Vol.30 No.2 / ISSN 1738-656x

韓國開發研究 2008 II
KDI Journal of Economic Policy

| A Re-evaluation of Housing Wealth Effect in Korea..... Jangryoul Kim·Hangyong Lee
한국의 주택 부 효과에 대한 재고찰

| External Finance and Productivity Growth in Korea..... Sanghoon Ahn·Joon-Ho Hahm·Joon-Kyung Kim
외부금융과 기업생산성 간 관계에 대한 실증분석

| 공무원 순환보직에 관한 연구..... 김광호
A Study on Job Rotation in Civil Service

| 민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향..... 윤희숙
Effects of Private Insurance on Medical Expenditure

| 병원시장지역 내 경쟁 정도가 의원급 의료기관의 항생제 처방률에 미치는 영향..... 조창익·임재영·이수연
The Effect of the Degree of Competition of the Hospital Market Regions on Clinic's Rate of Antibiotics Prescription

| 졸업생 취업률 변화를 중심으로 본 지방대학혁신역량강화(NURI) 사업의 평가..... 이삼호·김희삼
An Evaluation of NURI(New University for Regional Innovation):Focusing on Changes in Graduate Employment

| 조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향: 동태적 일반균형분석..... 김선빈·장용성
Effects of Fiscal Policy on Labor Markets: A Dynamic General Equilibrium Analysis

| 부과방식 공적연금의 거시경제적 영향..... 박창균·허석균
Macroeconomic Consequences of Pay-as-you-go Public Pension System

KDI

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 A Re-evaluation of Housing Wealth Effect in Korea
..... Jangryoul Kim · Hangyong Lee / 1
한국의 주택 부 효과에 대한 재고찰
... 김장렬 · 이항용

2 External Finance and Productivity Growth in Korea
..... Sanghoon Ahn · Joon-Ho Hahm · Joon-Kyung Kim / 27
외부금융과 기업생산성 간 관계에 대한 실증분석
... 안상훈 · 함준호 · 김준경

3 공무원 순환보직에 관한 연구..... 김광호 / 61
A Study on Job Rotation in Civil Service
... Kwang-ho Kim

4 민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향..... 윤희숙 / 99
Effects of Private Insurance on Medical Expenditure
... Hee Suk Yun

5 병원시장지역 내 경쟁 정도가 의원급 의료기관의 항생제 처방률에 미치는 영향..... 조창익 · 임재영 · 이수연 / 129
The Effect of the Degree of Competition of the Hospital Market Regions on Clinic's Rate of Antibiotics Prescription... Changik Jo · Jae-Young Lim · Soo Yeon Lee

6 졸업생 취업률 변화를 중심으로 본 지방대학혁신역량강화(NURI) 사업의 평가..... 이삼호 · 김희삼 / 157
An Evaluation of NURI(New University for Regional Innovation): Focusing on Changes in Graduate Employment... Sam-Ho Lee · Hisam Kim

7 조세 · 재정정책이 노동시장에 미치는 영향: 동태적 일반균형분석
..... 김선빈 · 장용성 / 185
Effects of Fiscal Policy on Labor Markets: A Dynamic General Equilibrium Analysis
... Sun-Bin Kim · Yongsung Chang

8 부과방식 공적연금의 거시경제적 영향..... 박창균 · 허석균 / 225
Macroeconomic Consequences of Pay-as-you-go Public Pension System
... Chang-Gyun Park · Seok-Kyun Hur

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

A Re-evaluation of Housing Wealth Effect in Korea

Jangryoul Kim
(Associate Professor, Department of International Economics and Law, HUFS)
Hangyong Lee*
(Assistant Professor, College of Economics and Finance, Hanyang University)

한국의 주택 부 효과에 대한 재고찰

김 장 렬
(한국외국어대학교 국제통상학과 부교수)
이 항 용
(한양대학교 경제금융학부 조교수)

* Corresponding author
** The corresponding author acknowledges research support by the Research fund of Hanyang University(HY-2007-N)

*** 김장렬: (e-mail) kjryoul@hufs.ac.kr, (address) 270 Imun-dong, Dongdaemun-gu, Department of International Economics and Law, Hankuk University of Foreign Studies
이항용: (e-mail) hl306@hanyang.ac.kr, (address) 17 Haengdang-dong, Seongdong-gu, College of Economics and Finance, Hanyang University, 133-791 Seoul, Korea

- Key Word: Consumption(소비), Housing wealth effect(주택 부 효과), Home ownership (주택보유)
- JEL code: E21, D12, D91
- Received: 2007. 9. 10 • Referee Process Started: 2007. 9. 11
- Referee Reports Completed: 2008. 12. 9

ABSTRACT

This paper attempts to re-evaluate the size of housing wealth effect in Korea. Our focus is on the size of 'genuine' housing wealth effect, i.e., the response of consumption spending by home-owners to the changes in housing wealth.

Two issues show up while we estimate the 'genuine' wealth effects using aggregate time series data: the issues around home ownership and proper measure of consumption. We first argue that it is more appropriate to use non-housing consumption, because housing consumption is in large part not of the choice of home owners but the imputed rents they do not actually choose to pay.

We then proceed to address the issue of home ownership, by examining how much to revise the estimates of housing wealth effect obtained from aggregate non-housing consumption data. We construct two structural models and estimate the share of home-owners' consumption in those models' context. It is found that, if properly revised in light of the estimated consumption shares of home-owners, the magnitude of resulting housing wealth effects are larger than what simple time series regressions imply.

본고에서 우리는 한국의 주택 부 효과의 크기를 재검토한다. 이를 위해 주택가격 상승에 대한 주택 보유자 소비지출의 반응인 '순수한' 주택 부 효과의 크기를 알아보는 데 중점을 둔다.

순수한 주택 부 효과를 측정하기 위해 거시시계열 자료를 이용할 경우, 주택 보유여부와 적절한 소비지출변수의 선정이라는 두 가지 문제가 제기된다. 우리는 먼저 비주택 소비(non-housing consumption)가 보다 적절한 소비지출변수임을 보이며, 그 이유로 주택소비(housing consumption)의 상당 부분이 주택 보유자들의 실제로 지불하지 않는 귀속임대료(imputed rents)임을 제시한다.

이어서 우리는 거시시계열 자료로부터 구한 주택 부 효과의 크기를 얼마나 수정해야 주택보유자에의 순수한 주택 부 효과를 추정할 수 있는가를 살펴본다. 이를 위해 두 개의 구조적 모형을 설정하여, 전체 소비지출 중에서 주택 보유자 소비지출의 비중을 추정한다. 주택 보유자의 소비지출 비중을 감안하여 수정된 주택 부의 효과는, 거시시계열을 이용하여 구한 통상적인 주택 부 효과의 추정치보다 크게 나타난다.

I. Introduction

The last decade witnessed dramatic changes in housing prices in many countries. According to Sutton (2002), housing prices in the U.S. increased by 21% net of inflation from 1995-2001, and the real rates of increases in housing prices reached 42%, 60%, and 70% in the U.K., Netherlands, and Ireland, respectively, during the same period. In this respect, Korea is no exception: during 2001:Q1- 2004:Q2, the nominal and real prices of apartment units in the Seoul metropolitan area rose by 68.8% and 52.1%, respectively.

Such steep rises in housing prices are naturally expected to affect aggregate demand and economic activities. The logic is simple: with housing wealth taking the lion's share of household wealth, a rise in housing prices or housing wealth increases consumption spending via increased consumer confidence, remortgaging against the higher value of housing, and so on. In a standard permanent income model, moreover, higher housing wealth should lead to increases in consumption even when there are bequest motives or borrowing constraints.

In contrast to such clear theoretical predictions, however, empirical evidence on the magnitude of the housing wealth effect is mixed: for example, Case, Quigley, and Shiller (2005) report that the elasticity of consumption with respect to the housing wealth ranges from 0.1 to 0.17 in the panel analyses of 14 major countries, but Girouard and Blondal (2001) estimate the elasticities for the U.S., U.K., and France to be 0.02, 0.06, and 0.08, respectively, which are much lower than in Case, Quigley, and Shiller.

The aim of this paper is to estimate the magnitude of housing wealth effect in Korea. Unlike many previous exercises in the literature focusing mainly on the macroeconomic implications of housing wealth, our interest lies in understanding the 'genuine' form of housing wealth effects, i.e., the response of consumption spending by home-owners, not the aggregate consumption spending, to the changes in housing wealth. Our view here is that the idea of housing wealth effects *per se* is applicable to home-owners, as the logic aforementioned assumes implicitly.

Given that most available data for estimating housing wealth effects are aggregate macro time series, however, the task of estimating the size of genuine housing wealth effects raises two possibly interwoven issues. The first one is the issue of home ownership, around which an intuitive story would go as follows: while home-owners may well perceive housing price increases as an addition to their wealth and therefore increase their consumption, renters planning to purchase their own homes (and home-owners wanting to trade up) may decrease their consumption as they will have to save more for higher down payments and repayments. That being the case, the sensitivity of aggregate consumption with respect to housing wealth will understate the size of genuine housing wealth effects.

The second issue is about using proper measures of consumption in estimating the effects of housing wealth. Here, we note that aggregate consumption in national income accounts comprises non-housing and housing consumption, and that the

latter is proxied by what is actually paid by renters living in similar housing units. Higher housing prices, usually accompanied by higher housing rental prices, will induce renters to change their non-housing and housing consumption via the standard substitution and income effects channel. To the extent that most people buy a house to live in, however, the changes in housing consumption by home owners are not of their own choices but artificially imputed on them. That being the case, using aggregate consumption including housing consumption is likely to yield inaccurate estimates of the 'genuine' housing wealth effect we are interested in.

We set off by addressing the second issue using macro time series data. To do so, we estimate the elasticity of housing and non-consumption with respect to gross housing value. Regression results support the presence of significant housing wealth effects on non-housing consumption, while higher housing values tend to significantly lower housing consumption. Up to a caveats discussed later, we interpret these findings as supporting our view that non-housing consumption is a more appropriate measure of consumption spending when using aggregate time series to estimate housing wealth effects.

Even if non-housing consumption is used as the measure of consumption, the remaining issue around the home ownership is to be resolved. After an increase in housing rental price that usually accompany higher housing prices, renters left with less discretionary resources are likely to lower non-housing consumption. Compared to what would result from the regressions with home-owners' consumption only, therefore, the aggregate time series estimates of housing wealth effects will be biased downward, and the size of bias will increase with the proportion of renters' consumption out of total.

That being the case, one natural suggestion would be to separately track down home-owners' consumption and use this information in estimating the 'genuine' housing wealth effect. Unfortunately, no time data series is available of this characteristic. Therefore, we use cross sectional data for home-owners to obtain a set of benchmark estimates for genuine housing wealth effect. We then proceed to estimate the share of home-owners' consumption, and use the results to re-interpret the time series estimates of housing wealth effects. More specifically, we set up two simple structural models of an economy populated by home-owners and renters, and estimate the consumption shares of each consumer group. It turns out that, if revised based on the estimated consumption shares, the size of housing wealth effects is larger than what simple time series regressions tell us and the benchmark estimates from the cross sectional estimation.

This paper is organized as follows. In Section 2, we estimate the housing wealth effect in Korea with aggregate time series as well as cross section data, and see if the estimation results are consistent with the concept of housing wealth effects we are interested in. In Section 3, we construct two structural models to estimate the consumption shares of home-owners and renters, and use those results to revise the estimated size of housing wealth effects from the time series data. Section 4 concludes.

II. Measuring Housing Wealth Effect

1. Time Series Results

In trying to estimate housing wealth effects with aggregate time series data, we focus on the long-run relationships (rather than short-run correlations) among consumption, income, and wealth. This estimation strategy stems from the view that the wealth effect is more of long-run nature: a representative consumer's inter-temporal budget constraint dictates that, when one's wealth rises, additional spending will occur over lifetime. Considering the possibility that consumption responds to changes in asset value with a substantial lag or over a long time period, it is more appropriate to estimate the wealth effect from a long-run perspective.

In this context, long-run relationships have previously been estimated by cointegrating regressions: for example, building on Campbell and Mankiw (1989), Lettau and Ludvigson (2000) derive from a representative consumer's intertemporal budget constraint a long-run relationship among consumption, labor income and asset wealth, and show that they should be cointegrated.

Our point of departure is to set up regression equations appropriate for measuring housing wealth effects. To do so, we resort to a simple model in which a representative consumer maximizes utility of the form

$$\left[\omega^{\frac{1}{\varepsilon}} C_1^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\varepsilon}} C_2^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right], \quad 0 < \omega < 1, \quad \varepsilon > 0,$$

subject to the budget constraint

$$C_1 + [P_2/P_1]C_2 = Y + SW + HW.$$

In the utility function above, C_1 and C_2 are non-housing and housing consumption, respectively. The two price terms P_1 and P_2 in the budget constraint are the price of non-housing and housing consumption, respectively. Finally, (Y, HW, SW) denote labor income, housing wealth, and other financial wealth, respectively, all in real terms.

Combining the FOCs for utility maximization with the budget constraint, we obtain log-linear relations by which the two kinds of consumption are represented in terms of the relative price ($P = P_2 / P_1$), labor income (Y), housing wealth (HW), and other financial wealth (SW). Based on these results, we estimate the following equation

$$\log(C_{i,t}) = \beta_0^i + \beta_P{}^i \log(P) + \beta_y^i \log(Y_t) + \beta_h^i \log(HW_t) + \beta_s^i \log(SW_t) + \varepsilon_t{}^i \tag{1}$$

where i =0,1, and 2 denotes the total consumption, non-housing consumption, and housing consumption, respectively.[1]

A few things are worth mentioning in the equation (1). First, the relative price (P) is necessary to accurately fathom the size of housing wealth effects: the relative price term in equation (1) controls for the possible substitution effects (between C^1 and C^2) of changes in the price of housing consumption, usually accompany changes is housing prices and housing wealth.[2] Second, as shown in the appendix, while the coefficient β_P for housing consumption is expected to have a negative, that for non-housing consumption can be either positive or negative, depending on the degree of substitution between C^1 and C^2.[3]

When actually estimating the equation (1), we use the following data series:[4]housing consumption series is the imputed rent payments, which is proxied by spending on housing, water, electricity, gas and other fules[5]. Non-housing consumption is calculated as the sum of the other components of household consumption. Both consumption series for C^1 and C^2 are measured in real terms. Real Gross National Income is used for labor income. Income and all consumption series are seasonally adjusted. Housing wealth is constructed as the product of a nationwide housing price index and the linearly interpolated annual series on the number of dwellings, deflated by CPI (seasonally adjusted) to obtain a real series. The value of stock held by individuals available from the flow of funds table is used for other financial wealth and is also deflated by CPI.

For the relative price of housing consumption, two different data series are used. The first one, dubbed P_{def}, is simply the ratio of deflators for housing and non-housing consumption. The second one, more akin to the user costs of housing service and hence dubbed P_{uc}, is constructed to reflect real housing rental cost. More specifically, we multiply the nationwide *chonsei* price index with real interest rate, where the latter is corporate bonds yield rate minus year-on-year inflation rate for CPI.[6] All series, except for the user cost of housing consumption, are transformed into per capita terms.

Table 1 reports the estimation results for the three consumption series.[7] The first

---

[1] Steps involved and the resulting log-linear relations are given in the appendix.

[2] We originally resort to a rather ad-hoc version of regression equation (1), leaving the relative price of housing consumption out. An anonymous referee pointed this out and suggested we derive the regression specification from an optimization model. His/her comments are deeply appreciated.

[3] The higher the elasticity of substitution between the two types of consumption is, the more likely the coefficient of P for housing consumption is to be positive.

[4] All data series are obtained from the Economic Statistics System of the BOK, except for the nationwide chonsei price index taken from the Kookmin Bank's real estate database.

[5] Imputed rents may not be appropriate to proxy for housing consumption because, as an anonymous referee points out, imputed rents could fluctuate along with changes in user costs even though the amount of housing stock is constant. However, our intention here is to compare the sensitivities of various consumption data to housing wealth. Thus, we decide to use 'housing consumption' defined as in this section, probably at the risk of using a misnomer.

[6] The OTC rate series for AA- grade corporate bonds with 3-year maturity is used.

[7] ADF statistics for the data series could not reject the null of unit roots. Also, residual based ADF tests support the

<Table 1> Time Series Regression

Consump-tion	Total		Non-Housing		Housing	
Relative Price	P_{def}	P_{uc}	P_{def}	P_{uc}	P_{def}	P_{uc}
Const.	0.638 (1.433)	-0.277 (-1.298)	1.153 (2.078)	0.095 (0.358)	-4.432 (-7.518)	-4.748 (-17.895
P	-0.104 (-2.612)	-0.011 (-1.553)	-0.115 (-2.335)	-0.009 (-1.044)	-0.056 (-1.070)	-0.020 (-2.293)
Y	1.102 (27.372)	1.018 (40.741)	1.131 (22.547)	1.037 (33.314)	0.986 (18.121)	0.920 (29.643)
HW	0.036 (1.525)	0.044 (1.770)	0.110 (3.726)	0.118 (3.810)	-0.322 (-10.207)	-0.311 (-10.126)
SW	-0.009 (-0.464)	-0.015 (-0.750)	-0.022 (-0.914)	-0.030 (-1.205)	0.054 (2.123)	0.056 (2.288)
$\bar{R}^2$	0.993	0.992	0.989	0.989	0.987	0.989

Note: Numbers in parentheses are t-values.

panel shows that the estimated elasticity of total consumption with respect to both housing and stock wealth is either statistically insignificant or of the wrong signs. Using different series for the relative price of housing consumption does not alter these results. In contrast, as shown in the second panel, the estimation results for non-housing consumption support the presence of significant housing wealth effect. The elasticity of non-housing consumption with respect to housing wealth is estimated to be sizable amounting to 0.110 and 0.118, depending on which relative price series is used, and in both cases the estimates are statistically significant. When it comes to the size of stock wealth effects, the estimated coefficient of stock wealth turns out to be insignificant, as in the case of the total consumption[8]. The estimated coefficient on the relative price term is -0.115 when P_{def} is used, but the estimated coefficient on P_{uc} is insignificant and negligible. This implies that the non-housing and housing consumption are not close substitutes.

The third panel of Table 1 reports the estimation results for housing consumption. We first note that the estimated coefficients on the relative price terms have signs consistent with the theoretical prediction developed in the appendix, although the coefficient on P_{def} is not significant. It turns out that, however, the estimated coefficients on housing wealth are significantly negative: as discussed in the

presence of cointegration in all regressions.

[8] The larger effect of housing wealth on consumption than of stock wealth is also reported in Case, Quigley and Shiller (2005).

appendix, the predicted sign of housing wealth effects on housing consumption is

<Table 2> Time Series Regression (Consumptions by Type)

Consum.	Durable		Non-durable		Service	
Relative Price	P_{def}	P_{def}	P_{def}	P_{uc}	P_{def}	P_{uc}
Const.	1.506 (0.700)	0.973 (1.012)	-6.471 (-12.516)	-3.986 (-16.316)	2.983 (3.420)	-0.878 (-2.116)
P	0.037 (0.193)	0.070 (2.242)	0.311 (6.713)	0.051 (6.427)	-0.481 (-6.153)	-0.077 (-5.746)
Y	1.428 (7.344)	1.462 (12.989)	0.412 (8.817)	0.665 (23.254)	1.427 (18.090)	1.037 (21.356)
HW	0.261 (2.269)	0.229 (2.055)	0.034 (1.227)	0.003 (0.112)	-0.162 (-3.466)	-0.115 (-2.384)
SW	0.006 (0.064)	-0.016 (-0.176)	-0.008 (-0.335)	0.003 (0.139)	0.081 (2.1148)	0.064 (1.676)
$\bar{R}^2$	0.931	0.936	0.981	0.980	0.977	0.975

Note: Numbers in parentheses are t-values.

positive, once the effects of the changes in the relative price of housing consumption is correctly controlled for. The theoretically unwarranted signs of the coefficients on housing wealth point to the possibility that the relative price series (and probably the housing consumption series as well) has not been constructed properly. That being the case, the coefficients on housing wealth in the second column of the table may not reflect the pure housing wealth effect on non-housing consumption net of any substitution effect. Notwithstanding, the results in Table 1 suggest the presence of strong housing wealth non-housing consumption. This finding also implies that the primary channel of hosing wealth effects on macroeconomy is via non-housing consumption.

The distinction of housing and non-housing consumption in Table 1 is based on the categorization of consumption *by purpose* in the NIA. To understand the effect of housing wealth on consumption along a different dimension, we estimate equation (1) with the following types of consumption categorized *by type*: expenditures on durables, non-durables, and service. The results are reported in Table 2, where the estimated housing wealth effects are conspicuous for expenditure on durables. More specifically, one percent increase in housing wealth tends to increase expenditures on durables by 0.23% to 0.26%, depending on which relative price series is used. For non-durables, the estimated housing wealth effects are not significant. Another interesting finding in Table 2 is that the coefficients on relative price and housing for expenditures for service are both negative, as shown in the last column. This feature,

reminiscent of the results for housing consumption in Table 1, is probably due to the

<Table 3> Time Series Regression (Lagged Housing Wealth)

Consump-tion	Total		Non-Housing		Housing	
Relative Price	P_{def}	P_{uc}	P_{def}	P_{uc}	P_{def}	P_{uc}
Const.	0.746 (1.590)	-0.346 (-1.539)	1.405 (2.314)	-0.016 (-0.054)	-5.019 (-7.723)	-4.621 (-15.814)
P	-0.116 (-2.910)	-0.011 (-1.499)	-0.145 (-2.827)	-0.010 (-1.095)	0.018 (0.326)	-0.014 (-1.499)
Y	1.112 (27.283)	1.017 (40.410)	1.155 (21.903)	1.035 (31.644)	0.912 (16.157)	0.927 (28.353)
HW	0.028 (1.178)	0.028 (1.091)	0.097 (3.138)	0.095 (2.853)	-0.306 (-9.2197)	-0.294 (-8.890)
SW	-0.004 (-0.189)	-0.009 (-0.441)	-0.014 (-0.585)	-0.022 (-0.847)	0.049 (1.858)	0.054 (2.101)
$\overline{R}^2$	0.993	0.992	0.988	0.987	0.985	0.986

Note: Numbers in parentheses are t-values.

fact that a sizable portion of service consumption is taken by housing consumption, which in turn comprises spending on housing, water, electricity, gas and other fuels as explained before.

One problem with equation (1) is that the regression specification may be subject to the endogeneity of regressors, especially for housing wealth. To address this, we experiment with estimating equation (1) with the lagged housing wealth instead of the current housing wealth. The results are reposted in Table 3, where the second panel shows that the estimated coefficients on lagged housing wealth for non-housing consumption are slightly lower than those in Table 2. Our interpretation is that using lagged housing wealth helps correct the problem of endogeneity at least partially. Other than this finding, the results in Table 3 are qualitatively not different from those in Table 1.

Going back to the issue of proper measure of consumption for housing wealth effect, our results of time series regression in Table 1 to Table 3 support the use of non-housing consumption in estimating housing wealth effects. Even if one focuses on non-housing consumption, however, there is another reason why one may not obtain precise estimates of housing wealth effects from aggregate time series data. It is because the "genuine" definition of the housing wealth effect is appropriate for home-owners, but aggregate non-housing consumption is the sum of renters' consumption and home-owners' consumption. For renters, the rise in property price will induce the substitution away from housing consumption toward non-housing

consumption, to the extent that higher housing price accompany higher rental price.

Left with less disposable resources, however, renters will also decrease both housing and non-housing consumptions. Unless the elasticity of substitution between housing and non-housing consumption is sufficiently large, renters' non-housing consumption will decrease. Even if the elasticity is large enough, the responsiveness of renters' non-housing consumption will be significantly lower than that of home-owners.

When using time series data, therefore, one natural suggestion would be to separately track down home-owners' and renters' consumption and to take this information into account in estimating the 'genuine' housing wealth effect. Unfortunately, no time series data is available of this characteristic. In the following subsection, therefore, we use cross sectional data for home-owners to obtain a set of benchmark estimates for genuine housing wealth effect. We then proceed in section 3 to estimate the share of home-owners' consumption, and use the results to re-interpret the time series estimates of housing wealth effects.

2. Cross Section Results

To estimate housing wealth effects from cross sectional data, we use the following regression

$$C_{j,t} = \beta_0 + \beta_y Y_{j,t} + \beta_h HW_{j,t} + \beta_z X_{j,t} + \varepsilon_{j,t} \tag{1}$$

where $\left(C_{j,t}, Y_{j,t}, HW_{j,t}\right)$ denotes total consumption expenditure, household income, and housing wealth, respectively, of the jth household at period t. The vector X of controls includes lagged dependent variable(LDV), financial wealth(FW), household size(Size), the years of education(Edu), the age of household heads(Age), and the square terms of age(Age^2). All variables are in logarithmic terms except the household size, years of education, age, and square of age. The data series used are taken from the Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS) spanning 2000-2004.

Table 4 shows the estimation results for equation (2) for six specifications. In the first four specifications estimated by pooled regressions, we include both the time and region dummies (the estimated coefficients are not reported), in order to control for differing effect of explanatory variables on consumption across different business cycle and regional conditions. In the latter two specifications estimated by panel regressions, only the time dummy is included.

In specification (i), we include as independent variables current housing and financial wealth, where in specification (ii) LDV is also included as a control. For these two specifications, the estimated coefficients on housing wealth are positive and statistically significant. Although the inclusion of LDV in specification (ii) lowers the estimated coefficient on both types of wealth, this does not necessarily mean that the size of housing wealth effects is smaller: the long-run effects of housing wealth on consumption, i.e., 0.057/(1-0.351) = 0.088, is comparable to 0.091 in specification (i). Also, the magnitude of financial wealth effect turns out to be less than half the size of housing wealth effect.

As in the time series regression (1), estimating equation (2) using cross section

<Table 4> Cross Sectional Regressions (total consumption)

	Pooled Regression				Panel Regression	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
Constant	2.449 (10.08)	1.465 (6.34)	2.429 (13.09)	1.491 (8.57)	4.710 (7.25)	2.582 (13.41)
LDV	-	0.351 (20.90)	-	0.403 (19.75)	-	-
Y	0.366 (34.91)	0.288 (27.60)	0.335 (25.29)	0.231 (17.71)	0.203 (7.56)	0.324 (23.00)
HW	0.091 (9.22)	0.057 (6.08)	-	-		
HW_{-1}	-	-	0.099 (8.12)	0.060 (5.35)	0.053 (2.10)	0.094 (7.80)
FW	0.040 (7.56)	0.015 (2.87)		-		
FW_{-1}	-	-	0.048 (7.44)	0.028 (4.71)	-0.015 (-1.51)	0.034 (5.41)
Size	0.102 (15.62)	0.052 (8.02)	0.111 (13.33)	0.052 (6.46)	0.038 (1.03)	0.114 (11.77)
Edu	0.110 (11.51)	0.067 (7.28)	0.118 (9.90)	0.063 (5.78)	0.120 (1.76)	0.136 (9.75)
Age	0.032 (7.50)	0.016 (4.01)	0.031 (5.29)	0.013 (2.46)	0.022 (1.02)	0.033 (5.00)
Age^2	-0.000 (-7.70)	-0.000 (-4.11)	-0.000 (-5.94)	-0.000 (-3.03)	-0.000 (-0.93)	-0.000 (-5.54)
Time dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
$\overline{R}^2$	0.68	0.72	0.69	0.75	0.64	0.68

Note: Numbers in parentheses are t-values.

data can be subject to the endogenity problem.[9] In an attempt to partially lessen this problem, we experiment with using one lags of housing and financial wealth. [10] The specifications (iii) and (iv) correspond to these experiments, where the estimated housing wealth effect is slightly larger than those for specifications (i) and (ii): when we use lagged wealth data instead of the current data, the coefficient on housing wealth changes from 0.091 to 0.099 in the absence of LDV, In the presence of LDV, the long-run coefficient on housing wealth changes from 0.087 to 0.060/(1-0.403)=0.101.

Although the time span of our data is relatively short, we consider two specifications of panel regression, where specification (v) and (vi) employ fixed effects and random effects regressions, respectively. The coefficients on housing wealth in these cases are comparable to those for the pooled regression specifications, except that the housing wealth effect estimated by fixed effect regression is the smallest among the six specifications we used.

In Table 5, we report the estimation results for consumption expenditures on durables, non-durables, and service. Noticeably, the estimated coefficients on housing wealth are significant for all types of consumption, regardless of the current or lagged housing wealth as a regressor. Another interesting finding is that, unlike the time series results in Table 2, the estimated housing wealth effect is now most conspicuous for service both in terms of its size and significance. This discrepancy results because the time series data on service consumption include housing consumption (or its proxy), while the cross section data do not. Therefore, we interpret this finding as supporting our claim in the previous subsection that housing consumption should not be considered when measuring housing wealth effect using macro time series data. We also note in Table 5 that housing wealth has larger effect on durable consumption than on non-durables, similarly in Table 2 for time series results: where current housing wealth is used, the coefficient on housing wealth for durable consumption is 0.097, larger than 0.040 for non-durables.

In summary, the results of cross sectional regressions in Tables 4 and 5 support the presence of housing wealth effects among home-owners: overall, households with 1% higher level of housing wealth spends more on total consumption by around 0.1% in the long-run.

Estimation of Consumption Shares

In the previous section, we emphasized the importance of considering home ownership profiles when one measures housing wealth effects using aggregate time series. One way to address this issue is to revise the time series estimates of housing wealth effects in view of the relative weight on home-owners' consumption. In this section, therefore, we attempt to estimate the share of home-owners' consumption in

---

[9] The problem of endogeneity in (2) can be illustrated as follows: to the extent that the permanent income of household is the primary determinants of consumption and housing unit choices, the housing wealth is likely to be endogenous. We thank an anonymous referee for pointing this out.

[10] While the consumption in year t is the total flow over the year, housing wealth in tear t is its stock value in the mid-year. By using lagged housing wealth, therefore, we can circumvent the problem of explaining the past consumption (over the first half of the year) by the housing wealth as of June.

<Table 5> Cross Sectional Regressions (Consumptions by type)

	Durables		Non-durables		Service	
Constant	0.697 (2.15)	1.292 (2.98)	3.535 (12.57)	3.384 (15.13)	1.339 (3.98)	2.522 (4.62)
Y	0.389 (15.71)	0.359 (11.24)	0.204 (17.08)	0.210 (13.26)	0.304 (20.97)	0.252 (13.45)
HW	0.097 (4.35)	-	0.040 (3.52)	-	0.133 (9.75)	-
HW-1	-	0.071 (2.53)	-	0.076 (5.19)	-	0.136 (7.87)
FW	0.049 (4.19)	-	0.019 (3.13)		0.045 (6.08)	-
FW-1	-	0.033 (2.29)	-	0.022 (2.86)	-	0.060 (6.59)
Size	-0.006 (-0.44)	0.005 (0.28)	0.109 (14.43)	0.101 (10.15)	0.141 (15.58)	0.165 (14.00)
Edu	0.071 (3.51)	0.131 (5.28)	0.076 (6.89)	0.058 (4.10)	0.144 (10.82)	0.151 (9.04)
Age	0.012 (1.21)	0.002 (0.17)	0.007 (1.51)	-0.006 (-0.84)	0.037 (6.22)	0.022 (2.69)
Age^2	-0.000 (-1.08)	-0.000 (-0.02)	-0.000 (-1.22)	0.000 (0.72)	-0.000 (-6.87)	-0.000 (-3.7-)
$\overline{R}^2$	0.21	0.21	0.40	0.43	0.56	0.57

the context of dynamic structural models using macro time series.

We consider two simple infinite horizon models of an endowment economy, both of which are populated by home-owners and renters. In the first model, households maximize lifetime utility defined over non-housing consumption (C_1) and housing consumption (C_2). The sole difference between home-owners and renters in this model is that only the former group has access to the market for housing investment goods. In the second model, renters are further restricted to be "rule-of-thumb" consumers in the sense of Campbell and Mankiw (1989), living on their current income period by period.

Our approach belongs to literature on the estimation of the Euler equation including Campbell and Mankiw (1989), Jappelli and Pagano (1989), and Iacoviello (2004): we first derive optimality conditions for each group of households, combine

them into an aggregate Euler equation, and estimate the consumption weight on home-owners.

3. Model (I)

3.1 Home-owners

A representative home-owner maximizes a standard lifetime utility given by

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-1/\sigma} u\left(C_{1t}^O, C_{2t}^O\right)^{1-1/\sigma}, \ 0<\beta<1, \ \sigma>0 \tag{3}$$

for all $t \geq 0$. The home-owner derives utility from non-housing consumption C_{1t}^O and housing service consumption C_{2t}^O, priced at P_{1t} and P_{2t}, respectively. We assume that the instantaneous utility $u(C_{1t}, C_{2t})$ is a CES aggregator of the form:

$$u(C_{1t}, C_{2t}) = \left[\omega^{\frac{1}{\varepsilon}} C^{1\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\varepsilon}} C^{2\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right], \quad 0<\omega<1, \quad \varepsilon>0. \tag{4}$$

The representative home owner receives a random real endowment Y_t^O, lends (or borrow) B_t^O in real terms, and receives the real gross interest payment $R_t B_t^O$ in the next period. He also purchases I_t^h units of housing stock priced at Q_t for investment. The housing stock evolves according to $H_{t+1} = I_t^h + (1-\delta)H_t$, where δ is the rate of depreciation for the existing housing stock. He leases H_t units of housing stock at the price of Z_t to a housing service firm, which in turn produces and provides housing service C_{2t} at the price of P_{2t}. Therefore, the budget constraint of a home-owner is

$$Y_t^O + Z_t H_t + R_{t-1} B_{t-1}^O = P_{1t} C_{1t}^O + P_{2t} C_{2t}^O + Q_t (H_{t+1} - (1-\delta) H_t) + B_t^O \tag{5}$$

Solving the maximization problem of the home-owner yields the follo5ing first order conditions for (C_1^O, C_2^O, H):[11]

[11] If the home-owner's FOC w.r.t. bond is also derived and combined with the other FOCs, the resulting equation becomes a version of the "no-arbitrage" condition. With the consumption of home-owners substituted out in so doing, it is impossible to construct a moment condition involving aggregate consumption by which to estimate the consumption shares of home-owners or renters.

The intuition is as follows: if the home-owners are following inter-temporally optimal decisions, optimality condition involving either housing investment or bond acquisition is redundant. Unlike home-owners, however, renters in the next subsection do not have access to the housing investment, so their dynamic optimality condition w.r.t. the bond is indispensible.

$$\omega^{\frac{1}{\varepsilon}}[u_t]^{\frac{1}{\varepsilon}-\frac{1}{\sigma}}C_{1t}^{O-\frac{1}{\varepsilon}} = P_{1t}\mu_t, \tag{6}$$

$$(1-\omega)^{\frac{1}{\varepsilon}}[u_t]^{\frac{1}{\varepsilon}-\frac{1}{\sigma}}C_{2t}^{O-\frac{1}{\varepsilon}} = P_{2t}\mu_t, \tag{7}$$

$$Q_t\mu_t = \beta E_t\mu_{t+1}Q_{t+1}(1-\delta) + \beta E_t\mu_{t+1}Z_{t+1}, \tag{8}$$

where μ_t is the Lagrange multiplier for the budget constraint. It is worth noting that equations (6) and (7) imply

$$\left[\frac{\omega}{1-\omega}\right]^{\frac{1}{\varepsilon}}\left[\frac{C_{1t}^{O}}{C_{2t}^{O}}\right]^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \frac{P_{1t}}{P_{2t}}, \tag{9}$$

which can be used to pin down the elasticity of substitution between the two kinds of consumption.[12]

We assume that the technology of the competitive housing service firm is $C_2=\eta H$, with $\eta>0$.[13] Then, the zero profit condition in turn gives $Z=\eta P_{2t}$, which is used to substitute out Z in (7). After re-arranging log-linearized versions of equations (6), (7), and (8), we get:

$$\begin{aligned}
&\hat{Q}_t + \Theta_1\hat{P}_{1t} - \frac{1}{\sigma}\hat{C}_{1t} - \Theta_2\hat{P}_{2t} \\
&= \Theta_1 E_t\hat{P}_{1,t+1} - \frac{1}{\sigma}E_t\hat{C}_{1,t+1} - \Theta_2 E_t\hat{P}_{2,t+1} \\
&+ \beta(1-\delta)E_t\hat{Q}_{t+1} + (1-\beta(1-\delta))E_t\hat{P}_{2,t+1}
\end{aligned} \tag{10}$$

Where

$$\Theta_1 = \varepsilon(1-\Xi)\left(\frac{1}{\varepsilon}-\frac{1}{\sigma}\right)-1,$$

$$\Theta_2 = \varepsilon(1-\Xi)\left(\frac{1}{\varepsilon}-\frac{1}{\sigma}\right)$$

[12] Since equation (8) holds for renters as well, it holds for aggregate consumption.

[13] In fact, we can further normalize η to be one, without causing any changes in the results that follows.

and Ξ is the ratio $\dfrac{\omega^{\frac{1}{\varepsilon}} C_1^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}}{\omega^{\frac{1}{\varepsilon}} C_1^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\varepsilon}} C_2^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}}$ evaluated in steady state.

3.2 Renters

Without access to the housing investment market, a representative renter maximizes

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-1/\sigma} u\left(C_{1t}^{\gamma}, C_{2t}^{\gamma}\right)^{1-1/\sigma}, 0 < \beta < 1, \ \sigma > 0 \tag{11}$$

subject to her budget constraint

$$Y_t^r + R_{t-1} B_{t-1}^r = P_{1t} C_{1t}^r + P_{2t} C_{2t}^r + B_t^r \tag{12}$$

where the superscript r denotes renters' choice variables.
The first order conditions for (C_1, C_2, B) are given by

$$\omega^{\frac{1}{\varepsilon}} \left[u_t^r\right]^{\frac{1}{\varepsilon}-\frac{1}{\sigma}} C_{1t}^{r-\frac{1}{\varepsilon}} = P_{1t} \mu_t^{\gamma} \tag{13}$$

$$(1-\omega)^{\frac{1}{\varepsilon}} \left[u_t^{\gamma}\right]^{\frac{1}{\varepsilon}-\frac{1}{\sigma}} C_{2t}^{\gamma-\frac{1}{\varepsilon}} = P_{2t} \mu_t^{\gamma} \tag{14}$$

$$\mu_t^{\gamma} = \beta R_t E_t \mu_{t+1}^{\gamma}. \tag{15}$$

After re-arranging log-linearized versions of (13), (14), and (15), we get

$$\begin{aligned} &\Theta_1 \hat{P}_{1t} - \frac{1}{\sigma} \hat{C}_{1t}^{\gamma} - \Theta_2 \hat{P}_{2t}, \\ &= \hat{R}_t + \Theta_1 E_t \hat{P}_{1,t+1} - \frac{1}{\sigma} E_t \hat{C}_{1,t+1}^{\gamma} - \Theta_2 E_t \hat{P}_{2,t+1}. \end{aligned} \tag{16}$$

3.3 Aggregation

Suppose that the economy is inhabited by $\theta \in [0,1]$ fraction of owner-occupiers

and $1-\theta$ fraction of renters, so that the aggregate consumption is determined as

$$C_t = \theta C_t^O + (1-\theta) C_t^\gamma . \tag{17}$$

If log-linearized around steady state, (16) yields

$$\hat{C}_t = \Lambda \hat{C}_t^O + (1-\Lambda)\hat{C}_t^\gamma \tag{17a}$$

where Λ is the steady state share $\theta C^O / C$ of home-owners' consumption.[14] We can further deduce from (9) and (4) that the same share Λ is applicable to the aggregation of C_1 or C_2 individually.

Combining (10) and (16) in view of (17a) gives

$$\begin{aligned} &\frac{1}{\sigma}\left[\hat{C}_{1t} - E_t\hat{C}_{1,t+1}\right] + \Theta_1\left[E_t\hat{P}_{1,t+1} - \hat{P}_{1t}\right] - \Theta_2\left[E_t\hat{P}_{2,t+1} - \hat{P}_{2t}\right] \\ &= \Lambda\left[\hat{Q}_t - \beta(1-\delta)E_t\hat{Q}_{t+1}\right] - (1-\Lambda)\hat{R}_t + \Lambda\left[1-\beta(1-\delta)\right]E_t\hat{P}_{2,t+1}. \end{aligned} \tag{18}$$

4. Model (II)

We consider another endowment economy in which the renters are, on top of the lack of access to the housing investment market, described as the so-called rule-of-thumb consumers: they do not smooth their consumption path in the face of fluctuations in their period-by-period endowment income. The behavior of home-owners in this economy is the same as in Model (I).

In each period, a representative renter solves the static problem of maximizing his period utility

$$u\left(C_{1t}^\gamma, C_{2t}^\gamma\right) \tag{19}$$

subject to the constraint

$$Y_t^\gamma = P_{1t}C_{1t}^\gamma + P_{2t}C_{2t}^\gamma \tag{20}$$

that all his endowment income is consumed in each period.

From the intratemporal optimization condition (9) and the budget constraint (20), we have

[14] θ and Λ are different even in a steady state because the economy is populated by heterogeneous households.

$$-\sigma\hat{C}_{1t}^{\gamma} = -\sigma\hat{Y}_t^{\gamma} + \sigma\hat{P}_{1t}\left[\Theta_3 + \left(1-\Theta_3\right)\varepsilon\right] + \sigma\hat{P}_{2t}(1-\Theta_3)(1-\varepsilon) \tag{21}$$

where Θ_3 is the renters' share of non-housing consumption expenditure $P_1C_1^{\gamma}/Y^{\gamma}$ in steady state, which is equal to $\frac{\omega P_1^{1-\varepsilon}}{\omega P_1^{1-\varepsilon} + (1-\omega)P_2^{1-\varepsilon}}$.[15]

We now combine the log-linearized versions of (10) for home-owners and (21) for renters, with weight of Λ and 1-Λ, respectively. Using $E_t\hat{C}_{1t}^{o} = \frac{1}{\Lambda}E_t\hat{C}_{1t} - \frac{1-\Lambda}{\Lambda}E_t\hat{C}_{1t}^{r}$, we finally have the following equation for aggregate non-housing consumption:

$$\begin{aligned}
&\frac{1-\Lambda}{\sigma}E_t\hat{Y}_{t+1}^{\gamma} = \Lambda\left[\hat{Q}_t - \beta(1-\delta)E_t\hat{Q}_{t+1}\right] \\
&+\Lambda\Theta_1\left[\hat{P}_{1t} - E_t\hat{P}_{1,t+1}\right] - \Lambda\Theta_2\left[\hat{P}_{2t} - E_t\hat{P}_{2,t+1}\right] \\
&+\Lambda\left[1-\beta(1-\delta)\right]E_t\hat{P}_{2,t+1} - \frac{1}{\sigma}\left[\hat{C}_{1t} - E_t\hat{C}_{1t+1}\right] \\
&+\sigma(1-\Lambda)Y_t^{\gamma} - \sigma(1-\Lambda)(\Theta_3 + (1-\Theta_3)\varepsilon)\hat{P}_{1t} \\
&-\sigma(1-\Lambda)(1-\Theta_3)(1-\varepsilon)\hat{P}_{2t} \\
&+\frac{1-\Lambda}{\sigma}(\Theta_3 + (1-\Theta_3)\varepsilon)E_t\hat{P}_{1,t+1} \\
&+\frac{1-\Lambda}{\sigma}(1-\Theta_3)(1-\varepsilon)E_t\hat{P}_{2,t+1}.
\end{aligned} \tag{22}$$

5. Estimation

We estimate the (steady state) share Λ of home-owner's consumption using the aggregate Euler equations (18) and (22) for the two models. Involving endogenous expectational errors, those equations are cast into the form

$$E_t\left[M_{t+1}X_t\right] = 0 \tag{23}$$

for a vector X_t of variables dated t and earlier. We apply GMM to the orthogonality condition (23).

To simplify the estimation procedure, we opt to estimate the pair of (σ, Λ). The values of (ω, ε) are fixed at (0.868, 0.454), which are obtained by applying OLS to

[15] We use the budget constraint (19) and the CES aggregator to derive this result.

(9). Ξ is fixed at the sample mean of its data counterpart calculated using the above estimates. The rate of depreciation δ of housing stock is fixed at 0.007, matching the annual rate estimated for the U.S. by Harding et al. (2004), and β is fixed at the conventional rate of 0.99. Finally, Θ_3 is fixed at the corresponding sample average.

We use quarterly Korean data for the period 1987:Q1 to 2003:Q4. The aggregate non-housing consumption C_1 is the same series used for the time series regression in section 2. The price series (P_1, P_2) of non-housing and housing consumption, respectively, are proxied by corresponding implicit deflators available from the national income account, and the housing price Q is the nationwide house price index reported by Kookmin Bank. All price variables are deflated by the CPI. The real interest rate R is the 3-year corporate bond rate adjusted for ex-post CPI inflation. For the endowment Y_t^γ of renters in the second model economy, we use per capita GNI resorting to the assumption that the endowment profile is identical for all households. Since variables in equations (18) and (22) are represented in log-deviations from steady state levels, we use the Hodrick-Prescott filter to construct correspondingly transformed series.

The left panel of Table 6 reports the estimation results for Model (I). In column (1), the second to fourth lags of $(C_1, C_2, P_1, P_2, Q, R)$ are used as instruments, while lags of C_2 not appearing in the moment condition are dropped in column (2). The estimated elasticities of intertemporal substitution imply that the utility function is close to the logarithmic function in both columns, but the estimate 0.769 of Λ in column (2) is higher than 0.659 in column (1). Both parameters are estimated sharply, as reflected in their t-values.

The estimation results for Model (II) are reported in the right panel of Table III. In column (3), the second to fourth lags of $(C_1, C_2, P_1, P_2, Q, R, Y)$ are used as instruments, while lags of C_2 not appearing in the moment condition (8) are again dropped in column (4). The estimates of σ and Λ for Model (II) tend to be lower than those for Model (I): the estimates of σ, ranging at around 0.8 to 0.9, are significantly lower than for Model (I) at a 5% significance level but not at the 1% level. The estimates of Λ, now ranging from 0.61 to 0.64, are not much different from that of Model (I). We believe the slightly lower estimates of Λ in Model (II) better represent the situation that renters are more likely to behave as "rule-of-thumb" consumers, rather than being able to smooth their consumption over time.[16] That being the case, the consumption share of renters latent in the aggregate data series will be better captured by the latter model. It is also worth noting that the estimate of Λ is not very different from a similar estimate in Campbell and Mankiw (1989): they estimate the "mass" of consumers who do not borrow or save to smooth consumption to be in the neighborhood of 0.4. If we view the renters as unable to draw resources from housing wealth to smooth consumption, then our estimates of Λ are comparable to those in Campbell and Mankiw (1989), although our estimates give the consumption share, not the "mass", of constrained households.

[16] In 2000, the home ownership ratio in Seoul was 53.4%, and the weighted average of home ownership ratios in seven major cities was 56.6% if the numbers of households in each city are used as weights. The average home ownership rate nationwide is 61.0%. The estimated share Λ is therefore higher than the "mass" of home-owners, which appears plausible: the consumption of a home owner will be higher than that of a renter.

<Table 6> GMM Estimation of the Euler Equation

	Model I		Model II	
	(1)	(2)	(3)	(4)
σ	1.230 (3.72)	1.267 (3.89)	0.894 (18.81)	0.808 (13.35)
Λ	0.659 (2.91)	0.769 (3.02)	0.613 (2.97)	0.639 (2.19)
Instruments	$C_{1,t-2},\ldots,C_{1,t-4}$	$C_{1,t-2},\ldots,C_{1,t-4}$	$C_{1,t-2},\ldots,C_{1,t-4}$	$C_{1,t-2},\ldots,C_{1,t-4}$
.	$P_{1,t-2},\ldots,P_{1,t-4}$	$P_{1,t-2},\ldots,P_{1,t-4}$	$P_{1,t-2},\ldots,P_{1,t-4}$	$P_{1,t-2},\ldots,P_{1,t-4}$
	$Q_{t-2},\ldots,Q_{t-4}$	$Q_{t-2},\ldots,Q_{t-4}$	$Q_{t-2},\ldots,Q_{t-4}$	$Q_{t-2},\ldots,Q_{t-4}$
	$R_{t-2},\ldots,R_{t-4}$	$R_{t-2},\ldots,R_{t-4}$	$R_{t-2},\ldots,R_{t-4}$	$R_{t-2},\ldots,R_{t-4}$
	$C_{2,t-2},\ldots,C_{2,t-4}$		$Y^r_{t-2},\ldots,Y^r_{t-4}$	$Y^r_{t-2},\ldots,Y^r_{t-4}$
			$C_{2,t-2},\ldots,C_{2,t-4}$	
J – stat.	0.764	0.891	0.753	0.778

Note: Numbers in parentheses are t-values calculated by HAC standard errors of Newey-West (1987). Numbers in the last row are p-values associated with Hansen's (1982) J-test for the model's overidentifying restrictions.

6. Interpretation

In this subsection, we develop an intuitive idea on how much to revise the measure of housing wealth effects estimated with aggregate (across home-owners and renters) time series. To simplify the argument, we assume the following relations

$$C^O = \alpha HW + \varepsilon^O$$
$$C^\gamma = \beta HW + \varepsilon^\gamma \qquad (24)$$

where C^O and C^γ are the consumption of home-owners and renters, respectively, and HW is the total housing wealth. If the two consumption series were available, the OLS estimate of α would correspond to the "textbook" definition of the housing wealth effect, while that of β would measure the degree of negative income effect on renters coming from increases in housing prices.

Now suppose that a relation analogous to (12) is estimated for per capita consumption C, which is the weighted sum $\Lambda C^O + (1-\Lambda)C^r$ of two strands of households' consumption. If we denote the resulting estimate by $\hat{\gamma}$, it follows that the OLS estimates $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ have the following relation:

$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\gamma}}{\Lambda} - \frac{1-\Lambda}{\Lambda}\hat{\beta}. \tag{25}$$

Equation (25) shows that how well the aggregate estimate $\hat{\gamma}$ reflects the hypothetical "home-owners only" estimate $\hat{\alpha}$ depends on $\hat{\beta}$ and Λ.

Obviously, if Λ is close to one, $\hat{\gamma}$ is not much different from the degree of a genuine housing wealth effect. However, if Λ is substantially smaller than 1, $\hat{\gamma}$ is likely to fall short of $\hat{\alpha}$, the measure of genuine wealth effect. Another reason $\hat{\gamma}$ may underestimate housing wealth effect per se is that $\hat{\beta}$ is significantly smaller than $\hat{\alpha}$. As shown in section 2, the time series regression results in Table I strongly support that $\hat{\beta}$ would be significantly smaller than $\hat{\alpha}$, and possibly even negative.

If we put $\hat{\beta} = 0$, which we think is not much of an extreme assumption for renters, the estimates Λ in Table 1 imply that $\hat{\alpha}$ recovered from the estimates (controlled for the possible endogeneity problem) in the second panel for non-housing consumption in Table 3 ranges around 0.144 on average. The estimates of housing wealth effects thus revised tend to be larger than the cross sectional estimates in Table 4 ranging around 0.1. We may view the number 0.144 as the upper bound of the 'genuine' housing wealth effects we want to estimate.

IV. Conclusion

In this paper, we examine the effects of housing wealth on consumption in Korea. Traditionally, the literature on housing wealth effect has mainly focused on estimating the effects of housing wealth on aggregate consumption. Unlike those previous studies, our interest lies in understanding the 'genuine' housing wealth effects, i.e., the response of consumption spending by home-owners to the changes in housing wealth.

We raise two issues, the one around home-ownership and the other around the proper measure of consumption, that matter in estimating the genuine housing wealth effect using aggregate time series. Dealing with the latter, we argue that it is more appropriate to use non-housing consumption. To the extent that most home-owners purchase housing units to live in, the changes in housing consumption by home owners are not of their own choices but artificially imputed on them.

On top of that, we proceed to address the issue of home ownership. Our strategy is to examine how much to revise the estimates housing wealth effect obtained from aggregate non-housing consumption data. We construct two structural models and estimate the share of home-owners' consumption in those models' context. It is found that, if revised in light of the estimated consumption shares of home-owners, the magnitude of resulting housing wealth effects may be larger than what simple time series regressions tell us.

We believe grasping the size of 'genuine' wealth effect has some macroeconomic implications. Policymakers are usually interested in understanding the effect of housing wealth on aggregate consumption. Seeing that the ratio of home-owners has been steadily increasing, however, estimates of housing wealth effects based on past data and not taking such trend into account may understate the importance of housing wealth for stabilization policy in the present and near future.

References

Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw, "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," Macroeconomics Annual, edited by Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, Cambridge, MA: MIT Press, 1989, pp.185~216.

Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," Advances in Macroeconomics, 5:1, Article 1, 2005.

Davidson, R. and J. G. MacKinnon, Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press, 1993.

Girouard, N. and S. Blondal, "House prices and economic activity," OECD, Economics Department Working Papers 5, 2001.

Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators," Econometrica, 50, 1982, pp.1029~1054.

Harding, J. P., S. S. Rosenthal, and C. F. Sirmans, "Depreciation of Housing Capital and the Gains from Homeownership," mimeo, 2004.

Iacoviello, M. "Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: an Structural Econometric Analysis," *Journal of Housing Economics*, 13, 2004, pp.304~320.

Jappelli, T. and M. Pagano, "Aggregate Consumption and Capital Market Imperfections: an International Comparison," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 5, 1989, pp.1088~1105.

Newey, W. and K. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," Econometrica, 1987, pp.703~708.

Lettau, M. and S. Ludvigson, "Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, June 2001, Vol. 56, No. 3, 1999, pp.815~849.

Ludwig, A. and T. Slok, "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries," IMF working paper, 2002.

Sutton, G. D., "Explaining Changes in House Prices," *BIS Quarterly Review*, Sep., 2002, pp.46~55.

Appendix

In this section, we summarize the steps followed in deriving the regression equation (1) from the utility maximization problem in the subsection 2.1.

The FOCs w.r.t (C^1,C^2) are combined together into

$$C_2 = C_1 P^{-\varepsilon}\left[\frac{1-\omega}{\omega}\right], \tag{A1}$$

where $P = P_2/P_1$.

Combining (A1) and the budget constraint, we get

$$C_1[1 + P^{1-\varepsilon}\left[\frac{1-\omega}{\omega}\right]] = Y + HW + SW. \tag{A2}$$

If log-linearized aound the steady state, equation (A2) can be represented as

$$\log C_1 = Const_1 + \Theta_1 \log P + \Psi_1 \log Y + \Psi_2 \log HW + \Psi_3 \log SW \tag{A3}$$

where $Const_1$ corresponds to the steady state around which (A2) is log-linearized, and the coefficients are given by the following steady state values:

$$\Theta_1 = (\varepsilon - 1)\frac{P^{1-\varepsilon}(1-\omega)/\omega}{1 + P^{1-\varepsilon}(1-\omega)/\omega},$$

$$\Psi_1 = \frac{Y}{W + HW + SW}, \Psi_2 = \frac{HW}{W + HW + SW}, \Psi_3 = \frac{SW}{W + HW + SW}.$$

Using (A1), we get a similar relation for $logC_2$ given by

$$\log C_2 = Const_2 + \Theta_2 \log P + \Psi_1 \log Y + \Psi_2 \log HW + \Psi_3 \log SW \tag{A4}$$

where $\Theta_2 = \varepsilon\left[\frac{P^{1-\varepsilon}(1-\omega)/\omega}{1 + P^{1-\varepsilon}(1-\omega)/\omega} - 1\right] - \frac{P^{1-\varepsilon}(1-\omega)/\omega}{1 + P^{1-\varepsilon}(1-\omega)/\omega}$.

Note that the coefficient Θ_1 on $logP$ may have either signs for the non-housing consumption (C_1), depending on the magnitude of ε measuring the elasticity of substitution between the two kinds of consumption. In contrast, the coefficient Θ_2 for the housing consumption (C_2) is negative.

韓國開發硏究
제 30 권 제 2 호(통권 제 103 호)

External Finance and Productivity Growth in Korea: Firm Level Evidence Before and After the Financial Crisis

Sanghoon Ahn
(Research Fellow, Korea Development Institute)
Joon-Ho Hahm
(Associate Professor, Graduate School of International Studies, Yonsei University)
Joon-Kyung Kim
(Professor, KDI school of Public Policy and Management)

외부금융과 기업생산성 간 관계에 대한 실증분석

안 상 훈
(한국개발연구원 연구위원)
함 준 호
(연세대학교 국제대학원 부교수)
김 준 경
(KDI정책대학원 교수)

* An earlier version of the present paper was presented at the 2007 EWC/KDI conference, Reforms for Korea's Sustained Growth, Honolulu, Hawaii, July 12-13 2007. We thank jeong In Kim for her excellent research assistance. We would also like to thank two anonymous referees for their valuable suggestions.

** 안상훈: (e-mail) ahn@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea
함준호: (e-mail) jhahm@yonsei.ac.kr, (address) Yonsei University, 134 Shinchon-dong, Seodaemoon-gu, Seoul 120-749, Korea
김준경: (e-mail) joon@kdischool.ac.kr, (address) KDI School of Public Policy and Management, 87 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-868, Korea

- Key Word: External Finance(외부금융), Firm Level Growth(기업성장), Total Factor Productivity (총요소생산성), Capital Accumulation(자본축적)
- JEL code: G20, O40
- Received: 2007. 8. 28 • Referee Process Started: 2007. 8. 29
- Referee Reports Completed: 2008. 9. 4

ABSTRACT

This paper empirically investigates the finance-growth linkage in Korea by utilizing firm-level data of manufacturing industries before and after the 1997 financial crisis. We find that, first, an increase in external finance is associated with a faster subsequent capital accumulation of firms. However, this capital accumulation channel became relatively attenuated after the crisis. Second, the total factor productivity growth effect of external finance has been considerably weak both before and after the crisis. Third, the information production and industry restructuring effects of external finance have also remained weak after the crisis. The limited role of external finance in post-crisis Korea partially reflects sluggish corporate investment and weakening dependence of good credit firms on external finance. The evidence suggests that, in order to effectively sustain economic growth, further reform efforts may be required to strengthen resource allocation and corporate restructuring roles of financial markets and institutions.

본 연구에서는 외부금융이 기업 성장에 영향을 미치는 다양한 경로에 대해 살펴보고, 1997년 외환위기를 전후하여 외부금융과 기업의 개별 성장요인 간 관계가 어떻게 변화하였는지를 우리나라 제조업 기업의 재무자료를 이용하여 실증분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 외부금융의 증가는 기업의 고정자본스톡 증가를 통해 기업 성장에 기여하는 것으로 분석되었다. 그러나 이러한 자본축적 촉진 효과는 위기 이전에 비해 97년 이후 상대적으로 약화된 것으로 나타난다. 둘째, 외부금융이 기업의 총요소생산성을 높이는 효과는 위기 이전과 이후에 모두 미약한 것으로 분석되었다. 셋째, 외부금융의 정보비대칭성 완화 효과 및 기업 구조조정 촉진 효과 또한 위기 이후에도 여전히 미약한 것으로 분석되었다. 이처럼 위기 이후 금융 구조조정의 진전에도 불구하고 외부금융이 기업 성장에 미치는 긍정적인 영향이 여전히 미진한 배경으로는, 기업투자의 전반적인 침체, 우량기업의 외부자금의존도 하락 등의 요인도 일부 작용하고 있는 것으로 보인다. 본 분석결과는 금융 부문이 우리 경제의 지속적인 성장을 보다 효율적으로 뒷받침하기 위해서는 재원배분, 모니터링, 구조조정 기능 등이 더욱 강화될 필요가 있음을 시사한다.

I. Introduction

The Asian financial crisis in 1997-98 has highlighted the importance of a robust and efficient financial system for sustainable growth of an economy. It has been argued that Korea's financial crisis has resulted from the weakening of investment discipline and distorted financial flows under the legacy of the state-led development policies. Accordingly, while it may be difficult to entirely refute the positive role of Korea's financial sector, numerous commentators have questioned the claim that Korea's financial sector had contributed to economic growth by accelerating productivity growth in the pre-crisis period.[1]

Given the criticism, the post-crisis financial reform efforts have focused on rehabilitating and upgrading Korea's financial system in order to transplant a new paradigm more suitable for sustainable growth. Over the past ten years since 1997, a remarkable progress has been made in reforming Korea's financial system to make it healthier and more sophisticated. Indeed, as an outcome of rapid consolidation and conglomeration driven by the publicly funded restructuring program, the capital adequacy and profitability of banks and non-bank financial institutions have improved remarkably. Capital markets have also expanded both in size and deepness. The resolution of massive corporate failures also served as a credible signal that the traditional implicit guarantee and moral hazard-based paradigm would no longer persist.

While the post-crisis financial reform has led to noticeable changes in the behavior of fund users and financiers, little has been known yet on the extent of improvement in the role of financial markets and institutions in post-crisis Korea.[2] Despite the rapid expansion of financial assets in the post-crisis period, it is not clear yet whether such a tangible progress in financial sector development is effectively linked with the productivity growth of firms in the corporate sector. This is a particularly important concern when we observe the recent stagnation of corporate investment and excessive fund flows into the real estate sector.

In this paper, by utilizing firm level data before and after the 1997 financial crisis, we investigate the relationship between external finance and two sources of firm level growth – physical capital accumulation and TFP growth in Korea. To our knowledge, few attempts have been made to study the relationship between external

---

[1] For empirical studies on the investment behavior and efficiency of credit allocation in pre-crisis Korea, see Borensztein and Lee (1998), Cho and Kim (1997), Claessens et al. (1998), Hahn (1999) and Lee (2000) among others.

[2] For instance, Borensztein and Lee (1999) report that financial credits appear to have been reallocated in favor of more efficient firms after the 1997 crisis relative to the pre-crisis episode. Hahm (2007) investigates both macro flow of funds and micro firm level data and finds that, despite substantial improvement in risk management and credit allocation practices at individual financial institutions, savings have not been smoothly channeled to more productive investment opportunities at the macroeconomic level due to the phenomenon of flight to quality and excessive concentration of financial saving in the banking sector.

finance and TFP growth in Korea neither at the industry level nor at the firm level. More specifically, in an attempt to empirically assess the role of external finance in promoting economic growth in Korea, we address the following questions: Does an increased access to external finance enhance subsequent growth rates in firm level output, physical capital, R&D investment and total factor productivity? Does above relationship differ across alternative sources of external finance - banks, non-banks, and capital markets such as bond and equity? Is there a structural shift in the relationship between external finance and firm level growth factors across the 1997 financial crisis? Does the availability of industry-wide external finance exert positive externalities for firm level growth by ameliorating information asymmetry? Namely, do firms with higher information asymmetry tend to benefit more from the availability of external finance? Finally, does the availability of industry-wide external finance facilitate entry of new firms and restructuring at the industry level?

The present paper is organized as follows. Section II provides an overview of the literature on the relationship between financial development and economic growth. Section III describes and characterizes the pattern of corporate investment and its financing behavior before and after the 1997 financial crisis. Section IV discusses data and TFP measures, and provides diagnostic descriptions of the relationship among external credit allocation, capital accumulation, and TFP growth in Korean manufacturing industries. Section V describes regression models and discusses empirical findings. Finally section VI provides a summary and concluding remark.

II. Literature Review

While economic growth leads to financial development by expanding demands for financial services, a solid body of both theoretical and empirical research indicates that the causality may also run from financial development to economic growth. Traditionally, the contribution of financial development was understood as much limited since economic growth would be largely subject to diminishing returns to capital. Namely, under neo-classical growth models, the steady state per capita growth rate is determined by exogenous technology factors. Hence, financial development can influence growth only either by accelerating capital accumulation during the transition process to steady state or by affecting the rate of technological progress in the steady state.

However, with the emergence of endogenous growth theories, the role of financial development in supporting economic growth has been highlighted once again. The initial hypotheses of Goldsmith (1969), McKinnon (1973), and Shaw (1973) have been reinvestigated by numerous authors under this endogenous growth framework. On the theoretical front, for instance, Greenwood and Jovanovic (1990) investigate a general equilibrium model and show that financial intermediation promotes economic growth by allowing a higher rate of return earned on capital through better information processing and investment screening and by enabling pooling of risks. Bencivenga and Smith (1991) study an endogenous growth model in which the equilibrium behavior of competitive intermediaries affects the efficiency of

resource allocation. In their model, the development of intermediaries allows an economy to reduce the fraction of its savings held in the form of unproductive liquid assets and thus prevent misallocations of invested capital due to liquidity requirements.

The hypothesis that financial development exerts a positive influence on economic growth has also been empirically investigated by numerous authors. Cross-country regression analyses include King and Levine (1993), Levine and Zervos (1998), Levine (1998), Beck, Levine and Loayza (2000) among others. They find in general a robust and strong relationship between the measures of financial development and economic growth, capital accumulation, and productivity growth.[3] This body of research also supports the causal relationship from financial development to growth by showing that the initial extent of financial development tends to be associated with subsequent economic growth. Beck, Levine and Loayza (2000) for instance find that financial development contributes more through total factor productivity growth rather than accumulation of capital or saving.

Some authors focused on the industry and firm level evidence. As widely noted, in a world with imperfect capital markets and information asymmetry, financial development can influence the growth performance of individual firms and industries by ameliorating unduly high cost of external financing. As noted by Stiglitz and Weiss (1981), the presence of agency cost makes investment of firms more dependent upon internal funds. Hence, the availability of and easier access to external finance render firms to resolve credit constraint and achieve optimal production scale, and this positive impact would be stronger for firms with higher uncertainties in technology and future profitability.

Using firm level data from 30 countries, Demirguc-Kunt and Maksimovic (1998) find that a wider access to external finance tends to encourage long-run growth performance of firms. At the industry level, Rajan and Zingales (1998) find that industries that are more dependent upon external finance grow faster in countries with more developed financial sector and argue that financial development enhances economic growth by reducing the cost of external financing. Not only physical capital but also R&D investments are significantly affected by asymmetric information problems, and thus are likely to be severely constrained by firm's financial situation. Himmelberg and Petersen (1994) find that R&D investment is indeed significantly related to cash flow position of firms in U.S. high-tech industries. Hence, financial development and increased access to external finance may lead to total factor productivity growth by facilitating R&D investment at firm level.

Another source of the linkage between finance and growth comes from the role of external fund providers as they exert ex-post monitoring and corporate controls that

---

[3] There exists a large volume of related research that investigates the relationship between financial structure and economic growth. See Demirguc-Kunt and Levine (2001) for extant survey on the literature. Based upon a broad set of empirical evidence they conclude that, while overall financial development tends to accelerate economic growth, financial structure per se does not seem to matter much, and that legal systems that effectively protect property rights and contract enforceability tend to determine the extent of financial development. As for the seminal empirical work on this law and finance view, see La Porta, et al. (1997, 1998).

discipline managers to use funds more efficiently and as envisaged thereby increasing firm level productivity and outputs. This governance or delegated monitor function can be exercised by enforcing existing financial contracts as well as by not refinancing existing credits. For instance, Nickell, Nicolitsas and Dryden (1998), and Nickell and Nicolitsas (1999) show that financial pressures, as measured by the ratio of interest payments relative to cash flows, have a positive impact on subsequent productivity growth of firms in US and Europe.

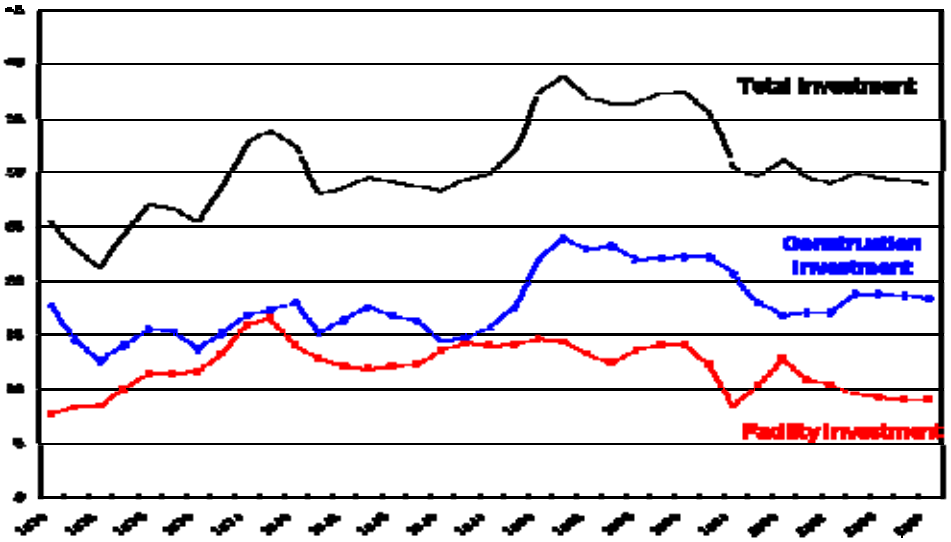
At the industry level, financial development may contribute to TFP growth by reallocating funds across firms and facilitating exits of unviable firms. Hence, redistribution of existing capital across firms can enhance average TFP growth at the industry level. For instance, Wurgler (2000) shows that the growth rate of industry fixed capital formation is more sensitive to the growth rate of industry value-added in financially developed countries. Furthermore, industry growth may be accelerated by encouraging entry of new promising firms into the industry. Beck, et al. (2001) and Beck and Levine (2002) find strong evidence that economies grow faster, new firms form more easily, firms' access to external financing is easier, and firms grow more rapidly in economies with a more developed financial system.

As for evidence in Korea, while there has been relatively little research on the relationship between financial development and growth, a couple of recent papers studied time-series evidence on the linkage. For instance, Hahm (2005) estimates a vector autoregression model and finds that a development in the banking sector has contributed to fixed capital accumulation, however, its impact on total factor productivity growth was much limited. Kim (2003) finds a positive relationship between economic growth and the index of financial liberalization constructed from various government financial deregulation measures. Lee (2004), Jin, Jinn and Hahm (2004) also report evidence supporting the positive role of banking sector in Korea's economic growth using various Granger causality regression models. At the industry level, Shyn and Oh (2005) investigates the hypothesis of Rajan and Zingales (1998) using Korean data and find a positive role of external finance in promoting industrial growth. However, to our knowledge, there has been little systematic research that investigates the relationship between TFP growth and external finance at firm level, which is the focus of the present paper.

III. Corporate Investment and Financing Patterns Before and After the 1997 Financial Crisis

Before we focus on the linkage between external finance and growth components of firms such as factor accumulation and total factor productivity, this section provides an overview of the aggregate corporate investment behavior and financing patterns before and after the 1997 financial crisis. Among many factors that have contributed to the slowdown of Korea's economic growth after the financial crisis, the single largest factor is the significant fall in facility investment. As shown in Figure 1, the facility investment to GDP ratio, after briefly recovering in 1999 and

[Figure 1] Corporate Investment to GDP Ratio (%)



Source: Bank of Korea

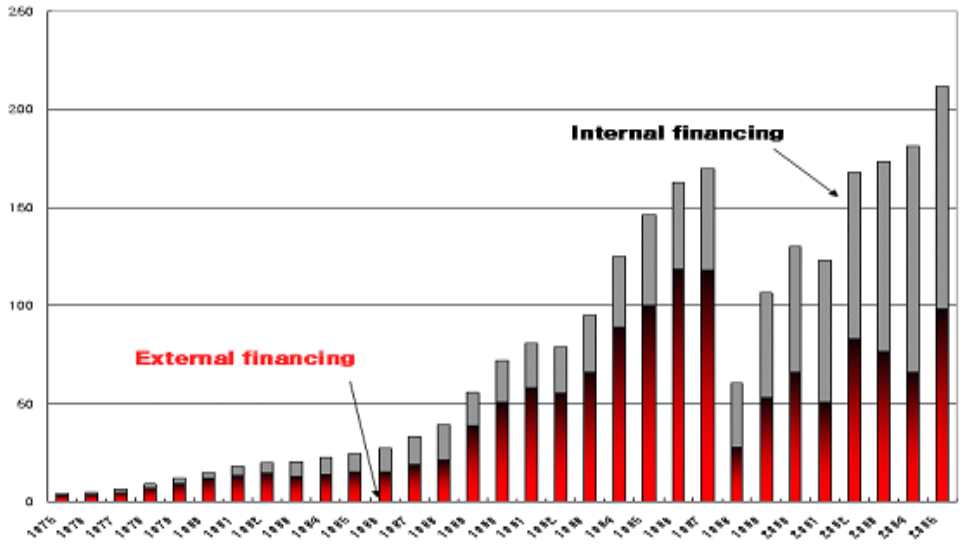
2000, has been on a downward trend after the crisis. With the slowdown in corporate investment during the post-crisis period, the corporate financing pattern has also changed in a notable way, which we now describe from both macro flow of funds and micro firm level perspectives.

1. Macro Flow of Funds Analysis

Since the 1997 financial crisis, the way in which Korea's corporate sector finances its investment has changed remarkably. One distinctive feature is that firms have relied more upon internal financing. After suffering from the highly leveraged financial structure in reflection of the large investment and excessive borrowing, the corporate sector has become much more conservative in risk taking and investment after the crisis. Consequently, the demand for external finance has also substantially decreased. Along with this increased conservatism, Korea's corporate sector underwent a major restructuring process substantially downsizing its capital and labor. As a result of the restructuring effort, cash flows of major corporate firms have notably improved, which made them less reliant on external finance. As shown in Figure 2, the share of internal financing out of total annual financing flows increased from 29.5% during 1990-1997 to 54.6% during 1999-2005. Corporate sector's net saving, which is the major source of internal finance, has amounted to 30-50 trillion Korean won per year between 2002 and 2005.

With the decreasing reliance upon external finance, the composition of external

[Figure 2] Internal and External Corporate Financing (trillion won)



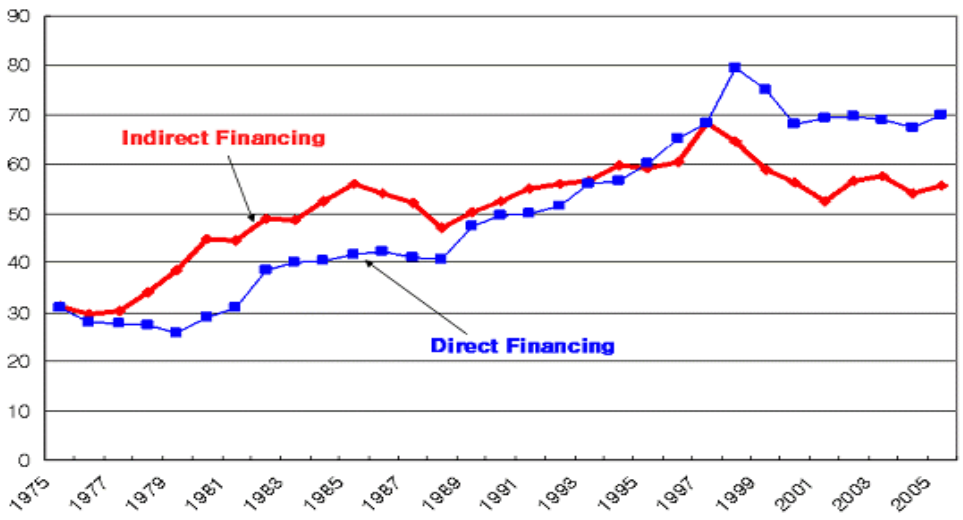
Source: Authors' computation from the Bank of Korea flow of funds data

financing has also changed. Figure 3 shows the outstanding volume of direct and indirect financing as a percentage of nominal GDP. Note that, before the crisis, indirect financing accounted for a larger share of total external financing. However, direct financing has exceeded indirect financing in the post-crisis period. As shown in Figure 4, the slowdown in indirect financing was partly due to the reduced volume of non-bank financial institutions' lending as many insolvent non-bank financial institutions were closed. In contrast, most of banks survived through the crisis with the help of the government aided restructuring program, and were able to expand their lending as households preferred safer assets such as bank deposits. Note that direct financing has also stagnated since 2000. As shown in Figure 5, direct financing through commercial papers and corporate bonds fell sharply following the massive failure of merchant banks and the collapse of Daewoo group. However, it is interesting to note that equity financing has continued to expand in the post-crisis period.

2. Micro Firm Level Analysis

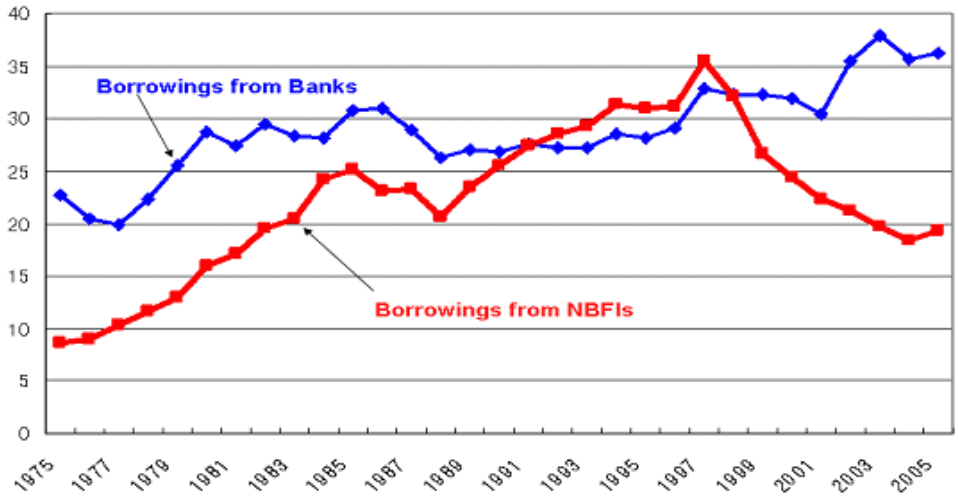
The sluggish corporate investment and decreasing demand for external finance in the post-crisis period yields an important implication for financial intermediaries as relatively good firms tend to rely more upon internal funds while relatively risky firms remain in the financial market and actively seek out loans. As Figure 6 shows, while the operating cash flows of firms listed in the Korea Stock Exchange improved

[Figure 3] Direct and Indirect Corporate External Financing (% of GDP)



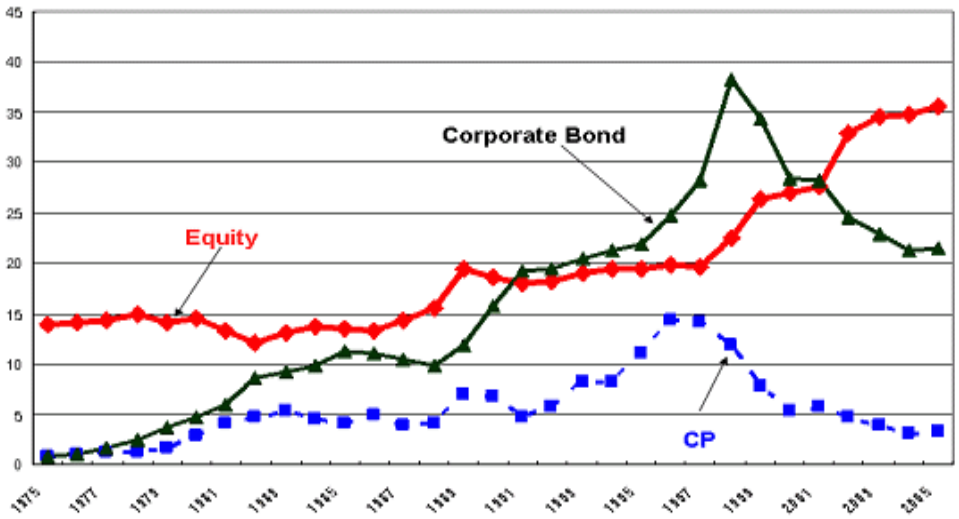
Source: Authors' computation from the Bank of Korea flow of funds data

[Figure 4] Indirect Financing through Banks and NBFIs (% of GDP)



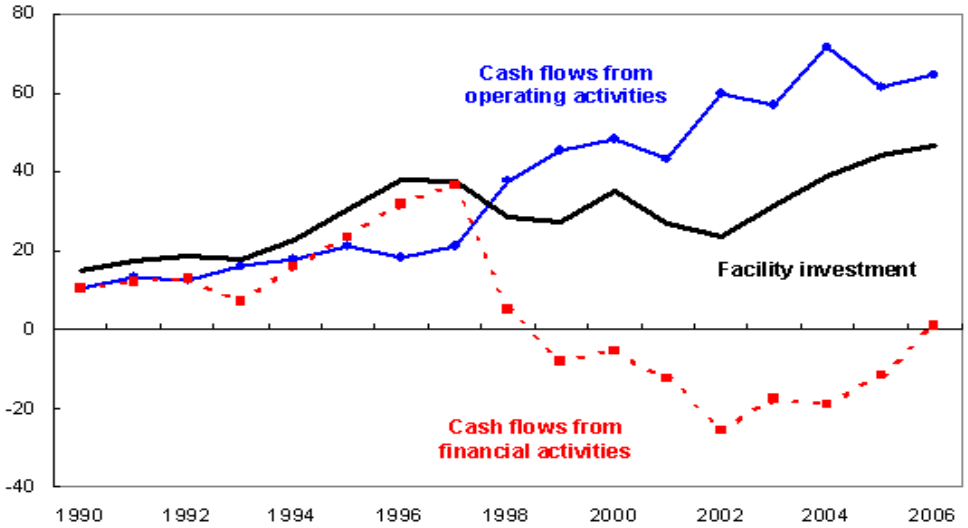
Source: Authors' computation from the Bank of Korea flow of funds data

[Figure 5] Direct Financing through Equity, Bonds and CPs (% of GDP)



Source: Authors' computation from the Bank of Korea flow of funds data

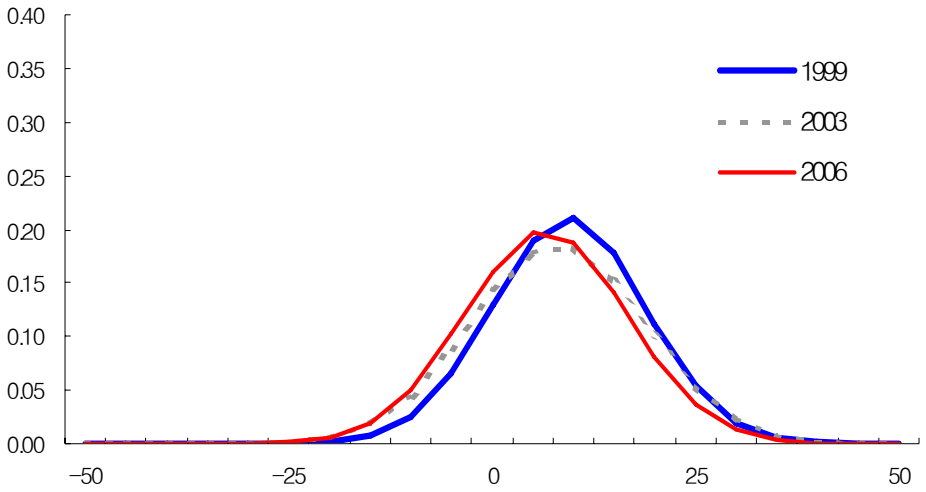
[Figure 6] Cash Flows and Facility Investment of Listed Firms (trillion won)



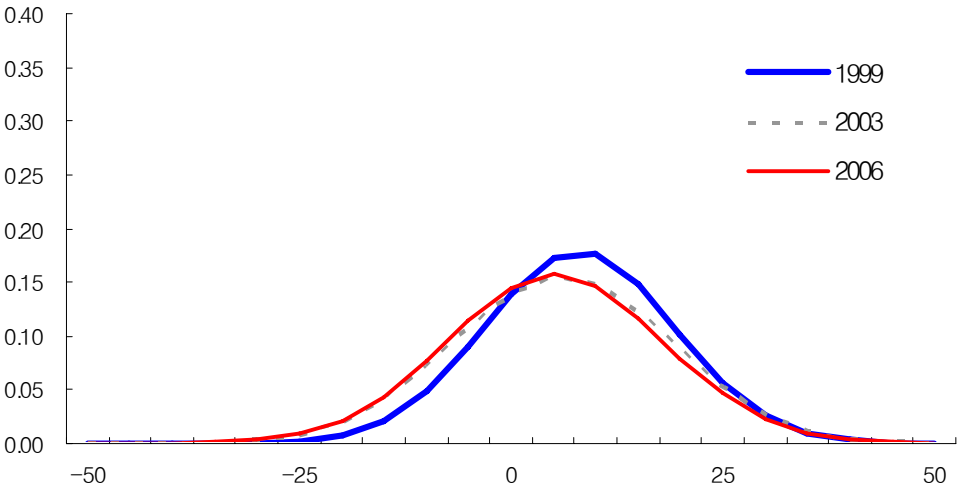
Source: Authors' update of Lim and Kim(2005)'s computation using WISEFN database

[Figure 7] Distribution of Operating Income as a Percentage of Total Asset

a. Large firms



b. SMEs



substantially after the crisis, those cash flows were used in financial activities rather

than in facility investment. The negative cash flows from financial activities after the crisis imply that firms actually repaid existing debts, paid out dividends, and bought back existing stocks.[4]

The cash flow evidence reconfirms our previous conjecture that Korea's corporate sector has taken a more 'conservative' approach in investment. The stagnation of corporate facility investment may partly reflect the adjustment of the over-investment in the pre-crisis. However, following the crisis, relatively large firms have become less willing to take risks as they realize that they could no longer benefit from the implicit government guarantee and the policy of 'too-big-to-fail.' Aggregate investment has remained stagnant as large firms have accumulated liquidities and improved their financial soundness by retiring debts. Furthermore, large firms have begun to embrace 'shareholder capitalism' by increasing dividend payouts after the crisis.

While relatively good firms that have improved their financial structure have become less dependent upon external finance, there still remains a fairy large group of financially vulnerable firms, particularly among the SMEs. Figure 7 shows the distributions of operating income as a percentage of total assets for externally audited large firms and SMEs respectively. Note that, for both large firms and SMEs, the entire distribution has shifted to the left and the mean operating income to asset ratio has fallen in 2006 compared to its value in 1999, indicating that the corporate profitability has deteriorated across the board. However, for SMEs, not only the leftward shift of the distribution is more pronounced, but has the left tail also become thicker and more dispersed implying that an increasing fraction of firms are earning negative operating income and thus become more vulnerable to bankruptcy risk.

The overall evidence in this section indicates that, while financially sound firms that have undergone corporate restructuring have reduced their demand for external finance, a significantly large number of firms remain financially vulnerable and still dependent upon external financing. This in turn implies that it has become more difficult for financial institutions to conduct their financial intermediation roles due to heightened uncertainty and worsening adverse selection problems after the crisis.

IV. TFP Growth and Credit Allocation in Korean Manufacturing Industries

1. Data and Measurement of TFPs

Following Good, Nadiri, and Sickles (1999) and its subsequent empirical studies including Ahn, Fukao, and Kwon (2004), firm-level total factor productivity (TFP) was estimated by the chained-multilateral index number approach. This approach uses a separate reference point for each cross-section of observations and then

[4] During 1999-2005, listed firms repaid a total of 76 trillion Korean won of their debts and paid out 32 trillion won of dividends.

chain-links the reference points together over time, as in the Tornqvist-Theil index. The output, inputs, and productivity level of each firm in each year is measured relative to the hypothetical representative firm at the base-time period. This approach allows us to make transitive comparisons of productivity levels among observations in a panel dataset.

The Total Factor Productivity (TFP) level for firm i in year t in a certain industry is defined in comparison with the TFP level of a hypothetical representative firm in the base year (Year 1) in that industry[5] as follows:

$$\begin{aligned}\ln TFP_{it} &= (\ln Y_{it} - \overline{\ln Y_t}) + \sum_{\tau=2}^{t}(\overline{\ln Y_\tau} - \overline{\ln Y_{\tau-1}}) \\ &\quad - \Big\{ \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{2}(S_{nit} + \overline{S_{nt}})(\ln X_{nit} - \overline{\ln X_{nt}}) \\ &\quad + \sum_{\tau=2}^{t} \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{2}(\overline{S_{n\tau}} + \overline{S_{n\tau-1}})(\overline{\ln X_{n\tau}} - \overline{\ln X_{n\tau-1}}) \Big\} \qquad (1)\end{aligned}$$

Where, Y, X, S, and TFP denote output, inputs, the input shares (cost shares), and the TFP level, respectively, and symbols with an upper bar are the corresponding measures for the representative firms. We define the representative firm for each industry as a hypothetical firm whose output, inputs, and cost shares of all production factors are identical with the industry average. The subscripts τ and n are indexes for years and inputs, respectively.

The first and the third terms on the right hand side of equation (1) denote the gap between firm i's TFP level in year t and the representative firm's TFP level in that year. The second and the fourth terms denote the gap between the representative firm's TFP level in year t and the representative firm's TFP level in the base year. Therefore, $\ln TFP_{it}$ in equation (1) denotes the gap firm i's TFP level in year t and the representative firm's TFP level in the base year.

Deflators for converting book value for each firms' tangible fixed assets into real capital stock numbers were obtained by industry and by year from authors' calculation based on the 'Mining and Manufacturing Survey.' The 'Mining and Manufacturing Survey' is conducted annually by the Korea National Statistical Office. The survey covers all plants with five or more employees in the mining and manufacturing industries and contains plant-level information on output, input, and a variety of additional items, including the 5-digit Korean Standard Industry Classification (KSIC) code assigned to each plant based on its major product. For instance, the plant-level TFPs were calculated based on the 'Mining and Manufacturing Survey' and used in regression analyses in Ahn, Fukao, and Kwon (2004) and in Ahn, Fukao, and Ito (2007), among others.

2. TFP Growth, Capital Accumulation and Credit Allocation in Korean

[5] In this study, the base year was 1990 and industries were 2-digit Korean Standard Industry Classification (KSIC) industries in manufacturing.

Manufacturing Industries

Before we statistically analyze the linkage between external finance and productivity growth at firm level, this section describes the relationship among indirect external finance, capital accumulation, and TFP growth at industry level for 20 manufacturing industrial sectors in Korea. Note that, in this section, the industry TFP and capital stocks are measured using the 'Mining and Manufacturing Survey' dataset of the Korea National Statistical Office. This survey data also includes relatively small firms with five employees or more. Since we don't have data for detailed sources of external finance for those small firms included in the 'Mining and Manufacturing Survey,' as a measure of the industry indirect external finance, we use the Bank of Korea's industry level external credit data measured by loans of commercial banks and non-bank financial institutions.

Figure 8 shows the relationship between the period average growth rates of indirect external credit and capital accumulation. Note that, while a positive correlation seems to exist before the crisis, this positive relationship tends to disappear after the crisis. As for the TFP growth, Figure 9 shows that no significant correlation seems to exist between indirect external credit and TFP growth rates in both pre- and post-crisis periods. Note however that, in this industry level diagnostic analysis, we are not controlling for other effects such as industry characteristics and business cycle effects. In the next section, using more reliable and detailed firm level data, we conduct regression analyses that take into account both firm and industry level characteristics.

Finally, Figure 10 shows the relationship between indirect external credit and industry turnover rate, which is computed as the sum of industry entry and exit rates. Note that the availability of indirect finance seems to have no significant relationship with industry turnover rate before the crisis. However, there exists a seemingly positive relationship after the crisis. This may suggest that external finance has begun facilitating industry restructuring in the post-crisis period.

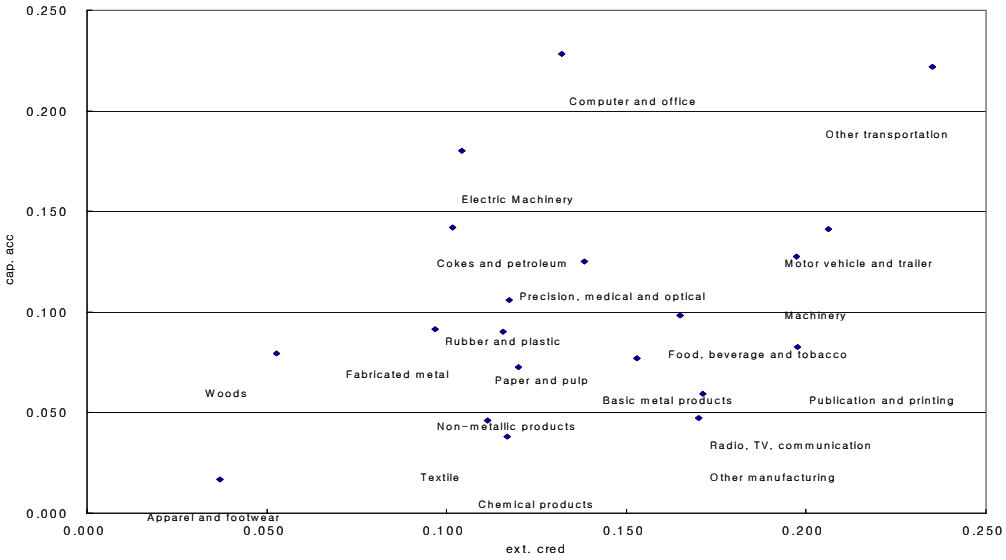
V. Regression Analyses and Empirical Results

1. External Finance and Value-added

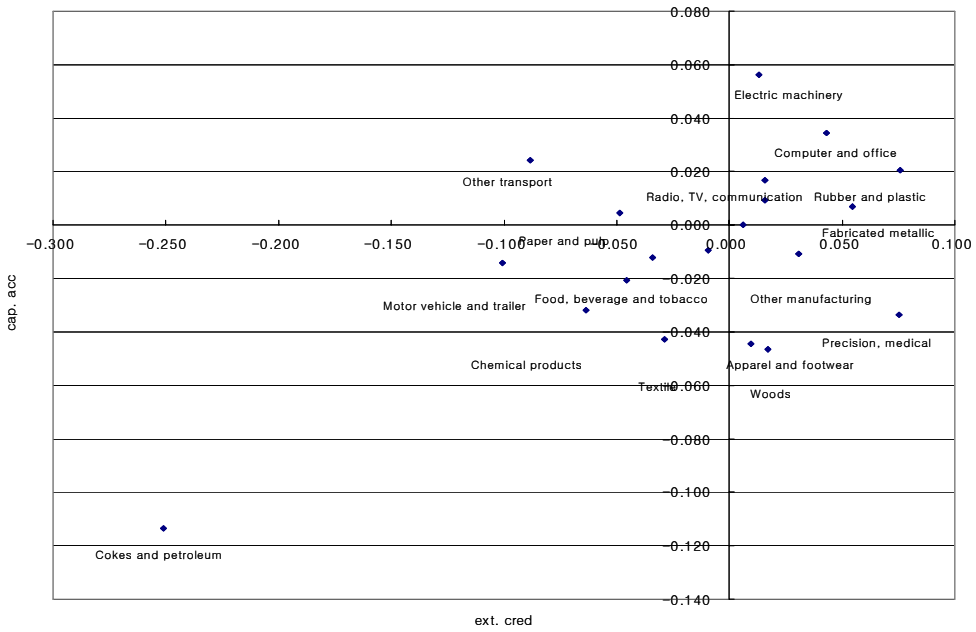
Before directly looking at the relationship between external finance and output growth factors such as capital accumulation and TFP growth at firm level, this section first estimates the relationship between external finance and firm's value-added. Note that for firm level regression analyses in this section, we employ a more exact and detailed dataset provided by Korea Information Service. The KIS database covers externally audited companies only, whose asset size is 7 billion Korean won or more. The KIS dataset also reports detailed sources of external finance raised by firms.

[Figure 8] Growth of Indirect External Credit and Capital Accumulation Rate

a. Pre-Crisis (1994-1996)

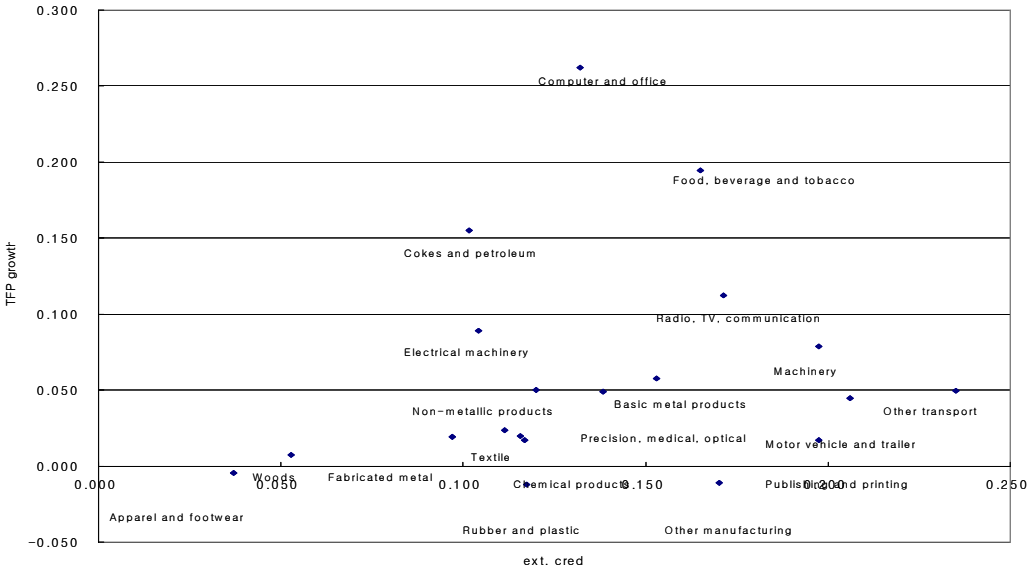


b. Post-Crisis (1999-2003)

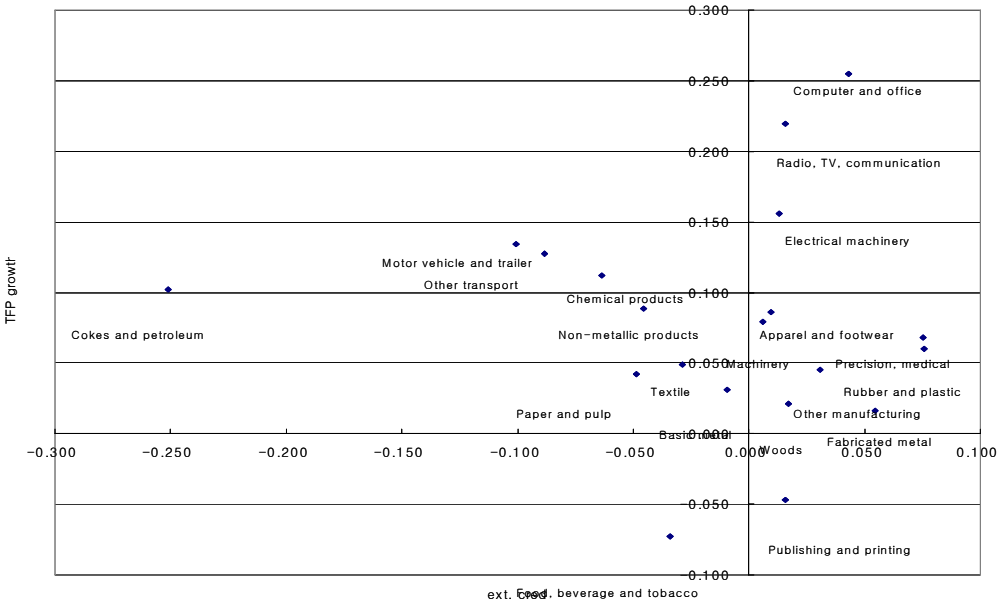


[Figure 9] Growth of Indirect External Credit and TFP Growth Rate

a. Pre-Crisis (1994-1996)

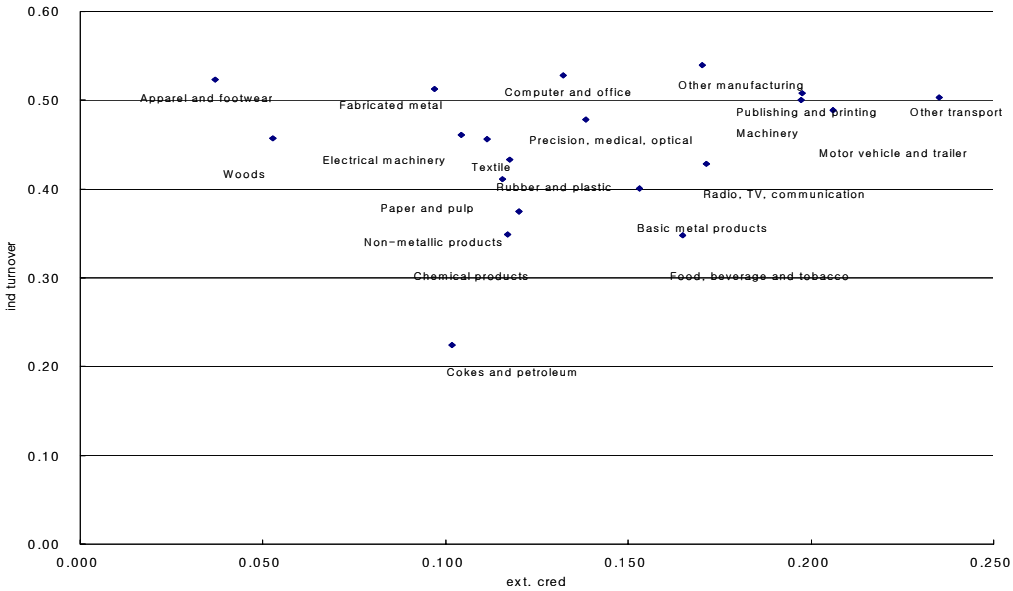


b. Post-Crisis (1999-2003)

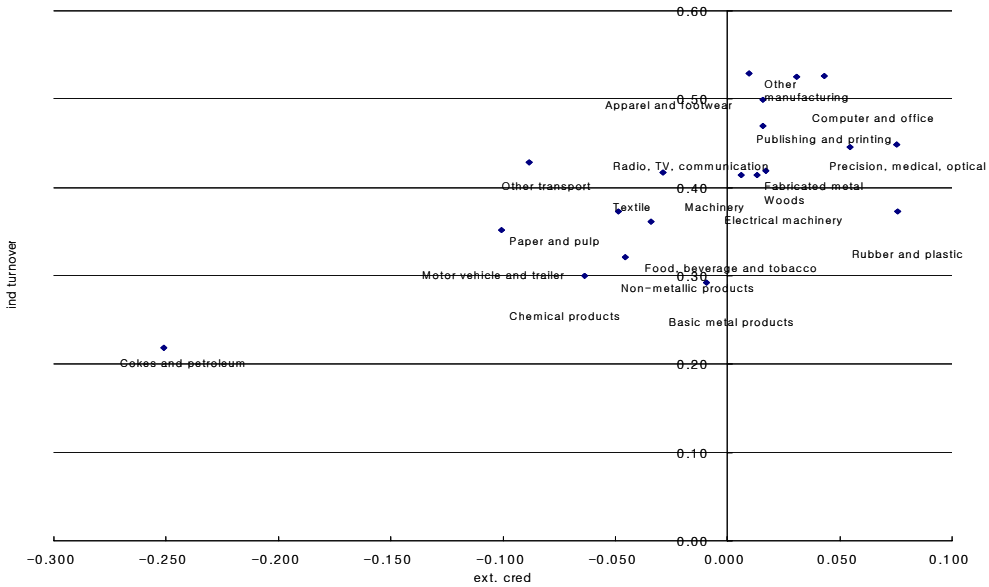


<Figure 10> Growth of Indirect External Credit and Industry Turnover Rate

a. Pre-Crisis (1994-1996)



b. Post-Crisis (1999-2003)



In order to investigate the linkage between firm value-added and external finance

we explore two regression models:

$$d \ln V_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 d \ln EXTF_{i,t-1} + \gamma' Z_{i,t-1} + \delta Year_t + \phi \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (2\text{-}1)$$

$$d \ln V_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 d \ln K_{i,t-1} + \beta_2 d \ln L_{i,t-1} + \beta_3 d \ln EXTF_{i,t-1} + \gamma' Z_{i,t-1} + \delta Year_t + \phi \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (2\text{-}2)$$

Where, V denotes value-added of a firm and EXTF is the volume of external finance extended to the firm. K is physical capital stock and L is labor input. Year is year dummies and μis industry dummies to control unobservable industry effect. Vector Z includes firm specific control variables. As for the external finance variable, we use four distinct types of external funding. EXTF1 is outstanding volume of borrowings from bank and non-bank financial intermediaries including both short-term and long-term borrowings. EXTF2 is outstanding volume of bond issuance. EXTF3 is outstanding volume of equity capital raised in stock market, which includes paid in capital and capital surpluses but excludes retained earnings. EXTF4 is total outstanding volume of external finance, which is the sum of EXTF1, EXTF2 and EXTF3. Note that we use the rate of change in outstanding volumes of external finance as independent variables in the regression, and thus, we estimate the flow effect of external finance.

In order to minimize potential endogeneity problems we use one-period lagged independent variables. Hence, above regression models estimate the impact of external finance on the next period value-added growth with and without considering the effect of factor inputs. Regression equation (2-2) can be interpreted as a diagnostic model which explores indirectly the impact of external finance on total factor productivity without imposing a functional form of production technology. Separate yearly regressions are estimated for the pre-crisis sample of 1991-1996 and the post-crisis sample of 1999-2003. We exclude 1997 and 1998 to avoid potential biases that may result from the unusual performance of firms during the crisis period.

Table 1 reports estimation results on equation (2-1) without including factor inputs and using log total asset size of firms as a control variable. Year and industry dummies were included in the regressions, but coefficient estimates are not reported to save space. It is interesting to note that all types of external finance variables are significantly positively associated with the next period value-added growth rate before the crisis, which suggests that financial sector played a positive role in output growth although we cannot clarify the exact channel at this stage. Note however that, only bond financing remains positively significant after the crisis, which may reflect that, as we discussed above, the connection between external finance and firm's production activities became weaker in the post-crisis period.

Table 2 reports estimation results when we explicitly include physical capital as well as labor input factors in the value-added growth regression. The coefficient of physical capital accumulation rate is almost always significantly positive while labor

<Table 1> External Finance and Value-added (without Input Factors)

- Dependent Variable: Value-added Growth Rate

	Before Crisis (1991-1996)				After Crisis (1999-2003)			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
dlnEXTF1(-1)	0.0476***				0.0107			
	(3.60)				(0.57)			
dlnEXTF2(-1)		0.0304***				0.0378**		
		(3.20)				(2.35)		
dlnEXTF3(-1)			0.0400***				-0.0324***	
			(3.49)				(-2.80)	
dlnEXTF4(-1)				0.0150***				-0.0110
				(3.06)				(-1.41)
lnAsset(-1)	0.0008	-0.0024	0.0018	-0.0010	-0.0092*	-0.0152***	-0.0124***	-0.0121***
	(0.26)	(-0.85)	(0.75)	(-0.48)	(-1.87)	(-2.68)	(-4.26)	(-4.40)
Constant	-0.0467	0.0686	-0.0549	0.0613	0.1480	0.3720***	0.2865***	0.2762***
	(-0.84)	(1.34)	(-1.24)	(1.53)	(1.50)	(3.18)	(5.13)	(5.21)
No. Obs.	2,856	2,923	3,957	5,868	1,712	1,078	5,183	5,940
Adjusted R^2	0.0607	0.0492	0.0734	0.0545	0.0750	0.0452	0.0609	0.0643

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for industry and year dummy variables are not reported to save space.

input growth rate has a negative sign in the post-crisis period.[6] Note that external finance variables remain significantly positive before the crisis even if we include factor input variables. In the post-crisis sample, only bond financing remains significantly positive as in Table 1. Regression results in this section indicate that external finance may have played a significant role in firm growth especially in the pre-crisis period. Hence, more detailed analyses on the channels are warranted, which we focus in the next sections.

[6] The negative association between labor growth and value added growth seems to be unusual. It may result from the shift in underlying production technologies after the crisis. It may also partially reflect the restructuring efforts of firms after the crisis. Note that various labor market reform measures such as layoffs have been introduced after the financial crisis in an attempt to make labor market more flexible and efficient. This observation was suggested by an anonymous referee, which we gratefully appreciate.

<Table 2> External Finance and Value-added (with Input Factors)

- Dependent Variable: Value-added Growth Rate

	Before Crisis (1991-1996)				After Crisis (1999-2003)			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
dlnK(-1)	0.0207	0.0525***	0.0350***	0.0336***	0.1066***	0.0569**	0.0422***	0.0362***
	(1.62)	(5.14)	(3.95)	(4.40)	(4.09)	(2.18)	(3.51)	(3.24)
dlnL(-1)	0.0289	0.0437**	0.0422**	0.0511***	-0.0311	0.0196	-0.0948***	-0.0906***
	(1.31)	(2.01)	(2.49)	(3.53)	(-0.96)	(0.53)	(-6.32)	(-6.37)
dlnEXTF1(-1)	0.0379***				-0.0077			
	(2.67)				(-0.39)			
dlnEXTF2(-1)		0.0253***				0.0331**		
		(2.66)				(2.04)		
dlnEXTF3(-1)			0.0321***				-0.0330***	
			(2.78)				(-2.72)	
dlnEXTF4(-1)				0.0113***				-0.0100
				(2.28)				(-1.25)
lnAsset(-1)	0.0005	-0.0028	0.0016	-0.0014	-0.0112**	-0.0148***	-0.0131***	-0.0130***
	(0.19)	(-1.02)	(0.65)	(-0.67)	(-2.27)	(-2.60)	(-4.54)	(-4.71)
Constant	-0.0483	0.0602	-0.0615	0.0598	0.1866*	0.3621***	0.3166***	0.3064***
	(-0.87)	(1.17)	(-1.39)	(1.49)	(1.89)	(3.08)	(5.68)	(5.78)
No. Obs.	2,856	2,923	3,957	5,868	1,712	1,078	5,183	5,940
Adjusted R^2	0.0615	0.0592	0.0783	0.0596	0.0832	0.0483	0.0689	0.0711

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for industry and year dummy variables are not reported to save space.

2. External Finance, Capital Accumulation and R&D Investment

This section directly estimates the linkage between various forms of external finance and physical capital accumulation as well as R&D investment of firms. As discussed above, firm's access to external finance may lead to faster accumulation of capital by ameliorating credit constraints thereby allowing firms to achieve optimal production scale. To some extent, the positive linkage between external finance and

capital accumulation seems to be obvious. However, firm's external funding does not always lead to investments in facility and formation of fixed capital. Firms often raise external funds in order to finance operating cash flows or service and repay financial obligations. Note also that, as emphasized in section II, not only physical capital but also R&D investments are significantly constrained by asymmetric information problems and thus firm's financial situation. Hence, increased access to external finance can lead to higher R&D investments and higher total factor productivity growth. More specifically, we estimate the following regression equations:

$$d \ln K_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 d \ln EXTF_{i,t-1} + \gamma' Z_{i,t-1} + \delta Year_t + \phi \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (3\text{-}1)$$

$$d \ln RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 d \ln EXTF_{i,t-1} + \gamma' Z_{i,t-1} + \delta Year_t + \phi \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (3\text{-}2)$$

Table 3 reports estimation results on the rate of physical capital accumulation. We include the one year lagged log capital stock to control the convergence effect across firms. Note that, the total volume of external financing (EXTF4) has a significantly positive relationship with subsequent accumulation rate in physical capital before the 1997 financial crisis. Note however that, this positive relationship became weaker in the post-crisis period. Findings in this table indicate that external finance has contributed to firm growth mainly through physical capital accumulation before the crisis. However, this channel has become relatively weaker after the crisis.

Table 4 reports the R&D investment regression estimation results. As the KIS database does not report R&D investment for most of firms after the crisis, we were able to estimate only for the pre-crisis sample. Note that for all types of external finance, R&D investment tends to accelerate with an increased access to external finance. This result implies that a potentially important channel through which financial development enhances firm level productivity growth is through encouraging R&D investment.

3. External Finance and Total Factor Productivity Growth

We now turn to empirical investigations of the relationship between external finance and total factor productivity growth:

$$d \ln TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 d \ln EXTF_{i,t-1} + \gamma' Z_{i,t-1} + \delta\ Year_t + \phi \mu_j + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Table 5 reports regression results on equation (4). Note that only the third lagged total external finance variable (EXTF4) is significantly positive at the 5% level before the crisis, while it becomes insignificant after the crisis. Namely, compared to physical capital accumulation, the linkage between external finance and TFP growth seems to be much weaker both in pre-crisis and post-crisis Korea. To summarize, our regression estimation results in this section imply that we have not yet witnessed a structural shift in this relatively weak TFP-external finance relationship despite the extensive financial restructuring and reform efforts after the crisis. As noted before,

<Table 3> External Finance and Capital Accumulation

- Dependent Variable: Capital Accumulation Rate

	Before Crisis (1991-1996)				After Crisis (1999-2003)			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
lnK(-1)	-0.1566***	-0.1590***	-0.1620***	-0.1454***	-0.1147***	-0.1384***	-0.1204***	-0.1130***
	(-8.64)	(-9.61)	(-12.28)	(-13.61)	(-6.50)	(-7.16)	(-12.29)	(-12.69)
dlnEXTF1(-1)	0.1625***				0.0351			
	(5.14)				(1.52)			
dlnEXTF1(-2)	0.0734**				0.0108			
	(2.23)				(0.42)			
dlnEXTF1(-3)	-0.0231				0.0061			
	(-0.72)				(0.21)			
dlnEXTF2(-1)		0.0541**				0.0145		
		(1.96)				(0.76)		
dlnEXTF2(-2)		0.0188				0.0502**		
		(0.73)				(2.28)		
dlnEXTF2(-3)		0.0412				0.0506**		
		(1.63)				(2.05)		
dlnEXTF3(-1)			0.0125				-0.0129	
			(0.51)				(-0.83)	
dlnEXTF3(-2)			0.0029				0.0079	
			(0.11)				(0.52)	
dlnEXTF3(-3)			0.0232				0.0178	
			(0.89)				(1.23)	
dlnEXTF4(-1)				0.0433***				0.0209*
				(3.55)				(1.94)
dlnEXTF4(-2)				0.0259**				0.0100
				(2.12)				(0.97)
dlnEXTF4(-3)				0.0029				0.0038
				(0.25)				(0.38)
lnAsset(-1)	0.1758***	0.1841***	0.1863***	0.1682***	0.1105***	0.1295***	0.1061***	0.0990***
	(9.44)	(9.89)	(12.75)	(14.60)	(5.77)	(5.80)	(9.95)	(10.22)
Constant	-0.4930***	-0.6264***	-0.6639***	-0.5498***	-0.0773	-0.0455	0.0727	0.1427**
	(-3.92)	(-4.49)	(-6.11)	(-6.33)	(-0.62)	(-0.28)	(0.95)	(2.05)
No. Obs.	1,072	1,141	1,873	2,568	879	620	2,537	3,056
Adjusted R^2	0.1150	0.0973	0.0908	0.0907	0.0757	0.1490	0.0786	0.0725

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for industry and year dummy variables are not reported to save space.

<Table 4> External Finance and R&D Investment

- Dependent Variable: R&D Investment Growth Rate

	Before Crisis (1991-1996)			
	I	II	III	IV
dlnEXTF1(-1)	0.2723***			
	(3.19)			
dlnEXTF2(-1)		0.1082*		
		(1.91)		
dlnEXTF3(-1)			0.3270***	
			(4.24)	
dlnEXTF4(-1)				0.1015***
				(3.10)
lnAsset(-1)	0.0337*	0.0146	0.0432***	0.0336**
	(1.89)	(0.91)	(2.76)	(2.51)
Constant	-0.5518	-0.2412	-0.9539***	-0.5858**
	(-1.56)	(-0.78)	(-3.15)	(-2.31)
No. Obs.	1,215	1,379	1,593	2,262
Adjusted R^2	0.0156	0.0207	0.0342	0.0152

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for industry and year dummy variables are not reported to save space.

one potential reason of the weak linkage is the sluggish investment and weakening dependence of the corporate sector on external finance in post-crisis Korea.

4. External Finance and Information Externality

Note that, in addition to firm's actual access to external finance, the positive impact of financial development on firm level output and TFP growth can be exerted indirectly through industry-wide availability of external finance. In this section, we estimate this externality effect of the industry-wide availability of indirect external credit on firm level value-added, capital accumulation and total factor productivity growth. Specifically, we focus on the channel that highlights the role of financial intermediaries such as banks and non-bank financial intermediaries in ameliorating

<Table 5> External Finance and Total Factor Productivity Growth

- Dependent Variable: TFP Growth Rate

	Before Crisis (1991-1996)				After Crisis (1999-2003)			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
dlnEXTF1(-1)	-0.0107				-0.0260			
	(-0.42)				(-0.93)			
dlnEXTF1(-2)	0.0293				-0.0116			
	(1.11)				(-0.37)			
dlnEXTF1(-3)	0.0382				0.0553			
	(1.48)				(1.56)			
dlnEXTF2(-1)		-0.0157				0.0066		
		(-0.78)				(0.28)		
dlnEXTF2(-2)		0.0347*				-0.0101		
		(1.83)				(-0.36)		
dlnEXTF2(-3)		0.0012				-0.0165		
		(0.06)				(-0.53)		
dlnEXTF3(-1)			0.0007				0.0508***	
			(0.04)				(3.21)	
dlnEXTF3(-2)			0.0059				0.0265*	
			(0.30)				(1.74)	
dlnEXTF3(-3)			-0.0070				0.0067	
			(-0.37)				(0.45)	
dlnEXTF4(-1)				-0.0036				0.0141
				(-0.38)				(1.26)
dlnEXTF4(-2)				0.0068				0.0057
				(0.73)				(0.53)
dlnEXTF4(-3)				0.0236***				0.0051
				(2.70)				(0.50)
lnAsset(-1)	-0.0101*	0.0023	0.0006	-0.0041	0.0000	0.0088	0.0000	0.0006
	(-1.95)	(0.43)	(0.14)	(-1.15)	(0.00)	(0.95)	(0.01)	(0.16)
Constant	0.2196**	0.0293	0.0286	0.0945	-0.0467	-0.1031	0.0942	0.0253
	(2.17)	(0.29)	(0.37)	(1.44)	(-0.32)	(-0.55)	(1.24)	(0.36)
No. Obs.	1,072	1,141	1,873	2,568	879	620	2,537	3,056
Adjusted R^2	0.0237	0.0339	0.0316	0.0349	0.0569	0.0305	0.0480	0.0530

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for industry and year dummy variables are not reported to save space.

asymmetric information problems. Diamond (1984) for instance, argues that banks have an advantage over outside investors because they know more about the borrowers' prospects as the insider position of banks allows them to overcome the information asymmetry. Namely, banks screen prospective borrowers and monitor debt service capacities of borrowers. By doing so, banks produce valuable private information that is not readily available in public capital markets, and borrowers' access to banks' informed fund yields a positive signal to other external financiers in the capital markets.

We test whether the increased availability of indirect external credit for an industry results in a non-linearly faster growth in value-added, accumulation of physical capital and TFP growth for firms with a relatively large information asymmetry. This non-linear externality effect can be estimated by using the intangible asset to total asset ratio as a proxy to the degree of information asymmetry inherent in the production technology of a specific firm. More specifically, we test the presence of the information externality by including an interaction term between this intangible asset ratio and industry-wide availability of indirect external credit in addition to the individual firm's external finance variable. Regression model is specified as in equation (5):

$$\begin{aligned} d\ln Y_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 d\ln EXTF_{i,t-1} + \beta_2 d\ln INDEXTF_{j,t-1} + \beta_3 (Intg/Asset)_{i,t-1} \\ &+ \beta_4 (d\ln INDEXTF)_{j,t-1} (Intg/Asset)_{i,t-1} + \gamma' Z_{i,t} + \delta\, Year_t + \phi\, \mu_j + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

Where, for Y, we use firm level value-added(V), physical capital stock(K) and TFP growth rates. $INDEXTF_j$ denotes the volume of industry-wide indirect external credits from banks and non-bank financial intermediaries extended for industry j which firm i belongs to. As for the individual firm's external finance variable, we use total volume of external finance (EXTF4) including bond and equity financing in addition to bank and non-bank borrowings. The existence of direct industry externalities can be captured by β_2 and indirect information externality can be explored by investigating whether the coefficient of the interaction term β_4 is significantly positive. Total industry externality is $\beta_2 + \beta_4$ (Intg/Asset).

Table 6 reports estimation results. As expected, intangible asset ratio in general has a significantly negative coefficient indicating that firms with higher information asymmetry tend to grow slowly in value-added, capital stock and total factor productivity. For value-added growth regressions, before the crisis, the industry-wide external finance variable is significantly positive in addition to the individual firm's external finance variable. However, the interaction term between the industry external finance and intangible asset ratio has an opposite sign. After the crisis, the interaction term has a significantly positive sign as conjectured, however, the industry and individual firm external finance variables have a negative sign.

For capital accumulation regressions, the individual external finance variable is significantly positive in both pre- and post-crisis periods, while the industry-wide external finance variable and its interaction term with intangible asset ratio are insignificant before and after the crisis. Hence, for capital accumulations, firms'

<Table 6> External Finance and Information Externality

	Before Crisis (1991-1996)			After Crisis (1999-2003)		
	Dependent Variable:			Dependent Variable:		
	dlnV	dlnK	dlnTFP	dlnV	dlnK	dlnTFP
lnK(-1)		-0.2968***			-0.2273***	
		(-24.75)			(-21.36)	
dlnINDEXTF(-1)	0.6925***	0.3680	0.2974	-0.2137*	-0.1522	-0.1803
	(2.20)	(0.80)	(0.82)	(-1.86)	(-1.13)	(-1.49)
dlnEXTF4(-1)	0.0120*	0.0230**	-0.0045	-0.0106	0.0185**	-0.0280***
	(1.85)	(2.43)	(-0.60)	(-1.35)	(2.03)	(-3.42)
Intang/Asset(-1)	0.0168	-0.8290***	-0.0486	-0.0587**	-0.4342***	-0.1756***
	(0.27)	(-8.34)	(-0.67)	(-2.10)	(-9.38)	(-6.00)
dlnINDEXTF(-1) * Intang/Asset(-1)	-0.9702**	-0.3337	-0.4905	0.4213**	0.0076	0.4599***
	(-2.11)	(-0.50)	(-0.93)	(2.49)	(0.04)	(2.59)
lnAsset(-1)	0.0030	0.3058***	-0.0062*	-0.0124***	0.2088***	-0.0075***
	(1.08)	(25.18)	(-1.94)	(-4.50)	(18.92)	(-2.59)
Constant	-0.0350	0.0317	0.1642**	0.3171***	0.3013***	0.2831***
	(-0.50)	(0.31)	(2.04)	(5.73)	(4.65)	(4.87)
No. Obs.	3,531	3,531	3,531	5,940	5,940	5,940
Adjusted R^2	0.0545	0.1688	0.0377	0.0668	0.1109	0.0555

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for industry and year dummy variables are not reported to save space.

actual access to external finance is more important and the industry-wide externality effect does not seem to be present. As for the TFP growth, it is interesting to note that the interaction term between industry-wide external finance and intangible asset ratio becomes significantly positive after the crisis.

The overall result indicates that the industry-wide availability of external finance does not have a significant externality for firms with higher information asymmetry in accumulating physical capital. However, at least in the post-crisis period, we can observe a positive externality effect of the industry-wide external finance upon the firm level TFP growth rate. This implies that, while firms with higher information

asymmetry tend to show slower growth, an industry-wide availability of external finance may ameliorate this negative effect and accelerate TFP growth of such firms.

5. External Finance and Industry Restructuring

Financial development may also lead to the enhancement of total factor productivity at industry level through better reallocation of resources across firms within the industry. Moreover, financiers can facilitate entry of young promising firms. In this section, we estimate the relationship between industry-wide availability of external finance and the industry entry and turnover rates in an attempt to explore the industry restructuring impact of external finance.

$$ENTRYR_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 (INDEXTF / INDSIZE)_{j,t-1} + \gamma' Z_{j,t-1} + \delta\, Year_t + \varepsilon_{j,t} \quad (6\text{-}1)$$

$$TURNOVER_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 (INDEXTF / INDSIZE)_{j,t-1} + \gamma' Z_{j,t-1} + \delta\, Year_t + \varepsilon_{j,t} \quad (6\text{-}2)$$

In the regression models above, $ENTRYR_j$ is the ratio of new firms entered into the industry j, and TURNOVER is the ratio of firms entered into and exited from the industry during a given year. INDSIZE is the industry size as measured by the industrial production. As distinctions between bank credits (INDEXTF1) and non-bank credits (INDEXTF2) are available at the industry level, we separately estimate the impact of bank versus non-bank credits on the industry entry and turnover rates. As control variables we use R&D investment as a percentage of sales volume and capital-labor ratio in an attempt to capture heterogeneous technologies and capital intensities of respective industry. Note that both entry and exit barriers can be relatively high for capital intensive industries. As additional controlling variables, we also include industry output growth rate and average number of employees per firm within the industry in order to avoid spurious correlations that may result from the relationship between these industry variables and entry and turnover rates.

Table 7 reports estimation results for the above industry level regression equations (6-1) and (6-2). As for the entry rate, both bank and non-bank credits are not significantly associated with the entry rate before the crisis. However, after the crisis, while bank credit remains insignificant and non-bank credit becomes significantly negatively associated with the entry rate, which suggests that non-bank credits may have actually raised entry barrier. As for the industry turnover rate, both bank and non-bank credits are not significantly associated with industry turnover rate in the pre-crisis. However, non-bank credit becomes significantly negatively associated with the turnover rate after the crisis.

The differential impacts of bank and non-bank credits in the post-crisis may reflect the phenomenon that relatively risky and low credit firms have become increasingly more dependent upon non-bank financial intermediaries as banks have become more risk averse and selective after the crisis. Consequently non-bank credits have effectively delayed corporate restructuring and exits of insolvent firms, which has in turn discouraged entry of new firms and lowered industry turnover rate.

<Table 7> External Finance and Industry Restructuring

A. Before Crisis (1991-1996)

	Dependent Variable:			
	Entry Rate		Turnover Rate	
	I	II	I	II
INDEXTF1/ INDSIZE(-1)	0.0120		0.1107	
	(0.20)		(1.03)	
INDEXTF2/ INDSIZE(-1)		0.0648		-0.0580
		(0.85)		(-0.42)
R&D Ratio(-1)	0.5826	0.5949	0.7954	0.3416
	(1.08)	(1.20)	(0.83)	(0.38)
K/L Ratio(-1)	-0.0003***	-0.0003***	-0.0006***	-0.0006***
	(-6.18)	(-7.18)	(-5.94)	(-7.61)
IND Growth(-1)	0.0789**	0.0874**	0.0619	0.0382
	(2.33)	(2.52)	(1.03)	(0.61)
INDL(-1)	-0.0001	0.0001	-0.0001	-0.0001
	(-0.07)	(0.11)	(-0.41)	(-0.52)
No. Obs.	60	60	60	60
Adjusted R^2	0.6894	0.6935	0.6520	0.6461

B. After Crisis (1999-2003)

	Dependent Variable:			
	Entry Rate		Turnover Rate	
	I	II	I	II
INDEXTF1/ INDSIZE(-1)	0.0660		0.1086	
	(1.62)		(1.49)	
INDEXTF2/ INDSIZE(-1)		-0.3066***		-0.5039***
		(-4.31)		(-3.92)
R&D Ratio(-1)	1.2408***	0.9225***	1.5085***	0.9854**
	(4.61)	(4.00)	(3.14)	(2.36)
K/L Ratio(-1)	-0.0002***	-0.0002***	-0.0004***	-0.0004***
	(-5.65)	(-9.52)	(-7.29)	(-11.43)
IND Growth(-1)	-0.0315***	-0.0617**	-0.0481	-0.0978*
	(-0.94)	(-1.99)	(-0.80)	(-1.75)
IND Avg Emp(-1)	-0.0001**	-0.0001***	-0.0001**	-0.0001***
	(-2.09)	(-3.16)	(-2.22)	(-3.19)
No. Obs.	100	100	100	100
Adjusted R^2	0.7351	0.7740	0.6950	0.7330

Note: Numbers in the parenthesis denote t-values. ***, **, * indicate that the coefficient estimate is statistically significant at the 1%, 5%, and 10% respectively. Coefficient estimates for constant and year dummy variables are not reported to save space.

Overall evidence in this section suggests that the industry restructuring role of financial institutions remains largely weak even after the financial crisis.

VI. Summary and Concluding Remarks

In this paper, we empirically investigated the external finance-firm growth linkage in Korea by utilizing firm level data of manufacturing industries before and after 1997 financial crisis. Under asymmetric information and capital market imperfections, financial development and increased access to external finance can promote firm level factor accumulation and total factor productivity growth through various channels – by ameliorating credit constraints, facilitating risk sharing, lowering moral hazard and agency costs, and encouraging R&D investments, among others. Moreover, the positive impact of external finance can be reinforced at the industry level as external financiers encourage young promising firms to grow and facilitate corporate restructuring.

We constructed firm level physical capital stock and total factor productivity measures and evaluated their relationships with various forms of external finance such as bank and non-bank credits, bonds, and equity financing. Our main empirical results can be summarized as follows: First, we find that an increase in external finance tends to be associated with a faster subsequent capital accumulation rate. However, this positive capital accumulation effect became relatively attenuated after the 1997 crisis. Second, external finance encourages subsequent R&D investments. Third, compared to capital accumulation channel, the relationship between external finance and subsequent TFP growth is relatively weak in both the pre-crisis and the post-crisis periods.

We also examined the indirect impact of the industry-wide availability of external finance. We tested whether the increased availability of indirect external credits for an industry results in a non-linearly faster growth in value-added, accumulation of physical capital, and TFP growth for firms with a relatively large information asymmetry. We find that the industry-wide availability of external finance does not have a significant information externality for firms in accumulating physical capital, although, at least in the post-crisis period, we could observe a positive externality through the TFP channel. Finally, as for the industry restructuring effect, we find that the industry restructuring role of financial institutions is largely absent in both the pre-crisis and post-crisis periods. In the post-crisis period, non-bank credits have actually discouraged entry of new firms and reduced the industry turnover rate.

Our findings in this paper yield important implications in assessing the role of financial sector in promoting economic growth in Korea. In the pre-crisis period, the Korean financial sector contributed to economic growth relatively more through the factor accumulation channel rather than through the TFP channel. However, in the post-crisis period, even the factor accumulation channel has become relatively attenuated while the TFP channel still remains weak.

Considering Korea's extensive financial reform efforts since 1997, this finding seems to be somewhat surprising. The slowdown in aggregate corporate investment

and the phenomenon that firms have become more dependent upon internal funds have resulted in the separation of finance from real production activities in post-crisis Korea. As productive and profitable firms have become increasingly more dependent upon internal financing, the average quality of firms left in the external financial markets has deteriorated and the degree of asymmetric information has gotten worsen. However, the role of financial institutions in producing valuable information and exerting corporate restructuring remains far from fully functional. Overall evidence indicates that further efforts are required to strengthen resource allocation and corporate restructuring roles of financial markets and institutions in order to effectively sustain Korea's economic growth.

References

Ahn, Sanghoon, Kyoji Fukao, and Keiko Ito, "Outsourcing in East Asia and Its Impact on Japanese and South Korean Labor Market," paper prepared for the OECD Working Party of the Trade Committee, 2007.

Ahn, Sanghoon, Kyoji Fukao, and Hyeog Ug Kwon, "The Internationalization and Performance of Korean and Japanese Firms: An Empirical Analysis Based on Micro-Data", *Seoul Journal of Economics*, Vol. 17, No. 4, 2004, pp.439~482.

Beck, T., A. Demirguc-Kunt, R. Levine, and V. Maksimovic, "Financial Structure and Economic Development: Firm, Industry, and Country Evidence," Chapter 5, in Demirguc-Kunt, A. and R. Levine eds. *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-country Comparison of Banks, Markets, and Development*, The MIT Press, Cambridge, 2001.

Beck, T. and R. Levine, "Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market- or Bank-based System Matter?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 64, pp.147~180.

Beck, T., R. Levine, and N. Loayza, "Finance and the Sources of Growth," *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, No. 1, 2000, pp.261~300.

Bencivenga, V. R. and B. D. Smith, "Financial Intermediation and Endogenous Growth," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp.195~209.

Benhabib, J. and M. Spiegel, "The Role of Financial Development in Grow and Investment," *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 4, 2000, pp.341~360.

Borensztein, E. and Jong-Wha Lee, "Credit Allocation and Financial Crisis in Korea," International Monetary Fund, WP/99/20, 1998.

Borensztein, E. and Jong-Wha Lee, "Was There a Credit Crunch or Credit Reallocation? *Chaebols* and Non-*Chaebols* in the Korean Financial Crisis," mimeo, 1999.

Cho, Yoon-Je and Joon-Kyung Kim, *Credit Policies and the Industrialization of Korea*, Seoul, Korea Development Institute Press, 1997.

Claessens, S., Djankov, S., Fan, J. H. and L. P. Lang, "Diversification and Efficiency of Investment by East Asian Corporations," mimeo, World Bank, 1998.

Demirguc-Kunt, A. and R. Levine, *Financial Structure and Economic Growth: A Cross-country Comparison of Banks, Markets, and Development*, Cambridge, The MIT Press, 2001.

Demirguc-Kunt, A. and V. Maksimovic, "Law, Finance and Firm Growth," *Journal of Finance*, Vol. 53, no. 6, 1998, pp.2107~2137.

Diamond, D., "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, Vol. 51, 1984, pp.393~414.

Goldsmith, R., *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale University Press, 1969.

Good, David H., M. Ishaq Nadiri, and Robin Sickles, "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," *Handbook of Applied Econometrics: Microeconometrics*, 1999, pp.14~80.

Greenwood, J. and B. Jovanovic, "Financial Development, Growth and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp.1076~1107.

Hahm, Joon-Ho, "Macroeconomic Implications of Financial Market Reforms in Korea," chapter 4 in L.-J. Cho, D. C. Cho and Y. H. Kim eds, *Macroeconomic Implications of Postcrisis Structural Changes*, Seoul: KDI Press, Seoul, 2005.

Hahm, Joon-Ho, "10 Years after the Crisis: Financial System Reform and Its Evaluation," a paper presented at the conference on *Korean Economy 10 Years after the Cris*is, Korea Economic Association, June 11, 2007. (in Korean)

Hahn, Chin-Hee, "Implicit Loss-Protection and the Investment Behavior of Korean *Chaebols*: An Empirical Analysis," *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 21, No. 1, 1999, pp.3~52. (in Korean)

Himmelberg, G. P. and B. C. Petersen, "R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, 1994, pp.38~51.

Jin, Ick, Jinn, Taehong. and Jeong-Ho Hahm, "Towards a Sound and Stable Financial System in Korea: Revisited," Chapter 6, J. Hahm ed., *Sustaining Korean Economic Growth – A Way Forward*, Institute for Monetary and Economic Research, Bank of Korea, 2004.

Kim, Han-Ah, "The Relationship between Economic Growth and Financial Liberalization and Development," *KDIC Financial Review*, Vol. 4, No. 2, 2003, pp.5~30. (in Korean)

King, R. G. and R. Levine, "Finance and Growth: Schumpeter might be right," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3, 1993, pp.717~737.

La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Legal Determinants of External Finance," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 3, 1997, pp.1131~1150.

La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 6, 1998, pp.1113~1155.

Lee, Byoungki, *Investment Patterns of Korean Corporate Firms*, Korea Economic Research Institute, December, 2000. (in Korean)

Lee, Bong-Soo, "Bank-based and Market-based Financial System: Theory and Empirical Evidence Including Political Economy Approach," Chapter 4, J. Hahm ed., *Sustaining Korean Economic Growth – A Way Forward*, Institute for Monetary and Economic Research, Bank of Korea, 2004.

Levine, R., "The Legal Environment, Banks and Long-run Economic Growth," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 30, No. 3, 1998, pp.596~613.

Levine, R. and S. Zervos, "Stock Markets, Banks and Economic Growth," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 1998,pp.537~558.

Lim, Kyung-Mook and Kim, Dongseok, "An Analysis of Facility Investment Trend in Korea and Its Policy Implications," *KDI Quarterly Economic Outlook*, Korea Development Institute, Summer, 2005, pp.141~152. (in Korean)

McKinnon, R., *Money and Capital in Economic Development*, Washington DC: Brookings Institution, 1973.

Nickell, S. and D. Nicolitsas, "How Does Financial Pressure Affect Firms?" *European Economic Review*, Vol. 43, 1999, pp.1435~1456.

Nickell, S., D. Nicolitsas and N. Dryden, "What Makes Firms Perform Well?" *European Economic Review*, Vol. 41, 1998, pp.783~796.

Rajan, R. G. and L. Zingales, "Financial Development and Growth," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 1998, pp.559~586.

Shaw, E. S., *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press, 1973.

Stiglitz, J. E. and A. Weiss, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, Vol. 71, 1981, pp.393~410.

Shyn, Yong-Sang and Wankeun Oh, "Financial Dependence, Growth Opportunity, and

Industrial Growth in Korea," *Kyungjehak Yeonku* (Journal of Korea Economic Association), Vol. 53, No. 3, 2005, pp.49~76. (in Korean)

Wurgler, J., "Financial Markets and the Allocation of Capital," *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, 2000, pp.187~214.

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

공무원 순환보직에 관한 연구

김 광 호
(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on Job Rotation in Civil Service

Kwang-ho Kim
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는『우리 경제의 선진화를 위한 정부역할의 재정립』(연구보고서 2007-03)의 제8장「정부부문의 전문성 제고를 위한 인사제도의 개선」으로 기발간된 보고서를 수정·보완한 것임.

** 김광호: (e-mail) khk@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

• Key Word: 순환보직(Job Rotation), 인사제도(Personnel Management System), 계급제(Rank Classification System), 직위분류제(Position Classification System)
• JEL code: H11, M12, M53
• Received: 2008. 6. 10 • Referee Process Started: 2008. 6. 10
• Referee Reports Completed: 2008. 9. 30

ABSTRACT

This paper aims at analyzing the practice of job rotation in the Korean government and putting forward policy suggestions. The Korean government is often accused of low capacity and weak competitiveness, which mainly result from the low expertise of public officials. Considering the high quality of human resources flowing into the public sector in Korea, solutions should be found from the structure of the system. This paper regards frequent position changes due to excessive job rotation as a key factor undermining the accumulation of expertise and conducts in-depth analyses. The current practice of frequent rotation shows that the average tenure period of government officials at director level and above is only about one year, far shorter than those in major developed countries, which causes many problems such as low efficiency, lack of accountability and policy consistency, and low opportunity for accumulating expertise. Simple models are set up to analyze job rotation and other alternative personnel management systems. Analyses find that it would be desirable to have each individual experience various positions during the initial rotation period to find his/her own aptitude, and then accumulate expertise by settling in at a certain specialized field for a prolonged period of time based on the revealed aptitude in mid and high positions. This turns out to be in line with the structure of the Career Development Program which is being introduced. The model-based analysis of this paper distinguishes this study from preceding ones conducted in the traditional framework of personnel management study. Practical measures to mitigate the problems of frequent job rotation include rotating within the area of specialty, narrowing the scope of transfer, and reinforcing the minimum tenure period. However, since the current frequent rotation is fundamentally attributable to the rank system based on seniority, the present civil service classification system needs to be converted into a position classification system in the long run.

본 연구는 공무원의 전문성 축적을 저해하는 것으로 지속적으로 지적되는 순환보직의 실태를 파악하고 그 개선방안을 제시하는 것을 목적으로 한다. 우리나라 중앙부처 과장급 이상 공무원의 평균재직기간은 1년 남짓으로 매우 짧아 업무의 인수·인계에서 오는 비효율 및 업무공백, 전문성 축적기회의 감소, 책임성 저하, 정책의 일관성 및 연속성 결여 등 여러 문제를 낳으며, 특히 고도의 전문성을 요하는 대외·협상 분야에서 큰 국가적 손실을 낳는 것으로 파악된다. 이의 개선을 위해서는 전문성을 고려하는

ABSTRACT

보직이동, 전보범위의 축소, 전보제한기간의 강화 등의 조치가 필요하나, 근본적으로 현재와 같은 과도한 순환보직이 연공서열에 기초한 계급제에 기인하므로 장기적으로 공직분류제도를 계급제에서 직위분류제로 전환하고 실적주의적 요소를 강화해야 할 것이다.

Ⅰ. 서 론

순환보직은 우리나라의 공무원 인사제도에 관한 논의에서 빠지지 않고 등장하는 주제 중 하나이다. 순환보직은 공무원 사회 내부에서도 연공서열 등과 함께 공무원 인사제도의 문제점으로 지적되고 있으며, 외부적으로도 민간과 학계로부터 공무원의 전문성 축적을 크게 저해하는 요인으로 지속적으로 지목되고 있다.

이 중 특히 순환보직이 전문성 축적을 저해한다는 지적은 매우 관심 있게 살펴볼 필요가 있다. 국민들의 소득수준 및 의식수준 향상에 따라 민간부문에서는 전문화된 고품질의 공공서비스에 대한 수요가 급증하고 있다. 또한, 가까운 장래에 도래할 저출산 고령화 사회에 대비하고, 복잡다기하고 급변하는 국제환경 속에서 경제적·국제정치적 변화에 국가적으로 신속하게 대처하기 위해서는 정부부문이 고도의 전문성을 갖출 필요가 있다. 보다 구체적으로 정부부문은 현재의 사회·경제·대외상황에 대한 정확한 진단과 정책수단의 합목적성과 효과성에 대한 올바른 판단을 기초로 정책의 파급효과 및 부작용 등의 여러 요인을 고려하여 최선의 정책을 세우는 정책입안능력과, 이렇게 입안된 정책을 효과적이고 효율적으로 투명하게 집행해 나갈 정책집행능력을 필수적으로 갖추어야 한다.

이러한 측면에서 볼 때 우리나라의 정부부문은 경제사회적·대외적 추세에 뒤처져 민간부문의 수요에 부응하지 못하고 있을 뿐 아니라, 고도의 전문성이 요구되는 대외협상 등의 분야에서 국가적으로 심각한 손실을 낳고 있다는 비판이 끊임없이 제기되고 있다. 각종 국제적 경쟁력 지표에 의하면 우리나라 정부부문의 경쟁력은 미흡할 뿐 아니라 민간부문 및 국가경쟁력보다 낮아,[1] 정부부문의 역량 부족이 경제성장 및 국가발전에 장애가 되고 있다는 지적이 대두되는 실정이다.

이러한 지표들이 얼마나 객관적이고 공정한 것이며 정부부문의 전문성 부족에 대한 비판이 얼마나 타당한 것인가에 대해서는 의문과 반론이 제기될 수 있겠으나, 사회 전반에 걸쳐 이러한 비판과 문제제기가 끊임없이 지속되고 있는 것

1) 세계경제포럼(WEF)의 2006년 경쟁력 순위에 따르면 우리나라의 국가경쟁력지수, 기업경쟁력지수, 공공기관지수는 125개국 중 각각 24, 25, 48위를 차지했다. 또한 국제경영개발원(IMD)의 2006년 세계경쟁력 순위에서 우리나라의 국가경쟁력, 기업효율성, 정부효율성은 전체 61개국 중 각각 38, 45, 47위를 차지했다. 또 세계은행(World Bank)의 2006년 거버넌스지수(Governance Index)에 따르면 우리나라는 정부의 효과성, 규제의 질, 법질서, 부패와 통제 등의 각 부문에서 주요 아시아 경쟁국에 비해 크게 뒤떨어지는 것으로 나타났다.

이 현실이며, 또한 그러한 비판의 타당성 여부를 떠나 정부부문의 전문성을 제고할 수 있는 방안을 찾아보는 것은 국가경쟁력 향상을 위해 매우 의미 있는 일이 될 것이다.

이러한 맥락에서, 공무원의 전문성 축적을 저해하는 것으로 지목되는 잦은 순환보직에 대한 분석은 매우 중요하다고 하겠다. 물론 전문성 부족이 단선적으로 순환보직에 의해서만 생겨나는 것은 아닐 것이다. 이 문제에 대해 보다 종합적으로 접근하기 위해서는 공무원의 채용, 보직관리, 교육훈련에 이르는 전 분야에 대한 검토가 필요하며, 또한 거시적으로는 정부부처나 조직의 행태에 영향을 미치는 정책결정·조정시스템, 정치제도와 환경 등에 대해서도 심도 있는 분석이 필요할 것이다.[2] 그럼에도 불구하고 순환보직에 대한 연구가 중요한 것은 순환보직의 개선이 전문성 제고의 충분조건이 될 수는 없지만 매우 중요한 필요조건이기 때문이다. 뒤에서 살펴보겠지만 현재와 같은 인사운용하에서는 전문성의 축적이 물리적으로 어려울 수밖에 없으며, 따라서 이의 개선이 없이는 다른 어떠한 조치들도 그 효과에 한계를 가질 수밖에 없다.

인사제도에 관한 논의는 주로 행정학 분야에서 폭넓게 진행되어 왔다(오성호[2000], 김판석[2002], 김근세[2002], 서원석[2003]). 특히 인사제도 개혁에 관한 논의와 더불어 최근 들어 공직사회의 경쟁력과 전문성 제고를 위한 연구들이 활발히 진행되고 있는데, 공직사회의 경쟁력 제고를 위한 실적주의 강화(최병대·김상묵[1999]), 전문성 제고를 위한 보직관리의 개선(남궁근 외[2004], 최무현 외[2004]), 경력개발제도의 도입(이종수[2002], 남궁근[2003]), 공직분류체계의 개편(김명식[2003]) 등 다양한 주제들이 논의되고 있다. 본 연구는 이와 같은 연구의 일환으로, 순환보직에 따른 잦은 보직이동을 전문성 축적을 저해하는 중대요인으로 보고, 이에 대한 현황 파악과 이론적 분석을 통해 시사점과 개선방안을 도출하고자 한다. 특히 기존의 규범적 논의에서 한걸음 더 나아가 이론적 모형을 통해 보다 체계적이고 분석적인 접근을 시도하였다.

본고의 이하 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 순환보직의 현황과 문제점을 살펴본 후 이러한 현상이 나타날 수밖에 없는 원인에 대해 고찰한다. 제Ⅲ장에서는 순환보직의 문제를 좀 더 분석적으로 살펴보기 위해 간단한 이론적 모형을

2) 우리나라 정부부문 인력의 매우 특징적인 현상은 공무원으로 유입되는 인력의 질이 공무원 공개채용시험의 높은 경쟁률에서 알 수 있듯이 매우 양질이라는 것이다. 특히 고등고시를 통해 유입되는 인력은 여러 측면에서 최고급 집단으로 파악된다. 이러한 최고급 인력의 역량에 대해 끊임없이 문제가 제기되고 있다는 것은 문제의 실마리를 제도적·구조적 측면에서 찾아야 함을 암시한다.

통해 각종 가상적 제도를 분석하고 시사점을 찾는다. 제Ⅳ장에서는 순환보직에 관한 구체적인 정책제언을 제시한다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 향후 연구과제를 제시한다.

Ⅱ. 순환보직의 현황 및 문제점

1. 순환보직의 현황

가. 순환보직의 개념 및 취지

순환보직(job rotation)은 공무원 개인의 능력발전을 목적으로 제도화된 배치전환[3][4]을 말한다. 순환보직은 적재적소배치의 원칙[5]과 함께 우리나라 공무원 인사의 근간을 이루는 기본원칙이라고 할 수 있다. 재직공무원의 전보에 대해 규정한 공무원임용령 제44조는 순환보직의 취지를 잘 나타내고 있다. 이 조항은 "임용권자 또는 임용제청권자는 소속 공무원의 동일직위에서의 장기근무로 인한 침체를 방지하여 창의적인 직무수행을 기하고, 과다하게 빈번한 전보로 인한 전문성 및 능률의 저하를 방지하여 안정적인 직무수행을 기할 수 있도록 하기 위하여 정기적으로 전보를 실시하여야 한다"고 명시하고 있다.

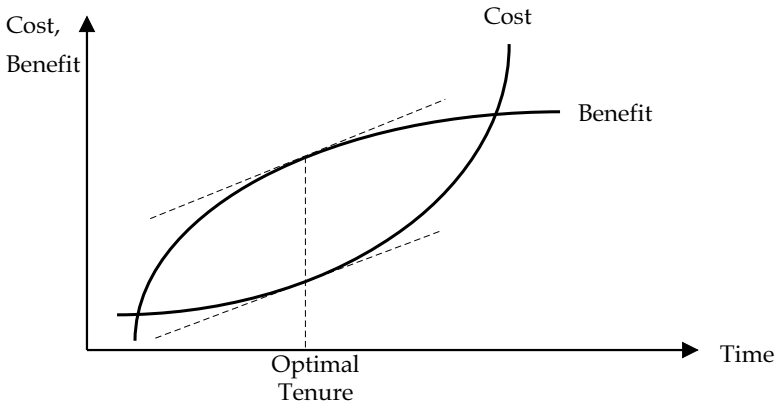
이 조항을 좀 더 자세히 살펴보면 암묵적으로 경제학의 최적화개념을 내포하고 있음을 알 수 있다. 즉, 한 직위에 오래 근무하는 데에는 비용과 편익이 공존하는데, 전문성 및 능률의 축적을 편익이라고 할 수 있고, 장기근무로 인한 침체를 비용이라고 할 수 있다. 편익인 전문성과 능률이 재직기간에 따라 증가하지만 그 증가속도가 감소한다면(즉, 한계편익이 체감한다면), 그리고 비용인 장기근무에

3) 배치전환(reassignment transfer)은 수평적 인사이동으로 동일직급 내의 이동이므로 보수의 변동이 수반되지 않는 것이 특징이다. 배치전환은 기준에 따라 여러 가지 유형으로 나눌 수 있는데, 직무성격의 변화를 기준으로 해서 직렬의 경계를 넘느냐의 여부에 따라 구분하면 전보와 전직으로 나눌 수 있다. 전보는 동일직렬 내에서의 수평이동이며, 전직은 동일등급의 다른 직렬로의 이동이다(유민봉・임도빈[2003], 이상윤[2002]).

4) 배치전환은 원칙적으로 여러 가지 효용성을 가진다. 개인적인 차원에서는 우선 보직에 대한 부적응을 해결하는 장치로 쓰일 수 있으며 장기간 동일업무 수행에서 오는 권태로움을 제거하고 활력을 제공함으로써 공직의 침체를 방지할 수 있다. 뿐만 아니라 배치전환은 개인에게 있어 능력발전 및 승진의 기회로 작용한다. 조직 차원에서 배치전환은 인사관리의 융통성을 제공하며 직무의 변화나 정부조직의 변동에 따른 조정을 용이하게 해준다. 또한 공무원들이 여러 부서를 옮겨 다니게 함으로써 부처 할거주의를 예방하고, 장기간 재직에 따른 각종 유착관계를 막아 부패를 방지할 수 있다(유민봉・임도빈[2003], 이상윤[2002]).

5) 보직관리의 원칙을 적시한 국가공무원법 제32조의5 제2항은 "소속공무원을 보직함에 있어서는 당해 공무원의 전공분야・훈련・근무경력・전문성 및 적성 등을 고려하여 그 적격한 직위에 임용하여야 한다"고 규정하고 있다.

[Figure 1] Optimal Tenure



따른 침체가 재직기간에 따라 증가하며 그 증가속도 역시 증가한다면(즉, 한계비용이 체증한다면), 편익과 비용의 차이인 순편익이 최대가 되는 최적재직기간이 존재할 것이다. [그림 1]에서 비용곡선과 편익곡선의 기울기는 각각 한계비용과 한계편익을 나타내는데, 이 두 값이 일치하는 점이 바로 최적재직기간이라고 할 수 있다. 따라서 위 조항의 '정기적으로 전보를 실시하여야'에서의 '정기'는 적어도 개념적으로는 이러한 최적재직기간과 일치하도록 설정되는 것이 바람직할 것이다. 실제 공무원임용령에서는 재직기간을 규정하고 있지는 않지만 재직기간의 하한선에 대해서는 규정을 두어 지나치게 잦은 전보를 제한하려 하고 있다. 공무원임용령 제45조 및 제45조의2에서는 조건에 따라 5년, 4년, 3년, 2년, 1년 6월, 1년 등의 전보제한기간을 두어 이 기간 내에는 원칙적으로 전보를 금지하고 있다.[6)]

나. 순환보직의 현황

순환보직의 현황을 살펴보는 목적은 현재의 재직기간이 앞에서 이론적으로

6) 관계조항에 따라 특별채용된 공무원은 조건에 따라 5년, 4년, 3년, 근무예정지역이나 기관을 미리 정하여 실시한 공개경쟁채용시험에 합격한 공무원은 3년, 직류별로 실시한 5급 공무원 공개경쟁채용시험에 합격한 공무원은 2년, 관계조항에 따라 실장·국장 밑에 두는 보조기관 또는 이에 상당하는 보좌기관인 직위에 보직된 3급 또는 4급 공무원은 1년 6월, 고위공무원단 직위에 재직하고 있는 공무원은 1년, 기타 위 사항에 해당되지 않는 공무원은 2년의 전보제한기간을 적용받는다. 하지만 위 조항들은 동시에 전보제한에 대한 많은 예외규정을 두고 있다. 따라서 전보제한제도가 사실상 유명무실하다는 비판도 제기되고 있다(남궁근 외[2004]).

생각해 본 최적재직기간과 일치하는지를 확인하는 것이 될 것이다. 그러나 실제로 이를 경험적으로 확인하고 검증하는 일은 불가능에 가깝다고 할 수 있다. 일단 위의 논의 자체가 복잡다단한 현실의 여러 측면을 사상한 단순화된 논의일 뿐 아니라, 설사 그것이 현실의 중요한 측면을 상당히 반영하고 있다고 하더라도 위의 논의에서처럼 최적재직기간을 산출하는 것이 가능하려면 각 직위마다 재직기간에 따른 편익과 비용에 대한 객관적인 자료가 존재하여야 한다. 그러나 우리가 위에서 논의한 편익과 비용은 모두 계량적으로 수치화하기가 어려운 성질의 것이다. 따라서 이용가능한 제한적인 소수의 자료로부터 최대한의 추론을 이끌어내야 하는 어려움이 존재한다.

이러한 어려움을 염두에 두고, 우리나라의 순환보직의 현황을 살펴보기 위해 먼저 과장급 이상 공무원의 평균재직기간을 살펴보자. 과장급 이상의 공무원은 우리나라에서 정책의 기획과 실행에 있어 중추적인 역할을 담당하는 집단이다. 중앙인사위원회는 과도한 순환보직에 대한 비판에 따라 정확한 실태파악을 위해 2001년, 2004년 두 번에 걸쳐 과장급 이상의 직위에 대해 재직기간을 조사하였다. <표 1>에 수록된 조사결과에 따르면 두 조사에서 모두 평균재직기간이 1년 남짓으로 나왔음을 알 수 있다. 또한, 두 기간 모두 실·국장급이 과장급보다 한 달 정도 길게 재직했으며, 첫 번째 조사기간에 비해 두 번째 조사기간에서 평균재직기간이 한 달 정도 늘어났다. <표 2>에는 2001년 조사에서 파악된 공정거래위원회, 금융감독위원회, 재정경제부 등 핵심 경제부처 본부의 과장급 이상의 평균재직기간이 나타나 있는데, 이 역시 1년 내외이며, 특히 금융감독위원회의 경우는 상대적으로 더 짧음을 알 수 있다.

순환보직 현황은 또한 전보 현황을 통해서도 파악할 수 있다. <표 3>은 2006년 말 기준 근무연수별 전보 현황을 보여주고 있다. 이 표에 따르면 근무연수가 1년 미만인 비율이 전체에서는 1/3 정도이며 계급이 올라갈수록 대체로 증가하여 6~9급에서는 30.8%, 4~5급에서는 41.8%, 그리고 3급 이상에서는 50.1%에 달함을 알 수 있다. 특히 1급에서는 그 비율이 무려 75%에 달한다. 한편, 3년 이상 장기재직하는 비율은 상당히 낮아 전체로도 12.6%에 불과하고, 4~5급에서는 6.7%, 3급 이상에서는 3.9%에 지나지 않는다.

1년 내외의 재직기간은 분명 한 직위에서의 임무를 파악하고 인적 네트워크를 구축하고 장기적인 업무를 안정적으로 계획·추진하는 데 있어서 부족해 보이는 것이 사실이다. 그러나 이를 객관적으로 입증해 보이기는 쉽지 않다. 몇 가지 대안은 해외의 사례를 조사하거나 당사자인 공무원들의 견해를 참고하는 것이다. 우선 해외사례를 보면 OECD 등

〈Table 1〉 Average Tenure of Directors and Above

Position / Period	Director	Deputy Minister & Director General
Jan 1997～Nov 2001	1 year 20 days	1 year 1 month 21 days
Dec 2001～Jan 2004	1 year 1 month 21 days	1 year 3 months 5 days

Source: Civil Service Commission.

〈Table 2〉 Average Tenure of Directors and Above in Core Economy Ministries

Position / Ministry	Director	Deputy Minster & Director General
Fair Trade Commission	1 year 2 months 28 days	1 year 25 days
Financial Supervisory Commission	7 months 29 days	8 months 10 days
Ministry of Finance and Economy	1 year 2 months 11days	1 year 1 month 7 days

Note: Survey period is Jan 1997～Nov 2001.
Source: Civil Service Commission

〈Table 3〉 Transfer Rate by Tenure

Tenure / Rank	~1 yr	1～2 yrs	2～3 yrs	3～4 yrs	4～5 yrs	5 yrs~
Senior Executive	61.2%	27.6%	9.2%	1.0%	1.0%	0.0%
Rank 1	75.0%	25.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Rank 2	45.6%	42.2%	9.5%	1.4%	1.4%	0.0%
Rank 3	48.9%	37.2%	9.1%	3.0%	0.7%	0.9%
Rank 4	47.0%	33.9%	12.3%	4.3%	1.5%	1.1%
Rank 5	39.1%	38.3%	16.1%	3.8%	1.3%	1.4%
Rank 6	28.6%	41.2%	15.0%	8.1%	2.7%	4.3%
Rank 7	29.7%	40.1%	14.1%	8.5%	2.8%	4.8%
Rank 8	26.9%	42.3%	15.8%	8.0%	2.4%	4.7%
Rank 9	44.8%	41.8%	7.8%	3.5%	0.6%	1.5%
Senior Executive + Ranks 1～3	50.1%	36.8%	9.2%	2.4%	0.9%	0.6%
Ranks 4~5	41.8%	36.8%	14.8%	4.0%	1.4%	1.3%
Ranks 6~9	30.8%	41.2%	13.9%	7.6%	2.4%	4.2%
Total	33.3%	40.2%	14.0%	6.8%	2.2%	3.6%

Note: As of 2006. 12. 31. Survey period is 2006. 1. 1~2006. 12. 31.
Source: Cvil Service Commission Website(www.csc.go.kr).

〈Table 4〉 Survey Result on Optimal Tenure by Rank

Rank	Average Response for Optimal Tenure(month)
Deputy Minister & Director General	27.3301
Ranks 3~5	34.4302
Ranks 6 and below	39.2421

Source: Lee et al.(2002).

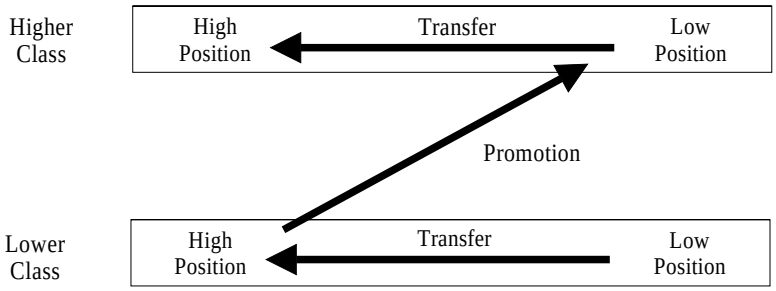
선진국의 고위공직자 평균재임기간은 5년 정도인 것으로 알려져 있는데,[7] 이는 우리나라의 경우보다 훨씬 길다. 한편 이종수 외(2002)는 중앙부처의 공무원을 대상으로 경력개발과 관련한 다양한 주제에 대해 설문조사를 실시하였는데, 이 중 한 문항은 각 직급별로 적정하다고 생각되는 재임기간에 대한 의견을 묻고 있다.[8] <표 4>에 나타난 설문결과를 보면, 각 직급별 응답의 평균은 실·국장급이 27.3개월, 중간관리자급(3～5급)이 34.4개월, 실무자급(6급 이하)이 39.2개월로, 현행 평균재직기간인 1년 내외와 큰 차이를 보이고 있다. 즉, 공무원 스스로가 직무의 안정성과 전문성 및 행정의 효율성을 고려했을 때 가장 적정하다고 생각하는 재임기간은 현행 재임기간의 두 배에서 세 배 정도라는 것을 알 수 있다. 이러한 사실들로부터 미루어 볼 때, 현재 과장급 이상 공무원의 평균재직기간인 1년 내외는 지나치게 짧다고 결론 내려도 큰 무리가 없을 것으로 보인다. 더 나아가 현재의 상태는 전문성 축적을 꾀하기에 앞서 업무에 대한 파악 및 숙지를 염려해야 할 정도라고 해도 과언이 아닐 것이다.

이러한 사실을 받아들인다고 할 때 자연스럽게 제기되는 질문은 왜 순환보직이 그렇게 자주 일어나는가 하는 것이다. 앞서 배치전환에 관한 논의에서 본 바와 같이 순환보직이 보직 부적응 해소, 침체 방지, 승진기회 제공, 능력발전, 융통성 있는 인사관리, 조직개편에 대한 유연한 대응 등의 효용을 가지고 있음을 상기하면, 현재의 지나치게 잦은 순환보직은 이 중

7) 남궁근(2003), 남궁근 외(2004), 최무현 외(2004) 등에 이런 수치가 언급되고 있으나 출처는 명시되어 있지 않다. 확인을 위해 중앙인사위원회에 문의한 결과 해외 주요국의 재직기간 5년이라는 숫자는 다수가 공유하고 있는 지식이나 출처는 분명치 않다는 대답을 받았다. 한 관계자는 외국의 경우 순환보직 자체가 문제되는 일이 드물기 때문에 관련 자료도 빈약한 것으로 보인다고 추측했다.

8) 응답인원은 19개 부처에 걸쳐 560명으로, 직급별로는 실·국장급이 7.8%, 서기관이 18.5%, 사무관이 30.1%, 그 이하가 43.6%이다. 해당 문항은 "공무원의 잦은 인사이동으로 인한 전문성 저해문제가 지적되고 있습니다. 귀하는 각 직급별 하나의 직위(보직)에서 어느 정도 재임하는 것이 적정하다고 생각하십니까?"이다.

[Figure 2] 'Z-shaped' Personnel Shift Chain



대부분의 것으로는 제대로 설명 내지 정당화될 수 없다는 것을 알 수 있다. 많은 공무원들이 1년에 한 번 꼴로 자리를 옮겨야 할 정도로 보직 부적응이나 조직개편이 자주 발생하지도 않을 것이고, 또한 1년이라는 짧은 기간 동안 장기근무에 따른 침체가 발생하거나 다른 직위로 옮겨갈 만큼의 능력발전이 이루어지기도 힘들 것이기 때문이다. 그렇다면 승진이나 인사관리와 관련하여 어떤 구조적인 문제로 인하여 잦은 순환보직이 불가피한 것은 아닌가 생각해 볼 수 있다.

실제로 공무원들이 자리를 이동해 나가는 보직경로의 형태는 이러한 추측을 뒷받침한다. 우리나라 공무원의 보직이동 형태를 살펴보면 소위 말하는 Z자형 보직이동의 형태를 띠고 있다(조석준[1992]). 즉, 동일직급 내에서도 자리의 가치에 있어 하위인 보직에서부터 상위인 보직이 연쇄적으로 존재하여, 한 직급 내에서 하위보직으로부터 상위보직으로의 이동을 마치면 상위직급의 하위보직으로 승진하여 다시 해당직급의 상위보직으로의 이동을 계속하는 것이다(그림 2 참조). 따라서 조직 내의 한 직급에서 결원이 발생하면 동일직급의 하위보직에 있던 사람들은 모두 각자 한 단계 위의 상위보직으로 이동을 하게 되고 그렇게 해서 비게 되는 해당 직급의 최하위보직은 바로 밑의 직급의 최상위보직에 있던 사람이 채우게 되는 일대 연쇄이동이 발생하게 된다.[9)]

실제로 김홍로(2005)의 보직경로 분석에 따르면, 각 직급마다 하위직급에서 승진하여 올라오는 승진유입률이 100%에 가까운 초임직, 전보유입·유출률이 100%

9) 중앙인사위원회의 시뮬레이션에 따르면, 재정경제부의 경우 2급 1명이 1급으로 승진할 경우 연쇄적인 승진과 전보를 통해 자리를 옮길 수 있는 인원이 과장급만 해도 최대 76명에 이른다(『중앙일보』, 2002년 1월 31일. 김명식[2003]에서 재인용).

에 가까운 중간직, 상위 직급으로 승진해 옮겨가는 승진유출률이 100%에 가까운 상위직 등이 존재하는 것으로 드러난다. 이러한 특이한 형태의 인사이동의 원인에 대해서는 제Ⅳ장에서 좀 더 자세히 살펴보기로 한다.

2. 순환보직의 문제점

잦은 순환보직은 정부부문의 전문성 축적에 큰 장애로 작용할 수밖에 없다. 앞에서 본 연쇄이동에 있어서 이동 전후 보직의 업무성격이 유사하다면 업무의 인수·인계에서 오는 비효율은 불가피하다 하더라도 공무원 개개인 차원에서의 전문성 축적에는 큰 손실이 없다고 할 수도 있다. 그러나 한 줄로 늘어선 보직의 연쇄고리에서 한 칸씩 앞으로 이동하는 현재 방식의 순환보직 시스템하에서는 전보에 있어서 개개인의 전문성이 고려될 여지가 매우 제한적일 수밖에 없다. 따라서 잦은 순환보직은 업무의 인수·인계 시 수반되는 정책 단절 및 비효율 이외에도 전문성의 축적에 큰 걸림돌이 되고 있다.

이러한 문제가 가장 눈에 띄게 드러나는 부문이 고도의 전문성이 요구되는 외교·안보·통상 분야이다. 이 부문은 업무성격상 외국어능력, 해당 국가에 대한 정보 및 인적네트워크 구성 등이 필수불가결하여 장기간의 안정적인 임기가 필요하다. 그러나 각종 통계자료나 언론보도에 의하면 현실은 그렇지 못하다. 1997년 외환위기 당시 사태를 초래한 데 대해 큰 책임이 있는 자리 중 하나로 지적된 재정경제원의 국장급 요직인 국제금융증권심의관의 경우 1994년 12월 재정경제원이 발족한 이후 3년 동안 무려 5명이 거쳐가 평균재임기간이 7.6개월에 불과했다. 그 자리를 직접 거쳐간 한 인사에 의하면, 그 자리는 업무파악에만 적어도 6개월은 소요된다고 한다.[10] 이 말이 사실이라면 업무파악이 겨우 끝날 무렵이 되면 다른 자리로 이동하였다는 것이 된다. 국가적으로 큰 손실과 파장을 가져왔던 2001년 항공안전위험국 판정사태의 경우에서도 비슷한 상황이 나타난다. 당시 항공안전의 실무총책임자라고 할 수 있는 건설교통부 항공국장은 1991년 1월부터 사태발생시점까지 2년 8개월 동안 총 5명이 교체되어 평균임기가 6개월에 불과했다. 특히 항공안전등급 추락의 직접적 단초가 된 2000년 6월 국제민간항공기구(ICAO)의 항공 안전점검 및 문제점 지적 이후 이 자리는 한 달이나 공석으로 방치되었고, 그 후 14개월 동안에도 3명이 교체되어 문제의 파악과 효과적인 대처 및 정책결정이 제대로 이루어질 수

10) 『조선일보』, 1998년 3월 8일.

〈Table 5〉 Average Tenure of Directors and Director Generals in International Cooperation Positions

Position / Period	Director General	Director
Period Ⅰ(Feb 1998～Feb 2003)	389.0 days	454.8 days
Period Ⅱ(Feb 2003～Jan 2007)	387.4 days	349.9 days

Note: Total 304 persons (Period I: 192, Period Ⅱ: 112).
Source: 『Daily Segye』, 6 Feb 2007.

〈Table 6〉 Distribution of Tenures of Directors and Director Generals in International Cooperation Positions

Tenure / Period	~0.5 year	0.5~1 year	1~1.5 years	1.5~2 years	2 years~
Period Ⅰ (Feb 1998～Feb 2003)	16.2%	35.9%	22.4%	10.9%	14.6%
Period Ⅱ (Feb 2003～Jan 2007)	21.4%	34.8%	27.7%	10.9%	14.6%

Note: Total 304 persons(Period I: 192 Period Ⅱ: 112).
Source: 『Daily Segye』, 6 Feb 2007.

없었던 것으로 드러났다.[11] 최근 정부부처 통상·국제협력담당 국·과장의 이동 상황을 집계한 통계[12]에서도 이러한 상황은 잘 나타난다. <표 5>에는 외교부를 제외한 정부부처 국제협력담당 국·과장의 평균재직기간이 나와 있는데, 재직기간이 1년 남짓에 지나지 않으며, 특히 과장의 경우 최근 들어 크게 줄어든 것으로 나온다. 외교부를 포함하여도 사정은 크게 나아지지 않아, 국·과장 전체 평균이 기간 Ⅰ의 경우 433일, 기간 Ⅱ의 경우 398일에 불과하다. 국제협력담당 국·과장들의 재직기간을 분포별로 보면 <표 11>과 같은데, 두 기간 모두 재직기간이 6개월 이상 1년 미만인 인원이 1/3 이상으로 가장 많음을 알 수 있다. 이는 한 분야에 수년에서 길게는 수십 년까지 근무하게 하는 외국의 경우와는 큰 대조를 이

11) 『한국일보』, 2001년 8월 21일.
12) 『세계일보』, 2007년 2월 6일.

룬다.[13] 이러한 이유로 우리나라의 외교·통상 분야는 역량에 대한 많은 비판을 받아왔고, 특히 외환위기 이후 늘어난 각종 대외협상에서 제대로 역할을 수행하지 못하고 있다는 지적을 받고 있다. 최근 대외협상전문가들을 대상으로 수행된 한 설문조사[14]에 의하면, 민간전문가들은 외환위기 이후 정부의 대외협상 결과에 대해 100점 만점에 42.2점의 낮은 평점을 부여하였다. 이 설문에서 민간전문가들은 대외협상력을 약화시키는 요인으로 '순환보직에 따른 공무원 전문성 부족'을 가장 큰 이유로 꼽았다.[15] 이러한 문제점을 개선하기 위한 방안의 하나로, 외교·안보·통상 등 고도의 전문성을 요구하는 분야를 별정직화하고 채용경로를 다양화하여 민간의 전문가에게 대폭 문호를 개방하는 방안을 적극 검토할 필요가 있다. 또한, 외국의 경우처럼 퇴직 후에도 계약직 등의 형태로 해당 분야의 전문가를 계속 활용하여야 할 것이다.

잦은 순환보직은 전문성 저해 외에도 다른 여러 가지 문제를 낳는다. 잦은 보직변경은 여러 직위에서의 동시다발적 업무 인수·인계를 수반하며 이에 따라 마찰적 비효율은 불가피하다. 보직을 옮기는 사람은 자신이 옮겨가는 자리의 전임자로부터 업무를 인수하는 동시에 자신의 자리로 옮겨오는 후임자에게 현재의 업무를 인계하여야 한다. 그러나 자신의 전임자 역시 새로이 옮겨가는 자리의 업무를 인수하여야 하며 후임자도 자신의 현재 업무를 그 후임자에게 물려주어야 하는 처지이다. 이러한 연쇄적인 성격으로 인하여 업무의 인수·인계가 제대로 이루어지지 않아 효율이 떨어지고 정책이 단절되며 업무가 과다하게 집중될 가능성이 높아진다.

또한, 지나치게 짧은 재임기간으로 인해 업무의 연속성이 떨어지게 되며 책임소재도 불분명해진다. 정책의 기획과 실행을 한 사람이 일관되게 수행하지 못하고 담당자가 자주 바뀌게 됨에 따라 정책의 연속성도 떨어질 뿐 아니라 일의 어디서부터 어디까지가 누구의 책임인지를 파악하는 것도 쉽지 않다. 이와 같이 책임소재가 불분명할 경우 구성원들은 책임감이 낮아지고 그에 따라 성실성도 떨어질 가능성이 높다. 또한 자신이 기획한 일을 스스로 실행하는 경우가 드물기 때

13) 극단적인 예이지만 일본 외무성 조약국의 한 직원은 30여 년 동안 독도문제만을 다루었으며, 주한미군의 법적지위에 관한 협정인 한미행정협정(SOFA)을 다루는 미국의 담당자는 정년 후에도 계약직으로 자리를 지켜 1998년 당시 44년째 해당 업무를 맡고 있었다고 한다(『조선일보』, 1998년 3월 8일. 최무현 외 [2004]에서 재인용).

14) 한국협상학회가 세계일보와 함께 학회회원, 국회 통일외교통상위원회 소속 국회의원, 각 정부부처 국제협력담당국장 등 총 111명을 대상으로 실시하였다.

15) 1, 2, 3순위 복수응답 결과 응답자의 26.9%가 이 항목을 1순위로 꼽았다.

문에 당장의 눈에 보이는 업적을 위해서 실행가능성을 고려하지 않고 비현실적인 계획을 남발할 가능성도 생긴다. 뿐만 아니라 일의 성격상 시급하나 여러 이유로 처리하기 곤란한 일은 자기 임기 내에 처리하지 않기 위해 지연하거나 회피하려 할 유인이 생기게 된다.

한편, 여러 자리를 두루 경험하는 것이 승진의 필요조건으로 작용하는 현재의 풍토에서는 한 개인이 본인에게 적합한 자리를 만나 장기간 일하며 성과를 내고 싶어도 그 분야의 전문가로 알려지게 되어 승진에 불리하게 될까봐 이를 꺼리게 되는 경우도 생긴다(김명식[(2003]).

Ⅲ. 모형을 통한 분석

본 장에서는 순환보직에 대해 좀 더 분석적으로 살펴보기 위하여 간단한 모형을 통해 이론적 분석을 시도한다. 모형이 복잡다단한 현실을 단순화하여 비록 세부적인 문제에까지 해답을 제공할 수는 없지만 순환보직과 관련한 논의에서 핵심이 되는 요인들에 대한 중요한 시사점을 제공해 줄 것이다. 본격적인 논의에 들어가기에 앞서 순환보직과 관련한 기존의 학술적 연구들을 간단히 소개한다.

1. 관련 문헌

순환보직(job rotation)과 관련하여 본 연구와 같은 문제의식을 가지고 순환보직의 효과나 문제점을 분석한 연구는 찾기 힘들다. 이는 우리의 경우와 같이 사회 전반에서 문제점이 지적될 정도로 잦은 순환보직이 행해지는 사례는 찾기 힘들기 때문인 것으로 보인다. 대부분의 연구들은 기업조직에서의 순환보직을 대상으로 하여, 일견 비효율성을 낳는 순환보직이 왜 존재하는지에 대한 이론적 근거(rationale)를 찾거나 데이터를 이용하여 순환보직을 설명하는 가설들을 테스트한다.

Cosgel and Miceli(1999)는 순환보직과 관련하여 흔히 관찰되는 두 가지 사실(stylized facts)에 주목하고 그 이유를 설명하였다. 하나는 순환보직이 흔히 종신고용, 노동자의 경영참여, 이윤공유 등과 함께 나타난다는 것이고, 다른 하나는 순환보직을 시행하는 기업은 혁신적인 경향을 띠는 경우가 많다는 것이다. 첫 번째 현상에 대한 이들의 설명은 다음과 같다. 순환보직은 일시적인 노동부족현상을 해결할 수 있으므로 종신고용을 용이하게 하고, 여러 자리를 거치면서 노동자들이 전체 생산과정을 더 잘 이해하게 되어 경영에 보다 효율적으로 참여할 수 있으며, 이윤공유를 할 경우 구성원들이 서로의 업무를 잘 파악하고 있으므로 동료

집단으로부터의 압력(peer pressure)에 의해 근무태만(shirking)이 방지된다는 것이다. 두 번째 현상에 대해 이들은 혁신이 순환보직에서 파생되는 의도되지 않은 부산물이라는 주장을 편다. 즉, 구성원들이 여러 일을 겪는 과정에서 종합적 업무능력이 높아지면서 혁신을 가져온다는 것이다.

Ortega(2001)는 순환보직을 기업이 노동자의 특성이나 생산성을 알아내는 도구로 보았다. 즉, 여러 업무에 노동자를 순환시킴으로써 각 업무에 대한 노동자의 생산성 내지 적합성을 알아낼 수 있다는 것이다. 이에 따르면 순환보직은 노동자에 대한 사전적 불확실성이 클수록 그 효용성이 높아진다.

Arya and Mittendorf(2004)는 순환보직에 대해 노동자의 유인(incentive)에 바탕을 둔 설명을 제시하였다. 노동자가 한 직위에 있으면서 획득하는 정보가 그 노동자에 대한 평가에 쓰인다면 자신에게 불리한 정보를 숨기거나 왜곡하려는 유인이 생길 수 있다. 따라서 순환보직에 의해 자신이 보고하는 정보가 주로 후임자의 평가에 쓰인다면 획득한 정보를 왜곡하여 보고할 유인이 사라지게 된다. 여기서 오는 편익이 노동자들을 순환시킴으로써 오는 비효율보다 크다면 순환보직은 유용하다는 것이 이들의 설명이다. 한편, Arya and Mittendorf(2006)는 유인에 기반한 또 다른 이론을 제시하였는데, 그것은 순환보직을 통해 조직 내의 보수와 신분이 높은 직위로 우수한 노동자들을 이동시킴으로써 그들이 외부로 유출되는 것을 막을 수 있다는 것이다.

Prescott and Townsend(2006)는 여러 사업이 장기간 운영되는 환경에서 각각의 직원을 시간에 따라 여러 사업에 배치하여야 하는 기업의 문제를 다루었다. 어느 사업에 초기에 투입된 직원이 그 사업의 상황을 보고하는 것이 기술적으로 불가능한 불완전계약(incomplete contract)의 경우, 순환보직은 사업상황에 대해 알아낸 정보가 손실되게 하지만 동시에 정보를 가진 직원의 도덕적 해이(moral hazard)를 방지하는 효과가 있다. 두 번째 효과가 첫 번째 효과보다 크다면 순환보직은 유용할 수 있다. 상황에 대한 보고가 가능한 완전계약(complete contract)의 경우 순환보직은 항상 우월한데, 이는 정보를 알아낸 직원이 자신의 보고가 본인의 보수에 영향을 미치지 않는다는 것을 알고 올바른 정보를 기업에 보고할 것이고 기업은 직원들을 재배치함에 있어 이 정보를 이용하여 도덕적 해이의 문제를 제거할 수 있기 때문이다.

Meyer(1994)는 업무가 고참(senior)과 신참(junior)으로 이루어진 팀에 의해 수행되고 팀 전체의 성과만 관찰가능하며 팀원 각각의 생산성은 알 수 없는 경우 어떻게 인력을 배치할 것인가에 대해 연구하였다. 신참을 순환시켜 순차적으로

다수의 고참과 함께 일하게 하는 방법과 순환 없이 한 명의 고참과 계속 일하게 하는 방법을 생각해 볼 수 있는데, 분석 결과에 따르면 노동자들의 능력에 대한 사전적 불확실성이 클수록 순환배치가 바람직하다. 이는 순환의 경우 모든 고참이 종국에는 동일한 신참집단과 일하게 되므로 고참 개개인의 능력에 대한 상대적으로 정확한 정보를 얻을 수 있는 반면, 비순환의 경우 신참과 고참에 관한 상대적으로 부정확한 관찰을 여러 번 얻는 것에 그치기 때문이다.

Milgrom(1988)은 순환보직의 역할에 관한 독특한 설명을 제시하였다. 인사권자나 고용주는 조직구성원의 보수에 영향을 미칠 수 있는 여러 재량적 결정을 할 수 있는데, 보직배치가 그 대표적인 것이다. 이 경우 각 구성원은 인사권자의 결정에 영향을 미치기 위하여 시간 등의 자원을 낭비하게 된다. 따라서 제도화된 순환보직 등을 통해 결정권자의 재량을 제한하는 것이 효율성을 높일 수 있으며, 이는 특히 재량에 의한 결정이 분배적 효과 이외에는 별다른 효과가 없을 때 더 잘 성립한다는 것이다.

이상의 논의를 대별하면, 순환보직은 크게 고용주학습(employer learning)가설, 피고용인학습(employee learning)가설, 피고용인동기(employee motivation)가설 등에 의해 설명될 수 있는데,[16] Eriksson and Ortega(2006)는 덴마크의 기업데이터를 사용하여 이 세 가설들에 대한 테스트를 시도하였다. 이들의 연구에 따르면 피고용인동기가설은 데이터와 잘 부합하지 않는다. 이 가설에 따르면 노동자의 재직기간이 길거나 수평적 계급체계로 인해 승진의 기대가 적을 경우 노동자들에게 동기를 부여하기 위한 순환보직이 활발히 관찰되어야 하나 실제 데이터는 그러한 관계를 보여주지 않고 있다. 한편, 기업이 직무훈련에 더 많이 투자할수록 또는 기업의 역사가 짧고 조직 내에 계급의 수가 적을수록 순환보직이 자주 일어나는데, 이는 고용주학습가설과 피고용인학습가설을 동시에 뒷받침한다. 하지만 피고용인학습가설과 상반되는 결과도 있는데, 이 가설에 따르면 동일 직종에 오래 종사할수록 스스로의 능력을 잘 파악하게 되므로 재직기간과 순환은 음의 관계를 가져야 하나 데이터에 따르면 이 둘은 유의미한 상관관계를 가지지 않는 것으로 나온다. 요약하면, 고용주학습가설과 피고용인학습가설은 대체로 데이터와 부합하지만 피고용인동기이론은 그렇지 못한 것으로 나온다.

16) 소개된 연구 중 Ortega(2001), Prescott and Townsend(2006), Myer(1994)는 고용주학습가설에, Cosgel and Miceli(1999)는 피고용인학습가설에, Arya and Mittendorf(2004, 2006)는 피고용인동기가설에 해당된다고 볼 수 있다.

2. 모 형

여기서는 간단한 모형을 통하여 공무원 순환보직의 문제를 보다 분석적으로 살펴보기로 한다. 이를 위해 다수의 직렬과 다수의 구성원이 존재하는 조직에서의 생산극대화를 위한 인력배치문제를 생각해 보자.

가. 구성요소

조직의 구성원을 편의상 '개인'이라고 칭하고, 모든 개인의 집합을 I라 하자. 개인의 수는 충분히 많다고 가정하고 각 개인의 재직기간을 1로 표준화한다. 이 조직에는 k개의 서로 다른 종류의 업무가 있으며, 이를 '직렬'이라고 부르고 1부터 k의 숫자로 표기한다. 각 직렬이 조직에서 차지하는 비중은 같다.

개인 $i \in I$가 직렬 $j \in \{1, \ldots, k\}$에 t만큼의 기간 동안 연속적으로 재직했을 때 t시점에서의 생산성은 $a_{ij}f(t)$이다. 여기서 $a_{ij} > 0$는 확률변수로서, $i \in I$, $j \in \{1, \ldots, k\}$에 대해 독립동일분포를 따른다(independent and identically distributed: iid). 즉, a_{ij}는 개인 i의 직렬 j에 대한 적합도를 나타낸다고 할 수 있는데, 사전적으로는 모든 개인이 각 직렬에 동일한 적합도를 갖는다고 가정하는 것이다.[17] 함수 $f > 0$는 시간에 따른 생산성을 반영하는 함수로 경험에 따른 숙련도를 반영하기 위해 $f' > 0$이라 가정한다. 따라서

$$F = \int f dt$$

로 정의하면 $F'' = f' > 0$이므로 F는 볼록함수임을 알 수 있다.[18] 또 정의상 $F(0) = 0$이다.

또한, 개인이 처음 어느 직렬에 배치될 경우 새로운 업무를 익히는 데 시간과 노력이 소요되므로 이를 반영하여 새로운 직렬에 투입될 경우 $c \geq 0$만큼의 전환비용이 든다고 가정한다.

따라서 개인 i가 직렬 j에 s만큼의 기간 동안 연속으로 재직했을 경우의 총생산량은 다음과 같다.

---

17) 이 가정이 의미하는 바는 사전적으로 각 개인이 동일할 뿐 아니라 각 직렬에 대해서도 동일한 적합도를 가진다는 것이다. 이는 논의의 단순화를 위한 가정으로, 각 개인의 전반적인 능력이나 각 직렬에 대한 적합도가 파악이 안 된 상태를 상정하기 위한 것이다. 현실적으로 a_{ij}가 독립동일분포를 따르지 않는 경우에는 a_{ij}의 사전적인 분포에 따라 구성원들을 특성에 따라 나눌 수 있는데, 이 경우 비슷한 특성을 가진 구성원들의 배치문제가 여전히 중요하며 본 연구의 분석은 이 단계에 대해 행해진다고 생각할 수 있다.

18) 함수 F를 생산함수로 생각할 수 있는데 보통 경제학에서는 오목한 생산함수를 가정함에 반하여 여기서는 경험에 따른 숙련도 축적을 강조하기 위하여 볼록한 생산함수를 상정하였다. 하지만 F가 오목함수라고 가정하여도 이하의 분석 및 결론에는 큰 차이가 없다. 이하의 논의에서는 F가 오목함수인 경우에 대해서는 F가 볼록함수인 경우와 차이가 있는 경우에 대해서만 언급하기로 한다.

$$\int_0^s a_{ij} f(t)dt - c$$

여기서 한 가지 주목할 것은 f와 c가 알려져 있으므로 총생산량을 관찰하면 확률변수 a_{ij}의 실현된 값을 유추할 수 있다는 것이다.

나. 조직의 목표

조직의 목표는 여러 가지가 있을 수 있겠으나 여기서는 단순화를 위하여 기대생산량의 극대화가 조직의 목표라고 가정한다. 통상 기업의 목표는 이윤극대화로 총수입과 생산비용에 대한 고려가 있으나, 본 논의에서는 조직이 기업이 아니라 정부이고 생산물이 국민에게 무상으로 제공되는 공공서비스이며 또한 조직구성원의 크기가 사전적으로 정해져 있고 모두 같은 보수를 받는다고 암묵적으로 가정하고 있으므로 기대생산량의 극대화를 조직의 목표로 삼는 것이 큰 무리가 없다고 할 것이다.

다. 제 도

이제 우리는 다음의 여러 가상적인 제도하에서의 기대생산량을 계산해 볼 것이다. 첫 번째 제도는 한 개인이 전 재직기간에 걸쳐 각 직렬을 순환하며 같은 기간 동안 근무하는 제도이다. 이를 '순환제도(rotation)'라고 부르기로 한다. 두 번째 제도는 한 개인이 처음에 배치된 직렬에서 전 재직기간을 보내는 것이다. 이를 '전문화제도(specialization)'라고 칭하기로 한다. 마지막으로 세 번째 제도는 앞 두 제도의 결합이라고 볼 수 있는데, 개인이 처음 얼마 동안은 전 직렬을 순환하며 경험한 후 나머지 기간은 본인에게 가장 적합한 것으로 드러난 직렬에 종사하는 것이다. 이를 '순환후전문화제도(specialization after rotation)'라고 부르기로 한다. 이후의 논의에서 드러나듯이, 이 제도는 현재의 과도한 순환보직에 대한 하나의 대안으로 제시된다.

3. 제도 분석

이제 각 제도하에서의 기대산출량을 계산하고 이를 바탕으로 제도 간 비교를 한다. 이하의 분석에 있어서 한 가지 주목할 것은 조직 전체의 기대생산량을 살피는 데 있어 모든 구성원과 모든 직렬을 다 고려할 필요 없이 어느 한 개인의 전 재직기간에 걸친 기대생산량을 보는 것으로 충분하다는 것이다. 이것은 모든 개인이 사전적으로 동일하다는 가정 때문이다. 또한 구성원의 직렬별 적합도가 독립동일분포를 따르므로 순환후전문화제도에 있어서 각 직렬과 그에 적합한 구성원 간의 수급불균형을 걱정할 필요도 없게 된다. 평균적으로 각 직렬은 동일한

인원을 할당받게 되기 때문이다.[19)]

가. 순환제도

이 제도하에서는 각 개인이 $1/k$만큼의 기간 동안 각 직렬에 근무하게 된다. 따라서 재직기간 전체에 걸친 개인 i의 생산량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Q_R &= \left(\int_0^{1/k} a_{i1} f(t)dt - c\right) + \cdots \\ &\quad + \left(\int_0^{1/k} a_{ik} f(t)dt - c\right) \\ &= (a_{i1} + \cdots + a_{ik}) \int_0^{1/k} f(t)dt - kc \\ &= (a_{i1} + \cdots + a_{ik}) F\left(\frac{1}{k}\right) - kc \end{aligned}$$

따라서 확률변수 a_{ij}의 기댓값, 즉 $E(a_{ij})$을 a_m이라 하면 기대생산량은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} E(Q_R) &= kE(a_{ij})F\left(\frac{1}{k}\right) - kc \\ &= ka_m F\left(\frac{1}{k}\right) - kc \end{aligned} \tag{1}$$

나. 전문화제도

이 제도하에서 한 개인은 처음에 무작위로 배치된 직렬에서 전 재직기간을 근무하게 된다. 개인 i가 직렬 j에 배치되었을 경우의 생산량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Q_S &= \int_0^1 a_{ij} f(t)dt - c \\ &= a_{ij} F(1) - c \end{aligned}$$

따라서 이 제도하에서의 기대생산량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E(Q_S) &= E(a_{ij})F(1) - c \\ &= a_m F(1) - c \end{aligned} \tag{2}$$

이제 참고삼아 순환제도와 전문화제도 하에서의 기대생산량을 비교해 보자. 식 (1)과 (2)로부터 다음이 도출된다.

$$\begin{aligned} E(Q_S) - E(Q_R) &= \left(F(1) - kF\left(\frac{1}{k}\right)\right)a_m \\ &\quad + (k-1)c \end{aligned}$$

여기서

$$F(1) > kF\left(\frac{1}{k}\right)$$

이므로[20)] $E(Q_S) > E(Q_M)$임을 알 수 있다. 즉, 전문화제도가 순환제도보다 평균

19) 이는 물론 평균적으로만 성립하는 명제이며 실제로는 수급불균형이 발생할 가능성이 크다. 여기서는 암묵적으로 구성원의 수가 충분히 커서 대수의 법칙(law of large number)에 의해 수급불균형의 규모가 상대적으로 작고 조직이 이를 융통할 정도의 유연성은 가지고 있다고 가정한다. 현실적으로는 이러한 수급불균형에 대한 해결방안이 마련되어 있어야 할 것이다.

적으로 우월함을 알 수 있다. 이는 두 가지 이유 때문인데, 하나는 순환제도하에서는 계속되는 순환으로 인해 숙련의 기회가 사라진다는 것이고, 다른 하나는 계속되는 순환에 따라 전환비용이 소요된다는 것이다.[21)]

다. 순환후전문화제도

1) 기대생산량

순환후전문화제도는 순환제도와 전문화제도를 결합한 것이라고 할 수 있다. 이 제도에서 한 개인은 최초 r기간 동안은 순환제도에서처럼 전 직렬을 순환하며, 그 후에는 자신이 가장 적합한 직렬에서 남은 재직기간을 보내게 된다. 보다 구체적으로, 재직 초반에 r/k기간씩 각 직렬을 순환하며 근무하여 처음 r기간을 보내어 각 직렬에서의 적합도를 알아낸 후, 남은 $1-r$기간 동안은 자신에게 가장 적합한 것으로 드러난 직렬에 근무하는 것이다. 이 경우 생산량은 다음과 같다.[22)]

$$
\begin{aligned}
Q_M &= \left(\int_0^{r/k} a_{i1} f(t)dt - c\right) \\
&\quad + \cdots + \left(\int_0^{r/k} a_{ik} f(t)dt - c\right) \\
&\quad + \int_0^{1-r} \max[a_{i1}, \ldots, a_{ik}] f(t)dt \\
&= (a_{i1} + \cdots + a_{ik}) \int_0^{r/k} f(t)dt - kc \\
&\quad + \max[a_{i1}, \ldots, a_{ik}] \int_0^{1-r} f(t)dt \\
&= (a_{i1} + \cdots + a_{ik}) F\left(\frac{r}{k}\right) - kc \\
&\quad + \max[a_{i1}, \ldots, a_{ik}] F(1-r)
\end{aligned}
$$

이제 실현된 적합도의 최대치의 기댓값, 즉 $E(\max[a_{i1}, \ldots, a_{ik}])$을 $\bar{a}$라 표기하면 기대생산량은 다음과 같다.

$$
\begin{aligned}
E(Q_M) &= kE(a_{ij}) F\left(\frac{r}{k}\right) - kc + \\
&\quad E(\max[a_{i1}, \cdots, a_{ik}]) F(1-r) \\
&= ka_m F\left(\frac{r}{k}\right) - kc + \bar{a} F(1-r) \quad (3)
\end{aligned}
$$

순환후전문화제도의 함의에 대해 보다 자세히 살펴보기 위해 이제 이 값을 앞에서 본 순환제도 및 전문화제도의 기대생산량과 비교해 보자. 먼저 순환제도와 비교하면, 식 (1)과 (3)으로부터 다음을

---

20) $F\left(\frac{1}{k}\right) = F\left(\left(1-\frac{1}{k}\right)\times 0 + \frac{1}{k}\times 1\right) < \left(1-\frac{1}{k}\right)F(0) + \frac{1}{k}F(1) = \frac{1}{k}F(1)$이므로 $F(1) > kF\left(\frac{1}{k}\right)$이다.

21) 이 결과는 F가 오목함수인 경우 달라질 수 있다. F가 오목이면 $F(1) < kF(1/k)$이므로 $E(Q_S) > E(Q_M)$일 수도 있고 $E(Q_S) < E(Q_M)$일 수도 있다. 만약 F의 오목한 정도가 매우 강하다면, 즉 장기재직에 따라 한계생산이 급감하여 이로부터의 손실이 순환에 따른 전환비용보다 크다면 순환제도가 전문화제도보다 나을 수도 있다.

22) 순환보직 후 최적직렬에 배치된 경우 전환비용은 없다고 가정한다. 비용이 있다고 가정해도 결론에 영향을 미치지 않는다. 또한, 편의상 순환보직 시 축적된 숙련도는 상실된다고 가정하였으나 유지된다고 가정해도 역시 결론에 큰 영향을 미치지 않는다.

얻는다.

$$E(Q_M)-E(Q_R)=-\left(F\left(\frac{1}{k}\right)-F\left(\frac{r}{k}\right)\right)ka_m + \bar{a}F(1-r)$$

첫째 항과 둘째 항의 부호가 각각 음과 양이므로 순환제도와 전문화제도 간의 비교에서와 같은 명확한 대소관계는 성립하지 않지만 다음과 같은 사실을 알 수 있다. 첫째, 다른 값이 일정할 때 $\bar{a}$가 클수록 순환후전문화제도가 순환제도보다 우월할 가능성이 커진다. 즉, 순환을 통해 가장 적합한 직렬로 배치하는 선별효과가 크면 클수록 순환후전문화제도가 더 바람직하다. 둘째, 다른 값이 일정할 때 $F(1-r)$이 $F(1/k)$ 및 $F(r/k)$에 비해 크면 클수록 순환후전문화제도가 우월할 가능성이 커진다. 이는 순환 후 선별에 따라 한 직렬에 장기재직함으로써 생기는 전문성축적효과가 클수록 순환후전문화제도가 순환제도에 비해 더 효율적일 가능성이 커짐을 의미한다.

다음으로 전문화제도와 비교하면, 식 (2)와 (3)으로부터 다음을 얻을 수 있다.

$$E(Q_M)-E(Q_S)=\left(kF\left(\frac{r}{k}\right)-F(1)\right)a_m - (k-1)c+\bar{a}F(1-r) \qquad (4)$$

여기서 첫 번째 항과 두 번째 항의 부호는 음이고[23] 세 번째 항의 부호는 양이므로 역시 명확한 대소관계는 성립하지 않는다. 하지만 다음과 같은 조건부 진술은 가능하다. 우선 다른 값이 일정할 때 c가 클수록 전문화제도가 우월할 가능성이 높아진다. 즉, 전환비용이 매우 크다면 순환의 빈도가 낮은 전문화제도가 더 효율적이게 된다. 둘째, 다른 값이 일정할 때 $\bar{a}$가 클수록 순환후전문화제도가 우월할 가능성이 높아진다.

즉, 순환에 따른 적합도 선별의 효과가 클수록 임의로 배치된 직렬에 종신재직하는 전문화제도보다는 선별과정을 거치는 순환후전문화제도가 우월하게 되는 것이다. 셋째, 개인들의 능력의 이질성이 매우 작아서 $\bar{a}$와 a_m의 차이가 미미하다면 전문화제도가 우월할 가능성이 높아진다.[24] 개인들의 능력이 동질적이라면 순환배치는 선별효과는 크게 얻지 못하고 전환비용만 가져올 것이기 때문이다.

---

23) 첫 번째 항은 $F(1)>kF\left(\frac{1}{k}\right)>kF\left(\frac{r}{k}\right)$이므로 음이다.

24) 이를 식으로 보기 위해 극단적으로 모든 개인의 능력이 동일하여 $\bar{a}=a_m=a$이라 하면 식 (4)는 다음과 같다.

$$E(Q_M)-E(Q_S)=\left(kF\left(\frac{r}{k}\right)+F(1-r)-F(1)\right)a-(k-1)c$$

여기서 $r<1/2$이라 하면,

요약하면, 순환제도는 전 재직기간에 걸쳐 계속해서 업무를 옮겨가며 일하게 하고 전문화제도는 처음에 임의로 배치된 업무에 적합도에 관계없이 종신재직하게 하는 반면에, 순환후전문화제도는 경력 초반에 여러 다른 업무를 경험하게 한 후 그중 가장 적합한 업무에 장기간 근속하게 한다. 따라서 선별 및 전문성 축적효과에 있어서 순환제도보다 우월하며 선별효과에 있어서 전문화제도보다 우월하다.

이하에서는 이러한 장점을 지닌 순환후전문화제도에 대해 좀 더 자세히 살펴본다. 구체적으로 경력 초기의 순환기간인 r에 대하여, 기대생산량을 극대화하는 최적순환기간을 생각해 본다.

2) 최적순환기간의 설정

이제 순환기간 r이 선택변수이므로 이를 강조하기 위해 순환후전문화제도의 기대산출량을 $E(Q_M;r)$이라 표기하면 기대산출량은 다음과 같다.

$$E(Q_M;r)=\begin{cases} a_m F(1)-c, & r=0 \\ ka_m F\left(\frac{r}{k}\right)-kc+\bar{a}F(1-r), & r>0 \end{cases}$$

여기서 $r=0$인 경우는 실질적으로 전문화제도와 동일하며 기대산출량도 전문화제도의 산출량과 같다. 또한 순환제도는 순환기간이 1인 순환후전문화제도와 동일하다. 그런데 이미 앞에서 $E(Q_S)>E(Q_R)$임을 보았으므로 $r=1$은 어떠한 경우에도 최적해가 될 수 없다는 것을 즉시 알 수 있다.

이제 위의 $E(Q_M;r)$을 r에 대한 함수로 보자. 여기서 우선 주목할 것은 이 함수가 $r=0$에서 불연속이라는 점이다. 위에서 보았듯이 $E(Q_M;0)=a_m F(1)-c$이지만 r이 양수인 상태로 0에 가까워지는 경우의 기대산출량의 극한값은

$$\lim_{r\to 0+} E(Q_M;r)=\bar{a}F(1)-kc$$

이다. 일반적으로 $a_m F(1)-c \neq \bar{a}F(1)-kc$이므로 $E(Q_M;r)$는 $r=0$에서 불연속이다.

다음으로 주목할 것은 함수 $E(Q_M;r)$의 형태이다. 순환기간 r이 양수인 경우의 기대산출량인

$$E(Q_M;r)=ka_m F\left(\frac{r}{k}\right)-kc+\bar{a}F(1-r)$$

은 r에 대해 볼록하므로 $E(Q_M;r)$은 구간 $(0,1]$에서 내부해(interior solution)를

$$kF\left(\frac{r}{k}\right)+F(1-r)<F(r)+F(1-r)=F((1-r)\cdot 0+r\cdot 1)+F(r\cdot 0+(1-r)\cdot 1)$$
$$<rF(1)+(1-r)F(1)=F(1)$$

이므로 $E(Q_M)<E(Q_S)$ 이다. $r\geq 1/2$인 경우도 비슷한 방법으로 보일 수 있다.

가질 수 없다. 한편, 이 식을 r에 대해 미분하면 다음을 얻는다.

$$\frac{\partial}{\partial r}E(Q_M;r)=a_m f\left(\frac{r}{k}\right)-\bar{a}f(1-r)\equiv G(r)$$

함수 f가 증가함수이므로 G가 증가함수임을 쉽게 알 수 있다. 또한

$$G(0)=a_m f(0)-\bar{a}f(1)<0$$

이므로 G는 $r=0$일 때 음수이다. 이는 $E(Q_M;r)$이 $r=0$에서 감소함을 의미한다. 이제 이러한 점을 염두에 두고 최적해에 대해 생각해 보자.

우선 $a_m F(1)-c\geq\bar{a}F(1)-kc$이면[25] r이 어떤 값을 가져도 순환후전문화제도의 기대산출량이 전문화제도의 기대산출량보다 클 수 없으며 따라서 최적해는 $r=0$이 된다. 이는 앞에서 보았듯이 $E(Q_M;0)>E(Q_M;1)$이고 $E(Q_M;r)$이 $r>0$에서 볼록하기 때문이다.

이제 $a_m F(1)-c<\bar{a}F(1)-kc$인 경우에 대해 생각해 보자. 앞에서 살펴보았듯이 $r=0$ 부근에서 $E(Q_M;r)$는 감소하므로 r이 0에 가까워질수록 $E(Q_M;r)$이 커지게 되어 기술적으로는 최적해가 존재하지 않는다.[26] 하지만 여기서 한 가지 현실적으로 중요하게 고려되어야 할 사항이 있다. 그것은 순환을 함에 있어 제도적·기술적 이유로 한 개인이 최소한 일정 기간 동안은 한 자리에 재직하여야 한다는 것이다. 이는 한 개인이 새로운 업무를 익히고 조직이 그의 업무적합도를 파악하는 데에는 최소한 어느 정도의 시간이 필요하기 때문이다. 이를 반영하여 $\underline{r}$를 현실적으로 가능한 최소한의 순환기간이라고 하자. 순환기간이 $\underline{r}$로 책정된 경우 기대산출량은

$$E(Q_M;\underline{r})=ka_m F\left(\frac{\underline{r}}{k}\right)-kc+\bar{a}F(1-\underline{r})$$

이다. 만약 $E(Q_M;\underline{r})\geq E(Q_M;0)=E(Q_S)$이면 최적해는 $r=\underline{r}$가 된다. 이것은 $\underline{r}$가 0에 가까울수록 일어날 가능성이 커진다. 이 결과가 의미하는 바는 최소순환기간이 충분히 짧을 경우, 순환배치를 통하여 각 직렬에 대한 적합도를 알아낸 후 제도적·기술적으로 가능한 한 빨리 최적직렬에 배치하여 전문성을 축적시키는 것이 바람직하다는 것이다. 반면 $E(Q_M;\underline{r})<E(Q_M;0)$이면 최적해는 $r=0$이 된다. 이미 $E(Q_M;1)<E(Q_M;0)$임을 알고 있으므로 $E(Q_M;1)$이 $E(Q_M;\underline{r})$보다 큰지 작은지는 결과와 무관하다.

이상의 논의를 정리하면 다음과 같다.

25) 이 부등식은 전환비용이 크거나 선별효과가 미미할 경우 성립한다.

26) $E(Q_M;0)>E(Q_M;1)$이고 $E(Q_M;r)$이 볼록이므로 반대쪽 값인 $r=1$에 대해서는 고려할 필요가 없다.

우선 $a_m F(1) - c \geq \bar{a} F(1) - kc$인 경우에는 최적순환기간은 $r = 0$이다. 또한 $a_m F(1) - c < \bar{a} F(1) - kc$인 경우에도 $E(Q_M; \underline{r}) < E(Q_M; 0)$이면 최적순환기간은 $r = 0$이 된다. 그러나 $a_m F(1) - c < \bar{a} F(1) - kc$이고 $E(Q_M; \underline{r}) \geq E(Q_M; 0)$이면 최적순환기간은 $r = \underline{r}$이다.[27] 이 결과가 의미하는 바는 선별효과가 크고 전환비용이 막대하지 않아 순환후전문화제도가 전문화제도보다 바람직한 경우, 가능한 한 최단 기간 동안 순환을 시켜 업무적합도를 파악한 후 최적직렬에 배치하여 장기재직시키는 것이 바람직하다는 것이다.

4. 요 약

이상의 분석내용을 요약·정리하면 다음과 같다. 우선 순환제도에서는 개인이 재직기간 전체에 걸쳐 모든 직렬을 순환하므로 큰 전환비용이 발생하고 한 직렬에 종사하는 시간이 짧아 숙련도를 높일 수 있는 기회가 박탈된다.

한편, 전문화제도에서는 일단 한 직위에 배치되면 업무적합도와 관계없이 종신재직하게 되는데, 이는 처음의 배치가 잘못되었을 경우 비효율을 낳지만 동시에 장기재직을 통해 숙련도가 높아지게 하는 효과를 가진다.

순환제도와 전문화제도의 기대산출량을 비교하면 전문화제도가 우월한 것으로 나오는데, 이는 전문화제도가 전환비용도 작고 또한 장기재직으로 숙련도를 높이게 하기 때문이다.

한편, 순환후전문화제도에서 개인은 처음 일정 기간은 모든 직렬을 순환하여 업무적합도를 파악하고 그 이후에 업무적합도가 가장 높은 직렬에 배치되어 종신재직한다. 이 제도는 위 두 제도의 결합으로 볼 수 있는데 입직 초기의 순환에 따른 선별효과가 큰 특징이다. 이러한 선별효과와 장기재직에 따른 숙련도 제고효과가 크다면 순환후전문화제도는 순환제도보다 우월할 가능성이 크다. 또한, 선별효과가 크고 전환비용이 지나치게 크지 않다면 순환후전문화제도는 전문화제도보다 우월할 가능성이 크다.

끝으로 순환후전문화제도가 가장 바람직한 제도일 경우에 입직 초기의 순환기간을 얼마나 길게 잡을 것인가 하는 문제가 있는데, 분석에 의하면 제도적·기술적으로 가능한 한 빨리 여러 직렬을 순환시켜 업무적합도를 파악하게 한 후 최적직렬에 재직시키는 것이 바람직하다.

---

27) 이상의 결과는 F가 오목함수일 때에도 여전히 성립한다. F가 오목이면 $E(Q_M; r)$ 역시 오목이고, 또한 $E(Q_M; r)$는 $r = 0$ 부근에서 감소하므로 결국 $E(Q_M; r)$는 $0 < r \leq 1$에서 단조감소한다. 따라서 위의 분석은 이 경우에도 그대로 적용된다.

5. 논의 및 시사점

위의 모형은 현실의 많은 부분을 사상한 단순화된 형태로서 이에 바탕을 둔 논의 역시 일정 정도 한계를 지닐 수밖에 없다. 그러나 이러한 한계에도 불구하고 전환비용, 업무적합도, 숙련도 축적 등 보직배치와 관련하여 반드시 고려되어야 하는 중요한 요소들이 포함되어 있으므로 모형에 기초한 분석으로부터 나오는 함의는 여전히 현실에 중요한 시사점을 던져준다. 여기서는 모형으로부터의 함의에 대해 보다 자세히 살펴보고 그로부터 현실적 시사점을 찾아본다. 또한 모형의 한계에 대해 논의한다. 순환보직에 관한 보다 자세한 논의와 개선방안 제시는 제Ⅳ장에서 추가적으로 이루어진다.

모형에서 순환제도는 순환을 통해 얻어지는 정보를 이용하지 않고 끊임없이 배치전환을 함으로써 전환비용을 초래함과 동시에 숙련도가 축적될 기회를 막고 있다. 한편, 전문화제도는 개인을 한자리에 오래 재직시킴으로써 숙련도를 향상시키는 장점은 있으나 애초에 배치를 함에 있어서 적합도를 고려하지 않는다는 문제점을 가지고 있다. 순환후전문화제도는 이 두 제도를 결합하여 장점을 취한다고 볼 수 있다. 즉, 경력 초기에 전 직렬을 신속하게 순환하게 함으로써 가장 적합한 업무를 알아내고 그 후에는 그 직위에 장기재직케 하여 숙련도 향상을 꾀하는 것이다. 이는 두 가지 함의를 갖는다. 첫째, 일반직의 경우 하위직급에서는 적성개발을 위하여 다양한 업무를 경험하게 하고 그 후 발견된 적성을 기반으로 하여 중상위직급에서 전문성을 확보하여야 한다. 둘째, 업무적합도가 파악된 후에는 다른 직렬로의 전보를 엄격히 제한하여야 한다. 이는 전환비용과 함께 비효율을 낳을 것이기 때문이다. 따라서 애초에 적합도에 따라 입직하는 전문직의 경우에는 다른 직렬로 이동하는 것을 매우 제한적으로 허용하여야 한다. 사실 애초에 적합도에 따라 배치가 이루어지는 경우 전문화제도가 가장 우월함은 명확하다. 즉, 각 개인이 입직 전에 어떤 방식으로든 업무적합도에 대한 평가를 받고 그에 따라 배치되는 경우, 모형에서 전문화제도의 기대생산량은 $\bar{a}F(1)-c$로서 다른 어떤 제도하에서의 기대생산량보다 크다. 이와 관련하여 현재의 공무원채용제도는 개선의 여지가 있다. 현재 행정고등고시는 직렬별로 신규인원을 모집하지만 합격자들을 배치할 때는 시험성적에 따라 본인이 희망하는 부처에 배치하고 있다. 이는 개인의 적성과 능력을 고려하지 않는 지극히 비합리적인 방식일 뿐 아니라 부처별 서열화를 낳아 비선호부처의 근무사기를 저해한다. 이의 개선을 위해서 현재의 제도하에서는 부처배치 시 적성을 고려하는 장치를 갖추어야 하겠지만, 장기적으로는 부처별로 필요한 사

람을 뽑는 분권적인 채용제도가 도입되어야 할 것이다.

이제 모형의 한계에 대해 생각해 보자. 순환배치의 목적 내지 효과는 현실적으로 크게 두 가지로 볼 수 있다. 하나는 여러 직무를 경험하게 함으로써 각 개인에게 가장 적합한 일을 찾아주는 것이고, 다른 하나는 경력경로의 중·후반기에 일반관리자로서의 역할을 수행할 때를 대비해 여러 직무에 대한 경험과 지식을 쌓게 하는 것이다. 첫 번째 효과는 모형에서 선별효과로 나타나 있다. 그러나 두 번째 효과는 모형에서 고려되지 않고 있다. 즉, 모형에서의 개인은 다른 직무에 대한 지식을 크게 필요로 하지 않는 실무자의 역할을 수행하는 것으로 암묵적으로 가정되어 있다. 따라서 조직의 여러 부서의 일을 종합적으로 파악하고 기획·조정해야 하는 관리자급에 있어서는 이러한 단순화가 현실의 한 측면을 반영하지 못하고 있다. 또한 모형에서의 각 개인은 단순한 생산요소로 취급되어 유인(incentive)이나 동기(motivation)가 명시적으로 고려되지 않고 있다.[28] 끝으로 모형에서는 재직기간이 길어짐에 따라 발생할 수 있는 비효율이 고려되지 않고 있다.[29] 현실을 반영하여 모형을 보다 정치화(精緻化)하기 위해서는 이러한 점들이 보완되어야 할 것이다. 하지만 이러한 수정 후에도 앞에서 도출된 결과와 함의의 큰 방향은 여전히 유효할 것이다.

끝으로, 순수하게 이론적인 관점에서 모형의 일반화 및 확장 가능성에 대해 간략하게 논의함으로써 본 장을 마친다. 본 장에서 살펴본 제도는 순환제도, 전문화제도, 순환후전문화제도의 세 가지로, 이 세 제도는 현실에서 실제로 볼 수 있는 대표적인 인사형태를 반영한다고 볼 수 있다. 그러나 이론적으로는 이 밖에도 다른 많은 형태의 인사운용이 가능하다. 가령 한 개인이 각 직렬마다 다른 기간 동안 근무할 수도 있으며, 또한 모든 직렬 중 일부만 순환하고 전문분야를 정할 수도 있다. 따라서 이론적으로는 본 장에서 살펴본 세 가지 방식 중 하나가 최적이라는 보장은 존재하지 않는다.

이 문제에 대해서 보다 일반적으로 접근하기 위해서는 동태적 계획법(dynamic programing)을 적용하여 최적의 제도를 찾아야 한다. 즉, 순환기간 r이 주어진 상태에서 한 개인이 각 직렬을 순환하는 경우, 어느 한 시점에서 보았을 때 그 시점까지 실현된 적합도의 최댓값과 앞으로 남아 있는 시간을 상태변수(state variable)로 두

28) 이와 관련한 논의는 Ⅳ장에서 추가하기로 한다.

29) 이 점은 F가 오목함수라고 가정함으로써 반영할 수 있다. 즉, F를 [그림 1]에서의 편익과 비용의 차이인 순편익이라고 간주하는 것이다. 이 경우 앞에서 이미 살펴본 바와 같이 경우에 따라 순환제도가 전문화제도보다 우월할 수 있다는 점을 제외하고는 대부분의 결과는 F가 볼록함수인 경우와 동일하다.

어 그 시점까지 순환한 직렬 중 최적의 직렬을 선택하여 그 자리에 계속 재직할 것인지 그렇지 않으면 전환비용을 감수하고 순환을 계속할 것인지를 결정하는 최적규칙을 찾는 것이다. 직렬의 숫자가 k로 유한하므로 마지막 단계에서부터 역진귀납(backward induction)의 방법으로 푸는 방식을 써야 할 것이다. 이러한 최적규칙을 찾은 후 다음 단계로 순환기간을 어느 정도로 하는 것이 최선인지 결정할 수 있을 것이다. 최적규칙은 시점과 그 시점까지의 최적적합도의 함수가 될 것인데, 직관적으로 생각하면 가령 어느 시점까지 실현된 최적적합도가 매우 높은 수준이라면 남아 있는 시간이 매우 길지 않는 한 순환을 멈추어야 할 것이고, 반대로 매우 낮다면 순환을 계속하는 것이 좋을 것이다. 또한, 남아 있는 시간이 매우 길다면 현재까지의 최적적합도가 매우 높지 않은 한 순환을 계속하는 것이 나을 것이고, 반대로 매우 짧다면 순환을 멈추는 것이 좋을 것이다.

이러한 분석은 이론적으로 매우 유의미하나 정책적인 측면에서는 그 실용성에 일정 정도 한계를 가지는 것으로 보인다. 실제 인사운용에 있어 정교한 평가지표를 설정하여 인사이동 중 그 지표에 따라 순환을 멈추는 일은 현실적으로 어려울 것이다. 그럼에도 불구하고 위와 같은 일반화는 이론적으로 매우 중요하고 흥미 있는 주제이며 향후 학술적 연구를 통해 계속 수행될 필요가 있을 것으로 생각된다.

Ⅳ. 정책제언

본 장에서는 지금까지의 논의를 바탕으로 정책제언을 제시한다. 단, 논의의 이해를 위해서는 공직분류제도에 대한 이해가 필수적이므로 본격적인 논의에 앞서 계급제와 직위분류제로 대표되는 공직분류제도에 대해 간단히 서술하기로 한다.

1. 공직분류제도[30)]

공직분류제도는 말 그대로 공직을 분류하는 제도이다. '분류'라는 말이 어떤 개념의 하위 종개념을 기준에 따라 종류별로 나누는 것을 의미하므로 공직분류는 공직을 어떤 기준에 따라 나누어 비슷한 것끼리 묶는 것을 의미한다. 한편 '공직'은 정부의 공적인 직무를 뜻하는데, 직무 자체가 어떤 성과를 이루는 것이 아니고 그 직무를 수행하는 사람이 성과를 이루는 것이므로 직무와 그 직무를 수행

30) 보다 자세한 내용은 이상윤(2002), 유민봉・임도빈(2003)을 참조하기 바란다.

하는 사람은 불가분의 관계에 있다. 이는 또한 공직을 분류함에 있어 그 기준을 직무로 할 수도 있고 사람으로 할 수도 있음을 의미하는데, 사람을 기준으로 한 분류방식을 계급제라 하고, 직무를 기준으로 한 분류방식을 직위분류제라고 한다.

계급제는 공무원을 특성에 따라 계급으로 분류하여 이를 공직의 분류로 삼는 제도이다. 계급제에서 사람을 서로 다른 계급으로 나누는 기준은 그 사람의 학력, 경력, 업무능력 등의 특성인데, 이러한 계급은 그 사람이 어떤 직위에 있게 되든지 늘 따라다니며 그 사람의 지위를 규정한다. 계급제하에서 계급은 직위나 직무에 따라 변하는 것이 아니고 오히려 어떤 사람이 수행할 수 있는 일을 결정하는 요소이다. 즉, 어떠한 자격을 갖춘 사람이 특정 업무를 수행하는 것이 아니고, 특정 업무를 맡을 수 있는 사람의 계급이 미리 결정되어 있는 것이다. 이처럼 계급제하에서는 동일계급에 속한 사람들은 직무의 성격과 무관하게 동일한 자격이나 능력을 갖춘 것으로 간주된다.

반면 직위분류제는 직무의 종류와 곤란도, 직무수행에 수반되는 책임 등을 기준으로 공직을 분류하는 제도이다. '직위'란 한 사람이 맡아 수행하는 직무와 책임을 말하는 것으로, 직위분류제하에서는 어떤 직위를 담당하는 사람이 그 자리를 떠나면 그 직위에서 누리던 직급과 보수는 그 사람과 분리되어 그 자리에 남게 된다. 즉, 직위분류제에서는 각 자리마다 그에 합당한 자릿값이 매겨져 그 직위를 차지하는 사람이 그에 걸맞은 직무와 책임을 맡게 되는 것이다.

이 두 제도는 서로 상반되는 여러 특성을 갖는다. 우선 계급제에서는 수직적 폐쇄성이 존재하여 계급군 간에 폐쇄성과 차등성이 존재하고 계급이 신분화되기 쉽다. 또한 일반행정가(generalist)적 특성이 강조되며 충원이 폐쇄적으로 이루어지고 공무원의 신분이 강하게 보장되는 경향이 있다. 반면 직위분류제도에서는 서로 다른 직무 간 엄격한 경계, 즉 수평적 폐쇄성이 존재하여 전문행정가(specialist)적 특성이 강조된다. 또한, 충원이 주로 개방형으로 이루어지며 신분보장의 정도가 약하다. 이상에서 알 수 있듯이 두 제도는 서로 상반되는 장단점을 가진다고 할 수 있다.

2. 정책제언

순환보직은 제Ⅱ장에서 소개한 바와 같이 원칙적으로 여러 가지 순기능을 가질 수 있다. 간단히 요약하면 순환보직은 우선 개인적 차원에서 보직에 대한 부적응을 해소하고 장기간 동일업무 수행에서 오는 침체를 방지하며 능력발전 및 승진의 기회를 제공한다. 또한, 조직 차원에서는 인사관리에 융통성을 부여하며 직무의 변화나 정부조직의 변동에 따른

조정을 용이하게 하고 할거주의나 부패를 방지할 수 있다. 하지만 이러한 장점은 순환보직이 적절하게 운용될 때에만 기대할 수 있는 것이다. 현재와 같은 과도한 순환보직하에서는 그러한 장점을 기대하기 어려울 뿐 아니라 오히려 남용에 따른 폐해가 문제가 된다.

현재의 순환보직 운용의 문제점은 크게 두 가지로 볼 수 있다. 첫째는 순환의 주기가 너무 짧다는 것이다. 앞에서 보았듯이 우리나라 과장급 이상 공무원의 평균재직기간은 1년 남짓이며 이는 업무를 파악하고 안정적으로 계획·추진하기에는 턱없이 짧은 기간이다.[31] 공무원임용령은 잦은 순환보직을 방지하기 위하여 전보제한기간을 설정하고 있지만, 동시에 많은 사전전보승인요건을 명시하여 이에 해당하는 경우 큰 어려움 없이 전보가 허용되는 것이 현실이다.[32] 이는 잦은 순환의 근본적 원인이 해결되지 않은 상태에서 전보제한규정은 유명무실해질 수밖에 없음을 말해준다.

둘째는 순환배치 시 전문성이나 경력경로에 대한 고려가 제대로 이루어지지 않는다는 점이다. 외국에서도 영국이나 일본처럼 계급제의 전통이 강한 나라에서는 우리의 순환보직의 형태를 띠는 전환배치가 이루어지기도 한다. 하지만 우리나라처럼 일반부서와 정책부서를 넘나드는 형태의 순환은 그 유례를 찾아보기가 어렵다.[33] 또한 부서 내 이동의 경우에도 Ⅱ장에서 본 바와 같은 일렬종대식 이동으로 인해 전문성이 고려될 여지가 적다. 이에 대해, 폐쇄적 공무원제를 채택하고 있는 우리나라에서는 관리자가 내부적으로 육성되기 때문에 관리능력의 양성을 위해 순환보직이 불가피하다는 의견이 존재한다. 이는 물론 일정 정도 타당한 내용이다. 소관부서의 업무와 기능에 대한 올바른 이해 없이 여러 부서를 종합적으로 관장하는 관리자의 역할을 수행하는 것은 어렵다. 하지만 이것이 관리자의 역할을 수행하기 위해 모든 부서의 업무를 경험해야 함을 의미하는 것은 아니다. 일단 다원화·전문화가 빠르게 진행되는 환경에서는 한 분야에 대해 전문적 업무능력을 갖추는 것도 점점 어려워지고 있다. 따라서 현재와 같은 잦은

31) 만약 1년의 기간이 충분하다면 이는 중간관리자급 이상의 공무원이 수행하는 업무가 사실은 고급인력을 필요로 하지 않는 단순업무에 지나지 않으며 따라서 현재와 같이 고급인적자원이 공공부문에 몰리는 현상은 문제가 있음을 의미할 것이다.

32) 2001년 10월부터 2002년 9월까지의 5급 이상 공무원의 전보발령 중 사전전보가 차지하는 비율은 23.0%였으며, 특히 3급 이상의 경우는 그 비율이 30.5%에 달했다(남궁근 외[2004]).

33) 제Ⅱ장에서 거론된 항공안전등급사태의 경우, 항공안전관리를 관장하는 건설교통부 항공국장은 업무특성상 고도의 전문성과 국제감각을 갖추어야 하는 특수한 직위임에도 불구하고 건설교통부가 출범한 1994년부터 사태발생 당시까지 항공분야에 경험이 없는 일반행정직 출신을 보임했던 것으로 밝혀졌다(『매일경제』, 2001년 9월 27일).

순환보직하에서는 모든 부서의 업무를 제대로 경험하는 것 자체가 현실적으로 점점 어려워지고 있다. 뿐만 아니라 다원화·전문화되어 가는 환경에서 관리자에게 있어 업무경험보다 더 중요한 자질은 판단력, 갈등조정능력, 위기대처능력 등의 종합적 사고력이다. 이는 한 분야에서 고도의 전문적 업무능력과 지식을 쌓으면서 동시에 본인의 업무와 연관되는 다른 분야의 업무를 경험함으로써 오히려 더 잘 습득될 수도 있다. 이러한 과정을 통해 단순한 일반행정가(generalist)가 아닌 전문가적 일반행정가(specialized generalist) 혹은 일반행정가적 전문가(generalized specialist)가 양성되는 것이 바람직하다. 따라서 관리능력 배양을 위해 현재와 같은 순환보직이 불가피하다는 주장은 설득력이 떨어진다.[34]

이러한 문제점들을 해결하기 위한 방안으로 여러 가지를 생각해 볼 수 있다. 우선 전문성의 강화를 위해서 업무의 성격을 고려하여 순환보직의 범위가 한정되어야 한다. 즉, 업무의 성격이 유사한 보직 간 또는 선후 업무가 유기적으로 연관되어 이전 직위에서의 업무가 새로운 직위의 업무수행에 도움이 되는 보직 간으로 순환의 범위를 제한하여야 한다.[35] 이런 맥락에서 재무, 인사, 감사, 공보, 총무 등을 담당하는 일반관리직을 정책부서의 보직과는 별도의 트랙으로 두어 따로 관리하는 것도 고려해 볼 필요가 있다. 이러한 일반관리직의 경우 부처에 관계없이 업무가 유사한 경우가 많으므로 침체나 유착의 방지를 위해 정기적으로 순환시키는 것이 바람직할 수 있다. 전문성을 고려하여 업무가 유기적으로 연관되는 보직 간으로 전보를 정착시키기 위해서는 여러 작업이 선행되어야 한다. 우선 각 보직의 업무성격을 파악하여 분류하고 시간적 선후관계를 정하여야 할 것이다. 이를 위해서는 현재 너무 광범위하게 설정되어 있는 직렬을 보다 세분화할 필요가 있다. 또한, 정해진 경로를 따라 이동할 개인의 업무적합도, 적성, 희망 등이 동시에 고려되어야 한다. 이와 관련해서는 최근 도입단계에 있는 경력개발제도(Career Development Program: CDP)[36]가 일정 정도 역할을 할 수 있을 것으로 보인다.

순환보직의 운용에 있어서 현재 전문

34) 비유하자면 대학교의 총장이 되기 위해서 그 대학교의 모든 단과대학의 학장을 역임할 필요는 없는 것이며, 축구팀 감독이 되기 위해서 모든 포지션을 경험할 필요는 없는 것이다.

35) 이 제언은 이미 전문성을 고려하여 채용되었거나 어떤 방식으로든 업무적합도가 파악된 경우의 인사이동에 관한 제언이다. 즉, 제Ⅲ장의 순환후전문화제도에서 업무적합도가 파악된 후 최적직렬에 장기재직하는 것에 대한 현실적 방안으로 볼 수 있다.

36) 경력개발제도는 공직사회의 전문성 제고를 취지로 현재 도입단계에 있는 제도인데, 그 운용을 간단히 보면 다음과 같다. 우선 부처 전체조직을 직무의 유사성과 전문화 수준에 따라 몇 개의 분야로 나누고 공직입문 후 3년까지는 다양한 분야를 경험하도록 순환시킨다. 이러한 순환을 통해 자신의

성에 대한 고려의 결여보다 현실적으로 더 문제가 되는 것은 과도하게 잦은 순환으로 인한 짧은 재직기간이다. 그런데 이에 대한 대책은 그리 간단하지 않다. 대증적(對症的)인 방안으로 쉽게 생각할 수 있는 것이 전보제한의 강화이다. 즉, 현재 많은 예외규정을 두어 폭넓게 인정하고 있는 사전전보에 대한 승인요건을 강화하여 실효성이 떨어진 전보제한기간을 준수하는 것이다. 한걸음 더 나아가 어떠한 이유로도 전보를 허용하지 않는 전보기간을 설정하는 방안도 생각해 볼 수 있다(남궁근 외[2004]). 이러한 방안들은 현재의 상태를 완화·개선시킬 수 있는 현실적인 방안임에 분명하고 또한 일정 정도 실효를 거둘 수 있을 것으로 예상된다. 하지만 이는 근본적인 해결이 되기는 힘들며 자칫하면 인사운용의 경직성만 가중시킬 수 있다.[37] 이는 제Ⅱ장에서도 지적한 바와 같이 현재와 같은 형태의 순환보직이 구조적인 이유로 일어나기 때문이다.

순환보직에 대한 궁극적인 해법은 결국 연공서열에 근거한 계급제에서 찾아야 할 것으로 보인다. 제Ⅱ장에서 본 바와 같이 우리나라의 보직이동은 Z자형을 띠는데, 이는 계급제와 연공서열이라는 두 가지 요인이 합쳐져 발생한다. 일단 계급제하에서는 충원의 폐쇄성으로 인하여 공석의 충원이 내부적으로 이루어지며, 또 동일계급에 속한 사람은 동일한 자격을 갖춘 것으로 간주되어 전보 시 직무의 성격과 무관하게 동일계급의 다른 직위로 이동된다. 한편, 동일계급 내에서도 비공식적으로 상하의 서열이 존재하며 여기에 연공서열의 관행이 합쳐져, 공석이 발생하였을 경우 몇 단계 아래의 보직을 맡고 있는 사람이 그 공석을 채우는 것이 어려워진다. 결과적으로 하나의 공석이 발생하는 경우 모두 바로 위 서열의 보직으로 자리를 옮기는 연쇄이동이 발생하게 된다. 잦은 순환보직을 막기 위해 설정되어 있는 전보제한기간이 지켜지기 어려운 이유가 바로 여기에 있다. 실제로 막상 공석이 발생하면 외부에서 충원할 수도, 연공서열을 무시하고 몇 단계 아래 서열의 사람으로 채울 수도 없기 때문이다. 이러한 환경에서는 개인의 유인 관점에서도 잦은 순환보직이 고착화될 수밖에 없다. 현재 우리나라의 계급제하에서는 보수와 권한이 모두 계급이 올라감에 따라 커지며 따라서 승진은 공무원에게 있어 최고의 가치라고 할 수 있다. 더군다나 지금처럼 관리자가 되기 위해서는

적성을 찾게 한 후 심의를 거쳐 전문분야를 지정받아 해당 분야에 장기재직함으로써 전문성을 쌓게 한다. 이후 상위직급으로 올라가면 고위공무원단에 편입되어 중간직에서 쌓은 전문성을 바탕으로 다시 순환근무를 하게 한다(중앙인사위원회[2006]).

37) 이를 방지하기 위해서는 전보제한기간을 직급에 따라 경직적으로 설정하는 대신 업무성격을 고려하여 분야별로 다양화하는 것이 바람직하다.

여러 자리를 두루 거치는 것이 필요조건처럼 되어버린 환경에서는 각각의 보직은 상위직급으로 나아가는 과정에 불과하다. 따라서 개인으로서는 전문성을 축적할 유인은 미약하고 빨리 여러 자리를 순환하기를 희망하게 된다. 이와 같이, 승진하여 일반관리자가 되는 것이 최선의 과제인 현재의 제도에서는 지금과 같은 순환보직문제를 근본적으로 해결할 수 없다.

문제의 근본적 해결을 위해서는 결국 공직분류제도를 사람 중심의 계급제에서 일 중심의 직위분류제로 바꾸어야 한다. 일의 성격에 따라 직위를 분류하고 승진 및 전보를 유사직렬 내에서만 좁게 허용하며, 공석이 발생할 경우 공개경쟁을 통해 유사직렬의 내부인원이나 자격을 갖춘 외부인으로 충원하는 것이다. 하지만 이는 공무원인사에 근본적인 변화를 가져오는 방안이다. 따라서 급격한 도입은 현실적으로 어려우며, 여건이 제대로 갖추어지지 않은 상태에서 섣불리 도입할 경우 큰 부작용만 불러일으킬 수 있다. 그러므로 이러한 근본적 방안은 장기적 계획을 가지고 추진되어야 할 것이다.

계급제의 틀을 유지한 상태에서의 개선방안으로는 앞에서 논의된 전보범위의 축소 및 전보제한 강화 외에 몇 가지를 더 생각해 볼 수 있다. 우선 직위분류제적 요소를 강화하는 것을 들 수 있다. 이를 통해 특정 분야에 장기재직하여 일정 정도의 전문성 및 업무능력이 쌓이고 이것이 검증되면 주요 보직을 순환하지 않아도 승진을 시키는 시스템을 갖추어야 한다. 이와 관련하여, 프랑스 인사제도의 특징인 직급과 직위의 분리원칙(la séparation du grade et de l'emploi)을 주목할 필요가 있다(정재명 외[2006]). 이 제도하에서는 직급과 직위가 분리되어 인사관리가 유연해지고 보직이동 없이도 승진이 가능하게 된다. 따라서 보직이동의 동기가 약화되고 장기재직을 통한 전문성 축적이 장려된다.

한편, 채용에 있어서도 직위분류제적 요소를 강화하여, 현재와 같은 공개경쟁시험 위주의 선발에서 벗어나 전문성을 반영할 수 있는 다양한 방안을 강구하여야 한다. 일단 제Ⅲ장에서 논의한 바와 같이 공개경쟁시험에 의한 채용의 경우 시험성적에 의한 배치를 지양하고 애초에 부처별로 채용하는 것이 바람직하다. 또한 공무원시험이 직무와의 연관성은 적으면서 과열경쟁으로 인한 인력낭비를 낳고 있는 점을 감안하여 시험에 의한 선발을 점진적으로 줄이고 민간기업의 인턴사원제도와 같은 방식을 도입하거나 전문성 등의 일정 자격요건을 갖춘 인재를 특채하는 비율을 늘려 나가야 할 것이다.

끝으로, 승진을 위한 순환의 유인에 영향을 미치기 위해서는 현재의 직급체계가 적정한지의 여부도 따져 보아야 할 것이다. 2006년에 도입된 고위공무원단제

도에서는 종전의 1~3급 공무원을 하나로 묶어 고위공무원단으로 두어 그 안에서는 계급을 없애고 그 대신 업무의 난이도에 따라 직무등급을 매긴다. 하위직급에 대해서도 이러한 형태의 직급통합을 통해 승진을 위한 불필요한 전보를 줄일 수 있는지, 아니면 오히려 지금보다 직급을 더 세분화하여 승진기회를 늘려주는 것이 바람직한지 등에 관한 면밀한 검토가 필요하다.

V. 맺음말

본 연구에서는 과도한 순환보직으로 인한 잦은 보직이동을 전문성 저해의 핵심요인으로 보고 이에 대해 심층적으로 분석하였다. 순환보직의 현황을 살펴본 결과, 우리나라 과장급 이상 공무원들의 평균재직기간은 1년 남짓으로 외국에 비해 훨씬 짧았으며, 이는 업무의 인수·인계에서 오는 비효율 및 업무공백, 전문성 축적기회의 감소, 책임성 저하, 정책의 일관성 및 연속성 결여 등 여러 문제를 야기하고 있다. 이의 개선을 위해서는 전문성을 고려하는 보직이동, 전보범위의 축소, 전보제한기간의 강화 등이 이루어져야 한다. 하지만 현재의 과도한 순환보직이 근본적으로는 연공서열제에 기반한 계급제에 기인하므로 장기적으로는 공직분류제도를 계급제에서 직위분류제로 바꿔나가야 할 것이다. 과도기적으로는 계급제에 직위분류제적 요소를 늘려 전문성 축적의 유인을 높이고 직위와 직급을 분리하는 등의 노력이 필요하다. 현재 도입단계에 있는 경력개발제도 또한 전문성 제고에 기여할 것으로 기대된다.

본 연구에서는 순환보직을 보다 체계적으로 살펴보기 위해 간단한 이론적 모형을 통한 분석을 시도하였다. 분석 결과, 하위직에서 다양한 업무를 순환하며 경험하여 적성을 발견한 후 그에 근거하여 중상위직에서 한 분야에 장기재직함으로써 전문성을 쌓는 것이 바람직하다는 결론을 얻었는데, 이는 경력개발제도의 구조와 일맥상통하는 면이 있다. 한편, 모형을 통한 이러한 분석은 본 연구를 인사제도의 개선에 관한 기존의 행정학적 연구와 차별성을 갖게 한다. 앞으로 이 분야에 있어서 보다 많은 학제 간(inter-disciplinary) 연구의 진행이 기대된다.

본 연구는 자료의 제약으로 인하여 지금까지 정부나 언론매체에 의해 공개된 자료에 의존하는 한계를 지니고 있다. 인사이동에 관한 원자료(raw data)가 공개되면 여러 가지 경험적(empirical) 연구가 가능할 것으로 기대된다. 본 연구는 또한 순환보직 개선을 통한 전문성 제고에 초점을 맞추어 정부역량 강화와 관련한 다른 중요한 주제들을 연구범위에 포함시키지 못하였다. 분권화를 통한 부처별 자

율채용 역시 정부부문의 전문성 제고와 관련하여 중요한 주제이며, 행정부 내의 정책연구기능 강화도 정부의 정책입안능력 강화를 위해 면밀히 검토할 필요가 있다(고영선[2007]). 또한 정부 내의 정책결정 및 조정시스템과 관련한 거버넌스(governance)도 정부역량의 제고와 관련하여 중요한 연구주제의 하나이다. 끝으로, 지금과 같이 고급인적자원이 대거 정부부문으로 몰리는 것이 인적자원의 효율적 배분 측면에서 바람직한 현상인가에 대한 근본적 검토도 필요할 것이다.

참 고 문 헌

고영선, 「작고 강한 정부를 위한 재정의 효율화 방안」, 미발간 논문, 한국개발연구원, 2007.

김근세, 「한국 인사행정 개혁의 계획과 실제」, 『중앙인사위원회 출범 3주년 기념 국제회의 발표논문집』, 한국행정학회, 2002, pp.79~95.

김명식, 「우리나라 공직분류체계의 개편방향」, 『한국행정학회 · 한국정책학회 하계공동학술대회 발표논문집』, 2003, pp.551~572.

김판석, 「국가경쟁력 제고를 위한 인사행정 혁신」, 『한국행정학회 2002년도 추계학술대회 발표논문집」(제1권), 2002, pp.163~195.

김홍로, 「고위직 공무원의 보직과 승진에 관한 연구: 핵심경제부처의 보직경로 분석을 중심으로」, 박사학위논문, 고려대학교, 2005.

남궁근, 「참여정부의 공직사회 전문성 제고방안」, 『한국인사행정학회보』, 제2권 제2호, 2003, pp.147~165.

남궁근 · 이종수 · 류임철, 「공직의 전문성 제고를 위한 보직관리시스템 개선방안」, 『한국인사행정학회보』, 제3권 제2호, 2004, pp.93~120.

서원석, 「참여정부의 인사시스템 개혁방안」, 『한국행정학회 2003년도 춘계학술대회 발표논문집』, 2003, pp.611~624.

오성호, 「인사개혁의 목표와 대안」, 『한국행정학회 2000년도 추계학술대회 발표논문집』, 2000, pp.219~235.

유민봉 · 임도빈, 『인사행정론』, 박영사, 2003.

이상윤, 『인사제도론』, 대왕사, 2002.

이종수, 「공무원의 전문성 향상방안으로서의 경력개발제도(CDP)에 관한 연구: CDP의 시각에서 분석한 한국 인사행정체계의 문제점과 개선방안」, 『한국행정연구』, 제11권 제4호, 2002, pp.149~175.

이종수 · 윤세준 · 최무현, 『공무원 능력 향상을 위한 인사 · 조직 관리체계의 혁신방안』, CSC 정책연구보고서 2002-5, 중앙인사위원회, 2002.

정재명 · 오경아 · 민소정, 『주요국의 공무원 인사제도에 관한 연구』, 한국행정연구원, 2006.

조석준, 『한국행정학』, 박영사, 1992.

중앙인사위원회, 『공무원의 경력개발제도(CDP) 매뉴얼』, 중앙인사위원회, 2006.

최무현 · 이종수 · 송혜경, 「한국 공무원의 보직 및 경력관리체계 개선방안 연구」, 『한국행정연구』, 제13권 제2호, 2004, pp.125~153.

최병대 · 김상묵, 「공직사회 경쟁력 제고를 위한 실적주의 인사행정기능의 강화」, 『한국행정학보』, 제33권 제4호, 1999, pp.77~94.

Arya, A. and B. Mittendorf, “Using Job Rotation to Extract Employee Information,” *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 20, No. 2, 2004, pp.400~414.

Arya, A. and B. Mittendorf, “Using Optional Job Rotation Programs to Gauge On-the-Job Training,” *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Vol. 162, 2006, pp.505~515.

Cosgel, M. M. and T. J. Miceli, “Job Rotation: Cost, Benefits, and Stylized Facts,” *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Vol. 155, 1999, pp.301~320.

Eriksson, T. and J. Ortega, “The Adoption of Job Rotation: Testing the Theories,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 59, No. 4, 2006, pp.653~666.

International Institute for Management Development, *IMD World Competitiveness Yearbook 2006*, 2006.

Kaufman, D., A. Kraay, and M. Mastruzzi, “Governance Matters VI: Aggregate and Individual Governance Indicators for 1996-2006,” World Bank, 2007.

Meyer, M., “The Dynamics of Learning with Team Production: Implications for Task Assignment,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, 1994, pp.1157~1184.

Milgrom, P. R., “Employment Contracts, Influence Activities, and Efficient Organization Design,” *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 11, 1988, pp.42~60.

Ortega, J., “Job Rotation as a Learning Mechanism,” *Management Science*, Vol. 47, No. 10, 2001, pp.1361~1370.

Prescott, E. S. and R. M. Townsend, “Private Information and Intertemporal Job Assignments,” *Review of Economic Studies*, Vol. 73, 2006, pp.531~548.

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향

윤 희 숙
(한국개발연구원 부연구위원)

Effects of Private Insurance on Medical Expenditure

Hee Suk Yun
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는『민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향』(한국개발연구원, 2008)로 기발간된 보고서를 수정・보완한 것임.

** 윤희숙: (e-mail) heesuk@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

• Key Word: 보충형 민간보험(Supplemental private health insurance), 도덕적 해이(Moral hazard), 역선택(Adverse selection), 의료접근성(Health service accessibility)
• JEL code: I10, I11, I18
• Received: 2008. 5. 9 • Referee Process Started: 2008. 5. 19
• Referee Reports Completed: 2008. 8. 12

ABSTRACT

Nearly all Koreans are insured through National Health Insurance(NHI). While NHI coverage is nearly universal, it is not complete. Coverage is largely limited to minimal level of hospital and physician expenses, and copayments are required in each case. As a result, Korea's public insurance system covers roughly 50% of overall individual health expenditures, and the remaining 50% consists of copayments for basic services, spending on services that are either not covered or poorly covered by the public system. In response to these gaps in the public system, 64% of the Korean population has supplemental private health insurance.

Expansion of private health insurance raises negative externality issue. Like public financing schemes in other countries, the Korean system imposes cost-sharing on patients as a strategy for controlling utilization. Because most insurance policies reimburse patients for their out-of-pocket payments, supplemental insurance is likely to negate the impact of the policy, raising both total and public sector health spending.

So far, most empirical analysis of supplemental health insurance to date has focused on the US Medigap programme. It is found that those with supplements apparently consume more health care. Two reasons for higher health care consumption by those with supplements suggest themselves. One is the moral hazard effect: by eliminating copayments and deductibles, supplements reduce the marginal price of care and induce additional consumption. The other explanation is that supplements are purchased by those who anticipate high health expenditures - adverse effect. The main issue addressed has been the separation of the moral hazard effect from the adverse selection one. The general conclusion is that the evidence on adverse selection based on observable variables is mixed.

This article investigates the extent to which private supplementary insurance affect use of health care services by public health insurance enrollees, using Korean administrative data and private supplements related data collected through all relevant private insurance companies.

I applied a multivariate two-part model to analyze the effects of various types of supplements on the likelihood and level of public health insurance spending and estimated marginal effects of supplements. Separate models were estimated for inpatients and outpatients in public insurance spending. The first part of the model estimated the likelihood of positive spending using probit regression, and the second part estimated the log of spending for those with positive spending.

ABSTRACT

Use of a detailed information of individuals' public health insurance from administration data and of private insurance status from insurance companies made it possible to control for health status, the types of supplemental insurance owned by theses individuals, and other factors that explain spending variations across supplemental insurance categories in isolating the effects of supplemental insurance.

Data from 2004 to 2006 were used, and this study found that private insurance increased the probability of a physician visit by less than 1 percent and a hospital admission by about 1 percent. However, supplemental insurance was not found to be associated with a bigger health care service utilization. Two-part models of health care utilization and expenditures showed that those without supplemental insurance had higher inpatient and outpatient expenditures than those with supplements, even after controlling for observable differences.

민간보험은 공적보험과 보완적인 관계를 형성함에도 불구하고 우리나라의 민간보험은 소득계층에 따른 접근성 차이로 인한 사회적 불평등, 도덕적 해이로 인한 공적보험 재정악화 등의 우려를 낳고 있다. 그러나 이에 관한 실증적 분석은 그간 이루어지지 못하여 정책적인 방향을 정립하는 데 장애가 되어 왔다. 본 연구는 건강보험공단, 심사평가원, 민간보험사, 행정자치부 주민등록세대 정보 등의 관련 정보를 종합하여 이에 대한 실증분석을 시도했다. 그 결과, 우리나라의 민간보험 가입률은 전 국민의 64%에 달하고 있으며, 고소득층과 저소득층 간에 민간보험 가입률의 차이가 나타나지 않았다. 이는 공적보험의 보장성이 미흡한 상황에서 저소득층 역시 갑작스런 의료지출에 대비하고 있으며, 민간보험이 의료접근성의 계층화를 초래하지 않고 있다는 것을 시사한다. 또한 민간보험 가입자는 평균적으로 미가입자에 비해 의료이용량이 높지 않았으며, Two-Part Model을 통해 다양한 변수를 통제했을 경우에도 동일한 결과가 나타났다. 연령대에 따른 차이로 미루어 이러한 결과는 노동시장과 연관된 한시적인 성격일 것으로 추측되나, 현재로서는 민간보험 가입에 따른 도덕적 해이가 강하게 나타나고 있다는 근거는 발견되지 않았다.

Ⅰ. 서 론

민간의료보험제도가 작동하고 있는 국가들에서 민간보험은 주로 공적보험을 보완하거나, 공적보험으로 만족시킬 수 없는 수요들을 만족시키는 수단이다. 이러한 민간의료보험의 수요는 소득수준에 따라 요구되는 의료보장수준과 공적보험의 보장수준 간의 차이로 인해 발생한다. 이외에도 민간의료보험은 보다 많은 사람이 의료보장의 혜택을 받을 수 있도록 하고, 추가적인 자원을 의료시스템 내로 유입시키고, 소비자의 선택을 넓히고, 의료시스템의 반응성을 제고한다는 목표를 갖는데, 이 중 어느 목표가 더 중요하게 취급되는지는 개별 국가가 직면한 상황이나 의료시스템이 당면한 문제가 무엇인지에 따라 달라진다.

예를 들어, 공적보험의 비효율성이 중요한 문제인 상황에서는 민간보험의 활성화와 경합을 통한 효율성 제고에 목표를 두고, 공적보험의 재정부담이 문제인 경우에는 민간보험을 통해 재정부담의 일부를 담당하도록 하며, 의료공급의 용량이 부족하여 대기시간이 길거나 서비스 전달이 원활하지 않은 경우에는 민간보험을 서비스 공급의 증가와 빠른 서비스 이용을 위한 수단으로 활용하려 한다(Colombo and Tapay[2004]). 이러한 기능은 본질적으로 공적자금의 제약 속에서 작동하는 공적보험을 보완하는 역할들이다. 따라서 공적보험과 민간보험 간에는 긴장관계가 아니라 협력관계가 형성되어야 함에도 불구하고, 현실에서는 몇 가지의 쟁점이 존재한다. 우선은 민간보험으로 인한 의료서비스 접근성의 증가가 경제력을 보유한 계층에서만 불균등하게 나타날 경우 형평성이라는 사회정책적 목표와 마찰을 빚게 된다. 둘째, 실제의 작동과정에서는 공적보험과 민간보험이 상호적 영향을 주고받는 메커니즘이 다양하게 나타나며,[1] 민간보험의 확산이 공적보험의 재정에 부정적 영향을 미칠 가능성이 존재한다.

그런데 두 가지 모두 가능성의 문제일 뿐, 실제의 상황에서 민간보험으로 인한 의료보장의 계층적 분화나 공적보험 재

1) 민간보험이 공적보험과 맺는 관계는 민간보험의 유형으로 대략 파악할 수 있다. 민간보험의 유형은 ① 1차적 보험(primary, 공적보험의 적용을 받지 않으면서 민간보험을 이용), ② 보충형(supplementary, 공적보험이 보장하지 않는 비급여 부분을 보장), ③ 보완형(complementary, 공적보험의 본인부담분을 보장), 그리고 ④ 중복형(duplicate, 공적보험과 같은 서비스를 보장하되, 별도의 공급체계에서 서비스 이용 시 사용) 등이 있으며, 1차적 보험은 대체형(substitute, 소비자에게 공적보험과의 선택권을 인정)과 주보험(principal, 공적보험 적용 제외자를 대상)으로 구분된다. 이 중 민간보험이 공적보험의 재정에 미치는 부정적 효과는 보완형 보험에서 나타나는 문제라고 알려져 있으나, 보충형이나 중복형에 있어서도 관찰되고 있어 특정 유형에 한정되는 현상은 아니라고 할 수 있다.

정 악화가 어느 정도로 나타날지는 사전적으로 예측하기 어렵다. 현실의 다양한 조건 속에서 이러한 가능성이 어떻게 구현되는지는 경험적 연구를 통해 실제로 측정해야 할 대상이기 때문이다.

우리나라의 민간의료보험은 빠르게 발전해 왔으나,[2] 최근에는 민간의료보험에 대한 우려들이 크게 부각되어 왔다. 공적보험의 보장범위가 포괄적이지 못한 상황하에서 민간보험의 발전은 의료보장시스템을 보완하는 기능을 담당할 수 있는데도 불구하고, 민간의료보험에 대한 부정적인 정서가 재생산되고 있는 것은 위에서 언급한 두 가지 점에서 원인을 찾을 수 있다.

그런데 주목해야 하는 점은 민간보험이 어느 정도로 심각한 문제를 야기하고 있는지에 대한 실증적인 근거는 전무하다는 점이다. 민간보험에 관한 매우 기초적인 통계마저 생산되지 않고 있기 때문에, 인구 중 민간의료보험 가입자의 비중이 어느 정도인지에 대해서도 정확히 파악하기 어려운 실정이다. 따라서 소득계층별 민간보험 가입률의 차이로 인한 계층 간 차이의 증폭이나 공적보험 재정에 미칠 영향 등에 관해서는 특정한 견해가 존재하기도 어려운 상황이었다고 할 수 있다.[3]

따라서 의료시스템 내에서 민간보험이 담당해야 할 역할을 정립하기 위한 근거 있는 논의를 위해서는 민간보험의 현황과 계층 간 의료접근성 차이에 미치는 영향, 공적보험 재정에 대한 파급효과 등에 대해 필요한 정보를 취합하여 실증적인 관찰 결과를 누적시키는 것이 중요할 것이다. 본 연구는 건강보험공단과 심사평가원, 35개 민간보험사의 협조를 얻어 전 국민의 랜덤 샘플에 관한 민간보험 가입정보와 의료이용정보, 인적정보를 취합하여 민간보험 가입자의 분포와 의료이용을 분석하였다. 이는 민간보험 가입자와 비가입자를 포괄한 샘플을 확보하여 양 집단의 특성을 비교한 첫 번째 연구이다.[4]

데이터를 1차적으로 분석한 결과는 경

2) 민간의료보험은 암보험과 같이 보험금 지급 사유가 발생하기 전에 보험약관에 일정액을 명시하는 정액형 보험과, 액수를 사전에 명시하지 않고 실제 발생한 의료비에 근거하여 지급해 주는 실손형으로 분류된다. 우리나라의 민간의료보험은 1970년대 후반 특정질병보험으로 시작된 이래 1980년대 암보험 도입 이후 본격적으로 판매되었고, 1990년대 들어 특정질병보험의 판매가 크게 증가하는 과정을 거쳐, 2000년대에는 중대질병보험과 실손보상 민간의료보험으로 확대되어 왔다.

3) 그럼에도 불구하고, 민간보험은 건강보험 재정 악화의 원인으로 지목되어 2006년 법정본인부담금을 실손형(보충형) 민간의료보험의 보장범위에서 제외하기로 결정한 바 있다. 이러한 결정은 민간보험이 국민건강보험의 재정에 1조원 이상의 지출증가를 초래하고 있다는 주장에 근거했는데, 이 주장의 실증적 근거는 제시되지 않았다.

4) 본 연구는 2007년 기획재정부, 보건복지부, 금융감독위원회의 공동발주로 수행된 민간의료보험 관련 연구를 위해 취합된 데이터를 이용하였다. 건강보험공단, 심사평가원, 35개 민간보험사의 실무진께 감사드린다.

제력에 따른 민간보험 가입률의 차이 등 가입자군과 비가입자군의 특성을 고찰한 첫 번째 결과물로서, 본 논문의 주요한 기여이다. 그러나 본 논문의 분석은 대부분 민간보험 가입이 의료이용에 미치는 영향을 Two-Part Model을 이용하여 회귀분석하는 데 할애하면서, 보충형 민간보험이 공적보험의 재정에 미치는 영향에 초점을 맞추었다.

II. 민간보충보험이 공적보험 재정에 미치는 효과에 관한 선행 연구

보충(완)형 민간보험이 공적보험의 재정에 미치는 효과에 관한 연구는 메디케어와 메디갭에 관련한 연구에서 다수 찾아볼 수 있다. 이는 65세 이상 노년층을 대상으로 하는 공적보험인 메디케어의 보장구조와 보충/보완형 민간의료보험인 메디갭의 보장구조가 갖는 특성에 기인한다.

공적보험으로서 메디케어가 갖는 특징은 일정액공제(deductible), 본인일부부담(copayment) 등으로 인해 본인부담 수준이 높다는 점이다. 10년 이상 사회보장세를 납부한 65세 이상 인구 누구나 자동적으로 가입되는 강제보험으로 입원서비스를 보장하는 A파트의 경우, 원칙적으로 본인부담의 상한이 없으며, 의료이용기간이 길어질수록 본인부담이 많아지는 구조이다. 2007년 현재 일정액공제는 992달러이며, 이용일이 60일 이내일 경우 추가비용은 모두 급여대상이나, 이용일이 61일에서 90일인 경우 본인일부부담은 하루당 248달러, 91일에서 150일인 경우 496달러, 이용일이 150일을 넘는 경우의 입원 서비스는 보장되지 않는다. A파트 가입자들이 매월 일정액의 보험료를 납부하면 혜택을 받을 수 있는 임의보험으로 외래진료서비스를 보장하는 B파트의 경우, 역시 원칙적으로 본인부담 상한이 없다. 2007년 현재 A파트 가입자가 B파트를 위해 매달 추가적으로 납부해야 하는 보험료는 93.5달러이며, 연간 일정액공제는 131달러, 공제액 수준을 초과하는 외래진료의 본인부담비율은 20%이다.

본인부담의 상한이 설정되어 있지 않은 메디케어의 보장구조상 공적보험의 본인부담이 상당한 경제적 부담을 초래할 수 있으며, 메디갭은 주로 메디케어의 본인부담을 감소시키려는 목적으로 설계되어, 메디케어에서 발생하는 본인부담과 일정액공제를 주로 부담하고 있다. 본인부담이 공적보험 이용을 통제하는 가격 시그널 기능을 수행하도록 설계된 공적보험 구조에서, 본인부담의 경제적 부담을 줄여주는 메디갭의 본질적인 기능은 불가피하게 공적보험의 가격시그널 기능을 흡수하게 된다. 따라서 메디갭과 메디케어의 관계는 보충형 민간보험이

공적보험의 가격시그널을 차단함으로써 공적보험 재정에 미치는 부정적 영향이라는 측면에서 관심의 대상이 되어 왔다.

많은 연구에서 이루어진 공통된 관찰은 메디갭 가입자의 의료이용이 비가입자에 비해 많다는 점이다. Link et al.(1980), McCall et al.(1991), Cartwright et al.(1992), Chulis et al.(1993), Christenson et al.(1987), Lillard and Logowski(1995), Christenson and Shinogle(1997), Khandker and McCormick(1999), Atherly(1999, 2001) 등의 연구는 메디갭 가입자와 비가입자의 의료지출 차이를 적게는 0, 크게는 30~40%까지로 추정한 바 있다.

그러나 메디갭 가입자와 비가입자 간에 나타나는 차이 중 어느 정도가 보충보험 가입으로 인한 공적보험의 가격기능 차단, 즉 도덕적 해이[5]로 인한 부분인지에 관해서는 의견 차이가 크게 존재한다. 각 연구가 샘플의 크기와 대상시기,[6] 대상인구 등에서 큰 차이를 가지며, 보충보험의 형태가 매우 다양하기 때문에 민간보험 가입이라는 변수로 단순화시키기 어렵다는 점도 지적될 필요가 있다. 그리고 이론적으로는 대부분의 초기 연구에서 자가선택(self-selection)에 대한 고려가 미흡했다는 한계가 지적된다. 즉, 의료이용량이 클 것으로 예측되는 사람들이 주로 민간보험에 가입하는 현상(역선택)을 고려하지 않으면 도덕적 해이의 규모가 과대평가될 가능성이 있다는 것이다. 물론 역선택 외의 자가선택의 가능성도 존재한다. 예를 들어, 가입자 선별(cream-skimming)이 존재한다면, 순선택(의료이용이 적은 사람들이 주로 민간보험에 가입하는 현상)의 가능성도 존재하며, 건강상태가 좋지 않더라도 의료서비스를 되도록 이용하지 않는 사람들이 주로 민간보험에 가입한다면 이 또한 순선택의 예가 될 수 있다. 자가선택, 특히 도구변수를 사용하여 역선택을 고려한 예로서, McCall et al.(1991)은 일주일에 20시간 이상을 일하는 배우자를 가졌는지, 보충보험을 더 제공하는 산업으로부터 은퇴했는지의 여부를, Lillard and Logowski(1995)는 건강상태와 노동시장 경력에 관한 과거 자료를 도구변수로 이용하였다. Cameron et al.(1988)은 직종,

5) 여기서의 도덕적 해이는 의료보험 가입 후 피보험자가 건강에 대한 주의를 게을리 하여 발병확률이 높아지는 사전적 도덕적 해이(moral hazard)가 아니라, 보험가입에 따른 의료서비스 가격의 감소로 환자가 의료이용을 늘리는 사후적 도덕적 해이를 의미한다(Zweifel and Manning[2000]).

6) 메디갭 시장은 두 번의 주요한 제도적 변화를 겪은 바 있기 때문에, 연구의 대상시기에 따라 연구 결과에 주요한 차이가 나타날 수 있다.

① 1980년: 보험손실률(loss ratio; 보험료 수입 중 가입자에게 제공된 급여가 차지하는 비중) 책정(Voluntary Certification of Medicare Supplemental Health Insurance Policies - Baucus Amendment)

② 1990년: 보험상품을 10개 유형으로 단순표준화하고 6개월의 가입개방기간(가입자의 병력과 건강상태에 관계없이 가입을 허용해야 하는 기간)을 설정(Omnibus Budget Reconciliation Act: OBRA)

지역, 교육 수준, 인종적 배경 등을 사용하여 자가선택을 고려한 결과, 역선택과 도덕적 해이가 모두 의료이용에 영향을 미친다는 것을 보인 바 있다. 그러나 이와 같은 변수들은 의료이용에 영향을 주지 않으면서 민간보험 가입에 강한 영향을 미쳐야 한다는 조건에 있어 만족스러운 수준의 도구변수라고 평가하기 어려우며, 결과적으로 적절한 도구변수를 찾는 것이 어렵다는 점이 지적되어 왔다.

이와 달리 다수의 연구들은 도구변수를 사용하지 않으면서 자가선택을 고려하여 역선택과 도덕적 해이를 분리해 내는 다양한 노력들을 시도하는 흐름을 형성해 왔다. Wolfe and Goddeeris(1991)는 과거 의료지출과 현재 의료지출 간의 자기상관(auto-correlation)을 고려했고, Ettner(1997)는 단체형 민간보충보험 가입이 외생적으로 결정된다는 판단에 근거하여 개인형 가입과 단체형 가입을 비교했는데, 이들의 연구 결과는 가입자와 비가입자 간 의료지출 차이가 상당 부분 역선택에 기인한다는 점이다. 반대로 Hurd and McGarry(1997)는 관찰되는 건강 관련 특성을 풍부하게 사용한 결과 보충보험에 가입하는 데 이러한 요인이 크게 작용하지 않았다는 것을 근거로 역선택이 존재하지 않는다고 주장한 바 있다.

요약하자면, 메디케어를 대상으로 한 연구에서 역선택과 도덕적 해이의 상대적 크기에 관해서는 일반적으로 동의되고 있는 바가 존재하지 않으며, 연구대상 인구그룹이나 제도적 특성에 따라 큰 차이가 있을 것으로 예측되기 때문에 개별적인 맥락에서의 경험연구가 갖는 중요성이 크다고 할 수 있다.

미국 외에도 민간보충보험이 공적보험의 본인부담을 보장하는 구조를 가진 국가들에는 공적보험 재정과 민간보험 간의 관계에 관한 유사한 연구들이 존재하는데, Chiappori et al.(1998)은 프랑스의 데이터를 사용하여 본인부담을 낮춘 제도적 변화 전후의 의료이용을 관찰한 결과, 통상적인 의료이용에 있어서는 도덕적 해이가 나타나지 않았고, 가정방문서비스에 있어서는 나타난 것으로 제시하였다. 이는 이동시간, 교통비용, 대기시간 등 직접적인 의료비용 외의 비용들이 연루될 때 본인부담 감소로 인한 도덕적 해이가 나타날 여지가 적은 반면, 이러한 비용과 큰 관련이 없는 가정방문의료서비스의 경우 본인부담 변화에 예민하게 반응하는 도덕적 해이현상이 두드러지는 것이라 해석된다. 반면, Buchmueller et al.(2004)은 프랑스의 서베이 자료를 이용하여 건강 관련 변수가 보험가입에 미치는 영향을 살핀 결과, 역선택이 나타나지 않는 반면, 의료이용에 있어서는 민간보험 가입자의 의사방문 확률이 뚜렷이 높은 것으로 미루어 도덕적 해이가 나타난다고 판단하였다. 칠레의 사례를 연구한 Sapelli and Vial(2003)은 보험 선택에 있

어 상당한 정도의 역선택이 나타나며, 도덕적 해이는 입원 이용에서는 미미한 반면, 외래 이용에서는 뚜렷이 나타나고 있다는 결론을 얻은 바 있다.

여기서 알 수 있는 점은 보완형 민간보험이 공적보험의 본인부담금을 보장함으로써 공적보험의 가격시그널을 마비시킨다는 이론적 가능성이 다양한 방식으로 구현될 수 있다는 점이다. 우선 공적보험의 가격시그널 기능이 어느 정도로 강했는지가 중요한 요소이다. 미국의 경우 메디케어의 본인부담은 이용량에 따라 상한 없이 증가하는 구조로서 의료이용에 대해 매우 강한 가격시그널 기능을 가지고 있다. 따라서 민간보험이 가격시그널 기능을 무력화시켜 버리는 효과 역시 뚜렷할 가능성이 높다.

또한 대상인구 역시 중요하다. 메디케어의 대상인구가 65세 이상 은퇴인구라는 점은 의료이용으로 인한 기회비용이 상당히 낮은 계층에 제한된다는 것을 의미한다. 이는 의료이용의 기회비용이 낮음으로 인해 민간보험 가입이 의료이용에 미치는 효과에 영향을 끼쳤을 가능성이 존재한다는 것을 의미한다. 프랑스를 대상으로 한 연구에서 이동시간, 교통비용, 대기시간 등이 적은 가정방문서비스에서 의료이용 증가가 확연히 나타났다는 것은 단지 진료 관련 비용만이 아니라 의료이용 시 발생하는 여타 기회비용 역시 의료이용 결정에 영향을 미친다는 사실을 의미한다. 그리고 여타 기회비용의 크기는 노동시장의 성격과 긴밀히 연관되어 있을 것이라는 점도 추측할 수 있다. 업무에 종속되는 정도나 근무규율의 강도 등은 의료서비스를 이용하기 위해 업무를 조정하는 것이 얼마나 자유로운지, 즉 의료이용의 기회비용에 직접적으로 영향을 미칠 것이기 때문이다.

민간보험 가입효과에 대해 분석한 국내의 연구들은 주로 데이터의 제약으로 인해 해외 연구들에 못 미치는 수준을 보이고 있다. 민간보험 가입이 의료이용량에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 민간보험 가입자와 비가입자의 인적·사회경제적 변수와 의료이용에 관한 데이터가 필요하다. 그런데 대규모 서베이 조사가 이루어진 적이 없는 상태에서 민간보험사 모두의 협조를 얻지 않고서는 특정 개인이 민간보험 가입자인지 자체를 파악할 수 없었다. 결과적으로 기존의 연구는 가입자와 비가입자를 구분하여 비교한다는 기본틀부터 준수하지 못했다.

강성욱 외(2005)는 서울시내 한 종합병원에 2003년 1년 동안 입원한 3개 암(위암, 간암, 폐암)환자를 대상으로 민간보험 가입자와 비가입자 간의 입원횟수, 재원기간, 입원진료비, 재원기간, 입원건당 진료비, 1일 입원진료비를 비교한 후, 민간보험 가입자가 비가입자에 비해 의료이용량이 많으나, 입원진료비에서는 차이가 나지 않는다는 결론을 얻었다. 그러

나 경제적 능력을 직업 유무로 대체했고, 민간보험 범위가 정액형 보험만으로 한정된 점 등 가설을 뒷받침하기 위해 필요한 실증적 자료가 미흡하며, 단일 병원의 자료만을 이용했기 때문에 복수의 병원에서 진료받은 경우의 의료이용량이나 비용의 전체 규모를 파악할 수 없다는 문제점이 존재한다.

정기택(2007)은 민간보험시장 점유율 상위 2개 보험사의 가입자 중 2002년 국민건강보험에 청구한 기록이 있는 사람 33,342명의 건강보험 청구건 620,534건과 비가입자의 청구자료 225,011건(66,602명)을 추출하여 사용하였다. 이 연구는, 민간보험 가입 여부가 입원일수에는 유의한 영향을 미치지 않으며, 입원비용은 가입자에게서 더 낮다는 관찰 결과와 함께, 민간보험 가입으로 인한 도덕적 해이는 외래부문에서만 나타난다는 결론을 제시한 바 있다. 그러나 민영건강보험시장 점유율 상위 2개사만의 자료를 사용했고, 이에 포함되지 않은 사람은 비가입자로 간주했기 때문에, 가입자와 미가입자 간 구분이 정확하지 않을 가능성이 높다는 문제점이 존재한다. 또한 국민건강보험에 청구한 기록이 있는 사람으로 샘플이 제한되었기 때문에 의료이용을 한 사람만으로 샘플이 제약된데다, 핵심변수라 할 수 있는 경제력 관련 변수를 이용하지 못했기 때문에 회귀분석상의 핵심변수 통제가 부정확하다는 데이터상의 한계도 발견된다.

민간보험 가입에 미치는 영향을 분석한 연구도 이루어졌는데, 윤태호 외(2005)는 2004년 부산시민 건강조사 자료를 이용하여 민간의료보험의 구매를 결정하는 요인들을 분석한 결과, 소득과 연령, 주관적 건강 수준 모두 유의한 영향을 미치며, 중증질환에 대비하는 것이 주된 가입 이유라는 점을 보인 바 있다. 김성옥(2005)은 2001년 노동패널 4차 자료를 이용하여 민간보험 가입 실태와 이에 영향을 미치는 요인을 분석하고, 민간보험 가입자와 비가입자 간의 의료이용을 비교했는데, 교육 수준과 소득이 높을수록 그리고 건강유지법을 실천하는 사람일수록 민간보험 가입률이 높으며, 지병을 가진 사람의 가입률은 낮은 것으로 나타났다. 의료이용에 있어서는 미가입자의 의료이용빈도는 낮으나, 의료이용 시에 지출하는 의료비 규모는 큰 것으로 제시되었다.

기존 국내 연구의 문제점으로는 자료의 제약을 들 수 있다. 우선 민간보험에 가입한 사람과 가입하지 않은 사람을 샘플 내에 모두 포함시키지 못하거나, 포함시켰다 하더라도 정확히 분리해 내지 못했기 때문에 의료이용의 차이가 가입자와 비가입자 간의 차이인지부터도 불명확하다. 또한 주요 변수의 통제도 미흡했다. 민간보험 가입과 경제력, 의료이용과 경제력 등은 높은 상관관계를 가질 것으로 예측되기 때문에 경제력 변수를 통제

하는 것은 회귀분석에 있어 매우 중요한 부분이다. 이를 위해서는 경제활동을 하는 개인의 경우, 소득이나 재산과 같은 경제력수준이 파악되어야 하며, 경제활동에 참여하지 않는 개인의 경우에도 그 개인의 경제행위를 뒷받침하는 가구소득이나 자산 등 종합적인 경제력이 파악될 필요가 있다. 그러나 기존 연구에서는 경제력에 관한 초보적인 변수도 확보하지 못하여, 경제적 능력의 효과와 민간보험 가입의 효과를 분리하지 못했다고 할 수 있다. 그리고 개인의 건강상태에 관한 정보가 이용가능하지 않았기 때문에, 건강상태가 보험가입에 어떤 영향을 미치는지를 파악하지 못했고, 이로 인해 역선택의 가능성에 대한 판단이 이루어지지 못한 것도 주요한 문제점이다. 이는 의료이용에 있어서도 민간보험 가입의 효과와 질병의 중증도 등이 가질 수 있는 관계를 분리하지 못했다는 문제점으로 이어졌다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자료 현황

가. 데이터

분석을 위해 개인의 인적정보와 경제력 정보, 의료이용에 관한 정보, 민간보험가입에 관한 정보를 건강보험공단, 심사평가원, 민간보험사들로부터 취합하였다. 건강보험공단이 계통추출법을 통해 0~70세 연령대에 속하는 전 인구의 100분의 1을 샘플로 추출한 후, 건강보험공단과 심사평가원, 민간보험사들이 샘플에 포함된 개인에 관해 필요한 변수를 2004년 7월 ~ 2006년 6월을 대상기간으로 추출하는 방식을 사용하였다.

추출된 샘플에 대해 건강보험공단은 인적사항과 경제력 변수를, 심사평가원은 의료이용 관련 변수를, 민간보험사는 민간보험가입 관련 변수를 추출하였다. 데이터 추출에 참여한 보험사는 자동차보험을 제외한 보험사 전체이며, 생명보험 22개사(대한, 알리안츠, 삼성, 흥국, 교보, LIG, 미래에셋, 금호, 동부, 동양, 메트라이프, 푸르덴셜, 신한, PCA, 뉴욕, ING, 하나, KB, SH&C, 녹십자, 라이나, AIG)와 손해보험 13개사(메리츠, 한화, 대한, 그린, 흥국쌍용, 현대, 제일, 삼성, LIG, 동부, AHA(AIG), ACE, Federal)가 포함되었다.

데이터의 특징으로 들 수 있는 것은, 첫째 35개 민간보험사들을 통해 개인별 가입여부와 가입 상품을 모두 확인함에 따라 민간보험 미가입자와 가입자를 명확히 파악할 수 있다는 점, 그리고 복수의 상품 또는 복수의 회사에 가입한 가입자와 구매 상품 수 등을 정확히 파악할 수 있다는 점이다. 둘째, 건강보험공단의

자격관리 데이터를 통해 경제력 관련 변수를 확보했다는 장점을 갖는다. 경제력 수준은 의료이용 수준에 영향을 미칠 뿐 아니라 민간보험 가입과도 연관될 것이기에 소득/재산 데이터를 포괄적으로 확보하는 것의 중요성은 매우 크다. 또한 건강보험공단에서 행정자치부 주민등록세대정보망을 활용하여 '실제로는 단일세대이면서 복수의 보험증을 가진 세대'를 확인할 수 있었으며, 이는 맞벌이 부부를 분리가구로 간주한 기존 연구들의 한계를 극복할 수 있게 하는 작업이다.

셋째, 전 인구 대상의 샘플링을 통해 의료이용을 하지 않은 개인까지 샘플에 포함되었기 때문에 의료이용을 하지 않은 경우도 포함시킬 수 있었다. 의료이용 행태와 수준을 파악하기 위해서는 의료이용을 할 확률이 중요한 관찰대상이기 때문에 의료이용을 하지 않은 사람의 경우도 의료이용을 한 사람의 경우와 동일하게 중요하다. 따라서 전 인구 대상의 랜덤 샘플링이 필수적으로 이루어져야 한다.

마지막으로, 심사평가원 자료를 이용하여 개인이 가진 질병의 종류와 수를 활용, 개인 건강상태를 일정 정도 통제하는 것이 가능했다는 점이다. 이로 인해 유사한 건강상태의 개인들이 민간보험 가입 결정과 의료이용 결정에 있어 어떠한 차이를 보이는지를 관찰하는 것이 가능해졌다.

데이터의 한계로는 직종이나 교육 등 민간보험 가입과 의료이용을 어느 정도 분리할 수 있을 것으로 기대되는 변수들이 포함되지 않았다는 점을 들 수 있다. 따라서 자가선택을 고려하기 위한 방법으로는 도구변수를 활용하여 직접 역선택을 고려하는 방식이 아니라 선행 연구상의 두 번째 흐름, 즉 건강상태와 관련한 변수들을 풍부하게 이용해 이들이 가입에 미치는 영향을 최대한 분리해 내는 방식을 사용할 것이다.

데이터 정리과정을 요약하면, 전 국민(0~70세) 중 100번째마다의 사람을 샘플링한 501,181명 중 보험증 내에는 배우자가 없으나 주민등록세대정보에는 배우자가 동거하는 가구(58,586명)를 맞벌이가구의 가능성이 높다고 간주하여 제외하였다. 단, 두 사람이 모두 표본에 포함된 820명(410맞벌이가구)은 가구소득을 구축할 수 있었기 때문에 포함시켰다. 사망이나 장애자, 외국인세대 등 추가적인 정리과정을 거친 후,[7] 최종적으로 406,751명이 분석대상으로 확정되었고, 이들과 함께 보험증에 등재된 가구원 1,105,000명의 경제력 정보를 종합하여, 총 1,511,751명

7) 이 외에도 사망기록(2,892명), 자격상실자(7,038명), 주민번호 오류자(3명), 장애자(8,298명), 외국인세대(56명), 보험등급 오류(7,646명), 비가입세대(8,902명)를 제외하는 정리과정을 거친 후 최종 샘플을 확정하였다.

의 경제력 관련 정보가 분석대상 406,751명의 가구 경제력 수준을 파악하기 위해 사용되었다.

나. 주요 변수의 구축과 통계치

1) 경제력 변수

가구의 경제력을 가장 정확히 표현하는 변수는 가구원의 소득을 합산한 가구소득이다. 직장가입자의 경우 가입자 본인 외의 피부양자 소득을 정확히 파악하기는 어려우나, 보수월액은 사용자로부터 직접 취합한 데이터로서 신뢰도가 높다는 장점을 갖는다. 반면, 지역가입자의 경우 소득파악률이 낮아 가구소득이 가구의 경제력을 대표한다고 인정하기는 어렵다(지역 가구 중 74.6%의 가구소득이 0으로 기록되어 있음).

따라서 본 연구에서는 경제력을 표현하는 변수로 가구별로 구축한 재산 변수를 사용하되, 직장가입자의 경우에는 보수월액 자료를 이용한 분석도 추가할 것이다. 물론 경제력의 규모를 재산으로 측정하는 것을 통상적인 관행이라 하기는 어려우나, 직장가입자와 지역가입자에 대해 공통으로 사용할 수 있는 유일한 척도라는 의미에서 유용성이 인정된다고 하겠다.

재산 변수의 사용을 위해 건강보험 자격관리 데이터와 주민등록세대정보 데이터를 통해 가구원을 파악한 후, 파악된 가구원 모두의 토지과표, 건물과표, 전월세보증금을 합산하여 가구재산 변수를 구축하였다.

2) 건강상태 관련 변수

인적변수나 경제력이 같은 개인이라 하더라도 보유 질병의 중증도에 따라 의료이용에 차이가 발생할 수 있다는 점을 통제하기 위해, 건강상태 관련 변수를 사용하였다. 관련 변수는 건강보험심사평가원에서 과거 10년간의 의료정보를 이용하여 구축한 과거력 변수와 현재력 변수를 제공받아 사용하였다.

건강상태 관련 변수의 구축 논리는 보유 질병의 평균적인 생존율이 해당 질병의 중증도를 표현한다는 것이다.[8] 환자가 복수의 진단명을 가졌을 경우 개별 질병군의 생존율(S.R.)을 모두 곱한 후(최대 10개까지) 로그변환을 통해 에피소드(진료 발생부터 종료까지를 하나의 사건으로 측정한 단위)별 중증도 지표[9]를 구축했는데, 여기서는 대상기간 동안 발생한 에피소드당 변수 값을 합산하여 사용하였다.[10]

8) 질병군별 초진환자군의 365일 내 사망 여부를 산출하여 성·연령 그룹별 표준화생존율(standardized survival rate)을 산출한 후 그룹별 인구구조 차이를 보정한 것이 질병군별 단일지표이다.

9) 현재중증도(Severity survival index) = Log{1.001 - (S.R.1 × S.R.2 × S.R.3 × .... × S.R.9 × S.R.10)}: 값이 클수록(절댓값이 작을수록) 중증도는 높게 나타난다.

10) 현재력 변수에는 한국질병사인분류(Korean Classification of Disease)의 중분류 298개가 사용되었고, 과거

3) 기초 통계치

현재 전체 406,751명 중 63.7%인 259,294명이 민간보험에 가입하고 있으며, 이 중 97.2%인 259,222명이 정액형(전체의 62.0%), 40.9%인 106,030명이 실손형 가입자(전체의 26.1%)이다. 민간보험 가입자는 평균적으로 2.3번의 보험계약(보유증권 수)을 맺고, 8.7개의 개별 보험상품(개별 담보)을 보유하고 있으며, 1.7개의 보험회사와 계약관계를 가진 것으로 파악되었다.

<표 1>은 경제력 구분에 따른 민간보험 가입률을 민간보험 유형에 따라 보여주고 있는데, 재산 기준의 구분은 전체 샘플 406,751명에 대해, 보수월액은 직장가입자 208,220명에 대해 집계하였다.

주목되는 점은 재산구간이나 소득구간별로 민간보험 가입률의 차이가 거의 나타나지 않는다는 점이다. 경제력 규모가 가장 작은 그룹, 즉 재산을 보유하지 않고 있다고 파악된 인구 중 70%가 민간보험에 가입했으며, 이는 재산구간별 가입률 중 가장 큰 수치이다. 그리고 실손형(indemnity type)과 정액형(fixed amount type) 경우 모두 2,000만원 이상의 재산구간에서는 재산 규모가 증가하면서 오히려 가입률이 감소하고 있으며, 소득구간에 있어서도 유사한 현상이 나타나고 있다. 또한 실손형과 정액형 양쪽에 모두 가입한 가입자의 비중도 소득이나 재산의 규모에 따라 증가하지 않고 있어, 경제력에 따른 민간보험 가입률의 단조적 증가현상은 나타나지 않고 있다. 이는 경제력 수준이 높은 계층이 주로 민간보험에 가입하여, 민간보험으로 인한 의료이용 접근성 개선이 특정 계층에게만 집중될 것이라는 예측과 상충되는 현상이다. 이는 우리나라의 경우 공적보험의 보장성이 낮다는 인식이 광범위하게 확산되어 있는 상황이기 때문에, 전 소득계층의 인구그룹이 갑작스런 의료비 발생의 경제적 충격에 대비할 필요성을 인식하고 있다는 것을 시사한다.

<표 2>는 가입자와 미가입자 간의 통계치를 비교한 결과이다. 가입자와 미가입자를 비교하면서, 가입자의 유형별로 다시 정액형, 실손형, 개인형, 단체형 가입자의 통계치를 비교하였다. 우선 민간보험 가입자의 도시거주자 비율, 수도권 거주자 비율, 보험증 소유자 비율, 직장가입자 비율은 미가입자에 비해 높았다. 경제력 변수 중 보수월액은 민간보험 가입자와 미가입자 간 차이가 거의 나타나지 않았으나, 자산은 미가입자에서 더 높게 나타났다. 건강상태 중 과거력은 미가입자가 더 컸으며, 현재력은 가입자가 더 크게 나타났으나, 큰 차이는 존재하지 않았다.

력에는 지속적인 영향을 미칠 가능성이 있는 99개 질병군이 사용되었다.

<Table 1> Supplemental Insurance Enrollment and Economic Status(%, 10,000won)

Asset(all)	0	~1,000	~2,000	~5,000	~10,000	10,000~
Private Supplements Enrollment(%)	70.0	59.5	64.1	63.8	62.5	60.5
Indemnity Type (%)	29.5	25.1	26.7	25.4	25.0	24.2
Fixed Amount Type (%)	68.1	57.9	62.4	62.1	60.4	58.4
Indemnity+F.Amount (%)	27.7	23.5	25.0	23.7	23.0	22.1
Monthly Salary(Employed)		all	~100	~300	~500	500~
Private Supplements Enrollment(%)		66.0	60.8	68.2	66.0	63.2
Indemnity Type (%)		26.7	23.8	28.1	26.2	26.2
Fixed Amount Type (%)		64.0	59.0	66.4	63.9	60.2
Indemnity+F.Amount (%)		24.8	22.0	26.2	24.1	23.2

의료이용은 의료비용과 의료이용일수로 나누어 집계하였으며, 각각은 다시 전체와 입원, 외래로 구분하였다. 평균적으로 민간보험 미가입자의 이용이 많은 것으로 나타났다. 민간보험 미가입자의 의료비용이 2년간 93만 9천원이고 이용일수가 180.6일인 데 비해, 가입자의 경우는 비용이 75만 7천원, 이용일수가 131.4일로 나타났다. 그러나 의료이용량 차이는 연령대에 따라 다르게 나타나고 있는데, 30대 미만의 연령대에서는 가입자의 의료이용이 더 많은 데 비해, 30대 이상에서는 가입자의 의료이용이 현저히 적은 것으로 나타났다.

2. 실증분석 방법

민간보험 가입이 의료이용에 미치는 영향을 분석함에 있어 유의해야 하는 점은 의료이용량이 많거나 적은 성향의 사람이 주로 민간보험에 가입할 가능성이다. 이 경우 민간보험 가입에 영향을 주는 변수가 모델에 적절히 포함되지 않으면, 이 변수는 교란항으로 포함되어 버리기 때문에

〈Table 2〉 Summary Statistics by Type of Insurance Supplement(%, 1000won)

				Total	W/O Supplement	W/ Supplement	F. Amount	Indemnity	Individual	Employer Provided
All			N	406,751	147,457	259,294	252,173	106,030	250,045	33,924
Age	0~18		col%	26.01	29.06	24.28	24.48	25.75	24.06	24.68
	19~29		col%	18.39	18.98	18.05	17.94	18.85	17.91	20.3
	30~49		col%	37.14	24.75	44.18	44.36	44.45	44.57	44.86
	50~70		col%	18.47	27.21	13.49	13.21	10.95	13.45	10.16
Male			%	50.37	50.12	50.52	50.13	56.68	50.14	60.7
City Residence			%	90.51	88.38	91.71	91.78	91.36	91.72	92.34
Seoul Metropolitan Area			%	48.79	47.44	49.56	49.57	47.85	49.42	52.4
Insurance Holder			%	34.81	28.27	38.53	38.29	41.94	38.41	49.81
Employed			%	51.19	47.99	53.01	52.88	52.47	52.45	71.55
Economic Status	Monthly Salary		Mean	2,533	2,521	2,539	2,529	2,542	2,520	2,921
	Asset		Mean	43,818	45,266	42,994	42,897	46,885	42,927	40,911
Health Expenditure	T	all age	Mean	823	939	757	753	743	757	722
		0~29	Mean	482	410	529	532	557	530	568
		30~70	Mean	1,095	1,428	925	917	893	921	848
	I	all age	Mean	201	241	179	177	179	180	148
		0~29	Mean	95	80	105	105	111	106	91
		30~70	Mean	286	390	233	231	234	233	196
	O	all age	Mean	622	698	579	576	564	577	574
		0~29	Mean	387	330	425	427	446	424	477
		30~70	Mean	809	1,038	692	686	659	688	653
Days	T	all age	Mean	149.2	180.6	131.4	130.6	123.4	131.3	123.6
		0~29	Mean	67.2	57.4	73.5	73.9	78.1	73.4	84.1
		30~70	Mean	214.7	294.3	173.8	172.3	159.8	173.2	155.9
	I	all age	Mean	1.7	2.0	1.6	1.5	1.6	1.6	1.2
		0~29	Mean	0.9	0.7	1.0	1.0	1.1	1.0	0.8
		30~70	Mean	2.4	3.2	2.0	2.0	2.1	2.0	1.5
	O	all age	Mean	147.5	178.5	129.8	129.0	121.7	129.7	122.4
		0~29	Mean	66.4	56.7	72.6	73.0	77.0	72.4	83.3
		30~70	Mean	212.3	291.1	171.9	170.3	157.7	171.2	154.4
Health Status	Past		Mean	-6.11	-5.98	-6.18	-6.18	-6.2	-6.18	-6.22
	Present		Mean	-2.85	-2.98	-2.78	-2.77	-2.75	-2.77	-2.76

Note: T: Inpatient and outpatient service utilization, I: Inpatient service, O: Outpatient service

민간보험 가입변수와 교란항이 상관관계를 갖게 되는 내생성의 문제가 발생하여 일치성이 보장되지 않게 된다.

다시 말해서 관측된 건강변수 외에도 '위험에 대한 태도(attitude towards risk)'나 민간보험사 측의 가입자 선별, 동일한 조건에서 의료서비스를 이용하는 성향 차이 역시 자가선택을 초래할 수 있어 내생성(endogeneity)의 원인이 될 수 있다는 의미이다. 이 중 위험에 대한 태도의 경우 이론적으로는 역선택이나 순선택 중 어느 것의 원인도 될 수 있다. 예를 들어, 매우 소심한 사람이 병원에 더 자주 갈 수도 있고(역선택), 세밀한 평소 건강관리를 통해 병원에 갈 필요성이 없을 수도 있다(순선택). 따라서 이는 순전히 경험적 발견의 대상이라 할 수 있다. 또한 업무로부터의 자유도가 낮은 경우 동일한 건강상태에서 의료서비스를 이용할 성향이 낮게 나타날 수 있으며, 업무로부터의 자유도가 민간보험 가입자와 비가입자 간에 차이를 보인다면 중요한 자가선택(self-selection)의 요소가 될 수 있다.

앞에서 서술했듯이 자가선택 문제의 전통적인 해결책은 의료이용과 관련을 갖지 않으면서 민간보험 가입에만 영향을 주는 도구변수(instrumental variable)를 이용하여 자가선택을 통제하는 것이지만, 이런 조건을 만족하는 도구변수를 찾는 것이 어렵다는 것이 기존 연구들의 내용이다. 따라서 민간보험 가입의 영향을 측정하기 위한 모델에서 내생성의 문제를 근본적으로 해결하는 것은 어려우며, 우회적인 방식을 이용하여 추측하거나 건강상태를 정확히 나타내는 변수를 이용하여 제외변수(omitted variables) 문제를 최대한 완화시키는 방식을 사용하는 것이 중요하다. 그리고 의료이용에 관한 회귀분석에서 건강상태의 영향을 최대한 분리해 냄으로써 건강상의 이유로 도덕적 해이가 과대/과소 평가될 가능성을 감소시킬 수 있다.

그러나 건강상태에 관한 변수로 통제하지 못한 부분이 남아 있을 경우, 완전히 과대/과소 평가의 가능성을 배제하기는 어려우며, 건강에 문제가 생기더라도 의료기관을 방문할 기회를 마련하기 어려운 직종에 종사하거나 다른 이유로 의료이용을 억제하는 성향인 경우는 회귀분석에서 그 영향을 분리하기 어렵다는 한계를 갖는다.

이런 점들을 고려하면서 회귀분석을 수행한다고 할 때, 회귀분석은 크게 가입 여부에 관한 회귀분석과 의료이용에 관한 회귀분석으로 이루어지며, 가입 여부에 관한 회귀분석은 가입에 영향을 미치는 요인을 파악하는 probit 분석을 통해 건강상태와 관련한 역선택/순선택 여부를 일차적으로 파악하는 과정이다. 여기서 주요 관찰점은 건강 관련 변수가 민간보험 가입에 어떠한 영향을 미치는지이다. 유의한 양의 계수(significantly positive)일 경

우 역선택의 가능성을, 반대의 경우에는 순선택의 가능성을 의미한다.

두 번째 단계인 의료이용에 관한 회귀분석은 의료이용을 할 확률에 관한 probit 분석과 의료이용을 한 사람을 대상으로 한 OLS 분석으로 다시 나누어지며(Two-Part Model),[11] 두 가지의 결과를 종합하여 의료이용에 미치는 영향을 추정하게 된다.

이 중 의료이용을 한 사람을 대상으로 한 이용량의 회귀분석에서는 전체 의료이용일수와 의료지출을 기본적인 종속변수로 상정하되, 입원과 외래로 나누어 각 부문에서의 민간보험 가입효과를 분석하고, 이용확률과 이용량 차이를 종합적으로 분석할 것이다. 기본설정은 의료이용에 관한 결정을 '한 번이라도 의료이용을 하는 결정'과 '한 번이라도 이용했다는 조건하에 이용수준을 결정의' 2단계로 분리하는 것이다. 의료이용을 할 확률과 이용 수준의 곱으로 이루어진 종속변수에 민간보험 가입을 나타내는 더미변수가 어떤 영향을 미치는지를 분석하는데, 독립변수로는 성, 연령 등의 인적변수와 소득, 재산, 보험료 및 보험료 등급 등의 경제력 변수, 거주지역, 건강상태(생존율 지표를 이용한 현재중증도, 과거력), 직역, 민간보험 가입 종류(가입 여부, 실손/정액 구분, 개인/단체 구분) 등을 사용, 보험증소유자 본인 여부가 포함된다.

다시 말하면, Two-Part Model을 구성하는 두 개의 방정식 중 첫 번째 방정식은 양의 이용을 하는지에 관한 probit 방정식이다.

$$I_i = x_i\delta_1 + \eta_{1i}, \qquad \eta_{1i} \sim N(0,1)$$
$$MED > 0 \ \text{ if } I > 0,$$
$$\text{그렇지 않을 경우 } MED = 0$$

두 번째 방정식은 양(+)의 값을 갖는 이용량(지출액이나 이용일수)에 로그값을 취한 결과를 종속변수로 하는 선형모형이다.

$$\log(MED_i | I_i > 0) = x_i\delta_2 + \eta_{2i}$$
$$\text{where } \eta_{2i} \sim N(0, \sigma_n^2)$$

이 모델의 우도함수[12]는,

$$L(\delta_1, \delta_2, \sigma_{\eta_2}^2)$$
$$= \left\{ \prod_{i=1}^{N} \Phi(x_i\delta_1) \times \prod_{i=N+1}^{n} \left[1 - \Phi(x_i\delta_1) \right] \right\}$$
$$\times \left\{ \prod_{i=1}^{N} \frac{1}{\sigma_{\eta_2}} \phi\left(\frac{y_1 - x_i\delta_2}{\sigma_{\eta_2}} \right) \right\}$$

11) Manning et al.(1987), Duan et al.(1983).

12) 우도함수를 구성하는 두 개의 대괄호부분은 각각이 포함한 파라미터만으로 추정될 수 있으며 (separability of the likelihood function), 이 분리가능성은 교란항들 간의 독립 여부에 의존하지 않는다 (Duan[1983]).

여기서 x_i의 특성을 가진 개인의 의료비용에 대한 기대치는

$$E(MED_i|x_i) = P_i \times \varphi \times \exp(x_i\delta_2)$$

여기서

$$P_i = \Pr(MED_i > 0|x_i) = \Phi(x_i\delta_1)$$

φ 는 retransformation factor로서,

$$\varphi = E[\exp(\eta_{2i})|x_i] = \exp(\sigma_{\eta 2}^2/2)$$

이와 함께 민간보험 가입변수를 세분하여 가입유형에 따른 차이를 파악하려 시도할 것이며, 민간보험 중에서도 특정한 내용을 갖는 보험에 가입한 사람의 경우 비가입자나 다른 가입자보다 해당 진료를 더 받는지를 분석할 것이다. 이를 위해 민간보험의 대표적인 보장내역인 암보장상품에 가입한 경우 의료이용량에 차이가 있는지를 분석한다.

3. 실증분석 결과

가. 민간보험 가입 여부에 관한 회귀분석 - probit

<표 3>은 대상기간 동안 민간보험 가입자로 기록되어 있는지의 여부를 종속변수로 설정하고 경제력변수들을 활용하여 민간보험 가입에 영향을 미치는 요소들을 분석한 결과이다. 직장가입자의 경우에는 재산을 경제력 변수로 사용한 경우와 보수월액을 경제력 변수로 사용한 경우를 모두 제시하였다. 직장과 지역을 합친 전체에 대해 경제력 변수로 재산을 사용했으며, 보수월액 변수가 이용가능한 직장가입자에 대해서는 보수월액과 재산을 사용했는지에 따라 a, b로 구분하였다. 분석대상은 406,751명(직장 208,220명, 지역 198,531명)이며, 이 중 민간보험 가입자는 259,294명으로서 약 63.7%이다. 고령인구의 가입률이 낮음으로 인해 연령 변수는 음(-)의 계수를 나타냈으며, 여성더미, 건강보험증소유자본인 더미, 도시거주더미, 직장더미 등은 모두 양(+)의 계수를 보였다.

직장과 지역을 포괄한 전체 샘플의 경우 현재중증도에 어떠한 의미를 부여하는지에 따라 모형 a, b가 나누어진다. 진료가 발생한 시점 이전에 스스로의 건강상태에 대해 막연하나마 자각이 가능하다고 해석하는 경우, 민간보험 가입에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 반면, 진료발생시점이 되어서야 스스로의 질병상태를 자각할 수 있을 경우 가입결정에 영향을 미치지 않을 것이며, 이 경우에는 독립변수에서 제외된다. 현재중증도는 가입에 양(+)의 영향을 유의미하게 미치고 있으며, 경제력 변수는 모두 유의미한 양(+)의 계수를 보이고 있다. 과거력은 음(-)의

〈Table 3〉 Probit Analysis of the Probability of Having Private Insurance

	Total		Employed		Self-Employed
	a	b	a	b	
Age	-0.0086 *	-0.0082 *	-0.0094 *	-0.0091 *	-0.0064 *
Female	0.0977 *	0.1482 *	0.0981 *	0.0995 *	0.0797 *
Insurance Holder	0.4640 *	0.4557 *	0.6170 *	0.6248 *	0.2828 *
City Residence	0.1961 *	0.1785 *	0.1890 *	0.1756 *	0.2022 *
Employed	0.1148 *	0.1413 *			
Asset	0.0020 *	0.0026 *	0.0033 *		0.0119 *
Monthly Salary				0.1040 *	
Past Health Status	-0.0948 *	-0.0554 *	-0.0865 *	-0.0871 *	-0.0973 *
Present Health Status	0.1095 *		0.0942 *	0.0917 *	0.1217 *
Constant	-0.0990 *	-0.2173 *	-0.0116	-1.4903 *	-0.2484 *

Note: 1) * $p<0.05$

계수를 보이고 있는데, 만성질환으로 이루어진 과거력의 특성상 스스로의 건강상태에 대해 제3자에 의해 관측되는 것이 상대적으로 용이할 것이라는 사실을 고려하면, 가입자 선별(cream-skimming)로 인한 순선택이 어느 정도 작동하고 있음을 보여준다. 반대로 건강상태에 대한 본인과 제3자 간의 정보의 비대칭성 정도가 높은 다른 질병에 관해서는 반대로 역선택이 나타나고 있는 것으로 추측된다.

<표 4>는 민간보험의 유형을 구분하여 각각의 가입결정에 관한 Probit 분석을 행한 결과이다. 가입 결정을 실손형 가입, 정액형 가입, 실손형만 가입, 실손과 정액 모두 가입으로 구분했다. 분석대상 406,751명 중 실손형 가입자는 106,030명(26.1%), 정액형 가입자는 252,173명(62%), 실손만가입자는 7,121명(1.8%), 실손정액 모두 가입자는 98,909명(24.3%)이다. 여성의 경우 유독 정액형 가입에만 양(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 실손만 가입한 경우 건강상태는 유의미한 영향을 갖지 않는 것으로 나타났다.

나. 의료이용에 대한 회귀분석

<표 5>는 입원에 대해 Two-Part Model (입원이용을 할 확률과 입원이용량을 구분하여 회귀)분석을 수행한 결과이다. 입원 여부에 관한 Probit 모형은 406,751명 중에서 2004년 7월 이후에 민간보험에 가입한 72,458명은 제외하여, 334,293명을 분석대상으로 하였다. 그리고 입원일수, 입원비용, 입원일당비용을 종속변수로 한 OLS 회귀모형의 분석대상은 의료이용자 311,320명 중에서 입원의료를

〈Table 4〉 Probit Analysis of the Probability of Having Private Insurance by Type

	Indemnity	Fixed Amount	Indemnity Only	Indemnity+F.Amount
Age	-0.0094 *	-0.0089 *	0.0031 *	-0.0103 *
Female	-0.1260 *	0.1194 *	-0.2020 *	-0.1024 *
Insurance Holder	0.3610 *	0.4416 *	0.1045 *	0.3617 *
City Residence	0.0551 *	0.1995 *	-0.0459 *	0.0656 *
Employed	0.0208 *	0.0977 *	0.1209 *	0.0037
Asset	0.0014 *	0.0016 *	0.0031 *	0.0009 *
Past Health Status	-0.0514 *	-0.0930 *	-0.0042	-0.0533 *
Present Health Status	0.0900 *	0.1080 *	-0.0007	0.0933 *
Constant	-0.5574 *	-0.1240 *	-2.2636 *	-0.5959 *

Note: 1) * $p<0.05$

〈Table 5〉 Probit/OLS Estimation of Likelihood and Extent of Inpatient Service Use

	probit	OLS		
		Days	Spending	Spending/D
Supplement Enrollment	0.0719 *	-0.0205 *	-0.0564 *	-0.0392 *
Age	0.0052 *	0.0053 *	0.0110 *	0.0054 *
Female	-0.0670 *	-0.1667 *	-0.1393 *	0.0399 *
Insurance Holder	-0.0171 *	-0.0177	-0.0488 *	-0.0266 *
City Residence	-0.0660 *	-0.0497 *	0.0503 *	0.1130 *
Employed	-0.0515 *	-0.1066 *	-0.0356 *	0.0869 *
Asset	-0.0076 *	-0.0042 *	-0.0010	0.0039 *
Past Health Status	-0.0273 *	0.0159 *	0.0125 *	-0.0022
Present Health Status	0.5353 *	0.2382 *	0.3015 *	0.0266 *
Constant	0.0081	2.6883 *	13.9728 *	11.3958 *
Marginal Effect of Enrollment	0.0111			

Note: 1) * $p<0.05$

이용한 43,767명이다. Probit 분석의 종속변수는 입원서비스를 이용했는지의 여부이며, OLS 분석의 종속변수는 입원일수, 입원비용, 입원일당비용이다. 여기서 입원일당비용은 입원일수와 입원비용에서 추출되는 변수로서 독립적인 정보를 함유하는 정도는 낮으나, 진료강도를 보여주는 변수로 간주하여 포함시켰다.

민간보험 가입이 평균적으로 입원이용 확률에 미치는 영향은 양(+)의 방향으로 0.011(1%p) 수준이며, 입원이용량에 미치는 영향은 대체로 음(-)인 것으로 나타났다. 여기서 입원이용확률에 관한 민간보험 가입의 한계효과는 민간보험에 가입함으로 인해 입원이용확률을 증가시키는 정도를 의미하며, Probit 모형의 경우 독립변수의 수준에 따라 이것이 변화하기 때문에 평균 수준에서의 한계효과를 계산했다.[13] 입원이용량을 나타내는 변수들은 로그변환되었기 때문에 민간보험 가입변수가 의료이용량에 미치는 효과는 입원이용일수를 2%, 입원비용을 5.6%, 입원일당비용을 3.9% 감소시키는 것으로 나타났다. 입원이용확률에 미치는 영향과 이용량에 미치는 영향을 종합할 경우, 음(-)의 영향이 양(+)의 영향보다 큰 것으로 나타났다.

<표 6>은 외래이용의 확률과 이용량에 관한 회귀분석이다. 외래이용 여부에 관한 Probit 모형은 전체 406,751명 중에서 분석시점인 2004년 7월 이후 처음으로 민간보험에 가입한 72,458명은 제외한 후, 이 중 외래의료를 이용한 311,156명을 분석대상으로 하였다. 외래이용에 관한 Two- Part Model은 민간보험 가입이 외래확률을 미미하게 증가시키는 반면, 외래이용에 있어서는 이용일수와 비용, 이용일당비용에서 모두 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 평균 수준에서 이용확률 증가가 0.08%p, 외래일수 감소가 5%로서, 양자를 종합할 때 음(-)의 영향이 더 큰 것으로 나타났다.

입원이용과 외래이용 모두에서 민간보험 가입의 효과가 음(-)으로 나타난 것은 기존 문헌에서와 같이 민간보험 가입이 초래한 양(+)의 효과 중 도덕적 해이와 역선택의 기여분을 구분하려는 시도들이 별다른 의미를 갖지 못한다는 것을 시사한다. 반면, 민간보험 가입변수가 의료이용에 대해 음(-)의 계수를 갖는 것은 민간보험이 주로 의료이용의 기회비용이 큰 계층을 대상으로 판매되는 관행에 기인하는 것으로 추측된다. 이때 의료이용의 기회비용은 바쁜 업무로부터의 괴리, 직장에서의 시간확보 곤란 등 회귀분석에서 통제된 소득 외의 여타 기회비용을 포함한다. <표 2>에서 살펴본 바와 같이 노동시장에 참여하기 전 연령에서는 민간보험 가입자의 의료이용이 미가입자에 비해 더 큰 반면에 노동시장의 주 활동층에서는 더 작게 나타난 것은 이러한 추정을 뒷받침한다.

<표 7>과 <표 8>은 민간보험 가입 여부를 가입유형별로 구분하여 입원과 외래의료 이용량에 미치는 영향을 분석한 결과이다. Two-Part Model의 두 번째

13) 민간보험 가입의 입원이용확률에 관한 한계효과(marginal effect)는 민간보험가입더미를 제외한 다른 변수들이 평균 수준이라는 가정하에 민간보험 가입자와 미가입자의 확률의 차이에서 산출하였다.

〈Table 6〉 Probit/OLS Estimation of Likelihood and Extent of outpatient Service Use

	probit	OLS		
		Days	Spending	Spending/D
Supplement Enrollment	0.1026 *	-0.0506 *	-0.0076 *	0.0395 *
Age	-0.0042 *	0.0144 *	0.0078 *	-0.0065 *
Female	0.0348 *	-0.0557 *	-0.0820 *	-0.0276 *
Insurance Holder	0.0238	-0.0568 *	-0.0306 *	0.0237 *
City Residence	-0.1177 *	0.0225 *	0.0528 *	0.0294 *
Employed	0.0870 *	0.0427 *	0.0423 *	-0.0033
Asset	-0.0004	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *
Past Health Status	0.0472 *	0.2227 *	0.1438 *	-0.0792 *
Present Health Status	1.0184 *	0.9232 *	0.9251 *	-0.0486 *
Constant	6.1464 *	7.3695 *	15.6664 *	8.2183 *
Marginal Effect of Enrollment	0.0008			

Note: 1) * $p<0.05$

부분을 입원과 외래 각각에 대해 가입보험의 유형별로 제시하였다. 입원이용에 있어 민간보험의 가입효과는 대부분의 유형에서 유의하지 않거나 음(-)의 영향으로 나타났다. 입원이용량을 분석한 <표 7>은 분석시점 이후에 민간보험에 가입한 경우를 제외한 샘플 중 입원의료를 이용한 43,767명을 대상으로 하였다. 민간보험 가입자의 유형 구분은 실손형가입/정액형가입, 실손만가입/정액만가입/실손정액모두가입, 그리고 개인/단체로 나누었다.[14] 가입자를 실손형/정액형으로 구분한 경우 실손가입자의 비교대상집단은 실손형 미가입자(민간보험 미가입자와 정액형만의 가입자)인 것과 달리, 실손만가입/정액만가입/실손정액모두가입으로 구분한 경우 실손만가입 더미의 비교대상집단은 민간보험 미가입자이다. 모형 1에서 실손형가입이 입원일수에 대해 양(+)의 계수를 보이는 반면, 비교대상이 미가입자인 모형 2에서는 유의하지 않은 계수로 나타났다.

<표 8>의 분석대상은 의료이용자 311,320명 중에서 외래의료를 이용한 311,156명[15]이다. 외래이용일수, 외래이용에 있어 민간보험 가입효과는 일관된 결과를

14) 각각의 경우 가입률은 실손가입률 24.3%, 정액가입률 58.2%, 실손만가입률 1.1%, 정액만가입률 34.9%, 실손정액모두가입률 23.2%, 개인가입률 58.2%, 단체가입률 7.0%이다.

15) 민간보험 가입자를 실손/정액, 실손만/정액만/실손정액, 그리고 개인/단체로 나누었을 때의 가입률은 각각 실손가입률 22.0%, 정액가입률 55.9%, 실손만가입률 1.1%, 정액만가입률 35.0%, 실손정액모두가입률 20.9%, 개인가입률 56.0%, 단체가입률 7.3%이다.

〈Table 7〉 Estimated Effects of Private Insurance Type on Inpatient Service Use

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D
Indemnity Type	0.0445 *	-0.0421 *	-0.0969 *						
Fixed Amount Type	-0.0375 *	-0.0445 *	-0.0065						
Indemnity Only				0.0131	0.0401	0.0226			
Fixed Amount Only				-0.0392 *	-0.0400 *	0.0001			
Both				0.0077	-0.0882 *	-0.1057 *			
Individually Purchased							-0.0170	-0.0531 *	-0.0395 *
Employer-provided							-0.0390 *	-0.0333	0.0094
Age	0.0054 *	0.0109 *	0.0053 *	0.0054 *	0.0108 *	0.0052 *	0.0053 *	0.0109 *	0.0054 *
Female	-0.1641 *	-0.1406 *	0.0355 *	-0.1642 *	-0.1404 *	0.0357 *	-0.1671 *	-0.1396 *	0.0399 *
Insurance Holder	-0.0205 *	-0.0458 *	-0.0202	-0.0203	-0.0462 *	-0.0208 *	-0.0156	-0.0475 *	-0.0277 *
City Residence	-0.0495 *	0.0506 *	0.1131 *	-0.0494 *	0.0503 *	0.1128 *	-0.0497 *	0.0502 *	0.1130 *
Employed	-0.1065 *	-0.0356 *	0.0867 *	-0.1064 *	-0.0359 *	0.0862 *	-0.1043 *	-0.0340 *	0.0858 *
Asset	-0.0042 *	-0.0010	0.0040 *	-0.0042 *	-0.0010	0.0040 *	-0.0042 *	-0.0010	0.0039 *
Past Health Status	0.0161 *	0.0121 *	-0.0029	0.0161 *	0.0121 *	-0.0028	0.0158 *	0.0125 *	-0.0021
Present Health Status	0.2375 *	0.3022 *	0.0282 *	0.2375 *	0.3022 *	0.0282 *	0.2383 *	0.3016 *	0.0267 *
Constant	2.6849 *	13.9770 *	11.4041 *	2.6852 *	13.9763 *	11.4031 *	2.6874 *	13.9725 *	11.3964 *

Note: 1) * $p<0.05$

〈Table 8〉 Estimated Effects of Private Insurance Type on Outpatient Service Use

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D
Indemnity Type	-0.0289 *	-0.0046	0.0243 *						
Fixed Amount Type	-0.0422 *	-0.0080 *	0.0309 *						
Indemnity Only				0.0071	0.0379 *	0.0264 *			
Fixed Amount Only				-0.0402 *	-0.0056	0.0311 *			
Both Type				-0.0720 *	-0.0137 *	0.0551 *			
Individually Purchased							-0.0505 *	-0.0091 *	0.0382 *
Employer-provided							-0.0025	0.0082	0.0095 *
Age	0.0143 *	0.0078 *	-0.0065 *	0.0143 *	0.0078 *	-0.0065 *	0.0143 *	0.0078 *	-0.0065 *
Female	-0.0567 *	-0.0820 *	-0.0266 *	-0.0566 *	-0.0820 *	-0.0266 *	-0.0556 *	-0.0818 *	-0.0275 *
Insurance Holder	-0.0549 *	-0.0300 *	0.0224 *	-0.0551 *	-0.0302 *	0.0223 *	-0.0571 *	-0.0311 *	0.0235 *
City Residence	0.0225 *	0.0530 *	0.0296 *	0.0225 *	0.0530 *	0.0296 *	0.0225 *	0.0529 *	0.0295 *
Employed	0.0427 *	0.0424 *	-0.0032	0.0425 *	0.0422 *	-0.0032	0.0424 *	0.0418 *	-0.0035
Asset	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *
Past Health Status	0.2225 *	0.1437 *	-0.0791 *	0.2225 *	0.1437 *	-0.0791 *	0.2227 *	0.1438 *	-0.0793 *
Present Health Status	0.9237 *	0.9253 *	-0.0490 *	0.9237 *	0.9253 *	-0.0490 *	0.9233 *	0.9251 *	-0.0487 *
Constant	7.3716 *	15.6673 *	8.2170 *	7.3712 *	15.6668 *	8.2169 *	7.3700 *	15.6670 *	8.2183 *

보이지 않고 있다. 음(-)의 효과가 나타나는 경우와 유의하지 않은 경우가 섞여 있으며, 실손만 가입한 경우 외래비용에 있어 양(-)의 계수가 나타났다. 그러나 실손과 정액을 모두 가입한 경우, 외래이용일수와 비용에서 모두 음(-)의 계수가 나타나고 있어, 보험에 가입한 정도가 높은 경우 오히려 의료이용이 작은 특징을 볼 수 있다. 이에 관해서는 앞에서 언급한 것처럼 실손형과 정액형 모두에 가입한 사람의 경우 의료이용의 기회비용도 높을 가능성이 존재한다는 추론이 제시될 수 있다.

다. 특정보장내역(암) 가입자의 의료이용

<표 9>는 가장 대표적인 특정보장내역인 암보장 실손보험의 영향을 파악하기 위해 암[16]환자의 의료이용에 미치는 암보장 실손보험 가입의 영향을 분석한 결과이다. 암으로 인한 막대한 의료비 부담의 위험에 관해서는 인지도가 상당히 높으며, 이에 대한 대응책의 마련 역시 큰 관심을 받고 있는 상황이다.

각년도의 의료이용자를 풀링한 689,115명 중에서, 보장세부내역을 미제출한 1개사 가입자는 분석에서 제외하고, 심사평가원의 입원기록 주상병코드가 암인 2,346명을 분석대상으로 하되, 실손보험에 가입하지 않은 민간보험 가입자를 제외한 총 1,544명을 분석대상으로 하였다. 이는 실손형과 정액형 상품의 이질성이 크기 때문에 실손형 가입자와 정액형 가입자를 구분한 후, 실손형 가입자 중 암 관련 상품의 가입자가 미가입자에 비해 암 관련 의료이용의 차이가 있는지를 확인하기 위해서이다. 실손 암보장 보험의 영향이 이용일수에서는 유의하지 않았으나, 총지출액과 입원지출의 경우에는 유의한 양(+)의 값을 보여 진료강도에 미치는 영향이 유의하다는 것을 시사했다.

<표 10>은 각년도의 의료이용자를 풀링한 689,115명 중에서, 정액보험에 가입하지 않은 민간보험 가입자를 제외한 총 2,299명을 분석대상으로 하여 암 관련 정액형 보험의 영향을 분석한 결과이다. 정액형 암보험의 영향은 의료이용에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 의료비 위험에 대비하고자 하는 가입

16) '암'은 건강보험심사평가원의 건강통계지표에서 악성신생물로 분류한 상병코드 C00, C01, C02, C03, C04, C05, C06, C07, C08, C09, C10, C11, C12, C13, C14, C15, C16, C17, C18, C19, C20, C21, C22, C23, C24, C25, C26, C30, C31, C32, C33, C34, C37, C38, C39, C40, C41, C43, C44, C45, C46, C47, C48, C49, C50, C51, C52, C53, C54, C55, C56, C57, C58, C60, C61, C62, C63, C64, C65, C66, C67, C68, C69, C70, C71, C72, C73, C74, C75, C76, C77, C78, C79, C80, C81, C82, C83, C84, C85, C88, C90, C91, C92, C93, C94, C95, C96, C97, D00, D01, D02, D03, D04, D05, D06, D07, D09, D37, D38, D39, D40, D41, D42, D43, D44, D45, D46, D47, D48로 규정.

〈Table 9〉 Cancer Related Indemnity Type Supplements and Service Use of Cancer Patients

	Days	Spending	I.Days	I.Spending	I.S./D	O.Days	O.Spending	O.S./D
Indemnity	-0.2986	1.7690 *	0.5213	2.2048 *	1.6270 *	-0.3164	0.7708	1.0828 *
Other Supplement	-0.0494	-0.0785	-0.0259	-0.0916	-0.0654	-0.0560	0.0012	0.0580
Year Dummy(2005)	0.1562 *	0.3412 *	0.1712 *	0.3996 *	0.2109 *	0.1467 *	0.2571 *	0.1079 *
Age	0.0157 *	0.0059 *	0.0039 *	0.0017	-0.0029 *	0.0187 *	0.0121 *	-0.0069 *
Female	0.0184	-0.1751 *	-0.1072	-0.2193 *	-0.1027 *	0.0535	-0.0709	-0.1284 *
Insurance Holder	-0.0849	-0.0551	-0.1237 *	-0.0771	0.0559	-0.0777	-0.0068	0.0692
City Residence	0.0995	0.1711 *	0.0027	0.1653 *	0.1574 *	0.0794	0.1286	0.0511
Employed	0.1429 *	0.0411	-0.0603	0.0002	0.0664	0.1910 *	0.1796 *	-0.0180
Asset	0.0015	0.0041	-0.0052	0.0031	0.0084 *	0.0035	0.0135 *	0.0099 *
Past Health Status	0.1360 *	0.0082	-0.0341 *	-0.0336 *	0.0047	0.1603 *	0.0741 *	-0.0879 *
Present Health Status	0.1836 *	0.2625 *	0.2743 *	0.3546 *	0.0530 *	0.1821 *	0.1936 *	0.0081
Constant	5.3180 *	15.2160 *	3.0290 *	14.7860 *	11.8680 *	5.0250 *	13.6850 *	8.6850 *

Note: 1) *p<0.05

〈Table 10〉 Cancer Related Fixed Amount Type Supplements and Service Use of Cancer Patients

	Days	Spneding	I.Days	I.Spending	I.S./D	O.Days	O.Spending	O.S./D
Fixed Amount	-0.0388	-0.0107	0.0180	0.0017	-0.0220	-0.0349	0.0070	0.0407
Other Supplement	-0.0229	-0.0075	-0.0767	-0.0486	0.0335	-0.0109	0.0800	0.0928
Year Dummy(2005)	0.1572 *	0.3577 *	0.2359 *	0.4541 *	0.1934 *	0.1345 *	0.2133 *	0.0765 *
Age	0.0180 *	0.0077 *	0.0050 *	0.0036	-0.0020	0.0216 *	0.0147 *	-0.0073 *
Female	0.0749	-0.1999 *	-0.1568 *	-0.2734 *	-0.1034 *	0.1340 *	-0.0363	-0.1746 *
Insurance Holder	-0.0482	-0.0827 *	-0.1108 *	-0.1169 *	0.0031	-0.0186	0.0246	0.0418
City Residence	0.1192 *	0.1677 *	-0.0043	0.1878 *	0.1916 *	0.1097	0.1104	0.0007
Employed	0.1094 *	0.0274	-0.0760	-0.0039	0.0762 *	0.1669 *	0.1794 *	0.0079
Asset	0.0028	0.0003	-0.0067	0.0000	0.0069 *	0.0042	0.0063	0.0020
Past Health Status	0.1288 *	0.0082	-0.0172	-0.0246	-0.0040	0.1487 *	0.0698 *	-0.0805 *
Present Health Status	0.1660 *	0.2551 *	0.2791 *	0.3484 *	0.0420 *	0.1514 *	0.1549 *	0.0014
Constant	5.0710 *	15.1890 *	3.0770 *	14.7560 *	11.7860 *	4.6850 *	13.5910 *	8.9370 *

Note: 1) *p<0.05

동기가 실손형 보험에서 더 강하게 작용하며, 정액형의 경우 추가적인 의료이용의 비용이 환자 본인에게 귀결된다는 점과 연관된다.

Ⅳ. 결 론

민간보험은 공적보험으로 만족되지 않는 수요를 만족시키는 상품으로서 기본적으로 공적보험과 보완적인 관계를 형성한다. 그러나 우리나라에서 민간보험은 현재 여러 가지의 우려를 낳으면서 사회적 갈등으로 이어지고 있다. 이러한 우려는, 첫째 형평성에 대한 우려이다. 민간보험으로 인한 의료서비스 접근성의 증가가 경제력을 보유한 계층에서만 불균등하게 나타나기 쉽게 때문에 사회적 불평등을 조장한다는 것이다. 두 번째는 공적보험 재정 악화의 우려이다. 민간보험에 가입할 경우 의료서비스를 이용하는 비용이 낮아져 과도한 의료이용을 초래하고, 이것이 다시 공적보험 재정에 부정적 영향을 미친다는 것이다. 그런데 이러한 우려들이 실제로 어느 정도로 나타나고 있는지를 확인하는 작업의 중요성에도 불구하고, 그간 데이터의 부족으로 인해 실증적인 연구는 이루어지지 못해왔다.

본 연구는 건강보험공단, 심사평가원, 민간보험사, 행정자치부 주민등록세대정보 등의 관련 정보를 종합하여 이에 대한 실증분석을 시도했다. 우선 우리나라의 민간보험 가입률은 전 국민의 64%에 달하고 있으며, 소득계층에 따라 가입률의 차이가 나타나지 않았다. 이는 이미 민간보험이 국민생활에 상당 정도 기여하고 있다는 것을 의미하며, 공적보험의 보장성 미흡으로 인해 저소득층 역시 갑작스런 의료지출에 대비하고 있다는 것을 보여준다. 따라서 민간보험이 부유층의 전유물이라 간주하기는 어렵다.

또한 민간보험 가입자는 평균적으로 미가입자에 비해 의료이용량이 더 적었으며, 입원과 외래 각각에 대해 Two-Part Model을 적용했을 때, 입원과 외래 모두에서 민간보험 가입변수가 음(-)으로 나타났다. 이는 민간보험에 가입함으로써 의료서비스의 이용이 증가하는 현상을 도덕적 해이로 이해할 경우, 실증분석 결과는 민간보험 가입에 따른 도덕적 해이가 강하게 나타나고 있다는 근거를 제시하고 있지 못하다는 것을 의미한다.

이러한 결과는 ① 민간보험 가입에서 나타나고 있는 역선택(건강이 나쁜 사람이 민간보험에 더 드는 현상) 기여분을 이용량 분석에서 현재력 변수를 이용해 통제할 수 있었기 때문이고, ② 의료이용의 기회비용이 높은 사람을 주요 대상으로 보험상품을 판매하는 관행으로 인해 의료서비스 이용량이 적은 성향의 사람

들이 민간보험에 더 가입하는 순선택 현상이 나타나고 있기 때문일 것으로 추측된다.

그러나 이러한 현상은 노동시장의 특성과 인구의 연령구조 등으로 인한 한시적 성격일 가능성이 높다. 특히 보험상품에 대한 인식이 확산되면서 의료이용가격 변화에 대한 반응도가 높아질 가능성도 존재한다. 현재에도 암보장 관련 등 질병이 초래하는 위험에 대한 인지도가 높고, 보험상품에 대한 관심이 큰 부문에 대한 부분적인 분석에서 보험가입의 효과가 양(+)으로 나타나고 있는 것은 이러한 예측을 뒷받침한다. 따라서 보험판매 관행이나 구매층 특성으로 인한 순선택과 도덕적 해이의 상대적 크기가 부문에 따라 다르게 나타나고 있으며, 향후 보험제도의 정착, 가입자 연령 상승과 함께 도덕적 해이의 강도가 보다 증가할 가능성이 있다는 점이 지적될 필요가 있다.

본 연구의 한계점으로 언급되어야 하는 점은 민간보험 가입이 의료이용량에 미치는 효과를 전적으로 가격변수 변화에 따른 사용자의 의사결정이라는 측면에서 살펴보았다는 점이다. 그러나 실제로 민간보험에 가입한 경우, 의료공급자의 행태가 의료이용을 유도하는 방향으로 변화할 가능성이 매우 높다. 의료이용의 비용을 소비자가 직접 부담하지 않는다는 것을 의료공급자가 인지할 경우, 추가적인 의료이용 유도에 대한 심리적 부담을 느끼지 않게 되기 때문이다.

따라서 본 연구의 실증분석에 관해서는 공급자의 행태가 크게 변화하지 않았다는 전제하에서 가격 변화에 따른 사용자의 이용량을 단기적으로 분석한 결과라는 제한적인 해석이 이루어져야 할 것이다.

참 고 문 헌

강성욱 · 권영대 · 유창훈, 「암보험이 암 환자의 의료이용 및 의료비에 미친 영향」, 『보건행정학회지』, 제15권 제4호, 2005년 겨울.

김성옥, 「민간보험 가입에서의 선택과 의료서비스 이용」, 건강보험공단, 2005.

윤태호 외, 「민간의료보험의 선택에 영향을 미치는 요인」, 『보건행정학회지』, 제15권 제4호, 2005.

정기택, 『효율적 의료보장체계 구축을 위한 민영건강보험 활성화방안』, 2007.

Atherly, J. A., *The Effect of Medicare Supplemental Insurance on Medicare Expenditures*, Ph. D. Thesis, University of Minnesota, 1999.

Atherly, J. A., "Supplemental Insurance: Medicare's Accidental Stepchild," *Medical Care Research and Review*, Vol. 58, No. 2, 2001.

Buchmueller, T., A. Couffinhal, M. Grignon, and M. Perronnin, "Access to Physician Services: Does Supplemental Insurance Matter? Evidence from france," *Health Economics*, Vol. 13, 2004.

Cameron A. C., P. K., Trivedi, and J. Piggott, "A Microeconometric Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia," *Review of Economic Studies*, Vol. 55, 1988.

Cartwight, W., T. Hu, and L. Huang, "Impact of Varying Medigap Insurance Coverage on the Use of Medical Services of the Elderly," *Applied Economics*, Vol. 24, 1992.

Chiappori, P., F. Durand, and P. Geoffard, "Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment," *European Economic Review*, Vol. 42, 1998.

Christenson, S., S. Long, and J. Rodgers, "Acute Health Care Costs for the Aged Medicare Population," *The Milbank Quarterly*, Vol. 65, No. 3, 1987.

Christenson, S. and J. Shinogle, "Effects of Supplemental Coverage on Use of Services by Medicare Enrollees," *Health Care Financing Review*, Vol. 19, No. 1, 1997.

Chulis, et al., "Health Insurance and the Elderly: Data from MCBS," *Health Care Financing Review*, Vol. 14, No. 3, 1993.

Colombo, Francesca and Nicole Tapay, *Private Health Insurance in OECD Countries: The Benefits and Costs for Individuals and Health System*, OECD, 2004.

Duan, N., W. Manning, C. Morris, and J. Newhouse, "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, No. 2, 1983.

Ettner, S., "Adverse Selection and the Purchase of Medigap Insurance by the Elderly," *Journal of*

Health Economics, Vol. 16, 1997.

Hurd, M. and K. McGarry, "Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly," *Journal of Health Economics*, Vol. 16, 1997.

Khandker, R. and L. McCormick, "Medical Spending by Beneficiaries with Various Types of Supplemental Insurance," *Medical Care Research and Review*, Vol. 56, No. 2, June 1999.

Lillard, L. and J. Logowski, "Does Supplemental Private Insurance Increase Medicare Costs," Working Paper Series 95-16, RAND, 1995.

Link, C. R., S. H. Long, and R. F. Settle, "Cost Sharing, Supplementary Insurance, and Health Services Utilization Among the Medicare Elderly," *Health Care Financing Review*, Fall 1980.

Manning, W. J. et al., "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment," *American Economic Review*, 773, 1987.

McCall, N. et al., "Private Health Insurance and Medical Care Utilization: Evidence from the Medicare Population," *Inquiry*, Vol. 28, 1991.

Sapelli, C. and B. Vial, "Self-selection and Moral Hazard in Chilean Health Insurance," *Journal of Health Economics*, Vol. 22, 2003.

Vistas, J. and J. Banthin, "The Demand for Medicare Supplemental Insurance Benefit: The Role of Attetudes Toward Medical Care and Risk," *Inquiry*, Vol. 34, Winter 1998/98.

Wolfe, J. and J. Goddeeris, "Adverse Selection, Moral Hazard, and Wealth effects in the Medigap Insurance Market," *Journal of Health Economics*, Vol. 10, 1991.

Zweifel, P. and W. Manning, "Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Card," *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, 2000.

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

병원시장지역 내 경쟁 정도가 의원급 의료기관의 항생제 처방률에 미치는 영향

조 창 익
(한림대학교 경영대학원 조교수)
임 재 영*
(고려대학교 식품자원경제학과 조교수)
이 수 연
(한국보건사회연구원 연구원)

The Effect of the Degree of Competition of the Hospital Market Regions on Clinic's Rate of Antibiotics Prescription

Changik Jo
(Assistant Professor, Hallym University)
Jae-Young Lim
(Assistant Professor, Korea University)
Soo Yeon Lee
(Korea Institute of Health and Social Affairs)

* 교신저자(Corresponding Author)
** 본 논문은 2008년 경제학공동학술대회 보건경제정책학회에서 발표된 논문임.
*** 조창익: (e-mail) cjo@hallym.ac.kr, (address) Hallym University, 39 Hallymdaehak-gil, Chuncheon, Korea
임재영: (e-mail) jylimecon@korea.ac.kr, (address) Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul, Korea
이수연: (e-mail) 6cok201@kihasa.re.kr, (address) Korea Institute of Health and Social Affairs, San 42-14 Bulgwang-dong, Eunpyeong-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 항생제 처방률(Antibiotics prescription rate), 경쟁수준(Degree of competition), 지역 간 변이(Variations by regions), 소득효과(Income effect), 대체효과(Substitution effect)
• JEL code: I11, L25
• Received: 2008. 3. 7 • Referee Process Started: 2008. 3. 11
• Referee Reports Completed: 2008. 11. 26

ABSTRACT

The rate of antibiotics prescription for an acute airway infection significantly varies depending upon the diagnosis type, specialty, and the location of the hospital along with many other related factors. The objective of this study is to empirically investigate the possible relationship between the antibiotics prescription rates for an acute airway infection and the degree of competition in the hospital market regions of mainly the providers of primary medical care services such as clinics, internal medicines, pediatrics and otorhinolaryngology department.

Using the data from Health Insurance Review and Assessment Service (HIRA) regarding the hospitals' antibiotics prescription rates for the acute airway infection and controlling for selected variables of demand and supply sectors, this study tries to figure out that the degree of competition in the hospital market, regardless of what type of competition indexes we employed, has a statistically significant effect on the variations of antibiotics prescription rate of the clinics in local areas. This result implies that as an economic consideration itself, the change in the degree of competition in the hospital market can play a crucial role influencing the treatment behaviors of the medical doctors. More specifically, this study reveals that as the degree of competition increases the antibiotics prescription rate goes up. This result means that if the market becomes more competitive in a specific region so that it might cause a reduction in doctor's income, doctors with rational decision-making process, recognize that the benefit created from inducing patients' seemingly unnecessary demand for medical care (income effect) would be higher than the costs associated with sustaining their targeted income (substitution effect). It is because that the doctors are more likely to prescribe antibiotics which create relatively higher margins than other medical care services in order to sustain their targeted income when the hospital market competition becomes tighter. Even though this study empirically confirms that antibiotics prescription can be affected by the economic incentives, it still raises following issues as limitations of the study: first issue is about the representativeness of the hospital regions segregated for this study, which might be weak in explaining whether these regions are mutually exclusive in reality. Patients actually consider the quality of services, transportation cost, time costs, and any other related factors choosing the doctors or hospitals, and in that sense, this study rules out 'border-crossing' in using the medical care services. Second issue arises in capturing the data of antibiotics prescription rate. Since we use the average rate for each medical institution, we cannot figure out the average rate for each patient so that we are not able to control for the variation of patients' medical conditions. It is because of the

ABSTRACT

unavailability of data regarding each patient's medical condition from HIRA. Thirdly, since this study mainly analyzes the medical institutions providing primary care such as clinics, internal medicines, pediatrics, and otorhinolaryngology department, it is skeptical of whether those institutions can represent the hospital market in respective regions and truly reflect the degree of competition. It needs to extend the study areas and disease types as well as any micro data for future studies.

급성상기도감염증에 대한 항생제 처방률은 의료기관의 유형, 표시과목, 의료기관이 위치한 지역 등 여러 요인에 따라 차이를 보인다. 본 연구는 1차 의료기관인 의원들 중 내과, 소아과, 이비인후과 의원의 급성상기도감염증에 대한 항생제 처방률에 환자의 특성과 같은 의학적 요인이 아닌 의원의 수입과 밀접한 관계가 있는 의원 수의 변화(경쟁 정도의 변화)와 같은 경제적 요인이 미치는 영향을 실증 분석하였다.

2006년 건강보험심사평가원에서 발표한 전국 각 의료기관의 급성상기도감염증에 대한 항생제 처방률을 주 자료원으로 하여, 경쟁지수를 두 가지 형태로 정의하고 수요 측면을 나타내는 변수와 공급 측면을 나타내는 변수를 통제변수로 선정하여 회귀분석을 실시한 결과 경쟁지수를 어떤 형태로 정의하든, 의원이 위치한 지역의 경쟁정도는 의사들의 항생제 처방률에 통계적으로 유의한 영향을 미친 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 시장지역 내 경쟁 정도의 변화와 같은 경제적 요인이 의사들의 처방행태에 영향을 미치는 요인 중 하나라고 해석할 수 있다. 아울러 인과관계의 방향과 관련하여, 의사가 진료하는 지역의 경쟁 정도가 높아질수록 항생제 처방률이 통계적으로 유의하게 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 의사의 진료수입 감소를 초래할 것으로 예상되는 시장환경의 변화에 대해 자신의 진료수입을 예전상태로 보전하기 위해 불필요한 의료서비스 소비를 유도해서 얻는 편익(소득효과)이 이를 위해 자신이 지불해야 할 비용(대체효과)보다 크기 때문에 항생제 처방률을 증가시킨 것으로 해석할 수 있으며, 또한 경제적 유인체계의 변화에 대하여 의사의 진료행태가 영향을 받을 수 있음을 실증적으로 뒷받침하는 것으로 이해할 수 있을 것이다.

Ⅰ. 서 론

지난 2006년 2월 보건복지부와 건강보험심사평가원은, 불필요하거나 필요하더라도 적정 수준 이상의 항생제의 처방으로 인해 발생하는 의료서비스의 비효율을 개선하고 국민의 알권리 신장과 의료기관의 항생제 처방행태 개선을 위해 의료기관별 급성상기도감염증에 대한 항생제 처방률[2])을 공개하였다. 공개 결과에 따르면 병원 규모가 작을수록 처방률이 높았으며, 소아과·내과·가정의학과·이비인후과 등 의원의 경우 처방률이 높은 상위 4% 의원의 평균 처방률이 95%를 넘었다. 소아과의 경우 가장 낮은 곳의 처방률은 0.52%인 반면 가장 높은 곳은 99.06%에 달했다. 내과도 가장 낮은 곳은 0.00%, 가장 높은 곳은 96.68%였다. 종합전문병원의 경우 서울아산병원(18.55%), 서울대학교병원(21.38%), 아주대병원(24.12%), 이대목동병원(28.36%), 삼성서울병원(28.50%) 등이 항생제 처방률이 낮았으며, 한림대부속 춘천성심병원(79.92%), 원광대부속병원(79.75%), 가톨릭대성모병원(64.99%) 등은 항생제 처방률이 상대적으로 높았다(보건복지부 보도자료[2006]).

이렇듯 각 의료기관별로 항생제 처방률이 달리 나타난 것은 의료기관의 유형별 특성, 항생제를 처방한 의사의 진료행태상의 특성, 혹은 전문과목의 차이 등에 기인한 것이라고 생각할 수 있을 것이다. 전술한 여러 요인들 중, 의사의 진료행태상의 특성과 관련하여 경제적인 유인이 의사의 진료행태에 미치는 영향, 특히 의사-환자 간 정보비대칭 현상에 기초하여 의사가 환자로 하여금 불필요한 의료서비스 소비를 유도할 가능성의 존재 유무에 대한 논의는 그동안 보건정책 및 보건경제 분야에서 가장 활발히 연구되어 온 분야이다. 즉, 이러한 유인수요의 가능성은 의사의 진료행위에 있어 환자에 대한 전문적 지배(조병희[1994])가 의사의 의료적 요인에 의한 판단에 따라 이루어졌는지 아니면 경제적 유인에 의해 유도되어 환자의 의료서비스 소비로 연결되었는지를 구분하는 데에서 그 실마리를 찾을 수 있을 것이다(임재영[2004]).

만일 의사의 의학적 판단이 경제적 유인에 의해 유도된 경우, 환자로 하여금 병원을 재차 방문하게 함으로써 진료수입을 증가시키거나, 환자로 하여금 불필요한 의학적인 검사나 여타의 서비스를 이용하도록 유도하거나, 혹은 불필요한 의약품을 처방할 수도 있을 것이다.

그동안 의사들의 지불보상체계가 일종

2) 내원한 환자 중에서 항생제 처방을 받은 환자의 비율을 의미하는 지표.

의 경제적인 유인체계로서 의사들의 진료행태에 어떠한 영향을 미쳤는지 고찰한 여러 선행연구들이[3] 있어 왔다. 그러나 이러한 연구의 대부분은 다른 나라의 자료를 이용하였거나, 진료행태 또는 항생제 처방 행위가 아닌 일반적인 진료행태, 즉 재방문 권유, 의학검사 실시 권유 등에 관한 내용을 바탕으로 이루어져 왔다. 따라서 본 연구는 앞서 언급한 보건복지부의 각 의료기관별 항생제 처방률에 관한 자료를 토대로 의사의 지불보상체계 이외에 다른 경제적 유인, 즉 의료시장의 경쟁 정도가 의사들의 항생제 처방에 미치는 영향을 고찰하고자 한다. 즉, 일정 지역의 의료서비스 시장에 동일한 전문과목 의원의 개원 혹은 폐원 등으로 인한 지역 내 의료기관 사이의 경쟁 정도가 각 의료기관의 항생제 처방률에 미치는 인과관계를 분석하고자 한다.

항생제 처방률 변이에 영향을 미치는 여러 가지 경제적인 요인들 중 경쟁 정도를 분석의 대상으로 삼은 이유는 다음과 같다. 의사들 수입의 대부분을 차지하는 진료수입은 자신이 진료한 환자 수에 의해 결정된다. 따라서 만일 의사가 진료를 하고 있는 해당 지역의 의료서비스 시장에 공급 측면의 변화, 즉 해당 지역 내 의료기관의 수가 늘어나게 되면 의사 일인당 진료할 수 있는 평균 환자 수가 감소하고, 이러한 평균 환자 수의 감소는 의사가 개개인의 환자에게 제공하는 의료서비스의 강도 및 양이 일정하다고 가정할 때 의사의 진료수입을 감소시킬 것으로 예상할 수 있다. 따라서 이러한 공급 측면의 변화, 즉 경쟁 정도의 심화에 대해 의사들은 민감하게 반응할 것이라 사료된다.

이러한 경쟁 정도의 심화로 예상되는 진료수입 감소에 대한 의사의 반응은 소득효과 및 대체효과의 개념을 이용하여 설명할 수 있을 것이다. 즉, 소득효과란, 진료수입 감소를 초래할 것으로 예상되는 시장환경의 변화에 대해 자신의 진료수입을 예전상태로 보전하기 위해 의사가 개개인의 환자에게 제공하는 의료서비스의 강도 혹은 그 양을 증가시키려는 목적으로 불필요한 의료서비스 소비를 환자로부터 유도하거나, 환자에게 적정 수준 이상의 의약품을 처방하는 것을 의미한다. 이에 비하여 대체효과는, 앞서 언급한 진료수입 보전을 위해 개개인의 환자에게 제공하는 의료서비스의 강도 및 그 양을 증가시키기 위해 이에 대한 환자의 동의를 구하는 과정에서 초래되는 추가적인 비용, 즉 환자를 설득하기 위해 소요되는 시간비용 및 불필요한 의료서비스 소비 유도로 인해 향후 자신의 평판이 나빠져 진료수입이 감소할 수 있

3) 임재영, 「지불보상체계가 의사의 진료행태에 미치는 영향: 미국사례분석」, 『보건행정학회지』, 제14권 제4호, 2004, pp.48~72.

는 평판비용 등으로 인해 불필요한 의료서비스를 환자에게 제공하는 대신 여가시간을 늘리고자 하는 것을 의미한다.

따라서 경쟁 정도의 심화로 예상되는 진료수입 감소에 대한 의사의 반응은 앞서 언급한 소득효과와 대체효과의 상대적인 크기에 따라 달라질 수 있다. 즉, 소득효과의 크기가 대체효과의 크기보다 크다면 진료수입 감소에 대해 환자 개개인에게 제공하는 의료서비스의 강도 및 그 양을 증가시키고자 할 것이며, 이와 반대로 소득효과의 크기가 대체효과의 크기보다 작다면, 진료수입 보전을 위한 노력보다는 자신의 여가시간을 늘리고자 하는 반응을 예상할 수 있을 것이다. 결국 경쟁 정도의 심화라는 경제적 유인에 대한 의사의 진료행태 변화는 진료수입 변화에 대한 소득효과의 크기에 의해 결정될 수 있을 것이다.

더욱이 현행 우리나라 의료보험수가체계의 특성상, 통제된 의료수가로 인해 의사의 기술료에 대해서는 현재의 의료수가가 비용을 충분히 보상하고 있지 못하며, 이로 인해 의약품 부분에서 취한 과다한 이윤이 기술료 부분의 손실을 보전하는 일종의 교차보조가 이루어지고 있다는 선행연구(변재환[2000])를 고려해 보면, 의사가 제공하는 여러 서비스 항목들의 마진율 차이는 의사의 진료행태에 영향을 미칠 수 있으리라 예상할 수 있다. 문옥륜 외의 연구(1998)를 보면, 연구대상 의료기관의 1994년과 1996년의 MRI 이용률을 비교한 결과, MRI 이용률이 급격히 증가한 이유는 의학적인 진단을 보다 정확하게 하기 위한 목적이라기보다 각급 의료기관이 CT의 의료보험급여화 조치로 인하여 악화된 경영수지를 MRI의 도입과 촬영증가를 통해 개선하려 했기 때문으로 분석하고 있다.

특히 의약품의 경우는, 비록 의약분업의 시행으로 인해 의료기관이 의약품의 직접적인 거래를 통해 얻을 수 있는 이윤이 더 이상 존재하지 않는다고 생각할 수 있으나 현행 보험약가와 실거래가의 차이는 제약회사가 취할 수 있는 경제적 렌트(rent)가 될 수 있으며, 이러한 렌트의 존재는 의료기관을 상대로 한 제약회사 간의 판촉경쟁을 야기하여 자사제품의 처방을 유도하기 위해 제약회사가 취득한 렌트를 의료기관에 제공하고자 하는 기전이 존재할 것이다(양채열[2000]).

따라서 본 연구에서는 의료기관 간 경쟁 정도의 심화로 인해 각 의료기관의 경영상태가 악화될 경우, 다른 의료서비스 항목에 비해 상대적으로 마진율이 높다고 할 수 있는 의약품의 처방이 어떠한 변화를 보이는지를 분석하고자 한다. 특히 앞서 언급한 보건복지부가 발표한 각 의료기관의 항생제 처방률 자료를 이용하여, 각 의료기관의 진료수입 변화를 초래할 것으로 예상할 수 있는 경제적인 유인체계, 즉 의료기관 시장지역 내 경쟁 정도가

각 의료기관의 항생제 처방률에 미치는 효과를 실증분석하여 앞서 언급한 소득효과의 크기를 예측해 보고자 한다.

제Ⅱ장에서는 의사의 진료행태 변이를 야기하는 여러 요인에 관한 국내외 문헌들을 고찰하고, 제Ⅲ장에서는 진료수입의 변화에 따른 의사들의 진료행태 변화를 선행 연구에서 소개된 모형을 토대로 이론적으로 살펴보았다. 그리고 제Ⅳ장에서는 실증분석에 사용된 추정모형과 분석 자료들에 대한 설명을, 제Ⅴ장에서는 추정결과를 설명하고, 제Ⅵ장에는 결론 및 본 연구의 제한점을 기술하였다.

Ⅱ. 문헌연구

의사의 진료행태 중 특히 처방행태의 변이를 일으키는 여러 요인들을 고찰한 선행 연구를 살펴보면, 이영성(1992)은 개원의들의 소아 급성호흡기질환에 대한 항생제 처방률을 파악하고 처방된 항생제의 적정성을 파악하기 위해 개원의와 의과대학 교수 간 소아 급성호흡기질환에 대한 항생제 처방양상과 적정성에 대한 연구를 실시하였다. 이 논문에서 저자는 서울의 1개구를 선정하여 해당 지역 내의 소아과 개원의 전수와 전국 대학병원당 1~2명의 소아과 교수를 임의로 추출한 두 집단 사이의 항생제 처방률을 비교·분석하였다. 연구결과에 따르면, 감기의 경우 개원의의 항생제 처방률은 75.0%였고 교수군의 항생제 처방률은 11.1%로 개원의가 교수군에 비해 항생제를 더 많이 처방한다는 결과를 제시하고 있다.

김윤 외(1993)는 연구대상기관과 질환을 제한한 상태에서 제왕절개술, 충수돌기절제술, 백내장 적출술, 소아 폐렴 이렇게 네 가지 일부 다빈도 상병에서 의료기관 유형 간 그리고 개별 의료기관 간의 진료비 총액과 내역별 진료비 변이 양상과 정도, 진료비 총액의 변이에 대한 내역별 진료비의 기여도를 분석하였다. 연구결과에 따르면, 의료기관의 유형 및 동일 유형의 의료기관군 내에서 개별 의료기관 간 진료비 총액에 유의한 차이가 있었고 항목별 약제비 중 항생제비의 기여도가 63.9~92.2%를 차지하여 항생제 사용으로 인한 비용이 총약제비의 변이에 가장 크게 영향을 미치는 것으로 분석했다.

박기동(2003)은 급성호흡기감염증에 대한 주사제, 주사용 항생제, 경구용 항생제 처방의 지역 간 변이에 관한 연구결과를 제시하였다. 연구결과에 따르면, 지역의 경제적 수준과 교육수준이 높고 젊은 가구의 비중이 높은 지역일수록 주사제 처방률이 낮게 나타났고, 내과 의원이 많은 지역일수록 경구용 항생제 처방률이 높게 나타났다. 박기동의 연구는 공급측면의 특성만을 다룬 다른 연구와 달리

수요 측면의 여러 변수가 항생제 처방률에 미친 영향을 고찰하였다.

김남순 외(2005)는 1차 진료의사들의 항생제 처방에 영향을 미치는 여러 가지 요인들을 종합적으로 고려하였다. 저자는 급성상기도감염으로 30건 이상 건강보험심사평가원에 청구한 개원의 중 10%를 무작위로 추출하여 조사대상자의 일반적인 사항, 항생제 처방에 대한 일반적인 의견, 급성기관지염 모의환례에 대한 처방에 관한 세 가지의 설문을 실시하였다. 연구 결과, 1차 진료의사 중 54.7%가 항생제를 처방하였고 남성에 비해 여성이, 전문과목의 경우 다른 과목에 비하여 이비인후과 전문의가 항생제를 더 많이 처방하는 것으로 나타났다. 연구대상 1차 진료의사들 대부분이 항생제가 급성상기도감염 치료에 효과적이고 증상 완화에도 도움이 된다고 응답하였고, 응답자 대부분이 경험적 기준에 의하여 항생제를 처방한다고 응답하였다. 그리고 항생제가 의원수입에 도움을 주며 환자 수 유치에 도움을 준다고 응답한 경우와 진료시간의 부족으로 인한 시간적 압박을 느낀다고 응답한 의사들이 모의환례에 대하여 이와 다른 응답을 한 의사들에 비해 통계적으로 유의하게 항생제 처방률이 높았다. 진료시간이 부족하다는 것은 의사 일인당 진료해야 하는 환자의 수가 많다는 것을 의미한다. 환자의 수가 많다는 것은 의원이 위치한 지역에 의료기관의 수가 부족하다는 것으로 해석할 수 있고 따라서 이는 해당 지역의 경쟁 정도가 심하지 않다는 뜻으로 해석할 수 있으므로 이러한 결과는 경쟁 정도의 변화에 대한 의사의 진료행태의 변화에 소득효과가 크게 작용하지 않았음을 보이는 결과라고 해석할 수 있다.

어광수 외(2000)는 1998년 말 현재 정규수련을 마친 가정의학과 개원의 중 자발적으로 연구에 참여하기로 한 50명의 의사에게 미리 만들어진 양식을 배부하여 특정일에 진료 받은 호흡기감염 환자를 약 20명씩 순차적으로 대상자에 포함시켜 연구를 실시하였다. 연구결과에 따르면 분석대상 의사들은 호흡기 환자의 73.9%에게 항생제를 처방하였으며, 성인환자보다는 15세 미만의 환자에게, 초진보다 재진환자에게 항생제를 더 많이 처방한 것으로 나타났다.

임재영(2004)은 미국에서 생산된 지역추적연구 의사자료(the Community Tracking Study Physician Data Set, 이하 CTS자료)[4]를 이용하여 환자의 초기 건강상태 등을 포함한 구체적인 상병상태와 의료기관의 특성을 통제한 상황에서 경제적 유인

4) '지역추적연구 의사자료'는 미국 전역을 대표하는 전국조사자료로서, 51개 대도시 지역과 9개의 기타 지역에서 보건의료체계의 변화양상을 추적하고 이러한 변화가 보건·의료서비스 공급자 및 수요자에게 미치는 영향의 분석을 목표로 수행된 전국 단위의 설문자료이다.

이 의사들의 진료행태에 영향을 주는지 여부를 연구하였다. 결과에 따르면 의사의 전체 진료수입 중 선불제(Prospective Reimbursement Method)에 의해 결정되는 비율이 증가할수록 환자를 전문의에게 후송하는 비율이 높게 나타나고 의료기관 재방문 및 의학적 검사를 권유하는 비율이 낮아지는 결과를 보였다. 이러한 결과는 진료수입이 선(先)지급되는 선불제의 경우 추가적인 진료에 대한 수입이 발생하지 않으므로 굳이 시간을 들여 의료기관의 재방문을 권유하거나 불필요한 의학적 검사를 수행할 유인이 존재하지 않기 때문으로 해석할 수 있다. 아울러 이 연구는 경제적인 유인에 대하여 의사의 진료행태가 영향을 받을 수 있음을 실증적으로 보였다는 점에서 의의가 있을 것이다. 하지만 이 연구는 분석의 자료로 사용했던 CTS 자료가 미국 자료였다는 점에서 이 결과를 미국과 진료비 지불방식이 다른 국내의 실정에 적용시키는 것에는 무리가 따를 것이다.

Robinson and Luft(1985)는 병원 간 경쟁이 높은 지역에 위치한 병원의 평균 진료비가 경쟁이 낮은 지역의 평균 진료비보다 더 높다는 결과를 제시하였고, Noether(1988)는 병원의 경쟁수준을 허쉬만-허핀달(Hirschman-Herfindahl Index: HHI)지수로 측정하여 연구한 결과 경쟁 정도가 상대적으로 높은 지역의 의료비가 그렇지 않은 지역보다 유의하게 높다는 결론을 얻었다. 물론 의료비수준이 의사의 진료행태를 완벽하게 나타낸다고 할 수는 없지만 이러한 결과 또한 경쟁 정도의 변화에 의사의 진료행태가 영향을 받으며 이 과정에서 소득효과가 크게 작용했다고 해석할 수 있을 것이다.

아울러 박형근(2006)의 연구에서도 병원 간의 경쟁수준을 파악하기 위해 이를 허쉬만-허핀달 지수(Hirschman-Herfindahl Index: HHI)로 측정하여 전국 854개 병원 중 의원입원환자를 제외한 병원급 이상 의료기관의 입원환자만을 시장구조평가의 대상으로 설정하여 병원 재원일수와 진료비 간의 상관관계를 분석하였다. 연구결과 병원 간 경쟁수준이 심화될수록 재원일당 평균 진료비가 증가하였음을 보여 앞서 Robinson and Luft(1985) 및 Noether(1988)의 연구결과와 동일한 결과를 도출하였다. 그렇지만 이 연구는 시장지역 설정과정에서 나타나는 몇 가지 문제점과 경쟁 정도의 측정방법에 따라 상이한 결과가 도출된다는 한계점이 있다. 이를 해결하기 위해 저자는 의료기관 간 경쟁 정도 측정에 사용한 허쉬만-허핀달(Hirschman-Herfindahl) 지수 이외에 다른 방법으로 측정한 지수가 진료비에 미친 영향을 고려해 볼 필요가 있다고 밝히고 있다.

따라서 본 연구에서는 의료기관 간 경쟁 정도를 새로운 방법으로 측정하여 이러한 경쟁 정도의 변화가 의사의 처방행

위에 미치는 영향을 실증분석해 보고자 한다.

Ⅲ. 이론 연구

경쟁 정도의 변화에 따른 의사들의 진료행태의 변화를 이론적으로 고찰해 보기 위해 본 연구에서는 McGuire and Pauly의 연구(1991)에서 사용된 모형을 사용하였다. 저자들은 수가의 변화에 따른 의사들의 진료행태의 변화를 고찰함에 있어 '목표소득가설(Target Income Hypothesis)'의 의미를 새롭게 재조명하였다. '목표소득가설'이란 의사들은 자신들이 목표로 하는 소득수준이 있고 그 목표소득을 이루기 위해 진료행태를 변화시킨다는 것을 내용으로 하고 있다. 저자들은 자신들의 연구에서 의사들에게 아주 강한 소득효과가 존재한다면 진료수가나 이윤율이 하락할 때, 의사들은 소득의 부족분을 충당하기 위해 반드시 의료서비스 공급량을 증가시킨다고 밝혔다.

본 연구에서 분석하고자 하는 내용이 의료기관 간 경쟁 정도의 변화에 따른 의사들의 처방행태의 변화이며, 의료기관 간 경쟁 정도는 진료수가나 이윤율의 변화와 마찬가지로 의사의 진료수입에 영향을 미치며 이로 인해 의사들의 진료행태의 변화를 예상할 수 있으므로 위에서 논의한 McGuire and Pauly(1991)의 모형을 본 연구에서 적용하였다.

본 모형에서는, 의사들이 자신의 효용극대화를 위해 노력한다고 가정한다. 이러한 가정하에 의사의 효용함수는 다음과 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$U = U(\pi, L, T) \tag{1}$$

위 식 (1)은 의사들의 효용(U)이 진료수입(π), 여가(L) 및 유인수요(T)에 의해 결정된다는 것이다. 의사들의 수입(π)은 아래 식 (2)에 나타나듯이 의사가 진료를 통해 제공하는 서비스의 총량인 $X(T)$와 이윤율(m)[5]에 따라 결정된다.

$$\pi = mX(T) \tag{2}$$

의사는 한 가지의 서비스만을 공급한다고 가정하며 진료건수가 늘어날수록 의사가 제공하는 서비스의 총량이 늘어난다고 가정한다.

$$X'(T) > 0,\ X(0) > 0,\ X''(T) = 0 \tag{3}$$

위 식 (3)에서 $X'(T)$은 유인수요의

5) m은 의사가 제공하는 의료서비스의 가격(p), 서비스를 제공하는 데 소요되는 비용(c), 경쟁 정도(R)의 함수이다. $m = (p, c, R)$

창출을 통해 의학적으로 불필요한 의료서비스를 환자에게 제공함으로써 추가적으로 늘어난 진료서비스의 양을 의미한다. 그리고 진료수입을 증가시키기 위한 목적으로 제공하는 유인수요에 의한 진료량이 존재하지 않아도 기본적인 의료서비스를 제공해야 하므로 $X(0) > 0$으로 가정한다. 아울러 의사의 효용극대화 과정을 통해서 최적의 유인수요량에 기인한 총진료량이 결정되므로 유인수요에 의한 진료량 변화가 있다 하더라도 총진료량의 변화는 존재하지 않는 것으로 가정한다.

의사가 환자에게 제공하는 의료서비스는 의사에게 주어진 시간제약에서 총진료량 $X(T)$와 시간(t)의 곱의 값만큼 제공된다. 의사는 환자를 진료하는 시간 $tX(T)$ 이외의 시간은 자신의 여가(L)를 위해 사용한다고 가정한다.

$$L = 24 - tX(T) \tag{4}$$

의사들의 소득이 늘거나 여가시간이 증가하면 의사가 긍정적으로 느끼는 효용이 증가하므로 소득과 여가에 의한 한계효용은 '양'의 값을 가지지만($U_\pi > 0$, $U_L > 0$), 효용함수의 오목성을 가정하여 소득의 증가와 여가의 증가로 인한 한계효용은 체감한다고 가정한다($U_{\pi\pi} < 0$, $U_{LL} < 0$).

전술하였듯이 진료수입 증가를 위해 환자에게 불필요한 의료서비스를 제공할 때 발생하는 시간비용, 여가시간의 감소, 의학적 검사의 설득을 위한 노력의 소요 등으로 인해 유인수요 증가에 따른 한계효용은 '음'의 값을 갖는다($U_T < 0$).

위 모델을 토대로 의료기관 간 경쟁 정도의 변화에 의해 야기된 이윤율의 변화가 의사의 유인수요에 의해 유발된 의료서비스 공급량에 미치는 효과는 음함수정리(Implicit Function Theorem)에 의해 아래 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{dT}{dm} = \frac{-U_{\pi\pi} X m X' - U_\pi X'}{U_{\pi\pi}[mX']^2 + U_{LL}[-tX']^2 + U_{TT}} \tag{5}$$ [6]

위 식 (5)를 고찰해 보면, 의료기관 간 경쟁 정도의 변화에 의한 이윤율 변동이 의사의 유인수요에 의한 불필요한 의료서비스 공급에 미치는 영향이 일률적으로 결정되지 못함을 알 수 있다. 환언하면, 경쟁 정도가 심화되어 의료서비스 제공으로 인한 이윤율이 하락할 때 의료서비스의 공급량이 증가할지 감소할지 일률적으로 예측할 수 없다는 것이다.

전술한 여러 조건들($U_{\pi\pi} < 0$, $U_{LL} < 0$, $U_{TT} < 0$)을 고려해 보면 위 식 (5)

6) 도출과정은 부록 참조.

의 분모의 부호는 '음'이 됨을 알 수 있지만 분자의 첫 번째 항인 $-U_{\pi\pi}\ X m X'$의 부호는 '양'이고, 두 번째 항인 $-U_{\pi}\ X'$ 항의 부호는 '음' 이기 때문에 두 항의 상대적 크기에 따라 식 (5)의 부호가 결정될 것이다. 만일 식 (5)의 분자에서 첫 번째 항을 구성하고 있는 $U_{\pi\pi}$의 크기가 충분히 커서 두 번째 항의 크기보다 크다면 식 (5)의 부호는 '음', 즉 경쟁 정도 심화에 따른 이윤율 하락에 대해 의사는 불필요한 의료서비스 제공을 통해 소득보전을 도모한다는 것을 나타낸다. 즉, $U_{\pi\pi}$는 이윤율 변화에 따른 한계효용의 변화를 나타내는 것으로 이를 진료수입 변화에 따른 의사의 소득효과를 나타내는 부분이라고 해석한다면, 소득효과의 크기에 의해 의사의 진료량의 변화방향이 결정될 것이다. 환언하면 경쟁 정도 심화로 인해 이윤율이 감소하고 이로 인해 의사의 진료수입이 감소할 것으로 예상될 때, 만일 소득효과가 매우 크다면 이윤율 하락이 의사들로 하여금 여가소비를 줄이고 더 많은 의료서비스를 공급하려 한다는 것을 의미한다. 즉, 추가적인 의료서비스 공급으로 예상되는 진료수입 증가가 가져올 한계효용의 증가가 진료시간 증가로 인해 발생하는 한계비효용의 증가에 비하여 더 크기 때문에 궁극적으로 의사들은 의료서비스 공급량을 늘리려 한다는 것이다.

그렇지만 만약 소득효과가 존재하지 않는다면($U_{\pi\pi} = 0$) 식 (5)의 부호는 '양'이 된다. 이는 경쟁 정도의 심화로 인한 이윤율 하락이 의사로 하여금 상대적으로 저렴해진 여가를 더 많이 소비하게 하여 의료서비스의 공급을 줄이게 된다는 결과를 나타낸다. 이는 소득효과가 크게 작용하는 의사들은 진료수입의 변화에 민감하게 반응하기 때문에 의료서비스 공급을 증가시키는 방향으로 진료행태를 변화시킬 가능성이 높고, 대체효과가 크게 작용하는 의사들은 소득변화에 대해 민감하게 반응하지 않기 때문에 의료서비스 공급을 감소시키는 방향으로 진료행태를 변화시킬 가능성이 커진다는 의미이다.

결론적으로 경쟁 정도의 변화에 따른 유인수요에 의한 의료서비스 공급량의 변화방향은 소득효과와 대체효과의 상대적인 크기에 의해 결정되며, 이는 곧 실제 자료를 이용한 실증분석의 필요성을 함축하는 결과라고 할 수 있다.

Ⅳ. 실증분석

1. 분석모형

본 연구에서는 경쟁 정도의 변화에 따른 항생제 처방률의 변이를 분석하기 위해 아래 식 (6)에 제시된 다중회귀분석모형을 사용하였다.

$$pres_{ij} = \beta_o + \beta_1 Index_i + \beta_2 Supply_{ij} + \beta_3 Demand_i + \epsilon_{ij} \quad (6)$$

$pres_{ij}$는 i지역의 j번째 의원의 항생제 처방률을, $Index_i$는 i지역의 경쟁지수, $Supply_{ij}$는 i지역의 j번째 의원의 공급 측면 변수를, $Demand_i$는 i지역의 수요 측면 변수를 각각 의미한다.

2. 연구변수

가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 각 의료기관의 항생제 처방률(경구용 항생제 처방률)이다. 항생제 처방률은 여러 가지로 정의할 수 있지만 WHO나 세계 각국에서 항생제 사용평가를 위해 사용하는 '내원한 환자 중에서 항생제 처방을 받은 환자의 비율'로 정의하였다. 각 의료기관의 항생제 처방률에 관한 자료는 건강보험심사평가원에서 전국의 의료기관을 대상으로 조사한 급성상기도감염증(질병코드 J00-J06)에 대한 경구용 항생제 처방률 자료 중 2005년 4/4분기에 처방된 자료를 사용하였다. 대상기관은 종합병원과 병원을 제외한 의원들 중 앞서 설정한 단위지역 내에 위치하며 내과, 소아과, 이비인후과를 표시과목으로 하고 분기 내 급성상기도감염증 진료건수가 100건 미만인 기관을 제외한 1,374개 의원의 항생제 처방률 자료를 이용하였다.

분석기관을 의원으로 국한시킨 이유는, 첫째 종합병원의 경우 대도시에 집중되는 경향을 보여 환자들이 자신의 거주지역을 벗어나 대도시에 위치한 종합병원을 내원하는 border-crossing 문제가 존재하기 때문에 각 지역시장 간 구분이 무의미하며, 둘째 종합병원의 경우 지역 간 의료기관 수의 편차가 크고, 마지막으로 급성상기도감염증의 경우 1차 의료영역의 외래진료를 통하여 쉽게 치료가 가능한 질환이기 때문에 분석 대상기관을 의원으로 한정하였다.

나. 독립변수

각 지역의 경쟁지수의 측정과 관련하여, 박형근(2006)의 연구에서 경쟁지수로 사용한 허쉬만-허핀달 지수(Hirschman-Herfindahl Index)는 특정 시장에 참여하고 있는 모든 기업의 시장점유율(S_i)의 제곱치를 합한 것으로 다음과 같이 정의된다.

$$HHI = \sum_{i=1}^{N} S_i^2 \quad (7)^{7)}$$

7) N: 특정시장 내의 기업 수, 본 연구에서는 '병원 수'로 정의.

허쉬만-허핀달 지수는 시장에 참여하고 있는 모든 기업의 수와 개별 기업의 시장점유율 분포를 모두 고려하고 시장구조를 정확히 계측하며 일정한 가정하에서 시장성과를 반영한다는 장점이 있지만 특정 지수값이 어느 정도 집중된 시장구조를 나타내는지 직관적으로 이해하기 어렵고 지수치의 계산을 위해 많은 행정비용이 소요된다는 취약점을 가지고 있다. 허쉬만-허핀달 지수 이외에도 시장구조지표를 측정하는 지수에는 한 시장 내 상위 k개 기업들의 시장점유율의 합으로 정의 되는 상위 k기업 집중률(concentration ratio: CRk), 기업 간 규모가 비슷하고 기업 수가 많을수록 경쟁이 심화될 것이라는 논리로 사장구조를 평가하는 엔트로피(entropy) 지수, 원래 개인 간 소득불균형을 나타내는 로렌츠곡선(Lorenz curve)을 이용하여 개인소득 대신 기업 간 시장점유율의 불균등도를 측정하는 지니(Gini; G)계수 등이 있다.[8)]

하지만 상위 k기업 집중률의 경우 소수 대기업만의 시장점유율을 나타내고, 허쉬만-허핀달 지수와 지니계수, 엔트로피 지수의 경우 자료수집에 한계가 있으며, 아울러 박형근(2006)이 사용한 설정방법들은 소규모 병원과 대형병원을 동일한 기준으로 평가하는 데에서 발생하는 문제점이 존재하고 주로 대형병원의 시장지역을 설정하는 방법이므로 의원급 의료기관을 분석대상으로 하는 본 연구에는 적합하지 않다고 사료된다.

따라서 본 연구에서는 병원시장지역을 설정하는 방법 중 특정 병원을 기준으로 일정 반경 이내 지역을 시장지역으로 설정하는 방법을 수정하여 적용하였다. 원래 이 방법은 병원 소재지 우편번호 중심지점의 위도와 경도를 기준으로 일정반경 이내 지역을 병원시장지역으로 설정하고 시장지역 안에 위치하는 병원의 수를 토대로 병원 간 경쟁수준을 측정하는 방법이다. 이 방법을 사용할 경우 자료취득이 수월하기 때문에 병원 간의 경쟁에 관한 연구에서 자주 활용되나, 시장지역을 일정 반경으로 제한한 상태에서 경쟁수준을 평가하기 때문에 일정 반경을 벗어난 지역에 위치한 병원과의 경쟁 정도를 해석함에 있어 오류를 범할 문제점이 있다. 특히 우리나라와 같이 병원 선택에 지역적 제한이 없으며, 1개 대형병원이 전국의 환자를 진료하고 있는 상황에는 적용하기 어려운 한계가 있다. 하지만 본 연구에서는 시장지역 내에 위치한 의원급 의료기관 간 경쟁 정도를 측정하였으므로, 이러한 문제점은 그리 심각하지 않으리라 사료된다.

본 연구에서는 시장지역 설정을 위해 첫 번째 단계로 전국을 광역시 기준으로[9)]

8) 이재형, 『한국의 시장집중분석—광공업부문을 중심으로』, 연구보고서 2002-10, 한국개발연구원, 2002, pp.18~23, 27~28 참조.

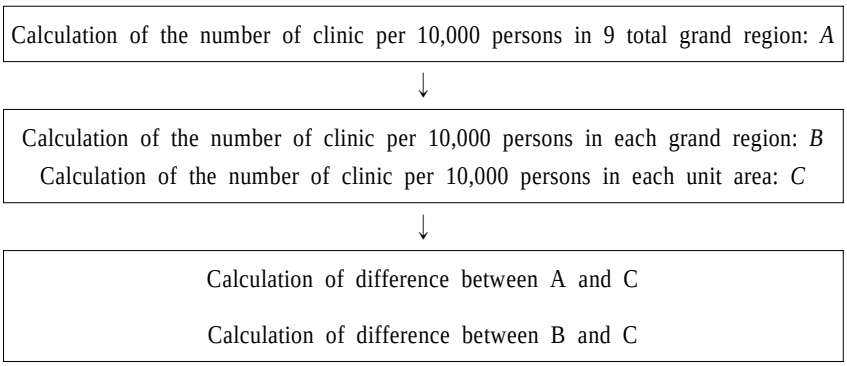
<Table 1> Regions and Stronghold Hospitals

Grand Region (GR)	Corresponding Province	Strong Hospital	Unit Area
The First GR	Northern part of Han river in Seoul	Seoul National University Hospital	Dongdaemun-gu, Seongdong-gu, Seongbuk-gu, Jongno-gu, Joong-gu
The Second GR	Southern part of Han river in Seoul	Seoul Asan Hospital	Gangdong-gu, Gwangjin-gu, Songpa-gu
The Third GR	Incheon	Catholic University St. Marry Hospital	Namdong-gu, Dong-gu, Bupeong-gu, Wonmi-gu in Bucheon city
The Fourth GR	Chuncheon	Hallym University Chuncheon Hospital	Chuncheon city
The Fifth GR	Gangneung	Gangneung Asan Hospital	Gangneung city
The Sixth GR	Daejeon	Chungnam National University Hospital	Dong-gu, Daedeok-gu, Seo-gu, Joong-gu
The Seventh GR	Gwangju	Jeonnam National University Hospital	Nam-gu, Dong-gu
The Eighth GR	Busan	Donga University Hospital	Dong-gu, Busanjin-gu, Saha-gu, Seo-gu, Joong-gu
The Ninth GR	Daegu	Youngnam University Hospital	Nam-gu, Suseong-gu, Seo-gu, Joong-gu

9개의 대권역으로 나누었다. 1권역은 서울의 한강 이북지역, 2권역은 서울의 한강 이남지역, 3권역은 인천광역시, 4권역은 강원도 영서지방인 춘천, 5권역은 강원도 영동지방인 강릉, 6권역은 대전광역시, 7권역은 광주광역시, 8권역은 부산광역시, 9권역은 대구광역시이다. 두 번째 단계로 첫 번째 단계에서 설정한 진료대권역 내에 위치한 500병상 이상인 종합병원 중 하나를 임의로 선정하여 이를 거점병원(stronghold hospital)으로 선정한 후 거점병원 반경 5km 내에 위치하는 30개의 행정구역을 단위지역으로 설정하였다. 거점병원과 단위지역은 <표 1>과 같다.

9) 울산광역시, 전라북도 제외.

[Figure 1] Calculation Procedure of Competition Index among Hospitals



본 연구의 목적이 시장지역 내 경쟁 정도와 항생제 처방률 사이의 인과관계를 분석하는 것이므로 경쟁지수의 정의와 도출이 다른 어떠한 독립변수의 정의와 도출보다 중요하다고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 시장지역을 앞서 언급한 대권역 내에서 임의로 선정한 거점병원 소재지 기준 반경 5km 내에 위치하는 행정구역을 병원시장지역으로 설정하고, 병원시장지역 내에 위치한 의원을경쟁 정도를 산정하기 위한 분석대상 의료기관으로 정의하여 경쟁지수를 산출하였다.

경쟁지수를 산출하는 방법은 우선 9개의 진료대권역 전체의 총인구와 표시과목별 의원 수를 바탕으로 9개 진료대권역 전체 인구 만명당 표시과목별 의원 수를 산출하고, 같은 방법으로 9개 진료대권역 각각의 인구 만명당 표시과목별 의원 수를 각각 산출하였다. 이후 동일한 방식으로 단위지역의 인구 만명당 표시과목별 의원 수를 구한 후, 이 수치를 9개 진료대권역 전체의 수치와의 차이 및 9개 진료대권역 중 해당 진료대권역의 수치와의 차이를 경쟁지수로 사용하였다. 경쟁지수를 구하는 과정을 그림으로 나타내면 [그림 1]과 같다.

따라서 9개 진료대권역 전체의 인구 만명당 표시과목 의원 수와 단위지역의 차이를 계산했을 때 차이의 값이 '양'의 값을 나타내면 해당 단위지역의 경쟁수준이 9개 진료대권역 전체의 경쟁수준보다 낮다는 것을 의미하며, 반대로 '음'의 값을 나타내면 단위지역의 경쟁수준이 전체 경쟁수준보다 높다는 것을 의미한다. 해당 진료대권역 수치와 단위지역 간 차이의 경우도 비슷한 맥락에서 해석할 수 있을 것이다.

항생제 처방률에 영향을 미치는 변수 중 경쟁지수 이외의 독립변수로 공급 측

면을 나타내는 의료공급자 관련 변수와 수요 측면을 나타내는 환자 관련 변수를 사용하였다.

공급 측면의 변수는 각 자치단체별로 작성/공표하는 통계연보에 수록된 해당 단위지역의 병상 수, 의사 수와 인구자료 및 표방진료과목 등을 사용하였다. 의사 수의 경우 지역 내 '상근의사 수'와 '비상근의사 수'를 합한 수치를 사용하였다. 하지만, 단위지역 내 보건소, 한방병원, 치과병원을 제외한 의료기관에 종사하는 의사 수의 자료를 사용하였기 때문에 경쟁지수에 직접적으로 영향을 미치는 의원의 의사 수와 차이가 있을 수 있다. 따라서 추정 시에는 앞에서 열거한 자료들을 이용하여 인구 만명당 병상 수와 의사 수, 단위지역 내 인구 만명당 표시과목별 의원 수를 산출하여 사용하였다. 표시과목별 의원 수의 경우 건강보험심사평가원에서 항생제 처방률 자료를 공개할 때 급성상기도감염증 진료건수가 100건 미만인 기관을 제외하여 공개하였기 때문에 실제 의료기관수와 차이가 있다. 아울러 공급 측면의 변수로 각 의원의 표방진료과목을 고려하였다. 급성상기도감염증의 경우 대부분의 환자들이 내과, 소아과 및 이비인후과를 내원한다는 사실에 주목하여 본 연구에서 사용된 자료원도 표방진료과목을 내과, 소아과 및 이비인후과로 한 의원만을 대상으로 하였다. 다만, 소아환자가 갖고 있는 특성(임재영[2004])을 고려하여, 즉 의사의 항생제 처방이 경제적 변수에 의해 영향을 받는다고 가정할 경우 지불해야 할 부가적인 비용, 예를 들어 환자 부모에게 처방행위를 설명하고 설득하는 행위에 소요되는 비용이 가장 많으리라 예상되는 소아과를 준거집단(reference group)으로 설정하여 소아과 대비 내과 및 이비인후과의 항생제 처방률이 어떠한 모습을 보이는지 고찰하였다.

수요 측면의 변수로는, 연령구조에 관한 변수로 해당 지역의 전체 인구 중 9세 이하 인구비율, 65세 이상 인구비율, 소득수준, 고학력자 비율 및 인구밀도를 사용하였다. 인구비율변수는 각 자치단체의 2005년도 통계연보를 활용하였고 소득수준변수의 경우 해당 지역의 소득수준을 직접적으로 나타내는 자료를 구할 수 없기 때문에 지역의 경제적 수준과 관련된 자료로 『세정연감』(행정자치부[2006]) 중 단위지역 주민 일인당 재산세 납부액[10]의 자료를 사용하였다. 재산세 납부액을 소득수준의 대리변수로 선정한 이유는, 주민세의 경우 소득세할(所得稅割) 부분이 있어 지역의 소득수준을 대리할 수 있지만 자치구(단위지역)에서는 부과하지 않고 시·군에서만 부과하기 때문에 대리

10) 주민 일인당 재산세 납부액 = (자치단체별(단위지역) 재산세 징수 총액) ÷ (해당 지역 인구)

변수로 사용할 수 없으므로 단위지역에서 공통으로 부과하는 재산세를 소득수준의 대리변수로 하였다.[11] 인구밀도는 각 자치단체의 인구자료와 면적자료를 이용하여 측정하였으며, 교육수준은 인구 중 전문대학 이상 졸업자 비율을 이용하여 측정하였다. 각 변수들의 기술통계량은 다음의 <표 2>와 같다.

V. 회귀분석 결과

아래의 <표 3>과 <표 4>는 앞선 분석모형 부분에서 회귀분석을 위해 설정한 식 (10)을 OLS(Ordinary Least Squares) 방법을 사용하여 추정한 결과들을 나타낸다. <표 3>과 <표 4>에서 모두 동일한 독립변수들을 사용하였지만 앞서 설정한 두 가지의 각기 다른 경쟁지수를 사용하였다.

앞서 독립변수를 설명할 때 경쟁지수를 '9개 진료대권역의 인구 만명당 표시과목별 의원 수에서 단위지역 내 인구만명당 표시과목별 의원 수를 차감한 값'으로 정의하였다. 따라서 9개 진료대권역 전체의 수치와 단위지역 수치의 차이를 계산했을 때, 그 차이의 값이 '양' 의 값을 나타내면 해당 단위지역의 경쟁수준이 9개 진료대권역 전체의 경쟁수준보다 낮은 수준이라는 것을 말하고 '음'의 값을 나타내면 경쟁수준이 높다는 것을 의미한다. 권역 평균과 단위지역 간 차이의 경우도 마찬가지라고 앞서 밝힌 바 있다.

이를 바탕으로 위의 회귀분석 결과를 해석하면 <표 3>의 경쟁 정도(DEV1)에 대한 회귀계수의 값이 '음'으로 추정되었다. 회귀계수의 값이 '음'으로 나타난 것은 대권역과 단위지역의 차이가 작아질수록, 즉 대권역 대비 단위지역의 경쟁정도가 높아질수록 항생제 처방률이 높아진다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 단위지역 내 인구 만명당 의원 수와 병상수의 회귀계수도 통계적으로 유의하게 양의 값을 나타낸 것과 비슷한 맥락에서 해석될 수 있다. 단위지역 내 의사 간 경쟁 정도가 증가한다는 것은 의사 1인당 진료해야 하는 환자의 수가 감소함을 의미하고 이로 인해 의사들의 진료수입이 감소하게 될 수 있음을 나타낸다. 따라서 앞서 이론모형에서 지적하였듯이, 의사들이 진료수입의 감소라는 경제적인 유인에 대한 반응으로 소득효과가 크게 작용한다면 환자들에게 적정 수준 이상의 진료, 불필요한 의학 검사의 권유, 혹은 불필요한 의약품의 처방 등을 통해 자신의 진료수입 증가를 도모할 것이다. 특히 앞서 서론에서 언급한 대로 현행 통제수가

11) 재산세의 경우 '소득'이 아닌 '재산'에 부과하는 세금이고, 자치단체마다 세율이 상이한 점이 한계로 남는다.

<Table 2> Variables and Descriptive Statistics (December 2005)

Variable		Description	Mean	Standard Error	Max.	Min.
Dependent Variable						
pres		Prescription rate of Antibiotics (%)	59.2547	27.0567	98.38	0
Independent Variables						
Competition Index	dev1	Difference between nationwide average rate and unit average rate of antibiotics prescription	-0.0528	0.2619	0.5649	-1.3355
	dev2	Difference between each Grand Region average rate and unit average rate of antibiotics prescription	-0.0371	0.2283	0.3457	-1.1732
Supply Side	beds1	The number of beds per 10,000 persons in each unit area	94.308	57.724	361.37	45.462
	clinics1	The number of specific clinics per 10,000 persons in each unit area	0.6340	0.3117	2.0905	0.142
	doc1	The number of doctors per 10,000 persons in each unit area	25.96	25.93	150.19	7.55
	rcdu1	whether the clinic is pediatrics or not	0.27140	0.4448	1	0
	rcdu2	whether the clinic is otorhinolaryngology or not	0.2590	0.4382	1	0
	rcdu3	whether the clinic is internal medicine or not	0.4694	0.4992	1	0
Demand Side	rate1	The rate of population below 9 years old	10.26	1.32	13.67	7.27
	rate2	The rate of population above 65 years old	8.28	2.14	12.67	5.80
	density	Population density of each unit area	12,958.74	7,308.20	27,164.56	216.87
	high edu	The rate of population who graduate college or higher educational Institutions	25.60%	5.15%	36.19%	14.76
	tax proper	The per capita property tax payment of each unit area (KRW)	67,357.70	59,696.40	370,912.00	24,241.20

〈Table 3〉 Regression Result (using the difference between nationwide average and unit regional average as competition index)

	Coefficient	Standard Error
Competition Index		
DEV1	-1.8417**	0.8040
Supply Side Variables		
CLINICS1	1.8012**	0.8066
BEDS1	0.0019**	0.0004
DOC1	0.0015	0.0011
rcdu2	0.0244	0.025
rcdu3	0.4840*	0.2565
Demand Side Variables		
RATE1	0.9607	0.6916
RATE2	0.1679	0.4593
DENSITY	-1.16×10-6	1.04×10-6
TAX_PROPER	-6.46×10-9	1.59×10-7
HIGH_EDU	-0.2775	0.1858
Sample size	1,374	
R-squared	0.1226	

Note: ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5%, and 10%, respectively.

체계하에서 다른 서비스 항목에 비해 상대적으로 마진율이 낮은 기술료 항목의 서비스 공급을 증가시키기보다 비교적 노력이 덜 들어가며 다른 서비스 항목에 비해 상대적인 마진율이 높은 의약품의 처방을 자신의 수입충당을 위한 수단으로 이용하고자 할 것이다.

그러므로 위 <표 3>에 제시되었듯이, 경쟁 정도가 높아질수록 의료기관의 항생제 처방률이 증가한다는 실증결과는 진료수입 감소라는 경제적인 유인에 대해 소득효과가 크게 작용한다는 사실을 의미한다. 환언하면, 의사가 항생제를 처방할 때 소요되는 자신의 시간비용 및 환자를 설득하기 위해 소요되는 비용의 증가에도 불구하고 진료수입의 증가로 인한 편익의 증가가 더욱 크기 때문에 진료량을 증가시킨 것으로 해석할 수 있다.

아울러 위 <표 3>에 제시된 대로, 내과 및 이비인후과를 표방하는 의사의 항생제 처방률이 소아과를 표방하는 의사의 항생제 처방률에 비해 상대적으로 높았다. 이비인후과의 경우 이러한 결과가 통계적으로 유의하지는 않았으나 내과의

경우 통계적으로 유의하게 소아과에 비해 상대적으로 항생제 처방률이 높았다. 물론, 이러한 결과의 내적 정합성을 제고하기 위해서는 각 진료과목별 특성들에 대한 통제가 다방면으로 이루어져야 할 것이다. 그렇지만 본고에서 준거집단으로 설정한 소아과의 경우 전술하였듯이 소아환자가 갖고 있는 특성상, 의사가 항생제 처방을 위해 지불해야 할 부가적인 비용이 다른 진료과목에 비해 많으리라 예상할 때, 이에 비해 부가적인 비용이 덜 지불될 것으로 보이는 이비인후과나 내과의 경우 항생제 처방률이 높게 나온 것은 나름대로 의미가 있다고 할 것이다. 특히 내과의 경우 통계적으로 유의하게 소아과 대비 항생제 처방률이 높은 것은 대부분의 환자가 소아환자가 아닌 성인 환자임을 고려할 때, 앞서 분석한 내용의 타당성을 입증하는 것으로 사료된다.

그리고 위 <표 3>의 결과를 보면, 수요 측면의 변수들이 항생제 처방률에 미친 영향은 대부분 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 본 연구에서 수요 측면의 변수들이 환자 개개인의 미시적인 자료에 근거하여 산정되지 않았고 해당 지역사회의 평균적인 수준으로 측정되었기 때문인 것으로 사료된다.

경쟁지수를 '단위지역이 속한 권역 내 인구 만명당 표시과목별 의원 수와 단위지역 내의 인구 만명당 표시과목별 의원 수의 차'로 설정하고 회귀분석을 실시한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 경쟁지수를 새로이 설정한 경우에도 단위지역의 경쟁 정도(DEV2)가 증가하여 차이가 감소할수록, 즉 단위지역이 속한 권역 대비 해당 단위지역의 경쟁 정도가 커질수록 항생제 처방률이 증가한다는 추정결과가 도출되었다. 아울러 이러한 결과는 통계적으로 유의했다. 이 결과는 위 <표 3>의 결과와 일치하는 것으로 이 경우에도 앞서 전술하였듯이, 단위지역의 경쟁 정도 증가로 인해 진료수입이 감소할 때, 의사들이 더 많은 소득을 얻기 위해 의사 자신의 여가를 줄이고 진료량을 늘리는 소득효과가 크게 작용한 것으로 해석할 수 있다.

아울러 <표 4>에 제시되었듯이 <표 3>의 결과와 마찬가지로, 내과 및 이비인후과를 표방하는 의사의 항생제 처방률이 소아과를 표방하는 의사의 항생제 처방률에 비해 상대적으로 높았다. 특히 앞서 이비인후과의 경우 이러한 결과가 통계적으로 유의하지는 않았지만 경쟁지수를 '단위지역이 속한 권역 내 인구 만명당 표시과목별 의원 수와 단위지역 내의 인구 만명당 표시과목별 의원 수의 차'로 설정할 경우 통계적 유의성이 확보되었으며, 내과의 경우 통계적 유의성이 보다 강하게 입증되었다. 따라서 소아과 대비 이비인후과 및 내과의 항생제 처방률이 높았다는 것은 의사가 항생제 처방을 위해 지불해야 할 부가적인 비용, 즉 항생제

〈Table 4〉 Regression Result (using the difference between sectional average and unit regional average as competition index)

	Coefficient	Standard Error
Competition Index		
DEV2	-0.0956**	0.0568
Supply Side Variables		
CLINICS1	0.1576*	0.0747
BEDS1	0.0008**	0.0005
DOC1	0.0015	0.0011
rcdu2	0.0610***	0.0191
rcdu3	0.0772***	0.0296
Demand Side Variables		
RATE1	0.6596	0.7722
RATE2	0.0309	0.4719
DENSITY	-1.43×10-6	1.06×10-6
TAX_PROPER	-6.83×10-8	1.67×10-7
HIGH_EDU	-0.2512	0.1871
Sample size	1374	
R-squared	0.1200	

Note: ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5%, and 10%, respectively.

처방을 환자에게 설득하기 위해 지불하는 비용 및 이를 위해 소요되는 시간비용이 의사의 항생제 처방행태에 영향을 미칠 수 있음을 나타낸다고 할 수 있다.

아울러 경쟁 정도를 달리 표현한 경우에도, 수요 측면의 변수들이 항생제 처방률에 미친 영향은 대부분 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 전술한 대로 수요 측면의 변수 측정에 있어 지역사회의 평균치를 이용한 것에서 기인한 것으로 해석할 수 있을 것이다.

Ⅵ. 결 론

본 연구에서는 의원급 의료기관이 위치한 시장지역의 경쟁 정도의 변화가 해당 지역 내의 의원급 의료기관들 중 내과, 소아과, 이비인후과 의원의 급성상기도감염증에 대한 항생제 처방률에 미치는 인과관계를 실증분석하였다.

본고의 분석결과를 통해 의사들이 시장환경의 변화, 즉 경쟁 정도의 변화가 그들의 항생제 처방행위에 영향을 미친

다는 사실을 확인할 수 있었다. 시장지역이 설정된 상태에서 대권역 혹은 각 단위지역이 속한 권역 대비 단위지역의 인구 만명당 의원 수의 차이를 경쟁지수로 설정하고 수요 측면 변수와 공급 측면 변수를 각기 독립변수로 선정하여 회귀분석을 실시한 결과, 그리고 경쟁지수를 '전국 평균과 단위지역 평균의 차이' 혹은 '단위지역이 속한 권역과 단위지역 평균의 차이'로 정의하고 회귀분석을 실시한 결과, 두 가지 다른 방법으로 경쟁지수를 정의한 경우 모두 지역 내 경쟁수준이 높아질수록 항생제 처방률이 높아지는 실증결과가 도출되었다. 이러한 결과는 곧, 각 의료기관이 위치하고 있는 지역의 경쟁 정도가 변화하여 의사들의 진료수입이 변화할 경우, 이러한 변화에 대하여 의사들이 자신의 진료수입을 일정하게 유지하기 위해 다른 서비스 항목에 비해 상대적으로 마진율이 높은 항생제 처방률을 높이며 이러한 진료행태상의 변화에는 앞서 언급한 소득효과가 크게 작용했음을 의미한다.

본 연구가 의사들의 경제적 유인에 의해 항생제 처방이 변화한다는 것을 실증적으로 분석한 것은 의의가 있으나 다음의 사항들은 연구의 한계점으로 지적할 수 있을 것이다.

우선 본 연구의 실증분석에서 사용한 단위지역 선정과 관련된 문제이다. 본 논문에서는 9개의 대권역 내에 있는 500병상 이상인 종합병원 중 하나를 거점병원으로 선정한 후 반경 5km 내에 위치하는 30개의 행정구역을 시장지역으로 설정하였다. 그런데 문제는 9개의 대권역을 설정할 때 사용한 행정구역상의 개념이 구역 내 의원들의 경쟁 정도를 적절히 반영할 수 있는 개념인가에 대한 부분이다. 이러한 문제점은 구체적으로, 첫째 단위지역 선정이 과연 우리나라 전체를 나타낼 수 있는 대표성을 갖고 있는지의 문제와, 둘째 선정된 단위지역을 배타적인 시장지역으로 볼 수 있는지의 문제로 표현할 수 있다.

첫 번째 대표성 문제와 관련하여, 비록 본 논문이 보건복지부에서 발간한 전국에 산재한 의료기관의 항생제 처방률을 바탕으로 분석이 수행된 것이지만 본 논문에서 분석대상으로 선정한 기관은 특정 진료과목을 표방한 1차 의료기관이므로 본 논문의 결과를 전체 의료기관으로 확대해서 일반화시키는 것은 문제가 있을 것이다.

두 번째 배타적인 시장지역 여부의 문제와 관련해서 본 논문에서는 9개의 대권역에 위치한 거점병원을 중심으로 반경 5km 이내의 지역을 시장지역으로 구분하였지만, 환자들이 인접한 다른 행정구역으로 가서 의료서비스를 이용할 수 있음을 고려할 때, 인위적인 행정구역보다는 교통량 등을 고려한 생활권역이 적절한 시장지역이라는 지적이 있을 수 있

다. 실증분석 수행 시 가장 중요한 부분이 시장지역 설정과 관련된 것임을 고려할 때 이러한 지적은 본 논문의 분석결과 해석 시 반드시 고려해야 할 사항일 것이다. 환언하면 본 논문에서 선정된 각 단위지역 내의 1차 의원을 방문하는 환자라도 타 지역의 의료기관을 언제든지 이용할 수 있는 문제(단위지역 간 border-cross)가 존재하므로 각각의 단위지역을 배타적인 시장지역으로 볼 수 없는 한계가 있다. 따라서 이러한 문제는 본 논문에서 수행한 분석결과의 해석에 있어 반드시 유념해야 할 부분이며 향후 본 논문과 비슷한 맥락의 연구과제를 수행할 때, 고려해야할 부분이다. 이러한 문제점을 해결하기 위한 방안의 마련이 반드시 필요한 것으로 사료된다.

본 논문의 두 번째 한계점으로, 본고가 이용한 항생제 처방률 자료의 경우 1개 의료기관에서 발생한 평균적인 의미의 처방률 자료이므로 환자 1인이 처방받은 항생제의 비율은 확인할 수 없다는 부분을 지적해야 할 것이다. 환언하면 본고에서 수행한 연구는 환자 개개인을 분석단위로 한 미시적인 분석이 아니라 각 의료기관을 대상으로 한 분석이다. 따라서 각 의료기관을 내원한 환자들마다 상병상태가 상이하기 때문에 이러한 상이한 상병상태에 대한 통제가 이루어진 상태에서 분석을 실시하여야 하나 환자의 상병상태를 감안하지 않고 분석을 수행하였다는 점은 연구의 제한점으로 지적해야 할 것이다. 하지만 각 개별 환자의 상병상태에 대한 정보는 본고에서 활용한 건강보험심사평가원에서 공개한 자료에서는 파악되지 않는 사항이다. 따라서 이러한 정보구득이 가능해진다면 분석결과의 타당성을 보다 제고할 수 있으리라 생각된다. 또 다른 한계점으로는 본고에서 분석대상으로 했던 의료기관의 대표성에 대한 부분이다. 즉, 본 연구에서는 1차 의료기관만을 대상으로 그리고 내과, 소아과 및 이비인후과를 표방하는 의료기관만을 대상으로 분석을 수행하였기 때문에 이들 의료기관이 해당 단위지역의 실제 의료기관 간 경쟁 정도를 대표할 수 있는지의 여부에 대해서는 보다 심층적인 고려가 있어야 할 것이다. 아울러 본고에서 사용한 수요 측면의 변수도 대부분 각 해당 지역의 평균적인 개념의 자료를 사용하였기 때문에 앞서 언급한 분석상의 한계로 지적될 수 있을 것이다.

따라서 향후 조사대상 지역과 진료과목을 확대하고 미시적 차원의 자료를 구득하여 이들 변수가 시간의 흐름에 따라 어떠한 변화를 보이는지를 감안한 연구가 진행된다면 보다 나은 결과를 도출할 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

김남순・장숙랑・장선미, 「급성상기도 질환에서 1차의료의사의 항생제 처방에 영향을 주는 요인」, 『예방의학회지』, 제38권 제1호, 대한예방의학회, 2005, pp.1~8.

김윤・김용익・신영수, 「일부 다빈도 상병에서 입원진료비의 변이 정도와 요인에 관한 연구」, 『보건행정학회지』, 제3권 제1호, 한국보건행정학회, 1993, pp.25~52.

문옥륜, 장원기, 이상이, 김철웅, 최경혜, MRI 분포와 관행수가 현황 및 촬영실적 분석, 보건행정학회지, 제8권 제1호, 1998, pp.155~182.

변재환, 「신구(新舊) 의료보험 약가제도에 대한 이해」, 한국보건경제학회 2000년 춘계 학술발표회, 2000, pp.67~100.

박기동, 「급성 호흡기 감염증 처방의 변이: 의원 외래의 청구 건당 처방률을 중심으로」, 서울대학교 대학원 의학박사학위 논문, 2003.

박실비아, 「일부 다빈도 질환에서 의료기관 유형별 의약품 사용의 변이」, 『보건행정학회지』, 제9권 제2호, 한국보건행정학회, 1999, pp.118~138.

박실비아・문옥륜・강영호, 「일부 다빈도 질환에서 개원의의 의약품 처방에 영향을 미치는 요인」, 『보건행정학회지』, 제8권 제2호, 한국보건행정학회, 1998, pp.166~190.

박형근, 「병원 간 경쟁수준이 병원 재원일수 및 진료비에 미치는 영향」, 서울대학교 대학원 의학박사 학위논문, 2006.

보건복지부, 「지역 및 요양기관 종류, 병원 표시과목별로 급성상기도감염(단순 감기) 환자에 대한 항생제 사용률 평가결과(보도자료)」, 2006.

서승환, 『미시경제론』, 제3판, 서울: 홍문사, 2001년.

양채열, 「의료보험제도의 문제점과 그 영향: 과다투약과 의료납품비리 예방책을 중심으로」, 『국제경제연구』 제6권 제2호, 2000, pp.229~244.

어광수 등, 「가정의학과 개원의의 호흡기 감염 환자에 대한 항생제 사용양상」, 『가정의학회지』, 제21권 제7호, 한국보건행정학회, 2000, pp.901~913.

이영성, 「개원의의 소아 급성호흡기 질환에 대한 항생제 처방양상에 관한 연구」, 서울대학교 대학원 의학석사학위논문, 1992.

이재형, 『한국의 시장집중 분석-광공업부문을 중심으로』, 연구보고서 2002-10, 한국개발연구원, 2002, pp.18~23, 27~28.

임재영, 「지불보상체계가 의사의 진료행태에 미치는 영향」, 『보건행정학회지』 제14권 제4호, 2004, pp.48~74.

조병희, 『한국의사의 위기와 생존전략』, 서울: 명경출판사, 1994.

지방재정공개 시스템, 재정연감, 「자치구 지방세 세목별 결산분석」, http://lofin.mogaha.go.kr:8100/

settle/jejung/YearBook_T02(Settle).jsp

Evans, R., “Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications,” in Mark Perlman(ed.), *The Economics of Health and Medical Care*, London: Macmillan, 1974.

McGuire, Thomas G. and Mark V. Pauly, “Physicians Response to Fee Change with Multiple Payers,” *Journal of Health Economics*, Vol. 26, No.4, 1991, pp.396~410.

Noether, M., “Competition among Hospitals,” *Journal of Health Economics*, Vol. 7, No. 3, 1988, pp.259~284

Robinson, J. C. and H. S. Luft, “The Impact of Hospital Market Structure on Patient Volume, Average Length of Stay, and the Cost of Care,” *Journal of Health Economics*, Vol. 4, 1985, pp.333~356.

Zwanziger, Jack, “Antitrust Considerations and Hospital Markets,” *Journal of Health Economics*, Vol. 8, No. 4, 1990, pp.457~464.

부 록

본문 식 (5)의 도출과정

$$U_{\pi\pi}\frac{d\pi}{dm}mX' + U_{\pi}mX''\frac{dT}{dm} + U_{\pi}X' + U_{LL}\frac{dL}{dm}(-X')t$$
$$+ U_{L}(-X'')\frac{dT}{dm}t + 0 + U_{TT}\frac{dT}{dm} + U_{T\pi}\frac{d\pi}{dm} + U_{TL}\frac{dT}{dm}$$
$$= U_{\pi\pi}XmX' + U_{\pi\pi}(mX')^2\frac{dT}{dm} + U_{\pi}mX''\frac{dT}{dm} + U_{\pi}X'$$
$$+ U_{LL}(-t)\frac{dX}{dT}\frac{dT}{dm}(-X')t + U_{L}(-X'')\frac{dT}{dm}t$$
$$+ U_{TT}\frac{dT}{dm} + U_{T\pi}\frac{d\pi}{dm} + U_{TL}\frac{dL}{dm}$$

$X''=0$, $U_{T\pi} = U_{TL} = 0$이라고 가정했으므로 위의 식을 다시 쓰면

$$U_{\pi\pi}XmX'' + U_{\pi\pi}(mX')^2\frac{dT}{dm} + U_{\pi}X' + U_{LL}[(-X')t]^2\frac{dT}{dm} + U_{TT}\frac{dT}{dm}$$

진료수입의 변화에 따른 진료의 변화($\frac{dT}{dm}$)를 알아보기 위해 $\frac{dT}{dm}$항이 있는 항과 없는 항을 구분하여 식을 정리하면

$$\left\{U_{\pi\pi}(X'm)^2 + U_{LL}[(-X')t]^2 + U_{TT}\right\}\frac{dT}{dm} + U_{\pi\pi}XmX' + U_{\pi}X' = 0$$

$\frac{dT}{dm}$항만 남기고 우변으로 이항하면

$$\frac{dT}{dm} = \frac{-U_{\pi\pi}XmX' - U_{\pi}X'}{U_{\pi\pi}(X'm)^2 + U_{LL}[(-X')t]^2 + U_{TT}}$$

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

졸업생 취업률 변화를 중심으로 본 지방대학혁신역량강화(NURI)사업의 평가

이 삼 호
(한국개발연구원 부연구위원)
김 희 삼
(한국개발연구원 부연구위원)

An Evaluation of NURI(New University for Regional Innovation): Focusing on Changes in Graduate Employment

Sam-Ho Lee
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)
Hisam Kim
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 『지방대학 혁신역량 강화사업 심층평가 보고서』(한국개발연구원, 2007)로 기발간된 보고서를 수정·보완한 것임.

** 이삼호: (e-mail) samho@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea
김희삼: (e-mail) hisamkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 지방대학혁신역량강화사업(NURI), 지방대학(Regional Universities), 졸업생 취업률(Graduate Employment Rate)
• JEL code: H52, I29, J24
• Received: 2008. 6. 19 • Referee Process Started: 2008. 6. 25
• Referee Reports Completed: 2008. 8. 12

ABSTRACT

'New Universities for Regional Innovation(NURI)' is a financial aid program designed to promote the development of universities as a major component of Regional Innovation System (RIS). In particular, this program emphasizes the role of regional universities to provide the qualified graduates for the regional economy. This paper is to evaluate the effect of NURI, focusing on the change of graduates' employment. The effect of the program can be evaluated by the quality of graduates' accumulated human capital, and graduates' employment performance represents the graduates' quality evaluated in the labor market. This is also believed to be a good performance indicator of the NURI program.

We utilize the graduate employment survey of Korean Educational Development Institute (KEDI), and calculate the graduates' employment rates of the departments that received the financial support of NURI (treatment group). We also calculate the graduates' employment rates of the departments that applied for the support of the NURI program but were not selected (comparison group). By using difference-in-differences method, we compare the change of graduates' employment rates in treatment and comparison groups before and after the program came in effect.

Compared with the employment rates in 2004 before the NURI program started, the graduates employment rates improved in both groups in 2005 and 2006. The improvement of the employment rates in the treatment group is larger than that in the comparison group. Moreover, the difference of improvement gets larger in the year 2006 than in 2005, which means those students who were affected more years by the NURI program are more likely to be employed. However, the difference is not statistically significant, and we cannot definetely conclude that NURI showed the desired effect on the quality of the college graduates. We calculate employment rates in two ways; whether to treat going on to graduate education as an employment or not. The result was qualitatively the same in both cases.

We also tracked quality of employment by investigating the firm size where the graduates of the treatment group were employed. By utilizing data from the Employment Insurance Fund, we measure the firm size by the number of employees. We did not find any deterioration of employment quality between 2005 and 2006, though it deteriorates in 2007. Therefore, the improvement of employment rates until 2006, though not statistically significant, does not seem to come at the cost of employment quality.

The interpretation of this result cannot help being very limited. First, this evaluation covers such a short time period. It only covers two years after the program started, 2005 and 2006. Second, the extent of the improvement in employment rates is not satisfactory considering the

ABSTRACT

amount of financial support, even though it can be argued that the employment has improved since the inception of the program. Subsequent evaluation of the program is required to certify the NURI programs' longer term effectiveness.

'지방대학 혁신역량 강화사업' 혹은 'NURI (New University for Regional Innovation) 사업'은 지역발전혁신전략의 한 주체로 설정된 지방대학의 발전을 도모하는 사업이다. NURI사업은 학부 졸업생 수준의 중견전문인력을 양성하는 지방대학의 기능을 강화하고자 하는 목적으로 시행되었다. 본 논문은 졸업생 취업률의 변화를 중심으로 노동시장에서 나타난 NURI사업의 성과를 평가하고자 한다.

이를 위해 우리는 한국교육개발원의 졸업생 취업률 통계조사 자료를 활용하여 NURI사업단과 NURI사업에 지원하였으나 미선정된 사업단의 취업률을 비교하였다. 이를 바탕으로 NURI사업이 시행된 이후 취업률의 개선이 나타났는지를 이중차감법을 이용하여 검증하였다.

검증 결과, NURI사업단의 취업률은 미선정 사업단에 비해 빠르게 상승하였으며, 기간이 지남에 따라 취업률 개선 정도의 차이가 더욱 크게 나타났다. 그러나 이러한 차이는 통계적으로 유의한 수준은 아니므로 취업률 개선효과를 단정할 수 없다. 더구나 취업률의 변화를 관찰한 기간이 충분히 길지 않다는 점에서 NURI사업의 효과성을 단정적으로 평가하기는 더욱 어렵다. 또한 어느 정도의 취업률 개선이 이루어졌다 하더라도 투입된 예산규모가 상당히 크다는 점 등을 고려할 때 NURI사업이 기대한 만큼의 성과를 거두고 있다고 단언하기는 어렵다. 따라서 차후에도 지속적인 검증이 필요할 것이다.

Ⅰ. 서 론

'지방대학 혁신역량 강화사업' 혹은 'NURI(New University for Regional Innovation)사업'은 지역균형발전을 위한 사업의 하나로서, 지방대학의 발전을 유도하기 위한 대학지원사업이다. 지역균형발전전략에서는 지역의 발전을 위한 주체가 산업, 대학, 연구소, 그리고 지자체로 구성된다고 인식하고, 지역발전을 위해서는 이들 네 주체의 유기적인 협력이 필요하다고 판단하였다(교육인적자원부[2004]). 이 중 한 축인 대학의 기능, 특히 지역산업에 필요한 중견전문인력[1]을 배출하는 기능을 강화하기 위한 기반을 조성하는 사업이 NURI사업이라고 할 수 있다.[2]

NURI사업은 2004년에 시작되어 2008년까지 매년 2,000억원 이상이 투입되는 큰 규모의 특수목적사업이다. 2007년 현재 전국에 131개의 사업단이 이 NURI사업의 예산지원을 받으며, 특히 37개 대형 사업단의 경우 매년 30억원 이상의 예산지원을 받는다.[3] 고등교육 지원 예산의 상당 부분을 국립대학에 대한 재정지원이 차지한다는 사실을 고려할 때, NURI사업은 '두뇌한국 21(BK21)' 사업과 더불어 가장 큰 규모의 특수목적사업이라고 할 수 있다(표 1 참조).

본 연구에서는 NURI사업의 성과를 졸업생 취업률의 변화를 중심으로 살펴보고자 한다. 목표한 바와 같이 양질의 인력이 양성되었는지는 졸업생에 대한

〈Table 1〉 Annual Budget of NURI

(Unit: hundred million won)

Year	2004	2005	2006	2007	2008	Total
Budget	2,200	2,400	2,600	2,594	2,600	12,394

1) 교육인적자원부는 인력양성사업의 대상을 크게 고급전문인력, 중견전문인력, 현장기술인력으로 나누고 있다. 인력의 수준을 세 가지로 구별하면, 대학원 수준 이상의 연구인력인 고급전문인력, 학부 수준의 인력으로 기초이론과 현장실무능력을 갖춘 중견전문인력, 그리고 전문대학 수준의 현장기술인력으로 나눌 수 있다. NURI사업은 현장에 필요한 학부 수준의 인력 양성을 주목표로 한다고 할 수 있다.

2) NURI사업이 말하는 지방대학의 기능 강화는 궁극적으로 해당 지역이 필요로 하는 인력의 배출일 것이다. 그러나 낙후된 지역 상황을 고려할 때 이러한 효과를 당장 기대하기는 어렵다. 오히려 이를 위한 기반을 강화시키기 위해 지방대학의 역량을 높이는 데 당장의 목적이 있다고 할 수 있다.

3) NURI사업은 사업단의 규모에 따라 대형, 중형, 소형으로 구분되며 국고지원 규모는 소형 사업단의 경우 10억원 이하, 중형 사업단의 경우 10억~30억원이며, 대형 사업단의 경우 30억~50억원이다.

노동시장의 평가를 통하여 확인할 수 있으며, 이를 가장 쉽게 보여주는 것이 취업률이다. 따라서 본 연구에서는 취업률 지표를 중심으로 NURI사업이 인력양성의 목표를 달성하였는지를 살펴본다.

본 연구에서는 이중차감법(difference-in-differences)을 이용하여 NURI사업이 졸업생 취업률에 미치는 영향을 파악한다. NURI사업의 효과는 NURI사업이 시작되기 전과 후의 졸업생 취업률의 변화를 비교함으로써 파악할 수 있다. 그러나 NURI사업이 시작된 후의 졸업생 취업률 변화는 노동시장 환경의 변화 등 다른 시간적 요인의 영향을 받을 수 있으므로 온전히 NURI사업에 의한 영향이라고는 볼 수 없다. 이러한 이유로 NURI사업에 지원하였으나 탈락한 사업단을 비교그룹으로 설정하여 이러한 비교그룹의 졸업생 취업률 변화와 NURI사업단의 졸업생 취업률 변화를 비교하고자 한다. 이를 통해 NURI사업이 졸업생 취업에 미친 영향을 평가할 수 있다. NURI사업에 지원하였다는 것은 학과의 발전을 위해 정부재정을 확보하려는 의지가 있다는 것을 의미한다. 외부적으로 관찰되지 않은 이런 학과 발전의 의지는 실제의 성과개선에도 영향을 미칠 가능성이 있기 때문에 이들을 비교그룹으로 한다. 한편, 취업률의 변화가 취업의 질적 측면의 변화를 수반했을 가능성을 감안하여 NURI사업의 시행 전후에 졸업생이 취업하는 기업규모의 변화도 고려하였다.

분석 결과, NURI사업이 시행된 이후인 2005년과 2006년에 사업단의 중심대학 학과의 취업률은 비교그룹인 탈락 사업단의 중심대학 학과의 취업률보다 개선되는 경향이 나타났다. 더구나 취업률의 개선 정도가 2005년에 비해 2006년이 더욱 크게 나타나 취업률의 개선 정도가 강화되고 있을 가능성을 보인다. 취업한 기업의 규모로 살펴본 취업의 질적 측면 역시 2005년에 비해 2006년에 약화된 것은 아니어서[4] 취업의 특별한 질적 희생 없이 취업률이 증가하였다고 볼 수 있다. 그러나 이러한 취업률 개선 정도의 차이는 통계적으로 유의한 수준이 아니므로 이 정도의 분석을 통해 NURI사업이 취업률 제고효과를 가지고 있다고 말하기는 어렵다. 따라서 이후의 취업률 변화를 추적하여 관찰할 필요가 있을 것으로 판단된다. 또한 설사 통계적으로 유의미한 취업률 개선효과가 확인되었다고 하더라도 NURI사업에 투입된 예산규모가 상당히 크다는 점을 고려할 때 취업률의 개선 정도가 의미 있는 것인가는 여전히 논의해야 할 문제이다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 본 연구에 앞서 NURI사업을 평가한

4) 2007년의 취업의 질은 2005년에 비해 악화된 것으로 보이지만, 2007년의 취업률 자료가 미비하여 이를 해석에 포함시키기 어려운 측면이 있다.

선행 연구를 언급한다. 제Ⅲ장에서는 NURI사업의 내용 및 연구의 대상 범위를 논하고, 제Ⅳ장에서는 졸업생 취업률 변화를 지표로 NURI사업의 성과를 검토한다. 제Ⅴ장에서는 취업한 기업의 규모를 지표로 졸업생 취업 질의 변화를 간략히 검토하며, 제Ⅵ장에서는 분석내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행 연구

NURI사업은 BK21과 더불어 대표적인 고등교육 재정지원사업인 관계로 여러 차례 그 성과를 측정하려는 노력이 수행되었다. 그러나 졸업생 취업 자료의 이용이 쉽지 않았기 때문에 본 연구에서처럼 졸업생 취업의 변화에 중점을 둔 연구는 아직까지 없었다.

류장수 외(2004)의 보고서는 NURI사업의 시행에 즈음하여 적절한 성과분석모형이 무엇인가를 논의하고 있다. 이 연구는 성과분석의 일반론을 먼저 제시하고, 선정된 사업단 및 대학의 참여 학생 수, 교원 수, 충원율, 시설 면적 등 각종 투입요소와 관련된 지표를 지역별, 사업 유형별로 설명한다. 또한, NURI사업단이 스스로 제시한 성과목표치를 기준으로 향후 예정대로 성과목표치가 달성될 경우의 성과개선 정도를 사업단의 여러 유형별로 보여주고 있다. 따라서 이 연구는 엄밀한 의미에서 NURI사업의 성과에 대한 분석이라고 할 수 없지만, 본 연구의 분석방법과 유사한 여러 가지 성과분석 모델을 소개하고 있다는 점에서 의의를 찾을 수 있다.

백성준 외(2005)의 연구는 NURI사업 중 산학협력이라는 부분에 중점을 두고 있다. NURI사업단의 산학협력 사항을 일부 사업단 분석을 통해 개괄하고, 산학협력의 저해요인과 촉진요인을 파악하기 위하여 NURI사업단에 대한 설문조사를 실시하여 중앙정부, 지방자치단체, 대학 및 기업에 대해 사업단이 원하는 개선점을 제시하였다. 이 연구는 기본적으로 NURI사업 중 산학협력의 개선방향에 중점을 둔 정성적 평가로서, NURI사업의 성과를 졸업생 취업률에 중점을 두어 정량적으로 평가한 본 연구와는 차이가 있다.

최운실 외(2006)의 보고서는 NURI사업의 참여 교수, 산업체, 학생을 대상으로 NURI사업에 대한 만족도를 설문조사한 내용을 담고 있다. 그러므로 백성준 외(2005)의 경우와 마찬가지로 주관적·정성적 평가를 중심으로 한 연구이며, 실증자료로 확인된 사업의 성과에 대한 객관적·정량적 평가는 아니다.

한편, 유현숙 외(2006)는 NURI사업 1차연도의 성과를 분석한 연구로서, 본 연구와 마찬가지로 사업에서 탈락한 사업단을 비교그룹으로 삼아 이중차감법을

이용하여 사업성과를 분석하였다. 그러나 본 연구와 달리 졸업생 취업률이 아닌 학생 충원율과 교원 충원율 등의 중간 목표적 성과들을 중심으로 분석한 것은 취업성과 자료의 제약에 따른 한계로 볼 수 있다.

마지막으로 조영달 외(2006)는 NURI사업단의 2006년 성과 자료가 가용한 시점에서 2년간의 성과지표 변화를 파악하고 있다. 그러나 이 연구는 주로 NURI사업단의 성과지표 변화만을 추적하고 있어서, 비교그룹을 설정하여 분석기간 동안 NURI사업단에서 추가적인 성과개선이 있었는지를 평가하는 본 연구와는 구별된다.

Ⅲ. NURI사업의 내용과 분석의 대상 범위

본 평가의 대상이 되는 NURI사업은 지역균형발전전략의 일환으로 추진된 사업이다. 지역혁신의 주체가 크게 지역산업, 대학, 연구소, 그리고 지자체로 구성되어 있다고 보고, 이들의 연결을 체계화하여 지역혁신체계(Regional Innovation System: RIS)를 만든다는 것이 지역균형발전의 구상이었다. 이 중 NURI사업이 목적으로 하는 것은 지방대학의 발전이다.

NURI사업은 지역혁신체계에서 지방대학에 요구되는 역할 중 교육의 기능, 즉 필요한 전문인력의 양성에 초점을 맞추고 있다. 지역혁신체계에서 지방대학은 필요한 지식 및 기술을 생산하는 연구의 기능을 수행하여야 함과 동시에 지역산업에 필요한 인력을 공급하는 기능을 해야 하는데, NURI사업은 이 중 후자에 초점을 맞추고 있는 사업이다.[5)]

인력의 공급을 인력의 수준을 기준으로 세분할 때, NURI사업은 '중견전문인력'의 양성을 주된 목표로 한다. 인력의 수준을 세 가지로 구별하면, 대학원 수준 이상의 연구인력인 고급전문인력, 학부 수준의 인력으로 기초이론과 현장실무능력을 갖춘 중견전문인력, 그리고 전문대학 수준의 현장기술인력으로 나눌 수 있다. 따라서 NURI사업은 현장에 필요한 학부 수준의 인력 양성에 주된 목표를 두고 있다고 할 수 있겠다.[6)]

이상을 정리하면 NURI사업의 목적은 지역산업에 필요한 중견전문인력의 양성이라고 요약할 수 있을 것이다. 그러나 현실적으로 NURI사업이 위 목적에 국한

5) 한편, 지역혁신체계에 필요한 대학의 연구기능 강화는 주로 산업자원부의 지역혁신사업에서 추구하고 있다고도 볼 수 있으나, 양측의 경계가 모호한 측면이 있다.

6) 물론 이러한 구분은 다소 인위적이다. 또한 NURI사업이 포괄하는 인력이 꼭 4년제 대학의 학부생으로 한정되어 있는 것은 아니며, 대학원생과 일부 협력대학의 전문대학생도 사업의 포괄범위에 포함되어 있는 것으로 보인다.

하여 수행되었다고 보기는 어렵다.[7] 특히, 아직 지역산업의 발전이 충분히 이루어지지 못한 낙후지역이 존재하는 현실 속에서 지방대학에서 양성된 인력의 활용을 지역산업체에 국한하기는 어려울 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 지방대학의 중견전문인력 양성이라는 목표에 중점을 두면서, 지역산업에 필요한 인력의 양성이라는 측면은 다소 신축적으로 접근한다.

NURI사업은 지방대학의 경쟁력 강화를 위하여 2003년 4월부터 교육인적자원부내에 지방대학 발전기획팀이 설치·운영되고, 같은 해 6월에 NURI사업의 1차 기본계획이 수립되면서 시작되었다. 같은 해 10월에 NURI사업의 2차 기본계획이 수립되었고, 2004년 1월에 3차 기본계획이 확정되었다. NURI사업 3차 기본계획이 확정됨과 동시에 사업 공고가 이루어졌으며, 2004년 6월에 112개 사업단이 선정되었다. 이 중 1개 사업단은 1차연도 사업단 점검에서 선정이 취소되어 실제로 예산지원을 받은 사업단은 111개이다.

2005년에는 예산증액(2004년 2,200억원에서 2005년 2,400억원)으로 6월에 7개 사업단을 신규로 선정하였다. 7월에 1차연도 연차평가를 실시하였고, 그 결과 7개 사업단의 선정이 취소되었으며 61개 사업단에 대한 사업비 삭감이 이루어졌다. 연차평가의 결과 남는 예산이 발생하여 9월에 11개 사업단이 추가로 선정되었다.

2006년에도 예산증액(2006년 예산 2,600억원)이 발생하여 5월에 8개 사업단이 신규로 선정되었다. 6월 중에 2차연도 연차평가가 실시되어 2개 사업단의 선정이 취소되고 34개 사업단의 예산이 삭감되었다. 절약된 예산으로 3개 사업단이 추가로 신규 선정되었으며, 평가 결과가 좋은 12개 사업단에 대해서는 인센티브가 지급되었다.

2007년에는 위법행위가 드러난 1개 사업단이 2월에 탈락되었고, 이후 공모를 통해 1개 사업단이 7월에 선정되었다. 이 결과 2007년 현재 131개 사업단에 대한 예산지원이 이루어지고 있다.

현재 NURI사업은 한국학술진흥재단의 BK21·NURI관리위원회(BNC)에 위탁되어 사업단의 선정 및 평가 관리가 이루어지고 있다. 사업단은 몇 개 대학의 학과가 중심대학 및 협력대학의 형태로 연합하여 구성되며, 사업단 규모에 따라 대형, 중형, 소형으로 구분된다. 사업단 규모에 따라 지자체 및 산업체의 참여가 필수적이며, 구체적인 내용은 <표 2>와 같다.

7) 실제로 사업의 필수 성과지표에는 사업단이 속한 대학의 학생 충원율, 교원 충원율이 포함되어 있으며, 자체 성과목표 미 달성 시 대학 정원의 축소 등을 벌칙으로 요구한 내용 등으로 보아 대학 구조조정 목적이 다소간 관련되어 있었을 것으로 보인다.

〈Table 2〉 Support Programs by Project Group Type

Type	Purpose	Subsidy amount (hundred million won)	Required participants
Large	Human resource development for the regional strategic sector according to 5-year national balanced development plan	30～50	Provincial government and firms (10% matching fund provided by the provincial government)
Medium	Human resource development in various disciplines including humanities and social sciences to provide foundations for regional economy	10～30	Regional government or firms (5% matching fund)
Small		10	One or more outside organization

분석 자료에 대한 설명에서 후술하겠지만, 취업률에 대한 자료는 2006년도까지 가용하므로, 본 연구는 2004년에 선정되어 지금까지 자격이 유지되고 있는 사업단에 한정하여 분석을 실시한다. NURI 사업은 2004년에 사업단을 선정하여 동년 8월부터 예산지원을 실시하였다. 따라서 2005년 졸업자의 경우에는 산학협력, 교육프로그램 개발, 장학금 지원 등 NURI사업으로 인한 수익을 실질적으로 누렸다고 말하기 힘들며, 이후 졸업자들도 NURI사업의 수익을 재학기간 동안 온전히 받은 경우는 없다. 즉, 현재 졸업생의 노동시장 성과로 사업의 효과를 가늠하기에는 사업의 경과기간이 다소 짧다고 할 수 있다. 이런 문제는 나중에 추가로 선정되어 예산을 지원받은 사업단에서 더욱 심각하다. 본고의 분석에서는 이런 문제점을 고려하여 비교적 사업기간이 긴 2004년 선정 사업단만을 분석대상으로 삼았다. 따라서 사업 시행 이후 졸업자는 2004년 8월 졸업자부터 2007년 2월 졸업자까지가 해당된다.

2004년 사업이 시작될 때 선정되어 현재까지 유지되고 있는 사업단은 101개이다. 전술했듯이 원래 112개 사업단이 선정되었으나, 이 중 1개는 예산이 지급되기 전 선정이 취소되었다. 그리고 2005년 연차평가에서 7개의 사업, 2006년 연차평가에서 2개의 사업, 2007년 위법행위가 드러난 1개의 사업이 추가적으로 취소되어 남은 사업단은 101개이다. 이들 101개 사업단의 지역별·유형별 분포는 <표 3>에 제시되어 있다.

<Table 3> Active Project Groups Selected in 2004 (Treatment Group)

	Large	Medium	Small	Total
Gangwon	3	2	3	8
Gyeongnam	2	2	5	9
Gwangju/Jeonnam	4	3	8	15
Daegu/Gyeongbuk	5	4	10	19
Daejeon	1	2	3	6
Busan	1	3	6	10
Ulsan	1	1	2	4
Jeonbuk	2	1	6	9
Jeju	1	1	2	4
Chungnam	2	3	4	9
Chungbuk	2	1	5	8
Total	24	23	54	101

Ⅳ. 취업률 변화를 통해 본 NURI사업의 효과: 이중 차감분석

본 연구에서는 졸업생의 취업률 변화를 중심으로 NURI사업의 효과를 파악한다. 앞서 서술했듯이 사업의 효과를 보기 위해서는 사업 실시 이전과 이후의 취업률을 비교하여 볼 수 있다. 그러나 이 경우 사업 실시 이후의 취업률 변화가 순수하게 사업의 효과로 나타나는 것인지, 아니면 다른 요인들(예를 들어, 노동시장 상황)이 시간의 흐름에 따라 변화함으로써 나타난 것인지를 구별하기 어렵다. 따라서 비교그룹을 설정하여 취업률 변화가 비교그룹과 어떻게 다르게 나타나는가를 확인하는 이중차감법(diffrence-in-differences)을 사용하기로 한다. 이러한 분석은 사업 이외 다른 요인들의 시간적 변화가 사업 전후의 취업률에 미치는 영향이 두 그룹 간에 차이가 없다는 가정에 바탕을 두고 있다. 여기서 비교그룹은 2004년 사업 시작 때 선정 신청을 하였으나 선정되지 못한 사업단으로 정하였다. 사업 선정 신청을 하는 것은 일종의 자기선택(self-selection) 행위이므로, 선정되지 못한 신청 사업단을 비교그룹으로 택함으로써 선택편의(selection bias)를 일정 부분 줄일 수 있을 것으로 기대한다.

1. 분석 자료

취업률 분석에는 한국교육개발원이 집계하는 졸업생 취업조사 자료를 사용한다.[8] 한국교육개발원의 졸업생 취업조사 자료는 1998년부터 매년 각 학교의 단위 학과별로 졸업생 수, 진학자 수, 입대자 수 등을 기록하고 있다. 따라서 각 학과의 취업률을 계산할 수 있으며, 이들 학과별 자료를 2004년 선정 사업단과 미선정 사업단에 각각 포함된 학과들의 정보와 연결하면 사업단 단위의 졸업생 취업률을 구할 수 있다.

한국교육개발원이 집계한 취업률 자료는 크게 두 가지 문제점을 안고 있으며, 향후의 분석에 있어서도 이러한 한계는 염두에 두어야 한다. 첫째, 개인에 대한 자료를 대학 단위에서 조사하여 보고하는 방식으로 이루어진 자료이므로, 각 대학들이 과장하여 보고하였을 가능성이 있다.[9] 둘째, 이 자료는 각 연도의 4월을 기준으로 작성된 것으로서 졸업 직후의 취업률이며, 더 장기간의 구직기간을 거친 취업을 포함하지 않고 이후의 취업 상황에 대해서도 반영하고 있지 못하다.

여기에서 취업률은 크게 두 가지 방식으로 구하였으며, 그 구체적인 산식은 아래와 같다. '취업률1'은 진학자와 입대자를 제외한 취업 가능 졸업자 중 실제로 취업한 사람의 비율을 구한 것이다. '취업률2'는 진학 역시 일종의 취업으로 보아 입대자를 제외한 졸업생 중에서 취업자 및 진학자가 차지하는 비율을 구한 것이다. 전술하였듯이 NURI사업의 목적이 중견전문인력의 양성에 있으므로 졸업한 이후의 즉시 취업을 직접적인 성과로 볼 수 있으나, 상위 학교로의 진학이 활발해지는 현상 역시 교육사업 성과의 한 측면으로 볼 수 있기 때문에 본고의 분석에서는 '취업률2'를 보조적으로 사용하였다.

그리고 본 연구에서는 사업단 전체의 취업률 대신 사업단 중 중심대학 관련 학과의 취업률을 이용하기로 했다. 각

- 취업률1(진학자 제외) = 취업자 / (졸업자－진학자－입대자)
- 취업률2(진학자 포함) = (취업자＋진학자) / (졸업자－입대자)

8) 사업단의 경우 NURI 성과 자료집에 자체적으로 계산한 취업률이 보고되어 있으나 이와 비교할 수 있는 비교그룹의 취업률 자료는 존재하지 않는다. 따라서 동일 기준으로 사업단과 비교그룹의 취업률을 모두 구할 수 있는 한국교육개발원의 졸업생 취업조사 자료를 사용하기로 한다.

9) 조사 주관기관인 한국교육개발원이 조사된 개인들에 대해 일부를 표본 추출하여 재확인하는 작업을 거쳐 상당한 일치도를 보인다고 하고 있으나, 허위보고에 대한 페널티가 불분명한 상황에서 과장보고의 문제를 완전히 제거하는 것은 어렵다고 판단된다.

<Table 4> Non-selected Project Groups (Comparison Group)

	Large	Medium	Small	Total
Gangwon	0	10	19	29
Gyeongnam	2	9	22	33
Gwangju/Jeonnam	3	9	22	34
Daegu/Gyeongbuk	2	17	21	40
Daejeon	4	8	16	28
Busan	4	9	24	37
Ulsan	0	1	2	3
Jeonbuk	1	14	11	26
Jeju	1	1	0	2
Chungnam	2	18	34	54
Chungbuk	0	9	21	30
Total	19	105	192	316

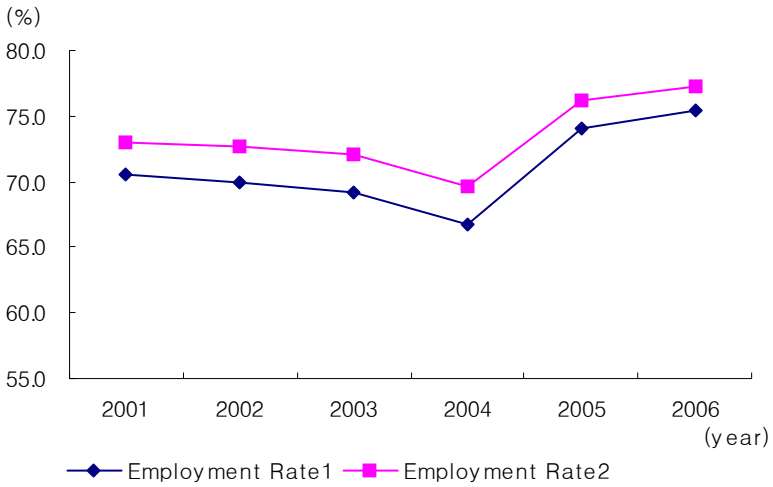
사업단에 속한 대학의 학과는 사업 시행 이전과 이후에 이름과 편성이 변경된 경우가 많았다. 따라서 이들 학과를 한국교육개발원의 자료와 정확하게 일치시키기는 매우 어렵다. 따라서 분석의 범위를 중심대학으로 한정하여, 사업단에 직접 문의하여 확인하거나 관련 학과의 홈페이지를 참조하여 최대한 정확하게 학과별 취업조사 자료를 사업단의 취업 자료로 변환시켰다.[10] 이러한 과정을 통하여 선정 사업단 101개, 미선정 사업단 316개에 속한 중심대학들의 취업률을 구하였다. 이들 선정 101개 사업단의 구성은 앞의 <표 3>와 같으며, 미선정 316개 사업단의 구성은 <표 4>와 같다.

2. 분석 결과

먼저 한국교육개발원 자료를 이용하여 전체 대학 졸업생의 취업률 변화를 2001년에서 2006년에 걸쳐 살펴보았다. [그림 1]에서 볼 수 있듯이 2004년까지 감소하다가 반전되어 2005년과 2006년에 증가하는 모습을 보이고 있다. 이러한 추세는 진학자를 제외한 경우와 포함한 경우에 모두 적용된다.

10) 자료의 생성과정과 한계에 대해서는 부록을 참조.

[Figure 1] Graduate Employment Rate – Nationwide (2001~2006)

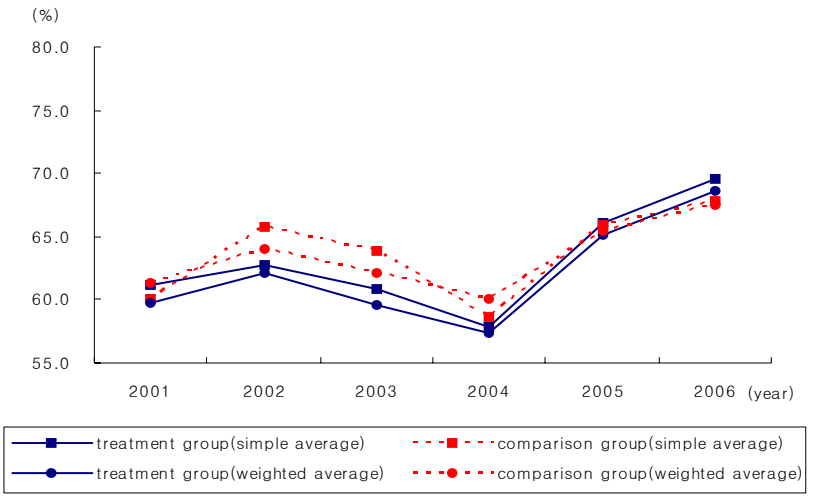


Note: Employment Rate1 excludes going on graduate education from employment while Employment Rate2 does not.
Source: Calculated by the authors using KEDI data.

[그림 2]는 취업률의 변화를 NURI사업의 선정 사업단과 미선정 사업단에 한정해 비교하고 있다. 평균 취업률은 두 가지 방식으로 구하였는데, 각 사업단의 취업률을 가중치 없이 단순 평균해서 구한 것과 대상 사업단들의 졸업자 수, 취업자 수, 입대자 수, 진학자 수를 같은 항목끼리 각각 더한 후 이로부터 취업률을 구한 것이 있다. 그림의 여러 관측치에서 단순 평균으로 구한 취업률이 더 높게 나타나는데, 이는 상대적으로 졸업생이 많은 사업단일수록 취업률이 낮은 경향이 있다는 사실을 보여주는 것이다.

지방대학만 포함된 관계로 전체 대학의 취업률보다는 낮은 수준이지만, 시점에 따른 취업률 변화는 전체 대학을 대상으로 한 취업률의 변화와 비슷한 양상을 보인다. 즉, 취업률은 2004년까지 하락 추세에 있다가 반등하여 2005년과 2006년에는 상승한다. 먼저 주목할 수 있는 것은 사업단 선정과정에서 상대적으로 성과가 좋은 학과들이 사업단으로 선정되리라는 예상과는 달리 사업단 선정 시점인 2004년과 그 이전에는 오히려 NURI 사업단으로 선정되지 못한 학과들의 취업률이 더 높았던 것으로 나타난다는 것이다.[11] 그러나 NURI사업이 시작된 2005년 졸업자부터는 선정 사업단의 취업률이

[Figure 2] Employment Rate1 of Treatment and Comparison Groups(2001~2006)



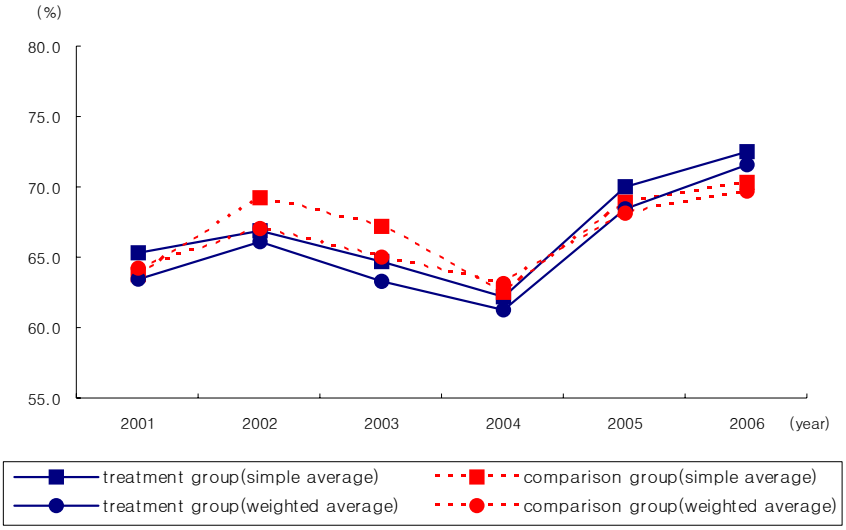
미선정 사업단의 취업률보다 빠르게 상승하여 2007년에는 선정 사업단의 취업률이 미선정 사업단의 취업률보다 높게 나타난다.

[그림 3]은 진학자를 포함한 취업률의 변화를 나타내는데, 이 역시 진학자를 제외했던 취업률의 변화와 비슷한 양태를 보여준다. 또한, NURI사업이 시작된 이후인 2005년부터 선정 사업단의 취업률이 더욱 빠르게 상승하여 2006년에 미선정 사업단의 취업률을 추월하는 것 역시 비슷한 양태를 보여준다.

그림의 취업률 변화에서 사업 시작 이후 선정 사업단의 취업률이 미선정 사업단의 취업률보다 더 빠르게 상승하는 양상이 나타나는 것으로부터 NURI사업이 취업률을 향상시키는 데 일정한 효과가 있었음을 알 수 있다. 그러나 이러한 차이가 통계적으로 얼마나 유의한 것인지를 단순히 그림만으로는 판단할 수 없으므로 이중차감법을 적용한 회귀식을 추정함으로써 이를 확인하도록 한다.

11) NURI사업단의 선정과정에서 성과가 좋을 것으로 판단되는 사업단이 선정되면 이중차감법의 분석에도 불구하고 성과 추정치에는 편의가 발생할 수 있다. 이러한 편의를 방지하기 위해 NURI사업단 선정 여부에 대한 회귀분석을 통해 계산된 사전적 확률을 통제하는 방식이 있을 수 있으나, 각 사업단에 대한 풍부한 특성 자료가 미비하여 본 분석은 이를 행하지 못하였다. 그러나 [그림 2]와 [그림 3]에서 확인하듯이 NURI사업단 선정 이전까지 선정 사업단과 미선정 사업단의 취업률 변화 양태는 크게 다르지 않아 선정기준에 따른 편의는 큰 문제가 되지는 않을 것이다.

[Figure 3] Employment Rate2 of Treatment and Comparison Groups(2001~2006)



이중차감법(difference-in-differences)은 선정 사업단의 사업 시행 전후의 취업률 변화에서 미선정 사업단의 사업 시행 전후의 취업률 변화를 차감한 값이 얼마나 통계적으로 유의한가를 기준으로 사업의 성과를 판단한다. 이 값을 회귀식의 형태로 나타내면 회귀식의 설명변수로 사업 이후 시점의 더미변수, 선정 사업단에 대한 더미변수, 그리고 이 두 더미변수의 교차항을 넣었을 때, 교차항에 대한 계수로 나타나게 된다. 본 연구의 분석에서는 사업 시행 이전의 기준 시점으로 2004년을 택하고, 사업 시행 이후의 시점은 2005년과 2006년을 모두 포함하였다.[12)]

진학자를 제외한 '취업률1'과 이를 포함한 '취업률2'를 성과지표로 하여 다음 네 가지 설정을 통해 분석을 실시하였다.[13)] 첫 번째 설정인 기본모형에서는 이중차감법의 실행에 꼭 필요한 사업선정 여부 더미, 사업 시행 후 시점 더미, 그리고 둘 사이의 교차항만을 설명변수로 하고, 사업단의 특성을 전혀 통제하지 않았다. 두 번째 설정에서는 사업단이 속한 지역, 대·중·소의 사업 유형, 그리고

12) 엄밀히 말해 2005년과 2006년을 모두 포함하였다는 것은 사업 시행 후 1년 후의 효과와 2년 후의 효과를 별개의 효과로 보고 이 효과의 유의성을 계측해 내는 것으로 이해할 수 있다.

13) 졸업생이 10명 미만이었던 시점의 취업률은 취업률 자체에 큰 의미를 부여하기 어려워 분석에서 제외하였다.

〈Table 5〉 Difference-in-Differences Regression Results

Dependent variable	Employment rate 1					Employment rate 2				
Specification	(1) Baseline model		(2) Region, program types, establishment types (national, public, private) controlled		(3) Fixed-effect model	(1) Baseline model		(2) Region, program types, establishment types (national, public, private) controlled		(3) Fixed-effect model
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS	OLS	WLS	
Treatment group	-1.38	-2.74	1.59	.96		-.61	-1.93	1.91	1.21	
	(-0.69)	(-1.43)	(0.81)	(0.52)		(-0.33)	(-1.12)	(1.07)	(0.73)	
2005 (first year after treatment)	6.86***	5.46***	6.97***	5.50***	6.94***	6.17***	4.99***	6.29***	5.00***	6.24***
	(4.61)	(3.56)	(4.93)	(3.86)	(8.08)	(4.53)	(3.60)	(4.87)	(3.89)	(7.84)
2006 (second year after treatment)	9.41***	7.45***	9.48***	7.40***	9.45***	8.25***	6.61***	8.31***	6.57***	8.26***
	(6.33)	(4.87)	(6.71)	(5.21)	(10.93)	(6.06)	(4.78)	(6.44)	(5.11)	(10.29)
Treatment × 2005	1.88	2.32	1.70	2.04	1.62	1.98	2.31	1.80	2.04	1.75
	(0.66)	(0.85)	(0.63)	(0.81)	(1.00)	(0.76)	(0.95)	(0.73)	(0.90)	(1.16)
Treatment × 2006	2.65	3.83	2.55	3.93	2.24	2.49	3.77	2.38	3.76*	2.13
	(0.93)	(1.41)	(0.94)	(1.55)	(1.36)	(0.95)	(1.54)	(0.96)	(1.66)	(1.39)
Obs.	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059
$\overline{R}^2$	0.06	0.04	0.15	0.18	0.06	0.05	0.04	0.15	0.18	0.06

Note: 1) t-statistics in parenthesis
2) *, **, *** means statistical significance in 10%, 5%, 1% levels respectively.

사업단이 속한 대학의 국공립 여부 등 자료에서 관찰된 사업단의 특성을 일부 통제하였다. 더 나아가 세 번째 설정에서는 사업단별 고정효과모형(fixed-effect model)을 도입하여 관찰되지 않은 시간불변적(time-invariant)인 사업단별 특성까지 통제하고자 했다. 또한, 사업단별 고정효과모형을 제외한 앞의 두 설정에는 통상최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)에 의한 추정치와 사업단별 취업대상자 수에 따른 가중치를 적용한 가중최소자승법(Weighted Least Squares: WLS)에 의한 추정치를 모두 보고하였다.

<표 5>는 이중차감법의 분석 결과를 보여준다. 앞서 언급했듯이 일반적인 예상과는 달리 선정 사업단의 전체적인 취업률 수준이 미선정 사업단의 그것보다 낮게 나타나는데, 이는 통계적으로는 유의하지 않지만 사업 선정(treatment group) 여부의 계수가 음의 값으로 나타나는 것

으로 확인할 수 있다. 그러나 두 번째 설정에서부터 대학의 특성을 통제하기 시작하면 이 계수는 유의하지 않지만 양의 값으로 반전되어 비슷한 특성의 대학 내에서는 상대적으로 취업률이 높은 사업단이 선정되었음을 확인할 수 있다. 2004년에 비해 2005년과 2006년의 취업률이 상승하는 추세를 보이는 이유는 2005년과 2006년 시점 변수에 대한 계수가 유의한 양의 값이기 때문으로 확인된다.

우리의 직접적인 관심대상인 교차항들(선정 사업단 더미와 사업 시행 이후인 2005년 및 2006년 더미의 곱)의 계수는 모든 설정에서 질적으로 크게 다르지 않은 크기와 통계적 유의성을 가진다. 대부분의 경우 통계적으로 유의한 수준은 아니지만 모든 설정에 있어 양의 값을 나타내고 있다. 따라서 [그림 3]의 취업률 변화 추이에서 확인한 것처럼 취업률의 개선이 선정 사업단에서 더욱 뚜렷이 나타났음을 확인할 수 있다. 특히 교차항의 계수는 2005년에 비해 2006년의 경우에 더 크게 나타나 시간이 지날수록 NURI사업의 효과가 뚜렷하게 나타난다는 가설을 어느 정도 지지하는 것으로 보인다.

NURI사업이 시행된 지가 그리 오래되지는 않았기에 회귀분석 결과의 통계적 유의성에 대해서 큰 의미를 부여하기는 힘들 것이다. 다만, 적어도 2006년 졸업자까지는 취업률의 변화로 측정한 NURI사업의 효과가 의도한 방향으로 나타났다고 볼 수 있을 것이다. 그러나 일부 설정을 제외하고는 통계적으로 유의한 계수는 아니기 때문에 NURI사업의 효과성의 근거로 제시되기는 곤란하다. NURI사업의 효과에 대한 판단을 보다 확실히 내리기 위해서는 이 분석에서 확인한 경향이 2007년 졸업자와 그 이후에도 지속적으로 그리고 통계적으로 유의한 수준까지 나타나는지 확인해야 한다. 2007년 및 그 이후 졸업자의 취업에 대한 자료를 확보하지 못한 본 연구에서 이에 대한 결론을 내리기는 어렵다.

V. 취업의 질 변화를 통한 NURI사업의 성과분석

대학에서 양성된 인력이 노동시장에서 나타내는 성과는 취업 여부뿐 아니라 임금이나 사업체의 규모 등 취업의 질로도 평가할 수 있다. 특히, NURI사업의 경우 졸업생 취업률에 대해서는 명확한 성과목표를 설정하고 이를 달성하지 못할 경우 사업단에서 탈락시키는 과정을 거쳤기 때문에 취업률 목표를 달성하기 위하여 취업의 질을 희생시켰을 개연성이 존재한다. 따라서 NURI사업의 실질적 성과를 평가하기 위해서는 취업률이라는 양적인 지표뿐만 아니라 취업의 질까지 고려할 필요가 있다.

일단 NURI사업의 시행 전과 후에 나타난 개인별 취업의 질을 비교함으로써 NURI사업의 성과를 검토할 수 있을 것이다. 그런데 앞서 서술했듯이 이러한 비교만으로는 다른 요인에 의한 변화를 제외한 순수한 NURI사업의 성과만을 잡아내는 데 한계가 있다. 따라서 취업률 분석에서와 마찬가지로 NURI사업 시행 전후의 시점에서 비교그룹인 미선정 사업단에 속한 개인들이 나타낸 취업의 질적 변화와 비교해 볼 필요가 있다. 그러나 현재 미선정 사업단의 졸업생에 대한 자료는 구할 수 없는 상태이다. 또한, 선정 사업단의 경우에도 사업 시행 이전에 졸업한 학생들의 자료는 구할 수 없다. 다만 2005년부터 2007년 3개년에 걸친 졸업생 중 앞서 졸업한 학생들보다는 후에 졸업한 학생들이 NURI사업의 혜택을 더 많이 받았다고 생각해 볼 수 있다.[14] 따라서 똑같이 사업 시행 이후의 졸업생이라 하더라도 졸업한 시기에 따라 다르게 나타날 가능성이 있는 취업의 질을 비교함으로써 통계적으로 유의한 수준은 아닐지라도 2006년까지 관찰되는 NURI사업의 취업률 개선 경향이 취업의 질적 저하를 수반했는지 여부를 검토할 수 있을 것으로 기대한다.[15]

본 분석에서는 취업의 질을 나타내는 지표로 취업한 사업체의 규모, 즉 피고용 직원 수를 사용한다. 고용된 사업체의 규모는 사내 복리후생의 수준이나 고용의 안정성, 취업자의 주관적 만족도 등 관찰되지 않은 고용의 질과 상당한 관련성이 있는 것으로 인식되고 있다. 일반적으로 취업의 질을 나타내는 대표적인 변수는 임금이지만, 여기서 사업체의 규모만을 취업의 질로 사용하는 이유는 후에 상술할 자료의 한계 때문이다.

1. 자료 및 예비 분석

개인의 취업의 질을 고려하기 위하여 고용보험 데이터베이스(DB)를 사용하였다. 우선 선정된 사업단의 사업 시행 이후의 졸업생 명단과 이들의 졸업평점평균 등 간단한 신상자료를 입수하였다. 그 결과 대형 25개 사업단 중 23개 사업단, 중형 23개 사업단 중 23개 사업단, 소형 54개 사업단 중 48개 사업단에 대한 정보를 취합하였다. 이들 졸업생 명단으로부터 고용보험 DB에 등록되어 있는 인원에 대한 정보를 획득하였다. 고용보험 DB로부터 이들의 고용보험 취득일(취업일), 상실일(실직일), 고용될 때의 임금, 고용

14) 2005년 졸업생의 경우 NURI사업 예산이 집행된 후 반년 만에 졸업한 경우이며, 2006년 졸업생의 경우 1년반, 2007년 졸업생의 경우 2년반 만에 졸업한 경우이다. 따라서 NURI사업이 뒤로 갈수록 노동시장 성과가 개선되는 모습을 보일 것으로 예상할 수 있다.

15) 물론 본 분석은 이러한 취업의 질 변화가 사업의 성과로 인한 것인지, 아니면 경제상황의 변화(연도효과)로 인한 것인지 식별해 낼 수 없다는 분석상의 한계가 있다.

된 사업체의 직원 수, 근로시간 등을 구하였다.

취업의 질을 고려하기 위한 대리변수(proxy)로 종업원 수로 측정한 사업체의 규모를 고려한다. 이는 앞서 서술하였듯이 규모가 큰 사업체일수록 취업의 질이 높다는 가정에 기초한다. 취업의 질을 고려하기 위한 변수로서 취업 시 임금을 생각할 수 있으나 고용보험 DB의 경우 2006년 이후 취업자에 대해서는 임금 자료를 제시하고 있지 않아 졸업연도에 따른 임금의 변화를 추적할 수 없었다. 따라서 본 분석에서는 취업의 질을 나타내는 변수로 종업원 수로 측정한 사업체의 규모를 사용하였다.

여러 번의 이직이 나타날 경우 첫 취업에서 나타나는 취업의 질만을 고려하였다. 두 번째 취업 이후의 취업의 질은 첫 번째 직장에서 얻어진 경험이 많은 영향을 미칠 수 있으리라 판단된다. 물론 첫 번째 취업이 2~3개월 내에 종결되는 경우에는 두 번째 취업이 엄밀한 의미에서의 첫 번째 취업이라고 볼 수도 있다. 따라서 취업기간이 6개월 이상인 취업 중 첫 번째 취업을 고려하였다. 또한 졸업 후 1년 이후에 취업이 이루어진 경우에는 이를 대학에서 받은 교육의 영향만으로 보기는 어렵다는 판단에서 졸업 시점 전 6개월 이내, 졸업 시점 이후 1년 이내의 취업만을 고려하였다. 그리고 취업시간이 주당 30시간 미만인 단시간 근로자인 경우에도 정상적인 취업이 이루어지지 않았다는 판단에서 제외하였다.

이 밖에 아래의 분석에 사용할 변수들에 대한 결측치나 명백한 오류를 제외한 후 총 29,866명의 취업 자료를 얻었다. 주요 변수에 대한 기초 통계량은 <표 6>과 같다. 취업한 사업체의 규모는 5~99인의 경우가 가장 많았으며, 그 다음으로는 300인 이상 사업체, 100~299인 사업체, 5인 미만 사업체 순이었다. 취업연령은 대부분이 25세 전후이며, 40세 이상도 소수 존재한다. 졸업평점평균은 3.0과 4.0 사이에 대부분이 속해 있었다.

이들 표본 관측치를 졸업시기에 따라 나누어 보면 <표 7>과 같다. 매년 일정한 수의 가을 학기 졸업생이 있다. 취업자 수는 매년 증가했는데, 2007년에 들어와 감소한 모습을 보인다.

2. 분석 결과

피고용 직원 수(연속변수 형태)로 표시한 사업체의 규모를 종속변수로 하고 대졸 취업자의 성별, 취업연령, 졸업평점평균, 그리고 졸업한 시기를 설명변수로 하여 회귀분석을 실행하였다. 졸업시기가 늦을수록 NURI사업의 혜택을 많이 받은 학생이므로 가장 먼저 생각해 볼 수 있는 설정은 <표 7>에 나타난 졸업연월별 더미변수들을 도입하는 것이다. 하지만 상대적으로 가을(8월)에 졸업하는

〈Table 6〉 Descriptive Statistics

Variable	Bracket	Observations
Number of employees at the first job	less than 5	2,540
	5 ~ 99	12,846
	100 ~ 299	4,983
	300 or more	9,497
Age at the time of getting the first job	less than 25	13,031
	25 ~ 29	16,377
	30 ~ 39	410
	40 or more	48
GPA	lower than 2.0	80
	2.0 ~ 3.0	4,480
	3.0 ~ 3.5	10,057
	3.5 ~ 4.0	12,099
	higher than 4.0	3,190
Total		29,866

〈Table 7〉 Graduation Time

Graduation Time	Observations	Ratio
Aug 2004	925	3.1%
Feb 2005	9,113	30.5%
Aug 2005	937	3.1%
Feb 2006	9,733	32.6%
Aug 2006	1,090	3.7%
Feb 2007	8,068	27.0%
Total	29,866	100%

〈Table 8〉 The Size of the Firms Where Graduates Get Their First Jobs

	Pooled OLS (Region and program types controlled)		Fixed-Effect Model	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Female	-772.89*** (-9.92)	-666.88*** (-8.64)	-385.01*** (-4.63)	-281.04*** (-3.39)
Age at the time of getting the first job	-140.00*** (-8.78)	-143.67*** (-9.08)	-93.32*** (-5.81)	-96.97*** (-6.08)
GPA	-2588.93*** (-3.76)	-2814.65*** (-4.12)	-3429.75*** (-5.06)	-3564.96*** (-5.30)
GPA squared	629.64*** (6.14)	652.63*** (6.42)	740.79*** (7.34)	752.36*** (7.51)
Same region employment		-1351.30*** (-22.23)		-1208.36*** (-19.99)
Graduation in Aug	779.00*** (6.61)	681.86*** (5.82)	429.95*** (3.71)	367.19*** (3.18)
Graduation in 2005	81.45 (0.40)	19.98 (0.10)	32.52 (0.17)	-15.73 (-0.08)
Graduation in 2006	97.64 (0.49)	5.76 (0.03)	82.16 (0.42)	6.71 (0.03)
Graduation in 2007	-219.26 (-1.05)	-327.11 (-1.58)	-284.77 (-1.40)	-374.59* (-1.85)
$\overline{R}^2 (R^2)$	0.06	0.07	0.03	0.04
Observations	29,866	29,866	29,866	29,866

Note: 1) t statistics in parenthesis.
2) *, **, *** means statistical significance in 10%, 5%, 1% levels respectively.

학생들의 숫자가 적으며, 가을 졸업생들이 취업하는 사업체의 규모가 체계적으로 큰 경향을 보였기 때문에 연도 더미와 가을학기 졸업 더미를 설정하는 방식을 택하였다.

<표 8>은 회귀분석 결과를 보여준다. (1)열과 (2)열에서는 계수 추정치를 표에 제시하지는 않았지만 사업단의 지역 더미변수와 유형(대형·중형·소형) 더미변수를 도입하여 사업단의 관찰된 특성을 통제하였다. 표에 제시한 계수 추정치를 보면, 남성보다는 여성이 취업한 사업

체의 규모가 작고, 연령이 높을수록 소규모의 사업체에 취업하는 경향이 있는 것으로 드러났다. 졸업평점평균은 이차식 형태로 설정하였는데, 졸업평점평균이 높아질수록 취업하는 사업체의 규모는 기하급수적으로 증가하는 것으로 보인다. 또한 전술한 바와 같이 8월 졸업자의 경우 2월에 졸업하는 학생들보다 규모가 큰 사업체에 취업한 것으로 나타났다. 이는 아마도 2월 졸업이 일반적이고 기업의 구인시기도 이 시기에 몰려 있다는 것이 한 원인일 수 있다. 이런 이유로 8월에 졸업할 수 있는 자격을 갖춘 학생이라 하더라도 목적하는 양질의 취업을 이룬 사람만이 실제로 졸업하고, 그렇지 않은 경우 다음해 2월 졸업을 선택하였을 가능성이 크기 때문이다.

우리의 주된 관심은 비교대상인 2004년 8월 졸업자에 비해 NURI사업이 시행된 이후 배출된 졸업자에서 사업체 규모로 측정한 취업의 질이 개선되었는지의 여부이다. 추정 결과, 2005년과 2006년에는 다소나마 취업의 질이 개선된 것으로 보이나 2007년에 들어와서는 취업의 질이 낮아진 것으로 나타났다. 그러나 이러한 변화는 모두 통계적으로 유의한 수준은 아니다.

전술하였듯이 NURI사업은 지역균형발전전략의 일환으로 지역 내 산업발전을 위한 인력 양성이 목표라고 할 수 있다. 따라서 사업단과 동일한 지역 내의 사업체에 취직하는 졸업생이 많을수록 그 목표가 잘 달성되었다고 주장할 수도 있다. 그러나 이러한 목표는 취업의 질과는 다소 상충될 수 있는데, 산업기반이 미약한 지방에서 취업하는 경우 수도권에서 취업하는 경우에 비해 취업한 사업체의 규모가 작아질 가능성이 있기 때문이다. 만약 이러한 이유로 취업의 질이 다소 하락한 것이라고 한다면 이것이 NURI사업의 성과가 악화된 것이라고는 할 수 없다. 따라서 (2)열에서는 동일 지역에 취업하였는지 여부를 추가로 통제하였다.[16] 예상한 바와 같이 동일 지역에 취업한 경우에는 사업체 규모가 통계적으로 유의한 수준에서 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 동일 지역 취업 여부를 통제하지 않았을 때에 비해 2005년과 2006년의 취업의 질 개선 정도는 약화되고, 2007년의 취업의 질 하락은 좀 더 크게 나타났다. 그러나 이러한 졸업연도별 취업의 질 변화는 여전히 통계적으로 유의하지 않은 수준이었다.

한편, (1)열과 (2)열에서 사업단의 지역

16) NURI사업의 본래 취지를 고려할 때, 동일 지역에 취업하지 않음으로써 나타나는 취업의 질 개선은 진정한 성과가 아니라고 할 수 있다. 그러나 앞서 언급하였듯이 아직 지역 산업이 발전되지 않은 지방의 현실을 고려할 때, 지역사회에 필요한 인력의 공급이라는 목적에 한정하여 NURI사업을 평가하기는 어려울 것으로 판단된다. NURI사업단 졸업생의 동일 지역 취업 여부에 대한 분석은 이삼호・김희삼(2007) 참조.

과 유형을 통제하였더라도 사업단 간에는 여러 가지 면에서 자료상으로 관찰되지 않은 차이가 존재한다. 따라서 (3)열과 (4)열에서는 관찰되지 않은 사업단 고유의 특성까지 고려하여 사업단별 고정효과를 도입한 모형을 추정하였다. 그러나 이 경우에도 졸업연도별 더미변수의 추정계수 값에 질적으로 크게 다른 변화는 보이지 않았다. (3)열에서는 2005년과 2006년에 다소나마 취업의 질이 개선되다가 2007년에 저하되는 양상이 동일하게 나타났다. 동일 지역 취업 여부를 통제한 (4)열에서도 2007년을 제외하면 졸업연도별로 사업체 규모에 통계적으로 유의한 차이가 없었다.

<표 8>의 설정에서는 2004년 8월 졸업생을 기준으로 2005년부터 2007년에 걸쳐 졸업한 학생들의 취업의 질을 비교하였다. 그러나 2004년 2월 졸업생이 자료에 존재하지 않으므로 위의 설정에 다소 무리가 있으리라 판단된다. 따라서 매년 2월 졸업생에 한정하여 2005년을 기준으로 2006년과 2007년 졸업생의 취업의 질이 어떻게 변화하였는지를 <표 9>에서 추가로 검토하였다. 위에서와 마찬가지로 사업단의 지역과 유형을 통제한 모형과 사업단별 고정효과를 포함시키는 모형을 모두 고려하였다.

가을 졸업생을 제외한 관계로 관측치 수는 약 3,000명 정도 감소하였지만, 성별, 취업연령 및 졸업평점평균에 대한 계수는 질적으로 크게 달라지지 않았다. 2006년에 다소나마 취업의 질이 개선되고 2007년에 들어와 악화되는 것 역시 이전의 분석과 동일하다. 다만, 2007년의 취업의 질 하락이 2005년과 비교할 때 통계적으로 유의한 수준이며, 유의성은 동일 지역 취업 여부를 통제할 경우 더욱 강화된다.

NURI사업의 효과가 정상적으로 나타난다면, NURI사업의 수혜를 오래 받은 졸업생일수록 취업의 질이 향상될 것으로 예상할 수 있다. 그러나 전반적으로 볼 때 사업체 규모로 측정한 취업의 질적 변화는 뚜렷이 확인되지 않았다. 물론 사업 시작 후 1~2년 사이에는 취업의 질이 다소나마 개선되는 모습을 보였지만 통계적으로 유의한 수준이 아니며, [그림 2]와 [그림 3]에서 보았듯이 2005년과 2006년은 대졸자 취업률이 전반적으로 개선되는 상황이었기 때문에 이 시기에 나타난 취업의 질적 개선 역시 온전히 NURI사업의 효과로 보기는 어렵다. 또한 3년 후인 2007년에는 NURI사업단 졸업생이 취업한 사업체 규모가 오히려 감소하는 모습을 보였다. 그러나 2007년의 취업의 질 감소가 지방대학 졸업자의 노동시장 환경이 급격하게 변화했기 때문인지, 아니면 NURI사업의 효과가 부정적으로 나타났기 때문인지를 판단하기는 어렵다.[17]

요컨대, 앞에서 살펴본 2006년까지

〈Table 9〉 The Size of Employing Firms (Excluding Graduates in Aug)

	Pooled OLS (Region and program types controlled)		Fixed-Effect Model	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Female	-771.49*** (-9.60)	-673.43*** (-8.43)	-401.57*** (-4.65)	-298.18*** (-3.47)
Age at the time of getting the current job	-138.53*** (-8.47)	-142.46*** (-8.78)	-91.77*** (-5.55)	-95.44*** (-5.81)
GPA	-3485.30*** (-4.64)	-3632.15*** (-4.86)	-3960.11*** (-5.33)	-4061.49*** (-5.51)
GPA squared	750.23*** (6.74)	762.54*** (6.90)	812.01*** (7.39)	818.82*** (7.50)
Same region employment		-1274.07*** (-20.25)		-1163.94*** (-18.55)
Graduation in 2006	69.58 (0.97)	44.94 (0.63)	104.91 (1.48)	83.13 (1.18)
Graduation in 2007	-269.61*** (-3.58)	-311.40*** (-4.17)	-286.96*** (-3.87)	-324.59*** (-4.40)
$\overline{R}^2 (R^2)$	0.05	0.07	0.02	0.03
Observations	26913	26913	26913	26913

Note: 1) t statistics in parenthesis.
2) *, **, *** means statistical significance in 10%, 5%, 1% levels respectively.

(통계적으로 유의하진 않지만) 나타나고 있는 취업률 개선은 사업체 규모로 측정한 취업 질의 뚜렷한 개선을 동반하고 있지는 않은 것으로 보인다. 그러나 2007년에는 취업 질의 하락이 나타난다고 볼 수 있기 때문에 2007년 이후 취업률이 어떤 변화를 겪었는지 살펴볼 필요가 있다.

17) 고용보험 DB의 자료 표집 시점은 2007년 7월 17일로서 2007년 졸업자의 경우 취업의 기회가 5개월 정도로 제한되는 면이 있다. 이것이 2007년 졸업자의 취업의 질이 하락하는 것처럼 보이게 만드는 원인일 수 있다. 이러한 가능성을 검토하기 위하여 2005년과 2006년 졸업자에 대해서도 졸업 후 취업기간을 1년이 아닌 6개월로 제한하여 동일한 분석을 실시해 보았으나 결과는 크게 달라지지 않았다.

Ⅵ. 결 론

본 연구는 '중견전문인력의 양성을 위한 지방대학의 발전'에 NURI사업의 주된 목적이 있는 것으로 이해하고, 졸업생 취업 현황을 중심으로 사업의 성과를 분석하였다. 분석 결과, 졸업생의 취업률을 중심으로 NURI사업의 효과를 평가하면, 2006년까지는 NURI사업단의 취업률 증가는 사업 이후 미선정 사업단의 취업률 증가보다 빠르게 나타났다. 특히, 2005년에 비해 2006년의 취업률 개선 정도가 더 강하게 나타나, 시간이 지날수록 취업률 개선 정도가 강화될 가능성을 시사한다. 그러나 이러한 개선 정도는 통계적으로 유의한 수준이 아니기 때문에 현재의 분석에서 NURI사업의 취업률 제고효과가 있었다고 단언하기는 어렵다.

NURI사업의 연혁이 아직 짧은 관계로 NURI사업의 성과를 본 연구만으로 판단하기는 어렵다. NURI사업의 성과를 확증하기 위해서는 2007년 이후에 이러한 취업률 개선 정도의 차이가 계속 지속되는지, 그리고 통계적으로 유의한 수준까지 확대되었는지를 검토해 보아야 할 것으로 판단된다. NURI사업단의 취업률 개선이 이후 통계적으로 유의한 수준까지 확인된다고 하더라도, NURI사업의 사업단이 지원받는 국고 10억~50억원 가량의 금액은 현재 고등교육의 재정여건을 고려할 때 상당한 규모의 액수이므로 취업률 개선이 지원규모에 비할 때 충분한 것인가는 논란의 여지가 존재할 수 있다. 실제로 매년 NURI사업의 개별 사업단을 평가하는 연차평가단에서 사업단의 예산규모가 많은 편이라는 의견이 다수 존재함을 감안할 때, 사업의 효과성이 있다 하더라도 사업 집행의 효율성에 대해서는 문제가 제기될 수 있음을 주의해야 할 것이다.[18]

18) NURI사업 연차평가단에 대한 설문조사 및 사업 효율성에 대한 평가의 자세한 내용은 이삼호 · 김희삼 (2007) 참조.

<부 록> 사업단 취업률 조사를 위한 한국교육개발원 자료의 연계

□ 자료 구성 및 적용기간

○ 선정 사업단 및 미선정 사업단 내 중심대학의 학과 및 전공과 학교의 단위 학과별로 졸업생 취업조사 자료가 구성되어 있는 한국교육개발원 자료를 연결

○ 1998~2006년으로 구성된 한국교육개발원 자료 중 총 6년간(2001~2006년)의 자료만 취함.

□ 자료 연결 과정

1. 사업 관련 학과 및 전공이 한국교육개발원 자료와 일치하는 경우 그대로 반영
2. 학과와 전공은 동일하게 취급(예: 화학과 또는 화학전공)
3. 학부 단위로 사업에 참여하였거나 사업 시행 전·후 학과의 이름과 편성이 변경된 경우, 해당 사업단에 직접 문의하거나 관련 학과 홈페이지 참조를 통해 2000부터 2006년까지의 변경사항과 학부의 구성을 확인하여 반영
4. 학과 및 전공의 편성이 재학 중 변경되더라도 입학 당시 학과 및 전공으로 졸업을 하는 경우, 2000년도 졸업자의 취업률을 확인하기 위해서는 적어도 1996년도 입학 당시 학과 및 전공을 파악할 필요가 있음. 이 경우 가급적 2000년 이전의 학과 및 전공을 해당 사이트의 학과 연혁란을 통해 확인하였고 이를 조사에 포함함.
5. 위 1, 2, 3, 4의 수치를 사업단별로 합산하여 6년간의 수치를 확보함.

□ 자료의 한계

1. 자료 연결과정에서 포함되지 못한 학과나 전공이 있을 수 있음.
2. 한국교육개발원 자료는 야간에 대한 별도 표시가 없어 야간 학과는 반영이 불가함.

참 고 문 헌

고영선, 『재정사업 심층평가 지침』, 한국개발연구원, 2006.

교육인적자원부, 『누리사업 정책 자료집』, 2004.

류장수 · 김학민 · 이대식 · 정진화 · 한표환, 『누리사업 성과예측 및 성과분석 모델 개발에 관한 연구』, 부경대학교 지역사회연구소, 2004.

백성준 · 박동열 · 이종선, 『누리사업단 경험분석을 통한 산학협력 촉진방안 연구』, 한국학술진흥재단, 2005.

유현숙 · 류장수 · 조영하 · 최강식 · 송선영, 『누리사업 성과분석 연구』, 한국교육개발원, 2006.

이삼호 · 김희삼, 『재정사업 심층평가 보고서: 지방대학 혁신역량 강화사업』, 한국개발연구원, 2007.

조영달 · 윤희원 · 구본급 · 권오남 · 서혁, 『누리사업 종단 연구』, 한국학술진흥재단, 2006.

최운실 · 류장수 · 이장익, 『누리사업 정책고객만족도 조사 및 정책지지도 제고방안 연구』, 한국학술진흥재단, 2006.

한국학술진흥재단, 『누리사업 정책 자료집 Ⅲ』, 2006.

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

조세 · 재정정책이 노동시장에 미치는 영향: 동태적 일반균형분석

김 선 빈
(고려대학교 경제학과 조교수)
장 용 성
(연세대학교 경제학과 교수)

Effects of Fiscal Policy on Labor Markets: A Dynamic General Equilibrium Analysis

Sun-Bin Kim
(Assistant Professor, Department of Economics, Korea University)
Yongsung Chang
(Professor, Department of Economics, University of Rochester
Department of Economics, Yonsei University)

* 이 논문은 2007년 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구(KRF-2007-411-J03302)이며, 2005년 한국조세연구원이 발간한 연구보고서 『조세, 재정정책이 노동시장에 미치는 영향』의 제4장을 수정 · 보완한 것으로 일부 내용이 중복될 수 있음을 밝힌다.

** 김선빈: (e-mail) sunbink@korea.ac.kr, (address) Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul, Korea
장용성: (e-mail) ychang14@mail.rochester.edu, (address) Yonsei University, 134 Shinchon-dong, Seodaemoon-gu, Seoul 120-749, Korea

• Key Word: 근로장려금(Earned Income Tax Credit: EITC), 취업률(Employment Rate), 비동질적 가계(Heterogeneous Agents), 동태적 일반균형모형(Dynamic General Equilibrium Model), 노동소득세율(Labor Income Tax Rate)
• JEL code: E24, E62, H24
• Received: 2008. 3. 24 • Referee Process Started: 2008. 3. 27
• Referee Reports Completed: 2008. 7. 15

ABSTRACT

This paper considers a heterogeneous agent dynamic general equilibrium model and analyzes effects of an increase in labor income tax rate on labor market and the aggregate variables in Korea. The fiscal policy regarding how the government uses the additional tax revenue may take the two forms: 1) general transfer and 2) earned income tax credit (EITC). The model features are as follows: 1) Workers are heterogeneous in their productivity. 2)Labor is indivisible, hence the analysis focuses on the variation in labor supply through the extensive margin in response to a change in fiscal policy. 3) The incomplete markets are introduced, so individual workers can not perfectly insure themselves against risks related to stochastic changes in income or employment status. 4) The model is of general equilibrium, hence it is equiped to analyze the feedback effect of changes in aggregate variables on individual workers' decisions.

In the case of general transfer policy, the government equally distributes the additional tax revenue to all workers regardless of their employment states. Under this policy, an increase in the labor income tax rate dampens work incentives of individual workers so that the aggregate employment rate decreases by 1% compared with the benchmark economy. In the case of EITC policy, only employed workers whose labor incomes are below a certain EITC ceiling are eligible for the EITC benefits. Unlike the general transfer policy, the EITC induces low-income workers to participate the labor market to be eligible for EITC benefits. Hence, the aggregate employment rate may increase by 2.7% at the maximum. As the EITC ceiling increases, too many workers can collect the EITC but the benefits per worker becomes too little so that the increase in employment rate is negligible. By and large, this study demonstrates that EITC may effectively raise the aggregate employment rate, and that it can be a useful policy tool in response to the decrease in the labor force due to population aging as observed in Korea recently.

본 연구의 목적은 동태적 일반균형모형(dynamic stochastic general equilibrium)을 이용하여 노동소득세의 증가가 한국경제의 노동시장 및 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하는 데 있다. 이를 위해 증가된 세수를 일반보조금으로 사용하는 경우와 근로장려금으로 사용하는 경우로 나누어 분석한다.

본 연구에서 상정하는 모형경제의 특성은 다음과 같다. 첫째, 경제주체들의 생산성

ABSTRACT

차이를 명시적으로 고려한, 이질적 가계로 이루어진 거시경제모형(heterogeneous agent macroeconomy model)이다. 둘째, 노동공급의 비분할성(indivisible labor)을 가정하여 조세·재정정책의 변화에 따른 노동시장 참여 여부에 대한 선택의 변화에 중점을 두어 정책의 효과를 분석한다. 셋째, 불완전 금융시장(incomplete markets)을 가정하여 개별 근로자들의 자신의 생산성이 변함으로 발생하는 소득과 취업상태의 변화에 대해 완벽하게 대처할 수 없다. 넷째, 일반균형모형을 상정하므로 정책의 변화로 인한 거시경제변수의 변화가 개별 근로자의 의사결정에 미치는 영향까지도 분석할 수 있다.

세율상승으로 증가된 세수를 모든 사람에게 동등하게 분배하는 일반보조금정책의 경우 노동소득세율의 증가는 노동공급의 인센티브를 저하시켜 기본모형경제에 비해 취업률을 1% 정도 저하시킨다. 반면, 추가적인 세수를 저소득 취업근로자에게만 지급하는 근로장려금정책의 경우, 수혜대상자들의 노동의욕은 증가하는 반면, 고소득 취업자들의 경우 근로장려금의 혜택없이 추가적인 세금부담으로 인하여 노동의욕이 감소한다. 경제 전체적으로는 기본모형에 비해 최대 2.7% 정도의 취업률 증가효과를 가진다. 그러나 근로장려금의 수혜대상이 넓어질수록 일인당 지급되는 근로장려금의 액수가 작아져서 고용증대효과는 미미해지고 세율상승으로 인한 노동의욕 감소효과가 압도하게 되어 전반적인 취업률에는 별 영향을 미치지 못하게 된다. 전반적으로 근로장려금과 같은 근로자 지원정책은 경제 전체의 취업률을 유효하게 증대시킬 수 있음을 보여준다. 이는 최근 한국경제가 직면한 가장 심각한 경제·사회 문제 중의 하나인 저출산과 인구고령화 등으로 인한 노동공급 감소에 대처하는 유효한 정책대안으로 근로장려금정책을 이용할 수도 있음을 보여준다.

Ⅰ. 서 론

오늘날 동태적 일반균형모형(dynamic stochastic general equilibrium)은 거시경제 분석의 주요 틀로 자리를 잡았다(Kydland and Prescott[1982], Prescott[1986], King, Plosser, and Rebelo[1988]). 즉, 경제성장, 경기변동, 고용정책, 화폐금융정책과 같은 전통적 거시경제 이슈로부터 사회보장 및 일반 재정정책까지 그 응용범위가 확대되고 있다. 본 연구는 노동소득세가 한국경제의 노동공급, 자본형성 및 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 수량적(quantitative)으로 분석한다.

본 연구는 크게 네 가지 점에서 기존의 연구와 차별화된다. 첫째, 경제주체들의 생산성 차이를 명시적으로 고려한다. 기존의 DSGE 모형의 경우 분석의 편의를 위해 동질적인 경제주체들로 이루어진 경제를 상정했다. 이러한 가정이 분석 결과에 큰 영향을 주지 않는 경우도 있으나 현대 자본주의 경제에서 근로자 간 임금 및 생산성의 격차가 극명한 점을 고려할 때 근로자의 이질성을 고려한 분석이 경제학 연구의 프론티어로 자리 잡는 추세이다(Krusell and Smith[1998], Rios-Rull[1999]). 본 연구는 최근 눈부신 이론적 발전을 이룬 이질적 가계로 이루어진 거시경제모형(heterogeneous agent macroeconomy model)을 한국경제문제, 특히 소득세율 변화에 따른 일반균형분석을 한국의 경우에 적용해 본다.

둘째, 노동시장 참여 여부에 따른 노동공급의 변화를 강조한다. 조세가 노동공급에 미치는 효과를 연구함에 있어 노동공급탄력성이 매우 중요한 역할을 한다는 것은 주지의 사실이다.[1] 경제 전체의 총노동공급은 두 개의 마진, 즉 노동시장 참여 여부(extensive margin)와 노동시장에 참여할 경우 노동시간의 결정(intensive margin)에 의하여 이루어진다. 기존 연구에서는 미시자료에 근거한 노동공급탄력성을 주로 사용해 왔다. 이것은 생애주기모형(life-cycle model)을 이용하여 이미 노동시장에 참여하고 있는 근로자들의 연간 노동시간 자료를 이용하여 기간간 대체탄력성(inter-temporal substitution elasticity)을 측정한 것으로서 노동시간결정(intensive margin)의 탄력성을 의미한다.[2] 하지만 경기변동과정이나 정부의 정책 변화에 따른 총노동공급 변화의 많은

1) Auerbach and Kotlikoff(1987)와 Judd(1987)을 참조.
2) Altonji(1986)와 MaCurdy(1981, 1992) 등의 논문이 선구적인 연구이며, 최근에 생애주기모형에 기초한 노동공급탄력성 추정방법의 문제점을 지적하고 개선된 추정방법을 제시한 대표적인 논문으로 Lee(2001)와 Kean and Imai(2004) 등이 있다.

부분이 근로자 일인당 노동시간뿐 아니라 노동시장 참여 여부에 기인한다고 알려져 있는바,[3] 본 연구에서는 조세정책의 변화에 따른 취업률의 변화, 즉 노동시장 참여 여부(extensive margin)에 의한 노동공급의 변화에 중점을 두었다. 구체적으로, 제도적 또는 관습적 요인으로 인하여 노동공급의 비분할성(indivisible labor supply)이 존재하여 근로자는 일정 시간을 일하거나 전혀 일하지 않는 둘 중에 하나를 선택한다고 가정한다. 이럴 경우 개별 근로자는 시장임금이 자신의 유보임금(reservation wage)보다 높을 때에만 취업한다.

셋째, 개별 근로자들의 생산능력이 상이하며 또한 근로자의 생산성이 시간이 지남에 따라 확률적으로 변화하게 되는 비동질적 경제주체모형을 설정한다. 이 경우, 근로자는 고용 및 노동소득 변화의 위험에 직면하게 된다. 발생가능한 모든 위험에 대비하여 보험상품이 개발되어 있어서 근로자가 확률적 위험으로부터 완벽하게 벗어날 수 있을 정도로 금융시장이 완전한 경제는 현실적으로 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 Aiyagari (1994)의 모형에서처럼 개별 근로자가 고용 및 소득의 확률적 위험으로부터 완전히 벗어날 수 없는 불완전 금융시장(incomplete capital market)을 상정한다. 불완전 금융시장하에서 경제 전체의 노동공급곡선의 기울기는 개별 근로자의 노동공급탄력성뿐 아니라 경제 내의 유보임금의 분포(reservation-wage distribution)에 의해 결정되며, 불완전 금융시장하에서 근로자의 자산보유량은 유보임금에 중요한 결정변수가 된다. 따라서 본 연구에서는 노동소득세가 개별 근로자의 소득 및 자산 분포에 미치는 영향까지 명시적으로 고려함으로써 소득분배의 문제까지 살펴볼 수 있다.[4]

넷째, 전통적인 부분균형분석은 그 특성상 정책 변화에 따른 거시경제변수(이자율, 임금, 자본축적 등)에 미치는 효과만을 고려할 뿐, 그로 인한 피드백이 다시 개별 경제주체의 최적화 행동에 미치는 영향을 간과했다. 즉, 부분균형분석은 소위 Lucas(1975)의 비판으로부터 자유로울 수 없다. 본 연구에서는 일반균형모형을 상정함으로써 기존의 부분균형분석을 보완하고자 한다.

이상 열거한 내용을 포함하여 본 연구에서는 노동공급의 비분할성(indivisible labor supply), 근로자의 이질성(heterogeneity) 및 불완전 금융시장(incomplete capital market)이 결합된 Chang and Kim(2006, 2007) 모형

3) Coleman(1984)와 Heckman(1979)의 논문을 참조.

4) 노동의 비분할성하에서 동질성과 완전한 보험시장을 가정한 Rogerson(1988)과 Hansen(1985)의 복권경제(lottery economy)에서는 노동공급의 탄력성이 무한대이다. 이는 근로자들이 동질적이기 때문에 유보임금의 분포가 퇴화된(degenerate) 특수한 경우라고 할 수 있으나 현실성이 매우 떨어진다.

을 사용하여 조세정책의 변화가 거시경제변수들에 미치는 효과를 분석하며, 특히 노동시장변수들에 중점을 둔다. 정부의 재정정책은 세금을 누구로부터 어떻게 거두느냐와 거둔 세수를 어떻게 사용하느냐에 따라 그 효과가 전혀 다르게 나타날 수 있다. 본 연구에서는 정부가 근로자의 노동소득에 대해 누진세 형태가 아닌 단순 비례세(proportional flat tax)의 형태로 세금을 징수하는 경우를 고려한다. 거둔 세수를 사용하는 방법에 대하여 다음의 두 가지 경우를 상정한다. 첫 번째는 모든 사람에게 취업상태와 무관하게 일정한 금액(lump-sum transfer)을 동등하게 지급하는 일반보조금정책이며, 두 번째는 세수의 일부는 첫 번째와 마찬가지로 일반보조금의 형태로 지급하지만, 나머지는 노동소득이 일정액 이하인 저소득 취업근로자에게만 일정액을 추가적인 세금환급의 형태로 지급하는 근로장려금(earned income tax credit)정책이다.

일반보조금정책의 경우 노동소득세율의 증가는 노동공급의 인센티브를 저하시키는 방향으로 작용하여 취업률을 저하시키는 반면, 근로장려금정책이 취업률에 미치는 효과는 근로장려금을 받을 수 있는 소득상한의 크기에 따라 비단조적이다. 세율의 상승을 통해 마련된 추가적인 세수를 저소득 근로자에게만 지급하므로 이들의 노동의욕을 증가시켜 전반적으로 취업률을 증가시킬 수 있다. 그러나 근로장려금의 수혜대상이 넓어질수록 일인당 지급되는 근로장려금의 액수가 작아져서 고용증대효과는 미미해지고 세율상승으로 인한 노동의욕 감소효과가 압도하게 되어 전반적인 취업률에는 별 영향을 미치지 못하게 된다. 전반적으로 근로장려금과 같은 근로자 지원정책은 경제 전체의 취업률을 유효하게 증대시킬 수 있음을 보여준다. 이는 최근 한국경제가 직면한 가장 심각한 경제·사회 문제 중의 하나인 저출산과 인구고령화 등으로 인한 노동공급 감소에 대처하는 유효한 정책대안으로 근로장려금정책을 이용할 수도 있음을 보여준다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 모형경제에 대해 서술한다. 근로자의 효용극대화 문제와 앞서 설명한 두 가지 재정정책을 간단한 형태로 설정하고, 모형의 균형을 정의한다. 모형의 복잡성과 비선형성 때문에 모형의 균형을 정확하게 수식으로 풀어내는 것이 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 수치적인 근사방법(numerical approximation method)을 이용하여 모형의 균형을 구한다. 제Ⅲ장에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 한국경제의 현실에 맞도록 모형의 파라미터를 설정하고, 균형을 수치적으로 구한 후, 모형과 현실 경제로부터의 거시경제변수와 노동시장변수들의 통계치를 비교함으로써 모형의 적합성을 검증한다.

제Ⅳ장에서는 일반보조금정책하에서 노동소득세율의 상승이 거시경제변수와 노동시장변수들에 미치는 영향을 분석한다. 또한, 근로장려금정책하에서 실현가능하고 경제적으로 유의미한 몇 가지 근로장려금 수혜대상의 상한소득을 설정하여 각각의 경우 지급되는 일인당 근로장려금의 액수를 계산하고, 근로장려금정책이 거시경제 및 노동시장에 미치는 영향을 분석한다. 제Ⅴ장에서는 이상의 분석 결과를 요약하고 결론을 제시한다.

Ⅱ. 모형경제

1. 근로자의 의사결정

경제는 무한히 사는 근로자들로 구성되며 전체 근로자의 숫자는 편의상 1로 정규화한다. 개별 근로자들은 각기 다른 노동생산성을 지니고 있으며, 다음과 같은 기대할인평생효용(expected discounted lifetime utility)을 극대화한다.[5)]

$$U = \underset{\{c_t, h_t\}_{t=0}^{\infty}}{Max} \; E_o \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \log c_t - B \frac{h_t^{1+1/\gamma}}{1+1/\gamma} \right\}$$

여기서 β는 시간할인요소(discount factor)이며, c_t와 h_t는 각각 t시점에서의 소비와 노동시간이다. 효용함수는 기간별로 그리고 소비와 여가에 대하여 분리가능한 형태를 취한다. 소비에 대한 로그효용함수는 균형성장경로(balanced growth path)를 지지하기 위해 채택되었다.[6)] 파라미터 γ는 여가의 기간 간 대체탄력성(또는 Frisch 노동공급탄력성)을 나타낸다.[7)]

노동생산성 단위당 시장임금이 w_t일 때, 생산성이 x_t인 근로자가 h_t 시간만큼 일하는 경우에 노동소득은 $w_t x_t h_t$이다. 근로자는 T_t만큼의 노동소득세를 납부하고 tr_t만큼의 보조금을 이전받는다.[8)] 노동소득세액은 노동소득($w_t x_t h_t$)에서 일정액(d)을 공제한 과세대상소득에 일정한 노동소득세율(τ)을 곱하여 다음과 같은 형태로 결정된다.

$$T_t = \tau \max\{w_t x_t h_t - d, 0\}$$

5) 중첩세대모형을 이용한 일반균형모형에서의 조세정책을 분석한 연구로는 Chun(2005) 등이 있다.
6) 이와 같은 효용함수하에서는 항구적인(permanent) 생산성 향상으로 인한 실질임금 증가의 노동공급에 대한 부의 대체효과와 정의 소득효과가 정확히 상쇄되므로 노동공급은 영향을 받지 않고 일정하게 유지된다. 따라서 성장경로상에서 소비, 투자, 생산 등은 일정률로 증가하지만 노동공급량은 변하지 않는다.
7) Frisch(1959)의 노동공급탄력성은 임금 변동 시 소비(즉, 항상소득)가 일정한 경우의 노동공급탄력성으로서, 경기변동 또는 생애주기상의 노동공급의 대체 정도를 측정하는 지표가 된다.
8) 이전소득은 현실 경제에서 기초생활보호 보조금에 해당한다. 실제로는 임금소득이 높으면 기초생활보호 보조를 받지 않으나 소득이 높은 근로자의 경우 근로소득세가 되돌려 받는 보조금보다 높을 것이므로 정부로부터 보조를 받지 않는 것과 동일하다고 간주하기로 한다.

이전소득은 노동소득의 양과 재정정책의 운영방식에 따라 정부의 균형예산제약을 고려하여 다르게 결정되며, 본 장의 제2절에서 자세히 서술한다.

개별 근로자의 노동생산성은 노동시장 참여 여부를 결정하는 데 있어서 가장 중요한 요소이며, 기간 간 노동시장 진입과 퇴출을 고려하기 위하여 노동생산성이 시간에 따라 확률적으로 변화하는 것으로 가정한다. 구체적으로, 노동생산성(x_t)은 전이확률분포함수(transition probability distribution function) $\pi_x(x'|x)= p_r(x_{t+1} \le x'|x_t = x)$를 따라 외생적으로 변화한다. 노동시장 참여 여부에 의한 노동공급 변화양상을 강조하기 위하여 개별 근로자의 노동공급은 분할할 수 없는(indivisible) 것으로 가정한다. 즉, h_t는 0 또는 $\overline{h} < 1$의 값만을 가질 수 있다. 근로자는 수익률(이자율)이 r_t이고 감가상각률이 δ인 실물자본(physical capital)에 대한 청구권(claim)을 거래함으로써 저축하거나 차입할 수 있다. 자본시장은 불완전(incomplete)하다. 즉, 개별 근로자가 노동생산성의 확률적 변화에 따른 고용 및 소득 변화의 위험에 대비하기 위해 거래할 수 있는 자산은 실물자본(physical capital)이 유일하다. 또한, 근로자가 차입하는 데에 상한(borrowing constraint)이 존재하여 보유자산의 양은 음의 값을 가질 수는 있으나 $\overline{a}$ 이상이어야 한다. 이상을 요약하면 개별 근로자의 예산제약식은 다음과 같다.

$$c_t = w_t x_t h_t - T_t + tr_t + (1 + r_t)a_t - a_{t+1}$$
$$a_{t+1} \ge \overline{a}$$

기업은 자본 k_t와 효율성 단위로 표현된 총노동(efficiency unit of labor) L_t에 대하여 규모수익불변인 Cobb-Douglas 생산기술에 의해 재화를 생산한다.[9)]

$$Y_t = F(K_{t'} L_t) = K_t^{1-a} L_t^a$$

취업근로자(employed worker)의 가치함수(value function)를 V^E로, 미취업근로자(non-employed worker)의 가치함수를 V^N으로 나타내기로 하자.[10)] 현재 자산보유량이 a이고 노동생산성이 x인 취업근로자의 가치함수는 다음의 벨만방정식(Bellman equation)을 따른다.

9) 생산함수에서 노동투입을 효율적 단위로 측정한다는 것은 보통의 생산성을 가진 근로자 2명과 생산성이 2배인 근로자 1명이 완전 대체재라는 것을 암묵적으로 가정한다. 다소 현실성이 떨어지는 가정이지만 노동시장의 균형을 효율성 단위로 분석할 수 있기 때문에 수량적으로 모형의 해를 구하는 데 매우 용이하며, 이질적 가계로 구성된 일반균형모형에서 자주 이용된다.

10) 본 연구에서 미취업근로자는 실업자와 비경제활동인구를 모두 포함한다.

$$V^E(a,x;\mu)=\max_{a'\in A}\Big\{\log c - B\frac{\bar{h}^{1+1/\gamma}}{1+1/\gamma} + \beta E\big[\max\{V^E(a',x';\mu'), V^N(a',x';\mu')\}|x\big]\Big\} \quad (1)$$

subject to

$$c = wx\bar{h} - \tau\max\{wx\bar{h}-d,0\} + tr + (1+r)a - a',$$
$$a' \geq \bar{a},$$
$$\mu'(a,x) = \Omega(\mu(a,x))$$

취업근로자는 노동공급의 비분할성 때문에 $\bar{h}$시간만큼 일하며 세후 노동소득, 이전소득과 보유자산으로부터 발생하는 자산소득 중에서 a'을 다음 기의 보유자산으로 결정하고 나머지를 소비(c)한다. 여기서 $\mu(a,x)$는 경제 내의 근로자의 자산과 노동생산성의 분포를 나타내며, Ω는 근로자 분포가 $\mu(a,x)$에서 다음 기의 분포 $\mu'(a,x)$로의 전이를 나타내는 이행연산자(transition operator)이다.[11]

근로자가 미취업 상태로 남아 있기로 결정했을 경우에는 노동소득이 발생하지 않는 대신 노동공급으로 인한 비효용도 발생하지 않는다는 점이 취업근로자와 다르다. 미취업근로자의 가치함수는 다음과 같이 정의된다.

$$V^N(a,x;\mu)=\max_{a'\in A}\Big\{\log c + \beta E\big[\max\{V^E(a',x';\mu'), V^N(a',x';\mu')\}|x\big]\Big\} \quad (2)$$

subject to

$$c = tr + (1+r)a - a',$$
$$a' \geq \bar{a},$$
$$\mu'(a,x) = \Omega(\mu(a,x))$$

근로자의 취업상태에 따른 가치함수들이 (1)과 (2)로 주어졌을 때, 근로자의 취업 여부에 대한 의사결정은 다음과 같다.

$$V(a,x;\mu) = \max_{h\in\{0,\bar{h}\}}\{V^E(a,x;\mu),\ V^N(a,x;\mu)\} \quad (3)$$

2. 재정정책

본 연구에서는 정부가 매기 균형재정을 시행한다고 가정한다. 정부의 재정수입은 소득공제수준(d)과 공제 후 노동소득에 부과되는 소득세율(τ)에 의존한다. 정부의 지출은 정부의 이전보조금(tr)에 의해 결정된다. 본 연구에서는 정부지출이 민간부문의 효용과 생산기술에는 아

11) A와 X를 각각 자산과 노동생산성의 모든 실현가능한 값들의 집합이라 하면, 근로자의 분포 $\mu(a,x)$는 $A\times X$의 σ-algebra에 의해 결정된다.

무런 영향을 주지 않는다고 가정한다. 일반적으로 정부지출은 민간소비와 대체성을 갖거나(학교 급식, 공공 탁아시설, 노인복지시설 등), 민간부문의 생산성을 증진시키기도 한다(치안, 사회간접자본 형성 등). 정부지출의 민간소비 대체 정도 및 민간부문 생산성에 미치는 영향은 개별 정부지출의 특성에 의존하므로, 여기서는 분석의 편의상 일단 정부지출은 순수한 보조금의 형태로만 집행된다고 가정하기로 한다. 본 연구에서는 보조금의 이전방식과 대상에 따라 다음과 같이 두 가지 재정정책을 고려한다.

재정정책 1: 정부가 거둔 세금을 모든 근로자에게 동일한 금액의 이전소득 형태로 되돌려 준다. 재정정책 1은 단순한 형태의 일반보조금정책이라 할 수 있다. 일인당 이전소득(tr)의 크기는 다음의 균형재정 제약식에 의해 결정된다.

$$\tau \int \max\{wx\bar{h} - d, 0\} d\mu = tr \tag{4}$$

제 IV장의 1절에서 노동소득세율(τ)의 인상이 거시경제변수(생산, 고용, 이자율, 자본축적 등)에 미치는 영향을 수량적으로 분석한다.

재정정책 2: 정부는 소득세로 거둔 세금 중 tr만큼은 재정정책 1의 경우와 같이 경제 내의 모든 사람에게 일정액으로 나누어 주고, tr^*만큼은 노동시장에 참여하며 특정한 수준 이하의 노동소득을 버는 근로자에게만 나누어 준다. 재정정책 2는 단순한 형태의 근로장려금(Earned Income Tax Credit: EITC)정책이라고 할 수 있다. 일반보조금(tr)이 사전에 정해진 상태에서 취업근로자 일인당 근로장려금(tr^*)은 다음의 균형재정 제약식을 만족하도록 결정된다.

$$\tau \int \max\{wx\bar{h} - d, 0\} d\mu = tr + tr^* \int 1_{y \le \bar{y}} d\mu \tag{5}$$

여기서 $\bar{y}$는 근로장려금이 지급되는 노동소득의 상한선(EITC ceiling)이며, $1_{y \le \bar{y}}$은 인디케이터함수로서 노동소득($wx\bar{h}$)이 $\bar{y}$ 이하인 경우에 1의 값을 가지며 그 외의 경우에는 0의 값을 가진다. 제 IV장의 2절에서 재정정책 2 하에서 노동소득세율의 인상을 통해 확보된 재원으로 근로장려금을 지급하는 경우 거시경제 변수(생산, 고용, 이자율, 자본축적 등)에 미치는 영향을 수량적으로 분석한다.

3. 균제균형

정부정책 조합을 $P(\tau, tr, tr^*, d, \bar{y})$로 표기하자. 경제의 균제균형(steady state equilibrium)은 다음 조건들을 만족하는 근로자의 가치함수들, $V^E(a, x; \mu, p)$,

$V^N(a,x;\mu,p)$, $V(a,x;\mu,p)$, 의사결정 함수들, $c(a,x;\mu,p)$, $a'(a,x;\mu,p)$, $h(a,x;\mu,p)$, 경제 전체의 요소투입, $K(\mu,p)$, $L(\mu,p)$, 요소가격, $w(\mu,p)$, $r(\mu,p)$, 근로자 분포의 이행과정, $\mu'(a,x)=\Omega(\mu(a,x))$으로 정의된다.

1) 개별 근로자의 최적화: 효율성 한 단위당 임금($w(\mu,p)$,)과 실질이자율($r(\mu,p)$))이 주어진 상태에서, 개인의 의사결정함수들은 (1), (2), (3)에 정의된 개별 근로자의 최적화 문제의 해가 된다.
2) 기업의 이윤극대화: 실현가능한 모든 μ와 p에 대하여, 기업은 노동의 한계생산성이 임금과 같을 때까지 노동을 고용하며, 자본의 한계생산성이 감가상각률과 실질이자율의 합과 같아질 때까지 자본을 고용한다.

$$w(\mu,p)=F_L(K(\mu,p),L(\mu,p)) \quad (6)$$

$$r(\mu,p)+\delta=F_K(K(\mu,p),L(\mu,p)) \quad (7)$$

3) 재화시장 청산: 실현가능한 모든 μ와 p에 대하여, 총생산량은 투자 및 소비량과 같다.

$$\int\{a'(a,x;\mu,p)+c(a,x;\mu,p)\}d\mu = F(K(\mu,p),L(\mu,p)) + (1+\delta)K(\mu,p) \quad (8)$$

4) 요소시장 청산: 실현가능한 모든 μ와 p에 대하여, 노동시장 및 자본시장은 균형을 이룬다:

$$L(\mu,p)=\int xh(a,x;\mu,p)d\mu \quad (9)$$

$$K(\mu,p)=\int ad\mu \quad (10)$$

5) 균형재정: 실현가능한 모든 μ에 대하여, 정부의 재정정책 p는 (4) 또는 (5)에 정의된 균형예산제약을 만족한다.
6) 개별 근로자의 의사결정함수와 경제 전체의 집계변수 간의 일치성: 정부의 재정정책이 p로 정해져 있을 때, 모든 $A^o\subset A$와 $X^o\subset X$에 대하여, 근로자 분포의 이행연산자 $\Omega(\mu)$는 다음과 같이 정의된다.

$$\mu(A^0,\ X^0)=\int_{A^0,X^0}\left\{\int_{A,X}1_{a'=a'(a,x,\mu,p)}d\pi_x(x'|x)d\right\} \quad (11)$$

7) 균제상태: 정부의 재정정책이 p로 정해져 있을 때, 근로자의 분포는 시간에 대해 불변이다.

$$\mu(a,x) = \Omega(\mu(a,x)) \tag{12}$$

균형조건 1)에서 5)까지는 일반적인 균형의 조건으로 직관적이나 6)과 7)은 약간의 보충설명이 필요하다. 개별 근로자들의 의사결정을 정의하는 식 (1)에서 (3)까지의 가치함수의 우변에는 개별 근로자들의 다음 기의 근로자 분포($\mu'(a,x)$)가 포함되어 있다. 개별 근로자는 $\mu = \Omega(\mu)$ 방식으로 이를 예상하고 최적의 의사결정을 한다. 균형조건 6)은 이런 개별 근로자들의 의사결정을 집계하여 구해지는 다음 기의 근로자 분포가 예상대로 실현되어야 함을 의미한다. 즉, 개별 근로자는 경제의 이행과정을 완전히 이해하고 있으며 이를 자신의 의사결정과정에 반영한다는 것이다. 균형조건 7)은 균제상태를 위해서는 근로자 분포가 시간이 지남에 따라 변하지 않아야 함을 의미한다.

Ⅲ. 기본모형에 대한 수량적 분석

재정정책 변화가 노동시장 및 거시경제에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 그 출발점이 되는 현재의 상태를 수량화할 필요가 있다. 따라서 본 장에서는 제Ⅱ장에서 상정한 모형경제를 이용하여 한국의 노동시장을 수량적으로 분석할 수 있도록 하기 위하여 모형의 파라미터 값들을 설정하고 균제균형의 수치적 해를 구한 후 이를 기본모형경제(benchmark economy)라고 부르도록 한다. 또한, 기본모형의 균제균형이 한국의 노동시장 상태를 잘 대표하고 있는지에 대한 검증을 실시하여 모형의 적합성을 간접적으로 평가하고자 한다.

1. Calibration

본 연구에서 개별 근로자의 이질성은 생산성의 차이에 기인하는바, 모형에서 가장 중요한 파라미터는 개별 근로자의 생산성의 형태라 하겠다. 일반적으로 근로자의 생산성에는 항상적인(permanent) 부분과 일시적 또는 확률적인(idiosyncratic) 부분이 혼재한다. 생산성을 이 두 가지 형태로 분류하는 방법에 관해 많은 연구들이 진행 중이나, 분석의 편의상 본 연구에서는 생산성의 차이가 확률변수의 실현에 기인한다고 가정하고, 생산성의 로그값이 다음과 같은 AR(1) 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\log x' = \rho_x \log x + \epsilon_x, \quad \epsilon_x \sim N(0, \sigma_x^2) \tag{13}$$

여기서 ρx는 생산성이 얼마나 지속적인가를 나타내며, ϵ_x는 매기 발생하는 생산

성의 변화를 나타내며 평균이 0이고 표준편차가 σ_x인 정규확률분포를 따른다. ρ_x가 0인 경우는 생산성 변화가 순수한 백색잡음(white noise)으로서 생산성 변화로 인한 임금의 변화는 지속되지 않으며, 반대로 ρ_x가 1인 경우 생산성 변화는 임금에 영구적인 효과를 갖는다. 생산성은 근로자의 임금에 직접 반영되므로 개별 근로자의 임금 패널자료를 이용하여 그 확률과정을 추정할 수 있다. 모형에서 시간당 임금은 생산성 한 단위당 임금과 개인의 생산성을 곱한 값이므로, 근로자 i의 시점 t에서의 로그임금은 $\log w_t^i = \log w_t + \log w_t^i$로 쓸 수 있다. 이를 quasi-difference하면 개별 임금은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}\log w_t^i = {} & \rho_x \log w_{t-1}^i \\ & + (\log w_t - \rho_x \log w_{t-1}) \\ & + \epsilon_{x,t}^i . \end{aligned} \tag{14}$$

모든 근로자에게 공통으로 적용되는 $\log w_t - \rho_x \log w_{t-1}$을 연간 더미(year dummies)로 대체하여 식 (14)를 추정하면, 지속성 파라미터 ρ_x와 생산성 변화의 표준편차 σ_x에 대한 추정치를 얻을 수 있다. 모든 개인이 나름대로 생산성을 지니고 있는 반면 오로지 노동시장에 참여한 사람의 임금만 관측되므로 단순 최소자승(Ordinary Least Square) 추정치는 자기선택(self-selection)의 문제로 인하여 편의(bias)를 갖게 된다. 이 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 Heckman(1979)의 최우도추정방법(Maximum-likelihood estimation)을 사용한다. 식 (14)를 모집단 방정식(population equation)으로 보고, 자기선택방정식(self-selection equation)은 다음과 같다고 가정하자.

$$d_t^i = Z_t^i b + u_t^i, \quad u_t^i \sim N(0, \sigma_u^2) \tag{15}$$

여기서 종속변수 d_t^i는 더미변수로서 t기와 t-1기의 임금자료가 있다면 $d_t^i = 1$이다. 즉, 두 기간 모두 임금에 대한 자료가 존재하여 모집단 방정식 (14)에 포함되었음을 의미한다. 그리고 Z_t^i는 개인별 특성(나이, 교육연수, 성별, 혼인 여부, 나이의 제곱, 교육연수의 제곱, 나이×교육연수)과 연간 더미를 포함한다. 이상의 추정방법을 1998년부터 2005년까지의 노동연구원 패널데이터에 적용하였다. 추정에 사용되는 소득은 1998년 가격으로 환산한 노동소득자의 연간 실질노동소득이다. 이러한 기준을 충족하는 관측치 수는 29,311개였다.

<표 1>은 본 연구에서 사용한 자료의 특성을 요약하여 보여준다. 추정에 사용된 자료의 특성을 간단히 살펴보면, 나이는 18세 이상 65세 이하로 제한하였으며, 평균 나이는 37.9세이다. 표본 중 여성이 약 39%, 남성이 약 61%를 차지한다. 이는

〈Table 1〉 Characteristics of Korean Labor and Income Panel Study(1998~2005)

Variable	Mean	Std. dev.	Min	Max
Age	37.9	10.89	18	65
Female	0.39	0.49	0	1
Married	0.67	0.47	0	1
Annual income	1,483.7	929.8	24.0	20,245.6
Log annual income	7.13	0.60	3.18	9.92

Note: The unit for annual income is 10,000 won.

남성의 취업률이 여성보다 월등히 높음을 반영한다. 연간 평균 노동소득은 1,483만원이며 최소 24만원부터 2억 245만원까지 분포한다. 로그로 환산했을 경우, 표준편차는 0.6으로서 상당히 넓게 펴져 있다.

이상의 데이터를 사용한 Heckman (1979)의 최우추정법에 의하면 $p_x = 0.8$와 $\sigma_x = 0.354$로서 Chang and Kim(2006, 2007)의 연구에서 1979년부터 1992년까지의 Panel Study of Income Dynamics 자료를 이용하여 추정한 미국의 노동소득의 확률과정과 크게 다르지 않았다. PSID 자료의 경우 $p_x = 0.81$와 $\sigma_x = 0.301$이었다.

모형의 다른 파라미터들은 경기변동 분석과 노동공급에 대한 실증분석 문헌에서 사용되는 수치에서 크게 벗어나지 않은 값들을 사용하였다. 연간 감가상각률 δ는 10%로 설정하고, 생산함수에서 노동소득분배율 a는 0.64로 설정한다. 이들은 미국 데이터를 분석하는 데 흔히 쓰이는 값들이다. 우리나라의 경우 노동소득분배율이 1970년대의 약 40%에서 2000년대에는 약 65%에 이른다. 물론 이와 같은 노동소득분배율의 상승은 생산함수 자체의 변화라기보다는 임금결정에 있어 협상력의 변화 및 산업구조의 변화 등에 기인하겠으나, 본 연구가 현재 우리나라의 재정정책의 효과를 살펴본다는 점에서 0.64라는 값이 한국경제의 노동소득분배율을 나타내는 데 큰 무리가 없다고 본다.

Michigan Time-Use Survey에 따르면 전형적인 가계는 재량적인 시간(discretionary time)의 약 33%를 소득창출활동에 할애한다(Hill[1984]과 Juster and Stafford [1991]를 참조). 이를 토대로 본 연구에서도 취업하는 경우 총시간의 1/3을 노동공급에 할애한다고 가정하여 $\bar{h} = 1/3$로 설정한다. 여가의 기간 간 대체탄력성(intertemporal substitution elasticity)은 미국 개별 근로자의 패널자료를 사용한 경

우 대부분 0과 0.5 사이로 추정된다. 본 연구에서는 $\gamma=0.4$를 사용한다. 노동공급의 비분할성하에서 개별 근로자의 시간 간 대체탄력성이 집계 노동공급탄력성과 무관하다는 점은 이미 Chang and Kim(2006)의 연구에서 밝혀진 바 있으므로, 이 파라미터가 본 연구의 결과에 지대한 영향을 미치지는 않을 것으로 예상된다.

노동의 비효용에 대한 가중치인 B에 대해서는 특별한 정보가 없으므로, 균제상태에서 취업률이 60%(노동패널자료에서 1998년부터 2005년까지 취업률의 평균치)가 되는 값을 찾는다. 시간할인요소(discount factor)는 자본시장이 균형을 이루었을 때, 자본의 연간 실질수익률(rate of return to capital)이 4%가 되도록 설정한다.

차입제약 $\bar{a}$는 모형경제에서 평균 연간노동소득에 해당하는 -0.3으로 정하였다. 차입제약은 아무런 담보 없이 빌릴 수 있는 최대 금액을 의미하는바, 개인이 일반 신용카드로 최대한 빌려 쓸 수 있는 액수가 연간 노동소득 정도라고 가정하는 것은 큰 무리가 없다고 본다.

기본모형경제의 경우, 기초소득공제액은 $d=0.1$로 설정하며, 과세대상 소득에 대한 세율은 20%($\tau=0.2$)로 설정한다. 정부는 재정정책 1의 방식으로 징수한 세금을 이용하여 모든 사람에게 정액보조금을 지급한다. 소득공제액, 노동소득세율, 정액보조금 값들의 경제적 크기는 다음의 2절에서 기본모형경제의 균제균형을 찾은 후 이 값들을 화폐단위로 환산하여 설명하도록 한다.

<표 2>는 이상의 논의를 토대로 본 연구에서 사용하는 파라미터 값들을 요약한 것이다. 이 파라미터 값을 가진 경우를 기본모형경제(benchmark economy)라 부르기로 한다.

2. 기본모형경제 균제균형의 수치적 해

본 연구에서는 이산적인 상태공간(discrete state space)에서 모형경제의 균제균형을 수치적으로 계산한다. 식 (16)에 주어진 개별 근로자의 생산성에 대한 AR(1) 확률과정은 Tauchen(1986)의 방법을 이용하여 이산공간에서 Markov 확률과정으로 근사한다.

<표 3>은 벤치마크 경제의 균형에서 노동시장과 주요 거시경제변수들의 값을 나타낸 것이다. 취업률이 60%, 이자율이 4%가 되도록 노동의 비효용 및 시간할인율이 선택되었음을 확인할 수 있다. 일인당 생산은 0.501이며, 일인당 자본은 1.289, 효율성 단위로 표현한 노동투입은 0.295이다.

이해를 돕기 위해 소득과 자본을 화폐단위로 변환하자. 화폐단위로 표현하기 위해서는 모형의 단위를 화폐단위로

〈Table 2〉 Parameter Values in the Benchmark Economy

Parameter	Description
$a=0.64$	labor income share
$\beta=0.9433$	discount factor
$\gamma=0.4$	intertemporal substitution elasticity of labor supply
$B=146.5$	disutility parameter for working
$\bar{h}=1/3$	fixed work hour
$p_x=0.8$	persistence of idiosyncratic productivity
$\sigma_x=0.354$	std dev of innovation to idiosyncratic productivity
$\bar{a}=-0.3$	borrowing constraint
$\tau=0.2$	labor income tax rate
$d=0.1$	basic tax deduction

〈Table 3〉 Equilibrium in the Benchmark Economy: $\tau=0.2$, $d=0.1$

Variable	Model Value	Monetary Unit
Output per capita(Y)	0.501	1,402
Capital per capita(K)	1.289	3,606
Labor Input in Effeciency Unit(L)	0.295	
Average Labor Income	0.53	1,483
Transfer(t^r)	0.052	146
Basic Income Deduction(d)	0.1	280
Effective Income Deduction	0.36	1,010
Real Interest Rate(r)	4%	

Note: The monetary unit is 10,000 won

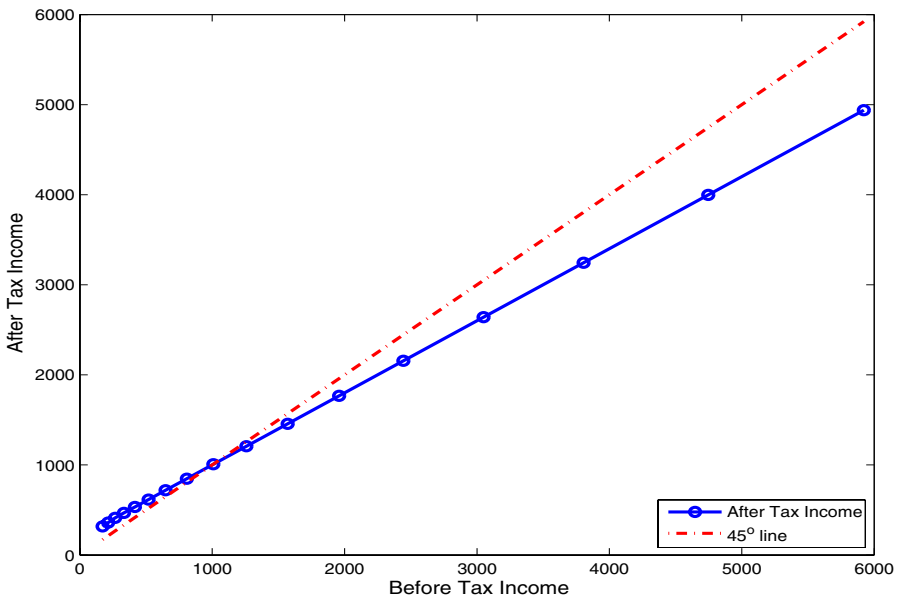
변환하기 위한 화폐의 가격(unit of account)을 책정해야 한다. 취업근로자들의 평균 노동소득을 기준으로 삼기로 한다. 본 모형에서 평균 노동소득은 0.53이다. <표 1>에 의하면 노동패널데이터의 평균 노동소득이 1998년 가격으로 1,483

만원이었다. 따라서 모형에서의 평균 노동소득 0.53을 노동패널자료에서 그에 상응하는 소득인 1,483만원으로 변환시키는 단위를 화폐가격으로 책정하며, 이는 1,483만원/0.53이다. 이 단위에 의해 모형의 일인당 국민소득(Y)을 계산하면 1,402만원으로, 구매력 평가기준 일인당 국민소득에서 크게 벗어나지 않는다. 모형이 함의하는 일인당 자본은 3,606만원이다.

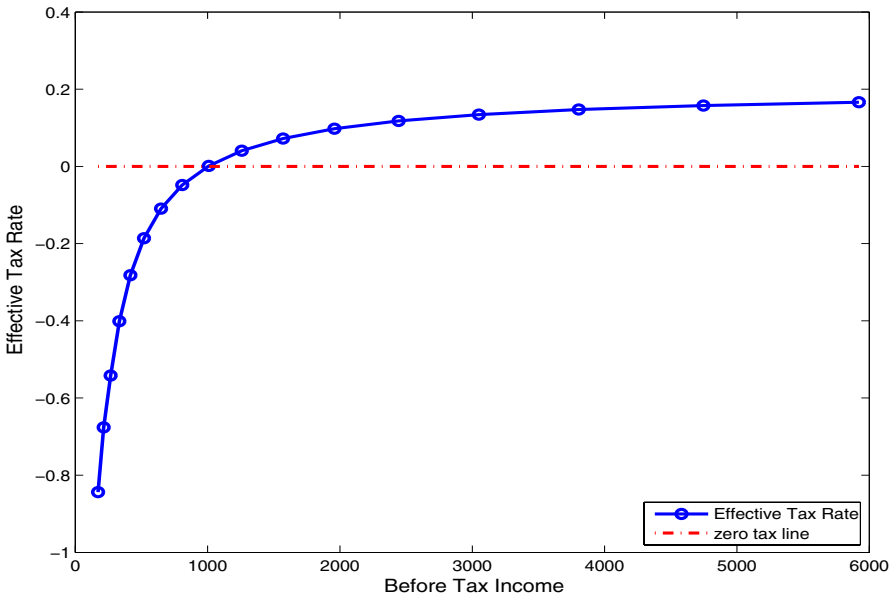
기본모형경제에서의 실효소득공제액(최종적으로 세금부담이 0이 되는 노동소득)은 기초공제액과 모든 근로자가 정부로부터 받는 보조금을 소득세율로 나눈 것이다. 본 모형에서는 $d=0.1$로서 연간 280만원에 해당하며, 노동소득세율이 20%일 경우 균형재정을 충족시키는 일인당 보조금(tr)은 0.052로 146만원에 해당한다. 따라서 기본모형경제의 실효소득공제액은 1,010만원(280만원+146만원÷0.2)이다. 실효노동소득세율은 약 10%(=146만원÷1,483만원)로서 현실 데이터와 비교적 유사하다.

[그림 1]은 기본모형경제에서 세전 소득과 기초공제액과 정부의 보조금을 고려하여 세금을 제한 후의 노동소득을 보여준다. [그림 2]는 마찬가지로 공제액과 보조금을 고려했을 때의 실효노동소득세율을 각 노동소득 수준에 대하여 보여준다.

[Figure 1] Before and After Tax Labor Income: Benchmark



[Figure 2] Effective Labor Income Tax Rate: Benchmark



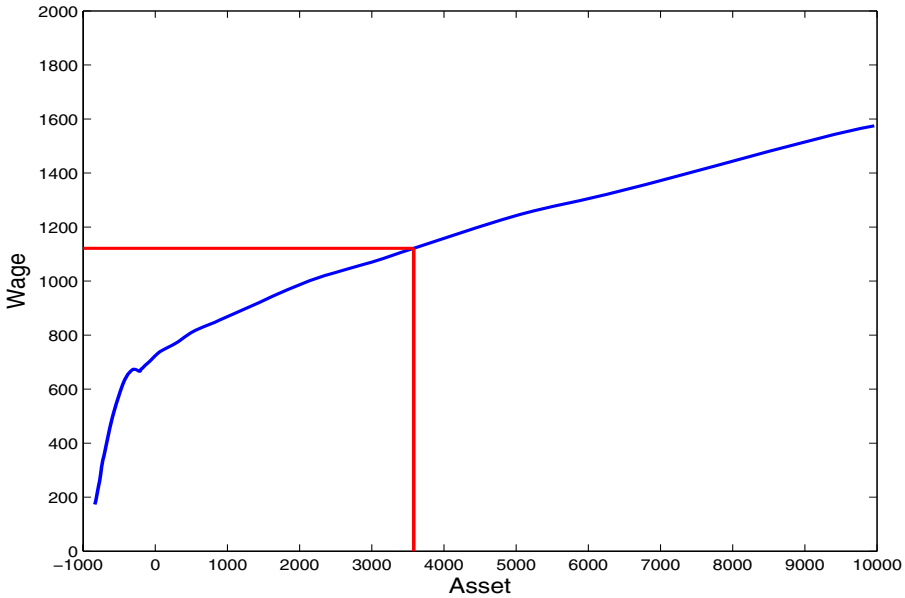
3. 유보임금 분포와 노동공급 곡선

개별 근로자의 노동공급에 관한 의사결정은 각자의 유보임금에 의해 결정되며, 유보임금을 결정하는 가장 중요한 요소는 자산보유량이다. [그림 3]은 기본모형경제의 경우 일부 자산보유량 수준에 대한 유보임금을 나타낸다.[12] 쉽게 예측할 수 있듯이 자산보유량이 증가함에 따라 노동소득 외에 이자소득의 양이 증가하게 되므로 유보임금이 증가하게 된다. 즉, 부유한 근로자일수록 노동공급의욕이 낮아지게 된다. 예를 들어, 평균 자산(3,600만원)을 보유하고 있는 근로자는 연간 약 1,150만원 정도의 소득을 얻는 일자리에는 취업을 하지만 그 이하의 일자리에는 취업하지 않는다.

경제 전체의 노동공급은 유보임금이 서로 다른 근로자들을 유보임금의 분포를 이용하여 횡단면으로 집계함으로써 도출할 수 있는데, 유보임금의 분포는 자산보유량의 분포에 결정적인 영향을 받게 된다. 따라서 경제 전체의 노동공급곡선의

12) 모형에서 실현가능한 최대의 자산보유량은 약 9억원이지만, 노동공급에 관해 빈번한 의사결정이 이루어지는 자산량은 이보다는 훨씬 작을 것이므로 [그림 3]에서는 1억원 이하의 자산보유량에 대해서만 유보임금을 나타내었다.

[Figure 3] Reservation Wages: Benchmark



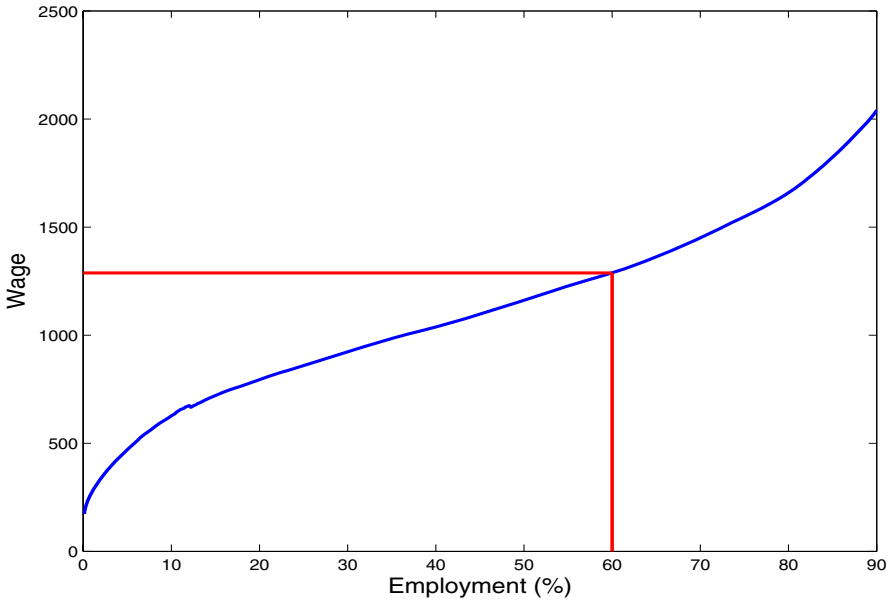
형태는 자산보유량에 따른 근로자 분포이다. [그림 4]는 기본모형경제에서의 노동공급곡선을 나타낸다.

4. 기본모형경제에서의 소득 및 자산의 분포

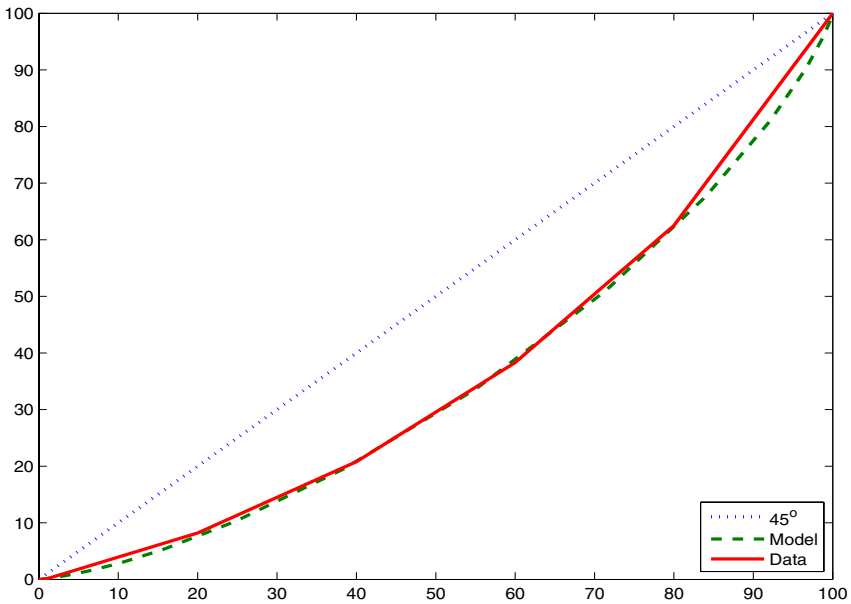
본 연구는 이질적 근로자로 이루어진 모형에서 재정정책이 경제 전체의 고용량을 비롯한 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하는 데 의의가 있다. 벤치마크 경제의 균형이 보여주는 근로자들의 이질성 정도는 모형의 현실 적합성의 한 척도가 될 수 있다. 또한, 재정정책이 각기 다른 소득 및 자산 수준의 경제주체들에게 미치는 결과 수치를 받아들이려면 모형의 소득 및 자산 분포가 현실 데이터와 크게 괴리되지 않아야 할 것이다. 본 모형의 근로자들의 이질성은 소득창출능력의 차이에 기인한다. 과연 모형 내 경제주체들의 소득창출능력이 현실적으로 책정되었는지 살펴보기 위해 모형과 데이터의 횡단면 소득분포를 비교해 보자.

[그림 5]는 벤치마크 경제 및 노동패널 데이터에서 구한 임금근로자들의 소득분포에 대한 로렌츠 곡선이다. 임금소득분포가 실제 노동패널데이터에 근거했기 때문에 [그림 5]에서 보듯이 벤치마크 경제의 소득 분포가 실제 데이터와 매우

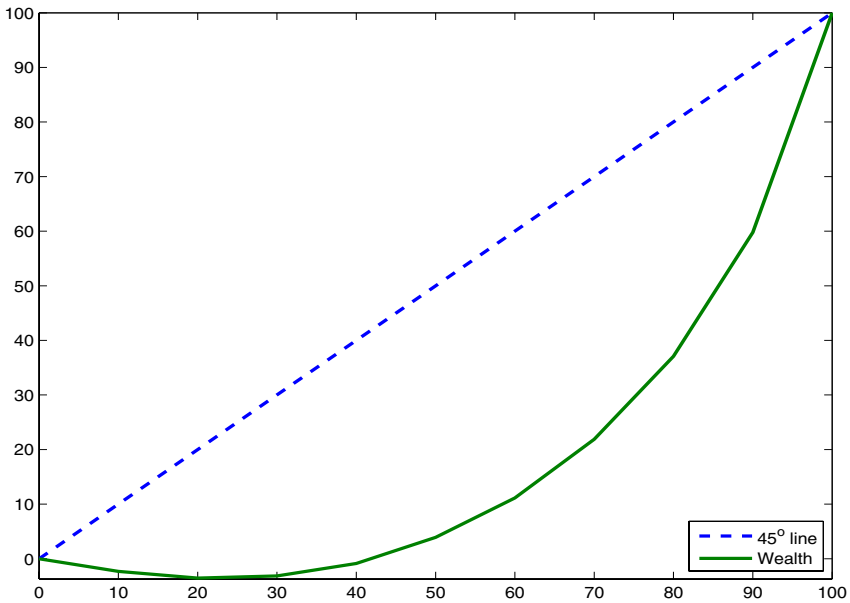
[Figure 4] Labor Supply Curve: Benchmark



[Figure 5] Lorenz Curve for Income Distribution



[Figure 6] Lorenz Curve for Wealth Distribution



유사하다. 소득분포에 대한 지니계수는 모형경제에서 0.3, 노동패널데이터에서 0.31이다. 따라서 본 모형이 상정한 노동생산성 및 임금 분포는 실제 경제와 상당히 부합하는 것으로 판단된다.

노동공급 결정에 있어 유보임금에 영향을 미치는 중요한 요소는 개인의 선호 및 부(또는 자산)의 크기라 할 수 있다. 경제 전체의 노동공급곡선은 유보임금의 분포에 의해 좌우된다. [그림 6]은 모형경제의 자산 분포에 대한 로렌츠곡선으로 지니계수는 0.66이다. 노동패널자료가 가계의 자산에 관하여 조사하기는 하지만 그 신뢰도가 높지 않아서 벤치마크 경제의 자산 분포와 현실경제의 그것과는 비교하기가 용이하지 않다.[13] 2006년에 통계청에서 조사 발간한 가계자산조사는 우리나라의 가계자산 보유에 대해 체계적으로 조사한 유일한 자료인데, 여기에 나타나는 자산보유에 대한 지니계수는 0.66이다.[14]

<표 4>는 기본모형경제의 자산 분포를

13) 최근 몇몇 연구자들이 외환위기 이전 시기에 대하여 대우패널자료를 이용하고, 그 이후 시기에 대하여 노동연구원의 노동패널자료를 이용하여 가계의 자산보유의 불평등 정도에 대해 보고하고 있기는 하지만, 이들 자산자료들은 신뢰도가 상대적으로 떨어진다는 문제점이 있다. 즉, 자산 중 가장 큰 비중을 차지하고 불평등 정도가 가장 심한 부동산의 보유액을 상당히 광범위한 구간값으로 보고하여 정확한 보유실태를파악하기 힘들다. 남상호(2007)와 이정우 · 이성림(2001)을 참조.

<Table 4> Quintile Distribution of Wealth and Income: Benchmark Economy

	I	II	III	IV	V
Share of Wealth	-3.69	2.19	11.66	26.27	63.57
Ratio of Group Average to Population Average	-0.18	0.11	0.58	1.31	3.21
Share of Earnings	15.14	18.42	20.93	22.19	23.32
Employment Rate	88.0	63.4	57.1	50.5	41.3

5분위로 구분하여 보다 자세히 나타낸 것이다. V분위는 자산보유액 기준으로 최상위 20%에 속하는 가장 부유한 그룹으로 이들이 경제 전체 자산의 절반 이상(63.57%)을 보유하고 있으며, 이들의 평균 자산은 경제 전체 평균의 약 3.21배에 이른다. 이들의 취업률은 41.3%이다. 이 그룹에 속한 사람들은 많은 자산을 보유하고 있어 소득효과로 인해 여가를 많이 즐긴다. 하지만 이들의 생산성은 상대적으로 높기 때문에 비교적 낮은 취업률에도 불구하고, 이 그룹이 벌어들이는 노동소득은 경제 전체 노동소득의 약 23%에 이른다. IV분위 계층이 보유한 자산은 경제 전체 자산의 약 26.27%이며, 이들의 평균 자산보유액은 경제 전체 평균의 1.31배에 해당한다. 이들의 취업률은 50.5%이고, 전체 노동소득의 22.19%를 번다. 자산분포의 중간 그룹인 III분위의 경우, 경제 전체 자산의 11.66%를 보유하며, 이들의 평균 자산보유액은 경제 전체 평균의 58% 정도이다. 이들의 취업률은 57.1%이며 전체 노동소득의 20.93%를 번다. II분위 계층은 전체 자산의 약 2.19%만을 소유하고 있으며 이들의 평균 보유자산은 경제 전체 평균의 약 11%에 해당한다. 취업률은 63.4%이며 전체 노동소득의 18.42%를 번다. 자산분포의 최하위 20%에 속하는 I분위 계층의 경우, 평균적으로 부채를 지고 있다. 낮은 자산보유로 인해 취업률은 88%로 상당히 높으며, 이들의 노동소득은 전체의 15.14%를 차지한다.

Ⅳ. 소득세제 변화의 효과: 정액보조금 vs. 근로장려금

본 장에서는 정부가 노동소득세율을

14) 김선빈(2008) 참조.

20%에서 22%로 인상하였을 경우 주요 거시경제변수와 노동시장변수들에 미치는 영향을 분석한다. 추가로 징수한 세금을 어떻게 사용하느냐에 따라 그 효과는 달라질 것이므로 여기서는 제Ⅱ장 2절에서 고려한 두 가지 보조금 지급방식에 따라 세율인상의 효과를 분석하고자 한다.

1. 재정정책 1: 정액보조금

본 절에서는 정부가 노동소득세액을 전액 모든 근로자에게 동일하게 이전하는 재정정책 1하에서 노동소득세율의 인상이 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 수량적으로 평가한다.

<표 5>는 소득세율이 20%에서 22%로 2%포인트 인상되는 경우, 취업률, 자본축적 및 국민총생산에 미치는 영향을 기본모형경제로 분석한 결과이다. 노동소득세율이 인상되어 세후 임금이 하락하게 되면 재화소비에 비해 여가의 상대가격이 하락하여 노동공급이 감소(여가소비를 증가)하게 되는 대체효과와 세금인상으로 인한 전체적인 소득감소는 여가가 정상재라는 가정하에서 재화 및 여가에 대한 소비 모두를 감소시키므로 노동공급을 증가시키는 소득효과가 혼재하게 된다. 모형경제의 경우, 전반적으로 대체효과가 소득효과를 압도하는 것으로 나타나며, 소득세율의 2%포인트 인상은 취업률을 60%에서 58.9%로 감소시킨다. 효율성 단위로 표현한 실질노동투입은 0.295에서 0.292로 약 1% 감소한다.

Cobb-Douglas 생산함수의 경우, 자본은 노동과 보완관계에 있으므로 균형자본량도 감소한다. 일인당 자본은 3,606만원에서 3,554만원으로 1.5% 감소한다. 일인당 국민총생산은 1,402만원에서 1,385만원으로 1.2% 가량 감소한다. 이자율은 연간 4.04%로 아주 미세하게나마 높아진다. 자본의 감소가 총노동투입의 감소보다 더 크기 때문에 유효노동투입당 자본량은 감소하여 자본의 한계생산성을 증가시키는 것으로 나타난다. 세율인상으로 거둔 세금은 보조금으로 모든 근로자에게 분배되므로 일인당 보조금은 146만원에서 159만원으로 약 9% 상승한다.

노동 및 자본의 감소로 인해 소득이 감소했기 때문에 세율인상분은 20%에서 22%로 10%인 데 반해 세수는 9% 상승했음을 알 수 있다. 전체적으로 실효세율은 10%에서 11.5%(159만원÷1,385만원)로 인상되었다. 실효소득공제액은 1,010만원에서 1,003만원으로 미세하게 감소하였다. 취업률을 자산 5분위별로 보면 최상위인 V분위의 경우 41.3%에서 40.8%로 감소했으며, 최하위인 I분위에서는 88%에서 85.4%로 감소해, 빈곤층의 노동공급이 비교적 더 많이 감소했다.

요약하면, 2%의 세율인상은 소득, 자본, 노동을 모두 감소시키며, 특히 빈곤층의 노동공급 감소가 조금 더 컸다. 일인당

〈Table 5〉 Effects of a 2% Increase in Labor Income Tax Rate

	$\tau=20\%$(benchmark)		$\tau=22\%$(Lump-sum Transfer)	
Variable	Model Value	Monetary Unit	Model Value	Monetary Unit
Output per capita(Y)	0.501	1,402	0.495	1,385
Capital per capita(K)	1.289	3,606	1.270	3,554
Labor Input in Effeciency Unit(L)	0.295		0.292	
Average Labor Income	0.53	1,483	0.538	1,505
Transfer(tr)	0.052	146	0.057	159
Basic Income Deduction(d)	0.1	280	0.1	280
Effective Income Deduction	0.36	1,010	0.359	1,003
Real Interest Rate(r)	4%		4.04%	
Wage Rate(W)	1.088		1.087	
Employment Rate	60%		58.9%	
by Wealth Quintile				
Wealth Quintile Ⅰ	41.3%		40.8%	
Wealth Quintile Ⅱ	50.5%		50.0%	
Wealth Quintile Ⅲ	57.1%		56.3%	
Wealth Quintile Ⅳ	63.4%		62.3%	
Wealth Quintile Ⅴ	88.0%		85.4%	

Note: The monetary unit is 10,000 won.

자본투입의 소폭 상승으로 이자율은 미세하게 증가했으며, 평균 노동소득은 약간 증가했으나 이는 상대적으로 생산성이 낮은 근로자의 취업률 감소가 컸기 때문이다.

2. 재정정책 2: 근로장려금 (EITC)

본 절에서는 소득세율이 20%에 22%로 인상되었을 때, 추가로 확보된 세수를 취업하는 근로자 중에서 일정 수준 이하의 노동소득(EITC ceiling)을 버는 근로자에게만 근로장려금 형태로 일정액씩 지급하는 재정정책 2의 경우를 살펴보자. 이 정책하에서 기존의 보조금, 즉 20% 소득세율하에서 모든 근로자가 이미 받고 있던 보조금은 계속해서 보장된다. 현실에서는 근로장려금의 액수도 노동소득액수에 따라 달리 책정될 수 있으나, 본 연구

에서는 일단 일정액씩 지급되는 경우를 살펴보고, 소득액에 따라 차등 지급되는 경우는 추후 연구과제로 남기기로 한다. 비록 가장 단순한 형태의 근로장려금을 분석하고 있으나, 비동질적 근로자로 이루어진 일반균형모형에서 근로장려금정책을 분석하는 최초의 연구라는 점에서 의의가 있다 하겠다. 근로장려금정책 하에서 취업근로자의 예산제약식은 다음과 같이 주어진다.

$$c = wx\bar{h} - \tau \max\{wx\bar{h} - d, 0\} + tr + 1_{y \le y} \cdot tr^{*} + (1+r)a - a' \quad (16)$$

여기서 tr은 근로장려금정책 실시 이전 20% 세율하에서 지급되었던 보조금이며, tr^{*}는 취업자 중 노동소득이 $\bar{y}$ 이하인 경우에 한해서 지급되는 근로장려금이다. 미취업근로자의 경우는 예산제약식에 변화가 없다.

$$c = tr + (1+r)a - a' \quad (17)$$

근로장려금정책에 따른 근로장려금 tr^{*}의 크기는 균형재정 제약식 (5)를 만족하는 수준에서 결정되며 그 크기는 얼마나 많은 근로자가 근로장려금의 혜택을 받을 수 있을 것인가를 측정하는 파라미터 $\bar{y}$, 즉 근로장려금 상한소득(EITC ceiling)의 크기에 상당한 영향을 받는다. 이하에서는 현실적으로 의미가 있을 수 있는 몇 가지의 근로장려금 상한소득의 경우에 대해 재정균형을 달성하는 근로장려금의 액수와 경제의 거시변수들이 어떻게 영향을 받는지를 분석한다.

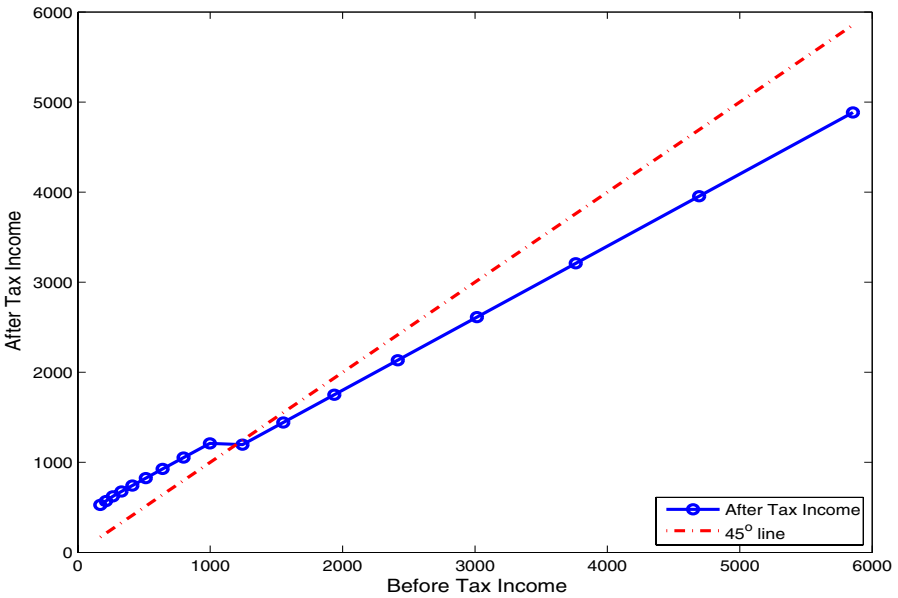
가. 근로장려금 상한소득이 1,155만원인 경우

소득세율이 20%에서 22%로 인상되었을 때 추가로 징수한 세수를 연간 노동소득이 1,155만원 이하인 근로자에게 근로장려금으로 지급하는 경우를 살펴보자. 근로장려금 지급액은 소득세율 2% 인상으로 추가로 거두어진 세수를 근로장려금으로 소진하는 균형재정 수준에서 결정되는데, 본 모형에서 재정수지균형을 이루는 연간지급액은 214만원으로 계산되었다.

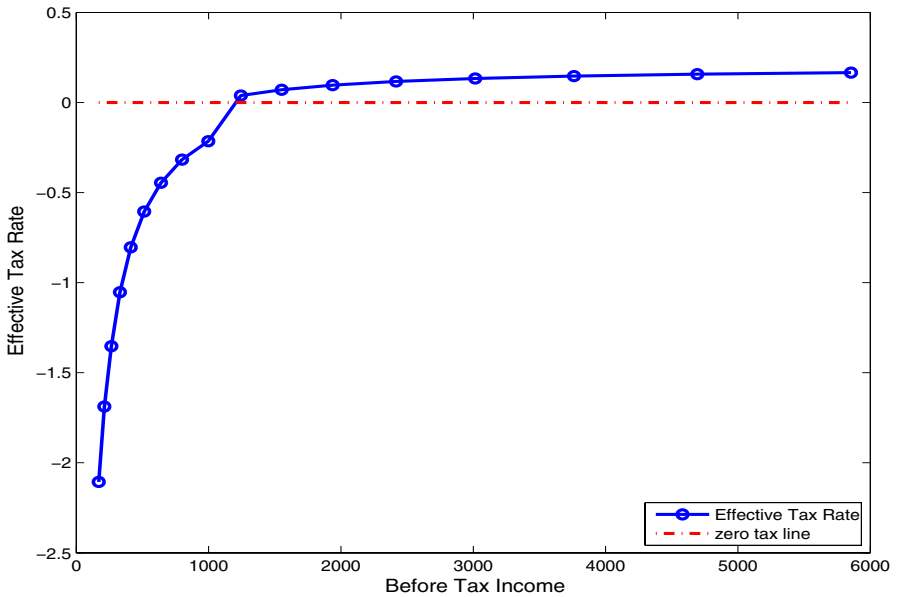
우선, 이러한 재정정책하에서 소득수준에 따른 세금부담을 살펴보자.

[그림 7]은 세후 소득을, [그림 8]은 실효세율을 나타낸 것으로 근로장려금정책으로 인한 근로장려금까지 감안했을 때 연간 노동소득 1,600만원 이하이면 실제로 내는 세금($\tau \max\{wx\bar{h} - d, o\}$) 보다 정부로부터 받는 보조금($tr + tr^{*}$)이 커서 실효세율은 0% 이하가 된다. 연간 소득이 1,600만원 이상인 경우에는 소득이 상승함에 따라 실효세율이 상승한다.

[Figure 7] Before and After Tax Labor Income: EITC Policy



[Figure 8] Effective Labor Income Tax Rate: EITC Policy



〈Table 6〉 Effects of EITC: Ceiling = 11,550,000 won

	$\tau=20\%$(benchmark)		$\tau=20\%$(EITC)	
Variable	Model Value	Monetary Unit	Model Value	Monetary Unit
Output per capita(Y)	0.501	1,402	0.497	1,390
Capital per capita(K)	1.289	3,606	1.252	3,504
Labor Input in Effeciency Unit(L)	0.295		0.295	
Average Labor Income	0.53	1,483	0.513	1,436
Transfer(tr)	0.052	146	0.052	146
EITC(tr^*)			0.077	214
Real Interest Rate(r)	4%		4.29%	
Wage Rate(w)	1.088		1.076	
Employment Rate	60%		62.0%	
by Wealth Quintile				
Wealth Quintile Ⅰ	41.3%		39.0%	
Wealth Quintile Ⅱ	50.5%		49.4%	
Wealth Quintile Ⅲ	57.1%		57.2%	
Wealth Quintile Ⅳ	63.4%		66.1%	
Wealth Quintile Ⅴ	88.0%		97.9%	

Note: The monetary unit is 10,000 won.

<표 6>은 근로장려금 도입 후의 거시경제일반균형을 요약한 것으로서, 근로장려금정책은 고용촉진에 매우 효과적이다. 앞서 정액보조금의 경우, 노동소득세율 2%포인트 인상 시 취업률이 60%에서 58.8%로 감소한 것에 비해, 늘어난 세수가 근로장려금으로 지불되는 경우에는 고용이 62%로 증가하여 근로장려금정책이 경제 전체의 고용증대에 기여함을 확인할 수 있다.

자산계층별로 고용의 변화를 살펴보면, 상당히 흥미로운 양상을 볼 수 있다. 자산 I분위 계층(자산분포의 하위 20%)의 경우, 88%에서 97.9%로 증가하여, 빈곤층의 거의 대부분이 취업한다. 근로장려금이 연간 214만원으로 이들의 노동소득에 비해 상당한 액수임에 비추어 충분히 예상된 결과라 하겠다. 반면에 자산보유 상위계층의 노동공급은 오히려 줄어든다. 소득세율 상승으로 인해 자산 V분

위 계층은 노동공급이 41.3%에서 39.0%로 IV분위 계층은 50.5%에서 49.4%로 감소한다. 이들 계층은 노동소득이 이미 충분히 높아서 근로장려금 혜택을 받을 수 없는 반면 소득세율 상승으로 인한 대체효과만 발생한다. 전반적으로 자산분포의 중간 및 하위 계층의 노동공급은 증가한다. 이는 근로장려금의 혜택이 주로 생산성이 낮은 계층에 국한되기 때문이다.

전체적으로 고용은 증가하지만 상대적으로 생산성이 높은 근로자들의 노동공급 감소로 인하여 효율성 단위로 표현한 노동량에는 큰 변화가 없다. 자산의 대부분을 보유하여 경제 전체의 자본형성을 주도하는 상위계층의 노동공급 감소는 자본축적을 일부 저해하여 일인당 자본은 3,606만원에서 3,504만원으로 약 3% 감소한다. 일인당 국민소득은 1,402만원에서 1,390만원으로 약 0.8% 감소한다. 자본감소로 이자율은 4.29%로 조금 상승하며, 효율성 단위당 임금률은 1.088에서 1.076으로 약간 하락한다.

요약하면, 본 모형에서 2%포인트의 세율 인상으로 확보된 세수를 근로장려금으로 지급하게 되면, 고용의 증대에는 상당한 효과를 내는 것으로 보이나, 생산성이 높은 자산보유 상위계층의 (세율인상에서 비롯된) 노동공급 감소로 인해 경제전체의 총생산 또는 일인당 소득에는 큰 영향을 미치지 않으며, 자본축적은 오히려 조금 감소할 것으로 예측된다.

나. 기타 근로장려금정책 조합의 효과

여기서는 추가적으로 실현가능하고 경제적으로 의미가 있는 근로장려금 소득상한(EITC ceiling)에 대한 근로장려금의 일반균형 효과를 살펴보기로 하자. 여기서 고려하는 연간 노동소득상한은 742만원, 926만원, 1,155만원, 1,441만원, 1,798만원, 2,243만원, 2,798만원, 3,491만원이다. 이들 소득상한은 각각의 경우의 균형에서 평균 노동소득의 50%, 63%, 80%, 100%, 126%, 155%, 192%, 238%에 해당하는 소득이다. 여기서도 마찬가지로 고용장려금의 재원은 소득세율을 2%포인트 인상하여 충당한다.

<표 7>은 노동소득세율이 20%에서 22%로 인상되었을 때 균형재정과 거시경제의 일반균형을 달성하는 실현가능한 근로장려금 상한소득, 상한소득의 평균 노동소득에 대한 비율($\frac{ceiling}{ave.income}$), 일인당 근로장려금 액수, 근로장려금 지급액의 평균 노동소득에 대한 비율($\frac{EITC}{ave.income}$), 그리고 취업근로자 중에서 근로장려금을 받는 사람들의 비율을 보여준다. 근로장려금 상한소득이 증가함에 따라 균형재정을 만족시키는 일인당 근로장려금의 크기는 감소하며 반대로 수혜대상자는 증가한다. 이는 세율 상승이 정해져 있는 상태에서 쉽게 예상할

〈Table 7〉 Feasible EITC Policies with a 2% Increase in Labor Income Tax Rate

Ceiling	$\frac{ceiling}{ave.income}$	EITC	$\frac{EITC}{ave.income}$	beneficiaries
742	50.2	666	45.1	3.0
926	63.2	355	24.3	5.4
1,155	80.4	214	15.0	8.9
1,441	100.7	134	9.3	14.1
1,798	125.6	91	6.4	21.0
2,243	155.3	73	5.1	28.3
2,798	192.3	55	3.8	40.6
3,491	238.2	42	2.8	56.1

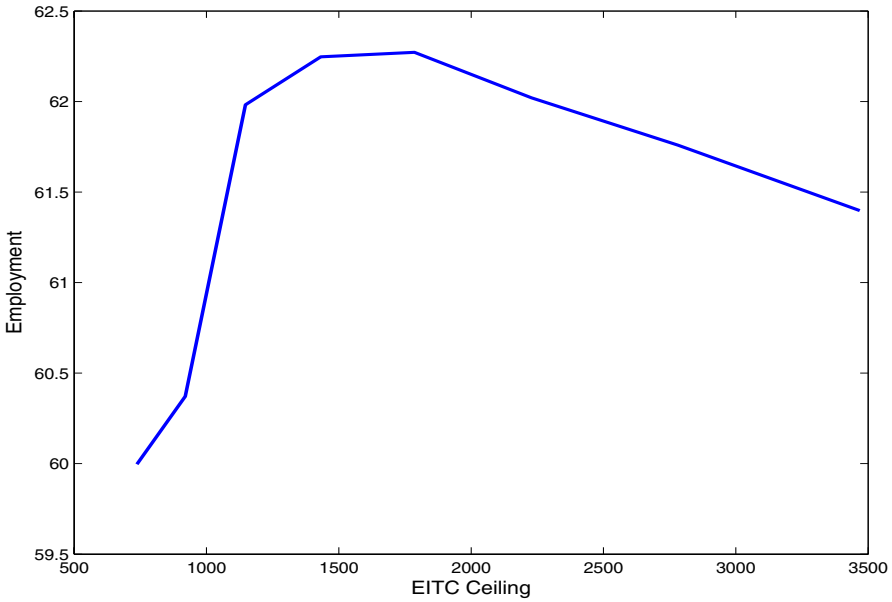
Note: The units for EITC ceiling and EITC are 10,000 won. The units of $\frac{ceiling}{ave.income}$, $\frac{EITC}{ave.income}$ and fraction ofEITC beneficiary are per cent.

수 있는 결과이다.

근로장려금 상한소득이 742만원일 때 일인당 고용보조금의 크기는 무려 666만원으로 평균 노동소득의 50%에 해당할 정도로 높은 수준이다. 일부 수혜대상자들은 자신의 노동소득보다 많은 액수를 근로장려금으로 받는 경우도 있다. 그러나 취업근로자의 오직 3% 정도만이 이를 지급받는다. 소득상한이 1,441만원에 이르면 수혜근로자의 범위가 확대되어, 장려금의 크기는 134만원(평균 노동소득의 9.3%)으로 감소하게 되고 전체 근로자의 14.1%가 이를 수혜하게 된다. 소득상한이 3,491만원에 이르면 일인당 근로장려금의 크기가 42만원(평균 노동소득의 2.8%)에 불과하여 취업할 인센티브가 상당히 적어짐을 볼 수 있다. 근로장려금 수혜대상자가 전체 근로자의 56%나 되어 근로장려금정책이 없을 경우인 기본모형경제에서의 취업률과 큰 차이가 없어 추가적인 고용증대효과는 기대하기 어려운 수준이다.

[그림 9]는 근로장려금 소득상한 742만원에서부터 3,491만원에 이르는 경우의 균형고용량을 나타낸 것이다. 근로장려금 소득상한이 742만원일 때 취업률은 정책 실시 이전과 같은 수준인 60%이다. 즉, 근로장려금 상한소득이 너무 낮으면 정책의 수혜를 받게 되는 근로자가 많지 않아 근로장려금정책이 전체적인 고용증대에 기여하지는 못한다. 상한소득이 올라감에 따라 고용이 증가하며, 1,441만원일 때

[Figure 9] Effect of Increases in EITC Ceiling on Employment Rate

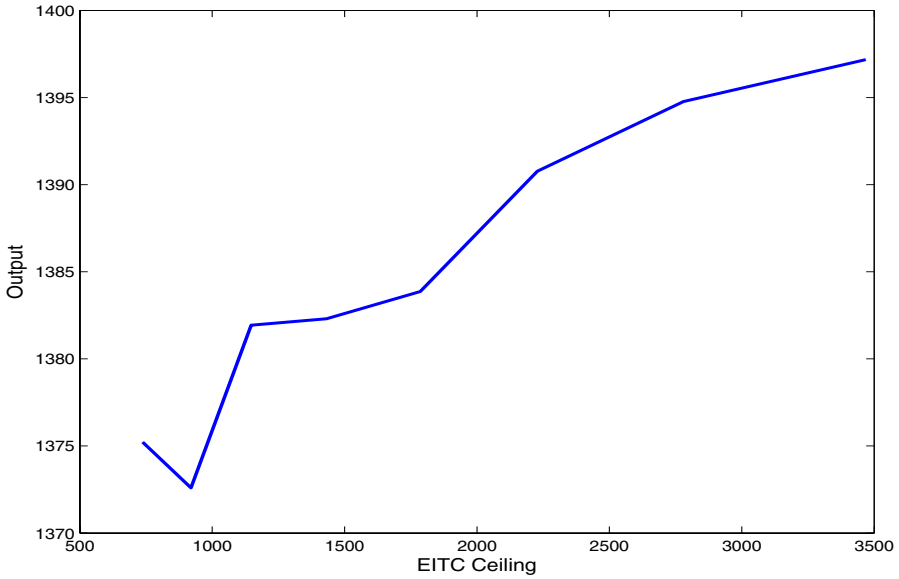


고용은 62.2%이고, 상한소득이 1,798만원에 이를 때 고용효과가 극대화되어, 취업률이 62.3%에 이른다. 반면, 근로장려금 상한소득이 1,798만원을 상회하여 증가함에 따라 고용효과는 서서히 감소됨을 볼 수 있다. 이는 근로장려금의 혜택이 더 넓은 소득계층으로 확대될수록 균형재정하에서 근로자 일인당 지급되는 장려금의 크기가 줄어들어 고용창출효과가 감소하기 때문이다.

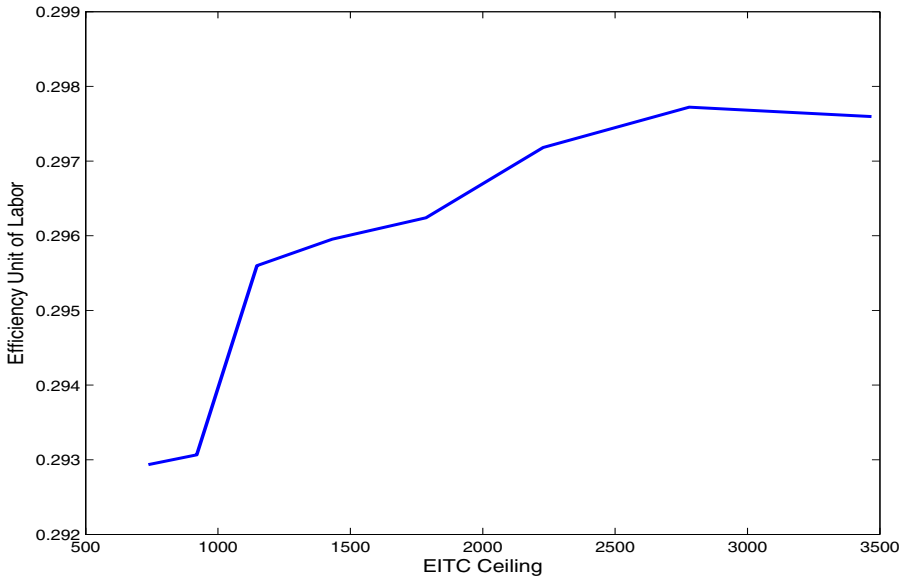
[그림 10]은 근로장려금 상한소득의 변화에 따른 일인당 국민총생산의 변화를 나타낸 것이다. 근로장려금 수혜범위가 높은 소득수준으로 확대될수록 국민총생산은 증가함을 알 수 있다. 이는 생산성이 높은 고소득 근로자의 근로의욕을 고취하여 효율적 단위로 표현한 노동투입이 늘어나고, 나아가 경제 내의 자본형성을 촉진하기 때문으로 해석할 수 있다. 이러한 국민소득의 변화는 [그림 11], [그림 12]와 [그림 13]을 보면 보다 쉽게 이해할 수 있다.

[그림 11]은 근로장려금 상한소득의 변화에 따른 노동투입의 변화를 효율성 단위로 나타낸 것이다. 근로장려금의 상한소득이 2,798만원이 될 때까지 효율성 단위로 환산한 노동투입은 계속 증가하고 그 후에는 서서히 감소한다. 이는 [그림 9]에서 근로장려금이 1,798만원 이상일 경우 고용량이 감소하는 것과 대조적이다.

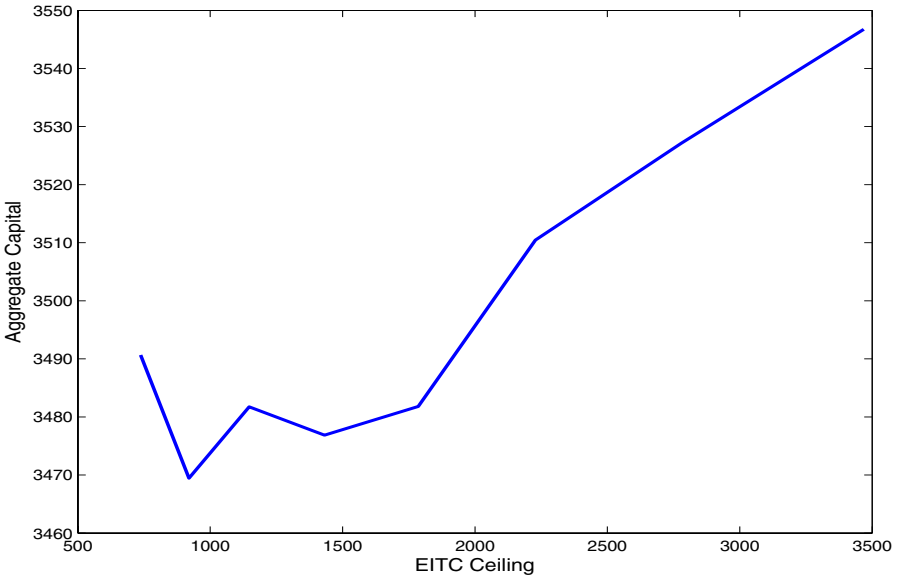
[Figure 10] Effect of Increases in EITC Ceiling on Output per capita



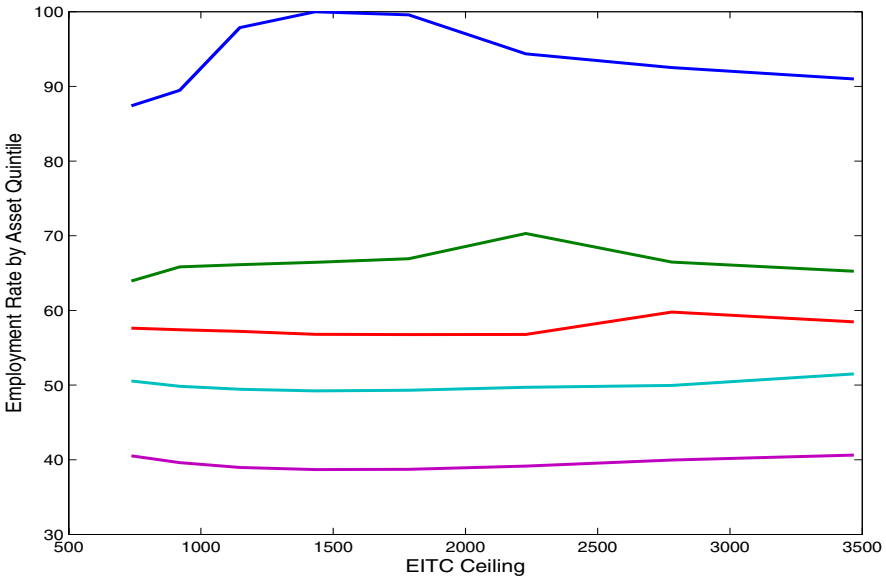
[Figure 11] Effect of Increases in EITC Ceiling on Efficiency Unit of Labor



[Figure 12] Effect of Increases in EITC Ceiling on Capital per capita



[Figure 13] Effect of Increases in EITC Ceiling on Employment Rate by Wealth Quintile



근로장려금 상한소득의 확대로 인하여 취업률이 증가하며 고용보조금수혜로 가처분소득도 늘어나므로, 경제 내의 자본형성이 촉진된다. [그림 12]에서 보듯이 일인당 자본은 계속 상승한다.

[그림 13]은 근로장려금 상한소득의 변화에 따른 취업률의 변화를 자산그룹별로 나타낸 것이다. 근로장려금 상한소득이 1,441만원에 이를 때 자산보유 최하위 계층의 취업률은 거의 100%에 이르고 그 후로는 감소한다. 이는 <표 7>에서 보았듯이 근로장려금을 지급받는 계층이 확대됨에 따라 일인당 고용보조금의 크기가 감소하기 때문이다. 근로장려금 상한소득이 2,243만원에 이르면 자산보유 II분위 계층의 취업률이 70%로 최고에 이르며, 그 후에는 다시 감소하기 시작하고, 근로장려금 상한소득이 3,491만원으로 확대되면 II분위의 취업률이 65%까지 증가한다. 이런 차등적인 취업률의 변화는 취업근로자의 평균 생산성을 향상시키게 되어 경제 전체의 효율성 단위로 표현한 노동투입이 증가하게 된다.

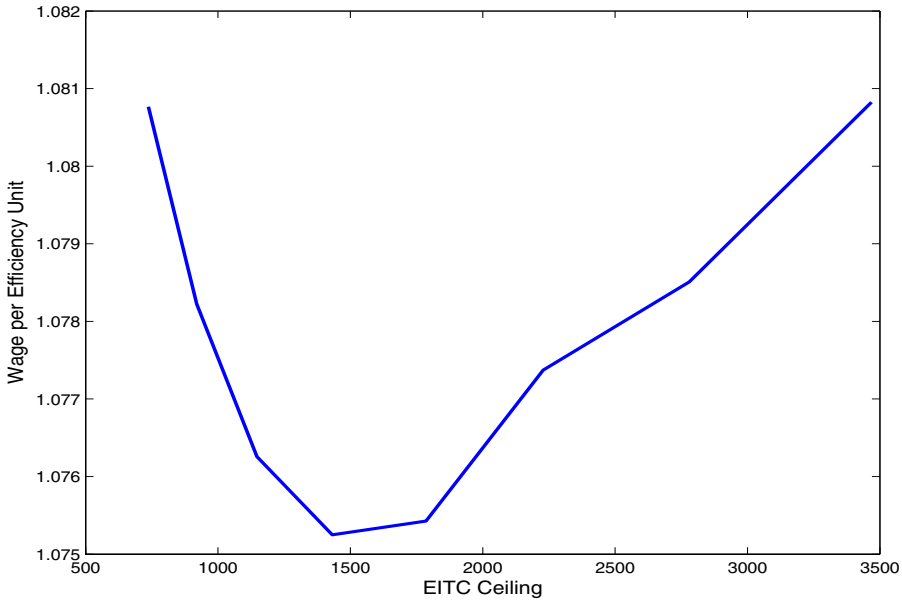
[그림 14]와 [그림 15]는 각각 근로장려금 상한소득의 변화에 따른 임금률과 이자율의 변화를 나타낸다. 근로장려금 상한소득이 1,441만원일 때까지 임금률은 하락하지만 이후에는 증가하기 시작한다. 이자율은 임금률과 정반대의 변화양상을 보인다. 이러한 임금률과 이자율의 변화양상은 [그림 16]에 나타난 효율성 단위로 측정한 자본량의 변화양상을 반영하는 것이라 볼 수 있다.

이상의 논의를 요약하면 다음과 같다. 소득세율 2%포인트 인상 시 근로장려금 수혜 소득상한이 742만원 이하이면 수혜대상 인구가 적어 고용확대효과는 거의 없다. 근로장려금 수혜 소득상한이 1,798만원까지 확대되는 경우 고용은 최고 2.2%포인트까지 증가시킬 수 있으나, 국민총생산에는 큰 영향이 없으며, 경제 내 자본형성은 오히려 다소 감소할 수도 있다. 한편, 근로장려금 수혜 소득상한이 넓어질수록 생산성이 높은 근로자의 노동공급의욕이 고취되어 일인당 국민총생산 및 자본은 다소 증가할 수 있다. 그러나 이 경우 일인당 근로장려금의 크기가 감소하기 때문에 빈곤계층의 취업률 증대와 소득보조라는 근로장려금정책의 본래의 취지가 희석될 소지가 많다.

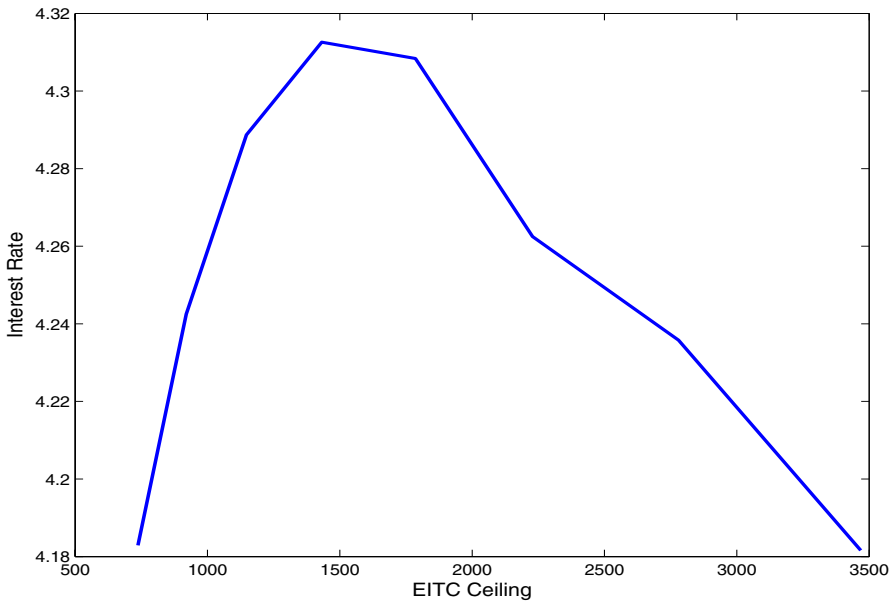
V. 결 론

비동질적 가계로 이루어진 일반균형모형을 이용하여 노동소득세율이 20%에서 22%로 인상된 경우, 두 가지 재정정책의 효과를 살펴보았다. 구체적으로 검토된 재정정책은, 조성된 재원이 경제 내 모든 사람에게 취업상태와 무관하게 골고루 이전되는 방안과 조성된 재원이 일정소득

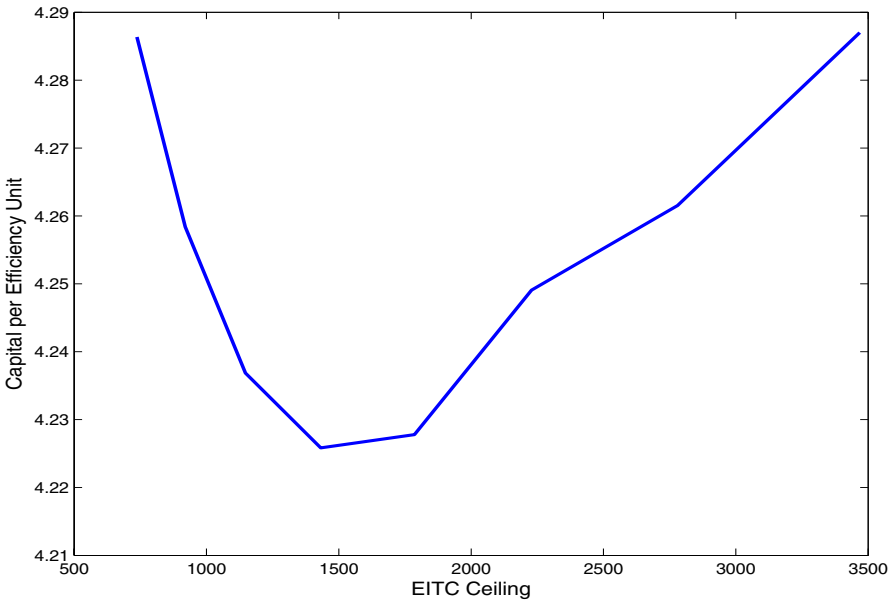
[Figure 14] Effect of Increases in EITC Ceiling on Wage Rate



[Figure 15] Effect of Increases in EITC Ceiling on Interest Rate



[Figure 16] Effect of Increases in EITC Ceiling on Capital per Efficiency Unit of Labor



이하의 근로자에게 일정액의 근로장려금으로 지급되는 방안이다.

모든 사람에게 정액보조금의 형태로 공평하게 나누어 주는 방안하에서는 대체효과가 소득효과를 압도하여 전체적으로 취업률이 줄어든다. 모형의 경우 고용률이 60%에서 58.9%로 감소하였다. 소득세율 인상으로 인한 고용량 감소는 생산 및 자본축적의 감소로도 이어져 전체적으로 국민총생산은 약 1%, 총자본량은 1.5% 감소하였다. 또한, 고용은 재산보유 정도와 관계없이 모든 계층에서 감소하였다.

인상된 세율로 인해 증가한 세수를 근로장려금으로 사용하는 경우, 근로장려금의 수혜 여부를 결정하는 소득상한액에 따라 정책의 효과는 다양한 형태를 보였다. 연간소득 1,155만원 이하의 근로자에게 근로장려금을 지급하는 경우, 세율의 2%포인트 상승에서 오는 세수는 취업근로자 일인당 214만원을 지급하는 수준에서 균형재정을 이룰 수 있었다. 빈곤계층의 근로의욕 고취로 고용은 62%로 증가한다. 특히 자산보유 최하위계층의 경우 취업률이 88%에서 97.9%으로 크게 증가한다. 그러나 부유층(자산보유 상위 40%)은 세율인상으로 인한 세후 노동소득 감소로 취업률이 다소 감소했다. 생산

성이 높은 이들 계층의 노동공급 감소로 인해 전체적인 고용증가에도 불구하고, 국민총생산은 0.8%, 총자본량은 3% 감소하였다. 근로장려금의 수혜범위를 확대시킬수록(즉, 근로장려금 상한소득이 높아질수록) 한편으로는 수혜대상이 늘어나 고용을 증가시키나 균형재정을 충족시키기 위해서 일인당 근로장려금의 크기가 줄어들어 전체 고용을 늘리는 데에는 어느 정도 한계가 있음을 볼 수 있었다. 근로장려금 수혜의 범위가 연간 소득 1,798만원일 때 고용은 62.7%로 극대화되었으며, 수혜범위가 더 확대되면 경제전체 고용량은 오히려 감소하기 시작하였다. 한편, 수혜범위가 확대될 때 국민총생산 및 자본형성은 수혜범위가 증가함에 따라 계속 증가하였다. 이는 생산성이 높은 근로자의 노동공급이 촉진되어, 고용이 다소 감소함에도 불구하고 효율성 단위로 측정한 노동투입량이 늘었기 때문이다.

결론적으로 근로장려금과 같은 근로자 지원정책의 재원을 소득세로부터 마련할 경우 전체적인 취업률을 유효하게 증대시킬 수 있음을 보여주어, 한국경제가 직면한 저출산과 인구고령화 등으로 인한 노동공급 감소에 대처하는 유효한 정책대안으로 이용될 수 있음을 보여준다. 다만, 시장에 참여하는 근로자를 위한 보조금 재정 마련을 위해 지나치게 높은 세금이 부과된다면 세율인상에 따른 자본축적이 저해되며 결과적으로 국민총생산 증대에 기여하는 바는 그리 크지 않을 것으로 파악된다.

분 논문은 일반균형모형을 이용한 세제 변화의 효과를 분석한 연구로서 중요한 의미를 가지지만, 본 연구에서 다루지 못한 몇 가지 한계점들을 언급하고 이들은 향후의 연구과제로 남기기로 한다. 먼저 분석의 편의를 위하여 노동공급의 비분할성을 가정하고 논의를 전개하였다. 현실적으로 취업을 할 때 대체로 직장에서 요구하는 근로시간 규정이 있고, 노동공급에 따른 고정비용(예를 들어, 출퇴근에 따른 시간 및 금전적 지출)이 존재하고, 선행연구들에서 증명되었듯이 총노동시간 변화 중 3분의 2 이상이 외연적 측면(extensive margin)에서 노동공급의 변화에 의해 설명될 수 있는 등, 노동공급의 비분할성이 정당화될 수 있기는 하지만 추가적으로 노동공급의 내연적 측면에서의 노동공급에 관한 의사결정도 정책의 효과를 분석하는 데 영향을 미칠 수 있다. 특히 파트타임 노동은 여성과 젊은 근로자의 노동공급에 관한 의사결정에 중요한 고려사항이 될 수 있다.

또한, 본 연구에서는 자본시장의 불완전성으로 인해 개인의 자산보유량이 유보임금을 결정하는 유일한 요소라고 가정하였고, 노동공급에 영향을 미치는 개인의 특성, 예를 들어, 나이, 교육수준, 가구의 구성 등은 고려하지 않았다. 이들

특성을 고려할 경우 보다 자세한 노동시장에 대한 분석이 될 수 있으며, 개별 근로자의 평생에 걸친 노동공급 패턴에 대해서도 분석할 수 있다는 장점이 있지만 두 가지 이유에서 이들을 분석에 포함하지 않았다. 첫째, 이들을 모형에 포함시킬 경우 개인의 의사결정에 영향을 미치는 상태변수가 너무 많아져서 수량적 분석에 어려움이 있다. 둘째, 우리나라의 경우 노동패널자료의 기간이 짧아서 근로자의 평생에 걸친 노동공급패턴에 대한 자료를 얻기 어렵다.

근로장려금 액수가 상한소득 이하의 모든 노동소득자에 대해 동일하게 지급된다고 가정하고 분석을 진행한 것은 미국 등 근로장려금을 시행하고 있는 국가들의 현실과 부합하지 않는 면이 있다. 보다 현실적으로는 근로장려금이 소득수준에 따라 점증-평탄-점감의 구조를 가지는 것이 바람직하나, 본 모형에서는 노동공급이 비분할적이어서 저소득층에 보다 많은 장려금이 지급되더라도 노동공급 의사결정에는 변함이 없을 것이므로, 이러한 평탄한 구조의 근로장려금을 가정하더라도 노동시장에 미치는 영향을 분석하는 것이 주목적인 본 연구의 결과에는 큰 영향을 미치지 않을 것으로 생각된다.

마지막으로, 근로보조금정책 수행에 따른 행정비용이 고려되지 않았다. 실제로 정책이 실시될 경우, 개별 근로자의 고용 여부, 소득의 파악 등에 많은 비용이 소모될 것임을 고려할 때, EITC 정책이 빈곤층의 고용기회 확대 등 분배개선의 정책으로는 효과가 기대되나, 국민총생산을 극대화시키는 효율성의 측면에서는 그 효과에 한계가 있을 것으로 본다.

참 고 문 헌

남상호, 「우리나라 자산분배 불평등에 대한 연구」, 경제학 공동학술대회 발표논문, 2007.

이정우 · 이성림, 「경제위기와 빈부격차: 1997년 위기 전후의 소득분배와 빈곤」, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 2001.

김선빈, 「한국의 소득 및 자산분포에 관한 연구」, 미발표 원고, 2008.

전병목 · 장용성, 『조세 · 재정정책이 노동시자에 미치는 영향』, 한국조세연구원, 2005.

Aiyagari, Rao S., "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Savings," *Quarterly Journal of Economics*, CIX, 1994, pp.659~683.

Altonji, Joseph, "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, 1986, pp.s176~s215.

Auerbach, Alan J. and Laurence J. Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 1987.

Chang, Yongsung and Sun-Bin Kim, "From Individual to Aggregate Labor Supply: Quantitative Analysis based on a Heterogeneous-Agent Macroeconomy," *International Economic Review*, Vol. 47, No. 1, 2006, pp.1~27.

Chang, Yongsung and Sun-Bin Kim, "Heterogeneity and Aggregation: Implications for Labor-Market Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 4, 2007, pp.1939~1956.

Chun, Young-Joon, "Economic Effects of Work-Oriented Welfare Policies in the Presence of Uncertainty on Job Opportunity," *Mimeo*, Incheon University, 2005.

Coleman, Thomas, *Essays on Aggregate Labor Market Business Cycle Fluctuations*, Ph. D. Dissertation, University of Chicago, 1984.

Frisch, Ragnar, "A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors," *Econometrica* Vol. 27, 1959, pp.177~196.

Hansen, Gary D., "Indivisible Labor and the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, 1985, pp.309~327.

Heckman, James, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, 1979, pp.153~162.

Heckman, James, "Comments on Ashenfelter and Kydland Papers," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 21, 1984, pp.209~224.

Hill, Martha S., "Pattern of Time Use," in F. Thomas Juster and Frank P. Stafford(eds.), *Time, Goods and Well-Being*, Ann Arbor: University of Michigan Press, 1984.

Imai, Susumu and Michael P. Keane, “Intertemporal Labor Supply and Human Capital Accumulation,” *International Economic Review*, Vol. 45, 2004, pp.601~641.

Judd, Kenneth L., “The Welfare Cost of Factor Taxation in a Perfect Foresight Model,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 4, 1987, pp.675~709.

Juster, F. Thomas and Frank. P. Stafford, “The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavior Models, and Problems of Measurement,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 29, 1991, pp.471~522.

King, Robert G., Charles I. Plosser, and Sergio T. Rebelo, “Production, Growth and Business Cycles II: New Directions,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, 1988, pp.309~341.

Krusell, Per and Anthony A. Smith Jr., “Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy,” *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 5, 1998, pp.867~896.

Kydland, Finn and Edward Prescott, “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp.1345~1370.

Lee, Chul-In, “Sample Bias in IV estimation of Intertemporal Labor Supply Models: Is the Intertemporal Substitution Elasticity Really Small?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 4, 2001, pp.638~646.

Lucas, Robert E., “Econometeric Policy Evaluation: A Critique,” in K. Brunner and A. Meltzer(eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, North Holland, 1975.

MaCurdy, Thomas, “An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting,” *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 6, 1981, pp.1059~1085.

MaCurdy, Thomas, “Work Disincentive Effects of Taxes: A Reexamination of Some Evidence,” *American Economic Review*, Vol 82, No. 2, 1992, pp.243~249.

Prescott, Edward, “Theory Ahead of Business Cycle Measurement,” *Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy*, Vol. 25, 1986, pp.11~44.

Rios-Rull, Jose V., “Computation of Equilibria in Heterogeneous-Agents Models,” in Ramon Marimon and Andrew Scott(eds.), *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, New York: Oxford University Press, 1999, pp.238~264.

Rogerson, Richard, “Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, No. 1, 1988, pp.3~16.

Tauchen, George, “Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions,” *Economics Letters*, Vol. 20, No. 2, 1986, pp.177~181.

韓國開發硏究
제30권 제2호(통권 제103호)

부과방식 공적연금의 거시경제적 영향

박 창 균
(중앙대학교 경영대학 조교수)
허 석 균
(한국개발연구원 부연구위원)

Macroeconomic Consequences of Pay-as-you-go Public Pension System

Chang-Gyun Park
(Assistant Professor, College of Business Administration, Chung-Ang University)
Seok-Kyun Hur
(Associate Reserch Fellow, Korea Development Institute)

* 박창균: (e-mail) cp19@cau.ac.kr, (address) Chung-Ang University, 211 Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul, Korea
허석균: (e-mail) hur@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

• Key Word: 확정급여(Defined Benefit(DB)), 확정기여(Defined Contribution(DC)), 부과방식(Pay-As-You-Go (PAYGO)), 적립방식(Funded System), 자본축적(Capital Accumulation), 일반균형 중첩세대모형 (General Equilibrium Model with Overlapping Generations),
• JEL code: E21, H55
• Received: 2008. 6. 2 • Referee Process Started: 2008. 6. 9
• Referee Reports Completed: 2008. 12. 5

ABSTRACT

We analyze macroeconomic consequences of pay-as-you-go (PAYGO) public pension system with a simple overlapping generations model. Contrary to large body of existing literatures offering quantitative results based on simulation study, we take another route by adopting a highly simplified framework in search of qualitatively tractable analytical results. The main contribution of our results lies in providing a sound theoretical foundation that can be utilized in interpreting various quantitative results offered by simulation studies of large scale general equilibrium models.

We present a simple overlapping generations model with a defined benefit(DB) PAYGO public pension system as a benchmark case and derive an analytical equilibrium solution utilizing graphical illustration. We also discuss the modifications of the benchmark model required to encompass a defined contribution(DC) public pension system into the basic framework. Comparative statics analysis provides three important implications; First, introduction and expansion of the PAYGO public pension, DB or DC, result in lower level of capital accumulation and higher expected rate of return on the risky asset. Second, it is shown that the progress of population aging is accompanied by lower capital stock due to decrease in both demand and supply of risky asset. Moreover, risk premium for risky asset increases(decreases) as the speed of population aging accelerates(decelerates) so that the possibility of so-called "the great meltdown" of asset market cannot be excluded although the odds are not high. Third, it is most likely that the switch from DB PAYGO to DC PAYGO would result in lower capital stock and higher expected return on the risky asset mainly due to the fact that the young generation regards DC PAYGO pension as another risky asset competing against the risky asset traded in the market. This theoretical prediction coincides with one of the firmly established propositions in empirical literature that the currently dominant form of public pension system has the tendency to crowd out private capital accumulation.

본 연구는 간단한 일반균형 중첩세대모형을 사용하여 공적연금의 거시경제적 영향에 대한 정성적(qualitative) 분석 결과를 제시하는 것을 목적으로 한다. 이는 분석적인(analytical) 방법으로 균형을 찾고 그 성질을 탐구하는 것이 불가능하여 다양한 형태의 수치 분석적 기법을 동원하는 기존 선행연구들이 제시하고 있는 정량적(quantitative) 분석의 결과를 이론적으로 해석할 수 있는 기제를 마련한다는 차원에서 의미를 가지는 것으로 평가된다. 본 연구는 우선 논의의 단순화를 위해 확정급여(defined benefit)형 부과방식(pay-as-you-go) 공적연금체제하의

ABSTRACT

2세대 일반균형 중첩세대모형을 제시하고 이로부터 명시적인 균형해를 도출한다. 다음으로 본 연구에서는 공적연금의 존재 및 그로 인한 이전재원규모의 증감, 고령화를 비롯한 경제활동인구의 감소 등과 같은 상황이 경제의 자본 축적 및 자본의 기대수익률에 미치는 영향을 분석한다. 더불어 기본모형의 신용제약 존재 여부, 그리고 확정기여(defined contribution)형 부과방식 혹은 적립방식(funded system) 공적연금의 도입에 따른 거시경제적 영향을 논의한다. 그 결과 공적연금의 도입 및 이전재원규모의 증가는 자본 축적에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 확인하였다. 다음으로 고령화의 진전이 자본 축적에는 부정적인 결과를 초래하지만 자본의 기대수익률에 미치는 영향에 대해서는 확정적인 결론을 내릴 수 없었음을 발견하였다. 다만, 위험자산, 즉 자본에 지급되는 위험프리미엄이 고령화가 가속화되는 시기에는 커지는 반면 고령화의 진전이 더디어지는 시기에는 작아진다는 결과를 도출함으로써 고령화에 따른 자산시장 붕괴(meltdown) 현상의 발생가능성을 배제할 수는 없으나 부과방식 공적연금하에서는 그 가능성이 그리 크지 않을 수도 있음을 확인하였다. 한편, 확정급여형에 비하여 확정기여형의 공적연금이 시장에서 거래되는 위험자산인 자본 축적을 구축하는 경향이 더 크다는 사실을 확인하였는데, 이는 저축의 주체인 청년층이 확정기여형 공적연금의 수급권을 자본과 대체관계를 형성하는 대안적 위험자산으로 인식하기 때문인 것으로 나타났다.

Ⅰ. 서 론

본 연구는 공적연금의 존재 및 운용방식이 거시경제에 미치는 영향을 고찰하기 위한 이론적 시도의 일환이다. 보다 구체적으로 본 연구에서는 경제에 존재하는 불확실성을 완전히 헤지(hedge)할 수단이 제공되지 않는 불완전시장(incomplete market)이 명시적으로 고려된 일반균형모형을 활용하여 공적연금의 거시경제적 영향을 분석한다.

현재까지 공적연금의 거시경제적 영향과 관련하여 사회후생(social welfare) 측면에서 많은 논의가[1] 있어 왔다. 즉, 대부분의 기존 논의는 불완전시장(incomplete market)을 가정하고 공적연금 도입의 사회후생효과가 양(+)인지 음(-)인지를 밝히고 그 이론적 원천을 찾아내는 데 관심을 집중하였다. 완전시장을 가정하는 경우 공적연금의 도입은 정의상 기존의 금융시장에서 누릴 수 있던 금융서비스를 공적연금이라는 별도의 명칭으로 누릴 수 있음을 의미한다. 따라서 완전시장에 공적연금이 도입되는 경우 사회후생효과는 0이 되어 버리는데, 이는 구축효과(crowding-out effect)나 리카디안 동등성(Ricardian equivalence) 등으로 인하여 공적연금을 정확히 상쇄하는 수준으로 사적 저축이 감소하는 현상이 발생하기 때문이다.[2]

반면, 불완전시장에 공적연금이 도입되는 경우 두 가지 상반되는 경제적 효과를 기대할 수 있다. 하나는 후생 측면에서 긍적적인 기능을 강조하는 보험효과(insurance provision)이며, 다른 하나는 부정적인 기능을 강조하는 왜곡효과(distortionary effect)이다. 보험효과는 공적연금의 수급구조가 시장의 불완전성으로 인하여 시장에서 거래되는 기존의 금

1) 선행연구의 대부분은 부과방식 공적연금을 분석의 대상으로 삼고 있다. 반면, 우리나라의 공적연금인 국민연금은 원칙적으로 적립방식(funded system)을 기반으로 한다. 따라서 부과방식을 전제로 한 대부분의 기존 논의 결과를 우리나라의 경우에 직접적으로 대입하는 것은 무리이다. 적립방식 공적연금을 명시적으로 고려한 이론적 논의는 아직 많지 않으나 허석균(2007) 등이 일부 연구성과를 발표하고 있다.

2) 구축효과나 리카디안 동등성은 공적 영역에서 취해진 조치가 사적 영역에서 반작용을 유발하여 전체적으로는 그 효과가 무력화되는 상태를 의미한다는 점에서 유사한 개념이다. 그러나 구축효과의 경우에는 의도하지 않은 변수의 움직임을 제어하지 못하는 반면 리카디안 동등성은 이러한 변수들 역시 영향 받지 않는 상태를 의미한다. 예를 들어, 재정지출을 늘리기 위한 정부채권의 발행증가가 이자율의 상승(채권가격의 하락)으로 민간투자를 그만큼 줄이는 경우, 총수요는 채권발행 이전과 변함이 없을 것이나, 금리는 이전보다 오른 상태가 된다. 이것이 통상적인 구축효과의 교과서적인 예이다. 반면, 재정지출을 늘리기 위한 정부채권의 발행증가에 대하여 민간부문이 향후 조세부담이 증가할 것으로 예상하여 그에 상응하는 만큼 저축을 늘리는 경우, 총수요는 변함이 없고 금리 역시 이전과 동일한 상황이 연출될 수 있는바, 이와 같은 현상을 리카디안 동등성이라고 지칭한다.

융상품의 조합으로는 얻을 수 없는 현금흐름을 제공하므로 공적연금의 도입이전에는 적절히 대응할 수 없었던 위험을 헤지할 수 있는 수단을 제공한다는 측면을 의미하는 것이며, 왜곡효과는 조세부과와 마찬가지로 강제성을 띠는 연금제도로 인하여 상대가격이 왜곡되고 이로 인하여 비효율적 자원배분이 이루어진다는 측면을 의미하는 것이다. 인적자본시장의 부재나 신용제약을 위시한 각종 마찰적 요인의 존재 등에 비추어 볼 때 불완전시장을 가정하는 것이 현실을 보다 설득력 있게 모형에 수용하는 선택으로 판단된다. 본 연구는 불완전시장을 전제로 공적연금의 운용방식 차이로 인한 거시경제 균형의 차이 분석을 주된 목적으로 한다. 다만, 대규모 일반균형모형에 근거하여 수치 분석적 기법을 사용한 정량적(quantitative)인 결과를 제시하던 기존의 연구방법론을 탈피하고 최대한 추상화되고 단순한 모형을 기반으로 정성적(qualitative)이고 분석적인(analytic) 결과를 도출하는 데 논의를 집중한다.

단순한 모형을 기반으로 정성적인 결과를 유도하고자 하는 까닭은 공적연금의 운용방식과 거시경제 간의 관계와 관련된 논의를 이해하는 기초적이고 종합적인 이론적 도구를 확보하기 위해서이다. 공적연금의 거시경제적 영향을 주제로 한 기존 논의의 주류가 점차 고도화된 계산능력을 자랑하는 컴퓨터를 이용한 확률일반균형 중첩세대모형(stochastic general equilibrium model with overlapping generations)의 계산을 방법론으로 채택하여 높은 수준의 기술적 성취를 이루었으나, 이는 여전히 많은 시간과 자원의 투입을 요구하는 매우 어려운 작업이며, 산출된 결과에 대하여 적절한 해석을 부여하고 그러한 결과가 도출된 경제적 배경에 대한 논리를 제공하는 작업은 더욱 어려운 일이다. 특히 적절한 해석을 위한 이론적 모형이 뒷받침되지 않는 경우 이 같은 어려움은 가중되는데 바로 이러한 이유로 인하여 비록 지나칠 정도로 간단하고 고도로 추상화된 모형이라고 하더라도 명시적인 균형을 구할 수 있고 균형의 경제적 배경을 추적할 수 있는 간단한 모형을 구축할 수 있다면 이는 그 자체로서 매우 의미 있는 일이라고 판단된다. 그러나 기존의 연구는 이러한 측면에서 별다른 성과를 보이지 못하고 있으며 본 연구의 결과는 바로 그러한 이론적 진공을 일부나마 메우는 데 기여한다는 측면에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

이하에서의 논의는 다음과 같은 순서로 이루어진다. 먼저, 제Ⅱ장에서는 공적연금의 거시경제적 역할에 관하여 논의한 기존 문헌을 소개한다.[3] 다음으로 제

3) 관련 문헌의 대부분이 부과방식 공적연금제도에 기초하고 있으므로 이들로부터의 결과를 우리나라 경우에 그대로 적용하는 것은 해석상 주의를 요한다. 그러나 현재의 적립방식 연금구조가 장기적으로는

Ⅲ장에서는 기본모형을 소개한다. 기본모형은 불완전시장하에서 확정기여형 부과방식 공적연금이 운용되는 상황을 전제로 한다. 개인의 소비, 저축 및 자산배분 패턴을 도출하고 위험자산과 무위험자산의 수익률 결정요인을 살펴본다. 더불어 공적연금의 도입 또는 적용 정도 확대와 고령화의 진전에 수반되는 사회후생효과를 평가한다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장에서 제시한 모형의 채택 가정을 완화시킨 후 기본모형의 분석을 통하여 제시한 결과가 어떻게 바뀌는지를 살펴본다. 개인의 효용극대화 문제에 신용제약이 추가적으로 부과되는 경우와 확정기여(DC) 부과방식 공적연금이 도입되는 경우를 각각 분석해 본다. 제Ⅴ장에서는 제Ⅳ장까지의 논의를 정리하는 한편, 본 연구의 한계를 논의하고 후속 연구방향을 제시한다.

Ⅱ. 관련 문헌

공적연금의 거시경제적 영향이라는 본 연구의 주제와 유사한 주제를 가진 연구들이 특히 최근 들어 다수 출현하고 있는데, 대체로 이들 연구들은 불완전시장(incomplete market)을 전제로 한다는 공통점을 가지고 있다.[4] 이러한 모형 설정 전략은 세대 간의 자원이동수단으로서 공적연금에 존재 당위성을 부여하기 위하여 취해진 것이다.[5]

기존의 투자수단들로서는 헤지할 수 없는 위험이 존재하는 불완전시장에 공적연금이 도입되는 경우 그러한 위험을 제거 내지는 회피하는 것이 가능해지는 경우가 있는데 이를 공적연금의 보험효과라고 통칭한다. 특히 자본수익률과 노동소득이 불완전하나마 상관관계를 가지며 총체적 충격(aggregate shock)에 의해 영향을 받는 경우 공적연금의 도입은 노동소득의 변동에 따른 충격을 청·장년층으로부터 노년층으로 이전하는 효과를

지속가능하지 않다는 공감대가 이미 폭넓게 형성되어 있고 언젠가는 국민연금제도가 적립방식에서 부과방식으로 바뀔 수밖에 없다는 데 대부분의 논자가 동의하고 있다. 그러므로 기존 문헌의 논의가 우리나라의 상황과 전혀 동떨어진 것이라고 단정할 수만은 없다.

4) 앞서 언급한 바와 같이 기존 문헌의 대부분이 미국의 사회보장제도를 기준으로 삼고 있는 관계로 부과방식의 확정급여(defined benefit)형 혹은 확정기여(defined contribution)형의 공적연금을 분석대상으로 설정하고 있다. 따라서 이후 소개되는 문헌의 결과들은 모든 방식의 공적연금에 적용되는 일반적인 속성이라기보다는 부과방식 확정급여형 혹은 확정기여형 연금의 특수성에 기인할 가능성이 있음에 유의할 필요가 있다.

5) 구체적으로는 불완전성을 도입하기 위하여 헤지(hedge) 가능하지 않은 위험자산이나 유동성 제약을 모형에 도입하는 등의 방식이 일반적으로 채택되고 있다. Krueger and Kubler(2006)이나 Brooks(2003) 등의 연구를 참고하시오.

가지는 것으로 알려져 있다(Shiller[1999] 또는 Bohn[2001, 2004]). 반면, Feldstein and Liebman(2002) 등의 연구는 공적연금과 같은 강제저축이 민간저축을 일정 부분 대체하는 구축효과(crowding-out effect)가 발생하는 것이 일반적이며 따라서 공적연금으로 귀속된 재원이 커질수록 자본 축적이 저해되어 궁극적으로는 노동소득의 감소 및 경제성장의 저하로 귀결되는 공적연금의 민간저축에 대한 부정적인 효과를 강조한다.

공적연금의 보험효과와 구축효과를 강조하는 두 주장은 각기 나름의 이론적·실증적 근거를 갖고 있는 것으로 판단된다. 따라서 공적연금 존립의 후생경제학적 근거는 양(+)의 보험효과가 음(-)의 구축효과[6]를 압도하는지 여부에 의하여 결정될 것이다(Krueger and Kubler[2006], Sanchez-Marcos and Sanchez-Martin[2006]). 연금의 사회후생효과에 대한 기존의 논의들은 시장의 불완전성을 도입하는 경우에도 양(+)의 보험효과는 2차적 효과일 뿐이며 1차적인 구축효과를 압도하지 못한다는 모의실험 결론에 근거하여 공적연금의 비효율성을 지적하고 있다.

공적연금과 거시경제변수 간의 관계를 분석한 기존의 문헌들은 경제 내에 존재하는 자산의 종류, 연금 납입 및 지급 방식에 따라 서로 가정을 채택하고 있으며 이를 기준으로 기존 연구를 유형화할 수 있다.[7]

먼저, 경제에 존재하는 자산의 개수를 기준으로 삼는 경우 위험자산과 무위험자산을 둘 다 고려하는 모형인지 아니면 위험자산 하나만을 허용하는 모형인지에 따라 구분할 수 있다. 두 종류의 자산이 존재하는 경우에 비하여 위험자산이나 무위험자산 중 하나만 존재하는 경우 분석 결과가 질적으로 다를 이유는 없겠으나 위험에 따른 초과수익률, 즉 위험 프리미엄을 명시적으로 구할 수 없다는 단점이 있다. 이를 감안하여 본 연구에서는 위험자산과 무위험자산이 같이 존재하는 모형을 제시한다.

두 번째로 공적연금은 재정운용과 관련하여 매기 연금납입과 연금급여의 규모를 일치시키는 비적립방식(unfunded system)과 이를 일치시키지 않는 기금적립방식(funded system)으로 구분되며 대부분의 기존 연구들은 비적립방식의 대표

6) 기존의 모형들은 대부분 연금재정이 부과방식으로 매기 정산된다는 가정에 기초한다. 따라서 축적된 연금자산이 금융시장에서 운용되어 경제 내의 자본 축적에 투여되고 궁극적으로는 경제성장에 영향을 주는 과정이 생략되어 있다. 이를 감안하면 기존 모형의 결과가 구축효과를 실제보다 과대(혹은 과소) 평가하고 있을 가능성이 매우 높다고 할 것이다.

7) 이와 같은 분류가 의미를 가지는 이유는 각각의 경우에서 공적연금이 금융시장에서 수행하는 자산으로서의 속성이 이에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 예컨대, 부과방식을 전제로 확정급여형 공적연금은 무위험자산으로, 확정기여형 공적연금은 위험자산으로 인식된다.

적 형태인 부과방식(pay-as-you-go) 공적연금을 분석대상으로 설정하고 있다. 이는 기존 연구들이 부과방식 공적연금을 운용하고 있는 구미 제국에서 주로 이루어지고 있다는 점에 주로 기인하지만 적립방식의 공적연금을 도입하는 경우 분석적으로 매우 어려운 문제점들이 존재하기 때문이기도 하다. 본 연구에서는 기존 연구들과 동일한 틀을 유지한다는 측면에서 부과방식 공적연금을 상정한 분석 결과를 제시한다.

세 번째로 공적연금은 납입과 급여 규모를 결정함에 있어 어느 쪽을 먼저 고정하는지 여부에 따라 확정급여형(defined benefit)과 확정기여형(defined contribution)으로 나뉜다. 이러한 구분은 매기 연금재정이 균형을 이루어야 하는 부과방식에서는 상대적으로 큰 중요성을 가지는데, 급여규모를 먼저 확정하는 경우 납입규모가, 납입규모를 먼저 확정하는 경우에는 급여규모가 각각 연금재정의 균형조건으로부터 종속적으로 결정되기 때문이다.[8] 기존의 연구에서도 확정급여형과 확정기여형을 명시적으로 구분하여 분석하고 있는 경우가 다수인데 본 연구에서는 분석의 편의를 고려하여 확정급여형을 가정한 모형을 기본모형으로 설정하고 이를 확정기여형의 경우와 대비하여 차이점을 논의하는 방식으로 논의를 전개한다.

Ⅲ. 모 형

1. 경제구조

가. 인구구조

노인으로 태어나 노년기만을 살아가는 최초 노인층(initial old)을 제외하고 모든 개인은 청년기과 노년기의 2기간 동안 삶을 영위한다. 따라서 시점 t에서 경제 내에는 시점$(t-1)$에 태어난 노년층과 시점 t에 태어난 청년층이 공존한다. q_t를 t기에 청년기의 삶을 살아가는 경제주체의 수로 정의하면 t기에 이 경제에 존재하는 총인구는 $(q_{t-1}+q_t)$가 되며 이 중 청년층이 $q_t/(q_t+q_{t-1})$, 노년층이 $q_{t-1}/(q_t+q_{t-1})$의 비중을 차지하게 된다.

한편, 시점 t의 청년층인구증가율[9]은

8) 적립방식하에서는 급여규모와 납입규모 사이에 연금자산이 완충작용을 하고 있으므로 이와 같은 관계가 느슨해진다. 우리나라의 국민연금제도는 엄밀한 의미에서 확정급여나 확정기여 중 어느 한쪽이라고 분류하기 어려우며 오히려 급여 규모와 납입규모가 동시에 확정되는 형태로 파악하는 것이 보다 정확한 판단일 것이다. 이는 우리나라 국민연금이 기금적립방식을 채택하고 있어 급여수준과 부담수준을 동시에 고정하는 것이 적어도 이론적으로는 가능하기 때문이다.

9) 이하에서는 논의의 편의상 인구증가율은 청년인구증가율을 지칭하는 것으로 정의한다. 더불어 매기에 태어나는 청년층 $\{q_t, t=0,1,2,\ldots\}$는 이미 알려져 있는 것으로 가정한다.

다음과 같이 정의할 수 있다.[10)]

$$g_t^p \equiv \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} - 1\right) \tag{1}$$

이 경우 시점 t의 노년층 인구비중은 $\frac{1}{(2+g_t^p)}$로 주어지고 고령화의 진전을 전체 인구 중 노인인구의 비중 증가로 정의한다면 청년인구증가율 g_t^p의 하락을 출산율의 하락으로 인한 고령화의 진전으로 해석할 수 있다.

나. 개 인

개인은 청년기와 노년기 2기간에 걸쳐 생애효용의 극대화를 추구한다. 생애효용함수는 청년기와 노년기의 소비에 대하여 시간 분리적(time-separable)이고 가합적(additive)이라고 가정한다. 청년기에 개인은 자신에게 부여된 1단위의 노동력을 비탄력적으로 공급하여 임금소득을 획득하고 이를 청년기 소비, 공적연금 납입, 저축의 용도로 각각 배분한다. 또한, 청년층은 저축의 총량을 결정할 뿐 아니라 위험자산과 무위험자산에 각각 얼마만큼을 배분할지를 결정하여야 한다. 한편, 노년기의 개인은 노동시장에 참가하지 않고 투자소득과 연금소득으로 소비재원을 마련한다.

이상을 정식화하면 시점 t에 청년기를 살아가는 개인의 생애효용 극대화 문제는 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} &\max\ u(c_t^y) + \beta E_t[u(c_{t+1}^o)] \\ &s.t\quad c_{t+1}^o \le \left((1-s_t)w_t - c_t^y\right) \\ &(\alpha_t(1+z_{t+1}) + (1-\alpha_t)(1+r_{t+1})) + \eta_t w_t \end{aligned} \tag{2}$$

위에서 (c_t^y, c_{t+1}^o)은 청년기와 노년기의 소비벡터, s_t는 공적연금의 기여율, w_t는 임금, α_t는 투자자산 중 위험자산의 비중, z_{t+1}는 위험자산의 수익률, 그리고 r_{t+1}은 무위험자산의 수익률이다. 한편, 예산제약의 마지막 항인 $\eta_t w_t$는 연금소득을 나타내는데 여기에서 η_t는 소득대체율을 나타낸다. 공적연금이 확정급여(defined benefit)방식에 의하여 운영된다고 가정하였으므로 s_t와 η_t는 청년기에 미리 소득 w_t와 연금재정의 수지균형을 고려하여 확정된다.

식 (2)의 효용극대화 문제가 내부해(inner solution)를 가지기 위한 각종 정규조건들(regularity conditions)을 만족한다고 가정하고 최적화의 일계필요조건(first-order necessary conditions)을 구하면 다음과 같이 주어진다.

---

10) 따라서 시점 t의 전체 인구증가율은 $\frac{(g_{t-1}^p + g_t^p + g_{t-1}^p g_t^p)}{(g_{t-1}^p + 2)}$가 되며 청년인구증가율이 g^p로 일정한 경우 전체 인구증가율은 g^p로 청년인구증가율과 같게 된다.

$$u'(c_t^y) - \beta E_t[u'(c_{t+1}^o)(\alpha_t(1+z_{t+1}) + (1-\alpha_t)(1+r_{t+1}))] = 0 \quad (3)$$

$$E_t[u'(c_{t+1}^o)(z_{t+1} - r_{t+1})] = 0 \quad (4)$$

최대한 단순한 모형구조를 선택함으로써 분석적인 결과를 도출하여 정성적인 결론을 제시한다는 목적 달성을 위해 기간효용함수(instantaneous utility function)의 절대위험회피도(degree of absolute risk aversion)가 일정한 값을 가지는 형태를 취한다고 가정한다.[11)]

$$u(c) \equiv -\exp(-\kappa c),\ 0 < \beta < 1 \quad (5)$$

이 경우 식 (3)과 (4)에 주어진 최적화 일계조건은 다음과 같은 구체적인 형태를 가진다.

$$\kappa \exp(-\kappa c_t^y) - \beta E_t[\kappa \exp(-\kappa c_{t+1}^o)(\alpha_t(1+z_t) + (1-\alpha_t)(1+r_{t+1}))] = 0 \quad (6)$$

$$E_t[\kappa \exp(-\kappa c_{t+1}^o)(z_{t+1} - r_{t+1})] = 0 \quad (7)$$

다. 기 업

소비재는 노동과 자본을 사용하여 규모에 따른 보수불변(constant returns to scale)의 특성을 나타내는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수에 따라 생산된다.

$$y_t \equiv A_t f(L_t, K_{t-1}) = A_t L_t^{1-\theta} K_{t-1}^{\theta} \quad (8)$$

청년층은 노동을 제공하며 이들이 위험자산에 투자한 재원은 다음 기의 생산과정에 투여될 자본을 축적하는 원천으로 사용된다. 논의의 편의를 위하여 자본은 생산과정에서 완전히 감가상각되는 것으로 가정한다. 이는 t기에 투자된 생산설비가 $t+1$기의 생산에 기여한 후 $t+2$기 이후에는 소진됨을 의미한다. 완전 감가상각의 가정이 극단적인 것처럼 보이지만 모형상의 1기가 현실에서는 짧게는 30년 길게는 40년 정도의 기간에 해당하는 점을 감안하면 현실적으로 그리 비현실적인 가정은 아니다.[12)] 또한, 완전 감가상각의 가정은 한 세대의 의사결정이 다음 세대의 의사결정에 대한 기대에 영향 받지 않도록 함으로써 전방 해법

11) 이와 같이 절대위험회피도가 일정한 효용함수를 가진다는 가정을 채택함으로 인해 분석 결과가 다소 일반성을 잃을 것임은 명백하나 식 (6)과 (7)의 기대효용을 명시적으로 계산하는 것을 가능토록 함으로써 분석적인 최종 결과 도출에 결정적인 공헌을 한다. 필자들은 효용함수가 일정한 상대위험회피도를 가지는 경우에도 이하에서 제시된 분석 결과와 사실상 동일한 결과를 도출할 수 있음을 확인하였다.

12) Brooks(2002)에서와 같이 자본재의 감가상각률을 연간 5%로 가정하더라도 자본재의 잔존가치는 30년 후에는 0.21($=0.95^{30}$), 그리고 40년 후에는 0.13($=0.95^{40}$) 수준에 불과하다.

(forward solution)을 통하여 이 경제의 균형을 명시하는 것이 가능하도록 해주는 장점을 가진다. 한편, 생산에 투입된 한 단위의 소비재는 한 단위의 자본으로 전환되며, 이후 축적된 자본을 생산과정을 거치지 않고 소비재로 다시 변환하는 것은 가능하지 않다고 가정한다.13)

이상의 가정에 소비재시장과 생산요소시장이 완전경쟁적이라는 가정을 더하면 생산과정에 투여된 노동과 자본에 대한 보수 w_t와 z_t는 각 요소의 한계생산성14)과 일치하며 구체적으로 다음과 같이 주어진다.

$$w_t = (1-\theta)A_t q_t^{-\theta} K_{t-1}^{\theta} \tag{9}$$

$$z_t = \theta A_t q_t^{1-\theta} K_{t-1}^{\theta-1} - 1 \tag{10}$$

한편, 총요소생산성(Total Factor Productivity: TFP) A_t가 다음과 같이 주어진 확률과정(stochastic process)을 따른다는 가정을 추가함으로써 경제에 불확실성을 부여한다.15)

$$\ln A_{t+1} = \ln A_t + \epsilon_{t+1} \tag{11}$$

위에서 ϵ_{t+1}은 평균 0, 분산 σ^2인 정규분포를 따르고 시계열적으로 상관관계가 존재하지 않는(serially uncorrelated) 확률변수이다.

라. 정 부

이 경제에서 정부는 공적연금의 관리자로서 존재한다. 공적연금의 성격을 매기 수지균형을 맞추어야 하는 부과방식으로 정의하였으므로 정부의 구체적인 역할은 수지균형을 유지하기 위해 연금부담률 또는 소득대체율을 조정하는 것으로 한정된다. 특히 확정급여형 부과방식 공적연금을 운용하는 경우 정부는 소득대체율 η_t을 시점 t에서 먼저 고정시킨 다음 연금수지를 맞추기 위해 연금부담률 s_t를 다음과 같이 조정한다.

$$s_t = \frac{\eta_t w_{t-1} q_{t-1}}{w_t q_t} \equiv \frac{\eta}{(1+g_t^w)(1+g_t^p)} \tag{12}$$

13) 통상적으로 형성된 자본의 소비재로의 역전환이 허용되지 않는 경우 매기 $K_t \geq (1-\delta)K_{t-1}$의 부등호 제약이 지켜져야 한다. 하지만 $\delta=1$의 가정은 이를 $K_t \geq 0$으로 바꾸어 놓아 별도의 조치를 불필요하게 만든다.

14) 보다 정확히 말하면 자본의 경우는 자본의 한계생산성에서 감가상각률 $\delta = 1$을 뺀 값이다.

15) 이 경제에 불확실성을 부여하는 요인으로 인구구조의 변동(매기 태어나는 청년층인구$\{q_t, t=0,1,2,\ldots\}$의 변동)을 고려하지 않은 것은 TFP 성장률에 비하여 인구성장률이 상대적으로 안정적이며 예측가능하다는 측면을 고려한 까닭이다. 더불어 연금제도와 관련한 인구구조의 변화에 대한 관심이 인구구조의 변동성 자체보다는 고령화 현상과 같은 추세 변화에 있다는 점에서도 분석의 편의를 위해 $\{q_t, t=0,1,2,\ldots\}$가 미리 알려진 것으로 가정하였다.

위에서 g_t^w는 $\left(\frac{w_t}{w_{t-1}}-1\right)$로 정의된 임금 증가율이다. 공적연금의 운영방식상 청년층 소비자의 입장에서 공적연금은 수익률이 $\left(\frac{\eta}{s_t}-1\right)$로 주어지는 무위험자산의 하나로 인식된다.[16] 따라서 연금저축은 무위험자산으로서 기존의 무위험자산과 중복되는 자산(redundant asset)이 될 수 있으며, 이 경우 연금저축과 무위험자산의 수익률이 다른 경우 수익률이 높은 자산으로 수요가 몰리는 쏠림 현상이 발생하게 된다. 그러나 두 자산의 수익률이 다른 경우에도 공적연금의 강제성[17]으로 인하여 일정 규모 이상의 차익거래기회(arbitrage opportunity)가 발생하지는 않는다.

마. 시장균형(market equilibrium)

이 경제에는 재화시장, 노동시장, 위험자산시장 및 무위험자산시장이 존재하며, 이들의 균형은 다음 조건이 성립할 때 달성된다.

(i) 재화시장: 생산된 재화는 소비 또는 저축(투자)의 용도로 처분된다. 한편, 기금을 적립하지 않는 부과방식 공적연금의 특성상 민간부문의 소득은 소비와 투자의 용도로 지출되며, 정부부문에 의한 직접적 소비 및 투자는 존재하지 않는다. 따라서 재화시장의 균형조건은 매기 다음과 같은 시장청산조건의 성립을 요구한다.

$$y_t = q_t c_t^y + q_{t-1} c_t^o + K_t \tag{13}$$

(ii) 노동시장: 완전고용을 가정한다면 노동공급이 $L_t = q_t$ 수준에서 완전히 비탄력적으로 이루어진다. 한편, 균형임금은 식 (6)에 주어진 바와 같이 노동의 한계생산성 수준에서 결정된다. 즉, 노동시장은 완전고용과 요소시장의 완정경쟁에 의하여 항상 균형상태를 유지한다.

(iii) 무위험자산시장: 청년기를 살아가는 경제주체의 무위험자산(혹은 부채) 투자액이 0이 되는 수준에서 균형이 달성되며 무위험자산의 수익률이 결정된다.

---

16) $\left(\frac{\eta}{s_t}-1\right) \approx g_t^w + g_t^p$. 한편, $g_t^w = \left(\frac{w_t}{w_{t-1}}-1\right) \simeq \ln\left(\frac{w_t}{w_{t-1}}\right) = -\theta \ln\left(1+g_t^L\right) + \theta\left(1+g_{t-1}^K\right) + \epsilon_t$인데, 완전고용의 가정에 의하여 고용증가율이 청년층인구증가율과 일치하므로 최종적으로 $\left(\frac{\eta}{s_t}-1\right) \simeq (1-\theta) g_t^p + \theta g_{t-1}^K + \epsilon_t$로 나타낼 수 있다. 즉, 인구증가율이 높을수록 그리고 자본스톡 증가율이 높을수록 공적연금에 대한 수익률은 높아진다는 사실을 확인할 수 있다.

17) 의무적 가입 및 투자액의 고정(급여액의 일정 비율)으로 인해 공적연금은 강제성을 띤 저축수단으로 인식된다.

$$q_t(1-\alpha_t)\big((1-s_t)w_t - c_t^y\big) = 0 \qquad (14)$$

위의 식 (14)에 의하면 균형상태에서 $\alpha_t = 1$의 조건이 요구되는데, 이는 모든 청년층이 위험자산에만 투자함을 의미한다. 무위험자산시장이 사실상 존재하지 않는 이와 같은 상황은 모형이 취하고 있는 중첩세대(overlapping generations) 구조 때문이다.[18)19)] 즉, 노년층은 무위험자산을 공급할 유인이 전혀 없으므로 무위험자산은 전적으로 청년층이 공급하여야 한다. 그러나 청년층은 자신이 노년기에 접어들었을 때 이미 사망하고 없을 노인층에게는 무위험자산을 판매하지 않을 것이므로 세대 간(inter-generational) 무위험자산 거래가 이루어지지 않을 것임은 물론 모든 청년층은 동일한 효용함수를 보유하고 있으므로 세대 내(intra-generational) 무위험자산 거래 또한 발생하지 않는다. 한편, 무위험자산의 수익률 r_{t+1}은 $\alpha_t = 1$의 수준에서 결정된다.

(ⅳ) 위험자산시장: 청년층에 의하여 이루어지는 위험자산에 대한 투자는 자본으로 전환되어 바로 생산과정에 투하된다. 따라서 위험자산시장의 균형조건은 다음과 같이 주어진다.

$$K_t = \alpha_t q_t\big((1-s_t)w_t - c_t^y\big) \qquad (15)$$

이 경제에는 위에서 논의한 바와 같이 재화, 노동, 위험자산, 무위험자산 등 네 개의 시장이 존재한다. 그러나 완전고용 및 중첩세대 가정에 의하여 노동시장과 무위험자산시장의 균형조건은 간단하게 충족된다. 한편, 남은 두 개의 시장 중 재화시장의 균형은 위험자산시장의 균형이 달성되는 경우 Walras의 법칙에 의하여 자동적으로 달성이 보장되므로 이하에서는 위험자산시장의 균형조건만을 분석한다.

---

18) 물론 3세대 중첩세대모형을 선택하는 경우에는 청년층 혹은 장년층(청년층-장년층-노년층 중에서)이 양(+)의 무위험자산을 보유하는 현상을 이끌어 낼 수 있다. 하지만 이 경우에도 연금을 납입하고 있는 계층만을 묶었을 때(청년층+장년층) 이들의 순무위험자산 보유량은 항상 0이 되는바, 이는 연금 수혜층(노년층)에게 자금을 빌려줄 유인이 존재하지 않기 때문이다. 또한 청년층과 장년층이 보유한 위험자산보유량이 사회적 자본 축적량과 일치하게 됨은 물론이다. 결론적으로, 3세대 모형과 2세대 모형 간의 실질적 차이는 크지 않다는 점에서 상대적으로 분석이 용이한 2세대 중첩모형을 선택하였다.

19) 국채 및 조세를 도입하는 경우 역시 균형상태에서 무위험자산이 양(+)의 수량으로 존재하는 상황을 유도할 수 있다. 하지만 중첩세대모형임을 감안하면, 이 경우 Ricardian equivalence가 성립하지 않게 되며, 재정정책의 변화에 따라 연금제도의 효과 역시 달라질 수 있다. 결국 정부채권과 조세를 포함하도록 현재의 모형을 확장하는 경우 연금제도와 재정정책의 결합효과에 대한 분석이 필요해진다. 본 연구에서는 연금제도 자체의 효과에 집중한다는 취지에서 이 부분을 사상하였으나, 정책적 함의의 중요성에 비추어 볼 때 추후 연구가 필요한 부분이다. 이 점을 지적해 주신 익명의 논평자에게 감사드린다.

2. 균형[20]의 결정

확정급여형 연금방식하에서 공적연금이 무위험자산의 하나로 인식된다는 사실과 균형에서 무위험자산의 비중이 0이라는 점을 고려하여 소비자의 최적화 1계 조건인 식 (6)과 식 (7)을 풀면 다음과 같은 결과를 도출할 수 있다.[21]

$$c_t^y = (1-s_t)w_t - \frac{E_t[z_{t+1}] - r_{t+1}}{\kappa\sigma^2} \tag{16}$$

$$\begin{aligned} r_{t+1} &\equiv g\big(E_t[z_{t+1}];\Theta\big) \\ &= \sqrt{(E_t[z_{t+1}]+2)^2 + 2\sigma^2(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) - 2\kappa w_t\sigma^2(1-s_t-\eta)} - \big(2+\sigma^2\big) \end{aligned} \tag{17}$$

무위험자산 수익률을 나타내는 식 (17)이 경제적 의미를 가지기 위해서는 제곱근호 내부가 음(-)의 값을 가지지 않아야 하는데 일단 그러한 조건이 성립된다고 가정한다.[22]

식 (16)과 식 (17)을 다시 정리하면 청년기의 위험자산에 대한 총수요, 즉 자본에 대한 총공급은 다음과 같이 자본의 기대수익률의 함수로 나타내어진다.

$$\begin{aligned} K_t^s &\equiv q_t\big((1-s_t)w_t - c_t^y\big) \\ &= q_t\frac{E_t[z_{t+1}] - g\big(E_t[z_{t+1}];\Theta\big)}{\kappa\sigma^2} \end{aligned} \tag{18}$$

한편, 위험자산에 대한 총공급, 즉 자본에 대한 총수요는 기업의 이윤극대화 1계 조건인 식 (10)에서 도출되는데 자본, 즉 위험자산 기대수익률의 함수로 나타내어진다.

$$K_t^d = \big[\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta}\exp(-E_t[z_{t+1}])\big]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{19}$$

식 (18)과 식 (19)를 동시에 만족시키는 균형자본량 K_t^*과 위험자산의 균형 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$을 찾아내면 이 경제의 균형 자원배분을 구할 수 있다.[23] 다만,

20) 본 연구에서는 설명 및 계산의 편의를 위해 존재하는 다양한 균형 개념 가운데서도 즉각 균형(temporal equilibrium)만을 분석대상으로 삼는다.

21) 구체적인 도출과정은 [부록 1]을 참고하시오.

22) 이하에서 자세히 논의할 것이나 위험자산시장에 안정적인 균형이 존재하는 경우 식 (17)의 제곱근호 안은 항상 양(+)의 값을 가진다.

23) 본 연구에서 채택하고 있는 즉각 균형(temporal equilibrium)보다 확장된 형태의 균형 개념인 동태적 균형(inter-temporal equilibrium)을 채택하는 경우 우리는 각 시점에서 즉각 균형의 시계열 또는 즉각 균형의 운동방정식(law of motion)을 도출하게 된다(De La Croix and Michel[2002]). 다시 말해 본 연구의 경우 동태적 균형은 각 시점에서의 즉각 균형자본 축적량의 시계열 $\{K_t^*\}$, 또는 자본 축적량의 운동방정식

식 (18)과 식 (19)의 구조상 균형자본량과 위험자산의 균형 기대수익률에 대한 명시적 해를 도출하는 것이 여의치 않으므로 이하에서는 주로 자본공급함수와 수요함수의 수학적 특성에 맞추어 도표를 활용하여 균형해의 특성에 대한 정성적 분석에 초점을 맞춘다.

먼저 자본수요함수와 공급함수의 형태적 특징에 대하여 살펴본다.

[명제 1] 자본수요 K_t^d는 위험자산 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$의 감소함수이다. 즉, $\frac{dK_t^d}{dE_t[z_{t+1}]} < 0$이다.

증명) [부록 B]를 참고하시오.

[명제 2] 자본공급 K_t^s는

$$(2 - \ln\beta + \frac{1}{2}\sigma^2) \geq \kappa w_t(1 - s_t - \eta)$$

인 경우 위험자산 기대수익률

$0 = f(K_{t+1}^*, K_t, A_{t+1})$의 형태로 표현된다. 한편, 장기적 동태균형인 균제상태(steady state)를 도출하기 위해서는 인구($\{q_t\}$) 및 총요소생산성($\{A_t\}$)의 변동에 따른 비정상성(non-stationarity)을 해소할 필요가 있다. 따라서 균형자본 축적량을 비롯한 주요 관심 변수를 유효 노동력($A_{t+1}^{1/(1-\theta)}q_{t+1}$)으로 나누어 주는 규모 재조정(re-scaling) 작업이 필요하며 동태적 균형 또한 새로이 규모 재조정된 변수의 형태로 다시 정의되어야 한다. 확률적 요인이 존재하지 않는 모형(deterministic model)에서는 규모 재조정된 변수의 운동방정식이 가지는 고정점(fixed point)을 찾음으로써 균제상태에서 각 변수들이 취하는 값을 구하는데 이들이 바로 장기적 동태균형이다. 그러나 본 연구에서와 같이 특정 변수에 불확실성이 도입된 확률적 모형(stochastic model)의 경우 내생변수의 운동법칙으로부터 고정점을 찾는 것은 더 이상 의미를 가지지 못하므로 다른 형태의 균제상태를 정의하여야 한다. 확률적 동태모형에서 가장 널리 받아들여지고 있는 균제상태의 개념은 내생변수, 우리의 경우 규모 조정된 자본 축적량의 확률분포가 일정한 불변균형분포(invariant distribution) $\mu(k)$를 가지는 경우 이를 균제상태로 정의하는 것이다.

$$\mu(k) = \int_{k' \in s} P(k, k')\mu(dk')$$

위에서 $P(k, k')$는 자본 축적량이 k'에서 k로 바뀌게 될 확률을 표시하는 전이확률밀도함수(transition probability density function)이며, s는 자본 축적량이 값을 취할 수 있는 상태 공간(state space)이다. Stokey, Lucas and Prescott(1987)와 Wang(1993)은 확률변수가 compact set에서 정의되는 경우 위에 제시된 불변균형분포 $\mu(.)$이 존재하며 유일(unique)하다는 것을 논증하고 있으나 본 연구와 같이 무한(unbounded) 상태 공간($\epsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma^2)$)에 대하여 정의된 경우에는 별도의 논증이 필요하다. 여러 번 언급한 바와 같이 본 연구에서는 즉각적 균형(temporal equilibrium)에만 관심을 기울일 뿐 동태적 균형(inter-temporal equilibrium)이나 불변균형분포(invariant distribution)의 존재 여부나 구체적인 형태에는 관심을 두지 않는다. 본 연구에서 관심의 대상을 즉각 균형 이상으로 확대하지 않는 가장 큰 이유는 균형자본 축적량(k_t^*)의 운동방정식이 $0 = g(k_{t+1}^*, k_t, A_{t+1})$과 같은 음함수(implicit function)의 형태로 표현될 뿐이며, 불변균형분포 역시 존재나 유일성의 조건을 확인할 수 있을 뿐 명시적인 형태를 구하기 어렵기 때문이다. 이는 가능한 한 간단한 구조를 가진 모형의 분석을 통하여 명시적인 해를 도출하고 그 특성을 고찰한다는 본 논문의 작성 동기와 배치되는 것이다. 물론 불변균형분포의 경우 명시적인 해를 구하기는 어렵다고 하더라도 경우에 따라서는 평균 또는 분산의 변동 등과 같은 불변균형분포의 일정 측면을 모형의 기타 모수와 연관 짓는 것이 가능한 경우 분석의 실익이 있을 것이나 이마저도 현실적으로 충분히 의미 있는 분석적 결과를 도출하는 것이 가능하지 않다는 점을 밝혀둔다.

$E_t[z_{t+1}]$의 증가함수, 즉 $\frac{dK_t^s}{dE_t[z_{t+1}]} \geq 0$이며, 반대인 경우 위험자산 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$의 감소함수, 즉 $\frac{dK_t^s}{dE_t[z_{t+1}]} < 0$이다.

증명) [부록 B]를 참고하시오.

[명제 1]로부터 다른 재화의 경우와 마찬가지로 자본수요는 가격인 위험자산의 기대수익률이 상승할수록 감소한다는 사실을 확인할 수 있다. 한편, [명제 2]에 의하면 자본공급함수가 가격인 위험자산 기대수익률의 증가함수가 되기 위해서는 일정한 조건이 필요함을 알 수 있는데, 할인율 β가 지나치게 높지 않거나 총요소생산성의 변동성 σ^2이나 공적연금의 소득대체율 η이 충분히 높은 경우 이러한 조건이 만족될 가능성이 높아짐을 확인할 수 있다.

[명제 3] 위험자산의 기대수익률이 커짐에 따라 자본공급함수의 기울기는 0에 수렴한다. 즉, $\lim_{E_t[z_{t+1}]\to\infty} \frac{dK_t^s}{dE_t[z_{t+1}]} = 0$

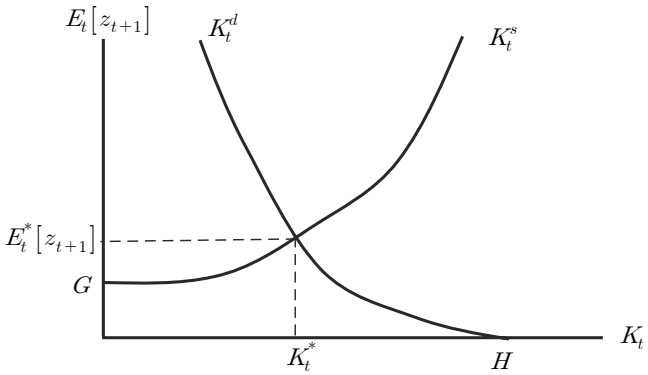
증명) [부록 B]를 참고하시오.

이상을 바탕으로 다음과 같이 유일한 균형해의 존재를 증명할 수 있다.

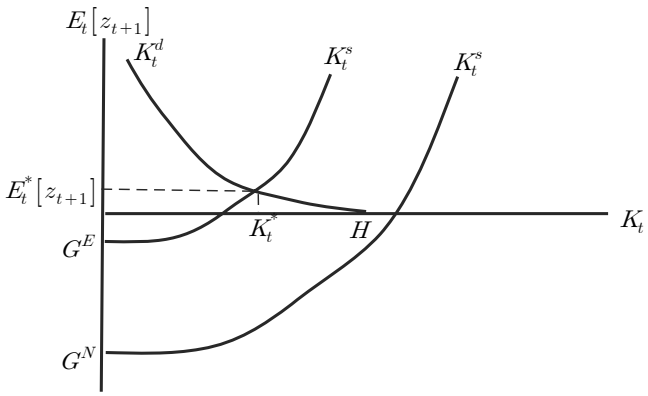
[명제 4] $(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) \geq \kappa w_t(1-s_t-\eta)$이며 $g_{t+1}^p < (\kappa[\theta A_t]^{\frac{1}{1-\theta}}+1)$인 경우 유일한 균형자본량 K_t^*과 위험자산의 균형 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$이 존재한다.

증명) 식 (19)에 의하면 자본수요는 위험 자산 기대수익률의 감소함수이다. 또한, $\lim_{E_t[z_{t+1}]\to 0} K_t^d = \left[\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \equiv H$이며, $\lim_{E_t[z_{t+1}]\to\infty} K_t^d = 0$임을 확인할 수 있다. 한편, 주어진 조건과 [명제 2]에 의하여 자본공급함수는 위험자산 기대수익률의 증가함수이다. 한편, 식 (16)에 의하면 $E_t[z_{t+1}] = r_{t+1}$인 경우 청년기에 공적연금 기여분을 제외한 가처분소득 $(1-s_t)w_t$ 전부를 소비하기 때문에 자본공급이 0이 된다. 이 조건을 식 (17)에 대입한 다음 위험자산 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$에 대하여 정리하면 $E_t[z_{t+1}] = -\ln\beta - \kappa w_t(1-s_t-\eta) \equiv G$의 조건을 얻을 수 있다. 한편, [명제 3]에 따르면 자본공급함수의 기울기는 0에 수렴한다. 만약 $G \geq 0$라면 [그림 1]에서와 같이 자본시장에서 거래되는 위험자산의 균형거래량과 균형 기대수익률이 유일하게 존재함을 확인할 수 있다. 그러나 $G<0$인 경우 [그림 2]에서와 같이 균형이 존재하지 않을 수도 있다. 그러나 주어진 조건

[그림 1] An Equilibrium in Capital Market when $G \geq 0$



[그림 2] An Equilibrium in Capital Market when $G < 0$



$(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) \geq \kappa w_t(1-s_t-\eta)$에 따라 $g(0;\Theta) \geq -\sigma^2$이 성립하며 이를 변형하면 $\frac{q_t}{\kappa} \geq -q_t\frac{g(0;\Theta)}{\kappa\sigma^2}$의 관계를 얻는다. 한편, $g_{t+1}^p < (\kappa[\theta A_t]^{\frac{1}{1-\theta}}+1)$에 의하여 $\frac{q_t}{\kappa} < [\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}$의 관계가 성립한다. 두 부등식을 종합하면 $-q_t\frac{g(0;\Theta)}{\kappa\sigma^2} \leq \frac{q_t}{\kappa} < [\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}$의 관계가 성립함을 알 수 있는데 부등호의 가장 왼쪽 항과 오른쪽 항은 각각 위험자산의 기대수익률이 0인 경우 자본의 공급량과 수요량과 일치한다. 이 경우 [그림 2]에서 보는 바와 같이 반드시 유일한 균형이 존재한다.■

한편, 자본공급함수인 식 (18)로부터 위험자산의 기대수익률과 무위험자산의 수익률 간의 차이로 정의되는 위험 프리미엄(risk premium)이 균형자본 축적량 (K_t^*) 및 금기의 경제활동인구(q_t), 그리고 기타 모수에 대해 다음과 같은 함수 관계를 가짐을 알 수 있다.

$$E_t[z_{t+1}] - r_{t+1} = \kappa\sigma^2 \frac{K_t^*}{q_t} \tag{20}$$

따라서 위험 프리미엄은 총요소생산성의 변동성 σ^2이 클수록, 절대적 위험회피도 κ가 클수록, 균형자본 축적량 K_t^*이 클수록 증가하는 반면 경제활동인구 q_t가 증가할수록 낮아지는 경향이 있다. 이는 σ^2이 위험자산 투자에 따른 본질적인 위험지표이며 κ는 위험을 피하고자 하는 성향을 나타내는 것임을 감안하면 매우 직관적인 결과이나 K_t^*와 q_t의 영향에 관한 결과는 추가적인 해석을 필요로 하는 대목이다.

먼저, 균형자본량 K_t^*와 위험 프리미엄 $E_t[z_{t+1}] - r_{t+1}$ 사이에 존재하는 정(+)의 관계는 높은 수준의 위험 프리미엄이 높은 수준의 자본스톡을 지지하는 유인이 되기 때문으로 해석할 수 있다.[24] 다음으로 경제활동인구는 위험 프리미엄과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타나는데, 이는 위험자산 및 무위험자산시장에서의 미래 수익률이 현세대와 다음 세대 간의 경쟁이 아니라 현세대 내부의 경쟁 관계에 영향 받고 있음을 시사한다.[25] 여기서 주의할 점은 다음 세대의 존재가 차기 자산 수익률에 영향을 미치지 못한다는 의미가 아니며, 현세대의 개인들이 받아들여야 하는 외부환경의 일부로 인식된다는 것이다. 보다 구체적으로 위험자산의 경우 일정한 투자의 회임기간이 필요한 생산기술에 의거하여 자본스톡의 총량 K_t^*은 현재의 청년 세대가 결정하지만 그러한 결정을 내리기 위하여 현재의 청년 세대가 고려하는 투자의 미래 수익률 z_{t+1}은 현재의 청년 세대가 선택한 투자량 K_t^*, 다음 세대의 노동공급 q_{t+1} 및 생산성 충격 ϵ_{t+1} 등에 의하여 외생적으로 주어진다는 의미이다.

또한, 현재 청년층인구 q_t의 증가는 1차적으로 자본공급량 K_t^s을 증가시켜 위험 프리미엄 $E_t[z_{t+1}] - r_{t+1}$을 감소시

24) 물론 이와 같은 해석은 인과관계의 방향을 앞서의 σ^2 및 κ의 경우와 반대로 해석하는 것이라는 점에서 엄밀한 해석이 될 수는 없다. 하여튼 이와 같은 결과가, 비록 여기에서 더 이상의 논의를 전개하지는 않으나, 일인당 자본 축적이 가장 높은 수준인 미국을 제외하고는 위험 프리미엄의 크기가 작거나 때로는 음(-)의 값을 갖는 것으로(equity discount puzzle) 드러난 현실과 어떤 관련을 갖는지 파악하는 것도 대단히 흥미로운 작업이 될 것이다.

25) 이 경제는 무위험자산시장의 경우와 마찬가지로 위험자산시장의 수요와 공급이 전적으로 청년층에 의하여 이루어지는 구조이다.

키는 방향으로 작용하는데, 위에서 언급한 q_t와 $E_t[z_{t+1}]-r_{t+1}$의 관계가 바로 여기에 해당한다. 한편, 감소된 위험 프리미엄 $E_t[z_{t+1}]-r_{t+1}$는 다시 자본공급량 K_t^s을 감소시키고 그에 따라 위험 프리미엄이 증가하는 2차적인 효과가 나타나는데, 이는 우하향하는 자본스톡수요함수로 인한 결과이다. 따라서 청년층 인구의 증가가 위험 프리미엄에 미치는 순효과는 이상에서 논의한 두 가지 효과를 종합한 순효과에 의하여 결정되는데, 전자가 후자를 항상 압도하는 관계로 경제활동인구의 증가가 위험 프리미엄을 감소시키는 방향으로 작용하게 되는 것이다.[26]

3. 비교정태분석

본 절에서는 모형의 환경을 구성하는 외생변수나 파라미터(parameter)가 변하는 경우 경제의 균형이 어떻게 반응하는 지를 살펴보기 위하여 비교정태분석(comparative static analysis)을 실시한다. 이하에서는 논의의 편의를 위하여 [명제 4]의 조건, 특히 [그림 1]의 경우가 성립한다는 가정을 유지한다.

가. 청년층인구의 감소

고령화의 진전과 동일한 의미로 해석할 수 있는 청년층인구의 감소는 자본스톡의 수요와 공급 양측에 시차를 두고 영향을 미친다. 금기의 청년층인구 q_t는 자본공급에 영향을 주는 반면 다음 기 청년층인구 q_{t+1}는 자본수요에 영향을 준다.

[명제 5] 무위험 이자율이 금기의 청년인구에 대한 감소함수인 경우$\left(\frac{\partial r_{t+1}}{\partial q_t} \le 0\right)$, 금기의 청년인구 감소는 균형자본량의 하락과 위험자산 기대수익률의 상승을 결과한다.

증명) 식 (19)로부터 금기의 청년인구 수 q_t의 변화가 자본수요에 영향을 미치지 않음은 쉽게 확인할 수 있다. 한편, 식 (18)과 주어진 조건으로부터 금기의 청년인구 수 q_t의 감소(증가)는 자본의 공급곡선을 좌(우)측으로 이동시킨다는 사실을 확인할 수 있다.[27]

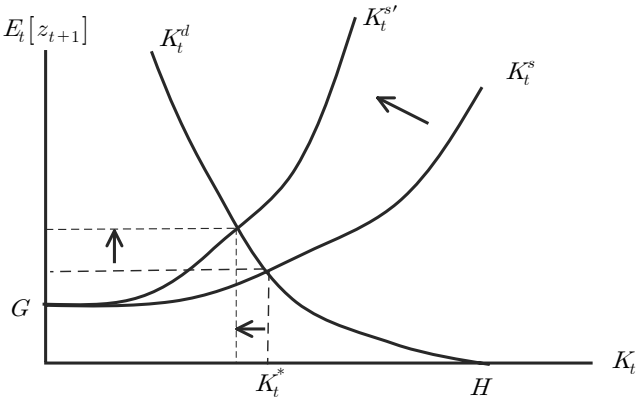
$$\frac{\partial K_t^s}{\partial q_t} = \frac{E_t[z_{t+1}]-r_{t+1}}{\kappa\sigma^2} - \frac{q_t}{\kappa\sigma^2}\frac{\partial r_{t+1}}{\partial q_t} > 0$$

$$\frac{\partial K_t^d}{\partial q_t} = 0$$

26) 여기에 대한 보다 자세한 논의는 다음 절의 인구증가에 대한 비교정태분석 결과를 참조하기 바란다.

27) 좀 더 엄밀히 말하면 금기의 청년인구 증가는 자본의 공급곡선이 수직축의 절편을 중심으로 시계방향으로 회전이동하도록 만든다.

[그림 3] The Effect of Decreasing Current Young Workers on the Current Capital Market Equilibrium



따라서 [그림 3]에 제시된 것과 같이 금기의 청년인구 수 감소는 균형자본량의 하락과 위험자산 기대수익률의 상승을 결과한다. ■

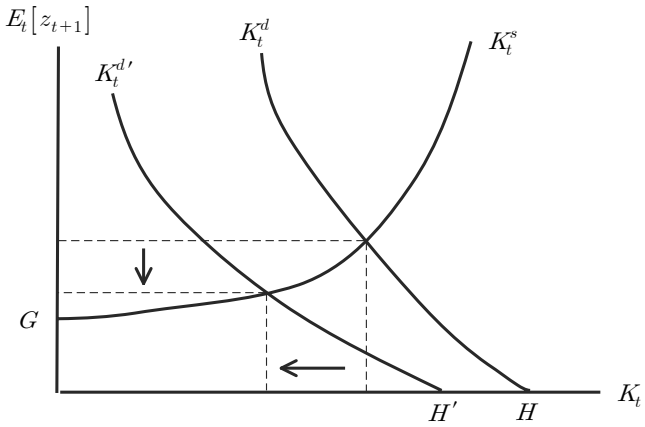
[명제 5]의 도출과정에서 쉽게 확인할 수 있는 바와 같이 $\frac{\partial r_{t+1}}{\partial q_t} < 0$는 금기의 청년인구 감소로 인하여 자본스톡이 감소하기 위한 충분조건이며, $\frac{\partial r_{t+1}}{\partial q_t} \geq 0$인 경우에도 금기의 청년인구 감소로 인하여 자본스톡이 감소하는 현상이 발생할 가능성은 존재한다. 한편, 금기의 청년층인구와 무위험 이자율 간의 관계를 좀 더 자세히 살펴보기 위하여 식 (17)에 제시된 무위험 이자율을 금기의 청년층 인구에 대하여 편미분하면 식 (21)과 같은 결과를 얻는다.

식 (21)에 의하면 금기의 청년인구의 증가로 인한 임금하락이 지나치게 빠르게 발생하지 않을 경우 금기의 청년인구 증가는 무위험 이자율의 하락을 결과함을 확인할 수 있다.

한편, 다음 기의 청년층인구 변화는 다음에서 확인할 수 있는 바와 같이 자본의 한계생산성에 영향을 줌으로써 자본 수요를 변화시킨다.

$$\frac{\partial r_{t+1}}{\partial q_t} = \frac{-2\kappa\sigma^2\left((1-\eta)\frac{\partial w_t}{\partial q_t} + \frac{\eta w_{t-1} q_{t-1}}{q_t^2}\right)}{\sqrt{\left(E_t[z_{t+1}]+2\right)^2 + 2\sigma^2\left(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2\right) - 2\kappa w_t \sigma^2 (1-s_t-\eta)}} \tag{21}$$

[그림 4] The Effect of the Decreasing Next Generation Young Workers on the Current Capital Market Equilibrium



[명제 6] 다음 기의 청년인구 감소는 균형 자본량의 감소와 위험자산 기대수익률의 하락을 결과한다.

증명) 식 (18)과 식 (19)로부터 다음 기의 청년인구 수 q_{t+1}의 증가(감소)가 자본수요를 증가(감소)시키고 자본공급에 영향을 주지 않는다는 사실을 쉽게 확인할 수 있다.

$$\frac{\partial K_t^s}{\partial q_{t+1}} = 0$$

$$\frac{\partial K_t^d}{\partial q_{t+1}} = \left[\theta A_t \exp\left(-E_t[z_{t+1}]\right)\right]^{\frac{1}{1-\theta}} > 0$$

따라서 다음 기의 청년인구가 감소하는 경우 [그림 4]에서 자본공급곡선은 변하지 않는 반면 자본수요곡선은 좌측으로 이동하여 균형자본량은 감소하고 위험자산에 대한 균형 기대수익률은 하락함을 확인할 수 있다.■

이상의 논의를 간단히 종합하면 금기의 청년층인구 감소는 균형자본 축적량 K_t^*의 감소와 위험자산의 균형 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$의 상승을 가져오는 반면, 다음 기 청년층인구의 감소는 균형자본 축적량의 감소 및 위험자산의 균형 기대수익률 하락을 결과한다.

이상의 분석 결과는 지속적인 청년층 인구의 감소로 파악할 수 있는 고령화 현상, 즉 $q_{t+1}/q_t = \nu_t\ (0 < \nu_t < 1)$이 자본 축적 및 금융시장에 미치는 영향에 대한 해답을 제시한다. 우선 고령화의 심화가 자본 축적량의 감소를 결과함은 명백하다.[28] 그러나 위험자산에 대한 기대수익

률은 고령화의 진전속도에 따라 다른 방향으로 전개된다. 고령화가 가속화되는 과정($\frac{d\nu_t}{dt} < 0$)에서는 수요 측면에서 발생하는 효과가 공급 측면에서 발생하는 효과를 압도하여 위험자산의 기대수익률이 감소[29]하게 되는 반면, 고령화가 진정되는 국면($\frac{d\nu_t}{dt} > 0$)에서는 공급 측면의 효과가 수요 측면의 효과를 압도하여 위험자산의 기대수익률이 증가하게 된다.[30]

고령화의 진전이 위험 프리미엄에 미치는 영향에 대하여 기존의 연구(Poterba [2001], Books[2003])에서 많은 논의가 이루어져 왔는데, 다음의 [명제 7]을 통하여 위험 프리미엄의 증감이 고령화의 진전속도와 매우 밀접한 관련을 가지고 있음을 확인할 수 있다.

[명제 7] 무위험자산의 수익률 r_{t+1}은 위험자산의 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$의 증가 함수(increasing function)이며, $(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) \geq \kappa w_t(1-s_t-\eta)$인 경우 그 변화속도가 위험자산 수익률의 변화속도에 비하여 크지 않다.

증명) 본 명제는 [명제 2]를 증명하는 과정에서 이미 증명되었다. 자세한 내용은 [부록 B]를 참고하시오.

[명제 7]의 조건이 만족되는 경우 경제에 유일하고 안정적인 즉각 균형(temporal equilibrium)이 존재한다. 이 경우 위험자산의 기대수익률이 상승할 때 무위험자산의 수익률 역시 상승하지만 상승속도가 상대적으로 느려 위험 프리미엄이 확대된다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 본 논문에서 논의되는 모형은 고령화가 가속화되는 기간에는 위험 프리미엄(risk premium)이 줄어드는 반면 고령화가 진정되는 기간에는 위험 프리미엄이 늘어나는 모습을 보인다는 이론적 예측을 제시하고 있다.

나. 연금을 통한 소득이전의 증가

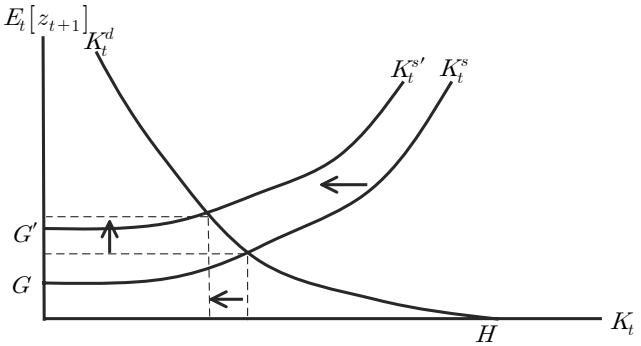
정부가 노인층의 은퇴 후 소득증대를

28) 총량 차원에서 자본 축적량의 감소는 소비자의 생애효용, 즉 후생이 감소하였음을 시사한다.

29) 이 같은 결과는 적어도 부과방식 공적연금이 운영되는 경우 소위 자산시장의 붕괴(melting-down) 현상이 고령화가 가속화되는 시점에서 관측될 가능성이 큼을 시사한다. 또한, 위험자산 수요의 감소(자본스톡공급의 증가)에 대응하여 위험자산의 공급(자본스톡수요의 감소)이 감소되는 현상은 위험자산 기대수익률의 하락이 예상과는 달리 심각한 수준에 이르지는 않을 수 있을 가능성을 시사한다.

30) 원칙적으로 자산시장 붕괴 가설은 연금제도의 운영방식과 관계없이 고령화의 급속한 진전에서 파생되는 문제라는 맥락에서 제시된 것이다. 다만, 부과방식보다는 적립방식 공적연금을 운용하는 경우 고령화의 진전 시 자산시장 붕괴가 발생할 가능성이 더욱 높아지는 정도의 차이는 있을 것이다. 따라서 이상에서 제시된 분석 결과가 적립방식 연금을 운용하는 경우에도 일정 정도 시사점을 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

[그림 5] The Effect of Increasing Transfer by the Public Pension Program on the Capital Market Equilibrium



위하여 공적연금의 소득대체율을 높이는 방향으로 연금제도를 조정하는 경우 부과방식의 연금 특성상 소득대체율은 높아질 수밖에 없다. 공적연금을 통한 소득이전의 증가는 연금납입률 s_t와 소득대체율 η의 합이 증가하는 현상으로 표현할 수 있다.

[명제 8] 공적연금에 의한 이전소득규모 $(s_t+\eta)$의 증가로 인하여 균형자본량은 감소하고 위험자산에 대한 균형 기대수익률은 상승한다.

증명) 식 (18)과 식 (19)로부터 다음의 관계를 도출할 수 있다.

$$\frac{\partial K_t^s}{\partial(s_t+\eta)} = -\frac{q_t}{\kappa\sigma^2}\frac{\partial r_{t+1}}{\partial(s_t+\eta)} < 0$$

$$\frac{\partial K_t^d}{\partial(s_t+\eta)} = 0$$

따라서 공적연금에 의한 소득이전의 증가로 말미암아 자본공급곡선이 좌측으로 이동하게 되고 그 결과 균형 자본량은 감소하고 위험자산에 대한 균형 기대수익률은 상승한다. ■

[그림 5]에서 자본공급곡선 K_t^s가 좌측으로 이동하는 경우 새로운 자본공급함수 $K_t^{s\prime}$는 $E_t[z_{t+1}]$이 증가함에 따라 이전의 자본공급함수와 서로 근접해가지만 서로 만나지는 않는다. 그 이유는 자본공급곡선의 기울기가 연금을 통한 소득이전의 증가함수이지만 자본공급함수의 수직축 절편인 G 또한 연금을 통한 소득이전의 증가함수이기 때문이다. 부과방식으로 운영되는 확정급여형 공적연금의 도입 내지 강화는 청년층 소비자에게 미래 소비 수요에 대비하기 위한 저축유인의 감소와 동시에 위험 프리미엄으로 표시된 위험자산에 대한 투자유인의 증가,

즉 저축유인의 증가라는 서로 상반된 유인을 제공한다. 따라서 양자의 상대적 크기에 따라 위험자산에 대한 투자의 증감 여부가 결정되고 자본 축적량 증감 여부가 영향을 받게 될 것이다. 그러나 [그림 5]에 의하면 미래 소비에 대비하기 위한 저축유인의 감소효과가 상대가격의 변화로 인한 저축유인 증대효과를 압도하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 공적연금의 도입이나 강화로 인하여 저축이 감소되는 구축효과(crowding-out effect)의 크기가 저축의 양을 증대시키는 보험효과(insurance effect)를 압도한다는 선행연구의 일반적인 결론과 맥을 같이한다.

한편, 높은 자본 축적량은 경제활동 연령층 및 은퇴 연령층에게 각각 높은 수준의 임금소득과 연금수혜 혜택이 제공됨을 의미한다. 그러나 연금수혜 혜택의 증가만으로 개인의 투자성과를 포함한 고령층 소득이 높아지는 것을 보장하지는 않으므로 엄밀히 말해 높은 자본 축적량이 개인 혹은 사회 전체의 후생증대와 일대일 관계로 연결되지는 않는다.

이와 같은 한계에도 불구하고 본 연구에서는 논의의 단순화를 위하여 공적연금과 자본 축적 간의 관계에 초점을 맞춘[31] 결과, 경제에 존재하는 금융자산만으로는 위험에 대한 완전한 헤징(hedging)이 불가능한 불완전(incomplete) 금융시장하에서 공적연금의 도입 혹은 연금이전 소득규모의 증가는 저축에 대하여 부(-)의 구축효과(crowding effect)와 정(+)의 보험효과(insurance provision effect)를 동시에 발생시키며 전자가 후자를 각각 압도한다는 사실을 확인하였다.

Ⅳ. 모형의 확장

본 장에서는 제Ⅲ장에서 논의된 기본모형이 어떤 방식으로 확장될 수 있는지에 대하여 논의한다. 기본모형은 여러 가지 방향으로 확장될 수 있으나 여기에서는 (ⅰ) 개인에게 신용제약이 추가적으로 부과되는 경우와 공적연금의 수급구조가 확정기여형 부과방식으로 전환되는 경우에 대하여 자세히 논의한다. 이에 더하여 공적연금의 수급구조를 부과방식이 아니라 적립방식으로 운용하는 경우 모형에 어떤 수정이 가해지는지에 대하여 간략히 논의한다.

1. 신용제약의 도입

금융시장의 불완전성(incompleteness)은 근본적으로 정보의 비대칭성 및 거래비용과 같은 마찰적 요인의 존재에 뿌리를

31) 엄밀하게 동태적 효율성(dynamic efficiency)을 논하는 수준이 아니라면, 장기적으로 자본 축적량과 사회후생은 같은 방향으로 움직이는 것으로 볼 수 있을 것이다.

둔다. 따라서 현실에서 관찰되는 시장의 불완전성은 이론적 논의에서 자주 가정되는 바와 같이 비단 다양한 형태로 존재하는 위험에 비하여 이를 회피하기 위하여 사용가능한 수단인 자산의 개수가 부족한 현상만이 아니라 신용제약(credit constraints)과 같은 수량제약의 형태로도 나타나기도 한다. 특히 금융시장 발전이 낮은 단계에 머물러 있는 경제에서는 수량제약으로 인한 시장의 불완전성이 더 큰 비중을 차지하므로 여기에서는 앞 장에서 제시한 기본모형에 간단한 신용제약[32]을 부가하여 경제의 균형에 어떤 변화가 발생하는지 살펴본다.

신용제약을 도입하기 위하여 청년기를 살아가는 경제주체는 자신의 청년기 소득의 일정 비율 이상을 소비할 수 없다는 가정을 추가한다.

$$c_t^y \leq \lambda_t w_t \tag{22}$$

식 (22)에서 청년기의 소비상한비율을 결정하는 요인 λ_t는 시점에 따라 다른 값을 가지는데 다음과 같은 제약을 만족시킨다고 가정하자.

$$0 < \lambda_t \leq (1-s_t) - \frac{E_t[z_{t+1}] - r_{t+1}}{\kappa\sigma^2 w_t} \tag{23}$$

식 (23)의 마지막 항은 신용제약 도입 이전 청년층의 평균소비성향에 해당한다. 따라서 식 (23)에 주어진 제약은 신용제약이 없는 경우의 청년층이 누리던 소비수준이 신용제약 도입 이후에는 신용제약을 위배하게 되어 소비가능집합(feasible consumption set)에 속하지 않음을 의미한다.[33] 이러한 방식으로 신용제약을 도입한 것은 노동시장에 갓 진입한 청년층이 신용제약에 걸릴 가능성이 더 높다는 일반적인 상황을 염두에 둔 선택이다.

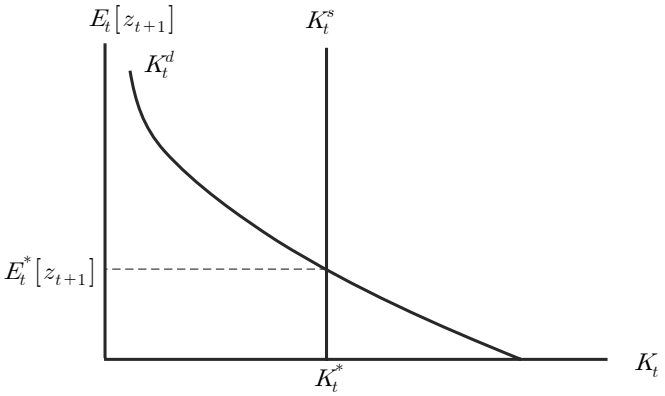
시점 t에서 청년기를 살아가는 경제주체는 식 (2)에서 주어진 최적화 문제에 식 (22)와 식 (23)의 제약을 더하여 효용극대화를 달성하기 위하여 청년기의 소비와 저축, 즉 위험자산 보유량을 결정한다. 신용제약을 추가적으로 도입한 것

32) 이 경제의 균형상태에서 무위험자산의 총량은 항상 0이 된다. 따라서 여기서 사용되는 신용제약은 부채에 대한 상한(upper limit)을 설정하기보다는 저축에 대한 하한(lower limit)을 설정하는 것으로 이해할 수 있다.

33) 경제성장(자본 축적)과 더불어 임금수준이 높아지는 경우, 시간이 경과할수록 본 연구에서 가정한 절대위험회피계수가 일정한 선호를 지닌 소비자가 청년기에 신용제약에 걸릴 가능성이 높아진다. 이는 신용제약이 없는 경우 아래에서 보는 바와 같이 개별 소비자의 청년기 소비함수의 평균소비성향 c_t^y/w_t이 임금 w_t의 증가함수이기 때문이다.

$$c_t^y/w_t = (1-s_t) - (E_t[z_{t+1}] - r_{t+1})/\kappa w_t \sigma^2$$

[그림 6] A Capital Market Equilibrium under a Credit Constraint



이외에 모형의 구조는 이전과 동일하므로 다음과 같이 주어지는 자본시장, 즉 위험자산시장이 균형을 이루는 자본량과 위험자산 기대수익률 수준에 의하여 경제 전체의 균형이 달성된다.

$$K_t^s \equiv q_t(\lambda_t - s_t)w_t \tag{24}$$

$$K_t^d \equiv \left[\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta}\exp(-E_t[z_{t+1}])\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{25}$$

$$K_t^d = K_t^s \tag{26}$$

한편, 청년층의 소비와 무위험자산 수익률은 다음과 같이 표현된다.[34)]

$$c_t^y = \lambda_t w_t\ ,\ 0 < \lambda_t < 1$$
$$r_{t+1} \le E_t[z_{t+1}] - \kappa w_t \sigma^2 (1 - s_t - \lambda_t)$$

[그림 6]과 식 (24)에 의하면 자본공급곡선 K_t^s는 가격변수인 위험자산의 기대수익률과 무관하게 일정한 수준에서 결정되며,[35)] 금기 경제활동인구의 감소, 신용제약의 강화 및 연금납부율의 변동을 제외한 다른 요인의 변동에는 영향 받지 않는다.

금기의 경제활동인구 q_t의 감소와 신용 제약의 강화, 즉 λ_t의 하락 및 연금

34) 무위험자산의 수익률에 관한 부등식에서 보는 바와 같이 신용제약의 완화(λ_t의 증가)는 직접적으로 소비를 늘리고 저축을 줄여 자본 축적을 감소시킨다. 물론 신용제약의 완화에 따른 소비증가가 기업의 투자 및 자본 축적을 촉진한다는 주장이 있으나 본 연구에서 제시된 모형에 의하면 신용제약 완화로 인하여 자본 축적이 감소되는 결과가 발생할 가능성이 매우 큼을 확인할 수 있다.

35) 따라서 자본스톡수요 K_t^d가 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$을 결정하게 된다.

납부율 s_t의 상승은 자본공급곡선 K_t^s를 좌측으로 평행이동시킨다. 따라서 새로운 균형점은 이전에 비해 작은 자본 축적량 K_t^*와 높은 위험자산 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$을 지지하게 된다.

다음으로 소득대체율 η_t의 증가는 자본공급곡선 K_t^s에 영향을 미치지 못한다. 이는 η_t의 변화가 자본공급에 영향을 미치던 경로의 하나이던 무위험자산 수익률 r_{t+1}이 더 이상 청년기 소비와 자본공급의 결정요인이 아니기 때문이다. 따라서 공적연금의 소득대체율이 변화하더라도 경제는 종전과 동일한 수준의 균형을 유지한다.

신용제약이 없는 경우 무위험자산보다는 위험 프리미엄 $E_t[z_{t+1}]-r_{t+1}$을 공적연금의 소득대체율이 자본공급에 영향을 미치는 경로로 파악할 수 있다. 이는 위험자산의 기대수익률이나 무위험자산의 수익률의 절대 수준이 아닌 양자 간 상대적 격차가 자본공급을 결정한다는 의미이다. 그러나 신용제약하에서는 공적연금의 소득대체율이 자본공급에 아무 영향을 미치지 못할 뿐 아니라 아예 무위험 이자율에도 아무런 영향을 미치지 못한다. 이러한 차이는 신용제약이 존재하는 경우 무위험자산의 수익률이 경제 내의 기회비용을[36] 제대로 반영하고 있지 못하기 때문에 일어나는 현상으로 해석된다.[37]

마지막으로 고령화의 진전과 관련하여서는 신용제약이 없는 경우에서와 마찬가지로 자본수요곡선 K_t^d와 자본공급곡선 K_t^s가 각각 금기의 청년층인구 q_t와 다음 기의 청년층인구 q_{t+1}의 선형함수 형태를 유지하므로 신용제약이 없는 경우와 동일한 비교정태분석 결과를 얻을 수 있다.

2. 확정기여형 부과방식 공적연금하의 균형조건

공적연금의 수급구조가 부과방식을 유지하되 확정급여형이 아니라 확정기여형(defined contribution)을 취하는 경우 정부는 연금납입률 s_t를 일정 수준에 고정하고 매기 연금수지를 맞추기 위해 다음과 같은 방식으로 소득대체율 η_{t+1}을 조정한다.

36) 이를테면, 미래소비 한 단위와 현재 소비 한 단위의 교환비율을 기회비용으로 간주할 수 있다.

37) 앞서 도출한 $r_{t+1} \le E_t[z_{t+1}]-\kappa w_t \sigma^2(1-s_t-\lambda_t)$의 부등식도 r_{t+1}이 인위적인 신용제약으로 인해 잠재적 시장가격수준('='를 만족시키는 수준)까지는 이르지 못하였음을 보여준다. 한편, λ_t의 증가로 표현되는 신용제약의 완화는 무위험채권 수익률(r_{t+1})의 상한(upper boundary)을 높이는 한편, 위험 프리미엄의 하한(lower boundary)을 낮추게 된다. 이와 같은 결과는 신용제약의 완화가 이자율의 시장가격으로의 수렴을 촉진하는 방향으로 영향을 미치기 때문으로 해석된다.

$$\eta_{t+1} = \frac{sw_{t+1}q_{t+1}}{w_t q_t} = s\frac{1+z_{t+1}}{1+z_t}\frac{K_t}{K_{t-1}} \tag{27}$$

청년층 소비자의 입장에서 연금은 수익률의 평균과 분산이 다음과 같이 주어지는 확률변수, 즉 위험자산의 하나로 인식된다.

$$\begin{aligned} E_t[\frac{\eta_{t+1}}{s}-1] &= E_t[z_{t+1}]-z_t \\ &\quad +\ln K_t - \ln K_{t-1} \\ Var_t[\frac{\eta_{t+1}}{s}-1] &= \sigma^2 \end{aligned} \tag{28}$$

따라서 위험자산으로서 공적연금의 수익률은 시장에서 거래되는 위험자산의 수익률 z_{t+1}과 동일한 원천인 총요소생산성의 ϵ_{t+1}에서 발생하는 동일한 크기의 위험 σ^2을 가진다. 이 경우 통상적으로 두 자산 중 평균 수익률이 높은 쪽에만 수요가 발생하지만 공적연금의 강제성으로 인해 이 같은 상황을 피할 수 있다.[38)]

확정기여형 부과방식 수급구조를 가진 공적연금이 청년기를 살아가는 경제주체에게 위험자산의 하나로 인식되는 경우 노년기의 기대효용이 앞서 살펴본 확정급여형 부과방식 공적연금에 비하여 좀 더 복잡해진 형태를 띤다.

이미 도출한 공적연금자산이 위에 제시된 기대수익률과 분산을 가진 위험자산임을 고려하여 식 (2)에 주어진 개인의 최적화 문제를 풀면 다음과 같이 청년층의 소비수준[39)]과 무위험자산 수익률을 구할 수 있다.

$$c_t^y = w_t - \frac{E_t[z_{t+1}]-r_{t+1}}{\kappa\sigma^2} \tag{29}$$

$$\begin{aligned} r_{t+1} =& -(2+\sigma^2) \\ &+\sqrt{(E_t[z_{t+1}]+2)^2+2\sigma^2(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2)-2\kappa w_t\sigma^2(1+s-sE_t[\eta_{t+1}/s-1])} \end{aligned} \tag{30}$$

38) 공적연금의 기대수익률이 시장에서 거래되는 위험자산의 기대수익률보다 높아 공적연금에 대한 초과수요가 발생하더라도 공적연금에 대한 기대수익률이 높아져서 조정되는 것이 아니라 모든 청년기 경제 주체에 대하여 연금수급 균형을 이루는 수준에서 동일한 금액만큼을 할당함으로써 해소된다. 반대로 공적연금의 기대수익률이 시장에서 거래되는 위험자산의 기대수익률보다 낮은 경우에는 공적연금에 대한 자발적 수요가 발생하지 않을 것이나 이 경우 역시 공적연금의 강제성에 의하여 공적연금의 예산 제약이 만족되는 수준에서 강제적으로 징수되고 배분된다.

39) 확정기여형의 경우와 비교하여 가처분소득 $(1-s_t)w_t$이 아닌 임금소득 w_t이 청년층 소비함수 c_t^y의 결정요인으로 나타난다. 이는 확정기여 방식연금하에서 청년층 소비자가 강제적이나마 연금을 조세가 아닌 투자수단으로 간주하고 있음을 의미한다. 이에 따라 청년층 소비자의 한계소비성향은 1이 된다.

식 (29)를 근거로 청년층 전체의 자본 공급량 K_t^s을 자본의 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$의 함수로 나타내면 다음과 같다.

[명제 9] 부과방식 확정기여형 공적연금 하에서 자본수요함수와 자본공급함수는 각각 다음과 같이 주어진다.

$$K_t^d = \left[\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta} \exp(-E_t[z_{t+1}])\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \tag{31}$$

$$K_t^s \equiv q_t((1-s)w_t - c_t^y) = q_t\left(\frac{E_t[z_{t+1}] - h(E_t[z_{t+1}];\Theta)}{\kappa\sigma^2} - sw_t\right) \tag{32}$$

식 (31)에서

$$h(E_t[z_{t+1}]) \equiv r_{t+1}$$
$$= \sqrt{(E_t[z_{t+1}]+2)^2 + 2\sigma^2(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) - 2\kappa w_t\sigma^2(1+s-s\mu_t)} - (2+\sigma^2)$$

이며

$$\mu_t \equiv E_t[\frac{\eta_{t+1}}{s} - 1] = \frac{-\theta}{1-\theta}E_t[z_{t+1}] - z_t + \frac{1}{1-\theta}(\ln\theta + \ln A_t) + \ln q_{t+1} - \ln K_{t-1}$$

이다.

증명) [부록 B]를 참고하시오.

[명제 9]에서 도출한 자본공급함수 K_t^s와 자본수요함수 K_t^d를 일치시켜 균형자본 축적량 K_t^*와 위험자산의 균형 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$을 명시적인 해로 도출하는 것이 가능하다. 그러나 공급함수와 수요함수가 매우 복잡한 형태를 취하고 있으므로 균형해(equilibrium solution)를 직접 구하는 대신 확정기여형의 경우와 마찬가지로 그림을 이용한 정성적인 분석 결과를 제시한다. 단, 여기서는 확정급부형과 확정기여형 공적연금의 공정한 비교를 위하여 암묵적으로 $E_t[s_{t+1}] = s$ 및 $E_t[\eta_{t+1}] = \eta$를 가정한다. 이는 평균적으로 비교대상인 확정급부형 및 확정기여형 공적연금체제가 같은 수준의 부담률과 수혜율을 유지하고 있음을 의미한다.

확정기여형 부과방식 공적연금과 확정급여형 부과방식 공적연금은 자본공급함수 K_t^s에 두 가지의 차이를 결과한다. 먼저 확정기여형 공적연금하에서

자본공급함수는 직접적으로 연금 납입액 sw_t의 감소함수로 표현되지만 확정기여형 공적연금하에서는 그렇지 않다는 점을 지적할 수 있다. 이는 확정기여형 공적연금하에서 연금가입자가 공적연금을 위험자산의 하나로 인식한다는 점과 관련이 있다. 다음 기의 생산성 충격이 실현되는 값에 따라 연금수급액이 결정된다는 점에서 연금자산은 위험자산과 공통의 위험요인을 갖는다. 따라서 이와 같이 연금납입액이 위험자산에 대한 투자를 직접적으로는 완전히 구축하는 결과가 발생하는 것이다. 다음으로 무위험자산 수익률 r_{t+1}을 결정하는 식 (17)과 식 (30)을 비교해 보면, 확정급여형 공적연금하에서는 $-(s_t+\eta)$가 나타나는 반면 확정기여형 공적연금하에서는 $s-s\mu_t$로 나타나는 차이를 확인할 수 있다. 이러한 차이가 의미하는 바를 파악하기 위하여 [명제 9]에 제시된 확정기여형 공적연금의 기대수익률을 무위험자산의 수익률 결정식에 대입한 후 이를 점검하면 제곱근 기호 내부는 위험자산 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$에 대하여 2차함수 형태를 취하고 있는 것을 알 수 있다. 물론 확정기여형 공적연금하에서도 무위험 이자율을 결정하는 식의 제곱근 내부가 위험자산 기대수익률에 대하여 2차함수 형태를 취한다는 사실은 식 (17)을 통하여 쉽게 확인할 수 있다. 그러나 두 가지 서로 다른 수급구조의 공적연금하에서 무위험 이자율 r_{t+1}의 최솟값과 그에 대응하는 위험자산 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$ 수준은 다를 것이다. 구체적인 논의를 위하여 무위험 이자율을 결정하는 식 (17)과 식 (30)의 제곱근 내부를 다음과 같은 새로운 함수로 정의하자.

$$f(E_t[z_{t+1}])=(E_t[z_{t+1}]+2)^2+2\sigma^2\left(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2\right)-2\kappa w_t\sigma^2(1-s_t-\eta)$$

$$F(E_t[z_{t+1}])=(E_t[z_{t+1}])^2+2\left(2-\frac{\theta k w_t\sigma^2}{1-\theta}\right)E_t[z_{t+1}]+A$$

한편,

$$A=4+2\sigma^2\left(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2\right)-2\kappa w_t\sigma^2\left(1+s\left(1+z_t-\frac{1}{1-\theta}-\ln q_{t+1}+\ln K_{t-1}\right)\right)$$ 이다.

함수 f는 $E_t[z_{t+1}]=-2$에서 최솟값 $2\sigma^2\left(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2\right)-2\kappa w_t\sigma^2(1-s_t-\eta)$을 가지는 반면 함수 F는 $E_t[z_{t+1}]=-2+s\kappa w_t\sigma^2\frac{\theta}{1-\theta}$에서 최솟값

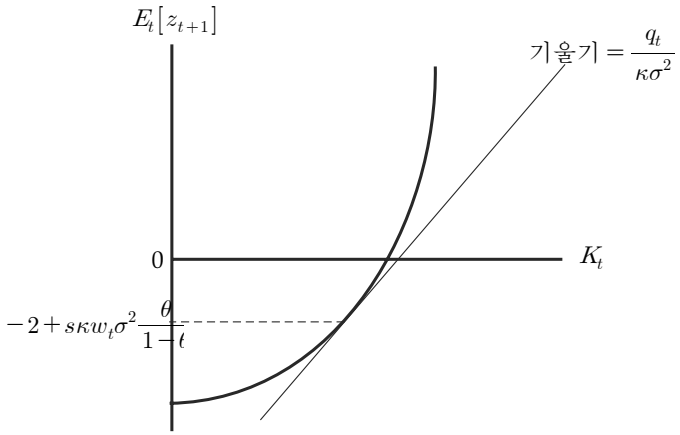
$-\left(\frac{\theta k w_t \sigma^2}{1-\theta}\right)^2 + A$을 가진다.[40] 최소점의 차이는 자본공급곡선을 상하로 이동시키는 역할을 하며 최솟값의 차이는 자본공급곡선을 좌우로 이동시키는 역할을 한다. 따라서 확정기여형 부과방식 공적연금하의 자본공급곡선은 확정기여형 부과방식 공적연금하의 자본공급곡선에 비하여 위험자산 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$축에 대하여 $s\kappa w_t \sigma^2 \frac{\theta}{1-\theta}$ 만큼 상향이동한 위치에 존재한다. 그러나 함수 f와 F의 최솟값 중 어느 쪽이 더 큰지 여부를 일의적으로 판단할 수 없으므로 자본공급곡선이 자본량 축을 따라 좌우 어느 쪽으로 이동하는지는 결정할 수 없다. 만약 확정기여형 부과방식 공적연금하의 자본공급곡선이 확정기여형 부과방식 공적연금하의 자본공급곡선에 비하여 자본량 축을 따라 좌측으로 이동하는 경우 확정기여형 부과방식 공적연금하의 균형자본량은 확정기여형 부과방식 공적연금하의 균형자본량에 비하여 낮은 수준에서 결정되며 위험자산의 균형 기대수익률의 경우 높은 수준에서 결정된다. 반면, 자본공급곡선이 자본량 축을 따라 우측으로 이동하는 경우에는 이 효과가 최소점의 상향이동에 따른 효과 및 연금자산의 일대일 구축효과의 합과 비교하여 크지 않은 이상 앞서와 동일한 결과를 갖게 된다.

이상의 논의를 간략히 정리하면 확정기여형 부과방식 공적연금에 비하여 확정기여형 부과방식 공적연금의 자본 축적에 대한 구축(crowding out)효과가 상대적으로 더 큰 것으로 판단되는데, 이는 확정기여방식하에서 공적연금이 민간저축의 규모를 감소시키는 효과(규모의 구축효과)에 더하여 위험자산에 대한 투자비중을 감소시키는 효과(구성의 구축효과)를 모두 가지기 때문으로 판단된다.

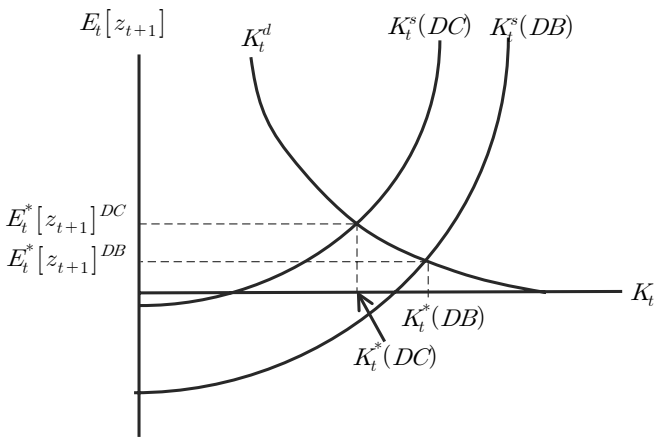
지금까지 확정기여형 및 급부형 연금제도의 효율성 비교 논의는 다양한 형태로 전개되어 왔으며, 그중 일부를 소개하면 다음과 같다. 먼저, Bohn(2001)과 Sanchez-Marcos and Sanchez-Martin(2006)은 부과방식하에서 인구구조의 불확실성(생산성 충격은 도입되지 않음)을 도입하는 경우 확정기여형이 더 효율적이라는 결과를 제시하였다. 다음으로, Bovenberg and Uhlig(2006)의 경우에는 확정기여형

40) 유한책임(limited liability) 원칙에 의하면 위험자산에 대한 수익률의 하한은 -1이다. 따라서 위험자산의 기대수익률은 -1보다 작은 값을 가질 수 없다. 그럼에도 불구하고 위험자산의 기대수익률이 -1보다 작은 최소점에 주목하는 이유는 그 최소점에서 자본공급함수 K_t^s의 기울기가 $\frac{q_t}{\kappa\sigma^2}$이며, 최소점보다 큰 높은 기대수익률에서는 기울기가 이보다 작은 양(+)의 값을, 최소점보다 낮은 기대수익률에서는 기울기가 이보다 큰 값을 가지기 때문이다. 즉, 자본공급함수 K_t^s의 전체적인 모양이 위험자산 기대수익률의 최솟값을 중심으로 오목한(concave) 모습을 가지는 특성이 있음을 확인할 수 있다.

[그림 7] A Supply Schedule of Capital under a DC Program



[그림 8] Comparison of Capital Accumulations between a DB and a DC Public Pension Program



적립식 공적연금은 자본 축적을 구축하지 않고 위험공유(risk-sharing)가 가능하다는 결과를 제시하고 있다. 그리고 Abel(2001) 역시 확정기여형 적립방식 공적연금하에서 위험자산비중의 증가는 자본 축적을 촉진하나 확정기여형 적립방식 공적연금하에서는 위험자산비중의 증가는 자본 축적을 저해한다는 결과를 도출하였다. 본 연구도 위 선행연구와 마찬가지로 확정기여형 연금제도가 (자본 축

적에 있어서) 보다 효율적임을 주장하고 있다. 다만, 주장을 도출한 구체적인 전제(연금제도의 형태나 생산성 충격 도입 여부)에서 이들과 차이를 두고 있다.

한편, 공적연금을 통한 소득이전의 증가나 고령화에 따른 경제활동인구의 감소가 발생하는 경우 확정기여형 부과방식 공적연금은 확정급여형 부과방식 공적연금의 경우와 동일한 비교정태분석 결과를 도출한다. 단, 공적연금을 통한 소득이전의 증가가 미치는 효과에 대해서는 다소의 추가적 설명이 필요하다. 확정기여형 연금하에서 연금납입률 s_t의 상승에 따른 균형자본 축적량 K_t^* 및 위험자산 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$의 변화는 확정기여형에 비하여 최소점의 상향이동에서 s_t가 기여하는 부분인 $-\kappa w_t \sigma^2 \frac{\theta}{1-\theta}$와 최솟값의 우측 평행 이동에서 s_t가 기여하는 부분인 $2\kappa w_t \sigma^2$, 그리고 자본공급에 대한 일대일 구축효과인 $-w_t$의 합에 따라 결정된다. 자본의 소득분배율이 약 70% 정도인 점을 감안하여 $\theta = \frac{2}{3}$를 가정하면 $-\kappa w_t \sigma^2 \frac{\theta}{1-\theta} + 2\kappa w_t \sigma^2 \simeq 0$이므로 앞서 언급한 세 가지 효과를 합한 순효과의 부호는 자본공급에 대한 일대일 구축효과 $-w_t$에 의해 결정될 가능성이 높다. 따라서 확정기여형 부과방식 공적연금하에서 연금납입률 s_t이 상승하는 경우 균형자본 축적량 K_t^*이 감소하고 위험자산의 기대수익률 $E_t^*[z_{t+1}]$이 상승할 가능성이 매우 높을 것으로 예측된다.

3. 적립방식 공적연금

현재 우리나라의 공적연금인 국민연금은 원칙적으로 적립방식(funded system)의 기금운용방식을 채택하여 운용되고 있다. 그러나 본 연구에서 제시된 이론적 틀(theoretical framework)을 적립방식으로 기금이 운용되는 경우에 적용하기에는 명백한 한계가 존재한다. 특히 공적연금의 운용방식이 경제에 미치는 영향에 대하여 과감한 추상화 및 단순화의 힘을 빌려 분석적인(analytic) 결과를 도출한다는 본 연구의 목적에 비추어 볼 때 적립방식의 공적연금을 분석하는 것은 그 난이도나 결과의 수용성 측면에서 많은 어려움이 존재한다. 그럼에도 불구하고 이하에서는 이후의 추가적인 연구 진전을 위하여 적립방식 공적연금을 본 연구에서 제시된 모형에 도입하기 위하여 어떤 종류의 수정이 필요할 것인지에 관하여 간략히 논의한다.

적립방식 공적연금(funded pension system)하에서는 공적연금의 존재 여부 및 운영방식뿐 아니라 기금자산의 운용방법에 따라 경제에 미치는 영향이 달라진다. 특히, 적립된 기금규모가 국민소득

이나 자본시장 규모에 비하여 상대적으로 큰 규모가 될 정도로까지 성장할 때 기금자산이 금융시장에서 어떻게 분산투자되는가에 따라 각종 자산의 시장수익률은 다른 양태를 보이게 되고, 이는 다시 개별 가계의 자산선택 행위에 영향을 줄 수 있다는 측면에서 적립방식 공적연금을 둘러 싼 경제 내 각종 경제주체와 시장 간 상호관계를 분석하는 것은 어렵지만 굉장히 흥미로운 작업이다.

적립방식 공적연금을 전제로 하는 경우 연금운용방정식[41]과 위험자산시장과 무위험자산시장의 균형조건이 앞서 부과방식모형과는 다른 모양을 취하게 된다.

가. 연금기금방정식[42]

$$W_t = W_{t-1}(\tau_t(1+z_t)+(1-\tau_t)(1+r_t)) + s_t w_t q_t - \eta_t w_{t-1} q_{t-1}$$

위에서 W_t는 t기 공적연금의 기금규모이며, τ_t는 연금기금의 위험자산 보유비중을 나타낸다. τ_t는 연금기금의 운용 주체에 의하여 외생적으로 결정되는 정책변수이다.

나. 위험자산시장 균형조건

$$K_t = q_t\left((1-s_t)w_t - c_t^o\right) + \tau_t W_t$$

자본수요는 여전히 기업의 이윤극대화 결과로 도출되지만 자본공급은 이제 청년기를 살아가는 경제주체와 연금기금에 의하여 이루어진다.

다. 무위험자산시장 균형조건

$$0 = (1-\tau_t)W_t + q_t(1-\alpha_t)\left((1-s_t)w_t - c_t^y\right)$$

무위험자산시장은 적립방식 공적연금이 앞서의 부과방식 공적연금에 비하여 가장 큰 차이를 보이는 지점이다. 균형에서 무위험 산의 순공급(net supply)이 0이라는 조건은 여전히 성립하지만 청년층이 무위험자산을 보유하거나 발행할 수 있다는 점은 부과방식 공적연금의 경우와 차이가 난다. 가령 공적연금이 적립금을 축적하고 있으며 이 중 일부를 무위험자산에 투자하는 경우, 즉 $W_t > 0$와 $0 < \tau_t < 1$인 경우 $q_t(1-\alpha_t)\left((1-s_t)w_t - c_t^y\right) < 0$가 성립되어야 하며, 이는 청년기 가처분소득이 청년기 소비에 비하여 많을 때 $\alpha_t > 1$,즉 청년층이 무위험자산을 발행하게 됨을 의미한다. 적립식 공적연금이 존재하는 경우 균형에서도 청년층이 무위험자산을 보유하거나 발행하는 것이 가능한 것은 청년층과 다른 선호체계를 가진 공적연금이 무

41) 부과방식하의 연금운용방정식이 적립방식하에서는 연금기금방정식으로 바뀌어 불린다.
42) 납입률 s_t와 소득대체율 η_t의 관계는 확정급부형인지 확정기여형인지에 따라 다르게 정의된다.

위험자산 거래의 상대방으로서의 역할을 하기 때문이다.

그러나 적립식 연금을 모형에 명시적으로 도입하기 위한 이 정도의 변형(modification)만으로도 분석적인 결과는 물론 정성적인 결과의 도출이 어려워져[43] 궁극적으로는 수치해석에 의존할 수밖에 없어진다.[44] 따라서 여기에서는 앞서 도출한 확정급여형 부과방식 공적연금을 분석한 모형의 균형조건식에 변형을 주는 방식으로 적립방식 공적연금의 도입에 따른 경제적 파급효과를 살펴본다.

확정급여형 방식의 부과방식 공적연금이 운용되는 경제에서 정부가 갑자기 현재의 청년층이 노년기에 받게 될 연금부담률과 소득대체율을 높이는 상황을 가정하자. 즉, $\cdot s_t \rightarrow s_t{}', \eta \rightarrow \eta', 0 < s_t < s_t{}', 0 < \eta < \eta'$의 변화가 발생한다고 가정한다. 이 경우 t기의 노인층에 지급되지 않고 남은 연금기금 적립금이 발생하게 되고 정부는 적립금을 운용하여 가치를 보존 내지는 증가시켜야 할 상황에 처하게 된다. 정부는 적립된 기금 중 τ만큼을 위험자산에 투자하고 $(1-\tau)$만큼을 무위험자산에 배분하여 투자한다고 가정하자.

이에 따라 자본수요함수 K_t^d 및 자본공급함수 K_t^s와 무위험자산 수익률 함수 r_{t+1}는 다음과 같이 바뀌게 된다.

$$K_t^d = \left[\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta} \exp(-E_t[z_{t+1}])\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$K_t^s \equiv q_t((1-s_t)w_t - c_t^y) = q_t \frac{E_t[z_{t+1}] - r_{t+1}}{\kappa\sigma^2} + \tau(s_t{}' - s_t)w_t$$

$$r_{t+1} = -2 - \sigma^2 + g(\tau(s_t{}' - s_t)w_t) + \sqrt{(E_t[z_{t+1}]+2)^2 + 2\sigma^2(2 - \ln\beta + \frac{1}{2}\sigma^2) - 2\kappa w_t \sigma^2\{(1-s_t-\eta) - (s_t{}' - s_t) - (\eta' - \eta)\}}$$

위에서 우리가 주목할 점은 적립식 공적연금으로의 전환이 어떤 변화를 가져왔는가 하는 점이다. 먼저 자본공급함수 K_t^s에 $\tau(s_t{}' - s_t)w_t$만큼의 직접적인 증가가 발생하는데 이는 적립된 기금자산 $(s_t{}' - s_t)w_t$의 일정 비율 τ가 위험자산에 투자되는 데 기인한다.

다음으로 무위험자산 수익률 r_{t+1} 역시 연금기금 적립으로 인하여 바뀌게 되는데, 이는 다시 두 가지 요인으로 분리

43) 물론 적립방식을 가정한 모형에서도 균형조건의 복잡성으로 인하여 명시적인 균형해를 구하는 것은 어려운 과제였다.

44) 수치해석방법을 동원한 적립방식 공적연금의 경제적 효과 분석은 허석균(2007)을 참고하시오.

할 수 있다. 첫째는 공적연금이 적립기금을 운용하는 데 따른 변화이고, 둘째는 연금부담률 및 소득대체율의 인상에 따른 변화이다. 먼저 적립기금 운용에 따른 변화는 기금의 일정 부분을 무위험자산의 형태로 보유함에 따라 민간의 무위험자산 총량을 0으로 만들던 부과방식 하의 무위험 자산시장 균형조건이 더 이상 성립하지 않는 데 기인한다. 공적연금의 무위험자산시장 참여는 무위험자산에 대한 수요를 $(1-\tau)(s_t{}'-s_t)w_t$만큼 늘리게 된다. 그러나 이로 인하여 늘어난 무위험자산 수요는 청년층이 연금납부액 증가분에 대응하기 위하여 늘린 무위험자산 공급량의 증가분 $(s_t{}'-s_t)w_t$을 어느 정도 상쇄하는 효과를 지닌다.[45] 이러한 청년층의 노력에도 불구하고 해소되지 않는 무위험자산의 초과공급 $\tau(s_t{}'-s_t)w_t$은 무위험자산의 수익률 r_{t+1}의 상승에 의해 해소될 것이다. 이와 같은 상황을 반영하는 것이 함수 $g(.)$인데 $g(0)=0$, $g'(x)\geq 0$의 특성을 보여 기금자산 중 위험자산의 보유비중이 높을수록 큰 값을 가지게 된다.[46] 따라서 이 부분만을 놓고 볼 때 연금기금의 위험자산 보유비중이 높을수록 금리가 상승하여 자본스톡공급 K_t^s이 감소할 것임을 예측할 수 있다. 연금기금 적립으로 인하여 무위험자산 수익률이 영향을 받는 두 번째 통로는 $2\kappa w_t\sigma^2\{(s_t{}'-s_t)+(\eta'-\eta)\}$을 통하여 파악된다. 이 효과는 확정급여방식이 유지되는 가운데 연금부담률과 소득대체율이 조정되면서 발생하는 것인데 s_t나 η의 상승폭이 크면 클수록 무위험 이자율을 더 크게 하락시켜 자본공급 K_t^s이 감소하는 효과가 더 클 것임을 의미한다.

적립식 공적연금으로의 전환이 균형자본 축적량 K_t^*과 위험자산의 균형 기대수익률 $E_t[z_{t+1}]$에 미치는 영향은 앞서 언급한 세 가지 요인의 합에 의해 결정될 것이며 모형에 포함된 모수의 구체적인 값에 따라 다른 결과를 나타낼 것이다.[47]

---

45) 한편, 공적연금이 채권시장에 참여함에 따라 민간부문은 순채무자로 돌아서게 된다. 이에 따라 민간부문의 (공적연금 불입분을 제외한) 총자산 중 위험자산 보유비중은 1을 넘게 된다.

46) $g(0)=0$은 $\omega=0$일 때, 즉 기금자산을 100% 무위험자산에 투자하는 경우 적립방식으로의 전환에도 불구하고 무위험채권시장의 초과공급이 1차적으로 발생하지 않는다는 의미이다.

47) 특히 임의로 가정하고 도입한 함수 $g(.)$의 구체적 형태에 대한 논의가 추가될 필요가 있다. 예를 들어, $g'(x)$이 $\kappa\sigma^2$보다 큰지 작은지 여부에 따라 자본스톡공급함수(K_t^s)의 직접적인 증가분($\omega(s_t{}'-s_t)w_t$)과의 비교가 가능해질 것이다.

V. 결 론

본 연구에서는 확정급여형 부과방식 공적연금이 존재하는 경우를 기본모형으로 하여 공적연금의 거시경제적 영향과 고령화의 진전 및 연금 수급구조의 변동에 따른 자본 축적의 변화에 대한 이론적 논의 결과를 제시하였다. 본문에서 논의된 결과는 다음과 같이 두 가지 정도로 정리할 수 있다.

첫째, 공적연금의 도입 및 연금의 소득이전기능 강화는 자본 축적을 저해하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연금제도의 도입 내지 강화가 청년층 소비자에게 있어 저축유인의 감소와 동시에 위험자산에 대한 투자유인의 증대라는 이중적 의미를 지니나 전자의 효과가 후자의 효과를 압도하는 데 기인한 것이다.

둘째, 고령화의 진전은 자본 축적에 부정적인 영향을 주지만 자본의 기대수익률에 대해서는 고령화의 진행단계에 따라 다른 효과를 발생시킨다. 구체적으로 고령화가 가속화되는 과정에서는 위험자산의 기대수익률이 감소하는 반면 고령화의 진전이 진정되는 국면에서는 위험자산의 기대수익률이 증가하게 된다. 이러한 이론적 예측은 적어도 부과방식 연금을 운영하는 경우 소위 자산시장 대붕괴(meltdown) 현상이 고령화가 이미 진전된 시점보다는 가속화되는 초기 시점에서 관측될 가능성이 있음을 시사한다. 더욱이 위험자산에 대한 수요의 감소, 즉 자본공급의 증가에 대응하여 위험자산 공급이 감소, 즉 자본수요가 증가하는 현상은 위험자산의 기대수익률 하락이 일부의 우려와 달리 심각한 수준에 이르지는 않을 가능성을 시사한다.

공적연금의 재정부담과 관련하여 연기금자산의 위험자산 운용에서 새로운 패러다임의 필요성이 대두되는 시점에서 본 연구의 분석 결과는 공적연금의 자산운용방식의 변경에 따라 기대되는 거시경제적 효과가 간과할 수 없는 수준임을 확인하기에 충분하다. 다만, 본 연구에서 도출된 결론이 일정 부분 사용된 모형의 특수성에 기인한 것이었을 개연성을 배제할 수 없으며 이를 극복하는 방향으로 후속 연구가 진행되어야 할 것이다. 이하에서는 본 연구의 한계점을 살려보고 이를 극복하기 위하여 필요한 후속 연구의 방향에 대하여 논의하는 것으로 결론을 맺는다.

먼저, 우리나라 가계자산의 80%를 부동산이 차지하고 있는 사실을 감안하여 주택 보유를 명시적으로 반영하는 모형의 분석이 필요하다. 주택은 저축수단으로서 자산뿐 아니라 주거 서비스를 제공하는 소비재로서의 기능도 수행한다. 따라서 주택 서비스와 비주택 재화 및 서비스가 효용함수에 반영되고 위험자산, 무위험자산, 주택자산이 저축수단으로 허

용된 2-재화 3-자산 모형으로의 확장이 불가피해진다. 더불어 주택담보대출이 가계대출의 2/3 가량을 차지하고 있고 주택경기의 부침에 따라 가계의 소비행태가 영향을 받는 현실을 고려하여 부채인정비율(loan-to-value)이나 총부채상환비율(debt-to-income ratio) 형태의 신용제약을 명시적으로 도입하는 방안을 고려할 만하다.

둘째, 개인의 노동공급을 여가와 소비 사이의 선택으로 정의하고 은퇴시기 역시 자발적으로 결정되는 내생변수로 설정하는 경우 균형이 어떤 방식으로 영향을 받는지에 대하여 추가적으로 논의할 필요가 있다. 이는 특히 고령화의 빠른 진전으로 인하여 경제활동인구의 감소가 예상되는 상황에 대응하여 경제주체들이 노동공급 결정을 조정할 수 있는 통로를 모형에 명시적으로 허용함으로써 공적연금의 운용방식 변화와 고령화의 진전이 총노동공급에 미치는 궁극적인 영향을 측정하기 위해서이다.

셋째, 본 연구에서는 부과방식의 공적연금제도를 대상으로 분석을 시도하였으나 우리나라의 경우 원칙적으로 적립방식의 공적연금이 시행되고 있다는 점에서 본 연구의 논의 결과는 적립방식의 공적연금제도까지를 포괄하는 방향으로 확장될 필요가 있다. 우리나라와 같은 기금적립방식하에서는 연금납입률 s_t와 소득대체율 η_t가 사전적으로 확정된 형태이므로 수입과 지출의 상대적 격차에 따라 기금의 축적 또는 감소 현상이 발생하게 된다. 한편, 기금자산을 이용한 자산운용계획이 위험자산과 무위험자산 혹은 주식과 채권의 투자비중 등의 형태로 결정되어야 한다. 따라서 공적연금의 투자비중이 어떻게 정해지는가에 따라 자산 간의 상대가격이나 수익률은 차이를 보이게 될 것이다. 본 연구를 포함하여 공적연금의 거시경제적 영향을 주제로 일반균형적 분석을 실시하는 대다수의 기존 연구들은 공적연금이 부과방식에 따라 매기 수지균형이 정산되는 것으로 가정하고 논의를 전개하였으므로 연금기금의 축적과 그 운용방식의 차이에 따른 거시경제적 영향에 대한 심도 깊은 논의는 크게 진전을 보지 못하고 있다. 이러한 문제점에 대응하는 첫 번째 단계로 우선 일정한 규모의 연금 축적을 가정하고 축적된 자산을 운용하는 과정에서 자산 보유비중이 변화하는 데 따른 금융시장과 거시경제의 반응을 분석하는 방향으로 후속 연구가 진행될 필요가 있다(허석균[2007]). 특히 부과방식과 적립방식 연금하에서 조세의 왜곡효과가 달라질 수 있다는 점은 매우 흥미로운 분석 대상이다.[48)]

48) 부과방식과 적립방식 중 어느 쪽을 선택하는지에 따라 보험료와 보험급여 간의 연계가 달라질 수 있으며 이에 따라 후생손실(deadweight loss)도 달라질 수 있다. 이 점을 지적해 주신 익명의 논평자에게 감사

마지막으로 본 연구에서 모형의 해에 대한 도출가능성(tractability)을 유지하기 위하여 채택된 가정에 의하여 정성적 분석 결과 중 일부가 달라질 가능성을 배제할 수 없다. 예를 들어, 절대적 위험회피계수가 일정한 효용함수의 특성에 기인한 부분과 일반적인 위험기피적 선호체계하에서도 성립하는 부분을 구분할 필요가 있으며, 청년층과 노인층 두 세대로 획정된 연령별 구분을 세분화하는 작업도 나름의 의의를 가질 것으로 판단된다.

이상에서 제시된 방향으로 후속 연구를 진행하기 위해서는 대부분의 경우 본 연구에서와 같이 분석적인 결론을 도출하는 것이 불가능하며 결국 수치해석적 방법론의 도입이 불가피함을 쉽게 알 수 있다. 따라서 본 연구의 결과와 본 연구의 한계점을 극복하고 확장한 연구의 결과를 직접적으로 비교하는 것이 큰 의미는 없을 것으로 판단되며, 다만 본 연구가 수치해석적 방법론을 사용한 후속연구의 결과를 해석하는 데 있어 이론적 잣대로서 나름의 역할을 수행할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

드린다.

참 고 문 헌

허석균, 「공적연금이 거시경제에 미치는 영향에 관한 연구」, 미출간 원고, 2007.

Abel, A., "The Social Security Trust Fund, the Riskless Interest Rate, and Capital Accumulation," in J. Campbell and M. Feldstein(eds.), *Risk Aspects of Investment-based Social Security Reform*, NBER Conference Report, University of Chicago Press, 2001.

Bohn, H., "Social Security and Demographic Uncertainty: The Risk Sharing Properties of Alternative Policies," in J. Campbell and M. Feldstein(eds.), *Risk Aspects of Investment-based Social Security Reform*, NBER Conference Report, University of Chicago Press, 2001.

Bovenberg, A. and H. Uhlig, "Pension Systems and the Allocation of Macroeconomic Risk," CEPR Working Paper #5949, 2006.

Boldrin, M., M. De Nardi, and L. Jones, "Fertility and Social Security," NBER Working Paper #11146, 2005.

Brooks, R., "The Equity Premium and the Baby Boom," Working Paper, 2003.

Brooks, R., "Asset Market Effects of the Baby Boom and Social Security Reform," *American Economic Review* Papers & Proceedings, Vol. 92, 2002, pp.402~406.

Brooks, R., "What Will Happen to Financial Markets When the Baby Boomers Retire?" IMF Working Pape, 2000.

De La Croix, D. and P. Michel, "A Theory of Economic Growth: Dynamic and Policy in Overlapping Generations," Cambridge University Press, 2002.

Feldstein, Martin and Jeffrey B. Liebman, "Social Security," NBER Working Paper Series, 2001.

Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints, and Moentary Policy in the Business Cycle," *Aemrican Economic Review* 95, 2005, pp.739~764.

Imrohoroglu, A., S. Imrohoroglu, and D. Joines, "Social Security in an Overlapping Generations Economy with Land," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 2, 1999, pp.638~665.

Krueger, D. and F. Kubler, "Intergenerational Risk-Sharing via Social Security When Financial Markets are incompelte," *American Economic Review*, Vol. 92, 2002, pp.407~410.

Krueger, D. and F. Kubler, "Computing Equilibrium in OLG Models with Stochastic Production," *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 28, 2004, pp.1411~1436.

Krueger, D. and F. Kubler, "Pareto-Improving Social Security Reform when Financial Markets are Incomplete," *American Economic Review*, Vol. 96, 2006, pp.737~755.

Krueger, D. and K. Schmedders, "Stationary Equilibria in Asset-Pricing Models with Incomplete

Markets and Collateral," *Econometrica*, Vol. 71, 2003, pp.1767~1793.

Miles, D. and A. Cerny, "Risk, Return and Portfolio Allocation under Alternative Pension Systems with Incomplete and Imperfect Financial Markets," *Economic Journal* 116, 2006, pp.529~557.

Poterba, J., "Demographic Structure and Asset Returns," *Review of Economics and Statistics* 83, 2001, pp.565~584

Sanchez－Marcos, V. and A. Sanchez-Martin, "Can Social Security be welfare improving when there is Demographic Uncertainty?," *Journal of Economic Dynamics & Control* 30, 2006, pp.1615~1646.

Shiller, R., "Social Security and Institution for Intergenerational, Intragenerational and International Risk Sharing," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 50, 1999, pp.165~204.

Stokey, N., R. Lucas, and E. Prescott, "Recursive Methods in Economic Dynamics," Harvard University Press, 1989.

Wang, Y., "Stationary Equilibria in an overlapping generations economy with stochastic production," *Journal of Economic Theory* 61, 1993, pp.423~435.

Zeldes, S., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy* 97, 1989, pp.305~346.

▮ 부록 A ▮ 자본공급함수의 도출

식(16)과 (17)로 표현되는 자본공급함수를 도출하기에 앞서 다음의 두 보조정리를 먼저 논의한다.

보조정리 1. $z_{t+1}|I_t \sim N(\Xi_t, \sigma^2)$. I_t는 시점 t까지의 정보집합(information set)을 의미하며 $\Xi_t = [\ln\theta + (1-\theta)\ln q_{t+1} + (1-\theta)(\ln L_t - \ln K_t) + \ln A_t]$이다. 다시 말해, 시점 t에서 위험자산 수익률의 조건부 확률분포는 평균 Ξ_t, 분산 σ^2인 정규분포를 따른다.

증명) 이윤극대화의 일계조건 중 하나인 식 (10)으로부터 다음의 관계를 쉽게 도출할 수 있다.

$$\ln(1+z_{t+1}) = \ln\theta + \ln A_{t+1} + (1-\theta)\ln L_{t+1} - (1-\theta)\ln K_t$$
$$= \ln\theta + (1-\theta)(\ln L_{t+1} - \ln K_t) + \ln A_t + \epsilon_{t+1}$$

따라서

$$z_{t+1} \simeq [\ln\theta + (1-\theta)\ln q_{t+1} + (1-\theta)(\ln L_t - \ln K_t) + \ln A_t] + \epsilon_{t+1} = \Xi_t + \epsilon_{t+1}$$

식 (11)에 주어진 조건을 고려하여 조건부 평균과 분산을 구하면 원하는 결과를 얻을 수 있다.

보조정리 2. $c^o_{t+1}|I_t \sim N(((1+\Xi_t)\Psi_t + \eta w_t), \sigma^2)$. 여기에서 $\Psi_t = ((1-s_t)w_t - c^y_t)$이다.

증명) 최적 선택점에서 위험자산의 비중(α_t)이 1이라는 점을 고려하여 효용극대화 문제 (2)의 예산제약조건을 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$c^o_{t+1} = ((1-s_t)w_t - c^y_t)(1+z_{t+1}) + \eta w_t$$

따라서 보조정리 1에 의거하여 c^o_{t+1}의 조건부 확률분포는 정규분포를 따르며 평균과 분산은 각각 다음과 같이 주어진다.

$$E_t(c^o_{t+1}) = ((1-s_t)w_t - c^y_t)(1+E_t(z_{t+1})) + \eta w_t$$
$$= ((1-s_t)w_t - c^y_t)(1+\Xi_t) + \eta w_t = \Psi_t(1+\Xi_t) + \eta w_t$$

$$Var_t(c^o_{t+1}) = ((1-s_t)w_t - c^y_t)^2 \, Var_t(z_{t+1}) = \Psi_t^2\sigma^2$$

지금부터 본격적으로 식 (16)과 (17)을 도출한다. 먼저 무위험자산시장의 균형조건인 $\alpha_t = 1$을 개인의 효용극대화 일계조건 (6)과 (7)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$\kappa \exp\left(-\kappa c_t^y\right) - \beta E_t\left[\kappa \exp\left(-\kappa c_{t+1}^o\right)\left(1 + z_{t+1}\right)\right] = 0 \tag{A.1}$$

$$E_t\left[\kappa \exp\left(-\kappa c_{t+1}^o\right)\left(z_{t+1} - r_{t+1}\right)\right] = 0 \tag{A.2}$$

여기에 식 (A.1)에 식 (A.2)를 대입하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\exp\left(-\kappa c_t^y\right) - \beta\left(1 + r_{t+1}\right) E_t\left[\exp\left(-\kappa c_{t+1}^o\right)\right] = 0 \tag{A.3}$$

한편, 보조정리 2에 의하여 노년기 소비 c_{t+1}^o의 조건부 확률 분포는 정규분포이므로 식 (A.3)의 조건부 평균은 다음과 같이 명시적으로 계산된다.

$$\begin{aligned} E_t\left[\exp\left(-\kappa c_{t+1}^o\right)\right] &= \exp\left[-\kappa E_t\left(c_{t+1}^o\right) + \frac{\kappa^2}{2} Var_t\left(c_{t+1}^o\right)\right] \\ &= \exp\left[-\kappa\left(\left(1 + \Xi_t\right)\Psi_t + \eta_t w_t\right) + \frac{\kappa^2}{2}\Psi_t^2 \sigma^2\right] \end{aligned} \tag{A.4}$$

(A.3)과 (A.4)를 결합하면 다음의 관계를 얻는다.

$$\exp\left(-\kappa c_t^y\right) = \beta\left(1 + r_{t+1}\right)\exp\left[-\kappa\left(\left(1 + \Xi_t\right)\Psi_t + \eta_t w_t\right) + \frac{\kappa^2}{2}\Psi_t^2 \sigma^2\right] \tag{A.5}$$

식 (A.5)의 양변에 자연대수로그를 취한 후 정리하면, 다음의 관계를 얻는다.

$$\begin{aligned} & c_t^y + \frac{\ln\beta\left(1 + r_{t+1}\right)}{\kappa} - \left(\left(1 + \Xi_t\right)\Psi_t + \eta_t w_t\right) + \frac{\kappa}{2}\Psi_t^2 \sigma^2 = 0 \\ & \Rightarrow \ln\left(1 + r_{t+1}\right) = \kappa\left(\left(1 + \Xi_t\right)\Psi_t + \eta_t w_t\right) + \frac{\kappa^2}{2}\Psi_t^2 \sigma^2 - \kappa c_t^y - \ln\beta \\ & \Rightarrow r_{t+1} \approx \ln\left(1 + r_{t+1}\right) = \kappa\left(\left(1 + \Xi_t\right)\Psi_t + \eta_t w_t\right) + \frac{\kappa^2}{2}\Psi_t^2 \sigma^2 - \kappa c_t^y - \ln\beta \end{aligned} \tag{A.6}$$

한편, 식 (2) 및 (A.4)로부터 개별 소비자의 최적 위험자산비중 α_t는 다음의 최적화 문제의 해와 일치함을 알 수 있다.

$$\min_{\alpha_t}\left[-E_t\left(c_{t+1}^o\right)+\frac{\kappa}{2}Var_t\left(c_{t+1}^o\right)\right]$$

$$s.t \quad c_{t+1}^o=\left((1-s_t)w_t-c_t^y\right)\left(\alpha_t(1+z_{t+1})+(1-\alpha_t)(1+r_{t+1})\right)+\eta_t w_t \tag{A.7}$$

내부 해를 가정하고 최적화의 일계조건을 구한 후 무위험자산시장의 균형조건인 $\alpha_t=1$을 대입하여 c_t^y의 함수로 정리하면 식 (16)을 구할 수 있다.

$$c_t^y=(1-s_t)w_t-\frac{E_t[z_{t+1}]-r_{t+1}}{\kappa\sigma^2} \tag{A.8}$$

이제 (A.6)의 세 번째 식의 우변에 남아 있는 c_t^y 대신에 (A.8)의 우변을 대입하고, 이를 r_{t+1}에 대한 2차방정식으로 풀어내면 비로소 식 (17)을 얻게 된다.

▮ 부록 B ▮

[명제 1]의 증명

자본수요를 나타내는 식 (19)를 위험자산 기대수익률에 대하여 미분하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$\frac{dK_t^d}{dE_t[z_{t+1}]} = -\frac{\exp(-E_t[z_{t+1}])}{1-\theta}\left[\theta A_t q_{t+1}^{1-\theta}\exp(-E_t[z_{t+1}])\right]^{-\frac{\theta}{1-\theta}} < 0 \tag{B.1}$$

■

[명제 2]의 증명

자본수요를 나타내는 식 (18)을 위험자산 기대수익률에 대하여 미분하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$\frac{dK_t^s}{dE_t[z_{t+1}]} = \frac{q_t}{\kappa\sigma^2}\left(1-\frac{dr_{t+1}}{dE_t[z_{t+1}]}\right) \tag{B.2}$$

따라서 자본공급함수의 기울기는 위험자산 수익률의 변동이 무위험자산의 수익률 변동보다 더 큰지 여부에 의하여 결정된다. 한편, 무위험자산 수익률을 나타내는 식 (17)을 위험자산의 기대수익률로 미분하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$\frac{dr_{t+1}}{dE_t[z_{t+1}]} = \frac{(E_t[z_{t+1}]+2)}{\sqrt{(E_t[z_{t+1}]+2)^2 + 2\sigma^2\left(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2\right) - 2\kappa w_t\sigma^2(1-s_t-\eta)}} \tag{B.3}$$

$(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) \geq \kappa w_t(1-s_t-\eta)$이라면 $0 < \frac{dr_{t+1}}{dE_t[z_{t+1}]} \leq 1$이 된다. 반면 $(2-\ln\beta+\frac{1}{2}\sigma^2) < \kappa w_t(1-s_t-\eta)$의 경우 $\frac{dr_{t+1}}{dE_t[z_{t+1}]} > 1$가 된다. 이러한 관계를 식 (A.2)의 결과와 비교하면 원하는 결과를 얻을 수 있다. ■

[명제 3]의 증명

$$\lim_{E_t[z_{t+1}]\to\infty}\frac{dK_t^s}{dE_t[z_{t+1}]}=\frac{q_t}{\kappa\sigma^2}(1-\lim_{E_t[z_{t+1}]\to\infty}\frac{dr_{t+1}}{dE_t[z_{t+1}]})$$ 이며

$$\lim_{E_t[z_{t+1}]\to\infty}\frac{dr_{t+1}}{dE_t[z_{t+1}]}=1$$ 이므로 원하는 결과를 얻을 수 있다. ■

[명제 9]의 증명

자본수요함수인 식 (31)은 기업의 이윤 극대화의 결과로 쉽게 도출된다.
청년층 1인의 자본공급, 즉 위험자산 수요는 $\left((1-s)w_t-c_t^y\right)$이고 청년층인구는 q_t이므로 총자본공급은 식 (32)의 첫 번째 등호와 같이 주어진다. 한편, 식 (29)를 식 (32)에 대입하면 두 번째 등호를 얻을 수 있다.
식 (31)의 양변에 자연대수를 취하고 정리하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\ln K_t=\frac{1}{1-\theta}(\ln\theta+\ln A_t+(1-\theta)\ln q_{t+1}-E_t[z_{t+1}]) \tag{B.4}$$

식 (28)에 식 (A.4)를 대입하면 다음과 같이 원하는 결과를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}\mu_t&=E_t[\frac{\eta_t}{s}-1]=E_t[z_{t+1}]-z_t+\ln K_t-\ln K_{t-1}\\&=\frac{-\theta}{1-\theta}E_t[z_{t+1}]-z_t-\ln K_{t-1}+\ln q_{t+1}+\frac{1}{1-\theta}(\ln\theta+\ln A)\end{aligned} \tag{B.5}$$

■