

# 韓國開發研究 2009 II

## KDI Journal of Economic Policy

- | Testing for Nonlinear Threshold Cointegration in the Monetary Model of Exchange Rates with a Century of Data..... Junsoo Lee, Mark C. Straziich  
화폐모형에 의한 환율 결정 이론의 비선형 문턱 공적분 검정: 100년간 자료를 중심으로
- | 이자율 기간구조를 이용한 정책금리 변경의 효과 분석..... 송준혁  
Analyzing the Effect of Changes in the Benchmark Policy Interest Rate Using a Term Structure Model
- | 한국 경기변동의 특징 및 안정성에 대한 연구..... 이재준  
Changes in the Business Cycle of the Korean Economy: Evidence and Explanations
- | 직·간접 네트워크 외부성하에서 인터넷포털 기업의 시장력 분석..... 진양수  
Market Power of Internet Portals with Direct and Indirect Network Externality:
- | 금연법 강화가 흡연에 미치는 영향..... 김범수, 김아람  
The Impacts of Smoking Bans on Smoking in Korea
- | 외환위기 이후 흉악범죄의 증가와 정부의 범죄억지정책..... 김두열, 김지은  
Growth of Felonies after the 1997 Financial Crisis in Korea
- | 우리나라 대중국 수출에서의 수출 집약도 및 다양도의 역할..... 이시욱  
The Role of Extensive and Intensive Margins in Korean Exports to China
- | 우리나라 수출가격에 대한 환율전가율 변화..... 이항용, 김현욱  
Declines in Exchange Rate Pass-through to Export Prices in Korea

## Contents

- 1** Testing for Nonlinear Threshold Cointegration in the Monetary Model of Exchange Rates with a Century of Data..... Junsoo Lee · Mark C. Strazicich / 1

---

화폐모형에 의한 환율 결정 이론의 비선형 문턱 공적분 검정: 100년간 자료를 중심으로  
... 이준수 · 마크 스트래지치히
- 2** 이자율 기간구조를 이용한 정책금리 변경의 효과 분석..... 송준혁 / 15

---

Analyzing the Effect of Changes in the Benchmark Policy Interest Rate Using a Term Structure Model... Joonhyuk Song
- 3** 한국 경기변동의 특징 및 안정성에 대한 연구..... 이재준 / 47

---

Changes in the Business Cycle of the Korean Economy: Evidence and Explanations  
... Jaejoon Lee
- 4** 직·간접 네트워크 외부성하에서 인터넷포털 기업의 시장력 분석  
..... 진양수 / 87

---

Market Power of Internet Portals with Direct and Indirect Network Externality:  
... Yangsoo Jin
- 5** 금연법 강화가 흡연에 미치는 영향..... 김범수·김아람 / 127

---

The Impacts of Smoking Bans on Smoking in Korea  
... Beomsoo Kim · Ahram Kim
- 6** 외환위기 이후 흉악범죄의 증가와 정부의 범죄억지정책  
..... 김두얼·김지은 / 155

---

Growth of Felonies after the 1997 Financial Crisis in Korea  
... Duol Kim · Jee Eun Kim

## Contents

- 7 우리나라 대중국 수출에서의 수출 집약도 및 다양도의 역할  
..... 이시욱 / 195
- 

The Role of Extensive and Intensive Margins in Korean Exports to China  
... Siwook Lee

- 8 우리나라 수출가격에 대한 환율전가율 변화..... 이항용 · 김현욱 / 235
- 

Declines in Exchange Rate Pass-through to Export Prices in Korea  
... Hangyong Lee · Hyeon-Wook Kim

Testing for Nonlinear Threshold Cointegration in the  
Monetary Model of Exchange Rates with a Century of Data

**Junsoo Lee**

(Professor and Rick and Elaine Horsley Faculty Excellence Fellow, Department of  
Economics, Finance and Legal Studies, University of Alabama)

**Mark C. Strazicich**

(Associate Professor, Department of Economics, Appalachian State University)

화폐모형에 의한 환율 결정 이론의 비선형 문턱 공적분 검정:  
100년간 자료를 중심으로

**이 준 수**

(앨라배마대학교 교수)

**마크 스트래지시히**

(에팔레치안 주립대 부교수)

\* 이준수: (e-mail) jlee@cba.ua.edu, (address) Department of Economic, Finance and  
Legal Studies, University of Alabama, Tuscaloosa, Alabama 35487-0224, USA  
마크 스트래지시히: (e-mail) strazicichmc@appstate.edu, (address) Department of  
Economics, Appalachian State University, Boone, North Carolina 28608-2051, USA

- Key Word: Exchange Rates(환율 결정 모형), Threshold Cointegration(비선형공적분),  
Monetary Model(화폐모형)
- JEL code: C22, F31
- Received: 2009. 3. 25      • Referee Process Started: 2009. 3. 30
- Referee Reports Completed: 2009. 6. 16

## ABSTRACT

The monetary model suggests that nominal exchange rates between two countries will be determined by important macroeconomic variables. The existence of a cointegrating relationship among these fundamental variables is the backbone of the monetary model. In a recent paper, Rapach and Wohar (2002, *Journal of International Economics*) advance the literature by testing for *linear* cointegration in the monetary model using a century of data to increase power. They find evidence of cointegration in five or six of ten countries. We extend their work to the *nonlinear* framework by performing threshold cointegration tests that allow for asymmetric adjustments in two regimes. Asymmetric adjustments in exchange rates can occur, for example, if transactions costs are present or if policy makers react asymmetrically to changing fundamentals. Moreover, whereas Rapach and Wohar (2002) found it necessary to exclude the relative output variable in some cases to maintain the validity of their cointegration tests, we can include this variable as a stationary covariate to increase power. Overall, using their same long-span data, we find more support for cointegration in a nonlinear framework.

환율 결정 모형의 근간이 되는 이론으로 널리 알려져 온 화폐모형은 두 국가 간의 환율이 각국의 통화량과 소득 수준에 의해 결정된다고 설명하고 있다. 그러나 이 이론이 성립하려면 이 모형에 내포된 변수 간에 공적분이 성립해야 하는데, Rapach and Wohar(2002)의 논문은 10개 국가의 자료 중 대 여섯개의 자료에만 (선형) 공적분이 존재한다는 결과를 제시하였다. 본 논문은 그들이 사용한 100년간에 걸친 자료를 사용하되, 환율 결정과정에서 발생할 수 있는 비대칭적

조정과정을 감안하여 비선형 공적분이 성립하는가를 검증하였다. 또한 독립변수가 불안정적이 아닐 경우에는 공적분 관계를 설정하기 곤란하다는 이유로 누락시키는 경우가 많은데 본 논문에서 사용되는 방법론에서는 그러한 문제가 제기되지 않는다. 본 논문에서는 선형 공적분 검정 결과에 비해 더 많은 경우에 있어서 비선형 공적분 관계가 있다는 검정 결과가 산출되었다.

above papers.

To perform our empirical tests, we first consider the ordinary least squares based autoregressive distributed lag (ADL-OLS) threshold cointegration test developed by Li and Lee (2008). We utilize two different threshold effects hypothesized to arise from asymmetric policy responses and/or transactions costs. In particular, we consider threshold models where adjustment to the long-run equilibrium can depend on the *level* or *change* in the deviations from the long-run equilibrium. Moreover, in some countries, the nominal exchange rate and the relative money supply series are each  $I(1)$  while the deviation in output series is  $I(0)$ . While RW (2002) omit the output deviation variable in these cases, we want to include this variable as a stationary covariate in our cointegration tests to increase power. In these cases, we utilize the instrumental variables based autoregressive distributed lag (ADL-IV) threshold cointegration test as suggested in Enders, Im, Lee and Strazicich (2009). The ADL-IV threshold cointegration test is well suited to this task, since the test statistics are unaffected by including stationary covariates.<sup>2</sup>

Our data set is the same as in RW and consists of over 100 years of annual data on nominal exchange rates (foreign currency per U.S. dollar), national money supplies relative to the U.S. money supply, and real GDPs relative to the U.S. real GDP for fourteen industrialized countries.<sup>3</sup> The nominal exchange rate series come from Taylor (2001). The money supply and real GDP data come from Bordo and Jonung (1998) and Bordo, Bergman, and Jonung (1998), respectively. The specific sample periods for each country are reported in our Tables below. Using a long-span data set has the distinct advantage of potentially more observations in each regime and greater power in inference tests. Overall, we find greater support for cointegration in a nonlinear framework as compared to the linear tests. Combining results, we reject the null of no cointegration (in at least one regime) in 8 of the 10 countries examined. These findings provide new support to the growing number of papers by Taylor and Peel (2000) and others who find more support for the monetary model in a nonlinear framework.

The remainder of the paper proceeds as follows. In Section 2, we briefly describe the monetary model and our test methodology. In Section 3, we discuss our empirical findings. We summarize and conclude and Section 4.

---

<sup>2</sup> The presence of stationary covariates can pose a problem in existing tests for nonlinear cointegration; see, for example, the papers by Bec, Ben Salem, and Carrasco (2004), Kapetanios, Shin, and Snell (2006), Kapetanios and Shin (2006), and Spagnolo, Psaradakis, and Sola (2005). In our analysis of the monetary model the output gap can be a stationary variable. While we want to include this fundamental variable in our cointegration test to increase power, including stationary covariates in these existing tests will induce a nuisance parameter problem that makes the test statistic dependent on the unknown parameter indicating the signal-noise ratio. As such, these tests are less suitable in our applications. In work not reported here, we additionally examined the monetary model by using the ECM-IV threshold cointegration test as suggested in Enders, Lee, and Strazicich (2007). While the ECM-IV test has similar features as the ADL-IV test, we obtain more rejections of the null using the ADL-IV tests so omit the ECM-IV test results in this paper.

<sup>3</sup> We thank David Rapach for generously providing the data.

## II. Monetary Model and Testing for Threshold Cointegration

The monetary model can be described by:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t^* - m_t) + \beta_2(y_t^* - y_t) + v_t, \quad (1)$$

where  $e$  denotes the nominal exchange rate (foreign currency per unit of domestic currency),  $m^*$  denotes the foreign money supply,  $m$  denotes the domestic money supply,  $y^*$  denotes the foreign country output,  $y$  denotes the domestic country output, and  $t$  is a time subscript. The United States is the domestic country in each case and all variables are in natural logarithms.<sup>4</sup> If  $e_t$ ,  $(m_t^* - m_t)$ , and  $(y_t^* - y_t)$  are each I(1), then the long-run equilibrium condition implies that these variables are cointegrated and  $v_t = e_t - \beta_0 - \beta_1(m_t^* - m_t) - \beta_2(y_t^* - y_t)$  will be a stationary process.<sup>5</sup>

While the ADL-OLS threshold cointegration test can have greater power than the ADL-IV test, the ADL-OLS based test has nonstandard distributions that depend on the nuisance parameter when stationary covariates are included. In contrast, the ADL-IV threshold cointegration test is invariant to nuisance parameters in such cases. Therefore, in countries where  $y^* - y$ ,  $e$ , and  $m_t^* - m_t$  are nonstationary, we will utilize the ADL-OLS threshold cointegration test. Then, in countries where  $y^* - y$  is stationary, while  $e$  and  $m_t^* - m_t$  are nonstationary, we will utilize the ADL-IV test. The ADL-IV based test is well suited in this case, since the same standard normal critical values can be adopted with stationary covariates in the testing equation.

The nonlinear specification of the monetary model in the ADL threshold cointegration test can be described as follows:<sup>6</sup>

---

<sup>4</sup> In a strict theoretical framework, the monetary model in (1) predicts that  $\beta_1 = \beta_1$  and  $\beta_2 < 0$ . However, imposing these restrictions is not necessary in our tests for threshold cointegration and may lead to bias test statistics if these restrictions do not strictly hold in practice. As such, we prefer to refrain from imposing any restrictions on these coefficients in our tests. We thank an anonymous referee for bringing this to our attention.

<sup>5</sup> We note that the model in (1) is one version of the monetary model of exchange rates and there are other versions that have been proposed. In particular, the model in (1) assumes flexible prices and was originally suggested by Frenkel (1976) and Mussa (1976). In this paper, we focus only on the model in (1) since this model has been most often examined in the literature with cointegration tests.

<sup>6</sup> We allow for threshold effects in the short-run dynamics of the cointegrating model. As an anonymous referee correctly notes, allowing for threshold effects in the cointegrating vector would be an alternative way to capture different regimes in the long-run dynamics. However, allowing for a threshold effect in the long-run cointegrating vector is beyond the scope of the present paper. Instead, we follow the common approach taken in the literature on threshold unit root and cointegration models and allow for threshold effects only in the short-run dynamics; see, for example, the papers by Balke and Fomby (1997), Enders and Siklos (2001), and Hansen and Seo (2002), among others. Presumably, it can be possible to allow for threshold effects in both the long-run and short-run dynamics, but we leave these issues for future research.

$$\begin{aligned} \Delta e_t = I_t & [\rho_1 e_{t-1} + a_1(m_t^* - m_t) + a_2(y_t^* - y_t) + b_1\Delta(m_t^* - m_t) + b_2\Delta(y_t^* - y_t)] \\ & + (1 - I_t) [\rho_2 e_{t-1} + c_1(m_t^* - m_t) + c_2(y_t^* - y_t) + d_1\Delta(m_t^* - m_t) + d_2\Delta(y_t^* - y_t)] \\ & + u_t. \end{aligned} \quad (2)$$

Lags of  $\Delta e_t$ ,  $\Delta(m_t^* - m_t)$ , and  $\Delta(y_t^* - y_t)$  can be included as necessary to correct for serial correlations. There are clear advantages to using ADL models; see Li and Lee (2008), and Enders, Im, Lee, and Strazicich (2009) for more details.

Following these methods, we consider two threshold indicators. The first is the so-called threshold autoregressive (TAR) model:

$$I_t = 1 \text{ if } e_{t-1} \geq \tau \text{ and } I_t = 0 \text{ if } e_{t-1} < \tau, \quad (3)$$

where  $\tau$  is the threshold value. The second threshold indicator is the so-called momentum threshold autoregressive (M-TAR) model:

$$I_t = 1 \text{ if } \Delta e_{t-1} \geq \tau \text{ and } I_t = 0 \text{ if } \Delta e_{t-1} < \tau. \quad (4)$$

We test the following null hypothesis in each case:

$$H_0: \rho_1 = 0 \text{ and } \rho_2 = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1: \rho_1 < 0 \text{ and/or } \rho_2 < 0. \quad (5)$$

Thus, under the alternative hypothesis the deviation from the equilibrium will be stationary in at least one regime. We transform the threshold parameter into its percentile and determine this value by minimizing the sum of squared residuals. Specifically, since the threshold parameter cannot be greater or less than the maximum or minimum value of the threshold variable, we first sort the threshold variable  $e_{t-1}$  into  $e_{t-1}^*$ , which takes the ordered values of  $e_{t-1}$  from the minimum to maximum value of  $e_{t-1}$ . Then, we consider the following transformation scheme:

$$I_t = I(e_{t-1}^* \geq \tau) = I(\sigma^{-1}T^{-1/2}e_{t-1}^* > \sigma^{-1}T^{-1/2}\tau) = I(\sigma^{-1}T^{-1/2}e_{t-1}^* > c^*), \quad (6)$$

where  $c^* = \sigma^{-1}T^{-1/2}\tau$  is the normalized threshold parameter and  $\sigma^2 = T^{-1}E(\sum e_{t-1})^2$ . Next, we let  $e_{t-1}^*(\tau) = c^*$  be the  $c$ -th percentile of the empirical distribution of  $e_{t-1}^*$ , such that  $P[\sigma^{-1}T^{-1/2}e_{t-1}^* \leq c^*] = P[\sigma^{-1}T^{-1/2}e_{t-1}^* \leq e_{t-1}^*(\tau)] = c$ . As a result, the threshold parameter  $\tau$  is transformed into a percentile parameter  $c$  defined over the interval 0 and 1, and the asymptotic distribution of the corresponding threshold tests will depend only on the percentile parameter  $c$ . We can therefore provide critical values based on the percentile parameter defined on the interval between 0 and 1, rather than on a real value that can potentially vary over  $-\infty$  to  $+\infty$ . We estimate the threshold percentile parameter by a grid search to find the value of  $e_{t-1}$  (or  $\Delta e_{t-1}$ ) that minimizes the sum of squared residuals from the regression. For the grid search procedure, we use each value of the sorted data of  $e_{t-1}$  (or  $\Delta e_{t-1}$ ) from the minimum to maximum value, while trimming values at the



**<Table 1> ADL-OLS Threshold Cointegration Test Results,**  
 $I_t = 1$  if  $\Delta e_{t-1} \geq \tau$  and  $I_t = 0$  if  $\Delta e_{t-1} < \tau$

Country	$\rho_1$	$\rho_2$	Wald	threshold	percentile	lag
Australia (1880~1995)	0.019	0.320	5.552	-0.055	0.147	0
Belgium (1880~1989)	-0.143	-0.037	31.292***	0.085	0.773	0
Canada (1880~1995)	-0.315	-0.079	39.505***	0.000	0.526	0
France (1880~1989)	-0.145	-0.094	26.854**	0.073	0.688	0
Italy (1880~1995)	-0.239	-0.124	69.056***	0.104	0.853	0
Spain (1901~1995)	-0.185	-0.193	36.351***	0.061	0.691	0
Switzerland (1880~1995)	0.058	-0.049	15.851	0.046	0.854	0
UK (1880~1995)	-0.128	-0.086	30.427***	0.082	0.853	0

*Note:* The Wald statistic tests the null hypothesis of no cointegration in two regimes ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ). All models include a constant term without trend. Critical values come from Table 1 in Li and Lee (2008) for the Boswijk version of the ADL-OLS threshold cointegration test with  $n = 2$  conditioning variables. The percentile threshold value was determined by minimizing the sum of squared residuals. \*, \*\*, and \*\*\* denote rejection of the null of no cointegration at the 10%, 5%, and 1% levels of significance, respectively.

lower and upper 10% of the data. Chan (1993) showed that this type of procedure can estimate the threshold consistently under the null and alternative hypotheses. The threshold parameter estimator is super-consistent under the alternative, implying that the estimated value is expected to converge to its true parameter value more quickly under the alternative hypothesis than under the null.

In the ADL-OLS test, we utilize the Boswijk (1994) version of the Wald test to test the null hypothesis as recommended by Li and Lee (2008). The critical values come from Table 1 in Li and Lee (2008). We use critical values corresponding to each of the indicator functions defined in (3) and (4), respectively. In the ADL-IV test we utilize the usual  $t$ -statistics to test the significance of  $\rho_1$  and  $\rho_2$ , since these test statistics have standard distributions and are unaffected by including  $y^*-y$  as a stationary covariate.

To apply the ADL-IV test we utilize the following instruments:

$$\begin{aligned} w_{1t} &= [I_t(e_{t-1} - e_{t-m}), (1-I_t)(e_{t-1} - e_{t-m})]' \text{ for } [I_t e_{t-1}, (1-I_t) e_{t-1}]', \text{ and} \\ w_{2t} &= [I_t(y_{2,t-1} - y_{2,t-m}), (1-I_t)(y_{2,t-1} - y_{2,t-m})]' \text{ for } [I_t y_{2,t-1}, (1-I_t) y_{2,t-1}]' \end{aligned} \quad (7)$$

where  $y_{2t}$  denotes the regressors  $[(y_t^* - y_t), (m_t^* - m_t)]'$ . We let  $w_t = (w_{1t}, w_{2t})'$  for our instrument. The resulting  $t$ -test statistics for  $\rho_1$  and  $\rho_2$  will have asymptotic standard normal distributions in each case; see Enders, Lee, and Strazicich (2007) and Enders, Im, Lee, and Strazicich (2009).<sup>7</sup>

<sup>7</sup> As noted by an anonymous referee, the IV type tests will be biased if the order of integration in the variables is mis-specified, especially if non-stationary variables are incorrectly considered to be stationary since instruments are required on all nonstationary variables. However, using instruments on stationary

## I . Introduction

The monetary model suggests that nominal exchange rates between two countries will be determined by important macroeconomic fundamentals. Two early references to the model are Mussa (1976) and Bilson (1978). While the monetary model is intuitively appealing, empirical support for the model is often difficult to find. Perhaps most critical in this regard are the findings in Meese and Rogoff (1983), where the authors obtain better forecasts of nominal exchange rates in a simple random walk as compared to the monetary model. If the monetary model is valid and the fundamental variables are nonstationary, then a cointegrating relationship must exist. Many empirical studies, however, fail to find support for (linear) cointegration in the monetary model (e.g., Meese, 1986, Baillie and Selover, 1987, and Sarantis, 1994). More recently, Rapach and Wohar (2002, RW) advance the literature by performing (linear) cointegration tests of the monetary model using a century of data. By using long-span data to increase power, RW find greater support for the monetary model than in many previous tests and find evidence of cointegration in 5 or 6 of 10 countries.<sup>1</sup>

In this paper, we re-examine the long-span data in RW and perform nonlinear threshold cointegration tests. If the underlying model is nonlinear and linear cointegration tests are adopted, then lower power can result. As such, it is possible that greater support for cointegration will be found when adopting nonlinear tests. In this regard, a growing number of recent studies document evidence of nonlinear dynamics in exchange rates (e.g., Taylor and Peel, 2000, Guerra, 2001, Kilian and Taylor, 2003). Nonlinear dynamics in exchange rate might arise, for example, if reaction to fundamentals and adjustment depends on the *magnitude* or *sign* of the deviation from the equilibrium. For instance, Taylor and Peel (2000) find evidence that deviations in exchange rates from the monetary model follow a nonlinear adjustment process. Although Taylor and Peel (2000) note that a tractable way to model nonlinear adjustment is to adopt a threshold model, they adopt an exponential smooth transition autoregressive (ESTAR) model perhaps for convenience of estimation. While these and other recent papers find greater support for the monetary model in nonlinear models, these papers do not provide formal tests for nonlinear cointegration. Analogous to the linear case, if the variables in a nonlinear monetary model are nonstationary and not cointegrated, then spurious estimates can result. It remains to be seen whether nonlinear cointegration holds or not, but this important question was not examined in the

---

<sup>1</sup> Rapach and Wohar (2002) initially consider fourteen countries, but some of the countries contain a mix of  $I(0)$  and  $I(1)$  variables that cannot be cointegrated, and in one country, The Netherlands, all of the variables in the model are  $I(0)$  so cointegration tests are not performed for four of these countries. However, in this paper, we utilize  $I(0)$  regressors in our testing scheme rather than discarding them as we shall see more details shortly. Thus, our procedure permits us to overcome a limitation of Rapach and Wohar (2002) in this regard.

### III. Empirical Results

We now examine the results of testing for threshold cointegration. To be consistent in our comparisons to the linear tests in RW, we utilize their same unit root test results and the same long-span data. In the ADL-OLS tests, we determine the optimal number of lags in the testing regression by employing the Schwarz information criteria (SIC). In the ADL-IV tests, we jointly determine the optimal value of  $m$  to construct a proper IV ( $w_t$ ) and the optimal number of lags to correct for serial correlations. We first search for the optimal lag for a given value of  $m$ , for  $m = 1$  and  $maxm$ , where  $maxm$  is given as  $T^{0.5}$ . We then determine the optimal value of  $m$  as the value that minimizes the residual sum of squares (RSS) from the regression using the optimal number of lags.

#### 1. Asymmetric Momentum Threshold Effects

We first examine the ADL-OLS threshold cointegration test results with asymmetric effects modeled by the *change* in deviations from the equilibrium in the monetary model. This is the momentum threshold model, where the speed of adjustment to the equilibrium will depend on whether the change in the deviation is above or below the threshold level ( $I_t = 1$  if  $\Delta e_{t-1} \geq \tau$  and  $I_t = 0$  if  $\Delta e_{t-1} < \tau$ ). To obtain valid ADL-OLS test results, we will consider only threshold cointegration tests for the eight countries where  $e$ ,  $m^*-m$ , and  $y^*-y$  were each identified as I(1) variables in RW. The test results are displayed in Table 1. Looking at the results, we observe that 6 of the 8 countries reject the null of no cointegration in at least one regime (Belgium, Canada, France, Italy, Spain, and the UK) at the 1% level of significance. Moreover, in each country, except Spain, the speed of adjustment to the monetary model equilibrium is fastest when the rate of depreciation is above the threshold level. Given that the threshold level is close to zero in each case, these findings suggest that nominal exchange rates adjust more quickly to the equilibrium predicted by the monetary model when they are depreciating rather than appreciating. For example, in Canada the estimated persistent parameter when the change in the deviation from the equilibrium is above the threshold level (in regime 1) is -0.315, which is clearly stationary. In contrast, the estimated persistent parameter when the change in the deviation from the equilibrium is below the threshold level (in regime 2) is -0.079, implying that nominal exchange rate behave as a random walk. While less extreme, the differences in the estimated persistent parameters are similar in four of the other five countries that reject the null of no cointegration (Belgium, France, Italy, and the UK). One possible explanation for these findings could be that policy makers are more likely to intervene in currency markets when their currency is depreciating than when their currency is

---

variables should not lead to any serious bias.

appreciating. This is an example of policy response to different economic conditions; see also Lee (2006) for the case of Korea regarding fiscal policy response to economic cycles.

## 2. Asymmetric Deviation Threshold Effects

We next examine the ADL-OLS threshold cointegration test results with asymmetric threshold effects modeled by the *level* of the deviations from the equilibrium. This is the autoregressive threshold model, where the speed of adjustment to the equilibrium depends on whether the level of the deviation is above or below the threshold level ( $I_t = 1$  if  $e_{t-1} \geq \tau$  and  $I_t = 0$  if  $e_{t-1} < \tau$ ). Again, to obtain valid ADL-OLS test results we will consider only threshold cointegration tests for the eight countries where  $e$ ,  $m^*-m$ , and  $y^*-y$  were each identified as I(1) variables in RW. The test results are displayed in Table 2. Looking at the results, we observe that 4 of the 8 countries reject the null of no cointegration in at least one regime (Canada, Italy, Switzerland, and the UK) at the 1% or 5% level of significance. In two of the four countries (Canada and Italy) that reject the null of no cointegration, the difference in the adjustment speeds is similar to that in the momentum models of Table 1. In Canada, the estimated persistent parameter when the deviation from the equilibrium is above the threshold level (in regime 1) is -0.710 while the estimated persistent parameter when the deviation is below the threshold level is -0.310. In Italy, the

**<Table 2> ADL-OLS Threshold Cointegration Test Results,  
 $I_t = 1$  if  $e_{t-1} \geq \tau$  and  $I_t = 0$  if  $e_{t-1} < \tau$**

Country	$\rho_1$	$\rho_2$	Wald	threshold	percentile	lag
Australia (1880~1995)	0.019	0.320	14.136	0.404	0.853	0
Belgium (1880~1989)	-0.125	-0.071	11.246	0.165	0.809	1
Canada (1880~1995)	-0.710	-0.310	30.634***	-0.038	0.241	1
France (1880~1989)	-0.248	-0.194	18.065	-0.050	0.422	1
Italy (1880~1995)	-0.441	-0.136	53.553***	0.342	0.853	1
Spain (1901~1995)	-0.336	-0.291	21.232	-0.060	0.415	1
Switzerland (1880~1995)	-0.317	-0.317	25.908**	-0.054	0.272	1
UK (1880~1995)	-0.199	-0.327	26.999**	0.022	0.466	1

Note: The Wald statistic tests the null hypothesis of no cointegration in two regimes ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ). All models include a constant term without trend. Critical values come from Table 1 in Li and Lee (2008) for the Boswijk version of the ADL-OLS threshold cointegration test with  $n = 2$  conditioning variables. The percentile threshold value was determined by minimizing the sum of squared residuals. \*, \*\*, and \*\*\* denote rejection of the null of no cointegration at the 10%, 5%, and 1% levels of significance, respectively.

estimated persistent parameter when the deviation from the equilibrium is above the threshold level (in regime 1) is -0.441, while the estimated persistent parameter when the deviation is below the threshold level is -0.136. In the other two countries (Switzerland and the UK) that reject the null of no cointegration, the results are less clear. In Switzerland, the adjustment speeds are the same in each regime, while in the UK the speed of adjustment to the equilibrium is fastest when the deviation from the equilibrium is below the threshold level rather than above. Given the lack of a consistent pattern in the estimated threshold values and/or the persistent parameters in these four countries, it is more difficult to provide a general explanation using the levels of the deviations from the equilibrium for the threshold indicator as compared to the results in the momentum models. Overall, we conclude that momentum threshold models provide the clearest and most intuitive evidence of nonlinear adjustments in nominal exchange rates to the equilibrium predicted by the monetary model.

### 3. Allowing For Stationary Output Deviations

In the two countries where  $y^*-y$  is stationary, while  $e$  and  $m^*-m$  are nonstationary (Finland and Portugal; see RW), RW omit  $y^*-y$  to maintain the validity of their (linear) cointegration tests. In contrast, rather than omit  $y^*-y$  from our cointegration tests we want to include this fundamental variable as a stationary covariate to increase power. While omitting this stationary variable can be seen as a limitation of the OLS based cointegration tests, this limitation does not occur in the IV based tests. In contrast, the test statistic in the ADL-IV threshold cointegration test that we consider retains an asymptotic standard distribution even when a stationary covariate is included. Our test results are displayed in Table 3.<sup>8</sup> Looking at the results, we observe that the null of no cointegration is rejected in at least one regime for Finland at the 5% level of significance. Moreover, it is clear that adjustment to the equilibrium is faster when the change in the deviation is above the threshold level (in regime 1) than when the change is below the threshold level (in regime 2). In particular, the estimated persistent parameter is -0.410 when the change in the deviation from the equilibrium is above the threshold level. This indicates that the nominal exchange rate is clearly stationary and supports adjustment to the equilibrium predicted by the monetary model. However, when the change in the deviation is below the threshold level, the estimated persistent parameter is 0.05 and implies that the nominal exchange rate will behave as a random walk. Overall, including the results for Finland, we can reject the null of no cointegration in the momentum model in 7 out of 10 countries at the 1% or 5% level of significance. If we combine these results with those for Switzerland in Table 2, we can reject the null hypothesis of no cointegration in at least one regime in 8 of 10 countries.

---

<sup>8</sup> We adopt only the momentum threshold model in this case since this model already gave the greatest number of rejections of the null.

**<Table 3> ADL-IV Threshold Cointegration Test Results** $y^*-y$  is treated as  $I(0)$ ,  $I_t = 1$  if  $\Delta e_{t-1} \geq \tau$  and  $I_t = 0$  if  $\Delta e_{t-1} < \tau$ 

Country		Coeff	$t_{ADL-IV}$	$t\text{-stat } \rho_1 = \rho_2$	lag	$m$
Finland (1911~1995)	$\rho_1$	-0.41	-1.90**	-1.80*	2	7
	$\rho_2$	0.05	0.38			
Portugal (1890-1995)	$\rho_1$	-0.03	-0.54	-0.80	1	8
	$\rho_2$	0.04	0.59			

Note:  $t_{ADL-IV}$  tests the null hypothesis of no cointegration in the regime against the alternative of cointegration. Asymptotic standard normal critical values are used for the ADL-IV test (-2.326, -1.645, and -1.282 at the 1%, 5%, and 10% levels of significance, respectively). The value of  $m$  in the ADL-IV test was chosen from the model with the minimum sum of squared residuals. The percentile threshold value was determined by minimizing the sum of squared residuals. All models include a constant without trend.  $t\text{-stat}$  tests the null that  $\rho_1 = \rho_2$ . \*, \*\*, and \*\*\* denote rejection of the null of no cointegration at the 10%, 5%, and 1% levels of significance, respectively.

## IV. Conclusion

In this paper, we adopt nonlinear threshold cointegration tests to test for cointegration in the monetary model of exchange rates. While previous researchers have estimated nonlinear versions of the monetary model, they were unable to test for cointegration in a nonlinear framework due to nuisance parameter problems in the existing tests. In this paper, we strive to make a contribution towards filling this gap in the literature. To compare results, we utilize the same long-span data that was previously adopted by Rapach and Wohar (2002) to test for linear cointegration in the monetary model. Given that adopting linear tests can lead to lower power if the underlying model is nonlinear, we test for nonlinear cointegration to see if greater support for the monetary model will occur. We first adopt the ADL-OLS threshold cointegration test developed by Li and Lee (2008) and consider two different threshold models. Following this, we utilize the ADL-IV threshold cointegration test developed by Enders, Im, Lee, and Strazicich (2009). The ADL-IV threshold cointegration test has the distinct advantage that we can include relative output as a stationary covariate to increase power, while the test statistic maintains a standard distribution. Overall, we find greater support for cointegration in the nonlinear framework as compared to the linear cointegration tests in Rapach and Wohar (2002). Moreover, our findings suggest that adjustment to the long-run equilibrium predicted by the monetary model is faster when nominal exchange rates are depreciating as compared to when than appreciating. Finally, our findings complement the growing number of papers that find greater support for the monetary model in a nonlinear framework and perhaps help to explain why Meese (1986), Baillie and Selover (1987), and Sarantis (1994), among others, fail to find support for cointegration in a linear framework.

## References

- Baillie, R. T., and D.D. Selover, "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination," *International Journal of Forecasting*, 8(1), 1987, pp.43~51.
- Bec, F., M. Ben Salem, and M. Carrasco, "Tests for Unit-Root versus Threshold Specification with an Application to the Purchasing Power Parity Relationship," *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(4), 2004, pp.382~395.
- Bilson, J., "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence," *IMF Staff Papers* 25, 1978, pp.48~75.
- Bordo, M. D. and L. Jonung, "A Return to the Convertibility Principle? Monetary and Fiscal Regimes in Historical Perspective," in A. Leijonhuvud (ed.), *Monetary Theory as a Basis for Monetary Policy*, MacMillan, London, 1998.
- Bordo, M. D., M. Bergman, and L. Jonung, "Historical Evidence on Business Cycles: the International Perspective," in J. C. Fuhrer and S. Schuh (eds.), *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles*, Conference Series, Vol. 42, Federal Reserve Bank of Boston, 1998, pp.65~113.
- Boswijk, H. P., "Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models," *Journal of Econometrics* 63, 1994, pp.37~60.
- Chan K. S., "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *Annals of Statistics* 21, 1993, pp.520~533.
- Enders, W., J. Lee, and M. C. Strazicich, "IV ECM Threshold Cointegration Tests and Nonlinear Monetary Policy in Korea," *KDI Journal of Economic Policy (formerly Korea Development Review)* 29(2), 2007, pp.135~157.
- Enders, E., K. Im, J. Lee, and M. C. Strazicich, "New Threshold Cointegration Tests and the Taylor Rule," Working Paper, University of Alabama, Department of Economics, Finance and Legal Studies, 2009.
- Enders, W. and P. L. Siklos, "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business & Economic Statistics* 19, 2001, pp.166~176.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing," *Econometrica* 94, 1987, pp.1096~1109.
- Frenkel, Jacob A., "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence," *Scandinavian Journal of Economics* 78, 1976, pp.200~224.
- Hansen, B. and B. Seo, "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models," *Journal of Econometrics* 110, 2002, pp.293~318.
- Guerra, Roger, "Fundamentals and Exchange Rates: How About Nonlinear Adjustment?" Working Paper, University of Geneva, Department of Economics, 2001.
- Kapetanios, G, Y. Shin and A. Snell, "Testing For Cointegration In Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models," *Econometric Theory* 22(2), 2006, pp.279~303.
- Kilian, L. and M. P. Taylor, "Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?" *Journal of International Economics* 60, 2003, pp.85~107.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R., and J. J. Dolado, "The Power of Cointegration Tests," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 1992, pp.325~348.
- Lee, S. H., "An Evaluation of Fiscal Policy Response to Economic Cycles," *KDI Journal of*

- Economic Policy (formerly Korea Development Review)* 28(2), 2006, pp.1~44.
- Li, J. and J. Lee, "Single-Equation Tests for Threshold Cointegration," Working Paper, University of Alabama, Department of Economics, Finance and Legal Studies, 2008.
- Meese, R. A., "Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates," *Journal of Political Economy* 94(2), 1986, pp.345~373.
- Meese, R. A., and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies," *Journal of International Economics* 14, 1983, pp.3~24.
- Mussa, M., "The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy Under a Regime of Controlled Floating," *Scandinavian Journal of Economics* 78, 1976, pp.229~248.
- Rapach, David E. and Mark E. Wohar, "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data," *Journal of International Economics* 58, 2002, pp.359~385.
- Sarantis, N., "The Monetary Exchange Rate Model in the Long-run: An Empirical Investigation," *Weltwirtschaftliches Archiv* 130, 1994, pp.698~711.
- Spagnolo, F., Z. Psaradakis and M. Sola, "Testing the unbiased forward exchange rate hypothesis using a Markov switching model and instrumental variables," *Journal of Applied Econometrics*, 20(3), 2005, pp.423~437.
- Taylor, Alan M., "A Century of Purchasing-Power Parity," *Review of Economics and Statistics* 84, 2002, pp.139~150.
- Taylor, M. P. and D. A. Peel, "Nonlinear Adjustment, Long-Run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals," *Journal of International Money and Finance* 19, 2000, pp.33~53.
- Zivot, E., "The Power of Single Equation Tests for Cointegration When the Cointegrating Vector is Prespecified," *Econometric Theory* 16, 2000, pp.407~439.



## 이자율 기간구조를 이용한 정책금리 변경의 효과 분석

송 준 혁

(한국개발연구원 부연구위원)

Analyzing the Effect of Changes in the Benchmark Policy Interest  
Rate Using a Term Structure Model

Joonhyuk Song

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

- Key Word: 이자율 기간구조(Term Structure of Interest Rate), 무차익거래(No Arbitrage), 통화정책(Monetary Policy)
- JEL code: E43, E52, E58
- Received: 2009. 8. 31      • Referee Process Started: 2009. 8. 31
- Referee Reports Completed: 2009. 11. 10

## ABSTRACT

This paper estimates the term structure of interest rates with the setup of 3-factor no arbitrage model and investigates the trend of term premia and the effectiveness of changes in policy interest rates. The term premia are found to be high in a three-year medium term objective, which can be interpreted as reflecting the recognition of investors who expect a higher uncertainty in real activities for the coming three years than for a longer term. Then, in order to look into the effect of policy interest rates after the recent change of benchmark interest rate, this paper analyzes the effects of the changes in short-term interest rates of the financial market on the yield curve of the bond market at time of change. Empirical results show that the discrepancy between call rate, short-term rate in money market, and instantaneous short rate, short-term rate in the bond market, is found to be significantly widened, comparing to the periods before the change in benchmark interest rate. It is not easy to conclude clearly for now whether such a widening gap is caused by the lack of experiences with managing new benchmark interest rate or is just an exceptional case due to the recent turmoil in the global financial market. However, monetary policy needs to be operated in a manner that could reduce the gap to enhance its effectiveness.

본고에서는 3요인 무재정거래(3-factor no arbitrage) 조건하에서의 이자율 기간 구조를 추정하고 이를 이용하여 기간프리미엄의 추이 및 정책금리 변경의 유효성을 분석하였다. 기간프리미엄의 경우 3년물에서 높게 나타나고 있는데, 이는 장기적인 경제 상황보다 향후 3년 정도의 시계에서 경제의 불확실성이 높을 것이라는 투자자들의 인식을 반영한 것으로 해석된다. 한편, 최근 기준 지표금리의 변경에 따른 통화정책의 효과성을 살펴보기 위해 지표금리 변경시점을 전후로 하여 금융시장에서의 단기금리 변경이 채권시장의 수익률곡

선의 형태에 미치는 효과를 분석해 보았다. 분석 결과, 금융시장에서의 대표적인 단기금리인 콜금리와 채권시장에서의 단기금리인 초단기이자율 간의 괴리가 지표금리 변경 이전과 비교하여 크게 확대된 점을 발견할 수 있었다. 이러한 괴리 확대가 새로운 기준금리에 대한 운용경험 미숙에 연유한 것인지, 최근의 국제금융시장 불안에 따른 예외적인 경우인지는 현 단계에서는 명확히 결론짓기 어려우나 통화정책의 유효성을 제고하기 위해서는 이러한 괴리를 축소하는 통화정책 운용이 필요할 것이다.

## 1. 서론

우리나라의 채권시장은 외환위기 이전까지만 하더라도 대부분의 기업금융이 은행 중심의 간접금융에 의존한데다 정부의 균형재정정책으로 지표채권으로서의 국채가 제한적으로 발행됨에 따라 후진적인 형태를 보였다. 또한 장부가 평가제와 지급보증 관행으로 채권은 투자자산이라기보다는 위험관리의 필요성이 높지 않은 저축수단에 불과하였으며, 이에 더해 대부분의 채권은 기관투자자가 매입 후 만기까지 보유하는 형태를 취함에 따라 유통시장이 형성되지 못하였다. 그러나 외환위기 극복 과정에서 정부가 팽창적인 재정수단으로서 국채시장을 적극적으로 활용함에 따라 채권시장은 양과 질의 양 측면에서 상당히 발전된 모습을 보였다. 또한 은행의 구조조정 및 보증보험회사들의 자본잠식 등으로 그동안 이들 금융기관들이 담당했던 지급보증체계가 무너지면서 채권시장의 구조가 보증채에서 무보증채 구조로 급격히 변화하였다. 최근 들어서는 고령화의 진전과 계약성 저축이 증가함에 따라 안정적인 장기투자수단에 대한 수요가 높아지는 가운데 금융기관들도 자산운용대상 및 위험관리수단으로서의 채권의 수요가 증가

하고 있다. 이러한 상황을 감안할 때 채권시장에 대한 전반적인 이해와 채권가격을 결정짓는 이자율 기간구조에 대한 고찰은 상당히 중요한 과제이다.

이자율 기간구조(term structure of interest rates)는 채권의 수익률(만기수익률, 현물이자율, 선도이자율)과 만기 사이의 관계를 의미하며, 이는 달리 수익률곡선으로 지칭되기도 한다. 이자율 기간구조는 어떤 특정 시점에서 향후 시장이 예상하고 있는 이자율 변화의 크기와 방향에 대한 정보를 담고 있으며, 이러한 정보는 금융시장 참가자들뿐만 아니라 통화정책 당국자에게도 상당히 중요한 의미를 가진다. 모든 금융자산의 가격결정에는 이자율이 직간접적으로 영향을 미치고 있다는 점을 감안할 때 정확하고 신뢰성 높은 이자율 기간구조는 금융상품 및 금융시장의 발전과 긴밀하게 연관되어 있다. 즉, 금융시장 참가자들은 수익률곡선을 채권 포트폴리오의 운영이나 이자율 및 신용 관련 파생상품의 가치 평가, 이자율 위험의 관리 또는 헤징의 수단으로 사용하고 있다. 또한 통화정책 당국자의 입장에서도 이자율 기간구조는 시장에서 예상하고 있는 미래의 이자율 및 인플레이션에 대한 정보를 담고 있으므로 향후 통화정책의 방향을 설정하는데 유용한 정보변수로서의 기능을 수행할 수 있다.

Vasicek(1977) 이후 파생금융상품의 가

치평가에 대한 관심이 증대되는 과정에서 이자율 기간구조모형에 대한 많은 연구들이 진행되어 왔다. 특히, Cox, Ingersoll, and Ross(1985)가 투자자의 위험 기피 및 시간선호 등을 고려한 일반균형 (general equilibrium)하에서의 단기이자율의 확률적 움직임을 이론적으로 도출함에 따라 이자율 기간구조에 대한 이론적 연구는 비약적으로 발전하게 되었다. 이후 Duffie and Kan(1996), Dai and Singleton(2000), Duarte(2004), Kim and Orphanides(2006) 등에서는 채권수익률에 영향을 미치는 비관측 상태변수를 상정하고, 이를 이용하여 이자율 기간구조를 추정하는 모형을 소개하였다. 최근 들어서는 이러한 상태변수와 거시변수 간의 연관성이 강조되는 연구가 진행되고 있는데, 대표적인 연구로는 Bekaert, Cho, and Moreno(2005), Ang, Piazzesi, and Wei (2006), Rudebusch and Wu(2008), Doh (2009) 등을 들 수 있다.

본 연구에서는 2000년부터 2009년까지의 국민주택 1종 채권의 주별 수익률을 이용하여 무차익거래 조건하에서 3요인 선형 가우시안 이자율 기간구조모형을 추정하고, 이를 이용하여 최근의 정책금리 변경의 효과성에 대해 진단해 보고자 한다. 여기서 설명하는 정책금리 변경의 효과성이란 정책금리의 변경이 단기이자율을 통해 수익률곡선을 변화시킴으로써 장기이자율의 변화를 야기하였는지를 평

가하는 것이다. 정책금리의 효과성을 분석하기 위해서 최근 7차례의 정책금리 변경시점을 전후로 하여 이자율 기간구조 형성의 기초가 되는 단기이자율과 시장콜금리의 누적적인 변화 양상을 살펴 보았다. 분석 결과, 단기이자율과 시장콜금리의 움직임이 이들 시점에서 대부분 상이하게 나타나고 있어, 정책금리의 변동이 단기이자율에 유의적인 변동을 야기하지 않은 것으로 분석되었다.

이자율 기간구조와 관련된 국내의 연구는 다음과 같다. 허화·김동희(1991)는 McCulloch의 3차 스프라인 방식을 이용하여 잔존만기 1년 이내의 국공채를 기준으로 수익률곡선을 추정하였으며, 이병근·현정순(2002)은 Heath-Jarrow-Morton 모형을 이용하여 통화안정증권을 기준으로 수익률곡선을 추정하였다. 한편, 김명직·장국현(2000)은 다요인 CIR 모형을 이용하여 통화안정증권을 통해 수익률곡선을 추정한 바 있으며, 김명직·신성환(2001)은 상태-공간모형을 이용하여 국민주택채권을 기준으로 수익률곡선을 추정한 바 있다. 이상의 연구는 수익률곡선의 추정에 일차적인 관심을 가지고 있어서 구체적으로 추정된 수익률곡선이 경제현상을 어떻게 설명할 수 있는지에 대한 논의는 결여되어 있다. 수익률곡선과 경제현상 간의 연관성을 찾으려는 연구로는 임형석(2005)과 엄영호·이준희·지현준(2007)을 들 수 있다. 임형석(2005)은 Nelson-

Siegel 모형을 이용하여 잔존만기가 1년 이상인 통화안정증권과 국고채를 기준으로 수익률곡선을 추정하고, 수익률곡선이 향후 3개월 이내의 시장이 예상하고 있는 미래 이자율의 움직임에 대한 예측력이 높다고 주장하였다. 엄영호·이준희·지현준(2007)은 2요인 확장 가우시안 모형을 통해 수익률곡선을 추정하였으며, 정책금리의 변경이 단기이자율 및 단기 이자율의 정상상태 평균에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석 결과, 우리나라의 단기이자율은 반응 정도는 콜금리 인상시기보다 인하시기에서 더 크게 나타난다고 주장하였다. 본 연구는 엄영호 외(2007)와는 달리 3요인 무차익거래모형을 상정하여 이자율 기간구조를 추정하였으며, 정책금리가 단기이자율 형성에 어떤 영향을 미치는지보다는 정책금리의 변경이 신호기능(signalling) 측면에서 유효했는지를 살펴본다는 측면에서 차별성을 가진다고 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서는 3요인 무차익거래 조건하에서의 이자율 기간구조모형을 설정하고, 모형의 식별과 관련된 제약을 설명하였다. 제III장에서는 사용된 자료와 추정 결과를 제시하였다. 그리고 제IV장에서는 이자율 기간구조에서 도출된 단기이자율 및 현물수익률을 이용하여 최근의 통화정책의 효과성에 대한 분석을 시도하였으며, 결론은 제V장에 제시하였다.

## II. 모형 설정

본고에서 설정하고자 하는 이자율 기간구조모형은 균형모형의 관점에서 대표적인 소비자가 존재하는 시장을 통해 가격이 결정되는 모형이다. Harrison and Kreps (1979)는, 이자율 기간구조모형은 이론적인 관점에서 위험중립 확률측도(risk-neutral probability measure)하에서 상태가격(state price) 또는 동등 마팅게일 측도(equivalent martingale measure)가 유일하게 존재함을 의미하는 것으로 설명하고 있다. 이는 결국 시장에서의 거래비용이나 세금, 유동성 제약 등이 없는 완비시장(complete market)을 가정하는 것으로 이해할 수 있다.

Duffie(2002), Dai and Singleton(2002), Duarte(2004) 등은 무차익거래 조건하에서의 3요인 이자율 기간구조모형(3-factor arbitrage-free term structure model)을 설정하고 미국 국채수익률을 이용하여 추정한 결과, 모형의 결과가 현실 적합성이 높고 미래의 이자율 전망과 관련해서 여타 선형모형(affine model)보다 나은 것으로 알려짐에 따라 이 모형은 이후 상당한 관심을 받아왔다.

요인모형을 구체적으로 설명하기 위해서 먼저 무차익거래 조건하에서의 채권의

가격결정방정식을 살펴보면 다음과 같다. 한 경제에  $n$ 기 후에 1단위의 소비를 제공하는 무이표채권(zero-coupon bond)이 존재하며, 이 채권의 가격을  $P(t, n)$ 이라고 하자. 또한 이 경제에서 살고 있는 대표적 가계의 효용함수는 다음과 같은 형태를 가진다고 가정하자. 즉:

$$E_t \left( \int_{s=0}^{\infty} e^{-\delta s} u(c(t+s)) \right) ds \quad (1)$$

여기서  $c(t)$ 는  $t$ 시점에서의 소비를,  $u(\cdot)$ 는 효용함수를 나타낸다. 극대화의 일계조건하에서 만기가  $n$ 인 채권의 가격은 다음과 같이 표현된다.

$$P(t, n) = E_t \left( e^{-\delta n} \frac{u'(c(t+n))}{u'(c(t))} \right) \quad (2)$$

여기서  $u'(\cdot)$ 은 한계효용을 의미한다. 한편,  $m(t) = e^{\delta t} u'(c(t))$ 로 표현되는 확률적 할인인자(stochastic discount factor)를 도입하면 위 식은 아래와 같이 표현된다.<sup>1)</sup>

$$P(t, n) = E_t \left( \frac{m(t+n)}{m(t)} \right) \quad (3)$$

무차익거래 조건하에서의 이자율 기간구조모형에서는 모든 만기의 채권에 대해 식 (3)이 항상 성립한다고 가정하고 있다. 무차익거래 조건하에서의 만기가  $n$ 인 채권의 수익률  $\left( y(t, n) = \frac{-\log(P(t, n))}{n} \right)$ 은 기대 단기 이자율( $E_t[r(t+j)]$ )과 기간프리미엄( $tp(t, n)$ )으로 분해될 수 있다. 즉,

$$y(t, n) = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[r(t+j)] + tp(t, n) \quad (4)$$

선도이자율을 고려할 경우 위 식 (4)는 다음과 동일한 형태를 가진다는 사실은 이미 잘 알려져 있다.<sup>2)</sup>

$$f(t, n) = E_t(y(t, n)) + tp(t, n) \quad (5)$$

위 식과 관련해서 우변의 마지막 항인 기간프리미엄에 대해 좀 더 살펴볼 필요가 있다. 대표적인 이자율 기간구조이론인 기대가설(expectations hypothesis)하에서는 기간프리미엄이 상수로 취급되어 선도이자율은 미래이자율 변화에 대한 정보만을 제공해 줌으로써 미래의 단기이자율

1) 확률적 할인인자는 이산모형과 연속모형에서 상이하게 해석된다. 이산모형에서는 확률적 할인인자가 상이한 시점에 발생하는 소비의 한계대체율(marginal rate of substitution)을 의미하는 데 반해 연속모형에서는 한계효용의 수준(level of marginal utility)을 의미한다. 자세한 설명은 Cochrane(2001)을 참조하기 바란다.  
 2) 이에 대한 증명은 Cochrane(2001)을 참조하기 바란다.

은 선도이자율이 시사하는 방향으로만 변화한다고 주장한다. 이에 반해 리스크프리미엄가설(risk premium hypothesis)하에서는 시변 기간프리미엄을 가정하기 때문에 미래의 단기이자율은 선도이자율과 더불어 리스크프리미엄의 방향에 의해서 결정된다고 주장한다.

Dai and Singleton(2000)은 이자율 기간구조모형이 수준(level), 기울기(slope) 그리고 곡률(curvature)이라는 세 가지 요인으로 잘 설명될 수 있다고 주장한다. 그러나 문제는 요인모형에서 도출되는 각 요인들이 가지는 경제적 의미를 설명하기가 용이하지 않다는 점이다. 기울기의 크기를 장단기 금리차로 측정할 수는 있지만 이러한 장단기 금리차의 방향 및 크기가 어떤 경제적 충격에 의해 유발되는지를 설명하기가 곤란하다. 이를 해결하기 위해 장단기 금리차가 어떤 경제적 변수와 상관성이 높은지에 대한 많은 실증 연구가 진행되었다. 그러나 연구 결과들마다 장기금리와 단기금리의 선택, 자료의 범위, 국가별로 상이한 결론을 제시하고 있어 그 결과의 신빙성을 담보할 수 없다.<sup>3)</sup> 최근에는 기간구조의 요인변수를 거시변수와 연결시키려는 노력이 진행되고 있다.<sup>4)</sup> 그러나 이러한 모형에서는 기

대가설이 성립된다는 가정하에 무차익거래 조건을 부여하고 있거나 또는 무차익거래 조건의 성립을 배제하고 있는데, 이는 결국 시간에 따라 변하는 기간프리미엄의 특성을 제대로 감안할 수 없거나 또는 거시경제모형이 이자율 기간구조의 성립에 필요한 무차익거래 조건이 성립되지 않는 논리적인 비일관성의 문제점을 안게 된다.

본고에서는 요인변수에 대한 경제적 해석보다는 통화정책의 유효성 분석에 일차적인 목적이 있으므로 거시경제변수에 대한 명시적 고려 없이 이자율 기간구조가 세 가지 은닉요인(latent factors)에 의해 설명된다고 가정한다. 이를 구체적으로 살펴보면, 은닉요인은 위험중립 확률측도(risk-neutral probability measure)에서 다음과 같은 연속시간 다변량 Ornstein-Uhlenbeck 과정을 따른다고 하자. 즉,

$$dx(t) = K^*(\theta^* - x(t))dt + \sum dB^*(t) \quad (5)$$

여기서  $dx(t)$ 는  $3 \times 1$  요인의 벡터이고,  $K^*$ 는  $3 \times 3$  행렬로 요인들의 평균회귀(mean reversion) 성향을 나타내고,  $\theta^*$ 는  $3 \times 1$  벡터로 요인들의 장기평균치를 나

3) 수익률곡선과 미래 경제변수 간의 관계에 대한 연구는 Fama and Bliss(1987), Mishkin(1990), Fama(1990), Campbell and Shiller(1991), Cochrane and Piazzesi(2005), Hamilton and Kim(2002)을 참조하기 바란다.  
 4) 이에 대한 연구로는 Ang and Piazzesi(2003), Diebold, Rudebusch, and Aruoba(2006), Rudebusch and Wu(2008), Bekaert, Cho, and Moreno(2005) 등을 참조하기 바란다.

타내며,  $\Sigma$ 는  $3 \times 3$  행렬로 요인들의 변동성(volatility)을 나타낸다. 또한  $B^*(t)$ 는  $3 \times 1$  표준 브라우니안 모션을 의미한다. 이러한 요인구조하에서 단기이자율(short rate)은 다음과 같이 요인들의 선형 결합으로 표현된다.

$$r(t) = \delta_0 + \delta_1'x(t) \quad (6)$$

여기서  $\delta_0$ 는  $1 \times 1$  스칼라이고,  $\delta_1$ 은  $3 \times 1$  벡터를 의미한다. 단기이자율은 이론적으로는 바로 다음 순간에 만기가 되는 채권에 적용되는 이자율로서 이러한 정의에 부합되는 단기이자율을 실제로 관찰하기는 불가능하다. 따라서 단기이자율은 이론적 정합성을 위해 도입된 가상적인 이자율로 볼 수 있다. 이러한 단기이자율이 존재한다는 가정하에 확률적 할인요인이 다음과 같은 형태를 가진다고 가정하자.

$$\frac{dm(t)}{m} = -r(t)dt - \lambda'(t)dB(t) \quad (7)$$

식 (7)은 확률적 할인요인의 순간증가율로서 시장에서의 무위험 단기이자율과 3개의 브라우니안 모션으로 표현되는 시장위험에 대한 조정을 반영한 것이며, 여기서  $\lambda(t)$ 는 위험의 시장가격(market price of risk)을 의미한다. Duffie and Kan(1996)에 따르면, 위험중립 확률측도

를 실제 확률측도(physical probability measure)로 변환하기 위한 위험에 대한 시장가격( $\lambda(t)$ )은 다음과 같이 표현된다.

$$\lambda(t) = A_0 + A_1'x(t) \quad (8)$$

여기서  $A_0$ 는  $3 \times 1$  스칼라이고,  $A_1$ 은  $3 \times 3$  벡터를 의미한다. 이러한 선형구조하에서 만기가  $n$ 인 채권의 수익률은 다음과 같이 주어진다.

$$y(t, n) = \frac{A(n)}{n} + \frac{B(n)'}{n}x(t) = a(n) + b(n)'x(t) \quad (9)$$

여기서  $A(n)$ (또는  $a(n)$ )과  $B(n)$ (또는  $b(n)$ )은 각각  $n \times 1$ ,  $n \times 3$  행렬이며,  $A(n)$ 과  $B(n)$ 은 다음과 같은  $n+1$ 개의 편미분방정식(PDE)을 만족시킨다.

$$\begin{aligned} \frac{dA(n)}{dn} &= \theta^* K^{*'} B(n) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 (\Sigma' B(n))_j^2 A_{0,j} - \delta_0 \\ \frac{dB(n)}{dn} &= -K^{*'} B(n) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 (\Sigma' B(n))_j^2 A_{1,j} - \delta_1 \end{aligned} \quad (10)$$

이들은  $K, \theta, \Sigma, \rho_0$  그리고  $\rho_1$ 의 함수로 결정되는데, 여기서  $K$ 와  $\theta$ 는 각각 실제 확률측도에서 도출된 것으로 다음과 같은 관계식을 가진다.



$$K = K^* - \Sigma A_1$$

$$\theta = K^{-1}(K^* \theta^* + \Sigma A_0)$$

한편,  $n$ 기의 현물수익률이 주어진 경우 채권가격( $P(t, n)$ ) 및  $n$ 기의 선도이자율( $f(t, n)$ )은 다음과 같이 결정된다.

$$P(t, n) = \exp(-ny(t, n))$$

$$f(t, n) = -\frac{\partial \log(P(t, n))}{\partial n}$$

$$= -\frac{\partial a(n)}{\partial n} - \frac{\partial b(n)'}{\partial n} x(t) \quad (11)$$

그리고  $n$ 기의 기간프리미엄(term premium)은  $n$ 기의 선도이자율에서  $n$ 기 후의 단기이자율의 기댓값을 차감함으로써 구할 수 있다. 즉,

$$tp(t, \omega) = f(t, \omega) - E_t(r(t + \omega)) \quad (12)$$

여기서  $E_t$ 는  $t$ 시점에서의 조건부 기대(conditional expectations)를 의미한다. 미래의 단기이자율에는 현재 시점에서 시장이 갖는 미래 단기이자율에 대한 예상 외에도 미래의 불확실성이 반영되어 결정된다. 이는 선도이자율 또한 미래 이자율에 대한 투자자들의 예상 외에도 미래 불확실성이 반영되어 있음을 의미한다. 이러한 불확실성에 대한 보상을 기간프리미엄 또는 위험프리미엄이라고 한다.

결국 선도이자율은 시장 참가자들이 예상하는 미래의 시점에서의 단기이자율과 기간프리미엄에 대한 유용한 정보를 제공해 주는 것이다.

마지막으로 모형의 식별과 관련해서 Dai and Singleton(2000)은 이자율 기간구조의 선형모형의 표준화가 필요하다고 설명한다.<sup>5)</sup> 모형의 표준화와 관련해서 본고에서는  $K$ 가  $K_{31} = 0$ 인 하방삼각행렬(lower-triangular matrix)이고,  $\Sigma$ 는 대각행렬(diagonal matrix)을 따르고  $\theta = 0_{3 \times 1}$ ,  $\delta_1 = 1_{3 \times 1}$ 을 따른다는 제약을 부여하였다.

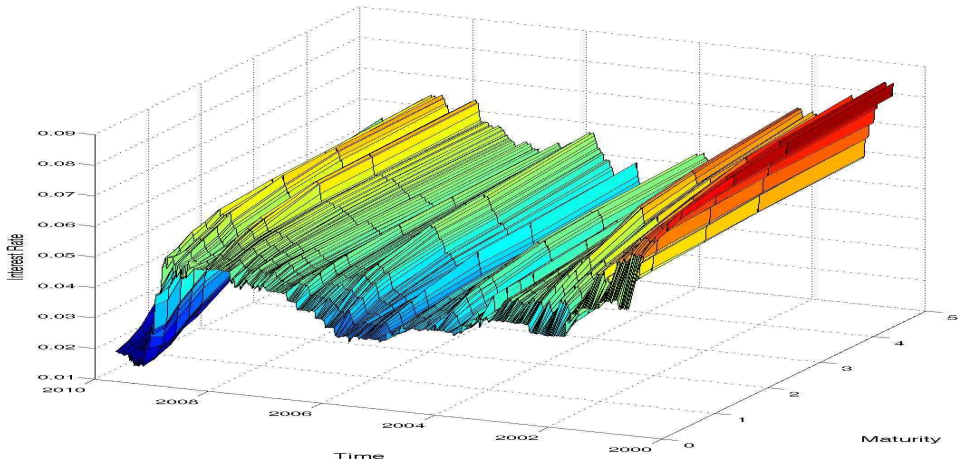
### III. 자료 및 추정

#### 1. 분석자료

본 연구에서 사용된 자료는 KIS 채권 평가에서 제공하는 3개월, 6개월, 9개월, 1년, 2년, 3년, 5년 만기 국민주택 1종 채권의 수익률에 대한 주별 자료로, 기간은 2000년 8월 2일부터 2009년 8월 19일까지 473주의 자료로 구성되어 있다. 국민주택 1종 채권은 복리체로 만기시점에 원금과 이자를 일시에 지급하므로 잔존기간 동안 일정한 주기로 표면이자율 제공

5) Dai and Singleton(2000)은 이자율 선형모형이 식별되기 위한 충분조건으로  $K$ 가 하방삼각행렬이 되어야 한다고 설명한다.

[Figure 1] Trends of Interest Rates(2000. 8. 2~2009. 8. 19)



Source: KIS Ratings.

하는 이표채와는 달리 할인채로 간주될 수 있다.<sup>6)</sup> 우리나라 국채의 경우 이표채로, 무이표채권으로 변환하기 위해서는 붓스트랩의 과정을 거쳐야 하며, 이 과정에서 측정상의 문제가 발생할 수 있는 반면 국민주택 1종 채권의 경우 이러한 문제에 노출되어 있지 않다는 장점이 있다. 한편, 일별 자료가 아닌 주별 자료를 사용한 이유는 시장의 일시적인 변동이 모수 추정에 미치는 영향을 최소화하고자 함이다.

[Figure 1]은 추정에 사용된 7개의 현물 수익률과 1일물 시장콜금리의 시계열을 3차원 평면에 나타낸 것이다. 2000년 초

에는 수익률곡선의 기울기가 가파르다가 표본 중반부까지는 전체적인 이자율 수준이나 장단기 금리차가 낮은 모습을 나타냈다. 2006년 이후 다시 수익률곡선의 수준 및 기울기가 점차 확대되는 모습을 보였으며, 이러한 현상은 미국발 서브프라임 금융위기로 실물부문의 경제활동이 위축되기 시작한 2008년 중반 이후까지 지속되었다. 그러다가 2008년 10월 이후 한국은행이 기준금리 인하를 단행함에 따라 이자율은 전반적으로 하향하는 모습을 보였다. 이처럼 우리나라의 수익률곡선은 기울기와 굴곡도(curvature)에 있어 시간에 따라 다양한 변화 양상을 보이고

6) 김명직·신성환(2001)에서도 국민주택 1종 채권을 할인채로 간주하여 이자율 기간구조모형을 추정한 바 있다.

<Table 1> Summary Statistics for Interest Rates

	Mean	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	Auto-correlation	Jarque-Bera Normality Test
Call Rate	4.0740 (0.1004)	0.8394 (0.1419)	-0.9146 (0.1725)	3.8701 (0.5372)	0.9949 (0.0089)	0.0010
Y <sub>3M</sub>	4.3714 (0.1206)	1.0101 (0.2065)	-0.4850 (0.2515)	3.8713 (0.5268)	0.9952 (0.0128)	0.0010
Y <sub>6M</sub>	4.5181 (0.1209)	1.0146 (0.2047)	-0.3455 (0.2668)	3.7983 (0.4992)	0.9926 (0.0147)	0.0010
Y <sub>9M</sub>	4.6566 (0.1173)	0.9847 (0.1834)	-0.1007 (0.2601)	3.5584 (0.4375)	0.9897 (0.0160)	0.0289
Y <sub>1Y</sub>	4.7659 (0.1163)	0.9769 (0.1718)	0.0593 (0.2417)	3.3482 (0.3928)	0.9870 (0.0166)	0.2123
Y <sub>2Y</sub>	5.0678 (0.1126)	0.9472 (0.1530)	0.5186 (0.2053)	3.1640 (0.4251)	0.9805 (0.0181)	0.0010
Y <sub>3Y</sub>	5.2581 (0.1154)	0.9702 (0.1632)	0.6251 (0.2143)	3.2371 (0.4740)	0.9800 (0.0180)	0.0010
Y <sub>5Y</sub>	5.5049 (0.1190)	1.0020 (0.1706)	0.6470 (0.2150)	3.1564 (0.4950)	0.9787 (0.0174)	0.0010

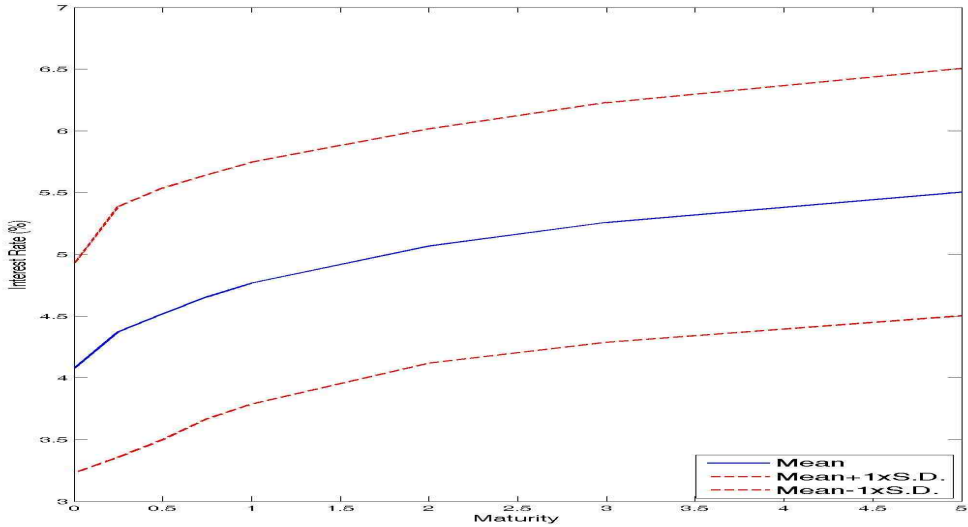
Note: Standard errors of summary statistics are estimated using GMM and presented in parentheses.

있다. 이러한 수익률곡선의 특징은 이자율을 설명하는 요인의 개수에 대해 어느 정도 시사점을 제공한다고 볼 수 있는데, 요인의 개수가 1개인 Vasicek 모형이나 CIR 모형으로는 우리나라 이자율 기간구조를 설명하기에는 부족하며 다변량 요인구조가 필요함을 시사하는 대목이다.

<Table 1>에서는 1일물 시장콜금리와 추정에 사용된 7개 현물이자율에 대한 기술적 통계량을 제시하였다. 단기금리인 콜금리와 3개월 만기 국민주택 1종 채

권수익률의 경우 왜도가 음수로 나와 좌측으로 경도되어 있으나 3개월 만기 채권수익률의 왜도의 경우 통계적으로 무의미하게 나타나고 있다. 그 외의 채권의 경우 왜도가 양수로 나오며 따라 우측으로 경도되어 있는 것으로 나타났다. 이자율의 정규성(normality)을 살펴보기 위해 Jarque-Bera 통계량의 유의수준을 살펴본 결과 3개월 만기 채권수익률을 제외하고는 모두 정규성이 기각되는 것으로 나타나고 있다. 기술적 통계량에서 발견되는

[Figure 2] Sample Average Term Structure



또 다른 특징 중 하나는 이자율들의 1차 자기상관 계수값이 상당히 높게 나타난다는 점이다. 1차 자기상관계수의 값들은 모두 0.98 이상으로 나타나고 있으며, 통계적으로 유의한 수준을 보이고 있다. 마지막으로 각 채권의 만기별 현물이자율의 평균과 변동성을 살펴보면, 장기채로 갈수록 평균과 및 변동성이 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

[Figure 2]는 표본기간 동안의 만기별 국민주택채권 현물이자율의 평균과 1단위 표준편차를 가감한 것을 도시한 것이

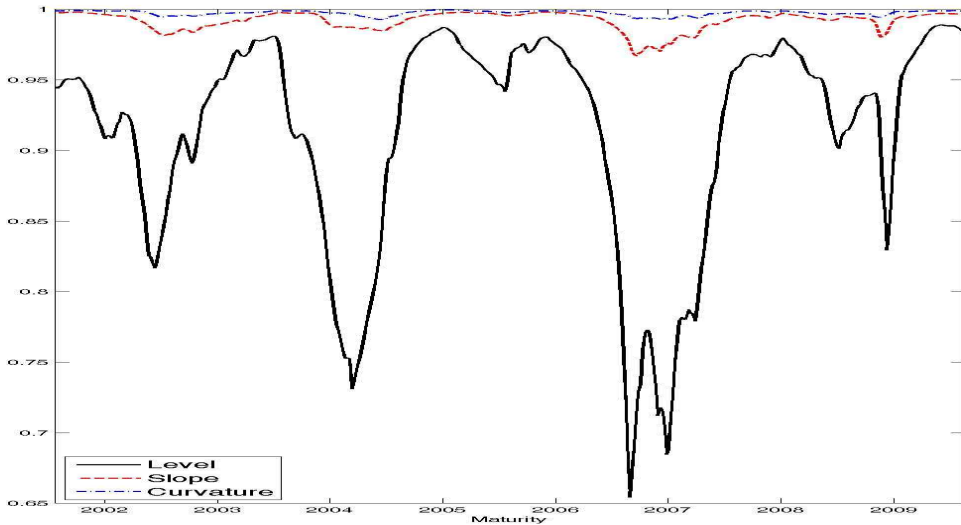
다. <Table 1>에서 보듯이 국민주택채권의 경우 표본기간 동안 평균적으로 우상향하는 이자율 기간구조를 보이고 있다. 표본기간 중에 나타나는 이자율 기간구조의 굴곡도(7)를 살펴본 결과, 미국 국채의 굴곡도의 약 70% 수준을 보이는 것으로 나타났는데, 이는 우리나라의 경우 미국보다는 좀 더 평평한 형태의 이자율 기간구조 형태를 가졌다는 것을 의미한다.

자료에서 나타나는 이자율의 요인구조를 자세히 살펴보기 위해 주성분 분석(principal component analysis)을 수행하였다.

7) 표본에서의 굴곡도 계산은 김명직·신성환(2001), 업영호 외(2007)에서와 같이 3개월, 2년, 5년 만기 채권을 이용하여 다음과 같이 계산하였다. 즉,

$$\frac{(y(t, 2Y) - y(t, 3M)) - (y(t, 5Y) - y(t, 2Y))}{y(t, 5Y) - y(t, 3M)}$$

[Figure 2] Cumulative Explanatory Power of Principal Components



일반적으로 주성분들 중에서 세 가지 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 이자율 모형을 선정할 때 몇 가지의 요인변수를 고려해야 하는지에 대한 실마리를 제공한다는 측면에서 분석의 의의가 있다.<sup>8)</sup> 주성분 분석을 위해 먼저 52주를 기준으로 moving window 방식으로 자료의 공분

산행렬을 이용하여 특성근(eigenvalue)을 구한 뒤 그중 가장 설명력이 높은 즉, 특성근의 값이 높은 세 가지 성분을 추출하는 방식으로 진행하였다. 이들 세 가지 성분의 누적설명력은 [Figure 2]에 제시하였다. 그림에서 보듯이 제1성분이 상당히 높은 설명력을 가지나 경우에 따라서는 60%대의 이하의 설명력을 가지기 때문에 1개의 요인으로 구성된 이자율 기간구조모형은 설명력에 있어 상당한 제약을 가지고 있다. 이는 이미 전술한

8) Piazzesi(2003)에서는 3개 요인의 경우 수준(level), 기울기(slope), 그리고 굴곡도(curvature)를, 2개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level)과 기울기(slope) 요인을, 1개의 상태변수를 설정한 모형은 수준(level) 요인의 움직임을 설명할 수 있다고 지적하였다. 한편, Litterman and Scheinkman(1991) 이후 많은 논문들은 수준 및 기울기와 더불어 굴곡도(curvature)도 수익률곡선 결정에 있어서 상당히 중요한 역할을 수행하고 있음을 강조하였다. Cochrane and Piazzesi(2005)에서도 수익률곡선 또는 초과수익률을 설명하기 위한 추가적인 요인이 되기 위한 조건으로 이들 세 요인과 독립적으로 통계적인 유의성을 가져야 한다고 지적하였다.

바와 같이 우리나라 이자율구조의 역동성에 따른 결과로, 다변량 요인변수가 필요하다는 대목에서도 발견한 부분이다. 2개의 주성분을 감안하면 평균적으로 98% 수준의 설명력을 가짐에 따라 어느 정도의 현실성을 담보할 수는 있지만 2000년 중반이나 2006년 말과 같은 경우 설명력이 다소 불안해지는 경우가 발생한다. 반면, 3개의 주성분이 고려될 경우 전반적으로 안정적인 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. 이를 고려하면 이자율 기간구조는 세 가지 요인을 상태변수로 하는 모형 설정이 적절할 것이라고 판단된다.

## 2. 모형 추정과 결과

모형의 추정에는 요인변수가 관찰 불가능하므로 Duffie and Stanton(2004), Kim and Orphanides(2006)와 같이 상태-공간모형(state space model)을 이용하였다. 상태-공간모형은 관측방정식과 상태방정식 체계를 설정하고 칼만 필터(Kalman filter)를 이용하여 모수를 추정하는 것이다. 칼만 필터를 이용하기 위해서는 상태방정식과 관측방정식을 설정해야 한다. 먼저 관측방정식(measurement equation)에 사용되는 관측벡터  $z_t$ 는 다음과 같이 만기가 3개월에서 5년까지의 7개 채권의 현물수익률로 구성되어 있다.

$$z_t = [y_{t,3M}, y_{t,6M}, y_{t,9M}, y_{t,1Y}, y_{t,2Y}, y_{t,3Y}, y_{t,5Y}]'$$

여기서 3M은 만기가 3개월인 현물수익률, 3Y는 만기가 3년인 현물수익률을 각각 의미한다. 이 경우 관측방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$z_t = \begin{bmatrix} a_{3M} \\ a_{6M} \\ \vdots \\ a_{5Y} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{3M}' \\ b_{6M}' \\ \vdots \\ b_{5Y}' \end{bmatrix} x_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{3M} \\ \varepsilon_{6M} \\ \vdots \\ \varepsilon_{5Y} \end{bmatrix}$$

우변의 마지막 벡터는 측정오차를 의미하는데,  $[\varepsilon_{3M}, \varepsilon_{6M}, \dots, \varepsilon_{5Y}]^T \sim N(0, V)$  이고  $V = \text{diag}(\sigma_{3M}^2, \sigma_{6M}^2, \dots, \sigma_{5Y}^2)$ 을 의미한다. 또한 상태방정식(state equation)을 표현하기 위해 연속변수로 표현된 상태 벡터를 이산변수로 변환하면 다음과 같다.<sup>9)</sup>

$$x_t = e^{-Kh} x_{t-h} + (I - e^{-Kh})\theta + \nu_t$$

여기서  $\nu_t \sim N(0, \Omega_h)$  이고  $\Omega_h = \int_0^h e^{-Ku} \Sigma \Sigma' e^{-K'u} du$ 로 표현된다. 이와 같이 상태-공간모형이 설정된 이후 모형의 추정은 통상적인 칼만 필터 알고리즘을 적용하면 된다.

이러한 방식에 의해 추정된 결과는 <Table 2>에 제시되어 있다. 추정된 모수

9) 이와 관련해서 좀 더 자세한 내용은 James and Webber(2000), Kim and Orphanides(2006)를 참조하기 바란다.

<Table 2> Parameter Estimates

	Param. Est	Std. Err		Param. Est	Std. Err
$K_{11}$	0.1271	0.3701	$[\Sigma A_1]_{31}$	-1.6824	4.1058
$K_{21}$	-1.5111	0.5878	$[\Sigma A_1]_{12}$	-0.1384	0.3959
$K_{22}$	0.5454	0.1855	$[\Sigma A_1]_{22}$	0.4534	0.2243
$K_{32}$	-2.1355	0.6331	$[\Sigma A_1]_{32}$	-1.9097	0.7417
$K_{33}$	0.5410	0.1887	$[\Sigma A_1]_{13}$	-0.0098	0.0900
$\Sigma_{11}$	0.0003	0.0002	$[\Sigma A_1]_{23}$	0.4420	0.1472
$\Sigma_{22}$	0.0037	0.0069	$[\Sigma A_1]_{33}$	0.3261	0.1375
$\Sigma_{33}$	0.0053	0.0048	$\sigma_{3M}$	4.89e-8	6.53e-5
$\delta_0$	0.0402	0.0153	$\sigma_{6M}$	3.28e-4	1.53e-5
$A_{01}$	-0.5728	0.4187	$\sigma_{9M}$	1.11e-4	2.16e-5
$A_{02}$	-1.4363	0.6886	$\sigma_{1Y}$	3.59e-4	1.72e-5
$A_{03}$	-3.9055	0.4538	$\sigma_{2Y}$	5.19e-4	1.99e-5
$[\Sigma A_1]_{11}$	0.4946	0.1642	$\sigma_{3Y}$	6.24e-5	7.87e-5
$[\Sigma A_1]_{21}$	-9.6307	2.8164	$\sigma_{5Y}$	1.08e-3	4.89e-5
Log-likelihood	41.8285				

값을 살펴보면, 먼저 단기이자율의 장기 평균값은 4.02%로 엄영호 외(2007)의 2요인 확장 가우시안 모형에서 추정된 장기 평균인 4.07%와 상당히 유사한 수준으로 나타났다.  $K$ 의 주대각원소가 모두 양의 값을 나타내고 있어 상태변수들이 평균 회귀성향(mean reversion)을 보이고 있음을 알 수 있다. 또한  $A_{01}$ ,  $A_{02}$  및  $A_{03}$ 의 값이 모두 음수를 보이고 있어 상태변수에 대한 위험프리미엄이 양의 값을 가지

는 것으로 추정되었다.

<Table 3>은 모형의 추정 적합도를 평가하기 위해 추정된 이론적인 현물이자율과 실제로 관측되는 현물이자율 간의 RMSE(Root Mean Squared Error)와 MAE(Mean Absolute Error)를 각 만기별로 구한 값이다. RMSE값은 3개월 만기에서 2.424%로 최댓값을 가지고, 9개월 만기에서 1.274%로 최솟값을 가지는 것으로 나타났으며, 전체적으로는 1.645%로

〈Table 3〉 Root Mean Squared Error

	3M	6M	9M	1Y	2Y	3Y	5Y	All
RMSE (%)	2.424	1.811	1.274	1.351	1.345	1.424	1.645	1.654
MAE (%)	1.298	1.044	0.865	0.817	0.991	1.099	1.212	1.047

$$\text{Note: RMSE (\%)} = 100 \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right)^2}, \text{ MAE (\%)} = 100 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right|$$

나타났다. 한편, MAE값은 여전히 3개월 만기에서 1.298%로 최댓값을 가지는 것으로 나타났고, 1년 만기에서 0.817%로 최솟값을 보였으며 전체적으로 1.047%로 나타났다. 대부분의 만기에서 RMSE나 MAE값은 추정 적합도에 있어서 큰 문제가 없는 수준의 값을 보이고 있다.

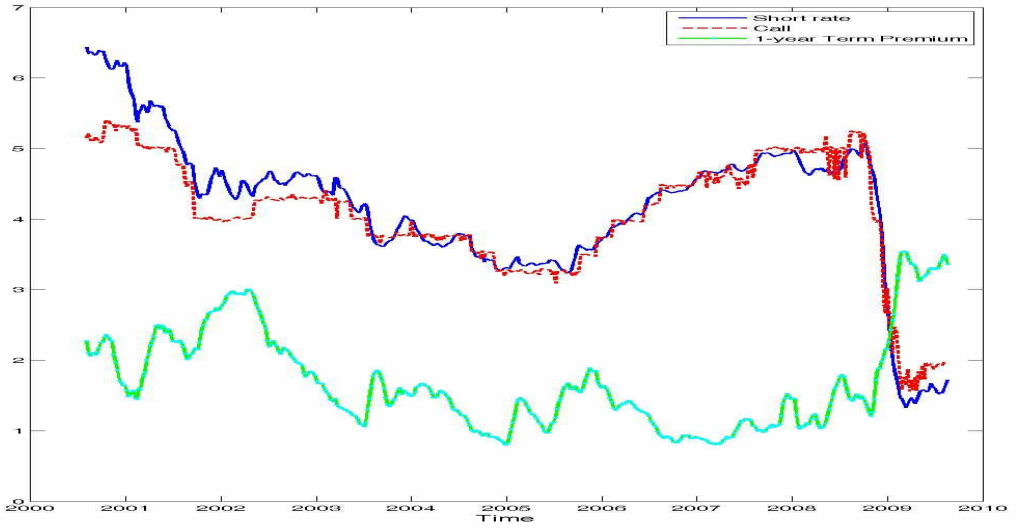
이러한 추정 결과를 기반으로 [Figure 3]에서는 추정된 계수에 의해 도출된 단기이자율을 1일물 시장콜금리와 비교해 보았다. 2002년까지 단기이자율은 시장콜금리를 지속적으로 상회하고 있는데, 이는 2000년 하반기 이후 지속된 정책콜금리의 인하<sup>10)</sup>가 시장에서 인식되고 기대되는 단기이자율보다 더 높았음을 시사한다. 이는 통화정책 당국의 콜금리 인하가 시장의 펀더멘털을 반영하기보다는 당시의 경기진작을 위해 좀 더 과감하게 정책금리를 인하한 데 연유한 것으로 해석될 수 있다. 그러나 2003년 중반 이후 단기이자율과 콜금리는 유사한 양상을

보이고 있는데, 특히 2008년 하반기의 정책금리 인하시기에도 단기이자율은 콜금리의 변동과 유사한 움직임을 나타내고 있다. 전 기간 동안의 콜금리와 단기이자율 간의 차이의 절댓값의 평균은 24bp를 보이고 있으나 기간을 2004년 이후로 제한할 경우 이들 두 이자율 간의 차이의 절댓값의 평균은 14bp로 크게 줄어드는 모습을 보이고 있다. 또한 [Figure 2]에서는 1년 만기 채권의 기간프리미엄 ( $tp(t, \omega = 1)$ )이 제시되어 있는데, 동 채권의 기간프리미엄은 2008년 이후 증가하는 추이를 보였으며, 특히 2009년 초에는 기간프리미엄이 3.5% 수준으로 점프한 것을 볼 수 있다. 이러한 결과는 2008년 9월 이후 Lehman Brothers 파산 및 Merrill Lynch의 매각 등으로 자금시장이 급속도로 위축되면서 시장에서의 기간물 대출에 대한 위험도가 증가하였을 것이라는 통상적인 견해와 일치하는 결과로, 추정된 이자율 기간구조가 현실을 잘

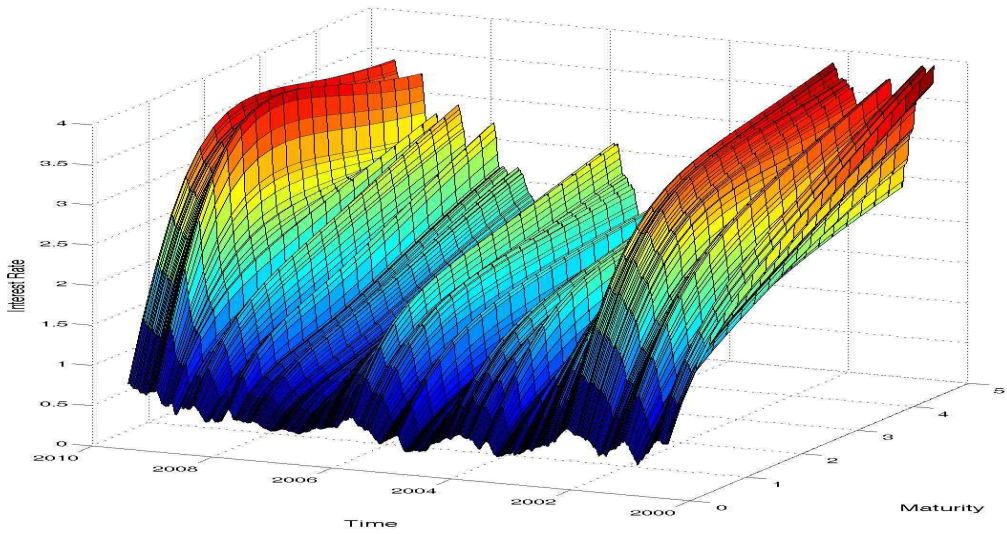
10) 한국은행은 2000년 10월에 정책금리를 0.25%p 인하한 이후 2004년 11월까지 10차례에 걸쳐 지속적으로 정책금리를 인하한 바 있다.



[Figure 3] Short Rate, Call Rate and Term Premium



[Figure 4] Term Premium for All Maturities



반영하고 있는 것으로 해석된다.

기간프리미엄을 좀 더 자세히 살펴보기 위해 각 만기별 대출과 관련된 기간프리미엄 전체를 [Figure 4]에 도시하였다. 그림을 보면, 최근에는 단기물에 대한 기간프리미엄이 그리 크게 나타나지 않고 있는 반면 만기가 증가할수록 기간프리미엄이 급격히 증가하고 있으며, 특히 3년 만기 채권의 프리미엄이 상당히 높게 형성되고 있음을 알 수 있다. 이는 향후 1~3년 사이의 경기에 대한 불확실성은 높은 반면 오히려 이보다 장기의 경우 이러한 불확실성이 낮게 형성됨에 따라 기간프리미엄이 낮아진 것으로 판단된다. 즉, 시장에서 3년까지의 기간에 대한 불확실성이 높을 것이라는 기대 때문에 프리미엄이 높았을 것으로 추측된다. 이와 같이 이자율 기간구조모형은 시장상황 및 반응에 대한 정보를 제공함으로써 향후 정부의 정책방향 결정에 있어서 상당히 유용한 정보변수로서의 기능을 수행할 수 있다.

#### IV. 정책금리 변경의 효과 분석

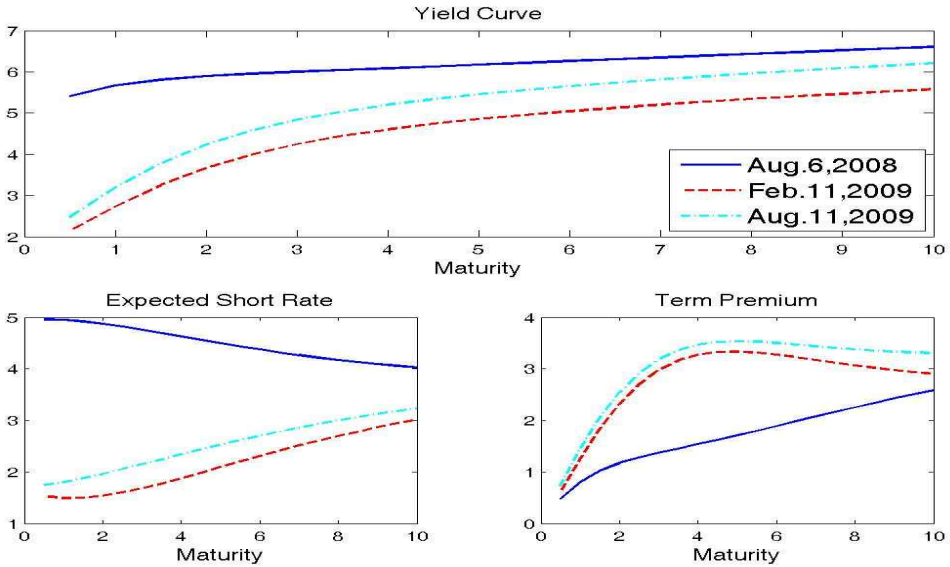
본 장에서는 우리나라 중앙은행의 정책금리 변경의 효과성에 대해 살펴보고자 한다. 여기서 설명하는 효과성이란 정책금리의 변경이 단기이자율을 통해 수

익률곡선을 변화시킴으로써 장기이자율의 변화를 야기하였는지를 평가하는 것이다.

한국은행은 2008년 10월 9일 정책금리를 종전의 5.25%에서 25bp 인하시킨 이후 2009년 2월 12일에 2.00%까지 인하시키는 등 총 6차례에 걸쳐 325bp를 하락시켜 왔다. 여기서는 가장 최근의 정책금리 인하 하루 전인 2009년 2월 11일과 정책금리를 5.25%로 인상시켰던 2008년 8월 7일 하루 전인 8월 6일, 그리고 표본상의 가장 최근 시점인 2009년 8월 19일에 추정된 이론적 무이표채권 수익률과 기간프리미엄을 비교해 보았는데, 그 결과는 [Figure 5]에 제시되어 있다.

먼저 2008년 8월과 2009년 2월 두 시점을 비교해 보면, 동 기간 중 장기채의 수익률이 1%p 가량 하락했음을 알 수 있다. 이러한 수익률 하락은 기대인플레이션 수준의 하락 또는 장기 성장에 대한 부정적인 전망에 기인한 것으로 해석된다. 또한 2009년 2월과 8월을 살펴보면, 장기채권의 금리가 지난 2월에 비해 8월에 0.6%p 정도 다시 올라가면서 2009년 8월과 2009년 2월 시점에서의 장기금리 격차가 크게 축소되었다. 이러한 격차의 축소는 6개월 기간 동안 장기 성장률에 대한 시장 전망이 변화하였다기보다는 그동안 경기진작을 위한 재정지출 및 통화량 증가에 따른 인플레이션 우려가 높아졌다고 해석하는 것이 자연스러울 것이다.

[Figure 5] Yields and Term Premia



기대 단기이자율을 보면, 2008년 8월의 경우 하향세를 보이고 있어 시장에서는 향후 경기 불안에 따른 우려로 중앙은행이 금리를 낮출 것이라는 기대가 만연해 있음을 알 수 있다. 반면, 2009년 2월에는 미래의 기대 단기이자율의 경우 단기에는 조금 하락하다가 이후 상승하는 양상을 나타내는데, 이는 시장에서 이자율이 팽창적인 통화정책으로 단기적으로는 하락세를 유지하나 이러한 통화정책은 그리 오래 가지는 않을 것으로 예상하였다는 점을 반영한다. 실제로 2월 12일에 정책금리가 인하되었는데, 이는 시장에서 예상하는 단기이자율의 방향과 일치하는 것이다. 2009년 8월의 경우 미래의 기대 단기이자율은 굴곡이 전혀 없는 상승 양상

을 보이고 있는데, 이는 시장에서는 이미 향후 정책금리의 인상을 통한 금리의 상승을 예상하고 있음을 의미하는 것이다.

2008년 8월의 경우 기간에 따른 위험을 반영하는 기간프리미엄이 만기가 길수록 증가하는 통상적인 모습을 보여 왔다. 그러나 2009년 2월 들어서는 장기물보다는 중기물에 대한 기간프리미엄이 확대되는 모습을 보이고 있으며, 최근 들어서도 이러한 양상은 축소되지 않고 있어 시장에서는 여전히 중기물에 대한 위험부담을 크게 안고 있는 것으로 해석된다.

마지막으로 정책금리의 변경이 수익률 곡선의 형성에 기준이 되는 단기이자율에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 최근 7차례의 금리 변경시점을 기준으로 살펴

보고자 한다. 한국은행은 2008년 8월 7일에 금리를 이전의 5%에서 5.25%로 인상한 이래 줄곧 인하해 왔다. 정책금리 변경의 목적은 콜금리 변경을 통해 장기이자율의 변화를 유도하여 경제주체들의 소비, 투자, 저축에 대한 인센티브를 변경하는 것이다. 이론적인 모형에서는 장기이자율은 미래 단기이자율에 대한 기대와 기간프리미엄의 변화에 의존하게 된다. [Figure 6]은 시장콜금리 및 이론적으로 추정된 단기이자율의 변화를 정책변경시점을 0으로 두고 그 이전과 이후의 10일 동안의 누적증분(cumulative increments)을 그린 것이다. 정책금리의 변경이 장기이자율에 유의적인 변동을 유발시키기 위해서는 콜금리의 변동 양상이 이론적인 모형에서 장기이자율의 변동을 초래하는 단기이자율의 경로와 유사하게 나타나야 할 것이다.

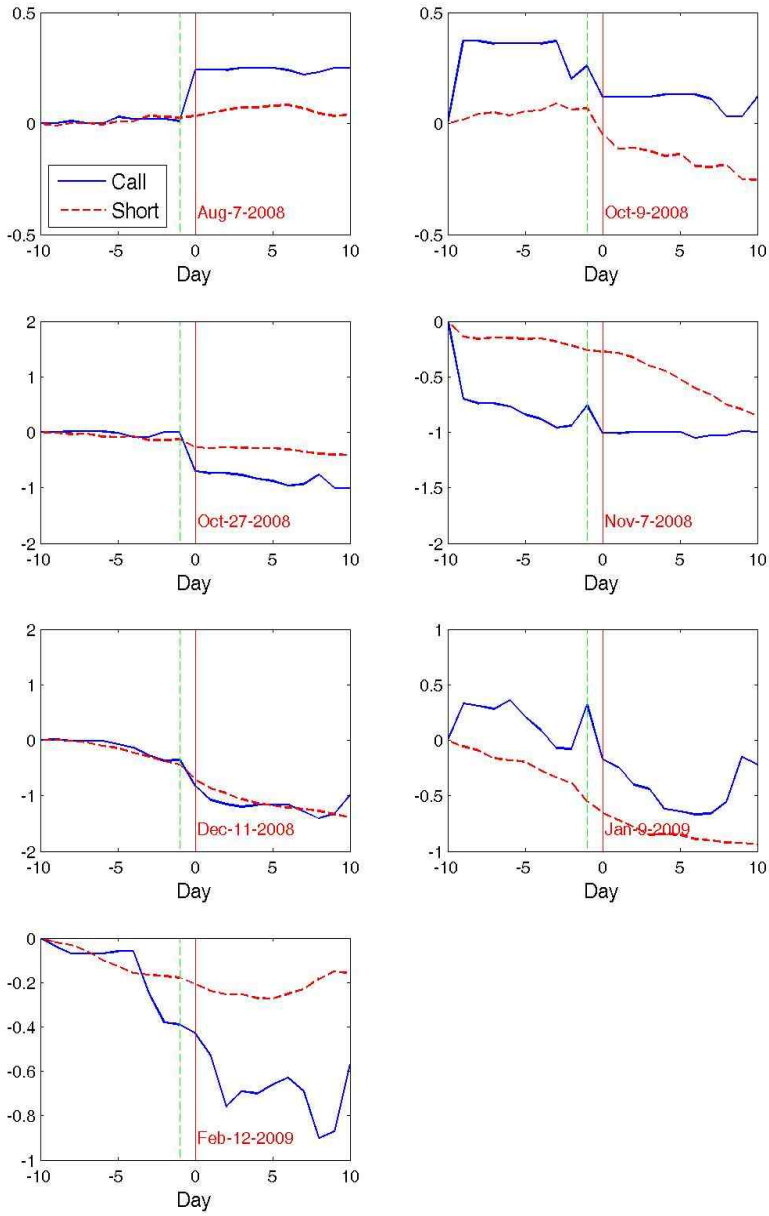
먼저 금리 인상시점인 2008년 8월 7일을 보면, 시장콜금리는 정책금리 인상시점을 기준으로 25bp의 상승을 보였으나 이와는 대조적으로 이론적으로 추정된 단기이자율의 경우 소폭의 상승을 보였음을 알 수 있다. 정책금리가 처음으로 인하되었던 2008년 10월 9일의 경우 이러한 결정이 내려지기 10일 이전부터 단기시장에서의 자금압박으로 콜금리의 누적 증분은 35bp 정도의 양의 값을 보이다

가 정책금리 인하 3일 전에 17bp 하락하였으며, 인하 당일에 추가적으로 14bp 하락하는 모습을 보였다. 반면, 단기이자율은 정책금리 인하 이전에는 소폭의 증가를 보이다가 금리 변경 당일 12bp의 하락을 보인 것으로 나타났다. 다른 시기와 비교해서 2008년 10월 9일의 단기이자율의 등락이 상대적으로 크게 나타나고 있다. 이는 2008년 8월 7일 소비자물가 상승을 억제하기 위해 정책금리가 상승한 이후 시장에서는 당시에 정책당국의 입장이 소비자물가와 경기 사이에 어떤 포지션을 취할지에 대해 의견이 분분한 가운데<sup>11)</sup> 금리 인하가 이루어짐에 따라 이 시기의 금리 인하는 시장에서는 충분히 예상하지 못한 데 기인한 것으로 판단된다.

[Figure 6]에서 관찰되는 특징은 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫 번째 특징은 정책금리 인하 전일에 시장콜금리가 상승하였다는 사실이다. 이러한 현상은 지난 6차례의 정책금리 인하시기에서 2009년 2월 12일을 제외하고는 모든 시점에서 관찰되는 공통적인 현상이다. <Table 4>를 보면 정책금리가 인하되기 전날에 시장콜금리가 평균 11bp 가량 상승하였음을 알 수 있다. 만약 시장에서 정책금리의 인하를 사전에 이미 예상하고 있었다면 이러한 현상은 상당히 의외적인

11) 2008년 4월 4.1%였던 소비자물가 상승률이 동년 7월 5.9%로 상승함에 따라 인플레이션 타깃팅을 하는 한국은행의 입장에서는 소비자물가 안정이 중요한 과제로 부각되었다.

[Figure 6] Cumulative Increments of Call and Short Rates



<Table 4> Changes in Call Rates

(unit: %)

Date	t				Difference		
	-3 (A)	-2 (B)	-1 (C)	0 (D)	D-C	C-B	B-A
2008. 10. 9	5.23	5.06	5.12	4.98	-0.14	0.06	-0.17
2008. 10. 27	4.89	4.98	4.98	4.28	-0.70	0.00	0.09
2008. 11. 7	4.02	4.04	4.22	3.97	-0.25	0.18	0.02
2008. 12. 11	3.71	3.61	3.62	3.16	-0.46	0.01	-0.10
2009. 1. 9	2.59	2.58	2.98	2.49	-0.49	0.40	-0.01
2009. 2. 12	2.20	2.07	2.06	2.02	-0.04	-0.01	-0.13

Note: t = -k denotes k days prior to the decrease in policy rate.

것으로 받아들여지지만, 정책금리의 인하가 단기시장에서의 자금수요 증대현상을 해소하기 위해 독립적으로(autonomously) 취해진 조치라면 이러한 현상은 어느 정도는 이해가 가능하다. 이에 대해서는 단기금융시장에서의 수급이나 시장구조 등에 대한 이해가 필요하며 향후 좀 더 세심한 연구가 요구되는 부분이다.<sup>12)</sup>

두 번째 특징은 2008년 12월 11일을 제외하고는 단기이자율과 시장콜금리 간에 큰 괴리가 발생하고 있다는 점이다. 엄영호 외(2007)에 의하면, 시장콜금리는 금융기관의 신용위험을 반영하고 있으며, 콜시장의 수요 및 공급 요인에 영향을 받기 때문에, 단기이자율과 콜금리 간에 다

소 차이가 발생할 수는 있다. 그러나 여기서 관찰하고자 하는 것은 두 종류의 이자율 간의 차이가 아니라 누적증분의 추이다. 수준의 차이에도 불구하고 이들 이자율 간의 증분의 변화가 일관된 형태를 취한다면 정책금리가 단기이자율의 변화에 유효한 변화를 야기한 것으로 판단할 수 있다. 이론적 수익률곡선의 형태가 단기이자율과 연관되어 있음을 감안하면 시장콜금리와 단기이자율 간의 이러한 괴리는 정책금리 변경의 효과성에 대한 의문을 제기할 수 있다. 정책금리 변경의 효과성에 대해 좀 더 자세히 살펴보기 위해 단기이자율에 의해 도출된 3년 만기 물의 현물이자율과 실제 자료에서 나타

12) 이러한 현상은 기준적립기간의 변경과 관련되어 있을 수 있다. 즉, 2008년 3월 이후 기준적립기간이 정책금리 결정일과 일치하도록 변경함에 따라 기준을 채우지 못한 은행들이 금리 결정일 하루 전에 자금을 긴급히 수요함에 따라 시장콜금리가 상승하였을 가능성이 있다. 이를 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

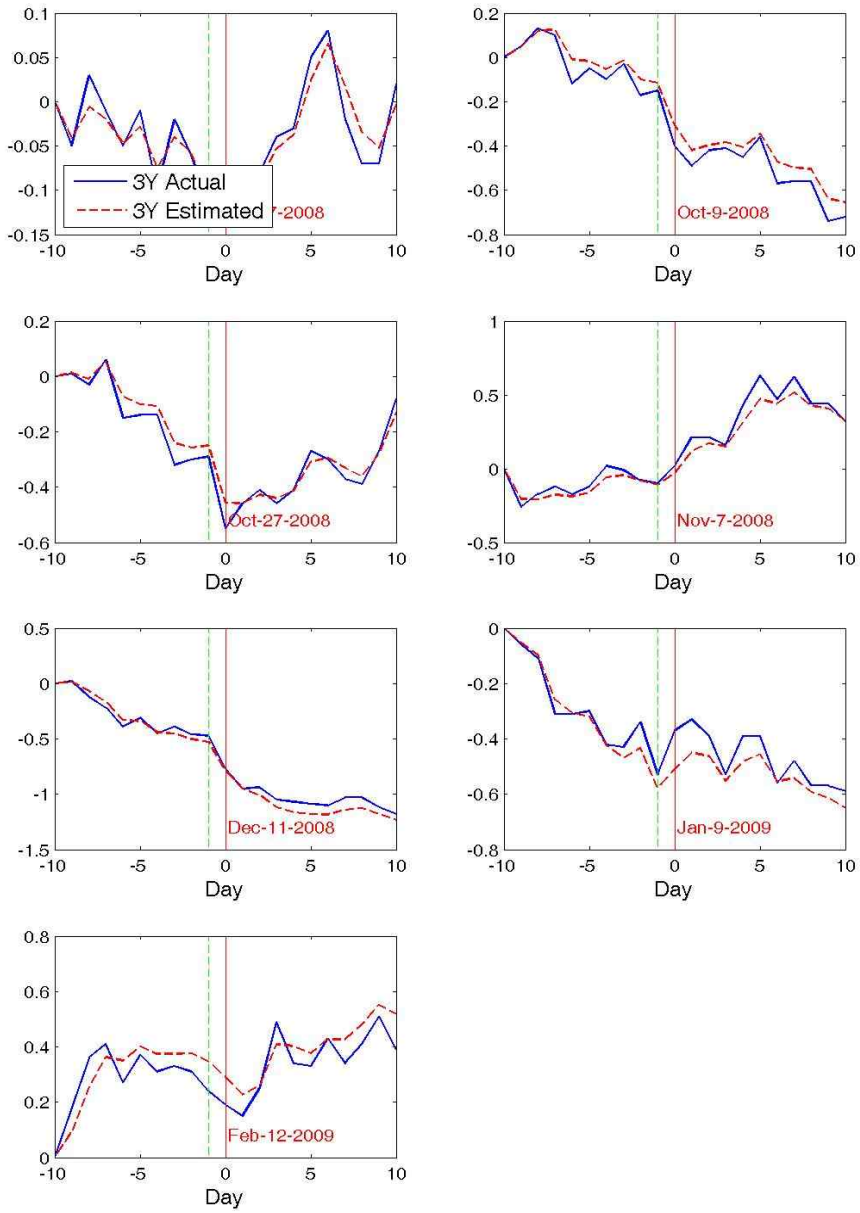
난 3년 만기 현물이자율을 비교해 보았다. 만약 모형에서 도출된 3년 만기 현물 이자율과 실제 자료가 유사한 움직임을 보인다면 추정된 단기이자율이 시장에서 수익률곡선을 형성하기 위해 사용되는 이자율로 적절하다는 것을 알 수 있다. 이 경우 단기이자율과 콜금리 간의 괴리는 결국 중앙은행의 정책금리 변경이 시장에서의 수익률곡선 형성에 크게 기여하지 못한다는 것으로 이해되며, 이는 결국 최근 정책금리 변경의 유효성이 높지 않다는 것을 방증한다는 것으로 해석될 수 있다. [Figure 7]에서는 시장에서 유동성이 가장 높은 3년 만기 채권에 대한 현물이자율과 이론적으로 추정된 현물이자율의 누적 증분을 [Figure 6]에서와 동일한 방식으로 도시한 것이다. 여기서 발견할 수 있는 사실은 현물이자율과 이론적 현물이자율 간의 변동이 상당히 유사한 형태를 보이고 있어 수익률곡선의 중기 영역에서 이론적 모형이 실제 현물이자율의 변화 양상을 잘 반영하고 있다는 점이다. 통화정책이 단기이자율 변경을 통해 수익률곡선에 영향을 주고자 한다면 콜금리가 단기이자율과 상당히 유사한 움직임을 보여야 함에도 불구하고 이러한 현상이 최근 금리 인하시기에는 관찰되지 않고 있다. 향후 정책금리의 유효성을 증가시키기 위해서는 단기이자율의 움직임을 고려한 정책금리의 결정이 필

요할 것으로 사료된다.

물론 이러한 단기와 장기에서의 괴리 현상은 정책금리 변경의 효과성 측면에서가 아니라 시장분할가설(market segmentation hypothesis)에 기인하는 현상이라는 주장이 제기될 수 있다. 채권시장 참가자들은 기업과 개인, 금융기관, 보험회사 또는 연기금 등과 같이 여러 가지 이질적인 투자자 집단으로 형성되어 있어 각 집단은 제도적 또는 법률적 여건이나 운용자금의 성격 및 투자스타일의 차이로 채권의 만기의 장단에 대한 선호의 차이가 있을 수 있다. 시장분할가설에 대해 채권시장의 실무자들은 지지를 보내는 반면 이론적인 타당성에 대해서는 의구심이 제기될 수 있다. 왜냐하면 투자자들에게 이윤에 대한 충분한 동기가 제공된다면 투자자들은 선호하는 투자대상의 만기를 변경할 것이기 때문이다. 물론 시장에서의 거래비용, 공매도 제약, 규제에 의한 제약 등과 같은 시장 불완전성의 존재로 차익거래가 발생할 수는 있지만 규제나 거래비용의 존재 등에 따른 시장불완전성이 특정 만기의 채권에 국한되지 않고 전체 채권시장에 공통적으로 적용되는 것이라면 상이한 만기를 가진 채권들 사이에서는 시장분할가설이 설명하는 바와 같은 차익기회가 오래 존재하지 못할 것이다.

한편, 최근의 콜금리와 이론적인 단기

[Figure 7] Cumulative Increments of 3-Year Yields: Actual vs. Estimated





이자율 간의 괴리 확대는 통화정책 기준금리의 변경이라는 측면에서도 고찰해 볼 필요가 있다. 한국은행은 2007년 11월 30일 통화정책 운영체제 개편방안을 확정하고 2008년 3월을 기점으로 종전의 콜금리 목표에서 7일물 RP금리를 기준금리로 변경한 바 있다.<sup>13)</sup> 기준금리 변경에 따른 RP금리와 콜금리 간의 전달경로상의 이유로 콜금리와 단기이자율 간의 괴리가 크게 발생하였을 수도 있다. 이를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 기준금리 변경 이전 기간에서의 콜금리와 단기이자율 간의 관계를 살펴보기로 하자. [Figure 8]은 2001~07년 기간 중 콜금리 인하시기에서의 콜금리와 단기이자율의 누적증분을, [Figure 9]는 동 기간 중 콜금리의 인상시기에서의 콜금리와 단기이자율의 누적증분을 도시한 것이다. 콜금리를 정책금리로 설정한 기간 중의 콜금리와 단기이자율의 누적증분의 차이는 콜금리 인하 또는 인상 시기 내에서 20bp 내외의 수준을 보이고 있는데, 이는 최근 시점과 비교해서는 상당히 낮고 안정적인 수준의 괴리였음을 알 수 있다. 이상을 종합해 보면, 최근 기준금리인 RP금리의 변경이 콜금리의 변화를 유도하나 콜금리와 단기이자율 간의 괴리는 정책대상금리 변경 이전 시점에 비해 확대되고 있음이 관찰되었으며, 단기금리를 통해 장기금리의 변

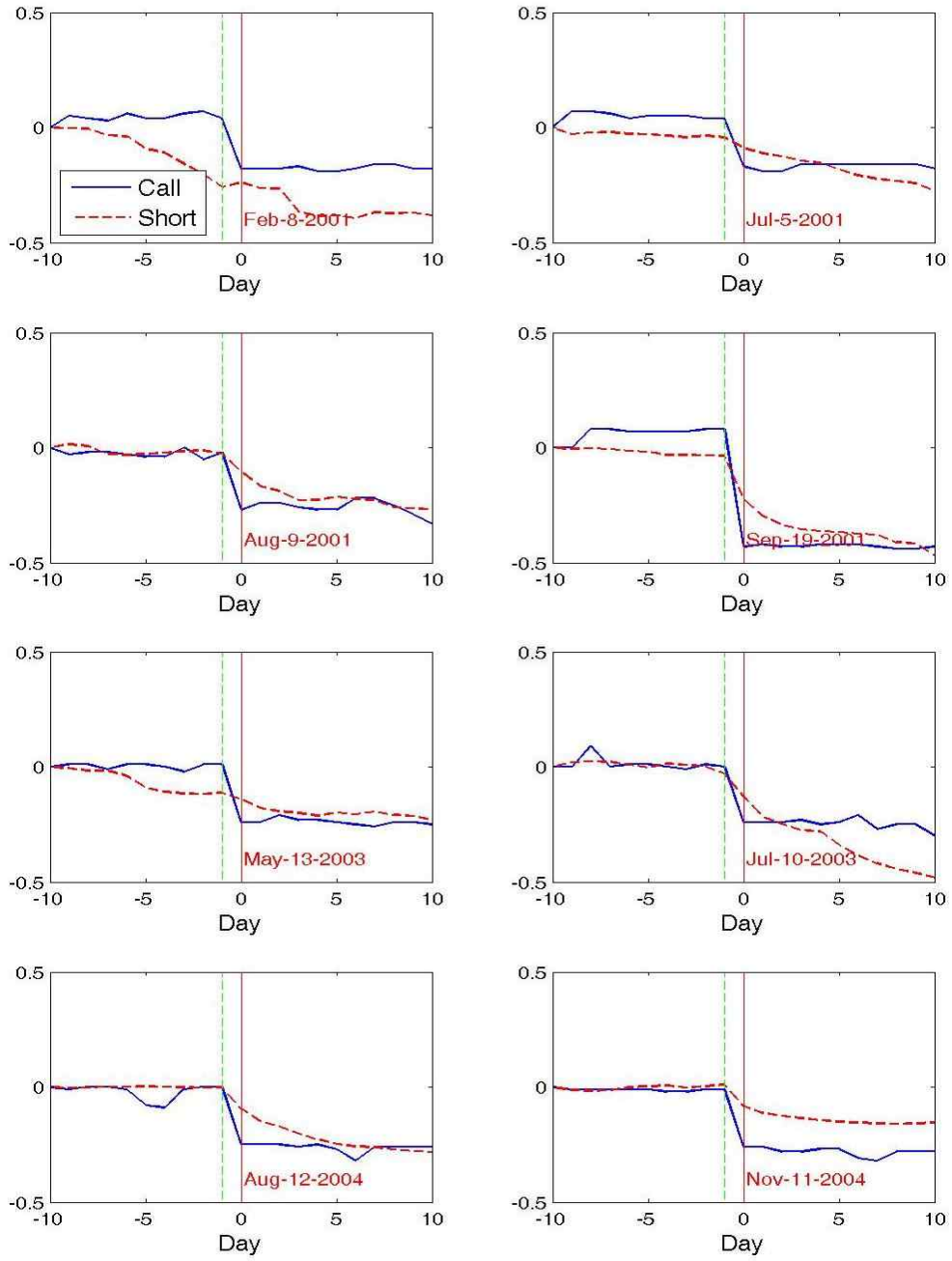
화를 유발하는 통화정책을 효과적으로 수행하기 위해서는 결국 장기금리의 변화를 유도하는 채권시장의 단기이자율과 단기금융시장에서의 콜금리 간의 괴리를 축소하는 방향으로 기준금리가 운용될 필요가 있을 것으로 사료된다.

## V. 결 론

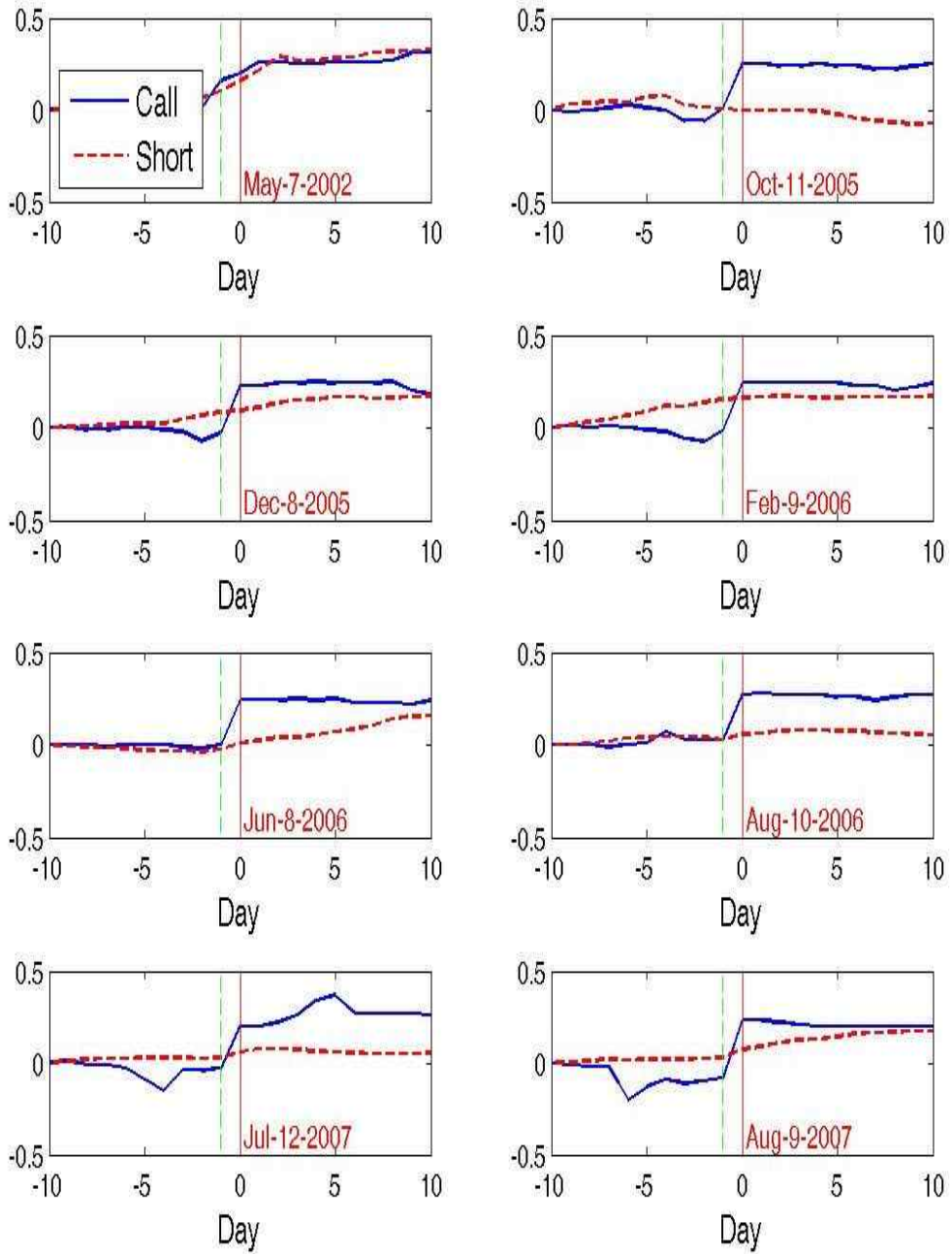
우리나라의 채권시장은 외환위기 이후 구조조정 자금을 마련하기 위한 정부의 적극적인 국채시장 활성화 정책 및 채권시장 인프라 개선 등에 힘입어 상당히 선진적인 모습을 갖추어 왔다. 향후에도 고령화 진전 등에 따른 안정적인 장기투자 수단으로서의 채권에 대한 수요는 증가할 것으로 예상된다. 또한 금융기관들의 자산운용수단으로서의 다양한 금융상품에 대한 수요가 증가하고 있는데, 이러한 금융상품의 공정 가치를 평가하기 위해서는 이자율 기간구조에 대한 이해가 선행될 필요가 있다. 또한 이자율 기간구조는 채권 및 파생상품 가격 결정뿐만 아니라 통화정책 당국자들이 정책금리 결정에 있어서의 정보변수 및 정책의 파급효과를 살펴보는 데도 매우 유용한 기능을 수행할 수 있는 것으로 알려져 있다.

13) 한국은행 보도자료, 「통화정책 운영체제 개편방안」(2007. 12. 4).

[Figure 8] Cumulative Increments When Target Call is Decreased: 2001~2007



[Figure 9] Cumulative Increments When Target Call is Increased: 2001~2007



본고에서는 무차익거래 조건하에서의 이자율 기간구조모형을 추정하고 이를 이용하여 기간프리미엄의 변화 및 정책금리 변경의 유효성에 대해 분석해 보았다. 미래의 불확실성에 대한 보상을 나타내는 기간프리미엄의 경우 2008년 하반기 이후 급격히 상승하는 모습을 보여주는데, 이는 2008년 9월 이후의 국제금융시장의 붕괴에 따라 금융 및 실물 시장에서의 불확실성이 증가하여 왔다는 통상적인 견해와 일치하는 것으로 본고에서 추정된 이자율 기간구조모형이 이러한 현실을 잘 반영하고 있는 것으로 해석된다. 또한 정책금리의 변경이 단기이자율을 통해 수익률곡선을 변화시킴으로써 장기이자율의 변화를 야기하였는지를 최근 기준금리가 무담보 익일물 콜금리에서 7일물 RP금리로 변경된 이후의 7차례에 걸친 정책금리 변경시점을 통해 분석해 본 결과, 단기이자율과 시장콜금리 간의 괴리가 정책대상금리의 변경 이전 시기에 비해 확대된 것으로 나타났다. 이러한 현상은 RP금리를 기준금리로 운용한 경험이 아직 많지 않아서 생기는 단기적인 문제이거나 또는 최근 국제금융시장의 불안에 따른 예외적인 현상일 수도 있다. 다만, 여기서는 단기금리를 통해 장기금리의 변화를 유발하는 통화정책을 효과적으로 수행하기 위해서는 최근의 자료에서 관찰되는 단기이자율과 콜금리

간의 괴리가 구조적으로 확대되지 않는 방향으로 통화정책을 운용할 필요가 있음을 지적하고자 한다.

본고에서는 이자율 기간구조모형을 선형요인모형으로 한정하였는데 점프요인 또는 레짐변경(regime switching) 요소를 고려한 모형의 경우 이상에서의 결과에 어떤 변화가 발생하는지에 대해 살펴보는 것도 상당히 중요한 의미를 가질 것으로 판단되며, 향후에는 이러한 부분에 대한 연구가 시도될 필요가 있다. 또한 최근의 단기이자율과 콜금리 간의 괴리의 확대가 금융시장의 불안정성에 따른 것인지 또는 기준금리 운용상의 문제인지를 식별하기가 수월하지는 않다. 이는 우리나라의 통화정책 운영이 금리 중심으로 변경된 이후 현재와 같은 국제금융시장의 불안을 경험한 사례가 없어 금융시장의 불안정성이 콜금리와 단기이자율 간의 괴리에 미치는 영향에 대한 비교가 어렵기 때문이다. 2003년 카드채 사태 시점을 대상으로 간접적으로 비교해 볼 수는 있겠으나, 금융시장 불안의 규모나 파급효과 면에서 현재의 금융위기와는 상당한 차이가 존재하므로 여기서 나오는 결론을 쉽게 수긍하기는 어려울 것이다. 따라서 향후 국제금융시장이 어느 정도 안정성을 되찾을 시점에서 이러한 부분을 좀 더 명확히 해주는 분석이 수행될 필요가 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김명직 · 장국현, 「한국이자율 기간구조 추정: 통화안정채권의 기준수익률을 중심으로」, 『재무연구』, 제13권 제2호, 2000, pp.1~24.
- 김명직 · 신성환, 「상태-공간모형을 이용한 다요인 채권이론모형의 추정」, 『선물연구』, 제9권 제2호, 2001, pp.265~286.
- 안동현 · 윤선중, 「이자율 기간구조 모형」, 『금융학회지』, 제12권 제2호, 2007, pp.32~93.
- 엄영호 · 이준희 · 지현준, 「한국의 이자율 기간구조와 통화정책」, 『금융학회지』, 제12권 제4호, 2007, pp.121~166.
- 오규택 · 김명직 · 장국현, 「국고채이자율 기간구조: 유통자료를 이용한 실증분석」, 『한국경제의 분석』, 2000, pp.1~47.
- 이병근 · 현정순, 「Heath-Jarrow-Morton 모형을 이용한 우리나라 이자율 기간구조 추정」, 『경제분석』, 제8권 제2호, 2002, pp.56~80.
- 이정진, 「우리나라 이자율 기간구조에 관한 연구」, 『경영논집』, 제9권, 1996, pp.411~424.
- 임형석, 「우리나라 수익률곡선의 추정과 특징」, 『경제분석』, 제11권 제2호, 2005, pp.35~82.
- 허화 · 김동희, 「우리나라 채권수익률의 기간구조에 관한 연구」, 『증권학회지』, 제13권, 1991, pp.327~355.
- 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.
- Ang, Andrew, Monika Piazzesi and Min Wei, “What Does the Yield Curve Tell Us about GDP Growth?” *Journal of Econometrics* 131, 2006, pp.359~403.
- Bekaert, Geert, Seonghoon Cho, and Antonio Moreno, “New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure,” NBER WP No.11340, 2005.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View,” *Review of Economic Studies* 58(3), pp.195~228.
- Cochrane, John H., “Asset Pricing,” Princeton University Press, 2001.
- Cochrane, John H. and Monika Piazzesi, “Bond Risk Premia,” *American Economic Review* 95(1), 2005, pp.138~160.
- Cox, John, Jonathan Ingersoll, and Stephen Ross, “A Theory of Term Structure of Interest Rates,” *Econometrica* 53, 1985, pp.385~408.
- Dai, Qiang and Kenneth J. Singleton, “Specification Analysis of Affine Term Structure Models,” *Journal of Finance* 55, 2000, pp.531~552.

- Dai, Qiang and Kenneth J. Singleton, "Expectation Puzzles, Time-varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure," *Journal of Financial Economics* 63, 2002, pp.415~441.
- Diebold, Francis X. and C. Li, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," Penn Institute for Economic Research Working Paper No.02-26, 2002.
- Diebold, Francis X., Glenn D. Rudebusch, and Boragan S. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve," *Journal of Econometrics* 131, 2006, pp.309~339.
- Doh, Taeyoung, "Yield Curve in an Estimated Nonlinear Macro Model," Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 2009.
- Duarte, Jefferson, "Evaluating an Alternative Risk Preference in Affine Term Structure Models," *Review of Financial Studies* 17(2), 2004, pp.379~404.
- Duffie, Darrell and Rui Kan, "A Yield-Factor Model of Interest Rates," *Mathematical Finance* 6(4), 1996, pp.379~406.
- Duffie, Darrell and Kenneth J. Singleton, "An Econometric Model of the Term Structure of Interest Rate Swap Yields," *Journal of Finance* 52, 1997, pp.1287~1321.
- Estrella, Arturo and Frederic S. Mishkin, "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *Review of Economics and Statistics* 80, 1998, pp.45~61
- Fama, Eugene F., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance* 45(4), 1990, pp.1089~1108.
- Fama, Eugene F. and Robert R. Bliss, "The Information in Long-Maturity Forward Rates," *American Economic Review* 77(4), 1987, pp.680~692.
- Hamilton, James and Dong Heon Kim, "A Re-Examination of the Predictability of the Yield Spread for Real Economic Activity," *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, 2002, pp.340~360.
- Harrison, Michael J. and David Kreps, "Martingales and Arbitrage in Multi-Period Securities Markets," *Journal of Economic Theory* 20, 1979, pp.381~408.
- Huang, Shirley J. and Jun Yu, "On Stiffness in Affine Asset Pricing Models," *Journal of Computational Finance* 10(3), 2007, pp.99~123.
- Ilmanen, Antti, "Overview of Forward Rate Analysis," Salomon Brothers, 1995.
- James, Jessica and Nick Webber, "Interest Rate Modelling," John Wiley and Sons Ltd., 2000.
- Kim, Don H. and Athanasios Orphanides, "Term Structure Estimation with Survey Data on Interest Rate Forecasts," Finance and Economic Discussion Paper, Federal Reserve Board, 2006.
- Litterman, Robert and Jose Scheinkman, "Common Factors Affecting Bond Returns," *Journal of Fixed Income* 1, 1991, pp.54~61.
- Mishkin, Frederic S., "The Information of the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation," *Quarterly Journal of Economics* 55, 1990, pp.815~828.
- Piazzesi, Monika, "Affine Term Structure Models," unpublished manuscript, 2003.
- Phillips, Peter C. B. and Jun Yu, "Maximum Likelihood and Gaussian Estimation of Continuous Time Models in Finance," *Handbook of Financial Time-series*, 2009, pp.497~530.

- Rudebusch, Glenn D. and Tau Wu, "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy," *Economic Journal* 118(530), 2008, pp.906~926.
- Vasicek, O., "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp.177~188.

## 한국 경기변동의 특징 및 안정성에 대한 연구

이 재 준

(한국개발연구원 부연구위원)

Changes in the Business Cycle of the Korean Economy:  
Evidence and Explanations

Jaejoon Lee

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

- Key Word: 경기순환(Business Cycle), 변동성(Volatility), 추세-순환 분해(Trend-Cycle Decomposition)
- JEL code: E3, C1
- Received: 2009. 3. 27      • Referee Process Started: 2009. 3. 27
- Referee Reports Completed: 2009. 7. 14



## ABSTRACT

With a relatively simple quantitative method, this study comprehensively analyzes the characteristics related to business cycles represented by macroeconomic variables of Korea since 1970. This empirical analysis deals with roughly following three topics: How to identify cyclical component with respect to trend; with what characteristics and how the economic variables of each sector move with in the phases of business cycle, and; whether there are signs of a structural change in the phases of business cycle.

Section 2 discusses how to identify trends and cycle components, the basis assumption for the analysis of business cycle. Like the Korean economy, where a relatively high growth rate has been maintained, it is appropriate to determine its economic recession based on the fall in the growth trend, not in the absolute level of real output. And, it is necessary to apply the concept of growth cycle against a traditional concept of business cycle. Accordingly the setting of growth trend is of preliminary importance in identifying cyclical fluctuations. The analysis of Korea's GDP data since 1970, the decomposition of trends and cycles through the Band-pass filter is found to appropriately identify the actual phases of business cycle. Section 3 analyzes what particular relationship various economic variables have with output fluctuations during the phases of economic cycle, using the cross-correlation coefficients and prediction contribution. Section 4 monitors the stability of the phases of Korea's business cycle and quantitatively verifies whether there is a structural break, and then reviews the characteristics of variations in each sector. And, stylized facts observed through these studies are summarized in the conclusion.

The macroeconomic stability of Korea, in particular, is found to continue to improve since 1970, except for the financial crisis period. Not only that, it is found that its volatility of economic growth rate as well as inflation have been reduced gradually. Meanwhile, until recently since 2000, the volatility in domestic demand has remained stable, while that in exports and imports has been increased slightly. But, in an over all perspective, Korea's business cycle variation is on the decline due to shorter response period to shocks and the formation of complementary relationship among economic sectors.

본 연구는 1970년 이후 우리나라 거시 경제변수들의 경기변동과 관련된 특징들을 포괄적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서는 우리나라의 각종 거시경제

변수들이 어떠한 특성을 보여 왔는지에 대해 실증분석하였다. 실증분석에서는 크게 국내 경제의 순환적 변동을 어떻게 식별할 것인지, 주요 경제변수들이 전체 경기순환

## **ABSTRACT**

과정에서 어떠한 패턴으로 변동하고 있는지, 그리고 경기변동과정의 안정성에 대한 변화 여부 등의 이슈를 다루었다. 분석 결과, 1970년 이후 우리나라 거시경제의 안정성은 외환위기 기간을 제외하고는 개선

되었으며, 특히 2000년 이후부터는 경제 내의 부문 간에 상호보완적인 관계가 나타나면서 전체적인 경기변동성이 감소하였던 것으로 나타나고 있다.

## I. 서론

본 연구는 충격요인이론(shock-based business-cycle theory)에 근거하여 1970년 이후 우리나라 거시경제변수들의 경기변동과 관련된 특징들을 포괄적으로 분석하여 정책적 함의를 모색하고 있다. 초기 경기순환이론에서는 경제의 순환변동(cyclical fluctuation)을 내적인 자기발전과정(self-sustaining process)에 의해 진행되는 것으로 파악한 반면, 현대의 경기순환이론에서는 경기변동을 경제에 연속적으로 발생하는 교란요인(disturbances) 혹은 확률적 충격(random shocks)의 영향이 누적됨으로써 나타나는 현상<sup>1)</sup>으로 간주하고 있다. 나아가 경기변동과정에서 각각의 국면이 일정한 주기를 가지고 반복되는 정규성의 존재는 부인되고 있다.

이러한 경기변동을 바라보는 시각의 차이는 이론적인 정합성의 차원을 넘어 실제 경기변동에 대한 상이한 정책적 대응을 시사하고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 전통적 경기순환이론에 근거할 경우, 경기변동이란 시장경제구조가 본질적으로 불안정하기 때문에 나타나는 일종의 필연적 현상으로 인식된다. 따라

서 빈번히 그리고 정규적으로 발생하는 순환변동에 대해서 적극적인(aggressive) 경기안정화 정책(countercyclical policies)으로 경기변동성을 감소시키는 것이 가능하며 동시에 필요하다는 정책적 입장으로 귀결된다. 이에 반해, 충격요인을 경기변동현상의 궁극적 원인으로 해석하는 견해에 따르면, 충격의 속성에 따라 경기안정화 정책의 사용 여부 및 방향이 달라져야 하며 항상적인 경제안정화 기제란 기능하기 어렵다는 입장으로 연결된다. 나아가 경기변동이란 내재적이고 정규적인 현상이 아니기 때문에 충격의 발생 자체를 해소하는 것이 최선의 정책이지만, 충격의 대부분이 외생적이며 그 원인을 제어할 수 없을 경우가 많으므로 충격의 흡수과정에서 그 폭과 기간을 축소시키려는 정책이 보다 효과적인 대응임을 시사하고 있다. 따라서 경기변동을 야기시킨 충격에 대한 정확한 식별이 일차적으로 중요하며, 이 과정에서 오류가 있을 경우 단기적인 경제안정화 처방은 긍정적 효과보다는 오히려 경제의 불균형을 확대시키는 부작용을 가져오게 될 가능성이 높아지게 된다. 이러한 충격요인이론이 현대 경기변동 연구의 기본적인 틀로 간주되고 있기는 하지만, 실제 경기변동과정에서 발생하는 수많은 충격 중 어떠한 요인이 경기변동의 주원인으

1) 이러한 현대적 경기변동이론의 기본적 형태는 Slutsky(1937)에서 처음 제기된 것으로 알려져 있다. 보다 상세한 내용은 Chatterjee(2000) 참고.

로 작용했는지에 대한 식별문제와 관련해서는 아직까지 많은 논란의 여지가 남아 있다. 또한 특정한 충격이 어떠한 전과경로를 거쳐 전체 경제로 확산되는 것인지, 그리고 충격효과의 지속성을 결정하는 요인은 무엇인지 등에 대한 이론적 규명은 충분치 않은 것으로 보이며, 본 연구의 범위도 이에 관한 실증적인 증거를 확인하는 작업에 한정하고자 한다.

실증적인 관점에서 일반적인 경기변동 이론의 핵심은, 경제 내의 변동은 다수의 경제부문에 걸쳐 공통적으로 발생하며, 일정 기간 지속되는 경향이 있다는 점이다. 따라서 특정 시기의 경기에 대한 국면 판단은 경기가 변동하는 정도(magnitude), 범위(breadth) 그리고 지속성(persistence)이라는 세 가지 기준에 의해 결정되어야 한다. 그러나 관행적으로 경기국면의 판단은 GDP와 같은 총량생산 지표에 의존하는 경우가 대부분이며, 국면 판단에 있어서 가장 중요한 단계인 경기침체(recession)의 경우 미국 NBER의 간편한 정의에 따라 GDP가 2분기 연속해서 감소하는 기간으로 판단하는 것이 일반적으로 통용되는 기준이다. 이러한 기준은 우리나라와 같이 상대적으로 높은 경제성장을 지속하고 있는 경제에서는 경기하강의 정도를 지나치게 높게 설정한 것으로 실제 경기상황을 판단하는데 그다지 유용하지 않을 수 있다. 따라서 생산활동의 절대수준의 하락보다는

성장추세에서의 괴리 여부로 판정하는 것이 보다 적합한 침체단계에 대한 기준이라고 판단되며, 전통적인 의미의 경기순환(business cycle)과는 달리 성장순환(growth cycle)이라는 개념을 적용할 필요가 있다(Zarnowits(1992); 백웅기[1993]). 이러한 성장순환의 기준에서는 성장추세(growth trend)의 설정이 순환변동요인을 식별하는 기준이 된다. 이에 대해서 많은 연구가 진행되고 있으며, 우리나라의 경우에 대해서는 제Ⅱ장에서 간략히 다루고 있다.

제Ⅲ장에서는 우리나라의 경기변동과정에서 주요 경제변수들이 어떠한 특징적인 양상을 보이고 있는지를 살펴보고, 그러한 관계에 대한 구조적 단절 여부를 통계적으로 검정하고 있다. 제Ⅳ장에서는 우리나라 경기변동과정이 1970년 이후 최근까지 안정적(stable)으로 유지되고 있는지를 알아보기 위해 경제성장률의 변동성(volatility)의 변화 여부 및 그 원인에 대한 계량분석을 수행하였으며, 제Ⅴ장에서 연구 결과를 정리하여 결론 맺고 있다.

## II. 국내 경기변동요인의 식별

### 1. 경기변동요인의 식별과 관련된 쟁점

일반적인 경기판단 기준에서는 경제활동 수준의 절대적 하락을 경기침체(recession)로 정의하고 있으나, 이러한 관점에서 보면 우리나라의 침체기는 1970년 이후 1980년과 1998년의 기간밖에는 관측되지 않으므로 유용한 기준으로 보기 어렵다. 따라서 우리나라와 같이 비교적 높은 경제성장률을 지속하고 있는 경제에서는 절대적 수준이 아니라 장기적 추세선(long-run trend)으로부터의 이탈 정도를 경기변동으로 인식하는 방법이 적합한 것으로 판단된다. 이 경우 추세선에서 벗어나 순환적으로 변동하는 부분을 성장순환(growth cycle)이라고 할 수 있다. 고전적 경기순환이론에 의하면 대부분 경기수축기는 경기확장기보다 짧게 나타나지만, 성장-순환이론에 의하면 양자의 지속기간의 차이는 대부분의 경우 사라지게 된다.<sup>2)</sup> 따라서 추세(trend)의 설정이 경기변동과정을 식별하는 데 일차적으로 가장 중요한 문제가 된다.

추세요인과 순환변동요인을 분해하는 방법은 다양한데, 기본적인 원리는 원자료를 평균이 0이고 공분산 안정적인 확률과정(covariance stationary stochastic process)으로 전환시킴으로써 순환변동부분을 추출하는 방법이라고 볼 수 있다. Nelson and Plosser(1982)를 계기로 하여, 거시경제변수의 안정성에 대한 수많은 연구와 논쟁이 있어 왔으나, 결론적으로는 유한한 표본기간 내에서 특정 변수가 시간추세를 따르는지 차분안정성을 가지는 것인지의 문제는 쉽게 판명되지 않는 것으로 밝혀지고 있다. 상당수의 연구문헌에서는 이러한 문제를 특정 경제변수가 단위근(unit root)을 갖는지에 대한 통계적 검정의 문제로 다루고 있는데, 단위근 검정의 검정력(power)이 약하다는 문제를 감안해야 할 것이다. 예를 들어, 안정적으로 보이는 시계열이라도 표본기간이 짧을 경우 단위근이라는 귀무가설을 기각 못하는 경우도 있으며, 매우 관성적으로 움직이는 변수라도 충분히 긴 표본기간에 대해서 단위근 가설을 기각하는 경우도 빈번하다. 이와 같은 경우 계량적 분석에 유용한 모형은 단위근 검정의 결과와는 반대로 후자를 불안정 시계열로 처리하는 것이 타당하다고 볼 수 있다. 이와 관련하여 더욱 해결하기 어려운 문제는 회귀계수 자체가 시간에 따라 변화

2) 보다 상세한 내용은 Zarnowitz(1992), Chapter 7을 참고하기 바란다.

할 가능성을 배제할 수 없다는 점이며, 단위근을 갖는 성질 자체가 자료의 주기나 표본기간에 따라 달라질 수 있다는 사실을 간과해서는 안 된다는 점이다.<sup>3)</sup>

성장추세와 순환변동을 분리하는 것은 성장에 영향을 미치는 요인과 순환변동을 발생시키는 요인이 구분될 수 있다는 것을 전제로 성립한다. 그러나 생산성 변화와 같은 충격들은 장기적인 경제성장 뿐만 아니라 단기적인 순환변동을 동시에 발생시킬 가능성이 높다. 따라서 여전히 특정한 경제충격의 어느 부문이 어느 정도 경제에 항구적인 영향을 미치느냐는 이론적으로나 실증분석에서 어려운 문제로 남게 된다.<sup>4)</sup>

## 2. 선형추세에 의한 순환변동 요인의 추출

1970년 이후 우리나라의 분기별 국내총생산(계절조정 GDP)<sup>5)</sup>을 로그변환한 후 그림으로 나타낸 것이 [Figure 1]이다. 그림에서 확인할 수 있듯이 고전적 의미의 순환변동은 원자료상에서는 잘 식별되지 않는다. 만일 장기적인 성장요인

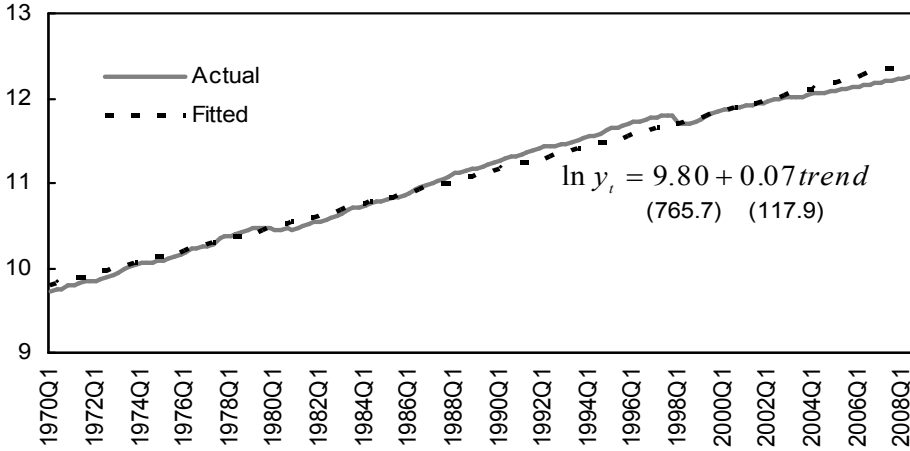
(long-run growth component)을 시간에 따른 선형추세(linear time trend)라고 가정하여 추정하게 되면 순환적 변동은 [Figure 2]의 그래프에서 보이듯이 선명하게 나타난다. 이 경우 우리나라 GDP는 평균적으로 연간 6.8%씩 성장하여 온 것으로 나타나고 있으며, 1970년대까지는 이러한 추세선이 실제 GDP 증가율을 비교적 잘 설명하고 있다. 그러나 1980년대 들어서 추세선을 이탈하기 시작한 것으로 보이는데, 특히 1980년대 말부터 1997년 경제위기 이전까지는 상당한 기간 동안 추정된 추세선을 상회하고 있고, 위기 이후 기간에는 지속적으로 추세선을 하회하고 있는 것을 볼 수 있다. 따라서 외환위기 이후 성장률이 저하된 현상에 대한 저성장 논란 및 7% 성장률로의 회귀 주장은 우리나라의 성장률이 선형추세를 따른다는 것을 전제로 성립함을 알 수 있다. 하지만 선형추세선을 통해 나타난 순환변동 부분은 통상적인 경기순환주기보다 훨씬 긴 것으로 나타나고 있어 Nelson and Kang(1981)에서 보인 바와 같이 가성적 순환(spurious cycle)일 가능성이 높은 것으로 보인다. 따라서 정상적인 추세 제거를

3) 단위근의 존재 여부 및 분석모형 설정과 관련한 문제점들에 관한 상세한 설명은 Jusellius(2007)를 참고하기 바란다.

4) Lee and Nelson(2007)에서는 은닉인자모형을 사용하여 실업률과 인플레이션의 추세를 동시에 추출하는 방법을 보여주고 있다. 이들 분해법에 대한 일반적인 설명은 Kim and Nelson(1999)을 참고하기 바란다.

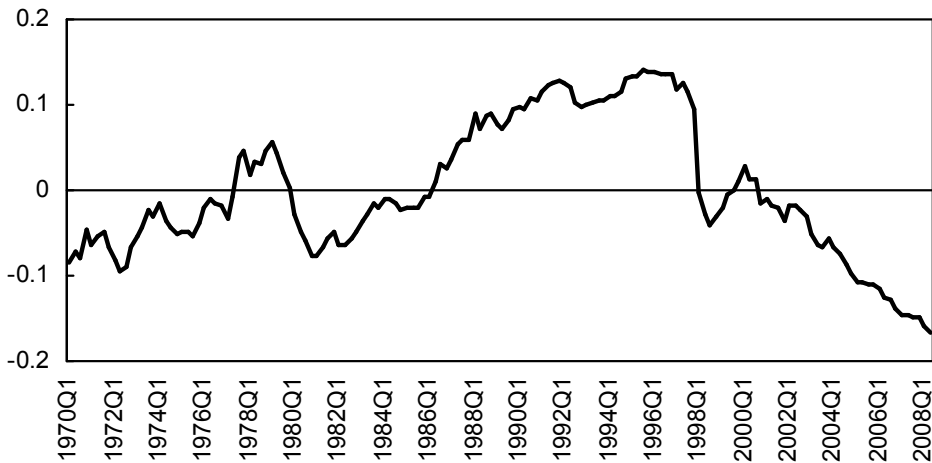
5) 본 분석에서는 한국은행에서 작성한 계절조정된 자료를 이용하였다. 계절조정의 결과에 따라 분석 결과가 달라지는 경우도 빈번하기 때문에 계절조정방법의 선정 및 결과의 불확실성 문제는 항상 신중히 고려되어야 한다. 연간자료를 사용할 경우 계절변동요인을 별도로 고려할 필요가 없어지나, 경기순환변동의 중요한 정보를 간과할 수 있으므로 대부분의 경기변동 연구는 분기별 자료를 사용하고 있다.

[Figure 1] Gross Domestic Product(constant won, quarterly, natural logs) and Linear Trend



Note: Numbers in parentheses are t-values.

[Figure 2] Deviations from Linear Trend for GDP

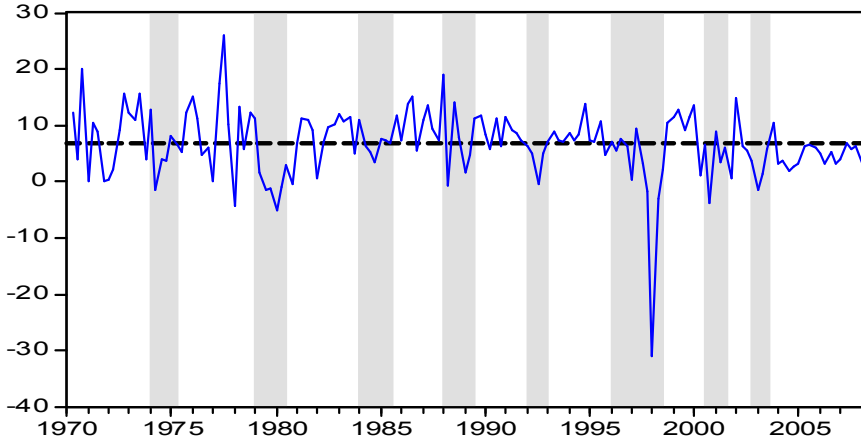


통한 순환변동으로 보기 어렵다고 판단 된다.

한편, 우리나라 GDP 변수는 차분안정성을 따른다고 가정하고, 차분(differencing)을

통해 추세를 제거할 경우, 우리나라의 전기 대비 GDP 증가율의 평균은 연율로 6.6%<sup>6)</sup>에 이르는 것으로 나타나고 있으며, 순환변동 부분은 평균선을 중심으로

[Figure 3] Log Differences of GDP



심한 변동성을 보이고 있다. 전술한 바와 같이 고전적 경기순환에 따르면 경기침체(recession)는 음의 증가율을 기록한 기간으로 정의되는데, 이 경우 우리나라의 경기침체는 마이너스 성장률을 기록한 1970년대의 두 차례 석유파동과 1990년대 말의 외환위기를 제외하고는 나타나지 않는다. 성장순환(growth cycle)의 기준에서 평균성장률을 중심으로 볼 경우에도 단기적인 불규칙 교란변동(irregular noise)으로 인해 순환변동을 식별하기가 용이하지 않다. 더군다나 그림에서 음영 부분은 통계청에서 발표하는 경기 정점에서 저점 사이의 기간을 표시하고 있는데, 통계청에서 발표하는 경기순환주기와도 일치하지 않고 있다. 즉, 전기 대비

GDP 증가율을 이용하여 경기국면을 판단하기는 어려운 것으로 보인다.

### 3. 선형필터를 이용한 순환변동요인의 추출

앞의 결과에서 나타나듯이 선형추세나 차분을 이용하여 순환요인을 추출할 경우, 일반적으로 인식되는 경제의 순환적 변동과는 상당한 괴리를 보이게 된다. 순환변동을 추출하는 대안적 방법은 통계적 필터를 사용하는 것인데, 분석 목적에 따라 다양한 선형 및 비선형 필터를 선택할 수 있다. 이에 대한 자세한 설명은 생략하고, 경기변동 분석에서 일반적으로 사용되고 있는 Hodrick-Prescott 필터와, Baxter

6) 전기 대비 GDP 증가율의 평균은 6.71%, log 차분방식을 사용할 경우 6.61%.  
 7) DeJong and Dave(2005)를 참고하기 바란다. Hodrick-Prescott 필터도 거시경제연구에 많이 활용되고 있는



and King(1999)에서 제시한 후 경기변동 요인 추출에 유용하게 사용되고 있는 Band-Pass(이하 B-P) 필터를 이용하여 우리나라 GDP의 순환변동요인을 추출하고자 한다. B-P 필터의 특성상 순환변동요인은 초단기 변동요인(high frequency variation)의 영향을 배제하면서 6분기에서 길게는 8년여를 순환주기로 하는 변동요인만을 추출하게 된다.

[Figure 4]~[Figure 6]은 필터링을 통한 결과를 비교하기 위해 분기별 GDP의 전년동기 대비 증가율, 통계청에서 작성하는 경기동행지수 순환변동치, B-P 필터 및 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 순환변동요인을 추출한 결과를 보여주고 있다.<sup>8)</sup> [Figure 4]의 전년동기 대비 증가율은 공식적인 경기순환주기와 가장 일치하고 있어 실제 국면 판단에 상당한 근거자료로 활용되고 있다. B-P 필터를 통한 순환변동요인도 공식순환주기와 유사한 주기를 보여주면서 가장 부드러운 움직임을 보이고 있어 단기적인 교란요인을 적절히 제어할 경우 국면 판단이 가장 용이한 것으로 나타난다.

한편, H-P 필터를 이용하여 추출한 순환변동요인도 공식적인 경기순환주기와 대략 일치하는 모습을 보이고 있는데, 다

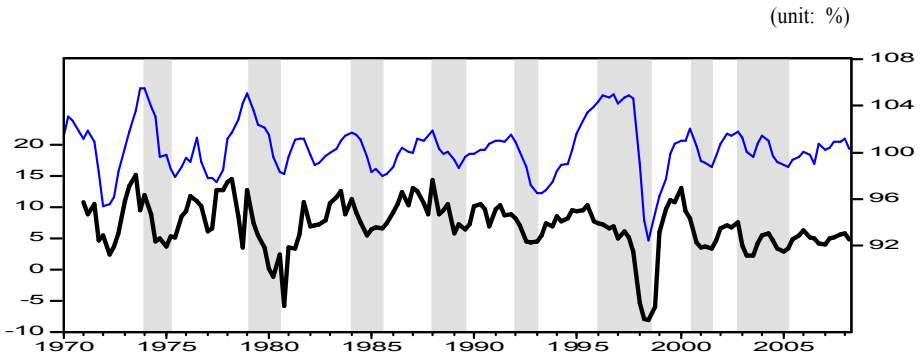
만, 단기적인 불규칙 변동요인의 영향을 충분히 배제하지는 못하고 있어 정·저점 판단에 약간의 혼동 가능성이 있는 것으로 보인다.

필터를 통한 순환변동요인을 살펴보면, 우리나라에서 가장 심했던 경기위축은 1970년대 말부터 1980년대 초까지 석유파동과 정치적 격변을 겪었던 시기, 그리고 1990년대 말 외환위기 시기로 나타나고 있다. 그 밖에 1970년대 중반 1차 석유파동시기, 1980년대 중반, 그리고 1990년대 초 총체적 위기라고 일컬어졌던 경기위축기에 추출된 순환변동요인은 음의 값을 나타내어 실제 경기국면을 파악하는데 유용한 것으로 판단된다. 다만, 1990년대 말의 경기국면을 판단하는 데 있어서 공식순환주기와 불일치를 보여주고 있는데, 공식순환주기는 1996년 2/4분기부터 경기가 하강한 것으로 나타난 반면, 필터를 통한 순환변동요인은 1997년 2/4분기를 정점으로 경기가 하강한 것으로 나타나고 있다. 당시 전기 대비 성장률을 살펴보면, 1996년 1/4:7.1% → 2/4:5.7% → 3/4:7.5% → 4/4:6.3%로 경기하강의 징후가 뚜렷했다고 보기는 어렵다 (Figure 3 참조). 외환위기 기간 중 실제로 성장률이 급락하기 시작했던 시기는 전기

데, Harvey and Jaeger(1993)와 Murrar(2003)은 이들 필터에 의한 순환요인의 추출이 가성적(spurious)일 수 있다는 점을 지적하고 있다.

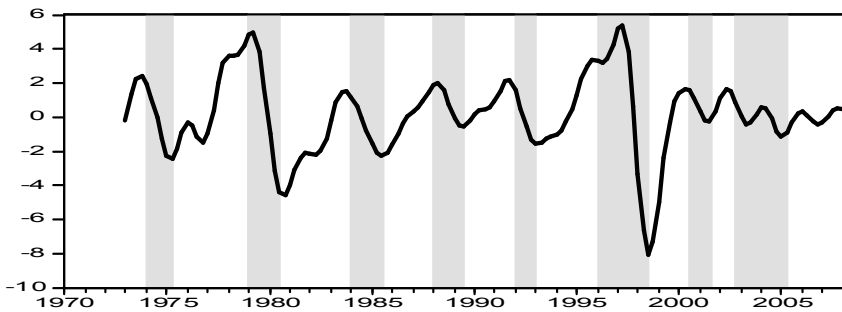
8) 음영 부분은 경기가 하강국면에 진입한 시기를 나타내고 있는데, 통계청에서 발표하는 경기 정·저점은 월별 주기이므로, 정점과 저점에 속해 있는 분기를 기준으로 필자가 계산한 것이다.

[Figure 4] GDP Growth Rate (Y-on-Y) and Cyclical Component of Composite Coincident Index



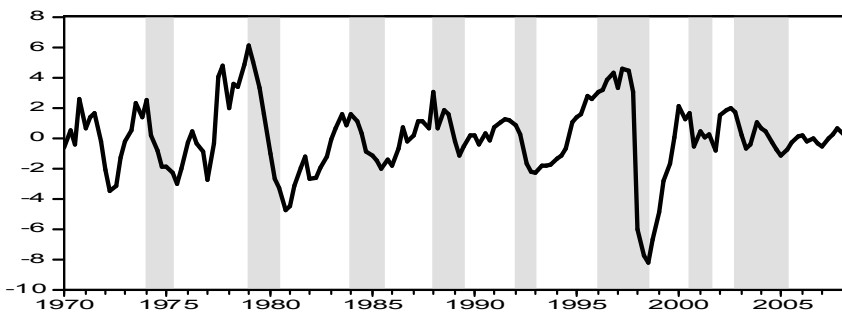
Note: Thin line is the composite coincident index published by the Statistics Korea.

[Figure 5] Cyclical Component from B-P Filtering for GDP



Note: GDP, constant Won, seasonally adjusted, quarterly, natural logs.

[Figure 6] Cyclical Component from H-P Filtering for GDP



Note: GDP, constant Won, seasonally adjusted, quarterly, natural logs.

대비 증가율상으로는 1997년 하반기부터이며, 전년동기 대비 증가율상에 반영된 것은 이보다 1~2분기 이후부터이다. 따라서 당시에 동행지표상에 나타난 정보를 가지고 1996년 1/4분기를 정점으로 판단할 가능성은 매우 희박하다고 판단된다.

한편, B-P 필터를 통해 추출한 순환변동요인을 보면, 1997년 2/4분기를 정점으로 하강하여 1998년 1/4분기에 추세선 밑으로 떨어지는 것으로 나타나고 있어 실제 경제상황을 반영하고 있다고 판단된다.<sup>9)</sup> 이후 순환변동요인은 반등하여 2000년 2/4분기에 다음 정점을 기록하고 있는데, 공식순환주기가 2000년 8월을 정점으로 보고 있는 것과 거의 일치하고 있

다. 따라서 본 연구에서는 B-P 필터의 결과에 근거하여 1997년 경기가 급격히 하락하기 시작하여 추세선 밑으로 떨어지기 시작한 4/4분기부터 외환위기의 영향이 시작되었다고 간주하기로 한다. 이후 경기는 급락하였다가 반등하였는데 상당 부분 기저효과에 기인한 것으로 판단하고, 2000년 말까지를 이러한 외환위기의 영향이 지배적이었던 기간으로 보기로 한다. 본고의 제IV장에서는 우리나라 경기변동의 안정성에 대해 다루고 있는데, 외환위기 기간의 설정은 위기를 전후하여 한국 경기변동의 안정성 변화를 판단하는데 매우 중요한 역할을 하고 있다.

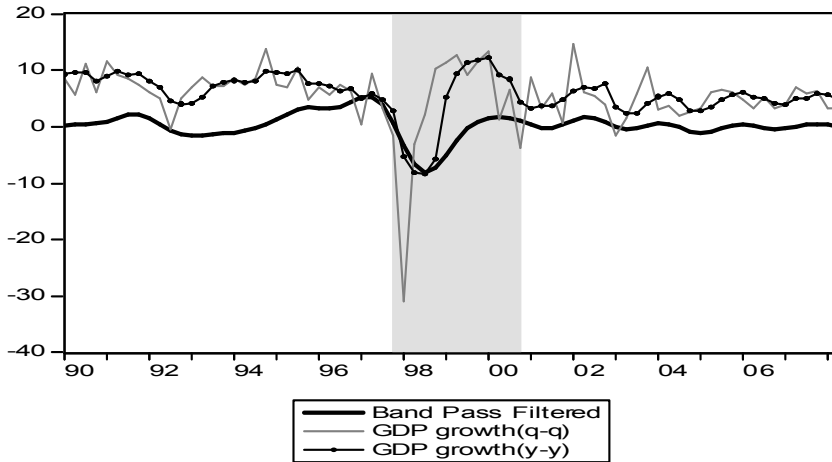
<Table 1> Business Cycles in Korea, 1972~2005

	Full Cycle(date)			Duration(month)		
	Trough	Peak	Trough	Expansion	Contraction	Full Cycle
Cycle1	1972. 3	1974. 2	1975. 6	23	16	39
Cycle2	1975. 6	1979. 2	1980. 9	44	19	63
Cycle3	1980. 9	1984. 2	1985. 9	41	19	60
Cycle4	1985. 9	1988. 1	1989. 7	28	18	46
Cycle5	1989. 7	1992. 1	1993. 1	30	12	42
Cycle6	1993. 1	1996. 3	1998. 8	38	29	67
Cycle7	1998. 8	2000. 8	2001. 7	24	11	35
Cycle8	2001. 7	2002. 12	2005. 4	17	28	45
average				31	19	50

Sources: Statistics Korea.

9) 필터를 통한 순환변동요인이 1997년 하반기에 정점을 보인 것은 1998년 성장률의 급락을 추세에서 사전적으로 반영했기 때문에 나타난 결과라고 볼 수 있다. 따라서 사후적으로만 이용 가능하다는 동일한 단점을 가지고 있다.

[Figure 7] Correction for the Currency Crisis Period from B-P Filtering for GDP



### Ⅲ. 거시경제변수의 경기변동상의 일반적 특징

#### 1. 자료 및 분석방법

거시경제의 움직임을 나타내는 대표적인 변수라고 간주되는 약 60여 개의 변수를 분석대상으로 하였다. 선택기준은 국민계정상에서 총수요항목을 기본으로 하여 KDI에서 매월 발간하는 『경제동향』에서 분석대상으로 하고 있는 변수들을 중심으로 선정하였다.

표본기간은 국민계정 자료의 시작시기

인 1970년 1/4분기 이후부터 가장 최근까지로 하였으며, 변수에 따라 데이터 작성 시점이 다른 경우가 있어 불가피하게 일부 변수의 표본기간은 달라지게 된다.<sup>10)</sup> 분석대상인 거시경제변수는 부문별 국민계정, 물가, 고용상황 및 임금, 이자율과 금융변수, 통화지표 등 5개의 범주에서 선택한 약 60여 개이다.

분석대상 변수들은 가능한 한 모두 계절조정된 변수들을 사용하는 것을 원칙으로 하였고, 계절조정된 자료가 없는 변수들은 일반적으로 계절요인 제어에 사용되는 프로세스인 X-12를 사용하여 계절성을 제거하였다. 시간추세가 보이는 변수들은 적절한 변수전환을 고려하였는데, 대부분의 수량변수들(GDP 및 총수요

10) 데이터에 대해서는 이재준(2008)의 자세한 자료 설명을 참고하기 바란다.

변수, 통화총량지표, 취업자 수, 생산지수 등은 지수적으로 증가하는 추세를 가지고 있어 로그변환을 취하였다. 가격지수 등에 대해서 수준값과 증가율로 변환한 수치를 사용하기도 하였는데, 증가율을 사용하는 경우 대부분 연율로 환산한 전기 대비 증가율을 사용하였다. 이자율, 실업률 등은 특별한 변환 없이 사용하였으며, 경우에 따라서는 전기 대비 증가분을 사용하였다.

본고에서는 경제성장률의 변화와 제반 거시경제변수 간의 관계를 보다 체계적으로 살펴보기 위하여, 미국의 경기변동 과정에 대한 포괄적 분석을 기록한 Stock and Watson(1999)에서 사용한 방법론을 우리나라 데이터에 적용하였다.

## 2. 구조적 변화에 대한 검정

본 절에서는 분석대상 기간 중 기술의 발전과 제도의 변화, 그리고 특히 커다란 외생적 충격의 영향 등으로 제반 거시변수 간의 관계가 불안정해질 수 있다고 가정하고, 이러한 구조적 변화 가능성을 계량적인 구조적 단절 검정방법(structural break test)을 통해 살펴보고자 한다.

우선 GDP 성장률(계절조정 전기 대비

증가율)에 대해 자기회귀(autoregressive, 이하 AR)모형을 추정한 후 추정계수에 대해 안정성을 살펴보는 방식을 취하였는데, 표본기간인 1971년 1/4분기부터 2008년 2/4분기까지 우리나라 GDP 성장률은 평균 6.7%, 최대치 25.9%, 최저치 -31.1%, 표준편차 5.9의 통계량을 보여주고 있다. 동 기간 중 GDP 성장률을 차수 2의 자기회귀모형, 즉 AR(2)로 추정할 결과<sup>11)</sup>는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Delta GDP_t &= 4.31 + 0.25\Delta GDP_{t-1} \\ &\quad + 0.11\Delta GDP_{t-2} + \epsilon_t \\ R^2 &= 0.09, \quad \sigma = 5.73\end{aligned}$$

추정 결과, 성장률의 지속성을 나타내는 자기회귀변수의 계수합이 0.36으로 나타나 외국의 추정 결과<sup>12)</sup>와 크게 다르지 않은 것으로 보이며, 설명력이 예상보다 낮게 나타난 것 이외에는 큰 이상은 없는 것으로 판단된다. 그리고 추정된 잔차항을 살펴보면, 외환위기 기간인 1998년 1/4분기의 잔차는 31로서 회귀표준오차(Standard Error of Regression)를 6배 가량 초과하는 것으로 나타나 이상치(outlier)일 가능성이 높은 것으로 보인다.<sup>13)</sup> 따라서 이 시점을 전후로 성장률 모형에 구조

11) AR(5)를 추정할 결과, 대부분 높은 차수의 자기회귀계수는 유의성이 없는 것으로 나타났으며, 설명력을 나타내는 회귀계수(R-square)도 0.11로 비교적 낮게 나타났다. Akaike Information Criteria 등의 기준에 의하면 AR(2) 모형이 보다 적합한 것으로 판단된다.

12) Stock and Watson(2005) 참조.

적 변화가 있었을 가능성을 시사하고 있다. 따라서 구조적 단절에 대한 검정방법 중의 하나인 Quant-Andrews 검정법<sup>14)</sup>을 이용하여 추정계수에 대한 안정성 및 구조적 변화의 시점을 테스트해 본 결과 (Table 2 참고), 모든 계수에서 구조적 단절에 대한 확정적 증거는 발견되지 않았다.

한편, 단일 시계열모형을 이용하여 GDP 성장률에 대한 예측방정식의 구조적 단절 여부를 검토하였다. <Table 3>에 1기 후 예측방정식들에 대한 구조단절 검정을 적용한 결과가 정리되어 있다. <Table 3>에서  $QLR_{S \rightarrow Y}$ 는 성장률을 종속변수로 사용한 경우 절편과 주요 거시경제변수들을 설명변수로 하여 추정된 후 계수들에 대해 안정성을 검정한 결과이며,  $QLR_{S \rightarrow S}$ 는 각 경제변수를 자기회귀 모형으로 추정하고 그에 대해 안정성을 검정한 결과를 나타낸다. 해당 안정성 검정 결과 10%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우에 한하여 추정된 구조단절시점을 보고하였다.

검정 결과, 설명변수의 계수에 대해서

는 구조적 변화의 가능성이 발견되지 않았으나, 다만 절편에 대하여 10%의 유의수준하에서 상당한 수의 경제변수들에서 구조적 변화가 일어났을 가능성을 보여 주었다.<sup>15)</sup> 부문별로 살펴보면, 국민계정상의 정부소비와 수입을 제외한 소비, 투자 등 거의 모든 구성변수들에서 구조 변화의 가능성이 발견되며, 변화시점 또한 외환위기 전후기간인 1996년에서 1997년 사이에서 발생한 것으로 나타나고 있다. 특히, 비내구재 소비와 재고투자의 경우 성장률 예측방정식과 자기회귀식 모두 5% 유의수준에서 구조단절의 가능성을 보여주고 있다.

한편, 가격변수의 경우 소비자물가지수, 생산자물가지수, GDP 디플레이터 모두에서 5% 유의수준에서 구조적 변화 가능성을 보여주고 있는데, 주목할 만한 점은 물가상승률의 구조 변화시점이 1981년으로 나타나 당시 강력한 인플레이션 정책의 영향이 반영된 것으로 나타난다는 것이다. 한편, GDP 성장률의 경우 물가상승률을 고려하게 되면 외환위기 직전

13) 1998년 1/4분기 실현치를 outlier로 처리하고 동일한 방법으로 AR(2) 모형을 추정하면, 회귀계수는 0.33으로 상승하는 반면, Standard Error of Regression은 4.9로 감소하고, Dubin-Watson 검정통계량은 이전과 거의 동일한 결과를 얻을 수 있다.

14) 동 테스트는 구조 변화의 시점을 사전에 지정하지 않는 Unknown break point test라는 점에서 매우 유용하다. 이에 대한 자세한 내용은 Quant(1960), Andrews(1993), 혹은 표준적인 대학원 수준의 계량경제학 교과서를 참고하기 바란다.

15) 앞에서 설명한 성장률에 대한 AR(2) 모형에 구조 변화 검정을 한 경우와 상이한 결과인데, 이는 AR(2) 모형의 설명력이 비교적 낮게 나타난 현상과 관련 있는 것으로 판단된다. 즉, AR(5)를 추정하게 되면 설명력도 높아지는 동시에 절편에 대한 구조단절 검정의 P-value도 약 0.14 정도로 낮아지는 결과를 얻을 수 있다.

〈Table 2〉 Test for Structural Break Point

	intercept	lagged dependent variable(-1)	lagged dependent variable(-2)	all variables
break point	1995. 4/4	2000. 2/4	1995. 4/4	1997. 2/4
p-value	0.217	0.206	0.763	0.997

〈Table 3〉 The Results of Structural Change Test

Variables <sup>1)</sup>	$QLR_{S \rightarrow Y}^{2)}$	$QLR_{S \rightarrow S}^{2)}$
Final Consumption		(1996Q4)
Consumption(nondurable)	(1997Q2)*	(1996Q2)*
Consumption(service)	(1996Q4)	
Consumption(durables)		(1995Q4)
Consumption(semi-durable)		
Government Consumption		
Gross Fixed Capital Formation		
Construction Investment		
Construction(Buildings)	(1996Q4)	(1978Q2)
Construction (Residential buildings)		(1977Q4)*
Construction (Non-residential buildings)	(1996Q3)	(1979Q4)*
Construction(others)		(1997Q4)
Facilities Investment	(1996Q3)	(1978Q4)*
Facilities(Transport Equipment)	(1996Q3)*	
Facilities(Machinery)	(1996Q3)*	
Inventory/GDP(trend)	(1995Q3)*	(1979Q2)*
Export	(1996Q4)	(1977Q4)*
Export(Goods)	(1996Q4)	(1976Q2)*
Export(Service)		
Import	(1996Q4)	
Import(Goods)		
Import(Service)		
Net Export/GDPtrend (Weight)	(1997Q3)*	(1997Q3)*
Current Account/GDP\$trend <sup>3)</sup> (Weight)	(1997Q3)*	
Balance of Goods/GDP\$trend (Weight)	(1997Q3)*	
Balance of Services/GDP\$trend (Weight)	(1995Q3)	(1987Q2)*

<Table 3> Continued

Variables <sup>1)</sup>	$QLR_{S \rightarrow Y}$ <sup>2)</sup>	$QLR_{S \rightarrow S}$ <sup>2)</sup>
Consumer Price Index	(1996Q4)*	(1981Q3)*
Producer Price Index	(1995Q3)*	(1981Q2)*
GDP Deflator	(1995Q3)*	(1981Q2)*
Number of Employed		
Agriculture and Forestry		
Mining and Manufacturing		
Construction		
Manufacturing	(1997Q2)*	
Service		(1997Q1)*
Wholesale and Retail trade, Hotel and Restaurants		(1997Q1)*
Transport, Post and Telecommunication		
Financial Institution, Insurance, Real estate and Renting and Leasing, Business Activities		
Electricity, Gas and Water Supply		
Working Hours(level)		(2006Q3)*
Average Weekly Working Hours	(1996Q4)*	(1988Q3)
Unemployment Rate(level)	(1997Q2)*	
Not Economically Active Pop.	(1996Q4)	(1985Q1)*
Employment Rate(level)		(1986Q2)*
Working Hours(level)		(2006Q3)*
Unemployment Rate(month-to-month Differences)	(1997Q2)*	
Employment Rate(month-to-month Differences)	(1996Q4)	
Nominal Wage		
Real Wage		
Call(level)	(1997Q3)*	(1998Q1)*
Yields of Corporation Bonds(3-year, level)		(1998Q1)*
Yields on CD(level)	(1997Q3)	(1998Q1)*
KOSPI(level)		(2003Q1)*
Call(month-to-month Differences)		
Yields of Corporation Bonds(month-to-month Differences)	(1992Q1)	
Yields on CD(month-to-month Differences)		
KOSPI	(1997Q2)*	
Reserve Money(nominal)		(1978Q3)*
Reserve Money(real)	(1997Q3)*	
M2(nominal)		(1998Q3)*
M2(real)		(1999Q1)*

Notes: 1) Unless noted otherwise, all variables analyzed using percent change from the previous periods(annual rate)

2) Structural break points are given for variables that are significant at the 10% significance level.

\* denotes that variables are significant at the 5% significance level.

3) GDP(\$ ) is calculated from nominal GDP(₩) / average(₩/US\$)



시점에 구조적 변화 가능성이 발견된다.

고용부문의 경우, 근로시간, 비경제활동인구, 고용률 등은 각각 다른 시점이지만 구조 변화의 가능성이 나타난 반면, 취업자 수의 변화는 서비스업과 도소매업을 제외하고는 상대적으로 안정적이었다는 결과가 나타났다. 일견 상충되는 현상인데 이에 대해서는 보다 심도 있는 연구가 필요한 것으로 판단된다.

그 밖에 주목할 만한 결과는 금융변수들인데, 이자율의 경우 대부분 외환위기 이후 구조적 변화가 있었음을 시사하고 있으며, 통화지표의 경우 본원통화(명목)는 상대적으로 이른 시기인 1978년에 구조 변화가 있었을 가능성이 높게 나타난 반면, 광의의 통화는 외환위기 이후 시점으로 나타난다. 이러한 현상은 위기 이후 금융부문의 변화가 가장 급속히 진행되었음을 반영하는 것으로 보인다.

### 3. 주요 거시변수들의 경기 변동상의 특징

우리나라 경기변동상의 특징들을 알아보기 위해 앞 절에서 언급한 B-P 필터를 이용하여 순환변동요인을 식별하고, 순환변동요인 간의 시차상관계수 및 그랜저인과관계 검정 등을 수행하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약정리될 수 있다.<sup>16)</sup>

1. 우리나라의 경기순환과정은 전통적인 경기순환 기준이 아니라 성장순환(growth cycle)의 관점에서 파악하는 것이 적합하다.
  - 1.1 성장추세가 선형이라는 가정하에서 우리나라의 성장추세는 연간 약 7%에 이르지만, 실증적 증거는 선형추세가 아닌 것으로 나타나고 있다.
2. 대부분의 거시경제지표는 외환위기 기간을 전후로 하여 변동 양상에서 구조적인 변화가 관측되고 있으며, 전반적인 특징은 다음과 같다.
  - 2.1 민간소비지출과 설비 및 건설 투자는 경기와 강한 동행성을 보이고 있다.
  - 2.2 취업자 수는 경기에 민감하게 반응하며, 특히 제조업부문이 가장 크게 영향을 받는 것으로 나타나 경기국면 판단에 유용한 지표로 활용될 수 있다.
  - 2.3 이자율은 경기변동과정에서 역선행성을 가지고 있어 이자율 정책이 경기조절효과를 가지고 있음을 시사하고 있다.
  - 2.4 대외부문은 경기를 선행하는 경향이 있으며, 수출과 수입은 국내 경기를 약 1분기 정도 선행하며, 경상수지는 경기에 역선행

16) 각 부분별로 상세한 분석내용은 이재준(2008)을 참고.

(counter-cyclical and leading)한다.

2.5 물가상승률은 1980년대 초에 구조적으로 낮아졌으며, 유가와 환율 등 대외 여건의 영향이 국내 인플레이션을 유발시키는 지배적인 요인으로 작용한다.

## IV. 경기순환과정의 안정성에 대한 분석

### 1. 우리나라 경기순환과정의 변동성

거시경제의 안정성이라는 관점에서 성장추세(혹은 잠재성장률)와 더불어 순환적 요인의 변동성(volatility)은 경제주체의 후생을 좌우하는 주요한 측면이기도 하다. 전통적으로 경기순환이론에서 중요하게 다루어져 왔던 분야 중의 하나는 확장과 침체를 반복하는 순환과정 자체가 시점에 따라 어느 정도의 진폭을 보이

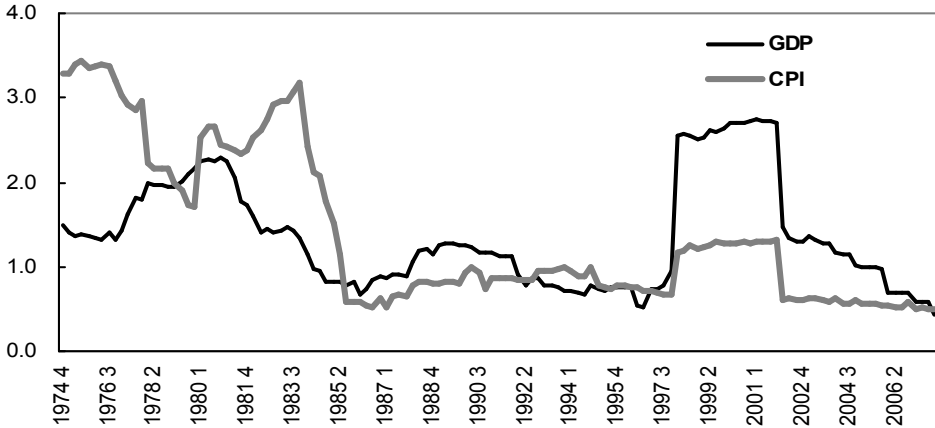
고 있는나인데, 이러한 변동성의 크기는 장기적인 경제성장 수준에 부정적 영향<sup>17)</sup>을 미치는 한편 단기적으로는 경기국면의 지속성(persistence)을 결정짓는 요인으로도 작용하고 있다. Kim and Nelson (1999)과 McConnell and Perez-Quiros (1999)에서 미국경제를 대상으로 변동성의 구조적 변화 가능성에 대한 이슈를 촉발시킨 이후 많은 후속 연구 결과들이 나오고 있는데, Stock and Watson(2003)은 1980년대 이후 대부분의 선진국에서 거시경제지표의 안정성(great moderation)이 높아지고 있다는 경험적 증거를 제시하고 있다. 최근 IMF(2007)는 이러한 경기순환과정에서의 변동성 감소는 선진국뿐만 아니라 전 세계적으로 관찰된다고 보고하고 있다.<sup>18)</sup>

변동성의 변화 여부에 대한 연구 외에도 변동성 감소의 원인에 대한 연구도 활발히 진행되고 있는데, 변동성 감소의 원인으로 제시되는 요인들을 분류해 보면, 거시경제정책의 대응능력의 향상, 특히 통화정책의 효과성 및 적시성의 개선

17) 1980년대까지는 단기적인 변동성이 장기적인 경제성장에 미치는 영향은 그다지 크지 않다는 것이 지배적인 견해였으나, 1990년대 들어서면서 생산의 변동성은 경제성장과 경제후생에 유의한 영향을 주고 있다는 연구 결과들이 제시되어 왔다. 그러나 대부분의 연구 결과는 경험적인 증거를 제시하는 차원에서 이루어지고 있으며, 이론적으로는 생산변동성과 장기경제성장 간의 관계가 아직 명료히 밝혀지지 않은 것으로 보인다. 현재까지 제시된 경로로는 생산의 변동성은 미래 기대수익의 흐름에 영향을 미치고, 투자감소를 통해 성장을 저해한다는 투자경로가 가장 설득력 있는 설명인 것으로 보인다. 이와 관련된 연구문헌의 개관은 Kose, Prasad, and Terrones(2003)과 Aizenman and Pinto(2005)를 참조하기 바란다.

18) 본 연구가 진행되는 기간에 국제금융위기가 발생, 확산되면서 세계적으로 이례적인 수준의 경기침체를 야기시키고 있다. 따라서 현시점에서 변동성 감소에 대한 연구 결과를 확정하는 것은 이른 감이 있으며, 향후 추가될 표본의 영향을 기다릴 수밖에 없을 것으로 판단된다.

[Figure 8] Standard Deviation of GDP Growth rate and CPI Inflation  
(4-year rolling-window)



(improved monetary policy), 재고관리 (inventory management)와 같은 생산관리 기술의 발전, 변동성이 상대적으로 작은 정부지출이나 서비스산업의 비중이 커지는 등 산업구조의 변화(sectoral shift) 등을 들 수 있다. 한편, 변동성 감소가 어떤 구조적인 원인에 의한 것이 아니라 단지 외부적 혹은 외생적 충격의 빈도나 크기가 최근 들어 감소(smaller shocks)했기 때문에 나타나는 현상일 뿐이라는 견해도 상당한 설득력을 얻고 있다.<sup>19)</sup>

[Figure 8]은 우리나라 경기변동과정의 변동성의 특징을 간단히 알아보기 위해 경제성장률의 표준편차를 10년과 4년 주기로 연속(rolling-window)해서 계산한 결

과이다. 그림에서 보듯이 1980년과 1997년의 심각한 경기침체를 포함한 기간의 표준편차는 높은 수준을 보이고 있다. 따라서 4년 주기의 표준편차는 이 두 기간을 포함하지 않는 나머지 기간에서는 경제성장률의 변동성이 추세적으로 완만히 낮아지고 있는 것으로 보인다. 그러나 10년 주기로 판단할 경우 변동성은 1998년 급격히 상승하여 현재까지 높게 유지되고 있는 것으로 나타나지만, 이는 외환위기의 영향을 지나치게 긴 기간 동안 반영하였기 때문이다. 따라서 우리나라의 경기변동성 분석 시 외환위기의 영향을 제어하는 것이 분석의 결과를 좌우할 수 있다.<sup>20)</sup>

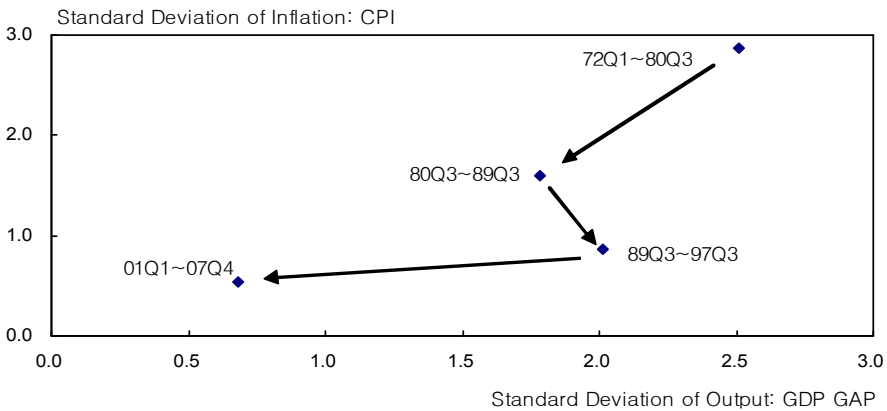
19) IMF(2007)의 2007년 보고서 *Has the World Economy become More Stable?*은 변동성에 관한 최근까지의 연구 결과를 반영하고 있으며, 변동성과 관련된 기타 연구문헌들은 이 보고서의 References를 참고하기 바란다.

<Table 4> Standard Deviation of CPI and GDP

	CPI Inflation	CPI-cyc <sup>1)</sup>	GDP growth rate	GDP-cyc <sup>1)</sup>
72q1~80q3 <sup>1)</sup>	2.87	4.90	1.83	2.5
80q3~89q3	1.59	4.07	1.09	1.8
89q3~97q3	0.86	0.90	0.75	2.0
01q1~07q4	0.54	0.38	0.80	0.7
71q1~07q4	2.14	3.30	1.50	2.3

Note: The Cyclical Component is extracted from B-P Filtering which drops data of 12 quarters from the initial data point. Therefore Cyclical component series start at the first quarter of 1973.

[Figure 9] Volatility Trend of CPI and Cyclical Component of GDP



한편, 외환위기의 영향을 배제하기 위해 제II장에서 상술한 대로 외환위기 기간을 1997년 4/4분기부터 2000년 4/4분기로 간주하여 배제하고, 공식순환주기를 기준으로 기간을 구분하여 변동성의 변화를 살펴보면 외환위기 이후 최근까지 현저히 감소한 것으로 확인할 수 있다 (Table 4 참조). 한편, 경제성장률뿐만 아

니라 물가변수들의 변동성도 기간별로 감소하고 있는 것으로 나타나고 있다.

[Figure 9]는 ‘Taylor Curve’라고 지칭되는 GDP의 순환변동요인과 소비자물가 상승률의 기간별 표준편차를 동시에 그린 것이다. 일반적으로 물가의 변동성이 커지면 가격변수의 신호기능에 장애가 발생하면서 생산과정에 부정적 영향을 주

20) 관련된 연구문헌 중 외환위기 이후 우리나라 경제성장률의 변동성이 증가한 것으로 보고한 경우, 대부분 외환위기의 영향을 배제하기에는 표본기간이 짧았기 때문에 나타난 것으로 판단된다.

는 것으로 알려져 있다. 그러나 우리나라의 경우 1980년대 기간 중 GDP의 변동성이 소폭 증가한 것을 제외하면 전체적으로 우리나라의 거시경제는 1970년대에 비해 현저히 안정화된 것을 확인할 수 있다. 다만, 이러한 거시경제의 안정성이 1970년대 오일충격과 같은 거대한 외부 충격의 발생빈도가 낮아진 데 기인하였을 가능성과 경제구조의 안정화 혹은 경제안정화 정책에 기인한 것인지를 구분하기는 어렵다.<sup>21)</sup>

## 2. 변동성 감소의 원인에 대한 계량분석

앞 소절에서 간단히 언급하였듯이 변동성 감소의 원인으로는 많은 요인들이 거론되고 있으며, 각 요인의 영향을 정교하게 구분하는 것은 이론적으로나 실증적으로도 간단치 않다. 본 소절에서는 우리나라 GDP 성장률상에서 관찰되고 있는 변동성의 감소 원인에 대한 기초적 분석으로서 생산수준의 변동성 감소가 외생적 충격(exogenous shocks)의 발생과정에서 나타난 우연적인 현상인지 아니면 전파경로(propagation)상에서 나타나는 경제 내내생적 요인에 기인한 것인지를 간단한 시계열모형을 통해 살펴보기로 한다.

우선 성장률의 자기회귀모형상에서 보

면 변동성은 외생적 충격의 분산과 시계열 구조의 지속성에 의해 결정됨을 알 수 있다. 가장 단순한 AR(1) 모형에서 살펴보면,  $y_t$ 를 경제성장률이라고 할 때 충격요인의 분산  $\sigma_\epsilon^2$ 이 감소하거나 충격효과의 지속성을 결정하는 자기회귀계수  $\rho$ 가 감소하면 종속변수인 경제성장률의 분산이 감소하는 것을 알 수 있다.

$$y_t = \mu + \rho_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$Var(y) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{1 - \rho_1}$$

즉, 충격의 생성과정 자체가 바뀌면서 충격의 크기가 감소했을 수도 있고, 충격의 발생 자체에는 변화가 없어도 경제 내로 전파되는 경로가 바뀌면서 충격의 지속효과가 짧아지면 결과적으로 경기변동의 진폭은 동일하게 감소하는 것으로 나타날 수 있다.

경제성장률에 대해 AR(1)의 시계열 모형을 추정해 보면(Table 5 참고), 지속성을 의미하는 자기계수 추정치는 전 표본 기간에서는 0.28로 나타났으며, 기간별로 보면 자기회귀계수는 1980년대 이후 지속적으로 낮아져, 0 수준과 통계적으로 유의하게 다르지 않은 모습을 보이고 있다. 특히, 2001년 이후 기간에는 자기회귀계수가 음의 값으로 추정되어 최근 기간

21) 이를 구분하기 위해서는 모형을 통해 양 변동성에 대한 한계선(frontier line)을 추정하여야 하는데, 이에 대한 자세한 설명은 Juillard and others(2006)를 참고하기 바란다.

<Table 5> AR(1) Univariate Time Series Model Estimation Results of GDP Growth Rate

Q-on-Q % change (annual rates)	Intercept	Autoregressive Coefficient	SER
1972Q1 1980Q3	4.53	0.36	6.60
1980Q3 1989Q3	8.14	0.03	4.49
1989Q3 1997Q3	6.69	0.10	3.01
2001Q1 2007Q4	5.41	-0.10	3.17
1971Q1 2007Q4	4.71	0.28	5.65

Note: SER: Standard Error of Regression.

에는 성장률 패턴에서 지속성이 거의 사라진 것으로 나타나고 있다.

흥미로운 사실은 1980년대 기간은 1970년대에 비해 충격의 크기와 지속성이 모두 감소한 반면, 1990년대의 변동성 감소는 지속성은 약간 증가하였으나 충격의 영향이 현저히 줄었기 때문인 것으로 나타나고 있으며, 2000년대 기간은 충격의 영향보다는 지속성이 현저히 감소한 것이 변동성 감소의 원인인 것으로 나타나고 있다는 것이다.

이상에서 살펴보았듯이 기간에 따라 경제성장에 미치는 충격의 크기와 충격 효과의 지속성이 모두 변화하고 있으며, 경제성장률의 변동성은 두 요인에 모두 영향을 받았을 가능성을 시사하고 있다.

따라서 시간에 따라 경제성장률의 지속성과 충격분산이 동시에 변화하는 양상을 설명할 수 있는 분석방법을 통해 살펴보기

로 한다. 이하에서는 지속성의 변화는 시변파라미터(time-varying parameter)의 개념을 자기회귀계수에 적용함으로써 처리하고, 충격분산의 시간에 따라 연속적으로 변화하는 양상은 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 효과로 설정하여 다음과 같은 모형을 추정함으로써 경제성장률의 변동성이 변화하는 원인을 구분해 보고자 한다.<sup>22)</sup>

$$y_t = \mu_t + \rho_t y_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1},$$

$$a_0 > 0, \quad 0 < a_1 < 1,$$

$$0 < a_2 < 1, \quad 0 < a_1 + a_2 < 1$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_{1t}, \quad v_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$\rho_t = \rho_{t-1} + v_{2t}, \quad v_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

위 식에서  $y_t$ 는 전기 대비 GDP 증가율,

22) 종속변수의 조건부 분산은 시변파라미터의 불확실성과 충격분산의 변화 정도에 의해 결정된다는 것인데, ARCH와 TVP 모형에 대한 상세한 설명은 Kim and Nelson(1989)을 참고.

$e_t$ 는 교란항, 그리고  $h_t$ 는 교란항의 조건부 분산으로서 GARCH(1,1)로 설정하였으며, 시변파라미터  $\mu_t$ ,  $\rho_t$ 는 각각 임의보행(random walk)을 따른다고 가정하였다. 위 모형을 Kalman 필터를 이용하여 최우법(Maximum Likelihood Estimation) 추정한 결과는 [Figure 10]~[Figure 12]와 <Table 6>에 각각 나타나 있다.

우선 시변파라미터의 추정치를 살펴보면, 표본기간 동안 절편과 자기회귀계수는 추세적으로 낮아지고 있는 것으로 보인다. 특히, [Figure 11]에서 충격의 지속성을 나타내는  $\rho_t$ 는 1980년대 0.3 수준에서 점차 낮아지고 있으며, 외환위기 직전 0.2에 가까운 수준으로 감소하였다가 외환위기 기간 상승한 후 최근 다시 하락하고 있는 것으로 나타나고 있다.<sup>23)</sup> 한편, 이러한 파라미터의 시변성을 고려할 경우 [Figure 12]에서 보듯이 외환위기 기간을 제외하고는 충격의 분산은 분석기간 중 비교적 일정한 크기를 유지한 것으로 보이며, 구조적 변화가 있었다고 보기 힘든 것으로 판단된다. 이를 확인하기 위해 GARCH 표준오차의 기간별 평균을 계산해 보면, 1970년대 3.06에서 1980년대 1.56으로 현저히 감소하였고, 1990년대에는 0.97로 감소하는 추세를 보이다가 외환위기 기간 중 2.98로 대폭 높아지고 있

다. 그리고 외환위기 이후 최근까지의 GARCH 표준오차의 평균은 1.14로 나타나 오히려 외환위기 이전 기간보다 소폭 높아진 것으로 나타나고 있다. 따라서 우리나라 GDP 성장률의 표준편차가 최근 기간에 감소한 것은 외부충격 자체가 작아졌기 때문이 아니라 경기변동과정의 지속성이 하락하면서 충격의 영향이 상대적으로 단기간 내에 소멸되었기 때문에 나타난 현상일 가능성이 높다고 판단된다.

### 3. 부문별 변동성 특징

앞 소절에서는 우리나라 GDP 성장률의 표준편차가 최근 들어 감소한 것은 외부충격 자체의 원인보다는 경기변동과정에서의 변화에 기인하는 측면이 크다는 사실을 확인하였다. 본 소절에서는 GDP 성장률의 진폭이 감소한 현상이 부문별 변동성에서는 어떻게 나타나고 있는지 살펴보기로 한다.

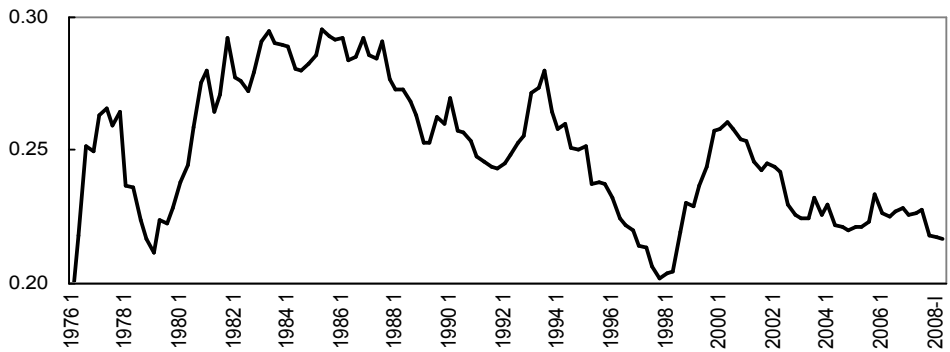
GDP 증가율의 분산으로 측정한 변동성은 <Table 7>에서 보듯이 1980년대와 1990년대에 걸쳐 현저히 개선되고 있으며, 외환위기 이후 기간에는 오히려 소폭 증가한 것으로 나타나고 있다. 그러나 GDP 구성항목 중 통계상 불일치는 우리

23) 시변파라미터로 계산한 전기 대비 GDP 증가율의 장기평균은 1980년대에 약 2.4% 수준이며, 최근 들어 1.4%대 수준으로 하락한 것으로 나타나고 있다. 이는 연율로 환산할 경우 우리나라 평균 성장률보다 높은 수준으로, 추정상 편이가 존재하거나 최우값이 아닐 가능성을 배제할 수 없음을 유의하여야 한다.

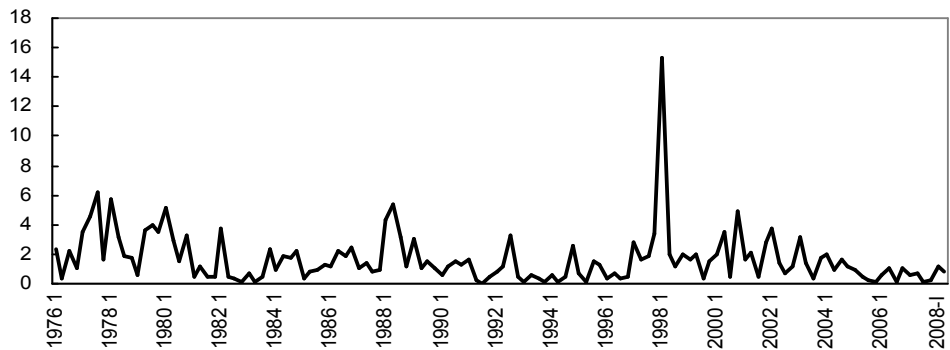
[Figure 10] Time-Varying Parameter Estimation on  $\mu_t$  using GARCH Model



[Figure 11] Time-Varying Parameter Estimation on  $\rho_t$  using GARCH Model



[Figure 12] Standard Deviation of GARCH





〈Table 6〉 Estimation Results of GARCH–Time–Varying Parameter Model

	$\hat{a}_0$	$\hat{a}_1$	$\hat{a}_2$	$\hat{\sigma}_1$	$\hat{\sigma}_2$
estimate	0.0000	0.7250	0.0138	0.0032	0.0001
standard error	n.a.	0.0775	0.0022	0.0011	0.0002
Log Likelihood	-140.1261				

〈Table 7〉 Contribution to Volatility of GDP Growth by component

	GDP	Private Consumption	Gov. Consumption	Constuction Investment	Facilities Investment	Export	Import	Chanige in Inventories	Statistical Discrepancy	sum of Covariance
72q1 ~ 80q3	3.25	1.72	0.11	3.95	1.45	0.41	1.70	4.56	2.87	-13.53
80q3 ~ 89q3	1.15	0.22	0.08	0.50	0.39	0.54	0.58	2.12	1.63	-4.91
89q3 ~ 97q3	0.55	0.25	0.04	0.42	0.50	0.66	0.68	1.12	0.61	-3.72
01q1 ~ 07q4	0.61	0.29	0.01	0.17	0.09	2.11	2.14	0.72	0.55	-5.47
71q1 ~ 07q4	2.24	1.25	0.06	1.35	0.76	1.02	1.98	2.38	1.48	-8.03

Note: Intangible Fixed Assets are excluded as values are zeroes to the second decimal places.

〈Table 8〉 Contribution to Volatility of GDP Growth by component  
(exclusion of Statistical Discrepancy from GDP)

	GDP	Private Consumption	Gov. consumption	Constuction investment	Facilities Investment	Export	Import	Chanige in Inventories	sum of Covariance
72q1 ~ 80q3	7.53	1.71	0.11	3.98	1.46	0.42	1.74	4.63	-6.52
80q3 ~ 89q3	3.34	0.23	0.08	0.51	0.39	0.55	0.59	2.11	-1.11
89q3 ~ 97q3	1.40	0.25	0.04	0.41	0.49	0.65	0.68	1.11	-2.23
01q1 ~ 07q4	0.56	0.29	0.01	0.17	0.09	2.12	2.14	0.72	-4.98
71q1 ~ 07q4	4.08	1.24	0.06	1.34	0.76	1.02	1.98	2.39	-4.72

Note: Intangible Fixed Assets are excluded as values are zeroes to the second decimal places.

나라 시계열 자료상에서 비교적 크게 나타나고 있고 전체 변동성에 미치는 영향도 작지 않은 것으로 보이는데, 이러한 집계상의 오차에 대한 경제적 의미를 찾기 어려우므로 이를 제외하는 것이 타당하다고 판단된다.

<Table 8>은 통계상 불일치를 제외했을 경우에 계산된 GDP 증가율의 변동성을 보여주고 있으며, 이전과는 약간 상이한 변화 패턴을 보여주고 있다. 즉, 전체 표본기간 중 경제성장률의 분산은 4.08 수준으로 통계상 불일치를 포함한 경우에 비해 증가하였으며, 기간별로도 상당한 차이를 보이고 있다. 변동성은 1970년대 기간 중 7.5 수준으로 가장 높고, 1980년대에 3.3 정도로 크게 낮아졌다가, 1990년대 외환위기 이전까지 1.4로 지속적으로 감소하고 있으며, 2001년 이후 기간에는 가장 낮은 0.56으로 현저히 낮아진 모습을 보이고 있다. 따라서 통계상의 오차를 제외할 경우 GDP 증가율의 변동성은 외환위기 이후 기간에도 상당히 감소하였음을 알 수 있다.

이러한 경기변동성 변화를 GDP 지출항목별 기여도를 통해 살펴보면,<sup>24)</sup> 1970년대에는 수출입을 제외한 모든 항목에서 기여도의 변동성이 표본기간 전체 평균보다 높으며, 특히 민간소비를 제외

한 정부소비, 고정투자, 재고 증감의 기여도의 분산은 평균치보다 2배 이상 높았던 것으로 나타나, 거시경제의 안정성이 매우 취약했던 시기임을 짐작할 수 있다. 물론 이러한 높은 변동성의 주요 원인 중의 하나는 동 기간에 발생한 두 차례의 오일충격의 영향을 포함하기 때문인 것으로 보인다. 1980년대 들어서는 거의 전 부문에서 변동성이 감소하고 있는데, 특히 민간소비 기여도는 매우 안정화되고 있다. 건설투자 기여도의 분산도 큰 폭으로 감소하는 모습을 보이고 있으며, 수입의 경우에도 감소하고 있는데 이는 소비변동성이 감소하고 있는 것과 관련 있을 것으로 추측된다. 한편, 1990년부터 외환위기 직전까지의 기간 중 경제는 전체적으로 이전 시기에 비해 안정적인 모습을 보이고 있는데, 특이한 점은 재고부문을 제외하고는 소비, 투자 등 구성항목별 기여도의 변동성은 전 기간과 거의 동일한 수준을 보이는데도 경제 전체적으로는 큰 폭으로 변동성이 감소하고 있다는 점이다. 이러한 현상은 동 기간 중 항목별 공분산의 변화 때문인 것으로 판단되며, <Table 8>의 마지막 열에서 보듯이 음의 공분산이 절대수준에서 커지는 점에 주목할 필요가 있다.

24) 부문별 변동성은 각 지출항목의 GDP에 대한 성장기여도의 분산으로 계산한 것이며, 성장기여도는 항목별 증가율과 비중의 곱이므로 성장기여도의 분산은 개별 항목 자체의 분산과는 상이하다. 변동성의 계산 및 항목별 분해방법은 부록에 상세히 서술하였으며, 변동성 분해에 대한 해석상의 오류를 지적하고 도움을 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

특히, 외환위기 이후 최근까지의 마지막 표본기간을 보면, 전체 변동성은 더욱 감소하여 분석기간 중 가장 낮은 0.56을 보이고 있는데, 항목별 변동성의 변화가 흥미롭다. 즉, 민간소비의 성장 기여도가 전체 경기변동성에 미치는 영향은 소폭 상승하고 있고, 정부소비의 경우에는 변동성이 거의 0에 가까운 수준으로 떨어지고 있는데, 이는 외환위기 이후 정부지출의 준칙성이 강화된 결과라고 판단된다. 한편, 고정투자부문이 경기변동성에 미치는 영향은 비교적 크게 감소하고 있다. 재고 증감의 기여도도 비교적 큰 폭의 변동성 감소를 보여주고 있어, 최근 들어 제기되고 있는 재고관리기술의 개선에 의한 변동성 감소 주장<sup>25)</sup>이 우리나라 경제에서도 관측되고 있는 것으로 보인다. 한편, 수출입부문이 전체 변동성에 미치는 영향은 이전 기간에 비해 크게 증가하면서 비교 기간 중에서 가장 높은 수준을 보이고 있다. 수출입 기여도의 변동성이 큰 폭으로 상승하였음에도 불구하고 GDP 전체의 변동성이 안정적인 것은 이례적인 현상으로 보인다.

이러한 현상을 설명하기 위해서 개별 항목 기여도의 변동성에 대해 자세히 살펴보고자 한다. GDP의 변동성에

대한 지출항목별 기여도는 개별 항목의 변동성(분산) 및 GDP에서 차지하는 비중의 변화를 동시에 반영하고 있다. 즉,  $t$ 기의 GDP 성장률을  $\dot{Y}_t$ , 지출 항목을  $\dot{X}_{i,t}$ ,  $t-1$ 기의 항목별 비중을  $w_{i,t-1} = X_{i,t-1}/Y_{t-1}$ 라고 할 때,  $\dot{Y}_t$ 의 분산으로 측정된 전체적인 경기변동성(volatility)은 아래의 식과 같이 항목별 성장기여도의 분산 및 공분산의 합으로 나타낼 수 있다.<sup>26)</sup>

$$\begin{aligned} \text{Var}(\dot{Y}_t) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^9 w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}\right) \\ &= \sum_{i=1}^9 \text{Var}(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}) \\ &\quad + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{Cov}(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}, w_{j,t-1} \dot{X}_{j,t}) \end{aligned}$$

따라서 지출 항목별 기여도의 분산  $\text{Var}(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t})$ 은 비중이 상수가 아닌 한, 항목별 자체의 변동성과는 다른 양태를 가지게 되며,  $w_{i,t-1}, \dot{X}_{i,t}$  각각의 평균과 분산의 증가함수 형태로 나타나게 된다.<sup>27)</sup>

따라서 우선 지출항목 자체의 변동성을 동일한 표본기간에 대하여 구해본 결과(Table 9 참조), 민간소비의 변동성은

25) McConnell and Perez-Quiros(1999).

26) <Table 7> 및 <Table 8>에서 항목별 기여도는 아래의 마지막 식의 첫 번째 항을, 공분산 합은 두 번째 항을 계산한 것이다.

27) 부록의 변동성 분해 참고.

<Table 9> The Variance of Growth Rates of major Expenditure Components of GDP

	Private Consumption	Government Consumption	Construction Investment	Facilities Investment	Export	Import
72q1~80q3	3.93	3.31	259.05	304.20	46.20	85.49
80q3~89q3	0.64	3.28	19.97	42.66	17.17	15.33
89q3~97q3	0.77	2.15	9.50	25.67	13.30	7.94
01q1~07q4	0.99	0.54	6.15	7.01	9.91	11.96
71q1~07q4	3.62	2.43	79.29	114.99	22.63	38.04

1980년대 기간에 크게 안정되었다가 최근 들어 소폭 증가하고 있으며, 정부소비와 고정투자의 경우에는 최근 기간까지 지속적으로 하락하고 있음을 알 수 있다. 따라서 외환위기 이후 기간 중 이들 내수 항목들은 자체의 변동성뿐만 아니라 기여도의 변동성도 같이 낮아진 것으로 나타나고 있다. 따라서 정부소비와 투자부문의 변동성이 최근 들어 안정화되면서 전체적인 경기변동성의 감소에 기여하고 있다고 볼 수 있다.

한편, 수출의 경우 자체의 변동성은 분석기간 중 지속적으로 낮아졌으나, 전술한 바와 같이 기여도의 변동성은 01Q1~07Q4 기간에 가장 높게 나타난다. 이러한 현상은 수입의 경우에도 유사하게 나타나는데, 최근 기간 중 수입 증가율의

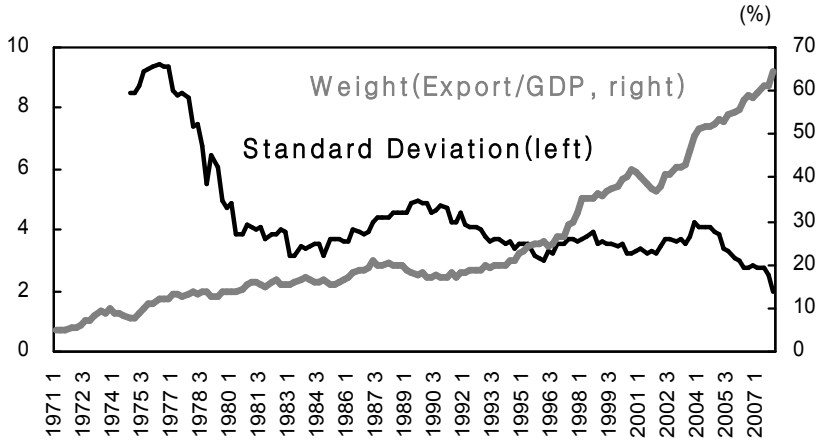
분산은 비록 1990년대에 비해 높은 하지만 다른 기간에 비해서는 현저히 낮은 수준인 반면, 수입 기여도의 분산은 최근 기간 급속히 상승하고 있다. 이는 수출과 수입 부문이 GDP에서 차지하는 비중의 변화로 설명이 가능한데, [Figure 13]과 [Figure 14]에서 볼 수 있듯이 수출입의 비중은 지속적으로 증가하여 왔고, 최근에는 우리나라 총생산에서 수출이 차지하는 비중이 약 60% 이상이고, 수입 비중도 GDP의 약 50%를 상회하고 있다.<sup>28)</sup> 따라서 외환위기 이후 교역의존도가 급속히 상승하면서, 대외부문의 전체적인 경기변동성에 미치는 영향이 크게 증대된 것으로 판단할 수 있다.<sup>29)</sup>

최근 들어 전체 변동성이 감소한 현상을 설명하는 또 다른 원인으로는 GDP

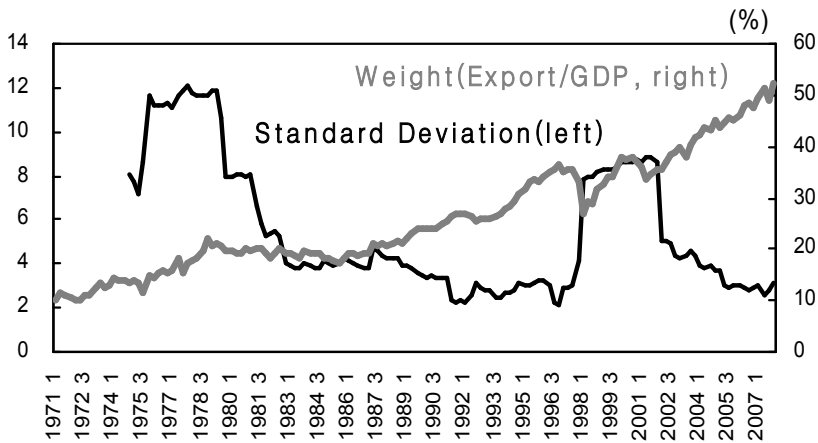
28) 최근 한국은행은 GDP 추계방법을 연쇄가중법으로 변경하였는데, 2000년 이전 시계열에 대한 조정이 이루어지지 않아, 위의 분석은 변경 이전의 시계열 자료에 의해 계산한 것이다.

29) 수출입 비중이 증가함에 따라 소비 및 투자의 비중은 완만히 감소하는 추이를 보이고 있으며, 이들 내수 항목의 비중 변화가 기여도의 변동성에 미치는 영향은 수출입에 비해 작게 나타나고 있는 것으로 판단된다.

[Figure 13] Standard Deviation of Export Growth Rate and Weight of Export in GDP



[Figure 14] Standard Deviation of Import Growth Rate and Weight of Import in GDP



구성항목 간 음의 상관관계가 커졌기 때 문일 가능성이 높은 것으로 판단된다. 즉, <Table 8>에서 공분산 합의 절댓값은 전 기간에 비해 2배 이상으로 상당히 커 졌고 1970년대를 제외하면 가장 큰 수준 을 보이고 있기 때문이다. 예를 들어, 수

출과 민간소비의 상관계수는 89Q3~97Q3 기간에는 0.21로 나타나고 있으나, 01Q1~ 07Q4 기간에는 -0.20으로 음의 상관관계 로 변하고 있으며, 수출과 건설투자의 경 우에도 양 기간 중 상관계수의 부호가 + 에서 -로 변하고 있다.<sup>30)</sup>

최근의 경제상황을 통해 이러한 현상의 배경을 살펴보면, 2000년 들어서 수출 증가세가 크게 확대되면서 전체 경기를 뒷받침하고 있었는데, 전 세계적인 IT 버블 붕괴의 영향으로 2001년 들어서면서 세계경제가 급락하였고, 따라서 우리나라의 수출증가세도 크게 하락하고 있었다. 그러나 당시 내수 중 소비와 건축투자가 증가세를 지속하면서 수출 둔화로 인한 경기하락요인을 상당 부분 상쇄한 것으로 보인다. 한편, 2003년 이후 카드 사태로 소비가 급락할 때는 세계경제 호조와 수출이 급증하면서 소비침체로 인한 경기둔화요인을 보완하였던 것으로 보이는데, 음의 공분산이 커진 것으로 나타난 것은 이러한 부문별 확장과 수축이 상호보완적으로 나타난 상황을 반영한 것으로 추측할 수 있다.

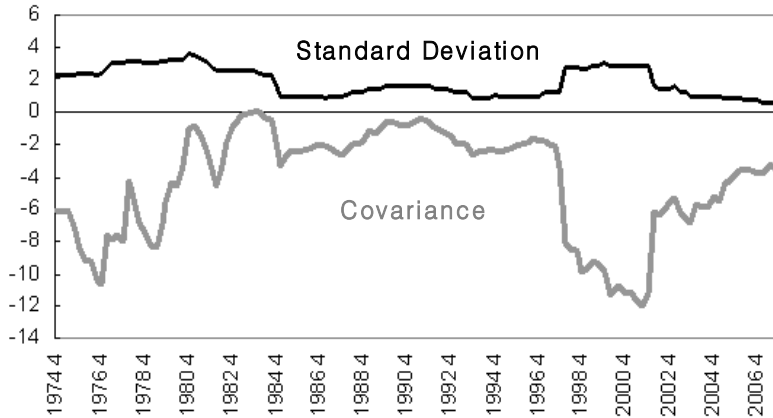
하지만 2000년 이후 발생한 몇 가지 에피소드를 감안하더라도, 음의 공분산

이 1980년 이후 지속적으로 확대되어 온 현상을 충분히 설명하기는 어렵다. 따라서 경제 내 부문별 상호관계의 변화 가능성은 최근에 나타난 특이한 현상만은 아닌 것으로 판단할 수 있으며, 경기변동성을 완화시키는 또 하나의 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

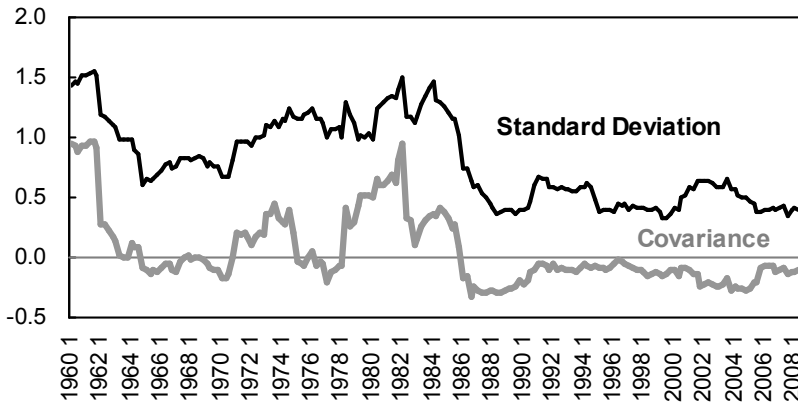
이러한 현상이 우리나라만의 특수한 요인에 의해 나타난 결과인지 확인하기 위해 미국의 GDP 구성항목 간 공분산을 계산한 결과가 [Figure 16]에 나타나있다. 그림에서 보듯이 미국의 경기변동성은 완만하게 감소하는 추세를 보이고 있는데, 최근까지의 연구 결과를 종합해 보면 1980년대 초반에 미국경제는 구조적으로 안정화되었다는 견해가 지배적<sup>30)</sup>이다. 한편, 미국의 경우에도 GDP 구성항목 간 공분산을 살펴보면, 우리나라의 경우와 유사하게 공분산이 경기변동성을 감소시키는 역할을 하고 있음을 알 수 있다.

- 30) GDP(Y), 소비(C), 수출(X) 사이에  $Cov(Y, C) > 0$ ,  $Cov(Y, X) > 0$ 이고, 이들 세 변수가 서로 선형관계일 경우에는  $Cov(C, X) < 0$ 은 성립할 수 없으나, 비선형일 경우에는 성립 가능하다. GDP와 하위항목 간의 상관계수가 대부분 양의 관계를 가지는 것으로 나타나고 있다는 점을 감안하면, 구성항목 간의 관계에서 음의 상관관계를 보인다는 것은 항목 간의 관계가 비선형적이라는 점을 시사하고 있다. 그러나 이러한 총수요 변수 간 공분산의 변화 및 영향에 대한 이론적인 근거는 아직 충분히 밝혀지지 않고 있으며, 관련 연구를 기존 문헌에서 찾을 수 없었다. 다만, firm level에서는 Campbell의 'Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk'이 관련 있으나 aggregate level에서 소비·투자·수출·수입 간의 관계에 대한 연구는 이루어지지 않은 것으로 보인다. 이론적인 해석이 난해한 별도의 연구과제라고 판단되어 본 연구에서는 추후 research issue로 제기하는 차원에 그칠 수밖에 없었다.
- 31) 앞서 언급한 안정성(great moderation)과 관련하여 변동성 감소 논쟁을 촉발시킨 Kim and Nelson(1999)과 McConnell and Perez-Quiroz(1999)는 변동성 감소의 원인에 대해서는 다른 입장이나, 변동성이 구조적으로 변화하였으며, 그 시점은 1980년대 초반이라는 점에서는 일치된 견해를 보이고 있다. 한편, 변동성 감소는 단절적이 아니라 점진적으로 이루어졌다는 주장도 설득력이 있는데, 이에 대해서는 Blanchard and Simon(2001)을 참조.

[Figure 15] Volatility of GDP Growth Rate of Korea



[Figure 16] Volatility of GDP Growth Rate of US



특히, 1980년대 초반에 공분산의 방향이 +에서 -로 전환된 후 지속적으로 유지되고 있는 현상이 관찰되어 동 시점에서 경기변동과정에 어떤 구조적 변화가 있었음을 시사하고 있다. 이는 기존의 변동성에 관한 연구문헌에서 간과하고 있는

중요한 구조적 변화원인으로 판단되나 향후 심도 깊은 연구를 통해 밝혀질 문제로 남겨두고자 한다.

## V. 결 론

본 연구는 최근의 관련된 연구성과들을 바탕으로 우리나라 경기변동과정을 포괄적으로 이해하려는 목적으로 수행되었으며, 경기변동의 기본원인은 외생적 확률충격이며, 이들 충격의 영향이 각 부문으로 확산·지속되면서 경기의 순환적 변동을 발생시킨다는 관점을 취하고 있다. 이를 위해 일정한 기준으로 추세와 순환변동요인을 구분하여 부문별 경기변동성을 분석하는 방식을 취하고 있는데, 이러한 방법은 일관성이라는 기준에서는 부문별 특징을 비교·분석하는 데 장점이 있으나, 다른 기준으로 추세와 순환변동을 분리할 경우 상이한 결과가 나타날 가능성을 배제할 수 없다는 점을 감안할 필요가 있다. 특히, 정확한 성장추세와 순환변동의 분리 및 식별에 대한 심도 깊고 지속적인 연구의 필요성이 강조된다. 연구과정에서 우리나라의 경기변동과정상에 이론과는 상반된 움직임을 보이는 현상이 적지 않게 관찰되었는데, 이러한 이례적인 현상의 상당 부분은 1990년대 말의 외환위기의 영향 때문인 것으로 판단되었다. 따라서 통계청에서 발표하는 공식순환주기와 달리 본 분석에서 채택한 추세제거 기준에 따라 외환위기의 영

향 내에 있었던 기간을 1997년 4/4분기 ~ 2000년 4/4분기로 설정하고 위기의 영향을 분리할 경우 위기 전후로 우리나라의 경기변동성의 특징이 보다 뚜렷이 관찰될 수 있을 것으로 보인다.

분석 결과 중 주요한 특징으로, 우리나라는 1970년 이후 거시경제의 안정성은 외환위기 기간을 제외하고는 지속적으로 그리고 현저히 개선되고 있으며, 경제성장률의 변동폭뿐만 아니라 물가상승률의 변동폭도 병행하여 개선되었던 것으로 나타났다. 이러한 변동성 감소의 원인은 경제충격 자체가 감소했기 때문이라기보다는 구조적으로 충격의 지속기간이 단기화되었던 데에 기인한 것으로 나타나고 있다. 특히, 2000년 이후부터 최근까지의 기간 동안 수출과 수입 등 대외부문 기여도의 변동성은 과거에 비해 증가하였는 데 반해, 전체적인 경기변동성은 완만히 감소하고 있는 것으로 나타나고 있는데, 이는 내수와 대외부문 간에 상호보완적인 관계가 형성되었기 때문인 것으로 판단된다. 이러한 경제 내 부문 간 관계는 경기변동성(volatility)의 변화를 설명하는 새로운 시각을 시사하고 있으나, 제한된 시간 내에 다루기에는 용이하지 않은 이슈였으며 향후 별도의 연구대상으로 남겨둘 수밖에 없었다.

마지막으로, 본 연구가 진행되고 있는 사이 미국 등 선진국의 금융위기가 확산되면서 세계경제 및 우리 경제의 불확실



성이 유례 없을 정도로 높아지고 있다. 아마도 세계경제 및 우리 경제는 새로이 형성될 금융질서하에서 또 다른 구조적 변화(structural break)를 겪을 가능성이 높으며, 그러한 점에서는 본 연구의 분석 결과 또한 유보적일 수밖에 없다. 특히, 세계적으로 경기변동성이 일반적으로 크

게 감소하고 있다는 ‘경제 안정화(great moderation)’ 가설의 검정은 추가될 새로운 표본기간의 영향을 고려하여 당분간 보류되어야 할 것으로 판단되며, 본 연구 내용에서도 우리나라의 변동성 감소의 현상을 파악하는 것으로 제한하였다.

## 참 고 문 헌

- 김명직, 「2000년대 한국 경기변동의 특징과 정·저점 판정」, 『경제연구』, 제23권 제4호, 한국경제통상학회, 2005.
- 남상호, 「추세제거방법 및 환율제도와 한국 경기변동의 정형화된 사실에 관한 연구」, 『한국경제연구』, 제7권, 2001.
- 백웅기, 「한국경기순환의 특징과 양태: 역사적 고찰」, 『한국개발연구』, 제15권 제3호, 1993.
- 이재준, 「투자형태별 경기변동요인 분석」, 『KDI 경제전망』, 2007 하반기호, 한국개발연구원, 2007.
- 이재준, 『우리나라 경기변동의 특징 및 안정성 분석』, 정책연구시리즈 2008-13, 한국개발연구원, 2008.
- 한진희 편, 『경제위기 이후 한국의 경제성장: 평가 및 시사점』, 연구보고서 2007-05, 한국개발연구원, 2007.
- Ahmed, S., A. Levin, and B. A. Wilson, “Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck?” Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.
- Aizenman, J. and B. Pinto, “Managing Volatility and Crises: A Practitioner’s Guide Overview,” NBER Working Paper 10602, 2005.
- Andrews, D.W.K., “Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum,” *Econometrica*, Vol. 71, Issue 1, 1993.
- Ball, L. and N. G. Mankiw, “A Sticky-price Manifesto,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 41, 1994.
- Baxter, M. and R. G. King, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economics Times Series,” *Review of Economics and Statistics* 81, 1999.
- Blanchard, O. J. and J. A. Simon, “The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2001, No. 1, 2001, pp.135~164.
- Burns, A. F. and W. C. Mitchell, *Measuring Business Cycles*, New York: NBER, 1946.
- Chatterjee, S., “From Cycles to Shocks: Progress in Business-Cycle Theory,” *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2000.
- Cooley, T., *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, 1995.
- DeJong, N. D., *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press, 2005.
- DeJong, N. D., H. Dharmarajan, and R. Liesenfeld, *On the Structural Stability of U.S. GDP*, University of Pittsburgh, 2004.

- Gordon, R. J., *Postwar Macroeconomics: The Evolution of Events and Ideas*, 1980.
- Granger, C. W. J., "Investgating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica* 34, 1969.
- Granger, C. W. J., "Testing for Causality, a Personal Viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Contro*, 2, 1980.
- Hamilton, J. D., "What's Real about the Business Cycle?" NBER Working Paper No. W11161, 2005.
- Harvey, A. C. and A. Jaeger, "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Econometircs* 8, 1993.
- IMF, "The Changing Dynamics of the Global Business Cycle," *World Economic Outlook*, 2007.
- Juillard, M. and others, "Welfare Based Monetary Policy Rules in an Estimated DSGE Model for the US Economy," ECB Working Paper No. 613, 2006.
- Juselius, K., *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applicaitons*, Oxford University Press, 2007.
- Kahn, J. A., M. M. McConnell, and G. P. Perez-Quiros, "On the Causes of the Increased Stability of the U.S. Economy," *Economic Policy Review*, May 2002.
- Kim, C-J and C. R. Nelson, "Has the US Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle," *The Review of Economics and Statistics* 81, 1999.
- Kim, C-J and C. R. Nelson, "The Time-Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, No. 4, Oct. 1989.
- Kim, C-J and C. R. Nelson, *State Space Models with Markov Switching*, 1999.
- King, R. and M. Watson, "The Post-war U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 41, 1994.
- Kose, M. A., E. S. Prasad, and M. E. Terrones, "Financial Integration and Macroeconomic Volatility," IMF Working Paper 03/50, 2003.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott, *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*, 1990.
- Lee, J. and C. R. Nelson, "Expectation Horizon and the Phillips Curve: The Solution to An Empirical Puzzle," *Journal of Applied Econometrics*, 2007.
- McConnell, M. M. and G. Perez-Quiros, "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980's?" *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, 1999, pp.1464~1476.
- Mitchell, B., *Business Cycles: The Problem and Its Setting*, New York: NBER, 1927.
- Mitchell, B., *What Happens During Business Cycles*, New York: NBER. 1951.
- Murray, B., "Cyclical Properties of Baxter-King Filterd Time Series," *Review of Economics and Statistics* 85, 2003.

- Nelson, C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10, 1982.
- Nelson, C. R. and H-J Kang, "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series," *Econometrica* 49, 1981.
- Quant, R. E., "Tests of the Hypothesis That a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association* 55, 1960.
- Slutzky, E., "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes," *Econometrica* 5, 1937.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series," *Handbook of Macroeconomics*, Chapter 1, 1999.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Has the Business Cycle Changed and Why?" NBER Working Paper No. 9127, 2002.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations," Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics," *Journal of European Economic Association* 3(5), 2005.
- Walsh, C., *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press, 2003
- Zarnowitz, V., *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*, The University of Chicago Press, 1992.

## 부 록

### Volatility Decomposition(경기변동성의 분해)

- 경기변동성(output volatility)은 경제 성장률(GDP growth)의 (기간별) 분산을 구하여 측정하였으며, GDP를 지출항목별로 분해하여 전체 변동성에 대한 각 항목별 기여도를 측정하였다. 기간 구분은 우리나라의 기준순환 확장기 및 수축기, 외환위기 전후를 고려하기 위해 다음과 같이 설정하였다.

(기간 1) business cycle: 1972:1~1980:3, 1980:3~1989:3

(기간 2) 외환위기 전후: 1989:3~1997:3, 2001:1~2007:4

(기간 3) 전체: 1971:1~2007:4

- $t$ 기의 GDP 성장률( $\dot{Y}_t$ )은 아래의 식과 같이 지출항목별( $\dot{X}_{i,t}$ ) 성장기여도의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\dot{Y}_t = \left( \frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} - 1 \right) * 100 = \sum_{i=1}^9 Cont_{i,t} = \sum_{i=1}^9 w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}$$

$Cont_{t,i}$ : GDP의 지출 항목별 성장기여도

$w_{i,t-1} = X_{i,t-1} / Y_{t-1}$ :  $t-1$ 기의 항목별 비중

$X_{i,t}$ : GDP의 지출항목으로 민간소비, 정부소비, 건설투자, 설비투자, 무형고정투자, 총수출, 총수입, 재고 증감, 통계상 불일치로 구성

- 따라서 전체 변동성을 아래와 같이 분해하였으며, <Table 7> 및 <Table 8>에 그 결과를 보고하였다.

$$Var(\dot{Y}_t) = \sum_{i=1}^9 Var(Cont_{t,i}) + \sum_{i=1, j=1, i \neq j}^9 Cov(Cont_{t,i}, Cont_{t,j})$$

혹은

$$\begin{aligned} Var(\dot{Y}_t) &= Var\left(\sum_{i=1}^9 w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}\right) = \sum_{i=1}^9 \sum_{j=1}^9 Cov(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}, w_{j,t-1} \dot{X}_{j,t}) \\ &= \sum_{i=1}^9 Var(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}) + 2 \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n Cov(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t}, w_{j,t-1} \dot{X}_{j,t}) \end{aligned}$$

- 항목별 기여도를 비중과 자체 분산의 요인으로 구분하기 위해서는  $Var(w_{i,t-1} \dot{X}_{i,t})$  항을 분해하여야 하며, 다음과 같이 두 확률변수 곱의 분산에 대한 공식을 적용할 수 있다. 두 확률변수  $(X, Y)$ 에 대하여  $Var(X, Y)$ 는 몇 가지 일반적인 가정(finite mean and variance)하에서 다음과 같이 전개된다.

$$\begin{aligned} Var(XY) &= E(X^2)E(Y^2) + Cov(X^2, Y^2) - [E(X)E(Y) - Cov(X, Y)]^2 \\ &\quad \vdots \\ &= [E(X)]^2 Var(Y) + [E(Y)]^2 Var(X) + 2E(X)E(Y)Cov(X, Y) \\ &\quad + Var(X)Var(Y) + [Cov(X, Y)]^2 \end{aligned}$$

## 직·간접 네트워크 외부성하에서 인터넷포털 기업의 시장력 분석

진 양 수

(한국개발연구원 부연구위원)

Market Power of Internet Portals with  
Direct and Indirect Network Externality

Yangsoo Jin

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

- Key Word: 네트워크 외부성(Network Externality), 시장력(Market Power), 인터넷 서비스(Internet Service), 경쟁정책(Competition Policy)
- JEL code: L13, L44, L86
- Received: 2009. 3. 2      • Referee Process Started: 2009. 3. 10
- Referee Reports Completed: 2009. 5. 13

## ABSTRACT

In the internet portal industry, the indirect network externality from portal visitors to advertisers and the direct network externality among portal visitors have important implications for anti-trust policies. This paper examines the existence and the magnitude of the direct/indirect network externality in the Korean internet portal industry and measures its effect on the market power of the internet portals. The results show that the direct/indirect network externality is substantive in the industry hence the market share of a portal in the visitors' side has the 'leverage' effect on its market power in the advertisers' side.

인터넷포털 산업에서 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성과 최종사용자시장 내의 직접 네트워크 외부성의 크기는 인터넷포털 기업 간 경쟁에 있어서 중요한 경쟁정책적 의미를 가진다. 본 연구는 국내 인터넷포털 산업에서 직·간접 네트워크 외부성의 실재와 크기, 인터넷포털 기업들의 시장력

을 실증구조모형을 통해 분석하고 경쟁정책에의 시사점을 제시한다. 본 연구의 분석 결과는 산업 내에 이러한 직·간접 네트워크 외부성이 실재하며, 이로 인해 최종사용자시장 점유율과 광고주시장의 시장력 사이에 '레버리지' 효과가 존재함을 보여준다.



## 1. 서론

현재 국내 인터넷포털 산업의 경쟁 양상은 소수 대형 포털을 중심으로 집중화된 모습을 보이고 있으며, 산업 내에 다양한 경쟁 이슈들이 발생하고 있다. 예를 들어, 최근 산업 내에서는 선도 인터넷포털에 대한 시장지배적 사업자 지위의 인정 여부와 대형 포털사업자의 콘텐츠 제공업체에 대한 불공정거래행위 등의 문제가 경쟁당국과 시장 참여자들 사이에서 논란이 되고 있으며, 이에 따라 인터넷포털 산업에 대한 합리적인 경쟁정책의 정립이 요구되고 있다. 인터넷포털 산업에 대한 경쟁정책의 정립과 실행을 위해서는 우선 산업의 수요구조와 기업 간 경쟁구조에 대한 이해가 선행되어야 한다. 본 연구는 국내 인터넷포털 산업의 수요구조, 공급자 간 경쟁구조와 인터넷포털 기업들의 시장력(market power)을 실증분석하고 경쟁정책에의 시사점을 제

시하고자 한다.<sup>1)</sup>

시장력, 즉 마크업(가격-한계비용 마진)은 경쟁법의 적용에 있어서 매우 중요한 의미를 가진다. 우리나라를 포함한 여러 나라의 경쟁법에서는 일정 수준 이상의 시장점유율을 시장지배적 지위 인정의 출발점 또는 필요조건으로 규정하고 있는데, 이는 경제이론에서 시장력이 시장점유율의 양의 함수로 표현된다는 점<sup>2)</sup>과 높은 수준의 시장력을 보유한 기업이 시장지배적 지위를 보유할 개연성이 크다는 점을 근거로 한다.<sup>3)</sup> 이에 따라 각국의 경쟁당국은 CRk 또는 허쉬만-허핀달 지수(HHI) 등 시장점유율에 기초한 지표를 경쟁구조 분석의 출발점으로 삼고 있으나, 또한 현실 경제에서 시장력의 대리 지표로서 시장점유율의 불완전성을 인정하여 시장의 다양한 수요 및 공급 조건도 중요하게 고려하고 있다.

본 연구에서는 시장점유율 지표에 의존하여 산업경쟁구조를 연구하는 국내 기존 문헌과는 달리 실증구조모형을 구축하여 인터넷포털 기업들의 시장력의 크기를 분석한다. 개략적으로 설명하면,

- 1) 경제이론과 경쟁법에서 시장력(market power)이란 한 기업이 경쟁적 가격 수준, 즉 한계비용 이상으로 가격을 결정할 수 있는 능력을 의미한다(Perloff, Karp, and Golan[2007], p.1; DOJ and FTC[1997], p.2). 다만, 경쟁법의 실제 적용에 있어서는 측정의 어려움 때문에 한계비용 대신 평균가변비용을 시장력 추정에 사용하기도 한다(이상규 외[2004], p.7). 한편, 시장지배적 사업자는 국가에 따라 다소 상이하게 정의되고 있는데, 국내 「독점 규제 및 공정거래에 관한 법률」 제2조 제7항에서는 ‘가격·수량·품질 기타 거래 조건을 결정·유지 또는 변경할 수 있는 지위’를 시장지배적 지위로 규정하고 있다.
- 2) Farrell and Shapiro(1990), Willig(1991), Landes and Posner(1981).
- 3) “An undertaking is unlikely to be dominant if it does not have substantial market power.”(Office of Fair Trading[1999]; Ofte[2000]). 이상규 외[2004]에서 재인용.

최종사용자시장과 광고주시장의 수요 구조를 추정한 후, 양 시장의 수요 측 모수를 이용하여 인터넷포털 기업 간 가격 균형에서 각 인터넷포털 기업의 시장력을 추정한다.

인터넷포털 산업의 경쟁구조를 연구할 때 유의하여야 할 점은 인터넷포털 기업들이 위에서 언급한 두 개의 시장, 즉 광고주시장과 최종사용자시장에서 동시에 활동하며, 양 시장 사이에는 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로의 간접 네트워크 외부성(indirect network externality)이 작용한다는 것이다.<sup>4)</sup> 간접 네트워크 외부성이란 두 개로(또는 그 이상으로) 구분할 수 있는 소비자 그룹이 존재하는 경우, 어느 하나의 소비자 그룹에 추가로 참여하는 경제주체의 행위가 다른 소비자 그룹에 속하는 경제주체의 편익에 영향을 미치는 것을 의미한다.

대부분의 인터넷포털 기업들은 최종사용자 그룹과 광고주 그룹을 매개하는 플랫폼의 역할을 하며, 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접

네트워크 외부성을 내부화하여 이윤을 추구하는 것을 기본적인 사업구조로 한다. 여기에서 간접 네트워크 외부성은 어느 인터넷포털의 최종사용자 그룹에 추가로 참여하는 최종사용자의 행위가 해당 인터넷포털에 광고를 게재하는 광고주의 광고효과를 증가시키는 것을 의미한다. 따라서 최종사용자시장에서 더 많은 사용자를 확보하고 있는 인터넷포털은 광고주에게 더욱 매력적인 플랫폼이 된다.<sup>5)</sup>

최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성이 존재하는 경우, 광고주시장에서 인터넷포털 기업 간 경쟁은 최종사용자시장의 상황에 영향을 받게 된다. 최종사용자시장에서 큰 크기의 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털 기업 A와 작은 크기의 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털 기업 B가 광고주시장에서 경쟁하고 있는 상황에서, 인터넷포털 A(B)가 광고가격을 인상하는 경우를 생각해 보자. 이때 인터넷포털 A(B)의 광고가격 인상 때

4) 광고주시장으로부터 최종사용자시장으로 작용하는 양(음)의 간접 네트워크 외부성, 즉 광고 수가 많은 인터넷포털이 최종사용자들에게 더 매력적인(매력적이지 못한) 플랫폼이 될 가능성을 생각해 볼 수 있다. 이는 실증적 식별이 필요한 문제이다. 그러나 시장참여자들은 (특히, 배너광고의 경우) 이러한 간접 네트워크 외부성을 인정하지 않고 있으며, 국내 인터넷포털 산업에 관한 오종은 외(2008)의 실증분석에서도 이 방향의 간접 네트워크 외부성의 통계적 유의성이 확인되지 않고 있다. 또한 Argentesi and Filistrucchi(2007)는 인터넷포털과 유사한 구조를 가지고 있는 신문 광고시장에 대한 연구에서 이러한 효과를 배제하고 있다. 본 연구에서도 광고주시장으로부터 최종사용자시장으로의 간접 네트워크 외부성을 배제하고 분석을 진행한다.

5) 간접 네트워크 외부성과 플랫폼 역할을 하는 인터넷포털 기업의 특성은 '양면시장'에 관한 경제이론과 관련된다. 이에 대해서는 제II장에서 추가적으로 서술한다.

문에 인터넷포털 A(B)에 광고를 게재하던 광고주가 인터넷포털 B(A)로 전환하는 경우 이 광고주는 광고효과의 감소(증가)를 경험하게 된다. 즉, 간접 네트워크 외부성은 광고가격 인상에 따른 광고주의 인터넷포털 전환유인을 감소(증가)시킨다. 다시 말하면, 광고주시장의 수요자, 즉 광고주들은 큰 크기의 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털에서는 광고가격 변화에 대하여 상대적으로 비탄력적으로 반응하며, 작은 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털에서는 상대적으로 탄력적으로 반응한다. 따라서 큰 크기의 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털 기업은 작은 크기의 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털에 비해 상대적으로 높은 시장력을 보유하게 된다.<sup>6)</sup>

최종사용자시장 내부에 직접 네트워크 외부성이 존재한다는 점도 인터넷포털 산업의 경쟁을 연구할 때 추가적으로 유의하여야 한다.<sup>7)</sup> 예를 들어, 인터넷포털 기업들은 블로그, 카페 등 최종사용자들 간의 커뮤니티 서비스를 제공하고 있으며, 네트워크 게임 등의 서비스도 제공하고 있다. 이 서비스들의 특징은 개별 최종사용자의 효용이 자신이 참여하는 인

터넷포털의 최종사용자 그룹 크기가 커질수록 증가한다는 것이다(직접 네트워크 외부성).<sup>8)</sup> 최종사용자시장 내부에 직접 네트워크 외부성이 존재할 때는 최종사용자시장 수요의 쏠림과 고착 현상이 생길 가능성이 높아지며, 이 경우 최종사용자시장에서 큰 시장점유율을 가지고 있는 인터넷포털 기업이 광고주시장에서 높은 수준의 시장력을 유지할 가능성도 커지게 된다.<sup>9)</sup>

이와 같이 산업 내 직·간접 네트워크 외부성은 인터넷포털 산업의 경쟁구조 분석에서 매우 중요한 의미를 가진다. 따라서 시장지배적 지위 평가 등 인터넷포털 산업에 대한 경쟁정책 및 경쟁법의 적용을 위해서는 우선 산업 내 직·간접 네트워크 외부성의 실재와 그 크기에 대한 이해가 선행되어야 한다. 본 연구는 모의 실험을 통해 이에 대한 실증적 해답을 제시한다. 개략적으로 설명하면, 최종사용자시장에서 외생적으로 인터넷포털 기업들의 성과가 변하는 경우, 직·간접 네트워크 외부성이 어떤 경로와 크기로 작용하며, 광고주시장에서 인터넷포털 기업들의 시장력이 얼마나 변화하는지에 대한 분석을 진행한다.

6) Willig(1991)는 차별화된 상품시장에 대해 같은 논의를 하고 있다.

7) 본 연구에서는 간접 네트워크 외부성과의 구별을 위해 ‘직접’이라는 용어를 명시적으로 사용한다.

8) 이규정 외(2008) 및 Castronova(2005) 참조.

9) Evans(2003)는 양면시장에서 멀티호밍(multi-homing)이 일반적인 경우 시장의 ‘쏠림’ 현상은 문제되지 않음을 지적하고 있으며, Rochet and Tirole(2006)은 시장의 양면 중 일면에서의 멀티호밍은 다른 일면에서의 가격 경쟁을 심화시킴을 지적하고 있다. 이에 대해서는 제Ⅷ장에서 자세히 논의한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제II 장에서는 간접 네트워크 외부성과 관련한 국내외 이론 및 실증연구를 개괄하고, 국내 인터넷포털 산업에 대한 선행 연구를 소개한다. 제III장에서는 먼저 시장 획정 등 인터넷포털 산업의 경쟁구조 분석과 관련된 문제를 논의한 후, 허쉬만-허핀달 지수(HHI) 등을 사용하여 국내 인터넷포털 산업의 경쟁 현황을 개관한다. 제IV장에서는 본 연구에 사용된 데이터를 설명하고, 제V장에서 실증구조모형을 구축한다. 제VI장에서는 추정 방법론, 내생성, 모수 식별에 대해 논의한다. 제VII장에서는 모수 추정 결과를 제시하고 이를 바탕으로 인터넷포털 기업들의 시장력을 추정한다. 제VIII장에서는 모의실험을 통해 산업 내 직·간접 네트워크 외부성이 광고주시장에서 인터넷포털 기업들의 시장력에 미치는 영향의 크기를 분석하고 정책적 시사점을 정리한다. 마지막 장에서는 본 연구의 논의 내용을 정리하고 결론을 맺는다.

## II. 선행 연구

인터넷포털 산업에서 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성은 ‘양면시장(two-sided market)’에 관한 경제이론과 관련된다. 기존 문헌에서는 쇼퍼몰, 부동산 중개시장, 신용카드 시스템 등과 함께 청중과 광고주를 연결해 주는 신문, 잡지, TV, 인터넷포털 등의 정보 미디어 산업을 양면시장의 범주에 포함시켜 논의하고 있다 (Rochet and Tirole[2003, 2006]; Armstrong [2006]). ‘양면시장’은 문헌에 따라 다양하게 정의되고 있는데,<sup>10)</sup> 대부분의 연구에서 플랫폼이 중개하는 두 개(또는 그 이상)의 소비자 그룹 사이에 간접 네트워크 외부성이 작용하여야 함을 요건으로 하고 있다.<sup>11)12)</sup>

Evans(2003)와 Wright(2004)는 양면시장의 경쟁법적 의미를 논의하고 있다. 이들 연구에서는 양면시장에 대해 통상의

10) Roson(2005), Evans(2003), Rochet and Tirole(2006), Armstrong(2006) 등을 참조하라.

11) 양면시장에 대한 기존 연구(특히, 이론 연구)에서의 분석은 본 연구와는 달리 주로 양(+)의 간접 네트워크 외부성이 두 시장 사이에 양방향으로 작용하는 경우를 대상으로 하고 있다. 그러나 이들 문헌에서 양면시장에 대한 정의는 간접 네트워크 외부성의 존재를 요건으로 하며 양방향성을 요건으로 하지는 않는다. 예를 들어, Armstrong(2006)은 간접 네트워크 외부성이 광고주시장으로부터 이용자(구독자) 시장으로만 작용하는 경우도 명시적으로 양면시장 분석에 포함시키고 있다.

12) Rochet and Tirole(2006)은 양면성을 가지는 다양한 산업에 대해 일반적으로 적용될 수 있는 정의와 모형을 제공하고 있는데, 이 연구에서는 양면시장을 ‘두 그룹 간의 거래량이 플랫폼이 두 그룹에 책정하는 추가가격뿐 아니라 두 그룹 사이의 가격구조에도 영향을 받는 시장’으로 정의하고 있다. 이 정의에 의하는 경우에도 인터넷포털 산업은 양면시장의 범주에 속한다.

일면시장에 적용되는 경쟁법을 적용하는 경우 문제가 발생할 수 있음을 설명하고 있다. 예를 들어, 양면시장 기업이 두 시장 중 어느 일면시장에서 가지는 높은 시장력만으로 해당 기업의 경쟁제한성을 평가할 수 없으며, 두 시장에서의 시장력이 동시에 고려되어야 함을 지적하고 있다. 이에 대해서는 제VIII장의 관련 부분에서 추가적으로 논의한다.

최근 간접 네트워크 외부성이 존재하는 시장에 대한 다양한 실증연구가 진행되고 있다. Rysman(2004)은 미국의 전화번호부 광고시장을 연구하였다. 이 연구에서는 광고주시장과 전화번호부 소비자시장 사이에 간접 네트워크 외부성이 존재함을 실증적으로 확인한 후, 독점적 시장 상황에서 간접 네트워크 외부성의 추가적 발현으로 인한 후생 증가효과보다, 과점적 경쟁 상황에서 (간접 네트워크 외부성의 감소로 인한 후생 감소효과가 있느냐) 가격 하락으로 인한 후생 증가효과가 더 큼을 보이고 있다.

Argentesi and Filistrucchi(2007)는 광고주와 구독자 사이에서 플랫폼 역할을 하는 신문사들의 시장력 측정을 위한 실증구조모형을 구축하고, 이탈리아 신문시장이 담합 등의 독점 상황이 아닌 과점적 경쟁 상황에 있음을 보이고 있다. 한편, Kaiser(2007)와 Kaiser and Wright(2006)는 독일 여성잡지시장의 양면성을 실증연구하여 잡지의 구독자들이 광고주시장에

의해 실질적으로 보조되고 있음을 발견하였다.

국내 인터넷포털 산업에 대한 학문적 연구는 아직 충분치 못한 상황이며, 특히 산업 내 경쟁구조 분석에 대해서는 소수의 연구만이 존재한다. 권남훈(2002)은 국내 주요 21개 인터넷포털에 대한 최종 사용자 접속 통계를 이용하여 산업 내에 선발 진입자의 선점효과가 존재하는 것을 확인하였다. 한편, 장대철 외(2006)는 양면시장 기업인 독점적 이마켓플레이스가 시장을 선점하고 있는 상황에서 신규 기업의 진입 가능성을 분석하고 있다. 오종은 외(2008)는 본 연구의 주제와 가장 유사한 주제를 다루고 있다. 오종은 외(2008) 역시 국내 상위 6개 인터넷포털 기업에 대한 실증연구를 통해 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로의 간접 네트워크 외부성이 존재함을 보이고 있는데, 이 연구는 사용 변수, 연구 대상 시장, 실증구조모형, 계량경제학적 방법론 등에 있어서 본 연구와 구별된다. 예를 들어, 본 연구에서는 최종사용자시장 수요 분석에 랜덤계수모형(random coefficient model)을 사용하고, 인터넷포털 사용자들의 인구 특성에 대한 경험적 분포(empirical distribution)를 이용하여 유사 인터넷포털 간의 대체성을 정밀하게 환원하고 있다. 반면, 오종은 외(2008)는 로짓 이산선택모형을 채택하여 인터넷포털 특성에 대한 최종사용자들의 선호의 차별성을 고

려하지 않고 있다. 또한 본 연구는 모의 실험을 통해 직·간접 네트워크 외부성이 가지는 경쟁정책적 함의를 제공하는 데 초점을 맞추고 있다.

### III. 국내 인터넷포털 산업

#### 1. 경쟁구조 분석 관련 문제

현재 국내 표준산업분류(9차 개정)는 인터넷포털 산업을 ‘인터넷에서 검색, 커뮤니티, 전자메일, 블로그 등의 서비스를 통해 금융, 생활정보, 뉴스, 이용자 콘텐츠 및 디지털화된 다양한 정보를 매개하는 산업’으로 정의하고 있다.<sup>13)</sup> 이에 따르면 인터넷포털들이 제공하는 서비스를 매우 다양하게 열거할 수 있으나, 시장참여자들은 인터넷포털 기업이 제공하는 서비스를 크게 검색(search), 커뮤니케이션(communication), 커뮤니티(community), 콘텐츠(contents), 커머스(commerce)로 분

류하고 있으며, 이를 1S-4C라 지칭하고 있다.<sup>14)</sup>

인터넷포털 산업에는 1S-4C에 포함되는 서비스 중 주로 제공하는 서비스의 종류에 따라 다양한 인터넷포털이 존재한다. 예를 들어, 동영상 위주의 서비스를 제공하는 포털, 커뮤니티 서비스를 주로 제공하는 포털, 음악서비스를 주로 제공하는 포털, 검색서비스를 주로 제공하는 포털, 뉴스 등 미디어 관련 포털 등이 존재한다. 초기의 인터넷포털들은 1S-4C 서비스 중 일부에 특화하여 사업을 시작하였다.<sup>15)</sup> 그러나 일부 인터넷포털 기업들은 대형화하면서 1S-4C 서비스를 최종사용자에게 모두 제공하고 있으며, 이에 따라 시장에서는 이들 포털사이트를 종합포털이라 부르고 있다.

본 연구는 1S-4C에 포함되는 다양한 서비스를 하나의 ‘묶음서비스’로 간주하고 이를 최종사용자시장에 제공하는 종합포털 간의 경쟁구조를 분석의 대상으로 한다. 이는 최종사용자시장의 상품시장을 묶음서비스로 획정하는 것이다.<sup>16)</sup>

13) 표준산업분류는 인터넷포털 산업을 ‘포털 및 기타 인터넷 정보매개서비스업’(세분류)으로 분류하고 있다.

14) 커뮤니케이션 서비스는 이메일, 메신저 등을 포함하며, 커뮤니티 서비스는 홈페이지, 온라인 카페 등을, 콘텐츠 서비스는 스포츠, 금융, 뉴스, 게임 등을, 커머스 서비스는 온라인 쇼핑 등을 포함한다.

15) 예를 들어, 네이버는 검색을 중심으로 서비스를 시작하였으며, 다음은 이메일 등의 커뮤니케이션, 조인스닷컴은 뉴스 등의 콘텐츠, 싸이월드 등은 커뮤니티, 옥션은 전자상거래를 중심으로 인터넷사업을 시작하였다.

16) 지리적 시장 획정의 문제는 본 연구에서 논의하지 않는다. 인터넷포털의 지리적 시장 획정 문제에 관해서는 인터넷망 기반, 사용 언어의 문제 등을 고려하여 국내 전체를 지리적 시장으로 간주하는 데 의견이 일치하고 있다.

최종사용자시장의 상품시장을 묶음서비스로 확장하기 위해서는 최종사용자 입장에서 각 종합포털들이 제공하는 묶음서비스 간 수요대체관계가 존재하여야 한다.

각 종합포털이 제공하는 묶음서비스 단위에서 수요대체관계의 존재 여부는 실증분석을 통해 확인하여야 하나 이와 관련된 연구는 진행되어 있지 않다. 그러나 각 인터넷포털을 방문하는 이용자들의 인구 특성(연령, 성별, 소득 등)을 통해 수요대체관계가 존재함을 간접적으로 확인할 수 있다.

수요대체가 묶음서비스 단위에는 존재하지 않고 동영상 등 개별서비스 단위에만 인터넷포털 간 대체관계가 존재한다고 생각해 보자.<sup>17)</sup> 이때, 동영상서비스와 뉴스서비스 이용자의 주 연령대가 다르고 동영상서비스는 주로 종합포털 A가 이용되는 반면 뉴스서비스는 주로 종합

포털 B가 이용된다면, 종합포털 A와 B를 방문하는 이용자의 연령 분포는 큰 차이를 보일 것이다.

그러나 <Table 1>을 보면 이용자들의 연령 분포가 동영상, 뉴스 등 1S-4C의 다양한 서비스를 모두 제공하는 종합포털 간에 큰 차이가 없음을 알 수 있다.<sup>18)</sup> <Table 1>은 각 종합포털을 방문하는 순방문자의 각 연령대 비중이 6개 종합포털의 평균을 중심으로 표준편차의 두 배 이내에 모두 포함되어 있음을 보여주고 있다. 따라서 최종사용자의 수요대체는 (개별서비스 단위뿐 아니라) 묶음서비스 단위에 존재함을 추론할 수 있으며, 묶음서비스를 상품시장으로 확장하여 종합포털 간의 경쟁관계를 상징할 수 있을 것이다.<sup>19)20)</sup>

광고주시장의 구조는 매우 복잡·다양하나, 인터넷포털들에 의해 광고주들에게 판매되는 광고상품은 크게 배너광고와

17) 여기에서 개별서비스 단위의 수요대체라 함은, 예를 들어 인터넷포털 A가 제공하는 동영상서비스와 인터넷포털 B가 제공하는 동영상서비스 간 대체를 의미한다. 개별서비스 단위에 수요대체가 있음은 분명할 것이다. 한편, 경쟁법의 적용과 관련한 시장 확정을 위해서는 SSNIP 테스트가 많이 사용되는데, 인터넷포털의 묶음서비스에 대해 이 방법을 적용하는 것이 쉽지 않다. 이 방법은 가격을 통제변수로 사용하여 상품들 간 대체성을 실증적으로 점검하는데, 인터넷포털의 묶음서비스의 경우에는 가격이 존재하지 않을 뿐 아니라 가상적인 가격을 설정하기도 어렵기 때문이다.

18) 반면, 뉴스포털(chosun.com)과 검색포털(google.co.kr), 음악서비스포털(bugs.co.kr) 등을 방문하는 순방문자의 연령대 비중은 6개 종합포털의 평균으로부터 표준편차의 두 배를 많이 벗어나고 있다. 순방문자의 연령 이외에 소득 및 직업 분포에서도 같은 결과를 확인할 수 있다.

19) 본 연구는 종합포털 간의 일반적인 경쟁구조를 분석의 대상으로 한다. 반면, 경쟁법의 적용 시 문제가 되는 개별서비스가 존재하는 경우(예를 들어, 동영상서비스와 관련한 거래상 우월적 지위의 남용이 문제가 되는 경우 등)에는 그러한 개별서비스를 상품시장으로 확장하는 것을 고려해야 할 것이다.

20) 인터넷포털 업계에서도 종합포털을 하나의 범주로 다른 종류의 인터넷포털과 구분하고 있다. 예를 들어, 시장조사회사인 (주)메트릭스는 인터넷포털들을 종합포털, 검색포털, 커뮤니티포털, 인터넷접속포털 등으로 구분하고 있다.

<Table 1> Age Distribution of Unique Visitors<sup>1)</sup>

(unit: %)

	Age						Total
	7~12	13~18	19~29	30~39	40~49	50~	
Avg. of 6 Portals[A]	8.2	12.0	25.1	24.7	20.4	9.6	100.0
2×standard deviation	3.8	1.2	5.3	1.6	2.4	1.6	
Naver[B]	10.0 (1.8)	12.4 (0.4)	23.5 (-1.7)	23.8 (-0.9)	20.3 (-0.1)	10.1 (0.5)	
Daum[B]	8.6 (0.4)	12.2 (0.2)	23.9 (-1.2)	24.3 (-0.5)	20.6 (0.3)	10.4 (0.8)	
Nate[B]	6.1 (-2.1)	11.2 (-0.8)	29.0 (3.9)	24.8 (0.1)	19.1 (-1.3)	9.9 (0.2)	
Yahoo[B]	10.7 (2.5)	11.7 (-0.2)	22.2 (-3.0)	25.6 (0.9)	21.5 (1.1)	8.3 (-1.3)	
Paran[B]	6.4 (-1.8)	11.5 (-0.5)	24.6 (-0.5)	25.7 (1.0)	21.8 (1.5)	10.0 (0.4)	
Empas[B]	7.4 (-0.8)	12.8 (0.9)	27.7 (2.5)	24.2 (-0.5)	18.9 (-1.5)	9.0 (-0.6)	
google.co.kr[B]	4.5 (-3.7)	9.2 (-2.7)	29.2 (4.1)	27.4 (2.7)	19.7 (-0.7)	9.9 (0.3)	
chosun.com[B]	4.7 (-3.5)	9.6 (-2.4)	22.6 (-2.5)	28.5 (3.8)	24.2 (3.8)	10.4 (0.8)	
bugs.co.kr[B]	3.1 (-5.1)	8.8 (-3.2)	35.1 (9.9)	25.4 (0.7)	20.8 (0.4)	6.8 (-2.8)	

Notes: 1) During March, 2008. 2) B-A's are in the parentheses.

Data Source: KoreanClick.

검색광고로 구분된다. 배너광고는 특정 포털사이트의 일정 영역에 일정 기간 동안 광고주의 광고를 노출하는 것으로서 노출되는 영역의 위치, 크기와 노출기간에 따라 인터넷포털 기업이 가격을 책정하게 된다. 반면, 검색광고는 어느 광고

주가 인터넷포털로부터 검색키워드를 구매하고 최종사용자가 그 검색키워드를 포털사이트에서 검색할 경우, 해당 광고주의 광고를 최종사용자에게 노출시켜 주는 형태의 광고이다.

검색광고 키워드 가격은 인터넷포털이



책정·유지하는 것이 아니라 주로 광고주들에 의한 경매에 의해 결정된다. 한편, 경매는 검색키워드 판매대행 사업자가 대행하고 있는데, 이들 판매대행 사업자로부터 검색키워드를 구매한 광고주의 광고는 판매대행 사업자가 제휴하고 있는 주요 인터넷포털들에 모두 게재된다. 즉, 검색광고의 수량은 인터넷포털이 아닌 판매대행 사업자에 의해 통제된다. 따라서 검색광고시장에서 인터넷포털 기업의 시장력(마크업)이 높은 경우에도 인터넷포털 기업의 광고주들에 대한 시장지배적 지위 여부는 문제되지 않을 가능성이 크다.<sup>21)</sup>

반면, 배너광고시장에서도 판매대행사는 존재하지만 인터넷포털 기업이 광고주에 대한 광고가격을 책정하기 때문에 인터넷포털 기업의 광고주에 대한 시장지배적 지위 여부가 의미를 가진다. 본 연구에서는 광고주시장에서 인터넷포털 기업의 시장력이 가지는 경쟁법적 의미에 초점을 맞추고 있는 점과 데이터의 한계를 고려하여 인터넷포털의 메인화면

배너광고만을 대상으로 분석을 진행한다.

이와 관련하여 배너광고와 검색광고를 포함한 ‘온라인광고’를 광고주시장의 상품시장으로 확정할 것인지, 또는 배너광고와 검색광고를 각각 별개의 상품시장으로 확정할 것인지의 문제가 경쟁법의 적용 시 문제가 될 수 있다. 이는 검색광고와 배너광고 간의 수요대체성을 기초로 판단되어야 하나 이와 관련된 실증연구는 아직 진행되어 있지 않다. 본 연구에서는 배너광고와 검색광구의 수요자 집단의 성격이 다르다는 점을 고려하여 ‘배너광고’를 상품시장으로 확정하여 분석을 진행한다.<sup>22)23)</sup>

## 2. 국내 인터넷포털 산업의 경쟁 현황

현재 국내에서 종합포털로 분류되는 인터넷포털 기업은 20여 개로 파악되고 있다.<sup>24)</sup> 종합포털의 최종사용자시장 현황을 개략적으로 살펴보면 다음과 같다. 2008년 3월 기준 국내 20여 개의 종합포털

21) 검색키워드 판매 수입은 개별 인터넷포털 기업과 판매대행 사업자가 일정한 비율로 분배하는데, 개별 인터넷포털이 가지고 있는 협상력에 따라 분배 비율이 달라지는 것으로 알려져 있다. 따라서 검색광고 시장에서 시장지배적 지위의 문제는 인터넷포털 기업과 광고주 간의 문제라기보다 인터넷포털 기업과 판매대행 사업자 간의 문제로 파악하는 것이 타당할 것이다.

22) 배너광고는 상대적으로 비싼 광고가격 때문에 대기업 등이 인지도 제고 용도로 많이 활용하는 반면, 검색광고는 소규모 사업자가 많이 활용하는 것으로 알려져 있다(공정거래위원회[2008]).

23) 반면, 미국 법원은 Tanaka vs. University of Southern California(2001) 및 Knderstart vs. Google(2007) 사건 등에서 검색광고와 다른 형태의 인터넷광고 간 대체성을 인정하고 있다. 우리나라의 공정거래위원회도 NHN(주)에 대한 시장지배적 사업자 지위 평가에 있어서 검색광고와 배너광고의 대체성을 인정하여 두 형태의 광고를 하나의 상품시장으로 확정하고 있다(공정거래위원회[2008]).

24) 공정거래위원회(2008).

〈Table 2〉 Degree of Competition I

	End-user Market <sup>1)</sup>					Advertiser Market (Sales Revenue <sup>2)</sup> )
	Whole Site			Search Section		
	Unique Visitor	Page View	Duration Time	Unique Visitor	Page View	
$CR_1$	0.12	0.35	0.38	0.43	0.74	0.57
$CR_2$	0.22	0.58	0.62	0.72	0.92	0.79
$CR_3$	0.31	0.78	0.77	0.85	0.96	0.87
HHI	650.8	2,217.9	2,334.6	3,012.5	5,883.9	

Notes: 1) During March, 2008. 2) During 2006.

3) The end-user market includes 24 major portals but the advertiser market includes only Top 6 portals due to data availability.

순방문자의 합은 약 2.7억명에 이르며, 최종사용자가 국내 종합포털에 방문하여 머무는 시간은 총 5.8억 시간인 것으로 파악된다. 또한 통합검색 섹션만을 따로 파악할 경우에는 6개 상위 인터넷포털(네이버, 다음, 네이트, 야후, 엠파스, 파란)의 통합검색 섹션에 67.8백만명의 순방문자가 방문하여 39.9억건의 검색이 이루어지는 것으로 파악된다.

종합포털 최종사용자시장의 경쟁 현황은 <Table 2>에 요약되어 있다. 인터넷포털 산업의 시장참여자들은 최종사용자시장에서의 성과를 순방문자(Unique Visitor), 페이지뷰(Page View) 또는 이용자의 체류시간(Duration Time) 등의 지표로 측정하고 있다.<sup>25)</sup> 순방문자를 기준으로 최종사용자시장의 경쟁 상황을 살펴보면, 2008

년 3월 현재 HHI는 651로 나타나고,  $CR_1$ 은 0.12,  $CR_2$ 는 0.22,  $CR_3$ 는 0.31로 각각 나타나고 있어 높은 수준의 시장집중도는 나타나지 않는다. 그러나 페이지뷰 및 체류시간을 기준으로 계산한 HHI는 각각 2,218, 2,335로 시장집중도가 높은 것으로 파악된다. 각 종합포털의 통합검색 섹션을 기준으로 HHI를 계산해 보면, 위의 세 가지 기준 모두에서 집중도가 더 높게 나타난다. 통합검색 섹션에서 HHI는 순방문자 기준 3,013, 페이지뷰 기준 5,884로 나타나고 있다. <Table 3>에서는 본 연구의 모형에서 사용하는 시간대별 데이터를 이용하여 산업의 경쟁 현황을 다시 살펴본 것이다. 월 단위 데이터를 이용한 <Table 2>의 경우와 비교할 때, 순방문자 기준 집중도와 페이지뷰

25) 순방문자는 일정 기간 동안 특정 포털사이트를 방문한 이용자의 숫자로서 중복 방문은 계산에서 제외된다. 페이지뷰는 일정 기간 동안 특정 포털사이트에서 이용자들이 열었던 페이지 수의 총합이며, 체류시간은 이용자들이 해당 포털사이트에서 체류한 시간의 총합을 의미한다.

<Table 3> Degree of Competition II

	End-user Market <sup>1)</sup>			Number of Banners Listed in the Main Page <sup>2)</sup>
	Unique Visitor	Page View	Duration Time	
$CR_1$	0.35	0.35	0.38	0.35
$CR_2$	0.55	0.60	0.63	0.64
$CR_3$	0.65	0.77	0.76	0.79
HHI	1,887.32	2,231.96	2,329.52	

Notes: 1) The average share of hourly Unique Visitors (Page Views, Duration Time) during Mar. 11th, 2008 was used for calculation.  
 2) The average share of monthly banners from November, 2007 to June, 2008 was used for calculation.  
 3) The end-user market includes 24 major portals but the advertiser market includes only Top 6 portals due to data availability.

(체류시간) 기준 집중도의 차이가 상대적으로 감소한다. 이는 순방문자를 기준으로 한 이산선택모형을 이용하여 최종사용자 시장을 모형화하는 경우, 월별 데이터를 이용하는 것보다 시간대별 데이터를 이용하는 것이 보다 적절함을 보여준다.

인터넷을 통한 국내 온라인광고시장 규모는 1990년대 중반 이후 인터넷 확산과 더불어 빠르게 성장하였다. 인터넷마케팅협회에 따르면, 2000년에 1,360억원 수준(전체 광고시장의 2.3%)이었던 인터넷광고시장의 규모는 2007년에 1조 1천억원 규모로 전체 광고시장(7조 8천억원)의 약 14%를 차지하고 있다. 이 중 검색광고는 6.8천억원, 배너광고를 주로 하는

노출형 광고는 4.6천억원 규모인 것으로 추산된다.<sup>26)</sup>

관련 데이터의 부족으로 광고주시장에서의 종합포털들 간 경쟁 상황을 최종사용자시장에서와 같이 파악하는 것은 매우 어렵다. 그러나 일부 문헌에서는 일부 상위 포털(2006년 매출액 기준 상위 6개 종합포털)에 대해 대략적인 경쟁 현황을 파악하고 있다. 이에 따르면, 배너광고와 검색광고를 합한 광고매출액을 기준으로 할 때,  $CR_1$ 은 0.57,  $CR_2$ 는 0.79,  $CR_3$ 는 0.87로 시장의 집중도가 높은 것으로 나타나고 있으며, 검색광고만을 고려할 경우 시장집중도는 더욱 높아지는 것으로 파악되고 있다(Table 2).<sup>27)</sup> 배너광고 수를

26) 이 수치는 전체 온라인광고시장 규모를 표현하는 것이다. 본 연구는 상위 6개 종합포털을 대상으로 하고 있으며, 배너광고 중에서도 각 인터넷포털의 메인화면 배너광고만을 대상으로 분석한다. 따라서 위에서 제시된 수치와 <Table 7>의 광고주시장 요약 통계와는 차이가 있다.  
 27) 공정거래위원회(2008), p.28. 그러나 이 수치는 상위 6개 종합포털을 전체 광고주시장으로 간주하고 계산

기준으로 할 때는 <Table 3>에서와 같이 시장집중도가 다소 낮아진다.

## IV. 데이터

본 연구에서 사용한 데이터는 다수의 자료원으로부터 확보하였다. 최종사용자 시장에 대한 데이터는 주로 인터넷포털 산업 관련 시장조사 회사인 코리안클릭(주)로부터 제공받았다.<sup>28)</sup> 각 인터넷포털의 순방문자 수, 체류시간 등의 데이터를 월간 및 특정 월의 시간 단위로 확보하였다. 또한 최종사용자시장을 구성하는 이용자들의 연령대별 분포, 각 인터넷포털 이용자의 연령대별 분포 등도 입수하여 추정에 이용하였다.

<Table 4>는 각 인터넷포털의 각 시간대 순방문자 수와 체류시간을 평균한 것이다. 산업 내 6대 종합포털 중에서도 제1사업자의 순방문자 수가 제6사업자의 순방문자 수의 13배에 이르고 있으며, 6개 종합포털을 기준으로 계산할 때, 하나

의 인터넷포털에 한 시간 동안 평균 90만명의 순방문자가 총 6.3백만분 동안 체류함을 알 수 있다. 최종사용자시장은 2008년 3월 11일의 각 시간대별 순방문자 수를 사용하여 시간대별 시장점유율을 계산하고 이를 추정에 이용하였다.<sup>29)</sup>

[Figure 1]은 최종사용자시장을 구성하는 순방문자들의 연령대 분포가 시간대별로 변화하는 모습을 보여주고 있다. 예를 들면, 20대 연령의 순방문자 비중은 낮 시간대에 작다가 밤 시간대에 커지고 있는 반면, 30대 연령의 이용자 비중은 반대의 모습을 보인다. 데이터에 나타나고 있는 이러한 정보는 최종사용자시장의 수요 측 모수를 식별하기 위한 모멘트 구성에 집중적으로 사용된다. [Figure 2]는 상위 6개 인터넷포털의 시간대별 순방문자 수를 보여주고 있다.

인터넷포털 특성에 관한 자료는 모델링&리서치(주)에 개별 인터넷포털이 제공하는 서비스의 질과 특성을 계량화하는 작업을 의뢰하여 확보하였다.<sup>30)</sup> 모델링&리서치(주)는 인터넷포털 서비스를 다양한 평가항목들로 구분하고 이를

한 결과이다. 온라인광고를 취급하는 인터넷포털의 전체 수가 이보다 많음을 생각해 보면 시장의 집중도는 위의 수치보다 낮을 것이다.

28) 코리안클릭(주)는 전국에서 15,000명의 인터넷 이용자를 추출하고 각 이용자의 컴퓨터에 인터넷 이용행태를 추적하는 장치를 부착하여 순방문자, 체류시간 등의 데이터를 수집한다.

29) 본 연구에서 최종사용자시장의 모수는 인터넷포털들의 점유율 구성의 시간대별 변화와 최종사용자 인구 특성의 시간대별 변화로부터 식별된다. 2008년 3월 11일의 시간대 간 데이터에 이러한 변화가 충분한 경우 최종사용자시장 모수 식별과 관련된 대표성의 문제는 발생하지 않는다. 자세한 내용은 제VI장 제3절에서 논의한다.

30) 모델링&리서치(주)는 웹사이트를 평가하고 웹사이트의 개발 및 개선을 컨설팅하는 회사이다.

<Table 4> Summary Statistics: End-user Market

		Unique Visitor (in thousand)	Duration Time (in million minutes)
Naver	mean	2,428	18.28
	std	1,293	10.13
Daum	mean	1,412	11.91
	std	766	6.56
Nate	mean	744	2.97
	std	428	1.94
Empas	mean	274	1.42
	std	148	0.82
Yahoo	mean	361	2.34
	std	199	1.33
Paran	mean	192	0.87
	std	112	0.56
Total <sup>2)</sup>	mean	902	6.30
	std	873	7.14
	max	2,428	18.28
	min	192	0.87

Notes: 1) Each portal's avg. and std. were computed using hourly unique visitors (duration time) during March 11th, 2008.

2) Computed from the avg.'s and std.'s of above 6 portals.

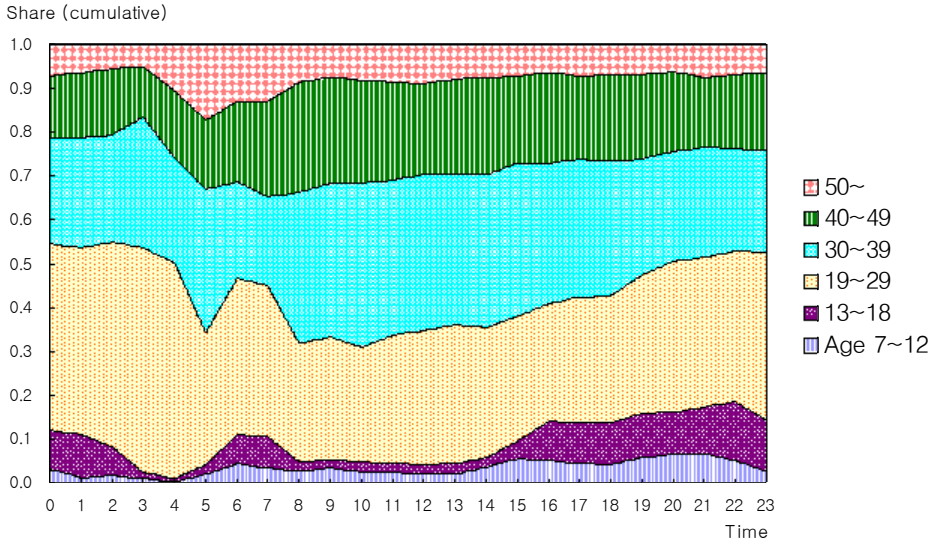
점수화한 자료를 제공하였다. 본 연구에서는 이 항목들 중 종합포털의 성격에 부합하고 인터넷포털 간에 충분한 차이를 보이는 3개의 항목을 선택하여 추정에 사용하였다.

‘커뮤니케이션 활성화’(Communication)는 인터넷포털의 게시판, 동호회, 토론방 등의 이용자 참여 정도를 점수화한 것이며, ‘구분’(Categorization)은 상·하위 메뉴 관계의 적절성 등을 평가한 것이다.

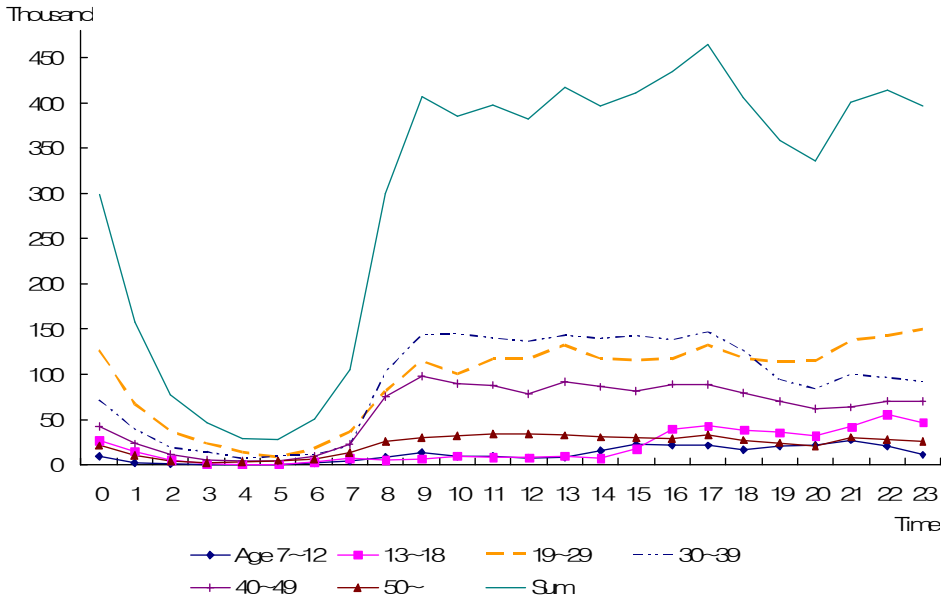
‘검색성’(Search)은 세분화된 검색기능 제공 여부, 검색 결과의 적절성 등을 포함한다. 마지막으로 코리안클릭(주)로부터 확보한 각 인터넷포털의 웹페이지 로딩속도를 인터넷포털의 특성에 포함시켰다.

앞에서 언급한 바와 같이, 일부 문헌에서는 현재 인터넷포털 산업에서 종합포털의 수를 20여 개 정도로 파악하고 있다. 그러나 이들 중 상당수는 실질적으로 뉴스·미디어 등 일정 서비스에 특화하고

[Figure 1] Hourly Age Distribution of Unique Visitors



[Figure 2] Hourly Unique Visitors by Age



<Table 5> Summary Statistics: Portal Characteristics

	Communication	Categorization	Search	Loading Speed (Seconds)
mean	8.833	9.250	9.767	3.383
std	0.606	0.612	0.294	0.469
max	9.500	10.000	10.000	3.840
min	8.000	8.500	9.400	2.790

Notes: 1) The indices for Communication, Categorization, and Search are out of ten.  
 2) Loading Speed is for March, 2008.

<Table 6> Correlations

End-user Market		
	Unique Visitor <sup>1)</sup>	Unique Visitor Share <sup>1)2)</sup>
Communication	0.293	0.300
Categorization	0.564	0.548
Search	0.505	0.493
Loading Speed	0.089	0.092
# of Unique Visitors (March, 2008)		0.941
Advertiser Market		
	Advertisement Share <sup>2)</sup>	
Advertisement Price	0.837	
Duration Time	0.942	
# of Banner Slots in Main Page	0.534	

Notes: 1) Each portal's average of hourly Unique Visitor (Page Views, Duration Time) shares during Mar. 11th, 2008 was used for computation.  
 2) The end-user market includes 24 major portals but the advertiser market includes Top 6 portals.

있거나 시장점유율이 미미한 수준이다. 따라서 본 연구에서는 최종사용자시장에 대하여 전술한 상위 6개 종합포털 간의 경쟁관계를 대상으로 하였다. 나머지 종합포털들은 모형에서 외부옵션으로 최종사용자의 선택에 포함시켰다. 6개 종합포

털의 특성은 <Table 5>에 요약되어 있다.

최종사용자시장에서 순방문자 수(또는 점유율)와 인터넷포털 특성 간의 상관관계는 <Table 6>에 정리되어 있는데 ‘구분’, ‘검색성’ 등이 순방문자 수와 비교적 강한 상관관계를 보이고 있다.

<Table 7> Summary Statistics: Advertiser Market

		# of Advertisements	Advertisement Price (Thousand Won)	Duration Time (Billion Minutes)	# of Banner Slots in Main Page
Naver	mean	379	5,139	13.20	8
	std	57	414	0.72	0.71
Daum	mean	320	4,522	8.73	8
	std	42	594	0.60	1.49
Nate	mean	155	2,415	2.04	9
	std	30	98	0.13	1.36
Empas	mean	38	1,496	1.14	3
	std	17	162	0.33	1.19
Yahoo	mean	127	4,172	1.38	5
	std	31	476	0.35	1.06
Paran	mean	69	836	0.79	8
	std	39	168	0.11	2.39
Total <sup>2)</sup>	mean	181	3,097	4.55	7
	std	138	1,761	5.18	2.06
	max	379	5,139	13.20	9
	min	38	836	0.79	3

Notes: 1) Each portal's mean and std were computed using monthly number of advertisements (advertisement price, duration time, number of banner slots in main page) from November, 2007 to June, 2008.

2) Computed from the avg.'s and std.'s of above 6 portals.

광고주시장에 대한 자료는 배너광고 및 인터넷 이용자 관련 시장조사 회사인 리서치애드(주)로부터 입수하였다. 이 회사로부터는 상위 6개 종합포털들이 2007년 11월부터 2008년 6월까지 취급한 월별 메인화면 배너광고 수와 해당 월 메인화면 배너광고의 일 단가를 확보하여 추정에 사용하였다. <Table 7>을 보면 광고주시장에서 6개의 인터넷포털은 평균적

으로 월간 약 180개의 광고를 약 3백만원의 일 단가에 취급하는 것으로 나타난다. 앞의 <Table 6>에서는 인터넷포털의 광고 수 점유율과 최종사용자시장에서 사용자들의 체류시간 사이에는 강한 양의 상관관계가 나타나고 있다. 즉, 간접 네트워크 외부성을 간접적으로 확인할 수 있다.

광고주의 배너광고에 대한 수요를 고려할 때 광고가격과 광고 수 점유율 사이



에는 음의 상관관계를 예상할 수 있으나 <Table 6>은 양의 상관관계를 보여주고 있다. 이는 내쉬 가격경쟁 균형에서 인터넷포털 기업의 최적가격 선택과 이에 따른 광고수요 배분의 결과로 생각할 수 있다.<sup>31)</sup> 본 연구에서 광고주시장의 수요 측에서 가격과 수량 사이의 음의 관계는 모형에서 도출되는 도구변수를 이용하여 식별한다. 상세한 내용은 제VI장에서 설명한다. 또한 인터넷포털 기업의 메인화면 배너 슬롯 수와 광고 수 점유율 사이에 나타나는 양의 상관관계는 내생성에 기인하는 것으로 생각할 수 있는데, 이 점에 대해서는 제VII장 제2절에서 다시 설명한다.

인터넷포털 수요에 영향을 받으나 최종 사용자의 인터넷포털 수요는 광고주의 인터넷포털 수요에 영향을 받지 않는다. 즉, 모형은 최종사용자시장에서 광고주 시장으로의 간접 네트워크 외부성만을 고려하고 있으며 반대 방향의 간접 네트워크 외부성은 존재하지 않는 것으로 가정한다.<sup>32)</sup> 모형에서 시장의 공급자인 인터넷포털 기업들은 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성을 내부화하여 광고주시장에서 이윤을 극대화한다. 인터넷포털 산업의 공급 측면에는 광고주시장에 내쉬(Nash) 가격균형을 상정한다.<sup>33)</sup>

## V. 모 형

### 1. 수 요

#### 가. 최종사용자시장

본 장에서는 실증구조모형(empirical structural model)을 구축한다. 모형에서 광고주의 인터넷포털 수요는 최종사용자의

$t$ -시점 시장에서 최종사용자시장의 크기  $M_t^{user}$ 는 외부옵션에 해당하는 인터넷포털을 포함한 개별 인터넷포털의 순

31) 본 연구에서 사용하는 이산선택모형은 이론적으로 Hotelling 모형을 기반으로 하는데, 본 연구의 광고주 시장은 Hotelling 모형을 두 상품(두 인터넷포털 기업이 제공하는 배너광고)의 수요자(광고주)에 대한 가치(최종사용자의 체류시간)가 비대칭적인 경우로 응용한 것이 된다. 이 경우 내쉬 가격균형에서 최종사용자의 체류시간이 큰 인터넷포털 기업이 높은 가격을 설정하고 큰 시장점유율을 가지게 됨을 간단히 보일 수 있다.

32) 주 4) 참조. 한편, 인터넷포털 광고와는 달리, TV 광고시장에는 광고주시장으로부터 최종사용자시장으로의 음(-)의 간접 네트워크 외부성이 존재할 가능성이 크고, 광고책자의 경우에는 양(+)의 간접 네트워크 외부성이 존재할 가능성이 클 것이다.

33) 본 연구에서는 최종사용자시장에서 인터넷포털 간 경쟁을 고려하지 않는다. 시장참여자들에 따르면, 최종사용자시장에서 인터넷포털 간 경쟁은 가격이나 수량 경쟁이 아닌 서비스 개발 경쟁을 통해 이루어진다. 이러한 형태의 경쟁은 장기에서 이루어지므로 단기에서 정적 균형을 분석하는 본 연구에서는 제외한다.

방문자 수의 합이며 이는 모형에 외생적으로 주어진다. 최종사용자시장에서 시점  $t$ 는 시간 단위이다. 시간 단위 데이터를 사용하는 것은 시간대별 순방문자의 연령 분포의 변화에 포함되어 있는 풍부한 정보를 추정에 이용할 수 있다는 점 외에 모형을 이산선택모형으로 구축할 수 있는 근거를 제공해 준다. 실제로 최종사용자들은 하나의 인터넷포털만을 이용하지 않으며 여러 인터넷포털을 다양하게 이용하므로 이산선택모형으로 최종사용자의 행위를 모형화하는 것이 타당하지 않을 수 있다. 그러나 단시간 동안에는 개별 최종사용자가 여러 인터넷포털을 이용하기보다 하나의 인터넷포털만을 방문하여 이용하게 될 가능성이 클 것이므로 분석의 대상이 되는 시간 단위를 단축할 때는 문제의 심각성이 줄어든다.<sup>34)</sup>

$t$ -시점 시장의 최종사용자  $i$ 가 인터넷포털  $j$ 를 방문할 때 얻는 효용은

$$u_{ijt} = \alpha_{it}^* x_j + \beta_{it}^* V_{jm} + \xi_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

으로 주어진다.  $V_{jm}$ 은 시점  $t$ 가 속한 월의 인터넷포털  $j$ 의 월간 순방문자 수로서 인터넷포털  $j$ 의 이용자 네트워크 크

기를 의미하며,  $\beta_{it}^*$ 는  $t$ -시점 시장의 최종사용자  $i$ 가 이용자 네트워크 크기가 큰 인터넷포털을 얼마나 더 선호하는지를 표현한다. 즉, 계수  $\beta_{it}^*$ 는 최종사용자 시장 내 직접 네트워크 외부성의 크기를 의미한다.  $x_j$ ( $K$ -차원 벡터)와  $\xi_{jt}$ 는 인터넷포털  $j$ 의 특성 변수들로서  $x_j$ 는 관찰 가능한 특성을,  $\xi_{jt}$ 는 (연구자에게) 관찰 불가능하거나 측정 불가능한 특성을 나타낸다.  $t$ -시점 시장 최종사용자들의 인터넷포털 특성에 대한 선호의 이질성을 나타내는 랜덤계수  $\alpha_{it}^*$ 와  $\beta_{it}^*$ 는 최종사용자들의 평균적 선호를 나타내는 모수와 사용자의 인구 특성과 인터넷포털 특성 간의 상호작용(interaction)을 나타내는 모수로 분리한다. 이를 공식화하면,

$$\begin{pmatrix} \alpha_{it}^* \\ \beta_{it}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} + \Lambda D_{it} \quad (2)$$

와 같이 표현된다.  $D_{it}$ 는  $t$ -시점 시장의 최종사용자  $i$ 의 인구 특성(연령대)을 나타내는  $d \times 1$  벡터이다.  $\Lambda$ 는  $(K+1) \times d$  차원 행렬이며, 최종사용자의 인구 특성에 따른 인터넷포털의 관찰 가능한 특징에 대한 선호 변화를 측정하는 계수들을 포함한다.<sup>35)</sup>  $\epsilon_{ijt}$ 는 이질적 선호 충격을

34) 실제로 어느 한 시간대의 개별 인터넷포털들의 순방문자 수의 합과 같은 시간대의 인터넷포털들의 총 이용자 수(자연인 기준)의 비율을 계산해 보면 1을 크게 넘지 않는다. 그러나 월간 단위에서는 두 숫자의 비율이 8~9 정도로 계산된다.

35) 실제 추정에서는 최종사용자의 인구 특성 변수(연령대)를 데이터의 인터넷포털 특성 중 일부와 상호작용

표현하며 제1종 극한분포(Type I extreme value distribution)를 따르는 것으로 가정한다. 수식 (1) 중 최종사용자에 따라 변하지 않은 요소들만을 모아 평균효용(mean utility)을

$$\delta_{jt} = \alpha x_j + \beta V_{jm} + \xi_{jt} \quad (3)$$

과 같이 정의하고 수식 (1)을 평균효용을 이용하여 다시 표현하면,

$$u_{ijt} = \delta_{jt} + [x_j, V_{jm}]' \cdot \Lambda D_{it} + \epsilon_{ijt}$$

와 같이 쓸 수 있다.  $[x_j, V_{jm}]$ 는  $(K+1) \times 1$ -차원 벡터이다. 최종사용자 시장에서 추정하고자 하는 모수는  $\theta^{user} = \{\alpha, \beta, \Lambda\}$  이다. 최종사용자시장에 종합포털을 대체할 수 있는 외부옵션이 존재하며 최종사용자  $i$ 가 외부옵션을 선택하는 경우의 효용은 영(0)으로 정규화한다.<sup>36)</sup> 개별 최종사용자는 가장 큰 효용을 얻는 인터넷포털을 선택하는 것으로 가정하면,  $t$ -시점 시장에서 인터넷포털  $j$ 를 선택하는 최종사용자의 집합은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\mathcal{J}_{jt}(\delta_{\cdot t}, x_{\cdot}, V_{\cdot m}; \theta^{user}) = \{(D_{it}, \epsilon_{i \cdot t}) | u_{ijt} \geq u_{ilt}, \forall l = 0, 1, \dots, J, l \neq j\}.$$

변수에 하기된  $\cdot$ 는 각 변수가 개별 인터넷포털의 해당 변수들을 포함하는 벡터임을 의미한다. 예를 들면,  $\delta_{\cdot t} = (\delta_{0t}, \delta_{1t}, \dots, \delta_{Jt})$  이다.  $\delta_{0t}$ 는 외부옵션의 평균효용(0)을 표현한다. 확률변수  $\epsilon, D$ 의 모집단의 분포함수들( $P_{r.v.}$ )이 모두 상호 독립임을 가정하면  $t$ -시점 시장에서 인터넷포털  $j$ 의 시장점유율은

$$s_{jt}(\delta_{\cdot t}, x_{\cdot}, V_{\cdot m}; \theta^{user}, P_{r.v.}) = \int_{\mathcal{J}_{jt}} dP_{\epsilon} dP_D \quad (4)$$

가 된다.  $t$ -시점 최종사용자시장에서 인터넷포털  $j$ 의 순방문자 수는  $V_{jt}(\cdot) = s_{jt}(\cdot) M_t^{user}$ 로 계산된다. 마지막으로 시간별 순방문자의 월간 총합은 일정한 배수( $c_j$ )의 월간 총체류시간( $W_{jm}$ )을 발생시킨다. 즉, 인터넷포털  $j$ 의  $m$ -월 중 총 체류시간은

용하도록 하였다. 따라서  $\Lambda$ 는  $k \times d$ -차원( $k \leq K+1$ ) 행렬이다.

36) 외부옵션은 엔터테인먼트 포털(bugs.co.kr 등), 뉴스·미디어 포털(joins.com 등) 등을 포함하며, 또한 종합 포털 중 최종사용자의 순방문자 기준 시장점유율이 무시할 정도로 작은(2008년 3월 기준, 0.1% 미만) 인터넷포털도 포함한다.

$$W_{jm} = c_j \sum_t V_{jt}(\cdot) = c_j \sum_t s_{jt}(\cdot) M_t^{user} \quad (5)$$

가 된다.<sup>37)</sup>

### 나. 광고주시장

광고주시장의 시점( $m$ )은 최종사용자 시장과는 달리 월 단위이다.  $m$ -시점에 광고주  $a$ 가 인터넷포털  $j$ 에 자신의 광고를 게재하는 경우 순편익( $nb_{ajm}$ )은 다음과 같이 표현된다.

$$nb_{ajm} = \gamma + \kappa y_{jm} + \rho W_{jm} - \tau p_{jm} + \zeta_{jm} + \eta_{ajm}$$

$W_{jm}$ 은  $m$ -시점의 인터넷포털  $j$ 의 총 최종사용자 체류시간이며,  $\rho$ 는 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로의 간접 네트워크 외부성을 표현하는 계수이다.  $y_{jm}$ 은 광고주의 인터넷포털 선택과 관련된 인터넷포털  $j$ 의 관찰 가능한 특성이 다. 실제 추정에서는 개별 인터넷포털 메

인화면 배너 슬롯 수를 사용하였다.

$\zeta_{jm}$ 은 광고주의 인터넷포털 선택과 관련된 인터넷포털  $j$ 의 관찰 불가능한 특성을 표현한다. 예를 들어, 각 인터넷포털이 취급하는 배너광고의 크기 등을 포함한다. 모형의 추정 시에는  $\zeta_{jm} = \zeta_j + \zeta'_{jm}$ 으로 하여 인터넷포털 고정효과  $\zeta_j$ 는 더미변수로 추정한다.<sup>38)</sup>  $p_{jm}$ 은  $m$ -시점의  $j$ -인터넷포털 광고의 가격이다. 마지막으로,  $\eta_{ajm}$ 은 광고주의 이질적 선호 충격을 나타내며, 제1종 극한분포를 따르는 것으로 가정한다. 광고주시장에서 추정하고자 하는 모수는  $\theta^{ad} = \{\gamma, \kappa, \rho, \tau, \zeta\}$ 이다. 최종사용자시장에서와 같이 광고주가 인터넷포털  $j$ 에 광고를 게재할 때 얻게 되는 평균 순편익( $b_{jm}$ )을

$$b_{jm} = \gamma + \kappa y_{jm} + \rho W_{jm} - \tau p_{jm} + \zeta_{jm}$$

와 같이 정의하면 광고주시장에서 인터넷포털  $j$ 의 점유율  $r_{jm}$ 은

37) 관측치  $W_{jm}$ 과  $V_{jt}$ 로부터 계산된 각 개별 인터넷포털의 배수  $c_j$ 는 각각 230.7(네이버), 247.1(다음), 112.3(네이트), 144.0(엠펜스), 189.1(야후), 150.3(파란)이다. 이 숫자들은 본 연구 후반부의 모의실험에서 모형으로부터  $W_{jm}$ 을 계산할 때 사용한다. 광고주시장 추정에서는 ‘관측치’  $W_{jm}$ 이 사용됨을 주의하여야 한다.

38) 광고주시장 수요를 추정하는 데 사용하는 변수(광고가격, 체류시간, 메인화면 배너 슬롯 수)는 광고 수요를 충분히 설명할 만큼 풍부한 정보를 담고 있지 않은 것으로 판단된다. 실제로 인터넷포털 고정효과를 포함하지 않고 여타 변수만으로 추정할 경우, 모형은 타이트한 추정치를 보여주지 않는다. 따라서 본 연구에서는 인터넷포털 고정효과를 분리하여 추정하였다(Nevo[2000, 2001] 참조). 또한 이 방법으로 추정된 인터넷포털 고정효과는 최종사용자시장 수요 모수 식별을 위한 도구변수로 사용된다. 자세한 것은 제VI장에서 설명한다.

$$r_{jm}(y_m, W_m, p_m; \theta^{ad}) = \frac{\exp(b_{jm})}{\sum_{k=1}^J \exp(b_{km})} \quad (6)$$

과 같이 표현할 수 있으며, 광고주시장의 규모를  $M_m^{ad}$ 이라고 하면  $m$ -시점의 광고주시장에서의 인터넷포털  $j$ 의 광고 수는  $A_{jm} = r_{jm}(\cdot)M_m^{ad}$ 으로 계산된다.

## 2. 공급

인터넷포털  $j$ 가 광고 한 건을 유지하는 데 관련된 한계비용을  $mc_j$ 로 표시하면 광고주시장에서 인터넷포털  $j$ 의 이윤함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi_{jm} &= (p_j - mc_j)r_{jm}(y_m, W_m, p_m; \theta^{ad})M_m^{ad} \\ &= (p_j - mc_j)r_{jm}\left(y_m, c \cdot \sum_t s_{jt}(\cdot; \theta^{user})M_t^{user}, p_m; \theta^{ad}\right)M_m^{ad} \end{aligned}$$

이때  $c \cdot \sum_t s_{jt}(\cdot)M_t^{user} \equiv (c_1 \sum_t s_{1t}(\cdot)M_t^{user}, \dots, c_j \sum_t s_{jt}(\cdot)M_t^{user})$ 를 의미한다.

가격 균형에서 이윤극대화 일계조건을 정리하면 인터넷포털  $j$ 의 시장력(마크업)은 다음과 같이 표현된다.

$$p_{jm} - mc_j = r_{jm}\left(y_j, c \cdot \sum_t s_{jt}(\cdot; \theta^{user})M_t^{user}, p_m; \theta^{ad}\right) \cdot \frac{1}{\tau \cdot r_{jm}(\cdot)(1 - r_{jm}(\cdot))} \quad (7)$$

수식 (7)은 인터넷포털  $j$ 의 광고주시장에서의 시장력이 광고주시장의 점유율( $r_{jm}(\cdot)$ )뿐 아니라, 광고주시장의 점유율에 영향을 미치는 최종사용자시장에서의 점유율( $s(\cdot)$ )에 영향 받음을 보여준다. 또한 최종사용자시장 내의 네트워크 외부성도 최종사용자시장 점유율 및 광고

주시장 점유율을 통해 시장력을 결정함을 보여준다. 본 연구의 후반부에서는 모형의 추정치와 가격 데이터 및 수식 (7)을 사용하여 개별 인터넷포털의 시장력을 계산한다.

## VI. 추 정

### 1. 추정 방법론

모형의 추정에는 Generalized Method of Moments(GMM)를 사용한다. 최종사용자 시장의 수요 모수는 Berry, Levinsohn, and Pakes(BLP[1995, 2004])의 방법론을 사용하여 추정한다. 먼저 경험적 분포(empirical distribution)  $\hat{P}_D$ 로부터  $NS$ 개의  $D_{it}$ 를 임의 추출하여 시장점유율 (4)를 다음과 같이 근사시킨다.

$$\hat{s}_{jt}(\delta_t, x_t, V_m; \theta^{user}, \hat{P}_{r.v.}(\cdot)) = \frac{1}{NS} \sum_{ns=1}^{NS} \frac{\exp(\delta_{jt} + [x_j, V_{jm}]' \cdot AD_{it})}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\delta_{jt} + [x_j, V_{jm}]' \cdot AD_{it})} \quad (8)$$

그 다음 모형 및 모수에 의해 도출되는  $J$ -차원 시장점유율 벡터  $\hat{s}_t(\delta_t, \cdot)$ 와 데이터로부터 관측되는 시장점유율 벡터  $s_t^{data}$ 를 일치시키는  $J$ -차원 평균효용 벡터  $\hat{\delta}_t$ 를 BLP에 의해 제안된 fixed point algorithm [ $\delta_{jt}^{new} = \delta_{jt}^{old} + \ln(s_t^{data}) - \ln(\hat{s}_t(\delta_t, \cdot))$ ]을 이용하여 계산한다. 계산된 평균효용 벡터  $\hat{\delta}_t$ 와 평균효용 방정식 (3)으로부터

$$m_1(\theta^{user}) = E[z_{jt}^{user} \cdot \xi_{jt}(\theta^{user})] = 0, \quad t = 0, 1, \dots, 23 \quad (9)$$

와 같은 모멘트 벡터를 구성하여, 이를 최종사용자시장 수요 측 모수에 대한 식별 제약으로 사용한다. 수식 (9)의 기대치 함수는 인터넷포털  $j = 1, \dots, J$ 에 대하여 취한 것이며, 벡터  $z_{jt}^{user}$ 는 평균효용 방정식 (3)의 설명 변수들에 대한 도구변수들이다.

모멘트 조건 (9) 이외에 데이터의 미시적 구조를 이용하여 추가적인 모멘트 조건을 구성한다. 본 연구에서 사용하고 있는 데이터는 개별 인터넷포털을 선택한 최종사용자들의 인구 정보( $D$ )에 대한 경험적 분포를 포함하고 있다. 즉, 인터넷포털  $j$ 를 선택한 최종사용자들의 연령대별 비중을 관찰할 수 있다. 이와 같은 정보를 이용하여 다음과 같은 모멘트를 구성한다.

$$m_2(\theta^{user}) = E[1\{D_{it} = Age20\} | j; \theta^{user}] - E_{jt} = 0 \quad (10)$$

$E[1\{D_{it} = Age20\} | j; \theta^{user}]$ 는 인터넷포털  $j$ 를 선택한 최종사용자가 20대 연령일 조건부 확률이며,  $E_{jt}$ 는 이에 해당하는 표본 유사치(sample analog)를 나타낸다. 식별 제약 (10)은 진정한 모수하에서 양자가 일치하여야 함을 의미한다.

$E[1\{D_{it} = Age20\} | j; \theta^{user}]$ 는 수식 (8)에 사용된 임의 표본( $D$ )을 사용하여 근사시킨다. 실제 추정에서는 최종 사용자들의 연령대를 7~12세, 13~18세, 19~29세, 30~39세, 40~49세, 50대 이상으로 구분한 후 6개 종합포털 중 2개 인터넷포털을 선택하여, 각 인터넷포털을 선택한 최종사용자들의 연령대별 비중과 이에 해당하는 표본 유사치가 가장 잘 근사되도록 하는 모수를 탐색한다.<sup>39)</sup> 결국, 최종사용자시장의 수요 모수 식별을 위한 모멘트 벡터는

$$m(\theta^{user}) = (m_1(\theta^{user})', m_2(\theta^{user})')'$$

이 된다.

광고주시장에서는 최종사용자시장과는 달리 수요자의 이질성을 고려하기가 쉽지 않으며 이에 대한 데이터도 존재하지 않는다. 따라서 광고주시장 수요는 로짓 이산선택모형을 사용하여 추정한다 (Berry[1994]). 광고주시장 외부옵션의 순편익을 영(0)으로 정규화하면 수식 (6)으로부터 도출되는 광고주시장 수요에 대한 추정 방정식은

$$\ln(r_{jm}) - \ln(r_{0m}) = \gamma + \kappa y_{jm} + \rho W_{jm} - \tau p_{jm} + \zeta_j + \zeta'_{jm} \quad (11)$$

와 같이 표현된다. 모형의 추정에서 외부옵션을 포함한 광고주시장의 전체 규모는 본 연구의 분석대상인 6개 인터넷포털들의 총 광고 수를 일정한 승수 ( $f = 0.01$ )로 확대하여 사용한다. 즉, 인터넷포털  $j$ 의 시장점유율은  $r_{jm} = A_{jm} / (1+f) \sum_{k=1}^J A_{km}$ , 외부옵션의 점유율은  $r_0 = 1 - \sum_{k=1}^J r_{km}$ 으로 계산하여 추정에 사용한다.<sup>40)</sup>  $A_{jm}$ 은  $m$ -시점의 인터넷포털  $j$ 의 광고 수이다. 벡터  $z_{jm}^{ad}$ 을 수식 (11)의 설명변수들에 대한 도구변수라 하면 추정에 사용된 광고주시장의 모수  $\theta^{ad}$ 의 식별 제약은 다음과 같다.

$$m(\theta^{ad}) = E[z_{jm}^{ad} \cdot \zeta'_{jm}(\theta^{ad})] = 0 \quad (12)$$

마지막으로, 최종사용자시장의 모수  $\theta^{user}$  및 광고주시장의 모수  $\theta^{ad}$ 에 대한 2단계 GMM 추정치는 각 시장에 대해 다음을 만족시키는 해로 구할 수 있다.

$$\hat{\theta}^{mkt} = \operatorname{argmin}_{\theta^{mkt}} m^*(\theta^{mkt})' m^*(\theta^{mkt}),$$

$mkt = user, ad.$

39) 추정에서는 순방문자의 절대 숫자에 대한 고려와 더불어 시간대별 순방문자 연령 분포 변화의 인터넷포털별 차이를 충분히 확보하기 위해 네이버와 네이트를 선택하였다(Figure 1과 Figure 3 참조).

40) 로짓 이산선택모형에서 수요 모수의 추정치는 승수  $f$ 의 크기에 영향 받지 않는다.

이때  $m^*(\theta^{mkt}) = a(\tilde{\theta}^{mkt})\hat{m}(\theta^{mkt})$ 이다.  $\hat{m}(\cdot)$ 은  $m(\cdot)$ 에 대한 표본 유사치이며,  $a(\cdot)$ 는 모멘트 컨디션들의 점근적 분산-공분산 행렬의 역행렬의 '제곱근'에 대한 일치 추정치이다.  $\tilde{\theta}^{mkt}$ 는 진정한 모수  $\theta_0^{mkt}$ 에 대한 초기 일치 추정치이다.

## 2. 내생성과 도구변수

각 시장에서 추정하고자 하는 수요 방정식 (3)과 (11)에는 내생성이 존재한다. 우선, 광고주시장에서의 수요 방정식 (11)에서 내생성은 관찰 불가능한 특성( $\zeta_{jm}$ )과 광고가격( $p_{jm}$ ) 사이에 존재한다. 모형에서 상정하고 있는 내쉬 가격균형에서 인터넷포털  $j$ 의 가격함수는 (엄밀한 표현은 아니지만)  $p_{jm} = p(W_m, \zeta_m, \cdot)$ 와 같은 형태를 가진다. 따라서 광고가격과 관찰 불가능한 특성 사이의 내생성은 인터넷포털의 가격책정행위를 통해 발생한다. 구체적으로는 높은 수준의 관찰 불가능한 특성을 가진 인터넷포털은 높은 광고가격을 책정할 것이므로 두 변수 사이에 양의 내생성이 존재한다. 따라서 이를 치유하지 않을 경우 광고가격의 계수가 (절댓값 기준) 과소 추정된다.

이러한 광고주시장에서의 내생성은 최종사용자시장의 수요 방정식 (3)에 포함된 인터넷포털의 관찰 가능한 특성( $x_j$ )을 도구변수로 사용하여 치유한다. 최종사용자시장에서 체류시간( $W$ )은 순방문자

수( $V$ )에 의해 결정되며, 순방문자 수는 인터넷포털들의 관찰 가능/불가능한 특성에 의해 결정되므로 위의 가격책정함수는

$$p_{jm} = p(W_m(V_m(x, \xi)), \zeta_m, \cdot) \quad (13)$$

로 다시 표현할 수 있다. 수식 (13)을 보면  $x$ 와  $\zeta_{jm}$ 은 관련되지 않는 반면,  $x$ 와  $p_{jm}$  사이에는 가격책정함수가 개입하고 있음을 알 수 있다. 실제 추정에서는 인터넷포털  $j$ 의 광고가격에 대한 도구변수로 해당 인터넷포털의 페이지 로딩속도를 사용하였다. 또한 페이지뷰를 추가적인 도구변수로 사용하였다. 페이지뷰는  $x$ 에 의해 결정되는 순방문자 수와 직접 관련된다.

한편, 최종사용자시장의 수요 방정식 (3)에서 내생성은 인터넷포털의 관찰 불가능한 특성  $\xi_{jt}$ 와 최종사용자시장 내 직접 네트워크 외부성을 표현하는 변수인 순방문자 수  $V_{jm}$  사이에 존재한다. 이는  $\xi_{jt}$ 가 인터넷포털  $j$ -고정효과를 포함하는 구조적 교란항(structural disturbance)이기 때문이다. 다시 말하면,  $\xi$ 는 연구자에게는 관찰 불가능하지만 최종사용자에게는 관찰 가능하므로 높은  $\xi$ 를 가진 인터넷포털을 더 많은 최종사용자들이 선택하기 때문이다. 이러한 양의 내생성을 치유하지 않을 경우 모수가 과대 추정된다.



이러한 내생성을 치유하기 위한 도구 변수 역시 가격책정함수 (13)으로부터 찾을 수 있다. 역시 엄밀한 표현은 아니지만, 가격책정함수 (13)을 보면  $V_{jm}$ 은 수식 (13)의 역관계를 통해  $\zeta_{jm}$ 과 관련되어 있음을 알 수 있다. 따라서 광고주시장의 관찰 불가능한 특성  $\zeta_{jm}$ 은 최종사용자시장에서  $V_{jm}$ 에 대한 적절한 도구 변수가 된다. 실제 추정에서는 우선 광고주시장에서  $\zeta_{jm}$ 을 인터넷포털  $j$ -고정효과 항과  $j$ - $m$  상호작용 항으로 분리 ( $\zeta_{jm} = \zeta_j + \zeta'_{jm}$ )하여 수요식 (11)을 추정한 후,  $\hat{\zeta}_j$ 를 계산하여 이를 최종사용자시장에서  $V_{jm}$ 에 대한 도구변수로 사용하였다.

### 3. 상호작용 모수의 식별

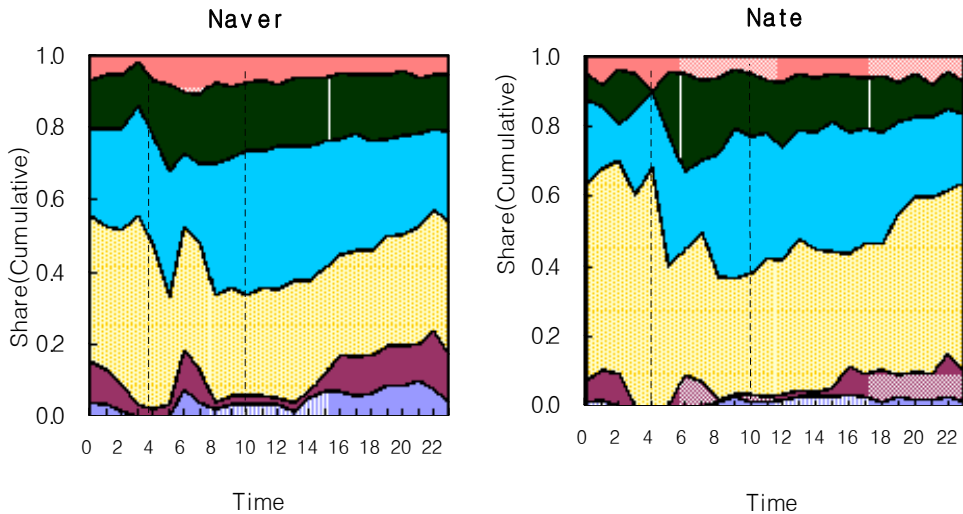
최종사용자시장의 모수  $\alpha$ ,  $\beta$ 와 광고주시장의 모수들은 선형 형태로 모형에 개입하며, 이들 모수는 해당 시장의 모멘트 조건 (9)와 (12)가 구성하는 각각의 GMM 목적함수의 일계조건으로부터 식별된다. 다시 말하면, 이들 모수는 각각 최종사용자시장의 평균효용 방정식 (3)과 광고주시장의 추정 방정식 (11)에서 해당 변수 또는 관련 도구변수들의 변화로부터 식별된다.

최종사용자시장에서 연령대·포털 특성 간 상호작용 모수( $\lambda$ )의 식별은 직관적이지 않으므로 모수  $\lambda$ 가 데이터의 어

는 정보로부터 식별되는지 언급할 필요가 있다. 제IV장의 [Figure 1]에서 언급한 바와 같이, 전체 시장을 구성하는 순방문자의 연령 분포는 시간대별로 차이를 보인다. 예를 들어, 20대 연령의 순방문자 비중과 비교할 때 30대 연령의 순방문자 비중은 오전 10시대보다 오전 4시대에 상대적으로 작다. 이때, 만일 30대 연령의 사용자들이 20대 연령의 사용자들보다 이용자 네트워크 크기에 더 강한 선호를 가진다고 생각해 보자. 또한 네이버의 이용자 네트워크 크기가 네이버의 그것보다 더 큼을 상기해 보자. 이 경우, 오전 10시대 대비 오전 4시대 시장에서, 20대 연령의 사용자 비중 대비 30대 연령의 사용자 비중이 감소하는 정도는 네이버보다 네이버에서 더 작아야 한다. 반대로 이용자 네트워크 크기에 대한 선호가 연령대에 따라 변하지 않는다면 이러한 패턴은 보이지 않을 것이다. 다시 말해서, 모수  $\lambda$ 는 전체 시장을 구성하는 순방문자 연령 분포의 시간대별 변화와 개별 인터넷포털을 방문하는 순방문자의 연령 분포의 시간대별 변화로부터 식별된다. 모멘트 조건 (10)은 이러한 정보를 데이터로부터 추출하기 위한 제약이다.

[Figure 3]을 보면, 실제로 30대 연령의 사용자들이 20대 연령의 사용자들보다 이용자 네트워크 크기에 더 강한 선호를 가진 경우의 패턴이 데이터에 나타나고 있음을 알 수 있다. 이러한 패턴은 다음 장에서

[Figure 3] Hourly Age Distribution of Unique Visitors (Selected Portals)



Note: Each empty space in above graph indicates the age group (bottom to up): age 7~12, age 13~18, age 19~29, age 30~39, age 40~49, and age 50 or older.

30대 연령 사용자의 상호작용 모수가 상대적으로 크게 나타나는 추정 결과와 일관성을 보여준다.

## Ⅶ. 추정 결과

### 1. 최종사용자시장

<Table 8>에는 최종사용자시장에 대한 추정 결과가 요약되어 있다. 모형의 추정 시에는 계산상의 부담(computational burden)과 변수의 중요도를 동시에 고려하여 인터넷포털의 특성 중 ‘검색성’과

‘월간 순방문자 수(이용자 네트워크 사이즈)’를 선택하여 최종사용자의 인구 특성(6개 연령대)과 상호작용하도록 하였다. 이 두 변수에 대한 각 연령대 최종사용자의 추정계수는 평균효용계수와 상호작용계수의 합이 된다(수식 2 참조). 먼저, 최종사용자시장 내 직접 네트워크 외부성을 표현하는 ‘월간 순방문자 수’의 계수 추정치는 예상대로 양의 유의한 값을 보이고 있다. 특히, 이용자 네트워크 크기에 대한 선호는 10~30대 연령(특히, 30대 연령)의 사용자들에서 상대적으로 높게 나타나는데, 이는 이 연령대의 최종사용자들이 이용자 네트워크 크기의 변화에 대해 다른 연령대의 최종사용자들보다

<Table 8> Estimation Results: End-user Market

	mean utility	Interaction between Age and Portal Characteristics					
		7~12	13~18	19~29	30~39	40~49	50~
Constant	-1.219 (0.248)						
Communication	0.003 (0.083)						
Categorization	-0.310 (0.174)						
Search	-0.010 (0.055)	1.274 (0.249)	0.002 (0.108)	0.080 (0.037)	0.079 (0.006)	0.080 (0.012)	0.705 (0.109)
Loading Speed	-0.609 (0.032)						
Monthly Unique Visitors	1.609 (0.089)	-0.518 (0.191)	0.080 (0.046)	0.034 (0.012)	0.227 (0.050)	1.097 (0.817)	-2.629 (1.075)

Objective fnct.: 25.262, Simulation draws: 1,000.

Note: Standard errors are in the parentheses.

더 민감하게 반응함을 의미한다.

한편, ‘검색성’을 보면, 평균효용계수는 음의 부호를 보이고 있으나, 상호작용계수와와의 합은 모두 양의 부호를 보인다. 이는 최종사용자들이 검색의 편리성, 검색 결과의 적절성 등을 인터넷포털 간 선택에 유의하게 반영하고 있음을 의미한다. 그 외에 최종사용자들은 ‘페이지 로딩속도’가 빠른 인터넷포털을 더 선호하는 것으로 나타나며, ‘커뮤니케이션 활성화’에 대한 추정계수는 유의성을 보이지 않는다.

## 2. 광고주시장

<Table 9>는 광고주시장의 추정 결과를 정리한 것이다. GMM 추정 결과를 보면 ‘메인화면 배너 슬롯 수’를 제외한 계수들의 추정치가 모두 예상되는 부호를 보여주고 있다. ‘메인화면 배너 슬롯 수’의 계수는 음의 값을 가질 것으로 예상할 수 있는데, 이는 광고주 입장에서 자신의 광고 이외에도 많은 수의 광고가 같은 메인화면에 게재되는 것은 음의 편익을 발생시킬 것이기 때문이다. 그러나 실제 추정 결과는 양의 유의한 값을 보여주고 있다.

<Table 9> Estimation Results: Advertiser Market

	OLS	GMM
Naver	1.450 (1.381)	3.607 (1.940)
Daum	1.770 (0.966)	3.670 (1.648)
Nate	1.628 (0.377)	2.393 (0.675)
Empas	0.699 (0.222)	1.732 (0.502)
Yahoo	1.805 (0.507)	3.914 (1.658)
Paran	0.992 (0.251)	0.964 (0.318)
Advertisement Price	0.029 (0.128)	-0.538 (0.456)
Duration Time	0.961 (0.993)	1.126 (0.547)
# of Banner Slots on Main Page	0.082 (0.032)	0.147 (0.068)
	adj. R <sup>2</sup> : 0.989 obs.: 48	DF: 3 J stat.: 7.886 obs.: 48

Note: Standard errors are in the parentheses.

이는 ‘메인화면 배너 슬롯 수’가 인터넷 포털의 외생적 특성이 아닌 내생성을 가진 변수일 가능성이 있음을 의미한다. 예를 들어, 높은 광고 수요에 대응하여 인터넷포털 기업이 메인화면의 배너 슬롯을 추가로 만드는 경우에 이와 같은 추정 결과가 나타날 가능성이 크다.<sup>41)</sup>

최종사용자시장으로부터 광고주시장으로의 간접 네트워크 외부성을 표현하는 변수인 ‘체류시간’의 추정치는 예상대로 양의 유의한 값을 보여주고 있다. 이는 광고주시장의 광고 수요가 인터넷포털의 최종사용자시장 성과인 체류시간에 양의 영향을 받음을 의미한다.

41) ‘메인화면 배너 슬롯 수’는 본 연구의 주 관심에서 벗어나므로 내생성의 치유를 위해 별도로 추가적인 도구변수를 도입하지 않았다.

광고가격의 계수 역시 예상대로 음의 부호로 나타나 광고주시장 수요가 가격에 음의 방향으로 반응함을 보여주고 있으나 표준오차는 비교적 크게 나타난다. 이로 인해 이후에서 추정하고 있는 인터넷포털의 시장력과 모의실험에서 추정하는 시장력 변화 크기의 신뢰구간이 비교적 넓어 지므로 해당 결과의 해석에는 주의를 요한다. ‘채류시간’의 계수 추정치는 유의하게 나타나고 있으므로 모의실험 중 이 계수와 관련된 문제는 크지 않다.

<Table 9>의 OLS 추정 결과는 광고가격에 대한 도구변수를 사용하지 않은 경우를 정리한 것이다. 도구변수를 사용한 GMM 추정 결과와 비교할 때, OLS는 광고가격 등 모형의 계수들을 식별해 내지 못하고 있음을 알 수 있다.

### 3. 인터넷포털 기업의 시장력 추정

광고주시장에서 추정된 계수와 수식 (7)을 사용하여 개별 인터넷포털 기업의 시장력을 추정한 결과는 <Table 10>에 요

약되어 있다. <Table 10>에 나타난 수치는 2007년 11월부터 2008년 6월까지의 월 별 마크업을 계산하고 이를 평균한 결과이다. 여기에서는 6대 종합포털 중 실질적으로 시장점유율이 미미한 3개 인터넷포털을 제외하고 상위 3개 사업자의 마크업을 계산하여 보고하였다.<sup>42)</sup>

추정된 마크업은 광고주시장 점유율 기준 제1사업자가 약 2.9백만원, 제2사업자가 약 2.6백만원, 제3사업자가 2.2백만원으로 나타난다. 이와 관련하여, Willig (1991)는 차별화된 상품시장에서 공급자들이 내쉬(Nash) 가격경쟁을 하는 경우 시장력과 시장점유율 사이에는 양(+)의 관계가 있음을 말하고 있는데, 본 연구에서 추정된 위 인터넷포털들의 시장력은 Willig(1991)와 일관성을 보여준다.<sup>43)</sup>

42) 광고주시장 점유율 기준 제1사업자, 제2사업자, 제3사업자는 최종사용자시장 점유율 기준으로 할 때와 동일하다.

43) <Table 10>에 보고된 시장력 추정 결과는 Willig(1991)가 말하고 있는 시장점유율과 시장력의 양의 관계를 실증적으로 보이고 있는 것은 아니다. 이러한 양의 관계는 수식 (7)에서 이미 상정된 것이며, 여기에서는 시장력의 크기를 추정하는 데 초점을 맞추고 있다. 이와 관련하여, <Table 10>에서 계산되는 각 사업자 간 한계비용 차이가 큼을 알 수 있는데, 이는 가격 탄력성이 단순히 시장점유율의 함수로만 표현되는 로짓 이산선택모형의 한계인 것으로 생각된다. 따라서 광고주시장에 대하여도 랜덤계수모형을 채택하여 가격 탄력성을 정밀하게 추정할 필요가 있으나, 데이터의 제약으로 인해 본 연구에서는 이를 시도하지 못하였다.

〈Table 10〉 Market Power of Portals

(unit: Thousand Won)

	Price (Data)	Market Power Estimate
Largest Portal	5,139	2,851
Second Largest Portal	4,522	2,627
Third Largest Portal	2,415	2,167

Note: Avg. from November, 2007 to June, 2008.

## Ⅷ. 네트워크 외부성 분석

### 1. 간접 네트워크 외부성 분석

서론에서 언급한 바와 같이, 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성이 존재하는 경우, 최종사용자시장에서 큰 사용자 그룹을 확보하고 있는 인터넷포털 기업은 높은 수준의 시장력을 보유하게 될 가능성이 커진다. 따라서 간접 네트워크 외부성의 크기는 인터넷포털 기업의 시장력을 평가하는 데 중요한 의미를 가진다. 또한 높은 수준의 시장력을 보유한 기업이 시장지배적 지위를 보유할 가능성이 크다는 점을 고려하면, 간접 네트워크 외부성의 크기는 경쟁법의 적용 측면에서도 매

우 중요한 의미를 가진다.

여기에서는 추정된 모수와 모형을 사용하여 간접 네트워크 외부성의 크기를 모의실험하였다. 구체적으로는 최종사용자시장에서 분석대상 6개 인터넷포털 기업 중 제1사업자의 시장점유율(시간대 순방문자 점유율)이 1%p 증가하고 나머지 사업자의 점유율이 각각 0.2%p씩 감소하는 경우, 광고주시장에서 각 인터넷포털 기업의 점유율, 광고가격, 그리고 마크업 변화의 크기를 측정하였다.<sup>44)</sup> 데이터에서 최종사용자시장 점유율은 제1사업자가 34.9%, 제2사업자가 19.8%, 제3사업자가 9.9%로 나타난다.

〈Table 11〉은 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 간접 네트워크 외부성이 작용하고 있음을 잘 보여주고 있다. 최종사용자시장에서 제1사업자의 점유율이 1%p 증가할 때 광고주시장에서 해당

44) 더 구체적으로 설명하면, 우선 추정에 사용하고 있는 2008년 3월 11일의 시간대별 순방문자 점유율을 위와 같이 외생적으로 변화시키고 수식 (5)의 전환 배수  $c_j$ 를 사용하여 각 인터넷포털의 월간 체류시간을 산출한다. 그 다음 산출된 월간 체류시간, 광고주시장의 모형, 계수 추정치를 사용하여 각 인터넷포털의 광고주시장 점유율을 계산한다. 마지막으로 수식 (7)을 이용하여 광고가격과 마크업을 계산한다.

<Table 11> Experiment 1: Indirect Network Externality

	Largest Portal	Second Largest Portal	Third Largest Portal
Share of Hourly Unique Visitors (Data, %) <sup>1)</sup>	34.91	19.82	9.94
Duration Time <sup>2)</sup> (million minutes)			
Data	13,200	8,730	2,045
Experiment	13,581	8,644	2,006
Difference	381	-86	-39
Advertiser Market Share <sup>2)</sup> (%)			
Data	34.61	29.17	14.17
Experiment	35.76	28.59	13.96
Difference(%p)	1.14	-0.58	-0.21
Advertisement Price <sup>2)</sup> (thousand won)			
Data	5,139	4,522	2,415
Experiment	5,190	4,501	2,410
Difference	51	-21	-5
Rate of Difference(%)	1.01	-0.49	-0.22
Market Power <sup>2)</sup> (thousand won)			
Estimate	2,851	2,627	2,167
Experiment	2,902	2,605	2,162
Rate of Difference(%)	1.79	-0.81	-0.24

Note: 1) Avg. of hourly Unique Visitor shares during March 11th, 2008.

2) Avg. of monthly numbers from November, 2007 to June 2008.

사업자의 점유율은 1.14%p 증가하는 것으로 나타난다. 반면, 나머지 사업자의 경우 최종사용자시장 점유율이 0.2%p 감소할 때 광고주시장 점유율은 0.2%p보다 크게 감소하고 있다. 즉, 광고 수요가 인터넷포털 기업의 최종사용자시장 점유율에 대해 탄력적으로 반응함을 보여주고 있다. 시장력의 변화를 보면, 최종사용자 시장에서 제1사업자의 점유율이 1%p 증

가하는 경우 해당 사업자의 광고주시장 시장력은 1.79% 증가하는 것으로 나타난다. 마찬가지로, 나머지 사업자의 최종사용자시장 점유율이 0.2%p 감소하는 경우 시장력은 0.2%p보다 크게 감소한다. 즉, 최종사용자시장의 성과와 광고주시장에서의 시장력 사이에 ‘레버리지’가 작용하는 것을 알 수 있다.

본 연구는 광고주시장에서의 인터넷포

텔 기업의 시장력과 그 경쟁법적 의미에 초점을 맞추고 있다. 이와 관련하여, 양면시장 이론의 경쟁법적 의미를 논의하고 있는 Evans(2003)와 Wright(2004)를 언급할 필요가 있다. 본 연구의 제II장에서 언급한 바와 같이, 이들 문헌은 양면시장 기업의 시장력을 어느 일면의 시장에서의 마크업으로만 평가하는 경우 문제가 발생할 수 있으며, 양면시장 기업의 시장력은 두 시장에서의 마크업의 합으로 평가하는 것이 타당함을 말하고 있다. 예를 들어, 두 시장 중 매우 낮은 (때로는 음의) 마크업이 발생하는 일면을 고려하지 않고 한계비용보다 높은 수준의 가격을 책정하고 있는 다른 일면의 마크업을 문제 삼을 경우, 양면시장 기업의 시장력을 과대평가하는 결과가 될 수 있음을 지적하고 있다.

이는 양면시장의 범주에 속하는 인터넷포털 기업의 시장력 평가에 있어서도 최종사용자시장과 광고주시장의 마크업을 모두 고려해야 함을 의미한다. 그런데 최종사용자시장에서 대부분의 인터넷포털 기업은 영(0)의 가격을 책정하고 있다. 또한 인터넷포털에 의해 최종사용자시장에 제공되는 서비스와 같은 디지털 정보 서비스는 소비자 한 명에게 추가로 서비스를 제공하는 비용, 즉 한계비용이 매우 작은 것으로 알려져 있다. 이 경우 최종사용자시장에서 인터넷포털 기업의 마크업은 미미한 수준이 되며 인터넷포털 기업

의 시장력은 대부분 광고주시장에서 발생하는 것으로 생각할 수 있다. 따라서 인터넷포털 기업의 시장력을 광고주시장의 마크업만으로 평가하는 경우에도 타당성을 크게 잃지 않을 것이다.

## 2. 직·간접 네트워크 외부성 동시 분석

본 연구의 서론에서는 최종사용자시장 내부에 직접 네트워크 외부성이 존재할 경우 최종사용자시장의 수요의 쓸림과 고착 현상이 생길 가능성이 높아지며, 이 경우 최종사용자시장에서 큰 시장점유율을 가지고 있는 인터넷포털 기업이 광고주시장에서 높은 수준의 시장력을 유지할 가능성도 커지게 됨을 언급하였다.

본 연구에서는 최종사용자시장 내 직접 네트워크 외부성이 최종사용자시장을 거쳐 광고주시장에 미치는 영향의 크기를 분석한다. 모형에서 언급한 바와 같이, 수식 (1)에 포함되어 있는 월간 순방문자 수( $V_{jm}$ )는 해당 인터넷포털을 사용하는 이용자 네트워크의 크기를 표현하는 변수이며, 인터넷포털의 관찰 가능한 특성으로 취급된다. 또한 제VII장의 추정 결과는 최종사용자들의 효용이 인터넷포털의 이용자 네트워크의 크기에 양의 유의한 영향을 받음을 보여주고 있다.

여기에서는 모의실험을 통해 최종사용자시장에서 제I사업자의 월간 순방문자



가 1% 증가하는 경우 해당 사업자의 최종사용자시장 점유율(시간대 순방문자 점유율), 광고주시장 점유율, 시장력의 변화를 여타 사업자(제2사업자, 제3사업자)의 월간 순방문자가 1% 증가하는 경우와 비교한다. 데이터에는 제1사업자의 월간 순방문자는 31.3백만명으로 나타나며, 제2사업자와 제3사업자의 월간 순방문자는 각각 29.0백만명, 23.1백만명으로 나타난다.

<Table 12>는 모의실험의 결과를 보여주고 있다. 제1사업자의 최종사용자 네트워크 크기가 1% 증가하는 경우, 해당 인터넷포털의 시간대 순방문자 점유율은 1.23%p 증가하고 광고주시장 점유율은 1.51%p 증가하며, 이때 광고주시장에서의 시장력은 2.37% 증가하는 것으로 나타난다.

반면, 제2사업자의 최종사용자 네트워크 크기가 1% 증가할 때는, 시간대 순방문자 점유율이 0.87%p, 광고주시장 점유율은 1.13%p, 시장력은 1.63% 증가한다. 즉, 최종사용자 네트워크 크기가 작은 제2사업자의 시간대 순방문자 점유율, 광고주시장 점유율, 시장력의 증가폭이 제1사업자에 비해 작게 나타난다. 제3사업자의 경우 이들 지표의 증가폭은 더욱 작아진다. 즉, 최종사용자시장 내에 직접 네트워크 외부성이 존재하는 경우, 동일한 비

율로 이용자 네트워크 크기가 증가할 때 큰 규모의 이용자 네트워크를 가진 인터넷포털 기업의 시장력 증가율이 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 큰 규모의 이용자 네트워크를 가진 인터넷포털 기업이 높은 수준의 시장력을 유지하게 될 가능성을 간접적으로 시사한다.

이와 관련하여, Evans(2003)는 양면시장의 어느 일면시장에서 멀티호밍(multi-homing)이 가능하거나 일반적인 경우에 다른 일면시장에서의 직접 네트워크 외부성의 경쟁제한효과는 크게 문제가 되지 않음을 언급하고 있다.<sup>45)</sup> 이 연구에서는 게임 개발자들과 게임 이용자들을 매개하는 플랫폼 기업들이 경쟁하는 상황에서 게임 이용자들 사이에 직접 네트워크 외부성이 존재하는 경우를 예로 들어 설명하고 있다. 이 경우 게임 개발자들이 멀티호밍을 한다면 어느 플랫폼에서든 게임 이용이 가능해지므로 게임 이용자 시장에서 쏠림 현상이 발생할 가능성이 낮다는 것이다. 그러나 인터넷포털 산업에서 직접 네트워크 외부성이 발생하는 최종사용자시장의 수요자들은 광고주를 필요로 하지 않는다(본 연구에서는 광고주시장에서 최종사용자시장으로의 간접 네트워크 외부성을 배제하고 있다). 따라서 Evans(2003)의 지적을 인터넷포털시장에 그대로 적용하기는 어려우며 직접

45) 양면시장 이론에서 멀티호밍(multi-homing)이란 시장 일면 또는 양면의 경제주체들이 복수의 플랫폼을 이용하는 경우를 말하며, 반대로 싱글호밍(single-homing)은 하나의 플랫폼만을 이용하는 경우를 말한다.

〈Table 12〉 Experiment II: Direct and Indirect Network Externality

	Largest Portal	Second Largest Portal	Third Largest Portal
Monthly Unique Visitors <sup>1)</sup> (Data, millions)	31.3	29.0	23.1
Share of Hourly Unique Visitors <sup>2)</sup> (%)			
Data	34.91	19.82	9.94
Experiment	36.15	20.69	10.27
Difference(%p)	1.23	0.87	0.33
Duration Time <sup>3)</sup> (million minutes)			
Data	13,200	8,730	2,044
Experiment	13,675	9,115	2,113
Difference	475	385	69
Advertiser Market Share <sup>3)</sup> (%)			
Data	34.61	29.17	14.17
Experiment	36.12	30.30	14.31
Difference(%p)	1.51	1.13	0.15
Advertisement Price <sup>3)</sup> (thousand won)			
Data	5,139	4,522	2,415
Experiment	5,207	4,565	2,419
Difference	68	43	4
Rate of Difference(%)	1.34	0.96	0.15
Market Power <sup>3)</sup> (천원)			
Estimate	2,851	2,627	2,167
Experiment	2,919	2,669	2,171
Rate of Difference(%)	2.37	1.63	0.17

Note: 1) Monthly Unique Visitors for March, 2008.

2) Avg. of hourly Unique Visitor shares during March 11th, 2008.

3) Avg. of monthly numbers from November, 2007 to June 2008.

네트워크 외부성으로 인한 최종사용자시장의 쏠림 현상과 그 경쟁제한효과는 여전히 남을 가능성이 크다.

또한 Rochet and Tirole(2006)은 시장의 양면 중 일면에서의 멀티호밍은 다른 일

면에서의 경쟁을 심화시킴을 다음과 같이 지적하고 있다. 양면시장 중 어느 일면의 주체들은 멀티호밍을 하고 다른 일면의 주체들은 싱글호밍(single-homing)을 하는 경우, 플랫폼 기업은 멀티호밍시장

주체들이 싱글호밍시장에 대한 접근하는데 있어서 일종의 독점권을 가지게 된다. 이 경우, 플랫폼 기업들은 멀티호밍시장에 대해서는 높은 가격을 책정하는 반면, 싱글호밍시장에서는 (이러한 독점권을 유지하기 위한) 플랫폼 기업 간 가격 경쟁이 더욱 심화되며 결국 플랫폼 기업들의 초과이익은 제한된다.<sup>46)</sup>

인터넷포털 산업의 최종사용자시장에는 직접 네트워크 외부성도 존재하나, 최종사용자들의 멀티호밍도 일반적이므로 위의 지적을 생각해 볼 필요가 있다. 그러나 Rochet and Tirole(2006)의 논의를 인터넷포털 산업에 그대로 적용할 수는 없는데, 이는 역시 멀티호밍을 하는 최종사용자들이 광고주들을 필요로 하지 않기 때문이다. 즉, 최종사용자들의 광고주들에 대한 접근에 있어서 인터넷포털 기업의 독점권은 생각할 수 없게 된다. 결국 (본 연구에서와 같이) 광고주시장으로부터 최종사용자시장으로의 간접 네트워크 외부성이 작용하지 않을 경우에는, 최종사용자시장에서의 멀티호밍이 인터넷포털 기업의 시장력을 제한하는 효과는 기대하기 힘들어진다. 그러나 간접 네트워크 외부성이 양방향으로 작용하는 동영상 또는 게임 콘텐츠 등 인터넷포털 기업의 다른 사업분야에 Evans(2003) 또는 Rochet and Tirole(2006)의 지적을 적용하

는 것은 타당할 것이다.

## IX. 결 론

현재 국내 인터넷포털 산업의 경쟁은 매우 집중화된 모습을 보이고 있으며, 이에 따라 산업 내에서 다양한 경쟁 이슈들이 논의되고 있다. 본 연구는 국내 인터넷포털 산업의 수요 및 경쟁 구조와 인터넷포털 기업들의 시장력을 실증분석하고 경쟁정책에의 시사점을 제시하고 있다.

인터넷포털 기업은 광고주시장과 최종사용자시장에서 동시에 사업활동을 하는데, 본 연구에서는 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성과 최종사용자시장 내의 직접 네트워크 외부성이 가지는 경쟁법 또는 경쟁정책적 의미에 초점을 맞추고 있다. 인터넷포털시장에 존재하는 이러한 직·간접 네트워크 외부성은 최종사용자시장에서 높은 성과를 가진 인터넷포털 기업이 광고주시장에서도 높은 시장력을 보유하게 될 가능성을 크게 한다.

본 연구에서는 우선 인터넷포털 기업들의 경쟁구조를 설명하기 위한 실증구조모형을 구축·추정하여 산업 내 직·간접 네트워크 외부성이 실제함을

46) Armstrong(2006)도 유사한 논의를 하고 있다.

실증적으로 확인한 후, 개별 인터넷포털 기업의 시장력을 추정하였다. 또한 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로 작용하는 간접 네트워크 외부성의 크기, 구체적으로는 최종사용자시장에서 인터넷포털 기업의 성과 변화가 광고주시장 점유율과 시장력에 미치는 영향의 크기를 분석하였다. 분석 결과는 최종사용자시장의 성과와 광고주시장의 성과 사이에 레버리지가 작용하고 있음을 보이고 있다. 마지막으로, 본 연구에서는 최종사용자시장 내 직접 네트워크 외부성의 크기를 분석하였다. 이 분석에서는 개별 인터넷포털 기업의 이용자 네트워크의 크기가 증가할 때 큰 규모의 이용자 네트워크를 확보하고 있는 사업자의 시장력 증가율이 더 크게 나타남을 확인하고 있다.

본 연구에서는 분석대상인 배너광고의 특징을 고려하여 간접 네트워크 외부성이 최종사용자시장으로부터 광고주시장으로만 작용하고 있음을 상정하고 있다.

그러나 인터넷포털 기업이 매개하는 시장들 사이에 간접 네트워크 외부성이 양방향으로 작용하는 경우에는, 본 연구에서 논의하고 있는 간접 네트워크 외부성의 경쟁법적 의미가 달라질 수 있음을 유의하여야 한다. 예를 들어, 간접 네트워크 외부성이 양방향으로 작용할 가능성이 큰 동영상 또는 게임 콘텐츠 서비스 등에서 콘텐츠 공급자들의 멀티호밍은 인터넷포털 기업의 시장력을 제한하는 효과를 가지게 될 것이다.

마지막으로, 최근의 경쟁정책에 대한 논의는 기업 간 경쟁구조 분석에 있어서 정적 균형과 함께 동적 효율성의 중요성도 강조하고 있으나, 본 연구는 정적 균형에서 인터넷포털 기업 간 경쟁구조만을 분석하고 있음을 기억할 필요가 있다. 인터넷포털 산업에 있어서 동태적 경쟁 가능성과 그 후생효과는 추후의 연구과제가 될 것이다.

## 참 고 문 헌

- 공정거래위원회, 『심사보고서: 엔에이치엔 주식회사의 시장지배적지위 남용행위 등에 대한 건』, 2008.
- 권남훈, 「인터넷포털의 경쟁과 선점효과」, 『산업조직연구』, 제10권 제2호, 2002, pp.17~44.
- 오종은·최동욱·황준석·김연배, 「한국 인터넷포털시장의 경쟁에 대한 양면시장 효과의 분석」, 2008년 경제학공동학술대회 발표 논문, 2008.
- 이규정 외, 『플랫폼으로서 인터넷포털의 경제적 이해』, 한국정보사회진흥원, 2008.
- 이상규·변정욱·김정현, 「통신서비스 시장지배력: 정의 및 판단기준」, KISDI 이슈리포트 04-12, 정보통신정책연구원, 2004.
- 장대철·정영조·안병훈, 「양면시장에서의 진입가능성 연구」, 『한국경영과학회 2006년 추계학술대회 논문집』, 2006, pp.437~452.
- 한국인터넷마케팅협회, 「2008년 상반기 광고비 분석을 통한 2008년 인터넷광고비 예측」, 2008.
- Armstrong, M., “Competition in Two-Sided Markets,” *Rand Journal of Economics*, Vol. 37, No. 3, 2006, pp.668~691.
- Argentesi, E. and L. Filistrucchi, “Estimating Market Power in a Two-Sided Market: The Case of Newspapers,” *Journal of Applied Econometrics* 22, 2007, pp.1247~1266.
- Berry, S., “Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation,” *Rand Journal of Economics*, Vol. 25, No. 2, 1994, pp.242~262.
- Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes, “Automobile Prices in Market Equilibrium,” *Econometrica*, Vol. 63, No. 4, 1995, pp.841~890.
- Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes, “Differentiated Products Demand System from a Combination of Micro and Macro Data: The New Car Market,” *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 1, 2004, pp.68~105.
- Castronova, E., *Synthetic Worlds: The Business and Culture of Online Games*, The University of Chicago Press, 2005.
- DOJ and FTC, *Merger Guidelines*, 1997.
- Evans, D., “The Antitrust Economics of Multi-Sided Platform Markets,” *Yale Journal of Regulation* 20, 2003, pp.325~381.
- Farrell, J. and C. Shapiro, “Horizontal Merger: An Equilibrium Analysis,” *The American Economic Review*, Vol. 80, 1990, pp.107~126.
- Kaiser, U., “When Pricing below Marginal Cost Pays Off: Optimal Price Choice in a Media Market

- with Upfront Pricing,” CIE Discussion Paper, No. 05-49, 2007.
- Kaiser, U. and U. Wright, “Price Structure in Two-Sided Markets: Evidence from the Magazine Industry,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 24, No. 1, 2006, pp.1~28.
- Landes, W. M. and R. A. Posner, “Market Power in Antitrust Cases,” *Harvard Law Review*, Vol. 95, 1981, pp.937~996.
- Nevo, A., “Mergers with Differentiated Product: The Case of The Ready-to-Eat Cereal Industry,” *RAND Journal of Economics*, Vol. 31, 2000, pp.395~421.
- Nevo, A., “Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry,” *Econometrica*, Vol. 69, 2001, pp.307~342.
- Office of Fair Trading, “The Competition Act 1998: Assessment of Market Power,” 1999.
- Oftel, *Guidelines on Market Influence Determinations*, 2000.
- Perloff, J. M., L. S. Karp, and A. Golan, *Estimating Market Power and Strategies*, Cambridge University Press, 2007.
- Rochet, J. C. and J. Tirole, “Platform Competition in Two-Sided Markets,” *Journal of European Economic Association*, Vol. 1, No. 4, 2003, pp.990~1029.
- Rochet, J. C. and J. Tirole, “Two-Sided Markets: A Progress Report,” *Rand Journal of Economics*, Vol. 37, No. 3, 2006, pp.645~667.
- Roson, R., “Two-Sided Markets: A Tentative Survey,” *Review of Network Economics*, Vol. 4., No. 2, 2005, pp.142~160.
- Rysman, M., “Competition between Networks: A Study of the Market for Yellow Pages,” *Review of Economic Studies*, Vol. 71. No. 2, 2004, pp.483~512.
- Willig, R. D., “Merger Analysis, Industrial Organization Theory, and Merger Guidelines,” Bailey and Whinston (eds.), *Brookings Papers on Economic Activity*, Microeconomics, 1991, pp.281~312.
- Wright, J., “One-Sided Logic in Two-Sided Markets,” *Review of Network Economics*, Vol. 3, Issue 1, 2004, pp.44~64.

## 금연법 강화가 흡연에 미치는 영향

김 범 수

(고려대학교 정경대학 경제학과 조교수)

김 아 람

(고려대학교 정경대학 경제학과 대학원생)

### The Impacts of Smoking Bans on Smoking in Korea

Beomsoo Kim

(Assistant Professor, Department of Economics, Korea University)

Ahram Kim

(Graduate Student, Department of Economics, Korea University)

\* 김범수: (e-mail) Kimecon@korea.ac.kr, (address) Department of Economics, Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea  
김아람: (e-mail) ahram320@hanmail.net, (address) Department of Economics, Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea

- Key Word: 금연법(Smoking Ban), 흡연자(Current Smoker), 흡연일수(Cigarettes Per Day)
- JEL code: J21, I18
- Received: 2009. 3. 2      • Referee Process Started: 2009. 3. 6
- Referee Reports Completed: 2009. 10. 15

## **ABSTRACT**

There is a growing concern about potential harmful effect of second-hand or environmental tobacco smoking. As a result, smoking bans in workplace become more prevalent worldwide. In Korea, workplace smoking ban policy become more restrictive in 2003 when National health enhancing law was amended. The new law requires all office buildings larger than 3,000 square meters (multi-purpose buildings larger than 2,000 square meters) should be smoke free. Therefore, a lot of indoor office became non smoking area. Previous studies in other counties often found contradicting answers for the effects of workplace smoking ban on smoking behavior. In addition, there was no study in Korea yet that examines the causal impacts of smoking ban on smoking behavior. The situation in Korea might be different from other countries. Using 2001 and 2005 Korea National Health and Nutrition surveys which are representative for population in Korea we try to examine the impacts of law change on current smoker and cigarettes smoked per day. The amended law impacted the whole country at the same time and there was a declining trend in smoking rate even before the legislation update. So, the challenge here is to tease out the true impact only. We compare indoor working occupations which are constrained by the law change with outdoor working occupations which are less impacted. Since the data has been collected before (2001) and after (2005) the law change for treated (indoor working occupations) and control (outdoor working occupations) groups we will use difference in difference method. We restrict our sample to working age (between 20 and 65) since these are the relevant population by the workplace smoking ban policy. We also restrict the sample to indoor occupations (executive or administrative and administrative support) and outdoor occupations (sales and low skilled worker) after dropping unemployed and someone working for military since it is not clear whether these occupations are treated group or control group. This classification was supported when we examined the answers for workplace smoking ban policy existing only in 2005 survey. Sixty eight percent of indoor occupations reported having an office smoking ban policy compared to forty percent of outdoor occupation answering workplace smoking ban policy. The estimated impacts on current smoker are 4.1 percentage point decline and cigarettes per day show statistically significant decline of 2.5 cigarettes per day. Taking into account consumption of average sixteen cigarettes per day among smokers it is sixteen percent decline in smoking rate which is substantial. We tested robustness using the same sample across two surveys and also using tobit model. Our results are robust against both concerns. It is possible that our measure of treated and control group have measurement error which will lead to attenuation bias. However,



## ABSTRACT

we are finding statistically significant impacts which might be a lower bound of the true estimates. The magnitude of our finding is not much different from previous finding of significant impacts. For cigarettes per day previous estimates varied from 1.37 to 3.9 and for current smoker it showed between 1%p and 7.8%p.

국내외적으로 간접흡연이나 환경 속 담배연기가 미칠 수 있는 해악에 대한 관심이 고조되고 있으며, 그 결과 작업공간 내 금연정책이 점차 늘어나고 있다. 한국에서도 작업공간 내 금연정책이 2003년 국민건강증진법 개정으로 훨씬 강화되었다. 본 논문에서는 2001년과 2005년에 이루어진 국민건강영양조사를 이용하여 강화된 금연정책이 흡연율과 일평균 흡연 개비 수

에 미친 영향을 분석하고자 한다. 금연법 강화가 실내 작업공간 위주로 이루어진 점에 착안하여 법 개정의 영향을 많이 받은 실내근무자 직업군과 영향을 비교적 덜 받는 실외근무자 직업군을 비교하였다. 추정 결과, 금연법 강화로 95% 수준에서 유의하게 흡연율은 4.1%p 감소하였고, 흡연자 중 일평균 흡연 개비는 2.5개비 줄어든 것으로 나타났다.

## I. 서론

세계보건기구의 2002년 통계에 따르면, 전 세계 성인 남성의 30%가 흡연을 하고 있으며, 전 세계적으로 10%의 성인이 흡연 관련 질병으로 사망한다고 보고하였다. 미국 공중위생국장(Surgen General)의 1988년 보고서는 담배의 흡연을 니코틴 중독으로 분류하였고, 왕립대학 의사들(Royal College of Physicians)도 흡연의 주된 목적을 헤로인, 코카인 등과 비슷한 중독성을 지닌 니코틴을 뇌로 빨리 보내기 위한 것이라고 결론 내렸다(세계보건기구(World Health Organization), 'Tobacco Free Initiative').<sup>1)</sup> 이러한 흡연자에 대한 공중위생국장의 1986년 보고서와 국립과학원/국립연구위원회(National Academy of Science / National Research Council)의 특별연구팀의 간접흡연에 관한 보고서에 따르면 환경 속 담배연기(Environmental Tobacco Smoke) 또는 간접흡연(Second-hand Smoke)으로 인한 비흡연자들의 암이나 심장질환의 발생 피해에 대해서 보고하고 있다. 환경보호청(Environmental Protection Agency)은 1992년에 간접흡연이 건강에 미치는 영향에 대한 과학적

자료를 조사한 이후 환경 속 담배연기를 A급 발암물질로 분류하였다(Evans et al. [1999]). 이처럼 직간접 흡연에 대한 우려가 증가함에 따라 세계보건기구에서는 1998년 7월부터 '담배 없는 세상 운동(Tobacco Free Initiative)'을 시작하면서 전 지구상의 흡연에 대한 세계적인 관심과 조치들을 촉구하기 시작하였다.

한국의 성인남성 흡연율은 2001년 기준 52.9%로 OECD 30개국 중 가장 높으며, 일본이 52%로 그 뒤를 따르고 있다. 미국은 20.3%로 스웨덴의 18% 다음으로 낮은 성인남성 흡연율을 보이고 있다. 반면, 한국 성인여성의 흡연율은 5.4%로 OECD 국가 중 유일하게 한 자릿수를 보이고 있으며, 일본 성인여성이 14.7%로 두 번째로 낮은 흡연율을 보이고 있다. 한국의 남녀를 합친 성인의 흡연율은 낮은 여성흡연율 덕분에 30.4%로 많이 낮아져 네덜란드(34%), 스페인(31.7%)보다 낮게 기록되었다(OECD[2008]).

세계적인 금연운동과 더불어 한국에서도 금연에 대한 관심이 고조되기 시작하였으며, 1986년 담뱃갑 경고문구 표기를 시작으로 직접흡연을 줄이려는 노력을 시작하였다. 1995년 국민건강증진법을 제정하면서 일부 시설에 금연구역을 설치하여 간접흡연에 대한 노출을 줄이고자 하였다. 하지만 회사 내의 흡연구역

1) <http://www.who.int/tobacco/research/cessation/en/>

설정에서는, 휴게실과 흡연실을 동시에 사용하는 곳이 51%이며, 사무실이나 건물 내에 칸막이도 없이 흡연 장소를 마련한 곳이 13%로 금연정책이 사실상 거의 효과를 미치지 못하였다(백남원 외 [2002]). 금연정책의 준수 여부에 대한 실태조사를 수행한 한국소비자연맹의 조사에 따르면, 전국의 공중시설 중 금연을 잘 이행하고 있는 곳은 59.5%에 그쳐 상당수의 건물 내 금연운동이 형식적으로 시행되고 있음을 밝혔다. 설정된 대부분의 흡연구역이 칸막이도 없거나 계단이나 화장실 등 건물의 일부분을 임의로 정해 놓은 곳이 대부분인 것으로 조사되었다. 또한 흡연구역을 지정한 경우에도 옥외 흡연구역이나 독립되고 적절한 환기 시스템을 갖춘 곳은 소수인 것으로 조사되었다(한국소비자연맹[1999]). 또한 금연정책으로 인하여 비흡연자의 담배연기의 노출이 감소되었는가라는 질문에 전체 응답자의 약 36%가 그렇지 못하다고 응답하여 이 역시 금연정책이 제대로 현실에 영향을 미치고 있지 못함을 나타내고 있다(백남원 외[2002]). 이렇게 규제가 제대로 실행되지 않고 있는 이유는, 앞서 언급한 1995년 9월 11일에 제정·시행된 보건복지부령인 국민건강증진법 시행규칙 제6조와 제7조에서는 연면적 3,000㎡ 이상의 사무용건축물 및 연면적 2,000㎡ 이상의 복합건축물 등에 대해 금연구역을 지정하여야 한다고 되어있으나 구체

적으로 반드시 금연구역으로 지정되어야 하는 장소가 지정되지 않아 형식적이었기 때문이다.

이러한 형식적 규제가 2003년에 들어서면서 보다 실질적 규제로 바뀌기 시작하였다. 2003년 4월 1일 일부 개정된 시행규칙 제6조와 제7조에서는 연면적 3,000㎡ 이상의 사무용건축물 및 연면적 2,000㎡ 이상의 복합건축물 등에 대해 당해 시설 전체를 금연구역으로 지정하거나 일부 시설만을 금연구역으로 지정하려는 경우는 해당 건축물의 사무실, 회의장, 강당 및 로비를 금연구역으로 지정하여야 한다고 명시하였다. 이에 따라 사무실 내의 실내흡연을 강제적으로 규제하기 시작하였고, 국민건강증진법 중 금연관련 내용은 2003년 개정 후 일반인에게 영향을 미치는 실질적인 법률이 되었다.

현재까지 금연정책의 효과를 분석한 연구들은 미국에서의 근로사업장별 금연정책의 시행이 흡연율이나 흡연량을 줄였는지에 대해 분석하였으며(Evans et al.[1999]), 연구에 따라서 상반된 결과들을 얻기도 했다. 국내에서는 다양한 금연정책들이 시행되었으나, 이들 금연정책에 의한 흡연율이나 흡연량 변화의 효과를 인과관계의 측면에서 분석한 경우는 없는 것으로 안다. 본 논문에서는 2003년에 개정된 국민건강증진법에 따라 대형 건물의 사무실을 비롯한 많은 실내 공간이 금연구역화 됨으로써 한국의 흡연율

과 흡연량에 어떠한 영향을 가져왔는가를 분석하고자 한다.

본 분석에 있어서 가장 어려운 점은, 개정된 법이 지역적 구분 없이 한국 내에 거주하는 모든 사람을 대상으로 시행되었고, 한국의 흡연율이 법 시행 이전부터 감소하는 추세에 있었기 때문에, 과연 이 법의 시행이 얼마만큼 영향을 미쳤는지를 정확히 찾아내는 것이라 하겠다. 정책 효과 분석에 있어서 이를 정확히 측정하는 것이 중요한 이유는 인과관계의 분석 없이는 향후 정책을 실행함에 있어서 과거 정책효과 분석이 필요한 정보를 줄 수 없기 때문이다. 정확한 인과관계의 분석을 위해 사용할 수 있는 방법 중의 하나는 통제집단(control group)을 이용하는 것이다. 비록 개정법이 국민 모두에게 동시에 영향을 미치기는 하였으나 공공장소나 실내에서의 금연만을 규제하고 있기 때문에 실외에서 주로 근무하는 직업의 경우에는(예를 들어, 배달원이나 외근을 주로 하는 서비스직) 금연법의 영향을 거의 받지 않을 것이므로 이 그룹을 통제 집단으로 사용하면 개정법의 효과를 엄밀히 측정할 수 있다. 반대로 주로 실내에서 근무하는 직업은 2003년 금연법 강화의 영향을 받는 실험집단(treatment group)이 된다.

현재 한국의 흡연율에 관한 자료는 보건복지부의 성인흡연실태조사, 통계청의 사회조사 그리고 질병관리본부의 국민건

강영양조사의 세 자료에서 확인할 수 있다. 이 중 개인별 자료가 이용 가능하고 한국을 대표하는 표본을 유지하고 있고 흡연뿐만 아니라 흡연을 결정지을 수 있는 나이, 교육 등 개인별 자료까지 포함하고 있는 조사는 국민건강영양조사이다. 따라서 본 논문에서는 국민건강증진법 개정 전후인 2001년과 2005년에 시행된 국민건강영양조사를 사용하도록 한다. 이는 2003년 건강증진법 개정의 효과를 분석하기 위해 사용할 수 있는 최적의 자료이다.

제II장에서는 금연정책의 효과를 분석한 국내외 문헌들을 간단히 고찰하고, 제III장에서는 한국에서 이루어진 금연정책들을 정리해 보고, 제IV장에서는 본 논문에서 사용될 자료와 종속변수, 주요 독립변수들을 설명한다. 제V장에서는 회귀 분석 결과들을 보고하고, 제VI장에서는 앞의 결론들이 얼마나 안정적(robustness) 인가를 확인한다. 그리고 마지막 장에서는 결론을 이끌어내도록 한다.

## II. 문헌 연구

한국에서는 현재까지 몇몇의 금연과 관련된 논문들이 있다. 백남원 외(2002)는 흡연자와 비흡연자를 추출하고 개인별 니코틴 배지를 이용하여 정부의 금연 정책에 의한 개인별 환경 속 담배연기에

대한 노출을 5일간 실제로 측정하였다. 또한 199명에 대해 금연정책 시행수준 인식 여부, 비흡연자의 노출이 금연정책 이후 감소되었는지, 금연정책의 효과 정도 등에 대한 설문을 실시하였다. 실제 측정을 통해서 금연정책을 실시하고 있는 사업장과 그렇지 못한 곳의 환경을 비교하고 그 시행수준과 문제점을 밝히고 있다. 이 논문에서는 금연정책 이후 흡연량의 변화가 있는가라는 질문에 응답자의 97.5%가 변화가 없다고 대답하여 금연정책의 실시 여부와 흡연량은 관계가 없다고 결론내리고 있다. 하지만 이 논문이 한국 전체에 대한 대표성을 가진다고 말하기는 굉장히 어렵다고 하겠다. 실측 조사가 11개 장소에서 총 128명을 대상으로 이루어졌고, 대표성 유지를 위한 표본추출방법도 사용되지 않았으며, 설문의 경우에도 질문에 대해 주관적으로 답을 할 수 있는 여지가 있기 때문이다.

김성준(2001)은 담배인삼공사의 1960년부터 1997년까지의 담배 생산연도별 시계열 자료를 이용하여 담배의 수요모텔을 추정하였다. 소비에 영향을 미치는 요인을 추정함에 있어서 과거의 소비가 현재 소비에 통계적으로 유의한 양의 효과가 있음을 보여줌으로써, 담배는 그 중독적 성질로 인해 과거 소비가 현재 소비를 증가시킬 수 있다는 가설을 확인하였고 담배가격의 10% 상승은 담배 소비를 2.7% 정도 감소시킬 수 있다고 분석하였

다. 담배의 유해성을 알리는 경고문구정책에 대한 더미변수는 음의 값을 나타냈으나 통계적 유의성은 보여주지 못했다. 이는 담배경고정책이 그리 효과적이지 못했음을 나타내는데, 아마도 담배경고 그 자체가 흡연의 유해성을 인식시키는데 설득적이지 못했을 것으로 해석하였다. 하지만 이 논문은 합산된 자료를 사용하였으며, 이로 인해 개인별 담배 소비를 결정짓는 특성은 전혀 고려하고 있지 못하다.

정애숙(2001)은 1998년도를 전후한 시점을 기준으로 60개국의 담배 수요를 횡단면으로 분석하였다. 담배의 평균 가격, 1인당 GDP 등을 설명변수로 사용하고, 광고나 판매규제 등 제도적 규제를 변수화하여 규제가 담배 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 연구 결과, 경제적 변수가 보다 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 1인당 실질GDP가 높을수록 1인당 담배 소비량이 증가하는 반면, 담배의 평균 가격이 높을수록 1인당 담배 소비량은 감소하였다. 반면, 제도적 규제는 비교적 강도 있는 규제를 하고 있는 한국의 경우, 15세 이상의 1인당 연간 담배 소비량과 15세 이상의 성인남자 흡연율이 분석대상 국가들 가운데서 가장 높게 나타나 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 결론내리고 있다. 하지만 서로 상이한 기준을 가진 각국의 제도적 규제를 정확히 그리고 일관성 있게 측정할 수 없다는 한계

가 있으며, 또한 실제로 이러한 규제가 얼마나 잘 시행되고 있느냐를 계량화하기 어렵다는 한계를 지니고 있다.

해외에서는 금연정책이 흡연에 영향을 미치는가를 보다 직접적으로 연구한 예들이 있다. Petersen et al.(1988)은 코네티컷 주에서 실시된 사무실에서의 금연정책이 흡연에 어떤 영향을 미쳤는지를 1,260명의 샘플을 이용하여 분석하였다. 결과는 담배를 끊지는 않았지만 담배 소비는 줄어든 것으로 나타났다. Longo et al.(1998)은 미국에서 가장 많은 사람을 고용하는 부문 중 하나인 병원이 병원인증연합회(Joint commission on accreditation of healthcare organizations)의 정책에 따라 1993년 12월 31일부터 금연구역으로 지정됨에 따라 금연정책을 시행하고 있는 병원과 그렇지 않은 병원에서 근무하는 사람들을 조사하여 금연정책 시행 5년 후에 금연정책을 실시하는 곳에서 근무하는 사람들이 담배를 끊을 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 보였다. 또한 Biener et al.(1989)은 1985년 금연정책을 실시한 한 대학병원과 주변에 있는 금연정책을 실시하지 않은 다른 대학병원을 비교하여 금연정책의 효과를 분석하였으나 6개월, 1년 뒤의 샘플 조사에서 흡연율은 변화가 없었지만 직장 내 흡연량은 감소하는 것으로 나타났다.

이러한 연구들이 대부분 특정 지역 또는 특정 사업장에서의 금연정책의 효과

를 분석하는 데 그치고 있었던 데 비해 Evans et al.(1999)은 미국 전국을 대표하는 샘플을 대상으로 1991년과 1993년에 조사된 National Health Interview Survey의 직장 내의 금연정책에 대한 설문과 흡연에 대한 조사를 이용하여 직장 내 금연정책이 흡연율을 5.7%p 감소시키며 일평균 소비는 2.3개비 감소시킨다고 결론 내렸다. 또한 직장 규모를 도구변수(instrumental variable)로 사용하여 혹시 있을지 모르는 사람들이 직장을 구할 때 흡연자는 흡연이 허용된 곳으로 비흡연자는 금연이 시행된 곳으로, 몰리는 현상이 앞서 추정된 모델의 추정치를 왜곡시키는지 확인해 보고자 하였다. 연구 결과, 직장을 구할 때 흡연 가능 여부를 염두에 두고 선택하는 것이 심하지는 않다고 밝혀졌다.

하지만 한국 내에서 이루어진 금연정책의 효과에 대한 객관적인 분석은 아직까지 없다. 따라서 전국을 대표하는 자료를 가지고 이를 확인하고 그 효과를 계량화하는 것은 중요한 일이라고 하겠다. 더군다나 최근 금연정책을 여러 형태로 시행하는 데 있어서 종전 금연정책의 효과를 아는 것은 정책적 함의가 있다고 하겠다. 이것이 본고가 기여하는 점이다.

### Ⅲ. 한국의 금연정책들

한국의 금연정책은 현재까지 대체로 세 가지 방면으로 진행되어 왔다. 첫째, 교육 홍보정책이다. 1986년에 담뱃갑에 흡연 경고문구를 표기한 것과 같이 1980년대의 정책은 보건교육 차원에서 흡연의 유해성을 알리는 정도였다. 1998년에는 일반인을 대상으로 보건소에서 금연상담 및 금연교실을 실시하기 시작하였으며, 2000년부터는 보건소, 사업장, 학교 등에서 금연 상담 및 교육이 활성화되도록 보건소 사업담당자, 군·직장·학교 지도자를 대상으로 금연 지도자 교육을 실시하였다. 또한 민간단체를 활용한 이동 금연교육뿐만 아니라 2005년부터 전국 246개 보건소에 금연클리닉을 설치하여 금연을 원하는 모든 흡연자에게 무료로 금연상담 및 치료서비스를 제공하는 등 활발한 활동이 이루어졌다.

또한 2000년부터 시작된 금연 공익광고가 TV뿐 아니라 라디오, 극장, 지하철 등 다양한 매체를 통해 방영되기 시작하였다. 이후 인터넷 금연 홍보를 함께 추진하면서 KBS, SBS, MBC가 TV 드라마에서 흡연 장면을 전면 없애는 데 동참하였고, 영화 속에서의 흡연 장면을 자제하도록 영화 속 흡연 장면 모니터링을 실시

하였다. 2004년부터는 금연 관련 다큐멘터리, 청소년 금연콘서트 등과 같은 방송 프로그램을 제작하여 방영하였으며, 건강 관련 방송프로그램과 시사성 방송 프로그램을 활용한 금연 관련 방송물을 기획, 포스터, 리플렛 등의 홍보물로 제작·배포하고, 청소년, 여성, 대학생 등 대상자별로 세분화하여 기획 캠페인을 전개하는 등 다각적인 홍보방안을 강구하고 있다. 금연 교육 및 홍보를 중심으로 추진한 금연사업예산은 1998년 7억원 규모에서 2004년 80억원 규모로 증가하였고, 2006년에는 금연상담전화 등 흡연자 지원 프로그램이 운영됨에 따라 사업예산도 312억원으로 편성되었다.

두 번째 정책은 가격정책이다. 담배가격에는 담배 소비세, 지방 교육세, 부가가치세 등의 조세와 국민건강증진부담금, 환경폐기물부담금, 천연초생산안정화부담금 등의 부담금이 부과된다. 담배가격은 1994년 이후 7차례 인상되었고, 특히 2004년 12월 30일 한 갑에 354원의 국민건강부담금을 징수해 갑당 500원(약 29%) 정도 인상되었다.

세 번째 정책은 특정 장소를 금연구역으로 지정하는 것이다. 1990년에는 공중위생법을 개정하여 각종 의료기관에서 흡연구역을 지정하도록 하고, 1995년에 제정된 국민건강증진법에서는 금연구역을 설정하도록 하였으나 구체적으로 어디를 금연구역으로 지정하여야 하는지에

대한 규정은 없었다. 이에 따라, 백남원 외(2002)와 한국소비자연맹(1999)의 연구를 보면 실질적으로는 금연구역 설정이나 이행이 잘 이루어지지 않았음을 알 수 있다. 백남원 외(2002)에 따르면, 회사 내에 흡연구역 설정 시 휴게실과 흡연실을 동시에 사용하는 곳이 51%이며, 사무실이나 건물 내에 칸막이도 없이 흡연 장소를 마련한 곳이 13%였다. 또한 한국소비자연맹(1999)의 실태조사에서는 전국의 공중시설 중 금연을 잘 이행하고 있는 곳은 59.5%에 그쳐 대부분의 건물 내 금연운동이 형식적으로 시행되고 있음을 밝혔다. 또한 흡연구역을 지정한 경우에도 옥외 흡연구역이나 독립되고 적절한 환기시스템을 갖춘 곳은 소수인 것으로 조사되었다(한국소비자연맹[1999]).

이에 반하여 2003년에 개정된 국민건강증진법 제7조에서는 금연구역으로 설정되어야 되는 곳을 사무실, 회의장, 강당 및 로비로 명시함으로써 실질적으로 근무 장소에서의 금연이 보다 강제화되

었다고 할 수 있다.<sup>2)</sup>

또한 사회복지시설 중 이용자에게 직접 제공되는 시설, 교통 관련 시설 및 국내선 항공기, 도시철도의 지하역사 및 차량, 국민건강증진법령상 공중이용시설에 설치된 승강기 등을 금연구역 지정 대상으로 규정하였다. 아울러 사무실·화장실·복도·계단에 흡연구역 설치를 금지하는 등 강력한 조치를 취했다. 이어 2006년에는 그동안 대규모 사무실에만 적용해 오던 금연구역을 소규모 사무실과 공장까지 확대하고, 중앙정부의 청사에서 지방자치단체의 청사까지 금연구역을 확대·설치하도록 하였다.

본고에서는 앞에서 요약한 세 가지의 금연정책 중에서 세 번째 금연정책에 초점을 맞추어 효과를 분석하고자 한다. 그 중에서도 가장 큰 변화가 발생한 2003년 개정 국민건강증진법의 금연정책이 국내 전체의 흡연에 어떠한 영향을 미쳤는가를 계량적으로 분석하기로 한다.

## 2) 다음은 개정된 법의 일부이다.

제6조 (공중이 이용하는 시설) 법 제9조제4항의 규정에 따라 소유자·점유자 또는 관리자(이하 “소유자 등”이라 한다)가 당해 시설의 전체를 금연구역으로 지정하거나 당해 시설을 금연구역과 흡연구역으로 구분하여 지정하여야 하는 공중이 이용하는 시설(이하 “공중이용시설”이라 한다)은 다음 각 호와 같다.  
<개정 1999.10.28, 2003.4.1>

### 1. 연면적 3천제곱미터 이상의 사무용건축물 및 연면적 2천제곱미터 이상의 복합건축물

제7조 (금연구역의 지정기준 및 방법) ①공중이용시설 중 청소년·환자 또는 어린이에게 흡연으로 인한 피해가 발생할 수 있는 다음 각 호의 시설 소유자등은 당해 시설의 전체를 금연구역으로 지정하여야 한다.

②제1항의 규정에 의한 시설 외의 공중이용시설의 소유자등은 당해 시설중 이용자에게 흡연의 피해를 줄 수 있는 다음 각 호에 해당하는 구역을 금연구역으로 지정하여야 한다.

### 1. 제6조제1호의 규정에 의한 건축물의 사무실·회의장·강당 및 로비



## IV. 실증분석

### 1. 분석 자료

현재 한국에서 흡연에 대한 조사는 세 곳에서 이루어지고 있다. 보건복지부에서 전국을 대상으로 이루어지는 성인흡연실태조사, 통계청에서 실시되고 있는 사회조사 그리고 질병관리본부에서 실시하고 있는 국민건강영양조사가 있다. 성인흡연실태조사는 매 분기별 성인 남녀 약 1,500명을 대상으로 이루어지고 있으며, 흡연 및 금연 실태와 금연정책 인식 정도를 파악하고 응답자의 특성 및 간접흡연에 대한 견해 등을 묻고 있다. 사회조사는 만 15세 이상 가구원을 대상으로 하되, 흡연의 경우엔 20세 이상을 조사대상으로 선정한다. 약 3,000가구를 표본으로 흡연행태는 1999년, 2003년, 2006년 등 약 4년 주기로 조사되었으며, 흡연 여부와 흡연량, 금연 시도 여부와 실패 이유 등을 조사한다. 국민건강영양조사는 국민건강증진법 제16조에 의거하여 실시되는 국가 단위의 건강 및 영양 상태에 관한 조사로서 1998년부터 3년 주기로 시행되어 현재까지 2001년 2005년 그리

고 2008년에 마지막 조사가 이루어졌다. 국민건강영양조사는 반복되는 횡단면 자료이다.

이들 조사 중 2003년의 강화된 금연법 개정효과를 가장 효율적으로 분석해 볼 수 있는 자료는 국민건강영양조사이다. 국민건강영양조사가 본 연구를 위해 여타 자료에 비해 가지고 있는 장점은 표본의 숫자가 커서 대표성이 보장되며 개인별 자료라는 점이다. 흡연 여부와 흡연량은 소득, 연령, 성별 등 여러 가지 요인에 의해 결정되기 때문에 개인별 자료가 훨씬 정확한 추정을 가능하게 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 2003년 금연법 강화 전후인 2001년과 2005년의 자료를 사용하기로 한다.<sup>3)</sup>

국민건강영양조사는 4,000가구를 대상으로 조사를 하고 있으며, 그중 우리가 본 연구에서 사용하려고 하는 보건 의식 행태조사는 조사요원이 개별 가구를 방문하여 개인별로 본인이 직접 기입하는 방식으로 흡연, 음주, 운동, 비만, 안전의식 등을 조사하였다. 보건 의식 행태 조사를 위해서는 2000년 인구주택총조사를 바탕으로 200개의 표본 조사구를 추출하여 각 조사구당 20~26가구를 선정하여 조사하였다.

조사 문항에서는 현재 흡연 여부와 일 평균 몇 개비를 흡연하는지를 질문하였

3) 1기 조사 자료를 추가하여도 연구의 결과는 거의 변화가 없으며, 원하면 결과를 제공할 수 있다.

다. 또한 개인별 연령, 성별, 교육수준, 가구별 소득, 직종 등에 대한 조사가 이루어지고 있다.

## 2. 연구변수

### 가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 흡연 여부와 흡연량이다. 조사표상의 “현재 담배를 피우고 계십니까?”라는 질문에 대한 답변을 이용하여 현재 흡연 여부를 정의하였다. 매일 또는 가끔 흡연한다고 답변한 사람을 흡연자로 정의하고 1로 두었으며, 현재 피우지 않는 이는 비흡연자로 0으로 두었다.<sup>4)</sup> 흡연량은 현 흡연자를 기준으로 조사하였고, 하루 평균 몇 개비를 피우느냐를 사용한다. 하지만 하루 평균 60개비(5갑) 이상은 잘못된 보고일 가능성이 있어 60개비로 변경하였다.<sup>5)</sup>

### 나. 독립변수

가장 핵심이 되는 독립변수는 실험집단(Treat)더미와 연도더미(Y2005)의 곱이

다. 이 변수는 이중차분법(difference in differences)의 추정값이다. 이 외에도 개인의 일반적인 특성을 나타내는 연령, 성별, 교육수준, 월평균 2005년 기준 실질 가구소득이 사용되었다. 연령은 만 나이로 기입되었으며, 성별의 경우 남자는 1로, 여자는 0으로 두었다. 교육수준은 중학교 졸업 이하, 고등학교 졸업, 대학교 졸업 및 그 이상의 3개 항목으로 구분하였다. 월평균 가구소득은 만원 단위로 답변자가 기입하도록 되어 있으며, 998만원 이상일 경우에는 연구자에게 주어진 자료는 998만원으로 censor(top coding) 되어 있다. 따라서 998만원이라는 응답에는 미국의 동일 연구에서 흔히 사용되는 방법인 잘린 값인 998만원에 1.75를 곱하였다.<sup>6)</sup> 또한 월평균 가구소득을 소비자물가지수(2005년=100)로 나누어 실질소득으로 변환하였다.

전국을 대표할 수 있도록 자료에 가중치가 부여되어 있으며, 앞으로의 모든 분석에서 보건의식행태조사의 개인별 가중치를 항상 사용하였다.

4) 2001년 조사표와 2005년 조사표 사이에 질문의 방식이 약간 변경되었다. 2001년에는 현재 담배를 피우고 계십니까?와 흡연량에 대한 질문이 독립된 질문으로 되어 있으나 2005년에는 현재 담배를 피우는 사람에게 대해서만 흡연량을 질문하고 있다. 본고에서는 2001년의 경우에 두 번째 질문이 과거 흡연을 하였으나 현재는 금연 중인 사람들도 혼돈을 일으켜 과거 흡연량을 답변할 수 있으므로 현재 흡연자의 질문에서 금연자의 경우는 흡연량을 0으로 정정하였다. 이러한 정정 이후에도 8,017명의 분석된 샘플 중 17명은 흡연자이나 흡연량은 보고되지 않아서 흡연량 분석에서는 제외되었다.

5) 회귀분석 결과는 이러한 변경에 따라 크게 변동하지 않는다.

6) 이 역시 회귀분석 결과를 크게 변경시키지 않는다.

### 3. 분석모형

본 논문에서는 실내금연의 흡연에 대한 효과를 분석하기 위해 two part model을 사용하였다. two part model은 보건경제학에서 자주 볼 수 있는 보건의료비 지출이나, 담배 혹은 술의 소비 등의 분석을 위해 주로 사용되는 모형으로 사용하는지 아닌지와 사용하는 경우 얼마의 양을 사용하는지를 각각 추정하게 된다 (Duan, Manning, Morris, and Newhouse [1983]; Madden[2008]).

사용하는지 아닌지를 추정하는 식은 참가방정식(participation equation)이라고 불리며, 다음과 같다.

$$Y_{it} = X_{it}b + Y2005_t * Treat_i c + Y2005_t d + \delta_i + Region_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Y_{it}$ 는 개인별( $i$ ) 연도별( $t$ ) 흡연 여부(1=만일 현재 흡연자라면, 0=만일 현재 비흡연자라면),  $X$ 는 교육수준, 나이, 나이의 제곱, 성별, 가구별 소득(2005년 기준 월 평균 실질소득), 교육 정도, 14세 미만 자녀의 존재 유무이다. 또 하나의 중요한 변수는 금연법 강화 이전인가 이후인가의 변수이다. 2001년 조사는 법 강화 이전에, 2005년 조사는 법 강화 이후에 이루어졌

다. 따라서 2005년을 연도별 더미로 만들어 1로 정의하고, 2001년을 0으로 정의한다. 이때 우리가 관심을 갖는 실내 금연법 강화에 따른 흡연율에 대한 효과는 실험 집단(Treat)더미와 연도더미(Y2005)의 곱의 추정치가 되며, 위의 식에서는  $c$ 이다. 여기에 연도별 담배가격 인상과 같은 외부효과를 통제하기 위해 연도더미  $Y2005_t$ 를 추가하였다. 실험집단인 Treat 변수가 따로 독립 변수로 포함되어야 하나 이보다 더 자세한 직종별 더미( $\delta$ )를 포함시켜 직종별로 있을 수 있는 흡연에 대한 근본적인 차이를 고려하였다. 또한 지역별로 여러 가지 관측되지 않는 근본적인 차이가 존재할 수 있으므로 13개 지역별 더미(region)를 고려하였다.<sup>7)</sup> 참가방정식은 종속변수가 더미변수이므로 선형확률모형(Linear Probability Model: LPM)이나 비선형추정법인 Logit 또는 Probit을 사용하여 추정될 수 있다. 비선형추정법을 사용하였을 경우에는 한계효과를 별도로 구하여야 하나 두 변수의 곱인  $Y2005*Treat$  변수의 경우에는 단일 변수처럼 한계효과를 구할 수 없음이 Ai and Norton(2003)을 통해 알려져 있다. 따라서 본고에서는 선형확률모형(LPM)을 사용하여 추정하도록 하겠다.

참가 후 사용추정 방정식(conditional

7) 2001년과 2005년의 지역 구분이 상이하여 2005년에는 경남, 경북으로 2001년에는 경상도로 구분되어 있으며, 전라도, 충청도도 같은 양상을 보이고 있다. 강원, 경기, 경상, 광주, 대구, 대전, 부산, 서울, 울산, 인천, 전라, 제주, 충청의 13개 지역변수가 고려되었다.

use specification)은 다음과 같다.

$$(Y_{it}|Y_{it}>0) = X_{it}b + Y2005_t * Treat_i + c + Y2005_t d + \delta_i + Region_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$Y_{it}$ 는 하루 평균 흡연 개비 수로서 현재 흡연자만을 대상으로 최소자승추정법 (Ordinary Linear Square: OLS)을 사용하여 분석한다.

전체 샘플 중 2003년 금연법 강화와 관련이 있는 근로자만을 분석하기 위해 주된 근로자의 나이인 만 20세 이상 65세 이하만을 대상으로 하였다. 국민건강영양조사에서 직종은 다음의 8개로 분류되고 있다. 즉, 전문행정관리직, 사무직, 판매서비스직, 농어업, 기능단순노무직, 군인, 학생/재수생, 주부(집안일, 가사), 무직 등이다. 이 중 주부와 무직자는 직업이 없으므로 금연법의 영향을 받지 않을 사람들이어서 제외하였다.<sup>8)</sup> 또한 군인과 농어업 종사자의 경우도 제외하였는데, 이들은 군부대나 외떨어진 지역에 살고 있어 지역적 특징이 있을 수 있지만 국민건강영양조사에서는 시도별 지역만이 구분되므로 농어업 종사자나 군인의 지역적 특성을 고려하기에는 부족하여 오히려 이들을 제외시킴으로써 보다 비슷한 샘플을 비교할 수 있기 때문이다. 이들을

제외하고 나면 전체 샘플 중 2001년 기준으로는 41%, 2005년 기준으로는 37% 정도의 샘플이 제외되었다.

남은 직종들을 금연법의 영향을 많이 받는 내근직과 영향을 별로 받지 않는 외근직으로 나누어 이중차분법을 이용하여 금연법의 영향을 분석하고자 한다. 다행히 2005년 조사인 제3기 조사에서는 각 개인에게 다음의 질문이 주어졌다.

“일하시는 직장 내 작업공간에서 담배를 피울 수 있습니까?” 그 답변 중 작업공간 내 절대금연을 1로, 일부 장소 흡연 허용이나 모든 장소 흡연 허용을 0으로 놓고 직업군별 작업공간 내 흡연 가능여부를 확인하였다. 전문행정관리직은 67.9%의 사람들이 작업공간 내에서 담배를 피울 수 없다고 답변하였고, 사무직도 62%가 작업공간 내에서 담배를 피울 수 없다고 답변하였다. 따라서 이 두 직업군은 내근을 주로 하는 직업군으로 분류되었다. 반면, 판매서비스직과 기능단순노무직은 40.6%와, 39.6%만이 작업공간 내에서 담배를 피울 수 없다고 대답하여 이 두 직업군을 외근직으로 구분하였다. 따라서 실험집단(Treat)을 전문행정관리직과 사무직으로 정의하고 1로 정하였으며, 판매서비스직과 기능단순노무직은 실험집단(Treat) 변수를 0으로 구별하였다. 또

8) 주부는 주로 집에서 일하고 있으므로 일정 규모 이상의 건물에 사무실이 있을 경우에만 영향을 받은 금연법 강화에 있어서는 통제집단에 속하게 되며, 이를 고려하여 분석하여도 추정 결과에는 큰 질적인 변화가 없다.

한 직관적으로도 전문행정관리직, 사무직은 주로 실내에서 근무하는 직종이며, 판매서비스직과 기능단순노무직은 실외 근무를 주로 하는 직종으로 보인다.

하지만 본고에서 실험집단(Treat=1)과 통제집단(Treat=0)을 분류하는 기준은 자의적이며, 실제로는 통제집단(control group)에 금연법 강화의 영향을 받은 사람들이 들어가거나 실험집단(treatment group)에 반대로 영향을 받지 않은 사람들이 섞여 들어갈 수 있다. 이렇게 되면 더미변수(Treat)에 측정오류가 있게 된다. 즉, 우리가 관측한 실험집단과 실제의 실험집단 사이에 오류가 있게 되는 것이다. 독립변수가 측정오류를 가지게 되는 경우는 계량경제학에서 많이 있어왔으며, 많은 변수들이 정확하게 측정되지 못하고 있기도 하다. 예를 들어, 소득과 같은 경우도 실제 소득과는 차이가 있게 보고 되는 경우가 흔하기 때문이다(Moore et al.[1997]). 이럴 경우 감소편향(attenuation bias)을 일으켜 실제로는 효과가 있음에도 불구하고 효과를 찾지 못할 가능성이 있다는 것이 예상되는 문제점이다(Wooldridge[2002], pp.73~76). 따라서 효과를 찾은 경우에는 의미가 있는 추정치로 실제값보다 작은 하방한계(lower

bound)를 나타낼 가능성이 있다.

## V. 회귀분석 결과

<표 1>에서는 본고에서 사용한 국민건강영양조사의 변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 본고를 위해서 사용된 샘플은 앞에서 밝힌 조건 적용 후 2001년과 2005년 조사에서 각각 약 3,948명과 4,069명이 분석에 이용되었다.<sup>9)</sup> 첫 번째 열은 실내금연 강화 전인 2001년 조사 자료이고, 두 번째 열은 실내금연 강화 이후인 2005년 조사 자료이다. 먼저 평균 연령은 2001년의 경우 만 40세이고 2005년 또한 만 39세로 별 차이가 없고, 남성의 비율은 59%에서 61%로 약간 증가하였다. 남성의 비율이 이처럼 높은 이유는 전업주부가 샘플에서 제외되었기 때문이다. 교육 정도는 중학교 졸업 이하가 감소하면서 대졸(전문대 포함) 이상이 35%에서 40%로 증가하였다. 월평균 가계실질소득은 국민경제의 성장과 더불어 242만원에서 272만원으로 4년간 12% 증가하였다.<sup>10)</sup>

9) 본고의 분석에서 사용하지 않은 국민건강영양조사의 첫 번째 설문인 1998년 설문을 추가하여 분석하여도 연도더미변수가 대부분의 충격을 흡수하여 결과에는 거의 영향을 미치지 못하였으며, 원하면 필자들에게서 결과를 받을 수 있다.

10) 소비자물가지수(2005년 기준)를 사용하여 2001년 월평균 소득을 실질소득으로 변경하였다.

〈Table 1〉 Sample Characteristics

Variable	Year	
	2001	2005
Mean Age	39.82 (10.52)	39.49 (10.7)
Monthly Real Income (Year 2005=100)	242.35	271.54
	Unit: %	
Male	59.24	61.06
Education		
Middle School Graduates or less	23.40	18.53
High School Graduates	41.61	41.33
College Graduates and over	35.01	40.14
Occupations		
Indoor Occupations		
Executive, Administrative, etc	10.72	11.22
Administrative Support	9.11	11.41
Outdoor Occupations		
Sales Occupations	18.93	16.49
Factory Worker	19.95	23.81
	All	
Current Smoker	0.405	0.378
Cigarettes Per Day(smokers only)	16.234 (7.86)	15.908 (9.05)
Cigarettes Per Day(all workers)	7.183 (9.61)	6.007 (9.51)
	Male	
Current Smoker	0.644	0.571
Cigarettes Per Day(smokers only)	16.645 (7.77)	16.445 (8.94)
Cigarettes Per Day(all workers)	10.684 (10.12)	9.390 (10.58)
	Female	
Current Smoker	0.058	0.075
Cigarettes Per Day(smokers only)	9.543 (6.02)	9.454 (7.83)
Cigarettes Per Day(all workers)	0.543 (2.63)	0.705 (3.27)
Observations	3,948	4,069

Note: Korea National Health and Nutrition Survey wave 2 (2001) and wave 3 (2005) is used. Sample are restricted to worker age between 20 and 65. Occupations like military personal, farmer are dropped. Executive, administrative and administrative support are classified as indoor workers. Sales occupations and factory workers are classified as outdoor workers. Real monthly household income (in 2005 won) in the unit of 10,000 won is used. Sample weights are used for all calculations. Standard deviations are in parenthesis.

직종군을 살펴보면, 전문행정관리직은 10.7%에서 11.2%로, 사무직은 9.1%에서 11.4%로 약간 증가하였다. 판매서비스직은 2001년 18.9%에서 2005년 16.5%로 2.4%p 감소하였으며, 기능단순노무직은 20%에서 23.8%로 비교적 큰 3.8%p 증가하였다.

두 번째 블록에서는 종속변수로 사용된 현재 흡연 여부, 흡연자들에 대해서만 계산된 일평균 흡연 개비 수, 모든 사람들에게 대해서 계산된 일평균 흡연 개비 수를 2001년과 2005년에 대해서 표시하였다. 먼저 성인 전체의 흡연율은 2001년 40.5%에서 2005년 37.8%로 2.6%p 감소하였다. 흡연자들의 일평균 흡연 개비는 2001년의 16.2개비에서 2005년에는 약간 감소한 15.9개비이며, 모든 사람들을 대상으로 일 평균 흡연 개비를 계산하면 7개비에서 6개비로 줄어든 것을 알 수 있다. 남성을 보면 흡연율은 2001년 64%에서 2005년 57%로 상당히 줄어들었고 모든 사람들을 대상으로 계산된 일평균 흡연 개비는 11개비에서 9개비로 감소하였다. 이보다 훨씬 낮은 흡연율을 보이는 여성의 경우에는 5.8%에서 7.5%로 2005년에 2001년보다 흡연율이 증가하는 모습을 보였다. 모든 사람들을 대상으로 계산된 일평균 흡연 개비수는 0.5개비에서 0.7개비로 증가했다.

<표 2>에서는 앞 섹션 분석모형에서 종속변수를 (현재 흡연=1, 비흡연자=0)

이항변수(binary variable)로 설정한 참가 방정식(participation equation)의 결과를 보고한다. 종속변수가 이항변수(binary)이지만 관심 있는 변수가 두 변수의 곱이므로 선형확률모형(LPM)을 사용하여 추정하였다. 첫 번째 열에서는 본고의 주된 관심사인 금연법 개정( $Y2005 * Treat$ )의 효과를 만 나이, 나이의 제곱, 성별, 가구별 실질소득의 로그함수, 14세 미만 자녀의 존재 여부를 독립변수로 놓고 회귀분석을 하였으며, 금연법 개정이 흡연율을 12.5%p 낮추는 것으로 나타났다. 또한 연도별 더미변수도 설명변수로 고려하였다. 예를 들어, 담배가격 인상 등이 있었다면 이는 모든 사람들에게 공통적으로 영향을 미치게 될 것이며 연도더미에 잡힐 것이다. 연도더미는 통계적으로 유의하지 않았다. 나이 32세에 가장 높은 흡연율을 보이며, 그 이후에는 감소함을 보이고 있다. 샘플의 평균 연령인 40세에서는 나이가 한 살 증가함에 따라 흡연율은 0.8%p 감소하고 있다. 남성의 흡연율은 여성에 비해 평균 54%p나 높다. 로그 변환된 소득수준은 소득 1단위 (1만원)의 증가가 흡연율을 0.01% 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 통계적으로 유의한 수치이다. 이 분석에서 사용된 샘플 수는 8,017개이다.

두 번째 열에서는 첫 번째 열에 흡연율을 결정하는 데 중요한 요소일 수 있는 교육 정도를 추가하였으며, 금연법 개정에

<Table 2> Impact of Smoking Bans on Current Smoker

	Current Smoker				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Y2005*Treat	-0.125 (0.0159)	-0.0894 (0.0170)	-0.0892 (0.0170)	-0.0422 (0.0204)	-0.0410 (0.0204)
Y2005	0.0119 (0.0115)	0.00185 (0.0116)	0.000373 (0.0116)	-0.0168 (0.0123)	0.0457 (0.0133)
Male	0.541 (0.00929)	0.551 (0.00952)	0.550 (0.00953)	0.548 (0.00975)	0.609 (0.0128)
Age	0.00962 (0.00368)	0.00792 (0.00369)	0.00808 (0.00369)	0.00754 (0.00372)	0.00741 (0.00371)
Age2/100	-0.0174 (0.00444)	-0.0163 (0.00444)	-0.0164 (0.00445)	-0.0158 (0.00447)	-0.0158 (0.00446)
Logincome	-0.0590 (0.00743)	-0.0507 (0.00760)	-0.0511 (0.00766)	-0.0486 (0.00767)	-0.0485 (0.00768)
Having Children under 14	-0.00625 (0.0112)	-0.00477 (0.0113)	-0.00538 (0.0113)	-0.00618 (0.0113)	-0.00670 (0.0113)
High School Graduates		-0.00502 (0.0148)	-0.00482 (0.0148)	0.00142 (0.0152)	0.000773 (0.0151)
College Graduates and Over		-0.0762 (0.0172)	-0.0739 (0.0173)	-0.0519 (0.0192)	-0.0521 (0.0192)
Region Dummy			Y	Y	Y
Occupation Dummy				Y	Y
Year*male					Y
R <sup>2</sup>	0.313	0.317	0.319	0.320	0.323
Observations	8,017	8,017	8,017	8,017	8,017

Note: Linear Probability Model is used. Survey wave 2 (2001) and 3 (2005) is used.

Less than high school graduates is omitted group. Four occupation (executive, administrative support, sales, factoryworker) is considered. Treat =1 if executive and administrative support and 0 otherwise.

Robust standard errors are in parenthesis. Sample weights are used.

의한 흡연율의 변동은 이제까지보다 적어진 8.9%p의 감소를 보이고 있다. 교육 정도 중 기준으로 잡힌 것은 중학교 졸업 혹은 이하이며, 고등학교 졸업은 중학교

졸업 이하와 비교하여 통계적으로 흡연율에서 차이점이 없지만, 전문대 이상의 고학력자는 95% 신뢰수준에서 유의하게 7.6%p 낮은 흡연율을 보이고 있다.



세 번째 열에서는 이전 분석에 13개 지역변수를 더미로 추가하여 흡연에 영향을 미치는 지역만의 영향을 제거하려고 하였으나, 두 번째 열과 비교하여 추정치에 별다른 변화가 발생하지 않았다. 네 번째 열에서는 직종별 더미변수를 추가하여 특정 직종에 존재하는 흡연율의 수준차를 제거하였다. 우리들이 관심을 가지고 있는 금연법 개정에 따른 흡연율의 변화는 앞서의 추정치보다는 적은 4.2%p로 나타났다. 다섯 번째 열에서는 남성과 여성이 연도별로 다른 흡연의 수준을 보이는 것이 금연법 강화가 아닌 다른 요인에 의해서 발생했을 때 이를 제거하기 위해 연도와 성별 더미를 곱하여 추가하였ek. 그 결과 금연법 강화의 효과는 4.1%p로 감소하였고, 95% 신뢰수준에서 여전히 통계적으로 유의한 결과를 보여 주었다.

다음으로 <표 3>에서는 two part model 추정을 같이 보고한다. 첫 번째 열에서는 <표 2>의 마지막 열에서 보고된 참가방정식의 결과를 다시 보여주고 있으며, 두 번째 열에서는 최소자승추정법(OLS)을 이용하여 일일 평균 흡연량의 변화를 살펴보고자 한다. 즉, 두 번째 열에서는 현재 흡연자만을 대상으로 금연법 개정이

일일 평균 흡연량에 얼마나 영향을 끼쳤는지를 분석하였으며, 실제로 발생한 흡연량 감소에 주안을 두고 있다. 먼저 흡연자들 사이에서는 금연법 개정이 하루 평균 2.5개비를 덜 피우게 만드는 것으로 나타났으며, 이는 흡연자들이 평균 16개비 흡연하는 것을 고려하면 약 16%의 흡연량 감소에 해당한다. 이는 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하다.

다음으로 <표 4>에서는 남성과 여성을 나누어서 현재까지 살펴본 흡연율과 흡연자만으로 계산된 일평균 흡연량, 모든 사람을 대상으로 계산된 일평균 흡연량을 보고한다.11) 위의 블록이 남성이며 첫 번째 열을 보면 금연법 강화가 현재 흡연율을 4.2%p 감소시키는 것으로 나타났다. 하지만 오차가 증가하면서 통상적인 신뢰수준 범위에서 유의하지 않은 결과로 나타났다. 또한 아래의 블록에 보고된 여성의 경우도 3.2%p 흡연율이 감소하는 것으로 나타났으며, 90% 신뢰수준에서 유의하게 나타났다. 두 번째 열에서는 남성의 경우는 일평균 2.4개비, 여성의 경우는 4.7개비의 감소를 보이며, 남성의 경우는 95% 신뢰도하에서 여성의 경우는 90% 신뢰도하에서 유의한 것으로 나타났다.

11) 첫 번째 이용된 흡연율은 흡연과 금연의 선택에 변화가 있는지를, 두 번째 보고된 흡연자 중 흡연량은 흡연자들 중에서 소비량의 변화를 측정하고 있다. Evans et al. (1999)에서 모두가 이렇게 extensive margin과 intensive margin을 따로 보는 것이 일반적이다. 이를 하나로 묶기 위해서 Tobit 모형을 써서 흡연량이 금연자의 경우 0에서 censor된 것으로 볼 수도 있으며, 이런 경우는 제VI장에서 설명하고 있다.

〈Table 3〉 Impact of Smoking Ban on Smoking, Two Part Model

	Current Smoker	Cigarettes Per Day Only Smokers
Y2005*Treat	-0.0410 (0.0204)	-2.476 (0.684)
Y2005	0.0457 (0.0133)	0.364 (1.033)
Male	0.609 (0.0128)	7.540 (0.767)
Age	0.00741 (0.00371)	0.387 (0.131)
Age <sup>2</sup> /100	-0.0158 (0.00446)	-0.391 (0.161)
Logincome	-0.0485 (0.00768)	0.0241 (0.257)
Having Children under 14	-0.00670 (0.0113)	0.0319 (0.357)
High School Graduates	0.000773 (0.0151)	-0.989 (0.545)
College Graduates and Over	-0.0521 (0.0192)	-2.700 (0.615)
Region Dummy	Y	Y
Occupation Dummy	Y	Y
Year*male	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.323	0.091
Observations	8017	3037

Note: OLS is used. Less than high school graduates is omitted group.

Four occupation (executive,administrativesupport,sales,factoryworker) is considered. Treat =1 if executive and administrative support and 0 otherwise. Survey wave 2 (2001) and 3 (2005) is used. Strict smoking ban rule is applied in 2003. Robust standard errors are in parenthesis. Sample weights are used.

〈Table 4〉 Impacts of Smoking Ban, by Gender

	Current smoker	Cigarettes per day Only smokers	Cigarettes per day All adults
		Male	
Y2005*Treat	-0.0423 (0.0315)	-2.376 (0.707)	-1.887 (0.637)
Mean	0.6016771	16.53405	10.57809
R <sup>2</sup>	0.063	0.053	0.0604
Observations	4722	2835	4706
		Female	
Y2005*Treat	-0.0322 (0.0179)	-4.744 (2.747)	-0.485 (0.205)
Mean	0.0671665	9.487763	0.6365444
R <sup>2</sup>	0.045	0.116	0.0352
Observations	3,295	202	3,294

Note: See Notes on Table 2 for the first column and Table 3 for the second column.

모든 사람들을 대상으로 계산한 일평균 흡연량은 금연법 강화로 인하여 남성의 경우에는 1.9개비, 여성의 경우에는 0.5개비 감소하는 것으로 나타났으며, 둘 모두 95% 신뢰수준에서 유의한 것으로 나타났다.

## VI. 추정의 안정성 확인

본 장에서는 앞에서 추정된 결과들이 가질 수 있는 몇 가지 문제점들을 확인해 보면서 과연 앞서의 결과를 얼마나 신뢰

할 수 있는지를 확인하여 보도록 한다. 첫 번째 문제는 구성원의 변동에 관한 것인데, 구성원의 변동은 추정치를 신뢰할 수 없게 만드는 중요한 요인이 될 수 있다. 이하에서는 두 가지의 구성원의 변동을 고려하여 보도록 한다. 첫째, 2001년 조사와 2005년 조사 사이의 구성원의 변화이다. 이제까지 2001년과 2005년의 경우에 모두 20세 이상 65세 이하의 사람들을 분석하였다. 하지만 2001년에 62세였던 사람은 2005년에는 66세로 표본 선택 기준인 만 20세 이상 65세 이하의 기준에 따르면 표본으로 포함되지 않고 2005년에 20세는 이전 조사에는 포함되지 않았

던 나이군이지만 새로이 포함되게 된다. 따라서 새로운 나이그룹이 포함됨으로써 발생하는 효과는 금연법 강화에 의해 발생하는 효과와 다른 것이므로 이를 명확하게 하기 위해 새로운 나이그룹을 전혀 배제하고 같은 나이그룹인 2001년 조사 시 20세에서 61세 사이와 2005년에 24세에서 65세 사이를 가지고 이제까지의 모델을 다시 분석해 본다.

<표 5>에 나타난 결과를 보면, 위의 블록은 앞에서 보고된 수치들이며, 아래의 블록은 2001년과 2005년 조사에서 새로운 나이그룹의 포함 없는 분석이다. 먼저, 현재 흡연자를 기준으로 샘플 수의 변화를 보면, 8,017명에서 261명이 줄어든 7,756명이 분석되었으며, 이는 3.9%의 감소이다. 추정치는 근소하게 감소하였고 관측치 감소에 따른 오차의 증가가 있었다. 두 번째 열에서 본 일평균 흡연량과 세 번째 열에 기록된 흡연자 중에서의 일평균 흡연량 모두 추정치가 다소 변동하였으나 아주 미소한 변화만을 보이고 있다. 따라서 일부 새로 들어가거나 빠진 나이 그룹은 앞에서 내린 결론에 중요한 영향을 미치지 않고 있다는 것을 알 수 있다.

둘째, 2001년에 관측된 구성원과 2005년에 관측된 구성원 중 금연법 강화의 결과

로 실험집단(Treat=1)과 통제집단(Treat=0) 간에 발생한 구성원의 이동이다. 이는 앞에서 고려한 나이 그룹보다 심각할 수 있는 문제이다. 예를 들어, 2001년 금연법 강화 이전에 실험집단에 근무하던 흡연자가 2003년 금연법이 강화되자 흡연이 가능한 통제집단으로 옮겨서 2005년에는 통제집단에서 근무하고 있다면 실제로 흡연이 변동하지는 않았지만 흡연자가 실험집단에서 줄어든 것처럼 관측되게 만들 수 있는 것이다. 이 문제를 정확히 파악하기 위해서는 구성원을 시간의 변화 동안 따라가면서 직종과 흡연을 관찰할 수 있는 패널 자료가 필요하다. 불행하게도 이런 패널 자료는 아직 존재하지 않고 있다. 따라서 문제가 있는지를 확인해 볼 수 있는 가장 좋은 방법은 4년의 기간 동안 실내직종에서 실외직종으로 이동한 사람들이 얼마나 많은지를 확인해 보는 것이다. 한국노동패널이 2001년과 2005년에 자료를 조사하였으며 직종이 기록되어 있으므로 이를 이용해 보았다.<sup>12)</sup> 2001년에 실내직종에 근무하다가 2005년 실외직종에 근무하는 사람은 총 2,862명 중 72명으로 2.5%뿐이다. 따라서 선택문제(selection, or sorting)는 크게 우려할 정도가 아닌 것으로 판단된다. 또한 주위에서

12) 한국노동패널과 국민건강영양조사의 직종 구분이 완전히 일치하지는 않으나 거의 일치하고 있다. 노동패널에서는 입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 전문가, 사무 종사자를 실내직업군으로, 서비스, 판매직 종사자, 기능원 및 관련 기능 종사자, 장차, 기계조작 및 조립 종사자, 단순노무 종사자를 실외직업군으로 분류하였다.

〈Table 5〉 Robustness Check for Different Cohorts

	Current smoker	Cigarettes per day Only smokers	Cigarettes per day All adults
Age 20~65 in 2001 or 2005			
Y2005*Treat	-0.0410 (0.0204)	-2.476 (0.684)	-1.331 (0.396)
R <sub>2</sub>	0.323	0.091	0.263
Observations	8017	3037	8000
Age 20~61 in 2001 and Age 24~65 in 2005			
Y2005*Treat	-0.0393 (0.0208)	-2.365 (0.693)	-1.348 (0.410)
R <sub>2</sub>	0.324	0.089	0.262
Observations	7756	2969	7739

Note: Korea National Health and Nutrition Survey second and third waves are used. OLS is used.

흔히 접할 수 있는 이야기들을 보면, 직장 선택 시 고려하는 것으로 근무환경이 가장 중요 시 되었는데(HR 코리아 [2009]), 어떤 근무환경인지를 묻는 주관식 질문에 온정적 분위기, 수평적 커뮤니케이션, 직원 배려, 상호존중 등을 답변했지만 흡연에 대해서는 답이 나오지 않았다는 점을 보아도 직장이나 직종 선택 시 사무실 금연 여부가 직업이나 직종을 바꿀 정도의 중요한 문제는 아닌 것으로 보인다.

두 번째 문제는 전체 조사자의 일평균 흡연량을 종속변수로 사용할 때 흡연하지 않는 사람은 0개비로 기록되어 있다는 것이다. 이는 실제 담배에 대한 기호가 음일 수 있는 사람들이 관측이 되는

0에 기록되어 있는 경우이며, 이때에는 0으로 관측되는 값들이 0에서 센서된 값을 고려하여 추정해 주는 Tobit 모형을 사용하여 불편(unbiased) 추정치를 얻을 수 있다. <표 6>의 첫 번째 열에서 최소자승추정법(OLS)으로 추정된 -1.331은 한계값으로 금연법 강화가 하루 평균 1.3개비의 흡연을 줄인다는 것이다. 두 번째 열에서는 Tobit 모형을 써서 추정된 -3.35가 표시되었고, 이 두 추정치 모두 95% 신뢰도하에서 통계적으로 유의하다. Tobit 모형의 추정치를 해석하기 위해서는 한계값을 구하여야 하며,  $\frac{\Delta E(y|y > 0)}{\Delta x}$ 의 한계효과를 계산한 값은 -1.03이 된다.

〈Table 6〉 Comparison between OLS and Tobit

	Cigarettes per day All adults	
	OLS	Tobit
Smoking Ban	-1.331 (0.396)	-3.345 (0.955)
Observations	8,000	8,000

Note: Marginal effect of tobit model is -1.033

## Ⅶ. 결 론

국내외에서 점점 증가하고 있는 직간접 흡연의 피해 우려에 대해 정부에서도 금연법을 강화하여 대처하고 있으며, 2003년 국민건강증진법 개정을 통하여 강화된 금연법을 보면 연면적 3,000㎡ 이상의 사무용 건축물과 연면적 2,000㎡ 이상의 복합건축물에 있는 사무실을 금연 구역으로 설정하였다.<sup>13)</sup> 본고에서는 강화된 금연법이 흡연에 어떤 영향을 주었는지를 분석하는 것을 목적으로 한다. 하지만 변경된 금연법이 한국의 모든 지역에서 한꺼번에 시행되었으며, 꾸준히 감소되어 온 흡연율을 고려하면 과연 얼마만큼의 흡연율 감소가 이 법의 개정에 따른 효과인지를 측정하는 것은 어려움이

있다. 본고에서는 금연법 개정의 주요 내용이 실내에서의 금연 강화인 점에 착안하여 실내근무자와 실외근무자가 서로 다른 영향을 받는 점을 이용하였다. 즉, 실내에서 주로 근무하는 근로자의 경우는 강화된 금연법의 영향을 크게 받는 반면, 실외근무가 많은 직업을 가진 근로자의 경우는 훨씬 적은 영향을 받게 될 것이기 때문이다.

국내를 대표하는 샘플을 가진 국민건강영양조사를 사용하여 이를 분석하였으며, 실내근무가 많은 직업 두 개와 실외근무가 많은 것으로 조사된 직업 두 개를 사용하여 흡연율의 변화를 다중회귀분석 모형을 이용하여 분석하였다. 강화된 금연법의 영향으로 흡연율은 4.1%p 감소하였으며, 흡연자들은 일평균 2.5개비를 덜 피우는 것으로 분석되었다. 흡연율과 흡연자들의 일평균 흡연량 모두 95% 신뢰 수준에서 유의하였다.

13) 이 법의 변경으로 인해 실제로 영향을 받게 되는 사무실의 개수를 살펴보는 것도 중요한 일이겠으나 안타깝게도 필자들이 아는 한 한국의 사무실 규모에 대한 대표성 있는 자료는 존재하지 않는다.

본고에서는 내근직과 외근직으로 주로 분류되는 직업군을 대상으로 내근직은 금연법에 영향 받는 집단으로, 외근직은 영향 받지 않는 집단으로 놓고 금연법의 효과를 분석하였다. 이러한 내근직과 외근직의 분류는 자의적일 수 있으며, 실험 집단과 통제집단의 구분에 오류가 있을 수 있다. 이렇게 설명변수에 측정오류가 있으면 감소편향(attenuation bias)이 있을 수 있으나 본고는 이러한 편의에도 불구하고 통계적으로 유의한 금연법의 영향을 찾고 있다. 따라서 본고가 찾은 영향은 하방한계(lower bound)일 것이며 실제의 효과는 이보다 클 수 있다. 또한 좁은 의미로는 판매서비스직 및 기능단순노무직에 비해 전문행정관리직과 사무직이 금연법으로부터 어떠한 영향을 받았는가를 답변하고 있다고 할 수 있다. 본고의 분석 결과는 분석에 사용된 내근직과 외근직의 샘플에 기초한 것이다. 국민건강

영양조사가 반복적인 횡단면 자료가 아니고 한 사람을 추적 조사하는 패널조사 자료였다면 그리고 작업공간 내의 금연 정책에 대해 금연법 강화 이전에 조사된 2001년 조사표에서도 설문이 이루어졌다면 금연법 강화에 의한 흡연행태의 변화를 보다 정확히 분석할 수 있었을 것이라는 아쉬움이 남는다.

또한 본고에서의 일평균 흡연량 2.5개비(평균 흡연 대비 16% 감소) 감소는 Evans et al.(1999)의 샘플에 따라 다르게 나타난 1.37개비에서 3.9개비 사이에 있으며, 4.1%p의 흡연을 감소도 Evans et al.(1999)의 샘플별 1%p에서 7.8%p 사이에 존재하고, 전체 인구를 대상으로 한 추정치인 5.7%p보다는 낮고, Longo et al.(1998)의 연구에서 찾은 2.7%p보다는 좀 높은 수치로서 현재까지의 연구들에서 보인 수치의 범위에서 크게 벗어나지 않는 수준이다.

## 참 고 문 헌

- 김성준, 「한국의 보건정책의 딜레마와 그 해결방안—담배소비억제정책에 대한 오해와 그 이해를 위한 담배수요의 계량적 추정」, 『한국행정학회 추계학술발표대회 논문집』, 2001.
- 백남원 외, 『흡연노출평가를 이용한 금연정책 효율성에 관한 연구』, 국민건강증진 연구사업 보고서, 서울대학교 보건대학원, 2002.
- 보건복지부, 『2008년도 국가 흡연예방 및 금연 사업 안내』, 2008.
- 보건복지부, 『국민건강법령집』, 2003.8.
- 정애숙, 「각국의 담배규제정책이 흡연에 미치는 영향」, 연세대학교 대학원 석사 학위논문, 2001.
- 한국소비자연맹, 『공중시설의 금연·흡연구역 실태조사』, 1999.
- HR 코리아, 「직장선택의 기준은 기업문화」 『헤럴드 코리아』, 2009. 5. 15 기사.
- Ai, Chunrong, and Edward C. Norton, “Interaction Terms in Logit and Probit Models,” *Economics Letters* 80, 2003, pp.123~129.
- Biener, Lois, David Abrams, Michael Follick, and Larry Dean, “A Comparative Evaluation of a Restrictive Smoking Policy in a General Hospital,” *American Journal of Public Health* 79(2), 1989, pp.192~195.
- Duan, N., W. Manning, C. Morris, and J. Newhouse, “A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care,” *Journal of Business Economics and Statistics* 1(2), April 1983, pp.115~126.
- Evans, William N. Matthew C. Farrelly, and Edward B. Montgomery, “Do Workplace Smoking Bans Reduce Smoking?” *American Economic Review* 89(5), September 1999, pp.729~747.
- Longo, Daniel, Mary Feldman, Robin Kruse, Ross Brownson, Gregory Petroski and John Hewett, *Tobacco Control*, 1998. 7, pp.47~55.
- Madden, David, “Sample Selection Versus Two-part Models Revisited: The Case of Female Smoking and Drinking,” *Journal of Health Economics* 27(2), 2008, pp.300~307.
- Moore, Jeffrey, Linda Stinson, and Edward Welniak, Jr., “Income Measurement Error in Surveys: A Review,” Proceeding Monograph from the Cognitive Aspects of Survey Methodology II Conference, Charlottesville, VA, 1997.
- OECD, Health Data, 2008.
- Petersen, Lyle, Steven Helgerson, Carol Gibbons, Chanelle Calhoun, Katherine Ciacco, and Pitchford Karen, “Employee Smoking Behavior Changes and Attitudes Following a Restrictive Policy



on Worksite Smoking in a Large Company,” *Public Health Reports* 103(2), 1988, pp.115~120.

Wooldridge, Jeffrey, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002, pp.73~76.

## 외환위기 이후 흉악범죄의 증가와 정부의 범죄억지정책

김 두 얼

(한국개발연구원 부연구위원)

김 지 은

(한국개발연구원 연구원)

Growth of Felonies after the 1997 Financial Crisis in Korea

Duol Kim

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

Jee Eun Kim

(Research Assistant, Korea Development Institute)

\* 본 논문의 초고는 경제학공동학술대회 법경제학회 분과, 서울대학교 법과대학 법과 문화 포럼 및 경제학부 경제사세미나, 경제사상연구회, 2009 Annual Meeting of Asian Law and Economics Association, KDI Journal of Economic Policy Conference, 2009 KIEA International Conference에서 발표되었다. 유익한 논평을 해주신 김종면, 이인재, 윤용준 선생님 및 세미나 참석자 여러분께 감사드린다.

\*\* 김두얼: (e-mail) duolkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea  
김지은: (e-mail) mangodream@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 흉악범죄(Felonies), 1997년 외환위기(Financial Crisis of 1997), 범죄억지정책(Deterrence Policy), 범죄율(Crime Rate), 재범(Repeated Offender)
- JEL code: H4, H59, K14, K42, N4
- Received: 2009. 5. 28      • Referee Process Started: 2009. 5. 28
- Referee Reports Completed: 2009. 10. 21

## **ABSTRACT**

The Korean economy successfully overcame the macroeconomic downturns driven from the Asian financial crisis in a very short period of time. The economic shock, however, generated a variety of social problems, one of which was the increase in felonies (homicides, robbery, rape, and arson), or degradation of public safety.

We argue that the Korean criminal policy has not been effective to ameliorate the rising trends in crime caused by the financial crisis. In order to substantiate this claim, we assess the effectiveness of criminal policy: policing, sentencing, and corrections.

First, there has been resource shortage in policing since the 1997 financial crisis. For the past ten years, the investment of human resource and budget in the police has been virtually stagnant, as well as in prosecutors' investigation activities. The insufficient resource allocation in policing caused a huge decline in arrest rates and prosecution rates.

Second, the Korean judicial system has not increased the severity of punishment. Comparing the pre- and the post-financial crisis period, the average length of prison sentence by the courts has declined. Given the degrading in the quality of crime and the decreasing amount of inputs into the policing and prosecution, the government should have increased the severity of punishment to deter crime.

Third, we found that the government hired more officers and allocated larger budget into prison and probation. However, it is difficult to suggest that the increased level of resources in correctional programs have been effective in preventing released prisoners from committing future crimes. This is because the number of repeat offenders convicted of more than a third offense increased dramatically since 1997, pushing felonies upward.

In sum, the government organizations failed to respond respectively or to make coordinated actions, eventually causing a dramatic increase in crimes. This research brings explicit policy implications. In order to prevent possible additional degradation of public safety, the government must put more efforts into increasing the effectiveness of policy and to investing more resources into said policies. We also emphasize the importance of the institutional mechanisms which foster policy coordination among the Police, the Prosecutor's Office, the Ministry of Justice, and other relevant government organizations.

## ABSTRACT

1997년 외환위기 이후 지난 10년 동안 살인, 강도, 강간, 방화 등 신체에 직접적인 위해를 가하는 흉악범죄가 두 배 가량 증가하였다. 본 논문은 외환위기 이후의 사회경제적 변화가 범죄발생을 증가시키는 방향으로 이루어졌음을 전제하면서, 정부의 범죄억지정책이 이러한 사회적 변화에 적절하게 대응하였는지를 검토하였다. 방법 및 검거, 양형, 교정 등 범죄억지정

책을 구성하는 개별 영역들에 대한 분석은 자원투입이나 효과성 면에서 범죄억지를 위한 충분한 노력이 이루어지지 못했음을 보여준다. 외환위기 이후 악화된 치안환경을 복원하고, 최근 발생한 세계적 경제위기가 야기할 수 있는 추가적인 치안환경 악화를 예방하기 위해서는 범죄억지를 위해 보다 많은 자원투입과 정책의 효과성 증대를 위한 노력이 필요하다.

## I. 서론

1997년 외환위기 이후 지난 10여 년 동안 우리 경제는 경제성장률의 하락과 실업률 상승, 그리고 소득불평등 증대와 빈곤층 확대 등과 같은 심대한 경제상황 변동을 겪어 왔다. 이 같은 경제구조 변환은 광범위한 사회문화적 변화를 수반하였는데, 그중 하나가 흉악범죄, 즉 살인, 강도, 강간, 방화처럼 신체에 직접적 위해를 가하거나 생명을 앗아가는 범죄들의 증가이다.<sup>1)</sup> 국방과 치안 같은 공공재의 공급을 통해 대내외적으로 국민들의 안전한 삶을 보장하는 것이 국가의 가장 기본적 역할이라는 점에 비추어 볼 때, 범죄발생 증가의 원인을 파악하고 대책을 마련하는 것이 정부가 수행해야 할 중요한 책무임은 별다른 이론의 여지가 없다. 나아가 범죄가 피해당사자뿐 아니라 사회 전체에 끼치는 경제적 손실이 막대하다는 점, 그리고 치안환경의 악화가 자유로운 경제활동을 저해함으로써 경제성장의 기반을 약화시킬 수 있다는 점을 고려한다면 흉악범죄에 대한 대응책 마련은 장기적인 경제성장의 기반을 마련한다는 면에서도 매우 중요하다.

강은영·박형민(2008), 김지선 외(2007), 장준오 외(2008), 최인섭(2003) 등 우리나라의 범죄현상 혹은 형사정책을 다룬 연구들 중 상당수는 외환위기 이후 우리 사회에서 범죄가 크게 증가하고 있음을 지적해 왔는데, 이들은 대부분 경제상황 악화에 따른 범죄유발요인의 증가나 사회 전반적인 폭력성 증대가 이러한 현상을 촉발하였다고 언급하고 있다. 하지만 Cook and Zarkin(1985), Raphael and Winter-Ebmer(2001), Donohue and Levitt (2001), Machin and Meghir(2004) 등은 미국이나 영국의 경우 경제상황 악화가 강도나 절도와 같은 재산 관련 범죄를 증가 시키기는 하지만 살인사건과 같은 흉악 범죄에 미치는 영향은 상대적으로 미미하다고 언급하고 있다. 오히려 Levitt (2004, p.171)은 경기침체가 범죄 증가에 영향을 미치는 경로로, 소득 감소 등으로 인한 유발요소보다는 정부예산 변동에 따른 경찰력과 교정활동 약화가 더 중요하게 작용함을 지적하고 있다. 이와 같은 서구 범경제학계의 연구 결과는 우리나라의 흉악범죄 증가현상에 대한 진단과 처방이 적절한지에 대한 근본적 점검이 필요함을 시사한다.

본 연구는 1997년 외환위기 이후의 사회경제환경 변화가 범죄유발요인을 증가시켰을 가능성을 전제하면서, 정부가 범

1) 흉악범죄의 정의에 대해서는 제Ⅲ장에서 상술하기로 한다.

죄의 억지(抑止, deterrence)를 위해 적절한 정책을 수행해 왔는지를 평가하려는 시도이다. 경제상황의 악화는 정부가 범죄억지를 위해 사용할 수 있는 자원을 줄이거나 주어진 자원의 사용에 있어 정책의 우선순위를 달리 정하도록 유도함으로써 범죄억지에 요구되는 만큼 충분한 자원이 투입되지 못하게 하였을 가능성이 있다. 아울러 범죄억지정책을 담당하는 여러 부처들이 변화된 상황에 대처하기 위해 적절한 정책공조를 수행하지 못할 경우, 정책의 효과성이 약화되었을 수 있다. 만일 이러한 요인들로 인해 외환위기 이전과 비교해서 외환위기 이후 정부의 범죄억지정책이 적절하게 수행되지 못한 측면이 있다면, 외환위기 이후의 범죄 증가는 사회경제적 상황에 의해 초래된 불가피한 결과라기보다는 정부 정책에 의해 달라질 수도 있었을 문제임을 의미한다. 이런 점에서 외환위기를 전후로 범죄억지정책의 전반적 수준이 어떻게 변화하였는지 평가하는 본 논문의 작업은 매우 중요한 정책적 시사점을 지닌다.

정부의 범죄억지정책은 업무별로는 범죄의 예방, 범법자의 검거 및 처벌, 그리고 교화작업으로 나누어 볼 수 있으며, 이러한 업무는 경찰, 검찰, 대법원, 법무부가 담당하고 있다. 범죄억지정책에 대한 평가는 개별 업무들이 적절하게 이루어질 수 있도록 충분한 자원이 투입되었는가, 투입된 자원들이 효과적으로 사용

되었는가, 범죄억지정책의 여러 영역들이 일관된 방향으로 조정·관리되고 있는가, 궁극적으로 범죄억지를 성공적으로 수행하고 있는가에 답을 제시함을 의미한다. 이를 위해 제Ⅱ장에서는 이론적 논의로서 범죄억지정책을 분석하는 틀을 제시하기로 한다. 제Ⅲ장에서는 치안환경의 수준을 측정하는 지표범죄(index crime)로 흉악범죄의 증가 추이를 검토한다. 범죄통계의 경우 모집단과 인지사건의 괴리 문제가 존재하는데, 과연 인지된 사건의 변동이 실제 범죄 증가를 반영하는지 여부를 점검하기로 한다. 제Ⅳ장에서는 범죄의 예방, 수사 및 검거, 범인에 대한 양형, 그리고 교정, 교화작업 각각이 효과적으로 수행되어 왔는지를 차례로 점검한 뒤, 제Ⅴ장에서 결론으로 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

## II. 범죄억지정책의 틀

정부의 치안(security)정책 혹은 범죄억지(deterrence)정책은 범죄발생을 미연에 방지하는 사전 예방(prevention)과 발생한 범죄에 대한 사후 처벌(punishment)로 나누어 생각해 볼 수 있다. 그런데 범죄에 대한 처벌 관련 조치들은 많은 경우 예방적 성격을 어느 정도 내포하고 있다. 예를 들어, 범죄행위가 적발될 확률이나

<Table 1> Theoretical Framework of Criminal Deterrence Policy

(A) Policy measures and goals of criminal deterrence

Policy Measures	Policy Instruments	Intermediate Variables	Policy Goal
Policing	Police Forces and Expenditure	Arrest Rates	Control the number of crime and crime rate
	Workforce and Expenditure in the Prosecution Office		
Sentencing	Prosecutor's demanded sentence		
	Sentence by the courts		
Correction	Workforce	Repeat Offense Rates	
	Expenditure		

(B) Government organizations in charge of policy instruments

		Government Organizations			
		The Police	The Prosecution	The Court	The Ministry of Justice
Criminal Deterrence Policy	Policing	O			
	Apprehension	O	O		
	Sentencing		O	O	
	Correction				O

처벌의 강도가 높아질수록 범죄를 저지를 유인은 감소할 수 있기 때문에 범죄예방 효과가 있을 수 있다.<sup>2)</sup> 또 범죄자를 교정 시설에 수용하는 것은 사회에서 범죄를 저지르지 못하도록 무력화(incapacitation) 하는 효과가 있으며, 나아가 시설 내에서의 교정활동은 범죄자가 다시 사회로 복귀하였을 때 다시 범죄를 저지르지 않도록 재활(rehabilitation)시키는 기능이 있다. 이처럼 사후 처벌과 관련된 조치들은 예방적 성격을 상당 정도 내포하고 있기 때

문에 현실의 범죄억지정책을 예방과 처벌이라는 틀로 분류하고 평가하는 것은 그다지 유용하지 않을 수 있다. 따라서 현실의 형사정책이 어떻게 기능하고 있는지를 체계적으로 분석하기 위해서 담당기관을 중심으로 방범(防犯) 및 검거(檢擧), 양형(量刑), 교정(矯正) 등 세 가지로 나누어 살펴보기로 한다(Table 1 참조).

첫째, 방범은 물리력을 이용해서 범죄 발생을 사전에 방지하는 것으로, 경찰이 담당한다. 방범활동을 위해 얼마만큼의

2) Becker(1968).

자원을 투입하고 있는지 여부는 경찰청 인력, 경찰예산액, 경찰 일인당 장비 수준 등으로 측정해 볼 수 있다. 검거는 범죄가 발생하였을 때 범인이 누구인지 수사하고 신병을 확보하는 활동으로, 검찰과 경찰이 공조 수행한다. 앞서 열거한 경찰력 수준 지표들과 함께 검찰예산이나 검찰인력과 같은 검찰 관련 변수들을 통해 자원투입 수준을 평가해 볼 수 있다. 개념적으로는 방법과 검거가 범죄억지를 위한 별개의 정책수단이지만 경찰인력과 예산 중 얼마만큼이 방법에 사용되고 검거에 사용되는지를 엄밀하게 구분하는 것은 매우 어렵기 때문에 이 둘을 함께 고려하는 것이 편리하다. 방법 및 검거에 사용된 자원투입 수준의 적절성이나 정책의 효과성 등은 범죄발생률이나 범인 검거율 등을 계측해 봄으로써 평가해 볼 수 있다.

둘째, 범죄자에 대한 양형은 검찰의 구형과 법원의 선고에 의해 정해지며, 보다 근본적으로는 국회가 형사 관련 법령을 어떻게 제정, 개정하는가에 의해 영향을 받는다. Becker(1968)는 다른 요인들이 동일할 경우 어떤 범죄에 대해 선고되는 형량과 범죄발생 간에는 음의 상관관계가 존재한다는 통찰을 제시하였으며, Ehrlich(1973), Wolpin(1978) 등은 대체로 이러한 관계가 실증적으로도 확인됨을 보였다. 법원이 피고인에게 부과하는 형량의 수준이 외환위기 전후로 어떻게 변화하였

는지 여부는 평균 선고형량을 계산해 봄으로써 측정하기로 한다.

셋째, 교정은 법원의 양형 결과를 물리적으로 집행함과 아울러 재범을 예방하기 위한 교육 및 교화를 수행하는 것으로, 법무부가 담당한다. 교정활동은 교도소와 같은 시설 내에서의 교정뿐 아니라 보호관찰과 같은 사회 내 처분도 포함하는데, 교정정책에 대한 자원투입 수준은 교정예산, 교도관 수, 보호관찰인력 수 등을 통해 파악할 수 있다. 교정정책이 효과적으로 수행되고 있는지 여부는 일차적으로 수감자들이나 보호관찰 대상자들에 대한 관리 상태 등으로 평가되어야 하겠지만, 범죄의 예방이라는 차원에서 본다면 궁극적으로는 교정을 받은 사람들이 과연 다시 범죄를 저지르지 않는지 여부가 중요한 판단 기준이 된다. 그런 면에서 수행자나 보호관찰자들의 재범률은 교정활동의 효과성을 가늠하는 핵심적인 변수라고 할 수 있다.

이상에서 살펴본 세 가지 정책수단은 서로 다른 경로를 통해 치안환경 및 범죄억지에 영향을 미치며, 정책집행에 드는 비용에 있어서도 큰 차이가 있다. 정부가 효과적으로 범죄를 억지하기 위해서는 이 정책들을 어떻게 배합하여 사용할지를 선택해야 한다. 하지만 각각의 정책수단들은 경찰, 검찰, 대법원, 법무부 등 여러 부처가 관할하며, 이들 부처의 활동 수준에 결정적인 영향을 미치는 예산 규



모든 기획재정부나 국회 등에서 담당하고 있기 때문에, 분산된 의사결정권에 따른 조정실패(coordination failure) 문제가 발생해서 효과적이고 일관된 범죄억지정책을 수행하지 못할 가능성이 상존한다. 예를 들어, 정부가 현재의 형량 수준이 지나치게 높다고 판단하여 인권보호 등의 목적을 위해 양형 수준을 낮추기로 결정할 경우, 형량 수준 조정에 따른 범죄 발생 증가를 막기 위해서는 경찰인력 증원이나 관련 예산의 확충을 병행해야 할 것이다. 현재 우리나라 정부의 조직 구성에 비추어 볼 때 이 같은 정책당국 간 조정이 적절하게 이루어지지 못할 가능성이 있기 때문에 이러한 문제를 실증적으로 점검하고 평가하는 것은 매우 중요하다. 다음 장에서는 범죄억지정책에 대한 평가에 들어가기 앞서 실제로 우리나라의 범죄발생 수준이 어떤지, 그리고 장기적으로 어떤 양상을 보여 왔는지를 검토해 보기로 한다.

### Ⅲ. 흉악범죄의 추이

우리 사회의 치안환경 수준을 평가하는 대표적인 지표는 일정 기간 동안의 범

죄발생 건수이다. 그런데 범죄행위로 규정되어 처벌되는 사항들 중에는 살인이나 강도처럼 신체나 생명에 대한 위해와 관련된 행위들도 있지만, 증권거래법 위반이나 배임처럼 치안보다는 경제활동의 규율과 관련된 사항들 또는 교통위반이나 고성방가와 같은 가벼운 법규위반 사건들도 상당수 포함되어 있다. 본 논문은 우리나라 치안환경의 평가를 목적으로 하기 때문에 모든 범죄의 변동보다는 국민들의 신체나 생명에 심각한 위해를 가하는 범죄들의 동향을 살펴보는 것이 적절하다. 현재 검찰과 경찰에서는 살인, 강도, 방화, 강간 등 4개 유형의 범죄를 ‘강력범죄(흉악)’(이하 ‘흉악범죄’)로 범주화하고 있는데, 이들 흉악범죄는 우리 사회의 범죄발생 수준 혹은 치안 수준을 보여주는 지표라고 할 수 있기 때문에 이들의 동향을 분석하는 것이 본 논문의 목적에 부합한다.<sup>3)</sup>

대검찰청이 발간하는 『범죄분석』에 따르면, 2007년 우리나라 각급 수사기관이 파악한 흉악범죄 발생 건수는 약 21,000 건이다(Table 2 참조). 흉악범죄 사건은 같은 해 접수된 전체 형사사건의 1.1%, 형법범사건의 2.5% 가량을 차지하며, 살인, 강도, 방화, 강간이 흉악범죄 사건에서 차지하는 비중은 각각 5.4%, 21.4%,

3) 현재 검찰에서는 전체 범죄를 형법범죄와 특별법범죄로 구분하고, 형법범죄를 다시 강력범죄(흉악), 강력범죄(폭력), 재산범죄 등으로 구분한다. 본 연구에서는 ‘강력범죄(흉악)’를 편의상 흉악범죄라고 지칭하기로 한다.

<Table 2> The Number of Crimes and Trial Cases in 2007

Crime Occurrence and Treatment (Criminal Analysis)				The criminal trial (Yearbook of Judicature)	
Name of Offense	Reported case	The number of prosecuted	Cases in Trial	Name of Offense	Received case
Criminal Offense	845,311	269,521	63,695	Criminal Offense	110,388
Homicide	1,124	674	674	Homicide	762
Robbery	4,470	1,397	1,397	Robbery and Theft	14,044
Theft	212,530	22,353	10,736		
Arson	1,694	402	392	Arson and Accidental Fire	803
Accidental Fire	1,908	405	27		
Rape	13,634	4,052	2,017	Rape and Adultery	2,153
Adultery	613	41	36		
Others	609,338	240,197	48,416	Others	92,626
Special Law Offense	1,120,666	772,952	53,134	Special Law Offense	139,784
Total	1,965,977	1,042,473	116,829	Total	250,172
Felony	20,922	6,525	4,480		
Violent Crime	18,973	5,574	3,146	Violent Crime	3,718

Notes: Felony includes homicide, robbery, arson, and rape. Violent crime refers to homicide, arson, accidental fire, rape, and adultery. See the text for detailed discussion on the definition of the violent crime.

Source: The Supreme Public Prosecutor’s Office, *Criminal Analysis* 2008, pp.50~55, 343~345; National Court Administration, *Yearbook of Judicature* 2008, pp.864~873.

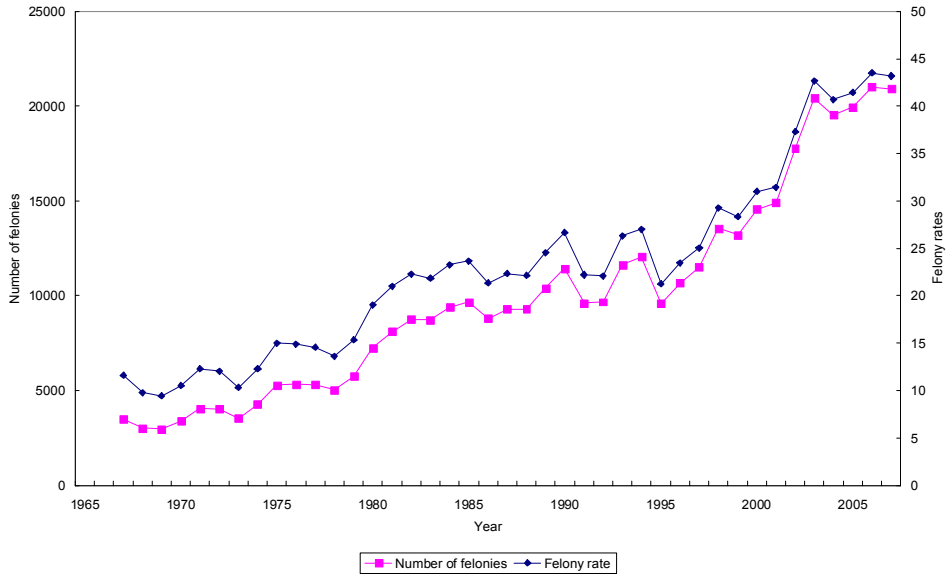
8.1%, 65.1%이다. 21,000여 건이라는 흉악범죄 접수 건수는 1960년대 후반 약 3,000건 수준인 것과 비교해서 6배 가량 늘어난 것이다(Figure 1 참조).<sup>4)</sup> 아울러 같은 기간 동안 우리나라의 인구는 70% 정도 증가했기 때문에 흉악범죄는 인구 증가보다 훨씬 빠르게 늘어났다. 인구 10

만명당 발생한 흉악범죄 건수로 정의되는 흉악범죄 발생률은 1960년대 후반 10건 안팎이던 것이 2007년에는 약 43건으로 4배 가량 증가하였다.

흉악범죄 증가의 장기 추이와 관련해서 주목해야 할 점은 사건 수의 증가가 단조적인 양상을 보이고 있지 않다는

4) 『범죄분석』은 1964년부터 발간되었지만 통계의 일관성이나 안정성 여부 등을 고려해서 1967년 이후 자료만 사용하기로 한다.

[Figure 1] Trends in Felonies and Felony Rates(1967~2007)



Notes: Felony rate is computed per 100,000 people.

Source: The Supreme Public Prosecutor’s Office, *Criminal Analysis*; Korea National Statistical Office, *Korea Statistical Yearbook*.

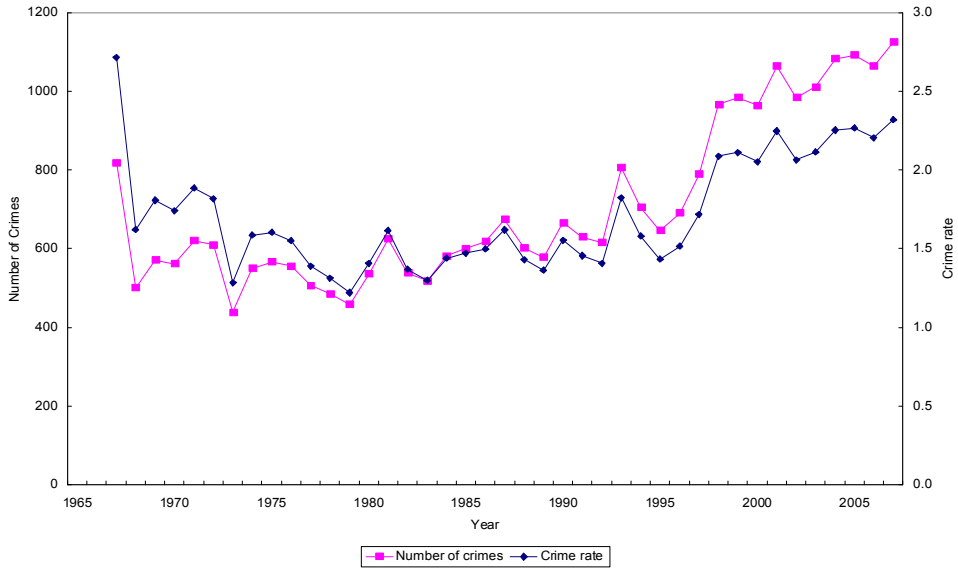
사실이다. 1960년대 후반부터 1970년대 중반까지 대략 3,000~5,000건 수준이던 것이 1980년대 초반에는 약 10,000여 건 수준으로 늘어났다. 이후 1980년대 초부터 1990년대 중반까지 약 15년 동안 약 10,000건 수준에서 안정된 양상을 보이던 것이 1997년 전후부터 급증하기 시작해서 2007년에는 두 배에 해당하는 21,000건 수준에 다다랐다. 외환위기를 전후로 한 이와 같은 구조적 변화는 발생률상으로도 확인된다.<sup>5)</sup>

이상과 같은 흉악범죄 전체의 동향은 살인, 강도, 방화, 강간 등 흉악범죄를 구성하는 각 사건들별로도 나타난다. 1960년대 후반부터 2007년 기간 동안 살인이 2배, 강도가 4.5배, 방화가 8배, 강간이 10배 가량 증가하였는데, 개별 죄목들 모두에서 1997년 이후 사건 수가 급증하는 양상을 확인할 수 있다(Figure 2 참조). <표 3>은 1977년부터 2007년까지 30년간 전체 사건 증가에 있어 개별 사건들의 증가가 기여한 정도를 계산한 결과인데,

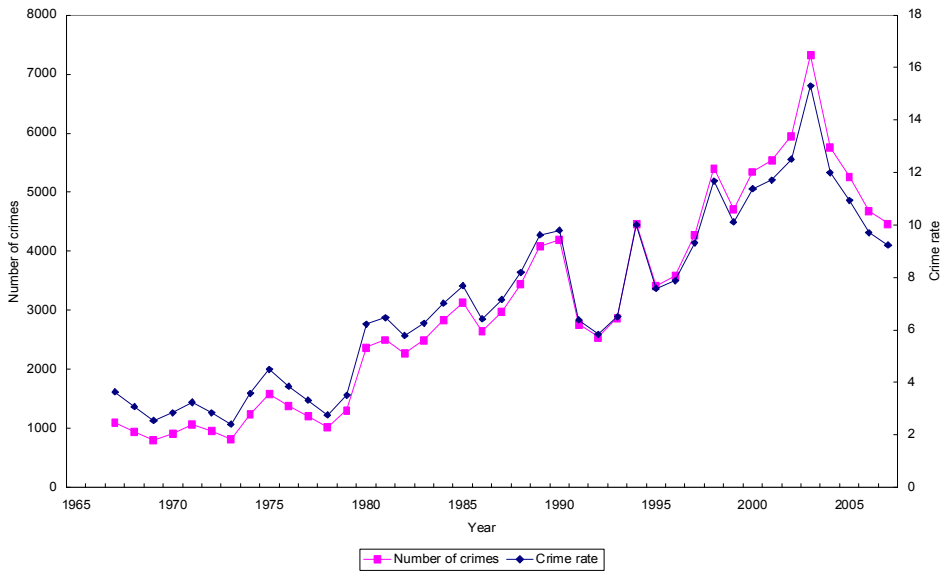
5) 1970년대 말의 사건 수 증가 역시 분석해 보아야 할 중요한 현상이지만 본 논문의 목적은 1997년을 기점으로 한 변화이므로 이에 대한 논의는 다른 기회로 돌리고자 한다.

[Figure 2] Trends in Felonies and Felony Rates by Category(1967~2007)

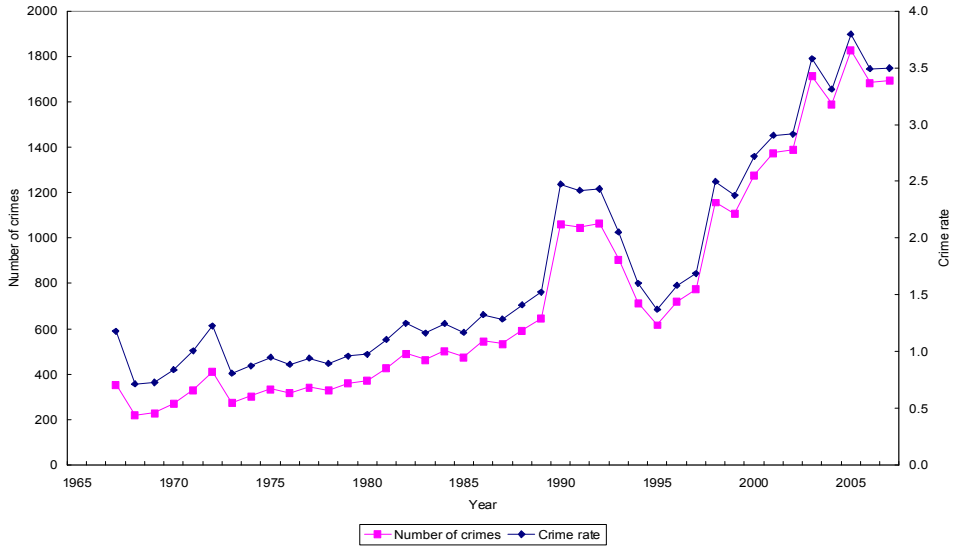
(A) Homicide



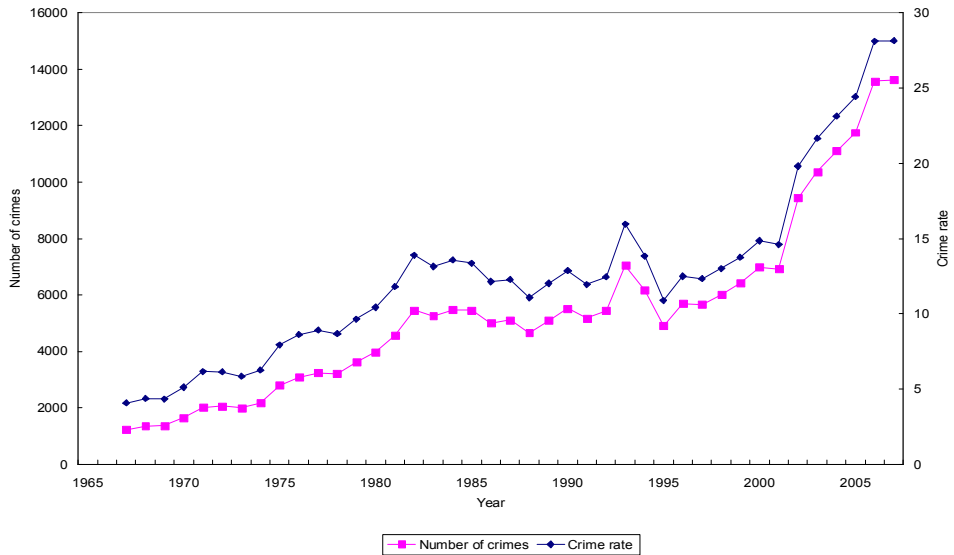
(B) Robbery



(C) Arson



(D) Rape



Notes: Crime rate is computed per 100,000 people.

Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*; Korea National Statistical Office, *Korea Statistical Yearbook*.

<Table 3> Proportion of Felonies and the Growth Rate

	1977	1987	1997	2007	1977~2007
<b>Number of Crimes</b>					
Felony	5,229	9,135	11,914	20,964	
Homicide	516	631	815	1,094	
Robbery	1,204	3,023	4,425	4,577	
Arson	330	558	885	1,690	
Rape	3,179	4,923	5,790	13,604	
<b>Proportion(%)</b>					
Felony	100.0	100.0	100.0	100.0	
Homicide	9.9	6.9	6.8	5.2	
Robbery	23.0	33.1	37.1	21.8	
Arson	6.3	6.1	7.4	8.1	
Rape	60.8	53.9	48.6	64.9	
<b>Average Annual Growth Rate (%)</b>					
Felony	6.2	2.9	6.5	5.2	
Homicide	3.4	2.4	3.9	3.2	
Robbery	12.1	6.4	1.5	6.7	
Arson	4.9	5.9	9.3	6.7	
Rape	5.0	2.0	9.6	5.5	

Notes: The number of cases is the three-year average before and after the base year. The average for 2007 is the average of 2006 and 2007. The average annual growth rate is computed by average value of annual growth rates.

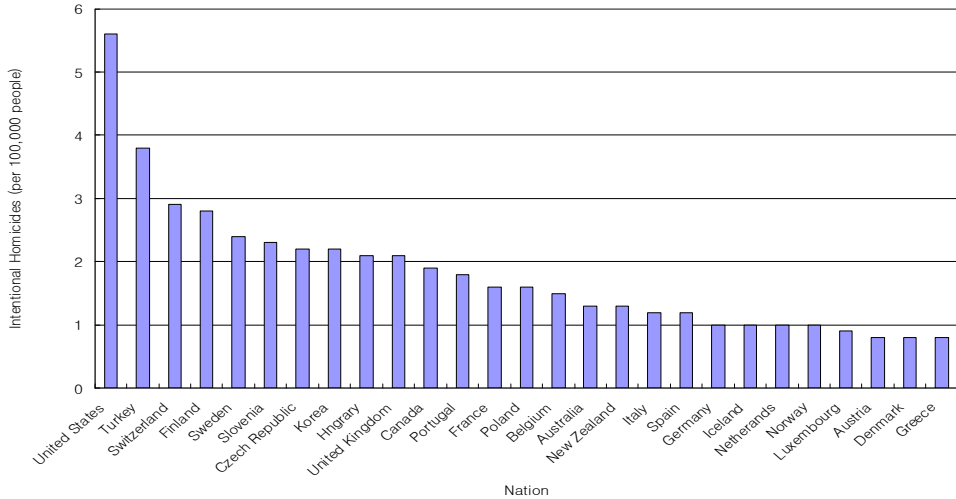
Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*.

사건 증가율 면에서는 방화와 강간이 외환위기 이후의 사건 증가를 주도하였다.

흉악범죄가 외환위기 이후 크게 증가하였다는 이상과 같은 결과를 하나의 사실로 받아들이고 원인을 천착하기에 앞서 두 가지 문제를 검토할 필요가 있다. 첫째

는 범죄발생률이 시계열적으로 증가한 것은 사실이지만 실제로 발생률이 우려할 만큼 높아졌는가 하는 문제이다. 외환위기 이후 범죄발생률이 상승하였다고 하더라도 절대 수준이 높지 않다면 범죄발생률 증가에 과도한 의미를 부여하는 것은

[Figure 3] Intentional Homicide Rates of the OECD Countries(2000~2004)



Notes: Homicide rate is computed per 100,000. The homicide rates of Mexico marks 13 per 100,000 people, the highest among the OECD nations, but excluded in this figure. The average of homicide rates in the OECD countries is 2.16 (1.77 excluding Mexico), median is 1.6.

Source: UNDP, *Human Development Report 2007/2008*, pp.322~325.

부당할 수 있기 때문이다. 우리나라의 범죄발생률 수준을 평가하는 한 가지 방법은 다른 나라들과 비교하는 것이다. 단, 범죄통계의 경우 국가별로 매우 상이한 법규정과 집계방식을 가지고 있기 때문에 비교가 매우 어려운데, 이러한 문제를 염두에 두어서 2000년에서 2005년 기간 동안 세계 각국의 살인사건발생률을 UNDP가 집계한 자료를 통해 검토해 보면, 우리나라의 살인사건 발생률은 OECD 국가의 평균 수준보다 다소 높은 것으로 나타나

고 있다(Figure 3 참조).<sup>6)</sup> 국제비교수치 자체에 지나친 의미를 부여할 필요는 없지만, 이 자료는 적어도 우리나라의 흉악범죄 발생 수준이 OECD 국가들의 기준에서 볼 때 결코 안심할 만한 수준은 아님을 보여주고 있다.

둘째는 흉악범죄가 장기적으로 증가했다는 통계가 실제 사건 변동을 적절하게 반영하고 있는가 하는 문제이다. 예를 들어, 강간사건의 경우 피해자들에 대한 사회적 태도의 변화, 경찰인력 증원에 따른

6) UNDP는 1990년 이후 *Human Development Report*를 거의 매년 발간해 왔고, 범죄 관련 통계 역시 초기부터 수록되었지만 2006년까지는 일부 국가들의 자료만 수록되어 있었던 데 비해, 2007/8년 보고서에서는 모든 나라의 범죄발생자료를 포괄 제시하였다.

범인 체포 가능성 증대, DNA 검사와 같은 수사기법 발달에 따른 입증력 향상과 같은 요인들이 피해자들의 신고율을 제고할 수 있다. 그럴 경우 실제 발생사건이 늘어나지 않더라도 경찰에 접수되는 사건의 비율을 높임으로써 마치 범죄가 늘어난 것과 같은 착시현상을 야기한다. 만일 이 같은 인지효과 혹은 신고증대효과가 통계상에 나타난 사건 증가를 야기한 지배적 요인일 경우, 위에서 보여준 통계를 사건발생의 증가로 받아들이고 분석하는 것은 부적절하다.

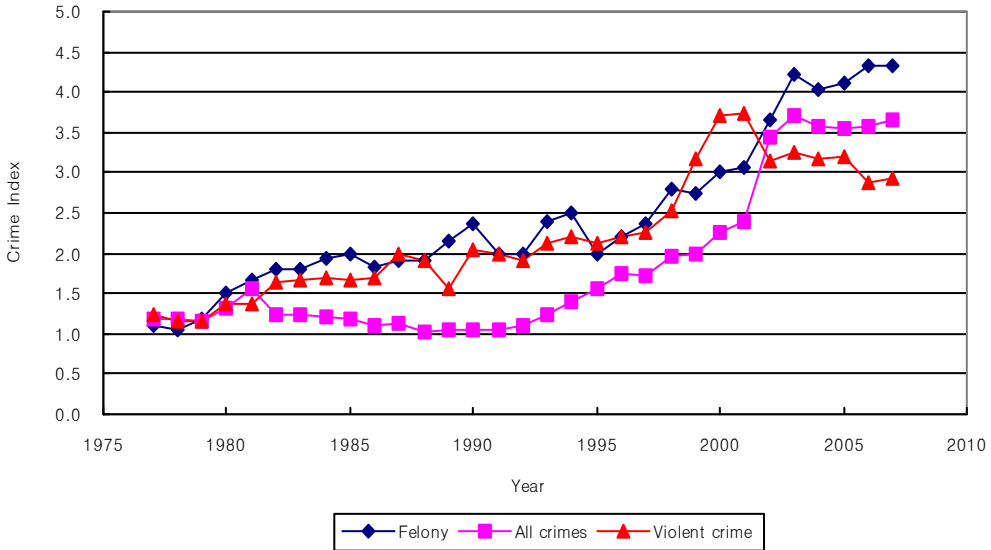
인지사건 수가 실제사건 수 변동을 얼마나 적절하게 반영하는지 여부는 실제 발생 건수 혹은 모집단에 대한 정보를 확보하지 못하는 이상 원천적인 답을 제시하는 것은 불가능하다. 단, 몇몇 정황 증거는 위에서 제시한 흉악범죄 증가를 단순히 인지를 상승의 결과로 환원할 수는 없음을 시사한다. 먼저 살인사건의 경우는 발생한 사건들 중 신고되는 사건의 비율이 상대적으로 높은 사건이라고 할 수 있기 때문에 다른 범죄들보다 실제사건수와 접수사건 수의 괴리가 적다고 판단된다. 방화의 경우도 불이 날 경우 진화를 위해 신고될 가능성이 높다는 점, 피해보상이나 보험 등의 이유로 발생 원인에 대한 면밀한 조사가 이루어진다는 점을 고려해 볼 때 다른 범죄들보다 인지를 자체가 높다고 추정된다. 앞서 살펴본 바와 같이 이들 살인과 방화의 경우 지난

40년간 사건 수가 각각 2배, 8배 가량 늘어났으며, 사건 증가가 1997년 이후에 집중되어 있다. 강간이나 강도처럼 인지도에 따른 사건 증가 여부가 논란이 되는 범죄들을 제외하고 보더라도 흉악범죄가 외환위기 이후 큰 폭으로 증가하였다는 사실은 기각되지 않는다.

아울러 신체나 생명에 직접적 피해를 가하는 흉악범죄들과 기타 범죄들의 증가 추이 비교도 이 문제에 대해 중요한 시사점을 제공한다. 예를 들어, 강도와 단순 절도를 비교해 본다면, 피해자가 경찰력 증가 등에 반응해서 신고를 결정할 가능성, 즉 경찰력 변동에 따른 신고율의 탄력성은 후자 쪽이 상대적으로 더 높을 것이다. 이 점을 보다 일반화한다면 경찰력 증가에 따른 신고율 증가 가능성은 흉악범죄보다 기타 범죄 쪽이 상대적으로 높을 것이라고 추론해 볼 수 있다. 이런 관점에서 볼 때 [Figure 4]는 재미있는 사실을 보여준다. 1970년대를 기준으로 볼 때 형법범계 사건은 2007년까지 3.5배, 강력범죄(폭력)는 약 3.0배 증가한 반면 흉악범죄는 이보다 더 큰 4.0배 이상 증가하였다. 발생 건수와 신고 건수의 괴리가 비교적 작아서 경찰력 증가에 따른 신고율 상승 가능성이 상대적으로 낮은 흉악범죄의 증가가 다른 형법범죄 증가보다 크다는 사실은 외환위기 이후의 흉악범죄 증가를 신고율 증가만으로 환원하기 어려움을 시사한다.



[Figure 4] Trends in Felony, Violent Crime, and All Crimes(1977~2007)



Notes: The average of crimes occurred from 1970 to 1980 is indexed as 1.

Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*.

나아가 경찰력 변동의 장기 추이에 대한 분석을 통해 외환위기 이후의 사건 증가가 실제 인지사건 증가 때문인지를 점검해 볼 수도 있다. 만일 [Figure 1]에서와 같은 양상이 경찰력 증진에 수반하는 인지효과 때문이라고 설명될 수 있으려면 외환위기 이전과 비교해서 외환위기 이후에 경찰력이 큰 폭으로 늘어났거나, 혹은 외환위기 이전의 경찰력 증진속도보다 이후의 증진속도가 더 높아야 할 것이다. 만일 1997년을 전후로 한 경찰력의 변동 추이가 이러한 추론에 위배될 경우, 외환위기 이후의 범죄 증가를 인지효과로 환원해서 설명하는 것은 기각될 수 있다. 다음 장에서 검토할 경찰력 변동의

검토는 정부의 범죄억지정책 평가라는 본래의 목적에서뿐 아니라 분석의 출발점이 되는 기초사실의 평가라는 측면에서도 중요한 의미를 가진다.

## IV. 정부의 범죄억지정책

### 1. 방법 및 검거

경찰은 범죄예방과 범죄수사, 그리고 범죄자의 검거를 핵심 업무로 하며, 검찰은 경찰관을 지휘, 감독하여 범죄수사를 수행할 직무와 권한이 있다.<sup>7)</sup> 경찰과 검

찰이 범죄예방 및 검거활동을 얼마나 잘 수행하는지에 대한 평가는 투입과 산출, 즉 경찰과 검찰의 임무수행을 위해 인력과 예산 등이 얼마나 투입되었는가와 범죄발생 혹은 범죄자 검거율 등이 어떤 수준으로 나타났는가를 대조해 보는 방식으로 이루어질 수 있다.

먼저 경찰청 인력의 추이를 살펴보면, 1970년대 중반에 약 57,000명이던 것이 1990년대 중반에는 16만명에 육박하였다가, 이후 감소해서 1996년부터 현재까지 147,000명 수준을 유지하고 있다(Figure 5(A) 참조). 인구 만명당 경찰청 인력은 1975년부터 1995년까지 20년 기간 동안은 16명에서 34명까지 두 배 가량 늘어났지만, 이후 감소하기 시작해서 현재는 30명 수준에 도달하였다. 경찰청 인력 변동을 보다 상세히 살펴보기 위해 경찰관, 전·의경, 일반행정인력별 추이를 살펴보면, 먼저 경찰관 수는 1960년 약 33,000명에서 2007년 96,324명으로 3배 가량 증가하였다(Figure 5(B) 참조). 그런데 이 기간 동안의 경찰 증가 인원 63,000여 명 가운데 90%에 해당하는 57,000여 명의 증원은 1960년부터 1997년 기간 동안 이루어졌고, 외환위기 이후 10년간에 나머지 약 10%에 해당하는 6,695명의 증원이 이루어졌다.<sup>8)</sup> 전·의경의 경우 1970년대부터 1990년경까지 빠른 속도로 증가하

다가 1990년대에는 약 6만명 안팎을 유지하던 것이 1996년 이후에는 5만명 수준으로 줄고, 2000년대 중반에 와서는 5만명 이하로 감축되었다. 일반행정인력 역시 1995년 이후 꾸준히 감소해서 1995년 8천명 정도이던 것이 현재는 4천명 수준으로 거의 절반 정도 감소하였다. 결국 외환위기 이후 경찰청 인력은 사실상 동결된 상태에서 경찰관 정원 비중이 다소 상승하는 변화가 일어났다.

물론 경찰의 업무수행능력은 인력뿐 아니라 경찰 한 명이 사용할 수 있는 자원의 양, 즉 경찰차, 진압장비 혹은 전자장비 등과 같은 자원들 혹은 과학수사에 투입되는 시설과 장비 등을 얼마만큼 사용할 수 있는가와도 밀접하게 관련되어 있다. 경찰청의 실질예산액은 1975년부터 2006년까지 10배 가량 늘어났고, 경찰 1인당 실질예산액도 같은 기간 동안 5배 가까이 증가하였다(Figure 6(A) 참조). 경찰인력과는 달리 경찰예산은 전 기간에 걸쳐 선형적인 증가 양상을 보이고 있는데, 이는 외환위기 이후에 방법이나 범인 검거를 위해 경찰 1인당 사용할 수 있는 자원이 증가했을 가능성을 시사한다.

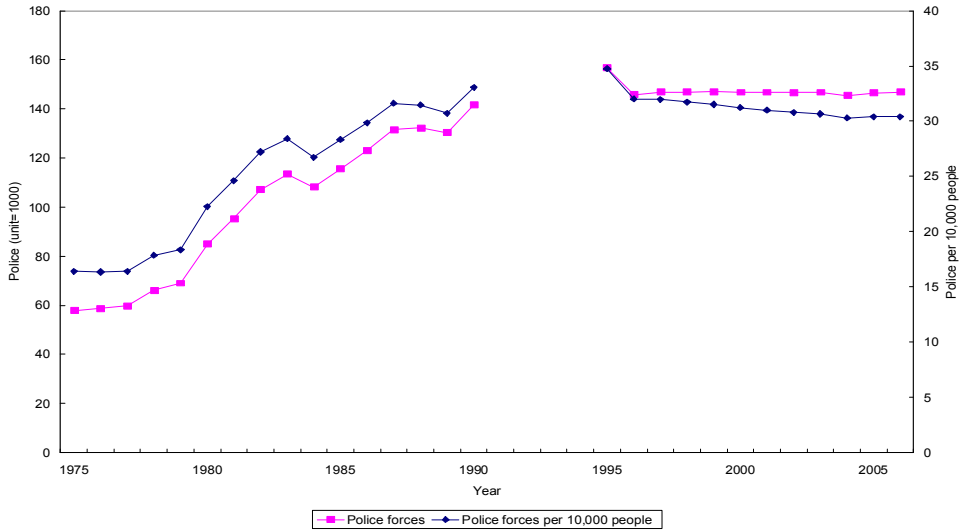
하지만 예산에서 인건비가 차지하는 비중의 변화 양상은 위와 같은 가능성과는 배치되는 양상을 보여준다(Figure 6(B) 참조). 경찰예산의 구성을 보면, 1980년대

7) 경찰법 제2조 및 제3조, 검찰청법 제3조.

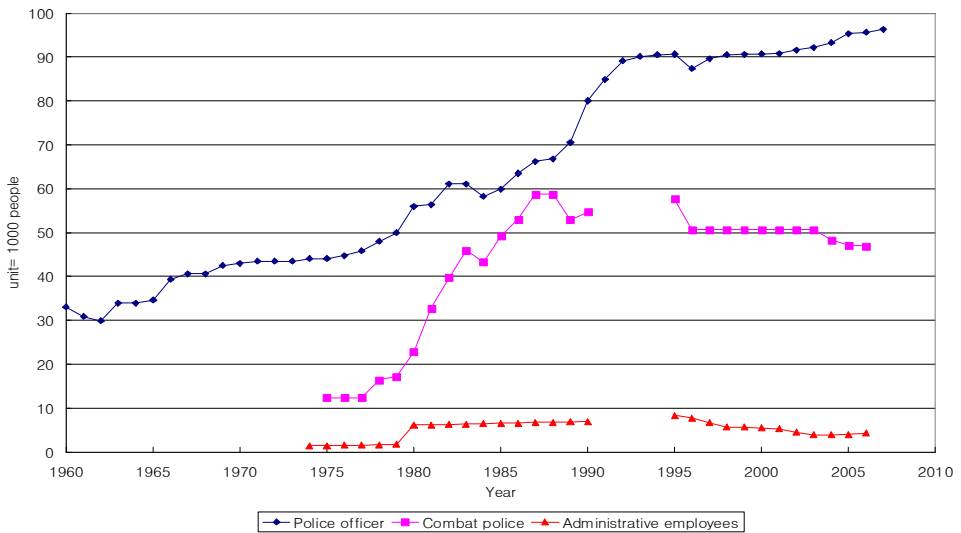
8) 하지만 인구 만명당 경찰관 수를 계산해 보면, 1998년 이후 지난 10년간 20명 수준에서 동결되었다.

[Figure 5] Trends in Police

(A) Police(1975~2006)



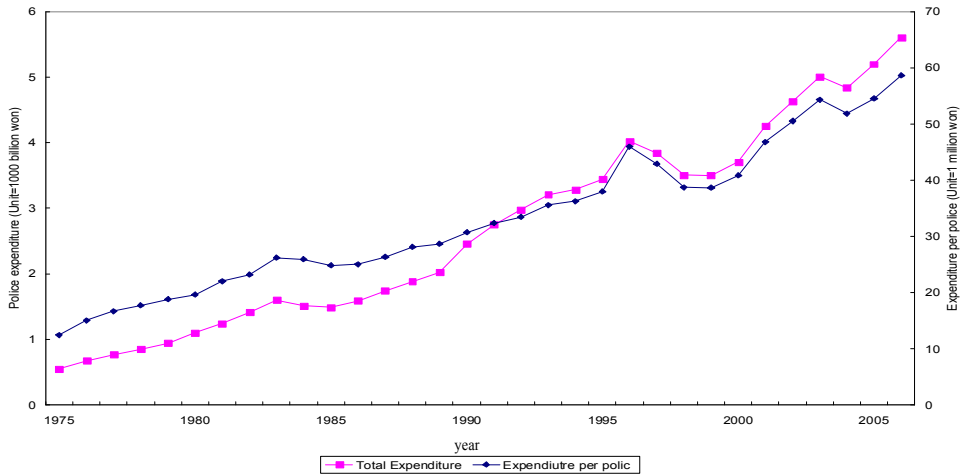
(B) Police Officers, Combat Police, Administrative Employees(1960~2007)



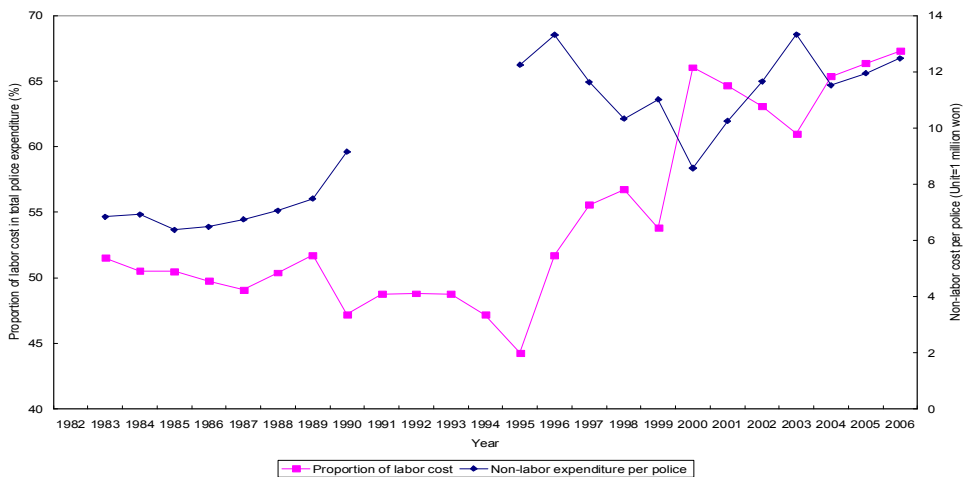
Source: The National Police Agency, *The Whitepaper of Police*; The National Police Agency, *Statistical Yearbook of Police*; Statistical Korea, Korean Statistical Information Service(KOSIS)

[Figure 6] Trends in Police Expenditure(Real Term, 2,000 = 1)

(A) Police Expenditure(1975~2007)



(B) Proportion of Labor Cost in Police Expenditure and Expenditure on Non-Labor Cost per Police(1982~2007)



Notes: We divided total police expenditure by the number of police officers since the number of total police employees is not available for some years.

$$\text{Ratio of labor cost} = \frac{\text{Labor Cost}}{\text{Total Police Expenditure}}$$

Source: The National Police Agency, *The Whitepaper of Police*; The National Police Agency, *Statistical Yearbook of Police*.

초부터 1990년대 중반까지는 전체 경찰 예산의 50% 가량이 인건비였던 데 비해, 외환위기 이후에는 이 비율이 상승해서 2000년대 중반에 와서는 외환위기 이전 보다 15%p 가량 높은 65% 수준까지 증가하였다. 경찰인력은 크게 증가하지 않은 데 비해 인건비 비중이 큰 폭으로 상승한 것은 예산 증대가 상당 부분 임금 상승으로 사용되고 경찰업무 수행능력 증대에 별로 사용되지 못했음을 시사한다. 이 점을 보다 면밀하게 살펴보기 위해 경찰 1인당 업무수행을 위해 사용할 수 있는 예산액이라고 할 수 있는 경찰청 인력 1인당 비인건비 예산액( $E$ )을

$$E = \frac{\text{총예산} - \text{인건비}}{\text{경찰청 인력}} \quad (1)$$

와 같이 계산해 볼 수 있다. [Figure 6] (B)는  $E$ 의 추이를 보여주는데, 1980년대 초부터 1990년대 중반까지 꾸준히 증가 하던 것이 외환위기 이후에는 정체하는 양상을 보이고 있다. 결국 외환위기 이후 예산 증가는 경찰공무원의 임금 인상에 대부분이 쓰여졌고, 경찰인력을 늘리거나 경찰 1인당 사건처리능력을 배양하는 방향으로 사용되지 않았음을 보여준다.

검찰의 경우 검사인력은 1980년대 말 700명 수준에서 꾸준히 증가하여 2007년

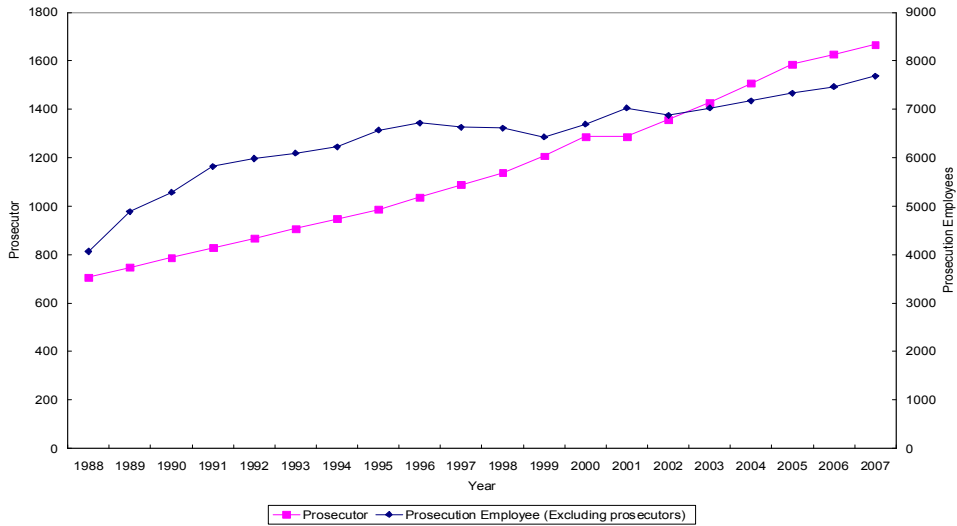
현재 1,700명 수준까지 늘어났으며, 검사를 제외한 검찰청 인력도 1988년 4,000명 수준이던 것이 2007년에 와서는 8,000명 수준으로 두 배 가까이 증가하였다 (Figure 7(A) 참조). 예산도 실질액 기준으로 볼 때 1988년과 2007년을 비교해 보면 4.5배 가까이 늘어났다. 하지만 검사의 업무활동에 사용할 수 있는 자원 수준을 보여주는 검사 1인당 지원인력은 1990년대 이후 8명에서 6명 수준으로 줄어들었으며, 검사 1인당 예산액은 1997년까지 증가하다가 그 이후 사실상 동결되어 있다(Figure 7(B) 참조). 결국 자원투입이라는 측면에서 볼 때 검사, 검사지원인력, 예산 모두 절대적으로는 증가하였지만 실제 수사를 지휘하는 검사 1인당 활용할 수 있는 자원을 측정해 보면 수사능력 제고가 충분히 이루어졌는지에 대해서는 긍정적인 평가를 내리기 어렵다.<sup>9)</sup>

이처럼 경찰과 검찰에 대한 자원투입의 장기 추이는 범죄예방과 검거에 있어 정부의 범죄억지력 증진이 적절히 이루어지지 못했을 가능성을 시사하는데, 범죄 억지력 수준을 보여주는 지표들은 이러한 우려가 기우가 아님을 보여준다. 먼저 수사와 관련해서 범인 검거율을 보면, 흉악 범죄의 검거율은 1977년에서 1997년까지 대략 96% 수준을 유지하였던 데 비해,

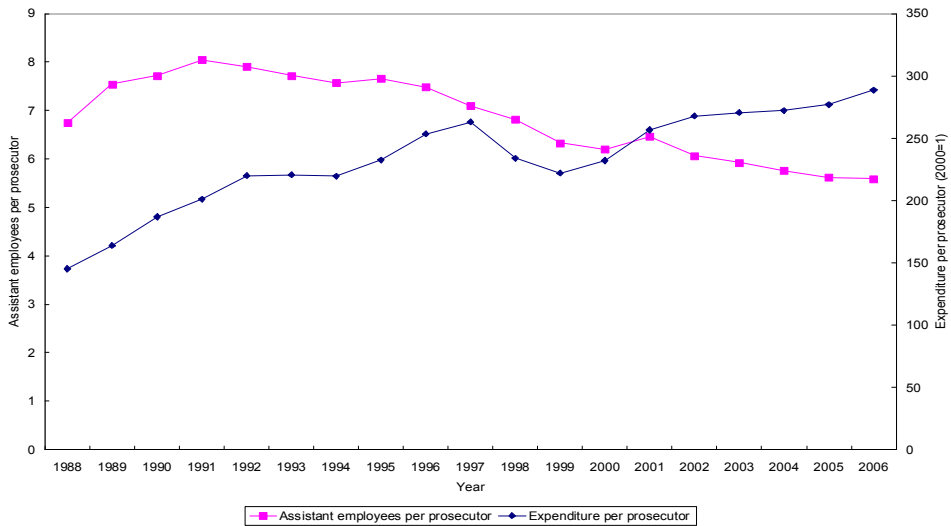
9) 물론 검사 1인당 인력의 감소는 사무전산화 등으로 인한 행정인력 감소나 업무효율화의 결과일 가능성을 배제할 수는 없다.

[Figure 7] Trends of Workforce and Expenditure in the Prosecution

(A) Workforce in the Prosecution



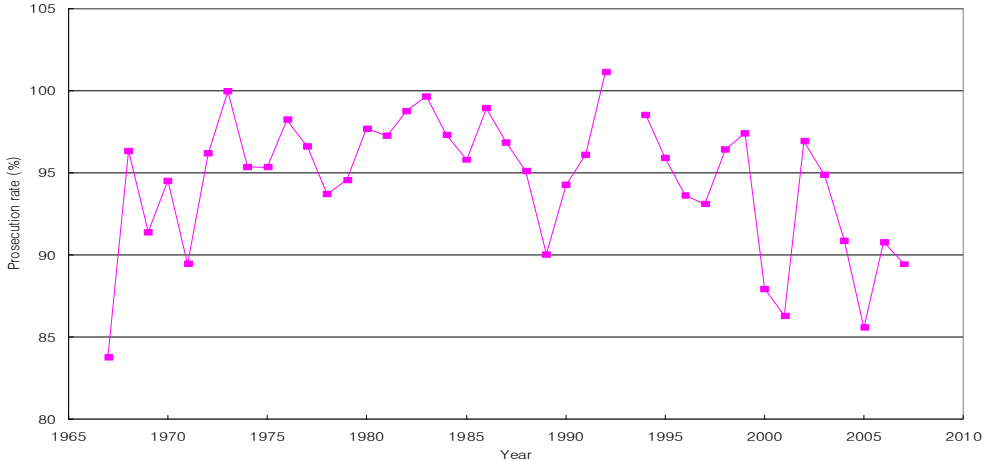
(B) Assistant Employees per Prosecutor and Real Expenditure



Note: Assistants per prosecutor =  $\frac{\text{Total Prosecution Employees} - \text{Prosecutors}}{\text{Prosecutors}}$

Source: The Public Prosecutors' Quota Act, Ministry of Justice, *Yearbook of Judicial Affairs*.

[Figure 8] Arrest Rate of Offenders(1967~2007)



Note: 1977~1997: The Average: 97.1%, Median 96.6%,  
 1998~2007: The Average: 91.1%, Median 90.8%.

$$Arrest\ Rates = \frac{Arrested\ cases}{Reported\ cases}$$

We excluded the arrest rate in 1993 because the number is 115%.

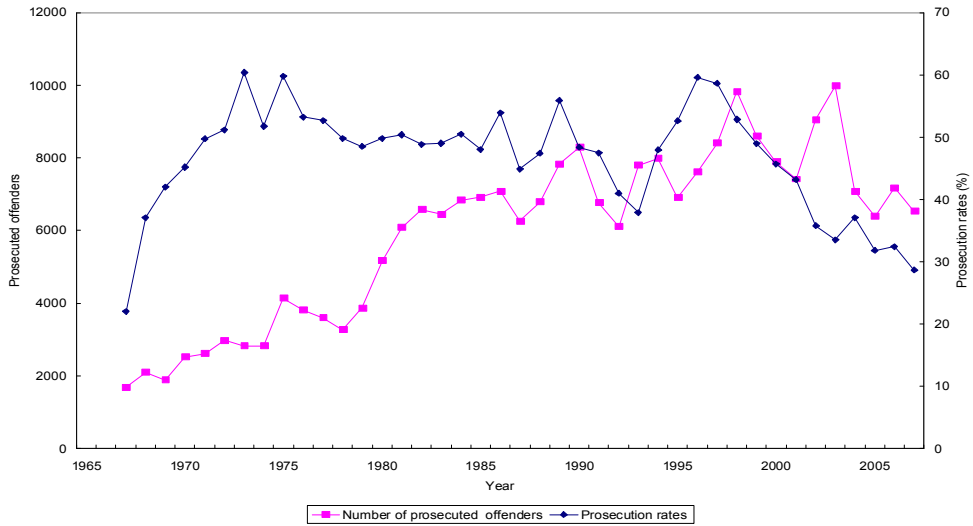
Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*.

외환위기 이후에는 90% 수준으로 6%p 가량 하락하였다(Figure 8 참조). 아울러 검거된 피의자가 실제 범인일 가능성 혹은 피의자에 대한 범죄입증 가능성이 어느 정도 수준인지를 반영하는 지표라고 할 수 있는 기소인원과 기소율을 보면, 외환위기 이후 범죄발생의 증가에도 불구하고 기소인원은 정체 혹은 감소하는 양상이 나타났으며, 외환위기 이전 50% 수준이던 기소율은 외환위기 이후 하락하기 시작해서 2000년대 중반 이후에는 30%대까지 낮아졌다(Figure 9(A) 참조). 기소율 변동을 범죄종류별로 나누어 보면, 살인사건과 강간에 대한 기소율은 큰

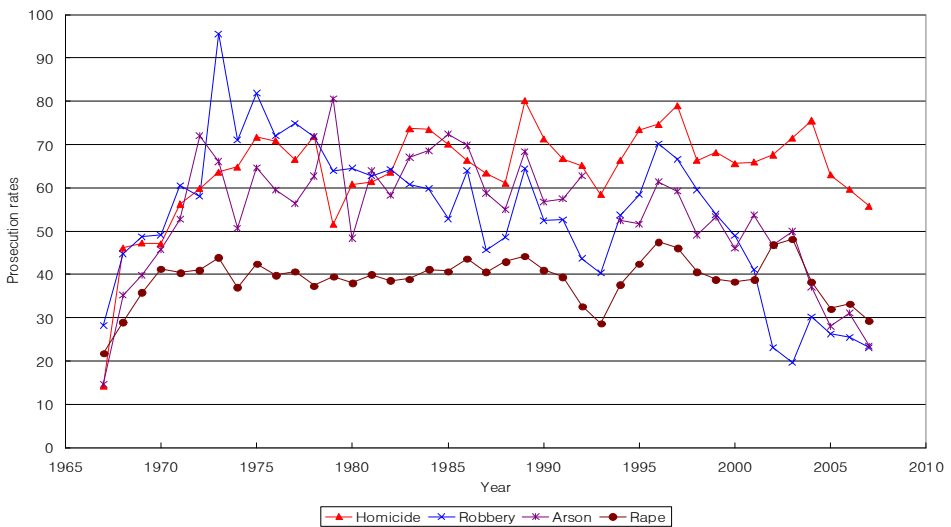
변화가 없는 반면 강도와 방화사건에 대한 기소율이 큰 폭으로 하락해서 흉악범죄 전체의 기소율 하락을 주도하였다(Figure 9(B) 참조). 외환위기 이후 검거율과 기소율의 하락은 사건발생이 증대되는 사회환경에 발맞추어 경찰력과 검찰의 수사력이 적절하게 증가하지 못한 결과일 가능성이 높다는 점, 또 재범 방지의 실패가 흉악범죄를 증가시킬 수 있는 잠재요인이기도 하다는 점에서 매우 중요하다. 마지막으로 경찰과 검찰의 활동을 평가하는 가장 보편적 척도인 범죄율의 경우 제Ⅲ장에서 이미 살펴본 바와 같이 외환위기 이후 큰 폭으로 증가하였다.

[Figure 9] Prosecution Rates and the Number of Prosecuted Offenders (1967~2007)

(A) All Crimes



(B) Prosecution Rates by Crime Category



$$\text{Note: Prosecution Rates} = \frac{\text{Number of Prosecuted Offenders}}{\text{Number of Arrested Offenders}}$$

Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*.



이상의 분석은, 1997년 이후 범죄발생이 크게 증가한 것은 경찰의 방법 및 수사에 필요한 자원의 투입과 검찰의 수사능력 제고와 관련된 투자 정체가 중요한 원인이었을 가능성을 보여준다.

범죄율 증가와 관련해서 한 가지 언급해야 할 사실은 외환위기 이후의 흉악범죄 발생 수 증가가 경찰력 증가에 따른 인지효과의 결과일 가능성 문제이다. 앞서 언급한 바와 같이 통계상의 범죄발생 증가가 실제발생 증가가 아닌 인지효과 상승에 따른 것임을 주장하는 주요한 전제는 경찰력의 확대이다. 따라서 외환위기 이후 범죄 증가의 주요 원인이 인지효과에 따른 것이라고 해석할 수 있기 위해서는 적어도 경찰력 증가가 외환위기 이전보다 낮아서는 안 될 텐데, 위에서 살펴본 경찰에 대한 투입자원 변동의 추이는 인지효과가 주도적이었을 가능성을 기각한다.

## 2. 양 형

형사재판의 피고인에게 부과되는 형량은 범죄의 내용이나 죄질, 해당 범죄에 대한 형법상의 규정, 그리고 판사가 사건에 대해 법조항을 해석하고 적용하는 방식에 의해 결정된다. 이 가운데 흉악범죄에 대한 형법상의 형량은 1953년 형법 제정 이후 거의 변화가 없었다. 외환위기 직전인 1995년에 흉악범죄 관련 조항에 대한 형

법의 개정이 있었지만, 이것은 대부분 벌금액을 ‘환’ 단위에서 ‘원’ 단위로 현실화한 조치였고 형량 자체는 거의 조정되지 않았다. 따라서 주어진 사건에 대한 양형 수준이 변동했다면 이는 온전히 법원의 선고형량 변동으로 설명할 수 있다.

흉악범죄에 대한 법원의 양형 수준이 얼마나 되며, 외환위기 전후로 어떻게 변동하였는지는 해당 범죄에 대해 선고된 형량의 평균값을 계산해 봄으로써 따져볼 수 있다.  $t$ 년도에 처리된 흉악범죄 1심 공판사건의 평균 형량  $AS_t$ 는

$$AS_t = \frac{\sum_{i=1}^{N_t} \delta_{it}}{N_t} \quad (2)$$

$N_t$ :  $t$ 년도에 처리된 흉악범죄 1심공판사건의 피고인 수

$\delta_{it}$ : 피고인  $i$ 에게 선고된 형량

와 같이 계산해 볼 수 있다.

단, 위와 같은 방식으로 평균 형량을 계산하고 형량 수준 변동을 평가하는 데에는 여러 가지 난관이 있다. 첫째, 자료상의 제약이다. 피고인에 대한 선고형량 정보는 『사법연감』에 수록되어 있다. 그런데 범죄발생 및 검거과 관련된 정보를 수록하고 있는 『범죄분석』이 ‘살인’, ‘강도’, ‘강간’, ‘방화’와 같이 범죄종류별로 통계를 제시하고 있는 것과는 달리, 『사법연감』은 ‘살인의 죄’, ‘절도와 강도의

죄’, ‘강간과 추행의 죄’, ‘방화와 실화의 죄’처럼 형법상의 죄목별로 통계를 제공하고 있다.<sup>10)</sup> 이러한 문제 때문에 형량에 대한 이하의 분석에서는 절도와 강도의 죄를 제외한 살인의 죄, 방화와 실화의 죄, 강간과 추행의 죄를 ‘준흉악범죄’로 규정한 뒤, 준흉악범죄에 해당하는 피고인들에 대한 형량정보들을 분석하기로 한다. 흉악범죄와 비교할 때 준흉악범죄는 강도사건이 배제된 대신 실화와 혼인빙자간음죄로 인한 피고인들을 포함하고 있는데, 이는 강도사건 관련 정보를 담고 있는 ‘강도와 절도의 죄’의 경우 함께 다루어지고 있는 절도사건의 수가 흉악범죄에는 포함되지 않음에도 불구하고 흉악범죄 사건을 모두 합한 것보다 압도적으로 많기 때문에 이것을 포함할 경우 흉악범죄에 대한 형량부과 추이를 파악할 수 없도록 만들 것이기 때문이다(Table 2 참조). 방화와 실화의 죄나 강간과 추행의 죄도 실화나 혼인빙자간음죄처럼 앞서 정의한 흉악범죄에 포함되지 않는 범죄들을 포함하고 있지만, 사건의 수가 상대적으로 적기 때문에 이들로 인한 왜곡은 흉악범죄에 대한 형량을 추론하는 데 있어서 심각한 문제를 야기하지는 않는다고 판단된다. 따라서 준흉악범죄의 평균 형량 추계를

통해 흉악범죄에 대한 평균 형량을 유추한 뒤, 둘의 차이로 인해 발생할 수 있는 왜곡요소들을 점검함으로써 추론의 신뢰성을 검토하기로 한다.

둘째, 평균치를 계산하는 방식이다. 『사법연감』이 제공하는 자료는 개별 피의자 단위의 형량정보가 아니라 형의 종류 및 형량구간별 피의자 수이다. 예를 들어, 유기징역의 경우, ‘1년 미만’, ‘1년 이상’, ‘3년 이상’, ‘5년 이상’, ‘10년 이상’ 등과 같은 형량구간별로 몇 명의 피고인이 해당되는지를 제시하고 있다. 이 자료를 이용해서 평균 형량을 계산하려면 식 (2)를

$$AS_t = \frac{\sum_{j=1}^{N_t} \alpha_j d_{jt}}{N_t} \quad (3)$$

$d_{jt}$ : 형량구간별 피의자 수  
 $\alpha_j$ : 형량구간별 가중치 혹은 각 형량구간별 평균 형량

와 같이 변환하여 계산해야 한다.

셋째, 범죄에 대한 법원의 선고는 유기형뿐 아니라 사형, 무기징역, 벌금형, 집행유예처럼 다양한 형태가 있기 때문에 동일한 기준에 따라 수량화하고 평균치를 계산하기가 용이하지 않다. 만일 전체

10) ‘방화와 실화의 죄’의 경우, 2001년 전까지는 방화와 실화를 분리해서 정보를 제공하였고, ‘강도와 절도의 죄’의 경우에도 ‘강도’, ‘절도’ 등 세목별로 정보를 제공하였다. 단, ‘강간과 추행의 죄’는 2001년 이전에도 단일 항목으로 제공되었으며, ‘살인의 죄’는 단일 항목이기 때문에 변화 없이 지속되었다. 법원행정처, 『사법연감』 참조.

범죄에 대해 부과된 형의 종류별 비중이 대체로 일정하게 유지되었다면 유기형만을 대상으로 식 (2)를 이용해서 형량을 계산해 보면 형량의 변화를 평가할 수 있다. 하지만 형법범죄에 적용된 형의 종류별 비중은 지난 30여 년 동안 크게 변화해 왔다. 1970년대 후반에는 유죄가 선고된 형법범 피고인 가운데 40%에 대해 사형 혹은 자유형이 부과되었던 데 비해 2000년대 중반에 와서는 이 비율이 20% 초반 수준까지 하락하였다(Figure 10(A) 참조). 준흉악범죄의 경우 형법범 가운데서도 죄질이 상대적으로 위중하기 때문에 자유형의 평균 비중은 형법범 전체보다 높은 수준을 유지하였지만, 그 비율은 1970년대 후반 전체 유죄 선고 사건 중 60% 안팎이던 것이 2000년대 중반에는 40% 초반 수준으로 하락하였다(Figure 10(B) 참조).

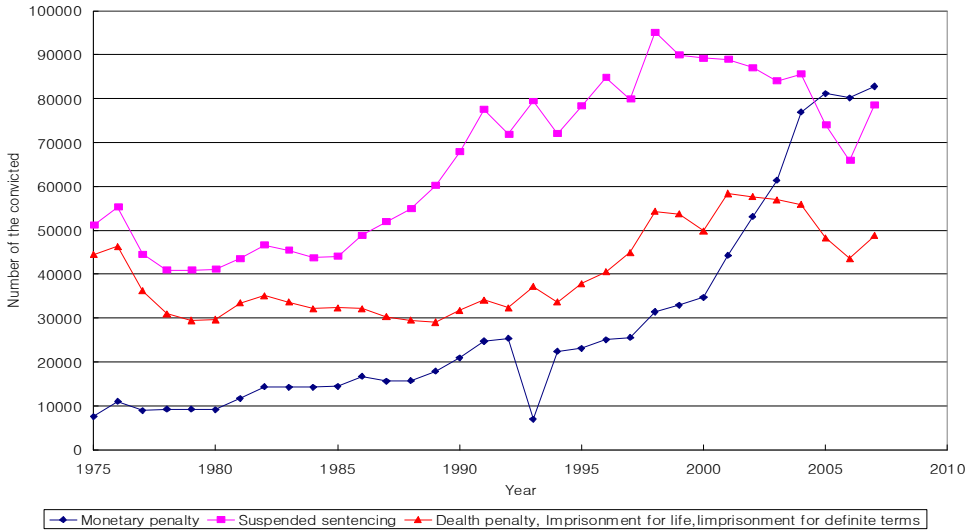
이처럼 다양한 형의 종류와 종류별 비중의 변화를 고려해서 평균 형량 수준 변화를 평가하기 위해 평균 형량을 두 가지 방식으로 계산하였다. 먼저 유기형만을 대상으로 평균 형량  $AS_t$ 를 계산한다. 『사법연감』에 제시된 유기형의 형량 구간과 구간별 가중치  $\alpha_j$ 는 <Table 4>에 제시하였다. 대부분의 구간은 상하한값이 명확하므로 양자 간의 중간값을  $\alpha_j$ 로 정하면 되지만, ‘10년 이상’은 상한이 정해져 있지 않기 때문에 가중치를 정하기가 쉽지 않다. 따라서 <Table 4>에 제시한 바

와 같이 15년을 할당한 뒤, 필요할 경우 이 값이 평균 형량 추계치를 과다추정하거나 과소추정할 가능성을 점검하기로 한다. 유기형의 평균 형량 계산과 관련해서 또 한 가지 문제가 되는 것은 『사법연감』이 2000년 이후에 대해서는 유기형 해당 피고인 총수만 보고할 뿐 형량구간별 피고인 수는 제시하고 있지 않다는 점이다. 다행히 『법무연감』이 2005년부터 2000년 이전의 『사법연감』과 동일한 양식으로 형량별 피고인원을 제공하고 있기 때문에 이 자료를 이용하기로 한다. 유기형에 대한 평균 형량을 계산한 다음에는 벌금형, 집행유예, 무기징역, 사형처럼 수치가 정해지지 않는 경우를 포괄하는 평균치를 계산해 보기로 한다. 이때  $\alpha_j$ 값으로는 벌금형, 집행유예의 경우는 0, 무기징역의 경우는 30년으로 설정하였다. 이러한 가중치값들의 신뢰성 여부는 유기형의 경우와 마찬가지로 필요한 경우 여러 가지 방식을 통해 점검해 보기로 한다.

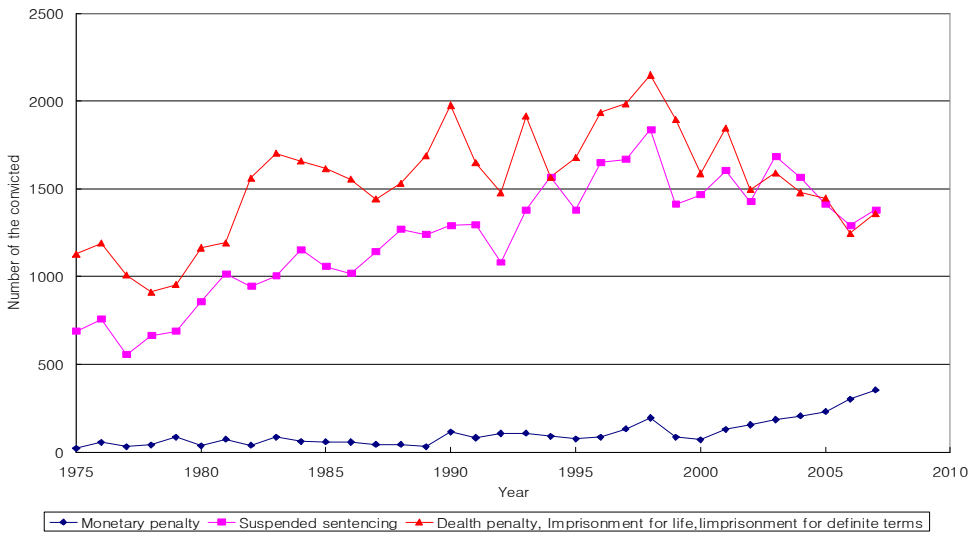
넷째, 범죄의 죄질 등에 대한 정보가 없는 상황에서 평균 형량의 계산값만으로 법원의 형량부과 수준이 어떻게 변화했는가를 평가하는 것은 불가능하다. 따라서 죄질의 평균 수준이 시간의 흐름에 따라 장기적으로 어떻게 변화해 왔는지에 대한 가정이 필요한데, 이하의 분석에서는 외환위기 전후를 비교할 때 외환위기 이전에 비해서 외환위기 이후 전체 범죄의 평균적인 죄질이 더 나빠졌다고 가정

[Figure 10] Sentencing: Imprisonment, Suspended Sentencing, Monetary Penalty

(A) Criminal Offense



(B) Violent Crimes



Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*.

<Table 4> Weight Given to a Sentence Range for Computation of the Average Prison Sentence

	Suspended Sentencing	Fines	Imprisonment for definite terms					Imprisonment for life	Death Penalty
			Less than a year	1~3 years	3~5 years	5~10 years	More than 10 years		
Weight	0	0	0.5	1.5	4	7.5	15	30	30

하기로 한다. 즉, 죄질의 평균 수준을  $QC_t$ 라고 한다면,

$$QC_{before1997} < QC_{after1997} \quad (4)$$

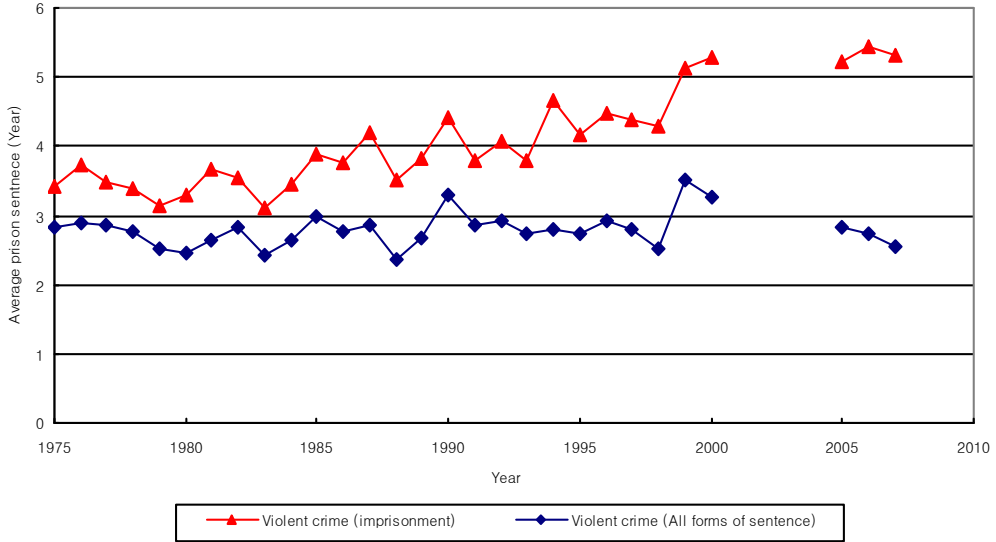
로 상정한다. 식 (4)는 외환위기 이후 사회경제조건의 악화나 폭력성 증대 등으로 인해 범죄유발요인이 증가하였다는 일반적 인식과 궤를 같이한다. 만일 외환위기 이전과 비교해서 외환위기 이후에 법원의 양형 수준이 그대로 적용되었다면, 식 (4)와 같은 변화는 외환위기 이후의 흉악범죄에 대한 평균 형량을 외환위기 이전보다 높일 것이다. 더 나아가 경찰력과 형량간의 대체관계를 고려한 범죄억지정책이 수립되어 적용되었다면, 앞서 살펴본 경찰력 수준 변화와 일관된 양형정책은 외환위기 이전보다 양형 수준을 제고하는 것이다. 따라서 정부의 양형정책이 사회경제적 변화 및 범죄억지를 위한 방법 및 검거 정책과 일관된 방향으로 추진되었는지 여부는

$$AS_{before1997} \geq AS_{after1997} \quad (5)$$

를 귀무가설로 설정하고, 평균 형량 측정치가 귀무가설을 기각하는지를 조사해 봄으로써 검정해 볼 수 있다. 만일 평균 형량 측정 결과가 귀무가설을 기각하지 못할 경우, 이는 외환위기 이후 법원의 양형 수준이 상승하지도 않았을 뿐 아니라 죄질이 보다 나빠진 것을 고려할 때 양형 수준이 오히려 낮아졌을 가능성을 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

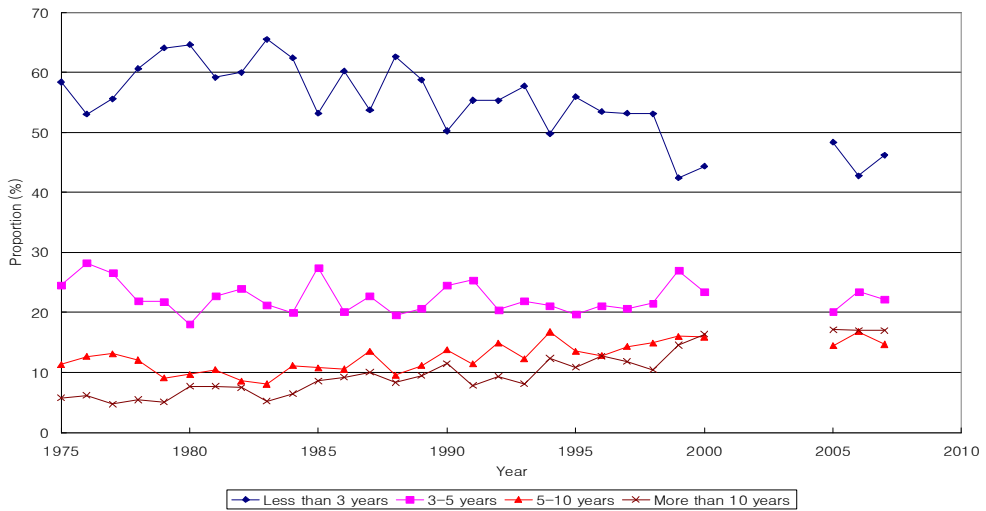
이상에서 열거한 사항들을 고려해서 외환위기 전후의 평균 형량치를 계산한 결과가 [Figure 11]이다. 먼저 유기형에 대한 평균 형량 계산 결과는 외환위기 이후 평균 형량이 그 이전에 비해 1년 가까이 증가하는 것으로 나타난다. 이 결과는 일차적으로는 귀무가설을 기각하는 것처럼 보인다. 하지만 이러한 움직임이 나타나게 된 원인을 검토해 보면 반대되는 결과를 시사한다. 먼저 형량구간별 피의자 수의 상대비중에 따르면, 유기형 평균 형량 증가는 두 가지 요인, 즉 3년 미만 형량 부과자의 비중 하락과 5~10년 그리고 10년 이상 형량 부과자의 비율 상승에 의해 발생하였다(Figure 12 참조).

[Figure 11] Sentencing of Violent Crimes(1975~2007)



Source: Ministry of Justice, *Yearbook of Judicial Affairs*; Ministry of Justice, *Yearbook of Judicature*.

[Figure 12] Proportion of Each Sentence Length at the Criminal Trials



Notes: The number of cases sentenced to “Less than 3 years” is the sum of “Less than 1 year” and “Less than 3 years”.

Source: National Court Administration, *Yearbook of Judicature*.

그런데 3년 미만 형량 부과자의 비중 하락은 벌금형이나 집행유예 선고자의 비중이 증가하고 유기형 부과자의 비율이 감소했다는 점과 함께 검토해 보면 평균 형량의 상승으로 해석하기는 어려울 수 있다. 즉, 과거에는 3년 이하의 유기형이 부과되었을 사건들에 대해 외환위기 이후에는 벌금이나 집행유예가 선고되었을 가능성이 높기 때문이다. 10년 이상 선고자의 증가도 무기징역이나 사형 선고자와 함께 고려해 보면 평균 형량의 감소를 반영하는 지표일 가능성이 높다. [Figure 13]은 무기징역과 사형 선고 건수를 보여주는데, 양자 모두 정체 혹은 하락하는 양상을 보이고 있기 때문이다. 더 나아가 사형의 경우 1998년 이후 집행이 이루어진 적이 없었기 때문에 사실상 무기징역화하였다.<sup>11)</sup> 결국 10년 이상의 유기형 선고 대상이 증가한 것은 과거에는 사형이나 무기징역이 선고되었을 피고인에 대해 보다 낮은 형량을 부과한 결과일 가능성이 높다는 점에서 형량 수준의 증가보다는 하락을 반영한다고 보는 것이 보다 타당하다.

이상의 추이를 종합해서 판단해 보면, 외환위기 이전과 비교할 때 외환위기 이후에는 죄질이 낮은 사건의 경우에는 집

행유예나 벌금형을 받을 확률이 높아지고 죄질이 중한 경우에는 사형이나 무기징역을 받을 가능성이 낮아짐으로써 장기유기형을 받는 피고는 늘었지만 실질적인 양형 수준은 높아지지 않았으리라고 판단된다. [Figure 10]에 제시한 광의의 평균 형량 계산 결과, 즉 유기형뿐 아니라 벌금형, 집행유예, 무기징역, 사형 선고까지를 반영해서 계산한 평균 형량은 외환위기 전후에 큰 차이를 보이지 않음으로써 이러한 추론을 확인시켜 준다.<sup>12)</sup> 결국 이와 같은 결과는 식 (5)로 제시한 귀무가설을 기각하기 어려움을, 즉 앞서 전제한 평균 범죄죄질의 변화방향이나 범죄발생 건수에 비추어볼 때 법원이 범죄역지 수준을 강화하는 방향으로 평균 형량을 증가시켰다고 보기 어려움을 보여준다.

### 3. 교 정

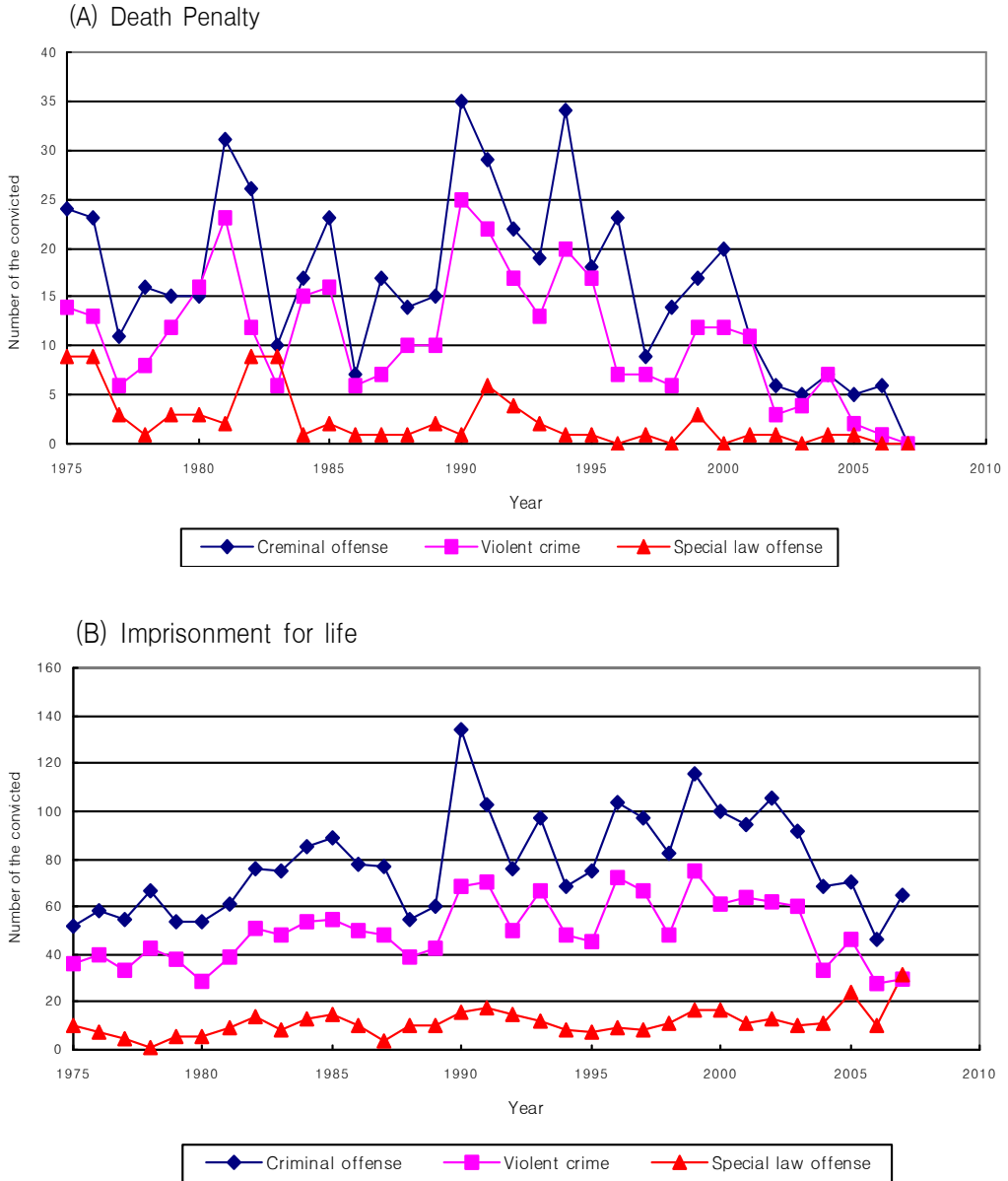
교정당국의 일차적 임무는 법원이 피고에게 판결한 응분의 처벌을 집행하는 것이다.<sup>13)</sup> 형 확정자의 수감은 이들이 사회에서 범죄를 저지를 가능성을 원천적으로 차단하며, 처벌의 시현은 잠재적 범죄자들이 범죄를 저지를 유인을 줄임으로써

11) 우리나라는 1948년부터 1998년까지 총 902명(연평균 19명)에 대해 사형이 집행되었는데, 1989년부터 1998년까지 사형집행 건수가 점차 감소하다가, 1998년 이후로는 한 건도 집행이 이루어지지 않았다.

12) 사형 선고에 대해 무기징역보다 더 높은 가중치를 부여할 경우, 사형 선고자의 숫자가 줄어드는 추세로 인해 [Figure 10(A)]에 제시한 결과가 뒤집힐 가능성은 없다. 무기징역의 가중치가 지나치게 높게 설정되었을 가능성도 대해서도 동일한 논리에 근거해서 기각할 수 있다.

13) 「형의집행및수용자의처우에관한법률」, 제1조.

[Figure 13] Number of Cases Sentenced to Imprisonment for Life and Death Penalty(1975~2007)



Source: Ministry of Justice, Yearbook of Judicial Affairs, National Court Administration, Yearbook of Judicature.



범죄 감소에 기여한다. 아울러 시설 내에서의 교화활동은 수감자들이 형집행 이후 건전한 사회일원으로 복귀하는 것을 지원함으로써 이들이 다시 범죄를 저지를 가능성을 감소시킨다. 그런데 교정, 교화는 시설 내 활동에 그치지 않고 사회 내 처분으로도 이어진다. 사회 내 처분에는 보호관찰, 사회봉사명령, 수강명령 등 여러 가지가 있지만 흉악범죄자의 재범 방지 혹은 재범자의 흉악범죄 방지와 밀접한 관련이 있는 것은 보호관찰제도이다.<sup>14)</sup>

과연 범죄억지와 관련된 교정활동의 중점이 범죄자 수용을 통한 무력화(incapacitation)여야 하는가 아니면 교정, 교화를 통한 재활(rehabilitation)이어야 하는가는 큰 논란거리이다. Levitt(2004)은 관련 연구의 개괄을 통해 수감인원 증가가 범죄 감소에 기여하는 바가 뚜렷하다고 주장한다. 이에 비해 Dills, Miron, and Summers(2008)은 Levitt(2004)이 제시한 증거를 반박하면서 수감인원 증대가 범죄 감소에 기여한다는 명확한 증거는 없다고 비판한다. 보다 넓은 맥락에서 Donohue and Siegelman(1998)은 우범자가 될 가능성이 높은 유년 및 청소년 범죄자들에 대한 지원 증대가 장기적으로 수감자 증대보다 범죄 감소에 보다 효과적인 예방책임을 주장한다.

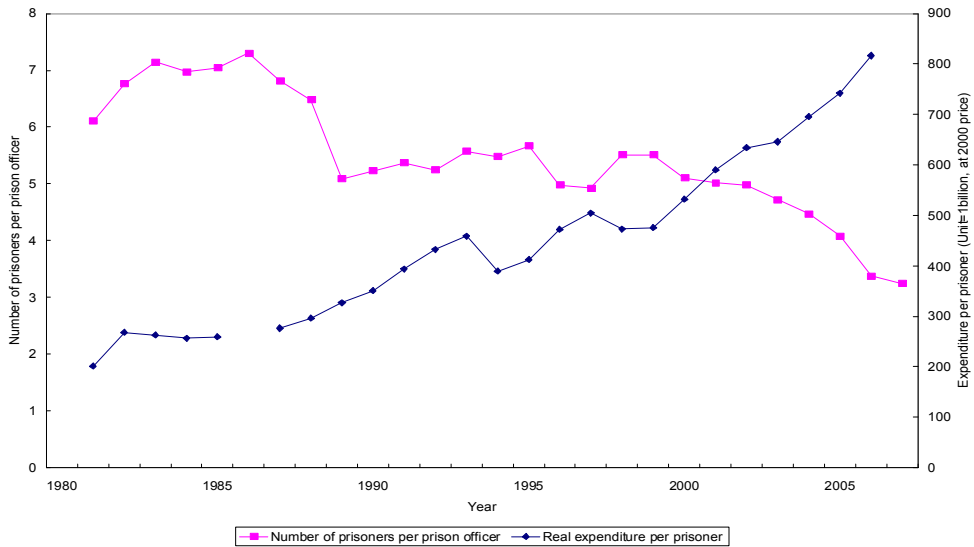
우리나라의 경우, 여러 가지 자료들은 외환위기 이후 정부의 교정활동이 뚜렷이 재활을 강조하는 방향으로 정향되어 있음을 보여준다. 수감시설의 일일평균 수감인원은 1990년대 말을 정점으로 꾸준히 감소하였다(Figure 14(A) 참조). 이에 비해 수용자들에 대한 자원투입은 큰 폭으로 증가하였다(Figure 14(B) 참조). 우선 교정시설의 경우 교도관 일인당 담당수형자 수가 1980년대 초·중반에는 7명 수준이던 것이 계속 감소해서 2000년대 중반에는 3명 수준까지 하락하였다. 또 수형자 1인당 실질예산액은 1981년부터 2007년 사이에 4배 가까이 증가하였다. 이처럼 수형자에 대한 인적·금전적 자원투입은 1980년대 이후 최근까지 꾸준히 증가해 왔는데, 외환위기 이전과 이후 서로 다른 이유에서 증가해 왔다. 외환위기 이전에는 수형자와 요소투입이 모두 증가하였지만, 요소투입 증가가 이보다 빠르게 진행되었기 때문에 수형자에 대한 자원투입량이 증가하였던 데 비해, 외환위기 이후에는 수형자 수가 큰 폭으로 감소하고 있음에도 요소투입이 줄지 않거나 오히려 증가함으로써 수형자당 자원투입 증가를 가속화하였다(Figure 14(C), (D) 참조).

재활에 대한 강조는 보호관찰제도와 관련해서도 나타난다. 보호관찰제도는

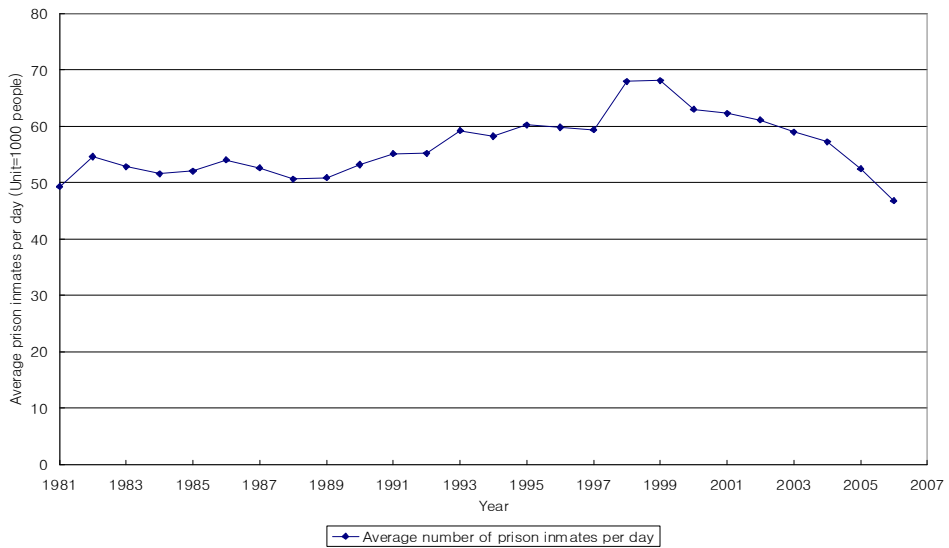
14) 현암사(2007), p.1088.

[Figure 14] Trends in Prison Inmates and Resource Input(1981~2006)

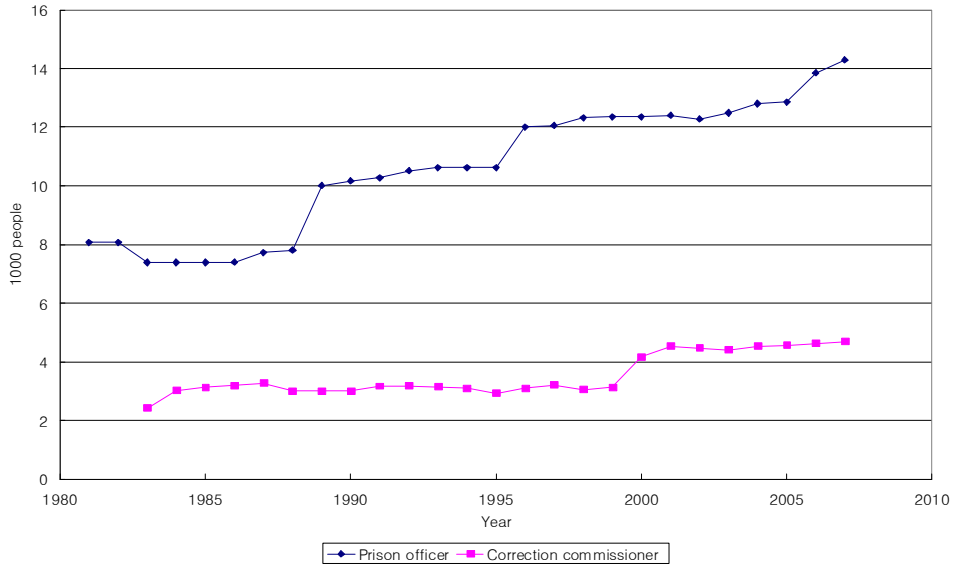
(A) The Number of Prison Inmates per Prison Officer and the Real Expenditure per Prisoner



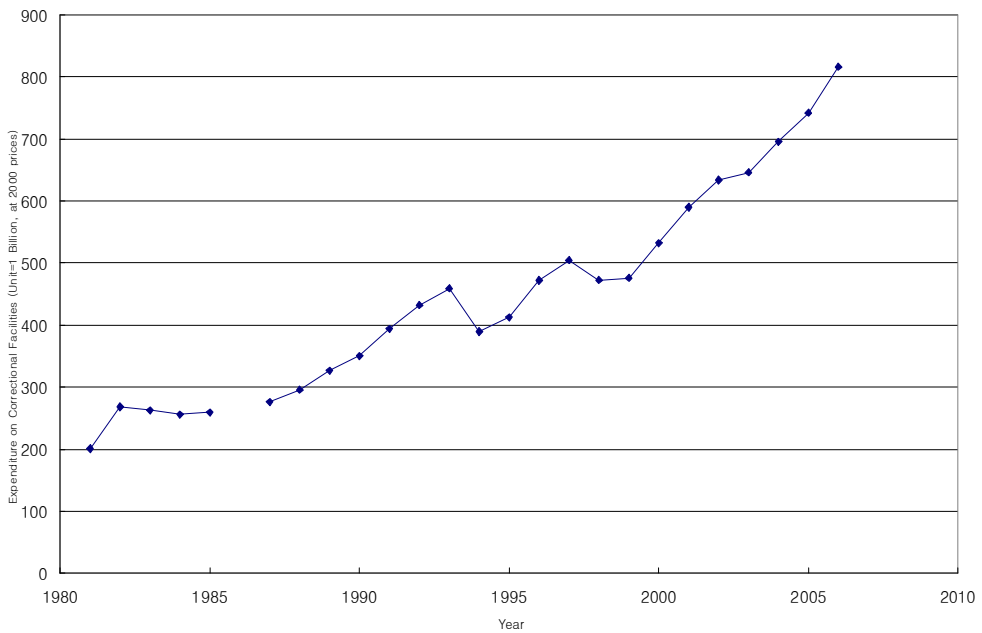
(B) Average Number of Prison Inmates per Day



(C) The Workforce of Correctional Facilities



(D) Expenditure on Correctional Facilities (At 2000 prices)



Source: Ministry of Justice, *Yearbook of Judicial Affairs*.

1989년에 소년범을 대상으로 처음 도입되었다가, 1997년부터 성인 범죄자들에게도 확대 적용되었는데, 이는 재범 방지를 위한 정부의 노력이 외환위기를 전후로 한 시점에서 질적 제고가 있었음을 의미한다. 보호관찰을 수행하는 보호관찰인력 일인당 담당인력의 추이를 보면, 성인 범죄자들로 대상이 확대된 1997년 이후 보호관찰인력 한 명이 담당해야 할 대상자가 크게 증가하였지만, 이후 보호관찰관의 수가 꾸준히 증가함에 따라 일인당 담당인원이 점차 감소해서 현재는 150명 수준으로 감소하였다(Figure 15 참조).

이상의 결과는 외환위기 이후 수형시설에서나 보호관찰 모두에서 재활 관련 예산 및 인력이 큰 폭으로 증가해 왔음을 보여준다. 하지만 흉악범죄자들 가운데 재범자들이 차지하는 비중은 이러한 자원투입 증대로부터 기대되는 것과는 상반된 양상을 보여준다. 1980년대 초반에는 초범인 흉악범죄자가 9,000명 수준으로, 전체 흉악범죄자의 70~80%를 차지하였다. 하지만 2000년대 중반에 와서는 초범 흉악범죄자의 수는 4,000명까지 하락한 대신 3범 이상의 재범자가 6,000명을 상회하여 흉악범죄자 중 가장 큰 비중을 차지하고 있다(Figure 16 참조).

재범자에 의한 흉악범죄의 증가를 단순히 교정정책을 위한 투자의 실패로 단정지을 수는 없다. 하지만 적어도 교정정책을 위해 투입된 자원들이 보다 효과적

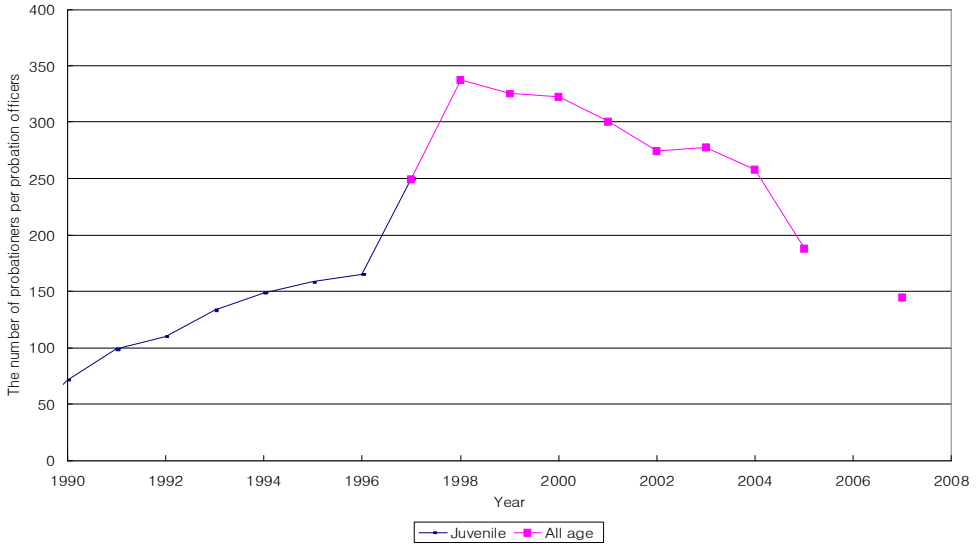
으로 활용하는 방안을 강구해야 함은 명확하다. 보다 근본적으로는 교정시설과 보호관찰제도가 재범예방에 얼마나 효과적인지에 대한 면밀한 실증분석에 근거해서 법원의 양형정책을 조율하는 노력이 병행될 필요가 있다. 보호관찰제도가 적절하게 교정기능을 수행하지 못하는 것으로 판명된 범죄의 경우에는 과감하게 교정시설로 수용하는 것이 바람직할 것이다.

## V. 맺음말

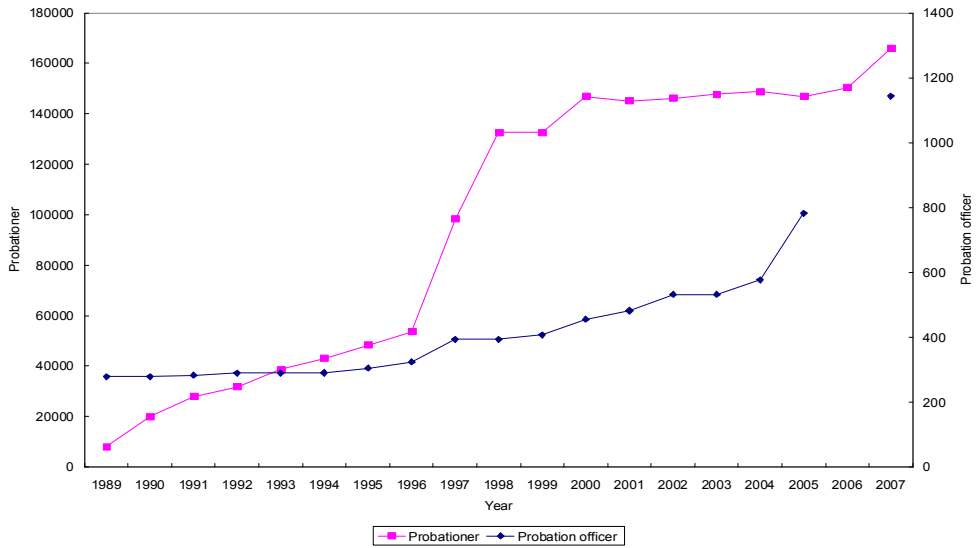
우리 경제는 1997년의 외환위기가 야기한 거시경제적 침체를 매우 빠른 시일 내에 성공적으로 극복하였다. 하지만 외환위기로 인한 충격은 우리 사회가 해결해야 할 많은 과제들을 야기하였는데, 그 가운데 가장 본질적인 것 중 하나가 지난 10여 년 동안의 흉악범죄 증가 혹은 치안 환경 악화이다. 본 논문은 외환위기가 범죄발생을 증가시키는 방향으로 사회경제적 변화를 촉발하였음을 전제하면서, 정부가 이러한 문제를 해소하는 방향으로 정책을 적절히 실시하지 못하였을 가능성을 궁구하였다. 즉, 외환위기와 그로 인해 파생된 극단적 상황들을 해결하기 위해 정부가 정책의 우선순위를 바꾸거나, 또는 변화된 사회환경에 대응해서 형사

[Figure 15] Trends in Probationers and Resource Input

(A) The Number of Probationers per Probation Officers

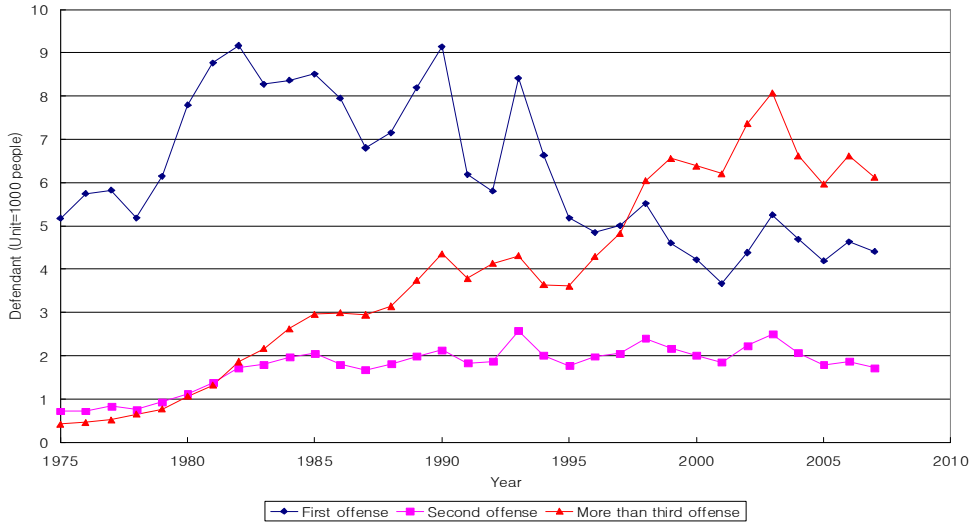


(B) Probationers and Number of Probation Officers



Source: Ministry of Justice, Yearbook of Judicial Affairs.

[Figure 16] Repeat Offenders among Felony Criminals(1975~2007)



Source: The Supreme Public Prosecutor's Office, *Criminal Analysis*.

정책 관련 부처들이 개별적으로 적절히 대응하지 못하거나 적절한 정책공조를 수행하지 못함으로써, 정부가 통제할 수 있었을 수준 이상으로 범죄가 발생하도록 만들었을 가능성을 검토하였다.

방법 및 검거, 양형, 교정 등 범죄억지 정책을 구성하는 개별 영역별로 자원의 투입과 정책효과 등을 검토한 결과, 정부의 범죄억지정책은 외환위기 이후 사회적 경제적 변화에 적절하게 대응하지 못한 것으로 판단된다. 경찰에 대한 인적·물적 자원의 투입은 지난 10여 년간 사실상 동결되었으며, 검찰의 수사력 향상을 위한 자원투입 역시 정체하였고, 외환위기 이후 용의자의 검거율과 기소율은 하락

하는 경향을 보여 왔다. 양형정책의 경우, 죄질의 악화나 방법 및 검거 관련 자원투입 수준에 비추어 볼 때 양형 수준을 높여 범죄를 억지하는 노력을 기울였어야 했음에도 불구하고 법원의 평균 형량 수준은 외환위기 이전 수준보다 높아지지 않았고 오히려 낮아진 경향마저 보였다. 교정정책과 관련해서는, 외환위기 이후 교도소나 보호관찰을 위한 인적·물적 자원투입이 큰 폭으로 증대하였지만, 흉악범죄는 3범 이상의 재범자들로 인해 증가하였다. 결국 이상에서 열거한 개별 정책 차원의 문제와 정책 간 조정실패는 외환위기 이후 흉악범죄를 두 배 가량 증가시키는 데 적지 않은 영향을 미쳤다고

판단된다.

이상과 같은 연구 결과가 제시하는 정책적 시사점은 비교적 명확하다. 외환위기 이후의 사회경제적 변화 그리고 최근 발생한 세계적 경제위기가 야기할 수 있는 추가적인 치안환경 악화를 예방하기 위해서는 보다 많은 자원투입과 정책의 효과성 증대를 위한 노력이 필요하다. 이를 위해서는 무엇보다 정부의 정책우선순위에 대한 근본적인 재검토가 이루어

져야 한다. 아울러 개별 정책수단별 자원투입이 얼마만큼의 효과를 거둘 수 있는지에 대한 광범위한 실증연구를 수행함으로써 정책의 효과성을 증진시키는 체계적 노력이 뒷받침되어야 한다. 마지막으로 개별 부처 단위로 이루어지고 있는 범죄억지정책들이 효과성을 가질 수 있도록 정책공조를 이룰 수 있는 제도적 장치가 마련되고 원활한 협조가 이루어져야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 강은영·박형민, 『살인범죄의 실태와 유형별 특성: 연쇄살인, 존속살인 및 여성살인 범죄자를 중심으로』, 연구총서 08-11, 한국형사정책연구원, 2008.
- 경찰청, 『경찰백서』, 각년도.
- 경찰청, 『경찰통계연보』, 각년도.
- 김지선·이치현·홍영오·박형민·김한균·권수진, 『한국의 범죄현상과 형사정책』, 연구총서 07-01, 한국형사정책연구원, 2007.
- 대검찰청, 『범죄분석』, 각년도.
- 박형민, 『살인범죄의 실태에 관한 연구』, 연구총서 2003-21, 한국형사정책연구원, 2003.
- 법무부, 『법무연감』, 각년도.
- 법무부, 『보호관찰통계연보』, 각년도.
- 법무연수원, 『범죄백서』, 각년도.
- 법원행정처, 『사법연감』, 각년도.
- 장준오·유홍준·정태인·이완수·노용준, 『노인범죄 및 범죄피해와 노인환경의 유해성 연구』, 연구총서 08-08, 한국형사정책연구원, 2008.
- 제갈돈 외, 「경찰력 강화와 범죄 억제 간 인과관계의 분석」, 『한국정책학회보』, 제8권 제2호, 1999.
- 최인섭, 『한국의 범죄추세 분석』, 연구총서, 한국형사정책연구원, 2003.
- 현암사 편, 『법률용어사전』, 현암사, 2007.
- Becker, Gary, "Crime and Punishment: An Economic Approach," *Journal of Political Economy* 169, March/April 1968, pp.169~217.
- Cook, Philip J. and Gary A. Zarkin, "Crime and the Business Cycle," *Journal of Legal Studies*, Vol. 14, No. 1, Jan. 1985, pp.115~128.
- Dills, Angella, Jeffrey Miron, and Garrett Summers, "What Do Economists Know About Crime?" NBER Working Paper 13759, 2008.
- Donohue, John, III, "Understanding the Time Path of Crime," *Journal of Criminal Law and Criminology*, Vol. 88, No. 4, Summer 1998, pp.1423~1452.
- Donohue, John, III and Steven Levitt, "The Impact of Legalized Abortion on Crime," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2, May 2001, pp.379~420.
- Donohue, John, III and Peter Siegelman, "Allocating Resources among Prisons and Social Programs in the Battle against Crime," *Journal of Legal Studies*, Vol. 28, January 1998, pp.1~43.
- Ehrlich, Issac, "Participation in Illegitimate Activities," *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No.



3, May-Jun. 1973, pp.521~565.

Levitt, Steven, "Understanding Why Crimes Fell in the 1990s: Four Factors That Explain the Decline and Six That Do Not," *Journal of Economic Perspectives* 18 No. 1, 2004, pp.163~190.

Machin, Stephen and Costas Meghir, "Crime and Economic Incentives," *Journal of Human Resources*, Vol. 39, No. 4, 2004, pp.958~979.

Raphael, Steven and Rudolf Winter-Ebmer, "Identifying the Effect of Unemployment on Crime," *Journal of Law and Economics*, Vol. 44, No. 1, 2001, pp.259~283.

UNDP, *Human Development Report 2007/2008*.

Wolpin, Kenneth I., "An Economic Analysis of Crime and Punishment in England and Wales 1894-1967," *The Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 5, Oct. 1978, pp.815~840.

## 우리나라 대중국 수출에서의 수출 집약도 및 다양도의 역할

이 시 옥

(한국개발연구원 부연구위원)

The Role of Extensive and Intensive Margins  
in Korean Exports to China

Siwook Lee

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

- Key Word: 수출 다양도(Extensive Margin), 수출 집약도(Intensive Margin), 수출 지속성(Export Survival)
- JEL code: F14, F43
- Received: 2009. 7. 7      • Referee Process Started: 2009. 7. 8
- Referee Reports Completed: 2009. 9. 15

## ABSTRACT

This paper examines relative contributions of extensive margin and intensive margin of Korean exports growth to China after 1990s', based on an analytical approach proposed by the Hummels and Klenow(2005). In this paper, extensive margin is defined as a weighted count of Korean exports categories relative to the rest of world's export categories to China. On the other hand, intensive margin refers to Korean exports to China relative to the rest of the world's exports to China, exclusively in those product categories that Korea exports to China.

According to the results of the analysis, the expansion of Korean exports to China was induced mainly by the increase of intensive margin. This result is consistent with Besedeš and Prusa(2007) as well as the Helpman, Melitz and Rubinstein(2007) who suggest that intensive margin is a more important factor than extensive margin for sustaining growth of export in the long term.

In addition, this paper shows that the survival rates of exports of parts and components and capital goods is relatively higher in comparison to those of primary and consumption goods. This implies that the expansion of international division of labor under the global production network could substantially affect the survival of exports.

본 연구에서는 Hummels and Klenow (2005)의 분석방식을 이용하여 1990년대 이후 우리나라의 대중국 수출에 있어서의 수출의 다양도 및 집약도의 상대적인 기여도를 고찰하고 있다. 본 연구에서 수출 다양도란 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국의 수출품목 대비 우리나라의 대중국 수출품목의 비중을 의미한다. 한편, 수출 집약도는 우리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출의 비중으로 정의한다.

분석 결과에 의하면, 최근 1990년대 이

후 우리나라의 대중국 수출 확대의 주요인은 수출 집약도의 증가였던 것으로 나타난다. 이러한 결과는 중장기적인 수출 호조세의 지속을 위해서는 수출 다양도보다는 수출 집약도가 더 중요한 요인이라는 Besedeš and Prusa(2007), Helpman, Melitz, and Rubinstein(2007) 등의 분석과 일치된 결과이다. 수출 다양도의 경우, 무역자유화 초기에 해당되는 1990년대 초반에는 빠르게 증가하나 이후에는 부품 및 자본재 등 일부 품목을 제외하고는 오히려 다소 하락하는 추세를 나타냈다.

한편, 부품과 자본재가 전반적으로 1차

## ABSTRACT

산품, 소비재 등 여타 상품군들에 비해 수출의 지속성(survival)이 높은 것으로 나타난다. 1차 상품, 소비재 등의 경우 수출 개시 후 4년 이내에 전체의 약 75% 수준의 품목이 수출을 중단하는 것으로 분석된 반면, 부품과 자본재는 기술 수준의 구분 없

이 1992~2007년 기간 중 지속적으로 수출이 이루어진 품목의 비중이 15% 수준에 이른다. 이러한 분석 결과는 국제분업구조의 진전이 수출의 지속성에 지대한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

## 1. 문제의 제기

최근 세계화의 급속한 진전에 따라 국가 간 경제교류 역시 빠른 속도로 증가해 왔다. 특히, 국제무역은 WTO, FTA 협상 등 국제공조를 통한 제반 관세 및 비관세 장벽의 축소, 직접투자를 매개로 한 국제분업구조의 활성화, 교통·통신 기술의 발달 등으로 인해 20세기 중반 이후 급속한 증가세를 시현해 왔다. 그렇다면 이와 같은 국제무역의 비약적 확대는 과연 어떠한 방식으로 진전되어 온 것일까?

재화의 소비를 통한 소비자의 효용은 통상적으로 소비 재화의 물량, 품질에 따라 달라지며, 같은 품질이라도 자기 선호에 맞는 특성을 지닌 제품의 공급 여부에 따라 달라진다. 국제무역에서도 이와 같은 다양한 소비자의 선호에 대응하여 매우 다양한 제품들이 거래된다. 따라서 국제무역의 확대는 같은 품질을 가진 상품의 양적 거래의 증가뿐만 아니라 상품의 다양성(variety) 및 품질(quality)의 향상에 의해 견인된다.

아울러 최근 국제 생산분업구조가 확산되면서 한 종류의 상품이라도 생산공정이 공정단계에 따라 서로 다른 국가에서 이루어지는 사례가 일반화되고 있다. 가령 중국이 휴대폰 반제품이나 부품을

수입하여 가공·조립 후 완제품 휴대폰을 수출하는 경우가 대표적 사례다. 이는 같은 산업 내에서도 품질 수준이나 제품 특성이 다른 다양한 상품이 거래됨을 의미한다.

이러한 맥락에서 Hummels and Klenow (2005) 등 최근의 국제문헌에서는 교역 확대의 요인을 새로운 수출품 혹은 수출선 확보 등에 의한 수출 다양도(extensive margins)의 증가와 기존 수출품의 해외 수요 확대 혹은 경쟁력 향상에 의한 수출 집약도(intensive margins)의 증가 등으로 구분하여 분석하고 있다. 아울러 수출 집약도의 변화도 다시 제품의 품질 개선으로 인한 부분과 수출물량 변화로 인한 부분 등으로 분해하여 교역 확대에 대한 양자간의 상대적인 중요도도 파악하고 있다.

Hummels and Klenow(2005)에 따르면, 국제적으로 GDP 규모가 상대적으로 큰 국가와 적은 국가들 간의 수출규모를 비교해 볼 때, 이들 국가들의 수출규모 차이의 약 60% 정도가 수출 다양도의 격차로 설명된다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 아울러 Kehoe and Ruhl(2002), Bergin and Glick(2005) 등은 무역자유화 초기단계에서의 교역 증가는 상당 부분 교역제품의 다양성 증가에 기인한다는 분석 결과를 제시하고 있다.

그러나 다른 한편으로 Besedeš and Prusa (2007), Helpman, Melitz, and Rubinstein (2007) 등에 따르면, 중장기적인 수출 증

가의 지속을 위해서는 수출 다양도보다는 수출 집약도가 더 중요한 요인인 것으로 나타난다. 실제로 수출 다양도는 대부분의 국가에서 점차 증가하는 패턴을 보이는 하나, 수출품의 상당수가 수출 개시 후 평균 2~3년 이상 지속되는 경우는 흔하지 않다.

본고에서는 최근의 수출 다양도와 집약도의 변화 추이 및 상대적 중요도를 1990년대 이후 우리나라의 대중국 수출을 중심으로 살펴보기로 한다. 대중국 수출에 대한 연구는 다음과 같은 두 가지 측면에서 정책적으로나 학술적으로 흥미로운 주제이다. 첫째, 1992년 8월 한·중 수교 이래 우리나라의 대중국 수출은 매우 빠른 증가세를 유지해 왔다. 1990년대 이후 우리나라의 세계 수출시장 점유율은 최근까지 지속적인 상승세를 시현해 왔는데, 이는 대부분 대중국 수출의 호조세에 기인한 것으로 판단된다.<sup>1)</sup> 실제로 우리 기업들의 수출의 대중국시장 점유율은 1992년 3.3%에서 2007년 10.9%로 급신장한 바 있다.

이와 같은 양국 간 교역구조에 대한 분석은 수교 이후 전면적인 무역자유화에 해당하는 초기단계부터 주요 교역상

대국으로 부상한 최근까지의 수출 다양도 및 집약도의 변화 추이를 일괄적으로 검증해 볼 수 있다는 점에서 그 의의가 있다. 우선 무역자유화 초기단계인 1990년대 초반과 그 이후 시기를 비교해 보면, 수출 다양도의 역할이 어떻게 달라졌는가를 검증해 볼 수 있다. 아울러 Besedeš and Prusa(2007) 등이 제기하는 바와 같이, 대중국 수출에 있어 수출 집약도의 증가가 중장기적인 수출 증가세 유지를 위한 핵심 요소였는가의 여부도 고찰해 볼 수 있다.

둘째, 대중국 수출의 증가는 국제적인 생산분업구조 확산의 일환으로 진행되어 왔다. 특히, 대중국 수출은 구성면에서 점차 수출의 최종재 생산에 필요한 부품 및 자본재 위주의 구조로 변모해 왔다. 이에 대중국 수출구조 변화에 관한 연구를 통해 국제 생산분업구조의 확산이 과연 전반적인 수출 다양도, 집약도 및 지속성 등에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴볼 수 있다는 데에도 의의가 있다.

본 연구에서는 방법론적으로 Hummels and Klenow(2005)의 분석방식을 차용하여 대중국 수출품목의 다양도 및 집약도 변화 추이를 고찰한다.<sup>2)</sup> 특히, 국제분업

1) IMF 통계자료에 의하면, 우리나라 수출의 세계시장 점유율은 1992~2007년 기간 중 2.1%에서 2.7%로 약 0.6%p 정도 증가한 반면, 세계 수출시장 중 중국시장을 제외할 경우 우리 수출의 점유율은 1990년대 중반 이후 소폭 하락세를 나타내고 있다.

2) 본 연구에서 제품 다양도란 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국의 수출품목(금액 비중의 가중평균) 대비 우리나라의 대중국 수출품목(금액 비중의 가중평균)의 비중을 의미한다. 한편, 제품 집약도는 우리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출의 비중

구조 확산효과를 구체적으로 살펴보기 위해 수출품목들을 생산공정에 따라 1차 산품, 반가공품, 부품, 최종 자본재 및 소비재 등으로 구분하고, 이를 다시 고기술 품목과 그 외의 품목으로 나누어 각각의 변화 추이를 분석해 보기로 한다.

한편, 본 연구에서는 이에 더하여 Kaplan and Meier(1958)의 생존분석(survival analysis)을 이용하여 대중국 수출품목의 지속성 정도를 파악하였다. 특히, 국제분업구조 확산과 관련하여 생산공정별 제품의 특성에 따라 수출의 지속성이 어떻게 달라지는가를 파악하는 것은 향후 국제교역구조를 전망하는 데에 중요한 시사점을 제시한다.

이하 본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 수출 다양도 및 집약도와 관련된 국내외 문헌의 논의 동향을 살펴본다. 제III장에서는 UN Comtrade 데이터에 포함된 중국의 국별·품목별 수입통계자료를 바탕으로 우리나라의 대중국 수출구조의 변화 추이를 심층적으로 분석한다. 기초 통계자료의 구축방식 및 기본 통계치를 설명하며, Hummels and Klenow (2005) 및 Kaplan and Meier(1958)의 추정방식을 이용하여 우리나라의 대중국 수출품의 다양도, 집약도 및 수출 지속성 등을 살펴본다. 끝으로 제IV장의 결론 부분에서는 분석 결과들을 요약하고, 본 연

구의 정책적 시사점 및 후속연구의 방향을 제시한다.

## II. 문헌 조사

국제교역의 패턴 및 규모에 대한 논의는 국제무역론이 경제학의 주요한 영역으로 정립된 이래 핵심적인 연구주제 중의 하나였다. 헤셔-올린 모형, 리카르도 모형 등으로 대표되는 전통적인 무역이론에서는 각 국가별 기술력과 요소부존도의 차이에서 발생한 비교우위에 따라 국제교역의 패턴 및 규모가 결정된다. 즉, 각 국가는 상대적인 비교우위가 있는 재화를 수출함으로써 국제무역이 발생하며, 교역국 간 기술력이나 요소부존도의 차이가 클수록 교역량은 증가하게 된다. 그러나 현실에 있어서의 국제무역은 공급 측면에서의 비교우위만으로 설명하기에는 한계가 있다.

한편, 원산지에 따라 상품에 대한 수요가 다르다는 가정에 기반한 Armington (1969)에서는 생산 제품에 대한 상대적 수요와 가격은 양 국가의 경제규모에 의해 결정된다. 즉, 교역 상대국의 경제규모가 클수록 상대국 제품에 대한 국내의 수입은 늘어나는 반면, 수입상품의 국내

상품 대비 상대가격은 낮아지게 된다. 그러나 현실에서는 경제규모가 큰 국가들이 단순히 더 많은 물량을 수출할 뿐만 아니라 동 수출품의 단가 역시 높게 형성된다.

이에 대하여 Krugman(1980), Helpman(1981) 등으로 대표되는 신무역이론에서는 불완전경쟁을 가정하면서 규모의 경제, 수요의 다양성(love of variety)이나 이질성(ideal variety) 등에 따라 무역의 패턴이나 규모가 결정되는 것으로 보고 있다. 가령 Krugman(1980)의 경우 교역국의 경제규모가 클수록 보다 다양한 제품을 수출하며, 제품의 다양성이 늘어도 상대가격은 변화하지 않게 된다고 보았다. 이러한 견해는 경제규모가 큰 국가들이 보다 다양한 상품을 수출하는 현실을 잘 설명한다.<sup>3)</sup>

현실적으로 같은 재화로 분류되더라도 서로 상이한 품질이나 특성을 갖는 경우가 허다하다. 농산물 등 1차 상품과 같이 각 국가가 생산하는 상품이 비교적 동질적인 상품이 있는 반면, 자동차의 경우와 같이 배기량, 마력, 디자인 등에 따라 매우 다른 특성과 품질을 나타내는 경우가 많다. 아울러 같은 동급의 차량이라도 디자인 등에 대한 소비자의 선호도에 따라 서로 다른 선택이 이루어지는 것이 일반적이다. 따라서 국제무역의 확대는 상품의 양적 거래 혹은 다양성의 증가뿐

만 아니라 품질의 향상에 의해서도 견인된다.

최근 Hummels and Klenow(2005) 등의 실증분석에 따르면, 상대적으로 규모가 큰 국가가 개별 제품당 수출액이 클 뿐만 아니라 수출상품의 구성에서도 보다 다양한 상품을 수출하는 것으로 나타난다. Hummels and Klenow(2005)는 이를 각각 수출제품의 집약도(intensive margin)와 다양도(extensive margin)라 정의하고 있다. Hummels and Klenow(2005)는 국제적으로 GDP 규모가 상대적으로 큰 국가와 작은 국가들 간의 수출규모를 비교해 볼 때, 이들 국가들의 수출규모 차이의 약 60% 정도가 수출 다양도의 격차로 설명된다는 결과를 제시하고 있다. 아울러 상대적으로 규모가 큰 국가의 경우 수출물량뿐만 아니라 제품의 품질에 있어서 우위를 나타낸다.

한편, Kehoe and Ruhl(2002), Bergin and Glick(2005), Borchert(2007) 등은 무역자유화의 초기단계에서의 교역 증가는 상당 부분 교역제품의 다양성 증가에 기인한다는 분석 결과를 제시하고 있다. 가령 Bergin and Glick(2005)은 FTA 체결 이전 상대적으로 교역규모가 작았던 제품군에서 교역 증대효과가 매우 현저하게 나타나는 점에 주목할 필요가 있다고 주장한다. 가령 NAFTA의 경우 FTA 체결 이전

3) 다만, 모든 재화의 국제가격이 동일하다는 결과는 실제 같은 상품으로 분류되더라도 선진국들의 수출품 단가가 여타 국가들에 비해 높다는 실증근거를 설명하는 데에는 동 모형의 한계점이 있다



시점인 1989년 기준으로 교역이 미미했던 하위 10% 제품군(Least-traded Goods: 이하에서는 LTG)이 1999년에는 전체 교역량 중 16~42% 수준으로 확대되었으며, EU의 사례에서도 비슷한 추세가 나타나고 있다.<sup>4)</sup>

Besedeš and Prusa(2007), Helpman, Melitz, and Rubinstein(2007) 등은 동태적인 관점에서 수출제품의 집약도가 중장기적인 수출 지속성에 더 중요하다는 연구 결과를 제시한다. 비록 무역자유화 등의 초기단계에서 제품의 다양성이 빠르게 증가하는 패턴을 보이거나, 이러한 제품들은 중장기적으로 수출품목에서 소멸될 가능성이 높다. Besedeš and Prusa(2007)에 따르면, 개발도상국 수출제품의 지속성(survival)은 평균적으로 선진국에 비해 짧으며, 특히 아프리카, 중미 등 개도국 국가들은 수출 개시 후 평균 2년 이상을 지속하는 경우가 흔하지 않은 것으로 나타난다.<sup>5)</sup> 1990~2005년 기간 중 개도국을 대상으로 수출 다양도 및 집약도 변화 추이를 분석한 Amurgo-Pacheco and Pierola(2008)에서도 수출 집약도가 수출 확대의 가장 중요한 요인으로 제시되고 있으며, 이에 더불어 수출 다양도의 경우 제품 다변화보다는 교역선 다변화가 보다 중요

한 요인인 것으로 나타난다.

한편, 본 연구의 분석대상인 우리나라의 대중국 수출구조에 대해서는 현시비교우위지수(Revealed Comparative Advantage Index), 수출유사성지수(Export Similarity Index), 무역특화지수(Trade specialization index) 등 다양한 분석기법의 활용을 통해 많은 분석 결과들이 제시되어 왔다. 가령 양평섭 외(2007)에서는 상기한 분석기법들을 활용하여 한·중 간 분업 및 경쟁 구조를 파악하고 있다. 분석 결과에 따르면, 한국의 대중국 수출은 중국의 내수시장에 판매하기 위한 것이라기보다는 중국 내 가공무역을 위한 수출이 높은 비중을 차지하고 있음을 밝히고 있다. 아울러 일반무역에서는 일방적 무역관계가 강한 반면, 가공무역에서는 산업 내 무역이 활성화되어 있음을 밝히고 있다. 최용석 외(2005)에서도 무역특화지수, 현시비교우위지수 등을 이용하여 세계시장에서의 한·중 간 경쟁구도의 변화 추이를 분석하고 있다.

그러나 본고에서 채택한 분석방식인 수출 다양도 및 집약도를 이용하여 우리나라 교역구조를 분석한 국내외 문헌은 흔치 않다. 1980~97년 기간을 대상으로 우리나라와 대만의 대세계 수출상의 다

4) 여기에서 LTG란 SITC 4 digit 자료를 이용하여 1989년 시점에 제품 단위별로 교역액이 가장 작은 하위 10%의 제품군을 지칭한다.

5) 개도국의 수출품 생존율을 분석한 Brenton et al.(2009)에서는 초기 수출규모, 시장규모, 수출 경험도, 교역국 간의 문화적·지리적 연계성 등이 수출 지속성을 결정하는 주요한 변수임을 밝히고 있다.

양도 및 집약도 변화 추이를 분석한 Kang(2004)에서는 수출 다양도의 증가가 수출 확대의 핵심 요소인 것으로 나타난다. 한편, 강기천·김태기(2007)는 수출품의 다양성 및 차별성 증가와 우리나라 수출가격 간의 관계를 분석하고 있다. 분석 결과에 의하면, 우리나라의 수출품 다양성은 거의 선진국 수준에 근접한 반면, 상대수출가격지수로 판단한 우리나라 수출품 간의 차별화 정도는 상대적으로 낮은 것으로 나타난다.

마지막으로, 본고의 분석대상인 대중국 수출에 대해 수출 다양도 및 집약도 분석을 적용한 사례는 최의현(2008) 등 이외에는 거의 존재하지 않는다. 최의현(2008)의 경우 본고와는 달리 대중국 소비자 수출에 국한하여 분석을 진행하였다. 분석 결과에 의하면, 우리나라의 대중국 소비자 수출 확대는 주로 수출 집약도의 증가에 기인한 것으로 나타난다.

### III. 실증분석

#### 1. 수출 다양도 및 집약도 분석

##### 가. 분석방법론

Hummels and Klenow(2005)는 다음과 같은 방법론을 통해 제품 다양도와 집약

도를 구분하고 있다. 우선 중국의 전체 수입 중 우리나라를 제외한 여타 국가들에 대한 중국의 수입 대비 우리나라로부터의 수입의 상대적 시장점유율( $MS_t$ )을 다음과 같이 정의하자.

$$MS_t = \frac{M_{kt}}{M_{rt}} = \frac{\sum_{c \in N_{kt}} M_{kct}}{\sum_{c \in N_{rt}} M_{rct}} \quad (1)$$

여기에서  $M_{kt}$ 란 중국이 우리나라로부터 수입한 총액이며,  $M_{rt}$ 는 우리나라를 제외한 여타 국가들에 대한 중국의 수입액이다.  $N_{kt}$ 와  $N_{rt}$ 는 각각 한국의 대중국 수출품목의 집합과 여타 국가의 대중국 수출품목의 집합으로 정의한다. 아울러  $M_{kct}$ 와  $M_{rct}$ 는 각각 개별 상품  $c$ 에 대한 한국의 대중국 수출금액과 여타 국가의 대중국 수출금액이다.

항등식 (1)을 다음과 같이 변환시켜 보자.

$$MS_t = \frac{\sum_{c \in N_{kt}} M_{rct}}{\sum_{c \in N_{rt}} M_{rct}} \cdot \frac{\sum_{c \in N_{kt}} M_{kct}}{\sum_{c \in N_{kt}} M_{rct}} = EM_t \cdot IM_t \quad (2)$$

항등식 (2)에 나타난 바와 같이  $EM_t$ 는 우리나라를 제외한 여타 국가들로부터의 중국의 전체 수입액 대비 우리나라와 경쟁해야 하는 품목에서의 이들 국가들로부터의 중국의 수입액 비중이다. 이는 다시 말해 중국시장에서 우리나라와 경쟁

하는 경쟁국들의 대중국 총수출액 대비 우리와 직접적으로 경쟁해야 하는 상품들의 수출액의 비중을 의미한다. Hummels and Klenow(2005)에 의하면,  $EM_t$ 는 우리나라의 대중국 수출의 제품 다양도(extensive margin)로 정의된다.

이러한 정의는 다소 직관적이지 않을 수 있으나 여타 국가의 대중국 수출품목 집합 대비 한국의 대중국 수출품목 집합의 상대적 크기를 의미한다. 가령 모든 제품군의 수입규모가 동일하면, 항등식(2)의  $EM_t$ 는 단순히  $N_{kt}/N_{rt}$ 로 축약된다. 물론 현실적으로 개별 제품군의 수입규모는 서로 다른바, 항등식(2)에 나타난  $EM_t$ 는 이러한 개별 상품의 수입규모를 가중평균한  $N_{kt}$ 와  $N_{rt}$  간의 상대적 크기라 할 수 있다. 모든 조건이 동일한 경우  $EM_t$ 가 늘어나면, 이는 우리나라의 대중국 수출품목 수(가중평균값 기준)가 증가함을 의미한다.

한편, 항등식(2)에서도 살펴볼 수 있듯이 제품 집약도  $IM_t$ 는 우리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출의 비중으로 정의된다. 제품 집약도가 낮아진다는 것은 우리나라가 중국에 수출하는 품목에서 다른 나라에 비해 상대적으로 시장점유율이 낮아진다는 것을 의미한다. 따라서  $IM_t$ 는 우리나라의 대중국 수출품목에 있어서의 시장경쟁력을 의미하는 것으로 간주할 수 있다.

앞서 품질차별화 모형에서도 살펴볼 수 있듯이, 특정 제품의 경쟁력은 얼마나 많은 물량을 수출하는지 여부뿐만 아니라 얼마나 높은 품질의 상품을 수출하는가의 여부에도 좌우된다. 이에 Hummels and Klenow(2005)에서는 Feenstra(1994)의 정의를 이용하여 다음과 같이  $IM_t$ 를 단가지수  $P_t$ 와 물량지수  $X_t$ 로 분리한다.

$$IM_t = P_t \cdot X_t \\ = \prod_{c \in N_{kt}} \left( \frac{p_{kct}}{p_{rct}} \right)^{\omega_{ct}} \cdot \prod_{c \in N_{kt}} \left( \frac{X_{kct}}{X_{rct}} \right)^{\omega_{ct}} \quad (3)$$

여기에서  $p_{kct}$ 는 중국이 우리나라로부터 수입한 상품  $c$ 의 수출단가이며,  $X_{kct}$ 는 해당 수입물량이다. 여타 국가군  $r$ 에 대해서도 동일한 정의가 적용된다. 한편,  $\omega_{ct}$ 는 한국과 여타 국가들로부터의 총수입에서 상품군  $N_{kt}$ 에 속해 있는 상품 수입액의 비중 간의 로그 평균값이다. 즉,

$$\omega_{ct} = \left( \frac{\theta_{kct} - \theta_{rct}}{\ln \theta_{kct} - \ln \theta_{rct}} \right) / \sum_{c \in N_{kt}} \left( \frac{\theta_{kct} - \theta_{rct}}{\ln \theta_{kct} - \ln \theta_{rct}} \right)$$

여기에서  $\theta_{kct}$ 와  $\theta_{rct}$ 는 각각 한국과 여타 국가들로부터의 총수입에서 상품군  $N_{kt}$ 에 속해 있는 상품 수입액의 비중이다.

항등식(3)에서 단가지수  $P_t$ 는 상품별 여타 국가들의 단가 대비 우리 제품의 단가를 전 품목에 대해 각 품목별 총수입비중으로 가중평균한 값이다. 이는 결국 우

리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출품 단가의 상대적 수준을 의미한다. 한편, 물량지수  $X_t$ 는 우리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출물량의 상대적 비중을 의미한다.

마지막으로, 제품의 단가는 다음과 같이 수입금액을 수입물량으로 나누어 정의한다.<sup>6)</sup>

$$p_{kct} = \frac{M_{kct}}{X_{kct}}$$

$M_{kct}$ 는 미달러화 기준 CIF 수입금액이며,  $X_{kct}$ 는 수입물량이다.

## 나. 기초 통계자료의 구축 및 요약

본고에서는 우리나라의 대중국 교역구조를 분석함에 있어 UN Comtrade의 통계

자료를 활용한다. 대중국 수출의 경우 UN Comtrade에 포함된 중국의 교역상대국별 연간 수입자료를 1992~2007년 기간을 대상으로 HS 6자릿수(Harmonized System 6 digit code) 기준으로 구축하였다.<sup>7)</sup>

가공단계별 수출 구성 및 변동요인을 살펴보기 위하여 HS 6단위 수입자료를 UN의 BEC 분류방식(Broad Economic Categories classification)을 이용하여 <Annex Table 1>에 나타나 있는 바와 같이 다시 1차 산품, 반가공품, 부품 및 자본재, 소비재 등으로 구분하였다.<sup>8)</sup>

마지막으로, BEC 분류에 따른 각각의 가공단계별 상품군을 기술 수준별로 보다 상세하게 분석하기 위해 Hatzichronoglou (1997)의 분류방식에 따라 다시 고기술과 그 이외 제품군으로 분류하였다. 고기술 제품에 포함되는 SITC Rev.3 기준의 제품들은 <Annex Table 2>에 나타나 있으며, SITC 5단위와 HS 6단위를 연계표를 이용하여 상기 기초 통계자료와 연결시켰다.<sup>9)</sup> 고기술 제품은 항공, 컴퓨터·사

6) 본고에서는 이를 해당 수출국의 상대수출단가로 정의하기로 한다.

7) Comtrade database에서는 1992~2006년까지의 연간자료가 포함되어 있으며, 2007년 통계치는 중국 해관통계자료를 Comtrade 통계에 연계하여 활용하였다.

8) 이와 같이 상품을 가공단계별로 분류할 경우, 분류 불명으로 처리되는 품목이 있어 전체 수입액과 가공단계별 수입액의 합계 간에는 다소간의 차이가 발생할 수 있다. 또한 Comtrade에 나타난 6자릿수 품목 중 중국의 우리나라로부터의 수입액은 존재하는데 전 세계 수입액이 누락된 경우도 분석대상에서 제외하였다.

9) 국내 관련 문헌에서는 무역통계를 기술 수준별로 분류하는 경우 OECD의 Hatzichronoglou(1997)가 제시한 방식 중 무역통계를 국제표준산업분류(International Standard Industrial Classification: ISIC) 4자릿수 기준 산업부문과 연계하여 고기술, 중고·중저 기술, 저기술 등으로 분류하는 것이 일반적이다. 그러나 동 방식은 산업을 지나치게 넓게 규정하고 있다는 문제점이 존재한다. 가령 컴퓨터·사무용 기기(ISIC 3825) 내 품목들은 기술 체화도 등 개별적인 특성을 고려하지 않고 모두 고기술 산업으로 분류한다. 이

무용 기기, 전자 및 통신 기기, 제약, 정밀·광학 기기, 전기·비전기 기계류, 화학, 무기류 등의 부문 내 개별 품목 내지 산업군으로 규정된다.

<Table 1>에는 이와 같이 구축된 자료에서 나타난 한국의 대중국 수출 추이가 나타나 있다. 우리나라의 대중국 수출은 금액 기준으로 1992년 26억달러에서 2007년 현재 1,000억달러대를 돌파하여 동 기간 중 약 40배 정도 증가하였다. 이에 동 기간 중 우리나라의 중국시장 점유율도 3.3%에서 10.9%로 급성장하였다.

한편, HS 6자릿수 기준 수출품목의 개수도 1992년 총 2,580개에서 2007년 3,792개로 약 1.5배 수준으로 상승하였으며, 대중국 교역상대국들의 총 수출품목 수

대비 우리나라의 대중국 수출품목 수의 비중도 동 기간 중 52.4%에서 78.0%로 늘어났다. 이는 그만큼 우리나라의 대중국 수출품이 다양화되고 있다는 점을 시사하는 것이다.

한편, <Table 2>에는 우리나라의 대중국 수출품의 가공형태별 부문 구성이 나타나 있다. 1992~2007년 기간 중 부품 및 자본재의 비중은 12.8%에서 59.5%로 급성장한 반면, 반가공품의 비중은 84.3%에서 32.4%로 하락하였다. 이에 2007년 현재 우리나라의 대중국 수출은 앞서 살펴본 바와 같이, 부품 및 자본재 위주로 구성되어 있으며, 최종 소비재 및 1차 산품의 구성비는 각각 2.5%와 0.7%로 매우 낮은 수준이다.

<Table 1> Chinese Imports from the World and Korea

	Import in value(Billion Dollars)			Number of Commodity(HS, 6 digit)		
	Total import (A)	Import from Korea (B)	B/A	Total import (C)	Import from Korea (D)	D/C
1992	81	3	3.3%	4,926	2,580	52.4%
1995	131	10	7.8%	4,807	3,488	72.6%
2000	207	21	10.1%	4,996	3,736	74.8%
2005	643	76	11.8%	5,042	3,865	76.7%
2007	956	104	10.9%	4,860	3,792	78.0%

Source: Author's calculation based on the UN Comtrade database and China Customs Statistics.

러한 맥락에서 본고에서는 기존의 국내 문헌과는 달리, Hatzichronoglou(1997)의 분류방식 중 개별 SITC 5자릿수 품목을 고기술과 기타 부문으로 분리하는 방식을 채택하고 있다. 무역통계를 기술 수준별로 분류하는 방식에 대한 보다 구체적인 논의는 Chen, Qu, and Wang(2008)을 참조하기 바란다.

〈Table 2〉 Composition of Korean Exports to China by Types of Products

(unit: %)

	Primary goods			Semi-processed products		
		High tech	Others		High tech	Others
1992	0.7	0.0	0.7	84.3	1.3	83.0
1995	0.6	0.0	0.6	74.9	1.4	73.4
2000	0.5	0.0	0.5	69.9	1.0	68.9
2005	0.4	0.0	0.4	30.1	0.8	29.3
2007	0.7	0.0	0.7	32.4	1.2	31.2

	Parts and components and Capital Goods			Consumption goods		
		High tech	Others		High tech	Others
1992	12.8	1.1	11.7	2.2	0.0	2.2
1995	20.2	2.3	17.9	4.4	0.1	4.3
2000	26.2	8.8	17.4	3.4	0.0	3.4
2005	67.6	48.1	19.5	2.0	0.1	1.9
2007	59.5	46.8	12.7	2.5	0.3	2.2

Note: This is a share in total exports to China, based on the United Nation's BEC[Broad Economic Categories] classification.

Source: Author's calculation based on the UN Comtrade database.

기술 수준별로는 고기술 제품의 비중이 45.7%인데, 대부분이 부품 및 자본재에 속해 있다. 반면, 반가공품과 최종 소비재 관련 고기술 제품의 비중은 각각 1.2%와 0.3%에 불과하다. 부품 및 자본재의 경우, 고기술 제품의 구성비는 1992년 1.1%에 불과하던 것이 2006년에는 44.5%로 늘어나 2006년 현재 부품 및 자본재 수출의 2/3 이상을 차지하고 있다.

## 다. 분석 결과

### 1) 상대적 시장점유율 변화 추이

앞서 중국의 전체 수입 중 우리나라를 제외한 여타 국가들에 대한 중국의 수입 대비 우리나라로부터의 수입을 상대적 시장점유율( $MS_t$ )로 정의하였다. 이와 같은 상대적 시장점유율은 항등식 (2)에서 제시한 바와 같이 대중국 수출 다양도와 집약

〈Table 3〉 Relative Market Share of Korean Exports to China by Product Types

		(unit: %)				
		1992	1995	2000	2005	2007
All Products		3.4	8.5	11.3	13.4	12.2
	High tech	0.9	3.8	6.3	18.2	19.3
	Others	3.6	9.1	12.4	11.3	9.1
Primary goods		0.4	0.9	0.3	0.3	0.4
Semi-processed products		6.5	15.1	18.2	17.1	15.7
	High tech	8.9	26.0	17.1	17.2	17.6
	Others	6.4	14.9	18.3	17.1	15.6
Parts and components		1.9	6.3	7.0	17.1	16.8
	High tech	0.7	3.5	5.8	17.4	19.4
	Others	2.1	7.0	7.6	16.7	11.2
Capital goods		1.1	4.5	6.0	14.6	13.9
	High tech	0.5	2.8	5.6	20.8	20.2
	Others	1.2	4.9	6.3	7.5	6.6
Consumption goods		1.1	6.5	6.9	7.5	6.3
	High tech	0.2	2.1	1.1	1.3	5.9
	Others	1.2	6.8	7.4	8.6	6.4

Note: Refer to <Annex table1> and <Annex Table2> for the detailed information on product classification.

도의 곱으로 나타낼 수 있다. 여기에서는 수출 다양도와 집약도 변화 추이를 구체적으로 살펴보기에 앞서 1990년대 이후 우리나라의 중국 수입시장 내에서의 상대적 시장점유율 변화 추이를 살펴보기로 한다.

<Table 3>의 상단에 나타나 있는 바와 같이 우리나라의 상대적 시장점유율은 1990년대 초반 이후 최근까지 비교적 지속

적인 증가세를 유지하여 왔다. 이는 특히 우리나라 고기술 수출품의 시장점유율 증가에 기인하며, 제품유형별로는 부품 및 자본재의 시장점유율 확대가 두드러진다.

한편, 이와 관련하여 <Annex Table 3> 과 <Annex Table 4>에는 부품 및 자본재 기준 우리나라의 상위 5대 대중국 수출품목 변화 추이가 포함되어 있다. <Annex Table 3>에 나타나 있는 부품 및 부분품

의 경우, 1992년에는 주로 TV용 음극선관(HS 854011), 영상·음성 재생기기(HS 852290) 등이 주 수출품이었으나, 2007년에 들어서는 전자집적회로(HS 854229), 컴퓨터부품(HS 847330) 등 고기술 제품의 비중이 비약적으로 상승하였다. 특히, 전자집적회로 관련 부품은 전체 부품 수출의 절반 이상을 상회하는 주력 수출품인 것으로 나타났다.

자본재의 경우에도 <Annex Table 4>에서 살펴볼 수 있듯이, 1992년에는 반도체 제조장비(HS 847989)와 더불어, 인조섬유 방사기(HS 844400), 원형편직기(HS 844711), 방직기(HS 844590) 등 섬유 관련 자본재 수출의 비중이 높았으나, 2007년에 들어서는 휴대폰(HS 852520), 액정디바이스(HS 901380), 자동자료처리기기 기억장치(HS 847170) 등 고기술 제품의 수출이 주종을 이루고 있다.

이상과 같이 우리나라의 대중국 수출은 부품과 자본재를 중심으로 고기술 상품구조로 전환되면서 중국시장에서 시장 점유율을 높여온 것으로 나타난다.

## 2) 제품 다양도 변화 추이

[Figure 1]에는 1992~2007년 기간 중 우리나라의 대중국 수출품의 다양도 변화 추이가 나타나 있다. 그림에는 전 품목을

대상으로 한 다양도 변화 이외에도 반가공품, 부품 및 자본재, 소비재 등에 대한 다양도 변화 추이도 나타나 있다.<sup>10)</sup>

우선 그림에서 살펴볼 수 있듯이, 1992~93년 기간 중 제품의 다양도가 급격히 증가한 것으로 나타난다. 이러한 현상은 전체 품목을 대상으로 한 분석이나 혹은 가공단계별 개별 상품군에 대해 분석한 경우 공히 나타난다. 앞서 고찰한 바와 같이 Kehoe and Ruhl(2002) 등은 무역자유화의 초기단계에 제품의 다양성이 급격히 증가한다는 분석 결과를 제시한다. 우리나라의 경우에도 1992년 8월 한·중 수교가 체결됨에 따라 양 국가 간의 교역이 본격화된 점을 고려해 본다면, 무역자유화와 비슷한 효과가 1992~93년 기간 중 나타났을 가능성이 높다.

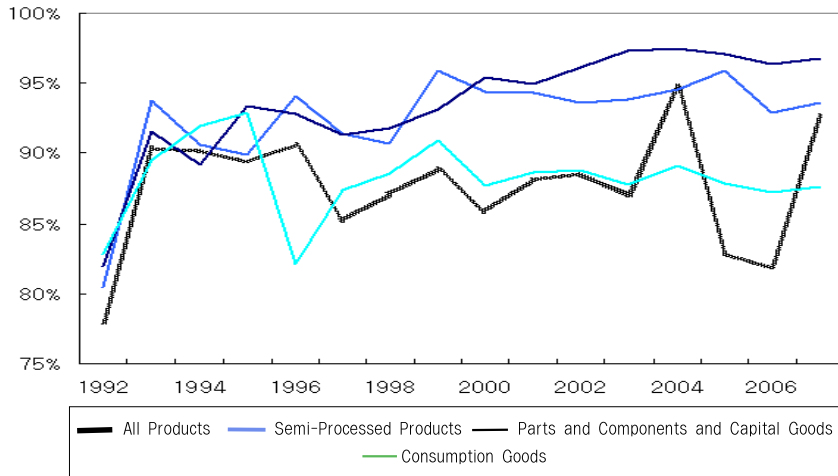
한편, 1993년 이후의 기간을 살펴보면, 소비재의 대중국 수출은 오히려 제품 다양성이 다소 하락하는 추세에 있는 반면 중간재와 자본재 수출의 제품 다양성은 점진적으로 상승하는 추이를 보인다. 특히, 반가공품보다는 부품 및 자본재의 다양화 정도가 더 높게 나타난다.

상기한 바와 같이 Hatzichronoglou(1997)의 방식으로 기술 수준별로 상품군을 나누어 제품 다양도의 변화 추이를 분석한 결과에 의하면, 고기술 제품의 다양도는 1990년대 중반 이후 최근까지 비교적

10) 1차 상품 수출의 경우 제품의 특성상 수출의 연속성이 낮고 대내외 여건에 따라 수출 구성이 급변하는 특성을 지닌다. 본고의 분석 결과에서도 제품 다양도가 연도별로 급변하는 것을 관찰할 수 있었다.



[Figure 1] Trends in Extensive Margin of Korean Exports to China



<Table 4> Extensive Margin of Korean Exports to China by Product Types

(unit: %)

	All Products		Semi-Processed products		Parts and components and Capital goods		Consumption goods	
	High tech	Others	High tech	Others	High tech	Others	High tech	Others
1992	73.7	78.5	77.3	80.5	68.9	85.2	53.6	85.2
1995	90.7	89.2	91.9	89.8	83.2	95.8	96.1	92.6
2000	93.8	84.0	89.7	94.5	92.8	97.0	85.5	87.8
2005	96.0	77.2	94.5	95.9	96.1	98.6	91.0	87.3
2007	95.7	91.3	93.2	93.6	95.9	98.0	91.0	87.1

Note: Refer to <Annex table1> and <Annex Table2> for the detailed information on product classification.

지속적으로 증가하는 추세에 있는 반면, 기타 제품의 경우 1990년대 중반 이후 하락 추세에 있다.<sup>11)</sup> 한편, 상품군별로는 고기술 부품 및 자본재 수출의 다양성이 빠

르게 증가하고 있는 반면, 여타 고기술 제품들은 대체적으로 정체상태에 머물러고 있다(Table 4 참조).

11) 2007년의 경우 다양도 지수가 높은 것은 1차 상품 수출이 일시적으로 증가한 데 기인한다. 참고로 2006년의 경우 다양도 지수는 75.9% 수준에 머물렀다.

## 2) 제품 집약도 변화 추이

앞서 언급한 바와 같이, 제품 집약도는 우리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출의 비중이다. 제품 집약도가 낮아진다는 것은 우리나라가 중국에 수출하는 품목에서 다른 나라에 비해 상대적으로 시장점유율이 낮아진다는 것을 의미한다. [Figure 2]에는 1992~2007년 기간 중 우리나라의 대중국 수출품의 다양도 변화 추이가 나타나 있다.

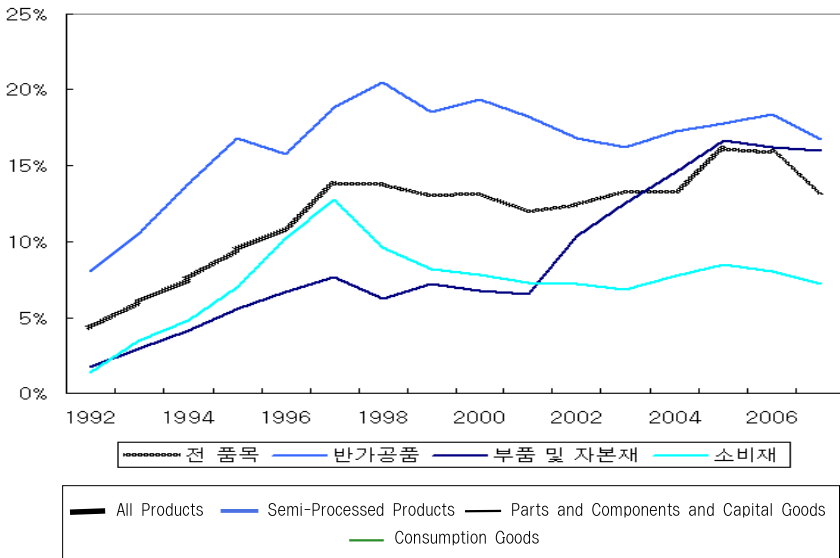
우리나라의 대중국 수출품목의 제품 집약도는 1992년 한·중 수교 이후 점진적으로 증가하다가 2005년 이후 다소 하락하는 추세에 있다. 이는 우리나라가 중

국에 수출하는 품목들의 경쟁력이 대체적으로 향상되다가 최근 들어 다소 하락하고 있음을 시사한다.

이를 세부 상품군별로 다시 살펴보면, 부품 및 자본재는 분석기간 중 빠르게 증가하여 1992년 2.1%에서 2007년 현재 16.9%까지 제품 집약도가 확대되었다. 추세적으로는 2001~05년 기간 중 집약도가 급상승하였다가 최근에는 다소 정체되는 모습이다. 가공된 산업용 음식료품, 가공된 산업용 원자재, 가공 연료 등으로 구성된 반가공품의 경우에는 1992~98년 기간 중 제품 집약도가 상승하다가 그 이후에는 정체 내지 하락하는 추세에 있다.

마지막으로, 소비재도 반가공품과 비슷한 패턴을 보이나, 1990년대 후반 이후의

[Figure 2] Trends in Intensive Margin of Korean Exports to China



〈Table 5〉 Intensive Margin of Korean Exports to China by Product Types

(unit: %)

	All Products		Semi-Processed products		Parts and components and Capital goods		Consumption goods	
	High tech	Others	High tech	Others	High tech	Others	High tech	Others
1992	1.3	4.7	11.5	8.0	0.8	1.9	0.3	1.4
1995	4.2	10.2	28.3	16.6	3.7	5.9	2.1	7.3
2000	6.8	14.8	19.1	19.3	6.1	7.2	1.2	8.4
2005	19.0	14.6	18.2	17.8	19.3	12.6	1.4	9.8
2007	20.2	9.9	18.9	16.7	20.5	9.2	6.5	7.2

Note: Refer to <Annex table1> and <Annex Table2> for the detailed information on product classification.

감소세가 반가공품에 비해 현저하다.

제품 집약도를 고기술 제품과 기타 제품으로 나누어 분석한 결과에 따르면, 고기술 제품의 경우에는 앞서의 수출 다양도 분석 결과와 마찬가지로 최근까지 점차 증가하는 추세에 있는 반면, 기타 제품은 1990년대 후반 이후 다소 감소하는 모습을 보인다. 2001년 이후 대중국 고기술 제품의 수출 집약도 상승은 부품 및 자본재, 특히 액정디바이스 수출 호조세를 중심으로 한 자본재의 집약도 상승에 기인한 바가 크다.

고기술 제품으로 분류되는 반가공품의 경우에는 1992~97년 기간 중 집약도가 급상승하였다가 이후 다시 급하강한 후 정체되는 모습을 보이며, 소비재는 집약도가 분석기간 중 비슷한 수준을 유지하다가 최근 들어 증가하는 추세이다.

그렇다면 이상에서 논의한 우리나라의

대중국 수출의 집약도 변화 추이를 어떻게 평가해야 할 것인가? 본고에서의 제품 집약도는 우리나라의 대중국 수출품목 기준으로 우리나라를 제외한 대중국 전체 수출국 대비 우리나라 수출의 상대적인 시장점유율이다. 이는 결국 앞서의 다양성 분석 결과와 마찬가지로 우리나라의 대중국 수출에 있어 제품 집약도의 상승은 고기술 제품의 비중이 높은 부품 및 자본재에 의해 견인되었음을 시사한다. 다만, 부품의 경우에는 고기술 제품 이외의 제품에서도 집약도가 상승해 온 점이 다양성 분석 결과와 다른 점이다.

### 3) 대중국 수출경쟁력 상승요인: 품질 향상 vs. 물량 증가

이하에서는 항등식 (3)을 이용해 추정된 단가지수  $P_t$ 와 물량지수  $X_t$ 의 시계열

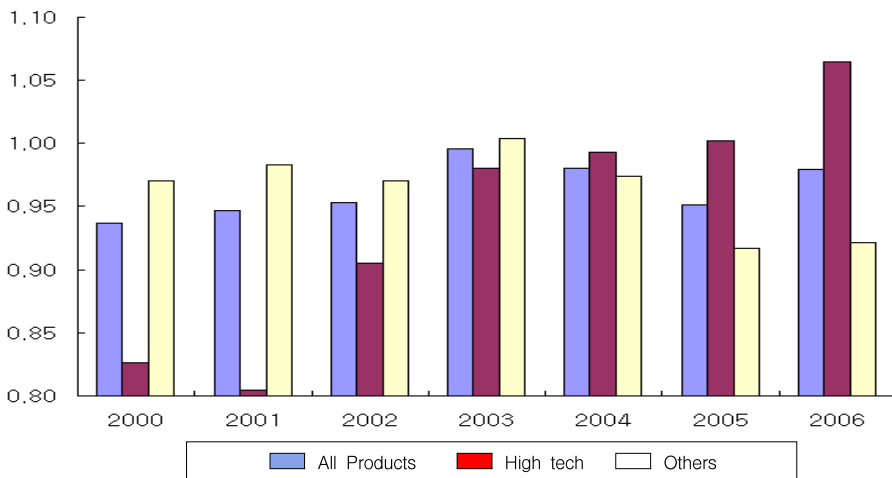
적 변화 추이를 살펴봄으로써 앞 소절에서 나타난 우리나라의 대중국 수출의 제품 집약도 상승이 어떠한 요인으로 설명되는가를 고찰한다. 앞서의 제품 집약도는 단가지수와 물량지수의 곱이며, 따라서 제품 집약도, 즉 우리나라 수출품목 기준으로의 상대적인 시장점유율의 변화는 이와 같이 제품당 단가 상승요인과 물량 증가요인으로 분해해 볼 수 있다.

[Figure 3]은 항등식 (3)을 이용하여 계산된 2000년대 이후 우리나라의 대중국 수출품의 단가 변화 추이를 제시하고 있다.<sup>12)</sup> 본고의 단가지수는 상품별 여타

국가들의 단가 대비 우리 제품의 단가의 수준을 나타내는데, 단가지수가 높을수록 우리 제품이 좀 더 고부가가치 제품 혹은 품질이 높은 상품들로 구성됨을 의미한다.

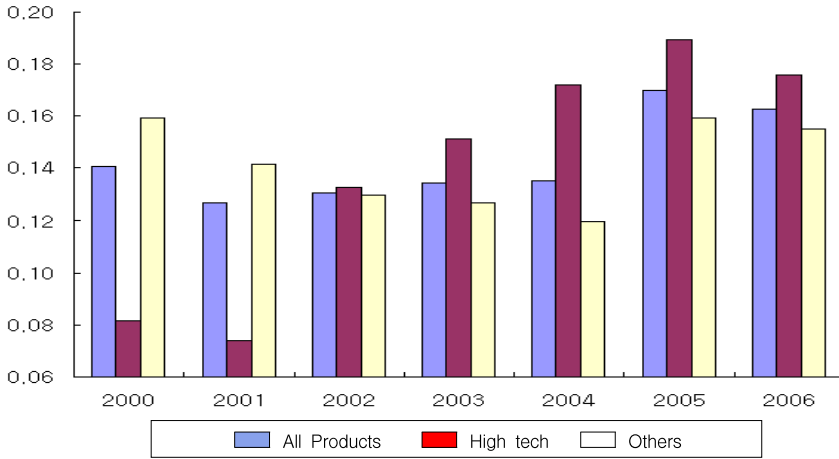
우리나라의 대중국 수출품 전체를 대상으로 추정된 단가지수를 기준으로 보면, 우리 제품의 상대적인 단가는 2000년 0.94에서 2006년 현재 0.98로 소폭 상승하였다. 한편, 수출품을 기술 수준별로 나누어 살펴보면 고기술 제품의 단가는 2001년 이후 지속적으로 상승해 왔다. 특히, 2005년 이후에는 단가지수가 1을 상회

[Figure 3] Trends in Unit Value of Korean Exporting Products to China



12) 분석기간을 2000년 이후로 한정할 이유는 그 이전 기간에는 중국의 수입단가를 계산하는 데에 필요한 물량에 대한 정보가 Comtrade database에서 누락된 사례가 많기 때문이다. 특히, 우리의 주요 수출 상품군의 하나인 기계류, 전기기기 및 관련 부분품(HS 기준 84와 85번)의 경우 물량 정보가 누락된 비율이 1992-99년 기간 중 중 산업의 총수입액 대비 10~20%에 이른다. 반면, 2000년 이후부터는 거의 전 산업의 품목들에 대한 물량 정보가 Comtrade database에 존재한다. 단, 2007년 자료의 경우 상대적으로 물량 정보에 대한 신뢰성이 낮은 것으로 나타난다. 이에 본고에서는 분석기간을 2000-06년까지로 한정하였다.

[Figure 4] Trends in Quantity of Korean Exporting Products to China



하고 있는데, 이는 우리의 대중국 고기술 제품 수출이 여타 국가들에 비해 상대적으로 보다 고부가가치 제품들로 구성되어 있음을 의미한다. 한편, 고기술 제품을 제외한 기타 제품군에서는 단가지수가 2003년 이후 오히려 낮아지는 추세에 있다.

한편, 물량 측면에서도 고기술 제품군은 분석기간 중 빠른 성장을 시현해 온 것으로 분석되었는데, 특히 고기술 자본재의 물량지수가 높은 수준을 유지하고 있다. 부품 및 부분품의 경우에는 고기술 제품이나 기타 제품 공히 물량 증가가 현저하다.

#### 4) 대중국 수출에 있어 수출 다양도와 집약도의 기여도 분해

이상에서 논의한 우리나라의 대중국 수출의 경쟁력 변화요인을 종합적으로 평가해 보면 다음과 같다. <Table 6>에 나타나 있는 바와 같이 항등식 (1)을 이용해 추정한 여타 국가 대비 중국시장에 대한 우리나라의 상대적 시장점유율은 2000~06년 기간 중 연평균 2.4%씩 증가하였는데, 이는 주로 고기술 제품의 수출 호조세에 기인한 것이다. 고기술 제품을 제외한 기타 제품의 상대적 시장점유율은 연평균 -2.3%씩 하락한 것으로 나타났다.

한편, 항등식 (2)를 이용하여 상대적 시장점유율의 변화요인을 제품 다양성과 집약성의 변화로 분해해 보면, 전체 수출품을 대상으로 할 경우 제품의 다양도는

〈Table 6〉 Average Annual Growth of Korean Exports to China(2000~2006)

(unit:%)

	Relative Market share	Extensive Margin	Intensive Margin		
				Unit Value	Quantity
All Products	2.4	-0.8	3.2	0.7	2.4
High tech	17.2	0.2	17.0	4.2	12.8
Others	-2.3	-1.7	-0.6	-0.5	-0.1
Primary goods	-0.3	-3.2	2.8	-5.5	8.3
Semi-Processed products	-1.1	-0.3	-0.8	-0.1	-0.7
High tech	-1.4	0.9	-2.3	-1.1	-1.2
Others	-1.1	-0.3	-0.8	-0.1	-0.7
Parts and components	15.0	0.1	14.9	6.5	8.3
High tech	18.9	0.2	18.7	11.3	7.4
Others	11.6	0.1	11.6	2.3	9.3
Capital goods	13.0	-0.2	13.2	-0.3	13.5
High tech	19.5	-0.3	19.9	-0.5	20.4
Others	1.0	0.4	0.6	-0.2	0.8
Consumption goods	0.4	-0.1	0.5	-2.5	3.1
High tech	20.0	0.4	19.6	0.6	18.9
Others	0.4	-0.1	0.6	-2.8	3.5

분석기간 중 오히려 소폭 하락한 반면, 제품의 집약도는 연평균 3.2% 상승하였다. 이러한 결과는 우리의 대중국 수출이 우리가 경쟁력을 가지고 있는 부문에 집중하고 있음을 의미한다.

제품 집약도의 변화를 항등식 (3)을 이용하여 다시 단가 상승요인과 물량 상승요인으로 구분해 보면, 우리나라의 대중

국 수출의 집약도 증가는 주로 물량의 증가에 기인했으나, 품질 향상도 어느 정도 집약도 증가에 기여한 것으로 나타난다.

특히, 고기술 부품의 경우 분석기간 중 상대수출단가가 연평균 11.3%씩 상승하여 대중국 수출물량의 증가율을 오히려 상회하였다. 이는 고기술 부품은 단순히 수출 물량만이 증가한 것이 아니라 제품 구성

면에서도 점차 고부가가치화하고 있음을 시사한다. 반면, 또 다른 주력 수출품인 자본재 수출의 경우에는 분석기간 중 상대적 시장점유율이 연평균 13.0% 증가하였는데, 이는 주로 수출물량의 증가에 기인하며, 동 기간 중 상대수출단가는 오히려 소폭 하락한 것으로 분석되었다.

한편, <Annex Table 5>에는 동일한 기간 중 미국과 일본의 대중국 수출 다양도 및 집약도 변화를 분석한 결과가 제시되어 있다. 동 분석 결과에 따르면, 우선 미국과 일본의 상대적 시장점유율의 변화는 우리나라와 마찬가지로 수출 다양도 보다는 수출 집약도의 변화에 의해 대부분 결정됨을 알 수 있다. 한편, 미국과 일본은 우리나라의 경우와는 달리 분석기간 중 중국시장에서의 상대적 시장점유율이 각각 연평균 -5.2%와 -4.6%씩 오히려 감소했다. 이러한 감소세는 미국의 경우 경쟁국 대비 상대적인 수출물량 하락에 기인한 바가 큰 반면, 일본은 오히려 품질경쟁력의 하락이 시장점유율 감소의 주원인으로 나타난다.

이상의 논의를 종합해 보건대, 2000년대 이후 우리나라의 대중국 수출 호조세 지속의 가장 중요한 요인은 부품 및 자본재 수출을 중심으로 한 수출 집약도 증가에 있었으며, 특히 부품의 경우에는 전자 집적회로, 컴퓨터 부품 등 고기술 부문으

로 빠르게 고부가가치화가 진전되면서 수출시장 점유율을 확대해 온 것으로 결론지을 수 있다.

## 2. 수출 지속성 분석

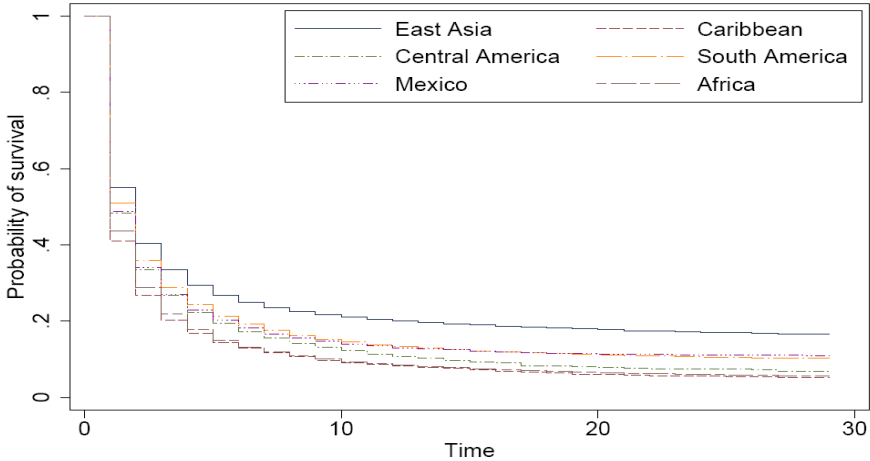
### 가. 분석의 배경 및 방법론

한편, Besedeš and Prusa(2007)는 수출 집약도의 역할을 앞서의 Hummels and Klenow(2005)와는 다소 다른 관점에서 접근하고 있다. 구체적으로 수출 집약도는 특정 품목의 수출이 얼마나 지속(survival)되는가의 여부와 이러한 품목들의 수출 집약도가 시간이 흐름에 따라 얼마나 심화(deepening)되는가의 여부에 의해 결정되는 것으로 파악한다.<sup>13)</sup>

Besedeš and Prusa(2007)는 이 중 수출 지속성에 주목하면서 동아시아, 중남미, 아프리카 등 지역별 대세계 수출을 비교 분석하고 있다. 분석 결과에 따르면, [Figure 5]에 나타나 있는 바와 같이 지역에 상관없이 수출의 지속성은 평균적으로 1~2년에 불과한 것으로 나타난다. 즉, 새로운 교역상대국에 수출하거나 기존의 교역상대국에 새로운 상품을 수출하는 경우 이 중 절반 이상이 1~2년 이내에 수출이 중단된다는 것이다. 이는 제품 다양성 증가만으로는 중장기적인 수출 증대를

13) 구체적인 논의 및 도출방식은 Besedeš and Prusa(2007)를 참조하기 바란다.

[Figure 5] Export Survival by Region



Source: Besedeš and Prusa(2007).

기대하기 어렵다는 점을 시사하는 것으로 볼 수 있다.

1975~90년 분석기간 중 지속적으로 생존해 있는 기업의 비중을 지역별로 살펴 보면, 미국이 약 22%, 동아시아 18%, EU 16% 등으로서 약 9~10%에 불과한 중남미, 아프리카 등에 비해 현저히 높은 것으로 분석하였다.

Besedeš and Prusa(2006a, 2006b)도 미국의 수입통계를 대상으로 생존분석을 이용하여 미국의 대세계 수입의 지속성을 분석하였는데, 이 경우에도 수출의 지속성은 전반적으로 4년 이하로서 매우 낮은 것으로 나타난다. 특히, 동질적인 상품(homogeneous goods)이 제품의 차별성이 높은 상품(differentiated goods)에 비해 수출의 지속성이 낮은 것으로 분석되었

다. 이는 상품의 동질성이 높은 1차 산업이나 반가공품 등이 상대적으로 수출의 지속성이 낮음을 의미한다.

본 소절에서는 비슷한 맥락에서 우리나라의 대중국 수출품의 지속성을 Kaplan and Meier(1958)의 생존분석(survival analysis) 방법론을 이용하여 분석하고자 한다. 상품군은 앞서와 같이 가공단계별로 1차 산업, 반가공품, 부품, 자본재, 소비재 등으로 나누어 분석하였으며, 분석대상 기간은 1992~2007년이며, 분석대상 품목은 HS 6자릿수 기준 총 3,737개이다. 아울러 대중국 수출과 관련하여 미국과 일본의 수출 지속성도 분석하여 우리나라의 결과와 비교하고 있다.

우선 특정 기준시점  $t$ 에 일정 제품군  $C$  내의 상품이 여전히 수출품목으로 남



아 있는 생존확률함수( $\hat{S}_{ct}$ )를 다음과 같이 정의하자.

$$\hat{S}_{ct} = \prod_{s|t_s \leq t} \left( \frac{n_{cs} - d_{cs}}{n_{cs}} \right) \quad (15)$$

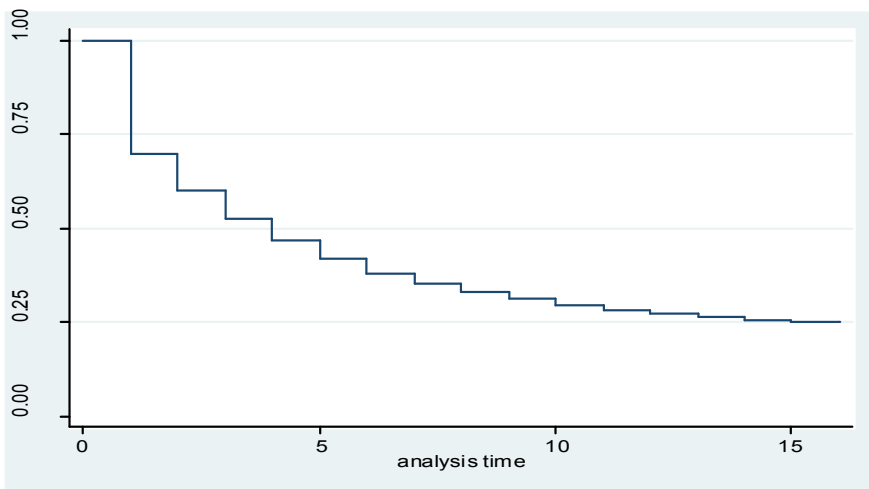
여기에서  $n_{cs}$ 란  $t_{s-1}$ 기에 여전히 수출을 지속하고 있는 품목의 개수이며,  $d_{cs}$ 는  $t_s$ 시점에 더 이상 수출을 하지 않는 상품의 개수이다. 식 (15)를 Kaplan and Meier(1958)의 비모수최우추정방식(non-parametric maximum likelihood estimation)을 이용하여 추정한다.

## 나. 분석 결과

[Figure 6]에는 우리나라의 대중국 전체 수출상품들의 생존분석 결과가 나타나 있다. 앞서의 Besedeš and Prusa(2007)의 분석 결과와는 달리 우리나라의 대중국 수출의 경우 수출 개시 후 1~2년 사이에 중단되는 확률이 30% 미만에 불과한 것으로 나타났다. 아울러 전체 분석기간 중 계속 수출하는 경우도 약 25% 수준에 이르는 등 전반적으로 수출의 지속성이 Besedeš and Prusa(2007)에서 추정된 결과에 비해 상대적으로 높게 나타난다.

이와 같은 결과는 우리나라의 대중국 수출품목이 상대적으로 수출의 지속성이 높은 상품들로 구성되어 있음을 시사

[Figure 6] Trends in Survival Rates of Korean Exports to China  
(Total Commodity, 1992~2007)



하는바, 이를 검증하는 차원에서 이하에서는 상품군을 가공단계별로 나누어 각각의 생존확률을 살펴보기로 한다.

생존분석 추정에 앞서 상품군별 대중 수출연수의 분포를 살펴보았는데, 그 결과가 [Figure 7]에 제시되어 있다. 분석기간 중 부품, 기타 기술형 반제품 및 자본재가 여타 상품에 비해 수출 지속성이 높은 것으로 나타난다.<sup>14)</sup>

한편, [Figure 8]에는 Kaplan and Meier (1958)의 비모수최우추정방식을 이용해 도출한 상품군별 대중국 수출 생존확률 분석 결과가 나타나 있다.

우선 1차 상품(총 137개 품목)의 경우 수출 개시 후 3년차에 생존해 있을 확률은 22.5%에 불과하며, 전체 분석기간 동안 지속적으로 수출을 수행할 확률은 2.9% 수준에 그친다.

반제품의 경우에는 기타 기술형(1,966개 품목)이 고기술형(총 44개 품목)에 비해 수출 개시 이후 수출의 지속성이 높게 나타난다. 특히, 기타 기술형의 경우 절반 이상의 품목이 수출 개시 후 4년차까지 생존하는 것으로 나타나며, 전체 기간 동안 지속적으로 수출할 확률 역시 약 30% 수준으로서 고기술 반제품의 3.5%에 비해 상대적으로 높은 편이다.

한편, 부품의 경우 고기술형(30개 품목)보다는 기타 기술형(총 242개 품목)이

다소 생존확률이 높기는 하나, 그 격차는 그리 크지 않다. 기타 기술형 및 고기술형 공히 약 45% 이상의 상품이 전 분석기간 동안 수출을 지속하는 것으로 분석되어, 앞서의 1차 상품이나 고기술형 반제품과 크게 대비된다.

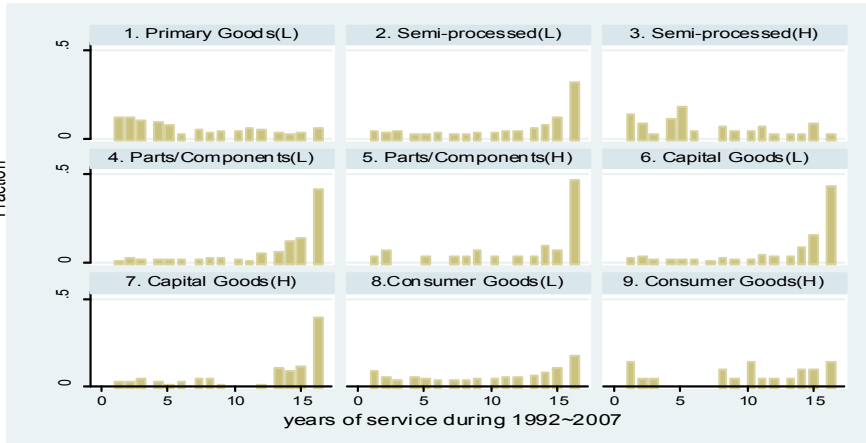
자본재의 경우도 부품과 유사한 패턴을 나타내는 가운데 기타 기술형(322개 품목)이 고기술형(68개 품목)에 비해 분석기간 중 상대적으로 높은 생존율을 기록하는 것으로 나타난다. 전체 기간 동안 수출을 지속할 생존확률은 고기술형 자본재가 29.7%, 기타 기술형 자본재가 34.8% 수준인 것으로 분석된다.

마지막으로 소비재의 경우에는 수출 개시 후 3년 이내에 절반 이상의 품목이 수출을 중단하는 것으로 분석되는 등 생존확률이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 전체 기간 동안 지속적으로 수출할 확률 역시 고기술형(21개 품목)이 18%, 기타 기술형 소비재(907 품목)가 14.4%에 불과하다.

전반적으로 우리나라의 대중국 주력 수출품목인 반제품, 부품 등의 중간재와 자본재가 여타 상품군들에 비하여 수출의 지속성이 상대적으로 높은 것으로 나타나는 분석 결과는 기실 미국의 수입을 대상으로 한 Besedeš and Prusa(2006b)와 유사한 결과라고 판단된다. 즉, 상품의

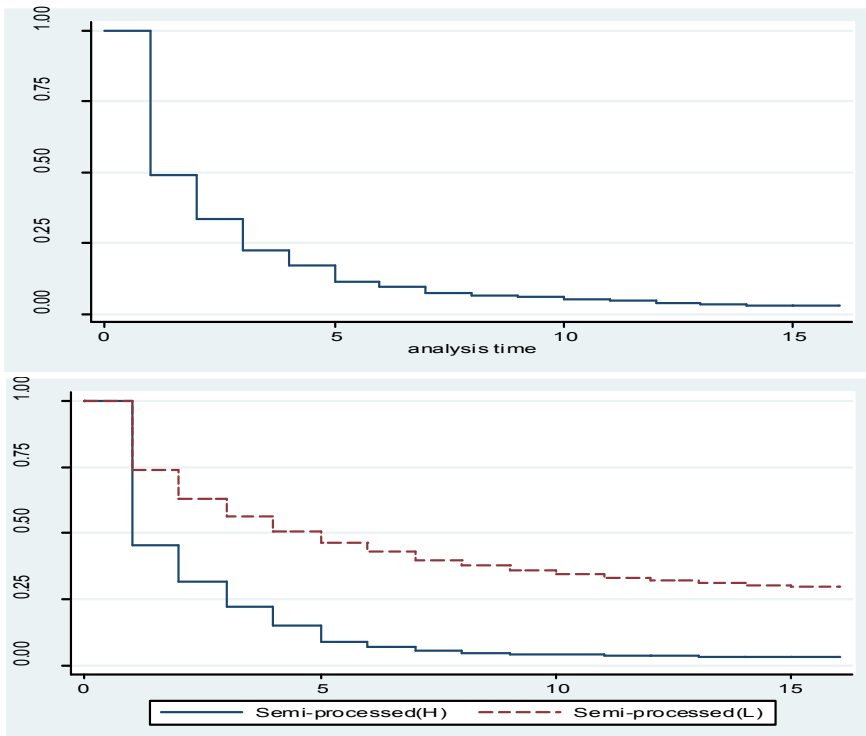
14) 여기에서 기술 수준별 분류는 앞서의 수출 다양도 및 집약도 분석과 마찬가지로 <Annex Table 2>에 제시된 Hatzichronoglou(1997)의 방식을 따랐다.

[Figure 7] Years of Exports by Product Type

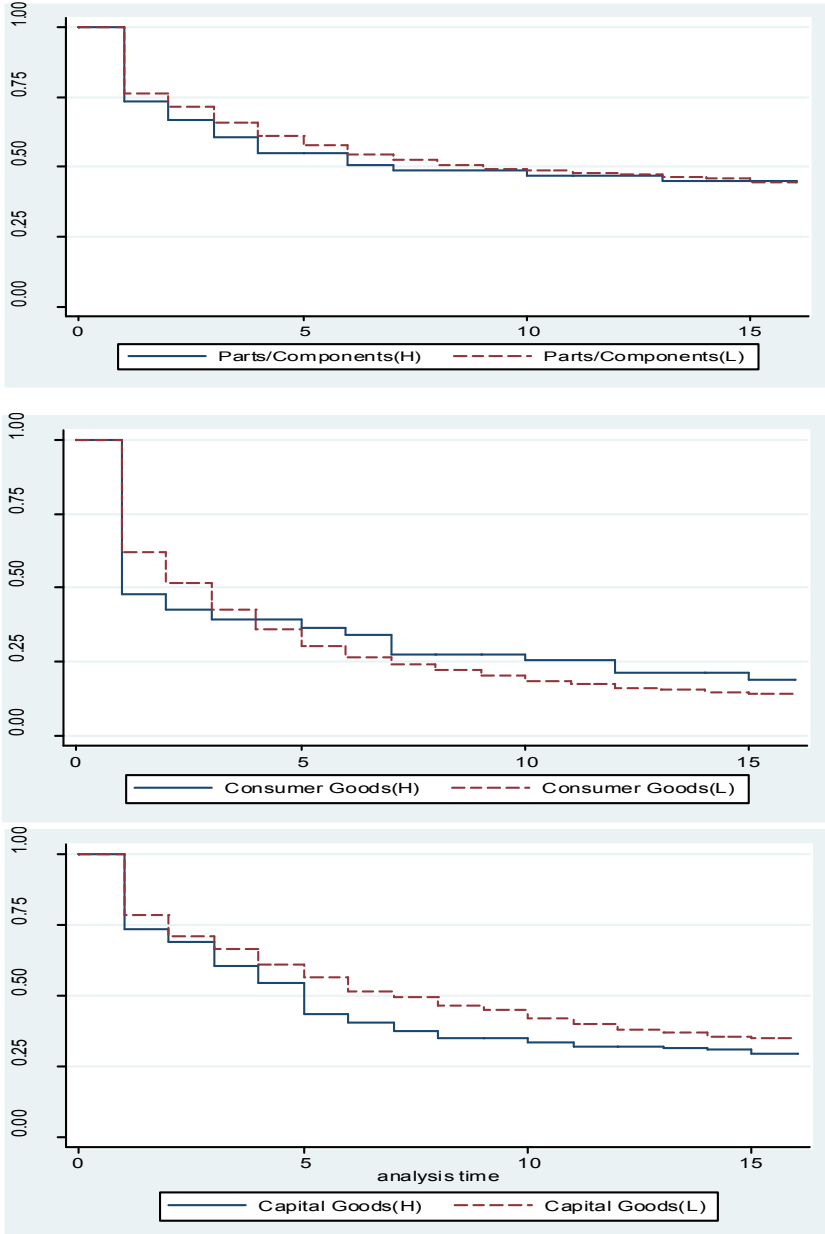


Note: H and L in parentheses refer to high-tech Products and the other products, respectively.

[Figure 8] Probability of Survival of Exports to China by Product Types



[Figure 8] Continued



동질성이 높은 1차 산품이나 반가공품 등의 경우 수출의 지속성이 낮은 반면, 제품의 차별성이 높은 부품, 자본재 및 소비재는 상대적으로 지속성이 높게 나타난다.

한편, [Annex Figure 1]과 [Annex Figure 2]에는 동일한 분석기간 중 미국과 일본의 중국에 대한 부품, 자본재 및 소비재 수출의 생존분석 결과가 제시되어 있다. 그림에 나타난 바와 같이 미국과 일본은 우리나라에 비해 전반적으로 생존율이 높게 나타난다. 가령 미국의 대중국 부품 수출의 경우, 고기술형은 71.1%, 기타 기술형은 51.6%의 품목이 전 분석기간 동안 수출을 지속하는 것으로 분석되었다. 아울러 일본의 부품 수출을 제외하고는 미국과 일본의 대중국 수출 전반에서 고 기술 제품이 기타 기술 제품에 비해 생존율이 높게 나타난다는 점도 우리나라의 분석 결과와 대비된다.

이와 같은 결과를 앞서의 수출 집약도 분석 결과와 비교해 보면 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 즉, 1990년대 이후 우리나라가 미국과 일본에 비해 개별 품목의 수출 지속성(survival)이 낮음에도 불구하고 대중국 수출 집약도 증가가 크게 나타나는 것은 수출 구성이 전자집적회로, 컴퓨터 부품, 휴대폰, 액정디바이스

등 고기술 제품으로 빠르게 전환되면서 이들 품목의 수출이 집중적으로 확대(deepening)된 데 기인한 것으로 판단된다.

## IV. 요약 및 결론

본고에서는 우리나라의 최근의 수출 다양도와 집약도의 변화 추이 및 상대적 중요도를 1990년대 이후 대중국 수출을 중심으로 살펴보았다. 주요 분석 결과를 요약해 보면 다음과 같다.

첫째, 분석기간 중 우리나라의 대중국 수출 확대의 주요인은 수출 집약도의 증가에 기인한 것으로 나타난다. 이러한 결과는 중장기적인 수출 호조세의 지속을 위해서는 수출 다양도보다는 수출 집약도가 더 중요한 요인이라는 Besedeš and Prusa(2007), Helpman, Melitz, and Rubinstein (2007) 등의 분석과 일치된 결과라고 판단된다. 수출 다양도의 경우 Kehoe and Ruhl(2002), Bergin and Glick (2005) 등이 제시하는 바와 같이 무역자유화 초기에 해당되는 1990년대 초반에는 빠르게 증가하나 이후에는 부품 및 자본재 등 일부 품목을 제외하고는 오히려 다소 하락하는 추세를 나타낸다.<sup>15)</sup>

15) 이와 같은 현상은 우리나라의 경제발전 단계와도 연관성이 있을 수 있다. 즉, Carrere et al.(2007) 등은 경제발전 초기단계에서는 수출 다양성 증대를 통해서 교역이 증대되다가 일정 소득 수준을 넘어서면 오히려 수출 다양도는 다소 감소한다는 분석 결과를 제시하고 있다.

둘째, 우리나라의 대중국 수출의 집약도 증가가 크게 나타나는 것은 수출 구성이 전자집적회로, 액정디바이스 등 고기술 제품으로 빠르게 전환되면서 이들 품목의 수출이 집중적으로 확대(deepening)된 데 기인한 것으로 판단된다. 특히, 우리나라의 대중국 부품 수출의 경우 분석자료가 가용한 2000~06년 기간 중 상대수출단가가 연평균 11.3%씩 상승하여 대중국 수출물량의 증가율을 오히려 상회하였다. 이는 대중국 수출이 단순히 수출물량만 증가한 것이 아니라 제품 구성면에서도 점차 고부가가치화하고 있음을 시사한다.

셋째, 부품과 자본재가 전반적으로 1차 산품, 소비재 등 여타 상품군들에 비해 수출의 지속성(survival)이 높은 것으로 나타났다. 이는 1차 산품, 고기술 반가공품, 고기술 소비재 등의 경우 수출 개시 후 4년 이내에 전체의 약 75% 수준의 품목이 수출을 중단하는 것으로 분석된 반면, 부품과 자본재는 기술 수준의 구분 없이 1992~2007년 기간 중 지속적으로 수출이 이루어진 품목의 비중이 15% 수준에 이른다. 우리나라의 대중국 수출이 수출의 최종재 생산에 필요한 부품 및 자본재 위주의 구조로 점차 변모해 왔는데,

이러한 분석 결과는 국제분업구조의 진전이 수출의 지속성에 지대한 영향을 미침을 간접적으로 시사한다.

이상의 분석 결과를 종합적으로 평가해 보면, 중국은 대중국 수출 경로를 통해 우리나라 경제에 긍정적인 기회요인으로 작용해 왔다고 판단된다. 최근 중국의 부상에 대해 샌드위치론 등을 중심으로 지나친 우려가 팽배해 있는데, 기실 중국의 수입구조와 우리나라 수출구조의 높은 상호 보완성을 고려해 볼 때, 이를 적절히 활용할 수 있다면 향후에도 지속적인 대중국 수출의 호조세를 이어갈 가능성이 높다.

한편, 본 연구에서 활용한 수출 다양도 및 집약도 분석은 최근 해외문헌에서 주목받기 시작한 기법으로서 국가의 수출 경쟁력뿐만 아니라 국제무역의 중장기적 패턴, 교역조건이나 환율이 교역에 미치는 영향 등에 대해 다양한 거시경제적 시사점을 제공한다.<sup>16)</sup> 앞서 제기한 바와 같이 최근 세계화의 빠른 진전에 따른 국제생산분업구조의 확산에 따라 국제간 교역이나 국제 거시경제환경의 상당한 구조적 변화가 예상되는바, 본고에서 채택한 분석기법을 활용한 후속연구들을 기대한다.

16) 가령, Broda and Weinstein(2006), Glastyan and Lane(2008) 등은 실증분석을 통해 실제로 수출제품의 다양도가 높을수록 교역조건이나 환율 변동에 대한 민감도가 줄어든다는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

## 참 고 문 헌

- 강기천 · 김태기, 『경제성장에 따른 수출가격과 상품다양성의 관계 연구—수출품 다양성과 차별화 효과를 고려한 수출가격지수 개발과 추정—』, 연구보고서 526호, 산업연구원, 2007.
- 양평섭 외, 『한·중 교역 특성과 한·중 FTA에 대한 시사점』, 연구보고서 07-08, 대외경제정책연구원, 2007.
- 양평섭 · 최의현 · 남수중, 「중국의 중단기 경제발전 전망과 한·중 교역구조 변화 추정」, 『현대중국연구』, 제8집 제1호, 현대중국학회, 2006.
- 오호일 · 박용진, 「동아시아 수출과 미국경기와의 연동관계」, 『해외경제정보』, 제2006-80호, 한국은행, 2006.
- 이시욱, 「해외직접투자의 국내 설비투자 및 수출 파급효과 분석」, 한진희 편, 『경제위기 이후 한국의 경제성장: 평가 및 시사점』, 연구보고서 2007-05, 한국개발연구원, 2007.
- 이시욱 · 신석하, 「최근 우리나라 수출호조세 요인 분석」, 『KDI 경제전망』, 2007 상반기, 2007, pp.145~155.
- 이시욱 · 임경목, 「기업의 국제화가 수출에 미치는 영향: 기업 내 수출을 중심으로」, 『KDI 경제전망』, 2007 상반기, 2007, pp.158~167.
- 최용석 외, 『중국의 경제성장과 교역증대가 우리 경제에 갖는 의미: 한·중 간 경쟁관계를 중심으로』, 연구보고서 2005-04, 한국개발연구원, 2005.
- 최의현, 「한중 소비자 무역구조의 특징과 교역제품의 다양성에 관한 연구」, 『현대중국연구』, 제10집 제1호, 현대중국학회, 2008.
- Alvarez, R. and S. Claro “On the Sources of China’s Export Growth,” Central Bank of Chile Working Paper, No. 426, 2007.
- Amurgo-Pacheco, A. and M. D. Pierola, “Patterns of Export Diversification in Developing Countries,” Policy Research Working Paper 4473, World Bank, 2008.
- Armington, P. S., “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production,” IMF Staff Papers, Vol. 16, 1969, pp.159~178.
- Baxter, M. and M. A. Kouparitsas, “What Determines Bilateral Trade Flows?” NBER WP 12188, 2006.
- Bergin, P. R. and R. Glick, “Tradability, Productivity, and Understanding International Economic Integration,” NBER Working Papers 11637, 2005.
- Besedeš, T. and T. J. Prusa, “Ins, Outs, and the Duration of Trade,” *Canadian Journal of Economics*, Vol. 39, No. 1, 2006a, pp.266~295.

- Besedeš, T. and T. J. Prusa, "Product Differentiation and Duration of U.S. Import Trade?" *Journal of International Economics* 70(2), 2006b, pp.339~358.
- Besedeš, T. and T. J. Prusa, "The Role of Extensive and Intensive Margins and Export Growth," G. Blonigen, and A. Ma (eds.), *Please Pass the Catch-up The Relative Performance of Chinese and Foreign Firms in Chinese Exports*, NBER Working Paper 13376, 2007.
- Borchert, I., "Preferential Trade Liberalization and the Path-Dependent Expansion of Exports," WP 2007-06, Department of Economics, University of St. Gallen, 2007.
- Branstetter, L. and N. Lardy, "China's Embrace of Globalization," NBER WP 12373, 2006.
- Brenton, P. et al., "What Explains the Low Survival Rate of Developing Country Export Flows?" Policy Research Working Paper 4951, World Bank, 2009.
- Broda, C. and D. Weinstein, "Globalization and the Gains from Variety," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, Issue 2, May 2006.
- Calderon, C., "Trade, Specialization and Cycle Synchronization: Explaining Output Comovement between Latin America, China and India," The World Bank, mimeo, 2007.
- Calderon, C. et al., "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing Countries any Different?" *Journal of International Economics*, Vol. 71, Issue 1, 2007, pp.2~21.
- Chen, L., F. Qu, and H. Wang, "Classification and Statistical Reconciliation of Trade in Advanced Technology Products: The Cas of China and the United States," mimeo, 2008.
- Dean, J. M. et al., "Measuring the Vertical Specilization in Chinese Trade," Office of Economics WP 2007-01-A, U.S. International Trade Commission, 2007.
- Debaere, P. and S. Mostashari, "Do Tariffs Matter for the Extensive Margin of International Trade? An Empirical Analysis," mimeo, 2007.
- Eichengreen, B. and H. Tong, "How China is Reorganizing the World Economy," mimeo, 2005.
- Eichengreen, B., Y. Rhee, and H. Tong, "China and the Exports of Other Asian Countries," *Review of World Economics*, Vol. 143, No. 2, 2007, pp.201~226.
- Feenstra, R. C., "New Product Varieties and the Measurement of International Prices," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 1, 1994, pp.157~177.
- Fontagne, L., G. Gaulier, and S. Zignago, "Specialisation across Varieties within Products and North-South Competition," Working Papers 2007-06, CEPII Research Center, 2007.
- Fukao, K. et al., "Vertical Intra-industry Trade and Foreign Direct Investment in East Asia," *Journal of the Japanese and International Economies* 17, 2003, pp.468~506.
- Galstyan, V. and P. R. Lane, "External Imbalances and the Extensive Margin of Trade," Institute for International Integration Studies, Discussion Paper, No. 259, 2008.
- Gaulier, G., F. Lenoine, and D. Unal-Kesenci, "China's Integration in East Asia: Production Sharing, FDI & High-Tech Trade," CEPII Research Center, Working Paper No. 2005-09, 2005.
- Gaulier, G., F. Lenoine, and D. Unal-Kesenci, "China's Emergence and the Reorganisation of Trade Flows in Asia," *China Economic Review*, Vol. 18, 2008, pp.209~243.



- Haddad, M., "Trade Integration in East Asia: The Role of China and Production Networks," The World Bank, Policy Research Working Paper Series No. 4160, 2007.
- Haltmaier, J. T. et al., "The Role of China in Asia: Engine, Conduit, or Steamroller?" International Finance Discussion Paper, No. 904. NBER WP 13628, 2007.
- Hatzichronoglou, T., "Revision of the High-Technology Sector and Product Classification," OECD Science, Technology and Industry Working Papers 1997/2, OECD Directorate for Science, Technology and Industry, 1997.
- He, D. et al., "Sense and Nonsense on Asia's Export Dependency and the Decoupling Thesis," Hong Kong Monetary Authority WP 03/2007, 2007.
- Helbling, P. B. et al., "Decoupling the Train? Spillovers and Cycles in the Global Economy," World Economic Outlook, IMF, 2007.
- Helpman, E., "International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale, and Monopolistic Competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin Approach," *Journal of International Economics* 11, 1981, pp.305~340.
- Helpman, E., M. Melitz, and Y. Rubinstein, "Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes," NBER WP 12927, 2007.
- Hummels, D. and P. J. Klenow, "The Variety and Quality of a Nation's Exports," *The American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, 2005.
- Kaplan, E. L. and P. Meier, "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, 1958, pp.457~481.
- Kang, K., "The Path of the Extensive Margin (Export Variety): Theory and Evidence," University of California, Davis, mimeo, 2004.
- Kehoe, T. and K. J. Ruhl, "How Important is the New Goods Margin in International Trade?" mimeo, 2002.
- Kim, J. et al., "Trade, Investment and Economic Integration between South Korea and China: A Step toward East Asian Regionalism," mimeo, 2005.
- Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei, "How Much of Chinese Exports is Really Made In China? Assessing Domestic Value-Added When Processing Trade is Pervasive," NBER WP 14109, 2008.
- Kose, M. A., C. Otrok, and E. Prasad, "Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?" mimeo, 2008.
- Krugman, Paul R., "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade," *American Economic Review* 70, 1980, pp.950~959.
- Krugman, Paul R., "Intra-industry Specialization and the Gains from Trade," *Journal of Political Economy* 89, 1981, pp.959~973.
- Linden, G., L. Kenneth, and J. Dedrick, "Who Captures Value in a Global Innovation System? The Case of Apple's iPod," The Paul Merage School of Business, UC Irvine, mimeo, 2007.

- Liu, X. et al., "Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in China," *China Economic Review* 12, 2001, pp.190~202.
- Rodrik, D., "What's So Special about China's Exports?" mimeo, 2006.
- Shin, K. and Y. Wang, "Trade Integration and Business Cycle Co-movements: the Case of Korea with other Asian Countries," *Japan and the World Economy*, Vol. 16, Issue 2, 2004, pp. 213~230.
- Wang, Z. and S. Wei, "What Accounts for the Rising Sophistication of China's Exports?" NBER WP 13771, 2008.

## Annex

〈Annex Table 1〉 Product Classification by Stage of Processing

		Commodities
Primary		Food and beverages, primary, mainly for household consumption(111) Industrial supplies nes, primary(21) Fuels and lubricants, primary(31)
Intermediate	Semi-Processed	Food and beverages, processed, mainly for industry(121) 'Industrial supplies nes, processed(22) Fuels and lubricants, processed, motor spirit(321) Fuels and lubricants, processed (other than motor spirit)(322)
	Parts and components	Parts and accessories of capital goods (except transport equipment) and Parts and accessories of transport equipment(42, 53)
Final	Capital goods	Capital goods (except transport equipment)(41) Transport equipment, other, industrial(521)
	Consumption goods	Food and beverages, primary and processed, mainly for household consumption(112,122) 'Transport equipment, passenger motor cars(51) Transport equipment, other, non-industrial(522) Consumption goods nes, durable, semi-durable, non-durable(61, 62, 63)
others		Non-classified commodities

*Note:* This Classification follows the United Nation's BEC[Broad Economic Categories] code.

〈Annex Table 2〉 Group of High-tech Products by SITC Rev. 3

	Korea	SITC Code
1	Aerospace	7921, 7922, 7923, 7924, 7925, 79293, 714(excluding 71489, 71499), 87411
2	Office & computing equipment	75113, 75131, 75132, 75134, 752(excluding 7529), 75997
3	Radio, Tv and communication equipment	76381, 76383, 764(excluding 76493, 76499), 7722, 77261, 77318, 77625, 7763, 7764, 7768, 89879
4	Drug & medicines	5413, 5415, 5416, 5421, 5422
5	Precision and optical instrument	774, 8711, 8713, 8714, 8719, 87211, 874(excluding 87411, 8742), 88111, 88121, 88411, 88419, 89961, 89963, 89967
6	Electronic machines	77862, 77863, 77864, 77865, 7787, 77844
7	Chemicals, excluding drugs & medicines	52222, 52223, 52229, 52269, 525, 57433, 591
8	Non-electrical machinery, except office & computing equipment	71489, 71499, 71871, 71877, 72847, 73111, 73131, 73135, 73144, 73151, 73153, 73161, 73165, 73312, 73314, 73316, 73733, 73735
9	Weaponry	891

Source: Hatzichronoglou(1997).

〈Annex Table 3〉 Top 5 Korean Export Products to China(Parts and components)

Order	HS Code	Commodity	High tech	World's exports to China	Korean exports to China	Share of Korean exports
1992						
1	854011	Cathode-ray television picture tubes		4.2	0.8	48.5%
2	852290	Part of accessories of apparatus of recording or reproducing		4.1	0.2	15.0%
3	852990	Parts of reception apparatus for radio-telephony, radio telegraphy		7.3	0.1	6.1%
4	851890	Parts of microphones , loudspeakers, audio-frequency electric amplifiers	O	0.5	0.1	3.3%
5	850490	Parts of electrical transformers, of static converters, of inductors		2.0	0.0	2.7%
2000						
1	852290	Part of accessories of apparatus of recording or reproducing		19.9	3.0	13.1%
2	847330	Parts and accessories of the machines of Automatic data processing machines	O	53.7	1.8	7.8%
3	852990	Parts of reception apparatus for radio-telephony, radio telegraphy		34.1	1.8	7.8%
4	854091	Part of cathode-ray tubes		5.1	1.6	7.0%
5	854290	Part of electronic integrated circuits.	O	5.0	1.3	5.7%
2007						
1	854229	Other of electronic integrated circuits	O	1,277.2	218.6	54.1%
2	847330	Parts and accessories of the machines of Automatic data processing machines	O	168.4	38.7	9.6%
3	851790	Parts of electrica apparatus for line telephony or line telegraphy	O	138.6	27.4	6.8%
4	853400	Printed circuit	O	107.8	13.9	3.4%
5	850780	Other accumulators		40.7	10.9	2.7%

〈Annex Table 4〉 Top 5 Korean Export Products to China(Capital goods)

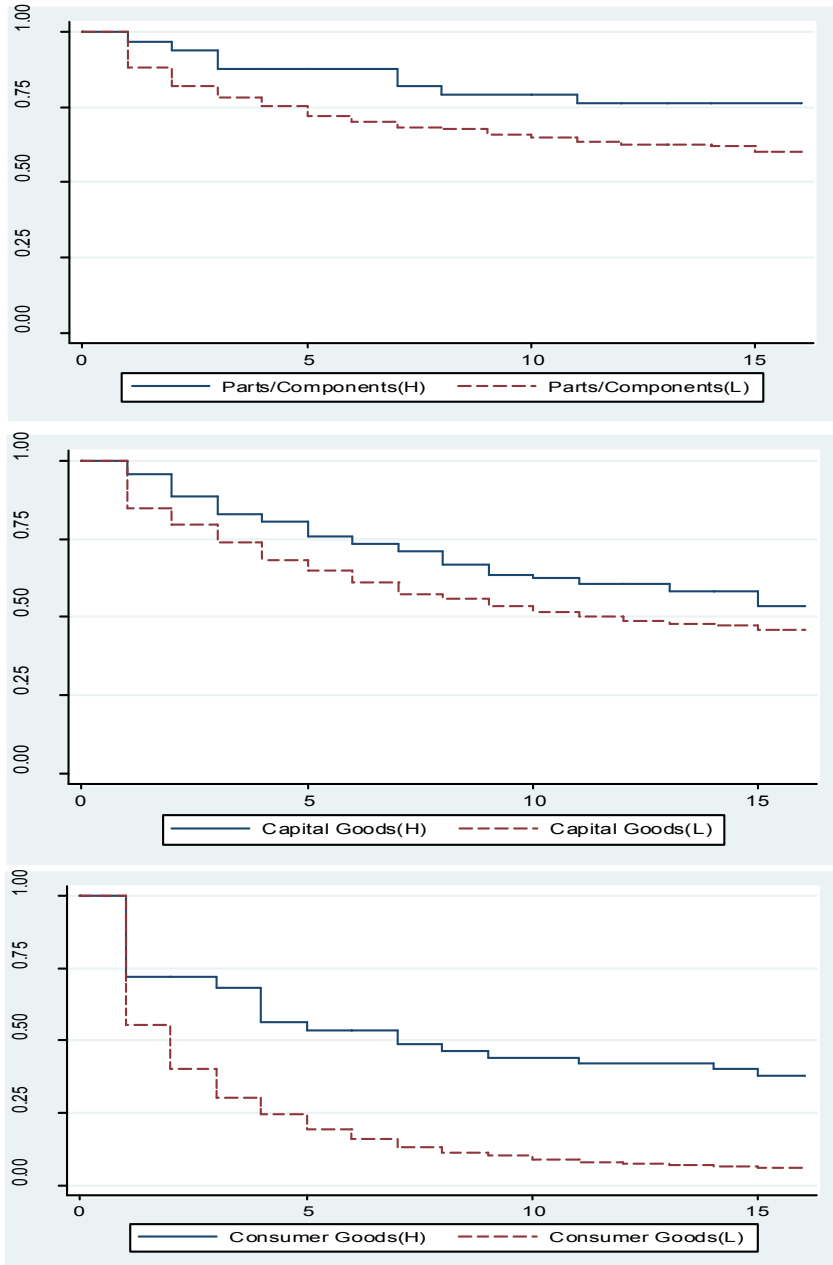
Order	HS Code	Commodity	High skill	World's exports to China	Korean exports to China	Share of Korean exports
1992						
1	847989	Other equipment of semi-conductor		12.1	0.1	12.2%
2	844400	Machines for extruding, drawing, texturing or cutting man-made textile materials		2.1	0.1	6.8%
3	844711	With cylinder diameter not exceeding 165 mm		0.7	0.1	6.8%
4	852110	Magnetic tape-type	O	1.9	0.1	4.3%
5	844590	Other weaving machines		1.2	0.0	3.7%
2000						
1	847170	Storage units of automatic data processing machines	O	17.4	2.8	12.6%
2	847989	Other equipment of semi-conductor		27.2	1.5	6.8%
3	852520	Transmission apparatus incorporating reception apparatus	O	17.8	1.2	5.5%
4	901380	Other devices, appliances and instruments	O	6.8	0.8	3.7%
5	847981	For treating metal, including electric wire coil-winders		2.8	0.8	3.5%
2007						
1	852520	Transmission apparatus incorporating reception apparatus	O	32.1	19.8	32.8%
2	901380	Other devices, appliances and instruments	O	40.5	10.2	16.9%
3	847170	Storage units of automatic data processing machines	O	29.8	2.9	4.7%
4	847989	Other equipment of semi-conductor		37.3	2.7	4.5%
5	847160	Input or output units, whether or not containing storage units in the same housing	O	15.5	2.2	3.6%

〈Annex Table 5〉 Average Annual Growth of U.S. and Japanese Exports to China  
(2000~2006)

(unit: %)

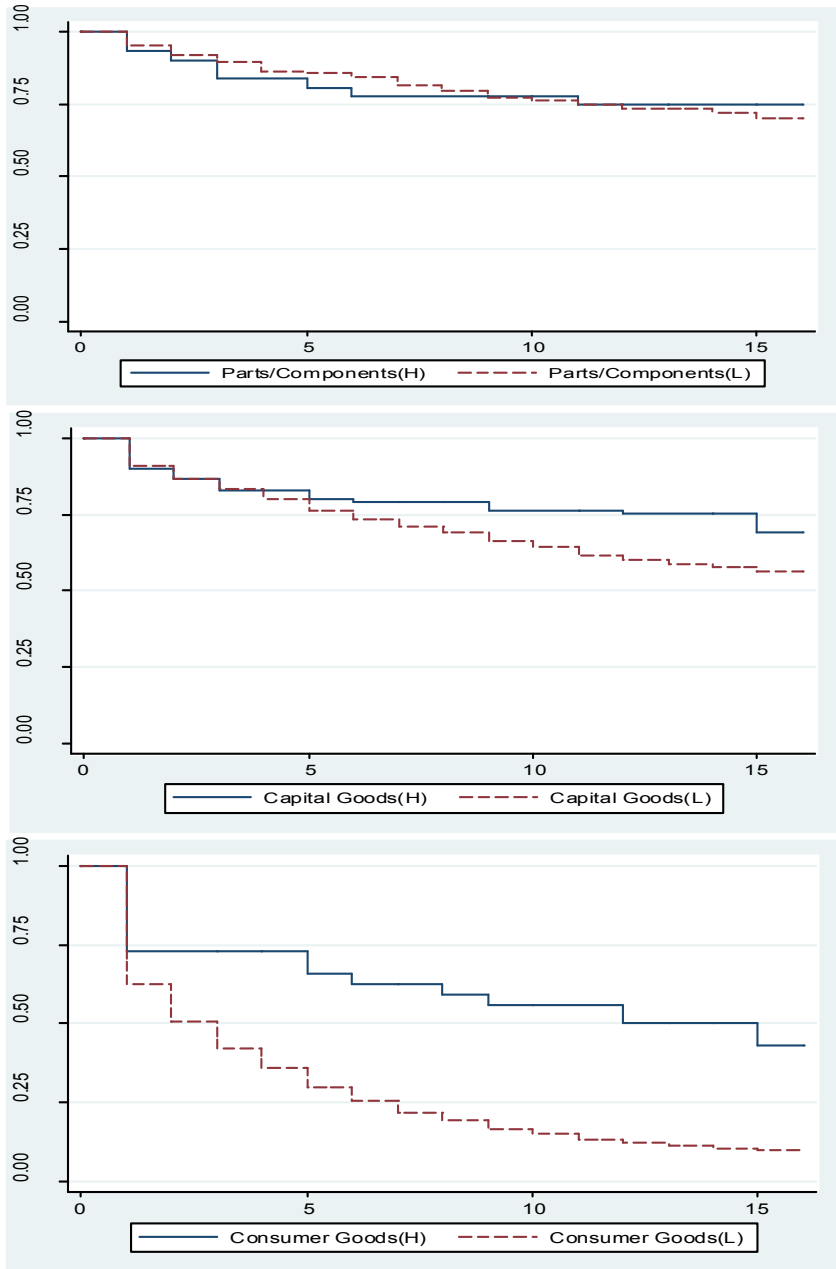
		Relative Market share	Extensive Margin	Intensive Margin		
					Unit Value	Quantity
<b>United States</b>						
All Products		-5.2	-1.2	-4.0	-0.7	-3.3
	High tech	-14.2	0.0	-14.2	0.2	-14.4
	Others	-2.1	-1.9	-0.1	-0.5	0.4
Parts and components		-6.1	0.0	-6.1	-2.9	-3.2
	High tech	-8.1	0.0	-8.1	-1.7	-6.4
	Others	-3.4	0.0	-3.4	-3.6	0.2
Capital goods		-11.3	0.5	-11.7	-0.4	-11.3
	High tech	21.2	0.1	-21.3	-0.1	-21.2
	Others	-2.3	0.5	-2.8	-0.8	-2.0
Consumption goods		-2.9	-0.5	-2.4	0.8	-3.2
	High tech	-8.6	0.3	-8.9	5.2	-14.1
	Others	-2.4	-0.6	-1.8	0.3	-2.1
<b>Japan</b>						
All Products		-4.6	-0.1	-3.6	-2.5	-1.1
	High tech	-9.9	0.0	-9.8	-1.9	-7.9
	Others	-3.0	-1.9	-1.1	-2.2	1.2
Parts and components		-8.1	0.0	-8.1	-3.4	-4.7
	High tech	-12.1	0.0	-12.1	-2.6	-9.5
	Others	-1.6	0.0	-1.5	-3.3	1.8
Capital goods		-4.7	-0.4	-4.4	-0.1	-4.3
	High tech	-8.4	-0.1	-8.3	0.6	-8.9
	Others	1.2	0.1	1.1	-0.9	1.9
Consumption goods		-5.5	-0.5	-5.0	-6.5	1.5
	High tech	15.0	-0.5	15.5	-3.0	18.6
	Others	-8.3	-0.6	-7.7	-6.5	-1.2

[Annex Figure 1] Probability of Survival of U.S.' Exports to China by Product Types(1992~2007)





[Annex Figure 2] Probability of Survival of Japanese Exports to China by Product Types(1992~2007)



## 우리나라 수출가격에 대한 환율전가율 변화

이 항 용

(한양대학교 경제금융대학 조교수)

김 현 옥

(한국개발연구원 선임연구위원)

### Declines in Exchange Rate Pass-through to Export Prices in Korea

Hangyong Lee

(Assistant Professor, College of Economics and Finance,  
Hanyang University)

Hyeon-Wook Kim

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

\*이항용: corresponding author (e-mail) hl306@hanyang.ac.kr, (address) Hanyang University,  
17 Haengdang-dong, Seongdong-gu, Seoul, Korea

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

- Key Word: 환율전가(exchange rate pass-through), 수출가격(export price), 비대칭성(asymmetry)
- JEL code: E31, F31, F41
- Received: 2009. 7. 28      • Referee Process Started: 2009. 7. 28
- Referee Reports Completed: 2009. 12. 22

## ABSTRACT

This paper investigates changes in the extent of exchange rate pass-through to export price in Korea. First, empirical results show that export prices have become less responsive to the exchange rate since the financial crisis in 1997. The decline of exchange rate pass-through to export prices suggests that Korean exporters are more likely to use profit margins to absorb part of the impact of exchange rate changes, consistent with pricing to market phenomenon. Second, this paper finds asymmetries in the response of export prices to exchange rate changes. In the post-crisis period, appreciations are more likely to be offset by markup adjustment than depreciations. Third, this paper documents that a significant portion of the decline of exchange rate pass-through is a result of both increased volatility of exchange rate and increased competition with China in the world market.

본 연구는 장기간의 시계열 자료를 이용하여 우리 경제의 수출가격에 대한 환율전가율 변화를 실증적으로 분석한 것이다. 분석 결과, 외환위기를 전후로 수출가격에 대한 환율전가율이 하락하였음을 발견하였는데, 이는 우리나라의 수출기업이 환율 변동의 영향을 수출가격에 전가하기 보다 내부적으로 마크업 조정을 통해 흡수하는 경향이 외환위기 이후에 더욱 높아졌음을 의미한다. 또한 환율전가율의 비대칭성 분석을 통해 외환위기 이후의 환

율전가율 하락은 거의 대부분 환율이 하락했을 때 발생하였음을 발견하였는데, 이는 외환위기 이후 환율이 하락하는 시기에 수출기업들이 달러표시 수출가격을 인상하는 대신에 해외시장에서의 시장점유율을 유지하는 전략을 채택해 왔음을 시사한다. 한편, 이러한 환율전가율의 하락은 환율 변동성의 확대와 세계시장에서 중국과의 경쟁이 심화되면서 나타난 것으로 분석되었다.

## 1. 서론

환율은 대내외 경제환경의 변화를 대표하는 가장 핵심적인 경제변수이다. 특히, 총수요를 구성하는 각 부문들 가운데 수출이 차지하고 있는 비중을 감안하면, 우리 경제의 경우 환율의 중요성이 다른 나라에 비해 더 크다고 할 수도 있을 것이다. 이에 따라 우리 수출기업은 물론 전반적인 경제운명을 담당하는 정책당국도 환율 변화에 매우 민감하게 반응해 왔으며, 실증분석 결과들도 환율이 수출입의 경로를 통해 경상수지를 사실상 결정하는 주된 요인이었음을 시사하고 있다.

그러나 1990년대 말의 외환위기 이후에는 이와 같은 환율의 중요성, 특히 수출을 결정하는 요인으로서의 기능이 약화되고 있다는 주장이 제기되어 왔다. 즉, 외환위기 당시 급등했던 환율이 그 이후 추세적으로 하락하여 왔음에도 불구하고 수출경기는 호조를 나타내는 상황이 지속됨에 따라, 수출의 결정요인으로서 환율에 의한 가격경쟁력 변화보다는 해외경기나 수출상품의 질적 수준 등

비가격경쟁력이 더욱 중요한 상황이 도래했다는 평가가 나타나고 있다. 실제로 외환위기 전후를 비교한 실증분석에서도 환율이 수출에 미치는 영향의 유의성이 과거에 비해 감소하였다는 결과가 도출되기도 한다.

본 연구는 외환위기를 전후하여 환율이 수출에 미치는 영향이 다르게 나타나는 현상을 환율 변화와 수출가격 변화 간의 관계를 중심으로 분석하고자 한다.<sup>1)</sup> 이는 환율의 추세적 하락에도 불구하고 국민계정상 총량지표의 하나인 수출은 비교적 안정적인 증가세를 보여 왔음을 감안할 때, 수출가격의 결정에 대한 환율의 영향이 외환위기 이전에 비해 구조적으로 다른 모습으로 나타나고 있을 것이라는 인식에 바탕을 두고 있다. 즉, 환율이 수출에 미치는 영향은 환율이 수출가격에 미치는 영향과 수출가격이 수출물량에 미치는 영향으로 나누어 볼 수 있는데, 본 연구는 전자의 변화에 초점을 맞추고 있다. 다시 말해, 수출의 결정요인으로서 환율의 영향이 감소했다면, 이는 일차적으로 환율 변화가 수출가격에 미치는 영향, 즉 수출가격에 대한 환율전가(exchange rate pass-through)의 정도가 감소했음을 의미하는데,<sup>2)</sup> 본 연구는 이러

1) 본 연구에서의 환율은 미국 달러화에 대한 원화의 환율, 즉 원/달러 환율을 의미한다. 물론 일본 엔화, 유로화 등도 수출의 결제통화로 이용되지만, 상품수출에 있어 미국 달러화를 이용한 결제비중이 2000년대 들어서도 85% 수준을 유지하고 있다는 점을 고려하였다.

2) 수출가격에 대한 환율전가의 정도가 감소한다는 것은 환율이 변동할 때 수출기업들이 외화표시 수출가격을 변동시키는 정도보다는 원화표시 수출가격을 변동시키는 정도가 더 커짐을, 즉 환율 변동을 수출

한 주장에 대한 실증적 사실을 확인하는데 주목적이 있다.

수출입가격에 대한 환율의 전가에 관해서는 많은 연구들이 있으며, 최근에는 주로 수입가격을 중심으로 환율전가율의 하락 가능성에 대한 연구들이 해외에서 활발하게 진행되고 있으나 아직 일관된 결론에 도달하고 있지는 않은 것으로 보인다. 먼저 Marazzi, Sheets, and Vigfusson (2005)은 미국 수입물가의 환율전가율이 1980년대에는 0.5 이상이었으나 최근 10년간에는 0.2 정도로 하락하였다는 분석 결과를 보고하고 있으며, Ihrig, Marazzi, Rothenberg(2006)은 G-7 국가들의 수입물가에 대한 환율전가율이 하락하였음을 발견한 바 있다. 반면, Campa and Goldberg (2005)는 OECD 23개국을 대상으로 분석한 결과, 수입물가에 대한 환율전가율이 다소 감소하는 경향이 있기는 하나 통계적 검정력 등을 고려하면 이에 대한 평가는 유보적이어야 한다고 주장하였다. Hellerstein, Daly, and Marsh(2006)는 미국 수입물가의 환율전가율이 하락하였다는 결정적인 증거를 찾기 어렵다고 하였다.

국내에서도 우리 경제의 높은 수출의존도에 상응한 정도로, 환율 변화가 수출가격에 미치는 영향에 대해 많은 연구가 있었다. 그러나 이들 연구의 대부분이 외

환위기 이전 기간을 대상으로 하여 환율 변화와 수출가격 간의 관계를 모색하는데 그치고 있다.<sup>3)</sup> 물론 최요철·김치호(2001)와 같이 1997년 말 자유변동환율 제도로의 이행 이후 환율전가 행태의 변화 가능성에 관심을 둔 경우도 있으나, 외환위기를 전후로 환율이 수출가격에 미치는 영향의 구조적 변화, 특히 수출가격에 대한 환율전가율의 하락 가능성을 충분한 자료를 이용하여 본격적으로 분석한 연구는 아직 찾아보기 어렵다.

따라서 본 연구는 외환위기를 전후로 한 비교적 장기간의 시계열 자료를 이용하여 수출가격에 대한 환율전가율의 하락이 발생하였는지, 다시 말하면 수출기업들이 마크업(markup) 조정을 통해 환율 변화를 흡수하는 정도가 강화되었는지를 실증적으로 확인하는 의미가 있다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 수출가격에 대한 환율전가율의 추정모형을 설정하고 제III장에서는 전체 수출물가지수와 수출품목별 수출물가지수에 대한 추정 결과를 제시하여 외환위기 이후 환율전가율이 하락하였음을 보였다. 제IV장에서는 환율전가의 비대칭성을 논의하고, 외환위기 이후의 환율전가율 하락이 주로 환율이 하락하는 경우에 발생하였음을 발견하였다. 제V장에서는 외환위

기업의 마크업(markup) 조정으로 흡수하면서 외화표시 수출가격을 유지하는 경향이 커짐을 의미한다.

3) 외환위기 이전 기간을 대상으로 환율 변화와 수출가격 간의 관계를 분석한 연구들은 최요철·김치호(2001) 및 이종욱·윤성훈(2003) 등에 정리되어 있다.

기 이후 수출가격에 대한 환율전가율을 하락시킨 것으로 보이는 잠재적 요인들에 대한 일차적인 실증분석을 수행하였으며, 제VI장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 정리하였다.

## II. 수출물가의 추이와 추정모형의 설정

### 1. 수출물가와 환율의 추이 변화

[Figure 1]은 1986년 이후 원화표시 수출물가지수, 달러표시 수출물가지수 그리고 대미달러 환율의 추이를 보여주고 있다.<sup>4)</sup> 이를 간단히 살펴보면 다음과 같은 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 달러표시 수출물가와 환율은 뚜렷한 음의 상관관계를 보여주고 있다. 1980년대 후반에 환율이 하락하였던 기간에는 달러표시 수출물가가 상승세를 보였으며, 반대로 1990년대 중반 이후 환율이 상승하면서 달러표시 수출물가는 하락하는 모습을 보여주고 있다. 또한 2002년 이후에는 환율이 점차 하락하면서 달러표시

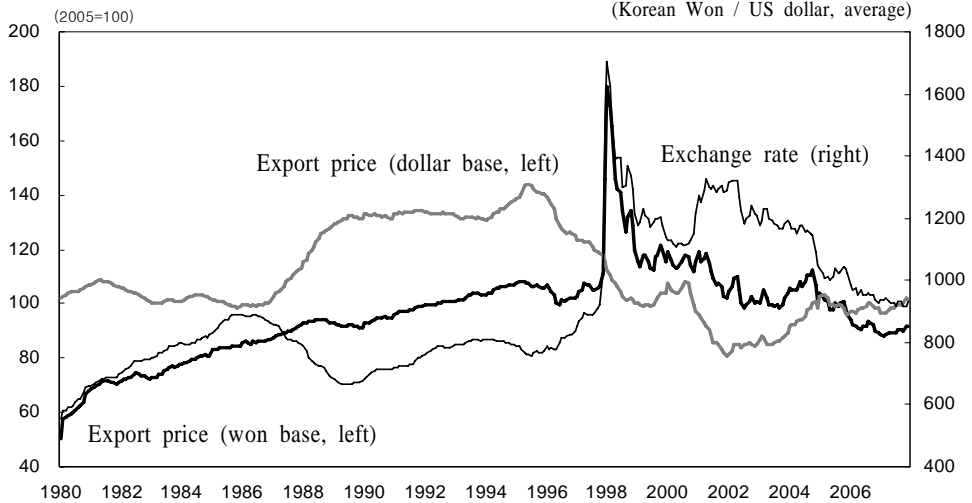
수출물가는 다시 상승하는 모습이 나타나고 있다.

둘째, 원화표시 수출물가는 1990년대 중반까지는 환율과 밀접한 연관성을 가지고 있지 않은 것으로 보이나, 외환위기 이후에는 환율 변화에 보다 민감해진 움직임을 보이고 있다. 1980년대 후반에 환율이 하락하였을 때 원화표시 수출물가는 안정세를 보임으로써 수출기업이 원화표시 수출가격을 어느 정도 일정하게 유지하는 가운데 주로 달러표시 수출가격을 상승시켰음을 의미한다. 반면에 1997년 말에 외환위기가 발생하였던 시점에는 환율의 급격한 상승과 함께 원화표시 수출물가가 급등하는 모습이 나타나고 있는데, 이는 환율의 상승에 대하여 수출기업이 주로 원화표시 수출가격의 변동을 통하여 대응하였음을 시사한다. 또한 2000년대에 들어서도 환율의 하락과 더불어 원화표시 수출물가도 완만하게 하락하는 모습이 나타나고 있는데, 이러한 사실은 달러표시 수출가격을 설정함에 있어 환율의 변화를 전가하는 정도가 최근 낮아졌을 가능성을 암시한다.

셋째, [Figure 1]로부터 발견할 수 있는 또 다른 중요한 특징은 원화표시 수출물가는 물론 달러표시 수출물가의 경우에도

4) 수출물가지수는 fob 가격을 기준으로 수출계약시점에서 조사되며, 총 227개 품목을 대상으로 라스파이레스 산식에 의해 작성된다. 수출물가지수는 원화기준지수, 달러기준지수, 계약통화기준지수의 세 가지가 발표되고 있으나 우리나라의 경우 대부분의 수출이 달러로 결제되기 때문에 계약통화기준지수는 달러기준지수와 큰 차이가 없다. 따라서 이하에서 계약통화기준지수에 대한 별도의 분석은 수행하지 않았다.

[Figure 1] Exchange rate and Export Price Index



외환위기 이전 기간에 비해 외환위기 이후 기간 중에 변동성이 크게 높아졌다는 것이다. 이러한 사실을 통해 외환위기가 발생하면서 우리나라가 자유변동환율제도로 이행함에 따라 환율의 변동성이 증가하고 이에 따라 수출물가의 변동성도 함께 증가한 것으로 추측할 수 있다.<sup>5)</sup>

외환위기 발생 직후인 1997년 12월 17일에 환율의 일일변동제한폭이 완전히 폐지되면서 우리나라의 환율제도가 자유변동환율제도로 이행하였고, [Figure 1]이 보여주고 있듯이 동 시점을 기준으로 수출물가와 환율의 변동성이 크게 높아진

것으로 나타나는데, 본 연구에서는 일단 이러한 변화에 기초하여 1986년 1월부터 1997년 11월까지를 외환위기 이전 기간으로, 그리고 1997년 12월부터 2007년 12월까지를 외환위기 이후 기간으로 구분하여 분석하기로 한다.<sup>6)</sup> 물론 이러한 기간 구분은 다분히 자의적인 면이 있다. 특히, 특정 시점을 전후하여 환율전가율에 구조적 변화가 있었는지 아니면 환율전가율이 서서히 추세적으로 변화해 온 것인지는 [Figure 1]만으로는 확실하게 판단하기 어렵다. 그러나 환율전가율의 추세적 변화가 있었다고 하더라도 자유변동

5) 실제로 비교역재라고 할 수 있는 서비스부문 생산자물가의 경우 외환위기 이후 변동성이 오히려 감소하였다. 따라서 환율제도의 변경이 수출물가의 변동성을 확대시키는 주요 요인일 가능성이 높다고 할 수 있다.  
6) 또한 1998년 4월에는 물가안정목표제를 도입하였는데, 이 역시 수출가격에 대한 환율의 전가 정도에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

	1986. 1 - 1997. 11			1997. 12 - 2007. 12		
	mean	standard deviation	correlation coefficient	mean	standard deviation	correlation coefficient
changes in export price	0.0012	0.0070	-0.4524	-0.0012	0.0141	-0.1672
changes in exchange rate	0.0010	0.0121		-0.0008	0.0427	

환율제도로의 이행이 환율전가율에 영향을 주었을 가능성은 매우 높으며 또한 두 기간으로 구분하여 비교분석하는 것이 환율전가율의 추세적 변화를 부정하는 것은 아니므로 일단 1997년 말을 기준으로 기간을 구분하여 분석하기로 한다.

〈Table 1〉에는 이렇게 구분된 두 기간에 대해 각각 전월 대비 기준으로 계산된 달러표시 수출물가 상승률과 환율 상승률의 평균 및 표준편차와 두 변수의 상관 계수가 제시되어 있다. 〈Table 1〉을 살펴 보면, 1986년 1월부터 1997년 11월까지의 외환위기 이전 기간에는 수출물가와 환율이 평균적으로 상승하고 있었던 반면 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 외환위기 이후 기간에는 하락하고 있음을 알 수 있다. 또한 [Figure 1]에서 보이는 바와 같이 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에는 이전 기간에 비해 수출물가의 변동성이 약 2배, 환율의 변동성이 약 4배 가까이 높아졌음을 알 수 있다. 두 변수간의 단순 상관계수를 보면 1986년 1월부

터 1997년 11월까지의 기간에는 -0.4524 이었던 데 비해 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에는 -0.1672로 크게 낮아졌다.

## 2. 추정모형의 설정

환율 변화에 따른 달러표시 수출가격 변화의 민감도를 나타내는 환율전가율을 추정하기 위한 모형은 다음과 같은 과정을 통해 설정되었다. 먼저 달러표시 수출가격은 원화표시 수출가격과 원/달러 환율의 곱으로 표현되며, 원화표시 수출가격은 수출기업의 마크업(mark-up)과 한계비용(marginal cost)에 의해 결정된다고 가정할 수 있다.

$$p = -e + p^D = -e + \mu + mc \quad (1)$$

여기서  $p$ 와  $p^D$ 는 각각 로그화된 달러표시 수출가격과 원화표시 수출가격을 나타내며,  $e$ 는 로그화된 원/달러 환율을 의



미한다.  $\mu$ 와  $mc$ 는 각각 로그화된 마크업과 한계비용을 의미하는데, 마크업은 일단 환율만의 선형함수라고 가정하고, 한계비용은 기업부문의 비용 변화를 측정할 수 있는 변수인  $z$ 에 의해 결정된다고 가정한다.

$$\begin{aligned}\mu &= \phi_0 + \phi_1 e \\ mc &= \theta_0 + \theta_1 z\end{aligned}$$

이에 따라 달러표시 수출가격은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$p = (\phi_0 + \theta_0) + (\phi_1 - 1)e + \theta_1 z \quad (2)$$

이때 환율전가의 정도는  $(\phi_1 - 1)$ 로 나타나는데, 만일  $\phi_1 = 0$ 이면 마크업 결정에 환율이 영향을 미치지 않게 되어 수출기업이 원화 기준(생산자통화 기준)으로 가격설정을 하고 있음을 의미한다. 따라서 이 경우에는 환율의 추정계수 값이 -1이 되어 수출기업이 환율 변동을 흡수하지 않고 달러표시 수출가격에 그대로 완전 전가(complete pass-through)함을 뜻한다. 반면,  $\phi_1 = 1$ 이면 수출기업이 마크업을 변화시킴으로써 환율 변동을 모두

흡수하고 있음을 의미하는데, 이는 수출기업이 달러 기준(수요자 기준)으로 가격을 설정하고 있음을 뜻한다. 즉, 이 경우에는 환율의 추정계수 값이 0이 되어 환율이 달러표시 수출가격에 완전 비전가(zero pass-through)됨을 의미한다. 이와 같은 관계들을 이용하면 식 (3)과 같은 추정모형을 도출할 수 있다.

$$\Delta p_t = \alpha + \beta \Delta e_t + \gamma \Delta z_t + u_t \quad (3)$$

여기서  $\Delta p_t$ 와  $\Delta e_t$ 는 각각 달러표시 수출물가지수와 원/달러 환율의 로그 1차 차분을 의미한다. 한편, 통제변수 중에서 기업부문의 한계비용 변화를 나타내는  $z_t$ 의 구성요소로서 생산자물가(PPI)와 국제원자재가격(PM)을 고려하였는데, 국제원자재가격은 한국은행에서 발표하는 가공단계별 물가지수 중 원자재가격지수를 사용하였다. 이와 더불어 수출가격은 수출대상국의 수요요인에 의해서도 영향을 받을 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 OECD 및 신흥시장국의 경기선형지수(FD)를 설명변수로 추가하였다.<sup>7)</sup>

마지막으로, 달러가치지수(VD)의 변화율도 설명변수로 함께 포함되었다.<sup>8)</sup> 원/

7) 최요철·김치호(2001)는 환율과 생산자물가 외에 국내시장에서 나타나는 수요압력의 대응변수인 제조업 가동률과 해외시장에서의 경쟁여건을 반영하는 해외생산자물가 및 엔/달러 환율을 설명변수로 추가하였으며, 장기균형식과 오차수정모형을 이용한 단기방정식을 추정한 강삼모·왕윤중(2002)은 설명변수로서 원/달러 환율 외에 엔/달러 환율, 생산자물가를 사용하였다. 수입물가를 대상으로 한 Campa and Goldberg(2005) 등의 해외연구에서도 수출국의 한계비용을 나타내는 변수와 수입국의 실질GDP 등을 포함하여 환율전가율을 추정하였다.

달러 환율이 상승할 때, 다른 국가들의 달러화 대비 환율도 국제금융시장에서의 달러가치 상승에 기인하여 동시에 상승하였다면, 국내 수출기업은 외국기업들이 수출가격을 변화시키는 정도 이상으로 수출가격을 변화시킬 유인이 적을 것이다. 즉, 이 경우에는 환율전가율이 낮게 나타날 가능성이 높다. 반대로 원/달러 환율은 소폭 변화하더라도 다른 국가의 환율이 상대적으로 크게 변화하였다면 그 차이만큼 국내기업들은 달러표시 수출가격을 크게 변화시킬 수 있으며, 따라서 환율전가율이 높게 나타날 수 있다.<sup>9)</sup> 이와 같은 통계변수들을 모두 고려한 추정모형은 아래의 식 (4)와 같다.

$$\Delta p_t = \alpha + \beta \Delta e_t + \gamma_1 \Delta PPI_t + \gamma_2 \Delta PM_t + \gamma_3 \Delta FD_t + \gamma_4 \Delta VD_t + u_t \quad (4)$$

한편, 전체 분석대상 기간에 비해 외환위기 이후 기간에 계수들이 상이하게 추정되는지를 살펴보기 위해, 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에 대해서만 1의 값을 갖는 더미변수( $d$ )를 이용하였다. 즉, 추정에 있어서 각각의 설명변

수들과  $d$ 와의 교차항을 포함한 아래의 식 (5)를 이용할 수 있을 것인데, 이때  $\beta_1$ 이 통계적으로 유의하게 추정된다면 환율전가의 정도가 외환위기 이후 변화하였다고 결론지을 수 있을 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + (\beta_0 \Delta e_t + \beta_1 d \Delta e_t) \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{11} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

한편, 식 (5)는 일종의 단기 환율전가율을 추정하는 것이라고 볼 수 있다. 그런데 환율이 변화하더라도 수출기업은 즉각적으로 수출가격을 변화시키기보다는 다소간의 시차를 두고 가격을 변화시킬 수 있다. 특히, 환율의 변동성이 높은 경우 수출기업의 입장에서는 단기적인 환율 변화에 따라 가격을 수시로 조정하게 되면 이에 따른 비용이 발생할 수 있으므로 환율 변동을 일시적인 것으로 판단하여 수출가격을 즉각적으로 변경하지 않을 수 있다. 이러한 가능성을 고려하기

8) 달러가치지수(VD)는 미국의 주요 교역상대국(26개 지역)의 환율을 가중평균하여 미국 FRB에서 발표하는 자료를 이용하였다.

9) 외환위기 이후 나타난 중요한 특징 중의 하나는 원/달러 환율의 변화와 국제금융시장에서의 달러가치의 변화 간의 상관관계가 높아졌다는 사실이다. 이와 관련하여, 윤성훈(2005)은 수출전가율을 추정함에 있어 수입국통화의 환율을 고려하지 않으면 누락변수(omitted variable)의 문제를 야기할 수 있다고 주장하였으며, 최요철·김지호(2001) 및 강삼모·왕윤중(2002) 등은 엔화환율을 추가하여 환율전가식을 추정하였다.

위하여, 본 연구의 실증분석에서는 아래의 식 (6)과 같이 환율 변화의 시차변수를 설명변수로 추가하여 추정하였으며, 이들 계수들의 합을 장기 환율전가율이라고 정의하였다. 즉, 환율 변동이 시차를 두고 수출물가에 미치는 영향을 모두 합산함으로써 수출물가에 대한 환율전가율을 판단하였다. 이때 시차의 수는 3개월로 정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + \sum_{k=0}^3 \beta_{0k} \Delta e_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^3 \beta_{1k} d \Delta e_{t-k} \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{12} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

한편, 환율 변화의 시차변수를 이용하여 장기 환율전가율을 추정하는 대신 종속변수의 시차변수를 설명변수로 추가하여 단기 및 장기 환율전가율을 추정할 수도 있다. 이 경우에는 환율뿐 아니라 다른 통제변수의 장기 및 단기 효과를 함께 살펴볼 수 있다는 이점이 있다. 구체적으로는 다음과 같은 식 (7)을 추정함으로써 장단기 환율전가율을 살펴볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + (\rho_0 \Delta p_{t-1} + \rho_1 d \Delta p_{t-1}) \\ & + (\beta_0 \Delta e_t + \beta_1 d \Delta e_t) \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{11} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (7)$$

### III. 환율전가율의 추정 결과

#### 1. 전체 수출물가에 대한 추정 결과

<Table 2>에는 식 (5), 식 (6) 및 식 (7)에 따라 단기 및 장기 환율전가율을 추정한 결과가 제시되어 있다.<sup>10)</sup> 먼저 외환위기 이전 기간에 대한 단기 환율전가율을 나타내는  $\beta_0$ 의 경우 식 (5)에서는 -0.254, 수출가격의 시차변수를 포함한 식 (7)에서는 -0.087로 추정되었는데, 이들은 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이러한 추정치는 표본기간에서 대체로 환율 변화가 수출가격에 불완전 전가되었음을 의미하고 있다. 한편, 장기 환율전가율을 추정한 식 (6)의 결과를 보면, 외환위기 이전의 장기

10) 추정은 OLS를 사용하였으며, 계수의 유의성 검증은 Newey and West에 따라 조정된 standard error를 사용하였다.

〈Table 2〉 Estimates of Exchange Rate Pass-through

	Short-run: eq (5)	Long-run: eq (6)	Long & Short: eq (7)
$\alpha_0$	0.002 (0.0907)	0.002 (0.0194)	0.000 (0.7701)
$\alpha_1$	-0.010 (0.0000)	-0.010 (0.0000)	-0.007 (0.0016)
$\rho_0$			0.646 (0.0000)
$\rho_1$			-0.447 (0.0047)
$\beta_0$	-0.254 (0.0142)		-0.087 (0.0291)
$\beta_1$	0.189 (0.0763)		0.045 (0.4062)
$\sum \beta_{0k}$		-0.614 (0.0000)	
$\sum \beta_{1k}$		0.376 (0.0002)	
$\gamma_{01}$	0.049 (0.6462)	0.071 (0.5113)	0.076 (0.4403)
$\gamma_{11}$	0.591 (0.0504)	1.263 (0.0000)	0.470 (0.1136)
$\gamma_{02}$	0.019 (0.2295)	-0.001 (0.9571)	0.020 (0.0353)
$\gamma_{12}$	0.117 (0.0000)	0.098 (0.0001)	0.104 (0.000)
$\gamma_{03}$	-0.029 (0.9302)	-0.092 (0.7401)	0.108 (0.4716)
$\gamma_{13}$	1.283 (0.0184)	0.958 (0.0479)	0.800 (0.0679)
$\gamma_{04}$	-0.036 (0.4863)	-0.083 (0.0425)	-0.058 (0.0929)
$\gamma_{14}$	-0.263 (0.0048)	-0.257 (0.0012)	-0.277 (0.0055)
$R^2$	0.48	0.60	0.58

Note: Numbers in parentheses are p-values.

환율전가율이 -0.614로 추정되었으며, 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 장기 환율전가율이 단기 환율전가율에 비해 훨씬 크게 나타나는 것은 환율 변화가 동시에 모두 전가되는 것이 아니라 어느 정도의 시차를 두고 수출가격에 전가되고 있음을 반영하고 있다.

1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간에 대한 더미변수( $d$ )를 환율에 곱한 변수에 대한 계수인  $\beta_1$ 은 식 (5)에서는 0.189, 식 (7)에서는 0.045로 추정되어 외환위기 이후 단기 환율전가율이 하락하였음을 보여주고 있으나, 통계적으로는 식 (5)의 경우에만 10% 유의수준에서 유의하게 나타났다.<sup>11)</sup> 그러나 식 (6)에서는 외환위기 이후 장기 환율전가율의 변화가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 0.376으로 추정되었다. 이는 외환위기 이후의 장기 환율전가율이 -0.238로 추정되었음을 의미하는 것으로서 외환위기 이전에 비해 수출가격에 대한 환율전가율

하락이 발생하였음을 보여주고 있다.<sup>12)</sup> 즉, 환율이 변할 때 우리나라의 수출기업이 이를 수출가격에 전가하기보다는 내부적으로 마크업 조정을 통해 환율의 변동을 흡수하는 경향이 외환위기 이후 보다 높아졌음을 뜻한다. 외환위기 이전에는 환율이 변화할 때 원화표시 가격을 변화시키기보다는 달러표시 가격을 변화시키는 생산자 측면에서 가격을 설정(producer currency pricing: PCP)했다면, 외환위기 이후에는 달러표시 가격을 변화시키는 대신 마크업 조정을 통해 원화표시 가격을 변화시키는 시장중시 가격설정(pricing to market) 또는 수출국통화 중심의 가격설정(local currency pricing)의 경향이 상대적으로 높아졌던 것으로 해석할 수 있다.<sup>13)</sup>

다른 통제변수들의 계수 부호는 이론적인 예측과 부합하였으나 대체로 외환위기 이후의 기간에서만 통계적으로 유의하게 추정되었다. 달러가치지수(VD)의

11) Chow test를 이용하여 구조적 변화를 검토해 볼 수 있으나 Chow test는 잔차항의 동분산성을 가정하고 있는 데 비해 본 연구의 추정모형에서는 동분산성이 기각되었으므로 Chow test를 수행할 경우 검정의 power가 크게 떨어지는 문제가 있다. 이에 따라 CUSUM test를 수행한 결과 1998년경에 구조적 변화가 발생하였음을 발견하였다.

12) 시차의 수를 12개월로 확대할 경우 외환위기 이전의 장기 환율전가율은 -0.696(p-value는 0.0000), 외환위기 이후의 환율전가율 변화는 0.374(p-value는 0.0263)로 추정되어 시차를 3개월로 한 경우와 큰 차이가 발견되지 않았다. 한편, 외환위기를 전후한 각각의 기간에 대해 모형을 개별적으로 추정해 보아도 1997년 12월부터 2007년 12월까지의 기간 중 환율전가율이 하락하였음을 확인할 수 있다.

13) 본 연구에 사용된 변수들을 이용하여 VAR모형을 추정한 후 충격반응분석(impulse response analysis)을 수행함으로써 환율 변화가 수출가격에 동태적으로 어떻게 영향을 미치는지를 살펴볼 수 있다. 기간을 구분하여 이러한 충격반응분석을 수행한 결과도 외환위기 이후 환율전가율이 하락하였음을 보여주고 있다. 즉, 환율 상승률의 표준편차에 해당하는 충격에 대해 수출가격의 12개월 누적반응이 외환위기 이전에는 -0.020인 데 비해 외환위기 이후에는 0.000으로 추정되었다.

〈Table 3〉 Long-run Effects on Export Price

	Before the financial crisis	After the financial crisis
$\Delta e$	-0.246 (0.0030)	-0.052 (0.2524)
$\Delta PPI$	0.214 (0.4464)	0.681 (0.0150)
$\Delta PM$	0.056 (0.0410)	0.155 (0.0000)
$\Delta FD$	0.306 (0.4448)	1.133 (0.0107)
$\Delta VD$	-0.165 (0.1056)	-0.419 (0.0083)

Note: Numbers in parentheses are p-values.

상승, 즉 다른 국가의 환율 상승은 수출 가격을 하락시키는 요인이며 생산자물가(PPI)나 국제원자재가격(PM)의 상승은 한계비용을 상승시켜 수출가격을 높이는 요인이 된다. 해외경기(FD)의 상승도 수출가격의 상승요인으로 나타났다.

한편, 식 (7)을 추정하면 수출가격의 AR(1) 계수를 이용하여 장기 환율전가율 뿐 아니라 다른 통제변수가 수출가격에 미치는 장기효과도 간접적으로 계산할 수 있다. <표 3>에는 외환위기 이전과 이후의 기간에 대해 환율을 비롯한 각 설명변수들의 장기효과를 계산한 값이 제시되어 있다. 우선 장기 환율전가율을 보면, 외환위기 이전에는 -0.246으로 계산되었으며 통계적으로 유의하게 나타난 반면, 외환위기 이후에는 장기 환율전가율이 -0.052로 계산되어 절댓값이 매우 작을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않았다. 이러한 결과는 식 (6)의 추정 결과와 마찬가지로 외환위기 이후 적어도 장기 환율전가

율이 하락하였음을 의미하고 있다.

여타 통제변수의 장단기효과에 대해 살펴보면, 5% 유의수준에서 외환위기 이전에는 국제원자재가격만이 단기적, 장기적으로 수출가격에 영향을 미치고 있을 뿐 다른 통제변수들의 영향은 미미한 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후에는 모든 통제변수에서 장기효과의 크기가 더 커졌을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하게 추정되었다.

## 2. 품목별 환율전가율

지금까지는 우리나라 전체 수출물가지수에 대한 분석 결과를 토대로 환율전가율이 하락하였음을 살펴보았다. 그런데 전체 수출물가에 대한 환율전가율이 하락하였다고 하더라도 품목별로는 상이한 모습이 나타날 수 있으며, 특히 가중치가 큰 일부 품목에서 환율전가율이 낮아진 데에 기인하여 전체적인 환율전가율이

하락하는 것처럼 보일 수 있다. 이를 확인하기 위하여 19개 기본분류 품목별로 수출물가를 세분화하여 수출가격의 환율전가율 하락이 품목별로 공통적인 현상인지를 살펴보았다. 구체적으로는 식 (5)와 식 (6)을 각각의 품목별 달러표시 수출물가지수 상승률에 대하여 추정하였다. 이때 생산자물가는 각 품목에 해당하는 생산자물가를 사용하였다.

<Table 4>는 각각의 품목에 대해 환율전가율을 나타내는  $\beta_0$ (또는  $\sum_{k=0}^3 \beta_{0k}$ )와 외환위기 이후의 환율전가율 변화를 나타내는  $\beta_1$ (또는  $\sum_{k=0}^3 \beta_{1k}$ )을 p-value와 함께 제시하였다. 우선 5% 유의수준을 기준으로 할 때, 단기의 경우 전체 19개 품목 중 10개 품목에서, 장기의 경우 12개 품목에서 환율전가율이 통계적으로 유의하게 추정되었다. 유의수준을 10%로 할 때에는 단기의 경우 12개 품목에서, 장기의 경우 15개 품목에서 환율전가율이 통계적으로 유의하게 나타나 대부분의 품목에서 환율 변화에 따라 수출물가가 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히, 반도체소자, 전자관·부품, 금속1차제품, 고무 플라스틱 제품 등에서 높은 환율전가율이 추정되었다. 반면, 석유제품, 통신장비, 정밀기계제품에서는 환율전가가 발견되지 않았다.

한편, 단기 환율전가율이 5% 수준에서 유의하게 추정된 10개 품목 중에서 금속1차제품과 특수목적용기계를 제외한 모든 제품에서 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 나타났다.<sup>14)</sup> 장기 환율전가율의 경우에도 5% 유의수준에서 유의하게 추정되었던 12개 품목 중 특수목적용기계와 반도체소자를 제외한 모든 품목에서 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 나타났다. 이러한 결과로부터 환율전가율의 하락이 일부 품목에만 국한된 것은 아니며, 다양한 품목에서 관찰되는 것임을 알 수 있다.

## IV. 환율전가율의 비대칭성

### 1. 전체 수출물가에 대한 분석

지금까지는 환율전가율을 추정함에 있어 환율이 상승할 때와 하락할 때를 구분하지 않았다. 그러나 Knetter(1994) 등은 독일과 일본의 자료를 이용하여 수출가격이 환율이 상승할 때와 환율이 하락할 때에 다르게 반응하였다는 실증분석 결과를 제시하였다. 이에 따라 본고에서도 환율 변화에 따라 수출가격이 비대칭적으로 조정되는지를 살펴보고, 환율전가율의 하락이

14) 금속1차제품도 10% 유의수준에서는 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 추정되었다.

〈Table 4〉 Estimates of Exchange Rate Pass-through by products

	Short-run model		Long-run model	
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\sum \beta_{0k}$	$\sum \beta_{1k}$
Food, Beverage, Tobacco	-0.164 (0.0482)	0.171 (0.0362)	-0.472 (0.0003)	0.377 (0.0378)
Textile, Apparel, Leather	-0.158 (0.0748)	0.160 (0.0729)	-0.395 (0.0014)	0.408 (0.0061)
Paper, Paper products	-0.200 (0.2232)	-0.080 (0.6881)	-0.539 (0.0575)	0.002 (0.9960)
Petroleum products	0.171 (0.5524)	-0.153 (0.6241)	0.299 (0.5060)	-0.424 (0.4206)
Chemical products	-0.237 (0.3136)	0.235 (0.4021)	-0.488 (0.0965)	0.344 (0.3318)
Rubber and Plastic products	-0.321 (0.0947)	0.321 (0.1183)	-0.729 (0.0000)	0.805 (0.0001)
Nonmetallic Mineral products	-0.246 (0.0011)	0.302 (0.0001)	-0.628 (0.0001)	0.606 (0.0184)
Basic Metal products	-0.410 (0.0354)	0.328 (0.0992)	-0.781 (0.0000)	0.610 (0.0014)
Fabricated Metal products	-0.236 (0.0039)	0.245 (0.0077)	-0.554 (0.0000)	0.560 (0.0003)
General Purpose Machinery	-0.095 (0.1278)	0.121 (0.0490)	-0.255 (0.0603)	0.180 (0.2689)
Special Purpose Machinery	-0.113 (0.0363)	0.078 (0.1594)	-0.165 (0.0296)	0.077 (0.3931)
Electrical Machinery	-0.212 (0.0038)	0.233 (0.0010)	-0.393 (0.0003)	0.325 (0.0337)
Semiconductor	-0.948 (0.0000)	0.640 (0.0023)	-1.184 (0.0028)	0.850 (0.1044)
Electronic Components	-0.299 (0.0000)	0.291 (0.0001)	-0.982 (0.0000)	1.033 (0.0004)
Computers	-0.093 (0.2559)	0.224 (0.0543)	-0.410 (0.0152)	0.553 (0.0271)
Communication equipments	0.013 (0.5450)	0.037 (0.4278)	0.113 (0.1917)	-0.149 (0.2111)
Sound and Image equipments	-0.139 (0.0000)	0.130 (0.0002)	-0.098 (0.3139)	0.049 (0.6953)
Precision Instruments	-0.102 (0.1034)	0.092 (0.1901)	-0.161 (0.1746)	-0.028 (0.8667)
Transportation equipments	-0.171 (0.0173)	0.221 (0.0016)	-0.434 (0.0000)	0.462 (0.0000)

Note: Numbers in parentheses are p-values.



환율이 상승할 때 주로 발생하였는지 아니면 환율이 하락하였을 때 주로 발생하였는지를 검토하고자 한다.

환율전가의 비대칭성은 적어도 이론적으로는 다음과 같은 두 가지 이유에서 서로 다른 방향으로 나타날 수 있다. 첫째, 원/달러 환율이 하락할 때 우리나라 수출 기업들이 원화표시 수출가격을 종전과 같이 유지하기 위해 달러표시 수출가격을 인상하게 되면 해외시장에서 시장점유율이 하락할 위험이 높아지게 된다. 따라서 만일 수출기업들이 시장점유율을 염두에 두고 수출가격을 설정한다면 환율 하락 시에는 달러표시 수출가격을 인상하는 대신 내부적인 마크업 조정으로 이에 대응할 가능성이 높다. 이에 반해 원/달러 환율이 상승할 때에는 달러표시 수출가격을 낮추는 것이 시장점유율 측면에서 유리할 수 있다. 이와 같이 시장점유율이 중요한 고려사항이라면 환율이 하락할 때보다는 환율이 상승할 때 수출가격이 환율 변화에 민감하게 반응할 가능성이 높다.

한편, 이와는 반대로, 달러표시 수출가격이 환율이 상승할 때에는 환율 변화에 민감하게 변동하지 않으나 환율이 하락할 때에는 상대적으로 민감하게 조정되는 방향으로 비대칭성이 나타날 수도 있다. 만일 수출기업의 마케팅 측면이나 생

산능력 측면에서 제약이 존재하면 수출 기업은 환율이 상승할 때 수출가격을 인하하더라도 추가적인 판매 증가를 기대하기 어려우므로 환율 상승 시에는 수출가격을 변경하는 대신 마크업을 조정할 것으로 예상할 수 있다. 반면, 수출상품에 대한 수요가 충분히 확보되어 있다고 판단되는 상황에서 환율이 하락할 때에는 마케팅이나 생산능력이 제약조건으로 작용하지 않을 것이므로 달러표시 수출가격이 환율에 따라 상대적으로 민감하게 변하게 된다.<sup>15)</sup>

아래에서는 이러한 두 가지 상반된 비대칭성이 나타날 가능성을 염두에 두고 환율 변화에 대한 수출가격의 비대칭적 반응을 검토하였다. 이를 위하여 원/달러 환율이 상승한 경우와 하락한 경우를 구분하여 각각에 대한 환율전가율을 다음의 식 (8)과 같이 추정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \alpha_1 d + \beta_0^+ \Delta e_t^+ + \beta_1^+ d \Delta e_t^+ \\ & + \beta_0^- \Delta e_t^- + \beta_1^- d \Delta e_t^- \\ & + (\gamma_{01} \Delta PPI_t + \gamma_{11} d \Delta PPI_t) \\ & + (\gamma_{02} \Delta PM_t + \gamma_{12} d \Delta PM_t) \\ & + (\gamma_{03} \Delta FD_t + \gamma_{13} d \Delta FD_t) \\ & + (\gamma_{04} \Delta VD_t + \gamma_{14} d \Delta VD_t) + u_t \end{aligned} \quad (8)$$

15) 1980년대 일본 자동차의 대미수출은 수량규제(quantity constraint)로 인하여 엔화가치 하락에도 불구하고 달러가격을 인하하는 대신 이윤(profit margin)을 조절하였던 사례가 있다. 즉, 미국 내에서 판매 가능한 자동차의 수가 이미 한계에 도달해 있어 엔/달러 환율의 상승이 가격에 전가되지 못하였다.

여기서  $\Delta e_t^+$ 는 환율이 상승하였을 때 ( $\Delta e_t > 0$ ) 또는 원/달러 환율이 달러가치보다 상대적으로 상승하였을 때 ( $\Delta e_t > \Delta VD_t$ )의 환율 변화율을 의미하며,  $\Delta e_t^-$ 는 환율이 하락할 때 ( $\Delta e_t \leq 0$ ) 또는 원/달러 환율이 달러가치보다 상대적으로 하락하였을 때 ( $\Delta e_t \leq \Delta VD_t$ )의 환율 변화율을 의미한다. 식 (8)의 추정을 통하여  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  인지를 살펴봄으로써 환율전가의 비대칭성이 존재하는지를 검정해 볼 수 있고,  $\beta_0^+ + \beta_1^+ = \beta_0^- + \beta_1^-$ 의 검정을 통해 외환위기 이후 기간에 대한 비대칭성의 변화를 살펴볼 수 있다. 또한  $\beta_1^+$  및  $\beta_1^-$ 를 통해 외환위기 이후의 환율전가율 하락이 주로 환율이 상승할 때 나타났는지 아니면 주로 환율이 하락할 때 나타났는지를 검토할 수 있다.

<Table 5>에는 식 (8)의 추정 결과가 제시되어 있다. <Table 5>의 모형 I은 단순히 원/달러 환율이 상승했는지 하락했는지에 따라 환율전가율의 비대칭성을 추정한 결과이며, 모형 II는 원/달러 환율이 달러가치지수에 비해 상대적으로 상승했는지 하락했는지를 기준으로 비대칭성을 검토한 결과이다.

우선 모형 I에서 외환위기 이전 기간에 환율이 상승했을 때의 환율전가율을 나타내는  $\beta_0^+$ 는 -0.129로 추정된 데 비해 환율이 하락하였을 때의 환율전가율을 나

타내는  $\beta_0^-$ 은 -0.667로 추정되어 환율이 하락했을 때의 환율전가율이 더 크다 ( $-\beta_0^+ < -\beta_0^-$ )는 사실을 확인할 수 있다.  $\beta_0^+ = \beta_0^-$ 에 대한  $\chi^2$  검정 결과는 비대칭성 1에 나타나 있는데, 환율전가율이 대칭적이라는 귀무가설을 강하게 기각하고 있어 환율전가에 비대칭성이 존재함을 시사하고 있다.

한편,  $\beta_1^+$ 는 -0.009로 추정되어 경제적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않게 나타났다. 따라서 외환위기 이후 기간에도 환율이 상승하였을 때의 환율전가율은 변하지 않았음을 의미하고 있다. 반면,  $\beta_1^-$ 는 0.745로 매우 큰 값이 추정되었을 뿐 아니라 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 환율이 하락하였을 때의 환율전가율은 외환위기 이후 크게 하락하였음을 시사하고 있다. 환율전가의 비대칭성을 고려한 추정 결과들을 종합해 볼 때, 외환위기 이후의 환율전가율 하락은 거의 대부분 환율이 하락했을 때 발생하는 것으로 판단된다.

이에 따라 비대칭성 2에서 외환위기 이후의 기간에 대한 환율전가의 비대칭성을 검정해 보면, 외환위기 이후의 기간에서도 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다.  $\beta_0^+ + \beta_1^+ = \beta_0^- + \beta_1^-$ 을 귀무가설로 하는  $\chi^2$  검정통계량이 8.967로서 1% 유의수준에서 대칭성을 강하게 기각하고

<Table 5> Estimates of Asymmetric Pass-through

	model I		model II	
	coefficient	(p-value)	coefficient	(p-value)
$\alpha_0$	-0.000	(0.9369)	0.001	(0.1882)
$\alpha_1$	-0.006	(0.0229)	-0.008	(0.0012)
$\beta_0^+$	-0.129	(0.0097)	-0.175	(0.0171)
$\beta_1^+$	-0.009	(0.8846)	0.047	(0.5401)
$\beta_0^-$	-0.667	(0.0000)	-0.523	(0.0000)
$\beta_1^-$	0.745	(0.0000)	0.567	(0.0000)
$\gamma_{01}$	0.019	(0.8534)	0.025	(0.8198)
$\gamma_{11}$	0.826	(0.0124)	0.792	(0.0156)
$\gamma_{02}$	0.018	(0.2297)	0.014	(0.3813)
$\gamma_{12}$	0.100	(0.0006)	0.106	(0.0004)
$\gamma_{03}$	-0.056	(0.8533)	-0.064	(0.8423)
$\gamma_{13}$	1.114	(0.0390)	1.189	(0.0283)
$\gamma_{04}$	-0.013	(0.7921)	-0.024	(0.6409)
$\gamma_{14}$	-0.314	(0.0005)	-0.264	(0.0063)
asymmetry 1	13.098 [0.0003]		7.520 [0.0061]	
asymmetry 2	8.967 [0.0027]		7.842 [0.0051]	
$R^2$	0.53		0.60	

Note: Numbers in parentheses are p-values. asymmetry 1 and asymmetry 2 denote  $\chi^2$  test statistics for the null of  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  and  $\beta_0^+ + \beta_1^+ = \beta_0^- + \beta_1^-$ , respectively, and numbers in brackets are the associated p-values.

있다. 그런데 외환위기 이전에는 환율이 하락할 때의 환율전가율이 더 크게 ( $-\beta_0^+ < -\beta_0^-$ ) 나타난 데 비해 외환위기 이후에는 환율이 하락할 때에는 환율이 수출물가에 전가되지 않아 오히려 환율이

상승할 때의 환율전가율이 상대적으로 더 커지는( $-(\beta_0^+ + \beta_1^+) > -(\beta_0^- + \beta_1^-)$ ) 결과가 나타났다. 한편, 모형 II의 추정 결과도 모형 I의 결과와 질적인 차이가 발견되지 않았다. 또한 여타 통제변수에 대해

서 환율 상승기와 환율 하락기로 나누어서 비대칭성을 고려하여 추정해 보아도 환율전가에 대한 비대칭성에 관한 결과에 질적인 차이가 존재하지 않았다(부록의 Table A 참조).<sup>16)</sup>

이와 같이 외환위기 이후 환율이 하락했을 때만 환율전가율이 하락하였다는 결과는 환율이 하락할 때 수출기업이 달러 표시 수출가격을 인상하지 못하고 마크업 조정을 통해 원화표시 수출가격을 변화시킴으로써 기업이 환율 변화의 영향을 자체적으로 흡수하고 있음을 의미한다. 외환위기 이후 수출시장에서 시장점유율 하락의 위협에 당면한 수출기업들은 환율 하락에도 불구하고 수출가격을 인상하지 못하였던 것으로 풀이된다. 반면, 환율이 상승할 때에는 달러표시 수출가격을 낮춤으로써 가격경쟁력을 높일 수 있으며, 이러한 환율전가의 정도는 외환위기 전후에 차이가 없었다고 할 수 있다.

## 2. 품목별 환율전가율의 비대칭성

제II장 제2절에서의 분석과 유사하게 외환위기 이후 환율전가율이 비대칭적으로 하락하였다는 분석 결과가 어느 정도

보편적인 현상인지를 품목별로 식 (8)을 추정함으로써 확인해 보았다. <Table 6>에는 외환위기 이전 기간에 환율이 상승할 때와 하락할 때의 환율전가율을 나타내는  $\beta_0^+$ 와  $\beta_0^-$ , 그리고 외환위기 이후 기간의 환율전가율의 변화를 나타내는  $\beta_1^+$ 와  $\beta_1^-$ 에 대한 추정치가 각각의 p-value와 함께 보고되어 있다.

<Table 6>의 추정 결과를 살펴보면, 5% 유의수준에서  $\beta_0^+$ 가 유의하게 추정된 8개 품목 중에서  $\beta_1^+$  역시 유의한 양의 값이 추정된 품목은 6개 품목인 것으로 나타났다. 이들 품목들은 환율이 상승할 때의 환율전가율이 외환위기 이후 하락한 품목이라고 볼 수 있다. 반면,  $\beta_0^-$ 가 유의하게 추정된 품목의 수는 모두 11개인데, 이 중  $\beta_1^-$ 도 유의하게 추정된 품목은 10개에 이르고 있어 다수의 품목에서 환율이 하락할 때의 환율전가율이 외환위기 이후 감소한 것으로 나타나고 있다. 그리고 비금속광물, 전기장비, 반도체소자, 운수장비 등 4개 품목에서는 환율이 상승할 때와 하락할 때 모두 환율전가율이 하락한 모습을 보여주고 있다.

품목에 따라 차이가 있으나 전반적으로 전체 수출물가지수의 분석에서 발견된 환율전가율의 비대칭성 변화 패턴과

16) 통제변수의 비대칭적 효과를 요약하면 다음과 같다. 생산자물가는 외환위기 이후 환율상승기에, 국제원자재가격은 외환위기 이후 환율상승기 및 외환위기 이전 환율하락기(모형 I)에, 해외경기는 외환위기 이후 환율상승기(모형 I) 및 외환위기 이후 환율하락기(모형 II)에, 달러가치지수는 외환위기 이후 환율상승기, 환율하락기 모두(모형 I) 및 외환위기 이전 환율상승기, 외환위기 이후 환율상승기, 환율하락기 모두(모형 II)에서 통계적으로 유의한 계수가 추정되었다.

〈Table 6〉 Estimates of Asymmetric Pass-through by Products

	$\beta_0^+$	$\beta_1^+$	$\beta_0^-$	$\beta_1^-$
Food, Beverage, Tobacco	-0.101 (0.1492)	0.070 (0.2465)	-0.380 (0.0391)	0.527 (0.0103)
Textile, Apparel, Leather	-0.077 (0.1668)	0.075 (0.1797)	-0.429 (0.0094)	0.451 (0.0086)
Paper, Paper products	0.011 (0.9016)	-0.389 (0.0001)	-0.924 (0.0193)	0.989 (0.0182)
Petroleum products	-0.111 (0.6482)	0.100 (0.7471)	1.201 (0.1666)	-1.123 (0.2118)
Chemical products	0.032 (0.7867)	-0.154 (0.2418)	-1.150 (0.0606)	1.601 (0.0136)
Rubber and Plastic products	-0.106 (0.2219)	0.070 (0.4279)	-1.074 (0.0102)	1.234 (0.0034)
Nonmetallic Mineral products	-0.166 (0.0006)	0.200 (0.0058)	-0.519 (0.0478)	0.653 (0.0171)
Basic Metal products	-0.217 (0.0448)	0.099 (0.3199)	-1.087 (0.0015)	1.140 (0.0013)
Fabricated Metal products	-0.128 (0.0116)	0.099 (0.0670)	-0.603 (0.0010)	0.755 (0.0001)
General Purpose Machinery	-0.052 (0.2700)	0.072 (0.1409)	-0.242 (0.1395)	0.295 (0.1000)
Special Purpose Machinery	-0.093 (0.1387)	0.044 (0.4545)	-0.182 (0.0639)	0.202 (0.0554)
Electrical Machinery	-0.101 (0.0001)	0.105 (0.0143)	-0.592 (0.0001)	0.681 (0.0000)
Semiconductor	-0.717 (0.0000)	0.381 (0.0398)	-1.744 (0.0062)	1.562 (0.0197)
Electronic Components	-0.270 (0.0001)	0.242 (0.0049)	-0.398 (0.2217)	0.474 (0.1697)
Computers	-0.024 (0.7800)	0.080 (0.3969)	-0.315 (0.0524)	0.737 (0.0015)
Communication equipments	-0.017 (0.5171)	0.080 (0.0095)	0.115 (0.2730)	-0.121 (0.3960)
Sound and Image equipments	-0.125 (0.0000)	0.143 (0.0000)	-0.185 (0.0193)	0.065 (0.5355)
Precision Instruments	-0.090 (0.2344)	0.067 (0.3529)	-0.146 (0.1718)	0.188 (0.2575)
Transportation equipments	-0.076 (0.0013)	0.124 (0.0000)	-0.494 (0.0004)	0.549 (0.0002)

Note: Numbers in parentheses are p-values.

유사한 결과를 품목별 분석에서도 발견할 수 있다. 즉, 외환위기 이전에는 환율이 하락할 때의 환율전가율이 더 크게 ( $-\beta_0^+ < -\beta_0^-$ ) 나타난 품목이 많은 데 비해 외환위기 이후에는 환율이 하락할 때에는 환율이 수출물가에 전가되지 않아 환율이 상승할 때의 환율전가율이 상대적으로 더 커지는 ( $-(\beta_0^+ + \beta_1^+) > -(\beta_0^- + \beta_1^-)$ ) 경향이 나타났다.

## V. 환율전가율 하락의 요인에 대한 분석

지금까지 외환위기가 발생하면서 우리나라의 환율제도가 자유변동환율제도로 이행하였던 1997년 12월을 기준으로 기간을 구분하여 수출가격에 대한 환율전가율이 외환위기 이후 하락하였음을 살펴해보았다. 이번 장에서는 이러한 환율전가율 하락의 잠재적인 요인에 대해 논의하고자 한다.

먼저 본 연구에서 기간을 구분하는 근거가 된 자유변동환율제도로의 이행이 환율전가율의 하락을 초래하였을 가능성이 높다. 자유변동환율제도로 이행한 이후 환율의 변동성이 커지면서 환율 변화의 지속성(persistence)이 하락하였는데, 이러한 시계열적 특성이 환율전가율의 하락을 초래하였을 수 있다. Froot and

Klemperer(1989), Taylor(2000), Frankel, Parsley, and Wei(2005) 등은 환율 변화가 일시적이라고 판단되는 경우에는 수출기업이 환율 변화를 수출가격에 전가시키지 않고 환율이 장기 추세적으로 변화하였다는 확신이 있는 경우에만 가격을 변화시킬 것이라고 주장하였다. 이러한 설명은 1997년 12월 이후의 기간에 환율전가율이 하락하였다는 본 연구의 실증분석 결과와 부합하는 것이라고 볼 수 있다.

한편, 본 연구의 추정모형에서 사용된 환율의 계수가 환율전가율은 물론 환율의 지속성(persistence)에도 영향을 받을 수 있기 때문에, 앞에서 추정된 환율전가율의 변화가 자유변동환율제도로의 이행 이후 환율 변화의 지속성이 하락함에 따라 나타난 것이라는 해석도 가능하다. 예를 들어, 수출기업이 보다 장기적인 관점에서 현재의 환율 변화뿐 아니라 미래의 환율 변화에 대한 예상에 기초하여 수출가격을 설정한다고 할 때, 동 기업의 수출가격은 다음과 같은 방식으로 결정된다고 할 수 있다.

$$\Delta p_t = (1 - \phi)(\Delta e_t + E_t \Delta e_{t+1})$$

여기서  $E_t \Delta e_{t+1}$ 은  $t$ 기에서  $t+1$ 기까지의 환율 변화에 대한 조건부 기대치를 나타낸다. 그리고 환율 변화는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정해 보자.

$$\Delta e_{t+1} = \rho \Delta e_t + u_t$$

이 경우  $t$ 기의 수출가격 변화는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\Delta p_t = (1 - \phi)(1 + \rho) \Delta e_t$$

따라서 앞의 회귀분석에서 추정하고 있는 환율의 계수는 실제로는  $(1 - \phi)$ 가 아니라 환율 변화의 지속성 정도를 포함한  $(1 - \phi)(1 + \rho)$ 일 수 있다는 것이다. 실제로 자유변동환율제도로 이행하면서 환율 변화의 AR(1) 계수가 크게 감소하였으므로 환율 변화의 지속성 하락이 환율전가율 하락과 적어도 부분적으로 관련이 있을 가능성이 있다.<sup>17)</sup>

이와 같이 외환위기 이후 자유변동환율제도하에서 환율의 변동성이 높아지고 지속성은 낮아지면서 수출기업들의 환율전가 정도가 하락하였을 수 있다. 그럼에도 불구하고 환율제도의 변경만으로 환율전가율의 하락을 모두 설명하기 어려울 수 있으며, 다음과 같은 요인들도 부분적으로 환율전가율 하락에 기여하였을 가능성이 있다.<sup>18)</sup>

첫째, 환율의 변동성이 확대되면서 환율 관련 파생금융상품의 이용 등 환위험

을 헤지하기 위한 수출기업들의 환위험 관리전략에 따라 환율전가율이 하락하였을 가능성이 있다(Mann[1986]). 다만, 단기 환율전가율뿐 아니라 장기 환율전가율도 하락하였다는 점에서, 이러한 환위험 관리전략의 변화가 충분한 설명력을 제공하지는 못할 것으로 판단된다.

둘째, 1990년대 이후 세계적인 물가안정에 따라 환율이 하락하더라도 수출기업이 수출가격을 상승시키기 어려웠을 가능성이 있다. 1990년대 이후 다수의 국가들이 통화정책의 수행에 있어 물가안정목표제(inflation targeting)를 명시적으로 도입하였으며, 물가안정목표제를 명시적으로 도입하지 않은 경우에도 물가안정이 통화정책의 가장 중요한 목표가 되었다.<sup>19)</sup> 또한 중국, 인도 등과 같은 신흥경제국의 저임금에 기초한 수출이 증가하면서 각국의 물가안정에 기여하였다는 견해가 있다. 이러한 요인들에 의해 수출대상국의 물가가 안정되어 있는 상황에서 우리나라 수출기업들이 환율 하락의 영향을 전가하기 위해 달러표시 수출가격을 인상하기에는 부담이었을 것으로 생각된다. 이러한 관점에서 Takhtamanova (2008)는 14개국 자료를 이용하여 1990년대에 환율전가율의 구조적 변화가 있었

17) 환율 변화의 AR(1) 계수는 외환위기 이전 기간에는 0.82, 외환위기 이후 기간에는 0.30으로 추정되었다.

18) 이러한 요인들은 특히 환율전가율 하락이 추세적으로 완만하게 하락한 경우에 보다 타당할 것으로 생각된다.

19) 우리나라도 1998년 4월에 물가안정목표제를 명시적으로 도입하였다.

으며, 이는 부분적으로 1990년대의 물가 안정에 기인한다는 분석 결과를 제시하였다. 또한 Frankel, Parsley, and Wei(2005)도 환율전가율과 장기 물가상승률 간에 정의 관계가 존재한다고 주장하였다.

셋째, 수출대상국의 물가안정으로 수출대상국의 국내생산 재화와의 경쟁이 가열되었을 뿐 아니라 다른 나라의 수출품과의 가격경쟁도 보다 심화되었을 것으로 예상할 수 있다. 특히, 국제무역에서 중국 수출의 영향력이 커짐에 따라 우리나라 기업들의 수출 및 수출가격 결정 행태가 영향을 받았을 가능성이 있다. Gust, Leduc, and Vigfusson(2006)은 개방경제를 가정한 동태적 일반균형모형을 이용하여 무역통합(trade integration)이 진행되면서 수출기업은 경쟁기업의 가격에 보다 민감해지고 이는 환율전가율의 하락을 설명할 수 있음을 보였다. 특히, Marazzi, Sheets, and Vigfusson(2005)은 미국 수입물가의 환율전가율이 하락한 것이 중국의 부상, 즉 국제상품시장에서 중국의 비중 확대와 관련되어 있을 가능성이 있다고 주장하였다.

우리나라의 관점에서 중국 부상은 환율전가율과 밀접한 관련성을 가질 가능성이 있다. 최용석·차문중·김종일(2005)이 보이고 있는 바와 같이 미국과

일본 시장에서 1996년 이후 중국과의 경쟁도가 크게 증가하였다면 이에 따라 우리나라 수출기업이 환율의 변화에도 불구하고 수출가격을 변경하기 어려웠을 가능성이 있다. 특히, 중국의 환율은 대부분의 기간에 실질적으로 고정되어 있었으므로 중국 수출품의 가격은 전반적인 달러 약세의 영향을 받지 않았던 반면, 우리나라 등 중국과의 수출경쟁도가 높았던 나라들의 경우에는 자국의 환율 하락에도 불구하고 수출가격을 충분히 조정하지 못하였을 수 있다.<sup>20)</sup>

아래에서는 환율제도의 변화, 해외물가의 안정, 중국과의 경쟁심화와 같은 여러 요인들 중 우리나라 수출가격의 환율전가율 하락을 설명하는 데 있어 어떠한 요인이 보다 중요하였는가를 간단한 회귀분석을 통해 검토해 보기로 한다. 이를 위하여 위에서 언급한 각각의 요인을 나타내는 변수를 새로 정의하고 이들 변수와 환율 변화 간의 교차항(interaction term)을 앞에서의 추정식에 포함함으로써 환율 변화에 대한 계수가 이들 요인변수에 의존하도록 추정모형을 설정하였다.<sup>21)</sup> 이때 이들 요인변수들이 수출가격에 미치는 1차적인 효과를 통제하기 위하여 이들 요인변수들 자체도 설명변수로 포함하였다.

20) 수출대상국의 국내물가안정이나 중국 등과의 경쟁심화가 원인이라는 견해는 환율전가의 하락이 주로 환율 하락 시에 발생하였다는 실증분석 결과와 부합한다고 볼 수 있다.

21) 자료의 부족으로 환율 관련 파생금융상품의 이용에 대한 변수는 고려하지 못하였다.



분석에 사용된 요인변수들은 다음과 같이 정의하였다. 우선 자유변동환율제도로의 이행은 결국 환율의 변동성이 증가한 것으로 요약할 수 있으므로  $t$ 기 중의 일일 환율 상승률을 계산하여 해당월 중의 표준편차를 자유변동환율제도로의 변화와 관련된 대리변수로 사용하였다. 수출대상국 물가의 안정을 나타내는 변수로는 미국의 생산자물가 상승률을 사용하였다. 중국과의 경쟁을 나타내는 변수는  $S_1 = (X_C - X_K) / (X_C + X_K)$  또는  $S_2 = (X_C - X_K) / X_W$  로 정의하여 사용하였다. 여기서  $X_C$ 와  $X_K$ 는 각각 중국 및 한국의 수출을 의미하고,  $X_W$ 는 전 세계 교역량을 의미한다. 즉, 중국과의 경쟁을 나타내는 변수는 중국과 한국의 수출액 차이를 양국 수출의 합이나 전 세계 교역량으로 나누어준 것으로서, 특히 후자의 경우는 중국과 우리나라의 수출시장점유율 차이라고 해석할 수 있다. 결국 이러한 변수는 한국의 수출이 중국의 수출에 비해 어느 정도 작은 수준인지를 측정함으로써 한국의 수출기업이 경쟁상대인 중국에 대해 느끼는 일종의 경쟁압력이라고 할 수 있을 것이다. 이러한 요인변수들은 부분적으로 내생성의 문제를 고려하여 1기 이전의 값을 사용하였다. 예를 들면, 중국과의 수출 차이가 수

출가격에 영향을 줄 수도 있지만 반대로 수출가격의 변화가 단기적으로 우리나라 수출에 영향을 미침으로써 중국과의 수출 차이를 변화시킬 수도 있다는 점을 고려할 필요가 있는 것이다. 따라서 본 연구에서 이러한 요인변수가 환율전가율에 미치는 영향은 조건부 효과로 해석하는 것이 보다 타당할 것이다. 이에 따라 추정모형은 앞에서의 식 (4)에 요인변수들을 추가하여 다음과 같이 설정하였다.<sup>22)</sup>

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha + (\beta_0 + \beta_1 \sigma_{t-1} + \beta_2 \Delta PUS_{t-1} \\ & + \beta_3 S_{t-1}) \Delta e_t \\ & + \gamma_1 \Delta PPI_t + \gamma_2 \Delta PM_t + \gamma_3 \Delta FD_t \\ & + \gamma_4 \Delta VD_t + \gamma_5 \sigma_{t-1} + \gamma_6 \Delta PUS_{t-1} \\ & + \gamma_7 S_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (9)$$

여기서  $\sigma$ 는 일일 환율 변화율의 표준편차,  $\Delta PUS$ 는 미국 생산자물가 상승률,  $S$ 는 중국과의 경쟁을 나타내는 변수이다.

<Table 7>에는 식 (9)의 추정 결과가 제시되어 있는데, 모형 I은  $S_1$ 을 사용한 경우이고, 모형 II는  $S_2$ 를 사용한 경우이다.

<Table 7>의 추정 결과를 보면, 두 모형 모두에서  $\sigma$ 와 환율 변화율 간의 교차항에 대한 계수인  $\beta_1$ 이 통계적으로 유의한 양의 값으로 추정되었음을 확인할 수

22) 이와 같은 추정모형은 설명변수에 환율과 외환위기 이후의 더미변수를 곱한 교차항 대신에 환율과 요인변수를 곱한 교차항을 사용한 것으로 볼 수 있다. 즉, 환율전가율이 요인변수에 조건부로 영향을 받도록 함으로써 환율전가율의 하락원인에 대한 일차적인 분석이 가능할 것이다.

〈Table 7〉 Determinants of Exchange Rate Pass-through: Time series

	model I		model II	
	coefficient	(p-value)	coefficient	(p-value)
$\alpha$	-0.001	(0.4018)	-0.001	(0.4016)
$\beta_0$	-0.271	(0.0000)	-0.232	(0.0000)
$\beta_1$	0.043	(0.0002)	0.045	(0.0003)
$\beta_2$	-3.291	(0.5612)	-3.328	(0.5821)
$\beta_3$	0.537	(0.0094)	4.245	(0.0262)
$\gamma_1$	0.769	(0.0000)	0.775	(0.0000)
$\gamma_2$	0.085	(0.0000)	0.083	(0.0000)
$\gamma_3$	0.719	(0.0300)	0.676	(0.0404)
$\gamma_4$	-0.134	(0.0089)	-0.128	(0.0151)
$\gamma_5$	-0.009	(0.0000)	-0.009	(0.0000)
$\gamma_6$	-0.167	(0.1539)	-0.166	(0.1793)
$\gamma_7$	-0.002	(0.6738)	-0.004	(0.9199)
$R^2$	0.44		0.51	

Note: Numbers in parentheses are p-values.

있다. 이는 환율의 변동성이 높아지면 환율전가율이 하락하는 경향이 있었음을 나타내는 것으로서 외환위기 이후의 환율전가율 하락이 자유변동환율제도로의 이행과 관련되어 있음을 시사하고 있다. 반면, 미국 생산자물가 상승률인  $\Delta PUS$ 와 환율변화율 간의 교차항에 대한 계수인  $\beta_2$ 는 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다.  $\Delta PUS$ 가 전반적인 수출대상국의 물가상승률과 어느 정도 관련되어 있을 것이므로 해외의 물가안정은 환율전

가율 하락을 설명하지는 못하는 것으로 해석될 수 있다. 마지막으로 중국과의 경쟁을 나타내는 변수로 도입한  $S_1$  및  $S_2$ 와 환율변화율 간의 교차항에 대한 계수인  $\beta_3$ 는 적어도 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 값이 추정되었다. 이는 중국과의 경쟁심화 역시 환율전가율 하락에 부분적으로 기여하였다고 해석될 수 있다.<sup>23)</sup> 한편, 이러한 요인변수들이 수출가격에 미치는 직접적인 영향을 보면  $\gamma_5$ 만이 추정모형에 관계없이 통계적

으로 유의한 음의 값이 추정되어 환율의 변동성 증가는 수출가격 증가율을 직접적으로 둔화시키는 것으로 나타났다.

이상의 결과에 따르면, 대체로 자유변동환율제도로 이행됨에 따라 환율의 변동성이 증가한 것이 환율전가율 하락의 일차적인 원인이 된 것으로 판단되며, 중국과의 경쟁도 부분적으로 영향을 미친 것으로 보인다.<sup>24)</sup> 그런데 이러한 환율의 변동성은 거시적인 현상으로서 모든 수출기업에 공통적으로 적용되는 문제인데 비하여 중국과의 경쟁과 같은 요인은 품목이나 기업에 따라 차별성을 가질 수 있다는 측면에서 미시적인 성격이 강하다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 위의 분석에서는 이들 요인변수에 대해서도 전체 집계변수(aggregate variable)를 사용하였으므로 미시적인 차별성을 충분히 고려하고 있지 못하다는 한계가 있다.

이러한 미시적인 차별성을 명시적으로 고려하기 위해서는 지금까지의 시계열 자료를 이용한 분석 대신 횡단면적인 자료를 이용한 분석이 필요하다. 이에 따라 앞에서 살펴본 품목별 수출가격과 품목

별 수출의 연간패널자료를 사용하여 중국과의 경쟁이 환율전가율에 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 즉, 앞에서와 마찬가지로  $S_1$  및  $S_2$ 와 환율변화율 간의 교차항을 패널추정모형에 포함시킴으로써 환율전가율이 중국과의 경쟁변수에 의존하도록 모형을 설정하였다. 구체적인 추정모형은 다음과 같다.<sup>25)</sup>

$$\begin{aligned} \Delta p_{i,t} = & \alpha + (\beta_0 + \beta_1 S_{i,t-1}) \Delta e_t \\ & + \gamma_1 \Delta PPI_{i,t} + \gamma_2 S_{i,t-1} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

추정방법은 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하였으며, 추정기간은 중국의 품목별 수출자료를 이용할 수 있는 1992년 이후로 한정하였다. 추정 결과는 <Table 8>에 제시되어 있는데, 모형 I은 중국과의 경쟁을 나타내는 변수로  $S_1$ 을 사용한 경우이며, 모형 II는  $S_2$ 를 사용한 경우이다. 한편, <Table 8>에서는  $S_1$  및  $S_2$ 의 전기값을 사용한 경우와 동기값을 사용한 경우의 추정 결과를 모두 제시하였다.

23) 세 가지 요인변수의 전기값을 사용하는 대신 동기값을 사용하여 추정하면 중국과의 경쟁을 나타내는 변수와 환율변화율 간의 교차항에 대한 계수가 모형 I의 경우에만 10% 수준에서 유의하게 추정되었다. 그러나 이 경우에도 두 모형 모두에서 환율의 변동성과의 교차항에 대한 계수는 매우 유의하게 추정되었다. 한편, 종속변수인 수출가격의 시차변수를 포함하여 추정해 보더라도 환율의 변동성과의 교차항에 대한 계수는 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되었다

24) 일일 환율 변화율의 표준편차의 월별 평균이 외환위기 이전 기간에는 0.121인 데 비해 외환위기 이후 기간에는 0.506으로 크게 상승하였다.

25) 환율을 제외한 공통적인 시계열 변수인 국제원자재가격, 해외경기, 달러가치지수 자료는 추정모형에서 제외하였다.

〈Table 8〉 Determinants of Exchange Rate Pass-through: Panel Analysis

	model I		model II	
	$S = S_{1,t-1}$	$S = S_{1,t}$	$S = S_{2,t-1}$	$S = S_{2,t}$
$\alpha$	-0.010 (0.099)	-0.008 (0.172)	-0.010 (0.097)	-0.008 (0.141)
$\beta_0$	-0.563 (0.000)	-0.562 (0.000)	-0.571 (0.000)	-0.574 (0.000)
$\beta_1$	0.170 (0.097)	0.212 (0.035)	2.417 (0.068)	2.873 (0.018)
$\gamma_1$	0.689 (0.000)	0.712 (0.000)	0.709 (0.000)	0.727 (0.000)
$\gamma_2$	-0.051 (0.021)	-0.034 (0.086)	-0.210 (0.138)	-0.079 (0.496)
$R^2$	0.51	0.51	0.51	0.51

Note: Numbers in parentheses are p-values.

추정 결과를 살펴보면, 환율변화율에 대한 계수인  $\beta_0$ 는 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되어 일단 모든 품목에 평균적으로 환율 변화가 수출가격에 전가되고 있음을 보여주고 있다. 한편, 모형에 관계없이 중국과의 경쟁을 나타내는 변수의 과거값을 사용한 경우에는  $\beta_1$ 이 10% 유의수준에서, 동기값을 사용한 경우에는  $\beta_1$ 이 5% 유의수준에서 유의한 양의 값으로 추정되었다. 즉, 중국의 수출이 우리나라의 수출에 비해 큰 품목일 수록 환율전가율이 낮아지고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 패널자료를 이용하여 품목별 차별성을 고려한 경우에도 시계열 자료를 사용한 분석 결과와 일관

됨을 보여주고 있다. 한편, 한계비용을 나타내는 품목별 생산자물가는 수출가격에 양의 영향을 주고 있으며, 중국과의 경쟁을 나타내는 변수가 수출가격에 미치는 직접적인 효과는  $S_1$ 의 경우에만 음의 영향을 주고 있다.

## VI. 결 론

본 연구는 우리 경제에서 환율 변화와 수출가격 변화 간의 관계, 즉 수출가격에 대한 환율전가(exchange rate pass-through) 정도에 대해 분석한 것이다. 특히, 외환

위기 이후 우리 경제의 수출을 결정하는 요인으로서 환율의 중요성이 저하되고 있다는 주장에 대해, 환율이 수출에 미치는 영향의 일차적 경로인 수출가격에 대한 영향의 정도가 변하고 있는지를 실증적으로 확인하고자 한 것이다.

먼저 외환위기를 전후로 한 장기간의 시계열 자료를 이용하여 수출가격에 대한 환율전가율의 변화를 분석한 결과, 전체 수출물가에 대한 환율전가율이 외환위기 이후 크게 하락한 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 수출기업이 환율 변동의 영향을 수출가격에 전가하기보다 내부적으로 마크업 조정을 통해 흡수하는 경향이 외환위기 이후에 더욱 높아졌음을 의미한다. 이와 유사한 분석을 19개 품목별로 세분화된 수출가격에 대해서도 실시하였는데, 환율전가율이 통계적으로 유의하게 추정되었던 대부분의 품목에서 외환위기 이후 환율전가율이 하락한 것으로 나타나, 외환위기 이후 수출가격에 대한 환율전가율의 하락이 일부 품목에만 국한된 것은 아니며 다양한 품목에서 관찰되는 공통적인 현상임을 확인하였다.

다음으로, 외환위기 이후 기간에서 수출가격에 대한 환율전가율이 하락하는 현상을 보다 구체적으로 파악하기 위해, 환율이 상승한 경우와 하락한 경우를 구분하여 수출가격에 대한 환율전가율의 변화가 비대칭적으로 나타났는지를 살펴 보았다. 전체 기간에 대한 분석 결과, 환

율이 상승했을 때보다 환율이 하락했을 때의 환율전가율이 더 크게 나타났으나, 외환위기 이후 기간에는 환율이 상승하였을 때의 환율전가율은 변하지 않았던 반면 환율이 하락하였을 때의 환율전가율은 크게 하락했던 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후의 환율전가율 하락은 거의 대부분 환율이 하락했을 때 발생했던 것으로 판단되었다.

이와 같은 결과는 외환위기 이후 환율이 하락하는 시기에 우리나라의 수출기업들이 달러표시 수출가격을 인상하는 대신에 마크업 조정을 통해 환율 변화의 영향을 흡수함으로써 해외시장에서의 시장점유율을 유지하는 전략을 채택해 왔음을 시사한다. 한편, 환율이 상승할 때에는 수출기업들이 가격경쟁력을 높이기 위해 달러표시 수출가격을 낮추는 방식으로 대응해 왔던 것으로 보이는데, 이러한 경향은 외환위기 전후에 차이가 없었다고 판단할 수 있다. 또한 품목별로 구분하여 분석한 경우에도, 품목에 따라 차이가 있으나, 외환위기 이후 환율전가율 하락의 비대칭적 패턴과 유사한 결과를 발견할 수 있었다.

마지막으로, 우리나라에서 외환위기 이후 수출가격에 대한 환율전가율을 하락시킨 것으로 보이는 잠재적인 원인에 대한 간단한 분석을 수행하였다. 제도적 측면에서는 외환위기 직후 자유변동환율 제도로 이행하면서 환율의 변동성이 커

졌고 이에 따라 환율전가율이 하락하였을 가능성이 있다. 또한 1990년대 이후 다수의 국가에서 물가안정이 통화정책의 목표로 채택되고 실제로도 전 세계적으로 물가가 안정되었던 상황에서 환율이 하락하더라도 수출기업이 수출가격을 상승시키기 어려웠을 가능성이 있으며, 중국 등과의 가격경쟁이 심화됨에 따라 환율 하락의 영향을 수출가격에 전가하기가 어려워졌을 가능성도 존재한다.

이와 같은 요인들의 영향을 보다 구체적으로 규명하기 위해 간단한 회귀분석을 수행한 결과, 환율의 변동성 증가가 환율전가율 하락의 일차적인 원인이었으며, 중국과의 경쟁심화도 부분적인 영향

을 주었음을 확인할 수 있었다. 수출품목별로 구분된 패널자료를 이용한 분석에서도 평균적으로 중국과의 경쟁 정도가 높을 것으로 보이는 품목일수록 환율전가율이 낮아지고 있음을 발견하였다.

본 연구는 수출가격에 대한 환율전가율의 변화를 실증적으로 확인하고 그 원인에 대한 일차적인 분석 결과를 제시했다는 점에서 의의가 있을 것으로 생각된다. 물론 환율전가율의 하락원인에 대한 분석은 국제상품시장에서의 경쟁도 및 시장지배력, 환율 변동에 대한 예측 등의 요인을 고려한 보다 다양한 미시적 후속연구가 필요할 것으로 생각된다.

## 참 고 문 헌

- 강삼모 · 왕윤중, 『동아시아 주요국의 환율전가에 관한 분석』, 『정책연구』, 제02-09호, 대외경제 정책연구원, 2002.
- 윤성훈, 『환율 변화가 품목별 수출에 미치는 영향』, 『금융경제연구』, 제222호, 한국은행 금융경제연구원, 2005.
- 이종욱 · 윤성훈, 『원화강세와 수출입구조 변화』, 『금융경제연구』, 제155호, 한국은행 금융경제연구원, 2003.
- 최요철 · 김치호, 『원화환율 변동의 수출가격 전가행태 분석』, 『경제분석』, 제7권 제3호, 한국은행 특별연구실, 2001, pp.63~103.
- 최용석 · 차문중 · 김종일, 『중국의 경제성장과 교역증대가 우리 경제에 갖는 의미: 한·중 간 경쟁관계를 중심으로』, 연구보고서 2005-4, 한국개발연구원, 2005.
- Campa, J. and L. Goldberg, "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices," *Review of Economics and Statistics* 87(4), 2005, pp.679~690.
- Campa, J. and L. Goldberg, "Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why?" NBER Working Paper 12547, 2006.
- Frankel, J., D. Parsley, and S. Wei, "Slow Pass-through around the World: A New Import for Developing Countries?" NBER Working Paper 11199, 2005.
- Froot, K. and P. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through When Market Shares Matter," *American Economic Review* 79, 1989, pp.637~654.
- Gust, C., S. Leduc, and R. Vigfusson, "Trade Integration, Competition, and the Decline in Exchange Rate Pass-Through," International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2006.
- Hellerstein, R., D. Daly, and C. Marsh, "Have U.S. Import Prices Become Less Responsive to Changes in the Dollar?" *Current Issues in Economics and Finance* 12(6), Federal Reserve Bank of New York, 2006.
- Ihrig, J., M. Marazzi, and A. Rothenberg, "Exchange Rate Pass-Through in the G-7 Countries," International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2006.
- Knetter, M., "Is Export Price Adjustment Asymmetric?: Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypothesis," *Journal of International Money and Finance* 13, 1994, pp.55~70.
- Mann, C., "Prices, Profit Margins, and Exchange Rates," *Federal Reserve Bulletin* 72, 1986,

pp.366~379.

Marazzi, M and N. Sheets, “Declining Exchange Rate Pass-Through to US Import Prices: The Potential Role of Global Factors,” *Journal of International Money and Finance* 26, 2007, pp.924~947.

Marazzi, M., N. Sheets, and R. Vigfusson, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Some New Evidence,” International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2005.

Otani, A., S. Shiratsuka, and T. Shirota, “Revisiting the Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Further Evidence from Japan’s Import Prices,” IMES Working Paper, Bank of Japan, 2005.

Takhtamanova, Y., “Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Trough,” FRB San Francisco Working Paper, 2008.

Taylor, J., “Low Inflation, Pass-Trough and the Pricing Power of Firms,” *European Economic Review* 44, 2000, pp.1389~1408.



## 부 록

〈Table A〉 Asymmetric Effects of Exchange Rate and other Control Variables

	model I		model II	
	coefficient	(p-value)	coefficient	(p-value)
$\alpha_0$	0.000	(0.8197)	-0.002	(0.1374)
$\alpha_1$	-0.005	(0.0341)	-0.005	(0.1001)
$\beta_0^+$	-0.113	(0.0101)	-0.083	(0.1547)
$\beta_1^+$	-0.003	(0.9493)	-0.007	(0.9062)
$\beta_0^-$	-0.589	(0.0003)	-0.658	(0.0000)
$\beta_1^-$	0.669	(0.0001)	0.734	(0.0000)
$\gamma_{01}^+$	0.066	(0.7366)	0.184	(0.2539)
$\gamma_{11}^+$	0.730	(0.0080)	0.450	(0.0715)
$\gamma_{01}^-$	0.048	(0.7024)	-0.004	(0.9771)
$\gamma_{11}^-$	0.839	(0.0743)	0.960	(0.0521)
$\gamma_{02}^+$	-0.021	(0.1402)	0.006	(0.7348)
$\gamma_{12}^+$	0.162	(0.0000)	0.152	(0.0000)
$\gamma_{02}^-$	0.042	(0.0439)	0.025	(0.1527)
$\gamma_{12}^-$	0.054	(0.1971)	0.057	(0.1469)
$\gamma_{03}^+$	-0.308	(0.2671)	0.258	(0.4748)
$\gamma_{13}^+$	1.267	(0.0366)	0.599	(0.3504)
$\gamma_{03}^-$	0.109	(0.7854)	0.051	(0.8738)
$\gamma_{13}^-$	0.890	(0.1380)	1.222	(0.0265)
$\gamma_{04}^+$	-0.058	(0.1461)	-0.288	(0.0026)
$\gamma_{14}^+$	-0.361	(0.0056)	0.009	(0.9532)
$\gamma_{04}^-$	0.001	(0.9876)	0.158	(0.0376)
$\gamma_{14}^-$	-0.288	(0.0397)	-0.468	(0.0012)
asymmetry 1	8.879 [0.0029]		21.313 [0.0000]	
asymmetry 2	8.558 [0.0034]		4.699 [0.0302]	
$R^2$	0.54		0.54	

## 「韓國開發研究」국문투고규정

1. 本 「韓國開發研究」에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일 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 영문작성을 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 작성되어야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성되어야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 핵심단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

### ■ 연락처

- ▶ 우편번호 : 130-012
- ▶ 주 소 : 서울특별시 동대문구 회기로 49, 사서함 113  
한국개발연구원 韓國開發研究 編輯委員會
- ▶ 연 락 처 : sdshim@kdi.re.kr (02)958-4042  
yoogj@kdi.re.kr (02)958-4045
- ▶ 행 정 : aijen@kdi.re.kr (02)958-4022

## Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

- ▶ Postal code: 130-868
- ▶ Korea Development Institute  
Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, P.O.Box 113 Seoul, Korea.
- ▶ Email at : [sdshim@kdi.re.kr](mailto:sdshim@kdi.re.kr)(82-2-958-4042)  
[yoogj@kdi.re.kr](mailto:yoogj@kdi.re.kr)(82-2-958-4045)
- ▶ For administrative affairs
- ▶ Email at : [aijen@kdi.re.kr](mailto:aijen@kdi.re.kr)(82-2-958-4306)

# 국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4용지에 작성하며, 글씨체는 휴먼명조, 글자크기(본문기준) 10.5p, 행간 17.3p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
  - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
  - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
  - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
  - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
  - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
  - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적일 때 단위나 수치가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'I' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장·절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼 『 』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.

<예> ① 『조선일보』, 2003. 5. 27.

② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; *Le Monde*(Paris)

## 8. 참고문헌

- 1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
- 2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국 문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
- 3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.

<예> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.

② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.

③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol.58, No.2, May 1968, pp.35~53.

④ 한국은행, 『경제통계연보』, 1978.

\_\_\_\_\_, 『기업경영분석』, 1980.

# Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 17.3p (based on MS-word processor)
2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
4. The main body should be divided into the following order: I 1, 1), II 1  
I Introduction  
1. The Model  
1) Previous Research  
2. Mathematical Models  
II Data
5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
7. References
  - 1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name).
  - 2) References with the same author must be displayed together.  
<Ex> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.  
② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.  
③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," American Economic Review, Vol.58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

# KDI 圖書會員制 案內

## ■ 회원에 대한 특전

- ▶ 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다.  
(단, 내부자료 및 배포제한자료는 제외)
- ▶ 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공정회 등)에 참가하실 수 있습니다.
- ▶ 회원가입 기간 중에 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격할인을 받으실 수 있습니다.

## ■ 회 비

- ▶ 개인회원: 10만원 / 기관회원: 30만원

## ■ 가입방법

- ▶ 홈페이지에서 등록하고 지로용지로 가까운 금융기관에 납입  
(지로번호: 6961017)
- ▶ 또는 우리은행 KDI계좌로 납입  
(계좌번호: 254-012362-13-145)

## ■ 문의처

- ▶ 서울특별시 동대문구 회기로 49 우편번호: 130-868
- ▶ KDI 발간자료 담당자(Tel. 958-4312)

# KDI 도서관매처

## ■ 서 울

- ▶ 교보문고(강남점 정부간행물코너) Tel. 530-0329
- ▶ 교보문고(광화문점 정부간행물코너) Tel. 397-3629
- ▶ 영풍문고(강남점 정치경제코너) Tel. 6282-1353
- ▶ 영풍문고(종로점 정치경제코너) Tel. 399-5632

## KDI Book Club Membership Information

### ■ Privilege of Membership

- ▶ Members will receive all periodicals published by KDI.  
(Excluding internal-only materials or others with distribution limitation)
- ▶ Members will be automatically invited to various events held by KDI, including seminars, policy seminars, and hearings.
- ▶ Members will enjoy a ten percent discount on additional purchase of research monographs (printed material) via KDI website.

### ■ Membership Fee

- ▶ Individual: ₩100,000 yearly / Organization: ₩ 300,000 yearly

### ■ Member Registration

- ▶ Registration via KDI website. Use the GIRO document to pay the fee. (GIRO number: 6961017)
- ▶ Bank transfer account: Woori Bank  
(KDI Account #: 254-012362-13-145)

### ■ For further information

- ▶ Address: Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, 130-012 Seoul, Korea
- ▶ Contact: 02-958-4318

## Where to purchase KDI publications

### ■ Seoul

- ▶ Kyobo Bookstore (Kangnum, Section for government publications)  
TEL: 02-530-0329
- ▶ Kyobo Bookstore (Gwanghwamun, Section for government publications) TEL: 02-397-3629
- ▶ Young Poong Bookstore (Kangnam, Section for politics, economy)
- ▶ Young Poong Bookstore (Jongno, Section for politics, economy)