20	14034.41	7773.99	21114.43
Distance to the Facility ²⁾ (C)	2.61	1.51	2.84	1.55	2.77	1.58
Personal Interest on the Project in Question(C)	0.86	0.85	0.89	0.83	1.16	0.90

Note: 1) The value is 1 if a respondent lives in either the exact or neighboring areas where the project is placed. Otherwise, 0.

2) Only ten KDI CVM studies enclosed this item. Thus, this variable is not used in estimating probit models.

3) D = a dummy variable, C = a continuous variable, Mean = mean for a C variable; the proportion of cases with a dummy variable = 1 for a D variable.

이용 여부, 실업 상태, 유사 시설 이용경험, 공공재에 대한 관심의 정도 측면에서 지불 거부응답이 아닌 zero-bids 그룹과 유사한 특징을 보였으며, zero-bids가 아닌 응답자들과 확연히 구별되었다. 그러나 앞의 세 가지 변수를 제외하고는 지불거부응답그룹과 zero-

bids가 아닌 그룹과의 차이를 찾기 어려웠으며, 오히려 이 두 그룹 간의 차이가 지불거부응답그룹과 지불거부응답은 아닌 zero-bids 그룹 간의 차이보다 작은 것으로 조사되었다. 이 외에도 KDI 설문에는 사안에 따라 응답자의 특징을 채는 다양한 문항이 포함되어 있다. 그러나 20건의 KDI 설문에 공통으로 포함된 변수는 소수에 불과하다. 예로 <Table 7>에 제시된 공공재까지의 거리나 응답자의 관심은 10여 개의 설문에만 포함되어 있다. 이러한 제약으로 인해, Probit 모델에는 20건의 설문에 공통으로 포함된 사회·경제적 변수만을 이용했다.

<Table 4>에 정리된 22건 중 zero-bids의 이유를 묻지 않은 B3X와 B3Y, 개방형 방식을 택함으로써 Probit 모델에 이용된 ‘제시금액’이라는 변수를 포함하고 있지 않은 F1을 제외한 19건의 CVM 연구로부터 18,501개의 유효 응답을 얻었다. <Table 8>은 18,501개의 관측치에 대한 설명변수별 평균과 표준편차를 모아놓은 것이다.

지불거부응답 행동을 설명하는 Probit 모델은 아래와 같이 정의되었다. 여기서 X 는 설명변수, β 는 계수(parameters), ε 는 잔차항, $\Phi(\cdot)$ 은 정규누적분포함수를 표시한다. 설명변수 벡터 X 에는 응답자의 사회·경제적 특징 이외에 18개의 설문 더미변수가 포함되어 있다. 이들 더미변수는 19건의 CVM 설문방식 또는 평가 대상 공공재의 성격 때문에 발생하는 지불거부응답의 차이를 통제할 것이다.¹²⁾

$$\Pr(PR=1) = \Pr(X\beta + \varepsilon > 0) = \Pr(\varepsilon > -X\beta) = \Phi(X\beta)$$

위의 Probit 모델을 최대우도법(ML)에 의해 추정한 결과가 <Table 9>에 제시되어 있다. 설명변수의 계수 추정치가 통계적으로 유의미하며 0보다 클 경우, 해당 설명변수의 값이 증가함에 따라 설문에서 지불거부응답이 될 가능성은 높아진다. 실증분석의 결과, 향후 공공사업이 제공하는 공공재를 이용할 계획이 있거나, 응답자가 실업 상태일 때, 또 이전에 유사 시설을 이용해 본 경험이 있거나, 소득이 높을 경우 지불거부응답을 할 가능성은 낮아지는 것으로 밝혀졌다.¹³⁾ 반대로 CVM 설문에서 최초 제시받은 금액이 높을수록, 거주지가 사업예정지와 ‘도’ 단위에서 일치할 경우 지불거부응답을 할 가능성이

12) <Table 9>는 이들 더미변수들의 계수 추정치를 포함하고 있지 않다.

13) 이 중 실업과 소득이 지불거부응답 행동에 미친 영향은 한 가지 CVM 사례를 가지고 지불거부응답 행동을 분석한 엄영숙·홍종호(2009)와 차이를 보인다. 지불거부응답 행동에 대한 실증분석이 본 논문의 주요 관심이 아닌 만큼 그 차이에 대한 기술과 분석은 생략한다.

<Table 8> Summary Statistics (N of Obs. = 18,501)

Variables	Variable Type*	Mean*	Standard Error
Protest Response	D	4,740	-
Female	D	9,241	-
Residency in the Project Area	D	6,283	-
Plan to Use	D	9,027	-
Unemployment	D	196	-
Experiences of Using Similar Facilities	D	53.15	-
Age	C	43.43	9.41
Schooling Years	C	12.59	4.32
The Number of Family Members Younger than 18 Years Old	C	1.33	0.90
The Number of Family Members	C	3.56	1.00
Monthly Household Income(unit: 10,000 Korean Won)	C	263.8	135.5
Initial Reference Values Asked in the Survey(unit: Korean Won)	C	6,683	16,872

Note: * D = a dummy variable, C = a continuous variable, Mean = mean for a C variable; the proportion of cases with a dummy variable = 1 for a D variable.

<Table 9> Estimation Outcomes of the Probit Model for Protest Responses and Zero-bids

Variables	Protest Responses Model ¹⁾		Zero-Bid Model ²⁾	
	Estimate	SE	Estimate	SE
Constant Term	-0.7476	(0.1170)***	0.8001	(0.1129)***
Female	-0.0304	(0.0245)	0.0338	(0.0235)
Residency in the Project Area	0.2342	(0.0288)***	0.1452	(0.0278)***
Plan to Use	-0.4054	(0.0258)***	-1.0512	(0.0256)***
Unemployment	-0.4263	(0.1359)***	-0.1284	(0.1180)
Experiences of Using Similar Facilities	-0.0673	(0.0302)**	-0.1815	(0.0282)***
Age	-0.0001	(0.0016)	0.0024	(0.0015)
Schooling Years	-0.0034	(0.3687)	-0.0142	(0.0039)***
The Number of Family Members Younger than 18 Years Old	0.0006	(0.0205)	-0.0271	(0.0194)
The Number of Family Members	0.0017	(0.0190)	0.0007	(0.0181)
Monthly Household Income	-0.0003	(0.0001)**	-0.0008	(0.0001)***
Initial Reference Values Asked in the Survey	2.3e-6	(1.4e-6)***	3.3e-6	(8.6e-7)***
Project dummies	18 dummies are used		18 dummies are used	
LR-Chi2 value	956.42***		2745.00***	

Note: 1) The value of dependent variable equals to 1 in case of a protest response, 0 otherwise.

2) The value of dependent variable equals to 1 in case of a zero-bid, 0 otherwise.

*, **, *** represent that the null hypothesis ($\beta=0$) is reject at 10%, 5%, and 1% significance levels respectively.

높아지는 것으로 분석되었다.¹⁴⁾ 응답자의 사회·경제적 특징을 나타내는 일부 설명변수들의 추정치(parameter estimates)가 통계적으로 0과 같지 않음이 입증됨에 따라, 지불 거부응답이 응답자의 사회·경제적 특징과 상관없이 무작위로 발생한다는 가설은 기각되었다. 이는 지불거부응답 행동이 특정 계층에서 체계적으로 나타나기 때문에 지불 거부응답을 배제하고 공공재의 경제적 가치를 추정하는 경우 선택편의(selectivity bias)가 발생할 수 있다는 것을 의미한다.

한편, <Table 9>의 가장 오른쪽 행에는 zero-bids 여부를 종속변수로 하는 또 다른 Probit 모델의 추정 결과가 제시되어 있다. 지불거부응답 여부를 종속변수로 하는 Probit 모델의 추정 결과와 비교해 보면, 유의미한 설명변수들의 부호가 동일한 것을 알 수 있다. 즉, <Table 7>에 제시된 것과는 달리, 설문별 응답 차이를 통제할 경우 응답자의 사회·경제적 특성은 지불거부응답 행동에 영향을 미치는 것과 유사한 방식으로 zero-bids 행동을 유발한다는 것이다. 이러한 결과는 zero-bids로부터 지불거부응답을 분리해 내는 일을 더욱 어렵게 만든다. 앞서 홍종호·오형나(2006)는 zero-bid 응답자들에게 복수의 PRF를 선택할 수 있도록 허용하였는데, 응답자가 PR에 해당하는 PRF와 non-PR zero-bid 응답에 해당하는 PRF를 혼용하여 선택하는 사례가 다수 발견된 바 있다. 이 예는 지불 거부응답을 일반적인 zero-bids로부터 정확히 분류하기가 근본적으로 쉽지 않다는 것을 예시한다.¹⁵⁾ 이러한 결과는 WTP 추정에서 지불거부응답과 단순한 zero-bid를 구별하여 처리하는 복잡한 과정 대신 zero-bids를 모두 제외하고 추정한 후 공공사업의 경제적 가치를 계산할 때 전체 관측치에서 이들 응답들이 차지하는 비중을 고려하여 조정하는 방안을 제시한 권오상(2011)의 방식을 뒷받침한다.

<Table 10>은 각 설명변수(나이, 교육연수, 18세 이하 가구원의 수, 총 가구원 수, 가구 월소득, 최초 제시금액)가 1% 변할 때, 또는 설명변수의 상태가 변화할 때(더미변수의 값이 0에서 1로 변화할 때) 지불거부응답 행동을 선택할 확률의 변화를 보여준다. 즉, 그 값이 클수록 해당 설명변수가 지불거부행동을 결정하는 데 커다란 영향을 준다는 것을

14) 향후 이용계획을 통제한 결과, 비인접지역에 비해 인접지역에서 지불거부나 zero-bid 응답 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사업지역 또는 인접지역이 비인접지역에 비해 사용가치가 크기 때문에 상대적으로 큰 WTP가 나올 것이라는 통상적인 기대와 반대되는 것이다. 이와 관련하여, 이주석(2011)은 일반적으로 인접지역의 WTP가 비인접지역의 WTP보다 크지만, 사업의 성격이나 낮은 소득수준과 같은 지역 특성으로 인해 기대와는 다른 결과가 나타날 수 있음을 지적한 바 있다.

15) 한편, 실제 KDI 설문이나 다수의 CVM 연구에서는 가장 중요한 이유에 해당하는 PRF를 하나 선택하게 함으로써 판별과정의 혼란을 줄인다.

〈Table 10〉 Elasticities of the Probability to Protest

Explanatory Variables	PR Zero-Bids	Zero-Bids
Female(D)	-0.0205	0.0139
Residency in the Project Area(D)	0.0898***	0.0341***
Plan to Use(D)	-0.3092***	-0.4910***
Unemployment(D)	-0.0058***	-0.0011
Experiences of Using Similar Facilities(D)	-0.0423**	-0.0699***
Age(C)	-0.0061	0.0831
Schooling Years(C)	-0.0549	-0.1421***
The Number of Family Members Younger than 18 Years Old(C)	0.0010	-0.0280
The Number of Family Members(C)	0.0083	0.0021
Monthly Household Income(C)	-0.0868**	-0.1588***
Initial Reference Values Asked in the Survey(C)	0.0223*	0.0200***

Note: *, **, *** represent that the null hypothesis ($\beta=0$) is reject at 10%, 5%, and 1% significance levels, respectively.

For a continuous explanatory x variable, elasticity informs us a change in the probability of being a protest response (or a zero-bid) in response to 1% change in x . For a dummy variable (D), elasticity informs us a change in the probability of being a protest response (or a zero-bid) in response to a change of D from 0 to 1.

의미한다. 계산 결과, 지불거부응답 행동과 zero-bids 행동에 가장 큰 영향을 미치는 요소는 ‘평가대상이 되고 있는 공공재에 대한 향후 이용계획’이며, 그 다음으로 중요한 요소는 ‘사업예정지와 같은 행정구역(도 단위)에의 거주 여부’와 ‘가구 월소득’이다.

V. 결 론

지불거부응답(protest response 또는 PR zero-bids)은 현재 CVM 연구에서 가장 중요하게 다루어지는 주제의 하나로 지불거부응답에 의한 편의를 최소화하려는 다양한 시도가 이루어지고 있다. 지불거부응답은 제시된 모든 금액에 대해 지불의사가 없다고 응답한 zero-bids 중에 포함되어 있다. 본인의 선호에 기초하여 zero-bids를 선언한 응답자들로부터 선호와 상관없이 zero-bids를 구술한 지불거부응답을 판별해 내는 것은 공공사업의 경제적 가치를 올바르게 평가하기 위해 반드시 필요한 과정이다. 본 연구의 주요 목적은 이러한 지불거부응답의 식별과 관련하여 선행 연구를 정리하고, 판별기준을 제시하는 것이다. 판별기준은 Hicks의 보상잉여와 테일러의 1차급수를 이용하여 도출된 잠재적 WTP와 ‘구술된 선호로서의 지불의사액’과의 비교에 의해 설정되었다. 이 기준에 따라 악화로 인식되는 공공재, 지불능력 부족, 공공재 변화로부터의 한계효용 영(0), 무의미한 공공재의 변화, 낮은 이용 가능성 등의 항목에 해당하는 PRF를 선택한 zero-bids를 지불거부응답이 아닌 경우로, 그 외의 모든 PRF(정보 부족에 따른 불확실성, 정부에 대한 불신, 사업성과에 대한 의심, 사업과정의 공정성이나 지불수단에 대한 불만, 사업계획 자체에 대한 반대, CVM 조사에 대한 반감 등)를 선택한 zero-bids를 지불거부응답으로 분류하였다.

KDI에서 주관한 20여 건의 CVM 설문 결과 얻어진 약 2만개의 데이터를 이용한 분석에서, 평가 대상이 되는 비시장재의 성격에 상관없이 전체 응답의 25% 이상이 지불거부행동을 하고 있음을 발견하였다. 본 연구는 간단한 Probit 모델 추정을 통해 지불거부행동이 체계적으로 일어나고 있음을 보였다. 이는 지불거부응답을 제외시키고 WTP나 공공사업의 경제적 가치를 추정하는 방식이 선택편의를 발생시킬 수 있음을 의미한다.

비록 제한적이긴 하지만 본 논문에서 시도된 실증분석의 결과는 향후 CVM 연구와 관련하여 몇 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 지불거부응답의 비율(약 25%)이 상당히 높은 수준으로 설문의 설계과정에서 지불거부응답 자체를 줄이려는 노력이 필요한 것으로 보인다. 앞서 Probit 모델의 추정 결과, 소득, 거주지역, 관련 공공재의 이용계획과 더불어 유사 시설의 이용경험이 지불거부응답을 낮추는 주요인이었던 점을 고려할 때, 응답자가 공공재의 변화효과를 실감할 수 있도록 CVM 설문에서 가상 상황에 대한 효과

적인 프리젠테이션 방식이 개발되어야 할 것이다. 둘째, 첫 번째와 같은 이유로 유사 시설을 이용한 경험의 있거나 향후 이용계획이 있는 응답자를 그렇지 않은 응답자와 같은 방식으로 처리할 것인지에 대한 실증분석과 관련된 고민이 필요한 것으로 보인다. 셋째, 본조사 이전에 실시되는 사전조사 단계에서 제시금액을 적절하게 설정하기 위한 신중한 고민이 이루어져야 할 것이다. 이와 관련하여 사전조사에서 최초 제시금액 중 일부가 지나치게 높은 경우, 또는 그 분산이 큰 경우 Kriström(1997)의 질문방식을 일부 변형한 대안을 고려해 볼 수 있을 것이다. 변형된 질문방식은 높은 제시금액을 사용하는 대신 상대적으로 낮은 제시금액에 대한 지불의사를 타진한 후 두 번 다 “예”라고 답한 응답자에게(두 번 다 “아니오”라고 답한 응답자에게 했던 것과 같은 방식으로) 지불하고자 하는 최고 금액이 얼마인지 개방형으로 질문하는 것이다. 이는 최초 제시금액이 높은 경우 PR과 zero-bid 응답확률이 높아진다는 점에 착안한 것으로, 일련의 실험(experiments)을 통해 이 방식이 PR과 zero-bid 응답을 줄이는 데 효과적인지에 대한 검증이 선행되어야 할 것이다. 끝으로, 공공사업의 성격에 따라 소득세뿐만 아니라 특별 부담금, 재산세, 요금인상 등 다양한 지불수단을 적용하는 것이 필요하다.

참 고 문 헌

- 권오상, 『예비타당성조사를 위한 CVM 분석지침 개선연구(KDI 중간보고): WTP 편익의 추정』, 2011.
- 박용치, 「가상상황 가치평가연구에서 출발점 편익의 검토」, 『조사연구』, 제3권 제2호, 한국조사연구학회, 2002, pp.1~23.
- 신영철, 『예비타당성조사를 위한 CVM 분석지침 개선연구(KDI 중간보고): WTP 함수추정에서의 타당성 검토와 비모수적 추정』, 2011.
- 엄영숙 · 권오상 · 신영철, 「예비타당성조사 적용 CVM의 분석체계와 개선과제」, 『자원 · 환경경제연구』, 제20권 제3호, 2011, pp.595~628.
- 엄영숙 · 홍종호, 「공공사업 타당성 분석을 위한 지불의사액 추정에 있어 지불거부 반응의 식별과 보정」, 『재정학연구』, 제2권 제4호, 2009, pp.89~117.
- 이영, 「설문기법을 이용한 공공재의 수요 추정: 주요 쟁점과 환경위성 탑재사업 가치평가에의 응용」에 대한 논평, 『한국경제의 분석』, 제17권 제1호, 2011.
- 이주석, 『예비타당성조사를 위한 CVM 분석지침 개선연구(KDI 중간보고): 시장영역설정과 조사 및 표본설계』, 2011.
- 홍종호 · 엄영숙, 「설문기법을 이용한 공공재의 수요 추정: 주요 쟁점과 환경위성 탑재사업 가치평가에의 응용」, 『한국경제의 분석』, 제17권 제1호, 2011.
- 홍종호 · 오형나, 「다중이용시설 실내공기질 개선의 경제적 가치 추정」, 『한국경제연구』, 제17호, 2006.
- 한국개발연구원, 『예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 수정 · 보완 연구(제5판)』, 2008.
- 김일중 · 홍종호 · 유승직 · 권오상, 『환경정책의 비용/편익분석 지침서』, 환경부, 2003.
- Aprahamian, F., O. Chanel, and S. Luchini, “Modeling Starting Point Bias as Unobserved Heterogeneity in Contingent Valuation Surveys: An Application to Air Pollution,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 89, No. 2, 2007, pp.533~547.
- Bateman I. J., R. T. Carson, B. Day, W. M. Hanemann, N. Hanleys, T. Hett, M. Jones-Lee, G. Loomes, S. Mourato, E. Ozdemiroglu, D. Pearce, R. Sugden, and J. Swanson, *Economic Valuation with State Preference Techniques. a Manual Cheltenham*, Edward Elgar, 2002.
- Bergstrom, J. C., J. R. Stoll, and A. Randall, “Information Effects in Contingent Markets,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, 1989, pp.685~691.
- Blamey, R., “Contingent Valuation and the Activation of Environmental Norms,” *Ecological Economics*, Vol. 24, No. 1, 1998, pp.47~72.
- Bohara, A. K., J. Jerkvliet, and R. P. Berrens, “Addressing Negative Willingness to Pay in Dichotomous Choice Contingent Valuation: A Monte Carlo Simulation,” *Environmental and*

- Resource Economics*, Vol. 20, 2001, pp.173~195.
- Boyle, K. J. and R. C. Bishop, "Welfare Measurements Using Contingent Valuation: A Comparison of Techniques," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 1, 1988, pp.20~28.
- Brouwer, R., N. Powe, T. R. Kerry, I. J. Bateman, and I. H. Langford, "Public Attitudes to Contingent Valuation and Public Consultation," *Environmental Values*, Vol. 8, 1999, pp.325~347.
- Brown, T. C., S. C. Barro, M. J. Manfredo, and G. L. Peterson, "Does Better Information about the Good Avoid the Embedding Effect?" *Journal of Environmental Management*, Vol. 44, 1995, pp.1~10.
- Calia, P. and E. Strazzera, "A Sample Selection Model for Protest Responses in Contingent Valuation Analyses," *Statistica*, Vol. 61, No. 3, 2001, pp.473~485.
- Chien, Y. L., C. J. Huang, and D. Shaw, "A General Model of Starting Point Bias in Double-bounded Dichotomous Contingent Valuation Surveys," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 50, 2005, pp.362~377.
- Cummings, R. G., P. T. Ganderton, and T. McGuckin, "Substitution Effects in CVM Values," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, 1994, pp.205~214.
- del Saz Salazar, S. and L. G. Menendez, "Estimating the Non-market Benefits of an Urban Park: Does Proximity Matter?" *Land Use Policy*, Vol. 24, 2007, pp.296~305.
- Diamond, P. A. and J. A. Hausman, "On Contingent Valuation Measurement of Nonuse Values," in J. A. Hausman (ed.), *Contingent Valuation: Critical Assessment*, Elsevier, Amsterdam, 1993.
- DuVair, P. and J. Loomis, "Household's Valuation of Alternative Levels of Hazardous Waste Risk Reductions: an Application of the Referendum Format Contingent Valuation Method," *Journal of Environmental Management*, Vol. 39, 1993, pp.143~155.
- Griffin, R. C. and J. W. Mjelde, "Valuing Water Supply Reliability," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 82, 2000, pp.414~426.
- Haab, T. and K. E. McConnell, "Referendum Models and Negative Willingness to Pay: Alternative Solutions," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 43, No. 2, 1997, pp.251~270.
- Haab, T. and K. E. McConnell, "Referendum Models and Economic Values: Theoretical, Intuitive, and Practical Bounds on Willingness to Pay," *Land Economics*, Vol. 74, No. 2, 1998, pp.216~229.
- Hoevenagel, R. and J. W. van der Linden, "Effects of Different Descriptions of the Ecological Good on Willingness to Pay Values," *Ecological Economics*, Vol. 7, 1993, pp.223~238.
- Jakobsson, K. M. and A. K. Dragun, "The Worth of a Possum: Valuing Species with the Contingent Valuation Method," *Environmental and Resource Economics*, Vol. 19, No. 3, 2001, pp.211~227.
- Johnson, L. T., "Distributional Preferences in Contingent Valuation Surveys," *Ecological Economics*, Vol. 56, 2006, pp.475~487.
- Jorgensen, B. S. and G. J. Syme, "Protest Responses and Willingness to Pay: Attitude Toward Paying For Stormwater Pollution Abatement," *Ecological Economics*, Vol. 33, 2000, pp.251~265.

- Jorgensen, B. S., G. J. Syme, and B. E. Nancarrow, "The Role of Uncertainty in the Relationship Between Fairness Evaluations and Willingness to Pay," *Ecological Economics*, Vol. 56, 2006, pp.104~124.
- Kahneman, D., "Comments," in R. G. Cummings, D. S. Brookshire, and W. D. Schulze, *Valuing Environmental Goods: A State of the Arts Assessment of the Contingent Method*, eRowman and Allanheld, N. J., 1986.
- Krström, B., "Spike Models in Contingent Valuation," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, 1997, pp.1013~1023.
- Loomis, J. and E. Ekstrand, "Alternative Approaches for Incorporating Respondent Uncertainty When Estimating Willingness to Pay: the Case of the Mexican Spotted Owl," *Ecological Economics*, Vol. 27, 1998, pp.29~42.
- McFadden, D., "Contingent Valuation and Social Choice," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, 1994, pp.689~708.
- Meyerhoff, J. and U. Liebe, "Do Protest Responses to a Contingent Valuation Question and a Choice Experiment Differ?" *Environmental and Resource Economics*, Vol. 39, 2008, pp.433~446.
- Meyerhoff, J. and U. Liebe, "Determinants of Protest Responses in Environmental Valuation," *Ecological Economics*, Vol. 70, 2010, pp.366~374.
- Mitchell, R. C. and R. T. Carson, *Using Survey to Value Public Goods: the Contingent Valuation Method*, Resources for the Future, Washington D.C., 1989.
- Morrison, M. D., R. K. Blamey, and J. W. Bennett, "Minimizing Payment Vehicle Bias in Contingent Valuation Studies," *Environmental and Resource Economics*, Vol. 16, No. 4, 2000, pp.407~422.
- Oh, H. and J. H. Hong, "Citizens' Trust in Government and Their Willingness-To-Pay," *Economics Letters*, Vol. 115, 2012, pp.345~347.
- Ready, R. C., J. C. Whitehead, and G. C. Blomquist, "Contingent Valuation When Respondents Are Ambivalent," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 29, 1995, pp.181~196.
- Schkade, D. A. and J. W. Payne, "How People Respond to Contingent Valuation Questions: a Verbal Protocol Analysis of Willingness to Pay for an Environmental Regulation," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 26, 1994, pp.88~109.
- Schuman, H., "The Sensitivity of CV Outcomes to CV Survey Methods," in D. J. Bjornstad and J. R. Kahn (eds.), *The Contingent Valuation of Environmental Resources: Methodological Issues and Research Needs*, Edward Elgar, Cheltenham, 1996.
- Söderquist, T., "Why Give Up Money for the Baltic Sea? Movies for People's Willingness (or Reluctance) to Pay," *Environmental and Resource Economics*, Vol. 12, 1998, pp.249~254.
- Strazzer, E., R. Scarpa, P. Calia, G. D. Garrod, and K. G. Willis, "Modelling Zero Values and Protest Responses in Contingent Valuation Surveys," *Applied Economics*, Vol. 35, 2003, pp.133~138.

육아휴직 지원과 여성의 노동공급

김 정 호

(아주대학교 사회과학대학 조교수)

Parental Leave and Female Labor Supply in Korea

Jungho Kim

(Assistant Professor, College of Social Sciences, Ajou University)

* 본 연구는 김정호 외, 『산전후휴가/육아휴직 지원제도 심층평가』(재정사업 심층평가 보고서, 한국개발연구원, 2009)의 일부를 수정·보완한 것이며, 2010학년도 아주대학교 정착연구비 지원에 의하여 연구되었음을 밝힌다.

** 김정호: (e-mail) jungho@ajou.ac.kr, (address) Ajou University, College of Social Sciences, San 5, Woncheon-dong, Yeongtong-gu, Suwon 443-749, Korea

- Key Word: 육아휴직(Parental Leave), 여성 노동공급(Female Labor Supply)
- JEL Code: J22, J32
- Received: 2010. 6. 27 • Referee Process Started: 2010. 10. 18
- Referee Reports Completed: 2012. 2. 3

ABSTRACT

It is often argued that the parental leave should be extended in order to help employees achieve the balance of work and family life. However, one should be careful in designing the parental leave since there is a tradeoff between the continuity of employment after childbearing and the depreciation of human capital due to the time off the work. The paper investigates whether the parental leave payment introduced in Korea in 2001 helped women's take-up of the leave and employment after giving birth. The results are as follows. First, the increase in the payment indeed raised the female take-up of the leave. Second, women returned to labor market less often after giving birth in the short run, but the size of the effect tends to decrease in the long run. However, the negative effect on returning to the same workplace after the birth remains significant in the long run. Lastly, there is no evidence that the share of women of childbearing age at workplace changed due to the increase in the parental leave payment. Although there is a limitation in that the analysis is based only on the employment covered by the Employment Insurance, these findings imply that the increase in the parental leave payment may not be an effective policy tool for promoting female labor market participation. On the other hand, it should be noted that it is necessary to pay attention to child development as well as female employment as an objective in order to make an overall judgement on the parental leave policy.

최근 근로자의 일과 가정생활의 균형을 도모하기 위한 방안으로 육아휴직 지원제도의 확대가 필요하다는 주장이 종종 제기되고 있다. 그러나 육아휴직의 이용은 출산 후 고용의 연속성을 보장함과 동시에 개인의 인적자본을 감퇴시켜 장기적으로 근로활동을 저해할 수 있다는 점에서 보다 세심한 접근이 필요하다. 본 논문에서는 지난 2001년에 도입된 육아휴직급여제도의 단계적인 확대가 여성의 제도 이용률과 근로 연속성을 증진시켰는지를 조사하였다. 분석 결과, 육아휴직급여의 증액이 여성근로자의 육아휴직 이용률을 증가시킨 것으로 나타났다. 또한 육아휴직급여의 증가로 인해 출산 후 노동시장 복귀율이 단기적으로는 낮아졌으나, 장기적으로는 부정적인 효과의 크기가 줄어드는 경향이 있는 것으로 나타났다. 그러나 동일 직장에서의 복귀 가능성에 대한 부정적인 효과는 장기적으로도 지속되는 것으로 확인되었다. 추가적으로 육아휴직급여의 증가로 인해 사업장 단위에서 가임기 여성근로자의 비중이 변하였다는 증거를 발견하지 못하였다. 이러한 결과는, 고용보험 피보험자 자격을 동반한 근로활동만을 분석했다는 한계점이 존재

ABSTRACT

하나, 여성의 경제활동 참여를 장려하기 위한 정책수단으로서 육아휴직급여 확대는 실효성이 없음을 암시한다. 한편, 육아휴직제도의 보다 포괄적인 평가를 위해서는 여성의 고용안정뿐만 아니라 아동의 발달 측면에서의 분석이 필요하므로 이 분야에 대한 정책적 관심이 요구된다.

I. 서론

고용보험사업의 일환으로 지난 2001년 말부터 육아휴직기간 동안 일정 급여를 지원하기 시작한 이래 여성근로자의 육아휴직 이용률이 빠른 속도로 증가해 왔다. 산전후휴가급여를 수급한 고용보험 피보험자 수 대비 육아휴직급여 수급자 수의 비율은 2002년 16.6%에서 2008년 40.3%로 증가했다. 최근 근로자가 일과 가정의 조화로운 생활을 영위할 수 있도록 정부가 지원해야 한다는 사회적 요구가 증대함에 따라 육아휴직의 기간 및 급여액을 추가적으로 늘려야 한다는 주장이 종종 제기되고 있다. 그러나 육아휴직의 이용은 여성의 근로의욕을 고취함과 동시에 근로자의 지식 또는 기술을 감퇴시켜 장기적으로 근로활동을 저해할 수 있다는 점에서 보다 세심한 접근이 필요하다.

본 연구는 급여제공을 통한 육아휴직 지원사업이 출산한 여성에 대하여 고용의 연속성을 증진시켰는지 조사함을 목적으로 한다. 휴직 후 복귀할 수 있는 권리가 보장되어 있을지라도, 과연 근로활동의 일시적인 단절이 향후 노동시장 참여에 어떠한 영향을 미치는지는 육아휴직 지원제도를 기획하는 데에 있어서 필요한 핵심적인 정보이다.

육아휴직제도와 여성의 고용 간의 관계에 대한 선행 연구 중에는 짧은 기간의 휴직은 고용에 긍정적인 효과를 가져온다는 연구(Ruhm[1998]; Hofferth and Curtin[2006])가 존재하는 한편, 장기적으로 뚜렷한 효과가 없다는 상반된 결과도 있다(Schönberg and Ludsteck[2007]). 이는 육아휴직제도의 확대와 고용 간의 관계가 각 사회의 제도적·문화적 환경에 따라 달라질 수 있음을 의미한다. 본 연구는 육아휴직으로 인한 여성 고용의 파급효과를 처음으로 국내 자료를 이용하여 분석했다는 데에 의의가 있다.

본 연구의 실증분석은 고용보험 피보험자 원자료를 이용하여 일차적으로 육아휴직급여의 제공이 여성근로자의 육아휴직 이용률을 증가시켰는지를 살펴보고, 동일한 정책 변화가 여성의 출산 후 노동시장 복귀율에 어떠한 영향을 끼쳤는지를 조사한다. 또한 이러한 정책 변화로 인해 사업장 단위에서 가입기 여성근로자의 비중이 변하였는지도 확인한다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 육아휴직급여의 증가로 인해 여성근로자의 육아휴직 이용률이 증가한 것으로 나타났다. 구체적으로 전체 육아휴직기간 동안의 급여가 월 20

만원에서 월 30만원으로, 월 30만원에서 월 40만원으로, 월 40만원에서 월 50만원으로 증가하는 경우, 출산한 여성근로자의 육아휴직 이용률은 각각 5.46%p, 6.27%p, 12.09%p 증가하는 것으로 나타났고, 육아휴직기간은 각각 11.58일, 13.74일, 27.10일 증가하는 것으로 나타났다. 또한 육아휴직급여의 증가로 인해 여성근로자의 노동시장 복귀율이 단기적으로 하락하였고, 이러한 효과는 장기로 갈수록 작아지는 경향이 있는 반면, 동일 직장으로의 복귀율에 미치는 부정적인 효과는 시간이 지나도 지속되는 것으로 추정되었다. 마지막으로 육아휴직급여 지원정책으로 인해 사업장 단위에서 가임기 여성근로자의 비중이 변화하였는지에 대해서는 뚜렷한 증거를 발견하지 못하였다. 따라서 국내 노동시장 환경에서 육아휴직급여의 증액이 장기적으로 여성의 근로활동을 저해할 가능성을 주시하면서, 여성의 경제활동 참여를 장려하기 위한 정책으로서 육아휴직 지원과 함께 보육 지원 등 다른 정책수단을 비교하여, 보다 효과적인 수단을 모색할 필요가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 육아휴직과 여성 노동공급의 관계에 관한 기존 문헌을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 국내 육아휴직 지원사업의 내용 및 이용 현황을 확인한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석을 위한 통계모형과 자료를 소개하고, 추정 결과를 설명한다. 제Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 육아휴직과 여성 노동공급에 관한 선행 연구

육아휴직기간의 연장이 여성의 경제활동 참여에 미치는 단기적인 효과에 대한 선행 연구 결과는 국가에 따라 혼재되어 있다. 반면, 장기적인 효과는 대체로 미미한 것으로 나타났다.

Hanratty and Trzcinski(2009)는 캐나다에서 2000년 유급 육아휴직이 25주에서 50주로 연장됨에 따라 여성의 출산 후 직장 복귀가 늦춰지는 경향이 있으나, 출산 1년 후의 노동공급에는 별다른 영향을 미치지 않았음을 발견하였다. 반면, Baker and Milligan(2008)은 동일한 제도 변화로 인해 여성이 집에서 자녀를 양육하는 시간이 늘었으나, 휴직 후 출산 전에 근무하던 직장으로의 복귀율이 증가해 여성의 고용 연속성이 향상되었다고 결론을 내렸다. 그러나 Baker and Milligan(2008)은 출산 후 1년 이내의 노동공급만을 관찰했다는 한계점이 존재한다.

오스트리아에서는 1990년 유급 육아휴직기간이 1년에서 2년으로 연장되었고, 1996년에는 다시 18개월로 축소되었다. Lalive and Zweimüller(2009)는 이러한 정책 변화를 이용하여 육아휴직의 연장이 출산 후 3년 이내의 노동공급을 낮추나, 그 이후부터 출산 후 10년까지의 기간 동안에는 노동공급에 큰 영향이 없음을 발견하였다. 이러한 결과를 바탕으로 Lalive and Zweimüller(2009)는 육아휴직기간을 늘리는 정책이 여성의 장기적인 경력개발에 해가 되지 않는다고 추론하였다.

1979년 이래로 육아휴직 기간 및 급여에 있어서 수차례의 정책 변화를 경험한 독일의 사례를 연구한 Ondrich *et al.*(2003)은 육아휴직 연장이 여성의 근로 연속성을 낮추는 효과가 있었음을 나타내는 간접적인 증거를 제시하였다. Schönberg and Ludsteck(2007)도 독일의 육아휴직기간 연장으로 여성이 직장에 더 늦게 복귀하는 경향이 있음을 발견하였고, 이러한 효과는 2개월에서 6개월로의 연장에서 가장 크고, 18개월에서 36개월로의 연장에서 가장 작음을 보였다. 그러나 Schönberg and Ludsteck(2007)은 육아휴직기간의 연장이 장기적으로 여성의 경제활동 참여율에는 큰 영향을 미치지 않으나 여성의 임금을 낮추는 효과가 있음을 보여, 여성의 근로여건에 부분적으로 부정적인 효과가 있다는 결론을 도출하였다.

개별 근로자 단위의 자료가 아닌 국가 단위의 패널 자료를 이용한 연구로서 Ruhm(1998)은 유럽 9개국을 대상으로 약 3개월간의 짧은 휴직은 고용을 증가시키고 임금에는 영향이 없으나, 휴직기간이 길어질수록 고용은 증가하더라도 시간당 임금은 감소함을 발견하였다.

본 연구는 육아휴직제도의 변화로 인한 개별 근로자의 노동공급 변화를 관찰했다는 점에서 최근의 선행 연구와 공통점을 갖는다. 그러나 선행 연구에서는 대부분 육아휴직기간의 연장으로 인한 효과를 추정한 데 반해, 본 연구에서는 육아휴직급여의 인상에 의한 효과를 추정하여 기존 연구 결과를 보완한다고 할 수 있다. 다만, 육아휴직제도의 활용도 및 노동공급효과가 보육서비스시장의 발전 정도 등 다른 사회제도에 의해 영향을 받는다는 점에서 본 연구 결과는 제도의 보편성과 우리나라 여건의 특수성을 감안하여 해석할 필요가 있다.

Ⅲ. 육아휴직제도의 현황

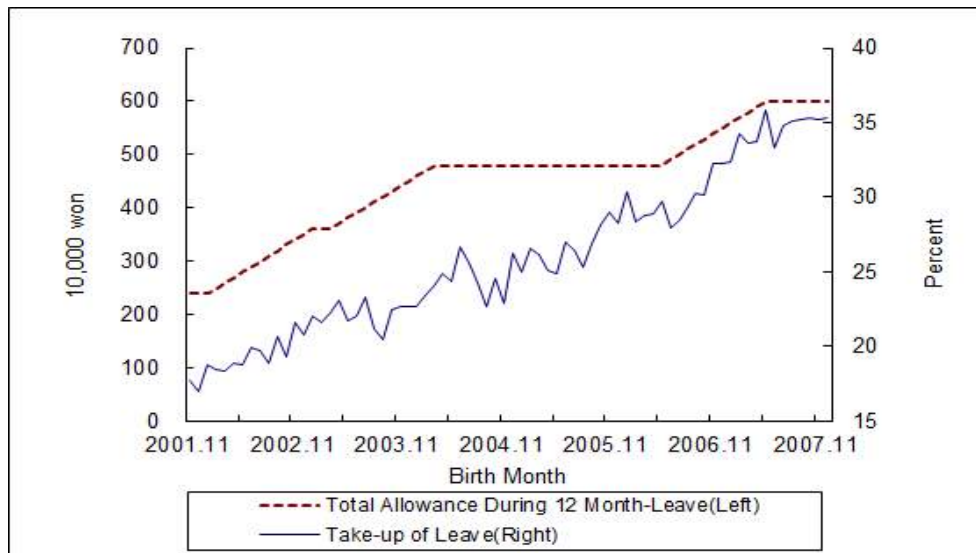
우리나라에서는 모성보호를 위한 휴가제도가 2001년 이후 강화되었다. 산전후휴가의 경우 60일간의 휴가가 1953년 근로기준법의 제정과 함께 도입되었으나, 2001년 11월에 90일로 연장됨과 동시에 고용보험에서 연장된 30일에 대한 급여를 지원하게 되었다. 추가적으로 2006년 1월부터는 우선지원대상기업(Small and Medium-sized Firms)에 대해 90일 전체 기간에 대한 급여를 고용보험에서 부담하게 되었다.¹⁾

육아휴직제도는 1987년에 제정된 남녀고용평등법에 의해 도입되어, 만 1세 미만의 영아를 가진 여성근로자가 무급으로 휴직할 수 있는 권리가 보장되었다. 이후 1995년 법 개정을 통해 만 1세 미만 영아를 가진 부모 중 하나가 선택적으로 육아휴직을 사용할 수 있게 되었고, 고용주에게 지급되는 월 20만원의 육아휴직 장려금이 도입되었다. 산전후휴가제도와 마찬가지로 2001년 11월에 육아휴직급여가 신설되어 고용보험에서 육아휴직자에게 월 20만원의 급여를 지급하게 되었다. 이후 육아휴직급여는 단계적으로 증가하여 2007년 4월 이후 월 50만원에 이르렀다.²⁾ 이와 관련하여 2004년 2월에는 대체인력채용장려금이 도입되어 육아휴직 이용 근로자를 대체하여 신규로 인력을 채용하는 고용주에게 월 20만원을 지급하게 되었다.³⁾ 육아휴직 대상 자녀의 연령 기준에 관해서는 2008년 이후에는 만 3세 미만으로, 2010년 2월 이후에는 만 6세 이하로 확대되었다. 한편, 육아휴직 대신 근로시간의 단축을 허용하는 육아기 근로시간 단축제도가 2008년 이후 신설되었다.

육아휴직급여가 도입된 이래 육아휴직 활용도가 지속적으로 증가하였다. [Figure 1]에서 볼 수 있듯이, 고용보험 피보험자 중 출산 후 육아휴직을 이용한 비율이 2001년 11월에 출산한 여성의 경우 18%에서 2007년 12월 출산자의 경우 35%로 상승하였다.⁴⁾

-
- 1) 고용보험 가입자에 대한 산전후휴가 중 급여는 통상임금의 100%이고, 상한선은 135만원으로 설정되어 있다.
 - 2) 육아휴직급여는 2002년 12월 30일 이후 월 30만원으로, 2004년 2월 25일 이후 월 40만원으로, 2007년 4월 27일 이후 월 50만원으로 각각 증액되었다.
 - 3) 우선지원대상기업은 대체인력채용장려금이 월 30만원이다.
 - 4) 보다 정확한 육아휴직 이용률은 해당 월 기준으로 육아휴직 이용 대상자 중 육아휴직 이용자 수의 비율을 산출할 수 있다. 그러나 고용보험 가입자에 대해서는 출산 여부를 산전후휴가급여 여부로밖에 파악할 수 없으므로, 해당 월의 대상자 수는 (1) 출산(산전후휴가급여 수급자) 이후 1년 이내, (2) 산전후휴가

[Figure 1] Take-up Rate of Parental Leave After Maternity Leave



Note: Take-up rate was calculated for those who gave birth in the same month.

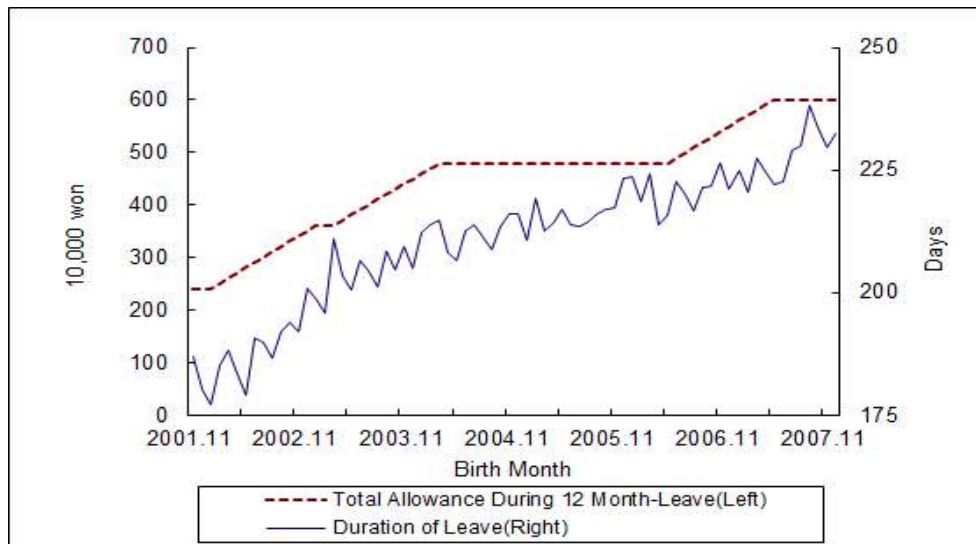
Source: Employment Insurance Database.

변경된 육아휴직급여는 해당 월에 육아휴직급여를 받는 모든 근로자에게 적용되므로, 12개월간 받을 수 있는 육아휴직 총급여 수준은 2001년 11월 출산 근로자의 경우 240만원에서 2007년 5월 이후 출산 근로자의 경우 600만원으로 증가하였다.⁵⁾ [Figure 2]는 육아휴직을 이용한 여성근로자의 평균 휴직기간이 같은 기간 동안 187일에서 233일로 증가하였음을 나타낸다. 2001년 이후 단계적으로 시행된 육아휴직급여의 증액이 이러한 활용도 증가에 어느 정도 기여했는지는 다음 장에서 알아보기로 한다.

종료 이후, (3) 고용보험 가입(취업자) 등의 조건을 만족하는 근로자 수로 추정할 수 있다. 이 경우 이용률은 [Figure 1]의 해당 월의 출산 근로자 중 육아휴직 이용률 추이와 본질적으로 동일하다. 다만, 육아휴직자는 대체로 출산한 지 약 1.5~2개월 후에 휴직을 시작하므로, 위의 두 이용률 시리즈는 약 2개월의 시차를 보인다. 본고에서는 상대적으로 명확하게 정의할 수 있다는 점에서 출산월을 기준으로 하는 육아휴직 이용률을 제시한다.

- 5) 보다 정확하게 말하면, 여성근로자가 산전후휴가급여를 수급하는 경우 산후 45일이 확보되어야 하므로, 육아휴직급여를 수급할 수 있는 최대 기간은 10.5개월이다.

[Figure 2] Duration of Parental Leave Among Its Takers



Note: Average duration in days is calculated for those takers who gave birth in the same month.

Source: Employment Insurance Database.

IV. 실증분석

1. 정책변수

2001년 이후에는 육아휴직급여가 증가하였을 뿐만 아니라 고용보험의 산전후휴가급여 지원 확대, 보육료 지원 확대 등 일과 가정의 조화로운 생활을 지원하는 다양한 정책이 시행되었다. 본 분석에서는 월 단위의 육아휴직급여액 변화를 활용하여 정책효과를 추정하고자 한다.

구체적으로 육아휴직 정책변수는 출산시점을 기준으로 하여 육아휴직급여로 각각 20만원, 30만원, 40만원, 50만원을 받을 수 있는 개월 수 등 네 가지 변수이다. <Table 1>에서와 같이 2002년 1월에 출산한 여성은 육아휴직을 이용하는 경우 12개월 동안 20만원을 받을 수 있고, 2002년 2월에 출산한 여성은 12개월 동안 육아휴직을 이용하는 경우 마지막 한 달은 30만원을 받을 수 있다.⁶⁾ 이렇게 출산월에 따라 서로 다른 급여를

〈Table 1〉 Benefits During Parental Leave by Birth Month

Birth Month	Monthly Allowance According to Employment Insurance Act(10,000 won)	Total Allowance During 12 Month-Leave (10,000 won)	Number of Months for Which Different Level of Monthly Allowance is Applied:			
			200,000 won	300,000 won	400,000 won	500,000 won
2002. 1	20	240	12	0	0	0
2002. 2	20	250	11	1	0	0
2002. 3	20	260	10	2	0	0
2002. 12	20	350	1	11	0	0
2003. 1	30	360	0	12	0	0

받을 수 있는 개월 수의 합은 육아휴직 최대 기간인 12개월이다.

이러한 정책변수는 월별 변화에 기초하므로 엄밀하게 말하면 출산월에 대한 월별 더미효과와 구분할 수는 없다. 그러나 일반적으로 연도 단위로 수정되는 다른 정책과는 달리 육아휴직급여는 변경된 급여 액수가 월별로 적용되어, 가능한 모든 월별 더미가 통제되는 경우, 위의 정책변수의 효과가 한계적으로 육아휴직급여의 증액이 성과변수에 미치는 효과라는 해석이 가능하다.⁷⁾

2. 자료 설명

본 분석을 위한 기본 자료는 고용보험 원자료이고, 분석의 대상은 고용보험 피보험자인 여성근로자이다. <Table 2>에서 제시된 바와 같이 2009년 기준으로 20~39세인 여성 인구 중 고용보험 피보험자의 비율은 29.5%이고, 동일 연령대 여성 경제활동인구 및 임금근로자 대비 고용보험 피보험자의 비율은 각각 51.1%와 61.9% 수준이다. 이를 감안하면, 고용보험 피보험자가 전체 여성을 대표한다고 보기는 어려우나, 최소한 임금근로자에 대해서는 어느 정도 대표성을 가지는 것으로 이해할 수 있다.

6) 실제에 있어서는 다른 육아휴직급여가 적용되는 날짜를 기준으로 일할계산하여 지급하나, 본 분석에서는 월 단위로 적용된다고 가정한다.

7) 이후 통계 분석에서 설명변수 사이의 선형종속을 피하기 위해 정책변수인 육아휴직급여 30만원 개월 수, 40만원 개월 수, 50만원 개월 수 등의 세 변수가 설명변수로 포함되는 경우 월별 더미 중 세 변수를 제외하였다.

〈Table 2〉 Coverage of Employment Insurance for The Female Aged 20 to 39

(unit: %)

Year	The Insured / Total Population	The Insured / The Economically Active	The Insured / The Employed	The Insured / Wage Earners
2000	18.3	32.6	34.1	45.3
2001	19.1	33.6	35.1	45.7
2002	20.5	35.6	37.0	47.1
2003	21.2	36.9	38.7	48.4
2004	22.5	38.3	40.1	49.5
2005	24.3	41.0	43.1	52.1
2006	26.0	43.5	45.5	54.6
2007	27.8	46.8	48.7	57.7
2008	28.5	48.2	50.2	58.8
2009	29.5	51.1	53.5	61.9

Source: Economically Active Population Survey; Yearbook of Employment Insurance.

고용보험 원자료는 사업장 자료, 피보험자 자료, 모성보호 자료로 구성되어 있고, 육아휴직급여가 도입된 2001년 11월부터 2008년 4월까지의 기간에 발생한 고용상의 사건에 대한 정보를 담고 있다. 본 분석을 위한 최종 자료는 각 부문별 자료를 이용하여 산전후휴가 수급자와 육아휴직 수급자의 근로이력 및 근무 사업장에 대한 정보를 연결하여 구축하였다. 산전후휴가와 육아휴직 이용 여부는 고용보험으로부터 해당 급여를 수급한 경우로 정의한다. 간혹 고용보험급여를 수급하지 않고 산전후휴가나 육아휴직을 이용하는 경우도 있을 것이나 이러한 가능성은 낮은 것으로 보고 배제한다. 또한 본 분석의 주요 목적은 출산을 전후로 한 고용의 안정성 정도이므로, 산전후휴가급여를 수급하지 않았으나, 육아휴직급여를 수급한 사례도 최종 자료에서 제외한다.⁸⁾ 따라서 최종 표본은 2001년부터 2007년까지의 기간 동안 산전후휴가급여를 수급한 여성근로자이다.

고용보험 원자료상에 존재하는 산전후휴가급여 수급자 260,137명 중 학력 등 관련 변수가 누락되지 않은 구성원은 226,501명이고, 최종 표본의 기술적 통계는 <Table 3>과

8) 고용보험 원자료상 2001년부터 2007년까지의 기간 동안 출산한 육아휴직급여 수급자 중 산전후휴가급여를 수급하지 않은 근로자는 7,689명이다.

〈Table 3〉 Summary Statistics of Maternity Leave Beneficiaries

Variables	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Taking Parental Leave	226,501	0.28	0.45	0	1
Duration of Parental Leave	226,501	59.86	109.04	0	365
Duration of Parental Leave (Takers Only)	62,325	217.56	94.34	4	365
Age at Birth	226,501	29.83	3.06	18	49
Duration Covered by Employment Insurance at Birth (month)	226,501	77.24	30.71	0	152
Real Monthly Wage (10,000 won)	226,501	139.59	66.21	10	3,510
Real Hourly Wage (won)	226,501	6,582	3,359.79	459	193,539
Education: High School or Below	226,501	0.32	0.47	0	1
Education: College (Two Years)	226,501	0.23	0.42	0	1
Education: University or Above	226,501	0.45	0.50	0	1
Birth Year: 2001	226,501	0.01	0.12	0	1
Birth Year: 2002	226,501	0.10	0.30	0	1
Birth Year: 2003	226,501	0.12	0.33	0	1
Birth Year: 2004	226,501	0.14	0.35	0	1
Birth Year: 2005	226,501	0.16	0.36	0	1
Birth Year: 2006	226,501	0.20	0.40	0	1
Birth Year: 2007	226,501	0.26	0.44	0	1
Covered by Employment Insurance 18 Months After Birth	98,330	0.76	0.43	0	1
Working in the Same Workplace 18 Months After Birth	98,330	0.69	0.46	0	1
Covered by Employment Insurance 36 Months After Birth	98,330	0.67	0.47	0	1
Working in the Same Workplace 36 Months After Birth	98,330	0.56	0.50	0	1

Note: The baseline for real monthly allowance and real wage is December of 2007. The wage is measured at the time of application for maternity leave. The return rate 18 or 36 months after birth is measured for those who gave birth before May of 2005.

Source: Employment Insurance Database.

같다.⁹⁾ 산전후휴가 이용 후 육아휴직을 이용한 여성의 비율은 28%이고, 평균 육아휴직 기간은 전체 여성의 경우 약 2개월(59.9일)이며, 육아휴직 이용자만을 고려하면 약 7개월(217.6일)이다. 여성의 출산 시 연령은 평균 29.7세이고, 출산시점 기준으로 고용보험 총가입기간은 77개월이다. 여성의 산전후휴가 신청 당시 실질 월급여(통상임금)는 평균 139.6만원이고, 평균 실질 시간당 임금은 6,582원이다. 학력별 구성을 살펴보면, 고졸 이하 여성의 비율은 32%, 초대졸 여성은 23%, 그리고 대졸 이상 여성은 45%를 각각 차지한다. 출산연도를 살펴보면, 2002년도의 10%에서 2007년도의 26%까지 증가한 분포를 보여 산전후휴가 수급자 수가 지속적으로 증가하였음을 알 수 있다. 또한 2005년 5월 이전에 출산한 근로자 중 출산 18개월 후 노동시장(고용보험 피보험자 자격 유지)에 복귀한 여성의 비율은 76%이고, 동일한 직장으로 복귀한 여성의 비율은 69%이다. 동일한 표본의 출산 36개월 후의 노동시장 복귀율과 동일 직장 복귀율은 각각 67%와 56%이다.

3. 육아휴직 이용률 변화

본 분석의 첫 번째 단계에서는 육아휴직급여의 증액이 육아휴직 이용률에 미친 효과를 추정한다. 종속변수로는 육아휴직 이용 여부를 나타내는 지표(indicator)변수를 선정하고, 통계모형은 프로빗(Probit) 모형을 채택한다. 정책변수로는 위에서 논의한 서로 다른 육아휴직급여의 해당 개월 수를 설정하고, 이 변수들이 선형종속의 관계를 가지므로, 20만원의 급여를 받을 수 있는 개월 수를 준거변수로 모형에서 제외한다. 그 외 설명변수로는 연령, 학력, 임금 등의 변수를 고려한다.

추정 결과는 <Table 4>와 같다. <Table 4>의 첫 번째 열에 제시되어 있듯이, 여러 가지 육아휴직급여 개월 수에 대한 계수가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 표본 평균값에서 산출한 한계효과에 따르면 이용 가능한 육아휴직기간 중 급여가 30만원인 개월 수가 하나 증가할 경우 육아휴직 이용률은 0.46%p 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 전체 육아휴직기간 동안의 급여가 월 20만원에서 월 30만원으로 증가하면,

9) 전체 대상 관측치 수 260,137명 중에서 학력변수가 누락된 관측치 수는 7,896명, 추가로 사업장 업종변수가 누락된 관측치 수는 2,452명, 추가로 출산시점에 근로 경력이 일치하지 않은 관측치 수는 23,288명이다. 또한 동일한 여성이 산전후휴가급여를 2회 이상 수급한 경우가 최종 표본의 관측치 중 11.4%를 차지한다.

〈Table 4〉 The Effects of Parental Leave Benefit on Its Utilization

Model	(1)	(2)
	Probit	Tobit
Dependent Variable	Taking Parental Leave	Duration of Parental Leave
Independent Variables:		
No. of Months with Allowance 300,000 won	0.0141*** (0.0040)	4.0574*** (1.0645)
No. of Months with Allowance 400,000 won	0.0302*** (0.0039)	8.5802*** (1.0396)
No. of Months with Allowance 500,000 won	0.0614*** (0.0035)	17.5025*** (0.9266)
Age	0.1121*** (0.0130)	33.3188*** (3.4203)
Age Squared	-0.0016*** (0.0002)	-0.4749*** (0.0558)
Log Hourly Wage	-0.4140*** (0.0092)	-120.4706*** (2.3727)
Education: College	0.0228*** (0.0085)	6.9250*** (2.2563)
Education: University or Above	0.0485*** (0.0073)	10.5249*** (1.9249)
Duration Covered by Employment Insurance at Birth(month)	-0.0021*** (0.0001)	-0.6162*** (0.0293)
Log Likelihood	-123,214	-512,450
No. of Observations	226,501	226,501

Note: Robust standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. All the models include the dummies for months, provinces, industries, workforce sizes as explanatory variables.

Source: Employment Insurance Database.

육아휴직 이용 확률이 $5.46\%p(=0.46 \times 12)$ 상승하는 것으로 해석할 수 있다. 마찬가지로 방식으로, 육아휴직기간 동안의 급여가 월 20만원에서 월 40만원과 월 50만원으로 증가하는 경우, 육아휴직 이용 확률이 각각 $11.72\%p$ 와 $23.82\%p$ 증가하는 것으로 나타났다. 표본기간 동안 육아휴직 이용률이 18%에서 35%로 증가한 것을 감안하면, 육아휴직급여

가 상당한 효과를 갖는 것으로 볼 수 있다. 12개월간 육아휴직급여가 월 10만원 추가적으로 증가했을 때의 한계효과가 월 20만원에서는 5.46%p, 월 30만원에서는 6.27%p, 월 40만원에서는 12.09%p로 나타나, 한계효과가 점차 커지는 특징을 보였다. 이는 월급여의 분포상 육아휴직급여가 평균 급여에 점차 가까워짐에 따라 육아휴직 이용 선택 시 육아휴직급여의 영향을 받는 계층이 많아지는 것으로 해석할 수 있다.

그 외의 설명변수를 살펴보면, 연령의 1차항과 2차항의 계수는 약 35세까지는 연령이 높을수록 육아휴직 이용률이 증가하는 경향을 보이나, 그 이후에는 반대의 경향이 있음을 암시한다. 출생아의 성별은 육아휴직 이용 여부에 뚜렷한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 휴직에 따른 기회비용이 높을수록 육아휴직 이용률이 낮을 것으로 기대할 수 있고, 이러한 경향이 발견되었다. 여성근로자의 시간당 임금이 1% 증가하면 육아휴직 이용 확률이 13.39%p 감소하는 것으로 나타나, 임금에 대한 탄력성이 높은 것으로 나타났다. 여성근로자의 임금이 상승하는 경우 대체효과는 가계생산을 줄여 육아휴직 이용을 감소시키는 방향으로 작용하고, 소득효과는 근로시간을 줄여 육아휴직 이용을 확대하는 방향으로 작용한다고 추론할 수 있다. 따라서 추정 결과 임금 상승에 따른 대체효과가 우세하게 작용한 것으로 해석이 가능하다. 한편, 학력 수준이 고졸 이하인 여성에 비해 초대졸과 대졸 이상 여성의 육아휴직 이용 확률이 각각 0.74%p, 1.57%p 높은 것으로 나타났고, 이는 소득효과로 해석이 가능하다. 또한 고용보험상에서의 경력이 1년 증가함에 따라 이용 확률이 0.82%p 감소하는 것으로 나타났다.

육아휴직 이용 확률 분석에 추가하여 이용률의 지표로서 육아휴직일수에 대한 정책 효과를 측정한다. 육아휴직을 이용하지 않은 경우 휴직일수가 0이 되므로, 0 이하의 값이 관찰되지 않는(censored) 상황으로 이해할 수 있다. 따라서 통계모형은 종속변수의 값이 0의 하한(lower bound)을 가지는 Tobit 모형을 채택한다. 설명변수의 구성은 육아휴직 이용 여부 모형과 동일하다. 추정 결과는 <Table 4>의 제2열에 제시되어 있으며, 질적으로 제1열과 비슷한 결과를 발견하였다. 표본의 평균값에서 평가한 한계효과에 의하면, 육아휴직기간 중 한 달의 급여가 20만원에서 30만원으로 증가하는 경우, 육아휴직일수가 1.03일 증가하는 것으로 나타났다. 이는 전체 육아휴직기간의 급여가 월 20만원에서 월 30만원으로 증가하는 경우, 육아휴직 이용기간이 12.32일 증가함을 의미한다. 같은 기준의 상태에서 육아휴직급여가 월 40만원과 월 50만원으로 증가하는 경우, 휴직기간이 각각 26.06일과 53.17일 증가하는 것으로 나타났다. 전체 육아휴직기간 동안 급여가 추가적으로 10만원 상승함에 따른 한계효과가 월 20만원 급여에서는 11.58일, 월 30만원

급여에서는 13.74일, 그리고 월 40만원 급여에서는 27.10일로 나타나 육아휴직 이용률의 경우와 비슷한 양상을 보였다. 그 외의 설명변수도 비슷한 효과를 나타내, 시간당 임금의 경우 1% 더 높은 임금을 받는 여성은 육아휴직기간을 30.50일 더 적게 이용하는 것으로 나타났다.

4. 노동시장 복귀율 변화

실증분석의 두 번째 단계로 육아휴직급여의 증액이 출산 후 노동시장 복귀 확률에 미치는 영향을 살펴본다.

노동시장의 복귀는 고용보험상의 피보험자 자격을 유지하는지 여부로 정의한다. 출산월별로 산전후휴가 수급자의 출산 후 노동시장 복귀 비율은 [Figure 3]과 같다. 출산 후 18개월이 되는 시점에 노동시장에 참여하고 있는 여성의 비율은 2001년 11월 출산자가 78.6% 수준을 보인 이후 약 75% 수준을 유지하다가 2006년 이후 약간 하락세를 보여 2006년 10월 출산자의 경우 복귀율이 72.1%를 기록하였다. 노동시장 복귀 시 출산 시점에서와 동일한 직장에 근무하는 근로자의 비율은 2001년 11월 출산자의 경우 73.8%를 기록하였고 이후 약 70% 수준을 유지하였으나, 2003년 이후 완만한 하락세를 보여 2006년 10월 출산자의 경우 61.9%를 기록하였다. 관찰되는 기간이 더 짧으나, 출산 후 24개월과 36개월이 지난 시점의 노동시장 참여율과 동일 직장 복귀율도 출산 후 18개월 시점의 복귀율과 비슷한 추세를 보인다.

육아휴직급여가 2001년 11월부터 2006년 10월까지 월 20만원에서 월 40만원으로 단계적으로 증가했음을 감안하면, [Figure 3]은 육아휴직급여의 증액으로 인해 출산 후 노동시장 복귀율이 낮아졌을 가능성을 암시한다고도 볼 수 있다. 또한 출산 후 시간이 지나갈수록 노동시장 복귀 시 동일 직장으로의 복귀 가능성이 더 낮아지는 것으로 이해할 수 있다.

보다 정확한 정책효과를 파악하기 위해 육아휴직급여 확대가 출산 후 노동시장 복귀율에 미치는 영향을 프로빗 모형을 이용하여 추정한다. 정책변수는 육아휴직 이용률의 결정요인을 추정한 경우와 마찬가지로 육아휴직기간 동안 서로 다른 급여가 적용되는 개월 수로 설정한다. 따라서 정책변수의 계수는 육아휴직급여가 육아휴직 이용 등을 통해 노동시장 복귀 확률에 미치는 총효과의 의미를 가진다.¹⁰⁾ 종속변수는 출산 후 18개월과 36개월 시점에서의 노동시장 복귀 여부이고, 현재의 자료에서는 근로이력을

[Figure 3] The Percentage of Women Returning to Labor Market 18 Months After Giving Birth



Note: The return to labor market is defined as being covered by Employment Insurance at a point in time.
Source: Employment Insurance Database.

2008년 4월까지만 관찰할 수 있으므로, 분석에 이용되는 표본을 2005년 4월 이전에 출산한 근로자로 한정한다.

추정 결과는 <Table 5>와 같다. <Table 5>의 제1열에 제시되어 있듯이, 표본의 평균 값에서 산출한 한계효과에 따르면 육아휴직급여가 월 30만원인 개월 수가 하나 증가하면 출산 18개월 후 노동시장 복귀 확률이 0.45%p 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 육아휴직기간 전체의 급여가 월 20만원에서 월 30만원으로 증가함에 따라 출산 후 18개월 시점에서의 경제활동 참여율이 5.36%p 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 급여가 월 40만원인 개월 수의 한 단위 증가 역시 노동시장 복귀율을 0.42%p 낮추는 것으로 나타났으나, 월 30만원인 개월 수 증가효과와의 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로

10) 대안으로 육아휴직기간을 설명변수로 설정하고, 여러 가지 육아휴직급여 개월 수를 도구변수로 이용하는 모형을 고려할 수도 있다. 그러나 이 경우 정책변수인 서로 다른 육아휴직급여 개월 수가 본질적으로 월별 더미와 구분하기 어려운 상태에서 정책변수만을 도구변수로 취급하고, 나머지 월별 더미를 설명변수로 다룬다는 점에서 한계가 존재한다.

〈Table 5〉 The Determinants of Return to Labor Market After Birth (For the Female Who Gave Birth Before May of 2005)

Model	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	Probit	Probit
Dependent Variable	Return to Labor Market 18 Months After Birth	Return to Labor Market 36 Months After Birth	Return to Same Workplace 18 Months After Birth	Return to Same Workplace 36 Months After Birth
Independent Variables:				
Monthly Allowance 300,000 won(no. of months)	-0.0149*** (0.0039)	-0.0029 (0.0036)	-0.0178*** (0.0037)	-0.0119*** (0.0036)
Monthly Allowance 400,000 won(no. of months)	-0.0141*** (0.0039)	-0.0072** (0.0036)	-0.0190*** (0.0038)	-0.0190*** (0.0036)
Age	-0.1434*** (0.0218)	-0.1527*** (0.0207)	-0.1221*** (0.0206)	-0.1384*** (0.0201)
Age Squared	0.0026*** (0.0004)	0.0028*** (0.0003)	0.0022*** (0.0003)	0.0025*** (0.0003)
Log Hourly Wage	0.2830*** (0.0146)	0.2273*** (0.0137)	0.2648*** (0.0139)	0.2189*** (0.0133)
Education: College	0.0487*** (0.0129)	0.0465*** (0.0124)	0.0100 (0.0126)	-0.0005 (0.0124)
Education: University or Above	0.3419*** (0.0114)	0.3808*** (0.0108)	0.2437*** (0.0110)	0.2607*** (0.0106)
Duration Covered by Employment Insurance at Birth(month)	0.0087*** (0.0002)	0.0085*** (0.0002)	0.0093*** (0.0002)	0.0101*** (0.0002)
Log Likelihood	-50,498	-57,555	-55,505	-60,313
No. of Observations	98,330	98,330	98,330	98,330

Note: Robust standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. All the models include the dummies for months, provinces, industries, workforce sizes as explanatory variables.

Source: Employment Insurance Database.

나타났다. 따라서 육아휴직급여가 월 30만원에서 월 40만원으로 증가한 경우 출산 18개월 후의 노동시장 복귀율에는 큰 변화가 없었던 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 5〉의 제2열에 제시되어 있듯이 육아휴직급여 증가가 출산 36개월 후의 노동시장 복귀율도 낮추는 것으로 나타났다. 육아휴직기간 전체의 급여가 월 20만원에서 월

30만원으로 증가하는 경우에는 통계적으로 유의한 차이가 없으나, 월 40만원으로 증가하는 경우에는 출산 후 36개월 시점에서의 노동시장 복귀 확률이 3.07%p 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 출산 후 18개월과 36개월 시점에서의 정책효과를 비교하면, 육아휴직급여 증액으로 인한 노동시장 복귀율의 하락효과의 크기가 시간이 갈수록 작아짐을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 오스트리아에서 육아휴직급여 기간이 1년에서 2년으로 증가함에 따라 노동공급이 단기적으로는 감소하였으나 장기적으로는 큰 변화가 없었다는 Lalive and Zweimüller(2009)의 결과와도 일관성을 가진다고 볼 수 있다.

노동시장에 복귀하되 출산 전과 동일한 직장으로 복귀하지 않는 경우는 여성근로자 개인의 선택에 의해서든 고용주의 의도에 의해서든 고용안정 측면에서 긍정적인 상황보다는 부정적인 상황을 반영할 가능성이 높다. <Table 5>의 제3열에 의하면, 육아휴직기간 전체에 걸쳐 급여가 월 20만원에서 30만원과 40만원으로 증가하는 경우 출산 18개월 후 동일 직장으로 복귀할 확률이 각각 7.33%p, 7.81%p 감소하는 것으로 나타났고, 두 변화의 차이는 통계적으로 유의하지 않다.

동일 직장으로의 복귀 확률에 대한 정책효과는 시간이 지남에 따라 감소하지 않는 것으로 나타났다. <Table 5>의 제4열에 제시되어 있듯이, 육아휴직기간 중 월급여가 30만원과 40만원인 개월 수가 하나씩 증가함에 따라 출산 36개월 후 동일 직장으로의 복귀 확률은 각각 0.47%p와 0.75%p 하락하는 것으로 나타났다. 이는 육아휴직기간 전체의 급여가 월 20만원에서 30만원과 40만원으로 증가하는 경우 동일 직장 복귀 확률이 각각 5.60%p와 8.99%p 감소함을 의미한다.

따라서 <Table 5>의 결과를 종합하면, 육아휴직급여의 증가는 여성근로자의 노동시장 복귀율에 부정적인 영향을 끼쳤으나, 이러한 효과는 장기로 갈수록 작아지는 경향이 있는 반면, 동일 직장으로의 복귀율에 미치는 부정적인 효과는 시간이 지나도 지속되는 것으로 해석할 수 있다.

그 외의 설명변수의 효과는 출산 후 18개월과 36개월 시점에서의 노동시장 및 동일 직장 복귀 확률에 대해 대체로 비슷한 양상을 보인다. 출산 시 연령이 높은 여성일수록 출산 후 노동시장에 더 많이 복귀하는 것으로 나타났는데, 이는 경제활동에 대한 선호도가 높은 여성일수록 출산을 늦추는 경향이 있음을 반영하는 것이라고 해석할 수 있다. 임금이 높은 여성일수록 노동시장 복귀율이 높은 것으로 나타났고, 임금이 1% 더 높은 여성의 노동시장 복귀율이 약 8~9%p 더 높은 것으로 추정되어, 육아휴직 이용률과 마찬가지로 임금효과가 상당히 큰 것으로 나타났다. 학력효과는, 고졸 이하의 학력

을 가진 여성에 비해 초대졸 여성은 노동시장 복귀율이 1.4~1.6%p 높고, 대졸 이상의 여성은 10.1~13.4%p 더 높은 것으로 나타났다. 고용보험 가입기간으로 측정한 근로경력이 긴 여성일수록 노동시장 복귀율이 높은 것으로 나타났다.

미래에 육아휴직급여의 증액이 예상된다면, 육아휴직을 이용하고자 하는 여성근로자가 출산 시기를 늦추는 경향이 존재할 수 있다. 이 경우 육아휴직 이용률에 대한 정책효과가 과대추정될 소지가 있다. 또한 출산 후 노동시장 복귀율에 대한 정책효과 추정치에도 과대 또는 과소 추정의 방향이 명확하지는 않으나 편의가 생길 수 있다. 그러나 육아휴직급여의 변화에 대한 정보가 주요 일간지에 최초로 언급된 시점을 고려하면, 이러한 편향으로 인한 추론상의 문제점이 심각하지는 않은 것으로 보인다.

신설된 육아휴직급여가 적용되기 시작한 것은 2001년 11월인 데 반해, 월 10만원의 육아휴직급여액이 입법예고된 것은 같은 해 9월이고, 월 20만원으로 조정되어 확정된 것은 10월이다.¹¹⁾ 또한 육아휴직급여가 월 30만원으로 증액된 것은 2002년 12월 말이고, 노동부가 이러한 변화를 발표한 것은 같은 해 11월이다.¹²⁾ 2004년 2월 말부터 적용된 월 40만원의 급여 인상과 관해서는, 2003년 5월에 노동부가 육아휴직급여를 2004년부터 월 40만원, 2005년부터는 월 50만원으로 인상하는 방안을 검토한다는 내용이 보도되었으나, 실제 40만원으로의 인상이 확정된 것은 2003년 9월이다.¹³⁾ 마지막으로 육아휴직급여가 월 50만원으로 증액된 것은 2007년 4월 말이고, 이러한 변화가 보도된 것은 2006년 4월로 다른 증액에 비해 일찍 확정되었다.¹⁴⁾ 평균 임신기간이 약 9개월임을 감안하면, 새로 도입된 육아휴직급여가 월 30만원과 월 40만원으로 각각 증액된 경우 정책 변화의 예측으로 인한 정책효과 추정치의 편향 발생 가능성은 낮은 것으로 보인다. 한편, 육아휴직급여가 월 50만원으로 증액된 경우에는 1년 전에 공지가 되어, 육아휴직의 잠재적 이용자의 출산 시기 조정이 가능하다. 그러나 육아휴직기간 중 급여가 증액되면, 적용일을 기준으로 급여가 일할계산된다는 점에서, 정책 변화의 예측으로 인한 추정치의 편향 크기가 그다지 크지 않을 것으로 판단된다.

11) 『매일경제』, 2001. 10. 15.

12) 『동아일보』, 2002. 11. 11.

13) 『한국일보』, 2003. 5. 5, 2003. 9. 23.

14) 『머니투데이』, 2006. 4. 20.

5. 사업장 내 여성근로자 비율 변화

실증분석의 세 번째 단계로 육아휴직급여의 확대에 의해 고용보험 피보험자 중 가입 여성근로자의 비중이 어떻게 변화하였는지를 조사한다. 이론적으로 모성보호정책의 도입은 가입 여성 노동공급을 증가시키는 것으로 기대할 수 있다. 반면, 고용주에게는 업무의 단절 등과 관련된 관리비용이 추가로 발생할 소지가 있으므로 가입 여성근로자에 대한 노동수요가 감소할 가능성이 있다. 본 소절의 분석은 육아휴직급여 확대정책을 포함한 모성보호정책의 일차적인 목적이 일과 가정생활의 조화를 통한 여성의 고용 증진이라는 점에서 의의를 가진다.

육아휴직정책의 변화가 월별로 발생했으므로, 월별 사업장 그룹별 근로자 비중 자료를 구축한다. 활용 가능한 고용보험사업장 자료의 한계로 인해 분석기간을 2004년부터 2007년까지로 한정하고, 표본은 전체 사업장의 10%를 임의로 추출하였다. 본 자료의 개별 관측치는 2004년 1월부터 2007년 12월까지 매월 말 기준 사업장의 근로자 수와 개별 사업장의 시도별 소재지, 산업별 업종 등 사업장 정보를 포함한다. 기본적인 변수의 요약 통계는 <Table 6>과 같다. 전체 관측치 수는 약 324만개이고, 25~34세 여성근로자의 비율은 평균 13.1%이고, 35~44세 여성근로자의 경우 6.7%이다. 남성의 경우 25~34세 근로자 비중이 평균 23.4%로 가장 높은 수준을 차지하고, 35~44세 근로자 비중이 평균 16.8%로 그 뒤를 잇고 있다. 우선지원대상기업의 비율은 68.0%를 기록한다.¹⁵⁾

통계모형에서는 성별 25~34세 근로자와 40~49세 근로자의 비율을 종속변수로 다루고, 주요 정책변수는 모성급여가 확대된 시점이 된다. 최소자승추정법에 의한 결과가 <Table 7>에 제시되어 있다. 제1열에 따르면, 25~34세 여성근로자의 비율이 육아휴직급여가 30만원에서 40만원으로 증가한 2004년 1월 이후와 다시 50만원으로 증가한 2007년 4월 이후 별다른 차이를 보이고 있지 않다. 우선지원대상기업에 대해서만 산전후휴가급여 기간이 확대된 2006년 1월 이후 우선지원대상기업에서의 25~34세 여성근로자의 비율이 오히려 감소한 것으로 나타났다. 제2열은 40~49세 여성근로자의 변화를 제시하는데, 세 시점 간에 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 제3열의 모형이 다루는 25~34세 남성의 경우 육아휴직급여의 증가가 발생한 시점에 따른 변화를

15) 우선지원대상기업(고용보험법 시행령 제15조)은 광업 300인 이하, 제조업 500인 이하, 운수, 창고 및 통신업 300인 이하, 건설업 300인 이하, 기타 100인 이하 사업장과 중소기업법 제2조 제1항 및 제3항의 기준에 해당하는 기업을 지칭한다.

〈Table 6〉 Summary Statistics of Monthly Demographic Composition of Employees at Workplace (N=3,242,407)

Variables	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Share of the Female Aged 24 Years or Below	0.067	0.116	0	1
Share of the Female Aged 25 to 34 Years	0.131	0.163	0	1
Share of the Female Aged 35 to 44 Years	0.067	0.125	0	1
Share of the Female Aged 45 or Above	0.038	0.098	0	1
Share of the Male Aged 24 Years or Below	0.033	0.074	0	1
Share of the Male Aged 25 to 34 Years	0.234	0.197	0	1
Share of the Male Aged 35 to 44 Years	0.168	0.164	0	1
Share of the Male Aged 45 or Above	0.105	0.161	0	1
Small and Medium-sized Firms	0.680	0.466	0	1

Note: The demographic composition is measured at the end of month using Employment Insurance Database (Employees Section) for the period from 2004 to 2007. The number of employees at workplace is used as its weight.

Source: Employment Insurance Database

보이지 않으나, 2006년 1월 이후 대기업에 대해서는 근로자 중 비율이 감소한 것으로 나타났다. 제1열의 결과와 연결하여 해석하면, 2006년 1월 이후 대기업에서 25~34세 연령층 중 남성근로자보다 여성근로자의 고용이 증가한 것으로 이해할 수 있다. 그러나 2006년 이후 산전후휴가급여 기간이 우선지원대상기업에 한해 연장되었으므로, 이러한 변화가 모성급여 지원 확대에 기인한 것으로 해석하기는 어렵다.

이와 같이 사업장 단위에서의 여성 고용의 변화를 살펴본 결과, 육아휴직급여 확대로 인해 가임기 여성의 고용이 증가하였거나 감소하였다는 증거를 발견하지는 못하였다. 이는 육아휴직급여의 증가분이 그다지 크지 않음에 기인할 수도 있고, 또는 분석기간이 한정되어 있다는 점에 기인할 수도 있는 것으로 판단된다.

6. 정책 변화효과 시뮬레이션

정부는 2011년 1월부터 육아휴직 지원을 확대하였다. 주요 내용은 다음과 같다. 육아휴직급여를 정액제에서 정률제로 전환하여 휴직기간 동안 매월 통상임금의 40%를

〈Table 7〉 The Effects of Maternity and Parental Leave Benefits on Female Employment at Workplace (2004~2007, Monthly Data)

Model	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
Dependent Variable	Share of the Female Aged 25~34	Share of the Female Aged 40~49	Share of the Male Aged 25~34	Share of the Male Aged 40~49
Independent Variables:				
Since Feb. of 2004 (Parental Leave Allowance Increases to 400,000 won/mth.)	-0.0030 (0.0035)	-0.0023 (0.0036)	-0.0029 (0.0060)	0.0057 (0.0064)
Since Jan. of 2006 (Maternity Leave is Expended to 90 Days.)	0.0099* (0.0059)	0.0028 (0.0038)	-0.0220** (0.0091)	0.0054 (0.0111)
Since Jan. of 2006 × Small and Medium-sized Firms	-0.0073** (0.0031)	-0.0009 (0.0022)	0.0039 (0.0047)	0.0044 (0.0052)
Since Apr. of 2007 (Parental Leave Allowance Increases to 500,000 won/mth.)	0.0022 (0.0050)	0.0028 (0.0028)	-0.0098 (0.0076)	0.0041 (0.0090)
Small and Medium-sized Firms (Benefit During the Additional 30 Days of Maternity Leave is Paid by Employment Insurance.)	0.0114*** (0.0024)	0.0155*** (0.0018)	0.0273*** (0.0035)	-0.0190*** (0.0037)
R^2	0.26	0.09	0.12	0.20
No. of Observations	3,242,407	3,242,407	3,242,407	3,242,407

Note: Robust standard errors are in parentheses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. All the models include the dummies for months, provinces, industries, workforce sizes as explanatory variables. The number of employees at workplace is used as its weight.

Source: Employment Insurance Database.

지급하기로 하였다. 동시에 급여의 상한액은 월 100만원, 하한액은 월 50만원으로 설정되었다. 또한 급여의 15%는 직장복귀 6개월 후에 합산하여 일시불로 지급하기로 하였다. 또한 자격 대상을 만 6세 이하의 자녀를 둔 근로자로 확대하였다.

본 소절에서는 실증분석 결과를 이용하여 육아휴직급여 확대에 의한 이용률 변화량과 노동시장 복귀율 변화량을 추정하고자 한다.

<Table 8> Simulation of Policy Change from Flat Sum to Fixed Rate Parental Leave Allowance: Utilization

Groups by Monthly Wage (10,000 won)	Below 125	125 ~ 250	Above 250	Total
Share in the Sample	0.48	0.47	0.05	1.00
Policy Change: Parental Leave Monthly Allowance (10,000 won)				
Under Flat Sum	50	50 (About 30% of Wage)	50	
Under Fixed Rate	50	40% of Wage	100	
Change	0	10% of Wage	50	
Change in Take-up of Parental Leave (%p, marginal effect)				
Change Due to an Increase of 100,000 won in Allowance	9.51	8.91	7.84	
Change Due to an Increase in the Ratio of Allowance to Wage by 10%p	1.99	1.62	-1.78	
Effect of Policy Change	0.00	1.62	39.22	2.58
Change in Duration of Parental Leave (days, marginal effect)				
Change Due to an Increase of 100,000 won in Allowance	21.18	19.96	17.21	
Change Due to an Increase in the Ratio of Allowance to Wage by 10%p	4.24	3.52	-5.08	
Effect of Policy Change	0.00	3.52	86.05	5.65

Note: The marginal effects of parental leave allowance amount and ratio are calculated from the models modified from the models in <Table 4>. In one of the modified models, the policy variable is the allowance amount, and, in the other model, it is the ratio of allowance to monthly wage. The marginal effects are evaluated at the mean of the sample.

2011년의 육아휴직 지원 확대정책은 통상임금 기준의 월소득에 따라 그 효과가 달라진다. <Table 8>에 정리되어 있는 바와 같이 월소득이 125만원 이하인 경우 육아휴직급여가 월 50만원으로 변화가 없다. 월소득이 125만원 초과 250만원 미만인 그룹에 대해서는 휴직급여가 임금 대비 약 10% 증가하고, 월소득이 250만원 이상인 그룹에 대해서는 휴직급여가 월 100만원이 되어, 월 50만원이 증가하는 효과가 발생한다. 따라서 각 소득 그룹에 대한 정책효과를 각각 산출한 후 이를 합산하여 전체 효과를 추정할 수 있다.

<Table 9> Simulation of Policy Change from Flat Sum to Fixed Rate Parental Leave Allowance: Return to Labor Market

Groups by Monthly Wage(10,000 won)	Below 125	125 ~ 250	Above 250	Total
Share in the Sample	0.48	0.47	0.05	1.00
Change in the Return to Labor Market 18 Months After Birth(%p)	0.00	-2.93	-19.06	-2.27
Change in the Return to Labor Market 36 Months After Birth(%p)	0.00	-2.93	-8.66	-1.79
Change in the Return to Same Workplace 18 Months After Birth(%p)	0.00	-3.27	-33.28	-3.09
Change in the Return to Same Workplace 36 Months After Birth(%p)	0.00	-4.25	-32.70	-3.52

Note: The marginal effects of parental leave allowance amount and ratio are calculated from the models modified from the models in <Table 5>. In one of the modified models, the policy variable is the allowance amount, and, in the other model, it is the ratio of allowance to monthly wage. The marginal effects are evaluated at the mean of the sample.

우선 육아휴직 월급여액이 육아휴직 이용 여부에 미치는 영향을 추정하기 위해 <Table 4>의 제1열 모형을 채용한다. 정책변수 대신 출산월 기준의 육아휴직 월급여액을 설명변수로 하고, 이 설명변수의 효과가 세 소득 그룹에 따라 다르다는 가정하에 모형을 추정한다. 표본의 평균에서 측정한 한계효과에 따르면, 월소득 250만원 이상의 그룹은 육아휴직 월급여 10만원 증액으로 인한 이용률이 7.84%p 증가하는 것으로 나타났다. 동일한 모형에 설명변수로 육아휴직급여액 대신 월소득 대비 급여 비중을 포함하였고, 역시 소득 그룹에 따라 효과가 다르다는 가정하에 모형을 추정하였다. 마찬가지로 한계효과를 산출한 결과, 중간 소득 그룹은 소득 대비 육아휴직급여 비중이 10%p 증가하는 경우 이용률이 1.62%p 증가하는 것으로 나타났다. 각 소득 그룹에 적용되는 정책 변화에 따른 이용률 변화를 구하고, 이를 각 소득 그룹의 구성비로 가중평균한 결과 전체 이용률이 2.58%p 증가할 것으로 기대되었다. 동일한 방식으로 육아휴직일수의 변화량을 추정한 결과 중간 소득 그룹에서는 3.52일 증가하고, 최고 소득 그룹에서는 86.05일 증가하여 전체 육아휴직일수는 5.65일 증가할 것으로 기대된다.

동일한 방법으로 정책 변화로 인한 노동시장 복귀율을 추정한 결과가 <Table 9>에

제시되어 있다. <Table 5>의 모형을 기초로 하여 출산월 기준의 육아휴직급여액과 소득 대비 급여 비중의 효과를 각각 추정한 결과를 바탕으로 전체 표본의 노동시장 복귀율을 산출하였다. 추정 결과, 급여의 정률제로의 전환으로 인해 출산 18개월 후의 노동시장 복귀율은 2.27%p 하락하고, 36개월 후의 복귀율은 1.79%p 하락하는 것으로 기대된다. 또한 동일한 직장에서의 복귀율은 출산 18개월 후에는 3.09%p 하락하고, 출산 36개월 후에는 3.52%p 하락할 것으로 기대된다. 이러한 결과는 급여 확대가 가져올 노동시장 복귀율에 대한 부정적인 효과는 장기적으로 축소되는 경향이 있는 반면, 동일 직장에서의 복귀율에 대한 효과는 장기적으로 지속되는 경향이 있다는 분석 결과를 반영하는 것으로 이해할 수 있다.

결국 급여의 정률제 전환으로 인해 근로소득이 높은 여성근로자의 육아휴직 이용률이 증가하고, 장단기적으로 이 계층의 노동시장 복귀율이 하락할 것으로 기대할 수 있다. 물론 이와 같은 정책효과 추정에는 육아휴직급여 이외의 다른 노동시장 환경이 고정되어 있다는 가정하에 이루어졌음을 강조하고자 한다.

V. 결 론

일반적으로 산전후휴가와 함께 모성보호휴가로 분류되는 육아휴직제도는 근로자와 자녀의 후생을 증진시킨다는 점에서 산전후휴가와 비슷한 성격을 가지나, 보육 지원사업 등 대체적인 정책수단이 존재한다는 점에서 산전후휴가와 차별성을 가진다. 특히 여성의 고용안정 측면에서 육아휴직은 직접적인 자녀양육을 지원함으로써 근로의욕을 높이는 기능을 함과 동시에 휴직기간 동안의 근로 단절을 통해 인적자본을 마모시킬 수 있다는 점에서 실증적 연구를 바탕으로 한 접근이 필요하다.

본 연구는 고용보험사업의 하나로 2001년에 도입된 이래 단계적으로 확대된 육아휴직급여 지원사업을 여성의 고용안정 측면에서 평가하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 우선 육아휴직급여의 증가로 인해 여성근로자의 육아휴직 이용률이 증가한 것으로 나타났다. 추정 결과에 따르면, 전체 육아휴직기간 동안의 급여가 월 20만원에서 월 30만원으로, 월 30만원에서 월 40만원으로, 월 40만원에서 월 50만원으로 증가하는 경우, 여성근로자의 출산 후 육아휴직 이용률은 각각

5.46%p, 6.27%p, 12.09%p 증가하는 것으로 나타났다.

또한 육아휴직급여의 증액으로 인해 출산 후 노동시장 복귀 확률이 단기적으로는 감소하였으나, 장기적으로는 이러한 효과가 줄어드는 경향이 있는 것으로 나타났다. 추정 결과는 전체 육아휴직기간 동안 급여가 월 20만원에서 월 30만원으로 증액됨으로써, 출산 18개월 후 노동시장 참여율이 5.36%p 감소하였으나, 36개월 후에는 뚜렷한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 장단기적 효과 추정치의 차이는 Laive and Zweimüller (2009)의 결과와도 일치한다. 그러나 급여가 월 20만원에서 월 40만원으로 인상되는 경우에는 출산 36개월 후 노동시장 복귀율이 3.07%p 감소하는 것으로 나타나, 육아휴직급여 증가의 장기적인 효과가 급여 수준에 따라 달라질 수 있음을 보였다.

그러나 출산 36개월 후 노동시장 복귀 시 동일 직장으로의 복귀 가능성에 관해서는 육아휴직기간 전체의 급여가 월 20만원에서 30만원과 40만원으로 증가하는 경우 동일 직장 복귀 확률이 각각 5.60%p와 8.99%p 감소하는 것으로 나타나, 육아휴직급여 증액이 여성 고용의 질적인 측면에서 장기적으로 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다.

이와 같이 추정 결과를 해석하는 데에 있어서 표본 선택 문제를 주의 깊게 고려할 필요가 있다. 2009년 기준으로 20~39세 여성 임금근로자 중 고용보험 피보험자의 비율은 61.9%이고, 본 분석의 모집단에서 제외된 임금근로자는 대부분 비정규직 근로자일 가능성이 높다. 정규직에 비해 비정규직 근로자들이 여가 및 경력에 대한 선호 등으로 인해 노동시장에 대한 밀착도(attachment)가 낮을 가능성이 존재한다는 점에서 육아휴직 이용률은 더 높고, 휴직 후 노동시장 복귀율을 더 낮을 것이라고 추론할 수 있다. 이러한 측면에서 모집단을 모든 임금근로자로 확대하는 경우 육아휴직급여 확대에 의한 이용률 변화는 과소추정, 휴직 후 노동시장 복귀율 변화는 과대추정의 소지가 존재한다.

또한 본 분석에서는 노동시장 복귀 여부 측정 시 여성근로자가 출산 후 비임금 종사자로 경제활동을 하는 경우를 제외하고 있어, 경제활동의 범위를 확장하는 경우 정책효과를 과소추정할 소지가 있다. 또한 여성의 고용지표로서 노동공급 여부를 통해 양적 측면만을 고려하고 있으나, 임금 및 직종 등 질적 측면의 분석도 보완될 필요가 있다.

한편, 2004년부터 2007년까지의 기간 동안 육아휴직급여 증가로 인해 개별 사업장 단위에서 가입기 여성근로자의 비율이 어느 방향으로 변하였다는 증거를 발견하지 못했다.

사업장 단위의 고용 수준에 대해서는 뚜렷한 효과를 확인하지 못하였으나, 육아휴직

급여의 증액이 장기적으로 지원 대상 여성의 근로활동에 부정적인 효과를 미칠 가능성이 존재한다는 결과는 여성 경제활동 참여를 장려하기 위한 정책수단으로서 육아휴직 지원정책의 실효성이 크지 않음을 의미한다. 이는 일차적으로 육아휴직 후 단기적으로도 노동시장에 복귀할 수 있도록 보육서비스 이용 환경을 개선하는 등의 관련 정책을 정비할 필요성을 제기한다. 또한 이 결과는 보다 근본적으로 육아휴직 지원제도의 목적으로서 아동의 발달이 중요함을 암시한다. 선행 연구의 결과를 보면, 부모와의 접촉이 아동의 발달에 긍정적인 영향을 준다는 증거는 아직 혼재되어 있는 가운데, 오히려 부모의 경제활동이 아동 빈곤을 해소하는 데 중요한 역할을 한다는 연구 결과도 존재한다(OECD[2007]). 따라서 향후 육아휴직제도의 보다 포괄적인 평가를 위해 우리나라에서 본 제도가 아동의 발달에 미친 영향에 대한 추가적인 연구가 요구된다.

참 고 문 헌

- 김정호 · 장지연 · 조윤영, 『산전후휴가/육아휴직 지원사업 심층평가』, 한국개발연구원, 2009.
- Baker, Michael and Kevin Milligan, “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers’ Employment?” *Journal of Labor Economics*, Vol. 26, No. 4, 2008, pp.655~691.
- Hanratty, Maria and Eileen Trzcinski, “Who Benefits from Paid Family Leave? Impact of Expansions in Canadian Paid Family Leave on Maternal Employment and Transfer Income,” *Journal of Population Economics*, Vol. 22, No. 3, 2009, pp.693~711.
- Hofferth, Sandra L. and Sally C. Curtin, “Parental Leave Statutes and Maternal Return to Work After Childbirth in the United States,” *Work and Occupations*, Vol. 33, No. 1, 2006, pp.73~105.
- Lalive, Rafael and Josef Zweimüller, “How Does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 3, 2009, pp.1363~1402.
- OECD, *Babies and Bosses: Reconciling Work and Family Life*, 2007.
- Ondrich, Jan, C. Katharina Spiess, Qing Yang, and Gert G. Wagner, “The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany,” *Review of Economics of the Household*, Vol. 1, No. 1~2, 2003, pp.77~110.
- Ruhm, Christopher J., “The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons From Europe,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, 1998, pp.285~317.
- Schönberg, Uta and Johannes Ludsteck, “Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply, and the Family Wage Gap,” IZA Discussion Paper, No. 2699, 2007.

『韓國開發研究』 국문투고규정

1. 本 『韓國開發研究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 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 韓國開發研究 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 휴먼명조, 글자크기(본문기준) 10.5p, 행간 17.3p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
 - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
 - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
 - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
 - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
 - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
 - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적일 때 단위나 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 외국 문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
 - 3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.
<예> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.
③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol.58, No.2, May 1968, pp.35~53.
④ 한국은행, 『경제통계연보』, 1978.
——, 『기업경영분석』, 1980.

Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 17.3p (based on MS-word processor)
 2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written 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, 공청회 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 도서관매처

- ▶ 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. 1(Serial Number 114)

Registered on March, 13, 1979

3,000 won

Registration Number 동대문 사00010호

Printed on March, 27, 2012

Published on March, 27, 2012

Published by Oh-Seok Hyun, President of KDI

Printed by Good Idea Good Peoples