

# 韓國開發研究

2014 Ⅲ

## KDI Journal of Economic Policy

Effectiveness of Monetary Policy in Korea Due to Time Varying Monetary Policy Stance  
..... Tae Bong Kim  
거시경제 및 통화정책 기초 변화가 통화정책의 유효성에 미친 영향 분석

Is Mispricing in Asset Prices Due to the Inflation Illusion?  
..... Bong Soo Lee  
자산가격의 오류는 인플레이션의 착각 때문인가?

Structural Analysis of the OnBid Car Auction  
..... Unjy Song  
온비드 구매가격 결정요인에 관한 연구: 승용차 구매를 중심으로

A Study of Characteristics of Expectation in Inflation Dynamics  
..... Jaejoon Lee  
물가동학에서 기대변수의 특성에 대한 연구

An Empirical Study on the "Effects of My Mom's Friend's Son" in the Job Search Process of Youths  
..... Jin Han Bai  
청년층 직업탐색에서의 '엄친아효과'에 대한 실증연구

# 韓國開發研究

KDI Journal of Economic Policy

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

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

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

Editor-in-Chief :	Choi, Kyungsoo	(Senior Fellow at KDI)
Editors :	Choi, Yongseok	(Professor at KyungHee University)
	Chun, YoungJun	(Professor at Hanyang University)
	Chung, Wankyo	(Professor at Hallym University)
	Eun, CheolSoo	(Professor at Georgia Institute of Technology)
	Hahn, Chinhee	(Professor at Gachon University)
	Hwang, Haeshin	(Professor at Texas A&M University)
	Jo, Dongho	(Professor at Ewha Womans University)
	Joh, SungWook	(Professor at Seoul National University)
	Kim, Daeil	(Professor at Seoul National University)
	Kim, InGyu	(Professor at Hallym University)
	Kim, Jonghoon	(Visiting Fellow at KDI)
	Kim, Jungwook	(Fellow at KDI)
	Kim, Taejong	(Professor at KDI School)
	Kim, Woochan	(Professor at Korea University)
	Koh, Youngsun	(Vice Minister of The Office of Government Policy Coordination)
	Lee, Bongsoo	(Professor at Florida State University)
	Lee, Chulhee	(Professor at Seoul National University)
	Park, ChangGyun	(Professor at Chung-Ang University)
	Park, WonAm	(Professor at Hongik University)
	Shin, Inseok	(Professor at Chung-Ang University)
	Shin, Kwanho	(Professor at Korea University)
	Shin, Sukha	(Professor at Sookmyung Women's University)
	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Fellow at KDI)
Administration :	Sun, Jongin	(Research Associate at KDI)

## 공지사항

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

## Contents

1

Effectiveness of Monetary Policy in Korea Due to Time Varying Monetary Policy Stance..... Tae Bong Kim / 1

거시경제 및 통화정책 기조 변화가 통화정책의 유효성에 미친 영향 분석  
... 김태봉

2

Is Mispricing in Asset Prices Due to the Inflation Illusion?  
..... Bong Soo Lee / 25

자산가격의 오류는 인플레이션의 착각 때문인가?  
... 이봉수

3

온비드 공매가격 결정요인에 관한 연구: 승용차 공매를 중심으로  
..... 송은지 / 61

Structural Analysis of the OnBid Car Auction  
... Unjy Song

4

물가동학에서 기대변수의 특성에 대한 연구  
..... 이재준 / 95

A Study of Characteristics of Expectation in Inflation Dynamics  
... Jaejoon Lee

5

청년층 직업탐색에서의 '엄친아효과'에 대한 실증연구  
..... 배진한 / 121

An Empirical Study on the "Effects of My Mom's Friend's Son" in the Job Search Process of Youths... Jin Han Bai



## Effectiveness of Monetary Policy in Korea Due to Time Varying Monetary Policy Stance

Tae Bong Kim

(Assistant Professor, Department of Economics, Ajou University)

### 거시경제 및 통화정책 기조 변화가 통화정책의 유효성에 미친 영향 분석

김 태 봉

(아주대학교 경제학과 조교수)

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

- Key Word: Time Varying VAR(시변 벡터자기회귀모형), Stochastic Volatility(확률변동성), Bayesian Estimation(베이지언 추정), Monetary Policy(통화정책), Korean Economy(한국경제)
- JEL Code: E3, E5, C3, C5
- Received: 2013. 10. 4      • Referee Process Started: 2013. 10. 15
- Referee Reports Completed: 2014. 5. 27

## ABSTRACT

This paper has studied the monetary policy in Korea with a time varying VAR model using four key macroeconomic variables. First, inclusion of the exchange rate was a crucial factor in evaluating Korean monetary policy since the monetary policy demonstrated sensitivity to exchange rate movements during the crisis periods of both the Asian financial crisis of 1997 and the global financial crisis of 2008. Second, a specification of the stochastic volatilities in TVP-VAR model is important in explaining excessive movements of all variables in the sample. The overall moderation of variables in 2000s was more or less due to a reduction of the stochastic volatilities but also somewhat due to the macroeconomic fundamental structures captured by impulse response functions. Third, the degree of the monetary policy effectiveness of inflation was mitigated in recent periods but with increased persistence. Lastly, the monetary policy stance towards inflation stabilization has advanced ever since the inflation targeting scheme was adopted. However, there still seems to be a room for improvement in this aspect since the degree of the monetary policy stance towards inflation stabilization was relatively weaker than to output stabilization.

-----

본고는 4개의 거시변수들을 포함한 Time Varying VAR 모형을 통해 한국의 통화정책 변화를 평가하였다. 첫째, 외환위기나 금융위기 때와 같이 통화정책이 환율변동에 대해 민감하게 변화하는 시기가 존재하므로 위기를 포함한 긴 표본 안에서 한국의 통화정책을 평가할 때는 환율을 모형 안에 포함시키는 것이 필요하다. 둘째, 표본기간 내에서 이례적인 큰 변동성이 때때로 나타나는 한국 거시변수들을 설명하기 위해서는 stochastic volatilities를 TVP-VAR 모형 내에서 설정할 필요가 있다. 한편, 2000년대 거시변수들의 안정화는 stochastic volatilities의 감소에 의해 설명되며, 부분적으로는 거시경제의 구조를 반영하는 충격반응함수에 의해서도 설명된다. 셋째, 통화정책의 인플레이션에 대한 유효성의 크기는 예전에 비해 최근 약화된 편이나 유효성의 지속성은 비교적 높아진 것으로 나타났다. 마지막으로 인플레이션 안정화에 대한 통화정책의 기조는 물가안정목표제가 도입되기 전에 비해 그 후에 적극적인 방향으로 개선되어 왔음을 보이고 있다. 하지만 우리나라의 통화정책은 그 기조가 경기변동에 비해 인플레이션 안정화에 대하여 여전히 덜 적극적인 것을 감안할 때 개선될 여지가 있는 것으로 판단된다.

## I. Introduction

Evaluating the monetary policy in Korea often poses challenges to researchers due to the existence of structural changes and excessive volatilities. Korean economy has experienced high growth until the mid 1990s thanks to export driven production. But Korea was not exempt from the Asian financial crisis in the late 1990s which resulted in unprecedented high interest rate and the concurrent event of adopting the inflation targeting scheme. This was followed by the stabilization of overall macroeconomic variables until the global financial crisis came to the fore. Hence, standard econometric approaches such as constant parameter VAR or Taylor rule, often fails to explain the possibly time varying economic structures in Korean monetary policy especially when brought in the context of long span of time series data due to the limitation of such methods to describe the overall macroeconomic variables and monetary policy

An empirical assessment of the monetary policy in Korea on the inflation targeting scheme was first conducted by Kim and Park (2006). They estimated the conventional Taylor Rule and concluded that the post-inflation targeting period demonstrated the aggressive monetary stance towards inflation stability. However, the fact that this paper only used the short span of sample of the early 2000s cast considerable doubt on whether the subsequent monetary policy stance was stable. There are numerous papers that objected to the conclusion of Kim and Park (2006) once consequent observations were collected. Kim and Lee (2011) conducted GMM estimation of Taylor rule that included the expected inflation following Clarida *et al.* (2000) and reached a conclusion that the estimates of Taylor rule parameters did not imply the aggressive policy stance towards inflation stabilization despite the maintenance of the positive sign. More recently, Park (2012) conducted an investigation on the implied monetary policy stance based on estimated structural VAR and drew similar conclusions. In addition, he also conducted subsample analysis to distinguish the policy shift when the inflation targeting scheme was adopted. He resorted to excluding of crisis periods in subsample periods due to the fact that parameter estimates often exhibited not only the counter intuitive results but also the switched sign of the monetary policy stance. Once the exclusion of the 1997 financial crisis during the pre-inflation targeting period and the curtailment of the 2008 financial crisis to current periods were incorporated in the first subsample analysis, the long run response of the monetary policy toward inflation gap demonstrated positive signs. However, it is quite surprising that the long-run

monetary policy stance towards inflation gap during the pre-inflation targeting periods showed stronger signs than the post-inflation targeting periods despite the fact that they were still both less than one. This suggests that the application of subsample analysis in the context of Korean data with constant parameter VAR is still questionable. Moreover, exclusion of crisis periods can arbitrarily trim the possible information which results in relatively short sample to draw any meaningful long run dynamics of monetary policy. Hence, it is necessary to extend the length of sample including crisis periods. Given the longer sample of Korean data, time varying parameter VAR model can be a suitable alternative among the available econometric frameworks to incorporate the possibly time varying dynamics without dividing into subsample. Moreover, including stochastic volatilities can potentially minimize the biased results on coefficient parameters of VAR when adverse episodes such as crises are included as Sims noted in his comment on Cogley and Sargent (2002).

This paper estimates the relationships between key macroeconomic variables of Korea and time varying VAR model (TVP-VAR henceforth) with stochastic volatilities. Given this estimated model, time varying monetary policy for Korea can be recovered for conventional evaluations, i.e. how the monetary policy stance towards inflation stabilization has evolved over time. This paper is not alone to apply TVP-VAR as the literature on this topic has been growing. Cogley and Sargent (2002) is one of the early researchers to apply TVP-VAR in macroeconomic context for U.S. economy and Cogley and Sargent (2005) has augmented this application with stochastic volatilities in response to Sims's comment. The spirit of this model and estimation method has been applied to several economies. Primiceri (2005) used this application to assess the time varying behaviors of U.S. monetary policy and witnessed the evolving trend towards more aggressive stance in spite of the negligible change in effectiveness. Benati and Mumtaz (2005) applied this framework on U.K. economy and Baumeister *et al.* (2008) on Euro economy. Nakajima *et al.* (2011) applied on Japanese economy and modified its framework to explain the lost decade of Japanese growth when the monetary policy and interest rate tool was tied due to zero lower bound. To author's knowledge, this paper is the first to apply this framework on the Korean monetary policy.<sup>1</sup> In addition, exchange rate which were generally used for analyzing developing countries, has been added to the vector of macroeconomic variables in order to evaluate the Korean monetary policy which faces the trinity problem due to its susceptibility from large swings of

---

<sup>1</sup> Choi and Son (2013) is the first paper which employed the time varying VAR but have focused on the time varying effectiveness of government expenditures on Korean economy's growth.



international capital flows. The paper proceeds as follows. Section 2 illustrates the econometric methodology for estimating time varying parameter VAR. Section 3 presents the estimation results and their implications for the monetary policy in Korea. Section 4 concludes.

## II. Econometric Methodology

### 1. Time Varying Parameter VAR with Stochastic Volatilities

TVP-VAR model illustrated in this section is a basic structural VAR model with all the parameters time varying including volatilities of the shocks following Cogley and Sargent (2005) and Primiceri (2005). Alternatively, one could specify the time varying structure by regime switch as in Sims and Zha (2006). Although regime switch models can as well capture discrete breaks of policy changes, they are considered less suitable for reflecting gradual changes in private agents' behavior where aggregation mostly smoothes away discrete breaks as argued by Primiceri (2005). Thus, this paper chooses to specify drifting coefficients and stochastic volatilities as opposed to regime switch.

To identify the structural shocks, the coefficient matrix that represents contemporaneous relationship between variables assumes lower triangular. The macro variables of interest for analysis is

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{n,t} \end{bmatrix}$$

Then, the model is

$$A_t \mathbf{y}_t = c_t + \Phi_{1,t} \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_{2,t} \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Phi_{k,t} \mathbf{y}_{t-k} + \Sigma_t \varepsilon_t \quad t = k+1, \dots, T \quad (1)$$

where  $A_t$  is the contemporaneous coefficient matrix

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{n1,t} & \cdots & a_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

The stochastic volatilities are also time varying denoted by

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

also note that the coefficient matrices,  $\Phi_{i,t}$ , including constant terms,  $c_t$ , are time varying.

Converting the structural representation equation (1) into a reduced form VAR,

$$\mathbf{y}_t = c_t + B_{1,t}\mathbf{y}_{t-1} + B_{2,t}\mathbf{y}_{t-2} + \cdots + B_{k,t}\mathbf{y}_{t-k} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t \quad (4)$$

For ease of notation,

$$\mathbf{y}_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t$$

where

$$X_t = I_n \otimes [1, \mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-k}]$$

and  $\beta_t$  is a stacked vector of  $B_t$ 's for  $t$  in equation (4). Similarly, define  $\mathbf{a}_t$  and  $\sigma_t$  as stacked vector of  $a_{ij,t}$ 's and  $\sigma_{i,t}$ 's in matrix equations (2) and (3). This paper assumes the evolution processes of these time varying parameters are random walk as in equations (5).

$$\begin{aligned}
\beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t} \\
\mathbf{a}_{t+1} &= \mathbf{a}_t + u_{\mathbf{a}t} \\
\log \sigma_{t+1} &= \log \sigma_t + u_{\sigma t}
\end{aligned}
\quad \left( \begin{array}{c} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{\mathbf{a}t} \\ u_{\sigma t} \end{array} \right) \sim N \left( 0, \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_\sigma \end{bmatrix} \right) \quad (5)$$

The other alternative would be autoregressive process as AR(1) for coefficients or GARCH for time varying volatilities. However, it is well known in this literature that the random walk specification has few advantages in this class of model. First, the number of parameters to estimate is reduced, a significant advantage as the number of time varying parameters are large. Second, although random walk in general hits the upper and lower bounds easily, the assumption is innocuous as long as the sample data for estimation is finite. Moreover, random walk specification makes it easier to identify the potential permanent shifts such as monetary policy's regime shift than AR and GARCH models which requires identification of the long run means which normally require longer span of sample data. This is desirable since this paper applies the time varying model onto Korean data which is believed to contain relatively many structural changes within a short span of time.

## 2. Estimation Methodology

The model proposed in the previous subsection does not require a unique estimation method. However, it has been widely accepted in the literature that Bayesian inference is a practical and efficient approach to handle models such as TVP-VAR. A class of model like TVP-VAR has unobservable components such as time varying parameters which are hardly distinguished from the shock processes. Thus, Bayesian inference which treats the parameters of a model as random variables is deemed natural in dealing with such situations. Additionally, Markov Chain Monte Carlo method which numerically maximizes the posterior distributions of parameters of interest is proven to be quite efficient when the model contains a high dimensional parameter space. This subsection outlines Gibbs sampler which divides the high dimensional parameter joint distributions into lower dimensional joint distributions with multi-steps. Gibbs sampler in general allows to maximize the posterior distributions of a subset of parameters of interest in each step conditional on remaining parameters fixed onto previously drawn values. The theoretical background for justification of Gibbs sampler is *Hammersley-Clifford Theorem* in which conditional distributions of parameters contain enough information to

constitute the full joint distribution of parameters.

Gibbs sampler algorithm is briefly illustrated below and more details can be found in Primiceri (2005) and Nakajima *et al.* (2011). Define  $\mathbf{Y} \equiv \{\mathbf{y}_t\}_{t=1}^T$ ,  $\mathbf{a} \equiv \{\mathbf{a}_t\}_{t=1}^T$ ,  $\beta \equiv \{\beta_t\}_{t=1}^T$ ,  $\sigma \equiv \{\sigma_t\}_{t=1}^T$  and  $\omega \equiv \{\Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_\sigma\}$ . The objective is to maximize the joint posterior distribution,  $p(\beta, \mathbf{a}, \sigma, \omega | \mathbf{Y})$ . This can be decomposed into conditional posterior distributions,

$$p(\beta, \mathbf{a}, \sigma, \omega | \mathbf{Y}) \propto p(\beta | \mathbf{a}, \sigma, \Sigma_\beta, \mathbf{Y}) p(\Sigma_\beta | \beta) p(\mathbf{a} | \beta, \sigma, \Sigma_a, \mathbf{Y}) p(\Sigma_a | \mathbf{a}) p(\sigma | \beta, \mathbf{a}, \Sigma_\sigma, \mathbf{Y}) p(\Sigma_\sigma | \sigma)$$

The sampling algorithm naturally follows from those conditional posterior distributions

1. Initialize  $\beta^{(0)}, \mathbf{a}^{(0)}, \sigma^{(0)}, \omega^{(0)}$
2. Draw  $\beta^{(k)}$  from  $p(\beta | \mathbf{a}^{(k-1)}, \sigma^{(k-1)}, \Sigma_\beta^{(k-1)}, \mathbf{Y})$
3. Draw  $\Sigma_\beta^{(k)}$  from  $p(\Sigma_\beta | \beta^{(k)})$
4. Draw  $\mathbf{a}^{(k)}$  from  $p(\mathbf{a} | \beta^{(k)}, \sigma^{(k-1)}, \Sigma_a^{(k-1)}, \mathbf{Y})$
5. Draw  $\Sigma_a^{(k)}$  from  $p(\Sigma_a | \mathbf{a}^{(k)})$
6. Draw  $\sigma^{(k)}$  from  $p(\sigma | \beta^{(k)}, \mathbf{a}^{(k)}, \Sigma_\sigma^{(k-1)}, \mathbf{Y})$
7. Draw  $\Sigma_\sigma^{(k)}$  from  $p(\Sigma_\sigma | \sigma^{(k)})$
8. Go back to step 2 until  $k = \text{max number of iterations}$

In order to implement this algorithm, there are a few things that need to be specified. First, the initial draw  $\beta^{(0)}, \mathbf{a}^{(0)}, \sigma^{(0)}, \omega^{(0)}$  should be chosen which is normally set by the standard OLS estimates from time invariant VAR with pre-sample period. Second, the posterior distributions are constructed not only by the likelihood of the model which is often referred to “data telling” element but also by prior distributions. Thus, the prior distributions need to be set in order to avoid the implausible space of parameters such as violating invertibility of certain matrices and explosive roots. Third, sampling from the posterior distributions can vary depending on the analytical form of the distributions. Lastly, 10, 000 MCMC draws are used for the main results after initial 1000 burn-in draws.

### A. Prior Distributions

The prior distributions of parameters,  $\{\mathbf{a}, \beta, \sigma\}$ , are set by OLS estimates of time invariant VAR with pre-sample periods and those of hyperparameters such as  $\{\Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_\sigma\}$  are set with inverse gamma distributions that are conjugate distributions. For the main results presented below, the OLS estimates for  $\{\mathbf{a}, \beta, \sigma\}$  on initial nine years of the sample has been used. The variances of those parameters have been set as wide as possible. For the sensitivity analysis mentioned later, various choices of subsample periods have been tested. As for the priors of hyperparameters, they are in general set as diffuse and uninformative. The prior distribution for  $\{\Sigma_\beta\}$  is the most tight among other hyperparameters. This is necessary in order to avoid implausible behaviors of time varying coefficients as discussed by Primiceri (2005). The tightness of prior distributions for  $\{\Sigma_\sigma\}$  is disparate among the parameters associated with macroeconomic variables. For example, time series data for exchange rate of Korean Won shows highly volatile movements in events such as financial crisis and required slightly tighter prior distribution to obtain reasonable estimates of stochastic volatilities for the whole sample periods.

Initial draws in step 1 of Gibbs sampler is  $\beta^{(0)} = \hat{\beta}_{OLS}$ ,  $\mathbf{a}^{(0)} = \hat{\mathbf{a}}_{OLS}$ ,  $\log \sigma^{(0)} = \log \hat{\sigma}_{OLS}$ ,  $\Sigma_\beta = \Sigma_a = \Sigma_\sigma = 4 \times I$ .

<Table 1> Prior Distributions

Parameters	Distribution	a	b
$\beta$	Normal	$\hat{\beta}_{OLS}$	$4 \cdot V(\hat{\beta}_{OLS})$
$\mathbf{a}$	Normal	$\hat{\mathbf{a}}_{OLS}$	$10 \cdot I_n$
$\log \sigma$	Normal	$\log \hat{\sigma}_{OLS}$	$50 \cdot I_n$
$\Sigma_\beta^{-2}$	Gamma	10	0.001
$\Sigma_a^{-2}$	Gamma	4	0.0001
$\Sigma_{\sigma_p}^{-2}$	Gamma	4	0.01
$\Sigma_{\sigma_x}^{-2}$	Gamma	4	0.01
$\Sigma_{\sigma_{ex}}^{-2}$	Gamma	4	0.0001
$\Sigma_{\sigma_r}^{-2}$	Gamma	4	0.04

### ***B. Sampling Method***

Sampling  $\beta$  can be done with simulation smoother developed by De Jong and Shephard (1995). TVP-VAR can be rewritten in a form of linear Gaussian State Space where  $\beta$  is the latent variable. Once a linear Gaussian state space is written, the initial period of  $\beta$  can be drawn from the prior distribution while the following periods are drawn from the posterior distributions,  $p(\beta | \mathbf{a}^{(k-1)}, \sigma^{(k-1)}, \Sigma_{\beta}^{(k-1)}, \mathbf{Y})$ , constructed by Kalman Filter (or forward filter) and smooth filter (or backward filter). Sampling  $\mathbf{a}$  is analogous to sampling  $\beta$  except the latent variable process is now written in terms of  $\mathbf{a}$ .

Sampling  $\sigma$  is rather more involved than  $\beta$  or  $\mathbf{a}$  since the state space in terms of state variable,  $\sigma$ , becomes non-Gaussian. One method to draw from non-Gaussian state space model is a mixture sampler proposed by Kim *et al.* (1998) and this was applied to TVP-VAR framework by Primiceri (2005). The other method is the multi move sampler of Shephard and Pitt (1997) which was applied by Nakajima *et al.* (2011). In this paper, we choose the latter method which draws the  $\sigma$  from the exact posterior distribution rather than the former method in which  $\sigma$  are drawn from approximated posterior distribution.

## **III. Empirical Analysis**

### **1. Data**

Estimating TVP-VAR for Korean economy involves four variables, namely, nominal interest rate, inflation rate, output growth and exchange rate. Although the current policy rate of Korean monetary authority is the overnight call rate whose series only began in 1991:Q1, this paper chose the Monetary Stabilization Bond rate with 1 year maturity which began in 1987:Q1 since the longer sample period was available. The inflation rate is the growth rate of Consumer Price Index which is the also the target rate for the Bank of Korea. The output is the real GDP growth. The exchange rate is Won/Dollar exchange rate. The sample starts from 1987:Q1 to 2013:Q1. The ordering of the times series is inflation rate, GDP growth, exchange rate growth and the interest rate, respectively, following the convention of VAR literature. This implies that the financial variables of exchange rate and interest rate could react contemporaneously to changes in economic fundamentals such as

inflation and GDP.

When data are brought to the estimation, the interest rate in difference was selected over the interest rate level as the main result.. The first reason is that augmented Dickey-Fuller test was not able to reject the null hypothesis of existence of unit root in the interest rate.<sup>2</sup> A similar finding with unit root in the overnight call rate of Korea is documented in Park (2012). Nakajima *et al.* (2011) also used this specification as well. Second, the estimation with difference in the interest rate demonstrated more stability and less sensitivity to prior distributions. The lag structure is set as two quarters. This was chosen because two lags with a quarterly model in general is widely accepted considering many documents related to monetary policy in both U.S. and Korea. Additionally, a lag of four in TVP-VAR instead contains too many parameters to estimate given that short span of time series data for Korea.

## 2. Empirical Results

A common practice for checking whether the estimation is valid in the Bayesian inference is to examine the mixing property and convergence statistics. [Figure 1] and <Table 2> together summarize the mixing property and convergence statistics of some selected hyperparameters. In [Figure 1], the first row shows the sample autocorrelation of MCMC chains. Second row of [Figure 1] is the sample paths of those hyperparameters, and the last row is the posterior distributions. As can be seen from the sample autocorrelations and the sample paths, the bulk of hyperparameters show a good mixing property since they approach zero quickly. <Table 2> confirms these observations by presenting formal test statistics. Convergence diagnostics<sup>3</sup> of selected parameters imply that the null hypothesis of convergence to the stationary distribution is not rejected at 5% significance level. The last column in <Table 2> is the inefficiency factor<sup>4</sup> which shows very low numbers indicating a good mixing property. Lastly, the posterior distributions with smooth unimodal shape indicate well identified estimates of hyperparameters.

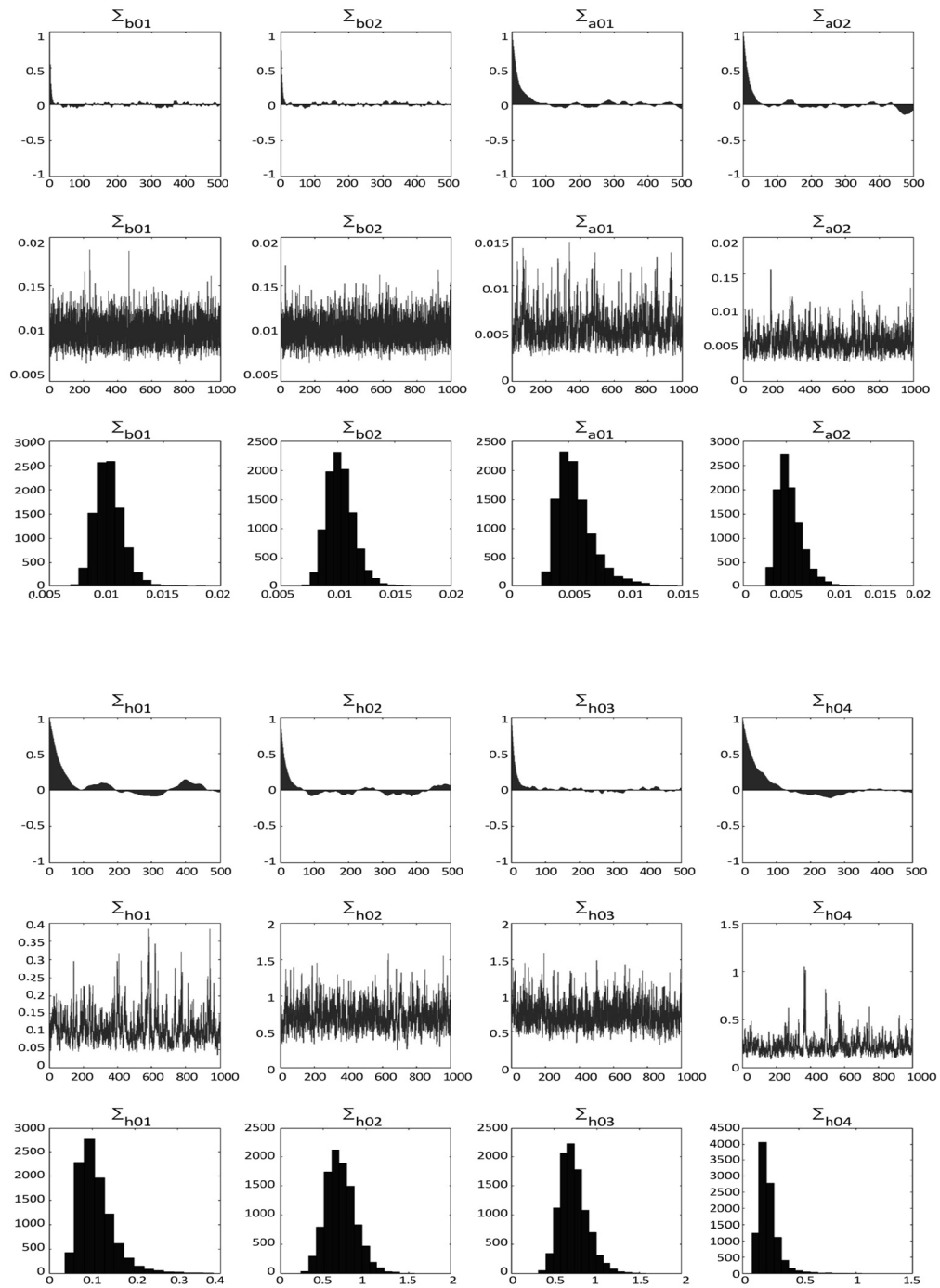
---

**2** t-statistics was -1.244 without drift, -0.6620 with drift and -2.8567 with time trend all of which are accepted at 1% critical value.

**3** See Geweke *et al.* (1991). This test statistics follow the standard Z-score table.

**4** See Chib (2001).

[Figure 1] Sample Autocorrelation, MCMC Chains and Posterior Distributions





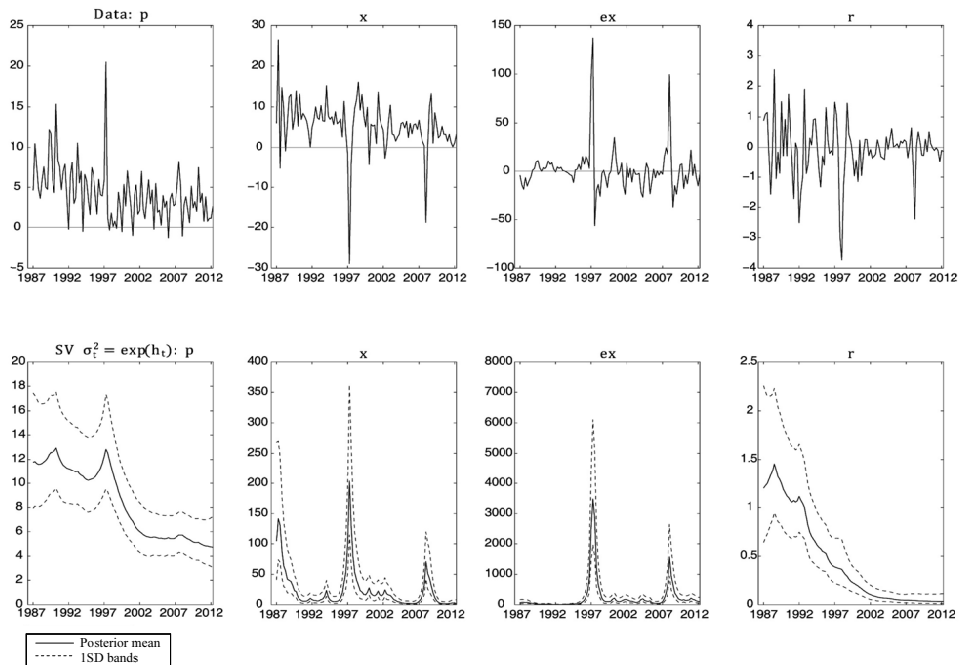
<Table 2> Estimates and Statistics for Selected Hyperparameters

Parameters	Mean	St.Dev.	5%	95%	Geweke	Inef.Factor
$\Sigma_{\beta 1}$	0.0102	0.0012	0.0082	0.0129	0.704	3.49
$\Sigma_{\beta 2}$	0.0103	0.0012	0.0083	0.0129	0.760	5.93
$\Sigma_{a1}$	0.0056	0.0016	0.0034	0.0100	0.233	34.40
$\Sigma_{a2}$	0.0055	0.0015	0.0034	0.0091	0.522	26.88
$\Sigma_{\sigma 1}$	0.1098	0.0429	0.0556	0.2204	0.550	59.63
$\Sigma_{\sigma 2}$	0.7043	0.1718	0.4061	1.0788	0.801	19.94
$\Sigma_{\sigma 3}$	0.7280	0.1597	0.4666	1.0953	0.082	23.99
$\Sigma_{\sigma 4}$	0.2267	0.0899	0.1214	0.4545	0.513	60.82

[Figure 2] shows times series data of four variables and evolving stochastic volatilities associated with those variables. It is evident that Inflation rate before 2000 had both higher trend and volatilities compared to that of post-2000 at first glance at data. The evolution of stochastic volatility of inflation rate supports this moderation of inflation rate since it shows significant decrease since 2000. Accordingly, the overall reduction of the interest rate volatility has been substantial during the sample period. As for the GDP and the exchange rate, those variables show excessive movements during crisis periods such as the financial crisis of 1997 and the global financial crisis of 2008. Such conspicuous episodes are captured by large sized shocks of stochastic volatilities.

Assessing the simulation results such as impulse response functions with TVP-VAR models can be presented in various ways. First, time varying impulse response functions on sample periods can be drawn by fixing the time horizon of simulations to a certain period. On the other hand, standard impulse response functions can be derived by fixing parameters on a certain period of sample. The former is on the left panels of [Figure 3] while the latter is on the right panels. [Figure 3] shows impulse response functions of three variables to interest rate one standard deviation shock and thus this implies the time varying effectiveness of monetary policy in Korea. For a sensible comparison on simulations, the standard deviation of shocks for each sample period is fixed to a constant which is the mean of stochastic volatilities of interest rate. The first row of [Figure 3] is the impulse response function of inflation rate. The overall magnitude of impulse response of inflation has been reduced after

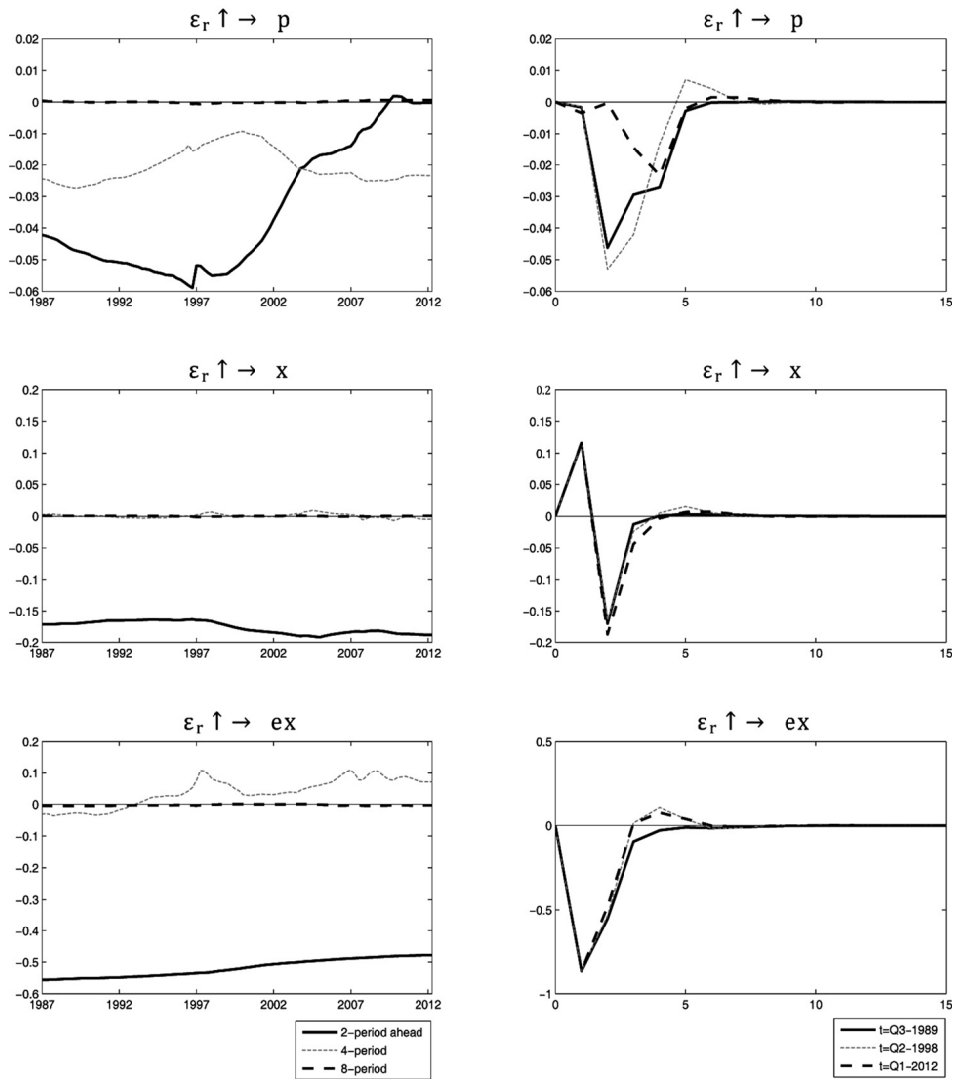
[Figure 2] Data and Stochastic Volatilities



2000. The reduction largely comes from response after two quarters. But the recent inflation response, for example, 2012:Q2, peaks four quarters after the shock compared to that of the past when the response peaked after two quarters and returned to zero. The inflation response during the financial crisis in 1998:Q2 was the largest which is closely followed by the initial sample period which is 1989:Q3. Second and third row of [Figure 3] are the responses of GDP and exchange rate. In contrast to inflation's response, time varying responses of those variables across the sample period show less dramatic changes.

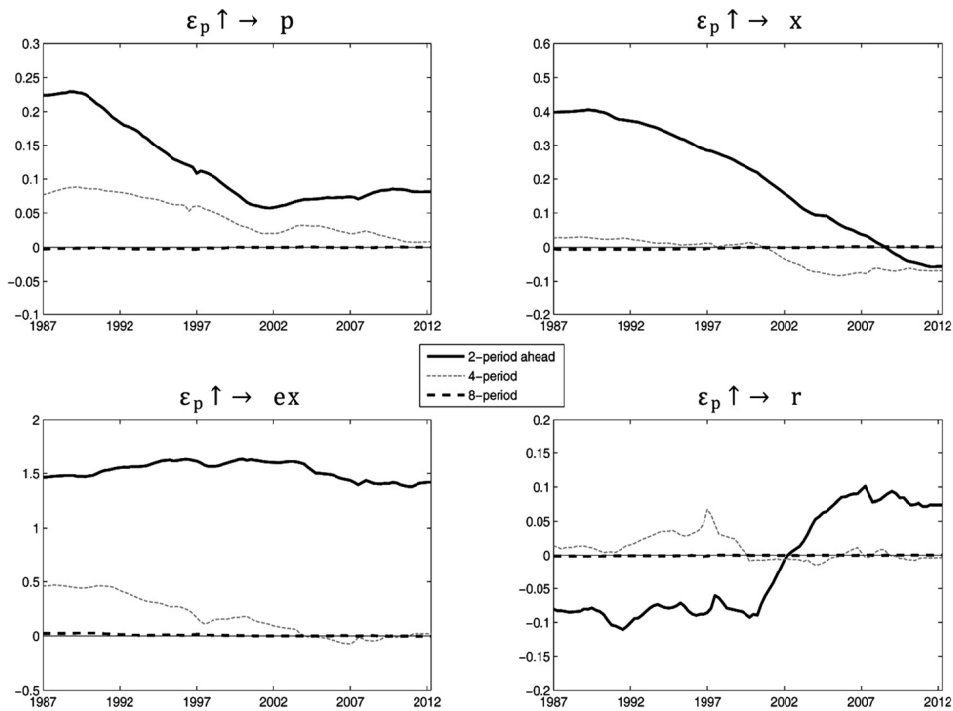
Next three figures show time varying impulse responses of four variables to shocks other than interest rate shock. In Figure 4, the inflation rate responds more sensitively to its own shock in the earlier periods while less in the latter periods. Hence, this evidence together with the stochastic volatilities evolution in [Figure 2] implies that the moderation of inflation rate volatilities did not solely come from the reduction of stochastic volatilities but also from the time varying coefficients of VAR that reflect the economic structures. With respect to GDP growth, the inflation shock has contributed positively until mid 2000s but it has had more negative effects on GDP growth more recently. Exchange rate response did not significantly change over time but has slightly been mitigated towards later sample. The most important

[Figure 3] Impulse Response Functions of Four Variables to Interest Rate shock



impulse response function in this paper is the interest rate response to inflation shock which is at the right hand bottom panel of [Figure 4]. This is related to the monetary policy stance towards the inflation stabilization. The increase in interest rate response to a positive inflation shock would imply more aggressive stance towards inflation stabilization. This impulse response function evidently shows the positive growth of the interest rate response after two quarters since 2002, which

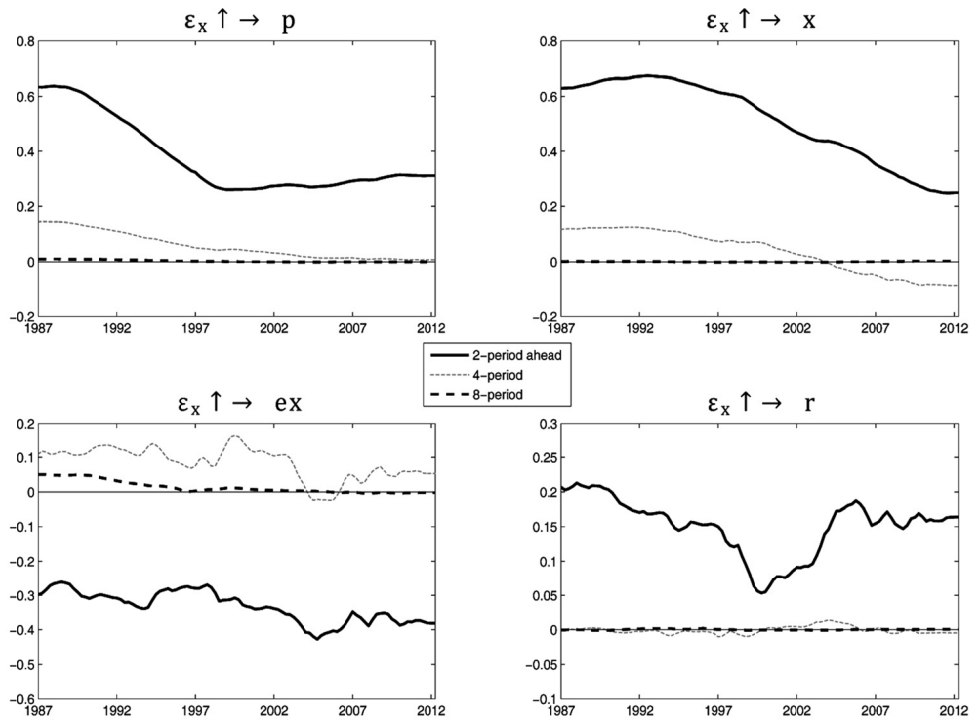
[Figure 4] Impulse Response Functions to Inflation shock



took a turn around 2000 with the advent of the inflation targeting scheme. However, this response, i.e. monetary policy stance, has been more or less stagnant after 2007. At any rate, this suggests that the monetary policy stance on inflation stabilization has indeed improved once the inflation targeting scheme was introduced.

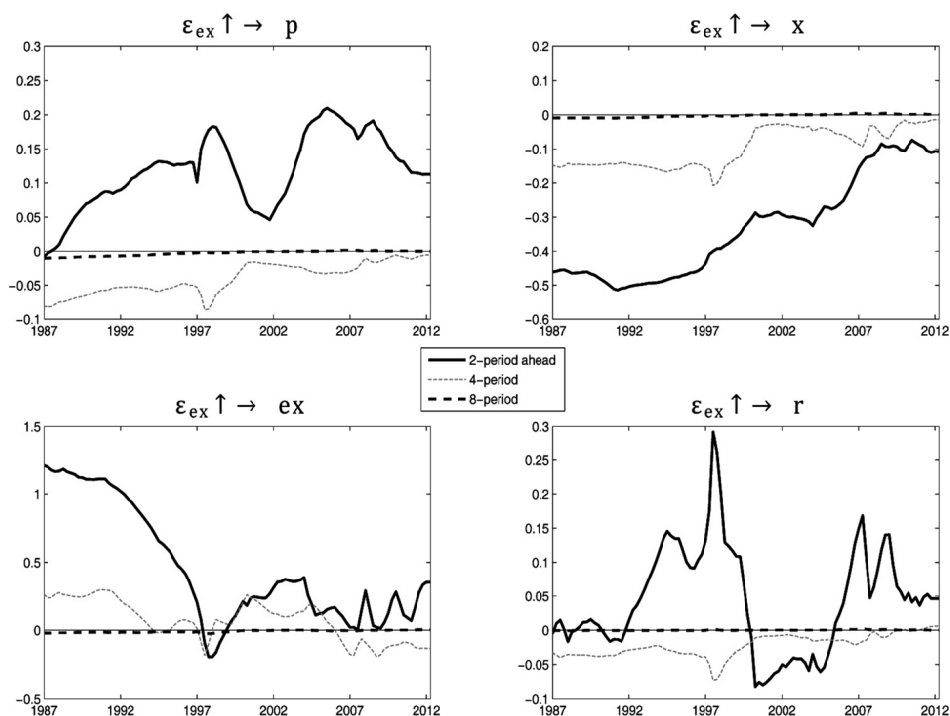
[Figure 5] is impulse response functions to GDP growth shock. The overall moderation of both inflation and GDP growth to GDP growth shock is apparent in the graphs while that of the exchange rate response is less clear. The interest rate response experienced a considerable drop during the 1997 financial crisis which can be explained by IMF's prescription of imposing a very high interest rate on sovereign bonds on Korean economy in spite of the drastic drop in output. With the exception of this episode, the output stabilization stance has been stable.

[Figure 5] Impulse Response Functions to GDP growth shock



[Figure 6] is the impulse response functions to the exchange rate shock. First, the exchange rate response to its own shock has been moderated after 1997 which is in line with the overall moderation of other variables. However, the exchange rate shock to inflation rate has been somewhat strong not only during the 1997 crisis but also in mid 2000s. The initial GDP growth response was negative to the exchange rate shock but has been mitigated recently. The monetary policy towards exchange rate shocks shows disparate responses from time to time. In the earlier sample periods, ranging from the beginning to the early 1990s, the interest rate does not respond until four quarters after the exchange rate shock with slightly negative sign. This situation changes in the mid 1990s. It is clear that the interest rate has shown strong response within shorter time horizon. This change can be interpreted as the increased sensitivity of the monetary policy to external conditions. Moreover, the strong response after two quarters imply the relatively immediate monetary policy response compared to the past but such phenomena can also be interpreted as “overreacting” as the change in response was slightly more negative after four

[Figure 6] Impulse Response Functions to Exchange rate shock



quarters. It can be further deduced that the high level of interest rate set during the crisis was in fact not due to the inflation or output but to massive depreciation of Korean Won. This can only be captured when exchange rate is included in the system, otherwise the monetary policy during this period would have been overly contractionary despite the economy was in recession. The second largest interest rate response to exchange rate shock was in 2007 and in the global financial crisis of 2008. In contrast to 1997 crisis, these periods show that the negative response virtually vanishes in four quarters and thus do not demonstrate “overreaction” of the monetary policy in response to exchange rate shocks. In 2007, the spike in oil price has deteriorated terms of trade for Korea. Although oil price or terms of trade was not brought to the estimation, the interest rate response to exchange rate shock in 2007 seems to somewhat reflect this episode. During the global financial crisis, it is quite clear that the monetary policy was sensitive to exchange rate movements.

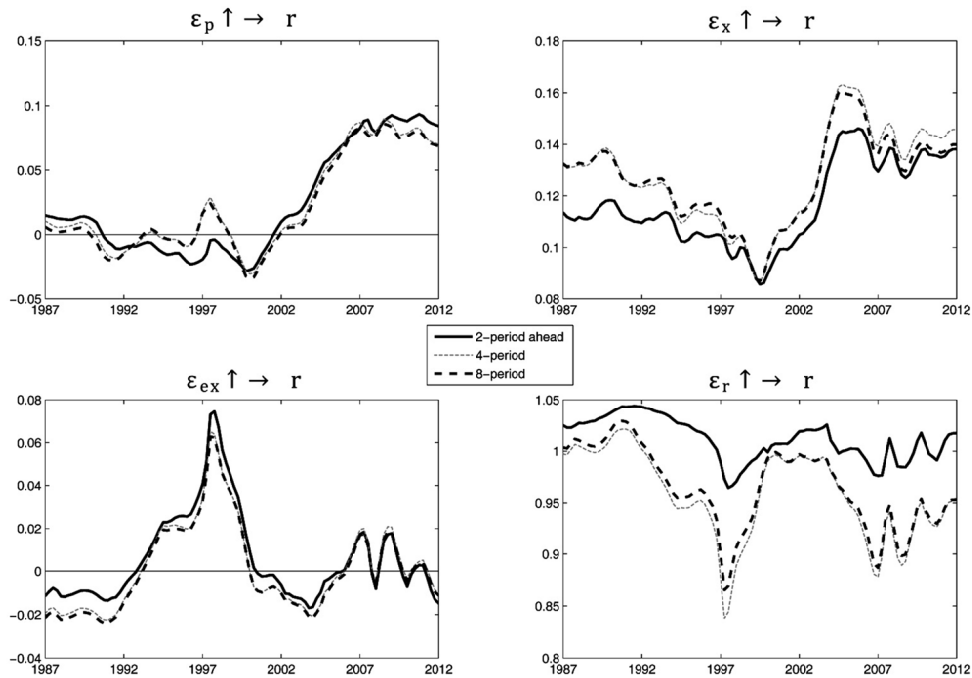
Although the results above show that the monetary policy has been improving in the sense of the inflation stabilization policy, it is still not clear whether its stance was “strong enough”. Taylor principle is a considered as a norm that the interest rate

responds to the inflation one to one in the long-run in order to stabilize inflation. And confirming whether the data supports this Taylor principle in the empirical studies is the key point to evaluate the monetary policy stance towards inflation stabilization. For example, Clarida *et al.* (2000) has evaluated the monetary policy stance of the U.S. with an estimated Taylor rule. The long-run coefficient to inflation gap is the key parameter to assess the degree of the monetary policy stance. Clarida *et al.* (2000) has documented that this stance was above one for the U.S. economy and thus concluded that the monetary policy was aggressive to inflation stabilization. However, in our context, this stance parameter could not be derived since the interest rate in difference was entered into the system for the estimation stability.<sup>5</sup> Hence, the model is not able to evaluate whether the monetary policy was stabilizing or destabilizing the inflation in the long run. Instead one can indirectly infer a short run stance toward inflation stabilization relative to output stabilization. [Figure 7] shows the cumulative impulse response to all four shocks in the system and it is thus the interest rate level response to shocks. The shocks in the initial period are all normalized by 1 % increase of the corresponding variable. For example, the top-left panel of [Figure 7] shows the cumulative impulse response of interest rate in difference to 1% increase of the inflation rate from its own shock. The response of the interest rate level is slightly less than 0.1 after two years in recent periods. The response to GDP growth is around 0.15. It seems quite obvious that the monetary policy in Korea still had more weight on output stabilization as opposed to inflation stabilization at least in the short run. In order to consolidate this finding, a sensitivity analysis has been performed by varying the prior distributions of coefficient parameters. Particularly, prior distributions for  $\{a, \beta, \sigma\}$  in the benchmark estimations were set by OLS estimates of time invariant VAR with initial subsample. Instead of initial subsample, different subsamples such as more recent periods, periods after 2000 and the whole sample periods were investigated for OLS estimates and used as prior distributions. But the estimations consistently gave qualitatively similar results that the monetary policy's weight on output stabilization was relatively stronger than that on inflation stabilization.

---

**5** To see this point, suppose the interest rate equation from VAR system is the following. For simplicity,  $\Delta R_t = \beta_t^{rr} \Delta R_{t-1} + \beta_t^{r\pi} \pi_{t-1} + u_t^r$ . Then, the interest rate level equation can be converted with lag operators as  $\phi(L) R_t = \beta_t^{r\pi} \pi_{t-1} + u_t^r$  where  $\phi(L) = (1 - (1 + \beta_t^{rr})L + \beta_t^{rr}L^2)$ . The long run inflation stabilization stance parameter,  $\gamma_\pi$ , can be derived with  $\frac{\beta_t^{r\pi}}{\phi(1)}$  but  $\phi(1)$  is zero.

[Figure 7] Cumulative Impulse Response Function of Interest Rate in Difference



## IV. Conclusion

This paper has studied the monetary policy in Korea with a time varying VAR model using four key macroeconomic variables. First, inclusion of the exchange rate was a crucial factor in evaluating Korean monetary policy since the monetary policy demonstrated sensitivity to exchange rate movements during the crisis periods of both the Asian financial crisis of 1997 and the global financial crisis of 2008. Second, a specification of the stochastic volatilities in TVP-VAR model is important in explaining excessive movements of all variables in the sample. The overall moderation of variables in 2000s was more or less due to a reduction of the stochastic volatilities but also somewhat due to the macroeconomic fundamental structures captured by impulse response functions. Third, the degree of the monetary policy effectiveness on inflation was mitigated in recent periods but with increased persistence. Lastly, the monetary policy stance towards inflation stabilization has advanced ever since the inflation targeting scheme was adopted. However, there still



seems to be a room for improvement in this aspect since the degree of the monetary policy stance towards inflation stabilization was relatively weaker than to output stabilization.

The advantage of TVP-VAR framework is its continuous update of estimation when time series data is in the process of being collected as time passes. Therefore, timely assessments of economic implications for the policy circle can be provided. In this sense, this paper can be one of pioneering research in the overall evaluation of the Korean monetary policy in the future.

## References

- Baumeister, C., E. Durinck, and G. Peersman, "Liquidity, Inflation and Asset Prices in a Time-varying Framework for the Euro Area," Technical Report, National Bank of Belgium, 2008.
- Benati, L. and H. Mumtaz, "The 'Great Stability' in the UK: Good Policy or Good Luck?" manuscript, Research Department, Bank of England, 2005.
- Chib, S., "Markov Chain Monte Carlo Methods: Computation and Inference," *Handbook of Econometrics* 5, 2001, pp.3569~3649.
- Choi, J. and M. Son, "Changes in Influence of Government Expenditures on Output Growth in Korea," Bank of Korea Economic Review Discussion Paper Series 2013-6, 2013.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *The Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.147~180.
- Cogley, T. and T. J. Sargent, "Evolving Post-world War II Us Inflation Dynamics," *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Volume 16, MIT Press, 2002, pp.331~388.
- Cogley, T. T. and T. J. Sargent, "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII Us," *Review of Economic Dynamics* 8, 2005, pp.262~302.
- De Jong, P. and N. Shephard, "The Simulation Smoother for Time Series Models," *Biometrika* 82, 1995, pp.339~350.
- Geweke, J. et al., *Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, 1991.
- Kim, S. and Y. C. Park, "Inflation Targeting in Korea: A Model of Success?" *BIS Papers* 31, 2006, pp.140~164.
- Kim, S., N. Shephard, and S. Chib, "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with Arch Models," *The Review of Economic Studies* 65, 1998, pp.361~393.
- Kim, T. B. and H. G. Lee, "Estimation of Taylor Rule and Implication for Monetary Policy of Korea," *KDI Economic Outlook* 28, 2011, pp.45~53.
- Nakajima, J., M. Kasuya, and T. Watanabe, "Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy," *Journal of the Japanese and International Economies* 25, 2011, pp.225~245.
- Park, W. A., "Monetary Policy with Demand and Supply Shock in Korea," *Journal of Money and Finance* 26, 2012.

- Primiceri, G. E., "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *The Review of Economic Studies* 72, 2005, pp.821~852.
- Shephard, N. and M. K. Pitt, "Likelihood Analysis of Non-gaussian Measurement Time Series," *Biometrika* 84, 1997, pp.653~667.
- Sims, C. A. and T. Zha, "Were There Regime Switches in Us Monetary Policy?" *The American Economic Review* 96(1), 2006, pp.54~81.

## Is Mispricing in Asset Prices Due to the Inflation Illusion?

Bong Soo Lee

(Professor and Patty Hill Smith Eminent Scholar Chair in Finance, Department of Finance,  
College of Business, Florida State University)

## 자산가격의 오류는 인플레이션의 착각 때문인가?

이 봉 수

(플로리다 주립대학교 패티힐 스미스 재무 석좌교수)

\* 이봉수: (e-mail) blee2@cob.fsu.edu, (address) Department of Finance, College of Business,  
Florida State University, 311 Rovetta Building, Tallahassee, FL 32306-1110, USA.

- Key Word: **Stock Returns**(주식수익률), **Housing Returns**(주택수익률), **Inflation Illusion**(인플레이션의 착각), **Mispricing**(가격의 오류), **Consumer Sentiment**(소비자 심리)
- JEL Code: G12, R2, E44, C32
- Received: 2014. 5. 29      • Referee Process Started: 2014. 6. 2
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 22

## ABSTRACT

We examine whether the observed negative relations between stock returns and inflation and between housing returns and inflation can be explained by the inflation illusion hypothesis. We identify the mispricing component in asset prices (i.e., stock prices and housing prices) based on present value models, linear and loglinear models, and we then investigate whether inflation can explain the mispricing component using the data from three countries (the U.S., the U.K., and Korea). When we take into account the potential asymmetric effect of positive and negative inflation on the mispricing components in asset prices, which is an important implication of the inflation illusion hypothesis, we find little evidence for the inflation illusion hypothesis in that both positive and negative inflation rates do not have a negative effect on the mispricing components. Instead, we find that behavioral factors such as consumer sentiments contribute to the mispricing of asset prices.

-----

본 논문에서는 주식수익률과 인플레이션 그리고 주택수익률과 인플레이션의 음의 관계가 인플레이션의 착각에 기인하는 것인가를 연구하고자 한다. 우선 자산가격의(즉, 주식가격과 주택가격의) 오류 부분을 선형 또는 비선형 현재가치 모델에 기인해 구해 내고 인플레이션이 이러한 오류 부분을 설명할 수 있는지를 세 개의 국가(즉, 미국, 영국 그리고 한국)의 데이터를 통해서 살펴보고자 한다. 다음에는 양의 인플레이션과 음의 인플레이션이 오류 부분에 비대칭적인 영향을 미치는지를 조사하고자 한다. 그 결과 양의 인플레이션과 음의 인플레이션이 모두 음의 효과를 가지지는 않는다는 사실을 발견하였는데, 이는 인플레이션이 이러한 오류 부분을 설명하지는 않는다는 것을 의미한다. 대신 소비자 심리에 기인한 행동적 요소가 자산가격의 오류에 크게 기여함을 발견하였다.

## I. Introduction

The relation between asset returns (or asset prices) and inflation has been debated extensively in the literature and has received renewed interest in recent years (e.g., Ritter and Warr [2002]; Campbell and Vuolteenaho [2004]; Cohen, Polk, and Vuolteenaho [2005]; Brunnermeier and Julliard [2008]; Wei [2010]). In particular, given the recent implosion of the stock market and housing market price bubbles in many economies and various economic stimulus packages including the central bank's expansionary monetary measures during this economic downturn, there seems little doubt about the possibility of forthcoming inflation. Therefore, the relation between asset returns and inflation becomes a more relevant issue. In this paper, we reexamine the empirical relation between two types of asset returns (i.e., stock returns and housing returns) and inflation using international data of the U.K. and Korea as well as the U.S.

Several hypotheses have been put forward to explain the observed negative correlation between stock returns and inflation. Modigliani and Cohn (1979) propose the inflation illusion hypothesis, which maintains that stock market investors are subject to inflation illusion. According to the hypothesis, stock market investors fail to understand the effect of inflation on nominal dividend growth rates, and they extrapolate historical nominal growth rates even in periods of changing inflation. This implies that stock prices are undervalued when inflation is high and overvalued when it is low.

Feldstein (1980) proposes the tax hypothesis to explain the inverse relation between higher inflation and lower share prices. Fama (1981; 1983) proposes the proxy hypothesis. According to the proxy hypothesis, high expected inflation proxies for slower expected economic growth. That is, a positive association between stock returns and real activity, combined with a negative association between inflation and real activity based on a money demand model, leads to spurious negative relations between stock returns and inflation. The proxy hypothesis has been extended by Geske and Roll (1983), who emphasize the monetization of government deficits and a fiscal and monetary policy linkage. Given that inflation affects value by way of its effect on the risk premium, Brandt and Wang (2003) propose the time-varying risk aversion hypothesis. They present a model in which inflation makes investors more risk averse, driving up the required equity premium, and thus the real discount rate.

Campbell and Vuolteenaho (2004) revisit the issue of the stock price-inflation

relation based on the time-series decomposition of the loglinear dividend yield model, and they provide strong support for Modigliani and Cohn's (1979) inflation illusion hypothesis for the U.S. stock market. Additionally, Cohen, Polk, and Vuolteenaho (2005) present cross-sectional evidence supporting Modigliani and Cohn's hypothesis.

However, some recent studies raise questions about the empirical validity of the inflation illusion hypothesis. Thomas and Zhang (2007) find that the results in Campbell and Vuolteenaho (2004) are sensitive to model specifications including the sample period studied, the proxy used for expected inflation, the use of dividends versus earnings yields, and the VAR methodology employed. So they claim that it is premature to conclude that the market confuses real and nominal growth rates and suffers from the massive inflation illusion (see also Chen, Lung, and Wang [2009]; Wei and Joutz [2009]).

Regarding the housing market, Brunnermeier and Julliard (2008) examine potential mispricing in the housing market, focusing on the price-rent ratio. They argue that people suffer from money illusion and mistakenly assume that real and nominal interest rates move in lockstep. Hence, they wrongly attribute a decrease in inflation to a decline in the real interest rate and consequently underestimate the real cost of future mortgage payments. Therefore, they cause an upward pressure on housing prices when inflation declines.

Piazzesi and Schneider (2007) consider asset pricing in a general equilibrium model in which some, but not all, agents suffer from inflation illusion. Their model predicts a non-monotonic relationship between the price-to-rent ratio on housing and nominal interest rates. Wei (2010) explores an explanation for the positive association between inflation and dividend yields with no inflation illusion involved based on a dynamic general equilibrium New-Keynesian model.

Given the recent debate on the empirical validity of the inflation illusion hypothesis as discussed above and recent implosion of asset prices combined with potential inflationary pressure, we reexamine the empirical relation not only between stock returns and inflation but also between housing returns and inflation using international data of the U.K. and Korea as well as the U.S. For our empirical analyses, in addition to the two major economies of the U.S. and the U.K., we include Korea partly because it is one of representative developing countries hosting G-20 meeting in 2010 and partly because residential housing in Korea constitutes a largest portion of household wealth in the world.

In testing the inflation illusion hypothesis, previous studies tend to focus on the extent that the mispricing component in asset prices can be explained by inflation. However, there are additional important implications in the hypothesis. One is that

the inflation should have a negative effect on the mispricing component to explain the observed negative relation between asset returns and inflation. The other is that not only positive inflation but also negative inflation should have a negative effect on the mispricing component because the inflation illusion hypothesis implies that asset prices are undervalued when inflation is high and overvalued when it is low. In this paper, using various measures of the mispricing component in asset prices (i.e., stock prices and housing prices), we further examine these implications of the inflation illusion hypothesis using international data.

We find some evidence of the inflation illusion hypothesis for the stock return-inflation relation for the U.K. and Korea and for the housing return-inflation relation for Korea in that the inflation rates explain some fraction of mispricing components and their effect on mispricing is negative. However, these findings are obtained assuming a symmetric relation for positive and negative inflation in relation to the mispricing components. When we take into account potential asymmetric effects of positive and negative inflation on the mispricing components in asset prices, which is an important implication of the inflation illusion hypothesis, we find that none of these asset returns is compatible with the inflation illusion hypothesis in that both positive and negative inflation rates do not have a negative effect on the mispricing components. As discussed by Piazzesi and Schneider (2007), one way to understand the finding of limited evidence for the inflation illusion hypothesis is that only a small fraction of investors, if any, suffer from it. As a result we anticipate a non-monotonic relation between asset returns and inflation.

Since we find only limited evidence for the inflation illusion hypothesis, we further examine whether the mispricing in the asset prices is related to behavioral factors such as investor sentiment in an attempt to find other factors that may explain the mispricing in asset prices using consumer confidence as a measure of investor optimism. We find evidence that investor sentiment could have contributed to the mispricing in both stock market and housing market asset prices.

This paper's incremental contribution to the literature includes the following. First, we examine the robustness of the empirical validity of the inflation illusion hypothesis using alternative measures of mispricing component in asset prices based on conventional linear and loglinear models of asset prices (e.g., stock prices and housing prices).

Second, we look at extensive data for evidence of the inflation illusion for both stock prices and housing prices of the U.S., the U.K., and Korea. Korea is included as an example of developing economy, which may have a relatively larger mispricing component in asset prices and a potentially more important role of inflation illusion. We confirm this conjecture in the paper.



Third, we examine another important implication of the inflation illusion hypothesis: potential asymmetric effect of positive and negative inflation on mispricing. This important implication has been ignored in the prior literature. Fourth, since we find only a limited evidence for the inflation illusion hypothesis for stocks and housing, we further examine alternative variables (or factors) that may explain the mispricing in asset prices, and find an important role of consumer sentiment, as a proxy for behavioral factor, in explaining the mispricing.

The paper is organized as follows. In Section 2, we provide empirical identification of the mispricing component in asset prices using simple present value models, first in a linear model, then in a loglinear model allowing for time-varying discount rates. In Section 3, we present empirical results of the extent of the mispricing due to the inflation illusion using the stock market and housing market data from the U.S., the U.K., and Korea. In section 4, we examine whether the mispricing in the asset prices is related to behavioral factors such as consumer sentiment. We conclude in Section 5.

## **II. Empirical Identification of the Mispricing Component in Asset Prices**

One way to examine the importance of the inflation illusion in the relation between asset returns and inflation is to see how much of the mispricing (or non-fundamental) component of asset prices is explained by inflation (e.g., Campbell and Vuolteenaho [2004], for stock market prices; Brunnermeier and Julliard [2008], for housing prices). In this section, we propose a model that helps identify the mispricing component, which is defined as the part of the asset prices that is not related to fundamentals. Then we can examine how much of the mispricing component is related to inflation as a measure of the inflation illusion.

### **1. Identification of the Mispricing Component in a Linear Model**

Suppose that  $X_t$  represents a fundamental variable (e.g., dividends in stock prices or rents in housing prices). Assuming that the fundamental variable is a non-stationary series, we consider its first-differenced series, and it is assumed to have a MAR (moving average representation) by the Wold representation theorem:

$$\Delta X_t = c_{11}(L) u_{1t} = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}^k u_{1t-k} \quad (1)$$

where  $L$  is the lag operator (i.e.,  $L^n x_t = x_{t-n}$ ) and  $c_{ij}(L)$  is a polynomial in the lag operator  $L$  (i.e.,  $c_{ij}(L) = \sum_k c_{ij}^k L^k$  with  $\sum_k \equiv \sum_{k=0}^{\infty}$ ).

Assume that asset price  $P_t$  (e.g., stock price or housing price) has two components, fundamental and mispricing (i.e., non-fundamental) components:

$$P_t = P_t^* + b_t \quad (2)$$

where  $P_t^*$  is a fundamental component and  $b_t$  is a mispricing component, which is part of asset price that is not related to fundamental variable. We further assume that the fundamental component of asset price  $P_t^*$  is determined by the expected present discounted value of the fundamental variable  $X_t$ :

$$\begin{aligned} P_t^* &= E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j X_{t+j} \\ &= \frac{\beta}{1-\beta} X_t + \frac{1}{1-\beta} E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \Delta X_{t+j} \end{aligned} \quad (3)$$

where  $\beta$  is a constant discount factor.<sup>1</sup>

Now we consider a case where  $X_t$  and  $P_t$  are cointegrated of order (1, 1),  $CI(1, 1)$ , and the other case where  $X_t$  and  $P_t$  are not cointegrated.

### ***A. Cointegrated Case***

Suppose  $[X_t, P_t]'$  are cointegrated of order (1, 1),  $CI(1,1)$ . We define a spread between (i.e., a linear combination of)  $X_t$  and  $P_t$  as  $S_t$ :

$$\begin{aligned} S_t &= P_t - \theta X_t = (P_t^* - \theta X_t) + b_t \\ &= S_t^* + b_t = \frac{1}{1-\beta} E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \Delta X_{t+j} + b_t \end{aligned} \quad (4)$$

---

<sup>1</sup> A model with a time-varying discount rate will be discussed in Section 2.2 with a loglinear model.

by setting  $S_t^* = (P_t^* - \theta X_t) = \frac{1}{1-\beta} E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \Delta X_{t+j}$  and  $\theta = \frac{\beta}{1-\beta}$ . Here,  $b_t$  represents the mispricing component in price  $P_t$ .

To calculate the present value of expected future fundamental variables  $\Delta X_{t+j}$ , we use the following lemma, whose proof is provided in Hansen and Sargent (1980):

Lemma: Given  $\Delta X_t = C_{11}(L) u_{1t}$ ,

$$E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \Delta X_{t+j} = \frac{\beta}{L-\beta} [C_{11}(L) - C_{11}(\beta)] u_{1t} \quad (5)$$

Using the lemma, it follows that

$$S_t = S_t^* + b_t = \frac{\beta}{1-\beta} \frac{1}{L-\beta} [c_{11}(L) - c_{11}(\beta)] u_{1t} + b_t \quad (6)$$

Let  $b_t = c_{22}(L) u_{2t}$ , where  $u_{2t}$  represents a non-fundamental shock that drives  $b_t$ . Then, it follows that

$$Z_t = \begin{bmatrix} \Delta X_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Then, the cointegrated model is characterized by

$$\begin{aligned} c_{12}(L) &= 0, \\ c_{21}(L) &= \frac{\beta}{1-\beta} \frac{1}{L-\beta} [c_{11}(L) - c_{11}(\beta)] \end{aligned} \quad (8)$$

Then, using  $u_{1t} = c_{11}(L)^{-1} \Delta X_t$  from (1), it follows that

$$\begin{aligned} S_t &= P_t - \theta X_t = (P_t^* - \theta X_t) + b_t \\ &= c_{21}(L) u_{1t} + c_{22}(L) u_{2t} = c_{21}(L) u_{1t} + b_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= c_{21}(L) \ c_{11}(L)^{-1} \Delta X_t + b_t \\
&= \gamma(L) \Delta X_t + b_t \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j \Delta X_{t-j} + b_t
\end{aligned} \tag{9}$$

where  $\gamma(L) = c_{21}(L) \ c_{11}(L)^{-1}$ . This implies that  $u_{1t}$  is a fundamental shock, and  $c_{22}(L)u_{2t}$  is a mispricing component  $b_t$  of asset price  $P_t$ . That is, when  $[X_t, P_t]'$  are cointegrated of order (1, 1), CI(1,1), the mispricing component  $b_t$  of asset price  $P_t$  is extracted from the spread  $S_t$  as residuals after taking into account current and lagged  $\Delta X_{t-j}$ :

$$\begin{aligned}
b_t &= c_{22}(L)u_{2t} = S_t - c_{21}(L)u_{1t} = S_t - c_{21}(L) \ c_{11}(L)^{-1} \Delta X_t \\
&= S_t - \gamma(L) \Delta X_t = S_t - \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j \Delta X_{t-j}
\end{aligned} \tag{10}$$

Then we regress the mispricing component of asset prices,  $b_t$ , on inflation rates to see how much of  $b_t$  is explained by inflation:

$$b_t = \alpha + \beta \ \pi_t + e_t \tag{11}$$

If inflation  $\pi_t$  explains a substantial fraction of  $b_t$ , it can provide support for the inflation illusion hypothesis.

### ***B. Non-cointegrated Case***

Suppose  $[X_t, P_t]'$  are not cointegrated although both series are integrated of order one, I(1), series. Then, we have the following bivariate MAR (moving average representation):

$$Z_t = \begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} . \tag{12}$$

Given that  $X_t$  is a fundamental variable, we impose  $c_{12}(L) = 0$ , which identifies  $u_{1t}$  as a fundamental shock and  $u_{2t}$  as a non-fundamental shock. Then, it follows

$$\begin{aligned}
S_t &= P_t - \theta X_t = (P_t^* - \theta X_t) + b_t \\
&= S_t^* + b_t = \frac{1}{1-\beta} E_t \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \Delta X_{t+j} + b_t
\end{aligned} \tag{13}$$

by setting  $\theta = \frac{\beta}{1-\beta}$

Since  $[X_t, P_t]'$  are not cointegrated, it follows that the spread  $S_t$  is integrated of order one,  $I(1)$ , process. Thus, it follows from (13) that the mispricing component  $b_t$  is also an integrated order one,  $I(1)$ , process:

$$\Delta P_t = c_{21}(L)u_{1t} + c_{22}(L)u_{2t} = c_{21}(L)u_{1t} + (1-L)b_t \tag{14}$$

That is,  $c_{22}(L)u_{2t} (= \Delta b_t)$  is a mispricing component of  $\Delta P_t$ . Since  $\Delta X_t = c_{11}(L)u_{1t}$ , it follows that

$$\begin{aligned}
\Delta P_t &= c_{21}(L)u_{1t} + c_{22}(L)u_{2t} = c_{21}(L)u_{1t} + (1-L)b_t \\
&= c_{21}(L)c_{11}(L)^{-1}\Delta X_t + c_{22}(L)u_{2t} = \gamma(L)\Delta X_t + (1-L)b_t \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j \Delta X_{t-j} + (1-L)b_t
\end{aligned} \tag{15}$$

where  $\gamma(L) = c_{21}(L)c_{11}(L)^{-1}$ .

Therefore, when stock price  $P_t$  and a fundamental variable  $X_t$  are non-stationary and non-cointegrated, the mispricing component in the price will be non-stationary and it is derived from  $\Delta P_t$  as residuals after taking into account current and lagged  $\Delta X_{t-j}$ .<sup>2</sup>

$$\begin{aligned}
\Delta b_t &= c_{22}(L)u_{2t} = \Delta P_t - c_{21}(L)u_{1t} = \Delta P_t - c_{21}(L)c_{11}(L)^{-1}\Delta X_t \\
&= \Delta P_t - \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_j \Delta X_{t-j}
\end{aligned} \tag{16}$$

---

**2** Therefore, it is shown that the presence of a cointegration  $CI(1,1)$  relation between cash flows (e.g., dividends or rents) and asset prices is a sufficient condition for the absence of a non-stationary mispricing component in the asset prices for the sample period. If we define the non-stationary mispricing component in the asset prices as a bubble in asset prices, this can be used as a condition for the presence of the bubble (see e.g., Lee [1998]).

Then, as in (11), we regress the mispricing component of asset prices,  $\Delta b_t$ , on inflation rates to see how much of the mispricing component  $\Delta b_t$  is explained by inflation.

## 2. Identification of the Mispricing Component in a Loglinear Model

Models in Section 2.1 are based on non-logged (real) asset prices and fundamentals with a constant discount rate. Previous studies such as Campbell and Shiller (1988a; 1989b), Campbell (1991), and Campbell and Ammer (1993) develop log-linear models allowing for time-varying discount rates. They show that the log price-dividend ratio  $s_{2t}$  is given by:

$$s_{2t} = p_t - d_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [\Delta d_{t+j} - h_{t+j}] + \eta_t \quad (17)$$

where  $p_t$  and  $d_t$  are logged asset price and fundamental variable (e.g., dividend),  $h_t$  is time-varying returns, and  $\eta_t$  is an approximation error. Equation (17) states that the spread  $s_{2t}$ , the log price-dividend ratio, is an expected discounted value of all future dividend growth rates less returns discounted at the discount rate  $\rho$ . That is, the log price-dividend ratio is an expected discounted value of all future one-period ‘discounted rate-adjusted dividend growth rates’,  $\Delta d_{t+j} - h_{t+j}$ . As such, the log price-dividend ratio provides the optimal forecast of the discounted value of all future dividend growth rates, future returns, or both.

This model is characterized as the restrictions  $c_{12}(L)=0$ ,  $c_{13}(L)=0$ , and  $c_{23}(L)=0$ , on the following trivariate MAR model:

$$Z_t = \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta dr_t \\ s_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) & c_{13}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) & c_{23}(L) \\ c_{31}(L) & c_{32}(L) & c_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{dt} \\ e_{rt} \\ e_{nt} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Where  $\Delta dr_t = \Delta d_t - h_t$ ,  $e_{dt}$  = dividend innovation,  $e_{rt}$  = stock return innovation, and  $e_{nt}$  = non-fundamental innovation (e.g., Lee [1998]).<sup>3</sup> That is, with the above

---

**3** As in Campbell and Shiller (1988b), we also assume  $E_t h_t = E_t r_t + c$ . That is, we assume that there is some variable  $r_t$  whose beginning-of-period rational expectation, plus a constant term  $c$ , equals

identifying restrictions, we have the following:

$$\Delta d_t = c_{11}(L)e_{dt}, \quad \Delta dr_t = c_{21}(L)e_{dt} + c_{22}(L)e_{rt}, \text{ and}$$

$$s_{2t} = c_{31}(L)e_{dt} + c_{32}(L)e_{rt} + c_{33}(L)e_{nt}$$

In the above representation, the mispricing component in the logged price,  $b_t$ , is given by  $c_{33}(L)e_{nt}$ , which is part of the log price-dividend ratio  $s_{2t}$  that is not related to such fundamental variables as dividends and returns.

Then, the mispricing component in the logged price,  $b_t$ , is derived from  $s_{2t}$  as residuals after taking into account current and lagged  $\Delta d_{t-j}$  and  $\Delta dr_{t-j}$  for  $j = 0, 1, 2, \dots$ :

$$\begin{aligned} b_t &= c_{33}(L)e_{nt} = s_{2t} - c_{31}(L)e_{dt} - c_{32}(L)e_{rt} \\ &= s_{2t} - \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{1j} \Delta d_{t-j} - \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{2j} \Delta dr_{t-j} \end{aligned}$$

Then, as in (11), we regress the mispricing component of logged asset prices,  $b_t$ , on inflation rates to see how much of  $b_t$  is explained by inflation.

### 3. Test for the Inflation Illusion

The inflation illusion hypothesis can be tested, as in the previous studies, by examining whether a substantial fraction of the mispricing component of asset prices is explained by inflation. However, the hypothesis anticipates not only that inflation is playing an important role in explaining the mispricing component but also that inflation and asset prices are negatively related. That is, according to the inflation illusion hypothesis, when inflation is high, real as well as nominal interest rates will be high, future cash flows are heavily discounted, and asset prices will be lower. Therefore, inflation should affect the mispricing component negatively.

In regression (11), we examine the explanatory power of inflation by using only the current inflation rates. In a strict sense, we can consider only the current inflation

---

the ex ante return on stock  $h_t$  over the period. While Campbell and Shiller (1988b) consider the hypothesis that the expected real return on stock equals the expected real return on commercial paper plus a constant, we consider that the expected real return on stock equals the expected real return on the long-term government (10-year Treasury) bond plus a constant since we are also investigating the housing market in addition to the stock market. For details, see Section 3.1.

rate to examine the contemporaneous negative relation between asset returns and inflation. However, to be more flexible, we allow for lagged inflation rates to affect the mispricing components. Therefore, we consider the following three cases with inflation rates: only the current inflation rate, only the lagged inflation rates, and the current and lagged inflation rates.<sup>4</sup>

$$b_t = \alpha + \beta\pi + e_t \quad (11.1)$$

$$b_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \pi_{t-j} + e_t \quad (11.2)$$

$$b_t = \alpha + \sum_{j=0}^k \beta_j \pi_{t-j} + e_t \quad (11.3)$$

We test for the null hypothesis that inflation rates as a group do not affect the mispricing component and for the null hypothesis that the net cumulative effect of inflation is zero, as follows:

$$H1_0: \beta_j = 0 \text{ for each } j, \text{ and}$$

$$H2_0: \sum_j \beta_j = 0$$

We consider another important implication of the inflation illusion hypothesis. According to the hypothesis, asset prices (i.e., stock prices or housing prices) are undervalued when inflation is high and become overvalued when inflation falls. Therefore, the hypothesis anticipates that both positive and negative inflation shocks drive only a negative asset return-inflation relation. This implies that both positive and negative inflation rates are negatively related to the mispricing component in asset prices. To examine this implication of the inflation illusion hypothesis, we employ a dummy variable regression:

$$b_t = a + b1 \pi1_t + b2 \pi2_t + e_t \quad (11.4)$$

---

**4** The mispricing component,  $b_t$ , is unobservable and thus needs to be identified and calculated, and then this proxy is used to be related to inflation. So naturally, additional measurement error related standard error can be a problem. However, as Pagan (1984) points out, the standard errors are not really a problem here. This is partly because we use the mispricing component,  $b_t$ , as the left hand side variable (i.e., regressand) rather than a right hand side variable (i.e., regressors).



where  $\pi_1 = D_t \times \pi_t$  = positive inflation;  $\pi_2 = (1 - D_t) \times \pi_t$  = negative inflation; and  $D_t = 1$  when  $\pi_t > 0$ , otherwise 0. That is, the inflation illusion hypothesis anticipates that both  $b_1 < 0$  and  $b_2 < 0$ .

### III. Empirical Results

#### 1. Data and Preliminary Findings

For our empirical analysis, we use data from the U.S., the U.K., and Korea. For the empirical estimation for the U.S. stock market, we use the monthly S&P real price index and dividend series for the sample period of 1872:01 to 2009:06. The data are from Shiller's web page: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>. For the U.S. housing price index, we use the monthly average price of new one-family house sold during the month (USHOUSEP), which is from the Bureau of the Census. For the U.S. rent series, we use the monthly CPI component of rent for primary residence (USCPHRR.E), which is available from the Bureau of Labor Statistics.<sup>5</sup> For the housing price and rent index, the sample period is from 1981:01 to 2009:06. For interest rates, we use the long-term government (10-year Treasury) bond yield on Shiller's web page.<sup>6</sup>

For the empirical estimation for the U.K. stock market, we use the quarterly MSCI return index with and without dividend yield, which allows us to extract dividend series, obtained from Datastream for the sample period of 1988:I to

---

<sup>5</sup> There is still debate about the appropriate measure of housing prices and rents in relation to inflation. For example, *Journal of Housing Economics* recently had a "Special Issue on Owner Occupied Housing in National Accounts and Inflation Measures" in Volume 18, Issue 3, September 2009.

In its objective, it states that "The articles (*in this special issue*) take up various facets of the treatment of owner occupied housing (OOH) services in the official statistics of nations, and especially of the nation at the center of the global financial crisis: the United States. It is easy to understand why the cost of OOH services belongs in measures of consumer expenditure, national output and inflation. Most people in the United States – as in many other nations – live in homes they own, their homes constitute most of their wealth, and home values have been subject to large swings. Errors made in assessing the evolution over time, or levels, of prices for OOH services could distort key measures of national economic performance including the consumer price index (CPI)."

<sup>6</sup> See footnote 8 for the discussion of using interest rates for stock returns (see also Campbell and Shiller [1988b]).

2008:IV. For the U.K. housing market index, we use the quarterly IPD all property index and the corresponding rent index for the sample period of 1988:I to 2008:IV. For interest rates, we use the yield on the U.K. government 10-year bond.

For the empirical estimation for the Korean stock market prices, we use quarterly MSCI return index with and without dividend yield obtained from Datastream for the sample period of 1988:I to 2008:IV. For the Korean housing market index, we use the housing purchase price composite index and the corresponding CPI component of rent for the sample period of 1987:I~2009:II. The housing index is from Kookmin Bank and the rent series is from the National Statistics Bureau.<sup>7</sup> For interest rates, we use the five-year rate on the Korean National Housing Bond. The CPIs (not seasonally adjusted) for all the countries are originally from the International Financial Statistics of IMF, which are obtained from Datastream

<Table 1> reports the results of the regression of various asset returns on inflation rates and cross correlations between asset returns and inflation for the U.S. (Panel A), the U.K. (Panel B), and Korea (Panel C). We report not only contemporaneous correlations but also the cross correlations with one lag and one lead to allow for a potential mismatch in timing in the compilation of the data.

The regression for the U.S. in Panel A shows that nominal stock returns (SR) are positively related to inflation (coefficient = 0.39) but the coefficient is substantially less than one for the sample period of 1871-2009. As a result, real stock returns (RSR) are significantly negatively related to inflation (coefficient = -0.61), which is confirmed by the cross correlations between stock returns and inflation. For the housing returns, both nominal (HR) and real (RHR) housing returns are negatively related to inflation for the sample period of 1981~2009, which is also confirmed by the cross correlations. Therefore, we find that both (real) asset returns are negatively related to inflation for the U.S.

For the U.K. and Korea, we find that both nominal and real asset returns (i.e., stock returns and housing returns) are negatively related to inflation for the sample period, which is confirmed by cross correlations, while there is some variation in the

---

**7** The housing index is available from Kookmin Bank web page: [http://land.kbstar.com/quics?asfilecode=5023&\\_nextPage=page=B002188&weblog=l\\_gnb\\_C4](http://land.kbstar.com/quics?asfilecode=5023&_nextPage=page=B002188&weblog=l_gnb_C4)  
The rent series is available from the National Statistics Bureau web page: [http://www.kosis.kr/domestic/theme/do01\\_index.jsp](http://www.kosis.kr/domestic/theme/do01_index.jsp)  
Both series are also available from the Bank of Korea (<http://ecos.bok.or.kr/>).  
For the Korean housing market index, we also use the quarterly 'National Apartment Purchase Price Indices' and the 'National Apartment Jeonse Price Indices' for the sample period of 1988 to 2008. The Jeonse price is an up-front lump-sum deposit from the tenant to the owner for the use of the property with no additional requirement for periodic rent payments. The empirical results are similar and they do not change any of our interpretation of the Korean empirical results.

<Table 1> Regressions and Cross Correlations

Dependent variable	Constant (t-stat)	INF (t-stat)	Adjusted R <sup>2</sup>	Cross correlations with INF (t-k)			Q stat
				-1	0	1	
Panel A: The U.S.							
Sample period: 1871:01 to 2009:06 (monthly)							
SR	0.3375 (3.3053)	0.3883 (4.1392)	0.0096	0.0968***	0.1011***	0.0092	32.73***
RSR	0.3440 (3.3699)	-0.6110 (-6.5150)	0.0243	0.0223	-0.1579***	-0.0635**	49.01***
Sample period: 1981:01 to 2009:06 (monthly)							
HR	0.4736 (1.7772)	-0.1511 (-0.2404)	-0.0028	-0.0140	-0.0131	0.0087	1.75
RHR	0.4745 (1.7838)	-1.1516 (-1.8353)	0.0069	-0.0567	-0.0992**	0.0259	4.71
Panel B: The U.K.							
Sample period: 1988:I to 2008:IV (quarterly)							
SR	2.4077 (1.9373)	-0.0512 (-0.0505)	-0.0124	-0.0917	-0.0056	-0.1445	2.52
RSR	2.4046 (1.9492)	-1.0543 (-1.0478)	0.0012	-0.1003	-0.1164	-0.1525	4.02
HR	0.5360 (1.2315)	-0.9435 (-2.6574)	0.0696	0.0233	-0.2848***	-0.1133	8.05**
RHR	0.5082 (1.1827)	-1.8868 (-5.3832)	0.2567	0.0020	-0.5157***	-0.1203	23.85***
Panel C: Korea							
Sample period 1988:I to 2008:IV (quarterly)							
SR	5.6645 (1.7111)	-2.5788 (-1.1306)	0.0034	-0.2032*	-0.1246	-0.3260***	14.02***
RSR	5.6733 (1.7272)	-3.5762 (-1.5802)	0.0179	-0.2084*	-0.1729	-0.3330***	15.83***
Sample period 1987:I to 2009:II (quarterly)							
HR	0.7133 (2.0470)	-0.7437 (-3.3908)	0.1066	0.2617***	-0.3417***	0.1128	18.10***
RHR	0.6971 (2.0255)	-1.6989 (-7.8425)	0.4074	0.2822***	-0.6436***	0.1598	47.37***

Notes: SR = nominal stock return; RSR = real stock return; HR = nominal housing return; RHR = real housing return; INF= inflation rate; Q-stat = Ljung-Box statistics for the test of the significance of three cross-correlations as a group.

\*\*\*, \*\* and \* denote significance at 1%, 5%, and 10%, respectively.

magnitude of correlations in each country.<sup>8</sup> Therefore, we find that for all three countries, the relation between (real) asset returns and inflation is negative, and thus both stocks and housing in these countries are not a good short-term hedge against inflation for the sample period.

## 2. The U.S.

In <Table 2>, we report the results of unit root tests and cointegration tests for asset prices (i.e., stock prices and housing prices) and fundamental variables (i.e., dividends and rents). Panel A of <Table 2> shows that both the S&P prices and dividends are non-stationary,  $I(1)$ , series; and the linear combination of the stock prices and dividends (i.e., the spread  $S1$ ) is marginally stationary, implying that they are cointegrated of order  $(1,1)$ . We further implement Johansen's cointegration tests using maximum likelihood and trace tests. Both tests show that the null of no cointegration is rejected at the conventional significance level of 10%, which indicates that there is at least one cointegration vector between real stock prices and dividends. This indicates that the mispricing component of the S&P stock price is stationary. This implies that the deviation of stock prices from fundamentals is not non-stationary, and that stock prices and fundamentals tend to move together over time so there is little chance of potential non-stationary bubbles in stock prices for the sample period.

As in equation (10), we regress the spread on current and lagged first-differenced dividends to derive a mispricing component of the S&P prices, and then we regress the mispricing component on inflation as in equation (11). The estimation results are presented in Panel A of <Table 3> under the heading SP (i.e., stock prices).

---

<sup>8</sup> Hartzell, Liu, and Hoesli (1997) investigate whether real estate securities continue to act as a perverse inflation hedge in foreign countries given security design differences. They find that real estate securities provide a worse hedge against inflation relative to common stocks in some countries and are comparable to stocks in other countries. Regarding whether REITs provide an inflation hedge in the long run, previous studies find the lack of a positive relationship between general prices and REIT returns. As in most prior research, Chatrath and Liang (1998) also find no evidence that REIT returns are positively related to temporary or permanent components of inflation measures.

## <Table 2> Unit Root and Cointegration tests

Panel A. The U.S.

### A.1 Unit Root Tests

(i) Augmented Dickey-Fuller Regression

$$\Delta X_t = a_0 + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + v_t$$

(ii) Phillips-Perron Regression

$$X_t = b_0 + bX_{t-1} + v_t$$

Variables ( $X_t$ )	Dickey-Fuller test		Phillips-Perron test	
	$\tau_\alpha$ (2 lags)	$\tau_\alpha$ (4 lags)	Z(t <sub>b</sub> ) (2 lags)	Z(t <sub>b</sub> ) (4 lags)
P	-0.96694	-1.11064	-0.89804	-0.96453
D	-0.72528	-1.06637	0.77621	0.42614
S1	-2.70089	-3.00865	-2.48044	-2.61577
HP	-1.35666	-1.13575	-1.72634	-1.56122
rent	-1.26378	-1.36215	-1.01396	-1.04611
S2	-2.37180	-1.98865	-3.64679	-3.65443

### A.2 Cointegration Tests

Eigenvalu	L-max	Trace	H <sub>0</sub> : r	p-r	L-max90	Trace90
The S&P price and dividend series (monthly, real non-logged)						
0.0087	14.44	14.77	0	2	10.60	13.31
0.0002	0.33	0.33	1	1	2.71	2.71
The U.S. house price and rent series						
0.0380	13.15	15.41	0	2	10.60	13.31
0.0066	2.26	2.26	1	1	2.71	2.71

Notes: P = real stock prices; D = dividends; HP = housing prices; rent= rent series.

1. Monthly data from 1872:01 to 2009:06 (non-logged real series)

$P_t = -322.4787 + 57.4843 D_t + S1_t$

(-26.4518) (44.2457) R Bar \*\*2 0.7211

Critical values: 1% = -3.437; 5% = -2.864; 10% = -2.568

2. Monthly data from 1981:01 to 2009:06 (non-logged real series)

$HP_t = -2233.6807 + 0.3487 \text{ Rent}_t + S2_t$

(-15.8347) (22.5187) R Bar \*\*2 0.7370

Critical values: 1% = -3.451; 5% = -2.870; 10% = -2.571

(Fuller [1976], Tables 8.5.1 and 8.5.2, pp.371~373). The details of the adjusted  $t$ -statistics Z(t<sub>b</sub>) can be found in the work of Phillips and Perron (1988).

Eigenvalue: Eigenvalue corresponding to the maximum likelihood function,

H<sub>0</sub>: r: Hypothesis about the cointegrating rank r.

L-max: The likelihood ratio test statistic for testing r cointegrating vectors versus the alternative of r+1 cointegrating vectors;

Trace: the likelihood ratio test statistic for testing the hypothesis of at most r cointegrating vectors. These are based on Johansen (1988). L-max90 and Trace90 are the corresponding critical values. Critical values indicate the corresponding statistics to be used for testing unit root.

Panel B. The U.K.

B.1 Unit Root Tests

(i) Augmented Dickey-Fuller Regression

$$\Delta X_t = a_0 + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + v_t$$

(ii) Phillips-Perron Regression

$$X_t = b_0 + bX_{t-1} + v_t$$

Variables ( $X_t$ )	Dickey-Fuller test		Phillips-Perron test	
	$\tau_\alpha$ (2 lags)	$\tau_\alpha$ (4 lags)	Z( $t_b$ ) (2 lags)	Z( $t_b$ ) (4 lags)
P	-1.57939	-1.81124	-1.55336	-1.58780
D	-1.72130	-0.45011	-4.83084	-5.14922
S1	-2.20486	-1.63721	-5.65981	-6.08621
HP	-3.86504	-3.70483	-1.57092	-1.77748
rent	-0.31763	-2.11368	1.22393	0.94481
S2	-3.90989	-3.75319	-1.58722	-1.80037

B.2 Cointegration Tests

Eigenvalu	L-max	Trace	H <sub>0</sub> : r	p-r	L-max90	Trace90
The U.K. stock price and dividend series (quarterly, real non-logged)						
0.1379	11.87	14.37	0	2	10.60	13.31
0.0308	2.50	2.50	1	1	2.71	2.71
The U.K. house price and rent series						
0.5057	57.08	57.75	0	2	10.60	13.31
0.0083	0.68	0.68	1	1	2.71	2.71

Notes: P = real stock prices; D = dividends; HP = housing prices; rent= rent series.

1. Monthly data from 1888:I to 2008:IV (non-logged real series)

$$P_t = 70.7287 + 84.2442 D_t + S_{1t}$$

$$(4.4399) (10.09119)$$

$$R \text{ Bar }^{**2} \quad 0.5469$$

Critical values: 1% = -3.512 5% = -2.897 10% = -2.586

2. Quarterly data from 1988:I to 2008:IV (non-logged real series)

$$HP_t = 104.0368 - 0.0534 \text{ Rent}_t + S_{2t}$$

$$(14.0155) (-1.2164)$$

$$R \text{ Bar }^{**2} \quad 0.0103$$

Critical values: 1% = -3.512 5% = -2.897 10% = -2.586

(Fuller [1976], Tables 8.5.1 and 8.5.2, pp.371~373). The details of the adjusted  $t$ -statistics Z( $t_b$ ) can be found in the work of Phillips and Perron (1988).

Eigenvalue: Eigenvalue corresponding to the maximum likelihood function,

H<sub>0</sub>: r: Hypothesis about the cointegrating rank r.

L-max: The likelihood ratio test statistic for testing r cointegrating vectors versus the alternative of r+1 cointegrating vectors;

Trace: the likelihood ratio test statistic for testing the hypothesis of at most r cointegrating vectors. These are based on Johansen (1988). L-max90 and Trace90 are the corresponding critical values. Critical values indicate the corresponding statistics to be used for testing unit root.

Panel C. Korea

C.1 Unit Root Tests

(i) Augmented Dickey-Fuller Regression

$$\Delta X_t = a_0 + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta X_{t-i} + v_t$$

(ii) Phillips-Perron Regression

$$X_t = b_0 + bX_{t-1} + v_t$$

Variables ( $X_t$ )	Dickey-Fuller test		Phillips-Perron test	
	$\tau_\alpha$ (2 lags)	$\tau_\alpha$ (4 lags)	Z( $t_b$ ) (2 lags)	Z( $t_b$ ) (4 lags)
P	-2.24168	-2.55055	-2.09893	-2.19550
D	-8.73675	-1.34687	-11.85300	-11.63770
S1	-2.05769	-3.16879	-2.53281	-2.66095
HP	-1.42662	-1.66996	-0.94946	-1.08881
rent	0.20365	-0.40403	0.11344	-0.01447
S2	-1.27780	-2.28815	-0.89537	-1.10946

C.2 Cointegration Tests

Eigenvalue	L-max	Trace	H <sub>0</sub> : r	p-r	L-max90	Trace90
Korean stock price and dividend series (quarterly, real non-logged)						
0.5796	70.19	74.95	0	2	10.60	13.31
0.0571	4.76	4.76	1	1	2.71	2.71
Korean house price and rent series						
0.1171	10.96	12.76	0	2	10.60	13.31
0.0203	1.81	1.81	1	1	2.71	2.71

Notes: P = real stock prices; D = dividends; HP = housing prices; rent= rent series.

1. Monthly data from 1988:I to 2008:IV (non-logged real series)

$$P_t = 89.0082 + 12.9584 D_t + S1_t$$

$$(21.0537) (2.6088) \quad R \text{ Bar }^{**2} \quad 0.0435$$

Critical values: 1% = -3.512 5% = -2.897 10% = -2.586

2. Quarterly data from 1987:I to 2009:II (non-logged real series)

$$HP_t = -11.4036 + 1.0165 \text{ Rent}_t + S2_t$$

$$(-1.9096) (8.1871) \quad R \text{ Bar }^{**2} \quad 0.3917$$

Critical values: 1% = -3.505 5% = -2.894 10% = -2.584

(Fuller [1976], Tables 8.5.1 and 8.5.2, pp.371~373). The details of the adjusted  $t$ -statistics Z( $t_b$ ) can be found in the work of Phillips and Perron (1988).

Eigenvalue: Eigenvalue corresponding to the maximum likelihood function,

H<sub>0</sub>: r: Hypothesis about the cointegrating rank r.

L-max: The likelihood ratio test statistic for testing r cointegrating vectors versus the alternative of r+1 cointegrating vectors;

Trace: the likelihood ratio test statistic for testing the hypothesis of at most r cointegrating vectors. These are based on Johansen (1988). L-max90 and Trace90 are the corresponding critical values. Critical values indicate the corresponding statistics to be used for testing unit root.

<Table 3> reports estimates of the regression of mispricing component on current inflation rate, lagged inflation rates, and current and lagged inflation rates:

$$NFi_t = \alpha_i + \beta_i INF_t + e_{i,t}, \quad (11.1)$$

$$NFi_t = \alpha_i + \sum_{i=1}^m \beta_i INF_{t-i} + e_{i,t}, \quad (11.2)$$

$$NFi_t = \alpha_i + \sum_{i=0}^m \beta_i INF_{t-i} + e_{i,t}, \text{ for } i = 1, 2, 3, \quad (11.3)$$

where NF1 = mispricing component in asset prices (e.g., stock prices or housing prices), NF2 = mispricing component in the first differenced asset prices, and NF3 = mispricing component in the difference in log prices and log dividends (or rents).

\*\*\*, \*\*, and \* represent significance at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

For model (11.1) with the current inflation, we report a constant and coefficient of the current inflation. Adjusted  $R^2$  is in percentage. For model (11.2) with lagged inflation rates, we report  $\chi^2$  test of the null that each coefficient is zero, and the sum of coefficients with the  $\chi^2$  test that the sum is zero. Adjusted  $R^2$  is in percentage. For model (11.3) with the current and lagged inflation rates, we report  $\chi^2$  test of the null that each coefficient is zero, and the sum of coefficients of the current and lagged inflation rates with the  $\chi^2$  test that the sum is zero. Adjusted  $R^2$  is in percentage. SP and HP denote mispricing component in stock price and housing price, respectively.

Since U.S. stock prices and dividends are cointegrated, we use a loglinear model as discussed above by regressing the mispricing component of the spread ( =  $\log(p(t)) - \log(d(t))$ ), (i.e.,  $b_t = NF3_t$ , mispricing component in the difference in log prices and log dividends or rents), on inflation. We find that the adjusted  $R^2$  is 0.005 when the current inflation rate is used as the regressor, 0.002 when six lagged inflation rates are used [i.e.,  $INF(t-1)$  through  $INF(t-6)$ ], and 0.004 when the current and six lagged inflation rates are used. While inflation rates appear to affect the mispricing component, inflation still explains little variation (less than 1%) in the mispricing component. Further, their net effect is positive rather than negative, which is not consistent with the inflation illusion hypothesis.

Overall, we find that the U.S. S&P stock market prices and fundamentals tend to move together over time, and inflation explains only a small fraction of various mispricing components of stock market prices. This indicates that the inflation illusion hypothesis is not effective in explaining the observed negative U.S. stock return and inflation relation.



<Table 3> Explanatory Power of Inflation for the Mispricing Component in Asset Prices

Panel A. The U.S.

	NF3	NF3
Current INF		
Constant	0.00	-0.00
Coefficient	0.03***	0.00
Adj. R <sup>2</sup>	0.005	-0.003
Lagged INF		
Each coeff. = 0	13.84**	2.32
Sum of coeff.	0.05***	0.04
Adj. R <sup>2</sup>	0.002	-1.000
Current & Lagged INF		
Each coeff. = 0	20.14***	2.59
Sum of coeff.	0.06***	0.04
Adj. R <sup>2</sup>	0.004	-1.003

Panel B. The U.K.

	NF3	NF3
Current INF		
Constant	0.05**	0.00
Coefficient	-0.06***	0.00
Adj. R <sup>2</sup>	0.099	-0.001
Lagged INF		
Each coeff. = 0	71.39***	0.79
Sum of coeff.	-0.17***	0.02
Adj. R <sup>2</sup>	0.311	-0.047
Current & Lagged INF		
Each coeff. = 0	67.66***	0.85
Sum of coeff.	-0.17***	0.02
Adj. R <sup>2</sup>	0.311	-0.062

Panel C. Korea

	NF3	NF2
Current INF		
Constant	0.53***	0.03
Coefficient	-0.45***	-0.03
Adj. R <sup>2</sup>	0.190	-0.010
Lagged INF		
Each coeff. = 0	43.76***	10.99**
Sum of coeff.	-0.87***	-0.62***
Adj. R <sup>2</sup>	0.372	0.116
Current & Lagged INF		
Each coeff. = 0	44.89***	11.57**
Sum of coeff.	-0.92***	-0.57***
Adj. R <sup>2</sup>	0.373	0.117

In Panel A of <Table 2>, we find that both U.S. housing prices and rent series are nonstationary, I(1), series, and the linear combination of the housing prices and rent series (i.e., the spread S2) is an I(0) series, in particular, by the Phillips-Perron unit root tests, implying that they are cointegrated of order (1,1). We further implement Johansen's cointegration tests using maximum likelihood and trace tests. Both tests show that the null of no cointegration is rejected at the conventional significance level of 10%, which indicates that there is at least one cointegration vector between real housing prices and rent series. This indicates that the mispricing component of housing price is stationary. This implies that the deviation of housing prices from fundamentals (i.e., rent) is not non-stationary, and that housing prices and fundamentals tend to move together over time so there is little chance of a potential non-stationary bubble in housing prices.

Since U.S. housing prices and rent series are cointegrated, we use a loglinear model by regressing the mispricing component of the spread ( $= \log(\text{hp}(t)) - \log(\text{rent}(t))$ ), (i.e.,  $b_t = \text{NF3}_t$ ), on inflation. We find that the adjusted R<sup>2</sup> is -0.003 when the current inflation rate is used as the regressor, -0.010 when six lagged inflation rates are used [i.e.,  $\text{INF}(t-1)$  through  $\text{INF}(t-6)$ ], and -0.013 when the current and six lagged inflation rates are used. Further, inflation rates tend to have an insignificant positive effect on the mispricing component, which is inconsistent with

the inflation illusion hypothesis.

Overall, we find a stationary mispricing component in the U.S. housing prices, and inflation does not explain the mispricing component of the housing prices regardless of different modeling of the mispricing component. Further, the effect of inflation on the housing mispricing component is insignificant. This implies that the inflation illusion is not effective in explaining the observed negative U.S. housing return and inflation relation.

Now we examine a potential asymmetric relation between mispricing and inflation as discussed in Section 2.3 with regression (11.4). The estimation results of the asymmetric regression models are presented in <Table 4>. In Panel A, we report the results for the U.S. stock and housing markets. For the U.S. stock market prices, the regression of the mispricing component in the loglinear model, NF3, has an adjusted  $R^2$  of 0.077. In the regression of NF3, positive inflation has a negative effect, but negative inflation has a positive effect on the mispricing, which is not fully consistent with the illusion hypothesis.

For the U.S. housing market, positive inflation has an insignificant positive effect while negative inflation has an insignificant negative effect on the mispricing component, which is not consistent with the illusion hypothesis. That is, the negative relation between housing returns and inflation for the U.S. is not consistent with the inflation illusion hypothesis regardless of whether we take into account the potential asymmetric relations.

$$NF_i = a + b_1 \pi_{1i} + b_2 \pi_{2i}, \text{ for } i = 1, 2, 3, \quad (11.4)$$

where  $\pi_{1i}$  = positive inflation;  $\pi_{2i}$  = negative inflation,

NF1 = mispricing component in asset prices (e.g., stock prices or housing prices), NF2 = mispricing component in the first differenced asset prices, and NF3 = mispricing component in the difference in log prices and log dividends (or rents).

SP and HP denote mispricing component in stock price and housing price, respectively.

\*\*\*, \*\*, and \* represent significance at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

<Table 4> Asymmetric Relation between Mispricing and Inflation

Panel A. The U.S.

	NF3	NF3
Constant	0.08***	-0.00
Coeff. of $\pi 1_t$	-0.09***	0.02
Coeff. of $\pi 2_t$	0.17***	-0.01
Adj. R <sup>2</sup>	0.077	-0.002
$\chi^2$ (1) test	134.03***	0.76
Signi. level	0.000	0.382

Panel B. The U.K.

	NF3	NF3
Constant	0.05**	-0.01
Coeff. of $\pi 1_t$	-0.06***	0.01
Coeff. of $\pi 2_t$	-0.03	-0.10
Adj. R <sup>2</sup>	0.088	-0.017
$\chi^2$ (1) test	0.02	0.48
Signi. level	0.879	0.490

Panel C. Korea

	NF3	NF2
Constant	0.70***	0.06
Coeff. of $\pi 1_t$	-0.54***	-0.04
Coeff. of $\pi 2_t$	2.62***	-0.14
Adj. R <sup>2</sup>	0.215	-0.022
$\chi^2$ (1) test	14.61***	0.04
Signi. level	0.000	0.839

### 3. The U.K.

Panel B of <Table 2> shows that both stock prices and dividends are nonstationary, I(1), series, and the linear combination of the stock prices and dividends (i.e., the spread S1) is stationary, implying that they are cointegrated of order (1,1). To be more precise, we obtain somewhat mixed unit root test results. Dividends are stationary by the Phillips-Perron test and the spread between stock prices and dividends is nonstationary by the Dickey-Fuller test. However, the

Johansen tests show that they are cointegrated: Johansen's cointegration tests using maximum likelihood and trace tests show that the null of no cointegration is rejected at the conventional significance level of 10%, which indicates that there is at least one cointegration vector between real stock prices and dividends. This implies that the mispricing component of the U.K. stock market price is stationary as in the case of the U.S.

Since U.K. stock prices and dividends are cointegrated, we use a loglinear model by regressing the mispricing component of the spread ( $= \log(p(t)) - \log(d(t))$ ), (i.e.,  $b_t = NF3_t$ ), on inflation. We find that the adjusted  $R^2$  is 0.099 when the current inflation rate is used as the regressor, 0.311 when four lagged inflation rates are used [i.e.,  $INF(t-1)$  through  $INF(t-4)$ ], and 0.311 when the current and four lagged inflation rates are used. Further, inflation rates affect the mispricing component, and their net effect is significantly negative, which is consistent with the inflation illusion hypothesis.

Overall, we find that the U.K. stock market prices and fundamentals tend to move together over time, and inflation explains some fraction of the mispricing component of stock market prices with their net effect being negative. This implies that the inflation illusion hypothesis helps explain the observed negative relation between U.K. stock returns and inflation.

We now turn to the U.K. housing market prices. Panel B of <Table 2> shows that both the housing index and rent series are nonstationary,  $I(1)$ , series, and the linear combination (i.e., the spread  $S1$ ) is stationary, implying that they are cointegrated of order  $(1,1)$ . To be more precise, we obtain somewhat mixed unit root test results. Housing prices are stationary by the Dickey-Fuller test and the spread between housing prices and dividends is nonstationary by the Phillips-Perron test. However, the Johansen tests show that they are cointegrated: Johansen's cointegration tests in Panel B show that the null of no cointegration is rejected at the conventional significance level of 10%, which indicates that there is at least one cointegration vector between real housing index and rent series. This indicates that the mispricing component of the U.K. housing index is stationary.

Since U.K. housing prices and rent series are cointegrated, we use a loglinear model by regressing the mispricing component of the spread ( $= \log(hp(t)) - \log(rent(t))$ ), (i.e.,  $b_t = NF3_t$ ), on inflation. We find that the adjusted  $R^2$  is -0.012 when the current inflation rate is used as the regressor, -0.048 when four lagged inflation rates are used [i.e.,  $INF(t-1)$  through  $INF(t-4)$ ], and -0.062 when the current and four lagged inflation rates are used. Further, inflation rates as a group do not affect the mispricing component, and their net effect is insignificant, which is not consistent with the inflation illusion hypothesis.

Overall, we find that the U.K. housing prices and fundamentals tend to move together over time, and inflation does not explain the mispricing component of housing prices with their net effect being insignificant. This indicates that the inflation illusion hypothesis does not help explain the U.K. housing return and inflation relation.

Now we examine a potential asymmetric relation between mispricing and inflation. In Panel B of <Table 4>, we report the results for the U.K. For the U.K. stock prices, using the loglinear model, NF3, the adjusted  $R^2$  is 0.088. However, in the regression, while positive inflation has a negative effect on mispricing components, negative inflation does not have a significant negative effect on the mispricing component, which is not fully consistent with the illusion hypothesis. For the U.K. housing prices, inflation rates have little explanatory power for the regression. Overall, when we take into account the potential asymmetric relation for positive and negative inflation, we do not find any significant evidence in favor of the inflation illusion hypothesis either for the U.K. stock market or for the U.K. housing market.

#### 4. Korea

In Panel C of <Table 2>, we find some mixed results for the unit root tests for Korean stock market prices and dividends. Still, we find some evidence that both stock prices and dividends are nonstationary,  $I(1)$ , series, and the linear combination (i.e., the spread  $S1$ ) is marginally stationary, implying that they are cointegrated of order  $(1,1)$ . Johansen's cointegration tests in Panel C also show that the null of no cointegration is rejected at the conventional significance level of 10%, which indicates that there is at least one cointegration vector between real stock prices and dividends. This implies that the mispricing component of stock price is stationary as in the case of the U.S. and the U.K.

Since Korean stock prices and dividends are cointegrated, we use a loglinear model by regressing the mispricing component of the spread ( $= \log(p(t)) - \log(d(t))$ ), (i.e.,  $b_t = NF3_t$ ), on inflation. We find that the adjusted  $R^2$  is 0.190 when the current inflation rate is used as the regressor, 0.372 when four lagged inflation rates are used [i.e.,  $INF(t-1)$  through  $INF(t-4)$ ], and 0.373 when the current and four lagged inflation rates are used. Further, inflation rates as a group affect the mispricing component, and their net effect is significantly negative, which is consistent with the inflation illusion hypothesis.

Overall, we find that Korean stock market prices and fundamentals tend to move

together over time, and inflation explains some fraction (up to 37%) of the mispricing component of stock market prices with their net effect being negative. This indicates that the inflation illusion hypothesis helps explain the Korean stock return and inflation relation.

We now turn to Korean housing market. Panel C of <Table 2> shows that although both the housing index and rent series are nonstationary,  $I(1)$ , series, the linear combination of housing prices and rent series (i.e., the spread  $S1$ ) is not stationary by either unit root test, implying that they are not cointegrated of order  $(1,1)$ . However, Johansen's cointegration tests in Panel C show mixed results. The null of no-cointegration is rejected by the maximum likelihood test but is not rejected by the trace test at the conventional significance level of 10%. This implies that the mispricing component of housing prices is marginally nonstationary. This suggests that Korean housing prices may deviate from fundamentals so there is some chance of a potential bubble in Korean housing prices.

Given this finding, when we regress the mispricing component of the first differenced housing prices (i.e.,  $\Delta b_t = NF2_t$ , mispricing component in the first differenced asset prices), which can be appropriate for the Korean housing market because housing prices and rent series are not strongly cointegrated, the adjusted  $R^2$  is -0.011 when the current inflation rate is used as the regressor, 0.117 when four lagged inflation rates are used [i.e.,  $INF(t-1)$  through  $INF(t-4)$ ], and 0.117 when the current and four lagged inflation rates are used. Here we find that inflation explains some variation in the mispricing component in the first differenced housing prices in particular when lagged inflation rates are included. Further, inflation rates as a group have a significant negative effect on the mispricing, which is consistent with the inflation illusion hypothesis.

Overall, we find that Korean housing prices and fundamentals are not strongly cointegrated, leaving a potential bubble in housing prices. When we use linear non-cointegrated model, inflation has significant negative effect on the mispricing component. This indicates that the inflation illusion hypothesis has some chance to explain Korean housing return and inflation relation.

Now we examine a potential asymmetric relation between mispricing and inflation as discussed in Section 2.3 with regression (11.4). In Panel C of <Table 4>, we report the results for Korea. For Korean stock prices, as in the case of the symmetric regressions, inflation rates have some explanatory power for the mispricing component of the loglinear model,  $NF3$ , with adjusted  $R^2$  of 0.215. However, in the regression of  $NF3$ , while positive inflation has a significant negative effect on the mispricing component, negative inflation has a significant positive effect on the mispricing component, which is not fully consistent with the

illusion hypothesis.

For Korean housing prices, using the linear non-cointegrated model with NF2, adjusted  $R^2$  is -0.022 and neither positive nor negative inflation has any significant effect on the mispricing component. Overall, when we take into the potential asymmetric relation for positive and negative inflation, we do not find any significant evidence in favor of the inflation illusion hypothesis for either the Korean stock market or for the Korean housing market.

## IV. Further Analysis with Consumer Sentiments

Since we find only limited evidence for the inflation illusion hypothesis, we further examine whether the mispricing in the asset prices is related to more general behavioral factors such as investor sentiment in an attempt to find other factors that may explain the mispricing in asset prices using consumer confidence as a measure of investor optimism.<sup>9</sup>

An interesting question would be which variable, between inflation and consumer sentiment, has more explanatory power for the mispricing component. To answer this question, we include both the current inflation (INF) and consumer sentiment index (CS) in the regression of mispricing components:

$$NF_i = \alpha_i + \beta_i INF_i + \gamma_i CS_i + e_{i,t}, \text{ for } i = 1, 2, \text{ and } 3, \quad (11.5)$$

where NF1 = mispricing component in asset prices (e.g., stock prices or housing prices), NF2 = mispricing component in the first differenced asset prices, and NF3 = mispricing component in the difference in log prices and log dividends (or rents).<sup>10</sup>

The estimation results are presented in <Table 5>. In Panel A for the U.S. stock

---

<sup>9</sup> Consumer sentiment has received much attention in the literature as a potential measure of investor optimism (e.g., Fisher and Statman [2002]; Doms and Morin [2004]; Lemmon and Portniaguina [2006]).

<sup>10</sup> The consumer sentiment index data are obtained from the University of Michigan for the U.S. for the sample period of 1978:I through 2009:6 (<http://www.sca.isr.umich.edu/main.php>), from the web page of the European Commission for the U.K. for the sample period of 1989:I through 2008:III ([http://ec.europa.eu/economy\\_finance/db\\_indicators/surveys/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm)), and from Bank of Korea for Korea for the sample period of 1995:II through 2009:II ([http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO\\_STTS\\_Idx\\_Main.jsp?idx\\_cd=1058](http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO_STTS_Idx_Main.jsp?idx_cd=1058)).



market (under the heading of SP), for the mispricing component of stock prices based on linear models of NF1 and NF2, inflation does not explain the mispricing component while the consumer sentiment index is significant. Further, the consumer sentiment has a positive effect on both mispricing components. In the mispricing component of stock prices based on loglinear model (NF3), both inflation and consumer sentiment are significant. Overall, for the U.S. stock market, we find that consumer sentiment is more important than inflation in explaining the mispricing component.

<Table 5> reports estimates of the regression of mispricing component on inflation rate (INF) and consumer sentiment index (CS):

$$NF_{i,t} = \alpha_i + \beta_i INF_t + \gamma_i CS_t + e_{i,t}, \quad (11.5)$$

where NF1 = mispricing component in asset prices (e.g., stock prices or housing prices), NF2 = mispricing component in the first differenced asset prices, and NF3 = mispricing component in the difference in log prices and log dividends (or rents).

\*\*\*, \*\*, and \* represent significance at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

For model (11.5), for each mispricing component, we report a constant and coefficients of the current inflation and the current consumer sentiment index. Adjusted  $R^2$  is in percentage. SP and HP denote mispricing component in stock price and housing price, respectively.

In the column of the U.S. housing market (under the heading of HP), for the mispricing component of NF1 and NF3, consumer sentiment has a significantly positive effect on the housing mispricing component while inflation does not have any significant effect. Again, consumer sentiment seems to dominate in explaining U.S. housing market mispricing component. For NF2, the mispricing component based on non-cointegrated linear model, the model appears to be inappropriate given that the adjusted  $R^2$  is negative.

In Panel B for the U.K. stock market, for both NF1 and NF3, consumer sentiment has stronger effect on the mispricing component than inflation. NF2 model appears to be inappropriate in this context given that the adjusted  $R^2$  is negative. For the housing market, again consumer sentiment has significant positive effect on the mispricing component of NF1 and NF2 while inflation is insignificant in both mispricing component. Therefore, consumer sentiment seems to dominate inflation in explaining U.K. stock market and housing market mispricing components.

In Panel C for Korean stock market, consumer sentiment has significant positive effect on both NF1 and NF3 while inflation is insignificant in both models. In Korean housing market, in all three mispricing components, consumer sentiment is

<Table 5> Explanatory Power of Inflation and Consumer Sentiment for the Mispricing Component in Asset Prices

Panel A. the U.S.  
1978:1 ~ 2009:6

	<i>SP</i>			<i>HP</i>		
	NF1	NF2	NF3	NF1	NF2	NF3
Current INF						
Constant	-13.34***	-42.55*	-1.33**	-97.47***	-18.04	-0.21***
Coefficient (INF)	-0.51	-1.15	1.66***	5.68	-0.88	0.002
Coefficient (CS)	0.16***	0.51**	-0.03***	1.06	0.21	0.002***
Adj. R <sup>2</sup>	0.374	0.027	0.327	0.25	-0.002	0.144

Panel B. The U.K.  
1989:1 ~ 2008:3

	<i>SP</i>			<i>HP</i>		
	NF1	NF2	NF3	NF1	NF2	NF3
Current INF						
Constant	37.31***	2.07	0.13***	2.37	0.55	-0.01
Coefficient (INF)	-9.32**	-1.91	-0.04**	-0.08	-0.09	0.002
Coefficient (CS)	3.56***	0.05	0.01***	0.28**	0.06**	0.001
Adj. R <sup>2</sup>	0.494	-0.013	0.459	0.037	0.037	-0.024

Panel C. Korea  
1995:3 ~ 2009:2

	<i>SP</i>			<i>HP</i>		
	NF1	NF2	NF3	NF1	NF2	NF3
Current INF						
Constant	-79.08***	-1.03	-2.08	5.10	-1.50**	0.11
Coefficient (INF)	-1.30	-1.26	-0.22	-0.03	-0.03	0.005
Coefficient (CS)	1.04***	0.04	0.03*	-0.08*	0.02***	-0.002*
Adj. R <sup>2</sup>	0.103	-0.031	0.089	0.009	0.193	0.022

significant while inflation is insignificant. However, the sign of the consumer sentiment is weakly negative in NF1 and NF3 with relatively low adjusted  $R^2$  (0.93% and 2.23%, respectively). But in NF2 model, consumer sentiment has strong positive effect on the housing mispricing component with relatively high adjusted  $R^2$  of 19.30%. Therefore, overall, consumer sentiment seems to dominate inflation in explaining both Korean stock market and housing market mispricing components.

Overall, our finding shows that, between inflation rates and consumer sentiment indexes, the latter has a stronger explanatory power for the mispricing components in asset prices of the U.S. the U.K. and Korea regardless of the stock market or the housing market. This suggests that the mispricing in asset prices is more likely due to consumer sentiment than inflation illusion, although both may be behavioral factors.

## V. Concluding Remarks

Given the recent debate on the empirical validity of the inflation illusion hypothesis and recent implosion of asset prices combined with potential inflationary pressure, we have examined whether the observed negative relations between stock returns and inflation and between housing returns and inflation can be explained by the inflation illusion. A subjective risk-premium proxy that is used for the calculation of the mispricing component for the U.S. stock market is not easily available for the housing market and other countries. Therefore, we identify the mispricing component in the asset prices (i.e., stock prices and housing prices) based on present value models, both linear and loglinear models, and then investigate whether inflation can explain the mispricing component by using the data from the three countries, the U.S., the U.K., and Korea. We examine not only the extent of the explanatory power of inflation rates for the mispricing components but also the negative effect of inflation rates, as the inflation illusion hypothesis anticipates.

We find some evidence for the inflation illusion hypothesis for the stock return-inflation relation for the U.K. and Korea and for the housing return-inflation relation for Korea in that the inflation rates explain some fraction of mispricing components and their effect on mispricing is negative. When we take into account a potential asymmetric effect of positive and negative inflation on the mispricing components in asset prices, which is an important implication of the inflation illusion hypothesis,

we find that none of these asset prices is compatible with the inflation illusion hypothesis in that both positive and negative inflation rates do not have a negative effect on the mispricing components.

Therefore, we find only limited evidence for the inflation illusion hypothesis, which is consistent with recent studies that cast doubt on the empirical validity of the hypothesis for various reasons (e.g., Thomas and Zhang [2007]; Chen, Lung, and Wang [2009]; Wei and Joutz [2009]). As discussed by Piazzesi and Schneider (2007), one way to understand the finding of limited evidence for the inflation illusion hypothesis is that a very small fraction of investors, if any, suffer from it and as a result we anticipate a non-monotonic relation between asset returns and inflation.

We further examine whether behavioral factors such as consumer sentiment can better explain the mispricing components in asset prices. When we include both the inflation rate and the consumer sentiment index in the regression of the mispricing components, the consumer sentiments tend to have a significant positive effect on the mispricing component while inflation loses its explanatory power. This observation is made for both stock market prices and housing market prices for the three countries we consider. Therefore, we find evidence that behavioral factors such as consumer sentiment could have contributed to the mispricing in asset prices.

## References

- Brandt, Michael W. and Kevin Q. Wang, "Time-varying Risk Aversion and Unexpected Inflation," *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, pp.1,457~1,498.
- Brunnermeier, Markus K. and Christian Julliard, "Money Illusion and Housing Frenzies," *Review of Financial Studies* 21(1), 2008, pp.135~180.
- Campbell, John Y., "A Variance Decomposition for Stock Returns," *Economic Journal* 101, 1991, pp.157~179.
- Campbell, J. Y. and John Ammer, "What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-term Asset Returns," *Journal of Finance* 48(1), 1993, pp.3~37.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Stock Prices, Earnings and Expected Dividends," *Journal of Finance* 43, 1988a, pp.661~676.
- \_\_\_\_\_, "The Dividend-price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *Review of Financial Studies* 1(3), 1988b, pp.195~228.
- Campbell, John Y. and Tuomo Vuolteenaho, "Inflation Illusion and Stock Prices," *American Economic Review Papers and Proceedings* 94, 2004, pp.19~23.
- Chatrath, Arjun and Youguo Liang, "REITs and Inflation: A Long-run Perspective," *Journal of Real Estate Research* 16(3), 1998, pp.311~325.
- Chen, Carl R., Peter P. Lung, and F. Albert Wang, "Stock Market Mispricing: Money Illusion or Resale Option?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44(5), 2009, pp.1,125~1,147.
- Cohen, R., C. Polk, and T. Vuolteenaho, "Money Illusion in the Stock Market: the Modigliani-Cohn Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics* 120, 2005, pp.639~668.
- Doms, M. and N. Morin, "Consumer Sentiment, the Economy, and the News Media," Working Paper, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2004.
- Fama, E. F., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," *American Economic Review* 71, 1981, pp.545~565.
- Fama, E. F., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money: Reply," *American Economic Review* 73, 1983, pp.471~472.
- Feldstein, Martin, "Inflation and the Stock Market," *American Economic Review* 70(5), 1980, pp.839~847.

- Fisher, K. L. and M. Statman, "Consumer Confidence and Stock Returns," Working Paper, Santa Clara University, 2002.
- Fuller, W., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley, 1976.
- Geske, R. and R. Roll, "The Monetary and Fiscal Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance* 38, 1983, pp.1~33.
- Hansen, L. P. and T. J. Sargent, "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational-expectations Models," *Journal of Economic Dynamics & Control* 2, 1980, pp.7~46.
- Hartzell, David J., Crocker H. Liu, and Martin E. Hoesli, "International Evidence on Real Estate Securities as an Inflation Hedge," *Real Estate Economics* 25(5), 1997, pp.193~221.
- Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics & Control* 12, 1988, pp.231~254.
- Lee, Bong Soo, "Permanent, Temporary, and Nonfundamental Components of Stock Prices," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33(1), 1998, pp.1~32.
- Lemmon, M. and E. Portniaguina, "Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence," *Review of Financial Studies* 19(4), 2006, pp.1,499~1,529.
- Modigliani, F. and R. Cohn, "Inflation, Rational Valuation, and the Market," *Financial Analysts Journal* 35, 1979, pp.24~44.
- Pagan, Adrian, "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors," *International Economic Review* 25(1), 1984, pp.221~247.
- Piazzesi, Monika and Martin Schneider, "Inflation Illusion, Credit, and Asset Pricing," NBER Working Paper, No. W12957, 2007.
- Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 1988, pp.335~346.
- Ritter, J. R. and R. S. Warr, "The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982~99," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 2002, pp.29~61.
- Thomas, Jacob and Frank Zhang, "Inflation Illusion and Stock Prices: Comment," Working Paper, Yale University, 2007.
- Wei, Chao, "Inflation and Stock Prices: No Illusion," *Journal of Money, Credit and Banking* 42, 2010, pp.325~346.
- Wei, Chao and Fred Joutz, "Inflation Illusion or No Illusion: What did Pre- and Post-War Data Say?" Working Paper, George Washington University, 2009.

〈Website〉

<http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>.

[http://land.kbstar.com/quics?asfilecode=5023&\\_nextPage=page=B002188&weblog=1\\_gnb\\_C4](http://land.kbstar.com/quics?asfilecode=5023&_nextPage=page=B002188&weblog=1_gnb_C4).

[http://www.kosis.kr/domestic/theme/do01\\_index.jsp](http://www.kosis.kr/domestic/theme/do01_index.jsp).

<http://ecos.bok.or.kr>.

<http://www.sca.isr.umich.edu/main.php>.

[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/db\\_indicators/surveys/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/index_en.htm).

[http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO\\_STTS\\_Idx\\_Main.jsp?idx\\_cd=1058](http://www.index.go.kr/egams/stts/jsp/potal/stts/PO_STTS_Idx_Main.jsp?idx_cd=1058).

## 온비드 공매가격 결정요인에 관한 연구: 승용차 공매를 중심으로

송 은 지

(한국개발연구원 부연구위원)

Structural Analysis of the OnBid Car Auction

Unjy Song

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

\* 송은지: (e-mail) usong@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

- Key Word: 온비드(OnBid), 경매(Auction), 구조추정(Structural Estimation)
- JEL Code: D44, L10, L81
- Received: 2014. 6. 8      • Referee Process Started: 2014. 6. 16
- Referee Reports Completed: 2014. 7. 28



## ABSTRACT

This paper analyzes Onbid car auction data by employing various methods, including structural estimation, to identify main factors which decides auction prices and figure out what effects those factors are making on the auction price. I then discuss on how to maximize sellers' revenue in OnBid car auctions. The government and public institutes sell their assets through the OnBid auction, hence the optimal design of the OnBid auction is important. The paper's main findings are as follows: (i) The independent private value model explains OnBid car auction data better than the correlated private value model or the interdependent value model; (ii) Both the number of bidders and the ratios of the auction price to the evaluation value were lower in the auctions posted by the Kamco than auctions by institutes other than the Kamco; (iii) Some auctions require that at least two bidders should submit a bid no less than the reserve price for sale. In those auctions, both the number of bidders and each bidder's valuation on the auctioned object were lower than in auctions without that requirement; (iv) The sum of sellers' revenue would be decreased in the simulation with the reserve price higher by 5%, 10%, and 20% across auctions by institutes other than Kamco.

본 연구는 구조추정을 포함한 다양한 분석방법으로 온비드에서 진행된 승용차 공매자료를 분석하여 낙찰가에 영향을 주는 여러 요인과 그 특성을 파악하였다. 또한 분석 결과를 바탕으로 온비드에서 판매자수입을 극대화할 수 있는 공매방법에 대해 논의하였다. 온비드는 공공기관에서 자산을 처분할 때 이용되고 있는 인터넷 입찰시스템이므로 온비드 입찰시스템의 최적 설계는 국내 자산처분시장의 효율성 제고에 중요하다. 주요한 분석 결과는 다음과 같다: (i) 온비드 승용차 공매에서 입찰자들의 정보구조는 독립적인 사적가치모형과 가장 부합한다; (ii) 캄코 공매에서는 이용기관 공매보다 입찰자 수가 적고 감정평가금액 대비 낙찰가율이 낮았다; (iii) 이용기관 공매 중 2인 이상 유효한 입찰자가 있을 경우에만 유효한 입찰로 인정하는 공매에서는 입찰자 수가 적고 입찰자들의 사적가치가 낮았다; (iv) 이용기관 공매에서 최저입찰가를 실제보다 5%, 10% 혹은 20% 올려 설정한 모의실험에서 판매자수입은 감소하였다.

## I. 서론

온비드는 한국자산관리공사(캠코)가 구축·운영하고 있는 인터넷 자산처분시스템으로, 국가기관, 지방자치단체, 교육기관 등 공공기관에서 자산을 처분할 때 이용하고 있는 입찰시스템이다. 따라서 효율적인 온비드 입찰시스템의 설계는 공공기관 자산처분의 효율성 제고에 중요하다. 경제학에서는 경매환경 및 경매방법이 경매 결과에 주는 영향에 관한 이론적 성과가 있고, 외국의 경우 국유자산을 매각할 때 경제학이 발전시킨 경매이론의 결과를 적극적으로 이용한 사례들이 있다. 그러나 2002년에 구축·운영된 이후 온비드를 통한 누적거래금액이 25조원을 넘어서고 있음에도 불구하고 우리나라에서 온비드 입찰시스템을 분석한 경제학 연구는 찾아보기 어렵다. 따라서 본 연구를 통해 온비드 입찰시스템에 대한 이해를 높여 온비드 입찰시스템의 효율성 제고에 기여하고자 한다.

온비드 입찰시스템에 대한 평가는 여러 관점에서 이루어질 수 있지만, 본 논문에서는 주로 판매자수입의 극대화에 초점을 맞추었다. 국세청 압류재산, 국·공유 재산 등이 온비드를 통해 매각되므로 판매자수입의 극대화는 국가와 공공기관의 재정에 도움이 될 수 있다. 이를 위해 본 논문에서는 우선 판매자수입과 관련한 경매이론의 결과를 이용하여 온비드 입찰시스템을 평가하고 시사점을 도출한다. 또한 구조추정(structural estimation)을 포함한 다양한 분석방법을 이용하여 온비드 승용차 공매에서 낙찰가를 결정하는 여러 요인들과 그 영향을 실증적으로 분석하고, 그 결과를 토대로 온비드 입찰시스템의 개선방향을 모색한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 입찰방법 등 온비드 공매제도에 대하여 개관한다. 이와 함께 실증분석을 위해 구축한 승용차 공매 데이터에 대해 설명하고 기초통계량을 제시한다.

제Ⅲ장에서는 온비드 공매를 분석하는 경매이론의 방법론을 설명한다. 먼저 독립적인 사적가치모형(independent private value model)을 가정하고 온비드 공매를 분석하는 이론모형을 제시한다. 이는 실증분석 결과에서 온비드 승용차 공매가 독립적인 사적가치모형이 예측하는 바와 가장 잘 부합하기 때문이다(제Ⅳ장 참조). 이어 온비드 공매의

수입 증대 가능성을 살펴보기 위하여 판매자수입과 관련한 경매이론을 간략히 소개한다. 경매이론을 적용하여 온비드 공매제도를 평가하기 위해서는 입찰자들의 정보구조 파악 등 실증분석이 필요하므로 온비드 공매방법에 대한 시사점은 제Ⅳ장에서 실증분석 결과를 제시한 후 서술한다.

제Ⅳ장에서는 제Ⅱ장에서 구축한 온비드 공매 데이터의 실증분석을 수행한다. 먼저 입찰자들의 정보구조모형 중 온비드 공매 결과를 가장 잘 설명하는 모형을 찾는다. 입찰자들의 정보구조를 분석하는 것은 구조추정을 위해 필요할 뿐만 아니라 공매의 판매자수입 개선과도 밀접히 관련된다. 다음으로 낙찰가에 영향을 주는 공매방법과 승용차의 특성을 분석한다. 사적가치경매모형에서 낙찰가는 입찰자들의 사적가치 분포와 실제 입찰자 수의 분포에 의해서 결정된다. 따라서 공매방법과 승용차의 특성이 입찰자들의 사적가치와 실제입찰자 수에 미치는 영향을 각각 분석함으로써 공매방법과 승용차의 특성이 어떠한 경로로 낙찰가에 영향을 주는지 분석할 필요가 있다. 먼저 비구조모형 분석(reduced form analysis)으로 실제입찰자 수와 낙찰될 확률에 대한 회귀분석을 한다. 이를 통하여 공매방법과 승용차의 특성이 실제입찰자 수에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 입찰금액에 대한 회귀분석도 가능하나, 입찰금액은 입찰자의 사적가치뿐만 아니라 실제입찰자 수의 분포에도 영향을 받기 때문에 입찰금액에 대한 회귀분석을 통해서는 공매방법과 승용차의 특성이 사적가치에 주는 영향을 추정할 수 없다. 이에 구조분석(structural analysis)을 통하여 입찰자들이 공매되는 승용차에 대하여 가지는 사적가치를 추정함으로써 공매방법과 승용차의 특성이 입찰자들의 사적가치에 주는 영향을 분석한다. 또한 구조분석으로 추정된 사적가치를 이용하여, 최저입찰가가 더 높게 설정되었다면 판매자수입이 어떠했을지 비교하는 모의실험(simulation)을 수행한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 향후 온비드 공매제도에 관한 연구방향을 제시한다.

## Ⅱ. 온비드 공매방법과 데이터의 구축

‘온비드(OnBid)’는 ‘On Line Bidding’의 약어로, 캠프는 물론 전국 공공기관의 다양한 공매정보를 통합하고, 인터넷에서 직접 공매에 참여할 수 있도록 만든 국내 최고의 공매포털시스템이다. 2003년 1월에 서비스를 시작하여 2008년 10월에 거래금액 7조원 및

일반회원 수 50만명을 돌파하였고, 2012년 8월에는 일반회원 수 80만명, 2013년 10월에는 거래금액 25조원을 돌파하였다.<sup>1</sup> 2005년 1월 「국유재산법」이 개정되어 경쟁의 방법으로 국유재산을 매각하는 경우 온비드를 통한 전자입찰이 의무화되었고, 2006년 1월 「공유재산 및 물품관리법」 시행령이 제정되어 경쟁의 방법으로 공유재산을 매각하는 경우 역시 온비드를 통한 전자입찰이 의무화되었다.<sup>2</sup>

## 1. 온비드 공매방법

온비드는 입찰공고문건에 대한 검색, 입찰참가, 입찰집행, 계약체결 등 입찰절차 전 과정을 온라인으로 처리한다. 온비드에는 캠프에서 입찰을 공고하고 진행하는 캠프 공매와 이용기관<sup>3</sup>에서 입찰공고를 등록하고 입찰을 진행하는 이용기관 공매가 있다. 온비드에서 공매되는 재산의 종류는 압류재산, 국유재산, 수탁재산, 이용기관 재산 등이 있다. 압류재산은 세무서장, 지방자치단체장이 기한 내에 납부되지 아니한 세금을 강제징수하기 위해 채납자 소유의 재산을 압류한 후 캠프에 매각을 의뢰한 재산을 말한다. 온비드 승용차 공매에서 이러한 압류재산에 대해서는 모두 캠프가 공매를 진행한다. 국유재산은 캠프가 기획재정부로부터 관리와 처분을 위임받아 일반인에게 매각 및 대부하는 국가 소유 일반재산이다. 수탁재산은 금융기관 및 기업체가 양도소득세의 비과세 또는 중과 제외 혜택을 받기 위해 캠프에 매각을 의뢰한 부동산으로, 일시적 2주택 소유자의 종전 주택이나 비사업용으로 전환될 예정인 토지가 있다. 이용기관 재산은 국가기관, 지방자치단체, 기타 공공기관 및 금융기관 등에서 온비드를 통해 매각하는 재산이다. 부동산, 자동차뿐만 아니라 유가증권, 주차장 운영사업권, 지하철상가, 학교매점, 동물 등 상품의 종류가 매우 다양하다.

온비드에서 진행되는 공매에 참여하기 위해서는 먼저 온비드에 회원으로 가입한 후 본인의 공인인증서를 등록해야 한다. 입찰할 물건은 통합검색을 통하여 전 기관의 입찰 공고 및 공매 진행 중인 물건목록에서 찾을 수 있다. 전체 물건 검색, 캠프 혹은 이용기관 물건 검색이 가능하며, 각각의 카테고리에 용도별 검색, 지도 검색 등 다양한 검색기

1 온비드 홈페이지(www.onbid.co.kr, 2014년 6월 1일 접속).

2 온비드 홈페이지(www.onbid.co.kr, 2014년 6월 1일 접속).

3 온비드에 이용기관으로 등록하면 온비드를 통해 자산을 매각할 수 있는데, 이용기관회원에는 공공기관 회원과 이용법인회원이 있다. 공공기관회원은 국가기관, 지방자치단체 및 국가 또는 지방자치단체가 출자·출연한 기관 등을 말하고, 이용법인회원은 금융기관, 한국증권선물거래소, 유가증권, 코스닥시장 상장법인 등을 말한다.

능이 있다. 원하는 물건의 공고를 찾으면 물건목록으로 이동하여 물건에 대한 상세한 설명과 입찰마감시간 등 입찰에 대한 정보를 확인할 수 있다. 본 논문에서 분석하는 승용차 구매의 경우, 감정평가금액, 승용차 모델, 연월식, 마일리지 등에 대한 자세한 정보를 알 수 있다. 물건을 구매할 의사가 있으면 입찰서를 작성하여 제출하고 입찰보증금을 납부하면 입찰에 참여하게 된다. 입찰보증금은 낙찰받지 못할 경우 환불되지만 낙찰자로 결정된 후 물건값을 지불하지 않으면 돌려받지 못한다. 입찰보증금은 거래되는 물건에 따라 달라질 수 있으나, 일반적으로 입찰금액의 10%이다. 온비드에서는 최저입찰가가 있는 일차가격 경매를 사용하여 낙찰자와 가격을 결정한다. 즉, 각 입찰자가 입찰서에 최저입찰가 이상의 입찰금액, 환불계좌 등을 기입하여 제출하면 미리 공고된 개찰시간에 입찰금액을 확인하여 입찰자 중 가장 높은 입찰금액을 제출한 입찰자가 낙찰자가 된다. 그러면 낙찰자는 자신이 제출한 입찰금액을 지불하고 물건을 구매할 수 있다. 또한 이용기관 구매 중에는 2인 이상 유효한 입찰자가 있을 경우에만 유효한 입찰이 되는 구매도 있는데, 이러한 구매에서는 1인만 입찰하면 유찰된다. 이러한 추가 사항은 입찰이 공고될 때 알려진다. 온비드에서 진행한 입찰이 유찰되면 대부분 2~3주 후에 구매를 재공고한다. 캠프 구매의 경우 유찰 시 최저입찰가를 감정평가금액의 10%씩 낮추어 재공고하고, 이용기관 구매는 최저입찰가의 설정이 구매마다 다르다.

## 2. 온비드 승용차 구매 데이터의 구축과 기초통계량

### 가. 구매 데이터의 구축

온비드에서는 모든 입찰 결과를 온비드 홈페이지에 공개하고 있다. 구매된 물건의 카테고리별 검색이 가능하며, 온비드에서 부여하는 물건관리번호로도 검색이 가능하다. 본 연구를 위해 제조년이 1995년 이후인 승용차에 대한 구매로서 입찰 종료일 기준 2011년 4월 1일에서 2012년 3월 31일 사이의 모든 구매에 대한 정보를 온비드 홈페이지로부터 기록하여 데이터를 구축하였다. 다만, 다음의 구매는 실증분석 대상에서 제외하였다: 2대 이상의 승용차를 묶어서 매각하는 구매, 낙찰자가 낙찰금액을 납부하지 않은 구매, 일반경쟁이 아닌 구매, 감정평가금액이 비공개인 구매. 각 구매에서 기록한 사항 중 실증분석에서 주로 고려된 변수는 다음과 같다(기록한 내용에 대한 자세한 설명은 부록 A 참조).

(1) 공매 진행 전 물건공고에서 알 수 있는 정보

■ 입찰에 관련된 사항

- 물건관리번호, 입찰집행기관
- 캠프 공매 여부(더미변수): 캠프가 압류재산의 매각을 의뢰받아 공매를 대행하는 공매인 경우 1
- 재산 종류: 압류재산, 수탁재산 등 공매되는 승용차의 재산 종류
- 입찰일시: 입찰 시작시간과 종료시간
- 2인 미만 유찰 공매(더미변수): 입찰자가 2인 이상인 경우에만 유효한 입찰로 인정하는 공매인 경우 1
- 최저입찰가

■ 공매되는 승용차에 관한 사항

- 물건명(승용차 모델), 소재지
- 승용차의 제조사, 주행거리
- 감정평가금액: 승용차의 가치를 감정평가기관에서 평가한 금액
- 감정평가기관: 승용차의 가치를 평가한 기관명
- 감정평가서의 유무(더미변수): 감정평가서가 공개된 경우 1

(2) 공매가 끝난 후 알려지는 정보

- 조회 수: 공매되는 승용차에 대한 설명이 있는 웹페이지의 조회 횟수
- 유효입찰자 수: 유효한 입찰금액을 제출하고 입찰보증금을 납부한 입찰자의 수
- 개찰 결과(더미변수): 낙찰된 공매인 경우 1
- 낙찰가: 낙찰된 공매의 경우 낙찰가를 기록
- 입찰금액: 공개된 모든 유효 입찰금액을 기록. 낙찰된 공매의 경우 대부분 공개되어 있으나, 2인 이상의 유효입찰이 요구되는 공매인 경우 1인이 입찰하여 유찰되면 입찰금액을 공개하지 않는다.

## 나. 승용차 공매 데이터의 기초통계량

앞에서 구축한 공매 데이터 중 물건공고에 최저입찰가를 공개하지 않았던 공매를 포함하여 최저입찰가가 감정평가금액과 다른 공매와 도요타 등 외국산 승용차 공매 6건은 데이터 내 다른 공매와 성격이 다를 것으로 판단되어 본 논문의 분석에서 제외하였다.<sup>4</sup> 최종 분석에 포함된 승용차 공매 건수는 캄코 공매 42건, 이용기관 공매 543건으로, <Table 1>에 기초통계량을 정리하였다.

<Table 1>에서 보듯이 캄코 공매와 이용기관 공매 결과의 차이가 상당하다. 제Ⅳ장의 실증분석에서 공매가격을 결정하는 요인을 분석함으로써 이러한 차이가 발생하는 원인을 살펴본다. <Table 2>~<Table 4>에서는 캄코 공매와 이용기관 공매 각각에 대하여 좀 더 자세한 기초통계량을 제시한다. 캄코 공매와 이용기관 공매의 조회 수 평균이 각각 1,326회와 894회에 이르러 공매에 대한 높은 관심을 보여준다. 평균 조회 수는 캄코 공매에서 많은 반면, 유효입찰 수는 이용기관 공매에서 더 많았다. 또한 낙찰된 공매에서 감정가격 대비 낙찰가율을 비교해 보면 이용기관 공매에서 더 높았다. <Table 4>에서는 이용기관 공매에서 낙찰이 되기 위한 조건으로 2인 이상 유효한 입찰자가 있을 것을 요구하는 공매(이후 요구공매)와 그렇지 않은 공매(이후 일반공매)로 나누어서 살펴 보았다. 요구공매에서 유효한 입찰 수가 적은 것이 두드러진다.

<Table 1> Descriptive Statistics of All Auctions

Variable	Kamco auction	Other inst. auction
Number of observations	42	543
Probability of sale	0.19	0.72
Mean of evaluation value	₩5,790,476	₩4,664,980
Mean of number of bidders	0.5	7.2

4 최저입찰가에 따라 공매 결과가 어떻게 달라지는지를 실증분석하는 것은 의미 있는 작업일 것이나, 대부분의 최저입찰가가 감정평가금액이거나 감정평가금액과 크게 다르지 않아 최저입찰가의 영향을 직접 비교하기는 어렵다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics of Kamco Auctions

Variables	Mean	Std. dev.	Min	Max
Evaluation value	₩5,790,476	₩6,664,131	₩1,200,000	₩43,000,000
Number of bids	0.5	1.49	0	8
Number of clicks	1,326	688	464	3,124
Mileage (km)	162,545	73,151	87.7	326,227
Price on sale	₩5,899,713	₩5,462,124	₩2,520,000	₩18,700,000
Price/(Evaluation value) on sale	1.24	0.35	1	2

〈Table 3〉 Descriptive Statistics of Inst. Auctions

Variables	Mean	Std. dev.	Min	Max
Evaluation value	₩4,664,980	₩6,390,897	₩350,000	₩69,300,000
Number of bids	7.18	11.39	0	120
Number of clicks	894	646	122	5,489
Mileage (km)	147,185	72,842	10	705,854
Price on sale	₩4,949,820	₩3,734,621	₩500,000	₩30,000,000
Price/(Evaluation value) on sale	1.57	0.77	1	9.02

〈Table 4〉 Comparison between Require and Ordinary Auctions in Inst. Auctions

Variables	Require auction		Ordinary auction	
	Mean	Std. dev.	Mean	Std. dev.
# of observations	264		279	
Probability of sale	0.58		0.85	
Evaluation value	₩4,914,173	₩7,377,439	₩4,429,184	₩5,293,917
Number of bids	5.83	8.71	8.46	13.33
Number of clicks	847	557	940	717
Mileage (km)	150,564	72,162	143,987	73,466
Price on sale	₩4,911,058	₩3,836,717	₩4,957,591	₩3,676,602
Price/(Evaluation value) on sale	1.54	0.55	1.59	0.89



### Ⅲ. 분석모형

본 장에서는 먼저 온비드 공매를 분석하는 이론모형을 제시하고, 이어 판매자수입과 관련이 있는 경매이론을 소개한다.

#### 1. 온비드 입찰시스템의 이론모형

앞 장에서 설명한 바와 같이 온비드 공매는 최저입찰가가 있는 일차가격 경매를 사용하고 있다. 온비드 공매는 입찰이 인터넷에서 이루어지므로 입찰 당시에 경쟁입찰자에 대한 정보를 알기가 어렵다. 따라서 입찰자들이 입찰을 할 때 경쟁입찰자의 수는 모르는 것으로 가정한다. 입찰자들의 정보구조와 관련해서는 크게 ‘사적가치모형(private value model)’과 ‘상호의존가치모형(interdependent value model)’으로 나누어 생각할 수 있는데, 제Ⅳ장의 실증분석은 온비드의 승용차 공매 결과가 사적가치모형 중에서도 독립적인 사적가치모형이 예측하는 바와 가장 잘 부합함을 보여준다. 또한 독립적인 사적가치모형은 경매에 대한 실증연구에서 가장 흔히 사용되는 모형이다. 따라서 본 장에서는 ‘독립적인 사적가치(independent private value)’를 가정하고 다음과 같이 모형을 설정한다.

- $N = \{1, \dots, l\}$ : 물건 검색 후 공매물건에 대한 자세한 설명을 확인하기 위하여 물건 설명 웹페이지를 방문한 잠재적인 입찰자들의 집합
- $A \subseteq N$ : 입찰에 참여하기 위하여 공매물건에 대한 가치를 형성한 실제입찰자들의 집합
- $r$ : 최저입찰가
- 실제입찰자  $i \in A$ 에 대하여,
  - $V_i \sim F(v)$ : 실제입찰자  $i$ 가 공매물건에 대하여 가지는 가치(value)를 나타내는 확률변수. 입찰자들의 가치  $V_i$ 는 토대(support)  $[\underline{v}, \bar{v}]$ 에서 미분 가능한 분포  $F(v)$ 로부터 독립적으로 추출되는 것으로 가정
  - $p_n$ : 실제입찰자  $i$ 가 자신이 공매에 참여하는 것을 전제로 다른 실제입찰자 수가  $n$ 명인 사건에 부여하는 확률
  - $\beta_i(v_i)$ :  $[\underline{v}, \bar{v}] \rightarrow [r, \infty)$ : 입찰자  $i$ 의 입찰전략함수
  - $B_i = \beta_i(v_i)$ : 입찰자  $i$ 의 입찰금액을 나타내는 확률변수

위와 같은 모형에서 모든 입찰자들의 입찰전략함수가 동일하고(symmetric), 가치에 대하여 증가함수인 베이시안내쉬균형(Baysian-Nash equilibrium)을 고려하면, 균형입찰전략은 다음과 같은 함수가 된다(Krishna[2002]):

$$\beta_i(v) = \begin{cases} \frac{\sum_{n=0}^{l-1} \frac{p_n F(v)^n}{\sum_{n=0}^{l-1} p_n F(v)^n} \beta^{(n)}(v), & v \geq r \\ \text{입찰하지 않음,} & v < r \end{cases} \quad (1)$$

where  $\beta^{(n)}(v)$ : 실제입찰자가  $(n+1)$ 명인 일차가격 경매에서의 균형입찰전략.

따라서 균형에서 각 입찰자의 입찰금액은 자신의 사적가치와  $F(v)$ , 그리고 실제입찰자 수 분포의 함수이다. 낙찰가는 최대입찰금액이므로 결과적으로 낙찰가의 분포는 입찰자들의 사적가치 분포와 입찰자 수의 분포에 의하여 결정되게 된다.

온비드 공매는 유찰되면 다시 공고되고, 이는 입찰자들의 전략에 영향을 줄 수 있다. Ji and Li(2008)는 온비드 공매와 같이 유찰되면 다시 재공고되는 특징을 가진 미국 인디애나의 고속도로 건설 입찰을 분석하였는데, 입찰자들의 시간할인율이 0이면 입찰자들은 매 입찰에서 재공고가 없을 때와 같은 전략을 사용한다는 이론분석 결과를 얻었다. Ji and Li(2008) 역시 독립적인 사적가치모형을 가정하여 일차가격 경매를 분석하였다.<sup>5</sup> 온비드 공매에서 재공고까지의 기간은 보통 2~3주이므로 시간할인율이 0이라는 가정은 무리하게 보이지 않는다. 따라서 Ji and Li(2008)의 결과를 적용하여 온비드에서 재공고가 입찰자들의 전략에 미치는 영향은 모형에 고려하지 않았다.

## 2. 공매방법에 따른 판매자수입 비교

같은 재화라 하더라도 공매방법에 따라 판매자수입이 달라질 수 있다. 그럼에도 불구하고 온비드에서 판매자수입을 극대화하기 위한 공매방법에 관한 논의는 찾아보기 힘들다. 본 절에서는 제Ⅳ장에서 수행하는 실증분석과 관련된 내용을 중심으로 판매자수입에 영향을 줄 수 있는 요인들을 논의한다.

<sup>5</sup> Ji and Li(2008)에서는 최저입찰가가 공개되지 않는다는 점이 온비드 공매와 다르나, 최저입찰가의 공개 여부가 입찰자들의 동태적 전략에 영향을 주지는 않을 것으로 생각된다.

## 가. 표준경매방식과 판매자수입

온비드에서 사용하고 있는 일차가격 경매 이외에도 다양한 경매방식이 있다. 그중 가장 많이 논의되는 다음의 네 가지 기본적인 경매방식이 표준경매방식으로 불린다. 본 절에서는 표준경매방식으로 불리는 네 가지 기본적인 경매방식을 소개하고 경매방식 사이의 판매자수입을 비교한다.

- (1) 일차가격 경매: 온비드에서 사용하고 있는 방식으로, 모든 입찰자가 입찰가를 비밀리에 제출한 후 가장 높은 입찰가를 제출한 입찰자가 자신이 제출한 입찰가를 지불하고 재화를 산다.
- (2) 이차가격 경매: 일차가격 경매와 비슷하나 가장 높은 입찰가 대신에 두 번째로 높은 입찰가를 낙찰가로 정한다.
- (3) 오름가격 경매: 매우 낮은 금액 혹은 판매자가 정한 금액에서 시작하여 현 경매가격을 지불하고 재화를 살 의사가 있는 입찰자가 한 사람만 남을 때까지 경매가격을 점진적으로 올린다. 경매가 끝난 후 마지막으로 남은 입찰자가 최종 경매가격을 지불하고 재화를 산다.
- (4) 내림가격 경매: 매우 높은 경매가격에서 시작하여 현 경매가격에서 재화를 사겠다는 의사를 표시하는 입찰자가 있을 때까지 경매가격을 점진적으로 내린다. 재화를 현 경매가격에서 사려는 입찰자가 나오자마자 경매가 끝나게 되며 마지막 경매가격이 낙찰가격이 된다.

판매자수입의 기댓값은 경매방식에 따라 달라질 수 있는데, 어떤 경매방식에서 판매자수입의 기댓값이 높아지는가는 경매환경에 따라 달라진다. 경매환경을 구성하고 있는 요인들은 입찰자들의 정보구조(information structure), 위험에 대한 태도 등 여러 가지가 있으나 본 논문에서는 논의가 가장 활발한 입찰자들의 정보구조에 초점을 맞추었다. 먼저 기대균등정리(revenue equivalence theorem)에 의하면, 위험중립적인 입찰자들이 재화에 대하여 독립적인 사적가치(independent private value)를 가지고 있고 모든 입찰자들의 사적가치가 동일한 분포를 따르면(symmetric bidder) 표준경매방식에서 판매자수입의 기댓값은 모두 같다(Milgrom and Weber[1982], p.1,093). 반면, 입찰자들의 사적가치가 양의 상관관계를 가지거나 상호의존적인 가치(interdependent value)를 가지고 있으면 온비드에서 사용하고 있는 일차가격 경매보다 오름가격 경매에서 판매자의

기대수입이 더 높다(Milgrom and Weber[1982]). 예를 들면 세계적인 온라인 경매 사이트인 이베이에서는 변형된 형태의 오름가격 경매방식을 사용하고 있는데, 이베이 경매 방식은 독립적인 사적가치모형에서는 온비드 공매방식과 판매자 기대수입이 같고, 상호 의존가치모형에서는 온비드 공매방식보다 판매자 기대수입이 더 높다. 따라서 경매방식에 따른 판매자수입의 차이를 비교하기 위해서는 입찰자들의 정보구조를 알아야 하므로 실증분석이 필요하다.

## 나. 최저입찰가와 판매자수입

최저입찰가는 판매자수입에 결정적인 영향을 끼친다. 최저입찰가가 입찰자들이 경매 재화에 대해 가지는 가치에 비해 높게 설정되면 유찰되기 쉽고, 낮게 설정되면 낙찰가격이 더 높아질 수 있는 기회를 잃어버리는 경우가 많아진다. 따라서 최저입찰가는 입찰자들이 경매재화에 대해 가지는 가치의 분포(bidders' value distribution)를 고려하여 설정해야 경매수입을 극대화할 수 있다. 온비드에서는 최저입찰가를 설정할 수 있는데, 캠프 공매에서는 최저입찰가를 모두 감정평가금액으로 설정하고 있다. 이용기관 공매에서는 감정평가금액과 다른 가격을 최저입찰가로 설정하거나 최저입찰가를 공개하지 않는 경우도 있지만, 최저입찰가를 감정평가금액으로 설정하는 경우가 압도적으로 많다. 따라서 이러한 관행이 공매수입에 어떠한 영향을 주고 있는지 분석할 필요가 있다. 제 IV장에서는 만약 최저입찰가를 각각 5%, 10%, 혹은 20%씩 높여서 설정했다면 판매자수입이 어떻게 달라지는지 알아보는 모의실험(simulation)을 하였다.

위에서 살펴본 바와 같이 어떠한 공매방법이 판매자수입 증가에 도움을 주는지에 관해서는 이론적으로 연구된 바가 있지만 이를 적용하기 위해서는 해당 경매에서 입찰자들의 정보구조, 경매재화에 대하여 가지는 가치의 분포 등을 알아야 한다. 따라서 본 연구에서는 실증분석을 통하여 이를 알아보고자 한다.

## IV. 실증분석 결과와 시사점

본 장에서는 제Ⅱ장에서 구축한 온비드 공매 데이터에 대한 실증분석을 수행한다. 실증분석에서 고려한 변수들을 〈Table 5〉에 정리하였으며, 입찰금액과 낙찰가는 감정평가 금액으로 표준화된 값을 사용하였다. 최저입찰가 이상의 금액만 입찰할 수 있으므로 분석에 포함된 (표준화한) 입찰금액은 모두 1 이상이다.

〈Table 5〉 Variable Description

Variables	Explanations
Kamco (Dummy)	1, if Kamco auction
RqTwo (Dummy)	Require more than one bid for sale
EV	Evaluation value
R	Reserve price/Evaluation value
Mile	Mileage
Price	Auction price/Evaluation value
Bid	Bid amount/Evaluation value
N_Cl	Number of clicks
N_B	Number of bids
6~7 days	if the auction was posted 6 or 7 days
8 days	if the auction was posted no less than 8 days
Renau (Dummy)	1, if the car-maker is Renau
Winter (Dummy)	1, if the auction ends in Jan. or Feb.
Summer (Dummy)	1, if the auction ends in June, July, or Aug.
Seoul (Dummy)	1, if the auctioned car is located in Seoul
Paper (Dummy)	1, if the evaluation paper is available
PubA	1, if the car is the asset of the government

## 1. 입찰자들의 정보구조 분석

먼저 입찰자들의 정보구조가 사적가치모형과 상호의존가치모형 중 어느 모형에 보다 잘 부합하는지 살펴보기 위하여 입찰금액과 실제입찰자 수의 관계를 분석한다. 상호의존가치모형에서는 승자의 저주(winners' curse) 현상으로 입찰금액과 실제입찰자 수 사이에 음의 관계가 나타날 수 있다. 실제로 많은 일차가격 경매의 실증분석 연구에서 음의 관계를 발견하였는데, 예를 들면 Gilley and Karels(1981)와 Hong and Shum(2002)의 연구가 있다. Gilley and Karels(1981)에서는 미국의 원유굴착권 경매자료를 실증분석하여 입찰자 수와 입찰금액 사이에 음의 관계가 있음을 보였다. Hong and Shum(2002)에서는 미국 뉴저지 주의 건축 입찰자료를 분석하였는데, 입찰자 수가 세 명에서 여섯 명으로 증가할 때 낙찰받은 비용의 중간값이 약 15% 증가하였다. 승자의 저주 현상을 이용하여 입찰자들의 정보구조를 테스트하는 데 있어 어려운 점은 가치가 높은 재화에 입찰자가 몰리는 경향이 있어 입찰금액과 실제입찰자 수 사이에 내생성이 생기기 쉽다는 점이다. 본 논문에서는 내생성을 해결하기 위하여 조회 수를 도구변수로 이용하였다.

캠코 공매는 수가 많지 않아 이용기관 공매에 대해서만 분석을 수행하였는데, <Table 6>은 일반공매, <Table 7>은 요구공매에서의 추정량을 보여준다. 두 종류의 공매 모두에서 실제입찰자 수는 입찰금액에 통계적으로 유의한 양의 영향을 주고 있다. 유효입찰수와 입찰금액의 관계는 실제입찰자 수 수준에 따라 달라질 수 있으므로 입찰 수가 5 이상인 경우와 5 미만인 경우로 나누어서 같은 분석을 시도하는 등 실제입찰자 수의 수준을 변화시키며 유사한 분석을 다수 시도하였으나, 실제입찰자 수와 입찰금액이 음의 관계를 보여주는 경우는 없었다. 따라서 온비드 승용차 공매는 상호의존가치모형보다 사적가치모형이 예측하는 바에 보다 잘 부합한다고 볼 수 있다.

다음으로 사적가치모형을 가정하고, 입찰자들의 사적가치가 독립적인지 또는 양의 상관관계를 가지고 있는지 살펴본다. 사적가치모형과 상호의존가치모형을 테스트하는 연구에 비하여 사적가치모형 내에서 사적가치의 독립성을 테스트한 실증연구는 많지 않다. Li and Zhang(2010)과 Jun, Pinkse, and Wan(2010) 등에서 테스트 방법을 제시하고 있으나 온비드 공매에 적용하기에는 필요한 자료의 부족 등 어려움이 있다. 그래서 정식 테스트 방법은 아니지만 Li and Perrigne(2003)에서 제시된 직관적인 아이디어를 도입하여 독립성 여부를 판단하였다. 구체적으로, 각 입찰금액과 같은 공매의 다른 입찰자들이

〈Table 6〉 Regression of Bids (GMM IV Estimator)

Regressors	Coef.	Std. err.	z	P>z
N_B	0.0084	0.0013	6.51	0
EV/10 <sup>6</sup>	-0.1053	0.0092	-11.43	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0043	0.0007	6.31	0
Ln(Mile)	0.1233	0.0386	3.20	0.001
Paper	-0.1683	0.0330	-5.10	0
Seoul	-0.0957	0.0357	-2.68	0.007
Renau	0.0852	0.0320	2.67	0.008
Winter	-0.0055	0.0381	-0.15	0.884
Summer	-0.0044	0.0193	-0.23	0.821
6~7 days	0.0380	0.0291	1.31	0.192
8 days	0.0351	0.0347	1.01	0.312
Constant	0.0275	0.4679	0.06	0.953

Note: The number of observations: 2,265, Ordinary auctions.

〈Table 7〉 Regression of Bids (GMM IV Estimator)

Regressors	Coef.	Std. err.	z	P>z
N_B	0.0112	0.0015	7.70	0
EV/10 <sup>6</sup>	-0.1036	0.0077	-13.46	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0054	0.0005	11.37	0
Ln(Mile)	0.0193	0.0226	0.86	0.391
Paper	-0.0681	0.0155	-4.41	0
Seoul	-0.0556	0.0229	-2.43	0.015
Renau	-0.0096	0.0245	-0.39	0.696
Winter	0.0254	0.0234	1.09	0.277
Summer	0.0411	0.0252	1.63	0.103
6~7 days	0.0363	0.0230	1.58	0.115
8 days	-0.1488	0.0300	-4.96	0
Cconstant	1.1559	0.2687	4.30	0

Note: The number of observations: 1,481, Require auctions.

제출한 입찰금액들 사이에 양의 상관관계가 있는지 분석한다. 입찰자들의 사적가치 사이에 양의 상관관계가 있다면 입찰자들의 입찰금액 사이에도 양의 상관관계가 있어야 하므로, 입찰금액들의 상관관계를 살펴보는 것이다. 이를 위하여 <Table 6>과 <Table 7>의 회귀분석에서 같은 공매의 다른 입찰금액들의 평균값을 회귀변수에 추가하여 분석하였다. 입찰금액은 사적가치뿐만 아니라 입찰 수에 의해서도 영향을 받으므로 입찰 수가 같은 공매별로 분석을 수행하였다. 이 중 해당되는 공매의 수가 가장 많았던, 실제입찰자가 세 명인 일반 공매의 분석 결과를 <Table 8>에서 보여주고 있다. <Table 8>의 결과에서 다른 입찰금액의 평균값 변수의 계수가 음수로 나타난 것은 의외이나, 입찰자들의 사적가치가 양의 상관관계에 있지 않음을 보여준다. 입찰 수가 다른 공매에서도 대부분 통계적으로 유의하지 않거나 음의 상관관계를 보여, 온비드 승용차 공매에서 입찰자들의 사적가치는 독립적이라고 판단된다.

<Table 8> Regression of Bid on the Average of Other Bids

Regressors	Coef.	Std. err.	z	P>z
Average of the other bids	-0.4267	0.1068	-4.00	0
EV/10 <sup>6</sup>	-0.0490	0.0466	-1.05	0.298
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0029	0.0048	0.60	0.554
Ln(Mile)	0.1045	0.0678	1.54	0.130
Paper	0.1378	0.0605	2.28	0.027
Seoul	0.0210	0.0679	0.31	0.758
Renau	-0.0604	0.1200	-0.50	0.617
Winter	-0.2456	0.0887	-2.77	0.008
Summer	-0.0883	0.0568	-1.55	0.127
6~7 days	0.1722	0.0604	2.85	0.006
8 days	-0.0286	0.0606	-0.47	0.639
Constant	0.4639	0.7400	0.63	0.534

Note: The number of observations: 62, Ordinary auctions with three number of bids.



## 2. 비구조모형 분석(Reduced-form Analysis)

### 가. 입찰자 수에 대한 회귀분석

조회 수는 잠재입찰자 수와 상관관계가 있을 것으로 판단되어 입찰자 수와 관계있는 조회 수와 유효입찰 수 두 변수에 대한 회귀분석을 수행하였다. 유효입찰 수에 대한 회귀분석의 경우, 조회 수를 회귀변수로 포함하는 모형과 포함하지 않는 두 가지 모형을 고려하였다. 〈Table 9〉에서 세 가지 회귀모형의 추정 결과를 비교하고 있고, 〈Table 10〉은 유효입찰 수에 대한 회귀모형 중 조회 수를 포함하고 있지 않은 모형의 추정 결과를 자세히 보여준다. 다른 두 모형의 회귀분석 결과는 〈Appendix Table 1〉과 〈Appendix Table 2〉에 수록하였다. 가장 두드러지는 점은 캄코 공매의 경우 조회 수는 많으나 유효입찰 수는 이용기관 공매보다 통계적으로 유의하게 작았다는 것이다. 또한 공매기간이

〈Table 9〉 Sign of Coefficient on Significant Variables

Regressors	Dependent variable		
	(1) Ln(N_CI)	(2) N_B	(3) N_B
EV/10 <sup>6</sup>	+	-	-
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	-	+	+
Ln(Mile)	-	-	-
Paper	insignificant	insignificant	insignificant
Seoul	insignificant	+	+
Renau	+	-	insignificant
Winter	+	-	insignificant
Summer	-	+	insignificant
6~7 days	+	-	insignificant
More than 8 days	+	-	insignificant
PubA	+	insignificant	+
RqTwo	insignificant	-	insignificant
Kamco	+	-	-
N_CI	N/A	+	N/A

Note: Regression (2) has N\_CI as a regressor, but the (3) doesn't.

〈Table 10〉 Regression of the Number of Bids

Regressors	Coef.	Std. err.	t	P>t
EV/10 <sup>6</sup>	-0.8281	0.1646	-5.03	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0115	0.0029	3.92	0
Ln(Mile)	-2.5345	0.5964	-4.25	0
Paper	1.3297	1.0055	1.32	0.187
Seoul	3.6993	1.3805	2.68	0.008
Renau	-0.7642	1.5157	-0.50	0.614
Winter	-0.9260	1.4255	-0.65	0.516
Summer	-0.5345	0.9739	-0.55	0.583
6~7 days	-0.1106	1.1037	-0.10	0.920
8 days	-0.1247	1.4349	-0.09	0.931
PubA	2.6953	1.3340	2.02	0.044
RqTwo	-1.4720	1.0267	-1.43	0.152
Kamco	-6.9063	2.0631	-3.35	0.001
Constant	39.9248	7.1576	5.58	0

Note: The number of observations: 585.

길어도 조회 수만 늘릴 뿐 유효입찰 수를 늘리는 데는 기여하지 못하고 있다. 공매되는 승용차의 마일리지가 높을수록 유효입찰 수가 줄어들고, 승용차가 서울에 위치해 있으면 유효입찰 수가 많아졌다. 요구공매(2인 이상 유효한 입찰자가 있을 경우에만 유효한 입찰이 되는 공매)의 경우, 통계적으로 유의하지는 않으나 유효입찰 수에 음의 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 통계적으로 유의한 결과가 아니므로 해석에 신중할 필요가 있으나 충분한 경쟁이 있을 때만 유효한 입찰로 인정하는 조건이 공매의 매력을 떨어뜨려 경쟁을 오히려 약화시키고 있지는 않은지 검토가 필요하다.

## 나. 낙찰될 확률에 대한 분석

낙찰될 확률을 프로빗 모형으로 분석하여 〈Table 11〉에 그 결과를 정리하였다. 캠코 공매의 경우 낙찰될 확률이 현저히 작았고, 공매되는 승용차의 마일리지가 높아도 낙찰될 확률이 줄어들었다. 반면, 감정평가서가 공개되면 낙찰될 확률이 커졌다. 요구공매의

〈Table 11〉 Regression of Sale Probability (Probit Model)

Regressors	Coef.	Std. err.	z	P>z
EV/10 <sup>6</sup>	-0.1022	0.0243	-4.21	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0009	0.0006	1.36	0.174
Ln(Mile)	-0.5313	0.1181	-4.50	0
Paper	0.2616	0.1431	1.83	0.068
Seoul	-0.1775	0.1977	-0.90	0.369
Renau	0.1145	0.2115	0.54	0.588
Winter	0.0799	0.2044	0.39	0.696
Summer	-0.1690	0.1340	-1.26	0.207
6~7 days	-0.1169	0.1570	-0.74	0.457
8 days	0.0096	0.2034	0.05	0.963
RqTwo	-0.8722	0.1461	-5.97	0
PubA	-0.0281	0.2050	-0.14	0.891
Kamco	-2.1870	0.3023	-7.23	0
Constant	7.8376	1.4362	5.46	0

Note: the number of observation: 585.

경우 쉽게 예측할 수 있는 바와 같이 낙찰될 확률이 작았다.

제Ⅲ장의 이론모형에서 낙찰가는 실제입찰자 수의 분포와 사적가치 분포에 의해 결정된다. 본 절에서는 회귀분석을 통하여 실제입찰자 수에 영향을 주는 요인들을 살펴볼 수 있었으나, 사적가치에 대한 분석은 구조모형 분석이 필요하다. 따라서 다음 절에서 구조모형 분석을 수행하였다.

### 3. 구조모형 분석: 사적가치 추정과 최저입찰가 실험

본 절에서는 사적가치모형을 가정하고 입찰금액 데이터로부터 입찰자들의 사적가치를 추정한다. 본 절에서 수행한 구조추정에서 입찰자들의 사적가치가 독립적이라는 가정은 필요하지 않다. 추정방법은 Li, Perrigne, and Vuong(2002)에서 제안된 방법을 이용하되 최저입찰가의 존재를 고려하여 조정하였다. 최저입찰가로 인한 조정은 Hendricks, Pinkse, Porter(2003)와 유사하다. 이를 요약하여 설명하면 다음과 같다.

임의의 실제입찰자  $i$ 가 입찰에 참여할 때  $i$ 를 제외한 입찰자들의 입찰금액 중 최댓값이 따르는 분포의 함수를  $G_i^M(b)$ 이라고 정의하면, 최저입찰가가 없을 때 실제입찰자  $i$ 의 사적가치  $v_i$ 와 입찰금액  $b_i$  사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다:

$$v_i = b_i + G_i^M(b_i) / \frac{\partial G_i^M}{\partial b}(b_i), \quad b_i > 0 \quad (2)$$

실제입찰자들이 사전적으로 동일하면(symmetric bidder) 모든 입찰자들에게  $G_i^M(b)$ 이 같다. 그러면 각 입찰금액에 대응하는 최대경쟁입찰금액들로부터  $G_i^M(b) = G^M(b)$ 을 추정할 수 있고, 이어 추정된  $G^M(b)$ 을 식 (2)에 대입하여 각 입찰금액에 대응하는 사적가치를 추정할 수 있다.

최저입찰가가 있는 경우에는 실제입찰자  $i$ 가 유일한 입찰자라 하더라도, 최저입찰가가 최대경쟁입찰금액과 같은 역할을 하게 된다. 구조분석에 포함된 모든 공매의 최저입찰가는 1이다. 따라서 최저입찰가를 고려하여  $G^M(b)$ 을 다음과 같이 정의할 수 있다:

$$G^M(b) = \begin{cases} 0, & b < 1 \\ p + (1-p)G(b), & b \geq 1 \end{cases}$$

where  $p$ : 경쟁입찰자가 없을 확률

$G(b)$ : 경쟁입찰자가 있다는 조건하에 최대경쟁입찰금액의 분포함수

그러면 최저입찰가보다 높은 입찰금액  $b_i$ 에 대하여 식 (2)가 성립한다. 또한 식 (2)에서

$$\frac{G^M(b)}{\frac{\partial G^M}{\partial b}(b)} = \frac{(1-p)G(b)}{(1-p)\frac{\partial G}{\partial b}(b)} = \frac{G(b)}{\frac{\partial G}{\partial b}(b)}, \quad \text{for } b > 1$$

그러므로 최저입찰가가 있는 경우에도 각 입찰금액에 대응하는 최대경쟁입찰금액들로부터  $G(b)$ 를 추정하면 식 (2)의 관계식을 이용하여 최저입찰가보다 높은 입찰금액에 대응하는 모든 사적가치를 추정할 수 있다. 이론적으로  $G(b)$ 는 비모수 추정방법을 이용하여 추정할 수 있으나 비모수 방법으로 추정하기에는 고려해야 할 공매방법과 승용차 특성의 수가 많아, 본 논문에서는 최대우도추정법(MLE)을 사용하여  $G(b)$ 를 추정하였다. 기존 연구에서는  $G(b)$ 의 분포로 와이블 분포와 지수분포가 흔히 사용되어 왔는데, 본 논문에서는 그중 유연한 분포인 와이블 분포를 가정하였다. 따라서  $g(b)$ 를  $G(b)$ 의 확률밀도함수라고 하면,

$$g(b) = \gamma \alpha (b-1)^{\alpha-1} \exp(-\gamma(b-1)^\alpha), \quad b > 1$$

where  $\gamma = X\beta_X$ : scale parameter

$X$ : Ln(Mile) 등 공매 및 승용차 특성 벡터

$\alpha = N\beta_N$ : shape parameter

$N$ : Ln(Mile) 등 공매 및 승용차 특성 벡터

요구공매의 경우 공매방법이 달라 균형입찰전략이 제Ⅲ장의 식 (1)에서 제시한 것과 다르다. 그러나 요구공매에서 사적가치에 대해 증가함수인 균형입찰전략이 존재하면 균형입찰전략이 다르더라도 식 (2)는 여전히 성립한다. 다만,  $G^M(b)$ 는 요구공매의 특징을 반영하여 수정할 필요가 있다. 요구공매의 경우 경쟁입찰자가 없는 경우 유효한 입찰이 되지 않기 때문에 각 입찰자는 경쟁입찰자가 없으면 낙찰받지 못하는 것으로 가정하고 입찰전략을 계산한다. 따라서 요구공매에서는  $G^M(b)$ 를 경쟁입찰자가 있다는 조건하에서 최대입찰금액의 분포함수, 즉  $G(b)$ 라고 하고 식 (2)를 적용하여야 한다. 결론적으로는 균형입찰전략이 존재한다는 가정하에 요구공매에서도 일반공매와 같은 추정방법을 적용할 수 있다. <Appendix Table 3>과 <Appendix Table 4>에서  $G(b)$ 의 추정 결과를 요약하고 있는데, <Appendix Table 3>은 일반공매에서의 추정 결과를, <Appendix Table 4>는 요구공매에서의 추정 결과를 보여준다.  $G(b)$ 는 경쟁입찰자가 있다는 조건하에서의 최대입찰금액의 분포함수이므로 입찰자 수가 두 명 미만인 공매의 입찰자료는  $G(b)$ 의 추정에 이용되지 않는다.

다음으로, 추정된  $G(b)$ 를 사용하여 입찰금액이 1인 경우를 제외하고 모든 입찰금액에 대응하는 사적가치를 추정하였다. 추정된 사적가치에서 이상점(상위 1%)을 제외한 사적가치들에 대한 기초통계량을 <Table 12>와 <Table 13>에 정리하였다. 요구공매에서는 입찰 수가 1이면 낙찰이 되지 않아 입찰금액이 공개되지 않는다. 따라서 비교를 위해 두 공매 모두 입찰 수가 2 이상인 공매자료만 포함하여 표를 작성하였다. 일반공매에서 사적가치의 평균이 더 높았고, 두 종류의 공매에서 모두 평균적으로 사적가치의 90% 정도를 입찰하는 것으로 나타났다.<sup>6</sup>

<Table 12>와 <Table 13>의 비교는 공매방법이나 승용차 특성을 고려하지 않은 단순 비교이다. <Table 14>는 사적가치의 회귀분석 결과를 보여주는데, 공매방법과 승용차의 특성을 고려하였음에도 불구하고 요구공매에서 입찰자들의 사적가치가 여전히 낮은 것

<sup>6</sup> 관찰된 입찰금액을 추정된 사적가치로 나눈 값의 단순평균이므로 균형입찰금액함수를 의미하는 것은 아니다. 균형입찰금액함수는 사적가치뿐만 아니라 입찰자 수 분포에도 의존하는 함수가 되어야 한다.

으로 나타나고 있다. 이는 사적가치가 상대적으로 낮은 입찰자들이 요구공매에 참여하고 있음을 의미한다. 또한 흥미롭게도 감정평가서를 공개하는 공매의 경우 사적가치가 낮게 나타났다.

사적가치뿐만 아니라 입찰 수 역시 낙찰가를 결정하는 중요한 요인이다. 따라서 낙찰가에 주는 영향을 분석하기 위해서는 사적가치에 대한 영향과 입찰 수에 대한 영향을 함께 고려하여야 한다. 입찰 수에 대한 회귀분석에서 감정평가서의 공개는 입찰 수에 통계적으로 유의하지 않은 양의 영향을, 요구공매는 통계적으로 유의한 음의 영향을 주는 것으로 나타났다(Table 10 참조). 그러므로 요구공매의 경우 입찰 수와 사적가치에

〈Table 12〉 Estimation of Bidders' Valuations (Ordinary Auction)

Variable	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
Value	2,171	1.6010	0.6920	1.0000	6.7412
Bid/Value	2,171	0.8977	0.0796	0.2810	1

〈Table 13〉 Estimation of Bidders' Valuations (Require Auction)

Variable	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
Value	1,450	1.5166	0.6200	1.0001	5.6892
Bid/Value	1,450	0.9000	0.0862	0.3951	1

〈Table 14〉 Regression of Bidders' Valuation on Auction Characteristics

Regressors	Coef.	Std. err.	t	P>t
RqTwo	-0.0465	0.0215	-2.17	0.03
EV/10 <sup>6</sup>	-0.1499	0.0082	-18.18	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0062	0.0005	11.51	0
Ln(Mile)	-0.0005	0.0200	-0.03	0.979
Paper	-0.0833	0.0231	-3.61	0
Seoul	0.0891	0.0296	3.01	0.003
Renau	-0.0628	0.0410	-1.53	0.126
Winter	-0.1132	0.0314	-3.61	0
summer	-0.0004	0.0243	-0.02	0.986
Constant	1.9690	0.2299	8.56	0

Note: The number of observations: 3,621.

〈Table 15〉 The Effect of Reserve Price Change

	R/EV = 1.05	R/EV = 1.1	R/EV = 1.2
The number of sale	17 decrease	24 decrease	42 decrease
Gain from price increase	₩295,000	₩4,295,140	₩19,419,177
Loss from failed sale	₩93,228,010	₩127,768,010	₩272,432,010

모두 통계적으로 유의한 음의 영향을 주고 있다.

다음으로, 추정된 사적가치를 이용하여 만약 최저입찰가가 더 높게 책정되었다면 판매자수입이 어떻게 변화했을지 계산해 본다. 각 입찰자들의 사적가치를 추정하였으므로 그 값을 이용하면 최저입찰가가 변화했을 때의 입찰금액을 추정할 수 있다. 낙찰이 이루어지지 않을 때의 판매자수입은 0으로 가정하였다.<sup>7</sup> 낙찰이 이루어진 일반경매 237건에 대하여 최저입찰가가 1 대신 1.05, 1.1 혹은 1.2였다면 공매 결과가 어떻게 변화했을지 살펴보고, 그 결과를 〈Table 15〉에 정리하였다. 최저입찰가보다 낮은 사적가치는 공매를 통해 관찰되지 않으므로 최저입찰가를 낮추었을 때의 판매자수입 변화는 공매 데이터로부터 추정할 수 없다. 〈Table 15〉의 결과는 최저입찰가를 1.05, 1.1 혹은 1.2로 설정했다면 판매자수입이 감소했을 것임을 보여준다.

#### 4. 실증분석 결과의 논의

본 장에서는 온비드 승용차 공매의 낙찰가를 결정하는 여러 요인들과 그 영향을 실증 분석하였다. 실증분석 결과를 요약하고 관련 사항을 논의하면 다음과 같다. 첫째, 온비드에서 이용기관에 의하여 진행된 승용차 공매의 입찰자료는 독립적인 사적가치모형과 가장 잘 부합하였다. 독립적인 사적가치 가정을 포함하여 제Ⅲ장 제2절에서 소개한 기대균등정리에서 요구하는 가정을 만족하면 일차가격 경매는 판매자수입을 극대화하는 경매방식 중 하나이다. 따라서 본 논문의 실증분석 결과에 근거하면 판매자수입을 개선하기 위하여 일차가격 경매방식 대신 다른 경매방식을 도입할 필요성이 제기되지는 않는다.

<sup>7</sup> 온비드 공매에서 낙찰이 이루어지지 않으면 일반적으로 공매를 재공고하기 때문에 낙찰이 이루어지지 않아도 판매자수입이 0이라고는 할 수 없다. 여기에서는 판매자수입의 정확한 계산보다는 최저입찰가를 올렸을 때 나타나는 변화를 분석하는 데 목적이 있으므로 비교를 위해 유찰 시 판매자수입을 일률적으로 0으로 가정하였다. 그러나 유찰 시 판매자수입을 0으로 가정하면 최저입찰가를 올렸을 때 발생하는 판매자손해를 과대추정하게 되는 점을 고려해야 한다.

그러나 공매되는 물품이 달라지면 입찰자들의 정보구조도 달라질 수 있음은 고려해야 한다. 온비드 공매에서 가장 높은 비중을 차지하는 부동산 공매의 경우 상호의존가치모형과 부합할 가능성이 높으므로<sup>8</sup> 본 논문과 유사한 실증분석이 필요하다. 또한 본 논문에서 위험중립성 등 기대균등정리의 가정을 모두 검토한 것은 아니므로 향후 이에 대한 연구가 필요하다.

둘째, 캠프 공매의 경우 이용기관 공매에 비해 입찰자 수와 감정가격 대비 낙찰가율이 현저히 낮았다. 그러나 캠프 공매에서 거래되는 승용차와 이용기관 공매에서 거래되는 승용차의 본질적인 차이를 발견하기 어려워 이 결과에 대한 분석은 입찰자들을 대상으로 하는 설문조사 등 후속연구가 필요할 것으로 생각된다. 본질적인 차이라 보기는 어렵지만 캠프 공매와 이용기관 공매의 차이점을 찾아보면, (i) 캠프 공매에서는 모두 압류재산을 공매하는 반면, 이용기관 공매에서는 압류재산 공매가 없다; (ii) 감정평가기관이 다를 수 있다. 상이한 감정평가기관이 원인인지 살펴보기 위하여 감정평가기관이 같은 공매에서만 비교를 시도했는데, 같은 감정평가기관이 감정평가금액을 산출한 공매에서도 여전히 캠프 공매와 이용기관 공매의 입찰 결과는 현저한 차이를 보였다. 압류재산의 경우는 캠프 공매에서만 거래되므로 압류재산이 공매 결과에 주는 영향과 캠프 공매가 공매 결과에 주는 영향을 실증적으로 분리하는 것은 불가능하다. 다만, 압류재산의 경우 이용기관 공매에서 많은 비중을 차지하는 공공기관 재산보다 소유관계가 복잡할 가능성이 있어 입찰자들이 참여를 망설이는 동기가 될 수 있다.

셋째, 이용기관 공매에서 2인 이상 유효한 입찰자가 있을 경우에만 유효한 입찰로 인정되는 공매가 존재하는데, 그러한 공매에서는 상대적으로 입찰자가 적었을 뿐만 아니라 사적가치가 낮은 입찰자가 참여하는 경향을 보였다. 높은 금액을 입찰하더라도 다른 입찰자가 없으면 낙찰을 받을 수 없다는 불확실성이 입찰자들의 참여의욕을 저하시키고 있을 가능성이 있다. 따라서 2인 이상의 유효한 입찰자를 요구하는 조건에 대해서는 신중할 필요가 있다. 다만, 요구공매의 경우 공매방법이 다르므로 균형입찰전략이 일반공매와 달라 사적가치가 낮아도 입찰금액은 높을 가능성이 존재한다. 입찰금액에 대한 회귀분석에서는 요구공매와 일반공매 사이에 통계적으로 유의한 차이가 없었다(Appendix Table 5 참조). 개별 입찰자의 기대입찰금액이 같다면 입찰자 수가 많은 공매에서 기대 판매자수입이 높아지게 된다. 따라서 균형입찰전략이 다를 수 있음을 고려한다 하더라도

<sup>8</sup> 우리나라의 예는 아니지만 부동산 경매는 McAfee, Quan, and Vincent(2002)에서와 같이 상호의존가치모형으로 분석되는 경우가 많았다.



도 요구공매의 필요성에 대해서는 여전히 검토가 필요하다.

넷째, 이용기관 일반경매에서 최저입찰가를 5%, 10% 혹은 20% 높게 설정했다면 기대 판매자수입은 감소했을 것으로 추정되었다. 따라서 이용기관 일반경매에서 판매자수입의 개선을 위해 최저입찰가를 더 높게 설정할 필요는 없어 보인다. 캄코 공매의 경우 구조분석을 하기에는 공매 수가 부족해 이용기관 공매의 경우와 같이 최저입찰가 모의 실험을 할 수 없었다. 그러나 이용기관 일반경매에서의 최저입찰가가 높지 않다면, 이용기관 경매보다 낙찰확률이 현저하게 낮았던 캄코 공매에서는 최저입찰가를 현재보다 낮게 설정하는 것을 검토할 필요가 있음을 시사한다.

## V. 맺음말

본 연구에서는 온비드 공매수입의 증가, 더 나아가서는 효율적인 자산처리시스템의 구축을 위하여 온비드의 승용차 공매 데이터를 실증분석하고 그 결과가 최적의 공매제도 설계에 주는 시사점을 논의하였다. 본 논문에서는 승용차 공매에 초점을 맞추어 분석하였으나, 유사한 분석방법으로 다른 용도의 물건에 대한 공매 역시 분석할 수 있다. 특히 온비드 공매에서 가장 중요한 부동산 공매를 분석한다면 부동산에 대한 입찰자들의 정보구조 및 가치를 추정할 수 있으므로 이를 통하여 부동산시장의 수요분석에도 기여할 수 있을 것으로 생각된다. 또한 본 논문에서는 2인 이상 유효한 입찰자가 있을 경우에만 유효한 입찰이 되는 공매와 그렇지 않은 공매에서의 입찰 결과 차이를 실증적으로 분석하였는데, 이론모형을 통해 그 차이를 설명하는 것이 필요할 것이다. 이는 본 논문의 후속연구로 진행할 계획이다.

## 참고문헌

- Gilley, O. W. and G. Karels, "The Competitive Effect in Bonus Bidding: New Evidence," *Bell Journal of Economics*, Vol. 12, No. 2, 1981, pp.637~648.
- Hendricks, Kenneth, Joris Pinkse, and Robert H. Porter, "Empirical Implications of Equilibrium Bidding in First-Price, Symmetric, Common Value Auctions," *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 1, 2003, pp.115~145.
- Hong, Han and Matthew Shum, "Increasing Competition and the Winner's Curse: Evidence from Procurement," *Review of Economic Studies*, Vol. 69, Issue 4, 2002, pp.871~898.
- Ji, Lu and Tong Li, "Multi-Round Procurement Auctions with Secret Reserve Prices: Theory and Evidence," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, No. 7, 2008, pp.897~923.
- Jun, Sung Jae, Joris Pinkse, and Yuanyuan Wan, "A Consistent Nonparametric Test of Affiliation in Auction Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 159, Issue 1, 2010, pp.46~54.
- Krishna, Vijay, *Auction Theory*, Academic Press, 2002.
- McAfee, R. Preston, Daniel C. Quan, and Daniel R. Vincent, "How to Set Minimum Acceptable Bids, with an Application to Real Estate Auctions," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 50, No. 4, 2002, pp.391~416.
- Milgrom, P. R. and R. J. Weber, "A Theory of Auctions and Competitive Bidding," *Econometrica*, Vol. 50, No. 5, 1982, pp.1,089~1,122.
- Li, Tong and Isabelle Perrigne, "Timber Sale Auctions with Random Reserve Prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 1, 2003, pp.189~200.
- Li, Tong and Bingyu Zhang, "Testing for Affiliation in First-price Auctions Using Entry Behavior," *International Economic Review*, Vol. 51, No. 3, 2010, pp.837~850.
- Li, Tong, Isabelle Perrigne, and Quang Vuong, "Structural Estimation of the Affiliated Private Value Auction Mode," *RAND Journal of Economics*, Vol. 33, No. 2, 2002, pp.171~193.

## 〈웹사이트〉

OnBid web page(<http://www.onbid.co.kr>, 접속일자: 2014. 6. 1).

### <온비드 공매 데이터의 기록사항>

- 물건관리번호, 물건명, 소재지
- 입찰일시: 입찰 시작시간과 종료시간
- 개찰일시: 제출된 입찰금액을 확인하여 낙찰자를 정하는 시간
- 입찰집행기관
- 조회 수: 공매되는 승용차에 대한 설명이 있는 웹사이트의 조회 횟수
- 재산 종류: 압류재산, 수탁재산 등 거래되는 승용차의 재산 종류
- 입찰방식: 대부분 일반경쟁이나, 입찰자의 자격을 제한하는 제한경쟁도 존재
- 입찰대상인 승용차에 대한 설명: 제조사, 모델, 연월식, 차량번호, 변속기, 배기량, 연료, 색/도어, 옵션. 공개되지 않은 공매도 다수 존재
- 주행거리: 입찰대상인 승용차의 주행거리. 물건 설명 부분에 명시되지 않은 경우에도 감정평가서를 참조하여 기록
- 수량: 거래되는 승용차의 수. 거래되는 승용차가 두 대 이상인 입찰은 분석에서 제외
- 감정평가금액: 승용차의 가치를 감정평가기관에서 평가한 금액. 이용기관 공매에서는 드물게 감정평가금액이 비공개인 경우가 존재
- 감정평가기관: 승용차의 가치를 평가한 기관명
- 감정평가일: 감정평가기관이 승용차의 가치를 평가한 날짜
- 감정평가서의 유무(더미변수): 감정평가서가 공개된 경우 1
- 사진정보: 공개된 사진 수
- 2인 미만 유찰(더미변수): 이용기관 공매의 경우 입찰자가 2인 이상인 경우에만 유효한 입찰로 결정하는 공매가 존재하며, 이는 물건공고에서 명시된다. 그러한 공매인 경우 1
- 유효입찰자 수: 유효한 입찰금액을 제출하고 입찰보증금을 납부한 입찰자의 수
- 무효입찰자 수: 입찰금액을 제출했으나 무효가 된 입찰의 수. 예를 들면 공고된 최

저입찰가보다 낮은 금액을 제출한 경우 무효임.

- 최저입찰가: 공개된 최저입찰가를 기록. 이용기관 구매에서는 드물게 최저입찰가가 비공개인 경우가 존재
- 입찰금액: 모든 유효입찰금액을 기록
- 개찰 결과(더미변수): 낙찰인 경우 1
- 낙찰금액: 낙찰인 경우 낙찰금액을 기록
- 유찰사유: 유찰인 경우 유찰사유를 기록
- 낙찰가율(감정평가금액 대비): 낙찰된 구매의 경우 기록. 감정평가금액과 낙찰금액을 알면 계산할 수 있는 비율이나, 데이터의 오류 체크를 위해 기록
- 낙찰가율(최저입찰가 대비): 낙찰된 구매의 경우 기록. 최저입찰가와 낙찰금액을 알면 계산할 수 있는 비율이나, 데이터의 오류 체크를 위해 기록
- 대금 납부 여부(더미변수): 낙찰인 경우 납부했으면 1. 이용기관 구매인 경우 대부분 기록되지 않음.

〈Appendix Table 1〉 Regression of the Number of Clicks

Regressors	Coef.	Std. err.	t	P>t
EV/10 <sup>6</sup>	0.0522	0.0091	5.75	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	-0.0010	0.0002	-5.93	0
Ln(Mile)	-0.0812	0.0329	-2.47	0.014
Paper	0.0329	0.0555	0.59	0.554
Seoul	0.0480	0.0761	0.63	0.529
Renau	0.1644	0.0836	1.97	0.050
Winter	0.2939	0.0786	3.74	0
Summer	-0.2018	0.0537	-3.76	0
6~7 days	0.1621	0.0609	2.66	0.008
More than 8 days	0.3667	0.0792	4.63	0
PubA	0.2505	0.0736	3.40	0.001
RqTwo	-0.0050	0.0566	-0.09	0.930
Kamco	0.6260	0.1138	5.50	0
Constant	7.1552	0.3948	18.12	0

Note: The number of observations: 585.

〈Appendix Table 2〉 Regression of the Number of Bids

Regressor	Coef.	Std. err.	t	P>t
EV/10 <sup>6</sup>	-1.3821	0.1374	-10.06	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0217	0.0025	8.84	0
Ln(Mile)	-1.6729	0.4865	-3.44	0.001
Paper	0.9810	0.8162	1.20	0.230
Seoul	3.1897	1.1206	2.85	0.005
Renau	-2.5086	1.2341	-2.03	0.043
Winter	-4.0453	1.1708	-3.46	0.001
Summer	1.6066	0.8000	2.01	0.045
6~7 days	-1.8303	0.9012	-2.03	0.043
8 days	-4.0162	1.1860	-3.39	0.001
PubA	0.0367	1.0934	0.03	0.973
Ln(N_CI)	10.6123	0.6156	17.24	0
RqTwo	-1.4188	0.8331	-1.70	0.089
Kamco	-13.5500	1.7179	-7.89	0
Constant	-36.0083	7.2894	-4.94	0

Note: The number of observations: 585.

〈Appendix Table 3〉 Estimation of the Maximum Competitor's Bid Dist.

Weibull dist.	Coef.	Std. err.	z	P>z
Scale parameter				
EV/10 <sup>6</sup>	0.6312	0.0238	26.56	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	-0.0147	0.0037	-3.99	0
Ln(Mile)	0.0687	0.0027	25.00	0
Paper	0.0359	0.0177	2.03	0.043
Seoul	-0.0420	0.0045	-9.42	0
Winter	0.0900	0.0151	5.95	0
Summer	0.2645	0.0303	8.73	0
Renau	1.3633	0.3073	4.44	0
Constant	-1.0461	0.0411	-25.46	0
Shape parameter				
EV/10 <sup>6</sup>	-0.0858	0.0087	-9.86	0
Ln(Mile)	-0.7385	0.0604	-12.23	0
Paper	0.3202	0.0694	4.61	0
Seoul	0.9448	0.1262	7.49	0
Winter	-0.3513	0.0767	-4.58	0
summer	-0.2185	0.0735	-2.97	0.003
Renau	0.0063	0.1224	0.05	0.959
Constant	10.8764	0.7230	15.04	0

Note: The number of observations: 2,210, Ordinary auctions.

〈Appendix Table 4〉 Estimation of the Maximum Competitor's Bid Dist.

Weibull dist.	Coef.	Std. err.	z	P>z
Scale parameter				
EV/10 <sup>6</sup>	0.4203	0.0945	4.45	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0829	0.0279	2.97	0.003
Ln(Mile)	0.2864	0.0341	8.39	0
Paper	1.1391	0.1370	8.31	0
Seoul	0.0661	0.2089	0.32	0.752
Winter	0.8072	0.1607	5.02	0
summer	0.1533	0.0329	4.66	0
Renau	0.8119	0.4819	1.68	0.092
Constant	-3.4919	0.4107	-8.50	0
Shape parameter				
EV/10 <sup>6</sup>	0.0407	0.0146	2.79	0.005
Ln(Mile)	0.1524	0.0760	2.01	0.045
Paper	-0.0622	0.0925	-0.67	0.501
Seoul	-0.1830	0.1329	-1.38	0.169
Winter	1.9209	0.1999	9.61	0
summer	-0.2189	0.0792	-2.76	0.006
Renau	-0.2869	0.1543	-1.86	0.063
Constant	0.1365	0.8806	0.15	0.877

Note: The number of observations: 1,476, Require auctions.

〈Appendix Table 5〉 Regression of Bids (GMM IV Estimator)

Regressors	Coef.	Std. err.	z	P>z
N_B	0.0078	0.0005	15.21	0
EV/10 <sup>6</sup>	-0.0981	0.0063	-15.63	0
(EV/10 <sup>6</sup> ) <sup>2</sup>	0.0044	0.0004	10.84	0
Ln(Mile)	0.0729	0.0157	4.64	0
Paper	-0.1305	0.0173	-7.53	0
Seoul	-0.0674	0.0258	-2.62	0.009
Renau	0.0221	0.0306	0.72	0.469
Winter	0.0229	0.0248	0.92	0.355
Summer	0.0174	0.0185	0.94	0.346
6~7 days	0.0395	0.0189	2.09	0.036
8 days	-0.0429	0.0256	-1.67	0.095
RqTwo	0.0120	0.0166	0.72	0.471
Constant	0.5883392	0.189228	3.11	0.002

Note: 1) The number of observations: 3,746, All inst. auctions.

2) Endogenous var.: the number of bids, Instrumental var.: the number of clicks.



## 물가동학에서 기대변수의 특성에 대한 연구

이 재 준

(한국개발연구원 연구위원)

### A Study of Characteristics of Expectation in Inflation Dynamics

Jaejoon Lee

(Fellow, Korea Development Institute)

\* 이재준: (e-mail) jjoonlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

- Key Word: 물가동학(Inflation Dynamics), 필립스 곡선(Phillips Curve), 합리적 기대(Rational Expectation), 임의보정(Random Revision)
- JEL Code: E31, C51
- Received: 2014. 4. 14      • Referee Process Started: 2014. 4. 16
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 9

## ABSTRACT

This paper attempts to demonstrate the critical role of expectation horizons in economic agents building their expectations for the future. It starts with the analysis of what constraints the economics-based assumption related to information efficiency could impose in the stochastic process, and then suggests a new concept, random revision of expectation, to refer to the case when the adjustment process of expected variables employs newly generated information only. According to the inflation dynamics formula drawn under this condition, the demand pressure measured by output gap is found to cause different impacts on inflation according to different expectation horizons. The empirical analysis of this model using the data on Korea reveals that a short expectation horizon causes coefficient estimates to become small and statistically less significant.

본 논문은 경제주체들이 미래에 대한 기대를 형성하는 데 있어서 기대기간이 주요한 역할을 한다는 점을 밝히는 시도이다. 정보효율성과 관련된 경제학적 가정이 확률과정에 어떠한 제약으로 작용하는지에 대한 분석으로부터 출발하여, 기대변수에 대한 조정과정이 오로지 새로이 발생한 정보만을 반영하는 경우를 미래기대의 임의보정(random revision of expectation)이라는 새로운 개념으로 제시하였다. 이러한 가정하에 물가동학 결정식을 도출할 경우, 산출갭으로 측정된 수요압력의 인플레이션에 대한 영향은 기대기간에 따라 달리 식별되었다. 이러한 모형을 우리나라 자료를 이용하여 실증한 결과, 기대기간을 단기로 설정할 경우 계수 추정치는 작아지고 통계적 유의성도 떨어지는 것으로 나타났다.

## I. 서론

합리적인 경제주체들은 의사결정을 할 때 미래에 대한 예상을 반영하며, 현대 경제학은 미래기대(forward-looking expectation)가 현재의 경제관계를 규율하는 현상에 주목하고 있다. 예로써 투자, 소비 및 저축에 관한 의사결정을 포함하여 거의 모든 경제적인 의사결정에는 미래에 대한 예상이 반영된다고 할 수 있으며, 이 중 재화 및 노동 등에 대한 가격 설정이 미래기대가 중요한 역할을 하는 대표적인 예라고 할 수 있다.

이와 같은 맥락에서 물가변동의 동태적 변화는 거시경제학 이론과 실증분석의 주요 대상이 되어 왔으며, 최근 거시경제이론의 유의미한 발전 중 하나는 경제주체들의 미래에 대한 기대가 현재의 물가동학 관계에 미치는 영향에 대한 분석일 것이다. 일명 ‘신케인즈안 필립스 곡선(new Keynesian Phillips curve: NKPC)’이라고 명명된 미래기대변수를 포함한 방정식(expectational equation)의 이론적 그리고 실증적 근거를 찾는 데 최근 십수 년간 거시경제학 연구가 지속되어 왔다. 부연하면, Roberts(1995) 이후 NKPC의 이론적 근거에 대해서는 비교적 다수의 경제학자들이 동의하고 있는 것으로 보이나, 미래기대변수의 역할에 대한 실증적 근거에 대해서는 여전히 합의에 도달하지 못하고 있다(Gali and Gertler[1999]; Rudd and Whelan[2005]). 최근 Smith(2009)는 기대변수의 역할에 대한 유의한 실증적 증거를 보고하고 있으나, 경제적 모형에 근거한 결과라기보다는 순수한 통계적 측면의 결과라는 한계를 가지고 있다.

본 연구는 이러한 기대변수의 역할이 기대의 대상 기간에 따라 다르게 식별될 수 있으며, 특히 통상적인 NKPC의 설정과 같이 미래기대변수의 대상 기간을 비교적 단기로 설정할 경우 식별 자체가 어려울 수 있다는 점에 주목하고 있다. 기존의 연구 결과 중 Preston(2005)은 장기적인 미래에 대한 예측은 현재의 경제적 조건을 결정짓는 요인으로 작용한다는 점을 지적하고 있으며,<sup>1</sup> Lee and Nelson(2007)에 따르면 미래의 물가상승기대를 반영하여 현재의 물가동학이 결정되는 경우 미래의 어느 시점까지를 고려할 것인가가 물가동학의 주요 관계를 결정하는 요인으로 작용함을 보여주고 있다. 즉, 미

---

1 Marcet and Sargent(1989)에서는 투자의사결정에 대한 부분균형모형을 이용하여 최적 의사결정은 장기에 대한 예측에 의존함을 보여주고 있다.

래기대변수를 포함한 경제관계를 고려할 때 기대변수의 대상 기간(expectation horizon)이 인플레이션의 동학을 나타내는 최종식(final form)의 주요 계수를 결정하는 주요한 요인으로 작용한다는 것이다.

본 연구는 위와 같이 미래기대변수를 포함한 경제관계를 모형화할 때, 기대변수의 대상 기간에 따라 주요 계수들이 다르게 식별될 수 있는 문제를 확률론적 이론을 이용하여 일반화하고자 시도하는 것이다. 즉, 기대변수의 보정과정(revision process)<sup>2</sup>을 시점에 따라 축차적으로 이루어지는 과정으로 설정하고 정보효율성의 관점에서 근거를 찾고자 한다. 그리고 이러한 기대변수의 보정과정이 가용한 정보를 완전히 효율적으로 이용할 경우 대상 변수의 실현치에 대해 일정한 확률론적 특성을 규정하고 있다는 점을 제시하고자 한다. 나아가 기대변수가 포함된 모형 내에서 주요 변수들의 관계는 고정된 모수가 아니라 기대변수의 대상 기간에 따라 변화하는 함수로 나타날 수 있음을 보이고자 한다. 그리고 마지막으로 이러한 기대변수의 특성에 근거한 모형화가 얼마나 유용한지를 검증하기 위해 총공급곡선모형에 적용하고 실증분석 결과를 제시하고 있다.

## II. 기대변수의 보정과정

### 1. 정보효율성과 기대변수의 보정

‘효율적 시장가설(efficient market hypothesis)’이란 어느 재화 혹은 자산의 가격이 이용 가능한 모든 정보를 반영하여, 관련 정보의 생산, 유통, 그리고 이용에 있어 특정 경제주체가 정보상의 우위를 가지지 않으며, 따라서 초과이익의 가능성이 없는 상태를 의미한다. 이는 가격 변화의 움직임은 불규칙적이며 어떤 유의한 예측도 불가능하게 되는 것으로 해석할 수 있다. 효율적 시장가설을 확률론적 시각에서 보면, 어느 특정한 가격변수를 하나의 확률과정으로 간주할 때, 이 과정이 마팅게일(martingale) 특성을 따른다는 것과 동일한 의미이다.<sup>3</sup> 마팅게일 과정은 확률과정  $x_t$ 가 시점에 따라 달라지는

2 기대변수의 보정이라는 개념은 필자가 「KDI 거시경제모형 재구축을 위한 연구」(연구자료, 한국개발연구원, 2011)에서 처음으로 시도한 바 있으며, 본 논문의 제II장에서는 이의 타당성 및 논리적 관계를 재정리하였다.

3 Fama(1970) 이후 특정 자산시장에서 효율적 시장가설이 성립하는 경우, 해당 자산의 가격은 임의보행

정보집합에 대해 조건부 기대연산자(operator)를 적용할 경우  $E_t[x_{t+1}] = x_t$ 를 만족하는 경우이다.<sup>4</sup> 마팅계일을 따르는 확률과정이란 현재 사용 가능한 모든 정보를 이용한 미래에 대한 최선의 예측치는 단지 현재치일 뿐이며 따라서 미래에 대한 예측은 불가능하거나 혹은 무의미하다는 것을 의미한다. 마팅계일 확률과정을 따르는 변수를 차분할 경우, 이를 ‘마팅계일 차분과정(martingale difference sequence: MDS)’ 혹은 ‘공정게임(fair game)’이라 하며, 현재 시점의 정보를 이용한 미래기대치는 항상 0이 되는 특성을 가지게 된다.

$$x_t - x_{t-1} = v_t \leftrightarrow E_t[v_{t+1}] = 0 \quad (1)$$

이러한 시장의 마팅계일 특성을 관련 정보집합과 예측이라는 관점에서 보다 용이하게 해석하기 위해 조건부 기대치 간의 다음과 같은 관계로 나타낼 수 있다.

$$E_t x_{t+1} - E_{t-1} x_t = v_t \quad (2)$$

식 (2)의 좌변은 1기 후의 기대의 변화, 즉 각 시점에서 연속적으로 1기 후의 예측을 수행할 때 기대변수의 보정과정으로 해석할 수 있으며,  $x_t$ 가 마팅계일 확률과정을 따르면 그 기대의 보정과정은 공정게임이어야 한다는 의미를 갖게 된다. 나아가 위의 식 (1), (2)의 기대변수의 보정과정에서 기대기간이 반드시 1기 후로 고정될 필요는 없으며, 일반적으로  $x_t$ 가 마팅계일일 경우  $E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t-1+s}, f, s \in \{1, 2, \dots, \infty\}$ 에 대해서도 공정게임과정이 성립한다. 즉, 기대변수의 대상 기간(expectation horizon, 이하 기대기간)을 일정하게 유지하면서 미래시점에 대한 기대치에 대한 보정이 시점에 따라 연속적으로 이루어지는 경우, 그 보정과정은 이미 사용된 정보로는 유의미한 예측이 불가능함을 뜻하게 된다. 만일 미래에 대한 예측치에 대해 변화하는 과정이 공정게임이 아니라 일정한 정규성을 가지는 패턴을 따르게 된다면, 이는 정보에 대한 해석이 시점에 따라 달라짐을 의미하며, 정보의 효율성에 위배되는 것으로 해석할 수 있다. 따라서

---

과정(random walk process)을 따르는 것으로 인식되기도 하였으나(Granger and Morgenstern[1963]), Samuelson(1965)에서 효율적 시장가설을 마팅계일과 관련지은 이후 대다수의 효율적 시장가설에 대한 실증적 증명은 관련 변수의 마팅계일 특성을 판단하는 것으로 간주되고 있다. 보다 상세한 설명은 Lo and MacKinlay(1999), Malkiel(2003)을 참고하기 바란다.

- 4 여기에서  $E_t[\cdot] \equiv E[\cdot | I_t]$ 는 조건부 기대연산자(conditional expectation operator), 그리고  $I_t$ 는  $t$ 시점에서 이용 가능한 모든 정보집합을 나타낸다. 보다 엄밀한 정의에 따르면 다음의 두 조건을 만족하는 확률과정을 마팅계일이라 한다(Durrett[1996] 참조).

$$\begin{aligned} E_t[x_t] &< \infty, \forall t \\ E_t[x_{t+1} | I_t] &= x_t, I_t \supseteq \{x_t, x_{t-1}, \dots, x_1\} \end{aligned}$$

마팅계일 과정 혹은 공정계임을 기대변수의 보정과정상의 속성으로 전환시켜 해석해 보면 특정 시장에서 정보의 생산, 유통, 그리고 이용의 효율성을 전제로 한 균형상태의 특성을 명확히 할 수 있다.

식 (2)의 기대기간을 임의의 미래시점으로 확장하면 다음과 같다.

$$E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t-1+f} = v_t, \quad f = 1, 2, \dots, \infty \quad (3)$$

식 (3)에서 기대변수의 보정과정  $y_t$ 는 공정계임을 따르며 마팅계일 차분과정의 속성으로부터  $Cov(v_t, v_{t+i} | I_{t-1}) = 0, i = 1, 2, \dots$ 이므로,  $y_t$ 를 하나의 이노베이션(innovation)<sup>5</sup>으로 볼 수 있다. 이는 전기와 현재 기 사이에 새로 발생한 예측 불가능한 사건을 의미하며, 현재 기에 생성되는 미래에 대한 기대변수는 오로지 새로 발생한 정보만을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 우리는 이를 ‘기대변수의 임의적 보정과정(random revision of expectations)’이라 명명하고자 한다. 임의적 보정과정은 예측오차의 성질에서 도출되는 것이 아니라, 분석대상이 되는 확률과정에 정보의 효율성과 관련된 일정한 제약을 부과하는 가정이라고 볼 수 있다.<sup>6</sup> 임의적 보정과정은 마팅계일(혹은 공정계임)과 유사하나 동일하지는 않은데, 마팅계일은 임의보정과정의 충분조건이나 필요조건은 아니라고 할 수 있다. 따라서 어떤 확률과정이 마팅계일 과정을 따르지 않더라도 임의보정과정을 만족할 수 있으며, 이러한 경우가 본 분석의 주요 대상이라고 할 수 있다.

## 2. 기대변수의 임의적 보정

위에서 정의한 임의보정의 개념을 이용하여 기대변수를 포함한 모형을 설정해 보자. 먼저 어떤 경제변수  $x_t$ 가 일정 시점( $f = 1, 2, \dots, \infty$ ) 이후의 미래에 대한 기대치와 현재 기의 외생적 요인  $x_t^c$ 의 합으로 결정된다면 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$x_t = E_t[x_{t+f}] + x_t^c \quad (4)$$

한편, 식 (4)로 표현된  $x_t$ 가 정보의 효율성을 충족시킬 경우 미래에 대한 미래기대변

<sup>5</sup> 이노베이션은  $E[Z_t | I_{t-1}] = 0, Cov[Z_t, Z_{t+i} | I_{t-1}] = 0, i = 1, 2, 3, \dots$ 을 만족하는 과정으로 정의된다.

<sup>6</sup> 기대변수의 보정이 특정한 미래시점에 대한 예측의 변화로 이루어지는 경우, 즉 예를 들어  $E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t+f}$ 와 같이 특정 시점 ( $t+f$ ),  $f = 1, 2, 3, \dots$ 의  $x$ 에 대한 기대치에 대한 보정이 시점에 따라 이루어지는 상황을 고려해 보자. 이러한 보정에 대한 기대치는 항상 0이 된다. 이러한 결과는 대상 변수  $x_t$ 의 특성과는 무관하게 특정 시점의 실현치에 대한 예측오차의 기대치는 0이라는 성질로부터 나타나는 결과라고 할 수 있다.

수(forward-looking expectation)의 보정과정은 일정한 패턴 없이 임의적으로 이루어져야 하며, 기대보정의 결과  $v_t$ 는 마팅게일 차분과정(MDS)의 성질을 만족시켜야 한다.

$$E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t-1+f} = v_t \quad (5)$$

식 (4)와 (5)를 통해  $x_t$ 의 확률적 특성이 규정되며, 이를 임의적 보정과정이 결합된 일반적인 미래기대방정식(forward-looking expectational equation)으로 볼 수 있다. 식 (5)의 미래기대변수항에서 기대기간  $f$ 가 1기 후로 정해지지 않고 임의의 양의 정수 값을 가질 수 있다는 것은 경제주체들이 매기 일정한 기대기간에 대한 미래예측치를 기반으로 현재의 의사결정을 한다는 것을 의미한다.<sup>7</sup> 한편, 위의 두 식은 확률과정  $x_t$ 의 동태적 특성을 결정하며, 독립변수  $x_t^c$ 의 특성에 따라 흥미로운 성질을 추가로 도출할 수 있다. 즉,  $x_t^c$ 가 안정적 시계열 순환과정(stationary time series cycle)인 경우 일반적으로  $E_t x_{t+f}^c \neq 0$ 이며,  $x_t$ 는 순수한 마팅게일 확률과정을 따르지 않게 된다. 그러나 임의적 보정과정에 대한 가정은 기대기간  $f$ 에 대한 제약으로 작동하게 되며, 외생적 영향을 나타내는  $x_t^c$ 가 1차 자기회귀과정(AR(1))을 따르는 경우 기대기간  $f$ 는 무한대여야 한다는 성질을 도출할 수 있다. 이러한 특성은 다음과 같은 정리가 성립함을 보여줌으로써 알 수 있다.

**〈정리〉** 미래기대의 임의적 보정: 다음의 가정 (1)~(3)을 만족하는 하나의 유계의 확률과정(bounded stochastic process)  $\{x_t\}, t \in \{1, 2, \dots\}$ 에 있어 양의 정수  $f$ 가 존재하면,  $f = \infty$ 이다.<sup>8</sup>

가정 (1):  $x_t = E_t[x_{t+f}] + x_t^c$  for  $\forall t > 0$

가정 (2):  $E_t[x_{t+f}] = E_{t-1}[x_{t-1+f}] + v_t, v_t \sim MDS$

가정 (3):  $x_t^c = \rho x_{t-1}^c + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2), \rho \neq 0, |\rho| < 1$

위의 정리는 어떤 확률과정이 임의적 보정과정을 만족시키는 미래기대변수와 안정적 시계열의 합으로 구성될 때 기대변수의 대상 기간(expectation horizon)  $f$ 는 매우 먼 장기로 확장되어야 하며, 이때 현재의  $x_t$ 는 미래에 대한 장기 기대치와 외생적 영향의

<sup>7</sup> 예를 들면 1년 후의 기대물가상승률을 근거로 현재의 가격변수의 의사결정을 할 경우에 모형의 기대기간이 분기일 경우  $f=4$ , 월별일 경우  $f=12$ 가 된다.

<sup>8</sup> 가정 (2)와 (3)은 일반적으로 양립할 수 없는 특성을 가지고 있다고 볼 수 있다. 정리가 의미하는 것은 두 가지 가정이 성립하기 위해서는 기대기간이 무한대여야 한다는 것이다. 이에 대한 증명은 부록을 참조.

합으로 나타나는 것을 의미한다.

대부분의 기존의 미래기대모형에 대한 연구는 기대기간의 지수( $f$ )가 1기인 경우에 국한되어 수행되었으나, 위의 정리는 시장에서의 정보의 효율성이 충족되어 기대변수의 임의적 보정과정이 성립하는 경우 기대기간을 1기로 제한하는 미래기대모형은 설정오류(misspecification) 문제에 빠질 가능성이 있음을 보여준다. 또한 확률과정이 마팅계일 과정을 따르지 않아 기존의 효율적 시장가설 성립조건이 만족되지 않는 경우라 하더라도, 특별한 조건하에서 임의보정과정은 미래기대변수의 기대기간에 일정한 제약식으로 작용하면서 기대형성과정에서 정보의 효율성을 보장하는 역할을 할 수 있음을 보여주고 있다.

위의 정리와 같이 미래기대변수를 포함한 방정식에 임의보정이라는 제약을 가하는 모형의 유용성은 다음과 같다. 첫째, 제반 금융 및 경제 변수에 대한 모형들이 본질적으로 예측 불가능한 임의보행요인과 단기간의 변화에 대해서는 부분적으로 예측 가능한 안정적 순환요인의 합으로 구성되어 있다는 점이다. 즉, 현실에서 이론적으로 완전한 형태의 효율적 시장을 찾아보기 힘들며, 정보의 이용이 가장 효율적으로 이루어지는 것으로 알려진 주식시장에 대한 많은 실증연구의 결과가 일의적이지 않은 것도 같은 이유 때문인 것으로 추측된다. 둘째, 기대변수가 포함된 모형에서 기대기간(expectation horizon)을 하나의 주요 파라미터로 취급한다는 점이다. 기대기간에 대한 분석에서 살펴본 바와 같이 기대기간을 1기로 제한하는 경우 설정오류의 가능성을 배제할 수 없으며, 이것이 미래기대변수모형에 대한 기존의 실증연구들이 만족할 만한 결과를 얻지 못한 한 원인으로 작용했을 것으로 추론되기 때문이라고 할 수 있다. 다음 장에서는 임의적 보정과정을 산출-물가에 대한 거시경제관계식에 적용하고, 이를 통해 기대변수의 대상 기간이 주요 계수의 식별에 영향을 주고 있음을 보인다.

### Ⅲ. 임의적 보정과 물가결정식

앞 장에서 제시한 바와 같이 어떠한 경제변수가 순수 마팅계일 과정을 따르지 않는다고 하더라도 기대변수의 보정과정이 과거와 독립적으로 이루어진다면 이 변수에 대한 미래기대는 과거 및 현재의 정보를 효율적으로 반영하게 된다. 이러한 모형의 현실 적



용성을 알아보기 위해 본 장에서는 물가상승률의 동태방정식<sup>9</sup>에 적용시켜 보고자 한다.

산출수준  $Y_t$ 는 Lucas 공급곡선과 유사한 형태로서, 자연산출수준 혹은 잠재산출수준  $Y_t^n$ 에서 현재와 미래의 물가상승률의 기대와의 차이  $\pi_t - E_t \pi_{t+f}$ 의 영향을 받아 변동하는 것으로 설정하자.

$$Y_t = Y_t^n + \phi[\pi_t - E_t \pi_{t+f}] + \omega_{y,t} \quad (6)$$

한편, 물가상승률( $\pi$ )은 임의적 보정과정을 만족하는 미래기대변수와 안정적 시계열 특성을 가진 순환요인의 합으로 나타낼 수 있다고 가정하고 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\pi_t = E_t \pi_{t+f} + \pi_t^c \quad (7)$$

$$E_t \pi_{t+f} - E_{t-1} \pi_{t-1+f} = v_t \quad (8)$$

앞 장에서 상술한 바와 같이 기대변수  $E_t \pi_{t+f}$ 에 대해 임의적 보정과정을 만족시킨다고 가정할 때, 보정과정의 결과인  $v_t$ 는 공정게임 혹은 마팅계일 차분과정(MDS)을 따라야 한다.

$$v_t \sim MDS$$

미래의 물가상승률에 대한 기대변수가 임의적 보정과정을 따른다는 것은 기대형성과정에 있어 가용한 정보가 효율적으로 이용되고 있음을 의미하므로 일반적인 합리적 기대가설의 취지에 부합하는 가정이라고 볼 수 있다. 산출수준은 잠재산출수준을 나타내는  $Y_t^n$ 과 경기변동요인인  $Y_t^c$ 로 구성되며, 잠재산출수준은 기존의 연구에서 밝혀진 바와 같이 임의보행 확률과정(random walk process)을 따른다고 가정하면, 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = Y_t^n + Y_t^c \quad (9)$$

$$Y_t^n = Y_{t-1}^n + v_{y,t}, \quad v_{y,t} \sim iid(0, \sigma_{v_y}) \quad (10)$$

마지막으로, 산출수준의 경기변동요인인  $Y_t^c$ 는 p차 자기회귀과정, 즉 AR(p)를 따르며

<sup>9</sup> 전통적으로 물가동학은 실업률을 포함한 필립스 곡선의 추정으로 이루어지는데, 우리나라의 경우 실업률이 경기상황을 반영하지 못하는 특징을 감안하여 산출수준 변수를 이용해 물가결정식모형을 설정하였다. 이론상 실업률을 사용하여도 본 장에서 분석하는 모형과 동일한 특징을 도출할 수 있다.

다음과 같다.

$$Y_t^c = \rho(L) Y_t^c + \epsilon_{y,t}, \quad \epsilon_{y,t} \sim iid(0, \sigma_{\epsilon_y}) \quad (11)$$

여기서  $p(L) = p_1L + p_2L^2 + \dots + p_pL^p$ ,  $a(L) = a_0 + a_1L + a_2L^2 + a_3L^3 + \dots + a_qL^q$ 이고,  $L$ 은 시차연산자(lag operator)이다.

식 (7)~(11)은 다양한 요인들로 이루어진 구조적 시계열 모형(structural time series model)을 구성하고 있으며, 이를 축약하여 물가상승률 결정 방정식으로 변환하면 다음과 같이 미래기대를 포함한 신케인즈 필립스(new Keynesian Phillips curve) 곡선과 유사한 형태의 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$\pi_t = E_t[\pi_{t+f}] + \frac{1}{\phi}(Y_t - Y_t^n) + \frac{1}{\phi}\omega_t \quad (12)$$

식 (12)에서 물가상승률은 미래의 기대물가상승률과 산출갭(output gap)의 영향에 의해 결정되는 것으로 나타난다. 한편, 앞 장에서 제시한 정리에 의하면 물가상승률  $\pi_t$ 는 임의적 보정과정을 만족시키는 기대변수와 안정적 시계열의 합이므로 기대기간  $f = \infty$ 임을 알 수 있으며, 무한의 기대기간에 대한 기대치  $E_t(\pi_\infty)$ 는 물가상승률에 대한 장기 예측치로 해석할 수 있을 것이다. 이를 식 (14)에 다시 대입하면,

$$\pi_t = E_t[\pi_\infty] + \alpha(Y_t - Y_t^n) + \zeta_t \quad (13)$$

$$\alpha = \frac{1}{\phi}, \zeta_t = \frac{1}{\phi}\omega_t$$

식 (12)와 식 (13)의 차이는 기대변수가 임의적 보정과정을 만족시킬 경우 물가상승률의 결정은 장기의 기대물가상승률과 잠재산출수준에서의 이탈 정도로 측정되는 경제 내의 초과수요에 의해 결정된다는 것이다.

만약 시계열 경제변수가 1차 적분 시계열 I(1)(integration of order 1)을 따를 때 임의보행하는 추세요인은 기대기간이 무한대인 한계예측치로 나타낼 수 있다(Morley *et al.* [2003]). 따라서 식 (13) 우변의 조건부 기대치는 하나의 확률변수로 볼 수 있고 현재 실현된 물가상승률에 내재되어 있는 일종의 은닉된 확률추세요인(unobserved stochastic trend)으로 작용하며, 기대변수가 임의적 보정과정을 만족시킨다는 가정은 임의보행하는 추세요인과 동일한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 따라서 현재 실현된 물가상승률에 내재되어 있는 임의보행 추세요인은 무한 미래시점에서의 물가상승률에 대한 기대치

와 동일하다는 추론이 가능하다.

한편, 식 (12)에서 미래기대변수를 각각의 기대기간에 대해 설정할 수 있으며, 이는 기대기간에 따라 모형의 주요 계수가 변하는 식별문제(identification problem)가 발생할 가능성이 있음을 보여준다. 이를 단순한 형태의 모형을 통해 다음과 같이 살펴볼 수 있다. 즉, 산출변수의 순환요인은 AR(1)을 따르고, 식 (6)에서와 같이 산출수준 및 물가 상승률의 경기변동요인은 선형관계를 갖는 것으로 가정한다.

식 (13)을 이용하여 차기의 물가상승률에 대한 현재의 조건부 기대치를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+1} &= E_t [E_{t+1} \pi_{\infty} + \alpha(Y_{t+1} - Y_{t+1}^n) + \zeta_{t+1}] \\ &= E_t \pi_{\infty} + \alpha \rho Y_t^c \end{aligned} \quad (14)$$

식 (14)는 1기 후의 물가상승률 기대치가 장기의 기대물가상승률에 미치는 영향과 현재 기의 순환요인이 다음 기 물가상승률에 미치는 단기적 영향의 합으로 나타나고 있다. 순환요인 또는 잠재산출로부터의 이탈 정도는 평균값 0의 안정적 시계열을 따르기에 경제주체들은 현재 기의 가용한 정보를 이용해 현재 기의 순환적 변동요인의 영향을 고려하여 장기 기대치에 대한 조정을 통해 차기 물가상승률의 기대를 형성한다고 해석할 수 있다. 식 (14)를 식 (13)에 대입하여 1기 후의 미래기대변수에 대해 정리하면,

$$\begin{aligned} \pi_t &= E_t \pi_{t+1} + \gamma(Y_t - Y_t^n) + \zeta_t \\ \gamma &= a(1 - \rho) = \frac{1}{\phi}(1 - \rho) \end{aligned} \quad (15)$$

식 (15)는 초기의 구조적 시계열 모형을 1기 후의 기대변수에 대해 축약한 방정식이다. 한 가지 특기할 점은 주요 관심계수가 식 (13)에서는 장기 기대치하에서  $\alpha$ (혹은 총 공급곡선에서  $1/\phi$ )로 설정되었으나, 1기 후의 미래기대변수에 대한 축약방정식 형태로 변환되었을 때는  $\gamma$ 로 나타난다는 것이다. 보다 일반적인 형태의 모형 설정에서도 기대변수의 지평에 따라 산출갭에 대한 반응계수가 다르게 식별되는 문제가 나타난다. 즉, 미래기대변수의 지평을 1기 후로 제한하지 않고 2기 후, 3기 후 등으로 확장시킬 경우 반응계수는  $\gamma_h = a(1 - \rho^h)$ ,  $h = 1, 2, \dots$  로 일반화시킬 수 있다. 이는 미래기대모형에서 계수  $\alpha$ 가 주어질 경우, 계수  $\gamma_h$ 는 기대기간  $h$ 와 산출수준의 순환요인의 관성 정도를 나타내는  $\rho$ 값에 따라 달라지게 된다. 기대기간이 장기화될수록  $\alpha$ 로 수렴하고, 기대기

간이 단기화될수록 절댓값이 작아지게 된다.

상기 모형에서 기대기간에 따라 반응계수가 다르게 나타나는 현상은 신케인즈 필립스 모형과 전통적인 접근방법이 서로 다른 결과를 가지는 이유를 설명할 수 있는 실마리를 제공한다고 여겨진다. 위와 같은 식별과정의 문제를 필립스 곡선에 적용시켜 보면, 기대변수의 대상 기간이 단기화될수록 필립스 곡선의 기울기는 가팔라지는 것으로 나타난다. 필립스 계수는 기대형성과정의 예측기간에 의존하며, 바로 이 점으로 인해 필립스 계수 추정치가 접근방법의 선택에 따라 상당한 차이가 나타날 수 있음을 설명할 수 있는 것이다. 실제로 Lee and Nelson(2007)은 미국의 전후 자료를 이용하여 상기의 모형을 추정한 결과, 실업률과 인플레이션의 관계를 나타내는 필립스 계수가 모형 내에서 설정된 기대기간에 따라 최소 -0.8에서 최대 0.03까지 차이가 있음을 보이고 있다. 특히 1기 기대기간을 사용한 미래기대모형의 경우 필립스 계수값은 0에 가까운 값으로 축소되어 물가와 실업률 간의 관계는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이는 기존의 미래기대모형의 추정 결과와 일치하는 것으로, 필립스 계수는 미래기대변수의 기대기간의 역관계라는 식 (15)의 결과로 설명될 수 있음을 보여주고 있다.

## IV. 실증분석

### 1. 우리나라의 산출 및 인플레이션 자료상의 특징

본 장에서는 우리나라의 자료를 이용하여 앞 장에서 제시한 물가동학을 추정하고자 한다. 전통적으로 물가동학은 인플레이션과 실업률의 관계를 이용하는데, 우리나라의 경우 실업률 자료가 경기상황을 반영하지 못하는 것으로 나타나 산출변수인 GDP를 이용하였다. 실업률이 경기상황을 반영하지 못한다는 사실은 정책적 차원에서도 관심의 대상이며, 국내의 여러 노동연구에서도 다루고 있다. 이에 대해서는 여러 가지 이유가 제시되고 있는데, 기본적으로는 우리나라의 경우 실업에 대한 평판이 취업에 불리하게 작용하는 관행이 있고 실업에 대한 제도적 보장이 취약한 상태이기 때문에 실업이 노동공급 의사의 철회로 나타나는 경향이 높다. 따라서 실제적 실업자의 상당 부분이 비경제활동인구의 범주로 움직이기 때문인 것으로 추론된다. 본 장에서는 GDP를 이용하여

GDP갭(gap)에 인플레이션이 반응하는 정도를 추정하고자 한다.

먼저 2변수 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 우리나라의 물가와 산출 간의 자료상의 기본적인 특징을 살펴보도록 하자. 산출수준에 대한 자료는 국민계정 분기별 실질 GDP(계절조정)를 이용하였고, 인플레이션은 GDP 디플레이터를 계절조정하였다. 자료의 기간은 1971년 1분기부터 2013년 3분기까지이다.<sup>10</sup> 양 변수는 단위근(unit root)을 가지고 있는 것으로 나타나<sup>11</sup> 1차 차분한 시계열을 이용하였다. VAR 모형을 이용한 자료분석의 일반적인 방법에 따라 그랜저 인과관계 검정(Granger-causality test), 충격 반응함수, 그리고 예측오차분산분해를 수행하였고, 그 결과는 〈Table 1〉 및 [Figure 1]에 나타나 있다.<sup>12</sup>

〈Table 1〉에서 나타나듯이 그랜저 인과관계는 GDP에서 인플레이션으로 형성됨을 알 수 있다. 즉, 과거의 인플레이션이 현재의 산출수준에 미치는 영향은 유의하지 않음에 비해, 과거의 산출수준은 현재의 인플레이션에 유의하게(유의수준 5% 미만) 영향을 주는 것으로 나타났다. 축약형태(reduced form)의 VAR 분석에서 변수의 순서는 충격반응함수를 계산하는 데 일차적인 요인으로 작용하므로, 그랜저 인과관계의 결과에 근거하여 GDP-물가상승률의 순서를 사용하였다.

한편, 예측오차분산분해의 결과, GDP의 예측오차는 대부분 자신의 충격에 의해 설명되며, 인플레이션의 예측오차는 약 4분기 이후부터 GDP의 충격의 영향을 받으면서 약 8분기 이후에는 10% 정도까지 확대되는 것으로 나타나고 있다. 충격반응함수의 결과, GDP는 자기충격에 대해 약 4분기 정도의 잔류 반응을 나타내는 반면, 인플레이션의 경우 자기충격은 항구적인 영향이 있는 것으로 나타나고 있다. 한편, GDP는 인플레이션의 충격에 대해 거의 영향을 받지 않으나, 인플레이션은 GDP 충격에 대해 점차 양의 반응을 보이며 4분기에 정점에 이르렀다가 점차 약해지나 그 영향은 지속되는 것으로 나타났다.

이러한 기본적인 자료분석을 통해 알 수 있는 것은 산출수준인 GDP는 인플레이션의

10 우리나라의 경우 물가안정목표제(inflation targeting)를 실시한 1999년 전후로 분석기간을 나누어 추정하여 비교해 보는 것이 필요하나, 1999년 이후의 하위표본에 대해서는 표본 수가 적어 최우추정법 적용이 불가한 것으로 나타나 이전의 표본기간에 대해서만 분석하였다.

11 산출변수가 단위근을 갖는다는 사실은 오래전부터 알려진 사실이며, 우리나라 데이터상에서도 관측된다는 것은 자명한 것으로 보인다. 그러나 GDP 디플레이터로 측정한 인플레이션에 대한 단위근 검정은 유의수준에 따라 그 결과가 확정적이지 않게 나왔다.

12 VAR의 자기회귀 차수는 4분기로 설정하였다. VAR 분석 시 시차 결정에 관한 여러 가지 기준이 있으나, 계산 결과가 일의적이지 않고 3~7분기에 걸쳐 있기 때문에 단순성(parsimonious)의 이점을 감안한 것이다.

〈Table 1〉 Results of the VAR Estimation

A. Granger-Causality Tests

Regressor	Dependent variable in regression	
	$Y$	$\pi$
$Y$		0.02
$\pi$	0.41	

B. Variance Decompositions from Recursive VAR

B.i Variance Decomposition of  $Y$

Forecast horizon	Forecast standard error	Variance decomposition (%p)	
		$Y$	$\pi$
1	1.67	100.00	0.00
4	1.75	99.59	0.41
8	1.77	98.24	1.76
10	1.77	98.04	1.96

B.ii Variance Decomposition of  $\pi$

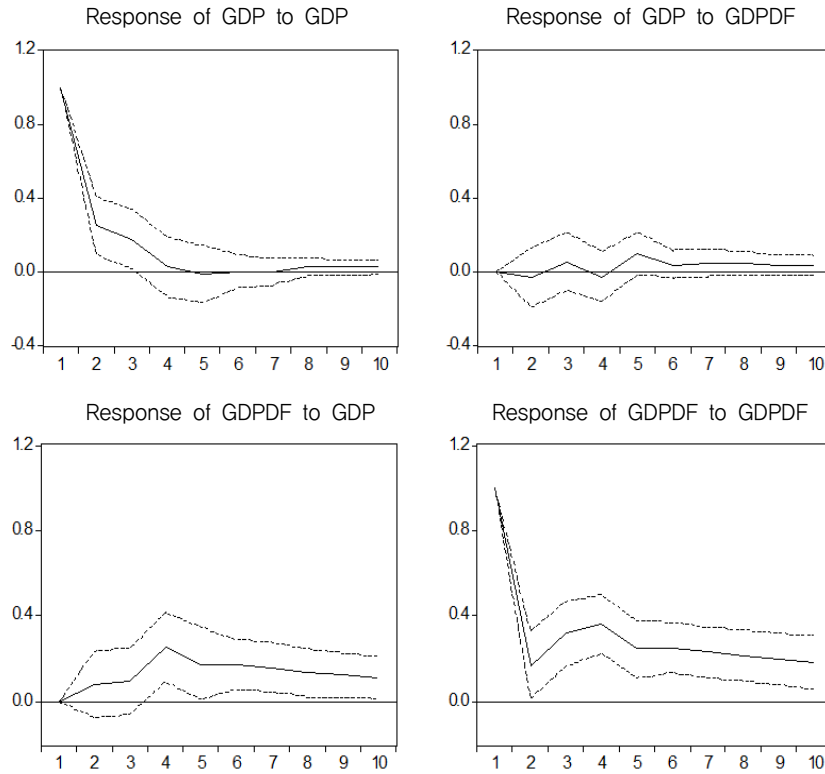
Forecast horizon	Forecast standard error	Variance decomposition (%p)	
		$Y$	$\pi$
1	1.64	1.85	98.15
4	1.87	5.31	94.69
8	2.07	8.88	91.12
10	2.13	9.51	90.49

Note:  $Y$  denotes the GDP growth rate, and  $\pi$  denotes the growth rate of the GDP deflator. The entries in Panel A show the p-values for F-tests that lags of the variable in the row labeled *Regressor* do not enter the reduced form equation for the column variable labeled *Dependent Variable*. The results were computed from a VAR with four lags and a constant term over the 1970:1~2013:III sample period.

영향보다는 자기설명력이 높으며, 반면 인플레이션은 GDP의 유의한 영향을 받는 동시에 지속성(persistence)도 높다는 것을 알 수 있다.<sup>13</sup> 이상의 우리나라 자료상에서 나타나는 특징을 제약으로 사용하여 앞 장에서 설정한 구조적 시계열 모형을 추정하였다.

13 물론 이러한 결과는 2변수 모형의 결과이므로 일반화하는 데 주의하여야 한다. 즉, 다변수모형 혹은 일반균형모형의 분석 결과는 다를 수 있다.

[Figure 1] Impulse Response Functions (Response to Nonfactorized One Unit Innovation $\pm 2$  S.E.)



## 2. 인플레이션에 대한 구조적 시계열 모형의 추정

제Ⅲ장에서 도출한 미래기대변수를 포함한 물가동학 방정식은 식 (15)에서 제시한 바와 같이 1기 후 인플레이션 기대, 산출갭, 그리고 가격충격의 영향으로 이루어져 있다.

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \gamma(Y_t - Y_t^n) + \zeta_t \quad (15)$$

위의 최종 형태의 방정식을 실제 자료를 이용하여 추정하기 위해서는 GDP와 인플레이션을 추세 및 순환 요인으로 분해하고, 순환요인 간의 상호작용을 추정하는 작업을 동시에 수행하여야 한다. 이를 위해 2변수로 이루어진 은닉인자(unobserved component) 모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$Y_t = Y_t^n + Y_t^c \quad (16)$$

$$Y_t^n = \mu + Y_{t-1}^n + v_{y,t} \quad (17)$$

$$Y_t^c = \beta_0 \pi_t^c + \sum_{i=1}^{p_3} \rho_i Y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^{p_4} \beta_i \pi_{t-i}^c + \epsilon_{y,t} \quad (18)$$

$$\pi_t = \pi_t^* + \pi_t^c \quad (19)$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + v_{\pi,t} \quad (20)$$

$$\pi_t^c = \alpha_0 Y_t^c + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_i Y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_i \pi_{t-i}^c + \epsilon_{\pi,t} \quad (21)$$

우선 산출변수인 GDP와 인플레이션은 임의보행하는 추세<sup>14</sup> 및 순환 요인으로 구성된다 고 가정하고 각각 식 (16), (17) 그리고 (19), (20)과 같이 설정하였다. 한편, 양 변수의 순환요인  $Y_t^c$ 와  $\pi_t^c$ 는 동기(同期) 및 전기(前期)에 상호작용하는 것으로 설정할 수 있는데, 이러한 구조벡터자기회귀(structural VAR) 형태 모형의 복합적인 상호작용을 추정하기 위해서는 추가적인 식별조건(identifying assumption)이 필요하다. 우리는 앞 절에서 우리나라 자료를 이용하여 수행한 기초적인 자료분석을 통해 산출-인플레이션 관계에서 산출변수인 GDP가 보다 외생적으로 움직이는 것을 확인하였다. 한편, 거시경제이론상으로도 현재 기의 가격충격은 경제 내의 다양한 마찰적 요인에 의해 균형가격으로의 회복과정이 경직적이며, 실물부문에 영향을 주는 데는 일정한 시차가 걸리는 것을 알 수 있다. 따라서 식 (18)에서 현재 기의 인플레이션이 현재 기의 산출에 미치는 영향을 나타내는 계수에 0의 제약( $\beta_0 = 0$ )을 부과하였다. 이러한 식별에 필요한 제약으로 식 (18)과 식 (21)은 축약 형태의 VAR로의 전환이 가능해지며, 최우법(maximum likelihood)을 통해 계수를 추정한 후 원래의 계수값으로의 복원이 가능해진다. 한편, 본 모형의 추정은 추세 및 순환 요인의 분해와 순환요인 간의 계수추정을 동시에 수행하므로 추정과정이 안정적이지 않다.<sup>15</sup> 따라서 추정과정을 가능한 한 간소화할 필요가 있어, 이러한 식별에 필요한 필수적인 제약 외에도 추가적인 제약을 부과하였다. 우선 식 (18)과 (21)에서 자기회귀 차수를 2기로 설정( $p_j = 2, j = 1, 2, 3, 4$ )하였으며, 산출수준의 외생적 움직임을 감안하고 양 순환요인의 상호작용을 명확히 하기 위하여  $\beta_i = 0, \phi_i = 0, i = 1, 2$ 의 제약을 추가하였다.<sup>16</sup>

14 GDP의 경우 상승추세가 명확히 관찰되므로, 드리프트(drift) 항을 포함하는 것으로 설정하였으며, 실제 추정과정에서는 최우추정과정에서의 계산부담을 줄이기 위해 사전에 로그를 취한 후 선형추세를 제거하는 방식을 이용하였다. 은닉인자모형을 이용한 인플레이션 추정에 대해서는 Gordon(1997), Laubach (2001)를 참고하기 바란다.

15 즉, 최우함수(likelihood function)의 차원이 높을수록 최대치(global maximum)를 모색하는 데 상당한 계산부담이 있으며, 초깃값에 따라 최대치 계산 결과가 민감하게 변화하는 것으로 나타나 국부적 최대치(local maximum)에 귀착되는 것으로 보인다.



〈Table 2〉 Estimation Results of the Unobserved Component Model for Output–inflation

Reduced form VAR		Structural VAR	
$\sigma_{v_Y}$	0.027929 (0.005559)	$\sigma_{\varepsilon_u}$	0.000376 (0.000256)
$\sigma_{e_Y}$	0.019394 (0.006606)	$\sigma_{\varepsilon_\pi}$	0.000135 (0.00009)
$\sigma_{v_\pi}$	0.012771 (0.002689)	$\rho_1$	0.608464 (0.121585)
$\sigma_{e_\pi}$	0.012638 (0.003559)	$\rho_2$	0.151505 (0.067000)
$\sigma_{v_Y, e_\pi}$	-0.000472 (0.000284)	$\alpha_0$	0.258503 (0.143801)
$\sigma_{v_\pi, e_\pi}$	-0.000111 (0.000091)	$\alpha_1$	0.458452 (0.33428)
$\sigma_{v_Y, v_\pi}$	0.000082 (0.000014)	$\alpha_2$	0.576504 (0.222029)
$\sigma_{e_Y, e_\pi}$	-0.000097 (0.000021)	$\sum \rho_i$	0.759969 (0.112143)
$\rho_1^*$	0.608464 (0.121585)	$\sum \alpha_i$	1.293460 (0.591684)
$\rho_2^*$	0.151505 (0.067000)	$\gamma$	0.062049 (0.056346)
$\alpha_1^*$	0.301162 (0.289066)		
$\alpha_2^*$	0.537340 (0.203029)		
Log-likelihood	960.960553		

Note: The numbers in parentheses below the estimates are standard errors.

〈Table 2〉에 나타난 추정 결과, 대부분의 추정계수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 먼저 추세 및 순환 요인의 분해 결과를 살펴보면, GDP 추세에 대한 충격의 분산 추정치가 순환요인 충격의 분산 추정치보다 크게 나타나, 일반적으로 GDP 추세에 대해 가지고 있는 인식과 다르다. 이러한 결과는 GDP에 대한 추세-순환 요인을 은닉인자 모형으로 분해한 기존 연구에서 종종 나타나는 결과이기도 하지만, 이에 대한 적절한

16 이러한 제약은 모형의 식별이나 해석에 필수적인 것은 아니다. 다만, 상기 모형을 최우법(ML)으로 추정하는 과정에서 추정계수의 숫자가 늘어나면 최댓값을 계산하는 데 상당한 어려움이 나타나기 때문에, 이를 피하기 위한 추정상 편의를 위한 제약이다.

경제학적인 해석이 쉽지 않다. 모형 내에서 산출변수의 추세요인에 대한 별도의 처리가 필요한 부분이라고 판단되나, 본 연구에서는 GDP에 대한 추세요인의 추출이 목적이 아니고, 인플레이션의 동태적 움직임이 주된 관심대상이므로 별도의 연구에서 밝힐 문제로 남겨 놓았다.

한편, 인플레이션의 경우 추세요인과 순환요인에 대한 충격들은 유사한 정도의 분산을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 가격변수의 경우 추세충격에 대한 반응이 기대 인플레이션으로 나타나기 때문에 직관적으로 위배되는 결과는 아닌 것으로 보인다. 추세 및 순환 요인 분해과정에서 나타난 흥미로운 점은 GDP와 인플레이션의 추세요인 충격은 상당한 정도로 상관관계를 가진다는 것이다.<sup>17</sup> 〈Table 2〉에서 공분산  $\sigma_{v_Y, v_\pi}$  추정치는  $0.82 \times 10^{-4}$ 로 매우 작은 것으로 보이나, 추세충격의 분산을 이용하여 상관계수<sup>18</sup>로 계산하면 약 0.23으로 나타나고 있다. 본 모형 내에서 양 변수의 추세요인에 임의보행성을 가정했을 뿐, 그 외의 결정요인에 대해서는 특별히 설정한 것이 없기 때문에 특별한 해석을 하기 곤란하다. 다만, 산출수준에 대한 항구적(permanent) 충격이 오면 인플레이션의 추세 혹은 미래의 인플레이션 기대에도 반영되는 것으로 볼 수 있을 것이다. 산출갭이 실업률과 일정한 관계, 즉 오쿤의 법칙을 전제한다면 동 모형은 필립스 관계를 의미하게 된다. 이와 관련해서 제기되는 문제는 추세요인 간의 상관성을 화폐의 장기중립성 성립 여부로 간주할 수 있을 것인가이다. 이 이슈는 모형을 확장하여 추세요인의 결정요인에 대해 특별한 처리를 해서 다루어야 하는 문제라고 판단되나, 일단 본 연구 결과는 추세요인 간의 공분산이 유의한 수준으로 나타나므로 우리나라의 경우 장기중립성이 성립하지 않을 가능성을 시사하고 있다고 할 수 있다.

순환요인 충격 간의 상관계수<sup>19</sup>도 마찬가지로 방법으로 계산하면 약 -0.40으로 나타난다. 산출과 인플레이션의 순환요인에 대한 상관계수가 음의 부호로 나타난 이유는 동기간의 산출이 인플레이션에 미치는 영향인 계수  $a_0$ 가 (+)이기 때문으로 판단된다. 그러나 상관계수의 절댓값이 상당한 크기로 나타난 것은 의외의 결과인데, 순환요인 간의 동시적 상호작용이 축약 형태의 벡터자기회귀(reduced VAR)모형 내에서 양 충격 간의

17 이론적으로 산출과 인플레이션 간에 장기중립성이 성립하는 경우, GDP와 인플레이션 추세 간의 상관관계는 0으로 나타나야 한다. 본 연구의 실증 결과는 이러한 장기중립성에 대한 이론적인 함의보다는 상당한 정도의 상관관계를 나타내고 있다.

18  $\frac{\sigma_{v_Y, v_\pi}}{\sigma_{v_Y} \sigma_{v_\pi}} = 0.229897$

19  $\frac{\sigma_{e_Y, e_\pi}}{\sigma_{e_Y} \sigma_{e_\pi}} = -0.395755$

공분산으로 추정되었다는 점이 일정한 영향을 미쳤을 것으로 생각된다. 즉, 식 (21)의 구조벡터자기회귀(structural VAR)모형 내에서 양 변수의 동 기간 내의 상호작용 관계는 계수  $\alpha_0$ 에 반영되는데, 이러한 상호작용의 크기가 유의미한 수준일 경우 이를 축약형으로 전환하여 추정하게 되면 순환요인 충격 간의 공분산<sup>20</sup>으로 나타나기 때문이다.

마찬가지로 순환요인 간의 상호작용을 나타내는 계수 추정치는 <Table 2>의 우측 열에 나타난 추정 결과를 통해 살펴보자. 우선 산출변수의 순환요인을 2차 자기회귀모형(AR(2))으로 추정할 경우 계수의 합은 약 0.76 정도로 나타나, 분해 전 원래 산출변수의 지속성(persistence)의 상당 부분이 추세에 반영된 것으로 보인다. 한편, 본 연구의 주요 관심대상인 산출순환요인에 대한 인플레이션 반응계수 중  $\alpha_0$ 의 추정치를 보면 현재기의 산출순환요인 1%p 상승은 당기의 인플레이션을 약 0.259%p 상승시키며, 이러한 효과는 2기 후까지 지속되면서 인플레이션을 1.29%p 상승시키는 것으로 나타났다. 산출변수의 순환요인이 인플레이션에 미치는 영향은 상당히 크게 나타났는데, 이는 미래 인플레이션에 대한 기대기간이 장기일 경우에 해당한다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 미래 인플레이션의 기대기간을 단기화할수록 이러한 영향의 크기는 점차 감소하는 것을 알 수 있고, 최단기간인 1기 후로 설정하는 경우 그 영향은 식 (16)의 계수  $\gamma$ 로 나타나듯이 0.062로 그 크기가 현저히 축소되고 통계적인 유의성도 현저히 낮아지는 것으로 나타나고 있다.<sup>21</sup>

$$\pi_t = E_t \pi_\infty + 0.259(Y_t - Y_t^n), SE = 0.144$$

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + 0.062(Y_t - Y_t^n), SE = 0.056$$

이러한 결과는 미래에 대한 기대가 단기화된다면 그 기간 내에 예측 가능한 순환요인의 영향을 현시점의 기대에 반영하기 때문에 실제 순환요인의 영향을 상쇄하는 것으로 나타나게 되는 것으로 유추할 수 있다. 반대로 기대기간이 장기화될수록 순환요인에 대한 예측치는 평균 0에 근접하게 되므로 현시점의 기대형성이 큰 영향을 주지 않게 된다.

이 점은 통화 및 재정 정책으로 경기안정화를 꾀하는 경우에 경제주체들의 미래에 대한 기대가 단기화될수록 인플레이션에 대한 영향은 조절하기 어려워질 것임을 의미한다. 미래기대형성에 있어서 기대기간을 결정짓는 요인은 현재로서는 이론적으로나 실증

20 즉, 구조 VAR 모형에서 부여한 식별제약하에서  $a_0 = -\sigma_{e_y e_z} / \sigma_{e_y}^2$ 의 관계가 성립하기 때문이다.

21 논의를 간단하게 하기 위해 인플레이션의 순환요인을 당기의 산출갭에 반응하는 경우로 가정한 결과이다. 그러나 보다 일반적인 경우를 가정하여도 기대기간에 따라 주요 계수가 다르게 식별되는 성질은 동일하다.

적인 근거를 찾기 어려운 것이 사실이다. 다만, 필자의 추측으로는 경제상태에 대한 불확실성이 큰 경우 기대기간이 단기화될 가능성이 큰 것으로 생각된다. 즉, 경제의 변동성이 커진 상황에서는 장기적인 계획에 따라 행동하는 것은 예상할 수 있는 여건의 변화를 반영하지 못하므로 최적 결정이 아닐 것으로 보인다. 그리고 정부 경제정책의 변경이 빈번히 이루어지는 경우에도 경제주체들은 정책 변경의 영향을 고려하기 위해 미래에 대한 기대기간을 단기화할 것으로 추론할 수 있다. 특히 이러한 예는 정책의 동태적 비일관성(dynamic inconsistency) 문제와 동일한 맥락에서 해석할 수 있을 것이다.

## Ⅵ. 결 론

최근의 거시경제 연구성과 중의 하나는 경제주체들의 미래에 대한 기대가 현재의 경제관계를 형성하는 데 중요한 역할을 한다는 것이다. 본 연구는 경제주체들이 미래에 대한 기대를 형성하는 데 있어서 기대기간이 주요한 역할을 한다는 점을 밝히고자 한 것이며, 정보효율성과 관련된 경제학적 가정이 확률과정에 어떠한 제약으로 작용하는지에 대한 분석으로부터 출발하였다. 효율적 시장가설에 따라 정보에 대한 효율적 이용이 가능하면, 획득 가능한 현재와 과거의 모든 정보는 경제변수의 미래예측에 전혀 영향을 미치지 못하며, 미래에 대한 합리적 예측은 단지 경제변수의 현재 실현치와 동일하게 된다. 따라서 미래기대치에 대한 조정과정은 오로지 새로이 발생한 정보에만 영향을 받게 되며, 이를 미래기대의 임의보정(random revision of expectation)과정이라는 새로운 개념으로 모형화를 시도하였다.

미래의 기대변수에 대한 보정이 새로운 정보만을 반영한다는 가정하에 물가동학 결정식을 도출할 경우, 산출갭으로 측정한 수요압력의 인플레이션에 대한 영향은 기대기간에 따라 달리 식별될 수 있음을 볼 수 있었다. 이러한 모형을 우리나라 자료를 이용하여 실증한 결과, 기대기간을 단기로 설정할 경우 계수 추정치는 작아지고 통계적 유의성도 떨어지는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구에서 보여준 바와 같이 미래기대변수의 기대기간에 따라 인플레이션 결정요인의 영향이 달라지는 현상은 정책과 관련하여 몇 가지 시사점을 제시하고 있다.

Barro and Gordon(1983)의 연구 이후, 정책의 일관성이 정책 자체의 효과 외에도 경

경제주체들의 미래에 대한 기대형성에 영향을 줌으로써 정책효과를 높일 수 있다는 점에 대해서는 거의 이론(異論)이 없다. 특히 통화정책에 있어서 중앙은행에 대한 신뢰는 필수적이라 할 수 있는데, 기본적으로 화폐가치의 안정은 발행주체에 대한 신뢰가 전제되어야 하며, 물가는 화폐가치와 양면적 관계에 있기 때문이다.

본 연구의 결과가 시사하는 바는 정책에 대한 신뢰는 미래기대변수의 기대기간에 반영될 가능성이 있다는 것이다. 경제주체들은 의사결정을 하는 시점에서 경제가 안정되어 있고 통화 및 재정 정책 등 제반 거시정책에 대한 신뢰가 클수록 보다 먼 미래의 시점까지 예상하여 현재의 행동을 결정하는 경향을 보일 것이며, 반대로 경제가 불안정하거나 정부 정책의 일관성을 신뢰할 수 없다면 지출이나 투자의 계획기간은 단기화될 것으로 추측할 수 있다. 본 연구를 통해 알 수 있는 것은 미래에 대한 기대기간이 단기화될수록 현재의 경제관계는 기대기간이 장기일 경우의 관계와 달라지게 되며, 특히 유의미한 관계를 식별하는 것이 더욱 어려워질 것이라는 점이다. 결과적으로는 경기안정화를 위한 정책수단의 효과는 점차 작아질 것임을 시사하고 있다.

최근 거시경제이론에서 미래기대변수의 역할이 중요하다는 점에 대해서는 대부분의 경제학자들이 동의하지만, 기대기간의 문제에 대한 관심은 거의 찾기 어렵다. 본 연구는 기대기간이 주요 변수 간의 관계를 식별하는 데 중요한 변수라는 것을 제기했다는 점에서 의의가 있다고 사료된다. 합리적 기대가설하에서는 불균형의 조정과정이 즉각적으로 이루어지며 따라서 장·단기의 구분이 무의미하다. 그러나 현실적으로 주요 경제변수들에서 상당한 정도의 관성적 현상(persistency)을 관찰할 수 있다. 이러한 현실의 관성적 현상을 이론적으로 설명하는 방식은 대체로 경제주체들의 합리적 기대를 제한하는 마찰적 요인을 고려하거나 혹은 정보 측면에서 정보의 전달 및 이용상의 제약을 추가하여 균형으로의 조정과정을 지연시키는 것 등 다양하게 제시되어 왔다. 이와 관련하여 본 연구가 시사하는 바는, 장기와 단기의 구분은 여전히 실제 경제관계를 규율하는데 주요한 요인 중의 하나이며, 이러한 시간상의 구분은 경제주체들의 미래에 대한 기대변수의 기대기간(expectation horizon)을 통해 경제관계에 영향을 줄 수 있다는 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계 및 앞으로 풀어야 할 이슈를 지적하고자 한다. 미래기대변수의 기대기간은 외생적으로 주어진 상수가 아니라 중요한 변수이며, 특히 최종식 형태의 주요 경제관계를 규율한다면 모형 내에서 내생적으로 결정되어야 함에도 본 연구에서는 다루지 못하였다. 이 문제는 이론적으로 보다 정교한 일반균형모형 내에서 가능할 것으로 생각된다. 한편, 추정과정에서 2-변수 은닉인자모형을 적용하였는데, 추세분

해와 VAR 추정이 동시에 수행되기 때문에 우도함수의 최대치 계산이 불안정함을 확인할 수 있었다. 모형을 3변수 이상의 은닉인자모형으로 확장할 경우, 최우법으로 추정하는 새로운 알고리즘이 개발되기 전에는 추정이 어려울 것으로 판단된다. 최근 개발되고 있는 베이지안 방법론이 매력적인 대안이 될 수 있을 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 이재준 외, 「KDI 거시경제모형 재구축을 위한 연구」, 연구자료, 한국개발연구원, 2011.
- Barro, Robert J. and David B. Gordon, "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model," *Journal of Political Economy* 91(4), 1983, pp.589~610.
- Durrett, R., "Probability: Theory and Examples," Belmont, CA: Wadsworth, 1996.
- Fama, Eugene F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance* 25(2), 1970, pp.383~417.
- Gali, J. and M. Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics* 44(2), 1999, pp.195~222.
- Gordon, Robert J., "The Time-varying NAIRU and Its Implication for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives* 11(1), 1997, pp.11~32.
- Granger, C. W. J. and O. Morgenstern, "Spectral Analysis of New York Stock Market Prices," *Kyklos* 16, 1963, pp.1~27.
- Laubach, Thomas, "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies," *The Review of Economics and Statistics* 83(2), 2001, pp.218~231.
- Lee, Jaejoon and Charles R. Nelson, "Expectation Horizon and the Phillips Curve: The Solution to an Empirical Puzzle," *Journal of Applied Econometrics* 22(1), 2007, pp.161~178.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay, *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, 1999.
- Mankiel, Burton G., "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics," *Journal of Economic Perspectives* 17(1), 2003, pp.59~82.
- Marcet, Albert and Thomas J. Sargent, "Convergence of Least-Squares Learning in Environments with Hidden State Variables and Private Information," *Journal of Political Economy* 97(6), 1989, pp.1,306~1,322.
- Morley, Jamse C., Charles R. Nelson, and Eric Zivot, "Why Are Beveridge-Nelson and Unobserved Component Decompositions of GDP So Different?" *The Review of Economics and Statistics* 85(2), 2003, pp.235~243.
- Preston, Bruce, "Learning about Monetary Policy Rules When Long-horizon Expectations Matter," *International Journal of Central Banking* 1(2), 2005,

pp.81~126.

Roberts, J. M., "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(4), 1995, pp.975~984.

Rudd, Jeremy and Karl Whelan, "New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve," *Journal of Monetary Economics* 52(6), 2005, pp.1,167~1,181.

Samuelson, Paul A., "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review* 6(2), 1965, pp.41~49.

Smith, Gregor W., "Pooling Forecasts in Linear Rational Expectations Models," *Journal of Economic Dynamics And Control* 33(11), 2009, pp.1,858~1,866.



## 부록

### 〈정리〉의 증명:

(가정 1)로부터 임의의 양의 정수  $l$ 에 대해 다음이 성립한다.

$$x_{t+l} = E_{t+l}[x_{t+l+f}] + x_{t+l}^c \quad (\text{P.1})$$

식 (P.1)의 우변 첫째 항의 조건부 기대치를 (가정 2)를 이용하여 축차적으로 치환하여 정리하면,

$$\begin{aligned} E_{t+l}[x_{t+l+f}] &= E_{t+l-1}[x_{t+l+f-1}] + v_{t+l} \\ &= E_{t+l-1}[E_{t+l-2}[x_{t+l+f-2}] + v_{t+l-1}] + v_{t+l} \\ &\quad \vdots \\ &= E_t[x_{t+f}] + \sum_{i=1}^l v_{t+i} \end{aligned} \quad (\text{P.2})$$

식 (P.2)의 현재 기 정보집합에 대한 조건부 기대치를 구해 보면,

$$\begin{aligned} E_t[x_{t+l+f}] &= E_t[x_{t+f}] \\ \because E_t[v_{t+i}] &= 0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, l \end{aligned} \quad (\text{P.3})$$

$x_t$ 에 대한 극한값이 존재하며 유한한 값( $x_\infty$ )으로 수렴한다고 하면, 조건부 기대에 대한 수렴정리(bounded convergence theorem)에 의해 다음의 식이 성립한다.

$$\lim_{m \rightarrow \infty} E_t[x_{t+m}] = E_t[x_\infty] \quad (\text{P.4})$$

따라서 (P.3)에서  $l \rightarrow \infty$ 이면,

$$E_t[x_\infty] = E_t[x_{t+f}] \quad (\text{P.5})$$

(가정 1)을 임의의 양의 정수  $s, t \in \{1, 2, \dots\}$ 에 대해 다시 쓰면,

$$x_{t+s} = E_{t+s}[x_{t+s+f}] + x_{t+s}^c \quad (\text{P.6})$$

식 (P.6)을 이용하여 시점  $t$ 에서의 조건부 기대치를 구하면,

$$\begin{aligned} E_t[x_{t+s}] &= E_t[E_{t+s}[x_{t+s+f}] + x_{t+s}^c] \\ &= E_t[x_{t+s+f}] + E_t[x_{t+s}^c] \\ &= E_t[E_{t+s+f}[x_{t+s+2f}] + x_{t+s+f}^c] + E_t[x_{t+s}^c] \\ &= E_t[x_{t+s+2f}] + E_t[x_{t+s+f}^c] + E_t[x_{t+s}^c] \\ &\quad \vdots \\ &= \lim_{m \rightarrow \infty} E_t[x_{t+s+mf}] + \sum_{m=0}^{\infty} E_t[x_{t+s+mf}^c] \end{aligned} \quad (\text{P.7})$$

(가정 3)과 식 (P.4)로부터,

$$E_t[x_{t+s}] = E_t[x_{\infty}] + \left( \frac{\rho^s}{1 - \rho^f} \right) x_t^c \quad (\text{P.8})$$

식 (P.6)을 이용하여 식 (P.8)을 다시 쓰면,

$$E_t[x_{t+s}] = E_t[x_{t+f}] + \left( \frac{\rho^s}{1 - \rho^f} \right) x_t^c \quad (\text{P.9})$$

식 (P.6)에서  $s > f$ 이면  $E_t[x_{t+s}] = E_t[x_{\infty}]$ 이 성립해야 하며, 따라서  $\left( \frac{\rho^s}{1 - \rho^f} \right) x_t^c = 0$ 을 만족하여야 하나, 이는  $\rho = 0$ 이거나 모든  $t$ 에 대해  $x_t^c = 0$ 이어야 한다. 하지만 이는 (가정 3)에 위배된다. 따라서  $f$ 는 어떤 양의 정수값  $s$ 보다 커야 하므로  $f = \infty$ 이어야 한다.

Q.E.D.

## 청년층 직업탐색에서의 ‘엄친아효과’에 대한 실증연구

배진한

(충남대학교 경제학과 교수)

### An Empirical Study on the “Effects of My Mom’s Friend’s Son” in the Job Search Process of Youths

Jin Han Bai

(Professor, Department of Economics, Chungnam National University)

\* 본 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다(NRF-2010-327-B00091). 필자는 한국노동경제학회 2013년 2월 정기학술대회에서 지정토론자였던 고려대학교 최형재 교수의 훌륭한 논평과 익명의 검토자 두 분의 유익한 심사평에 진심으로 감사드리며, 그래도 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝혀 두고자 한다.

배진한: (e-mail) jinhb@cnu.ac.kr (address) Department of Economics, Chungnam National University, 99, Daehak-ro, Yuseong-gu, Daejeon, 305-764, Korea.

- Key Word: 직업탐색이론(Job Search Theory), 엄친아효과(The Effects of My Mom’s Friend’s Son), 상대여가(Relative Leisure), 미취업탈출확률(Hazard Function of Pre-employment Duration)
- JEL Code: J64
- Received: 2014. 2. 10      • Referee Process Started: 2014. 2. 13
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 25

## ABSTRACT

After analyzing and finding the explaining factors about the “Effect of My Mom’s Friend’s Son (MMFS Effect)” with online-surveyed data, we introduce this concept into the conventional job search theory to develop it further. We try to estimate its effects on the hazard rate of youth pre-employment duration with some proxy variables such as his/her parents’ schooling, living with parents dummy, increasing rate of consumer price index representing the burdens of parents, monthly temporary/daily workers ratio, relative ratio of quarterly 90th percentile urban household income, monthly average wage differentials between the workers of large and small firms, etc. The results confirm us the fact that so called “MMFS Effect” has been effective enough and strengthened up to recently. The conventional job search theory should be extended to be able to introduce the influencing effects of other person’s success, for instance MMFS’s success, on the job search behavior of youths, too.

본 연구는 엄친아효과의 존재를 설명하는 요소들에 관한 온라인서베이 자료에 기초하여 기존 직업탐색이론의 확장을 시도하였다. 외환위기 이후 한 단계 높아진 청년층 실업률이 계속 유지되고 있는 현실과 관련하여 이론적으로 소위 ‘엄친아효과’라는 개념을 직업탐색모형에 도입하여, 이러한 모형으로 부모의 학력, 부모와의 동거, 청년층 생활지원비 부담의 증가 등 청년층 구직환경 차이와 임금불평등 또는 임금격차의 심화, 임시·일용직의 확산 등 노동시장 이중구조의 심화가 청년층의 미취업기간 연장과 실업률 상승을 초래할 수 있음을 설명하고, 이에 기초한 정책 함의를 도출해 내고자 하였다.

회귀분석 결과 엄친아효과가 기존 통계자료로도 확실하게 식별되며 최근 더욱 분명해졌다는 점이 확인되고 있다. 정책 함의들로는, 첫째 청년층의 미취업기간 단축과 실업탈출을 위해서 임금이나 일자리 질 격차의 확대는 전혀 바람직하지 못하다는 점, 둘째 엄친아효과의 영향을 받는 의중임금의 경직성 때문에 단순한 노동시장 정보의 제공 등만으로는 청년층 실업문제 해결에 효과적인 도움을 주기가 어렵다는 점, 셋째 대학 등 교육기관의 과감한 구조조정과 특성화, 엄격한 성적평가 등에 의한 고등교육 시그널 기능의 강화, 그리고 산업현장 수요에 부응하는 직업교육 트랙 심화 등이 필요하다는 점, 넷째 이러한 연구를 기초로 직업탐색이론도 엄친아효과를 도입·확장하는 방향으로 발전해 가야 한다는 점 등을 도출해 낼 수 있었다.

## I. 서론

최근 청년층 노동시장에는 몇 가지 중요한 변화들이 나타나고 있다. 지난 1997년 외환위기 이후 청년층 실업률이 한 단계 높아진 상태를 계속 유지하면서 학력 간 인력수급 미스매치가 매우 심각한 상태를 지속하고 있다는 점이 그 한 가지이다. 일부 학자들은 이를 청년층 눈높이의 경직성 문제로 해석하기도 하지만 그 눈높이가 왜 경직적인지는 잘 밝혀져 있지 않다. 청년층 사이에 소위 'NEET층'이 확산되고 있다는 점도 자주 지적되고 있다. 이에 대해서도 여전히 노동시장이 효율적으로 작동하지 못하고 있다는 원론적인 주장 외에 별다른 설득력 있는 설명이 제시되지 못하고 있다. 이러한 청년층 노동시장의 추세는 세계적으로도 공통적인 현상이 되고 있는데, 예컨대 OECD 국가들의 15~24세 청년층 평균실업률은 2000년 12.1%에서 2012년 16.3%로 상승하였다(OECD [2013], p.245).

우리나라 청년층 노동시장에서 특히 외환위기 이후 임금격차와 임금불평등이 심화되어 왔다는 사실도 중요한 한 가지 특징적인 변화이다. 그런데 이러한 임금불평등이 청년층 실업에 어떤 영향을 주는지는 충분히 분석되고 있지 못하다. 그리고 특히 최근에는 노동시장에 진입 가능한 신규 고졸학력 청년층의 공급이 빠르게 증가하는 현상도 나타나고 있다.

그럼에도 불구하고 지금까지의 직업탐색이론은 이러한 청년층 노동시장에서의 주요한 변화들을 잘 설명해 주지 못하고 있다. 본 연구에서 우리는 청년층 실업 현상을 직업탐색이론으로 설명하기 위하여 구직자 효용함수와 의중임금(reservation wage)함수에 엄친아(훌륭한 엄마 친구 아들)효과 변수를 도입하고자 한다. 이러한 모형으로 노동시장에서 임금불평등의 심화, 비정규직의 확산 등 이중구조의 심화가 전개되는 지구촌화·지식정보화 경제에서의 청년층 눈높이의 경직성, NEET층의 확산, 청년층 미취업기간의 장기화, 그리고 이에 따른 높은 청년층 실업률의 지속 현상 등을 설명하고 온라인 조사자료와 기존 통계자료들로 실증분석하여 분석 결과로부터 몇 가지 의미 있는 정책 함의들도 도출해 내고자 한다.

## Ⅱ. 최근 나타난 청년층 실업에서의 몇 가지 특징적 현상들

### 1. 학력 간 인력수급 미스매치의 심화

1997년 외환위기 이후 한 단계 높아진 청년층 실업률 수준이 이전 수준으로 돌아가지 않는 소위 실업률에서의 ‘이력 현상(hysteresis)’<sup>1</sup>과 함께 최근 우리나라 노동시장에서 학력 간 인력수급 미스매치가 심각할 뿐 아니라 더욱 심화되는 모습이 발견되고 있다. 미스매치의 정도는 <Table 1>에 따를 때 특히 4년제 대졸 이상 노동력에서 매우 심각한 수준이다.

표에 따를 때 몇 가지 흥미로운 점들이 발견된다. 첫째, 4년제 대졸자들과 대학원 졸업자들의 경우 신규 구직자 수에 비해 신규 구인자 수가 지나치게 낮다. 뿐만 아니라 2005년경부터 그동안 고졸 이하의 구인배율이 계속 상승하는 추세였지만 전문대졸 이상부터는 계속 하락하는 추세를 보여주고 있다. 그리하여 <Table 1>에 의하면 2012년 구인배율이 고졸 이하 1.04, 전문대졸 0.26, 4년제 대졸 0.05, 대학원졸 이상 0.03이다. 물론 학력별 구인배율 수준에 있어서는 워크넷 직업 정보망이 특히 고학력인력을 구하는 구인기업들의 경우 다른 대안들이 별로 없을 때 찾게 되는 후순위 구인수단이라는 점 때문에 적지 않은 한계를 가질 수 있다.<sup>2</sup>

그런데 이와 같은 학력 간 미스매치 상황은 앞으로 청년층의 급속한 고학력화 때문에 결국 산업 간, 직종 간, 연령 간 인력수급 미스매치 상황으로 전개될 수도 있을 것이다.

---

1 실업률(고용률) 등이 외부충격에 의해 영향을 받아 변동한 후 그 충격이 사라지더라도 원래 수준으로 회복되지 못하는 현상을 노동시장의 ‘이력 현상(hysteresis)’이라고 하는데, 이는 대체로 국가, 산업, 경기민감도 등에 따라 다르게 나타난다고 한다(김웅[2009]).

2 대졸 이상의 구인배율이 지나치게 낮다는 느낌 때문에 학력별 워크넷 이용 정도를 2011년 통계청의 「지역별고용조사」(3/4분기분, 표본크기 20만가구에 접근함) 원자료(통계청[2012])로 확인해 본 결과 구직자들(전국 전 연령층 포함) 중 학력별로 공공직업알선기관(대체로 워크넷 자료에 포착될 수 있다)을 이용하여 구직하는 비율이 고졸 이하 12.9%(표본가중치 적용한 추정 인원수 4만 4천명), 전문대졸 12.2%(표본가중치 적용한 추정 인원수 1만명), 대졸 15.0%(표본가중치 적용한 추정 인원수 2만명), 대학원졸 이상 11.7%(표본가중치 적용한 추정 인원수 2천명) 수준이었다. 고졸 이하 구직자의 절대수가 훨씬 많기는 하지만 이 자료에 의하더라도 구직자들의 워크넷 이용비율 면에서는 학력별로 그렇게 큰 차이가 나는 것은 아니라는 점을 알 수 있다. 그렇지만 구인기업들의 학력별 채용인원의 워크넷 이용비율은 이 자료로는 알 수 없기 때문에 여전히 문제는 남아 있다. 만약 우량기업들이 고학력자 채용에서 워크넷을 이용하는 비율이 훨씬 낮다면 워크넷 자료에서 발견되는 고학력자의 낮은 구인배율은 현실을 충분히 반영하지 못한다고 할 수 있겠다. 그러나 기업들의 행태구조에 시간적 변화가 없었다면 그 구인배율 하락 추세는 우리에게 의미 있는 정보를 나름대로 제공한다고 할 수 있다.

〈Table 1〉 Recent Trend of Yearly Averages of Vacancy Unemployment Ratio, Getting Job Ratio, and Hiring Vacancy Ratio

(Unit: In Person, %)

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	New job seekers in 2012	Shares (%)
V-U ratio	High school and under	0.66	0.63	0.67	0.70	0.62	0.91	0.95	1.04	2,047,835	60.56
	Polytechnic	0.44	0.43	0.45	0.43	0.25	0.31	0.31	0.26	579,787	17.15
	University	0.09	0.08	0.08	0.07	0.06	0.07	0.06	0.05	705,021	20.85
	Graduate school and over	0.06	0.07	0.06	0.06	0.05	0.06	0.04	0.03	48,681	1.44
	Total	0.51	0.49	0.52	0.53	0.45	0.64	0.66	0.68	3,381,324	100.00
										Getting job in 2012	Shares (%)
G-J ratio (%)	High school and under	23.7	25.2	25.5	25.9	26.0	27.6	29.4	37.0	758,041	63.41
	Polytechnic	27.2	28.2	29.7	29.7	28.3	29.7	29.8	33.4	193,910	16.22
	University	25.2	26.1	27.4	27.6	26.9	27.7	28.1	32.2	227,199	19.01
	Graduate school and over	24.2	26.7	28.2	26.2	26.5	25.1	26.3	33.4	16,272	1.36
	Total	24.6	25.9	26.6	26.9	26.6	27.9	29.1	35.4	1,195,422	100.00
										New vacancy in 2012	Shares (%)
H-V ratio (%)	High school and under	35.7	39.9	38.2	36.9	41.8	30.3	30.9	35.8	2,119,716	91.85
	Polytechnic	61.4	65.3	65.4	69.6	113.5	97.0	97.2	129.9	149,288	6.47
	University	277.8	325.0	342.5	390.9	458.8	418.1	475.9	610.6	37,207	1.61
	Graduate school and over	377.7	409.2	450.7	413.5	526.6	437.7	749.1	1,085.5	1,499	0.06
	Total	47.9	53.0	51.6	50.9	59.4	43.6	44.4	51.8	2,307,710	100.00

Note: The number of vacancy-unemployment is on the basis of new vacancy and new unemployment. On the yearly sum of 12 months basis, getting job ratio(or hazard rate of unemployment) is the percentage of the number of getting job relative to the number of new job seekers, hiring vacancy ratio is that of the number of getting job relative to the number of new vacancy in each year. The 'Education Free' category in new vacancy means that education level itself is not important in hiring workers, so this category is included in that of 'High School and under'.

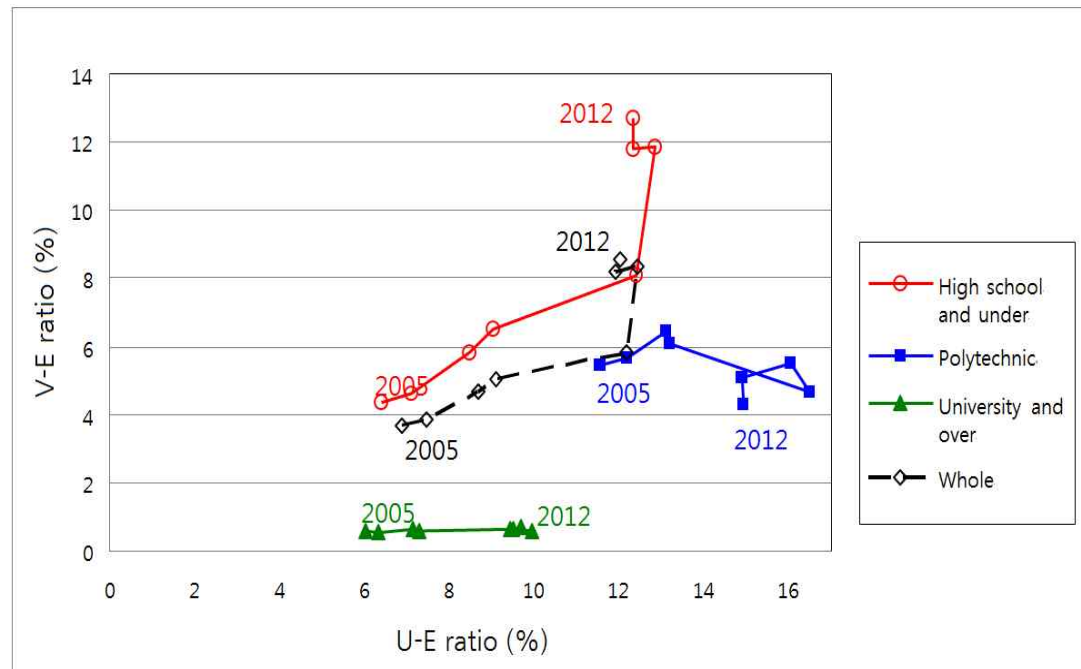
Source: WorkNet data of the Korea Employment Information Service (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2013. 3. 13).

왜냐하면 이 현상이 고학력 청년층이 중소기업과 제조업 생산현장 또는 3D업종 일자리를 기피하고 비정규직 일자리를 기피한다는 사실과 밀접히 관련되어 있는 것으로 보이기 때문이다. 산업 간, 직종 간, 연령 간 인력수급 미스매치는 대부분 학력 간 인력수급 미스매치의 약간 다른 얼굴일 뿐이라고 할 수 있다.

학력별 Beveridge 곡선상의 점들을 나타내는 [Figure 1]에 의하면 고졸 이하 범주는 최근 구인율이 계속 높아져 왔지만 전문대졸과 대졸 이상의 범주는 구인율은 거의 높아지지 않고 대신 구직률만 높아져 왔다는 것을 잘 알 수 있다.

둘째, 그렇지만 취업률 실적은 학력별로 큰 차이를 보이지 않는데, 구인기업들의 구인 내용에서 ‘학력 무관’이라는 범주가 대부분 꼭 대졸자가 아니라도 얼마든지 해낼 수 있는 일자리라는 것을 의미한다고 본다면, 이는 바로 많은 대졸 이상 인력이 상당한 탐색

[Figure 1] Beveridge Curves by Education Level (2005~12)



Note: Here, vacancy employment ratio and unemployment employment ratio mean, on the yearly sum of 12 months basis, the percentage of new vacancy÷(new vacancy+total stock of employment) and the percentage of new unemployment÷(new unemployment+total stock of employment), respectively.

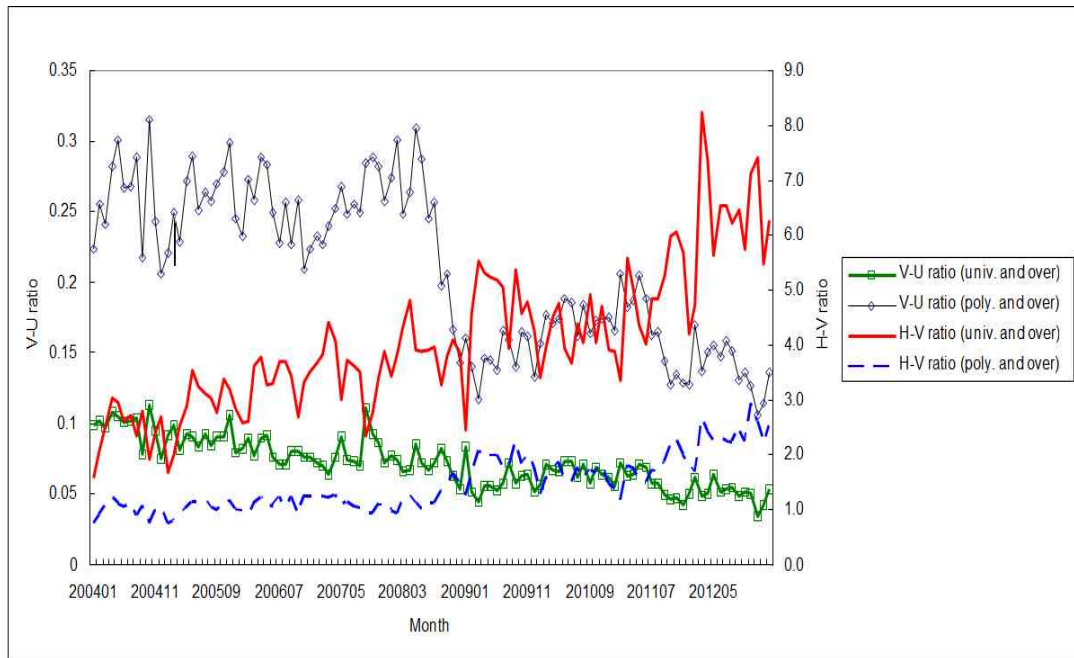
Source: Figured by synthesizing KOSIS data of the Statistics Korea (<http://kostat.go.kr>, accessed: 2013. 3. 20) and WorkNet data of the Korea Employment Information Service (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2013. 3. 13).



기간을 거치면서 이러한 학력 무관 일자리로 하향취업해 가기 때문으로 추정된다.

셋째, 따라서 기업, 즉 구인자 입장에서 볼 때 구인성공률은 계속 빠르게 상승하는 추세를 보여 왔으며, 2012년의 경우 4년제 대졸 611%, 대학원졸 1,086%에까지 이르러서 기업들은 인력확보에 매우 유리한 환경을 맞고 있다고 해석할 수 있다. 그런데 이러한 구인자, 즉 기업 측에서 보는 구인성공률은 우리나라의 경우 다르게 표현하면 대졸인력의 하향취업지표의 성격도 지니고 있다고 해석할 수 있다. 왜냐하면 취업률은 바로 구인배율과 구인성공률의 곱으로 표현되는데, 대졸인력의 경우 구인배율이 극히 낮고 또 빠르게 하락하는 추세를 보임에도 불구하고 취업률이 견조세를 유지하는 것은 구인배율의 하락을 상쇄하는 정도의 대졸인력 하향취업경향이 존재하였기 때문이다. 이를 잘 나타내는 지표가 바로 구인성공률이라는 것이고, 이는 [Figure 2]에서도 잘 나타나고 있다.

[Figure 2] Recent Trends of Vacancy Unemployment Ratio and Hiring Vacancy Ratio



Source: WorkNet data of the Korea Employment Information Service(<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2013. 3. 13).

## 2. NEET층의 확산

남재량(2006; 2012)의 연구에서는 최근 우리나라 청년층에서도 NEET층이 빠르게 확산되고 있다는 것을 발견하였다.<sup>3</sup> <Table 2>에 의하면 2011년까지 구직에 참가도 하지 않는 청년 NEET층이 계속 증가하고 있음이 발견된다. 15~34세 인구 중 비구직 NEET층의 비중이 2003년 5.1%에서 2011년 7.5%로 증가하였고, 또한 이들 중 대졸 이상 청년층의 비중 역시 같은 기간 16.3%에서 25.3%로 상승하였다. 그러면서 휴학 중인 청년층의 비중도 6.5%에서 8.2%로 증가하였다. 즉, 점점 더 많은 고학력 청년층이 최근 휴학상태에 있거나 NEET 상태에 빠져 있다는 사실이 포착되고 있는 것이다. 이러한 NEET층 증가 추세의 원인이 무엇인지 아직 정확히 밝혀지지는 않았지만, 그것은 노동시장이 효율적으로 작동하지 못한 탓이라기보다는 뭔가 체계적인 원인으로 인해 만족스러운 일자리가 잘 구해지지 않기 때문이라는 사실, 그리고 이러한 현상이 특히 대졸 청년층에서 심화되고 있다는 사실과 밀접히 연관되어 있을 것으로 추측된다.

<Table 2> Recent Increasing Trends of Young NEET People and Students in Leave of Absence

(Unit: In Thousand, %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Population of age 15~34 (A)	14,759	14,504	14,162	13,937	13,787	13,696	13,618	13,545	13,468
NEET not in job seeking (B) (B/A, %)	751 (5.1)	806 (5.6)	873 (6.2)	881 (6.3)	891 (6.5)	918 (6.7)	973 (7.1)	996 (7.3)	1,008 (7.5)
Univ. graduate and over (C) (C/B, %)	122 (16.3)	148 (18.3)	169 (19.3)	197 (22.4)	230 (25.8)	236 (25.7)	227 (23.3)	251 (25.2)	255 (25.3)
Ratio of youth (18~29) in leave of absence (%)	6.5	7.2	7.6	7.5	7.1	6.9	7.7	8.1	8.2

Source: By synthesizing <Table 1> and <Table 5> of Nam (2012), and <Table 5> of Keum (2012).

3 'NEET(Youth Neither in Employment, Nor in Education or Training)'의 정의는 문헌들에 의하면 '취업하지도, 교육이나 직업훈련을 받고 있지도 않은 청년층'을 지칭한다(The Social Exclusion Unit [1999]; 日本 總務省[2004]; 남재량[2006]).

### 3. 고학력 청년층 임금분포의 변화

다음으로 우리나라 노동시장에서 고학력 청년층, 즉 4년제 대졸 청년층의 임금분포 변화를 살펴본다. 이는 기존의 직업탐색이론이 전통적으로 노동시장의 임금분포는 불변이거나 또는 주어진 것으로 가정하여 왔다(Mortensen[1986])<sup>4</sup>는 점을 염두에 둘 때 매우 중요한 노동시장 현실의 측면이다.

통계청이 발표하고 있는 우리나라 도시가구(가구원 수 2인 이상)들의 시장소득 분배의 지니계수 변화 추이를 살펴보면, 외환위기 이전에는 이 값들이 0.28 이내에서 횡보하고 있었지만 외환위기 즈음에 한 단계 점프하여 0.3 근방이 되었다가 최근 다시 0.32 정도까지 높아졌다는 것을 알 수 있다. Nho(2009)는 최근 4~5년간의 이러한 지니계수 변화가 통계적으로 유의하다는 분석 결과를 내놓고 있다. 노동시장에서의 임금격차도 학력별로, 사업장 규모별·직종별로 최근까지 조금씩 확대되었다는 점이 발견된다. 특히 기업규모별 임금격차의 확대가 두드러지고 있었다(배진한[2010a]).

그런데 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 자료에 근거한 본 연구의 계산작업에 따르면 1994년 이후 우리나라 전체 임금근로자와 30세 미만 대졸 임금근로자의 임금분포의 지니계수도 뚜렷하게 상승하여 그동안 임금분포의 불평등이 실제 상당히 확대되었다는 것을 확인할 수 있다.

〈Table 3〉을 보면 외환위기가 있었던 1998년까지는 전체 임금분포의 지니계수가 하락하다가 외환위기 이후 상승하기 시작하여 2011년까지도 계속 상승하는 추세를 보여주고 있음을 알 수 있다. 아울러 표에는 30세 미만 대졸 청년층의 임금분포 지니계수와 이를 다시 남자와 여자로 나누어 구한 지니계수도 제시되고 있다. 대졸 청년층 임금분포의 불평등이 전체 임금근로자의 경우보다는 낮지만 그 시간적 변화 추세는 유사하다. 남녀 간의 차이를 살펴보면 여자의 경우 과거에는 불평등이 남자에 비해 상대적으로 컸지만 최근에는 남녀 간에 큰 차이가 없어지게 되었다는 점이 발견된다.

임금분포 자료에 근거하여 각 임금분포 십분위별 월평균임금(전체 평균임금 대비 비율로 표시) 수준의 변화를 정리하여 나타낸 것이 [Figure 3]이다. 그림에 따르면 고임금계층인 제9십분위와 제10십분위층의 임금수준은 최근으로 올수록 상대적으로 계속 높아지고

---

4 임금제외의 분포나 임금제의 수의 분포는 시간이 경과하여도 변화하지 않으며 직업탐색자에게 미리 알려져 있다고 흔히 가정된다. 또한 한번 제시된 임금제외를 거부하면 그 임금제외는 다시 되돌릴 수 없다(no recall)고 가정된다.

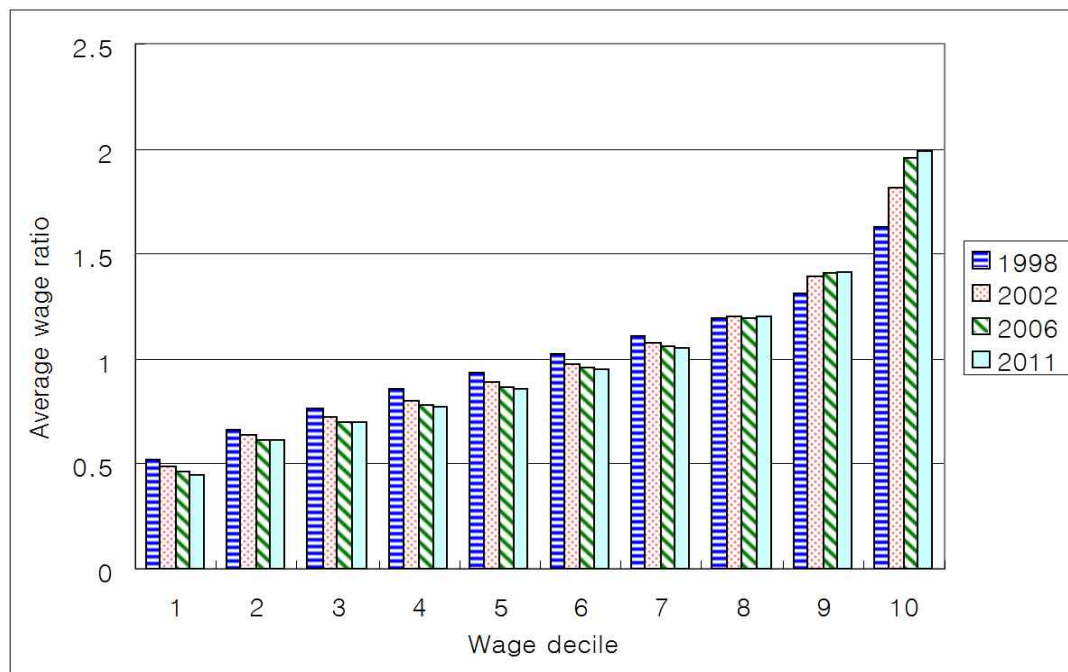
〈Table 3〉 Trend in Gini Coefficients of Wage Distribution

	Whole employee	University graduates under 30 years		
		Whole	Men	Women
1994	0.34827	0.24033	0.24312	0.20644
1996	0.28832	0.19543	0.18450	0.22561
1998	0.28678	0.18638	0.17790	0.19810
2002	0.31111	0.22259	0.20997	0.23361
2006	0.32787	0.23851	0.22878	0.24337
2009	0.33282	0.23999	0.23111	0.23534
2011	0.33748	0.23732	0.23383	0.23255

*Note:* Calculation method of Gini coefficient on raw data follows that of Nho (2009).

*Source:* Calculated by the raw data of Worker Survey (Wage Structure) by Employment Type of Ministry of Employment and Labor.

[Figure 3] Changes in Average Monthly Wages (Ratio to Whole Average Monthly Wages) of Young Male University Graduates (Age under 30 Years) by Decile in Wage Distribution



*Source:* Figured by the raw data of Worker Survey (Wage Structure) by Employment Type of Ministry of Employment and Labor.

있으나 제7십분위 이하의 임금계층에서는 상대적으로 임금수준이 하락하여 왔다는 것을 알 수 있다. 이것이 최근 임금불평등이 심화된 우리나라 노동시장에서의 임금분포 변화의 모습이다.

그런데 이러한 임금분포의 변화가 고학력 청년층 실업과는 어떤 관련을 가지는가? 관례적인 직업탐색모형이 나타내는 바와 같이 노동시장에서 구직자에게 제의되는 제의임금의 누적분포함수가  $H(w)$ 라면 의중임금(reservation wage)이  $x$ 인 어떤 구직자에게 의중임금 이상의 임금이 제의될 확률은  $1 - H(x)$ 이며, 단위시간당 일자리 제의의 도착률이  $\lambda$ 인 경우 이 구직자의 실업탈출률은 결국  $\lambda[1 - H(x)]$ 가 된다. 따라서 이 구직자의 평균실업기간  $T$ 는 다음 식으로 표현될 수 있다(배진한[2010b]).

$$T = \frac{1}{\lambda[1 - H(x)]} \quad (1)$$

식 (1)에 근거할 때 직업탐색이론의 기본전제와는 다르게 임금분포의 불평등이 일정 수준 변화한다면  $\lambda$ 에 별다른 변화가 없는 경우에도 구직자의 취업률 또는 실업탈출률이 변화하고 따라서 평균실업기간도 변화할 수 있을 것이다. 예컨대  $t$ 기와  $t+1$ 기 사이에 임금분포의 불평등이 증대되면  $H_t(x) < H_{t+1}(x)$ 가 성립하게 되고 나아가서  $\lambda[1 - H_t(x)] > \lambda[1 - H_{t+1}(x)]$ 가 성립하므로  $x$ 의 의중임금을 가진 실업자의 실업탈출률은  $t+1$ 기에 더 낮아진다. 그리하여  $1/\lambda[1 - H_t(x)] < 1/\lambda[1 - H_{t+1}(x)]$  또한 성립하고 결국 해당 구직자의 평균실업기간도  $t+1$ 기에 더 길어지게 될 것이다.

이러한 논리에 근거하여 대졸 청년층 남자의 임금분포로부터 계산한  $1/[1 - H_t(x)]$ 의 변화 추이가 <Table 4>에 정리되어 있다.

표에 따르면 임금분포 불평등의 심화가 각 십분위 중간임금 수준의 의중임금을 가진 구직자의 평균실업기간을 계속 연장시킨다는 것을 잘 알 수 있다. 또한 의중임금이 높은 구직자일수록 평균실업기간 연장의 크기가 커진다는 점도 알 수 있다.

〈Table 4〉 Average Unemployment Period Needed to Meet an Acceptable Wage Offer by Reservation Wage Decile of Young Male University Graduates (Age under 30 Years)

Reservation wage( $x$ )	$1/[1-H(x)]$			
	1998	2002	2006	2011
Middle wage of the 1st decile	1.11	1.11	1.12	1.12
Middle wage of the 2nd decile	1.32	1.34	1.36	1.36
Middle wage of the 3rd decile	1.58	1.62	1.65	1.65
Middle wage of the 4th decile	1.90	1.99	2.04	2.05
Middle wage of the 5th decile	2.36	2.49	2.58	2.60
Middle wage of the 6th decile	3.01	3.25	3.40	3.44
Middle wage of the 7th decile	4.07	4.48	4.75	4.83
Middle wage of the 8th decile	6.06	6.83	7.35	7.49
Middle wage of the 9th decile	11.02	12.82	13.98	14.31
Middle wage of the 10th decile	39.45	49.41	54.32	55.77

Note: Each 'Middle Wage of Decile' means a job searcher has the middle wage level of each decile as his/her reservation wage  $x$ , therefore,  $1/[1-H(x)]$  is also calculated on this value in each year.  $\lambda$  is now an unknown constant, so it is not included in calculation.

### Ⅲ. 엄친아효과의 도입과 연관될 수 있는 선행연구

우리가 소위 '엄친아효과'라는 개념을 직업탐색모형에 도입하기 전에 먼저 관련 선행 연구들을 개관해 보기로 하자. 엄친아효과는 소비를 설명함에 있어서 타인의 소비행위에 영향 받는 소비자를 분석하고자 한 Duesenberry(1952)의 과시효과(demonstration effect)나 상대소득가설처럼 노동시장 직업탐색과정에서도 매우 유용할 수 있는 개념이라고 생각한다. 이때 엄친아효과란 '엄친아나 모범적 비교대상의 구직 성공이 주위 구직자들의 의중임금이나 의중일자리 조건에 미치는 효과'(배진한[2010b])를 가리킨다. 취업 과정에서 청년층의 눈높이 조절문제가 흔히 지적되고 있지만 배진한(2010b)은 눈높이 조절이 잘 안 되는 이유가 바로 엄친아효과 때문이라고 보고 있다.

그런데 이와 같이 타인의 행위에 영향을 받거나 타인의 행위에 대한 반작용으로 경제 행위를 설명하려는 시도는 다양하게 존재하여 왔다. 우선 이미 언급한 타인의 소비행위

가 문제의 소비자의 소비행위에 영향을 미치는 측면을 분석한 Duesenberry(1952)의 ‘과시효과’ 개념이 있다. 그는 어떤 최저소득 수준이 달성된 후에는 한 개인에게 있어서의 지출증가 충동의 빈도와 강도는 자신의 지출과 그가 교류하는 다른 사람들의 지출 사이의 비율에 전적으로 의존한다고 설명한다. 그리하여 교류하는 다른 사람들의 지출이 증가하면 자신의 효용극대화를 위해 자신의 지출도 증가시키는 행위를 선택한다고 설명한다. 이 경우 한 개인  $i$ 의 소비지출을  $C_i$ 라 하고 그의 효용지표를  $U_i$ 라고 하면  $U_i = U_i(C_i / \sum \alpha_{ij} C_j)$ 라 쓸 수 있다. 여기서  $C_j$ 는  $j$ 번째 개인의 소비,  $\alpha_{ij}$ 는 소비자  $i$ 가  $j$ 번째 소비자에게 부여하는 가중치이다(Duesenberry[1952]).

한편, ‘동급생효과(peer group effects)’라는 개념을 제시한 학자들도 존재한다. 이 개념은 Summers and Wolfe(1977)나 Henderson, Mieszkowski, and Sauvageau(1978) 등에 의해 처음 제기되었다. 최근 Hoxby(2000)는 학생들이 그들 동급생들의 성취수준에 의해 영향 받는다는 것을 발견하고 있다: 동급생들의 읽기점수의 외생적인 1점 변화가 어떤 학생 자신의 점수를 정식화에 따라서는 0.15에서 0.4에 이르기까지 상승시킨다는 것이다. 그는 또한 이 동급생효과가 인종 내부에서는 더 강하게 작용하며 일부 효과는 동급생들의 성취를 통해 작동하지 않기도 한다는 것을 발견하고 있다. Hoxby and Weingarth(2006)도 유사한 연구 결과를 제시하고 있다. Lavy(2008)는 교실에서의 능력동급생효과(ability peer effects)의 범위를 추정하면서 그 이면에 놓여 있는 동급생효과의 작동 메커니즘을 탐색하고 있다. 그리하여 높은 저성취 동급생 비율은 교사들 사이에 교육관행들의 악화를 초래하고, 학생들 사이 관계의 질과 교사-학생 사이 관계의 질에 유해한 효과를 주며, 폭력과 교실 내 혼란의 수준을 증대시킨다고 결론 내린다. Zimmerman(2003)은 동급생효과가 거의 항상 수학 SAT 점수보다는 언어 SAT 점수와 훨씬 강하게 연관되어 있음을 보고하고 있다. 한편, Giannetti and Simonov(2009)는 거주지 이웃 사이에서의 동급생효과가 기업가적 활동으로부터 비금전적 편익을 창출해 내며 기업가가 되려는 의사결정에 중요한 역할을 한다는 것을 발견하고 있다. Marmaros and Sacerdote(2002)는 Dartmouth 대학 4학년생들을 대상으로 사회적 네트워크가 취업에 미치는 효과를 분석한 결과 동창회 등의 네트워크를 지닌 학생들이 고임금일자리를 얻을 가능성이 가장 높다는 사실을 발견하고 있다.

반면에 기업경영 관련 학교교육이나 일반 학교교육을 분석대상으로 삼아 연구한 결과 동급생효과의 식별이 실제 어렵다고 결론 내리는 학자들도 나타나고 있다(Lerner and Malmendier[2007]; Clark[2007]; Glewwe[1997]). 웨스트포인트 사관학교의 사례를 분

석한 Lyle(2007)도 동급생효과는 오도된 것이며 편의들을 제거할 때 집단효과 발견이 어렵다고 결론 내린다. Lefgren(2004)은 Chicago 공립학교 진로특화교육의 사례를 분석하면서 동급생효과가 일반적으로 양이고 통계적으로 유의하다고 할지라도 그 크기는 매우 작다는 것을 보고하고 있다.

그런데 이러한 동급생효과는 기본적으로 엄친아효과와는 크게 다른 개념이다. 왜냐하면 우선 동급생효과는 학교교육에 있어서 서로 아주 잘 아는 동급생들끼리의 상호교류 작용을 분석대상으로 삼고 그 효과도 주로 교육성취도 차원에서 살펴보는 개념이기 때문이다. 그렇지만 우리의 엄친아효과는 교육과정이 아니라 불확실성이 매우 큰 직업탐색과정에서 특정 구직자의 성공적인 사회진출이나 취업과 관련되는 개념이며, 또한 동급생도 아니므로 서로 잘 알지 못하고 상호교류도 거의 없는 사람들 사이에서 어떤 구직자가 주위의 성공적인 취업성공자를 모범적인 비교대상으로 삼아 일방적으로 벤치마킹하거나 닮고 싶어 하기 때문에 형성되는 개념이다. 엄친아는 구직자에게 단지 모범적 준거기준 또는 역할모형으로 역할하는 존재이며 그들 사이에 상호작용 또는 상호교육의 효과도 존재하지 않고 일방통행적인 영향력만을 미치는 존재라는 것이다.

물론 최근 청년층 미취업기간이 늘어나는 현상은 이론적으로는 MaCurdy(1981)류의 생애효용 극대화 행위의 일환으로도 설명될 수 있을 것이다. 흔히 경제학자들이 가정하듯이 어떤 일자리의 연령근로소득곡선(age-earning profile)에 관한 정보가 청년구직자들에게 완전하게 알려져 있다면 일자리 질의 분포가 불평등이 심화되는 방향으로 변화할 때 이것으로 청년층 미취업기간이 늘어나는 현상을 어느 정도 설명하는 것이 가능할 수도 있지만, 필자는 오늘날과 같이 변화무쌍하고 불확실한 현실에서는 그것이 결코 현실적이지 않다는 생각이다. 통상 청년구직자들은 어떤 구체적 일자리(산업, 직종, 기업 규모 등의 측면에서 매우 다양한 일자리)의 연령근로소득곡선에 관한 정보를 매우 제한적으로밖에 갖고 있지 못하므로<sup>5</sup> 그들은 엄친아의 구직성공 실현 사례들을 통해서 그것에 대한 믿을 만한 정보를 더 쉽게 얻을 수 있다고 생각하는 것이다. 이때 엄친아효과는

---

5 국내 문헌에서 흔히 근로자들의 연령임금곡선들이 추정되어 보고되기도 하는데, 이들 연령임금곡선 추정치들은 대부분 생애기간에 걸쳐 실제 추적조사된 자료들에 근거한 추정치가 아니고 어떤 특정 시점에서 연령별로 관찰되는 횡단면 추정치들(사실 대부분의 일자리에서 실제 관측되는 장기근속의 중고령 연령자들은 급속하게 소수로 줄어들고 있다는 사실도 지적해 둘 수 있음)을 연결한 자료일 뿐이다. 엄밀히 말하면 그것은 어떤 개별 구직자가 향후 20~30년간 실제 생애역사에서 같은 일자리에서 계속 살아남아 경험하게 될 연령임금곡선이라 말할 수 없다는 것이다. 뿐만 아니라 그러한 학술적·실험적·개별적 추정치들이라도 일반 구직자들에게 유용한 정보로 쉽게 이용되기는 어렵다는 점도 부정하기 어려운 현실이다.



엄친아의 영향을 받은 구직자의 의식적이고 경직적인 준거기준이 일자리 일치(match)를 더욱 어렵게 만드는 측면을 설명하려는 개념이라고 할 수 있다. 엄친아효과는 노동시장의 불확실성에 대처하는 구직자의 의도적인 벤치마킹 행위의 결과를 강조하는 시각인 것이다.

그리고 엄친아효과와 관련하여 또 한 가지 언급해 둘 수 있는 것은 임금분포의 불평등이 심화될수록, 그리고 청년층들의 학력수준이 높아지고 유사해질수록 엄친아효과가 더욱 강화될 가능성이 크다는 점이다. 뿐만 아니라 지식정보화시대의 진전에 따라 정보 접근성의 획기적 확대와 타인과의 비교 가능성이 더욱 높아진다는 점도 엄친아효과를 강화하는 데 기여할 수 있다.

결국 우리가 본 논문에서 전개하고자 하는 엄친아효과, 나아가서 엄친아가설은 직업 탐색이론에서 새로이 정립·개발되고 위치지어져야 하는 개념이라는 것이다. 그리하여 엄친아의 구직성공 사례와 구직자 자신이 제의받은 일자리들 조건 사이의 격차가 확대되거나 축소될 수 있다는 측면, 그리고 직업탐색의 과정이 매우 불확실한 일자리 정보 속에서 혼자만의 독자적인 의사결정이 아니라 주위의 역할모형, 즉 엄친아나 모범적인 비교대상들의 구직성공 사례에 의해 강력한 영향을 받을 수 있다는 측면 또는 정보의 불확실성을 극복하기 위해 그 성공 사례를 어떤 준거기준으로 적극적으로 활용한다는 측면 등이 직업탐색이론에 도입되어야 직업탐색이론의 현실적 설명력이 좀 더 높아진다는 착상인 것이다.

모범적인 비교대상이면서 훌륭한 일자리 구직에 성공한 ‘엄친아’가 선택한 바람직한 일자리의 성질을  $Q$ 로 나타내고 이것이 우리의 구직자 의중임금( $x$ )에 양의 방향으로 영향을 미친다고 보면  $\partial x / \partial Q > 0$ 이 성립한다고 생각할 수 있다. 배진한(2010b)에 의하면 이때 엄친아 일자리의 바람직한 성질  $Q$ 는 안정적이고 높은 임금으로 나타날 수도 있고 쾌적하고 안정적인 정규직 일자리의 성격으로 나타날 수도 있다. 엄친아의 영향을 받는 구직자는 노동시장에서 제의되는 임금제외나 일자리의 질적 수준을 항상 이러한 엄친아 일자리의 그것들과 비교하면서 수락 여부를 고민하게 될 것이다. 그리하여 엄친아의 임금이나 일자리 질이 상승할 때에는 구직자는 그와 꼭 같지는 않더라도 그보다 너무 낮은 임금으로 취업하기보다는 더 나은 일자리가 나타날 때까지 차라리 실업상태에서 구직을 계속하는 것을 더 선호하게 될 것이라는 것이다.

## Ⅳ. 엄친아가설에 의한 설명

### 1. 엄친아효과의 미시경제이론적 기초

앞의 설명은 상당한 설득력을 가질 수 있음에도 불구하고 여전히 이론적으로는 미흡한 기초를 가지고 있다. 그래서 여기서는 통상적인 소득과 여가선택모형을 이용하여 이러한 논리의 미시경제학적 근거를 간단히 정리해 두고자 한다.

통상적으로 노동시장에 대한 노동공급을 엄두에 두는 어떤 개인의 효용함수는  $U(C, L)$ 인데, 여기서  $C$ 는 재화의 소비,  $L$ 은 여가이다.  $L_0$ 는 한 개인이 사용할 수 있는 총가용 시간 수,  $h = L_0 - L$ 는 근로시간 수이다.

만약 이 모형에 엄친아효과를 도입하면 어떻게 될까? 우리는 엄친아의 존재를 의식하는 개인의 효용함수를 엄친아효과에 의한 상대여가(relative leisure) 개념과 함께 다음과 같이 변형할 수 있다고 생각한다.

$$U(C, \frac{L}{Q}), \text{ 여기서 } Q \geq 1 \quad (2)$$

효용함수를 이렇게 설정하는 것은 주위 지인들의 소비가 증가할 때 문제의 개인 자신이 소비에서 느끼는 효용은 감소하는 것으로 정식화하면서 전시효과를 설명하려는 Duesenberry(1952)의 착상과 유사하다. 엄친아의 일자리 질을 나타내는  $Q$ 의 값이 상승할수록 이 구직자는 여가시간  $L$ 이 마치  $L/Q$ 로 그 시간 수가 줄어든 것처럼 느끼게 되어 결국 주어진 여가시간 수에서 느끼는 효용이 감소한다는 의미로 해석할 수 있는 것이다. 물론  $Q$ 의 값이 1인 개인은 구직상황에 있어서 당연히 엄친아 본인이거나 아니면 엄친아를 전혀 의식하지 않는 개인의 경우가 되고 그의 효용함수는 통상적인 효용함수와 같아질 것이다.

이제 여기서  $w$ 는 노동시장에서의 시간당 실질임금,  $wh$ 는 총(실질)임금소득이며, 투자소득, 이전소득, 그리고 그 외 다른 실질소득의 합계는  $R$ 로 표시한다. 이 경우 예산 제약은 다음과 같아진다.

$$C + wL \leq R_0 \equiv wL_0 + R \quad (3)$$

여기서  $R_0$ 는 잠재소득(potential income)이다. 그러면 통상적인 방식에 따라 소비자

의 선택은 다음 식으로 표현 가능하다.

$$\text{Max}_{\{C, L/Q\}} U(C, \frac{L}{Q}), \quad \text{제약조건: } C + wL \leq R_0$$

$\mu (\geq 0)$ 를 Lagrange 승수라고 할 때 흔히 그렇듯이 이 극대화문제의 Lagrange 함수는  $\mathcal{L}(C, L, \mu) = U(C, \frac{L}{Q}) + \mu(R_0 - C - wL)$ 이고, 여기서 1계 조건은 다음과 같이 유도된다.

$$U_C(C, \frac{L}{Q}) - \mu = 0 \quad \text{and} \quad U_{L/Q}(C, \frac{L}{Q}) - \mu Qw = 0$$

$$\mu(R_0 - C - wL) = 0, \quad \text{여기서} \quad \mu \geq 0$$

물론 여기서  $U_L(C, \frac{L}{Q}) = U_{L/Q}(C, \frac{L}{Q})(\frac{1}{Q})$ 이 성립함을 상기시켜 두고자 한다. 이제 등식을 충족시키고 Lagrange 승수를 소거하여 최적해를  $(C^*, L^*)$ 로 나타낼 때 최종적으로 다음 식이 성립한다.

$$\frac{U_{L/Q}(C^*, L^*/Q)}{U_C(C^*, L^*/Q)} = Qw \geq w, \quad \text{그리고} \quad C^* + wL^* = R_0 \quad (4)$$

식 (4)에서  $\frac{U_{L/Q}}{U_C} = Qw$ 는 엄친아를 의식하는 개인의 소비와 여가 사이의 한계대체율이다. 어떤 개인이 엄친아를 의식하기 때문에  $Q$ 가 1보다 큰 경우에는 이 개인의 한계대체율은 시장임금률  $w$ 보다 커지게 되고 따라서 그는 노동공급에 대한 의사결정도 수정하게 될 것이다.

그런데 이러한 균형의 변화는 이 개인의 의중임금에 어떤 효과를 미치게 될까? 만약 엄친아효과를 도입하지 않았을 때의 구직자 의중임금을  $x$ 로 표시하면 이는 시장노동을 선택하지 않고 총가용시간  $L_0$ 를 모두 여가로 사용할 때의 한계대체율에 해당할 것이다. 이때 엄친아효과를 의식하는 구직자의 의중임금을  $x_Q$ 로 분별하여 나타내면 결국 다음 관계식이 성립할 것이다.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup> 엄친아를 의식하는 개인의 의중임금  $x_Q$ 가  $x_Q \geq x$ 를 성립시킨다는 점에 대한 구체적인 증명은 <부록>을 참조할 것.

$$x_Q = \frac{U_{L/Q}(R, L_0/Q)}{U_C(R, L_0/Q)} \geq \frac{U_{L/Q}(R, L_0/Q)(1/Q)}{U_C(R, L_0/Q)} = \frac{U_L(R, L_0/Q)}{U_C(R, L_0/Q)} = x \quad (5)$$

식 (5)에 의하면 엄친아를 의식하여  $Q > 1$ 이 성립할 때 엄친아를 의식하는 구직자의 의중임금  $x_Q$ 는 그렇지 않은 통상의 의중임금  $x$ 보다 당연히 높아지게 된다는 것을 알 수 있다. 이는 다르게 표현하면 엄친아를 의식하는 구직자의 경우( $Q > 1$ ) 시장임금을  $w$ 를  $w/Q$ 로 느껴 시장임금이 상대적으로 낮아진 것으로 인지하므로 그 기회비용이 저렴하다고 느껴지는 여가의 소비를 증가시킨다는 식, 나아가서 의중임금을 높인다는 식으로 해석하는 것이 가능한 것이다.

그러므로 우리는 이제  $\partial x / \partial Q > 0$ 라는 논리를 큰 무리 없이 수용할 수 있다. 이때 엄친아가 이미 확보한 일자리의 임금을  $w_m$ 이라 하고 그의 바람직한 일자리의 직종특성 또는 근로형태를  $j_m$ 이라 하면  $Q(w_m, j_m)$ ,  $\partial Q / \partial w_m > 0$ ,  $\partial Q / \partial j_m > 0$ 도 당연히 성립한다고 전제할 수 있다.

그런데 직업탐색모형에서 뒤에 나오는 구직자의 의중임금식 또는 탐색중단규칙식인 식 (10)에 따르면 의중임금  $x$ 의 상승은 곧바로 구직자의 할인된 기대효용  $V_u$ 의 증가와 동일한 것이므로 이제 뒤에 제시될  $V_u$ 의 정의식인 식 (12)는 다음과 같이 수정되어야 한다. 식에서  $\beta$ 는  $\beta > 0$ 인 조정상수이다. 이 경우  $V_u$ 는 엄친아효과 때문에 과거보다 한층 더 높아진 수준에 있게 된다.

$$V_u = \frac{1}{1 + rdt} [zdt + \beta Qdt + \lambda dt V_\lambda + (1 - \lambda dt) V_u] \quad (6)$$

그리고 이 식 (6)의 양변에  $1 + rdt$ 를 곱하여 정리하면 우리는 구직자의 실업상태에 대한 할인된 기대효용이 다음 방정식에 의해 정의된다는 것을 알게 된다.

$$r V_u = z + \beta Q + \lambda \int_x^\infty [V_e(w) - V_u] dH(w) \quad (7)^7$$

뒤에 나올 식 (9)를  $V_e - V_u$ 에 관하여 정돈한 다음 식 (7)에 대입하고 여기에 아래

---

7 식 (6) 양변에  $1 + rdt$ 를 곱하여 정돈하면  $r V_u = z + \beta Q + \lambda (V_\lambda - V_u)$ 가 유도되는데, 여기서  $w$ 와 독립적인  $V_u$ 에 대해서는  $V_u = \int_0^\infty V_u dH(w) = \int_0^x V_u dH(w) + \int_x^\infty V_u dH(w)$ 로 나타낼 수 있으므로 (이 경우 분포함수  $H(w)$ 에게  $V_u$ 는 상수로 간주될 수 있기 때문임) 뒤에 나오는 식 (11)을 이용하면  $V_\lambda - V_u = \int_x^\infty [V_e(w) - V_u] dH(w)$ 가 성립하고 따라서 식 (7)은 쉽게 도출될 수 있다.

탐색중단규칙식 (10)을 다시 대입하면 결국 다음과 같은 의중임금식이 얻어진다.

$$x = z + \beta Q + \frac{\lambda}{r+q} \int_x^{\infty} (w-x) dH(w) \quad (8)$$

이제 우리는 취업자의 이시적(intertemporal) 효용  $V_e(w)$ 와 구직자의 실업상태에 대한 할인된 기대효용  $V_u$ 와 엄친아효과의 함수로서의 의중임금  $x$ 에 대한 정의에 의거하여 한 구직자의 의중임금을 몇 가지 변수들의 함수로 정리할 수 있게 된다.

식 (8)은 엄친아효과의 영향을 받는 구직자의 의중임금은 결국 구직기간의 실업급여 수혜, 사회보장 이전지불, 가내 생산물 및 여가의 소비 등 실업상태에서 얻을 수 있는 이득에서 직업탐색비용(교통비, 우편료, 아마도 추가적 훈련비용 등)을 차감한 순이득  $z$ , 그리고 엄친아효과  $\beta Q$ , 외생적인 일자리 제의의 도착률  $\lambda$ , 실업상태에 비해 취업했을 때 얻는 순임금이득  $w - rV_u = w - x$ 의 증가함수로 되고, 반면에 실질이자율  $r$ 과 일자리소멸률  $q$ 의 감소함수로 정리된다는 것을 나타낸다. 그런데 이 경우  $\beta Q$ 는 특히 우리나라에서 흔히 그렇듯이 엄친아를 의식하는 부모들의 자녀에 대한 경제적인 지원액으로 구체화될 수도 있을 것이다.

말하자면 직업탐색이론의 통상적인 해석에서 한 걸음 더 나아가, 엄친아의 임금  $w_m$ 이 상승할 때나 고용형태  $j_m$ 이 향상될 때에는 구직자가 낮은 조건의 일자리보다 차라리 실업상태에서 구직을 계속하는 것을 더 선호하게 되고 이것이 바로 그 구직자의 의중임금  $x$ 의 상승으로 연결된다는 것이다(배진한[2010b]). 결국 여기서  $\partial x / \partial w > 0$ ,  $\partial x / \partial z > 0$ ,  $\partial x / \partial w_m > 0$ ,  $\partial x / \partial j_m > 0$ ,  $\partial x / \partial \lambda > 0$ ,  $\partial x / \partial r < 0$ ,  $\partial x / \partial q < 0$ 이 성립할 것이다.

이제 실업탈출률과 평균실업기간도 도출할 수 있다. 제의임금의 누적분포함수를  $H(w)$ 라 할 때  $x$ 의 의중임금을 가진 구직자에게 의중임금 이상의 임금이 제의될 확률은  $1 - H(x)$ 이며 이 구직자의 실업탈출률은 결국  $\lambda[1 - H(x)]$ 가 된다. 따라서 이 구직자의 평균실업기간  $T$ 는 앞에서 살펴본 식 (1)과 같이 정리된다. 이때 엄친아효과 때문에  $x$ 가 상승하면 평균실업기간은 당연히 그만큼 더 증가하게 된다.

## 2. 매칭모형에서 엄친아효과의 도입

엄친아효과의 개념은 최근 발전한 매칭모형(Pissarides[2000])에도 도입될 수 있다. 이를 위해 먼저 기본적인 직업탐색모형을 간단히 살펴본다. 원래 직업탐색모형에서 일자리를 찾는 사람의 최적 전략은 의중임금(reservation wage)의 선택으로 이루어진다. 이때 선택되는 임금액은 실업자에게 지급되는 실업급여, 일자리 제의의 도착률 등 경제적 환경을 이루는 모든 모수들에 의존한다(Cahuc and Zylberberg[2004], p.109).<sup>8</sup>

직업탐색모형에서 일자리 제의는 한 근로자가 어떤 일자리를 선택하는 경우 받게 될 일정한 실질임금  $w$ 의 제의로 보통 표현된다. 이 경우 일자리소멸이 짧은 기간  $dt$  동안에  $qdt$ 의 율(率)로 진행되고 할인율로 쓸 수 있는 실질순간이자율이 외생적으로  $r$ 로 일정하다면, 정상상태에서 임금  $w$ 를 받는 취업자의 할인된 기대효용  $V_e$ 는 다음 식 (9)로 표현할 수 있다. 식에서  $V_u$ 는 구직자의 할인된 기대효용을 나타낸다.

$$V_e = \frac{1}{1+r dt} [w dt + (1-q dt) V_e + q dt V_u] \quad (9)$$

한 근로자의 기대효용과 구직자의 그것 사이의 차이는 수락하는 임금이 상승할 때 증가하고 구직자의 할인된 기대효용이 증가하면 감소하게 된다는 의미이다. 한편, 노동시장에서 임금  $w$ 가 제의되면 구직자가 자유로이 이를 거절하거나 수락하는 과정의 연속이 직업탐색의 과정이다. 구직자의 의중임금을  $x$ 라 하면 이는 다음 식 (10)으로 정리된다.

$$x = r V_u \quad (10)$$

구직자에게 제시되는 일자리 제의의 외생적 도착률을  $\lambda$ 라 할 때 이제 어떤 일자리 제의에서 기대되는 할인된 기대효용  $V_\lambda$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_\lambda = \int_0^x V_u dH(w) + \int_x^\infty V_e(w) dH(w) \quad (11)$$

그런데 의중임금을 명시적으로 표현하기 위해 직업탐색에 수반되는 직업탐색비용을 나타내는 상수  $c > 0$ , 그리고 구직기간의 여러 가지 이득(실업급여 수혜, 사회보장 이전 지불, 가내 생산물 및 여가의 소비 등)  $b > 0$ 을 도입하고 구직활동 중에 얻는 소득  $z$ 를

<sup>8</sup> 여기서의 간단한 직업탐색 기본모형 설명은 Cahuc and Zylberberg(2004)의 제3장에 많이 의존하고 있다.

$(b-c)$ 로 나타내면 구직자의 기대효용  $V_u$ 는 결국 식 (12)로 정리된다. 이것이 표준적인 직업탐색모형이다.

$$V_u = \frac{1}{1+r dt} [z dt + \lambda dt V_\lambda + (1-\lambda dt) V_u] \quad (12)$$

이상의 논리에 기초하여 매칭모형(Pissarides[2000])에 엄친아효과를 간단히 도입해 볼 수 있다. 실업자는 항상 일자리를 탐색하고 있고 매 순간 이러한 탐색은  $z$ 라는 순이득을 제공한다. 앞에서 살펴보았지만 이 순이득  $z$ 는 실업자이기 때문에 얻는 편익(실업보험, 사회보장 이전지불, 일자리를 갖지 않는 데서 오는 여러 가지 효용 등)에서 일자리 탐색에 드는 여러 가지 비용(교통비, 우편료, 아마도 추가적 훈련비용 등)을 차감한 것으로 구성된다. 실업으로부터의 순간탈출률이  $\theta m(\theta)$ 라고 하면 실업자의 기대효용은 앞의 식 (6)과 유사하게 다음을 만족시키게 된다. 여기서 모수  $\theta$ 는 실업자 수에 대한 빈 일자리 수의 비율인데 노동시장경색도(tightness)의 지표이다.<sup>9</sup> 이때 매칭모형의  $V_u$  정의식에 이미 앞에서  $z$  이외에 추가로 정의된 엄친아효과  $\beta Q$  역시 도입할 수 있다.

$$V_u = \frac{1}{1+r dt} [z dt + \beta Q dt + \theta m(\theta) dt V_e + (1-\theta m(\theta) dt) V_u] \quad (13)$$

이 식의 양변에  $1+r dt$ 를 곱하고 정돈하면 이제 다음 식이 성립한다.

$$r V_u = z + \beta Q + \theta m(\theta) (V_e - V_u) \quad (14)$$

이 식에 식 (9)를  $V_e - V_u$ 에 관하여 정돈한 식과 식 (10)을 차례로 대입하면 엄친아효과의 영향을 받는 구직자들의 의중임금은 다음 식으로 정리된다.

$$x = z + \beta Q + \theta m(\theta) \frac{w-x}{r+q} \quad (15)$$

만약 엄친아효과의 영향이 구직자의 의중임금을 상승시킨다면 노동시장에서 의중임금 이상의 임금을 제공하는 일자리 제의를 만날 확률  $1-H(x)$ 의 값이 작아지므로 결국 앞의 식 (1)로 나타낸 구직자의 평균실업기간  $T$ 도 그만큼 길어지게 될 것이다.

<sup>9</sup> 매칭모형에 도입되는 노동시장경색도  $\theta$ 는 빈 일자리 수와 구인자 수가 동일하고(기업들이 빈 일자리에 대하여 모두 구인에 나서는 경우) 또한 실업자 수와 구직자 수가 동일하다면(구직자 수가 모두 실업자들만으로 구성되는 경우) 국내에서 흔히 사용되는 구인배율과 유사한 개념이 될 수 있다.  $m(\theta)$ 는 단위시간당 기업들이 구인에 성공하는 확률이므로 구인성공률이라 부를 수도 있다.

〈Table 5〉 Comparative Statics of Stationary Equilibrium in the Matching Model

	$Q$	$z$	$\gamma$	$h$	$m$	$y$	$q$	$r$	$n$
$w$	+	+	+	-	+	+	-	-	0
$\theta$	-	-	-	-	+	+	-	-	0
$u$	+	+	+	+	-	-	+	+	+

Note: Here,  $Q$  is the size of MMFS' effect,  $z$  is the net benefits of unemployed person,  $\gamma$  is the wage bargaining power of employed workers,  $h$  is the cost of a vacant job per unit of time,  $m$  is the efficiency of matching process,  $y$  is the labor productivity,  $q$  is the job destruction rate,  $r$  is the real interest rate, and  $n$  is the rate of growth of the labor force.

Source: The MMFS' effect variable  $Q$  is added in 〈Table 9.8〉 in Cahuc and Zylberberg (2004, p.532).

그렇다면 Pissarides(2000)류의 매칭이론에서 엄친아효과는 경제 전체의 균형실업률( $u$ ), 균형임금률( $w$ ), 그리고 균형노동시장경색도(구인배율)( $\theta$ )에 이론적으로 어떤 영향을 준다고 할 수 있을까? 엄친아효과를 도입한 매칭모형에서 각 외생변수들의 변화가 내생변수들의 균형값에 미치는 효과를 비교정확기법으로 정리한 것이 〈Table 5〉이다. 〈Table 5〉에 따르면 엄친아효과는 노동시장에서 근로자들의 임금을 상승시키고 노동시장경색도(또는 구인배율)를 낮추며 실업률을 증대시키는 효과를 가지는 것으로 정리할 수 있다. 그런데 엄친아효과 때문에  $\theta$ 가 하락하면(왜냐하면 빈 일자리 수는 외생적으로 정해져 있는데 엄친아효과 때문에 실업자 수 또는 구직자 수가 증가하므로) 기업들의 구인성공률  $m(\theta)$ 는 상승하며 구직자들의 실업탈출률 또는 취업률  $\theta m(\theta)$ 는 하락하게 될 것이다.

### 3. 엄친아효과의 직업탐색이론적 해석과 시사점

지금까지 엄친아효과가 매칭모형에 도입되는 경우를 이론적으로 살펴보았는데, 이는 엄친아효과 개념이 매칭모형과도 얼마든지 양립 가능하다는 점을 잘 나타내 준다.

이제 직업탐색이론의 시각으로 다시 돌아가서 논의를 종합하면 우리의 엄친아가설에서 평균실업기간에 영향을 미치는 요인들은 다음 몇 가지로 정리될 수 있다. 첫째는  $\lambda$ 로 표현되는 노동시장에서 일자리 제의의 도착률이다. 이는 경제성장, 경기순환, 해당 부문의 구체적인 경제상황 등 전반적인 경제환경, 노동수요를 신속·정확하게 구직자에게 전달할 수 있는 직업 정보망의 효율성, 그리고 구직자 본인의 적극적인 구직노력의 강도 등에 의해 주로 결정될 것이다. 둘째, 노동시장의 전체적인 임금분포  $H(w)$ 의 모



양(불평등이 심화되는지 여부)도 중요한 영향요인이다. 앞에서 살펴보았지만  $H(w)$ 에서 불평등이 심화될수록 각 임금십분위의 중간임금 수준에 해당하는 의중임금을 가진 구직자의 평균실업대기기간은 장기화된다. 이때 유의할 것은 이 의중임금은 단순한 명목임금이 아니라 전체 임금분포에서 해당 십분위 또는 백분위가 유지되는 명목임금이라는 점이다. 즉, 전체 임금분포의 불평등이 심화되는 상황이라면 의중임금  $x$ 의 임금분포에서의 상대적 위치가 불변으로 유지되는 경우에도 평균실업기간은 연장된다는 것이다.

셋째, 그런데 흔히 구직자들은 전체 임금분포를 정확히 알기 어렵다. 따라서 구직자로서는 의중임금의 상대적 위치를 불변으로 유지하기가 쉽지 않을 수 있다. 그렇지만 상대적으로 우월하고 바람직한 일자리를 확보하는 데 성공한 업친아 또는 모범적인 구직성공자를 역할모형으로 채택하고 있는 구직자들의 경우에는 의중임금의 상대적 위치가 본인의 속인적 특성들뿐만 아니라 업친아의 그것에 강한 영향을 받을 수 있으므로 그 하방경직성이 크게 높아지거나 아니면 오히려 업친아의 상대적 지위에 따라 더욱 상향조정될 수도 있을 것이다. 바꾸어 말하면 업친아효과에 강한 영향을 받는 구직자의 의중임금의 상대적 위치는 매우 하방경직적이거나 오히려 상향조정될 것이라는 것이다. 사실 업친아효과는 정보가 매우 불확실한 구직시장에서 구직자에게 상당히 신뢰할 만한 적절한 준거기준을 제공하는 역할을 수행한다는 것이다. 만약 이러한 구직자들의 의중임금수준이 업친아들의 임금수준 또는 근로조건에 따라 상대적으로 보다 상승한다면 임금분포의 불평등이 심화되지 않는 경우라도 업친아효과의 영향을 받는 구직자의 평균구직기간 또는 평균실업기간은 당연히 더 길어질 것이다.

그렇지만 이 둘째와 셋째 요인, 즉 순수한 임금분포 변화(동시에 업친아효과로 인한 의중임금의 하방경직성은 유지될 때)의 효과와 의중임금 상승의 효과는 구직자에 대한 업친아효과로 정확하게 분별해 내기가 현실적으로 쉽지 않을 수 있다. 따라서 이하의 분석에서는 이러한 순수한 임금분포 변화효과와 의중임금 상승효과를 모두 업친아효과로 규정하고 실증분석에서 이들이 구직상태 또는 미취업상태를 장기화시키는 효과를 분석할 것임을 밝혀 둔다.

## V. 엄친아효과 존재에 관한 실증분석

### 1. 엄친아효과의 잠재적 대리변수들

엄친아변수는 통상 기존의 통계조사 자료에는 나타나지 않는다. 따라서 적절한 대리변수들을 발굴해 내는 것이 매우 중요하다. 다음 절에서 보게 되지만 실제 엄친아효과와 매우 밀접한 상관관계를 가지는 변수들도 존재한다. 예컨대 구직자 어머니의 학력, 구직자와 부모의 동거 여부, 그리고 구직 중인 상태에 있다는 점 등이 그러한 변수들이다. 그리고 매칭함수에서도 알 수 있는 바와 같이 대졸노동력 구인배율도 엄친아를 의식하는 청년층의 의중임금에 밀접한 영향을 미칠 수 있다.

한편, 엄친아효과는 다르게 보면 세상의 임금분포에 관한 부모의 평생경험 정보를 자녀들에게 전달하는 장치로 해석할 수도 있을 것이다. 그리하여 엄친아효과가 임금분포에서의 상대적 지위를 전지하는 개념이라는 점에 주목한다면, 이를 적절하게 포착하는 가장 대표적인 지표로 임금분포에서 예컨대 제90백분위 임금수준 등의 상대적 지위 변수를 채택할 수 있다. 구체적으로는 전체 근로자 평균임금수준에 대비하여 제90백분위 임금수준의 비율을 이용할 수 있을 것이다. 소위 성공적으로 취업한 엄친아의 임금수준(예컨대 제90백분위 임금수준)이 전체 평균임금에 비하여 상승한다면(이는 임금분포에서 불평등이 심화되는 경우에 해당할 것임), 이에 영향 받은 구직자의 의중임금의 상대적 지위도 상승할 것이므로 우리의 가설에 의하면 그들의 평균구직기간이 늘어날 것이기 때문이다.

또한 우리나라의 경우 엄친아효과의 존재 여부가 구직자의 부모, 특히 어머니의 영향을 직접적으로 받을 것이라고 유추해 보면 앞에서 언급한 바와 같이 이러한 영향이 구직자의 연장된 실업기간 또는 구직기간 유지에 필요한 경제적 비용의 지원으로 구체화될 수 있기 때문에 장성한 자녀에 대한 부모의 경제적 지원금 규모나 그 부담 정도를 나타내는 소비자물가상승률 등이 엄친아효과의 대리변수로 역할할 것으로 추정할 수 있다. 따라서 대학생 자녀의 등록금이나 하숙비 또는 1인가구의 소비지출액, 소비자물가상승률 등을 잠재적 대리변수지표로 생각해 볼 수 있다.

## 2. 온라인 조사자료에 의한 실증분석

본 절에서는 배진한(2010b)을 계기로 지난 2010년 10월 12~25일 한국고용정보원이 전국의 15~29세 청년층을 대상으로 온라인 E-mail 조사 형태로 설문조사한 ‘온라인 고용서베이: 청년층 구직활동 업친아효과 조사’ 결과를 분석할 것이다.<sup>10</sup> 실제 E-mail 발송은 온라인 고용서베이 패널 청년층 4,305명을 대상으로 이루어졌지만 응답자 수가 969명 정도에 그쳐 응답률은 22.5% 정도의 수준이었다. 조사의 목적은 ‘업친아의 성공 사례가 일반 청년층의 구직활동에 미치는 영향을 파악함’으로써 청년층의 구직활동 실태를 보다 심층적으로 파악하기 위한 것이었다. 조사 내용은 업친아 유무 및 가정환경, 업친아와 학력, 출신대학, 학교성적 차이, 업친아의 취업 현황(고용형태, 직종, 산업), 그리고 구직활동에 있어서 업친아가 미치는 영향 등이었다.

조사의 요약통계를 제시하고 있는 <Table 6>에서 특징적인 발견사실로 가장 중요한 것은 취업과 관련하여 업친아 또는 다른 모범적인 비교대상이 존재한다는 젊은이들이 조사대상 969명 중에서 74.0%에 이른다는 사실이다.<sup>11</sup> 그리고 응답한 938명 중 63.3%의 젊은이들이 업친아들은 충분한 이유가 있었다고 생각하고 있었다.

또 한 가지 흥미로운 발견사실은 어머니 학력이 전문대졸 이상의 고학력이면 그러한 청년층의 77.1%가 업친아 또는 다른 모범적인 비교대상을 갖고 있다는 점이었다.

한편, 업친아 또는 모범적 비교대상을 가지고 있는 젊은이들 중에서 업친아 쪽의 성적이 본인보다 오히려 열등하다고 생각하는 젊은이들도 17.4%에 이르고 있다는 점이 발견되는데, 이는 업친아가 반드시 실력이 우수한 경우만이 아니며, 단지 부유한 부모나 풍족한 환경 탓으로 유리한 조건들 속에서 살고 있거나 구직에 성공했다는 의미, 어찌 보면 냉소적인 의미의 대상일 수도 있다는 것이다. 아니면 응답자 본인이 업친아일 수도 있다.

설문조사 자료에 기초하여 업친아효과를 확인하고자 할 때 한 가지 중요한 문제는 업친아효과를 많이 인식하는 주체들이 설문에 좀 더 많이 응하였을 가능성, 즉 표본에서 선택편의의 가능성<sup>12</sup>이 존재할 수 있다는 점이다. 그래서 여기서는 선택편의를 수정하는

10 이 온라인 조사의 설문항목은 주로 필자의 초안에 의해 이루어졌으며, 조사 결과는 한국고용정보원 관계자와의 협의를 거쳐 본 연구에서 최초로 공개하는 것임을 밝혀 둔다.

11 전체 969명 중 ‘업친아가 있다’는 답변이 327명(33.7%), ‘업친아는 없지만 종종 견주어 보는 제3의 훌륭한 비교대상이 있다’는 답변이 390명(40.2%)이었는데 이 둘을 합하면 74.0%가 된다.

12 온라인 조사를 위한 한국고용정보원의 온라인 고용서베이 패널 청년층의 표본설계는 확률적으로 이루어진 것이었지만 이번 설문에 대한 응답자들 사이에 선택편의가 있었을 수 있다는 문제제기는 가능할 것이다.

〈Table 6〉 List of Used Variables

Variable		N	Mean	Explanation
Classification	Name			
Dependent variable	search	969	0.334	1 if the respondent answered that he/she will try to search a desirable job as comparable as MMFS' job even though he/she should spend time long enough to search such a good job with accepting unemployment state.
Sex	sex	969	0.512	Man is 1, or 0.
Education	coll	969	0.888	Graduation of polytech college and above is 1 or 0.
High education and mms-conscious	colfs	969	0.662	Interaction term between coll and mms.
Mother's education	mcoll	969	0.324	Category of mother's education is graduation of polytech college and above is 1, or 0.
Preparing to get a job	unemp	969	0.429	State of preparing to get a job (job preparing student, seeking job, and having a job but preparing to change job included) is 1, or 0.
Preparing job and mms-conscious	unfs	969	0.328	Interaction term between unemp and mms.
Living with parents	wparent	969	0.670	Living with parents is 1, or 0.
MMFS dummy	mms	969	0.740	1 if the respondent has a MMFS or a comparable exemplary person, or 0.
MMFS' reason	reason	938	0.633	1 if the respondent answered the reason is the MMFS' school was prestigious, or his/her capability/ability was excellent when his/her MMFS had got a good job.
MMFS' record	scored	969	3.483	1 if the academic record of MMFS was much poorer, 2 if it was poorer, 3 if it was comparable, 4 if it was better, 5 if it was much better in academic records.

Source: Raw data from 'Online Employment Survey: Survey on MMFS' Effect in the Job Search Process of Youths' of Korea Employment Information Survey (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2011. 10. 25).

방식도 함께 사용하여 분석한다. 이때 종속변수로 사용한 엄친아효과 변수는 ‘시간이 좀 걸리더라도 실업상태를 감수하면서 엄친아들의 일자리와 가능한 한 유사한 일자리를 찾기 위해 노력할 생각’을 가진 설문응답자라면 실제 엄친아효과를 실천하고 있는 청년층이라고 해석하여 1의 값을 부여하고 그렇지 않은 응답자라면 0의 값을 부여한 변수이다.<sup>13</sup> 〈Table 7〉에서 (A)열은 일반적인 Probit 추정 결과이며, (B)열은 선택편의(selection bias) 가능성을 수정하기 위한 Heckman 방식(흔히 Heckit 방식이라 부름)의 2단계 추정

13 실제 문항의 내용은 다음과 같다.

〈Table 7〉 Estimation Results about the Influencing Factors to the Existence of MMFS Effect (Probit Model and Heckit Model)

Dependent variable	Search							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
constant	-0.9886** (0.217)	-1.891** (0.548)	-1.123** (0.226)	-2.996** (0.626)	-1.032** (0.234)	-3.477** (0.954)	-0.7687* (0.240)	-6.189* (3.293)
sex	0.1617* (0.0850)	-0.03867 (0.117)	0.1632* (0.0852)	-0.1453 (0.122)	0.1719** (0.0866)	-0.1931 (0.141)	0.1829** (0.0869)	-0.4414 (0.341)
coll	-0.2806** (0.135)	-0.2187 (0.163)	-0.2875** (0.135)	-0.1935 (0.164)	-0.2964** (0.137)	-0.1718 (0.167)	—	—
colfs	—	—	—	—	—	—	-0.3027* (0.161)	—
mmfs	0.4101** (0.203)	—	0.4258** (0.205)	—	0.4469** (0.206)	—	0.7090** (0.250)	—
mcoll	0.1806** (0.0916)	0.3456** (0.122)	0.1837** (0.0919)	0.4546** (0.127)	0.1860** (0.0932)	0.5011** (0.145)	0.1720* (0.0931)	0.7267** (0.335)
unemp	0.7554** (0.202)	0.5878** (0.144)	0.7530** (0.203)	0.6568** (0.146)	0.7396** (0.204)	0.7151** (0.171)	0.7316** (0.204)	1.003** (0.385)
unfs	-0.3709 (0.232)	—	-0.4021* (0.234)	—	-0.4030* (0.236)	—	-0.3782 (0.236)	—
wparents	—	—	0.2151** (0.0922)	0.4492** (0.120)	0.2494** (0.0937)	0.4792** (0.129)	0.2554** (0.0943)	0.6360** (0.232)
reason	—	—	—	—	-0.1708* (0.0891)	0.1003 (0.150)	-0.1090 (0.0907)	0.3370 (0.317)
scored	—	—	—	—	—	—	-0.1656** (0.0417)	0.1118 (0.152)
$\lambda$	—	2.638** (1.008)	—	4.311** (1.106)	—	5.084** (1.602)	—	9.038* (5.065)
Log likelihood	-596.97	-435.00	-594.23	-427.90	-574.81	-427.67	-567.62	-427.93
N	969	690	969	690	938	690	938	690

Note: Column (A) shows estimation results of general Probit model and column (B) displays the estimation results of Heckman's two stage model. Here,  $\lambda$  is the inverse Mills ratio.  
Source: Raw data from 'Online Employment Survey: Survey on MMFS' Effect in the Job Search Process of Youths' of Korea Employment Information Service (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2011. 10. 25).

6. 시간이 좀 걸리더라도 실업상태를 감수하면서 엄청난들의 일자리와 가능한 한 유사한 일자리를 찾기 위해 노력할 것인가?  
(1) 그렇다: 가능한 한 엄청난 일자리 특성이나 근로조건(임금 포함)과 유사하거나 좀 더 가까운 일자리가 발견될 때까지 기다리거나 구직을 계속할 것이다.  
(2) 아니다: 엄청난와는 무관하게 내 실력과 능력에 적합한 일자리가 나타나면 언제든지 취업할 것이다.

결과이다.

그런데 이러한 Heckit 방식을 사용할 때는 Puhani(2000)에 따르면 원래 사전적으로 배제성제약(exclusion restriction)<sup>14</sup>이라는 조건의 충족이 필요한데, 우리의 추정작업은 확인 결과 이 제약을 충분히 충족하는 것으로 나타난다. 1단계 추정모형인 엄친아함수에는 도입되지만 2단계 추정모형인 직업탐색함수에는 도입되지 않는 변수들이 (1) 식 (B) wparents, reason, scored의 3개 변수들, (2) 식 (B) reason, scored의 2개 변수들, (3) 식 (B) scored의 1개 변수, (4) 식 (B) coll의 1개 변수로 확인된다. 아울러 Leung and Yu(1996)의 제안에 따라 2단계 추정함수에서의 회귀항들에 관한 조건 수(condition number)도 계산해 보았는데, 우리의 추정모형의 경우 모두 20을 크게 초과하여 사실상 선택편의의 우려도 크지 않다는 검정 결과도 얻을 수 있었다. 따라서 <Table 7>의 (A) 열의 추정 결과도 선택편의로부터 상당히 자유로운 추정 결과들이라는 해석이 가능한 수준임을 밝혀 둔다.

설문조사 자료를 Probit 모형으로 회귀분석해 본 결과 얻어진 몇 가지 발견사실들은 다음과 같이 정리 가능하다(Table 7 참조).

첫째, 남자의 경우 일반적인 Probit 방식 추정에서는 엄친아효과가 상당히 나타나고 있지만 Heckit 방식에서는 통계적 유의성이 어느 정도 사라진다는 점이 발견된다.

둘째, 본인의 학력이 높을수록, 즉 전문대학 수준 이상이라면 엄친아효과는 상대적으로 약해진다. 또한 엄친아의 존재와 전문대졸 이상 더미의 상호작용항의 계수가 음수이면서 약한 통계적 유의성을 갖는 것으로 보아 고학력 변수가 엄친아효과를 다소 약화시키는 결과를 초래한다고 할 수 있다.<sup>15</sup> 그러나 본인학력 변수의 통계적 유의성도 Heckit 모형에서는 크게 약화되어 사라지고 있음도 지적할 수 있다. 그렇지만 Leung and Yu (1996)에 따르면 이 변수가 선택편의의 영향을 받는다고 말하기 어려울 수 있겠다.

---

14 2단계 추정에서 추정 1단계의 선택방정식에는 0이 아닌 계수를 가지고 나타나지만, 추정 2단계에서의 문제의 방정식에는 출현하지 않는 변수, 즉 본질적으로 도구변수로 역할하는 변수가 적어도 하나는 존재해야 한다는 조건이다(Puhani[2000], p.64).

15 이에 대해서는 약간의 추가적인 설명이 필요하다. 본인학력 더미변수 coll과 엄친아 인지 더미변수 mmfs 사이의 상관관계는 0.035로 약한 양의 상관관계(5% 유의수준에서 유의하지는 않음)를 보여주어 학력이 높아질수록 엄친아를 인지할 가능성도 높아진다는 점은 분명히 확인된다. 그렇지만 coll과 종속 변수 search와의 상관관계는 -0.059로 유의수준 5%에서 유의한 음의 상관관계를 보여준다. 따라서 해석하자면 이는 결국 고학력일수록 엄친아를 많이 인지하는 경향이 있지만 그럼에도 불구하고 엄친아의 일자리와 유사한 일자리를 찾기 위해 실업기간 연장까지 감수하려는 의지 자체는 고학력일수록 어느 정도 약화된다는 의미로 이해할 수 있겠다. 고학력일수록 취업자신감이 어느 정도 강화된다는 의미일 수도 있겠다.

셋째, 엄친아가 주위에 존재하거나 다른 모범적인 비교대상이 존재한다면, 즉 본인이 엄친아를 인식하고 있다면 엄친아효과는 매우 강하게 발현된다.

넷째, 어머니의 학력이 전문대졸 이상이면 엄친아효과가 강하게 나타난다. 이는 어머니의 학력이 높으면 주위에 우수한 엄친아를 가진 어머니의 친구들이 많이 존재하여 구직자로서 적절한 역할모형을 확보하기가 보다 용이할 것이기 때문으로 추측된다. 그런데 이 변수는 선택편의를 조정한 Heckit 모형에서 그 계수의 절댓값과 통계적 유의성이 더욱 크게 증가하고 있음이 발견된다. 엄친아효과의 존재를 강조하는 근거로 해석할 수도 있다.

다섯째, 본인이 취업준비를 하고 있는 상태(취업준비생, 구직 중, 그리고 취업 중이지만 이직준비 중인 경우를 포함)이면 엄친아효과가 매우 강하게 나타난다. 이는 취업이 현재 매우 중요한 현안이기 때문에 엄친아효과를 더 강하게 인식한다는 의미로 해석된다. 이 변수 역시 Heckit 모형에서는 그 계수의 절댓값과 통계적 유의성이 더욱 크게 증가하여 엄친아효과의 설득력을 높여 주고 있다.

여섯째, 본인이 부모와 함께 동거하고 있는 경우는 엄친아효과가 매우 강하게 나타난다. 이 경우는 부모가 청년층 자녀에게 엄친아효과성 멘토 역할을 할 수 있으며 더욱이 구직기간 동안 필요한 생활비, 구직활동비 등 각종 비용을 지원할 수 있기 때문에 당연한 결과로 이해된다. 이 변수도 Heckit 모형에서는 그 계수의 절댓값과 통계적 유의성이 훨씬 크게 증가하여 엄친아효과의 존재를 뒷받침해 준다.

일곱째, 엄친아가 좋은 직장에 취업한 이유가 출신대학이 훌륭하거나 실력 또는 능력이 월등하기 때문이라고 생각할 때, 그리고 학교 성적 등이 엄친아 쪽이 상대적으로 우수하다고 생각할 때는 엄친아효과가 유의하게 감소하고 있다. 이 결과는 엄친아효과와 관련하여 매우 중요한 함의를 우리에게 주고 있다. 상대적으로 우월한 일자리 구직에 성공한 엄친아가 실력이나 능력 면에서 확실히 탁월하다는 점을 인정하는 개인들은 자신의 실력과 능력에 맞추어 구직활동을 하는 경향이 있고 의중임금을 필요 이상으로 높여 실업상태를 계속 연장하기를 원하지 않는다는 것이다. 따라서 자기 자신의 능력과 엄친아의 능력을 서로 정확하게 비교·분별할 수 있는 신뢰도 높은 시그널들을 개발하여 청년층에게 제공할 필요가 있을 것이다. 고등교육 자체에도 수준에 부합하는 철저한 고품질 교육과 학사관리, 그리고 엄격한 성적평가 등이 필요하며, 따라서 그러한 시그널의 작동을 심각하게 무력화할 가능성이 매우 높은 평준화 지향적인 보편적 저품질 대학교육의 광범위한 권장·지원 정책은 크게 바람직하지 못하다는 함의를 가지고 있다.

이 변수들은 Heckit 모형에서는 그 계수의 통계적 유의성이 거의 사라졌는데, 이는 그 효과가 상당 정도  $\lambda$ 의 유의성으로 흡수되었기 때문으로 추정된다.

여덟째, 〈Table 7〉에 보고되지는 않았지만 몇몇 주요 변수들은 임신아효과에 유의한 영향을 미치지 못하였음도 지적해 둘 필요가 있다. 예컨대 구직자의 결혼 여부나 전공 분야, 구직자의 거주지역 등이 그러한 변수들이다. 즉, 다양한 분석 결과 임신아효과에는 구직자의 결혼 여부, 전공분야, 거주지역 차원 등이 별다른 영향을 미치지 못하였다는 것이다.

### 3. 한국노동패널 자료에 의한 실증분석

임신아효과를 실증적으로 좀 더 심층분석하기 위해서 우리는 한국노동연구원이 매년 편제하여 발표하여 온 「한국노동패널」(한국노동연구원[2006~10]) 자료를 사용하기로 한다. 최근 이 자료는 한국고용정보원으로 이관되어 관리되고 있고 현재 제13차 패널 자료(2010년 기준 조사자료)가 공표되어 있다. 노동패널 자료는 임신아와 관련되는 질문을 전혀 포함하고 있지 않으므로 우리의 가설을 간접적으로 확인해 볼 수밖에 없는 한계를 가지지만, 그럼에도 불구하고 이 자료를 사용하는 이유는 청년층에 대한 부가조사가 2000년과 2006년에 2회에 걸쳐 집중적으로 이루어졌으며, 구직자 부모의 학력 등 임신아효과를 측정하는 데 필요하지만 통계청의 ‘경제활동인구조사’가 갖고 있지 못한 적합한 변수들을 많이 가지고 있다고 생각하였기 때문이다. 여기서는 2006~10년 패널 자료(2006년의 제9차 ‘청년층 부가조사’ 자료 포함)를 분석대상으로 삼을 것이다.<sup>16</sup>

동시에 여기서의 추정작업은 배진한(2010b)의 착상을 참고하되 이를 크게 확장·발전시킨 노력의 결과임을 먼저 밝혀 두고자 한다. 확장·발전된 내용은 다음 몇 가지로 정리될 수 있다. 첫째, 청년구직자의 효용함수에서부터 출발하여 직업탐색과정에서 임신아효과가 발생할 수 있는 새로운 미시경제이론적 기초를 제시하였다는 점이다. 둘째, 임신아효과가 가구소득 크기에 영향을 받을 수 있다는 점에 주목하여 취업 시점 연도

---

16 우리가 임신아가설 또는 임신아효과를 실증분석하자면 그것이 청년층들의 의중임금을 높이고 의중임금이 높아지면 그들의 미취업기간이 늘어나는 관계를 현실의 자료로 보여야 할 것이다. 그렇지만 현실에서 의중임금은 구직자의 마음속에 있으므로 관측되기 어렵고 설령 조사한다고 하더라도 크게 신뢰하기 어려울 수 있으므로 이를 직접 실증분석하는 것은 거의 불가능하다. 따라서 임신아효과가 의중임금을 높이는 관계는 이론으로 설명하되 실제 측정하지는 못하고 대신 임신아효과가 미취업기간 또는 구직기간을 늘리는 효과를 가진다는 점을 통계적으로 밝힘으로써 임신아효과와 작용을 주로 간접적으로 보이는 방법을 사용하지 않을 수 없다.



불변가구소득 변수(lhincome, 정확히는 취업 시점에서 볼 때 바로 전년도 가구소득(근로소득, 금융소득, 부동산소득의 합계)인데 2010년 불변가격 기준으로 환산)<sup>17</sup>도 함께 도입하였는데, 이 경우 일부 변수의 엄친아효과는 다소 약화되었지만 전체적으로 여전히 엄친아효과 변수들의 유의성은 견고하게 유지되고 있음이 확인되었다는 점이다. 물론 불변가격 기준 가구소득을 사용한 것은 당연히 가구소득에서 물가 변화의 교란효과를 제거하여 엄친아효과의 설명력을 좀 더 엄밀하게 적출해 내기 위해서이다. 셋째, 엄친아효과를 포착하려는 변수들로서 앞의 매칭이론 논의와 온라인 조사 결과를 반영하여 추가로 이용 가능한 어머니 학력(mcoll), 도시근로자가구의 제90백분위 월평균 소득수준의 상대적 지위(lincm90), 소비자물가상승률(lrprice), 부모와의 동거 여부(wparents), 대졸자구인배율(uvuratio) 변수 등을 새로이 도입하여 대체로 매우 유의한 추정 결과를 얻었다는 점이다. 도입한 변수들을 임기응변적(ad hoc)이 아니라 좀 더 엄밀한 이론적 추론과 설문조사에 근거하여 설명력이 높을 것으로 판단되는 것들 중심으로 선택한 것이다. 특히 새로이 도입한 도시근로자가구의 제90백분위 월평균 소득수준의 상대적 지위 변수는 임금분포 변수가 아니라 가구소득분포 변수라서 여전히 대리변수의 성격이 강하지만 본 연구가 강조하는 임금분포에서의 상대적 지위를 견지하는 개념인 엄친아효과를 고유하게 포착할 수 있는 변수라는 점에서 그 설명력이 확인되는 경우 실증적 의의가 크다는 점을 강조해 둘 수 있다.<sup>18</sup> 넷째, 표본을 대폭 확대했는데 배진한(2010b)에서는 2006년 이전의 조사자료만 분석하였지만 이번 연구는 2006~10년의 추가표본들을 모두 추정에 포함시켰다는 것이다. 따라서 표본 수도 많이 확대되었다. 다섯째, 그리하여 엄친아효과에 관하여 2007년 이후의 시간적 변화를 추정 결과에 함께 포함시킬 수 있게 되었다는 점도 언급해 둘 가치가 있다.

우리의 실증분석에 사용할 노동패널 자료(9차 연도[2006년]~13차 연도[2010년])에서 엄친아 관련 변수들을 추출하여 정리한 통계자료의 요약통계는 <Table 8>로 나타낼 수 있다. 사용변수들 중 월별 남성 청년층 실업률(%), 임시·일용직 비율(%), 대·중소 기업 임금격차 비율, 6개월 소비자물가상승률, 대졸자구인배율, 그리고 대졸자구인성공률

17 한국노동패널 자료에서 조사되는 가구소득은 전년도 연간 가구소득이다. 필자는 이를 2010년 기준의 전년도 소비자물가지수로 환가하여 2010년 불변가격 기준으로 전년도 연간 불변가구소득 변수로 변환하여 추정에 사용하였다. 구체적으로는 가구소득은 청년층이 취업하는 시점에서 볼 때 그가 소속된 가구의 바로 전년도 불변가구소득인 셈이다.

18 가구소득분포 변수를 엄친아효과 변수로 도입한 것은 익명의 검토자들의 심사평과 문제제기를 적극적으로 수용한 결과라는 점을 밝혀 두고자 하며, 아울러 검토자들의 매우 유익한 심사평에 대하여 진심으로 깊이 감사드린다.

등은 모두 x11법으로 계절조정된 변수들을 사용하였다. 도시근로자가구의 제90백분위 월평균 소득수준의 상대적 지위를 포착하는 변수는 구체적으로는 가구원 2인 이상 도시근로자가구 표본조사 가구 전체의 월평균 가구소득 수준에 대비한 제90백분위 가구소득 수준의 비율인데, 청년층 취업 시점 소속 분기의 비율을 사용하였다.<sup>19</sup>

그리고 이 통계에 기초한 미취업탈출확률 분석방법으로는 배진한(2010b)을 따라 Cox (1975)가 제안하고 Kiefer(1988)가 설명한 비례실험탈출모형(proportional hazard model)을 사용할 것이다. 이는 실험탈출함수를 구직자들의 구직기간 자료로 실제 추정하고자 할 때 흔히 부딪히는 곤란한 문제로서 구직상태가 아직 조사 시점에서 끝나지 않은 우측중도절단(right censoring) 자료의 문제가 존재하기 때문이다.

〈Table 8〉 Summary Statistics of Variables

Variables					Explanation
Variable	Name	N	Mean	s.e.	
Unemployed period	unemprd	1,507	36.3	34.3	Unemployed period in months after school or army service.
Age	age	3,163	22.6	4.2	Ages.
Gender dummy	sex	3,163	0.47	0.50	Male is 1, or 0.
Marriage	marriage	3,162	0.17	0.38	Marriage is 1, or 0.
Education	educ	3,135	0.27	0.44	Graduate of 2 year college is 1, or 0.
	eduu	3,135	0.31	0.46	Graduate of university is 1, or 0.
Household income	lhincome	2,609	7.15	1.70	Log of yearly constant household income (labor earnings, financial income, and estate earnings, in 10 thousand won deflated with consumer price index) at the employed year.
Relative 90th percentile household income	lincm90	3,108	1.68	0.035	Ratio of 90th percentile incomes of urban worker's household (2 members and over) to the mean of them at employed time (in quarter).
Father's education	funiv	2,389	0.093	0.29	University and above dummy of father's education, 2 year college and above dummy of father's education.
	fcoll	2,389	0.13	0.33	

19 원래 엄친아효과 변수는 청년층 임금분포통계에서 구해야 할 것이지만, 현재 고용노동부가 편제하는 임금분포 자료인 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 통계는 1년에 한 번 조사하는 연간통계라서 관측치 표본의 크기와 시점 면에서 적절하지 못하다고 보아 대신 통계청에서 분기통계까지 발표하는 「가계동향조사」의 비농가 도시근로자가구(가구원 2인 이상)의 월평균 가구소득 통계를 이용하게 된 것이다.

〈Table 8〉 Continued

Variables					Explanation
Variable	Name	N	Mean	s.e.	
Mother's education	muniv mcoll	2,093 2,093	0.032 0.050	0.18 0.22	University and above dummy of mother's education, 2 year college and above dummy of mother's education.
Metro city	wcity	2,299	0.47	0.50	Metro city (including seoul) is 1, or 0.
Rate of unemp. (%)	munemp	3,156	8.18	1.62	Unemp. Rate (1 week basis, seasonally adjusted) of male youth (20~29 ages) at employed time (in month).
Ratio of temp. Job (%)	irworkr	3,133	46.01	3.35	Ratio of temporary jobs (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Firm size wage gap	wgap	2,891	1.42	0.079	Ratio of male average wage of large firm (300 and over) to that of small firm (30~99) (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Increasing rate of cpi	lrprice	3,156	0.018	0.011	Increasing rate of cpi for 6 months (seasonally adjusted) before the employed time (in month).
Living with parents	wparents	3,163	0.93	0.25	Living with parents is 1, or 0.
Vacancy /unemployee ratio of univ. graduates	uvuratio	1,799	0.077	0.014	Vacancy/unemployee ratio of univ. graduates (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Hired/vacancy ratio of univ. graduates	umtheta	1,831	3.62	0.89	Hired/vacancy ratio of univ. graduates (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Year dummy of 2007 and after	d	3,156	0.35	0.48	Year 2007 and after is 1, or 0.
Interaction of year dummy and ratio of temp. job	d • irworkr	3,133	15.66	21.05	Interaction term between year dummy of 2007 and after and ratio of temp. job.
Interaction of year dummy and firm size wage gap	d • wgap	2,891	0.57	0.72	Interaction term between year dummy of 2007 and after and firm size wage gap.
Interaction of year dummy and living with parents	d • wparents	3,156	0.34	0.47	Interaction term between year dummy of 2007 and after and living with parents.
Interaction of year dummy and relative 90th percentile income	d • linc90	3,108	0.62	0.82	Interaction term between year dummy of 2007 and after and relative 90th percentile household income.

Source: Regression results with raw data from 'Korea Labor and Income Panel Study' of Korea Labor Institute in 2006~10 (<http://www.kli.re.kr>, accessed: 2013. 9. 13).

추정모형에 따라 미취업탈출확률에 영향을 주는 변수들에 대한 회귀분석 결과는 <Table 9>로 정리된다. <Table 9>에 따르면 중요한 몇 가지 사실들이 발견된다. 통제변수들에 대한 추정 결과로서, 첫째 광역시 거주 여부가 미취업탈출확률에 별다른 유의한 효과를 미치지 않는다는 점이 발견된다. 둘째, 연령이 높아질수록 탈출확률이 어느 정도 낮아지는 경향이 있으며, 결혼도 유의하게 탈출확률을 낮추는 경향이 있는 것으로 나타난다. 셋째, 남자일수록 통계적으로 유의하지는 않지만 미취업탈출확률이 낮아지는 경향이 있음도 나타난다. 넷째, 교육효과는 전문대졸과 대졸 이상 모두 미취업탈출확률을 매우 유의하게 높이는 효과를 보여준다. 다섯째, 가구소득이 높을수록 미취업탈출확률이 유의하게 낮아진다는 점도 확인된다. 다양한 엄친아효과 변수들을 동시에 도입하는 경우 그 통계적 유의성이 다소 약화되는 경향은 있지만 효과의 방향과 유의성은 그 대로 뚜렷하게 유지되고 있다. 이 가구소득 변수는 엄친아효과와 상당한 정도의 상관관계를 가질 수 있으므로 개념적으로 도입 여부에 논란이 있을 수 있지만 엄친아효과를 분리해 내기 위한 통제변수로서 도입될 필요가 있다. 가구소득이 높으면 미취업탈출확률이 낮아지는 이유는 이것이 청년층의 의중임금을 유의하게 높이기 때문으로 해석되는데, 이는 관례적인 이론적 설명과 정합적이다. 여섯째, 취업 시점 남성 청년층 실업률 변수는 미취업탈출확률을 매우 유의하게 낮추고, 대졸인력 신규구인배율 변수는 미취업탈출확률을 매우 유의하게 높이는 효과를 보인다는 점이 확인된다.

우리가 관심을 가지는 엄친아효과를 뒷받침하는 추정 결과로는, 첫째 미취업탈출확률을 높이는 데 있어서 부모학력의 효과는 「한국노동패널」 자료의 경우 별로 유의하지 않다는 사실이 발견된다. 다만, 일부 부모학력 더미변수의 경우 통계적 유의성은 매우 약하지만 그 부호가 음으로 나타나는 경우가 대부분이다. 둘째, 본 연구가 앞에서 엄친아효과를 고유하게 직접적으로 포착한다고 서술한 제90백분위 비농가 도시근로자 가구소득의 상대비율( $\text{lincm90}$ )은 2007년 이후 연도 더미와의 상호작용항( $d \cdot \text{lincm90}$ )이 추가로 도입되는 경우를 제외하고는 <Table 9>의 거의 모든 추정식에서 청년층의 미취업탈출확률을 매우 유의하게 낮추고 추정계수의 절댓값도 상당히 크게 나타난다. 상호작용항이 도입되는 경우(10월과 15월)는 이들 상호작용항의 통계적 유의성이 매우 강하여 그 효과 역시 2007년 이후 훨씬 분명해진다는 점이 발견된다. 제90백분위 근로자가구의 가구소득이 엄친아의 모범적인 취업성공을 대리한다고 보면 임금분포의 불평등이 심화될수록 또는 제90백분위 가구소득의 상대적 수준(지위)이 상승할수록 의중임금도 높아지고, 그리하여 청년층의 미취업탈출확률을 낮춘다는 우리의 엄친아효과의 가설은

〈Table 9〉 Estimation Results of Proportional Hazard Model for Youth (2006~10)  
dependent variable: first unemployed period after school (in months)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
age	0.00779 (0.00504)	0.00499 (0.00556)	0.00787 (0.00647)	0.00309 (0.00571)	-0.000656 (0.00680)	0.00744 (0.00670)	-0.0198** (0.00873)
sex	-0.0533 (0.0372)	-0.0550 (0.0411)	-0.0436 (0.0514)	-0.0517 (0.0430)	-0.0506 (0.0521)	-0.0240 (0.0537)	0.00728 (0.0462)
marriage	-0.111** (0.0566)	-0.218** (0.0697)	-0.186** (0.0883)	-0.248** (0.0817)	-0.228** (0.115)	-0.184* (0.101)	0.108 (0.0871)
educ	0.385** (0.0466)	0.418** (0.0502)	0.506** (0.0629)	0.429** (0.0532)	0.472** (0.0679)	0.524** (0.0665)	0.466** (0.0598)
eduu	0.414** (0.0454)	0.448** (0.0503)	0.524** (0.0649)	0.457** (0.0527)	0.512** (0.0657)	0.549** (0.0670)	0.512** (0.0582)
lhincome	—	-0.0270* (0.0147)	-0.0417** (0.0187)	-0.0174 (0.0169)	-0.00199 (0.0336)	-0.0162 (0.0219)	—
mcoll	—	—	0.00698 (0.108)	—	—	0.00410 (0.109)	—
munemp	-0.0307** (0.0122)	-0.0277** (0.0126)	-0.0565** (0.0169)	-0.0233* (0.0133)	—	-0.0250 (0.0165)	-0.0365** (0.0153)
uvuratio	—	—	—	—	11.676** (2.005)	—	—
wcity	—	—	—	—	—	—	-0.0329 (0.0444)
lincm90	-4.166** (0.559)	-3.779** (0.670)	-4.776** (0.859)	-2.789** (0.796)	-2.016* (1.079)	-3.642** (0.963)	-1.567* (0.933)
irworkr	—	—	0.0302** (0.00765)	—	—	—	0.0179** (0.00868)
wgap	—	—	—	-1.213** (0.356)	—	-1.328** (0.428)	-1.516** (0.382)
lprice	—	4.132** (1.739)	—	—	—	2.925 (2.581)	5.094** (2.247)
wparents	-0.0842 (0.0735)	-0.0988 (0.0765)	—	—	—	-0.129 (0.0962)	—
d • irworkr	—	—	—	—	—	—	-0.00766** (0.00175)
Function Value	-21,207.3	-16,862.6	-10,643.1	-15,308.6	-9,224.9	-9,865.4	-12,873.9
N	3,096	2,546	1,719	2,343	1,513	1,611	2,028

〈Table 9〉 Continued

	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
age	-0.0242** (0.0100)	-0.0155 (0.0112)	-0.0178 (0.0113)	-0.0173 (0.0113)	-0.0177 (0.0113)	-0.0173 (0.0112)	-0.0179 (0.0113)	-0.0199* (0.0111)
sex	0.00891 (0.0507)	0.0122 (0.0592)	0.0124 (0.0588)	0.0109 (0.0588)	0.0124 (0.0588)	0.00897 (0.0602)	0.0145 (0.0586)	0.0194 (0.0600)
marriage	0.0557 (0.106)	0.0323 (0.122)	0.0480 (0.123)	0.0481 (0.123)	0.0460 (0.123)	0.0542 (0.122)	0.0460 (0.123)	0.0549 (0.123)
educ	0.506** (0.0656)	0.514** (0.0749)	0.513** (0.0748)	0.511** (0.0745)	0.514** (0.0749)	0.517** (0.0750)	0.515** (0.0748)	0.525** (0.0773)
eduu	0.584** (0.0657)	0.592** (0.0751)	0.589** (0.0774)	0.586** (0.0775)	0.589** (0.0775)	0.585** (0.0761)	0.594** (0.0776)	0.602** (0.0806)
lnincome	-0.0306** (0.0147)	-0.0366* (0.0199)	-0.0339* (0.0202)	-0.0342* (0.0203)	-0.0344* (0.0203)	-0.0399* (0.0224)	-0.0344* (0.0202)	-0.0356 (0.0228)
funiv	0.00284 (0.0828)	—	—	—	—	—	—	—
muniv	—	—	-0.0160 (0.155)	-0.0143 (0.155)	-0.0176 (0.155)	-0.0237 (0.156)	-0.0281 (0.156)	-0.0338 (0.156)
mcoll	—	0.0114 (0.126)	—	—	—	—	—	—
munemp	-0.0436** (0.0157)	-0.0423** (0.0200)	-0.0402** (0.0196)	-0.0415** (0.0195)	-0.0405** (0.0196)	-0.0504** (0.0193)	-0.0401** (0.0196)	-0.0395** (0.0184)
wcity	-0.0309 (0.0484)	-0.0611 (0.0560)	-0.0549 (0.0560)	-0.0564 (0.0560)	-0.0542 (0.0560)	-0.0562 (0.0560)	-0.0545 (0.0559)	-0.0497 (0.0561)
lincm90	-1.863* (1.016)	-2.076* (1.234)	-1.880 (1.226)	-2.017* (1.220)	-1.990* (1.209)	-2.143* (1.160)	-1.981 (1.208)	-1.222 (1.185)
irworkr	0.0245** (0.0101)	0.0128 (0.0118)	0.0129 (0.0123)	0.0158 (0.0120)	0.0126 (0.0124)	0.0232** (0.0107)	0.0130 (0.0122)	0.00569 (0.0119)
wgap	-1.418** (0.419)	-1.268** (0.406)	-1.192** (0.435)	-1.222** (0.429)	-1.105** (0.433)	-0.946** (0.360)	-1.174** (0.437)	-1.044** (0.490)
lprice	4.838** (2.432)	—	4.659 (2.835)	4.720* (2.835)	4.788* (2.838)	8.710** (3.101)	4.525 (2.836)	6.616** (3.215)
wparents	—	—	-0.0312 (0.106)	-0.0323 (0.106)	-0.0307 (0.106)	-0.0384 (0.106)	0.0107 (0.107)	-0.00351 (0.112)
d • lincm90	—	—	-0.211** (0.0612)	—	—	—	—	-1.358** (0.251)
d • irworkr	-0.00737** (0.00197)	-0.00772** (0.00230)	—	-0.00765** (0.00231)	—	—	—	0.0367** (0.00887)

〈Table 9〉 Continued

	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
d • wgap	—	—	—	—	-0.246** (0.0714)	—	—	0.480* (0.298)
d • lprice	—	—	—	—	—	-18,235** (5.232)	—	-11,675 (7,411)
d • wparents	—	—	—	—	—	—	-0.367** (0.104)	-0.252 (0.300)
Function value	-10,277.1	-7,387.8	-7,386.3	-7,386.6	-7,386.3	-7,386.1	-7,386.0	-7,384.3
N	1,679	1,265	1,265	1,265	1,265	1,265	1,265	1,265

Note: Standard errors are in ( ). Coefficients with \*\* are significant statistically at 5% level (two sided test), those with \* are significant at 10% level.

Source: Regression results with raw data from 'Korea Labor and Income Panel Study' of Korea Labor Institute in 2006~10(<http://www.kli.re.kr>, accessed: 2013. 9. 13).

통계적으로도 유의하게 지지되는 셈이다.

셋째, 불변가구소득(lhincome)과 그 상대비율(lincm90)이 모두 충분히 통제되고 난 이후에도 노동시장에서의 업친아효과 변수로서 임금격차가 미취업탈출확률을 낮추는 효과는 매우 유의하고 강력한 것으로 추정되었다. 이 역시 업친아효과를 강하게 지지하는 결과이다. 특히 (12)열에 따를 때 2007년 이후 연도더미와의 상호작용항(d • wgap)의 통계적 유의성이 매우 강하게 나타나고 있어서 이 임금격차 변수의 음의 효과는 2007년 이후 훨씬 강화된다는 점이 확인되고 있는 것이다.

넷째, 부모가 업친아를 염두에 두고 지원하는 청년층 구직자 생활비의 대리지표로 볼 수 있는 소비자물가상승률(취업 시점 이전 6개월간)도 청년층 미취업탈출확률에 뚜렷한 양의 효과를 미치고 있음이 발견된다. 이는 불변가구소득(lhincome)과 그 상대비율(lincm90)이 모두 충분히 통제되고 난 이후에도 소비자물가상승률이 높을수록 부모의 지원부담이 증가하여 청년층 구직자로 하여금 미취업상태에서 탈출하게 만드는 압력으로 작용한다는 것을 의미할 것이다. 다만, 부모와의 동거 변수가 도입되면 그 유의성이 다소 약화되고 또한 2007년 이후에는 부호의 방향이 반대로 역전된다는 점도 발견된다.

다섯째, 앞에서 부모와의 동거가 업친아의 인식에 강한 양의 효과를 미치는 것으로 나타났는데, 〈Table 9〉에 따르면 이 부모와의 동거 변수가 2007년 이후에는 미취업탈출확률에 유의한 음의 효과를 미치는 것으로 추정되고 있다. 그런데 가구소득이나 임금격차 또는 임시·일용직 비율 등 다른 업친아효과 변수들을 추가로 도입하면 이 변수의 통계적 유의성이 다소 약해지는 경우도 발생하는데, 이는 패널 자료와 온라인 조사자료

의 차이 또는 변수들 사이의 상관관계 때문으로 해석된다.<sup>20</sup> 그렇지만 이러한 경우에도 <Table 9>의 (14)열에서 보는 바와 같이 이 변수와 2007년 이후 연도 더미변수와의 상호작용항( $d \cdot wparents$ )의 통계적 유의성은 매우 높게 나타나 2007년 이후 부모와의 동거 변수의 음의 효과가 뚜렷하게 확인되고 있다. 이 역시 최근으로 올수록 엄친아효과가 강화되고 있다는 배진한(2010b)의 결론을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다.

여섯째, 노동시장에서 일자리의 불안정성의 지표로 해석할 수 있는 월별 임시·일용직 비율( $irworkr$ )은 상호작용항 변수( $d \cdot irworkr$ )의 추정계수에 따를 때 2007년 이후에는 미취업탈출확률에 매우 뚜렷한 음의 효과를 주고 있음이 발견된다. 이는 임시·일용직 비율이 확대됨으로써 일자리의 질이 하락하고 고용안정성이 약화될 때에는 청년층들이 근로조건이 더 나은 일자리를 찾기 위해 구직기간 또는 실업기간을 연장한다는 우리의 엄친아효과를 강하게 지지하는 추정 결과로 해석된다. 이러한 현상이 2006년 이전에는 통계적으로 유의하지 않았지만 2007년 이후에는 현저하게 분명해졌다는 의미를 가지는 것이다.<sup>21</sup>

일곱째, 앞에서 살펴본 대로 임시·일용직 비율, 대·중소 기업 임금격차, 그리고 부모와의 동거 변수와 2007년 이후 연도 더미변수의 상호작용항들이 모두 엄친아효과를 지지하는 방향으로 유의한 추정 결과를 보여준다. 이는 사실 엄친아효과가 시간적으로 변화할 뿐 아니라 최근으로 올수록 보다 강화되었다는 점을 잘 나타내는 것이다. 여기서 우리는 불변가구소득과 제90백분위 가구소득 상대비율이 충분히 통제되고 난 이후 원래의 추정계수와 2007년 이후 기간 더미와의 상호작용항 추정계수의 합의 통계적 유의성도 함께 살펴보았는데, 유의성이 크게 약화된  $irworkr$ 과 부호의 방향이 바뀐  $lrprice$ 를 제외하고는 이들의 통계적 유의성이 이론적 예상과 부합하는 방향으로 모두

20 왜냐하면 <Table 8>의 요약통계에 따를 때 노동패널 자료에서는 부모와 동거하고 있는 청년층이 93%에 이르고 있었지만 <Table 6>의 온라인 설문조사 결과에서는 그 비율이 67%로 훨씬 낮은 수준으로 조사되었기 때문이다. 이는 노동패널에서 부모와의 동거 여부 같은 변수들은 청년층 자녀들이 어릴 때 한 번 조사된 후 매년 추적조사되지 않은 탓일 수도 있다.

21 청년층의 미취업탈출확률이 무언가 다른 이유들 때문에 추세적으로 낮아져 왔을지도 모른다는 문제제기도 있을 수 있으므로 필자는 이미 이를 확인해 보기 위해 연도시간 변수를 도입하여 추정하는 작업도 많이 진행해 보았다는 점을 언급해 둔다. 그런데 시간변수를 도입하는 경우 이 시간변수는  $irworkr$ 나  $d \cdot irworkr$  변수들과 각각  $-0.952$ 와  $-0.908$  정도의 매우 높은 음의 상관관계를 갖고 있어서 이들 변수 추정계수들의 통계적 유의성이 함께 크게 약화되는 현상들이 발생하였는데, 이는 결국 다중공선성(multicollinearity) 문제 때문인 것으로 유추되었다. 그리하여 우리는 이미 2007년 이후 시간 더미와 임시·일용직 비율의 상호작용항 등을 도입하여 추정한 결과도 표에 제시하였으므로, 시간적 추세는 어느 정도 통제되었다고 보아 연도시간 변수를 추가도입한 모형들의 추정 결과는 보고하지 않기로 하였음을 밝혀 둔다.



확인되고 있음도 발견할 수 있다. 이는 앞에서 언급한 바와 같이 지식정보화시대의 전개와 함께 임금분포의 불평등이 심화될수록, 청년층들의 학력수준이 높아지고 유사해질수록, 그리고 일자리 정보에 대한 접근성과 타인(특히 엄친아)과의 비교 가능성이 높아질수록 더욱 강화될 가능성이 크다는 점을 잘 반영한다고 할 수 있다.

한 가지 추가로 언급해 둘 것은 <Table 9>의 (15)열에서 보는 바와 같이 추정작업에서 여러 개의 상호작용항들을 동시에 도입하는 경우에는 이들 변수 사이의 상관관계가 매우 높아(Table 11 참조) 다중공선성(multicollinearity)이 심각하게 우려된다는 점이다. 실제 상호작용항 변수들을 다양하게 도입하여 추정해 보기도 하였는데, 이 경우 각 상호

<Table 10> Statistical Significance of the Sum of Original Coefficient and Interaction Coefficient

	2006 and before (A)	Interaction term from 2007 and after (B)	Sum of coefficient estimates (C=A+B)	Test results	Notes
lincm90	-1.880 (1.226)	-0.211** (0.0612)	-2.091** (1.200)	Coefficient of interaction term in 2007 and after is very significant statistically and the sum of coefficients is also significant at 5% level (one-sided test).	Constant household incomes of young job searcher are controlled.
irworkr	0.0158 (0.0120)	-0.00765** (0.00231)	0.00813 (0.0134)	Coefficient of interaction term in 2007 and after is very significant statistically, but the sum of coefficients is not significant at 5% level (one-sided test).	
wgap	-1.105** (0.433)	-0.246** (0.0636)	-1.351** (0.417)	Both of (A) and (B) are significant statistically and the sum of coefficients is also very significant at 5% level (one-sided test).	
lrprice	8.710** (3.101)	-18.235** (5.232)	-9.525** (5.056)	The sum of coefficients is also significant at 5% level (one-sided test), but the sign of it is negative.	
wparents	0.0107 (0.107)	-0.367** (0.104)	-0.356** (0.135)	Coefficient of interaction term in 2007 and after is significant statistically and the sum of coefficients is also significant at 5% level (one-sided test).	

Note: Standard errors are in ( ). Figures in ( ) of (C) column are the standard errors of coefficient estimates sum, which are calculated separately.

Source: Regression results with raw data from 'Korea Labor and Income Panel Study' of Korea Labor Institute in 2006~10(<http://www.kli.re.kr>, accessed: 2013. 9. 13).

〈Table 11〉 Coefficients of Correlation among Interaction Terms

	d	d · lincm90	d · irworkr	d · wgap	d · lprice	d · wparents
d	1.0					
d · lincm90	0.99988	1.0				
d · irworkr	0.99855	0.99853	1.0			
d · wgap	0.99910	0.99889	0.99729	1.0		
d · lprice	0.82359	0.82617	0.82408	0.83461	1.0	
d · wparents	0.95405	0.95323	0.95073	0.95338	0.76826	1.0

작용항 추정계수들의 통계적 유의성이 대부분 사라지거나 계수의 부호가 이론적 예상과는 완전히 다른 방향으로 불안정하게 나타나기도 하였다는 점을 밝혀 둔다.

## Ⅶ. 정책 함의와 결론

지금까지 우리는 경제주체들 간 상호의존성을 통해 의중임금 또는 의중근로조건을 선택하는 구직자의 직업탐색과정에 주목하여 이를 업친아가설로 설명하고자 시도하였다. 이론적으로 이에 대한 간단한 미시경제학적 기초도 제시할 수 있었다. 업친아효과는 기존의 직업탐색이론이 임금분포를 외생적으로 주어진 것으로 간주하고<sup>22</sup> 개별 구직자가 혼자 독자적으로 탐색과정을 수행해 간다고 설명하는 것을 한 걸음 더 진전시킬 수 있는 시각으로 해석할 수 있다. 우선 직업탐색의 개인 간 상호의존성이 설명될 수 있으며, 또한 임금분포도 언제든지 가변적일 수 있는 현실도 분석에 도입할 수 있게 해줄 것이다. 그리하여 임금격차의 심화나 비정규직의 확산 등이 이론적으로 어떻게 많은 구직자들의 구직기간을 연장시킬 수 있게 되는지를 설명할 수 있게 된다. 말하자면 지금까지의 비정규직 확산이나 임금격차의 확대, 그리고 노동시장의 이중구조화 등이 청년층의 실업률 이력 현상, 청년층 눈높이의 경직성이나 NEET층의 확산 등에 미치는 효과를 한 가지 가설로 좀 더 선명하게 설명할 수 있게 된다는 것이다.

<sup>22</sup> 한편, Diamond(1971)나 Albrecht and Axell(1984) 등은 고용주들의 반작용으로 임금분포가 내생화될 수 있는 경우들을 살펴보고 있다. 그러나 이 연구들이 이후 큰 설득력을 얻지는 못하였다.

실제 본 연구에서는 한국고용정보원의 조사 인프라에 기초한 청년층 대상 온라인 설문조사를 통해 선택편의의 문제를 수정하더라도 엄친아효과의 존재를 매우 분명하게 확인할 수 있었다. 남자의 경우, 엄친아가 주위에 존재하거나 다른 모범적인 비교대상이 존재하는 경우, 어머니의 학력이 전문대졸 이상인 경우, 본인이 취업준비를 하고 있는 상태(취업준비생, 구직 중, 그리고 취업 중이지만 이직준비 중인 경우를 포함)인 경우, 그리고 본인이 부모와 함께 동거하고 있는 경우에는 엄친아효과가 매우 강하게 나타나고 있었다.

그리고 비록 간접적인 방법이지만 「한국노동패널」 최근 자료에 의한 미취업탈출확률 영향요인 실증분석에서 얻어지는 엄친아효과 관련 결론은 대체로 다음과 같다. 첫째, 부모의 학력은 통계적 유의성은 매우 약하지만 대부분의 모형에서 엄친아효과의 함의대로 음의 값으로 추정되고 있다. 둘째, 제90백분위 가구소득의 상대적 지위 변수는 2007년 이후 연도 더미와의 상호작용항이 추가로 도입되는 경우를 제외하고는 청년층의 미취업탈출확률을 매우 유의하게 낮추고 추정계수의 절댓값도 상당히 크게 나타난다. 상호작용항이 도입되는 경우에는 이들 상호작용항의 통계적 유의성이 매우 강하여 그 효과 역시 2007년 이후 훨씬 분명해진다는 점이 발견된다. 도시근로자가구의 제90백분위 가구소득이 엄친아의 취업성공을 대리한다고 보면, 이는 임금분포의 불평등이 심화될수록 또는 제90백분위 가구소득의 상대적 수준(지위)이 상승할수록 그것이 청년층 구직자의 의중임금도 높이고 미취업탈출확률도 유의하게 낮춘다는 우리의 엄친아효과의 가설이 통계적으로도 유의하게 지지된다는 사실을 잘 나타내는 것이다.

셋째, 가구소득을 충분히 통제하였음에도 불구하고 노동시장에서의 엄친아효과 변수로서 대기업과 중소기업 사이의 임금격차가 미취업탈출확률을 낮추는 효과는 매우 유의하고 강력한 것으로 추정되었다. 뿐만 아니라 이 효과는 2007년 이후 더욱 강화된 것으로 추정되었다.

넷째, 부모가 엄친아를 염두에 두고 지원하는 청년층 구직자 생활비의 대리지표로 볼 수 있는 소비자물가상승률(취업 시점 이전 6개월간)도 청년층 미취업탈출확률에 뚜렷한 양의 효과를 미치고 있음이 발견된다. 이는 소비자물가상승률이 높을수록 부모의 지원 부담이 증가하여 청년층 구직자로 하여금 미취업상태에서 탈출하게 만드는 압력으로 작용한다는 것을 의미할 것이다. 다만, 부모와의 동거 변수가 도입되면 그 유의성이 다소 약화되는 점도 보인다.

다섯째, 부모와의 동거 변수는 2007년 이후에는 미취업탈출확률에 유의한 음의 효과

를 미치는 것으로 추정되고 있다. 가구소득이나 임금격차 또는 임시·일용직 비율 등 다른 업천아효과 변수들이 추가로 도입될 때 통계적 유의성이 다소 약해지는 경우도 있지만 이는 이미 언급한 대로 변수들 간 상관관계 때문일 수도 있다.

여섯째, 노동시장에서 일자리 불안정성의 지표로 해석할 수 있는 월별 임시·일용직 비율도 가구소득이 충분히 통제된 후임에도 불구하고 최근에는 청년층 미취업탈출확률에 뚜렷한 음의 효과를 주고 있음이 발견된다. 이는 임시·일용직 비율이 확대됨으로써 일자리의 질이 하락하고 고용안정성이 약화될 때에는 청년층들이 근로조건이 더 나은 일자리를 찾기 위해 구직기간 또는 실업기간을 연장한다는 우리의 업천아효과의 설명력을 분명하게 지지하는 추정 결과이다.

일곱째, 가구소득 수준을 충분히 통제하였음에도 불구하고 임시·일용직 비율, 대·중소 기업 간 임금격차, 그리고 부모와의 동거 변수와 2007년 이후 연도 더미변수의 상호작용항들이 모두 업천아효과를 지지하는 방향으로 유의하게 추정된 것은 업천아효과가 시간적으로 변화할 뿐 아니라 최근으로 올수록 보다 강화되었다는 점을 나타내는데, 이는 임금분포의 불평등이 심화될수록, 청년층들의 학력수준이 높아지고 유사해질수록, 그리고 일자리 정보 접근성과 타인(특히 업천아)과의 비교 가능성이 높아질수록 업천아효과가 더욱 강화될 수 있다는 사실을 제대로 반영하는 것이다.

결국 이상의 회귀분석 결과들을 우리가 주장하는 업천아효과를 강하게 지지하는 증거로 해석할 수 있다면 그 정책적 함의들은 다음과 같이 정리해 볼 수 있다. 우선, 첫째 업천아효과는 최근 심화되고 있는 전 세계적인 청년층 실업문제를 바라보는 시각에 일정한 변화를 줄 수 있는 새로운 시도로 볼 수 있다. 업천아효과는 우리나라에서 현재 유행하는 언어로 필자가 명명한 현상이지만 실제 이러한 현상은 정도의 차이는 있어도 많은 나라에서 설득력을 가질 수 있다. 최근 일본, 미국, 호주 등에서 이미 사회문제로 부각되고 있는 ‘갱거루족’이나 ‘니트족’(최형아·이화영[2013]; Nishi and Kan[2006]) 관련 논의에서 알 수 있는 것처럼 그 원인들이 충분히 밝혀지지 않은 청년실업들의 존재에 대해서도 이론적으로 상당한 정도 설명할 수 있을 것이다.

둘째, 나아가서 무엇보다도 노동시장에서 임금격차가 계속 확대되고 불평등이 심화되는 것은 구직기간의 축소와 실업탈출확률의 제고라는 측면에서 결코 바람직하지 못하다는 함의를 얻어낼 수 있다. 노동시장의 이중구조 확대는 청년층 취업에 불리한 환경이다. 비정규직의 확산도 불리한 환경이며, 이는 당분간 청년층의 구직기간을 장기화시켜 나갈 것이다. 따라서 노동정책으로 학력 간, 기업규모 간 등 각 부문 간 근로조건과 임

금에서의 격차가 지나치게 확대되지 않도록 유도하는 정책이 필요하다. 중소기업의 근로조건 개선을 지원하는 정책노력도 시급하다.

셋째, 업친아효과론은 청년층 실업문제가 단순히 노동시장 정보의 정확한 전달만으로는 쉽게 해결되기 어렵다는 것을 강하게 암시한다. 그 개선을 위해서는 구직자 각자가 자신의 시그널을 정확하게 발신할 수 있도록 해주어야 할 것이다. 시그널이 부정확해서 우수한 구직자를 쉽게 분별해 낼 수 없다면 이 또한 구직자들의 구직기간을 연장시키고 실업률을 높일 수 있기 때문이다. 시그널 기능이 부족한 과잉교육의 가능성을 줄이기 위해 대학을 과감하게 구조조정해서 대학의 정원을 대폭 축소하고 특성별로 특화해 나가거나 학생의 실력대로 엄격하게 성적을 평가하는 관행을 정립해 나가야 할 것이다. 더욱이 최근 제기된 보편적·일률적 반값등록금을 통한 대학교육 지원 확대정책 제안 등은 결국 ‘전 국민의 영성한 대졸자화’나 보편적인 저품질 대졸 청년층 양산으로 의중 임금만 높지게 되는 업친아효과를 더욱 강화시켜 청년층의 학력 간 인력수급 미스매치와 실업문제를 더욱 심화시키는 결과를 초래할 것이라는 함의도 제공한다.

오히려 과감한 정부투자와 함께 직업교육 트랙을 획기적으로 강화해 나가야 할 것이다. 많은 청년층에게 보편적 고등교육보다는 산업현장 맞춤형 고품질 직업 교육·훈련을 제공하는 편이 업친아효과를 억제하는 한편, 보다 적절하고 효과적인 취업지원책이 될 것이기 때문이다. 최근 고졸노동력의 노동시장 진입이 확대되는 추세에 부응하기 위해서도, 현재 맞춤형 교육을 근간으로 상당한 중간 성과를 얻고 있는 마이스터고 수준의 획기적인 투자가 대부분의 특성화 고등학교와 많은 전문대학 해당 분야 학과들에도 확대 적용되어야 한다는 것이다. 이렇게 되면 업친아효과도 축소되고 중소기업의 인력난도 점차 완화되며 숙련기술과 임금수준도 높아질 것이다.

넷째, 지금까지 노동시장의 제의임금 분포를 주로 그냥 외생적으로 주어지는 것으로 가정하여 왔던 직업탐색이론도 제의임금 분포가 변화할 때 노동력을 공급하려는 경제주체의 직업탐색 행위가 어떤 영향을 받을 것인지를 분석할 수 있는 방향으로 발전해 가야 할 것으로 생각된다. 그러기 위해서 이 경제주체의 노동공급 행위가 그 역할모형인 소위 업친아의 성취와 자기 자신의 성취를 끊임없이 비교하면서 이루어진다는 개념을 모형 속에 도입하지 않으면 안 될 것이다.

## 참고문헌

- 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 원자료, 1994~2012.
- 김재호, 「청년취업난의 악화(I): 피해자는 누구인가?」, 『월간 노동리뷰』, 2012년 4월호, 한국노동연구원, 2012.
- 김 용, 「우리나라 노동시장의 이력현상 분석」, Working Paper, 제397호, 한국은행 금융경제연구원, 2009. 9.
- 남재량, 「청년 니트(NEET)의 실태와 결정요인 및 탈출요인 연구」, 제7회 한국노동패널학술대회 발표자료, 2006.
- \_\_\_\_\_, 「고졸 NEET와 대졸 NEET」, 『월간 노동리뷰』, 2012년 4월호, 2012.
- 배진한, 「최근 노동경제 환경 변화와 정책대응 평가 및 과제」, 『산업관계연구』, 제20권 제3호, 한국고용노사관계학회, 2010a, pp.1~31.
- \_\_\_\_\_, 「청년층 실업과 엄친아효과」, 『노동경제논집』, 제33권 제2호, 한국노동경제학회, 2010b, pp.1~26.
- 통계청, 「가계동향조사」.
- 최형아·이화영, 「우리나라 ‘캥거루족’ 규모 및 현황」, 『격월간 고용이슈』, 2013년 3월호, 한국고용정보원, 2013.
- 日本 總務省, 『2004 國勢調査』, 2004.
- Albrecht, J. and B. Axell, “An Equilibrium Model of Search Employment,” *Journal of Political Economy* 92, 1984, pp.824~840.
- Cahuc, P. and A. Zylberberg, *Labor Economics*, MIT Press, 2004.
- Clark, D., “Selective Schools and Academic Achievement,” Working Paper, No. 3182, Institute for the Study of Labor (IZA), November 2007.
- Diamond, P., “A Model of Price Adjustment,” *Journal of Economic Theory* 3, 1971, pp.156~168.
- Duesenberry, J. S., *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard U. Press, 1952 (조동필·진세인 공역, 『현대경제학과 소비이론』, 위성문고 36, 법문사, 1959).
- Giannetti, M. and A. Simonov, “Social Interactions and Entrepreneurial Activity,” *Journal of Economics and Management Strategy* 18(3), 2009, pp.665~709.

- Glewwe, P. W., "Estimating the Impact of Peer Group Effects on Socioeconomic Outcomes: Does the Distribution of Peer Group Characteristics Matter?" *Economics of Education Review* 16, 1997, pp.39~43.
- Henderson, V., P. Mieszkowski, and Y. Sauvageau, "Peer Group Effects and Educational Production Functions," *Journal of Public Economics* 10, 1978, pp.97~106.
- Hoxby, C., "Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation," Working Paper, No. 7867, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2000.
- Hoxby, C. and G. Weingarth, "Taking Race Out of the Equation: School Reassignment and the Structure of Peer Effects," unpublished manuscript, Harvard University, 2006.
- Kiefer, N., "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 26, 1988, pp.646~679.
- Lavy, V., D. Paserman, and A. Schlosser, "Inside the Black Box of Ability Peer Effect: Evidence from Variation of Low Achiever in the Classroom," NBER Working Paper, No. 14415, 2008.
- Lefgren, L., "Educational Peer Effects and the Chicago Public Schools," *Journal of Urban Economics* 56, 2004, pp.169~191.
- Lerner, J. and U. Malmendier, "With a Little Help from My (Random) Friends: Success and Failure in Post-Business School Entrepreneurship," NBER Working Paper, No. 16918, 2007.
- Leung, S. F. and S. Yu, "On the Choice Between Sample Selection and Two-Part Models," *Journal of Econometrics* 72, 1996, pp.197~229.
- Lyle, D. S., "Estimating and Interpreting Peer and Role Model Effects from Randomly Assigned Social Groups at West Point," *Review of Economics and Statistics* 89(2), May 2007, pp.289~299.
- MaCurdy, T. E., "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting," *Journal of Political Economy* 89(6), 1981, pp.1,059~1,085.
- Marmaros, D. and B. Sacerdote, "Peer and Social Networks in Job Search," *European Economic Review* 46, 2002, pp.870~879.
- Mortensen, D. T., "Job Search and Labor Market Analysis," O. A. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. II, North-Holland, 1986.
- Nishi, F. and M. Kan, "Current Situation of Young People Who Are Not in Employment or Education in Japan (Summary)," Japan: Statistical Research

- and Training Institute, 2006.
- Nho, Eungwon, "Did the Distribution of Household Incomes Grow Worse Really in the Period of Participation Government?" *Journal of Korean Economic Development* 15(1), Korea Development Economics Association, 2009, pp.95~131.
- OECD, *OECD Employment Outlook 2013*, OECD Publishing, 2013.
- Pissarides, C. A., *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed., MIT Press, 2000.
- Puhani, P., "The Heckman Correction for Sample Selection and Its Critique," *Journal of Economic Surveys* 14(1), 2000, pp.53~68.
- The Social Exclusion Unit, *Bridging the Gap: New Opportunities for 16~18 Year Olds Not in Education, Employment or Training*, 1999.
- Summers, A. and B. Wolfe, "Do Schools Make a Difference?" *American Economic Review* 67, 1977, pp.639~652.
- Zimmerman, D. J., "Peer Effects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment," *The Review of Economics and Statistics* 85(1), November 2003, pp.9~23.

#### 〈웹사이트〉

- 통계청, 「지역별고용조사」, 2011년 3/4분기분 원자료, 2012(<http://kostat.go.kr>로부터 구입, 접속일자: 2013. 3. 20).
- 한국고용정보원, 2005~13년 '워크넷' 원자료(<http://www.keis.or.kr>, 접속일자: 2013. 3. 13).
- \_\_\_\_\_, '온라인 고용서베이: 청년층 구직활동 엄친아효과 조사' 원자료(<http://www.keis.or.kr>, 접속일자: 2011. 10. 25).
- 한국노동연구원, 2006~10년 「한국노동패널」 원자료(<http://www.kli.re.kr>, 접속일자: 2013. 9. 13).



### 엄친아효과를 반영한 의중임금의 구체적 계산 예시

한 구직자 개인의 구체적인 효용함수 형태를 1차 동차 Cobb-Douglas 효용함수로 가정한다. 또한 여기서  $0 < \alpha < 1$  이라 가정한다.

$$U(C, \frac{L}{Q}) = A C^\alpha (L/Q)^{1-\alpha} = \bar{U} \quad (A-1)$$

여기서  $\bar{U}$ 는 하나의 정해진 무차별곡선을 의미한다. 이 식을 소비  $C$ 에 관하여 정리하면,

$$C = (\bar{U}/A)^{1/\alpha} (L/Q)^{-(1-\alpha)/\alpha} \quad (A-2)$$

이 식에서 엄친아효과를 의식하지 않는 개인의 소비와 여가 사이의 한계대체율  $dC/dL$ 를 도출하면 다음과 같아진다.

$$dC/dL = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{\bar{U}}{A} \frac{Q^{1-\alpha}}{L} \right)^{1/\alpha} \quad (A-3)$$

이제 이 개인의 의중임금을 도출하기 위해  $L = L_0$  이고  $C = R_0 - wL_0$  인 경우의 무차별곡선에서 한계대체율을 구한다.  $\bar{U} = A(R_0 - wL_0)^\alpha (L_0/Q)^{1-\alpha}$ 를 (A-3)에 대입한다.

$$dC/dL = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{R_0 - wL_0}{L_0} \right) \quad (A-4)$$

그런데 이 한계대체율은 균형상태에서 그 개인의 의중임금과 같다고 할 수 있으므로 다음 식이 역시 성립한다.

$$x = w^* = (1-\alpha)R_0/L_0 \quad (A-5)$$

이 개인의 경우는 엄친아를 의식하지 않으므로 결국 그 한계대체율과 의중임금에는 당연히 엄친아효과 변수  $Q$ 가 소거되어 전혀 영향을 주지 못한다.

그렇다면 엄친아효과를 의식하는 개인의 한계대체율과 의중임금은 어떻게 되는가? 그 한계대체율은 당연히  $dC/d(L/Q)$ 가 되어야 할 것이다.

$$dC/d(L/Q) = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{R_0 - wL_0}{L_0/Q} \right) \quad (\text{A-6})$$

이 식 (A-6)을 엄친아를 의식하는 개인의 의중임금과 같다고 놓고 풀면 이 한계대체율 수준에서의 의중임금은 결국 다음과 같아진다.

$$x_Q = w^* = \frac{(1-\alpha)R_0}{L_0} \frac{1}{1-\alpha(1-1/Q)} \quad (\text{A-7})$$

엄친아효과 때문에  $Q \geq 1$ 이라 하면 당연히  $1/\{1-\alpha(1-1/Q)\} \geq 1$ 이 성립하므로 식 (A-5)와 식 (A-7)을 비교해 볼 때  $x_Q \geq x$ 가 자연스럽게 성립한다. 엄친아효과 때문에 의중임금이 더 높아진다는 점이 우리의 구체적 예시 효용함수에서도 바로 확인되는 것이다.

## 『韓國開發研究』 국문투고규정

1. 本『韓國開發研究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 번안 내지 요약물은 일체 게재하지 않는다.
3. 동일 주제의 연구물은 당호로 완결하며 분할게재하지 않음을 원칙으로 한다.
4. 논문기고자의 자격에는 제한을 두지 않는다.
5. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 한다.
6. 논문에 수록된 모든 표와 그림, 참고문헌은 영문 작성을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 핵심 단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

### ● 연락처

- 우편번호 : 339-007
- 주 소 : 세종특별자치시 길재길 15,  
한국개발연구원 韓國開發研究 編輯委員會
- 투 고 : kdijournal@kdi.re.kr (044)550-4044

## **Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy**

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

- Postal code : 339-007
- Korea Development Institute  
15, Giljae-gil, Sejong-si, Korea.
- For Manuscript Submission  
E-mail at : [kdijournal@kdi.re.kr](mailto:kdijournal@kdi.re.kr) (82-44-550-4044)

## 국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4 용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
  - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
  - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
  - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
  - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
  - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
  - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아 숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'I' '1,' '가,' '1)' '가)'의 순서로 장·절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼 『』로 표시하고 십표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.  
〈예〉 ① 『조선일보』, 2003. 5. 27.  
② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; *Le Monde*(Paris)
8. 참고문헌
  - 1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
  - 2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
  - 3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.  
〈예〉 ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.  
② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.  
③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 2, May 1968, pp.35~53.  
④ 한국은행, 『경제통계연보』, 1978.  
\_\_\_\_\_, 『기업경영분석』, 1980.

## KDI Book Membership Information

- **Members Only Exclusive Offer**
  - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
  - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
  - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage
- **KDI Publications**
  - Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
  - Periodicals
    - Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,
    - Quarterly: KDI Journal of Economic Policy
    - Biannual: KDI Economic Outlook
- **Annual Fees**
  - Individual 100,000 won
  - Institution 300,000 won
- **Sign-up**

You may sign up via KDI homepage where you register by filling out the member registration form and submitting it to us. Available payment methods are as follows:

  - Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
  - Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
  - Or, you may pay the fee directly to the Research Outcome Dissemination Unit of KDI Division of External Affairs.
- **Contact**
  - Publication personnel in charge, Research Outcome Dissemination Unit, Division of External Affairs, KDI  
TEL: 044-550-4346 / FAX: 044-550-4950 / E-MAIL: [book@kdi.re.kr](mailto:book@kdi.re.kr)
  - Sales Distributors
    - Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)  
TEL: 02-397-3628
    - Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)  
TEL: 02-399-5632

## KDI 도서회원제 안내

### ● 회원에 대한 특전

- 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다. (단, 비공개 자료 및 배포제한 자료는 제외)
- 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 우선적으로 참가하실 수 있습니다.
- 발간된 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격을 할인 받으실 수 있습니다.

### ● KDI 발간자료

- 단행본, 연구보고서, 정책연구시리즈, KDI 정책포럼, KDI FOCUS, 연구자료, 기타보고서 등
- 월간: KDI 경제동향, KDI 북한경제리뷰, Economic Bulletin, 나라경제, click 경제교육
- 분기: 한국개발연구, 부동산시장 동향분석, 개발협력 동향분석
- 반년간: KDI 경제전망

### ● 연간회비

- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

### ● 가입방법

KDI 홈페이지에서 도서회원 가입신청서를 작성하신 후 아래의 방법으로 회비를 입금하시면 됩니다.

계좌입금: 우리은행 254-012362-13-145(예금주: 한국개발연구원)

지로(지로번호: 6961017), 신용카드 및 핸드폰으로 결제 가능합니다.

본원 성과확산팀(발간자료 담당자)에 직접 회비를 납입하실 수 있습니다.

### ● 문의사항

대외협력실 성과확산팀 발간자료 담당

TEL 044-550-4346 / FAX 044-550-4950 / E-mail book@kdi.re.kr

### ● 판매처

- 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 02-397-3628
- 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 02-399-5632

## KDI Book Membership Information

- **Members Only Exclusive Offer**
  - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
  - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
  - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage
- **KDI Publications**
  - Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
  - Periodicals
    - Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,
    - Quarterly: KDI Journal of Economic Policy
    - Biannual: KDI Economic Outlook
- **Annual Fees**
  - Individual 100,000 won
  - Institution 300,000 won
- **Sign-up**

You may sign up via KDI homepage where you register by filling out the member registration form and submitting it to us. Available payment methods are as follows:

  - Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
  - Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
  - Or, you may pay the fee directly to the Research Outcome Dissemination Unit of KDI Division of External Affairs.
- **Contact**
  - Publication personnel in charge, Research Outcome Dissemination Unit, Division of External Affairs, KDI  
TEL: 044-550-4346 / FAX: 044-550-4950 / E-MAIL: [book@kdi.re.kr](mailto:book@kdi.re.kr)
  - Sales Distributors
    - Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)  
TEL: 02-397-3628
    - Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)  
TEL: 02-399-5632



*KDI Journal of Economic Policy* Vol. 36 No. 3(Serial Number 124)

---

Registered on March, 13, 1979

3,000 won

Registration Number 세종 바00002호

Printed on August, 27, 2014

Published on August, 30, 2014

Published by Joon-Kyung Kim, President of KDI

Printed by Good Idea Good Peoples