Vol. 36 No. 2 / ISSN 1738-656X

韓國開發研究 2014 Ⅱ

KDI Journal of Economic Policy

- Analysis on Korean Economy with an Estimated DSGE Model after 2000
  ..... Tae Bong Kim
  DSGE 모형 추정을 이용한 2000년 이후 한국의 거시경제 분석
- Analyzing Expected Inflation Based on a Term Structure Model: A Case of Korea
  ..... Joonhyuk Song
  이자율모형을 이용한 우리나라 기대인플레이션의 추정 및 특징
- Analysis on Recent Changes in the Covered Interest Rate Parity Condition
  ..... Jung Sung Kim · Kyu Ho Kang
  글로벌 금융위기 전후 무위험 이자율 평형조건의 동태성 변화 분석
- Evaluating TFP Growth of the Korean Economy in 2000s through the Comparison of Growth Accounting Methods
  ..... Sukha Shin
  한국경제의 2000년대 생산성 증가세 평가: 성장회계 분석방법 비교 · 분석
- Open Social Network vs Closed Social Netwokk: A Theoretical Approach to the Effect of the Exclusiveness of the Network
  ..... Sam-Ho Lee
  연결망 vs 연줄망: 네트워크의 폐쇄성과 그 효과에 대한 이론적 접근

KDI

韓國開發研究
KDI Journal of Economic Policy

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

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

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

Editor-in-Chief :	Choi, Kyungsoo	(Senior Fellow at KDI)
Editors :	Choi, Yongseok	(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 Gachon University)
	Hwang, Haeshin	(Professor at Texas A&M University)
	Jo, Dongho	(Professor at Ewha Womans University)
	Joh, SungWook	(Professor at Seoul National University)
	Kim, Daeil	(Professor at Seoul National University)
	Kim, InGyu	(Professor at Hallym University)
	Kim, Jonghoon	(Visiting Fellow at KDI)
	Kim, Jungwook	(Fellow at KDI)
	Kim, Taejong	(Professor at KDI School)
	Kim, Woochan	(Professor at Korea University)
	Koh, Youngsun	(Vice Minister of The Office of Government Policy Coordination)
	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	(Professor at Sookmyung Women's University)
	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Fellow at KDI)
Administration :	Sun, Jongin	(Research Associate at KDI)

공지사항

본 학술지는 SSCI 등재 추진을 위해 2015년부터 영문전용 학술지로 변경됩니다. 이에 2014년 9월 이후부터는 영문으로 작성된 논문만을 투고접수 받습니다. 자세한 내용은 별지를 참고해 주십시오.

韓國開發研究 제36권 제2호(통권 제123호), 2014
KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 2, 2014

Contents

1 Analysis on Korean Economy with an Estimated DSGE Model after 2000
..... Tae Bong Kim / 1

DSGE 모형 추정을 이용한 2000년 이후 한국의 거시경제 분석... 김태봉

2 이자율모형을 이용한 우리나라 기대인플레이션의 추정 및 특징
..... 송준혁/ 65

Analyzing Expected Inflation Based on a Term Structure Model: A Case of Korea
... Joonhyuk Song

3 글로벌 금융위기 전후 무위험 이자율 평형조건의 동태성 변화 분석
..... 김정성・강규호 / 103

Analysis on Recent Changes in the Covered Interest Rate Parity Condition
... Jung Sung Kim・Kyu Ho Kang

4 한국경제의 2000년대 생산성 증가세 평가: 성장회계 분석방법 비교・분석
..... 신석하 / 137

Evaluating TFP Growth of the Korean Economy in 2000s through the Comparison of Growth Accounting Methods... Sukha Shin

5 연결망 vs 연줄망: 네트워크의 폐쇄성과 그 효과에 대한 이론적 접근
..... 이삼호 / 175

Open Social Network vs Closed Social Netwokk: A Theoretical Approach to the Effect of the Exclusiveness of the Network... Sam-Ho Lee

韓國開發研究
제36권 제2호(통권 제123호)

Analysis on Korean Economy with an Estimated DSGE Model after 2000

Tae Bong Kim
(Assistant Professor, Department of Economics, Ajou University)

DSGE 모형 추정을 이용한 2000년 이후 한국의 거시경제 분석

김 태 봉
(아주대학교 경제학과 조교수)

김태봉: (e-mail) tbk@ajou.ac.kr, (address) Department of Economics, Ajou University 206, Worldcup-ro, Yeongtong-gu, Suwon-si, Gyeonggi-do, 443-749, Korea.

• Key Word: DSGE(동태확률모형), Bayesian Estimation(베이지안 추정), Korean Economy(한국경제), Small Open Economy(소규모 개방경제)
• JEL Code: E3, E5, C5
• Received: 2013. 7. 16 • Referee Process Started: 2013. 8. 5
• Referee Reports Completed: 2014. 2. 3

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 2, 2014
ⓒ Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This paper attempts to search the driving forces of the Korean economy after 2000 by analyzing an estimated DSGE model and observing the degree of implementation regarding non-systematic parts of both the monetary and fiscal policy during the global financial crisis.

Two types of trends, various cyclical factors and frictions are introduced in the model for an empirical analysis in which historical decompositions of key macro variables are quantitatively assessed after 2000. While the monetary policy during the global financial crisis have reacted systematically in accordance with the estimated Taylor rule relatively, the fiscal policy which was aggressively expansionary is not fully explained by the estimated fiscal rule but more by the large magnitude of non-systematic reaction.

본고는 소규모 개방경제를 상정한 동태확률모형을 통해 2000년 이후의 한국 거시경제의 변동요인들과 금융위기 기간의 통화정책과 재정정책의 변화요인을 추정하였다. 실증분석을 위해 동태확률모형은 경제성장률을 결정하는 두 가지 다른 추세요인과 다양한 구조충격요인 그리고 다양한 형태의 마찰을 포함시킴으로써, 거시변수들이 어떠한 요인에 의해 변화했는지를 정량적으로 분석하였다. 실증분석 결과, 금융위기 기간 동안 통화정책은 주로 테일러 준칙을 따른 것으로 나타난 반면, 재정정책의 반응은 재정준칙보다는 상대적으로 큰 폭의 재정충격요인에 의해서 설명된 것으로 추정되었다.

I. Introduction

The Korean economy has exhibited large changes in the evolution of macroeconomic variables. After documenting GDP trends, cycles and inflation, using various statistical methods, Lee (2009) concluded that finding consistent results on disentangling trends and cycles is difficult due to intermittent events such as the oil crisis and the financial crisis of 1997.

However, the volatilities of GDP growth and inflation rate have been substantially stabilized since 2000. This moderation may have been due to a policy shift such as the inflation targeting scheme adopted by the Bank of Korea in the late 1990s or a mere fortuitous event of reduction of the magnitude of exogenous shocks. At any rate, this finding serves as a good case study of what part of the Korean macroeconomic variables, has been generated from trend factors and cyclical factors in the context of Dynamic General Equilibrium frameworks at least after 2000, that have been better known to fit more stabilized economies.

This paper attempts to search the driving forces of the Korean economy after 2000 by analyzing an estimated DSGE model and observing the degree of implementation regarding non-systematic parts of both the monetary and fiscal policy during the global financial crisis. In order to address those questions, a highly stylized DSGE model[1] is proposed and estimated. Hwang (2009) has estimated the Korean economy to investigate the natural output but the model is limited to a closed economy model. Hence, a small open economy model[2] is adopted in this paper which demonstrates the substantial dependence of the Korean economy on external conditions as evidenced by the large fluctuations on economic indicators. Conversely, its own economy had minimal effect on the rest of the world. In the line of DSGE applications on the Korean economy, Lee and Yeo (2008) have also applied a small open economy model to study the business cycle properties of the Korean economy from 1991:Q1 to 2005:Q4. However, the increased volatility of the Korean economy since the 1990s and the structural change which Korean economy has undergone since the Asian financial crisis demonstrates the difficulty of estimating the Korean economy with a highly restricted model such as the DSGE model.

---

1 Most notably Christiano *et al*. (2005) and Smets and Wouters (2005) in the closed economy models.

2 A large scale small open economy DSGE model is developed by Adolfson *et al*. (2007) and Burriel *et al*. (2010). This paper has mainly borrowed standard features of small open economy from the latter.

Our paper focuses on the Korean economy after 2000 and simultaneously attempts to find the specific structural shocks that have contributed towards key macro variables such as GDP and inflation by researching historical records. In this context, there have been number of modifications from the standard small open economy models to better reflect the Korean economy and to make policy simulations more applicable in this paper.

The model contains sufficient frictions and shocks to potentially explain the macro variables of our interest in the Korean economy. For example, preference shocks are introduced to explain the private consumption which is not only driven by supply shocks such as productivities but also by demand shocks. Besides the standard Calvo-Yun sticky price features on goods market, sticky wage is modeled to incorporate the inefficiency of labor market. Import adjustment cost is added so that the final goods fluctuations are not directly exposed to highly volatile imported goods. The model not only accommodates cyclical fluctuations from stationary shocks but also the balanced growth path from trend shocks so that there is no need of stationarizing the times series prior to bringing the data to the model. Moreover, the model incorporates two types of trends that form a balanced growth path separately for GDP and investment time series. This is necessary in analyzing the Korean economy because the growth rate of investment was lower than other GDP component after 2000 as will be confirmed in section II. In international financial market, Korea's foreign debt generally bears a country risk premium that is nontrivial. As a result an additional parameter of a positive risk premium is inserted. Two policy rules have been extended for the purpose of policy simulations during the global financial crisis. Taylor rule for the monetary policy can not only respond to inflation gap and output growth gap but also possibly to the nominal exchange rate changes. This extension has been justified in the sense of optimal monetary policy for a small open economy in which the home bias exists as noted by Faia and Monacelli (2008). And the fiscal rule has an automatic stabilizer component to isolate the countercyclical and discretionary movements of government expenditures. Meanwhile, the government revenues are not simply based on government lump sum taxes but on consumption tax, capital income tax and wage income tax which are calibrated to match effective marginal tax rates of Korea.

This paper uses Bayesian estimation[3] for the following reason. First, Bayesian estimation is a full information approach while the simulated method of moments or the generalized method of moments is a partial information approach. It allows us to fully exploit the relevant information from data by constructing a likelihood function.

---

3 See An and Schorfheide (2007) and Fernández-Villaverde (2010) for survey of literature.

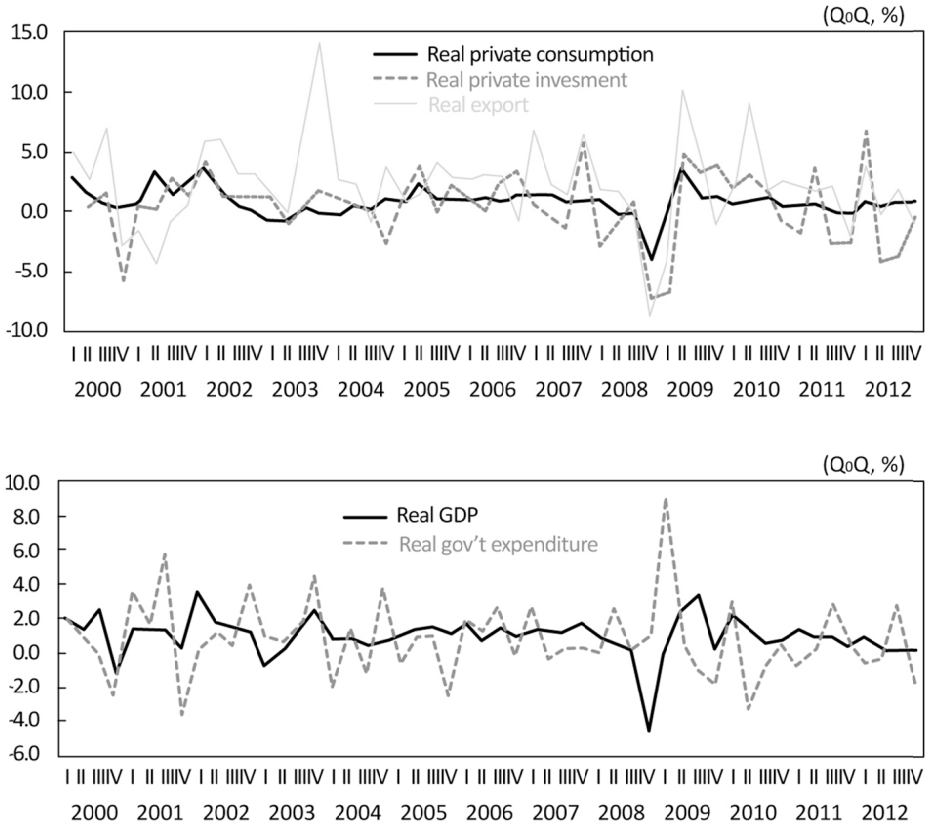
Second, Bayesian estimation technique allows estimation of structural parameters that are generally hard to be characterized analytically. Although, the approximation method of equilibrium conditions can be represented by a linear state space form, the distribution of parameters cannot directly be recovered by analytical forms. Bayesian numerical approach enables to characterize the distributions of parameters. Third, priors are useful to give a discipline on parameters set, if not a large scale DSGE model like proposed in this paper is practically impossible to derive any meaningful assessments as noted by Sims (2007). And there are desirable properties of Bayesian estimations that coherently deal with misspecifications and model uncertainty problems as pointed by Canova and Sala (2006) and Fernández-Villaverde and Rubio-Ramirez (2004).

For empirical analysis in this paper, a number of parameters that are calibrated to match some properties of the Korean economy and a few prior distributions related to the first moments of macro variables are tightened to match the Korean macro time series. Some assessments on posterior estimates on structural parameters have been discussed whether they show reasonable degree of estimates with the Korean economy. Given the posterior estimates, historical decompositions of the inflation rate and GDP components are shown to understand how post-2000 have contributed towards changes in those variables. And the policy simulations after 2008:Q3 are presented to show how would have the inflation and GDP evolved when the policy discretions were not implemented, in other words, if the policies followed systematic rules strictly.

The paper proceeds as follows. Section II shows a brief assessment on the evolution of the Korean economy after 2000. Section III describes a small open economy model. Section IV explains the choice of the Korean data, the econometric methodology, model's properties with benchmark estimation and estimation results on parameters. Section V shows the historical shock decompositions to investigate how the shocks have contributed to the fluctuations of macro variables in the Korean economy after 2000 and counterfactual simulations of the economy when the non-systematic policy discretions were not implemented. Section 6 concludes.

II. A First Look at Data

[Figure 1] GDP Components



[Figure 1] shows the real growth rates of GDP components such as private consumption, private investment,[4] government expenditures[5] and exports of the

4 KOSIS which is the Korean official GDP database uses terminology of capital formation instead of investment.

5 KOSIS reports government consumption and government capital formation separately. Thus, this series is constructed by weighted sum of government consumption and investment using Lespeyres chain weighted index calculation.

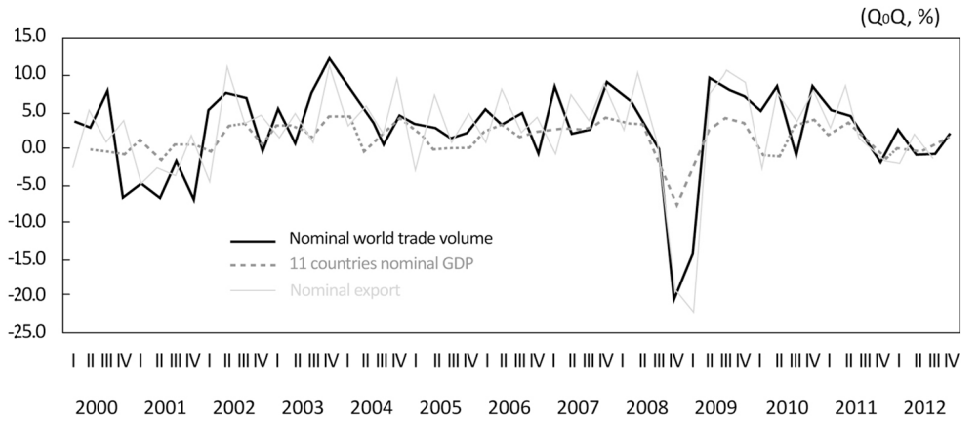
<Table 1> Moments for GDP Components

	Mean	St. Dev.	$\rho(\gamma^{x}, \gamma^{gdp})$
γ^{GDP}	0.98	1.18	N.A.
γ^{C}	0.83	1.20	0.69
γ^{I}	0.49	2.93	0.61
γ^{G}	0.78	2.28	0.07
γ^{X}	2.23	3.82	0.71

Korean economy. As is common with the majority of the developed countries, we can observe that private consumption is much smoother than any other series while investment and exports are more volatile. And roughly looking at the graph, export seems to demonstrate higher growth rates on average than domestic demands. There have been two main events in terms of crisis for the Korean economy after 2000; the credit card crisis in 2002-2003 and the global financial crisis that began in 2008. During the credit card crisis period, private consumption was exacerbated due to credit constraints on households. However, the effects of this crisis were mainly sector-specific as opposed to wide-ranging economic depression, which resulted in a rapid recovery mainly driven by firms' investment and exports. This reversal phenomenon is indeed consistent with the conventional assessments on the Korean economy which is generally driven by exports in the period of recovery. The global financial crisis, on the other hand, was different in scope in a sense that it has affected all of the GDP components as this was a severe macroeconomic shock and yet the recovery was still driven by exports at least in 2009 thanks to the world- wide expansionary policies such as quantitative easing from the U.S. With respect to government expenditures, it certainly seemed to have played an important role during the global financial crisis to negate the negative hit. However, it is hard to find an overall countercyclicality of government expenditure on average during the sample period. These rough assessments can be confirmed in the following <Table 1> with first and second moments.

First moments of GDP components clearly show that exports growth have surpassed other components while consumption and government expenditures are roughly close. But the private investment growth on average seems to underperform in comparison with other components which motivate to introduce a relative

[Figure 2] Exports & Foreign GDP



downward trend[6] for the investment. Consistent with the graph assessments, volatilities indicate that consumption is the most smooth while exports are most volatile. In terms of cyclicality of those series against GDP, all of the components show procyclicality except government expenditures.

The Korean economy is a small open economy in which its export is largely affected by the world demand. Thus, a proxy time series that best explains the prospects of the Korean exports can be of key interest not only for the Korean policy circle but also for estimating the Korean exports. There are 11 major trading partners[7] including the U.S., China and EU whose countries' GDP can be said to constitute the world demand of the Korean exports. The other alternative measure would be the world trade volume. As can be seen from [Figure 2], the Korean nominal exports in dollars follows more closely with the world trade volume than GDP of 11 major countries. This can be confirmed in the following <Table 2>.

During the sample period, the Korean export sector has outperformed GDPs of major trading countries and has grown closer to the world trading volume although the correlations with the Korean exports remain mostly similar. Also, the volatilities' magnitudes were quite similar to the world trade volume than GDPs of any combination[8] for major trading partners. Such statistical result suggest that the

6 The model in this paper later introduces an investment specific trend that allows a separate trend for the investment.

7 Those 11 major trading countries are the U.S., China, EU, Japan, Taiwan, Hong Kong, Indonesia, Singapore, Malaysia, Brazil and Mexico. And exports to the U.S. and China have a share of 35% in the Korean exports.

8 G2 is U.S. and China, and G3 is U.S., China and EU.

<Table 2> Export & World Demand

	Mean	St. Dev.	$\rho(\gamma^X, \gamma^W)$
γ^X	2.55	5.97	N.A.
γ^{G2}	1.60	0.85	0.66
γ^{G3}	1.48	2.35	0.66
γ^{G11}	1.37	2.33	0.72
γ^{TV}	2.30	6.47	0.70

<Table 3> Inflation Targeting

Target year	Target rate	Target index
1998	9.1 ± 1%	CPI
1999	3.0 ± 1%	CPI
2000	2.5 ± 1%	core CPI
2001 ~ 2003	3.0 ± 1%	core CPI
2004 ~ 2006	3.0 ± 0.5%	core CPI
2007 ~ 2009	3.0 ± 0.5%	CPI
2010 ~ 2012	3.0 ± 1%	CPI

world trading volume is a reasonable proxy time series for the world demand to be used later in the estimation.

The Korean monetary authority, the Bank of Korea, undertook inflation targeting scheme in 1998 right after the 1997 financial crisis hit the economy. With the exception of 1998 and 2000, the target inflation rate, CPI or core CPI, was 3% until recently.

As <Table 4> shows, the realized inflation rate has been lower than pre-inflation targeting periods[9] on average and also shows lower volatilities due to either the policy shift in monetary policy or simply to overall moderation of the Korean economy.

9 Financial crisis that began in late 1997 was excluded since inflation was highly volatile than normal periods with an unprecedented pace.

<Table 4> Inflation Rates Moments

	1991:M1 1997:M10	2000:M1 2012:M12
Mean	5.80	3.10
St. Dev.	1.75	0.95

Note: CPI based moments. % per annum.

The Bank of Korea uses an overnight call rate as a policy rate to stabilize the inflation. Despite the fact that Bank of Korea missed its inflation target a couple of times since the adoption of the inflation targeting scheme in 2000, the call rate and risk free rates such as treasury bond yields and the inflation rate moved in synchronous fashion demonstrating inflation-stabilizing monetary policy stance as shown in Figure 3. The inflation rate was subdued between the tranquil periods of 2005 to 2007. The drastic fall of the interest rates triggered by the crisis made the Bank of Korea employ expansionary stance. Despite a strong recovery of the economy in 2010, there have been some concerns as to whether the monetary authority's policy rate was adequate to prevent the high inflation Those concerns turned into strong criticisms in the year of 2011 when the inflation rate stayed above its target range for prolonged periods[10]. Thus, a question whether this high inflation rate was due to supply driven shock or to sluggish increments of the call rate can be a good motivation to implement a counterfactual simulation with an estimated model to see whether the inflation rate could have been lower than its realization under a more aggressive monetary policy to inflation stabilization.

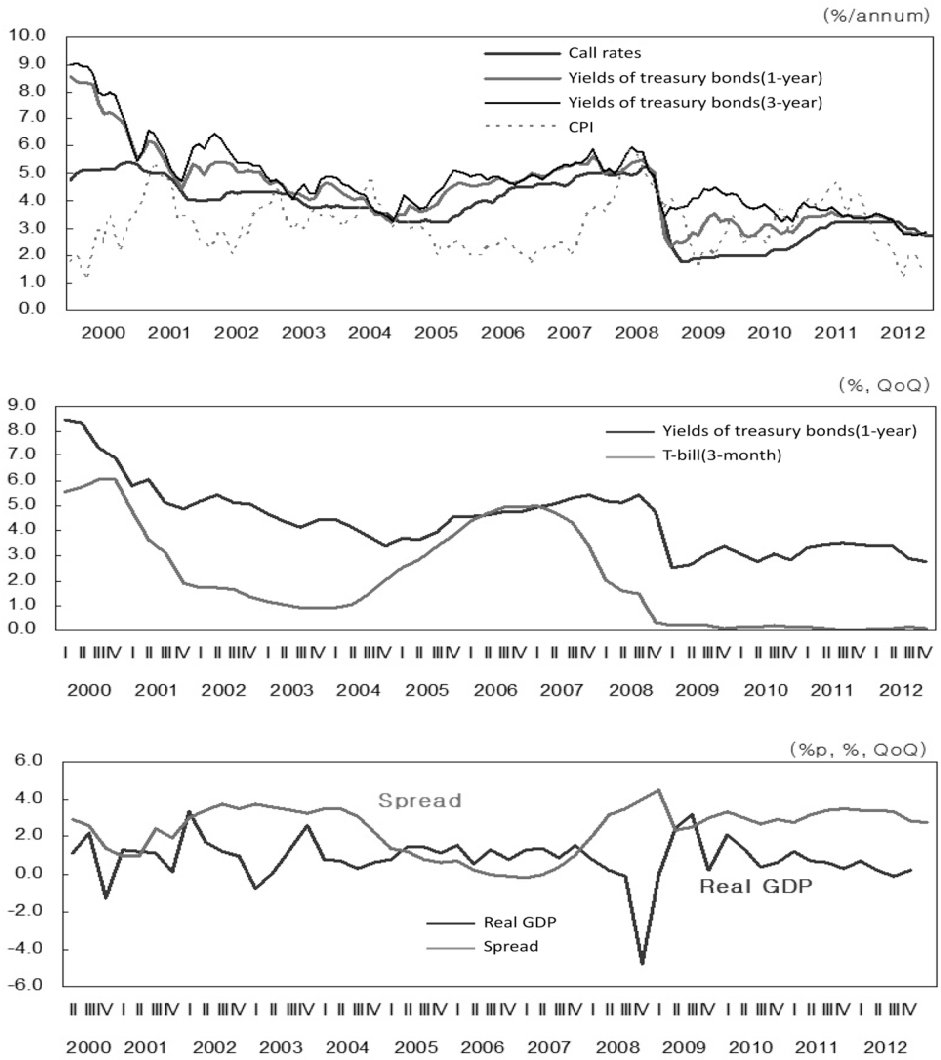
The Korean financial market and the monetary policy has been strongly affected by the global financial condition as well. [Figure 3] also plotted the short term interest rate from the U.S. Treasury bill and the spread between the Korean risk free rate and the U.S. risk free rate. While those interest rates share common directions during most periods, most conspicuously with global crisis in 2008, the spread that stands for a country premium for Korea can be a good proxy to understand the risk to which Korea has been exposed. During the credit card crisis and the global financial crisis, the spread has widened while it remained at lower level in tranquil periods. <Table 5> shows the average and standard deviation of the spread after 2000. The average spread will be used to calibrate the country premium parameter later in the model.

10 See for example, Kim and Lee (2011).

<Table 5> Spread 2000:Q1 ~ 2012:Q4

	Spread moments
Mean	2.36
St. Dev.	1.27

[Figure 3] Interest Rates



III. Model

The model described in this section assumes a small open economy. New Keynesian features are prevalent among price decisions of different goods, not only to have nontrivial effects of the monetary policy onto real activities but also to introduce incomplete pass through of foreign price shocks. In order to generate price heterogeneity due to sticky price, monopolistic competitions are present in intermediate goods market, labor market, import sector and export sector. Trends are incorporated both into total productivity shock and investment specific shock as argued by Greenwood *et al*. (1997) to explain the lower trend of private investment of Korea during the sample period. Owing to Cobb-Douglas production function, variables of interest such as consumption, output, investment, government expenditures and exports show a balanced growth path by weighted average of those two trends. Besides those productivity shocks, the source of fluctuation in the economy are generated by two preference shocks, monetary policy shock, government expenditure shock, foreign inflation shock, foreign demand shock, foreign interest rate shock and risk premium shock.

Households allocate final consumption good, final investment good, differentiated labor supply, domestic risk free bond and foreign risk free bond to maximize its own lifetime utility subject to the budget constraint. Labor packer aggregates households' differentiated labor to sell in the factor market demanded by the intermediate good producer. Intermediate good producers, using Cobb-Douglas technology with homogenous labor and utilized capital which entails factors payments such as wage and rental rate, provide differentiated goods to a distribution chain which produces homogenous final domestic good. This final domestic good can be sold to meet both domestic and foreign demands. Final consumption (or investment) good is produced by the final consumption (or investment) good producer with a composite of final domestic good and final imported good. In the import sector, there are two layers of firms, one of which is importers who purchase homogenous foreign good in the international market and differentiate by brand naming and the others buy differentiated imported goods to produce homogenous imported good by aggregation technology. Exporters buy final domestic good to sell differentiated goods to importers from the rest of the world. The monetary authority, whose goal is to stabilize output growth and inflation, determines the domestic risk free bond's interest rate with augmented Taylor rule. Also, the experience of 1997 currency crisis has made Korean monetary authority pay attention to the movements

of nominal exchange rate and thus the growth rate of the exchange rate has been included in Taylor rule. The government's revenues are based on taxes which are levied on consumptions, wages and capital rents, while the government expenditures are composed of exogenous shock and automatic stabilizer. Although government expenditures in data show acyclical property on average, the automatic stabilizer is modeled to investigate the counterfactual simulation during the global financial crisis when expansionary fiscal policy was clearly implemented.

1. Households Problem

There is a continuum of households in the economy index by j which maximizes the lifetime utility function over consumption, real money balance and leisure.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t d_t \left\{ \log\left(c_{jt} - hc_{jt-1}\right) + \upsilon \log\left(\frac{m_{jt}}{p_t}\right) - \varphi_t \psi \frac{\left(l_{jt}^s\right)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} \right\}$$

where h is the habit persistence and ϑ is Frisch labor supply elasticity. Habit formation for consumption generates hump-shaped response of consumption to stochastic disturbances. And thus this creates another smoothing mechanism of consumption path on the top of smoothing due to log-utility. The separable utility for real money balance does not play a qualitative role to change other real allocations since the monetary policy is implemented via open market operation rather than money printing but only to be included in the government budget constraints. d_t is an intertemporal preference shock and φ_t is a labor supply (or intertemporal) shock :

$$\log d_t = \rho_d \log d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t}$$

$$\log \varphi_t = \rho_\varphi \log \varphi_{t-1} + \sigma_\varphi \varepsilon_{\varphi,t}$$

Those preference shocks will act as aggregate demand shocks in the economy. The intertemporal shock, d_t, is an important source of business cycle fluctuations according to Primiceri *et al*. (2006). And the labor supply shock, φ_t, stands for changes in employment that is another source of aggregate fluctuations.[11]

---

11 See Hall (1997) and Chari *et al*. (2007).

The jth household's budget constraint is given by :

$$(1+\tau_c)\frac{p_t^c}{p_t}c_{jt}+\frac{p_t^i}{p_t}i_{jt}+\frac{m_{jt}}{p_t}+\frac{B_{jt}}{p_t}+\frac{ex_tB_{jt}^W}{p_t}+\int q_{t+1|t}a_{jt+1}d\omega_{j,t+1|t}$$

$$=(1-\tau_w)w_{jt}l_{jt}^s+\left(r_tu_{jt}(1-\tau_k)+\frac{1}{\mu_t}\delta\tau_k-\frac{1}{\mu_t}\Phi[u_{jt}]\right)k_{j,t-1}+\frac{m_{jt-1}}{p_t}$$

$$+R_{t-1}\frac{B_{jt-1}}{p_t}+R_{t-1}^W\Gamma\left(ex_t\tilde{b}_{t-1}^W,\xi_{t-1}^{b^W}\right)\frac{ex_tB_{jt-1}^W}{p_t}+a_{jt}+T_t+F_t$$

p_t is price level of final domestic good which is numerarie in this model. p_t^c and p_t^i are prices of final consumption and investment good that differ from p_t since they are composites of final domestic and final imported goods. B_{jt} is nominal domestic bond holding with uncontingent gross interest rate, R_t, and a_{jt+1} is Arrow contingent bond for every state which forms a complete asset market within the economy.

In the international asset market, however, household can only purchase uncontingent foreign bond, $ex_tB_{jt}^W$, where B_{jt}^W is in foreign currency and ex_t is the exchange rate. The world interest rate associated with this foreign bond evolves as

$$R_t^W=(R^W)^{(1-\rho_R^W)}(R_{t-1}^W)^{\rho_R^W}\exp\left(\sigma_{R^W}\varepsilon_{R^W,t}\right)$$

Since the risk free interest rates of Korea has shown difference from world interest rate such as U.S. Treasury Bill, the world interest rate cannot directly be the price of foreign bond which the household must bear. Thus, the country risk premium is included to the gross interest rate of foreign bond by $\Gamma(\cdot)$ for possible time variation and systematic gap. In order to close the small open economy, i.e. to prevent from nonstationary responses of variables to world interest rate shock, as argued by Schmitt-Grohé and Uribe (2003), the risk premium is modeled as debt elastic. The functional form for premium is

$$\Gamma\left(ex_t\tilde{b}_t^W,\xi_t^{b^W}\right)=\exp\left(\Gamma_0^{R^W}-\Gamma^{b^W}\left(ex_t\tilde{b}_t^W-ex\tilde{b}^W\right)+\xi_t^{b^W}\right)$$

where time varying premium shock

$$\xi_t^{b^W}=\rho_{b^W}\xi_{t-1}^{b^W}+\sigma_{b^W}\varepsilon_{b^W,t}$$

and the share of foreign bond holdings as

$$\tilde{b}_t^W = \frac{\int_0^1 B_{jt}^W dj}{p_t y_t^d}$$

$\Gamma^{R_0^W}$ is the systematic gap that implies the average interest rate spread between the Korean interest rate and the world interest rate. The term, $-\Gamma^{b^W}(ex_t\tilde{b}_t^W - ex\tilde{b}^W)$, ensures the foreign debt does not explode by penalizing the risk premium when foreign debt is increased.

w_{jt} is the real wage from the differentiated labor supply, l_{jt}^s. r_t is the rental price of capital, $u_{jt} > 0$ is the intensity of use of capital, and $\frac{1}{\mu_t}\Phi[u_{jt}]$ is the physical cost[12] of use of capital in resource term where

$$\Phi[u] = \Phi_1(u-1) + \Phi_2(u-1)^2$$

μ_t is an investment-specific technology shock or also its inverse is interpreted as the relative price of investment good in final good unit. As mentioned earlier, this can capture the gap between investment time series and output. Since the Korean investment growth has been lower than any other GDP components, it is likely to have negative trend in this process during the sample period. The exogenous process is

$$\mu_t = \mu_{t-1}\exp(\log\Lambda_\mu + \sigma_\mu \varepsilon_{\mu,t})$$

And the capital stock[13] evolves with

$$k_{jt} = (1-\delta)k_{jt-1} + \mu_t\left(1 - S\left(\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}}\right)\right)i_{jt}$$

where

$$S\left(\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}}\right) = \frac{\kappa}{2}\left(\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}} - \Lambda_i\right)^2$$

$S(\cdot)$ is the investment adjustment cost which is a smoothing mechanism for investment and thus generates hump-shaped response to shocks, if not, the implied investment becomes too volatile. Due to this cost, Tobin's Q, q_t, which is the price of installed capital becomes time varying. For ease of notation, define

$$F(i_{jt}, i_{jt-1}) \equiv \left(1 - S\left(\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}}\right)\right)i_{jt}$$

---

12 Alternative way of capacity utilization cost can be done by having depreciation of capital being a function of capital use, but its qualitative result is indifferent.

13 Here, we denote $\bar{k}_t$ as installed capital stock and kt as capital service.

and

$$F_{1t} = 1 - S\left(\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}}\right) - S'\left(\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}}\right)\frac{i_{jt}}{i_{jt-1}}$$

$$F_{2t+1} = S'\left(\frac{i_{jt+1}}{i_{jt}}\right)\left(\frac{i_{jt+1}}{i_{jt}}\right)^2$$

There are three types of taxes on consumption, wages and capital income. Note that the tax on capital income is only for the net return of capital after depreciation and thus the tax credit, $\frac{1}{\mu_t}\delta\tau_k$, is included.

Symmetric Equilibrium Since we consider a symmetric equilibrium due to complete asset market (the complete set of state contingent Arrow securities and perfect risk sharing) so that $c_{jt} = c_t$, $B_{jt} = B_t$, $B_{jt}^W = B_{t,}^W$, $\lambda_{jt} = \lambda_t$, $u_{jt} = u_t$, $q_{jt} = q_t$, $i_{jt} = i_t$, $k_{jt} = k_t$ except for the wage and differentiated labor supply. After rearranging FOCs from household optimization problem,

$$d_t(c_t - hc_{t-1})^{-1} - h\beta E_t d_{t+1}(c_{t+1} - hc_t)^{-1} = \lambda_t(1+\tau_c)\frac{p_t^c}{p_t}$$

$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right]$$

$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t^W\Gamma\left(ex_t\tilde{B}_t^W, \xi_t^{b^W}\right)}{\Pi_{t+1}}\frac{ex_{t+1}}{ex_t}\right]$$

$$r_t = \frac{\Phi'[u_t]}{\mu_t(1-\tau_k)}$$

$$\lambda_t q_t = \beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\left[(1-\delta)q_{t+1} + r_{t+1}u_{t+1}(1-\tau_k) + \frac{1}{\mu_{t+1}}\delta\tau_k - \frac{1}{\mu_{t+1}}\Phi(u_{t+1})\right]\right\}$$

$$\frac{p_t^i}{p_t}\lambda_t = \lambda_t q_t \mu_t F_{1,t} + \beta E_t \lambda_{t+1} q_{t+1}\mu_{t+1}F_{2,t+1}$$

$$\frac{m_t}{p_t} = d_t \upsilon \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t - 1}{\Pi_{t+1}}\right]^{-1}$$

Household Labor Problem The labor problem for the household can be solved separately due to the separable utility. The household who is allowed to optimize

with a probability, θ^w, its wage maximizes the possible future stream of wage revenues when the wage is not allowed to be optimized minus its future stream of disutilities from labor supply. The household posts its monopolistic competitive wage and its labor supply is determined via labor demand function which is derived from the labor packer's problem.[14] η is the elasticity of substitution between differentiated labors, and the following demand function is a standard outcome from Dixit-Stiglitz type of aggregation of differentiated labors in a monopolistic competitive market. Also, to generate a possible persistence for the inflation of wage a partial indexation, parameterized by χ_w, is adopted. In summary, the household maximizes net revenue in utility terms with respect to its wage subject to labor demand function.

$$\max_{w_{jt}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^\tau \left\{ -d_{t+\tau}\varphi_{t+\tau}\psi \frac{\left(l_{jt+1}^s\right)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} + \lambda_{jt+\tau} \prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\Pi_{t+s}} (1-\tau_w) w_{jt} l_{jt+\tau}^s \right\}$$

subject to

$$l_{jt+\tau}^s = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w}}{\Pi_{t+s}} \frac{w_{jt}}{w_{t+\tau}} \right)^{-\eta} l_{t+\tau}^d \forall j$$

The FOCs of this problem will yield an optimal wage level by equilibrating the intertemporal marginal revenues to intertemporal marginal disutilities. Those households who allowed to optimize at t will set the same wage level due to the perfect risk hedging for the timing of wage change. Thus, the optimal conditions in this problem becomes symmetric. Now, these conditions can be better implemented in computation if it is transformed into recursive representation by introducing an auxiliary variable, f_t. After a tedious algebra, the law of motion for the recursive representation becomes

$$f_t = \frac{\eta - 1}{\eta}(1-\tau_w)(w_t^*)^{1-\eta}\lambda_t w_t^\eta l_t^d + \beta\theta_w E_t \left(\frac{\Pi_t^{\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\eta} \left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta-1} f_{t+1}$$

$$f_t = \psi d_t \varphi_t \left(\frac{w_t}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} (l_t^d)^{1+\vartheta} + \beta\theta_w E_t \left(\frac{\Pi_t^{\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} \left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} f_{t+1}$$

where w_t^* is the symmetric optimized real wage for households who are allowed to optimize while w_t is the aggregate real wage for all households. Since in Calvo-

14 This problem is omitted in this paper, but this is similar to the final domestic good producer's problem who aggregates differentiated intermediate goods into the final homogenous domestic good.

Yun setting, there is a fixed population of households who are allowed to set wage with $1-\theta^{w}$ and who are not with θ^{w}, the real wage index evolution can be derived by aggregation.

$$w_t^{1-\eta} = \theta_w \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta} w_{t-1}^{1-\eta} + (1-\theta_w) w_t^{*1-\eta}$$

which can be rewritten

$$1 = \theta_w \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta} \left(\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)^{1-\eta} + (1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{1-\eta}$$

where $\Pi_t^{w^*} \equiv \frac{w_t^*}{w_t}$.

2. The Distribution Sector

A. Final Consumption and Investment Good Producers

Perfectly competitive final consumption good producer and investment good producer pack domestic consumption and investment good $\left(c_t^d, i_t^d\right)$ with imported consumption and investment good $\left(c_t^M, i_t^M\right)$ to produce final consumption and investment good (c_t, i_t) using following CES technology :

$$c_t = \left[(n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}}(c_t^d)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} + (1-n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}}\left(c_t^M(1-\Gamma_t^c)\right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}}\right]^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c-1}}$$

$$i_t = \left[(n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}}(i_t^d)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} + (1-n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}}\left(i_t^M\left(1-\Gamma_t^i\right)\right)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}}\right]^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i-1}}$$

where home biases, n^c and n^i, are present. ε_c and ε_i represent elasticity of substitution between domestic and imported good. In order to dampen the excessive volatility of imported goods that affects the final consumption and investment, a costly transformation of imported goods in the aggregation technology is adopted.[15] The cost function is a quadratic form of a growth rate of a share of imported good. The cost function for this is denoted by Γ_t^c and Γ_t^i where

15 Alternative way of dampening the excessive volatility of imported goods is to model a nontradable sector as Mendoza (1995).

$$\Gamma_t^s = \frac{\Gamma^s}{2}\left(\frac{s_t^M}{s_t} / \frac{s_{t-1}^M}{s_{t-1}} - 1\right)^2 \quad for\ s = c, i$$

Due to this adjustment costs that depends on the past share of imported goods, the problem for final good producer becomes dynamic instead of a standard static problem.[16] :

$$\max_{c_t^d, c_t^M} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} [p_t^c c_t - p_t c_t^d - p_t^M c_t^M]$$

$$s.t.\ c_t = \left[(n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} (c_t^d)^{\frac{\varepsilon_c - 1}{\varepsilon_c}} + (1 - n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \left(c_t^M (1 - \Gamma_t^c)\right)^{\frac{\varepsilon_c - 1}{\varepsilon_c}}\right]^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c - 1}}$$

Solving this problem, the equilibrium conditions are :

$$c_t^d = n^c \left(\frac{p_t}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t$$

$$c_t^M = E_t \Omega_{t+1}^c (1 - n^c) \left(\frac{p_t^M}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t$$

$$p_t^c = [n^c (p_t)^{1-\varepsilon_c} + E_t \Omega_{t+1}^c (1 - n^c)(p_t^M)^{1-\varepsilon_c}]^{\frac{1}{1-\varepsilon_c}}$$

where

$$E_t \Omega_{t+1}^c = \frac{\left[1 - \beta (1 - n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{p_t^c}{p_t^M}\right) \Pi_{t+1}^c \left(\frac{c_{t+1}}{c_{t+1}^M (1 - \Gamma_{t+1}^c)}\right)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \Gamma_{t+1}^{c'} \frac{(\Delta c_{t+1}^M)^2}{\Delta c_{t+1}}\right]^{-\varepsilon_c}}{(1 - \Gamma_t^c)\left[1 - \Gamma_t^c - \Gamma_t^{c'} \left(\frac{\Delta c_t^M}{\Delta c_t}\right)\right]^{-\varepsilon_c}}$$

B. Final Domestic Good Producer

Final domestic good producer produces a homogenous final good to sell at a perfectly competitive market using intermediate good with the Dixit-Stiglitz technology.

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}} di\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}}$$

---

16 The problems for final consumption and investment good producers are identical.

where ε is the elasticity of substitution between intermediated goods. The static problem of the final good producer is

$$\max_{y_{jt}} p_t y_t - \int_0^1 p_{it} y_{it} di$$

subject to

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

gives input demand function

$$y_{jt} = \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} y_t \qquad \forall i$$

where the aggregate price level is

$$p_t = \left(\int_0^1 p_{it}^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

The problems for the labor packer, imported goods distributor and foreign importers who purchase domestic exported goods are all similar to this final good producer's problem in which demand functions for differentiated goods are derived. Henceforth, demand functions directly appear as constraints to differentiated goods producers without solving each problem.

C. Intermediate Good Producers

There exists a continuum of intermediate good producers whose i^{th} firm's technology is

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^{\alpha} \left(l_{it}^{d} \right)^{1-\alpha} - \phi z_t$$

where k_{it} and l_{it} are capital services and homogenous labor. ϕ is fixed cost parameter to guarantee zero profits in the economy at steady state (No entry or exit).

And

$$z_t = A_t^{\frac{1}{1-\alpha}} \mu_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

Now, A_t follows

$$A_t = A_{t-1} \exp\left(\log \Lambda_A + \sigma_A \varepsilon_{A,t} \right)$$

This exogenous process is a total factor productivity with a trend. The trend in this process together with the investment specific trend constitutes a balanced growth path of the economy. This outcome of these two trends is only possible due to a particular functional form of the production technology which is Cobb-Douglas. First, define $\mu_{A,t} \equiv \frac{A_t}{A_{t-1}}$ then, we can rewrite

$$\log \mu_{A,t} = \log\Lambda_A + \sigma_A \varepsilon_{A,t}$$

and define $\mu_{z,t} \equiv \frac{z_t}{z_{t-1}}$, then

$$\log\frac{\mu_{z,t}}{\Lambda_z} = \frac{1}{1-\alpha}\log\frac{\mu_{A,t}}{\Lambda_A} + \frac{\alpha}{1-\alpha}\log\frac{\mu_{\mu,t}}{\Lambda_\mu}$$

where

$$\Lambda_z \equiv \Lambda_A^{\frac{1}{1-\alpha}}\Lambda_\mu^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

This weighted average of trends will be used to stationarize the system.[17]

The problem for intermediate good producer can be dissected into two stage. First problem is a static cost minimization where the firm decides how much to employ labor and capital from perfectly competitive factor markets. The other problem is a price setting under Calvo-Yun friction which becomes dynamic.

Factor Demands Firm pays wage and rents, w_t and r_t, for l_{it}^d and k_{it-1}. The firm solves a static cost minimization problem,

$$\min_{l_{it}^d, k_{it-1}} w_t l_{it}^d + r_t k_{it-1}$$

subject to the production

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^{\alpha} l_{it}^{1-\alpha} - \phi z_t$$

Assuming interior solution, FOCs are

$$w_t = \rho(1-\alpha)A_t k_{it-1}^{\alpha}\left(l_{it}^d\right)^{-\alpha}$$

$$r_t = \rho\alpha A_t k_{it-1}^{\alpha-1}\left(l_{it}^d\right)^{1-\alpha}$$

---

17 See the technical appendix.

where ρ is the Lagrangian multiplier. The capital labor ratio is derived from above two equations,

$$\frac{k_{it-1}}{l_{it}^{d}} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t}$$

This implies capital labor ratio is same across the intermediate good producing industry and thus real marginal cost is also same. We can find real marginal cost $\mathrm{mc_t}$ by setting $\mathrm{A_t k_{it-1}^{\alpha}\left(l_{it}^{d}\right)^{1-\alpha}} = 1$. This implies

$$l_{it}^{d} = \frac{\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t}\right)^{-\alpha}}{A_t}$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right) w_t l_{it}^{d}$$

$$= \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{w_t^{1-\alpha}(r_t)^{\alpha}}{A_t}$$

Price Setting Calvo-Yun pricing decision is similar to wage setting problem from the previous section only to replace marginal revenues and marginal costs. Since the firm is owned by households, the firm discounts the future stream of profits from households' point of view and thus by the stochastic discount factor. A partial indexation is again introduced and so the firm sets the price to maximize :

$$\max_{p_{it}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\beta\theta_p\right)^{\tau} \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t}\left\{\left(\prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\chi}\frac{p_{it}}{p_{t+\tau}} - mc_{t+\tau}\right) y_{it+\tau}\right\}$$

subject to

$$y_{it+\tau} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\chi}\frac{p_{it}}{p_{t+\tau}}\right)^{-\varepsilon} y_{t+\tau} \quad \forall i$$

Similarly, the law of motion can be summarized by

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t^d + \beta\theta_p E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\varepsilon} g_{t+1}^1$$

$$g_t^2 = \lambda_t \Pi_t^* y_t^d + \beta\theta_p E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\varepsilon}\left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*}\right) g_{t+1}^2 \varepsilon g_t^1 = (\varepsilon-1) g_t^2$$

where $\Pi_t^* \equiv \frac{p_t^*}{p_t}$. Due to fixed population of firms who optimize price and who cannot, the aggregate price level evolves as

$$1 = \theta_p \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi}}{\Pi_t} \right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta_p)\Pi_t^{*1-\varepsilon}$$

3. Foreign Sector

The demand functions in the foreign sector are shown first and price setting problems in the foreign sector appear later in this subsection.

A. Importing Firms

The distributor produces the final imported good (y_t^M) from differentiated imported goods (y_{it}^M) by aggregation with following technology :

$$y_t^M = \left(\int_0^1 (y_{it}^M)^{\frac{\varepsilon_M - 1}{\varepsilon_M}} di \right)^{\frac{\varepsilon_M}{\varepsilon_M - 1}}$$

where ε_M is the elasticity of substitution across foreign imported goods. The import demand function and the price of the imported final good are,

$$y_{it}^M = \left(\frac{p_{it}^M}{p_t^M} \right)^{-\varepsilon_M} y_t^M \quad \forall i,$$

$$p_t^M = \left(\int_0^1 (p_{it}^M)^{1-\varepsilon_M} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_M}}$$

The total amount of imported goods is given by:

$$M_t \equiv \int_0^1 y_{it}^M di$$

B. Exporting Firms

There exists a continuum of monopolistically competitive exporting firms who buy the final domestic good and differentiate it by brand naming. They sell those

goods to importers from the rest of the world. Each exporting firm faces following demand function :

$$y_{it}^{x} = \left(\frac{p_{it}^{x}}{p_{t}^{x}}\right)^{-\varepsilon_x} y_{t}^{x} \quad \forall i,$$

where both prices are expressed in the foreign currency of the export market. The export price is

$$p_{t}^{x} = \left(\int_{0}^{1} (p_{it}^{x})^{1-\varepsilon_x} di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_x}}$$

And the total amount of exported good is given by :

$$x_t \equiv \int_{0}^{1} y_{it}^{x} di$$

And since the economy is a small open economy with measure zero, we can safely assume that the world demand for our export is,

$$y_{t}^{x} = \left(\frac{p_{t}^{x}}{p_{t}^{W}}\right)^{-\varepsilon_W} y_{t}^{W}$$

Thus combining above demand functions gives,

$$y_{it}^{x} = \left(\frac{p_{it}^{x}}{p_{t}}\right)^{-\varepsilon_x} \left(\frac{p_{t}^{x}}{p_{t}^{W}}\right)^{-\varepsilon_W} y_{t}^{W} \quad \forall i.$$

The world demand is exogenously given by :

$$y_{t}^{W} = (y^{W})^{1-\rho_{y^W}} (y_{t-1}^{W})^{\rho_{y^W}} \exp\left(\sigma_{y^W} \varepsilon_{y^W,t}\right)$$

and world inflation, $\Pi^{W} \equiv \frac{p_{t}^{W}}{p_{t-1}^{W}}$, by :

$$\Pi_{t}^{W} = (\Pi^{W})^{\left(1-\rho_{\Pi^W}\right)} (\Pi_{t-1}^{W})^{\rho_{\Pi^W}} \exp\left(\sigma_{\Pi^W} \varepsilon_{\Pi^W,t}\right)$$

C. Price-setting in the Foreign Sector

Calvo-Yun price setting for importing and exporting firms is assumed to allow for incomplete exchange rate pass through. The problem of importing and exporting firms is identical and thus,

$$\max_{p_{it}^{fm}} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta\theta_{fm})^{\tau} \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left\{ \left(\prod_{s=1}^{\tau} (\Pi_{t+s-1}^{fm})^{\chi_{fm}} \frac{p_{it}^{fm}}{p_{t+\tau}^{fm}} - mc_{t+\tau}^{fm} \right) y_{it+\tau}^{fm} \right\}$$

$$s.t. y_{it+\tau}^{fm} = \left(\prod_{s=1}^{\tau} (\Pi_{t+s-1}^{fm})^{\chi_{fm}} \frac{p_{it}^{fm}}{p_{t+\tau}^{fm}} \right)^{-\varepsilon_{fm}} y_{t+\tau}^{fm} \quad for \ fm = M, x$$

where the real marginal costs in domestic and foreign currency terms for importing and exporting firms are,

$$mc_t^M = \frac{p_t^W ex_t}{p_t^M}$$

$$mc_t^x = \frac{p_t}{ex_t p_t^x}$$

Similar to imtermediate domestic good producers, price setting equilibrium conditions in recursive forms for importing and exporting fimrs can be derived as :

$$g_t^{M_1} = \left[\lambda_t mc_t^M y_t^M + \beta\theta_M E_t \left(\frac{(\Pi_t^M)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M} \right)^{-\varepsilon_M} g_{t+1}^{M_1} \right]$$

$$g_t^{M_2} = \left[\lambda_t \Pi_t^{M^*} y_t^M + \beta\theta_M E_t \left(\frac{(\Pi_t^M)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M} \right)^{1-\varepsilon_M} \left(\frac{\Pi_t^{M^*}}{\Pi_{t+1}^{M^*}} \right) g_{t+1}^{M_2} \right]$$

$$\varepsilon_M g_t^{M_1} = (\varepsilon_M - 1) g_t^{M_2}$$

$$g_t^{x_1} = \left[\lambda_t mc_t^x y_t^x + \beta\theta_x E_t \left(\frac{(\Pi_t^W)^{\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x} \right)^{-\varepsilon_x} g_{t+1}^{x_1} \right]$$

$$g_t^{x_2} = \lambda_t \Pi_t^{x^*} y_t^x + \beta\theta_x E_t \left(\frac{(\Pi_t^W)^{\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x} \right)^{1-\varepsilon_x} \left(\frac{\Pi_t^{x^*}}{\Pi_{t+1}^{x^*}} \right) g_{t+1}^{x_2}$$

$$\varepsilon_x g_t^{x_1} = (\varepsilon_x - 1) g_t^{x_2}$$

where $\Pi_t^{M^*} \equiv \frac{p_t^{M^*}}{p_t^M}$ and $\Pi_t^{x^*} \equiv \frac{p_t^{x^*}}{p_t^x}$. Price evolution for import and export goods is,

$$1 = \theta_M \left(\frac{(\Pi_{t-1}^M)^{\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{1-\varepsilon_M} + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M^*}\right)^{1-\varepsilon_M}$$

$$1 = \theta_x \left(\frac{(\Pi_{t-1}^W)^{\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{1-\varepsilon_x} + (1-\theta_x)\left(\Pi_t^{x^*}\right)^{1-\varepsilon_x}$$

D. Evolution of Net Foreign Assets

The balance of payments which binds the current account and capital account together evolves as follows :

$$\int_0^1 ex_t B_{jt}^W dj = R_{t-1}^W \Gamma\left(ex_t \tilde{b}_{t-1}^W, \xi_{t-1}^{b^W}\right) ex_t \int_0^1 B_{jt-1}^W dj + ex_t p_t^x y_t^x - ex_t p_t^W M_t$$

where we have used the fact that :

$$\int_0^1 p_{it}^x y_{it}^x di = \int_0^1 p_{it}^x \left(\frac{p_{it}^x}{p_t^x}\right)^{-\varepsilon_x} y_t^x di = (p_t^x)^{\varepsilon_x} y_t^x \int_0^1 (p_{it}^x)^{1-\varepsilon_x} di = p_t^x y_t^x$$

4. Monetary Authority

While the monetary authority's primary goal is to stabilize the inflation, output stability can be another important objective. Thus, an augmented Taylor rule in which the interest rate not only responds to inflation gap but also to output gap is generally assumed. In addition, the growth rate of the exchange rate is added to reflect more realistic setting for a small open economy like Korea who in practice wants to stabilize the exchange rate as well. The monetary authority sets the nominal interest rates according to :

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R} \left(\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi} \left(\frac{\frac{y_t^d}{y_{t-1}^d}}{\Lambda_{y^d}} \right)^{\gamma_y} \left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}}\right)^{\gamma_{ex}} \right)^{1-\gamma_R} \exp(\xi_t^m)$$

Π represents the target level of inflation (equal to inflation trend in the steady state in this model), R steady state gross return of asset, and Λ_{y^d} the steady state gross

growth rate of y_t^d. The term ξ_t^m is a random shock to monetary policy that follows $\xi_t^m = \sigma_m \varepsilon_{mt}$.

5. Government

The government's revenues are generated by marginal taxes and lumpsum tax (or negative lumpsum subsidy) while the expenditures are determined with an exogenous shock and an automatic stabilizer. The government budget constraint is :

$$\tilde{b}_t = \frac{g_t z_t}{y_t^d} + \frac{T_t}{y_t^d} + \frac{\frac{m_{t-1}}{p_{t-1}}}{y_t^d \Pi_t} + \frac{R_{t-1}\tilde{b}_{t-1} y_{t-1}^d}{y_t^d \Pi_t} - \left(r_t u_t - \frac{1}{\mu_t}\delta\right)\tau_k \frac{k_{t-1}}{y_t^d} - \tau_w w_t \frac{l_t^d}{y_t^d} - \tau_c \frac{p_t^c}{p_t}\frac{c_t}{y_t^d} - \frac{\frac{m_t}{p_t}}{y_t^d}$$

where $\tilde{b}_t = \frac{\int_0^1 b_{jt} dj}{p_t y_t^d}$. The real government expenditure is exogenously given by,

$$\log\frac{g_t}{g} = \rho_g \log\frac{g_{t-1}}{g} + (1-\rho_g)\gamma_{g_y}\left(\frac{\frac{y_t^d}{y_{t-1}^d}}{\Lambda_{y^d}}\right) + \sigma_g \varepsilon_{g,t}$$

But level of debt should be prevented from exploding and thus the lumpsum transfer should be designed to be controlled by the deviation of debt from its own steady state level

$$\frac{T_t}{y_t^d} = T_0 - T_1\left(\tilde{b}_t - \bar{\tilde{b}}\right)$$

where the steady state of debt level

$$\bar{\tilde{b}} = \overline{\left(\frac{b}{py^d}\right)}$$

IV. Empirical Analysis

1. Data

<Table 6> Data Source

Variable	Unit	Type	Freq.	Sample	Source
Total population	Thousands	NSA	Y	2000 ~ 2011	KOSIS
1-yr treasury bonds	%/annum	NSA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 4.1.2
Gross domestic product	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.1.2
Exports of goods & services	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.2.2
Gov't consumption	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.2.2
Private fixed capital formation	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.9.4
Gov't fixed capital formation	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.9.4
Consumption of nondurables	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.12.2
Consumption of semidurables	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.12.2
Consumption of durables	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.12.2
Consumption of services	Bil. won	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS 10.4.12.2
Total working hours	Hours	NSA	Q	2000:Q1~2012:Q4	KOSIS
Won/Dollar exchange rate	Won	NSA	Q	2000:Q1~2012:Q4	ECOS
World trade volume	Mil. dollars	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	IMF
Nominal/Real world GDP	Bil. dollars	SA	Q	2000:Q1~2012:Q4	Global Insight
3-mos U.S. treasury bill	%/annum	NSA	Q	2000:Q1~2012:Q4	FRED

Domestic data are imported from ECOS (Economic Statistics System of the Bank of Korea) and KOSIS (Korean Statistical Information Service) while foreign data are from FRED and Global Insight. The model described in this paper is a practically representative agent model so that the variables of interest such as output and expenditures are in terms of capita. As KOSIS only provides annual data for population, the quarterly time series was constructed by a linear interpolation to divide GDP components. Another indirect mapping from the raw data to the model is applied with private consumption, private investment and government expenditures. Durable consumption is excluded from private consumption variable in the model but is instead included in the private investment. This treatment can be done in practice when the model does not specify durable goods sector explicitly

since the utility flow from consuming durable goods is not concentrated in one decision time period but dissembled for prolonged periods. Also, durable goods are generally depreciated over periods which show more of an investment characteristic in the model. Hence, the private consumption is constructed by nondurables, semidurables and services while the private investment is constructed by durables and private fixed capital formation. Government expenditures are constructed based on addition of government consumption and government fixed capital formation as they are not reported in KOSIS. As noted earlier in section II, KOSIS GDP components in real terms are based on Lespeyres chain weighted index. Having this taken into account, the constructed series are recovered.[18] The consumption deflator associated with this constructed consumption is computed as byproduct to be used for estimation.

Although Call rate is the policy rate for the Bank of Korea, the risk free interest rate in this paper not only represents the policy rate but also the interest rate which households directly face at the same time without risk premium or financial friction. Hence, 1 year Treasury Bond rate was chosen to serve as proxy for the risk free domestic interest rate. And the world interest rate is 3 months U.S. Treasury Bill. For labor supply, total working hours from raw data is normalized so that it is between zero and one. DSGE models in general are hard to replicate the excessive volatilities of the nominal exchange rates. Nevertheless, Won/Dollar exchange rate has been included in the dataset because of the inclusion of the global financial crisis in 2008. The export for Korea in Won during 2008 has exceeded the growth of world demand. This cannot be explained either by the world demand or the world inflation both of which have been decreasing during the crisis. It is only possible with a strong depreciation of Korean Won. The proxy for the world inflation is the deflator for the sum of GDPs of 11 major trading partners with Korea. As it was motivated in section II, the World Trade Volume is chosen for world demand in the model. It is worth noting that the World Trade Volume is a nominal value in terms of the U.S. dollars. So the variable from the model should be constructed accordingly.

$$\gamma_t^{WTV} \equiv \gamma_t^{y^w} \Pi_t^W$$

GDP components and World Trade Volume are transformed into growth rates for stationarity.

---

18 See Whelan (2002) for more general chain weighted index such as Fisher ideal chain weighted index and other indices. This paper converted the excel file that automatically constructs Lespeyres chain weighted index provided by the Bank of Korea into a matlab function code for its use.

In summary, there are twelve time series data available for the estimation; domestic interest rate, inflation rate of consumption deflator, labor hours, GDP, private consumption, private investment, government expenditures, exports, world demand, world interest rate, world inflation and exchange rate. So the observable vector in log-deviation from steady state is,

$$\begin{bmatrix} \hat{R}_t \\ \hat{\Pi}_t^c \\ \hat{l}_t^s \\ \hat{\gamma}_t^y \\ \hat{\gamma}_t^c \\ \hat{\gamma}_t^i \\ \hat{\gamma}_t^g \\ \hat{\gamma}_t^{ex} \\ \hat{R}_t^W \\ \hat{\gamma}_t^x \\ \hat{\Pi}_t^W \\ \hat{\gamma}_t^{WTV} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log R_t \\ \log \Pi_t^c \\ \log l_t^s \\ \log \gamma_t^y \\ \log \gamma_t^c \\ \log \gamma_t^i \\ \log \gamma_t^g \\ \log \gamma_t^{ex} \\ \log R_t^W \\ \log \gamma_t^x \\ \log \Pi_t^W \\ \log \gamma_t^{WTV} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \log R_{ss} \\ \log \Pi^c \\ \log l_{ss}^s \\ \log \Lambda_y \\ \log \Lambda_c \\ \log \Lambda_i \\ \log \Lambda_g \\ \log \Lambda_{ex} \\ \log R_{ss}^W \\ \log \Lambda_x \\ \log \Pi_t^W \\ \log \Lambda_{yW} \Pi^W \end{bmatrix}$$

where $\Lambda_z = \Lambda_y = \Lambda_c = \Lambda_g = \Lambda_x = \Lambda_{yw}$, $\Lambda_{ex} = 1$, $\Pi^c = \Pi^W$ and $R_{ss} = \exp\left(\Gamma^{R_0^W}\right) R_{ss}^W$.

But using all of those time series have not necessarily resulted in good fit of key macro variables as shown below. Thus, we present the various results with different combinations of selected time series after econometric methodology subsection. The key variables that were included with any set of observables were domestic interest rate, domestic inflation rate, labor hours, GDP, consumption, investment, government expenditures, exchange rate and world interest rate. Three variables from world demand, world inflation rate and exports were brought to test different sets of combinations. In order to avoid the stochastic singularity problem and also to minimize any excessive movements of observables, measurement errors have been specified when the model is brought to the estimation with 10% of each own variabilities in observations except for the exchange rate volatilities. The standard deviation of measurement error for the exchange rate growth is set as 35% of its own standard deviation in data. Although, this magnitude of standard deviation in measurement error is larger than other variables, this was necessary in order to derive reasonable magnitude of implied volatilities of other key macro variables. This limitation of empirical results is not alone since the volatility of exchange rate in general is difficult to be replicated in the context of sticky price DSGE models as

argued by Chari *et al*. (2002). Nevertheless, the exchange rate growth has been included to explain the high growth of exports in Korean won during the global financial crisis. Otherwise, the model which estimated without the exchange rate growth[19] was attributed the high growth of export in 2008 to the high world inflation which is inconsistent to our general understanding of the crisis periods.

2. Econometric Methodology

Bayesian method[20] is adopted to map the data to the model. To make it implementable for estimation and various simulation exercises, the system of stationarized equilibrium conditions is approximated up to first order around the deterministic steady state. Since the posterior distribution of structural parameters is hard to be characterized analytically, Random Walk Metropolis-Hasting algorithm is used for the numerical approach. The proposal density is Hessian of the likelihood function evaluated at the posterior mode which is estimated via CMAES method.[21] The posterior distributions reported in the following subsection are based on the second half of 5 million draws from MCMC algorithm, i.e. discarding the first 2.5 million draws for the initial burn-in. The acceptance ratio was approximately 61.34 % which indicates appropriate property for estimation.

<Table 7> Fixed Parameters

β Discount factor	δ Depreciation	υ Real money balance	ϕ Fixed cost	α Capital ratio
1.0044	0.025	0.1	0	0.3
$\tilde{b}$ Gov't debt	g/y Gov't/output	τ_c Consumption tax	τ_w Wage income tax	τ_k Capital income tax
0.35	0.1936	0.14	0.35	0.13

There are a small set of parameters that are calibrated rather than estimated because they are either hard to be identified with macro time series or irrelevant, shown in <Table 7>. β is calibrated to match the steady state of Euler equation,

19 The model estimated without exchange rates but with export and world demand is available upon request to the author.

20 For detailed summary of Bayesian estimation with DSGE models, see An and Schorfheide (2007).

21 This is a class of simulated annealing methods which is better described in Andreasen (2010).

$\tilde{\lambda}_t = \beta E_t \left[\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{z}_{t+1}} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right]$. [22] The steady state condition requires $\beta = \frac{\Pi_{ss}\Lambda_z}{R_{ss}}$. For calibration, sample mean of inflation, growth rate of output and interest rates are used for Π_{ss}, Λ_z and R_{ss}. These values imply β of 1.0044 which seems unconventional. However, because the model has a balanced growth term, $\tilde{z}$, β needs not to be less than one as long as $\tilde{\beta} \equiv \frac{\Pi_{ss}}{R_{ss}}$ [23] is less than one. With this calibrated β, the model is still stationary to any kind of shocks. $\bar{\tilde{b}}$ is calibrated to match average total government debt to GDP ratio during the sample period as well as for $\frac{g}{y}$ to average nominal government to nominal GDP ratio. Besides $\frac{g}{y}$ being stationary in data, the other reason for calibrating the ratio instead of the level of government expenditures, g, is that it allows us to solve the steady states of all the endogenous variables in closed forms. Otherwise, having g calibrated would render a nonlinear equation for the labor supply to be solved.[24] Marginal tax rates are calibrated to effective value-added tax revenues over private consumption, effective income tax over total wage income and corporate tax revenues over private capital formation. The rest of parameters are generally known to be standard in the class of DSGE models.

3. Empirical Moments of Estimated Models

Before the detailed results of the benchmark estimation are presented, first and second moments of the estimated models with different combinations of time series are reported in this subsection. There are seven possible estimations to choose from any combination of the last three observables. As <Table 8> shows, Model 1 estimates the model with first ten observables excluding the world trade volume and export growth, Model 2 excluding export growth and so on. The numbers in parenthesis are implied first moments of variables that were not included as observables in estimations. First moments implied by the estimated models do not show much differences across estimations since the long run trends' estimates are mostly influenced by tight prior distributions. Note that the growth rates of GDP, consumption, government expenditures and exports are consistent within a model because they share the same balanced growth path by construction. However, this reason made the trends in world trade volume and export become difficult to match with data.

---

22 This is after stationarizing the equilibrium condition. See appendix.

23 This value was 0.9962

24 See technical appendix for solving steady states.

<Table 8> First Moments

Variable	Data	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
$\log R_t$	0.0107	0.0105	0.0111	0.0108	0.0104	0.0104	0.0112	0.0114
$\log \Pi_t^c$	0.0069	0.0069	0.0075	0.0071	0.0069	0.0069	0.0078	0.0074
$\log l_t^s$	-0.9844	-1.0394	-1.0327	-1.0117	-1.0596	-1.0073	-0.9994	-1.0070
$\log \gamma_t^y$	0.0082	0.0080	0.0079	0.0080	0.0079	0.0078	0.0079	0.0084
$\log \gamma_t^c$	0.0056	0.0080	0.0079	0.0080	0.0079	0.0078	0.0079	0.0084
$\log \gamma_t^i$	0.0044	0.0047	0.0053	0.0050	0.0048	0.0047	0.0046	0.0055
$\log \gamma_t^g$	0.0065	0.0080	0.0079	0.0080	0.0079	0.0078	0.0079	0.0084
$\log \gamma_t^{ex}$	-0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$\log R_t^W$	0.0050	0.0044	0.0029	0.0044	0.0029	0.0045	0.0040	0.0051
$\log \Pi_t^W$	0.0081	0.0069	0.0075	(0.0071)	(0.0069)	0.0069	(0.0078)	0.0074
$\log \gamma_t^{WTV}$	0.0195	(0.0149)	0.0155	0.0152	0.0148	(0.0147)	(0.0156)	0.0158
$\log \gamma_t^x$	0.0143	(0.0080)	(0.0079)	(0.0080)	0.0079	0.0078	0.0079	0.0084

<Table 9> shows the volatilities of fitted observables. The fitted observables were estimated via smoothing Kalman Filter which retrieves the historical structural shocks. This procedure is generally done when it is necessary to demonstrate how the estimated DSGE model fits the data well. Thus, gaps between the actual observed data and the fitted values of observables have been filled by measurement errors. As can be seen from <Table 9>, the estimated models generally fit well with the data except the exchange rate growth. As mentioned earlier, this comes from the large magnitude of measurement errors which have been set intentionally for exchange rates.

Another way of evaluating the empirical properties of estimated models is to observe the volatilities of simulated series. Table 1 shows the volatilities of observables simulated for the sample period. Given the estimated values for predetermined states[25] in 2000:Q2 where the sample begins, the models are simulated onward until 2012:Q4 where the sample ends with randomly generating structural shocks. This has been done 10,000 times for each estimated model and averages over 10,000 standard deviations of simulated series which are collected in <Table 10>. In general, comparing the size of volatilities of each model to data shows that Model 1 and Model 3 match well at least with the observables. However, the implied volatilities of world trade volume and exports in Model 1 show significant discrepancy with data. On the other hand, Model 3 performs quite better

25 These values are retrieved from smoothing Kalman Filter.

even with matching the implied volatilities of unobservables to those of data. Therefore, we chose Model 3's result as a benchmark estimation to be used for presenting detailed results below.

<Table 9> Volatilities of Fitted Observables

Variable	Data	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
$\log R_t$	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029
$\log \Pi_t^c$	0.0076	0.0076	0.0075	0.0076	0.0076	0.007	0.0076	0.0074
$\log l_t^s$	0.0612	0.0601	0.06	0.0601	0.0602	0.0599	0.0603	0.0597
$\log \gamma_t^y$	0.0118	0.0116	0.0117	0.0116	0.0116	0.0118	0.0116	0.0117
$\log \gamma_t^c$	0.0076	0.0075	0.0076	0.0076	0.0075	0.008	0.0076	0.0077
$\log \gamma_t^i$	0.0285	0.0282	0.0282	0.0282	0.0283	0.0282	0.0282	0.0282
$\log \gamma_t^g$	0.0228	0.0227	0.0227	0.0227	0.0226	0.0226	0.0227	0.0226
$\log \gamma_t^{ex}$	0.0499	0.0434	0.0421	0.0463	0.0436	0.0394	0.0436	0.0359
$\log R_t^W$	0.0047	0.0047	0.0047	0.0047	0.0047	0.0047	0.0047	0.0047
$\log \Pi_t^W$	0.0201	0.0199	0.0199	–	–	0.0198	–	0.0199
$\log \gamma_t^{WTV}$	0.0564	–	0.0562	0.0561	0.0566	–	–	0.0565
$\log \gamma_t^x$	0.0453	–	–	–	0.0445	0.0452	0.045	0.0446

<Table 10> Volatilities of Simulated Observables

Variable	Data	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
$\log R_t$	0.0029	0.0042	0.0097	**0.0057**	0.0124	0.0078	0.0063	0.0098
$\log \Pi_t^c$	0.0076	0.0076	0.0176	**0.0098**	0.0163	0.0145	0.0093	0.0161
$\log l_t^s$	0.0612	0.0623	0.1948	**0.0715**	0.1591	0.1473	0.1831	0.1451
$\log \gamma_t^y$	0.0118	0.0167	0.0291	**0.0203**	0.0368	0.0282	0.0225	0.0263
$\log \gamma_t^c$	0.0076	0.0082	0.0148	**0.0112**	0.0136	0.0155	0.0106	0.0149
$\log \gamma_t^i$	0.0285	0.0309	0.0442	**0.0380**	0.0556	0.0369	0.0462	0.0449
$\log \gamma_t^g$	0.0228	0.0559	0.0514	**0.0615**	0.0552	0.0491	0.0545	0.0503
$\log \gamma_t^{ex}$	0.0499	0.0561	0.0631	**0.0729**	0.1918	0.0528	0.0751	0.0732
$\log R_t^W$	0.0047	0.0025	0.0034	**0.0027**	0.0030	0.0027	0.0033	0.0025
$\log \Pi_t^W$	0.0201	0.0193	0.0202	**(0.0308)**	(0.0284)	0.0203	(0.0686)	0.0272
$\log \gamma_t^{WTV}$	0.0564	(0.7797)	0.0686	**0.0719**	0.0839	(0.0955)	(0.0992)	0.0661
$\log \gamma_t^x$	0.0453	(0.7300)	(0.1008)	**(0.0871)**	0.2609	0.0885	0.0825	0.1113

4. Estimation Results

The prior and posterior distributions are reported in <Table 11>. There are several things worth noting with these estimates. First, the prior distributions are set as loosely as possible to meet reasonably good statistical properties of the whole estimation and follow much of the convention in the literature except parameters related to the trends. As Del Negro and Schorfheide (2008) has argued, the priors for trends such as, Λ_μ, Λ_A, Π and $\Lambda^{R_0^W}$, need to be tight around the sample mean of time series directly related to these parameters. As mentioned earlier, the lower trend in private investment resulted in negative trends in Λ_μ along with the posterior estimates. Total factor productivity trend, on the other hand, reports 0.653. The inflation trend, Π, is estimated to be 0.716 which in per annum is approximately 2.863% close to the target inflation rate of the Bank of Korea. The average risk free interest rate spread between Korea and U.S. is estimated to be 0.636% which if translated to per annum results approximately in 2.544%.

Second, the preference parameters are mostly within standard boundary of estimates found in literature. The habit persistence parameter, h, shows a strong persistence which seems obvious since the private consumption is defined as consumption of nondurables, semidurables and services. The inverse of Frisch elasticity, ϑ, was estimated to be 0.049 which is considerably lower than that of the U.S. and most of the developed countries.

Third, elasticities of substitutions vary across different sectors. The markups, $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}-1$, implied by the estimates for domestic, imported and exported goods are 12.8%, 12.2% and 11.6%, respectively. This is not a surprising outcome since the Korean export sector faces more competitions in the world market compared to that of the import sector which faces far less competition. On the other hand, the wage markup, $\frac{\eta}{\eta-1}-1$, shows an estimate of 16.5% which implies the rigidity of the Korean labor market. Calvo parameters related to those sectors indicate stickiness in price changes, especially in the domestic good, θ_p, and exported good sector, θ_x. On the other hand, the estimate for the wage stickiness, θ_w, is 0.101 which is significantly lower than the usual findings in developed countries. This result combined with the high wage markup implies that there are more changes in the wage settings while the labor suppliers have market power in terms of negotiation. The adjustment cost parameter for imported consumption good, Γ^c, shows a higher degree of adjustment cost than that for imported investment good, Γ^i, which implies that imported investment goods will add relatively more volatility towards the final investment good than imported consumption goods to final consumption good. This can be understood with the characteristics of the Korean manufacturing industries

which mostly import raw materials and intermediate goods to produce final manufactured goods. The home biases, n^c and n^i, also demonstrate reasonable estimates, 0.857 and 0.234. Although this result relies somewhat on the prior distributions, it is consistent with the fact that consumption, in general, has more weights on nontradables such as services while the investment good consists less of nontradables but more of imported goods like machineries and installations.

Fourth, Taylor rule parameters in this estimation are γ_R, γ_Π, γ_y and γ_{ex}. The interest rate smoothing, γ_R, shows strong persistence. The inflation stabilization stance, γ_Π, is estimated to be 1.583 which is close to the prior. However, the posterior standard deviation is tighter than the prior distributions which indicates the likelihood of supporting the inflation stabilizing monetary policy during the sample period on average. On the other hand, the output gap stabilization stance parameter, γ_y, shows close to the prior mean to a less degree than γ_Π. And γ_{ex} shows the somewhat positive response of the monetary policy to the nominal exchange rates.[26] And lastly, the positive estimate of γ_{g_y}, the automatic stabilizer in the government expenditure process, shows countercyclicality.

Lastly, the autoregressive parameters to the structural shocks mostly show quite a strong persistence. The intra-temporal preference shocks, world interest rate shock and world demand shock particularly shows strong persistence while the inter-temporal preference shock, the government shock, risk premium shock and world inflation shock somewhat less. The standard deviation parameters of structural shocks indicate that the inter-temporal shock is the most volatile, followed by the world demand shock, intra-temporal shock and government expenditure shock.

The properties of prior and posterior distributions can be confirmed with the following figures. The thin lines indicate priors while the thick lines indicate posteriors. When the thick line is formed far from the thin line or shows tighter boundary, it means the structural parameter estimate is more strongly supported by data. This can be found easily with parameters related to structural shocks because posterior distributions of those parameters demonstrate stationary distributions. Most of the structural parameters show good identifications that are well supported by data with the exception of few parameters such as Γ_c, Γ^{b^W}, θ_M and ξ_M which shows unsatisfactory data support. Trend parameters whose priors were set intentionally tighter would obviously result in posterior distributions that are close to prior distributions. Policy parameters except for the interest rate smoothing, γ_R,

26 This finding is different from the previous draft of this paper in which the exchange rate growth was not included in the vector of observables for the estimations.

show that priors matter as well. The elasticities, $\varepsilon'\ s$ and η, show reasonably well boundedness although the mixing properties are somewhat less than ideal. In general, there is room for an improvement by letting the data tell much as it can but we believe this outcome of estimates show quite reasonable properties considering the relative shortage of samples of Korean data compared to other developed countries.

<Table 11> Prior and Posterior Distributions

	Prior distribution				Posterior distribution			
	Distr.	Mean	St. Dev.	Mode	Mean	St. Dev.	5%	95%
h	Beta	0.500	0.109	0.974	0.982	0.005	0.972	0.988
ψ	Normal	9.000	3.000	1.368	1.335	0.049	1.257	1.417
ϑ	Gamma	1.500	0.750	0.008	0.049	0.025	0.013	0.097
κ	Normal	12.000	4.000	4.746	4.760	0.116	4.576	4.911
ϕ_2	Beta	0.500	0.204	0.606	0.755	0.095	0.603	0.887
Γ^{b^W}	Beta	0.500	0.151	0.679	0.719	0.075	0.558	0.815
$100\Gamma^{R_0^W}$	Normal	0.656	0.100	0.566	0.636	0.090	0.488	0.785
Γ^c	Beta	0.500	0.151	0.459	0.586	0.085	0.438	0.699
Γ^i	Beta	0.500	0.151	0.068	0.161	0.063	0.069	0.269
ε	Normal	8.000	2.000	8.736	8.833	0.150	8.678	9.143
ε_M	Normal	8.000	2.000	9.076	9.190	0.077	9.090	9.328
ε_x	Normal	8.000	2.000	9.493	9.633	0.135	9.399	9.855
ε_W	Normal	8.000	2.000	7.431	7.484	0.102	7.332	7.637
ε_c	Normal	8.000	2.000	8.739	8.796	0.097	8.673	8.984
ε_i	Normal	8.000	2.000	4.758	4.891	0.090	4.770	5.061
η	Normal	8.000	2.000	7.070	7.051	0.046	6.986	7.150
θ_P	Beta	0.500	0.090	0.831	0.844	0.013	0.822	0.865
θ_M	Beta	0.500	0.151	0.166	0.231	0.033	0.172	0.280
θ_x	Beta	0.500	0.090	0.651	0.711	0.040	0.636	0.777
θ_w	Beta	0.500	0.151	0.074	0.101	0.028	0.053	0.148
χ	Beta	0.500	0.151	0.053	0.061	0.025	0.023	0.102
χ_M	Beta	0.500	0.151	0.592	0.561	0.063	0.457	0.669
χ_x	Beta	0.500	0.151	0.129	0.200	0.070	0.086	0.317
χ_w	Beta	0.500	0.151	0.427	0.542	0.091	0.397	0.689
γ_R	Beta	0.500	0.109	0.878	0.891	0.017	0.861	0.916
γ_Π	Normal	1.500	0.125	1.504	1.583	0.083	1.452	1.725
γ_y	Normal	0.250	0.050	0.151	0.184	0.033	0.120	0.235

<Table 11> Continued

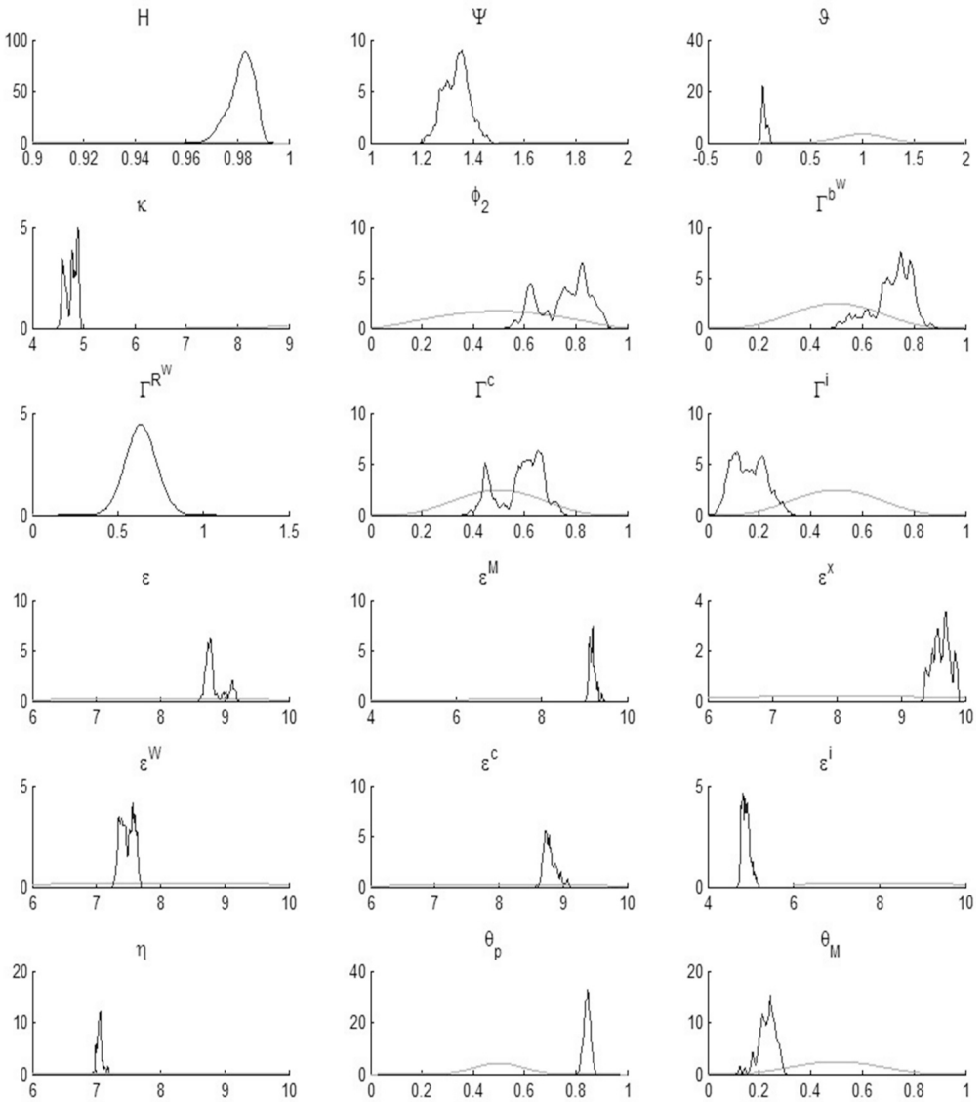
	Prior distribution				Posterior distribution			
	Distr.	Mean	St. Dev.	Mode	Mean	St. Dev.	5%	95%
$\gamma_{g_{ex}}$	Normal	0.000	0.100	0.099	0.128	0.044	0.062	0.209
γ_{g_v}	Beta	0.500	0.109	0.385	0.478	0.090	0.323	0.631
n^c	Beta	0.750	0.095	0.862	0.857	0.039	0.791	0.922
n^i	Beta	0.500	0.151	0.198	0.234	0.060	0.140	0.338
$100\log\Lambda_\mu$	Normal	-0.300	0.025	-0.307	-0.302	0.022	-0.338	-0.265
$100\log\Lambda_A$	Normal	0.650	0.025	0.651	0.653	0.024	0.612	0.689
$100(\Pi-1)$	Gamma	0.700	0.050	0.701	0.716	0.038	0.656	0.785
ρ_d	Beta	0.500	0.151	0.565	0.604	0.047	0.519	0.683
ρ_φ	Beta	0.500	0.151	0.722	0.751	0.072	0.624	0.858
ρ_g	Beta	0.500	0.151	0.621	0.644	0.056	0.548	0.738
ρ_{R^w}	Beta	0.500	0.151	0.854	0.823	0.047	0.738	0.896
$\rho_{\pm b^w}$	Beta	0.500	0.151	0.641	0.701	0.107	0.511	0.864
ρ_{y^w}	Beta	0.500	0.151	0.722	0.775	0.081	0.631	0.897
ρ_{Π^w}	Beta	0.500	0.151	0.580	0.677	0.040	0.613	0.742
σ_d	InvGamma	0.100	2.828	0.170	0.288	0.058	0.201	0.390
σ_φ	InvGamma	0.100	2.828	0.030	0.039	0.013	0.022	0.064
σ_μ	InvGamma	0.100	2.828	0.023	0.022	0.002	0.019	0.026
σ_A	InvGamma	0.100	2.828	0.019	0.025	0.003	0.021	0.030
σ_m	InvGamma	0.100	2.828	0.003	0.003	0.000	0.002	0.004
σ_g	InvGamma	0.100	2.828	0.034	0.042	0.005	0.035	0.050
σ_{R^w}	InvGamma	0.100	2.828	0.003	0.003	0.000	0.002	0.003
$\sigma_{\pm b^w}$	InvGamma	0.100	2.828	0.019	0.024	0.004	0.018	0.032
σ_{y^w}	InvGamma	0.100	2.828	0.040	0.047	0.005	0.039	0.057
σ_{Π^w}	InvGamma	0.100	2.828	0.018	0.021	0.003	0.017	0.027

5. Model's Properties

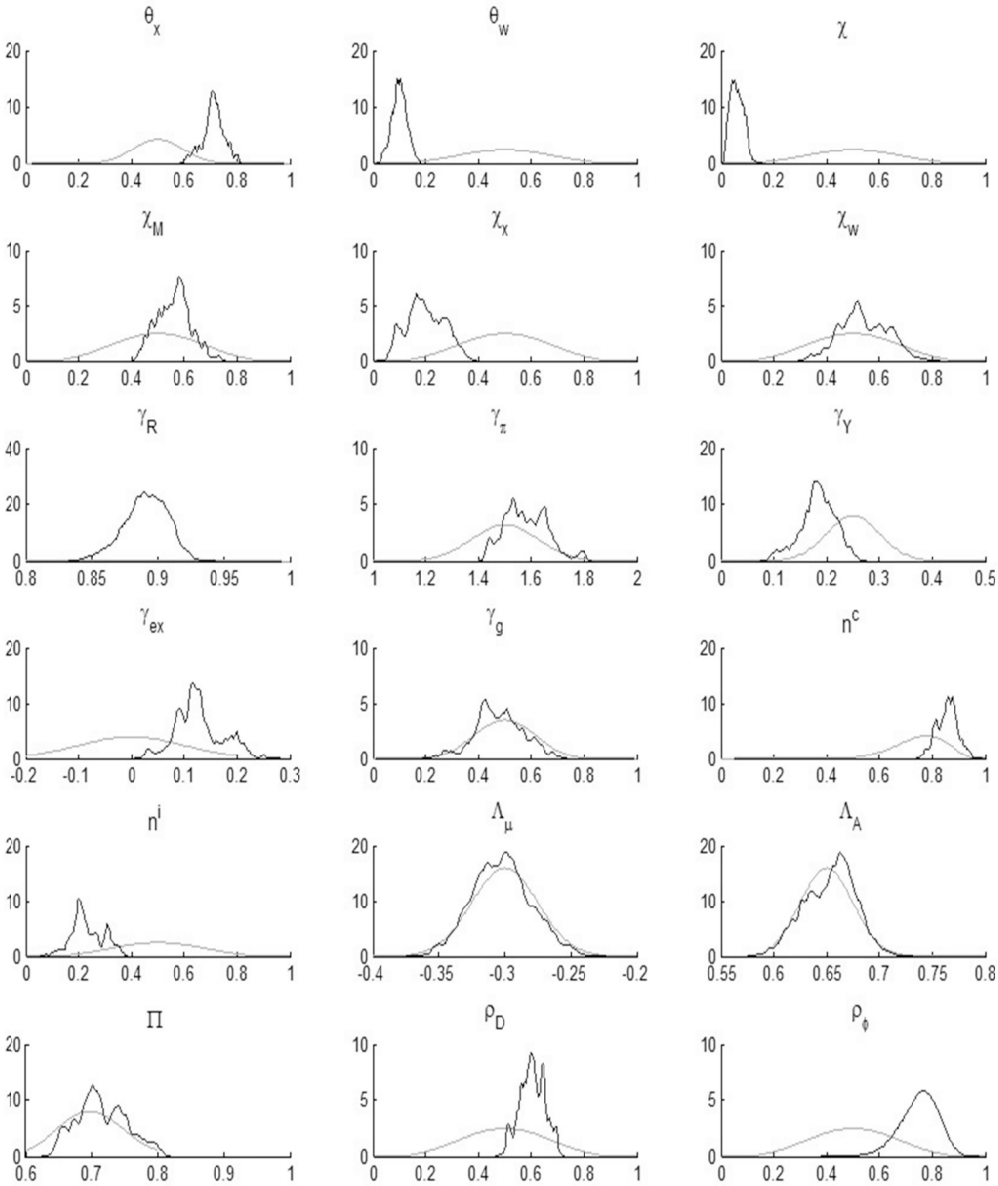
Next five following figures show impulse response functions of key variables to five different structural shocks. The variables are all in one hundred times of log deviations from steady states. A shock simulation is based on one standard deviation of posterior estimates. The variables are nominal interest rate, inflation rate of consumption deflator, output growth, consumption growth, investment growth, wage

growth, labor hours, export growth, imported consumption, imported investment, import growth and nominal exchange growth, respectively from top left to bottom.

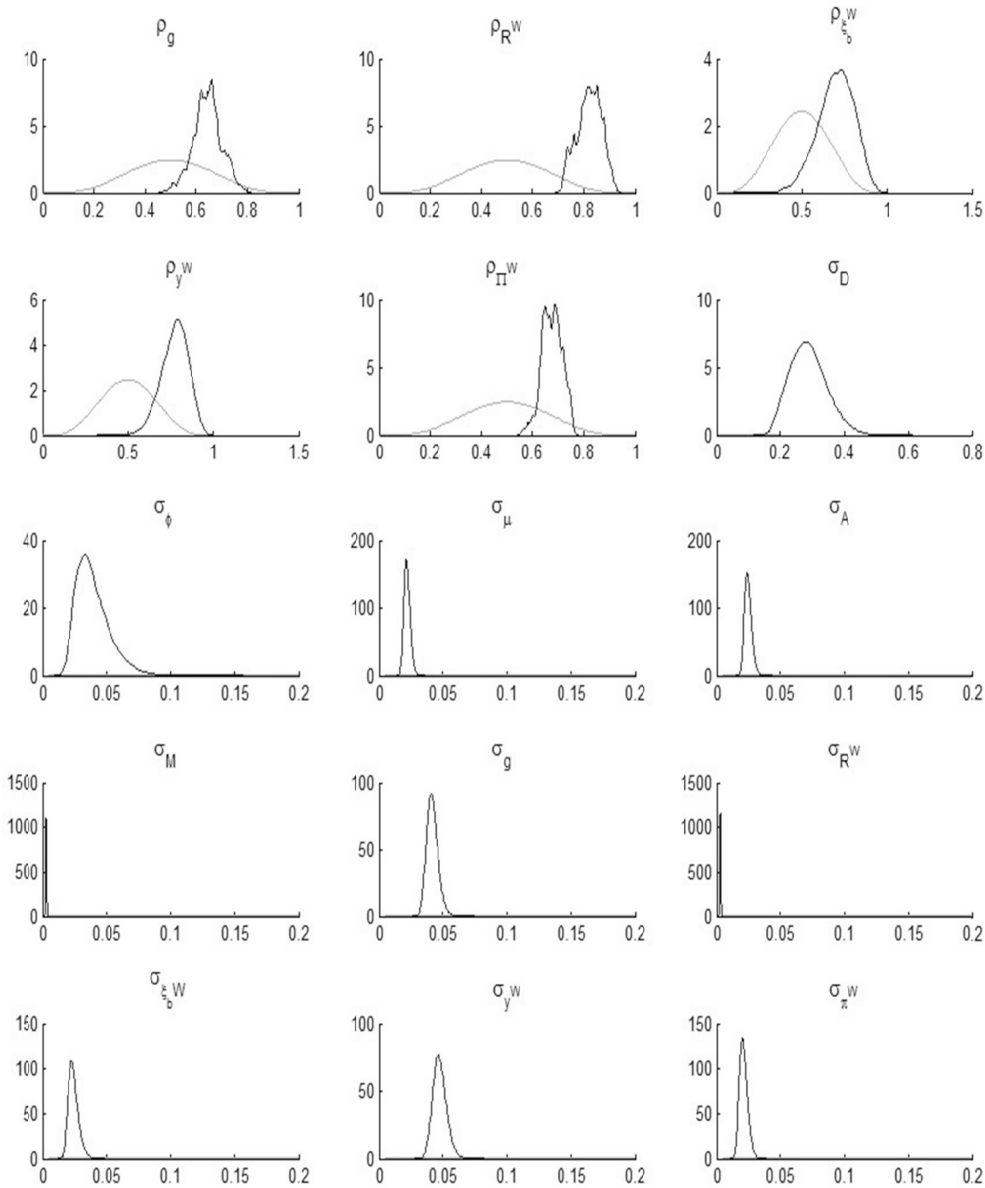
[Figure 4] Prior & Posterior Distributions



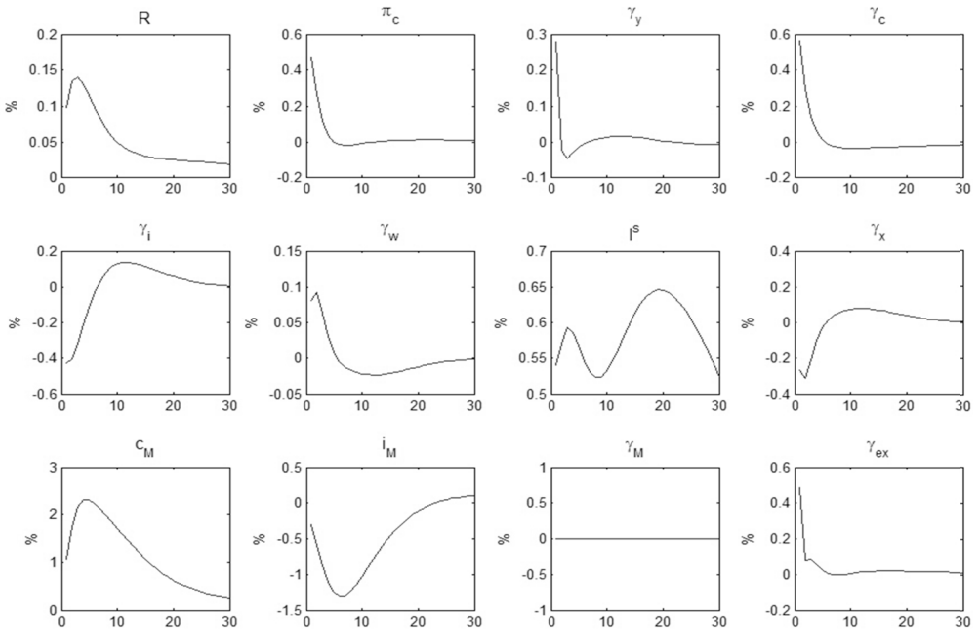
[Figure 4] Continued



[Figure 4] Continued



[Figure 5] IRFs to Inter-temporal Preference Shock

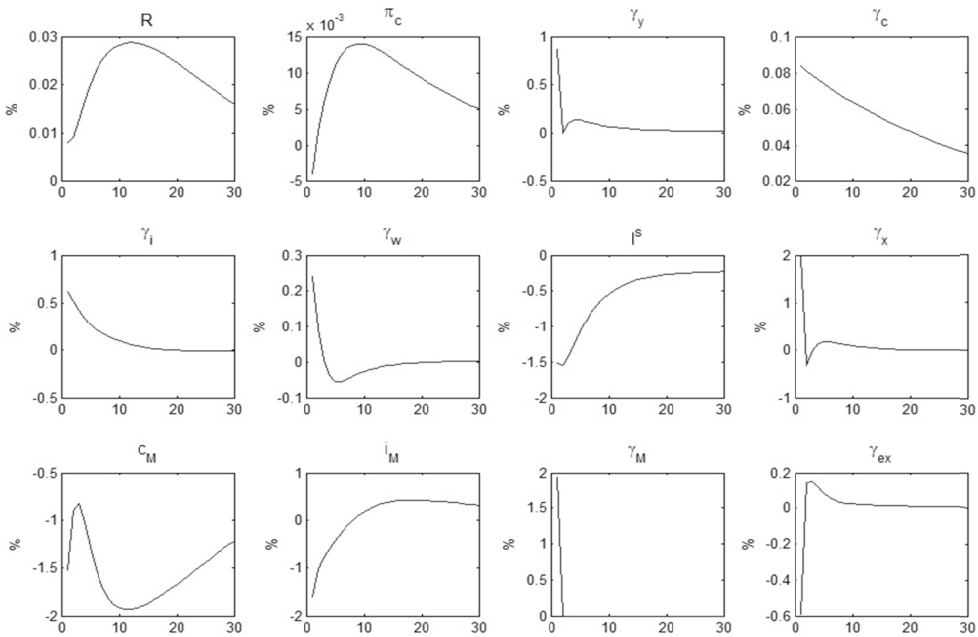


[Figure 5] shows IRFs to inter-temporal preference shock. This shock brings today's marginal utility relatively larger than tomorrow's resulting in increased consumption at the expense of dissaving which in turn leads to less investment. But since the domestic output does not increase enough to meet the consumption demand, imported consumption good demand increases which entails increase in inflation and depreciation of Korean won.

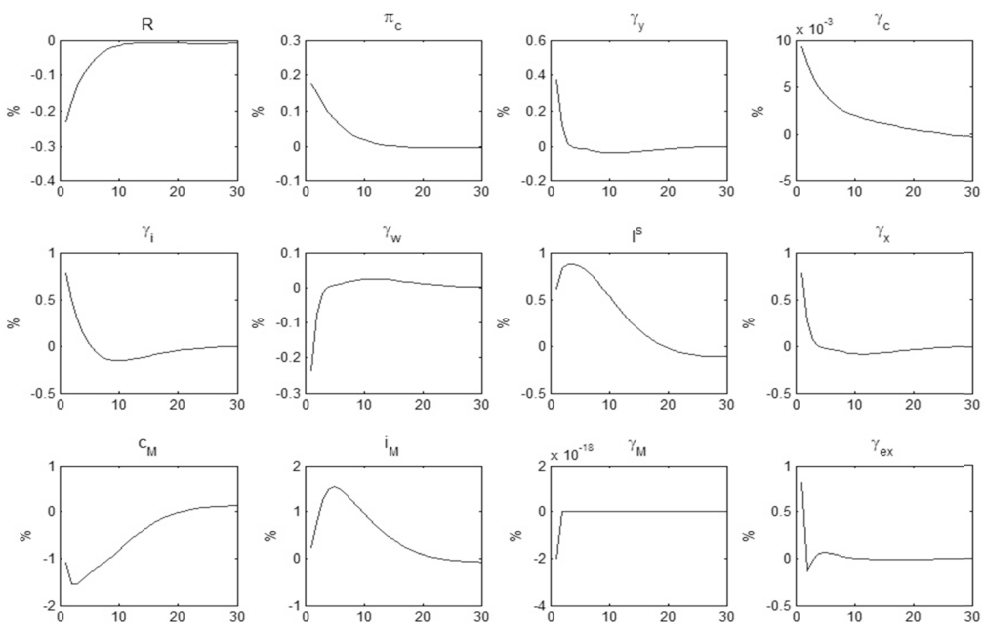
[Figure 6] is IRFs to total productivity shock. The results in this figure are consistent with the convention in RBC models. Thanks to an increase in total factor productivity, the output grows and household increases consumption but with smoothing over time by saving in the initial period. Marginal productivity of labor, which is practically close to the wage in this estimated model due to weak wage stickiness, increases. Since the interest rate does not move significantly at the initial period while prices drop, uncovered interest parity condition requires that the exchange rate decreases and which leads to an appreciation of Korean won.

[Figure 7] is IRFs to expansionary monetary policy shock. When the interest rate decreases by approximately $25bp$, i.e. expansionary, the real variables such as output, consumption, investment, wage and labor hours increase due to price

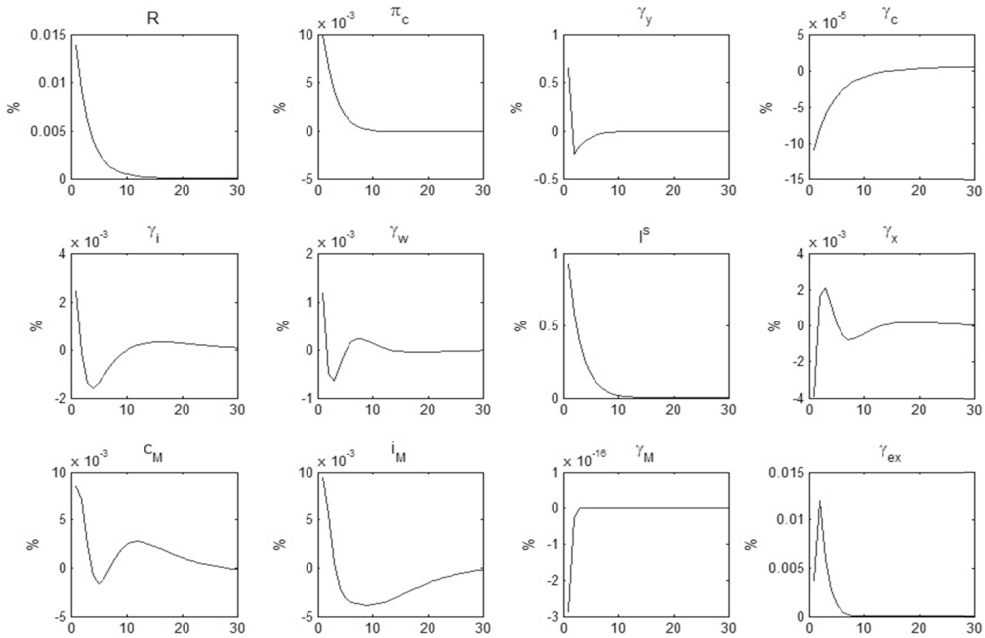
[Figure 6] IRFs to Total Productivity Shock



[Figure 7] IRFs to Monetary Policy Shock



[Figure 8] IRFs to Government Expenditure Shock

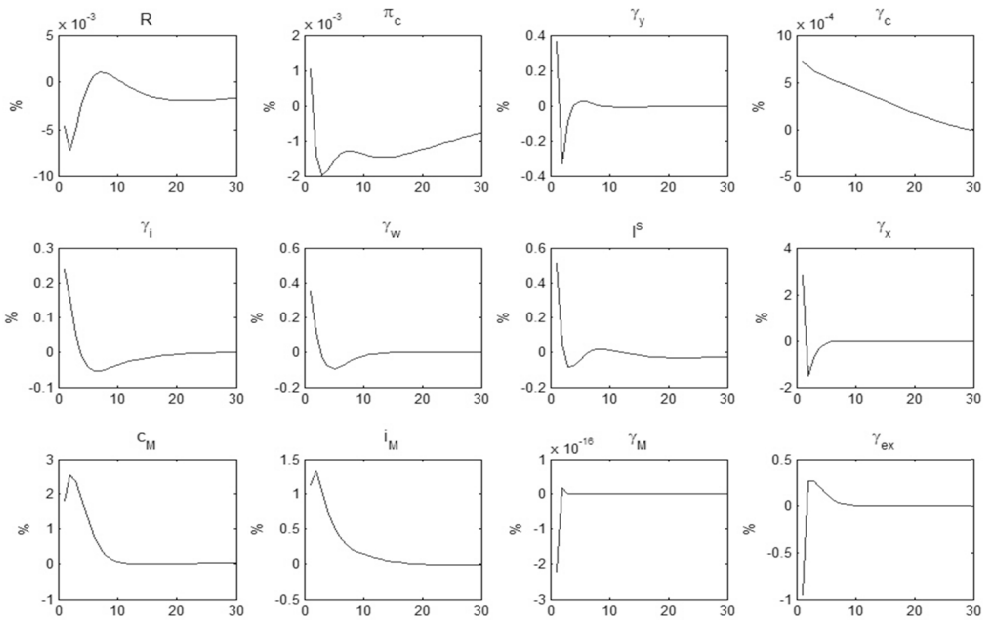


stickiness. Those firms that produce intermediate goods that are unable to optimize the price can only adjust real allocations which means that change in nominal interest rate has propagation mechanism on real variables. Since inflation rate increases as much as in Neoclassical models, increase of output results largely from favorable investment opportunities with more imported investment goods. Fall in interest rate combined with rise in inflation rate also depreciates Korean won which is implied by uncovered interest parity.

[Figure 8] is IRFs to government expenditure shock. Although increase in government expenditure boosts up the output of the economy, this should be seen as a mere alteration in accounting record rather than having an expansionary effect on other domestic demands such as consumption and investment in a concrete manner. Decrease in consumption and investment is a clear sign of crowding out effect of expansionary government expenditure. Thus this model does not imply the effectiveness of government expenditure policy on private sectors of the economy as it focuses rather on sticky price features

Lastly, [Figure 9] shows IRFs to the world demand shock. World demand first influences the export growth which leads to more demand in domestic productions

[Figure 9] IRFs to World Demand Shock

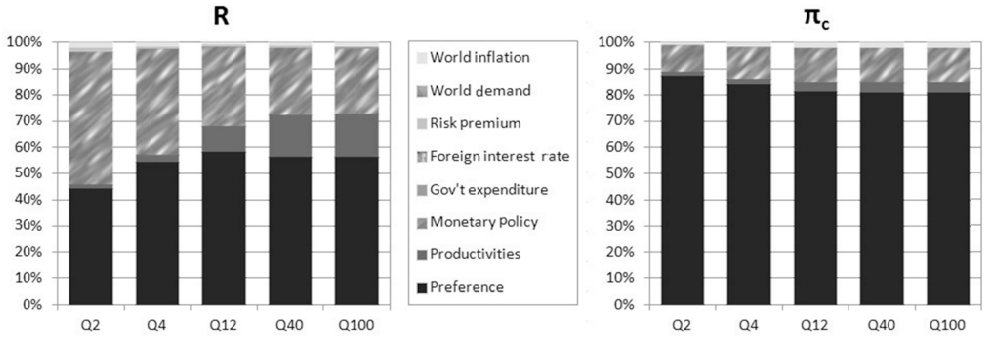


from abroad. This raises the prospects of domestic firms and thus increases investment. Consumption increases as well with slow convergence to steady state due to increase in saving initially, wage grows and labor hours increase. Since export grows initially more than import, exchange rate drops initially.

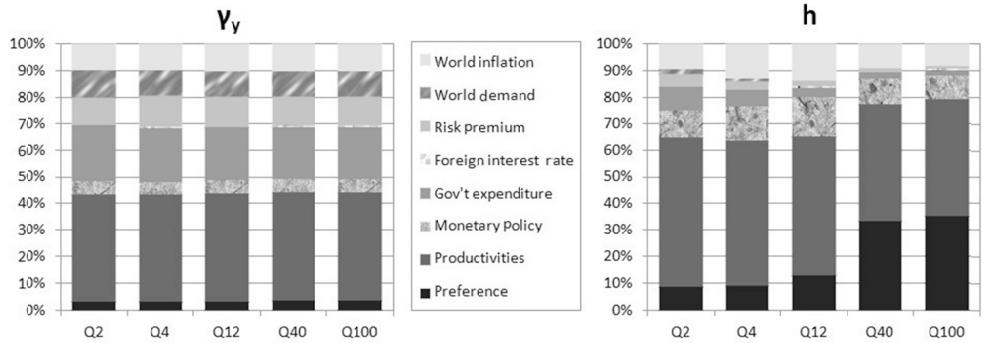
Next figure shows the forecast error variance decompositions of selected variables. For simplicity, two preference shocks' contributions are combined as "preference" and two productivity shocks as "productivities". The figure also shows the variance decompositions with 2Q, 4Q, 12Q, 40Q and 100Q forecast horizons to see the short-run and long-run effects.

[Figure 10] shows the variance decompositions of nominal interest rate and inflation rate of consumption deflator. It is evident that both series are largely affected by preference shocks, monetary shocks and productivities. Having preference shocks variation constitute 60% of interest rate and 70% of inflation variance is similar to the findings reported by Smets and Wouters (2005), but they had instead price and wage markup shocks in replacement of those preference shocks. With regard to inflation's decomposition, preference shocks slightly mitigates as the time horizon increases while monetary policy and productivities increases. Interest rate, on the other hand, shows different result as the variation of monetary policy shrinks while that of productivities increases in the long-run.

[Figure 10] Forecast Error Variance Decompositions of Interest Rate and Inflation



[Figure 11] Forecast Error Variance Decompositions of Output Growth and Labor Hours



[Figure 11] shows variance decompositions of output growth and labor hours. Variance of both series are affected with more diverse shocks than the previous two. Productivity shocks are still the first factor explaining the variation of both output growth and labor hours. Government expenditures shock has considerable influence on output growth while world inflation, demand and risk premium somewhat evenly contributes to output growth. Interestingly, the time horizon does not seem to differentiate those ratios for output growth. In contrast, labor hours, demonstrates more fluctuations due to the preference shocks in the long-run although they are not dominating productivity shocks.

V. Historical Decompositions and Policy Analysis

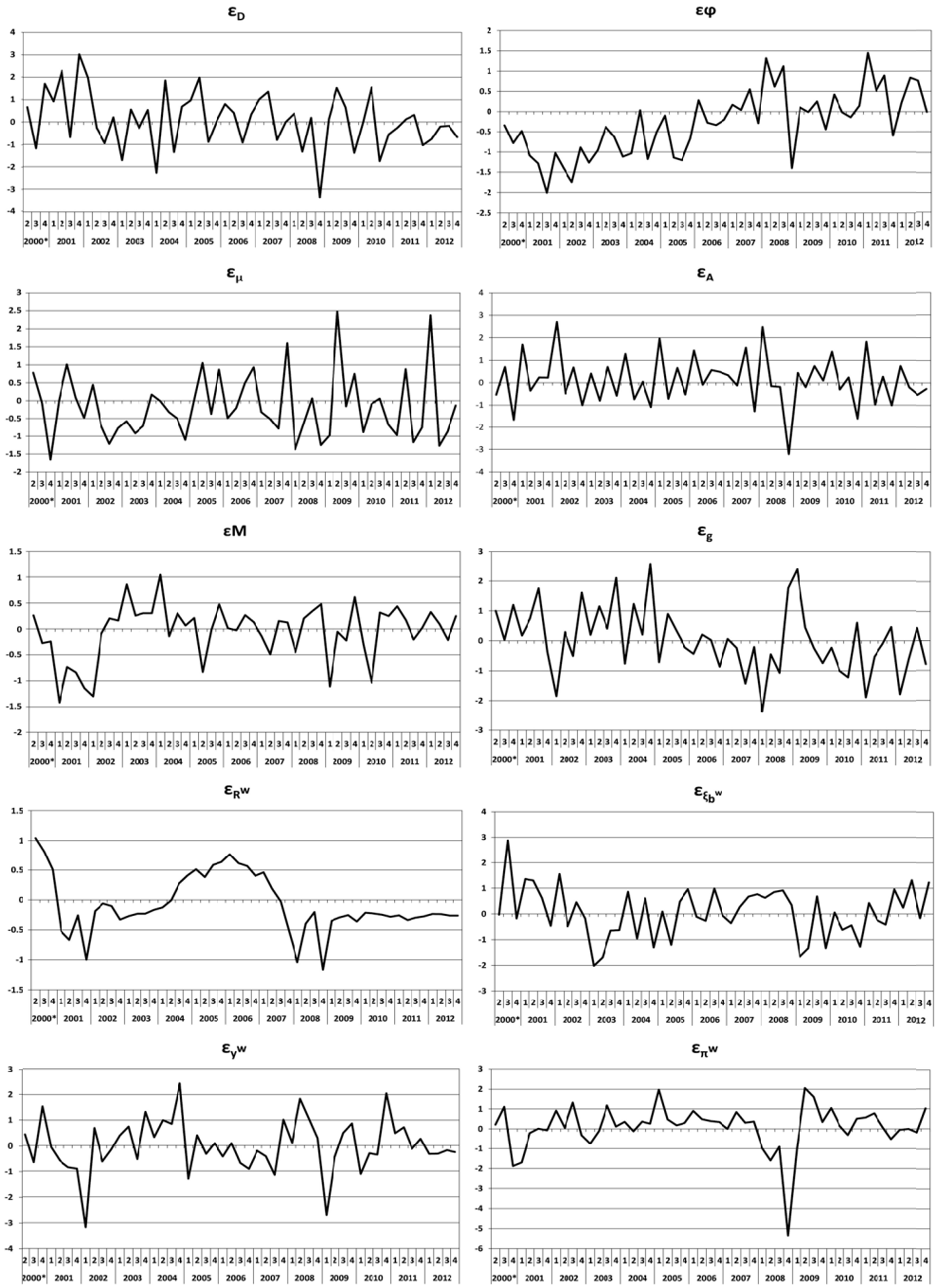
Given the posterior means of parameters, the historical structural shocks have been retrieved using the smoothing Kalman Filter. As [Figure 12] shows, the most obvious outcome of those historical shock processes is the conspicuous movements of shocks which can be observed in the late 2008 a period which marked the advent of the global financial crisis. Total productivity shock, the world demand shock and the world inflation shock[27] have experienced significant drops and as a result of the expansionary policy discretions such as massive government expenditures and the implementation of reduced interest rates. Due to the monetary easing initiated by the Federal Reserve of the U.S., the world interest rate shock has remained below zero ever since 2008. One can doubt that such unreasonable outcome is due to the significant persistence of the world interest rate shock rather than the more evenly dispersed fluctuations around zero. But since the Korean economy is a small open economy which directly confronts the world interest rate as an exogenous factor, the world interest rate movements are not modeled endogenously and is not necessary to show more evenly dispersed fluctuations around zero.

The next following three figures demonstrate how those historical shocks have contributed towards our variables of interest. The lines are the actual observed time series in a data while the dotted lines are fitted values by the estimated model. In [Figure 13], the inflation rate of the consumption deflator and growth rate of GDP are historically decomposed. The inflation rate fluctuates around the grey box in which the inflation trend is specified by the model. Supply shocks such as productivity shocks mostly contributed towards lowering the inflation. In contrast, the demand shocks by preference shocks show somewhat cyclical features. The shocks contributed to lowering the inflation rate in periods of crisis, namely credit

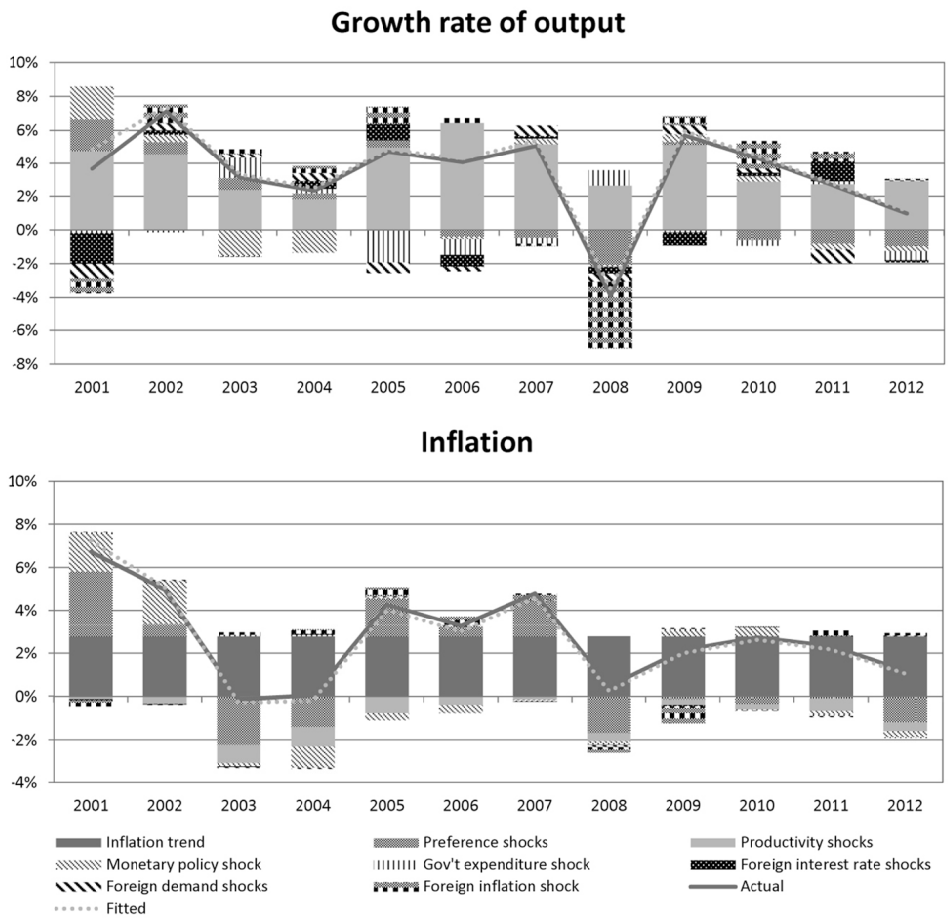
---

27 In the previous version of this paper, one shortcoming of these historical shocks was the significant increase of the world inflation rate during the crisis rather than decrease. Given that there was a big drop of oil price during the crisis and weak world demand, it is a contradictory result to our understanding. This limitation was coming from the fact that the model does not generate enough volatility of the nominal exchange rate. In 2008, Korean Won has been depreciated by a large degree which is perceived as a high world inflation from the perspective of the Korean export sector. Thus, the world inflation in the estimated model of the previous version should not be interpreted as simply the world price in dollar terms but rather world price that the Korean economy faces with the nominal exchange rate taken into account. This was the main reason the exchange rate growth was included in the observables vector for the current benchmark estimation.

[Figure 12] Historical Structural Shocks



[Figure 13] Historical Decomposition 1



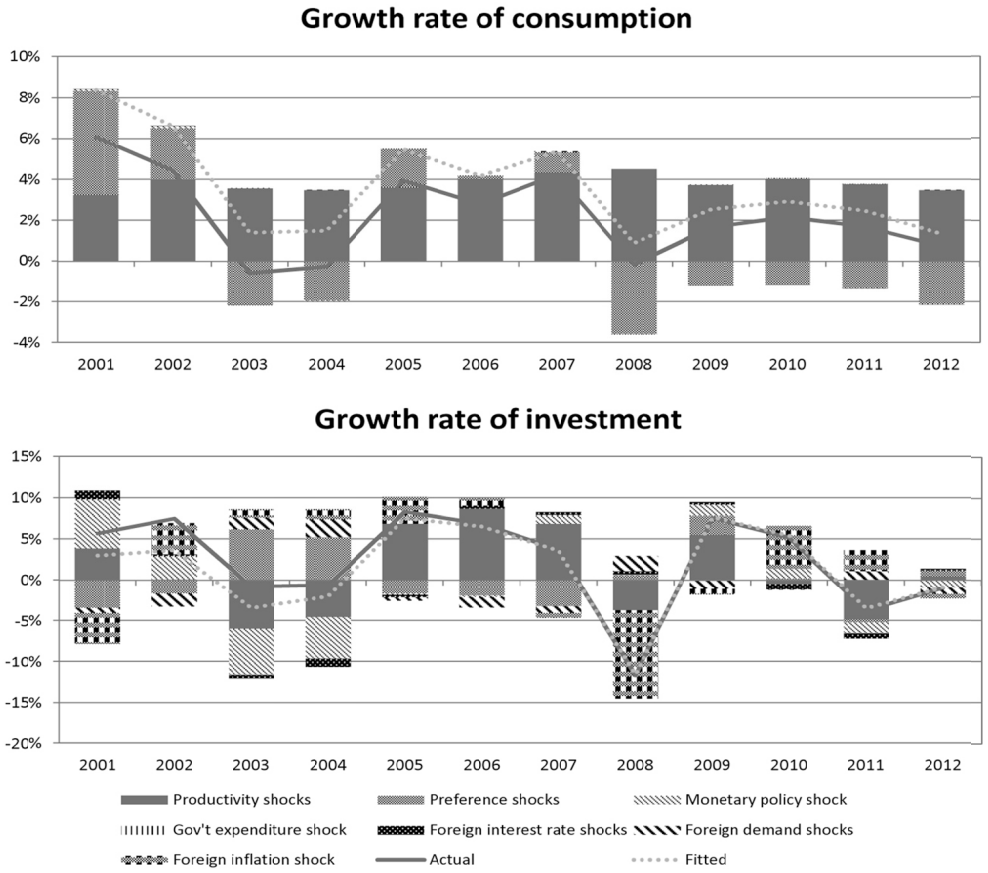
crisis in 2003 to 2004 and global financial crisis after 2008, while in the absence of shocks shows contrasting results periods such as 2005 to 2007. The growth rate of GDP is mostly driven by productivity shocks[28] as typically observed in the class of DSGE models. There were sizable shrinks of productivity shocks in credit crisis and also after the global financial crisis. The monetary policy shock, shows contrasting result compared to the credit crisis and the global financial crisis. In 2003 and 2004, the monetary policy seemed to indicate contractionary discretions as opposed to expansionary despite the presence of an economic slowdown. On the other hand, the

28 Since the productivity shocks ware modeled as trend shocks, the decomposed contributions contain the trend components as well.

monetary policy turned into more expansionary stance during the global financial crisis and have boosted.

GDP growth at least for the next two years. But the expansionary monetary policy was accompanied by an increase in inflation rates. Meanwhile, the fiscal policy seemed to act more countercyclically for both periods. The expansionary government expenditures in 2003 and 2008 both seem to have dampened the adverse effects of the crisis. Another notable result on GDP growth is that the strong recovery in 2009 and 2010 was not only driven by the productivity shocks but also by the world demand shock, followed by the world inflation shock. This result confirms the characteristics of Korean economy which is largely exposed to external conditions of both goods and financial market and which also exhibits characteristics of export-driven recovery.

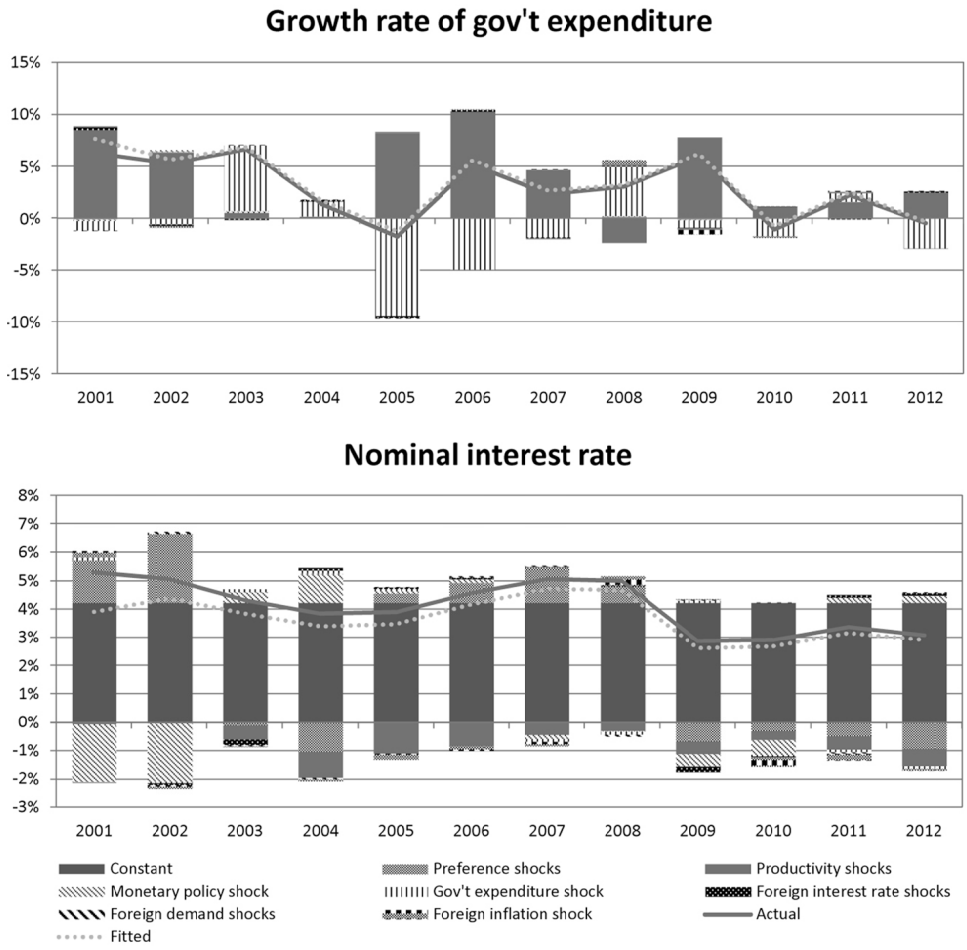
[Figure 14] Historical Decomposition 2



In [Figure 14], the private consumption growth is mainly driven by two types of shocks; the productivity shocks and the preference shocks. The growth trend of productivity shocks constitute a substantial part of consumption growth while the preference shocks create more fluctuations. However, it seemed that the fitted value constantly tends to be slightly higher than the actual series since the observed consumption growth was lower than the model's implied trends of consumption growth during the sample period. Credit crisis which was linked to the household debt problem and the resulting low consumption growth has attributed to the nega tive contribution of the preference shocks. The global crisis also indicates that the consumption growth has declined due to the preference shocks. The private investment growth shows fluctuations that are driven by more diverse shocks than consumption growth. During the credit crisis, the investment was subdued mainly due to the productivity shock and the monetary policy shock. After the steep drop in the global crisis due to the productivity shock, the investment growth has benefited from the expansionary monetary policy in contrast to the credit crisis. In more recent years, the investment growth has shown signs of slowdown from the deterioration of the productivity shocks.

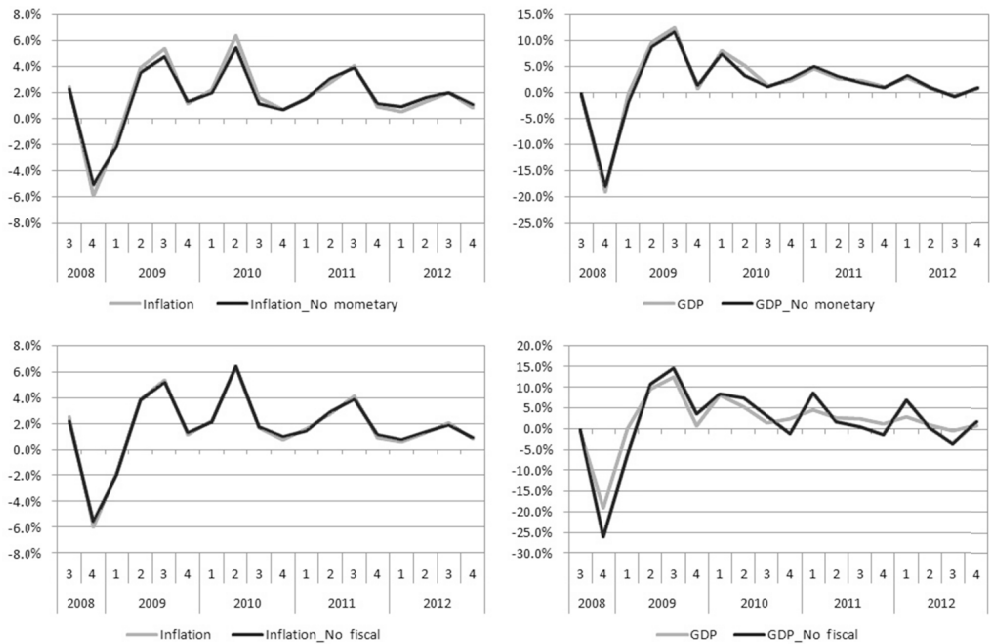
In [Figure 15], two variables that represent main policy tools, the growth rate of government expenditure and the nominal interest rate, are shown. The government expenditure is mostly driven by productivity shocks and government expenditure shocks. Although, the government expenditure shock does not seem to show a clear countercylicality overall, it turns into a expansionary phase as the crisis hit. The expansions of the government expenditure shocks in 2003 and 2008 clearly show dampening of the productivity shocks' decrease. For the nominal interest rate, the fitted values are slightly below the actual time series. While the substantial part of the interest rate comes from the constant term defined by its own steady state, the interest rate varied mostly due to productivity shocks, preference shocks and monetary policy shock which is consistent with the forecast error variance decomposition shown above. During the credit crisis in 2003 and 2004, the interest rate did not decline at a level sufficient enough to stabilize the negative preference shock. The figure shows that a non-systematic part of the monetary policy, i.e. the monetary policy shock, was not expansionary but contractionary. On the other hand, the decline during the global financial crisis in 2009 is in fact estimated to have been expansionary since the monetary policy shock is negative.

[Figure 15] Historical Decomposition 3



1. Policy Analysis During Global Financial Crisis

[Figure 16] Counterfactual Simulations



Note: Annualized quarterly growth rates.

In [Figure 16], the policy simulations have been investigated during the global financial crisis. The purpose of this exercise is to see to what degree of non-systematic discretion of those policies were made in a relative sense during the crisis. Therefore, the systematic parts of the monetary and fiscal policy which follow the estimated Taylor rule and fiscal rule specified in the model is still maintained to avoid Lucas critique, while the simulation is based on eliminating the estimated historical processes of the monetary policy shock and the fiscal policy shock which are the non-systematic part of the policies.[29] The top two panels show the simulated and realized time series of the inflation and GDP growth imposing no monetary policy shocks beginning from 2008:Q3. During the crisis overall, the non-systematic part of the monetary policy does not seem to have strongly influenced both inflation rate and GDP growth. This implies that the monetary policy was reacting to the

29 From 2008:Q3 to 2012:Q4, the monetary policy shock is zero for "No Monetary" counterfactual and the fiscal policy shock is zero for "No Fiscal" counterfactual.

economic slowdown along with lower inflation rather systematically via Taylor rule than being inordinately expansionary or contractionary.

On the other hand, no government expenditure shock would have resulted in GDP growth being substantially more volatile although it has almost no effect on the inflation rate. This result makes it evident that the fiscal policy during the crisis was more or less an exceptional policy to dampen the large economic fluctuations. The following table confirms the findings from [Figure 16].

<Table 12> Volatilities of Counterfactuals

	Inflation rate	GDP growth rate
Realized	2.69	6.39
No monetary	2.41	6.05
No gov't	2.61	**8.75**

Note: 2008:Q3 to 2012:Q4, Annualized quarterly growth rate.

First row of <Table 12> shows the standard deviations of observed time series on the inflation rate and GDP growth rate. The second row shows the standard deviations of two series when the monetary policy discretions were not implemented. The result shows that the monetary policy shock on average during this period was not necessarily overly expansionary in stabilizing both the inflation and GDP. On the contrary, the government expenditure shock was quite successful at least in terms of stabilizing GDP growth while not necessarily with the inflation. However, this outcome should not be interpreted as the fiscal policy being more effective for stabilizing the economy than the monetary policy. Nevertheless, this simulation exercise seems to imply that an unconventionally large non-systematic expansion of the government expenditures have played a significant role in the period of the global financial crisis.

VI. Conclusion

This paper has studied Korean economy after 2000 with an estimated DSGE model. The model proposed in this paper follows closely to the highly stylized small open economy models that incorporate price frictions and various other frictions with ten structural shocks. The paper also attempted to bring the model to the Korean data without preprocessing of data so that the model fully explains both trends and cycles. Under Bayesian estimation technique, the posterior estimates of structural parameters seem to fall into reasonable boundaries considering the characteristics of Korean economy. Macro variables of key interests have been extensively analyzed with historical decompositions that demonstrate which types of structural shocks are responsible for fluctuations during the sample period. Lastly, some policy simulations have been investigated during the global financial crisis. The simulation seems to imply that the nonsystematic discretion of fiscal policy was unconventionally large and has played a considerable role in dampening the adverse effects of the crisis on GDP growth while the monetary policy have followed more systematically with Taylor rule. Furthermore, there have been some limitations of this work to be done in the future. First, it was difficult to explain the relatively higher growth rate of export that is far above the balanced growth path of the model. Although, the world trade volume which seems to reflect the high growth of Korean export in data was used as a proxy for the world demand, there seems to be a gap that needs to be filled in the theoretical model in which the export growth is allowed to be higher than the balanced growth path of other real variables. Second, the fiscal policy in this model did not support the view of the effectiveness of the fiscal policy on the private sector. The model in this paper implies that the crowding out effect of the fiscal policy possibly is contradictory to the findings in the empirical literature which was documented by Hur (2007). Third, the absence of financial friction in this paper may be an important source of fluctuations of Korean macro variables, especially in crisis periods such as the credit card crisis and the global financial crisis. Nevertheless, we believe this paper has provided a good starting point at least in terms of comprehensive analysis of Korean economy with an estimated DSGE model that contains fairly rich features.

References

Adolfson, M. *et al*., "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through," *Journal of International Economics* 72(2), 2007, pp.481~511.

An, S. and F. Schorfheide, "Bayesian Analysis of DSGE Models," *Econometric Reviews* 26(2-4), 2007, pp.113~172.

Andreasen, M. M., "How to Maximize the Likelihood Function for A Dsge Model," *Computational Economics* 35(2), 2010, pp.127~154.

Burriel, P., J. Fernández-Villaverde, and J. Rubio-Ramirez, "MEDEA: a DSGE Model for the Spanish Economy," *SERIEs (Spanish Economic Review-Investigaciones Economicas)* 1(1-2), 2010, pp.175~243.

Canova, F. and L. Sala, "Back to Square One: Identification Issues in DSGE models," ECB Working Paper, 2006.

Chari, V. V., P. Kehoe, and E. R. McGrattan, "Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?" *The Review of Economic Studies* 69(3), 2002, pp.533~563.

_____, "Business Cycle Accounting," *Econometrica* 75(3), 2007, pp.781~836.

Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy* 113(1), 2005, pp.1~45.

Del Negro, M. and F. Schorfheide, "Forming Priors for DSGE Models (and How It Affects the Assessment of Nominal Rigidities)," *Journal of Monetary Economics* 55(7), 2008, pp.1191~1208.

Faia, E. and T. Monacelli, "Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Home Bias," *Journal of Money*, *Credit and Banking* 40(4), 2008, pp.721~750.

Fernández-Villaverde, J., "The Econometrics of Dsge Models," *SERIEs* 1(1-2), 2010, pp.3~49.

Fernández-Villaverde, J. and J. Rubio-Ramirez, "Comparing Dynamic Equilibrium Models to Data: A Bayesian Approach," *Journal of Econometrics* 123(1), 2004, pp.153~187.

Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krussell, "Longrun Implications of Investment-specific Technological Change," *American Economic Review* 87(3), 1997, pp.342~362.

Hall, R. E., "Macroeconomic Fluctuations and the Allocation of Time," *Journal of Labor Economics* 15(1), 1997, pp.223~250.

Hur, S. K., "Measuring the Effectiveness of Fiscal Policy in Korea," NBER-EASE, University of Chicago Press, 2007.

Hwang, Y., "Estimation the Natural Output Korea: A Bayesian DSGE Approach," *KDI Journal of Economic Policy* 31(1), 2009, pp.1~26.

Kim, T. B. and H. G. Lee, "Estimation of Taylor Rule and Implication for Monetary Policy of Korea," *KDI Economic Outlook* 28(2), 2011, pp.45~53.

Lee, J., "Changes in the Business Cycle of the Korean Economy: Evidence and Explanations," *KDI Journal of Economic Policy* 31(2), 2009, pp.47~85.

Lee, J. and T. D. Yeo, "An Analysis of Korean Business Cycles with an Open Economy Bayesian DSGE Model," *Journal of Korea Trade* 33(1), 2008, pp.175~204.

Mendoza, E., "The Terms of Trade, the Exchange Rate and the Economic Fluctuations," *International Economic Review* 36(1), 1995, pp.101~137.

Primiceri, G., E. Schaumberg, and A. Tambalotti, "Intertemporal Disturbances," NBER Working Paper 12243, 2006.

Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe, "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics* 61(1), 2003, pp.163~185.

Sims, C. A., "The Harold Hotelling Lecture: Bayesian Methods in Applied Econometrics," North America Summer Meetings of the Econometric Society, 2007.

Smets, F. and R. Wouters, "Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *Journal of Applied Econometrics* 20(2), 2005, pp.161~183.

Whelan, K., "A Guide to US Chain Aggregated NIPA Data," *Review of Income and Wealth* 48(2), 2002, pp.217~233.

Appendix

Equilibrium Conditions

- **Households**

$$d_t(c_t - hc_{t-1})^{-1} - h\beta E_t d_{t+1}(c_{t+1} - hc_t)^{-1} = \lambda_t(1+\tau_c)\frac{p_t^c}{p_t} \tag{1}$$

$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right] \tag{2}$$

$$\lambda_t = \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t^W \Gamma\left(ex_t \tilde{b}_t^W, \xi_t^{b^W}\right)}{\Pi_{t+1}}\frac{ex_{t+1}}{ex_t}\right] \tag{3}$$

$$r_t = \frac{\Phi'[u_t]}{\mu_t(1-\tau_k)} \tag{4}$$

$$\lambda_t q_t = \beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\left[(1-\delta)q_{t+1} + r_{t+1}u_{t+1}(1-\tau_k) + \frac{1}{\mu_{t+1}}\delta\tau_k - \frac{1}{\mu_{t+1}}\Phi(u_{t+1})\right]\right\} \tag{5}$$

$$\frac{p_t^i}{p_t}\lambda_t = \lambda_t q_t \mu_t F_{1,t} + \beta E_t \lambda_{t+1} q_{t+1}\mu_{t+1}F_{2,t+1} \tag{6}$$

$$\frac{m_t}{p_t} = d_t \upsilon \beta E_t\left[\lambda_{t+1}\frac{R_t - 1}{\Pi_{t+1}}\right]^{-1} \tag{7}$$

- **Wage setting by households**

$$f_t = \frac{\eta-1}{\eta}(1-\tau_w)(w_t^*)^{1-\eta}\lambda_t w_t^\eta l_t^d + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\eta}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta-1} f_{t+1} \tag{8}$$

$$f_t = \psi d_t \varphi_t\left(\frac{w_t}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)}\left(l_t^d\right)^{1+\vartheta} + \beta\theta_w E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\eta(1+\vartheta)}\left(\frac{w_{t+1}^*}{w_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} f_{t+1} \tag{9}$$

$$\Pi_t^{w^*} = \frac{w_t^*}{w_t} \tag{10}$$

- **Intermediate domestic good producer**

$$\frac{u_t k_{t-1}}{l_t^d} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{w_t}{r_t} \tag{11}$$

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{\alpha}\right)^{\alpha}\frac{w_t^{1-\alpha}(r_t)^{\alpha}}{A_t} \tag{12}$$

$$g_t^1 = \lambda_t mc_t y_t^d + \beta\theta_p E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\varepsilon} g_{t+1}^1 \tag{13}$$

$$g_t^2 = \lambda_t \Pi_t^* y_t^d + \beta\theta_p E_t\left(\frac{\Pi_t^{\chi}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\varepsilon}\left(\frac{\Pi_t^*}{\Pi_{t+1}^*}\right) g_{t+1}^2 \tag{14}$$

$$\varepsilon g_t^1 = (\varepsilon - 1) g_t^2 \tag{15}$$

- **Demand for imports**

$$c_t^M = E_t \Omega_{t+1}^c (1 - n^c)\left(\frac{p_t^M}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t \tag{16}$$

$$i_t^M = E_t \Omega_{t+1}^i (1 - n^i)\left(\frac{p_t^M}{p_t^i}\right)^{-\varepsilon_i} i_t \tag{17}$$

- **Importing and exporting firms set prices**

$$g_t^{M_1} = \left[\lambda_t mc_t^M y_t^M + \beta\theta_M E_t\left(\frac{(\Pi_t^M)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M}\right)^{-\varepsilon_M} g_{t+1}^{M_1}\right] \tag{18}$$

$$g_t^{M_2} = \left[\lambda_t \Pi_t^{M^*} y_t^M + \beta\theta_M E_t\left(\frac{(\Pi_t^M)^{\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M}\right)^{1-\varepsilon_M}\left(\frac{\Pi_t^{M^*}}{\Pi_{t+1}^{M^*}}\right) g_{t+1}^{M_2}\right] \tag{19}$$

$$\varepsilon_M g_t^{M_1} = (\varepsilon_M - 1) g_t^{M_2} \tag{20}$$

$$g_t^{x_1} = \left[\lambda_t mc_t^x y_t^x + \beta\theta_x E_t\left(\frac{(\Pi_t^W)^{\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x}\right)^{-\varepsilon_x} g_{t+1}^{x_1}\right] \tag{21}$$

$$g_t^{x_2} = \lambda_t \Pi_t^{x^*} y_t^x + \beta\theta_x E_t\left(\frac{(\Pi_t^W)^{\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x}\right)^{1-\varepsilon_x}\left(\frac{\Pi_t^{x^*}}{\Pi_{t+1}^{x^*}}\right) g_{t+1}^{x_2} \tag{22}$$

$$\varepsilon_x g_t^{x_1} = (\varepsilon_x - 1) g_t^{x_2} \tag{23}$$

$$mc_t^M = \frac{p_t^W ex_t}{p_t^M} \tag{24}$$

$$mc_t^x = \frac{p_t}{ex_t p_t^x} \tag{25}$$

- **Prices and wages evolve as**

$$1 = \theta_p \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi}}{\Pi_t}\right)^{1-\varepsilon} + \left(1-\theta_p\right)\Pi_t^{*1-\varepsilon} \tag{26}$$

$$1 = \theta_w \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta} \left(\frac{w_{t-1}}{w_t}\right)^{1-\eta} + (1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{1-\eta} \tag{27}$$

$$1 = \theta_M \left(\frac{(\Pi_{t-1}^{M})^{\chi_M}}{\Pi_t^{M}}\right)^{1-\varepsilon_M} + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M^*}\right)^{1-\varepsilon_M} \tag{28}$$

$$1 = \theta_x \left(\frac{(\Pi_{t-1}^{W})^{\chi_x}}{\Pi_t^{x}}\right)^{1-\varepsilon_x} + (1-\theta_x)\left(\Pi_t^{x^*}\right)^{1-\varepsilon_x} \tag{29}$$

- **Monetary authority**

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R} \left(\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\gamma_\Pi} \left(\frac{\frac{y_t^d}{y_{t-1}^d}}{\Lambda_{y^d}}\right)^{\gamma_y} \left(\frac{ex_t}{ex_{t-1}}\right)^{\gamma_{ex}}\right)^{1-\gamma_R} \exp(\xi_t^m) \tag{30}$$

- **Government**

$$\begin{aligned}\tilde{b}_t = {} & \frac{g_t z_t}{y_t^d} + \frac{T_t}{y_t^d} + \frac{\frac{m_{t-1}}{p_{t-1}}}{y_t^d \Pi_t} + \frac{R_{t-1}\tilde{b}_{t-1}}{\Pi_t}\frac{y_{t-1}^d}{y_t^d} \\ & - \left(r_t u_t - \frac{1}{\mu_t}\delta\right)\tau_k \frac{k_{t-1}}{y_t^d} - \tau_w w_t \frac{l_t^d}{y_t^d} - \tau_c \frac{p_t^c}{p_t}\frac{c_t}{y_t^d} - \frac{\frac{m_t}{p_t}}{y_t^d}\end{aligned} \tag{31}$$

$$\frac{T_t}{y_t^d} = T_0 - T_1\left(\tilde{b}_t - \bar{\tilde{b}}\right) \tag{32}$$

- **Net foreign asset evolves as**

$$ex_t \tilde{b}_t^W = R_{t-1}^W \Gamma\left(ex_t \tilde{b}_{t-1}^W, \xi_{t-1}^{b^W}\right) ex_t \tilde{b}_{t-1}^W \frac{y_{t-1}^d}{\Pi_t y_t^d} + ex_t \frac{p_t^x}{p_t y_t^d}\left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W - ex_t \frac{p_t^W M_t}{p_t y_t^d} \tag{33}$$

- **Aggregation**

  - Goods market clears

$$y_t^d = n^c \left(\frac{p_t^c}{p_t}\right)^{\varepsilon_c} c_t + n^i \left(\frac{p_t^i}{p_t}\right)^{\varepsilon_i} i_t + g_t z_t + \frac{1}{\mu_t}\Phi[u_t]k_{t-1} + x_t \tag{34}$$

$$y_t^d = \frac{A_t(u_t k_{t-1})^{\alpha}\left(l_t^d\right)^{1-\alpha} - \phi z_t}{v_t^P} \tag{35}$$

- Price dispersion

$$v_t^p = \theta_p \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi}}{\Pi_t}\right)^{-\varepsilon} v_{t-1}^p + \left(1-\theta_p\right)\Pi_t^{*-\varepsilon} \tag{36}$$

- Labor market clears

$$l_t^d = \frac{1}{v_t^w} l_t^s \tag{37}$$

$$v_t^w = \theta_w \left(\frac{w_{t-1}}{w_t}\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{-\eta} v_{t-1}^w + (1-\theta_w)\left(\Pi_t^{w^*}\right)^{-\eta} \tag{38}$$

- Capital evolves as

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + \mu_t\left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \tag{39}$$

- Aggregate imports and exports

$$M_t = v_t^M \left[E_t\Omega_{t+1}^c(1-n^c)\left(\frac{p_t^M}{p_t^c}\right)^{-\varepsilon_c} c_t + E_t\Omega_{t+1}^i(1-n^i)\left(\frac{p_t^M}{p_t^i}\right)^{-\varepsilon_i} i_t\right] \tag{40}$$

$$x_t = v_t^x \left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W \tag{41}$$

$$y_t^M = c_t^M + i_t^M \tag{42}$$

$$y_t^x = \left(\frac{p_t^x}{p_t^W}\right)^{-\varepsilon_W} y_t^W \tag{43}$$

- Prices dispersions for aggregate imports and exports

$$v_t^M = \theta_M \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^M\right)^{\chi_M}}{\Pi_t^M}\right)^{-\varepsilon_M} v_{t-1}^M + (1-\theta_M)\left(\Pi_t^{M^*}\right)^{-\varepsilon_M} \tag{44}$$

$$v_t^x = \theta_x \left(\frac{\left(\Pi_{t-1}^W\right)^{\chi_x}}{\Pi_t^x}\right)^{-\varepsilon_x} v_{t-1}^x + (1-\theta_x)\left(\Pi_t^{x^*}\right)^{-\varepsilon_x} \tag{45}$$

- Aggregate consumption and investment evolve as

$$c_t = \left[(n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}}\left(c_t^d\right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} + (1-n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}}\left(c_t^M(1-\Gamma_t^c)\right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}}\right]^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c-1}} \tag{46}$$

$$i_t = \left[(n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \left(i_t^d\right)^{\frac{\varepsilon_i - 1}{\varepsilon_i}} + (1 - n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \left(i_t^M \left(1 - \Gamma_t^i\right)\right)^{\frac{\varepsilon_i - 1}{\varepsilon_i}} \right]^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i - 1}} \tag{47}$$

- Prices for aggregate consumption and investment

$$p_t^c = [n^c (p_t)^{1-\varepsilon_c} + E_t \Omega_{t+1}^c (1 - n^c)(p_t^M)^{1-\varepsilon_c}]^{\frac{1}{1-\varepsilon_c}} \tag{48}$$

$$p_t^i = \left[n^i (p_t)^{1-\varepsilon_i} + E_t \Omega_{t+1}^i (1 - n^i)(p_t^M)^{1-\varepsilon_i}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_i}} \tag{49}$$

where

$$E_t \Omega_{t+1}^c = \frac{\left[1 - \beta (1 - n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{p_t^c}{p_t^M} \right) \Pi_{t+1}^c \left(\frac{c_{t+1}}{c_{t+1}^M (1 - \Gamma_{t+1}^c)} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \Gamma_{t+1}^{c'} \frac{\left(\Delta c_{t+1}^M\right)^2}{\Delta c_{t+1}} \right]^{-\varepsilon_c}}{(1 - \Gamma_t^c) \left[1 - \Gamma_t^c - \Gamma_t^{c'} \left(\frac{\Delta c_t^M}{\Delta c_t} \right) \right]^{-\varepsilon_c}} \tag{50}$$

$$E_t \Omega_{t+1}^i = \frac{\left[1 - \beta (1 - n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{p_t^i}{p_t^M} \right) \Pi_{t+1}^i \left(\frac{i_{t+1}}{i_{t+1}^M (1 - \Gamma_{t+1}^i)} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \Gamma_{t+1}^{i'} \frac{\left(\Delta i_{t+1}^M\right)^2}{\Delta i_{t+1}} \right]^{-\varepsilon_i}}{(1 - \Gamma_t^i) \left[1 - \Gamma_t^i - \Gamma_t^{i'} \left(\frac{\Delta i_t^M}{\Delta i_t} \right) \right]^{-\varepsilon_i}} \tag{51}$$

- **Exogenous Process**

- Productivity shocks

$$A_t = A_{t-1} \exp\left(\Lambda_A + \sigma_A \varepsilon_{A,t}\right)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} \exp\left(\Lambda_\mu + \sigma_\mu \varepsilon_{\mu t}\right)$$

- Preference shocks

$$\log d_t = \rho_d \log d_{t-1} + \sigma_d \varepsilon_{d,t}$$

$$\log \varphi_t = \rho_\varphi \log \varphi_{t-1} + \sigma_\varphi \varepsilon_{\varphi,t}$$

- Monetary policy shocks

$$\xi_t^m = \sigma_m \varepsilon_{mt}$$

- Government expenditure

$$\log \frac{g_t}{g} = \rho_g \log \frac{g_{t-1}}{g} + (1 - \rho_g) \gamma_{g_y} \left(\frac{\frac{y_t^d}{y_{t-1}^d}}{\Lambda_{y^d}} \right) + \sigma_g \varepsilon_{g,t}$$

- World interest rate

$$R_t^W = (R^W)^{(1-\rho_R^W)}(R_{t-1}^W)^{\rho_R^W}\exp\left(\sigma_{R^W}\varepsilon_{R^W,t}\right)$$

- Premium shock

$$\xi_t^{b^W} = \rho_{b^W}\xi_{t-1}^{b^W} + \sigma_{b^W}\varepsilon_{b^W,t}$$

- World demand and inflation shocks

$$y_t^W = (y^W)^{1-\rho_{y^W}}(y_{t-1}^W)^{\rho_{y^W}}\exp\left(\sigma_{y^W}\varepsilon_{y^W,t}\right)$$

and world inflation by :

$$\Pi_t^W = (\Pi^W)^{\left(1-\rho_{\Pi^W}\right)}(\Pi_{t-1}^W)^{\rho_{\Pi^W}}\exp\left(\sigma_{\Pi^W}\varepsilon_{\Pi^W,t}\right)$$

- **Definitions**

$$z_t = A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}\mu_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

$$\Pi_t = \frac{p_t}{p_{t-1}}$$

$$\Pi_t^c = \frac{\left(\frac{p_t^c}{p_t}\right)}{\left(\frac{p_{t-1}^c}{p_{t-1}}\right)}\Pi_t$$

$$\Pi_t^i = \frac{\left(\frac{p_t^i}{p_t}\right)}{\left(\frac{p_{t-1}^i}{p_{t-1}}\right)}\Pi_t$$

$$\Pi_t^M = \frac{\left(\frac{p_t^M}{p_t}\right)}{\left(\frac{p_{t-1}^M}{p_{t-1}}\right)}\Pi_t$$

$$\Pi_t^x = \frac{\left(\frac{ex_t p_t^x}{p_t}\right)}{\left(\frac{ex_{t-1}p_{t-1}^x}{p_{t-1}}\right)}\frac{\Pi_t}{\Delta ex_t}$$

$$\Pi_t^W = \frac{\left(\frac{ex_t p_t^W}{p_t}\right)}{\left(\frac{ex_{t-1} p_{t-1}^W}{p_{t-1}}\right)} \frac{\Pi_t}{\Delta ex_t}$$

- **Functional forms**

  - Capacity utilization cost

$$\Phi[u] = \Phi_1(u-1) + \Phi_2(u-1)^2$$

  - Investment adjustment cost

$$S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) = \frac{\kappa}{2}\left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - \Lambda_I\right)^2$$

  Derivatives associated with this

$$F(i_t, i_{t-1}) \equiv \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t$$

  and

$$F_{1t} = 1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\frac{i_t}{i_{t-1}}$$

$$F_{2t+1} = S'\left(\frac{i_{t+1}}{i_t}\right)\left(\frac{i_{t+1}}{i_t}\right)^2$$

  - Cost function for change of share of imports of consumption and investment

$$\Gamma_t^s = \frac{\Gamma^s}{2}\left(\frac{s_t^M}{s_t} / \frac{s_{t-1}^M}{s_{t-1}} - 1\right)^2 \quad \text{for } s = c, i$$

  derivative

$$\Gamma_t^{s'} = \Gamma^s\left(\frac{s_t^M}{s_t} / \frac{s_{t-1}^M}{s_{t-1}} - 1\right) \quad \text{for } s = c, i$$

  - Premium for foreign assets

$$\Gamma\left(ex_t \tilde{b}_t^W, \xi_t^{b^W}\right) = \exp\left(\Gamma^{R_0^W} - \Gamma^{b^W}\left(ex_t \tilde{b}_t^W - ex\tilde{b}^W\right) + \xi_t^{b^W}\right)$$

韓國開發研究
제36권 제2호(통권 제123호)

이자율모형을 이용한 우리나라 기대인플레이션의 추정 및 특징

송 준 혁
(한국외국어대학교 경제학과 부교수)

Analyzing Expected Inflation Based on a Term Structure Model: A Case of Korea

Joonhyuk Song
(Associate Professor, Department of Economics, Hankuk University of Foreign Studies)

* 본 연구는 한국외국어대학교 2013년 교내학술연구비 지원에 의해 이루어졌으며, 한국은행 외부연구 용역보고서의 내용을 일부 수정·보완하여 작성한 것임을 밝힌다. 본 논문에 대해 유익한 심사평을 보내 주신 익명의 검토자 두 분께 깊이 감사드린다.

송준혁: (e-mail) jhsong@hufs.ac.kr, (address) Department of Economics, Hankuk University of Foreign Studies, 107, Imun-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-791, Korea.

• Key Word: 수익률곡선(Yield Curve), 기대인플레이션(Expected Inflation)
• JEL Code: E43, E52
• Received: 2014. 1. 3 • Referee Process Started: 2014. 1. 3
• Referee Reports Completed: 2014. 3. 25

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 2, 2014
ⓒ Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This paper estimates and characterizes expected inflations using an affine term structure model based on the empirical stochastic process of the interest rates in Korea.

The empirical results show that the expected inflation which marked above 4% before the global financial crisis has dampened and stabilized after the crisis. Moreover, we investigate the rationality of the various expected inflation measures in terms of the unbiasedness and efficiency and find that unbiasedness is not rejected across the all measures, while the efficiency cannot be empirically warranted. Besides, we run Granger causality tests and conclude that the expected inflations compiled from the Consensus, BOK-Expert have the cross-causality with the long-run actual inflation, while the expected inflation estimated from the term structure model has the cross-causality with the short-run actual inflation.

These results connote that expected inflations collected from different sources and methods have their targets and horizons and the central bank needs to watch all of them with a balanced view instead of preferring one to the other.

본 연구에서는 이자율 변수에 적절한 확률과정을 부여하고 이를 가격함수에 직접 대입한 뒤 최종적으로 자산가격 PDE를 도출하는 재무모형을 이용하여 우리나라 기대인플레이션을 추정하고 그 특성을 살펴보고자 한다.

우리나라의 기대인플레이션은 글로벌 금융위기 이전에는 4%를 상회하는 높은 수준을 보였으나 2008년 후반을 기점으로 하향 안정화되는 모습을 시현했다. 또한 수익률곡선에서 도출된 기대인플레이션과 서베이 등을 통해 실제로 자료의 입수가 가능한 기대인플레이션을 이용하여 경제주체의 기대인플레이션 형성에 체계적인 편의가 존재하지 않고(불편성), 기대형성에 활용 가능한 모든 정보가 반영되었는지(효율성)를 기준으로 합리성을 평가한 결과, 분석에 이용된 모든 기대인플레이션에서 효율성은 기각되나 기대편의는 발생하지 않는 것으로 나타났다. 한편, 실제인플레이션과 기대인플레이션 간의 Granger 인과관계 검정 결과, 대체로 컨센서스 및 BOK 전문가 기대인플레이션은 상대적으로 장기의 실제인플레이션과, 이자율모형에서 도출된 기대인플레이션은 단기의 실제인플레이션과 상호 인과관계가 발생하는 것으로 분석되었다.

이러한 결과는 각각의 인플레이션 지표들이 내포하는 인플레이션의 정보가 상이하다는 것을 방증하고 있다. 이는 중앙은행이 하나의 인플레이션 지표보다는 다양한 지표들을 균형 있는 시각으로 관찰하는 것이 필요함을 시사한다.

Ⅰ. 서 론

이자율 기간구조 또는 수익률곡선은 경제현상을 설명하고 예측하는 도구로서 이론적·실무적으로 상당히 중요한 의의를 가지고 있다. 실제로 중앙은행이 정책금리를 조정하는 것은 이자율 기간구조의 단기 영역을 움직임으로써 궁극적으로 장기금리를 변화시켜 전체적인 수익률곡선의 형태를 조정하여 소비 및 투자 결정에 영향을 미치고자 함이다. 일반적으로 장기금리는 미래의 기대 단기금리와 위험선호를 반영한 프리미엄의 합으로 표현되는 것으로 알려져 있다.

수익률 또는 금리의 확률적 동학과정을 이해하는 것은 통화정책뿐만 아니라 국가부채의 조달, 실질경제활동 및 인플레이션에 대한 기대형성, 포트폴리오에 대한 위험관리 및 이자율 파생상품의 가격결정 등을 이해하는 데 있어서 매우 중요하다. 수익률곡선은 불확실한 미래의 투자기회에 대한 위험과 보상을 포함하고 있어 경기를 선행하는 변수로 사용되기도 한다. 이러한 수익률곡선의 특성에 대해서는 수십 년 동안 학계뿐만 아니라 실무분야에서도 끈질기게 고민하고 연구해 왔으나 아직까지도 수익률곡선에 대한 이해는 주식과 같은 다른 금융상품에 비해 상대적으로 열악한 상황이다. 즉, 채권이나 이자율 파생상품의 가격결정에서 제한적으로 사용되고 있으며, 실질적으로 거시경제를 이해하는 데 있어서의 유용성은 그리 높지 않은 것이 사실이다.

이러한 사실은 수익률곡선의 이론적 배경이 Fisher의 이자율 결정이론에 있음을 감안할 때 상당히 의아스러운 일이다. 물론 수익률곡선과 거시변수 간의 관계를 살펴보기 위한 연구는 1980년대 이후 어느 정도 진행되어 왔다. Stock and Watson(1989)이 55개의 거시경제변수를 대상으로 경기선행변수로서의 유용성을 검정한 결과, 6개월 만기 CP와 6개월 만기 재무성 증권의 금리 스프레드와, 재무성 10년 만기와 1년 만기 채권의 금리 스프레드가 경기선행지표로서 가장 유용하다고 지적한 이래 금리 스프레드와 경기 간의 관계를 살펴보고자 한 연구는 다수 존재한다.[1] 그러나 1990년대 말 이후에는 수익

1 Estrella and Mishkin(1996)은 수익률곡선이 내포하고 있는 미래 경제성장에 대한 정보를 살펴본 뒤 다음과 같은 결론을 제시하였다. 첫째, 이자율 기간구조는 장기 경제성장에 대한 상당한 예측력을 가지고 있다. 둘째, 이자율 기간구조에 내포되어 있는 미래의 경제성장에 대한 정보는 현재 또는 미래의 통화정책과 무관하다가 그것이다. Deuker(1997)는 불황예고지표로서의 수익률곡선의 유용성을 주장하

률곡선과 거시변수 간의 상호연관성에 대한 학계의 관심이 다소 퇴색한 측면이 있다.

이자율 기간구조모형은 모형의 적합성이나 시장의 불완전성으로부터 발생하는 수익률곡선상의 잔차 평가를 무시하고 수익률곡선을 통해 모형의 공정가치를 평가한다는 단점이 존재하며, 무차익거래모형은 공정가치와 이자율의 동적 특성을 제대로 설명해 주지 못하고 있으며, 수익률곡선에 대한 과도 적합(overfitting) 문제가 발생할 수 있다는 점이 문제로 지적되고 있다. 수익률곡선에 대한 연구는, Litterman and Scheinkman (1991)이 주성분 분석을 통해 수준(level), 기울기(slope) 및 곡률(curvature)의 세 가지 요인이 이자율 변동의 90%를 설명한다고 주장한 이후 대체로 3개의 요인을 이용하여 금리의 구조와 동학을 설명하려고 하는 것이 큰 추세로 자리 잡았다.[2] Chen and Scott(1993)은 요인 개수를 하나에서 세 개까지 변화시켜 가며 모형의 표본 내 추정오차를 분석한 결과, 3요인모형이 오차가 가장 적은 모형이라고 주장하였다. 또한 일별 수익률곡선의 형태를 보면 1요인모형의 경우 단기 및 장기 영역에서는 실제 자료에서 관찰되는 수익률곡선의 모양을 잘 따라가지만 중기 영역에서는 불안한 모습을 보이고 있으며, 3요인모형의 경우에는 세 번째 요인의 변동성이 너무 높게 나타나는 경향이 있어 수익률곡선과 관련하여 2요인모형이 더 적합하다고 주장하였다.[3] 이자율모형은 Duffie and Kan(1996)에 의해 세 개의 비관측요인을 이용하여 무차익조건을 만족시키는 선형 이자율모형이 출현됨에 따라 관측되지 않는 요인을 이용하여 금리구조의 횡단면과 동학을 모두 설명하고자 하는 방향으로 흘러가게 되었고, 실제로 측정오차가 높은 거시변수들의 상대적 중요성은 낮아지는 양상을 보였다. 무차익거래를 강조하는 이자율모형하에서는 거시변수들이 어떤 식으로 무차익조건을 만족시키는 형태로 모형에 도입될 수 있는지가 분명하지 않음에 따라 관측 가능한 변수를 이용하여 경제를 설명하고자 하는 거시경제의 방향과도 쉽게 접목되지 못한 측면이 있다.

그러나 최근 Ang and Piazzesi(2003)가 거시변수와 금리변수를 결합시킨 거시금융(macro-finance)모형을 제시함에 따라 그동안 소홀했던 거시변수와 금리변수 간의 재

였으며, Mishkin(1990)은 장단기 금리 스프레드가 미래의 인플레이션에 대해 높은 예측력을 가지고 있다고 주장하고 있다.

2 Dai and Singleton(2000)은 이들 요인을 수준, 기울기 및 버터플라이(butterfly)라고 불렀다.

3 다요인모형에서는 이자율 수준에 영향을 미치는 요인과 이자율의 형태, 즉 기울기 및 곡률에 영향을 미치는 요인이 필요하다. 이자율의 형태는 장기채에 의해 크게 영향을 받는데, 장기채 금리는 통상 무작위 보행과 유사한 형태를 가지고 있어 이러한 장기채의 움직임을 포착하기 위해서는 평균회귀성향이 낮은 요인이 존재하여야 하고 또한 장기채 금리는 평균회귀모수의 크기에 많이 의존하는 것으로 알려져 있다. 자세한 내용은 Chen and Scott(1993)을 참조하기 바란다.

결합이 다시 가속화되는 추세이다. 이러한 변화는 비관측요인에 의존했던 기존의 이자율모형에서 탈피하여 비관측요인의 거시경제적 성격을 적극적으로 규명하려고 노력한다는 점에서 상당한 의의를 가지고 있다.[4]

자산가격의 결정과 관련해서는 실질이자율과 더불어 기대인플레이션이 상당히 중요한 역할을 수행한다. 명목가격으로 형성된 자산가격의 경우 예상보다 높은 인플레이션이 발생하면 그만큼 실질가치가 하락하는 위험을 투자자가 안게 된다. 재무학에서는 이러한 위험이 궁극적으로는 프리미엄을 통해 자산가격에 반영된다고 설명한다. 기대인플레이션은 거시경제환경에 의해 형성되고 변화하며 금융상품의 가격에 영향을 미치고, 금융상품의 가격은 다시 투자자들의 미래 인플레이션에 대한 기대를 변화시켜 다시 거시경제에 영향을 미치는 과정을 반복하게 된다. 또한 기대인플레이션은 명목자산으로 표시된 금융상품을 이해하고 투자자들의 기대형성과정을 이해하는 데 상당히 중요한 기능을 수행한다고 할 수 있다.

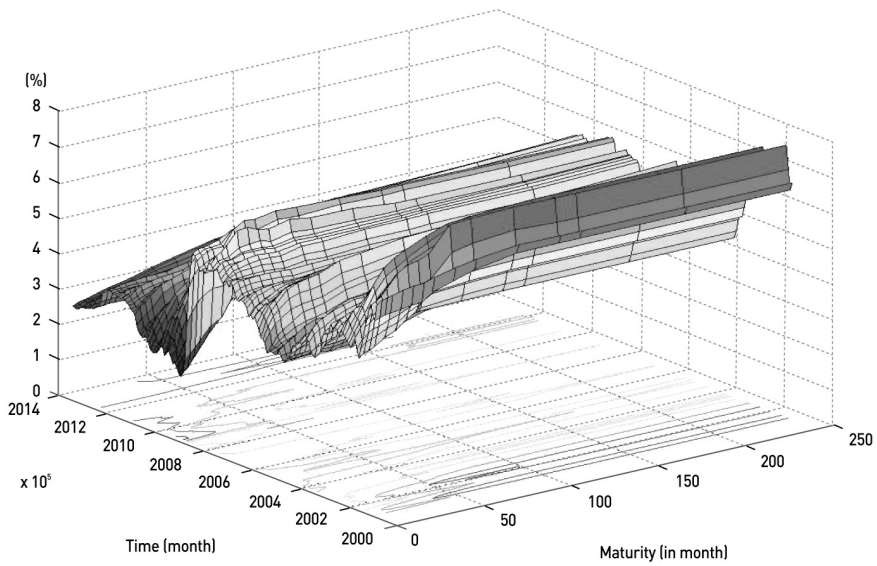
기대인플레이션을 찾기 위한 방법은 일반적으로 거시모형을 기반으로 수익률 정보를 활용하는 방법과, 재무모형을 중심으로 거시정보를 활용하는 방법으로 크게 나누어진다. 거시모형을 기반으로 하는 경우는 거시변수와 금리변수를 포함한 VAR을 구축한 뒤 이 중 일부 변수를 은닉요인으로 처리함으로써 무차익거래조건을 유지하면서 거시변수를 명시적으로 도입하는 방법이고, 재무모형을 중심으로 하는 경우는 거시변수에 적절한 확률과정을 부여하고 이를 가격함수에 직접 대입한 뒤 최종적으로 자산가격 PDE를 도출하는 방법이다. 여기서는 이들 두 방식을 모두 이용하여 재무와 거시변수를 통한 우리나라 기대인플레이션의 시계열을 추출하고 그 추이를 살펴보고자 한다.

Ⅱ. 우리나라 금리 기간구조의 추이 및 특징

본 연구에서 사용된 데이터는 KIS채권평가(주)로부터 입수한 2001년 1월부터 2013년 9월까지의 월별 국채수익률 관측치이다. 이들 수익률 자료는 3개월, 6개월, 9개월, 1년, 1.5년, 2년, 2.5년, 3년, 4년, 5년, 7년, 9년, 10년, 15년 및 20년 만기를 가진 15개의

4 이러한 노력은 Fama and French 모형에서 3요인 — 시장요인, 중소형주 요인, 가치주 요인 — 을 설명하는 경제변수를 찾는 과정과 유사하다.

[Figure 1] Yield Surface



현물이자율이며, 각 국채의 시장수익률에 bootstrapping 방식을 적용하여 구하였다.[5] [Figure 1]은 분석기간 중 국고채 시계열 추이를 3차원으로 나타낸 것으로 X축은 각 채권의 만기, Y축은 시간, 그리고 Z축은 수익률을 표시한 것이다. 우리나라 국고채 기간구조는 2000년대 초반에는 심한 변동성을 보였다가 이후 변동폭이나 전체적인 금리 수준이 축소되어 왔었다. 한편, 2008년 글로벌 금융위기 이후에는 국고채 기간구조가 전체적으로 상승하는 모습을 보였으나 최근에는 다시 하향 안정화되는 추세를 보이고 있다.

〈Table 1〉에서는 각 만기별 수익률의 기초통계량을 제시하였다. 수익률은 만기가 증가할수록 꾸준히 상승하는 전형적인 우상향의 모습을 보이고 있다. 변동성의 경우 1~1.5년 만기 채권의 경우가 가장 낮은 수준을 보이고 있으며, 장기물의 경우 오히려 단기물보다 변동성이 크게 나타나고 있어 미국과는 대조적인 모습을 보이고 있다. 한편, 대부분의 만기가 강한 자기상관성을 가지고 있음을 알 수 있다. 왜도를 살펴보면, 단기물과 최장기물은 왼쪽으로 치우친 모습을 보인 반면 나머지 대부분의 만기는 분포가 오른쪽으로 기운 형태를 보였으며, 장기로 갈수록 꼬리 부분이 좀 더 두터운 형상을 보임을

5 9개월, 1.5년, 2.5년, 7년, 9년 만기는 시장에서의 유동성이 높지 않아 실제 분석에서는 제외하였다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

	Mean	s.e	SD	s.e	Auto	s.e	Skew	s.e	Kurt	s.e	JB
m03	3.742	0.109	1.042	0.107	0.992	0.009	−0.071	0.156	1.936	0.147	0.001
m06	3.873	0.108	1.035	0.100	0.992	0.010	−0.033	0.16	1.858	0.130	0.001
m09	3.989	0.105	1.007	0.091	0.991	0.009	0.007	0.162	1.802	0.119	0.001
y1	4.070	0.103	0.991	0.089	0.990	0.010	0.047	0.162	1.832	0.126	0.001
y1.5	4.242	0.102	0.987	0.097	0.989	0.010	0.129	0.159	2.010	0.151	0.001
y2	4.344	0.104	1.003	0.108	0.988	0.009	0.162	0.154	2.146	0.165	0.001
y2.5	4.418	0.105	1.012	0.117	0.988	0.009	0.185	0.15	2.270	0.177	0.002
y3	4.469	0.107	1.029	0.129	0.988	0.009	0.218	0.148	2.425	0.198	0.005
y4	4.685	0.11	1.057	0.153	0.988	0.009	0.242	0.158	2.801	0.289	0.030
y5	4.762	0.113	1.087	0.168	0.990	0.008	0.286	0.15	2.897	0.307	0.017
y7	4.946	0.111	1.068	0.168	0.991	0.008	0.154	0.156	3.009	0.323	0.262
y9	5.022	0.108	1.039	0.161	0.990	0.008	0.150	0.156	3.084	0.34	0.251
y10	5.044	0.109	1.044	0.161	0.990	0.008	0.102	0.155	3.046	0.331	0.500
y15	5.130	0.104	1.001	0.152	0.990	0.008	0.060	0.162	3.150	0.351	0.500
y20	5.175	0.105	1.005	0.152	0.990	0.008	−0.050	0.163	3.098	0.342	0.500

Note: JB implies Jarque-bera p-value.

알 수 있다. 일반적인 이자율모형은 대부분 가우시안 정규분포를 가정하고 있으며, 이러한 가정은 상당히 제약적임을 Jarque-Bera 검정을 통해 확인할 수 있다. 다만, 장기물의 경우에는 정규성이 기각되지 않는 것이 특징적인데, 이러한 현상은 우리나라의 국채 거래가 주로 5년 이하 중기물에서 이루어지고 있어 장기물의 경우 유동성 부족으로 적절한 시장가격 형성이 어려워 시장가격이 아닌 이론가격에 의해 시장에서 호가되고 있기 때문으로 추측된다. 이러한 현상을 설명하기 위해서는 유통시장 구조와 더불어 우리나라 채권시장에서 선호영역가설이나 시장분할가설이 성립하는지에 대한 추가적인 실증분석이 필요할 것으로 보인다.

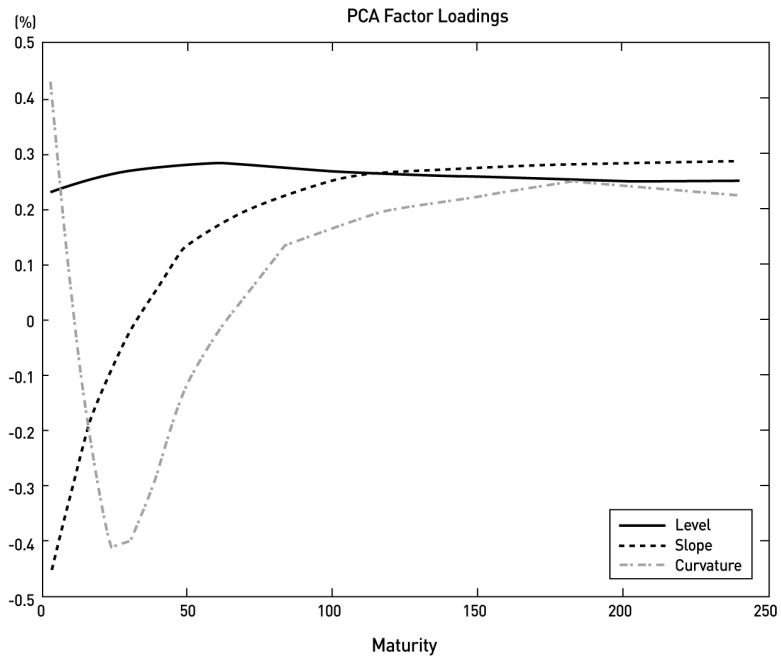
채권수익률의 평균회귀성향을 살펴보기 위해 〈Table 2〉와 같이 자기상관계수를 살펴보았다. 편자기상관(partial autocorrelation)을 보면 대부분 12개월 정도의 시차에서 음(−)의 부호가 관찰되고 있어 일단 평균회귀성향은 확인되었다. 조자기상관의 경우에는 거의 30개월 정도가 경과해야 평균회귀성향이 나타나는 것을 보면 우리나라의 채권수익률이 상당히 완만하게 움직인다는 사실을 짐작할 수 있다.

〈Table 2〉 Auto- and Partial- Correlation of Interest Rates

	AC				PAC			
	lag1	lag12	lag24	lag30	lag1	lag12	lag24	lag30
3M	0.963	0.418	-0.035	-0.122	0.972	-0.088	0.082	0.077
6M	0.959	0.438	0.006	-0.085	0.969	-0.098	0.069	0.023
9M	0.954	0.460	0.055	-0.043	0.966	-0.174	0.018	0.016
1Y	0.947	0.469	0.076	-0.024	0.960	-0.194	0.011	-0.007
1.5Y	0.938	0.480	0.111	-0.007	0.952	-0.203	0.011	-0.05
2Y	0.936	0.483	0.127	-0.003	0.950	-0.151	-0.023	-0.039
2.5Y	0.946	0.493	0.130	-0.013	0.960	-0.059	-0.091	-0.08
3Y	0.945	0.489	0.140	-0.008	0.958	-0.055	-0.077	-0.041
4Y	0.944	0.478	0.095	-0.045	0.957	-0.053	-0.092	0.032
5Y	0.948	0.476	0.103	-0.035	0.960	-0.057	-0.098	0.009
7Y	0.952	0.478	0.096	-0.03	0.965	-0.097	-0.074	0.000
9Y	0.950	0.463	0.080	-0.04	0.962	-0.088	-0.075	-0.01
10Y	0.950	0.459	0.089	-0.033	0.962	-0.081	-0.090	-0.004
15Y	0.952	0.450	0.066	-0.056	0.963	-0.074	-0.074	0.008
20Y	0.953	0.453	0.067	-0.054	0.966	-0.071	-0.077	0.008

자료로부터 관찰되는 이자율의 구조를 자세히 살펴보기 위해 주성분 분석(principal component analysis)을 수행하였다. 일반적으로 주성분들 중에서 3가지 성분이 현물수익률 변동의 상당히 많은 부분을 설명할 수 있다고 알려져 있는데, 이들 성분은 각각 수준(level), 기울기(slope), 그리고 굴곡도(curvature)로 명명되고 있다. 이러한 주성분 분석은 이자율모형을 선정할 때 몇 가지의 요인변수를 고려해야 하는지에 대한 실마리를 제공한다는 측면에서 분석의 의의가 있다. Piazzesi(2005)는 3개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level), 기울기(slope), 그리고 굴곡도(curvature) 요인의 움직임을, 2개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level)과 기울기(slope) 요인의 움직임을, 1개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level) 요인의 움직임을 설명할 수 있다고 주장하였다. 한편, Litterman and Scheinkman(1991) 이후 많은 연구들에서 수준 및 기울기와 더불어 굴곡도(curvature)도 수익률곡선 결정에 있어서 상당히 중요한 역할을 수행하고 있음을 강조하였다.

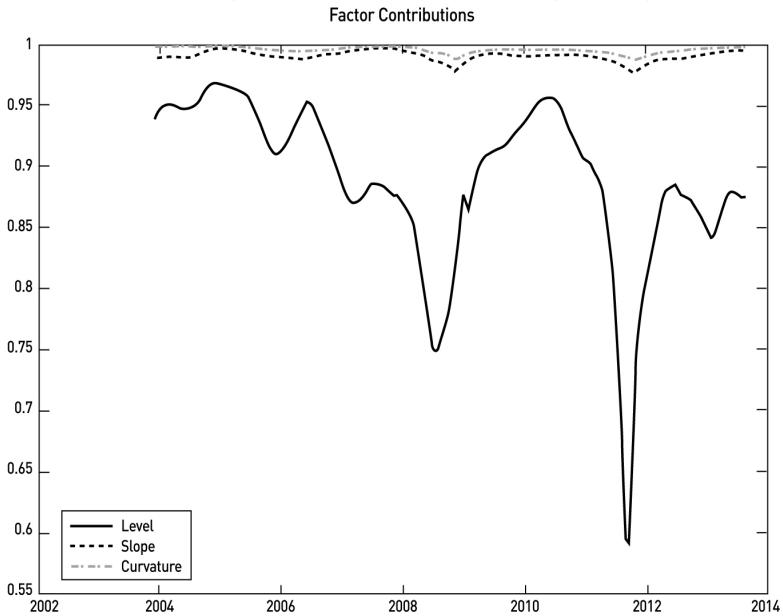
[Figure 2] Principal Factor Loadings



먼저 만기별 요인 부하(factor loading)를 살펴보면 이자율의 수준을 결정짓는 첫 번째 요인의 경우 만기에 상관없이 수평적인 모습을 보여주고 있다. 기울기를 결정짓는 두 번째 요인의 경우에는 단기에서 중기로 갈수록 기울기가 급격히 상승하고 있음을 알 수 있다. 초단기 근처에서는 기울기가 음(-)의 값을 나타내고 있는데, 이는 수익률곡선이 단기 영역에서 하락했다가 다시 상승하는 모습을 시사한다. 한편, 수익률의 곡률을 결정하는 세 번째 요인은 단기에서 곡률이 급격히 하락했다가 중기 이후에는 곡률의 변화가 안정적으로 변화하는 모습을 보이고 있다. 주성분 분석에서 관찰된 요인 부하는 일반적으로 미국 등 선진국 시장에서 관찰되는 만기별 요인 부하의 모습과 대체로 유사하다고 할 수 있다.

주성분 분석에 의해 도출된 이러한 요인들이 이자율 변동을 어느 정도 설명하는지를 살펴보기 위하여 전체 기간을 대상으로 하기보다는 주성분들의 수익률곡선의 설명력에 대한 시계열적 움직임을 살펴보고자 한다. 먼저 52주를 기준으로 moving window 방식으로 window를 하나씩 옮겨가면서 각각의 기간에서의 3개의 주성분들의 설명력을 누적적으로 살펴보았다. 이들 세 가지 성분의 누적설명력은 [Figure 3]에 제시하였다. 그림에서 보듯이 제1성분이 상당히 높은 설명력을 가지나 경우에 따라서는 60%대 이하의

[Figure 3] Decomposing Contributions of Principal Components

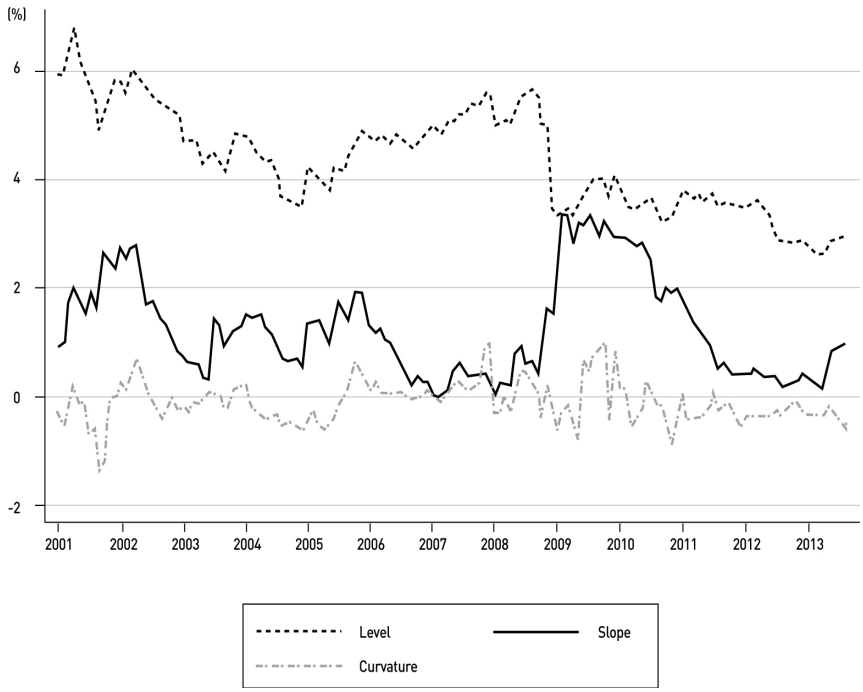


설명력을 가지기 때문에 1개의 요인으로 구성된 이자율 기간구조모형은 설명력에 있어 상당한 제약을 가지고 있다. 이는 우리나라의 이자율 기간구조를 설명하기 위해서는 최소한 2개의 요인을 감안하여 모형을 설정하여야 함을 시사하는 부분이다. 2개의 주성분만으로도 거의 95% 이상의 높은 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. 세 번째 요인은 여기서의 결과를 보면 반드시 필요한 요인이라고 보기는 어려우나 기존의 연구들이 대부분 3요인을 이용하여 분석하는 것을 기정사실화하고 있음을 감안할 때 연구 결과를 비교한다는 측면에서는 다소 불가피한 경우도 있을 수 있다.

[Figure 4]는 2001년 이후 우리나라의 수익률곡선을 수준, 기울기 및 곡률로 분해하여 추이를 도시한 것이다. 여기서 특징적인 점은 2008년 후반기 들어 금리의 수준은 하락한 반면 기울기는 상당히 높아졌다는 것이다. 그 당시가 글로벌 금융위기가 발생하기 시작한 시점이라는 점에 비추어 보면 상당히 높은 위험프리미엄이 존재하였을 개연성이 높고, 이러한 위험프리미엄은 곡률 요인보다는 기울기 요인에 상당히 영향을 미쳤음을 짐작해 볼 수 있다.

미국의 경우 다양한 만기의 이자율 수준이 전반적으로 유사한 추세를 보이고 있다. 특히 인플레이션이 높은 시기에는 대부분의 이자율이 상승하고, 인플레이션이 낮은 시기에는 대부분의 이자율이 하락하는 모습을 나타낸다. 이에 따라 Diebold *et al.*(2005)은

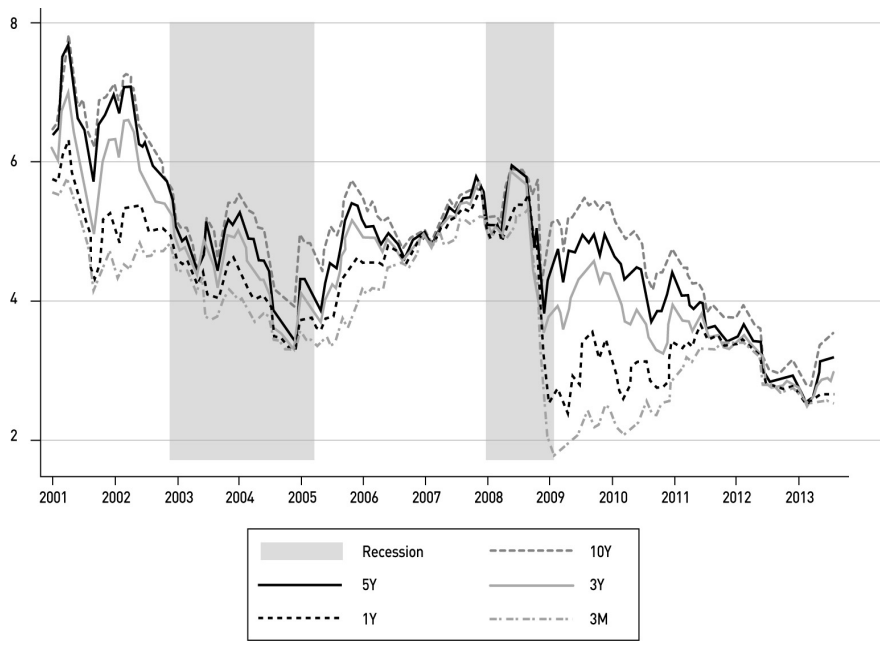
[Figure 4] Historical Trends of Principal Components



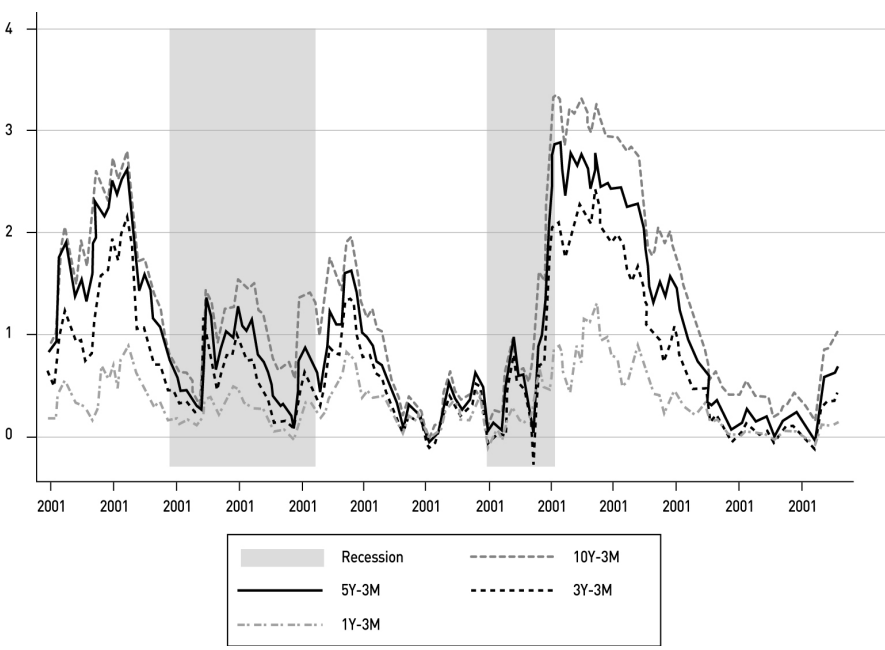
인플레이션은 수준 요인과, 실질경제활동은 기울기 요인과 높은 상관성을 가지는 반면 곡률 요인은 거시변수와 별다른 관련성이 없는 것으로 평가하였다. Rudebusch and Wu(2004)도 이와 유사한 결과를 제시하였는데, 수준 요인은 중앙은행의 중기 인플레이션 목표에 대한 시장참가자들의 기대를 반영하고 있으며, 기울기 요인은 중앙은행의 경기대응적 통화정책의 효과를 반영하고 있다고 주장하였다. Piazzesi(2005)는 실물경제의 충격은 수준이나 곡률에 영향을 미치는 반면 인플레이션 충격은 수익률곡선의 기울기에 영향을 미친다고 설명하고 있다. 우리나라의 경우를 살펴보면 인플레이션보다 경기상황에 따라 금리수준이 움직이는 모습을 보이고 있음을 [Figure 5]를 통해 알 수 있는데, 이는 Piazzesi(2005)의 설명과 어느 정도 일맥상통한다.

한편, 이자율 기간구조의 기울기 부분을 살펴보기 위해 1년, 3년, 5년 및 10년 이자율에서 3개월 이자율을 차감한 스프레드를 [Figure 6]에 도시하였다. 금리의 스프레드 간격차, 즉 수익률곡선의 기울기는 금리수준보다는 인플레이션과 상관성이 더 높음을 파악할 수 있다. 2002년 인플레이션이 높아지는 시점에서 수익률곡선의 기울기가 가팔라졌으며, 2009년에도 인플레이션이 상승할 때 수익률곡선의 기울기가 상승하였다. 그러나

[Figure 5] Historical Trends of Yields



[Figure 6] Historical Trends in Yield Spreads



〈Table 3〉 Correlation between Inflation and Yield Spreads

	Inflation	Spread (3Y-3M)	Spread (10Y-3M)	Spread (10Y-3Y)
Inflation	1			
Spread (3Y-3M)	-0.0028	1		
Spread (10Y-3M)	0.0246	0.9639	1	
Spread (10Y-3Y)	0.0725	0.6878	0.8562	1

2007년 중순 인플레이션이 급격하게 상승하는 시점에서 수익률곡선의 기울기는 오히려 더 하락하는 모습을 보이고 있어 수익률곡선과 인플레이션 간의 관계가 일의적이지 않음을 알 수 있다.

한편, 우리나라의 인플레이션과 채권수익률 간의 또 다른 특징은 인플레이션과 금리 스프레드 간에 유의한 상관관계가 존재하지 않는다는 점이다. 실제로 3년 만기에서 3개월 만기 국채를 차감한 금리 스프레드와 인플레이션 간의 단순 상관관계를 보면 -0.0028을 보이고 있어 실제로 이들 간의 상관관계는 무시할 만한 수준임을 〈Table 3〉에서 관찰할 수 있다.

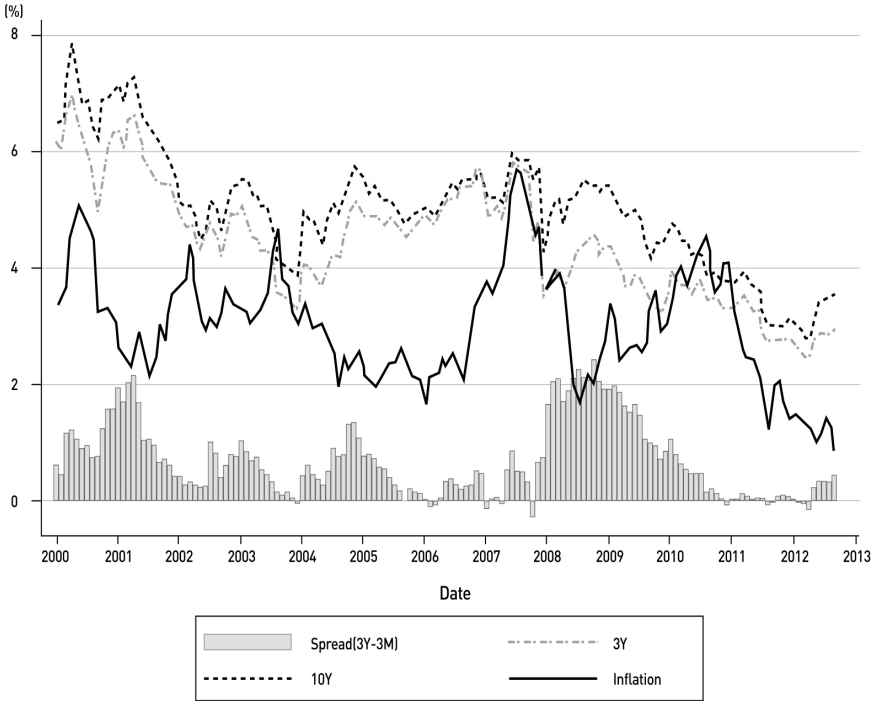
인플레이션과 금리 스프레드 간의 관계를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 다양한 금리 스프레드와 인플레이션 간의 상관관계를 살펴보았는데 결과는 대동소이했다. 장단기 금리차는 통상 기대인플레이션과 위험에 대한 프리미엄으로 분리될 수 있는데, 실제로 이러한 변수들을 반영하는 금리차와 실제인플레이션 간의 상관관계가 낮다는 것은 기대인플레이션이 지속성이 아주 강한 시계열임을 유추해 볼 수 있다.

Ⅲ. 모 형

현대 재무이론에서는 무차익거래 상황에서는 양(+)의 확률적 할인인자(stochastic discount factor: SDF) 또는 가격커널(pricing kernel) $M(t)$가 존재하며, 모든 자산가격($P(t)$)은 다음의 식을 만족하는 것으로 알려져 있다.

$$P(t) = E_t[M(t+1)P(t+1)] \tag{1}$$

[Figure 7] Inflation, Treasury Bond Yield and Yield Spreads



이 식을 이용하면 어떤 자산 i의 위험에 대한 평균적인 보상, 즉 위험프리미엄은 다음과 같이 결정된다.

$$E_t[r_i(t+1)] - r_f(t) = -\frac{Cov_t(M(t+1)r_i(t+1))}{1+r_f(t)}$$

이 식이 설명하는 바는 어떠한 자산의 기대수익률은 확률적 할인요인(SDF)과의 공분산이 중요하며 음(–)의 상관관계를 가질수록 더 위험해지는 자산이므로 이에 대한 추가적인 보상을 제공해야 함을 의미한다. 채권가격과 관련된 대부분의 가격모형은 연속시간(continuous time)을 가정하고 있다. 위 식을 따르면 만기가 n년인 채권의 가격은 다음과 같이 결정된다.

$$P(t,n) = E_t[M(t+1)M(t+2)\cdots M(t+n)]$$

한편, $m(t+n) = M(1)M(2)\cdots M(t+n)$ 이라고 정의하면 위 식은 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$P(t,n) = E_t\left[\frac{m(t+n)}{m(t)}\right]$$

무차익거래조건하에서의 이자율 기간구조모형에서는 모든 만기의 채권에 대해 식 (1)이 항상 성립한다고 가정한다. 무차익거래조건하에서의 만기가 n인 채권의 수익률은 기대 단기이자율과 위험프리미엄으로 분해될 수 있다. 즉,

$$y(t,n) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} E_t[r(t+j-1)] + \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} \triangle(t,j)$$

선도이자율을 고려할 경우 위의 식이 다음과 동일한 형태로 표현됨은 잘 알려져 있다.

$$f(t,n) = E_t[r(t+n-1)] + \triangle(t,n)$$

이자율 기간구조이론인 기대가설(expectations hypothesis)하에서는 위험프리미엄이 상수로 취급되어 선도이자율은 미래이자율 변화에 대한 정보만을 제공해 줌으로써 미래의 단기이자율은 선도이자율이 시사하는 방향으로만 변화한다고 주장한다. 이에 반해 위험프리미엄가설(risk premium hypothesis)하에서는 시변 기간프리미엄을 가정하기 때문에 미래의 단기이자율은 선도이자율과 더불어 리스크프리미엄의 방향에 의해서 결정된다고 주장한다.

이자율모형에서 실제로 주로 사용되는 선형이자율모형은 다음과 같이 설정된다. 먼저 위험중립 확률측도(risk-neutral probability measure)에서 다음과 같은 연속시간 다변량 Ornstein-Uhlenbeck 과정을 따른다고 가정한다. 즉,

$$dx(t) = K^*(\theta^* - x(t))dt + \Sigma dB^*(t)$$

요인 개수가 K인 경우 $dx(t)$는 3×1벡터이고, K^*는 3×3 행렬로 요인들의 평균회귀성향을 나타내고, θ^*는 3×1벡터로 요인들의 장기평균치를 나타내며, Σ는 3×3행렬로 요인들의 변동성을 나타낸다. 마지막으로 B^*는 3×1벡터 표준 브라우니안 모션을 의미한다. 한편, 초단기이자율은 다음과 같이 요인들의 선형결합으로 표시된다.

$$r(t) = \delta_0 + \delta_1' x(t)$$

여기서 δ_0는 스칼라이고, δ_1은 3×1벡터이다. 초단기이자율은 이론적인 개념으로 실제로 관찰하기는 불가능하다. 한편, 확률적 할인인자 $m(t)$는 다음과 같은 형태를 가진

다고 가정한다.

$$\frac{dm(t)}{m} = -r(t)dt - \lambda(t)dB(t)$$

여기서 λ_t는 3×1벡터로 위험의 시장가격을 나타낸다. Duffie and Kan(1996)에 따르면 위험중립 확률측도를 실제 확률측도로 변환하기 위해 위험의 시장가격을 다음과 같이 표현하였다.

$$\lambda(t) = \lambda_0 + \Lambda_1 x(t)$$

여기서 λ_0는 3×1벡터이고, Λ_1은 3×3행렬을 의미한다. 만기까지 남은 기간이 n년인 채권의 가격은 다음과 같은 로그선형과정을 따른다고 가정한다.

$$P(t,n) = \exp\{A(n) + B(n)'x(t)\}$$

여기서 $A(n)$ 및 $B(n)$은 각각 $n\times1$벡터 및 $n\times K$행렬이다. 이들 식의 풀이 과정은 〈부록〉을 참고하기 바란다. 일반적으로 채권자료만 가지고 실증분석을 할 경우 연속시간 가정하에서 수행하는 것이 상대적으로 수월하나 여기서는 최종적으로 거시변수와 재무자료를 병행해서 사용할 것이므로 모형을 이산형으로 변형하여 최종적인 추정작업을 수행하고자 한다.

재무자료를 이용하여 기대인플레이션을 추정하는 작업은 다음과 같이 진행된다. 명목금리의 선도이자율($f_N(t,t+j)$)은 기대 단기실질금리($E_t[rr(t+j-h)]$),[6] 기대인플레이션($\pi^e(t+j)$), 선도위험프리미엄($\triangle_{fR}(t+j)$) 및 인플레이션 위험프리미엄($\triangle_\pi(t+j)$)으로 구성되어 있다고 가정한다.

$$f_N(t,t+j) = \underbrace{\left\{E_t[rr(t+j-h)] + \pi^e(t+j)\right\}}_{E_t[r(t+j-h)]} + \underbrace{\left\{\triangle_{fR}(t+j) + \triangle_\pi(t+j)\right\}}_{\triangle_f(t+j)}$$

이 식은 다음과 같이 기대 단기명목금리와 명목 선도위험프리미엄으로 묶을 수 있으며, 실제로 자료에서는 이러한 두 가지 형태로만 구분된다.

$$f_N(t,t+j) = E_t[r(t+j-h)] + \triangle_f(t+j)$$

한편, 실질금리가 존재한다면 실질금리의 선도이자율($f_R(t,t+j)$)은 다음과 같이 표

6 통상 h는 임의의 시간을 의미하나 여기서는 1을 가정하고 있다.

현된다.

$$f_R(t, t+j) = E_t[rr(t+j-h)] + \triangle_{fR}(t+j)$$

따라서 기대인플레이션은 간단히 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\pi^e(t+j) = E_t[r(t+j-h)] - E_t[rr(t+j-h)]$$

Ⅳ. 추정 결과 분석

실질금리와 명목금리를 각각 사용하여 추정한 결과가 〈Table 4〉 및 〈Table 5〉에 제시되어 있다.[7] [Figure 8]과 [Figure 9]는 실질금리와 명목금리를 이용하여 각각의 기대 단기금리와 선도금리를 추출해 낸 것이다. 실질금리의 경우 선도 및 기대 단기금리는 하향 추세를 기록하였으며, 특히 2010년 하반기에 들어 이러한 금리들이 모두 음(−)의 값들을 보였으나 최근 들어 다시 거의 0의 수준으로 회복하고 있음을 알 수 있다. 선도금리와 기대 단기금리의 차이가 바로 위험프리미엄인데, 이러한 프리미엄은 2011년 하반기 이후 조금 확대되다가 최근 들어 다시 감소하고 있음이 관찰된다.

〈Table 4〉 Estimated Parameters of the Real Term Structure Model

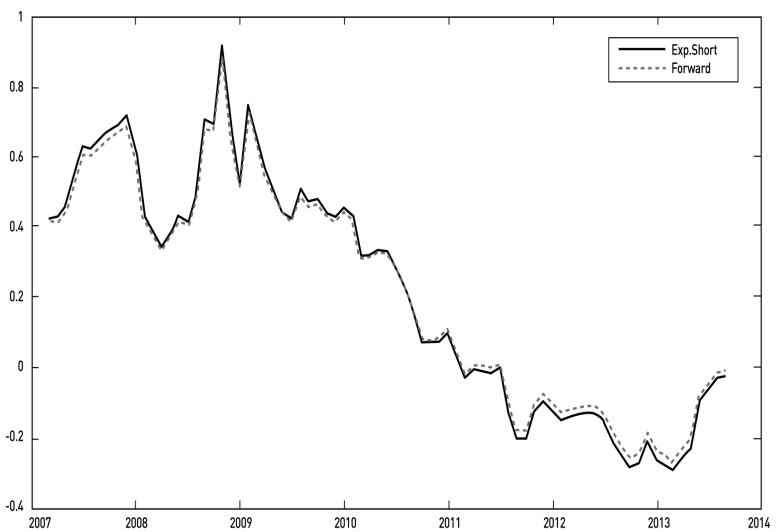
Parameter	Value	Std. Err
F	0.975	0.3257
Σ	4.10E−11	0.001
λ_0	−0.016	0.028
Λ_1	−0.02	0.012
$\log L$	912.3761	

7 실질금리에 대한 자료는 10년 만기 물가연동채 금리자료만 입수 가능해서 이 자료만을 이용하여 1요인 선형이자율모형을 추정하였다. 금리모형에 대한 추정은 최근 Chen and Scott(1993)의 방법을 사용하는 것이 일반적이나 이를 위해서는 관측변수와 비관측변수의 구분이 가능해야 한다. 그러나 1요인모형에서는 관측과 비관측 요인에 대한 구분이 이루어지지 않기 때문에 여기서는 관측 가능하지 않은 초단기이자율(instantaneous short−term rate) 상태변수를 가정한 상태에서 통상적인 Kalman filtering을 이용하여 모형을 추정하였다.

〈Table 5〉 Estimated Parameters of the Nominal Term Structure Model

Parameter	Value	Std. Err	Parameter	Value	Std. Err
F_{11}	0.9592	0.3724	Σ_{22}	5.37E-08	0.0003
F_{22}	1.0023	0.4406	$\lambda_{0,1}$	-0.0121	0.3162
F_{21}	0.9591	0.7924	$\lambda_{0,2}$	0.0099	0.7581
F_{33}	0.0065	0.5382	$\lambda_{0,3}$	0.0083	1.0762
F_{31}	0.0016	0.0007	$\Lambda_{1,11}$	0.0019	0.0037
F_{32}	1.7358	1.1764	$\Lambda_{1,22}$	0.0002	0.0001
Σ_{11}	1.45E-10	0.0007	$\Lambda_{1,33}$	-0.0191	0.0601
Σ_{22}	2.53E-08	0.0003	$\log L$	4.49E+03	

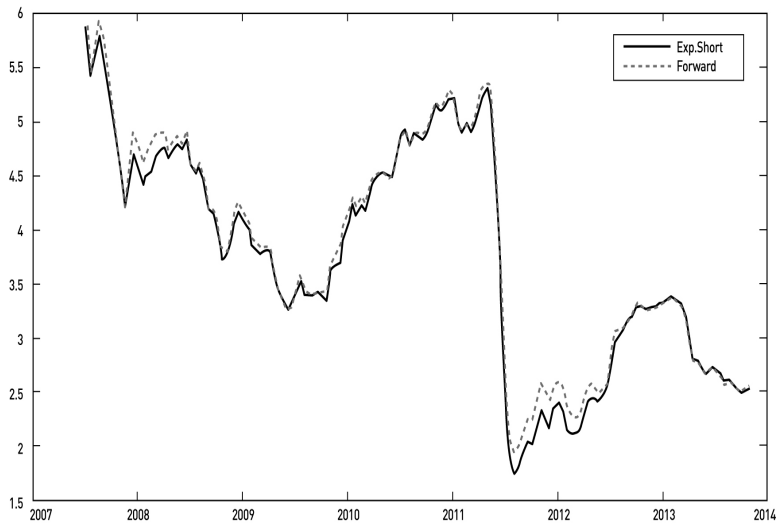
[Figure 8] Expected Short and Forward Rates in Real Interest Rates



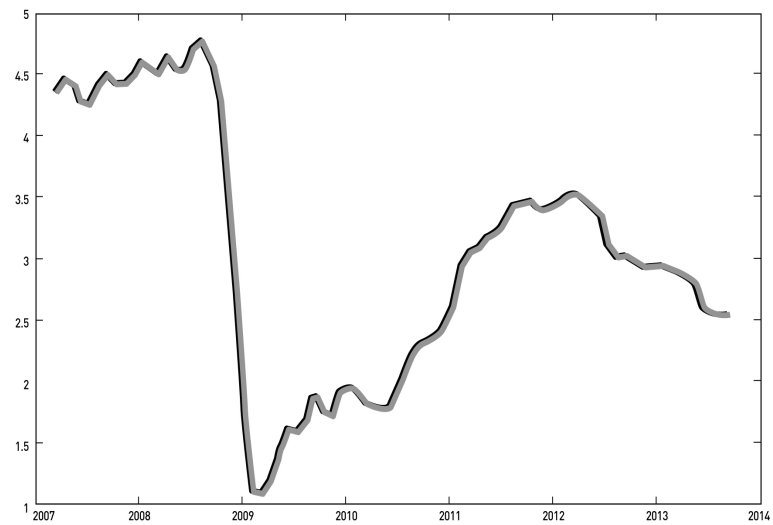
한편, 명목금리를 이용한 기대 단기금리 및 선도금리의 경우 2008년 이후 큰 폭의 하락을 보이고 있는 점이 특징적이다. 이러한 추세는 이후 다시 상승세로 반전하는 모습을 보였으나 2012년 이후 명목금리는 하향세로 다시 돌아선 것으로 나타났다. 2009년에 들어서면서 리스크 프리미엄이 확대되다가 2011년에 다시 축소되는 모습을 보이고 있다.

2008년의 글로벌 금융위기가 단기적으로 자본의 생산성에 큰 영향을 미쳤다고 보기는 어려우며, 이를 반영하여 실질금리는 완만한 하락세를 보이고 있다. 이것과는 대조적으로 명목금리는 당시 급격한 하락을 나타내고 있는데, 이는 기대인플레이션 하락에 기인한 것으로 보인다. 기대 단기명목금리에서 기대 단기실질금리를 차감하면 기대인플레이션을

[Figure 9] Expected Short and Forward Rate in Nominal Interest Rates



[Figure 10] Expected Inflation



도출할 수 있는데, 이렇게 해서 구해진 기대인플레이션을 [Figure 10]에 도시하였다. 기대인플레이션은 2008년 하반기에 큰 폭으로 감소한 뒤 이후 서서히 증가하기 시작하였으며, 최근에는 대략 2.5% 수준을 보이는 것으로 추정되었다.

〈Table 6〉에서는 기대실질이자율, 기대명목이자율 및 기대인플레이션의 통계적 속성을 살펴보고자 ADF, Phillips-Perron 및 KPSS를 이용하여 단위근 검정을 수행하였다.

〈Table 6〉 Unit Root Tests

Stat	Classification	Expected inflation	Expected nominal rate	Expected real rate	△Expected inflation	△Expected nominal rate	△Expected real rate
ADF t-stat	w/o const, w/o trend	−1.060 (−1.950)	−1.178 (−1.950)	−1.196 (−1.950)	−3.841 (−1.950)	−3.756 (−1.950)	−8.346 (−1.950)
	w/ const, w/o trend	−2.140 (−2.909)	−1.910 (−2.910)	−1.009 (−2.908)	−3.842 (−2.909)	−3.791 (−2.910)	−8.336 (−2.908)
	w/ const, w/ trend	−2.116 (−3.474)	−2.023 (−3.475)	−2.715 (−3.473)	−3.838 (−3.474)	−3.795 (−3.475)	−8.281 (−3.473)
Phillips-Perron	z_a	−4.276 (−13.524)	−4.269 (−13.524)	−2.055 (−13.524)	−23.666 (−13.516)	−25.272 (−13.516)	−74.081 (−13.516)
	z_{t_a}	−1..584 (−2.908)	−1.588 (−2.908)	−0.992 (−2.908)	−3.645 (−2.908)	−3.734 (−2.908)	−8.336 (−2.908)
KPSS	Lag 1	0.609 (0.146)	0.603 (0.146)	0.347 (0.146)	0.136 (0.146)	0.109 (0.146)	0.108 (0.146)
	Lag 3	0.317 (0.146)	0.316 (0.146)	0.204 (0.146)	0.089 (0.146)	0.074 (0.146)	0.108 (0.146)
	Lag 5	0.224 (0.146)	0.224 (0.146)	0.160 (0.146)	0.080 (0.146)	0.069 (0.146)	0.114 (0.146)

Note: ( ) denotes the critical value in 5% significance level and △ implies difference.

〈Table 7〉 Cointegration Test of Expected Real and Nominal Rates

1st stage: expected nominal rate = α+β×expected real rate+u

Residual	Test statistics	5% significance level	AIC lags
$\hat{u}$	−2.236	−1.950	2

분석 결과, 이들 추정치 모두 수준 변수에서는 단위근을 가지고 있었으나 차분 변수에서는 단위근 존재가 기각됨에 따라 I(1) 시계열적 특성을 가지는 것으로 나타났다.

다음으로 기대 실질 및 명목 이자율 간에 공적분 관계가 존재하는지 여부를 살펴보기 위해 Engle-Granger 방식의 공적분 검정을 수행하였으며, 그 결과는 〈Table 7〉에 제시하였다. 여기서는 1단계에서 기대명목이자율을 피설명변수로 하고 기대실질이자율을 설명변수로 하여 회귀분석을 수행한 후 여기서 도출된 잔차에 대한 단위근 검정을 수행함으로써 공적분 여부를 판정하게 된다. AIC를 이용하여 최적 시차를 도출한 뒤 잔차의

단위근을 추정한 결과 단위근의 존재가 5% 유의수준하에서 기각되는 것으로 나타남에 따라 기대 실질 및 명목 이자율 간에는 통계적으로 공적분 관계가 존재하는 것으로 판정되었다.

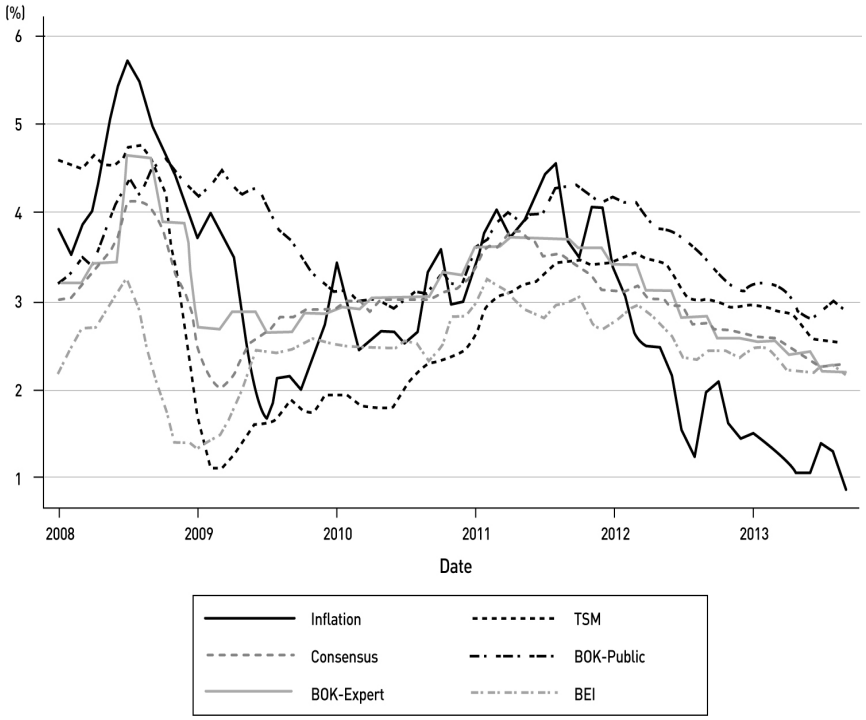
Ⅴ. 기대인플레이션 지표 간 비교

여기서는 실제로 자료의 입수가 가능한 기대인플레이션 지표 및 이자율 재무모형에서 도출한 기대인플레이션(이하 이자율모형)과 실제인플레이션 간의 관계를 살펴보고자 한다. 여기서 수행하는 분석은 통계적 속성을 모두 감안한 엄밀한 분석이라기보다는 다양한 기대인플레이션 지표 간에 어떤 유사성과 차별성이 존재하는지를 살펴보고자 하는데 일차적인 의의를 가진다고 하겠다. 우리나라에서 현재 자료로서 이용 가능한 기대인플레이션 지표로는 한국은행이 수집하는 일반인(이하 BOK 일반인) 및 전문가(이하 BOK 전문가) 서베이 지표와 물가연동국고채(10년물) 수익률을 이용하여 추정한 손익분기 인플레이션(BEI) 및 영국 소재 거시경제지표 서베이 전문업체인 Consensus Economics가 발표하는 컨센서스 자료가 있다.[8]

BOK 일반인은 한국은행이 2002년 2월부터 작성하는 지표로, 매월 일반인 또는 가구를 대상으로 향후 1년간의 예상 인플레이션을 조사하여 작성되고 있다. 동 지표는 해당 월에 발표하므로 해당 월의 CPI 인플레이션보다는 1개월 앞서 일반에 공표된다. BOK 전문가는 2005년 3/4분기부터 매 분기 첫째 월에 경제연구소 및 금융기관 소속 경제전문가(현재 50명)를 대상으로 향후 2분기, 향후 2개 연도 및 향후 1년 및 5년간의 인플레이션 전망치를 조사한 지표이다. BEI는 명목국고채(10년물)와 물가연동국고채(10년물) 간의 수익률 스프레드로서 금융시장에서 형성된 향후 10년간의 연평균 기대인플레이션을 나타낸다. BEI는 투자자들의 실제 투자 패턴과 이익추구에 따른 시장가격을 반영하기 때문에 물가연동국채가 발달될수록 인플레이션에 대한 시장 기대가 잘 반영될 것으로 여겨진다. 다만, 이렇게 추정된 수익률 스프레드는 기대인플레이션뿐만 아니라 인플레이션에 대한 리스크 프리미엄도 포함되어 있으므로 진정한 의미에서의 기대인플레이션과는 다소 괴리가 발생할 수 있다. 마지막으로 컨센선스 자료는 매월 투자은행, 증권회사,

8 기대인플레이션 서베이에 대한 내용은 이정익(2012)을 참고하였다.

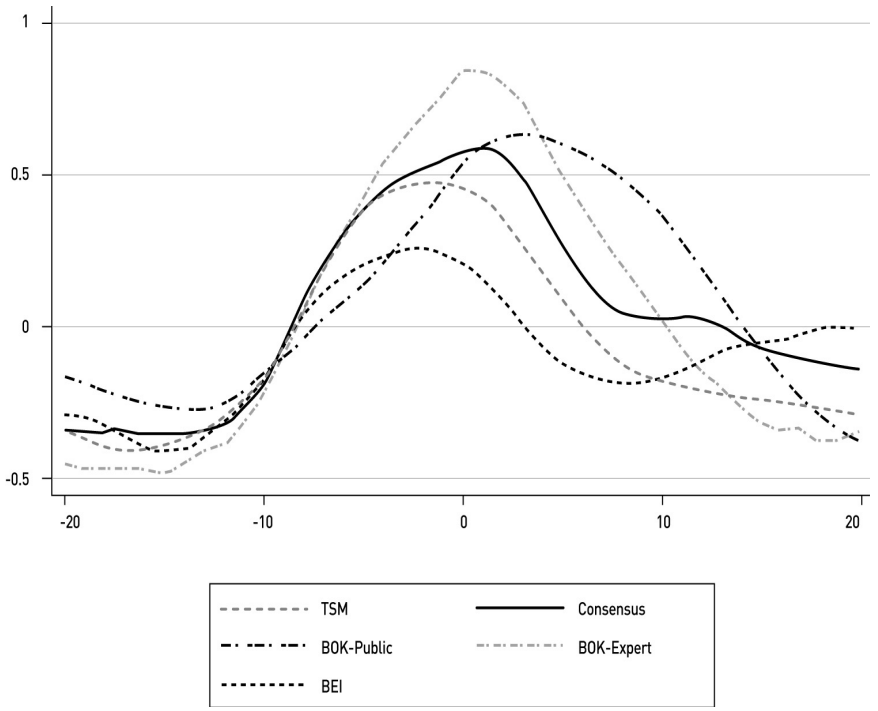
[Figure 11] Trends in Actual and Expected Inflations



경제연구소 등 경제전문가들을 대상으로 조사하는 기대인플레이션에 기초하고 있다. 이 지표 역시 해당 월에 발표함으로써 실제인플레이션율보다는 한 달 정도 앞서 일반에 공개되고 있다.

이자율모형, BOK 일반인, BOK 전문가, 컨센서스, BEI에서의 기대인플레이션 및 실제인플레이션의 시계열 추이를 도시한 것이 [Figure 11]이다. BOK 전문가의 경우 분기자료이므로 같은 분기에 속하는 월들은 모두 동일한 기대인플레이션 수준을 가지는 것으로 가정하였다. 2008년의 경우를 보면 인플레이션이 급격히 상승할 때는 모든 지표가 실제인플레이션과 같이 상승하다가 하반기 들어서 인플레이션이 꺾이는 시점에서 대부분의 지표는 유사한 변곡을 보이나 BOK 일반인의 경우에는 이러한 변화를 반영하지 못하는 것으로 보인다. BEI의 경우 기대인플레이션과 실제인플레이션 간의 괴리가 상당히 크게 나타남을 알 수 있고 컨센서스와 전문가의 경우에는 실제인플레이션보다 완만한 형태를 보이고 있음이 관찰된다. 이자율모형의 경우에는 2008년에 다른 지표들에 비해 상대적으로 큰 폭의 하락세를 보였으나 이후 실제인플레이션과 유사한 추이를 보이고

[Figure 12] Cross-Correlation of Actual and Expected Inflations



있음이 관찰된다. 2011년 후반 이후 모든 기대인플레이션 지표들이 실제인플레이션을 상회하는 모습을 보이고 있어 최근의 낮은 물가상승률이 조만간 상승할 것이라는 시장의 기대가 완연함을 알 수 있다.

한편, 기대인플레이션의 선행성 여부를 판단하기 위해 실제인플레이션을 독립변수로 하고 기대인플레이션을 종속변수로 하여 교차상관계수를 살펴보았으며, 그 결과를 [Figure 12]에 제시하였다. 여기서 재미있는 부분은 BOK 일반인의 경우 시차가 3인 경우에 가장 높은 상관계수값을 가지는 것으로 나타났는데, 이는 t+3월의 기대인플레이션과 t월의 실제인플레이션 간의 상관계수값이 가장 높음을 의미한다. 즉, 일반인들의 인플레이션에 대한 기대의 형성이 오히려 과거 정보에 의존하고 있다. 컨센서스의 경우에도 시차가 1인 경우에 가장 높은 상관계수값을 나타내는데, 지표의 공개시점과 실제인플레이션의 공표시점 간에 1개월의 차이가 있음을 감안하면 서베이에서 예상되고 있는 기대인플레이션은 실제로 공표된 인플레이션 수준에 따라 상당히 영향을 받는 것으로 해석된다. 한편, 이자율모형과 BEI의 경우는 기대인플레이션이 실제인플레이션을 선행

〈Table 8〉 Autoregression of Expected Inflation

Lags	TSM	Consensus	BOK-Public	BOK-Expert	BEI
1	1.409***	1.759***	1.379***	0.982***	0.948***
2	-0.501**	-0.873***	-0.264**	0.075	-0.000
3	-0.026	0.005	-0.326**	-0.040	0.106
4	-0.014	0.049	0.103	-0.071	-0.172
Constant	0.322***	0.155***	0.326***	0.183**	0.361**

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

하는 시점에서 계수값이 가장 크게 나타나고 있어 이들 지표가 실제인플레이션에 대해 선행성을 가지는 것으로 나타났다. BOK 전문가의 경우 시차가 0일 경우 가장 높은 상관계수값을 보이고 있는데, 이는 인플레이션의 공표시점이 1개월 후행한다는 점을 감안하면 BOK 전문가의 경우에도 선행성을 어느 정도는 가지고 있는 것으로 보이나 자료가 분기인 점을 감안하면 단순하게 결론을 내리기는 어려울 것이다.

다양한 기대인플레이션 지표들의 특성을 살펴보기 위해 〈Table 8〉에서는 이들 지표들의 자기회귀계수를 추정해 보았다. 기대인플레이션 지표들은 모두 강한 자기상관성을 가지고 있는 것으로 나타났다. 시차 1의 계수값이 1을 초과한 이자율모형, 컨센서스에서는 시차 2의 계수가 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있으며, 시차 1과 2를 합할 경우 계수값 1을 하회하고 있어 기대인플레이션이 발산하지는 않는 것으로 나타났다. BOK 일반인의 경우에는 시차 3의 계수값도 유의하게 나타났으며, 시차 1~3을 모두 합칠 경우 1을 하회하게 되어 BOK 일반인의 기대인플레이션 역시 발산하지 않음을 알 수 있다.

다음으로 실제인플레이션을 종속변수로 하고 각각의 기대인플레이션을 독립변수로 하여 회귀분석을 수행하였는데, 〈Table 9〉에서 보듯이 이자율모형에서 도출한 기대인플레이션이 실제인플레이션의 변동에 가장 높은 설명력(Adj. R^2=0.172)을 가지고 있는 것으로 확인되었다. 그러나 이러한 이자율모형의 결과가 다른 지표에 비해 더 나은 기대인플레이션 수준을 제시한다고 주장하기는 어렵다. 왜냐하면 회귀분석의 결과는 피설명변수와 설명변수 간 공분산에 관한 것으로 표본오차의 분산이 클 경우 더 좋은 기대인플레이션 지표임에도 불구하고 더 낮은 R^2를 나타낼 수도 있기 때문이다. 다만, 여기서 얘기하는 바는 이자율모형에서 도출한 기대인플레이션이 실제인플레이션의 움직임과 여타 지표에 비해 상대적으로 높은 상관성을 가진다는 점이다.

〈Table 9〉 Regression of Actual on Expected Inflations

Lag	TSM	Consensus	BOK-Public	BOK-Expert	BEI
0	0.980***	0.847***	0.522***	0.387**	0.506*
1	-1.389**	-1.331***	-0.586**	-0.506**	-0.594
2	0.052	0.201	0.209	0.14	0.49
3	0.408	0.325	-0.151	0	-0.388
Constant	0.08	0.115	0.263	0.171	0.204
Obs.	66	162	137	78	76
Adj. R^2	0.172	0.056	0.036	0.037	0.065

매월의 실제인플레이션은 관측오차로 인해 편차가 크므로 이를 보완하기 위해 3개월 또는 6개월 이동평균을 이용하여 인플레이션을 재구성한 후 다시 이를 각각의 기대인플레이션에 대해 회귀분석을 수행하였는데, 그 결과가 각각 〈Table 10〉 및 〈Table 11〉에 제시되어 있다. 3개월, 6개월 이동평균의 경우 컨센서스 및 BOK 전문가의 설명력이 상당히 높아지는 것으로 나타남에 따라 컨센서스 및 BOK 전문가의 경우 실제인플레이션 저변의 움직임을 다른 지표에 비해 더 잘 반영하고 있는 것으로 보인다.

이정익(2012)은 기대인플레이션이 합리성을 가지기 위해서는 체계적 편의가 없어야 하며, 기대형성시점에서 이용 가능한 정보가 최대한 반영되어야 한다고 주장하였다. 여기서도 이러한 합리성이 담보되는지를 확인하기 위해 이정익(2012)에서와 마찬가지로 다음의 두 가지 분석을 추가적으로 수행하였다.

첫째, 기대인플레이션에 체계적인 편의가 존재하지 않기 위해서는 예측대상 시점에서 1년 후의 실제 기대인플레이션을 적확하게 예측하여야 한다. 이를 검정하기 위해 다음과 같은 회귀식을 설정한다. 여기서는 인플레이션이 I(1)의 성격을 가지므로 이를 차분하여 사용하였다.[9]

$$\triangle \pi_t = \alpha + \beta \triangle \pi^e_{t|t-12} + \epsilon_t$$

여기서 π_t는 t기의 실제인플레이션, $\pi^e_{t|t-12}$는 $t-12$기에서 형성한 t기의 기대인플

9 이정익(2012)과 유사하게 인플레이션 수준 변수에 대한 불편성 분석을 수행하였으나 결과는 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 인플레이션 자료의 통계적 속성을 고려하여 차분 변수로 분석을 수행할 것을 권고해 준 익명의 검토자에게 감사를 표한다.

〈Table 10〉 Regression of Actual on Expected Inflations (3 months MA)

Lag	TSM	Consensus	BOK-Public	BOK-Expert	BEI
0	0.554***	0.992***	0.309**	0.382***	0.451***
1	-0.247	-0.768***	-0.032	-0.158	-0.215
2	-0.696*	-0.608**	-0.078	-0.116	0.058
3	0.458***	0.504***	-0.182	-0.063	-0.179
Constant	0.044	-0.115	0.187	0.111	-0.045
Obs.	66	162	137	78	76
Adj. R^2	0.277	0.286	0.081	0.178	0.238

〈Table 11〉 Regression of Actual on Expected Inflations (6 months MA)

Lag	TSM	Consensus	BOK-Public	BOK-Expert	BEI
0	0.309***	0.439***	0.228***	0.299***	0.109
1	-0.156	-0.175	0.001	-0.021	-0.013
2	-0.118	-0.019	-0.023	-0.04	0.258
3	0.042	-0.098	-0.156**	-0.125**	-0.213**
Constant	0.03	-0.195***	0.071	-0.102	-0.103
Obs.	66	162	137	78	76
Adj. R^2	0.335	0.484	0.206	0.52	0.263

레이션, ϵ_t는 오차를, 그리고 α, β는 회귀계수를 의미한다. 만약 기대인플레이션이 불편성을 가진다면 $\alpha = 0, \beta = 1$을 만족시키게 된다. 이러한 조건을 귀무가설로 설정하고 회귀분석을 수행한 결과가 〈Table 12〉에 제시되어 있다. 여기서 보듯이 모든 기대인플레이션은 불편성 기준을 충족시키지 못하는 것으로 나타났다.

다음으로 기대 주체가 인플레이션에 대한 기대를 형성하는 시점에서 정보를 충분히 사용하였는지 여부를 판별하기 위하여 다음과 같은 인플레이션의 차분 회귀식을 설정하였다.

$$\triangle \pi_t - \triangle \pi^e_{t|t-12} = \alpha + \epsilon_t$$

만약 경제주체가 형성한 기대인플레이션의 $t-12$시점에서 활용 가능한 모든 정보를

〈Table 12〉 Unbiasedness Test: First-Difference

Variables	model: $\triangle\pi_t = \alpha + \beta\triangle\pi^e_{t\|t-12} + \epsilon_t$				
L12.TSM	-0.019				
L12.Consensus		-0.425**			
L12.BOK-Public			0.072		
L12.BOK-Expert				0.008	
L12.BEI					0.050
Constant	0.001	-0.007	-0.002	-0.004	-0.011
Obs.	56	152	127	68	66
Adj. R^2	-0.018	0.014	-0.007	-0.015	-0.015
F-stat	11.766	17.603	8.037	14.452	7.079
p-value	0.000	0.000	0.001	0.000	0.002

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. HAC (Heteroscedasticity and Auto-correlation Corrected) residuals are used. The null hypothesis fort the F-stat is H_0: $\alpha = 0$ and $\beta = 1$.

〈Table 13〉 Expected Bias Test: First Difference

	TSM	Consensus	BOK-Public	BOK-Expert	BEI
Constant	0.030	-0.003	0.004	-0.007	-0.015
Obs.	56	152	127	68	66

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. HAC (Heteroscedasticity and Auto- correlation Corrected) residuals are used.

이용한 것이라면 기대오차 $\eta_t = \triangle\pi_t - \triangle\pi^e_{t|t-12}$는 평균이 0이 되어야 한다. 즉, $\alpha = 0$이며, 이를 귀무가설로 하는 회귀분석을 수행한 결과가 〈Table 13〉에 제시되어 있다. 이전과 마찬가지로 여기서도 모두 $\alpha = 0$이라는 귀무가설을 기각하고 있지 않아 기대오차에 편의가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 결론적으로 말하자면 본고에서 제시한 다양한 형태의 기대인플레이션 지표들은 불편성과 기대 편의에서 모두 유사한 통계적 성격을 가지고 있는 것으로 분석되었다.

마지막으로 실제인플레이션과 기대인플레이션 간의 인과성 여부를 살펴보기 위해 이들을 차분한 변수들의 시차를 1, 3, 6, 9 및 12개월로 두고 Granger 인과관계 검정을 시도하였으며, 그 결과를 〈Table 14〉에 제시하였다. 컨센서스, BOK 일반인, BOK 전문가 및 BEI의 경우에는 대부분 장기에서는 실제인플레이션이 인과하는 것으로 나타난 반면 이자율모형에 근거한 기대인플레이션의 경우에는 이러한 인과성이 1개월 정도의 단기에는

〈Table 14〉 Granger Causality Test: First-Difference

X ↛ Actual inflation				Actual inflation ↛ X			
X	chi2	lag order	p-value	X	chi2	lag order	p-value
TSM	0.051	1	0.822	TSM	13.543	1	0.000*
TSM	0.801	3	0.849	TSM	15.499	3	0.001*
TSM	5.617	6	0.467	TSM	11.663	6	0.070
TSM	19.073	9	0.025*	TSM	22.093	9	0.009*
TSM	14.645	12	0.261	TSM	28.197	12	0.005*
Consensus	1.374	1	0.241	Consensus	28.764	1	0.000*
Consensus	0.434	3	0.933	Consensus	51.800	3	0.000*
Consensus	5.682	6	0.460	Consensus	55.094	6	0.000*
Consensus	19.885	9	0.019*	Consensus	55.345	9	0.000*
Consensus	29.367	12	0.003*	Consensus	68.761	12	0.000*
BOK-Public	0.193	1	0.660	BOK-Public	3.692	1	0.055
BOK-Public	7.837	3	0.050*	BOK-Public	5.933	3	0.115
BOK-Public	7.380	6	0.287	BOK-Public	9.221	6	0.162
BOK-Public	20.441	9	0.015*	BOK-Public	14.268	9	0.113
BOK-Public	36.502	12	0.000*	BOK-Public	36.914	12	0.000*
BOK-Expert	0.750	1	0.387	BOK-Expert	6.556	1	0.010*
BOK-Expert	5.413	3	0.144	BOK-Expert	14.320	3	0.003*
BOK-Expert	7.421	6	0.284	BOK-Expert	51.497	6	0.000*
BOK-Expert	18.864	9	0.026	BOK-Expert	57.242	9	0.000*
BOK-Expert	25.354	12	0.013	BOK-Expert	65.713	12	0.000*
BEI	0.019	1	0.890	BEI	11.948	1	0.001*
BEI	9.368	3	0.025*	BEI	6.828	3	0.078
BEI	10.376	6	0.110	BEI	9.634	6	0.141
BEI	15.375	9	0.081	BEI	15.408	9	0.080
BEI	33.206	12	0.001*	BEI	16.925	12	0.152

Note: * implies p-value<0.05.

〈Table 15〉 Granger Causality Test: First-Difference

X ↛ Actual living cost inflation				Actual living cost inflation ↛ X			
X	chi2	lag order	p-value	X	chi2	lag order	p-value
BOK-Public	0.421	1	0.517	BOK-Public	2.901	1	0.089
BOK-Public	4.336	3	0.227	BOK-Public	4.778	3	0.189
BOK-Public	4.269	6	0.640	BOK-Public	5.030	6	0.540
BOK-Public	16.164	9	0.064	BOK-Public	10.290	9	0.328
BOK-Public	31.170	12	0.002*	BOK-Public	23.622	12	0.023

Note: * implies p-value<0.05.

어느 정도 존재하나 장기에는 발견되지 않는 것으로 분석되었다. 그러나 반대로 실제인플레이션이 기대인플레이션을 인과하느냐 여부에 대한 Granger 분석 결과 이자율모형의 경우 대부분의 시차에서 이러한 인과성이 존재하는 것으로 나타났음을 알 수 있다.
그리고 컨센서스 BOK 전문가 인플레이션의 경우에도 실제인플레이션에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 실제인플레이션의 예측이 기대인플레이션을 충분히 설명할 수 있음을 의미한다. 여타 인플레이션 지수들에 비해 이자율모형이 단기의 실제인플레이션에 상호 영향을 받고 있음은 시장상황이나 기대심리에 의해 단기에 영향을 많이 받는 채권시장의 특징에 기인한 것으로 사료된다. 반면, BOK 전문가 및 컨센서스의 경우 단기보다는 장기에서 실제인플레이션과 서로 인과성을 가지는 것으로 분석되었다.

마지막으로 BOK 일반인의 경우 전반적인 물가수준인 CPI보다는 오히려 장바구니 물가라고 할 수 있는 생활물가지수가 기대형성에 더 큰 영향을 미친다고 볼 수 있다. 실제로 이를 검정해 보기 위해 BOK 일반인과 실제 생활물가 인플레이션만을 대상으로 Granger 인과 분석을 추가로 수행해 보았다. 여기서도 차분 변수를 사용하였는데, 그 결과는 〈Table 15〉에서 보는 것처럼 BOK 일반인과 소비자물가 인플레이션과의 인과관계 검정 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 실제 생활물가 인플레이션에서의 이러한 결과는 BOK 일반인의 기대인플레이션 형성에 있어서 BOK 일반인의 과거 기대인플레이션을 통제한 상태에서는 실제인플레이션이 단기에서는 새로운 정보를 제공하지 못하나 시차가 커질수록 실제인플레이션이 과거 기대인플레이션이 가지지 못했던 정보를 제공하는 것으로 해석된다. 이러한 해석은 실제인플레이션의 경우에도 마찬가지로 적용된다.

여기서 설명하고 있는 기대인플레이션이 향후 1년 동안의 인플레이션 수준에 대한 기댓값임을 감안할 때 시차가 클 경우 기대인플레이션이 실제인플레이션에 유의한 설명력을 가지는 것은 바람직해 보인다. 반면, 합리적 기대가설에 따르면 실제인플레이션에 들어 있는 새로운 정보는 인플레이션 기대형성에 즉시 영향을 미칠 것이므로 실제인플레이션이 오히려 단기의 경우에 기대인플레이션에 유의한 설명력을 가지는 것이 타당할 것이다. 합리적 기대가설의 관점에서 봤을 때 이자율모형이 단기 영역에서 실제인플레이션과 통계적으로 유의한 수준의 상호 인과관계를 가지고 있어 이자율모형을 이용한 기대인플레이션의 추정과 예측은 향후 이자율의 움직임에 대한 시장반응을 감지할 수 있는 유용한 수단일 것이다.

Ⅵ. 결 론

본고에서는 이자율 자료를 기반으로 한 재무모형을 이용하여 최근 관심이 고조되고 있는 기대인플레이션에 대해 추정하고 분석해 보고자 하였다. 재무모형의 경우 물가연동채 및 명목금리의 기간구조모형을 이용하여 이들 각각에 대한 단기 실질 및 명목 금리를 추정함으로써 기대인플레이션 수준을 파악할 수 있다.

분석 결과, 우리나라의 기대인플레이션은 글로벌 금융위기 이전에는 4%를 상회하는 높은 수준을 보였으나 2008년 후반을 기점으로 하여 상당폭 하락하는 모습을 시현하였다. 기대인플레이션은 2009년 초에 저점을 기록한 이후 반전하여 2012년 초까지는 증가하였으나 이후 다시 수그러지는 모습을 나타내고 있다. 기대인플레이션의 이러한 모습이 경제 내 어떠한 요인에 의해 영향을 받는지를 살펴보는 것은 의미 있는 작업이나 본고에서는 이보다는 우리나라 기대인플레이션의 특징을 좀 더 자세히 살펴봄으로써 기대인플레이션에 대한 이해를 제고하고자 하였다.

실제로 자료의 입수가 가능한 다양한 형태의 기대인플레이션 지표와 이자율모형에서 도출된 기대인플레이션을 비교한 결과, 이들은 모두 단위근을 가지고 있는 불안정한 시계열로 판명되었다. 이자율모형과 BEI의 경우 실제인플레이션에 대해 선행성을 가지고 있는 반면 컨센서스와 BOK 일반인의 경우에는 이러한 선행성이 자료에서는 관찰되지 않았다. 기대인플레이션이 실제인플레이션의 변동을 얼마나 잘 설명하는지를 살펴본 결

과, 실제인플레이션을 그대로 이용할 경우 이자율모형의 설명력이 상대적으로 우월한 반면 실제인플레이션의 관측오차를 보정하기 위해 이동평균을 사용한 경우 BOK 전문가와 컨센서스의 설명력이 더 높게 나타남을 확인할 수 있었다. 한편, 경제주체의 기대인플레이션 형성에 체계적인 편의가 존재하지 않고(불편성), 기대형성에 활용 가능한 모든 정보가 반영되었는지(효율성)를 기준으로 합리성을 평가한 결과, 분석대상인 모든 기대인플레이션에서 불편성 기준은 충족되지 않았으나 기대형성의 편의는 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 1년 후의 기대인플레이션이 경제주체들의 엄밀한 경제적인 효율성에 근거한 기대형성보다는 당시의 경제적 여건이나 심리적인 상황 등 행동경제학적 측면에 영향을 받기 때문으로 해석될 수도 있지만, 1년 후의 인플레이션에 대한 예측을 합리적으로 수행하기 위해 소요되는 비용의 편익이 낮아 활용 가능한 정보를 모두 이용하지 않기 때문에 발생한 현상으로도 해석할 수도 있다. 한편, 본 연구에서 제시된 대부분의 기대인플레이션들이 과거 실제인플레이션과 높은 상호 인과관계를 가지고 있는데, 이는 미래의 기대인플레이션 안정을 위해서는 결국 현재의 인플레이션 수준을 안정시키는 것이 중요하다는 사실을 다시 한 번 상기시켜 주고 있다.

참고문헌

이정익, 「우리나라 기대인플레이션의 특징」, BOK 경제리뷰, BOK Discussion Paper Series, No. 2012-1, 2012.

Ang, Andrew and Monika Piazzesi, "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables," *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, pp.745~787.

Chen, Ren-Raw and Louis Scott, "Maximum Likelihood Estimation for a Multifactor Equilibrium Model of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Fixed Income* 3(3), 1993, pp.14~31.

Dai, Q. and Kenneth Singleton, "Specification Analysis of Affine Term Structure Models," *Journal of Finance* 55, 2002, pp.1943~1978.

Deuker, Michael J., "Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U.S. Recession," *FRB of St. Louis Review* 79, 1997, pp.41~51.

Diebold, Fracis X., Glenn D. Rudebusch, and Boragan S. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics* 113(1), 2005, pp.309~338.

Duffie, Darrell and R. Kan, "A Yield-Factor Model of Interest Rates," *Mathematical Finance* 6, 1996, pp.379~406.

Estrella, Artuto and Frederic S. Mishkin, "The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions," Current Issues FRB New York, 1996.

Litterman, R. and Jose Scheinkman, "Common Factors Affecting Bond Returns," *Journal of Fixed Income* 1, 1991, pp.51~61.

Mishkin, Frederic S., "What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?" *Journal of Monetary Economics* 25, 1990, pp.77~95.

Piazzesi, Monika, "Bond Yields and the Federal Reserve," *Journal of Political Economy* 113(2), 2005, pp.311~344.

Rudebusch, Glenn D. and Tao Wu, "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy," FRB of San Francisco Working Paper, 2004.

Stock, James H. and Mark W. Watson, "New Indexes of Coincident and Leading

Economic Indicators," *NBER Macroeconomic Annual* 4, 1989, pp.351~394.

〈관련 자료 목록〉

Ang, Andrew, Geert Bekaert, and Min Wei, "The Term Structure of Real Rates and Expected Inflation," *Journal of Finance* 63(2), 2008, pp.797~849.

Backus, David, Silverio Foresi, and Chris Telmer, "Discrete Time Models of Bond Pricing," NBER Working Paper, No. 6736, 1998.

Balduzz, Pierluigi, Sanjiv R. Das, Silverio Foresi, and Rangarajan Sundaram, "A Simple Approach to Three-Factor Affine Term Structure Models," *Journal of Fixed Income* 6(3), 1996, pp.43~53.

Bolder, David J., "Affine Term Structure Models: Theory and Implementation," Bank of Canana Working Paper, No. 2001-15, 2001.

Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View," *Review of Economics Studies* 58(3), 1991, pp.495~514.

Chernov, Mikhail and Phillipe Mueller, "The Term Structure of Inflation Expectations," *Journal of Financial Economics* 106, 2012, pp.367~394.

Cuchiero, Christina, Damir Filipovic, and Josef Teichmann, "Affine Models," Vienna Institute of Finance Working Paper, No. 8, 2008.

Diebold, Fracis X., Monika Piazzesi, and Glenn D. Rudebusch, "Modeling Bond Yiedls in Finance and Macroeconomics," Working Paper, 2005.

Durham, Benson J., "An Estimate of the Inflation Risk Premium Using a Three-Factor Affine Term Structure Model," FRB Working Paper 2006-42, 2006.

Favero, Carlo A, Linlin Niu, and Luca Sala, "Term Structure Forecasting: No Arbitrage Restrictions Versus Large Information Set," *Journal of Forecasting* 10, 2010, pp.15~40.

Fisher, Mark, "Modeling the Term Structure of Interest Rates: An Introduction," *Economic Review* 3, 2004, pp.41~62.

Kim, Don H. and Jonathan H. Wright, "An Arbitrage-Free Three Factor Term Structure Model and the Recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates," FRB Finance and Economics Discussion Paper Series 2005-33. 2005.

Mishkin, Frederic S., "A Multi-Country Study of the Information in the Term Structure about Future Inflation," *Journal of International Money and Finance* 19, 1991, pp.2~22.

부록

선형이자율모형의 점화식

연속시간모형을 가정할 경우 위험중립 확률측도하에서의 채권가격은 다음과 같은 편미분 방정식을 만족시켜야 한다.

$$\frac{dA(n)}{dn} = \theta^* K^{*'} B(n) + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{3}(\Sigma' B(n))_j^2 \lambda_{0,j} - \delta_0$$

$$\frac{dB(n)}{dn} = -K^{*'} B(n) + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{3}(\Sigma' B(n))_j^2 \Lambda_{1,j} - \delta_1$$

이들 편미분 방정식은 실제 확률측도하에서는 $K, \theta, \Sigma, \lambda_0, \Lambda_1$의 함수로 표시되는데, 위험중립 확률측도와 실제 확률측도는 다음과 같은 관계식을 갖는다.

$$K = K^* - \Sigma\Lambda_1$$

$$\theta = K^{-1}(K^*\theta^* + \Sigma\lambda_0)$$

여기서 K 및 θ는 실제 확률측도에 대응하는 위험중립 확률측도하에서의 K^*, θ^*의 값을 의미한다.

그러나 본고에서는 이산시간(discrete time)모형하에서의 채권가격을 상정하고 모형을 도출하고자 하므로 연속시간모형을 이산형으로 변형시켜 문제를 다시 정의해야 한다. 이를 위해서는 먼저 식 (2)의 양변에 로그를 취한 뒤 로그노말 분포의 특성을 이용하여 다음과 같은 식을 도출한다.[1]

$$p_t = E_t[m_{t+1} + p_{t+1}] + \frac{1}{2}Var_t(m_{t+1} + p_{t+1})$$

1 로그를 취한 변수를 소문자로 표현한다.

- 상태방정식(state variable dynamics)

$$x_t = \mu + Fx_{t-1} + \nu_{t,} \quad \nu_t \sim N(0, \Omega)$$

- 단기이자율(short rate)

$$r_t = \delta_0 + \delta_1^{'} x_t$$

- 위험의 시장가격(market price of risk)

$$\lambda_t = \lambda_0 + \Lambda_1 x_t$$

- 가격 커널(pricing kernel)

$$m_{t+1} = -r_t - \frac{1}{2}\lambda_t^{'}\Omega\lambda_t - \lambda_t^{'}x_{t+1}$$

선형이자율모형에서는 t시점에서 만기가 n기간 남은 채권의 가격이 다음과 같은 지수선형 형태를 가진다고 가정한다.

$$P_t^{(n)} = \exp\left\{A_n + B_n^{'} X_t\right\}$$

여기서는 모형의 식별을 위해서 Dai and Singleton(2002)에서와 유사하게 다음과 같은 가정을 한다.[2] 먼저 δ_0는 3개월 만기 채권 금리의 평균 수준에서 결정되도록 정한다.

$$\delta_1^{'} = [1, 1, 1]$$

$$F = \begin{pmatrix} F_{11} & 0 & 0 \\ F_{21} & F_{22} & 0 \\ F_{31} & F_{32} & F_{33} \end{pmatrix}$$

$$\mu = 0$$

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{33} \end{pmatrix}$$

2 특히 그들은 선형이자율모형이 식별되기 위해서는 연속모형에서의 K행렬 — 이산모형에서는 F행렬 — 이 하방삼각행렬이 되어야 함을 지적하였다.

$$\Lambda_1 = \begin{pmatrix} \Lambda_{1,11} & 0 & 0 \\ 0 & \Lambda_{1,22} & 0 \\ 0 & 0 & \Lambda_{1,33} \end{pmatrix}$$

본문의 식 (2)를 이용하여 식들을 순차적으로 풀면 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned}
P_t^{(n+1)} &= E_t[m_{t+1}P_{t+1}^{(n)}] \\
&= E_t[\exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\Omega\lambda_t - \lambda'_t\nu_{t+1}\right\}\exp\{A_n + B_n{}'X_{t+1}\}] \\
&= \exp\left\{-r_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\Omega\lambda_t + A_n\right\}E_t[\exp\{-\lambda'_t\nu_{t+1} + B_n{}'X_{t+1}\}] \\
&= \exp\left\{-\delta_0 - \delta'_1X_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\Omega\lambda_t + A_n\right\}E_t[\exp\{-\lambda'_t\nu_{t+1} + B_n{}'(\mu + FX_t + \nu_{t+1})\}]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \exp\left\{-\delta_0 - \delta'_1X_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\Omega\lambda_t + A_n + B_n{}'(\mu + FX_t)\right\}E_t[\exp\{-\lambda'_t\nu_{t+1} + B_n{}'\nu_{t+1}\}] \\
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda_t\Omega\lambda_t\right\}E_t[\exp(-\lambda'_t + B'_n)v_{t+1}] \\
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda_t\Omega\lambda_t\right\}\exp\left\{E_t[(-\lambda'_t + B'_n)v_{t+1}] + \frac{1}{2}var[(-\lambda'_t + B'_n)v_{t+1}]\right\} \\
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda_t\Omega\lambda_t\right\}\exp\left\{\frac{1}{2}var[(-\lambda'_t + B'_n)v_{t+1}\right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda_t\Omega\lambda_t\right\}\exp\left\{\frac{1}{2}E_t[(-\lambda'_t + B'_n)v_{t+1}v'_{t+1}(-\lambda_t + B_n)]\right\} \\
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - \frac{1}{2}\lambda_t\Omega\lambda_t\right\}\exp\left\{\frac{1}{2}[\lambda'_t\Omega\lambda_t - 2B'_n\Omega\lambda_t + B'_n\Omega B_n]\right\} \\
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - B_n\Omega\lambda_t + \frac{1}{2}B'_n\Omega B'_n\right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n\mu + (B'_nF - \delta'_1)X_t - B'_n\Omega(\lambda_0 + \Lambda_1X_t) + \frac{1}{2}B'_n\Omega B'_n\right\} \\
&= \exp\left\{-\delta_0 + A_n + B'_n(\mu - \Omega\lambda_0) + \frac{1}{2}B'_n\Omega B_n + (B'_nF - B'_n\Omega\Lambda_1 - \delta_1)X_t\right\} \\
&= \exp\left\{[A_1 + A_n + B'_n(\mu - \Omega\lambda_0) + \frac{1}{2}B'_n\Omega B_n] + [B'_n(F - \Omega\Lambda_1) + B'_1]X_t\right\}
\end{aligned}$$

한편, $P_t^{(n+1)}$은 어파인 모형 가정에 의해 $\exp\left\{A_{n+1} + B'^{n+1}X_t\right\}$이므로 상수는 상수끼리, X_t는 X_t끼리 묶어서 정리하면 다음과 같은 점화식을 도출할 수 있다.

$$A_{n+1} = A_n + B'_n(\mu - \Omega\lambda_0) + \frac{1}{2}B'_n\Omega B_n - \delta_0$$

$$B_{n+1} = (F - \Omega\Lambda_1)'B_n - \delta_1$$

여기서 $A_0 = 0$, $A_1 = -\delta_0$이고, $B_0 = 0$, $B_1 = -\delta_1$임은 만기 채권과 다음 기가 만기인 채권의 가격을 이용하면 쉽게 도출할 수 있다. 실제 추정은 이러한 점화식을 축차적으로 사용하여 금리 간 무차익거래조건을 적용한 뒤 최우추정법을 사용하는 방식으로 이루어진다.

韓國開發研究
제36권 제2호(통권 제123호)

글로벌 금융위기 전후 무위험 이자율 평형조건의 동태성 변화 분석

김 정 성
(한국은행 과장)
강 규 호*
(고려대학교 경제학과 조교수)

Analysis on Recent Changes in the Covered Interest Rate Parity Condition

Jung Sung Kim
(Economist, The Bank of Korea)
Kyu Ho Kang*
(Assistant Professor, Department of Economics, Korea University)

* 교신저자(corresponding author)

본 연구의 내용은 집필자의 개인의견이며, 한국은행의 공식견해와는 무관함. 본 논문은 2013년 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-R1303631).

김정성: (e-mail) jskim77@bok.or.kr, (address) Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Joong-Gu, Seoul, 100-794, Korea.
강규호: (e-mail) kyuho@korea.ac.kr, (address) Department of Economics, Korea University, 145, Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, 136-701, Korea.

• Key Word: 마코프 국면전환모형(Markov-Regime Switching Model), 베이지안 계량분석(Bayesian Estimation), 외화자금시장(Foreign Currency Market), 단기 원화시장(Short-term Money Market)
• JEL Code: F31, F32, C53
• Received: 2014. 1. 3 • Referee Process Started: 2014. 1. 9
• Referee Reports Completed: 2014. 5. 19

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 2, 2014
ⓒ Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

The covered interest rate parity condition (CIRP) has been widely used in open macroeconomic analysis, risk management, exchange rate forecasts, and so forth. Due to the recent global financial crises, there have been remarkable changes in the financial markets of the emerging markets. These changes possibly influenced the dynamics of the covered interest rate parity condition. In this paper, we investigate whether the CIRP dynamics has changed, and what is the nature of the regime changes. To do this, we propose and estimate multiple-state Markov regime switching models using a Bayesian MCMC method. Our estimation results indicate that the default risk or the deviation from the CIRP has been decreased after the crisis. It seems to be associated with the more active interaction between the short-term bond market and the short-term foreign exchange market than before. The tightened relation of these two financial markets is caused by the arbitrage transaction of foreign investors.

무위험 이자율 평형은 환율과 금리 간의 관계를 체계적으로 설명한 조건식으로서 개방거시 분석 등에 널리 활용되고 있다. 그럼에도 불구하고 동 조건 성립 여부에 대한 검증은 국가별 거시경제 여건 등의 상이성 등으로 인해 뚜렷한 합의를 이루지 못하고 있다. 특히 글로벌 금융위기 전후 주요국의 정책대응은 국제금융시장에 큰 변화를 가져왔으며, 한국을 포함한 신흥국 시장에도 간접적으로 영향을 미쳤다. 이러한 관점에서 본고는 글로벌 금융위기 전후 우리나라 무위험 이자율 평형조건의 동태성을 국면전환모형으로 모델링하고 베이지안 MCMC 방식에 기반하여 추정한 다음, 추정 결과를 바탕으로 정책적 시사점을 제시하였다. 추정 결과, 세 개의 구조변화를 가정한 모형이 우리나라 이자율 평형조건의 동태성을 가장 잘 성명하는 것으로 나타났으며, 최근에는 평형조건의 불균형 정도가 크게 완화되고 변동성도 안정적인 상태에 진입한 것으로 분석되었다. 본고는 이러한 추정 결과를 얻은 주된 이유가 글로벌 유동성 증가에 따른 외국인 채권 차익거래와 단기 원화 및 외화 자금시장의 연계성 강화에 주로 기인한 것으로 판단하였다. 추정방식 측면에서 본고는 모형 내에 구조 변화를 가정하지 않는 기존 연구를 한층 더 정교하게 발전시켰다는 점에서 기존 연구와 차별화될 뿐만 아니라 추정 결과를 해석하는 과정에서 단기 원화 및 외화 자금시장의 성격 변화에 주목하였다는 점에서 기존에 시도하지 않은 무척 새로운 접근방식이라고 할 수 있을 것이다. 본고의 정책적 시사점은 이자율 평형조건의 동태성 등을 고려하여 정책당국이 시장모니터링을 더욱 강화하고 새로운 정책수단을 발굴할 필요가 있다는 점 등이다.

Ⅰ. 머리말

글로벌 금융위기는 그 자체로 금융 및 실물 부문에 큰 영향을 주었을 뿐만 아니라 위기에 대처하기 위한 국제적 노력 등으로 위기 이전과는 다른 글로벌 금융시장 환경을 조성하였다. 위기 이후 금융정책 측면에서 금융안정에 대한 대내외 요구가 높아졌으며, G20 정상회의를 통해 국제적 정책공조 필요성도 강조되었다. 특히 주요 선진국 중앙은행은 명목금리가 제로하한에 도달하면서 더 이상 정책금리 조정이 어려워짐에 따라 양적완화로 특징지어지는 다양한 비전통적 통화정책수단을 활용하기에 이른다. 이러한 주요 선진국 중앙은행의 정책대응으로 세계경제는 글로벌 금융위기의 여파로부터 다소 회복되는 모습을 보이고 있으나, 한편으로는 전이효과(spillover effect)를 통해 신흥국의 금융 및 실물 경제에 큰 변화를 가져왔다.

본고에서는 글로벌 금융환경 변화로 인해 위기 전후로 한국 금융시장에서의 무위험 이자율 평가(Covered Interest Rate Parity, 이하 CIP)가 어떤 양상으로 변화하였는지에 주목하고자 한다. 국경 간 자본이동의 자유화는 채권·주식 등 국내 금융시장과 외환시장 간 연계성을 지속적으로 심화시켜 왔다. IMF도 위기 이후 미국 등 선진국의 양적완화(Quantitative Easing)정책이 신흥국으로의 자본유입을 다시 급증시킨 요인으로 지목하였다.[1] 이러한 글로벌 금융위기 이후 국내 금융시장 및 외환시장의 연계성 증대에도 불구하고 CIP 조건이 어떻게 변하였는지에 대한 국내외 연구성과는 거의 없는 실정이다. 다양한 개방경제 거시모형의 핵심[2]인 CIP 조건 성립 여부는 정책효과 분석의 정합성 제고, 외환시장의 효율성 분석 등의 측면에서 매우 중요한 의미를 가지고 있다. 특히 환율이 대내 경제에 미치는 영향이 커지고 있는 한국과 같은 경제에서는 환율-금리 간의 관계를 명확히 밝힐 필요성이 더욱 높다. 이러한 관점에서 본고는 글로벌 금융위기 전후 CIP 불균형의 확대 또는 축소 여부 등을 검정하는 한편 그 정책적 함의를 제시

---

1 IMF(2011) 보고서에서는 미국 등 선진국의 양적완화정책이 신흥국으로의 자본유입을 급증시킨 요인으로 언급되었다.

2 FRB의 FRB/GLOBAL·SIGMA, ECB의 AWM·NAWM, IMF의 GPM·GEM, Riksbank의 RAMSES 등 주요 중앙은행 및 국제기구에서 사용되고 있는 거시모형은 이자율 평형조건에 따라 금리와 환율의 관계를 반영하고 있다.

하고자 한다.

특히 본고는 최근 주요국의 잇따른 양적완화정책 등을 배경으로 외화유동성이 풍부해지면서 외화자금시장의 성격도 일부 변하고 있다는 점에 착안하여 단기 외화자금시장 변수인 일주일 및 O/N 외환스왑레이트와 1일물 무담보 콜금리를 이용하여 CIP 조건의 시변 추이를 분석하였다.[3] CIP 분석 시 외환스왑레이트(FX swap rate)를 이용하는 것은 스왑금리가 채권시장에서 외국인 재정차익거래를 통해 미래 기대환율에 대한 정보를 반영하고 이를 통해 내외금리차와 밀접히 연계되어 있기 때문이다. 더구나 최근에는 국내외 금융기관이 글로벌 유동성을 공급하던 경로인 외화자금시장을 원화자금의 과부족을 해소하는 창구로도 활용하고 있다. 반면, 기존 CIP 분석 시 주로 활용되었던 현물환율의 경우 외환당국의 시장개입 등으로 자료의 편의가 존재할 뿐만 아니라 채권투자자금이 스왑시장을 통해 유입되면서 환율과 내외금리차 간의 연계관계가 크지 않을 가능성이 높다.

본 연구는 CIP 성립 여부를 분석한 기존의 연구들과 다음과 같은 측면에서 차별성을 가지고 있으므로 연구의 가치가 있을 것이다. 우선 기존 연구들은 주로 CIP 조건의 불균형 여부에만 주목하면서 전체 표본에 대한 단일 계수를 추정하였다. 그러나 본고에서는 외화자금시장 성격이 변화한 상황에서 내외금리차와 외환스왑레이트 불균형의 시간에 따른 변화를 추정함으로써 불균형의 행태 변화를 분석하였다. 또한 CIP 불균형 등으로 외환스왑레이트 예측에 내외금리차가 유의미한 정보를 제공하지 못할 것이라는 인식 등에 기반하여 CIP를 통한 스왑금리 전망이 거의 전무하였던 반면, 본고는 새로운 금융환경하에서 CIP에 기반한 스왑금리 예측이 유의한지 검증하였다. CIP 불균형이 위기 이후 점차 해소되면서 내외금리차의 스왑금리에 대한 예측력이 높아졌다면 시장참가자들의 스왑금리 활용도가 크게 높아질 수 있을 것이다. 마지막으로 정책적 측면에서 글로벌 금융위기 이후 한국 금융시장의 CIP 불균형이 완화되었을 경우 이는 원화 및 외화자금시장의 연계성 강화라는 단기금융시장의 변화에 기인했을 가능성이 크기 때문에 정책 수립 시 원화 및 외환 시장을 아우르는 통합적인 모니터링이 무척 긴요하다고 하겠다. 아울러 공개시장조작을 통해 원화자금시장의 자금과부족을 해소하는 현재의 통화정

---

3 외환스왑레이트는 현재 환율(현물환율)로 서로 다른 통화를 교환하고 최초 계약시점에서 정한 선물환율에 따라 기 교환한 통화를 상환하는 거래로 주로 만기 1년 이내의 거래가 주를 이루고 있다. 반면, 만기 1년 이상 이종 통화 간 스왑거래를 하되 계약기간 동안 정해진 금리를 주고받는 거래를 통화스왑거래라고 하는데, 이 경우 차익거래 유인은 '국내금리－통화스왑금리'로 나타낸다(한국은행[2011], pp.154~163). 본고의 경우 이하에서 '스왑금리'는 '외환스왑레이트'를 의미한다.

책 수단도 변화된 시장여건에 맞추어 좀 더 다양해질 필요가 있다. 특히 금리정책의 환율파급 경로 등 거시경제 분석에 있어 CIP 등이 널리 활용되고 있다는 점을 감안할 때 본고의 결과를 분석모형 내에 적절히 반영해야 의미 있는 분석이 가능할 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 글로벌 금융위기 이후 달라진 단기 외화자금시장의 주요 특징을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 CIP 관련 이론과 기존 연구를 개괄해 보기로 한다. 제Ⅳ장에서는 시변(time-varying) CIP 불균형 행태 변화를 추정하고, 추정 결과에 대한 미시적 원인을 분석하였다. 마지막 제Ⅴ장에서는 본고의 연구 결과에 대한 시사점을 도출한 후, 추후 과제에 대해 언급할 것이다.

Ⅱ. 한국 단기 외화자금시장의 특징

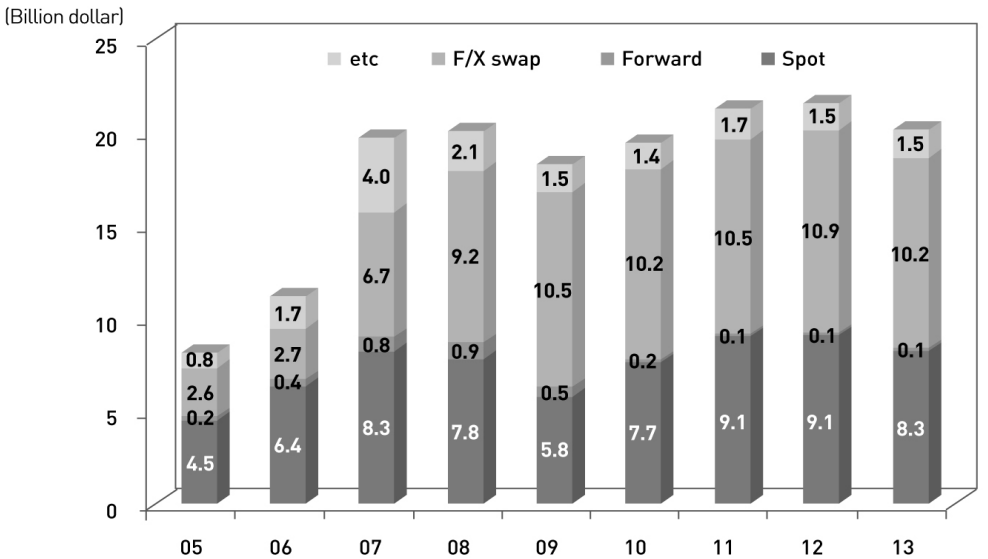
단기 외화자금시장은 단기 외환스왑레이트를 매개로 하여 만기 1년 이내의 외화자금을 조달 및 운용하는 시장이다. 한국을 포함한 국제화된 통화를 갖고 있지 않은 나라의 경우 국내은행이 단기 외화자금 부족을 해소하기 위해 외국은행으로부터 외화자금을 차입한다. 이 경우 국내은행이 외화자금의 수요자(Buy&Sell)가 되고, 차입 등을 통해 외화를 조달한 외국은행 국내지점은 외화자금의 공급자(Sell&Buy)가 된다. 특히 국내은행은 CRS 시장을 통한 장기 외화자금 조달이 용이하지 않거나 단기 외환스왑레이트가 유리할 경우, 단기 외화조달을 통해 이를 연속적으로 roll-over함으로써 장기자금 조달을 대체하기도 한다. 따라서 단기 외환스왑레이트는 국내 금융기관의 신용도뿐만 아니라 외화유동성 상황 등에 대한 중요한 정보를 내포하고 있는 것으로 알려져 있다.

1. 글로벌 충격의 전이 경로

한국에서 단기 외화자금시장이 가지는 큰 특징 중의 하나는 글로벌 유동성 충격 시 이를 국내 금융시장으로 전이하는 핵심적인 채널(이인형・이윤재[2011])로 작용한다는 점이다.

한국의 외화자금시장은 2000년대 상반기 이후 조선업체의 수주 호조 및 글로벌 주가 상승에 따른 해외증권투자 증가로 인해 환헤지 수요[4]가 높아진 데 따른 외화자금 수요

[Figure 1] Trading Volume of Foreign Exchange Products



Source: Bank of Korea, *Foreign Exchange Market Trends*, each year.

증가 등으로 [Figure 1]과 같이 크게 성장하였다.

이러한 외화자금 조달 경로로서 외화자금시장에 대한 높은 의존도는 대외 불안에 대한 국내 금융시스템의 취약성을 내포한다. 실제로 글로벌 금융위기로 디레버리징(deleveraging)이 발생하자, 외은지점 등을 중심으로 외환스왑시장에서 달러를 회수하면서 단기 외환스왑레이트가 급락하고 국내은행은 심각한 달러화 부족 상황에 직면하였다.

2. 국내 채권시장과의 높은 연계성

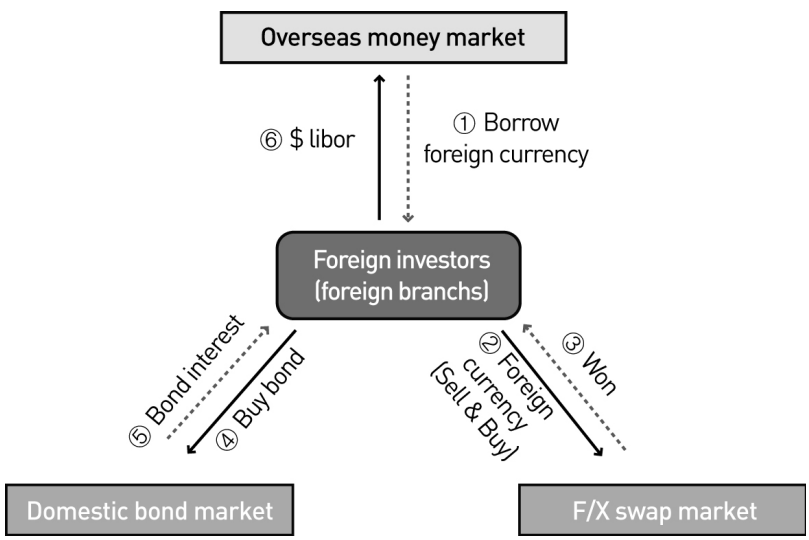
다음으로 외화자금시장에서 나타나는 주요 특징은 저평가된 단기 외환스왑레이트를 매개로 한 채권시장 및 외화자금시장의 연계구조이다. 수출기업 및 해외증권 투자자의 환헤지 수요(선물환 매도)로 인해 국내은행(선물환 매입)이 스왑시장에서 달러를 조달해

4 조선업체가 선박 수주에 따른 외화자금 유입 스케줄에 따라 환위험을 헤지할 목적으로 선물환을 매도할 경우 은행은 선물환매입 초과포지션(over-bought)을 취하게 되고, 이를 상쇄하기 위해 은행은 해외에서 달러를 직접 차입하거나 스왑시장에서 달러를 조달(buy&sell)하여 현물환시장에 매도함으로써 포지션 조정을 하게 된다.

야 하는 상황이 지속되면서 한국 외화자금시장에서 외환스왑레이트는 내외금리차 대비 만성적으로 저평가된 수준을 보여왔다.[5] 외국인은 이러한 저평가된 외환스왑레이트를 활용하여 낮은 금리로 원화를 조달하고 이를 한국 채권에 투자하는 재정거래를 실시하여 왔다.[6]

즉, [Figure 2]와 같이 국내은행의 선물환 매도 및 현물환 매입 수요(Buy&Sell)에 대응하여 외국인이 외화를 공급(Sell&Buy)하고 보유 원화를 스왑계약기간 동안 국채나 통안채에 투자하는 것이다. 최근 외국인의 한국 채권 투자는 이러한 재정차익거래 유인 등에 일부 힘입어 증가하는 추세를 보이고 있다(Figure 3). 반면, 국내 투자자의 경우 해외 투자 시 환위험을 적극 헤지(Buy&Sell)하기 때문에 해외 포트폴리오 투자 증가는 외환스왑레이트 저평가를 더욱 심화시켜 왔다.[7]

[Figure 2] Structure of Arbitrage Trading in Bond Market

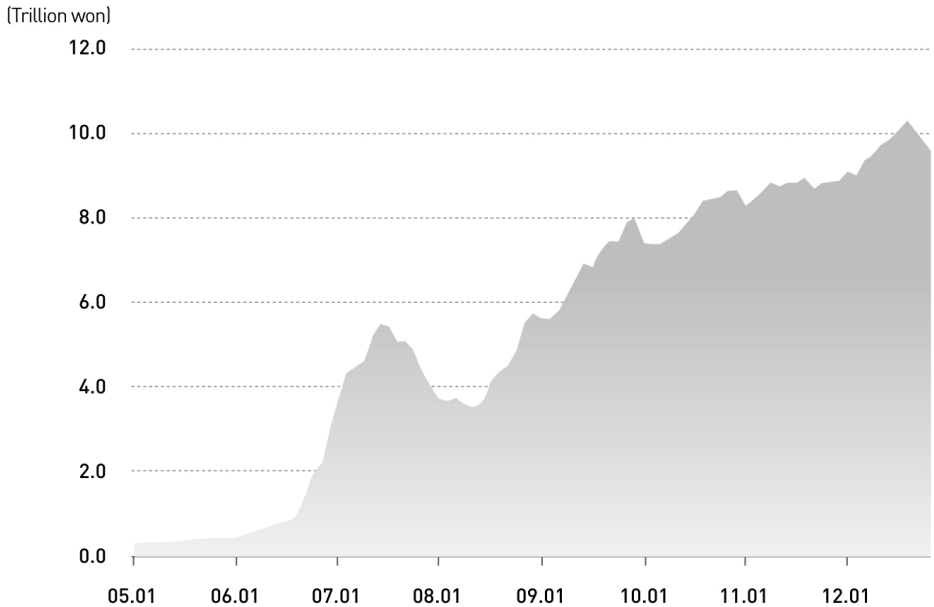


5 이런 현상은 흔히 Normal Backwardation이라고 불린다.

6 태국 등 아시아 신흥국의 경우에도 글로벌 금융위기 이후 외국인 포트폴리오 투자가 주로 채권시장을 중심으로 이루어졌다(Bank of Thailand[2013]).

7 국내 해외투자 펀드들은 약관상 100% 환헤지를 원칙으로 하되 운용사 재량으로 일정 부분 비율을 조정할 수 있으며, 대개 90~95% 기준치를 중심으로 실헤지비율을 80~100%로 유지하고 있다.

[Figure 3] Bond Holdings of Foreign Investors

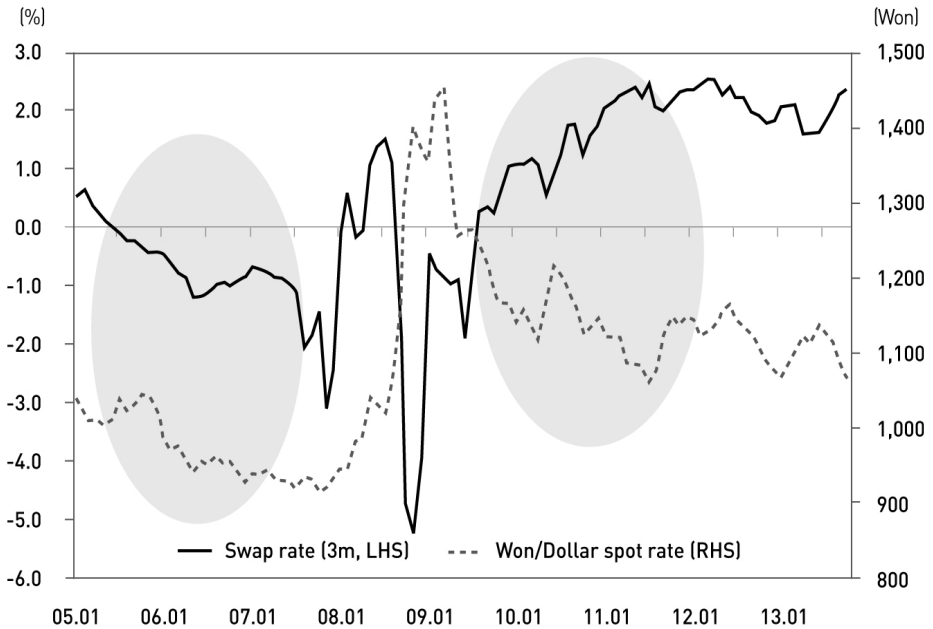


Source: Financial Supervisory Services, *Foreign Investors' Stock and Bond Investment*, each year.

3. 현물환시장과의 낮은 연관관계

외화자금시장에서 스왑거래는 현물환시장 수급에 영향을 미치지 않기 때문에 직접적으로 환율에 영향을 미친다고 보긴 어렵다. 다만, 글로벌 시장이 안정적인 상황에서 수출업체의 선물환 매도가 증가하면 이를 헤지하기 위한 은행의 현물환 매도가 증가하고 매도 외화를 외환스왑시장에서 조달(buy&sell)할 경우 외환스왑레이트가 하락하므로 [Figure 4]의 2005~07년 기간과 같이 환율과 외환스왑레이트가 동일한 방향으로 움직인다. 반면, 글로벌 금융위기 시와 같이 외화유동성 경색 시에는 외화자금시장에서 외화를 조달(buy&sell)하고자 하는 수요가 커지는 반면 위험통화에 대한 선호 감소로 인해 환율이 상승하므로 환율과 외환스왑레이트는 반대방향으로 움직인다. 또한 선진국의 양적완화정책으로 글로벌 유동성이 풍부한 상황에서 외환스왑레이트는 상승하는 반면 경상수지 흑자 등으로 환율이 하락하여 [Figure 4]의 2009~11년 기간과 같이 환율과 외환스왑레이트는 반대방향으로 움직이기도 한다. 즉, 외환스왑레이트와 환율이 체계적으로 연계되어 있기보다는 외화자금시장과 현물환시장이 분리되어 있는 가운데 외화조달

[Figure 4] Trend of Foreign Exchange Swap Rate and Spot Rate[1)]



Note: 1) One month moving average.
Source: Bank of Korea's Economic Statistics System.

여건을 나타내는 외환스왑레이트가 현물환시장 참가기관의 마켓 센티먼트(market sentiments)에 영향을 주어 간접적으로 환율에 영향을 미치게 되는 것이다.

이상 한국 외화자금시장의 특징을 종합하면, 이자율 평형조건 분석 시 환율 및 환율의 미래 기대치 등을 활용할 경우 내외금리차와 환율 간의 낮은 연관성 등으로 의미 있는 결론을 얻기 힘들다는 점을 알 수 있다. 반면, 외환스왑레이트의 경우 차익거래를 통해 내외금리차와 체계적으로 연계[8]되어 있고 외환스왑레이트 자체가 한국 채권에 대한 선호도, 리스크 프리미엄 등의 정보를 내포하고 있으므로 이를 이용하여 무위험 이자율 평형조건을 분석할 경우 이론 및 정책적으로 보다 의미 있는 연구 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

8 이인형・이윤재(2011)는 글로벌 금융위기 이전에는 스왑레이트와 내외금리차가 중장기적인 공적분관계에 있었음을 밝혔다.

Ⅲ. CIP 조건 개관 및 기존 문헌 연구

잘 알려진 바와 같이 이자율 평형(interest rate parity)은 선물환을 통한 환위험 헤지 여부에 따라 무위험 이자율 평형과 유위험 이자율 평형으로 구분된다. CIP는 국내자산과 해외자산의 완전대체성, 투자자의 위험중립 가정하에 선물환율과 현물환율의 로그차가 양국의 금리차와 일치한다는 것을 의미한다. 그러나 투자자는 위험회피적 성향으로 인해 개별 국가자산에 대한 위험프리미엄을 요구할 수 있는데, 이러한 국가위험 및 위험회피 성향에 따른 프리미엄 등을 고려한 모형이 유위험 이자율 평형이다.

$$F_{t,t+k}/S_t = (1+i_{t,t+k})/(1+i^*_{t,t+k}) \Rightarrow f_{t,t+k} - s_t = i_{t,t+k} - i^*_{t,t+k} \tag{1}$$

$$where, \begin{cases} F_{t,t+k}: t\text{기의 } k\text{만기 선물환} \\ S_t \quad\quad : t\text{기의 현물환} \\ i_{t,t+k} \ : t\text{기의 } k\text{만기 자국 이자율} \\ i^*_{t,t+k} \ : t\text{기의 } k\text{만기 외국 이자율} \\ f_{t,t+k} - s_t : \text{선물프리미엄} \end{cases}$$

본 논문의 경우, 실현된 선물프리미엄인 외환스왑레이트와 내외금리차 간의 시간에 따른 체계적인 관계를 밝히는 데 주목적이 있으므로 무위험 이자율 평형조건을 나타낸 식 (1)의 동태적 변화에 주목하고자 한다. CIP 조건은 내외금리차와 선물프리미엄이 균형을 이탈할 경우 무위험 차익거래 유인이 발생하게 되어 다시 균형으로 회귀할 것이라는 점을 함축하고 있다. 그러한 무위험 차익거래가 현물환시장이 아닌 단기 스왑시장을 통해 주로 거래되고 있어 본고에서는 CIP 조건 변화를 외환스왑시장의 스왑포인트를 이용하여 추정하였다.[9]

CIP 조건 성립 여부에 대한 기존 연구는 주로 CIP가 장・단기에 걸쳐 성립하는지와 단기스왑시장의 높은 변동성이 CIP 조건에 어떠한 영향을 미쳤는지로 나누어진다. 먼저 CIP 성립 여부에 대한 기존 연구는 아직 통일된 합의점을 찾지 못하고 있다. Naohiko and Shim(2010)은 G10 국가를 대상으로 한 연구를 통해 CIP 조건이 이들 국가에서는

9 본 논문에서뿐만 아니라 기존의 다른 문헌에서도 외환스왑레이트를 선물환 프리미엄으로 대체하여 차익거래 유인 및 CIP를 분석하였다. 가령 양양현・이혜림(2008)과 유상대(2001) 등에서는 외환스왑레이트를 활용하여 차익거래 유인을 분석하였으며, 이 경우 차익거래 유인을 내외금리차(국내금리－해외금리)와 외환스왑레이트 간의 차이라고 명시하였다.

단기적으로 성립한다고 주장하였으며, Skinner(2008)도 CIP 조건이 선진국에서는 성립하나 한국을 포함한 신흥국에서는 성립하지 않는다는 것을 발견하였다. 반면, Flood and Rose(2002) 등은 UIP 조건 괴리도가 신흥국에서 덜 심각하게 나타난다고 주장하였다. 국내 연구의 경우에는 장・단기에 걸쳐 CIP 불균형이 존재할 뿐만 아니라 불균형이 상당 기간 지속되는 것으로 분석되었다(송치영・김경수[2008]). 이러한 CIP 불균형은 주로 개별 국가의 자본이동 제약 등에 따른 거래비용, 각 국가의 통화정책 충격 등으로 인해 발생한다. Dooley and Isard(1980), Otari and Tiwari(1981) 등은 불완전한 자본이동성을 CIP 불균형의 원인으로 지적하였으며, Taylor(1989), Bhar *et al.*(2004) 등은 거래비용을 그 요인으로 강조하고 있다. 이들 연구는 내외금리차를 설명변수로 가정한 회귀모형 설명변수의 유의성, 오차의 안정성 여부에 주로 주목하고 있다. 즉, 식 (2)에서 추정한 계수(β)가 높은 유의성을 가지고 1과 근접하게 나타날 경우 CIP 조건이 성립한다는 것이다.

$$f_{t,t+k} - s_t = \alpha + \beta(i_{t,t+k} - i^*_{t,t+k}) + u_t \tag{2}$$

한편, 외환스왑시장은 은행부문이 스왑시장 운용자금을 주로 단기차입 또는 채권발행 등 시장성 조달(wholesale funding)에 의존하고 있어 글로벌 유동성 여건에 매우 민감하다. 이러한 점에 주목하여 Naohiko and Packer(2009) 등은 2007~08년 글로벌 금융위기 시기 스왑시장의 불안이 유럽과 미국 간 단기 CIP 불균형에 유의한 영향을 미쳤다고 주장하였다.[10] 또한 Talyor(1989)는 불확실성이 높아지는 시기에 스왑시장 불균형으로 CIP가 단기적으로 균형 수준에서 이탈할 수 있으며, 차익거래가 증가하면서 이러한 이탈이 균형으로 수렴된다고 분석하였다. 이는 위기 시 시장참가자 간 쏠림 현상(herd behavior) 발생 등으로 스왑시장 변동성(volatility)이 급격히 증폭되는 경향에 기인한다. Balke and Wohar(1998)는 변동성이 높은 스왑시장의 특징을 고려하여 CIP 조건 내에 비선형성이 존재하다고 가정하고 거래비용의 특정 범위 내외에서 CIP 조건 괴리도의 동태적 변화를 분석하였다.[11]

이와 같이 CIP 관련 기존 연구는 주로 CIP 조건의 성립 여부, 금융불안기 CIP 조건의 이탈 및 균형으로의 수렴 여부에 주목하고 있다. 그러나 기존의 CIP 관련 연구들은 모형 설정, 자료의 이용 등의 측면에서 한계를 가지고 있다. 우선 선행연구들은 금융 시

10 일본의 경우에도 대외충격 등으로 달러조달이 어려워지고, 일본 국내은행의 스왑시장을 통한 달러조달 규모가 증가함에 따라 CIP 불균형이 커졌다(Baba *et al.*[2008]).

11 이자율 평형조건의 비선형성에 주목한 연구로는 Sarno *et al.*(2006), Huisman *et al.*(1998) 등이 있다.

계열에서 나타나는 변동성 뭉침 현상(volatility clustering)이나 정규분포와는 거리가 먼 두터운 꼬리(fat-tailed) 분포의 특성을 제대로 고려하지 않은 채 이루어져 왔다.[12] 무엇보다 분석대상 기간에 자료의 유의미한 구조 변화가 관측되는 경우 추정계수의 오차가 심각하게 발생할 뿐만 아니라 자료의 해석에도 오류가 생길 위험이 크다. 본고는 CIP 분석 시 추정계수의 시변을 가정하는 모형을 설정하여 이러한 문제점을 극복하고 금융시장 구조 변화에 따른 CIP 조건의 동태적 특징을 분석하고자 한다. 구체적으로 베이지안 MCMC(Bayesian Markov Chain Monte Carlo) 시뮬레이션을 통해 CIP 괴리 현상의 다양한 국면 변화 가능성을 검정하였다. 특히 본고와 같이 CIP 조건을 원화자금시장과 외화자금시장의 연계성 측면에서 살펴본 분석은 거의 전무하다는 점에서 본 연구의 가치는 더욱 높을 것이다.

Ⅳ. 동태적 CIP 조건 추정

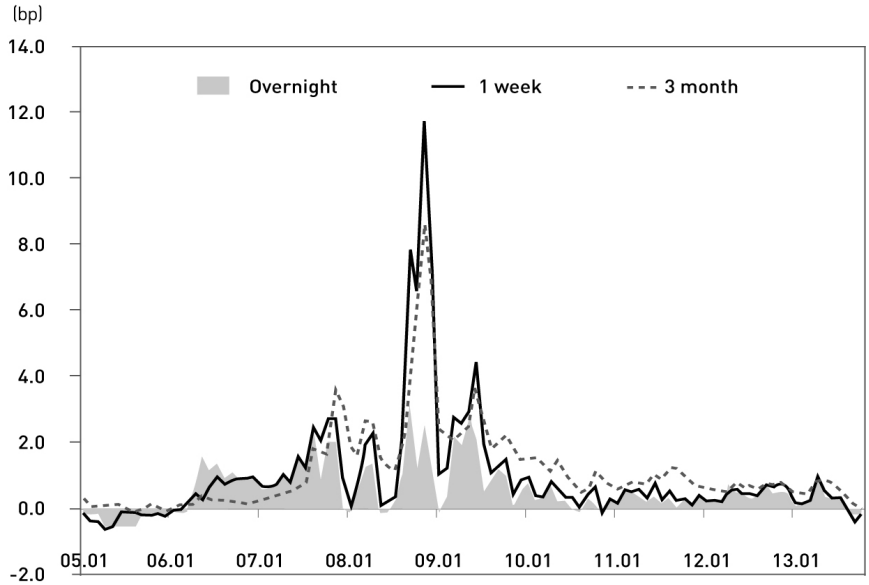
1. 우리나라 CIP 조건 추이

우리나라의 CIP 조건은 국내 통화정책과 해외 통화정책 차이를 반영하는 내외금리차와 외국인 채권 차익거래자금의 유입경로인 스왑시장의 금리 변화에 따라 변동하는 모습을 보여 왔다. [Figure 5]에서 확인할 수 있듯이 2005년 1월 이후 CIP 불균형(내외금리차-외환스왑레이트)은 대체로 양의 방향으로 지속되고 있다. 이는 자본이동에 대한 규제가 없고 거래비용이 미미할 경우 차익거래를 통해 무위험 초과수익 기회가 국내 채권 및 외화자금시장에 존재한다는 의미이다. 시기별로 보면, 국내 투자자의 해외투자가 활성화되고 한국 정책금리가 상승기조에 있던 2005~08년 글로벌 금융위기 이전 시기 CIP 불균형은 2%p 내외에서 유지되었다. 그러나 글로벌 금융위기 발생으로 국내 외국인 투자자금이 유출되고 우리나라 경기에 대한 우려가 부각되자, CIP 불균형은 2009년에 크게 확대되었다. 이후 주요국의 양적완화조치, 초저금리의 장기간 유지 등으로 내외금리차는 확대되었으나, 국내 외화유동성 확대 등으로 외환스왑레이트가 더 크게 상승하면서 CIP 불균형은 크게 축소되는 모습을 보인다.

---

12 Chung and Park(2007)은 이러한 시계열의 비정상성 변동성이 극한이론에 영향을 미치며, 일반적인 통계적 분석을 유효하지 않게 한다는 사실을 보인 바 있다.

[Figure 5] CIP Disequilibrium of F/X Swap Market[1)]

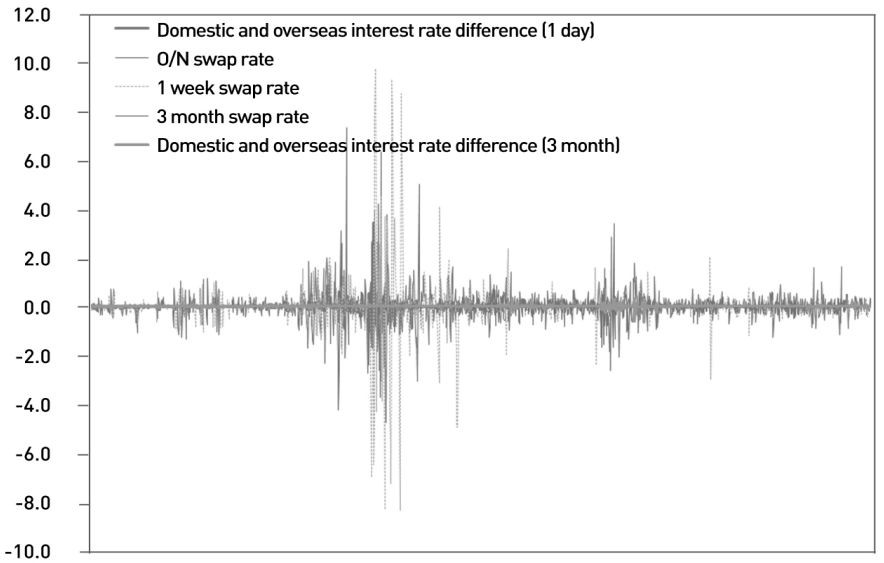


Note: 1) O/N: Overnight F/X swap rate. Week: 1 week F/X swap rate.
3M: 3 month F/X swap rate.

한편, [Figure 6]은 이러한 CIP 불균형 추이에 영향을 미치는 내외금리차와 만기별 외환스왑레이트의 변동성을 보여준다. 외환스왑레이트의 변동성이 내외금리차 변동성보다 대체로 높게 나타나고 있는데, 이는 CIP 불균형 추이에 내외금리차보다 외환스왑레이트가 더 크게 영향을 미치고 있음을 간접적으로 시사한다. 특히 단기물 외환스왑레이트의 변동성이 기타 만기의 스왑금리보다 더 큰 특징이 나타나고 있음을 알 수 있다.

이상의 논의를 종합하면, 글로벌 금융위기 이전과 위기 기간 중에는 CIP 불균형이 대체로 높은 수준을 유지하였으나, 위기 이후에는 그 정도가 상당히 약화되었음을 알 수 있다. 또한 한국의 내외금리차, 외환스왑레이트 변동성이 모두 글로벌 금융위기 기간 중 크게 확대되고 있다(Figure 6). 이는 CIP 불균형 분석 시 레짐 변화를 모형 내에 감안할 필요가 있음을 시사한다. 본고에서는 분석대상 시계열의 이러한 특성을 감안하여 마코프 스위칭 모형을 설정하고 베이지안 MCMC 알고리즘에 기반하여 CIP 불균형을 추정하였다.

[Figure 6] Volatility Trend of Main Variables[1)]



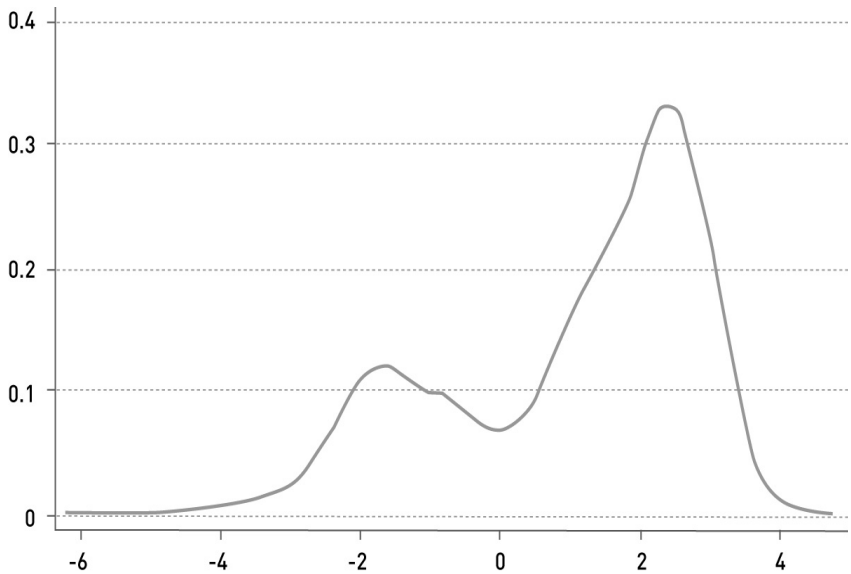
Note: 1) Estimated with GARCH(1,1).

2. 분석대상 자료

본고는 2006년 6월 1일부터 2013년 8월 30일까지의 주기가 일별인 O/N 및 일주일 만기 외환스왑레이트, 1일물 무담보 콜금리, 1일물 Libor를 이용하여 CIP 불균형의 동태적 변화를 추정한다. 3개월 자료를 사용하기보다 초단기 자료를 사용하는 것은 글로벌 금융위기 이후 단기 외화자금시장과 원화자금시장의 연관성이 금융기관의 자금조달 행태 변화 등으로 높아졌기 때문이다. 또한 외국인은 장기 외환스왑레이트가 크게 오르지 않을 것이라는 기대 등으로 채권 차익거래 시 원화자금을 스왑시장에서 단기로 조달하여 이를 롤 오버(roll-over)하는 행태를 주로 보인다. 따라서 일주일 또는 O/N 외환스왑레이트를 이용하여 CIP 불균형을 추정하는 것이 본고의 분석목적에 더 부합한다고 할 수 있다. 또한 이들 금리는 위험이 존재하지 않는(risk-free) 대표적인 단기금리이다.

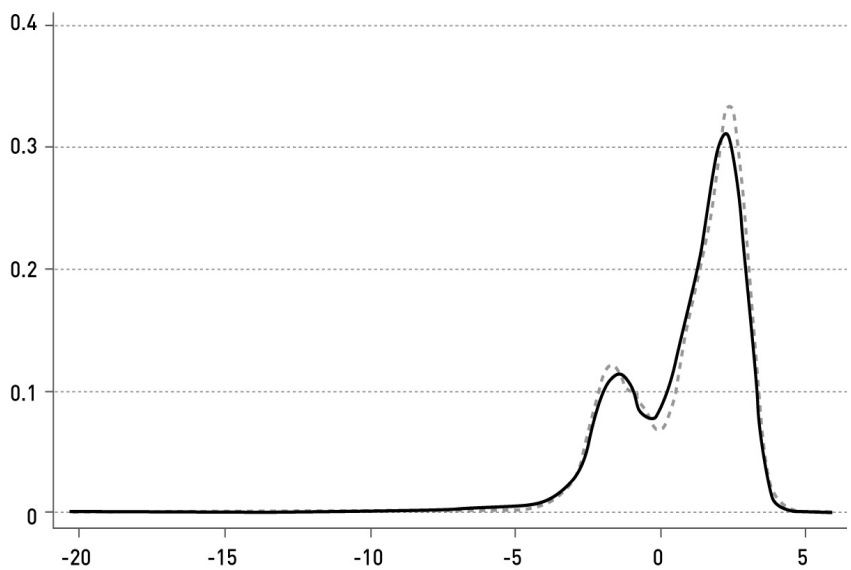
분석대상 자료의 분포형태를 직관적으로 파악하기 위해 자료들의 kernel 분포를 [Figure 7]과 [Figure 8]에 나타내었다. 분석대상 자료 모두 쌍봉형태를 이루고, 왼쪽으로 긴 꼬리를 보이고 있다. 이는 앞서 추정한 자료의 변동성과 함께 자료 내에 구조적 전환이 있었음을 의미한다. 아울러 분석대상 자료들이 평상시 큰 폭의 변화를 보이지

[Figure 7] Distribution of Foreign and Domestic Interest Rate Difference[1)]



Note: 1) Kernal Distribution using Epanechnkov and optimal bandwidth (Silverman [1986]).

[Figure 8] Distribution of F/X Swap Rate[1)]



Note: 1) Dot represents Overnight F/X swap rate, Line represents 1 week F/X swap rate.

않다가 유사시 높은 변동성을 보이는 등 테일 리스크(tail risk)가 큰 특징을 지니고 있다고 할 수 있다.[13]

3. 분석모형

우리나라 CIP 조건 변화 추이에서 살펴본 바와 같이 CIP 불균형은 시기에 따라 고정된 행태를 보이기보다 대내외 환경 변화에 따라 구조 변화를 겪었을 가능성이 매우 높다. 분석대상 자료에 구조 변화가 존재함에도 불구하고 이를 무시할 경우, 추정치에 편의가 존재하고 잠재적으로 예측이 부정확할 가능성도 크다. 본 절에서는 이러한 점을 감안하여 우리나라 CIP 조건의 동태성 변화를 경험적 분석을 통해서 살펴본다. di_t는 내외금리차(해외명목이자율−국내명목이자율)이며, SR_t는 외환스왑레이트(FX swap rate)를 나타낸다. 본 연구에서 di_t와 SR_t의 결합동태성(joint dynamics)은 식 (3)과 같이 모형화한다.

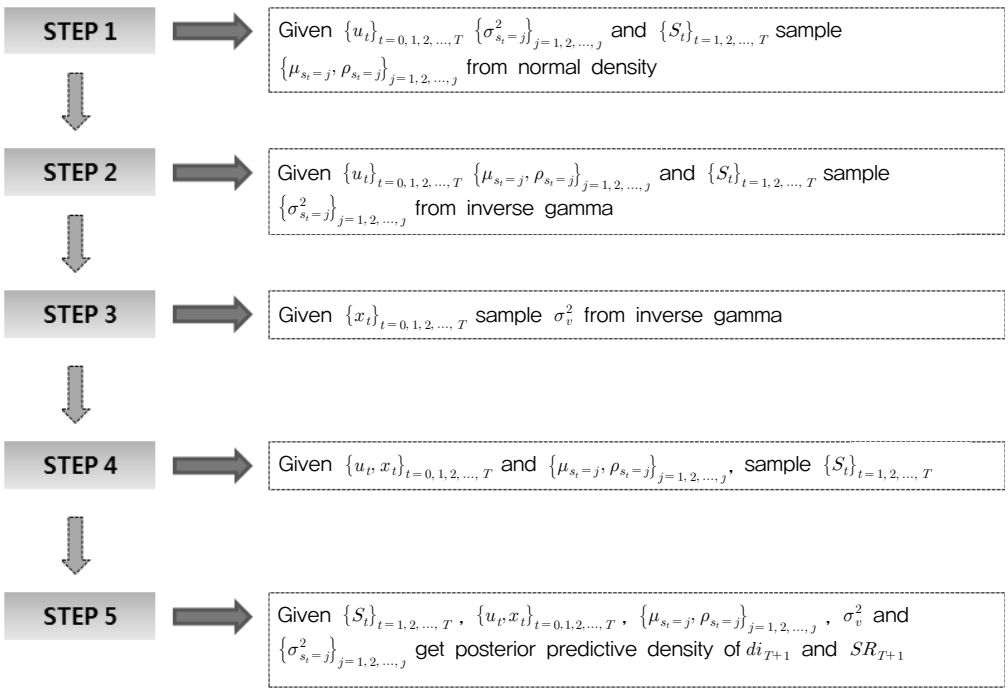
$$
\begin{aligned}
SR_t &= x_t, \\
di_t &= x_t + u_t, \\
x_t &= x_{t-1} + v_t,\ \ v_t \sim iidN(0, w), \\
u_t &= \mu_{s_t} + \rho_{s_t} u_{t-1} + \epsilon_t,\ \ \epsilon_t | s_t \sim iidN(0, \sigma^2_{s_t})
\end{aligned} \tag{3}
$$

우선 위 식에서 보는 바와 같이 SR_t는 외환스왑레이트의 통계적 특성에 따라서 임의보행을 따른다고 가정하며, u_t는 di_t와 SR_t 간의 괴리를 의미한다. u_t는 양 국가 간 유동성 위험과 디폴트 위험이 없거나 시장참가자들이 위험중립적일 경우 CIP에 의해서 영의 값을 가진다. 따라서 u_t는 양국 간의 유동성 및 디폴트 위험의 격차를 나타내며, 시점에 따라서 변화하는 경향이 있다. 본 연구에서는 u_t의 평균, 지속성 또는 변동성의 레짐 변화 여부를 검정하고자 한다. 이때 $\{s_t\}_{t=1,2,..,T}$는 J−state 마코프−스위칭 과정(Markov switching process)을 따른다고 가정한다. s_t는 매 시점마다 {1, 2,.. , J}의 집합에서 하나의 값을 가진다. $\Pr[s_t = j | s_t = i] = p_{ij}$의 확률로 레짐 i에서 레짐 j로 전환된다. 모형 MS(J)는 J−state 마코프−스위칭 모형을 의미하며, 레짐 변화 여부 및 최적의 레짐 수를 찾기 위해서 모형 MS(1), MS(2), MS(3), MS(4)를 비교한다.[14]

---

13 우리나라의 외환스왑시장은 글로벌 금융위기 이전에는 중장기적으로 안정적이었으나 글로벌 금융위기로 인해 안정성 및 효율성이 결정적으로 저하되었다(이인형・이윤재[2011]).

[Figure 9] Algorithm of Bayesian MCMC



본 연구에서 모형 추정은 베이지안 MCMC 추정법을 사용한다. 구체적으로는 Multiple-block 깁스 샘플링(Gibbs sampling)이 사용되며, [Figure 9]와 같이 총 다섯 단계에 걸쳐서 모형계수의 사후분포가 추출된다. 모형계수에 대한 사전분포(Prior)는 〈Table 1〉에 주어져 있다. 사후분포의 추정 결과가 자료의 정보에서 기인하도록 사전분포에 대한 설정은 강하지 않게 부여하였다. 또한 마코프 국면전환모형에서 흔히 발생하는 레이블 스위칭(Label switching) 문제를 극복하기 위해서 '$\sigma^2_j \rangle \sigma^2_i$ if $j > i$'의 레짐식별 제약을 사전분포를 통하여 부여하였다. 각 단계의 구체적인 추정방법에 대해서는 Kim and Nelson(1999) 또는 Kang(2013)을 참조하기 바라며, 누구든 교신저자에게 연락하면 추정에 사용된 자료와 Matlab 코드를 제공받을 수 있다.

14 w에 레짐 변화를 가정한 모형을 추정해 본 결과, 레짐이 변화하지 않는 모형에 비해서 표본 외 예측력이 떨어지는 것으로 나타났다.

〈Table 1〉 Prior Distribution[1)]

	Density	Mean	S.D.	Range
μ_{s_t} for all s_t	Normal	0.100	1.000	(−∞, +∞)
ρ_{s_t} for all s_t	Normal	0.600	0.100	(0, 1)
$\sigma^2_{s_t}$ for all s_t	Uniform	0.500	0.289	(0, 1)
w	Uniform	0.500	0.289	(0, 1)
p_{ij} for $i,j=1,2,..,J$	Beta	$1/J$	0.250	(0, 1)

Note: 1) J represents the number of regimes.

4. 추정 결과

본 절에서는 전술한 MCMC 알고리즘을 이용하여 본고의 주요 관심사인 CIP 조건을 이용한 예측 및 CIP 불균형의 동태성 등에 대한 추정 결과를 차례로 제시한다. 우선 분석대상 기간의 레짐을 1개의 구조 변화를 가정한 모형(MS(1))부터 4개의 구조 변화를 가정한 모형(MS(4))까지 모두 활용하여 어떠한 모형이 CIP 조건에 기반하여 외환스왑레이트와 내외금리차를 효율적으로 예측하는지 검정하였다. 표본 외 예측을 통한 모형 비교 결과, 〈Table 2〉에서 보는 바와 같이 세 개의 레짐을 가정한 MS(3) 모형이 자료에 의해서 가장 선호되는 것으로 나타났다. 표본 외 예측은 2013년 6월 10일부터 2013년 8월 30일까지의 최근 50일간의 익일 시계(one-day-ahead forecast)로 회귀적 예측(recursive forecasting)을 실시하였다. 즉, 분석대상 기간의 최초 시점부터 2013년 6월 9일까지의 자료를 이용해서 2013년 6월 10일 변숫값을 예측한 다음, 다시 최초 시점부터 2013년 6월 10일까지의 실현된 자료를 사용하여 2013년 6월 11일의 내외금리차와 외환스왑레이트를 예측하였다. 이런 방식으로 마지막에는 2013년 8월 29일까지의 자료를 사용해서 2013년 8월 30일의 변수를 예측하였다. Burn-in의 크기는 1,000으로 설정하였으며, Burn-in 이후 5,000개의 샘플을 사후분포의 추출값으로 사용하였다. 예측의 정확도는 Chib and Kang(2013)과 같이 사후예측기준(Posterior Predictive Criterion, 이후 PPC)을 사용하였다. PPC는 사후예측분포의 평균과 실현치 간 오차의 제곱과 사후예측분포의 분산의 합으로 이루어진다. 이는 모형의 적합도가 높을수록 예측오차의 크기가 줄어들며 반대로 모형이 불필요하게 커질수록 사후예측분포의 분산이 커지는 성질을 가지고 있다. 따라서 더 작은 PPC를 나타내는 모형이 보다 우월한 모형이라고 할 수 있다.[15]

[Table 2] PPC: Posterior Predictive Criterion[1)]

Model	SR_t	di_t
MS(1)	0.546	0.138
MS(2)	0.355	0.137
MS(3)	0.279	0.137
MS(4)	0.295	0.137
RW1)	0.734	0.364

Note: 1) Random work.

다음으로 CIP 불균형의 동태적 특징을 추정한 결과를 〈Table 3〉 및 [Figure 10]에 정리하였다. 〈Table 3〉에서는 자료에 의해 가장 선호되는 모형의 계수에 대한 사후분포의 추정 결과를 나타내었다. Regime 1은 CIP 불균형의 평균이 가장 낮고 변동성도 안정적인 수준에 있는 상태를 나타내고, Regime 2는 CIP 불균형 정도 및 변동성이 Regime 1보다 다소 높은 상태를 보여주며, Regime 3은 CIP 불균형이 가장 크고 안정적이지 못한 상태를 의미한다. [Figure 10]은 추정대상 기간의 각 시점이 이러한 특징을 가지는 Regime 1, 2 또는 3에 있을 사후확률을 시계열로 표현한 것이다. [Figure 10]에서 유효 MCMC 시뮬레이션의 크기(effective MCMC size)가 1,500 이상이므로 계수의 사후분포가 효율적으로 추정된 것으로 판단된다.[16]

〈Table 3〉과 [Figure 10]의 추정 결과는 아래와 같이 크게 세 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 불균형요인 또는 위험요인(u_t)의 레짐 내 비조건부 평균($\mu_{s_t}/(1-\rho_{s_t})$)과 변동성($\sigma^2_{s_t}$)이 레짐별로 상이하다. 따라서 평균과 변동성 모두가 레짐 변화를 야기하는 통계적 요인으로 작용하였다. 둘째, 변동성이 높을수록 레짐 내 비조건부 평균이 커지는 현상이 발견된다. 이는 시장 위험요인의 변동성이 커질수록 위험요인(u_t)의 수준도 동시에 높아졌기 때문으로 보인다. 마지막으로 가장 중요한 결과는 [Figure 10]에서 나타나는 바와 같이 최근 우리나라 외환시장에서 CIP 불균형은 대체로 그 정도와 변동성이 모두 낮은 Regime 1에 진입한 것으로 나타났다는 것이다. 우리나라 CIP 불균형은 금융위기 이전에는 주로 Regime 2 또는 1의 상태에 있었으나, 글로벌 금융위기 기간 중 Regime 3 상태로 전환되었다가 최근에는 다시 Regime 1 상태로 회귀하였다.[17]

15 PPC 계산과정에 대한 보다 구체적인 자세한 논의는 Chib and Kang(2013)을 참조하기 바란다.

16 유효 MCMC의 크기는 MCMC 시뮬레이션의 크기(본 연구의 경우 5,000으로 설정)를 비효율성계수로 나눈 값이다.

[Table 3] Posterior Distribution of Model Parameters

(a) Regime 1 ($s_t = 1$)

	Mean	2.5%	97.5%	ineff.[18]
μ_{s_t}	0.052	0.036	0.070	1.292
ρ_{s_t}	0.899	0.870	0.926	1.244
$\sigma^2_{s_t}$	0.025	0.023	0.027	2.204

(b) Regime 2 ($s_t = 2$)

	Mean	2.5%	97.5%	ineff.
μ_{s_t}	0.182	0.078	0.298	1.787
ρ_{s_t}	0.908	0.869	0.944	1.656
$\sigma^2_{s_t}$	0.171	0.143	0.209	2.062

(c) Regime 3 ($s_t = 3$)

	Mean	2.5%	97.5%	ineff.
μ_{s_t}	1.834	0.760	3.050	1.851
ρ_{s_t}	0.804	0.641	0.947	1.598
$\sigma^2_{s_t}$	3.838	2.741	5.375	0.922

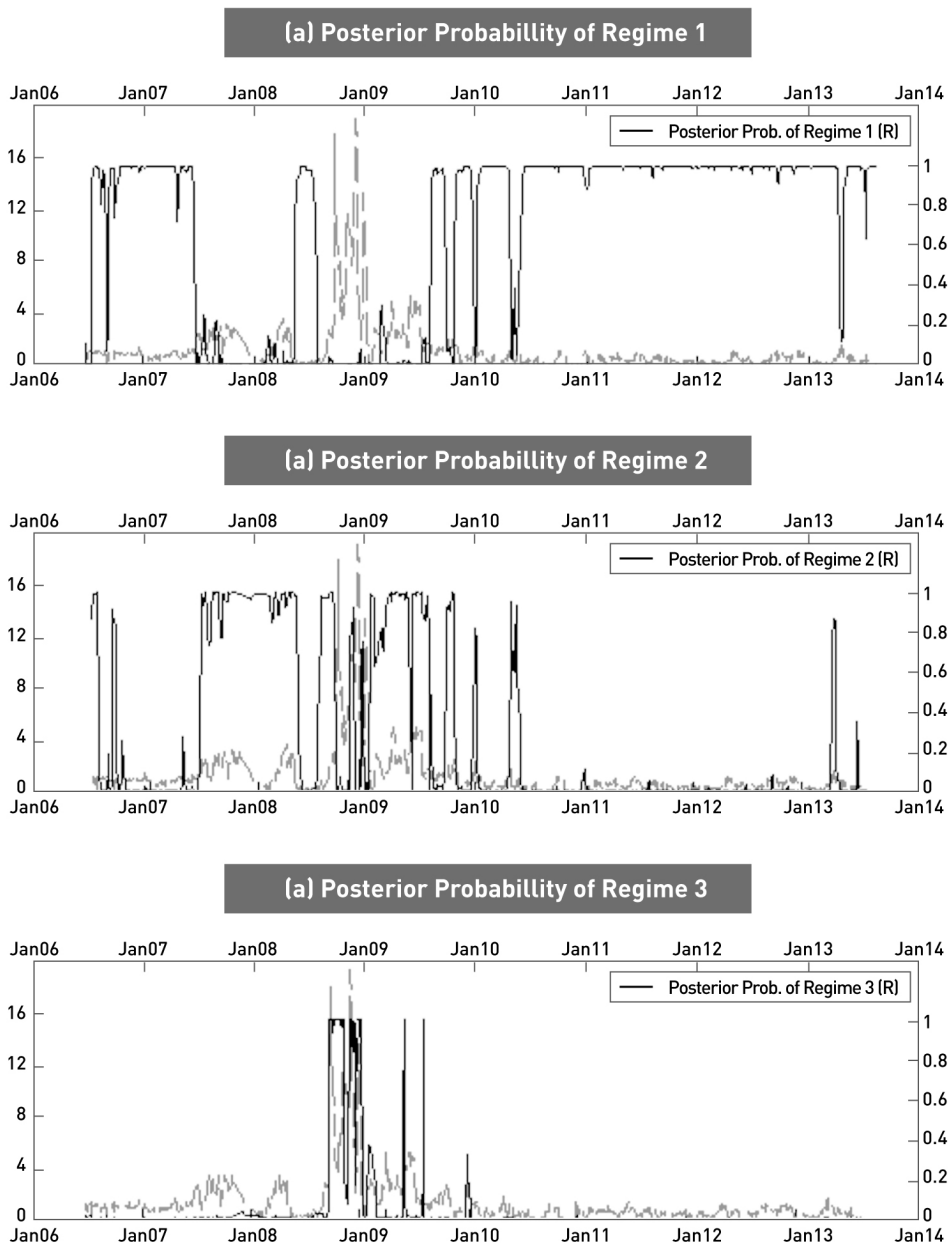
(d) w and Transition Probability

	Mean	2.5%	97.5%	ineff.
w	0.016	0.015	0.017	0.813
p_{11}	0.988	0.979	0.995	3.379
p_{12}	0.010	0.004	0.019	3.582
p_{21}	0.037	0.016	0.069	3.217
p_{22}	0.942	0.907	0.969	2.429
p_{31}	0.025	0.001	0.082	1.709

17 O/N 외환스왑레이트를 이용한 추정 결과도 일주일 자료를 이용한 추정 결과와 같이 최근 CIP 불균형이 완화되고 변동성도 낮아진 것으로 나타났다.

18 ineff.는 비효율성계수(inefficiency factor)를 나타내며, 비효율성계수(Chib and Kang[2013] 참조)는 MCMC의 수렴 여부를 판단하기 위한 지표로 사용된다.

[Figure 10] Posterior Probability of Regimes



Note: The dotted line represents risk factor (u_t).

5. 추정 결과 해석

추정 결과에서 나타난 바와 같이, 최근 우리나라 CIP 불균형은 그 정도가 크게 완화되었으며, 변동성도 낮은 안정적인 상태에 진입하였다. 본 절에서는 최근 CIP 불균형의 동태성이 Regime 1로 이행하였다는 것을 시장 미시구조의 변화 측면에서 조명해 보고자 한다. 이는 위기(안정) 시에 위험프리미엄이 확대(축소)되어 이자율 평형조건의 불균형이 확대(축소)된다는 논의(엄상민[2013])를 더욱 구체적으로 발전시키는 것이다. 우선 글로벌 위험 회피심리가 커지면 외국인의 국내 투자가 증가하고 달러 차입비용 하락을 통한 원화 및 외화 부문의 연계성도 변화될 것이다. 물론 외국인 채권투자와 CIP 불균형 해소 간의 연관관계에 대한 최근의 주목할 만한 연구성과는 아직 없으나,[19] 글로벌 금융위기 이후 글로벌 유동성이 증가하면서 국가위험 및 위험회피 성향이 감소되고 한국을 포함한 신흥국으로의 외국투자자금이 증가하였다는 점은 널리 알려져 있다.[20]

한편, 본 절에서는 최근의 CIP 불균형 완화와 단기 원화 및 외화 자금시장의 연계성이 구체적으로 어떻게 관련되어 있는지 논의하고자 한다. 이러한 논의가 중요한 이유는 최근 외국인 채권투자가 증가하였으나, 그중에는 외환스왑시장을 통해 환헤지를 실시하는 자금(CIP 불균형 완화요인), 환헤지를 하지 않고 환차익과 금리수익을 모두 추구하는 자금(CIP 조건에 영향을 미치지 않는 요인) 등이 혼재되어 있기 때문에 외국인 채권투자만으로 최근의 CIP 불균형 완화를 온전히 설명할 수 없을 것이라고 판단되기 때문이다.

우선 원화 및 외화 자금시장의 연계성 변화를 외은지점 입장에서 살펴보면, 외은지점의 경우 일반적으로 원화수신 기반이 미약하기 때문에 콜시장에서 주로 원화를 조달(콜머니)한다. 그러나 이러한 콜시장에서의 외은지점 행태는 글로벌 금융위기 이후 풍부해진 달러 유동성을 배경으로 점차 바뀌고 있다. 외은지점은 해외차입비용과 국내차입비용을 비교하여 국내 콜시장에서 원화를 조달할지 아니면 본지점 차입을 통해 조달한 달러를 원화로 교환(Sell&Buy)할지 결정하게 된다. 이 경우 해외차입을 통한 원화조달비용은

---

19 박연우・박태준(2009), 원승연・주상영(2009)은 2009년 초까지의 자료를 이용하여 실증분석한 결과, 외국인 채권투자에도 불구하고 재정차익거래가 해소되지 않았다고 주장한 바 있다. 다만, 분석대상 기간 이후 외국인 채권투자가 본격적으로 확대되었다는 점에서 이들의 연구 결과는 최근의 외국인 채권투자 추세를 반영하여 다시 재조명할 필요가 있다.

20 윤경수・김지현(2012)은 글로벌 금융위기 이후 선진국의 대응 등으로 포트폴리오 투자 등 신흥국으로의 자본유입이 유의하게 증가한 것으로 추정하였다. 실제로 한국의 경우 외국인 채권투자 잔액은 2009년 말 56.5조원에서 2013년 말 94.7조원으로 크게 증가하였다.

[Table 4] Funding Cost Comparison of Foreign Branches

(Unit: %, %p)

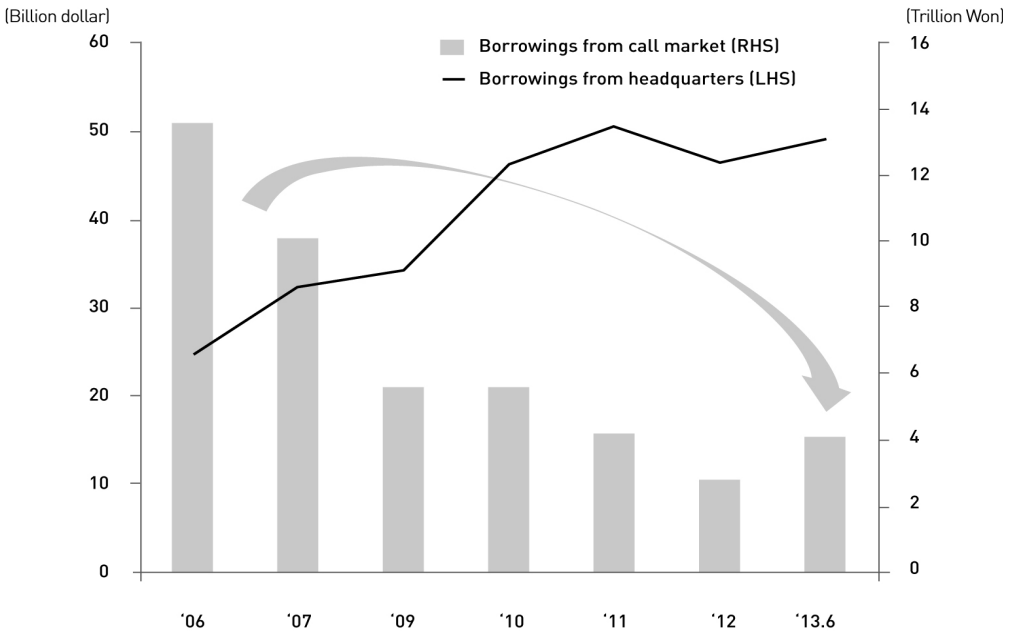
	2006	2007	2008	2010	2011	2012
Difference (B–A)	−0.21	−0.62	−1.63	−0.31	−0.29	−0.32
Cost of domestic funding[1] (A)	4.25	4.84	4.83	2.18	3.10	3.27
Cost of funding from overseas (B=a+b)	4.04	4.22	3.20	1.88	2.82	2.95
[Dollar funding rate][2] (a)	4.92	5.16	2.32	0.23	0.16	0.15
[F/X swap rate] (b)	−0.88	−0.94	0.88	1.64	2.66	2.80

Note: 1) Call money rate. 2) Overnight libor, monthly average.
Source: Bank of Korea's Economic Statistics System; Bloomberg.

해외 달러조달금리(Libor)와 달러를 원화로 교환하는 비용인 외환스왑레이트의 합이 된다.

〈Table 4〉는 2006년 이후 외은지점의 원화조달비용을 해외차입과 콜시장 차입을 비교하여 나타내고 있다. 표에서 볼 수 있듯이 외은지점의 원화조달을 위한 해외차입비용은 국내차입비용을 지속적으로 하회하고 있다. 주목할 점은 외부에서 주어지는 변수인 달러조달금리가 위기 이전 기간에는 국내차입비용보다 높은 수준을 유지하고 있다가 위기 이후 글로벌 유동성이 확대되면서 매우 낮은 수준으로 반전되었다는 점이다. 이에 따라 글로벌 은행들의 외화조달 여건이 크게 개선되었고, 외은지점은 본점으로부터 외화유동성을 위기 이전보다 더욱 쉽게 조달할 수 있게 되었다. 이러한 여건하에서 외은지점은 국내차입비용보다 해외차입비용이 낮은 상황을 보다 적극적으로 활용하게 된다. 실제로 글로벌 금융위기 이전에는 외은지점의 콜시장 차입(콜머니)이 10조원에 달하고 본지점 외화차입 규모가 크지 않았으나, 이후에는 콜차입을 점차 축소하고 본지점 외화차입을 통한 원화 조달이 점차 증가하고 있음을 알 수 있다(Figure 11). 결과적으로 국내외 차입비용차에 따른 원화 및 외화 자금시장의 연관성이 높아질 여건이 위기 이전에도 존재하였으나 외은지점이 이를 적극 활용하지 못하였던 반면, 글로벌 금융위기 이후에는 국제금융시장 여건 개선으로 원화자금 조달 경로로서 외화자금시장을 적극 활용하면서 양 시장 간의 연관성이 더욱 커졌다고 할 수 있을 것이다.

[Figure 11] Borrowings from Call Market and Headquarters of Foreign Branches



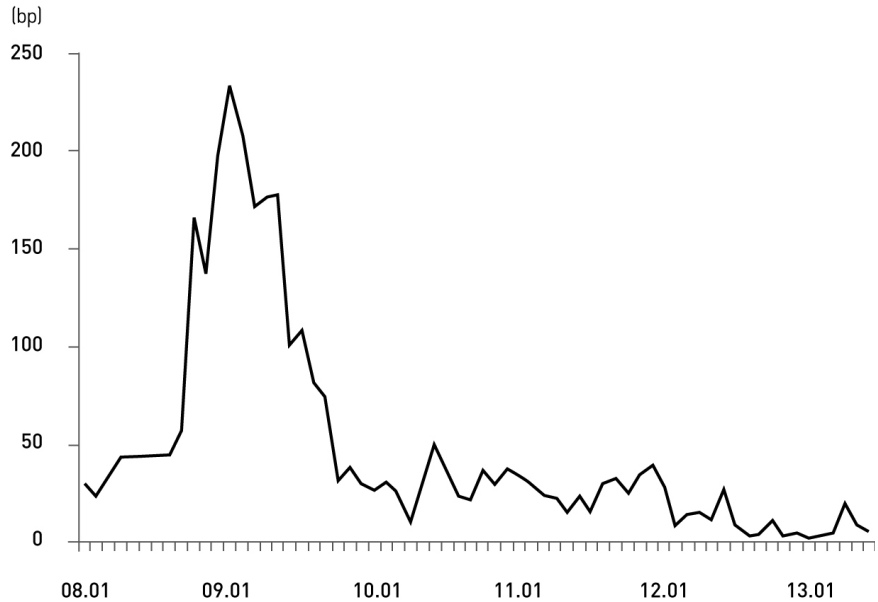
Source: Bank of Korea's Economic Statistics System; Bank of Korea, *Financial Stability Report*, each year.

다음으로 국내은행의 경우, 외화차입비용이 글로벌 금융위기 이후 크게 낮아지고, 최근에는 무역수지 흑자 지속 등에 따른 거주자의 외화예금도 증가하면서 위기 이전에 비해 외환스왑 및 콜론 운용 행태가 다소 증가(외환스왑레이트 상승요인 및 콜금리 하락요인)하고 있다.

[Figure 12] 및 [Figure 13]에서는 국내은행의 외화차입비용 및 거주자 외화예금 추이를 나타내고 있는데, 이를 보면 글로벌 금융위기 기간 중 외화차입 가산금리가 크게 높아졌으나 최근에는 크게 감소하였고, 그 수준도 위기 이전보다 더 낮아졌음을 알 수 있다. 또한 외화예금도 2011년 이후 크게 증가하는 모습을 보이고 있다.[21] 이에 따라 국내은행이 위기 이후 위기 이전에 비해 글로벌 유동성 확대의 편익을 누릴 수 있는 여건이 조성되고, 외화조달을 통한 단기 외환스왑-콜론 운용유인이 커졌을 것이다. 즉, 글로벌 금융위기 이전에도 원화 및 외화 자금시장 간 연계구조가 존재하였다고 하더라도 국내은행이 그러한 연계구조를 적극적으로 활용할 자금이나 유인이 부족하였다. 반면, 글로벌

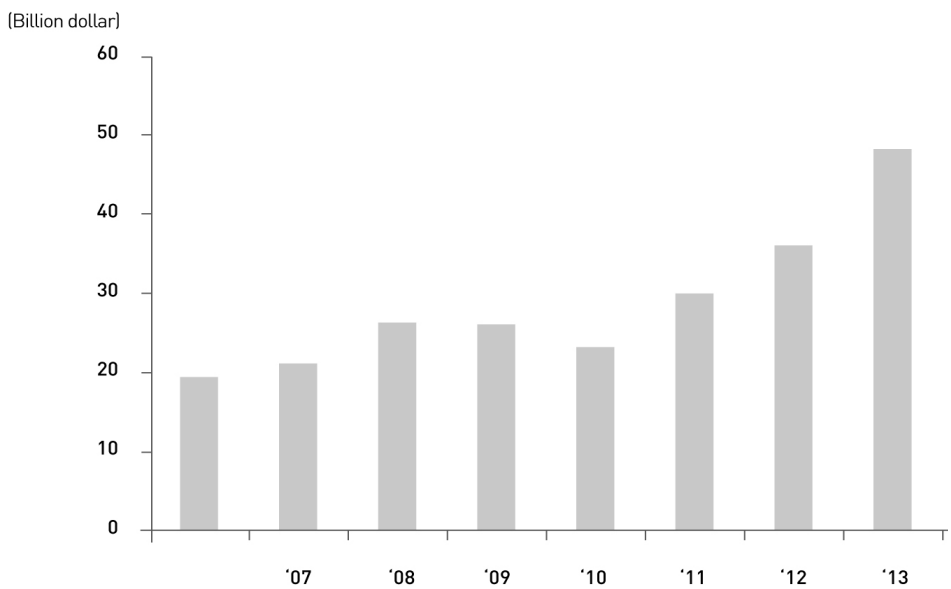
21 한국은행의 보도자료 등에 따르면 거주자 외화예금은 무역수지 흑자 지속, 외화채권 발행 증가 등으로 최근 크게 확대되었다.

[Figure 12] Spread on Foreign Currency Borrowings of Domestic Bank[1)]



Note: 1) Short term borrowings basis.
Source: Bank of Korea, *Financial Stability Report*, each year.

[Figure 13] Foreign Currency Deposits of Resident



Source: Bank of Korea, *Foreign Currency Deposits of Resident*, each year.

금융위기 이후 외화자금 차입비용 및 거주자 예금규모 변화는 위기 이후 두 금융시장 간 연관관계가 더 공고해졌음을 시사한다.

이러한 외은지점 및 국내은행의 행태 변화는 통화정책의 주요 수단인 콜금리뿐만 아니라 단기 외화자금시장에서도 큰 변화를 가져왔다. 우선 [Figure 14]에서 보듯 외은지점의 콜차입 감소로 시장에서 결정되는 콜금리가 정책금리를 하회하는 기간이 늘어났다. 콜금리의 정책금리 수준에서 지속적으로 이탈하는 것은 통화정책의 금리 경로가 제대로 작동하지 않을 수 있음을 시사한다. 무엇보다도 이러한 변화는 CIP가 안정적인 상태에 진입하였다는 본고의 실증분석 결과 해석 시 매우 중요한 함의를 가진다. 글로벌 금융위기 이전에는 달러화 유동성이 풍부하지 않은 상황에서 기업 등의 환헤지 수요, 한국계 금융기관에 대한 리스크 프리미엄 요구 등으로 인해 내외금리차로부터 도출된 이론적인 외환스왑레이트보다 실현된 외환스왑레이트가 낮은 Normal Backwardation 상황이 지속되었다.

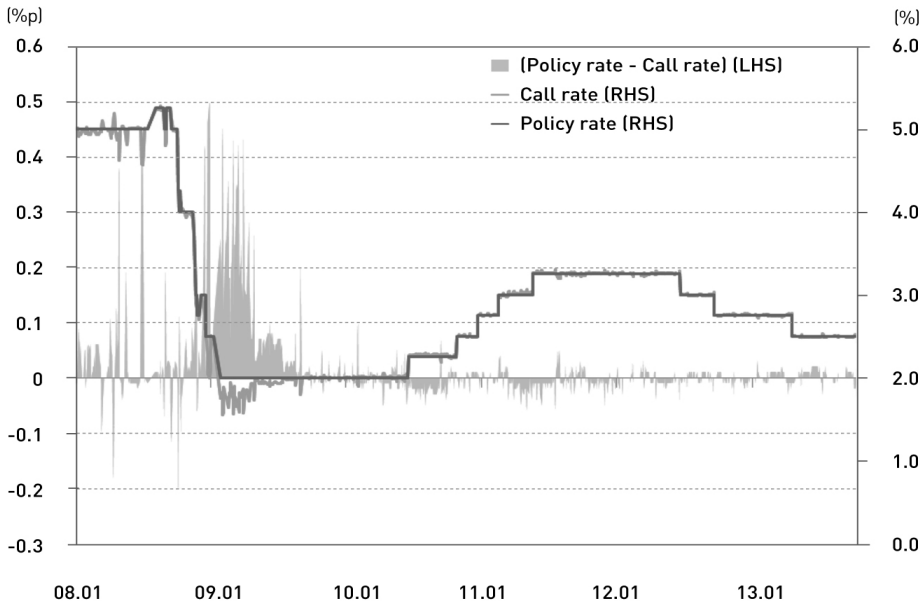
그러나 위기 이후에는 글로벌 유동성이 풍부해지면서 달러화를 활용하여 원화를 조달하는 거래가 많아지고 외화차입여건도 개선됨에 따라 외환스왑레이트의 저평가가 해소될 환경이 조성되었다. [Figure 15]에서 나타나듯 단기 외화자금시장의 모든 만기 구간에서 외환스왑레이트가 글로벌 금융위기 이후 상승 추세를 보이고 있으며, 특히 단기 구간의 상승폭이 상대적으로 장기 외환스왑레이트에 비해 크다는 점은 단기 외화자금시장에서 의미 있는 변화가 있었음을 내포한다.

[Figure 16]에서는 지금까지 논의한 단기 원화자금시장과 외화자금시장 간의 연관관계를 간략한 구조로 묘사하였다. 이상의 논의를 종합하면, 글로벌 금융위기 이후 주요 선진국의 적극적인 정책대응으로 글로벌 유동성이 증가하고 국가위험 및 위험회피 성향이 낮아진 상황에서 외국인 재정차익 목적의 채권투자 외에 단기 원화 및 외화 자금시장의 연계성 증대 경로가 최근 CIP 불균형 완화에 기여했다고 평가할 수 있을 것이다.

아울러 본고의 주요 논의대상은 아니나 외국인 채권투자와 CIP 불균형의 동태적 변화를 [Figure 17]을 통해 살펴보면, ‘A’ 구간에서는 외국인 채권투자가 증가할수록 외환스왑레이트도 높아짐을 알 수 있다.

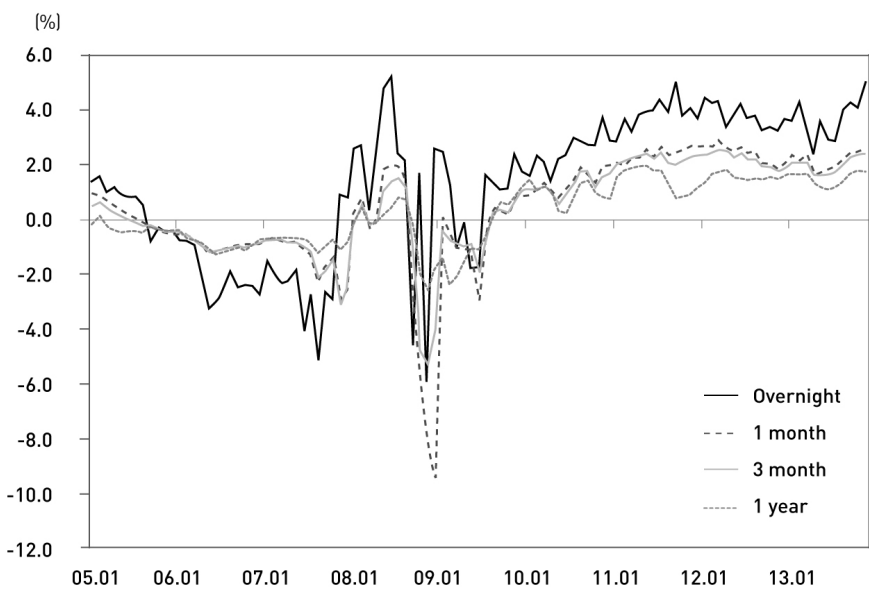
글로벌 금융위기 이전에는 외국인 채권투자가 스왑시장을 통해 유입되고, 이에 따라 외환스왑레이트가 상승하였다고 판단된다. 앞서 본고의 추정 결과에서 CIP 동태성이 Regime 1에 있을 확률이 2008년 중반에 크게 높았다는 사실(Figure 10)은 이 시기 외국인 채권투자와 CIP 불균형 완화가 어느 정도 상관관계를 가지고 있었음을 시사한다.

[Figure 14] Call Rate and Policy Rate



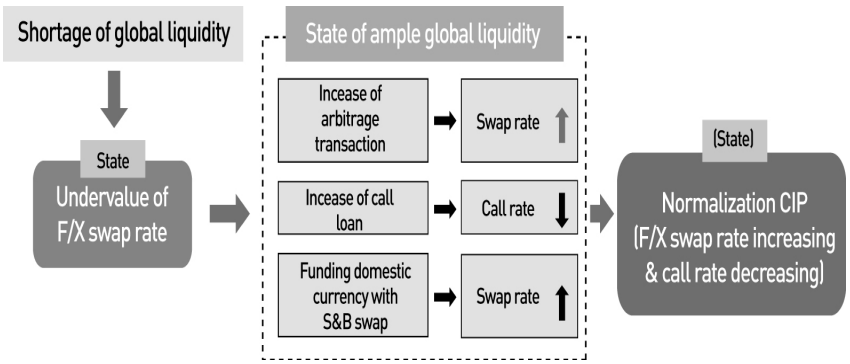
Source: Bank of Korea's Economic Statistics System.

[Figure 15] Trend of F/X Swap Rate[1)]

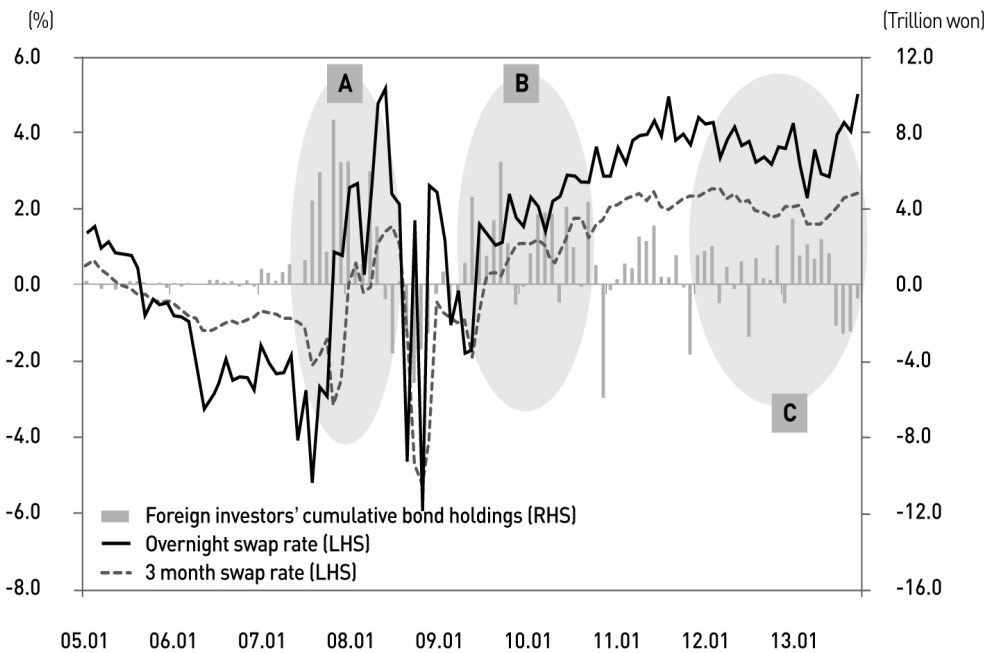


Note: 1) Monthly average.
Source: Korea Money Brokerage Corp.

[Figure 16] Linkage of Domestic Money Market and F/X Swap Market



[Figure 17] Bond Investment of Foreigners and F/X Swap Rate



Source: Korea Money Brokerage Corp.; Financial Supervisory Services, *Foreign Investors' Stock and Bond Investment*, each year.

이러한 해석은 'B' 구간에서도 동일하게 적용될 수 있다. 반면, 'C' 구간에서는 외국인 채권투자와 외환스왑레이트가 'A' 및 'B' 시기와는 다르게 나타나고 있다. 즉, 외국인 채권투자가 증가할 경우 외환스왑레이트가 하락하거나, 외국인 채권투자가 감소하는데도

외환스왑레이트가 오히려 상승함을 볼 수 있다. 따라서 최근의 CIP 동태성을 이해하기 위해서는 본 절에서 논의한 원화 및 외화 자금시장의 연계성도 반드시 고려할 필요가 있을 것으로 판단된다.

Ⅴ. 결론 및 정책적 시사점

본고에서는 글로벌 금융위기 전후 글로벌 금융환경 변화로 인한 우리나라 CIP 불균형의 시간에 따른 변화를 마코프 국면전환모형으로 모델링한 후, 베이지안 MCMC 방법을 활용하여 추정하였다. 추정 결과, 글로벌 금융위기 이후 CIP 불균형이 크게 해소되는 상태로 진입한 것을 알 수 있었다. 특히 세 개의 상태를 가정한 모형이 2006년 이후 한국 CIP의 동태성을 설명하는 데 가장 적합한 것으로 검증되었다. 즉, 과거에는 외환스왑레이트 저평가 등으로 CIP 불균형이 해소되지 않은 채 차익거래 유인이 지속되는 상황이 정상상태(Normal Backwardation)였다면, 글로벌 금융위기 이후에는 주요 선진국의 적극적인 정책대응으로 글로벌 유동성이 증가하면서 국가위험 및 위험회피 성향이 감소하고, 최근에는 불균형이 해소되는 상태로 전환되었다는 것이다. 본고는 이러한 CIP 레짐 변화의 주요인으로 외국인 채권투자 증가 외에 단기 원화 및 외화 자금시장의 연계성을 지적하였다. 외은지점 등을 중심으로 한 시장참가자들의 행태 변화는 국제화된 통화를 보유하고 있지 않은 우리나라의 본질적 한계(original sin)를 크게 완화시켰다고 판단된다.

본고는 추정방법, 추정 결과의 해석 등의 측면에서 기존 연구들과 다음과 같은 점에서 차별화된다. 우선 CIP 불균형이 대내외 여건 변화에도 불구하고 일정하게 유지된다는 가정을 완화하여, 시간에 따른 CIP 불균형의 동태적 변화를 고찰하였다. 기존 연구들이 대체로 불균형 계수의 단일 추정 결과에 근거하여 불균형 여부를 판단하였다면, 본고는 추정계수의 가변성을 모형 내에 도입함으로써 분석대상 자료의 특징을 최대한 고려하고자 하였다. 특히 세 개의 구조 변화를 가정한 모형에서 내외금리차, 외환스왑레이트 등에 대한 예측력이 가장 높았다는 점에 비추어 우리나라 CIP 불균형 조건 분석 시 구조 변화를 우선적으로 고려해야 추정 결과 해석의 오류 등을 미연에 방지할 수 있을 것이라고 판단된다. 이는 글로벌 금융위기 이후 금융환경 변화를 다양한 측면에서

조명해 온 기존 국내외 연구 결과에 새로운 성과를 더하였다고 평가할 수 있을 것이다. 다음으로 CIP 조건의 동태적 변화에 대한 추정 결과를 외국인 채권투자 외에 단기 외화 및 원화 자금시장의 미시적 변화에 주목하여 더욱 폭넓게 해석하였다. 글로벌 금융위기 이후 외국인의 국내 채권투자가 급증하였으나, 이들 자금에는 환헤지를 하지 않는 자금, 스왑시장을 통해 유입되는 자금 등이 혼재되어 있어 외국인 채권투자만으로 최근의 CIP 불균형 완화를 온전히 설명할 수 없을 것이다. 이러한 관점에서 단기 외화 및 원화 자금시장의 연계성에 주목한 것은 급변하는 금융시장 변화를 적절히 조명한 것이라고 판단된다.

CIP 불균형 행태 변화를 통해 얻을 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같다. 우선 CIP 불균형 완화의 주요 배경이 글로벌 금융위기 이후 주요국의 완화적 통화정책에 기반하고 있는 만큼 대외여건 변화에 대한 면밀한 분석이 필요할 것이다.[22] 연준을 중심으로 한 긴축정책으로의 전환은 과거 위기 극복과정에서 국내 CIP 조건 변화에 영향을 미쳤듯이 국내 금융시장에 커다란 변화를 가져올 것이다. 특히 외국인 채권투자 확대, 단기 외화 및 원화 자금시장의 연계성 증대 등으로 외부의 충격이 국내로 전이될 파급 경로가 과거보다 더욱 강화된 상황에서 파급 경로로 작용하는 이들 시장에 대한 모니터링이 긴요하다. 따라서 대내외 환경 변화 시 크게 급변동하는 외환스왑시장의 안전성 제고 등을 위해 외환당국은 외화유동성 상황을 면밀히 모니터링하는 한편, 글로벌 금융위기 시 활용하였던 정례적 외화유동성 공급 등을 상시적 정책수단으로 확립할 필요성에 대해 검토할 필요가 있을 것이다.[23] 다음으로 외화를 활용하여 원화를 조달하는 시장참가자들의 행태 변화에 대응하여 기존 중앙은행의 공개시장조작 수단을 더욱 다양화할 필요가 있다.[24] 마지막으로 CIP 불균형 완화가 국내외 통화정책을 반영하는 내외금리차보다는 외환스왑레이트 변화에 의해 주도된 만큼, 기대환율에 의존적인 유위험 이자율 평형조건에 기반하여 통화정책을 통해 환율에 대응하는 방식은 그 효과가 상당히 제한적일 수 있다는 점에도 유의해야 할 것이다. 아울러 본고는 외은지점의 원화조달비용 비교, 국내은행의 외화차입 여건 등을 근거로 국내외 단기자금시장 간 연계성 강화가 CIP

---

22 Forbes *et al.*(2011)은 급격한 자본 유출입은 글로벌 요인에 의해 결정되는 경우가 많으며, 국내 요인은 이러한 유출입의 상대적 규모만을 결정하는 역할을 하는 것으로 분석하였다.

23 Naohiko and Shim(2010)도 글로벌 금융위기 시기에는 현물환시장 개입보다 스왑시장을 통한 외화유동성 공급이 시장안정에 더 효과적이었다고 지적하였다.

24 스왑시장을 통해 국내 금융기관의 유동성을 해소할 경우, 외환보유액 증감에 대한 부담이 크지 않을 수 있으며, 비용 측면에서 기존 유동성 조절수단보다 정책비용이 적게 소요될 수 있는 편익이 있는지 검토할 필요가 있다.

불균형 완화에 기여했을 것이라고 언급하였으나, 이에 대해 향후 보다 심도 깊은 연구가 필요할 것으로 판단된다. 무엇보다 외은지점 등의 단기 외화 및 원화 자금시장에서의 거래행태 등에 대한 미시정보를 활용할 수 있다면 이와 관련된 연구가 더욱 활성화될 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

금융감독원, 『외국인투자자의 증권매매 동향』, 각호.

박연우・박태준, 『스왑시장, 채권시장 및 외환시장의 연계성 분석』, 자본시장연구원, 2009.

송치영・김경수, 「What Lies Behind Persistent Failure of Covered Interest Parity in the Won/Dollar Exchange Market: An Empirical Investigation」, 『응용경제』, 제10권 제3호, 2008.

양양현・이혜림, 「차익거래 유인과 외은지점 및 외국인의 국내 채권투자에 관한 분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008. 8.

엄상민, 「우리나라 UIP 조건의 성립여부 검정 및 시사점」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2013. 1.

원승연・주상영, 「A Study on the Determinants of Foreigners' Domestic Bond Investment and Their Impacts on the Korean Bond Market」, 『경제학연구』, 제57집 제3호, 2009.

유상대, 「Analysis of Arbitrage Anomaly in the Won/Dollar Exchange Market: An Empirical Investigation and Policy Implications」, 『한국증권학회지』, 제40권, 한국증권학회, 2011. 2.

윤경수・김지현, 「글로벌 유동성이 신흥국으로의 자본이동에 미치는 영향과 시사점」, BOK 경제리뷰, 한국은행, 2012.

이인형・이윤재, 『한국 외화자금시장 유동성 위기의 특징과 외환시장에의 영향 분석』, 자본시장연구원, 2011. 2.

한국은행, 『우리나라의 외환제도와 외환시장』, 2011, pp.154~163.

한국은행, 『거주자 외화예금 현황』, 각호.

한국은행, 『금융안정보고서』, 각호.

한국은행, 「외환시장 동향」, 각호.

Baba, N., F. Packer, and T. Nagano, "The Spillover of Money Market Turbulence to FX Swap and Cross-currency Swap Market," *BIS Quarterly Review*, March 2008.

Balke, Nathan S. and Mark E. Wohar, "Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity," *Empirical Economics* 23(4), 1998, pp.535~559.

Bank of Thailand, "The Effects of QE in Emerging Economies and Policy Responses,"

2013.

Bhar, R., S.-J. Kim, and T. Pham, "Exchange Rate Volatility and Its Impact on the Transaction Costs of Covered Interest Parity," *Japan and World Economy* 16, 2004, pp.503~525.

Chib, Siddhartha and Kyu Ho Kang, "Change Points in Affine Arbitrage-free Term Structure Models," *Journal of Financial Econometrics* 11(2), 2013, pp.302~334.

Chung, H. and J. Park, "Nonstationary Nonlinear Heteroskedasticity in Regression," *Journal of Econometrics* 137(1), 2007.

Dooley, M. P. and P. Isard, "Capital Controls, Political Risks, and Deviations from Interest-rate Parity," *Journal of Political Economy* 88(2), 1980.

Flood, R. and A. Rose, "Uncovered Interest Parity in Crisis," *IMF Staff Papers* 49(2), 2002.

Forbes, Kristin J. and Francis E. Warnock, "Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight and Retrenchment," NBER Working Paper, 2011. 5.

Huisman, R., K. G. Koedijk, C. Kool, and F. Nisssen, "Extreme Support for Uncovered Interest Parity," *Journal of International Money and Finance* 17, 1998, pp.211~228.

IMF, "The Multilateral Aspects of Policies Affecting Capital Flows," 2011.

Kang, Kyu Ho, "Estimation of State-Space Models with Endogenous Markov Regime Switching Parameters," *Econometrics Journal*, 2013.

Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson, *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, The MIT Press, 1999.

Naohiko, Baba and Frank Packer, "Interpreting Deviations from Covered Interest Parity during the Financial Market Turmoil of 2007-08," *Journal of Banking & Finance* 33, 2009

Naohiko, Baba and Ilhyock Shim, "Policy Responses to Dislocations in the FX Swap Market: The Experience of Korea," *BIS Quarterly Review*, June 2010.

Otari, I. and S. Tiwari, "Capital Controls and Interest Parity: The Japanese Experience 1978~81," *IMF Staff Papers* 28, 1981.

Sarno, L., G. Valente, and H. Leon, "Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle," IMF Working Paper, No. 06/136, 2006.

Silverman, Bernard. W., *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, CRC Press, 1986.

Skinner, Frank, "Covered Interest Rate Parity in Emerging Markets," presented at Financial Management Association (FMA) European Conference, June 2008.

Taylor, M., "Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence," *Economic Journal* 99, 1989.

〈관련 자료 목록〉

김중수, 「글로벌 경제환경의 변화와 향후 정책과제」, 국방대학교 강연자료, 한국은행, 2012. 7.

김윤영, 「Dynamic Analysis of Covered Interest Rate Parity Disequilibrium Error」, 『계량경제학보』, 제21권 제3호, 2010, pp.60~86.

유상철・박성진, 「우리나라 외환・통화스왑시장의 효율성 및 안정성 분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008. 10.

이은희, 「A Continuous Time Semi-parametric Model for Uncovered Interest Parity」, 『경제학연구』, 제60집 제3호, 2012. 9.

Aliberm, R. Z, "The Interest Parity Theorem: A Reinterpretation," *Journal of Political Economy* 81, 1973.

Akram, F., D. Rime, and L. Sarno, "Arbitrage in the Foreign Exchange Market: Turning on the Microscope," *Journal of International Economics* 76, 2008.

Alper, C. Emre, Oya Pinar Ardic, and Salih Fendoglu, "The Economics of the Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets," *Journal of Economics Sruvey* 23(1), 2009.

Caballero, R., "Macroeconomics after the Crisis: Time to Deal with the Pretense-of-knowledge Syndrome," *Journal of Economic Perspectives* 24(4), October 2010, pp.85~102.

Chinn, M. and G. Meredith, "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity," *IMF Staff Papers* 51(3), 2004.

Fama, E., "Forward and Spot Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics* 14(3), 1984.

韓國開發研究
제36권 제2호(통권 제123호)

한국경제의 2000년대 생산성 증가세 평가: 성장회계 분석방법 비교·분석

신 석 하
(숙명여자대학교 경제학부 교수)

Evaluating TFP Growth of the Korean Economy in 2000s through the Comparison of Growth Accounting Methods

Sukha Shin
(Professor, Division of Economics, Sookmyung Women's University)

* 본 연구는 숙명여자대학교 교내연구비 지원에 의해 수행되었으며(과제번호 1-1403-0106), 『성장회계 분석방법 비교를 통한 2000년대 생산성 증가세 평가』(정책연구시리즈 2013-15, 한국개발연구원, 2013)를 수정·보완한 것이다.

신석하: (e-mail) shin89kr@sm.ac.kr, (address) Division of Economics, Sookmyung Women's University, 100, Cheongpa-ro 47-gil, Yongsan-gu, Seoul, 140-742, Korea.

• Key Word: 성장회계(Growth Accounting), 총요소생산성(Total Factor Productivity), 한국경제(Korean Economy)
• JEL Code: O47, O53
• Received: 2014. 1. 9 • Referee Process Started: 2014. 2. 10
• Referee Reports Completed: 2014. 5. 7

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 2, 2014
ⓒ Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This paper examines whether the TFP growth of the Korean economy slowed down in 2000s based on growth accounting, focusing on how sensitive the results are to the particular aspects of the growth accounting method. There has been no consensus on this issue as the previous studies have provided very diverse results due to the differences in the details of the growth accounting method. Main results of this paper are as follows. First, it is how to calculate the labor income of the self-employed that has the most significant impacts on the estimated TFP growth. Measuring capital stock also matters. Second, the TFP growth of the Korean economy appears to be sustained in 2000s when the extreme assumptions on the labor income of the self-employed are excluded and capital stock is measured by the most frequently-adopted method in the previous studies. For more reliable estimation of the TFP growth, further studies on measuring the labor income of the self-employed are needed.

우리 경제가 고령화 등으로 인해 과거와 같이 요소투입을 통한 경제성장이 어려워지면서 총요소생산성의 중요성이 더욱 부각되고 있으나, 성장회계를 이용한 기존 연구들이 각기 다른 방법론을 사용함에 따라 2000년대의 생산성 증가세가 1990년대에 비해 둔화되었는지 여부에 대해 상당히 다른 결과들이 제시되고 있다. 본 연구에서는 기존 연구에서 사용한 방법론의 공통적인 부분 또는 중간점을 기반으로 기본모형을 설정하고, 방법상의 각 논점들이 총요소생산성 추계 결과에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다.

분석 결과, 2000년대의 생산성 증가세 추이에 대한 평가에 가장 중요한 영향을 미치는 요인은 요소소득 분배율이며, 다음으로 자본스톡의 영향이 크게 나타났다. 요소소득 분배율의 극단적인 경우를 배제하고, 대다수 연구들의 자본스톡 추계를 사용하는 경우, 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대와 유사한 수준이라는 결과를 얻을 수 있었다. 이러한 분석 결과를 감안할 때, 향후 엄밀한 총요소생산성 증가율을 추정하기 위해 신뢰할 만한 요소소득 분배율과 자본스톡 추계에 대한 연구가 필요하다고 사료된다. 특히 개선작업이 진행 중인 자본추계에 비해 요소소득 분배율을 엄밀히 추정하기 위한 정책적 노력은 아직 부족한 것으로 보인다.

Ⅰ. 서 론

우리 경제의 성장세 둔화에 대한 우려가 높다. 최근의 낮은 성장률은 국제금융위기의 여파로 간주할 수 있으나, 이를 제외하더라도 전반적인 성장세가 낮아지는 것은 불가피한 측면이 있다. 우리 경제의 소득수준이 높아지고 저출산・고령화 등 인구구조의 변화가 진행되면서, 과거와 같이 노동과 자본이 빠르게 축적되기 어렵기 때문이다. 따라서 향후 생산성 향상이 우리 경제의 성장에 더욱 중요한 요인으로 부각되고 있다.

소득수준의 향상에 따라, 노동과 자본의 영향을 제외한 나머지 성장요인들의 총합인 총요소생산성도 과거에 비해 다소 둔화될 가능성이 높다. 경제발전 수준이 낮았던 과거에는 생산요소를 더욱 효율적으로 사용할 수 있는 산업부문으로 이동시킬 여지가 많았으며, 선진국 따라잡기(catch-up)를 통해서 기술 및 제도적인 환경을 상대적으로 용이하게 발전시킬 수 있었다. 그러나 우리 경제구조가 안정되고 선진국과의 기술 및 제도적 측면에서의 격차를 줄여감에 따라 과거에 비해 총요소생산성을 개선하기가 점차 어려워지는 것은 불가피한 현상일 수 있다. 이미 대다수 연구들은 우리 경제의 총요소생산성 증가세가 1980년대에 비해 1990년대에 둔화되었다는 결과를 제시하고 있다.

따라서 최근 총요소생산성 증가세가 둔화되고 있는지 여부보다는 얼마나 빨리 둔화되고 있는가가 관심의 대상일 것이다. 총요소생산성 증가세가 최근에도 빠르게 둔화되고 있다면, 이는 우리 경제가 아직 정상상태(steady state)에 이르지 못하고 있고, 향후에도 총요소생산성 증가세 둔화를 일정 기간 경험할 가능성이 높음을 시사한다고 볼 수 있다. 반면, 최근 총요소생산성 증가세 둔화속도가 늦춰지고 있다면, 이는 우리 경제가 점차 지속가능한 수준의 총요소생산성 증가율에 수렴하고 있을 가능성을 시사한다.

문제는, 총요소생산성을 직접 관측할 수 없으므로 성장회계를 통해 추정하게 되는데, 2000년대의 생산성 증가세가 1990년대에 비해 얼마나 빨리 둔화되었는지에 대해 기존 연구 결과 간에 상당한 차이가 존재한다는 것이다. 김동석 외(2012), 조태형 외(2012), Conference Board(2013) 등은 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 연평균 0.1%p 높았다는 결과를 제시하는 반면, 한국생산성본부(2012), 장인성(2013), OECD(2012) 등은 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대에 비해 0.4~0.6%p 낮아졌다

는 분석 결과를 제시하고 있다.

이와 같은 연구 결과의 차이는 각 연구마다 다른 방법론과 자료를 사용한 데서 기인하므로, 일견 당연한 결과일 수도 있다. 그러나 최소한 어떤 요인이 총요소생산성 추계 결과에 크게 영향을 주는지 파악하고, 추정상의 불확실성을 줄이기 위해 어떤 요인에 주목해야 하는지 판별할 필요가 있다. 아울러 방법론과 자료의 차이가 주는 영향을 분석함으로써, 최근 우리 경제의 총요소생산성 증가세에 대한 잠정적인 평가도 도출할 수 있을 것이다.

본 연구는 이러한 문제의식에서 기존 연구들의 방법론과 자료를 비교하여 2000년대의 총요소생산성 증가세 추정에 영향을 주는 요인을 식별하고, 각 요인의 영향을 감안하여 1990년대 대비 2000년대의 총요소생산성 증가세에 대한 평가를 제시하고자 한다.

기존 연구들 간에 세부적인 방법론상의 차이가 크므로, 이러한 차이점의 모든 조합을 분석하기는 어렵다. 본 연구에서는 기존 연구에서 사용한 방법론의 공통적인 부분 또는 중간점을 기반으로 기본모형을 설정하여, 방법상의 각 논점들이 총요소생산성 추계 결과에 어떠한 영향을 미치는지 점검하였다. 기존 연구 간의 공통적인 요소 또는 중간점을 찾기 힘들 경우에는 EU KLEMS(2007)의 기준을 참고하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 기존 연구들의 성장회계 결과와 방법론에 대해서 간략히 살펴본다. 이를 통해 기존 연구들의 상이한 결과를 초래한 요인들이 무엇인지 파악하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용할 기본모형의 방법론과 자료에 대해 논의하고 있다. 제Ⅳ장에서는 기존 연구 검토에서 파악된 방법론상의 요인들을 반영하는 경우 기본모형의 성장회계 결과가 어떻게 달라지는지 분석한다. 마지막 장에서는 주요 분석 결과를 바탕으로 2000년대의 총요소생산성 증가세에 대한 평가를 제시하고 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 기존 연구 결과

성장회계 방법을 이용하여 2000년대의 총요소생산성 증가세를 측정한 국내 연구로는 장인성(2013), 김동석 외(2012), 조태형 외(2012), 한국생산성본부(2012) 등이 있으며, 국제연구로는 OECD(2012), Conference Board(2013) 등이 존재한다. 이 중에서 김동석 외(2012)는 Denison의 성장회계방식[1]을 사용하였으며, 나머지 연구들은 Jorgenson의

방법을 사용하였다. 두 방법이 각기 장단점을 갖고 있으나, 두 방법상의 차이가 커서 직접적인 비교가 어려우므로, 여기에서는 Jorgenson 방식을 사용한 연구들의 분석 결과 및 방법론의 차이에 대해 주로 논의하고자 한다.[2]

위에서 언급한 대부분의 연구들이 경제 전체를 대상으로 분석한 반면, 한국생산성본부(2012)는 기본적으로 산업별 총요소생산성 분석을 시행하고, 경제 전체의 총요소생산성은 산업별 총요소생산성을 산업별 가중치를 이용하여 합산한 결과로 측정하고 있다. 장인성(2013)의 경우, 원형(primary) 성장회계는 한국생산성본부(2012)의 산업별 자료를 경제 전체 수준으로 합산하여 경제 전체의 총요소생산성을 구한 것이다. 장인성(2013)의 원형 성장회계 분석 결과가 한국생산성본부(2012)와 크게 차이가 나지 않으므로, 본 연구에서는 한국생산성본부(2012)의 연구 결과를 검토하고자 한다.

우선 분석 결과의 차이를 살펴보면, 조태형 외(2012)와 Conference Board(2013)에서는 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대에 비해 0.1%p 높아진 것으로 추정된 반면, 한국생산성본부(2012), OECD(2012) 등에서는 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대에 비해 0.4~0.6%p 낮아진 것으로 추정되고 있다. 참고로 Denison 방식을 사용한 김동석 외(2012)에서는 비주택기업부문의 총요소생산성 증가율이 1990년대와 2000년대 모두 3.8%로 추정되었다.

각 연구별로 총요소생산성 증가율 수준에도 상당한 차이가 존재한다. 한국생산성본부(2012)에서는 2000년대 우리 경제의 총요소생산성 증가율이 연평균 0.2%로서 성장기여율이 5.3%에 불과하여 우리 경제가 최근까지 요소투입에 의존하여 성장하고 있음을 시사하고 있다. 반면, OECD(2012)의 경우에는 2000년대의 총요소생산성 증가율이 3.1%로 측정되어 성장기여율이 70%를 상회하며, 우리 경제가 주로 생산성 향상에 기인하여 성장하고 있는 것으로 평가하고 있다.

이와 같이 총요소생산성 증가율이 연구별로 크게 차이가 나는 것은 각 연구가 상이한

---

1 Denison 방식은 국내총생산이 아니라 요소비용 국민소득을 분석대상으로 하며, 매우 세분된 성장요인을 검토한다. 예를 들어 김동석 외(2012)는 노동을 취업자 수, 평균 취업시간, 성・연령별 구성의 변화, 교육수준, 주당 취업시간 변화에 따른 노동의 능률 변화 등 5개 지표로 나누어 검토하고, 자본의 경우 고정자본 이외에 재고자산, 토지, 주택소유 등 4개 지표를 검토하였으며, 생산성에 대해서는 규모의 경제효과, 자원배분 개선효과, 기술진보와 관련된 5개 지표를 분석하였다. 또한 경제부문 중 비주택기업부문에서만 생산성 증가가 발생하는 것으로 보고 분석을 시행하였다.

2 기존 연구 결과 및 방법상의 차이에 대해서는 장인성(2013)에서도 분석하고 있다. 장인성(2013)이 물량변수뿐 아니라 가격변수를 이용한 총요소생산성 측정, 완전경쟁 가정의 완화를 통한 기술진보의 측정 등 다양한 추정방법의 결과를 비교하는 데 초점을 맞춘 반면, 본 연구에서는 기존 연구들의 방법론상의 차이를 비교・분석하여 시사점을 도출하는 데 초점을 맞추고 있다.

〈Table 1〉 Summary of Previous Growth Accounting Results (Contribution)

(Unit: %, %p)

	Period	Output	Labor	Capital	Productivity
KPC (2012)	1981~1990	9.4	2.2	6.6	0.6
	1991~2000	6.1	1.4	4.2	0.5
	2001~2010	3.8	1.3	2.2	0.2
Cho *et al.* (2012)[1]	1981~1990	10.1	3.1	4.2	2.0
	1991~2000	4.9	1.7	3.6	1.1
	2001~2010	3.7	0.9	2.0	1.2
Conference Board (2013)	1981~1990	–	–	–	–
	1991~2000	6.6	1.4	3.1	2.0
	2001~2010	4.2	0.4	1.7	2.1
OECD (2012)	1985~1990	9.9	1.9	2.2	5.8
	1991~2000	6.3	0.7	2.0	3.7
	2001~2010	4.2	−0.1	1.2	3.1

Note: 1) Cho *et al.* (2012) uses real gross income as output while others uses GDP. Cho *et al.*(2012) include real output price effect as an additional factor, however it is omitted in this table for comparing with other researches, so the sum of factor contributions is not equal to the growth of output.

〈Table 2〉 Conrtibution Ratio of TFP in Previous Studies

(Unit: %)

	1981~1990[1]	1991~2000	2001~2010
KPC (2012)	6.4	8.2	5.3
Cho *et al.* (2012)[2]	21.5	17.2	29.3
Conference Board (2013)	–	30.3	50.0
OECD (2012)	58.6	58.7	73.8

Note: 1) OECD (2012)'s result is for the period of 1985~1990.
2) Cho *et al.* (2012)'s result is re-calculated as the ratio of TFP to the sum of contributions of labor, capital and TFP.

방법으로 성장회계를 시행하였기 때문이다. 기본적으로 성장회계에서 총요소생산성은 다른 요소들의 성장기여도를 제외한 잔차로 측정되므로, 요소 측정방법에 따라 총요소생산성 증가율 수준이 크게 달라질 수 있다. 예를 들어 OECD(2012)에서 측정한 총요소생산성 증가율은 2000년대뿐 아니라 1980년대와 1990년대의 경우에도 다른 연구에 비

해 지속적으로 높게 나타나는 반면, 한국생산성본부(2012)에서 측정한 총요소생산성 증가율은 다른 연구에 비해 지속적으로 낮게 나타나고 있다.

이러한 근본적인 방법상의 차이를 감안할 때, 총요소생산성 증가율 '수준'보다는 '추세'가 의미가 있다고 생각된다. 앞에서 검토한 연구들 모두 1980년대에 비해 1990년대에 총요소생산성 증가세가 둔화되었다는 결과를 제시하고 있다. 그러나 2000년대의 경우 총요소생산성 증가세가 둔화되었는지 여부에 대해서는 각기 다른 결과를 제시하고 있어 판단하기 어려운 상황이다. 본 연구에서는 방법상의 차이를 분석함으로써 총요소생산성 추세에 영향을 미치는 요인을 판별하고, 이를 통해 최근 총요소생산성 증가세의 둔화 여부에 대한 판단의 근거를 제공하고자 한다.

본격적인 분석에 앞서 기존 연구들의 성장회계 방법을 비교함으로써 앞으로 점검해야 하는 방법상의 논점들을 파악할 필요가 있다. 여기서는 각 연구들의 방법상의 차이를 간략히 언급하고, 자세한 부분은 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서 논의하고자 한다.

첫째, 각 연구들은 성장회계 분석대상인 산출에서 다소 차이가 있다. 〈Table 1〉에서 살펴보았듯이 시기별 산출의 증가율이 연구 간에 다르게 나타나고 있다. 한국생산성본부(2012)와 OECD(2012)는 기초가격으로 측정한 GDP를 사용하고 있으며, Conference Board(2013)는 시장가격으로 측정한 GDP를 사용하였다. 조태형 외(2012)는 소득 측면에서 접근하여 명목 GDP(시장가격)를 소비지출가격지수로 실질화한 실질총소득을 사용하였다. 장인성(2013)과 OECD(2012)의 경우에는 동일한 개념의 지표를 사용하였으나 산출 증가율이 0.3~0.6%까지 차이가 나며, 한국은행의 자료와도 다소 차이가 존재한다. 이는 자료의 출처나 합산방식 등에 기인하는 것으로 추측된다. 특히 한국생산성본부(2012)는 산업별 총산출 성장회계 자료를 가중합하여 경제 전체를 분석하였기 때문에, 경제 전체에 대해 성장회계를 직접 시행한 다른 연구들과 직접 비교하기 어려운 경우가 발생한다.[3] 산업별 총산출 성장회계 자료를 가중합하여 경제 전체 부가가치 성장회계를 시행하는 과정은 부록에 제시되어 있다.

둘째, 노동투입의 경우, OECD(2012)는 총근로시간만을 반영한 반면 다른 연구들은 취업자의 성・연령・교육 구성에 따른 질적 변화도 반영하였다. 〈Table 4〉에 제시된

3 한국생산성본부(2012)의 경우 경제 전체에 대한 분석은 30개 산업으로 재분류하여 산업별 총요소생산성을 추계한 후 이를 부가가치 가중평균함으로써 경제 전체의 성장회계 결과를 얻었으며, 장인성(2013)은 72개 산업 가운데 자료가 존재하지 않거나 부분적으로만 존재하는 9개 산업을 제외한 나머지 산업의 투입요소와 산출을 직접 가중평균한 후 이를 이용하여 경제 전체의 총요소생산성을 추산하는 방식을 택했다.

〈Table 3〉 Comparison of Growth Accounting Methods in Previous Studies

		KPC (2013)	Cho *et al.* (2012)	Conference Board (2013)	OECD (2012)
Output	Measure	real GDP (basic price)	real GDP (market price)	real GDP (market price, PPP)	real GDP (basic price)
	Coverage	72 industries	whole economy	whole economy	whole economy
Labor	Quality	included	included	included	not included
Capital	Estimation method	benchmark-year estimation + PIM[1)]	PIM	PIM	PIM
	Asset types	8	59	6	7
	Depreciation	Pyo (2003)	age-efficiency profiles	depreciation rate by asset type	age-efficiency profiles
	ICT price adjustment	not adjusted	not adjusted	adjusted	adjusted
Factor income	Self-employed	80% of employee's wage only in agriculture	50% of employee's wage	100% of employee's wage	100% of employee's wage
	Capital income	total income minus labor income	total income minus labor income	total income minus labor income	estimated by user cost
	Total income	nominal GDP (basic price)	nominal GDP (market price)	nominal GDP (basic price)	labor income + capital income

Note: 1) PIM stands for perpetual inventory method.
Source: Each study.

바와 같이 노동의 질적 변화를 반영하지 않은 OECD(2012)의 분석 결과에서는 노동의 성장기여도가 다른 연구들에 비해 낮게 나타나고 있다. 조태형 외(2012)는 한국생산성본부(2012)의 근로시간과 취업자 구성 자료를 사용하였으나, 경제 전체의 노동소득 분배율을 다른 방법으로 추정하였기 때문에 노동의 성장기여도에서는 차이가 난다.

셋째, 자본투입의 경우, 한국생산성본부(2012)를 제외한 다른 연구들은 영구재고법을 이용하여 자본스톡을 추정하였다. 한국생산성본부(2012)의 자본스톡 자료는 표학길(2003)의 방법을 사용한 것으로서, 1997년 이전에는 국부조사(1968년, 1977년, 1987년, 1997년)의 자본스톡을 기준으로 중간 연도를 고정자본형성 자료를 이용하여 접속하고, 1997년 이후에는 영구재고법을 적용하여 자본스톡을 추산한 것이다. 이러한 방법론

〈Table 4〉 Comparison of Results and Methods in Previous Studies

	Methods	Studies	1981~1990	1991~2000	2001~2010
Labor contribution	Labor quality included	KPC (2013)	2.2	1.4	1.3
		Cho *et al.* (2012)	3.1	1.7	0.9
		Conference Board (2013)	–	1.4	0.4
	Not included	OECD (2012)	1.9	0.7	–0.1
Capital contribution	PIM	Cho *et al.* (2012)	4.2	3.6	2.0
		Conference Board (2013)	–	3.1	1.7
		OECD (2012)	2.2	2.0	1.2
	Benchmark-year estimation + PIM	KPC (2013)	6.6	4.2	2.2
Labor income share	80% of employee's wage only in agriculture	KPC (2013)	51.2	54.1	51.9
	50% of employee's wage	Cho *et al.* (2012)	58.3	59.1	56.4
	100% of employee's wage	Conference Board (2013)	–	70.0	70.0
		OECD (2012)	83.9	80.4	76.3

Source: Each study.

상의 차이가 〈Table 4〉에서 한국생산성본부(2013)의 자본스톡 기여도가 다른 연구에 비해 높게 나타나는 요인으로 작용하고 있다. 한편, 자본재 유형도 표학길・김새랑(2012)은 11개(실제 자료 집계는 8개), OECD(2012)는 7개, Conference Board(2013)는 6개, 조태형 외(2012)는 59개로 구분되어 자본스톡이 추산되었다.[4] 감가상각의 경우 표학길・김새랑(2012)과 Conference Board(2013)는 자본재 유형별 감가상각률을 적용하고, 조태형 외(2012)와 OECD(2012)는 자산별 연령과 효율함수를 이용하였다. 마지막으로 Conference Board(2013)와 OECD(2012)는 정보통신자본재의 상대적으로 빠른 질적 향상을 반영하기 위해 미국의 헤도닉 가격 추정 결과를 적용하여 정보통신자본재 투자를 조정하였다.

4 조태형 외(2012)는 한국은행에서 추계작업 중인 자본스톡 자료를 사용한 것으로서, 향후 공표될 수치와 다소 차이가 있을 수 있다.

넷째, 노동소득의 경우 한국생산성본부(2012) 자료는 농업의 경우에만 자영업자의 임금을 피용자의 80% 수준으로 반영하고 나머지 산업의 경우에는 피용자보수만 포함시켰다. 반면, OECD(2012)와 Conference Board(2013)는 자영업자의 노동소득을 피용자의 임금과 같은 것으로 가정하였다. 조태형 외(2012)는 자영업자의 노동소득을 피용자 임금의 50% 수준으로 가정하였다.[5] 이에 따라 〈Table 4〉에 제시된 바와 같이 한국생산성본부(2012)의 노동소득 분배율이 가장 낮게 나타나고, OECD(2012)의 노동소득 분배율이 가장 높게 나타난다.[6] 요소소득 분배율을 구하는 데 사용된 명목소득의 경우 Conference Board(2013)와 한국생산성본부(2012)는 기초가격 명목 GDP를, 조태형 외(2012)는 시장가격 명목 GDP를, OECD(2012)는 자본의 사용자비용을 이용하여 계산한 자본소득과 노동소득의 합을 이용하였다.

Ⅲ. 분석 방법 및 자료

앞 장에서 살펴본 바와 같이, 각 연구들은 세부적인 부분에서 상당한 차이를 보이고 있다. 이러한 차이점의 모든 조합을 분석하는 것은 어려우므로, 본 연구에서는 기본모형을 설정하여 방법상의 각 논점들이 총요소생산성 추계 결과에 어떠한 영향을 미치는지 점검한 후, 기존 연구들의 추계 결과를 비교・검토하여 2000년대의 생산성 증가율 추세에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

1. 기본모형의 성장회계 방법

기본모형은 기존 연구에서 사용한 방법론의 공통적인 요소들을 기반으로 모형을 설정하되, 공통적인 요소 또는 중간점을 찾기 힘들 경우에는 EU KLEMS(2007)의 기준을 따르고자 한다. EU KLEMS(2007)는 각국에서 사용하는 성장회계의 방법이 달라 국제비교가 어렵다는 문제점을 해결하기 위해 동일한 기준의 성장회계를 시행한 프로젝트로서 우리나라를 포함하여 대다수 선진국들이 참여하였다. 그러나 각국의 가용자료 상황

5 한편, 김동석 외(2012)는 Denison 방식을 이용한 KDI 기존 연구에서 추정된 임금격차지수 수치를 바탕으로 비임금근로자의 임금격차지수가 전 기간에 걸쳐 0.6인 것으로 가정하였다.

6 Conference Board(2013)의 경우 방법론에서의 설명과 달리 실제 자료에서는 노동소득 분배율이 70%로 고정되어 있는 것으로 확인되었다.

이나 통계집계 기준이 달라 각국별로 세부적인 부분에서 다소 다른 방법론이 적용된 경우도 존재한다. 우리나라의 경우 2007년까지의 분석 결과가 제시되어 있으며, 한국생산성본부(2012)는 상당 부분 EU KLEMS(2007)와 부합되는 방법론을 사용하였으나 자본스톡의 추계 및 요소소득 분배율의 경우에는 EU KLEMS(2007)와 차이가 있다.

기존 연구에서 사용한 방법론의 공통적인 요소 또는 중간점을 기반으로 한다는 원칙에 따라 기본모형에서는 대다수의 연구에서 사용한 기초가격으로 측정된 실질 GDP(부가가치)를 대상으로 성장회계를 시행한다. 요소투입은 노동과 자본의 질적 구성을 반영하여 추산하며, 기존 연구 간 방법론적 차이가 가장 큰 자본스톡은 EU KLEMS(2007) 기준에 따라 11개(실제 8개) 유형에 대해 영구재고법을 적용하여 추산하고 정보통신재 가격 조정도 부분적으로 반영하였다. 한편, 노동소득의 경우 자영업자의 노동소득이 동일한 인적 특성을 지닌 피용자 임금의 50%라고 가정하여 추산하며,[7] 자본소득은 규모의 보수불변 가정하에 기초가격으로 측정된 명목 GDP에서 노동소득을 차감하여 추산한다.

구체적인 성장회계 방법은 다음과 같다. 우선 부가가치 함수를 상정한다.

$$V = g(L, K, T) \tag{1}$$

여기서 V는 실질부가가치이며, K와 L은 자본서비스와 노동서비스를 각각 나타내며, T는 시간으로 대표될 수 있는 기술수준 등을 나타낸다. 이윤극대화, 경쟁시장, 규모보수 불변 등의 표준적인 가정을 전제로 부가가치 증가는 다음과 같이 자본, 노동, 총요소생산성의 기여분으로 분해할 수 있다.

$$\triangle \ln V_t = \overline{w^L_{t-1,t}} \triangle \ln L_t + \overline{w^K_{t-1,t}} \triangle \ln K_t + \triangle \ln TFP_t \tag{2}$$

여기서 $\overline{w_{t-1,t}}$는 각 투입요소에 대한 보수가 명목부가가치에서 차지하는 비중의 두 기간($t-1$기와 t기) 평균을 나타낸다. 노동과 자본의 성장기여도를 제외한 나머지 부분이 총요소생산성 증가율로 측정되게 된다.

노동투입의 증가는 다음과 같은 방법을 통해 측정한다.

$$\triangle \ln L_t = \sum_l \overline{v^l_{t-1,t}} \triangle \ln H_{lt} \tag{3}$$

여기서 아래 첨자 l은 성, 연령, 학력 등 인적 특성에 따른 인구집단을 나타내며,

7 자영업자의 노동소득이 상응하는 인적 특성을 지닌 피용자 임금의 50%라는 가정을 지지할 근거가 견고하지 못하므로, 제Ⅳ장에서는 총요소생산성 증가세 추정 결과가 이러한 가정의 변화에 얼마나 민감하게 변화하는지를 점검하고 있다.

$\overline{v^l_{t-1,t}}$는 노동소득에서 특정 인구집단 l이 차지하는 비중의 두 기($t-1$기와 t기) 평균을, H는 근로시간을 나타낸다.

자본투입의 증가도 비슷한 방법으로 측정한다. 우선 자산 유형별 자본스톡을 영구재고법으로 측정한다.

$$A_{kt} = (1-\delta_k)A_{kt-1} + I_{kt} \tag{4}$$

여기서 아래 첨자 k는 자산 유형을 나타내며, δ는 감가상각률을, I는 투자를 각각 나타낸다. 전체 자본스톡의 증가율은 다음과 같이 측정된다.

$$\triangle \ln K_t = \sum_l \overline{v^k_{t-1,t}} \triangle \ln A_{kt} \tag{5}$$

여기서 $\overline{v^k_{t-1,t}}$는 자본소득에서 자산 유형 k가 차지하는 비중의 두 기($t-1$기와 t기) 평균을 나타낸다.

한편, 식 (4)와 (5)에서 측정한 노동투입과 자본투입 증가를 다음과 같이 양적인 변화와 질적인 변화로 구분할 수 있다.

$$\triangle \ln L_t = \triangle \ln H_t + (\triangle \ln L_t - \triangle \ln H_t) \tag{6}$$

$$\triangle \ln K_t = \triangle \ln A_t + (\triangle \ln K_t - \triangle \ln A_t) \tag{7}$$

식 (6)과 (7)은 노동과 자본의 양과 질을 함께 측정한 지표(L, K)에서 노동과 자본의 양(H, A)을 제외한 나머지 부분을 질적인 지표로 사용함을 의미한다.[8]

인구집단별 노동소득의 비중($\overline{v^l_{t-1,t}}$)은 임금자료를 이용하여 측정할 수 있으나, 자산 유형별 자본소득의 비중($\overline{v^k_{t-1,t}}$)은 별도로 산출하여야 한다. 본 연구에서는 자본임대가격과 자본스톡을 결합하여 자산 유형별 자본소득을 산출하였다. 특정 유형(k) 자본임대가격(p^K_k)은 다음과 같은 식을 통해 측정될 수 있다.

$$p^K_{kt} = p^I_{kt-1} i_t + \delta_k p^I_{kt} - [p^I_{kt} - p^I_{kt-1}] \tag{8}$$

여기서 p^I는 자산 유형별 투자 디플레이터를, i는 명목자본수익률을, δ는 감가상각률

8 식 (3)을 재배열하면 $\triangle \ln L_t = \triangle \ln H_t + \sum_l \overline{v^l_{t-1,t}} \triangle \ln h_{lt}$로 표현할 수 있다. 여기서 $h_{lt} \equiv H_{lt}/H_t$로서 각 인구집단의 근로시간이 전체 근로시간에서 차지하는 비중이다. 즉, 식 (6)의 우변 두 번째 항은 각 인구집단 비중의 변화를 상대임금 가중치를 이용하여 평균한 것으로 해석할 수 있다.

을 각각 나타낸다. 명목자본수익률은 자산임대가격과 자본스톡을 결합하여 구한 자산 유형별 자본소득의 합이 전체 자본소득과 일치되도록 하는 내생적 자본수익률을 사용하였다. 즉,

$$i_t = \frac{p_t^K K_t + \sum_k [p_{kt}^I - p_{kt-1}^I] A_{kt} - \sum_k p_{k,t}^I \delta_k A_{kt}}{\sum_k p_{kt-1}^I A_{kt}} \tag{9}$$

여기서 분자의 첫 번째 항($p_t^K K_t$)은 전체 자본소득을 나타낸다. 자본소득은 앞에서 언급한 바와 같이 전체 소득에서 노동소득을 차감하여 구하였다.

2. 자 료[9]

본 연구는 1980~2010년의 연간자료를 이용하여 성장회계를 시행하였다. 성장회계 분석대상은 한국은행에서 기초가격으로 측정한 실질부가가치로서, 시장가격 실질부가가치에서 순생산물세를 공제한 것이다.

취업자 근로시간 및 인적 구성 자료는 한국생산성본부(2012)의 자료를 이용하였다. 한국생산성본부(2012)는 취업자(임금근로자, 비임금근로자)의 숫자를 『경제활동인구조사』로부터 구하고, 근로시간 및 임금은 『사업체노동력조사』(舊 『임금구조 기본통계조사』)로부터 구한 후, 이를 이용하여 성・연령・학력별 인구집단의 근로시간과 임금을 산출하였다. 여기서 인구집단은 성(남, 녀), 연령(30세 이하, 30~49세, 50세 이상), 학력(중졸 이하, 고졸, 초대졸 이상)에 따라 18개 집단으로 분류되었다.

자본 자료는 표학길・김새랑(2012)에서 추산한 자본재 유형별 고정자본형성 자료를 이용하였다. 이는 한국은행 국민계정의 6개 유형별 총고정자본형성 자료를 산업연관표의 생산자가격평가표의 비중을 이용하여 11개 자본재 유형별로 세분한 것이다. 다만, 1차 상품, 기타 유형고정자산, 기타 무형고정자산은 자료가 분류되지 않으므로, 실제로는 8개 유형별로 분류되어 있다.

정보통신자본재의 경우 기술진보에 따른 급격한 질적 향상이 투자 디플레이터에 반영되지 않아 정보통신자본의 양이 과소 측정될 가능성이 지적되어 왔다. 미국의 경우 헤도닉 가격(hedonic pricing) 추정방법을 적용하여 정보자본재의 가격을 조정해 주고 있는데,

---

9 본 연구의 분석을 위해 귀중한 자료를 제공하여 주신 서울대학교 표학길 교수님, 한국은행 조태형 팀장님, 그리고 한국생산성본부의 이근희 위원님께 감사를 드린다.

〈Table 5〉 Asset Classification

National Account	EU KLEMS
1. Residential structures	1. Residential structures
2. Non-residential structures	2. Non-residential structures
3. Infrastructure	3. Infrastructure
4. Transport equipment	4. Transport equipment
5. Machineries	5. Computing equipment
	6. Communications equipment
	7. Other machinery and equipment
	8. Products of agriculture and forestry[1)]
	9. Other products[1)]
6. Intangibles	10. Software
	11. Other intangibles[1)]

Note: 1) 8. Products of agriculture and forestry, 9. Other products, 11. Other intangibles are excluded as those data are not available.
Source: EU KLEMS (2007); http://ecos.bok.or.kr (accessed: August 20, 2013).

EU KLEMS(2007)에서는 정보자본재가 전 세계적으로 매우 경쟁적인 시장에서 거래되고 있으므로 여타 재화와의 상대가격이 모든 나라에서 유사한 모습을 나타낼 것이라는 가정하에 정보자본재 가격을 조정하지 않는 나라에 대해서는 정보자본재화와 여타 재화의 상대가격이 미국과 같아지도록 정보자본재 가격을 조정하고 있다. 한편, OECD (2012)와 Conference Board(2013)는 통신자본재와 소프트웨어의 경우에도 질적 향상을 고려하여 디플레이터를 조정하고 있으나, EU KLEMS(2007)에서는 정보자본재에 대해서만 가격조정을 하고 있다. 본 연구에서는 EU KLEMS(2007)를 따라 정보자본재의 투자 디플레이터를 다음과 같이 조정한 후, 정보자본재의 실질고정자본형성 자료를 재추산하였다.

$$P^{*IT}_{KOR} = \frac{P^{IT}_{US}}{P^{NICT}_{US}} \times P^{NICT}_{KOR}$$

여기서 P^{IT}는 정보자본재의 투자 디플레이터를, P^{NICT}는 비정보통신자본재의 투자 디플레이터를 나타내며, 아래 첨자는 해당 국가를 나타낸다.

감가상각률의 경우, 본 연구에서는 EU KLEMS(2007)의 감가상각률을 사용하였다.

〈Table 6〉 Comparison of Depreciation Rates

(Unit: %)

Asset	EU KLEMS (2007)	Pyo (2003)	Conference Board (2013)[1)]
Residential structures	1.1	3.3	3.0
Non-residential structures	3.1	3.0	3.0
Infrastructures	3.1	1.0	3.0
Transport equipment	18.9	16.9	20.0
Computing equipment	31.5	9.2	30.0
Communications equipment	11.5	9.2	12.0
Other machinery and equipment	12.6	9.2	13.0
Products of agriculture and forestry	12.6		
Other products	12.6		
Software	31.5	24.7	46.0
Other intangibles	31.5		

Note: 1) Conference Board (2013) does not classify strucutures into residential and non-residential purpose.
Source: Each study.

〈Table 6〉에서 볼 수 있듯이 컴퓨터 장비를 제외한 대부분의 자산 유형에서 EU KLEMS (2007)의 감가상각률은 표학길・김새랑(2012)과 Conference Board(2013)가 사용한 감가상각률의 범위 안에 놓여 있다.

영구재고법을 이용하여 자본스톡을 구축하기 위해서는 초기 자본스톡이 필요한데, 본 연구에서는 신석하(2010)의 1970년 자본스톡을 초기치로 사용하여 1970~2010년 기간의 자본스톡을 구축하되,[10] 분석에는 1980~2010년 기간의 자본스톡만을 사용하였다. 초기치와 구축기간을 이와 같이 설정함으로써 초기치 설정 오류가 분석 결과에 미치는 영향을 줄일 수 있을 것으로 사료된다.

노동소득의 경우, 한국생산성본부(2012)의 자료를 이용하여 임금근로자의 임금을 성・연령・학력별 18개 집단에 대해 구한 후, 임금소득의 총액이 국민계정의 피용자보수와 같아지도록 조정하였다. 비임금근로자인 자영업자와 무급가족종사자의 노동소득은

10 이는 한진희・신석하(2008)에서 6개 자산 유형에 대해 추산한 1970년의 자본값을 Pyo *et al.*(2008)의 1970년 8개 자본재 유형의 구성비로 분해한 것이다. 한진희・신석하(2008)는 1953년부터 영구재고법을 적용하여 자본스톡을 추정하였기 때문에 1970년 자본스톡 수치는 초기치 설정의 오류에 대해 안정적일 것으로 여겨진다.

동일한 인구집단의 조정된 임금소득의 50%로 가정하였다. 비임금근로자의 노동소득 수준을 판단할 근거가 부족한 상황이므로, 다소 자의적일 수 있으나 기존 연구들의 중간값에 해당하는 50%로 가정하였다.[11] 이 과정에서 전체 취업자를 대상으로 한 18개 인구집단을 각각 임금근로자와 비임금근로자로 분해하여야 하는데, 『경제활동인구조사』의 원자료는 1986년부터 사용 가능하다. 1981~85년 기간의 경우에는 통계청에서 제공하고 있는 성・종사상지위별 취업자 자료를 성・연령별 취업자 및 성・학력별 취업자 자료와 결합하여 성・연령・학력・종사상지위별 취업자를 추산하였다. 따라서 본 연구의 분석 결과 중 1981~85년 기간의 분석 결과는 다른 기간에 비해 일관성이 부족할 수 있다. 하지만 본 연구의 주된 분석대상이 2000년대의 생산성 증가 추세이며, 상기한 종사상지위별 추산 결과는 노동의 질적 변화 추산에만 영향을 미치므로, 전체 연구 결과의 타당성을 크게 저해하지 않는 것으로 판단하였다.

Ⅳ. 총요소생산성 추정 결과

1. 기본모형 성장회계 결과

기본모형의 성장회계 결과가 〈Table 7〉에 제시되어 있다. 2000년대의 총요소생산성 증가율이 연평균 0.9%로 1990년대의 총요소생산성 증가율(0.8%)보다 소폭 높게 나타나고 있다. 2000년대의 경제성장률이 1990년대에 비해 2%p 낮지만, 노동의 성장기여도가 0.3%p 하락하고 자본의 성장기여도가 1.8%p 하락함에 따라 총요소생산성 증가율은 0.1%p 높게 나타났다. 한편, 5년 단위의 총요소생산성 증가율은 2000년대 후반에 다소 낮아지는 모습을 보이고 있는데, 이는 금융위기 이전의 세계경제 호황과 금융위기 이후의 경기부진이 부분적으로 반영되었을 가능성이 있는 것으로 사료된다.

---

11 최효미(2005)는 1998~2003년간 노동패널조사 자료를 이용하여 자영업자의 소득을 분석한 결과를 제시하고 있는데, 1998년에는 자영업자 소득이 임금근로자 대비 99%에서 2003년에는 117%로 상승한 것으로 나타나고 있다. 그러나 비임금근로자를 대상으로 '해당 일자리에서 얻은 소득은 월평균 얼마입니까(비용 제외)'라는 질문을 통해서 조사된 자료이므로, 엄밀한 의미에서 근로소득이 아니라 전체 소득을 분석한 것으로 판단된다. 또한 적자라고 응답한 자영업자의 경우 분석에서 제외하였으므로, 자영업자의 소득이 다소 과다 계상되었을 것으로 보인다. 다만, 임금근로자 대비 비임금근로자의 소득이 상승하는 것으로 나타나고 있으므로, 향후 더욱 엄밀한 분석을 위해서는 시기별로 다른 비임금근로자의 상대소득을 적용하는 방안을 고려할 필요가 있을 것으로 사료된다.

〈Table 7〉 Growth Accounting of the Korean Economy (Benchmark Model)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	2.0	4.3	2.9
1991~2000	6.2	1.6	3.8	0.8
2001~2010	4.2	1.3	2.0	0.9
1981~1985	8.5	1.2	3.3	4.0
1986~1990	9.7	2.7	5.3	1.8
1991~1995	7.4	2.2	4.6	0.6
1996~2000	4.9	0.9	3.0	1.0
2001~2005	4.5	1.3	2.2	1.0
2006~2010	3.9	1.3	1.8	0.8

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

기본모형에서 노동의 성장기여도는 한국생산성본부(2012)와 유사하며, 자본의 성장기여도는 조태형 외(2012)와 유사한 수준이다. 그러나 성장기여도는 요소소득 분배율과 요소 증가율을 곱하여 구해지므로, 각기 다른 요소소득 분배율과 요소 증가율에 따른 결과인 성장기여도의 직접적인 비교는 큰 의미가 없다.

각 요소의 성장기여도를 구성하는 요소소득 분배율과 요소 증가율의 추산 결과가 〈Table 8〉에 제시되어 있다. 노동소득 분배율은 1990년대의 평균 61.4%에서 2000년대에는 평균 60.3%로 소폭 낮아진 것으로 추정되었다. 1991~95년 기간의 61.9%를 정점으로 2006~10년 기간에는 60.2%로 점차 낮아지는 추세이다. 한편, 근로시간의 증가세는 1990년대의 연평균 1.3%에서 2000년대에는 0.6%로 상당히 둔화된 반면, 노동의 질적 구성은 1990년대의 연평균 1.2%에서 2000년대에는 1.5%로 개선속도가 다소 높아졌다. 노동의 질적 개선속도가 높아진 것이 전반적인 노동의 성장기여도 하락을 부분적으로 완화시킨 것으로 보인다. 한편, 자본의 경우에는 자본소득 비중이 2000년대에 소폭 높아졌으나, 자산스톡의 양적 증가세가 크게 둔화되고 질적 구성의 개선속도도 다소 느려지면서 전반적인 자본의 성장기여도가 낮아졌다.[12]

12 2000년대 들어 자본축적이 크게 둔화된 현상에 대해서 한진희・신석하(2008)는 1997년 경제위기 이전 한국경제의 자본축적이 다른 국가에 비해 현저히 높았으며 경제위기 이후에는 국제비교적 관점에서 낮다고 보기 어렵다는 점을 제기하고 있다. 또한 2000년 이후 자본축적의 둔화는 동아시아 국가에서 공통적으로 관찰되는데, 홍기석(2006)은 경제위기 이후 기업들이 부채비율을 낮추는 과정에서 투자율이

〈Table 8〉 Growth Rates of Components and Factor Income Shares

(Unit: %)

	VA	s_L	H	L-H	s_K	A	K-A	TFP
1981~1990	9.1	60.8	2.0	1.3	39.2	10.7	0.1	2.9
1991~2000	6.2	61.4	1.3	1.2	38.6	9.5	0.4	0.8
2001~2010	4.2	60.3	0.6	1.5	39.7	5.0	0.1	0.9
1981~1985	8.5	64.3	0.8	1.1	35.7	10.0	-0.7	4.0
1986~1990	9.7	57.4	3.2	1.4	42.6	11.4	1.0	1.8
1991~1995	7.4	61.9	2.5	1.1	38.1	11.6	0.4	0.6
1996~2000	4.9	60.8	0.2	1.4	39.2	7.4	0.4	1.0
2001~2005	4.5	60.4	1.0	1.1	39.6	5.5	0.0	1.0
2006~2010	3.9	60.2	0.3	1.8	39.8	4.5	0.1	0.8

Note: VA denotes value added; s_L labor income share; H total working hours; L-H labor compositions; A capital stock; K-A capital composition; TFP total factor productivity. Numbers except factor income shares are annual growth rates.

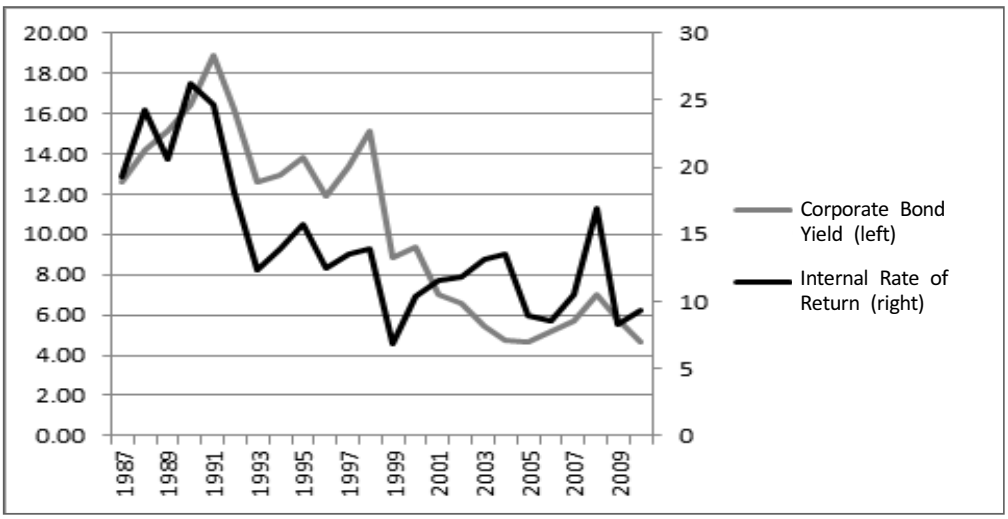
성장회계모형에서 식 (9)와 같이 측정한 자본의 내부수익률과 회사채금리를 비교한 결과가 [Figure 1]에 제시되어 있다. 내부수익률이 회사채수익률보다 평균 4%p 높게 추정되었으나, 1990년대 이후 하락하다가 외환위기 이후 하락세가 진정되는 등 대체적인 추이는 비슷한 것으로 보인다. 다만, 1990년대의 경우 내부수익률의 하락폭이 상대적으로 크게 나타나고 경제위기 이후에는 회사채수익률과 달리 다소 상승하는 모습을 나타내고 있다.[13]

이와 같이 노동 및 자본 등 요소투입의 증가세가 둔화됨에 따라 경제성장률에서 총요소생산성이 차지하는 비중(성장기여율)은 1990년대의 13%에서 2000년대에는 21%로 높아진 것으로 추산된다. 총요소생산성의 증가세는 크게 변화하지 않았으나, 1990년대에 매우 높았던 자본 증가세가 2000년대에 둔화됨에 따라 총요소생산성의 기여율이 높아졌다.

하락했을 가능성을 제기하고 있다.

13 내부수익률의 경우 1999년과 2008년에는 주로 투자재 가격의 급격한 변화로 인해 회사채수익률에 비해 급락하거나 급등하는 모습을 나타내기도 한다.

[Figure 1] Internal Rate of Return in Benchmark Model and Yields of Corporate Bonds



Note: 3 year corporate bond (AA–).
Source: http://ecos.bok.or.kr (accessed: August 20, 2013).

〈Table 9〉 Contribution Ratio of Components (Benchmark Model)

(Unit: %)

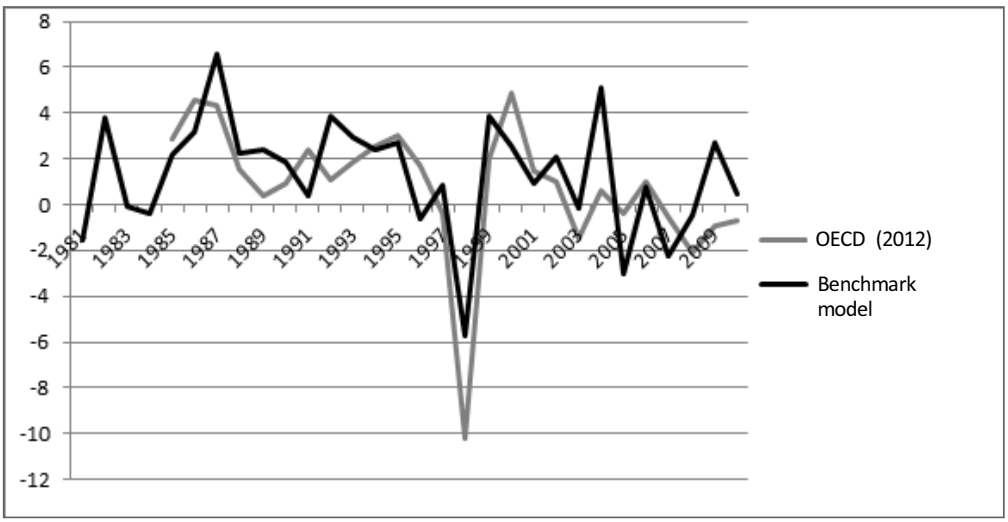
	L	K	TFP
1981~1990	22.0	47.3	31.9
1991~2000	25.8	61.3	12.9
2001~2010	31.0	47.6	21.4
1981~1985	14.1	38.8	47.1
1986~1990	27.8	54.6	18.6
1991~1995	29.7	62.2	8.1
1996~2000	18.4	61.2	20.4
2001~2005	28.9	48.9	22.2
2006~2010	33.3	46.2	20.5

Note: L denotes labor; K capital; TFP total factor productivity.

2. 노동 측정 차이

노동의 경우 기존 연구 중 OECD(2012)는 노동의 질적 변화를 반영하지 않고 노동시간만 반영한 반면, 다른 연구들은 노동시간뿐 아니라 노동의 질적인 변화를 반영하고 있다.

[Figure 2] Growth of Total Working Hours



노동시간의 증가세 둔화는 모든 연구에서 나타나지만, 둔화의 정도는 다소 차이가 있다. OECD(2012)와 Conference Board(2013)의 경우 각각 1990년대 0.9%, 1.0%에서 2000년대 −0.2%, −0.1%로 둔화된 것으로 나타난다. 이는 1990년대 1.3%에서 2000년대 0.6%로 둔화된 기본모형에 비해 다소 큰 폭의 변화이다.

기본모형에서는 인구집단을 성・연령・학력별로 18개 집단으로 분류한 후, 각각의 인구집단에 대해 『경제활동인구조사』의 취업자 수와 『사업체노동력조사』의 근로시간을 결합하여 총근로시간을 추산하므로, 근로시간이 상대적으로 긴 인구집단의 취업자가 늘어나는 데 따른 총근로시간의 변화가 반영된다.[14]

반면, OECD(2012)의 경우 노동의 구성 변화를 고려하지 않고 총근로시간으로 측정하였는데, OECD(2012)의 자료 출처는 『경제활동인구조사』 및 『사업체노동력조사』로 알려져 있다. 『사업체노동력조사』의 주당 총근로시간 증가율은 1990년대 연평균 −0.1%에서 2000년대 −1.1%로 비교적 빠르게 하락하였으나, 『경제활동인구조사』의 취업자 증가율이 1990년대 1.6%, 2000년대 1.2% 수준의 증가세를 유지하였으므로, 총근로시간은 노동의 구성 변화를 감안하지 않을 경우 2000년대에도 소폭의 양의 증가율을 기록하였을 것으로 생각된다. 한편, Conference Board(2013)의 경우 노동의 질적 구성을 고려하지만,

14 따라서 기본모형의 총근로시간은 『경제활동인구조사』의 취업자 수와 『사업체노동력조사』의 평균 근로시간을 곱하여 구한 값과 차이가 나게 되며, 또한 두 조사 간의 성・연령・학력별 구성의 차이도 반영된다.

〈Table 10〉 Growth Accounting of the Korean Economy with Total Working Hours of OECD (2012)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	1.7	4.3	3.1
1991~2000	6.2	1.3	3.8	1.1
2001~2010	4.2	0.8	2.0	1.4
1981~1985	8.5	1.3	3.3	3.9
1986~1990	9.7	2.1	5.3	2.3
1991~1995	7.4	2.0	4.6	0.8
1996~2000	4.9	0.5	3.0	1.4
2001~2005	4.5	0.8	2.2	1.4
2006~2010	3.9	0.7	1.8	1.3

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

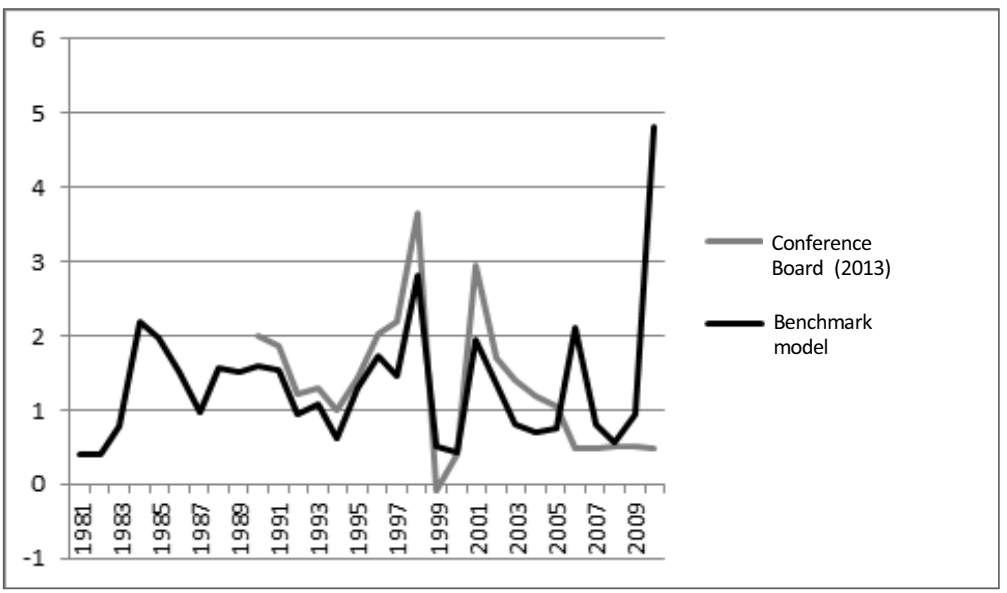
근로시간의 경우에는 구성 변화의 영향을 고려하지 않은 것으로 보이며 주된 자료출처가 OECD(2012)이므로 유사한 근로시간 추계 결과를 제시하는 것으로 사료된다.

〈Table 10〉과 [Figure 4]에 제시된 바와 같이 OECD(2012)의 근로시간 추이를 기본모형에 반영하게 되면, 근로시간 증가세가 빠르게 둔화되어 1990년대의 총요소생산성 증가율은 연평균 1.1%, 2000년대의 총요소생산성 증가율은 연평균 1.4%로 높아진다. 2000년대 총요소생산성 증가율의 상향 조정폭이 큰 것은 OECD(2012)와 기본모형의 근로시간 증가율 차이가 1990년대(−0.5%p)보다 2000년대(−0.8%p)에 더 크기 때문이다. 한편, 2000년대 전반과 후반을 비교하면, 2000년대 후반에 총요소생산성 증가율이 소폭 낮아진 것으로 추정된다.

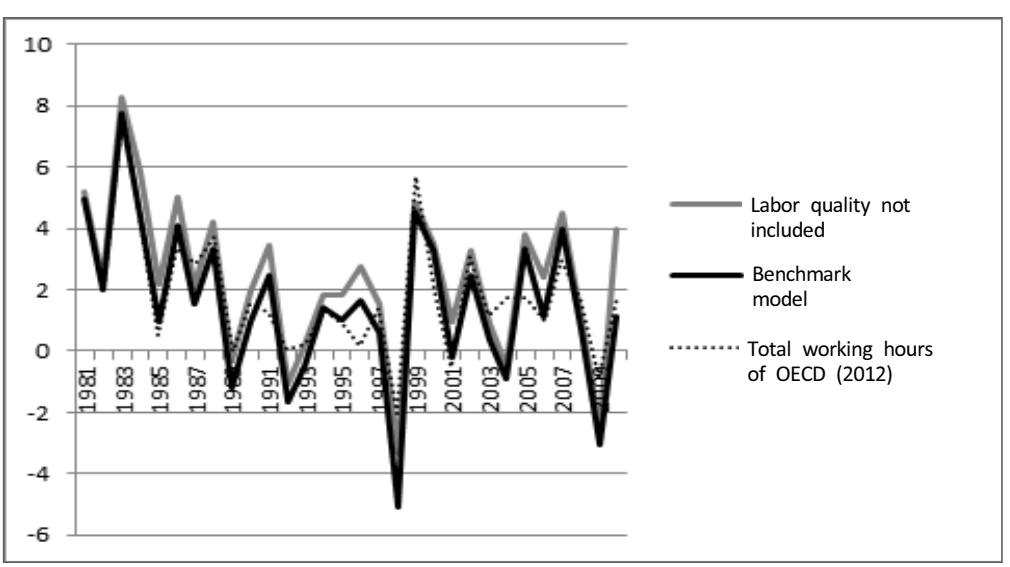
노동구성의 변화에 따른 질적 변화의 경우, 국내 연구와 Conference Board(2013) 모두 식 (6)에 제시된 EU KLEMS(2007)의 방법을 따르고 있다. 기본모형에서는 노동의 질 증가율이 1990년대의 연평균 1.2%에서 2000년대에는 연평균 1.5%로 개선된 것으로 추산되고 있다.[15] 반면, Conference Board(2013)의 경우 노동의 질 증가율이 1990년대

15 [Figure 3]에 제시되어 있는 바와 같이, 기본모형에서 노동의 질 증가폭이 2010년에 이례적으로 크게 나타나며, 1998년에도 크게 나타나고 있다. 이는 상대적으로 임금 비중이 높은 집단의 구성비가 높아지면 노동의 질이 높게 측정되는데, 외환위기와 국제금융위기 직후 상대적으로 임금이 낮은 저학력집단의 고용 및 노동시간이 축소되어 상대적으로 임금이 높은 고학력집단의 구성비가 높아짐에 따라 노동의

[Figure 3] Growth of Labor Quality



[Figure 4] TFP Growth Estimates By Various Labor Input Measures



질이 향상된 것으로 측정된 결과이다.

〈Table 11〉 Growth Accounting of the Korean Economy (Labor Quality Not Included)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	1.2	4.3	3.7
1991~2000	6.2	0.8	3.8	1.5
2001~2010	4.2	0.4	2.0	1.8
1981~1985	8.5	0.5	3.3	4.7
1986~1990	9.7	1.8	5.3	2.6
1991~1995	7.4	1.5	4.6	1.2
1996~2000	4.9	0.1	3.0	1.9
2001~2005	4.5	0.6	2.2	1.7
2006~2010	3.9	0.2	1.8	11.9

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

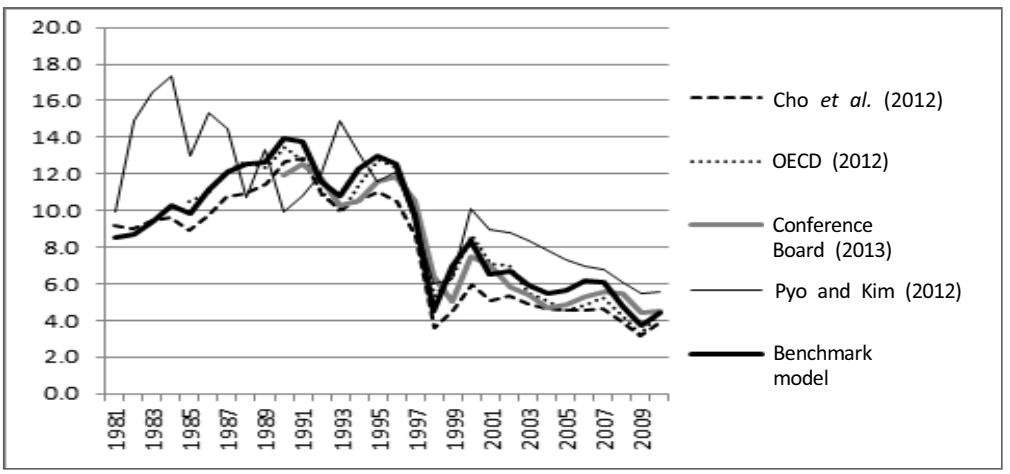
연평균 1.1%, 2000년대 연평균 0.8%로 추정되어, 기본모형과 달리 2000년대에 증가세가 둔화된 것으로 나타났는데, 이는 2007년 이후 실제 자료를 사용하지 않고 모형에 의한 예측치를 사용하였기 때문인 것으로 보인다.

한편, OECD(2012)와 같이 노동의 질적 구성을 고려하지 않고 근로시간의 변화만을 고려하게 되면, 노동의 질적 구성 개선으로 인한 성장기여분이 총요소생산성에 포함되게 된다. 〈Table 11〉과 [Figure 4]에 제시된 바와 같이 기본모형에서 노동의 질적 구성을 고려하지 않게 되면, 총요소생산성 증가율은 1990년대에 기본모형보다 0.8%p 높아진 1.4%, 2000년대에 0.9%p 높아진 1.6%로 추산되어 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대에 비해 소폭 높아진 결과를 제시하게 된다. 한편, 2000년대 전반과 후반을 비교하면, 상대적으로 2000년대 후반에 노동의 질적 구성 증가율이 높았으므로, 이를 노동투입에서 고려하지 않게 되면 총요소생산성 증가율이 2000년대 전반보다 소폭 높게 나타난다.

3. 자본 측정 차이

자본의 경우, 기존 연구 간에 자본재 유형 분류, 감가상각, 정보통신자본재 가격 조정, 자본스톡의 추계방법 등 세부적인 측면에서 상당히 차이가 크다. 각 연구의 세부적인

[Figure 5] Growth of Capital



자료가 다 공개되지는 않으므로, 여기서는 자본 구성의 변화까지 포함하는 전체 자본 증가율(식 5의 $\triangle \ln K$)을 검토하였다.

[Figure 5]에서 볼 수 있듯이 기본모형과 OECD(2012), Conference Board(2013)의 자본 증가율은 대체로 유사한 추이를 보이고 있다. 이들 연구의 연평균 자본 증가율은 각각 1990년대 10.4%, 10.0%, 9.8%이며, 2000년대는 5.5%, 5.1%, 5.3%로 나타나는 등 큰 차이는 없는 것으로 생각된다. 이는 이들 연구들이 방법론상에서 세부적인 차이가 존재하기는 하지만, 기본적으로 유사한 영구재고법을 사용하였기 때문으로 보인다. 한편, 조태형 외(2012)의 경우 영구재고법을 사용하였으므로 앞서 언급한 연구들과 전반적인 증가 추이는 비슷하지만, 정보통신재 가격을 조정하지 않았기 때문에 자본스톡 증가율이 다소 낮게 나타나고 있다.

반면, 표학길・김새랑(2012)의 경우 1997년 이전에는 기준연도 접속법을 사용하고 이후 기간에만 영구재고법을 사용할 뿐 아니라 감가상각률도 차이가 남에 따라 다른 연구들과 다소 다른 자본스톡 증가율 추이를 보이고 있다.[16] 기본모형과 달리 1980년대의 자본스톡 증가율이 둔화되는 모습을 보이고 있으며, 1997년 이후에도 기본모형보다 1.5%p

16 표학길・김새랑(2012)에는 8개 자본재 유형별 자본스톡과 감가상각률은 제시되어 있으나, 본 연구에서 검토하는 전체 자본 증가율($\triangle \ln K$)은 포함되어 있지 않다. 표학길・김새랑(2012)의 자본스톡에 상응하는 전체 자본 증가율을 구하기 위해, 자본재 유형별 자본소득의 비중은 본 연구의 방법을 적용하였다. 또한 한국생산성본부(2012)의 자본스톡은 표학길・김새랑(2012)의 방법을 적용한 것이나, 산업별 자본스톡을 추정하였으므로 이를 합산한 경제 전체의 자본스톡 추이는 표학길・김새랑(2012)과 다소 차이가 있다.

〈Table 12〉 Growth Accounting of the Korean Economy with Capital Stock of Pyo and Kim (2012)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	2.0	5.4	1.7
1991~2000	6.2	1.6	4.2	0.4
2001~2010	4.2	1.3	3.2	−0.3
1981~1985	8.5	1.2	5.0	2.3
1986~1990	9.7	2.7	5.9	1.1
1991~1995	7.4	2.2	5.0	0.2
1996~2000	4.9	0.9	3.4	0.6
2001~2005	4.5	1.3	3.7	−0.5
2006~2010	3.9	1.3	2.8	−0.2

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

정도 높은 수준의 자본 증가율을 나타내고 있다.[17]

〈Table 12〉와 [Figure 6]에 제시된 바와 같이, 기존 연구 중 증가율이 가장 높게 추정된 표학길・김새랑(2012)의 자본스톡을 기본모형에 결합하는 경우, 총요소생산성 증가율이 1990년대 연평균 0.4%, 2000년대 연평균 −0.3%로 기본모형보다 각각 0.4%p, 1.2%p 낮게 추정된다. 2000년대의 경우 표학길・김새랑(2012)과 기본모형 간의 자본스톡 증가율 차이가 상대적으로 크기 때문에, 총요소생산성 증가율의 하향 조정폭이 크게 나타난다.

한편, 〈Table 13〉과 [Figure 6]에 제시된 바와 같이 기존 연구 중 증가율이 가장 낮게 추정된 조태형 외(2012)의 자본스톡을 기본모형에 결합하는 경우, 총요소생산성 증가율이 1990년대 연평균 1.2%, 2000년대 연평균 1.1%로 기본모형보다 각각 0.4%p, 0.2%p 높게 추정된다. 2000년대의 총요소생산성 증가율의 상향 조정폭이 1990년대에

17 표학길・김새랑(2012)의 자본스톡 증가율이 다른 연구에 비해 2000년대에 높게 나타나는 현상은 감가상각률이 다소 낮게 추정된 데 기인할 가능성이 있다. 〈Table 6〉에서 제시된 바와 같이 표학길・김새랑(2012)의 감가상각률은 대부분의 자본재 유형에서 다른 연구에 비해 낮게 추정되었으며, 특히 정보통신재에서 차이가 크다. 정보통신 투자가 점차 확대되었음을 감안하면 이러한 감가상각률의 차이가 2000년대 자본스톡 증가율을 높게 추정하는 요인이 될 수 있다. 다만, 기본모형, OECD(2012), Conference Board(2013)에서는 정보통신재 가격 조정을 하고 있으므로, 감가상각률의 차이로 인한 효과가 부분적으로 상쇄될 것으로 생각된다.

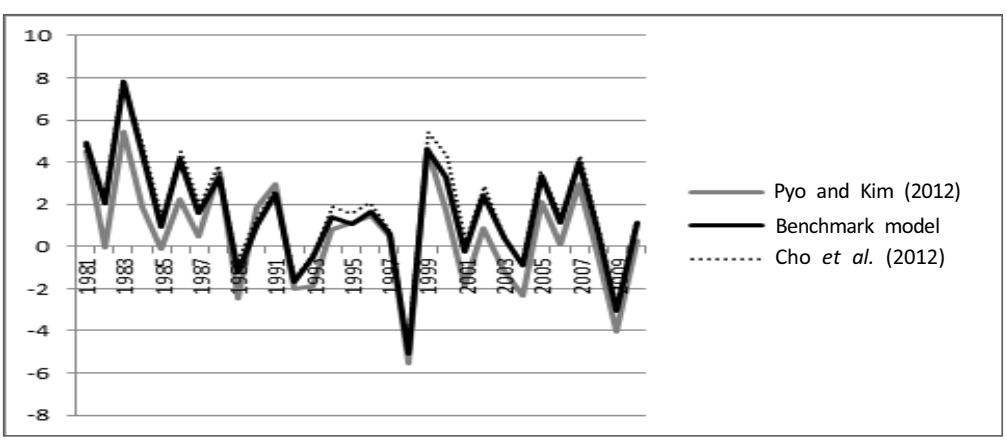
〈Table 13〉 Growth Accounting of the Korean Economy with Capital Stock of Cho *et al.* (2012)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	2.0	4.0	3.1
1991~2000	6.2	1.6	3.4	1.2
2001~2010	4.2	1.3	1.8	1.1
1981~1985	8.5	1.2	3.2	4.1
1986~1990	9.7	2.7	4.9	2.1
1991~1995	7.4	2.2	4.3	0.8
1996~2000	4.9	0.9	2.5	1.5
2001~2005	4.5	1.3	1.9	1.3
2006~2010	3.9	1.3	1.6	1.0

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

[Figure 6] TFP Growth Estimates By Various Capital Input Measures



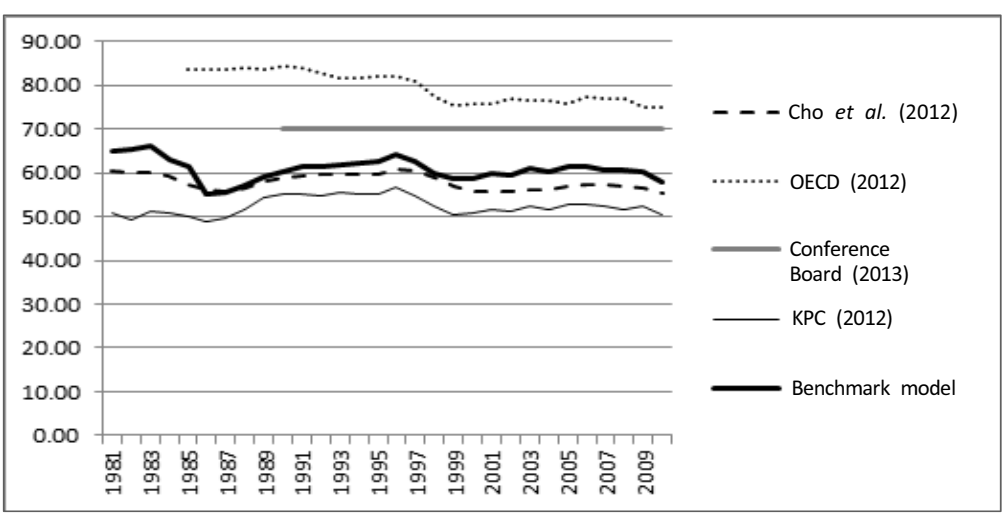
비해 작은 것은, 기본모형에서는 정보통신재의 가격 조정으로 자본스톡 증가율이 조태형 외(2012)보다 높게 추정되는데 이러한 정보통신재 가격 조정의 효과가 1990년대에 더 크기 때문인 것으로 생각된다. 한편, 2000년대 전반과 후반을 비교하면, 2000년대 후반의 총요소생산성 증가율이 소폭 낮게 나타난다.

4. 요소소득 분배율 차이

노동소득 분배율의 경우, 자영업자 및 무급가족종사자 등 비임금근로자 소득을 어떻게 처리하느냐에 따라 상당히 다른 결과를 얻게 된다. [Figure 7]에서 볼 수 있듯이 비임금근로자의 노동소득이 피용자 임금과 같다고 가정한 OECD(2012)의 노동소득 분배율이 가장 높게 나타나며, 농업에서만 비임금근로자의 노동소득을 반영하고 다른 산업에서는 피용자의 노동소득만 고려한 한국생산성본부(2012)의 노동소득 분배율이 가장 낮게 나타나고 있다. 두 연구의 노동소득 분배율은 1990년대 평균 26.3%p, 2000년대 평균 24.4%p의 차이를 보이고 있다.

한편, Conference Board(2013)의 노동소득 분배율은 방법론상에는 비임금근로자의 노동소득을 피용자 임금과 같은 것으로 가정하여 추산한 것으로 서술되어 있지만, 총근로시간 증가율과 성장기여도로부터 역산한 결과는 노동소득 분배율이 70%로 일정하게 가정되었음을 시사하고 있다. 조태형 외(2012)의 경우 기본모형과 마찬가지로 비임금근로자의 노동소득이 피용자 임금의 50%라는 전제하에 노동소득 분배율이 추산되었으므로 기본모형과 가장 유사한 결과를 나타내고 있다. 다만, 기본모형은 노동소득 분배율을 기초가격 명목 GDP를 기준으로 산정한 반면, 조태형 외(2012)는 시장가격 명목 GDP를 기준으로 산정했기 때문에 기본모형보다 소폭 낮게 추산된 것으로 보인다.

[Figure 7] Labor Income Shares



Conference Board(2013)를 제외한 대부분의 연구에서 1997년 외환위기를 거치며 노동소득 분배율이 하락한 것으로 나타나고 있다. OECD(2012)의 경우 외환위기를 전후한 변화 이외에도 노동소득 분배율이 완만히 하락하는 경향을 보이고 있는데, 이는 우리 경제에서 비임금근로자의 비중이 점차 줄어드는 현상과 관련되었을 가능성이 있는 것으로 사료된다.[18]

OECD(2012)와 한국생산성본부(2012)의 노동소득 분배율을 기본모형에 반영하는 경우,[19] 총요소생산성 추산 결과가 어떻게 변화하는지를 분석한 결과가 〈Table 14〉, 〈Table 15〉, [Figure 8]에 제시되어 있다.[20]

〈Table 14〉 Growth Accounting of the Korean Economy with Labor Income Share of OECD (2012)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	2.8	1.8	4.6
1991~2000	6.2	2.1	1.9	2.2
2001~2010	4.2	1.6	1.2	1.3
1981~1985	8.5	1.6	1.4	5.5
1986~1990	9.7	3.9	2.2	3.6
1991~1995	7.4	2.9	2.2	2.3
1996~2000	4.9	1.2	1.7	2.0
2001~2005	4.5	1.6	1.3	1.5
2006~2010	3.9	1.6	1.1	1.1

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

18 자영업자 및 무급가족종사자 등 비임금근로자의 노동소득이 임금근로자에 비해 낮을 경우, OECD (2012)의 방법은 전체 노동소득을 과다 추정하게 되며, 비임금근로자의 비중 감소는 과다 추정의 정도를 낮추어 추정된 노동소득 분배율의 하락요인으로 작용할 수 있다.

19 경제 전체의 노동소득 분배율은 OECD(2012) 및 한국생산성본부(2012)의 추산 결과와 갖도록 조정하지만, 인구집단별 상대적 임금수준의 차이는 유지되도록 하였다. 한국생산성본부(2012)의 노동소득 분배율은 산업별 명목노동소득을 합산하여 구한 결과이다.

20 노동소득 분배율의 변화는 식 (2)의 $\overline{w_L}$과 $\overline{w_K}$도 변화시킬 뿐 아니라, 전체 자본의 증가율($\triangle \ln K_t$)도 변화시키게 된다. 즉, 노동소득 분배율의 변화는 명목자본소득($p_t^K K_t$)의 변화를 통해 식 (9)의 내부수익률을 변화시키고, 식 (8)의 자본재 유형별 임대가격(p_{kt}^K)에 상이한 영향을 미치게 되어 전체 자본의 증가율($\triangle \ln K_t$)도 변화시키게 된다.

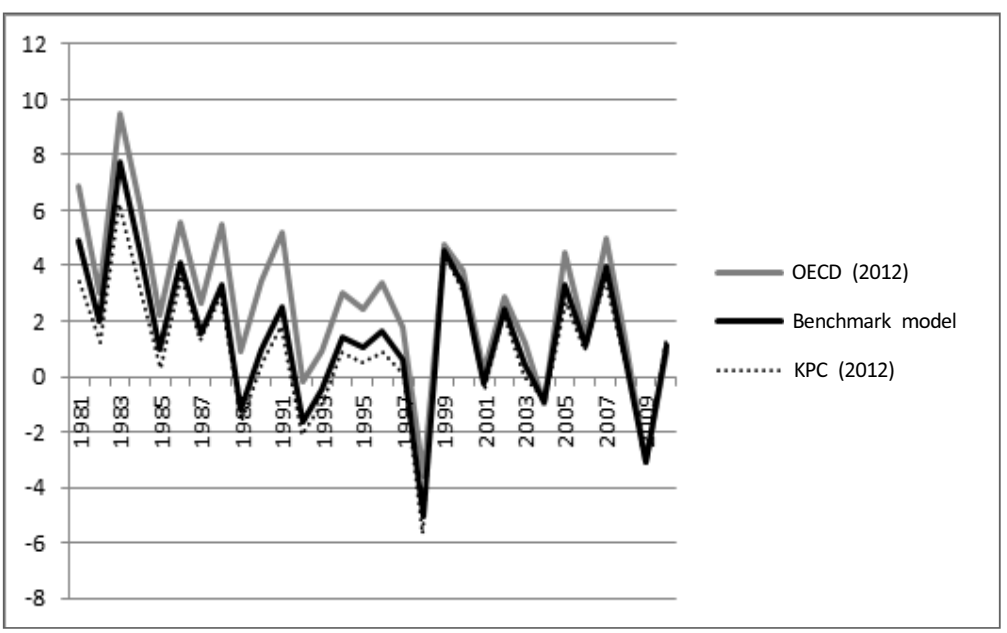
〈Table 15〉 Growth Accounting of the Korean Economy with Labor Income Share of KPC (2012)

(Unit: %, %p)

	VA	L	K	TFP
1981~1990	9.1	1.7	5.3	2.1
1991~2000	6.2	1.4	4.5	0.3
2001~2010	4.2	1.1	2.4	0.7
1981~1985	8.5	1.0	4.7	2.9
1986~1990	9.7	2.4	6.0	1.3
1991~1995	7.4	2.0	5.4	0.0
1996~2000	4.9	0.8	3.6	0.6
2001~2005	4.5	1.1	2.6	0.7
2006~2010	3.9	1.1	2.2	0.6

Note: VA denotes value added; L labor; K capital; TFP total factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

[Figure 8] TFP Growth Estimates By Various Labor Income Share



OECD(2012)의 노동소득 분배율을 사용하게 되면 총요소생산성 증가율이 1990년대 2.2%, 2000년대 1.3%로서 기본모형보다 각각 1.4%p, 0.4%p 높게 추정된다. 총요소생산성 증가율이 상향 조정되는 결과는 자본 증가율이 노동 증가율보다 높은 상황에서 자본소득의 비중이 낮아지면 전체 요소투입의 성장기여도가 낮아지는 데 따른 것이다. 1990년대의 경우 자본 증가율과 노동 증가율의 차이(7.3%p)가 2000년대(2.9%p)에 비해 크므로,[21] 자본소득 분배율의 하향 조정에 따른 총요소생산성 증가율 상향 조정 효과가 2000년대에 비해 크게 나타나게 된다. 한편, 2000년대 전반과 후반을 비교하면, 2000년대 전반의 자본 증가율과 노동 증가율의 차이가 2000년대 후반에 비해 크기 때문에 자본소득 분배율 하향 조정에 따른 총요소생산성 상향 조정 효과가 2000년대 전반에 더 크게 나타나면서 2000년대 전반과 후반의 총요소생산성 증가율 차이가 확대된다.

반면, 한국생산성본부(2012)의 상대적으로 낮은 노동소득 분배율을 이용하게 되면 총요소생산성 증가율이 기본모형보다 낮게 추정된다. 1990년대의 총요소생산성 증가율은 0.3%, 2000년대의 총요소생산성 증가율은 0.7%로 기본모형보다 각각 0.5%p, 0.2%p 낮게 추정되는데, 이는 앞에서 설명한 바와 같이 1990년대의 자본 증가율과 노동 증가율의 차이가 2000년대에 비해 크기 때문이며, 이에 따라 노동소득 분배율 하향 조정에 따른 총요소생산성 증가율 하향 조정의 효과가 1990년대에 더 크게 나타난다. 동일한 이유로 2000년대 전반의 총요소생산성 증가율이 2000년대 후반에 비해 더 크게 하향 조정되면서 2000년대 전후반의 총요소생산성 증가율의 차이가 축소되는 것으로 추정되었다.

이러한 결과는 〈Table 16〉에 제시된, 자영업자의 노동소득을 피용자 임금의 60%, 70%, 80%, 90%로 가정하는 경우의 총요소생산성 추정 결과와 부합한다. 자영업자의 노동소득을 피용자 임금의 70% 이상으로 가정하는 경우 2000년대의 생산성 증가세가 1990년대보다 낮게 추정된다.[22]

---

21 자본 증가율과 노동 증가율의 차이는 기본모형에서의 추정 결과를 이용하여 산정한 것이다. OECD(2012)의 노동소득 분배율을 이용한 모형에서는 자본 증가율과 노동 증가율의 차이가 1990년대 7.7%p, 2000년대 3.1%p로 나타난다.

22 조태형 외(2012)에서도 피용자 임금 대비 자영업자 노동소득 비율이 높아질수록 2000년대의 생산성 증가세가 낮아지는 것으로 나타나고 있다.

〈Table 16〉 TFP Growth Estimates by Various Assumption on Labor Income of the Self-employed

(Unit: %, %p)

	60%[1)]	70%[1)]	80%[1)]	90%[1)]
1981~1990	3.1	3.4	3.6	3.9
1991~2000	0.9	1.1	1.2	1.4
2001~2010	0.9	1.0	1.0	1.1
1981~1985	4.3	4.7	5.0	5.3
1986~1990	1.9	2.1	2.2	2.4
1991~1995	0.7	0.9	1.1	1.3
1996~2000	1.1	1.3	1.4	1.5
2001~2005	1.1	1.1	1.2	1.2
2006~2010	0.8	0.9	0.9	0.9

Note: 1) The labor income of the self-employed relative to the labor income of employee with the similar socio-economic characteristic.

Ⅴ. 요약 및 시사점

본 연구에서는 2000년대 우리 경제의 총요소생산성을 분석한 기존 연구들을 비교・검토하였다. 본 연구에서 초점을 맞추고 있는 2000년대의 생산성 증가세가 1990년대에 비해 높아졌는지 낮아졌는지 여부도 요소투입과 소득분배율 추정방법에 따라 달라지는데, 지금까지의 분석 결과를 감안할 때 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다.

첫째, 2000년대의 생산성 증가세 추이에 대한 평가에 가장 중요한 영향을 미치는 요인은 소득분배율이다. OECD(2012)와 같이 노동소득 분배율을 높게 산정하는 경우, 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 0.9%p 낮게 나타났다. 반면, 한국생산성본부와 같이 노동소득 분배율을 낮게 산정하는 경우, 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 0.4%p 높게 나타났다.

둘째, 자본스톡의 경우 총요소생산성 증가율 수준에는 상당한 영향을 미치지만, 어떤 자료를 사용하든 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대에 비해 낮게 추정되었다. 다만, 자본스톡 증가율이 높게 측정된 표학길・김새랑(2012)의 자료에서는 1990년

대 대비 2000년대의 총요소생산성 증가율 하락폭이 0.7%p로 크게 나타나는 반면, 자본스톡 증가율이 낮게 측정된 조태형 외(2012)의 자료에서는 1990년대 대비 2000년대의 총요소생산성 증가율 하락폭이 0.1%p 정도에 그치고 있다.

셋째, 노동투입의 경우 OECD(2012)와 같이 총근로시간이 빠르게 하락하거나 노동 구성효과를 감안하지 않는 경우, 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 높게 나타나는 결과를 얻게 된다. 그러나 Jorgenson 방식의 성장회계에서 근원적 생산요소인 노동과 자본의 영향을 제외한 부분을 총요소생산성으로 정의하고 있으므로, 노동 및 자본의 질적 변화를 감안하는 것이 총요소생산성의 정의에 부합하는 것으로 생각되며, OECD(2012)의 총근로시간은 자료에 다소 문제가 있는 것으로 보인다.

각 요인들의 영향에 대한 결과는 연구 간 결과의 차이를 이해하는 데 도움을 준다. 한국생산성본부(2012)의 경우 높은 자본소득 분배율로 인해 다른 연구에 비해 총요소생산성 증가율이 전반적으로 낮게 추정되는 가운데, 2000년대 자본 증가율이 상대적으로 높게 추정됨에 따라 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 낮아진 결과를 제시한 것으로 생각된다. 조태형 외(2012)는 방법론상 기본모형과 유사한 측면이 많아 성장회계 결과에서도 큰 차이를 보이지 않는다. Conference Board(2013)의 경우 노동소득 분배율이 70%로 비교적 높게 가정되어 있으나, 2000년대에 총근로시간이 빠르게 둔화되고 노동의 구성이 2007년 이후 일정하게 개선되지 않은 것으로 가정됨에 따라 노동투입의 기여도가 크게 낮아지면서 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 소폭 높아지는 결과를 제시하고 있다. OECD(2012)의 경우 노동소득 분배율이 상대적으로 높게 산정되어 있으며 노동 구성 변화의 효과가 총요소생산성에 포함되므로 다른 연구에 비해 총요소생산성 증가율이 전반적으로 높게 추정되는 경향이 있다. 또한 높은 노동소득 분배율로 인한 총요소생산성 증가율 상향 조정 효과가 2000년대에 줄어듦에 따라 총근로시간 증가율의 급격한 둔화에도 불구하고 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 낮게 추정되고 있다.

이러한 분석 결과를 종합적으로 고려하면, 2000년대 우리 경제의 총요소생산성 증가율은 1990년대와 유사한 수준으로 판단된다. 비임금근로자의 근로소득이 임금근로자와 같다고 가정하는 OECD(2012)의 방식이나, 비임금근로자의 근로소득을 거의 고려하지 않는 한국생산성본부(2012)의 방식은 다소 극단적인 경우로 간주될 수 있다. 최효미(2005)에서 적자라고 응답한 경우를 제외하여 과다 계상된 자영업자의 전체 소득이 임금근로자 대비 99~117%로 추정되었음을 고려할 때, 자영업자의 노동소득이 동일한 인

적 특성을 갖는 임금근로자의 노동소득보다 작다고 가정하는 것이 적절할 것으로 사료된다. 한편, 자본스톡의 경우 여러 요인이 복합적으로 작용하고 있어 판단하기 쉽지 않지만, 기준연도 접속법의 경우 표학길(2003)에서 관측되듯이 일부 자본재 유형이나 산업 자본 추계에서 음의 감가상각률이 추정되는 문제가 있으며, 국내외 많은 연구들이 영구재고법으로 자본스톡을 추계하고 있다. 자영업자의 노동소득을 임금근로자 대비 50~70% 수준으로 가정하고 영구재고법으로 자본을 추계하는 경우, 2000년대의 총요소생산성 증가율이 1990년대보다 소폭 높거나 소폭 낮은 정도의 결과를 얻게 된다. 이는 결과적으로 기존 연구 중 조태형 외(2012), Conference Board(2013)와 유사한 결론이며, 2000년대의 생산성 증가세가 상대적으로 크게 하락한 것으로 분석한 OECD(2012), 한국생산성본부(2012)의 결과와 다소 차이가 난다.

이러한 분석 결과는 향후 엄밀한 총요소생산성 증가율을 추정하기 위해서는 신뢰할 만한 요소소득 분배율과 자본스톡 추계가 중요함을 시사한다. 자본스톡의 경우 한국은행에서 국제적인 국민계정체계 기준에 맞추어 1953년 이후 우리 경제의 연도별 자본스톡을 추정하는 작업을 진행 중이다. 여타 국민계정과의 정합성을 점검함과 아울러 통계청과의 협력을 통해 통계적 정합성을 확보하는 노력을 기울이고 있는 것으로 알려져 있다. 반면, 요소소득 분배율의 경우에는 추정의 정밀성을 제고하기 위한 노력이 상대적으로 부족한 것으로 보인다. 요소소득 분배율은 총요소생산성뿐 아니라 최근 제기되고 있는 소득격차 및 소비부진 등 많은 경제현상과 관련된 중요한 경제변수이다. 따라서 향후 요소소득 분배율을 엄밀히 추정하기 위한 정책적 노력이 기울여져야 할 것으로 사료된다.

한편, 본 연구에서 검토한 대부분의 경우에서 2000년대 후반의 총요소생산성 증가율이 2000년대 전반보다 낮게 추정되고 있다. 국제금융위기의 여파를 감안할 때 2000년대 전반과 후반의 총요소생산성 증가율을 비교하는 것은 시기상조일 수 있다. 그러나 우리 경제의 총요소생산성 증가세가 2000년대에도 유지될 수 있었던 데에는 1997년 외환위기 이후 경제 전반에 걸친 구조개혁이 상당 부분 기여했을 것으로 인식되고 있다. 이번 국제금융위기의 원인 및 전개과정 등이 1997년 외환위기와 다르기는 하지만, 국제금융위기의 대응과정에서 구조개혁의 중요성이 부각되지 않은 점은 우려스럽다. 향후 우리 경제의 총요소생산성 증가세가 크게 둔화되지 않기 위해서는 지속적인 구조개혁 및 제도개선을 위한 노력이 필요할 것이다.

본 연구에서는 총요소생산성과 관련된 제도적 측면에 대해 검토하지 못하였다. 제도

적 측면에 대한 세밀한 분석을 통해 향후 우리 경제의 총요소생산성 증가세를 유지하기 위해 어떤 제도적 측면을 개선해야 할지에 대한 정책적 시사점을 도출하는 연구가 필요할 것이다. 또한 완전경쟁, 규모의 수익불변 등 기존 성장회계방식의 엄격한 가정을 완화하기 위한 연구들이 문춘걸(2009), 김상호(2011), 박세훈・주연화(2011), OECD (2012), 장인성(2013) 등에서 제시되고 있다. 향후에는 좀 더 현실적인 가정하에 총요소생산성을 추정하고, 이를 통해 최근 총요소생산성 증가세 추이 변화에 대해 점검할 필요가 있는 것으로 생각된다.

참고문헌

김동석・김민수・김영준・김승주, 『한국경제의 성장요인 분석: 1970~2010』, 연구보고서 2012-08, 한국개발연구원, 2012.

김상호, 「Solow 잔여치를 이용한 총요소생산성의 정확한 추정」, 『경제연구』, 제29권 제3호, 2011.

문춘걸, 「한국경제의 생산구조 및 총요소생산성에 관한 동태분석과 총요소생산성 제고를 위한 정책과제」, 『응용경제』, 제11권 제2호, 2009.

박세훈・주연화, 「한국경제의 총요소생산성의 순환성에 관한 실증분석(1975~2010)」, 『국제지역연구』, 제15권 제3호, 2011.

신석하, 「한국의 산업별 정보통신자본과 총요소생산성」, 『한국개발연구』, 제32권 제4호, 2010.

장인성, 『총요소생산성의 추이와 성장률 변화요인 분석』, 경제연구보고서, 국회예산정책처, 2013.

조태형・김정훈・Paul Schreyer, 『1980~2010년중 우리나라 실질소득의 증가요인 분석』, 금융경제연구 제480호, 한국은행, 2012.

표학길, 「한국의 산업별・자산별 자본스톡추계(1953~2000)」, 『한국경제의 분석』, 제9권 제1호, 2003.

표학길・김새랑, 『분기별 자본스톡의 측정 및 총요소생산성의 최근 추이 분석』, 국회예산정책처 용역보고서, 국회예산정책처, 2012.

최효미, 「자영업자의 근로소득 분석」, 노동리뷰, 한국노동연구원, 2005.

한국생산성본부, 『총요소생산성 국제비교』, 2012.

한진희・신석하, 「경제위기 이후 한국경제의 성장: 성장회계 및 성장회귀 분석」, 『한국개발연구』, 제30권 제1호, 2008.

홍기석, 「최근 기업 설비투자 결정요인의 미시적 분석」, 『경제분석』, 제12권 제1호, 한국은행, 2006.

EU KLEMS, "EU KLEMS Growth and Productivity Accounts Version 1.0 Part I Methodology," 2007.

OECD, *Measuring Productivity*, 2001.

OECD, *OECD Compendium of Productivity Indicators*, 2012.

Pyo, Hak K., Chun Hyunbae, and Rhee Keun Hee, "Total Factor Productivity by 72 Industries in Korea and International Comparison (1970~2005)," Working Paper, No. 324, Institute for Monetary and Economic Research, The Bank of Korea, 2008.

The Conference Board, "The Conference Board Total Economy Database™ Methodological Notes," 2013.

〈웹사이트〉

한국은행 경제통계시스템(http://ecos.bok.or.kr, 접속일자: 2013. 8. 20).

부 록

한국생산성본부(2012)는 산업별 총산출 성장회계 자료를 이용하여 경제 전체의 부가가치 성장회계를 시행하였다. 여기에서는 그 과정을 설명하고, 경제 전체 부가가치에 대해 직접 성장회계를 시행한 결과와의 비교에 따른 유의점을 언급하고자 한다. 좀 더 상세한 논의는 OECD(2001)에 제시되어 있다.

우선 다음과 같은 산업 j의 총산출 함수를 가정한다.

$$Q^j = h^j(X^j, M^j, T)$$

여기서 Q는 실질부가가치이며, X는 자본 및 노동과 같은 근원적인 요소이며, M은 에너지, 원자재, 서비스 등 중간재 투입을 각각 나타내며, T는 시간으로 대표될 수 있는 기술수준 등을 나타낸다. 표준적인 가정을 전제로 총산출 증가는 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\triangle \ln Q_t^j = \overline{u_t^{Xj}} \triangle \ln X_t^j + \overline{u_t^{Mj}} \triangle \ln M_t^j + \triangle \ln \widehat{TFP_t^j}$$

여기서 $\overline{u}$는 산업 j의 각 투입요소에 대한 보수가 명목총산출에서 차지하는 비중의 두 기간(t기와 $t-1$기) 평균을 나타낸다.

산업별 부가가치 증가율과 산업별 총산출 증가율 간에는 다음과 같은 관계가 존재한다.

$$\begin{aligned}\triangle \ln V_t^j &= \overline{v_t^j}\left(\triangle \ln Q_t^j - \overline{u_t^{Mj}} \triangle \ln M_t^j\right) \\ &= \overline{v_t^j}\left(\overline{u_t^{Xj}} \triangle \ln X_t^j + \triangle \ln \widehat{TFP_t^j}\right)\end{aligned}$$

여기서 $\overline{v}$는 산업 j의 명목부가가치가 명목총산출에서 차지하는 비중의 두 기간(t기와 $t-1$기) 평균을 나타낸다.

경제 전체의 부가가치 증가율은 다음과 같이 산업별 부가가치 증가율의 가중합으로 집계된다.

$$\triangle \ln V_t = \sum_j \overline{s_t^j} \triangle \ln V_t^j$$
$$= \sum_j \overline{s_t^j}\,\overline{w_t^{Xj}} \triangle \ln X_t^j + \sum_j \overline{s_t^j} \triangle \ln \widehat{TFP_t^j}$$

여기서 $\overline{s}$는 산업 j의 명목부가가치가 전체 명목부가가치에서 차지하는 비중의 두 기간(t기와 $t-1$기) 평균을 나타내며, $\overline{w}$는 산업 j의 각 투입요소에 대한 보수가 명목부가가치에서 차지하는 비중의 두 기간(t기와 $t-1$기) 평균을 나타낸다.

따라서 산업별 근원 생산요소의 증가율 가중합($\sum_j \overline{s_t^j}\,\overline{w_t^{Xj}} \triangle \ln X_t^j$)을 이용하여 경제 전체를 분석하는 경우, 각 요소를 경제 전체 차원에서 집계한 후 증가율을 구한 방법($\overline{w_t^X} \triangle \ln \sum_j X_t^j$)과 직접적으로 비교하는 데는 어려움이 있다.

韓國開發研究
제36권 제2호(통권 제123호)

연결망 vs 연줄망: 네트워크의 폐쇄성과 그 효과에 대한 이론적 접근

이 삼 호
(고려대학교 경제학과 부교수)

Open Social Network vs Closed Social Network: A Theoretical Approach to the Effect of the Exclusiveness of the Network

Sam-Ho Lee
(Associate Professor, Department of Economics, Korea University)

* 이삼호: (e-mail) samho@korea.ac.kr, (address) Department of Economics, Korea University, 145, Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, 136-701, Korea.

• Key Word: 연줄망(Yeonjulmang(Closed Network)), 연결망(Yeongyeolmang(Open Network)), 사회규범(Social Norm), 배타성(Exclusiveness)
• JEL Code: Z13, D02
• Received: 2013. 9. 16 • Referee Process Started: 2013. 9. 25
• Referee Reports Completed: 2014. 5. 7

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 2, 2014
ⓒ Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This paper is a theoretical attempt to analyze and understand Yeonjulmang and Yeongyeolmang, which are terms for social networks with negative and positive connotation respectively in Korean Sociology. To do that, we analyze a social network where unilateral help are reciprocated. A social network in this context is a network where the past behaviors of its members are transmitted. With the information how the members behaved before, a social norm can emerge in the network, which facilitate the indirect reciprocation of unilateral help. In this norm, an agent's helping now will be rewarded by his being helped in the future. Since the reward happens in the future, this norm may not be sustained even if it is efficient. To sustain the reciprocation of the help, a norm can evolve to punish the violation of the norm more severely. If the punishment becomes too severe, the reciprocation of the help can be sustained even if it is not efficient any more in that the cost of help exceeds the benefit. If we allow the exit of the network, members have incentive to do it as belonging to the network is not beneficial any more. Then the social network may collapse. To avoid the collapse of the network, the exclusive norm, which exclude even mutually beneficial relationship with outsiders, may emerge. This can explain the emergence of Yeonjulmang, or a closed network, which is inefficient in double senses; 1) it may sustain inefficient reciprocation of help, and 2) the mutually beneficial relationship is excluded between an insider and an outsider of the network.

본 논문은 한국 사회학계에서 사회관계망을 긍정적, 부정적 의미로 구분하는 연결망과 연줄망 개념을 이론적으로 이해하려는 시도이다. 이를 위해 일방적인 도움의 교환이라는 측면에 주목하여 사회관계망의 역할과 출현 가능한 규범에 대하여 논의한다. 사회관계망은 경제주체들의 행위에 대한 정보를 유통시키는 망으로서, 사회관계망 내에서 도움의 교환을 활성화시키는 역할을 하며, 이를 기초로 도움을 교환하는 규범이 출현한다. 그런데 사회관계망에서 도움의 교환을 지속시키기 위해서는 규범을 어겼을 때의 손실을 강화해야 하며, 이로 인해 비효율적인 도움의 교환이 가능할 수도 있다. 비효율적인 도움의 교환은 사회관계망으로부터의 이탈과 그로 인한 사회관계망의 붕괴를 가져올 수 있는데, 이 경우 사회관계망의 유지를 위해서 모두에게 손해인 배타적인 규범, 즉 연줄망이 등장한다.

Ⅰ. 서 론

‘연줄’이란 표현은 한국 사회에서 인간관계의 네트워크를 부정적인 의미로 표현하기 위해 사용된다. 개인이 사회에서 관계 맺음을 통해 필요한 정보를 교환하고 도움을 교환하는 것은 결코 부정적인 것이라 할 수 없다. 오히려 사회적 관계망(social network)은 이를 통해 구성원 상호 간의 신뢰(trust)를 증진시키고, 이것이 사회경제적 발전에 도움이 된다는 견해가 많다(Putnam[1995]; Knack and Keefer[1997]). 그러나 한국 사회에서는 연줄이 이와 달리 부정적인 의미로 사용되고 있으며, 한국의 사회학계에서는 동일한 사회적 관계망을 그 부정적 의미와 긍정적 의미를 따로 강조하여 연줄망과 연결망으로 분류하여 부르는 경향이 있다(백욱인[2001]; 한승완[2004]).

똑같은 인간관계의 네트워크인 연결망과 연줄망이 각각 긍정적, 부정적 의미를 가지는 것은 사회적 연결망의 폐쇄성과 관련이 있는 것으로 보인다. 연결망은 현재의 자발적 선택에 의해 형성되며(예를 들어 동호회), 그 망 안에서 정보와 도움의 교환이 이루어진다고 하여도 그 망 바깥의 사람을 배척하지 않는다. 반면, 연줄망은 선천적이거나 이미 결정된 요인에 의해서 형성된 망으로, 그 조건을 갖추지 못한 사람은 선택에 의한 참여가 불가능하며(예를 들어 혈연 및 지연), 그 망 밖의 성원에 대해서 배타적인 형태를 보인다고 여겨진다.

본 논문은 이런 연줄망과 연결망의 차이를 망 안에서의 구성원 사이의 도움의 교환이라는 측면에 주목하여 분석하고자 한다. 사회적, 경제적 관계에서 경제주체는 상호 간 도움을 줄 수 있는 위치에 놓일 수도 있고, 상대방을 일방적으로 도와주어야 하는 위치에 놓일 수도 있다. 상대방을 일방적으로 도와야 하는 위치에 있는 경우, 도움을 주는 것은 때로 비용을 동반한다.[1] 이러한 도움은 상호 교환될 수 있는데, 문제는 내가 도움을 준 사람이 나를 도와줄 수 있는 기회가 오지 않을 수도 있다는 것이다. 이 경우 사회관계망은 이러한 도움의 상호 교환을 활성화시킬 수 있다. 사회관계망 내의 모든 주체 간에 기회가 있을 때 서로 도와준다는 것이 암묵적으로 동의된다면, 미래에 망 내의 다

1 예를 들어 인사청탁을 받아 인력을 선발한다면 기준에 미달하는 인력을 선발할 수 있고 그 결과로 인한 비용을 지불해야 한다.

른 사람들에게 도움을 받을 수 있다는 사실을 전제로 현 관계에서 일방적인 도움을 줄 수 있는 것이다. 그러므로 사회관계망은 도움의 교환을 활성화시키는 기제다.[2]

그런데 이런 사회관계망이 부정적이 되는 것은 망 밖의 성원에 대해서 배타성을 가질 때이다. 망 안의 성원이 도움을 주고받는 것이 망 밖의 성원에게 꼭 부정적인 영향을 미칠 필요는 없다.[3] 그런데 사회관계망이 배타적이 되는 경우에는 상호 간에 도움을 줄 수 있는 관계에서조차도 망 안에 속하지 않는다는 이유로 배척될 수 있다. 이는 망 밖의 성원에게 피해를 준다. 우리는 이러한 배타성을 연줄망의 중요한 특성으로 간주하고, 왜 이런 배타성이 출현하는가를 논의한다. 배타성은 망 밖의 경제주체에게 피해를 주지만, 또한 망 안의 경제주체에게도 피해를 준다. 상호 이익이 될 수 있는 관계를 망 밖에 있다는 이유로 피하기 때문이다. 그렇다면 이런 피해에도 불구하고 배타적인 규범을 가진 사회관계망이 출현하게 되는 것은 무엇 때문인가?

본 논문은 배타적인 사회관계망의 출현을 도움을 주고받는 교환관계의 효율성과 연관시킨다. 사회관계망 안에서 도움을 서로 주고받는 것이 상호 간에 이익이 된다고 하더라도 이러한 도움의 교환관계를 지속시키지 못하는 경우가 있을 수 있다. 도움을 주는 것은 당장의 손실을 낳는데, 미래에 내가 도움을 받을 기회가 있을지는 여전히 불확실하고 너무 먼 미래의 일일 수 있기 때문이다. 따라서 도움을 줄 충분한 유인을 주기 위해, 도움을 주지 않는 경우의 손실을 크게 할 수 있다. 만약 도움을 주지 않는다면, 이후 망의 모든 구성원들에게 배척당하는 것이다. 예를 들어 학연 망에서 한 구성원이 다른 동문을 돕지 않았다면 학연 안의 모든 성원들이 그를 따돌려서 심지어 서로 도움이 되는 관계에서조차도 배척할 수 있다. 그런데 도움의 상호 교환을 유지하기 위하여 이런 식으로 처벌을 강화하면 도움을 교환하는 것이 더 이상 효율적이지 않을 때조차도 도움을 교환하는 것이 균형이 될 수 있다.

그런데 사회관계망에서 벗어나는 것이 가능하다면, 이런 비효율적인 도움의 교환은 사회관계망의 붕괴를 가져올 수 있다. 비효율적인 도움을 교환하는 사회관계망 안에 남는 것보다 그 관계망 밖으로 나와 서로에게 도움이 될 때에만 관계를 유지하는 일반적 관계로 가는 것이 더 이익이 될 것이기 때문이다.

---

2 이런 도움의 교환이 반드시 긍정적인 것은 아니다. 도움의 교환이 긍정적인지 부정적인지는 도움을 줄 때의 비용과 도움을 받을 때의 혜택의 상대적 크기에 의존한다. 자세한 논의는 모형의 분석을 참조.

3 물론 사회적 자원이 제한적일 때 망 안의 경제주체가 상호 도움을 주고받음으로써 망 밖의 경제주체가 이 자원에 접근하는 것을 제한할 수 있다. 즉, 사회관계망 안의 도움의 교환이 망 밖의 경제주체에게 부정적 외부성을 창출한다. 본 논문의 분석은 이런 외부성을 배제한 경우를 상정한다.

배타적인 규범은 도움의 교환이 비효율적인 때에도 그것이 교환되는 사회관계망을 유지시키는 역할을 한다. 배타적인 사회관계망을 이탈하면 이로부터 완전히 배척받기 때문에, 이 사회관계망으로부터 이탈하려는 유인이 약화된다.

이런 의미에서 볼 때 배타적인 사회관계망 혹은 연줄망은 이중적 의미에서 비효율적이다. 첫째, 직접적으로 사회관계망 안과 밖의 성원이 서로 도움이 될 수 있을 때조차도 그 관계를 유지하기 어렵게 한다. 둘째, 사회관계망의 배타성은 사회관계망 안에서 비효율적인 도움의 교환을 가능하게 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 관련 문헌을 간단히 소개한다. 본격적인 논의는 제Ⅲ장부터 시작하는데, 제Ⅲ장에서는 모형을 소개하고, 제Ⅳ장에서는 이를 분석한다. 제Ⅳ장의 분석은 사회관계망에서 출현 가능한 각종 규범들이 균형으로 작동할 수 있는 조건을 탐색하는 것이다. 마지막으로 제Ⅴ장은 이를 요약 정리하는 결론이다.

Ⅱ. 관련 문헌

사회관계망을 통한 상호작용과 이의 효과에 대한 연구는 흔히 '사회적 자본(social capital)'이라는 용어를 사용하면서 이루어졌다. 기존 연구에서 이 용어는 크게 두 가지 의미로 사용되는 것으로 보인다. 한편으로 사회적 자본은 사회관계망을 통해 한 사회가 축적한 신뢰라는 의미로 사용되었다. 이 경우 사회적 자본은 물리적 자본, 인적자본 등과 더불어 거시적으로 사회가 더 좋은 성과를 위해 축적해야 하는 것으로 받아들여진다(Putnam[1995]; Kanck and Keefer[1997]). 또 한편으로 사회적 자본은 개인이 가지고 있는 사회관계의 망으로 개인의 자산처럼 어떤 목적을 위해 활용할 수 있는 자원이다.(Bourdieu[1986]; Glaeser *et al.*[2002]). 본 논문에서 사용하고 있는 사회관계망은 후자의 사회적 자본 개념에 가깝다.

본 논문에서는 개인이 주도적으로 사회관계망을 획득하기보다는 주어진 사회관계망에서 어떤 형태의 행동 패턴이 나타나는지를 보고 있다. 그런 측면에서 사회적 규범(social norm)에 관한 문헌과 관련이 있다. 사회적 규범 관련 문헌은 방대한데, 최초의 이론적 논의는 주로 죄수의 딜레마(prisoner's dilemma)라는 특정한 형태의 게임을 상

정한 이후 협력관계가 어떻게 지속될 수 있는지에 관련한 연구가 많았다(Bendor and Swistak[2001]). 본 논문은 이와 다른 상호작용을 상정한 이후 주어진 사회관계망에서 배타적인 규범이 나타날 수 있는지에 대해 관심을 갖는다.

본 논문은 한국 사회학계에서 사용되는 용어인 연줄망과 연결망의 개념으로부터 직접적인 영향을 받은 것이다. 한국에서도 사회적 자본 개념과 관련하여 개인의 배경요인에 따른 사회관계망의 정도나 사회관계망이 신뢰에 미치는 영향 등에 대한 실증연구가 존재하는데(예를 들어 이재혁・박준식[2000]), 이 경우에도 사회 연결망에 부정적 의미를 부여하는 연줄망이 자주 사용되곤 한다. 하지만 연줄망과 연결망이 섞여 사용되는 한승완(2004) 등의 논의에서도 그 둘의 개념적 차이가 무엇이며, 무엇이 그런 차이를 낳는지는 불명확해 보인다. 본 논문은 이를 논리적으로 정치화시키고, 왜 한국 사회에서 부정적 의미의 사회관계망 개념이 쓰이는지를 이해해 보려는 이론적 시도이다.

Ⅲ. 모 형

여기에서 고려하고자 하는 모형은 각 경제주체가 우연적으로 짝을 이루어 생산활동을 하는 임의적 짝짓기(random matching) 모형이다. 각 경제주체는 우연적인 짝의 형성 이후에 그 짝을 유지하여 서로 도움을 주고받을 것인지, 그렇지 않을 것인지를 결정한다. 사회적 관계망은 각 경제주체가 과거에 내린 의사결정의 이력(history)을 유통시킬 수 있도록 하는 통로이다.

1. 경제주체

질량 1인 연속체의 경제주체(continuum of agents with unit mass)가 경제 안에 존재하며, 이들 경제주체는 $i \in [0,1]$로 표시된다. 매 시기 이들 경제주체는 우연적으로 짝을 이루게 되는데, 짝이 이루어지면서 생산성이 결정된다. 편의를 위해 개인의 생산성은 높은 생산성(H)과 낮은 생산성(L)의 두 가지만 가지며, 사전적으로 높은 생산성을 가질 확률은 p라고 하자.

이러한 설정은 사회에서 도움을 주고받는 관계를 개념화한 것이다. 이루어진 짝 혹은

사회적 관계에서 각 경제주체는 도움을 줄 수 있는 입장일 수도 있고, 도움이 필요한 입장일 수도 있다. 높은 생산성 H는 도움을 줄 수 있는 입장을, 낮은 생산성 L은 도움을 받는 입장을 나타낸다. 그럼 (H,H)짝의 경우는 서로 도움을 교환하는 관계에 있는 경우(예를 들면 서로 도움이 되는 계약관계)이고, (H,L)짝의 경우는 한 쪽이 일방적으로 도움을 주어야 하는 경우(예를 들면 품질이 다소 열등한 부품 공급업체를 선정한다든가, 충분한 자격요건을 갖추지 못한 사람을 승진할 수 있도록 도와주는 것)이다. 반면, (L,L)짝의 경우는 서로에게 도움을 주지 못하는 경우라고 이해할 수 있다.

2. 수 익

각 경제주체의 수익은 이루어진 짝의 생산성과 그 짝을 계속 유지할 것인지에 대한 각 경제주체의 결정에 의존한다. 짝의 형성은 무한 기간 반복되는 것으로 총수익은 매 기간 수익을 할인율 δ로 할인한 합이다.

만약 한쪽이라도 짝을 유지시키지 않는다고 결정하면 이루어진 짝은 해체되며 각자의 생산성이 곧 수익이 된다. 문자를 중복 사용해 낮은 생산성 L의 수익은 L이고, 높은 생산성 H의 수익은 H로 표기한다. 편의를 위해 $H > L = 0$이라 가정하자.

만약 양쪽 모두가 짝을 유지하기로 결정하면 생산성의 조합에 따라 수익이 변화한다. 만약 생산성의 짝이 (H,H)이면 각 경제주체는 서로 도움을 주고받아 수익이 η만큼 증가하여 각 주체의 수익은 $(H+\eta, H+\eta)$가 된다. 만약 생산성의 짝이 (H,L)이면 높은 생산성의 경제주체가 낮은 생산성의 경제주체를 일방적으로 도와주어야 하므로 H에게는 손실이, L에게는 이익이 발생한다. 이때 각 주체의 수익은 $(H-\epsilon, \lambda)$이 된다. 만약 생산성의 짝이 (L,L)이면, 서로 도움을 주지 못하기 때문에 각 주체의 수익은 $(-k, -k)$이다.

3. 시간 순서(time line)

매 기간의 시간 순서는 다음과 같다.

1. 경제주체 사이에 우연적으로 짝이 이루어진다.
2. 각 경제주체의 생산성이 실현된다.
3. 각 경제주체는 짝 내에서 상호작용할지 여부를 결정한다.

4. 짝 내에서 상호작용이 이루어지면 앞서 정의된 바에 따라 각 경제주체의 수익이 결정되며, 그렇지 않으면 각 경제주체의 생산성이 각 경제주체의 수익이 된다.
5. 짝이 해체되고 다음 기로 넘어간다.

이러한 상호작용은 무한 반복(infinite repetition)된다.

4. 사회관계망(social network)

모형에서는 선천적으로 주어진 사회관계망을 가정한다. 즉, 경제주체 중 질량 $q(<1)$의 경제주체가 주어진 사회관계망에 속해 있으며, 이 사회관계망은 각 경제주체의 선택에 관한 정보를 유통시키는 역할을 한다. 사회관계망이 없다면 경제주체들이 앞서 어떤 선택을 하였는지 알려지지 않는다. 그런데 같은 사회관계망에 속한 경제주체는 관계망 안에서 짝이 이루어졌을 때 각 경제주체들이 그 짝을 유지시켰는지, 아니면 깨뜨렸는지에 대한 앞 기간의 결정들의 정보를 알 수 있다. 상호 교류하는 동문회 안에서 누가 누구를 도와주었는지, 아니면 그렇지 않았는지 등이 서로에게 알려지는 경우를 생각해 볼 수 있다.

Ⅳ. 모형의 분석

1. 사회관계망이 존재하지 않을 때

모형에서 각 경제주체는 짝이 형성되고 생산성이 실현된 후 현재 이루어진 짝을 유지할지 여부를 결정한다. 만약 사회관계망이 존재하지 않으면 경제주체의 과거 행위가 상대방에게 알려지지 않기 때문에, 각 경제주체의 의사결정은 현재 실현된 짝의 생산성에만 의지한다. 따라서 높은 생산성의 상대방과 짝을 이루면 짝을 유지하는 것이 유리하고, 낮은 생산성의 상대방과 짝을 이루면 짝을 해체하는 것이 유리하다. 그 결과 짝이 유지되는 생산성의 조합은 (H,H)뿐이다.

이때 임의의 경제주체가 얻는 수익을 V_0라 하면, 이는 다음과 같다.

$$V_0 = \frac{1}{1-\delta} p(H + p\eta) \tag{1}$$

각 경제주체는 p의 확률로 H인 주체가 되어 그만큼의 수익을 확보하고, 더불어 p의 확률로 H인 상대방을 만나게 되면 추가적으로 η를 얻는다.

정리 1. 사회관계망이 존재하지 않으면 각 경제주체는 상대방의 생산성이 높은 경우에만 짝을 유지하려고 하며, 그 결과 균형에서는 (H,H)의 짝만 유지된다. 임의의 경제주체의 수익은 식 (1)로 주어진다.

2. 사회관계망이 존재할 때

모형에서 사회관계망은 경제주체가 이전 기간에 선택한 행위의 정보를 유통시키는 역할을 한다. 이러한 정보의 유통은 사회관계망 내에서 도움의 교환을 활성화시킨다. 우리가 분석을 통하여 관심을 가지는 것은 균형에서 (H,L)의 조합이 유지되는 것이 가능한 조건을 찾는 것이다.

사회관계망이 존재하지 않으면 이루어진 짝은 서로에게 즉각적인 도움이 되는 한에서만 유지되며, 따라서 (H,H)만이 유지되는 유일한 짝의 형태였다. 그런데 사회관계망 내에서는 미래에 다른 이에게 도움을 받을 수 있다는 사실을 전제로 당장의 손해를 감수하고 상대에게 도움을 줄 수 있는 가능성이 생긴다. 즉, (H,L)의 짝이 유지될 수 있다. 예를 들어 우리는 학연이라는 형태의 사회관계망 속에서 품질이 다소 떨어짐에도 물건을 공급하도록 하는 것과 같은 일방적인 도움을 줄 수 있다. 이는 물론 도움을 주는 주체에게는 즉각적인 손실이 된다. 이러한 손실에도 불구하고 일방적인 도움이 가능한 이유는 미래에 도움을 받을 수 있다는 가능성 때문이다. 현재 도움을 주지 않으면 그 학연 내에서는 도움을 받지 못한다. 모형에서 (H,L)의 관계가 유지되는 것은 이를 유지하지 않으면 그 사실이 사회관계망 안에서 모두에게 알려지기 때문이다. 사실이 알려지면, 미래에 도움이 필요할 때에도 도움을 받을 수 없다.

가. (H,L)이 유지되는 경우 1 — 규범 1

한쪽이 손해를 보면서 일방적으로 도움을 주는 것은 그러한 행동을 대가로 미래에 일방적인 도움을 받을 수 있기 때문이다. 모형의 언어로 이야기하면, (H,L)의 짝에서 H

인 경제주체가 짝을 유지하는 것은 미래에 L의 처지가 되어도 짝이 유지될 것이기 때문이다. 이를 하나의 사회적 규범(social norm)으로 나타내면, '사회관계망 내에서 (H,L)의 짝이 생기면 관계를 유지시킨다. 이를 어긴 주체가 속한 (H,L)의 짝은 유지되지 않는다.'가 될 것이다.

사회관계망 안에서 이런 규범이 존재할 때 경제주체가 얻는 수익을 생각해 보자. 우선 사회관계망 밖의 경제주체는 앞서 사회관계망이 없을 때와 마찬가지로 즉각적으로 상호 도움이 되는 (H,H)의 짝만 유지시키며, 이때의 수익은 식 (1)의 V_0이다.

사회관계망 안의 경제주체가 규범을 따름으로써 얻는 수익을 V_1이라 하면, 이는 다음과 같이 나타난다.

$$V_1 = q\{p[H+p\eta-(1-p)\epsilon]+(1-p)p\lambda\}+(1-q)p(H+p\eta)+\delta V_1$$

경제주체는 q의 확률로 사회관계망 안에서 짝을 맺고, $(1-q)$의 확률로 망 바깥의 주체와 짝을 맺는다. 망 안에서 짝을 맺었을 때는 앞서 언급한 규범을 따라 (H,H)와 (H,L)일 때 짝을 유지한다. 경제주체가 p의 확률로 H가 될 때, 짝의 유지 여부와 관계없이 우선 H를 얻는다. 거기에 p의 확률로 H인 짝을 만나면 η를 추가적으로 얻고, $(1-p)$의 확률로 L을 만나면 도움을 주어야 하므로 ϵ을 잃는다. 반면, $(1-p)$의 확률로 L이 될 때, p의 확률로 H인 짝을 만나야만 도움을 받아 λ를 얻는다. 망 바깥의 주체와 짝을 맺으면 (H,H)인 짝만 유지하므로 p의 확률로 H가 되었을 때 수익 H를 얻으며, 거기에 p의 확률로 H인 상대방을 만나면 추가적으로 η를 얻는다.

위 식을 단순화하면 다음과 같다.

$$V_1 = V_0 + \frac{1}{1-\delta}qp(1-p)(\lambda-\epsilon)$$

사회관계망이 존재하지 않았을 때의 수익 V_0와 비교할 때, 유일한 차이는 망 안에서 짝을 이루었을 때 (H,L)의 짝을 유지하는 것이다. 이 경우 L로써 얻는 수익 λ와 H로써 잃게 되는 수익 ϵ의 차이가 추가적 수익이다.

사회관계망 안의 경제주체가 규범을 어겼을 경우의 수익을 V_1'이라 하자. 규범을 어기면 사회관계망 안에서도 (H,L)의 짝이 유지되지 않으므로, 그 수익은 (H,H)인 경우에만 짝을 유지하는 기본모형의 수익 V_0와 같다($V_1' = V_0$).

이제 이 규범이 균형으로 유지될 수 있는 조건을 고려해 보자. 이 규범을 따를 때 현재의 수익에서 손실을 보는 주체는 (H,L)의 짝에서 H인 경제주체이다. 따라서 이 주

체가 규범을 어길 유인이 없다면 규범은 균형으로 유지될 수 있다. 규범을 어길 경우 얻게 되는 이익은 당장 도움을 줌으로써 겪게 되는 손실 ϵ을 아낄 수 있다는 것이다. 반면, 다음 기부터 규범을 따를 때의 수익 V_1 대신에 규범을 어겼을 때의 수익 V_1'을 얻는다. 만약 규범을 어겼을 때 얻게 되는 당장의 이익이 향후의 손실보다 작으면 주어진 규범은 균형이 된다.

$$\epsilon \leq \delta(V_1 - V_1') \text{ 또는 } \epsilon \leq \frac{\delta}{1-\delta} qp(1-p)(\lambda - \epsilon) \tag{2}$$

정리 2. 식 (2)를 만족하면 사회관계망 안에서 (H,L)의 짝이 유지되는 균형이 가능하다. 그 균형은 다음과 같다.

i) 사회관계망 안에서 짝이 이루어질 때, 그것이 첫 번째 기간이거나 이전 기간 동안 균형 행동을 유지한 주체의 짝인 경우에는 (H,H)와 (H,L)을 유지한다.

ii) 그 이외의 경우에는 (H,H)의 경우에만 짝을 유지한다.

식 (2)로부터 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 우선 이 규범이 가능하기 위해서는 $\lambda > \epsilon$이어야 한다. 이 조건이 만족되지 않으면 식 (2)는 만족될 수 없다. 즉, (H,L)의 짝을 유지하는 것이 효율적인 경우에만(짝을 유지할 때 도움을 통해 받는 혜택이 도움을 줄 때 발생하는 손실보다 클 경우에만), 이 규범이 균형이 될 수 있다. 둘째, 만약 $\lambda > \epsilon$의 조건이 만족되면, 충분히 큰 δ에 대해서 식 (2)는 만족한다. 좀 더 엄밀하게 말해서 $\delta \geq \bar{\delta}$이면 식 (2)는 만족하는데, 이때 $\bar{\delta} = \dfrac{\epsilon}{\epsilon + qp(1-p)(\lambda - \epsilon)}$이다. 셋째, 설사 (H,L)의 짝을 유지하는 것이 효율적이라 하더라도 이를 유지하는 규범이 균형이 되지 않을 수도 있다. 두 번째 내용에서 보이듯이 $\lambda > \epsilon$이더라도 $\delta < \bar{\delta}$이면 규범은 균형이 되지 않는다.

이 중 세 번째 내용을 주목할 필요가 있다. 설사 (H,L)의 짝을 유지하는 것이 더 효율적이라 하더라도 δ값이 충분히 크지 않으면(즉, 경제주체가 충분히 미래의 수익을 높게 평가하지 않으면) 위 규범은 균형이 될 수 없다. 따라서 규범을 어길 유인을 줄이기 위하여, 어기면 더 강력한 손실을 입히는 규범을 생각해 볼 수 있다.

나. (*H,L*)이 유지되는 경우 2 — 규범 2

규범을 어겼을 때 손실을 더 크게 하는 방법은 일방적 도움을 받는 관계뿐만 아니라 사회관계망 내의 모든 관계에서 소외시키는 것이다. 즉, (H,L)의 짝이 만들어졌을 때 H인 경제주체가 짝을 유지하지 않으면, (H,L)의 짝에서 L의 입장에서도 도움을 받지 못할 뿐 아니라 (H,H)의 짝의 경우에도 관계가 유지될 수 없게 한다. 이 규범은 다음과 같이 요약된다. '사회관계망 내에서 (H,H)와 (H,L)의 짝을 유지하고, 이를 어긴 주체와는 모든 관계를 거부한다.' 앞의 규범과 비교할 때, 이 규범은 규범을 어겼을 때의 징벌을 강화하는 것이다.

규범을 이행하는 경우 사회관계망 안의 경제주체가 얻게 되는 수익 V_2는 앞서 제시한 V_1과 달라지지 않는다. 이 규범은 여전히 사회관계망 안에서 (H,H)와 (H,L)의 짝을 유지시킨다.

규범을 이행하지 않아 사회관계망 내의 관계에서 소외된 경우의 수익 V_2'은 다음과 같다.

$$V_2' = qpH + (1-q)p(H+p\eta) + \delta V_2'$$

망 안에서 짝이 이루어지면 어떤 짝도 유지되지 않고, 망 밖에서 짝이 이루어지면 (H,H)의 짝이 유지된다. 이를 단순화하면

$$V_2' = V_0 - \frac{1}{1-\delta} qp^2\eta$$

이 된다. 즉, 기본모형의 수익에 비해 망 안에서 이루어지는 (H,H)짝의 추가적 수익을 잃게 된다.

이제 새로운 규범이 균형이 될 수 있는 조건을 고려한다. 이 규범은 두 가지 경우에 당장의 손실을 감수하도록 요구한다. 첫째, (H,L)짝에서 H인 경우에 당장의 손실을 무릅쓰고 관계를 유지해야 한다. 둘째, 사전에 규범을 어긴 상대에 대해서는 (H,H)짝에서 발생하는 추가적인 이익에도 불구하고 관계를 깨뜨려야 한다. 따라서 규범이 균형이 되기 위해서는 위 두 가지 경우에 규범을 어길 유인이 없어야 한다.

우선 첫 번째의 경우 (H,L)짝을 깨뜨리면서 당장 아끼게 되는 손실은 ϵ이며, 그 이후 시기부터 V_2 대신 V_2'을 얻게 된다. 따라서 규범을 어김으로써 발생할 손실이 당장 아낄 수 있는 손해보다 커야 한다.

$$\epsilon \leq \delta(V_2 - V_2') \text{ 또는 } \epsilon \leq \frac{\delta}{1-\delta} qp[(1-p)(\lambda-\epsilon)+p\eta] \tag{3}$$

두 번째의 경우, 이미 규범을 어긴 상대방과 (H,H)의 짝을 이루었을 때 관계를 깨뜨리면 당장 η의 이익을 포기해야 한다. 하지만 관계를 유지하면 규범을 어기는 것이 되므로 다음 기간에 V_2 대신 V_2'을 얻게 된다. 따라서 다음 조건이 만족되면 규범을 벗어날 유인이 없다.

$$\eta \leq \delta(V_2 - V_2') \text{ 또는 } \eta \leq \frac{\delta}{1-\delta} qp[(1-p)(\lambda-\epsilon)+p\eta] \tag{4}$$

규범 1과 비교해 보았을 때 (H,L)짝에서 H인 경제주체가 규범을 어길 유인은 줄어든다. 이제 규범을 위반했을 때, 사회관계망의 관계에서 배제됨으로 인한 미래의 수익 감소가 더 커졌기 때문이다. 반면, 사회관계망에서의 배제를 실현시키기 위해서는 이익을 포기하면서까지 규범을 어긴 자를 배제해야 하므로 추가적인 균형조건으로 식 (4)가 필요하게 된다. 만약 식 (4)가 식 (3)보다 만족하기 더 어려운 조건이라면 규범 2가 규범 1보다 (더 제한적인 모수값이 필요하다는 점에서) 균형으로 유지되기 더 어려울 수 있다. 이런 상황을 배제하기 위하여 다음의 가정을 도입한다.

가정. 일방적인 도움으로 인한 손실 ϵ은 상호 협력을 통한 이득 η보다 크다($\epsilon > \eta$).

모형에서 우리가 주목하는 사회관계는 서로에게 이익이 되는 상호 협력보다 일방적인 도움을 주고받는 것이다. 이 가정은 상호 협력에 의한 수익 증가보다 일방적인 도움으로 인한 손실의 증가가 그 규모에 있어 더 중요하다는 의미이다.

이 가정을 유지할 때 우리는 다음과 같은 결과를 얻는다.

정리 3. 식 (3)을 만족하면 사회관계망 안에서 (H,L)짝을 유지하는 균형이 가능하다. 그 균형은 다음과 같다.

i) 사회관계망 안에서 짝이 이루어질 때, 그것이 첫 번째 기간이거나 상대방이 이전까지 균형에 따라 행동한 경제주체라면 (H,H)와 (H,L)의 짝을 유지한다.

ii) 사회관계망 안에서 균형에 따라 행동하지 않은 경제주체에 대해서는 어떤 관계도 유지하지 않는다.

iii) 사회관계망 밖에서 혹은 사회관계망 안과 밖의 주체가 이룬 짝에 대해서

는 (H,H)의 짝만 유지한다.

규범 1이 사회관계망을 통한 일방적 도움의 교환에 협력하지 않은 경제주체를 이러한 교환관계에서만 배제하는 데 반해(도움을 주지 않은 주체는 도움을 받을 수도 없다), 규범 2는 도움의 교환에 협력하지 않으면 다른 모든 관계에서도 배제한다는 점(도움을 주지 않은 주체와는 어떠한 관계도 맺지 않는다)에서 규범을 어긴 경우의 징벌을 강화한 것이라 할 수 있다. 규범 2는 규범 1이 균형으로 기능하지 않는 모수의 범위에서도 균형으로 기능할 수 있다. 좀 더 구체적으로 시간할인율 δ가

$$\frac{\epsilon}{\epsilon + qp(1-p)(\lambda-\epsilon)} > \delta \geq \frac{\epsilon}{\epsilon + qp[(1-p)(\lambda-\epsilon)+p\eta]}$$

의 조건을 만족하면, 규범 2는 균형이 되지만 규범 1은 균형이 되지 않는다.

문제는 규범 2를 적용할 경우 일방적으로 도움을 주는 관계가 효율적이지 않은 경우 $(\lambda < \epsilon)$에도 (H,L)의 관계를 유지하도록 강제할 수 있다는 것이다. 앞서 지적되었듯이 규범 1은 (H,L)의 짝을 유지하는 것이 효율적인 경우에만 균형으로 유지될 수 있다. 하지만 규범 2의 경우에는 $\lambda - \epsilon < 0$이라 하더라도 $p\eta + (1-p)(\lambda-\epsilon) > 0$이 만족되면 이를 균형이게 하는 δ값이 존재한다.[4]

3. 사회관계망의 선택과 배타적인 사회관계망

지금까지의 분석에서 사회관계망의 소속은 외생적으로 주어진 것일 뿐 그것을 경제주체가 선택할 수는 없었다. 그러나 우리가 연줄망이라고 보는 사회관계망의 경우(학연이나 지연) 선택을 통해 그 안으로 소속되기는 어렵지만 그 바깥으로 나오는 것은 가능하다. 예를 들어 동창이라는 학연을 생각해 보면 동창 모임을 나가지 않고 그로 인한 인간관계를 유지하지 않으면 그 학연에 대한 소속은 유명무실해질 수 있다. 지연의 경우에도 그 정체성을 강하게 드러내고 이를 통해 인간관계를 형성하지 않으면 그 사회관계망 안에 있다고 말하기 어렵다. 이제 사회관계망의 이러한 특성을 모형에서 고려해 보자. 즉, 사회관계망의 표지를 가지고 있는 경제주체가 그 사회관계망에 계속 남아 있을 것인지, 그렇지 않을 것인지를 선택할 수 있다고 가정한다.

---

4 이는 규범 1이 규범 2보다 사전적으로 우월하다는 의미는 아니다. 앞서 논의하였듯이, 일방적인 도움을 주고받는 것이 효율적인 경우에도 규범 1은 이를 유지할 수 없는 경우가 있을 수 있다.

뒤에서 상세히 논의하겠지만, 이러한 선택의 고려는 사회관계망의 배타성 여부와 관련을 가진다. 지금까지 고려한 사회관계망의 규범은 사회관계망 내의 관계에 대해서만 규제할 뿐 사회관계망 바깥의 관계에 대해서는 관여하지 않았다. 즉, 사회관계망 바깥과의 관계에서 경제주체는 즉각적인 이해에 따라 (H,H)의 관계를 유지했으며, 이는 사회관계망 바깥의 경제주체들의 선택과 다르지 않았다. 그러나 우리가 부정적으로 생각하는 연줄망은 배타성을 중요한 특성으로 가진다. 설사 그 사회관계망 바깥과의 관계가 이익이 되더라도 그 관계를 배제하는 것이며, 모형의 언어로는 사회관계망 바깥과 이루어진 (H,H)의 짝에 대해서도 관계를 유지시키지 않는다는 것이다. 그러나 사회관계망 안의 협력관계를 유지하기 위하여 사회관계망 바깥과 배타적 관계를 유지할 필요는 없다. 그렇다면 배타적인 사회관계망은 왜 존재하는가? 본 절의 논의는 이를 어떻게 이해할 수 있을지와 관련된다.

우선 앞서 논의된 규범 2가 사회관계망 속에서 작용되고 있다고 가정하자. 그럼 사회관계망 안의 경제주체가 얻을 수 있는 수익은 $V_2 = V_1$이다. 사회관계망에 속해 있지 않은 경제주체가 얻는 수익은 V_0이다. 이 둘의 차이는

$$V_2 - V_0 = \frac{1}{1-\delta} qp(1-p)(\lambda - \epsilon)$$

이다. 만약 일방적인 도움을 주는 관계를 유지하는 것이 효율적인 것이라면$(\lambda - \epsilon > 0)$, 사회관계망 안에 속한 경제주체가 그 관계망을 버리고 바깥으로 나갈 유인은 없다. 그러나 앞서 언급하였듯이 규범 2에서는 설사 일방적인 도움을 주는 관계를 유지하는 것이 효율적이지 않다고 하여도 규범이 균형으로 유지될 수 있는 가능성이 있다. 이 경우 사회관계망 안의 경제주체는 그 관계망을 버리고 나갈 유인이 있으며, 따라서 사회관계망은 점차적으로 붕괴된다. 사회관계망의 붕괴를 막기 위해서 2가지 진화가 가능하다. 첫째, 사회관계망 안에서 (H,L)짝을 유지시키는 규범이 더 이상 작동하지 않는 것이다. 일방적인 도움을 주는 관계를 유지하는 것이 더 이상 효율적이지 않다면 이를 존속시키는 규범이 사라지는 것은 어쩌면 당연할 것인데, 이 경우 사회관계망 안의 관계는 사회관계망 밖의 관계와 전혀 다르지 않기 때문에 사회관계망의 실질적 의미가 사라진다. 둘째, 사회관계망 안에서 배타적인 새로운 규범이 등장하는 것이다. 이 규범은 사회관계망 밖의 경제주체와의 관계를 인정하지 않고 규범을 준수하는 사회관계망 안의 경제주체와만 관계를 유지시키도록 유도한다.

이 새로운 규범을 규범 3이라 하면, 규범 3은 다음과 같이 표현될 수 있다. '사회관계

망 내에서 규범을 준수한 경제주체와 짝을 맺으면 (H,L)과 (H,H)인 경우에 짝을 유지한다. 이 외의 경우에는 어떤 관계도 유지하지 않는다.' 이 규범을 따를 경우 사회관계망 내의 경제주체가 가지게 되는 수익 V_3는 다음과 같다.

$$V_3 = \frac{1}{1-\delta}\{qp[H+p\eta+(1-p)(\lambda-\epsilon)]+(1-q)pH\}$$

일단 규범을 어기면 경제주체는 사회관계망 내의 모든 관계에서 배제되기 때문에 관계망 내의 관계를 유지하기 위해 관계망 바깥과 (H,H)의 관계를 기피할 필요가 없다. 따라서 이 경우 수익 V_3'은 사회관계망 바깥에 존재하는 경제주체와 같이 사회관계망 바깥과 형성된 (H,H)의 관계를 유지할 때만의 수익이다.

$$V_3' = \frac{1}{1-\delta}\{qpH+(1-q)p(H+p\eta)\}$$

따라서 구성원의 이탈로 사회관계망이 붕괴되지 않고 유지되려면 우선 $V_3 - V_3' > 0$이 되어야 한다.

$$V_3 - V_3' = \frac{1}{1-\delta}\{(2q-1)p^2\eta+qp(1-p)(\lambda-\epsilon)\} > 0$$

이를 다시 쓰면,

$$q > \frac{p\eta}{2p\eta+(1-p)(\lambda-\epsilon)} \tag{5}$$

이 된다. 즉, 규범 3이 작동하기 위해서는 우선 사회관계망의 크기 q가 일정 수준 이상이어야 한다. 특히 일방적인 도움을 주는 관계를 유지하는 것이 더 이상 효율적이지 못한 상황이라면$(\lambda-\epsilon<0)$, $q>\frac{1}{2}$로 사회관계망은 지배적인 수준이어야 한다. 사회관계망이 작다면 그로부터 배제하는 것이 특별한 위협이 될 수 없기 때문이다.[5,6] 또한 부등

---

5 모형에서는 단순히 $q>\frac{1}{2}$로 표시되지만, 사회관계망이 지배적이라는 것은 단지 그 성원의 숫자가 많다는 의미만은 아니다. 학연처럼 현실의 예로서의 연줄망은 사회 전체 성원 중에서 차지하는 비중이 크지 않다. 하지만 관계망이 작용하는 특정 분야에서 그 성원이 가지는 위치에 따른 영향력까지 고려한다면 그 절대적 숫자가 많지 않더라도 지배적인 사회관계망이 될 수 있다.

6 지배적인 지위의 배타적 사회관계망의 예로 소수 인종이나 소수 종교집단에 대한 차별을 생각해 볼 수 있다. 이 경우 지배적 사회관계망은 주류 인종이나 종교집단이며, 차별받는 집단과의 교류는 주류 집단으로부터의 배제라는 징벌을 초래한다는 점에서 본 논문에서 제시한 사회규범과 유사하다. 이 점을

식 (5)의 우변이 1보다 작아야 하므로 $p\eta > -(1-p)(\lambda-\epsilon)$이 만족되어야 한다. 즉, 사회관계망 안에서 (H,H)짝을 유지함으로써 얻는 혜택이 (H,L)을 유지함으로써 감수해야 하는 피해보다 충분히 커야 한다.

이 규범이 균형으로 작동하기 위해서는 우선 부등식 (5)가 만족되어야 한다. 부등식 (5)가 만족된다는 전제하에서 추가적으로 경제주체들이 규범이 요구하는 즉각적인 손실을 감수할 유인이 있어야 한다. 규범을 따를 때 경제주체들이 감내해야 할 즉각적인 손실은 사회관계망 내의 (H,L)짝의 H의 위치에서 짝을 유지할 때 발생하는 비용 ϵ, 그리고 규범을 어긴 주체 혹은 사회관계망 밖의 주체와 이루어진 (H,H)의 짝을 유지하지 않을 때 포기해야 하는 이익 η이다. 이 손실이 규범을 지킴으로써 다음 기간 이후에 발생하는 이익보다 작아야만 경제주체들은 규범을 지킬 유인이 있다.

$$\max\{\epsilon,\eta\} \leq \delta(V_3 - V_3')$$

앞서 가정한 $\epsilon > \eta$를 유지하면 위 조건은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\epsilon \leq \frac{\delta}{1-\delta}\{(2q-1)p^2\eta + qp(1-p)(\lambda-\epsilon)\} \tag{6}$$

정리 4. 식 (6)을 만족하면 배타적인 사회관계망이 기능하는 균형이 가능하다. 이 균형은 다음과 같다.

i) 사회관계망 안에서 짝이 이루어질 때, 첫 번째 기간이거나 상대방이 균형에 따라 행동했을 때는 (H,H)와 (H,L)의 짝을 유지한다.

ii) 상대방이 이전 기간 규범을 어겼거나 사회관계망 바깥의 주체라면 어떤 관계도 유지하지 않는다.

iii) 사회관계망 바깥에서 짝이 이루어질 때, (H,H)의 짝이 유지된다.

〈Table 1〉은 각각의 규범이 작동할 때 각 경제주체들의 수익과 균형조건을 보여준다.

배타적인 규범 3은 규범 1과 2에 비해 사회관계망 안팎의 모든 경제주체들의 수익을 악화시킨다. 규범의 배타성은 사회관계망 안팎의 경제주체가 상호 도움을 줄 수 있는 (H,H)의 짝을 이루어도 그 짝을 유지할 수 없게 만들므로 모두에게 손해인 것이다. 그러나 이런 배타적인 규범은 지배적인 사회관계망 안의 규범을 유지시키는 데 유리하게

지적해 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

〈Table 1〉 Average Economic Payoffs and Equilibrium Conditions of Different Social Norms

	Economic payoff		Equilibrium condition
	In the network	Out of the network	
Norm 1	$V_1 = \frac{1}{1-\delta}\{p(H+p\eta)+ qp(1-p)(\lambda-\epsilon)\}$	$V_0 = \frac{1}{1-\delta}p(H+p\eta)$	$\epsilon \le \frac{\delta}{1-\delta}qp(1-p)(\lambda-\epsilon)$
Norm 2	V_1	V_0	$\epsilon \le \frac{\delta}{1-\delta}qp[(1-p)(\lambda-\epsilon)+p\eta]$
Norm 3	$V_1 - \frac{1}{1-\delta}(1-q)p^2\eta$	$V_0 - \frac{1}{1-\delta}qp^2\eta$	$\epsilon \le \frac{\delta}{1-\delta}\{(2q-1)p^2\eta+ qp(1-p)(\lambda-\epsilon)\}$

작용할 수 있다. 만약 사회적 관계망이 지배적인 경우라면($q > \frac{1}{2}$), 사회관계망을 교차하는 관계를 부정하는 것은 사회관계망 안의 경제주체보다 사회관계망 밖의 경제주체에게 더 많은 손해를 끼친다. 따라서 사회관계망을 이탈하려는 유인을 억제하는 효과를 가질 수 있다. 따라서 규범 3은 오직 지배적인 사회관계망에서만 나타날 수 있다.

세 규범의 균형조건을 들여다보면, 규범 2의 균형조건을 만족시키는 것이 가장 쉽고, 규범 1의 균형조건을 만족시키는 것이 가장 어렵다. 좀 더 엄밀하게 표현하면, 균형조건의 우변이 0보다 크게 되는 모수의 조합하에서, 세 규범 모두 δ가 충분히 크면 균형이 된다. 즉, 규범 i가 균형이 되기 위해서는 시간할인율 δ가 아래에 표현된 $\overline{\delta_i}$보다 크거나 같아야 한다.

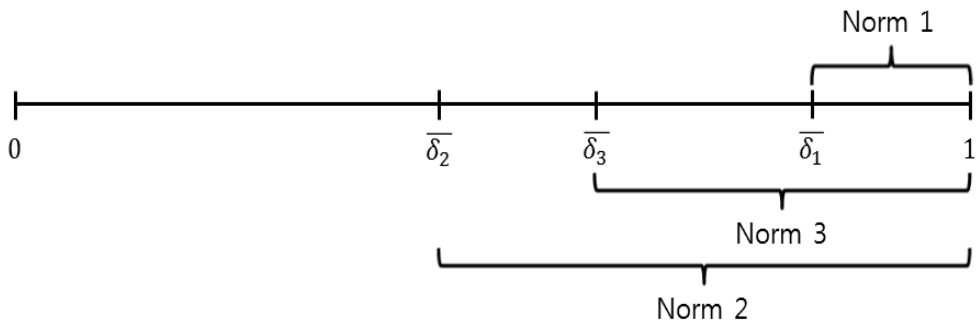
$$\overline{\delta_1} = \frac{\epsilon}{\epsilon + qp(1-p)(\lambda-\epsilon)}$$

$$\overline{\delta_2} = \frac{\epsilon}{\epsilon + qp(1-p)(\lambda-\epsilon) + qp^2\eta}$$

$$\overline{\delta_3} = \frac{\epsilon}{\epsilon + qp(1-p)(\lambda-\epsilon) + (2q-1)p^2\eta}$$

그런데 $q > \frac{1}{2}$라는 가정하에서 $\overline{\delta_1} > \overline{\delta_3} > \overline{\delta_2}$의 관계가 성립하므로 균형이 되게 하는 δ값의 범위는 같은 모수하에서 규범 2가 가장 크고, 규범 1이 가장 작다. [Figure 1]은 이를 보여주는데, 결국 더 넓은 δ의 범위에서 균형이 발생한다는 점에서 규범 2가 균형으로 유지되기 가장 쉬우며, 규범 1이 균형으로 유지되기 가장 어렵다.

[Figure 1] The Range of δ Which Makes Each Norm Hold as an Equilibrium



이제 일방적인 도움을 줄 때의 비용인 ϵ의 변화에 따라 균형으로 작동할 수 있는 규범이 어떻게 변화할 수 있는지 생각해 보자. 비용 ϵ이 증가함에 따라 $\overline{\delta_i}$는 모두 증가한다. 현재 주어진 모수값에서, 특히 δ가 주어진 상황에서 규범 1이 균형으로 작동하는 경우를 상정해 보자. 이 경우에는 규범 2와 규범 3도 역시 균형으로 유지될 수 있다. 이제 ϵ이 점점 커져서 $\overline{\delta_1}$가 주어진 δ를 넘어서게 되면 이 규범을 유지하는 것이 아직 효율적이라 하더라도($\lambda - \epsilon > 0$), 규범 1은 더 이상 균형이 되지 않는다. 이제 사회관계망이 의미 있으려면 새로운 규범이 출현해야 하는데, 여전히 규범 2와 3은 균형이 될 수 있다.

규범 2는 경제주체의 수익을 규범 1과 동일하게 유지하면서도 규범을 유지할 수 있다는 점에서 우월한데, 몇 가지 문제점이 있을 수 있다. 첫째, 규범 2는 이를 어긴 내부자에 대해서 사회관계망 밖의 외부자보다 더 가혹하게 대한다. 규범을 어긴 내부자와는 (H,H)짝을 유지하지 않지만, 외부자와는 (H,H)짝을 유지한다. 모형화되어 있지는 않지만, 이는 규범을 어긴 주체가 사회관계망 바깥으로 나갈 유인을 제공한다. 둘째, ϵ이 더 커져서 사회관계망 안에서 일방적 도움을 주고받는 것이 더 이상 효율적이지 않게 되면($\lambda - \epsilon < 0$), 경제주체들이 사회관계망 밖으로 이탈해 사회관계망이 붕괴할 수 있다.

규범 3은 이런 사회관계망 붕괴를 방지할 수 있다. 앞서 언급하였듯이 규범 3은 일방적 도움의 교환이 더 이상 효율적이지 않게 되어도 균형조건이 만족될 수 있다. 즉, [Figure 1]에서 $\overline{\delta_1}$는 1을 넘어 규범 1이 균형으로 유지될 수 없더라도 $\overline{\delta_3}$는 주어진 δ보다 작아 규범 3가 여전히 균형으로 유지될 수 있다. 그런데 이를 통한 사회관계망의 유지, 좀 더 정확하게는 사회관계망 내의 도움의 교환은 더 이상 효율적이라는 보장도 없고, 그 배타성으로 인하여 사회관계망 안팎 경제주체 모두의 수익을 악화시킨다. 따라서 효율적이지 못한 부정적 의미의 사회관계망이 출현할 수 있다.

4. 특권과 배타적 사회관계망

지금까지 우리는 사회관계망 안팎의 경제주체들이 사회관계망의 소속 여부를 제외하고는 모두 동질적인 경제주체라고 간주하였다. 즉, 우연적인 짝이 발생할 때 그들이 상대에게 도움을 줄 수 있을지 없을지(모형에서는 H가 될지, L이 될지) 여부는 사회관계망의 소속과는 관련이 없다.

그러나 많은 경우 우리가 관심을 가지는 연줄망은 지배적 사회관계망이다. 그것은 두 가지 의미에서 지배적이다. 첫째, 우리가 관심을 가지는 관계에서 그 사회관계망은 다수를 차지한다(즉, $q > \frac{1}{2}$).[7] 둘째, 사회관계망 밖의 성원에 비해 관계에서 도움을 줄 수 있는 위치에 있을 가능성이 더 크다는 점에서 지배적이다. 우리가 흔히 부정적인 의미를 부여하는 학연망은 소위 명문고나 명문대처럼 사회적으로 우월한 위치에 있는 경향이 있다. 이들은 특정 영역에서 다수를 차지하고 있고, 그 영역에서 도움을 일방적으로 줄 수 있는 위치에 있을 가능성이 크다. 본 절에서는 이를 사회관계망 안의 경제주체가 그 밖의 경제주체보다 높은 p를 가지는 것으로 모형화하고, 사회관계망의 배타성과 연결시킨다.

이제 사회관계망 안과 밖의 경제주체는 우연적으로 짝을 이룬 후 높은 생산성을 가질 확률이 다르다. 사회관계망 안의 경제주체는 그 확률이 p'이고, $p' > p$로 가정한다. 이제 규범 3이 균형이 될 수 있는 조건을 살펴보자. 규범을 따를 때 사회관계망 안의 경제주체가 얻는 수익은 다음과 같다.

$$\overline{V}_3 = \frac{1}{1-\delta}\{p'(H+qp'\eta)+qp'(1-p')(\lambda-\epsilon)\}$$

만약 이 경제주체가 규범을 어겨 사회관계망 밖으로 밀려날 경우 그 수익은 다음과 같다.

$$\overline{V}_3{}' = \frac{1}{1-\delta}p'(H+(1-q)p\eta)$$

따라서 균형이 유지되기 위한 조건은

7 앞서 언급하였듯이 이는 단지 관계망 내의 구성원 숫자가 많다는 의미라기보다는 특정한 영역에서 상호 관계할 가능성이 높다는 것으로 이해할 수 있다.

$$\epsilon \leq \delta(\overline{V}_3 - \overline{V}_3{}') = \frac{\delta}{1-\delta}\{p'[qp' - (1-q)p]\eta + qp'(1-p')(\lambda - \epsilon)\}$$

이 된다.

사회관계망이 더 우월한 집단이 되면, 이로부터 밀려나는 비용이 증가하는 것은 당연하다($p'[qp' - (1-q)p]\eta > (2q-1)p^2\eta$). 따라서 규범 3이 균형으로 유지되는 것은 더 쉬워진다. 더 주목할 것은, 만약 $p' > p > \frac{1}{2}$이면 (H, L)짝을 유지하는 것이 비효율적일 때에도($\lambda - \epsilon < 0$) 이를 유지하는 비용은 줄어든다는 것이다. 우월한 관계망에 속함으로 인해 일방적인 도움을 주어야 할 경우의 빈도가 줄어들고 따라서 도움을 주어야 한다는 규범의 비용 또한 줄어드는 것이다. 따라서 사회관계망이 지배적인 집단일수록 배타적인 사회규범은 작동하기 쉬우며 그 배타적 사회규범은 비효율적일 가능성이 크다.

Ⅴ. 요약 및 결론

본 논문은 일방적 도움의 교환이라는 측면에서 사회관계망의 역할과 출현 가능한 규범들에 대하여 논의하였다. 본 논문에서 사회관계망은 경제주체들의 행위에 대한 정보를 유통시키는 망으로서, 사회관계망 내에서 도움의 교환을 활성화시키는 역할을 한다. 그런데 사회관계망에서 도움의 교환을 지속시키기 위해서는 규범을 어겼을 때의 손실을 강화해야 하며, 이로 인해 비효율적인 도움의 교환이 가능할 수도 있다. 이런 비효율적인 도움의 교환은 사회관계망으로부터의 이탈과 그로 인한 사회관계망의 붕괴를 가져올 수 있는데, 이 경우 사회관계망의 유지를 위해서 모두에게 손해인 배타적인 규범이 등장하는 것이다. 연줄망이라 부를 수 있는 이런 배타적인 사회관계망은 오직 부정적인 효과만 있다.

사회관계망을 긍정적 의미와 부정적 의미로 구별하여, 연결망과 연줄망이라는 두 용어를 사용하는 것은 사회관계망이 상당히 부정적으로 받아들여지는 한국 사회의 현실을 반영하다고 하겠다. 본 논문은 이 두 개념을 논리적인 의미에서 엄격하게 구분하고, 연줄망이 어떤 의미에서 부정적인지, 그리고 왜 출현할 수 있는지에 대한 근거를 제시하고자 하는 시도이다. 현실에서 두 가지 의미의 사회관계망이 어떻게 출현하며 진화하는가를 실증적으로 탐색하기 위해서는 앞으로 더 많은 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

이재혁・박준식, 「한국인의 사회 연결망과 연고주의」, 『아시아 문화』, 제15호, 2000, pp.117~141.

백욱인, 「닫힌 연줄망에서 열린 연결망으로」, 『신동아』, 2001년 5월호, 2001.

한승완, 「'연줄망'에서 '연결망'으로 — 한중일 3국의 연고주의 유형 비교」, 『사회와 철학』, 제8호, 2004, pp.97~121.

Bendor, Jonathan and Piotr Swistak, "The Evolution of Norms," *American Journal of Sociology* 106(6), 2001, pp.1493~1545.

Bourdieu, Pierre, "The Forms of Capital," *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, New York: Greenwood, 1986.

Glaeser, Edward, David Laibson, and Bruce Sacerdote, "An Economic Approach to Social Capital," *The Economic Journal* 112, 2002, pp.F437~F458.

Knack, Stephen and Philip Keefer, "Does Social Capital Have an Economic Payoff?" *Quarterly Journal of Economics* 112(4), 1997, pp.1251~1288.

Putnam, Robert, "Bowling Alone: America's Declining Social Capital," *Journal of Democracy* 6(1), 1995, pp.65~78.

『韓國開發硏究』 국문투고규정

1. 本『韓國開發硏究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 번안 내지 요약물은 일체 게재하지 않는다.
3. 동일 주제의 연구물은 당호로 완결하며 분할게재하지 않음을 원칙으로 한다.
4. 논문기고자의 자격에는 제한을 두지 않는다.
5. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 한다.
6. 논문에 수록된 모든 표와 그림, 참고문헌은 영문 작성을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 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 : 339-007
- 주　　소 : 세종특별자치시 길재길 15,
  한국개발연구원 韓國開發硏究 編輯委員會
- 투　　고 : kdijournal@kdi.re.kr (044)550-4044

Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

- Postal code : 339-007
- Korea Development Institute
  15, Giljae-gil, Sejong-si, Korea.
- For Manuscript Submission
  E-mail at : kdijournal@kdi.re.kr (82-44-550-4044)

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 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'Ⅰ' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장・절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼『 』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.
   〈예〉 ①『조선일보』, 2003. 5. 27.
   ② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; Le Monde(Paris)
8. 참고문헌
   1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
   2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
   3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.
   〈예〉 ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
   ② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.
   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 2, May 1968, pp.35~53.
   ④ 한국은행,『경제통계연보』, 1978.
   _____,『기업경영분석』, 1980.

Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the “Book Antiqua” font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
4. The main body should be divided into the following order: Ⅰ, 1, 1), Ⅱ, 1

   Ⅰ Introduction

   1. The Model

      1) Previous Research

   2. Mathematical Models

   Ⅱ Data
5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
7. References

   1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)

   2) References with the same author must be displayed together.

   <Ex> ① Koh, Young-Sun, “The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings,” The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.

   ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.

   ③ Leibenstein, Harvey, “Entrepreneurship and Development,” American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 도서회원제 안내

- **회원에 대한 특전**
  - 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다. (단, 비공개 자료 및 배포제한 자료는 제외)
  - 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 우선적으로 참가하실 수 있습니다.
  - 발간된 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격을 할인받으실 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 성과확산팀(발간자료 담당자)에 직접 회비를 납입하실 수 있습니다.

- **문의사항**

  대외협력실 성과확산팀 발간자료 담당
  TEL 044-550-4346 / FAX 044-550-4950 / E-mail book@kdi.re.kr

- **판매처**
  - 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 02-397-3628
  - 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 02-399-5632

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 Research Outcome Dissemination Unit of KDI Division of External Affairs.

- Contact
  - Publication personnel in charge, Research Outcome Dissemination Unit, Division of External Affairs, KDI

    TEL: 044-550-4346 / FAX: 044-550-4950 / E-MAIL: book@kdi.re.kr
  - Sales Distributors

    Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)

    TEL: 02-397-3628

    Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)

    TEL: 02-399-5632