

KDI Journal of Economic Policy

Structural Change and Green Growth in Korea, 1980~2020 Yong Jin Kim

The Effectiveness of Fiscal Policy in Korea during the Global Financial Crisis Kim SeongTae

금융위기에 대응한 확장적 재정정책의 효과성 분석

■ Countercyclical Capital Buffer and Monetary Policy Yoo, Byoung Hark Jo, Kyoo-Hwan 경기대응완중자본규제와 통화신용정책

■ An Empirical Study on Employment during Crises in Korea Shin, Sukha · Dongchul Cho 금융위기의 고용파급효과에 대한 실종분석

■ Trend/Cycle Decomposition Using DSGE Models Youngjin Hwang DSGE 모형을 이용한 추세와 경기순환변동분의 분해

■ An Empirical Study on Public Service Recruitment System and Public Sector Corruption Jaehoon Kim · Hojun Lee 공직임용제도의 폐쇄성과 공직 부패에 관한 실증분석



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: Editors:

Kim, Dongseok Choi. Yongseok

(Senior Research Fellow at KDI) (Professor at KyungHee University) Chun, YoungJun (Professor at Hanyang University) Chung, Wankyo (Professor at Hallym University)

Eun, CheolSoo (Professor at Georgia Institute of Technology)

Hahm, Joonho (Professor at Yonsei University) Hahn, Chinhee (Professor at Kyungwon University) (Professor at Texas A&M University) Hwang, Haeshin Jo, Dongho (Professor at Ewha Womans University) Joh, SungWook (Professor at Seoul National University) Kim, Daeil (Professor at Seoul National University) Kim, InGyu (Professor at Hallym University)

Kim, Woochan (Professor at KDI School of Public Policy and Management)

Koh, Youngsun (Senior Research Fellow at KDI) Lee, Bongsoo (Professor at Florida State University) Lee, Chulhee (Professor at Seoul National University) Park, ChangGyun (Professor at Chung-Ang University) Park, WonAm (Professor at Hongik University) Shin, Inseok (Professor at Chung-Ang University) Shin, Kwanho (Professor at Korea University) Shin, Sukha (Research Fellow at KDI)

Song, YoungNam (Professor at Chonbuk National University) Tcha, MoonJoong (Senior Research Fellow at KDI) Yoo, Gyeongjoon (Senior Research Fellow at KDI) (Senior Research Associate at KDI)

Administration: Son. Beomsik

KDI Journal of Economic Policy

Contents

Structural Change and Green Growth in Korea, 1980~2020 Yong Jin Kim / 1

한국의 구조적 변화와 녹생성장 ... 김용진

2 금융위기에 대응한 확장적 재정정책의 효과성 분석...... 김성태 / 27

The Effectiveness of Fiscal Policy in Korea during the Global Financial Crisis ... Kim SeongTae

3 경기대응완충자본규제와 통화신용정책...... 유병학·조규환 / 69

Countercyclical Capital Buffer and Monetary Policy ... Yoo, Byoung Hark · Jo, Kyoo-Hwan

4 금융위기의 고용파급효과에 대한 실증분석...... 신석하·조동철 / 91

An Empirical Study on Employment during Crises in Korea ... Shin, Sukha · Dongchul Cho

5 DSGE 모형을 이용한 추세와 경기순환변동분의 분해...... 황영진 / 117

Trend/Cycle Decomposition Using DSGE Models ... Youngjin Hwang

공직임용제도의 폐쇄성과 공직 부패에 관한 실증분석 김재훈・이호준 / 157

An Empirical Study on Public Service Recruitment System and Public Sector Corruption ... Jeahoon $\hbox{kim} \cdot \hbox{Hojun}$ Lee

제34권 제4호(통권 제117호)

Structural Change and Green Growth in Korea, 1980~2020

Yong Jin Kim

(Assistant Professor, School of Economics, Yonsei University)

한국의 구조적 변화와 녹색성장

김 용 진

(연세대학교 경제학부 조교수)

* This research was partially supported by the Ministry of Knowledge Economy.

김용진: (e-mail) yongkim@yonsei.ac.kr, (address) School of Economics, Yonsei University, 50, Yonsei-ro, Seodaemun-gu, Seoul, 120-749, Korea.

- Key Word: Structural Change(구조적 변화), Energy and Macroeconomy(에너지와 거시경제), Greenhouse Gases(온실가스), Korea(한국)
- JEL Code: O11, O4, Q43, Q5
- Received: 2012. 2. 15 Referee Process Started: 2012. 2. 22
- Referee Reports Completed: 2012. 5. 7

ABSTRACT

Greenhouse gas emission policy in Korea and elsewhere is based on emissions projections, a key element of which is the projected path of structural change from high productivity growth to low productivity growth economic sectors given sector specific labor productivity growth, emissions abatement across sectors and population growth. Thus, it is important to model the source of the structural change to forecast emissions correctly. Using data for the Korean economy, this study constructs and quantitatively evaluates a model of structural change and green growth to generate policy implications for Korea and the international greenhouse gas debate.

한국 및 여타 국가들의 온실가스 배출 관련 정책들은 기본적으로 배출 전망치를 바탕으로 수립되는바, 노동생산성이 높은 증가세를 보이는 부문에서 낮은 증가세를 보이는 부문으로 진행되는 구조적 변화—산업별 노동생산성 증가, 산업 전반의 배출 저감, 인구 증가를 고려한— 의 예상경로가 핵심 요소가 된다. 따라서 구조적 변화의 원인을 모델화하는 작업은 배출량의 정확한 예측을 위해서 중요하다. 본 보고서는 한국경제 데이터를 활용하여 구조적 변화와 녹색성장 모델을 수립 및 평가함으로써 한국과 국제사회의 온실가스 담론을 위한 정책 함의성을 도출한다.

I. Motivation

Greenhouse gas emission policy in Korea and elsewhere is based on emissions projections, a key element of which is the projected path of structural change from high productivity growth to low productivity growth economic sectors given sector specific labor productivity growth, emissions abatement across sectors and population growth. Thus, it is important to model the source of the structural change to forecast emissions correctly. Using data for the Korean economy, I construct and quantitatively evaluate a model of structural change and green growth to generate policy implications for Korea and the international greenhouse gas debate.

Korea's experience is very instructive both for the reasons that Korea's GDP and aggregate greenhouse gas emissions have increased a lot over the past 30 years, and that its experience constitutes a link between the emissions scenarios of developed economies and developing economies. In particular, this paper will argue that Korea's experience sits in the middle of rich and poor countries, and its experience of the *de-coupling* between emissions and GDP growth is instructive for the international greenhouse gas debate.

A recent OECD report by Jones and Yoo (2010) on Korea's emissions experience and policy summarizes the situation by,

"Korea's greenhouse gas emissions almost doubled between 1990 and 2005, the highest growth rate in the OECD area. Korea recently set a target of reducing emissions by 30% by 2020 relative to a "business as usual" baseline, implying a 4% cut from the 2005 level. Achieving this objective in a cost-effective manner requires moving from a strategy based on voluntary commitments by firms to market-based instruments. The priority is to establish a comprehensive cap-and-trade scheme, supplemented, if necessary, by carbon taxes in areas not covered by trading. Achieving a significant cut in emissions requires a shift from energy-intensive industries to low-carbon ones. Korea is strongly committed to promoting green growth through its Five-Year Plan, which envisages spending 2% of GDP per year through 2013."

This OECD summary for Korea represents the typical view in policy circles that the de-coupling of GDP growth and emissions growth is achieved through an acceleration of abatement of greenhouse gases through various active policies such as voluntary commitments, cap and trade systems and carbon taxes. Jones and Yoo (2010) conclude by targeting the key role played by expenditures on developing green technologies and warn of the risks inherent in industrial policy.

The current paper takes an alternative view about the mechanics of achieving the policy targets of the Korea greenhouse gas policy. I will argue that an important component of the de-coupling phenomenon has not received the required attention of the policy making debate. At the center of this analysis is the view that along the growth process there are structural shifts in the composition of the economy from high productivity growth to low productivity growth economic sectors which are key source of de-coupling.

While such a view has been recognized before, a limit to the discussion has been the *quantitative assessment* of the effect of such compositional shifts. Specifically, policy discussions have lacked a *theoretical framework* which models the underlying source of such shifts which can be used to conduct a *counterfactual quantitative analysis* of changes to emissions when such structural shifts do and do not occur. Only then would the policy maker be able to quantify the role of structural change on emissions and the de-coupling process.

This paper develops and applies a new theoretical framework designed to achieve this purpose. I focus on the compositional change in production and consumption of goods versus services in an economy to highlight the role of structural change into the service sector in the de-coupling process. This framework is applied to data on the Korean economy to assess how the transition of the Korean economy into the service sector has accounted for the changes in emissions in the past. Using counterfactual analysis, the model is then used to account for the role of such transition in generating a de-coupling of emissions and GDP growth for the Korean economy going into the future.

Policy discussions have mentioned other reasons for changes in emission trends. One already mentioned above is gas emissions abatement efforts. Another is the slowdown of productivity growth as Korea becomes a frontier technology economy. Yet another is the slowdown of population growth. The analysis is able to distinguish between all these *trends* and identify the quantitative role of each trend along with the role of structural transformation into the service sector economy.

The paper focuses the aggregate policy analysis on the Korean greenhouse gas policy target for 2020, which aims to lower aggregate emissions by 4% of the 2005 level. The conclusions are:

¹ See Grossman and Krueger (1995), Janicke, Binder and Monch (1997), Vincent and Panayotou (1997), and Pascala and Socolow (2004) among others.

- (i) Korea is roughly on target to meet this level by 2020 as long as structural change into the service sector proceeds as expected, and abatement and productivity growth follow their historical trends.
- (ii) In the absence of structural change, aggregate emissions will become substantially above target.

These insights are new to the greenhouse gas reduction policy debate both in Korea and the international context. They provide a fresh perspective in the policy debate of this issue on which Korea and its experience can take a leading opinion making role.

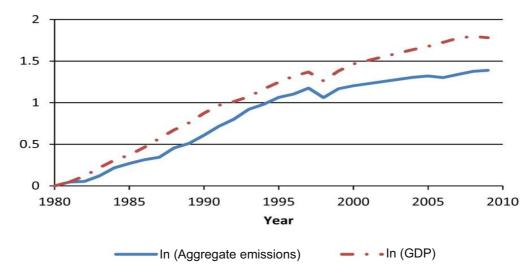
While the analysis incorporates *trends* in abatement, productivity growth, population growth and structural change, an accurate forecast of emissions is not a key objective of the paper. This is because changes in greenhouse gas policy may affect the trends in these variables over time into 2020. Instead, the key policy message of the paper is that incorporating features of structural change is important in making BAU (business as usual) emissions calculations against which policy achievements can be judged. I conclude that ignoring these features can lead to an exaggeration in policy success in achieving emission abatement goals.

This paper is structured as follows. In Section II, the Korean experience is reviewed, and the paper will argue its relevance for the international policy making agenda regarding greenhouse gas emissions. In Section III, the theoretical framework adopted is developed and discussed. Section IV conducts the quantitative analysis using the theoretical framework. Section V will discuss counterfactual outcomes and policy implications of the results. The last Section concludes with directions for future research.

II. The Korean Experience & Its International Relevance

[Figure 1] shows the log of aggregate emissions and log of GDP between 1980~2009 for Korea.² Both series are normalized to be zero in 1980. Emissions grew by an average growth rate of 4.86% annually between 1980~2009. Emissions per capita grew by an average rate of 4.03% annually between 1980~2009, and population grew by an average growth rate of 0.083% annually. However the trend in emissions has clearly decelerated. During the first part of the sample period

 $[{]f 2}$ All data sources used in the paper are discussed in the Appendix.



[Figure 1] Log (Aggregate Emission) vs. Log (GDP), Korea 1980~2009

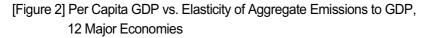
1980~1995, emissions per capita grew at an average growth rate of 6.15% annually, but the growth rate was only 1.82% annually between 1995~2009.

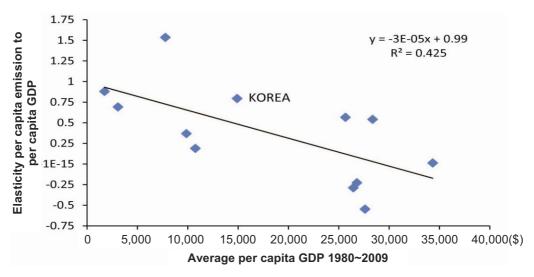
GDP grew at a larger average growth rate of 5.45% annually between 1980~2009. Again, the trend in GDP growth has clearly decelerated. During the first part of the sample period 1980~1995, the average growth rate was 7.45% annually, but the growth rate was lower at 3.35% annually between 1995~2009. Since GDP grew faster, the ratio of aggregate emission to GDP has been reduced over the sample period, by a factor of 0.68 (a decline of 32%).

The Korean greenhouse gas policy target for 2020, aims to lower aggregate emissions by 4% of the 2005 level. In 2009, aggregate emissions were already 6.95% above the 2005 level implying the aggregate emission was 10.95% above the 2020 target. Thus, aggregate emissions would need to fall for the policy target to be approached.

[Figure 2] shows the relationship between average per capita GDP during 1980~ 2009 and the elasticity of aggregate emissions to changes in aggregate GDP during this time period for the major global economies.³ These economies represent the 12 largest economies in terms of real GDP in 2011 (based on purchasing power parity

³ When conducting comparisons between economies, it is useful to normalize the emissions and GDP per capita to filter away the role of population size on emissions and GDP. The analysis here is conducted for 12 major economies. These countries are the US, Japan, Germany, France, UK, Italy, Korea, Mexico, and the BRICs countries (Brazil, Russia, India, China).





calculations of the IMF), and they collectively represent 68% of world GDP in 2011. This elasticity is defined as $\frac{d \text{ in } Emission}{d \text{ in } GDP}$. What is striking is the well documented fact that the positive response of emissions to GDP gets weaker as countries get richer and approaches zero (and is sometimes negative) for the richest countries. This is the phenomenon of *emissions and GDP de-coupling* which is a focus of this paper. Korea's experience sits in the middle of these observations and motivates an example straddling between the experience of rich and poor major economies. A simple linear regression of the elasticity of aggregate emissions to GDP on per capita income in [Figure 2] yields a R^2 = 0.425.

There are several reasons why emissions and GDP growth can become decoupled. One reason is slower population growth. Another is slower growth in labor productivity. In this paper, emphasis is placed on the structural change from economic activities (both in terms of production and consumption) with high growth to activities with low growth in emissions. In particular, I focus on the transition from non-service sector activities to service sector activities since this is the major dimension of change in terms of consumption and employment share for the developed and developing economies where we observe the phenomenon of emissions de-coupling. I control for changes in population and allow productivity growth to decelerate at the rate observed during the data sample period, when conducting my analyses.

The fact that Korea's experience sits in the middle of the major rich and poor country emission experiences is important for global greenhouse gas emission debates in these times. The EIA (2011) estimates that non-OECD carbon dioxide emissions exceeded OECD emissions around 2005. By 2025, it expects non-OECD emissions to reach a level which is double that of OECD emissions. Thus, the issue of greenhouse gas emissions is rapidly shifting from a developed economy concern to a developing economy concern, at the middle of which Korea's experience can facilitate the global policy debate.⁴

III. A Model of Structural Change and Green Growth

1. Structural Change & Emissions per Capita

Aggregate greenhouse gas emissions can be sourced from production and consumption in the service sector and non-service sector. Let L_t denote the total population, $n_{s,t}$ the workforce share in the service sector, $\{A_{s,t}, A_{ns,t}\}$ the labor productivity in the service and non-service sectors respectively, $\{z_{s,t}, z_{ns,t}\}$ the emissions through production and consumption per unit output of service and non-service products respectively. Then, aggregate emissions is defined as

$$E_t \equiv L_t(z_{s,t}A_{s,t} n_{s,t} + z_{ns,t}A_{ns,t} (1 - n_{s,t})). \tag{1}$$

Aggregate emissions can change due to a number of explanations here. One is through population L_t . Another is through emissions per unit output through $z_{s,t}, z_{ns,t}$, which we think of as falling over time through abatement efforts. Another explanation is labor productivity per worker $A_{s,t}, A_{ns,t}$ which we expect to increase over time.

Finally, we can consider structural change of the production and consumption decisions of households in the economy toward the service sector, represented as an increase in $n_{s,t}$ over time: If the growth rate of emissions per worker are lower in the service sector, we can expect structural change to be a force for lowering the growth rate of emissions over time. The analysis focuses on the transformation

⁴ [Appendix Figure 1] further shows the relationship between per capita GDP and per capita emissions for the major economies. Again, the per capita GDP and per capita emissions experience of Korea since 1980 fits squarely in between these countries.

between two sectors, non-service to service, since this is the key quantitatively relevant dimension of change we observe in developed and developing economies where we see the de-coupling phenomenon.

Define the emissions per unit output as $z_{s,t} = \lambda_s \theta^t$, $z_{ns,t} = \lambda_{ns} \theta^t$, and define the labor productivity per worker $A_{s,t} = \phi_s^t \phi^{t^2}$, $A_{s,t} = \phi_{ns}^t \phi^{t^2}$ as

$$z_{s,t}A_{s,t} \equiv \lambda_s \theta^t \phi_s^t \phi^{t^2},$$

$$z_{ns,t}A_{ns,t} \equiv \lambda_{ns} \theta^t \phi_{ns}^t \phi^{t^2}.$$
(2)

 λ_s , λ_{ns} are sector specific constants which denote emissions per unit output in the initial period when t=0. $\theta<1$ is the common emissions abatement factor across sectors which is a combination of lower carbon intensity of energy supply and lower energy intensity of economic activity. Since greenhouse gas emissions are the result of production in a small number of intermediary goods sectors (electricity, gas and water supply; air transportation; water transportation; land transportation etc.), it is reasonable to assume abatement is occurring at a common rate across service and non-service sectors.⁵

 $\phi_s \phi^t$, $\phi_{ns} \phi^t$ are the sector specific growth factors of service and non-service labor productivity respectively. These growth factors are allowed to vary over time through the ϕ term which is common to both sectors. This is included to allow for the aggregate productivity to decelerate overtime as an economy such as Korea's approaches the technology frontier of rich economies. A potential source of emissions and GDP de-coupling is the deceleration of productivity growth over time which is incorporated in the analysis in this way.⁶

Note that here the measurement of production units across the two sectors has also been normalized such that for the initial period t=0, labor productivity is the same in both sectors (that is $A_{s,0}=A_{ns,0}=1$). This is something we can do without loss of generality for the quantitative analysis.

Then the log per capita emissions $\ln \frac{E_t}{L_t} = \ln e_t$ can be expressed as

$$\ln e_t = \ln \lambda_s + t \ln \theta \phi_s + t^2 \ln \phi + \ln \left[n_{s,t} + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_s} \left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \right)^t (1 - n_{s,t}) \right]. \tag{3}$$

⁵ See for instance OECD (2011).

⁶ Although emissions rates differ within each sector, what the analysis highlights is the average emission between non-service and service sectors arising from their differences in productivity growth.

The ratio $\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_s}$ determines the gap in emissions per worker at the initial period. Note that no presumption is made here that the initial emissions per worker is higher or lower between the two sectors. The higher productivity growth of the non-service sector means $\left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}\right)^t > 1$ grows over time such that the emissions gap between service and non-service production changes over time. Thus, a key element of the change in emissions per capita over time is the structural change through the change in $n_{s,t}$ over time.

Following the existing empirical literature on structural change and economic growth, I model structural change as proceeding in a way such that the ratio $\frac{1-n_{s,t}}{n_{s,t}}$ grows at a constant factor given by $\gamma < 1.^7$ This implies that the log of $\frac{1-n_{s,t}}{n_{s,t}}$, the variable $\ln \frac{1-n_{s,t}}{n_{s,t}}$, has fallen linearly in the data which we confirm is indeed true in the quantitative analysis later. Substantively, this assumption will be used in the quantitative analysis to make predictions to the service sector employment share going toward 2020. Using this specification, the service sector employment share is predicted to grow from 68% observed in 2007 to 80% by 2020.

The analysis will also relate this growth factor γ to the underlying difference in productivity growth between the service and non-service sectors in the section III.3. Thus, I model structural change of the laborforce across the two sectors as

$$\frac{1 - n_{s,t}}{n_{s,t}} = \alpha \gamma^t \Rightarrow n_{s,t} = \frac{1}{1 + \alpha \gamma^t}, 1 - n_{s,t} = \frac{\alpha \gamma^t}{1 + \alpha \gamma^t}. \tag{4}$$

Using these expressions for $n_{s,t}$ and $1 - n_{s,t}$, we can express the log aggregate emissions per capita $\ln e_t$ as

$$\ln e_t = \ln \lambda_s + t \ln \theta \phi_s + t^2 \ln \phi + \ln \left[\frac{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_s} \alpha \left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \gamma \right)^t}{1 + \alpha \gamma^t} \right]. \tag{5}$$

Using a second order Taylor approximation of the term in square brackets (derivation is in the Appendix), we can express the log emissions per capita as a quadratic function of time t as

⁷ Ngai and Pissarides (2007) provide a canonical analysis of strucutural change. See also the references therein.

⁸ Note however that very long term extrapolations may not be practical under the specification.

$$\ln e_{t} \simeq \left[\ln \lambda_{s} + \ln \left[\frac{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha}{1 + \alpha}\right]\right]$$

$$+ t \left[\ln \theta \phi_{s} + \left[\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha \frac{\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma}{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha} - \alpha \frac{\ln \gamma}{1 + \alpha}\right]\right]$$

$$+ t^{2} \left[\ln \phi + \frac{1}{2} \left[\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha \left[\frac{\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma}{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha}\right]^{2} - \alpha \left[\frac{\ln \gamma}{1 + \alpha}\right]^{2}\right].$$

$$(6)$$

This specification will be used in the quantitative analysis.

2. Structural Change & GDP per Capita

The aggregate real GDP is given by

$$Y_t \equiv L_t \pi (A_{s,t} n_{s,t} + A_{ns,t} (1 - n_{s,t})), \tag{7}$$

where π is a constant which scales the real GDP to match the units of measurement. Real GDP per capita is calculated using constant relative prices as assumed here (constant relative price of one).

The log of aggregate per capita real GDP y_t is then given by

$$\ln y_t \equiv \ln \pi \left[A_{s,t} n_{s,t} + A_{ns,t} (1 - n_{s,t}) \right]$$

$$= \ln \pi + t \ln \phi_s + t^2 \ln \phi + \ln \left[\frac{1 + \alpha \left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \gamma \right)^t}{1 + \alpha \gamma^t} \right].$$
(8)

Using a second order Taylor approximation of the term in square brackets (derivation is in the Appendix), we can express the log GDP per capita as a quadratic function of time t as

$$\ln y_{t} \simeq \left[\ln \pi\right]$$

$$+ t \left[\ln \phi_{s} + \frac{\alpha}{1+\alpha} \ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\right]$$

$$+ t^{2} \left[\ln \phi + \frac{\alpha}{[1+\alpha]^{2}} \left[\left(\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\right)^{2} + 2 \ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \ln \gamma\right] \right].$$

$$(9)$$

This specification will be used in the quantitative analysis.

3. Structural Change & Productivity Growth

In this section, I use standard economic theory to construct a link between the growth factor γ and the growth factor $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}$ as implied by canonical analyses of structural change to further pin down parameters of the quantitative analysis. Let $\epsilon \geq 0$ define the elasticity of substitution in people's preferences between service sector products and non-service sector products. Then, utility optimization by households implies the marginal rate of substitution between service and non service goods is equal to the relative price between non-service and service sector products

$$\tilde{\alpha} \left(\frac{A_{ns,t} n_{ns,t}}{A_{s,t} n_{s,t}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \frac{p_{ns,t}}{p_{s,t}} \tag{10}$$

where $p_{ns,t}$, $p_{s,t}$ denote the nominal prices of each sector's products. The valueadded per worker in each sector is given by $p_{ns,t}A_{ns,t}$, $p_{s,t}A_{s,t}$. Free labor mobility implies equalization of labor productivity (in terms of value added) which implies

$$p_{ns,t}A_{ns,t} = p_{s,t}A_{s,t}. (11)$$

Note here the relative price in the initial period t = 0 is $p_{ns,t} / p_{s,t} = 1$, which is consistent with the relative price assumption we used for the calculation of real GDP in equation (7). Using these two equations, we can derive the ratio of non-service to service sector employment shares as

$$\tilde{\alpha} \left(\left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \right)^t \frac{n_{ns,t}}{n_{s,t}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \right)^{-t} \Rightarrow \frac{1 - n_{s,t}}{n_{s,t}} = \tilde{\alpha}^{\varepsilon} \left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \right)^{(\varepsilon - 1)t}.$$

After defining $\alpha \equiv \tilde{\alpha}^{\varepsilon}$, this expression, when compared to equation (4), implies that

$$\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_s} = \frac{1}{\varepsilon - 1} \ln \gamma. \tag{12}$$

This is an equation which links the growth factor $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}$ with the growth factor γ .

Typically, we think of $\varepsilon < 1$, such that the non-service sector (which is declining in terms of laborforce share) is a sector with higher productivity growth such that $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} > 1$. This specification will be used in the quantitative analysis.

IV. Quantitative Analysis

In this section, we regress the log of the non-service sector to service sector employment share on a linear time trend and constant and the log of emissions per capita and the log of GDP per capita on a quadratic time trend and constant, and interpret the coefficients from these regressions as functions of the underlying variables of the structural model. This interpretation is then used to infer the values of the structural variables from these coefficients. In the next section, we use these parameter values to conduct a counterfactual analysis of emissions changes in Korea to determine the role of various factors including structural change in accounting for emissions dynamics.

1. Regression Analysis

From equation (4), after taking logs, the OLS estimation of

$$\ln \frac{1 - n_{s,t}}{n_{s,t}} = \ln \alpha + t \ln \gamma + \epsilon_{n,t} \tag{13}$$

identifies the parameter estimates for $\ln \alpha$ and $\ln \gamma$. These estimates are reported in <Table 1>. All coefficients are tightly estimated and the R^2 is high.

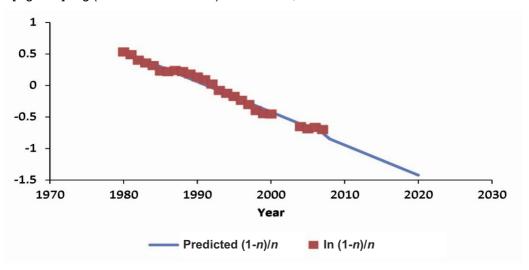
[Figure 3] compares the actual path of $\ln \frac{1-n_{s,t}}{n_{s,t}}$ with its predicted path using the estimates in <Table 1>. The linear predicted path does a remarkable job of fitting the actual trend in this ratio. This is consistent with other studies of structural transition which predict this kind of linear change in the log of ratio of non-service to service sector workers. Predictions are taken forward to 2020 using the estimated coefficients for $\ln \alpha$ and $\ln \gamma$.

<Table 1> Estimates of Laborforce Share Equation

Parameter	lnα	lnγ		
Value	0.539	-0.048		
Standard error	0.019	0.001		

Note : $R^2 = 0.985$

[Figure 3] Log (Non-Service/Service) Labor Share, Actual vs. Predicted



From equation (6), the estimation of the log emissions per capita on a quadratic time trend is

$$\ln e_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_{e,t},\tag{14}$$

which is estimated using simple OLS. The coefficients from this estimation will identify

$$\beta_{0} = \ln \lambda_{s} + \ln \left[\frac{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha}{1 + \alpha} \right],$$

$$\beta_{1} = \ln \theta \phi_{s} + \left[\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha \frac{\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma}{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha} - \alpha \frac{\ln \gamma}{1 + \alpha} \right],$$

$$\beta_{2} = \ln \phi + \frac{1}{2} \alpha \left[\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \left[\frac{\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma}{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha} \right]^{2} - \left[\frac{\ln \gamma}{1 + \alpha} \right]^{2} \right].$$

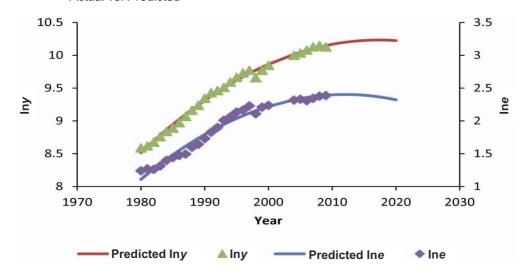
$$(15)$$

< Table 2> Estimates of Emissions per Capita Equation

Parameter	eta_0	eta_1	eta_2
Value	1.110	0.081	-0.0013
Standard error	0.035	0.006	0.0002

Note : $R^2 = 0.975$.

[Figure 4] Log per Capita Emissions (In e) and Log per Capita GDP (In y), Actual vs. Predicted



These estimates are reported in <Table 2>. All coefficients are tightly estimated and the R^2 is high.

[Figure 4] compares the actual paths of $\ln e_t$ with their predicted path using the estimates of <Table 2>. Predictions from the quadratic time trend path are taken forward to 2020. The predicted path follows the actual path very closely, and the concave path of per capita emissions is expected to continue into 2020.

From equation (9), the estimation of the log GDP per capita on a quadratic time trend is

$$\ln y_t = \eta_0 + \eta_1 t + \eta_2 t^2 + \epsilon_{y,t},\tag{16}$$

which is estimated by simple OLS. The coefficients of this estimation identify

$$\eta_0 = \ln \pi,$$

$$\eta_1 = \ln \phi_s + \frac{\alpha}{1+\alpha} \ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_s},$$

$$\eta_2 = \ln \phi + \frac{1}{2} \frac{\alpha}{[1+\alpha]^2} \left[\left(\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \right)^2 - 2 \ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_s} \ln \gamma \right].$$
(17)

These estimates are reported in <Table 3>. Again, all coefficients are tightly estimated and the R^2 is remarkably high.

[Figure 4] also compares the actual paths of $\ln y_t$ with their predicted path using the estimates of <Table 3>. Predictions from the quadratic time trend path are taken forward to 2020. The predicted path follows the actual path very closely, and the concave path of per capita GDP is expected to continue into 2020.

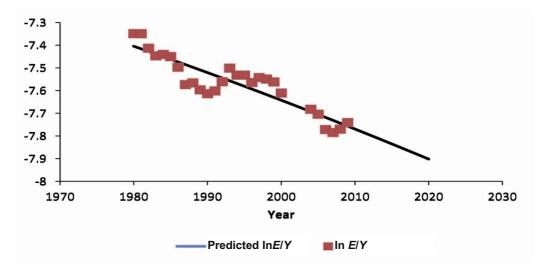
[Figure 5] compares the log of the ratio of aggregate emissions to GDP, $\ln \frac{E_t}{Y_t}$ since 1980 with its predicted path. The 32% decline in the $\frac{E_t}{Y_t}$ ratio has occurred

< Table 3> Estimates of GDP per Capita Equation

Parameter	η_0	η_1	η_2
Value	8.515	0.092	-0.0012
Standard error	0.022	0.004	0.0001

Note : $R^2 = 0.993$

[Figure 5] Log (Emission/GDP), Actual vs. Predicted



along a linear path for the log of this ratio $\ln \frac{E_t}{Y_t}$, such that we can see the rate of decline has been close to constant.

This linear path is being matched well by the predicted path of $\ln \frac{E_t}{Y_t}$, which is predicted to continue into 2020 at the estimated coefficients. Here, the predicted $\ln \frac{E_t}{Y_t}$ is constructed using the predicted $\ln e_t$, $\ln y_t$ from their quadratic time trend paths (discussed above) given that $\ln \frac{E_t}{Y_t} = \ln \frac{e_t}{y_t} \equiv \ln e_t - \ln y_t$.

2. Technology Parameters

Recall that we typically think of the elasticity of substitution parameter $\varepsilon < 1$, such that the non-service sector which is declining in terms of labor share is a sector with higher productivity growth such that $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s} > 1$. For the elasticity of substitution between service and non-service goods, I will use the typical parameter of $\varepsilon = 0.5$. See for instance Ngai and Pissarides (2007), Acemoglu and Guerrieri (2008) and Buera and Kaboski (2009) who use similar elasticity parameters. Then from equation (12), we can determine $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}$ as a function of γ .

Given ε and equation (12), the eight estimates in <Tables 1>~<Tables 3>, and the six equations in (15) and (17), we can calculate the ten technology parameters of the model. The point estimates for the ten technology parameters are reported in <Table 4>. Given the tight coefficient estimates, and the high R^2 associated with the estimations of regressions above, we can be confident of the implied point estimates reported here.

The estimate for growth factor γ means that the ratio $\frac{1-n_{s,t}}{n_{s,t}}$ has been falling at a rate of 4.7% over the past 30 years. From equation (12), the estimate for relative productivity growth factor $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}$ =1.10, means that productivity growth in the non-service sector is 10% higher in the non-service sector than service sector over the

<Table 4> Implied Point Estimates

Parameter	ε	π	α	γ	ϕ_s	ϕ_{ns}	φ	λ_s	λ_{ns}	θ
Value	0.5	4998	1.714	0.953	1.032	1.136	0.999	2.45	3.38	0.985

⁹ This inference is explained in detail in the Appendix.

past 30 years.¹⁰

Due to the estimate of ϕ < 1, productivity growth has slowed down over time, such that in the non-service sector productivity growth is 13.6% annually in 1980, and only 5.8% annually in 2009. This captures the well known feature that productivity growth in sectors of the Korean economy has been decelerating since 1980.

The estimate for the initial relative emission parameter $\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_s}$ = 1.38 means that in 1980, the production of output per worker in the non-service sector led to emissions (through both production and consumption) that are 38% greater than the production per worker in the service sector. Since then, labor productivity has gone up faster in the non-service sector, so this gap has widened further. This parameter is likely to be country specific (given the country specific industrial mix of non-service and service sectors), and appears to be a reasonable value.

Finally, the estimates indicate abatement has been a feature of production over the past 30 years. From the point estimate for the emissions growth factor θ , we can infer that emission abatement has occurred at a rate of 1.5% annually. This rate is very similar to the world average rate of abatement at 2.0% recently forecasted by the EIA (2011) in their *International Energy Outlook* for the 2008~2035 period. Moreover, it falls well within the range of forecast abatement rate calculations of 0.9% and 3.0% for various geographic regions reported by the EIA (2011).

The objective of this research is to use these parameter values to understand the sources of the de-coupling effect, which is conducted in the following section on counterfactual analysis.

V. Counterfactual Analysis & Policy Implications

1. Counterfactual Analysis

Using the point estimates reported in <Table 4>, we can conduct various forms of counterfactual analyses to quantitatively distinguish between various sources of changes in greenhouse gas emissions. There are several sources of emission change

¹⁰ Using a lower elasticity of $\varepsilon = 0.25$ would imply that the productivity growth gap would be lower at $\frac{\phi_{ns}}{\phi_c} = 1.06$.

permitted through the analysis:

- 1. Structural change from non-service production and consumption to service consumption and production
- 2. Trend productivity growth in service and non-service sectors, which leads to more production and consumption of these products
- 3. Trend abatement efforts to reduce emissions per unit of production in service and non-service sectors respectively
- 4. Trend population change

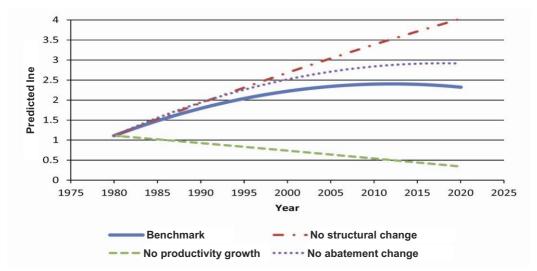
We are able to decompose the sources of emissions change through the framework we have developed here.

1) Implications for per Capita Emissions

First begin the analysis by looking at the implications for the log of emissions per capita $\ln e_t$. For the counterfactual scenario with no structural change, I calculate the predicted path of per capita emissions after setting the growth factor $\gamma=1$, and keeping all other parameters as in <Table 4>. For the counterfactual scenario with no productivity growth, I calculate the predicted path of per capita emissions after setting the growth factors $\phi_s=\phi_{ns}=\phi=1$. For the counterfactual scenario with no emission abatement, I calculate the predicted path of per capita emissions after setting the abatement factor $\theta=1$.

[Figure 6] shows the predicted change in emissions per capita under various counterfactual scenarios. The Figure shows that structural change is the key component driving the de-coupling process. In the absence of structural change into the service sector, per capita emissions in 2009 would have been 152% higher than what they actually were. In the absence of trend productivity growth in both the service and non-service sectors, per capita emissions in 2009 would have been 84% lower than what they actually were.

In the absence of trend emissions abatement in both the service and non-service sectors, per capita emissions in 2009 would have been 53% higher than what they actually were. However, this does not necessarily imply that structural change is a more important factor in leads to emissions de-coupling than abatement. Changes in policy can alter the trend path of emissions abatement and contribute to a larger extent to the emission reduction, and we can use the current analysis to provide a counterfactual emissions scenario in the absence of such policy changes.



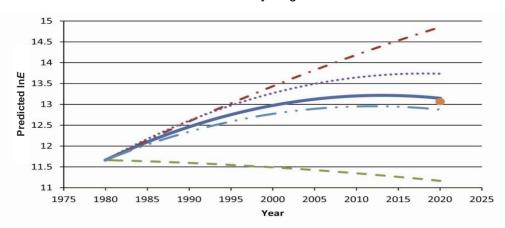
[Figure 6] Log (Emission per Capita), Benchmark Predicted vs. Counterfactual Predicted

2) Implications for Aggregate Emissions

Now consider the implications for the log of aggregate emissions $\ln E_t$. The counterfactual scenarios under various cases are constructed similarly as the case with emissions per capita. In addition, population forecasts are conducted into 2020 by modelling the log of the Korean population as a quadratic function of time. A potential source of de-coupling is the deceleration of population growth over time which is incorporated in the analysis in this way. Furthermore, for the counterfactual scenario with no population growth, I calculate the predicted path of aggregate emissions holding the population constant at its 1980 level.

[Figure 7] shows the predicted change in aggregate emissions under various counterfactual scenarios. Again, the Figure shows that structural change is an important component driving the de-coupling process for aggregate emissions. In the absence of structural change into the service sector, aggregate emissions in 2009 would have been 152% higher than what they actually were. In the absence of trend productivity growth in both the service and non-service sectors, aggregate emissions in 2009 would have been 84% lower than what they actually were. In the absence of trend emissions abatement in both the service and non-service sectors, aggregate emissions in 2009 would have been 53% higher than what they actually were. In the absence of trend population growth, aggregate emissions in 2009 would have been

¹¹ The associated $R^2 = 0.999$.



[Figure 7] Log (Aggregate Emissions), Benchmark Predicted vs. Counterfactual Predicted and Policy Target

22% lower than what they actually were.

Benchmark

No productivity growth

No population growth

[Figure 7] also shows that the 2020 policy target is feasible given the trend pace of structural change, productivity growth, abatement, and population growth. The aggregate emission is expected to *decline* between 2010 and 2020 such that aggregate emissions in 2020 are expected to be 2.19% higher in 2020 than its 2005 level. This would imply that aggregate emissions are expected to be only 6.19% above the policy target which would be a substantive achievement from the viewpoint of existing policy making discussions.

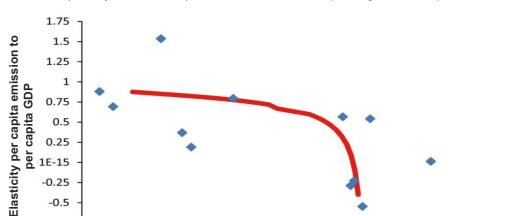
No structural change

No abatement change

Policy target

2. Discussion of Policy Implications

The quantitative analysis shows that explicit efforts to reduce greenhouse gas emissions through accelerated pace of abatement may not be *critical* to achieve the target emission levels and de-coupling of GDP growth and emissions growth envisioned for Korea. As indicated by the counterfactual analysis, Korea looks on course to meet its target as a result of the expected de-coupling which follows as a result of the structural transition of its economy into the service sector. Industrial policy need not change dramatically to achieve this target, as long as the structural change is expected to proceed at the same trend pace it has been achieved over the



[Figure 8] Per Capita GDP vs. Elasticity of Aggregate Emissions to GDP (12 Major Economies) vs. Predicted Relationship Using Korean Experience

past 30 years.

-0.5 -0.75

5.000

10,000

15,000

20,000

Average per capita GDP 1980~2009

25,000

30,000

35,000

40,000(\$)

The key policy message of the paper is that BAU calculations for emissions projections should incorporate the deceleration in emissions growth resulting from the expected structural change of the Korean economy. As shown in [Figure 3], such change has been proceeding at a very stable pace and can be expected to continue to proceed in this way. Ignoring this feature of the economy in making BAU calculations can lead to exaggerated claims about the success of greenhouse gas policy in reducing the pace of growth of emissions.

[Figure 8] compares the relationship between GDP per capita and the elasticity of the aggregate emission to GDP implied by the time series trends for log emissions per capita and log GDP per capita for the Korean economy. On the same graph I show the relationship between these variables for the cross-section of major economies from [Figure 2].

The Korean experience predicts a very dramatic de-coupling in the sense that as real per capita GDP levels exceed \$25,000, the positive link between emissions and GDP seems to break down very dramatically and even becomes negative. This is associated with a very stark process of de-coupling. This experience fits the experiences of the cross section of major economies well, given the position and variation of the Korean experience straddled between the major rich and poor economies.

In the world economy, there is greater room for reducing the distribution of

production and consumption between service and non-service sectors in poorer countries than richer countries. This is because richer economies are further along this transition than poorer economies. Such an observation suggests that international efforts to de-couple emissions and GDP on a global scale should proceed by targeting the structural change into services in poor countries.

VI. Conclusions

Structural change has previously not played a major role as a quantitatively important source of the de-coupling of greenhouse gas emissions and GDP growth. This research shows however it is a key component of the de-coupling process using data from Korea.

Future research can extend this analysis to a larger group of countries and consider the different aspects of emissions and structural change between rich versus poor countries. Depending on the level of development, the appropriate emission reduction policy may differ in terms of emphasizing structural change versus improved emission abatement versus limiting population growth. A quantitative assessment would be desired here.

Another important avenue for future research is the role of international trade on structural transition into the service sector. A prevailing view exists that abatement efforts which just relocate emissions to other economies are not affective in abating global greenhouse gas emissions. One would again want to see a quantitative assessment of such a mechanism which would be empirically relevant for a major trading economy such as Korea.

References

- Acemoglu, D. and V. Guerrieri, "Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth," *Journal of Political Economy* 116, 2008, pp.467~497.
- Buera, F. and J. P. Kaboski, "Can Traditional Theories of Structural Change Fit the Data?" *Journal of the European Economic Association* 7, 2009, pp.469~477.
- Energy Information Administration of the United States, *International Energy Outlook*, September 2011.
- Grossman, G. M. and A. B. Krueger, "Economic Growth and the Environment," *Quarterly Journal of Economics* 112, 1995, pp.353~377.
- Janicke, M., M. Binder, and H. Monch, "Dirty Industries': Patterns of Change in Industrial Countries," *Environmental Resource Economics* 9, 1997, pp.467~491.
- Jones, Randall S. and Byungseo Yoo, "Korea's Green Growth Strategy: Mitigating Climate Change and Developing New Growth Engines," OECD Economics Department Working Papers, No. 798, 2010.
- Ngai, L. Rachel and Christopher A. Pissarides, "Structural Change in a Multisector Model of Growth," *American Economic Review* 97(1), American Economic Association, March 2007, pp.429~443.
- OECD, Towards Green Growth, 2011.
- Pacala, S. and R. Socolow, "Stabilization Wedges: Solving the Climate Problem for the Next 50 Years with Current Technologies," *Science* 305, 2004, pp.968~972.
- Vincent, J. R. and T. Panayotou, "Consumption: Challenge to Sustainable Development or Distraction?" *Science* 276, 1997, pp.55~57.

Appendix

1. Data Sources

The data used in this analysis is as follows. The greenhouse gas emission per capita is from the Energy Information Administration of the United States Department of Energy (EIA, 1980-2009) measured as the per capita carbon dioxide emissions from the consumption of energy (metric tons of carbon dioxide per person) combining all carbon emissions fuel types (coal, natural gas and liquids). Real GDP per capita (using purchasing power parity measures with 2005 as base year) and population statistics are from the Penn World Tables Version 7.0 (PWT 7.0, 1980~2009). Data on the laborforce distribution across sectors is from the International Labor Organization (ILO, 1980~2007). These data are adopted since they are the most accessible and are constructed in a consistent way for comparison with other country experiences.

The international carbon dioxide emissions data can be accessed from:

http://www.eia.gov/tools/models/datatools.cfm.

The international real GDP data at purchasing power parity can be accessed from: http://pwt.econ.upenn.edu/.

The international data on distribution of the laborforce across sectors can be accessed from:

http://laborsta.ilo.org/.

2. Derivations

A second order Taylor approximation of the term in square brackets in equation (5) implies

$$\ln \left[\frac{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha \left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma \right)^{t}}{1 + \alpha \gamma^{t}} \right] \simeq \ln \left[\frac{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha}{1 + \alpha} \right] + t \times \left[\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha \frac{\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma}{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha} - \alpha \frac{\ln \gamma}{1 + \alpha} \right]$$

$$+ \frac{t^{2}}{2} \times \left[\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha \left[\frac{\ln \frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}} \gamma}{1 + \frac{\lambda_{ns}}{\lambda_{s}} \alpha} \right]^{2} - \alpha \left[\frac{\ln \gamma}{1 + \alpha} \right]^{2} \right].$$

$$(18)$$

A second order Taylor approximation of the term in square brackets in equation (8) implies

$$\ln\left[\frac{1+\alpha\left(\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\gamma\right)^{t}}{1+\alpha\gamma^{t}}\right] \simeq t \times \left[\alpha\frac{\ln\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\gamma}{1+\alpha} - \alpha\frac{\ln\gamma}{1+\alpha}\right] + \frac{t^{2}}{2} \times \left[\alpha\left[\frac{\ln\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\gamma}{1+\alpha}\right]^{2} - \alpha\left[\frac{\ln\gamma}{1+\alpha}\right]^{2}\right]$$

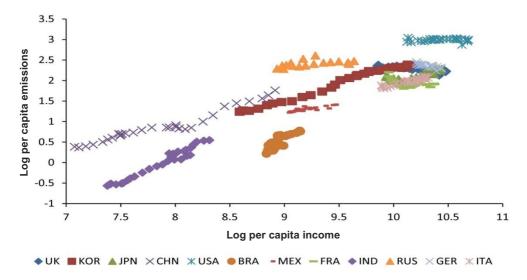
$$= t \times \left[\frac{\alpha}{1+\alpha}\ln\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\right] + \frac{t^{2}}{2} \times \frac{\alpha}{[1+\alpha]^{2}}\left[\left(\ln\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\right)^{2} + 2\ln\frac{\phi_{ns}}{\phi_{s}}\ln\gamma\right].$$
(19)

3. Inference of Technology Parameters

Given ε and the estimates for α and γ in <Table 1>, we use equation of (12) to determine $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}$. Then using the third equation of (17), we can determine ϕ . Then using the second equation of (17) we can determine ϕ_s , after which we can determine ϕ_{ns} using $\frac{\phi_{ns}}{\phi_s}$. We can determine π from the first equation of (17).

Then using the third equation of (15), we can determine $\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_s}$. Then using the second equation of (15), we can determine θ . Finally, we can determine λ_s from the first equation of (15), after which we can determine λ_{ns} using $\frac{\lambda_{ns}}{\lambda_s}$.

[Appendix Figure 1] Log (per Capita Emission) vs. Log (per Capita GDP), 12 Major Economies 1980~2009



제34권 제4호(통권 제117호)

금융위기에 대응한 확장적 재정정책의 효과성 분석

김 성 태

(한국개발연구원 부연구위원)

The Effectiveness of Fiscal Policy in Korea during the Global Financial Crisis

Kim SeongTae

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 조동철·김현욱 편, 『경제 세계화와 우리 경제의 위기대응역량』(연구보고서 2011-03, 한국개발연구원, 2011)의 제9장「재정정책」을 보완 및 수정한 것임을 밝힌다.

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

- Key Word: 금융위기(Global Financial Crisis), 확장적 재정정책(Expansionary Fiscal Policy), 감세(Tax Cut), 재정승수(Fiscal Multiplier)
- JEL Code: C32, C53, E60, E62, H50
- Received: 2012. 6. 5 Referee Process Started: 2012. 6. 8
- Referee Reports Completed: 2012. 10. 4

ABSTRACT

This study outlines measures related to fiscal policies aimed at responding to the financial crisis according to the timing of commencement and then examines impacts of expansionary fiscal policies on macro variables so as to extract policy implications. The size of expansionary fiscal policy to respond to the financial crisis is found to total 59.8 trillion won (6.1% of GDP in 2007), among which a total of 30.5 trillion won was the increased fiscal expenditure made by the 2008 supplementary budget, the 2009 revised budget and the 2009 supplementary budget. In addition, tax reductions are found to be a total of 29.3 trillion won, mainly driven by the tax reforms in 2008 and 2009.

Examining dynamic changes in macro variables caused by the temporary increase in fiscal expenditure and the tax reductions reveals that the increase effect of the real GDP growth rate brought by a temporary rise in fiscal expenditure excluding tax reduction effects turned out to be 1.1%p in 2009 and 0.3%p in 2010, compared to the period without the increase in fiscal expenditure. Meanwhile, when taking into account the effect of expansionary fiscal policies including tax reduction effects, the increase effect of real GDP turns out to be much higher. In the case of 2009, the real GDP rose additionally by 1.9%p, in which 1.1%p by the increase in fiscal expenditure and 0.8%p by tax reduction. Based on these results, the expansionary fiscal policy conducted during the financial crisis since the second half of 2008 can be seen to have played a significant role in helping the Korean economy post a higher-than-anticipated recovery pace from the economic slowdown triggered by the crisis.

본 연구는 금융위기에 대응하기 위한 재정정책 관련 조치들을 시점에 따라 정리하고, 확장적 재정정책이 거시변수에 미친 영향을 살펴봄으로써 정책적 시사점을 도출하는 데 주안점을 두고 있다. 금융위기에 대응한 확장적 재정정책의 규모는 총 59.8조원(2007년 GDP 대비 6.1%)으로 파악되었다. 이 중 일시적인 재정지출의 증가는 2008년 추경, 2009년 예산안 수정, 2009년 추경 등을 통해 이루어졌으며, 총규모는 30.5조원으로 추계되었다. 더불어 감세는 2008년 및 2009년 세제개편을 중심으로 이루어졌는데, 총규모는 29.3조원으로 파악되었다.

일시적인 재정지출 확대 및 감세에 따른 거시변수의 동태적 변화를 살펴본 결과, 감세효과를 제외한 순수한 재정지출의 일시적 증가로 인한 실질GDP 성장률 제고효과는 재정확대가 없었을 경우와 비교하여 2009년에 1.1%p, 2010년에 0.3%p 정도로 나타났다. 한편, 감세정책을

ABSTRACT

포함한 확장적 재정정책의 효과를 감안한 경우 실질GDP 성장률 제고효과는 더욱 크게 나타났다. 2009년의 경우 실질GDP는 추가적으로 1,9%p 정도 증가한 것으로 나타났는데, 이 중 지출확대에 의한 증가가 1,1%p, 감세에 따른 증가가 0,8%p 정도인 것으로 추정되었다. 이러한 결과를 바탕으로 볼 때, 2008년 하반기 이후 금융위기 기간 동안 실시된 확장적 재정정책은 한국경제가 금융위기에 따른 경기침체로부터 예상보다 빠른 회복세를 시현하는 데 중요한 역할을 한 것으로 평가된다.

I. 서 론

2008년 말 본격화된 글로벌 금융위기는 1930년대 대공황 이후 세계경제가 직면한 가장 커다란 위협이었다. 미국에서 시작된 글로벌 금융위기는 금융시장의 변동성을 크게 증폭시켰을 뿐만 아니라, 실물경제의 심각한 침체를 야기하였다. 우리나라도 예외는 아니어서 2008년 4/4분기 경제성장률이 -3.3%(전년동기 대비)를 기록하고 주가가 크게하락하는 등 심각한 위기상황에 직면하였다. 이에 대해 정부는 다양한 정책수단으로 대응함으로써 금융위기의 부정적인 영향을 최소화하기 위해 노력하였다. 그 결과 경제성장률이 2009년 0.2%, 2010년 6.3%를 기록하는 등 우리 경제는 예상보다 빠른 경기회복세를 시현하였다. 2011년에 들어 우리 경제는 2010년의 빠른 경기회복세로부터 정상화되면서, 성장세 또한 잠재성장률 수준으로 조정되는 모습이다. 1 이와 같이 우리 경제가 예상보다 빠른 회복세를 시현하고 정상화 국면에 진입할 수 있었던 것은 금융위기기간 중 정부가 실시한 재정정책의 규모를 고려할 때 재정의 적극적인 역할이 상당한기여를 했을 가능성이 높다. 따라서 금융위기의 직접적인 영향이 사라진 현재 시점에서금융위기에 대응한 재정정책의 효과성을 분석하는 것은 향후 재정정책의 기본방향을 설정하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

한편, 재정정책의 경기대응효과에 대한 대부분의 실증분석 및 거시이론 연구는 재정 승수의 크기(size)와 민감도(sensitivity)에 초점을 두고 있다. 예컨대, GDP 대비 1% 규모의 재정지출이 일시적으로 확대된 경우 실질GDP 성장률 등 거시변수가 어느 정도 변화하는가를 분석기간, 분석대상에 따라 비교·분석하는 연구가 대부분이다. 반면, 특정 경기침체 기간 동안 이루어진 확장적 재정정책의 효과가 어느 정도인가를 분석하는 연구는 상대적으로 매우 적은 것이 사실이다. 후자가 갖는 정책적 함의 또한 중요함에도 불구하고 이러한 연구가 상대적으로 활발하게 이루어지지 못한 것은 특정 기간 중 확대된 재정정책의 규모를 통상적인 재정활동에 따른 규모와 명확하게 구분하는 것이 쉽지

¹ 다만, 2011년 하반기 들어 미국의 부채상한 협의과정에서 발생한 국가신용등급 하락과 유로지역의 재정위기 문제가 심화되면서 경기가 다시 하향하고 있는 것으로 판단되고 있으나, 이러한 경기 변화는 금융위기의 직접적인 영향이 아니라는 점에서 본 연구의 논의에서 제외한다.

않으며, 재정확대 규모도 대체로 크지 않아 유의한 결과를 찾아내는 것 또한 어렵기 때문이다. 이러한 관점에서 볼 때 금융위기 기간 중 실시된 확장적 재정정책은 그 규모를 파악하는 것이 용이할 뿐만 아니라, 통상적인 경우보다 훨씬 대규모의 재정대응이 이루어졌다는 측면에서 재정정책의 효과성을 평가할 수 있는 기회를 제공한다고 볼 수 있다. 본 연구는 우리 경제의 금융위기 극복과정에 대한 평가를 위해, 거시경제의 관점에서 금융위기의 영향과 이에 대응하기 위한 재정정책 관련 조치들을 시점에 따라 정리하고 경기회복세를 이끌었던 요소들을 찾아내는 데 일차적인 목적이 있다. 이를 바탕으로 금융위기에 대응한 확장적 재정정책이 거시변수에 미친 영향을 살펴봄으로써 그동안의 성과를 평가하고 정책적 시사점을 도출하는 데도 주안점을 두고 있다.2

금융위기에 대응한 확장적 재정정책의 규모는 총 59.8조원(2007년 GDP 대비 6.1%) 으로 파악되었다. 이 중 일시적인 재정지출 증가는 2008년 추경, 2009년 예산안 수정, 2009년 추경 등을 통해 이루어졌으며, 총규모는 30.5조원으로 추계되었다. 이와 더불어 감세는 2008~09년 세제개편을 중심으로 이루어졌는데, 총규모는 29.3조원으로 파악되었다. 한편, 확장적 재정정책 규모를 지출유형별로 구분하는 경우 투자성 지출과 소비성 지출이 각각 9.1조원, 5.7조원에 그친 반면, 민간에 대한 소득보조성 지출은 45.0조원으로 나타났다.

이상과 같은 일시적인 재정지출 확대 및 감세에 따른 거시변수의 동태적 변화를 거시 모형을 통해 살펴본 결과, 감세효과를 제외한 순수한 재정지출의 일시적 증가로 인한 실질GDP 성장률 제고효과는 (재정지출이 없었을 경우와 비교하여) 2009년에 1.1%p, 2010년에 0.3%p 정도로 나타났다. 재정지출 증가에 따른 성장률 제고효과는 2009년 상반기에 집중된 것으로 보인다. 일시적 재정지출 증가는 2009년 1/4분기에 1.4%p(3.4조원), 2/4분기에 1.7%p(4.1조원) 정도 실질GDP를 추가적으로 증가시키는 요인으로 작용하였다. 한편, 감세정책을 포함한 확장적 재정정책의 효과를 감안한 경우 실질GDP 성장률 제고효과는 더욱 크게 나타났다. 2009년의 경우 실질GDP는 추가적으로 1.9%p 정

² 재정정책에 대한 평가는 경기변동에 대응한 재정정책의 시기적 적절성을 살펴보는 방식과 사후적으로 재정정책이 실물경제변수에 미친 영향을 재정승수를 바탕으로 살펴보는 방식이 있다. 본 연구는 거시 계량모형을 이용하여 재정정책의 효과성을 평가하고 있으므로, 후자의 평가방법에 초점을 두고 있다. 한편, 금융위기에 대응한 재정정책의 시기적 적절성에 관한 평가 또한 중요한데, 전자의 경우에는 재정정책기조지표를 총산출갭(output gap)에 대하여 회귀분석을 실시하는 방식을 일반적으로 이용하게 된다. 이에 관한 최근의 실증연구로 김성태(2011)는 재정기조지표(FIS)를 이용하여 시기적 적절성을 평가하였는데, 금융위기 기간 동안의 재정정책기조는 경기대응적이었던 것으로 나타났으며 재정정책기조의 변화는 주로 지출 측면을 통해 이루어진 것으로 평가하였다.

도 증가한 것으로 나타났는데, 이 중 지출확대에 의한 증가가 1.1%p, 감세에 따른 증가가 0.8%p 정도인 것으로 추정되었다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 문헌 연구를 통해 재정정책 효과성에 관한 기존의 연구를 실증분석모형과 거시이론모형으로 구분하여 정리한다. 제Ⅲ장에서는 2008년 말부터 위기극복을 위해 수행되었던 재정정책 관련 조치들을 정리하고, 제Ⅳ 장에서는 계량모형을 이용하여 확장적 재정정책의 성과를 평가한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론과 더불어 향후 재정정책 방향에 대한 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 문헌 연구

재정정책의 경기조절 효과성에 대한 가설 검정은 거시경제학에서 다루는 고전적인 주제 중 하나로서 그동안 수많은 연구가 이루어져 왔다. 대부분의 연구는 축약형 방정식 (reduced-form equation)에 기반한 계량모형 혹은 거시이론모형을 이용하여 정부의 일시적인 재정지출 확대 등 재정정책의 변화가 실질경제성장률 등 주요 거시변수에 미치는 영향의 크기와 지속성을 살펴보고 있다. 먼저, 계량모형은 재정변수와 GDP 등 주요 거시변수들에 대한 회귀분석을 바탕으로 재정정책의 경기조절 효과성을 살펴보는 방식으로, 가장 일반적으로 이용되는 축약형 방정식은 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR model)이다. 이 방법은 상대적으로 분석이 편리하다는 점과 실제 자료를 바탕으로 재정 승수를 계산한다는 장점이 있지만, 경제학 이론이 뒷받침되지 못한다는 단점이 있다.

또 다른 방법은 동태적 일반균형모형(DSGE) 등 거시이론모형을 바탕으로 시뮬레이션을 하거나 파라미터의 추정을 통해 재정정책의 거시경제 파급효과를 살펴보게 된다. 이 방법은 경제학 이론에 기반하고 있으므로 내부적 일관성(internal consistency)을 확보할 수 있지만, 모형 설정 시에 부여되는 사전적인 가정에 따라 재정승수효과가 달라질수 있다는 한계가 있는 것으로 알려져 있다.

이하에서는 본 연구의 목적이 금융위기에 대응한 재정정책의 효과성에 있음을 감안하여 최근의 연구 결과를 중심으로 국내외 주요 연구를 정리하고자 한다.

1. 계량모형을 이용한 실증연구

계량모형을 바탕으로 한 재정정책의 효과성에 관한 실증연구는 주로 구조적 벡터자기 회귀모형(SVAR)을 이용하는 경우가 대부분이다. 구조적 벡터자기회귀모형의 대표적인 연구는 Blanchard and Perotti(2002)이다. 이들은 구조적 충격(structural shock)을 식 별하는 조건에 따라 재정정책의 효과성이 달라질 수 있음을 고려하였는데, 재정지출이 GDP 성장률 변화에 즉각적으로 반응하지 않는다는 식별조건하에서 재정지출의 일시적 인 증가가 실질GDP 성장률을 증가시킨다는 결과를 보였다. Fatas and Mihov(2001)와 Gali et al.(2007) 또한 유사한 결과를 발견하였다. 한편, Mountford and Uhlig(2009) 는 구조적 벡터자기회귀모형의 식별을 위해 부호제약(sign restriction)을 부여한 결과, 부채차입을 통한 지출증가가 있는 경우 실질GDP 성장률을 제고하는 효과를 발견하였으 나. 그 크기는 Blanchard and Perotti(2002)보다는 다소 작게 추정되었다.³ 한편. Hall(2009)과 Barro and Redlick(2011)은 군비지출에 대한 회귀분석을 바탕으로 GDP 대비 1%에 해당하는 재정지출 증가는 실질GDP 성장률을 약 1.25% 정도 증가시키는 것 으로 추정하였다. Romer and Romer(2010)는 경기에 대응한 재정정책의 규모 및 시점 을 정부의 발표자료(official documents)와 서술적 접근(narrative approach)에 의해 파 악한 후 재정정책효과를 분석하였다. 이들의 결과에 따르면, 실질GDP 대비 1% 규모의 감세정책이 실시된 경우 감세 후 3년이 지난 시점에는 실질GDP를 약 3% 정도 상승시 키는 것으로 나타났다. 반면, Favero and Giavazzi(2012)는 Romer and Romer(2010) 가 부여한 가정을 완화하는 경우 조세승수가 크게 작아져 통상적인 연구 결과와 비슷한 수준임을 보였다.4

이와 같이 대부분의 실증분석 연구에서는 일시적인 재정지출 혹은 조세감면이 실질 GDP를 유의하게 증가시킨다는 가설을 지지하고 있다. 하지만 일부 연구에서는 재정긴 축이 오히려 실질GDP를 증가시킬 수 있다는 결과도 존재하는데, Giavazzi and Pagano

³ 지출승수로 비교하는 경우 Blanchard and Perrotti(2002)에서는 0.9~1.3 정도로 나타난 반면 Mountford and Uhlig(2009)에서는 약 0.65로 나타났다. 이러한 차이는 Mountford and Uhlig(2009)에서 민간소비가 재정지출 증가에도 불구하고 미미하게 증가하였기 때문으로 해석되고 있다.

⁴ 한편, Leeper, Walker, and Yang(2009)은 재정지출이 실제 집행됨으로써 거시변수에 영향을 미치는 것 이외에도 재정정책기조 변화에 대한 발표효과(announcement effect)로 인해 거시변수가 반응할 가능성이 있음을 지적하였다. 이들은 발표효과로 인하여 실증분석 결과가 재정정책 변화에 따른 거시경 제적 효과를 왜곡할 수 있음을 보였다. 반면, Mertens and Ravin(2009)은 조세감면에 대한 발표효과를 고려하는 경우에도 이를 고려하지 않는 경우와 실증분석 결과에는 큰 차이가 없음을 보였으며, Ramey(2009)는 발표효과를 고려하는 경우에도 재정정책효과는 기존의 결과와 유사함을 보였다.

(1990), Hemming et al.(2002)은 non-Keynesian 효과를 논의하고 있다. 이들은 소위 재정긴축(fiscal contractions)이 오히려 경기를 부양시키는 효과가 발생할 수 있다고 보았다. 이들의 결과는 최근의 유로지역 재정위기와 같이 정부의 재정건전성에 대한 우려가 심화된 경우 재정긴축은 정부에 대한 신뢰회복으로 이어져 경기를 부양할 수 있다는 논리로 설명될 수 있다. 5 다만, IMF(2010)에서 논의한 바와 같이 이러한 경우는 제한적인 상황에서만 나타날 수 있으므로 해석에 유의할 필요가 있다.

국내의 연구는 주로 구조적 벡터자기회귀모형에 기반한 결과가 대부분을 차지하고 있다. 김우철(2006)은 조사통계월보의 자료를 기초로 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론을 적용한 결과, 조세와 재정지출 충격이 모두 경기부양효과가 있으며, 조세감면이 재정지출 증가보다 더 효과적인 경기부양 수단이라는 결과를 제시하였다. 반면, Kim (2007)은 통합재정수지 자료와 금리 및 물가 변수를 추가하여 Blanchard and Perotti (2002)의 모형을 분석한 결과, 재정정책의 효과성이 전반적으로 크지 않다는 결과를 보여주었다. 허석균(2007)은 Blanchard and Perotti(2002)의 모형에 해외부문을 포함하여 재정정책의 효과성을 검정한 결과, 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하여 Kim (2007)의 결과를 지지하였다. 이와 같이 국내의 연구 결과는 실증분석모형 및 분석기간과 자료의 특성에 따라 다소간의 차이가 존재하고 있다.

축약형 모형에 관한 국내외 실증연구가 다수 존재하고 있음에도 불구하고 금융위기를 포함하여 특정 시기의 확장적 재정정책이 실질GDP 성장률을 어느 정도 상승시켰는가에 대한 실증연구는 존재하지 않는 것으로 판단된다. 이를 위해서는 특정 기간 동안 실시된 확장적 재정정책의 규모를 파악한 후 실증모형에서 함의하는 재정승수를 적용하여 시산하는 과정이 필요한데, 정부당국의 확장적 재정정책 규모를 파악하는 것이 용이하지 않기 때문으로 풀이된다. 반면, 최근 금융위기에 대응한 우리나라의 확장적 재정정책은 2008년 하반기부터 순차적으로 이루어짐에 따라 파악이 용이하다는 특징을 보여주고 있다. 6 본 연구는 금융위기 기간에 한정하여, 동 기간에 이루어진 확장적 재정정책이 거시변수에 어느 정도 유의한 영향을 미쳤는지를 살펴보고 있다는 측면에서 기존의연구와 차별화된다. 또한 이러한 과정을 통해 금융위기 기간에 대한 재정정책기조의 적절성을 평가하고 정책적 함의를 제공하는 데도 의의가 있다.

⁵ 이론적으로는 정부지출 증가가 상당한 수준의 금리인상과 환율절상을 유발하여 구축효과(crowdingout effect)가 매우 큰 경우에도 non-Keynesian 효과가 발생할 수 있다.

⁶ 이에 대해서는 제Ⅲ장에서 구체적으로 논의하고 있다.

2. 거시이론모형을 이용한 연구

거시이론모형을 이용한 재정정책 효과성에 관한 연구는 대부분 동태확률 일반균형 (Dynamic Stochastic General Equilibrium: DSGE) 모형에 기반하고 있다. Hall(2009) 은 DSGE 모형을 이용하여 통상적인 경우 GDP 대비 1% 규모의 재정지출 확장은 실질 GDP 성장률을 1% 정도 상승시키는 효과가 있으며, 만일 명목금리가 0%에서 유지되는 경우에는 1.7% 정도까지 상승시킨다는 결과를 제시하였다. 이는 명목금리가 통화당국에 의해 0%에서 유지되는 경우 재정지출 증가가 금리를 상승시키는 결과를 사전에 차단함 으로써 민간소비 및 민간투자를 구축시키는 효과를 제어하기 때문으로 볼 수 있다. 이 와 유사한 결과는 Christiano, Eichenbaum, and Rebelo(2011)와 Eggertsson(2011)에 서도 제시되고 있다. Coenen et al.(2012)은 IMF, OECD 등 주요 기관에서 이용하는 거시모형7과 학계에서 다수 인용되고 있는 Christiano, Eichenbaum, and Evans(2005) 와 Semts and Wouters(2007)의 DSGE 모형을 바탕으로 미국과 유럽연합의 자료를 이 용하여 재정정책의 효과성을 비교・분석하였다. 이들은 경기침체에 대응한 일시적인 확 장적 재정정책은 경기를 부양하는 데 효과적일 수 있으며, 이러한 결과는 대부분의 주 요 거시모형에서 동일하게 나타나고 있음을 보였다. 재정정책의 효과는 감세보다는 재 정지출 확대 및 구체화된 이전지출(targeted transfer)의 경우에 더 큰 것으로 나타났으 며, 재정정책이 통화정책과 조합을 이루는 경우에는 그 효과가 확대될 수 있음을 제시 하였다. 또한 재정지출에 따른 실질GDP의 상승 정도는 축약형 방정식에 기반한 실증연 구와 비슷한 정도인 것으로 나타났다.

한편, 금융위기 기간의 재정정책 효과성에 대한 연구도 소수 존재하고 있다. Cogan et al.(2010)은 Semts and Wouters(2007)의 모형을 바탕으로 미국의 금융위기 기간 중실시된 확장적 재정정책(American Recovery and Reinvestment Act: ARRA)의 효과를 분석하였다. 이들은 분기별 확장적 재정정책의 규모를 파악한 후 실질GDP 성장률의 추가적인 변동을 시산하였는데, 실질GDP가 최대 0.6~0.7%p 정도 상승한 것으로 추정하였다. Drautzburg and Uhlig(2011)는 미국이 금융위기 기간 중 재정확대에 따른 재정적자를 회복하기 위해 근로소득세를 증가시키는 경우 장기적으로는 실질GDP 성장률이 하

⁷ 이들은 Bank of Canada Model, the Board of Governers of the Federal Reserve System의 FRB-US Model과 SIGMA Model, European Central Bank의 New Area-Wide Model(NAWM), European Commission의 QUEST Model, IMF의 Global Integrated Monetary and Fiscal Model, OECD의 OECD Fiscal Model 등 총 6개 기관에서 이용하는 7개 모형을 이용하였다.

락함을 보였다. Coenen et al.(2012)은 유로중앙은행(ECB)의 New Area—Wide Model (NAWM)을 이용하여 금융위기 기간 동안 확대된 유로지역의 재정정책 효과성을 분석하였다. 이들의 결과에 따르면, 동 기간 중 유로경제의 실질GDP는 확장적 재정정책의 효과로 약 1.6%p 정도 추가적으로 상승한 것으로 나타났다. Lief(2009)는 금융위기 기간 중 우리나라의 확장적 재정정책 효과성을 IMF의 GIMF 모형(Global Integrated Monetary and Fiscal Model)을 이용하여 평가하였다. 우리나라의 경우 GDP 대비 정부투자 및 소비가 각각 1%p 증가하는 경우, 충격 발생 첫해에 우리 경제의 성장률은 아무런 확장정책이 발생하지 않았을 경우에 비하여 0.8%p 증가하는 것으로 나타났다. 또한시간이 흐르면서 투자 증가에 따른 성장률 상승은 경제의 높은 생산성으로 나타나게 되어 소득과 부(wealth)가 증가함에 따라 가계지출 또한 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 Lief(2009)는 우리나라의 확장적 재정정책 규모를 금융위기 초반에 발표된 정부대책을 바탕으로 파악하여 실제 규모와 다소간의 괴리가 존재한다는 한계가 있다.

Ⅲ. 금융위기에 대응한 재정정책 규모

2008년 하반기부터 본격화된 금융위기에 대응하기 위해 각국 정부는 다양한 확장적 경제정책 수단들을 동원하였다. 우리나라도 고유가 대책, 추경 등을 통한 재정지출 확대를 추진하였다. 본 장에서는 2008년 하반기 이후의 일시적인 재정확대 규모를 재정지출과 감세로 구분하여 파악하고, 아울러 경기부양대책의 특징을 살펴본다.

1. 금융위기에 대응한 일시적 재정지출 규모8

금융위기에 대응한 일시적 재정지출의 확대는 다음과 같이 구분할 수 있다.

우선 정부는 2008년 상반기에 고유가에 따른 내수 부진 및 물가상승 등 서민경제를 중심으로 어려움이 가중됨에 따라 '고유가 극복 민생 종합대책'의 일환으로 민생안정에 주안점을 둔 추경을 편성하였다. 2008년 6월에 마련된 추경 규모는 총 4.6조원으로 지

⁸ 본 내용은 『글로벌 금융위기와 한국의 정책대응』(2011)의 '제2장 위기극복을 위한 정책대응'의 일부 내용을 수정 및 보완하였다.

방경제 활성화를 위한 SOC 투자 1.0조원, 저소득층 생활안정을 위한 유류환급금 및 에너지보조금 1.3조원, 농어민·중소상인 지원 0.4조원 등으로 구성되었다.9

둘째, 2008년 하반기 들어 금융위기에 따른 국제금융시장 불안과 세계경제 침체 장기화에 대한 우려 등으로 국내 금융시장 불안이 지속되고 소비·투자 등 실물경제 위기가전개되는 상황이 발생하자, 정부는 2008년 11월에 당면한 국제금융위기를 극복하고 이를 경제 재도약의 계기로 활용하기 위해 '경제난국 극복 종합대책'(이하 '경제난국 극복 대책')을 발표하였다. 정부는 동 대책에서 실물경제 활성화를 위해 총 14.0조원 규모의 재정기능 강화방안을 마련했는데, 여기에는 재정지출 확대 10.0조원, 공기업투자 확대 1.0조원 및 세제지원 3.0조원이 포함되어 있다. 이 중 10.0조원의 재정지출 확대를 위해 2009년 당초 예산안을 수정한 예산안(이하 2009년 수정예산안)을 편성하게 된 것이다. 수정예산안은 2008년 12월 13일에 국회에서 최종 확정되었는데, 추가 감세에 따라 총수입이 2.3조원 감액되고, 총지출은 금융시장 안정과 중소기업 금융애로 해소 등을 위해 0.7조원 증액되었다. 그 결과 당초 예산안 대비 재정확대 규모는 10.7조원으로 결정되었다.

셋째, 정부는 2009년 3월 민생안정을 위한 긴급지원대책 발표를 통해 추경예산을 편성하고, 4월에 국회의결을 거쳐 세출증액 17.2조원, 세입결손보전 11.2조원을 포함한 총 28.4조원 규모의 추경을 확정하였다. 2009년 추경은 2008년 고유가 종합대책 및 민생안정 추경, 2009년 수정예산안 편성 및 본예산 확정 등 금융위기를 전후로 강도 높은 일련의 재정지출 확대정책을 추진하였음에도 불구하고 2009년 들어서도 경기침체가 지속된 데 기인한다. 2009년 추경에서는 저소득층 생활안정 지원(4.1조원), 고용유지 및취업기회 확대(2.8조원), 중소ㆍ수출기업ㆍ자영업자 지원(4.5조원), 지역경제 활성화(3.5조원), 미래 대비 투자(2.3조원) 등 5대 중점지원 대상사업을 선정하고 재원배분을 집중하였다.

넷째, 금융위기 극복을 위해 실시된 재정조기집행을 고려할 필요가 있다. 재정조기집행은 추가적인 재정지출이 아니라는 점에서 일시적인 재정확대로 볼 수는 없으나, 시점간 재원배분 조정을 통해 재정지출에 따른 실질GDP 성장률 제고효과가 특정 시점에 집중되도록 할 수 있기 때문이다. 10 구체적으로 재정조기집행 추이를 살펴보면, 2009년의

^{9 2008}년 추경은 금융위기에 대응한 정책이라고 볼 수는 없으나, 추경이 2008년 9월에 국회를 통과하고 그 이후에 집행되었다는 점에서 금융위기에 대응한 일시적 재정확대로 간주하였다.

¹⁰ 제Ⅳ장에 기술한 바와 같이 금융위기에 대응한 재정정책이 실질GDP 성장률에 미친 영향을 분기별로 파악하기 위해서는 재정확대 규모 또한 분기별로 파악할 필요가 있다. 이 경우 조기집행에 따른 시점

(Table 1) Spending Expansion During the Financial Crisis

(Unit: trillion won)

		Supplementary budget of 2008	Revised budget of 2009	Supplementary budget of 2009
	Date	June 2008	November 2008	March 2009
<i></i>	Amount	4.6	10.7	28.4 (spending 17.2)
	Target	Livelihood stabilization to overcome high oil prices	Overcoming economic difficulties and restoring provincial areas	Supporting job maintenance and creation and stable livelihood
	Stimulating provincial economy	1 trillion won for SOC, etc.	4.6 trillion won for expanding SOC in provincial areas	3,5 trillion won
	Stabilizing the livelihood of low-income classes	1,3 trillion won for gas price tax rebate, etc.	1.0 trillion won	4.1 trillion won
Main areas of spending	Supporting SMEs and self-employed persons	0.4 trillion won for assisting farmers and fisherman with fuel costs	3.4 trillion won for farmers and fishermen and others	4.5 trillion won
	Measures to tackle unemployment	_	0.3 trillion won	2,8 trillion won
	Others	Supporting energy saving and medium— and long—term energy security	1.1 trillion won for the increased fiscal support for local governments, 5.6 trillion won for the expansion of exchange equalization fund	2,3 trillion won for investment to prepare for the future, such as green growth, 11,2 trillion won to preserve the reduction in tax revenue

Source: Ministry of Strategy and Finance.

경우 정부는 집행관리 대상사업비를 상반기 중에 역대 최고인 60%까지 집행하고, 특히 일자리 창출 관련 예산은 최대 70%까지 집행하도록 하였다. 2010년에도 집행관리 대상사업비의 60.0%를 상반기에 배정하는 등 조기집행기조를 유지하기 위한 노력을 지속하였다. 그 결과 통합재정결산 기준으로 볼 때, 지출 및 순융자의 2009~10년 중 상반기집행실적은 예년에 비해 크게 높아진 것으로 나타났다.

간 재원배분 조정은 매우 중요한 역할을 하게 된다. 다만, 재정조기집행에 따라 특정 분기에 실질GDP 성장률을 제고하는 효과는 다른 분기의 재정지출 규모를 감소시킴으로써 GDP 성장률을 하락시키는 효과와 상쇄된다.

(Table 2) Execution of Consolidated Fiscal Budget (Cumulative)

(Unit: trillion won, %)

		2006	2007	2008	2009	2010
1/4	Execution	48.3	52.2	55.4	81.0	84.6
1/4	Execution rate	23.4	24.9	23.2	29.7	33,3
0/4	Execution	106.5	113.4	119.9	161.2	154.7
2/4	Execution rate	51.7	54.1	50.2	59.1	60,8
3/4	Execution	161.5	159.8	176.7	221.9	202,2
	Execution rate	78.4	76.2	74.0	81.3	79.6
4/4	Execution	205.9	209.8	238.8	272.9	254.2
	Execution rate	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Source: Ministry of Strategy and Finance.

2. 금융위기에 대응한 감세규모

2008년 세제개편은 중ㆍ저 소득층 민생안정을 위한 세제지원과 저출산ㆍ고령화 등 미래 경제 위험요인에 대응하기 위한 성장잠재력 확충 및 일자리 창출에 중점을 두고추진되었다. 〈Table 3〉에 정리된 바와 같이, 정부는 우선 중ㆍ저 소득층 민생안정 및 소비기반 확충을 위하여 유가환급금을 지급하고 2단계에 걸쳐 소득세율을 인하하였으며 공제체계도 개편하였다. 또한 종합부동산세율을 인하하고 양도소득세 세율 및 과세표준구간을 종합소득세와 일치시키는 등 부동산 관련 조세체계를 개선하였다. 정부는 투자촉진을 위해 법인세율을 2단계에 걸쳐 인하하고 과표구간을 상향 조정하였으며, 임시투자세액공제 일몰을 1년 연장하고 에너지 관련 투자세액 공제율을 확대하였다. 이와 같이 정부는 2008년 세제개편을 통한 감세정책을 지속함으로써 '낮은 조세부담 → 투자증대 → 성장률 상승'의 선순환구조를 정착시키고자 하였다. 2008년 세제개편으로 인한감세규모는 〈Table 4〉에 정리하였는바, 2008년 6,2조원, 2009년 10,2조원, 2010년 13,2조원으로 나타나 2008~10년 기간 중 총 29,6조원으로 파악되었다.

2009년 세제개편은 〈Table 5〉에 정리된 바와 같이 경제위기 극복을 위한 소비기반확충 및 기업투자 촉진과 병행하여 중장기적인 재정건전성 제고를 위한 정책으로 구성되었다. 정부는 경기회복의 체감효과가 가시화될 때까지 서민·중산층에 대한 세제지원을 지속함과 동시에 일자리 창출과 성장잠재력 제고를 위해 R&D 지원을 확대하였다. 이와 함께 소득세 및 법인세의 최고세율 인하를 2년간 유예하는 등 경기회복을 위한 정책기조와 상충되지 않는 범위 내에서 재정건전성을 제고하고자 하였다. 2009년 세제

(Table 3) Tax Reform of 2008

	Occasional reform	Regular reform (December)
Income tax	Providing gas price tax rebate	 Reducing income tax rates (over two phases by 2%p) Increasing the basic deduction and the deduction for education and medical expenses Increasing the EITC, easing the qualifying requirements for the EITC
Corporate tax	Raising the cap of tax base	 Reducing corporate tax rates (over two phases by 3~5%p) Introducing the consolidated income tax return system, extending the period for deduction of loss forwarded Providing tax credit for cultural industry R&D, extending the sunset of entertainment expenses Providing tax credit for R&D facility investment, Increasing tax credit for SME's R&D expenses, raising the investment tax credit rate for environmental conservation facilities
Consumption tax	'	Exempting the special excise tax of hybrid vehicles Extending the per-business unit taxation of value added tax
Transfer income tax		Strengthening the transfer income tax requirements for one house per household, Adjusting the taxation cap, expanding the special deduction for long-term holding Matching between transfer income tax rates and aggregate income tax rates
Property tax		Fixing the coverage rate of tax base, lowering the ceiling of holding taxReducing the comprehensive real estate holding tax

Note: Refer to Byung Mok Jeon (2010) and Hyung Soo Park (2010b) for details on the 2008 tax reform. Source: Ministry of Strategy and Finance,

개편안에 따르면, R&D 지원 등에 따른 세수감소요인과 비과세·감면 폐지 등에 따른 세수증가요인을 감안한 세수증대효과는 약 12.3조원으로 추정되었다. 이 중 2010년에 발생한 세수증대효과는 8.3조원으로 나타났으며, 세목별로는 소득세와 법인세 증가가 대부분을 차지하였다.¹¹

¹¹ 정부가 제출한 2009년 세제개편안에 따른 순세수 증가규모는 10.5조원 수준이었으나, 국회의결을 거치는 과정에서 정부안이 일부 수정 및 추가 개정됨으로써 순세수 증가규모가 12.3조원으로 증가하였다 (기획재정부 보도자료, 2009. 8. 25 및 2009. 12. 12 참조).

⟨Table 4⟩ Tax Reduction Amount by 2008 Tax Reform Bill

(Unit: trillion won)

		2008	2009	2010	Total
	Total national tax revenue	-6.2	-10.2	-13,2	-29.6
Change on a year ago	Permanent	-1.8	-7.6	-10.7	-20.1
	Temporary	-4.4	-2.6	-2.5	-9.5
	Total national tax revenue	-6.2	-12.0	-22.6	-40.8
Change on the base year	Permanent	-1.8	-9.4	-20.1	-31.3
	Temporary	-4.4	-2.6	-2.5	-9.5

Source: Ministry of Strategy and Finance,

⟨Table 5⟩ Main Contents of 2009 Tax Reform

	Occasional reform	Regular reform (December)
Income tax		 Deferral of the reduction in the maximum rate of income tax Adopting the deduction of monthly rent for low-income workers, applying the income tax to Cheonsei deposit of owner holding three or more houses Deduction on the installment for the housing subscription saving deposit
Corporate tax		 Extending the targets of designated contribution and the period for deduction carried forward Easing the deduction requirements for SME's succession to a family occupation Providing tax credit for new growth industrial engine and original technology R&D Extending the period for reduction and exemption of corporation tax on relocating firms to provincial areas
Consumption tax	Lowering the special excise tax on the replacement of old car with new one Lowering the special excise tax on car purchase	
Others	Discontinuing the heavier income transfer taxation on those who own three or more houses	

Source: Ministry of Strategy and Finance.

Ⅳ. 확장적 재정정책의 효과성 분석

본 장에서는 금융위기 기간 동안 실시된 확장적 재정정책의 성과를 분석한다. 성과 분석은 두 단계로 구성되는데, 우선 계량모형을 이용하여 특정 분기에 발생한 일시적인 정부의 재정지출 증가 또는 감세가 향후 8분기(2년) 동안 거시경제변수들에 미치는 영 향을 측정한다. 다음으로는 금융위기 기간 중 실시된 재정정책 규모를 파악한 뒤, 첫 번 째 단계에서의 결과를 바탕으로 확장적 재정정책이 거시경제에 미친 영향을 추정한다.

1. 계량모형의 추정

가. 계량모형의 기본구조

재정승수의 시산을 위해 사용한 모형은 외생적 충격 혹은 정책 충격의 영향을 분석하기 위해 구성한 소규모 계량모형이다. 12 분석모형의 기본구성은 소비, 투자, 정부지출, 순수출로 구성된 총수요부문, 물가를 결정하는 총공급부문, 그리고 이자율을 결정하는 통화정책부문 등 3개의 핵심 부문이 상호작용을 하면서 총산출(GDP)을 결정하도록 이루어져 있다. 총수요는 민간소비, 정부소비, 건설투자, 설비투자, 그리고 순수출의 합으로 정의되며, 정부소비와 수출을 제외한 각각의 항목은 실질이자율의 함수로 설정하였다. 물가 결정식은 일반적인 필립스(Phillips) 곡선으로 설정되어 있으며, 이에 따라 인플레이션은 인플레이션 기대, 산출갭, 비용 측 충격에 의해 결정된다. 다만, 인플레이션 기대에 따라 모형의 특징 및 추정이 민감한 모습을 보이게 되는데, 본 모형에서는 자기회귀과정으로 설정하여 추정하였다. 한편, 이자율 결정식은 일반적인 Taylor 방정식으로 설정하였다. 중앙은행은 인플레이션과 산출갭에 반응하여 이자율을 결정하는 것으로 가정한다. 13

이러한 계량모형은 경제주체의 최적화 원리에 관한 이론적인 기초가 취약하다는 비판

¹² 본 연구에서 사용된 모형은 KDI 내부에서 이용되고 있는 비공식모형이며, 본문의 내용은 조동철·김 현욱 편(2011)의 내용을 일부 수정·보완한 것임을 밝힌다.

¹³ 거시계량모형의 구체적인 구성 및 추정 결과는 〈부록〉을 참조하기 바란다.

이 존재하는 것이 사실이나, 실제 자료상에 나타난 거시변수 간의 연관성을 파악하는데 유용하다는 점과 추정과정이 비교적 용이하다는 장점이 있다. 또한 모형의 기본구조가 다소 단순함에도 불구하고 이론적으로 산출갭-물가-이자율 등 3개의 핵심적 거시변수의 상호관계를 잘 설명해 주는 모형으로 인식되고 있다.

나, 재정승수의 추정

재정승수는 계량모형에서 추정된 계수값을 바탕으로 GDP 대비 1% 수준의 재정지출 증가가 주요 거시변수에 미치는 영향을 시뮬레이션을 통하여 시산하였다. 구체적으로 재정승수는 재정지출의 성격에 따라 달라질 수 있음을 감안하여, 본 연구에서는 재정지출을 그 성격에 따라 투자성 지출, 소비성 지출, 소득보조성 지출로 구분하였다. 여기에서 투자성 지출은 정부의 총고정자본 형성과 관련된 지출을 의미하며, 소비성 지출은 재화 및 용역 등 정부의 경상적인 지출을 의미한다. 소득보조성 지출은 보조금 및 감세등 민간의 소득을 보조하는 형태의 정부지출이다.

⟨Table 6⟩~⟨Table 8⟩은 모형 분석 결과를 요약하고 있는데, 여기에 나타난 수치는 (일시적 재정지출 확대가 없었을 경우 나타날 것으로 예상되었던 수치에 비해) 일시적 재정지출 확대로 인해 거시변수가 변동하는 정도를 의미한다. 재정지출에 따른 실질 GDP 성장률의 변동은 지출유형에 따라 편차를 보이고 있는데, 투자성 지출의 경우 GDP의 1.0%(약 10조원)에 해당하는 일시적 투자성 지출 확대는 실질GDP 성장률을 1차 분기에 0.3% 정도 상승시킨 후 점차 그 효과가 감소하는 것으로 나타났다. 소비성 지 출의 일시적 확대는 실질GDP 성장률을 1차 분기에 0.9%p 정도 상승시킨 후 2차 분기 부터는 그 효과가 거의 사라지는 것으로 나타나, 정부의 경상성 지출 확대에 따른 단기 적인 경기부양효과는 크지만 지속성은 낮은 것으로 판단된다. 소득보조성 지출의 경우 실질GDP 성장률을 1차 분기에 0.5%p 정도 확대시키는 것으로 나타났는데, 이는 주로 민간소비의 증가에 기인하는 것으로 보인다. 한편, 설비투자, 건설투자는 지출유형에 따 라 추가적인 성장률 증가 정도가 다른 가운데, 투자성 지출의 일시적 확대에 따른 재정 승수효과가 가장 크게 나타났다. 물가의 경우 일시적 재정지출 확대로 인해 점진적으로 상승하는 모습이다. 반면, GDP 대비 경상수지는 일시적 재정확대 직후 다소 악화되는 모습을 보이고 있는데, 이는 재정지출 확대가 내수증가뿐만 아니라 일부 수입증가로도 이어졌기 때문이다. 재정지출 확대가 실물변수에 미치는 영향이 점차 감소함에 따라

(Table 6) Fiscal Multiplier of Investment Spending (1% of GDP)

(Unit: year-on-year growth rate, %p)

	Real GDP	Private consumption	Equipment investment	Construction investment	CPI	Current account/ GDP
1st quarter	0.25	0.06	2.30	0.74	-0.01	-0.10
2nd quarter	0.19	0.10	1.79	0.68	0.00	-0.12
3rd quarter	0.15	0.11	1.38	0.62	0.03	-0.12
4th quarter	0.12	0.10	1.04	0.57	0.05	-0.10
5th quarter	0.10	0.09	0.76	0.52	0.07	-0.08
6th quarter	0.07	0.07	0.53	0.47	0.09	-0.06
7th quarter	0.05	0.05	0.35	0.43	0.11	-0.05
8th quarter	0.04	0.03	0.21	0.39	0.12	-0.04

⟨Table 7⟩ Fiscal Multiplier of Ordinary Spending (1% of GDP)

(Unit: year-on-year growth rate, %p)

	Real GDP	Private consumption	Equipment investment	Construction investment	CPI	Current account/ GDP
1st quarter	0.88	0.22	1.07	0.12	-0.03	-0.34
2nd quarter	-0.02	0.18	0.54	0.11	0.03	-0.17
3rd quarter	0.02	0.12	0.31	0.10	0.11	-0.07
4th quarter	0.02	0.06	0.13	0.09	0.10	-0.03
5th quarter	0.01	0.02	0.01	0.09	0.12	-0.01
6th quarter	-0.02	0.00	-0.09	0.08	0.12	0.00
7th quarter	-0.02	-0.02	-0.16	0.08	0.13	0.01
8th quarter	-0.02	-0.02	-0.20	0.07	0.13	0.01

⟨Table 8⟩ Fiscal Multiplier of Income Transfer (1% of GDP)

(Unit: year-on-year growth rate, %p)

	Real GDP	Private consumption	Equipment investment	Construction investment	CPI	Current account/ GDP
1st quarter	0.54	1.32	0.66	0.07	-0.02	-0.21
2nd quarter	0.51	1.40	0.99	0.15	0.00	-0.31
3rd quarter	0.37	1.09	0.98	0.18	0.07	-0.29
4th quarter	0.23	0.72	0.78	0.20	0.13	-0.22
5th quarter	0.13	0.43	0.51	0.20	0.18	-0.14
6th quarter	0.06	0.23	0.24	0.20	0.22	-0.08
7th quarter	0.01	0.10	0.00	0.19	0.24	-0.04
8th quarter	-0.02	0.02	-0.18	0.18	0.25	-0.01

GDP 대비 경상수지 악화 정도도 점차 줄어드는 것으로 나타났다.

금번 금융위기와 같이 정책이자율이 낮은 수준에서 유지되고 있는 상황을 감안할 경우, 거시모형에서 도출되는 것보다 재정지출의 파급효과가 소폭 확대되어 나타날 가능성은 있다. 거시계량모형에서는 이자율이 경제성장률 및 물가에 의해 결정되는 내생변수로 설정되어 있어, 재정지출이 확대될 경우 이자율이 상승하면서 실물경제지표의 증가폭을 줄이게 되는 구축효과(crowding—out effect)가 발생하게 되지만, 이자율이 외생적으로 낮게 유지되는 경우에는 그러한 상쇄효과가 나타나지 않기 때문이다. 본 연구에서는 금융위기 기간 중 정책금리가 2%에서 고정되어 있었던 것을 감안하여 이자율을 고정시킨 상태에서 분석을 실시하였음을 밝힌다.

계량모형의 결과를 바탕으로 이하에서는 금융위기 기간 중 실시된 확장적 재정정책이 실제로 거시경제에 미친 영향을 두 가지의 경우로 나누어 파악하였다. 우선 지출 측면 만을 고려하여 감세규모를 제외한 일시적인 재정확장이 거시경제에 미친 영향을 살펴본다. 이 경우 직접적인 재정지출 확대의 효과를 알 수 있다는 장점이 있다. 두 번째로는 감세를 포함한 일시적인 재정확대가 거시변수에 미친 영향을 살펴본다. 이 경우 일시적인 재정지출 증가뿐만 아니라 감세가 거시변수에 미친 영향을 포함하고 있으므로, 금융위기에 대응한 재정정책의 효과를 보다 정확하게 파악할 수 있다.

2. 일시적 재정지출 증가만을 고려한 경우

금융위기가 본격화된 2008년 4/4분기부터 2010년 4/4분기까지 경기안정화정책에 따른 정부지출 확대의 파급효과를 시산하기 위해서는 각 분기별로 '일시적으로 확대된 재정지출'의 규모에 대한 판단이 필요하다. 본고에서는 제표장에서 제시된 재정정책의 구체적 내용을 바탕으로 다음과 같이 분기별 재정지출 확대규모를 파악하였다.

2008년에는 추경이 9월에 국회에서 의결됨에 따라, 추경에 따른 지출증가분(4.6조원) 모두가 2008년 4/4분기에 집행되었다고 가정하였다.

2009년의 경우 일시적으로 확대된 것으로 볼 수 있는 재정지출은 다음과 같다.

첫째, 2009년 당초 예산안 대비 본예산 증가분인 10.7조원이다. 동 수준의 지출은 2009년 통합재정 지출 및 순융자의 분기별 집행률과 동일하게 매 분기마다 집행된 것으로 보았다.

둘째, 2009년 4월에 국회에서 의결된 추경 중 지출증가분 17.2조원이다. 분기별 재원

배분은 추경예산의 상반기 지출규모인 4.4조원이 2/4분기에 지출되었다고 간주하였고, 나머지는 2009년 하반기 통합재정 지출 및 순융자의 분기별 집행률에 비례하여 집행되 었다고 가정하였다.

셋째, 2009년 재정조기집행에 따른 분기별 재원배분의 변화이다. 2009년도 결산상통합재정 지출 및 순융자(272,9조원) 중 추경(17.2조원)을 제외한 255.7조원의 분기별집행규모를 2002~07년과 비교하고 그 차이를 분기별 재정조기집행의 규모로 간주하였다. 2010년의 경우 일시적 재정지출 확대가 일부 유지된 것으로 판단되나, 전체 통합재정 지출 중 일시적인 재정확대 규모를 파악할 수 없다는 한계로 인해 일시적인 재정지출 증가는 없는 것으로 보았다. 14 대신 2010년 통합재정 지출 및 순융자의 분기별 지출규모를 2002~07년과 비교하여 조기집행에 따른 재원배분의 변화를 시산하였다. 또한 2010년 4/4분기에 부동산경기 침체로 인해 예산상의 재정지출 중 2.0조원이 집행되지못한 것을 고려하였다.

이상의 구분으로부터 금융위기 이후 증가한 일시적인 재정지출 규모는 30.5조원(2007년 GDP 대비 3.1%)으로 판단된다. 〈Table 9〉에 정리한 바와 같이, 추경 및 예산증가에 따른 재원은 2009년 2/4분기 이후에 주로 배분되었으나 정부가 조기집행을 독려함에 따라 일시적 지출증가는 2009년 상반기에 집중된 모습이다. 2010년의 경우 상반기에는 대내외 불확실성이 여전히 높은 가운데 거시경제의 회복을 위해 조기집행을 독려함으로 써 높은 재정집행률을 보였으나, 하반기 들어 내수를 중심으로 거시경제 정상화가 가시화됨에 따라 재정집행률이 예산상의 계획보다 낮게 시현되면서 재원배분의 변화가 크게 발생하였다.

다음으로는 〈Table 9〉에 나타난 일시적인 재정지출 증가(30.5조원)가 거시변수에 미친 영향을 알아보기 위해 재정지출 증가분을 지출 성격에 따라 구분하는 것이 필요하다. 본고에서는 통합재정 통계에서 재정지출이 성격별로 경상지출, 자본지출, 순융자지출로 구성된 것을 고려하여 다음과 같이 구분하였다.

우선 자본지출은 투자성 지출로 간주하였다. 추경 및 예산증가에 따른 재량지출 중 자본지출은 각각의 세부적인 사업내역을 통해 구분하였으며, 조기집행에 따른 재원배 분의 변화 중 자본지출은 통합재정상의 지출 및 순융자에서 통합재정 자본지출(토지 및

¹⁴ 예컨대, 정부가 2009~10년에 실시한 일자리사업(희망근로 및 지역공동체 일자리사업)은 금융위기에 따른 일시적인 재정지출 증가로 보아야 한다. 따라서 2010년 이후 재정확대가 실질GDP 성장률에 미친 영향은 다소 과소평가된 것으로 보아야 한다.

⟨Table 9⟩ Temporary Increase in Fiscal Spending after Financial Crisis

(Unit: trillion won)

	Change in fiscal spending, including supplementary budget and budget raise (A)	Change in financial resource allocation caused by early execution of budget (B)	Total (A+B)
4Q of 2008	4.6	0.0	4.6
1Q of 2009	3,2	17.8	21.0
2Q of 2009	7.5	8.2	15.7
3Q of 2009	9.3	-4.6	4.7
4Q of 2009	7.8	-21.4	-13.5
2009	27.9	0.0	27.9
1Q of 2010	0.0	21.8	21.8
2Q of 2010	0.0	2,8	2.8
3Q of 2010	0.0	-10.5	-10.5
4Q of 2010	-2.0	-14.2	-16.2
2010	-2,0	0.0	-2.0
Total	30,5	0,0	30.5

무형자산 매입 제외)이 차지하는 비중인 것으로 가정하였다.15 소비성 지출과 소득보조성 지출은 금융위기에 대응한 일시적 재정지출 증가(30.5조원) 중 투자성 지출(9.1조원)을 제외한 21.4조원 규모이다. 이 경우 추경 및 예산증가분과 조기집행에 따른 재원배분으로부터 소비성 지출과 소득보조성 지출을 구분하기 위한 구체적인 내역을 알 수 없다는 한계가 존재한다. 이러한 문제를 해소하기 위해 통합재정에서 자본지출(토지 및 무형자산 매입 제외)을 제외한 경상지출과 순융자지출 중 보조금 및 경상이전지출은 소득보조성 지출로 보고, 나머지는 정부소비와 관련된 소비성 지출로 간주하였다.16 이를 바탕으로 매 분기마다 경상지출과 순융자지출 중 보조금 및 경상이전지출이 차지하는 비중에 따라 소비성 지출과 소득보조성 지출로 배분하였다.17 이와 같은 구분에 따라 재정지출 유형에 따른 일시적인 재정확대 규모를 〈Table 10〉에 정리하였다. 총 30.5조원 규모의 금융위기에 대응한 재정확대 중 투자성 지출은 9.1조원, 소비성 지출은 5.7조원,

¹⁵ 통합재정 자본지출 중 토지 및 무형자산 매입은 민간의 소득을 직접적으로 증대시킨다는 측면에서 소 득보조성 지출로 보는 것이 타당하다.

¹⁶ 순융자지출의 경우, 상당 부분이 지방자치단체를 통한 경상지출의 성격에 가까운 것으로 간주하여 경 상지출과 유사한 파급효과를 나타낼 것으로 보았다.

¹⁷ 통합재정 지출 및 순융자에서 경상 및 순융자지출과 토지 및 무형자산 매입 대비 보조금 및 경상이전 지출이 차지하는 비중은 약 70% 수준이다.

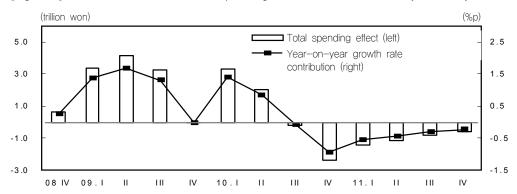
(Table 10) Temporary Change in Fiscal Spending by Type (Excluding Tax Reduction)

(Unit: trillion won)

	Investment-type spending	Consumption-type spending	Income support-type spending	Total
4Q of 2008	0.7	1.2	2.7	4.6
1Q of 2009	3,1	5.2	12.7	21.0
2Q of 2009	3.6	3.2	8.9	15.7
3Q of 2009	2,9	0.5	1.3	4.7
4Q of 2009	0.8	-4.4	-9.9	-13.5
2009	10.4	4.5	13.0	27.9
1Q of 2010	2,3	5.8	13.6	21.7
2Q of 2010	0.3	0.7	1.8	2.8
3Q of 2010	-1,1	-2.7	-6.6	-10.4
4Q of 2010	-3.5	-3.8	-8.8	-16.1
2010	-2.0	0.0	0.0	-2.0
Total	9.1	5.7	15.7	30.5

소득보조성 지출은 15.7조원으로 각각 파악되었다. 소득보조성 지출이 절반 이상을 차지하는 것은 금융위기의 부정적인 영향이 저소득층 및 중소기업 등 취약계층에 집중되면서 이들에 대한 직접적인 보조가 필요했기 때문으로 판단된다.

이와 같은 가정하에서 (감세로 인한 효과를 감안하지 않은) 재정지출이 2008년 4/4분기부터 2011년 4/4분기까지의 전년동기 대비 실질GDP 성장률에 미친 영향은 [Figure 1]에 정리하였다. 2008년 4/4분기 이후 증가한 일시적인 재정지출로 인해 2008년 4/4분기의 실질GDP 성장률은 0.3%p(0.7조원) 정도 상승한 것으로 추산된다. 2009년의 경우 1/4분기에 1.4%p(3.4조원), 2/4분기에 1.7%p(4.1조원), 3/4분기에 1.3%p(3.2조원)의 추가적인 상승요인으로 작용하였으나, 4/4분기에는 0.0%p(-0.0조원)를 기록하여 실질GDP 상승효과가 크게 감소하였다. 이는 2009년 3/4분기까지의 재정지출 증가에 따른 양(+)의 효과가 재정조기집행으로 인해 4/4분기 지출이 상대적으로 감소하면서 발생한음(-)의 효과와 상쇄되었기 때문이다. 2009년 연간으로는 일시적 재정지출 증가에 따른 실질GDP의 추가적인 상승이 1.1%p로 나타나, 우리 경제가 2009년에 0.2%의 경제성장률을 기록하는 데 확장적 재정정책이 중요한 역할을 하였다. 2010년 들어 상반기에는 전년도 지출확대의 영향과 재정조기집행으로 실질GDP 성장률 제고효과가 나타났지만, 하반기에는 재정지출이 감소하면서 실질GDP 성장률을 하락시켰다. 2010년 연간으로 볼 때



[Figure 1] Effects of Increased Fiscal Spending on Real GDP Increase by Quarterly Basis

실질GDP 성장률 제고는 0.3%p 수준으로 확장적 재정정책이 경기회복에 여전히 긍정적으로 작용하였다. 2011년에는 금융위기 초반의 일시적 지출증가효과가 사라진 가운데, 2010년 하반기부터 감소한 재량지출의 부정적 효과만이 지속되면서 실질GDP 성장률을 0.4%p 정도 하락시키는 것으로 나타났다.

확장적 재정정책이 없었을 경우와 비교하여 분기별 재정지출 확대에 따른 거시부문별 효과는 [Figure 2]에 정리하였다.

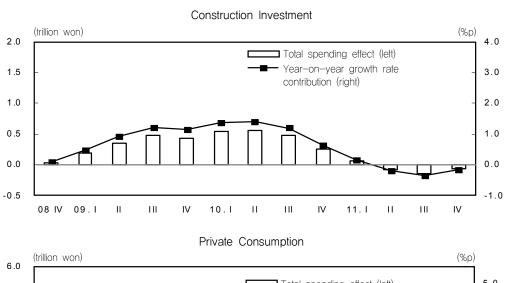
민간소비의 추가적인 증가는 2009년 2/4분기와 3/4분기에 각각 3.5%p(4.6조원), 3.2%p(4.2조원)를 기록하여 동 기간에 집중된 것으로 나타났다. 이는 확대된 2009년 예산이 상반기에 집중된 가운데 추경에 따른 지출증가가 2/4분기부터 발생했기 때문으로보인다. 일시적 재정확대에 따른 민간소비 증가는 2010년 3/4분기까지 지속되다가, 2010년 4/4분기부터는 조기집행으로 인한 지출감소의 영향으로 민간소비 증가율 상승효과가 음(-)으로 전환되었다. 설비투자와 건설투자 또한 민간소비와 비슷한 패턴을 보이고 있는바, 일시적인 재정지출에 따른 추가적인 성장률 제고는 주로 2009년에 집중되었으며 2010년 말부터는 음(-)의 성장률 제고효과를 기록하였다.

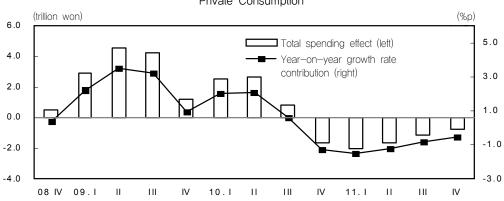
3. 일시적 재정지출 증가 및 감세를 고려하는 경우

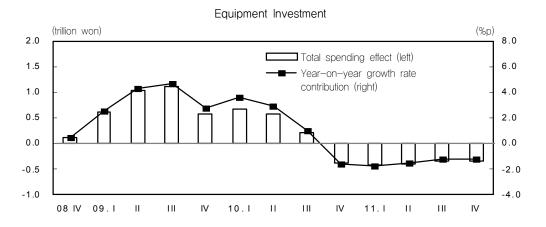
본 절에서는 감세효과를 포함한 일시적인 재정지출 증가가 거시경제에 미친 영향을 살펴 본다. 즉, 순수한 재정지출 증가분(30.5조원)에 더하여 감세의 효과도 함께 포함하고 있다.¹⁸

¹⁸ 감세의 경우, 민간의 가처분소득을 증가시킨다는 점을 고려하여 소득보조성 지출과 유사한 파급효과를 나타내는 것으로 가정하였다.

[Figure 2] Effects of Increased Fiscal Spending on Respective Sectors by Quarterly Basis







(Table 11) Temporary Change in Fiscal Spending by Type (Including Tax Reduction)

(Unit: trillion won)

	Temporary	Temporary increase in fiscal spending			
	Investment-type spending	Consumption-type spending	Income su sper		Total
4Q of 2008	0.7	1.2	2.7	4.4	9.0
1Q of 2009	3,1	5.2	12.7	6.5	27.5
2Q of 2009	3.6	3.2	8.9	5.4	21.1
3Q of 2009	2.9	0.5	1.3	4.1	8.8
4Q of 2009	0.8	-4.4	-9.9	1.2	-12.3
2009	10.4	4.5	13.0	20.0	47.9
1Q of 2010	2.3	5.8	13.6	1.2	22.9
2Q of 2010	0.3	0.7	1.8	1.2	4.0
3Q of 2010	-1,1	-2.7	-6.6	1.2	-9.2
4Q of 2010	-3.5	-3.8	-8.8	1.2	-14.9
2010	-2.0	0.0	0.0	4.8	2.8
Total	9.1	5.7	15.7	29.3	59.8

금융위기 기간 중 실시한 분기별 감세규모는 다음과 같이 구분하였다. 우선 2008년 고유가 종합대책에 따른 세제지원효과(7.1조원) 중 2008년 지원분 4.4조원이 4/4분기에 발생하고, 나머지는 2009년 상반기에 발생한 것으로 가정하였다. 둘째, 2008년 세제개편에 따른 연도별 감세효과(Table 4 참조)는 매 분기마다 균등하게 발생하는 것으로 간주하였다. 다만, 2008년 감세효과 6.2조원 중 고유가 종합대책에 따른 유류세 환급금 4.4조원을 제외한 1.8조원은 실질적인 감세효과가 발생하는 시점인 2009년 소득정산기간에 발생한 것으로 간주하였다. 셋째, 2009년 세제개편에 따른 연도별 증세효과는 매분기마다 균등하게 발생하는 것으로 보았다. 이와 같은 기준에 따르면, 금융위기 기간중(2008년 4/4분기~2010년 4/4분기) 발생한 총감세규모는 29.3조원으로 파악되었다. 〈Table 11〉에 나타난 바와 같이 대부분의 감세는 2009년 중에 발생하였으며, 2010년 감세규모는 상대적으로 작게 나타났다.19

이상의 분석을 바탕으로 볼 때, 금융위기 기간 중 실시된 확장적 재정정책 규모는 총 59.8조원(2007년 GDP 대비 6.1%)으로 재정지출 증가 30.5조원과 감세 29.3조원으로 구성된다. 재정지출 유형별로는 투자성 지출과 소비성 지출이 각각 9.1조원, 5.7조원에

¹⁹ 이는 2008년 감세효과가 2009년에 직접적인 영향을 미친 반면, 2009년 중 정부가 향후 재정건전성을 고려하여 일부 감세정책을 유예하고 비과세·감면 규모를 2010년부터 점차 축소시켰기 때문이다.

그친 반면, 민간에 대한 소득보조성 지출은 45.0조원으로 나타났다.

이와 같은 점들을 감안하여 추정한 성격별 재정지출의 실질GDP에 대한 동태적 파급 효과는 〈Table 12〉와 [Figure 3]에 정리하였다. 2008년 4/4분기 이후의 확장적 재정정 책은 우리 경제의 성장률 하락을 완충하는 데 상당 수준 기여한 것으로 보인다. 확대된 재정지출 및 감세는 2008년 4/4분기 성장률을 0.5%p 정도 추가적으로 상승시킨 것으로 나타났다. 성장률 상승효과는 2009년에 집중된 모습이다. 확장적 재정정책으로 인해 2009년 1/4분기에는 1.9%p의 성장률 제고효과를 기록하였으며, 추경에 따른 지출이 시 작된 2/4분기에는 2.5%p, 3/4분기에는 2.1%p 정도 성장률을 상승시키는 방향으로 작용 하였다. 다만, 4/4분기에는 재정조기집행으로 지출여력이 약화되면서 성장률 제고효과 가 0.8%p로 축소되었다. 이에 따라 2009년 연간으로는 1.9%p 정도 실질GDP 증가율을 추가적으로 상승시킨 효과가 있었다. 이 중 일시적 지출증가에 따른 효과는 1.1%p이며, 감세로 인한 효과는 0.8%p로 나타났다. 2010년에도 확장적 재정정책은 성장륨 제고에 긍정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 특히 상반기에는 조기집행에 따른 재원배분과 감 세효과가 집중되어 상대적으로 높은 성장률 제고효과가 있었으나, 하반기부터 성장률 제고효과가 사라지면서 4/4분기에는 음(-)의 값을 기록하였다. 2010년 연간으로는 0.7%p 정도 실질GDP 증가율을 추가적으로 상승시킨 가운데 재정지출 증가에 따른 기 여도가 0.3%p이며, 감세는 0.4%p 정도인 것으로 나타났다. 2011년에는 일시적인 재량 지출효과가 사라진 가운데 감세에 따른 긍정적 효과가 지속되었으나, 2010년 하반기의 지출감소 영향으로 인해 실질GDP를 0.3%p 정도 하락시키는 방향으로 작용하고 있다.20 한편, 〈Table 13〉에 정리한 바와 같이 GDP 성장률 증가를 재정지출 유형별로 분해한 결과, 성장률 제고효과는 주로 소득보조성 지출에 의해 주도된 것으로 나타났다. 이는 소득보조성 지출에 따른 즉각적인 GDP 성장륨 제고효과는 크지 않지만. 일시적 재정지 출(59.8조원) 중 소득보조성 지출이 45.0조원으로 약 75.3%를 차지하고 있기 때문이다. 소득보조성 지출 중 감세규모가 29.3조원을 기록하고 있음을 고려할 때, 정부의 감세정 책이 경기회복에 일정 부분 기여한 것으로 볼 수 있다.

확장적 재정정책이 없었을 경우와 비교하여 분기별 재정지출 확대 및 감세에 따른

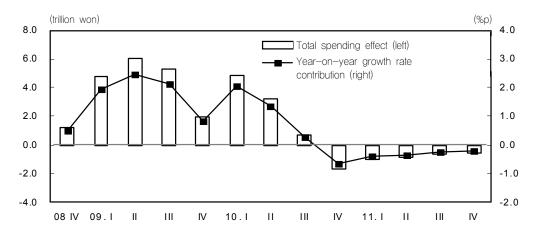
²⁰ 본 연구에서 추정된 재정정책의 2009년 실질GDP 성장률 제고효과는 Lief(2009)의 결과보다 다소 크게 나타났다. 이는 우선 Lief(2009)가 파악한 확장적 재정정책 규모는 금융위기 초반에 정부가 발표한 대응대책에 기반하고 있는바, 필자가 파악한 실제 재정확대 규모보다 다소 작게 추계되었기 때문이다. 또한 본 연구에서 이용한 KDI 모형과 IMF의 모형 간의 구성상의 차이에도 기인할 수 있다. 다만, Coenen(2012)에서 나타난 바와 같이 거시계량모형과 거시이론모형에서 추정한 재정승수가 큰 차이가 없음을 고려할 때, 추정모형에 따른 차이는 미미할 것으로 판단된다.

⟨Table 12⟩ Effects of Crisis-responding Fiscal Spending and Tax Reduction on Growth Rate Improvement

(Unit: year-on-year growth rate, %, %p)

(1) 1) 1 (1) 1 (1) 1				
	Real GDP growth rate (%) (A)	Effect of expansionary fiscal policy on growth rate improvement (%p) (B)	Estimated growth rate in the case of no fiscal policy effect (%) (A-B)	
4Q of 2008	-3.3	0.5	-3.8	
1Q of 2009	-4.2	1.9	-6.1	
2Q of 2009	-2.1	2.5	-4.6	
3Q of 2009	1.0	2.1	-1.2	
4Q of 2009	6.3	0.8	5.4	
2009	0.3	1.9	-1.6	
1Q of 2010	8.7	2.1	6.6	
2Q of 2010	7.6	1.3	6.3	
3Q of 2010	4.5	0.3	4.2	
4Q of 2010	4.9	-0.7	5.6	
2010	6.3	0.7	5.6	
1Q of 2011	4.2	-0.4	4.6	
2Q of 2011	3.5	-0.3	3.8	
3Q of 2011	3.6	-0.3	3.9	
4Q of 2011	3.3	-0.2	3.5	
2011	3.6	-0.3	3.9	

[Figure 3] Effects of Fiscal Spending Increase and Tax Reduction on Real GDP Increase by Quarterly Basis



(Table 13) Main Factors of Increase in Real GDP Growth Rate

(Unit: trillion won, %p)

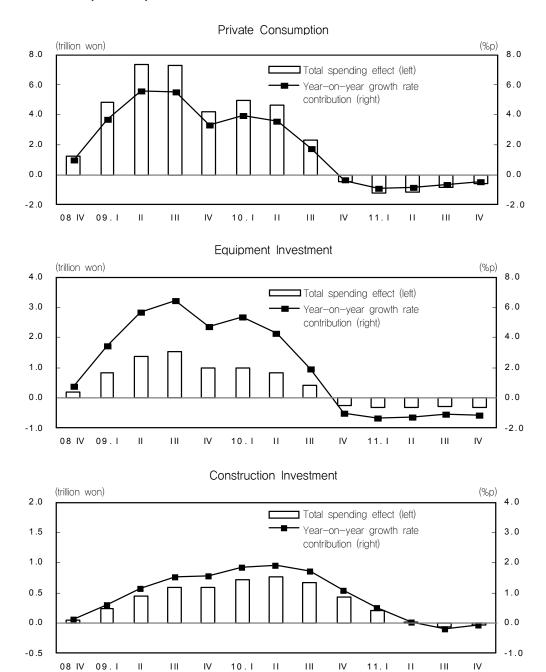
	Investment-type spending	Consumption-type spending	Income support-type spending	Total
4Q of 2008	0.3 (0.1)	0.0 (0.0)	0.9 (0.4)	1.2 (0.5)
1Q of 2009	1.1 (0.5)	0.2 (0.1)	3.4 (1.4)	4.8 (1.9)
2Q of 2009	0.7 (0.3)	0.4 (0.2)	5.0 (2.0)	6.1 (2.5)
3Q of 2009	0.1 (0.1)	0.5 (0.2)	4.7 (1.9)	5.3 (2.1)
4Q of 2009	-0.9 (-0.4)	0.4 (0.2)	2.4 (1.0)	2.0 (0.8)
1Q of 2010	1.3 (0.5)	0.5 (0.2)	3.1 (1.3)	4.9 (2.1)
2Q of 2010	0.1 (0.0)	0.4 (0.2)	2.8 (1.1)	3.2 (1.3)
3Q of 2010	-0.6 (-0.3)	0.2 (0.1)	1.1 (0.4)	0.7 (0.3)
4Q of 2010	-0.9 (-0.3)	0.0 (0.0)	-0.7 (-0.3)	-1.6 (-0.7)
1Q of 2011	0.0 (0.0)	-0.1 (-0.0)	-1.0 (-0.4)	-1.0 (-0.4)
2Q of 2011	0.0 (0.0)	-0.1 (-0.0)	-0.8 (-0.3)	-0.9 (-0.3)
3Q of 2011	0.0 (0.0)	-0.1 (-0.0)	-0.5 (-0.2)	-0.7 (-0.3)
4Q of 2011	0.0 (0.0)	-0.1 (-0.0)	-0.4 (-0.2)	-0.5 (-0.2)

Note: The numbers in parenthesis are the effect of growth rate improvement on year-on-year basis.

거시부문별 효과는 [Figure 4]에 정리하였다. 우선 민간소비의 추가적인 증가는 2008년 4/4분기부터 2010년 2/4분기까지 집중되었다. 특히 2009년 2/4~3/4분기에는 민간소비가 각각 7.3조원씩 추가적으로 증가하였다. 민간소비의 전년동기 대비 증가율은 2009년 중 분기순으로 3.7%p, 5.6%p, 5.5%p, 3.3%p 정도 추가적으로 상승하였는데, 이는 확장적 재정정책이 민간의 가처분소득을 증가시키는 경상이전지출과 감세에 집중되었기때문으로 풀이된다. 반면, 2010년 4/4분기부터는 재정조기집행의 영향으로 2010년 하반기 지출규모가 크게 감소함에 따라 민간소비 증가율 상승효과가 음(-)의 값을 기록하고 있다.

설비투자의 경우 증가규모 면에서는 민간소비 대비 상대적으로 작게 나타났으나, 증가율 측면에서는 민간소비와 비슷한 모습을 보이고 있다. 설비투자는 2009년 중 상대적으로 높은 증가율을 기록하였는데, 각 분기별로 1/4분기 3.4%p(0.8조원), 2/4분기 5.7%p(1.4조원), 3/4분기 6.4%p(1.5조원), 4/4분기 4.7%p(1.0조원) 정도 추가적으로 증가하였다. 하지만 2010년 4/4분기부터는 민간소비와 같은 이유로 음(-)의 값을 기록하고 있다. 건설투자의 경우 확장적 재정정책의 영향이 규모 및 증가율 측면 모두에서 민간소비 및 설비투자에 비해 낮게 나타났다. 이는 금융위기 이후 부동산경기 침체가

[Figure 4] Effects of Fiscal Spending Increase and Tax Reduction on Respective Sectors by Quarterly Basis



지속되면서 정부의 확장적 재정정책에 따른 승수효과가 크지 않았기 때문으로 풀이된다. 이상의 분석을 바탕으로 볼 때, 금융위기 기간 중 실시된 확장적 재정정책은 주로 민 간소비와 설비투자의 추가적인 상승을 주도함으로써 실질GDP 성장률을 제고시켰던 것 으로 볼 수 있다.

Ⅴ. 요약 및 정책적 시사점

2008년 말 글로벌 금융위기가 실물경기의 침체로 전이되면서 극심한 경기침체를 경험한 우리 경제가 2009년에 0.2%, 2010년에 6.3%의 경제성장률을 기록하는 등 빠른 회복세를 시현하고 정상화 국면에 진입할 수 있었던 것은 건전한 재정여건을 바탕으로 적극적인 재정정책을 시행한 것에 일부 기인하였을 가능성이 높다.

우리 경제는 상대적으로 양호한 재정건전성을 바탕으로 금융위기에 대응하여 적극적인 재정확장을 실시하였는데, 그 규모는 2008~10년 기간 중 59.8조원으로 파악되었다. 이 중 일시적 재정지출은 30.5조원으로 나타났다. 구체적으로 정부는 2008년 고유가 종합대책 및 추경을 통해 4.6조원의 지출을 확대하였으며, 2008년 말에는 2009년 당초예산을 수정하여 10.7조원의 추가적인 지출을 마련하였다. 또한 2009년 4월에 추경을통해 17.2조원의 지출을 확대함과 동시에 재정조기집행을 독려하여 경기반등을 시도하였다. 감세의 경우 총규모가 29.3조원으로 파악되었는데, 이 중 대부분은 2008년 세제개편에 따른 세수 감소에 기인한다. 이 외에 경제난국 종합대책에 따른 추가적인 세제지원이 있었다. 반면, 2009년 하반기에는 재정확대에 따른 재정건전성 악화를 고려하여예정된 감세계획을 일부 연기함으로써 세수증대를 추구하였는데, 이로 인해 이전의 감세효과는 10.0조원 가까이 감소하였다.

이상과 같은 일시적인 재정지출 확대 및 감세에 따른 거시변수의 동태적 변화를 거시 모형을 통해 살펴보았다. 우선 감세효과를 제외한 순수한 재정지출의 일시적 증가로 인한 실질GDP 성장률 제고효과는 (재정지출이 없었을 경우와 비교하여) 2009년에 1.1%p, 2010년에 0.3%p 정도로 나타났다. 특히 재정지출 증가에 따른 성장률 제고효과는 2009년 상반기에 집중되었다. 일시적 재정지출 증가는 2009년 1/4분기에 1.4%p(3.4조원), 2/4분기에 1.7%p(4.1조원) 정도 실질GDP를 추가적으로 증가시키는 요인으로 작용하였

다. 2010년의 경우 상반기에는 재정조기집행으로 인해 실질GDP 성장률 제고효과가 있었으나, 하반기 들어 재정지출이 감소하면서 실질GDP 성장률을 하락시키는 결과를 보였다.

감세정책을 포함한 확장적 재정정책의 효과를 감안한 경우 실질GDP 성장률 제고효과는 더욱 크게 나타났다. 2009년의 경우 실질GDP는 추가적으로 1.9%p 정도 증가한 것으로 나타났는데, 이 중 지출확대에 의한 증가가 1.1%p, 감세에 따른 증가가 0.8%p 정도로 나타났다. 구체적으로 확장적 재정정책으로 인해 2009년 1/4분기에는 1.9%p의 성장률 제고효과를 기록하였으며, 추경에 따른 지출이 시작된 2/4분기에는 2.5%p, 3/4분기에는 2.1%p 정도의 성장률을 상승시키는 방향으로 작용하였다. 다만, 4/4분기에는 재정조기집행으로 지출여력이 약화되면서 성장률 제고효과가 0.8%p 정도로 축소되었다. 2010년에도 확장적 재정정책은 성장률 제고에 긍정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 특히 상반기에는 조기집행에 따른 재원배분과 감세효과가 집중되어 상대적으로 높은 성장률 제고효과가 있었으나, 하반기부터 성장률 제고효과가 사라지면서 4/4분기에는 음(-)의 값을 기록하였다. 성장률 제고효과를 재정지출 유형별로 구분한 경우 소득보조성지출의 효과가 가장 크게 나타났는데, 이는 소득보조성 지출이 민간소비 제고 등을 통해 지속적인 승수효과를 구현했기 때문이다.

이러한 결과를 바탕으로 볼 때, 금융위기에 대응한 확장적 재정정책은 거시경제가 정 상화되는 데 크게 기여한 것으로 판단된다. 다만, 분석 결과를 해석하는 데 있어 본 연 구는 몇 가지 한계가 있음에 유의할 필요가 있다.

우선 본 연구는 금융위기 이후 우리나라 정부의 추경자료 및 세제개편안을 중심으로 확장적 재정정책을 평가하고 있는데, 이 중 일부는 미리 예상되거나 통상적인 경기침체에 대해 자동적으로 취해지는 재정의 자동안정화 기능일 가능성이 있다. 재량적 재정정책의 효과성을 평가하기 위해서는 재정의 자동안정화 기능을 제거할 필요가 있으나, 추경자료 등으로부터 재정의 자동안정화 규모를 파악하기 어렵다는 점과 우리나라의 경우재정의 자동안정화 기능이 크지 않다는 점을 고려하여 이를 구분하지 못하였다. 이러한 측면에서 볼 때, 본 연구에서 제시하는 재정정책에 따른 효과성은 다소 과대추정되었을 가능성이 높다. 둘째, 본 연구에서 이용된 거시계량모형은 일반적인 실증분석모형과 마찬가지로 이론적 기반이 미흡하다는 한계가 있다. 즉, 실증분석 방정식에 사전적으로 포함된 설명변수에 따라 재정정책의 경로가 결정되어 있다는 점을 감안할 필요가 있으며, 우리나라가 외환위기를 제외하고 대규모의 재정확대를 실시한 경험이 없다는 측면

에서 추정된 계수의 불확실성도 어느 정도 존재하는 것으로 보인다. 이처럼 재정정책의 효과성이 실물변수에 영향을 미치는 정책경로에 따라 어느 정도로 민감한지를 비교하는 것과 더불어 최근 다수의 연구에서 이용되고 있는 동태확률 일반균형모형에 기반한 결과를 비교・평가하는 것은 향후 연구과제로 남겨두고자 한다. 셋째, 글로벌 금융위기 극복과정에서 재정정책 이외에도 통화정책 완화기조도 크게 기여한 것으로 평가되고 있다. 이러한 점에서 재정정책과 통화정책의 효과를 함께 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 재정정책의 효과성에 주안점을 두고 정책금리가 당시의 수준으로 고정된 것으로 가정하였는데, 이를 완화하는 대신 정책금리 충격과 재정정책 충격을 동시에 살펴보는 것 또한 정책적 함의를 이끌어내는 데 중요한 역할을 할 것으로 판단된다.

한편, 최근 확장적 재정지출의 결과 거시경제의 안정화에 기여하였으나, 이로 인해우리나라의 재정건전성은 다소 악화되었다. 우리나라의 국가채무는 2007년 299.2조원에서 2010년 392.8조원을 기록하여 최근 3년 동안 100조원 가까이 증가하였으며, 이중 상당 부분이 재정적자 보전을 위한 국채발행 증가에 기인한다. GDP 대비 국가채무비율을 보면, 2009년에는 33.8%를 기록하여 2007년의 30.7%에 대비하여 3.1%p 증가하였다. 더불어 장기적인 관점에서 고령화에 따른 보건·사회복지 지출 증가와 잠재성장률 하락, 남북통일 가능성 등으로 인해 재정지출이 크게 증가할 것으로 예상된다. 이러한 점을 고려하여 향후에는 한시적으로 확대·도입되었던 재정지원조치들을 축소·폐지하는 등 위기대응 비상조치들을 점진적으로 정상화시키면서 재정의 효율성을 제고할 필요가 있다. 거시적인 측면에서 재정규율을 확립하고, 지출구조조정을 통해 지출증가세를 최대한 억제하는 가운데 정책조준을 통해 지출 효율성을 극대화해야 한다. 안정적인 세원확보를 위한 다각적인 노력도 요구된다. 더불어 공기업 부채 등 잠재적인 국가채무 관리를 강화하여 재정건전성의 잠재적 위협요인을 최소화할 필요가 있다.

참고문헌

- 글로벌 금융위기 극복백서 편찬위원회, 『글로벌 금융위기와 한국의 정책대응』, '제2장 위기극 복을 위한 정책대응,' 2012.
- 김성태, 「재정기조지표를 이용한 재정정책 평가 및 시사점」, 『KDI 경제전망』, 2011년 하반기, 한국개발연구원, 2011.
- _____, 『구조적 재정수지를 이용한 우리나라의 재정정책 평가』, 정책연구시리즈 2012-05, 한국개발연구원, 2012.
- 김우철, 「세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과분석」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2006.
- _____, 「세입과 세출의 인과관계에 관한 분석」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2007.
- 박형수, 「OECD 국가들의 국가채무 건전성 비교분석」, 『KIPF 재정동향』, 제1권 제3호, 한국 조세연구원, 2010a.
- _____, 「경제위기 대응 재정정책의 성과와 과제」, 제7차 국정성과평가 전문가 토론회, 2010b.
- 이삼호, 「재정정책의 경기대응에 대한 평가」, 『한국개발연구』, 2006년 제 I 호, 한국개발연구 원, 2006.
- 전병목, 「조세정책의 성과와 과제」, 제7차 국정성과평가 전문가 토론회, 2010. 3, 23,
- 조동철·김현욱 편, 『경제세계화와 우리 경제의 위기대응역량』, 연구보고서 2011-03, 한국개 발연구원, 2011.
- 한국경제 60년사 편찬위원회, 『한국경제 60년사』, 한국개발연구원, 2010. 9.
- 한국은행, 경제통계시스템(http://ecos.bok.or.kr).
- 허석균, 「우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구」, 『한국개발연구』, 2007년 제Ⅱ호, 한국개발연구원, 2007.
- Auerbach, Alan and Yuriy Gorodnichenko, "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, 2012, pp. 1~27.
- Barro, Robert and Charles Redlick, "Marcoeconomic Effects from Government Purchases and Taxes," *Quarterly Journal of Economics* 126(1), 2011, pp.51~102.
- Blanchard, O. J. and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, 2002, pp.1329~1368.

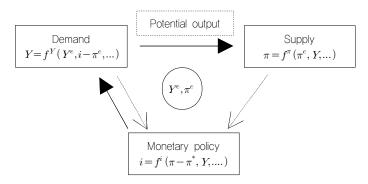
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy* 113(1), 2005, pp.1~45.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and S. Rebelo, "When is the Government Spending Multiplier Large?" *Journal of Political Economy* 119(1), 2011, pp.78~121.
- Coenen, Gunter *et al.*, "Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 4, No. 1, 2012, pp.22~68.
- Coenen, Gunter, Roland Straub, and Mathias Trabandt, "Fiscal Policy and the Great Recession in the Euro Area," *American Economic Review* 102(3), 2012, pp.71~76.
- Cogan, John F., Tobias Cwik, John B. Taylor, and Volker Wieland, "New Keynesian versus Old Keynesian Government Spending Multipliers," *Journal of Economic Dynamics and Control* 34(3), 2010, pp.281~295.
- Drautzburg, Thorsten and Harald Uhlig, "Fiscal Stimulus and Distortionary Taxation," NBER Working Paper 17111, 2011.
- Eggertsson, Gauti B, "What Fiscal Policy is Effective at Zero Interest Rates?" Daron Acemoglu and Michael Woodford (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2011*, Vol. 25, 2011, pp.59~112.
- Fatas, Antonio and Ilian Mihov, "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: A Theory and Evidence," Center for Economic and Policy Research Discussion Paper, 2001.
- Favero, Carlo and Francesco Giavazzi, "Measuring Tax Multipliers: The Narrative Method in Fiscal VARs," *American Economic Journal: Economic Policy*, 2012.
- Gali, Jordi, David Lopez-Salido, and Javieer Valles, "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption," *Journal of European Economic Association* 5(1), 2007, pp. 227~270.
- Giavazzi, Francesco and Marco Pagano, "Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries," *NBER Macroeconomics Annual*, 1990, pp.75~111.
- Hall, Robert E., "By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?" NBER Working Paper 15496, 2009.
- Hemming, Richard, Michael S. Kell, and Selma Mahfouz, "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature," IMF Working Paper 02/208, 2002.
- Hur, Seok-Kyun, Shikha Jha, and Donghyun Park, "Did Fiscal Stimulus Lift Developing Asia Out of the Global Crisis? A Preliminary Empirical Investigation,"

- ADB Economics Working Paper Series, No. 215, ADB, 2010.
- IMF, "Fiscal Monitor: The State of Public Finances Cross-Country," Fiscal Affairs Department, 2009.
- ______, "Fiscal Monitor: Navigating the Fiscal Challenges Ahead," Fiscal Affairs Department, 2010.
- ______, "Fiscal Monitor: Shifting Gears—Tackling Challenges on the Road to Fiscal Adjustment," Fiscal Affairs Department, 2011.
- ______, "Will It Hurt? Macroeconomic Effects of Fiscal Consolidation," World Economic outlook, 2010.
- Kim, Seong-Suhn, "The Economic Effects of Government Spending and Taxes in Korea: A Structural VAR Approach," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol. 22, No. 1, 2007.
- Leeper, Eric M., Todd B. Walker, and Shu-Chun Susan Yang, "Fiscal Foresight and Information Flows," NBER Working Paper 14630, 2009.
- Lief, Lybecker Eskesen, "Countering the Cycle The Effectiveness of Fiscal Policy in Korea," IMF Working Paper 09/249, IMF, 2009, 11.
- Mertens, Karel and Morten O. Ravin, "Empirical Evidence on the Aggregate Effects of Anticipated and Unanticipated US Tax Policy Shocks," National Bank of Belgium Working Paper 181, 2009.
- OECD, OECD Economic Outlook, each issue.
- _____, "OECD Economic Outlook: Interim Report," OECD, March 2009.
- Mountford, Andrew and Harald Uhlig, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *Journal of Applied Economics* 24(6), 2009, pp.960~992.
- Ramey, Valerie, "Identifying Government Spending Shocks: It's All in the Timing," NBER Working Paper 15464, 2009.
- Romer, Christina D. and David H. Romer, "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks," *American Economic Review* 100(3), 2010, pp.763~801.
- Semts, Frank and Rafael Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review* 97(3), 2007, pp.586~606.

계량모형의 기본구조

- □ 본 연구의 거시계량모형은 산출 물가-이자율의 3변수 간의 관계를 중심으로 한 핵심 부문(core model)으로 구성
 - 3변수를 핵심 부문으로 구분한 것은 각각의 부문을 모듈(module)화하여 분석의 목적 및 필요에 따라 유연하게 재구성하여 활용함으로써 모형의 개발유지 부담을 간소화하기 위함임.
 - 전체 모형은 GDP, 소비, 투자 등 15개 내외의 내생변수와 약 20여 개의 외생변수로 구성되어 있으며, 통화정책 및 재정정책의 효과를 측정하는 것에 주안점을 두고 있음.
 - 분석모형의 기본구성(core block)은 [Appendix Figure 1]에서 보듯이 3개의 핵심 부 문으로 이루어져 있음.
 - 총수요는 민간소비, 정부소비, 설비, 건설투자, 대외부문 등으로 구성됨.
 - 총공급은 필립스 곡선에 의해 인플레이션이 결정되는 구조임.
 - 통화정책은 통상적인 Taylor rule에 따라 정책금리가 결정된다고 전제하고 있으며, 통화정책에 따라 실물변수가 반응하게 됨.

[Appendix Figure 1] Basic Components of Macro-econometric Model

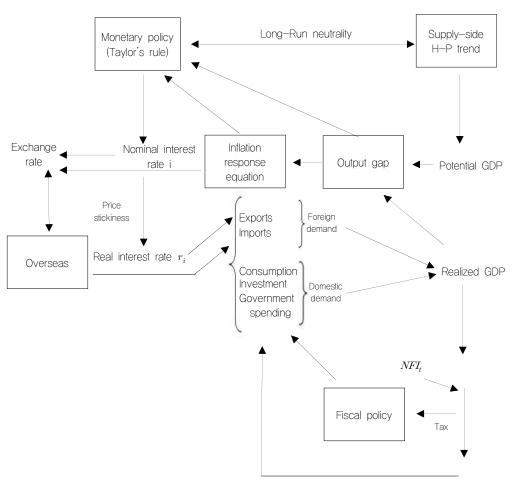


- □ 이러한 3개의 기본부문은 이론적으로 산출갭-인플레이션-이지율 등 3개의 핵심으로 구성된 기본적 인 동태적 확률 일반균형모형(DSGE)과 유사하며, 이러한 구성은 주요 거시변수 간의 상호관계를 잘 설명해 주는 것으로 인식되고 있음.
 - DSGE 모형의 기본구성은 다음과 같이 요약할 수 있음.
 - 가계부문의 효용최적화 과정에서 소비와 금리 간의 관계를 나타내는 dynamic IS 곡선으로부터 총수요가 결정
 - 기업부문의 비용최소화 과정에서 필립스 곡선으로 요약되는 총공급이 결정
 - 정책금리는 일반적으로 Taylor rule에 따라 결정되는 것으로 가정
 - DSGE 모형은 총수요와 총공급 곡선으로부터 균형식을 도출하고, 여기에 명목이자 율을 결정하는 정책금리 조건을 추가한 후 총생산성의 확률과정에 대한 전제를 덧붙이면 모형이 완결되는 구조임.
 - 이러한 측면에서 볼 때, 본 연구에서 이용하는 거시계량모형은 DSGE 모형의 구조와 매우 유사한 형식을 갖는다는 측면에서 이론적 근거를 두고 있음.
 - 다만, 거시계량모형은 소비, 투자 등의 개별 방정식을 별도로 추정한 후, 이를 동차연 립방정식으로 구성하여 동태적 일반해(균형조건)를 구하는 반면, DSGE 모형은 개별 파라미터를 Bayesian 기법 등을 이용하여 직접 추정하고 이를 바탕으로 생산성 충격 에 대한 반응을 살펴보고 있다는 데 차이가 있음.
- □ 위에서 설정한 3부문 시스템으로부터 개별 방정식을 추정하게 되며, 이러한 계량모형의 구성은 분석 의 목적에 따라 확장이 비교적 용이하게 이루어질 수 있음.
 - 총수요 방정식은 민간소비, 정부소비, 설비투자, 건설투자, 상품 수출입 등의 방정식으로 구성되며, 각각의 방정식을 개별적으로 추정
 - 총공급 방정식은 인플레이션 방정식(필립스 곡선)으로 요약될 수 있으며, 인플레이션 은 기대 인플레이션, 총산출갭 등을 바탕으로 추정
 - 중앙은행이 인플레이션과 총산출갭에 반응하는 것으로 가정하는 Taylor rule을 이용 하여 명목이자율을 결정
 - 개별 방정식을 추정한 후 동차연립방정식(Y = C + I + G + NX)을 구성하여 일반해를 도출하게 되며, 이러한 균형조건하에서 시뮬레이션을 통해 확장적 재정정책(GDP 대비 1%의 재정확대)에 따른 거시변수에 대한 재정승수를 도출
 - 본고에서는 확장적 재정정책 수단으로 경상지출, 자본지출, 소득보조성 지출(감세)

로 구분하여 재정정책의 전달경로를 설정하고 있음.

- 확장적 재정정책에 따른 경상지출 증가는 정부소비에 직접적인 영향을 미치게 되며, 자본지출 증가는 설비투자 및 건설투자에 직접적인 영향을 미치는 구조임.
- 마지막으로 소득보조성 지출 증가(감세)는 민간의 가처분소득을 증가시킴으로써 민 간소비를 부양하는 효과를 유발하게 됨.
- 실제 재정정책의 효과 분석에서 사용한 모형의 구조는 [Appendix Figure 2]에 정리 된 바와 같음.

[Appendix Figure 2] Basic Framework of Macro-econometric Model



□ 거시계량모형은 1971년 3/4분기부터 2009년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 추정

○ 거시계량모형의 변수는 〈Appendix Table 1〉을 참고하기 바람.

1) 총수요 방정식

① 민간소비

$\log(\mathit{CP}_t) = 0.029 + 0.975 \log(\mathit{CP}_{t-1}) - 0.264 \log(\mathit{CP}_{t-2}) \\ (0.41) \ \ (0.13) \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \$		
$+0.277 {\log (\textit{GNI}_{t} - \frac{(\textit{GR_TX}_{t})}{(\textit{PGDP}_{t}/100)})} - 0.003 (\textit{CDR}_{t} - \textit{INF_CPI}_{t})$		
(0.09)	(0.00)	
$R^2 = 0.990$	S.E. of regression=0.019	
$Adj.R^2 = 0.989$	Durbin-Watson stat=2,109	

주: () 안은 *t*-값을 의미.

② 정부소비

$\log(\mathit{CG_t}) = 5.823 + 0.425 \log(\frac{\mathit{GE}\ _\mathit{CU_t}}{\mathit{PGDP}/100})$ (0.21) (0.02)		
$R^2 = 0.871$	S.E. of regression=0.068	
$Adj.R^2 = 0.869$	Durbin-Watson stat=1,415	

주: () 안은 *t*-값을 의미.

③ 설비투자

$$\log(\mathit{IFM}_t) = -2.516 + 0.703 \log(\mathit{IFM}_{t-1}) \\ (0.63) \quad (0.04)$$

$$-0.010(\mathit{CDR}_t - \mathit{INF_CPI}_t) + 1.146 \log(\mathit{CUTIL}_t) \\ (0.00) \quad (0.15)$$

$$+0.025 \log(\frac{\mathit{GE_CAP}_t}{\mathit{PGDP}_t/100}) \\ (0.02)$$

$$R^2 = 0.942 \qquad \qquad \text{S.E. of regression=0.052}$$

$$\mathit{Adj.R^2} = 0.939 \qquad \qquad \mathsf{Durbin-Watson stat=1.129}$$

주: () 안은 *t*-값을 의미.

④ 건설투자

$$\log(\mathit{IFC}_t) = 0.415 + 0.881 \log(\mathit{IFC}_{t-1}) - 0.003(\mathit{CDR}_t - \mathit{INF_DF}_t) \\ (0.47) \quad (0.04) \quad (0.00)$$

$$+ 0.168 \log(\mathit{CUTIL}_t) + 0.009 \log(\frac{\mathit{GE_CAP}_t}{(\mathit{PGDP}_t/100)}) - 0.003\mathit{SEAS}(2) \\ (0.07) \quad (0.01) \quad (0.01)$$

$$+ 0.007\mathit{SEAS}(3) - 0.001\mathit{SEAS}(4) \\ (0.01) \quad (0.01)$$

$$R^2 = 0.933 \qquad \qquad \text{S.E. of regression=0.025} \\ \mathit{Adj.R}^2 = 0.924 \qquad \qquad \mathsf{Durbin-Watson stat=1.771}$$

주: () 안은 *t*-값을 의미.

⑤ 상품수출

$\log(XG_t) = -0.178 + 0.791 \log(XG_{t-1}) + 0.191 \log(XG_{t-2}) $ $(0.23) (0.11) \qquad (0.11)$		
$+0.077\log(REER_t)$ (0.05)	$\begin{array}{c} +0.010FGDP_t + 0.032\DeltaFGDP_t \\ (0.00) & (0.01) \end{array}$	
$R^2 = 0.997$	S.E. of regression=0.032	
$Adj.R^2 = 0.997$	Durbin-Watson stat=2,12	

주: () 안은 *t-*값을 의미.

⑥ 상품수입

$\log(MG_t) = -4.393 + 0.502 \log(MG_{t-1}) - 0.098 \log(MG_{t-2}) \\ (0.66) (0.11) \qquad (0.08)$		
$\begin{array}{c} +1.009 {\rm log}(\mathit{GDP}_t) - 0.299 {\rm log}(\mathit{REER}_t) \\ (0.11) & (0.04) \end{array}$		
$R^2 = 0.991$	S.E. of regression=0.037	
$Adj.R^2 = 0.991$	Durbin-Watson stat=1,384	

주: () 안은 *t*-값을 의미.

2) 통화정책 방정식

$Call = 0.127 + 1.111 \\ CALL_{t-1} - 0.164 \\ CALL_{t-2} + 14.204 \\ \log(\frac{GDP_{t-1}}{GDP_hp_{-t-1}})$		
	(5.82)	
$R^2 = 0.980$	S.E. of regression=0,710	
$Adj.R^2 = 0.977$	Durbin-Watson stat=1.989	

주: () 안은 *는*값을 의미.

3) 인플레이션 방정식(Phillips curve)

$$INF_DF = -0.102 + 0.001DUM98Q1 + 0.853INF_DF_{t-1} + 0.195NF_DF_{t-2} \\ (0.28) \ \, (0.51) \ \, & (0.08) \ \, & (0.11) \\ + 0.027NF_DF_{t-3} - 0.076NF_DF_{t-4} - 13.233\log(\frac{GDP_t}{GDP_hp_t}) \\ (0.10) \ \, & (16.48) \\ + 37.128\log(\frac{GDP_{t-1}}{GDP_hp_{t-1}}) + 0.006D(KOR) + 1.586SPIKE83Q1 \\ (17.16) \ \, & (0.00) \ \, & (2.80) \\ + 3.793SPIKE87Q4 - 2.654SPIKE90Q4 - 1.742SPIKE99Q1 \\ (2.80) \ \, & (2.81) \ \, & (2.92) \\ + 3.146SPIKE99Q2 + 4.621SPIKE99Q3 \\ (2.90) \ \, & (2.86) \\ \hline R^2 = 0.892 \ \, & \text{S.E. of regression=2.767} \\ Adj.R^2 = 0.882 \ \, & \text{Durbin-Watson stat=1.951} \\ \label{eq:discrete}$$

주: () 안은 *는*값을 의미.

(Appendix Table 1) Variable Composition of Micro-econometric Model

Name of variables	Description of each variable	Name of variables	Description of each variable
CG	Real government consumption	INF_CPI	CPI inflation rate
CP	Real private consumption	INF_DF	GDP deflator inflation rate
GE_CU	Current expenditure	KOR	Base exchange rate (KRW/USD)
GE_CAP	Capital expenditure	MG	Real imports of goods
GR_TX	Tax revenue	MS	Real imports of services
CALL	Call rate	PGDP	GDP deflator
CDR	CD interest rate (%)	REER	Real Effective Exchange Rate
CUTIL	Manufacturing operation ratio index	SEAS	Seasonal dummy
FGDP	Foreign GDP	SPIKE	Quarterly dummy
GDP	Real GDP	XGSA	Seasonally adjusted real exports of goods
GNI	Gross National Income	XSSA	Seasonally adjusted real exports of services
IFC	Real construction investment	YCB	Yield on corporate bonds
IFM	Real equipment investment		

韓國開發研究

제34권 제4호(통권 제117호)

경기대응완충자본규제와 통화신용정책

유 병 학*

(숭실대학교 경제학과 조교수)

조 규 환

(한국은행 거시건전성분석국 과장)

Countercyclical Capital Buffer and Monetary Policy

Yoo, Byoung Hark*

(Assistant Professor, Department of Economics, Soongsil University)

Jo, Kyoo-Hwan

(Economist, Macroprudential Analysis Department, Bank of Korea)

* 교신저자(corresponding author)

본 논문은 한국은행 거시건전성분석국(舊금융안정분석국)의 지원을 받아 작성되었음. 본 논문의 내용은 집필자의 개인의견이며, 한국은행의 공식견해와는 무관함. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하기 바람.

유병학: (e-mail) harkyoo@ssu.ac.kr, (address) Soongsil University, 369, Sangdo-ro, Dongjak-gu, Seoul, 156-743, Korea

조규환: (e-mail) qhwanjo@bok,or.kr, (address) Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-Gu, Seoul, 100-794, Korea

- Key Word: 은행자본(Bank Capital), 경기대응완충자본(Countercyclical Capital Buffer)
- JEL Code: E32, E44
- Received: 2012. 4. 6 Referee Process Started: 2012. 4. 6
- Referee Reports Completed: 2012. 7. 2

ABSTRACT

This paper explores the effect of the countercyclical capital buffer using a DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) model with a banking sector. The main results are following. First, if the CAR (capital asset ratio) rises by 1%p as the countercyclical capital buffer, output and credit would increase less than otherwise by 0.8%p and 1.2%p, respectively. Second, the countercyclical capital buffer would decrease both credit and debt of banks, or deposit, and, as a result, boost the CAR. However, if we are going to use monetary policy to control credit expansion by allowing the interest rate to respond to credit, bank capital would also diminish, which would cause the CAR to be lower.

본 논문에서는 은행부문을 고려한 동태확률적 일반균형모형을 이용하여 경기대응완충자본 규제가 경기변동에 미치는 영향과 통화신용정책과의 관계를 연구하였다. 주된 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 경기대응완충자본규제가 시행되어 자기자본비율이 1%p 증가할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 생산은 0.8%p 정도, 신용은 1.2%p 정도 덜 증가한다. 둘째, 통화신용정책을 통해 신용의 증가를 억제하려고 할 경우 은행자본이 감소하고 자기자본비율도 하락하게 되어 은행의 건전성이 증진되지 않는다. 셋째, 경기대응완충자본규제를 시행하면 신용이 감소할 때은행부채도 감소하여 은행자본이 갑자기 하락하는 것을 막아 결과적으로 은행의 건전성을 증진시킬 수 있다. 다만, 은행자본이 증가하는 데는 시간이 걸리기 때문에 단기적으로는 은행의 자기자본비율이 완충자본규제가 없는 경우보다 낮아질 수 있다.

I. 서 론

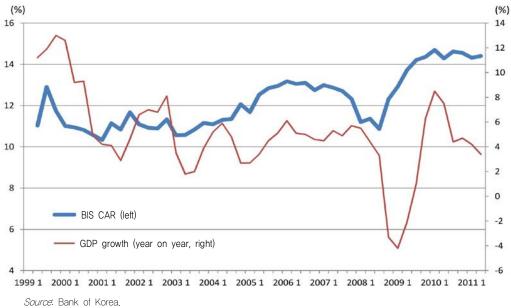
2008년 9월 리먼브라더스 파산으로 촉발된 글로벌 금융위기 이후 G-20을 중심으로 위기극복과 재발방지를 위한 새로운 국제 금융규제체계 마련작업이 진행되었다. 이의 일환으로 위기를 초래한 주요 원인의 하나로 제기된 은행의 경기순응적 영업행태 문제해결을 위해 금융안정위원회(Financial Stability Board, 이하 FSB)와 바젤은행감독위원회(Basel Committee on Banking Supervision, 이하 BCBS)가 작업을 진행하였으며, 2009년 12월 경기대응완충자본(countercyclical capital buffer)제도를 도입하기로 결정하였다.1

경기순응적 영업행태란 호황기에 은행이 대출을 확대하여 경기상승을 더욱 부추졌다가 위기 시에는 대출을 줄여 불황을 더욱 깊게 하는 것을 말한다. 금번 위기과정을 보면 신용팽창기를 겪으면서 과도한 대출을 실행한 은행부문이 경기하락으로 손실을 입게 되자 급속히 대출을 회수함으로써 실물경기의 악화를 증폭시켰으며, 또한 실물경기의 하락은 재차 은행부문의 불안정성을 심화시키는 부정적인 연쇄효과를 초래함으로써 문제를 더욱 심각하게 만들었다. 이러한 은행부문의 경기순응적 영업행태를 규제하기 위해 경기대응완충자본제도가 마련되었다. 즉, 경기 호황기에 은행들로 하여금 최저규제자본 이상의 자본을 추가로 적립토록 해 과도한 신용팽창을 억제하고, 불황기에는 축적된 자본을 대출재원 등으로 사용토록 유도해 급격한 신용위축을 방지하자는 것이 제도의 기본 취지이다. 동 제도는 신용공급과 경기변동에 영향을 미치고 결국 통화신용정책에 영향을 미칠 수 있으므로 각 정책의 유효성을 제고하면서 부작용을 최소화하기 위한 연구가 필요한 실정이다.

2010년 6월 말 현재 국내 은행들의 Tier 1 비율과 BIS 비율은 평균 11,33%와 14,29%로서 바젤 Ⅲ의 평상시 최저비율인 8,5%와 10,5%보다 높다(Figure 1 참조). 그러나 신용이 급격히 팽창하여 경기대응완충자본규제가 시행된다면 이에 대응하여 국내 은행들도 자기자본비율을 높여야 할 것으로 보인다.

¹ 세부 내용은 2010년 12월 16일 공표된 바젤 Ⅲ 규정기준서 및 감독당국의 경기대응완충자본 운용지침 (Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer)을 참조하라.

[Figure 1] BIS CAR of the Korean Banks



본 논문에서는 은행부문을 고려한 동태확률적 일반균형모형(Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model)을 이용하여 경기대응완충자본규제가 경기변동에 미치는 영향과 통화신용정책과의 관계를 연구하였다. 주된 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 경기대응완충자본규제가 시행되어 자기자본비율이 1%p 증가할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 생산은 0.8%p 정도, 신용은 1.2%p 정도 덜 증가한다. 둘째, 통화신용정책 을 통해 신용의 증가를 억제하려고 할 경우 은행자본이 감소하고 자기자본비율도 하락 하게 되어 은행의 건전성이 증진되지 않는다. 셋째, 경기대응완충자본규제를 시행하면 신용이 감소할 때 은행부채도 감소하여 은행자본이 갑자기 하락하는 것을 막아 결과적 으로 은행의 건전성을 증진시킬 수 있다. 다만, 은행자본이 증가하는 데는 시간이 걸리 기 때문에 단기적으로는 은행의 자기자본비율이 완충자본규제가 없는 경우보다 낮아질 수 있다.

최근에 은행부문의 역할을 고려한 DSGE 모형이 많이 개발되었다. 예를 들면 Gertler and Karadi(2011), Curdia and Woodford(2010), Gerali, Neri, Sessa, and Signoretti (2010), Meh and Moran(2009), Benes and Kumhof(2011) 등이 있으나 경기대응완충 자본규제에 대한 본격적인 연구는 아직 미흡하다. 본 연구에서는 Gertler and Karadi (2011)의 모형을 기본모형으로 이용하였으며, 경기대응완충자본규제를 새로이 추가하여 분석하였다.

본 논문은 다음과 같이 이루어져 있다. 제 I 장에서는 경기대응완충자본규제의 주요 내용을 소개하였다. 제 II 장에서는 은행부문을 고려한 동태확률적 일반균형모형을 세우고 경기대응완충자본규제를 추가적으로 도입하였다. 제 IV 장에서는 분석 결과를 제시하고, 제 V 장에서는 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 경기대응완충자본규제의 주요 내용

경기대응완충자본은 BCBS가 새롭게 마련한 바젤 Ⅲ 최저자본규제2에 더하여 부과하게 되는데, 적립수준은 각 당국이 시스템리스크의 축적 정도를 감안하여 위험가중자산의 0~2.5% 범위에서 결정한다. 경기대응완충자본의 발동여건은 각국의 관련 당국 (relevant authority)이 과도한 신용팽창으로 인하여 시스템리스크가 축적되고 있다고 판단하는 경우이며, 그 판단 결과에 따라 자체적으로 부과수준을 결정하여 운용하게 된다. 3 BCBS가 마련한 안에 따르면, 국가별로 정책당국의 기능 및 역할이 상이한 점을 감안하여 각국이 자율적으로 제도를 운용할 관련 당국을 결정하도록 되어 있다. 동 제도는 국제적으로 2016~18년에 걸쳐 단계적으로 도입될 예정인데, 4 동 기간 중 과도한 신용팽창을 겪는 국가의 경우 이행일정을 앞당길 수 있다. 경기대응완충자본은 '보통주자본' 또는 '여타 손실흡수력이 큰 자본'으로 적립하도록 되어 있으나 '여타 손실흡수력이 큰 자본'의 형태(예: 조건부자본)와 관련해서는 연구가 진행 중인바, 향후 추가지침이 발표되기 전까지는 보통주자본만 인정한다.

세부 운용방식을 살펴보면, 경기대응완충자본의 적립 및 사용 시기와 규모는 각 정책 당국이 BCBS가 제시한 준칙(rule) 및 재량(discretion)을 적절히 조화하여 결정하게 된 다. 준칙지표로는 Credit to GDP gap(=Credit/GDP-동 지표 장기평균)을 이용하며,

² 손실 발생 시 금융기관이 이를 흡수할 수 있도록 양질의 자본을 충분히 보유토록 규제자본체계를 개선 한 것으로, 보통주자본 기준 4.5%, Tier 1 기준 6%, 총자본 기준 8% 이상 보유를 의무화하고 있다.

³ 이에 따라 제도를 운용하는 당국의 신용팽창 및 시스템리스크 축적 정도에 대한 전문적인 판단능력이 제도 운용의 성공 여부를 결정하는 핵심 요인이 된다 하겠다.

⁴ 2016년 중 0~0.625%, 2017년 중 0~1.25%(0.625+0.625), 2019년 이후 0~2.5%의 적립수준을 적용하는 것을 의미한다.

이때 사용되는 신용총량(credit)은 간접 및 직접 금융시장을 통해 민간에 공급된 모든 신용공급을 의미한다. 5 구체적으로는 Credit to GDP gap이 2(L: lower threshold)를 초과하는 시점부터 경기대응완충자본 적립을 시작하여, 10(H: upper threshold)에 도달할 때 최대 목표수준에 다다르는 구조로 운용하게 된다. 그러나 BCBS는 준칙지표의 한계6 등으로 인해 제도 운용 시 감독당국이 여타 자산가격, 금융기관 손익 등 기타 지표를 추가로 참조, 활용토록 권고하고 있다. 이와 관련하여 BCBS는 정책당국의 올바른 재량 사용 및 국제적 일관성 유지를 위해 감독당국의 경기대응완충자본 운용지침을 마련하여 각국이 참고하도록 제시하고 있다.

한편. 경기대응완충자본은 자국 내 모든 은행에 대해 동일하게 부과하도록 되어 있는 데, 이는 동 제도가 개별 금융기관 규제에 초점을 둔 미시적 규제수단이 아니라 시스템 전체의 안정성 유지가 주요 목적인 거시건전성 규제임에 따른 것이다. 제도 운용과정에 서 정책당국이 경기대응완충자본 수준을 상향조정하려면. 은행들이 이에 대비할 수 있 도록 최대 12개월 전에 사전 공지해야 한다. 반면, 낮출 경우에는 원활한 신용공급을 지 원하기 위해 즉시 효력이 발생한다. 은행들의 경우 당국이 요구하는 필요완충자본을 달 성하지 못할 경우 이익배분(배당, 주식 화매, 상여금 지급 등)이 제한되는데. 예를 들어 필요적립수준의 75~100%를 충족한 경우 40%의 이익을 내부유보하여야 하며, 25% 미 만을 충족한 경우에는 이익의 100%를 유보해야 한다. 제도 운용 시에는 정책의 투명성 · 신뢰성 확보를 위해 경기대응완충자본의 목표수준 및 실제수준을 공표해야 하며, 은 행들은 경기대응완충자본비율을 최소한 최저규제자본비율과 동일한 빈도로 산출하고 공 시해야 한다. 경기대응완충자본은 거시건전성 정책의 주요 수단이기도 하지만, 전체 금 융시장에 대한 신용공급량에 영향을 미친다는 측면에서 통화정책과의 상호연계성이 존 재한다. 예컨대, 금융위기에 대응하여 통화정책을 매우 완화적으로 운용 중인 상태에서 경기대응완충자본 조절을 통해 추가적인 신용공급 확대를 도모할 경우, 정책효과가 증 폭되어 자산버블 형성 등 부작용을 초래할 가능성이 있다. 이에 BCBS도 동 제도 운용 시 통화정책당국과 감독기구 간 정보 공유 등의 협력이 필요함을 강조하고 있다.

⁵ 신용의 범위를 넓게 규정함으로써 금융산업 구조개편, 신종 금융기법 출현 등에 관계없이 안정적인 신 용공급 추세를 파악하는 것이 유용하다는 입장이다.

⁶ BCBS도 위기를 발생시킨 충격의 종류가 다양하고 국가별로 금융시장의 발달 정도가 상이한 점 등을 감안할 때 모든 국가에 공통으로 적용할 수 있는 준칙 설정이 쉽지 않음을 인정하였다.

Ⅲ. 모 형

본 장에서는 은행부문을 고려한 동태확률적 일반균형모형을 소개하고⁷ 경기대응완충 자본규제를 그 모형에 새로이 도입한다.

1. 가계부문

가계는 노동자와 은행가로 이루어져 있다고 가정한다. 노동자는 노동을 공급하고 그 대가로 임금을 받아 가계로 가져온다. 은행가는 은행을 운영하고 그 이윤을 역시 가계로 가져온다. 어떤 한 시점에서 가계의 구성원 중 1-f만큼은 노동자이고, f만큼은 은행가이다. 은행가가 다음 기에도 은행가일 확률은 θ 로 고정되어 있다. 즉, 은행가는 평균적으로 $1/(1-\theta)$ 의 기간만큼 은행가로 남는다. 은행가의 생존기간을 유한하게 둔 것은 은행가가 자신의 자본, 즉 은행자본만으로 대출할 수 없게 하기 위함이다. 결국 매기간 $(1-\theta)f$ 만큼의 은행가는 노동자가 된다. 노동자가 되는 은행가는 자신의 이윤을가계로 가져오고, 가계는 새로운 은행가에게 일정량의 자금을 공급한다.

가계는 소비 (C_t) , 노동공급 (L_t) , 1기간 무위험 실질채권의 양 (B_{t+1}) 을 선택하여 다음 과 같은 효용함수를 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t)$$

여기서 β 는 기간할인율 $(0 < \beta < 1)$ 이고, $u(\cdot)$ 는 효용함수이다. 1기간 무위험 채권은 은행의 예금으로 이해할 수 있다. 가계의 예산제약식은 다음과 같다.

$$C_t + B_{t+1} \leq W_t L_t + B_t R_t + D_t$$

여기서 R_t 는 실질금리, W_t 는 실질임금, D_t 는 은행과 기업으로부터 오는 소득이다. \hat{a} 용함수는 다음과 같은 형태를 갖는다고 가정한다.

$$u(C_t, L_t) = \frac{1}{1 - \sigma} (C_t - h C_{t-1})^{1 - \sigma} - \chi \frac{1}{1 + \tau} L_t^{1 + \tau}$$

⁷ 기본모형은 Gertler and Karadi(2011)의 모형을 이용하였다.

여기서 σ 는 상대적 위험기피도, h(0 < h < 1)는 소비의 습관 정도, $\chi(>0)$ 는 노동에 대한 상대적 효용 정도, $\tau(>0)$ 는 노동공급 프리쉬(Frisch) 탄력성의 역수를 나타낸다.

 $u_C(t)$ 와 $u_L(t)$ 를 각각 효용함수의 소비와 노동공급에 대한 미분이라고 할 때, 가계의 효용극대화를 위한 일계조건은 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$u_C(t) = \beta R_{t+1} E_t u_C(t+1)$$
 (1)

$$-\frac{u_L(t)}{u_C(t)} = W_t \tag{2}$$

2. 은행부문

은행은 가계로부터 자금을 받아 생산자에게 대출을 하는 역할을 한다. 따라서 은행 j의 대차대조표(balance sheet)는 다음과 같다.

$$Q_t S_{j,t} = N_{j,t} + B_{j,t+1} \tag{3}$$

여기서 Q_t 는 실물자본의 실질가격, $S_{j,t}$ 는 은행 j의 실질자산 또는 대출, $N_{j,t}$ 는 은행 j의 자본 또는 순자산, $B_{j,t+1}$ 은 가계부문으로부터 받은 예금 또는 채무이다. (실질) 대출금리를 $R_{k,t+1}$ 이라고 할 때, 은행 j의 순자산 변동은 다음과 같이 결정된다.

$$N_{i,t+1} = R_{k,t+1}Q_tS_{i,t} - R_{t+1}B_{i,t+1}$$

$$\tag{4}$$

$$= (R_{k,t+1} - R_{t+1})Q_tS_{j,t} + R_{t+1}N_{j,t}$$
(5)

 $arLambda_{t,\,t+\,i}=rac{u_C(t+i)}{u_C(t)}$ 라 할 때, 은행 j는 다음과 같은 순자산의 현재가치를 극대화한다.

$$V_{j,t} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \theta) \theta^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+i} N_{j,t+1+i}$$
(6)

$$=E_{t}\sum_{i=0}^{\infty}(1-\theta)\theta^{i}\beta^{i+1}\Lambda_{t,\,t+i}[(R_{k,\,t+1+i}-R_{t+1+i})Q_{t+i}S_{j,\,t+i}+R_{t+1+i}N_{j,\,t+i}] \tag{7}$$

만약 금융시장이 완전하다면 대출금리와 예금금리가 항상 같아서 $(R_{k,t+1+i}=R_{t+1+i})$ 위험프리미엄이 존재하지 않는다. 하지만 금융시장에 마찰이 존재하여 은행이 자금을 조달하는 데 한계가 있게 되면 위험프리미엄이 양수가 된다. 본 모형에서는 파산시키는 데 비용이 드는 문제(costly enforcement problem)를 도입하였다. 즉, 은행은 매기 가용자금의 λ 만큼을 자기가 속한 가계로 가져올 수 있으나 반대로 은행에 예금을 한 가계는 은행을 파산시키고 나머지 $1-\lambda$ 만큼을 챙길 수 있다. 따라서 은행이 가계로부터 예금을 받기 위해서는 다음과 같은 유인조건(incentive constraint)을 만족해야 한다.

$$V_{j,t} \ge \lambda Q_t S_{j,t} \tag{8}$$

즉, 은행이 파산할 때 손해 보는 금액(좌변)이 최소한 얻을 수 있는 금액(우변)보다는 커야 한다. 여기서 은행의 가치 $V_{i,t}$ 는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$V_{i,t} = \eta_t N_{i,t} + \nu_t Q_t S_{i,t} \tag{9}$$

여기서

$$\nu_t = E_t[(1-\theta)\beta\Lambda_{t,t+1}(R_{k,t+1} - R_{t+1}) + \beta\Lambda_{t,t+1}\theta x_{t,t+1}\nu_{t+1}]$$
(10)

$$\eta_t = E_t[(1-\theta) + \beta \Lambda_{t,\,t+1} \theta z_{t,\,t+1} \eta_{t+1}] \tag{11}$$

$$x_{t,t+1} = Q_{t+1}S_{i,t+1}/Q_tS_{i,t} \tag{12}$$

$$z_{t,t+1} = N_{j,t+1}/N_{j,t} \tag{13}$$

위의 등식을 유인조건에 도입하고 등식이 성립한다고 가정하면 다음과 같은 식을 구할 수 있다.

$$\frac{Q_t S_{j,t}}{N_{i,t}} = \frac{\eta_t}{\lambda - \nu_t} \equiv \phi_t \tag{14}$$

즉, 은행의 자산 $(Q_tS_{j,t})$ 은 은행의 순자산, 즉 은행자본 $(N_{j,t})$ 에 의해 제약을 받는다. 이때 ϕ_t 는 레버리지 비율(leverage ratio)이라고 정의되고 자기자본비율(capital—asset ratio: CAR)의 역수가 된다. 이렇게 은행이 자신의 자산을 무한대로 증가시킬 수 없는 것은 금융시장에 마찰이 존재하여 은행이 자금을 조달하는 데 비용이 들기 때문이다. Gertler and Karadi(2011)가 지적하듯이, ϕ_t 는 개별 은행의 특성에 의존하지 않는다.

따라서 S_t 와 N_t 를 은행부문의 총자산과 총자기자본이라고 하면

$$Q_t S_t = \phi_t N_t \tag{15}$$

은행산업 전체의 순자산은 지금 영업 중인 은행가의 순자산 $(N_{e,\,t})$ 과 새로이 영업을 시작하는 은행가의 순자산 $(N_{n,\,t})$ 의 합으로 구성된다.

$$N_t = N_{e,t} + N_{n,t} (16)$$

은행가 중 θ 만큼만 다음 기에 생존하므로 영업 중인 은행가의 순자산은 다음과 같이 결정된다.

$$N_{e,t} = \theta [(R_{k,t} - R_t)\phi_{t-1} + R_t]N_{t-1}$$
(17)

새로이 영업을 시작하는 은행가에게 가계가 $\omega Q_t S_{t-1}$ 만큼을 이전한다고 한다면, 즉

$$N_{n,t} = \omega Q_t S_{t-1} \tag{18}$$

결국 은행산업 전체의 순자산은 다음과 같이 결정된다.

$$N_t = \theta [(R_{k,t} - R_t)\phi_{t-1} + R_t]N_{t-1} + \omega Q_t S_{t-1}$$
(19)

3. 생산부문

생산부문은 기업가, 실물자본 생산자, 판매자 이렇게 세 부류의 생산자로 이루어져 있다. 기업가는 은행으로부터 받은 대출금으로 실물자본 생산자로부터 자본을 구입하고 그 자본과 가계에서 공급하는 노동을 결합하여 중간재를 생산한다. 생산된 중간재는 판매자가 구입하여 가계에 판매한다. 기업가가 사용한 자본은 다시 실물자본 생산자에게 판매된다.

가. 기업가

기업가는 t기에 은행으로부터 Q_tS_t 만큼을 대출받아 Q_tK_{t+1} 만큼의 실물자본을 실물 자본 생산자로부터 구입한다. 즉,

$$Q_t S_t = Q_t K_{t+1} \tag{20}$$

 z_t 를 자본생산성 충격(capital quality shock)이라고 하면 중간재 $Y_{m,\,t}$ 는 다음과 같은 생산함수에 의해 생산된다.

$$Y_{m-t} = f(z_t K_t, L_t) = (z_t K_t)^{\alpha} L_t^{1-\alpha}$$
(21)

따라서 $f_L(t)$ 와 $f_K(t)$ 를 생산함수의 노동과 자본에 대한 일계 도함수라 하고, δ 를 감가상각률이라 하고, $mc_{H,t}$ 를 기업가의 (실질)한계비용이라고 하면 노동과 자본에 대한 수요는 다음과 같은 일계조건들에 의해 결정된다.

$$W_t = f_L(t)mc_{H,t} \tag{22}$$

$$R_{k,t+1} = \frac{mc_{H,t+1}f_K(t+1) + Q_{t+1}(1+\delta)}{Q_t}$$
(23)

나. 실물자본 생산자

실물자본 생산자는 중간재의 일부분을 구입하여 선형기술에 의해 투자재 (I_t) 를 생산한다. 그 투자재와 그 전에 소유하고 있던 자본 (K_t) 을 합하여 기업가에게 K_{t+1} 만큼의 자본을 판매한다. 자본조정비용이 2차함수를 따른다고 할 때 실물자본 생산자는 투자재 (I_t) 를 선택하여 다음을 극대화한다.

$$Q_t I_t - I_t - \frac{k}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right)^2 k_t$$

여기서 예산제약식은

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta)K_t \tag{24}$$

이고. k(>0)는 자본조정비용의 정도, δ 는 감가상각률이다. 위 극대화 문제의 일계조건은

$$Q_t = 1 + k \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta \right) \tag{25}$$

로서 토빈의 Q공식으로 알려져 있다. 물론 균제상태 $(I_t/K_t=\delta)$ 에서 자본의 (상대)가격

은 1이 된다.

다. 판매자

판매자는 기업가로부터 중간재 $(Y_{m,t})$ 를 기업가의 명목한계비용으로 구입하고 그것을 다음과 같이 분할하여 소비자에게 최종재 (Y_t) 를 판매한다.

$$Y_{t} = \left(\int_{0}^{1} Y_{t}(i)^{\frac{\epsilon - 1}{\epsilon}} di \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon - 1}}$$
(26)

여기서 $\epsilon(>0)$ 는 분할된 중간재들 간의 대체탄력성이다. 판매자들은 분할된 중간재들을 독점적 경쟁시장(monopolistically competitive market)에서 판매하는데, Calvo (1983)에 따라 ω_H 만큼의 판매자들이 t기에 가격을 최적으로 조정하지 못한다고 하면, 판매자 i는 가격 $P_{H,\,t}(i)$ 를 선택하여 다음을 극대화한다.

$$E_{t} \sum_{k=0}^{\infty} \omega_{H}^{k} \beta^{k} \frac{u_{c}(t+k)}{u_{c}(t)} \frac{D_{H,\,t+k}(i)}{P_{H,\,t+k}}$$
(27)

여기서

$$\frac{D_{H,t+k}(i)}{P_{H,t+k}} = \frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t+k}} y_{t+k}(i) - \frac{MC_{H,t+k}}{P_{H,t+k}} y_{t+k}(i)$$
(28)

이고

$$mc_{H,t} \equiv \frac{MC_{H,t}}{P_{H,t}} \tag{29}$$

이다. $P_{H,\,t}^{new}$ 를 새로이 조정된 균형가격이라고 하면 대칭적인 균형에서 극대화를 위한 일계조건은 다음과 같고

$$E_{t} \sum_{k=0}^{\infty} \omega_{H}^{k} \beta^{k} \frac{u_{c}(t+k)}{u_{c}(t)} \left(P_{H,t}^{new} + \frac{\epsilon}{1-\epsilon} M C_{H,t+k} \right) P_{H,t+k}^{\epsilon-1} y_{t+k} = 0$$
 (30)

전체 가격지수는 다음과 같이 변동하게 된다.

$$P_{H,t}^{1-\epsilon} = (1 - \omega_H) P_{H,t}^{new1-\epsilon} + \omega_H P_{H,t-1}^{1-\epsilon}. \tag{31}$$

4. 통화정책과 시장청산

 $i_t (= R_{t+1} E_t \pi_{t+1})$ 를 명목단기이자율이라고 하면 중앙은행은 다음과 같이 테일러 준칙을 따라 통화신용정책을 수행한다고 가정한다.

$$i_t = (1 - \rho)[i + k_\pi \pi_t + k_y(\log Y_t - \log Y_{ss})] + \rho i_{t-1} + \epsilon_{i,t}$$
(32)

여기서 Y_{ss} 는 Y_t 의 균제값이다.

다음 장에서 경기대응완충자본규제와 통화신용정책의 효과를 비교하기 위해 다음과 같은 변형된 테일러 준칙도 고려한다.

$$i_t = (1 - \rho)[i + k_\pi \pi_t + k_y (\log Y_t - \log Y_{ss}) + k_q (\log Q_t S_t - \log S_{ss})] + \rho i_{t-1} + \epsilon_{i,t}$$
(33)

여기서 S_{ss} 는 S_t 의 균제값으로서 중앙은행이 신용의 과도한 팽창에 대해서도 반응하는 준칙이다. 이 모형에서 시장청산조건은 다음과 같다.

$$Y_t = C_t + I_t \tag{34}$$

5. 경기대응완충자본규제

지금까지는 경기대응완충자본규제가 없는 모형이었다. 모수값에 따라 은행은 최적의 장기 자기자본비율을 정하게 되고 경제에 가해지는 충격에 따라 식 (15)가 성립하도록 자기자본비율을 조정하게 된다. 물론 자기자본비율을 조정할 때 자본을 변경시키는지 대출을 조정하는지 아니면 둘 다 얼마만큼 조정하는지는 사전적으로 알 수 없다.

이 모형에서 경기대응완충자본규제를 추가하기 위해 먼저 매우 큰 규모의 음(-)의 충격이 발생하지 않는 한 은행은 BIS에서 정한 자기자본비율을 항상 만족한다고 가정한다. 다음으로 경기대응완충자본규제가 발효되면 은행은 자기자본비율을 높인다고 가정한다. 즉, 은행의 조정 전 자기자본비율이 규제비율보다 높다 하더라도 은행은 그 비율을 추가적으로 높이게 된다. 이런 가정에 대한 근거는 은행들이 평상시. 즉 경기대응완

충자본규제가 없는 경우에도 규제비율보다 높은 자기자본비율을 유지한다는 사실이다. 경기대응완충자본규제를 모형화하는 방법에는 여러 가지가 있을 수 있으나 본 논문에 서는 식 (15)에 다음과 같은 제약을 가하는 방법을 이용하였다.

$$\frac{Q_t S_t}{N_t} = \phi_t \left(\frac{Q_t S_t / S_{ss}}{Y_t / Y_{ss}}\right)^{-\psi} \tag{35}$$

여기서 ψ 는 경기대응완충자본규제의 크기를 결정하는 모수로서 신용이 생산에 비해 과다하게 팽창할 때 신용의 증가를 억제하는 역할을 한다. 8 위 제약은 자기자본비율의 균제값을 변화시키지 않으므로 최저자기자본비율규제와는 별개의 조건이다. 즉, 자기자본비율의 장기균형값은 변함이 없이 단기적으로 자기자본비율을 변화시키는 규제를 나타낸다. 한 가지 유의해야 할 것은, 위의 식 자체는 경기에 대해 대칭적으로 규제하는 것, 즉 신용팽창기에는 자기자본비율을 높이고 신용하락기에는 자기자본비율을 낮추는 것을 의미하지만, 현재 고려되고 있는 경기대응완충자본규제는 다소 비대칭적이어서 신용팽창기에는 자기자본비율을 $0\sim2.5\%$ 높이지만 신용하락기에는 상향조정한 자기자본비율을 원래대로 낮출 수는 있으나 (-)값을 부여할 수는 없다. 다음 장에서 완충자본규제의 효과를 분석할 때는 이러한 점을 고려하여 신용팽창기에는 식 (35)를, 신용하락기에는 식 (15)를 이용하였다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 모수 설정

《Table 1》은 본 논문에서 사용한 모수값이다. 우리나라의 상황에 맞는 분석을 하기위해 β , σ , ω_H 에 대한 모수값으로는 우리나라의 자료를 이용하여 DSGE 모형을 추정한 Yie and Yoo(2011)의 추정값을 이용하였고, 통화정책에 대한 모수값으로는 역시 우리나라의 자료를 이용하여 DSGE 모형을 추정한 김준한·유병학(2008)의 추정값을 이용하

⁸ 정책당국이 경기대응완충자본 수준을 상향조정하려면 은행들이 이에 대비할 수 있도록 최대 12개월 전에 사전 공지해야 한다는 점을 고려하여 식 (35)에 최대 4기까지 시차를 두어서 분석해 보았으나 큰차이가 없었다.

⟨Table 1⟩ Parameters

	Definition	Value
β	Discount rate	0.988
σ	Relative risk aversion coefficient	1.491
h	Habit parameter	0.815
χ	Relative utility weight of labor	12
au	Inverse Frisch elasticity of labor supply	0.276
θ	Survival rate of the bankers	0.972
ω	Proportional transfer to the entering bankers	0.002
λ	Fraction of capital that can be diverted	0.374
α	Capital share	0.4
δ	Depreciation rate	0.025
κ	Capital adjustment coefficient	15
ϵ	Elasticity of substitution	4.167
ω_H	Probability of keeping prices fixed	0.525
κ_{π}	Inflation coefficient of the Taylor rule	1.413
κ_y	Output gap coefficient of the Taylor rule	0.023
ρ	Smoothing parameter of the Taylor rule	0.782
$ ho_z$	Persistence of the capital productivity shock	0.66

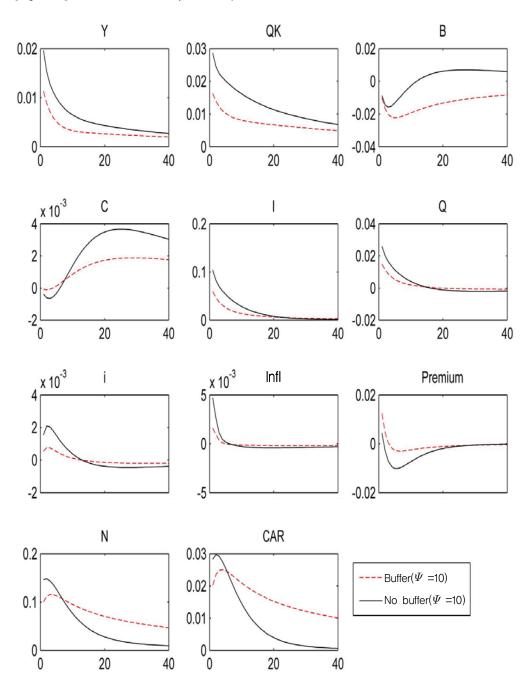
였다. 그리고 은행가의 생존확률인 θ 는 Gertler and Karadi(2011)에서 주어진 값으로 정하였고, ω 와 λ 는 위험프리미엄의 균제값이 1%, 은행의 자기자본비율의 균제값이 12/50이 되도록 설정하였다. 이는 우리나라 은행의 장기 자기자본비율이 12% 정도 되고 은행자산의 반 정도가 기업대출인 점을 감안한 것이다. 나머지 모수값들은 Gertler and Karadi(2011)와 기존 문헌들을 참고하여 결정하였다.

2. 경기대응완충자본규제와 경기변동

먼저 경기대응완충자본규제가 경기변동에 미치는 영향을 분석하기 위해 완충자본규제가 있는 경우와 없는 경우를 비교하였다. [Figure 2]의 실선은 완충자본규제가 없는 경우 1%의 양(+)의 자본생산성 충격에 따른 주요 경제변수들의 반응이다. 생산(Y)은 2%, 신용(QK)은 2.8% 정도 증가하고, 은행자본(N)은 15%, 자기자본비율(CAR)은 3%p 상승하는 것을 알 수 있다.

[Figure 2]의 점선은 완충자본규제가 시행된 경우 동일한 충격에 따른 반응을 나타낸다. 경기대응완충자본규제의 크기를 결정하는 계수인 ψ 의 값은 자기자본비율이 중장기적으로 1%p 정도 증가하도록 정하였다. 경기대응완충자본규제가 없는 경우에는 1%의 자본생산성 충격(z_t)에 생산이 2% 정도 증가했는데, 경기대응완충자본규제가 있는 경우에는

[Figure 2] Effects of Countercyclical Capital Buffer



생산이 1.2% 정도 증가하여 그렇지 않은 경우보다 0.8%p 덜 증가하게 되고, 신용은 1.6% 정도 증가하여 그렇지 않은 경우보다 1.2%p 덜 증가하게 된다. 완충자본규제의 경기에 대한 효과가 상당한 것으로 나타났는데, 이 효과는 현실보다는 다소 과장된 것으로 볼 수 있다. 왜냐하면 본 시뮬레이션에서는 자기자본비율이 상당히 오랜 기간(10년이상) 1%p 정도 높게 유지될 때의 효과이기 때문이다. 이렇게 자기자본비율이 오랫동안 높게 유지되는 것은, 본 모형에 따르면 자본생산성 충격에 대한 신용의 반응이 생산에비해 더 지속적으로 높기 때문이다. 즉, 일단 자본생산성 충격이 발생하면 신용이 오랫동안 지속되고 쉽게 줄어들지 않음을 의미한다. 실제로 경기대응완충자본규제가 이렇게 오래 시행되지 않는다면 경기에 대한 효과도 다소 줄어들 것이다.

완충자본규제가 시행되면 은행은 대출을 줄이든가 자기자본을 증가시켜 자기자본비율을 높일 수 있다. [Figure 2]를 보면 완충자본규제가 없는 경우와 비교해 볼 때 신용은 바로 반응하여 감소하지만 자기자본은 즉각 반응하지 않는 것을 알 수 있다. 즉, 완충자본규제가 시행되면 은행들은 자본을 늘리기보다는 대출을 줄여 자기자본비율을 높이려하는 것이다. 실제로 단기적으로 볼 때 자기자본비율은 규제가 없을 때보다 더 낮다가중장기적으로는 높은 상태를 유지한다. 9 여기서 주의해서 보아야 할 것은 은행부채(B)의 움직임인데, 경기대응완충자본규제가 시행되면 은행부채 또는 가계의 예금이 오랫동안 낮게 유지되는 것을 알 수 있다. 결국 완충자본규제가 시행되면 은행들은 신용을 줄일 때 부채를 줄임으로써 자기자본이 크게 하락하는 것을 방지한다.

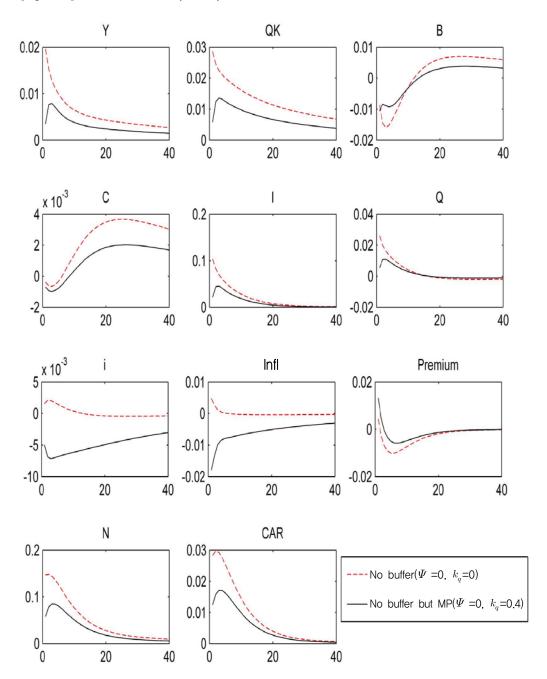
결론적으로 경기대응완충자본규제는 경기변동의 폭을 줄이고 장기적으로 은행건전성을 증진시키지만 단기적으로는 은행건전성을 상대적으로 악화시킬 수 있다. 그 이유는 신용은 바로 감소하지만 은행자본은 증가하는 데 시간이 걸리기 때문이다.

3. 경기대응완충자본규제와 통화신용정책

본 절에서는 경기대응완충자본규제와 통화신용정책의 효과를 비교하고자 한다. 이를 위해 먼저 완충자본규제가 없을 때 통화신용정책이 식 (33)에 따라 이자율이 신용에 대해 반응하는 경우와 그렇지 않은 경우(식 (32))를 분석하였다. [Figure 3]의 점선은 이자율이 신용에 반응하지 않을 때 1%의 자본생산성 충격(z_t)에 따른 주요 경제변수의 반응

^{9 ♥}의 값을 다르게 설정하여도 단기적으로 볼 때 자기자본비율은 규제가 없을 때보다 더 낮다가 중장기 적으로는 높은 상태를 유지한다는 결론에는 변함이 없었다.

[Figure 3] Effects of Monetary Policy

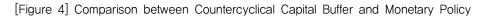


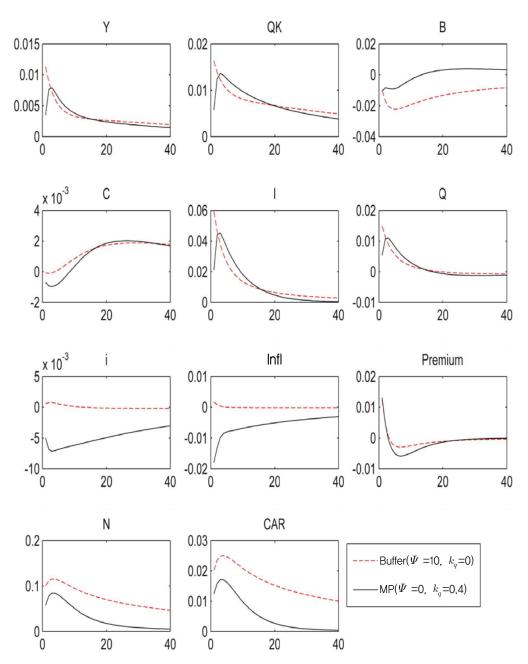
들이다. 생산과 신용이 각각 2%, 3% 정도 증가하는 것을 알 수 있다. 그런데 [Figure 3]의 실선이 보여주듯이 테일러 준칙에서 신용에 대한 반응계수 (k_q) 가 0.4 정도이면 4사 분기 즈음에 생산이 0.8%p, 신용이 1%p 정도 덜 증가한다. 이것은 앞 절의 경기대응완 충자본규제의 효과와 비슷하다.

그러나 은행자본과 자기자본비율의 움직임은 경기대응완충자본규제의 경우와 상이하다. 즉, 단기이자율이 신용에 반응하면 신용이 감소할 때 은행자본도 크게 감소하여 결국 자기자본비율도 상대적으로 하락한다. 이 효과는 장단기에 걸쳐 동일하게 나타났다. 즉, 통화신용정책은 이자율의 변동을 통해 경제 전체에 영향을 미쳐 은행의 수익을 저해하고 결국 은행의 건전성에도 부정적인 영향을 미친다. 한 가지 흥미로운 것은 은행부채의 움직임이 이자율이 신용에 반응하는 경우와 그렇지 않은 경우에 변동성의 차이는 있으나 전반적으로는 그리 큰 차이가 없다는 점이다. 즉, 신용의 하락이 부채보다는 자기자본의 하락으로 이어지고 있다. 앞 절에서 보았듯이 경기대응완충자본규제는 은행의 대출을 줄임으로써 경기를 하락시키지만 부채를 줄이고 자기자본은 그리 많이 줄이지 않아 은행의 건전성을 악화시키지는 않는다. 추가적으로 통화신용정책이 신용에도 반응할 경우에는 이자율과 인플레이션의 변동이 다소 증가할 수도 있다.

[Figure 4]는 경기대응완충자본규제와 통화신용정책의 차이를 직접적으로 보여준다. 실선은 통화신용정책이 시행될 경우, 즉 이자율이 신용에도 추가적으로 반응할 때의 충격반응함수이고, 점선은 완충자본규제가 시행될 때의 충격반응이다. 여기서 신용에 대한 반응계수 (k_q) 는 [Figure 4]의 신용의 20분기에서의 반응과 유사하도록 결정된 것이다.

먼저 신용의 반응을 보면, 중기적(1~2년)으로 신용을 하락시키는 데는 완충자본규제가 더 효과적인 반면 단기나 장기적으로는 통화신용정책이 더 효과적임을 알 수 있다. 생산의 반응도 신용의 반응과 유사하다. 은행의 부채를 줄이고 자산을 증가시키는 데는, 그래서 은행의 자기자본비율을 높이는 데는 완충자본규제가 통화신용정책보다 효과적이다. 인플레이션의 반응을 보면 통화신용정책을 시행할 때는 이자율과 인플레이션의 변동도 증가할 수 있음을 알 수 있다. 이것은 이자율이 물가뿐만 아니라 신용이라는 추가적인 변수에도 반응하는 것에 대한 당연한 결과이다. 위의 결과를 정리하면 단기나 장기적으로 신용을 감소시키는 데는 통화신용정책이 더 효과적일 수 있으나 은행의 건전성을 증진시키는 데는 경기대응완충자본규제가 더 효과적이다. 이는 당연한 결과로 여겨질 수도 있는데, 금리라는 한 가지 수단을 이용하는 통화신용정책만으로 물가안정과





금융안정 두 가지 목표 모두를 달성하는 데는 한계가 있을 수 있기 때문이다. 경기대응 완충자본규제라는 추가적인 정책수단을 사용한다면 그 한계를 극복할 수 있을 것으로 판단된다.

Ⅴ. 결 론

2008~09년에 발생한 글로벌 금융위기를 계기로 전통적인 통화신용정책만으로는 신용의 급격한 변동을 제어하는 데 미흡하다는 인식이 확대되었고, 이에 따라 경기대응완충자본규제와 같은 건전성 규제의 필요성이 강조되고 있다. 본 연구의 분석 결과에 따르면, 경기대응완충자본규제가 시행되어 은행의 자기자본비율을 중장기적으로 1%p 증가시킬 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 생산은 0.8%p 정도, 신용은 1.2%p 정도 덜증가하는 것으로 나타났다. 그리고 신용이 감소할 때 은행부채도 감소하여 은행자본이갑자기 하락하는 것을 막아 결과적으로 은행의 건전성을 증진시킬 수 있다. 반면, 통화신용정책을 통해 신용의 증가를 억제하려고 할 경우 은행자본이 감소하고 자기자본비율도 하락하는 것으로 나타났다. 결국 경기대응완충자본규제가 통화신용정책보다는 은행의 건전성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다.

그러나 본 연구는 경기가 확장될 때와 축소될 때 간의 비대칭성을 고려하지 못했고 급격한 자본이탈과 같은 국제경제적 환경 변화가 미칠 영향도 분석하지 못했다. 이 외 에도 향후 경기대응완충자본규제 도입 시 통화신용정책과의 조화로운 운용을 위한 제도 적인 문제 등도 연구되어야 할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김준한 · 유병학, 「뉴케인지안 모형에서의 통화의 역할과 예측력 검정」, 『금융연구』, 제22권 제 1호, 2008, pp.53∼81.
- 한국은행 금융위원회 금융감독원, 「바젤Ⅲ 기준서: 글로벌 자본 및 유동성 규제체계」, 2011.
- BCBS, "Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems," 2010.
- BCBS, "Basel II: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring," 2010.
- BCBS, "Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer," 2010
- Benes, Jaromir and Michael Kumhof, "Risky Bank Lending and Optimal Capital Adequacy Regulation," IMF Woking Paper 11/130, 2011.
- Calvo, Guillermo, "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, pp.383~398.
- Curdia, Vasco and Michael Woodford, "The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy," NBER Working Papers 16208, National Bureau of Economic Research, Inc., 2010.
- Gerali, Andrea, Stefano Neri, Luca Sessa, and Federico M. Signoretti, "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, No. 1, 2010, pp.107~141.
- Gertler, Mark and Peter Karadi, "A Model of Unconventional Monetary Policy," Journal of Monetary Economics 58, 2011, pp.17~34.
- Meh, Cesaire and Kevin Moran, "The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks," manuscript, 2009.
- Yie, Myung Soo and B. Hark Yoo, "The Role of Foreign Debt and Financial Frictions in a Small Open Economy DSGE Model," manuscript, 2011.

韓國開發研究

제34권 제4호(통권 제117호)

금융위기의 고용파급효과에 대한 실증분석

신 석 하

(한국개발연구원 연구위원)

조 동 철

(KDI 국제정책대학원 교수)

An Empirical Study on Employment during Crises in Korea

Shin, Sukha

(Fellow, Korea Development Institute)

Dongchul Cho

(Professor, KDI School of Public Policy and Management)

* 본 논문은 조동철·김현욱 편, 『경제 세계화와 우리 경제의 위기대응역량』(연구보고서 2011-03, 한국개발연구원, 2011)의 제4장「고용시장으로의 파급」을 확대·수정·보완한 것임을 밝힌다.

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

조동철: (e-mail) dccho@kdischool.ac.kr, (address) KDI School of Public Policy and Management, 85, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-722, Korea.

- Key Word: 고유(Employment), 위기(Crisis)
- JEL Code: E24, E32
- Received: 2012. 2. 23 Referee Process Started: 2012. 2. 27
- Referee Reports Completed: 2012. 7. 2

ABSTRACT

This paper analyzes how the adverse impacts of the global financial crisis on Korea's employment could be mitigated in comparison with the Asian crisis period. The results from error-correction models suggest that the less severe impacts during the global financial crisis could be attributed to (i) smaller GDP reduction, (ii) better maintenance of domestic demand despite a sharp fall of export, (iii) less serious over-employment during the run-up to the crisis, and (iv) less severe credit crunch. Analyses of OECD cross-country data provide corroborating evidence. In order to mitigate adverse impacts on employment, therefore, priority should be given to expansionary macroeconomic policies to keep aggregate domestic demand from collapsing once a crisis is triggered. Also crucial, however, is to maintain sound economic structures such as flexible labor market and adequately supervised financial market.

본 연구는 금융위기가 고용 및 실업에 미친 영향을 분석하였다. 특히 이번 금융위기 기간 동안의 고용조정이 외환위기 당시나 여타 선진국의 경험과 비교하여 매우 완만하게 나타난원인이 무엇이었는지에 분석의 초점을 맞추었다. 오차수정모형을 이용하여 분석한 결과, 최근의 금융위기 기간 동안 고용조정이 외환위기에 비해 완만했던 일차적 원인은 성장률의 하락폭이 상대적으로 작았던 데 기인한 것으로 나타났다. 이 외에도 외환위기와 달리 이전에 누적되었던 과잉고용의 부담이 거의 없었다는 점과, 수요구성 측면에서 수출수요에 비해 고용민감도가 높은 국내수요가 금융위기 기간 동안 어느 정도 유지되었다는 점도 추가적인 완화요인으로 작용하였던 것으로 보인다. 특히 외환위기와 달리 대규모 연쇄부도를 초래할 정도의 금융경색이 발생하지 않았다는 점이 최근의 완만한 고용조정을 설명할 수 있는 주요 요인이었던 것으로 나타났다. 이와 같은 현상은 OECD 국가를 대상으로 한 분석에서도 관측되었다. 이러한 분석 결과는 경제위기 시 고용의 급격한 위축을 방지하기 위해서, 우선적으로 성장률의 급변동을 완화하는 거시경제운용, 금융경색을 방지하기 위한 금융기관 및 기업의 재무건전성 유지, 내수의 안정적 유지 및 '과잉고용' 누적 방지를 위한 정책적 노력이 중요함을 시사한다.

I. 서 론

경기침체 혹은 경제위기가 국민경제적으로 가장 큰 고통을 미치는 경로는 아마도 고용시장을 통해서일 것이다. 경기침체는 통상적인 기업이윤의 감소 및 근로자의 임금상 승 속도 둔화 등에 그치지 않고, 신규취업을 제한하거나 기존 근로자의 일자리를 박탈하기도 한다. 세계적인 경제위기 속에서 경기위축이 가시화되었던 2008년 4/4분기 이후 우리나라의 고용도 감소하기 시작하여, 2009년에는 1998년 이래 연간 기준으로는처음으로 감소세를 기록하였다.

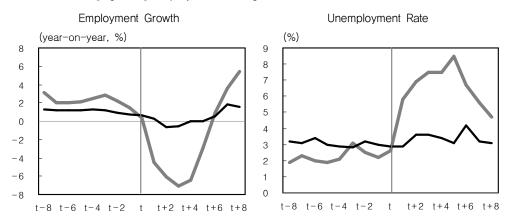
그러나 이번 경제위기가 심각한 수준이었음을 감안할 경우, 2009년 우리나라의 고용조정 충격은 상대적으로 경미한 편이었다고 할 수 있다. 세계 경제위기의 중심에 있었던 미국・영국 등 주요 선진국들의 고용조정폭뿐 아니라 1998년 외환위기 기간 중 우리나라의 고용조정폭과 비교해서도 2009년 경제위기 시의 고용조정폭은 상대적으로 완만하였다. 1997~98년 경제위기 시와 2008~09년 경제위기 시의 고용증가율과 실업률 변화를 비교한 [Figure 1]은 그와 같은 사실을 단적으로 나타낸다. 이처럼 2008~09년 경제위기 시에 고용조정이 상대적으로 경미한 수준에 머무른 결과, 경제위기에서 파급되는 국민의 고통이 결정적으로 확대되지 않을 수 있었던 것은 분명하다.

본 연구에서는 이처럼 고용시장의 반응이 상이하게 나타난 원인에 대하여 살펴보고자한다. 고용증가율과 실업률 중 어느 변수가 노동시장 상황을 보다 잘 반영하는지에 대해서는 논란의 여지가 있으나, 실업률의 경우 경제활동참가율의 변동과 함께 고려해야 노동시장의 상황이 보다 정확히 파악될 수 있다는 점을 감안하여 본고에서는 분석의 초점을 고용증가율에 맞추는 한편 실업률에 대한 분석도 병행하고자 한다.

본 연구에서는 고용에 영향을 미친 요인으로 성장률, 총수요 구성(특히 소비)의 변화, 미래에 대한 기대 및 금융환경, 정책대응 등을 검토하고자 한다. 물론 이 모든 요인들이 고용에 영향을 미쳤을 것이나, 논의의 편의상 가장 영향력이 컸을 것으로 예상되는 성장률을 먼저 살펴보고 여타 변수들이 추가적인 설명력을 지니는지 단계적으로살펴보았다.

우선 제Ⅱ장에서 제Ⅳ장까지는 주로 거시ㆍ금융 변수들과 고용변수의 관계에 대해

[Figure 1] Employment Changes around Economic Crises

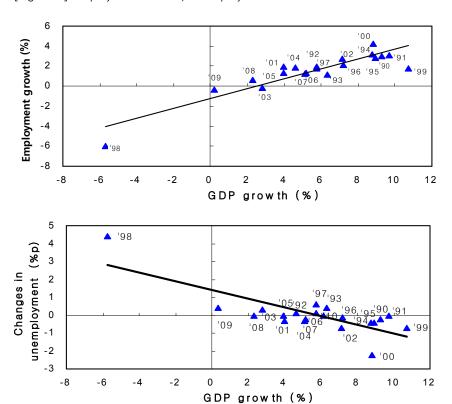


- Note: 1) The bold lines represent employment changes around the global financial crisis with the vertical line at the third quarter of 2008.
 - The gray lines represent employment changes around the Asian crisis with the vertical line at the fourth quarter of 1997.

분석한다. 제 V 장에서는 공공부문 고용의 역할에 대해 살펴보고, 제 VI 장에서는 OECD 국가에 대한 분석을 통해 우리나라 자료에 대한 분석 결과가 여타 선진국에 대해서도 어느 정도 성립하는지에 대해 검토할 것이며, 제 VII 장에서는 본고의 분석 결과들을 요약 · 정리하고자 한다.

Ⅱ. 성장률과 고용조정

우선 2009년도 고용조정이 1998년의 위기 시와 비교하여 상대적으로 경미한 수준에 머무를 수 있었던 가장 큰 원인은 1998년에 비해 2009년의 성장률 둔화폭이 상대적으로 작았던 데에 있었다고 할 수 있다. 취업자 수가 6.2%(127만명 내외)나 감소하고 실업률이 4.4%p 상승하였던 1998년에는 성장률이 -5.9%를 기록하였던 반면, 취업자 수가 0.3%(7만명 내외) 감소하고 실업률이 0.4%p 상승하는 데에 그친 2009년에는 성장률도 0.2%로 하락하는 데에 머물렀던 것으로 집계되었다. 실제 'Okun's Law'로 널리 알려져 있는 바와 같이 GDP 성장률과 고용증가율 사이에는 뚜렷한 정(+)의 관계가, GDP 성장률과 실업률 증감 사이에는 뚜렷한 부(-)의 관계가 존재하며, 이와 같은 관계는



[Figure 2] Employment Growth, Unemployment and GDP Growth

1990년 이후 각 연도의 GDP 성장률과 고용증가율 및 실업률 증감을 제시하고 있는 $[Figure\ 2]$ 에서도 명확히 확인된다. 1

한편, [Figure 2]에는 고용증가율과 실업률 증감을 성장률에 대해 각각 회귀분석한 추정식의 결과도 직선으로 표시되어 있는데, 1998년의 경제위기 시 고용증가율은 이 회 귀선을 크게 하회하고 실업률 증감은 회귀선을 크게 상회하고 있는 반면, 2009년 경제위기 시의 고용증가율은 회귀식을 오히려 상회하고 실업률 증감은 회귀식을 하회하고 있는 것으로 나타나고 있다. 즉, 이와 같은 간단한 그림으로부터 1998년에는 고용조정이 성장률 하락에 의해 평균적으로 예상될 수 있는 정도 이상으로 급격히 진행된 반면, 2009년에는 경제위기였음에도 불구하고 실제 고용조정이 성장률 둔화에 의해 예상될수 있는 정도 이상으로 진행되지는 않았던 것으로 해석될 수 있다.2

^{1 1990}년 이후의 자료를 대상으로 한 것은 고용과 성장의 관계가 대체로 1990년을 전후하여 구조 변화를 겪고 있을 가능성이 높을 것으로 추정한 유경준 외(2011)의 연구 결과를 준용한 것이다.

고용과 GDP 간의 관계를 더욱 면밀히 살펴보기 위해 두 변수의 계절조정된 분기별 자료(1990: I \sim 2010: II)를 사용한 모형을 추정하였다. 우선 로그-총고용과 로그-GDP 두 변수는 각각 단위근을 포함하고 있으며 공적분 관계를 보유하고 있는 것으로 검정되어, 오차수정모형(Error Correction Model)을 사용하는 것이 적절한 것으로 판단되었다. 3 즉, 총고용과 GDP 사이에는 일정한 장기균형관계가 존재하며, 실제 고용이 이 수준에서 한없이 이탈하지는 못한다는 것이다. l_t 와 y_t 가 각각 t-분기의 로그-총고용 및로그-GDP를 나타내고 Δ 가 1차 차분을 나타낸다고 할 때, 즉 Δl_t 와 Δy_t 가 각각 전분기 대비 총고용증가율과 GDP 성장률을 나타낼 때, 오차수정모형의 추정 결과는 다음과 같다(괄호 안의 수치는 표준오차를 나타낸다). $^{4.5}$

$$\Delta \hat{l_t} = 0.256 \Delta y_t + 0.118 \Delta y_{t-1} + 0.181 \Delta l_{t-1} - 0.074 [l_{t-1} - 0.256 y_{t-1}]$$
(1)
$$(0.039) \quad (0.051) \quad (0.101) \quad (0.042) \quad (0.022)$$

우선 추정 결과는, 장기적으로 GDP가 1% 증가할 때 총고용은 0.26% 내외 증가하나, 어떠한 이유로 인해 고용수준이 장기균형 고용수준과 괴리될 경우, 그 조정에는 상당한 시간이 걸린다는 점을 함축하고 있다. 즉, 오차수정항 계수의 추정치 -0.074는, GDP에

^{2 1998}년의 고용조정은 같은 시기에 위기를 겪었던 여타 국가들과 비교해서도 급격하였던 것으로 보고되고 있다. Betcherman and Islam(2001)은 외환위기를 겪은 인도네시아, 한국, 말레이시아, 필리핀, 태국의 고용상황 변화를 비교하면서, 이들 국가 중에서 한국이 실물경제 측면에서의 충격이 상대적으로 작은 편임에도 불구하고 실업률의 상승이나 고용감소는 가장 큰 편이며 실질임금의 감소폭도 컸음을 지적하고 있다. Kang et al.(2001) 역시 한국의 고용조정이 다른 국가에 비해 컸음에 동의하며, 1987년 이후의 경직적인 노사관계와 연공서열 및 집단교섭으로 인한 임금 경직성 등을 외환위기 당시 노동시장의 문제로 제기하고 있다. 아울러 Fallon and Lucas(2002)도 금융위기를 겪은 인도네시아, 한국, 말레이시아, 태국, 아르헨티나, 멕시코, 터키의 고용상황 변화를 분석하여, 이들 국가 중에서 한국만이 GDP 감소에 상응하는 수준의 고용감소를 겪었음을 지적하고 있으며, 실업률의 상승도 한국과 아르헨티나에서만 현저하였던 것으로 보고하고 있다.

³ 두 변수의 단위근 및 공적분 검정 결과는 [부록 1]을 참조하시오.

⁴ 본고에서는 오차수정모형을 FM2SLS(Fully Modified 2-Step Least Squares) 방법과 Johansen 방법을 사용하여 추정해 보았는데 결과는 거의 유사하였다. FM2SLS 추정방식은 1단계에서 공적분 관계를 Phillips and Hansen(1990)의 FMOLS에 의해 추정하고, 여기에서 구한 잔치를 2단계 추정식에서 오차수정항으로 이용하는 방법이다. 일반적으로 Johansen 방식이 보다 널리 사용되는 오차수정모형의 추정방법임에도 불구하고 본고에서는 FM2SLS 추정 결과를 논의하고자 하는데, 그 가장 큰 이유는 동기의 GDP를 외생변수로 포함한 추정 결과를 명시적으로 제시하고자 하는 데에 있다. 즉, Johansen 추정방식에서도 축약형 잔차의 Cholesky 분해과정에서 GDP 충격을 외생변수로 가정함으로써 동일한 모형을 추정할 수 있는 것이 사실이나 그 추정치를 추정 결과의 일부로서 명시적으로 제시하기 어려운 반면, FM2SLS 추정방식에서는 고용방정식에 동기의 GDP를 직접 포함한 결과를 제시할 수 있어 추정결과를 보다 직관적으로 논의하기 편리한 측면이 있다.

⁵ 추정과정에서는 상수항과 잔차항이 포함되었으나 보고하지 않았으며, 적정 시차변수의 개수는 AIC 기준에 의해 1로 결정되었다.

의해 결정되는 장기균형 수준과 괴리된 과잉고용 혹은 과소고용이 분기당 7~8%(연율 25% 내외)의 속도로 서서히 조정된다는 점을 함의하는 결과다.6

[Figure 3]은 총고용과 GDP의 장기균형관계에 대비하여 과잉고용 혹은 과소고용이어느 정도였는지를 살펴보기 위해 장기균형관계식의 오차항을 보고하고 있다. 이 결과에 따르면, 외환위기가 도래하기 이전인 1996년까지 우리 경제는 GDP에 의해 설명될수 있는 수준의 고용에 비해 2% 내외의 과잉고용이 존재했던 것으로 추정된다. 이와같은 이른바 과잉고용은 1997~98년의 외환위기 과정에서 고용조정이 보다 급격하게이루어져야 했던 하나의 원인으로 작용했던 것으로 해석될수 있다. 물론이 그림에 따르면, 1998년의 고용조정은 단순히 장기균형관계를 복원하는 정도에 머무르지 않고, 1999년 초에는 5%를 상회할 정도의 극심한 과소고용이 나타나기까지 진행되었던 것으로 보인다. 이처럼 외환위기 기간 중 급격히 발생한 과소고용은 1999년 이후 3년의 기간에 걸쳐 점진적으로 해소되었으며, 2002년 이후에는 균형 수준에서 크게 이탈하지 않았던 것으로 추정된다. 즉, 1997~98년의 경제위기와 비교할 때 2008~09년의 경제위기가 발발할 당시의 고용사정은 누적된 과잉고용의 문제가 존재하지 않았으며, 이에 따라 기업들은 급격한 고용조정의 필요성을 덜 느꼈던 것으로 해석될수 있다. 7

한편, [Figure 4]는 오차수정모형 식 (1)의 잔차를 보여주고 있다. 가장 눈에 띄는 부분은 역시 1998년의 마이너스 잔차이다. 즉, GDP 증가율로 대변되는 경기침체와 과잉고용에 대한 조정 등을 감안해서 추정된 예측치에 비해 여전히 0.5~1% 내외의 추가적인

⁶ 통상적으로 두 변수 사이에 장기균형관계가 존재하는 오차수정모형의 경우, 두 변수 중 어느 변수가 조정되는지는 명확하지 않다. 그러나 본고에서는, 전반적인 경제상황을 나타내는 GDP가 외생적으로 결정되고, 그 수준에 맞추어 고용이 조정되는 상황을 가정하고자 한다. 이는 노동수요를 파생수요로 보는 미시경제적 견해와도 부합한다. 실제 오차수정모형을 추정한 결과도 고용방정식의 오차수정항 계수가 항상 올바른 음(-)의 부호를 보이고 있어 장기균형 수준에서 이탈한 고용수준은 고용조정을 통해 장기균형을 회복하는 경향이 뚜렷이 관찰되는 반면, GDP 방정식에 나타난 오차수정항 계수는 그와 같은 모습을 보이지 않고 있다. 즉, 동시에 발생하는 고용과 GDP 변동 사이의 관계는, GDP의 변동에 의해 고용이 반응하는 것이지, 그 반대의 경로가 아닌 것으로 나타났다. GDP 방정식에 대한 추정 결과 및 해석은 [부록 2]에 수록되어 있다.

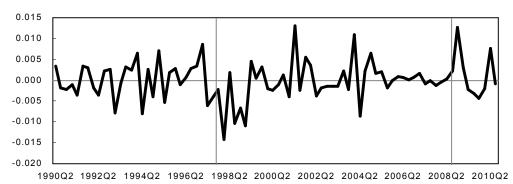
^{7 1977}년 1월~2007년 12월 기간 동안의「매월노동통계조사」자료를 이용하여 제조업부문에서의 경기변 동과 고용 및 근로시간의 조정 간 관계를 분석한 윤윤규(2010)의 결과는 이와 관련된 시사점을 제공하고 있다. 즉, 분석기간을 3개의 시기(시기 1: 1977년 1월~1987년 6월, 시기 2: 1987년 7월~1997년 6월, 시기 3: 1999년 7월~2007년 12월)로 나누어 추정한 결과, 6개월 누적 고용탄력성의 경우 시기 1에 비해 시기 2에서 크게 감소하였으나 시기 3에서는 다시 증가한 것으로 나타나고 있는데, 이러한 결과를 윤윤규(2010)는 1980년대 하반기의 노동운동을 통해 고용안정성이 강화된 반면, 외환위기 이후에는 기업들의 노동유연화 전략으로 고용조정이 탄력적으로 이루어지게 된 점을 반영하는 것으로 해석하였다. 한편, 외환위기를 통제한 경우의 노동탄력성이 외환위기를 통제하지 않은 경우보다 매우 작게나타나, 외환위기 기간 동안 단기적인 고용조정이 이례적으로 컸을 가능성을 제기하였다.

[Figure 3] Deviation of Employment from a Long-run Equilibrium



- Note: 1) The notation of 1990Q1 on the horizontal axis represents the first quarter of 1990.
 - 2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

[Figure 4] Forecast Error of Employment Growth: GDP Growth

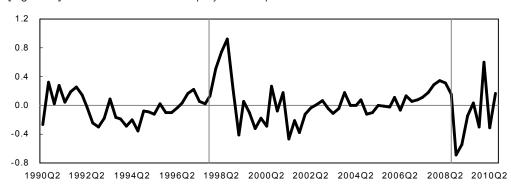


Note: 1) The notation of 1990Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1990.

2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

고용조정이 수분기 동안 지속적으로 발생했던 것으로 나타난다. 반면, 2008~09년의 고용조정은 경기하강에 적응하는 정도의 통상적인 모습 이상이었다고 보기 어렵다. 눈에 띄는 부분이 있다면 그것은 오히려 2008년 4/4분기의 예측오차가 1% 내외의 양(+)의 값을 보인다는 것이다. 이 결과는 리먼브라더스 파산보호신청 이후 급격한 GDP 위축이 발생했음에도 2008년 4/4분기에는 GDP 급락에 의해 설명되어야 할 정도의 고용조정이 발생하지 않았음을 의미하는 것이다. 즉, 2008년 우리 경제의 기업부문은 적어도 1997~98년 당시에 비해 고용조정과 관련하여 상대적으로 여유가 있었던 것으로 보이며, 이는 아마도 기업부문의 재무상태 및 과잉고용의 정도와 무관하지 않았을 것으로 추측된다.

[Figure 5] Forecast Error of Unemployment Gap: GDP Growth



Note: 1) The notation of 1990Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1990.

2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

이상의 결과들을 종합하면, GDP 성장률의 급락으로 대변되는 거시경제의 위축이 경제위기 시 고용조정의 중요한 원인이기는 하나, 위기 이전에 누적된 부담도 추가적인 고용조정의 발생 여부에 영향을 미치는 요인으로 작용했다는 것이다. 그러나 1997~98년의 급격한 고용조정은 위기 이전의 누적된 부담을 고려한 모형을 통해서도 충분히 설명하기 어려운 수준이었던 것으로 보인다.

고용증가율 대신 실업률에 대해서도 유사한 분석을 수행하였다. 다만, 고용과 GDP 간에는 공적분 관계가 성립하지만, 실업률과 GDP 간에는 공적분 관계가 성립하기를 기대하기 어려우므로 다음과 같이 실업률과 GDP갭 간의 관계를 추정하였다(괄호 안의 수치는 표준오차).

$$\widehat{u_t - u_t^*} = -0.155(y_t - y_t^*) - 0.021(y_{t-1} - y_{t-1}^*) - 0.524(u_{t-1} - u_{t-1}^*)$$

$$(0.002) \qquad (0.029) \qquad (0.061)$$

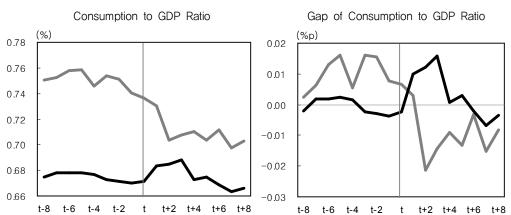
$$(2)$$

여기서 u_t 는 계절조정 실업률을 나타내며, u^* 와 y_t^* 는 각각 Hodrick-Prescott 필터로 추정한 자연실업률과 (로그) 잠재GDP를 나타낸다. 추정 결과는 GDP갭과 실업률이 통계적으로 유의한 관계를 유지함을 보여주며, GDP갭이 1%p 하락할 때 실업률이 해당 분기에 0.155%p, 장기적으로는 0.326%p(=0.155/(1-0.524)) 내외 상승함을 나타낸다. 이러한 장기 추정치를 적용할 경우, 1998년과 2009년의 GDP갭(각각 -7.0% 및 -2.3%)차이 4.7%p는 두 연도의 실업률 격차를 1.5%p 정도 설명할 수 있을 것으로 보이나, 실제 실업률 격차는 이를 크게 상회하였던 것으로 나타나 고용증가율뿐 아니라 실업률에 대해서도 GDP갭 이외의 추가적인 설명이 필요한 것으로 보인다.

실업률갭의 예측오차를 나타낸 [Figure 5]에서도 1998년의 경우에는 GDP 변동으로 설명될 수 없는 실업률 증가분이 1%p에 이르는 것으로 나타나고 있는 반면, 2008~09년의 경우에는 실업률이 GDP 변동을 감안한 수준을 오히려 하회하는 모습을 보이고 있다.

Ⅱ. 수요 구성

두 경제위기 기간 중 고용조정의 폭에 영향을 미칠 수 있는 또 다른 요인은 총수요 구성의 격차이다. 조동철 · 김현욱(2011)에서 설명하는 바와 같이, 1997~98년에는 세계경제 호조에 따른 수출수요의 지속적 확대가 있었음에도 불구하고 국내수요가 급락한 반면, 2008~09년에는 세계경제 위기에 따라 수출수요가 급락하였음에도 불구하고 국내수요는 상대적으로 완만한 하락세를 보였다. [Figure 6]은 GDP 대비 소비의 비율을 나타내고 있는데, 이 비율이 1997~98년 위기를 거치며 급격히 하락한 반면 2007~09년 위기 시에는 오히려 소폭 상승하는 모습을 보이고 있다. 이러한 차이는 GDP 대비 소비비중의 추세를 Hodrick—Prescott 필터를 이용하여 제거한 '소비/GDP 비율갭'에서 더욱 현저하게 관측된다.



[Figure 6] Consumption to GDP Ratio around Economic Crises

Note: 1) The bold lines represent employment changes around the global financial crisis with the vertical line at the third quarter of 2008.

2) The gray lines represent employment changes around the Asian crisis with the vertical line at the fourth quarter of 1997.

우리나라의 고용이 수출수요보다는 국내수요에 훨씬 민감하게 반응한다는 기존의 연구 결과(신석하·김희삼[2008] 참조)를 감안할 때, 이와 같은 총수요 구성의 격차는 1997~98년의 극심한 고용조정을 설명할 수 있는 하나의 요인이 될 수 있을 것으로 보인다. 제조업 위주의 수출에 비해 내수, 특히 소비는 상대적으로 노동집약적인 품목의 비중이 높다는 점에서 고용에 미치는 영향이 클 것으로 생각된다.

수요 구성 변화가 고용에 미치는 영향을 분석하기 위해 단기추정식에 소비비중(c_t) 변화를 추가하여 추정한 아래의 결과는, 동일한 성장률하에서도 소비비중의 1% 증가는 고용증가율을 0.2% 높이는 요인으로 작용함을 나타내고 있다(괄호 안의 수치는 표준오차).8

$$\Delta \hat{l_t} = 0.269 \, \Delta y_t + 0.127 \, \Delta y_{t-1} + 0.236 \, \Delta c_t + 0.152 \, \Delta l_{t-1}$$

$$(0.039) \quad (0.050) \quad (0.077) \quad (0.099)$$

$$- 0.061 \, [l_{t-1} - 0.256 \, y_{t-1}]$$

$$(0.041) \quad (0.022)$$

$$(3)$$

그러나 GDP 대비 소비비중 등 수요 구성을 고려하더라도 1997~98년의 고용급락에는 여전히 설명되지 않는 부분이 남는 것으로 보인다. 식 (1)의 예측오차와 소비비중을 감안한 식 (3)의 예측오차를 비교해 보면, 1998년 1/4분기에 식 (1)의 예측오차 1.4%에비해 식 (3)의 예측오차가 0.7%로 줄어들었다는 점을 제외하면 1997~98년 대부분 분기에서 큰 차이가 나타나지 않고 있다. 이러한 결과를 감안하면 총수요 구성의 격차는 1997~98년 경제위기와 2008~09년 경제위기 시의 고용조정 차이를 이해하는 데에 도움을 줄 수 있는 하나의 요인이기는 하나, 여전히 1997~98년의 극심한 고용조정을 설명하기에는 한계가 있는 것으로 보인다.

한편, 소비비중의 변화는 실업률에도 유의한 영향을 주는 것으로 분석된다. 식 (2)의 실업률 추정식에 '소비/GDP 비율갭'을 추가하여 추정한 결과는, 고용증가율에서의 결과 와 마찬가지로 소비비율의 증가가 추가적으로 실업률을 낮추는 방향으로 작용하는 것으

⁸ 투입산출표를 이용하여 수입을 내수용 수입과 수출용 수입으로 분해하고, 이를 이용하여 '국내수요'(≡ 소비+투자—내수용 수입)와 '수출수요'(≡수출-수출용 수입)를 추산한 후 GDP 대신 사용한 오차수정모형도 추정하여 보았다. 그 결과 단기적인 측면 및 장기적인 측면 모두 총고용이 수출수요보다는 국내수요에 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 장기적인 관점에서 내수의 1% 증가는 고용을 0.3% 내외 증가시키는 반면, 수출의 1% 증가는 고용을 0.05% 내외 증가시키는 것으로 추정된다. 단기탄력성의 측면에서도 고용의 내수에 대한 탄력성은 수출에 대한 탄력성의 5배 내외인 것으로 추정된다. 국내수요가 수출수요의 2~3배에 이른다는 점을 감안할 때, 이와 같은 결과는 동일한 액수의 국내수요 증가가 수출수요 증가에 비해 고용을 2배 정도 확대시키는 효과가 있는 것으로 해석될 수 있다.

로 나타난다(괄호 안의 수치는 표준오차). 그러나 예측오차의 측면에서는 소비비중의 변화를 고려한 경우에도 1998~99년의 이례적인 실업률 상승을 충분히 설명하기에는 한계가 있는 것으로 나타난다.

$$\begin{split} \widehat{u_{t} - u_{t}^{*}} &= -0.156(y_{t} - y_{t}^{*}) - 0.021(y_{t-1} - y_{t-1}^{*}) - 0.139(c_{t} - c_{t}^{*}) \\ & (0.020) \qquad (0.029) \qquad (0.034) \\ & + 0.525(u_{t-1} - u_{t-1}^{*}) \\ & (0.061) \end{split}$$

Ⅳ. 기대 및 금융경색 요인과 고용

이상에서는 GDP 혹은 총수요 변동의 함수로서 고용증가율 변동을 고려하였다. 그러나 현재의 수요여건이 동일하게 주어진다고 할 경우에도, 미래에 대한 전망이 어두울경우 고용을 위축시킬 수 있으며, 혹은 기업의 재무상황이 어느 정도의 수요위축을 견딜수 있는 경우와 그렇지 못하여 파산에 이르는 경우의 고용조정 강도에는 차이가 존재할수 있다고 판단된다. 이들 변수들을 식 (3)과 식 (4)에 단계적으로 추가하여 추정한 결과가 〈Table 1〉과〈Table 2〉에 수록되어 있다.9 미래에 대한 기대를 반영하는 지표로서 기업경기기대지수(BSI, (B)열), 소비자기대지수(CSI, (C)열) 및 경기선행지수(Leading, (D)열)를 고려하였으며, 금융시장 상황을 반영하는 지표로서는 어음부도율(Dishonored, (E)열)을 고려하였다. 특히 어음부도율의 경우 경기상황에 따른 비대칭성을 검토하기 위해 성장률과의 교차항을 포함시켰다((F)열).

미래에 대한 기대를 반영하는 지표들 중에는 고용증가율 회귀식의 경우 CSI만이 유의하게 추정되었으며, 실업률 회귀식의 경우에는 BSI, CSI, 경기선행지수 모두 단일변수로는 유의하였으나 모두 함께 회귀식에 포함되는 경우에는 CSI와 BSI가 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 고용조정의 주체가 기업이라는 측면에서 생각할 때 다소 의외의

^{9 〈}Table 1〉과〈Table 2〉의 (A)~(E)열에 수록된 성장률의 추정계수가 대체로 일정한 값을 유지하고 있으며, 식 (1)과 (2)의 추정계수값과도 유사한 것으로 보인다. 이는 소비비율 또는 미래기대 및 금융변수가 성장률과 대체로 직교성을 유지하여 식 (1)과 식 (2)의 추정 결과가 누락변수의 영향을 크게 받지 않았음을 시사한다. 또한 소비비율의 경우에도 추정계수값이 미래기대 및 금융변수의 포함 여부에 크게 영향 받지 않는 것으로 나타났다.

⟨Table 1⟩ Regression of Employment Growth

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)
$\Delta(l_{t-1})$	0.152 (0.099)	0.142 (0.101)	0.062 (0.107)	0.143 (0.101)	0.163 (0.098)	0.102 (0.098)	0.026 (0.106)
Δy_t	0.269*** (0.039)	0.253*** (0.049)	0.168*** (0.046)	0.258*** (0.047)	0.254*** (0.040)	0.120* (0.066)	0.044 (0.069)
Δy_{t-1}	0.127** (0.050)	0.117** (0.054)	0.049 (0.053)	0.116** (0.057)	0.123** (0.050)	0.144*** (0.049)	0.068 (0.052)
$\Delta(\mathit{C_{\!t}}/\mathit{Y_{\!t}})$	0.236*** (0.077)	0.229*** (0.078)	0.194** (0.080)	0.237*** (0.078)	0.222*** (0.077)	0.108 (0.087)	0.068 (0.093)
Error correction	-0.061 (0.041)	-0.061 (0.041)	-0.167*** (0.051)	-0.062 (0.041)	-0.079* (0.043)	-0.061 (0.042)	-0.159*** (0.052)
$BSI_t/100$		0.003 (0.006)					
$CSI_t/100$			0.031*** (0.008)				0.028*** (0.008)
$Leading_t/100$				0.010 (0.023)			
$Dishonored_t(\%)$					-0.005 (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.006 (0.004)
$\textit{Dishonored}_t^{\ *} \triangle y_t$						0.477** (0.188)	0.421** (0.188)
N	78	78	58	78	78	78	58
R^2	0.656	0.657	0.758	0.656	0.665	0.693	0.785
adjusted \mathbb{R}^2	0.632	0.628	0.729	0.627	0.636	0.662	0.750

Note: l_t and y_t represent employment and GDP respectively, both of which are log-transformed. C_t/Y_t represent consumption to GDP ratio. $Dishonored_t$ represents the dishonored bill ratio.

결과인 것으로 보이나, 일반적인 경기에 대한 기대보다는 소비에 대한 기대가 고용과 좀 더 밀접한 관계를 나타낸다는 해석도 가능하다. 다른 한편으로 CSI는 향후 6개월 후의 상황에 대한 지표인 반면 BSI는 다음 달 상황에 대한 지표라는 차이에 기인했을 가능성도 존재한다.¹⁰

두 표에서 가장 눈에 띄는 부분은 어음부도율에 대한 결과이며, 특히 어음부도율과 성장률의 교차항이 매우 유의하게 추정되고 있다는 점이다. 이러한 결과는 동일한 수요 여건하에서라도 어음부도율이 높아지면서 금융시장 경색이 심화될 경우 고용조정폭이

¹⁰ 익명의 검토자가 제기한 바와 같이, 외환위기와 달리 이번 금융위기는 이미 2007년부터 우려하는 의견 이 제시되었음을 감안할 때, 기대변수의 전망기간이 추정 결과에 상당한 영향을 미칠 수 있을 것으로 사료된다.

(Table 2) Regression of Unemployment Gap

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)
$y_t - y_t^*$	-0.156*** (0.020)	-0.108*** (0.023)	-0.115*** (0.037)	-0.121*** (0.024)	-0.151*** (0.021)	-0.057** (0.023)	0.062* (0.031)
$y_{t-1} - y_{t-1}^*$	-0.021 (0.029)	-0.049* (0.028)	-0.049 (0.034)	-0.034 (0.028)	-0.026 (0.029)	-0.037 (0.024)	-0.084*** (0.024)
$u_{t-1} - u_{t-1}^*$	0.525*** (0.061)	0.570*** (0.059)	0.507*** (0.070)	0.573*** (0.063)	0.523*** (0.062)	0.552*** (0.050)	0.604*** (0.051)
$C_t/Y_t - \left(C_t/Y_t\right)^*$	-0.139*** (0.034)	-0.127*** (0.032)	-0.108** (0.044)	-0.128*** (0.033)	-0.134*** (0.035)	-0.087*** (0.029)	-0.030 (0.031)
$BSI_t/100$		-0.007*** (0.002)					-0.006*** (0.002)
$CSI_t/100$			-0.009 (0.005)				-0.013*** (0.004)
$Leading_t/100$				-0.021** (0.009)			
$Dishonored_t(\%)$					0.166 (0.197)	0.112 (0.160)	-0.031 (0.152)
$Dishonored_{t}^{*}(y_{t}-y_{t}^{*})$						-0.344*** (0.055)	-0.396*** (0.052)
N	79	79	58	79	79	79	58
R^2	0.934	0.943	0.943	0.938	0.934	0.957	0.975
adjusted R^2	0.930	0.939	0.938	0.934	0.930	0.954	0.972

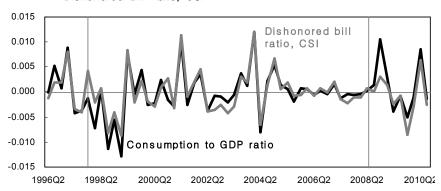
Note: u_t is seasonally-adjusted unemployment rate, y_t is log-transformed GDP, C_t/Y_t represent consumption to GDP ratio, u_t^* and y_t^* represent the natural unemployment rate and potential GDP respectively obtained by the Hodrick-Prescott filter, $Dishonored_t$ represents the dishonored bill ratio.

더욱 커질 뿐 아니라, 경기침체와 금융경색이 맞물릴 경우에는 고용조정의 폭이 가파르 게 증가한다는 점을 나타낸다.¹¹

이와 같은 추정 결과는 1997~98년 경제위기 시에 극심한 금융경색으로 연쇄적인 기업부도가 발생하고 향후 내수에 대한 기대가 크게 위축됨에 따라 추가적인 고용조정이 발생하였을 가능성과 부합한다. 예측오차를 나타낸 [Figure 7]과 [Figure 8]에서 볼 수있듯이, 어음부도율과 CSI를 추가하는 경우 1997~98년 위기 시의 이례적인 실업률 상승이 상당 부분 설명되며, 고용감소도 부분적으로 설명되는 것으로 보인다.

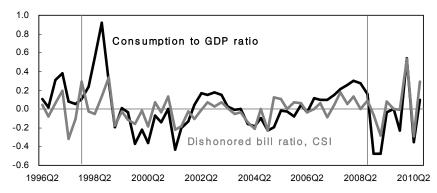
¹¹ 교차항에 대한 계수의 의미는, 어음부도율이 높아 금융상황이 불안한 경우 고용 또는 실업률이 GDP 변동에 더 민감하게 반응한다는 것이며, 이는 GDP가 감소하는 위기 시에는 어음부도율 상승이 고용을 감소시키는 효과가 확대되거나 실업률을 상승시키는 효과가 늘어남을 의미하기도 한다.

[Figure 7] Forecast Error of Employment Growth: Consumption to GDP Ratio, Dishonored Bill Ratio, CSI



- Note: 1) The notation of 1996Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1996.
 - Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

[Figure 8] Forecast Error of Unemployment Gap: Consumption to GDP Ratio, Dishonored Bill Ratio, CSI



- Note: 1) The notation of 1996Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1996.
 - Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

Ⅴ. 민간부문과 공공부문의 고용

두 경제위기 기간 동안에 발생한 고용조정의 격차를 설명할 수 있는 또 하나의 가설로서, 상이한 노동시장 정책대응을 고려해 볼 수 있다. 예를 들어 1997~98년의 경제위기 기간에 비해 2008~09년의 기간에 더욱 적극적이고 적시적인 고용확대정책이 사용되었는지를 살펴볼 수 있다.

정부는 2008~09년 금융위기 기간 동안 공공일자리사업, 청년인턴제, 사회서비스 일자리 등에 대한 지원을 확대함으로써 2009년에는 수혜인원이 전체 취업자의 1.2%에 해당하는 28만 4천명 증가하였다. 그러나 이러한 일자리대책 수혜 증가규모는 외환위기당시와 비교하여 크게 다르지 않은 것으로 보인다. 1999년에도 수혜인원이 전체 취업자의 1.0%에 해당하는 20만 7천명 증가하였다.

이러한 일자리대책의 결과로 공공부문 취업자도 경제위기 기간 동안 증가하였는데, [Figure 9]에 경제위기를 전후한 민간부문과 공공부문 취업자의 변화가 제시되어 있다. 공공부문 취업자는 공공행정, 국방 및 사회보장행정의 취업자로 정의하였으며, 민간부문은 전 산업에서 공공부문을 차감하여 구하였다. 2009년의 경우 이렇게 분류된 공공부문 취업자는 103만명으로서, 전체 취업자의 4.4%를 차지한다. 이는 2008년 공공부문 취업자(84만명, 전체 취업자의 3.6%)보다 19만 2천명(전체 취업자의 0.8%) 증가한 것이다.

[Figure 9]에서 나타나듯이, 두 경제위기 기간 동안 공공부문의 취업자는 위기 발생

(Table 3) Number of Workers Supported by Government Programs

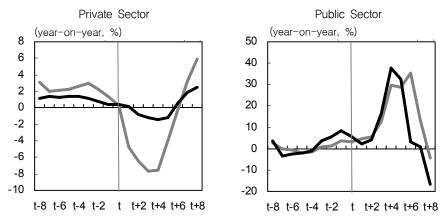
(Unit: 1,000 persons, monthly average)

	1998 (A)	1999 (B)	Difference (B-A)	2008 (C)	2009 (D)	Difference (D-C)
Public work programs	219	379	160	127	321	194
Internships for the young	-	47	47	3	54	51
Social service	=	_	_	105	144	39
Total	219 (1.1%)	426 (2.1%)	207	235 (1.0%)	519 (2.2%)	284

Note: Numbers in parentheses are the ratios of the total employment.

Source: Ministry of Labor, White Paper of Unemployment Policy, 2011; White Paper of Employmeny, 2011,

[Figure 9] Employment around Economic Crises: Private vs. Public



Note: 1) The bold lines represent employment changes around the global financial crisis with the vertical line at the third quarter of 2008.

2) The gray lines represent employment changes around the Asian crisis with the vertical line at the fourth quarter of 1997.

이후 약 2분기를 경과한 시점부터 증가하기 시작하여, 1년 뒤에는 경제위기 이전의 기간에 비해 무려 30~40% 증가했던 것으로 나타난다. 이와 같은 정책대응은 경제위기에 따른 민간부문의 고용조정이 극심한 상황에서, 경제 전반의 고용위축을 완충하는 데에 어느 정도 기여한 것으로 보인다. 그러나 두 경제위기 기간 동안의 공공부문 고용 패턴은 놀라울 정도로 유사하여, 두 기간의 고용증가율 격차는 정부 정책의 차이보다 대부분 민간부문 반응의 격차에서 비롯되었음을 알 수 있다.

한편, 민간부문 취업자(위첨자 P)와 공공부문 취업자(위첨자 G) 각각에 대해 전절에서 제시된 오차수정모형을 추정해 본 결과는 다음과 같다.

$$\Delta \, \hat{l_t^P} = 0.249 \, \Delta y_t + 0.116 \, \Delta y_{t-1} + 0.293 \, \Delta \, l_{t-1}^P - 0.073 \, \left[l_{t-1}^P - 0.241 \, y_{t-1} \right] \\ (0.046) \quad (0.057) \quad (0.099) \quad (0.041) \quad (0.033)$$

$$\begin{split} \Delta \, \hat{l_t^G} &= 0.240 \Delta y_t + 0.195 \, \Delta y_{t-1} - 1.137 \Delta y_{t-2} - 1.226 \Delta y_{t-3} \\ &\quad (0.287) \quad (0.295) \quad (0.294) \quad (0.329) \end{split} \\ &\quad - 0.142 \Delta l_{t-1}^G + 0.073 \Delta l_{t-2}^G - 0.059 \Delta l_{t-3}^G - 0.119 [l_{t-1}^G - 0.468 y_{t-1}] \\ &\quad (0.124) \quad (0.109) \quad (0.144) \quad (0.069) \quad (0.076) \end{split}$$

전반적으로 민간부문 취업자에 대한 결과는 전절의 결과와 거의 동일하게 나타나는 반면, 공공부문 취업자에 대한 결과는 상당히 다르다. 우선 공공부문 취업자에 대해서 는 적정 시차변수의 개수가 1을 상회하는 것으로 추정되는데, 이는 [Figure 9]에서 확인 되는 바와 같이, 2~3분기 이전의 경기상황에 대해 공공부문 취업자가 매우 유의하게 반응하기 때문인 것으로 보인다. 특히 2~3분기 이전의 경기상황에 대한 계수들이 매우 유의한 음(-)의 부호를 보이고 있어, 공공부문 취업자가 전체 고용시장의 충격을 완충시키는 역할을 수행하고 있음을 나타내고 있다. 한편, 공공부문 취업자도 GDP 수준에 의해 결정되는 장기균형 수준으로 회귀해 가는 것으로 나타나고 있어, 경제위기 발생이후 증가한 공공부문 취업자 수가 궁극적으로는 장기균형 수준으로 회귀해 간다는 점을 함축하고 있다. 그러나 GDP에 대한 장기탄력성은 공공부문 취업자가 0.468로 민간부문 취업자의 0.241에 비해 두 배 이상 크게 추정되는데, 이는 우리 경제가 성장하는 과정에서 공공부문 취업자가 민간부문 취업자보다 빠르게 증가하여, 장기적으로 공공부문 취업자의 비중이 높아지고 있음을 나타내는 결과이다.

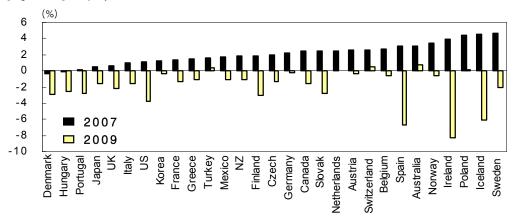
Ⅵ. OECD 국가들과의 비교

지금까지 2008~09년 기간 동안의 고용조정을 1997~98년 기간과의 비교를 통해서 분석해 보았다. 본 장에서는 이번 금융위기 기간 동안 우리 경제의 고용상황을 여타 OECD 국가들의 고용상황과 비교·분석함으로써 앞에서의 논의가 국제적인 관점에서도 타당한지 검토해 보고자 한다. 물론 공공부문의 역할이나 노동시장의 제도적 차이가 중요한 국가 간 격차를 설명하는 요인으로 작용할 수 있는 것은 사실이다. 그러나 이에 대한 상세한 분석은 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 생각되어 여기에서는 성장률, 내수, 금융 요인이 고용에 미친 영향에 대해 초점을 맞추어 분석하고자 한다.

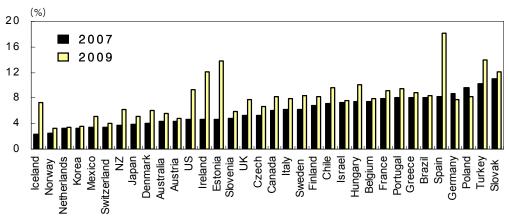
우선 우리나라는 이번 금융위기 기간 동안 고용상황이 거의 악화되지 않은 국가라고할 수 있다. [Figure 10]과 [Figure 11]에서 볼 수 있듯이, 우리 경제는 금융위기 기간 동안 고용증가율의 감소폭이 상대적으로 작았던 편에 속하며, 실업률도 노르웨이, 네덜란드, 스웨덴 등과 더불어 OECD 국가 중에서 가장 낮은 편에 속하였다.

앞 절에서의 분석은, 이처럼 금융위기 기간 동안 우리 경제의 고용상황이 다른 국가에 비해 악화되지 않은 것이 성장률 하락폭, 특히 소비증가율 하락폭이 상대적으로 작았던 점과 금융부문에서의 경색이 상대적으로 경미하였던 데에 기인하였을 가능성을

[Figure 10] Employment Growths of OECD Countries



[Figure 11] Unemployment Rates of OECD Countries



시사한다. 금융위기 이전 우리 경제의 주택가격 상승폭은 여타 OECD 국가들에 비해 상대적으로 크지 않았으며, 따라서 위기 이후의 하락폭도 상대적으로 경미하였다. 이로인해 국제금융시장에서 발생한 충격이 국내 금융시장에 미칠 수 있는 부정적 영향의 여지가 작았을 것으로 보이며, 실제 우리나라의 부실채권 비율은 여타 국가들에 비해 매우 낮은 수준에 머물러 있었던 것으로 보고되고 있다.12

이러한 가설을 검증하기 위해 2007~09년 OECD 국가들의 자료를 사용하여 고용증가

¹² OECD 국가들의 주택가격 변동에 대해서는 OECD(2010)를 참고할 수 있으며, 주요국의 부실채권 비율은 IMF(2010)에 보고되어 있다. 이 두 보고서를 인용한 자료는 조동철·김현욱(2011)에서도 찾을 수 있다.

율과 실업률 각각에 대해 회귀분석을 실시하였다. 회귀식은 앞에서의 분석과 유사한 형 태를 유지하고자 하였으나, 각국의 고용추세 및 장기균형이 상이하다는 점을 감안하여 오차수정모형과 같은 형태의 분석보다는 다음과 같이 다소 단순화된 모형을 추정하였다.

$$\Delta l_{i,t} = \beta \Delta y_{i,t} + \gamma \Delta c_{i,t} + \delta \Delta f_{i,t} \tag{7}$$

$$\Delta u_{i,t} = \beta (\Delta y_{i,t} - \Delta y_{i,t}^*) + \gamma \Delta c_{i,t} + \delta \Delta f_{i,t}$$
(7')

여기서 하첨자 i는 국가를 나타내며, 차분(Δ)은 위기 이후 연도인 2009년에서 위기 이전 연도인 2007년을 차감함을 나타낸다. 변수 c는 GDP 대비 소비의 비중이며, $\Delta y_{i,t}^*$ 는 각국의 잠재성장률로서 여기서는 $2000\sim07$ 년 기간의 평균성장률을 사용하였다. $f_{i,t}$ 는 금융경색을 반영하는 변수이다. 고용증가율과 실업률 모형의 유일한 차이는 각국의 잠재성장률 포함 여부인데, 이는 고용증가율이 각국의 상이한 잠재성장률을 반영하고 있는 데에 반해, 실업률 변동은 잠재GDP로부터의 괴리인 GDP갭의 변동을 반영하고 있을 것으로 기대되기 때문이다.

OECD 31개국을 대상으로 추정한 〈Table 4〉의 결과들은, 금융위기로 인해 성장률이 크게 하락한 나라일수록 고용증가율의 감소폭이나 실업률 상승폭이 컸음을 보여주고 있을 뿐 아니라, 금융위기가 소비에 상대적으로 큰 충격을 미친 나라에서 고용조정의 폭이 컸음을 나타낸다. 〈Table 4〉의 주요 추정계수들을 〈Table 1〉과 〈Table 2〉의 결과들과 비교하면 추정계수의 부호뿐 아니라 크기도 크게 다르지 않은 것으로 나타나고 있다. 13 특히 실업률을 중속변수로 한 경우, 성장률과 소비비율의 계수가 0.30 내외로 추정되고 있는데, 이는 식(2)의 추정 결과에 함의된 장기탄력성과 크게 다르지 않은 정도의 크기로서 주목할 만한 결과인 것으로 보인다. 14

OECD 국가에 대해서는 어음부도율에 대한 자료를 구할 수 없어 금융경색을 대리하는 변수로 통화(M3)증가율과 소득 대비 주택가격을 사용하였다.¹⁵ 통화증가율의 경우

¹³ 〈Table 4〉의 (A)열과 (C)열은 식 (1)을 반영한 것이며, (B)열과 (D)열은 〈Table 1〉의 (A)열을 반영한 것이다. (E)열은 〈Table 1〉의 (E)열에 상응한다.

¹⁴ 식 (2)의 추정 결과는 실업률의 GDP갭에 대한 장기탄력성이 -0.155/(1-0.524)=-0.326임을 함의하고 있으며, 〈Table 2〉(A)열의 추정 결과는 장기탄력성이 (-0.156-0.021)/(1-0.525)=-0.373임을 함의하고 있다.

¹⁵ 익명의 검토자가 소득 대비 주택가격이 금융경색을 대리하는 변수로서 한계가 있다는 점을 제기하여 통화증가율을 사용하는 방안을 추가적으로 고려하였다. 그러나 유로권이 출범한 이후 국가별 통화가 집계되지 않아 관측치가 크게 줄어드는 문제가 발생하였다. 여기에서는 유로권 국가의 경우 각국 중앙은행이 공식 또는 비공식적으로 제공하는 통화 기여치(contribution to M3) 자료를 사용하였다.

 \langle Table 4 \rangle Regression of Employment Growth and Unemployment Rate: OECD Countries, $2007{\sim}2009$

Employment growth	31 countries		24 co	untries	19 countries	
Employment growth	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
Constant	0.011** (0.005)	0.002 (0.006)	-0.008 (0.009)	-0.007 (0.010)	0.018 (0.014	0.013 (0.017)
GDP growth ¹⁾	0.545*** (0.087)	0.575*** (0.081)	0.577*** (0.090)	0.552*** (0.134)	0.048 (0.257)	0.167 (0.386)
Increase in consumption to GDP ratio		0.374** (0.150)	0.623** (0.272)	0.577** (0.333)	-0.809 (0.536)	-0.650 (0.666)
House price to income ratio						-0.047 (0.110)
M3 growth				0.022 (0.089)		
R^2	0.575	0.653	0.662	0.663	0.230	0,239

Increase in unemployment rate	(A')	(B')	(C)	(D)	(E')	(F')
Constant	-0.256 (0.307)	0.089 (0.329)	0.547 (0.435)	0.547 (0.446)	0.281 (0.587)	0.172 (0.581)
GDP growth ²⁾	-0.277*** (0.053)	0.278*** (0.050)	-0.302*** (0.056)	-0.301*** (0.094)	0.443*** (0.122)	-0.327** (0.150)
Increase in consumption to GDP ratio		-0.268** (0.122)	-0.629** (0.226)	-0.627** (0.268)	-0.708** (0.282)	-0.572* (0.296)
House price to income ratio						-0.057 (0.043)
M3 growth				-0.071 (4.271)		
R^2	0.482	0.558	0.608	0,608	0.482	0.534

Note: 1) GDP growth is measured as the accumulated growth from 2007 to 2009.

자료가 가용한 24개국에 대해 2007~09년 기간 평균 증가율에서 2000~07년 기간의 평균 증가율을 차감하여 사용하였다. 소득 대비 주택가격 상승률은 자료가 가용한 19개국을 대상으로 2007~09년 기간 연평균 소득 대비 주택가격 상승률에서 2000~07년 기간 연평균 소득 대비 주택가격 상승률을 차감하여 회귀식에 추가하였다.16

²⁾ GDP growth is measured as the difference between the average growth for 2008 \sim 2009 and the average growth for 2001 \sim 2007.

¹⁶ 자료는 OECD(2010)에서 추출하였으며, 조동철·김현욱(2011)에서 확인할 수 있다. 가용한 자료가 2000~ 07년과 2007~09년 소득 대비 주택가격 상승률뿐이어서 변수를 이와 같이 정의하여 사용하였다.

추정 결과 통화증가율 추정계수의 부호는 통화증가율이 크게 하락한 국가에서 고용이 감소하고 실업률이 높아졌음을 시사하나, 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 소득 대비 주택가격의 경우에도 통계적으로 유의하지는 않으나 소득 대비 주택가격이 크게 하락한 나라에서 실업률이 더욱 상승하였던 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과들은, 경제위기 기간 중 고용조정이 성장률뿐 아니라 소비비율 등의 요인에 의해서도 크게 영향 받는 현상이 우리 경제에만 국한되는 것이 아니라 비교적 일반적인 현상일 수 있다는 점을 나타내는 것으로 이해된다. 위기 기간 중 금융경색의 정도도 노동시장 성과에 영향을 미치는 요인일 가능성이 높아 보이기는 하나, 본고에서 고려한 대리변수들의 통계적 유의성을 확보하지는 못하였다.

Ⅲ. 요약 및 시사점

본 연구에서는 두 경제위기 기간 중의 대조적인 고용조정 패턴의 원인에 대해 다양한 형태의 자료 분석을 통해 살펴보았다. 1997~98년의 기간에 비해 2008~09년의 고용조정이 매우 완만하게 나타난 일차적인 원인이 ① 성장률의 하락폭이 상대적으로 작았던데에 있었다는 점은 의심의 여지가 없다. 그러나 여기에 더하여 2008~09년에는 1997~98년에 비해 ② 경제위기가 발생할 당시 누적된 과잉고용 문제가 거의 없었다는점,③ 수출수요에 비해 상대적으로 고용민감도가 높은 국내수요가 어느 정도 유지되었다는점, 그리고④ 대규모 연쇄부도를 초래할 정도의 금융경색이 발생하지 않았다는점 등이 추가적인 원인으로 제시될수 있을 것으로 보인다.세 개의 추가적인 원인들중에는 특히 금융경색 요인이 경기침체와 맞물리면서 1997~98년의 극심한 고용조정을 초래하는데에 가장 크게 기여했던 것으로 보인다.한편,공공부문을통한 고용확대정책은 2~3분기의 시차를 두고 민간부문의 고용조정 충격을 완충하는데에 기여했던 것으로 보이나, 1997~98년에 비해 2008~09년의 고용조정이 상대적으로 완만하게 나타나게하는요인으로 거론되기는 어려운 것으로 보인다.

이러한 결과들은, 고용의 급격한 위축을 방지하기 위해서는 일차적으로 거시경제의 급변동을 초래하지 않도록 거시경제정책을 적절히 활용해야 함을 시사하고 있다. 특히 경기침체가 금융경색을 동반할 경우 고용조정이 보다 극심해질 수 있음을 감안하여, 기 업 및 금융기관의 재무건전성이 유지될 수 있도록 정책을 운영하는 것이 긴요한 것으로 보인다. 이와 함께 과잉고용은 경기위축이 발생할 경우 고용조정의 폭을 크게 확대시 킬 수 있는 요인이라는 점을 감안하여 그와 같은 문제점들이 누적되지 않도록 주의할 필요가 있으며, 고용은 수출보다 내수에 민감하다는 점을 감안하여 내수의 안정적인 유 지에 초점을 맞출 필요가 있는 것으로 보인다.

참고문헌

- 신석하·김희삼, 「최근의 취업자 증가세 둔화에 대한 분석」, 『KDI 경제전망』, 2008년 상반기, 2008, pp.153~164.
- 유경준·신석하·류덕현, 「성장과 고용 및 실업의 관계 연구」, 유경준 편, 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환(I): 고용창출을 위한 주요 정책과제』, 연구보고서 2011-02, 한국개발연구원, 2011.
- 윤윤규, 「경기변동과 고용·근로시간 조정패턴의 변화」, 『경제위기와 고용』, 한국노동연구원, 2010, pp.27~71.
- 조동철·김현욱, 「세계 경제위기와 우리 경제」, 조동철·김현욱 편, 『경제세계화와 우리 경제의 위기대응역량』, 연구보고서 2011-03, 한국개발연구원, 2011.
- Betcherman, G. and R. Islam, East Asian Labor Markets and the Economic Crisis: An Overview, in G. Betcherman and R. Islam (eds.), East Asian Labor Markets and the Economic Cirisis: Impacts, Responses and Lessons, World Bank, 2001, pp. 3~37.
- Fallon, P. and R. Lucas, The Impact of Financial Crises on Labor Markets, Household Incomes, and Poverty: A Review of Evidence, *The World Bank Research Observer*, Vol. 17, No. 1, 2002, pp.21~45.
- IMF, Financial Soundness Indicators, 2010. (http://fsi.imf.org/)
- Kang, S., J. Keun, D. Kim, and D. Shin, Korea: Labor Market Outcomes and Policy Responses after the Crisis, in G. Betcherman and R. Islam (eds.), *East Asian Labor Markets and the Economic Cirisis: Impacts, Responses and Lessons*, World Bank, 2001, pp.97~140.
- OECD, *Economic Review: Korea*, Economic and Development Review Committee, Organization for Economic Cooperation and Development, May 2010.
- Okun, A., Potential GNP: Its Measurement and Significance, *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, 1962, pp.98~104.
- Phillips, P. C. B. and B. Hansen, Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, 1990, pp.99~125.

부록 1

⟨Table A-1⟩ Unit Root Tests

		ADF	DF-GLS	KPSS
		trend	trend	trend
GDP	Total	-2,309	-1.496	4.402***
Employment	Total	-3.014	-2.444	0.869***
	Private sector	-3.825**	-3.705***	0.225**
	Public sector	-2,560	-2,500	1.676***

Note: 1) The null hypothesis of the ADF test and the DF-GLS test is a unit root while the null hypothesis of the KPSS test is stationarity.

- 2) The superscripts indicate that the null hypothesis is rejected at 1%(***), 5%(**), 10%(*) significance level.
- 3) All variables are log-transformed. Data covers from 1990: I to 2010: III.

⟨Table A-2⟩ Cointegration Tests on GDP and Employment

		Total		Private sector		Public sector	
Engle-Granger	т-statistic	-3.3	704	-3.332*		-2.417	
	z-statistic		-27.404 -27.193**				930
Phillips-Ouliaris	т-statistic	-2.672		-2.480		-2,728	
	z-statistic	-13.	867	-12.	-12,185		201
Johansen	The null hypothesis	r=0	r≤1	r=0	r≤1	r=0	r≤1
	Trace statistic	11.747	3.397	11.056	3.780	12,946	2.194
	$\lambda_{ m max}$ statistic	8.350	3.397	7.277	3.780	10.752	3.841

Note: 1) The null hypothesis of the Engle-Granger test and the Phillips-Ouliaris test is no contegration and the lag length is selected by Schwarz information criterion (SIC).

²⁾ The superscripts indicate that the null hypothesis is rejected at 1%(***), 5%(**), 10%(*) significance level.

³⁾ All variables are log-transformed. Data covers from 1990: I to 2010: III.

부록 2

GDP를 종속변수로 하는 오차수형모형을 FM2SLS 방법을 이용하여 추정한 결과는 아래와 같으며, Johansen 방법을 이용한 결과도 이와 유사하였다.

$$\Delta \hat{y_t} = 1.405 \Delta l_t - 0.020 \Delta l_{t-1} - 0.048 \Delta y_{t-1} - 0.065 [l_{t-1} - 0.256 y_{t-1}]$$

$$(0.213) \quad (0.242) \quad (0.123) \quad (0.100) \quad (0.022)$$

GDP의 공적분계수가 음수(-0.256)임을 감안할 때 오차수정항의 부호가 양수여야 GDP가 장기균형관계로 조정되나, 추정 결과 오차수정항 계수가 음수로 나타나고 있어 GDP가 고용과 GDP 간의 장기균형관계를 회복하기 위해 조정되는 경향이 없음을 의미하고 있다. 아울러 GDP 방정식의 오차수정항 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다는 점을 감안하면, GDP와 고용 간 장기균형으로의 조정은 주로 고용에 의해 이루어지는 것으로 생각된다.

한편, GDP 방정식의 오차수정항이 통계적으로 유의하게 나타났다고 하더라도, 오차수정항 계수의 절댓값(0.065)이 크지 않아 고용과 GDP 간의 장기균형관계는 고용조정에 의해 회복될 수 있음에 주의할 필요가 있다. 즉, 장기균형 수준에서 괴리된 과잉고용혹은 과소고용이 분기당 7~8%의 속도로 균형을 회복하는 방향으로 조정되는 반면, GDP는 분기당 2% 내외(≒6.5×0.256)의 속도로 균형에서 이탈하므로 전체적으로는 5% 내외의 속도로 고용과 GDP 간의 장기관계가 회복되는 경향이 있다.

韓國開發研究

제34권 제4호(통권 제117호)

DSGE 모형을 이용한 추세와 경기순환변동분의 분해

황 영 진

(한양대학교 경제학부 조교수)

Trend/Cycle Decomposition Using DSGE Models

Youngjin Hwang

(Assistant Professor, Division of Economics, Hanyang University)

- * 황영진: (e-mail) youngjinh@hanyang.ac.kr, (address) Hanyang University, 55, Hanyangdaehak-ro, Sangnok-gu, Ansan-si, Kyeonggi-do, 426-791, Korea
- Key Word: 필터링(Filtering), 추세 설정(Trend Specification), 경기순환(Business Cycles), DSGE(DSGE), 모형 평가(Model Evaluation)
- JEL Code: C52, E32
- Received: 2012. 1. 27 Referee Process Started: 2012. 1. 31
- Referee Reports Completed: 2012. 10. 17

ABSTRACT

This paper decomposes and estimates trend/cyclical components of some key macro variables—GDP, inflation, and interest rate, using a simple DSGE model along with flexible trend specification. The extracted cyclical components of output and interest rate are similar to HP-filtered counterparts, despite some differences in persistence and volatility, while inflation resembles that from BK filtering. This implies that the usual practice of applying a single filtering method to the data of interest may be problematic.

When the baseline model is extended to incorporate consumption habit and price indexation, habit turns out to be important in explaining the persistence of business cycles. Comparison of several alternative models shows that the usual practice of estimation of DSGE model using filtered data leads to biased results. Finally, various sensitivity analyses illustrate that (1) allowing for correlation between structural cyclical shocks and trend shocks and (2) including irregular components (in inflation rate) may deliver interesting/important implication for gap estimates.

본 논문은 간단한 동태적 확률 일반균형(DSGE) 모형과 탄력적 추세를 고려한 비관측인자 모형을 결합하여, DSGE 모형의 추정과 추세/순환변동분의 분해를 동시에 시도하였다. 이를 통해 추정된 GDP 순환변동분은 공식 경기순환 국면과 상당 정도 부합하는 등 전반적으로 경기순환을 잘 반영하는 것으로 나타났다. 하지만 변동성과 지속성의 측면에서 통상적 필터링 방법을 이용한 경우와는 적지 않은 차이가 있었으며, 특히 GDP의 추세분은 상당한 변동성을 보이며 경기순응적 모습을 보였다.

추정된 순환변동분의 성격을 변수별로 살펴보면, GDP와 이자율의 경우는 HP 필터의 결과와 유사한 반면, 인플레이션의 경우는 (불규칙 변동분을 추가로 제외한 경우) BK 필터를 이용한 결과와 상대적으로 더 유사한 것으로 나타났다. 이는 분석대상 변수들에 임의의 단일한 필터링 방법을 적용할 경우, 경기순환분의 성격이 잠재적으로 왜곡되어 추출될 우려가 있음을 보여준다.

습관 및 가격연동을 포함한 확장모형을 고려한 경우, 습관은 경기변동의 지속성을 설명함에 있어 중요한 요소인 것으로 평가된 반면, 가격연동은 그 중요성이 제한적인 것으로 나타났다. 이러한 모형의 개별 요소들에 대한 평가 결과는, 사전 필터링된 자료를 이용하여 추정한경우와 적지 않은 차이를 보여, 자료의 필터링과 모형의 추정을 분리하여 고려하는 일반적인 DSGE 모형의 추정 및 분석은 잠재적으로 오류의 가능성이 있음을 시사한다.

ABSTRACT

마지막으로 결과에 대한 다양한 민감도 분석 결과, (i) 순환변동 충격과 추세 충격이 상관관계를 가지는 경우, 추세 충격의 성격에 따라 추정된 GDP갭의 성격이 상당 부분 달라지기도했으며, (ii) 불규칙 변동분의 포함 여부가 추정된 인플레이션갭의 성격 및 필립스 곡선의 기울기 등에 중요한 함의를 지니는 것으로 나타났다. 또한 (iii) 경기변동분을 VAR로 모형화한 경우, DSGE 모형을 이용한 경우에 나타나는 경기변동의 비대칭성을 제대로 나타내지 못하는 것으로 나타났다.

Ⅰ. 머리말

대부분의 거시변수들은 장기적으로는 생산력 및 제도, 중·단기적으로는 경기변동, 계절적 요인 및 경제정책의 변화 등으로 인해 다양한 형태의 변동을 보인다. 이러한 거시변수의 변동 중 경기순환변동분을 추정하는 작업은 오랜 연구 주제였을 뿐 아니라, 경기 국면의 진단 및 거시경제정책의 효과 분석에도 유용하게 사용되는 등 정책적으로도 중요한 의미를 지닌다.

그동안 다양한 방법론 및 관련 연구에 힘입어 경기순환변동분을 추정하는 방법은 꾸준히 발전해 왔으며, 전통적으로는 확정적(deterministic) 추세를 상정하고 순환변동분을 추출하는 방법으로부터 시작하여, 확률적(stochastic) 추세를 고려하여 일계차분, 비관측인자(unobserved component) 모형을 이용하는 방법 등이 널리 이용되어 왔다. 하지만 일반적으로 각 필터링 방법에 의해 추출된 순환변동분의 특성은 변동성과 지속성등의 측면에서 상당한 차이를 보이며, 추세 및 경기순환에 대한 뚜렷한 정의가 존재하지 않는다는 점을 고려할 때, 어느 방법에 의한 순환변동 추정치가 보다 정확하고 유용한지에 대해서는 합의가 이루어진 것으로 보기 힘들다. 1 최근 경기변동에 관한 실증연구에서 널리 쓰이는 Hodrick—Prescott(HP) 필터 및 Baxter—King(BK) 필터 등의 경우에도, 관련된 여러 기술적(technical) 문제들—예를 들어 유한한 표본으로 인해 이상적(ideal) 필터 대신 근사화(approximate) 필터를 사용함으로써 발생하는 오차, 누출(leakage) 및 압축(compression) 등—을 차치하더라도 위에서 언급한 이슈로부터 자유롭다고 하기 어렵다.

위의 논의들을 감안할 때, 널리 쓰이는 여러 필터링 방법 및 그를 이용한 경기순환분의 추정에 있어서 고려해야 할 중요한 공통적 이슈들이 있으며, 그중 일부를 비판적으로 검토하면 다음과 같다. 첫째, 위에서 언급한 상당수의 필터링 방법은 암묵적으로 경기변동을 특정한 빈도(frequency)와 연관된 거시변수들의 변동으로 이해하고 있다. 예를 들어 BK 필터의 경우는 해당 변수의 총변동분 중 특정 빈도(일반적으로 6~32분기)

¹ 본 장에서 소개되는 개별 필터링의 구체적 방법과 장·단점을 상세히 논하는 것은 본 논문의 범위를 벗어나며, 이에 대해서는 Canova(1998, 2007) 및 DeJong and Dave(2007) 등을 참고할 수 있다.

에 걸친 변동을 경기순환으로 간주하며, 일종의 하이패스(high pass) 필터로 볼 수 있는 HP 필터의 경우에도 스무딩 파라미터(smoothing parameter)의 값을 통해 특정 빈도 이상의 변동은 순환변동분으로 처리하게 된다.² 하지만 경기순환 관련 변동이 특정 빈도에 국한되어 발생하는 것으로 생각하기는 어려우며, 동시에 경기변동과는 구분된 별도의 독립적 동학을 따르는 것으로 여겨지는 추세의 변동이 저빈도에 국한된 것으로 보기도 어렵다.³

둘째, 최근 이러한 필터들을 다변량의 경우로 확장하는 시도가 있지만(Azevedo[2008]; Dermoune, Djehiche, and Rahmania[2009]), 기존 연구에서는 개별 변수들을 대상으로 일변량(univariate) 필터를 이용하여 경기변동분을 추출하는 경우가 대부분이다. 하지만 경기변동의 주요한 특징 중 하나가 변수들의 공행성(comovement)이라는 점을 고려한다면, 이러한 일변량 필터를 이용한 방법은 경기변동과 관련한 주요 정보들을 필터링 과정에 충분히 반영하지 못할 우려가 있다.

셋째, 위에서 언급한 대부분의 필터링 방법은 기본적으로 통계적 접근에 기반한 것으로, 실질적으로 경기변동과 관련된 기존의 이론을 충분히 반영하지 못하고 있다. 이러한 '이론에 의존하지 않는 측정(measurement without theory)'은 경우에 따라 데이터의 특성에 대한 기술적(descriptive) 분석의 한 방법이 될 수 있지만, 필터링 방법에 따라 추정 결과가 상당한 차이를 보이며, 또한 특정 필터링 방법의 적용이 암묵적으로 대상 변수의 순환변동분의 성격을 사전적으로 규정하는 측면이 있다는 점을 고려하면 충분한 설득력이 있다고 보기 힘들다.

한편, 최근 경기변동에 관한 실증분석 및 다양한 거시정책들의 효과 분석 등에 널리쓰이는 DSGE(dynamic stochastic general equilibrium) 모형을 이용한 연구에서는, 통상 불안정적(nonstationary) 성격을 보이는 원자료에 특정한 필터를 적용한 후, 이를 통해 얻은 순환변동분을 이용하여 모형의 추정 및 그에 따른 분석이 이루어진다. 하지만이 경우, 사전 필터링 과정에서 암묵적으로 특정한 형태의 추세를 상정하게 되고, 그로인해 원자료의 경기변동분의 성격 및 관련 정보에 잠재적으로 왜곡이 있을 수 있게 된다. 따라서 필터링 과정에서 추세 부분의 설정에 오류가 있을 경우, DSGE 모형이 제대

² HP 필터에서는 분기 자료의 경우, 흔히 스무딩 파라미터의 값을 1,600으로 두고 있으나 이에 대한 이론적 근거는 충분하지 않으며, Trimbur(2006)는 변수의 성격에 따라 스무딩 파라미터의 값이 1,600과는 상당한 차이가 날 수 있음을 보이고 있다.

³ 이와 관련하여, Andrle(2008) 및 Aguiar and Gopinath(2007)는 신흥 경제(emerging economies)에서 는 추세에 대한 충격 또는 영구적 충격이 경기변동의 주요 원인이 될 수 있으며, 이러한 충격은 일반적으로 특정 빈도가 아닌 전 빈도에 걸쳐 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다.

로 설정되었다 하더라도, 전반적으로 모형의 모수 추정치에 편의(bias)가 발생하는 등 여러 문제가 발생할 수 있다.⁴

본 논문의 동기는 위에서 언급한 두 가지 이슈로부터 비롯되었다. 즉, 거시변수의 순환변동분을 추출하는 작업에 있어 임의적인 필터링 방법을 적용하기보다 이론적/구조적접근이 필요하며, 동시에 임의적인 사전 필터링을 거친 자료를 이용하여 DSGE 모형을 추정하는 관례는 수정·보완할 측면이 있다는 점이다.

위와 같은 문제의식에 착안하여, 본 논문은 DSGE 모형의 추정과 거시변수의 추세/순 환변동분의 분해를 동시에 시도하였다. 구체적으로, 분석대상이 되는 거시 원자료를 추세변동분과 경기변동분으로 구분하여, 추세변동분은 비관측인자 모형을 이용하여 신축적으로 모형화하였고, 경기변동분은 새 케인지언(new Keynesian) 이론을 기반으로 한 간단한 DSGE 모형으로 설정하였다.

이러한 접근법은 앞서 언급한 기존의 필터링 방법 및 통상적인 DSGE 모형의 추정에 비해 다음과 같은 장점을 지니는 것으로 평가할 수 있다. 첫째, 경기순환 관련 변동이 특정 빈도와 관련된 것으로 가정하거나 암묵적으로 추세의 성격을 상정하는 기존의 필터링 방법들과는 달리, 이러한 접근에서는 그러한 사전적 제약 없이 이론적 모형을 바탕으로 순환변동분과 추세 부분이 동시에 추정되게 된다.

둘째, 이와 같은 접근법에서는 명시적인 경제이론에 근거해 경기변동의 동학이 모형화됨에 따라, 추정된 순환변동분의 성격에 대해 자연스러운 경제학적 해석을 할 수 있게 된다. 특히 모형 설정에 따라 지속성 및 진폭 등 순환변동분의 성격이 바뀔 경우, 그원인이 모형의 어떠한 이론적 요인에 기인한 것인지 등에 대한 분석이 가능해진다. 반면, 기존의 비관측인자 모형에서 순환변동분을 ARMA 모형 등으로 설정한 경우에는 이러한 분석이 근본적으로 불가능하다. 또한 이러한 접근법을 통한 순환변동분의 추출은 모형의 일반균형적 성격으로부터 자연스럽게 다변량 필터의 성격을 가지게 된다.

셋째, 이러한 방법은 사전 필터링을 거치지 않은 데이터를 이용하여 DSGE 모형의 추정 및 추세/경기 변동분의 분해를 동시에 실시한다는 점에서, 기존의 DSGE 관련 실증 연구와는 달리 자료의 정보 손실이나 왜곡 문제가 발생하지 않는다. 또한 이와 유사한 맥락에서, 개별 모형들에 대한 평가 및 비교에 있어, 사전 필터링을 거친 자료를 이용하는 기존 연구에 비해 보다 일반적인 관점에서의 모형 평가가 가능하다.

이와 같은 방법을 이용한 경기순환분 추출에서 중요한 이슈 중 하나는 경기변동의 동

⁴ 이러한 점은 Cogley(2001), Gorodnichenko and Ng(2007) 및 Ferroni(2008) 등에 의해서도 제기되었다.

학을 나타내는 DSGE 모형의 타당성일 것이다. 특히 본 논문에서 고려하는 소규모 모형의 경우, 이러한 모형 설정 오류(model misspecification)가 잠재적인 문제로 제기될 수있다. 이에 대해서는 다양한 추가 요인들을 포함하거나 여러 대안적 모형들을 고려하여결과의 민감도를 살펴보았으며, 또한 베이지언 추정 및 이를 바탕으로 한 모형 비교 등을 통해 탄력적인 해석을 시도하였다.5

이러한 접근법을 통해 얻어진 순환변동분의 성격은 다음과 같이 요약할 수 있다. 우선 GDP 순환변동분은 전반적으로 경기순환 국면을 잘 반영하는 것으로 나타났으며, 널리 쓰이는 HP 필터를 이용하여 구한 순환변동분과도 유사한 모습을 보였다. 하지만 동시에 주목할 만한 차이점도 나타났다. 예를 들어 상대적으로 부드러운 추세를 상정하는 HP 필터의 경우에 비해 경기변동분의 진폭은 상대적으로 작은 반면, 추세의 변동성은 더 크게 나타났다. 특히 추세변동분도 경기순환과 밀접히 관련되어 경기순응적(procyclical) 모습을 보였으며, 그 크기도 상당한 것으로 추정되었다.

추출된 순환변동분의 성격을 변수별로 살펴보면, GDP와 이자율의 경우는 HP 필터를 이용한 결과와 유사한 반면, 인플레이션의 경우는 BK 필터 등의 밴드패스(band-pass) 필터의 경우와 상대적으로 더 유사하였다. 이러한 결과는 순환변동분의 추출에 있어, 분석대상 변수들에 임의의 필터링 방법을 일괄적으로 적용할 경우, 경기순환분의 성격이 잠재적으로 왜곡되어 추출될 우려가 있음을 보여준다.

다음으로 중규모 DSGE 모형에서 흔히 고려되는 소비 습관 및 가격연동(price indexation) 등을 포함한 확장모형을 고려한 경우, 습관은 경기변동의 지속성을 설명함에 있어 중요한 요소인 것으로 평가된 반면, 가격연동은 그 중요성이 제한적인 것으로 나타났다. 여기서 주목할 점은, 사전에 HP 필터를 거친 자료를 이용한 경우, 이러한 개별 요인에 대한 평가 및 모형 비교 결과가 상당 부분 다르게 나왔다는 사실이다. 이는 사전적으로 필터링 과정을 거친 자료를 이용하는 일반적인 DSGE 모형의 추정 및 이를 바탕으로 한 모형 비교 등의 분석은 잠재적으로 오류가 있을 수 있음을 시사하고 있다. 마지막으로, 다양한 대안적인 모형 설정을 통해 추정된 순환변동분의 성격을 살펴본 경우에도 다음과 같은 흥미로운 결과가 나타났다. (1) 추세 부분에 대한 충격과 경기순

⁵ 한편, 이와 같이 확률적으로 시변하는(time-varying) 추세를 상정하는 DSGE 모형을 고려하는 경우, 추세 증가율이 상수임을 가정하는 경우에 비해 데이터의 적합도(fit)를 제고할 수 있는 등 통계적 측면에서는 매력적이긴 하나, 이론모형과 추정모형 사이에 괴리가 발생할 우려가 있으며, 그에 따른 추정치에 대한 편의 문제도 발생할 수 있다. 하지만 시변 추세하에서 모형의 정확한 해를 구하고 추정하는 과정은 현실적으로 아주 힘들므로, 본 논문에서의 추정방법은 일종의 근사화에 근거한 것으로 볼 수있다. 이 점을 지적해 주신 익명의 검토자 분께 감사드린다.

환변동분에 대한 구조적 충격 간의 상관관계를 허용하는 경우, 추세 충격의 성격에 따라 추정된 순환변동분의 모습이 상당 부분 달라지기도 하였다. 특히 순환변동 충격이 추세 수준에 대한 충격과 상관관계를 가질 경우, 추정된 순환변동분은 지속성이 감소하는 등 뚜렷한 경기변동 양상을 보이지 않았다. (2) 추세와 경기순환분 외에 추가로 불규칙 요인을 포함한 경우, 추정된 인플레이션갭의 성격 및 (필립스 곡선의 기울기 등) GDP갭과의 동태적 상관관계 등에는 상당한 차이가 발견되었다. (3) 경기변동분을 VAR로 모형화한 경우에는, DSGE 모형을 이용한 경우에 나타나는 경기변동의 비대칭성을 제대로 나타내지 못하는 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 추세변동분의 설정 및 경기변동분을 나타내는 간단한 DSGE 모형에 대한 소개를 통해 모형의 기본적 접근법과 그를 통해 얻은 추정 결과를 소개한다. 이어 제Ⅲ장에서는 기본모형에 습관 및 가격연동을 추가로 고려한 확장모형을 이용한 추정 결과를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 대안적인 추세변동분의 설정, 충격들의 상관관계 허용 등 다양한 추가적인 모형 설정을 통해 추출된 순환변동분의 성격이 어떻게 달라지는지 비교해 본다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 논문의 주요함의를 정리하고 향후 과제를 제시하며 마무리한다.

Ⅱ. 추세 및 경기순환변동분의 설정

본 장에서는 추세와 순환변동분의 설정 등 전반적 모형을 간단히 소개하며, 이후 확장·변형되는 모형들은 이를 기반으로 한 것이다. 우리의 관심인 거시변수의 로그값 (x_t) 이 추세 부분 (x^7) 과 경기순환변동분 (x^c) 으로 구성되어 있다고 하자.6

$$x_t = x_t^{\tau} + x_t^c. \tag{1}$$

이 중 추세 부분의 변동은 다음과 같이 설정한다.

$$x_t^{\tau} = x_{t-1}^{\tau} + \mu_t + \nu_t, \quad \nu_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_{\nu}),$$
 (2)

⁶ 보다 일반적으로는 계절 변동분 (x_t^s) 과 불규칙 변동분 (x_t^{ir}) 을 포함하여 원자료를 다음과 같이 분해하는 것도 가능하다: $x_t = x_t^r + x_t^c + x_t^s + x_t^{ir}$. 이 중 불규칙 변동분을 포함하는 경우에 대해서는 제 $\mathbb N$ 장에서 논의하고 있다.

이를 간단히 설명하면, 추세는 표류항을 가지는 임의보행과정을 따르며, 추세 증가율을 나타내는 표류항은 별도의 임의보행과정을 따르며 시간에 따라 변하게 된다. 이러한 추세변동은 $\Delta^2 x_t^{\tau} = \eta_t + \nu_t - \nu_{t-1}$ 과 같이 나타낼 수 있어 일종의 ARIMA(0, 2, 1) 모형에 해당된다.

이러한 추세변동분의 모형 설정은 간단한 형태임에도 불구하고 앞서 언급한 다양한 형태의 필터들을 포괄하는 것으로 생각할 수 있다. 예를 들어 (간단히 일변량의 경우를 고려할 때) $\sigma_{\nu}^2>0$ 이고 $\sigma_{\eta}^2>0$ 이며 $\sigma_{\eta}^2/\sigma_{\nu}^2$ 가 충분히 큰 값을 가질 경우, 추세는 부드러운 비선형의 형태를 띠게 된다. 한편, $\sigma_{\nu}^2=0$ 일 경우 추세는 I(2) 과정을 따르게 되며, 반면 $\sigma_{\eta}^2=0$ 이면 추세는 표류항이 상수인 임의보행과정을 따르게 된다. 마지막으로 $\sigma_{\nu}^2=\sigma_{\eta}^2=0$ 인 경우는 확정적 추세에 해당된다.7

위와 같은 추세변동분의 설정 및 추정에 있어 몇 가지 고려해야 할 이슈들이 있다. 첫 번째 고려 사항은 개별 변수의 추세 충격들이 서로 독립임을 가정할지의 여부이다. 우선 기본 및 확장 모형에서는 추세 충격의 공분산 행렬이 대각행렬인 경우를 고려하고, 이후 개별 변수들의 추세변동이 상관관계를 가지는 경우를 살펴보기로 한다. 또 다른 고려 사항은 추세 수준에 대한 충격(ν_t)의 포함 여부이다. 이 항을 제외할 경우, 이는 암묵적으로 보다 완만하고 '부드러운' 추세를 상정하는 셈이 되며, 대상 변수의 성격과 무관하게 사전적으로 이러한 제약을 두는 것은 문제가 있을 수 있다(Harvey and Jaeger[1993]). 기본 및 확장 모형에서는 먼저 위의 제약이 없는 '탄력적인' 추세변동의 경우를 상정하고, 이후 이러한 제약의 유무에 따라 결과가 얼마나 민감하게 달라지는지 살펴보기로 한다.

다음으로 경기순환변동분에 대해서는 GDP, 인플레이션, 이자율을 포함하는 거시모형을 고려하며, 구체적으로 순환변동분 $x_t^c = \left\{y_t^c, \pi_t^c, r_t^c\right\}$ 의 동학은 다음과 같은 간단한 새케인지언 DSGE 모형에 의해 나타난다고 하자.9

⁷ 식 (2)~(3)과 같은 설정이 해당 변수들이 반드시 I(2) 과정을 따른다는 것을 상정하는 것은 아니다. 실제 다양한 여러 단위근 검정 결과는 I(2) 과정의 가설 기각 여부에 대해 일관된 결론을 제시하지 않고있다. 따라서 이러한 설정은 통계적 검정에 의한 것이라기보다는 탄력적인 형태의 추세의 성격을 반영하기 위한 것으로 생각할 수 있다. 이와 관련된 논의는 제Ⅳ장에서 다루고 있다.

⁸ 혼동을 줄이기 위해 이후 사용되는 용어를 미리 정리하면 다음과 같다. '추세 수준(에 대한) 충격' 및 '추세 증가율(에 대한) 충격'은 각각 식 (2)의 ν_t 와 식 (3)의 η_t 을 의미하며, 구조적 충격은 DSGE 모형 의 충격을 나타낸다. 한편, '탄력적 추세'는 식 $(2)\sim(3)$ 과 같은 추세 설정을, 그리고 '부드러운 추세'는 추세 수준 충격이 제외되어 추세가 I(2) 과정을 따르는 경우를 의미한다.

$$y_t^c = E_t[y_{t+1}^c] - \frac{1}{\gamma} (r_t^c - E_t[\pi_{t+1}^c]) + z_t^y, \tag{4}$$

$$\pi_{t}^{c} = \beta E_{t} \left[\pi_{t+1}^{c} \right] + \frac{(1 - \theta_{p})(1 - \beta \theta_{p})}{\theta_{p}} y_{t}^{c} + z_{t}^{\pi}, \tag{5}$$

$$r_t^c = \rho_r r_{t-1}^c + (1 - \rho_r)(\phi_u y_t^c + \phi_\pi \pi_t^c) + z_t^{mp}. \tag{6}$$

위에서 일명 '동태적 IS 곡선'으로 불리는 식 (4)는 산출량과 실질이자율 간의 동태적 관계를 나타내며, 두 변수 간의 정량적 관계는 상대적 위험회피계수(γ)의 크기에 의해 결정된다. 식 (5)는 새 케인지언 필립스 곡선으로서 금기의 인플레이션은 기대 인플레이션과 GDP갭(실제치와 추세의 차이)의 함수로 나타나며, 가격 경직성하에서 매기에 일정한 확률(θ_p)로 가격을 설정하는 (중간재) 기업의 최적화 조건으로부터 유도할 수 있다(β 는 시간선호 할인자이다). 마지막으로 식 (6)은 테일러 준칙(Taylor-rule) 타입의 통화 정책함수로 이자율은 전기의 이자율, 인플레이션갭 및 GDP갭에 반응하는 것으로 설정하였다.

각 변수는 매기 z_t^y , z_t^π 및 z_t^{mp} 의 구조적 충격을 받으며, 각각 수요/선호 충격, 공급/비용상승 충격 및 통화정책 충격으로 해석이 가능하다. 이들 충격은 다음과 같은 확률과정을 따르는 것으로 설정하였다.

$$z_{t}^{y} = \rho_{y} z_{t-1}^{y} + \epsilon_{t}^{y}, \quad \epsilon_{t}^{y} \sim i.i.d.(0, \sigma_{y}^{2}), \quad -1 < \rho_{y} < 1;$$

$$z_{t}^{\pi} = \rho_{\pi} z_{t-1}^{\pi} + \epsilon_{t}^{\pi}, \quad \epsilon_{t}^{\pi} \sim i.i.d.(0, \sigma_{\pi}^{2}), \quad -1 < \rho_{\pi} < 1;$$

$$z_{t}^{mp} = \epsilon_{t}^{mp}, \quad \epsilon_{t}^{mp} \sim i.i.d.(0, \sigma_{mp}^{2}).$$

$$(7)$$

DSGE 모형을 바탕으로 순환변동분을 모형화하고 탄력적인 추세를 상정한 위와 같은 접근법에서는, 매기 각 변수는 세 종류의 충격(두 추세 충격 및 구조적 순환변동 충격)에 영향을 받으며, 추세/순환변동분의 성격은 원자료 및 순환변동분의 동학에 따라 결정됨에 주목하자.

식 (4)~(7)과 같이 로그선형화된 DSGE 모형은 합리적 기대하의 선형 차분방정식의 해를 구하는 일반적인 방법을 통해 풀 수 있고(Blanchard and Khan[1980]; Uhlig[1999];

⁹ 소개된 새 케인지언 모형은 기존의 연구 및 관련 문헌을 통해 잘 알려져 있으므로 유도과정은 생략한다. 개별 식들에 대한 유도과정 및 관련된 논의에 대해서는 Gali(2008) 및 Walsh(2010) 등을 참고하기바란다.

Klein[2000]; Sims[2001]), 이 중 Uhlig(1999)의 방법을 이용하면 모형의 해는 다음과 같이 나타난다.

$$\tilde{x}_t = RR(\theta)\tilde{x}_{t-1} + SS(\theta)z_t, \tag{8}$$

$$\tilde{y}_t = PP(\theta)\tilde{x}_{t-1} + QQ(\theta)z_t, \tag{9}$$

$$z_t = NN(\theta)z_{t-1} + \epsilon_t, \tag{10}$$

여기서 θ 는 모형의 모수를 나타내는 벡터이며, $\tilde{x}_t = \left\{y_t^c, r_t^c\right\}$ 는 상태변수 벡터, $\tilde{y}_t = \pi_t^c$ 는 내생변수, $z_t = \left\{z_t^y, z_t^\pi, z_t^{mp}\right\}$ 및 $\epsilon_t = \left\{\epsilon_t^y, \epsilon_t^\pi, \epsilon_t^{mp}\right\}$ 는 충격과정 항들의 벡터를 나타낸다.

식 $(1)\sim(3)$ 과 $(8)\sim(10)$ 을 결합하면, 모형의 전체적인 체계는 다음과 같은 측정 방정식 (measurement equation)과 이전 방정식(transition equation)으로 구성된 상태-공간 모형(state-space model)으로 나타낼 수 있다.

$$X_t = H(\theta)\xi_t,\tag{11}$$

$$\xi_{t+1} = F(\theta)\xi_t + G(\theta)\zeta_{t+1} \tag{12}$$

여기서 $X_t = \left\{y_t, r_t, \pi_t\right\}^{'}$, $\xi_t = \left\{x_t^{\tau}, \mu_t, \tilde{x}_{t-1}, z_t\right\}^{'}$, $\zeta_t = \left\{\nu_t, \eta_t, \epsilon_t\right\}^{'}$ 이며, 행렬의 구체적 형태는 다음과 같다.

$$H \! = \! \begin{bmatrix} RR_{(2 \times 2)} \; SS_{(2 \times 3)} \\ I_{(3 \times 3)} PP_{(1 \times 2)} \; QQ_{(1 \times 3)} \end{bmatrix} \! ,$$

$$F = \begin{bmatrix} I_{(3\times3)} & I_{(3\times3)} & 0_{(3\times2)} & 0_{(3\times3)} \\ 0_{(3\times3)} & I_{(3\times3)} & 0_{(3\times2)} & 0_{(3\times3)} \\ 0_{(2\times2)} & 0_{(2\times2)} & RR_{(2\times2)} & SS_{(2\times3)} \\ 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & NN_{(3\times3)} \end{bmatrix}, \qquad G = \begin{bmatrix} I_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} \\ 0_{(3\times3)} & I_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} \\ 0_{(2\times3)} & 0_{(2\times3)} & 0_{(2\times3)} & 0_{(2\times3)} \\ 0_{(3\times3)} & 0_{(3\times3)} & I_{(3\times3)} \end{bmatrix}.$$

식 (11)~(12)와 같은 상태-공간 모형의 우도(likelihood)는 칼만필터(Kalman filter)를 이용하여 계산할 수 있으며, 일반적인 수치적 방법(numerical method)을 통해 극댓값 등을 계산할 수 있다. 본 논문에서는 베이지언(Bayesian) 방법을 이용하여 모형을 추정하였으며, 모수에 대한 적절한 사전분포를 설정한 후,10 메트로폴리스—헤이스팅즈 알고리즘(Metropolis—Hastings algorithm)을 이용하여 추정치의 사후분포를 구하였다.11

모형의 추정에는 1991: I~2009: IV 동안의 분기 자료를 이용하였으며, 관측변수 (observables)로는 (계절조정) 실질GDP, 인플레이션율(전기 대비 소비자물가 상승률), 이자율(콜금리)이 사용되었다. 추정에 앞서 소비자물가지수는 X12-ARIMA 방법을 통해 계절조정하였으며, 분기별 상승률을 연율로 환산하여 사용하였다.

모형의 추정에 앞서 비교를 위해 일계차분(FD), 선형 추세 제거(LT), HP 필터 및 BK 필터를 이용하여 세 변수의 순환변동분을 추출했으며, 그 결과가 〈Table 1〉 및 [Figure 1A]~[Figure 1B]에 정리되어 있다. 널리 알려진 바와 같이, 추출된 순환변동분은 필터링 방법에 따라 변동성과 지속성의 측면에서 상당히 다른 모습을 보여주고 있다. 예를 들어 선형 추세를 제거하고 추출한 순환변동분은 상대적으로 지속적인 형태를 보이는 반면, 일계차분을 통해 얻어진 순환변동분은 단기간에도 상당한 변동을 보이고 있다. 이러한 특징은 스펙트럼에도 반영되어 선형 추세를 제거한 경우에는 저빈도 변동분이 상대적으로 많이 남아 있는 반면, 일계차분의 경우에는 상대적으로 고빈도 변동분이 상당 부분을 차지하고 있다. 마지막으로 인플레이션의 경우, BK 필터를 제외한 다른 경우에는 통상적으로 여겨지는 경기변동 관련 빈도(6~32분기) 밖에서도 상당한 변동이 나타나는 점은 주목할 만하다.

기본모형에 의해 추정된 세 변수의 순환변동분 및 추세가 [Figure 2A]~[Figure 2B]에 나타나 있다. 우선 눈에 띄는 점은, GDP의 경우 1998년의 외환위기 및 2008년의 글로벌 금융위기 시의 급격한 위축 등 경기변동 양상을 뚜렷하게 보여주고 있으며, 공식경기순환 국면과도 상당 부분 부합하는 것으로 나타났다. 반면, 인플레이션 및 이자율의경우에는 순환변동분이 공식 순환 국면과 뚜렷이 관련되는 모습을 관찰할 수는 없었으나, 두 변수 모두 추세가 점진적으로 감소하는 모습을 보여주고 있다. 특히 외환위기를

¹⁰ 모수들에 대해 설정한 사전분포는 《Table 3》에 나타나 있으며, 위험회피계수, 가격경직성 모수 등 기존의 DSGE 연구에서 흔히 쓰였던 모수들에 대해서는 기존 문헌에서 널리 쓰였던 값을 이용하였다. 한편, 충격의 표준편차에 대해서는 기존 연구를 참고하기가 어려우므로, 우선 추세 충격과 구조적 충격에 대해 동일한 사전평균값을 설정하였으며, 사전분포에 의해 모수의 추정치가 지나치게 영향을 받는 것을 막기 위해 상대적으로 큰 값(0.5)으로 설정하였으며, 이보다 크거나 작은 값을 이용한 경우에도 결과에는 거의 차이가 없었다.

¹¹ 이후 보고되는 결과는 모두 DSGE 모형 추정에 널리 사용되는 소프트웨어인 Dynare를 이용하여 추정하였으며, 250,000번의 임의추출 중 처음 50,000번을 제외한 나머지를 이용하여 계산된 것이다. 사후 분포의 계산에 있어서는 통상적인 최적화 방법의 적용이 쉽지 않아, 몬테카를로 기반 최적화 방법 (Monte Carlo based optimization routine)을 이용하여 최빈수(mode)를 구하였으며, 이후 이를 바탕으로 메트로폴리스-헤이스팅즈 알고리즘을 실행하였다. 또한 한계우도확률(marginal likelihood)은 Geweke(1999)의 수정조화평균법(modified harmonic mean)을 이용하여 계산하였다. 마지막으로 마르코프 체인(Markov chain)의 수렴 여부는 체인 내 및 체인 간 적률(moments)을 비교한 Brooks and Gelman(1998)의 방법을 이용하여 확인하였다.

⟨Table 1⟩ Summary Statistics of Cyclical Components

Filter	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	st. dev.	Skewness	Kurtosis
A. GDP							
LT	0.845	0.619	0.415	0.297	3.902	-0.410	2,260
FD	0.372	0.099	-0.086	-0.129	1.574	-2,669	14.663
HP	0,813	0.504	0.196	-0.002	2,470	-1.086	4.691
BK	0.891	0.611	0.256	-0.063	2,549	-13,328	5.577
DSGE M1	0.681	0.261	-0.094	-0.253	1.566	-1.184	5.668
DSGE M2	0.743	0.348	-0.011	-0.027	1.897	-1.366	5.892
DSGE M3	0.774	0.409	0.063	-0.140	2.069	-1.402	5.804
DSGE M4	0,565	0.093	-0.230	-0.317	1.140	-1.476	7.037
B. Inflation ra	ate						
LT	0.112	0.041	0.060	-0.167	2.673	1.979	12.381
FD	-0.434	-0.079	0.153	-0.116	3.503	-1.331	12.285
HP	0.052	-0.026	0.015	-0.210	2.554	2,528	15.879
BK	0.776	0.257	-0.258	-0.513	1.704	0.645	5.201
DSGE M1	0.070	-0.054	-0.005	-0.195	2.479	2.995	19.563
DSGE M2	0,063	-0.065	-0.016	-0.205	2.467	3.015	19.834
DSGE M3	0.056	-0.067	-0.014	-0.204	2.458	3.104	20.416
DSGE M4	0.075	-0.054	-0.008	-0.196	2.478	2,956	19.502
C. Interest ra	ate						
LT	0.801	0.487	0.295	0.189	2.895	1.881	9.298
FD	0,308	-0.308	-0.225	-0.134	1.823	-0.394	11.823
HP	0.700	0.240	0.001	-0.098	2.349	2.935	16.154
BK	0,848	0.480	0.075	-0.206	2.316	1.618	7.547
DSGE M1	0.683	0.222	-0.034	-0.167	1.747	2,959	17.549
DSGE M2	0.667	0.190	-0.071	-0.203	1.749	3.041	17.959
DSGE M3	0.669	0.196	-0.065	-0.198	1.724	3.011	17.970
DSGE M4	0.667	0.183	-0.073	-0.193	1,800	3,125	18.312

Note: AR(p) indicates p-th order autocorrelation of individual series. See the main text for description of DSGE models.

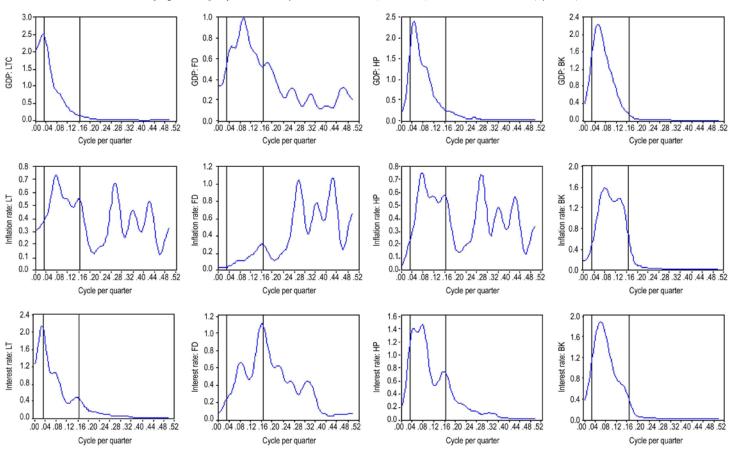
기점으로 하여 이후 이자율의 추세는 큰 폭으로 감소하였으며, 인플레이션은 약 3% 안 팎의 수준에서 안정적으로 유지되는 모습을 보여주고 있다.

추정된 GDP 순환변동분의 모습은 HP 필터를 이용한 결과와 전반적으로 유사한 모습을 보이긴 했지만, 동시에 적지 않은 차이도 나타났다. 우선 〈Table 1〉과 [Figure 2A]에서 나 타나듯이 본 논문의 모형에 의해 추정된 GDP 순환변동분은 HP 필터를 거친 경우에 비해

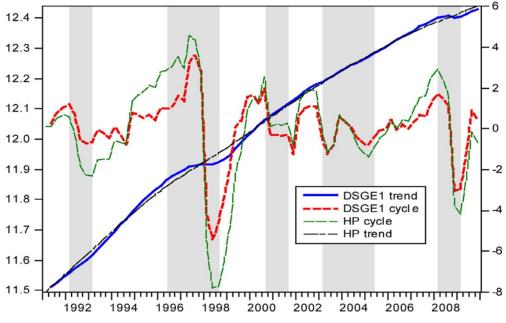
GDP: HP filter GDP: linear detrending GDP: BK filter GDP: first difference 0 -0. -2 --2 --8 --6 --6 --12. 1995 2000 2005 1995 2000 2005 1995 2000 2005 1995 2000 2005 Inflation rate: first difference Inflation rate: HP filter Inflation rate: linear detrending Inflation rate: BK filter 16 12 -8 -2-0 --2--12 --16 --20 -6-2000 1995 1995 2000 1995 2005 1995 2000 2005 2000 2005 2005 Interest rate: HP filter Interest rate: BK filter Interest rate: linear detrending Interest rate: first difference 15.0 -12.5 -12 -10.0 -6-7.5 -4 -5.0 -2 -0 --2 --4 -2.5 -0.0 --2.5 -1995 2000 2005 1995 2000 2005 1995 2000 2005 1995 2000 2005

[Figure 1A] Cyclical Components of GDP, Inflation, and Interest Rate

[Figure 1B] Cyclical Components of GDP, Inflation, and Interest Rate (spectra)

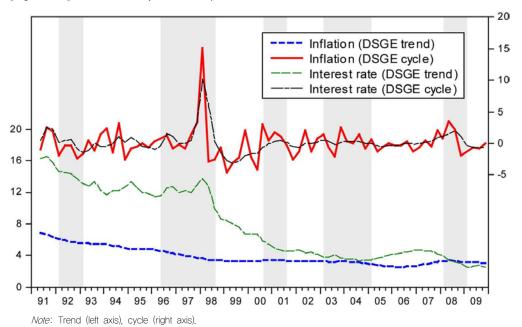


[Figure 2A] Trend and Cyclical Components of GDP

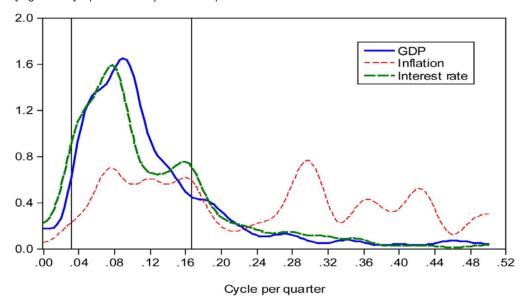


Note: Trend (left axis), cycle (right axis).

[Figure 2B] Trend and Cyclical Components of Inflation and Interest Rate



[Figure 2C] Spectra of Cyclical Components



상대적으로 진폭이 더 적은 반면, 추세변동분은 경기변동과 밀접한 관련을 보이며 경기 동행적(pro-cyclical)인 모습을 보이는 것으로 나타났다. 12 구체적으로 추세 수준 충격 (ν_t^y) 은 외환위기 및 최근의 금융위기 기간 동안 0.5%가량 감소하였으며, 추세 증가율 충격 (η_t^y) 과 결합된 경우, 추세분은 약 1% 가까이 감소한 것으로 나타났다. 앞서 언급한 두 불황기 동안의 GDP 성장률이 -5% 안팎이었음을 고려하면 이는 적지 않은 수치이다. 또한 추세 충격의 표준편차는 각각 $\hat{\sigma}_t^y$ = 0.372 및 $\hat{\sigma}_t^y$ = 0.365로 추정되어,

12 위와 같은 HP 필터를 이용한 순환변동분의 추출 결과와의 비교에 있어서는 다음의 논의가 도움이 될 것이다. 본 논문의 식 (1)~(7)과 같은 모형에 HP 필터를 적용한 경우 파워전이함수(power transfer function)는 다음과 같이 나타난다(Harvey and Jaeger[1993]).

$$f_{H\!P}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \frac{4(1-\cos\!\omega)^2}{[\lambda^{-1} + 4(1-\cos\!\omega)^2]^2} \left[\sigma_{\eta}^2 + 2(1-\cos\!\omega)\sigma_{\nu}^2 + 4(1-\cos\!\omega)^2 g^c(\omega)\right]$$

여기서 λ 는 스무딩 파라미터의 값이며, $g^\epsilon(\omega)$ 는 순환변동분의 스펙트럼 생성함수(spectral generating function)이다. 위 식을 간단히 설명하면, 식 $(1)\sim(7)$ 과 같은 모형으로부터 생성된 시계열 자료에 HP 필터를 이용하여 경기순환분을 추출할 경우, 그 스펙트럼은 세 기여분(추세분의 I(2) 및 I(1), 그리고 순환변동분에 해당하는 안정적인(stationary) I(0) 부분)의 합으로 생각할 수 있다(통상적인 스무딩 파라미터 값($\lambda=1,600$)을 이용할 경우, I(2) 및 I(1) 부분은 각각 40분기 및 30분기 근방에서 정점을 이루는 스펙트럼을 가지며, 20분기 이하 중·단기 변동의 대부분은 I(0)에 해당하는 순환변동분으로 걸러진다). 따라서 이 경우 HP 필터를 통해 추출된 순환변동분의 성격 및 스펙트럼의 전반적인 형태는 각부분의 상대적 크기에 의해 결정되며, 추세변동분이 안정적인 I(0) 부분의 변동에 비해 상대적으로 클수록 저빈도 변동이 순환변동분으로 더 처리되게 된다.

(Table 2) Cross-correlation between Shocks

k	$corr(e_t,\eta_{t+k})$	$corr(e_t,\nu_{t+k})$	$corr(\nu_t,\eta_{t+k})$
-4	0.1355	-0.0681	0.2344
-3	0.2044	-0.0226	0.3653
-2	0.2646	0.2594	0.5548
-1	0.1184	0.4210	0.5358
0	-0.1489	0.7508	0.3531
1	-0.7166	-0.0680	-0.3626
2	-0.6363	-0.3503	-0.5451
3	-0,3806	-0.4694	-0.5627
4	-0,0581	-0,2839	-0.3719

분석기간 동안 GDP 성장률의 표준편차(1.574%)를 감안하면 추세분의 변동성도 상당한 수준인 것으로 나타났다.

이러한 결과에 대해 탄력적인 추세를 상정하는 모형의 설정으로부터 경기변동분이 과소 추정되었을 가능성을 생각해 볼 수도 있다. 즉, 불황기 동안의 GDP 감소분 중 (모형설정상의 오류 등의 문제로) 모형의 경기변동분으로 충분히 설명되지 않는 부분에 대해추세 부분이 추가적으로 감소하면서 이와 같은 결과가 나타날 수도 있다. 이에 대해서는 충격들의 동태적 상관관계를 요약한 〈Table 2〉가 실마리를 제공해 주고 있다. 우선순환변동분의 구조적 충격은 동시적으로는 추세 수준/증가율에 대한 충격과 각각 양/음의 상관관계를 보이고 있으며, 양(음)의 구조적 충격에 대해 추세 충격들은 이후 상당기간에 걸쳐 감소(증가)하는 모습을 보이고 있다. 이는 경기변동과정에서 두 종류의 추세 충격은 서로 일종의 완충작용을 하며 비교적 부드러운 추세를 유지하려 하는 것으로볼 수 있으며, 따라서 경기변동분에 대한 과소 추정 가능성은 낮아 보인다.13

이상의 결과는 경기변동을 부드러운 장기 추세로부터의 일시적 이탈(deviation)로 해석하는 일반적인 해석과는 다른 함의를 전달하고 있으며, 특히 Andrle(2008)이 언급한 바와 같이, 추세변동이 저빈도에 국한된 것이 아니라, 잠재적으로 경기변동 주기를 포함한 전체 빈도에 걸쳐 나타날 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 BK 필터 등과 같이 빈도 영역(frequency domain)에서 특정 구간을 대상으로 순환변동분을 걸러내는 필터링

¹³ 또한 이들 충격들 사이에 상관관계를 허용하는 경우에도 상관관계는 음(-)의 값을 가지는 것으로 추정되어, 과소 추정의 가능성은 낮은 것으로 나타났다. 이에 대해서는 제Ⅳ장에서 보다 자세히 논의할 것이다.

(Table 3) Prior and Posterior Distribution of Structural Parameters (Baseline Model)

	Prior distribution		Poster	rior distribution		HP		
	dist.	mean	st. dev.	mean	90% C. I.	mean	90% C. I.	
γ	G	1.5	0.5	2.656	(1.675, 3.564)	3.061	(2.168, 3.912)	
β	В	0.95	0.02	0.944	(0.914, 0.977)	0.942	(0.910, 0.974)	
θ_p	В	0.5	0.2	0.229	(0.028, 0.441)	0.297	(0.103, 0.483)	
ϕ_y	В	0.5	0.2	0.602	(0.272, 0.916)	0.622	(0.345, 0.892)	
ϕ_{π}	В	1.5	0.3	1.359	(1.017, 1.697)	1.370	(1.055, 1.691)	
ρ_r	В	0.5	0.2	0.661	(0.564, 0.756)	0.644	(0.571, 0.714)	
ρ_y	В	0.5	0.2	0.827	(0.710, 0.965)	0.814	(0.722, 0.910)	
ρ_{π}	В	0.5	0.2	0.350	(0.103, 0.593)	0.212	(0.059, 0.356)	
σ_y	IG	0.5	8	0.403	(0.230, 0.578)	0.488	(0.306, 0.662)	
σ_{π}	IG	0.5	∞	2.020	(1.401, 2.653)	2,065	(1.673, 2.458)	
σ_{mp}	IG	0.5	∞	0.886	(0.281, 1.313)	1,255	(1.070, 1.427)	
$\sigma_{\eta,y}$	IG	0.5	8	0.365	(0.129, 0.610)			
$\sigma_{\eta,\pi}$	IG	0.5	∞	0.173	(0.100, 0.243)			
$\sigma_{\eta,r}$	IG	0.5	∞	0.219	(0.112, 0.326)			
$\sigma_{\nu,y}$	IG	0.5	∞	0.372	(0.126, 0.657)			
$\sigma_{ u,\pi}$	IG	0.5	∞	0.329	(0.123, 0.543)			
$\sigma_{ u,r}$	IG	0.5	8	0.706	(0.156, 1.271)			
	log data density			-490.028		-454.401		

Note: G, B, and IG denote gamma, beta, and inverse gamma distribution, respectively.

방법은 이론적 근거가 취약하며, 잠재적으로 오류가 있을 수 있음을 시사한다.

본 논문의 모형을 이용해 추출된 순환변동분과 HP 필터를 이용한 경우의 차이는 모형의 모수 추정 결과에도 나타나고 있다. 예를 들어〈Table 3〉에 나타나듯이, 사전에 HP 필터를 거친 데이터를 이용하여 DSGE 모형을 추정한 경우, 위험회피계수 및 가격경직성 모수는 본 논문의 모형을 이용한 경우보다 다소 크게 추정되었다. 이는 HP 필터로 추출된 순환변동분의 성격이 (상대적으로 더 지속성을 띠는 것으로) 사전적으로 규정됨에 따라, 이를 설명하기 위해 순환변동분이 실질이자율의 변화에 상대적으로 덜 민감하게 반응하며, 동시에 GDP갭의 인플레이션갭에 대한 영향이 적도록 모수값이 추정된것으로 생각할 수 있다. 또한 HP 필터를 거친 자료를 이용한 경우, 공급/비용상승 충격의 자기회귀계수는 감소한 반면 통화정책 충격의 표준편차는 더 크게 추정되었으며, 이

는 HP 필터링된 GDP갭의 진폭이 상대적으로 더 큰 점에도 기인한 것으로 보인다.

마지막으로 기본모형을 이용해 추정된 순환변동분의 스펙트럼을 살펴보면(Figure 2C 참조), 우선 GDP의 경우 BK 필터 또는 HP 필터를 이용한 경우 스펙트럼의 정점이 0.05(20분기) 근방임에 반해, 본 논문의 모형을 이용한 경우에는 약 0.09(11분기)에 위치하였으며, 두 필터에 비해 상대적으로 고빈도 변동분이 경기순환분으로 더 처리된 것으로 나타났다. 이는 본 논문의 모형으로부터 추출된 순환변동분이 상대적으로 단기적변동이 더 심함을 의미하며, 이와 관련된 앞의 논의와도 부합하는 결과라고 볼 수 있다. 한편, 인플레이션의 스펙트럼은 HP 필터의 경우와 거의 유사하나, 고빈도 변동분이 상당한 부분을 차지하고 있어 BK 필터의 경우와는 적지 않은 차이를 보였다. 이러한 결과는 해당 변수의 성격 및 다른 변수와의 이론적 관계 등을 적절히 고려하지 않고 특정 필터링 방법을 일괄적으로 적용하여 순환변동분을 추출할 경우, 잠재적으로 여러 다양한 문제가 발생할 수 있음을 시사한다. 마지막으로 이자율의 경우에는 0.05(12.5분기) 근방에서 정점을 가져 HP 필터 및 BK 필터를 이용한 결과와 거의 유사한 것으로 나타났다.

Ⅲ. 확장모형: 습관 및 가격연동 추가

앞 장에서 고려한 새 케인지언 모형은 비교적 간단하여 직관적인 이해와 분석이 용이하다는 장점이 있지만, 경기순환의 동학이 다소 단순하게 모형화된 측면이 있다. 따라서 본 장에서는 소비 습관 및 가격연동 등을 추가한 확장모형을 이용하여 순환변동분의 추정을 시도한다. 이러한 추가 요인들은 경기변동의 지속성을 잘 설명하는 등 경기변동 동학의 이해에 중요한 역할을 하며, 실증분석에서도 모형 적합도(fit)를 높이는 것으로 알려져 있다(Gali and Gertler[1999]; Fuhrer[2000]; Christiano, Eichenbaum, and Evans[2005]).14

¹⁴ 이러한 추가 요인들의 고려는 기본모형의 단순한 확장 이상의 함의를 지닌다. 위와 같은 개별 요인들에 대한 기존의 평가는 사전에 특정 필터링을 거친 데이터를 이용한 추정 결과에 근거한 것임에 반해, 본 논문의 접근법에서는 원자료의 왜곡이나 손실 없이 보다 일반적인 관점에서 이들 요인에 대해 정성적· 정량적으로 평가할 수 있게 된다. 따라서 추출된 순환변동분의 비교뿐 아니라, 이와 관련한 복수의 모형들에 대한 비교 등의 추가적인 분석도 자연스럽게 가능해진다.

우선 습관을 포함하는 경우, 산출량은 미래의 기대 산출량뿐 아니라 과거 산출량의 함수로 나타나며, 식 (4)는 다음과 같이 바뀌게 된다.¹⁵

$$y_{t}^{c} = \frac{\gamma}{\gamma + h(\gamma - 1)} E_{t}[y_{t+1}^{c}] + \frac{h(\gamma - 1)}{\gamma + h(\gamma - 1)} y_{t-1}^{c} - \frac{1}{\gamma + h(\gamma - 1)} (r_{t}^{c} - E_{t}[\pi_{t+1}^{c}]) + \epsilon_{t}^{y},$$

$$\tag{13}$$

여기서 h는 0과 1 사이의 값을 가지는 습관 모수이며, 습관이 없는 경우(h=0) 식 (13)은 기본모형의 식 (4)와 동일하게 된다.

다음으로 기업들의 가격 설정과정에서 과거 인플레이션에 대한 가격연동(price indexation)을 고려할 경우, 필립스 곡선은 다음과 같이 나타난다.

$$\pi_t^c = \frac{\beta}{1 + \beta \chi} E_t[\pi_{t+1}^c] + \frac{\chi}{1 + \beta \chi} \pi_{t-1}^c + \frac{(1 - \theta_p)(1 - \beta \theta_p)}{\theta_p} y_t^c + \epsilon_t^p, \tag{14}$$

여기서 χ 는 0과 1 사이의 값을 가지는 가격연동 모수로서, $\chi=1$ 인 경우는 완전 연동을 의미하며, 가격연동이 없는 경우 $(\chi=0)$ 필립스 곡선은 식 (5)와 같은 간단한 형태가 된다. 위의 두 식을 제외한 모형의 나머지 부분은 기본모형의 경우와 동일하게 설정하였다. 추정에 있어서도 기본모형과 공통인 모수에 대해서는 동일한 사전분포를 설정하였으며, 새롭게 추가된 습관과 가격연동 모수의 사전분포에 대해서는 공통적으로 평균이 0.5이며 표준편차가 0.2인 베타 분포를 채택하였다.

[Figure 3A]에는 습관과 가격연동을 포함한 확장모형을 이용하여 추정된 GDP의 순환변동분이 나타나 있다. 추정된 순환변동분은 기본모형에 비해 전반적으로 진폭이 다소 커져 더 뚜렷한 경기순환 양태를 보여주고 있으며, HP 필터링된 순환변동분과 더 유사한 형태를 띠긴 했지만, 여전히 진폭은 적게 나타났다. 16 이러한 결과는 〈Table 4〉에 나타난 모형의 모수 추정치에서도 확인할 수 있다. 위험회피계수와 가격경직성 모수

¹⁵ 이 조건은 소비 습관을 반영한 효용함수 $U(C_t,C_{t-1})=(C_tC_{t-1}^{-h})^{(1-\gamma)}/(1-\gamma)$ 로부터 다음과 같은 일계 조건을 로그선형화하여 유도할 수 있다: $(C_tC_{t-1}^{-h})^{(1-\gamma)}/C_t=\beta(1+R_t)E_t[(P_{t+1}/P_t)(C_{t+1}C_t^{-h})^{(1-\gamma)}/C_{t+1}]$

¹⁶ 앞서와 마찬가지로 이러한 결과는 스펙트럼의 관점에서도 해석이 가능하다. 확장모형을 이용한 경우, 순환변동분은 전반적으로 기본모형의 경우보다 진폭이 더 커진 반면, 추세변동분의 분산은 감소한 것으로 나타났다. 따라서 이 경우, 전체 변동분 가운데 상대적으로 더 많은 중빈도 및 고빈도 변동분이 I(0) 부분으로 처리되고, 그에 따라 기본모형에 비해 순환변동분의 스펙트럼과 전반적인 양태는 HP 필터의 경우와 더 유사하게 된다(각주 12 및 Figure 3B 참조). 한편, 인플레이션과 이자율의 순환변동분 스펙트럼은 기본모형의 경우와 거의 차이가 없었다.

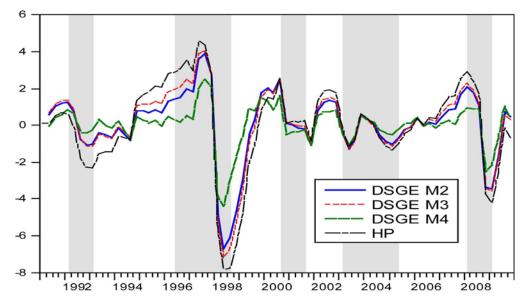
(Table 4) Prior and Posterior Distribution of Structural Parameters (Extended Model)

	Prior distribution		Poster	ior distribution	HP		
	dist.	mean	st. dev.	mean	90% C. I.	mean	90% C. I.
γ	G	1.50	0.5	3,230	(2.318, 4.152)	3.654	(2.746, 4.589)
β	В	0.95	0.02	0.950	(0.920, 0.982)	0.950	(0.920, 0.983)
θ_p	В	0.5	0.2	0.479	(0.237, 0.670)	0.567	(0.411, 0.727)
ϕ_y	В	0.5	0.2	0.499	(0.219, 0.783)	0.560	(0.285, 0.825)
ϕ_{π}	В	1.5	0.3	1.551	(1.166, 1.945)	1.567	(1.203, 1.933)
ρ_r	В	0.5	0.2	0.667	(0.578, 0.757)	0.645	(0.577, 0.717)
ρ_y	В	0.5	0.2	0.712	(0.539, 0.896)	0.672	(0.536, 0.804)
ρ_{π}	В	0.5	0.2	0.339	(0.057, 0.636)	0.217	(0.028, 0.397)
h	В	0.5	0.2	0.784	(0.611, 0.964)	0.802	(0.646, 0.962)
χ	В	0.5	0.2	0.251	(0.037, 0.451)	0.188	(0.030, 0.337)
σ_y	IG	0.5	∞	0.376	(0.223, 0.517)	0.459	(0.333, 0.588)
σ_{π}	IG	0.5	∞	2,537	(1.675, 3.394)	2.298	(1.764, 2.765)
σ_{mp}	IG	0.5	∞	0.921	(0.467, 1.335)	1.267	(1.082, 1.448)
$\sigma_{\eta,y}$	IG	0.5	∞	0.270	(0.124, 0.413)		
$\sigma_{\eta,\pi}$	IG	0.5	∞	0.172	(0.100, 0.239)		
$\sigma_{\eta,r}$	IG	0.5	∞	0.215	(0.112, 0.321)		
$\sigma_{ u,y}$	IG	0.5	∞	0.352	(0.128, 0.600)		
$\sigma_{ u,\pi}$	IG	0.5	∞	0.330	(0.121, 0.552)		
$\sigma_{ u,r}$	IG	0.5	∞	0.711	(0.172, 1.166)		
	log data density		-481.320		-	-445,263	

Note: G, B, and IG denote gamma, beta, and inverse gamma distribution, respectively.

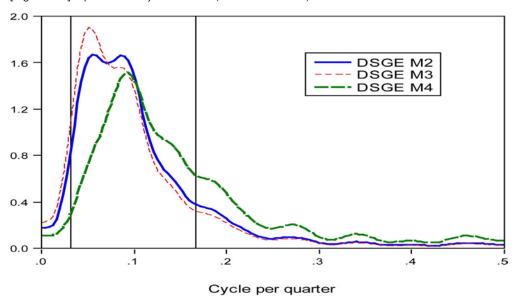
추정치는 HP 필터를 거친 자료를 이용한 경우보다 여전히 작지만 기본모형에 비해서는 크게 나타났다. 또한 추세 충격의 분산도 감소한 것으로 나타나, 기본모형의 경우보다 경기변동이 상대적으로 더 지속적인 모습을 띠는 점과 부합되는 것으로 생각할 수 있다. 마지막으로 추가된 두 요인의 개별 효과를 살펴보기 위해, 기본모형에 습관과 가격연 동을 각각 별도로 추가하여 GDP의 순환변동분을 추정해 보았다. [Figure 3A]에 나타난 바와 같이 습관만을 추가한 경우, 순환변동분의 진폭이 다소 커지긴 했지만 위의 확장 모형의 결과와 큰 차이를 보이지 않았다. 반면, 가격연동만을 추가한 경우에는, 추정된 순환변동분은 기본모형의 경우보다 오히려 경기변동의 진폭이 더 작아지는 등 진폭이상당 정도 감소하는 것으로 나타났다.

[Figure 3A] Cyclical Component of GDP (Extended Model)



Note: DSGE M2, DSGE M3, and DSGE M4 denote the extended models with 'habit and indexation', 'habit', and 'indexation', respectively.

[Figure 3B] Spectra of Cyclical GDP (Extended Model)



Note: See the note to Figure 3A.

이 시점에서 경기순환변동분의 추출에 대해 복수의 모형이 존재하고 그 결과가 상이할 경우, 어느 모형의 결과가 가장 신뢰할 만한 것인가라는 질문이 자연스럽게 제기된다. 17 이에 대해 고려해 볼 수 있는 유용한 모형 비교방법은 베이지언 관점에서 모형 간의 사후확률비(posterior odds ratio)를 계산해 보는 것이다. 모형 i에 대비한 모형 j의 사후확률비 $PO_{i,j}$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$PO_{i,j} = \frac{g(M_j)}{g(M_i)} \times \frac{p(Y|M_j)}{p(Y|M_i)}.$$

여기서 g(M)는 모형 M에 대한 사전확률(prior probability)이고, p(YM)는 데이터 Y를 이용해 계산된 모형 M의 사후한계 로그우도값(posterior marginal log likelihood) 이다.

지금까지 언급한 모형들을 다음 기호로 표기하자.

* M1: 기본모형 * M2: 확장모형(습관 및 가격연동 포함)

* M3: 확장모형(습관만 포함) * M4: 확장모형(가격연동만 포함)

각 모형에 동일한 사전확률을 가정하고, 추정을 통해 구한 사후한계 로그우도값을 이용하여 계산한 사후확률비는 다음과 같다.

	$PO_{1,2}$	$PO_{1,3}$	$PO_{1,4}$	$PO_{2,3}$	$PO_{2,4}$	$PO_{3,4}$
탄력적 추세	6.048×10^3	2.751×10^5	1.575	4.548	2.603×10^{-4}	5.724×10^{-5}
 HP 필터링	9.309×10^{3}	1.279×10^5	6.289×10^{-2}	1.374×10	6.756×10^{-6}	4.916×10^{-7}

위의 결과를 살펴보면, 습관에 대해서는 이를 지지하는 강한 증거가 있는 것으로 나타났으나, 가격연동에 대해서는 전반적으로 호의적인 증거를 찾기가 어려웠다.¹⁸ 특히 기본모형에 가격연동만을 추가한 경우는 사후확률비가 1.6에 못 미치는 값이 나와, 이에

¹⁷ 앞서 언급한 바와 같이 HP 필터가 최선의 필터가 아닐 수 있다는 점을 고려한다면, 상대적으로 추정 결과가 HP 필터를 이용한 경우와 유사한 것으로 나타나는 습관과 가격연동을 포함한 확장모형의 결과 를 가장 유용한 것으로 단정하기도 어렵다.

¹⁸ Jeffrey(1961)에 의하면, 사후확률비가 1:1~3:1로 나온 경우는 아주 약한(very slight) 증거, 3:1~10:1로 나온 경우는 약한(slight) 증거, 10:1~100:1로 나온 경우는 강하거나 아주 강한(strong to very strong) 증거, 100:1 이상으로 나온 경우는 결정적인(decisive) 증거로 볼 수 있다고 말하고 있다.

대한 충분한 사전적 믿음이 없는 경우, 한국의 거시 자료가 가격연동을 지지하는 것으로 보기는 어려운 것으로 나타났다.

여기서 주목할 점은, 사전에 HP 필터를 거친 자료를 이용한 경우, 이러한 모형 비교 결과가 상당 부분 다르게 나왔으며, 특히 가격연동에 대해서는 오히려 부정적인 결과가 나왔다는 점이다. 이러한 결과에 대해서는 다음과 같이 해석해 볼 수 있다. DSGE 모형의 추정과 순환변동분의 추출을 동시에 시도하는 본 논문의 접근법에서는, 가격연동이추가된 경우 인플레이션율의 동학이 상대적으로 더 지속성을 띠게 되고, 이는 모형의전반적인 추정과정에 반영되어 GDP 순환변동분의 성격이 바뀌는 등의 '조정'이 가능하다. 19 하지만 HP 필터를 거친 자료를 이용하는 경우, GDP갭의 성격이 사전적으로 정해지게 되고, 여기에 가격연동의 추가적 '제약'을 통해 인플레이션 동학의 성격이 변한다하더라도, 이에 따라 GDP 순환변동분의 성격이 조정되는 과정이 근본적으로 불가능하다. 따라서 경기순환과정에서 가격연동이 GDP 변동과 독립적으로 인플레이션 동학을설명하는 데 있어 핵심적인 요인이 아니라면, 이 경우 전반적인 모형 적합도는 더 낮아질 수 있게 된다.

위와 같은 결과는 사전에 특정 필터링을 통해 변환한 데이터로 DSGE 모형을 추정하는 일반적인 관례에서는 (가격연동 등) 모형 내 개별 요인의 역할 및 중요도가 왜곡될수 있으며, 따라서 이를 바탕으로 한 분석, 모형 비교 및 평가는 자의적(ad hoc)일 우려가 있음을 시사한다.

Ⅳ. 민감도 분석 및 응용

이상의 결과를 바탕으로 하여 본 장에서는 추정 결과에 대한 다양한 민감도 분석 및 기타 관련 문제들을 살펴보기로 한다. 모형 비교 결과, 습관만을 포함하는 확장모형 (M3)의 적합도가 가장 높은 것으로 나타났다. 하지만 가격연동을 추가로 포함한 경우와 사후우도값은 크게 차이 나지 않았으며, 또한 필립스 곡선의 설정 및 추정에 있어 가격연동의 중요성에 대한 평가는 현재 논쟁 중이며 뚜렷한 결론이 내려진 것으로 보기 힘들다. 20 따라서 본 장에서는 습관과 가격연동을 모두 포함한 모형을 기준으로 하여, 아

¹⁹ 이는 모형의 모수 추정치에도 나타나, 위험회피계수의 추정치는 2.553으로 현격히 감소했다.

래의 여러 대안적 모형 설정으로부터 얻은 순환변동분의 성격과 전반적인 추정 결과를 비교해 보기로 한다.

1. 추세변동분의 설정

제 I 장에서 언급한 바와 같이, 추세변동분의 모형 설정에 있어 중요한 문제 중 하나는 수준에 대한 충격항의 포함 여부이다. 본 절에서는 민감도 분석의 하나로 이러한 제약 여부가 추세/순환변동분의 추정 결과에 어떠한 영향을 미치는지 살펴본다.

[Figure 4A]에 나타난 바와 같이, 추세를 I(2) 과정으로 설정하여 상대적으로 '부드러운' 추세를 상정한 경우, 추정된 GDP갭의 모습은 이전의 '탄력적' 추세를 설정한 경우와 거의 차이가 없었다. 또한 모형의 전반적인 모수 추정치에는 큰 차이가 없었으나, 구조적 충격 중 선호/수요 충격과 통화정책 충격의 표준편차 추정치는 각각 16% 및 33%가량 증가하였다. 이는 상대적으로 부드러운 추세를 상정하면서 추세의 확률적 변동요인의 종류와 수가 감소하게 되고, 이에 따라 추세변동의 일부를 설명하던 추세 수준 충격이 구조적 충격으로 흡수되면서 나타난 결과로 보인다. 하지만 이러한 점들이 추정 결과에 미치는 영향은 전반적으로 미미한 것으로 나타났으며, 모형 적합도 측면에서도 탄력적 추세를 고려한 경우보다 소폭이나마 열등한 것으로 나타났다. 21

2. 추세변동의 상관관계 설정

본 절에서는 또 다른 민감도 분석의 일환으로 추세 충격들이 독립이라는 가정을 완화하여, 변수들의 추세변동분이 상관관계를 가지는 경우를 살펴보며, 구체적으로 다음의 두경우를 고려하였다. 우선 추세 충격의 공분산 행렬이 대각행렬이라는 가정을 완화하여

²⁰ 인플레이션의 동학을 설명함에 있어 기존의 많은 연구에서는 현재 인플레이션이 기대 인플레이션 및 산출물 갭 외에도 과거 인플레이션에도 영향을 받는 것으로 모형화한, 소위 하이브리드 새 케인지언 필립스 곡선(hybrid NKPC)이 널리 사용되었다(Ball[2000]; Fuhrer and Moore[1995]; Gali and Gertler [1999]; Roberts[1997, 2001]). 반면, Cogley and Sbordone(2005) 및 Kim and Kim(2008)은 기대 인플레이션만을 포함한 표준적 필립스 곡선으로도 인플레이션의 지속성을 충분히 설명할 수 있고, 과 거 인플레이션의 영향은 제한적임을 주장하고 있다. 이에 대해 Schorfheide(2008)는 DSGE 모형을 이용한 경우, 인플레이션의 과거(lag) 변수에 대한 추정치는 인플레이션 추세의 제거방법과 외생적 충격의 확률과정에 대한 가정 등에 따라 민감하게 달라지며 일반적인 결론을 내리기는 힘들다고 보고하고 있다.

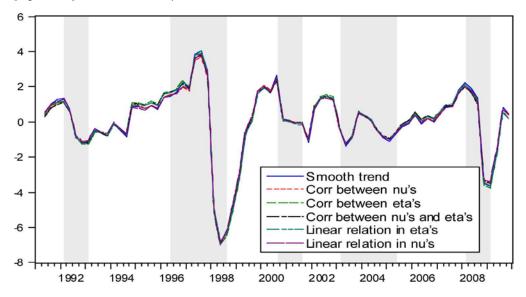
^{21 〈}Table 5〉에는 본 논문에서 고려하는 여러 다양한 모형들에 대한 로그 사후우도값이 정리되어 있다.

⟨Table 5⟩ Comparison of Models

Model	Log likelihood	
A. Baseline and extended models		
Baseline model	-490.028	
Extended model (habit and price indexation)	-481.320	
Extended model (habit)	-479.805	
Extended model (price indexation)	-489.574	
B. Trend specification		
'Smooth trend'	-482.596	
Allowing for correlation between trend level shocks	-471.983	Model F1 in table 7
Allowing for correlation between trend growth shocks	-470.321	Model F2 in table 7
Allowing for correlation between trend level and growth shocks	-471.767	Model F3 in table 7
Allowing for linear relation between trend level shocks	-482,289	
Allowing for linear relation between trend growth shocks	-479,006	
C. Inclusion of irregular components		
In all of three variables	-474.815	
In inflation rate	-473.907	
D. Allowing for correlation between structural shocks	and	
Trend level shocks	-478.323	Model E1 in table 8
Trend growth shocks	-472.457	Model E2 in table 8
Trend level shocks and growth shocks	-468.821	Model E3 in table 8
Trend growth shocks (smooth trend)	-469.795	Model E4 in table 8
Trend growth shocks	-470.806	Model E5 in table 8
Trend level shocks	-469.157	Model E6 in table 8
E. Cyclical VAR		
VAR(1)	-498.501	
VAR(2)	-494.998	
VAR(3)	-500.784	
VAR(4)	-515,685	

Note: Models E3 \sim E6 include irregular components in inflation.

[Figure 4A] Various Trend Specification



 $\langle \text{Table 6} \rangle$ Cross-correlation between GDP Gap and Inflation Gap: $corr(y_t^c, \pi_{t+k}^c)$

k	HP	BK	DSGE M1	DSGE M2	DSGE M2(A)	DSGE M2(B)
-4	-0.2120	-0.4748	-0.2372	-0.2656	-0.2746	-0.2869
-3	-0.2643	-0.6324	-0.3329	-0.3566	-0.4305	-0.4287
-2	-0,2753	-0.5927	-0.4090	-0.4067	-0.5344	-0.5118
-1	-0.1335	-0,3211	-0.2866	-0.2684	-0.4777	-0.4453
0	0.1227	0.0951	0.0311	0.0503	-0.1195	-0.1021
1	0,4009	0,4989	0.4287	0.4142	0,3792	0.3775
2	0,3851	0,7287	0.3927	0.3902	0.4990	0.4963
3	0,3134	0.7255	0.2920	0.2988	0,3890	0.3914
4	0,2149	0,5430	0.1687	0.1879	0,2636	0.2700

Note: Models M2(A) and M2(B) include irregular components in inflation and in all of the three variables in the extended model (M2), respectively.

충격들이 동시적으로 상관관계를 가지는 경우를 고려하고, 다음으로 변수들의 추세 사이에 일종의 공적분과 같은 선형관계가 존재하는 경우를 살펴보기로 한다. 이러한 경우의 추정 결과가 〈Table 7〉및 [Figure 4A]에 정리되어 있다.

우선 추세 충격 간의 상관관계를 허용하여 모형을 추정한 경우, 수준 충격들 사이에는

 $corr(\nu_t^y, \nu_t^\pi)$ $corr(\nu_t^y, \nu_t^r)$ $corr(\nu_t^{\pi}, \nu_t^{r})$ $corr\left(\eta_t^y,\eta_t^\pi\right)$ $corr(\eta_t^y, \eta_t^r)$ $corr(n_t^{\pi}, \eta_t^r)$ 0.038 -0.035-0.012F1 (-0.634,(-0.719,(-0.658,0.739) 0.654) 0.632) 0.210 0.114 0.221 F2 (-0.417,(-0.515,(-0.441,0.909) 0.958) 0.742) 0.302 0.079 -0.0590.045 0.230 0.107 F3 (-0.538,(-0.7072,(-0.599,(-0.387,(-0.514,(-0.325,0.688) 0.940)0.987) 0.586) 0.694)0.774

(Table 7) Correlations between Trend Shocks (Mean and 90% Confidence Interval)

상관관계를 발견할 수 없었지만, 증가율 충격의 경우에는 GDP와 인플레이션, 그리고 인플레이션과 이자율 사이에는 각각 0.2 내지 0.3의 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개별 변수들의 추세변동이 별도의 독립적 동학을 따르는 것이 아니라, 경기변동과정에서 순환변동분과 유사하게 공행하는 양상을 띨 가능성을 시사한다. 다음으로 변수들의 추세 간에 선형관계의 제약을 부가하여 모형을 추정한 경우, 다음과 같은 결과가 나타나 위의 결과와 어느 정도 부합하는 것으로 나타났다.

$$\begin{split} \nu_{r,t} &-0.155 \\ &\left(-1.004, 0.689\right)^{} \nu_{y,t} &+0.293 \\ &\left(-0.592, 1.152\right)^{} \\ \eta_{r,t} &+0.012 \\ &\left(-0.430, 0.462\right)^{} \left(-0.986, 0.546\right)^{} \\ \end{split}$$

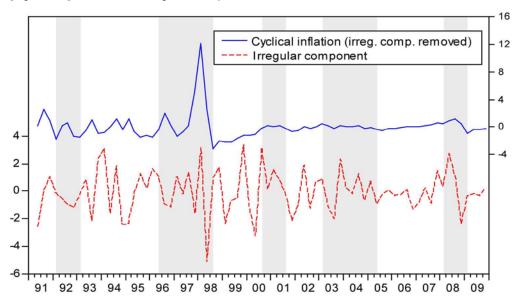
위와 같이 추세 충격 간의 상관관계를 고려한 경우, 모형 적합도가 다소 나아지기도 했으나, GDP갭의 추정 결과는 앞 절의 경우와 거의 차이를 발견할 수 없었다.

3. 불규칙 변동분의 포함

기본모형에서 추정된 인플레이션의 순환변동분은 GDP와는 달리 뚜렷하게 경기순환과 관련된 모습을 보이지 않고 단기적으로 상당한 변동을 보여, 경기순환과는 무관한 불규칙 변동분을 포함하고 있을 가능성이 있다. 따라서 식 (1)과 같이 추세와 순환변동 분만을 고려할 경우, 순수한 불규칙 변동분이 추세 또는 순환변동분의 일부로 처리되어,

^{*} 수치는 추정치의 평균 및 90% 신뢰구간을 나타냄.

[Figure 4B] Inclusion of Irregular Components



경기순환분의 추출이 적절하게 이루어지지 않을 우려가 있다. 따라서 본 절에서는 백색 잡음(white noise)으로 모형화한 불규칙 변동분을 원자료의 일부로 포함하여 순환변동 분을 추출하는 경우를 고려해 본다.

이 경우 [Figure 4B]에 나타난 바와 같이, 인플레이션의 순환변동분은 외환위기 이후로 변동성이 확연하게 감소한 모습을 확인할 수 있다.²² 이러한 결과는 외환위기 이후의 분석기간 동안, 경기순환과 관련된 물가변동에 대해 적절한 대응이 이루어지는 등 물가수준의 관리가 비교적 성공적으로 이루어졌음을 시사한다.

이와 같이 불규칙 변동분을 고려하여 추세/순환변동분을 추정하는 작업은 단순히 별도의 추가 요인을 추출하는 작업 이상의 의미를 지닌다. 우선, 불규칙 변동분의 포함 여부는 필립스 곡선의 기울기(GDP갭에 대한 계수값)에 흥미로운 시사점을 제공하고 있다. 앞서 고려한 각 모형의 모수 추정치를 이용하여 계산된 필립스 곡선의 기울기를 살펴보면, 인플레이션 변동에 불규칙 요인을 포함한 경우(0.452)는 그렇지 않은 경우(0.681)보다 GDP갭의 인플레이션 압력이 상당 정도 적게 나왔으나, HP 필터를 이용한 경우

²² 구체적으로 외환위기 이전 순환변동분의 표준편차는 1.188임에 비해, 이후에는 0.046으로 감소하였다. 반면, 불규칙 요인을 포함하지 않은 경우에는 이러한 인플레이션 안정화 움직임을 뚜렷이 관찰할 수가 없었다. 또한 GDP와 이자율의 경우에도 불규칙 변동분을 포함하여 추정해 보았으나, 불규칙 변동분의 표준편차는 아주 작은 값이 나왔고 전반적인 추정 결과에는 거의 차이가 없었다.

 $\langle \text{Table 8} \rangle$ Cross-correlation between GDP Gap and Inflation Gap: $corr(y_t^c, \pi_{t+k}^c)$

k	HP	BK	DSGE M1	DSGE M2	DSGE M2(A)	DSGE M2(B)
-4	-0.2120	-0.4748	-0.2372	-0.2656	-0.2746	-0.2869
-3	-0.2643	-0.6324	-0.3329	-0.3566	-0.4305	-0.4287
-2	-0.2753	-0.5927	-0.4090	-0.4067	-0.5344	-0.5118
-1	-0.1335	-0.3211	-0.2866	-0.2684	-0.4777	-0.4453
0	0.1227	0.0951	0.0311	0.0503	-0.1195	-0.1021
1	0.4009	0.4989	0.4287	0.4142	0.3792	0.3775
2	0.3851	0.7287	0.3927	0.3902	0.4990	0.4963
3	0.3134	0.7255	0.2920	0.2988	0.3890	0.3914
4	0.2149	0.5430	0.1687	0.1879	0.2636	0.2700

Note: Models M2(A) and M2(B) include irregular components in inflation and in all of the three variables in the extended model (M2), respectively.

(0.347)보다는 다소 크게 나왔다.23

다음으로 〈Table 8〉에 나타난 것처럼, GDP갭과 인플레이션갭의 동태적 상관관계에 있어서도 필터링 방법에 따라 적지 않은 차이가 나타났다. HP 필터를 거친 데이터를 이용하거나 기본 및 확장 모형을 이용한 경우, 두 변수 간에는 동시적으로 양의 상관관계가 존재하며, GDP갭의 인플레이션 상승 압력은 1분기 후에 최대가 되는 것으로 나타났다. 반면, 인플레이션에 불규칙 변동분을 포함한 경우, 동시 상관관계는 음(-)으로 변했으며, GDP갭의 인플레이션 압력은 2분기 후에 최대가 되는 것으로 나타났다. 이러한결과는 인플레이션의 불규칙 변동분을 적절히 고려하지 않을 경우, GDP갭의 인플레이션 압력의 크기나 반응 속도 등이 제대로 추정되지 않을 수 있음을 시사한다.

마지막으로, 구조적 충격의 식별과 관련하여, 공급/비용상승 충격의 자기회귀계수 추정치는 0.464로 증가한 반면, 충격의 표준편차는 1.314로 감소하여 이전보다 충격의 크기는 감소했지만 더 지속적인 성격을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞 절에서 고려한 공급/비용상승 충격의 상당분은 원자료의 불규칙 요인을 포함하고 있을 가능성을 보여준다.

²³ 이러한 결과는 HP 필터를 이용한 경우, GDP갭이 상대적으로 더 큰 변동성을 가진다는 점에도 부분적으로 기인하는 것으로 보인다.

(Table 9) Correlations between Trend Shocks (Mean and 90% Confidence Interval)

	$corr(\nu_t^y, \nu_t^\pi)$	$corr(u_t^y, u_t^r)$	$corr(u_t^\pi, u_t^r)$	$corr(\eta_t^y, \eta_t^\pi)$	$corr(\eta_t^y, \eta_t^r)$	$corr(n_t^\pi, \eta_t^r)$
	0.038	-0.035	-0.012			
F1	(-0.634,	(-0.719,	(-0.658,			
	0.739)	0.632)	0.654)			
				0.210	0.114	0.221
F2				(-0.417,	(-0.515,	(-0.441,
				0.909)	0.742)	0.958)
	0.079	-0.059	0.045	0.230	0.107	0.302
F3	(-0.538,	(-0.7072,	(-0.599,	(-0.387,	(-0.514,	(-0.325,
	0.688)	0.586)	0.694)	0.940)	0.774)	0.987)

4. 추세 충격과 순환변동 충격의 상관관계 고려

사전적으로 필터링한 자료를 이용하여 DSGE 모형을 추정하는 기존의 접근법에서는 추세와 순환변동분의 상관관계를 고려하는 것이 근본적으로 불가능하며, 앞서 소개한 모형들에서도 순환변동분의 구조적 충격과 추세변동분의 충격이 서로 독립인 경우를 상정하고 있다. 하지만 이론적・실증적 측면에서 이들이 상관관계를 가질 가능성은 충분히 존재한다.²⁴ 본 절에서는 이러한 제약을 완화하여 추세변동분에 대한 충격과 순환변동분의 구조적 충격이 상관관계를 가지는 경우를 고려해 본다. 이 경우의 상관계수 추정 결과와 GDP갭 추정치가 〈Table 10〉과 [Figure 4C]~[Figure 4D]에 나타나 있다.

우선 GDP의 경우 추세 충격의 종류와 무관하게 구조적 충격은 추세변동분과 음(-)의 상관관계를 가지며, 상관계수 추정치도 약 -0.3에서 -0.7에 이르러 그 크기가 적지 않은 것으로 나타났다. 25 반면, 인플레이션과 이자율의 경우에는 뚜렷한 상관관계를 찾기가 힘들었고, 추정치의 신뢰도도 높지 않은 것으로 나타났다.

한편, 추정된 GDP갭의 성격은 추세변동분의 설정 및 상관관계를 허용한 충격의 종류에 따라 큰 차이를 보였다. 우선 '부드러운' 추세를 상정하고 순환변동 충격이 추세 증가율 충격과 상관관계를 가지도록 허용한 경우, GDP갭 추정치의 모습은 이전과 큰 차이는 없었다. 반면, '탄력적' 추세를 상정하고 순환변동 충격이 두 추세 충격 모두와 상관관계를 가지도록 허용한 경우, 추정된 GDP갭은 지속성이 감소하고 단기적으로 변동이

²⁴ 이와 관련한 논의에 대해서는 Comin and Gertler(2006) 및 Canova, Lopez-Salido, and Michelacci (2007) 등을 참고할 수 있다.

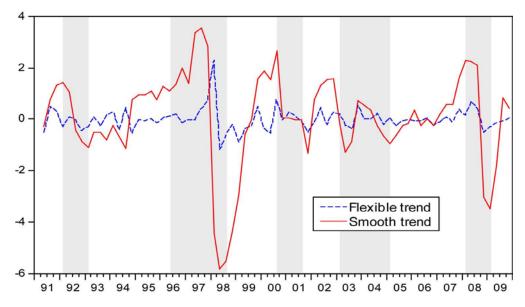
²⁵ 이러한 추세와 순환변동분 간의 음(-)의 상관관계는 기존 연구에서도 나타나는 것으로 보고되고 있다 (Gali[1999]; Morley, Nelson, and Zivot[2003]).

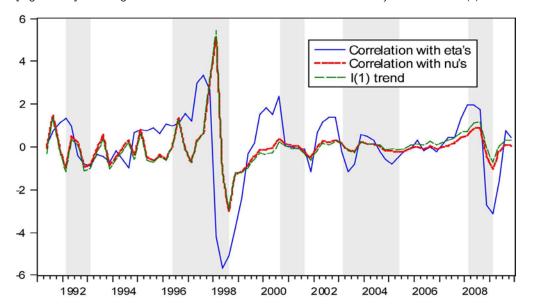
[Table 10] Correlations between Trend Shocks and Structural Shocks (Mean and 90% Confidence Interval)

	$corr(e_t^y, \eta_t^y)$	$corr(e_t^y, \nu_t^y)$	$corr(e_t^\pi, \eta_t^\pi)$	$corr(e_t^{\pi}, \nu_t^{\pi})$	$corr(e_t^{mp}, \eta_t^r)$	$corr(e_t^{mp}, \nu_t^r)$
E1	-0.417 (-0.854, 0.055)	-0.633 (-0.867, -0.433)	0.034 (-0.654, 0.722)	-0.073 (-0.729, 0.568)	0.021 (-0.676, 0.699)	0.151 (-0.423, 0.760)
E2	-0.603 (-0.999, -0.208)		0.122 (-0.534, 0.820)		0.028 (-0.699, 0.760)	
E3	-0.333 (-0.799, 0.135)	-0.691 (-0.908, -0.532)	0.119 (-0.534, 0.834)	-0.046 (-0.724, 0.638)	0.001 (-0.685, 0.670)	-0.182 (-0.878, 0.438)
E4	-0.579 (-0.999, -0.187)		0.066 (-0.615, 0.784)		0.007 (-0.689, 0.738)	
E5	-0.5885 (-0.999, -0.190)		0.074 (-0.639, 0.804)		0.017 (-0.659, 0.756)	
E6		-0.790 (-0.917, -0.672)		-0.027 (-0.791, 0.698)		-0.100 (-0.889, 0.561)

Note: See Table 5 for the description of each model.

[Figure 4C] Allowing for Correlation between Trend Shocks and Cyclical Shocks (1)





[Figure 4D] Allowing for Correlation between Trend Shocks and Cyclical Shocks (2)

심한 모습을 보이며, 공식 경기순환 국면과도 뚜렷한 연관성을 보이지 않았다.

이와 같이 탄력적 추세의 설정 시, GDP갭 추정치의 성격이 확연히 달라지는 결과를 구체적으로 살펴보기 위해, 개별 추세 충격과 상관관계를 가지도록 하여 별도의 모형들을 추정하여 보았다. 그 결과, GDP갭 추정치의 큰 변화는 추세 수준 충격과 상관관계를 허용했을 때 나타났으며, 추세 증가율 충격과의 상관관계 허용 시에는 추정된 GDP 갭의 성격에서 실질적인 차이를 발견할 수 없었다.

기존의 연구에서는 순환변동 충격과 추세 충격 사이의 상관관계를 허용할 경우, 추정된 순환변동분의 성격에 대해 상반되는 결과가 보고되고 있다. Morley, Nelson, and Zivot(2003)은 GDP를 이용한 일변량 분석에서, 두 충격 간의 상관관계를 허용한 경우, GDP갭의 추정치는 통상적인 결과에 비해 상대적으로 지속성이 낮고 변동성이 커지는 등 공식적인 경기순환 국면과 잘 부합되지 않으며, Beveridge—Nelson(1981) 분해를 이용한 순환변동분 추정치와 유사하다고 보고하고 있다. 반면, 두 충격 간의 상관관계를 허용하더라도, 미래지향적(forward—looking) 필립스 곡선을 포함한 다변량 모형을 이용하여 추정된 GDP갭은 상대적으로 크고 지속적인 성격을 띤다는 결과도 존재한다 (Basistha and Nelson[2007]). 26

 $[{]f 26}$ 두 논문은 ${f I}(1)$ 과정을 따르는 추세를 상정하고 있으며, 따라서 순환변동 충격은 추세 수준 충격과 상

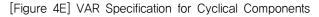
위의 논쟁과 관련하여, 본 논문은 순환변동분의 모형화 여부 및 상관관계를 가지는 충격의 종류 등이 GDP갭 추정치의 성격을 결정하는 주요한 요인임을 시사한다. 우선 경제주체의 기대를 고려하는 등 경제이론을 바탕으로 경기순환분을 다변량으로 모형화한 경우, 추세와 순환변동분 사이에 음(-)의 상관관계가 존재하더라도 GDP갭은 지속적인 성격을 띠는 등 기존의 추정치와 큰 차이를 보이지 않았다. 한편, 추세를 보다 일반화하여 탄력적으로 모형화하고 순환변동 충격이 추세 수준 충격과 상관관계를 가지는 경우에는, 추정된 GDP갭이 변동성과 지속성의 측면에서 일반적인 추정치와는 확연히다른 성격을 띠는 것으로 나타났다.

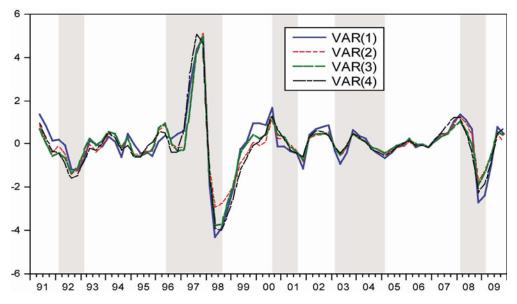
5. VAR 모형을 이용한 순환변동분의 설정

마지막으로 순환변동분의 설정에 있어, DSGE 모형을 이용하는 대신 VAR 모형을 이용한 경우의 결과를 살펴보도록 한다. 명시적인 경제모형을 바탕으로 하는 DSGE 모형과는 달리, VAR 모형은 자료의 통계적 특성을 주로 반영한다는 점에서 이 두 방법은 대비되며, 최근 DSGE 모형에 대한 평가에 있어서도 VAR 모형을 비교대상으로 한 경우가 많다. 또한 이러한 비교는 선형근사화한 일반적인 DSGE 모형의 해는 1계 연립차분 방정식의 형태로 나타나며, 이는 유한한 차수(order)의 VAR 모형으로 근사화할 수 있다는 점도 고려한 것이다.

순환변동분을 VAR 모형으로 설정한 경우, [Figure 4E]에 나타나듯이 DSGE 모형을 이용한 경우와는 달리, 추정된 GDP갭이 불황기 동안 나타난 큰 폭의 경기위축 등 경기 변동의 비대칭성을 잘 반영하지 못하는 것으로 나타났다. 또한 모형의 차수와 무관하게 DSGE 모형에 비해 모형 적합도도 낮게 나타났다.

관관계를 가지는 것으로 설정하고 있다. 이 경우와의 비교를 위해 동일하게 추세변동분을 I(1) 과정으로 설정한 경우, 추정된 순환변동분은 탄력적 추세를 설정하고 수준 충격과 상관관계를 가지도록 허용한 경우와 거의 동일한 모습을 띠었다(Figure 4D 참조).





Ⅴ. 맺음말

본 논문에서는 신축적인 추세를 고려한 간단한 DSGE 모형을 이용하여, GDP 등 한 국의 주요 거시변수의 순환변동분을 추출하고 그 결과를 기존의 필터링 방법에 의한 결과와 비교해 보았다. 이와 같은 접근법은 기존의 연구에서 별도의 분리된 영역으로 여겨지던 순환변동분 추출을 위한 필터링 작업과 DSGE 모형의 추정을 하나의 분석틀을 이용하여 동시에 수행한다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있으며, 이와 관련한 여러 흥미로운 결과와 중요한 함의를 도출할 수 있었다.

본 논문에서 나타난 여러 결과에 비추어 다음의 추가 연구들을 고려해 볼 수 있을 것이다. 우선 본 논문에 소개된 순환변동분 모형을 Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) 또는 Smets and Wouters(2007)와 같이 중규모로 확장하는 것이다. 이 경우 모형에 자본조정비용 또는 임금경직성 등 추가의 마찰적 요인을 포함하거나, 자본가동률 등의 변수들을 추가로 고려할 수 있어 경기변동의 동학이 훨씬 풍부해지며 보다 다양한 분석이 가능해진다.27

다음으로, 본 논문에서는 추세/순환변동분 추출과 관련하여 원자료의 변동을 야기하는 여러 외생적 충격의 식별 및 성격에 대한 다양한 분석을 시도하였으나, 그와 관련하여 논의가 충분히 이루어진 것으로 보기는 힘들다. 예를 들어 추세의 변동이 외생적 충격에 의해서만 결정되는 것으로 설정함에 따라, 변수들의 장기적 변동요인은 명시적으로 살펴보지 못했다. 28 또한 인플레이션 불규칙 변동분의 성격, 충격 간의 상관관계 설정에 따른 순환변동분 추정 결과의 변화 등에 대해서는 그 원인에 대한 충분한 분석 없이 표면적인 접근에 그친 측면이 있다. 따라서 이후 이와 관련한 심층적인 추가 작업이 뒤따라야 할 것이다.

²⁷ 이와 같은 요인들은 일반적으로 경기변동의 지속성을 설명하는 데 기여하는 것으로 알려져 있으나, 이 러한 평가는 사전 필터링을 거친 자료를 이용하여 이루어진 경우가 대부분이다. 앞서 언급한 바와 같 이, 본 논문의 분석틀을 이용할 경우, 이러한 마찰적·경직적 요인들의 기여도나 역할은 잠재적으로 달라질 수 있으며, 그에 따라 순환변동분의 성격이 어떻게 변화할지 예측하기가 쉽지 않다. 따라서 모 형을 중규모로 확장하는 과정에서 본 논문의 방법을 적용하여, 보다 일반적인 관점에서 개별 요인들에 대한 정량적·정성적 평가작업도 의미 있는 연구가 될 것이다.

²⁸ 이와 관련하여 내생적 자본축적과 노동시장이 존재하는 중규모 모형의 경우, 총생산함수를 바탕으로 추세변동이 내생적으로 결정되도록 모형화하여 분석하는 것도 중요한 작업이 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- Aguiar, M. and G. Gopinath, "Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend," *Journal of Political Economy*, 2007, pp.69~102.
- Andrle, M., "The Role of Trends and Detrending in DSGE Model: Emerging Countries Need Trendy Models," manuscript, 2008.
- An, S. and F. Schorfheide, "Bayesian Analysis of DSGE Models," *Econometric Reviews*, 2007, pp.113~172.
- Azevedo, J. Valle e, "A Multivariate Band-Pass Filter," manuscript, 2008.
- Ball, L., "Near-rationality and Inflation in Two Monetary Regimes," NBER Working Paper 7988, 2000.
- Basistha, A. and C. Nelson, "New Measures of the Output Gap Based on the Forward-looking New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Monetary Economics*, 2007, pp.498~511.
- Beveridge, S. and C. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economics Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics*, 1981, pp.151~174.
- Blanchard, O. and J. Khan, "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations," *Econometrica*, 1980, pp.1305~1312.
- Brooks, S. and A. Gelman, "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 1998, pp.434~455.
- Canova, F., "Detrending and Business Cycle Facts," *Journal of Monetary Economics*, 1998, pp.475~512.
- Canova, F., *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, 2007.
- Canova, F. and F. Ferroni, "Multiple Filtering Devices for the Estimation of Cyclical DSGE Models," *Quantitative Economics*, 2011, pp.73~98.
- Canova, F., D. Lopez-Salido, and C. Michelacci, "Shumpeterian Technology Shocks," manuscript, 2007.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic

- Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 2005, pp.1~45.
- Cogley, T., "Estimating and Testing Rational Expectations Models When the Trend Specification Is Uncertain," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2001, pp.1485~1525.
- Cogley, T. and A. Sbordone, "A Search for a Structural Phillips Curve," Federal Reserve Bank of New York Working Paper, 2005.
- Comin, D. and M. Gertler, "Medium Term Cycles," *American Economic Review*, 2006, pp.523~551.
- DeJong, D. and C. Dave, *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press, 2007.
- Dermoune, A., B. Djehiche, and N. Rahmania, "Multivariate Extension of the Hodrick-Prescott Filter: Optimality and Characterization," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2009.
- Ferroni, F., "Trend Agnostic One Step Estimation of DSGE Models," manuscript, 2009.
- Fuhrer, J., "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models," *American Economic Review*, 2000, pp.367~390.
- Fuhrer, J. and G. Moore, "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, pp.127~159.
- Gali, J., "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review*, 1999, pp.249~271.
- Gali, J., Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework, Princeton University Press, 2008.
- Gali, J. and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Economic Analysis," Journal of Monetary Economics, Vol. 44, Issue 2, 1999, pp.195~222.
- Gorodnichenko, Y. and S. Ng, "Estimation of DSGE Models When the Data Are Persistent," manuscript, 2007.
- Harvey, A. and A. Jaeger, "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics*, 1993, pp.231~247.
- Jeffrey, H., Theory of Probability, Claredon Press, 1961.
- Kim, C. and Y. Kim, "Is the Backward-Looking Component Important in a New Keynesian Phillips Curve?" Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 2008.

- Klein, P., "Using the Generalized Schur form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2000, pp.1405~1423.
- Morley, J., C. Nelson, and E. Zivot, "Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP So Different?" *Review of Economics and Statistics*, 2003, pp.235~243.
- Roberts, J., "Is Inflation Sticky?" Journal of Monetary Economics, 1997, pp.176~196.
- Roberts, J., "How Well Does the New Keynesian Sticky-price Model Fit the Data?" Federal Reserve Board Working Paper 2001-13, 2001.
- Sims, C., "Solving Linear Rational Expectations Models," *Computational Economics*, 2001, pp.1~20.
- Schorfheide, F., "DSGE Model—Based Estimation of the New Keynesian Phillips Curve," manuscript, 2008.
- Smets, F. and R. Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 2007, pp.586~606.
- Trimbur, T., "Detrending Economic Time Series: A Bayesian Generalization of the Hodrick-Prescott Filter," *Journal of Forecasting*, 2006, pp.247~273.
- Uhlig, H., "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily," in Ramon Marimon and Andrew Scott (eds.), *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford University Press, 1999.
- Walsh, C., Monetary Theory and Policy, MIT Press, 2010.

韓國開發研究

제34권 제4호(통권 제117호)

공직임용제도의 폐쇄성과 공직 부패에 관한 실증분석

김 재 훈

(한국개발연구원 부연구위원)

이 호 준

(한국개발연구원 부연구위원)

An Empirical Study on Public Service Recruitment System and Public Sector Corruption

Jaehoon Kim

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

Hojun Lee

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 김재훈·이호준, 『공직임용제도와 공직수행에 관한 연구』(정책연구시리즈 2012-03, 한국개발연 구원, 2012)의 일부 내용을 보완 및 수정한 것임을 밝힌다.

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

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

- Key Word: 공직임용제도(Public Service Recruitment System), 폐쇄성(Closedness), 공직 부패(Public Sector Corruption)
- JEL Code: C7, D8, H1
- Received: 2012. 5. 2 Referee Process Started: 2012. 5. 4
- Referee Reports Completed: 2012. 8. 28

ABSTRACT

We study the relationship between the closedness of public service recruitment system and the corruption rampant between private firms and public servants. Empirically we test our claim that the closedness of public service recruitment system tends to heighten the corruption level of each country. Our results show that the closedness is positively correlated with bureaucracy corruption levels indexed by IMD, WEF, and World Bank.

본 연구는 '공직임용제도의 폐쇄성이 증가하면 공직 부패의 가능성이 높아질 것'이라는 가설을 논리적으로 검토하고, 실증자료를 이용하여 검증한다. 공직임용제도의 폐쇄성/공직 부패가설의 논거는 공직임용제도가 폐쇄적일수록 공직의 전임자와 후임자 간의 친밀도가 높아지게 되고, 민간은 전임자의 후임자에 대한 영향력을 통하여 후임자의 결정을 왜곡하려는 유인때문에 퇴임공직자의 민간 재취업과 관련한 부정부패를 야기할 가능성을 높인다는 것이다. 반면, 공직 임용이 개방화되면 공직에서 민간으로, 민간에서 공직으로의 전직이 잦아져 전임자와 후임자 간의 친밀도가 낮아지고 전임자의 후임자에 대한 영향력 또한 낮아져 부패 가능성이 낮아진다.

이러한 가설을 검증하기 위해 본 연구는 국제 데이터와 국내 데이터를 이용하여 실증분석을 실시하였다. 국제 데이터 분석을 통해 공직임용제도의 폐쇄성이 높을수록 공직 부패가 증가함을 보였고, 국내 데이터를 분석하여 퇴직공무원의 민간 재취업은 규제부처와 사업부처일수록 활발하다는 점도 보였다. 이러한 분석 결과는 공직 부패를 줄이기 위해서 공직 임용을각 부처별로 분권화하고 직급별 · 직위별 개방성을 높여야 하며, 특히 민간 재취업 등과 관련한 부패가 발생할 개연성이 높은 규제부처와 사업부처의 개방성을 제고하여야 함을 시사한다. 이와 같은 분석 결과는 행정부처뿐만 아니라 법원, 검찰과 같은 사법부, 더 나아가 민간기업의 조달조직 등에도 적용될 수 있을 것이다.

I. 서 론

정부의 의사결정은 정부뿐만 아니라 민간의 자원배분에 영향을 미치게 된다. 정부는 근본적으로 희소한 자원을 배분할 권한을 가지고 있을 뿐만 아니라 여러 가지 규제를 통하여 희소하지 않은 것을 희소하게 만들 수도 있기 때문이다. 그러므로 정부의 의사결정은 공정하고 투명한 방식으로 이루어져야 한다. 만약 불투명하고 불공정한 방식으로 이루어진다면 민간부문의 경제활동을 저해하거나 자원의 효율적 배분을 저상하게 될 것이다. 그리고 종국적으로 불투명한 정부의 결정은 경제성장을 저해하는 결과를 초래할 것이다. 따라서 경제의 효율성과 경제성장을 제고하기 위해서는 정부의 의사결정이불공정하게 이뤄질 수 있는 원인을 제거해야 한다.

일반적으로 한 경제 내에서 희소한 자원을 가진 자는 경제적 지대(economic rent)를 누리게 된다. 이러한 경제적 지대를 추구하는 경제주체들은 정부의 결정에 어떤 방식으로든 영향을 미치기 위해 노력하게 되는데, 이런 노력의 잘못된 부산물 중 하나가 공직 부패(corruption)이다. 이러한 공직 부패는 국가의 근본적인 법·제도 체계에 악영향을 끼치게 되어, 보다 구체적으로는 정부 결정에 따른 자원배분을 비효율적으로 만들고 시장의 효율성을 저해하게 되어, 장기적으로 경제성장의 큰 장애가 될 수 있다. 따라서 지속 가능한 경제성장을 위해서, 그리고 효율적인 자원배분을 위한 시장을 뒷받침하는 비시장적 제도의 구축을 위해서, 공직 부패를 근절하여 경제주체들의 효율적 의사결정을 보호할 필요가 있다. 이를 위해 공직 부패를 야기하는 근본 원인이 무엇인지 찾아내어 제거함으로써 공직 부패에 대한 근본적인 해결책을 마련할 필요가 있다.

본 연구는 공직 부패의 주요 원인으로 민간인과 공직자 간의 부패 연결고리에 초점을 맞추고 있다. 만약 민간인과 공직자를 연결시키는 매개가 없으면 공직 부패란 불가능하기 때문이다. 한편, 공직 부패는 불법적인 성격을 띠고 있으므로 이러한 연결고리는 자체적으로 은밀한 성격을 가질 수밖에 없다. 우리나라의 경우 공직 부패의 연결고리로 학연, 지연, 혈연 등의 비공식적 네트워크에 의존하는 경우가 많다. 그리고 이러한 비공식적 네트워크를 통해 공직 부패를 위한 연결고리가 종종 생겨난다. 공직 부패를 줄이기 위해서는 민간인과 공직자 간 부패의 연결고리를 강화시키는 요소를 파악하여 이를

약화시켜야 한다.

본 연구에서는 공직임용제도의 폐쇄성을 부패의 연결고리를 강화시키는 주요한 요소로 보고 있다. 공직임용제도가 폐쇄적이라는 의미는 미래에 공직에 임용될 사람의 범위가 넓지 않다는 것으로 해석할 수 있다. 추후 공직에 임용될 사람이 누구일지, 혹은 어떤 특징의 사람일지 예상하기 쉽다면 공직 부패를 유도할 의사가 있는 민간 입장에서는 공직 부패를 유도하기 위한 탐색비용을 적게 들일 것이다. 그리고 기존에 공직에 있던 사람이 퇴임 후에 자신의 후임자가 누가 될지를 쉽게 예상할 수 있고 또 그 후임자와 친분이 있는 경우를 생각해 보면, 공직 부패를 유도할 의사가 있는 민간 입장에서는 퇴임하는 공직자를 영입하여 전임자와 후임자 간의 친분관계를 부정적인 방식으로 활용하고자 할 가능성이 높을 것이다.1

앞서 논의한 바와 같이 공직임용제도의 폐쇄성은 공직 부패와 밀접한 관계를 가질 것으로 판단하여 본 연구에서는 그러한 가설을 검증해 보고자 한다. 즉, 본 연구에서는 공직 부패가 공직임용제도의 폐쇄성과 밀접한 관련이 있음을 보이고자 한다. 구체적으로는 OECD 데이터를 비롯한 다양한 자료를 활용하여 공직임용제도가 폐쇄적인 국가일수록 공직이 부패할 가능성이 높음을 보이고자 한다. 그리고 이를 통해 공직 부패를 줄이기 위해서는 공직임용제도의 개방성을 확대·강화할 필요가 있음을 보이고자 한다.

이어서 다양한 형태의 공직 부패 중 최근 저축은행 사태를 비롯하여 문제가 되고 있는 퇴임공직자의 민간 재취업과 관련한 부패에 대하여 다루고자 한다. 우리나라 퇴임공 직자의 민간 재취업에 대한 현황과 그 특성을 파악함으로써 이 문제를 보다 자세히 살펴보고자 한다. 이러한 일련의 회귀분석을 통해 우리나라 공직임용제도, 특히 개방형임용제도의 한계를 살펴보고 공직임용제도의 폐쇄성을 완화하기 위한 개선방안을 모색하고자 한다.

Ⅱ. 관련 문헌 및 연구의 의의

부패와 경제성장에 대해서는 다양한 문헌들이 있는데, 대부분 부패가 공공지출의 구조에 영향을 미치고 왜곡된 공공지출은 경제성장을 저해한다는 논리를 제시하고 있다.

¹ 여기서 다루는 부패의 메커니즘에 대한 이론적 바탕은 김재훈·이호준(2012)에서 자세히 다루고 있다.

예컨대, Mauro(1995), Tanzi(1998), Delavallade(2006)는 부패가 심한 국가에서는 교육 지출이 줄어든다고 주장한다. 구체적으로 공교육의 부족은 경제주체들의 미래소득에 부정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 경제적 불평등을 더욱 악화시킨다는 것이다. 또한 부패는 국방예산의 비중을 증가시킬 뿐만 아니라(Gupta, Sharan, and de Mello[2000]), 공직관리예산, 에너지예산 등의 비중을 증가시킨다(Delavallade[2006])고 한다.

부패에 대한 정치경제학적 연구들에서는 보다 흥미로운 분석들을 제시하고 있는데, Alesina, Glaeser, and Sacerdote(2001)와 Alesina and Angelitos(2005)는 부와 성공이 힘든 일에 대한 노력의 결과이기보다는 운이나 연줄에 의한 것이라고 믿는 국가나 개인은 좌파적 정책, 즉 보다 강한 재분배정책을 선호하는 경향이 있다고 한다. 이와 유사하게 Di Tella and McCulloch(2003)는 부패를 주요 사회문제로 인식하는 사람들은 부패한 자본가들에게 보다 높은 세금을 물리는 정책을 선호하는 좌파정당에 투표한다고 주장한다. 비슷한 맥락에서 Rajan and Zingales(2000)는 역사적 사례들을 통해 자본주의가 부패했다는 인식이 어떻게 시장개혁을 저해하고 광범위한 정부개입을 지지하도록하는지를 보여주고 있다. 이러한 부패와 경제성장에 대한 문헌의 요지는 부패가 만연한경우 정부지출구조를 왜곡하여 경제적 불평등을 악화시킬 뿐만 아니라 국민들로 하여금경제성장정책보다는 재분배정책을 선호하게끔 만들어 정부규모를 증가시킨다는 것이다.

그런데 이들 연구에서는 공직 부패가 경제성장에 악영향을 미친다는 결론에 그칠 뿐 악영향의 원인인 공직 부패를 줄이기 위해 무엇을 해야 하는지에 대해서는 논하고 있지 않다. 공직 부패를 줄이기 위해서는 당연히 공직 부패를 야기하는 문제를 먼저 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 공직 부패가 야기하는 문제를 다룬 앞선 연구들과는 달리공직 부패의 원인이 무엇인지 살펴보고 그 원인을 약화시킬 방안을 모색하고자 한다.

지금까지는 공직임용제도와 공직 부패의 관계에 대한 논의가 본격적으로 이루어진 적이 없었다. 그리고 우리나라에서 개방형 임용제도에 관한 연구들은 단순히 개방형 임용제도에 대한 실태 조사를 하거나 외국의 개방형 임용제도(고위공무원단제도)를 소개하는 정도의 연구가 대부분이다. 또한 개방형 임용제도의 장단점을 단순히 비교하고 개선 방향을 제시하거나, 해당 기관 공무원들의 설문조사 결과를 가지고 공무원들의 제도 수용 정도 등에 대해 분석한 것이 주를 이루고 있다. 2 이러한 연구들에서 공직임용제도와

² 관련 연구로는 김판석 외(1999); 남궁근(2000); 박천오(2000); 박천오 외(2002); 배귀희(2009); 오성호 (2000); 윤경준·장현주(2008); 윤태범(1999); 이선우(1999); 이주희(2007); 중앙인사위원회(2000) 등 이 있다.

공직 부패의 관계에 대한 논의는 찾아볼 수 없으며, 이들 연구들은 서술적인 제도 분석의 한계를 벗어나지 못하고 있다. 본 연구는 공직임용제도와 공직 부패의 관계를 직접적으로 다룬다는 점에서 학술적 기여도가 있다고 볼 수 있다. 또한 이들 관계에 대하여실증적인 분석을 시도하였다는 점에서도 연구의 의의를 찾을 수 있을 것이다.

Ⅲ. 공직임용제도와 공직 부패에 관한 실증분석

본 장에서는 공직임용제도의 폐쇄성과 공직 부패 등에 대한 실증분석을 시도한다. 우선 제1절에서는 OECD 데이터를 바탕으로 각국의 공직 개방성의 정도와 우리나라의 현황을 비교하고, 제2절에서는 공직 개방성이 정부 부패 수준과 어떠한 관련이 있는지 국제투명성기구, IMD, WEF, World Bank, The Quality of Government Institute (QoG) 등의 국가 데이터를 이용하여 본격적으로 살펴본다.

1. OECD 국가 간 공직 개방성 비교

현재 OECD 국가들은 공공조직의 유연성과 효율성을 달성하기 위해 노력하고 있다. OECD 국가들의 공직 개방성과 우리나라의 공직 개방성을 비교하기 위하여 우선 OECD 에서 발간한 국제비교 데이터를 살펴보도록 하겠다.

OECD가 발간한 Government at a Glance 2009에서는 정부 임용시스템 유형 지표 (type of recruitment system used in central government)를 통해 국가 간 공직 개방성(openness of government posts)을 비교하고 있다. 이 지표는 네 가지 세부항목으로 구성되며, 모든 공직에 민간 경력자의 채용이 가능한지에 초점을 두고 있다. 네 가지 지표에는 (1) 민간 경력자가 일반직 공무원이 될 수 있는지 여부(예를 들어 경쟁시험 혹은 직접 임용), (2) 민간 경력자를 고위직 공무원(senior civil servant)으로 채용할 수 있는지 여부, (3) 민간 경력자를 모든 직위에 임용이 가능한지 여부, (4) 타 부서 간의 직위배분이 가능한지 여부가 포함된다.

이러한 네 가지 세부항목을 바탕으로 산출되는 정부 임용시스템 유형 지표는 계급제 (career-based system)가 강한 국가일수록 0에 가깝고, 직위분류제(position-based

Position-based system 0.9 0.8 0.7 0.6 0.5 0.4 0.3 0.2 0.1 Career-based system Austria Finland Slovak Republic Italy Korea Poland France Norway Denmark Switzerland Hungary United States OECD26 Belgium Luxembourg Australia New Zealand Germany Sweden United Kingdom

[Figure 1] Type of Recruitment System Used in Central Government

Source: OECD, Government at a Glance 2009, 2009, p.79.

system)가 강한 국가일수록 1에 가깝다. OECD 국가별 비교를 할 수 있는 [Figure 1]을 살펴보면, 우리나라의 공직 개방 정도는 OECD 26개국 평균인 0.478보다 낮은 0.392로 멕시코와 동일한 17위임을 확인할 수 있다. 계급제적인 성향이 강한 국가는 프랑스, 아일랜드, 일본 등이며, 직위분류제적 성향이 강한 국가는 네덜란드, 영국, 북유럽 국가등으로 확인되었다.

다음 〈Table 1〉에 제시된 바와 같이 "Trends in Human Resources Management Policies in OECD Countries: An Analysis of the Results of the OECD Survey on Strategic Human Resources Management"에서는 직위별 개방 정도에 따라 국가군을 나누고 있다. 우리나라의 경우, 상위직과 중간직위를 부분적으로 개방한 국가군으로 구분되었으며, 같은 국가군에는 룩셈부르크와 영국이 포함되었다.

우리나라의 상위직 공무원, 즉 고위공무원단의 경우 개방형 공모로 공공과 민간 전문 가들의 경쟁을 통하여 선발한다고 하지만 실제로는 민간 전문가보다 자부처 혹은 타 부처 공무원이 선발되는 경우가 많다. 또한 중간직 공무원의 경우에는 2010년 '공무원 채용제도 선진화 방안'의 일환으로 행정고시 등을 통한 채용비중을 줄이고 특별채용을 통해

(Table 1) Openness of Government Posts

	Policies	Countries
In principle, all levels of	Including posts at senior and middle levels	Austria, Belgium, Denmark, Finland, Hungary, New Zealand, Slovakia, Switzerland
posts are open for competition	Except the most top-level posts which are filled by appointment of the government	Australia, Canada, Italy, Norway, Sweden
	Posts both at senior and middle levels are partially open for competition	
No posto ero ener for	Both at senior and middle levels	Japan, Spain
No posts are open for competition	With the exception of some posts at middle level	France, Ireland

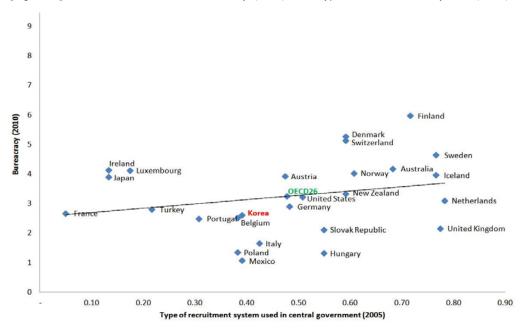
Source: OECD, "Trends in Human Resources Management Policies in OECD Countries: An Analysis of the Results of the OECD Survey on Strategic Human Resources Management," 2004, p.5,

다양한 경력을 가진 전문가들을 50%까지 충원하려는 계획이 있었지만, 외교통상부 특채 의혹 등의 문제로 1개월 만에 개혁내용이 백지화되었다.

공직 부패, 업무 비효율성, 유사 배경 출신들의 의사결정과정에서 나타나는 부정적 문제가 논란이 될 때마다 공무원임용제도 개선이 논의되지만, 정치적 중립성, 채용방식 의 객관성 문제 등의 반대논리에 묻혀 시도조차 하지 못하고 있다. 많은 국가에서는 이 미 민간 경력자가 각급 공무원으로 채용되고 있는 실정에 비추어 볼 때, 우리나라에서 도 개방형 임용제도의 도입방향을 설정하고 그에 필요한 직무 분석과 적절한 제도를 설 계해야 할 것이다.

2. 개방형 임용제도와 공직 부패에 관한 회귀분석

과거 중앙인사위원회와 정부혁신지방분권위원회는 2004년 IMD(International Institute for Management Development) 보고서에서 우리나라의 정부효율성 순위가 36위로 낮게 나타난 주요 원인을 공직 개방의 미흡에 있는 것으로 보고, 특별채용과 개방형 등의 활성화를 통해 외부 전문가를 공직에 중간 유입시킬 필요성을 강조한 바 있다. 본 절에서는 이와 같은 맥락에서 개방형 임용제도와 공직 개방성이 정부효율성 혹은 정부 부패와 어떠한 관계가 있는지 국가별 데이터를 중심으로 개략적으로 살펴보고자한다.

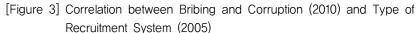


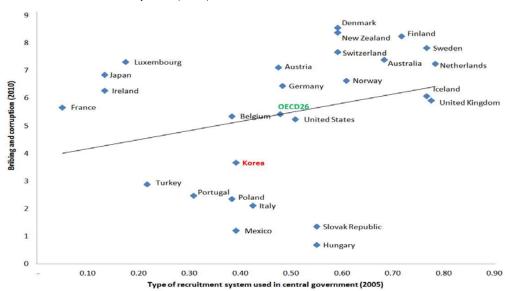
[Figure 2] Correlation between Bureaucracy (2010) and Type of Recruitment System (2005)

Note: Regression line in the figure is calculated as y=1.452x+2.556. Source: OECD, Government at a Glance 2009, 2009, p.79, IMD, The World Competitiveness Yearbook 2010, 2010.

IMD에서 제공하고 있는 정부효율성은 (1) 법·규제 체제, (2) 정부정책의 적응성, (3) 정부 결정, (4) 정부 투명성, (5) 관료체제, (6) 뇌물과 부패로 구성된다. 각 지표는 설문데이터로 산출되며 10점이 최고점이다. 각 세부지표별 의미는 다음과 같다. 첫째, 법·규제 체제(legal and regulatory framework) 항목은 법·규제가 기업경쟁을 촉진하는지, 둘째 정부정책의 적응성(adaptability of government policy) 항목은 경제적 환경변화에 대한 정부정책의 적응성이 높은지, 셋째 정부 결정(government decision) 항목은 정부의 결정이 효과적으로 집행되는지, 넷째 투명성(transparency) 항목은 정부 투명성이 만족스러운지, 다섯째 관료체제(bureaucracy) 항목은 관료제가 기업활동을 저해하는지, 마지막으로 뇌물과 부패(bribing and corruption) 항목은 부패가 존재하는지를 각각 평가한다.

IMD의 2010년도 관료체제의 정부효율성과 OECD의 2005년도 공직 개방 정도의 산포도는 [Figure 2]와 같다. 대체적으로 공직 개방성이 높은 국가들이 관료체제의 정부효율성도 높다는 것을 확인할 수 있다. 공직 개방성이 높은 국가들로는 핀란드, 스웨덴, 스위스,





Note: 1) The vertical axis measures the bribing and corruption index from 0 to 10. A figure closer to 10 translates into less bribing and corruption,

2) Regression line in the figure is calculated as y = 1.452x + 2.556.

Source: OECD, Government at a Glance 2009, 2009, p.79.

IMD, The World Competitiveness Yearbook 2010, 2010.

노르웨이, 덴마크 등의 북유럽 국가와 뉴질랜드, 호주 등이 있다. 한국은 공직 개방성과 관료체제 정부효율성의 두 가지 측면에서 모두 OECD 평균보다 낮은 것으로 나타났다.

[Figure 3]에서는 정부효율성과 관련된 지표들 중 부패지표와 정부 공직 개방성 간의 산포도를 살펴보았다. 대체적으로 공직 개방성이 높은 국가일수록 정부 부패 정도가 낮 다는 것을 확인할 수 있다.³ 부패 정도가 낮은 국가군에는 뉴질랜드와 덴마크, 북유럽 국가 등이 포함되어 있고, 부패 정도가 높은 국가군에는 멕시코, 그리스, 이탈리아 등의 국가와 더불어 한국이 포함되어 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 공직임용제도와 부패지수 간에는 밀접한 관계가 있음을 알수 있다. 이러한 관측을 바탕으로 개방형 임용제도와 부패의 관계에 대해 보다 심도 있게 분석하고자 한다. 이를 위해 국제투명성기구, IMD, WEF, World Bank, The Quality

³ 하지만 부패 정도가 낮으면서도 계급제적인 특성이 강한 국가들(룩셈부르크, 일본, 아일랜드, 프랑스등)이 존재하는데, 이들 국가에서는 공무원 채용시험이 임용시험이 아니라 자격시험으로 일정 기간 인턴 혹은 계약업무 수행기간을 갖고 있는 제도적 특징을 보이고 있는 것으로 파악되었다.

of Government Institution(QoG) 등의 국가별 데이터를 활용하였다.4

공직임용제도의 개방 정도가 부패에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 한 가지 유의해야 할 사항이 있다. 본 연구에서 논하고 있는 공직임용제도의 개방성이란 전문성 있는 외부인에게 공직 임용의 기회를 제공하는 것을 의미한다. 공직임용제도 개방성의 효과를 분석하기 위해서는 정치권력에 의해 전문성과 상관없이 외부인을 임용하는 행태(소위 낙하산식 인사)에서 비롯되는 효과를 적절히 통제할 필요가 있다. 따라서 본 분석에서는 공직 폐쇄성 지표와 더불어 공직 전문성 지표를 독립변수에 포함시켜 분석한다.

이처럼 공직 전문성 지표를 폐쇄성 지표와 함께 독립변수로 사용하고 있는 이유를 역사적인 측면을 포함하여 보다 상세히 살펴보면 다음과 같다. Max Weber에 따르면, 관료제(bureaucracy)는 엽관제(spoils system), 즉 정치권력의 행정에 대한 부당한 간섭이나 연속성과 효율성 저해를 방지하기 위한 방편으로 고안되었다. 엽관제의 가장 큰 특징은 공직의 정치화(politicization)인데, 이는 공직이 정치권력에 의해 좌우되는 경우를 의미한다. 즉, 공직이 마치 전쟁의 전리품과 같이 전문성과는 상관없이 승리한 권력에의해 배분되는 형태를 의미한다. 엽관제로 인한 폐해를 극복하고 공직의 연속성과 효율성을 높이기 위한 방안으로서의 관료제는 국가들마다 다양한 방식으로 발전되었다.

프랑스, 스페인, 독일 등의 대륙국가에서는 정치권력으로부터 행정조직을 격리(insulate) 하는 방식으로, 특히 민간과 달리 특별히 고용을 보호하는 방식으로 발전하였다. 그에 따라 정규 공직임용시험으로 공무원을 채용하고, 채용된 공무원에 대해서는 정년을 보장하며, 민간의 고용관계와는 다른 특별법으로 고용관계를 규율하는 것이다.

영국, 뉴질랜드, 덴마크, 네덜란드 등의 국가에서는 동일한 취지에서 공무원을 민간과 다른 법률로 특별히 보호하지 않고, 공무원으로서의 재능과 전문성을 우선시하여 민간과의 경쟁을 통해 우수한 인재를 공직에 유치하는 방식으로 발전하였다. 이 경우에각 직위와 직무에 대한 분석을 통하여 그 직위에 가장 적합한 사람을 선발하여 공무원으로 채용하게 된다. 이러한 직위분류에 따른 공무원 조직의 경우, 폐쇄적인 공무원 조직에서 사용되는 정규 공직임용시험을 근원적으로 시행할 수 없다. 왜냐하면 직위나 직무가 사회의 변화에 따라 사라질 수도 있고 직위나 직무에 대한 수요가 정규적으로 존재하는 것도 아닐 뿐만 아니라 정규화된 시험을 통해서는 각 직무에 필요한 전문성을

⁴ QoG Institute는 스웨덴의 고텐버그 대학(University of Gothenburg) 정치학과 내에 2004년에 설립된 독립연구소이다. 이 연구소는 정치행정체제와 정부의 질을 제고하는 요인, 결과, 그리고 그 과정에 대한 연구를 주로 수행하고 있다.

가진 사람을 선별할 수 없기 때문이다. 결국 전자의 방식이 공직의 폐쇄성과 관련된 부분이고, 후자의 방식이 공직의 전문성과 관련된 부분이다.

폐쇄형 공무원 조직이라고 해서 정치권력으로부터 완벽히 격리되는 것도, 개방형 조직이라 하여 정치권력에 의해 공직이 좌우되는 것도 아니다. 따라서 공직 전문성과 공직 폐쇄성이 완벽한 상관관계를 가지는 것은 아니다. 각 나라마다 역사적 맥락과 사회적 요구에 따라 다른 형태의 공무원 조직을 발전시켜 왔기 때문에 본 연구에서 관심을 가지고 있는 공직 폐쇄성에 대한 온전한 분석을 위해서는 QoG 데이터에서 제시하는 공직 폐쇄성 지표에 더하여 공직 전문성 지표를 활용할 필요가 있다.

가. 변수 설명

공직임용제도와 공직 부패에 대한 실증분석에 사용되는 종속변수는 국가청렴지수, 국제부패지표, 정부정책 투명성, 뇌물부패지수, 정부정책과정 투명성 등으로 정부 부패와 관련된 지표들을 사용한다. 먼저 국제투명성기구(Transparency International)에서 제공하는 국가청렴지수(Corruption Perception Index: CPI)는 국가의 부패 정도를 총체적으로 평가하여 지수화한 지표이다. 본 지표는 0에서 10까지의 척도로 표현되며, 지표가 높을수록 부패가 없는 것을 의미한다.

다음으로 국제부패지표(global corruption barometer)는 정당, 사법부, 경찰 등 국가 기관의 부패 정도를 국민이 평가한 설문자료로 1부터 5까지의 척도로 표현되며, 지표가 높을수록 부패한 것을 의미한다. 국제부패지표는 한 국가의 국가기관들에 대해 일반국 민들이 평가한 지표이기 때문에 국가 간 비교에서는 사실상 한계를 가질 수밖에 없음에 유의하여야 한다. 본 연구에서는 해석의 일관성을 위하여 국제부패지표에 대한 '6-원 자료 값'의 변수 변환을 통하여 지표가 증가하면 부패가 감소하는 것을 의미하도록 하였다. IMD에서 제공하는 정부정책 투명성과 뇌물부패지수도 분석의 종속변수로서, 정부 정책 투명성은 정부 투명성 만족도에 대한 설문조사 결과로 0부터 10까지의 척도로 표현되며, 높을수록 만족하는 것을 나타낸다. 뇌물부패지수는 뇌물 수수 및 부패 존재 여부 설문조사를 바탕으로 한 것으로 0부터 10까지의 척도로 표현되며, 숫자가 클수록 부패가 없는 것을 의미한다.

정부정책과정의 투명성과 정부지출낭비 지표는 WEF에서 제공하는 것으로, 정부정책과정의 투명성은 기업의 정부정책 및 규제 변화와 관련된 정보 취득의 용이성을 의미하

며, 1부터 7까지의 척도로 표현된다. 정부정책과정 투명성 지표가 높을수록 정부정책과 정 정보를 얻기 쉽고 투명한 것을 의미한다. 마지막으로 정부지출낭비 지표는 국가의 지출에 대한 인식조사로 1부터 7까지의 척도로 표현되며, 지표가 클수록 공공서비스를 효율적으로 사용하는 것으로, 1에 가까울수록 낭비하는 것으로 인식함을 의미한다.

규제의 질과 부패통제지수는 World Bank에서 제공하는 데이터로서, -2.5부터 2.5까지의 점수로 표현된다. 규제의 질은 정부의 규제 형성 및 집행 능력에 대한 인식 정도로 -2.5에 가까울수록 규제의 질이 낮은 것으로, 2.5에 가까울수록 높은 것을 의미한다. 부패통제지수는 공공부문의 부패 정도와 사익에 의한 포획 정도를 의미하는 것으로, -2.5에 가까울수록 부패 및 포획 정도가 큰 것으로, 2.5에 가까울수록 부패 및 포획 정도가 낮은 것을 뜻한다.

다음으로 본 분석에서 사용할 독립변수에 대해 살펴보겠다. 모형에서 다룰 독립변수들은 QoG survey data(2008~10)를 바탕으로 하고 있으며 그 속성에 따라 공직 폐쇄성과 공직 전문성으로 분류할 수 있다.^{5.6}

우선 공직 폐쇄성과 관련된 변수들은 행정관료조직이 민간조직과 얼마나 차이가 있고 폐쇄적인가를 나타낸다. Dahlström et al.(2011)에서는 폐쇄적인 공직제도일수록 정규 공직임용시험으로 공무원을 채용하고, 채용된 공무원에 대해서는 정년을 보장하며, 민간의 고용관계와는 다른 특별법으로 고용관계를 규율한다고 보고, 개방형 공직제도 (open civil service system)일수록 공무원들이 민간영역에 적용되는 노동법에 따라 임용되고 규제되며, 각 직무에 가장 적합한 사람을 배치한다는 원칙에 따라 임용된다고보고 있다.7 본 연구에서도 Dahlström et al.(2011)에서 정한 기준에 따라 공식적 시험에 의한 임용 여부, 일반적인 노동법과는 다른 공무원에 한정된 법(예컨대, 「국가공무원

⁵ 국가 간 비교가 가능한 관료제의 성과지표들은 많이 제시되어 있다. 예컨대, Political Risk Service의 quality of bureaucracy 지표, World Bank의 governance indicators와 같은 지표들이 있다. 하지만 이들은 성과지표이기 때문에 본 연구에서 살펴보고자 하는 관료제의 구조와 상관이 없고 오히려 그 결과에 대한 지표들을 제시하고 있다. 이와 같은 점에서 관료제의 구조지표를 제공하고 있는 QoG 데이터와 본질적으로 차이가 있다. 물론 Evans와 Rauch의 데이터가 관료제의 구조지표를 제공하고 있지만 35개의 개발도상국의 데이터만을 제공한다는 점에서 한계를 가지고 있다. QoG 데이터는 전 세계 97개국의 전문가를 대상으로 관료조직의 구조와 행태에 대한 설문을 여러 차례에 걸쳐 실시하고 그 타당성을 충분히 검증하였다는 점에서 관료제 구조에 관해서는 현재 가용한 가장 포괄적인 데이터라고할 수 있다.

⁶ 공직 전문성과 공직 폐쇄성의 구분과 그 세부항목의 구분에 대해서는 QoG 설문조사의 구분을 참조하였고, 이에 대한 보다 자세한 논의는 Dahlström *et al.*(2011)에서 찾을 수 있다.

⁷ 앞 절과 본 절에서 사용한 OECD의 공직 개방성 지표와 QoG의 공직 폐쇄성 지표의 상관계수는 -0.663으로 양자의 상관관계가 높음을 알 수 있다.

법」, 「공무원임용령」 등에 의한 고용과 유지 여부)에 따른 공무원 고용 보장 여부 등을 공직 폐쇄성과 관련한 변수로 포함시켰다.

공직 전문성(professionalism)은 행정관료조직이 정치화된(politicized) 조직에 비해얼마나 전문적인가(professional)를 측정하는 지표이다. 공직 전문성이 강조되는 조직일수록 정치적인 관계보다는 개인의 능력에 따라 임용되고, 행정수반이 고위공무원을 임의로 임용 혹은 해임하기 어려우며, 해당 분야의 공무원 중에서 고위공무원으로 승진 · 임용하는 경향이 있다. 8 따라서 본 연구에서는 실적임용방식 정도, 행정수반이 고위공무원을 임용 혹은 해임할 수 있는 권한 정도 등의 지표를 사용한다. 이 외에 통제변수로는 1인당 GDP와 민주화 지수를 사용한다. 민주화 지수는 0부터 10까지의 척도로 표현되며, 10에 가까울수록 민주화된 국가를 의미한다.

분석에 사용된 변수들의 특성과 연도, 자료 출처는 〈Table 2〉에서 제시된 바와 같다. 〈Table 2〉에 제시된 독립변수들을 모두 사용하게 될 경우 변수들 간의 상관관계가 높아 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생할 가능성에 유의할 필요가 있다. 공직 폐쇄성과 관련한 변수 중 공무원의 정년은 공무원법에 의해 보장되기 때문에 공무원법 변수와 공직임용시험 변수만을 사용하였다. 공직 전문성과 관련한 변수 중 실적임용제와 정실임용은 거의 정반대로 움직이기 때문에 정실임용 변수는 사용하지 않고, 내부승진은 정치중립성의 일부분을 이루기 때문에 정치중립성 변수만을 사용하였다.

나. 분석 결과

《Table 3》은 분석에 사용한 종속변수와 독립변수, 그리고 통제변수의 기술통계를 보여준다. 독립변수 중 공직 폐쇄성은 공직임용시험, 공무원 정년보장, 공무원 임용 관련법 등 세 가지 항목에 모두 응답한 경우에 한해 평균을 낸 값이다. 공직 전문성 또한 실적임용, 정실임용, 행정수반의 고위공무원 임명해임권한, 고위공무원 내부승진 여부 등네 가지 항목에 모두 응답한 국가에 한해 평균을 낸 값이며, 정실임용과 고위공무원 임명해임권한은 역(逆)의 값들의 평균을 구한 값이다.

⁸ 본 모형에서 고위공무원 임용 시에 해당 분야 공무원을 승진·임용하는 정도를 독립변수로 사용하는 이유는 정치적 이해관계에 의해 전문성이 없는 사람을 소위 '낙하산식 인사'를 통해 고위 공직자로 임용하는 관행이 얼마나 있는지를 통제하기 위해서이다. 본 연구에서 말하는 개방적인 공직 임용은 공직 임용 시 유능한 외부 전문가에게도 기회를 열어 준다는 의미이다. 이러한 개방적인 공직 임용이 종속 변수들에 미치는 영향을 제대로 살펴보기 위해서는 비록 외부인이기는 하지만 전문성은 크게 고려하지 않는 소위 '낙하산식 인사'가 종속변수에 미치는 영향들을 통제할 필요가 있다.

⟨Table 2⟩ Variables

	Variables	Description	Sources	
	Corruption Perception	Indexing level of country's corruption	Transparency	
	Index (CPI)	0 (most corrupted) \sim 10 (no corruption)	International	
	Global Corruption	Survey data	(2010)	
	Barometer (GCB)	1 (most corrupted) \sim 5 (not corrupted)		
Dependent	Transparency	Survey on government transparency		
	Trainipar erroy	0 (not satisfied) \sim 10 (satisfied)	IMD (aa.ia)	
	Bribing and corruption	Survey on bribing	(2010)	
		0 (bribing) ~ 10 (no bribing)		
Dependent	Transparency of government policy	Survey on accessibility of government policy		
	making	1 (inaccessible) \sim 7 (easily accessible)	WEF	
	Wastefulness of	Survey on government spending	(2010)	
	government spending	1 (wasteful) \sim 7 (efficient)		
		Survey on regulation quality	World Bank	
	Regulatory quality	-2.5 (low) \sim 2.5 (high)	2002~2008	
		Survey on government corruption	(varies by	
	Control of corruption	-2.5 (severe) \sim 2.5 (low)	country)	
		It is based on three questions from the survey: q2 c q2 f q8 f		
	Closedness ¹⁾	(If one or more answers are missing, these questions are ignored		
		when calculating the mean value for each expert.)		
	Formal examination	system (q2_c) 1 (hardly ever) \sim 7 (almost always)		
	system (q2_c)			
	Tenure guarantee	Once hired as a public sector employee, one remains in public		
	(q2_f)	sector for the entire career?		
	Occasion to the	1 (hardly ever) ~ 7 (almost always)		
	Special laws for public sector	The terms of employment for public sector employees are regulated by special laws not applicable to private sector employees?		
	employment (q8 f)	1 (not at all) \sim 7 (to a very large extent)		
		The index is based on the following four questions in the survey:		
		q2_a, q2_b, q2_d, q2_e	The Quality of Government	
Independent	Professionalism	(If one or more answers are missing, these questions are ignored	Institution(QoG)	
ii ideperiderit	1 Torcoolorialion	when calculating the mean value for each expert. The scale of the	expert survey	
		second and third questions are reversed so that higher values indicate more professionalism,)	data (2008~2010)	
		When recruiting public sector employees, the skills and merits of the	(2006/~2010) 	
	Merit based	applicants decide who gets the job?		
	recruitment (q2_a)	1 (hardly ever) \sim 7 (almost always)		
		When recruiting public sector employees, the applicant's political		
	Nepotism (g2 b)	connections decide who gets the job?		
		1 (hardly ever) \sim 7 (almost always)		
	Political neutrality	The top political leadership hires and fires senior public officials?		
	(q2_d)	1 (hardly ever) \sim 7 (almost always)		
	Internal promotion	Senior public officials are recruited from within the ranks of the		
	(q2_e)	public sector?		
		1 (hardly ever) \sim 7 (almost always)		
Control	GDP per capita	In(GDP per capita 2010)	World Bank	
2 3 7 7 7 7	Democracy index	0 (least democratic) \sim 10 (most democratic)	Polity IV (QoG)	

Note: 1) This index is only measured for a sub-sample of 'Western' and post-communist countries.

(Table 3) Descriptive Statistics

	Obs.	Avg.	S.D.	Min.	Max.	
-	Corruption Perception Index	123	4.489	2,186	1.6	9.3
	GCB	80	3.500	0.414	2.5	4.2
	Transparency	57	4.069	1.676	0.61	7.59
	Bribing and corruption	57	3,982	2,611	0.46	8.55
Dependent	Transparency of gov. policy making	112	4.430	0.717	2.7	6.3
	Wastefulness of gov. spending	112	3.345	0.906	1.6	6.1
	Regulatory quality	126	0.267	0.914	-2.04	1.90
	Control of corruption	126	0.169	1.017	-1.39	2.37
	Closedness	47	4.924	0.743	3.08	6.29
	Formal examination system (q2_c)	125	4.448	1.600	1	7
	Tenure guarantee (q2_f)	126	4.955	1,258	1.67	7
Independent	Special laws for public sector employment (q8_f)	126	5.796	0.909	1	7
•	Professionalism	97	3.925	0.992	2.06	6.28
	Merit based recruitment (q2_a)	126	4.289	1.190	1.88	7
	Nepotism (q2_b)	126	4.301	1.400	1	7
	Political neutrality (q2_d)	126	4.814	1.422	1	7
	Internal promotion (q2_e)	125	4.751	1.276	1	7
Control	Democracy index	111	5.072	6.067	-10	10
COLITIO	GDP per capita	123	8.791	1.462	5.78	11.56

공직임용제도의 효과에 관한 여덟 가지 다중회귀모형과 그 결과를 〈Table 4〉에 제시하였다. 먼저, 모형 (1)을 살펴보면, 개인의 능력이나 실적을 기준으로 공무원을 임용할수록 국가청렴도가 높아지는 것으로 나타났다. 공직임용시험(formalized civil service examination)에 의한 채용이 많을수록, 그리고 민간과 달리 공직 임용에만 적용되는 특별법에 따라 임용되는 공무원이 많을수록 국가청렴도가 낮아지는 것으로 나타났다. 다시 말하면, 공무원의 임용과 고용관계를 민간에 비하여 특별히 보호할수록 국가부패지수가 높아진다는 것을 의미한다. 통제변수인 민주화 지수와 1인당 GDP가 증가할수록 국가청렴도가 높아지는 것으로 나타났다.

다음 모형 (2)를 살펴보면, 개인의 능력이나 실적을 기준으로 공무원을 임용할수록 관료조직이 덜 부패한 것으로 인식하고, 공직 임용에만 적용되는 특별법에 따라 임용되는

⟨Table 4⟩ Impact of Recruitment System on Corruption I

	(1) CPI	(2) GCB	(3) Transparency	(4) Bribing and corruption
Merit based recruitment (q2_a)	0.809*** (7.70)	0.169*** (3.87)	1.05*** (6.77)	1.228*** (7.63)
Political neutrality (q2_d)	-0.095 (-1.07)	0.003 (0.06)	-0.235* (-1.71)	-0.399** (-2.32)
Formal examination system (q2_c)	-0.160** (-2.36)	-0.015 (-0.42)	-0.188* (-1.74)	-0.401*** (-3.69)
Special laws for public sector employment (q8_f)	-0.213* (-1.94)	-0.073 ⁺ (-1.48)	0.115 (0.66)	0.137 (0.62)
Democracy index	0.038** (2.11)	-0.009 (-0.97)	-0.080** (-2.02)	-0.049 (-0.97)
GDP (per capita)	0.801*** (9.85)	0.040 (1.10)	0.232 (1.24)	1.093*** (6.34)
Constant	-3.859*** (-3.43)	1.930*** (3.93)	-1.331 (-0.64)	-9.356*** (-4.37)
N	107	73	52	52
\mathbb{R}^2	0.801	0.327	0.679	0.845
	(-)	(-)	()	
	(5) Transparency of gov. policy-making	(6) Wastefulness of gov. spending	(7) Regulatory quality	(8) Control of corruption
Merit based recruitment (q2_a)	Transparency of gov.	Wastefulness of gov.	Regulatory	Control of
Merit based recruitment (q2_a) Political neutrality (q2_d)	Transparency of gov. policy–making 0.292***	Wastefulness of gov. spending 0.361***	Regulatory quality 0.212***	Control of corruption 0.353***
	Transparency of gov. policy-making 0.292*** (5.56) -0.015	Wastefulness of gov. spending 0.361*** (4.63) 0.028	Regulatory quality 0.212*** (3.80) 0.005	Control of corruption 0.353*** (6.94) -0.065
Political neutrality (q2_d) Formal examination system	Transparency of gov. policy-making 0.292*** (5.56) -0.015 (-0.39) -0.074**	Wastefulness of gov. spending 0.361*** (4.63) 0.028 (0.47) -0.048	Regulatory quality 0.212*** (3.80) 0.005 (0.13) -0.013	Control of corruption 0.353*** (6.94) -0.065 (-1.59) -0.071**
Political neutrality (q2_d) Formal examination system (q2_c) Special laws for public sector	Transparency of gov. policy-making 0.292*** (5.56) -0.015 (-0.39) -0.074** (-2.19) -0.177***	Wastefulness of gov. spending 0.361*** (4.63) 0.028 (0.47) -0.048 (-1.13) -0.233**	Regulatory quality 0.212*** (3.80) 0.005 (0.13) -0.013 (-0.44) -0.124***	Control of corruption 0.353*** (6.94) -0.065 (-1.59) -0.071** (-2.23) -0.085+
Political neutrality (q2_d) Formal examination system (q2_c) Special laws for public sector employment (q8_f)	Transparency of gov. policy-making 0.292*** (5.56) -0.015 (-0.39) -0.074** (-2.19) -0.177*** (-4.09) -0.011	Wastefulness of gov. spending 0.361*** (4.63) 0.028 (0.47) -0.048 (-1.13) -0.233** (-2.57) -0.056***	Regulatory quality 0.212*** (3.80) 0.005 (0.13) -0.013 (-0.44) -0.124*** (-2.64) 0.042***	Control of corruption 0.353*** (6.94) -0.065 (-1.59) -0.071** (-2.23) -0.085* (-1.46) 0.024**

Note: Robust t statistics in parentheses, +: p(0.15, *: p(0.10, **: p(0.05, ***: p(0.01.)))

104

0.531

104

0.417

Ν

 R^2

107

0.770

107

0.767

공무원이 많을수록 공무원이 더 부패하다고 인식하는 것으로 나타났다.

이어서 모형 (3)은 실적에 따라 임용이 이루어질수록 정부정책의 투명성에 대한 만족도가 높은 것으로 나타났으나, 공직임용시험에 의해 공무원이 채용될수록 정부정책 투명성에 대한 만족도가 낮은 것으로 나타났다. 여기서 한 가지 유의할 사항은 관료조직의 정치적 중립성이 높을수록 정책 투명성이 낮아진다는 것이다. 관료의 정치적 중립성이 행정의 안정성과 계속성이라는 측면에서는 중요하지만 책임을 지지 않는다는 점에서 정책 투명성에 문제를 야기하고 있음을 보여주는 결과로 사료된다.

이와 유사한 결과는 모형 (4)에서도 나타났는데, 직무 분석에 따라 실적(merit) 혹은 전문성이 공무원 임용기준이 될수록 뇌물 수수 및 부패 존재 인식도가 낮아지는 반면, 공직임용시험으로 공무원이 임용될수록 뇌물 수수나 부패가 더 많이 존재하는 것으로 분석되었다. 뿐만 아니라 공무원의 정치적 중립성이 높아지면 부패가 늘어난다는 것을 보여주고 있다.

모형 (5)를 살펴보면, 공직임용시험에 의한 공무원 채용이 높을수록, 공무원의 임용과 고용관계를 민간에 비하여 특별히 보호할수록 기업의 정부정책과 규제 변화에 대한 정보취득이 어려워지는 것으로 나타났다. 반면, 실적이나 전문성에 따라 공무원이 임용될수록 정부정책에 대한 정보 취득이 용이해지는 것으로 나타났다.

다음 모형 (6) 역시 공무원의 임용과 고용관계를 민간에 비하여 특별히 보호할수록 정부지출이 낭비된다고 보는 것으로 나타났다. 반면, 공직 임용이 실적이나 전문성에 따라 진행될수록 적재적소에 정부지출이 사용되는 것으로 나타났다.

모형 (7)을 보면, 국가가 민주화될수록 정부규제 형성 및 집행 능력에 대한 인식이 높게 측정되는 것으로 나타났다. 하지만 공무원의 임용과 고용관계를 민간에 비하여 특별히 보호할수록 정부규제의 질이 떨어지는 것으로 분석되었다.

마지막으로 모형 (8)은 실적이나 전문성에 따라 공무원이 임용될수록 공공부문의 부패 정도와 사익에 의한 포획 정도가 낮은 것으로 나타났다. 반면, 공직임용시험에 의한 공무원 채용이 높을수록, 그리고 공무원의 임용과 고용관계를 민간에 비하여 특별히 보호할수록 부패통제 정도가 낮은 것으로, 즉 부패가 만연하고 사익에 포획되는 정도가 큰 것으로 분석되었다.

독립변수를 공직 전문성과 공직 폐쇄성으로 설정했을 때의 회귀분석 결과는 〈Table 5〉에서 제시하는 바와 같다. 우선 모형 (1)을 보면 민주화와 1인당 GDP 지수를 통제했을 때, 공직 전문성이 높은 국가일수록, 즉 공직이 정치화되지 않고 전문화될수록 국가

⟨Table 5⟩ Impact of Recruitment System on Corruption II

	(1)	(2)	(3)	(4)
	CPI	GCB	Transparency	Bribing and corruption
Professionalism	1.181*** (4.46)	0.155 ⁺ (1.66)	1.056*** (2.99)	1.629*** (4.16)
Closedness	-0.418** (-2.37)	-0.140 ⁺ (-1.55)	-0.339 (-1.26)	-0.437 ⁺ (-1.58)
Democracy index	0.140*** (6.61)	-0.001 (-0.07)	-0.078** (-2.48)	-0.042 (-1.25)
GDP (per capita)	0.731*** (2.91)	0.131 (1.19)	0.617* (1.71)	1.470*** (3.19)
Constant	-5.460*** (-3.41)	-4.597*** (-4.50)	-4.350 ⁺ (-1.56)	-15.190*** (-4.00)
N	44	34	33	33
R^2	0.876	0.487	0.646	0,837

	(5)	(6)	(7)	(8)
	Transparency of gov. policy-making	Wastefulness of gov. spending	Regulatory quality	Control of corruption
Professionalism	0.442***	0.292 ⁺	0.316***	0.517***
	(3.54)	(1.55)	(3.66)	(4.23)
Closedness	-0.219**	-0.349**	-0.092*	-0.172**
	(-2.39)	(-2.58)	(-1.73)	(-2.14)
Democracy index	0.008	-0.027 ⁺	0.097***	0.080***
	(0.56)	(-1.65)	(7.61)	(6.31)
GDP (per capita)	0.052	0.276+	0.149 ⁺	0.324***
	(0.40)	(1.53)	(1.59)	(2.79)
Constant	3.282***	1.350	-2.189***	-4.430***
	(3.54)	(1.27)	(-3.29)	(-6.51)
N	42	42	44	44
R ²	0.562	0.518	0.893	0.888

Note: Robust t statistics in parentheses, +: p(0.15, *: p(0.10, **: p(0.05, ***: p(0.01.)))

청렴도가 높아지는 것으로, 반면 공직 폐쇄성이 높은 국가일수록, 즉 공직이 민간과 다른 특별한 보호를 받을수록 국가청렴도가 낮아지는 것으로 나타났다. 모형 (2)는 공직 전문성이 높고 공직 개방성이 높을수록 공무원이 덜 부패하다고 인식하는 것으로 분석되었다. 모형 (3)은 공직 전문성이 높을수록 정부정책 투명성에 대한 만족도가 높은 것으로 나타났다. 반면, 민주화가 진행될수록 정부정책 투명성이 낮아지는 결과가 나왔다.

이는 아마도 민주화의 진전으로 정부정책 투명성에 대한 기준이 높아졌기 때문일 것으로 추측된다. 모형 (4)는 공직 전문성이 높고 공직 폐쇄성이 낮을수록 뇌물 수수 및 부패 존재 인식이 낮은 것으로 나타났다. 또한 1인당 GDP가 높을수록 뇌물부패 인식이 낮은 것으로 나타났다.

모형 (5)는 공직 전문성이 높고 공직 폐쇄성이 낮을수록 기업의 정부정책과 규제 변화에 대한 정보 취득이 용이한 것으로 나타났다. 모형 (6)은 공직 폐쇄성이 강한 국가일수록 정부지출 낭비 가능성이 높은 것으로 나타났다. 모형 (7)은 공직 전문성이 높고 공직 개방성이 높으며 민주화될수록 규제의 품질이 제고되는 것으로 분석되었다. 즉, 공직 전문성이 높고 공직 폐쇄성이 낮을수록 정부의 규제 형성 및 집행 능력이 높게 평가된다는 것을 의미한다. 모형 (8)은 공직 전문성이 높고 공직 개방성이 높을수록 부패통제지수가 높아지는 것으로, 다시 말하면 공공부문의 부패 정도와 사익에 의한 포획 정도가 낮은 것으로 나타났다.

이상의 결과를 볼 때, 앞서 제기한 공직 임용의 폐쇄성 및 전문성과 공직 부패의 관계가 실증적으로 입증됨을 알 수 있다. 다시 말하면, 공직 임용에서 전문성의 비중이 높을수록 부패가 줄어들고 정부정책 투명성 및 정책과정의 접근성이 높아질 뿐만 아니라 규제의 질도 높아진다. 이에 더하여 공직 임용의 폐쇄성이 낮아질수록 부패가 줄어들고 정책과정의 투명성이 높아지며 정부지출의 낭비가 줄어든다는 것이다.

공직 전문성과 폐쇄성의 세부항목을 살펴보면 다음과 같다. 실적임용이 높을수록 부패가 줄어들고, 정부정책 및 정책과정의 투명성이 높아지며, 정부지출의 낭비가 줄어드는 것으로 나타났다. 정규 공직임용시험에 의한 공직 채용이 많을수록 정부정책 및 정책과정의 투명성이 낮아지고, 뇌물부패지수가 높아지는 것으로 분석되었다. 다른 한편, 공무원 고용관계에 대한 특별법에 의한 공직 임용이 많을수록, 즉 민간과는 다른 특별한 보호를 받는 공무원이 많을수록, 정책과정의 투명성이 낮아지고 정부지출의 낭비가늘어나며 부패통제가 저해되는 것으로 나타났다.9

이는 공직 임용의 폐쇄성이 공직 내부인들 간의 유착관계를 형성하게 되고, 이들의 의사결정권을 전략적으로 다양한 이익집단들이 이용하려는 과정에서 발생할 가능성이 높다고 유추해 볼 수 있다. 그리고 이에 대한 근본적인 제도적 해결책으로 공직 내부인 들 간의 유착관계가 형성될 수 없는 환경을 만들어주는 공직임용제도를 만들어가는 것

⁹ 우리나라는 「국가공무원법」과 공무원임용령에 따라 공무원이 임용되고 고용관계가 유지된다. 특히 국 가공무원법은 경력직 공무원에 대하여 신분보장과 정년보장을 명기하고 있다(「국가공무원법」제2조).

이 되어야 할 것이다. 즉, 공직 임용의 개방성을 확대하여 민간경력자와 공직 내부자들 간의 경쟁을 유발할 뿐만 아니라 공직 내부자들만의 유착관계의 고리를 약하게 만들어 부패할 수 있는 기반을 없애는 것이 근본적인 해결책이 될 수 있을 것이다.¹⁰

Ⅳ. 우리나라 퇴임공직자 재취업 현황 및 특성

최근 저축은행 관련 비리 등을 보았을 때 공직 부패 가운데 퇴임공직자의 민간 재취업과 관련한 비리가 사회적으로 심각한 문제임이 폭넓게 인식되고 있다. 본 장에서는 이러한 공직자 민간 재취업과 관련한 부패를 방지하기 위해 우선 퇴임공직자의 민간 재취업 현황을 파악하고 그 특성을 분석하고자 한다. 이를 위해 2006년 1월 1일부터 2011년 5월 31일까지의 퇴직공직자 취업확인 자료를 바탕으로 각 부처별 퇴직공직자 재취업 현황을 살펴보고 간단한 회귀분석을 통해서 구체적인 특성을 파악하고자 한다.

1. 퇴직공직자 재취업 현황

퇴직공직자 취업제한의 목적은, 재산등록의무자였던 공직자가 퇴직 후 취업을 목적으로 재직 시 취득한 정보 혹은 대인관계를 특정 기업 또는 사적 이익을 위해 활용함으로 써 발생하게 될 공익침해의 여지를 예방하고 기업체에 취업한 후 퇴직 전에 근무하였던 기관에 부당한 영향력을 행사할 가능성을 배제함으로써 공무집행의 공정성과 공직윤리를 확립하는 데 있다.

우리나라는 대통령령으로 정하는 직급이나 직무분야에 종사하는 공무원과 공직유관단체의 임직원(취업심사대상자)은 퇴직일로부터 2년간 퇴직 전 5년 동안 소속하였던 부서의 업무와 밀접한 관련이 있는 민간에 취업할 수 없음을 「공직자윤리법」제4장 제17조에 명시하고 있다.¹¹ 예외적으로 취업심사대상자가 퇴직일로부터 2년 동안 취업이 제한

¹⁰ 본 실증분석에서는 공직임용제도의 폐쇄성이 공직 부패와 밀접한 관련이 있음을 보여주고는 있으나 이 것이 서론에서 언급한 바와 같은 메커니즘 때문이라는 주장에는 한계가 있을 수 있다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과를 적용함에 있어 분석의 한계에 대해서는 명확히 할 필요가 있다. 다만, 공직임용제도의 폐쇄성과 공직 부패 사이의 메커니즘에 대한 이론적 분석을 다룬 김재훈·이호준(2012)을 참고할 필요가 있다.

¹¹ 그러나 예외적으로 관할 공직윤리위원회의 승인을 받는 경우는 가능하다.

되는 사기업체 등에 취업을 하려는 경우, 퇴직 당시 소속되었던 기관의 장을 거쳐 공직 자윤리위원회에 취업이 제한되는지를 확인하여야 한다(「공직자윤리법」 제4장 제18조). 이와 같은 공직자 취업제한 여부 확인은 2005년까지는 임의규정으로 존재하였으나, 2006년부터 확인신청이 의무화되고 최종확인기관이 취업심사대상자가 소속된 행정기관이 아닌 정부공직자윤리위원회로 변경되었다.12

본 연구를 위해 2006년 1월 1일부터 2007년 5월 31일까지의 퇴직공직자 취업 확인 및 승인, 제한 현황 자료는 행정안전부에 정보공개를 청구하여 획득하였고, 2007년 6월 1일부터 2011년 5월 31일까지의 자료는 참여연대 행정감시센터의 퇴직 후 취업 확인 정보공개청구 자료를 활용하였다. 데이터는 퇴직일을 기준으로 퇴직공직자 취업 확인신청자 명단을 사용하였으며, 공공기관 및 지자체 퇴직공직자 재취업 확인신청자는 제외하였다.

전체적인 재취업 확인 현황을 보면, 연평균 109명이 재취업 확인을 신청하였고, 연도 별 변화는 크지 않은 것으로 조사되었다. 2006년에서 2010년까지의 재취업 확인신청 합계를 보면 국방부가 가장 많은 95건, 그 다음으로 국세청이 65건, 국가정보원이 50건, 감사원이 38건, 검찰청이 32건 순으로 나타났다. 그 외에 경찰청, 공정거래위원회, 대통령실, 국토해양부, 기획재정부, 외교통상부, 행정안전부 등이 13~25건을 기록하고 있다.

연도별로 보면, 국방부의 경우 매년 20건 정도의 확인신청을 하고 있고, 국세청의 경우에는 재취업 확인신청이 의무화된 2006년에 가장 많은 27건이 신청되었고 2007년에는 9건으로 감소되었다가 2008년에 14건으로 늘었다가 감소되는 것으로 나타났다. 국가정보원의 경우 매년 10건 정도의 확인신청을 하는 것으로 조사되었다.

이러한 부처별 재취업 확인 현황으로 볼 때, 대체적으로 조달업무의 비중이 크거나 대국민 규제업무의 비중이 큰 부처들에서 재취업 확인신청이 많이 이루어지는 것을 확 인할 수 있다.

¹² 정부공직자윤리위원회는 「공직자윤리법」 제9조 제3항에 따라 정부 소속 공무원 중 대통령이 임명하는 임명위원 4인과, 위원장을 포함한 법관, 교육자, 학식과 덕망이 있는 사람 또는 시민단체 추천인사 위촉위원 5인 등 총 9인으로 구성된다. 임명위원의 경우 행정안전부・법무부・기획재정부 차관, 국민권 익위원회 부위원장으로 구성된다. 위원회는 정부 공직자의 재산심사 및 취업제한 등의 회의 안건이 있을 경우 위원회를 개최하며, 회의 결과는 회의록을 작성하여 정부공직자윤리위원회 홈페이지에 공개하고 있다.

2. 부처별 퇴직공직자의 재취업 분석

가. 변수 설명

본 절에서는 부처별 특성에 따른 퇴직공직자의 재취업을 분석하고자 한다. 13 앞서 논 의한 바와 같이 종속변수는 각 부처별 퇴직공직자의 재취업 수이다. 〈Table 6〉에 정리된 바와 같이, 부처별 퇴직공무원 재취업 확인자 수는 0명부터 최대 23명까지 분포되어 있다. 국방부가 퇴직공직자 재취업 확인신청자가 가장 많은 부처이고, 국세청, 감사원 등이 그 뒤를 잇는다. 중앙부처는 아니지만 공공기관인 금융감독원의 재취업 확인 현황을살펴보면, 2006년 15명, 2007년 23명, 2008년 15명, 2009년 28명, 2010년 19명으로 일반적인 중앙부처보다 많은 수의 직원이 퇴직 후 민간으로 재취업하는 것으로 나타났다.

독립변수로는 부처의 특성을 이용하였다. 부처의 특성을 크게 규제업무부처와 사업업무부처로 나누어서 살펴보았다. 부처 업무 특성이 경제적 규제 업무가 상대적으로 큰부처인 경우는 규제부처로 보고, 상대적으로 경제적 규제 업무가 약한 부처인 경우는 비규제부처로 구분하였다. 또한 사업업무부처의 경우, 국가예산이 수반되는 재정사업등의 사업을 주로 하는 경우는 사업부처로 보았고, 상대적으로 사업적 업무가 적은 부처는 비사업부처로 구분하였다.

규제업무 특성과 사업업무 특성 모두 강한 부처는 국토해양부, 기획재정부, 행정안전부, 보건복지부, 지식경제부 등을 포함한 5개의 부처이고, 규제업무 특성만 강한 부처는 감사원, 검찰청, 경찰청, 공정거래위원회, 관세청, 교육부, 국정원, 총리실, 국민권익위원회, 국세청, 금융위원회, 노동부, 방송통신위원회, 법무부, 소방방재청, 식품의약품안전청, 특허청, 해양경찰청, 환경부 등을 포함한 19개 부처로 구분되었다. 사업업무 특성만

¹³ 본 연구에서는 퇴직공직자 재취업의 절대적 규모를 분석하고 있다. 이에 대해 재취업률을 분석하여야 한다는 이견이 있을 수 있다. 하지만 정보공개요청에 대한 행정안전부의 자료공개 거부로 인하여 퇴직 공직자 자료를 확보할 수 없었음을 밝혀 둔다. 절대적 규모를 분석하더라도 다음과 같은 조건이 만족 될 경우에는 큰 문제가 없을 수 있다. 첫째, 각 부처별로 공무원들의 연령구조가 비슷하여 자연적 퇴직 자 수의 차이가 크지 않고, 둘째 조기퇴직, 산하기관으로의 전보 등을 통한 취업조건 확보 등의 전략적 퇴직자의 비율이 부처별로 큰 차이가 없을 것 등을 들 수 있다. 물론 이들 두 조건을 다 만족하지 않는 경우가 있을 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 회귀분석에서는 부처별 공무원의 수와 산하기관의 수를 통제하였다. 다른 방법으로 퇴직자 재취업의 절대적 규모를 부처별 공무원 규모로 나누어 표준화하는 것을 생각할 수 있다. 일반적으로 재취업이 문제되는 것은 5급 이상의 직급에서 주로 나타나고 있다는 점에서 부처별 5급 공채정원을 이용하여 표준화하는 것이 합리적이다. 하지만 이에 대한 정보 또한 공개되어 있지 않고 이를 통해 퇴직자를 역산할 수 있기 때문에, 행정안전부는 이에 대한 자료를 공개하지 않을 것으로 사료된다.

(Table 6) Summary of Requests for Private Employment Authorization by Ministry

Ministries	2006	2007	2008	2009	2010	Total
Board of Audit and Inspection	5	11	6	9	7	38
Ministry of Public Administration and Security	1	1	4	4	3	13
Public Prosecutor's Office	6	3	6	6	4	25
National Emergency Management Agency			4			4
Ministry of Justice			2			2
Prosecutor's Office	7	6	9	8	2	32
Fair Trade Commission	7	5	3	4	4	23
Ministry of Education, Science and Technology			1	1	1	3
Prime Minister's Office			2	2	4	8
Office of Ministry for Special Affairs					1	1
Government Legislation Agency			2			2
Patriots and Veterans Administration			3			3
National Intelligence Service	8	11	13	10	8	50
Anti-Corruption & Civil Rights Commission	4		3			7
National Economic Advisory Council	1					1
Ministry of National Defence	21	9	22	20	23	95
Defense Acquisition Program Administration		1	2	1	4	8
Ministry for Food, Agriculture, Forestry and Fisheries		2	3	2	2	10
Forest Service	1	3	2			6
Ministry of Labor				1	1	2
Office of the President			4	4	8	25
Ministry of Culture, Sports and Tourism			3		1	4
Cultural Properties Administration			1			1
Korea Communication Commission			3	1	1	5
Ministry of Health & Welfare			1		1	2
Ministry of Knowledge Economy	7	7	6	3	2	25
Small & Medium Business Administration		1				1
Ministry of Foreign Affairs and Trade	3	4	6	1	1	15
Ministry of Strategy and Finance	3	7	6		1	17
Korea Custom Service		2	4			6
National Tax Service	27	9	14	9	6	65
Supply Administration	4	1	4	1	3	13
National Statistical Office			1			1
Finance Supervisory Commission		1	1	3	1	6
Ministry of Land, Transport and Maritime Affairs		6	4	2	1	19
National Maritime Police Agency		1			2	3
Multifunctional Administrative City Construction Agency		1	1			2
Ministry of Environment	1	1				2
Total	122	93	146	92	92	545

Source: Ministry of Public Administration and Security, Requests to Authorize, Authorization, and Restriction on Retiree's Employment (release date: 4 Nov. 2011); The Center for Administration Watch at People's Solidarity for Participatory Democracy, Requests for Employment Authorization after Retirement.

⟨Table 7⟩ Categorization of Ministries Based on Characteristics

	No. of ministries	Avg. requests for authorization of private sector employment	F
Regulatory ministries	19	2.84	
Project ministries	12	2.42	
Both	5	2.95	4.41***
Non-regulatory/ Non-project	13	0.62	

Note: +: p(0.15, *: p(0.10, **: p(0.05, ***: p(0.01.

(Table 8) Difference Due to Ministry Characteristics

	Regulatory ministries	Project ministries	Regulatory/Project
Project ministries	0.43		
Project/Regulatory	0.11	0.53	
Non-project/Non-regulatory	2,23***	1.80*	2,33*

Note: +: p(0.15, *: p(0.10, **: p(0.05, ***: p(0.01.

강한 부처는 국가과학기술위원회, 국가보훈처, 국방부, 농림부, 농촌진흥청, 문화부, 문화재청, 방위사업청, 산림청, 조달청, 중소기업청, 행정중심복합청 등을 포함한 12 개 부처이고, 규제업무도 사업업무도 상대적으로 약한 부처는 국가교육과학기술자문회의, 국가안전보장회의, 국민경제자문회의, 기상청, 대통령실, 민주평화통일자문회의, 법제처, 병무청, 여성가족부, 외교부, 통계청, 통일부, 특임장관실 등의 13개 부처로 나타났다.14

《Table 7〉에서 제시된 바와 같이, 규제업무부처는 평균 2.84명, 사업업무부처는 평균 2.42명, 규제・사업 부처는 평균 2.95명, 비규제・비사업 부처는 평균 0.62명이 퇴직후 재취업 확인신청을 한 것으로 나타났다. 각 부처별 특성에 따라 퇴직공직자 재취업확인신청자 수는 통계적으로도 차이가 있는 것으로 분석되었다.

《Table 8》을 보면, 규제업무부처와 사업업무부처는 0.43명, 사업업무부처와 규제·사업 부처는 0.53명, 규제업무부처와 규제·사업 부처는 0.11명으로 정도의 차이는 있지만 통계적으로는 유의미한 평균차이가 없는 것으로 나타났다. 반면, 비규제·비사업

¹⁴ 각 부처를 특성에 따라 분류하기 위한 객관적 기준을 설정하는 데 어려움이 있어 필자들이 직접 분류 하였다. 다만, 분류과정에서 각 부처의 특성에 대한 필자들의 주관을 최대한 배제하고자 하였으나 결 국 주관적인 분류라는 한계는 가지고 있다.

부처는 각 특성별 부처집단과 평균차이가 통계적으로 유의미한 것으로 분석되었다. 즉, 비규제·비사업 부처와 규제업무부처는 2.23명(***) 정도의 차이가 있으며, 사업부처와는 1.8명(*), 규제·사업 부처와는 2.33명(*) 정도의 차이가 있는 것으로 나타났다.

분석에 사용된 통제변수는 부처별 산하 공공기관 수와 국가공무원 현원이다. 먼저, 부처별 산하 공공기관 수는 기획재정부에서 지정하는 각 연도별, 부처별 공공기관 현황 (2007~10년)을 사용하였다. 공공기관 현황은 2007년부터 인터넷에 공개되고 있다. 이 명박 정부 초기인 2007년의 각 공공기관의 주무부처 이름이 현재와 차이가 있어(예: 재정경제부와 기획예산처(2007)→기획재정부(2008~)) 부처별 업무 특성에 따라서 과거 정부조직을 조직명에 연결하여 사용하였다. 다음으로 국가공무원 현원은 행정안전부 인사실 정기인사통계와 각 연도별「행정안전부 국가공무원 인사통계」를 사용하였다.

나. 분석 결과

《Table 9》는 종속변수인 퇴직공무원 재취업 확인자 수(2007~10년)와 독립변수인 부처별 산하기관 수(2007~10년), 부처별 공무원 수(2007~10년)의 기술통계를 보여주고 있다. 자료의 크기는 종속변수(퇴직공무원 재취업 확인자 수)를 기준으로 횡단은 49개, 패널의 경우는 총 196개이다.

부처별 산하기관 수를 살펴보면, 지식경제부(2010년 기준 61개), 교육과학기술부 (2010년 기준 40개), 국토해양부(2010년 기준 31개), 문화체육관광부(2010년 기준 30개) 순이고, 여성가족부, 통일부, 농촌진흥청, 식품의약청 등은 산하기관이 없다. 부처 평균 6개로 부처별 산하기관의 편차가 큰 것으로 나타났다.

부처별 공무원 수를 살펴보면, 교육과학기술부, 경찰청, 지식경제부 순이고, 특임장관실이 38명으로 가장 적은 수의 공무원으로 구성되었음을 확인하였다.

앞서 퇴직공직자 재취업 확인신청의 절대적 규모를 비교·분석하였다. 이에 대해서, 첫째 각 부처별로 공무원들의 연령구조가 상이하여 자연적 퇴직자 수의 차이가 클 수 있고, 둘째 조기퇴직, 산하기관으로의 전보 등을 통한 취업조건 확보 등의 전략적 퇴직자의 비율이 부처별로 차이가 있을 경우 절대적 규모만의 비교 결과의 신뢰성에 문제가 있을 수 있다.

이러한 결과의 신뢰성 문제를 해결하기 위하여 〈Table 10〉의 회귀분석에서는 부처별 공무원의 수와 산하기관의 수를 통제하였다. 회귀분석 결과, 규제업무가 많은 부처인

(Table 9) Descriptive Statistics

Variables		Obs.	Avg.	S.D.	Min.	Max.
	2007	49	1,898	3,137	0	11
Requests to authorize	2008	49	2,980	4.211	0	22
private sector employment	2009	49	1,878	3.745	0	20
- 1 7	2010	49	1,878	3,756	0	23
	2007	49	6.041	12,568	0	59
Ministry-affiliated	2008	49	6.224	13,695	0	70
organizations	2009	49	6.061	13.077	0	67
	2010	49	5.837	12,128	0	61
Ministry employees	2007	44	13,460	55,186	12	356,104
	2008	48	14,297	56,944	66	359,394
	2009	43	14,081	56,448	22	359,650
	2010	43	14,249	57,219	38	364,763

(Table 10) Impact of Ministry Characteristics on Requests for Private Employment Authorization

Requests to authorize private	Pooled					
employment	(1)	(2)	(3)			
Regulatory ministry	1.695*** (3.84)	2.001*** (4.14)	1.199** (2.46)			
Project ministry	1.144** (2.05)	1.444** (2.36)	1.593** (2.33)			
Ministry-affiliated organizations		-0.0303* (-1.89)	-0.0197 (-0.98)			
Ministry employees			1.18e-06 (0.40)			
Constant	0.931*** (3.46)	0.860*** (3.29)	0.983*** (3.15)			
N	196	196	172			
R^2	0.054	0,063	0.041			

Note: Robust t statistics in parentheses, +: p(0.15, *: p(0.10, **: p(0.05, ***: p(0.01.)))

경우 그렇지 않은 부처보다 퇴직공무원 재취업 확인신청자가 많은 것으로 나타났다. 사업부처인 경우도 그렇지 않은 부처보다 재취업 확인신청자가 많다.

우리나라에서 사실상 개방형 임용이 실시되고 있음에도 그 효과가 제한적인 이유는 현행 개방형 임용제도가 고위직에만 한정되어 그 범위가 제한적일 뿐만 아니라 민간의

전문가가 임용된다고 하더라도 기존 공무원들의 폐쇄적 네트워크를 통한 업무수행으로 인해 업무성과를 내기 쉽지 않기 때문이다. 현행 개방형 임용제도는 능력 있는 민간 전 문가를 공직에 유인하고 유지하는 데 사실상 매우 제한적일 수밖에 없다.

그리고 〈Table 10〉의 결과에서 확인할 수 있듯이 규제부처와 사업부처 여부가 퇴직공 무원 재취업 신청에 미치는 영향이 부처별 산하기관 수와 부처별 공무원 수를 통제하더라도 크게 달라지지 않는다는 것을 알 수 있다. 더불어 모형 (2)에서 나타난 바와 같이산하기관 수가 증가하면 재취업 확인신청자가 감소한다는 결과에 유의할 필요가 있다. 이는 재취업 확인신청의 부담과 재취업 제한기간을 회피하려는 유인으로 민간으로 재취업하기보다 산하기관으로 재취업했을 가능성을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 15 이는 부처별 산하기관들이 강화된 재취업 제한규정의 회피수단으로 활용되고 있고, 제한규정이 계속 강화된다고 하더라도 회피수단은 얼마든지 찾을 수 있음을 시사한다.

지금까지 본 장에서는 규제 · 사업 부처일수록 퇴임 후 민간 재취업이 활발하게 일어 날 수 있음을 보였다. 이는 규제 · 사업 부처 출신일수록 비규제 · 비사업 부처 출신에 비해 퇴직공무원을 영입함으로써 얻는 민간의 혜택이 존재함을 의미한다. 물론 규제 · 사업 부처 출신의 공무원을 영입함으로써 얻는 혜택이 항상 공직 부패와 연관되었다는 것은 아니지만, 비규제 · 비사업 부처 출신 공무원에 비해 규제 · 사업 부처 출신의 공무원에 대한 영입이 더 많다는 것은 이들에 대한 영입이 정부의 규제나 사업과 깊은 관련이 있음을 간접적으로 보여주는 것이다.

Ⅴ. 결 론

본 연구는 공직임용제도의 폐쇄성이 공직 부패와 밀접한 관련이 있을 것이라는 가설에서부터 출발하였다. 공직임용제도가 부패지수와 관련이 있는 이유로 공직임용제도가 폐쇄적일수록 공직의 전임자와 후임자 간의 친밀도가 높아질 것이고 이는 결국 퇴임공직자 민간 재취업과 관련한 부정부패를 야기할 가능성을 높인다고 본 것이다.

이러한 가설을 검증하기 위해 본 연구에서는 크게 두 가지의 실증분석을 실시하였다.

¹⁵ 한편, 이러한 용이한 재취업과 소위 경력세탁의 유인 때문에 공공기관 선진화 등의 노력이 결실을 보지 못하는 것으로도 볼 수 있을 것이다.

이를 통해 공직 부패는 공직임용제도의 폐쇄성과 밀접한 관련이 있음을 보였고, 퇴직 공무원의 민간 재취업은 규제부처와 사업부처일수록 활발하다는 점도 보였다. 이러한 분석 결과는 공직의 부패를 줄이기 위해서는 공직임용제도의 개방성을 높일 필요가 있으며, 특히 민간 재취업과 관련된 부정부패 문제가 발생할 가능성이 높은 규제부처와 사업부처의 개방성을 높일 필요가 있음을 시사한다.

우리나라의 경우 「국가공무원법」제28조의4 제1항에 따라 해당 기관의 직위 중 전문성이 요구되거나 효율적인 정책수립에 필요한 경우 공직 내부나 외부에서 적격자를 임용할 수 있도록 정하고 있다. 이는 곧 개방형 임용을 의미하는 것으로 「정부조직법」등조직관계법령에 따라 1급에서 3급까지의 공무원(고위공무원단 직위를 포함하며, 실장·국장 밑에 두는 보조기관 또는 이에 상당하는 직위는 제외한다) 중 계약직 공무원으로도 보할 수 있음을 의미한다.

구체적인 개방형 직위 충원 현황을 살펴보면, 2000년도에는 내부임용이 83.1%, 외부임용이 16.9%로 제도 도입 초기에는 외부임용비율이 현저히 낮았으나 2010년에는 내부임용과 외부임용의 비율이 55 대 45 정도로 외부임용의 비율이 차츰 늘어나고 있다. 그럼에도 불구하고 외부에서 임용된 공무원은 우리나라 국가공무원 정원의 약 0.026%인 157개 직위에 불과하고 전체 고위공무원단의 14.2%에 불과하다.

수치적으로 개방형 충원비율이 낮은 것과 더불어 실제 개방형 임용제도가 도입 초기의 목적대로 운영되고 있지 않은 경우도 종종 있다. 2008년도부터 2010년도까지의 개방형 직위 공개모집 공고문에 게시된 총 73석 직위 중 61석을 조사해 본 결과, 이 중 자부서 임용은 31개 직위(50,82%), 타 부서에서의 임용은 19개 직위(31,15%), 공직 외부인사는 6개 직위(9,84%), 그리고 공석 5개 직위(8,2%)였다.16 이를 통해 보았을 때, 아직 우리나라의 개방형 임용제도는 충분히 자리 잡았다고 볼 수 없다.

민간의 전문성을 공직업무 수행에 도입한다는 취지와 더불어 공직 부패를 감소시키는 방안의 하나로서 공직임용제도의 개방성은 지속적으로 높여 나갈 필요가 있다. 앞선 실증분석 결과에서도 알 수 있듯이 공직임용제도의 개방성을 높여 나감으로써 공직 부패의 가능성을 최소화함과 동시에 공직업무 수행의 효율성을 높여 나갈 수 있을 것이다. 아울러 규제부처나 사업부처의 경우 다른 부처에 비해 공직 부패에 연관될 가능성이 더

¹⁶ 행정안전부에서 제공하는 자료를 통해서는 2006년도 이후 타 부서와 민간인의 임용비율을 알 수 없으며, 더욱이 어떠한 직위에 민간인이 임용되는지도 공개되지 않는다. 이에 따라 본 연구는 고시된 개방형 직위 73개 중 임용자명을 찾지 못한 12명을 제외한 61석을 조사대상으로 삼았다.

(Table 11) Summary of Open Recruitment Posts

Vaar	Public officials ²⁾	Senior executive	Open recruitment	Hired open recruitment	Internally hired open	Externally hired open recruitment posts		•
Year	(A)	service (1~3)	posts (B) (B/A*100)	posts (C) (C/A*100)	recruitment posts	Sum	Private	Other ministries
2000	545,690	901	130 (0.02%)	65 (0.01%)	54 (83.1%)	11 (16.9%)	11 (16.9%)	_
2001	548,003	899	131 (0.02%)	115 (0.02%)	96 (83.5%)	19 (16.5%)	14 (12.2%)	5 (4.3%)
2002	562,373	906	139 (0.02%)	118 (0.02%)	95 (80.5%)	23 (19.5%)	18 (15.3%)	5 (4.2%)
2003	579,448	930	142 (0.02%)	124 (0.02%)	87 (70,2%)	37 (29.8%)	33 (26.6%)	4 (3.2%)
2004	589,148	965	154 (0.03%)	136 (0.02%)	75 (55.1%)	61 (44.9%)	53 (39.0%)	8 (5.9%)
2005	571,982	995	156 (0.03%)	146 (0.03%)	79 (54.1%)	67 (45.9%)	60 (41.1%)	7 (4.8%)
2006 ¹⁾	590,169	1,026	207 (0.04%)	166 (0.03%)	94 (56.6%)	72 (43.4%)	_	_
2007	604,714	1,133	220 (0.04%)	196 (0.03%)	86 (43.9%)	110 (56.1%)	_	_
2008	607,628	1,116	188 (0.03%)	136 (0.02%)	64 (47.1%)	72 (52,9%)	_	_
2009	609,573	1,114	182 (0.03%)	150 (0.02%)	82 (55.3%)	67 (44.7%)	_	_
2010	612,672	1,105	198 (0.032%)	157 (0.026%)	86 (54.8%)	71 (45,2%)	_	_

Note: 1) Since 2006, senior executive service and some deputy heads can be hired as open recruitment posts.

2) It includes only national public officials, not local public officials.

Source: http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO_STTS_ldxMain.jsp?idx_cd=1020.

높을 수 있으므로 이들 부처에 대한 공직 임용 개방성을 더욱 강화하는 방안도 모색할 필요가 있다.¹⁷ 이와 같은 분석 결과는 행정부처뿐만 아니라 법원, 검찰과 같은 사법부, 더 나아가 민간기업의 조달조직 등에도 적용될 수 있을 것으로 사료된다.

¹⁷ 물론 개방형 임용제도를 확대함에 있어 주의할 점들은 존재한다. 개방형 공직 임용을 악용할 경우 오 히려 인맥 등 내부 네트워크에 의해 좌우될 여지가 있으므로 개방형 임용에 대한 채용기준을 명확히 할 필요가 있다.

참고문헌

- 김재훈·이호준, 「공직임용제도와 공직부패」, 『경제학연구』, 제60집 제2호, 2012, pp.137~176.
- 김판석·이선우·전진석, 「개방형 임용제도의 실태 및 발전에 관한 연구」, 『한국행정학보』, 제 33권 제4호, 1999, pp.57~75.
- 남궁근, 「개방형 직위제도 시행의 중간평가」, 『행정논총』, 제38권 제2호, 2000, pp.253~272.
- 박천오, 「중앙정부에서의 개방형 임용제 적용」, 『지방재정』, 제49권 제564호, 2000, pp.23~31.
- 박천오·남궁근·박희봉·오성호·김상묵, 「개방형 직위제도의 운영 실태에 관한 실증적 조사· 평가」, 『한국행정학보』, 제36권 제3호, 2002, pp.99~128.
- 배귀희, 「개방형 직위제도의 효과적인 정착 여부에 관한 연구: 관련 공무원의 인식을 중심으로」, 『한국정책과학학회보』, 제13권 제2호, 2009, pp.175~202.
- 오성호, 「개방형 임용제 도입의 의의」, 『지방재정』, 제49권 제564호, 2000, pp.15~22.
- 윤경준·장현주, 「지방자치단체의 개방형 직위제도 운영에 대한 평가와 개선방안: 서울특별시를 중심으로」, 『한국조직학회보』, 제5권 제3호, 2008, pp.127~161,
- 윤태범, 「개방형 공무원 임용제도: 영역 혹은 방법?」, 『한국사회와 행정연구』, 제10권 제1호, 1999, pp.31~45.
- 이선우, 「맞춤행정시대의 고용구조 및 임용체계: 개방형 임용제도를 중심으로」, 『한국행정학회 1999년도 춘계학술대회 발표논문집』, 1999, pp.129~147.
- 이주희, 「개방형 직위제도와 계약직 공무원제도의 발전방안」, 『지방재정』, 제56권 제640호, 2007, pp.26~37.
- 중앙인사위원회, 『인사제도에 대한 공무원 여론조사』, CSC 정책연구보고서 2000-8, 2000.
- 중앙인사위원회, 『공무원 인사개혁백서』, 서울: 중앙인사위원회, 2002,
- 참여연대 행정감시센터, 「이명박 정부 고위공직자 인사 모니터 보고서: 보은인사, 돌려막기, 회전문」, 『이슈리포트』, IR-20110223, 2011.
- 행정안전부, 「행정안전부(전 행정자치부) 통계연보」, 2000~2010.
- Alesina, A. and G. M. Angelitos, "Fairness and Redistribution," *American Economic Review* 95(4), 2005, pp.960~980.
- Alesina, A., E. Glaeser, and B. Sacerdote, "Why Doesn't the Unites States Have a European-style Welfare State?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 2001.

- Dahlström, C., V. Lapuente, and J. Teorell, "Dimensions of Bureaucracy II: A Cross-National Dataset on the Structure and Behavior of Public Administration," QoG Working Paper Series 2011: 6, The Quality of Government Institute, University of Gothenburg, 2011.
- Delavallade, C., "Corruption and Distribution of Public Spending in Developing Countries," *Journal of Economics and Finance* 30(2), 2006, pp.222~239.
- Di Tella, R. and R. McCulloch, "Why Doesn't Capitalism Flow to Poor Countries?" Unpublished manuscript, 2003.
- Gupta, S., R. Sharan, and L. de Mello, "Corruption and Millitary Spending," IMF Working Papers 00/23, International Monetary Fund, 2000.
- IMD (International Institute for Management Development), World Competitiveness Yearbook 2010, Lausanne: IMD, 2010.
- Mauro, P., "Corruption and Growth," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, pp.681~712.
- Rajan, R. and L. Zingales, *Saving Capitalism from Capitalists*, New York: Crown Publishing, 2000.
- Tanzi, V., "Corruption Around the World: Causes, Consequences, Scope, and Curse," *IMF Staff Papers* 45(4), 1998.
- OECD, Government at a Glance 2009, Paris: OECD, 2009.
- OECD, "Trends in Human Resources Management Policies in OECD Countries: An Analysis of the Results of the OECD Survey on Strategic Human Resources Management," 2004.

공공기관 경영정보 공개시스템(http://www.alio.go.kr/) 법제처(http://www.moleg.go.kr/main.html)

e-나라지표(http://www.index.go.kr/egams/index.jsp)

행정안전부 나라일터(http://gojobs.mopas.go.kr/)

『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 국 문으로 작성한다.
- 7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
- 8. 논문을 대표할 수 있는 핵심 단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
- 9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
- 10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
- 11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

● 연락처

• 우편번호 : 130-740

• 주 소 : 서울특별시 동대문구 회기로 47.

한국개발연구원 韓國開發研究 編輯委員會

• 투 고: kdijournal@kdi.re.kr (02)958-4308

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.
- 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.
- Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
- 10. All tables and figures should be written in English.
- 11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

• Postal code: 130-740

• Korea Development Institute

47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, P.O. Box 113, Seoul, Korea.

• For Manuscript Submission

E-mail at : kdijournal@kdi.re.kr (82-2-958-4308)

국문원고작성요령

- 1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4 용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래아한글 기준).
- 2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
 - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
 - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
 - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
- 3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
 - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
 - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
 - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아 숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명 적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
- 4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
- 5. 본지에서는 'I' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장·절을 표기한다.
- 6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
- 7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼 『』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.
 - 〈예〉 ① 『조선일보』, 2003. 5. 27.
 - 2 New York Times, 15 May 2003, sec. 4, p.11; Le Monde(Paris)

8. 참고문헌

- 1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
- 2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문 헌도 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.
,	/ 1日 6 6 1 7 1 1 1 1 1	1000

Guidelines for English Manuscripts Preparation

- 1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
- 2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
- 3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
- 4. The main body should be divided into the following order: I, 1, 1), I, 1
 - **I** Introduction
 - 1. The Model
 - 1) Previous Research
 - 2. Mathematical Models
 - 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
 - References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
 - 2) References with the same author must be displayed together.
 - <Ex> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
 - ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
 - 3 Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 도서회원제 안내

● 회원에 대한 특전

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

● KDI 발간자료

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

● 연간회비

- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

● 가입방법

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

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

● 문의사항

대외협력실 기획팀 발간자료 담당 TEL 958-4344 / FAX 960-0652 / E-mail kimy1h2@kdi.re.kr

● 판매처

• 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 397-3628

• 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 399-5632

KDI Book Membership Information

- Members Only Exclusive Offer
 - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
 - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
 - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage

• KDI Publications

- Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
- Periodicals

Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,

Quarterly: KDI Journal of Economic Policy

Biannual: KDI Economic Outlook

• Annual Fees

- Individual 100,000 won
- Institution 300,000 won

Sign-up

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

- Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
- Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
- Or, you may pay the fee directly to the Coordination and Planning Unit of KDI Division of External Affairs.

Contact

 Publication personnel in charge, Coordination and Planning Unit, Division of External Affairs, KDI

TEL: 958-4344 / FAX: 960-0652 / E-MAIL: kim1h2@kdi.re.kr

· Sales Distributors

Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)

TEL: 397-3628

Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)

TEL: 399-5632

KDI Journal of Economic Policy Vol. 34 No. 4(Serial Number 117)

Registered on March, 13, 1979 Registration Number 동대문 사00010호 3,000 won

Printed on November, 27, 2012 Published on November, 30, 2012

Published by Oh-Seok Hyun, President of KDI Printed by Good Idea Good Peoples

Korea Development Institute / 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea / Tel. 958-4114 / Fax. 958-4310 / © Korea Development Institute 2012