Vol. 34 No. 3 / ISSN 1738-656X

韓國開發研究 2012 Ⅲ

KDI Journal of Economic Policy

A Study on the Standard Land Price and Just Compensation
..... LEE, Hojun · KIM, Hyungtai · JEONG, Dongho
공공수용 적정보상지가에 관한 분석

Social Welfare Policy Expansion and Generational Equity: Generational Accounting Approach
..... Young Jun Chun
복지지출 확대가 세대 간 형평성에 미치는 효과 분석: 세대 간 회계를 이용한 접근

Joblessness among the Highly Educated Youth in Korea: The Causes and Policy Implications
..... Yong-seong Kim
고학력 청년층의 미취업 원인과 정책적 대응방안: 일자리 탐색이론을 중심으로

Performance of Korean State-owned Enterprises Following Executive Turnover and Executive Resignation During the Term of Office
..... Seungwon Yu · Suhee Kim
공기업의 임원교체와 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향

Nepotism or Networking?: The Effectiveness of Social Networks in the Labor Market
..... KIM, Young Chul
'연줄' 인가, '연결' 인가?: 인적 네트워크의 노동시장 효과 분석

Korean National Income Based on a Chain Index: 1953~2010
..... Chang-gui Park
연쇄가중법에 의한 한국의 국민소득: 1953~2010

KDI

韓國開發研究
KDI Journal of Economic Policy

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

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

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

Editor-in-Chief :	Kim, Dongseok	(Senior Research Fellow at KDI)
Editors :	Choi, Yongseok	(Professor at KyungHee University)
	Chun, YoungJun	(Professor at Hanyang University)
	Chung, Wankyo	(Professor at Hallym University)
	Eun, CheolSoo	(Professor at Georgia Institute of Technology)
	Hahm, Joonho	(Professor at Yonsei University)
	Hahn, Chinhee	(Professor at Kyungwon University)
	Hwang, Haeshin	(Professor at Texas A&M University)
	Jo, Dongho	(Professor at Ewha Womans University)
	Joh, SungWook	(Professor at Seoul National University)
	Kim, Daeil	(Professor at Seoul National University)
	Kim, InGyu	(Professor at Hallym University)
	Kim, Woochan	(Professor at KDI School of Public Policy and Management)
	Koh, Youngsun	(Senior Research Fellow at KDI)
	Lee, Bongsoo	(Professor at Florida State University)
	Lee, Chulhee	(Professor at Seoul National University)
	Park, ChangGyun	(Professor at Chung-Ang University)
	Park, WonAm	(Professor at Hongik University)
	Shin, Inseok	(Professor at Chung-Ang University)
	Shin, Kwanho	(Professor at Korea University)
	Shin, Sukha	(Research Fellow at KDI)
	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Research Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Research Fellow at KDI)
Administration :	Lee, Myongkuk	(Research Specialist at KDI)

韓國開發研究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 공공수용 적정보상지가에 관한 분석..... 이호준・김형태・정동호 / 1
A Study on the Standard Land Price and Just Compensation
... LEE, Hojun・KIM, Hyungtai・JEONG, Dongho

2 복지지출 확대가 세대 간 형평성에 미치는 효과 분석: 세대 간 회계를 이용한 접근..... 전영준 / 31
Social Welfare Policy Expansion and Generational Equity: Generational Accounting Approach... Young Jun Chun

3 고학력 청년층의 미취업 원인과 정책적 대응방안: 일자리 탐색이론을 중심으로..... 김용성 / 67
Joblessness among the Highly Educated Youth in Korea: The Causes and Policy Implications... Yong-seong Kim

4 공기업의 임원교체와 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향
..... 유승원・김수희 / 95
Performance of Korean State-owned Enterprises Following Executive Turnover and Executive Resignation During the Term of Office... Seungwon Yu・Suhee Kim

5 '연줄'인가, '연결'인가?: 인적 네트워크의 노동시장 효과 분석
..... 김영철 / 133
Nepotism or Networking?: The Effectiveness of Social Networks in the Labor Market
... KIM, Young Chul

6 Korean National Income Based on a Chain Index: 1953~2010
..... Chang-gui Park / 187
연쇄가중법에 의한 한국의 국민소득: 1953~2010
... 박창귀

韓國開發研究
제34권 제3호(통권 제116호)

공공수용 적정보상지가에 관한 분석

이 호 준
(한국개발연구원 부연구위원)
김 형 태
(한국개발연구원 연구위원)
정 동 호
(한국개발연구원 전문연구원)

A Study on the Standard Land Price and Just Compensation

LEE, Hojun
(Associate Fellow, Korea Development Institute)
KIM, Hyungtai
(Fellow, Korea Development Institute)
JEONG, Dongho
(Senior Research Associate, Korea Development Institute)

* 본 논문은 2011년 KDI 정책연구시리즈 『공공수용제도 개선방안 연구(II): 적정 보상기준지가에 관한 분석』을 학술적 논문의 형태로 수정 및 보완한 것임.

이호준(제1저자): (e-mail) hojunlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.
김형태: (e-mail) Jhtkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.
정동호: (e-mail) kauer23@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.

• Key Word: 공공수용(Public Expropriation), 보상기준지가(Standard Land Price), 개발이익 배제원칙(Excluding Development Gains)
• JEL Code: K11, H54, R14
• Received: 2012. 5. 16 • Referee Process Started: 2012. 6. 8
• Referee Reports Completed: 2012. 8. 13

ABSTRACT

Based on the spatial and land price data of innovation cities and their periphery areas in Korea, this study examines the degree and timing of changes in land price in relation to projects concerning innovation city. The study result confirms that the current system is inconsistent with the principle of restitution of development gain and therefore, this study attempts to seek improvement measures so that the current system can better fit the principle.

The analysis reveals that most innovation cities, excluding Sinseo-dong of Daegu and Ujeong-dong of Ulsan, recorded a statistically significant increase in land prices since 2005, compared to those of their neighboring areas. It can be said that the information related to projects concerning innovation city was reflected in the land price since 2005. However, the standard land price pursuant to Article 70 of the Land Compensation Act is the officially assessed land price released on 1st of January 2007, and this official land price was actually applied to the compensation process. Therefore, estimating the compensation amount for land expropriation based on this land price will contradict the principle of restitution of development gain. In other words, despite the fact that development-related information was already reflected in land prices of innovation cities from 2005 to the end of 2006, the compensation process were carried out without institutional arrangements or efforts to exclude such reflection.

To solve this problem, this study makes two suggestions. First, it is necessary to cast aside the limitations of the official land price that can be retroactively applied in accordance with Paragraph 5 of Article 70 of the Land Compensation Act, and instead apply the land price which is the most latest but deemed to have no reflection of development gains. Based on this revised standard land price, if the compensation amount is corrected by the average inflation rate and the average rate of increase in land price during the period until the time of the recognized land price, the amount would better satisfy the principle of restitution of development gain.

Second, it is necessary to clearly stipulate the standards of development gains being reflected on the land price by including it in the secondary legislation. Under the current system, it is highly likely that appraiser's arbitrary interpretation on development gains is included in the process of calculating the amount of compensation for land expropriation. In this regard, it is necessary to improve the standards on determining whether development gains are reflected based on the results of this academic research and the existing guidelines for appraisal of compensation for land expropriation published by the Korea Association of Property Appraisers.

ABSTRACT

본 연구에서는 혁신도시지역과 그 주변지역의 지가 데이터를 바탕으로 혁신도시사업에 따라 토지가격이 어느 시점부터 어느 정도 변동했는지 살펴보았고, 이를 통해 현행 제도가 개발이익의 배제원칙에 잘 부합하지 않음을 밝히는 한편, 현행 제도를 개발이익의 배제원칙에 보다 부합하도록 개선하기 위한 방안들을 모색하였다.

우선 혁신도시지역과 그 주변지역의 지가 데이터를 분석해 보면, 대부분의 혁신도시지역의 지가가 2005년부터 그 주변지역들에 비해 통계적으로 유의하게 상승하기 시작하였음을 알 수 있다. 즉, 이 시기부터 혁신도시사업과 관련한 정보가 지가에 반영되기 시작하였다고 볼 수 있는데, 이와 같이 혁신도시사업 관련 정보가 반영된 지가를 바탕으로 실제 보상액을 산정하면 개발이익의 배제원칙과는 괴리가 생기게 된다. 그러나 토지보상법 제70조에 따른 보상액 산정의 기준지가는 2007년 1월 1일 공시된 공시지가이며, 또한 실제로도 이러한 기준을 적용하여 보상이 진행되었다. 즉, 2005년부터 2006년 말까지 개발 정보가 해당 혁신도시 지가에 반영되었음에도 불구하고 이를 배제하기 위한 제도적 장치 및 노력 없이 보상이 진행되었다.

이러한 문제들을 해결하기 위해 본 연구에서는 크게 두 가지 방안을 제안하고 있다. 첫째, 토지보상법 제70조 제5항에서 소급적용할 수 있는 공시지가의 한계를 두지 말고, 대신 개발이익이 반영되지 않았다고 판단되는 가장 최근의 공시지가를 기준시가로 적용하도록 변경하는 것이 필요하다고 판단된다. 이렇게 정해진 기준시가를 바탕으로 가격인정시점까지의 통상적인 평균 물가상승률, 평균 지가상승률 등을 바탕으로 보상액을 보정한다면 개발이익 배제의 원칙에 보다 부합할 것이다.

둘째, 개발이익이 지가에 반영되었다고 판단하는 기준을 하위 법령에 명시적으로 포함시킬 필요가 있다. 현행 제도하에서는 수용보상액 산정 시 개발이익 반영 여부에 대한 평가자의 자의적인 해석이 포함될 가능성이 크다. 따라서 본 연구에서의 학술적 연구 결과와 현행 토지보상평가지침(감정평가협회) 등의 기준 등을 참고하여 개발이익 반영 여부를 판단하는 기준을 개선할 필요가 있다.

Ⅰ. 서 론

헌법 제23조 3항에 따르면 공공사업 추진과정에서 부득이한 경우 정당한 보상을 지급하여 공공이 민간의 재산을 수용할 수 있다. 그리고 공공수용의 절차, 보상 등에 관한 구체적인 내용은 「공익사업을위한토지등의취득및보상에관한법률」(이하 토지보상법)을 비롯한 관련 법령에서 다루고 있다.[1]

이러한 공공수용과 관련한 법령과 판례들을 살펴보면, 헌법에서 말하는 정당한 보상의 의미에 대한 몇 가지 원칙이 있음을 알 수 있다. 그중 대표적인 원칙으로 '개발이익의 배제' 원칙을 들 수 있는데, 이는 공공의 이익을 위해 추진하는 공공사업과정에서 발생하는 개발이익은 해당 사업부지의 원(原)토지소유자를 비롯한 개인에게 돌아가서는 안 되고 모두 공공에게 돌아가도록 해야 한다는 원칙이다.

그런데 개발이익의 배제원칙에 대해서는 지속적으로 논란이 있어 왔고, 특히 공공수용을 통해 토지가 수용된 소유자들은 자신의 재산권 피해에 대한 보상의 의미로 개발이익의 일부가 보상금에 포함되어야 한다는 주장을 종종 펼쳐 왔다. 그리고 이러한 논란 탓에 실제 법규 적용과정에서는 개발이익 배제원칙을 엄밀히 적용하지 못하는 경우가 상당수 있었다. 즉, 현실에서 수용보상금을 산정하는 과정을 보면 다양한 이유로 인해 개발이익이 보상금에 포함되는 경우가 있었다.

하지만 관련 법률 및 헌법재판소의 판례 등을 보면 우리의 법체계에서 개발이익의 배제원칙은 확고한 것으로 보인다.[2] 공공사업은 근본적으로 공공의 이익을 증진시키기 위해 추진되는 만큼 해당 사업으로 인해 생겨나는 이익은 모두 공공에 환원되어야 한다는 것이 해당 법률과 판례에서 말하고 있는 원칙이다.[3]

경제적 효율의 관점으로 보더라도 개발이익 배제원칙은 중요하다. 이호준(2011)에서는 개발이익 배제원칙이 확고하지 않아서 개발이익의 일부가 토지보상금에 반영되는 경우, 그리고 반영되는 정도가 평가자의 자의적 판단에 많이 의존할수록 토지보상금과 관련한

---

1 공공수용제도에 관한 전반적인 논의는 이호준(2010)을 참고.

2 〈부록 1〉 참조.

3 본 연구에서는 '개발이익의 배제원칙'의 정당성에 대한 법리적 논의는 배제한다. 여기서는 현 법체계에서 명시하고 있는 당 원칙하에서 관련 제도의 개선방향을 모색하고자 한다.

수용자와 피수용자 간의 갈등이 증폭됨을 보여주고 있다. 공공수용 후 공공 개발사업에 따라 해당 토지가 미래에 가지게 될 가치가 수용시점에서는 불확실하다. 따라서 개발이익을 수용보상액에 포함시킨다면 보상금액 산정이 객관적 기준에 의하기보다는 평가자의 자의적 판단에 의존하게 될 가능성이 높아진다. 그러므로 보상액 산정 시 수용자와 피수용자 간 협상력에 따라 그 액수가 영향을 받을 가능성이 높아지는 것이다.

그리고 대규모 개발사업에서는 수용자와 피수용자 간에 갈등이 생겨서 사업이 지연되는 경우 대규모 금융비용 등을 부담해야 하는 수용자가 피수용자에 비해 훨씬 더 부담이 크다. 따라서 피수용자는 이를 전략적으로 활용하기 위해 보상액 관련 분쟁을 일으키고 자신들에게 유리한 보상금이 책정되도록 유도할 유인이 존재한다. 즉, 사회적 갈등을 유발함으로써 피수용자는 협상에서 유리한 위치를 점할 수 있는 것이다. 따라서 개발이익 배제의 원칙이 확고하지 않고 개발이익의 일부가 보상액에 포함되는 경우 보상 관련 사회적 갈등이 발생할 가능성이 높아지므로 이에 따른 경제적 비효율이 발생하게 된다. 이처럼 개발이익 배제의 원칙은 법리적, 경제적 정당성을 확보하고 있다고 볼 수 있다.

이 같은 개발이익 배제원칙에 부합하기 위해서는 개발계획에 영향을 받아 상승한 지가변동분은 배제하고, 해당 개발계획과는 무관한 토지가치만큼을 보상액 산정의 기준으로 삼는 것이 필요하다. 즉, 보상액을 책정할 때 공공개발사업과 관련한 정보가 반영되지 않은 시점의 지가를 찾아서 보상가격 책정의 기준가격으로 삼고, 그 시점 이후 개발계획과는 무관한 전반적인 지가변동을 반영하는 보정작업을 거치는 것이 바람직하다(선병채[2007]). 그러므로 공공수용 보상지가를 산정할 때 보상기준 가격을 무엇으로 삼을지, 어느 시점을 기준시점으로 삼을지는 개발이익 배제원칙의 부합 여부와 직결되는 매우 중요한 내용이다.

보상가격의 기준으로 삼는 공시지가에 이미 개발이익이 반영된 경우 실제 보상액 산정 시에 이를 배제하기 위한 노력을 별도로 해야 하지만, 현실적으로 감정평가사가 주관적인 판단으로 개발이익 부분을 배제하고 보상액을 산정하는 것에는 한계가 있다. 그래서 제도적으로 이를 보완하기 위한 노력이 있었고, 2007년 10월 토지보상법 제70조 5항이 신설되었다.[4] 조항의 내용을 살펴보면 “제3항 및 제4항에도 불구하고 공익사업의 계획 또는 시행이 공고 또는 고시됨으로 인하여 취득해야 할 토지의 가격이 변동되었다고 인정되는 경우” 공고일 또는 고시일 직전의 공시지가를 보상액 산정의 기준가격으로 삼는다고 되어 있다. 이는 애당초 보상가격 산정 시 기준이 되는 가격에서 개발이익을 배제

4 〈부록 2〉 참조.

하고자 신설된 조항으로 기존 제도를 상당히 보완했다고 볼 수 있다. 하지만 현재의 제도만으로는 크게 두 가지 제약점이 존재한다. 하나는 토지보상법 제70조와 관련된 하위 법령과 관련된 것이고, 나머지는 토지보상법 제70조 5항 자체와 관련된 것이다.

첫 번째로 토지보상법 제70조 5항에서 말하는 "공익사업의 계획 또는 시행이 공고 또는 고시됨으로 인하여 취득해야 할 토지의 가격이 변동되었다고 인정되는 경우"에 대한 기준이 명확하지가 않다. 통상적인 법체계에서는 상위법에서 말하는 '경우'에 대한 판단 기준을 하위 법령에서 명시함으로써 자의적인 해석을 방지하고 있으나, 본 조항에 대해서는 하위 법령에서 전혀 규정하지 않고 단지 강제성이 없는 토지보상평가지침(감정평가협회)에서 그 기준을 제시하고 있을 뿐이다.[5] 즉, 개발이익 배제원칙의 적용 시 자의적인 해석을 탈피하기 위해 토지보상법 제70조 5항이 도입되었지만, 관련 하위 법령이 제대로 정비되지 않아 명시적인 기준으로서의 역할을 하기에는 아직 부족한 점이 많이 있다.

두 번째로 토지보상법 제70조 5항에 따르면, 공익사업에 관한 정보가 지가에 반영된 바가 명백하다고 할지라도 공고 또는 고시일에서 가장 가까운 시점의 공시지가보다 더 이전의 공시지가는 적용할 수 없다. 하지만 공익사업에 대한 공고나 고시 이전부터 해당 사업에 대한 정보가 일반에게 알려진 경우가 종종 있다. 이 경우 해당 사업의 공고나 고시 시점에는 이미 개발이익이 지가에 반영되어 있을 것이다. 그러나 현행 제도하에서는 공익사업에 대한 정보가 공고나 고시 시점의 공시지가에 이미 반영되어 있다고 하더라도 그 공시지가를 보상액 산정의 기준가격으로 삼을 수밖에 없는 한계가 있다.

공공사업과 관련하여 지가의 변동을 분석한 기존의 연구들은 공공사업으로 인해 해당 지역 및 주변지역의 지가가 급등함을 실증적으로 보이는 것에 초점을 맞추고 있다. 택지개발과 같은 공공사업을 사업단계별로 주변지역의 지가변동률과 단순비교를 통해 공공사업 대상 지역의 지가변동률이 높음을 보여주는 연구가 주를 이룬다(이동선[2001]; 김영규 외[2003]; 김준기[2004]; 김양훈[2005]; 박승철[2009]). 사업단계 전후를 구분하여 지가를 설명변수에 대해 선형회귀분석하고 개발지역 더미의 추정계수 비교를 통해 사업지역 및 주변지역의 지가변동요인을 분석한 연구도 있다(김선태[2003]; 조성원[2008]; 강미영[2009]). 이때 사용한 설명변수로는 소득, 도심으로부터의 거리, 토지용도, 지목, 인구 등

5 (토지보상평가지침 제10조 3항) "당해 공익사업의 계획 또는 시행의 공고 또는 고시로 취득해야 할 토지의 가격이 변동되었다고 인정되는 경우"란 그 공고 또는 고시일 해당 연도 초(1월 1일)부터 제10조 제1항 제1호 또는 제2호에 따른 적용공시지가의 공시기준일까지의 당해 공익사업지구 안에 있는 표준지 공시지가 모두의 평균 변동률이 같은 기간 동안의 당해 시·군·구 전체의 표준지 공시지가 평균 변동률과 비교하여 당해 시·군·구 전체의 표준지 공시지가의 평균 변동률을 기준으로 1.3배 이상 높거나 낮은 경우로서 그 변동률 차이가 5% 이상 나는 경우를 말한다(신설 2009년 10월 28일).

이 있었다.

공공사업 토지보상제도에 관한 연구들은 공통적으로 법에서 정하고 있는 개발이익 환수가 현실적으로 이뤄지지 않는다는 점을 전제로 이를 해결하기 위한 제도 보완책을 중점적으로 제시하고 있다. 허강무(2008)는 토지공개념에 입각한 토지초과이득세법의 재도입 필요성을 주장하였으며, 김용창(2010)은 각 법률마다 공시지가의 적용시점에 차이가 있는데 이를 통일하여 개발이익을 배제할 것을 제시하였다. 강병운(2011)은 이에 덧붙여 기타 보정요인 적용에 있어 감정평가사의 자의성을 최소화하기 위해서 기타 보정요인의 정의와 적용 근거를 토지보상법령에 명시하고 검증하는 제도를 해결책으로 제시하였다. 선병채(2007)는 최대한 개발이익을 포함하지 않도록 보상선례를 사업구역 고시일 이전으로 당기고 사업인정 후 취득의 경우도 적용공시지가를 주민 공람이나 계획이 발표되는 시점에서 가장 가까운 공시지가를 적용할 것을 주장했다. 류해웅(2007)은 지구지정 고시 때 토지세목고시를 조속히 포함하는 것이 절차상의 문제를 줄일 수 있는 방안이며, 시점수정을 할 때는 광역지자체의 지가상승률을 적용할 것을 언급하고 있다. 주변지역과의 형평성 문제는 주변지역에 대한 이익을 환수할 수 있는 방법을 개발부담금제도에 포함시켜 해결할 것을 주장하였다.

해외의 연구들을 살펴보면 Ding, Simons, and Baku(2000)는 미국 Cleveland의 주택가격 자료를 토대로 신규주택투자나 재건축이 주택가격에 미치는 영향이 거리, 투자지역, 투자규모에 따라 달라질 것이라는 가정하에 회귀분석하였다. 공공사업을 직접적으로 다루지는 않았지만 개발사업이 거리, 규모, 지역에 따라 미치는 영향이 달라질 수 있음을 보여주고 있다. Wang(2009)은 거리에 따라 주거용지와 상업용지의 지가 하락 기울기가 다를 것이라는 가정하에 중국 도시의 자료를 토대로 분석하였다. 종속변수는 기준지가에 로그를 취하여 사용하였으며 독립변수로는 비농업인구, 1인당 GDP, 중심지역까지의 거리, 중심지역까지의 거리와 비농업인구를 곱한 값을 사용하여 추정한 결과 거리에 따른 하락폭이 주거용지보다 상업용지에서 크게 나타났다. Diamond(1980)는 생활환경과 도시지가의 관계를 분석하면서 도심까지의 거리, 통근열차까지의 거리, 인구 천명당 범죄율, 공기의 질, 언덕과 호수를 사용하기도 하였다. 위의 두 연구를 통해서 지가에 영향을 주는 다양한 요인들을 파악할 수 있다.

한편, Innes(2000)는 정부가 토지수용권을 행사하는 것이 경제적인 효율성을 가져올 수 있는 것인지에 관한 문제 및 정당한 보상액의 산정기준, 경제적으로 효율성을 달성할 수 있는 보상액을 산정하는 시기와 방법을 분석하였다. Carr and Smith(1975)는 정부가

토지를 미리 사두는 것이 투기자들의 진입을 막아 지가를 안정시키는지에 관하여 연구한 결과, 구체적인 증거를 발견하지 못하였으며 오히려 경쟁을 저하시킨다고 주장하고 있다. 이들 연구는 공공사업이 미치는 영향에 앞서 정부의 공공사업을 위한 수용 자체가 경제적인 효율성을 담보하고 있느냐에 대한 근본적인 물음에 대한 문제제기를 하고 있으며, 합리적 보상액 산정의 중요성을 제시하고 있다.

하지만 지금까지의 연구들은 주로 공공수용이 지가 등에 미치는 영향을 위주로 분석하였을 뿐 이를 개발이익 배제원칙과 직접적인 연관을 짓는 시도는 부족하였다. 개발이익 배제의 원칙에 보다 부합하도록 제도를 개선하기 위해서는 공공개발사업과 관련하여 구체적으로 어느 정도의 개발이익이 어느 시점부터 발생했는지에 대해서 명확하게 파악하고 이를 보상액 산정에 반영하는 것이 필요하다.

본 논문에서는 데이터 분석을 통해서 개발이익 배제의 원칙에 부합하기에는 현행 제도가 한계를 가짐을 보이고, 이를 극복하기 위한 방안을 논의하고자 한다. 이를 위해 최근 진행된 대형 개발사업 중 하나인 혁신도시사업과 관련한 지가 데이터를 분석하고자 한다. 혁신도시 내부와 주변 필지 데이터를 바탕으로 혁신도시 내부의 표준지 공시지가가 주변 필지의 표준지 공시지가에 비해 통계적으로 유의하게 변동하는 시점이 언제부터인지를 찾음으로써 해당 사업의 개발정보가 공시지가에 반영되기 시작한 시점을 찾으려고 시도하였다.

이러한 시도와 연구는 기존의 연구들과는 큰 차별성을 가진다. 앞서 언급했던 선행 연구들의 경우는 공공개발사업의 영향을 받아 해당 지역의 지가가 변동했다는 수준의 연구이거나 혹은 개발이익 배제의 원칙에 부합하도록 제도 개선을 모색하면서 주로 법·제도적인 접근법을 사용하였다. 본 연구는 보다 구체적으로 대규모 개발사업에 따라 해당 지역 및 주변지역의 지가가 어느 시점에서부터 어느 정도 영향을 받고 또 변화하였는지 체계적으로 살펴보았다. 그리고 이러한 분석을 바탕으로 개발이익 배제에 맞는 제도 개선 방향을 도출하고 있다는 점에서 기존의 연구들과는 차별성을 가진다.

즉, 본 연구를 통해 토지보상법 제70조에도 불구하고 개발이익이 보상기준지가에 반영될 수 있음을 보임으로써 해당 조항의 개선 필요성을 제기하고자 한다. 이와 더불어 토지보상법의 하위 법령에 개발정보가 지가에 반영되었는지를 판별하는 명시적인 기준이 포함될 필요가 있음을 강조하고자 한다. 서론 이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 혁신도시사업에 대해서 설명하고, 제Ⅲ장에서는 분석모형에 대해서 서술하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서는 분석 결과에서 도출된 시사

점을 중심으로 결론을 맺고자 한다.

Ⅱ. 혁신도시사업의 개요

본격적인 데이터 분석에 앞서 혁신도시사업에 대하여 간략히 살펴보고자 한다. 데이터 분석 결과를 잘 해석하고 정책적 시사점을 적절히 찾아내기 위해서는 혁신도시사업 자체에 대해서 파악하는 것이 필요하기 때문이다. 따라서 본 장에서는 혁신도시사업의 배경과 구체적인 내용 및 현재 진행상황 등을 살펴보고자 한다.

1960년대 이후 우리나라는 성장거점을 중심으로 한 지속적인 인프라 투자와 그로 인한 성공적인 산업화에 힘입어 전 세계에서 유례없는 고도성장을 경험하였다. 그러나 성장거점을 중심으로 한 급속한 경제성장과정에서 수도권에 인구가 과도하게 집중되고 경제활동의 공간적 분포 또한 수도권에 지나치게 집중되었는데, 예를 들어 수도권 인구는 2010년 현재 2,361만 6천명으로 전국의 49%를 차지하고 있으며, 2005년에 비해 85만명이 증가하는 등 인구집중 현상은 최근에도 지속되고 있다. 또한 공공기관의 85%, 100대 기업의 91%, 벤처기업의 70%가 수도권에 집중되어 있는 등 경제활동도 수도권에 집중되어 있는 일극화 현상이 지속되고 있다.

이러한 수도권 과밀과 양극화 현상과 같은 국토의 불균형 개발현상을 형평성 차원에서 접근한 참여정부는 국토를 수도권 중심 구조에서 다원화된 분산체제로 개편하여 국토의 균형발전을 도모하기 위한 일환으로 행정중심복합도시 및 기업도시 사업과 더불어 공공기관을 비수도권으로 이전하기 위한 혁신도시[6]사업을 추진하였는데, 이러한 혁신도시사업은 수도권 과밀 해소뿐만 아니라 지역특성화 발전을 목표로 하고 있다는 점, 국가균형발전특별법에 근거하고 있다는 점, 이전기관이 정부부처에 한정되지 않는다는 점 등에서 기존의 이전 사례와 차별적이며, 공공기관 지방이전을 통한 비수도권의 자생력 확보를 목표로 하고 있다는 점에서 수도권정비계획법, 공장총량규제 등을 통해 인구와 산업의

6 '혁신도시'란 이론적으로 신상품, 신공정 개발 등 혁신에 의한 부가가치와 고용창출이 그 도시경제에서 차지하는 비중 및 성장성이 일정 수준 이상일 때 지칭하는 도시이나(양성혁[2007]), 본 연구에서의 혁신도시는 '공공기관 지방이전과 산·학·연·관이 서로 협력하여 최적의 혁신여건과 수준 높은 생활환경을 갖춘 새로운 차원의 미래형 도시'로 공공기관 지방이전을 통해 지역의 성장거점 지역에 조성되는 도시를 의미한다.

집중을 억제하려 했던 기존의 소극적 수도권관리정책과 차별적이라 할 수 있다. 특히 참여정부는 공공기관 지방이전 시 공공기관의 기능적 특성과 지역전략산업 및 혁신클러스터를 연계시킴으로써 자립적 지역발전의 토대를 구축하고, 혁신도시 건설과 연계하여 지역특성화 발전을 촉진함으로써 지방도시의 자생력을 제고하는 것을 목표로 하였으며, 이를 통해 수도권 인구 안정화, 지방의 혁신역량 제고, 지방교육의 질적 향상, 지역경제 활성화 등을 기대하였다.

혁신도시사업은 2002년 11월 당시 노무현 대통령 후보가 선거공약으로 제시한 150대 핵심 과제 가운데 하나로 채택한 '신행정수도의 건설과 지역균형발전 추진'이란 과제에서 '중앙행정기관의 부속기관, 정부 투자 및 출연 기관 등 공공기관의 지방이전'을 제시하면서 거론되기 시작하였다. 이후 2003년 11월 청와대에서 개최된 '국가균형발전을 위한 공공기관 지방이전 추진방안 보고회'에서 공공기관 지방이전 추진방안에 대한 구체적인 논의가 이루어졌으며, 12월에 국가균형발전특별법이 국회를 통과하면서 공공기관 지방이전 근거가 마련되었다.

2005년 6월 정부는 전체 176개 이전대상 기관의 시도별 배치방안을 발표했는데, 이 가운데 125개 공공기관이 혁신도시에 배정되었으며, 이후 동년 9월에 입지선정위원회 및 시도별 혁신도시입지선정위원회가 구성되었고, 동년 12월에 정부 지침 및 시도별 지역의 특성을 반영한 세부기준에 따라 입지선정위원회에서 혁신도시 후보지를 평가·선정하였으며, 2006년 2월 정부 협의를 거쳐 혁신도시 최종 입지 10곳을 확정·발표한 바 있다. 이어 관계부처 협의를 거쳐 동년 6월에 혁신도시지구 지정이 제안되었으며, 9월에 혁신도시지구 및 사업시행자가 지정되었다. 2007년 2월에는 「혁신도시건설지원특별법」이 제정·시행되어 혁신도시 개발 및 지원을 위한 법적 근거가 마련되었으며, 각 시도별 개발계획 및 실시계획이 각각 5월 및 9월에 승인되면서 동년 9월에 건설공사에 착수하였다. 그러나 이전대상 공공기관이 정치적으로 선정되었다는 점과 입지 선정이 시장수요나 주변여건 등에 대한 종합적인 고려보다는 지역균형개발이라는 목표에 따라 지역별로 안배된 결과라는 측면에서 혁신도시사업이 많은 논란을 야기했던 것도 사실이다. 10개 지역의 혁신도시는 각 지역의 전략산업과 이전대상 공공기관의 기능을 고려하여 지역 역량을 강화할 수 있는 기능군으로 클러스터화하여 추진하는 것으로 계획되었는데, 혁신도시는 산·학·연·관 클러스터를 통한 혁신거점도시, 지역별·산업별 특성을 브랜드화한 특성화도시, 자연지형을 보전하고 생태계의 다양성을 확보하여 지속 가능한 도시를 지향하는 친환경 녹색도시, 우수한 교육환경 조성 및 도시문화, U-City 등의 교육문화에 중점을

둔 혁신도시의 네 유형으로 나뉘어 개발되고 있다. 이러한 혁신도시는 지역 내 입지의 효율성과 형평성을 고려하여 각 시도별 입지선정위원회의 평가와 정부 간 협의를 통해 선정하였다.

각 혁신도시는 지역특화산업과 지역의 다양한 환경 및 문화적 요소의 접목이라는 전제 아래 이전하는 공공기관과 유관 산·학·연 간 네트워크 형성을 통해 지속적인 혁신 창출과 확산으로 지역성장을 견인하는 지역혁신거점 역할을 수행하는 도시로 개발될 예정이다. 또한 정부는 혁신도시를 양질의 주거, 교육, 문화, 의료, 여가 등 최상의 정주여건을 갖춘 살기 좋은 도시로 개발하고자 하였으며, 이를 위해 각 도시별 개발 개념과 방향을 설정하였다.

2007년 2월에 제정·시행된 「혁신도시건설지원특별법」과 각 시도별 실시계획의 수립 및 승인에 따라 착공된 혁신도시 건설사업은 10개 시도, 42개 공구로 나누어 추진되고 있다. 시도별·공구별로 추진단계는 상이하나, 2007년의 지구 지정 이후 2007~09년에는 지구 전 지역이 공사에 착수하였다. 현재 10개 지역에 대해 90% 이상 보상을 완료하여 40~99%의 공사 진행률을 보이고 있다. 혁신도시 전체 총사업비는 10조 240억원이며, 이 중 보상비는 47,873억원으로 총사업비의 48%를 차지하고 있다.[7]

Ⅲ. 분석 모형 및 자료 설명

1. 분석모형

공공사업이 사업지역 및 주변지역의 지가변동에 미치는 영향을 파악하기 위해 주로 사용하는 방법은 토지 용도, 지목, 도심과의 거리와 같이 지가에 영향을 미치는 변수를 설명변수로 사용하는 헤도닉 모형이 주를 이룬다(김선태[2003]; Diamond[1980]; Wang [2009]). 그러나 횡단면 지가자료에 대한 분석은 각 필지들이 가지고 있는 개별적인 비관측 입지 특성(unobserved location characteristics)을 통제할 수 없다는 한계를 내포하고 있다. 그리고 이러한 한계 때문에 기존의 횡단면 분석을 바탕으로 하는 연구들에서는 생략된 변수로 인한 모수추정에서의 오류(omitted variable bias)를 범할 수 있어 분석의

7 Appendix Table 참조.

〈Table 1〉 Coefficients

	Coefficients
Outside of innovative city in 2003	α
Inside of innovative city in 2003	$\alpha+\beta_1$
Outside of innovative city in 2007	$\alpha+\delta_1$
Inside of innovative city in 2007	$\alpha+\beta_1+\delta_1+\delta_2$

한계가 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해서 본 연구에서는 표준지로 구성된 지가 패널자료를 구축하였다. 패널자료를 통해서 분석할 경우, 시간에 대해 고정적인 관측 불가능한 변수의 영향을 통제하면서 시행 전과 후에 따라 평균적으로 어떻게 변했는지 알 수 있다는 장점이 있다(최강식[2007]).

분석모형은 패널자료를 바탕으로 이중차감추정법(Difference in Difference)을 사용하였다. 이중차감법은 선택편의를 제거할 수 있는 방법 중 하나로 정책의 시행 전에 수혜집단(treatment group)과 비교집단(control group)에 대해 모두 기초조사를 하고 정책 시행 후에도 다시 한 번 조사한다. 이를 통해 수혜집단의 전후의 변화에서 비교집단의 전후의 변화를 제거하여 정책 시행의 평균적인 효과를 추정하는 것이다. 회귀식에는 연도더미와 혁신도시더미를 곱한 변수를 포함시킴으로써 사업 전후의 변화를 추정할 수 있다. 선형패널모형에 이중차감법을 적용한 모형은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 * IN_i + \delta_1 * yr + \delta_2 * (IN_i * yr) + u_i + e_{it} \quad (1)$$

IN_i는 정부 정책의 영향을 받는 그룹과 그렇지 않은 그룹을 구분하는 변수이다. 본 연구에서는 혁신도시(IN) 지정으로 영향을 받는 그룹을 1로, 그렇지 않은 그룹을 0으로 놓았다. yr는 정책의 시행 전후를 구분하는 변수이다. 일반적으로 시행 후를 1로 놓고 시행 전을 0으로 놓는다. $IN_i * yr$는 정책의 영향을 받는 그룹과 정책 시행 후를 곱한 변수이다. 이 변수를 포함함으로써 대상그룹과 비교그룹 사이에 정책의 영향이 실제로 존재했는지를 파악할 수 있다. 예를 들어 혁신도시가 2005년 12월에 발표된 것을 감안하여 T를 2로 놓아(2003년, 2007년) 구분하고, y_{it}를 지가변동률로 놓고 각 그룹의 정책 시행 전후의 추정값을 해석하면 〈Table 1〉과 같다.

이를 토대로 각 계수값을 해석하면 〈Table 2〉와 같다.

정부 정책이 실제로 지가변동률에 영향을 미쳤는지를 확인하기 위해서는 δ_2가 통계적

〈Table 2〉 Implication of Coefficients

Coefficient	Implication
β_1	Difference in land price change rate between inside and outside in 2003
δ_1	Difference in land price change rate of outside between in 2003 and 2007
$\delta_1+\delta_2$	Difference in land price change rate of inside between in 2003 and 2007
δ_2	Land price change rate of inside $(\delta_1+\delta_2)$ — Land price change rate of outside (δ_1)

으로 유의한지 여부를 보면 알 수 있다. 통계적으로 유의미한 결과가 나온다면 혁신도시에 포함된 표준지와 그렇지 않은 표준지의 지가변동률이 정책 시행 전후로 분명한 변화가 있는 것으로 판단할 수 있는 것이다.

분석을 위한 구체적인 방법은 위에서 언급한 이중차감법을 응용한 형태를 취하고 있다. 먼저 경기변동효과를 통제하기 위해 2002년부터 2007년까지의 yr(연도더미)을 모두 포함하였으며, 혁신도시정책의 효과를 알아보기 위해 위의 연도더미와 동일하게 IN(혁신도시더미)과 2002년부터 2007년까지의 연도더미(yr)를 곱한 변수를 모두 포함하여 분석하였다. 그 모형은 아래 식 (2)와 같으며 다중공선성에 의해 연도더미 및 혁신도시와 혁신도시더미를 곱한 더미변수가 하나씩 빠지게 되는데, 기준을 2001년 지가변동률로 하기 위해 $yr2001$ 및 $IN_i{*}yr2001$를 사전에 제외하였다. 이 모형은 2001년 지가변동률을 기준으로 각 해마다 어떻게 지가변동률이 변화되었는지를 한눈에 볼 수 있고 지가가 급격하게 변동하는 시점을 찾을 수 있다는 장점이 있다. 혁신도시는 2005년 초에 시작되어 위치가 2005년 말에 결정되었지만, 결정되기 전에 정보가 사전에 유출되어 지가가 변동할 가능성이 존재하기 때문에 2005년을 즈음하여 지가상승률이 크게 높아질 것이라고 예상할 수 있다.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1{*}IN_i + \delta_1{*}yr2 + \cdots + \delta_6{*}yr7 + \gamma_1{*}(IN_i{*}yr2) + \cdots + \gamma_6{*}(IN_i{*}yr7) + u_i + e_{it} \quad (2)$$

본 연구는 식 (2)를 기본모형으로 하여 지가변동률이 각 시점별로 어떻게 변화했는지를 분석하였다. 먼저 합동최소자승법(pooled OLS)이 적절한지, 아니면 패널모형이 적절한지를 Breusch-Pagan LM 검정을 통해 살펴보았다. 만약 $var(u_i)=0$이라는 귀무가설을 기각하지 못하면 통계적으로 개별적인 고유한 속성이 절편으로 존재하는 것과 동일한 것으로 간주할 수 있기 때문에 최소자승법을 사용해도 무방하다. 하지만 위의 귀무가설을 기각하게 되면 개별적인 고유한 속성을 고려하여 분석해야 하며, 본 연구에서는 선형패널모형을 사용

하였다. 기본적인 선형패널모형은 크게 고정효과모형과 확률효과모형으로 구분할 수 있다. 독립변수(X_{it})가 관측되지 않는 개별의 고유한 특성인 u_i와 어떤 관계를 갖느냐에 따라서 추정방법이 결정된다. u_i가 확률적으로 결정되어 설명변수와 독립적일 경우 확률효과모형의 추정값이 일치성과 효율성을 확보한다. 하지만 대부분의 경우 서로 상관관계가 존재하여 확률효과모형의 추정값이 일치성을 확보하지 못한다. 이 경우 개별의 고유한 속성(u_i)을 제거한 고정효과모형의 추정값이 일치성을 확보하여 더 나은 추정방법이 된다. 일반적으로 Hausman 검정을 통해 이를 확인할 수 있다.

위의 모형을 기초로 하여 토지용도(use) 및 혁신도시로부터의 거리변수(distance), 혁신도시지역(region)을 추가 변수로 포함하였다. 먼저 혁신도시 내부에 표준지를 포함하고 있지 않은 부산지역을 제외한 총 9개 지역 전체를 분석하였다. 이는 전국에 걸쳐서 진행된 혁신도시사업의 평균적인 효과를 보기 위함이며, 지역더미(region)를 포함하여 각 지역을 구분하였다. 다음으로 각 지역마다 혁신도시사업이 지가변동률에 어떤 영향을 미쳤는지를 알아보기 위해서 개별 혁신도시 단위로 분석하였다. 이는 각 지역마다 지가변동률에 큰 차이가 있기 때문에 그 효과도 다르게 나타날 것이라는 예측을 전제로 한 것이다.

9개 지역 전체를 대상으로 분석했을 때는 검정 결과 고정효과모형이 적절한 것으로 나타났으나, 개별 지역을 대상으로 검정했을 경우에는 각 지역마다 차이가 있었다. 2개 지역은 최소자승법을 사용하는 것이 적절한 것으로 나왔으며, 확률효과모형은 4개 지역, 고정효과모형은 3개 지역이 적절한 추정방법으로 제시되었다. 이렇게 추정방법이 다르게 나타나는 이유는 식 (2)에서 볼 수 있듯이 각 혁신도시마다 혁신도시더미와 연도더미, 토지용도, 혁신도시로부터 거리가 각 지역의 관측되지 않는 개별 필지의 고유한 속성인 u_i와 맺고 있는 관계가 다르기 때문이다. 자세한 내용은 분석 결과에서 제시하고자 한다.

2. 자료 설명

분석을 위한 자료는 종속변수로 사용될 지가변동률을 위해 2000~08년도의 개별공시지가 자료(매년 1월 1일에 공시된 공시지가)를 활용하였으며, 지가변동 파악을 위한 공간자료로는 KLIS(Korea Land Information System)의 연속지적도를 사용하였다. 혁신도시는 2006년 혁신도시별 개발계획을 수립하여 2007년 각 혁신도시별로 지구 지정이 되기 시작하였다. 따라서 본 연구의 시간적 범위는 지구 지정 이전부터 현재까지의 개발사업

으로 인한 지가변동을 살펴보기 위해 2000년부터 2008년까지 고시된 공시지가 중 정리가 된 자료를 대상으로 하였다. 데이터 구축의 공간적 범위는 13개의 혁신도시 중 부산의 4개 지역을 제외한 9개 지역을 대상으로 하고, 혁신도시의 개발지구경계로부터 10km 범위까지로 설정하였다. 데이터를 구축하는 데 행정구역을 기준으로 할 수도 있으나, 개발사업으로 인한 지가변동의 경우 행정경계에 따른 변화보다는 거리에 영향을 받을 것으로 예상되어 분석대상의 범위를 행정구역 기준 대신 개발지구 경계로부터 10km 이내의 범위로 설정하였다.

데이터 구축방법은 개별공시지가 자료에 필지의 고유 코드인 PNU 코드를 생성하고, 연속지적도에 있는 PNU 코드를 연결하여 좌표정보를 포함한 지가의 시계열 자료를 구축하였다. 이로써 2000년부터 분석대상지 필지별 지가의 시계열 자료를 구축하였고, 구축된 자료에서 혁신도시지구 경계로부터 10km까지의 필지들을 추출하였다. 또한 추출된 필지들 중 개별 필지들이 혁신도시에 해당하는지 여부를 구별해야 하므로, 구축된 자료를 바탕으로 개발사업지구의 공간자료를 활용하여 중첩분석을 통해 혁신도시지구의 내·외부 필지를 구분하였다.

개별공시지가의 데이터를 구축하여 2000년부터 2008년까지의 시계열 자료를 구축한 결과, 9년간의 데이터가 손실되지 않고 시계열 자료로 연결된 비율은 지역별로 약 31.38~48.42%이다. 지가자료와 공간자료가 연결된 자료 중 표준지에 해당하는 자료는 2008년도 자료 기준으로 혁신도시별로 1,071~5,479개 정도가 된다. 본 연구의 주제가 보상액 산정 시 기준지가에 대한 것이므로 보상액 산정 시에 적용되는 표준지만을 분석대상으로 삼았다. 그리고 13개 혁신도시 중 부산의 네 곳은 혁신도시 규모가 작고 데이터 유실률이 높아 본 분석대상에서 제외하였다.

앞서 설명한 바와 같이 본 분석에서는 2000년부터 2008년까지 혁신도시 안에 표준지 필지를 갖고 있는 9개 지역 혁신도시의 지가자료를 사용하였으며, 변수에 관한 설명은 〈Table 3〉과 같다.

종속변수는 지가변동률로 지가에 로그를 취한 후 차분한 값을 사용하였으며, 혁신도시 더미와 혁신도시 경계로부터 각 필지까지의 거리를 설명변수에 추가하였다. 혁신도시더미를 의미하는 IN은 필지가 혁신도시 내부에 있으면 그 값을 1로 주었으며, 외부의 경우 0으로 주었다. 혁신도시 경계로부터의 거리를 뜻하는 distance는 혁신도시 안의 필지의 경우 그 값이 0이며, 밖의 필지의 경우 XY 좌표를 통해 직선거리를 구하여 사용하였다.

〈Table 3〉 Variables

Variables	
dland	Land price change rate
IN	Dummies (Innovative cities)
distance	Distance from an innovative city
IN*yr#	Cross term
region	Innovative city
use	Land usage
yr#	Year dummies

〈Table 4〉 Number of Observations

	Total	Inside of the cities	Outside of the cities (10km)
Daegu Sinseo	5,479	66	5,413
Jeju Seogwipo	1,071	7	1,064
Jeonbuk Wanju	3,728	34	3,694
Chungbuk Jincheon	1,149	27	1,122
Gyeongnam Jinju	2,768	11	2,757
Gangwon Wonju	1,188	11	1,177
Gyeongbuk Gimcheon	1,621	16	1,605
Gwangju/JeonNam	2,155	20	2,135
Ulsan Ujeong	2,922	32	2,890
Sum	22,081	224	21,857

IN*yr#는 혁신도시더미와 연도더미를 곱한 변수로 IN*yr2001부터 IN*yr2007까지 만들었으며, 연도더미도 yr2001부터 yr2007까지 사용하였다. region은 지역변수로 전체에 대해 분석할 때 더미변수로 만들어서 적용하였다. use는 토지용도 더미변수로 총 34개의 토지용도를 구분하였다.

분석을 위한 표준지의 개수는 〈Table 4〉와 같다.

표준지 수(id)는 22,081개이며 총 자료 개수는 176,648개이다. 혁신도시 안의 표준지 개수는 전체 필지의 약 1% 수준인 224개이며, 대구 신서가 66개로 가장 많고, 제주 서귀포가 7개로 가장 적다.

지가변동률의 차이를 살펴보면 〈Table 5〉와 같다. 전체 혁신도시를 대상으로 평균 지가변동률을 살펴보면 혁신도시 내부는 19.6%이며 혁신도시 외부는 6.6%이다. 혁신도시

〈Table 5〉 Comparison between Inside and Outside of the Innovative Cities (Land Price Change Rate)

	Inside of the cities	Outside of the cities (10km)	Differences	Total
	Average (A) (S.D.)	Average (B) (S.D.)	A−B	Averages (S.D.)
Daegu Sinseo	0.176 (0.192)	0.044 (0.088)	0.132	0.045 (0.091)
Jeju Seogwipo	0.050 (0.097)	0.034 (0.081)	0.016	0.034 (0.081)
Jeonbuk Wanju	0.210 (0.274)	0.046 (0.101)	0.164	0.048 (0.105)
Chungbuk Jincheon	0.223 (0.246)	0.129 (0.161)	0.094	0.131 (0.164)
Gyeongnam Jinju	0.243 (0.256)	0.088 (0.129)	0.155	0.089 (0.130)
Gangwon Wonju	0.209 (0.205)	0.091 (0.129)	0.118	0.092 (0.130)
Gyeongbuk Gimcheon	0.319 (0.624)	0.104 (0.175)	0.215	0.106 (0.186)
Gwangju/ Jeonnam	0.162 (0.227)	0.067 (0.099)	0.095	0.067 (0.101)
Ulsan Ujeong	0.169 (0.166)	0.066 (0.115)	0.103	0.067 (0.117)
Total	0.196 (0.271)	0.066 (0.118)	0.13	0.067 (0.121)

내부와 외부의 지가상승률에 확연한 차이(약13.0%p)가 있음을 확인할 수 있다.

개별 혁신도시별로 혁신도시 내부의 지가변동률을 살펴보면, 경북 김천은 매년 30% 이상의 지가상승률을 기록하고 있으며 경남 진주와 충북 진천, 전북 완주 순으로 높다. 그 외 지역은 기존 개발지 부근에 위치한 제주 서귀포를 제외하고는 대부분의 지역에서 매년 평균적으로 15% 이상 상승하였다. 혁신도시 내부는 충북 진천이 12.9%로 가장 높았으며, 경북 김천과 강원 원주 순으로 높은 것을 볼 수 있다. 반면, 가장 낮은 곳은 제주 서귀포로 3.4%이며, 전북 완주와 대구 신서도 4%대를 보이고 있다. 내·외부의 지가변동률 차이가 가장 높은 지역은 경북 김천으로 21.5%p이며, 가장 낮은 지역은 제주 서귀포로 1.6%p임을 볼 수 있다.

〈Table 5〉를 통해 간접적으로나마 혁신도시 내의 표준지가 밖의 표준지에 비해 평균적

인 지가상승률이 높았으며, 어떤 혁신도시의 지가가 더 많이 올랐는지를 파악할 수는 있다. 하지만 단순평균을 보고 상승률의 차이가 혁신도시사업의 영향이라고 단언할 수는 없다. 이러한 차이의 원인이 혁신도시사업 이전부터 지가상승률의 차이가 존재했기 때문인지 아니면 혁신도시가 지정된 이후에 발생한 것인지 알 수 없기 때문이다.

Ⅳ. 실증분석 결과

먼저 9개 지역의 전체 데이터를 바탕으로 추정한 결과는 〈Table 6〉과 같다. 추정 결과를 살펴보면, 추정방법에 따라 결과가 크게 차이가 없는 것을 알 수 있다. 이는 표본의 크기가 198,729개(N=22,081, T=9)로 상당히 크기 때문으로 보인다.[8] 이는 표준편차의 크기를 통해서도 확인할 수 있다. 한편, Breusch-Pagan 검정 결과 $var(u_i)=0$이라는 귀무가설을 기각하였고, Hausman 검정에서도 $cov(X_{it}u_i)=0$이라는 귀무가설을 기각하여 고정효과모형을 적절한 모형으로 판단하여 이를 적용하였다.

IN*yr#의 계수값을 살펴보면 IN*yr2003부터 유의미한 양의 값을 보이다가 IN*yr2005에서 그 값이 가장 큰데, 이를 해석하면 2003년부터 혁신도시 내부의 지가변동률이 외부에 비해 유의미하게 상승하다가 2005년에 혁신도시 내부가 외부에 비해 지가변동률이 크게 높아진 것이라고 해석할 수 있다.[9] 2005년의 경우 혁신도시 지정 직전으로 혁신도시가 12월에 발표되었다는 점을 고려할 때, 예정지에 대한 정보가 미리 유출됐을 가능성을 확인할 수 있다. IN*yr2005의 계수값은 0.396으로, 이는 2001년 지가변동률을 기준으로 했을 때 2005년의 혁신도시 내부의 지가상승률이 외부에 비해 39.6%p 가량 높았다는 점을 보여주고 있다. 또한 IN*yr2004도 0.124로 다른 연도에 비해 높게 나타나는데, 이는 대구 신서와 울산 우정의 경우 혁신도시 이전에 택지개발지구로 지정되어 2004년도에 이미 그 영향이 반영되었기 때문이며, 정부의 혁신도시에 대한 정보가 지가에 미리 반영됐을 가능성이 존재함을 간접적으로 추측해 볼 수 있다. 혁신도시정책이 발표된 후인

---

8 각 지역별 분석기준이 2001년 지가변동률임을 고려하여 2000년 지가변동률 자료를 사용하지 않아서 T가 7로 줄었고, 이에 따라 표본의 개수도 감소하였다.

9 해당 연도의 공시지가 기준일이 당해 1월 1일이므로, 예를 들어 y_{i5}는 2006년도 1월 1일 기준 공시지가로 2005년도의 지가상승률을 의미한다. 즉, 본 연구에서 적용한 공시지가는 표준지 공시지가로, 전년도에 비해서 얼마나 상승했는지를 보여주는 지표이다.

〈Table 6〉 Estimation Results

Variables	OLS		Random effect		Fixed effect	
	Estimated coefficients	S.D.	Estimated coefficients	S.D.	Estimated coefficients	S.D.
IN	−0.014***	0.005	−0.013***	0.005		
distance	−0.002***	0.000	−0.002***	0.000		
IN*yr2002	−0.005	0.007	−0.005	0.005	−0.005	0.005
IN*yr2003	0.052***	0.010	0.052***	0.008	0.053***	0.008
IN*yr2004	0.124***	0.015	0.124***	0.015	0.124***	0.015
IN*yr2005	0.396***	0.030	0.396***	0.031	0.396***	0.031
IN*yr2006	0.169***	0.014	0.168***	0.015	0.156***	0.013
IN*yr2007	0.075***	0.014	0.074***	0.014	0.035**	0.015
yr2002	0.012***	0.001	0.012***	0.001	0.012***	0.001
yr2003	0.094***	0.001	0.094***	0.001	0.094***	0.001
yr2004	0.111***	0.001	0.111***	0.001	0.111***	0.001
yr2005	0.135***	0.001	0.135***	0.001	0.134***	0.001
yr2006	0.091***	0.001	0.091***	0.001	0.091***	0.001
yr2007	0.052***	0.001	0.052***	0.001	0.051***	0.001
Constants	0.000	0.001	0.000	0.001	0.074***	0.012

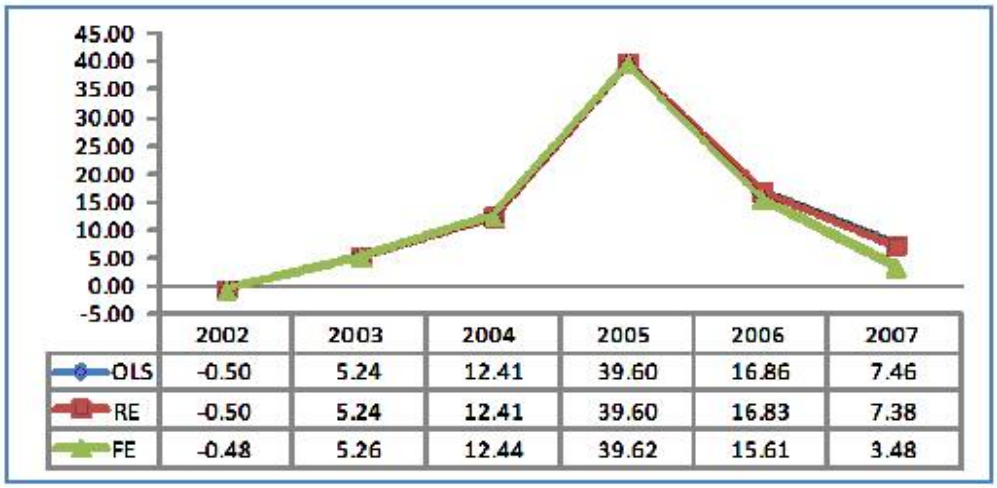
Note: 1) *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1.
2) Dependent variable is log difference of land price, IN=1 if standard lot is in the city, Distance is measured in ㎞ from the boundary of city, yr# is year dummy, IN*yr# is interaction term of IN and yr#.

2006년도의 차이를 의미하는 IN*yr2006의 계수값은 0.156~0.169로, 입지에 대한 정보가 모두 공개된 후에도 혁신도시 내부의 지가가 외부에 비해 더 많이 상승했음을 볼 수 있다. 그리고 연도더미의 계수값도 매우 유의함을 볼 수 있는데, 이는 혁신도시 지정이 혁신도시 안의 필지뿐만 아니라 주변 필지의 지가상승률에도 영향을 미쳤음을 보여준다.

다음은 각 지역별 분석이다. 지역마다 혁신도시 필지와 관련된 개발계획 등 상황이 다르기 때문에 이를 고려하기 위해서는 개별적으로 분석할 필요가 있다. 먼저 5% 유의수준으로 모형의 적합성에 대한 검정을 실시한 결과, 대구 신서와 광주·전남, 울산 우정 혁신도시는 고정효과모형이 적절한 것으로 나타났다. 전북 전주·완주와 경남 진주, 강원 원주, 경북 김천은 확률효과모형이 채택되었고, 제주 서귀포와 충북 진천·음성은 최소자승법이 채택되었다. 표준편차는 에러항의 자기상관을 통제할 수 있는 robust standard error를 사용하였으나 별도로 제시하지 않았으며, *를 통해서 통계적인 유의성을 확인할 수 있다.

[Figure 1] Difference in Land Price Change Rate between Inside and Outside of the Innovative Cities (Pooled)

(Unit: %p)



	2002	2003	2004	2005	2006	2007
OLS	-0.50	5.24	12.41	39.60	16.86	7.46
RE	-0.50	5.24	12.41	39.60	16.83	7.38
FE	-0.48	5.26	12.44	39.62	15.61	3.48

분석 결과를 각 지역별로 살펴보면, 대구 신서와 울산 우정의 경우 2004년도의 증가율인 IN*yr2004의 계수값이 18.6%p, 30.9%p로 다른 지역에 비해 높게 나타나고 있는데, 이는 이들 혁신도시가 광역시에 위치하고 있으며 혁신도시로 지정되기 이전에 택지개발지구로 지정되었기 때문으로 판단된다. 울산 우정의 경우 2004년 이후로 지가상승률에 역전현상이 발생하는 것을 볼 수 있다. 경북 김천의 경우 2003년 KTX 중간역 건설이 결정되고 역의 위치가 향후 혁신도시로 지정될 김천시 남면으로 2004년에 지정되면서 혁신도시 안 표준지의 지가상승률이 2003년도부터 높게 나타난 것으로 보인다. 그리고 김천혁신도시 안과 밖의 지가상승률 차이가 2005년에 무려 156.9%p 가량 발생한 것은 김천지역에 특히 심했던 토지보상 갈등에 기인한 것으로 판단된다.

경남 진주나 광주·전남의 경우는 2004년에 오히려 음(−)의 계수값을 갖는 것을 볼 수 있는데, 이는 혁신도시가 지정되기 1년여 전으로 아직 그 영향이 미치지 않았음을 의미하며, 특별히 경남 진주와 광주·전남의 경우 혁신도시가 기존 개발지역이 아닌 외곽에 지정된 것과 무관하지 않은 것으로 판단된다. 강원 원주나 전북 전주·완주, 충북 진천·음성, 제주 서귀포도 혁신도시 내부와 외부의 지가상승률의 차이가 크게 나타나지는 않고 있다. 이를 고려할 때 이미 택지개발지구로 지정되거나 KTX 역사 건설이 발표된 일부 지역을 제외하고, 혁신도시 지정이 2004년도 지가상승률에 미치는 영향은 그다지 크지 않은 것으로 판단된다.

〈Table 7〉 Estimation Results

	Daegu	Jeju	Jeonbuk	Chungbuk	Gyeongnam	Gangwon	Gyeongbuk	Gwangju	Ulsan
	Fixed effect	OLS	Random effect	OLS	Random effect	Random effect	Random effect	Fixed effect	Fixed effect
IN		0.020	−0.014	−0.050***	−0.029**	−0.044***	−0.076***		
distance		0.000	−0.008***	−0.006***	−0.000	0.002***	−0.006***		
IN*yr2002	−0.014**	−0.052**	0.013	0.022**	0.015	0.023	0.007	−0.026	−0.035**
IN*yr2003	0.072***	0.013	0.095***	0.019*	0.009	0.026	0.161***	−0.006	0.008
IN*yr2004	0.186***	−0.017	0.033	0.023	−0.069*	0.094**	0.197	−0.031**	0.309***
IN*yr2005	0.235***	0.048	0.618***	0.340***	0.364***	0.339***	1.569***	0.380***	−0.007
IN*yr2006	0.172***	0.057**	0.116***	0.316***	0.401***	0.315***	−0.049***	0.150***	−0.060***
IN*yr2007	−0.048*	−0.044*	−0.003	−0.044***	0.434***	0.160***	0.007**	0.323***	−0.095***
yr2002	0.022***	0.063***	0.013***	0.018***	−0.005***	0.015***	−0.034***	−0.005***	0.021***
yr2003	0.060***	0.100***	0.100***	0.156***	0.104***	0.126***	0.168***	0.114***	0.045***
yr2004	0.062***	0.065***	0.068***	0.294***	0.183***	0.161***	0.246***	0.071***	0.070***
yr2005	0.112***	0.116***	0.094***	0.313***	0.139***	0.144***	0.173***	0.162***	0.115***
yr2006	0.081***	0.085***	0.047***	0.164***	0.057***	0.114***	0.098***	0.093***	0.155***
yr2007	0.056***	0.056***	0.030***	0.071***	0.071***	0.101***	0.004*	0.065***	0.036***
Constant	0.060***	−0.037***	0.049***	0.053***	0.008***	−0.018***	0.046***	0.109**	−0.002

Note: 1) *** p〈0.01, ** p〈0.05, * p〈0.1.

2) Dependent variable is log difference of land price, IN=1 if standard lot is in the city, Distance is measured in km from the boundary of city, yr# is year dummy, IN*yr# is interaction term of IN and yr#.

〈Table 8〉 Summary

(Unit: %p)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Differnce in land price change rate between inside and outside of the innovative cities	−0.5	5.3	12.4	39.6	15.6	3.5

〈Table 9〉 Summary – Difference in Land Price Change Rate in 2005

(Unit: %p)

Daegu	Jeju	Jeonbuk	Chungbuk	Gyeongnam	Gangwon	Gyeongbuk	Gwangju	Ulsan	Average
18.6	4.8	61.8	34.0	36.4	33.9	156.9	38.0	30.9	46.1

Note: The value of Daegu and Ulsan is based on 2004.

이 일정을 고려할 때 혁신도시가 지정되기 전부터 이미 지가가 급등하기 시작하여 2005년도 혁신도시 안 표준지의 지가에 충분히 반영된 것으로 판단할 수 있다. 이후 2006년도에도 지가상승률의 차이가 크게 나타나기는 하지만 그 격차는 줄어들기 시작하여 2007년에는 더 작아졌으며, 일부 지역에서는 음(−)의 값을 갖는 것을 볼 수 있다.

결과를 요약하자면, 먼저 9개 지역 전체를 고정효과모형으로 분석한 요약 결과는 〈Table 8〉과 같다.

2002년과 2003년에는 혁신도시지역과 주변지역 간의 지가상승률 차이가 별로 없다가 2004년에 12.4%p의 차이가 발생하였다. 그리고 2005년에는 지가상승률 차이가 39.6%p까지 올라간 후 2006년에는 15.6%p, 2007년에는 3.5%p의 차이를 보였다.

9개 지역을 개별적으로 추정한 요약 결과를 살펴보면, 택지개발계획의 영향을 받은 대구 신서와 울산 우정의 경우 2004년에 혁신도시지역의 지가상승률이 주변지역의 지가상승률에 비해 18.6%p, 30.9%p 정도 높았음을 보여주고 있다. 그리고 나머지 7개 지역에서는 2005년에 혁신도시지역의 지가상승률이 주변지역 지가상승률보다 4.8~156.9%p 정도 높았음을 보여주고 있다.

앞서 보인 분석들을 보면, 대구와 울산을 제외한 모든 지역에서 2006년 1월 1일 기준 공시지가에 개발이익이 통계적으로 유의한 수준으로 반영되어 있음을 보여준다. 개발이익을 배제한 보상금 산정을 위해서는 공공사업의 추진과는 무관한 시점을 찾아 가격기준점으로 삼고, 해당 사업과는 무관한 전반적인 물가상승률과 지가상승률 등을 통해 보정하는 것이 적절하다. 앞의 분석 결과를 보았을 때, 본 사업을 위한 수용 보상을 함에 있

어 보상가격을 산정하는 기준이 2005년 1월 1일에 발표된 공시지가가 될 때 개발이익의 배제원칙에 더 부합한다는 것을 보여주고 있다.[10]

Ⅴ. 결 론

지금까지 혁신도시지역과 그 주변지역의 지가 데이터를 바탕으로 혁신도시사업에 따른 지가변동이 어느 시점부터 어느 정도 있었는지를 살펴보았다. 앞서 〈Table 7〉에서 보았듯이 혁신도시지역의 지가가 대구 신서와 울산 우정 지역은 2004년부터, 나머지 지역은 2005년부터 그 주변지역들에 비해서 본격적으로 오르기 시작하였다. 즉, 이 시기부터 혁신도시사업과 관련한 정보가 지가에 반영되기 시작하였다고 볼 수 있는 것이다. 그리고 이같이 혁신도시사업 관련 정보가 반영된 지가를 바탕으로 실제 보상액을 산정하면 개발이익의 배제원칙과는 괴리가 생기게 된다. 혁신도시사업의 입지가 정해진 것은 2005년 말경으로 이때부터 개발정보가 해당 지역의 지가에 반영되었을 것으로 충분히 짐작할 수 있다. 그리고 앞선 계량경제학적 분석 결과도 2006년 1월 1일에 공시된 지가에 개발정보 유출로 인한 개발이익이 충분히 반영되어 있다는 점을 보여주고 있다.

하지만 토지보상법 제70조에 따른 보상액 산정의 기준지가는 2007년 1월 1일에 공시된 공시지가이며, 또한 실제로도 이를 적용하여 보상을 진행하였다.[11] 즉, 2005년부터 2006년 말까지 개발정보가 해당 혁신도시 지가에 반영되었음에도 불구하고, 이를 배제하기 위한 제도적 장치 및 노력 없이 보상을 진행하였다.

현행 제도하에서는 기준지가에 개발이익이 포함되어 있는 경우 이를 해결할 방법은 오직 감정평가 시 음(−)의 보정을 통해 보상금액을 기준지가보다 낮게 책정하는 수밖에 없다. 다시 말해서 명시적인 제도보다는 감정평가사의 자의적 판단에 의존할 수밖에 없는 구조이다. 하지만 감정평가업무의 자의성이 높아질수록 보상 관련 갈등은 커질 수밖에 없고, 감정평가사가 받는 과다보상액 책정의 압력은 높아지게 된다. 이러한 문제를 개선

---

10 대구와 울산 지역의 경우는 이보다 한 해 앞선 2004년 1월 1일의 공시지가가 가격기준점이 되어야 한다.

11 이 당시에는 토지보상법 제70조 5항(2007년 10월 신설)이 신설되기 이전이므로 개발이익이 지가에 반영되었다고 하더라도 그 전의 지가를 소급적용할 수 있는 법적 근거가 없었다. 하지만 토지보상법 제70조 5항을 적용할 수 있었다고 하더라도 이 당시에 혁신도시사업에 대한 공식적인 공고나 고시 대신 2005년 말경 언론을 통해 일반에게 공개하였으므로, 감정평가사가 제70조 5항을 근거로 2005년 1월 1일의 공시지가를 기준지가로 삼기에는 상당한 제약이 있었을 것으로 판단된다.

하기 위해서는 가능한 한 감정평가업무의 자의성을 줄이고 명시적이고 강제성이 있는 기준을 마련하는 것이 필요하다.[12] 따라서 개발이익의 배제원칙에 보다 부합하고 보상 관련 갈등을 줄이기 위해서는 개발이익이 지가에 반영된 경우 그 이전의 공시지가를 기준지가로 소급적용할 수 있는 명시적 조항을 마련할 필요가 있다.

현행 토지보상법 제70조 5항이 이와 같은 취지로 2007년 10월에 신설되었다. 하지만 앞서 서론에서 언급했듯이 여기에는 여전히 몇 가지 제약이 존재한다. 즉, 개발이익이 지가에 반영되었는지 여부를 판단하는 기준이 하위 법령에 명시되어 있지 않고, 강제성이 없는 감정평가협회의 평가지침에만 그 기준이 마련되어 있다는 점에서 여전히 감정평가사의 자의적 판단에 크게 의존하고 있다는 점이다. 또한 소급적용할 수 있는 시점의 한계가 고시 또는 공고된 시점 바로 직전 공시지가라는 점도 본 조항의 한계로 지적할 수 있다. 공공사업 추진의 특성상 고시 또는 공고 시점보다 훨씬 이전부터 사업이 준비되고, 이에 대한 정보가 일반에게 알려지는 경우가 종종 있다. 이러한 경우 고시일 직전의 공시지가보다 이전의 공시지가로 소급적용하는 것이 바람직하나 현 제도하에서는 불가능하다. 또한 극단적인 예로 개발정보가 사전에 널리 알려져서 고시일보다 훨씬 전에 이미 지가에 반영이 되어서 고시일 즈음에는 지가상승률이 주변에 비해 크게 높지 않은 경우라면 제70조 5항마저도 적용할 수가 없고, 사업인정시점에 인접한 공시지가를 기준지가로 적용해야 하는 경우도 생길 수 있다.

이러한 문제들을 해결하기 위해 본 연구에서는 크게 두 가지 방안을 제안하고자 한다. 우선 토지보상법 제70조 5항에서 소급적용할 수 있는 공시지가의 한계를 두지 말고 대신 개발이익이 반영되지 않았다고 판단되는 가장 최근의 공시지가를 기준시가로 적용하도록 변경하는 것이 필요하다고 판단된다. 이렇게 정해진 기준시가를 바탕으로 가격인정시점까지의 통상적인 평균물가상승률, 평균지가상승률 등을 바탕으로 보상액을 보정한다면 개발이익의 배제원칙에 보다 부합할 것이다.

두 번째로 개발이익이 지가에 반영되었다고 판단하는 기준을 하위 법령에 명시적으로 포함시킬 필요가 있다. 현행 제도하에서는 개발이익 반영 여부에 대한 자의적인 해석이 포함될 가능성이 크다. 물론 법령의 특성상 본 연구에서 적용한 계량경제학적 방법론을 법령에 포함하는 것은 불가능하다. 대신 본 연구를 바탕으로 현행 토지보상평가지침(감정평가협회)에서 표준지 공시지가 평균 상승률의 비교를 통해 판단하는 기준을 보완·적용하는 방법도 하나의 대안으로 검토해 볼 만하다.[13]

---

12 이와 관련한 구체적인 논의는 이호준(2010)을 참조.

지금까지 혁신도시지역 및 주변지역의 표준지 공시지가 자료를 바탕으로 개발이익의 배제원칙에 부합하는 보상기준지가를 적용하기 위한 방안을 논의하였다. 혁신도시사업 관련 지가자료를 분석한 결과, 현행 제도하에서 적용되는 보상기준지가는 이미 개발이익이 반영되어 있다고 볼 수 있으며, 개발이익 배제원칙에 보다 부합하기 위해서는 현행 제도에서 규정하고 있는 기준지가 선정 규정을 개선할 필요가 있다. 기존의 제도하에서는 공시지가에 개발이익이 반영되었다고 하더라도 공공사업에 대한 공시 또는 고시 시점에 가장 근접한 공시지가보다 이전의 공시지가는 기준지가로 사용할 수 없다. 따라서 개발이익 배제원칙에 보다 부합하기 위해서는 개발이익이 지가에 충분히 반영되었다고 판단되는 경우는 그 이전의 공시지가를 적용할 수 있도록 현행 법 규정을 수정할 필요가 있다.

또한 개발이익이 지가에 반영되었는지를 판단하는 기준이 토지보상법의 하위 법령에 명시되어 있지 않고 강제성이 없는 토지보상평가지침에만 명시되어 있다는 점은 법 적용의 혼란을 가져와 보상 관련 분쟁을 야기할 소지가 있다. 따라서 개발이익이 지가에 반영되었는지를 판단하는 기준을 법령에 명시하도록 할 필요가 있으며, 그 기준을 정할 때 본 연구의 방법론이 참고가 될 수 있을 것이다. 다만, 법령의 특성상 계량경제학적인 방법론을 모두 담는 것은 제약이 있을 수 있으니 현재의 토지보상평가지침의 내용을 보완하여 기준을 마련할 수도 있을 것이다. 이를 통해 현행 제도하에서보다 개발이익의 배제원칙에 잘 부합하는 제도로 개선하여 결과적으로 토지보상 관련 법체계의 혼란을 줄이고, 한편으로 보상과 관련한 사회적 갈등을 줄이는 데 기여할 수 있을 것이다.

---

13 감정평가협회의 토지보상평가지침에서는 개발이익이 지가에 반영된 기준에 대해 “당해 공익사업지구 안에 있는 표준지 공시지가 모두의 평균 변동률이 같은 기간 동안의 당해 시·군·구 전체의 표준지 공시지가 평균 변동률과 비교하여 당해 시·군·구 전체의 표준지 공시지가의 평균 변동률을 기준으로 1.3배 이상 높거나 낮은 경우로서 그 변동률 차이가 5% 이상 나는 경우”라고 정하고 있다.

참고문헌

강미영, 「택지개발지구 지정에 따른 지가변동에 관한 연구」, 석사학위논문, 건국대학교 대학원, 2009.

강병운, 「공익사업에 따른 손실보상제도에 관한 연구: 기타 요인 보정을 중심으로」, 석사학위논문, 고려대학교 정책대학원, 2011.

김선태, 「둔산 택지개발사업에 따른 대전광역시 지가의 공간적 분포 변화 분석」, 석사학위논문, 한밭대학교 산업대학원, 2003.

김양훈, 「택지개발사업에 따른 사업지역 내·외의 지가변화 특성 분석」, 석사학위논문, 대진대학교 대학원, 2005.

김영규·조주현·김인하, 「택지개발사업에 의한 사업지역 주변의 지가변화 분석」, 『부동산학연구』, 제9집 제1호, 2003, pp.93~103.

김용창, 「공익사업에서 정당보상과 손실보상제도의 쟁점 및 개선에 대한 연구」, 『공간과 사회』, 제33호, 2010, pp.5~47.

김준기, 「수도권 신도시 지가변동추이 비교 분석」, 석사학위논문, 연세대학교 대학원 2004.

류해웅, 「토지보상에 있어서 개발이익 배제에 관한 법제적 고찰」, 『감정평가연구』, 제17집 제1호, 2007, pp.115~136.

민인식·최필선, 『STATA 패널데이터 분석』, 서울: 한국STATA학회 출판부, 2009.

박승철, 「택지개발사업 주변지역의 지가 변화에 관한 연구」, 석사학위논문, 단국대학교 대학원, 2009.

선병채, 「보상평가에 있어 개발이익 배제」, 『토지연구』, 제20권 제78호, 2007, pp.49~65.

양성혁, 「혁신도시 개발이 지역경제에 미치는 장기파급효과 분석에 관한 연구: 광주전남 혁신도시를 중심으로」, 석사학위논문, 한양대학교 공학대학원, 2007.

이동선, 「택지개발사업 주변지역의 토지가격 변동에 관한 연구」, 석사학위논문, 건국대학교 부동산대학원, 2001.

이호준, 『공공수용제도 개선방안 연구(Ⅰ): 수용보상에 관한 유인체계 분석』, 정책연구시리즈 2010-04, 한국개발연구원, 2010.

이호준, 「공공수용 보상에 관한 유인체계 분석」, 『한국개발연구』, 제33권 제3호, 2011.

조성원, 「택지개발사업에 따른 사업주변지역의 지가변화 특성 분석」, 석사학위논문, 세종대학교 대학원, 2008.

정동호, 「고속도로 접근성 변화가 인구변화에 미치는 영향」, 석사학위논문, 고려대학교 대학원,

2011.

채수옥 외, 「대규모 개발사업 주변지역의 토지시장 안정화 방안」, 국토연구원, 2007, pp.119~120.

최강식, 「고용영향 분석평가 방법론 연구」, 『직업능력개발연구』, 제10권 제3호, 2007, pp.181~202.

허강무, 「공익사업과 개발이익: 개발이익 배제 및 환수를 중심으로」, 『토지공법연구』, 제40집, 2008, pp.21~43.

Carr, J. and B. Smith, "Land Banking and the Price of Land," *Land Economics* 51(4), 1975, pp.316~330.

Diamond, Douglas B. Jr., "The Relationship between Amenities and Urban Land Prices," *Land Economics* 56(1), 1980, pp.21~32.

Ding, C., R. Simons, and E. Baku, "The Effect of Residential Investmnet on Nearby Property Values: Evidence from Cleveland, Ohio," *The Journal of Real Estate Research* 19(1), 2000, pp.23~48.

Innes, R., "The Economics of Takings and Compensation When Land and Its Public Use Value Are in Private Hands," *Land Economics* 72(2), 2000, pp.195~212.

Tobler W., "A Compute Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region," *Economic Geography* 46(2), 1970, pp.234~240.

Wang, R., "The Structure of Chinese Urban Land Prices: Estimates from Benchmark Land Price Data," *Journal of Real Estate Finance Economics* 39, 2009, pp.24~38.

부록

1. 개발이익 배제원칙과 관련한 법률 및 헌재 판례

○ 공익사업을 위한 토지 등의 취득 및 보상에 관한 법률(제67조 제2항)
- 보상액의 산정에 있어서 당해 공익사업으로 인하여 토지 등의 가격에 변동이 있는 때에는 이를 고려하지 아니한다.

○ 헌법재판소의 판례(2008헌바112)
- 공익사업의 시행으로 지가가 상승하여 발생하는 개발이익은 사업시행자의 투자에 의한 것으로서 피수용자인 토지소유자의 노력이나 자본에 의하여 발생하는 것이 아니므로, 이러한 개발이익은 형평의 관념에 비추어 볼 때 토지소유자에게 당연히 귀속되어야 할 성질의 것이 아니고, 또한 개발이익은 공공사업의 시행에 의하여 비로소 발생하는 것이므로, 그것이 피수용 토지가 수용 당시 갖는 객관적 가치에 포함된다고 볼 수도 없다.
- 따라서 개발이익은 그 성질상 완전 보상의 범위에 포함되는 피수용자의 손실이라고 볼 수 없으므로, 이러한 개발이익을 배제하고 손실보상액을 산정한다 하여 헌법이 규정한 정당 보상의 원리에 어긋나는 것이라고 할 수 없다.

○ 헌법재판소의 판례(2008헌바102)
- 공익사업의 시행으로 지가가 상승하여 발생하는 개발이익은 사업시행자의 투자에 의한 것으로서 피수용자인 토지소유자의 노력이나 자본에 의하여 발생하는 것이 아니어서 피수용 토지가 수용 당시 갖는 객관적 가치에 포함된다고 볼 수 없고,
- 따라서 그 성질상 완전 보상의 범위에 포함되는 피수용자의 손실이라고 볼 수 없으므로, 공익사업법 제67조 제2항이 이러한 개발이익을 배제하고 손실보상액을 산정한다 하여 헌법이 규정한 정당 보상의 원칙에 어긋나는 것이라고 할 수 없다.

2. 토지보상법 중 가격시점과 관련한 조항

제67조(보상액의 가격시점 등)

① 보상액의 산정은 협의에 의한 경우에는 협의 성립 당시의 가격을, 재결에 의한 경우에는 수용 또는 사용의 재결 당시의 가격을 기준으로 한다.

제70조(취득하는 토지의 보상)

③ 사업인정 전의 협의에 의한 취득에 있어서 제1항의 규정에 의한 공시지가는 당해 토지의 가격시점 당시 공시된 공시지가 중 가격시점에 가장 가까운 시점에 공시된 공시지가로 한다. 〈개정 2007. 10. 17〉

④ 사업인정 후의 취득에 있어서 제1항의 규정에 의한 공시지가는 사업인정 고시일 전의 시점을 공시기준일로 하는 공시지가로서, 당해 토지에 관한 협의의 성립 또는 재결 당시 공시된 공시지가 중 당해 사업인정 고시일에 가장 가까운 시점에 공시된 공시지가로 한다.

⑤ 제3항 및 제4항에도 불구하고 공익사업의 계획 또는 시행이 공고 또는 고시됨으로 인하여 취득해야 할 토지의 가격이 변동되었다고 인정되는 경우에는 제1항에 따른 공시지가는 당해 공고일 또는 고시일 전의 시점을 공시기준일로 하는 공시지가로서, 당해 토지의 가격시점 당시 공시된 공시지가 중 당해 공익사업의 공고일 또는 고시일에 가장 가까운 시점에 공시된 공시지가로 한다. 〈신설 2007. 10. 17〉

〈Appendix Table〉 Development Progress of Innocity (as of Aug. 2011)

	Planning schedule			Project size			Completion progress (%)		
	Site designation approvals	Development planning approvals	Implementation planning approvals	Area (ten thousand)	Population (a thousand person)	Cost (one hundred million won)	Site preparation (public agencies)	Compensation	Sales
Total	–	–	–	4,495.3	273	100,240	69.3 (93.1)	98.6	57.6
Busan	2007. 4. 16	2008. 6. 24	2008. 12. 12	93.6	7	4,194	99.4 (100)	94.2	83.0
Daegu	2007. 4. 13	2007. 5. 30	2007. 9. 5	421.6	23	15,016	61.7 (92.0)	99.2	26.5
Gwangju	2007. 3. 19	2007. 5. 31	2007. 10. 26	732.7	50	14,175	78.5 (93.6)	99.7	57.7
Ulsan	2007. 4. 13	2007. 5. 30	2007. 9. 3	298.4	21	10,555	71.6 (91.5)	96.6	45.3
Gangwon	2007. 3. 19	2007. 5. 31	2007. 10. 31	361.2	31	8,910	60.5 (86.4)	99.0	44.6
Chungbuk	2007. 3. 19	2007. 5. 31	2007. 12. 17	692.5	42	9,969	44.8 (95.0)	99.4	33.0
Jeonbuk	2007. 4. 16	2007. 9. 4	2008. 3. 4	990.9	30	15,229	58.2 (92.1)	98.4	90.2
Gyeongbuk	2007. 3. 19	2007. 5. 31	2007. 9. 3	381.5	26	8,676	84.6 (92.3)	94.1	57.7
Gyeongnam	2007. 3. 19	2007. 5. 31	2007. 10. 26	407.8	38	10,577	78.4 (95.0)	99.4	39.7
Jeju	2007. 4. 16	2007. 7. 16	2007. 9. 5	115.1	5	2,939	83.5 (92.9)	99.9	41.8

Source: Ministry of Land, Transport and Maritime Affairs, Public Agencies Relocation Office (http://innocity.mltm.go.kr).

韓國開發研究
제34권 제3호(통권 제116호)

복지지출 확대가 세대 간 형평성에 미치는 효과 분석: 세대 간 회계를 이용한 접근

전 영 준
(한양대학교 경제금융학부 교수)

Social Welfare Policy Expansion and Generational Equity: Generational Accounting Approach

Young Jun Chun
(Professor, Division of Economics & Finance, Hanyang University)

* 본 논문은 안종범・전영준, 『세대 간 회계와 국민이전계정을 이용한 세대 간 국민부담의 적정화 연구』(한국개발연구원, 2011. 12)에 수록된 내용을 수정・보완한 것임을 밝힌다.

전영준: (e-mail) yjchun@hanyang.ac.kr, (address) Division of Economics & Finance, Hanyang University, 222 Wangsimni-ro, Seongdong-gu, Seoul, 133-791, Korea.

• Key Word: 인구고령화(Population Aging), 세대 간 회계(Generational Accounting), 사회복지정책(Social Welfare Policy), 세대 간 형평성(Generational Equity), 재정건전성(Fiscal Sustainability)
• JEL Code: H60, H63, H53
• Received: 2012. 2. 20 • Referee Process Started: 2012. 2. 21
• Referee Reports Completed: 2012. 4. 6

ABSTRACT

We study the sustainability of the current fiscal policy of Korea, and the effects of the social welfare policy expansion, which has been recently discussed among the political circles, on the government budget and the generational equity, using generational accounting. We follow the generational accounting approach, considering the fact that most of the social welfare policies are the entitlement programs, which imposes the limitation of the policy maker's discretion to control the cost of their provision. The social welfare expenditure will change due to the change in the policy environments of the future, such as population aging. Therefore, we need to take into account the government cash flow of the future as well as of the present to investigate its effects on the fiscal sustainability, which implies that the national debt or the budget balance is not a proper index for the investigation.

Our findings are as follows. The current fiscal policies are not sustainable, and the long-term budgetary imbalance is shown very serious. The required tax adjustment, which is defined as the percentage change of tax burden required to attain the long-term budgetary balance, is very large. Unless the level of the government expenditure is properly controlled, the tax burden and the social contribution level will rise to the untolerable level. Moreover, the expansion of the social welfare policies, which has been discussed among the political circles, will substantially increase the fiscal burden of the future generations. Even though the provision of the free lunch to the primary and the secondary school students, the free child care, and the discounted college tuition do not increase the fiscal burden much, because their magnitude at present is not large and will decrease due to the decrease in the number of the newborns and the students resulting from the fall in the fertility rate, that of the free health care service will increase tax burden of the future generations very much, because the magnitude of the government expenditure needed at present is very large and the population aging will further increase the magnitude of the health care expenditure.

The findings indicate that the structural reforms, to prevent the explosive increase in the social welfare expenditure in the future, are necessary before the implementation of the welfare policy expansion. In particular, the cost control of the social transfers to the elderly needs to be made, because the speed of the population aging of Korea is among the highest in the world. The findings also indicate that the budget balance or the national debt can cause the fiscal illusion, which makes the Korean government budget look sound, even though the fiscal policy will rapidly increase the social welfare expenditure in the future, as the population ages. The generational accounting, which takes into account the cash flow of the future as well as of the present, unlike the budgetary balance and the national debt, which shows the results of the government financial activities of the past and the present, is a useful method to overcome the fiscal illusion.

ABSTRACT

본 연구에서는 세대 간 회계를 이용하여 현행 재정정책의 유지 가능성과 최근 논의되고 있는 복지확대정책이 재정건전성과 세대 간 형평성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석 결과, 현행 재정정책은 유지 가능하지 못하며, 재정수지 불균형도 매우 큰 것으로 나타났다. 재정지출 수준을 통제하지 않는 한 납세자의 재정부담이 감내할 수 없을 정도로 높아질 수 있을 것으로 예상된다. 또한 최근 논의되고 있는 무상의료와 같은 복지지출 확대정책은 납세자의 재정부담을 대폭적으로 높이게 된다. 무상급식, 무상보육, 반값등록금 지급과 관련된 복지확대정책은 현시점에서의 금액이 비교적 크지 않으며 낮은 출산율로 인해 향후 보육인구와 학령인구가 줄어듦에 따라 지출액이 줄어들 것으로 예상되어 이들 정책으로 인한 재정부담의 증대규모가 비교적 크지 않은 반면, 무상의료의 경우는 현시점에서의 금액도 매우 클 뿐만 아니라 인구의 노령화로 인해 수급자 수가 증가할 것으로 예상되므로 이로 인한 재정부담이 더욱 증가할 것으로 예상된다.

Ⅰ. 서 론

최근 한국의 재정정책은 많은 변화를 경험하고 있다. 경제발전 초기에는 경제개발을 위한 재원투자가 재정정책의 가장 중요한 기능 중의 하나로 간주된 반면, 최근으로 올수록 경제개발에 비하여 복지제도 확충의 중요성이 부각되고 있는 실정이다. 이러한 경향은 각종 제도의 도입과 강화로 나타나고 있다. 지난 20여 년간 국민연금제도의 도입, 고용보험의 도입, 건강보험 보장성의 지속적인 강화를 경험했으며, 보다 최근에는 2008년 장기요양제도 도입, 2000년 이후 국민건강보험의 보장성 제고, 기초연금제도의 도입 등을 경험하였다. 또한 최근 정치권을 중심으로 복지정책 확충에 대한 여론이 형성되고 있어 향후 복지지출 증가가 불가피할 것으로 전망된다.

이러한 복지제도의 확충은 정부재정에서 수급권보장정책(entitlement program)의 비중 확대로 이어진다. 이러한 수급권보장정책의 확대는 재정건전성에 대한 평가방식의 변화를 요구하고 있다. 대부분의 국가에서 표준적으로 이용하고 있는 통합재정수지와 국가부채규모는 수급권보장정책이 확대되고 있는 상황에서는 그 유용성이 줄어들 수밖에 없다. 그 이유는 수급권보장정책이 현재의 재정수지에 미치는 영향보다는 미래의 재정수지에 더 큰 영향을 미치는 경우가 많기 때문이다. 예를 들어 현행의 국민연금제도를 유지할 경우 국민연금제도의 성숙과 더불어 향후 연금급여지출이 큰 규모로 증가할 것이지만 현시점에서는 급여수준이 미미한 실정이다. 국민건강보험제도의 보장성 강화의 효과는 인구의 고령화와 더불어 더욱 증폭되어 나타날 것이다. 또한 기초연금제도, 장기요양제도 등도 현시점의 재정보다는 노인인구 비중이 현재보다 높은 미래의 재정에 더 큰 영향을 미칠 것이다. 통합재정수지와 국가부채는 현재와 과거의 정부 재정의 수입과 지출에 의해 결정되는 것이므로 미래의 재정수입과 지출에 대한 평가를 위해 이용될 수 없다. 이러한 문제점의 인식하에 세대 간 회계(Generational Accounting: GA)가 이용되고 있다.[1] 세대 간 회계는 각 세대의 대표적인 개인이 현시점부터 잔여생애기간 동안 부담

---

1 세대 간 회계 방법론은 Auerbach *et al.*(1991)에 의해 제시되었다. 이들의 연구 이후 세대 간 회계는 미국뿐만 아니라 여러 국가의 재정건정성과 세대 간 형평성에 대한 분석에 널리 이용되었다. 예를 들어 *Generational Accounting Around the World*와 *Generational Accounting in Europe*은 세대 간 회계의 국가 간 비교를 시도하였다. 세대 간 회계와 관련된 국내의 연구는 2000년을 기준 연도로 그 당시 한국

할 순조세부담, 즉 조세납부 금액에서 정부로부터 받을 이전수입을 차감한 금액의 현재가치를 의미한다. 따라서 세대 간 회계는 현행 재정정책이 향후의 재정 수입과 지출에 미칠 영향과 이 결과로 나타날 현재세대와 미래세대의 재정부담을 산출하는 데 유용한 방법이다.

본 연구에서는 세대 간 회계를 이용하여 현행의 재정정책하에서의 정부재정의 건전성에 대한 평가를 하고, 최근 논의되고 있는 무상의료, 무상급식, 반값등록금, 무상보육 등으로 지칭되는 복지지출 증대정책의 효과도 아울러 분석하고자 한다. 이러한 재정정책의 효과를 세대 간 회계를 이용하여 분석함으로써 다음과 같은 사항을 명시적으로 고려할 수 있다는 이점이 있다. 먼저 향후의 인구구조 변동의 효과를 명시적으로 감안할 수 있다. 최근 도입된 정책들 중 많은 경우가 노인층에 대한 지원정책들이다. 따라서 인구의 고령화는 재정지출에 직접적으로 영향을 미친다. 단년도 예산의 재정적자 및 국가부채는 이러한 측면을 고려할 수 없다. 다음으로 재정정책 자체의 효과를 적절히 반영할 수 있다는 것이다. 재정정책이 정부재정에 미치는 영향은 현시점에서 이미 실현되어 나타나는 경우도 있으나 많은 경우 미래시점에 발생한다. 이 경우 재정수지와 국가부채로는 분석하기 어렵다. 또한 세대 간 회계는 재정정책으로 인해 유발되는 세대 간 불평등도를 평가할 수 있는 분석틀이 될 수 있다. 세대 간 회계 자체가 현재세대와 미래세대의 순조세부담을 산출하고 이를 서로 비교하는 분석틀이다. 따라서 재정정책 측면에서 세대 간 불평등을 명시적으로 평가할 수 있다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 현행의 재정정책은 유지 가능하지 못하며, 재정수지 불균형도 매우 심한 것으로 나타났다. 재정수지 불균형도의 지표로 이용될 수 있는 필요조세조정규모, 즉 장기재정균형을 달성하기 위해 상향조정되어야 하는 조세부담규모가 매우 크게 나타나고 있다. 더욱 문제가 되고 있는 점은 재정수지를 개선하기 위해 사회보험료율과 조세부담률을 상향조정한다고 해도 문제가 해결되기 어렵다는 것이다. 사회보험료율과 세율을 대폭 상향조정할 경우 재정지출 수준을 통제하지

의 재정정책의 유지 가능성을 평가한 Auerbach and Chun(2006)과 공적연금과 건강보험 등 개별 제도에 대해 연구한 전영준(2003, 2004) 등이 있다. 세대 간 회계는 재정의 유지 가능성에 대한 평가뿐만 아니라 다양한 이슈에 대한 분석에 이용되고 있다. Auerbach *et al.*(2005)은 남북한 통일비용에 대해 분석하였으며, Auerbach and Oreoploulos(2000)는 미국으로의 이민이 미국 정부재정에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 전영준・이기영(2003)은 1997~98년 경제위기 시 금융기관 구조조정을 위한 공적자금 투입이 한국 정부재정에 미치는 영향에 대해 분석하였으며, 전영준・안종범(2007)은 한국의 적정조세부담률 분석에 세대 간 회계를 이용하였다. 본 연구는 기준 연도를 최근 연도(2009년)로 변경함으로써 그간의 재정정책 변화를 반영하였으며, 또한 최근 논의되고 있는 복지정책 확대의 효과를 분석하였다.

않는 한 납세자의 재정부담이 감내할 수 없을 정도로 높아질 수 있다. 또한 최근 논의되고 있는 무상의료와 같은 복지지출 확대정책은 납세자의 재정부담을 대폭적으로 높이게 된다. 무상급식, 무상보육, 반값등록금 지급과 관련된 복지확대정책은 현시점에서의 금액이 비교적 크지 않으며 낮은 출산율로 인해 향후 보육인구와 학령인구가 줄어듦에 따라 지출액이 줄어들 것으로 예상되어 이들 정책으로 인한 재정부담의 증대규모가 비교적 크지 않은 반면, 무상의료의 경우는 현시점에서의 금액도 매우 클 뿐만 아니라 인구의 노령화로 인해 수급자 수가 증대될 것으로 예상되므로 이로 인한 재정부담이 매우 클 것으로 예상된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 세대 간 회계 산출을 위해 필요한 재정지출 및 수입의 추계 방법과 결과에 대해 기술하고자 한다. 또한 이 과정에서 산출되는 국가재정수지와 국가부채규모를 제시하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 세대 간 회계 산출방법을 살펴보고, 세대 간 회계를 이용하여 현행 제도와 복지정책 확대가 재정건전성과 세대 간 형평성에 미치는 효과에 대해 분석하고자 한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 본 연구의 논의를 마무리하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 재정추계

1. 재정추계방식

본 장에서는 현행 재정정책과 정책 개편에 따른 정부 지출 및 수입에 대해 재정추계를 하고 이를 바탕으로 이들에 대한 평가를 하고자 한다. 평가대상이 되는 정부의 범위는 국민계정에서 정의한 '일반정부'에, 재정통계에 일반적으로 포함되나 국민계정상에는 포함되지 않은 항목들(예: 공무원연금, 사립학교교직원연금, 군인연금 등 특수직역연금)을 추가한 것이며, 이를 본 연구의 분석대상으로 한다. 이와 함께 현재 중앙정부의 정책 개편 시 기준이 되는 통합재정수지와 관리대상수지의 범위, 다시 말하면 재정통계의 범위를 기준으로 한 재정수지와 국가부채규모에 대한 전망을 하고자 한다.

우리나라의 사회보장정책을 포함한 재정정책은 다음의 ①~⑭로 분류할 수 있다.

- 사회보장제도: ① 공적연금[2] ② 건강보험
  ③ 고용보험 ④ 산재보험
  ⑤ 장기요양보험 ⑥ 기초노령연금
  ⑦ 국민기초생활보장급여 ⑧ 기타 복지급여
- 조세: ⑨ 노동소득세 ⑩ 자본소득세
  ⑪ 소비세 ⑫ 자산과세
  ⑫-1 자산보유과세, ⑫-2 자산거래과세
  ⑬ 기타 조세
- 정부 소비: ⑭ 정부소비[3]

재정추계를 위하여 이들 항목들을 인구구조에 영향을 받는 항목(age-specific)과 인구구조에 영향을 받지 않는 항목(non-age-specific)으로 분류하였다. 후자의 경우는 인구 1인당 지출액이 1인당 GDP와 동일한 속도로 증가한다고 가정하였다. 따라서 인구구조에 영향을 받지 않는 항목은 GDP와 동일한 비율을 유지하게 된다. 이에 속하는 항목들로는 소비세, 기타 조세, (보건, 복지, 교육 관련 지출을 제외한) 정부소비 등이 있다.

이들 이외의 항목들은 인구구조에 영향을 받는 항목들이다. 이들 항목들은 연령집단별 지출액이 상이한 항목으로서 고령화가 진행됨에 따라 GDP 대비 비율이 변화하는 항목이다. 이들 항목에 대한 추계를 위하여 이들의 총액지출액에 밀접한 요인을 파악하였다. 예를 들어 고용보험급여 및 보험료, 산재보험급여 및 보험료, 노동소득세와 자본소득세의 경우 생산가능인구 1인당 수입액이 노동생산성 증가율로 증가하고 총액은 생산가능인구수에 연동하여 변화하는 것으로 가정하였다. 또한 교육재정지출액의 경우 학령인구수와 연동하여 총액이 변화하는 것으로 가정하였다. 이들 항목들은 총액 산정 시

---

2 이에는 국민연금, 공무원연금, 사립학교교직원연금이 속한다. 군인연금의 경우는 군인연금재정추계를 위한 기초자료의 확보가 어려운 상황에서 불가피하게 군인연금 적자보전액이 정부소비로 지출되는 것으로 가정하였다. 전체 재정 지출 및 수입에서 차지하는 군인연금 급여지출 및 보험료수입은 크지 않을 것이므로 이러한 가정이 연구 결과에 크게 영향을 미치지 않을 것으로 사료된다.

3 여기서 말하는 정부소비는 국민계정에서 통상 지칭되는 정부소비에 정부투자를 합한 금액이다. 정부투자로 인해 축적된 공공자본에서 발생하는 귀속임대료가 순수한 의미의 정부소비라고 할 수 있다. 이 귀속임대료를 추정하는 과정이 매우 복잡하므로 본 연구에서는 정부투자를 정부소비와 동일하게 취급하기로 한다. 이러한 접근법을 채택하더라도 연구 결과에 큰 영향을 미치지 않는다. 만일 정부투자의 가치와 이로 인해 형성된 공공자본의 귀속임대료의 현재가치가 동일하다고 가정하면, 정부투자를 정부소비와 동일하게 취급하는 방식과 귀속임대료를 추정하여 평가하는 방식은 정부지출 시점의 차이만 유발하고 현시점에서 평가한 현재가치는 동일하게 된다. 따라서 재정건전성 평가 시 동일한 결과가 도출된다.

〈Table 1〉 Assumptions for Projection

(Unit: %)

	2011~15	2016~20	2021~30	2031~40	2041~50	2051~60	2061~70
Productivity growth rate	4.6	4.1	3.4	2.6	2.6	2.6	2.6
GDP growth rate	4.6	4.0	3.0	2.0	1.5	1.0	0.8
Inflation rate	2.8	2.5	2.1	2.0	2.0	2.0	2.0
Real interest rate	3.0	3.0	3.0	3.0	3.0	3.0	3.0

연령별 추이(age-profile)를 고려하지 않았다. 그러나 공적연금, 건강보험, 장기요양보험, 기초연금, 국민기초생활보장급여, 여타 사회복지 급여 및 서비스 등의 총액은 연령별 추이에 직접적으로 영향을 받으므로, 총액 산출 시 연령별 추이를 명시적으로 감안하여 각 항목을 추계하였다. 연령별 평균 수준이 노동생산성 증가율로 증가하는 것으로 가정하고 매년 연령집단별 인구수를 감안하여 총액을 산출하였다. 이들 항목들도 두 가지로 나눌 수 있다. 첫 번째 부류는 매년 연령별 추이가 변화하는 경우이며, 두 번째 부류는 연령별 추이가 변화하지 않는 경우이다. 전자의 경우는 제도가 성숙되지 않아 현재의 연령별 추이가 지속된다고 보기 어려운 경우로서, 그 예로 공적연금, 장기요양보험 등이 있다. 제도가 성숙되어 감에 따라 변화하는 연령별 추이를 직접 추계하기 위하여 본 연구에서는 이들 공적연금과 장기요양보험의 재정추계모형을 구축하였다. 이들 제도의 경우는 재정추계모형에 입각하여 연도별·연령별 추이를 추계하고 이를 바탕으로 총액을 추계하였다. 연령별 추이가 변화하지 않는 경우로는 건강보험, 기초연금, 국민기초생활보장급여, 여타 사회복지급여 및 서비스 등이 있다. 이들 항목의 총액을 추계하기 위해 먼저 미시자료를 이용하여 이들의 연령별 추이를 추계하고 이를 바탕으로 총액을 산출하였다.

인구추계, 노동생산성 증가율, 물가상승률은 재정추계 결과에 직접적으로 영향을 미친다. 인구추계는 통계청의 2005년 인구추계를 이용하였다. 보다 최근의 인구추계로 2006년 추계가 있으나, 최근 몇 년간 출산율이 다소 높아진 점을 감안하여 2005년 추계가 보다 적합하다고 판단하였다. 실질노동생산성 증가율(productivity growth rate), GDP 성장률(GDP growth rate), 물가상승률(inflation rate), 실질이자율(real interest rate)에 대한 가정은 〈Table 1〉에 제시되어 있다. 실질노동생산성 증가율은 연간 4.6%에서 장기적으로 2.6%로, GDP 성장률은 4.6%에서 0.8%로, 물가상승률은 2.8%에서 2%로 점진적으로 하락하는 것으로 가정하였다. 실질이자율은 3% 수준을 유지하는 것으로 가정하였다.[4]

2. 재정추계 결과: 지출 및 수입 총액

재정추계를 위한 정책시나리오는 〈Table 2〉에 요약되어 있다. 8개의 정책시나리오를 설정하였는데, 이들 시나리오는 사회보험료 조정 여부(social contribution rate adjustment), 조세부담률 조정 여부(tax burden ratio adjustment) 및 조정수준, 최근 무상의료를 비롯한 복지지출 증대 시나리오(social welfare expansion scenario) 반영 여부로 분류될 수 있다. 시나리오 [1]은 현행의 재정정책을 그대로 유지하는 경우를 상정한다. 현행의 지출 관련 정책을 그대로 유지하고 사회보험료 및 세율 수준을 변동시키지 않은 상황을 상정한 것이다. 시나리오 [2], [3], [4]는 현행의 재정지출 수준을 유지하고 사회보험료 혹은 조세부담률을 상향조정하는 상황을 상정하였다. 사회보험료율을 상향조정하는 시나리오는 [2], [4]인데, 사회보험료율의 상향조정폭은 연금재정의 수지 상태에 따라서 상이한 조정폭을 상정하였다. 국민연금보험료 수준은 현행의 9%에서 최고 13.5% 수준까지 상향조정하는 상황을, 공무원연금의 경우는 현행의 17%(14%)[5]에서 28%까지 상향조정하는 상황을, 사학연금의 경우는 22%까지 상향조정하는 상황을 상정하였다. 건강보험료율은 건강보험료 수입이 건강보험 급여지출 수준 대비 최소 80%를 유지하기 위해 조정되는 상황을 상정하였다. 고용보험료와 산재보험료는 고용보험과 산재보험이 매년 균형재정을 유지하도록 조정하였다. 시나리오 [3], [4]는 조세부담률을 상향조정하는 2050년 시점에서 국가부채 수준을 현시점과 비슷한 수준으로 유지하기 위하여 조세부담률을 현 수준에서 점진적으로 상향조정하는 상황을 상정하였다.

시나리오 [5]~[8]은 최근 논의되고 있는 무상급식, 무상의료, 무상보육, 반값등록금을 위한 추가재원소요액을 반영한 시나리오이다. 추가재원소요액의 추계는 자료의 제약상 본 연구에서 따로 하지 않고, 한국조세연구원의 추계치를 이용하여 각각 2011년 기준으로 1.7조원, 39조원, 5.1조원, 3.8조원으로 전체 추가 소요금액을 49.6조원으로 가정하였다.[6] 시나리오 [5]는 사회보험료율과 조세부담률을 현 수준으로 유지하는 상황을, 시나리오 [6]은

---

4 〈Table 1〉에 제시된 기본가정은 2011~15 국가재정운용계획상의 GDP 추계, 물가상승률, 이자율에 대한 가정을 감안하여 설정되었다.

5 공무원연금과 사학연금 등 특수직역연금의 보험료율은 2012년부터 보험료 부과 기준이 현행의 표준소득월액에서 기준소득월액으로 확대 변경됨에 따라 보험료율이 17%에서 14%로 조정되었다.

6 복지지출 확대규모 추계 시 불확실성이 가장 높은 항목은 '무상의료'이다. 의료서비스에 대한 수요의 가격탄력성에 따라 복지지출 증가규모가 달라진다. 한국조세연구원의 추계는 가격탄력성이 1.5라는 전제하에 이루어졌다. 가격탄력성이 높은 경증진료에 대한 수요의 증가가 클 경우 한국조세연구원의 추계치보다 복지지출 증가규모가 더 커질 가능성도 배제하지 못한다.

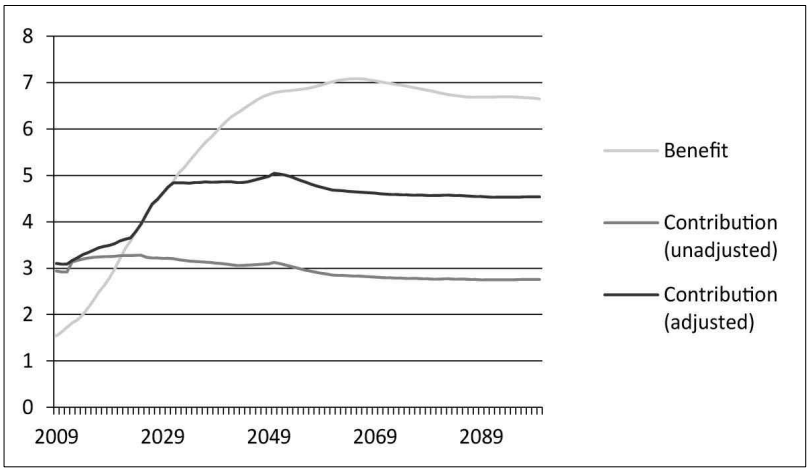
〈Table 2〉 Policy Scenarios[1)]

	Social welfare expansion scenario	Social contribution rate adjustment	Tax burden ratio adjustment
[1]	Not reflected	Not adjusted	Not adjusted
[2]	Not reflected	Adjusted	Not adjusted
[3]	Not reflected	Not adjusted	Raised up to 23.93%[2)]
[4]	Not reflected	Adjusted	Raised up to 22.72%[2)]
[5]	Reflected	Not adjusted	Not adjusted
[6]	Reflected	Adjusted	Not adjusted
[7]	Reflected	Not adjusted	Raised up to 33.86%[2)]
[8]	Reflected	Adjusted	Raised up to 32.65%[2)]

Note: 1) Nominal (real) interest rate is assumed as 5% (3%).
2) Tax burden is adjusted so that the national debt/GDP ratio as of 2050 is maintained at the current level.

[Figure 1] Aggregate Public Pension Benefit and Contribution

(Unit: Ratio to GDP, %)



사회보험료율을 위에서 언급한 수준으로 조정하는 상황을, 시나리오 [7]은 사회보험료율을 조정하지 않고 조세부담률을 상향조정하는 상황을, 시나리오 [8]은 사회보험료율과 조세부담률을 상향조정하는 상황을 상정하였다.

위에서 설명한 방식으로 행한 재정추계 결과는 [Figure 1]에 제시되어 있다. [Figure 1]에 의하면 공적연금급여 지출액은 2065년경 GDP의 7.1% 수준으로 높아지고, 그 이후 하락하여 6.6~6.7% 수준에서 안정되는 것으로 나타났다. 공적연금급여 지출액이 2065년 이후 하락하는 것은 2007년 국민연금법 개정으로 인해 장기적으로 급여수준이 낮아질 것

이기 때문이다. 국민연금급여 지출총액은 2050년경 GDP의 5%를 소폭 상회하고 그 이후 낮아져 장기적으로 4.3% 수준에서 안정되는 것으로 나타났다. 2008년도부터 국민연금 가입에 적용되는 연금급여 수준이 서서히 낮아져 2020년대 중반에 평균소득자의 임금대체율이 국민연금법 개정 전 60%에서 40%로 낮아질 전망이다. 이로 인해 과거 재정추계에 비하여 국민연금급여지출총액의 증가속도가 낮아지고 장기지출총액 수준이 낮아졌다. 공적연금 중 국민연금 다음으로 가입자가 많은 공무원연금의 경우 향후 상당 기간 동안 급여지출총액이 증가하여 장기적으로 GDP의 2.1~2.2%를 소폭 상회하는 수준에서 안정될 것으로 예상된다.

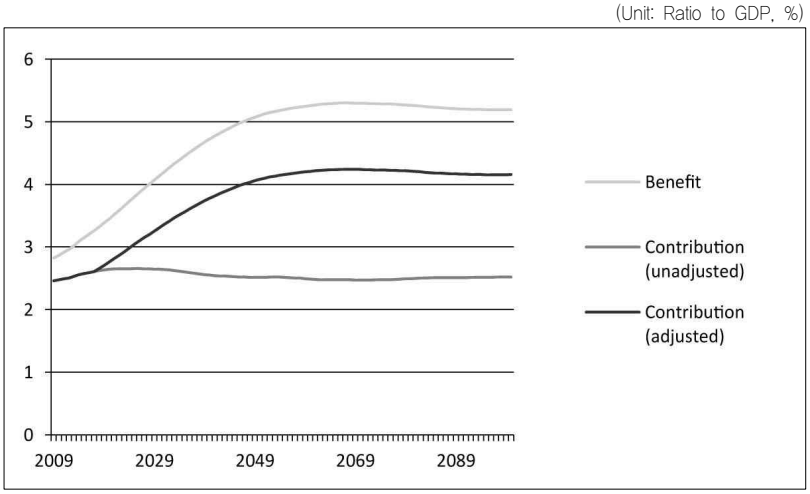
국민연금제도가 제도 수혜대상이 가장 넓은 관계로 급여총액의 규모가 국민연금제도의 경우 가장 크지만, 제도 수혜대상자 수를 감안하면 공무원연금급여 지출액이 상당히 높은 것으로 평가될 수 있다. 2008년 현재 공무원연금 가입자 수가 국민연금 가입자 수의 5.6%에 불과하지만, 국민연금급여총액 대비 공무원연금급여총액 비율이 이보다 매우 높은 점을 감안하면 공무원연금제도하에서 상당히 높은 수준의 급여가 지급되고 있음을 알 수 있다.

국민연금법 개정으로 인해 공적연금급여지급총액이 상당 수준 줄어든 것은 사실이지만, 그 절대적인 수준은 낮은 수준이라고 보기 어렵다. 절대적인 수준에 대한 평가는 논란의 대상이 되지만, GDP의 6.6~7.1%라는 규모가 낮은 수준이라고 말하기는 어렵다고 사료된다.

현행의 공적연금제도의 문제점은 급여지급총액 수준보다도 급여지급총액과 보험료수입총액의 격차가 매우 크다는 데서 찾을 수 있다. 사회보험료율을 조정하지 않은 현행의 정책하에서 국민연금의 급여지출총액과 보험료총액은 최대 GDP의 3.2%, 최소 GDP의 2.4%의 격차를 보일 것으로 전망된다. 공무원연금의 경우 상황은 더욱 심각하다. 급여총액과 보험료수입총액의 차이는 장기적으로 GDP의 1.3%를 상회하는 수준에 이를 것으로 전망된다. 공적연금 전체의 급여지출총액과 보험료수입총액의 차이는 최대 GDP의 4.2%에 이르고, 장기적으로는 약 3.9% 수준에 이를 것으로 전망된다. 공적연금의 재정안정화를 위하여 사회보험료율을 국민연금의 경우 최대 13.5%, 공무원연금의 경우 28%, 사학연금의 경우 22% 수준으로 상향조정하여도 급여지출총액과 보험료수입총액 간 큰 폭의 격차가 존재한다. 공적연금 전체의 경우 그 격차는 최대 GDP의 2.4%에 도달하고 장기적으로는 약 2.0%에 이를 것으로 나타났다. 국민연금의 경우 격차가 최대 GDP의 2.2%에 도달하고, 장기적으로는 1.4~1.5% 수준에 달하는 것으로 전망된다. 공무원연금의 경우는 격차가

[Figure 2] Aggregate National Medical Insurance Benefit and Contribution

(Unit: Ratio to GDP, %)



최대 0.63%에 도달하고, 장기적으로는 0.57%에 달할 것으로 전망된다. 급여총액과 수입총액의 격차가 매우 크게 유지되는 이유는 제도 자체가 저부담-고급여 체제라는 점에서 근본적인 문제점을 발견할 수 있지만, 인구의 고령화로 인한 생산가능인구수 감소에도 일부 기인한다.

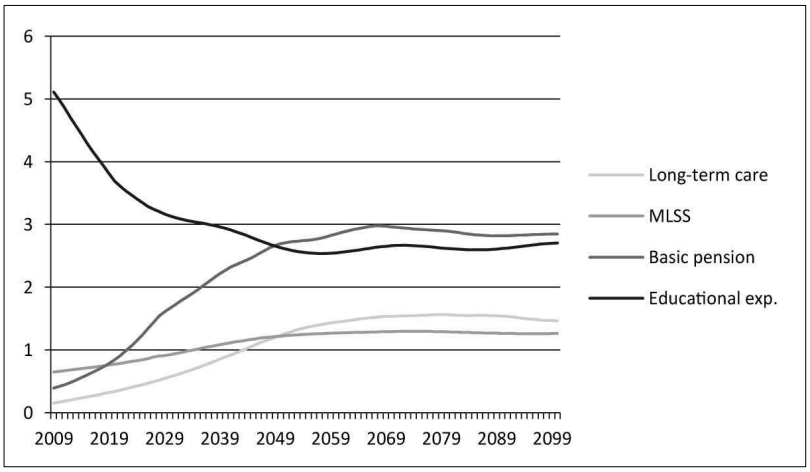
건강보험제도의 경우에도 유사한 현상을 발견할 수 있다. 건강보험급여 총액은 장기적으로 GDP의 5.2~5.3%에 이르고 보험료수입총액은 현행의 건강보험료율을 유지할 경우 GDP의 2.5%를 약간 상회하는 수준에 이를 것으로 전망되고 있다. 의료비 지출이 고령층에서 높은 경향이 있어 노인인구 비중의 증가로 인해 건강보험급여총액이 빠른 속도로 증가하게 된다. 반면, 생산가능인구 비중의 감소로 인해 현행의 보험료 수준하에서는 보험료수입총액이 점진적으로 감소하게 된다. 여기서 주목하여야 할 사항은 [Figure 2]에 제시된 건강보험급여총액은 매우 보수적인 가정하에서 추계되었다는 것이다. [Figure 2]에 제시된 추계는 의료비 지출의 소득탄력성이 1이라는 가정하에서 이루어졌다. 의료비 지출액이 소득의 증가보다 빠르게 증가한 사실을 감안하면 향후 건강보험급여지출액이 [Figure 2]에 제시된 수준을 상회할 가능성이 높다.[7]

---

7 의료비 지출의 소득탄력성을 추정한 기존 연구의 예로는 Newhouse(1977), Leu(1986), Leu and Schaub (1983), Gerdtham *et al.*(1988, 1992a, 1992b), Gerdtham(1991, 1992), 그리고 OECD(1993) 등이 있는데, 이들에 의한 의료비 지출의 소득탄력성은 대체적으로 1.2~1.4 수준이며, 예외적으로 0.74(Gerdtham [1991, 1992])와 1.6(OECD[1993]) 수준을 보이는 예도 있다. 최근에는 이러한 기존의 연구 결과가 의료비 지출의 소득탄력성을 과대평가했다는 연구 결과가 제시되고 있다. 대표적인 예로 Newhouse(1993)를

[Figure 3] Other Social Welfare Benefits

(Unit: Ratio to GDP, %)



현행의 건강보험료율을 그대로 유지하는 경우 건강보험급여지출총액과 보험료수입총액의 격차는 최대 GDP의 2.8%, 장기적으로는 2.6%를 상회하는 수준에서 안정될 것으로 전망된다. 건강보험료율을 건강보험료 수입이 건강보험급여 지출액의 최소 80%가 되도록 조정하는 경우에도 상당 폭의 격차가 존재한다. 그 격차는 GDP의 1%를 상회하는 것으로 나타났다.

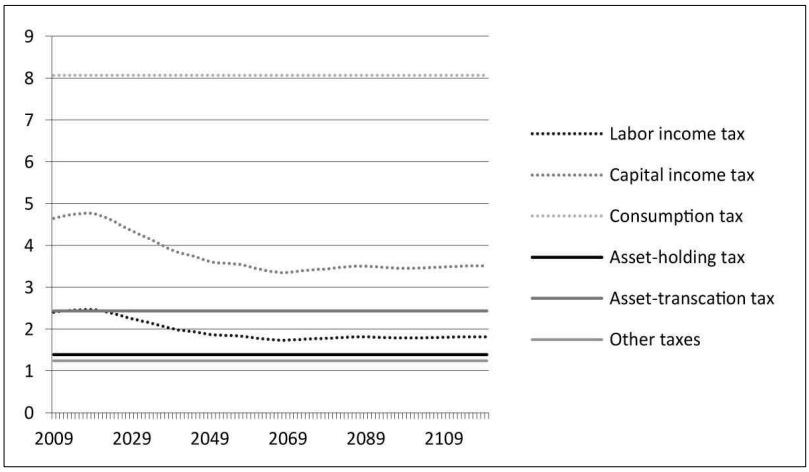
인구의 고령화와 관련성이 높은 항목들의 급여지출총액 추계 결과는 [Figure 3]에 나타나 있다. 교육비 지출(educational expenditure)의 경우 학령인구 비중 감소로 인해 향후 지속적으로 감소하여 현재 GDP의 약 5.1% 수준에서 장기적으로 2.6~2.7% 수준으로 낮아질 것으로 전망된다. 인구의 고령화로 인해 급여수준이 높아질 것으로 전망되는 항목으로 장기요양급여, 기초생보급여, 기초노령연금 등을 들 수 있다.

2008년 7월부터 제도가 시행되고 있는 장기요양제도(long-term care)의 급여지출총액은 향후 GDP의 1.5~1.6%까지 증가할 것으로 전망되고 있다. 장기요양제도의 특성상 제도 수혜자가 초고령층으로 갈수록 높아지고 있는 점을 감안하면 인구의 고령화로 인한

들 수 있는데, 이 연구에서는 소득탄력성이 0.2~0.4 수준이며, 과거 소득탄력성이 높게 평가되었던 이유는 가격효과를 적절하게 통제하지 않은 점에 기인한다는 연구 결과를 제시하였다. 소득이 증가함에 따라 건강보험의 적용범위가 확대되고 건강보험의 보장성이 제고됨에 따라 의료서비스 이용자의 본인부담금(out-of-pocket money)이 줄어들게 되고 이로 인해 의료비 지출액이 증가하였다는 것이다. 현시점의 한국 상황에서는 가격효과로 인해 의료비 지출이 증가할 여지가 많다. 국민건강보험제도의 보장성이 높아지고 있어 향후 상당 기간 동안 가격효과로 인한 의료비 지출 증가가 발생할 가능성이 높다.

[Figure 4] Aggregate Tax Revenue

(Unit: Ratio to GDP, %)



노인인구 비중 증가뿐만 아니라 초고령인구 비중 증가와 함께 급여수준이 빠른 속도로 증가할 것으로 예상된다.

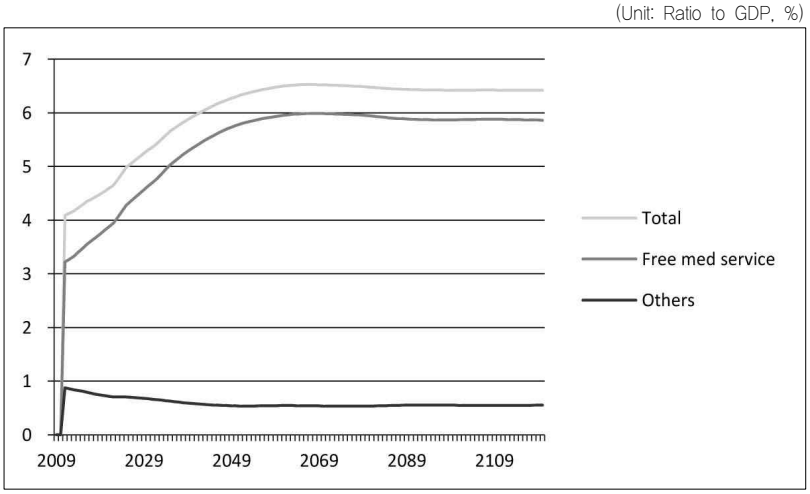
기초노령연금(basic pension)의 경우 급여대상자를 더 이상 확대하지 않고 또한 급여수준을 현행 수준으로 유지하는 상황을 상정하여 추계할 경우에도 GDP의 1.4~1.5% 수준으로 상승할 것으로 전망된다. 또한 현재 정부가 계획하고 있는 기초노령연금 급여수준 상향조정 시나리오를 반영하면 지출수준이 GDP의 2.8~3.0% 수준까지 상승할 것으로 전망된다.

기초생보급여(minium living standards security: MISS)의 경우도 지출규모가 장기적으로 현재 수준보다 약 2배 수준으로 증가할 것으로 나타나고 있다. 기초생보급여액이 고연령층으로 갈수록 높아지는 경향이 있어 인구의 고령화와 더불어 기초생보급여지출액이 현재 수준보다 높아질 것으로 예상된다. 정부소비 중 보건 및 복지서비스 지출액도 인구의 고령화와 더불어 급여지출총액이 증가할 것으로 예상된다.

현행의 세율을 그대로 유지할 경우(경제 [1], [2], [5], [6]), 인구구조에 영향을 받지 않는 것으로 가정한 소비세(consumption tax)와 여타 조세(other taxes)의 경우를 제외한 모든 조세에 있어 향후 조세수입이 상당 수준 감소할 것으로 전망된다(Figure 4 참조). 조세수입은 경제활동인구 비중이 감소함에 따라 그 수입이 감소할 것으로 예상된다. 향후 노인인구의 경제활동참가율이 대폭적으로 증가하지 않는 한, 이러한 조세수입 감소는 불가피할 것이며, 향후 정부재정 운용에 제약요인으로 작용할 것이다.

[Figure 5] Effect of Social Welfare Expansion

(Unit: Ratio to GDP, %)



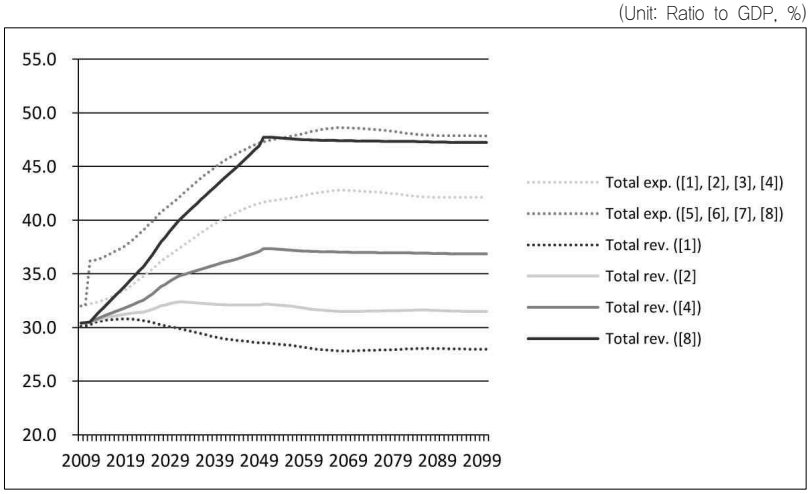
무상급식(free lunch for students), 무상의료(free health care service), 무상보육(free child care), 반값등록금(discounted college tuition)을 위한 추가재원 소요액을 반영할 경우 복지급여지출액은 상당히 증가할 것으로 전망된다(Figure 5 참조). 무상급식, 무상보육, 반값등록금 정책의 경우 급여소요액이 현시점에서 크지 않을 뿐 아니라 향후에도 서서히 감소할 것으로 전망된다. 이는 주요 수혜계층의 인구 비중이 감소할 것으로 예상되기 때문이다. 반면, 무상의료의 경우는 현시점에서도 재정소요액이 매우 클 뿐만 아니라 향후에 지출금액이 대폭적으로 증가할 것으로 전망된다. 의료비 지출의 성격상 고연령층의 1인당 지출규모가 크므로 인구의 고령화와 더불어 급여지출액이 GDP보다 빠르게 증가할 것으로 예상된다. 이들 복지급여 증대정책에 따른 지출증가액은 장기적으로 GDP의 6.5%에 이를 것으로 예상된다.

위에서 기술한 정부재정의 이전지출액, 정부소비, 그리고 사회보험료 및 조세수입을 모두 합한 정부지출액과 재정수입액 전망 결과는 [Figure 6]에 보고되어 있다. 이전지출액과 정부소비를 합한 정부지출액은 최근의 복지급여 증대정책 시나리오를 반영하지 않을 경우([1], [2], [3], [4]) 장기적으로 GDP의 41~42% 수준까지 증가하고, 증대 시나리오를 반영할 경우([5], [6], [7], [8]) GDP의 47.7% 수준에 도달할 것으로 예상된다.[8]

8 [Figure 6]에 제시된 정부지출총액은 국민계정에서 정의한 일반정부의 지출과 특수직역연금 급여지출액을 더한 금액에서 일반정부의 재산소득(사용)을 차감한 금액이다. 정부수입액도 정부지출총액에서 재산소득(원천)을 차감한 금액이다.

[Figure 6] Total Government Expenditure[1] and Revenue[2]

(Unit: Ratio to GDP, %)



Note: 1) Total expenditure – property income (use).
2) Total revenue – property income (source).

현재의 재산소득(사용)을 제외한 정부지출액이 국민계정 기준으로 GDP의 32% 정도인 점을 감안하면 향후 정부지출액이 대폭적으로 증가한다고 보아야 한다. 특히 복지급여 증대 시나리오를 반영할 경우 그 증가규모는 매우 클 것으로 예상된다. 사회보험료 조정 및 조세부담률 조정 여부와 조정폭에 따라 정부재정수지는 큰 차이를 보이고 있다. 사회보험료율과 세율을 조정하지 않고 현행 수준을 유지할 경우(국민계정 기준, [1]) 정부 수입은 현재 GDP의 30.4%에서 약 28% 수준으로 하락할 것으로 전망된다. 사회보험료율을 위에서 언급한 시나리오에 입각하여 상향조정할 경우([2]) 정부수입은 장기적으로 GDP의 31.6%에 도달할 것으로 예상된다. 사회보험 조정과 더불어 조세부담률을 22.72%까지 상향조정할 경우(경제 [4]), 정부수입은 장기적으로 GDP의 37.0%에 도달하며, 조세부담률을 32.65%로 상향조정할 경우(경제 [8]) 47.3% 수준에 이를 것으로 전망된다.

현행의 재정지출 수준의 적정성에 관해서는 논란의 여지가 많다. 현시점에서의 재정지출규모가 OECD 평균에 비하여 낮은 점을 들어 재정지출규모를 대폭적으로 상향조정하여야 한다고 주장하는 이도 있으나, 본 장의 재정추계 결과를 볼 때 현재 실현된 재정지출보다는 현행의 재정정책을 그대로 유지할 경우 향후 실현될 재정부담에 주목할 필요가 있다. 현행의 재정정책을 그대로 유지할 경우 재정수입도 이 수준으로 상향조정되어야 할 것이다. 현시점에서의 국민부담률의 OECD 평균이 35.9%인 점을 고려하건대,[9] 한국의 국민부담률이 이 수준을 대폭 상회할 수 있음을 알 수 있다.

3. 재정추계 결과: 재정수지 및 국가부채

위에서 행한 재정지출과 재정수입 추계 결과를 이용한 정부재정수지와 정부부채규모(실질이자율 3% 가정)에 대한 추계 결과를 [Figure 7]~[Figure 10]에 제시하였다. [Figure 7]과 [Figure 8]은 중앙정부의 재정수지를 통합재정수지(consolidated budget balance)와 관리대상수지(management-target budget balance)로 나누어 제시하였다. 재정수지는 무상의료 등 복지지출 확대정책의 채택 여부와 사회보험료 및 조세부담률의 조정 여부에 따라 상당한 차이를 보이고 있다.

복지지출 확대정책을 채택하지 않고 사회보험료율과 조세부담률을 현 수준으로 유지할 경우([1]) 향후 대규모의 재정수지 적자가 불가피할 것으로 보인다. 사회보험료율의 상향조정([2])에 의한 재정적자 감소규모는 관리대상수지의 경우 큰 영향을 미치지 않는 반면 통합재정수지의 경우 상당히 큰 영향을 미칠 것으로 전망된다. 이는 관리대상수지에는 국민연금 재정수지가 제외되어 있기 때문이다. 관리대상수지 산출 시 포함되는 기금은 특수직역연금을 관리하는 기금들과 고용보험, 산재보험 등으로서 사회보험료를 조정하더라도 재정수지에 큰 영향을 미치지 않는 반면, 통합재정의 경우 국민연금재정의 호전으로 인해 상당히 큰 규모로 재정적자가 감축될 것으로 전망된다. 그러나 이러한 적자폭의 감소에도 불구하고 재정균형을 달성하기 위해서는 대폭적인 조세부담률의 상향조정이 불가피할 것으로 보인다([3], [4] 참조).

통합재정수지와 관리대상수지 양자 간의 또 다른 차이점은 관리대상수지 적자폭이 현 시점에서는 통합재정수지 적자폭보다 크게 나타나지만 향후 그 차이가 줄어들고 일정 기간 후에는 통합재정수지에 비하여 적자규모가 작아진다는 것이다. 이는 국민연금재정이 현재 흑자에서 향후 적자로 돌아섬으로써 나타나는 현상이다.

복지지출 확대정책을 채택하는 경우도([5]~[8]) 비슷한 양상을 보이고 있다. 주목하여야 하는 점은 2050년 시점에서 (관리대상수지 기준) 국가부채가 현재와 비슷한 수준을 유지하기 위해서는 2010년대 후반부터는 재정수지가 흑자로 전환되어야 하며, 흑자규모도 지속적으로 증가하여야 한다는 것이다. 이는 현시점에서는 중앙정부의 재정보다 지방정부의 재정불균형이 더욱 심각하여 국가부채 수준을 일정 수준으로 유지하기 위해서는 중앙정부 재정이 흑자를 일정 수준 유지하여야 하기 때문이다.

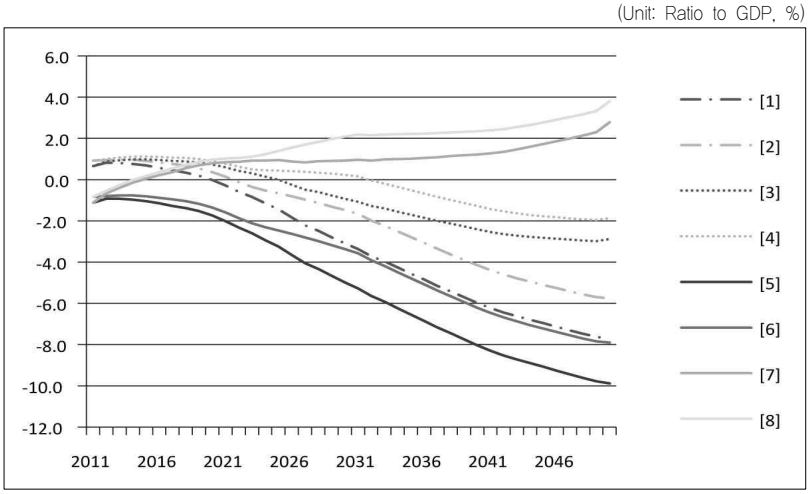
국가부채 수준은 정책시나리오에 따라 매우 큰 차이를 보이고 있다. 현행의 재정지출

---

9 OECD, *Revenue Statistics 1965~2007*, 2008 참조.

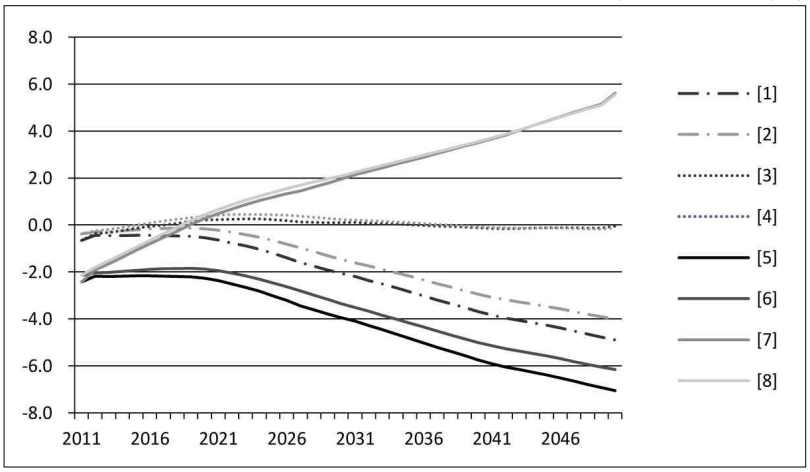
[Figure 7] Consolidated Budget Balance (Primary Balance)

(Unit: Ratio to GDP, %)



[Figure 8] Management-Target Budget Balance (Primary Balance)

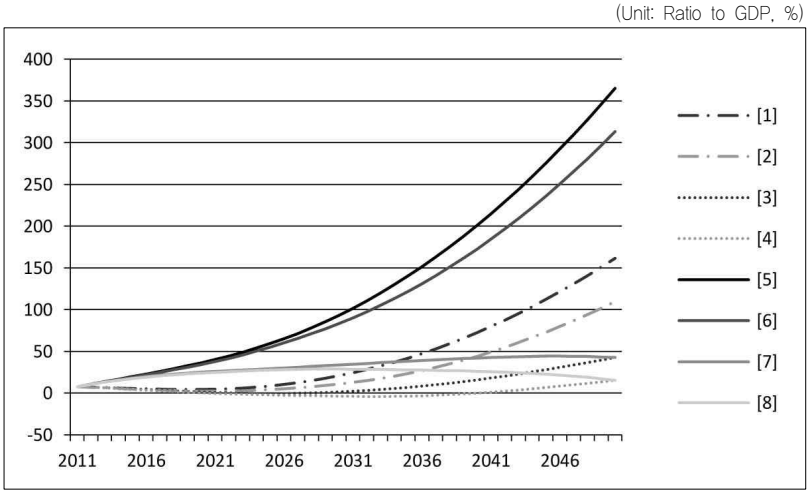
(Unit: Ratio to GDP, %)



수준을 유지한 상태에서 조세부담률과 사회보험료율을 조정하지 않은 경우(경제 [1]), 통합재정 기준(관리대상수지 기준) 국가부채 수준은 2050년에 GDP의 162%(152%) 수준까지 증가하는 것으로 나타났다. 복지예산 증액 시나리오를 반영할 경우(경제 [5])에는 국가부채 수준이 365%(356%) 수준까지 증가하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 상정한 사회보험료율 상향조정 시나리오는 국가부채 수준의 상승을 억제하는 효과가 통합재정수지를 기준으로 한 경우에는 어느 정도 나타날 것으로 예상되지만, 관리대상수지를 기준으로

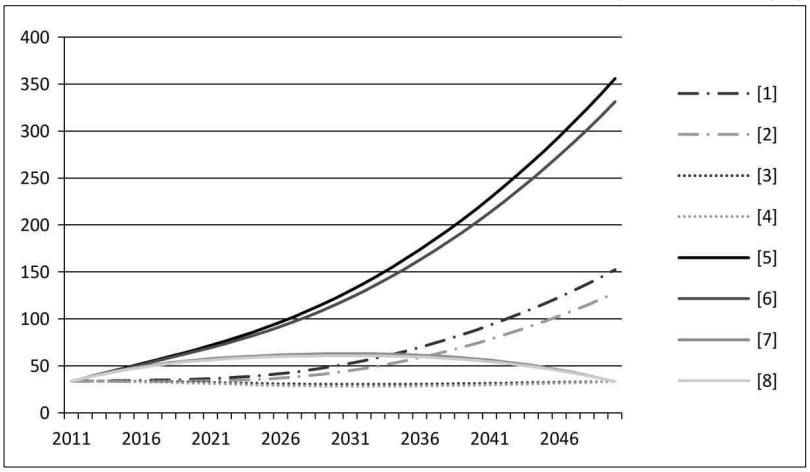
[Figure 9] National Debt (Consolidated Budget Base)

(Unit: Ratio to GDP, %)



[Figure 10] National Debt (Management-Target Budget Base)

(Unit: Ratio to GDP, %)



한 경우에는 그 효과가 크지 않은 것으로 나타났다. 그러나 양 기준 모두 사회보험료율 상향조정만으로 국가부채규모를 통제하기 어려울 것으로 예상되며, 결국 조세부담률의 대폭적인 상향조정이 불가피할 것으로 보인다.

본 절에서 살펴본 바에 의하면 재정수지와 국가부채규모는 현행의 재정정책의 유지 가능성을 평가하기에 유용한 지표가 되기 어렵다. 따라서 재정정책의 유지 가능성을 평가하기 위해서는 세대 간 회계와 같은 새로운 지표의 활용이 필요하다고 사료된다.

Ⅲ. 세대별 재정부담 분석

1. 세대 간 회계의 개념 및 산출방법

세대 간 회계란 특정 세대의 대표적 개인이 잔여생애 동안 지불할 것으로 예상되는 순조세의 현재가치를 의미한다. 여기서 순조세(net taxes)는 특정 세대의 개인이 납부할 조세 또는 사회보험료와 정부로부터 이전받을 이전수입(transfers)의 차이를 의미하며, 세대란 동일한 연령과 성으로 구성된 개인의 집단으로 정의된다.

세대 간 회계는 정부가 행하는 모든 종류의 지출이 언젠가 누군가에 의해서는 지불되어야 한다는 명제에서 출발하고 있다. 즉, 정부의 다기간 예산제약 관점에서 이전수입의 증가 혹은 조세의 감소에 따른 한 세대 회계의 감소(혹은 순재정부담의 감소)는 다른 세대 회계의 증가를 통해서만 달성되어야 한다는 것을 전제하고 있다. 정부의 예산제약은 현재 정부가 보유한 순자산과 현재와 미래의 정부 조세수입에서 정부에 의해 지불되는 모든 이전지출을 차감한 정부의 순조세가 재화와 용역에 대한 정부의 모든 미래 지출수준과 균형을 이루어야 한다는 것이다. 이러한 정부의 다기간 예산제약식을 식 (1)과 같이 좀 더 구체적으로 표시할 수 있다.

$$\sum_{s=0}^{D} N_{t,t-s} + \sum_{s=1}^{\infty} N_{t,t+s} + W_t = \sum_{s=t}^{\infty} G_s \prod_{j=t+1}^{s} \frac{1}{1+r_j} \tag{1}$$

$N_{t,k}$는 k년도에 태어난 세대가 정부에 대해 잔존생애 동안 부담하는 액수를 t년도까지 할인한 현재가치를 나타낸다. 식 (1)의 좌변 첫째 항은 각 개인이 최대 D년 동안 생존할 수 있다고 가정하고 현재 생존하는 각 세대의 순조세부담의 현재가치 $N_{t,k}$를 연령 $0(k=t)$인 세대로부터 연령이 D인$(k=t-D)$ 세대까지 합산한 것이다. 결국 식 (1) 좌변의 첫째 항은 현존하는 세대가 부담하는 순조세의 현재가치의 합이다. 식 (1) 좌변의 두 번째 항은 미래세대가 일생 동안 부담하는 순조세의 현재가치를 나타내고 있다. 좌변 세 번째 항(W_t)은 t년도 정부의 순자산(net wealth)을 나타낸다. 우변은 정부소비의 현재가치를 나타낸다. G_s는 s년도 정부소비를 나타내며, 모든 미래흐름이 r_j의 세전 수익률로 t년도까지 할인된다.

정부지출을 이전지출과 정부소비로 분류하는 방법에 대해서는 이견이 있을 수 있다.

분류의 기본원칙은 지출항목 혜택의 귀착이 명확한 경우는 이전지출로 분류하고 그렇지 않은 것은 정부소비로 분류하는 것이다. 따라서 본 연구에서는 이들 비용을 정부소비로 분류하였다. 한편, $N_{t,k}$는 보다 구체적으로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$N_{t,k} = \sum_{s=\max(t,k)}^{k+D} T_{s,k} P_{s,k} \prod_{j=t+1}^{s} \frac{1}{1+r_j} \tag{2}$$

식 (2)에서 $T_{s,k}$는 k년도에 태어난 세대원들이 s년도에 정부에 지불할 것으로 추계되는 평균 순지출을 나타낸다. 한편, $P_{s,k}$는 k년도에 태어난 세대 중 s년도에서의 생존자 수를 나타낸다. 특기할 만한 사항은 기준년인 t년도 이후에 태어난 세대의 경우($k > t$) 순재정부담 혹은 순조세부담의 합계가 출생연도(k)부터 시작하는 반면, t년도 이전에 태어난 세대는 출생연도부터 순재정부담의 합계가 이루어지는 것이 아니라 기준연도(t)부터 시작한다는 것이다. 다시 말하면, 세대 간 회계는 기본적으로 현재와 미래의 순재정부담에 초점을 맞추고 있다는 점이다.

여기서 세대 간 회계는 단순히 $N_{t,k}$ 값 집합으로 정의되며,[10] 이러한 방식으로 세대 간 회계를 정식화함으로써 정부의 예산제약식이 함축하는 바를 좀 더 명확하게 이해할 수 있다. 예를 들어 식 (1)의 우변을 고정시키고 현재세대에게 순조세부담을 경감시키는 경우 이는 식 (1) 좌변 첫째 항이 감소함을 의미하기 때문에 좌변 두 번째 항이 동일한 금액만큼 증가하여야 한다. 이러한 실험이 의미하는 바는 현재세대의 순재정부담을 경감하기 위해서는 미래세대에 대한 정부지출의 감소 또는 미래세대의 세부담 증가가 필요하다는 것이다.

현존하는 각 세대와 미래세대의 순재정부담($N_{t,k}$)을 산출하기 위해서는 현재와 미래에 생존하는 각 세대의 평균적인 사회보험료 부담, 조세부담, 이전수입액에 대한 추계가 필요하며, 각 세대의 인구수를 추계하기 위해서는 인구구조 변동에 대한 장래추계가 필요하다. 연도별·성별·세대별 사회보험료 부담, 조세부담, 이전수입 수급액에 대한 완전한 정보가 없는 상태에서 일반적으로 사용되고 있는 방법은 Auerbach *et al.*(1991)에서와 같이 일정 시점에서 각종 사회보험료 부담, 조세부담, 이전수입 수취액의 성별·연령별 추이(profile)[11]를 미시자료를 이용하여 추정하고, 이러한 성별·세대별 추이가 미래에도 계속 유지된다고 가정하는

---

10 통상적으로 세대 간 회계 산출 결과를 제시할 경우 $N_{t,k}$보다는 t년도에 현존하고 있는 세대의 경우 해당 세대의 인구수, 그리고 미래세대의 경우 예상 출생인구수로 나눈 값, 즉 각 세대에 속하는 대표적인 개인의 순조세부담을 제시하는 경향이 있다. 본 연구에서도 분석 결과를 이러한 형태로 제시한다.

11 여기서 말하는 성별·연령별 추이는 성별·연령별 평균 조세부담액(혹은 평균 이전수입)의 특정 집단(본 연구에서는 남성 40세 집단)의 수준과의 상대적 수준으로 정의된다.

것이다. 이러한 가정하에서 사회보험료 부담, 조세부담, 그리고 각종 이전수입의 연도별 총액의 예측치를 추정된 성별·세대별 추이에 따라 성별·세대별로 배분하고 각 세대의 순재정부담의 현재가치를 산출한다. 본 연구에서도 기본적으로 이러한 방법을 채택하였다.

이러한 세대 간 회계 산출방법은 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 현행의 재정정책이 그대로 유지되는 가상적인 상황을 상정하여 현재 생존하고 있는 세대들이 현재와 미래에 정부에 납부하여야 하는 조세와 사회보험료의 현재가치에서 정부로부터 잔여생애 동안 지급되는 이전수입액의 현재가치를 차감한 액수로 정의되는 순재정부담(혹은 순조세)을 각 세대별로 산출한다. 다음으로 현재와 미래의 정부소비 추계치(식 (1)의 우변)에서 현시점에서의 정부보유 순자산 가치(식 (1) 좌변의 세 번째 항)와 현재 생존하고 있는 세대들의 순재정부담의 합(식 (1) 좌변의 첫 번째 항)을 차감함으로써 정부소비갭을 계산한다. 정부의 예산제약식인 식 (1)에 의하면 정부소비갭은 미래세대들의 총재정부담으로 귀착된다. 마지막으로 산출된 미래세대의 순재정부담의 합을 미래세대의 총인구수로 나누어 미래세대 구성원 1인당 순재정부담을 산출한다.[12] 이러한 과정을 거쳐 산출된 미래세대의 순재정부담과 현재 생존하고 있는 세대의 순재정부담은 현시점에서의 정부재정의 건전성을 평가하는 데 매우 유용하다. 만일 현재세대, 대표적으로 기준연도 출생세대의 순재정부담에 비하여 미래세대의 순재정부담이 클 경우 이는 현행의 재정정책이 유지 가능(sustainable)하지 못하며 정부의 예산제약을 만족시키기 위해서는 미래세대의 순재정부담이 증가하여야 한다는 것을 의미한다. 또한 현재 생존하고 있는 세대(대표적으로 기준연도 출생세대)의 순재정부담과 미래세대의 순재정부담 간 격차를 산출하고 이를 바탕으로 현행의 재정정책하에서의 정부 재정부담을 어느 정도 미래세대에 전가하고 있는가를 평가할 수 있다. 미래세대의 생애순재정부담과 현재세대 중 기준연도 출생세대의 생애순재정부담을 비교하기 위해 세대 간 불평등도(Generational Imbalance: GI) 개념을 이용한다. 세대 간 불평등도는 다음과 같이 정의된다.

GI=(미래세대의 생애순재정부담 − 기준연도 출생세대의 생애순재정부담)
/기준연도 출생세대의 생애순재정부담 × 100

만일 GI가 0보다 크면 미래세대의 생애순재정부담이 현재세대보다 큰 것을 의미하며,

---

12 미래세대 1인당 순재정부담을 산정하는 데 있어 추가적으로 감안하여야 하는 것은 시간의 경과에 따른 생산성 증가이다. 이는 미래에 경제가 성장할 경우 미래세대가 피부로 느끼는 재정부담이 현재 생존하는 세대와 상이할 것이기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 미래세대의 순재정부담을 현재세대와 비교하기 위하여 경제성장에 의한 경제력의 증가를 미래세대의 인구수 증가의 경우와 같이 1인당 재정부담이 감소하는 효과를 명시적으로 감안하여 현재세대와 비교하였다.

따라서 현행의 제도는 유지 가능하지 못하다고 해석할 수 있다.

재정정책의 유지 가능성을 평가하는 데 유용한 세대 간 불평등도와 더불어 필요조세조정규모를 산출하여 재정정책을 평가할 수 있다. 필요조세조정규모는 〈Table 4〉에 제시되어 있는 바와 같이 특정 세대의 조세부담을 비례적으로 조정하여 장기재정수지균형을 달성할 수 있는 조정규모를 의미한다. 예를 들어 특정 시기 2020년에 세율을 조정하는 상황을 상정할 수 있다. 세율을 개편함으로써 2020년과 그 이후 생존하는 세대들의 조세부담을 상정하고 있는 정책하에서의 조세부담에 비례하여 조정할 경우, 현행 제도하에서의 부담수준의 몇 %를 조정하여야 장기재정수지균형을 달성할 수 있는지를 평가하는 방식이다. 여기서 말하는 장기재정수지균형은 현시점에서 정부수입의 현재가치와 정부지출의 현재가치가 동일하게 되는 상황을 말한다. 필요조세조정규모가 클수록 상정하고 있는 재정정책의 수지불균형 정도가 크다는 점을 의미한다.

2. 현행 재정정책에 대한 평가

기준연도를 2009년으로 가정하고 위에서 설명한 방식으로 산출한 세대 간 회계를 〈Table 3〉과 〈Table 4〉에 제시하였다.[13] 현행 제도하에서의 세대 간 회계는 〈Table 2〉의 시나리오 [1]에 해당한다.

〈Table 3〉에 의하면, 현행의 재정정책이 잔여생애기간 동안 적용된다는 전제하에서 산출된 현재세대의 회계에 비하여 미래세대의 순재정부담이 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 현재세대의 회계는 이들의 전 생애기간 동안의 순재정부담의 현재가치를 나타낸다는 점에서 미래세대의 순재정부담과 공통점이 존재한다. 연령이 0인 현재세대와 미래세대 간의 차이점은 현재세대의 순재정부담은 현행의 재정정책하에서 산출한 것인 반면, 미래세대의 순재정부담은 정부 수입과 지출 간의 불균형을 해소하기 위해 미래세대가 모든 부담을 진다는 가정하에서 산출되었다는 것이다. 현행의 재정정책이 유지 가능하기 위해서는 미래세대의 순재정부담이 연령이 0인 현재세대의 순재정부담을 상회해서는 안 되며,

13 세대 간 회계 추계를 위하여 실질 노동생산성 증가율을 제Ⅱ절에서 상정한 수준으로, 실질할인율을 3.0%로 가정하였다.

〈Table 3〉 Generational Accounts of Korea

(Unit: 1,000 won)

Age	Total	Public pension	Medical ins.	Long-term care ins.	MLSS	Basic pension	Emp. ins.	IACI[1]	Welfare policy expansion	Labor income tax	Capital income tax	Comp. tax	Asset-holding tax	Asset trans. tax	Other taxes	Edu. exp.[2]
0	242,979	−16,161	−19,613	−11,347	−15,812	−27,809	−3,420	1,853	−82,929	36,908	59,909	148,115	22,312	45,757	22,286	−81,176
5	243,323	−18,606	−17,754	−11,778	−16,074	−28,816	−3,660	1,916	−74,173	38,124	63,123	145,454	23,002	46,023	22,368	−79,237
10	243,238	−18,477	−17,216	−12,080	−16,028	−30,465	−3,862	2,028	−71,373	39,345	66,618	141,361	23,657	46,042	22,314	−55,957
15	243,196	−19,021	−18,048	−12,499	−15,968	−30,693	−4,045	2,118	−70,174	40,491	70,460	137,675	24,383	46,066	22,278	−29,107
20	231,413	−24,080	−20,226	−12,945	−15,712	−31,455	−3,975	2,056	−69,433	40,448	73,045	132,439	24,710	45,254	21,853	−6,027
25	188,696	−35,814	−25,392	−13,440	−15,772	−34,827	−3,401	1,753	−68,437	37,631	70,201	122,837	23,834	40,541	20,546	−230
30	149,167	−40,863	−30,806	−13,855	−15,797	−31,160	−2,952	1,400	−67,140	32,966	64,790	110,023	22,368	34,688	18,364	−145
35	95,718	−52,411	−35,487	−14,274	−15,731	−33,878	−2,637	1,117	−65,733	28,725	58,740	96,859	20,435	28,523	15,738	−132
40	44,380	−65,494	−40,329	−14,688	−15,508	−32,532	−2,472	693	−64,143	22,258	53,201	84,088	18,101	23,646	13,415	−119
45	−25,563	−97,976	−43,683	−15,168	−14,948	−35,568	−2,171	528	−61,941	16,628	47,956	72,071	16,270	19,166	11,334	−106
50	−34,246	−73,208	−46,142	−15,623	−14,240	−31,989	−1,931	312	−58,533	9,957	39,560	60,830	13,440	15,583	9,206	−93
55	−54,127	−62,431	−46,118	−15,770	−13,219	−30,348	−1,738	360	−53,432	4,646	32,618	49,549	10,535	10,727	7,063	−79
60	−61,546	−41,638	−43,752	−15,960	−12,318	−30,113	−1,403	108	−47,408	1,357	24,236	39,450	7,898	5,404	5,185	−66
65	−71,217	−34,082	−39,308	−15,398	−11,331	−28,795	−1,098	31	−40,123	125	17,944	30,424	5,722	907	3,641	−54
70	−51,080	−14,560	−32,237	−15,020	−9,941	−19,778	−979	−135	−31,527	0	12,485	22,642	3,954	50	2,440	−42
75	−43,759	−9,341	−26,067	−13,976	−8,367	−13,681	−728	−103	−23,421	0	7,382	17,122	2,352	0	1,648	−32
80	−36,997	−5,222	−19,651	−12,530	−6,673	−9,276	−515	−77	−16,258	0	3,529	11,055	1,343	0	1,020	−24
85	−30,070	−2,728	−13,814	−10,487	−4,920	−6,304	−360	−55	−10,434	0	1,433	6,055	581	0	529	−17
90	−25,800	−1,045	−9,061	−8,122	−3,325	−4,485	−233	−37	−5,781	0	197	190	51	0	70	−11
95	−18,427	−777	−6,588	−5,723	−2,535	−2,874	−164	−27	−3,309	0	67	141	9	0	45	−8
99	−5,130	−286	−1,904	−1,385	−752	−820	−46	−8	0	0	15	41	2	0	13	−2
Future gen.	623,878	58,414	48,920	21,457			3,948	−1,819								

Note: 1) Industrial accident compensation insurance.
2) Public educational expenditure.

〈Table 4〉 Generational Imbalance (GI) and Required Tax Adjustment

(Unit: %)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Generational imbalance (GI)	156.8	89.9	50.2	39.2	347.8	199.5	23.9	15.9
Account 1 for current generation[1)]	11.2	14.3	17.0	18.0	7.4	10.5	20.3	21.4
Account 1 for future generation[2)]	28.7	27.2	25.5	25.0	33.0	31.5	25.2	24.8
Account 2 for current generation[3)]	24.6	31.5	37.2	39.5	16.2	23.1	44.7	46.9
Account 2 for future generation[4)]	63.1	59.7	55.9	55.0	72.5	69.1	55.4	54.4
Required tax adjustment								
Current generation[5)]	52.0	36.5	20.4	17.0	68.8	54.3	6.7	4.0
Future generation[6)]	53.8	35.9	19.0	15.7	70.3	53.1	5.7	3.5
2020[7)]	29.1	19.8	10.7	8.9	38.2	29.3	3.3	2.0
2030[7)]	32.7	22.1	11.9	9.8	42.8	32.7	3.6	2.2
2040[7)]	37.4	25.3	13.5	11.2	48.9	37.4	4.1	2.5
2050[7)]	43.2	29.2	15.5	12.9	56.5	43.1	4.7	2.9

Note: 1) Net payment of current generation aged 0 / 2009 GDP per capita.
2) Net payment of future generation / 2009 GDP per capita.
3) Net payment of current generation aged 0 / Lifetime Labor Income.
4) Net payment of future generation / Lifetime Labor Income.
5) Adjust the tax burden of the current generations (% of tax burden under current policy).
6) Adjust the tax burden of the future generations (% of tax burden under current policy).
7) Adjust the tax burden of the generations alive at the year and thereafter (% of tax burden under current policy).

만일 그렇다면 미래 어느 시점에는 조세부담의 상향조정이 불가피하다는 것이다.

〈Table 4〉는 세대별 순재정부담을 2009년도 1인당 GDP 대비 비율로 표시하였다. 기준연도에 출생한 세대(연령 0)의 순재정부담은 2009년도 1인당 GDP의 약 11.2배로 나타나고 있다. 이 수준의 순재정부담을 평가하기 위해 기대수명을 약 80년으로 잡으면, 기대수명 동안의 소득금액의 약 14.0%(=11.2/80×100)에 해당되는 금액으로 환산할 수 있다. 현행의 재정정책하에서 순재정부담을 산출한 연령 0세대의 순재정부담이 낮은 수준이라고 하기 어렵다. 미래세대의 재정부담은 더욱 크게 나타나고 있다. 기대수명 동안의 소득금액의 약 35.87%(=28.7/80×100)로서 매우 높은 수준이라고 할 수 있다. 따라서 빠른 시일 내에 재정건전성을 제고하는 조치가 이루어지지 않으면, 미래세대의 재정부담이 감내하기 어려운 수준으로 증가할 가능성이 높다고 사료된다.

현재세대와 미래세대의 재정부담을 평가하기 위해 생애노동소득의 현재가치(평생소득) 대비 순재정부담을 산출하였다. 현재세대 중 연령 0세의 평생소득 대비 순재정부담은 24.6%이며, 미래세대의 경우 63.1%로 나타났다. 따라서 현행의 재정정책을 그대로 유지

할 경우 미래세대의 순조세부담이 과도하게 높아질 가능성이 크다고 할 수 있다.

〈Table 4〉에 의하면, 세대 간 불평등도(GI)의 규모가 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 시나리오 [1]하에서는 세대 간 불평등도가 157%로 나타나고 있다. 이것이 의미하는 바는 현재세대에게 현행 제도가 적용된다는 전제하에서 연령이 0인 현재세대의 순재정부담에 비하여 미래세대의 순재정부담이 157% 높은 수준이 되어야 정부의 장기재정균형이 회복된다는 것이다. 〈Table 4〉에 보고되어 있는 필요조세조정규모도 이러한 장기재정불균형을 잘 나타내고 있다. 시나리오 [1]하에서 필요조세조정규모는 2020년 조정 시 29.1%, 2030년(2040년, 2050년) 조정 시 32.7%(37.4%, 43.2%)로 전망된다. 필요조세조정규모 추계치가 상당히 크게 나타나고 있으며, 따라서 현행 재정정책하에서 재정불균형이 매우 심각하게 나타날 가능성이 높다.

순재정부담에 영향을 미치는 재정정책 각 항목의 중요성을 살펴보면 다음과 같은 점을 발견할 수 있다. 국민연금법 개정이 국민연금 급여지출액을 감소시키고 재정건전성 제고에 일조하였음에도 불구하고 재정불균형에 공적연금이 상당히 크게 기여하는 것으로 나타났다. 인구 1인당 순재정부담이 공적연금의 경우 음(−)의 부호를 나타내고 있고, 그 절댓값도 다른 항목에 비하여 높게 나타나고 있어, 여전히 재정건전성 제고를 위한 개편이 필요한 실정이다. 특히 공무원연금이 재정불균형에 상당히 많은 기여를 하였다. 〈Table 3〉에는 보고되지 않았지만, 국민연금과 공무원연금의 회계를 따로 산출한 경우, 미래세대의 회계가 공무원연금의 경우 국민연금의 44.1% 수준으로 가입자 수에 비하여 현저히 높은 수준이다. 국민연금의 경우 2007년 국민연금법 개정 이전 제도하에서와 비교하여 개정 이후 제도하에서의 재정건전성이 상당히 개선된 것으로 나타나는 반면, 공무원연금의 경우 재정건전성 문제가 개선되지 않아 재정불균형이 해소되어야 할 여지가 국민연금에 비하여 크게 나타나고 있다.

건강보험의 경우는 공적연금에 비하여 재정불균형의 문제가 더욱 심각하게 나타나 재정건전성 제고의 여지가 많이 있는 것으로 나타났다. 2004년 이후 보험료를 상향조정하였음에도 불구하고 모든 현재세대의 순재정부담이 음(−)의 부호를 나타내고 있으며, 생애기간 동안의 순편익(=건강보험급여−보험료)의 절댓값도 공적연금에 비하여 매우 높게 나타나고 있다. 또한 미래세대의 회계도 공적연금의 84%로서 매우 높은 수준으로 나타났다. 건강보험의 재정불균형은 최근 건강보험의 보장성 확대와 인구의 고령화에 따른 의료비지출의 증대, 약제비 등의 빠른 증가, 보장성 확대에 의한 본인부담분 감소에 따른 의료서비스 수요량의 증대 등으로 인해 최근 건강보험급여 지출이 빠르게 증가한 데 기

인한다.

장기요양보험의 경우 현재세대 중 저연령세대의 경우 순재정부담이 음(-)의 부호를 나타내고 있으며, 기준연도 연령 0세대의 순재정의 절댓값이 건강보험의 58% 수준으로 나타나고 있다. 기초연금의 경우 급여수급대상자 1인당 수급액은 크지 않으나, 급여대상자 범위가 매우 넓은 관계로 생애기간 동안의 인구 1인당 수급액의 현재가치가 매우 크게 나타나고 있다. 현재세대의 순재정부담으로 나타나는 생애기간 동안 수급액의 현재가치로 보면 기초생보급여 수준에 이르는 것으로 나타나고 있다.

주목할 만한 사항은 최근 논의되고 있는 무상의료를 비롯한 복지지출 확대 시나리오에 의한 재정부담('복지지출 증대'로 지칭)이 매우 높을 것으로 예상된다는 점이다. '복지지출 증대' 시나리오에 의한 이전지출을 생애현재가치로 환산할 경우 기초생보와 기초연금에 비하여 그 규모가 매우 클 것으로 예상된다.

재정수입 측면을 보면, 한국 조세제도의 특징이 잘 드러나고 있다. 생애기간 동안의 조세부담의 현재가치는 노동소득세에 비하여 자본소득세의 규모가 더 크게 나타나고 있으며, 노동소득세와 자본소득세에 비하여 소비세 부담이 더 크게 나타나고 있어 부가가치세 중심 세제의 특징이 잘 드러나고 있다. 재산과세의 경우도 자산보유세에 비하여 자산거래세 부담이 여전히 높게 나타나고 있다. 종합부동산세의 도입 등 자산보유세가 강화된 측면이 있으나 여전히 자산거래세의 부담이 더 높게 나타나고 있다. 주로 목적세로 구성되어 있는 여타 조세의 경우도 자산보유세 부담을 약간 하회하는 규모로서 여전히 큰 규모를 차지하고 있다.

3. 복지확대정책 및 재정안정화정책의 효과

본 절에서는 제Ⅱ장에서 상정한 정책시나리오(Table 2 참조)하에서 세대 간 회계를 산출하였다. 무상의료 등 복지지출 증대 시나리오 반영 여부, 사회보험료 상향조정 여부, 조세부담률 상향조정 여부 및 상향조정폭에 따라 8가지 상황을 상정하였다.

사회보험료율 혹은 조세부담률을 상향조정할 경우 현재세대의 순조세부담이 높아지는 반면 미래세대의 조세부담이 낮아져 세대 간 불평등도가 낮아지는 경향이 있다(Table 4 참조). 예를 들어 시나리오 [3], [4]에서의 세대 간 불평등도가 시나리오 [1]하에서의 세대 간 불평도에 비하여 낮아지며, 필요조세조정규모도 낮아진다. 또한 무상의료 등 복지지출 증대 시나리오하에서도 사회보험료율 혹은 조세부담률을 상향조정할 경우 세대 간

불평등도가 낮아지고 필요조세조정규모도 낮아지게 된다([5]와 [7], [8] 비교). 주목할 만한 사항은 복지지출 증대 시나리오를 반영해 사회보험료를 상향조정하고 조세부담률을 대폭 상향조정할 경우(시나리오 [7], [8])가 시나리오 [3], [4], 즉 복지지출 증대 시나리오를 반영하지 않고 조세부담률을 상향조정한 경우에 비하여 필요조세조정규모가 작다는 사실이다. 필요조세조정규모가 상대적으로 작다고 하여 재정이 건실하다고 보기는 어렵다. 이는 〈Table 4〉에서 확인할 수 있다. 복지지출 증대 시나리오를 반영하고 조세부담률을 32.65%로 상향조정한 경우([8]) 현재세대의 회계를 2009년 1인당 GDP로 나눈 비율은 21.4배로서 이는 생애소득규모 대비 비율로 환산할 경우 약 26.8%(=21.4/80×100)로서 매우 높은 수준이며, 미래세대의 순조세부담을 생애소득규모 대비 비율로 환산할 경우 31.0%(=24.8/80×100)로서 매우 높은 수준임을 알 수 있다. 평생소득 대비 순조세부담은 현재세대 중 기준연도에 연령이 0인 세대의 경우 46.9%, 미래세대의 경우 54.4%로서 매우 높은 수준이다. 생애기간 동안 순재정부담을 생애소득 대비 규모로 평가한 수준이 매우 높다는 것은 이러한 정책의 수용성을 보장할 수 없다는 점에서 재정지출규모를 일정 수준으로 통제할 필요성을 본 연구의 결과가 보이고 있다고 사료된다.

〈Table 4〉에 의하면, 2050년 시점의 (관리대상수지 기준) 국가부채 수준을 현재와 비슷한 수준으로 유지하기 위해 조세부담률을 조정하는 경우([3], [4], [7], [8])도 세대 간 불평등도가 여전히 (+)로 나타나고 대부분의 경우 장기재정균형을 위한 필요조세조정규모도 (+)로 나타나고 있다. 〈Table 5〉는 세대 간 불평등도를 0에 근접시키기 위해 조세부담률을 2050년까지 점진적으로 상향조정하는 시나리오를 상정한 추계 결과를 제시하고 있다. 시나리오 [9]([10])는 재정지출 수준과 사회보험료를 현행 수준으로 유지하는(사회보험료를 상향조정하는) 경우를 상정하고 조세부담률을 2050년까지 점진적으로 31.13%(28.69%) 수준까지 상향조정하는 상황을 상정하였으며, 시나리오 [11]([12])은 복지예산 증액 시나리오를 반영하고 사회보험료를 현행 수준으로 유지하는(사회보험료를 상향조정하는) 경우를 상정하고 조세부담률을 2050년까지 점진적으로 37.97%(35.53%) 수준까지 상향조정하는 상황을 상정하였다.

〈Table 5〉에 의하면, 세대 간 불평등도를 제거하기 위해 조세부담률을 점진적으로 상향조정할 경우 현재세대 중 출생연도가 늦을수록, 즉 연령이 낮을수록 순조세부담이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 조세부담률이 일시에 특정 수준으로 상향조정되지 않고 점진적으로 상향조정됨에 따라 높은 세율이 적용되는 시기에 생애기간 중 많은 기간을 생존하는 세대, 즉 출생연도가 늦은 세대일수록 생애기간 동안 부담하여야 하는 조세부담이

〈Table 5〉 Generational Accounts under GI Reduction Scenarios

(Unit: 1,000 won)

Current generations by age	[9][1]	[10][2]	[11][3]	[12][4]
0	481,830	484,657	506,686	509,513
5	468,771	474,216	497,132	502,578
10	450,355	452,580	474,313	476,539
15	429,284	429,787	445,960	446,463
20	391,783	393,211	398,255	399,682
25	321,077	319,306	316,231	314,460
30	254,321	251,585	238,553	235,817
35	177,217	172,668	152,088	147,540
40	105,329	100,126	72,180	66,977
45	18,386	13,452	−20,741	−25,675
50	−4,334	−8,224	−47,066	−50,956
55	−34,670	−37,484	−77,652	−80,466
60	−49,559	−51,552	−90,384	−92,376
65	−64,298	−65,577	−100,506	−101,784
70	−47,497	−48,242	−76,938	−77,682
75	−42,188	−42,527	−64,660	−64,998
80	−36,466	−36,584	−52,394	−52,512
85	−29,990	−30,008	−40,373	−40,391
90	−25,791	−25,793	−31,568	−31,569
95	−18,426	−18,426	−21,734	−21,735
99	−5,130	−5,130	−5,130	−5,130
Future generations	481,853	484,495	506,755	509,396

Note: 1) Raise tax burden ratio up to 31.13% under scenario [1].
2) Raise tax burden ratio up to 28.69% under scenario [2].
3) Raise tax burden ratio up to 37.97% under scenario [5].
4) Raise tax burden ratio up to 35.53% under scenario [6].

높아지기 때문이다. 〈Table 6〉에 보고되어 있는 장기재정균형 회복을 위한 필요조세조정 규모는 (−) 부호를 보이고 있다. 이는 시나리오 [9]~[12]하에서 조세부담률을 점진적으로 상향조정하는 상황을 상정한 관계로 미래 시기의 조세부담률을 과도하게 상향조정한 점에 기인한다. 만일 조세부담률을 일시에 상향조정하고 일정 수준을 유지할 경우 필요조세조정규모가 〈Table 6〉에 보고되어 있는 규모보다 줄어들 수 있을 것으로 사료된다.

지금까지는 실질이자율 수준을 3%로 상정하였다. 이자율 수준으로 표현되는 정부의 재원조달의 기회비용의 변화가 정부재정 건전성에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 경제 [1]하에서 이자율 4%, 2%를 상정하여 (관리대상수지 기준) 국채규모를 산출하였다(Figure 11).

〈Table 6〉 Generational Imbalance (GI) and Required Tax Adjustment under GI Reduction Scenarios

(Unit: %)

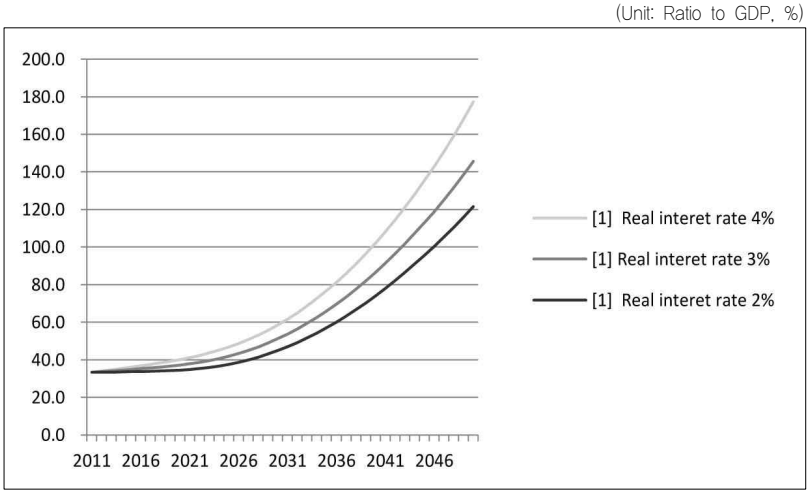
	[9][1]	[10][2]	[11][3]	[12][4]
Generational imbalance (GI)	0	0	0	0
Account 1 for current generation[5]	22.2	22.3	23.3	23.5
Account 1 for future generation[6]	22.2	22.3	23.3	23.5
Account 2 for current generation[7]	48.7	49.0	51.2	51.5
Account 2 for future generation[8]	48.7	49.0	51.2	51.5
Required tax adjustment				
Current generation[9]	−4.8	−3.7	−5.0	−4.1
Future generation[10]	−4.2	−3.2	−4.2	−3.5
2020[11]	−2.4	−1.9	−2.4	−2.0
2030[11]	−2.6	−2.1	−2.7	−2.2
2040[11]	−3.0	−2.3	−3.0	−2.5
2050[11]	−3.4	−2.7	−3.5	−2.9

Note: 1) Raise tax burden ratio up to 34.13% under scenario [1].
2) Raise tax burden ratio up to 28.69% under scenario [2].
3) Raise tax burden ratio up to 37.97% under scenario [5].
4) Raise tax burden ratio up to 35.53% under scenario [6].
5) Net payment of current generation aged 0 / 2009 GDP per capita.
6) Net payment of future generation / 2009 GDP per capita.
7) Net payment of current generation aged 0 / Lifetime Labor Income.
8) Net payment of future generation / Lifetime Labor Income.
9) Adjust the tax burden of the current generations (% of tax burden under current policy).
10) Adjust the tax burden of the future generations (% of tax burden under current policy).
11) Adjust the tax burden of the generations alive at the year and thereafter (% of tax burden under current policy).

그 결과, 이자율 1%p 차이만으로도 국채규모가 상당히 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 국채규모에 대한 효과는 누적적으로 나타나 2050년 시점의 국채규모는 실질이자율 4%(2%)를 상정할 경우 이자율 3%를 상정할 경우와 비교하여 약 20.8%(15.9%) 큰(작은) 것으로 나타났다. 〈Table 7〉은 상이한 이자율을 상정할 경우 2050년 시점의 (관리대상수지 기준) 국채규모를 현 수준으로 유지하기 위한 조세부담률 수준이 어느 정도 변화하는지를 보이고 있다. 실질이자율이 4%로 높아지는 경우 조세부담률 수준이 실질이자율이 3%인 경우와 비교하여 0.60~1.24%p 상향조정되어야 하며, 이자율이 2%로 낮아지는 경우 0.62~1.11%p 낮아질 수 있는 것으로 나타났다.

[Figure 11] National Debt (Management-Target Budget Base)

(Unit: Ratio to GDP, %)



〈Table 7〉 Required Tax Burden Ratio under Alternative Interest Rates[1)]

	[3]	[4]	[7]	[8]
3%	23.93%	22.72%	33.86%	32.65%
4%	24.66%	23.42%	35.10%	33.86%
2%	23.28%	22.10%	32.75%	31.57%

Note: 1) Tax burden is adjusted so that the national debt/GDP ratio as of 2050 is maintained at current level.

Ⅳ. 결 론

본 연구에서는 세대 간 회계를 이용하여 현행 재정정책의 유지 가능성과 최근 논의되고 있는 복지확대정책이 재정건전성과 세대 간 형평성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 복지정책은 대부분 수급권보장정책이어서 현행의 제도가 현시점의 정부지출뿐만 아니라 미래의 정부지출에도 영향을 미친다는 점을 감안, 현재와 미래의 정부지출 및 정부수입의 흐름을 고려하여 정부재정을 분석할 수 있는 세대 간 회계를 분석틀로 하여 복지확대정책의 효과를 분석하였다. 본 연구에서 얻은 결과와 정책적 시사점은 다음과 같다.

현행 재정정책은 유지 가능하지 못하며, 재정수지 불균형도 매우 심한 것으로 나타났다. 재정수지 불균형도의 지표로 이용될 수 있는 필요조세조정규모, 즉 장기재정균형을

달성하기 위해 상향조정되어야 하는 조세부담규모가 매우 크게 나타나고 있다. 더욱 문제가 되고 있는 점은 재정수지를 개선하기 위해 사회보험료율과 조세부담률을 상향조정한다고 해도 문제가 해결되기 어렵다는 점이다. 즉, 사회보험료율과 세율을 대폭 상향조정하더라도 재정지출 수준을 통제하지 않는 한 납세자의 재정부담이 감내할 수 없을 정도로 높아질 수 있다. 또한 최근 논의되고 있는 무상의료와 같은 복지지출 확대정책은 납세자의 재정부담을 대폭적으로 높이게 된다. 무상급식, 무상보육, 반값등록금 지급과 관련된 복지확대정책은 현시점에서의 금액이 비교적 크지 않으며 낮은 출산율로 인해 향후 보육인구와 학령인구가 줄어듦에 따라 지출액이 줄어들 것으로 예상되어 이들 정책으로 인한 재정부담의 증대규모가 비교적 크지 않은 반면, 무상의료의 경우는 현시점에서의 금액도 매우 클 뿐만 아니라 인구의 노령화로 인해 수급자 수가 증대될 것으로 예상되므로 이로 인한 재정부담이 매우 클 것으로 예상된다.

최근 정치권을 중심으로 복지확충에 대한 여론이 형성되고 있다. 복지정책이 예기치 못한 경제적 위험으로부터 국민을 보호한다는 점에서 의의가 있으나 비용 통제에 대한 고려가 부족할 경우 이로 인한 재정부담이 감내하지 못할 수준에 이를 가능성도 배제하지 못한다. 특히 노인층에 대한 지원확대정책은 노인인구의 비중이 높지 않은 현시점에서는 지출규모가 크지 않지만 인구의 고령화가 진전된 시점에서는 그 규모가 매우 커질 가능성이 높다. 이러한 점에서 재정착시 현상을 극복하고 적정한 복지지출 수준을 유지할 수 있는 정책을 수립하기 위해서는 세대 간 회계에서와 같이 해당 정책으로 인해 유발될 미래의 재정지출에 대한 적절한 고려가 필요할 것이다.

참고문헌

공적노인요양보장제도실행위원회, 「공적노인요양보장제도 실시모형 개발연구」, 2005.

선우덕・김찬우・최정수 외, 『노인장기요양보험제도 시범사업 평가연구(2차)』, 보건복지부・한국보건사회연구원, 2007.

서동민, 「노인장기요양보험」, 김우철 편, 『장기 복지재정 추계모형 구축』, 제7장, 한국조세연구원, 2007.

서동민・장병원, 「노인요양제도 도입에 따른 재정추계 기본모형 개발 및 관련 변수에 대한 연구」, 『사회보장연구』, 제21권 제4호, 2005, pp.161~198.

선우덕・석재은・김찬우 외, 『노인수발보험제도 시범사업 평가연구(1차)』, 정책보고서 2006-17, 한국보건사회연구원, 2006.

전영준, 「연금과세가 장기재정에 미치는 효과분석: 세대 간 회계를 이용한 접근」, 『재정학연구』, 제1권 제2호, 한국재정학회, 2008, pp.1~36.

전영준, 「공적연금에 대한 재정분석: 세대 간 회계를 이용한 접근」, 『재정논집』, 제17집 제2호, 2003, pp.11~151.

전영준, 「건강보험 재정부담의 귀착: 세대 간 회계를 이용한 접근」, 『경제학연구』, 제52집 제2호, 2004, pp.193~240.

전영준・이기영, 「공적자금의 재정부담 귀착에 관한 연구: 세대 간 회계를 이용한 접근」, 『국제경제연구』, 제9권 제3호, 2003, pp.127~162

전영준・안종범, 「한국의 적정조세부담률에 대한 연구」, 『경제분석』, 제13권 제3호, 2007, pp.1~43.

정경희・석재은 외, 「공적노인보장제도 평가・판정체계 및 급여・수가 개발」, 한국보건사회연구원, 2005.

최병호, 「노인요양보험제도 도입방안 연구」, 한국보건사회연구원, 2001.

Auerbach, A., J. Gokhale, and L. Kotlikoff, "Generational Accounts: A Meaningful Alternative to Deficit Accounting," *Tax Policy and the Economy* 5, National Bureau of Economic Research, 1991, pp.55~110.

Auerbach, Alan J. and Young Jun Chun, "Generational Accounting in Korea," *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol. 20, No. 2, 2006, pp.234~268.

Auerbach, Alan J. and Philip Oreoploulos, "The Fiscal Effects of U.S. Immigration: A Generational-Accounting Perspective," *Tax Policy and the Economy* 14, 2000,

pp.123~156.

Auerbach, Alan J., Young Jun Chun, and Ilho Yoo, "The Fiscal Burden of Korean Reunification: A Generational Accounting Approach," *FinanzArchiv*, Vol. 61, No. 1, 2005, pp.62~97.

Auerbach, A., L. Kotlikoff, and W. Leibfritz (eds.), *Generational Accounting Around the World*, NBER and University of Chicago Press, 1999.

Baily, Martin and Alan M. Garber, "Health Care Productivity," *Brookings Papers: Microeconomics*, 1997, pp.143~215.

Baumol, W. J., "Health Care, Education and the Cost of Disease: A Looming Crisis for Public Choice," *Public Choice*, Vol. 77, 1993, pp.17~28.

European Commission, *Generational Accounting in Europe*, 2000.

Gerdtham, U-G, "Essays on International Comparison of Health Care Expenditure," *Linkoping Studies in Arts and Science* 66, Linkoping University, 1991.

Gerdtham, U-G, "Pooling International Health Care Expenditure Data," *Health Economics* 1, 1992, pp.217~231.

Gerdtham, U-G., F. Andersson, and J. Sogaad, "Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-sectional Study of the OECD Countries," *Journal of Health Economics*, Vol. 11, 1992a, pp.217~231.

Gerdtham, U-G., F. Andersson, and J. Sogaad, "Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-sectional Study of the OECD Countries," in P. Zweifel and H. Frech (eds.), *Health Economics Worldwide*, Kluwer Academic Publishers, 1992b.

Gerdtham, U-G., F. Andersson, J. Sogaad and B. Jonsson, "Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-sectional Study of the OECD Countries," Center for Medical Technology Assessment (CMT), University of Linkoping, Sweden, 1988.

Headen, Jr., Alvin E., "Economic Disability and Health Determinants of the Hazard of Nursing Home Entry," *Journal of Human Resources*, Vol. 28, 1991, pp.80~110.

Leu, R. E., "The Public-Private Mix and International Health Care Costs," in A. J. Culyer and B. Jonsson (ed.), *Public and Private Health Services*, Basi Blackwell, Oxford, 1986.

Leu, R. E. and T. Schaub, "Does Smoking Increase Medical Care Expenditure?" Social Science of Medicine, Vol. 17, 1983, pp.1907~1914.

Martins, Joaquim Oliveira and Christine de la Maisonneuve, "The Drivers of Public Expenditure on Health and Long-Term Care: An Integrated Approach," OECD Economic Studies, No. 43, 2006.

Newhouse, J. P., "Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey," *Journal of Human Resources*, Vol. 12, 1997, pp.115~162.

Newhouse, Joseph P. and the Insurance Experiment Group, *Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Cambridge University Press, M.A.; Harvard University Press, 1993.

OECD, "Projecting OECD Health and Long-Term Care Expenditures: What Are the Main Drivers," Economics Department Working Papers, No. 477, 2006.

OECD, *OECD Health Systems: Facts and Trends 1960-1991*, *Health Policy Studies*, No. 3, Paris, 1993.

Pilat, D, "Comparative Productivity of Korean Manufacturing, 1967~1987," *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No. 1, 1995, pp.123~144.

Sato, Mikiya, Hedeki Hashimonto, Nanako Tamiya, and Eiji Yano, "The Effect of a Subsidy Policy on the Utilization of Community Care Services under a Public Long-Term Care Insurance Program in Rural Japan," *Health Policy* 77, 2006, pp.43~50.

韓國開發研究
제34권 제3호(통권 제116호)

고학력 청년층의 미취업 원인과 정책적 대응방안: 일자리 탐색이론을 중심으로

김 용 성
(한국개발연구원 선임연구위원)

Joblessness among the Highly Educated Youth in Korea: The Causes and Policy Implications

Yong-seong Kim
(Senior Fellow, Korea Development Institute)

* 본 연구는 기 발간된 『청년실업의 원인과 정책적 대응방안』(정책연구시리즈 2008-09, 한국개발연구원, 2008)을 수정 및 보완한 것임을 밝힌다.

김용성: (e-mail) yongkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.

• Key Word: 청년 미취업(Youth Unemployment), 일자리 탐색이론(Job Searching Theory), 계량분석(Quantative Analysis)
• JEL Code: J64
• Received: 2012. 1. 12 • Referee Process Started: 2012. 2. 3
• Referee Reports Completed: 2012. 5. 10

ABSTRACT

Despite continuous efforts of the government, youth joblessness in Korea has remained as a top policy priority. At this end, the study focuses on the causes of youth labor market problems and tries to seek for policy directions. While the previous research attempted to explain youth joblessness based on the labor demand and supply, this study follows a job search model which emphasizes a job matching process. A theoretical model and empirical results predict that a mean duration of unemployment could decrease if an implicit income of unemployment declines or a rate of job offer rises. From policy point of view, it is advisable to raise incentives for labor demand and to strengthen employment services because a policy to lower an implicit income of unemployment may not secure policy target efficiency.

최근까지 정부의 많은 정책적 노력에도 불구하고 미취업 청년층의 문제는 해결하여야 할 중요한 과제로 남아 있다. 본 연구의 목적은 우리나라 고학력 청년층 미취업의 원인을 분석하고 개선을 위한 정책방향을 모색하는 데 있다. 노동 수요와 공급의 측면에서 분석하던 기존의 연구와는 달리 본 연구는 구인과 구직의 일자리 탐색과정에 초점을 맞추었다는 점에서 차별성이 있다. 구체적으로 미취업 시 소득과 일자리의 제안확률의 변화가 청년층 노동시장에 미치는 효과에 대하여 이론적 모형을 소개하고 실증적 분석을 실시한 결과, 미취업 시 소득이 낮아지거나 일자리 제안확률이 높아질 경우 모두 평균 미취업기간을 단축시킬 것으로 예상되었다. 그러나 정책대상의 구체성과 정책의 효과성(target efficiency) 측면에 비추어 볼 때 미취업 청년층에 대한 노동수요를 유인하는 정책을 통하여 일자리 기회를 확대하고 이를 취업으로 연결시키는 고용지원서비스의 기능을 강화하는 방향으로 정책의 역량을 모아 나가는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

Ⅰ. 서 론

과거부터 현재까지 정부는 정책의 최우선 순위에 일자리 창출을 두고 지속적인 노력을 경주하고 있다.[1] 특히 청년층을 위한 일자리 창출은 시급하게 해결되어야 할 경제문제를 떠나 사회적 이슈가 된 지 오래다. 이에 따라 정부는 수차례 청년층 노동시장의 활성화를 위한 대책을 발표하고 시행하였다. 2003년의 3,612억원을 시작으로 2009년에는 1조 3,240억원을 투입하여 일자리 제공(인턴 등)과 직업훈련(직장체험, 연수 등)을 중심으로 하는 범부처 종합대책을 수립하여 추진하였으며, 공공부문 적극적 일자리 제공, 다양한 직장체험 기회 제공 및 직업훈련과 취업알선기능을 활성화하기 위한 대책을 마련하였다. 또한 2008년에는 정부지원 인턴일자리 제공과 글로벌 청년리더 양성사업 등을 통해 청년층 미취업 해소를 위하여 상당한 인적·물적 자원을 투자하고 있다. 또한 최근에는 미취업 청년층의 구직활동을 촉진하기 위하여 구직활동비를 정부가 보조하는 정책안을 검토 중에 있다.

미취업 청년층의 취업촉진을 위한 일련의 정부 정책에도 불구하고 최근까지 미취업 청년층의 문제가 가시적인 개선의 효과를 보여주지 못하고 있다. 청년층의 구직난과 미취업 청년층의 증가는 여전히 심각한 문제로 남아 있으며, 향후 경기부진이 전망됨에 따라 앞으로 청년층의 고용시장은 더욱 어려워질 것으로 예상되고 있다. 따라서 청년층 고용촉진을 위하여 정책적 방향이 절실히 요구되고 있다.

본 연구에서는 기존의 노동공급과 노동수요에 의해 결정되는 시장모형에서 벗어나 일자리 탐색과정에 초점을 두고 그 원인을 살펴보고자 한다. 순탄하지 못한 일자리 탐색과정이 청년층 미취업의 상당한 원인이 되고 있다는 정황적 주장이 제기되는 데 비해 이를 이론적 모형과 실증분석을 통해 살펴본 연구는 매우 드물다. 실증분석이 부진하였던 이유는 이론적 모형을 뒷받침할 자료의 부족과 변수들을 설정하는 작업이 용이하지 않았기 때문이다. 물론 본 연구도 이러한 제약에서 완전히 자유롭지 못하다는 한계를 가지고 있지만 기존의 자료를 최대한 활용하면서 어느 정도 수용 가능한 가정에 기초하

1 정부는 청년고용촉진특별법에 따라 청년고용대책을 수립하여 시행해 오고 있다. 2003년 「청년실업종합대책」, 2005년 「청년고용촉진대책」, 2007년 「청년실업보완대책」 등을 발표하였다.

여 실증분석에 필요한 변수를 추정하고 계량화하고자 한 시도는 그 나름의 가치가 있다고 생각된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 기존 문헌에 대하여 간략하게 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 일자리 탐색이론을 소개하고, 비교정태분석을 실시하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석에 사용된 자료, 실증분석 방법과 결과를 제시하였다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하였다.

Ⅱ. 청년층 미취업에 대한 기존 연구[2]

본 장에서는 기존 문헌을 중심으로 청년층 노동시장의 문제점에 대한 원인과 결과를 간략히 소개한 후 본 연구의 차별성에 대하여 언급하고자 한다.

기존 논문에서 지적된 청년실업의 원인들을 살펴보면, 크게 ① 경제성장률의 하락과 경제의 일자리 창출능력의 저하 및 괜찮은 일자리의 부족(수요요인), ② 고학력화에 따른 학력과잉(공급요인), ③ 근로자 자질에 대한 불확실성으로 인한 비정규직 및 경력직 선호(채용패턴의 변화), ④ 구인 및 구직 과정에서의 문제(일자리 매칭) 등이다.

노동수요의 측면에서 이병희(2004)는 경제의 성장 둔화와 함께 고용흡수력의 저하가 청년층 일자리에 대한 수요를 약화시키고 있으며, 그 결과 청년층 실업의 원인이 되고 있다고 주장하였다. 특히 청년층의 경우 청년층 생산가능인구의 감소에도 불구하고 고용률이 감소하여 왔으며, 청년층이 선호하는 대기업의 경우에도 일자리 창출이 원활히 이루어지지 않고 있는 점은 청년층에 대한 노동수요의 감소를 시사한다고 보았다. 정봉근(2004)은 고학력 청년층이 취업하기를 희망하는 주요 기업(30대 대기업, 공기업, 금융산업)을 대상으로 취업자 수 추이를 살펴본 결과, 소위 '괜찮은 일자리'가 지속적으로 감소하는 현상이 나타나 청년실업의 원인이 되고 있음을 지적하였다.

노동공급의 측면에서 청년실업을 분석한 기존의 연구를 살펴보면, 1990년대 이후 청년층의 고학력화 현상이 가속화되었고, 고학력 청년층의 양산은 이들이 취업할 수 있는 일자리에 비해 과잉공급으로 이어져 청년층 실업문제로 나타나게 되었다는 것이다(원종학 외[2005]; 오호영[2005]; 이병희 외[2005]; 박성준 외[2005]; 김주섭[2005]). 특히 이병희

2 본 장은 김용성(2008)을 요약 발췌하였음을 밝힌다.

외(2005)는, 1990년대 중반 이후 전체 대졸자의 교육투자 수익률의 감소가 멈추고 있음에도 불구하고 청년층 대졸자의 상대적 임금이 지속적인 하락세를 보이는 것으로 나타나 적어도 고학력 청년층에 대한 노동수요에 비하여 고학력 청년층의 공급은 상대적으로 초과공급되고 있다고 주장하였다.

청년실업의 또 다른 원인으로 기업의 채용패턴의 변화를 지목하는 연구가 있다. 윤석천(2004)은 청년층에서 늘어난 비정규직은 결국 고용지속기간의 단축을 초래하여 실업률 증가의 원인이 되었으며, 또한 근로자 자질에 대한 불확실성은 신규고용보다 경력직 채용을 선호하는 방향으로 작용함으로써 노동시장 경험에서 상대적으로 불리한 청년층 실업의 원인이 되었다고 지적하고 있다. 이병희(2003)와 김대일(2004)은 청년층 노동시장에서 신규 구직자보다 경력직을 선호하게 되는 채용구조의 변화를 실증적으로 분석하였다.

한편, 실업의 동태적 측면에 초점을 맞추어 청년실업의 원인을 살펴본 연구로서 남재량(2006)이 있다. 실업률을 입직률과 이직률의 측면에서 분석한 결과를 보면, 청년층의 입직률은 기간연령(prime age) 근로자와 큰 차이를 보이지 않는 반면 이직률이 월등히 높게 나타난다는 점을 지적하였다. 이러한 사실은 청년층 실업의 원인이 직장을 구하지 못해서가 아니라 구한 일자리에서 이탈이 심하게 일어나기 때문이라고 해석되어 일자리 창출 중심의 청년층 실업대책의 효과성에 의문을 제기하고 있다.

구인·구직 과정에 있어서의 문제점을 지적한 연구로는 이병훈(2002), 김안국(2003), 윤석천(2004), 박성준(2008), 오호영(2012) 등이 있다. 이러한 분석들의 기본적인 시각은 청년층 실업이 노동시장의 수요와 공급의 불일치에서 초래되고 있다는 사실에 덧붙여 청년층 개개인이 직장탐색을 통해 취업에 이르게 되는 과정에서의 불일치가 실업의 한 원인으로 작용하고 있다는 것이다. 가령 김안국(2003)은 청년패널을 이용하여 분석한 결과, 실업 및 비경제활동 중인 청년층의 경우 희망임금과 시장임금 간의 차이가 크게 나타나고 있다는 사실로부터 청년층에 대한 취업대책 수립 시 우선 올바른 취업정보 제공을 통하여 희망임금을 낮출 필요성이 있음을 언급하고 있다.[3] 한편, 오호영(2012)은 미취업 청년층의 미스매치 현상을 취업 눈높이의 결정요인과 유보임금(reservation wage) 간의 관계 등을 통해 파악하고 있다. 구체적으로 유보임금이 높을수록 취업의 눈높이가 상승하며, 유보임금의 경우 여성보다는 남성이, 취업 눈높이에 있어서는 남성보다는 여성이 높다는 점을 보고하였다.

---

3 그러나 일자리 탐색모형(job-search model)에 따르면 취업결정에 중요한 변수는 희망임금이 아니라 의중임금(reservation wage)이며, 양자 간의 차이에 대해서는 후술하기로 한다.

본 연구는 일자리 탐색에 기초한 기존의 연구와는 달리 일자리 탐색모형(job-searching model)에 따른 이론적인 결과를 바탕으로 이를 직접 실증분석함으로써 엄밀한 구조적인 접근법을 채택하고 있다. 구체적으로 본 연구의 의의는 크게 두 가지로 볼 수 있는데, 첫째 앞서 언급한 바와 같이 일부 연구가 엄밀한 의미에서 일자리 탐색모형에 기초하여 검증하는 입장에서가 아니라 일자리 탐색모형을 수용하고 이를 바탕으로 현황을 해석하는 수준에서 진행되었다면, 본 연구는 이론적 모형에서 의미하는 바를 일관되게 실증적으로 검증하는 방법을 채택하고 있다는 점이다. 둘째, 기존의 연구가 일자리 탐색과정에서의 문제점을 청년실업의 하나의 원인으로 설명하고 있는 데 비하여, 본 연구는 청년실업의 원인으로서 일자리 탐색모형을 제시하는 데 그치는 것이 아니라 실증분석 결과를 통하여 청년실업 해결을 위한 바람직한 정책적인 방향을 모색하고 있다는 점이다.

Ⅲ. 일자리 탐색이론

1. 기본모형

일자리 탐색이론(job-searching theory)은 노동시장에서 일어나는 취업과 미취업의 현상을 구직 및 구인 활동에서 취업까지의 과정에 초점을 두고 분석하는 접근법이다. 청년층 노동시장의 특징인 일자리 탐색의 어려움과 그에 따른 미취업 상태의 장기화, 더불어 잦은 직장 이동의 결과 취업 및 미취업 상태가 빈발하게 되는 현상을 분석하기에 적절한 모형으로 인식되고 있다.

Mortensen(1986)과 Pissarides(2000)에 의해 소개된 일자리 탐색이론의 핵심은 구직자와 구인자가 '분권화(decentralized)', 즉 정보의 불완전성(imperfect information) 및 지역적 불일치(locational mismatch) 등으로 인해 비록 노동 수요와 공급이 존재함에도 불구하고 그 결과가 반드시 취업으로 나타나지는 않는다는 점이다. 특히 구직과 구인 과정은 순탄하게 진행되는 것이 아니라 많은 시간과 노력 등을 포함한 경제적 비용을 수반하게 되므로, 탐색과정의 애로가 되는 원인을 파악하고 이에 대한 정책적 처방을 통해 노동시장의 효율성을 향상시키는 데 도움이 될 수 있다.[4]

---

4 일자리 탐색이론에 대한 상세한 논의는 Mortensen(1986), Pissarides(1984), Diamond(1982)를 참조하라.

〈Table 1〉 Expected Present Value: Employment vs. Unemployment

t = 0	t = 1
Being employed: $V_E(x)$	Wage: x
	Probability that a job continues: $V_E(x)$
	Probability that a job disappears: V_U
Being unemployed: V_U	Implicit income from unemployment: b
	Employment: $V_E(x)$
	Continue to be unemployed: V_U

각종 일자리의 임금(W)들의 분포(cumulative density function)를 $F(w)$, 외생적으로 결정되는 단위기간 내에 일자리 제안이 주어질 확률을 λ라고 하자. 이때 청년 구직자는 $F(w)$를 알고 있으나 사전적으로 어떤 구체적인 일자리가 주어질지에 대해서는 확실한 정보를 가지고 있지 않다고 가정하자. 일자리 제안이 구체화되면 구직자는 그 일자리를 수용(accept)할 것인지 아니면 거절(reject)할 것인지에 대한 결정을 하게 된다. 만약 제안된 일자리의 임금(offered wage, W)이 본인이 생각하는 최소한의 임금(reservation wage, ξ)을 상회한다면 구직자는 그 일자리 제안을 수용하게 되며, 그렇지 않을 경우 일자리 제안을 거절하게 된다. 따라서 구직활동과 구인활동이 취업으로 연결될 확률(θ)은 일자리의 제안 빈도(λ)와 제안된 일자리의 임금이 수용 가능한 최소한의 임금보다 클 확률($1-F(\xi)=\overline{F}(\xi)$)에 의해 결정되며, 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\theta = \lambda \overline{F}(\xi) \tag{3-1}$$

구직자가 미취업 상태일 경우 b만큼의 암묵적인 소득을 가지게 된다고 가정하자. 또한 매 기간 기존의 일자리가 s의 확률로 소멸되며, 기간별 할인율은 r이라 하자.[5] 만약 임금이 x일 때 일자리 제안을 수용하여 취업으로부터 얻게 되는 현재가치의 기댓값(expected present value)을 $V_E(x)$, 이를 거부한 후 미취업으로부터 얻게 되는 현재가치의 기댓값을 V_U라 하자. 〈Table 1〉은 현재 시점(t=0)에서 취업과 미취업의 현재가치를 구성하는 요소들을 보여주고 있다.

따라서 취업 시와 미취업 시의 현재가치의 기댓값 $V_E(x)$와 V_U는 아래와 같은 수식으로 표현된다(Lancaster and Chesher[1983]; Lynch[1983]).

5 미취업 시 소득(b), 일자리 소멸확률(s), 할인율(r)은 외생적(exogenously)으로 결정된다고 가정한다.

$$V_E(x) = \frac{x}{1+r} + (1-s)\frac{V_E(x)}{1+r} + s\frac{V_U}{1+r} = \frac{1}{r+s}[x + s\,V_U] \tag{3-2}$$

$$V_U = \frac{b}{1+r} + \theta\frac{V_E(x)}{1+r} + (1-\theta)\frac{V_U}{1+r} \tag{3-3}$$

$$= \frac{1}{r(r+s+\theta)}[(r+s)b + \theta x]$$

정의상 의중임금(ξ)에서는 취업과 미취업의 현재가치가 동일하게 되어 $V_E(\xi) = V_U$가 성립하고 이를 식 (3-2)에 대입한 후 식 (3-3)을 정리하면 아래와 같이 된다.

$$\xi = b + \frac{\theta}{(r+s)}(x - \xi) \tag{3-4}$$

식 (3-4)의 희망임금(x)은 일자리 제안을 수락할 수 있는 최소한의 수준인 의중임금보다 큰 모든 임금들에 대한 기댓값으로서, $x = E(w|w \geq \xi)$으로 아래와 같이 표현된다.[6]

$$x = \int_{\xi}^{\infty} w dF(w)/\overline{F}(\xi) = \xi + \int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w)dw/\overline{F}(\xi) \tag{3-5}$$

식 (3-5)의 희망임금을 식 (3-4)에 대입하면 의중임금은 식 (3-6)과 같이 표현된다.[7]

$$\xi = b + \frac{\lambda}{(r+s)}\int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w)dw \tag{3-6}$$

비교정태분석(comparative static analysis)을 위해 본 모형의 구조를 살펴볼 필요가 있다. 일자리 탐색이론의 핵심은 식 (3-1)의 취업결정식 $\theta = \lambda\overline{F}(\xi)$이다. 식 (3-1)의 취업률($\theta$)은 우변의 변수 λ와 ξ에 의해 결정되는데, ξ는 다시 식 (3-6)에 따라 외생적으로 주어지는 미취업 시의 소득(b), 일자리 제안확률(λ), 그리고 임금분포($\overline{F}(w)$)에 의해 영향을 받게 된다. 따라서 비교정태분석은 b와 λ, 그리고 임금분포 $\overline{F}(w)$가 변할 경우 식(3-1)의 취업률이 어떠한 방향으로 움직이는가를 분석하게 된다.

---

6 식 (3-5)의 두 번째 등식은 부분적분(integration by part)으로 구해진다(Lancaster and Chesher[1983]; Lynch[1983]).

7 식 (3-6)은 식 (3-1)의 $\theta = \lambda\overline{F}(\xi)$, 즉 $\overline{F}(\xi) = \theta/\lambda$를 사용하여 도출하였다.

2. 비교정태분석

본 절에서는 미취업 시 소득 b와 λ가 의중임금에 미치는 영향에 대해 살펴보자. 우선 식 (3-4)에서 $\theta/(r+s)=(\xi-b)/(x-\xi)$이 성립하며, 식 (3-1)로부터 $\overline{F}(\xi)=\theta/\lambda$임을 이용하여 식 (3-6)을 b와 λ에 대하여 편미분(partial differentiate)한 후 탄력성을 구하면 각각 아래와 같이 표현된다.[8]

$$\epsilon_1 = \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{b(x-\xi)}{\xi(x-b)} \in (0,1) \tag{3-7}$$

$$\epsilon_2 = \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = \frac{(\xi-b)(x-\xi)}{\xi(x-b)} \in (0,1) \tag{3-8}$$

일반적으로 $0<b<\xi<x$가 성립하므로 식 (3-7)과 식 (3-8)의 값은 0과 1 사이에 위치하게 된다. 식 (3-7)이 의미하는 바는 미취업 시 소득이 증가하게 되면 의중임금도 증가하게 되나, 그 증가율은 미취업 시 소득의 증가율에 미치지 못함을 의미한다. 식 (3-8)도 일자리를 제안받을 확률이 증가하게 될 때 의중임금은 증가하나 그 증가율이 일자리 제안확률의 증가율에 비해 작게 나타남을 의미한다.

식 (3-1)을 보면 구직자가 미취업의 상태에서 벗어나게 되는 확률(θ)은 일자리 제안의 빈도(λ)와 임금분포확률($\overline{F}(\xi)$)의 함수로서, 구직자가 얼마나 오랫동안 미취업 상태에 있었는지와는 상관이 없다. 즉, 미취업에서 취업으로의 탈출함수(hazard function)가 구직자의 과거 미취업 지속기간에 영향을 받지 않는 시간 불변의 모습을 가지고 있다.[9] 이때 미취업 생존함수(survival function)는 지수분포(exponential distribution)를 보이게 되며, 평균 미취업 지속기간은 $1/\theta$로 주어지게 된다(Greene[1993]). 따라서 미취업 시 소득과 일자리 제안확률의 변화가 평균 미취업 지속기간에 미치는 영향은 아래와 같이 표현된다(Lancaster[1979]).

$$\frac{\partial \ln(1/\theta)}{\partial \ln b} = -\frac{\partial \ln(\theta)}{\partial \ln b} = -\epsilon_3 > 0 \tag{3-9}$$

---

8 구체적인 도출과정은 부록을 참조하라.

9 미취업 탈출 해저드가 과연 미취업 지속기간에 대한 불변함수(constant hazard function)인가에 대해서는 의문의 여지가 있으나, 본 연구에서는 단순화를 위하여 이를 가정하기로 한다.

$$\frac{\partial \ln(1/\theta)}{\partial \ln\lambda} = -\frac{\partial \ln(\theta)}{\partial \ln\lambda} = -\epsilon_4 \in (-\infty, \infty) \tag{3-10}$$

여기서 ϵ_3과 ϵ_4는 구체적으로 아래와 같이 주어진다.[10]

$$\epsilon_3 = \frac{\partial \ln\theta}{\partial \ln b} = \frac{\partial \ln \overline{F}(\xi)}{\partial \ln\xi}\frac{\partial \ln\xi}{\partial \ln b} = \frac{\partial \ln \overline{F}(\xi)}{\partial \ln\xi} \times \epsilon_1 < 0 \tag{3-11}$$

$$\epsilon_4 = \frac{\partial \ln\theta}{\partial \ln\lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \overline{F}(\xi)}{\partial \ln\xi}\frac{\partial \ln\xi}{\partial \ln\lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \overline{F}(\xi)}{\partial \ln\xi} \times \epsilon_2 \tag{3-12}$$

식 (3-9)의 의미를 살펴보자. 우선 식 (3-7)에서 미취업 시 소득(b)의 증가는 의중임금(ξ)을 높이게 되는데, 만약 일자리 제안확률(λ)이 일정하다면 제안된 일자리를 수락할 확률($\overline{F}(\xi) = 1 - F(\xi)$)을 떨어뜨리게 되어 평균 미취업기간을 연장시키는 결과를 가져오게 된다.

식 (3-10)의 일자리 제안확률(λ)의 변화가 평균 미취업기간에 미치는 효과는 사전적으로 주어지지 않는데, 이는 일자리 제안확률의 증가가 서로 상반된 두 가지 방향으로 작용하기 때문이다. 식 (3-1)에서 의중임금(ξ)이 일정하다면, 일자리 제안확률(λ)의 증가는 취업확률(θ)을 증가시켜 미취업기간의 단축을 가져오게 된다. 그러나 동시에 일자리 제안확률의 증가는 식 (3-8)에 따라 의중임금의 증가를 초래하여 일자리 제안을 수락할 확률($\overline{F}(\xi) = 1 - F(\xi)$)을 낮추게 되면서 미취업기간을 연장시키게 된다. 결국 식 (3-10)의 미취업기간에 대한 일자리 제안확률의 영향은 상반된 두 가지 효과의 크기에 따라 결정된다.

---

10 참고로 $\partial \ln \overline{F}(\xi)/\partial \ln\xi = -f(\xi)\xi/\overline{F}(\xi) < 0$.

Ⅳ. 실증분석

1. 자료 및 기초통계

본 연구에서는 청년층 일자리 매칭을 실증분석하기 위한 자료로서 한국고용정보원의 『대졸자 직업이동 경로조사』(이하 'GOMS')와 한국직업능력개발원의 『한국교육고용패널』(이하 'KEEP') 자료를 연결하여 이용하였다.

2006년부터 진행된 한국고용정보원의 GOMS는 졸업 후 20개월이 지난 대졸자를 대상으로 하는 단기패널(3년) 조사로서 본 연구에서 사용한 '2008 GOMS1'은 2008년 졸업예정인 2~3년제 이상의 대학 재학자 중 약 4%에 해당하는 1만 8천여 명을 표본추출하여 개인의 특성, 노동시장 이동, 개인의 신상 및 학교생활에 대한 다양한 정보를 수집하고 있어, 실증분석의 자료로서 유용한 가치를 지니고 있다.

한편, KEEP는 2004년 층화집락추출법(stratified cluster sampling)[11]으로 전국에서 중학교 3학년, 일반 고등학교 3학년 및 실업계 고등학교 3학년 등 총 6,000명(각 2,000명)을 추출하여 10년 이상 추적 조사하고 있는 장기패널 조사이다. 분석에 사용한 6차연도(2009년) 조사는 학교생활, 진학계획, 구직활동, 현재 취업상태, 현 일자리의 특성, 취업의사 및 준비, 직장경력, 가정생활 등에 관한 기초자료와 함께 교육과 고용 간의 연계성, 즉 학생들의 학교에서 노동시장으로의 이행과정에 관한 정보를 제공하고 있다.

이론적 모형에서 도출된 비교정태분석 결과를 계산하기 위해서는 의중임금(ξ), 조건부 기대임금(x), 미취업 시 소득(b)을 알아야 한다.

외국의 경우 탐색이론을 염두에 두고 미취업 청년층에 대하여 구체적으로 "일자리 제안을 받아들일 수 있는 최저임금의 수준(ξ)이 얼마인지?" "희망하는 임금이 얼마인지(x)?" "미취업 시 생활을 위한 소요액은 얼마인지(b)?" 등의 질문을 하고 그에 대한 응답을 이용하여 이론에서 제시된 결과를 실증적으로 분석한 연구가 있다.[12]

---

11 KEEP의 표본추출은 1단계에서 전국을 지역별로 층화(stratification)하고(실업계 고등학교는 학교유형별로 층화), 2단계에서 지역별 학생 수 비율에 따라(실업계 고등학교는 학교유형별 학생 수 비율에 따라) 학교를 선정하고, 선정된 학교에서 학급 및 학생을 추출하였음.

12 가령 Lynch(1983)의 연구는 영국에 거주하는 청년층에 대한 설문에서 "What is the lowest weekly wage you would accept before tax and other deductions?" "How much do you expect to earn before tax and other deductions?" "How do you manage for money while you are out of work and how much does that amount to each week?" 등의 질문을 하고 있다. 이와 유사한 연구로서는 Lancaster

GOMS 및 KEEP 데이터는 청년층에 대한 다양한 정보를 포함하고 있음에도 불구하고 분석에 필요한 모든 변수가 단일자료에서 조사되고 있지 않아, 부득이 두 자료를 연결하여 분석에 필요한 변수를 구축하였다. 미취업 대졸자의 대학 재학 당시 조건부 기대임금은 GOMS의 의중임금을 바탕으로 산출하였다.[13] 반면, GOMS에서 조사되지 않은 미취업 시 소득은 조사시점, 조사대상이 유사한 KEEP 데이터와 연계하여 자료를 구축하였다.[14]

청년층(20~29세)을 대상으로 GOMS의 최종 표본을 제한하였으며, 취업자 및 미취업자를 선택하여 표본을 구축하였다. 실업률은 KEEP의 조사시점과 동일한 시점의 통계청 『경제활동인구조사』의 지역별・성별 실업률을 사용하였다.

GOMS의 기초통계량은 〈Table 2〉와 같다. 구체적으로 살펴보면 남성의 비율이 58%로 여성에 비해 다소 높은 것으로 나타났으며, 조사대상자의 평균연령은 25.82세인 것으로 나타났다. 전체 16,076명 중 취업자는 12,487명(약 78%)이며, 미취업자는 3,589명이다.

GOMS 표본의 경우 21%가 서울에 위치한 대학에 재학하였던 것으로 나타났으며, 약 20% 내외가 직업훈련과 어학연수를 경험하였으며, 전공별로 볼 때 공학계열(약 29%), 사회계열(약 19%), 자연계열(14%)의 순이었다.

미취업자의 소득 추정을 위해 사용된 KEEP 데이터의 기초통계량은 〈Table 3〉과 같다. 2009년 KEEP 원자료의 관측치는 2,270명이나, 이 중 미취업 시 소득을 산출하기 위해 필요한 변수가 결측된 1,642명을 제외한 628명이 분석에 사용되었다.

2. 실증분석 방법 및 결과

GOMS는 "귀하가 대학졸업 직전 취업을 통해서 최소한으로 받고자 하는 소득은 얼마였습니까?"라는 질문을 하고 있으며, 취업을 위한 최소한의 임금을 물어보고 있다는 점에서 이를 의중임금으로 해석해도 큰 무리가 없을 것으로 판단된다.

기대임금은 개인이 제안된 일자리를 기꺼이 수용할 수 있는 모든 임금의 기대치라는 점에서 구직자의 주관적인 수용 가능한 최저임금인 의중임금과는 다르다. 불행히도 GOMS는 기대임금에 대한 직접적인 정보를 제공하고 있지 않으므로 본 연구는 의중임금을

---

and Chesher(1983)가 있다.

13 의중임금에 관한 설문 문항은 다음과 같다. "귀하가 대학졸업 직전 취업을 통해서 최소한으로 받고자 하는 소득은 얼마였습니까?" 의중임금으로부터 기대임금을 도출하는 구체적인 방법은 실증분석 부분에서 다루고자 한다.

14 GOMS의 조사시점은 2009년 9월이고 KEEP 데이터는 2009년 6월이며, GOMS 조사대상은 대졸자, KEEP는 대졸자 및 대학 재학생이다.

〈Table 2〉 Summary Statistics of the GOMS Data

Variables		Mean	Std. dev.	Min	Max
Gender (male=1)		0.5834163	0.493008	0	1
Employment (employed=1)		0.7767479	0.4164389	0	1
Age (in years)		25.82502	1.962459	20	29
Location of school (Seoul=1)		0.2101891	0.4074555	0	1
GPA (converted 100 scale)		81.90375	9.050694	30	100
Vocational training (yes=1)		0.2112466	0.4082056	0	1
Certification (yes=1)		0.7102513	0.4536598	0	1
Language study (yes=1)		0.1787758	0.3831764	0	1
Household head (yes=1)		0.2969644	0.4569349	0	1
Unemployment rate (%)		3.4860290	1.158656	0.9	5.1
Major	Humanities and liberal arts	0.1100398	0.3129491	0	1
	Social science	0.1988057	0.3991139	0	1
	Education	0.0790620	0.2698438	0	1
	Engineering	0.2970888	0.4569902	0	1
	Natural science	0.1420129	0.3490743	0	1
	Medical	0.0577258	0.2332315	0	1
	Arts, music and athletics	0.115265	0.3193514	0	1

Note: Number of observations=16,076.
Local unemployment rates are drawn from the regions where the respondents reside.
Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey* (*GOMS*), 2009.
National Statistical Office, *Economically Active Population Survey*, Sep. 2009.

이용한 우회적인 방법을 통하여 기대임금을 추정하는 방법을 고려하였다. 구체적으로 z라는 인적 특성을 가진 개인이 인식하는 로그임금($\ln w$)의 분포가 다음과 같은 정규분포의 형태를 따른다고 가정하자.

$$\ln w|z \sim N(\mu_{w|z}, \sigma^2_{w|z}) \text{ 또는 } t = (\ln w|z - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z} \sim N(0, 1) \quad (4\text{-}1)$$

여기서 $\mu_{w|z}$와 $\sigma^2_{w|z}$는 임금분포의 평균과 분산을 나타내며, t는 평균과 분산을 이용하여 표준정규화한 값이다.

[Figure 1]은 인적 특성이 z인 개인의 표준정규화된 임금분포를 보여주고 있다. 우선, 제안된 일자리의 임금($\ln w_o$)이 의중임금($\ln \zeta$) 미만인 경우(즉, $(\ln w_o - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z} < (\ln \zeta|z - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z}$) 개인은 제안된 일자리를 거절하게 될 것이다. 따라서 수용 가능한 일자리의 임금은 의중임금 이상의 영역으로서 그림에서 사선으로 표시된다.

〈Table 3〉 Summary Statistics of the KEEP Data

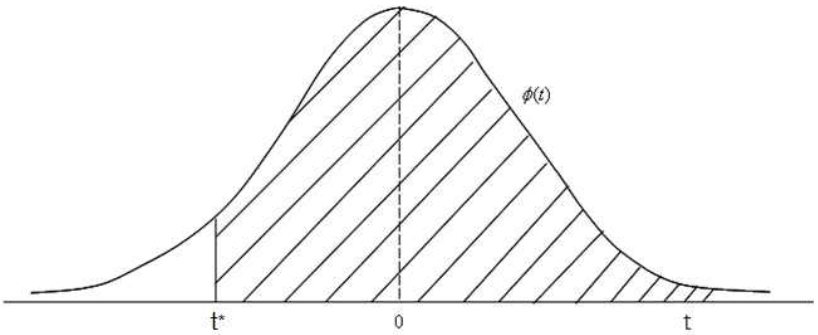
Variables		Mean	Std. dev.	Min	Max
Location of school (Seoul=1)		0.1942675	0.3959511	0	1
Vocational training (yes=1)		0.0684713	0.2527543	0	1
Certification (yes=1)		0.0286624	0.1669889	0	1
Language study (yes=1)		0.1242038	0.3300768	0	1
Major	Humanities and liberal arts	0.1003185	0.3006636	0	1
	Social science	0.2563694	0.4369762	0	1
	Education	0.0605096	0.2386186	0	1
	Engineering	0.2675159	0.4430166	0	1
	Natural science	0.116242	0.3207704	0	1
	Medical	0.089172	0.285219	0	1
	Arts, music and athletics	0.1098726	0.3129802	0	1
Household income (in 10,000 KRW)	99 or less	0.0159236	0.1252797	0	1
	100~199	0.1130573	0.3169153	0	1
	200~299	0.2324841	0.4227527	0	1
	300~399	0.2643312	0.441328	0	1
	400~499	0.1417197	0.3490405	0	1
	500~699	0.1369427	0.3440609	0	1
	700~999	0.0366242	0.1879871	0	1
	1,000 or more	0.0589172	0.2356574	0	1
Father's education (college and more=1)		0.9267516	0.2607515	0	1
Educational expenses funded from:	Parental supports	0.6910828	0.4624152	0	1
	Self supports	0.0414013	0.1993753	0	1
	Loans	0.1369427	0.3440609	0	1
	Scholarships	0.1194268	0.3245485	0	1
	Others	0.0111465	0.1050706	0	1
Cohabitation with parents (yes=1)		0.6289809	0.4834626	0	1

Note: Number of observations=628.
Source: Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel* (*KEEP*), 2009.

이때 의중임금 이하의 영역을 배제한 아래로부터 절단(truncated from below)된 임금 분포의 평균값은 기대임금이 되며 구체적으로 다음과 같이 표현된다(Johnson and Kotz [1970], p.81).

$$\ln x = \mu_{w|z} + \frac{\phi(t^*)}{1-\Phi(t^*)}\sigma_{w|z} \tag{4-2}$$

[Figure 1] Range of Acceptable Wages



여기서 ϕ와 Φ는 각각 표준정규분포(standard normal distribution)의 확률밀도함수(PDF)와 누적밀도함수(CDF)이고, $t^* = (\ln\zeta - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z}$이다.

의중임금은 [Figure 1]에서와 같이 절단되기 이전 임금분포의 평균값의 좌측에 위치하게 되므로 식 (4-2)를 만족하는 $t^* = (\ln\zeta - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z}$는 음(陰)의 값을 가질 것이다. 한편, 기대임금은 [Figure 1]에서와 같이 아래로부터 절단된 임금분포의 조건부 기대치이므로, 절단되기 이전 분포의 임금평균($\mu_{w|z}$)보다 큰 값을 가지게 되어, 모형에서 가정한 바와 같이 기대임금은 의중임금보다 큰 값을 가지게 된다.

만약 식 (4-2)에서 의중임금과 함께 임금분포의 평균값($\mu_{w|z}$) 및 표준편차($\sigma_{w|z}$)의 값이 알려져 있다면, t^*를 구한 후 그 값을 이용하여 기대임금을 산출할 수 있다.

식 (4-2)의 $\mu_{w|z}$와 $\sigma_{w|z}$의 값을 구하기 위해 다음과 같은 가정을 하였다. 첫째, 개인은 인적 특성과 임금과의 관계인 임금방정식을 정확히 파악하고 있으며, 둘째 미취업자는 자신의 임금분포를 추정하는 데 있어 취업자의 임금분포를 참조한다고 가정한다. 이때 미취업 구직자는 취업자의 임금결정 방정식을 추정하고, 이를 이용하여 임금분포에 대한 정보를 얻게 될 것이다.

의중임금이 제안된 임금보다 작아서 실제 임금이 관찰되지 않아 발생하게 되는 표본편의 문제(sample selection bias)를 고려한 임금과 임금의 결정요인 간의 관계는 다음의 과정으로 추정될 수 있다.[15]

$$\ln w_i = \begin{cases} \beta z_i + \epsilon_i & \text{if } \ln w_i \geq \ln\zeta_i \\ 0 & \text{if } \ln w_i < \ln\zeta_i \end{cases} \tag{4-3}$$

15 표본편의를 시정하기 위해 逆밀스비율(inverse Mill's ratio)을 사용한 접근법으로 Heckman(1979)을 참조할 수 있으며, 추정된 임금방정식은 부록에 제시되어 있다.

추정된 회귀식에 미취업자 i의 인적 특성을 대입하면 조건부 평균임금과 분산은 아래와 같이 표현된다.

$$\widehat{\mu_{w|z}} = E(\ln w|z_i, \rho_i) \quad \widehat{\sigma^2_{w|z}} = N^{-1}\hat{e}'\hat{e} \tag{4-4}$$

여기서 N은 회귀분석에 사용된 표본의 개수이며, $\hat{e}$는 관측된 임금과 예측된 값(predicted value)의 차이(deviation)로서 $\hat{e} = \ln w - \widehat{\mu_{w|z}}$이다. 식 (4-4)에 나타난 각 개인의 임금에 대한 조건부 평균과 분산을 구하고 설문에 의해 조사된 의중임금을 이용하여 식 (4-2)에 따라 기대임금을 구하였다.

실증분석을 위해서는 기대임금과 의중임금뿐만 아니라 미취업 시 얻게 되는 소득(b)에 대한 정보도 필요하다. 앞서 언급한 바와 같이 GOMS는 미취업 시 소득에 대한 정보를 담고 있지 않다. 따라서 부득이 KEEP 데이터로부터 미취업 대학 재학생들의 순수 용돈, 주거비(하숙비, 각종 공과금, 부식비), 교육비를 합하여 암묵적 지출비용, 즉 미취업 시 소득을 산정하였다. 다만, 과거 1년 동안 일자리가 있었을 경우 그동안의 월평균 소득과 암묵적 지출비용을 비교하여 큰 값을 미취업 시 소득으로 간주하였다. 산출한 값을 바탕으로 미취업 시 소득과 관련이 있을 것으로 판단되는 변수를 선택하여 결정식을 추정한 후, GOMS 데이터상 미취업자의 상응 변수를 추정식에 대입하여 미취업 시 소득을 산출하였다.[16] 구체적인 산식은 아래와 같다.

$$\ln b_i^{KEEP} = \beta^{KEEP} z_i^{KEEP} + \epsilon_i \rightarrow \ln b_i^{GOMS} = \widehat{\beta^{KEEP}} z_i^{GOMS} \tag{4-5}$$

모형의 정합성 여부를 판단하기 위해 '기대임금 〉 의중임금 〉 미취업 시 소득'의 관계가 성립하는지를 살펴보았다. 비교 결과, GOMS 데이터의 미취업자 3,589명 중 한 변수라도 결측된 67명과 미취업 시 소득이 의중임금보다 크게 나타난 386명을 제외한 3,136명(전체 미취업자 표본 대비 약 87%)을 최종표본으로 설정하고 분석을 실시하였다. 〈Table 4〉는 최종표본의 성별 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득의 기초통계량을 보여주고 있다.

〈Table 4〉를 보면, 첫째 평균적으로 의중임금은 기대임금의 약 77% 정도인 것으로 나타났으며, 남녀별로 큰 차이를 보이지 않는다. 한편, 미취업 시 소득은 기대임금의

---

16 KEEP 데이터로부터 추정된 미취업 시 소득 추정에 사용한 변수와 결정식은 〈Table A-1〉 및 〈Table A-2〉를 참조하라.

〈Table 4〉 Mean Values of Expected Wage, Reservation Wage and Implicit Income from Unemployment

(Unit: 10,000 KRW/month)

	Overall	Men	Women
Expected wage (x)	273.0	284.9	257.3
Reservation wage (ξ)	211.0	218.1	201.6
Implicit income from unemployment (b)	93.6	94.3	92.7
Number of observations	3,136	1,790	1,346

Note: Amounts are in 2009 constant price.
Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey* (*GOMS*), 2009.
Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel* (*KEEP*), 2009.

약 43~44% 수준으로 산출되었다. 외국의 실증분석 연구를 보면 기대임금 대비 의중임금은 약 80~85% 수준이며, 미취업 시 소득은 기대임금의 30~40% 수준으로서 본 연구와 유사한 범위를 가지는 것으로 보고되었다(Lynch[1983]; Lancaster and Checher[1983]).

둘째, 남성의 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득이 여성에 비해 높게 나타나고 있다. 이는 성별 임금분포 및 노동시장의 집착도(labor market attachment)를 고려할 때 타당한 결과로 여겨진다.

식 (3-7)과 식 (3-8)의 ϵ_1과 ϵ_2는 실증분석으로부터 추정된 b, ξ, x의 값을 직접 대입함으로써 구할 수 있다. 식 (3-11)과 식 (3-12)의 ϵ_3와 ϵ_4는 b, ξ, x의 값과 로그임금이 $N(\mu,\sigma^2)$의 확률분포를 따를 때 임금은 평균 $\mu_* = \exp(\mu+\sigma^2/2)$와 분산 $\sigma_*^2 = \exp(2\mu+2\sigma^2) - \exp(2\mu+\sigma^2)$의 정규분포를 따른다는 가정하에 도출하였다.[17,18] 구체적으로 $w_* = (w-\mu_*)/\sigma_*$,로 정의하고, $\Phi(w_*)$와 $\phi(w_*)$를 각각 표준정규분포라 하면 $F(\xi) = \Phi(\xi_*)$, $f(\xi) = dF(\xi)/d\xi = \phi(\xi_*)/\sigma_*$가 되므로 식 (3-11)의 ϵ_3는 아래와 같은 형태가 된다.

$$\epsilon_3 = \frac{\partial \ln\theta}{\partial \ln b} = -\frac{h(\xi_*)}{\sigma_*}\frac{b(x-\xi)}{(x-b)}, \tag{4-6}$$

17 앞서 기대임금의 도출 시 로그임금(w)이 정규분포를 따른다는 가정을 하였으며, 이러한 가정은 기존의 임금결정을 연구한 분석에서 대체적으로 받아들여지고 있으며, 본 연구에서도 확인할 수 있었다.

18 Lancaster and Chesher(1983)와 Lynch(1983)의 경우 파레토 분포를 이용하여 탄력성을 구하고 있는데, 이는 탄력성 ϵ_3과 ϵ_4에서 $f(\Gamma)/\bar{F}(\Gamma)$의 값이 매우 간단한 형태로 나타나기 때문이다. 미취업 시 임금과 의중임금에 대한 정보가 제공된 자료를 사용한 상기 연구와는 달리 본 연구에서는 이들을 추정하는 과정에서 로그임금이 정규분포를 따른다는 가정을 상정하였으므로 내적 일치성(internal consistency)을 확보하기 위하여 로그임금의 정규분포의 가정하에서 도출하는 것이 적절하다.

〈Table 5〉 Calculated Elasticities of Interests

	Elasticity of reservation wage (ξ) with respect to:		Elasticity of average duration of unemployment with respect to:	
	b	λ	b	λ
Overall	0.219 (0.212~0.226)	0.179 (0.177~0.180)	0.622 (0.600~0.645)	−0.356 (−0.375~−0.338)
Men	0.215 (0.205~0.224)	0.185 (0.183~0.188)	0.531 (0.507~0.554)	−0.417 (−0.439~−0.395)
Women	0.225 (0.214~0.236)	0.170 (0.167~0.172)	0.745 (0.704~0.785)	−0.276 (−0.305~−0.246)

Note: Numbers in the parentheses are for 95% confidence interval.
Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey* (*GOMS*), 2009.
Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel* (*KEEP*), 2009.

여기서 $\xi_* = (\xi - \mu_*)/\sigma_*$이며, $h(\xi_*) = \phi(\xi_*)/((1-\Phi(\xi_*))$이다.

한편, 이와 유사한 방법으로 ϵ_4는 아래와 같이 표현됨을 보일 수 있다.

$$\epsilon_4 = \frac{\partial \ln\theta}{\partial \ln\lambda} = 1 - \frac{h(\xi_*)}{\sigma_*}\frac{(\xi - b)(x - \xi)}{x - b} \tag{4-7}$$

〈Table 5〉는 계산된 탄력성들의 값을 보여주고 있다. 우선 각 탄력성은 이론에서 예측한 바와 같은 부호와 범위를 가지는 것으로 나타났다.

〈Table 5〉의 결과에 대하여 다음의 몇 가지 사실을 주목할 필요가 있다. 첫째, 본 연구 결과의 타당성을 살펴보기 위하여 외국의 연구 결과와 비교한 〈Table 6〉을 보면 미취업 시 소득에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_1)은 외국의 연구에 비해 다소 높으며, 일자리 제안확률에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_2)은 유사한 수준으로 나타났다. 한편, 평균 미취업기간에 대한 탄력성($-\epsilon_3$와 $-\epsilon_4$)을 보면 본 연구와 Lynch(1983)의 결과는 비슷한 수준을 보이고 있으며, Lancaster and Chesher(1983)의 결과와는 차이를 보이고 있다.

둘째, 〈Table 5〉에서 미취업 시 소득에 대한 의중임금 탄력성(ϵ_1)은 0.219이며, 일자리 제안에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_2)은 0.179로 나타났으며, 두 탄력성에 있어 성별 차이는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 결과에 따르면 미취업 시 소득이 1% 증가할 경우 의중임금은 0.219%, 일자리 제안확률의 경우에는 의중임금이 0.179%의 소폭 증가에 그치게 됨을 의미한다. 이러한 결과가 시사하는 바는 청년층이 미취업 시 소득의 증가를 경험하거나 또는 보다 많은 일자리의 제안을 받게 되더라도 미취업 청년구직자의

〈Table 6〉 Comparison of Results between This Study and Others

	ϵ_1	ϵ_2	$-\epsilon_3$	$-\epsilon_4$
This study	0.219	0.179	0.622	−0.356
Lancaster and Chesher(1983)	0.135	0.107	1.030	−0.190
Lynch(1983)	0.106	0.146	0.483∼0.559	−0.252∼−0.298

Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey* (*GOMS*), 2009.
Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel* (*KEEP*), 2009.

의중임금은 크게 증가하지 않는다는 것이다.

셋째, 〈Table 5〉에서 미취업 시 소득에 대한 평균 미취업기간의 탄력성($-\epsilon_3$)은 0.622로 나타났다. 탄력성의 부호가 양의 값을 가지는 이유는 다른 조건이 일정할 때 미취업 시 소득의 감소(증가)가 의중임금을 감소(상승)시키게 됨에 따라 제안받은 일자리를 수락할 확률($\overline{F}(\xi) = 1 - F(\xi)$)을 증가(감소)시키고, 그 결과로 평균 미취업기간이 단축(연장)되기 때문이다. 2009년 경제활동인구조사(패널)에서 나타난 고학력(대졸 이상) 청년층 평균 미취업기간이 26.64주임을 감안할 때, 〈Table 4〉의 미취업 시 소득이 93.6만원/월에서 84.2만원/월로 약 10% 하락한다고 가정할 경우 ϵ_3에 따라 평균 미취업기간은 1.66주(26.64주 → 24.98주, 6.22% 감소) 단축될 수 있음을 의미한다.

넷째, 일자리 제안확률에 대한 평균 미취업기간의 탄력성($-\epsilon_4$)은 음의 값을 가지는 것으로 나타났다. 일자리 제안(λ)의 증가는 직접적으로 미취업기간을 단축시키는 긍정적인 측면과 다른 한편으로 의중임금을 증가시킴에 따라 미취업기간을 연장시키는 부정적인 측면이 동시에 존재하게 된다. 실증분석의 결과는 전자의 긍정적인 효과가 후자의 부정적인 효과에 비해 크며, 이에 따라 일자리 제안의 증가는 미취업기간을 단축시키는 데 도움이 될 수 있음을 보여주고 있다. 일정 기간 동안 일자리 제안확률(λ)이 얼마인가에 대한 공식적인 자료는 없는 상태이므로 이에 대한 평균 미취업기간의 변화분을 계측하기는 어렵다.[19] 다만, 일자리 제안확률과 기업의 구인량 사이에 일정한 비례관계가 있을 것이라 가정하고 연간 월평균 구인 수의 변동을 보면 최대 23%의 증가에서 1.7%의 감소까지 상당한 진폭을 보임에 비추어 볼 때, 기업의 노동수요를 유인하고 이를 원활히 중계하는 정부 정책의 노력 여하에 따라서 상당한 정책적 효과를 시현할 가능성이 있다.[20]

19 일자리 제안확률이 10% 증가할 경우 평균 미취업기간이 약 3.56% 감소하므로 평균 미취업기간을 6.22%(1.66주) 단축시키기 위해서는 일자리 제안확률이 17.5% 증가하여야 함을 알 수 있다.

20 2003년부터 글로벌 금융위기 직전인 2008년까지 연간 월평균 구인 수의 변동을 고용노동부의 「고용지

Ⅴ. 결론 및 정책적 함의

지속적인 정책과제로 남아 있는 청년층 취업난의 해결은 다양한 정책적 노력에도 불구하고 가시적인 성과를 보이고 있지 않다. 이러한 문제의식하에서 본 연구는 우리나라 청년층 미취업에 대한 원인을 분석하고 개선을 위한 정책방향을 모색하였다. 본 연구의 특징은 기존의 일반적인 노동공급과 노동수요에 의한 접근법을 떠나 구인과 구직의 일자리 탐색과정에 초점을 두고 분석하였다는 점이다.

구체적으로 본 연구에서 다루고 있는 미취업 시 소득과 일자리 제안확률의 변화에 따라 고학력 청년층 미취업이 어떠한 모습을 보이는가를 밝히는 것은 정책시행에 앞서 정책의 방향을 모색하는 데 매우 중요한 시발점이 된다. 예를 들어 만약 미취업의 원인이 고학력 미취업 청년 구직자가 일자리에 대하여 불합리하게 높은 눈높이(의중임금)를 가지고 있음에 의해 초래되고 있다면, 눈높이를 낮추는 쪽으로 정책의 방향을 맞춤으로써 청년층 취업을 촉진할 수 있을 것이다. 다른 한편으로 미취업의 원인이 눈높이의 문제가 아닌 일자리의 제안과 수락이 매끄럽지 못한 과정에 의해 초래되고 있다면, 기업의 노동수요를 확대하고 이를 중계하는 취업알선 등 고용서비스 기능을 강화함으로써 고학력 청년층의 미취업 문제를 완화시킬 수 있을 것이다.

분석 결과, 고학력 미취업 청년의 의중임금과 미취업 시 소득수준은 희망하는 임금(기대임금)의 각각 약 77%, 44%로서 외국의 연구 결과와 유사한 것으로 나타났다. 한편, 미취업 시 소득 하락과 일자리 제안확률의 증가는 평균 미취업기간을 단축시킬 것으로 예상되나, 전자의 경우 정책대상이 모호하고 구체적인 정책수단이 마땅치 않아 정책효과성(target efficiency)을 확보하기 힘들다는 점을 고려할 때, 고학력 미취업 청년층의 노동수요를 유인하는 정책(예를 들어 임금보조 등)을 통하여 일자리 기회를 확대하고 이를 취업으로 연결시키는 고용지원서비스의 기능을 강화하는 방향으로 정책의 역량을 모아 나가야 할 것이다.

원센터 구인·구직 및 취업현황」에 비춰 보면 최대 23%의 증가에서 최소 1.7%의 감소까지 상당한 진폭을 보이고 있다.

참고문헌

김대일, 「경제위기 이후 청년실업의 변화와 원인」, 유경준 편, 『한국경제 구조변화와 고용창출』, 한국개발연구원, 2004.

김안국, 「청년층 미취업의 실태 및 원인분석」, 『노동경제논집』, 제26권 제1호, 2003, pp.23~52.

김용성, 「청년실업의 원인과 정책적 대응방안」, 정책연구시리즈 2008-09, 한국개발연구원, 2008.

김주섭, 「청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태분석」, 『노동정책연구』, 제5권 제2호, 한국노동연구원, 20005.

남재량, 「청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점」, 『노동리뷰』, 한국노동연구원, 2006.

노동부, 『인력실태조사』, 2006~2007.

박성재・반정호, 「청년층의 하향취업 원인과 노동시장 성과」, 『사회보장연구』, 제23권 제4호, 한국사회보장학회, 2007.

박성준, 「고학력 청년 취업난: 공급 측면에서 접근」, 경제학 공동국제학술대회, 2008.

박성준・황상인, 「청년층 학력과잉이 임금에 미치는 영향에 대한 분석—경제위기 전・후를 중심으로」, 『노동경제논집』, 제28권 제3호, 2005.

원종학・김종면・김형준, 『실업의 원인과 재정에 미치는 장기효과—청년실업을 중심으로』, 한국조세연구원, 2005.

오호영, 「과잉교육의 원인과 경제적 효과」, 『노동경제논집』, 제28권 제3호, 2005.

오호영, 「청년층 취업난과 미스매치」, 『직업과 인력개발』, 제15권 제1호, 2012.

윤석천, 「경제위기 이후의 청년층 노동시장 변화와 직업선택」, 한국진로교육학회 제18차 춘계학술대회 발표논문, 2004.

이병훈, 「구직활동의 영향요인에 관한 탐색적 연구」, 『노동경제논집』, 제25권 제1호, 2002, pp.1~21.

이병희, 『청년층 노동시장 분석』, 연구보고서 2003-01, 한국노동연구원, 2003.

이병희, 「청년층 노동시장 구조변화」, 동아시아연구소 주최 '고용 없는 성장기의 청년실업 해법 토론회' 발표논문, 2004.

이병희・김주섭・안주엽・정진호・남기곤・류장수・장수명・최강식, 『교육과 노동시장 연구』, 연구보고서 2005-02, 한국노동연구원, 2005.

정봉근, 「청년실업을 대비한 교육정책」, 한국진로교육학회 제18차 춘계학술대회 발표논문, 2004.

정인수・남재량・이승우, 『고졸이하 청년층 실업실태 파악 및 정책과제』, 정책자료 2006-05, 한국노동연구원, 2006.

정인수・김기민, 『청년층의 실업실태 파악 및 대상별 정책과제』, 정책자료 2005-06, 한국노동연구원, 2005.

황수경, 「실업률 측정의 문제점과 보완적 실업지표 연구」, 『노동경제논집』, 제33권 제12호, 2010, pp.89~127.

한국개발연구원, 『미취업 청년층 취업지원사업』, 2006년도 재정사업 심층평가 보고서, 2006a.

한국개발연구원, 『해외취업지원사업 심층평가』, 2006b.

한국고용정보원, 『청년패널』.

Albrecht, James, Bertil Holmlund, and Harald Lang, "Job Search and Youth Unemployment," *European Economic Review*, Vol. 33, 1989, pp.416~425.

Blanchard, O. and P. Diamond, "The Beverage Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1989, No. 1, 1989, pp.1~76.

Bowers, N., A. Sonnet, and L. Bardone, "Giving Young People a Good Start: The Experience of OECD Countries," Background Paper, Paris, OECD, 2000.

Coles, M. and E. Smith, "Market Places and Matching," CEPR Discussion Paper No. 1048 and *International Economic Review*, 1994.

Coles, Nelvyn, and Eric Smith, "Marketplaces and Matching," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 1, 1998, pp.239~254.

Diamond, Peter A., "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 5, 1982.

Freeman, Richard, "The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles," *Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 3. 1979, pp.289~318.

Greene, William H., *Econometric Analysis*, 2nd Edition, Macmillan Publishing Company, U.S.A, 1993.

Gunderson, Morley, Andrew Sharpe, and Steven Wald, "Youth Unemployment in Canada, 1976~1998," *Canadian Public Policy*, Vol. XXVI, 2000.

Heckman, James, "Sample Selectin Bias As a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, 1979.

Jackman, R. and S. Roper, "Structural Unemployment," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 49, No. 1, Department of Economics, University of Oxford, February 1987.

Johnson, Norman and Samuel Kotz, *Continuous Univariate Distributions-I Distributions in Statistics: Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, Wiley-*

Interscience Publication, Jon Wiley & Sons, New York, Chechester, Brisbane, Toronto, Singapore, 1970.

Kapsalis, C., R. Morissette, and G. Picot, "The Returns to Education, and the Increasing Wage Gap between Younger and Older Workers," Research Paper, No. 131, Ottawa, Analytical Studies Branch, Statistics Canada, 1999.

Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963~1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 428, 1992.

Korenman, Sanders and David Neumark, "Cohort Crowding and Youth Labor Markets: A Cross-National Analysis," NBER Working Paper, No. 6031, 1997.

Lancaster, Tony, "Econometric Methods for the Duration of Unemployment," *Econometrica*, Vol. 57, No. 4, 1979, pp.939~956.

Lancaster, Tony and Andrew Chesher, "An Econometric Analysis of Reservation Wages," *Econometrica*, Vol. 51, No. 6, 1983, pp.1661~1676.

Lynch, Lisa M., "Job Search and Youth Unemployment," *Oxford Economic Papers*, *New Series*, Vol. 35, 'Supplement: The Cause of Unemployment,' 1983, pp.271~282.

Martin, John, "What Works among Active Labour Market Policies," *OECD Labour Market Occasional Papers*, No. 35, OECD Publishing, 1998.

Munich, D. *et al.*, "The Worker-firm Matching in Transition Economies: (Why) are Czechs More Successful Than Others?" Working Paper William Davidson Institute, University of Michigan, 1997.

Mortensen, Dale, "Job Search and Labor Market Analysis," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2, Chapter 15, 1986.

OECD, *OECD Employment Outlook*, 2006.

Pencavel, J., "Labor Supply of Men: A Survey," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol 1. North Holland, Amsterdam, 1986, pp.3~102.

Pissarides, Christopher A., "Search Intensity, Job Advertising and Efficiency," *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 1, 1984.

Pissarides, Christopher A., "Are Employers Tax Cuts the Answer to Europe's Unemployment Problem?" Working Paper, LSE, 1996.

Pissarides, Christopher A., *Equilibrium Unemployment Theory*, second edition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England. 2000.

Rees, Albert, "An Essay on Youth Joblessness," *Journal of Econometric Literature*, Vol. 29, 1986, pp.613~628.

Shimer, Robert, "The Impact of Young Workers on the Aggregate Labor Market," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 3, 2001, pp.969~1007.

Warren, Ronald S., "Returns to Scale in a Matching Model of the Labor Market," *Economic Letters*, Vol. 50, 1996, pp.135~142.

부록

1. $\frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{b}{\xi}\frac{x-\xi}{x-b}$의 도출

편의상 $\gamma = \theta/(r+s)$, $d\overline{G}(w)/dw = \overline{F}(w)$라 정의하고 식 (3-10)을 b에 대해 편미분하면(partial differentiate) 아래와 같다.

$$\frac{\partial \xi}{\partial b} = 1 + \frac{\lambda}{(r+s)}\frac{\partial}{\partial b}[\overline{G}(\infty) - \overline{G}(\xi)] \tag{A-1}$$

$$= 1 + \frac{\lambda}{(r+s)}[-\frac{\partial \overline{G}(\xi)}{\partial \xi}\frac{\partial \xi}{\partial b}]$$

$$= 1 + \frac{\lambda}{(r+s)}[-\overline{F}(\xi)\frac{\partial \xi}{\partial b}] \quad (\because d\overline{G}(w)/dw = \overline{F}(w))$$

$$= 1 + \frac{\theta}{(r+s)}[-\frac{\partial \xi}{\partial b}] \quad (\because \theta = \lambda\overline{F}(w) \rightarrow \overline{F}(w) = \theta/\lambda)$$

$$\therefore \frac{\partial \xi}{\partial b} = \frac{r+s}{(r+s+\theta)} = \frac{1}{1+\gamma} = \frac{x-\xi}{x-b} \quad (\because \gamma = \frac{\theta}{(r+s)} = \frac{(\xi-b)}{(x-\xi)})$$

$$\therefore \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{b}{\xi}\frac{(x-\xi)}{(x-b)}$$

2. $\frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = \frac{(\xi - b)(x - \xi)}{\xi(x - b)}$ 의 도출

편의상 $\gamma = \theta/(r+s)$, $d\overline{G}(w)/dw = \overline{F}(w)$라고 정의하고 식 (3-10)을 b에 대해 편미분하면(partial differentiate) 아래와 같다.

$$\frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \frac{1}{(r+s)} \int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w) dw + \frac{\lambda}{r+s} \frac{\partial}{\partial \lambda} [\overline{G}(\infty) - \overline{G}(\xi)] \tag{A-2}$$

$$= \frac{1}{(r+s)} \int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w) dw + \frac{\lambda}{r+s} [- \frac{\partial \overline{G}(\xi)}{\partial \xi} \frac{\partial \xi}{\partial \lambda}]$$

$$= \frac{1}{(r+s)} \int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w) dw + \frac{\lambda}{r+s} [- \overline{F}(\xi) \frac{\partial \xi}{\partial \lambda}] \quad (\because d\overline{G}(w)/dw = \overline{F}(w))$$

$$= \frac{1}{(r+s)} \int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w) dw + \frac{\theta}{r+s} [- \frac{\partial \xi}{\partial \lambda}] \qquad (\because \overline{F}(w) = \theta/\lambda)$$

$$\therefore \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \frac{1}{(r+s+\theta)} \int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w) dw$$

여기서 식 (3-10)으로부터 $\int_{\xi}^{\infty} \overline{F}(w) dw = \frac{(r+s)(\xi - b)}{\lambda}$ 이므로

$$\therefore \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \frac{1}{(r+s+\theta)} \frac{(r+s)(\xi - b)}{\lambda}$$

$$\therefore \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = \frac{\lambda}{\xi} \frac{(r+s)(\xi - b)}{\lambda(r+s+\theta)} = \frac{(\xi - b)}{\xi(1+\gamma)} = \frac{(\xi - b)(x - \xi)}{\xi(x - b)}$$

〈Table A-1〉 Estimated Wage Equation Accounting for Sample Selection

Dep. var	Variable	Men		Women	
		Est. coeff	Std. err	Est. coeff	Std. err
Wage (in log)	Age	0.267028**	0.107805	0.243991**	0.107460
	Age sq	−0.004064**	0.00205	−0.004173*	0.002180
	Location of school	0.138441***	0.015378	0.150119***	0.021226
	GPA	0.001390**	0.000553	−0.000226	0.000868
	Training	0.081303***	0.01218	0.052410***	0.01681
	Certification	0.080075***	0.011045	0.043962**	0.017901
	Language study	0.123630***	0.013730	0.115714***	0.019110
	Social science	0.122954***	0.021517	0.099139***	0.024105
	Education	0.095101***	0.032012	0.16117***	0.027851
	Engineering	0.163483***	0.019863	0.171254***	0.028353
	Natural science	0.069437**	0.023213	0.070226**	0.026302
	Medical	0.135167***	0.030228	0.322606***	0.031029
	Arts, music, & athletics	−0.042709*	0.024735	−0.106094***	0.026582
	Constant	0.802892	1.41955	1.55738	1.33138
Prob (employ)	Age	−0.031021	0.263812	0.189075	0.20363
	Age sq	0.001242	0.005019	−0.003535	0.004147
	Location of school	0.026050	0.040612	−0.071345*	0.041513
	Household head	0.688396***	0.03413	0.594945***	0.048784
	Unemp rate	0.044086***	0.013306	−0.012612	0.026799
	Constant	0.328878	3.46169	−1.81647	2.49301
Num. of obs.		9,315		6,677	
Inverse Mill's		−0.50893***	0.044804	−0.67356***	0.090824
σ		0.5344469		0.673561	

Note: ***: p〈0.01, **: p〈0.05, *: p〈0.1.
Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey* (*GOMS*), 2009.

〈Table A-2〉 Estimation of Implicit Income for the Unemployed

Variables		Men		Women	
		Coeff.	Std. err	Coeff.	Std. err
Location of school		-0.033711	0.120878	0.155382	0.097846
Vocational training		0.04071	0.196833	0.392729***	0.143799
Certification		1.14075***	0.347099	0.955564***	0.197918
Language study		0.140917	0.155829	0.108142	0.109476
Major	Social science	-0.209747	0.175245	-0.103875	0.139043
	Education	-0.276697	0.29551	0.065388	0.173299
	Engineering	-0.345642**	0.164799	0.1186	0.164872
	Natural science	-0.415158**	0.209442	0.033191	0.152952
	Medical	-0.249346	0.238236	-0.189477	0.160579
	Arts, music and athletics	-0.388366*	0.213461	-0.010088	0.154030
Household income (in 10,000 KRW)	100~199	-0.457763	0.305669	0.275169	0.49209
	200~299	-0.31971	0.286890	0.262189	0.485881
	300~399	-0.391899	0.286594	0.436771	0.485313
	400~499	-0.097292	0.295068	0.504182	0.492594
	500~699	0.147691	0.299511	0.632461	0.487038
	700~999	0.037348	0.349608	0.888021*	0.51761
	1,000 or more	0.197691	0.320119	0.758764	0.502236
Father's education		0.23856	0.149788	0.306913*	0.178778
Educational expenses funded from:	Self supports	0.529066***	0.173267	0.112634	0.343492
	Loans	-0.030563	0.149971	0.209185**	0.104958
	scholarships	0.178529	0.151946	-0.037581	0.115449
	Others	-0.822082	0.54655	-0.148930	0.309576
Cohabitation with parents (yes=1)		-0.485664***	0.092583	-0.69398***	0.081609
Constant		13.5994***	0.335258	12.678***	0.525488
Num of obs		319		309	
Adj. R^2		0.1741		0.2970	
Prob 〉 F		0.0000		0.0000	

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

Source: Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel* (*KEEP*), 2009.

韓國開發研究
제34권 제3호(통권 제116호)

공기업의 임원교체와 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향

유 승 원*
(연세대학교 경영대학 박사과정)

김 수 희
(영국 엑시터대학교 정치행정학과 박사과정)

Performance of Korean State-owned Enterprises Following Executive Turnover and Executive Resignation During the Term of Office

Seungwon Yu*
(Ph.D. Candidate, School of Business, Yonsei University)

Suhee Kim
(Ph.D. Student, Department of Politics, Exeter University, GB)

* 교신저자(corresponding author)

유승원: (e-mail) seungwon@yonsei.ac.kr, (address) School of Business, Yonsei University, 134 Sinchon-dong, Seoul, Korea, 120-749
김수희: (e-mail) sk392@exeter.ac.uk, (address) Department of Politics, Amory Building, Rennes Drive, Exeter, GB, EX4 4RJ

• Key Word: 공기업(State-Owned Enterprise), 경영성과(Performance), 임원교체(Executive Turnover), 중도퇴임(Executive Resignation During Term of Office), 지배구조(Corporate Governance)
• JEL Code: M4, G3, H3
• Received: 2012. 4. 17 • Referee Process Started: 2012. 5. 3
• Referee Reports Completed: 2012. 8. 20

ABSTRACT

This study examines whether the executive turnover and the executive resignation during the term of office affect the performance of Korean state-owned enterprises. The executive turnover in the paper means the comprehensive change of the executives which includes the change after the term of office, the change after consecutive terms and the change during the term of office. The 'resignation' was named for the executive change during the term of office to distinguish from the executive turnover. The study scope of the paper is restrained to the comprehensive executive change itself irrespective of the term of office and the resignation during the term of office. Therefore the natural change of the executive after the term of office or the change after consecutive terms is not included in the study. Spontaneous resignation and forced resignation are not distinguished in the paper as the distinction between the two is not easy. The paper uses both the margin of return on asset and the margin of return on asset adjusted by industry as proxies of the performance of state-owned enterprises. The business nature of state-owned enterprise is considered in the study, the public nature not in it. The paper uses the five year (2004 to 2008) samples of 24 firms designated as public enterprises by Korean government. The analysis results are as follows. First, 45.1% of CEOs were changed a year during the sample period on the average. The average tenure period of CEOs was 2 years and 3 months and 49.9% among the changed CEOs resigned during the term of office. 41.6% of internal auditors were changed a year on the average. The average tenure period of internal auditors was 2 years and 2 months and 51.0% among the changed internal auditors resigned during the term of office. In case of outside directors, on average, 38.2% were changed a year. The average tenure period was 2 years and 7 months and 25.4% among the changed internal directors resigned during the term of office. These statistics show that numerous CEOs resigned before the finish of the three year term in office. Also, considering the tenure of an internal auditor and an outside director which diminished from 3 years to 2 years by an Act on the Management of Public Institutions (applied to the executives appointed since April 2007), it seems most internal auditors resigned during the term of office but most outside directors resigned after the end of the term. Secondly, There was no evidence that the executives were changed during the term of office because of the bad performance of prior year. On the other hand, contrary to the normal expectation, the performance of prior year of the state-owned enterprise where an outside director resigned during the term of office was significantly higher than that of other state-owned enterprises. It means that the clauses in related laws on the executive dismissal on grounds of bad performance did not work normally. Instead it can be said that the executive change was made by non-economic reasons such as a political motivation. Thirdly, the results from a fixed effect model show there were evidences that performance turned negatively when CEOs or outside directors resigned during the term of office.

ABSTRACT

CEO's resignation during the term of office gave a significantly negative effect on the margin of return on asset. Outside director's resignation during the term of office lowered significantly the margin of return on asset adjusted by industry. These results suggest that the executive's change in Korean state-owned enterprises was not made by objective or economic standards such as management performance assessment and the negative effect on performance of the enterprises was had by the unfaithful obeyance of the legal executive term.

본 연구는 정부가 공기업으로 지정한 24개 기관의 2004년부터 2008년까지의 자료를 대상으로 공기업의 임원교체와 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 경영성과의 대리변수로 총자산수익률의 변화 및 산업조정 총자산수익률의 변화를 사용하였다. 본 연구는 공기업의 공공성은 배제하고 기업성만을 대상으로 분석하였으며, 분석 결과 다음의 사항이 발견되었다. 첫째, 매년 평균 45.1%의 CEO가 교체되었으며, CEO의 평균 재임기간은 2년 3개월이었고 교체된 CEO 중 절반인 49.9%의 인사가 임기를 마치지 못하고 중도퇴임하였다. 감사의 경우 매년 평균 46.1%의 인사가 교체되었으며, 평균 재임기간은 2년 2개월이고, 교체 인사 중 중도퇴임한 인사는 51.0%였다. 비상임이사의 경우 매년 38.2%의 인사가 교체되었으며, 평균 재임기간은 2년 7개월이고, 교체 인사 중 25.4%가 중도퇴임하였다. CEO는 3년 임기를 마치지 못하고 중도퇴임한 사례가 많으며, 감사와 비상임이사의 경우 「공공기관의운영에관한법률」에 의해 임기가 3년에서 2년으로 줄어든(2007년 4월 이후 취임 인사부터 적용) 것을 감안하면 상당수 감사가 임기 도중 퇴임하였고, 비상임이사는 대체로 임기를 마친 것으로 여겨진다. 둘째, 전년도 경영성과 부진을 이유로 공기업 임원이 교체되거나 중도퇴임하는 통계적 증거를 찾지 못했다. 오히려 예상과 달리 비상임이사가 중도퇴임한 공기업의 전년도 경영성과가 그렇지 않은 공기업의 경영성과보다 통계적으로 유의하게 높은 현상이 발견되었다. 이는 「공공기관의운영에관한법률」 또는 과거 「정부투자기관관리기본법」 등에서 경영실적 부진 등을 사유로 해임하는 해임 관련 규정이 정상적으로 작동되지 않고, 정치적 동기 등 비경제적 요인에 의해 교체되고 있음을 의미한다. 셋째, 고정효과모형에 의한 분석 결과, 공기업 CEO와 비상임이사가 임기 종료 이전에 중도퇴임할 경우 경영성과에 부정적 영향을 미치는 증거가 발견되었다. CEO의 중도퇴임은 총자산수익률 변화에 유의한 부(-)의 영향을 미쳤고, 비상임이사의 경우 중도퇴임은 산업조정 총자산수익률 변화에 유의한 부(-)의 영향을 미쳤다. 넷째, 高성장 더미변수를 추가하여 분석한 결과, 고성장 더미변수는 경영성과에 대체로 정(+)의 영향을 미침을 확인하였다. 그러나 고성장 공기업의 CEO가 교체되거나 중도퇴임하는 경우 고성장 더미변수의 효과는 상쇄되며 총자산수익률과 산업조정 총자산수익률 모두가 유의하게 감소하였다. 본 논문을 통해 공기업 경영실적평가 등 객관적이고 경제적인 기준에 의해 임원을 교체하지 않고, 임원의 법정 임기가 충실히 지켜지지 않아 경영성과에 부정적 영향을 미침을 알 수 있다.

Ⅰ. 서 론

CEO를 포함한 기업 임원의 교체와 경영성과 간의 관계를 분석한 연구는 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 하나는 교체가 경영성과에 미치는 영향을 분석한 연구(박준우[2007]; Shen and Cannella[2002]; Datta and Rajagopalan[1998] 등)이고, 다른 하나는 경영성과가 교체에 미치는 영향을 분석한 연구(신현한・장진호[2005]; Ocasio[1999]; Puffer and Weintrop[1991] 등)이다. 본 연구는 공기업의 CEO, 감사, 비상임이사의 교체와 임기 중 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향을 분석하는 것으로서 전자에 속한다.[1]

민간기업의 CEO 등 임원의 교체와 경영성과 간의 관계에 대한 이론은 영향을 주지 않는다는 부정이론, 무영향이론, 긍정이론 등 세 가지로 나눌 수 있다.[2] 부정이론은 흔히 악순환가설로 불리는데, 새로운 임원은 조직에 혼란과 불안을 부각시켜 성과를 저하시킨다고 주장한다. 무영향이론은 희생양가설로 불리며, 임원의 교체를 의식(ritual)으로 간주하고 임원의 개인역량보다는 조직과 같은 외생적 변수가 중요하다고 강조한다. 긍정이론은 새로운 임원의 부임으로 조직성과가 제고될 것이라는 상식적인 믿음이 전제되어 상식가설이라고 불린다.

공기업의 경우 민간기업과 달리 정부와 국회 등에서의 관리・감독으로 인해 임원의 재량이 제어되어 공기업 임원의 교체효과가 제한될 여지도 있다. 그러나 공기업은 민간기업에 비해 규모가 크고 법령에 근거한 독점적 지위(심용보[2008]) 등으로 인해 시장에의 파급효과가 크기 때문에 임원의 교체효과가 민간기업에 비해 클 수 있다. 특히 공기업은 상명하복의 위계적 특성이 강하기 때문에 CEO 등 임원의 리더십이 조직성과에 큰 영향을 미칠 것이다(한태진・김홍[2008][3]). 본 연구의 출발점은 공기업 임원의 교체가 경영성

---

1 민간기업은 경영성과가 저조한 경우 또는 새로운 전략 수행 등을 위해 새로운 임원으로 교체(Datta *et al.*[2003])되는 경우가 다수 존재하므로 경영성과가 교체에 미치는 영향에 대한 의미 있는 연구가 가능하다. 그러나 공기업의 경우 임원의 임기가 「공공기관의운영에관한법률」에 명시되어 있고 해임 요건과 절차가 법에 규정되어 있는 등 임원 임면에 대한 사항이 민간기업보다 경직적이어서 경영성과가 교체에 미치는 영향에 대한 분석은 매우 제한적이다.

2 본 단락은 강영걸(2010)을 참고하였다.

3 저자들은 공기업 CEO의 리더십이 조직만족, 직무몰입 등 조직유효성에 긍정적인 역할을 함을 발견하였다.

과에 영향을 미치는가에 있다. 공기업 임원이 교체되면 조직에 혼란을 가중시켜 경영성과에 부정적 영향을 미치는지, 새로운 혁신과 학습의 기회로 작용하여 경영성과에 긍적적 영향을 미치는지를 밝히는 것이 본 연구의 첫 번째 목적이다.

공기업 임원의 임기는 민간기업과 달리 법률에 정해져 있다. 「공공기관의운영에관한법률」(2007년 1월 제정)에서 CEO는 3년, 감사와 이사는 2년으로 규정하고 있다.[4] 그러나 공기업 임원이 법령에서 규정한 임기를 마치기 전에 중도퇴임하는 경우가 적지 않은 것이 사실이다. 이에 대한 언론에서의 비판도 계속되고 있다. "4·9 총선이 끝난 뒤 대한민국 모든 공공기관이 대혼란에 빠져 있다. 최근 벌어지고 있는 사상 초유의 '공공기관장 일괄 사표' 파동 때문이다."[5] "임기가 법적으로 보장된 산하기관 기관장에게 정부와 여당이 일방적으로 사퇴를 강요하는 것은 적절하지 않다."[6] 이러한 사례가 누적되면서 공기업 임원은 단기성 1회용 인사일 뿐이라는 인식이 조직 내외에 팽배해지게 되었다(강영걸[2004]). 이러한 상황에서 공기업 임원들은 공기업 자원의 집중화 등을 통한 법령 또는 정부부처에 의해 주어지는 전략 수행이 어려워지고, 장기적 시계를 갖지 못하며, 감사와 비상임이사의 경우 CEO에 대한 모니터링도 형식적인 수준에 그칠 가능성이 크다. 결과적으로 해당 공기업의 경영성과가 저하될 확률이 높아질 것이다. 이와 같은 문제의식에서 본 연구는 공기업 임원의 임기 중 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이것이 본 연구의 두 번째 목적이다.

임원의 교체 및 중도퇴임에 대한 개념과 상호관계, 이에 따른 본 논문의 연구범위는 다음과 같다. 본 논문에서 말하는 임원의 교체는 관련 법령에서 규정한 임기와 상관없이 현실에서 발견되는 모든 교체현상을 말한다. 임기 종료와 함께 발생한 자연스러운 교체, 연임 후 자발적/강제적 교체 및 임기 종료 이전의 중도교체를 포괄한 개념이다. 모든 교체를 포괄한 개념과 구분하기 위해 중도교체를 중도퇴임이라고 명명하였다. 중도퇴임은 임원의 교체 중 임기 종료 이전에 발생한 교체만을 말한다. 자발적 중도퇴임과 강제적 중도퇴임으로 구분할 수 있지만 자발성과 강제성의 식별이 용이하지 않아(Weisbach [1998]) 본 논문에서는 구분하지 않았다. 본 논문은 법정 임기와 상관없이 발생한 포괄적인 교체현상과 임기 종료 이전의 중도퇴임만을 연구대상으로 한다. 따라서 임기 종료로

---

4 동법 제정 이전에는 「정부투자기관관리기본법」 및 「공기업의경영구조개선및민영화에관한법률」에서 CEO, 감사, 이사에 대한 임기를 모두 3년으로 규정하였다.

5 『한겨레 21』, 제709호, 2008. 5. 8, "촌스러워라, 공공기관장 '스탈린식 숙청', 국책연구기관장들에게까지 일괄 사표 내라"에서 인용.

6 『위클리 경향』, 제808호, 2009. 1. 13, "임기 보장된 기관장 사퇴 강요 안 돼"(가톨릭대 정경학부 행정학교수 채원호)에서 인용.

인한 자연스러운 임원교체에 따른 경영성과 변화 여부는 연구대상이 아니다. 본 연구는 공기업의 CEO, 감사, 비상임이사를 대상으로 하였다. 상임이사에 대한 분석은 학계의 연구실적이 비상임이사에 비해 극히 적고 교체 통계가 다른 임원에 비해 이질적[7]이어서 본 연구의 대상에서 제외하였다. 또한 본 논문은 연구의 객관성 제고를 위하여 공기업의 공공적인 측면은 배제하고 기업적 운영만을 고려하여 연구하였다. 본 연구는 관련 법령에서 규정한 공기업 임원의 교체 관련 메커니즘이 정상 작동되고 있는지, 그것이 경영성과에 긍정적/부정적인지를 검토하는 기초연구가 될 수 있을 것이다.

Ⅱ. 선행 연구

민간기업에 대한 연구와 달리 공기업 임원의 교체와 경영성과에 대한 선행 연구는 찾아보기 힘들다. 공기업이 국민경제에 미치는 영향은 크지만[8] 공기업에 대한 관심은 그만큼 크지 못하고,[9] 공기업에 대한 자료 수집도 원활하지 않기 때문[10]으로 여겨진다. 아래에서는 공기업 임원 인사와 경영성과에 대한 선행 연구를 소개한다.

강영걸(1999)은 정부투자기관 기관장[11]의 교체가 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 저자는 내부 출신, 외부 공무원, 외부 정치인 등 기관장의 교체 유형과 경영성과 간

---

7 비상임이사는 법령에서 규정한 임기 동안 동일한 하나의 직책을 수행하지만, 상임이사는 임기 동안 다수의 직책(기획이사, 재무이사, 생산이사 등)을 수행하는 경우가 많아 교체 통계를 정의하기가 용이하지 않다.

8 공기업을 포함한 중앙부처 공공기관의 2010년 지출 합계는 376조원으로 2010년 명목 GDP(1173조원)의 32%에 달한다.

9 IMF(GFS 2001), OECD(SNA 1993) 등 주요 국제기구의 매뉴얼에 의하면, 일반정부(general government) 통계에는 중앙부처와 지자체 산하의 비영리 공공기관이 포함되어야 하고, 공공부문(public sector) 통계에는 일반정부 통계와 공기업 통계가 합산되어야 한다. 그러나 정부는 일반정부 통계에서 대부분의 비영리 공공기관을 제외하고 있고, 공기업이 포함된 공공부문 통계는 생산하지 않고 있다. 공기업을 포함한 공공부문 전체를 조망하는 통계가 생산되지 않기에 관련 정책을 생산하는 것도 쉽지 않다고 여겨진다.

10 기획재정부에서 공공기관 창의경영시스템(알리오, www.alio.go.kr)을 통해 공기업을 포함한 공공기관에 대한 많은 정보를 제공하고 있지만, 제공되는 통계정보의 유형, 시계(time horizon) 등이 민간기업에 대한 제반 통계 정보를 제공하는 KISLINE(한국신용평가정보), Data Guide Pro(Fnguide), TS2000(한국상장회사협의회) 등의 시스템에 미치지 못하는 것이 사실이다.

11 공기업 CEO는 연구자에 따라 기관장, 대표이사, 회장, 사장 등 다양한 명칭으로 불리고 있다. 본 연구의 선행 연구 분석에서는 저자가 사용한 용어를 그대로 사용하나 다른 곳에서는 CEO로 통일하여 사용하고자 한다.

의 관계를 분석하였다. 정부가 발표하는 정부투자기관 경영실적의 계량점수와 비계량점수를 종합하여 1990년대 8년간의 자료를 분석한 결과, 내부 출신, 외부 공무원, 외부 정치인 순으로 경영성과에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다.

김병섭・박상희(2010)는 1993년부터 2009년 사이에 임명된 공공기관 임원에 대한 정치적 임명(소위 낙하산 인사) 문제를 연구하였다. 소위 낙하산 인사를 줄이기 위해 도입된 기관장 및 임원 추천위원회 제도는 연구 결과 그 효과를 확인할 수 없었다. 관료, 군인, 정치인으로 대표되는 정치적 임명은 김영삼 정부, 김대중 정부에 비해 노무현 정부와 이명박 정부에서 줄어든 경향을 보였다. 그러나 학연・지연으로 임명된 민간인까지 정치적 임명으로 고려할 경우 노무현 정부에 비해 이명박 정부에서 정치적 임용의 비중이 올라가는 것으로 나타났다.

원구환(2007)은 14개 지방개발공사에 대한 2000년부터 2006년까지 7개년의 결산자료로 이사회 구성과 총자산수익률(Return on Asset: ROA), 자기자본이익률(Return on Equity: ROE) 등 재무성과 간의 피어슨 상관분석을 하였다. 분석 결과, 이사회 내에서 사외이사가 차지하는 비율과 재무성과 간에는 유의한 정(+)의 상관관계가 있었다. 한편, 이사회 총수와 재무성과 간에는 유의하지 않은 정(+)의 관계가, 여성이사 비율과 재무성과 간에는 유의하지 않은 부(-)의 상관관계가 있었다.

유승원(2009)은 기획재정부가 공기업으로 지정한 24개 기관의 2003년부터 2007년까지의 재무정보와 인사정보를 기획재정부 알리오(Alio) 시스템과 이사회 회의록 등에서 발췌하여 CEO 및 내부감사인[12]이 당년도 총자산수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 내부감사인의 독립성(정부・정치권 등이 아닌 학계・경제계 등 출신인 경우) 및 재무전문성과 총자산수익률 간에는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있었다. CEO의 업무전문성은 통계적으로 유의하지 않았지만 총자산수익률에 긍정적인 영향을 미쳤다. 한편, 내부인사가 CEO로 임명되는 경우에는 통계적으로 유의하지 않았지만 총자산수익률에 부정적인 영향을 미쳤다. 저자는 이에 대해 CEO의 내부/외부 출신은 총자산수익률에 영향을 미치지 않는다고 해석하였다.

이희섭・최진현(2010)은 기획재정부 알리오 시스템에서 297개 공공기관에 대한 2005

---

12 회계학계에서는 외부감사인과 구별하기 위하여 감사인 또는 내부감사인이라는 용어를 사용하며, 「공공기관의운영에관한법률」에서는 감사(←내부감사인), 회계감사인(←외부감사인)이라는 용어를 사용한다. 본 연구의 선행 연구 분석에서는 저자가 사용한 용어를 그대로 활용하고, 다른 곳에서는 민간기업에 대해서는 감사인(←내부), 외부감사인(←외부), 공기업에 대해서는 「공공기관의운영에관한법률」에서 규정한 대로 감사(←내부), 회계감사인(←외부)이라는 용어를 사용하고자 한다.

년부터 2009년까지 5년간의 정보를 이용하여 비상임이사 비율, 이사회 규모, 이사회 회의 개최 횟수, 경영자 보상금, 비상임감사 비율 등이 판매관리비 비율, 업무추진비 비율 등으로 파악되는 대리인비용에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 이사회 규모가 클수록 대리인비용이 유의하게 감소하였다. 한편, 비상임이사 비율 또는 비상임감사 비율이 높을수록 대리인비용이 유의하게 증가하였다. 저자는 이를 두고 비상임이사가 정부 출신이거나 비상임이사 또는 비상임감사의 전문성이 부족하거나 경영진에 대한 감독을 소홀히 하기 때문이라고 설명하였다.

Boyne and Dahya(2002)는 CEO의 교체가 기관의 경영성과에 미치는 영향이 작지만 중요할 것이라는 전제하에 공공부문 CEO 교체가 경영성과에 영향을 미치게끔 하는 변수들을 분석하였다. 저자는 해당 변수를 CEO의 motives(외부인사 임명 여부 등 4개), means(예산 우선순위 변화 등 8개), opportunity(조직규모 등 5개)로 유형화하고 17개로 세분화하였다. 저자는 실증분석 없이 해당 변수들이 CEO 교체와 성과 간의 관계에 긍정적/부정적인 영향을 미치는지에 대한 예측과 함께 이론적 분석틀을 제공하였다.

Vagliasindi(2008)는 공기업 지배구조에 대한 기존의 실증분석 연구를 분석한 결과 다음의 사항을 발견하였다. 공기업의 비상임이사 비율과 기업성과 사이에 선진국에서는 특별한 관계를 찾아볼 수 없었지만 개발도상국에서는 긍정적인 관계가 보였다. 이사회 규모가 작으면서 비상임이사 비율이 높은 공기업은 CEO의 교체 또는 보상에 대해 바람직한 정책을 내렸다. CEO의 교체와 재무성과 등은 이사회의 변화에 중요한 영향을 미친다고 주장하였다.

본 연구가 선행 연구와 차별되는 점은 다음과 같다. 첫째, 선행 연구는 주로 공기업 임원의 교체 유형(소위 낙하산 인사 등)이 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 본 연구는 공기업 임원의 교체 자체가 경영성과에 미치는 영향을 분석하였다. 둘째, 선행 연구는 공기업 임원이 법에서 규정된 임기를 마치기 전에 중도퇴임하는 경우 경영성과에 미치는 영향은 분석하지 않았다. 본 연구의 관련 분석은 의미 있는 시사점을 제공해 줄 것이다. 이를 통해 「공공기관의운영에관한법률」 등 관련 법령에서 규정한 공기업 임원의 교체 관련 규정이 정상 작동되고 있는지 검토할 수 있다. 셋째, 선행 연구는 실증분석 없는 이론적 분석에 그치거나, 실증분석을 하더라도 단순한 재무변수를 사용하여 분석하였다. 그러나 본 연구는 해당 공기업이 속해 있는 산업의 경영성과를 고려한 조정된 경영성과의 동태적 변화값을 분석하는 등 해당 공기업의 성과와 공기업 임원교체 간의 관계를 보다 엄밀하게 실증분석하였다.

Ⅲ. 가 설

1. 공기업의 임원교체와 경영성과

민간기업 임원의 교체가 경영성과 또는 기업가치 등에 미치는 영향에 대한 선행 연구는 연구자에 따라 상이한 모습을 보이고 있다. CEO의 경우, CEO의 교체가 부정적인 영향을 미친다는 분석(오회장[2002]; Allen *et al.*[1979]; Grusky[1963])은 주로 CEO의 교체가 조직 프로세스에 분열을 가져오거나 시장에서 CEO 교체를 해당 기업의 부정적 정보가 발산되는 것으로 해석하기 때문이라고 하였다. 경영성과에 긍정적인 영향을 미친다는 분석(신현한・장진호[2003]; Denis and Denis[1995]; Pfeffer and Salancik[2003])은 해당 기업의 지배구조 메커니즘이 정상적으로 작동하거나 기업이 변화된 경영환경에 적합한 CEO로 교체하였기 때문이라고 주장한다. 영향을 주지 않는다는 분석(Khanna and Poulsen[1995]; Smith *et al.*[1984])은 이익집단의 강력함 또는 집단소송 회피를 위한 비경제적 고려 등 외부적 요인에 주목하고 있다.

감사인의 경우, 선행 연구의 결론이 일관되지는 않지만 대체로 계속 감사인은 교체된 감사인에 비해 피감사 기업에 대한 이해가 높고(신용인 외[2007]) 교체 이후의 소송위험을 대비(문상혁 외[2007])하여 회계이익을 상향조정하지 않는 등 독립성(Dopuch *et al.*[2001])과 전문성(권영호[2009])이 높아 감사품질에 긍정적 영향을 줄 수 있다. 따라서 교체된 감사인의 감사품질이 높으면 경영진의 대리인비용을 통제하는 등 기업의 가치가 제고(문상혁・박종국[2005])될 것이다. 그러나 전임 감사인의 보수성을 해소하고자 새로운 감사인으로 교체하는 경우 회계이익이 사실보다 상향조정(정석우・노준화[2002]; DeFond and Subramanyam[1998])되어 감사품질에 부정적 영향을 줄 수 있다. 이때 동일한 논리로 경영진의 대리인비용 통제가 수월치 않게 되어 기업가치가 저하될 수 있다.

비상임이사의 경우, 새롭게 교체된 비상임이사는 CEO 등 경영진에 대한 전문적인 감시자로서의 명성을 획득, 유지하는 과정에서 대리인문제를 완화(Lin *et al.*[2003])시키고 전문성(김동순 외[2008]; Cotter *et al.*[1997])을 발휘하는 등 경영성과 제고에 기여할 수 있다. 그러나 비상임이사의 업무투입시간 제약 및 비상임이사의 전문성 결여(김창수[2006]), 경영진의 이사회 구성에의 관여(Hermalin and Weisbach[1991]), 경영진과의 우

호적인 협력관계(Crystal[1991]), 경영진으로부터의 독립성 미확보(Byrne and Melcher [1996]) 등으로 인해 비상임이사의 선임이 경영성과에 영향을 미치지 못한다는 주장도 존재한다.

공기업은 민간기업과 달리 임원 임면 시 경영성과 향상이나 조직혁신 같은 경제적 효율성의 논리보다 제도적 논리 또는 정치경제적 논리가 우선하게 된다(강영걸[2004]). 또한 현재 공기업은 정부가 중심이 된 지배구조를 가지고 있다(곽채기[2005]). 이럴 경우 공기업의 최대 주주인 정부는 정부 논리를 공기업 또는 관련 시장에 투입하는 데 용이한 인사를 공기업 임원으로 교체할 유인을 갖게 된다. 공기업 임원을 경제적 타당성 대신 정치 논리 또는 정치적 동기로 임면(곽채기[2005])하는 경우 임원교체는 경영성과에 부정적 영향을 미칠 것이다. 이와 같은 논리로 아래의 가설을 설정하였다.

가설 1: 공기업 임원이 교체되면 경영성과에 부정적 영향을 미칠 것이다.

2. 공기업 임원의 중도퇴임과 경영성과

공기업의 CEO, 감사, 이사는 관련 법령에서 그 임기가 규정되어 있다. 과거 「정부투자기관관리기본법」(제12조제1항)과 「공기업의경영구조개선및민영화에관한법률」(제28조제1항)에서 공기업 임원의 임기를 3년으로 하였고, 최근에 제정된 「공공기관의운영에관한법률」[13]은 CEO의 임기는 3년, 감사와 이사의 임기는 2년으로 규정하였다. 특히 CEO에 대해서는 경영실적평가가 저조한 경우 등 직무수행에 현저한 지장이 있다고 판단되는 경우 등을 제외하고는 임기 중 해임할 수 없도록,[14] 임기보장을 법에서 직접 규정[15]하고 있다.

---

13 제28조(임기) ① 제25조 및 제26조의 규정에 따라 임명된 기관장의 임기는 3년으로 하고, 이사와 감사의 임기는 2년으로 한다. 다만, 제6조의 규정에 따라 공기업·준정부기관으로 지정될 당시 재직 중인 임원은 제25조 및 제26조의 규정에 따라 임명된 것으로 보되, 그 임기는 임기 개시 당시 법령 등에 따른다.

14
- 「정부투자기관관리기본법」 제13조의2(임원의 임면 등) ④ 사장은 제7조제5항(경영실적평가 결과 경영실적 부진 시)의 규정에 의한 해임건의가 있거나 기타 정당한 사유가 있는 경우를 제외하고는 임기 중 해임되지 아니한다.
- 「공기업의경영구조개선및민영화에관한법률」 제4조(사장) ② 사장의 임기는 3년으로 하고, 제13조제3항(경영목표 대비 이행실적 미진 시)의 규정에 의한 경우를 제외하고는 정당한 사유 없이 임기 중 해임되지 아니한다.
- 「공공기관의운영에관한법률」 제25조(공기업 임원의 임면) ⑤ 공기업의 장은 제22조제1항(법령위반 등 직무수행에 현저한 지장이 있는 경우)·제35조제3항(직무를 이행하지 않거나 게을리한 경우) 및 제48조제8항(경영실적평가 결과 경영실적이 부진한 경우)에 따라 그 임명권자가 해임하거나 정관으로 정한 사유가 있는 경우를 제외하고는 *임기 중 해임되지 아니한다.*

직무수행을 게을리하거나 직무수행실적이 저조한 경우에는 이사회 의결 또는 운영위원회의 심의·의결 등을 거쳐 해임할 수 있다. CEO의 경우, 본 연구의 분석대상인 24개 공기업 중 임기를 마치지 못하고 도중에 교체된 사례가 49.9%로서 절반에 달했다. 대부분의 사례가 임원의 해임을 위해 필요한 절차인 이사회 또는 운영위원회의 심의·의결 없이 자발적 퇴임 형식으로 퇴임하였다. 이러한 현상은 정권과 관계없이 발생하고 있으며 이에 대한 언론과 전문가의 비판[16]이 계속되고 있다.

다수의 연구에서 경영진이 임기를 마치기 전에 퇴임하는 경우 기업성과가 하락하는 증거를 발견할 수 있다. 박종철 외(2008)는 CEO의 해임이 기업전략에 미치는 영향을 연구하였다.[17] 저자는 전임 CEO가 해임, 즉 타인에 의해 이임[18]되면서 동시에 신임 CEO가 외부인사인 기업은 사업 다각화 전략이 아닌 집중화 전략을 선택한다고 주장하였다. 심동석(2000)은 교체된 CEO가 기업 고문으로 좌천되거나 타 기업의 대표이사로 임명되지 않는 경우 문책성 인사로 판명하여 교체 공시 이후 시장이 부정적 반응을 보인다고 하였다.

감사인의 경우, 감사인을 경영진의 재량에 의해 중도교체[19]하는 경우 회계이익이 사실과 달리 조정되는 등 감사품질이 저하된다고 하였다(박종일·곽수근[2007]; 신용인 외[2007]).

비상임이사의 경우, 김문현·백재승(2005)에 의하면 비상임이사가 임기 도중 퇴임하는 경우 주가 하락폭이 커지는 것을 발견하였다. 저자는 이를 두고 전문적이고 독립적인 사외이사의 임기 중 퇴임이 시장에서 해당 기업의 전문성과 독립성이 저하되는 것으로 간주되기 때문이라고 해석하였다. 류은경 외(2010)도 비상임이사가 임기 중 퇴임한 기업은 그렇지 않은 기업보다 재무성과가 취약하다고 주장하였다. 이러한 문제의식을 가지고 다

---

15 「공공기관의운영에관한법률」 제26조(준정부기관 임원의 임면) ⑤ 준정부기관의 장의 *임기보장*에 관하여는 제25조제5항(위 각주 참조)을 준용한다.

16 "공기업 대폭 물갈이人事 산하단체 등 420여곳 내달 말께 단행"(『한국일보』, 2004. 1. 6, 1면에서 인용), "정찬용 인사수석, '공기업 기관장 적극 교체'"(『파이낸셜뉴스』, 2004. 2. 25, 2면에서 인용), "지식경제부가 산하 공기업 등 공공기관의 최고경영자를 대거 물갈이한 데 이어 (중략) 각 공기업들에 임원의 절반 가량을 바꾸도록 하는 가이드라인을 내려보냈다"(『세계일보』, 2008. 12. 23, 15면에서 인용), "외국 사례를 보면 정권이 바뀌었다고 무조건 공공기관장을 바꾸는 건 기본적인 추세가 분명 아니다. 우리나라에서 지금 벌어지고 있는 스탈린식 일괄 숙청은 국제적 추세가 아니다"(서울시립대 교수 김영우의 『한겨레 21』, 제709호(2008. 5. 8) 인터뷰 기사 중에서 인용).

17 본 단락에서 인용한 선행 연구는 중도퇴임이 경영성과에 미치는 직접적인 분석은 아니지만 CEO의 해임 또는 좌천이 경영성과에 미치는 영향을 통해 중도퇴임과 경영성과 간의 관계를 간접적으로 유추할 수는 있다.

18 저자는 성과부진, 경영권 다툼 또는 쇄신에 의한 이임, 경질, 불명예 퇴진 등을 예로 들었다.

19 회계감사 영역에서는 이를 자율교체(비의무교체를 의미함)라 하고, 「주식회사의외부감사에관한법률」 제3조④에 의해 6년마다 의무적으로 감사인을 교체하는 경우는 강제교체(의무교체를 의미함)라 한다.

음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2: 공기업 임원이 임기 종료 이전에 중도퇴임하면 경영성과에 부정적 영향을 미칠 것이다.

Ⅳ. 연구 설계

1. 연구모형

〈Table 1〉 Research Model

〈Table 1〉에서 보는 바와 같이 본 연구의 종속변수는 공기업의 경영성과 변화이고, 독립변수는 공기업 임원의 교체, 임기 중 중도퇴임이다. 종속변수인 경영성과에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로는, 해당 공기업에 대한 정부지원비율, 기업 연령, 자산규모, 전년도 경영성과 등이다. 이를 방정식으로 표현하면 다음의 식 (1)과 같다. 본 연구에서는 개별 공기업의 특성과 시간 특성을 제거하기 위하여 고정효과모형 회귀분석을 실시한다.

$$\begin{aligned}\Delta MP1,\ \Delta MP2 = \alpha &+ \beta_1 CH_CEO + \beta_2 CH_AUD + \beta_3 CH_ODIR \\ &+ \beta_4 RES_CEO + \beta_5 RES_AUD + \beta_6 RES_ODIR \\ &+ \beta_7 G_REV + \beta_8 AGE + \beta_9 ASSET + \beta_{10} MP(-1) \\ &+ ID + YD + \epsilon \qquad (1)\end{aligned}$$

여기에서,

$\Delta MP1$: 총자산수익률 변화

$\Delta MP2$: 산업조정 총자산수익률 변화

CH_CEO: CEO가 교체되었으면 1, 그렇지 않으면 0

CH_AUD: 감사가 교체되었으면 1. 그렇지 않으면 0

CH_ODIR: 전체 비상임이사 중 교체된 비상임이사가 차지하는 비율

RES_CEO: CEO가 중도퇴임하였으면 1, 그렇지 않으면 0

RES_AUD: 감사가 중도퇴임하였으면 1, 그렇지 않으면 0

RES_ODIR: 전체 비상임이사 중 중도퇴임한 비상임이사가 차지하는 비율

G_REV: 공기업의 총수입 중 순수한 자체수입을 제외한 정부지원수입 및 독점적 지위 등에 의한 수입이 차지하는 비율

AGE: 공기업 설립 이후 연도 말까지 경과된 연수

$ASSET$: 연도 말 총자산의 자연로그값

$MP(-1)$: 전년도 총자산수익률($MP1(-1)$) 또는 산업조정 총자산수익률($MP2(-1)$)

ID: 개별 공기업 더미변수

YD: 연도별 더미변수

2. 변 수

가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 경영성과의 대리변수로서 두 개를 활용하였다. 첫 번째는 임원교체 후 총자산수익률의 변화로서 교체 다음 연도의 총자산수익률에서 교체연도의 총자산수익률을 차감한 $\Delta MP1$이다. 총자산수익률은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값으로 기업이 보유한 자산을 얼마나 효율적으로 운용했는지를 나타내며, 기업의 경영성과를 측정하는 대표 지표 중 하나이다.[20] 다른 하나는 해당 공기업이 속해 있는 산업의 총자산수익률을 고려한 것으로서 교체 다음 연도의 산업조정 총자산수익률에서 교체연도의 산업조정 총자산수익률을 차감한 $\Delta MP2$이다. 산업조정 총자산수익률은 공기업의 당해 연도의 총자산수익률에서 해당 공기업이 속한 산업의 평균 총자산수익률을 차감한 것으로 해

20 자기자본이익률(Return on Equity: ROE)을 사용하는 선행 연구도 다수 있으나, 자본잠식이 되는 경우 사용이 불가능하며, 총자산수익률(ROA)보다 변동성이 크다는 단점이 있고(조동근・변민식[2008]). 민간기업은 주주가치가 중요시되지만 공기업은 실질적 주주(국민)가 아닌 법적 주주(정부 또는 다른 공공기관 등)가 주식을 보유한 복대리인(sub-agency) 문제가 있어 공공부문에서 자기자본이익률(ROE)을 사용하는 것은 주의할 필요가 있다.

당 공기업이 속한 산업의 경기효과 등을 통제할 수 있다. 산업조정 총자산수익률이 정(+)이면 해당 산업의 평균보다 자산을 효율적으로 사용한 것이며, 부(−)이면 동일 산업의 평균보다 자산을 효율적으로 사용하지 못했다는 의미이다.

나. 설명변수

방정식 (1)에서 *CH_CEO*는 연도 말 기준으로 CEO가 교체되었으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. *CH_AUD*는 감사가 교체되었으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 감사가 단독제에서 위원회 제도로 바뀐[21] 공기업의 경우는 감사위원장을 전임 단독감사와 비교하였다. *CH_ODIR*은 연도 말 기준으로 당해 연도 전체 비상임이사 중 교체된 비상임이사가 차지하는 비율을 말한다. CEO와 감사(위원장)는 1인이어서 0 또는 1의 더미변수로 처리한 반면, 비상임이사는 다수 이사로 구성되기 때문에 비율로 처리하였다. 비상임이사를 0 또는 1(비상임이사가 1명이라도 교체된 경우)로 처리할 경우, 전체 비상임이사가 교체된 경우와 전체 중 1명의 비상임이사가 교체된 경우가 동일하게 처리되지만 비율로 처리하면 차등을 두고 처리할 수 있다. 전년도 말에 해당 직책을 맡았던 인사가 당해 연도 종료시점에 동일하지 않으면 교체로 처리하고 동일하면 非교체로 통계처리하였다. 12월 중 교체된 임원도 원칙에 따라 1월부터 11월까지 교체된 경우와 동일하게 처리하였다.[22] 당초 임기를 마치고 연임한 임원의 경우 당초 임기를 마친 연도는 교체로 처리하지 않았고 연임을 마치고 퇴임한 연도를 교체로 처리하였다. 이상이 '가설 1'에 대한 설명변수이다.

'가설 2'에 대한 설명변수 중 *RES_CEO*는 CEO가 임기 종료 이전에 중도퇴임하였으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. *RES_AUD*는 감사가 임기 종료 이전에 중도퇴임하였으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. *RES_ODIR*은 당해 연도 전체 비상임이사 중 임기 종료 이전에 중도퇴임한 비상임이사가 차지하는 비율을 말한다. 연임된 임원의 경우 연임기간을 모두 마치고 퇴임한 경우는 중도퇴임으로 처리하지 않고, 연임기

---

21 정부는 「공공기관의운영에관한법률」(제20조)에서 시장형 공기업(2007년 4월 법 제정 시부터)과 자산 2조원 이상의 준시장형 공기업(2009년 12월 법 개정 시부터)에 감사위원회를 설치하도록 하였다. 다만, 새로 감사위원회를 설치하여야 하는 공기업에 감사가 있는 경우에는 그 감사의 임기가 종료된 후에 설치하도록 하였다.

22 예를 들어 한국감정원 장○○ CEO의 임기는 2004. 12. 20~2007. 12. 19이고, 후임자인 황○○ CEO의 임기는 2007. 12. 20~2010. 12. 19이다. 장○○는 2004~06년 CEO로, 황○○는 2007년 이후 CEO로 통계처리하였다.

간 종료 이전에 퇴임한 경우는 중도퇴임으로 처리하였다.[23] 일부 공기업의 경우 「공공기관의운영에관한법률」 제정 이전에 적용된 「정부투자기관관리기본법」의 규정(모든 임원의 임기는 3년)에도 불구하고 비상임이사의 임기를 2년으로 운영한 사례가 있었다. 이 경우 「정부투자기관관리기본법」이 아닌 해당 기관의 운영방식을 좇아 2년을 채우지 못하고 퇴임하는 비상임이사는 중도퇴임으로, 2년을 넘기고 퇴임하면 임기를 마친 것으로 통계처리하였다. 한편, 중도퇴임이 공기업의 경영성과에 미치는 긍정적/부정적 효과를 의미 있게 추론하기 위해서는 중도퇴임 사유를 확인해야 할 것이다. 그러나 현실적으로 자발적 교체와 강제 교체 등 퇴임 사유의 식별이 용이하지 않아(Weisbach[1998]) 본 논문에서는 중도퇴임 사유를 구분하지 않았다.

다. 통제변수

다음으로 통제변수들이 본 연구에서 어떻게 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. *G_REV*는 공기업의 총수입 중 순수한 자체수입을 제외한 정부지원수입 및 독점적 지위 등에 의한 수입이 차지하는 비율을 말한다. 공기업의 전체 수입 중 정부의 직접지원액(보조금, 출연금, 출자금 등)과 법령 등에 의한 간접지원액(법적 위탁 및 독점수입, 부담금 및 이전수입 등)이 차지하는 비율을 말한다. 유승원(2009)은 정부수입비율이 높은 공기업은 정부정책 등의 영향을 받아 경영성과가 부정적일 수 있다고 하였다.[24] 신혁승(2006)도 정부보조금은 민간기업의 기술혁신 유인은 증가시키지만 공기업의 기술혁신 유인은 감소시킨다고 하였다.

*AGE*는 공기업 창립 이후 본 연구 표본의 각 연도 말까지 경과된 연수이다. Evans(1987)는 기업연령이 높을수록 기업 성장률과 퇴출률 모두 낮아짐을 통계적으로 분석하였다. 성효용(2000)과 Jovanovic(1982)도 조직 타성 또는 낡은 경영관행 등으로 기업이 나이를 먹을수록 성장이 감소한다는 사실을 확인하였다. 그러나 오래된 조직일수록 관리노하우 등의 학습효과가 경영성과에 긍정적 영향을 미칠 수도 있다.

*ASSET*은 연도 말 총자산의 자연로그값이다. 기업의 자산규모가 클수록 경영성과 또는 기업가치에 긍정적이라는 선행 연구(Joh[2003]; Krivogorsky[2006])가 있다. 한편, 정구

---

23 예를 들어 한국토지공사의 김○○ CEO의 경우 2007년 11월까지의 당초 임기를 마치고 2008년 11월까지 연임인사 명령을 받았으나 2008년 4월 중 퇴임하여 2008년도의 통계를 중도퇴임으로 처리하였다.

24 공기업의 성과가 낮아서 정부지원이 높아지는 내생성도 배제할 수 없다.

열 외(2002)는 비재벌집단과 이익이 정(+)인 집단은 자산규모와 연간 주식수익률 간에 유의한 부(-)의 관계가 있음을 발견하였다.

$MP(-1)$는 교체 전년도 총자산수익률인 $MP1(-1)$과 교체 전년도 산업조정 총자산수익률인 $MP2(-1)$를 말한다. 전년도 경영성과를 통제변수에 포함한 이유는 경영성과가 낮은(높은) 공기업이 임원의 교체와 상관없이 경영성과가 높아지는(낮아지는) 평균으로의 회귀현상(신현한・장진호[2003])을 통제하기 위해서이다.

ID는 개별 공기업의 기업특성효과를 제거하기 위한 더미변수이다. 관찰치가 해당 공기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다.

YD는 시간효과를 제거하기 위한 더미변수이다. 관찰치가 각 연도에 속하면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다. 〈Table 2〉에서 제반 변수에 대한 설명을 요약하였다.

〈Table 2〉 Definition of Variables

Category	Variable	Explanation
Dependent variable	$\Delta MP1$	Change in ROA (Return on Asset) after the change of the executives
	$\Delta MP2$	Change in ROA adjusted with an average ROA of each industry after the change of the executives
Explanatory variables	CH_CEO	Equals 1 if the CEO is changed, 0 otherwise
	CH_AUD	Equals 1 if the auditor is changed, 0 otherwise
	CH_ODIR	The proportion of the outside directors changed to all the outside directors
	RES_CEO	Equals 1 if the CEO resigns before the finish of term in office, 0 otherwise
	RES_AUD	Equals 1 if the auditor resigns before the finish of term in office, 0 otherwise
	RES_ODIR	The proportion of the outside directors resigning before the finish of term in office to all the outside directors
Control variables	G_REV	Government subsidies as a proportion to corporate earnings
	AGE	The number of years up to 2011 since its establishment
	$ASSET$	Natural log of total assets at the end of the year
	$MP(-1)$	Last year's ROA (Return on Asset) or ROA adjusted with an average ROA of each industry before the change of the executives
	ID	Dummy variable for controlling individual effect
	YD	Dummy variable for controlling time effect

3. 표본 및 자료 수집

본 연구는 「공공기관의운영에관한법률」 제정(2007년 1월) 이후 분석대상 종료연도인 2008년까지 정부에 의해 계속하여 공기업으로 지정[25]된 24개 공기업을 대상으로 하였다. 분석대상 연도는 2004년부터 2008년까지 6개 연도이다. 2003년 자료는 2004년의 전년도 총자산수익률($MP1(-1)$) 및 산업조정 총자산수익률($MP2(-1)$)을 산출하기 위해 보조적으로 활용하였다. 종속변수인 총자산수익률은 기획재정부의 공공기관창의경영시스템(알리오)에서 수집한 재무제표 수치를 활용하였다.[26] 산업조정 총자산수익률 산출 시 활용된 각 산업의 평균 총자산수익률은 한국신용평가정보의 KISLINE에서 추출하였다. 설명변수에서 쓰인 공기업 임원에 대한 교체 정보, 임기 중 중도퇴임 정보는 개별 공기업의 이사회 회의록과 홈페이지, 중앙일보의 JOINS 인물정보를 활용하여 수집하였다. 〈Table 3〉에서 표본 추출 사항을 요약하였다.

〈Table 3〉 Summary of Sample Collection Procedure

• Total public enterprises		24
• 2004~2008 (5 years for each enterprise)	× 5	120
Less: Number of years prior to the establishment		−5
Less: Number of non-availables		−11
Less: Number of outliers		−2
• Total number of samples		102

25 정부는 「공공기관의운영에관한법률」(제4조)에 근거하여 매년 또는 수시로 공기업(시장형 공기업, 준시장형 공기업), 준정부기관(기금관리형 준정부기관, 위탁집행형 준정부기관) 및 기타 공공기관을 지정하고 있다.

26 유승원(2009)의 경우 외부감사인의 감사를 거친 회계감사보고서에서 총자산수익률(ROA)을 수집하고, 해당 정보가 없으면 재무제표에서 관련 변수를 추출하여 총자산수익률을 계산하였다. 그러나 외부감사인마다 피감사 공기업의 총자산수익률을 계산한 방식이 상이한 것으로 여겨져 본 연구에서는 동일한 산출방식(당기순이익 전체/기초 총자산)으로 직접 계산하였다.

Ⅴ. 실증분석

1. 기술통계

〈Table 4〉에 기술통계량을 요약하였다. 첫 번째 종속변수인 총자산수익률 변화(△$MP1$)를 살펴보면 평균은 −0.002이며, 표준편차는 0.048이다. 최솟값은 −0.103이고, 최댓값은 0.127이다.[27] 산업조정 총자산수익률 변화(△$MP2$)의 평균은 −0.003이고, 표준편차는 0.040이다. 최솟값과 최댓값은 각각 −0.111과 0.082이다.[28] CEO 교체(CH_CEO)의 평균은 0.451이며 표본에 의하면 매년 45.1%의 CEO가 교체되었다. 이것을 역으로 환산한 CEO의 평균 재임기간은 약 2년 3개월이다. 「공공기관의운영에관한법률」에서 규정한 CEO의 임기보장 연수(3년)보다 짧다. 감사 교체(CH_AUD)의 평균은 0.461이다. 본 연구의 표본인 24개 공기업 중 약 11개 공기업의 감사가 매년 교체되었다. 이것을 역으로 환산한 감사의 평균 재임기간은 2년 2개월이다.[29] 비상임이사 교체(CH_ODIR)의 평균은 0.382로 CEO 또는 감사의 수치보다는 낮다. 본 통계에 의하면 비상임이사의 평균 재임기간은 2년 7개월[30]로 CEO 및 감사의 평균 재임기간보다 길다. CEO의 임기 중 중도퇴임(RES_CEO)의 평균은 0.225로 20% 이상의 CEO가 매년 임기를 채우지 못하고 중간에 퇴임하였다. 교체된 CEO(CH_CEO) 중 중도퇴임CEO(RES_CEO)가 차지하는 비중은 49.9%[31]로서 교체된 CEO 중 절반의 인사가 임기를 채우지 못하고 중간에 물러났다. 감사의 임기 중 중도퇴임(RES_AUD)의 평균은 0.235로 20% 이상의 인사가 중도퇴임하였으며, 교체된 감사 중 중도퇴임 인사가 차지하는 비중은 51.0%[32]이다.

---

27 3*표준편차 영역 밖의 표본 2개를 제거한 이후의 통계량이다.

28 3*표준편차 영역 밖의 표본 2개를 제거한 이후의 통계량이다.

29 감사의 임기가 3년에서 2년으로 줄어든(「공공기관의운영에관한법률」 시행(2007년 4월) 이후 취임 인사부터 적용) 것을 감안하면 많은 감사가 법에서 규정된 임기를 마치지 못하고 중도퇴임한 것으로 볼 수 있다.

30 비상임이사의 임기가 3년에서 2년으로 줄어든(「공공기관의운영에관한법률」 시행(2007년 4월) 이후 취임 인사부터 적용) 것을 감안하면 많은 비상임이사가 법에서 규정된 임기를 마치고 퇴임한 것으로 볼수 있다.

31 *RES_CEO / CH_CEO*.

32 *RES_AUD / CH_AUD*.

〈Table 4〉 Descriptive Statistics

	N	Mean	S.D.	Min	1Q	2Q	3Q	Max
$\Delta MP1$	102	−0.002	0.048	−0.103	−0.009	−0.001	0.007	0.127
$\Delta MP2$	102	−0.003	0.040	−0.111	−0.009	0.000	0.008	0.082
CH_CEO	102	0.451	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
CH_AUD	102	0.461	0.501	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
CH_ODIR	102	0.382	0.254	0.000	0.200	0.375	0.518	1.000
RES_CEO	102	0.225	0.420	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
RES_AUD	102	0.235	0.426	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
RES_ODIR	102	0.097	0.202	0.000	0.000	0.000	0.125	1.000
G_REV	102	0.176	0.249	0000	0.000	0.059	0.256	0.983
AGE	102	29.938	17.371	1.500	15.299	29.496	42.041	62.167
$ASSET$	102	28.714	1.770	24.820	27.184	28.490	30.120	31.834
$MP1(-1)$	102	0.028	0.106	−0.296	0.002	0.020	0.038	0.512
$MP2(-1)$	102	0.003	0.106	−0.292	−0.011	0.000	0.007	0.480

Note: $\Delta MP1$ = change in ROA after the change of the executives; $\Delta MP2$ = change in ROA adjusted with an average ROA of each industry after the change of the executives; CH_CEO = 1 if the CEO is changed, 0 otherwise; CH_AUD = 1 if the auditor is changed, 0 otherwise; CH_ODIR = the proportion of the outside directors changed to all the outside directors; RES_CEO = 1 if the CEO resigns before the finish of term in office, 0 otherwise; RES_AUD = 1 if the auditor resigns before the finish of term in office, 0 otherwise; RES_ODIR = the proportion of the outside directors resigning before the finish of term in office to all the outside directors; G_REV = government subsidies as a proportion to corporate earnings; AGE = the number of years up to 2011 since its establishment; $ASSET$ = natural log of total assets at the end of the year; $MP1(-1)$ = last year's ROA before the change of the executives; $MP2(-1)$ = last year's ROA adjusted with an average ROA of each industry before the change of the executives

같은 방식으로, 비상임이사의 임기 중 중도퇴임(RES_ODIR)의 평균은 0.097이고, 교체된 비상임이사 중 중도퇴임 인사가 차지하는 비중은 25.4%[33]이다. 정부지원비율(G_REV)의 평균은 0.176이며, 최솟값과 최댓값이 각각 0.000과 0.983으로서 각 공기업에 대한 정부지원비율의 폭이 매우 넓다. 기업연령(AGE)의 평균[34]은 29.938이고, 총자산의 로그값($ASSET$)의 평균은 28.714(3.0조원)이며, 최솟값과 최댓값은 각각 24.820(0.6조원)과 31.834(66.9조원)로 공기업마다 다양한 모습을 보이고 있다. 전년도 총자산수익률인 MP1의 평균은 0.028이고, 표준편차는 0.106이다. 산업조정 전년도 총자산수익률인 MP2의 평균은 0.003이고, 표준편차는 0.106이다.

33 *RES_ODIR / CH_ODIR*.

34 최근 연도인 2011년 말 기준의 평균연령이 아닌 각 표본연도의 12월 말 기준의 평균연령을 말한다. 즉, 2003년 말에 29세였으면 2004년 말에는 30세가 된다.

〈Table 5〉 Descriptive Statistics by Year

		(2003)	2004	2005	2006	2007	2008	2004~08 sum
CH_CEO	N (A)	(14)	14	17	23	24	24	102
	Frequency (B)	(3)	5	10	2	8	21	46
	Ratio (B/A)	(0.214)	0.357	0.588	0.087	0.333	0.875	0.451
CH_AUD	N (A)	(14)	14	17	23	24	24	102
	Frequency (B)	(3)	7	7	6	11	16	47
	Ratio (B/A)	(0.214)	0.500	0.412	0.261	0.458	0.667	0.461
CH_ODIR	N	(14)	14	17	23	24	24	102
	Frequency[35]	(8)	14	4	22	21	23	84
	Ratio[36]	(0.188)	0.382	0.235	0.339	0.271	0.471	0.382
RES_CEO	N (A)	(14)	14	17	23	24	24	102
	Frequency (B)	(3)	3	4	2	3	11	23
	Ratio (B/A)	(0.214)	0.214	0.235	0.087	0.125	0.458	0.225
RES_AUD	N (A)	(14)	14	17	23	24	24	102
	Frequency (B)	(2)	2	3	4	4	11	24
	Ratio (B/A)	(0.143)	0.143	0.176	0.174	0.167	0.458	0.235
RES_ODIR	N	(14)	14	17	23	24	24	102
	Frequency[37]	(1)	5	6	7	6	7	32
	Ratio[38]	(0.071)	0.165	0.119	0.105	0.067	0.062	0.097

〈Table 5〉는 기술통계량의 연도별 수치이다. 2003년부터 2008년까지 각 연도별로 CEO 교체(*CH_CEO*), 감사 교체(*CH_AUD*), 비상임이사 교체(*CH_ODIR*), CEO 중도퇴임(*RES_CEO*), 감사 중도퇴임(*RES_AUD*), 비상임이사 중도퇴임(*RES_ODIR*) 변수의 빈도(frequency)와 비율(ratio)을 볼 수 있다. 2003년(노무현 정부 1년차) 자료는 본 논문의 표본에는 포함되지 않았지만 이명박 정부 1년차인 2008년과의 비교를 위하여 임시로 표시하였다. CEO와 감사의 경우 교체빈도는 각 연도에 교체된 인원 또는 해당 공기업을 말하며, 교체비율은 전체 임원 중 교체된 임원 또는 대상 공기업 중 교체된 공기업의 수를 말한다. CEO 교체(*CH_CEO*)는 2006년에 2명이 교체되어 교체비율이 8.7%

35 1명의 비상임이사라도 교체한 공기업의 개수이다.
36 *CH_CEO* 또는 *CH_AUD*의 Ratio 계산방식과 달리 개별 공기업별 비상임이사 교체비율의 평균이다.
37 1명의 비상임이사라도 중도퇴임한 공기업의 개수이다.
38 *RES_CEO* 또는 *RES_AUD*의 Ratio 계산방식과 달리 개별 공기업별 비상임이사 중도퇴임비율의 평균이다.

에 불과하였지만 2008년에는 2006년의 약 10배인 21명이 교체되었고 교체비율이 87.5%에 달하였다. 감사 교체(*CH_AUD*)는 2006년에 6명이 교체되어 교체비율이 26.1%에 불과했지만 2008년에는 16명이 교체되어 66.7%의 교체비율을 보이고 있다. 비상임이사 교체(*CH_ODIR*)의 경우 빈도는 1명의 비상임이사라도 교체된 공기업 수를 말하며, 비율은 각 공기업별 교체된 비상임이사가 전체 비상임이사 중 차지하는 비율의 24개 샘플 공기업의 평균을 말한다. 2006년에는 22개 공기업에서 1명 이상의 비상임이사가 교체되었으며, 전체 비상임이사 중 평균 33.9%의 비상임이사가 교체되었다. 그러나 2008년에는 23개 공기업에서 1명 이상의 비상임이사가 교체되었으며, 전체 비상임이사 중 절반 수준인 47.1%의 비상임이사가 교체되었다. CEO 중도퇴임(*RES_CEO*)은 2004년부터 2007년까지 매년 2~4명의 CEO가 중도퇴임하였고, 그 비율은 8.7~23.5%이다. 그러나 2008년에는 11명의 CEO가 중도퇴임하였으며, 그 비율이 45.8%에 달하였다. 감사의 중도퇴임(*RES_AUD*)도 CEO의 중도퇴임(*RES_CEO*)과 비슷한 모습을 보이고 있다. 전체 표본기간 중 2008년에 중도퇴임이 집중되어 11명의 감사가 중도퇴임하였고, 그 비율은 45.8%이다. 비상임이사의 중도퇴임(*RES_ODIR*)은 각 연도의 빈도와 비율이 대체로 비슷하다. 매년 5~7개 공기업에서 1명 이상의 비상임이사가 중도퇴임하였으며, 전체 비상임이사 중 6.2~16.5%의 비상임이사가 매년 중도퇴임하였다. 이상의 결과를 볼 때, 임원의 교체 또는 중도퇴임이 2008년에 다수 발생한 것으로 보인다. 그러나 이러한 사실만으로 새 정부 임기 1년차에 공기업 임원의 교체 또는 중도퇴임이 집중된다고 말하기는 어렵다. 노무현 정부 1년차인 2003년에는 그러한 모습이 보이지 않았으며, MB 정부 2년차 이후의 자료가 1년차인 2008년 자료와 함께 분석되지 않았기 때문이다. 별도의 추가 연구가 필요한 부분이다.

피어슨 상관분석 결과가 〈Table 6〉에 요약되어 있다. 종속변수인 총자산수익률 변화($\Delta MP1$)와 '가설 1'을 위한 변수인 CEO 교체(*CH_CEO*), 비상임이사 교체(*CH_ODIR*) 간에는 부(−)의 관계를 보이고 있다. 특히 비상임이사 교체(*CH_ODIR*)와는 10% 유의수준에서 유의한 부(−)의 관계가 보이고 있다. '가설 2'를 위한 변수인 CEO의 중도퇴임(*RES_CEO*), 감사의 중도퇴임(*RES_AUD*), 비상임이사의 중도퇴임(*RES_ODIR*)과 총자산수익률 변화($\Delta MP1$) 간에도 부(−)의 상관관계를 보이며, 특히 비상임이사의 중도퇴임(*CH_ODIR*)과는 10% 유의수준에서 유의한 관계를 보이고 있다. 또 다른 종속변수인 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)와 독립변수 간의 상관관계도 총자산수익률 변화($\Delta MP1$)의 경우와 유사하다.

〈Table 6〉 Pearson Correlation Analysis

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) $\Delta MP1$	1.000												
(2) $\Delta MP2$	.774***	1.000											
(3) CH_CEO	-.098	-.085	1.000										
(4) CH_AUD	.002	-.002	.208**	1.000									
(5) CH_ODIR	-.166*	-.199**	.060	.158	1.000								
(6) RES_CEO	-.145	-.167*	.595***	.171*	-.031	1.000							
(7) RES_AUD	-.023	-.040	.124	.595***	.052	.214**	1.000						
(8) RES_ODIR	-.166*	-.212**	-.111	.074	.443***	.022	.111	1.000					
(9) G_REV	-.124	-.117	.069	.170*	.167*	.064	.183*	.246**	1.000				
(10) AGE	.156	.164	.080	-.033	-.065	.117	-.157	-.355***	-.023	1.000			
(11) $ASSET$	-.007	.006	.047	-.066	-.174*	.030	-.063	-.157	-.303***	-.048	1.000		
(12) $MP1(-1)$	-.345***	-.347***	-.004	.122	.215**	.050	.136	.387***	.385***	-.287***	-.168*	1.000	
(13) $MP2(-1)$	-.318***	-.373***	-.043	.061	.180*	.068	.061	.417***	.360***	-.400***	-.207**	.902***	1.000

Note: *: p〈0.10, **: p〈0.05, ***: p〈0.01.

'가설 1'의 대상 변수인 CEO 교체(CH_CEO), 감사 교체(CH_AUD), 비상임이사 교체(CH_ODIR)와 부(-)의 상관관계가 있으며, 특히 비상임이사 교체(CH_ODIR)와는 5% 유의수준에서 유의한 부(-)의 관계를 보였다. 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)와 '가설 2'를 위한 변수인 CEO의 중도퇴임(RES_CEO), 감사의 중도퇴임(RES_AUD), 비상임이사의 중도퇴임(RES_ODIR) 간에도 부(-)의 관계가 보이고 있다. 특히 CEO의 중도퇴임(RES_CEO)과는 10% 유의수준에서, 비상임이사의 중도퇴임(RES_ODIR)과는 5% 유의수준에서 유의한 부(-)의 상관관계가 있다. 추후 분석 결과가 주목된다. 종속변수와 통제변수 간의 관계를 살펴보면, 총자산수익률 변화($\Delta MP1$) 및 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)와 정부지원비율(G_REV), 기업연령(AGE), 총자산의 자연로그($ASSET$) 간에는 유의한 관계가 발견되지 않았다. 그러나 전년도 총자산수익률인 $MP1(-1)$과 산업조정 총자산수익률의 전년도 값인 $MP2(-1)$는 종속변수인 총자산수익률 변화($\Delta MP1$) 및 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)와 각각 1% 유의수준에서 유의한 부(-)의 관계를 보이고 있다. 독립변수들 간의 상관관계를 살펴보면, '가설 1'을 위한 변수인 CEO 교체(CH_CEO), 감사 교체(CH_AUD), 비상임이사 교체(CH_ODIR) 상호 간에는 정(+)의 관계가 있으며, 특히 CEO 교체(CH_CEO)와 감사 교체(CH_AUD) 상호 간에는 5% 유의수준에서 유의한 정(+)의 관계가 있었다. '가설

2'를 위한 변수인 CEO의 중도퇴임(RES_CEO), 감사의 중도퇴임(RES_AUD), 비상임이사의 중도퇴임(RES_ODIR) 상호 간에도 정(+)의 관계가 보인다. 특히 CEO의 중도퇴임(RES_CEO)과 감사의 중도퇴임(RES_AUD) 상호 간에는 5% 유의수준에서 유의한 정(+)의 관계가 있었다. 이것은 동일 연도에 CEO와 감사가 동시에 교체되거나 중도퇴임하는 공기업이 많은 것으로 해석할 수 있다. '가설 1'의 변수인 CEO 교체(CH_CEO)와 '가설 2'의 변수인 CEO의 중도퇴임(RES_CEO) 간에, 같은 방식으로 감사 교체(CH_AUD)와 감사의 중도퇴임(RES_AUD) 간에, 비상임이사 교체(CH_ODIR)와 비상임이사의 중도퇴임(RES_ODIR) 간에는 1% 유의수준에서 유의한 정(+)의 관계가 있다. 이것은 '가설 2'의 변수(임원들의 중도퇴임)들이 '가설 1'의 변수(임원들의 교체)를 전제로 한 일종의 교호변수이기 때문이다. 독립변수 중 비상임이사 교체(CH_ODIR) 또는 비상임이사 중도퇴임(RES_ODIR) 변수는 대부분의 통제변수와 유의한 상관관계를 가지고 있다. 정부지원비율(G_REV), 기업연령(AGE), 총자산의 로그값($ASSET$), 전년도 총자산수익률($MP1(-1)$), 산업조정 전년도 총자산수익률($MP2(-1)$)과 유의한 정(+), 부(−), 부(−), 정(+), 정(+)의 관계를 보이고 있다. 이때 전년도 총자산수익률($MP1(-1)$)과 산업조정 전년도 총자산수익률($MP2(-1)$)을 제외한 나머지 통제변수와 비상임이사 교체(CH_ODIR) 또는 비상임이사의 중도퇴임(RES_ODIR) 간의 관계를 해석하면, 정부지원비율(자체수입비율)이 높을수록(낮을수록), 기업연령이 낮을수록, 자산규모가 작을수록 비상임이사가 교체 또는 중도퇴임하는 비율이 높음을 의미한다. 통제변수들 간에 유의한 상관관계가 발견되는데, 이는 경제적으로 해석이 가능한 사항[39]으로 다중공선성 또는 자기상관을 염려할 정도는 아니다.[40] 관심을 가질 만한 사항으로는, 전년도 경영성과인 $MP1(-1)$, $MP2(-1)$와 임원의 교체(CH) 또는 중도퇴임(RES) 변수 간의 정(+)의 관계이다. 예를 들어 비상임이사 교체(CH_ODIR) 및 비상임이사 중도퇴임(RES_ODIR)과 전년도 총자산수익률($MP1(-1)$) 간에는 각각 5% 및 1% 유의수준에서 유의한 정(+)의 관계가 있었다. 전년도 경영성과가 높은 공기업에서 임원의 교체 또는 중도퇴임 현상이 뚜렷하게 높았음을 의미한다. 이 경우 해당 공기업의 경영성과가 어떻게 변화되는지, 향후 본 연구에서 주목할 사항 중 하나이다.

---

39 예를 들어 $ASSET$(총자산의 자연로그)과 G_REV(정부지원비율) 간에는 유의한 부(−)의 상관관계를 보이고 있는데, 이는 자산규모가 클수록 독점적 이익 등에 의한 자체수입이 커져 정부지원비율이 낮아질 수 있음을 의미한다.

40 실제 다변량 분석 시 VIF 값은 10 이하를 보였고, Durbin-Watson 값은 2.3~2.7 사이를 보여 다중공선성과 자기상관 문제는 없었다.

〈Table 7〉 Means Difference Analysis – Change of Executive

Test variable \ Grouping variable		P.E. changing executive[41]		P.E. not changing		Means diff. (t value)
		Samples	Means	Samples	Means	
CEO	$MP1(-1)$	46	0.02726	56	0.02811	−0.000846 (−0.040)
	$MP2(-1)$	46	−0.00161	56	0.00746	−0.009073 (−0.428)
Auditor	$MP1(-1)$	46	0.04189	56	0.01609	0.025802 (1.226)
	$MP2(-1)$	46	0.01043	56	−0.00243	0.012863 (0.607)
Outside directors[42]	$MP1(-1)$	93	0.02903	9	0.01422	0.014810 (0.399)
	$MP2(-1)$	93	0.00429	9	−0.00611	0.010401 (0.279)

Note: *: p〈0.10, **: p〈0.05, ***: p〈0.01.

〈Table 8〉 Means Difference Analysis – Change of Executive during the Term of Office

Test variable \ Grouping variable		P.E changing executive[43]		P.E. not changing		Means diff. (t value)
		Samples	Means	Samples	Means	
CEO	$MP1(-1)$	23	0.03743	79	0.02490	0.012536 (0.497)
	$MP2(-1)$	23	0.01678	79	−0.00053	0.017314 (0.527)
Auditor	$MP1(-1)$	23	0.05430	79	0.01999	0.034317 (1.372)
	$MP2(-1)$	23	0.01526	79	−0.00009	0.015349 (0.488)
Outside directors[44]	$MP1(-1)$	32	0.07600	70	0.00566	0.070343 (2.525**)
	$MP2(-1)$	32	0.05900	70	−0.02206	0.081057 (2.906***)

Note: *: p〈0.10, **: p〈0.05, ***: p〈0.01.

41 state-owned enterprise which changes the executives.

42 한 명의 비상임이사라도 교체된 공기업(교체비율 〉 0.000)을 교체공기업으로 처리하고 교체비율이 0.000인 공기업을 그렇지 않은 공기업으로 처리하였다. 한편, 표본기간 동안 비상임이사의 평균 교체비율(0.382)을 기준으로 평균 이상 교체된 공기업을 교체공기업으로 처리하고 평균 미만 교체 공기업을 그렇지 않은 공기업으로 처리하는 경우에도, $MP1(-1)$ 대상으로 평균 차이는 0.022916이고 t값은 1.068이며, $MP2(-1)$ 대상으로 평균 차이는 0.014758이고 t값은 0.681로 교체비율 0.000을 기준으로 분석할 때와 동일한 결과가 나왔다.

43 state-owned enterprise which changes the executives during the term of office.

44 한 명의 비상임이사라도 임기 중 중도퇴임한 공기업(중도퇴임비율 ≥ 0.001)을 중도퇴임 공기업으로, 중도퇴임비율 = 0.000인 공기업을 그렇지 않은 공기업으로 처리하였다.

〈Table 7〉과 〈Table 8〉은 CEO, 감사 또는 비상임이사가 교체 또는 중도퇴임한 공기업과 그렇지 않은 공기업 간에 전년도 경영성과가 차이가 있는지를 비교한 것이다. 임원이 교체 또는 중도퇴임한 공기업의 전년도 경영성과가 그렇지 않은 공기업보다 부진하다면 관련 법령에서 규정한 경영실적평가 등 객관적이고 경제적인 분석에 의해 교체시스템이 작동된다고 해석할 수 있다. 그러나 그렇지 않다면 경영실적이 아닌 정치적 동기 등 비경제적 사유로 임원이 교체되고 있음을 의미한다. 현재의 「공공기관의운영에관한법률」과 과거의 「정부투자기관관리기본법」 등에 의하면, 임원은 경영평가 결과 또는 직무수행실적평가 결과가 저조하거나 법령 위반, 직무 미이행 등의 사유로 이사회 의결 등의 공식 절차를 거쳐 해임(교체)될 수 있다. 해임(교체)시스템이 객관적인 경제적 평가 결과에 따르는지, 정치적 동기에 의하는지를 다음의 결과에서 초보적이나마 검토할 수 있다.

〈Table 7〉은 임원이 교체된 공기업과 그렇지 않은 공기업의 전년도 경영성과를 비교하였다. CEO의 경우 교체된 공기업의 전년도 경영성과가 非교체된 공기업의 전년도 경영성과보다 낮았으나 그 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 감사의 경우 통계적으로 유의하지 않았지만 교체된 공기업의 전년도 경영성과가 非교체된 공기업의 그것보다 높았다. 비상임이사의 경우 비상임이사가 1명이라도 교체된 공기업은 교체된 공기업으로 처리하였다. 비상임이사도 감사와 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않았지만 교체된 공기업의 전년도 경영성과가 非교체된 공기업의 그것보다 높았다.

〈Table 8〉은 임원이 임기 중 중도퇴임한 공기업과 그렇지 않은 공기업의 전년도 경영성과를 비교한 것이다. CEO와 감사의 경우 통계적으로 유의하지 않았지만 중도퇴임한 공기업의 전년도 경영성과가 그렇지 않은 공기업보다 높았다. 비상임이사의 경우 전년도 경영성과($MP1(-1)$) 와 산업조정 전년도 경영성과($MP2(-1)$) 모두에 대해서 중도퇴임한 공기업의 경영성과가 그렇지 않은 공기업보다 높았으며 각각 5% 또는 1% 유의수준에서 유의하였다. 이상의 결과를 볼 때 관련 법령에서 규정한 경영실적평가 등 객관적이고 경제적인 분석에 의해 교체시스템이 작동되지 않고 정치적 동기 등 비경제적 요인에 의해 교체시스템이 작동되는 것으로 여겨진다.

2. 다변량 분석

〈Table 9〉는 공기업 임원의 교체 후 총자산수익률의 변화에 대한 분석 결과이다. 종속변수가 총자산수익률 변화($\Delta MP1$)일 때(패널 1)와 산업조정 총자산수익률 변화

($\Delta MP2$)일 때(패널 2)로 구분하여 분석하였다. 모형 Ⅰ은 '가설 1'만을 분석한 단독모형이고, 모형 Ⅱ는 '가설 2'만을 분석한 단독모형이며, 모형 Ⅲ은 '가설 1'과 '가설 2'를 함께 분석한 혼합모형이다. 먼저, 패널 1을 살펴보면, 모형 Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ 모두에서 조정된

〈Table 9〉 Result of Regression Analysis

		(Panel 1) $\Delta MP1$			(Panel 2) $\Delta MP2$		
		(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
		Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)
H1	CH_CEO	−0.019 (0.012)		−0.006 (0.014)	−0.007 (0.010)		0.002 (0.012)
	CH_AUD	0.005 (0.010)		0.001 (0.013)	0.003 (0.009)		−0.003 (0.011)
	CH_ODIR	−0.025 (0.022)		−0.020 (0.024)	−0.017 (0.019)		−0.005 (0.021)
H2	RES_CEO		−0.029* (0.013)	−0.028* (0.016)		−0.016 (0.011)	−0.018 (0.014)
	RES_AUD		0.011 (0.013)	0.010 (0.017)		0.013 (0.011)	0.016 (0.015)
	RES_ODIR		−0.054 (0.041)	−0.041 (0.045)		−0.065* (0.035)	−0.060 (0.040)
Control variables & others	G_REV	0.010 (0.046)	0.004 (0.045)	0.002 (0.046)	0.028 (0.040)	0.022 (0.038)	0.021 (0.069)
	AGE	−0.013 (0.028)	−0.028 (0.027)	−0.023 (0.028)	−0.015 (0.025)	−0.021 (0.023)	−0.021 (0.024)
	$ASSET$	−0.038 (0.034)	−0.041 (0.035)	−0.040 (0.037)	−0.037 (0.030)	−0.040 (0.030)	−0.042 (0.032)
	$MP1(-1)$	−0.116 (0.106)	−0.104 (0.103)	−0.089 (0.107)			
	$MP2(-1)$				−0.232** (0.095)	−0.168* (0.095)	−0.169* (0.097)
	ID	included	included	included	included	included	included
	YD	included	included	included	included	included	included
Model summary & others	adjusted R^2	0.141	0.191	0.165	0.069	0.139	0.101
	F value	1.491*	1.708**	1.544**	1.216	1.471*	1.303
	Durbin-Watson	2.485	2.574	2.573	2.620	2.705	2.693
	N	102	102	102	102	102	102

Note: *: p〈0.10, **: p〈0.05, ***: p〈0.01.

R^2는 0.141에서 0.191까지이고, F값은 1.491에서 1.708까지이며 5~10% 유의수준에서 유의하였다. Durbin Watson 값도 2.50 전후여서 자기상관의 문제가 없었다. 모형 Ⅰ에서 CEO 교체(*CH_CEO*), 감사 교체(*CH_AUD*), 비상임이사 교체(*CH_ODIR*)에 대한 비표준화(unstandardized) 추정계수는 유의하지 않았다. 모형 Ⅱ에서 CEO의 중도교체(*RES_CEO*)는 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 모습을 보였다. '가설 1'과 '가설 2'를 함께 분석한 모형 Ⅲ도 모형 Ⅰ 및 모형 Ⅱ와 동일한 결과를 보여주고 있다. CEO의 중도퇴임(*RES_CEO*)이 총자산수익률 변화($\Delta MP1$)에 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 효과를 미치고 있음을 알 수 있다. 이것은 공기업 임원의 교체가 총자산수익률 변화에 영향을 미친다고는 볼 수 없으며, CEO가 임기 중 중도퇴임하는 경우 경영성과에 부정적인 영향을 미침을 의미한다. 임원의 임기 중 중도퇴임은 외부로부터의 예상치 못한 부정적인 충격으로 볼 수 있다. 공기업 경영에서 핵심적인 역할을 하는 CEO에게 부정적 충격이 가해질 경우 다른 임원과 달리 해당 공기업의 경영 전반에 큰 영향이 미치는 것으로 해석할 수 있다. 한편, 통제변수를 살펴보면, 정부지원비율(*G_REV*), 기업연령(*AGE*), 자산규모(*ASSET*) 모두 통계적으로 유의하지 않았고, 전년도 총자산수익률인 $MP1(-1)$도 경영성과에 (-)의 영향을 미쳤지만 통계적으로 유의하지 않았다.

패널 2인 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)에 대한 분석을 살펴보면, 단독모형(Ⅰ)에서 임원의 교체(*CH_CEO*, *CH_AUD*, *CH_ODIR*)는 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 그러나 단독모형 Ⅱ에서 비상임이사의 중도퇴임(*RES_ODIR*)은 산업조정 총자산수익률 변화에 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 영향을 미쳤다. 비상임이사는 상임이사와 달리 그 지위가 위협받지 않기 때문에 CEO 등으로부터 자유로울 수 있고 조직을 평가·통제하는 데 효과적(김성훈·박철순[2000])이다. 최근 급변하는 경영환경 속에서 CEO의 비상임이사에 대한 자문요구도 높아지게 되는데(Klein[1998]), 이사회 내에서 이처럼 중요한 역할을 하는 비상임이사(진종순[2010])가 당초 기대와 달리 임기 도중에 중도퇴임하면 비상임이사로부터 CEO 또는 해당 공기업이 제공받을 객관적이고 전문적인 식견이 단절 또는 왜곡되어 경영수행에 애로가 발생하기 때문으로 보인다. 그러나 앞의 〈Table 8〉에서 비상임이사가 중도퇴임한 공기업의 전년도 경영성과가 예상과 달리 그렇지 않은 공기업보다 5% 유의수준에서 유의적으로 높은 것을 보았다. 성과가 높은 공기업에서 비상임이사가 중도퇴임하는 사례가 많다는 의미이다. 따라서 비상임이사가 공기업 경영성과에 종합적으로 어떤 영향을 미치는지는 〈Table 9〉의 결과만으로 단언할 수 없다. 감사의 경우 임기 도중 중도퇴임하는 경우

통계적으로 유의하지는 않았지만 예상과 달리 경영성과에 긍정적인 영향을 미치고 있다. 또한 앞의 〈Table 7〉과 〈Table 8〉에서 감사가 교체 또는 중도퇴임한 공기업의 전년도 경영성과가 그렇지 않은 공기업보다 통계적으로 유의하지 않았지만 높은 현상을 보였다. 감사가 공기업 경영성과에 유의미한 영향을 미치지 못할 가능성이 있음을 보여주고 있다. 감사와 비상임이사의 경우 공기업의 경영성과에 긍정적/부정적 영향을 미치는지, 어떠한 방식으로 영향을 미치는지에 대한 별도의 추가 연구가 필요한 부분이다. 혼합모형 Ⅲ에서는 변수들의 부호는 대부분 모형 Ⅰ, Ⅱ와 동일하지만 통계적으로 유의하지 않았다. 통제변수가 산업조정 총자산수익률 변화($\Delta MP2$)에 미치는 영향은 총자산수익률 변화($\Delta MP1$)의 경우와 유사하다. 다만, 전년도 산업조정 총자산수익률인 $MP2(-1)$는 5% 또는 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 값을 보였다. 이는 평균으로의 회귀현상이 산업조정 변수에서 나타날 확률이 높음을 의미한다.

3. 추가분석: 高성과 공기업의 임원교체 및 중도퇴임과 경영성과

앞의 〈Table 9〉에서 CEO의 중도퇴임 또는 비상임이사의 중도퇴임이 경영성과에 부정적인 영향을 미친다는 증거를 발견하였다. 또한 〈Table 8〉에서 공기업 임원의 중도교체가 전년도 성과가 높은 공기업에서 발생하고 있음을 살펴보았다. 이러한 결과를 바탕으로 성과가 높았던 공기업에서 공기업 임원이 교체되거나 중도퇴임하는 경우 경영성과의 변화에 미치는 영향을 추가로 분석하였다. 고성과 공기업은 개별 공기업의 총자산수익률과 산업평균 총자산수익률을 비교하여 분류하였다. 전년도 총자산수익률이 전년도 산업평균 총자산수익률보다 커서 전년도 산업조정 총자산수익률인 $MP2(-1)$이 0보다 크면 고성과 공기업으로 분류하였다. 관련 더미변수를 $H_MP2(-1)$로 정의하였고 고성과 공기업은 1로, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다. 본 새로운 더미변수와 기존의 교체 관련 변수(CH_CEO, CH_AUD, CH_ODIR) 및 중도퇴임 관련 변수(RES_CEO, RES_AUD, RES_ODIR)와의 교호작용을 고려한 교호변수($CH_CEO \times H_MP2(-1)$ 등)를 생성하였고, 그 결과가 〈Table 10〉에 요약되어 있다.

먼저, 새로운 더미변수인 $H_MP2(-1)$는 경영성과에 정(+)의 영향을 주는 것으로 보인다. 패널 4의 단독모형 Ⅰ과 혼합모형 Ⅲ에서 5% 또는 10%에서 유의한 정(+)의 관계가 관찰되었다. 패널 3에서 총자산수익률의 변화인 $\Delta MP1$에 대한 결과를 살펴보면, $CH_CEO \times H_MP2(-1)$ 교호변수는 단독모형 Ⅰ과 혼합모형 Ⅲ 모두에서 1% 및 10%

〈Table 10〉 Result of Additional Regression Analysis

		(Panel 3) $\Delta MP1$			(Panel 4) $\Delta MP2$		
		(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
		Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)	Unstd. $\hat{\beta}$ (S.E.)
H1	CH_CEO	0.013 (0.015)		0.019 (0.019)	0.011 (0.013)		0.013 (0.015)
	CH_AUD	−0.009 (0.014)		−0.012 (0.017)	−0.016 (0.012)		−0.022 (0.014)
	CH_ODIR	−0.003 (0.029)		0.012 (0.031)	0.013 (0.024)		0.038 (0.025)
H1_addi.	$CH_CEO \times H_MP2(-1)$	−0.064*** (0.021)		−0.053* (0.028)	−0.061*** (0.019)		−0.063** (0.023)
	$CH_AUD \times H_MP2(-1)$	0.020 (0.022)		0.008 (0.025)	0.010 (0.018)		0.013 (0.021)
	$CH_ODIR \times H_MP2(-1)$	−0.021 (0.039)		−0.022 (0.045)	−0.037 (0.033)		−0.026 (0.036)
H2	RES_CEO		0.000 (0.016)	−0.012 (0.021)		0.009 (0.014)	−0.005 (0.017)
	RES_AUD		−0.001 (0.018)	0.008 (0.021)		−0.008 (0.015)	0.010 (0.017)
	RES_ODIR		−0.070 (0.042)	−0.076 (0.047)		−0.072** (0.036)	−0.094** (0.038)
H2_addi.	$RES_CEO \times H_MP2(-1)$		−0.072*** (0.026)	−0.035 (0.035)		−0.062*** (0.022)	−0.026 (0.028)
	$RES_AUD \times H_MP2(-1)$		0.021 (0.027)	0.017 (0.033)		0.023 (0.042)	0.038 (0.027)
	$RES_ODIR \times H_MP2(-1)$		0.014 (0.044)	0.017 (0.053)		0.001 (0.035)	−0.013 (0.041)
Control variables & others	G_REV	0.043 (0.046)	0.008 (0.044)	0.032 (0.047)	0.062 (0.039)	0.026 (0.037)	0.053 (0.038)
	AGE	0.009 (0.028)	−0.027 (0.027)	−0.004 (0.030)	0.008 (0.025)	−0.025 (0.023)	−0.003 (0.025)
	$ASSET$	−0.041 (0.221)	−0.031 (0.034)	−0.044 (0.037)	−0.042 (0.028)	−0.040 (0.023)	−0.061* (0.030)
	$H_MP2(-1)$	0.035 (0.023)	0.013 (0.014)	0.037 (0.024)	0.0383** (0.0189)	0.010 (0.012)	0.0381* (0.0193)
	$MP1(-1)$	−0.077 (0.108)	−0.067 (0.124)	−0.049 (0.130)			
	$MP2(-1)$				−0.185* (0.096)	−0.137 (0.106)	−0.058 (0.109)
	ID	included	included	included	included	included	included
	YD	included	included	included	included	included	included
Model summary & others	adjusted R^2	0.206	0.244	0.229	0.191	0.223	0.271
	F value	1.697**	1.865**	1.687**	1.627**	1.764**	1.852**
	Durbin-Watson	2.354	2.546	2.476	2.541	2.736	2.741
	N	102	102	102	102	102	102

Note: *: p〈0.10, **: p〈0.05, ***: p〈0.01.

유의수준에서 유의한 부(-)의 관계를 보였다. 또한 $RES_CEO \times H_MP2(-1)$ 교호변수는 단독모형 Ⅱ에서 1% 유의수준에서 유의한 부(-)의 값을 나타냈다. 즉, 고성장 더미변수가 경영성과에 정(+)의 영향을 미침에도 불구하고 고성장 공기업의 임원이 교체되거나 중도퇴임하면 경영성과에 부정적인 영향을 미칠 확률이 높다는 의미이다. 한편, 본 추가분석에서의 추정 회귀계수값이 교호변수가 없는 모형에서의 추정 회귀계수값보다 큰 것을 알 수 있다.[45] 이것은 고성과 공기업에서 CEO가 교체 또는 중도퇴임하는 경우 경영성과가 저하되는 정도가 저성과 공기업의 그것보다 크다는 것을 의미한다.[46]

패널 4에서 산업조정 총자산수익률의 변화($\Delta MP2$)에 대한 결과를 살펴보면, 교호변수인 $CH_CEO \times H_MP2(-1)$는 단독모형 Ⅰ과 혼합모형 Ⅲ 모두에서 1% 및 5% 유의수준에서 유의한 부(-)의 값을 보였다. 또한 교호변수 $RES_CEO \times H_MP2(-1)$은 단독모형 Ⅱ에서 1% 유의수준에서 유의한 부(-)의 관계가 있었다. 비상임이사의 중도교체에 대한 RES_ODIR 변수는 패널 4의 단독모형 Ⅱ와 혼합모형 Ⅲ 모두에서 5% 유의수준에서 부(-)의 관계를 보였다.[47] 한편, 패널 3과 패널 4의 통제변수에 대한 결과는 패널 1 및 패널 2와 유사하였다. 다만, 패널 4의 혼합모형 Ⅲ에서 총자산의 로그값($ASSET$)은 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 관계를 보였다.

Ⅵ. 결 론

공기업의 임원교체와 중도퇴임이 경영성과에 미치는 영향에 대해서 본 연구는 다음과 같은 결과를 관찰하였다. 첫째, 매년 평균 45.1%의 공기업 CEO가 교체되었으며, CEO의 평균 재임기간은 2년 3개월이었고, 교체된 CEO 중 절반인 49.9%의 인사가 임기를 마치

---

45 예를 들어 패널 3의 모형 Ⅲ에서 교호작용을 고려한 $CH_CEO \times H_MP2(-1)$의 추정회귀계수는 -0.053(p〈0.10)인 데 반해, 교호변수가 없는 패널 1에서의 CH_CEO의 추정회귀계수는 -0.006(유의하지 않음)이다. 또한 추가분석 패널 3의 모형 Ⅱ에서 $RES_CEO \times H_MP2(-1)$의 추정회귀계수는 -0.072(p〈0.01)인 데 반해, 교호변수가 없는 패널 1에서 RES_CEO의 추정회귀계수는 -0.029(p〈0.10)이다.

46 본 결과를 엄밀하진 않지만 정량적으로 해석하면, 다른 조건이 동일한 경우 고성과 공기업에서 CEO가 교체 또는 중도퇴임하는 경우 ROA 하락폭은 저성과 공기업보다 최소 4% 이상 크다는 것을 의미한다.

47 그러나 전술한 바와 같이 〈Table 8〉에서 비상임이사가 중도퇴임하는 공기업의 전년도 경영성과가 그렇지 않은 공기업보다 유의하게 높은 점을 고려할 때 비상임이사가 공기업의 성과에 긍정적인 영향을 미친다고 단언하기 어렵다.

지 못하고 중도퇴임하였다. 감사의 경우 평균 46.1%의 인사가 교체되었으며, 평균 재임기간은 2년 2개월이고, 교체 감사 중 임기 중에 중도퇴임한 감사는 51.0%였다. 비상임이사의 경우 매년 38.2%의 인사가 교체되었으며, 평균 재임기간은 2년 7개월이고, 교체된 비상임이사 중 25.4%가 임기 중 중도퇴임하였다. CEO는 3년 임기를 마치지 못하고 중도퇴임한 사례가 많으며, 감사와 비상임이사의 경우 「공공기관의운영에관한법률」에 의해 임기가 3년에서 2년으로 줄어든(2007년 4월 이후 취임 인사부터 적용) 것을 감안하면 상당수 감사가 임기 도중 퇴임하였고, 비상임이사는 대체로 임기를 마친 것으로 여겨진다. 둘째, 전년도 경영성과 부진을 이유로 공기업 임원이 교체되거나 중도퇴임하는 통계적 증거를 찾지 못했다. 오히려 예상과 달리 비상임이사가 중도퇴임한 공기업의 전년도 경영성과가 그렇지 않은 공기업의 경영성과보다 높은 현상이 발견되었다. 「공공기관의운영에관한법률」 또는 과거 「정부투자기관관리기본법」 등에서 경영실적 부진 등을 사유로 해임하는 해임 관련 규정이 정상적으로 작동되지 않고, 정치적 동기 등 비경제적 요인에 의해 교체되고 있음을 의미한다. 셋째, 고정효과모형에 의한 분석 결과, 공기업 CEO와 비상임이사가 임기 도중에 중도퇴임할 경우 경영성과에 부정적 영향을 미치는 증거가 발견되었다. CEO의 중도퇴임은 총자산수익률 변화에 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 관계를 보였고, 비상임이사의 중도퇴임은 산업조정 총자산수익률 변화에 10% 유의수준에서 유의한 부(-)의 관계를 보였다. 넷째, 고성장 더미변수를 추가하여 분석한 결과, 고성장 더미변수는 경영성과에 대체로 정(+)의 영향을 미침을 확인하였다. 그러나 고성장 공기업의 CEO가 교체되거나 중도퇴임하는 경우 고성장 더미변수의 효과는 상쇄되며 총자산수익률과 산업조정 총자산수익률 모두가 각각 1%, 5% 또는 10% 유의수준에서 유의하게 감소하였다. 또한 고성장 공기업의 경영성과 감소 정도는 저성과 공기업에 비해 컸다. 다섯째, 공기업 임원별로 구분하여 살펴보면, CEO의 경우, 교체는 경영성과에 특별한 영향을 미치지 않았다. 그러나 고성장 공기업으로 한정하여 분석할 경우 CEO가 교체되면 경영성과가 모형에 따라 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 유의하게 감소되었다. CEO가 중도퇴임하면 경영성과가 10% 유의수준에서 유의하게 감소되었으며, 고성장 공기업은 감소율이 상대적으로 컸다. 감사의 경우, 교체와 중도퇴임이 경영성과에 미치는 증거가 발견되지 않았다. 오히려 통계적으로 유의하지 않았지만 감사가 교체 또는 중도퇴임하는 경우 경영성과가 상승하는 현상도 발견되었다. 비상임이사의 교체는 경영성과에 영향을 미치지 못하였다. 하지만 비상임이사가 중도퇴임하면 경영성과가 5% 또는 10% 유의수준에서 유의하게 감소되었다. 그러나 전년도 경영성과가 높은 공기업에서 비상임이사가 중

도퇴임하는 현상이 1% 또는 5% 유의수준에서 유의하게 발견되기도 하였다. 공기업의 감사와 비상임이사가 공기업 경영성과에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 심도 깊은 연구가 필요한 부분이다. 정부는 공기업 임원의 독립성, 전문성 등을 보장하기 위한 제도적 노력을 계속하고 있다.[48] 그러나 그러한 인사가 비경제적인 사유로 교체되거나 법령에서 규정한 임기를 채우지 못하고 중도퇴임한다면 해당 제도는 의미가 퇴색될 것이다. 공기업 경영실적평가 등 객관적이고 경제적인 기준에 의해 임원을 교체하고 임원의 법정 임기도 충실히 지켜지는 등 관련 법령에서 규정한 대로 임원교체 메커니즘이 작동되어야 할 것이다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 공기업의 공공성에 대한 분석은 배제하고 객관적인 분석이 용이한 기업성만을 대상으로 분석하였다. 공기업이 다른 공공기관(준정부기관 및 기타 공공기관)에 비해 기업성이 강하기[49] 때문에 분석에 큰 무리는 없다고 여겨지나, 기업 수익을 희생하며 법령 등에서 규정한 공익성을 추구하는 각 공기업의 전략 등은 본 연구에서 고려하지 못했다. 둘째, 본 연구의 표본기간 중에 발생한 2008년 정권교체에 따른 분석은 수행하지 않았다. 추가 표본이 확보되는 경우 의미 있는 연구가 가능할 것이다. 셋째, 본 연구의 분석대상이 포괄적이지 못하다. 본 연구는 중앙정부의 공기업에 한정하여 지자체의 공기업은 배제되었고 분석연도도 2004년부터 2008년까지 5개 연도를 대상으로 하였다. 향후 본 연구를 기초로 하여 표본을 확대할 경우 정권별 분석, 감사 및 비상임이사에 대한 심도 깊은 연구, 제반 공기업 지배구조 변수를 활용한 분석 등 다양한 추가 연구가 가능할 것으로 보인다.

---

48 예를 들어 시장형 공기업 및 자산규모가 2조원 이상인 준시장형 공기업은 비상임이사가 이사회 의장을 수행하고, 단독형 감사가 아닌 감사위원회를 구성하도록 하였으며, 공기업과 준정부기관은 회계감사인 선임위원회를 구성하여 전문적이고 독립적인 외부감사인을 선임하도록 하였다.

49 「공공기관의운영에관한법률」(제5조제2항)에 의하면 공기업은 총수입 중 정부지원수입 등을 제외한 자체수입이 50% 이상인 기관 중에서 정부가 지정한다.

참고문헌

강영걸, 「정부투자기관 기관장의 교체가 기관 경영성과에 미치는 영향에 관한 연구」, 『한국경상논총』, 제17권 제1호, 1999, pp.153~174.

강영걸, 「공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안: 사장(CEO) 임면과 평가를 중심으로」, 『정책&지식』, 제87호, 2004, pp.2~6.

강영걸, 「관리자 교체와 조직성과: 한국 프로야구 1982-2009」, 『한국인적자원관리학회지』, 제17권 제3호, 2010, pp.87~109.

곽채기, 「공기업 및 정부산하기관 임원 임면제도 개선방안」, 『한국행정학회 2005년도 하계공동학술대회 발표논문집』 별쇄본, 2005, pp.1~42.

권영호, 「감사인 교체와 규모가 감사품질에 미치는 영향」, 『국제회계연구』, 제25권, 2009, pp.135~156.

김동순・전호진, 「사외이사의 특성이 기업가치에 미치는 영향: 미국 나스닥 및 뉴욕 증시 상장기업을 중심으로」, 『국제지역연구』, 제11권 제2호, 2007, pp.113~134.

김동순・최문성・이승현, 「사외이사 선임 및 해임 공시가 기업가치에 미치는 영향」,『대한경영학회지』, 제21권 제5호, 2008, pp.2257~2291.

김문현・백재승, 「사외이사 해임정보가 기업가치에 미치는 영향」, 『증권학회지』, 제34권 제2호, 2005, pp.209~246.

김병섭・박상희, 「공공기관 임원의 정치적 임명에 관한 연구: 법제도 및 대통령의 영향을 중심으로」, 『한국행정학보』, 제44권 제2호, 2010, pp.85~109.

김성훈・박철순, 「사외이사제도의 이론적 배경과 시대적 의미」, 『전략경영연구』, 제3권 제2호, 2000, pp.1~23.

김창수, 「한국의 사외이사제도 도입과 기업가치」, 『재무연구』, 제19권 제2호, 2006, pp.105~153.

류은경・윤성용・남기석, 「사외이사 중도퇴임 공시에 따른 기업가치의 변화와 공시개선의 필요성」, 『국제지역연구』, 제4권 제1호, 2010, pp.47~76.

문상혁, 「기업지배구조가 보고이익의 질, 경영성과 및 기업가치에 미치는 영향」,『2006년 국제회계학회 학술발표회 발표논문집』, 2006, pp.411~440.

문상혁・박종국, 「기업지배구조와 이익지속성 및 가치관련성」, 『회계정보연구』, 제23권 제3호, 2005, pp.1~28.

문상혁・이현주・한정희, 「감사품질이 금융기관 차입금 비율과 이익조정의 관련성에 미치는 영향」, 『회계와 감사연구』, 제46호, 2007, pp.1~27.

박종일・곽수근, 「감사인 교체와 감사품질」, 『회계와 감사연구』, 제46호, 2007, pp.191~226.

박종철・정창욱・이호욱, 「최고경영자의 교체가 기업의 사업구조 집중화에 미치는 영향」, 『전략경영연구』, 제11권 제3호, 2008, pp.69~89.

박준우, 「최고경영자 교체가 기업의 장단기 성과에 미치는 영향」, 『경영연구』, 제22권 제3호, 2007, pp.285~311.

서영미・고재민・이호영, 「사외이사 특성과 성과에 근거한 경영자 보상과의 상관관계」, 『회계연구』, 제15권 제1호, 2010,pp.1~31.

성효용, 「기업성장률과 규모 및 나이에 관한 실증연구: 한국 제조업체를 대상으로」, 『산업조직연구』, 제8권 제2호, 2000, pp.71~85.

손성규・김연화, 「감사인교체의 주식시장 반응에 관한 실증연구」, 『경영학연구』, 제33권 제3호, 2004, pp.685~702.

손성규・최정호・이은철, 「감사위원회의 효과: 회계오류를 중심으로」, 『회계학연구』, 제29권 제3호, 2004, pp.61~90.

신용인・최관・조현우, 「초도감사 보수 할인이 감사품질에 미치는 영향」, 『회계학연구』, 제32권 제1호, 2007, pp.173~207.

신혁승, 「보조금 지원정책의 기술혁신 유인에 대한 효과분석」, 『경제경영논집』, 제36집 제1호, 숙명여자대학교, 2006, pp.225~240.

신현한・장진호, 「최고경영자의 교체에 따른 경영성과 변화」, 『재무연구』, 제16권 제2호, 2003, pp.231~256.

신현한・장진호, 「최고경영자 교체에 영향을 미치는 요인분석: 경영성과, 전문경영자, 대규모 기업집단」, 『경영학연구』, 제34권 제1호, 2005, pp.289~311.

심동석, 「최고경영자 교체공시와 주가반응」, 『경영학연구』, 제29권 제4호, 2000, pp.685~710.

심용보, 『공공부문 지배구조의 변화와 공기업 경영합리화』, 연구총서 2008-19, 한국노동연구원, 2008.

오회장, 「최고경영자의 교체와 주식시장의 반응」, 『회계학연구』, 제27권 제1호, 2002, pp.55~80.

원구환, 「지방공기업 내부지배구조로서의 이사회 구성과 재무성과간의 상관성 분석: 지방개발공사를 중심으로」, 『지방정부연구』, 제11권 제4호, 2007, pp.111~127.

유승원, 「공기업의 지배구조와 경영성과: CEO와 내부감사인을 중심으로」, 『한국개발연구』, 제31권 제1호, 한국개발연구원, 2009, pp.71~103.

이재맹・심호석, 「감사인의 교체와 이익반응계수」, 『회계정보연구』, 제10권, 1998, pp.199~212.

이효익・문상혁, 「이사회 및 감사위원회의 특성이 이익의 질과 가치관련성에 미치는 영향」, 『2004년 한국회계학회 동계학술대회 발표논문집』, 2004, pp.1~44.

이희섭・최진현, 「공공기관의 지배구조가 대리인비용에 미치는 영향」, 『2010년 한국국제회계학

회 추계학술발표논문집』, 2010, pp.219~242.

임성준・정형철, 「산업특성과 CEO 특성 간의 관계 및 이들 간의 적합성이 경영성과에 미치는 영향에 관한 연구」, 『전략경영연구』, 제4권 제1호, 2001, pp.1~23.

정구열・권수영・백원선, 「기업소유구조와 이익의 정보효과」, 『경영학연구』, 제31권 제6호, 2002, pp.1707~1727.

정석우・노준화, 「감사인 변경 방향이 재량적 발생액에 미치는 영향」, 『세무와 회계저널』, 제3권 제1호, 2002, pp.93~116.

조동근・변민식, 「기업의 소유·지배구조와 기업가치 간의 관계, IMF 외환위기 이후의 한국의 경험」, 『한국경제학회 경제학 공동학술대회 발표논문집』, 2008, pp.1~44.

진종순, 「공공기관 이사회 정원의 결정요인」, 『한국공공관리학보』, 제24권 제2호, 2010, pp.99~124.

최순재・김영길, 「이사회 위원회 구조와 기업성과 간의 관계에 관한 연구」, 『회계연구』, 제14권 제1호, 2009, pp.1~26.

한태진・김홍, 「공기업 CEO의 리더십 특성이 조직구성원의 리더 신뢰수준과 조직유효성에 미치는 영향」, 『한국콘텐츠학회논문지』, 제8권 제11호, 2008, pp.306~322.

Allen, M. P., S. K. Panian, and R. E. Lotz, "Managerial Succession and Organizational Performance: A Recalcitrant Problem Revisited," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 24, 1979, pp.167~180.

Boyne, G. and J. Dahya, "Executive Succession and the Performance of Public Organizations," *Public Administration*, Vol. 80, No. 1, 2002, pp.179~200.

Brickley, J. A., J. L. Coles, and R. L. Terry, "Outside Directors and Adoption of Poison Pills," *Journal of Financial Economics*, Vol. 35, No. 3, 1994, pp.371~390.

Byrne, J. A. and R. A. Melcher, "The Best and Worst Boards: Our New Report Card on Corporate Governance," *Business Week*, Issue 3503, Nov. 25, 1996, pp.82~98.

Cotter, J., A. Shivdasani, and M. Zenner, "Do Independent Directors Enhance Target Shareholder Wealth During Tender Offers," *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, No. 2, 1997, pp.195~218.

Crystal, Graef S., "Why CEO Compensation Is So High," *California Management Review*, Vol. 34, No. 1, 1991, pp.9~29.

Datta, D. K. and N. Rajagopalan, "Industry Structure and CEO Characteristics: An Empirical Study of Succession Events," *Strategic Management Journal*, Vol. 19, No. 9, 1998, pp.833~852.

Datta, D. K., N. Rajagopalan, and Y. Zhang, "New CEO Openness to Change and Strategic Persistence: The Moderating Role of Industry Characteristics," *British Journal of Management*, Vol. 14, No. 2, 2003, pp.101~114.

DeFond, M. and K. Subramanyam, "Auditor Changes and Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, No. 1, 1998, pp.35~67.

Denis, D. and D. Denis, "Performance Change Following Top Management Dismissals," *Journal of Finance*, Vol. 50, 1995, pp.1029~1057.

Dopuch, N., R. R. King, and R. Schwartz, "An Experimental Investigation of Retention and Rotation Requirements," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 1, 2001, pp.93~117.

Evans, David S., "The Relationship between Firm Growth, Size, and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries," *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, 1987, pp.567~581.

Grusky, Oscar, "Managerial Succession and Organizational Effectiveness," *American Journal of Sociology*, Vol. 69, No. 1, 1963, pp.21~31.

Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach, "The Determinants of Board Composition," *Bell Journal of Economics*, Vol. 19, 1991, pp.95~112.

IMF, "Government Finance Statistics," 2001.

Joh, Sung Wook, "Corporate Governance and Firm Profitability: Evidence from Korea before the Crisis," *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, No. 2, 2003, pp.287~322.

Jovanovic, Boyan, "Selection and the Evolution of Industry," *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, 1982, pp.649~670.

Khanna, N. and A. Poulsen, "Managers of Financially Distressed Firms: Villains or Scapegoats?" *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 3, 1995, pp.919~940.

Klein, April, "Firm Performance and Board Committee Structure," *Journal of Law and Economics*, Vol. 41, 1998, pp.137~165.

Krivogorsky, Victoria, "Ownership, Board Structure, and Performance in Continental Europe," *The International Journal of Accounting*, Vol. 41, No. 2, 2006, pp.176~197.

Lin, S., P. F. Pope, and S. Young, "Stock Market Reaction to the Appointment of Outside Directors," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 30, 2003, pp.351~382.

Nichols, D. and D. Smith, "Auditor Credibility and Auditor Changes," *Journal of Accounting Research*, Vol. 21, No. 2, 1983, pp.534~544.

Ocasio, William, "Institutionalized Action and Corporate Governance: The Reliance on Rules of CEO Succession," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 44, No. 2, 1999, pp.384~416.

OECD, "System of National Accounts," 1993.

Pfeffer, J. and G. Salancik, *The External Control of Organization: A Resource Dependence Perspective*, Stanford University Press, 2003.

Puffer, S. M. and J. B. Weintrop, "Corporate Performance and CEO Turnover: The Role of Performance Expectations," *Administrative Science Quarterly*, Vol. 36, No. 1, 1991, pp.1~19.

Shen, W. and A. Cannella, Jr., "Revisiting the Performance Consequences of CEO Succession: The Impacts of Successor Type, Postsuccession Senior Executive Turnover, and Departing CEO Tenure," *Academy of Management Journal*, Vol. 45, No. 4, 2002, pp.717~733.

Smith, J. E., K. P. Carson, and R. A. Alexander, "Leadership: It Can Make a Difference," *Academy of Management Journal*, Vol. 27, No. 1, 1984, pp.765~776.

Teoh, S. H. and T. J. Wong, "Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficient," *The Accounting Review*, Vol. 68, No. 2, 1993, pp.346~366.

Vagliasindi, Maria, "The Effectiveness of Boards of Directors of State Owned Enterprises in Developing Countries," The World Bank, Policy Research Working Paper 4579, 2008, pp.1~30.

Weisbach, Michael S., "Outside Directors and CEO Turnover," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, 1988, pp.431~460.

Xie, B., W. N. Davidson Ⅲ, and P. J. DaDalt, "Earning Management and Corporate Governance: The Roles of the Board and the Audit Committee," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 9, 2003, pp.295~316.

韓國開發研究
제34권 제3호(통권 제116호)

‘연줄’인가, ‘연결’인가?: 인적 네트워크의 노동시장 효과 분석

김 영 철
(한국개발연구원 부연구위원)

Nepotism or Networking?: The Effectiveness of Social Networks in the Labor Market

KIM, Young Chul
(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 『인적 네트워크(개인의 사회적 자본)의 노동시장 효과 분석』(정책연구시리즈 2010-08, 한국개발연구원, 2010)의 일부 내용에 기초하여 작성된 것임을 밝힌다.

김영철: (e-mail) yckim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.

• Key Word: 인적 네트워크(Social Networks), 구직 네트워크 가치(Value of Job Networks), 일자리 매치(Job Match), 이직(Job Transfer), 성향점수매칭(Propensity Score Matching)
• JEL Code: J01, J63, Z13
• Received: 2011. 10. 28 • Referee Process Started: 2011. 11. 3
• Referee Reports Completed: 2012. 3. 15

ABSTRACT

This paper analyzes the effectiveness of social networks in finding jobs and estimates the value of job search network using the Korean Laber and Income Panel Study (KLIPS) dataset and utilizing the Difference-in-Difference Propensity Score Matching (PSM) methodology (Heckman *et al.*, 1997). While the wide use of social networks in the Korean labor market is often perceived as 'nepotism,' this study confirms that social networks, by serving as an effective information transmitter between job search and recruitment, make a significant contribution to improving the adequacy of job matching in the domestic labor market. In order to verify the effectiveness of using social networks for getting jobs, this study looks into the cases of labor turnover using social networks and also not using it. In the aspect of individual satisfaction improvement relating to workplace and job duties, both cases of turnover turn out to experience an increased satisfaction by 2~3 points (on a 100-score scale). Meanwhile, as for the educational and technical adequacy improvement, no positive effects are found in the case of turnover without social networks, whereas the educational and technical adequacy improvement turns out to increase by 2.13 and 2.52 points, respectively, in the case of turnover using social networks. The effect of income increase through turnover using social networks registered 40,074 Korean won per month (as of 2010), which can be considered as the result from the improved educational and technical adequacy. Of all things being considered, the value of job search network per wage worker in the Korean society is estimated to be 18.72 million won in terms of life-cycle wage improvement, and 758.2 scores in terms of the improvement of working life satisfaction. Provided that the cash value of satisfaction score 1 is equivalent to 'n' times 10,000 won, the aggregate value of job search network is estimated to be $18.72+7.582n$ million won, which means the total amount of costs that a wage worker in the Korean society willingly pays to maintain and manage job networks for lifetime.

본 논문은 한국노동패널(KLIPS) 자료를 활용하여 국내 노동시장에서의 인적 네트워크 활용의 효과성을 검증하고 임금근로자 개인의 구직 네트워크 가치를 추정하였다. 흔히 인적 네트워크를 활용한 이직을 '연줄' 혹은 '정실인사'라고 하여 부정적으로 보는 견해가 많으나, 본 연구는 인적 네트워크가 이직자와 구인자 사이의 정보전달기능을 수행함으로써 사회 전반의 일자리 매치(job match)의 적합성을 증대시키는 긍정적 기능을 수행하고 있음을 입증하고 있다. Propensity Score Matching 방법론을 활용하여 검증한 결과, 자발적 이직자들의 이직을 네트워크형 이직과 비네트워크형 이직으로 구분하여 보았을 때, 네트워크형 이직만이 교육수준 및 기술수준의 적합도를 각기 (100점 만점에서) 2.13점과 2.52점 개선시키는 것으로 확인되었으며, 이러한 적합도의 개선은 월 4.074만원(2010년 기준)의 임금상승효과로도 재확인되었다.

ABSTRACT

덧붙여, 이를 활용하여 임금근로자 개인의 구직 네트워크의 가치를 추정해 보면, 구직 네트워크의 생애 금전적 가치는 1,872.0만원으로 집계되었으며, 여기에 주관적 만족도에 대한 보상 측면까지 고려하면, 만족도 1점의 현금가치를 n만원으로 환산할 때, 대략 (1,872.0 + 758.2n) 만원에 이르는 것으로 집계되었다.

Ⅰ. 서 론

인간은 사회적 동물(Social Animal)이다. 최근 불고 있는 SNS(Social Network Service) 열풍은 새삼 이를 실감케 한다. 이직과 취업 등 노동시장에서도 인적 네트워크는 매우 중요한 역할을 담당하고 있다(류석춘 외[2008]). 한 취업전문 포털업체가 직장인 2천여 명을 대상으로 진행한 설문조사에 따르면, 2007년 한 해 동안 응답자의 40.1%가 이직에 나선 반면, 실제 이직에 성공한 이들은 응답자의 14.3%에 머물렀다. 이직에 성공한 이들의 37.2%가 '기존 직장에서 능력을 인정받고 입지를 다진 것'을 성공요인으로 꼽은 데 이어, 무려 27.8%가 '동종·관련 업계 사람들과 두루 인맥을 맺고, 잘 관리한 것'을 성공요인으로 제시한 바 있다.[1] 이러한 인적 네트워크의 광범위한 영향력에도 불구하고, 국내 노동시장의 인적 네트워크 활용도와 그 효과성을 체계적으로 분석한 자료는 매우 드물다(김용학[2003]). 김성훈(2005)이 한국노동패널조사 3차연도의 청년층 부가자료를 활용하여 청년층 첫 취업에서의 인적 네트워크의 효과를 분석한 바 있으나, 첫 취업에서 '공개채용'이 교육 및 기술 수준 적합도 측면에서의 긍정적 효과가 크다는 것을 밝혔을 뿐, 인적 네트워크의 순효과를 규명하지는 못하였다.[2] 그리고 이병훈(2002)이 같은 패널의 3차연도 자료를 활용하여 신규 취업자의 구직방법에 대한 영향요인을 분석한 바 있다.[3]

반면, 해외에서는 이에 대한 체계적인 연구가 다각적으로 진행되어 왔다. Blau and Robins(1992)는 구직활동에서 친구나 친지를 활용하였을 때 구직에 성공할 확률이 더 높

---

1 취업전문기관 인크루트가 리서치기관 엠브레인에 의뢰하여 직장인 2,243명을 대상으로 수행한 2008년 조사(『매일경제 Citylife』, 제114호).

2 김성훈(2005)은 인적 네트워크를 활용한 취업이 공개채용보다 사회적 차원에서 보다 비효율적임을 보이고자 하였다. 이를 위해, 공개채용을 통해 취업하는 이들의 기술적합도나 교육적합도가 인적 네트워크를 통해 채용하는 이들에 비해 높다는 것을 증거로 제시하였다. 그러나 이것은 공개채용이 주로 대형기업을 중심으로 경쟁을 통하여 우수 인재를 선발하는 기능을 수행하고 있다는 것을 간과한 결과이다. 첫 취업에서 인적 네트워크에 의존하는 이들은 주로 이 경쟁에서 1차적으로 탈락한 이들에 해당한다. 이러한 선택편의(selection bias)의 문제가 우선 해소되어야, 김성훈(2005)의 결론이 타당성을 확보할 수 있을 것이다.

3 이병훈(2002)은 구직자의 학력이 높을수록 구직과정에서 인적 네트워크에 대한 의존도가 하락하고, 유력인사와의 친인척관계가 구직자의 구직방법을 보다 다양하게 할 수 있으며, 아버지의 학력이 좋을 경우 구직에서 인적 네트워크를 보다 많이 활용하는 경향이 있음을 확인한 바 있다.

고, 보다 좋은 조건의 고용제의를 받을 가능성이 크다는 것을 입증한 바 있으며, Datcher (1983)는 인적 네트워크를 활용한 입사인 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 같은 기간 내의 퇴사 가능성이 현저히 낮아진다는 것을 보였다.[4] 또한 Marmaros and Sacerdote(2002)는 구직과정에서 동문연결망을 활용하는 것과 높은 연봉의 좋은 일자리를 획득하는 것 사이에 높은 양의 상관관계가 존재함을 확인한 바 있다. 한편, Simon and Warner(1992)는 인맥을 활용한 취업에서 임금 프리미엄이 존재하며, 이는 시간이 지남에 따라 하락한다고 보고하였다. 또한 이 외에도 Granovetter(1975) 이후 비공식경로(Informal Networks)의 노동시장 효과에 대한 연구가 사회학적 관점에서 폭넓게 발전하여 왔다(Lin *et al.* [2001]; Glaeser *et al.*[2002]).

흔히 인적 네트워크를 활용한 구직을 '연줄' 혹은 '정실인사'라 하여 부정적으로 보는 견해가 지배적이다. 이러한 견해에 따르면, 인적 네트워크를 활용한 취업이 개인적으로는 유익할지 모르나, 사회 전반적으로는 고용기회의 형평성을 저해하고 인력자원의 효율적 배치를 위협한다고 본다. 앞서 지적한 바와 같이 김성훈(2005)은 이러한 맥락에서 청년층의 첫 취업에서 인적 네트워크를 활용한 구직이 공개채용에 비해 사회적 차원에서 비효율적이라고 주장한 바 있다. 반면, 인적 네트워크의 구인/구직 간 정보전달기능에 초점을 맞춰 네트워크의 긍정적 측면을 강조하는 견해도 상당하다(Ioannides and Loury [2004]). 즉, 인적 네트워크는 각 개인의 취업기회를 확장시킬 뿐만 아니라 사회 전반의 일자리 매치(job match) 효율성 역시 증대시킨다는 주장이다. 업체의 입장에서는 채용후보자의 기술능력이나 직무적합도 등 서류 이면의 상세한 정보를 유통하는 주요한 통로가 인적 네트워크이며, 구직자에게도 네트워크는 취업정보를 확보하고 관심 있는 회사에 대한 긴요한 내부사정을 사전에 확인할 수 있는 유용한 통로로 활용된다는 것이다.

본 연구는 이상의 엇갈린 견해에 대하여 부분적인 해답을 제시하고 있다. 즉, 인적 네트워크의 '연줄'효과와 '연결'효과가 동시에 한국사회 내에 상존한다고 볼 때, 과연 노동시장에서 어느 효과가 보다 지배적인지 확인해 보는 것이다. 분석에는 국내 임근근로자의 이직 관련 자료를 활용한다. 첫 취업의 경우 그 비교대상이 마땅하지 않아 인맥을 활용한 '네트워크 구직'의 순효과를 규명하기가 기술적으로 쉽지 않다. 반면, 이직의 경우에는 이직 전과 이직 후를 상호 비교함으로써 '네트워크 구직'의 직접적인 효과를 규명해 볼 수 있다. 동시에 본 논문은 이상의 분석을 바탕으로 국내 노동시장의 임금근로자 개개인이

---

4 Simon and Warner(1992)도 인적 네트워크를 활용한 입사인 경우, 근속연수가 더 증가하는 경향이 있음을 입증한 바 있다.

‘소유한’ 구직 네트워크의 가치를 추정하여 제시한다.

분석에는 한국노동패널(KLIPS)의 5차부터 10차까지의 자료를 활용하였다. 6개 연도 자료를 모두 하나로 취합하여 인적 네트워크 활용에 관한 방대한 규모의 표본을 구성하였으며, 이를 바탕으로 신뢰도 높은 분석 결과를 제시하고자 노력하였다. 덧붙여, 노동패널이 담보하고 있는 다면적인 정보, 즉 기업의 규모, 비정규직 여부, 일자리의 매치(match) 적합성, 각종 만족도 변화 등을 종합적으로 이용하여 기존의 연구들이 다루지 못했던 다각적 측면에서의 인적 네트워크 효과를 분석하였다. 무엇보다 본 연구에서 활용한 Propensity Score Matching(PSM) 방법론은 사후가정형 접근법(counterfactual framework)에 기반한 경제학의 진일보된 분석기법으로서, 선택편의(selection bias)의 문제를 충분히 해소할 수 없었던 국내 및 국외 네트워크 연구들의 한계를 상당 부분 극복하고 있다.

핵심적인 분석 결과는 다음과 같다. 우선 일자리 이동은 인적 네트워크의 활용 여부를 떠나 그 자발적 이직자의 효용(일자리에 대한 주관적 만족도)을 평균적으로 증대시킨다는 점을 확인하였다. 또한 네트워크를 주로 활용한 이직(네트워크형 이직)과 비네트워크를 주로 활용한 이직(비네트워크형 이직)을 구분하여 보았을 때, ‘네트워크형 이직’이 일자리 매치에서의 교육 및 기술 수준 적합도를 현저하게 향상시킨다는 점을 확인한 반면, ‘비네트워크형 이직’은 자발적 이직자의 개인효용 증대를 가져오더라도, 교육 및 기술 수준 적합도를 현저하게 개선시키지는 못한다는 점을 확인하였다. 구체적으로 살펴보면, 직장만족도와 직무만족도를 비롯한 개인의 만족도 개선 측면에서는, 네트워크형 이직과 비네트워크형 이직 모두 각 만족도를 (100점 만점에서) 2~3점가량 개선시키는 것으로 확인되었다. 반면, 교육 및 기술 수준의 적합도 개선 측면에서는 비네트워크형 이직의 긍정적 효과는 포착되지 않았고, 네트워크형 이직만이 교육수준의 적합도와 기술수준의 적합도를 각기 (100점 만점에서) 2.13점과 2.52점 개선시키는 것으로 확인되었다. 즉, 인적 네트워크가 구인과 구직 사이의 효과적인 정보전달기능을 수행함으로써, 국내 노동시장의 일자리 매치 적합성을 개선하는 데 현저히 기여하고 있음이 증명된 것이다.

이러한 현상은 네트워크형 이직이 이직자의 임금상승효과로 직결되는 반면, 비네트워크형 이직에서는 임금상승효과를 확인할 수 없었다는 점에서 재확인된다. 네트워크형 이직을 통한 임금상승효과는 월 4.074만원(2010년 기준)에 이르는 것으로 확인된 반면, 비네트워크형 이직 전반의 임금상승효과는 포착되지 않았다. 이를 활용하여 임금근로자 개인의 구직 네트워크의 가치를 추정해 보면, 구직 네트워크의 생애 금전적 가치는 1,872.0

만원으로 집계되었으며, 여기에 주관적 만족도에 대한 보상 측면까지 고려하면, 만족도 1점의 현금가치를 n만원으로 환산할 때, 대략 (1,872.0+758.2n)만원에 이르는 것으로 집계되었다.

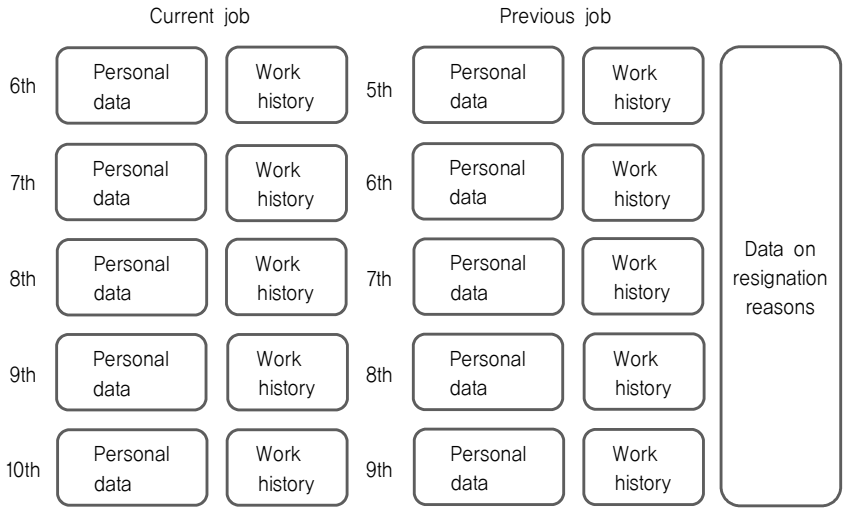
결론적으로, 본 연구는 근로자의 자발적 이직이 일자리에 대한 주관적 만족도를 높임으로써 근로자 개인의 효용을 개선할 수 있으며, 네트워크형 이직, 즉 네트워크를 주로 활용하는 이직은 이직자와 노동시장 수요자 사이의 매치 적합성을 향상시킴으로써 노동시장의 효율성을 개선할 수 있음을 보여주고 있다. 이러한 연구 결과는 인적 네트워크를 활용한 구직활동이 한국사회 전반에서 '정실인사(nepotism)'라는 부정적인 기능을 주로 담당하기보다는 '연결(networking)'을 통한 구인/구직 간 정보전달이라는 긍정적 역할을 주로 감당하고 있음을 강하게 뒷받침한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 분석자료에 대해, 제Ⅲ장에서는 분석변수에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 국내 노동시장에서의 일자리 이동의 영향요인을 분석해 본다. 제Ⅴ장에서는 분석에 활용한 방법론, 즉 Propensity Score Matching에 대해 설명하고, 제Ⅵ장에서는 구체적으로 이직에서의 Propensity Score를 추정한다. 제Ⅶ장에서는 주요한 분석 결과를 요약하며, 제Ⅷ장에서는 임금근로자 개인의 구직네트워크의 가치를 추정해 본다. 마지막으로 제Ⅸ장은 결언 부분으로서 본 연구의 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 분석자료

본 연구의 분석자료는 노동패널의 5차(2002년도 조사)부터 10차(2007년도 조사)까지의 자료 중 개인자료와 직업력자료를 활용하여 구성하였다. 분석에 활용한 최종 샘플은 다음의 과정을 거쳐 완성되었다. 우선 각 차수의 개인자료에 직업력자료의 정보를 추가한다. 직업력자료는 각 개인의 현재 일자리가 생애 몇 번째 일자리인가(job sequence)에 대한 정보를 제공해 주고 있다. 각 차수의 개인자료에 포함된 개인식별번호(pid)를 활용하여 각 개인의 한 해 전, 즉 한 차수 이전의 일자리 정보를 매칭하였다. 예를 들어 6차 개인자료에 포함된 각 개인에 대해 그 한 해 전인 5차에서의 일자리 정보를 첨부하였다. 단, 이전 차수에 일자리가 없었던 이들은 이전 차수의 일자리 정보를 '무직'으로 표시하였다.

[Figure 1] Diagram of Pooled Dataset



이를 6-5차 자료라 명하자. 이렇게 형성된 6-5차, 7-6차, 8-7차, 9-8차, 10-9차 자료를 합쳐서 통합 샘플(pooled dataset)을 구성하였다. 여기에 직업력자료가 제공하는 자발적, 비자발적 퇴사를 비롯한 퇴직 관련 정보를 첨부하였다. 이 정보는 이전 차수의 일자리를 그만둔 경우 그 퇴직사유를 파악하도록 돕는다. 통합 샘플의 구성도는 [Figure 1]에 요약되어 있다.

이 통합 샘플을 활용하여, 국내 노동시장에서의 개괄적인 일자리 이동 현황을 파악해 볼 수 있다. 〈Table 1〉은 이전 차수에서 임금일자리 소유자였던 이들과 비임금일자리(즉, 자영업자/고용주 혹은 무급가족종사자) 소유자였던 이들의 현 차수에서의 일자리 내역을 정리하고 있다. 이전 차수에서 임금일자리 소유자였던 이들의 경우, 단 75.36%만이 이전 차수의 일자리를 그대로 유지하고 있는 것으로 나타났다. 네 명 중 한 명의 임금근로자가 한 해 사이에 일자리를 옮기거나 그만둔 것이다. 국내 노동시장에서 일자리 이동이 광범위하게 이루어지고 있음을 확인할 수 있다. 상당수인 10.72%가 한 해 뒤 같은 시기에 무직상태인 것으로 나타났고, 비슷한 규모인 10.75%는 새로운 임금일자리로 이동한 것으로 나타났다. 비임금근로자로 전환한 경우도 3.17%에 달한다. 반면, 이전 차수에서 비임금일자리를 소유한 이들의 경우, 대부분인 86.13%가 당시 일자리를 현 차수에서 그대로 유지하고 있는 것으로 나타났으며, 단 7.01%만이 새로운 비임금일자리를 시작하거나 임금일자리로 진입한 것으로 파악되었다.

〈Table 1〉 Status of Annual Job Turnover of Job Holders

Job turnover of paid job holders in the previous panel study			Job turnover of non-paid job holders in the previous panel study		
Maintained the paid job they had in the previous study	14,343	75.36%	Maintained the non-paid job they had in the previous study	8,258	86.13%
Entered a new paid job	2,046	10.75%	Entered a new non-paid job	255	2.66%
Entered a new non-paid job	603	3.17%	Entered a new paid job	417	4.35%
Currently jobless	2,041	10.72%	Currently jobless	658	6.86%
Total	19,033	100%	Total	9,588	100%

Source: The 5th to 10th Korean Labor & Income Panel Study.

이어서 분석에 활용할 최종 샘플을 구성하기 위하여 주어진 통합 샘플에서 현 차수에 일자리가 없는 개인은 제외시켰으며, 비임금일자리 소유자인 자영업자 및 무급 가족종사자도 제외시켰다. 최종적으로 현 차수에서 임금일자리 소유자로 파악된 이들은 6차부터 10차까지 총 21,199명으로 확인되었는데, 이들 중 이전 차수의 임금일자리를 그대로 유지하고 있는 근로자가 15,004명이며, 새로운 임금근로 일자리에 진입한 경우가 6,196명으로 파악되었다. 이들의 각 차수별 구성은 아래와 같다.

Panel study (Year)	Paid job holders	Percentage
6th(2003)	4,211	19.86
7th(2004)	4,257	20.08
8th(2005)	4,085	19.27
9th(2006)	4,300	20.28
10th(2007)	4,346	20.5
Total	21,199	100

여기서 이전 일자리에 대한 상세한 정보를 파악할 수 없거나 이전 차수에서 무직이었던 4,393명을 우선 제하고, 이전 차수에서 비임금일자리 소유자였던 417명도 제하였다. 나머지 16,389명은 이전 차수와 현 차수 모두에서 임금근로자라고 답한 이들이다. 이는 〈Table 1〉에서 이전 차수의 임금일자리 소유자 중 현 차수에서도 임금일자리 소유자로 파악된 16,389명과 동일한 수치이다. 우선 분석자료의 신뢰도를 높이기 위하여 72명의 특수한 경우를 가려내어 최종 샘플에서 제하였다.[5] 그리고 이직의 순효과만을 파악할 수

5 구체적으로, 지난 한 해 동안 2번 이상 일자리를 옮긴 근로자 55명과 현재의 임금근로 일자리가 이전 차수에서는 자신의 주된 일자리가 아니었다고 답한 15명을 제하였다. 그리고 일자리 일련번호(job

있도록 비자발적 이직자라고 밝힌 417명을 제하였다. 다음으로 나이가 70세 이상인 임금근로자 114명을 제하였다.[6] 마지막으로, 이전 차수의 임금정보가 누락된 81명을 제하였다. 이로써 15,705명의 최종 샘플이 확보되었으며, 이들의 각 차수별 구성은 아래와 같다. 본 최종 샘플은 이전 차수와 현 차수 모두에서 임금근로자라고 밝힌 이들 중 중요 변수가 누락되었거나, 비자발적 이직을 비롯한 특수한 경우들을 제외하고 그 나머지 임금근로자들의 전체 집합이라 할 수 있다.

Panel study (previous~current)	Paid job holders	Percentage
5th~6th	2,927	18.64
6th~7th	3,110	19.80
7th~8th	3,100	19.74
8th~9th	3,186	20.29
9th~10th	3,382	21.53
Total	15,705	100

Ⅲ. 분석변수

본 장에서는 각 분석변수에 관한 체계적 설명을 제시하고자 한다. 분석에 활용된 변수들에 대한 기초통계량은 〈Table 2〉와 〈Table 3〉에 요약되어 있다.

1. 개인 및 일자리 특성변수

개인에 대한 기초변수로는 성별, 나이, 교육수준,[7] 혼인 여부를 포함하였다. 이전 차수, 즉 지난 조사시점에서의 일자리에 대한 기본정보로서 정규직 여부, 첫(혹은 두 번째) 일자리 여부, 임금수준(로그), 기업 규모를 포함하였다. '첫(혹은 두 번째) 일자리 여부'는 당시 일자리가 생애 첫 번째 혹은 두 번째 일자리에 해당하는가를 표시한다. '임금수준

sequence)가 누락된 2명을 추가로 제하였다.

6 이들 대부분(97%)은 한 해 사이에 일자리 이동이 없었던 것으로 나타나, 근로자의 이직 특성을 보편적으로 대변하기 힘든 특이치(outliers)로 처리하였다.

7 '교육수준'에 대한 등급은 다음의 순서대로 1부터 8을 부여하였다: 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 2년제 대학, 4년제 대학, 대학원 석사, 대학원 박사.

(로그)'은 임금상승률을 감안하여 2008년도 기준으로 환산된 월평균 임금액에 로그를 취한 값이다.[8] 2008년 기준의 실질임금으로 환산하자면 임금상승률이 아닌 물가상승률을 이용하여야 할 것이나, 본 분석의 목적이 실질임금의 변화를 정확히 추정하는 데 있지 아니하고 전체 통합 샘플에서의 임금수준의 증가 여부에 있으므로, 2008년 기준 임금수준으로 일원화(equalizing)하는 차원에서 임금상승률을 대신 활용하였다. 단, 일부 응답자들이 월평균임금이 아닌 연봉을 기입한 것으로 판단되어, 8명의 이전 차수 월평균임금을 무응답 처리하고, 17명의 현 차수 월평균임금 역시 무응답 처리하였다.[9] '종업원 규모(로그)'는 근무하는 직장의 종업원 수에 로그를 취한 값이다. 단, 응답자가 정확한 종업원 수가 아닌 1부터 10까지 종업원 규모의 등급만을 밝힌 경우, 해당 등급이 아우르는 범위의 중간값을 차용하였다. 예를 들어 3등급(종업원 10~29명) 직장인 경우 종업원 수를 19.5명이라 표시하였다.[10]

다음으로 '일자리(혹은 일)를 계속 유지하길 희망하는가'에 대한 응답으로 '직장유지의향'과 '직무유지의향'을 포함하였다. 노동패널은 5단위로 '전혀 그렇지 않다(1)'부터 '아주 그렇다(5)'까지를 표기하는데, 본 분석에서는 이를 백단위로 전환하여 '전혀 그렇지 않다'를 0점, '아주 그렇다'를 100점으로 표하였다.[11] '업무만족도'는 다음 네 가지 질의에 대한 5단위 응답을 역시 백단위로 전환한 후 산술평균한 값이다: 업무에 만족하나, 업무에 열정적인가, 업무를 즐겁게 하나, 업무에 보람을 느끼나. 그리고 다음 일곱 가지 영역에 대한 만족도 조사를 추가하였다: 임금에 대한 만족도, 취업의 안정성에 대한 만족도, 근로환경에 대한 만족도, 의사소통 및 인간관계에 대한 만족도, 개인의 발전 가능성에 대한 만족도, 인사고과의 공정성에 대한 만족도, 복지후생에 대한 만족도. 본 분석에서는 이들 만족도에 대한 5단위 응답을 100점 만점으로 전환하여 사용하였는데, '매우 만족' 100점으로, '만족'을 75점, '보통'을 50점으로, '불만족'을 25점, '매우 불만족'을 0점으로

---

8 임금상승률의 계산에는 노동부의 '고용형태별 근로실태조사(舊임금구조기본통계조사)'에 수록된 상용근로자 5인 이상 사업체의 6월 기준 월평균임금을 활용하였다. 이로부터 추정한 연간 임금상승률은 다음과 같다: 2002~03년 8.36%, 2003~04년 6.75%, 2004~05년 7.23%, 2005~06년 6.15%, 2006~07년 4.08%, 2007~08년 5.65%.

9 2002년 기준으로 환산된 월평균임금에서 8명의 이전 차수 임금이 현 차수 임금보다 500만원 이상 높게 나타났고, 17명의 현 차수 임금 역시 이전 차수 임금보다 500만원 이상 높게 나타났다. 한 해 사이에 월급여가 500만원(2008년 기준으로 723.8만원) 이상 변동하는 경우는 드물므로, 이들이 월급여 대신 연봉을 기입한 것으로 판단된다.

10 각 등급을 대체한 종업원 수는 다음과 같다: 1등급 2.5명, 2등급 7명, 3등급 19.5명, 4등급 39.5명, 5등급 59.5명, 6등급 84.5명, 7등급 199.5명, 8등급 399.5명, 9등급 745.5명. 마지막으로 종업원 1,000명 이상을 표시하는 10등급의 경우 종업원 수를 1,500명이라 표하였다.

11 5단위 점수 a를 백단위 점수 b로 전환하기 위하여 다음의 산술식을 활용한다: $b=25(a-1)$.

〈Table 2〉 Basic Statistics by Individual & Job Characteristic Variable

Variables		Observations	Mean	Standard deviation	Min	Max
Individual characteristics	Gender (female: 1)	15,705	0.37	0.48	0	1
	Age	15,705	40.05	10.81	18	69
	Educational background	15,703	4.51	1.35	1	8
	Marriage (single: 1)	15,705	0.27	0.45	0	1
Job characteristics (As of the previous panel study)	Regular/Non-regular worker (regular: 1)	15,659	0.76	0.43	0	1
	First-time (or second) employment	15,705	0.48	0.50	0	1
	Wage (unit: 10,000, log)	15,694	5.14	0.59	1.47	7.29
	Number of employees (unit: person, log)	12,912	4.00	2.31	0	10.97
Satisfaction characteristics (As of the previous panel study)	Willingness to continue to work for the current company	15,658	65.16	18.71	0	100
	Willingness to maintain the current work	15,645	64.09	19.22	0	100
	Work satisfaction (mean of four variables)	15,653	59.36	16.44	0	100
	Wage satisfaction	15,656	43.94	19.27	0	100
	Employment stability satisfaction	15,645	55.40	19.38	0	100
	Working environment satisfaction	15,653	54.46	18.48	0	100
	Workplace relations satisfaction	15,631	57.12	16.29	0	100
	Self-development satisfaction	15,649	50.88	18.39	0	100
	HR process satisfaction	15,460	49.75	16.02	0	100
	Welfare satisfaction	15,552	45.69	19.58	0	100
Dummies for occupational type (As of the previous panel study)	Professional managerial position	15,702	0.13	0.33	0	1
	General office work position	15,702	0.33	0.47	0	1
	Service/Sales position	15,702	0.13	0.34	0	1
	Farmers/Fishermen	15,702	0.01	0.08	0	1
	Skill work in production	15,702	0.41	0.49	0	1
Dummies for business type (As of the previous panel study)	Agricultural & fishery industries	15,703	0.01	0.08	0	1
	Mining & manufacturing industries	15,703	0.26	0.44	0	1
	Construction industry	15,703	0.11	0.31	0	1
	Wholesale & retail trade/lodging industry	15,703	0.16	0.37	0	1
	Service-related industry	15,703	0.46	0.50	0	1

처리하였다. 〈Table 2〉에서 보듯이 임금만족도와 복지후생만족도가 일반적으로 50점을 크게 하회하는 반면, 업무, 직업안정성, 인간관계에 대한 만족도는 일반적으로 50점을 크게 상회하는 것을 확인할 수 있다.

이전 차수 일자리를 직종별, 업종별로 구분하여 더미변수로 처리하였다. 직종별로는 전문관리직(노동패널 대분류 0 '의회의원, 고위 임직원 및 관리자', 1 '전문가'), 사무기술

직(대분류 2 '기술공 및 준전문가', 3 '사무 종사자', 소분류 950 '군인'), 서비스판매직(대분류 4 '서비스 종사자', 5 '판매 종사자'), 농어민(대분류 6 '농업 및 어업숙련 종사자'), 생산기능직(대분류 7 '기능원', 8 '장치 및 기계조작 종사자', 9 '단순노무자')로 구분하였다. 업종별로는 농어업 종사(대분류 A '농업 및 임업', B '어업'), 광공업 종사(대분류 C '광업', D '제조업'), 건설업 종사(대분류 F), 도소매·숙박업 종사(대분류 G '도매 및 소매업', H '숙박 및 음식점업'), 서비스 관련업 종사(대분류 E '전기, 가스, 수도사업' 외 각종 서비스 관련 업종)으로 구분하였다.

2. 이직 및 성과지표 관련 변수

최종 샘플 15,705명 중 지난 조사시점 이후 일자리를 이동한 임금근로자는 전체의 약 10%에 해당하는 1,560명이다. 각 샘플에 대한 이직 여부를 더미변수로 처리하였다. 이직의 성과를 측정하기 위하여, 다음의 일곱 가지 평가지표를 마련하였다: 개인의 주관적 만족도와 관련된 종합적 지표 세 가지(직장만족도, 직무만족도, 일자리만족도), 일자리 배치의 효율성과 관련된 종합적 지표 세 가지(기술적합도, 교육적합도, 교육기술복합지수) 그리고 임금수준. 이들에 대한 기초통계량은 〈Table 3〉에 요약되어 있다.

직장만족도는 다음 5가지 평가지표(5단위)의 평균값을 100점 단위로 환산한 것이다: 다닐 만한 직장인가, 들어온 게 기쁜가, 친구에게 추천하고 싶은가, 다른 이에게 자랑할 수 있는가, 계속 다니고 싶은가(즉, 앞서의 '직장유지의향'). 직무만족도는 앞서 제시한 '업무만족도' 관련 네 가지 지표와 '직무유지의향'을 합친 다섯 가지 평가지표를 산술평균하여 100점 단위로 환산한 것이다. 일자리만족도는 '일자리에 대해 전반적으로 얼마나 만족하는가'라는 질의에 대한 5단위 응답을 100점 단위로 환산한 것이다. 이들 세 가지 만족도와 관련된 지표들의 연간 변화를 (현 차수 만족도−전 차수 만족도)로 측정하여 만족도 변화지표를 추가로 생성하였다.

기술적합도는 '현재 하는 일의 수준은 나의 기술(기능)과 비교하여 어느 정도인가'라는 질의에 대한 답변으로부터 구성하였다. 응답자는 '매우 낮다', '낮은 편이다', '맞다', '높은 편이다', '매우 높다' 중 응답하도록 되어 있다.[12] 대략 80% 안팎의 응답자가 다섯 응답 중 '맞다'에 답하였다. 여기서 '높은 편이다'와 '매우 높다'에 대한 응답은 전체 응답자의 1%

---

12 응답자별 분포: '매우 낮다 1.22%', '낮은 편이다 17.27%', '맞다 80.39%', '높은 편이다 1.06%', '매우 높다 0.06%'.

〈Table 3〉 Basic Statistics by Job Turnover & Performance Indicator

Variables	Observations	Mean	Standard deviation	Min	Max
Job turnover (job change: 1)	15,705	0.099	0.30	0	1
Workplace satisfaction in the previous panel study	15,636	56.59	16.98	0	100
Workplace Satisfaction in the current panel study	15,585	56.79	16.98	0	100
Changes in workplace satisfaction	15,531	0.19	16.36	−90	80
Occupational satisfaction in the previous panel study	15,653	60.52	15.99	0	100
Occupational satisfaction in the current panel study	15,600	60.56	16.15	0	100
Changes in occupational satisfaction	15,563	0.03	16.41	−75	85
Job satisfaction in the previous panel study	15,596	53.90	16.18	0	100
Job satisfaction in the current panel study	15,562	54.54	16.46	0	100
Changes in job satisfaction	15,468	0.65	17.22	−100	75
Skill fit in the previous panel study	15,613	90.14	21.38	0	100
Skill fit in the current panel study	15,590	90.58	21.46	0	100
Changes in skill fit	15,509	0.44	23.87	−100	100
Education fit in the previous panel study	15,656	89.69	21.69	0	100
Education fit in the current panel study	15,620	90.08	21.86	0	100
Changes in education fit	15,582	0.40	24.13	−100	100
Education & skill fit composite in the previous panel study	15,612	89.91	21.06	0	100
Education & skill fit composite in the current panel study	15,590	90.34	21.19	0	100
Changes in education & skill fit composite indicators	15,508	0.43	23.18	−100	100
Wage in the previous panel study (unit: 10,000 won)	15,697	202.47	120.55	0	1,469.75
Wage in the current panel study (unit: 10,000 won)	15,658	205.89	124.06	6.25	1,469.75
Changes in wage level (unit: 10,000 won)	15,650	3.44	56.19	−719.31	565.72

내외이다. 하는 일의 수준이 매우 높거나 높은 편이다라는 것은 하는 일이 도전적이며 자기 능력을 충분히 발휘할 기회가 많다는 것을 의미하므로 적합도가 낮다고만 평할 수는 없다. 따라서 100점 단위로 환산할 때, '매우 낮다'에 0점, '낮은 편이다'에 50점, '맞다'와 그 이상의 답변에 100점을 부여하였다.[13] 교육적합도는 '현재 하는 일의 수준은 나의 교육수준과 비교하여 어느 정도인가'라는 질문에 대한 답변으로부터 구성하였으며, 같은 방식으로 '매우 낮다'에 0점, '낮은 편이다'에 50점, '맞다'와 그 이상의 답변에 100점을 부여하였다. 여기서 교육수준은 서류상에 기재되므로, 서류상에 기재가 어려운 기술수준과는

13 '높은 편이다'와 '매우 높다'가 차지하는 비중이 매우 낮아, 이들을 적합도가 '낮은 편이다'와 '매우 낮다'와 함께 '나의 기술(기능)과 맞지 않다'로 통으로 취급하여도 분석 결과에는 의미 있는 차이가 나타나지 않는다.

취업과정에서 다르게 취급된다. 특히 인적 네트워크는 교육수준보다 기술수준의 정보전달에 보다 유용한 채널로 작동할 가능성이 높다. 따라서 이직의 종합적인 배치효율성 개선효과를 측정하기 위해서는 두 지표를 아우를 수 있는 독립적인 지표가 필요하다. 도입된 '교육기술복합지수'는 기술적합도와 교육적합도의 산술평균으로서 일자리 배치효율성에 대한 종합적 평가지표로 작성되었다. 이들 세 가지 배치효율성 관련 지표들의 연간 변화를 (현 차수 배치효율성－전 차수 배치효율성)으로 측정하여 배치효율성의 변화분을 추가로 추출하였다.

마지막으로, 월평균임금(단위: 만원)의 절대치를 2008년 기준으로 환산하여 '전 차수 임금수준'과 '현 차수 임금수준'을 구성하였다. 앞서 '임금수준(로그)' 변수의 생성에 활용한 임금상승률을 그대로 차용하였다. '임금수준 변화'는 (현 차수 임금수준－이전 차수 임금수준)으로 측정하였다. 표에서 보는 바와 같이, 전 차수 임금수준은 평균 202만 4,700원으로, 현 차수 임금수준은 평균 205만 8,900원으로 집계되었고, 평균 임금수준의 연간 상승분은 3만 4,400원으로 나타났다.

Ⅳ. 일자리 이동의 영향요인

본 장에서는 일자리 이동에 영향을 미치는 주요 요인들에 대해 평가해 보도록 한다. 이직확률 추정을 위하여 로짓회귀분석(logistic regression)을 수행하였으며, 여덟 가지 회귀분석모형에 대해 그 결과를 〈Table 4〉에 요약하였다. 각 모형은 이전 차수와 현 차수 사이의 이직 여부를 종속변수로 한다. 모형 1은 개인 특성변수들과 일자리 특성변수들을 설명변수로 하였으며, 모형 2는 여기에 교육적합도를 추가하였다. 모형 3은 여기에 일과 일자리에 대한 만족도를 측정하는 여덟 개 변수를 추가하였다. 모형 4에는 직종더미를, 모형 5에는 업종더미를, 모형 6에는 연차더미를 차례로 추가하였다. 모형 7은 모형 6에서 종업원 규모를 제하고 추정한 결과이다. 종업원 규모에 응답하지 않은 샘플 수가 전체 최종 샘플의 17.8%에 달하므로, 설명변수에서 종업원 규모를 뺀 모형 7은 샘플 수를 극대화한 추정 결과를 제시한다. 모형 8은 모형 6의 설명변수 중 교육적합도를 기술적합도로 대체한 추정 결과이다. 교육적합도와 기술적합도의 상관계수가 0.913에 달하므로, 하나의 모형에 두 변수를 모두 포함시키기보다 별도의 모형을 만들어 상호비교하는 방법을 택한

〈Table 4A〉 Analysis of Factors Affecting Job Turnover

Multinomial logit regression Dependent variable: job turnover	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects
Gender (female: 1)*	−0.1627** (0.0665)	−1.313	−0.1272* (0.0672)	−1.030	−0.0669 (0.0701)	−0.536	−0.1378* (0.0753)	−1.081
Age	−0.0512*** (0.0041)	−0.420	−0.0513*** (0.0041)	−0.421	−0.0510*** (0.0042)	−0.412	−0.0507*** (0.0042)	−0.404
Educational background	0.0263 (0.029)	0.216	0.0135 (0.0294)	0.111	0.0350 (0.0306)	0.283	0.0264 (0.0342)	0.210
Marriage (single: 1)*	0.0531 (0.0746)	0.440	0.0601 (0.0748)	0.498	0.0563 (0.0757)	0.459	0.0643 (0.0762)	0.518
Regular/Non-regular worker (regular: 1))*	−0.3042*** (0.0713)	−2.688	−0.2777*** (0.0718)	−2.438	−0.2213*** (0.0743)	−1.887	−0.1853** (0.0751)	−1.544
First-time (or second) employment*	−0.5513*** (0.0647)	−4.453	−0.5462*** (0.0649)	−4.412	−0.5313*** (0.0656)	−4.227	−0.5429*** (0.0659)	−4.258
Wage (unit: 10,000, log)	−0.5933*** (0.0709)	−4.868	−0.5360*** (0.0727)	−4.398	−0.5253*** (0.0769)	−4.242	−0.5393*** (0.0782)	−4.294
Size of employees (unit: person, log)	−0.1019*** (0.0145)	−0.836	−0.1010*** (0.0145)	−0.829	−0.0838*** (0.0149)	−0.677	−0.0691*** (0.0149)	−0.550
Educational fit in the previous, panel study			−0.0045*** (0.0012)	−0.037	−0.0031** (0.0014)	−0.025	−0.0030** (0.0014)	−0.024
Skill fit in the previous panel study								
Work satisfaction					−0.0031 (0.0025)	−0.025	−0.0036 (0.0025)	−0.029
Wage satisfaction					0.0025 (0.0020)	0.021	0.0029 (0.0020)	0.023
Employment stability satisfaction					−0.0041* (0.0021)	−0.033	−0.0044** (0.0021)	−0.035
Working environment satisfaction					−0.0049** (0.0021)	−0.039	−0.0050** (0.0022)	−0.040
Workplace relations satisfaction					−0.0016 (0.0024)	−0.013	−0.0015 (0.0024)	−0.012
Self-development satisfaction					0.0055** (0.0023)	0.045	0.0050** (0.0023)	0.040
HR Process satisfaction					0.0006 (0.0027)	0.005	0.0011 (0.0027)	0.009
Welfare satisfaction					−0.0069*** (0.0021)	−0.055	−0.0070*** (0.0021)	−0.055
(Base: production/skill work job)								
Professional managerial position*							0.3710*** (0.1169)	3.328
General office work position*							−0.1145 (0.0887)	−0.898
Service/Sales position*							0.4280*** (0.0885)	3.890
Farmers/Fishermen*							−0.3201 (0.4768)	−2.238
Year dummies	No		No		No		No	
Job turnover rate*100 (based on the mean of each variable)		9.02		9.02		8.86		8.72
Observations	12,869		12,829		12,655		12,652	

Note: 1) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.
2) Marginal effect is expressed as a percentage of estimated marginal effects.
3) Marginal effect of dummy variables represents a change in job change probability when variable value changes from 0 to 1 (Variable marked with asterisk (*) indicates dummy variable).

〈Table 4B〉 Analysis of Factors Affecting Job Turnover

Multinomial logit regression	Model 5		Model 6		Model 7		Model 8	
Dependent variable: job turnover	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects	Estimated coefficient (standard error)	Marginal effects
Gender (female: 1)*	−0.1528** (0.0759)	−1.194	−0.1482* (0.0760)	−1.154	−0.1872*** (0.0713)	−1.289	−0.1477* (0.0761)	−1.151
Age	−0.0505*** (0.0042)	−0.401	−0.0505*** (0.0042)	−0.400	−0.0521*** (0.0040)	−0.366	−0.0504*** (0.0042)	−0.399
Educational background	0.0309 (0.0345)	0.245	0.0327 (0.0347)	0.258	0.0113 (0.0324)	0.080	0.0346 (0.0345)	0.274
Marriage (single: 1)*	0.0659 (0.0764)	0.529	0.0635 (0.0766)	0.507	0.1045 (0.0721)	0.749	0.0684 (0.0767)	0.548
Regular/Non-regular worker (regular: 1))*	−0.2033*** (0.0770)	−1.696	−0.2075*** (0.0776)	−1.727	−0.1213* (0.0735)	−0.875	−0.2093*** (0.0777)	−1.744
First-time (or second) employment*	−0.5421*** (0.0660)	−4.240	−0.5445*** (0.0661)	−4.241	−0.6294*** (0.0623)	−4.407	−0.5495*** (0.0662)	−4.284
Wage (unit: 10,000, log)	−0.5309*** (0.0788)	−4.215	−0.5277*** (0.0790)	−4.172	−0.6554*** (0.0702)	−4.602	−0.5288*** (0.0791)	−4.186
Size of employees (unit: person, log)	−0.0695*** (0.0151)	−0.552	−0.0690*** (0.0152)	−0.546			−0.0685*** (0.0152)	−0.542
Educational fit in the previous panel study	−0.0028** (0.0014)	−0.022	−0.0029** (0.0014)	−0.023	−0.0027** (0.0013)	−0.019		
Skill fit in the previous panel study							−0.0030** (0.0014)	−0.024
Work satisfaction	−0.0038 (0.0025)	−0.030	−0.0043* (0.0025)	−0.034	−0.0054** (0.0023)	−0.038	−0.0045* (0.0025)	−0.036
Wage satisfaction	0.0029 (0.0020)	0.023	0.0026 (0.0020)	0.020	0.0027 (0.0019)	0.019	0.0026 (0.0020)	0.020
Employment stability satisfaction	−0.0048** (0.0021)	−0.038	−0.0045** (0.0021)	−0.035	−0.0051*** (0.0020)	−0.036	−0.0044** (0.0021)	−0.035
Working environment satisfaction	−0.0052** (0.0022)	−0.041	−0.0054** (0.0022)	−0.042	−0.0053*** (0.0020)	−0.037	−0.0053** (0.0022)	−0.042
Workplace relations satisfaction	−0.0014 (0.0024)	−0.011	−0.0015 (0.0024)	−0.012	−0.0014 (0.0023)	−0.010	−0.0013 (0.0024)	−0.011
Self-development satisfaction	0.0054** (0.0023)	0.043	0.0057** (0.0023)	0.045	0.0061*** (0.0022)	0.043	0.0057** (0.0023)	0.045
HR process satisfaction	0.0010 (0.0027)	0.008	0.0011 (0.0027)	0.009	−0.0006 (0.0025)	−0.004	0.0014 (0.0027)	0.011
Welfare satisfaction	−0.0069*** (0.0021)	−0.055	−0.0069*** (0.0021)	−0.054	−0.0060*** (0.0020)	−0.042	−0.0068*** (0.0021)	−0.053
(Base: Production/Skill work job)								
Professional managerial position*	0.3574*** (0.1203)	3.183	0.3594*** (0.1204)	3.190	0.3478*** (0.1160)	2.728	0.3514*** (0.1204)	3.114
General office work position*	−0.1409 (0.0916)	−1.098	−0.1365 (0.0917)	−1.060	−0.1322 (0.0878)	−0.911	−0.1374 (0.0917)	−1.068
Service/Sales position*	0.3146*** (0.1080)	2.752	0.3136*** (0.1081)	2.732	0.2369** (0.1012)	1.793	0.3037*** (0.1084)	2.640
Farmers/Fishermen*	−1.3598** (0.6827)	−6.349	−1.3198* (0.6821)	−6.224	−1.2188* (0.6557)	−5.262	−1.3254* (0.6828)	−6.246
(Base: Mining & manufacturing industries)								
Agricultural & fishery industries*	1.2277** (0.5423)	15.765	1.2064** (0.5429)	15.324	0.8109 (0.5129)	7.981	1.2026** (0.5431)	15.270
Construction industry*	−0.1858 (0.1239)	−1.386	−0.1819 (0.1240)	−1.353	−0.1896* (0.1146)	−1.251	−0.1797 (0.1240)	−1.339
Wholesale & retail trade/lodging industry*	0.1413 (0.1027)	1.165	0.1417 (0.1028)	1.163	0.2878*** (0.0976)	2.200	0.1393 (0.1029)	1.144
Service-related industry*	0.0006 (0.0808)	0.005	0.0016 (0.0808)	0.013	−0.0420 (0.0778)	−0.295	−0.0024 (0.0809)	−0.019
Year dummies	No		Yes		Yes		Yes	
Job turnover rate*100 (based on the mean of each variable)		8.69		8.65		7.60		8.67
Observations	12,651		12,651		15,344		12,614	

Note: 1) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.
2) Marginal effect is expressed as a percentage of estimated marginal effects.
3) Marginal effect of dummy variables represents a change in job change probability when variable value changes from 0 to 1 (Variable marked with asterisk (*) indicates dummy variable).

것이다. 이들 모형들의 하단에 '평균치 이직확률'을 표기하였다. '평균치 이직확률'은 추정에 활용된 변수들의 평균치에서 계산한 이직확률을 나타낸다. 즉, 샘플 내의 대표적 임금근로자(representative paid worker)의 이직 가능성을 대변하는 수치이다. 주어진 모형들이 추정한 '평균치 이직확률'은 대략 8% 안팎(7.6~9.02%)이다. 각 추정계수 우편에는 한계효과를 함께 표시하였는데, 이는 설명변수가 한 단위 상승할 때(더미변수의 경우 0에서 1로 바뀔 때) '평균치 이직확률'의 변동분을 나타낸다. '평균치 이직확률'과 한계효과 모두 100을 곱하여 백분율로 표기하였다.

분석 결과에 따르면, 네 가지 개인의 특성변수(나이, 성별, 교육수준, 혼인 여부) 중에서는 나이와 성별만이 통계적으로 유의한 영향요인으로 확인되었다. 여성의 경우, 남성에 비해 이직확률이 대략 1.1%p가량 낮은 것으로 나타났다. 연령이 높을수록 이직확률이 낮아지는데, 나이가 한 살 증가할수록 대략 0.4%p가량 이직확률이 하락하였다.

일자리 관련 특성변수 중에서는 정규직 여부, 첫(혹은 두 번째) 일자리 여부, 임금수준, 종업원 규모 모두 통계적으로 유의한 영향요인으로 파악되었다. 정규직일 경우 비정규직에 비해 이직확률이 2%p가량 하락하였다. 생애 첫(혹은 두 번째) 일자리인 경우 이직확률이 4.4%p가량 하락하였다. 그리고 임금수준이 높을수록 이직확률이 떨어지는 것으로 나타났다. 임금이 10% 상승할 때, 이직확률은 0.45%p 하락한다. 종업원 규모 역시 이직확률과 부의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 종업원 규모가 10%가량 큰 기업에서 근무하면, 이직확률은 0.07%p가량 하락한다. 이는 종업원 규모가 큰 기업일수록 내부 노동시장을 활용한 직무 재배치가 용이하기 때문인 것으로 파악된다.

또한 교육적합도 혹은 기술적합도가 높을수록 이직확률이 하락하는 것으로 나타났다. 교육 혹은 기술 적합도가 10점 상승할 때, 이직확률은 0.25%p가량 하락한다. 이는 현재 하는 일이 나의 교육(혹은 기술)수준보다 낮다고 답한 경우(적합도 50점), 수준이 맞다고 답한 경우(적합도 100점)보다 이직확률이 1.25%p 증가하는 것을 의미한다. 따라서 노동자의 기술 혹은 교육 수준에 적합한 직무와 그에 합당한 대우가 이직확률을 떨어뜨리는데 효과적임을 알 수 있다.

일자리만족도와 관련한 여덟 가지 변수 중에서는 임금에 대한 만족도, 직장 내 인간관계에 대한 만족도, 인사고과의 공정성에 대한 만족도는 이직에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 특히 이 중 임금에 대한 만족도가 이직 여부에 결정적 역할을 하지 않는다는 점은 흥미로운 발견이며, 이는 여러 해외 연구 결과들과도 맥을 같이한다.[14] 반면, 취업안정성에 대한 만족도와 근무환경 및 복지후생에 대한 만족도 그리고 업

무에 대한 만족도는 이직확률과 통계적으로 유의한 부(−)의 관계가 있음이 확인되었다. 취업안정성에 대한 만족도, 근무환경의 만족도 그리고 업무만족도의 경우, 100점 만점에 10점 향상 시 이직확률을 0.4%p가량 떨어트리는 것으로 나타났으며, 이는 이들 만족도에 대한 응답이 불만족(25점)에서 보통(50점)으로 개선된 경우, 이직확률이 1%p 감소하는 것을 의미한다. 개인만족도 관련 변수 중 이직확률에 가장 큰 영향력을 미치는 변수는 복지후생 변수로서, 이에 대한 만족도가 10점 향상될 경우 이직확률을 0.55%p가량 떨어트리는 것으로 나타났다. 복지후생만족도에 대한 응답이 불만족(25점)에서 보통(50점)으로 개선된다면, 대략 1.38%p의 이직률 하락을 기대할 수 있는 것이다.[15]

직종에 따른 이직확률의 차이에서는 전문관리직 종사자나 서비스판매직 종사자가 생산기능직 종사자에 비해 이직확률이 대략 3%p 높다는 것을 확인하였다. 반면, 농어민의 경우 생산기능직 종사자에 비해 이직확률이 6%p 낮았다. 업종에 따른 이직확률의 차이에서는 업종 간의 큰 차이를 발견하기 어려웠다. 다만, 농어업 관련 기업에 종사할 경우 광공업 관련 기업에 종사하는 경우보다 이직확률이 상당히(대략 15%p) 높아짐을 확인할 수 있었다. 한편, 노동패널은 군부지역을 제외하고 도시지역만을 대상으로 한 조사이기 때문에, 농어민 혹은 농어업 관련 산업의 종사자에 대한 자료는 매우 미흡한 수준이다.[16] 따라서 농어민이나 농어업 종사자에 관한 이상의 결론은 신뢰도가 다소 떨어짐을 유념할 필요가 있다.

V. 분석방법

본 장에서는 일자리 이동의 효과성 분석에 사용할 방법론으로서 Heckman, Ichimura, and Todd(1997)가 제안한 Difference-in-Differences(DID) Propensity Score Matching

---

14 예를 들어 Gottschalk and Maloney(1985)는 Michigan PSID(Panel Study of Income Dynamics)를 이용하여, 이직 후 새로운 직장이 더 만족스럽다고 응답한 사람들 가운데 41%는 실질임금의 삭감을 감내한 것으로 밝힌 바 있다.

15 덧붙여, 개인의 발전 가능성에 대한 만족도는 이직확률과는 정(+)의 관계를 보이고 있다. 이는 근로자가 인적자본을 높일 수 있는 일을 하고 있을 때, 이러한 자기발전을 활용하여 보다 대우가 좋은 직장으로 이동하는 경향이 있음을 암시한다. 자기발전에 대한 만족도가 10점 상승할 경우 이직확률을 0.45%p 증가시키는 것으로 확인되었다.

16 최종 샘플에서 농어민이 차지하는 비중은 1% 미만이고 샘플 수로는 101명에 그친다. 농어업 관련 기업의 종사자가 차지하는 비중 역시 1% 미만이며 종사자 수는 111명에 그친다.

(PSM)에 대해 설명하고자 한다. 이에 앞서 우선 이 방법론의 근간이 되는 Average Treatment Effect for the Treated(ATT)(Rubin[1974])와 Propensity Score Matching (PSM)(Rosenbaum and Rubin[1983]) 일반에 대해 소개하기로 한다.

1. Average Treatment Effect for the Treated

결과에 영향을 미치는 treatment variable로서 더미변수 D를 가정하자. treatment의 부여 여부에 따라서 treated group(혹은 실험군)과 untreated group(혹은 대조군)으로 구분할 수 있다: D=1(treated group)과 D=0(untreated group). 이때 잠재적 결과치(potential outcomes) Y가 treatment 여부에 따라 각기 (Y_1, Y_0)일 때, Average Treatment Effect(ATE)는 다음과 같다: $ATE: \Delta_T = E(Y_1) - E(Y_0)$. 그러나 이러한 전통적인 계산 방식은 treatment가 무작위(randomization)라는 가정하에서만 편중되지 않은 예측치(unbiased estimates)를 제공할 수 있다. 순수한 무작위 실험이 아니라면, 분석의 대상인 데이터에서 treatment 여부가 무작위적인 경우는 드물다.[17]

데이터로부터 우리가 관측할 수 있는 결과치는 treated된 경우의 Y_1과 untreated된 경우의 Y_0이다. 선택편의(selection bias)의 문제가 발생할 때, treatment의 효과를 제대로 알고자 한다면 우리가 비교해야 하는 대상은 treated된 경우의 treatment가 적용되지 않았을 때의 결과, 즉 $(Y_0 \mid D=1)$이다. 이러한 가상의 결과를 counterfactual이라고 한다 (역시 untreated된 경우의 treatment가 적용되었을 때의 결과, 즉 $(Y_1 \mid D=0)$ 역시 counterfactual이다). 다음의 표가 이를 간략히 정리하고 있다.

Group	Y_1	Y_0
Treated (D=1)	Observable	Counterfactual
Untreated (D=0)	Counterfactual	Observable

17 즉, 특정한 요인들이 treatment 참여 여부에 직간접적인 영향을 미치는 것이다. 예를 들어 특정 약물의 효과를 알고 싶다고 하자. 약물이 투여된 사람과 그렇지 않은 사람의 건강상태를 파악하면 된다고 생각할 수 있다. 그러나 약물이 투여되지 않은 사람은 대개 건강한 사람들이기 때문에 이들의 건강상태를 약물이 투여된 사람과 직접 비교한다면, 약물을 투여한 사람은 여전히 건강상태가 나쁜 것으로만 나올 것이고, 약물 투여의 효과가 없다라고 결론짓게 될 것이다. 비교대상은 건강한 사람이 아니라, 약물이 투여된 집단만큼 건강이 양호하지 않은 집단이어야 한다. 이렇게 건강하지 않은 사람과 비교할 때, 약물 투여의 순수한 효과를 검증할 수 있다. 이러한 무작위의 여부로부터 발생하는 문제를 선택편의(selection bias)라고 한다.

선택편의(selection bias)의 문제하에서 treatment의 효과를 측정하기 위하여, 전체 집단에 대한 treatment effect가 아닌 treated group에 대한 treatment effect에 한정하여야 한다. 이렇게 한정된 집단, 즉 treated group에 대한 효과성 측정을 Average Treatment Effect for the Treated(ATT)라고 한다.

$$\begin{aligned} ATT:\ \Delta_{TT} &= E(Y_1 - Y_0 | D=1) \\ &= E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) \end{aligned} \tag{1}$$

여기서 $E(Y_0|D=1)$는 counterfactual에 대한 기대치이므로, 자료로부터의 직접적인 추정은 불가능하다. treatment selection이 관측 가능한 변수들의 특정한 집합 Z에 의존한다고 가정해 보자. Dawid(1979)의 표현법에 따르면, 다음과 같은 관계가 성립한다: $Y_0 \amalg D | Z$. 즉, Z를 통제하였을 때, untreated group의 Y값의 분포와 treated group이 만약 treatment를 받지 아니하였을 때의 Y값의 분포(즉, counterfactual의 분포)는 서로 동일하다는 것이다. 이는 기대치에 관한 다음과 같은 관계를 내포한다.

$$Y_0 \amalg D | Z \ \Rightarrow\ E(Y_0|Z, D=0) = E(Y_0|Z, D=1) \tag{2}$$

즉, counterfactual인 $E(Y_0|Z, D=1)$을 관측치인 $E(Y_0|Z, D=0)$이 대체할 수 있는 것이다. 식 (2)의 관계를 조건부 독립가정(Conditional Independence Assumption: CIA)이라고 한다. Rubin(1974)은 조건부 독립가정(CIA)의 조건이 충족될 경우, ATT를 다음과 같이 측정할 수 있다고 제안한 바 있다.

$$\begin{aligned} ATT:\ \Delta_{TT} &= E_Z[E(Y_1|Z, D=1) - E(Y_0|Z, D=1)|D=1] \\ &= E_Z[E(Y_1|Z, D=1) - E(Y_0|Z, D=0)|D=1] \\ &= E(Y_1|D=1) - E_{Z|D=1}E(Y_0|D=0, Z) \end{aligned} \tag{3}$$

즉, 직관적으로 설명한다면, D=1인 집단에 속한 특성 Z인 개체에 대하여 동일 특성을 지닌 개체를 D=0인 그룹에서 찾아 그 둘의 Y값을 비교하면 되는 것이다. D=1 집단 내의 모든 개체에 대하여 동일한 계산을 한 뒤, 이를 합산하면 ATT를 구하게 된다.

그러나 이 방법 역시 일정 정도의 한계를 지닌다. 만약 Z가 이산변수(discrete variable)가 아닌 연속변수(continuous variable)라면, D=0 집단에서 동일한 Z를 지닌 개체를 찾을 수 없으므로 이상의 측정법을 적용할 수 없다. 또한 특정 변수들의 집합인 Z에 포함된 변수들의 수가 많은 경우에도, D=0 집단으로부터 동일한 Z를 지닌 개체를 찾는 것이 어려울 수 있다.

이러한 한계를 극복하고자 도입된 것이 바로 Propensity Score Matching 방식이다.

2. Propensity Score Matching Estimator

Propensity Score(PS)를 Z 특성을 지닌 개체가 treated될 확률로 정의하고 $P(Z)$로 표시하도록 하자.

$$\text{Propensity Score: } P(Z) \equiv \Pr(D=1|Z) = E(D|Z) \tag{4}$$

Rosenbaum and Rubin(1983)은 $0 < P(Z) < 1$이 모든 Z에 대해 만족할 경우, 다음의 관계가 성립한다는 것을 증명하였다.

$$Y_0 \perp\!\!\!\perp D \mid Z \;\Rightarrow\; Y_0 \perp\!\!\!\perp D \mid P(Z) \tag{5}$$

이 관계식은 $E(Y_0|P(Z), D=0) = E(Y_0|P(Z), D=1)$을 내포하므로, 변수집합의 Z의 차원수(dimensionability)가 클 경우에도 다음과 같이 단일변수 $P(Z)$를 활용하여 ATT를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} ATT:\ \Delta_{TT} &= E_{P(Z)}\left[E(Y_1|P(Z), D=1) - E(Y_0|P(Z), D=1)|D=1\right] \\ &= E_{P(Z)}\left[E(Y_1|P(Z), D=1) - E(Y_0|P(Z), D=0)|D=1\right] \\ &= E(Y_1|D=1) - E_{P(Z)|D=1}E(Y_0|D=0, P(Z)) \end{aligned} \tag{6}$$

샘플 수의 유한성으로 인해 실제로 위 식의 두 번째 항을 추정하는 것은 간단치 않은 작업이다. 또한 ATT의 추정은 common support 영역, 즉 treated group의 $P(Z)$의 분포와 untreated group의 $P(Z)$의 분포가 겹치는 Z의 영역에 한정하여야 한다. common support를 벗어나는 영역에 대해서는 비교 가능한 counterfactual을 찾기 힘들기 때문이다. 이를 반영하여 주어진 샘플 내에서 ATT를 추정할 수 있는 다양한 Propensity Score Matching(PSM) Estimator가 제안되었는데, 이는 다음과 같이 요약될 수 있다(Todd[2006]).

$$\widehat{\Delta_{TT}} = \frac{1}{n_1}\sum_{i \in I_1 \cap S_p}\left[Y_{1i} - \hat{E}(Y_{0i}|D=1, P(Z_i))\right], \tag{7}$$

$$\hat{E}(Y_{0i}|D=1,\ P(Z_i)) = \sum_{j \in I_0} W(i,j)\, Y_{0j}$$

여기서 I_1은 treated group의 구성원을, I_0는 untreated group의 구성원을 나타낸다. S_p는 common support 영역 내의 개체들의 집합을 나타낸다. n_1은 treated group의 구성원 중 common support 영역에 속하는 개체들의 총수이다. $W(i,j)$는 가중치를 나타내는 것으로, 두 Propensity Score의 거리인 $|P(Z_i)-P(Z_j)|$을 이용하여 결정된다. 가중치 적용방식에 따라 다양한 측정방식이 제시될 수 있다. 이에 대해서는 추후에 추가적으로 논의하도록 한다.

3. Difference-in-Differences Matching Estimator

여기서 한 단계 발전된 방식의 PSM이 Heckman, Ichimura, and Todd(1997)에 의해 제시된 Difference-in-Differences(DID) Matching Estimator이다. 앞서 ATT의 추정에서 관측 가능한 특정 변수들의 집합 Z가 주어졌을 때, 결과치 Y_0가 treatment에 독립적(즉, $Y_0 \perp\!\!\!\perp D|Z$이 성립)이라고 가정한 바 있다. 그러나 Z에 포함되어야 할 많은 변수 중 관측되지 않는 경우가 있을 수 있다. 이러한 경우 $E(Y_0|Z,D=0)=E(Y_0|Z,D=1)$ 관계가 더 이상 성립하지 않아, 앞서의 ATT 추정법은 정당성을 상실한다. 하지만 longitudal data가 주어진 경우, 즉 treatment 이전과 이후의 결과치(Y)가 주어진 경우, 분석대상을 Y 대신에 'Y의 변화분'으로 변경함으로써 이러한 문제를 상당 부분 해소할 수 있다. treatment 이전과 이후 두 개의 시간대를 t와 t'이라 한다면, 분석대상을 (Y_0, Y_1)이 아닌 $(Y_{0t}-Y_{0t'}, Y_{1t}-Y_{1t'})$으로 둘 수 있는 것이다. 이때 ATT를 추정하기 위해서는 $Y_{0t}-Y_{0t'} \perp\!\!\!\perp D|Z$의 가정이면 충분하게 된다. 이는 앞서보다 훨씬 완화된 가정이므로, 충족하기가 보다 용이해진다. 특히 관측되지 않는 시간 불변(time- invariant)의 일부 변수가 treatment selection에 연관된 경우에도, 이 변수가 Y_{0t}와 $Y_{0t'}$에는 직접적인 영향을 미치더라도 $Y_{0t}-Y_{0t'}$에 미치는 영향이 없다면(즉, 독립적이라면) 문제가 되지 않는 것이다.[18] 따라서 longitudal data가 주어진 경우에 DID Matching Estimator는 매우 효과적인 도구로 활용될 수 있다. 이때 DID Matching Estimator는 다음과 같은 방식으로 요약될 수 있을 것이다.

$$\widehat{\Delta_{DID}} = \frac{1}{n_1}\sum_{i\in I_i\cap S_p}[Y_{1ti}-Y_{1t'i}-\hat{E}(Y_{0ti}-Y_{0t'i}|D=1,P(Z_i))], \tag{8}$$

18 이 외에도 주어진 수치들이 데이터가 수집된 지역에 따라 Level이 다를 경우, Difference 변수를 활용함으로써 이러한 Level 차이에서 기인한 편의(bias)를 해소할 수 있다.

$$\hat{E}(Y_{0ti} - Y_{0t'i} | D = 1, P(Z_i)) = \sum_{j \in I_0} W(i,j)(Y_{0tj} - Y_{0t'j})$$

본 연구에서는 앞서 소개한 DID Matching Estimator를 이용함으로써, 시간불변(time-invariant)의 관측되지 않는 변수들을 사전에 통제하고 이를 통해 보다 신뢰할 만한 분석 결과를 제시하고자 하였다.

4. Treatment Effect 측정방식

$|P(Z_i) - P(Z_j)|$의 가중치를 결정하는 $W(i,j)$를 어떻게 설정하느냐에 따라 다양한 PSM Estimator가 존재한다. 본 연구의 분석에서는 가장 활발히 이용되는 측정방식들로서 Nearest Neighbor Matching, Radius Matching, Kernel Matching 등의 세 가지를 활용하기로 한다.[19]

가. Nearest Neighbor Matching

이 방식은 대조군인 untreated group에 속한 개체 중에서 Propensity Score가 실험군(treated group) 개체의 Score와 가장 근접한 개체를 선택하는 방식이다. 즉, $|P(Z_i) - P(Z_j)|$를 최소화시키는 j^*에 대해서는 $W(i,j^*) = 1$이고, 나머지 j에 대해서는 $W(i,j) = 0$이 성립한다. 이때 Score와 근접한 개체를 하나가 아닌 복수로 선정함으로써, 하나를 선정할 때보다 더욱 안정된 추정치를 얻을 수 있다. 다만, 매칭되는 개체 수가 너무 많을 경우 $|P(Z_i) - P(Z_j)|$가 크게 되어 편의(bias)가 증가할 수 있으므로 신중할 필요가 있다. n개의 근접한 개체를 선택하는 경우 이들 개체 j^{**}에 대해서는 $W(i,j^{**}) = 1/n$이 성립하고, 나머지 j에 대해서는 $W(i,j) = 0$이 성립한다.

한편, Nearest Neighbor Matching의 경우, 가장 근접한 개체를 선택하였으나 $|P(Z_i) - P(Z_j)|$가 너무 커서 counterfactual로서 부적합한 매칭이 이루어질 가능성이 있

---

19 이 외에도 주로 활용되는 측정방식으로 Stratification Matching, Mahalanobis Matching 등이 있으나, 이들을 활용한 결과와 본 연구의 분석 결과는 크게 다르지 않다. Dehejia and Wahba(2002)는 treated group과 untreated group 간의 Propensity Score 분포가 상당 부분 서로 겹친다면, 측정방식에 따른 분석 결과의 차이가 크지 않다는 점을 강조한 바 있다. 이는 실험군 한 개체에 대해 매칭 가능한 충분한 수의 대조군 개체들이 존재하기 때문이다. 즉, 측정방식의 차이에 따라 매칭이 되는 대조군들의 특성이 크게 달라지지 않는 것이다. 본 연구에서 추정한 Propensity Score 분포는 treated group, untreated group 두 집단 사이에 겹치는 부분이 매우 크다. 이는 [Figure 2]를 통해 쉽게 확인된다.

다. 이를 보완하기 위하여 Cochran and Rubin(1973)은 적절한 caliper를 선정하여, 매칭에 있어서 $|P(Z_i)-P(Z_j)|$를 일정 한도로 제한할 것을 제안한 바 있다. 본 분석에서는 n을 5개로 선정함으로써 편의(bias)를 줄이면서도 안정된 추정치를 얻고자 하였으며, caliper는 적절히 작은 0.005로 설정하여 부적합한 매칭을 최소화하고자 하였다.[20]

나. Radius Matching

이 방식은 일정 반경을 caliper로 설정하고, untreated Group에서 $|P(Z_i)-P(Z_j)|$가 caliper 이내인 모든 개체 j를 treated group의 개체 i에 매칭하는 방법이다. 개체 i에 대하여 untreated group으로부터 매칭된 개체의 수가 n_i라면 이들에 대해서는 $W(i,j)=1/n_i$이 성립하고, 매칭이 안 된 나머지 개체들에 대해서는 $W(i,j)=0$이 성립한다. 이 추정방식은 앞서 Nearest Neighbor Matching에 비해 Propensity Score가 근접한 대조군 내의 보다 많은 개체를 분석에 활용할 수 있다는 장점이 있다. 보다 많은 대조군 내 개체를 활용할수록 treatment effects 측정의 정확성(precision)은 상승하게 된다.

한편, 매칭이 가능한 대조군 개체의 수가 충분히 많다면 caliper는 작을수록 좋다. caliper가 클수록 부적합한 매칭에 따른 treatment effects의 편중(bias)이 커질 수 있기 때문이다. 본 분석에서는 샘플의 수가 충분히 크기 때문에 caliper를 0.002로 설정하여 매우 근접한 개체들에 대해서만 매칭이 이루어지도록 설정하였다.[21]

다. Kernel Matching

이 방식은 treated group 내의 각 개체에 대한 매칭을 untreated group 내의 모든 개체를 대상으로 진행하는 방식으로, $|P(Z_i)-P(Z_j)|$에 따라 가중치를 부여한다. $|P(Z_i)-P(Z_j)|$가 작을수록 가중치가 커진다. 이때 사용되는 가중치는 다음과 같이 표시될 수 있다.

---

20 여기서 caliper 설정은 실험군 개체와 매칭되는 대조군 개체 사이의 PS 거리, 즉 $|P(Z_i)-P(Z_j)|$를 적절한 수준으로 제한하고자 함이다. 대부분의 실험군 개체의 경우 caliper가 설정한 boundary에 크게 제한을 받지 않으므로, 적절히 작은 caliper의 설정이면 편의(bias)를 개선하기에 충분하다. 본 분석에서 설정한 0.005 이외에 0.002나 0.01을 사용하여 보았으나, 역시 결과의 차이가 크지 않음을 확인하였다.

21 민감성 테스트(sensitivity check)를 통해 caliper 0.001이나 0.003에서도 연구 결과의 차이가 크지 않음을 확인하였다.

$$W(i,j) = \frac{G(\frac{P_j - P_i}{a_n})}{\sum_{k \in I_0} G(\frac{P_k - P_i}{a_n})} \tag{9}$$

여기서 G는 선택된 kernel function을, a_n은 bandwidth parameter를 표시한다. 이 방식은 Heckman, Ichimura, and Todd(1998)에 의해 도입되었는데, 주어진 모든 개체를 추정에 활용하므로 정보의 손실을 최소화할 수 있다는 장점이 있다. 또한 앞서의 두 추정방식과는 달리 인위적인 caliper의 설정이 불필요하다는 장점도 있다. kernel의 선택에는 gaussian function(normal distribution), biweight function, epanechnikov function 등 다양한 방식이 가능하나 본 분석에는 normal distribution을 채택하였다. bandwidth parameter로는 0.01을 선택하여 $|P(Z_i) - P(Z_j)|$가 근접한 이들에게 충분한 가중치가 주어지도록 하였다.[22]

Ⅵ. Propensity Score의 추정

주어진 자료에서 treatment는 이직에 해당한다. 이직에 대한 Propensity Score(PS)를 추정하기 위해서는 이직에 영향을 미치는 주요 변수의 집합(Z)을 사용하여야 한다. 이들 변수는 다음 조건을 만족하여야 한다: $Y_{0t} - Y_{0t'} \perp\!\!\!\perp D \mid Z$. 즉, 이직에 영향을 미치는 주요 변수들을 통제한 후에는, 이직을 하지 않은 이들의 결과치(Y_0)에 관한 변화분($Y_{0t} - Y_{0t'}|D=0$)의 분포가 이직을 한 이들이 만약 이직을 하지 않았을 때 예상되는 결과치(Y_0)에 관한 변화분($Y_{0t} - Y_{0t'}|D=1$)의 분포와 동일해야 하는 것이다. 따라서 Propensity Score의 추정에 활용할 변수들은 앞서 제Ⅳ장의 일자리 이동의 영향요인에 대한 분석을 통해 선별할 수 있다. 특히 주어진 노동패널의 자료에서는 "현재의 직장을 계속 다니고 싶은가(직장유지의향)"와 "현재 맡고 있는 일을 계속하고 싶은가(직무유지의향)"라는 이직의사와 관련된 매우 긴요한 변수들이 포함되어 있는데, 이들을 주요 변수의

〈Table 5〉 Equation for Estimating Propensity Score

---

22 bandwidth parameter가 0.005, 0.02인 경우도 확인해 보았으나, 결과에는 큰 차이가 발견되지 않았다.

Estimated functions: logistic regression (changing jobs=1, not changing jobs=0)		
(*Z*)	Estimated coefficients	Standard error
Willingness to continue to work for the current company	−0.002	0.004
Willingness to maintain the current work	−0.015***	0.004
Gender (female: 1)	−0.104	0.071
Age	−0.138***	0.023
Age^2	0.001***	0.000
Educational background	0.169***	0.050
Marriage (single: 1)	−0.056	0.082
Regular/Non-regular worker (regular: 1)	0.342	0.248
First-time (or second) employment	−0.599***	0.068
Wage (unit: 10,000, log)	0.076	0.601
Wage (unit: 10,000, log)^2	−0.052	0.063
Size of employees (unit: person, log)	−0.084***	0.015
Educational fit in the previous panel study	0.000	0.001
Wage satisfaction	0.003	0.002
Working environment satisfaction	−0.004*	0.002
Job satisfaction	−0.003	0.003
Working for service/sales position	0.459***	0.077
Working for agricultural & fishery industries	0.324	0.378
Regular/Non-regular worker × Educational background	−0.131**	0.056
Willingness to continue to work for the current company × Willingness to maintain the current work	0.000	0.000
Constant term	3.558**	1.584
Observations	12,754	
Log likelihood	−4010.98	

Note: * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

집합(*Z*)에 포함시킴으로써 이상의 조건이 보다 용이하게 충족됨을 기대할 수 있다.

Propensity Score의 추정에는 logistic regression을 활용하였다. 추정에 활용된 주요 변수들의 집합(*Z*)과 각 변수에 대한 추정계수는 〈Table 5〉에 요약되어 있다. 앞서 제Ⅳ장에서 일자리 이동의 주요한 결정변수로 파악된 변수들이 대부분 PS 추정방정식에 포함되었다. 만족도와 관련한 변수 중 업무만족도, 취업안정성만족도, 자기발전만족도, 복지후생만족도 등의 네 변수는 일자리 영향요인으로 통계적으로 유의하게 파악되었으나, PS 방정식에 추가된 일자리만족도, 직장유지의향, 직무유지의향 등과의 통계적 상관관계가 매우 높아 PS 추정방정식에 따로 포함시키지 않았다.[23]

또한 PS의 올바른 추정을 위해서는 Balancing Property를 충족시킬 필요가 있다.

23 예를 들어 일자리만족도와 이들 네 변수와의 상관계수(correlation coefficient)는 각각 업무만족도 0.6536, 취업안정성만족도 0.6014, 자기발전만족도 0.6279, 복지후생만족도 0.5514에 이른다. 이들을 포함시키더라도 전반적인 결과에는 큰 차이가 없다.

Rosenbaum and Rubin(1983)에 따르면, PS와 관련하여 다음의 관계가 성립하여야 한다.

$$Z \perp\!\!\!\perp D \mid P(Z) \;\Rightarrow\; E(Z \mid D=0, P(Z)) = E(Z \mid D=1, P(Z)) \tag{10}$$

즉, PS를 통제한 뒤에는 변수집합 Z와 treatment 여부 D가 상호 독립적이라는 것이다. 이는 PS가 동일한 개체들에 대해 Z의 평균값을 구한다면, treatment를 받은 집단과 그렇지 않은 집단 사이에 차이가 없어야 한다는 점을 내포한다. 이를 Balancing Property라 한다. 이를 검증하기 위한 방법으로 $P(Z)$를 여러 구간(blocks)으로 나눈 뒤 각 구간에 대한 Mean Difference Statistical T-test를 시행할 수 있다. 일부 구간에 대해 T-test가 만족되지 않는 경우에는 구간을 더욱 세분하여 진행하고, 여전히 만족되지 않는 경우에는 문제가 되는 일부 변수들의 interaction terms들과 higher order terms들을 PS 추정방정식에 추가하여 앞서의 과정을 되풀이한다(Dehejia and Wahba[2002]). 〈Table 5〉의 추정방정식에 포함된 interaction terms와 higher order terms들은 이상의 과정을 반복함으로써 추가된 항들이다. 〈Table 6〉은 Balancing Property 검증을 위해 설정된 구간들을 요약하고 있다.[24]

이렇게 확정된 PS 추정방정식을 이용하여 각 개체별로 PS를 구할 수 있는데, [Figure 2]는 각 집단별 PS 분포도를 요약하고 있다. treated group의 경우 PS의 분포가 untreated group에 비해 상대적으로 우측으로 치우쳐 있음을 쉽게 확인할 수 있다. 그리고 PS 분포에서 common support 영역이 [0.0149, 0.6]에 이른다는 것을 확인할 수 있다. 이는 PS가 0.6보다 큰 경우에는 treatment에 참여한 실험군 개체에 대해 그에 상응하는 counterfactual을 대조군으로부터 찾을 수 없음을 의미한다. 따라서 PS를 활용한 treatment의 효과 측정은 이 common support 영역에 들어오는 실험군 개체들에 한정하여 이루어질 수밖에 없다.

〈Table 6〉 Blocks to Verify Balancing Property

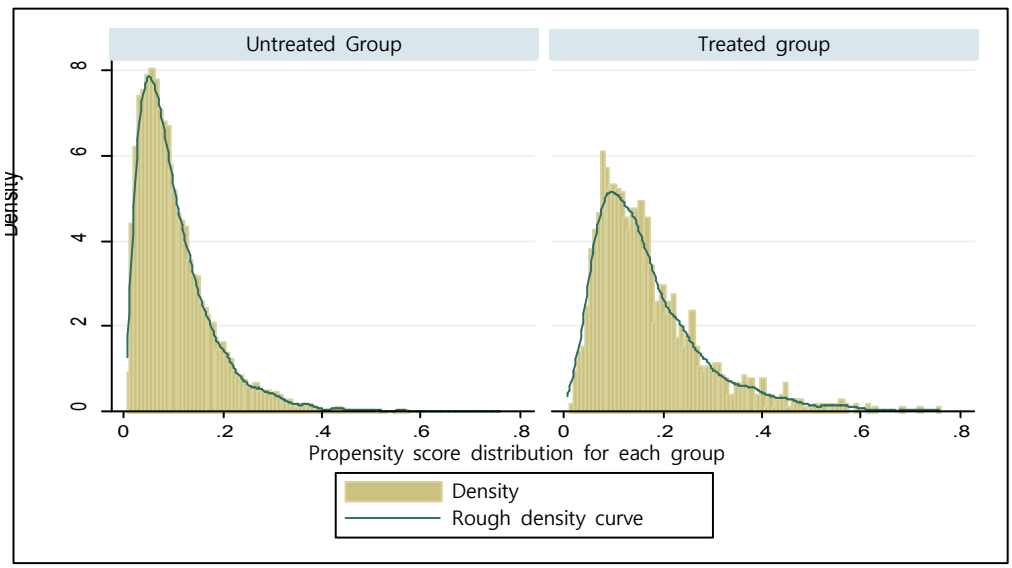
---

24 최종적인 PS 추정방정식을 도출하기까지 Balancing Property 검증을 위한 다음의 테스트가 진행되었음을 밝혀 둔다. 〈Table 5〉의 추정방정식에서 도출한 PS를 기준으로 〈Table 6〉과 같이 10개의 block을 구분한 뒤 Mean-Difference Statistical T-test를 수행하였다. block 설정은 PS의 common support 영역인 [0.0149, 0.6]에 대하여 이루어졌다. 추정방정식에 도입된 독립변수항이 총 20개이고 block의 수는 10개이므로 총 200개의 Mean-Difference T-test가 시행되었다. 〈Appendix Table 2〉에서 확인할 수 있듯이, 5% significance level에서 대부분의 block들이 T-test를 통과하였다. 통과에 실패한 테스트는 단 두 개로, block 1의 '정규직 여부'에 관한 테스트와 block 8의 '성별'에 관한 테스트이다. 따라서 block test의 통과율이 99%에 이르러, 앞서의 PS 추정방정식이 Balancing Property를 대체로 만족하고 있다고 결론 내릴 수 있다.

Block no.	Propensity score scale	D=0	D=1	Total
1	0.0149~0.025	655	10	665
2	0.025~0.05	2,128	59	2,187
3	0.05~0.075	2,146	152	2,298
4	0.075~0.01	1,744	200	1,944
5	0.1~0.125	1,300	171	1,471
6	0.125~0.15	949	162	1,111
7	0.15~0.2	1,138	238	1,376
8	0.2~0.3	845	242	1,087
9	0.3~0.4	230	95	325
10	0.4~0.6	57	56	113
	Total	11,192	1,385	12,577

[Figure 2] Propensity Score Distribution by Group

Note: The number of items included in the Common Support area [0.0149, 0.6] is 11,192 observations from the untreated group and 1,385 observations from the treated group.



Ⅶ. 분석 결과

이제 앞서 구해진 PS를 활용하여 이직의 효과 및 이직 시 인적 네트워크 활용의 효과성을 분석할 준비가 마련되었다. 본 분석에서는 직장만족도, 기술적합도, 임금수준 등 앞서 제Ⅲ장의 2절에서 소개한 7가지의 성과지표를 대상으로 분석을 진행한다. 우선 PS가 추정된 12,754개체에 대하여 PS를 고려하지 않은 단순비교를 진행하고 그 결과를 살펴보도록 하자. 〈Table 7〉은 이직자 집단과 비이직자 집단의 성과지표 변화를 단순비교한 결과이다. 표에서 확인할 수 있듯이, 이직자의 경우 모든 지표들에 대하여 성과지표의 뚜렷한 증가가 목격되었다. 비이직자의 경우에는 임금수준이 2.782만원 증가한 것을 제외하고 눈에 띄는 성과지표의 개선이 나타나지 않았다.[25] 성과지표 개선에서 집단 간의 차이가 존재하는지를 검증하기 위하여 Mean-Difference Statistical T-test를 진행하고 그 결과를 표에 수록하였다. 모든 지표에 대하여 이직자 집단이 비이직자 집단에 비해 높은 증가세를 보이는 것이 통계적으로 유의하게 확인된다. 예를 들어 이직자 집단의 월평균 임금수준은 9.088만원 상승한 것으로 나타나, 비이직자 집단에 비해 6.307만원 더 큰 임금향상을 보였다. 하지만 우리는 이상의 결과를 이직의 효과라고 단정 지을 수 없다. 왜냐하면 이직의 효과는 이직자 집단에 속한 개체들의 성과 변화와 이들의 counterfactual, 즉 이들이 이직을 하지 않고 현 직장을 유지하였을 때의 성과 변화를 직접 비교해야 제대로 파악될 수 있기 때문이다. 이후 제시하는 Propensity Score Matching에 의한 이직효과 추정은 이러한 counterfactual의 탐색에 기반한 분석 결과이다.

본격적인 분석에 앞서, 인적 네트워크를 이직경로로 활용한 경우와 그렇지 않은 경우로 이직의 성격을 구분지어 보도록 하자. 이를 위해 노동패널 6차부터 10차까지의 전체 경력직 취업자들을 대상으로 한 〈Appendix Table 1〉의 'Distribution of Job Seeking Methods by Type of Job Entry Methods for Experienced Workers'를 참조하도록 하자. 노동패널에서 제공하는 일자리 진입방식은 '공개채용', '스카우트', '소개나 추천', '직접 찾아가서', '기타' 이렇게 다섯 가지로 구분된다. 이 중 '공개채용' 형태의 일자리 진입에서는 '인터넷'이나 '매체광고'를 활용한 구직이 전체 사례의 84.86%에 이른다. '직접 찾아가서' 형태의

〈Table 7〉 Simple Comparison of Annual Changes in Major Performance Indicators

---

25 주어진 임금수준은 연간 임금상승률을 감안한 수치이기 때문에, 비이직자의 임금에는 큰 변화가 없어야 정상이다. 현재 나타난 임금상승분은 임금상승률을 추정하는 데 사용된 '임금구조기본통계조사'의 표본과 본 노동패널 표본과의 구성의 차이에 의해 발생한 것으로 보인다.

Annual changes in performance indicators	Subjects for comparison		Job changer average	Non-job changer average	Difference (standard error)
Change in workplace satisfaction	No. of Job Changer	1,379	3.724	-0.334	4.058***
	No. of Non-job Changer	11,274			(0.466)
Change in work satisfaction	No. of Job Changer	1,386	2.962	-0.428	3.389***
	No. of Non-job Changer	11,285			(0.466)
Change in job satisfaction	No. of Job Changer	1,384	2.944	0.282	2.662***
	No. of Non-job Changer	11,261			(0.489)
Change in skill fit	No. of Job Changer	1,383	2.350	-0.058	2.408***
	No. of Non-job Changer	11,245			(0.684)
Change in education fit	No. of Job Changer	1,389	2.556	-0.142	2.697***
	No. of Non-job Changer	11,300			(0.689)
Change in education & skill fit composite	No. of Job Changer	1,383	2.422	-0.091	2.513***
	No. of Non-job Changer	11,245			(0.664)
Change in wage level	No. of Job Changer	1,384	9.088	2.782	6.307***
	No. of Non-job Changer	11,340			(1.614)

Note: 1) Mean-Difference Statistical T-test is conducted to measure the gap of changes in performance indicators between groups.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

일자리 진입 역시 '인터넷'이나 '매체광고' 그리고 '직접 탐문' 방식의 구직이 사례의 81.13%에 이른다. 반면, '소개나 추천' 형태의 일자리 진입에서는 '친구나 친지'를 통하거나 '취업희망 직장의 지인' 혹은 '업무상 알게 된 지인'을 통하는 경우가 전체의 81.23%에 이른다. 즉, 각 일자리 진입방식 간에 매우 뚜렷한 구직형태의 차이를 확인할 수 있다. 〈Appendix Table 1〉의 성공한 구직방법 2, 3, 8, 10, 11을 인적 네트워크를 활용한 구직으로, 1, 4, 5, 6, 7, 9를 그렇지 않은 구직으로 분류하고, 각 일자리 진입방식에 대한 인적 네트워크 활용도를 추산해 보면 〈Table 8〉과 같이 요약된다.

'공개채용'과 '직접 찾아가서' 형태의 일자리 진입에서 인적 네트워크를 활용하지 않은 구직은 각기 91.45%와 86.1%에 이른다. 반면, '소개나 추천'에서는 인적 네트워크를 활용한 구직이 84.59%에 이른다. 이를 바탕으로 본 분석에서는 '공개채용'과 '직접 찾아가서'를 '비네트워크 경로 이직'으로 '소개나 추천'을 '네트워크 경로 이직'으로 구분한다. 이 분류에 따르면 15,705명의 최종 샘플에서 이직자로 파악된 1,560명 중 1,438명의 대체적인 구직경로 구분이 가능하다. 이 중 999명이 네트워크 경로 이직자로, 439명이 비네트워크

〈Table 8〉 Job Turnover Characteristics by Job Entry Method

Note: Figures in parentheses denote the percentage of job turnover characteristics in each job entry methods.

	Open recruitment	Scout	Introduction or recommendation	Visiting the company in person	Others
Using social networks	21 (6.9)	10 (62.5)	730 (84.59)	68 (11.66)	2 (5.56)
Not using social networks	278 (91.45)	4 (25.0)	118 (13.67)	502 (86.1)	27 (75.0)
Unidentified	5 (1.64)	2 (12.5)	15 (1.74)	13 (2.23)	7 (19.44)
Total (out of 1,802)	304 (100)	16 (100)	863 (100)	583 (100)	36 (100)
Job turnover characteristic	Non-network	–	Network	Non-network	–

Source: Restructured table of 〈Appendix Table 1〉.

경로 이직자로 분류된다. 또한 앞서 PS가 추정된 12,754명 중에서는 1,391명이 이직자인데, 그중 891명은 네트워크 경로 이직자로, 387명은 비네트워크 경로 이직자로 분류된다.

1. 이직을 통한 개인만족도의 변화

다음 세 개의 도표 〈Table 9〉, 〈Table 10〉, 〈Table 11〉은 이직을 통하여 개인의 만족도가 개선되는지의 여부를 PSM을 통하여 검증한 것이다. 각각의 만족도지수(직장만족도, 직무만족도, 일자리만족도)에 대하여 세 가지 방식의 PSM 추정치(Five Nearest Neighbors, Radius Matching, Kernel Matching)를 제시하고 있다.

앞서 〈Table 7〉의 단순비교에서는 이직자와 비이직자의 연간 만족도 변화가 100점 만점에서 4.058점(직장만족도), 3.389점(직무만족도), 2.662점(일자리만족도) 차이가 나는 것으로 집계되었다. 그러나 PSM 방식으로 재추정된 이직의 만족도 개선효과는 각각 약 2.50점(직장), 2.16점(직무), 1.55점(일자리)으로 나타났다.[26] 종합하면, 단순비교방식(Table 7)은 PSM 활용방식(Table 9, Table 10, Table 11)에 비해 이직의 만족도 개선효과를 약 1~1.5점 과대추정하고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 현상이 나타난 이유는 실제 이직한 이들이 그렇지 않은 이들에 비해 기존 직장에서의 만족도가 상대적으로 낮았다는 데 있다. 예를 들어 주어진 최종 샘플에서 이직자들의 기존 직장에서의 직장만족도는 평균

〈Table 9〉 Changes in Workplace Satisfaction through Job Change

26 이는 분석에 사용된 세 가지 방식의 PSM 추정치들을 산술평균하여 정리한 수치들임.

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A – B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job change					
Five Nearest Neighbors	Treated group (1,371) Untreated group (11,274)	3.662	1.201	2.460*** (0.610)	4.03
Radius Matching	Treated group (1,362) Untreated group (11,274)	3.543	1.009	2.534*** (0.581)	4.36
Kernel Matching (normal)	Treated group (1,372) Untreated group (11,274)	3.659	1.165	2.494*** (0.564)	4.34
Average of total effects of job change		3.62	1.13	2.50	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated group (881) Untreated group (11,274)	3.309	1.169	2.140*** (0.730)	2.93
Radius Matching	Treated group (879) Untreated group (11,274)	3.231	0.939	2.292*** (0.693)	3.31
Kernel Matching (normal)	Treated group (881) Untreated group (11,274)	3.309	1.146	2.162*** (0.686)	3.15
Average of effects of job change through networks		3.28	1.08	2.20	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated group (380) Untreated group (11,274)	4.224	1.525	2.699** (1.206)	2.24
Radius Matching	Treated group (373) Untreated group (11,274)	3.981	1.438	2.543** (1.171)	2.17
Kernel Matching (normal)	Treated group (381) Untreated group (11,274)	4.213	1.565	2.647** (1.149)	2.30
Average of effects of job change through non-network methods		4.14	1.51	2.63	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

50.71점을 보이는 반면, 같은 시기 비이직자들의 평균 직장만족도는 이보다 무려 7점가까이 높은 57.24점으로 나타났다. 따라서 단순비교방식에서는 이직을 통한 만족도 개선효과가 다소 과장되어 추산되기 마련이다.

〈Table 10〉 Changes in Work Satisfaction through Job Change

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A – B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job change					
Five Nearest Neighbors	Treated group (1,377) Untreated group (11,285)	2.850	0.701	2.149*** (0.592)	3.63
Radius Matching	Treated group (1,368) Untreated group (11,285)	2.767	0.626	2.140*** (0.562)	3.81
Kernel Matching (normal)	Treated group (1,378) Untreated group (11,285)	2.852	0.648	2.204*** (0.554)	3.98
Average of total effects of job change		2.82	0.66	2.16	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated group (884) Untreated group (11,285)	2.302	0.808	1.494** (0.707)	2.11
Radius Matching	Treated group (882) Untreated group (11,285)	2.256	0.658	1.598** (0.670)	2.38
Kernel Matching (normal)	Treated group (884) Untreated group (11,285)	2.302	0.654	1.648** (0.661)	2.49
Average of effects of job change through networks		2.29	0.71	1.58	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated group (381) Untreated group (11,285)	3.648	0.577	3.072*** (1.142)	2.69
Radius Matching	Treated group (374) Untreated group (11,285)	3.463	0.774	2.688** (1.098)	2.45
Kernel Matching (normal)	Treated group (382) Untreated group (11,285)	3.652	0.888	2.764** (1.077)	2.57
Average of effects of job change through non-network methods		3.59	0.75	2.84	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

이들 이직한 이들이 만약 기존 직장에 그대로 남아 있었다면, (이들의 만족도가 상대적으로 낮은 수준이므로) 다른 이들에 비해 보다 높은 수준의 만족도 개선을 한 해 사이에 경험하였을 것이다. 실제로 전체 비이직자들의 연간 만족도의 변화가 각기 –0.334점(직장),

〈Table 11〉 Changes in Job Satisfaction through Job Change

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A – B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job change					
Five Nearest Neighbors	Treated Group (1,375) Untreated Group (11,261)	2.909	1.571	1.338** (0.617)	2.17
Radius Matching	Treated Group (1,366) Untreated Group (11,261)	2.818	1.276	1.543*** (0.588)	2.62
Kernel Matching (normal)	Treated Group (1,376) Untreated Group (11,261)	2.907	1.147	1.760*** (0.581)	3.03
Average of total effects of job change		2.88	1.33	1.55	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated Group (882) Untreated Group (11,261)	2.523	1.626	0.897 (0.742)	1.21
Radius Matching	Treated Group (880) Untreated Group (11,261)	2.472	1.246	1.225* (0.707)	1.73
Kernel Matching (normal)	Treated Group (882) Untreated Group (11,261)	2.523	1.139	1.383** (1.697)	1.98
Average of effects of job change through networks		2.51	1.34	1.17	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated Group (381) Untreated Group (11,261)	3.609	1.499	2.110* (1.196)	1.76
Radius Matching	Treated Group (374) Untreated Group (11,261)	3.409	1.530	1.879 (1.151)	1.63
Kernel Matching (normal)	Treated Group (382) Untreated Group (11,261)	3.599	1.365	2.235** (1.133)	1.97
Average of effects of job change through non-network methods		3.54	1.46	2.07	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

-0.428(직무), 0.282점(일자리)에 그치는 데 반해, 실험군(이직자 집단)의 counterfactual, 즉 PSM을 사용하여 실험군 개체에 매칭된 (비이직자 집단 내) 대조군 개체들의 만족도 변화는 각기 1.13점(직장), 0.66점(직무), 1.33점(일자리)에 이르렀다(각 표의 'Change in untreated group (B)' 항목 참조). 실험군 counterfactual에서의 만족도 개선폭이 여타 비

이직자들의 연간 만족도 개선폭보다 대략 1점 이상 높게 나타나는 것이다. 이상의 선택편의(selection bias) 문제가 적절히 통제될 때, 이직의 순효과가 바르게 추정될 수 있다. 앞서 적시한 PSM 방식으로 추정된 이직의 만족도 개선효과는 이러한 선택편의 문제를 counterfactual framework으로 극복한 추정 결과라 할 수 있다.

그럼 네트워크 경로 이직과 비네트워크 경로 이직 사이에 뚜렷한 차이가 존재하는지 살펴보도록 하자. 표에서 확인할 수 있듯이 두 경우 모두, 이직의 만족도 개선효과가 통계적으로 유의한 수준에서 명확히 확인된다. 네트워크 경로의 이직에서는 만족도 개선의 효과가 각기 2.20점(직장), 1.58점(직무), 1.17점(일자리)으로 확인되었고, 비네트워크 경로의 이직에서는 각기 2.63점(직장), 2.84점(직무), 2.07점(일자리)으로 확인되었다. 흥미로운 부분은 비네트워크 경로의 이직에서 이직을 통한 만족도 개선의 효과가 소폭 높게 나타난 점이다. 이는 비네트워크형 이직 사례들이 상당수의 '공개채용' 입사자를 포함하기 때문에 나타난 현상으로 보인다. '공개채용'은 주로 종업원 300인 이상의 규모가 큰 기업에서 집중적으로 활용되고 있다.[27] 이들 큰 기업에 '공개채용'으로 입사한 이들은 그 전 직장에 비해 주관적인 만족도가 크게 향상되었을 것이다. 이러한 '공개채용' 사례들이 비네트워크형 이직의 만족도 개선효과를 다소 증폭시키는 역할을 하였을 것으로 추정된다. 결국 이직을 통한 주관적 만족도 개선 측면을 살펴볼 때, 이직은 '네트워크형 이직'과 '비네트워크형 이직' 모두에서 개인의 주관적 만족도를 (100점 만점에서) 2~3점가량 개선시키는 효과가 있는 것으로 결론지을 수 있다.

2. 이직을 통한 배치효율성의 변화

다음은 이직을 통한 일자리 재배치의 효율성 문제에 대해 살펴보도록 하자. 직장의 이동이라는 것은 개인에게 있어서는 근로환경의 변화라 할 수 있지만, 기업의 입장에서는 노동인력의 교환에 해당한다. 따라서 이직을 통한 노동인력의 재배치가 과연 사회 전반의 경제적 순익을 창출하고 있는지를 따져 볼 필요가 있다.

앞서 〈Table 7〉에서 기술수준, 교육수준, 교육기술복합지수 이 세 가지 적합도에 관해 이직자 및 비이직자 집단 내의 연간 변화를 정리한 바 있다. 여기서 비이직자의 경우 각 지수에서 연간 적합도가 소폭 하락한 것으로 나타났고, 이직자의 경우 적합도가 크게

---

27 이 부분에 대한 구체적인 설명은 한국개발연구원 정책연구시리즈로 출간된 『인적 네트워크(개인의 사회적 자본)의 노동시장 효과 분석』(김영철[2010]) 보고서를 참조하기 바란다.

상승한 것으로 나타났다. 비이직자는 기술수준의 적합도에서 0.058점이, 교육수준의 적합도에서 0.142점이, 그리고 교육기술수준의 복합지수에서는 0.091점이 하락한 데 반해, 이직자들은 각기 2.350점(기술), 2.556점(교육), 2.422점(복합지수)의 적합도 상승이 발견되었다. 비이직자들의 적합도 하락은 기술이나 경제환경의 변화와 밀접한 관련이 있다. 경쟁력 있는 기술 및 이에 관한 사회적 수요가 시간에 따라 변화하므로, 현 직장에서의 자신의 기술 혹은 교육 수준은 (평균적으로 보아) 이전보다 적합성이 다소 떨어지게 마련이다. 반면, 이직자들의 적합도 상승이 과연 이직의 순효과인지에 대해서는 여전히 의문의 여지가 크다. 이직을 결행한 이들은 이전 직장에서의 직무 관련 적합도가 평균적으로 크게 떨어지는 이들이다. 예를 들어 최종 샘플에서 이직을 하지 않은 이들의 한 해 전 기술적합도는 평균 90.66점인 데 반해, 이직을 결행한 이들의 한 해 전 (이전 직장에서의) 기술적합도는 평균 85.47점에 머무는 것으로 나타났다. 이들은 애초에 워낙 적합도가 떨어지기 때문에, 굳이 이직을 택하지 않더라도 직무재배치나 직장 내 부서이동 등을 통하여 1년 사이에 상당한 정도의 적합도 개선을 이루었을 것으로 예상된다.

따라서 이직을 통한 배치효율성의 개선효과, 즉 전반적인 근로자의 직무 관련 적합도 상승효과를 명확히 규명하기 위해서는 이직한 이들이 이직을 하지 아니하였을 때에 예상되는 적합도의 개선을 우선 추정해 볼 필요가 있다. 이것은 앞서 설명하였듯이 counterfactual의 추정을 통해서만이 가능하다. 〈Table 12〉, 〈Table 13〉, 〈Table 14〉는 PSM을 이용하여 비이직자들의 정보로부터 이직자들의 counterfactual을 추정한 뒤 이를 보고하고 있다. 세 방식(Five Nearest Neighbors, Radius Matching, Kernel Matching)의 추정치를 산술평균하면, 기술적합도에서는 0.88점, 교육적합도에서는 0.57점, 교육기술복합지수에서는 0.75점의 상승이 확인되었다(각 표의 'Change in untreated group (B)' 항목을 참조). 이를 실험군, 즉 실제 이직자들의 적합도 상승(각 표의 'Change in treated group (A)' 항목)과 비교함으로써 이직의 순효과를 추정할 수 있는데, 분석 결과에 따르면 각기 1.31점(기술적합도), 1.83점(교육적합도), 1.40점(교육기술복합지수)에 이르는 것으로 나타났다.

그럼 이직을 통한 배치효율성 개선 측면에서 인적 네트워크의 역할을 살펴보도록 하자. 네트워크 경로 이직과 비네트워크 경로 이직으로 나누어 이직효과를 각기 추정해 보면, 둘 사이에 의외의 뚜렷한 차이가 존재함을 확인할 수 있다. 네트워크 경로의 이직인 경우 이직을 통한 적합도 개선효과가 통계적으로 유의한 수준에서 매우 높게 나타난다. 추정된

〈Table 12〉 Changes in Skill Fit through Job Change

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A－B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job change					
Five Nearest Neighbors	Treated group (1,374) Untreated group (11,245)	2.220	1.095	1.124 (0.929)	1.21
Radius Matching	Treated group (1,365) Untreated group (11,245)	2.088	0.735	1.353 (0.874)	1.55
Kernel Matching (normal)	Treated group (1,375) Untreated group (11,245)	2.255	0.795	1.460* (0.869)	1.68
Average of total effects of job change		2.19	0.88	1.31	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated group (881) Untreated group (11,245)	2.951	0.919	2.032* (1.125)	1.81
Radius Matching	Treated group (879) Untreated group (11,245)	2.844	0.746	2.098** (1.057)	1.98
Kernel Matching (normal)	Treated group (881) Untreated group (11,245)	2.951	0.702	2.250** (1.049)	2.14
Average of effects of job change through networks		2.92	0.79	2.13	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated group (381) Untreated group (11,245)	0.525	2.297	−1.772 (1.840)	−0.96
Radius Matching	Treated group (374) Untreated group (11,245)	0.267	0.868	−0.600 (1.753)	−0.34
Kernel Matching (normal)	Treated group (382) Untreated group (11,245)	0.654	1.297	−0.642 (1.746)	−0.37
Average of effects of job change through non-network methods		0.48	1.49	−1.00	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

순효과가 각기 2.13점(기술적합도), 2.52점(교육적합도), 2.26점(교육기술복합지수)에 이른다. 반면, 비네트워크 경로의 이직인 경우 이러한 이직의 순효과가 모두 사라져 버렸다. 즉, 기술적합도, 교육적합도, 교육기술복합지수 모두에서 이직효과가 양과 음을 반복

〈Table 13〉 Changes in Education Fit through Job Change

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A – B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job change					
Five Nearest Neighbors	Treated group (1,380) Untreated group (11,300)	2.428	0.630	1.797* (0.931)	1.93
Radius Matching	Treated group (1,371) Untreated group (11,300)	2.298	0.496	1.802** (0.872)	2.07
Kernel Matching (normal)	Treated group (1,381) Untreated group (11,300)	2.462	0.586	1.876** (0.869)	2.16
Average of total effects of job change		2.40	0.57	1.83	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated group (886) Untreated group (11,300)	3.047	0.342	2.705** (1.106)	2.45
Radius Matching	Treated group (884) Untreated group (11,300)	2.885	0.528	2.357** (1.037)	2.27
Kernel Matching (normal)	Treated group (886) Untreated group (11,300)	3.047	0.551	2.496** (1.029)	2.43
Average of effects of job change through networks		2.99	0.47	2.52	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated group (382) Untreated group (11,300)	1.702	2.007	-0.305 (1.891)	-0.16
Radius Matching	Treated group (375) Untreated group (11,300)	1.600	0.559	1.041 (1.788)	0.58
Kernel Matching (normal)	Treated group (383) Untreated group (11,300)	1.828	0.910	0.917 (1.793)	0.51
Average of effects of job change through non-network methods		1.71	1.16	0.55	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

하였으며, 그 통계적 유의성도 전혀 확보되지 않는다. 말하자면, 비네트워크 경로를 통한 이직에서는 일자리 재배치를 통한 사회 전반의 경제적 이득을 기대할 수 없는 것이다. 앞서 이직 전반의 배치효율성 개선효과를 확인한 바 있는데, 이 효과의 대부분은 비네트워크

〈Table 14〉 Changes in Education & Skill Fit Composite through Job Change

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A – B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job Change					
Five Nearest Neighbors	Treated group (1,374) Untreated group (11,245)	2.293	0.893	1.399 (0.904)	1.55
Radius Matching	Treated group (1,365) Untreated group (11,245)	2.161	0.641	1.520* (0.850)	1.79
Kernel Matching (normal)	Treated group (1,375) Untreated group (11,245)	2.327	0.711	1.616* (0.847)	1.91
Average of total effects of job change		2.26	0.75	1.40	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated group (881) Untreated group (11,245)	2.951	0.643	2.308** (1.087)	2.12
Radius Matching	Treated group (879) Untreated group (11,245)	2.816	0.662	2.154** (1.021)	2.11
Kernel Matching (normal)	Treated group (881) Untreated group (11,245)	2.951	0.645	2.306** (1.014)	2.28
Average of effects of job change through networks		2.91	0.65	2.26	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated group (381) Untreated group (11,245)	1.115	2.233	-1.118 (1.816)	-0.62
Radius Matching	Treated group (374) Untreated group (11,245)	0.936	0.749	0.187 (1.727)	0.11
Kernel Matching (normal)	Treated group (382) Untreated group (11,245)	1.243	1.131	0.112 (1.726)	0.07
Average of effects of job change through non-network methods		1.10	1.37	-0.27	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

경로 이직보다는 네트워크 경로 이직을 통하여 창출된 것임을 짐작할 수 있다.

특히 기술적합도를 보면, 이직자들의 적합도 개선은 네트워크형과 비네트워크형 이직 사이에 뚜렷한 차이를 보이는데, 네트워크형 이직자들의 적합도 개선은 평균 2.92점인 데 반해, 비네트워크형 이직자들의 적합도 개선은 평균 0.48점에 그친다. 인적 네트워크를

활용하지 않고 이직을 하였을 경우, 이직을 하였음에도 불구하고 기술적합도의 개선은 평균적으로 거의 기대되지 않는 것이다. 이는 앞서 주관적 만족도의 개선효과와 비교하여 매우 상반된 결과에 해당한다. 이직을 통한 주관적 만족도의 개선에서는 네트워크형과 비네트워크형 이직 모두 그 효과가 분명하였으며, 특히 비네트워크형 이직자들의 주관적 만족도 개선폭은 3점 내지 4점대에 이르렀다. 따라서 이직이 전반적으로 개인의 주관적 만족도를 개선하는 효과가 있으나, 배치효율성의 개선 측면에서는 오직 인적 네트워크에 의존한 이직만이 재배치의 분명한 경제적 효과를 평균적으로 창출하고 있다고 결론지을 수 있다.

이러한 네트워크형과 비네트워크형 이직 사이의 뚜렷한 이직효과의 차이는 네트워크가 지닌 정보전달기능에 기인한 것으로 판단된다. 구직자에게는 어떠한 일자리가 구직자의 기술능력 혹은 교육수준에 비추어 적합한지에 대한 정보를 제공하고, 구인자에게는 구인자가 필요로 하는 적합한 기술의 소유자가 누구인지에 대한 정보를 제공하는 것이다.

이러한 정보제공은 평소에 구인자와 구직자 모두를 아우르는 중간 매개로서의 인적 네트워크가 있었기에 가능한 것이다. 반면, 비네트워크형에서는 이러한 효과를 기대하기 힘들다. 비네트워크형 채용에서는 주어진 서류와 단시간의 인터뷰 혹은 직무능력 테스트만을 가지고 적합한 인력을 선발하여야 한다. '공개채용'의 경우 많은 지원자들의 경쟁을 거치므로, 상대적으로 보다 적합한 후보자를 선별할 수 있을 것이다. 그러나 '직접 찾아가서' 형태의 입사에서는 이러한 경쟁의 과정 역시 생략되므로 높은 적합도를 지닌 후보의 채용은 더욱 기대하기 힘들다. 정리하자면, 인적 네트워크는 국내 노동시장에서 일자리와 일자리 후보 사이의 활발한 정보전달기능을 수행함으로써 노동시장의 효율적 작동을 돕고 있는 것이다.

끝으로, 이러한 네트워크형 이직의 배치효율성이 모든 이직 사례에 일괄적으로 적용되는 것이 아님을 주지할 필요가 있다. 인적 네트워크가 구인과 구직 사이의 '연결(networking)' 기능을 수행할 때 이상의 긍정적인 효과를 기대할 수 있을 것이나, 이 둘 사이의 '연줄(nepotism)'로서 기능할 때는 오히려 역효과를 초래할 수 있다. 즉, 인적 네트워크를 통하여 적합하지 않은 지원자를 연줄로 채용시키는 경우, 해당 일자리에 대한 매치 적합성은 네트워크형 이직으로 인해 오히려 감퇴할 수 있다.

우리는 이상의 분석을 통하여 국내 노동시장에서 네트워크형 이직의 전반적인 교육 및 기술 수준 적합도 개선효과를 확인하였다. 이러한 분석 결과는 국내 노동시장의 고용 프로세스에서 '연줄'의 부정적 효과보다는 구인/구직 간 '연결'이라는 네트워크의 긍정적 효

과가 보다 강하게 작동하고 있음을 분명하게 시사한다.

3. 이직을 통한 임금수준의 변화

마지막으로 이직을 통한 임금수준의 변화가 실재하는지의 여부를 검토해 보도록 하자. 네트워크형 이직과 비네트워크형 이직을 나누어 볼 때, 앞서 우리는 네트워크형 이직이 일자리 매치 적합도를 현저히 개선시킨다고 밝힌 바 있다. 임금이 근로자의 생산성 기여분을 그대로 반영한다고 한다면, 네트워크형 이직에 따른 매치 적합도의 개선은 해당 근로자 집단의 전반적인 임금상승으로 이어져야 할 것이다.

앞서 〈Table 7〉의 단순비교에서 이직자들의 연간 임금상승분은 평균 9.088만원, 비이직자들의 연간 임금상승분은 2.782만원으로 집계된 바 있다. 둘 사이의 격차가 6.307만원에 이른다. 한 해 사이에 이직한 이들의 연간 임금상승폭이 직장을 그대로 유지한 이들의 연간 임금상승폭보다 현저히 높은 수준인 것이다. 하지만 이러한 단순비교는 선택편의(selection bias) 문제를 역시 고려하지 않고 있으므로, 이직의 직접적인 임금상승효과라 볼 수는 없다. 즉, 실제로 이직을 결행한 이들의 이직 전 임금수준은 같은 시기 직장을 그대로 유지한 이들에 비해 상대적으로 낮은 수준일 가능성이 높다. 이들이 전 직장을 그대로 유지하였다면, 다른 이들에 비해 현저히 높은 수준의 임금상승을 경험하였을 것이다. 실제 이직한 이들이 만약 이직을 하지 않고 전 직장을 그대로 유지하였을 때 예상되는 임금상승분, 즉 이직자 임금상승분의 counterfactual을 PSM 방식을 활용하여 추정한 수치가 〈Table 15〉의 'Change in untreated group (B)'에 요약되어 있다. 이에 따르면 실제 이직자들이 이직을 하지 않았을 때 기대할 수 있는 임금상승분은 대략 5만원 정도에 이르는 것으로 나타난다. 따라서 이직에 따른 임금상승의 순효과는 앞서 제시한 6.307만원이 아닌 이보다는 상당히 축소된 3.86만원이다. 또한 이러한 이직의 임금상승효과는 통계적으로도 유의한 것으로 확인되었다.

반면, 네트워크 경로 이직자와 비네트워크 경로 이직자의 임금상승분을 비교해 보면 둘 사이에 상당한 격차가 존재함을 쉽게 확인할 수 있다. 네트워크형 이직자들의 이직을 통한 임금상승효과는 통계적으로 유의한 수준에서 대략 3.84만원으로 추정되는 반면, 비네트워크형 이직자들의 임금효과는 -0.77만원이고 이는 통계적으로도 유의하지 않다. 즉, 네트워크를 활용하여 이직하였을 때 뚜렷한 임금상승이 기대되는 반면, 인적 네트워크를

〈Table 15〉 Changes in Wage Level through Job Change

Matching method	Comparison groups (number of samples)	Change in treated group (A)	Change in untreated group (B)	Job change effect (A – B) (standard error)	T-stat.
Total effects of job change					
Five Nearest Neighbors	Treated group (1,375) Untreated group (11,340)	8.887	5.274	3.613* (1.962)	1.84
Radius Matching	Treated group (1,366) Untreated group (11,340)	8.842	4.813	4.029** (1.936)	2.08
Kernel Matching (normal)	Treated group (1,376) Untreated group (11,340)	8.861	4.916	3.945** (1.880)	2.06
Average of total effects of job change		8.86	5.00	3.86	
Effects of job change through networks					
Five Nearest Neighbors	Treated group (882) Untreated group (11,340)	8.943	5.519	3.423 (2.285)	1.50
Radius Matching	Treated group (880) Untreated group (11,340)	8.827	4.855	3.972* (2.231)	1.78
Kernel Matching (normal)	Treated group (882) Untreated group (11,340)	8.943	4.819	4.124* (2.217)	1.86
Average of effects of job change through networks		8.90	5.06	3.84	
Effects of job change through non-network methods					
Five Nearest Neighbors	Treated group (381) Untreated group (11,340)	4.772	5.672	-0.900 (3.685)	-0.24
Radius Matching	Treated group (374) Untreated group (11,340)	4.805	5.201	-0.396 (3.661)	-0.11
Kernel Matching (normal)	Treated group (382) Untreated group (11,340)	4.691	5.716	-1.025 (3.601)	-0.28
Average of effects of job change through non-network methods		4.76	5.53	-0.77	

Note: 1) Caliper is set as 0.005 in the Five Nearest Neighbors Matching and as 0.002 in the Radius Matching. Also, in the Kernel Matching, normal distribution is used as kernel and its bandwidth is set as 0.01.
2) * denotes 10% of significance, ** denotes 5% of significance and *** denotes 1% of significance.

활용하지 않고 이직하였을 때는 이 효과를 확신할 수 없을 뿐더러 직장을 그대로 유지하는 것에 비해 오히려 더 하락할 가능성도 있는 것이다. 따라서 앞서 확인된 이직을 통한 전반적인 임금상승의 효과는 대체적으로 네트워크형 이직을 통해 창출된 효과라고 결론지을 수 있다.

이직은 새로운 일자리에 자신의 기술 및 직무 능력을 적응시키는 과정이다. 따라서 임금상승효과가 이직 초기에 항상 담보되지는 않을 것이다. 반면, 인적 네트워크를 활용하였을 때 자신에게 보다 적합한 일자리에 배치됨으로써, 즉 자신의 능력과 잠재력을 보다 잘 발휘할 수 있는 직무에 재배치됨으로써 이상의 추가적인 임금상승을 기대할 수 있는 것이다. 이는 앞서 이직을 통한 배치효율성 검증에서 확인되었던 네트워크형 이직의 기술수준(혹은 교육수준) 적합도 상승효과와 일맥상통하는 결과이다. 인적 네트워크를 활용한 이직은 임금근로자를 보다 적합한 일자리에 재배치하는 데 일조하고, 이것이 생산성에의 긍정적 기여를 창출함으로써 이직자들의 추가적인 임금상승으로 이어지는 것으로 해석할 수 있다.

물론 이러한 해석은 평균적인 추세를 반영한 것임에 유념할 필요가 있다. 네트워크형 이직의 사례 중에는 앞서 말한 생산적인 '연결'효과가 아닌 비생산적인 '연줄'효과 혹은 정실인사(nepotism)가 작동한 경우들도 상당할 것이다. 이 경우 생산성에의 기여가 충분하지 않음에도 불구하고, 기술이나 능력에 비해 임금을 후하게 설정할 가능성이 높다. 이러한 '연줄'형 이직을 통한 임금상승 역시 네트워크형 이직의 임금상승효과라고 볼 수는 있겠으나, 이것이 일자리 배치효율성의 개선을 반영한다고 볼 수는 없는 것이다. 따라서 앞서 추정한 네트워크형 이직의 임금상승효과 3.84만원이 전적으로 일자리 매치 적합도 개선효과에서 기인한다고 단정 지을 수는 없다. 또한 비네트워크형 이직 역시 평균적으로 임금상승의 효과가 포착되지 않은 것일 뿐, 비네트워크형 이직의 표본 중에도 실제로 임금이 크게 상승한 사례들이 상당히 존재할 것이다.

Ⅷ. 분석의 확장: 구직 네트워크의 가치 추정

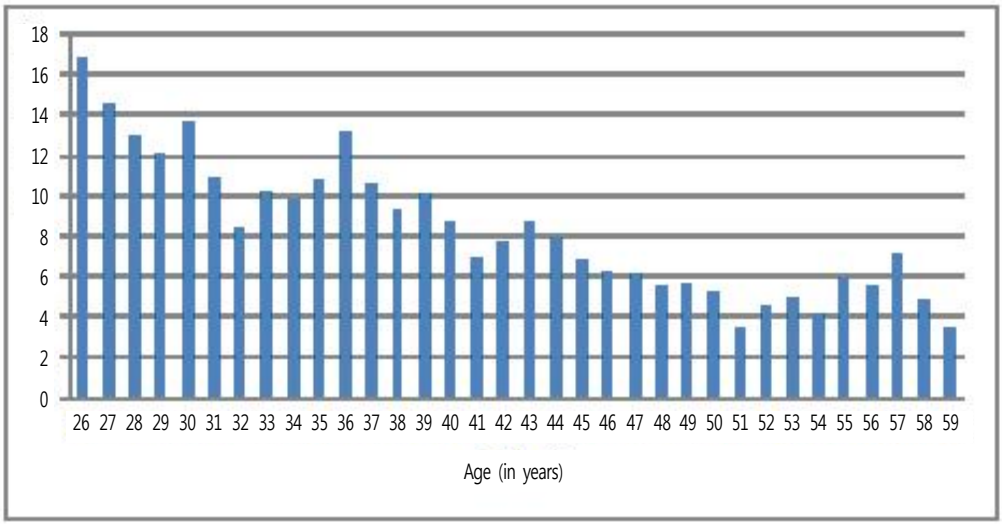
본 장에서는 이상의 분석을 확장하여 한국사회에서 임금근로자 개인이 '소유한' 구직 네트워크의 가치를 추정해 보도록 한다. 앞서 네트워크형 이직을 통한 임금상승효과를 3.840만원으로 추정하였다. 이는 2008년 기준 금액이다. 연간 물가상승률을 감안하면[28]

[Figure 3] Job Turnover Rate by Age (between 26 yrs and 59 yrs)

28 여기에 연평균 물가상승률 3%를 적용하였다. 실제 임금상승률도 2009년의 임금이 금융위기 여파로 거의 동결이었음을 고려할 때 2년간 대략 6%에 해당한다.

(Unit: %)

Source: Data from the 5th to 10th Korean Labor & Income Panel Study.



2010년 현재가로 4.074만원에 해당한다. 평소에 구직 네트워크를 적절히 관리하여, 이직에서 이를 활용한다면 한 번의 이직으로 4만원 안팎의 추가적인 임금상승을 기대할 수 있는 것이다. 연봉으로는 48.9만원가량의 임금이 이직 이후 매년 추가적으로 지급되는 것으로 해석될 수 있다.[29] 한편, 이직이라는 것은 근로자의 전 생애에 걸쳐 발생하는 사건이다. 임금근로자를 중심으로 한 현재의 최종 샘플(15,705명)에서 한 해 사이에 일자리를 이동한 비율은 9.93%에 이른다. 직종 및 업종에 따라 혹은 재직 회사의 규모에 따라 이직률에는 상당한 차이가 있겠으나, 전체 임금근로자를 대상으로 하였을 때 대략 10년에 한 번 정도의 이직이 예상되는 것이다. 임금근로자의 전 생애를 걸쳐 살펴보면 이직은 주로 직장생활 후기보다는 전기에 집중되어 있다. [Figure 3]은 최종 샘플을 바탕으로 작성된 임금근로자의 각 연령별 이직률 추이이다. 생애 이직률은 20대 중후반에 가장 높고, 30대 초반에 주춤하다가 30대 중후반에 다시 상승하고 40대 이후에 하강하는 추세임을 확인할 수 있다.

이를 활용하면, 임금근로자 한 사람이 평생에 걸쳐 기대할 수 있는 이직의 임금상승효과를 추정해 볼 수 있다. 첫 취업의 평균연령이 26.5세임을 고려하여, 대표적인 임금근로

29 여기서는 네트워크형 이직의 임금프리미엄(연봉 48.9만원 상승)이 이직 후 매년 지속된다고 가정하고 있다. 실제로 프리미엄이 상당 기간 지속되는지, 아니면 이직 후 빠르게 축소되는지에 관한 국내 실증 분석은 향후 과제로 남겨져 있다.

자(a representative worker)가 26세부터 60세까지 노동시장에 참여한다고 가정해 보자. 인적 네트워크를 활용한 이직만이 평균적인 임금상승효과를 가져온다는 점을 고려할 때, 구직 네트워크의 생애 금전적 가치(V_M)는 다음과 같이 요약된다.[30]

$$V_M = \sum_{t=26}^{59} (60-t) \times E[T_t] \times J_N \times \Delta W \times 12 \tag{11}$$

여기서 $E[T_t]$는 연령 t에서의 예상 이직률(job transfer rate)을 나타낸다. J_N은 이직 시 인적 네트워크에 대한 의존도 수준이다. ΔW는 네트워크형 이직에 따른 월평균 임금상승의 효과이다. [Figure 3]에 요약된 이직률의 생애 추이를 $E[T_t]$에 대입하고, 경력직 이직자의 인적 네트워크 의존도가 60% 중반(±5% 이내)으로 추산된 점을 고려하여 J_N에 64%를 대입하도록 하자.[31] 그리고 ΔW에 앞서 추정한 네트워크형 이직의 임금상승효과 4.074만원(2010년 기준)을 대입하여 계산하면, 구직 네트워크의 생애 금전적 가치(V_M)는 1,872.0만원으로 집계된다.

물론 이 수치는 이직을 통한 금전적 이득만을 반영하고 있을 뿐, 주관적 만족도의 개선효과는 반영하고 있지 않다. 앞서 우리는 일자리 이동을 통해 창출되는 개인의 만족도 변화를 직장만족도, 직무만족도, 일자리만족도 등 세 가지 측면에서 고려해 보았다. 네트워크형 이직과 비네트워크형 이직 모두 만족도의 뚜렷한 개선효과를 보여주었다. 그러나 국내 노동시장에서 이직의 약 60% 이상이 인적 네트워크에 의존하고 있음을 고려할 때, 임금근로자 한 개인이 구직 네트워크를 일체 '구비'하지 않는다면, 그의 이직률은 $E[T_t]$에서 60% 이상 추락할 것이다. 이를 고려하여 구직 네트워크의 생애 만족도 개선효과(V_S)를 다음과 같이 요약할 수 있다.

$$V_S = \sum_{t=26}^{59} (60-t) \times E[T_t] \times J_N \times \Delta S \times 12 \tag{12}$$

여기서 ΔS는 네트워크형 이직을 통한 주관적 만족도의 개선폭을 나타낸다. 앞서 네트워크형 이직이 창출하는 주관적 만족도의 개선효과가 100점에서 2.20점(직장만족도), 1.58점(직무만족도), 1.17점(일자리만족도) 정도임을 확인하였다. 이 세 수치의 평균치가 네트워크형 이직

---

30 구직 네트워크의 현재 가치를 추산하기 위해서는 시간할인율을 적용할 필요가 있으나, 여기서는 이를 생략하였다. 시간할인율이 적용된 추정치는 현재 계산된 값보다 다소 하락할 것이다.

31 이에 대한 보다 구체적인 설명은 한국개발연구원 정책연구시리즈로 출간된 『인적 네트워크(개인의 사회적 자본)의 노동시장 효과 분석』(김영철[2010]) 보고서를 참조하기 바란다.

의 만족도 개선효과를 적절히 대변하고 있다고 한다면, ΔS의 대략적인 추정치는 1.65점이 된다. 이를 대입하면 구직 네트워크의 만족도 개선효과는 대략 758.2점으로 추산된다. 만족도 1점을 금전적으로 환산하여 현금 n만원에 해당한다고 표시하면, 구직 네트워크의 임금근로자 일인당 생애가치(V_{Total})는 임금상승효과(V_M)와 만족도 개선효과(V_S)의 합으로서 다음과 같이 요약된다.[32]

$$V_{Total} \equiv V_M + n V_S \quad (= 1,872.0 + 758.2n) \tag{13}$$

추정치인 $(1,872.0 + 758.2n)$만원은 한국사회의 임금근로자 각 개인이 구직 네트워크의 유지 및 관리를 위하여 기꺼이 지불할 용의가 있는 비용을 나타낸다. 만족도 1점이 1만원의 효용이 있다면, 즉 $n = 1$이라면, 이는 12.24개월치 월급(대략 일년치 연봉)에 해당한다.[33]

Ⅸ. 결언 및 시사점

이제까지 우리는 국내 고용시장에서의 인적 네트워크 활용의 효과성을 다각적인 측면에서 살펴보았다. 인적 네트워크를 활용한 이직의 직장생활만족도 개선효과는 100점 만점에 약 1.65점에 달하는 것으로 확인되었으며,[34] 직무적합도 개선효과는 100점 만점에 약 2.30점에 이르는 것으로 나타났다.[35] 또한 인적 네트워크를 활용한 이직은 임금상승을 동반하는데, 그 규모는 월평균 임금으로 4.074만원(2010년 기준)인 것으로 확인되었다. 반면, 인적 네트워크를 활용하지 않은 이직에서도 직장생활만족도의 개선효과가 일부 포착되었으나, 일자리 적합도에 대한 개선이나 임금상승효과는 확인되지 않았다. 즉,

---

32 구직 네트워크의 가치 (1,872.0+758.2n)만원이 함의하는 바를 명확히 규정하기는 쉽지 않다. 특히 개인마다 일자리에서 얻는 주관적 만족도를 현금가치로 환산하는 방식이 다를 것이다. 예를 들어 어떤 이들에게는 금전적 이득만이 중요하고, 주관적 만족도는 경시될 수 있다. 이들에게 n은 '0'에 가까운 것이다. 반면, 또 다른 이들에게는 일자리에서 얻는 주관적 만족도가 임금소득보다 몇 배 이상 중요할 수 있다. 이들에게 n은 1보다 큰 양수가 될 것이다.

33 2,630.2만원을 전 차수 임금수준(202.47만원)의 2010년도 기준 가치인 214.8만원으로 나누면 12.24개월이 나온다.

34 직장만족도 개선효과 2.20점, 직무만족도 개선효과 1.58점, 일자리만족도 개선효과 1.17점의 산술평균값 적용 시.

35 기술적합도 개선효과 2.13점, 교육적합도 개선효과 2.52점, 교육기술복합지수 개선효과 2.26점의 산술평균값 적용 시.

구인자와 구직자를 연결시켜 주는 인적 네트워크의 효율적인 정보전달기능이 확인된 것이다. 이는 인적 네트워크를 활용한 구직활동이 한국사회 전반에서 '연줄' 혹은 '정실인사(nepotism)'라는 부정적인 역할을 감당하기보다는 '연결(networking)'을 통한 노동시장의 효율성 증대에 기여하고 있음을 입증해 주고 있다.

동시에 본 분석은 첫 취업이 아닌 경력직 취업, 즉 이직활동에 한정된 분석임을 유념할 필요가 있다. 경력직 취업의 경우, 인적 네트워크가 전달할 수 있는 정보의 질이 첫 취업에 비해 월등히 우수하다. 경력직 구직자의 특수한 기술이나 업무능력, 즉 직무 관련 특수자본(job-specific human capital)은 직장경험을 통하여 발달되고 축적되는데, 이러한 인적자본은 추상적이며 서류를 통하여 증빙하기 어려운 문제를 안고 있다. 따라서 이를 교환하는 매개(intermediaries)로서 인적 네트워크가 적극 활용되는 것이다. 첫 취업의 경우에는, 인적 네트워크의 기능이 이보다 제한적이므로 서류와 인터뷰를 통한 비네트워크 채용이 보다 효율적일 수 있다. 이에 대한 보다 엄밀한 분석은 추후 연구과제로 남겨둔다.

한편, 현재 60% 안팎에 달하고 있는 국내 노동시장의 인적 네트워크 의존도는 전 세계적으로도 상당히 높은 수준에 해당한다.[36] 특별히 발달한 경조사 문화, 다양한 동호회와 활발한 동창회 활동, SNS 열풍, 업계 관계자와의 잦은 사적 만남까지 한국사회 각 개인은 다양한 방식으로 구직 네트워크의 유지 및 관리를 위해 노력하고 있으며, 이를 위해 기꺼이 '비용'을 지불하고 있다. 인적 네트워크를 활용한 구직이 개개인의 편익(benefits) 측면에서 이직 성공률을 높인다든지, 이직 후 일자리 매치의 적합성을 개선한다든지 하는 뚜렷한 긍정적 효과를 창출함에도 불구하고, 한국사회 전반의 구직 네트워크 의존도 및 네트워크 관리를 위한 지출(expenditures)은 과도한 수준인 것으로 판단된다.[37]

이는 무엇보다 개개인의 구직 네트워크를 대체할 만한 고용의 사회적 인프라가 충분히 성숙하지 아니한 데 기인하다고 볼 수 있다.[38] 예를 들어 주요 선진국에서는 공공고용서비스(public employment service)가 구직에 기여하는 비중이 10%에 달하는 데 반해, 우리나라는 겨우 1% 안팎에 그치고 있다. 대중교통 인프라가 충분히 갖춰지지 않았을 때,

---

36 이에 대한 보다 구체적인 설명은 한국개발연구원 정책연구시리즈로 출간된 『인적 네트워크(개인의 사회적 자본)의 노동시장 효과 분석』(김영철[2010]) 보고서를 참조하기 바란다.

37 전국의 가구원 2인 이상 가구를 대상으로 한 통계청 조사(2008년)에 따르면, 가구당 월평균 경조사비는 4만 4,709원으로 연간 52만 4,500원에 이른다. 이는 사회 전체적으로는 연간 약 8조원에 이르는 막대한 규모이다.

38 이에 관해서는 KDI 정책포럼으로 출간된 『구직에서의 인적 네트워크의 의존도 추정』(김영철[2011])을 참조하기 바란다.

각 가정이 자동차를 구비하고 다 같이 교통체증에 시달려야 하는 것과 같은 이치이다. 고용의 사회적 인프라를 확충해 나가는 일은 일자리 매치를 통한 고용률의 증대뿐만 아니라 노동시장의 사회적 효율성을 개선하는 차원에서 우리 사회의 시급한 과제 중 하나라 하겠다.

참고문헌

김동헌・김상호, 「직업탐색과 자발적 이직」, 2001 경제학 공동학술대회 발표문, 2001.

김성훈, 「사회연결망과 공식경로를 통한 첫 취업의 개인적 결과와 사회적 결과」, 『한국사회학』, 제39집 제1호, 2005.

김용학, 『사회연결망 이론』, 박영사, 2003.

류석춘 외, 『한국의 사회자본: 역사와 현실』, 백산출판사, 2008.

이병훈, 「구직활동의 영향요인에 관한 탐색적 연구」, 『노동경제논집』, 제25권 제1호, 2002, pp.1~21.

Blau, David and Philip Robins, "Job Search Outcomes for the Employed and Unemployed," *Journal of Political Economy* 98(3), 1992, pp.637~655.

Cochran, William and Donald Rubin, "Controlling Bias in Observational Studies: A Review," *Sankhya* 35, 1973, pp.417~446.

Dawid, A., "Conditional Independence in Statistical Theory," *The Journal of Royal Statistical Society* B 41, 1979, pp.1~31.

Datcher, Linda, "The Impact of Informal Networks on Quit Behavior," *The Review of Economics and Statistics* 65(3), 1983, pp.491~495.

Dehejia, R. and S. Wahba, "Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies," *The Review of Economics and Statistics* 84, 2002, pp.151~161.

Glaeser, E., D. Laibson, and B. Sacerdote, "An Economic Approach to Social Capital," *The Economic Journal* 112, 2002.

Gottschalk, P. and T. Maloney, "Involuntary Termination, Unemployment, and Job Matching: A Test of Job Search Theory," *Journal of Labor Economics* 3, 1985, pp.109~123.

Granovetter, Mark S., *Getting A Job: A Study of Contracts and Careers*, Chicago: University of Chicago Press, 1975.

Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program," *Review of Economic Studies* 64, 1997, pp.605~654.

_____, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator," *Review of Economic Studies* 65, 1998, pp.261~294.

Ioannides, Yannis and Linda Loury, "Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality," *Journal of Economic Literature 92, 2004.*

Lin, Nan, Karen Cook, and Ronald Burt (eds.), *Social Capital: Theory and Research*, Aldine Transaction, 2001.

Marmaros, David and Bruce Sacerdote, "Peer and Social Networks in Job Search," *European Economic Review* 46, 2002, pp.870~879.

Rosenbaum, P. and D. Rubin, "The Central Role of the Propensity Score on Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika* 70, 1983, pp.41~55.

Rubin, D., "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies," *Journal of Educational Psychology* 66, 1974, pp.688~701.

Simon, Curtis and John Warner, "Matchmaker, Matchmaker: The Effect of Old-Boy Networks on Job Match Quality, Earnings, and Tenure," *Journal of Labor Economics* 10(3), 1992, pp.306~330.

Todd, Petra, "Matching Estimators," unpublished manuscript, 2006.

부록

〈Appendix Table 1〉 Distribution of Job Seeking Methods by Type of Job Entry Methods for Experienced Workers

Successful job seeking methods	Job entry methods					Total
	Open recruitment	Scout	Introduction or recommendation	Visiting the company in person	Others	
1 Recruitment information and support by school or institute	12 (3.95)	0 (0)	26 (3.01)	4 (0.69)	0 (0)	42 (2.33)
2 Professor, teacher	2 (0.66)	0 (0)	8 (0.93)	0 (0)	0 (0)	10 (0.55)
3 Friends, relatives	5 (1.64)	2 (12.5)	509 (58.98)	28 (4.8)	2 (5.56)	546 (30.3)
4 Public job agency	3 (0.99)	0 (0)	7 (0.81)	9 (1.54)	4 (11.11)	23 (1.28)
5 Private job agency	3 (0.99)	0 (0)	29 (3.36)	16 (2.74)	1 (2.78)	49 (2.72)
6 Media advertisement	53 (17.43)	1 (6.25)	21 (2.43)	209 (35.85)	13 (36.11)	297 (16.48)
7 Visiting the company in person	2 (0.66)	0 (0)	13 (1.51)	85 (14.58)	0 ((0)	100 (5.55)
8 Family	1 (0.33)	1 (6.25)	21 (2.43)	2 (0.34)	0 (0)	25 (1.39)
9 Internet	205 (67.43)	3 (18.75)	22 (2.55)	179 (30.7)	9 (25)	418 (23.2)
10 Acquaintance working for the wanted company	7 (2.3)	3 (18.75)	90 (10.43)	20 (3.43)	0 (0)	120 (6.66)
11 Acquaintance from the work	6 (1.97)	4 (25)	102 (11.82)	18 (3.09)	0 (0)	130 (7.21)
12 Others	5 (1.64)	2 (12.5)	15 (1.74)	13 (2.23)	7 (19.44)	42 (2.33)
Total	304 (100)	16 (100)	863 (100)	583 (100)	36 (100)	1,802 (100)

Note: 1) The samples consists of 1,802 experienced workers who newly get a job in data from the 6th to 10th Korean Labor & Income Panel Study.
2) ( ) denotes the percentage of distribution of job search channels that correspond to each method of getting a job.

〈Appendix Table 2-A〉 Mean-Difference T-test Results for Propensity Score Blocks

Block no.	Willingness to continue to work for the current company	Willingness to maintain the current work	Gender	Age	Age^2	Educational Background	Marriage	Regular/ Non-regular worker	First-time (or second) employment	Wage (log)
	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference
1	1.64 (4.55)	1.16 (3.95)	0.48 (0.11)	-1.02 (2.07)	-149.13 (194.54)	-0.03 (0.44)	0.03 (0.05)	0.09* (0.04)	0.00 (0.09)	0.07 (0.13)
2	-2.54 (2.03)	0.50 (1.91)	0.03 (0.06)	0.07 (1.23)	-16.29 112.32	-0.22 (0.20)	-0.06 (0.04)	0.04 (0.04)	-0.02 (0.06)	0.01 (0.07)
3	0.36 (1.31)	-0.76 (1.29)	0.02 (0.04)	-0.94 (0.88)	-70.67 (78.70)	-0.01 (0.12)	0.00 (0.03)	-0.04 (0.03)	0.08 (0.04)	0.01 (0.04)
4	-0.79 (1.28)	-1.17 (1.22)	-0.01 (0.04)	0.71 (0.79)	64.28 (68.61)	0.00 (0.10)	-0.04 (0.03)	-0.02 (0.03)	0.01 (0.04)	-0.05 (0.03)
5	0.26 (1.42)	1.44 (1.44)	-0.05 (0.04)	0.68 (0.77)	62.11 (62.01)	-0.12 (0.10)	0.04 (0.04)	0.00 (0.03)	-0.06 (0.04)	-0.01 (0.04)
6	0.61 (1.51)	1.52 (1.51)	-0.08 (0.04)	-0.43 (0.73)	-36.55 (56.61)	0.06 (0.10)	0.02 (0.04)	0.02 (0.04)	-0.07 (0.04)	0.07 (0.04)
7	0.10 (1.33)	-1.34 (1.31)	-0.02 (0.04)	0.43 (0.58)	27.26 (42.96)	0.03 (0.08)	-0.02 (0.04)	0.01 (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.03)
8	0.45 (1.46)	1.73 (1.43)	0.08* (0.04)	0.44 (0.52)	32.33 (36.15)	0.07 (0.07)	0.00 (0.04)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.03 (0.03)
9	1.28 (2.59)	-0.10 (2.46)	0.00 (0.06)	0.61 (0.65)	30.33 (39.30)	-0.16 (0.12)	-0.03 (0.05)	0.06 (0.06)	-0.10 0.06	0.04 (0.06)
10	5.00 (4.07)	1.14 (3.94)	0.13 (0.09)	-0.35 (0.81)	-16.26 (44.54)	0.04 (0.17)	0.00 (0.07)	0.07 (0.08)	0.01 (0.09)	-0.03 (0.09)

Note: 1) Mean difference t-test between observations in the treated group and those in the untreated group.
2) * indicates the 5% significance level in the t-test.
3) ( ) means standard errors.

〈Appendix Table 2-B〉 Mean-Difference T-test Results for Propensity Score Blocks

Block no.	Wage $(log)^2$	Size of employees (log)	Educational fit in the previous panel study	Wage satisfaction	Working environment satisfaction	Job satisfaction	Working for service/sales position	Working for agricultural & fishery industries	Regular/ Non-regular worker × educational background	Willingness to continue to work for the current company × willingness to maintain the current work
	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference	Difference
1	0.52 (1.47)	0.54 (0.53)	2.02 (3.79)	6.56 (5.64)	-0.48 (4.80)	-1.01 (4.21)	0.02 (0.05)	0.01 (0.03)	0.03 (0.47)	259.54 (606.38)
2	-0.06 (0.73)	0.43 (0.27)	0.46 (1.97)	0.47 (2.47)	-3.03 (2.20)	-1.82 (1.88)	0.02 (0.02)	0.00 (0.01)	-0.04 (0.26)	-98.27 254.62
3	0.06 (0.41)	0.11 (0.17)	-1.51 (1.58)	-0.30 (1.56)	2.55 (1.42)	0.13 (1.17)	-0.02 (0.02)	0.00 (0.00)	-0.11 (0.18)	-2.46 (157.76)
4	-0.52 (0.34)	0.00 (0.15)	-0.75 (1.55)	-1.11 (1.37)	-0.46 (1.33)	-0.05 (1.10)	-0.04 (0.02)	0.00 (0.01)	-0.11 (0.16)	-105.85 (142.03)
5	-0.08 (0.35)	0.06 (0.17)	0.53 (1.76)	-0.47 (1.52)	-0.17 (1.44)	-0.36 (1.23)	0.03 (0.03)	0.00 (0.01)	-0.04 (0.18)	176.36 (162.13)
6	0.63 (0.35)	-0.05 (0.17)	2.73 (2.01)	0.49 (1.50)	2.11 (1.45)	0.40 (1.24)	-0.06 (0.03)	0.01 (0.01)	0.15 (0.19)	146.59 (162.25)
7	0.08 (0.29)	-0.18 (0.14)	-0.45 (1.74)	0.16 (1.27)	-0.31 (1.27)	0.05 (1.08)	0.05 (0.03)	0.00 (0.01)	0.10 (0.16)	-106.40 (135.77)
8	-0.22 (0.28)	-0.14 (0.14)	0.28 (1.89)	-0.28 (1.27)	-1.63 (1.31)	0.86 (1.11)	0.00 (0.03)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.17)	67.66 (137.84)
9	0.37 (0.47)	-0.13 (0.21)	1.43 (3.71)	1.33 (2.04)	0.46 (2.27)	-0.70 (1.87)	0.01 (0.06)	-0.02 (0.02)	0.15 (0.29)	-11.16 (217.79)
10	-0.28 (0.74)	0.21 (0.26)	0.77 (6.12)	1.61 (3.52)	-2.47 (3.66)	-1.13 (3.40)	-0.13 (0.09)	0.02 (0.02)	0.19 (0.38)	132.95 (304.59)

Note: 1) Mean difference t-test between observations in the treated group and those in the untreated group.
2) * indicates the 5% significance level in the t-test.
3) ( ) means standard errors.

韓國開發研究
제34권 제3호(통권 제116호)

Korean National Income Based on a Chain Index: 1953~2010

Chang-gui Park
(Senior Economist, Economic Research Institute, The Bank of Korea)

연쇄가중법에 의한 한국의 국민소득: 1953~2010

박 창 귀
(한국은행 경제연구원 선임연구원)

* 박창귀: (e-mail) changgui@bok.or.kr, (address) 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul, 100-794, Korea.

• Key Word: GDP(GDP 통계), Long-term Time Series(장기 시계열), SNA(국민계정체계), Chain Weighted Method(연쇄가중법)
• JEL Code: E01
• Received: 2011. 11. 8 • Referee Process Started: 2011. 11. 10
• Referee Reports Completed: 2012. 4. 27

ABSTRACT

Korea's national income statistics have been compiled by the Bank of Korea since 1953. However, there is a break in the time series. The current time series (1970 onward) is based on the '1993 SNA (System of National Accounts)' suggested by the UN, and the previous time series (1953~1970) was based on the '1953 SNA'.

The difference between the previous and current time series is 4.8% in 1970 when the two series overlap. The difference is even greater in terms of comparisons across industries. In addition, it has now become even more difficult to connect the current and the previous time series because, in 2009, the Bank of Korea introduced a chain weighted method for calculating the current time series (1970 onward).

Under the chain weighted method, the time series underwent substantial modification; for instance, the economic growth rate during 1970~2005 is 0.9%p higher than the rate under the general method. This paper applies chain weighted values and the '1993 SNA' to the previous time series (1953~1970) by utilizing various national account manuals published by the UN and previous Korean input-output tables in order to calculate a long term time series from 1953 to 2010 based on the same criteria as the current time series (1970 onward).

In the revised time series, it appears that 1953 GDP at current basic prices is 3.5% higher and the growth rate for the period of 1953~1970 is 1.5%p higher each year than under the previous time series. Under the revised time series the size of the Korean economy as of 2010 is 50-fold bigger than that of 1953. In terms of industries, manufacturing and SOC show significant expansion whereas the extent of that of the service industry is relatively small.

우리나라 국민소득 통계는 한국은행에 의해 1953년부터 공식적으로 발표되고 있지만 UN이 제시한 매뉴얼인 「1993 SNA」에 의해 작성된 1970년 이후의 현행 계열과 「1953 SNA」에 의해 작성된 1953~70년의 구계열로 시계열이 단절되어 있다. 더구나 2009년에 한국은행이 1970년 이후 현행 계열에 연쇄가중법을 도입하면서 고정가중법에 의한 기존의 시계열과 더 큰 차이를 보이게 되었다.

본고에서는 UN이 발표한 각종 국민계정 매뉴얼, 우리나라의 과거 산업연관표 등을 활용하여 1953년부터 1970년까지의 구계열에도 포괄범위를 일치시키고 연쇄가중치를 적용하여 1953년부터 2010년까지의 장기 시계열을 일관된 기준으로 구해 보았다.

수정 계열은 구계열에 비해 1953년 경상 기초가격 GDP가 3.5% 높아졌고 성장률은 1953~70년 중 평균 1.5%p 상승한 것으로 나타났다. 한편, 수정 계열을 이용하여 지난 60년간의 우리 경제 변화상을 살펴본 결과 경제규모가 50배 이상 커진 것으로 나타났다. 산업별로는 제조업 및 SOC 산업은 크게 확대된 반면 서비스업은 상대적으로 확대 폭이 작았다.

I. Introduction

The Bank of Korea has announced Korean national income statistics since 1953. However, there is a break in the time series in 1970. Seeking to reduce the differences in classifications and scope by economic activities between the two time series, Nak-Nyeon Kim (2009) applied basic prices as in the current time series to the former time series (1953~1970), the first time such a technique had been employed using Korean data.

However, the criteria of the current and former time series match only partially and no methods of eliminating the time series disarray caused by the chain weighted method are presented because the calculation is based on the data prior to its application.

The break in the Korean national income statistics in 1970 is caused by several revisions in the national income estimation manual having been undertaken since the first release of national income statistics in 1958. The first national income statistics of Korea were based on the '1953 SNA (System of National Accounts)'[1] recommended by the UN. Since then, the manual has been amended a number of times to accord with '1968 SNA', '1993 SNA' and so on, reflecting improvements in statistical methods, the integration of the Korean economy into the global economy and changes in the government's roles.

As the UN manual has changed several times, previous time series should also have been amended based on the latest manual, the '1993 SNA', but revision of the Korean national income statistics has been undertaken only for the period from 1970 onward, thereby giving rise to a break in the current Korean national income statistics, which are divided into the current time series for the period of 1970 onward based on the '1993 SNA' and the previous time series for the period of 1953~1970.

In the case of 1970 when there is overlap between the two series of statistics, the difference between the current and previous time series is 4.8% when comparison is based on total GDP, and the difference is even bigger in regard to comparison between industries in the two time series. In other words, it has been difficult to examine changes in the Korean economy on the basis of a consistent standard. In addition, the introduction of the chain weighted method by the Bank of Korea for the calculation of the current time series in 2009 made the connection between the

1 UN, "A System of National Accounts and Supporting Tables: 1953 SNA," 1953.

current and former time series even more problematic, and caused the statistics to differ from the long-term time series based on the fixed weighted method employed by Kim Nak-Nyeon. The introduction of chain weighted method brought about extensive changes in the time series. For instance, the annual economic growth rate during 1970~2005 is 0.9%p higher on average under the chain weighted method.

This paper sets out to compile a long-term time series for the period of 1953~2010 for the first time. We do so by using coherent criteria and utilizing the UN national account manuals and previous input-output tables of Korea. Efforts are directed particularly toward identifying the characteristics of chain weighted method and suggesting practical methods for its utilization.

This paper is composed as follows. Chapter Ⅱ looks into existing national account data and identifies the characteristic of each component data set. This chapter also tracks data relevant to national income statistics such as the input-output tables, because the value added of the input-output tables is the same as national income statistics. Chapter Ⅲ explores ways to connect the former and current time series, and establishes a time series for the national income statistics for the entire 58-year period since 1953. Chapter Ⅳ reviews the connection of the two time series and undertakes an analysis of the differences between the time series before and after the connection. The chapter also attempts an overview of the changes in the Korean economy over the last 58 years using the connected data. Chapter Ⅴ summarizes the research.

II. National income statistics in Korea

In 1957, the Bank of Korea was designated as the official compilation agency for national income statistics. In 1958, it announced national income statistics for the period of 1953~1957 based on the System of National Accounts and Supporting Tables (hereinafter referred to as '1953 SNA') recommended by the UN. These were the first officially recognized national income statistics of Korea. As shown in <Table 1>, the statistics were compiled with 1955 as the base year, and thereafter the base year was changed every 5 years. The 1953 SNA manual was used for the last time in 1975 to revise the base year for the period of 1953~1977. Statistics were compiled based on the 1968 SNA from the 1980 base year revision and eventually to 1993 SNA from the 2000 base year revision.

Accordingly, the national income statistics from 1970 to the present are based on the '1993 SNA', and the data for 1953~1969 are based only on the '1953 SNA'.

<Table 1> Korean National Income Statistics Base Years

Base year	Year of announcement	Applied period	Applied manual
1955	**1958**	**1953~1957**	**1953 SNA**
1960	1964	1953~1963	"
1965	1967	1953~1966	"
1970	1972	1953~1971	"
1975	**1978**	**1953~1977**	"
1980	**1987**	**1970~1985**	**1968 SNA**
1985	1989	1970~1987	"
1990	1994	1970~1992	"
1995	1999	1970~1997	" (partial introduction of 1993 SNA)
2000	**2004**	**1970~2002**	**1993 SNA**
2005[1)]	2009	1970~2007	"

Note: 1) Since the chain weighted value is applied, 2005 is the reference year.
Source: The Bank of Korea, "Korea's National Accounts System," 2010.

The '1953 SNA' differs from the '1993 SNA' in terms of its basic system, scope and processing method.

Regarding the basic system, the 1953 SNA has individual accounting systems such as those for national income, the input-output table and the money flow table whereas the 1993 SNA consolidates all these accounting systems in order to improve connectivity among statistics. The scope of fixed asset formation is expand to include intangible fixed capital and military supplies transferable to civilian use. And the government's characteristics are changed from being a consumer to being both a consumer and producer. Therefore, the scope of government fixed capital formation, which was limited to government buildings, is expanded to include expenses on machinery and equipment, military supplies transferable to civilian use, and Social Overhead Capital (SOC).

In addition to the differences in the estimation manual, which is the biggest cause of the discontinuity in the time series, the availability of basic statistics, coming out of new production also contribute to this discontinuity. The followings sections set out the characteristics of the former and current time series, and input-output tables that would help make up for the discontinuity in the time series.

<Table 2> Major Differences between Previous and Current Time Series

	Previous time series (1953~1969 years)	Current time series (1970~2010 years)
Prices	Market prices	Basic prices
Income tax	Included in retail and wholesale	Specified separately from retail and wholesale
Weight values	Fixed weighted value	Chain weighted value
Characteristics	The aggregate of the lower real value matches that of the higher real value	The aggregate of the lower real value does not match that of the higher real value

1. Previous Time Series (Fixed-Base-Year GDP): 1953~1970

The GDP statistics compiled in the previous time series (1953~1970) were revised for the last time with 1975 as the base year, and they comprise the agriculture and fishery, mining, manufacturing and service industries. Among the relevant publications, 'National Income in Korea', issued in 1982, is the final edition.

Major statistics are recorded in the Economic Statistics System (ECOS) of the Bank of Korea. The time series is compiled based on the '1953 SNA', wherein each industry's output is multiplied by the value added ratio, thereby estimating total value added. Constant value added is estimated by either extending the base year value added or converting current value added, rather than employing the currently used double deflation method.[2]

2. Current Time Series (Chain Weighted GDP): 1970~2010

The GDP statistics for 1970 onwards have been announced every five years since 1980, and the final version of the GDP statistics for the current time series (1970~2010) with 2005 as a reference year was compiled in 2009. This time series is calculated, unlike previous statistics, based on the '1993 SNA' by using the chain weighted method. The output amount and the value added of each industry are calculated individually, with value added being broken down into detailed items (compensation of employees, operating surplus, depreciation of fixed capital and net taxes on production). And realization at constant value is by the double

2 Double deflation is a method whereby gross value added is measured at constant prices by subtracting intermediate consumption at constant prices from output at constant prices.

deflation method.

3. Previous Input-output Tables

Input-output tables and national income statistics are inseparably wedded to each other. However, there is a difference between the two. Input-output tables show both intermediate input and value added, whereas national income statistics exclude intermediate input, or the value of inter-industrial transactions. Accordingly, theoretically speaking, the value added or final expenditure amount of the two statistics should be the same.

The first official Korean input-output tables were produced for the year 1960 in 1962. Thereafter, the Bank of Korea itself compiled input-output tables for the benchmark years of 1963, 1966, 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005 and update versions. These statistics are available at the Bank of Korea's ECOS and provide useful information with respect to how to deal with value added when comparing and analyzing differences between the current and former time series of the national income statistics.

III. Method of Connecting the Previous and Current Time Series (1953~2010)

Generally, GDP data are revised to include additional value added that has emerged since compilation or following a change in the estimation method or scope of national income.

Regarding the method, there is still controversy over whether to update the data at uniform ratios by going back to the initial period, or to revise gradually without changing the initial data values. For instance, revising the data to the initial period will be difficult as new industries emerge after the compilation process. However, if the method of compiling statistics changes, as it did in the US[3], the initial data values need to be changed too.

3 Eugene P. Seskin, "Improved Estimates of the National Income and Product Accounts for 1959~98 Results of the Comprehensive Revision," *Survey of Current Business*, 1999.

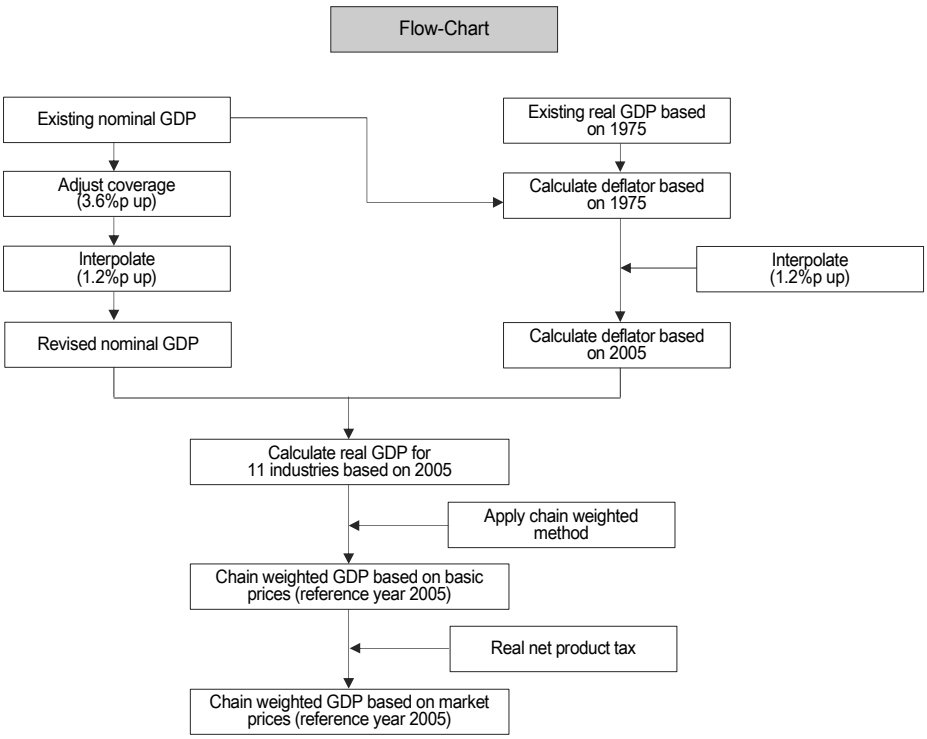
1. Principles of Connection and Classification of Economic Activities

The following principles of connection are established in light of the data availability of the former time series with a 1975 base year, the current time series with a 2005 base year, and the national account manual recommended by international organizations like the UN (1953 and 1993 SNA).

1) Establishing Previous Time Series Based on Basic Prices

The value added of each industry in the previous time series GDP statistics (1953~1970) was calculated based on market prices, whereas the current time series GDP statistics (1970 onward) were established based on basic prices in which net taxes on production (taxes – subsidy) is deducted from the market price. Accordingly, the former time series first needs to be drawn up based on basic prices in order to be connected with current time series. There are two methods of doing

[Figure 1]



[Figure 2]

<table>
<tr><td rowspan="2">Former time series</td><td colspan="4">GDP based on market prices</td><td rowspan="2">net factor income D</td><td rowspan="2">GNP E= C+D</td></tr>
<tr><td colspan="3">industry 1 ..... m</td><td>C= $\sum$ industry</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Current time series</td><td colspan="3">GDP based on basic prices</td><td rowspan="2">market price GDP C=A+B</td><td rowspan="2">net factor income D</td><td rowspan="2">GNI E=C+D</td></tr>
<tr><td>industry 1 ..... n</td><td>A= $\sum$ industry</td><td>net product tax B</td></tr>
</table>

this. The first is to deduct net taxes on production from the value at market prices. The second is to estimate basic prices by summing up factor cost (compensation of employees + operating surplus + depreciation of fixed capital + net taxes on production).

The inadequacy of basic data for estimating net product tax before 1970 makes the first method unworkable. The second method of estimating basic prices in consideration of factor cost can be adopted if the GDP data for each industry from the 1982 edition of Korean national income are utilized.[4]

Therefore, this paper employs the second method in order to convert the criterion from market prices to basic prices. GDP based on factor cost appears smaller than that based on market prices by an amount equivalent to net indirect tax.[5]

In the 1982 edition of 'Korean National Income', GDP based on factor cost is defined as the sum of compensation of employees, operating surplus and depreciation of fixed capital. To calculate total GDP, the net indirect tax of the former time series is converted to net product tax through partial adjustment, and then the net product tax is added to the GDP figure based on basic prices from the former time series. GNI is derived by adding net factor receipts from abroad to total GDP at market prices.

2) Bringing Concepts and Estimation Methods into Line

First, the method for estimating the government service of the former time series is changed. The former time series recognizes the government as a consumer, and

4 The Korean GDP data for individual industries gives each industry's GDP by factor cost.
5 The Bank of Korea, "Korean National Income," 1982 edition, p.56.

therefore identifies government services as final consumption and considers only factor cost as added value. The current time series recognizes the government as a producer as well as a consumer, and therefore identifies final consumption after estimating the output of government services.[6]

In addition, the scope of fixed capital formation in the government sector is expanded. The former time series considers only fixed capital formation in buildings in its calculation, whereas the current time series considers fixed capital formation in buildings as well as in machinery, equipments, roads and military facilities with non-destructive purposes in its calculation. Accordingly, the scope of fixed capital formation in the former time series is expanded to that of the current time series. As a result, the total sum GDP of the revised time series is higher than that of the former time series in which output and value added are estimated at cost.

Second, taxes on imported goods are separated from the retail and wholesale industries of the former time series and added to net taxes on product. Taxes on imported goods, which are included in retail and wholesale industry in the former time series, are hear stripped out from them.

Third, the classification of the house ownership industry is matched. The previous time series considers house ownership as an independent industry, whereas the current time series includes it in the real estate industry. Hence, the former classification standard criterion is changed to correspond to the criterion of the current time series.

Fourth, the communications industry is separated out. In the previous time series, transport, storage and communication are in the same classification. To match the two time series, communication is therefore separated out and classified with business and personal services.

3) Classification by Economic Activities

Industries are classified into 11 categories in <Table 3>.

6 The Bank of Korea, “1960 Input-Output Table,” 1964.

<Table 3> Industrial Classification

Former time series (1953~1969)	Current time series (since 1970)
1. Agriculture and fishery	1. Agriculture and fishery
2. Mining	2. Mining
3. Manufacturing	3. Manufacturing
4. Electricity, gas and water supply	4. Electricity, gas and water supply
5. Construction	5. Construction
6. Retail and wholesale	6. Retail and wholesale
7. Restaurant and accommodation	7. Restaurant and accommodation
8. Transport and storage (communication → social services)	8. Transport and storage
9. Finance, insurance, real estate and business services (house ownership and service industry included)	9. Finance, insurance, real estate and business services
10. Public administration and defense	10. Public administration and defense
11. Social and personal services	11. Social and personal services

2. Method of Connecting Time Series

1) Analysing Differentiating Factors between Former and Current Time Series

This paper looks into factors differentiating the two time series after bringing them into line by converting the market prices of the former time series to base prices of the current time series. The differences mainly comes from ① the expanded scope of fixed capital formation in the manufacturing sector, ② the estimated volume of home ownership, and ③ the inclusion or exclusion of some elements of fixed capital formation in public administration and defense.

The total changed-value of GDP at basic prices amounts to 116.3 billion won in 1970 when the current and previous time series overlap. Out of this, the fixed capital formation in the manufacturing industry is 32.1 billion won, owner-occupied housing in the real estate is 42.9 billion won, the public administration and defense is 34.4 billion won, respectively accounting for 27.6%, 36.9% and 29.6% of the total.

Regarding the construction, its value under the previous time series appears to be about 10 % lower in 1970 than under the current time series, which seems mainly attributable to differences in estimation methods. The Bank of Korea estimated the previous time series by working out construction cost, before

multiplying by the value-added rate.[7] Currently, the Bank of Korea collects data on the construction costs of construction companies, and value-added rate of each construction project is estimated through a more detailed look at the compensation of employees, operating surpluses, the depreciation of fixed capital and so on.

Regarding the public administration and defense sector, the depreciation of fixed capital accounts for 2.3% in the value added of the 1960 Input-Output table and 3.4% in the value added of the 1966 Input-Output Table. In 2008, the ratio rose to 30.6% as the scope of the depreciation of fixed capital had widened; hence we raised the base value of the previous time series by 25.6%, which represented the size of the gap between the two time series.

2) Methods of Connecting Time Series

a. Production (at current prices)

There are two types of method for connecting up the previous time series, which is based on different criteria, like Korean national income: either fixing or changing the initial values. The former was extended by interpolation without changing 1953 initial value. Kim (2009), who conducted a research study on methods of connecting the time series of Korean national statistics, adopted the method of fixing initial values. The focus of his research was placed on bringing the scope of the statistics into line rather than on matching the existing time series. The problem, however, was that the difference in the pre- and post- 1970 values widened considerably.

Meantime, the Bureau of Economic Analysis of the US Department of Commerce changes initial values when the cause of difference lies in definitions or in changes of classification and statistical methods.[8] This paper adopts the method of changing the initial values if the cause of the difference lies in definitions or in changes of classifications and statistical methods, and it uses the method of fixing initial values and extending by interpolation in other cases. Detailed revisions on individual industries are made in light of methods of compiling national income statistics in the past, and SNA of the United Nations.

The method of connecting the current and former time series on the basis of

---

7 The value-added ratio is based on the survey data in the 1960 Input-Output Tables. And it is noted that a value-added ratio based on an independently conducted investment survey is used in both 1966 and 1970. The Bank of Korea (1982), *op. cit*., p.100.

8 Eugene P. Seskin and Shelly Smith, "Improved Estimates of the National Income and Product Accounts, Results of the 2009 Comprehensive Revision," *Survey of Current Business*, 2009.

current prices involves four main steps. First, the methods of processing or changing scope of the two time series should be matched in order to connect the current and former time series. The differences between value added at market prices and value added based on factor cost are used in order to separate out taxes on imported goods from the retail and wholesale industries.

Second, interpolation is employed to deal with the still remaining difference after the processing methods of the two time series are brought into line. However, increase or decrease in inventories, net factor income, and statistical discrepancy are the same as those in the previous time series. Third, the total sum of value added based on basic prices was made by the sum of industry's GDP, which was the revised time series for individual industries.

Fourth, the conversion of GDP at basic prices to GDP at market prices requires net product taxes. However, in 1970, when the net indirect taxes of the former time series and the net product taxes of current time series overlap, net indirect taxies are 5.2% larger than net product taxes. The reason for this seems to be that indirect taxes include more taxes than product taxes. Accordingly, the former time series is matched with the current time series through the reduction of an amount equivalent to the excluded amount from the former time series.

GNI is calculated by adding net factor income from abroad to newly calculated GDP based on market prices; and the result only relates to current prices.

b. Production (at constant prices)

The chain weighted method should be applied to the current GDP statistics time series of production[9] in order to obtain a new economic growth rate using the revised national income statistics. In order to get the real GDP of the current time series, the previous time series should be recompiled based on 2005 prices because the reference year of current GDP is the year of 2005. This process requires a deflator (current value added/constant value added based on 2005 data). Theoretically, the deflator with the 2005 reference year can be obtained by using

9 The US and Japan estimate and announce their economic growth rates based on expenditure data. However, Korea has done so based on production activity data since the 1950s. Nathan Associates, Inc., who came to Korea after the Korean War to consult on reconstruction and development, publishing a report titled "An Economic Program for Korean Reconstruction, 1954", noted that "Korean GDP, as a tool to draw up economic development plans, was estimated focusing on production activity data. Since fundamental statistics were almost non-existent in Korea, easily accessible estimation and data processing methods were adopted in consideration of production activity data." The Bank of Korea (2009c), p.44.

the deflators in the current and former time series.

However, this method is valid only when the current value of the corresponding year in the current time series, whose reference year is 2005, matches the current value of the corresponding year in the previous time series, whose base year is 1975. When current value changes due to variation in scope, as in this paper, the deflator referenced on 2005 can be projected backward until 1953 by reflecting the rate of increase of the deflator based on 1975.

Real value added by individual industries can be obtained through deflators calculated by this method. And gross value added, obtained by summating all the real value added by industries, is a constant value resulting from the previously adopted fixed weighted method. However, the national income statistics were compiled based on the chain weighted method in 2009 by the Bank of Korea, and therefore, gross value added should be reevaluated based on the chain index.

One can turn constant GDP at basic price estimated by this process into constant GDP at market price by adding constant net product tax to constant GDP at basic prices. The constant prices of product tax or product subsidy are calculated by multiplying the real output of the year under comparison by the tax rate or subsidy rate of the reference year. Since output amount data before 1970 are lacking, the adjusted data were estimated by utilizing the rate of increase in each industry's value added, real net product taxes, current product taxes and product subsidies in 1970.

c. Expenditure

Expenditure is estimated from the viewpoint of consumers, not producers. Hence, expenditure is based on market prices including net product taxes. However, matrix data with a product amounts and product taxes are not available. Hence, this paper includes in expenditure the changed amount of value added at basic prices, which is estimated from production activities, without consideration of product taxes. As a result, finance, insurance, real estate and business services show a relative large expansion, whereas construction, accommodation and food services all shrink.

These differences between the previous and the current time series in production activity are allocated to expenditure as below. First, housing related services, accommodation and food service are categorized simply as private consumption; public administration and defense as government consumption; and construction as fixed capital formation. Transport and storage services and others are allocated in <Table 4> in proportion to final demand by industry using the domestic transaction table of the 1960 input-output tables.

<Table 4> Changes in Production Activity Reflected in Expenditure

(Unit: %)

	Private expenditure	Government expenditure	Fixed capital formation
Agriculture, forestry and fishery	100.0		
Mining	100.0		
Manufacturing	94.7		5.3
Electricity, gas and water supply	86.0	14.0	
Construction			100.0
Retail and wholesale	95.7	2.0	2.1
Food and accommodation	100.0		
Transport and storage	89.9	9.1	1.0
Finance, insurance and real estate	75.7	24.3	
Public administration and defense		100.0	
Social and personal services	70.7	29.3	

IV. Result of Time Series Connection

1. Comparison between Time Series Before and After the Revision

<Table 5> compares the current value added time series before and after the revision. Annual figures show that the total GDP of revised time series rose by 3.5% in 1953, by 2.7% in 1956, and by as much as 4.8% in 1970. This reflects the fact that the rate of increase in each industry varies from year to year.

<Table 6> shows figures for revised real GDP. Real GDP (at basic prices) in 1953 with reference year 2005 prices is 17 trillion KRW, and increases by an annual average of 7.6% during 1953~1970 to amount to 58.9 trillion KRW in 1970. Shown by industry, the real GDP of the agriculture, forestry and fishery industry was 6.8 trillion KRW in 1953 and it less than doubled to 12.5 trillion KRW in 1970, whereas the real GDP of the manufacturing industry increased by more than 10 times from 0.4 trillion KRW in 1953 to 5.1 trillion KRW in 1970.

The economic growth rate changes in line with the revision of real GDP. <Table 7> shows the difference in growth rates between the current and former time series. In 1954, the GDP growth rate of the revised time series is 1.2%p higher than that of the former time series. It is 3.0%p higher than the former time series in 1968, and

<Table 5> Comparison between Time Series Before and After the Revision (at basic prices)

(Unit: billion KRW, %)

	Before revision (A)	After revision (B)	(B/A), %
1953	45.7	47.3	3.5
1954	62.4	64.9	3.9
1955	108.7	111.9	2.9
1956	144.7	148.6	2.7
1957	186.7	192.4	3.1
1958	190.9	197.9	3.7
1959	199.9	208.2	4.2
1960	224.7	234.4	4.3
1961	273.2	284.8	4.2
1962	325.6	340.3	4.5
1963	469.4	488.4	4.0
1964	678.1	704.3	3.9
1965	750.8	781.8	4.1
1966	951.4	992.3	4.3
1967	1,159	1,212.6	4.6
1968	1,478.3	1,547.1	4.7
1969	1,928.6	2,016.7	4.6
1970	2,413.7	2,530.0	4.8
Average	644.0	672.4	4.0

increases by an average of 1.5%p during 1954~1970 which is mainly attributable to the revision of current GDP, and to the change of the previously-used fixed weighted index to a chain weighted index.

According to index theory, substitution bias[10] arising from the fixed weight method is greatly reduced when the chain weighted method is applied, in which process, in general, the growth rate before the reference year is revised upward whereas that after the reference year is revised downward. With the introduction of the chain weighted method, the annual economic growth rate in Korea during 1971~2005 is seen to increase by an average of 0.9%p.

The growth rate of the former time series increases after the revision because the real volume growth rate is over-estimated in the fixed weighted method in which

10 Refers to a phenomenon in which a gap appears between real index and fixed weighted index which uses a fixed commodity basket or weighted value because the fixed weighted index fails to reflect changes in relative prices and quantity system that appears as time goes by. The Bank of Korea, "Understanding Chain Weighted Measures of Economic Growth," 2009, p.27.

<Table 6> Real Value Added by Industry

(Unit: trillion KRW)

	Agriculture, forestry, fishery	Manufacturing	Construction	Retail, wholesale	Food, accommodation	Transport, storage	Finance, insurance and real estate[1)]	Public administration and defense	Basic price GDP
1953	6.8	0.4	0.6	1.4	0.6	0.2	2.6	13.8	17.0
1954	7.3	0.5	0.8	1.4	0.7	0.2	2.6	12.8	18.0
1955	7.5	0.6	0.8	1.6	0.7	0.3	2.8	12.7	19.2
1956	7.0	0.7	0.7	1.6	0.8	0.3	2.9	12.3	19.2
1957	7.6	0.8	0.9	1.9	0.9	0.3	3.0	11.7	20.9
1958	8.2	0.9	0.9	1.9	1.0	0.4	3.2	10.9	22.2
1959	8.2	0.9	1.1	2.2	1.2	0.4	3.3	10.7	23.3
1960	8.0	1.0	1.1	2.3	1.1	0.5	3.4	10.6	23.8
1961	9.0	1.1	1.2	2.3	0.9	0.5	3.5	10.5	25.2
1962	8.5	1.2	1.4	2.6	0.9	0.5	3.7	10.8	26.1
1963	9.3	1.4	1.7	2.8	1.0	0.6	3.8	11.2	28.7
1964	10.8	1.5	1.8	2.8	1.0	0.7	4.1	11.5	31.7
1965	10.7	1.9	2.2	3.0	1.2	0.9	4.4	11.8	33.8
1966	11.9	2.2	2.7	3.5	1.3	1.1	4.6	12.6	38.2
1967	11.3	2.7	3.2	4.1	1.6	1.4	5.0	13.3	41.3
1968	11.4	3.4	4.5	4.8	1.8	1.8	5.5	14.0	46.8
1969	12.6	4.2	6.2	5.5	2.0	2.3	6.0	14.6	53.7
1970	12.5	5.1	6.5	6.4	2.4	2.8	6.7	15.4	58.9

Note: 1) Finance, insurance, real estate and business services.

the high weighted value of the reference year and the high volume growth rate of the comparison year are applied. For instance, the share of manufacturing products in industry was very small in the 1950s, but since then it has increased significantly, whereas that of agriculture, fishery and forestry products has moved along a path in quite the opposite direction.

2. Characteristics of the Korean Economy Seen from the Perspective of the Long Term Time Series

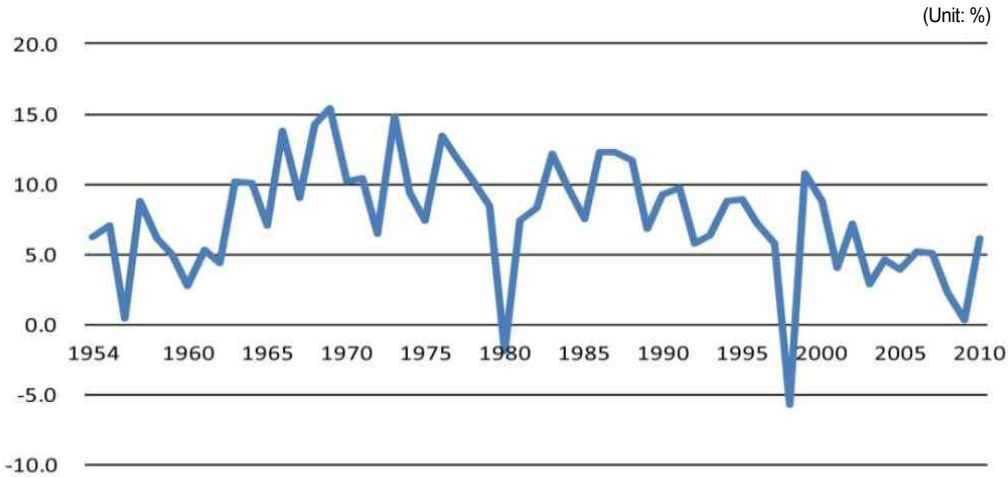
[Figure 3] shows economic growth trends during the 58 years after the Korean war until 2010 using the revised time series. The growth rate was low right after the

<Table 7> Differences in Economic Growth Rates between the Current and Former Time Series

(Unit: %)

	Before revision(A)	After revision(B)	A-B, %p
1954	6.3	5.1	1.2
1955	7.2	4.5	2.5
1956	0.5	-1.4	1.8
1957	8.8	7.6	1.2
1958	6.1	5.5	0.7
1959	4.9	3.8	1.2
1960	2.9	1.1	1.7
1961	5.3	5.6	-0.3
1962	4.5	2.2	2.2
1963	10.3	9.1	1.1
1964	10.1	9.6	0.5
1965	7.0	5.8	1.2
1966	13.9	12.7	1.1
1967	9.1	6.6	2.5
1968	14.3	11.3	3.0
1969	15.4	13.8	1.6
1970	10.2	7.6	2.6
Average	8.0	6.5	1.5

[Figure 3] Economic Growth Rate



<Table 8> Average Annual Economic Growth Rate in Each Decade

(Unit: %)

1950s	1960s	1970s	1980s	1990s	2000s	Total average
5.6	9.2	10.3	8.6	6.7	4.6	7.6

<Table 9> Growth Ratios by Industry (2010/1953)

(Unit: times)

Agriculture, forestry and fishery	Manufacturing	Electricity, gas and water supply	Construction	Retail and wholesale	Transport and storage	Finance, insurance and real estate	Public administration and defense	Basic GDP
4.2	664.3	1349.4	98.6	55.8	245.5	69.2	4.1	55.5

Note: Based on constant value added.

war, but was very high in the 1960s backed by the active economic development policy of the government utilizing foreign loans. In the early 1980s, the growth rate turned negative due to the second oil shock that erupted in the late 1970s, political instability and so on. However, the rate turned positive in the mid-1980s thanks to the three lows — low interest rates, low exchange rates and low oil prices.

In the 1990s, the growth rate gradually declined, and in 1998, it shifted back into negative territory due to the Asian financial crisis. Although the rate rebounded somewhat thereafter, the overall growth rate has remained around 4~5%.

A similar trend appears in <Table 8>, which shows the economic growth rate of Korea for each period. In the 1950s, in the aftermath of the Korean War, the growth rate stayed at 5.6%; however, it increased continuously to 9.2% in the 1960s, and to 10.3% in the 1970s. And then, the rate gradually fell back to 8.6% in the 1980s, to 6.7% in the 1990s, and to 4.6% in the 2000s, which means that the economy is on the path to maturity.

Changes in the Korean industrial structure estimated based on the long term time series show that the most static industries among Korean industries over the last half a century have been public administration/defense and agriculture/forestry/fishery. The agriculture/forestry/fishery and public administration/defense industries increased merely 4.2 times and by 4.1 times from 1953 to 2010, respectively; while the manufacturing sector increased by 664.3 times over the same period. In particular, social overhead capital (SOC) in forms such as electricity, gas and water supply increased by a massive 1,349.4 times, thereby satisfying demand from industry as well as the private sector and making a

<Table 10> Individual Industry Weights in All-industry (at current value)

(Unit: %)

	1953	1960	1970	1980	1990	2000	2009
Agriculture, forestry and fishery	46.9	38.3	29.1	16.0	8.7	4.6	2.6
Mining	1.1	2.3	1.6	1.4	0.8	0.3	0.2
Manufacturing	7.4	12.0	18.5	24.6	26.6	28.3	27.7
Electricity, gas and water supply	0.4	0.6	1.3	2.1	2.1	2.5	1.8
Construction	1.9	3.1	5.1	7.9	10.4	6.9	6.9
Retail and wholesale	11.6	9.3	14.2	13.2	11.8	9.6	8.6
Accommodation and food service	2.0	2.1	2.2	1.6	2.4	2.8	2.4
Transport and storage	1.5	3.8	5.7	6.5	4.7	4.5	4.4
Finance, insurance and real estate	16.0	10.5	7.0	11.2	14.7	19.3	19.9
Public administration and defense	7.4	9.2	6.7	6.2	5.3	5.7	6.7
Social and personal services	3.8	8.9	8.4	9.4	12.6	15.4	18.7
GDP (at basic prices)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

significant contribution to enhancing the quality of life.

At the same time, the speed of growth over the past six decades differs from industry to industry, which has given rise to significant changes in the industrial structure of the Korean economy. In 1953, for instance, agriculture/forestry/fishery accounted for 46.9% of all-industry production when based on current value while the manufacturing sector made up just 7.4%.

However, the ratio of the manufacturing sector went up to 18.5% in 1970, and this growth momentum continued with the ratio rising to 24.6% in 1980, 26.6% in 1990 and 28.3% in 2000. Nonetheless, it lost dynamism thereafter, retreating to 27.7% in 2009. In the case of social and personal services, the sector grew from 3.8% in 1953 to 8.4% in 1970, to 12.6% in 1990 and to 18.9% in 2009, indicating the constantly expanding ratio of the service industry as it relates to the quality of life.

In contrast, public administration and defense stood at 7.4% in 1953, and at 9.2% of all-industry in 1960, but it has been more or less constant at around 5~6% since 1960. The mining sector declined continuously from 1.1% in 1953 to 0.2% in 2009.

All these movements mean that the economic structure of Korea has significantly changed over the last half-century.

V. Conclusions

There is a break between the current and former time series in 1970. This paper set out to make the connection between the current and former time series on the basis of the 1993 SNA and by utilizing past national income data, input-output tables and so on. This enabled us to look into the long-term economic trends since the Korean War with a more coherent set of criteria. The characteristics of the connected time series are as follows.

First, the time entire series has uniform compilation and industrial classification criteria for the entire 58 years. When the criteria of current time series are applied to the former time series, current GDP at basic prices increases by 3.5% in 1953.

Second, the chain weighted method, which was introduced by the Bank of Korea in 2009, is applied to obtain the real GDP for years before 1970. The subsequent re-estimation of the growth rate gives an average annual growth rate 1.5%p annually higher during the years from 1954~1969.

Third, the economic growth rate trend estimated based on the revised time series for the last 58 years shows that the Korean economy was accelerating until the 1970s and since then its pace has decelerated somewhat.

Fourth, the size of the Korean economy increased more than 50-fold from 1953 to 2010. However, the growth rate by sector shows that the manufacturing and SOC sectors increased greatly while the service sector expanded on a relatively small scale.

References

Kim, Nak Nyeon, "National Accounts of Korea, 1911~2007: A Long Term Series of Principal Indicators," *Economic Analysis* 15(2), The Bank of Korea, Economic Institute, 2009, pp.55~95.

Seskin, Eugene P., "Improved Estimates of the National Income and Product Accounts for 1959~98, Results of the Comprehensive Revision," *Survey of Current Business*, 1999.

Seskin, Eugene P. and Shelly Smith, "Improved Estimates of the National Income and Product Accounts, Results of the 2009 Comprehensive Revision," *Survey of Current Business*, 2009.

The Bank of Korea, "Rebasing of the Korean National Income Statistics to Reference Year 2005," 2009a.

_____, "Quarterly National Accounts," No. 4, 2009b, pp.95~157.

_____, "Understanding of Chain Weighted GDP," 2009c.

_____, "A System of National Accounts in Korea," 2010.

_____, "Input-Output Tables in Korea," 1960, 1963, 1966, 1968, 1970.

_____, "National Income in Korea," 1965, 1975, 1978, 1982.

UN, "A System of National Accounts and Supporting Tables: 1953 SNA," 1953.

_____, "A System of National Accounts and Supporting Tables: 1953 SNA (revised version)," 1960.

_____, "A System of National Accounts," 1969.

_____, "A System of National Accounts," 1993.

<Appendix Table 1> GDP in Korea by Kind of Economic Activity (at current prices)

(Unit: billion KRW)

Year	Agriculture and fishery	Mining	Manu-facturing	E,G,W[1)]	Con-struction	Retail, wholesale	R, A[2)]	Transport, storage	F,R,B[3)] services	Public admin-istration[4)]	Social, personal services	Basic price GDP	Net product taxes	Market price GDP	Net factor income[5)]	GNI
1953	22.2	0.5	3.5	0.2	0.9	5.5	1.0	0.7	7.6	3.5	1.8	47.3	1.6	48.9	0.6	49.5
1954	25.9	0.6	6.4	0.3	1.5	7.5	1.5	1.3	9.6	6.0	4.1	64.9	3.1	67.9	0.6	68.5
1955	50.2	1.2	11.1	0.5	3.1	13.1	2.3	2.6	11.7	7.9	8.3	111.9	4.2	116.1	1.4	117.5
1956	70.5	1.7	14.9	0.3	3.9	16.9	3.4	3.6	13.7	9.3	10.4	148.6	5.1	153.7	1.4	155.1
1957	88.0	2.9	18.1	1.0	6.2	18.9	4.7	6.0	17.3	14.8	14.4	192.4	8.5	200.9	1.4	202.3
1958	82.7	3.4	21.2	1.6	5.9	19.0	4.9	6.8	20.4	17.0	15.1	197.9	11.7	209.6	1.4	211.0
1959	73.0	4.0	24.6	1.3	6.7	22.8	5.8	8.1	22.2	20.5	19.3	208.2	15.3	223.5	1.5	225.0
1960	89.9	5.3	28.1	1.5	7.2	21.8	4.9	8.9	24.6	21.5	20.9	234.4	17.5	251.9	1.8	253.7
1961	114.6	5.7	35.5	2.7	8.5	26.8	5.0	11.3	25.9	25.2	23.6	284.8	17.2	302.0	2.8	304.8
1962	131.4	7.4	41.9	3.7	10.3	36.0	5.5	13.7	29.4	32.8	28.2	340.3	25.3	365.6	3.2	368.8
1963	219.3	8.6	65.3	3.8	13.0	51.6	6.9	15.8	35.5	34.5	34.0	488.4	28.6	517.0	3.3	520.3
1964	337.5	12.9	104.4	5.2	17.9	73.4	10.1	18.6	43.6	41.4	39.5	704.3	31.3	735.6	5.3	740.9
1965	307.5	16.9	136.7	7.9	24.4	100.2	13.7	25.3	50.5	49.2	49.4	781.8	44.8	826.6	7.7	834.3
1966	362.3	20.0	170.9	11.2	33.5	138.3	17.6	40.3	62.9	66.2	69.0	992.3	68.5	1060.8	13.4	1,074.2
1967	393.0	24.9	212.8	13.5	43.3	179.9	24.5	59.9	86.9	82.3	91.6	1,212.6	95.1	1307.7	22	1,329.7
1968	476.9	26.1	282.8	17.0	69.5	213.4	33.2	86.0	112.3	104.6	125.3	1,547.1	143.6	1690.7	23.2	1,713.9
1969	607.6	30.9	367.5	24.1	106.6	291.4	43.8	114.3	138.3	131.6	160.6	2,016.7	191.1	2207.8	25	2,232.8
1970	736.7	41.3	468.7	34.0	128.7	358.4	56.9	145.0	178.2	168.7	213.5	2,530.0	245.1	2,775.1	37.0	2,812.1
1971	927.1	46.6	576.6	41.0	137.0	463.8	74.1	176.5	226.7	201.7	274.9	3,146.1	288.4	3,434.5	15.8	3,450.3
1972	1,123.2	46.4	784.2	55.0	155.9	607.7	94.4	218.6	269.5	244.3	331.6	3,930.8	310.3	4,241.1	1.7	4,242.8
1973	1,349.8	56.8	1,171.6	62.2	214.7	843.6	118.0	295.7	324.7	268.5	387.0	5,092.5	406.5	5,499.0	-9.7	5,489.3
1974	1,895.3	90.5	1,609.0	51.7	307.0	1,330.8	157.9	382.0	471.0	365.5	524.3	7,184.8	660.6	7,845.4	-4.3	7,841.1

<Appendix Table 1> Continued

Year	Agriculture and fishery	Mining	Manu-facturing	E,G,W[1)]	Con-struction	Retail, wholesale	R, A[2)]	Transport, storage	F,R,B[3)] services	Public admin-istration[4)]	Social, personal services	Basic price GDP	Net product taxes	Market price GDP	Net factor income[5)]	GNI
1975	2,559.5	142.6	2,116.3	107.0	432.8	1,586.3	214.7	480.0	598.4	516.0	771.2	9,524.9	952.9	10,477.8	-104.6	10,373.2
1976	3,304.8	156.2	3,117.6	160.8	567.4	1,995.4	274.1	642.5	867.0	746.0	1,113.3	12,945.1	1,465.7	14,410.8	-97.5	14,313.2
1977	4,012.2	242.1	3,969.0	238.0	881.1	2,410.2	307.4	917.9	1,219.3	978.9	1,420.3	16,596.6	1,905.4	18,502.0	-119.2	18,382.8
1978	4,956.5	309.0	5,376.2	308.0	1,653.2	3,179.8	381.0	1,275.2	1,784.9	1,248.8	1,851.1	22,323.7	2,621.1	24,944.7	-67.0	24,877.7
1979	5,942.2	340.4	7,011.8	511.9	2,342.3	3,919.0	460.3	1,774.0	2,436.1	1,622.9	2,342.1	28,703.0	3,346.4	32,049.4	-210.6	31,838.8
1980	5,576.0	484.3	8,557.4	739.0	2,749.6	4,582.1	552.4	2,262.7	3,885.6	2,165.1	3,270.2	34,824.3	4,285.3	39,109.6	-630.4	38,479.2
1981	7,339.4	657.8	10,961.0	1,010.8	2,972.8	5,840.2	699.1	3,003.2	4,414.8	2,681.9	4,278.6	43,859.6	5,446.1	49,305.7	-1,143.3	48,162.4
1982	7,873.5	703.7	12,506.4	1,203.6	3,691.3	6,656.0	870.9	3,375.9	4,694.2	3,151.6	5,598.1	50,325.3	6,351.5	56,676.8	-1,251.1	55,425.7
1983	8,427.0	767.1	15,236.4	1,567.0	4,430.7	7,614.9	1,049.8	3,617.9	5,926.0	3,470.0	6,794.2	58,901.1	7,784.0	66,685.1	-1,235.8	65,449.3
1984	9,143.2	831.8	18,564.8	1,988.7	4,923.2	9,014.6	1,191.0	3,933.1	6,937.8	3,745.9	7,938.2	68,212.2	8,311.3	76,523.5	-1,619.3	74,904.2
1985	10,173.6	949.9	20,522.8	2,248.9	5,292.1	10,037.7	1,378.8	4,020.1	8,635.9	4,148.3	9,362.3	76,770.4	8,928.8	85,699.1	-2,032.5	83,666.6
1986	10,534.7	1,124.6	25,502.2	2,896.2	5,570.5	12,019.2	1,861.3	4,715.2	10,441.7	4,557.2	10,759.4	89,982.1	10,272.0	100,254.1	-2,105.5	98,148.7
1987	11,120.5	1,163.4	31,322.5	3,163.7	6,788.0	14,672.9	2,160.8	5,266.5	12,757.5	5,180.0	12,516.7	106,112.6	11,825.6	117,938.2	-1,470.9	116,467.2
1988	13,220.8	1,173.1	38,101.7	3,352.0	8,521.5	16,652.5	2,632.4	5,968.1	16,389.7	6,040.5	14,688.5	126,741.0	13,783.8	140,524.8	-881.2	139,643.6
1989	13,894.3	1,141.6	40,874.7	3,464.7	11,222.9	17,691.4	3,329.8	7,067.0	19,984.1	7,325.3	17,743.2	143,739.1	14,881.0	158,620.1	-285.2	158,334.8
1990	14,998.3	1,308.2	45,919.9	3,576.3	17,942.8	20,284.8	4,186.6	8,170.7	25,372.3	9,089.2	21,652.8	172,502.0	18,880.8	191,382.8	-98.5	191,284.3
1991	16,240.3	1,469.6	56,139.6	4,124.3	23,587.5	23,169.8	5,525.7	9,836.9	32,526.6	11,208.9	26,220.6	210,049.7	21,378.5	231,428.2	-331.1	231,097.1
1992	17,995.6	1,328.5	61,931.0	4,895.9	25,587.3	25,460.6	6,489.3	11,332.8	40,044.4	13,381.3	30,973.1	239,419.7	24,573.5	263,993.2	-492.1	263,501.1
1993	18,240.7	1,358.7	70,628.6	5,714.7	29,343.9	28,014.6	7,208.3	12,854.8	47,358.0	15,145.8	35,733.3	271,601.4	27,160.2	298,761.6	-704.5	298,057.1
1994	20,652.0	1,715.7	83,187.2	6,619.8	32,322.5	31,658.2	8,452.0	14,765.8	57,434.0	17,263.1	42,606.2	316,676.4	33,296.2	349,972.6	-1,016.9	348,955.6
1995	22,828.8	1,778.8	98,816.2	7,387.6	37,450.4	36,225.3	9,829.4	16,939.4	68,470.0	20,024.9	50,636.3	370,387.1	39,266.5	409,653.6	-1,640.0	408,013.6

<Appendix Table 1> Continued

Year	Agriculture and fishery	Mining	Manu-facturing	E,G,W[1)]	Con-struction	Retail, wholesale	R, A[2)]	Transport, storage	F,R,B[3)] services	Public admin-istration[4)]	Social, personal services	Basic price GDP	Net product taxes	Market price GDP	Net factor income[5)]	GNI
1996	23,961.1	1,787.8	106,902.8	8,196.2	42,601.6	37,913.6	11,228.5	18,478.2	81,153.8	22,879.2	59,488.9	414,591.8	46,360.8	460,952.6	-2,316.3	458,636.3
1997	23,895.6	1,868.5	115,374.5	9,114.3	46,969.6	38,481.6	12,038.0	20,026.2	93,731.1	25,573.2	66,704.1	453,776.7	52,536.9	506,313.6	-3,448.2	502,865.4
1998	22,354.7	1,651.1	120,255.6	10,336.3	40,146.4	36,470.6	10,864.1	21,139.6	96,830.9	27,092.2	68,419.7	455,561.1	45,466.1	501,027.2	-8,452.8	492,574.3
1999	24,799.2	1,636.0	133,657.0	12,287.0	38,019.6	43,642.0	13,431.3	22,510.0	98,160.3	28,550.8	75,529.4	492,222.8	56,782.2	549,005.0	-6,827.6	542,177.5
2000	24,939.1	1,675.4	152,176.8	13,705.5	37,413.8	51,912.4	14,869.4	24,275.6	103,984.0	30,494.0	83,101.7	538,547.6	64,688.4	603,236.0	-3,077.2	600,158.8
2001	25,272.5	1,634.4	153,952.2	15,257.7	41,375.9	54,452.0	16,062.8	25,805.6	113,764.9	33,367.9	98,357.2	579,303.1	72,112.2	651,415.3	-1,516.3	649,898.9
2002	25,407.7	1,721.5	167,192.2	16,646.7	45,771.6	57,172.6	17,772.2	28,262.3	131,707.7	37,133.4	109,580.3	638,368.2	82,170.8	720,539.0	457.3	720,996.3
2003	25,306.6	1,693.6	175,923.5	17,656.1	54,817.8	58,246.9	17,941.2	30,782.9	140,399.4	40,827.1	118,607.4	682,202.7	84,911.0	767,113.7	657.7	767,771.4
2004	27,681.0	1,759.2	205,825.9	17,497.3	57,833.2	61,425.6	17,925.3	34,632.4	145,959.1	44,435.4	126,857.6	741,832.1	85,060.7	826,892.7	2,434.0	829,326.7
2005	25,853.0	1,992.9	213,646.2	17,611.5	59,284.5	64,193.9	18,275.8	35,292.2	154,502.7	48,200.9	137,036.1	775,889.6	89,351.3	865,240.9	-813.7	864,427.3
2006	25,751.2	1,925.8	220,940.1	18,546.9	61,359.3	67,855.9	19,464.8	36,424.2	162,061.7	52,262.6	148,093.6	814,686.1	94,057.8	908,743.8	1,390.3	910,134.2
2007	25,208.8	2,001.2	238,610.9	19,155.3	64,979.0	72,543.7	20,861.8	40,070.5	175,605.6	55,515.9	160,229.3	874,782.0	100,231.0	975,013.0	1,800.9	976,813.9
2008	24,686.0	2,336.0	256,209.4	12,298.6	64,612.2	77,912.2	22,507.0	41,613.1	186,924.1	59,396.8	171,192.6	919,688.0	106,763.8	1,026,451.8	7,663.6	1034,115.4
2009	26,615.0	2,220.5	266,578.2	17,258.2	66,576.6	80,757.0	23,237.8	40,162.5	190,398.5	63,706.6	181,325.1	958,836.0	106,200.8	106,5036.8	4,746.2	1,069,783.1
2010	27,018.7	2,237.3	323,049.9	21,044.6	68,800.8	90,115.0	24,130.3	42,909.6	201,206.4	66,031.0	190,468.0	105,7011.8	115,791.6	117,2803.4	320.0	1,173,123.4

Note: 1) Electricity, gas and water supply. 2) Restaurant, accommodation. 3) Finance, insurance, real estate and business services. 4) Public administration and defense. 5) Net factor income from the rest of the world.

<Appendix Table 2> GDP in korea by kind of Economic Activity (at 2005 constant prices)

(Unit: billion KRW)

Year	Agriculture and fishery	Mining	Manu-facturing	E,G,W[1)]	Con-struction	Retail, wholesale	R, A[2)]	Transport, storage	F,R,B[3)] services	Public admin-istration[4)]	Social, personal services	Basic price GDP	Net product taxes	Market price GDP
1953	6,786	320	433	16	625	1,377	643	173	2,580	13,757	2,171	16,953	469	16,889
1954	7,340	271	513	20	768	1,418	725	212	2,553	12,844	2,451	18,025	489	17,946
1955	7,461	305	625	20	770	1,611	670	258	2,803	12,709	2,597	19,203	571	19,201
1956	6,958	315	723	23	718	1,623	774	330	2,866	12,274	2,770	19,199	640	19,282
1957	7,623	410	778	26	896	1,851	913	338	2,981	11,652	2,891	20,879	706	20,980
1958	8,192	423	861	31	923	1,930	1037	377	3,166	10,909	3,033	22,176	740	22,271
1959	8,180	489	945	37	1,129	2,196	1179	435	3,266	10,727	3,237	23,270	782	23,379
1960	8,020	626	1,026	38	1,124	2,335	1088	480	3,427	10,579	3,353	23,844	837	24,028
1961	9,013	668	1,071	39	1,228	2,317	911	477	3,479	10,452	3,472	25,199	840	25,303
1962	8,485	817	1,202	48	1,417	2,601	943	528	3,679	10,832	3,851	26,120	977	26,412
1963	9,306	864	1,401	53	1,676	2,832	952	619	3,783	11,242	4,286	28,670	1,134	29,106
1964	10,774	983	1,546	63	1,803	2,760	991	724	4,082	11,466	4,558	31,696	1,158	32,042
1965	10,682	1,064	1,871	76	2,247	3,043	1,200	863	4,357	11,804	4,903	33,766	1,362	34,286
1966	11,940	1,118	2,204	90	2,717	3,548	1,295	1,118	4,644	12,578	5,263	38,227	1,689	39,016
1967	11,252	1,251	2,691	115	3,240	4,129	1,559	1,373	5,032	13,343	5,813	41,339	2,066	42,549
1968	11,416	1,237	3,438	142	4,487	4,810	1,819	1,804	5,534	13,998	6,442	46,779	2,658	48,628
1969	12,634	1,225	4,198	184	6,175	5,475	2,047	2,326	6,015	14,640	7,020	53,690	3,249	56,122
1970	12,476	1,434	5,054	219	6,484	6,355	2,395	2,790	6,692	15,380	7,632	58,903	3,753	61,851
1971	13,112	1,459	5,855	269	6,362	7,387	2,771	3,095	7,575	16,190	8,669	65,012	4,172	68,309
1972	13,454	1,515	6,626	302	6,253	8,156	2,973	3,341	8,172	16,244	9,299	69,368	4,357	72,757
1973	14,289	1,733	8,763	358	7,723	9,093	3,381	3,967	9,186	16,635	10,034	79,346	5,224	83,516

<Appendix Table 2> Continued

Year	Agriculture and fishery	Mining	Manu-facturing	E,G,W[1)]	Con-struction	Retail, wholesale	R, A[2)]	Transport, storage	F,R,B[3)] services	Public admin-istration[4)]	Social, personal services	Basic price GDP	Net product taxes	Market price GDP
1974	15,133	1,812	10,330	409	8,615	10,020	3,431	4,176	9,501	17,160	10,641	86,696	5,792	91,351
1975	15,883	2,010	11,719	465	9,142	10,653	3,536	4,573	10,678	17,700	11,461	93,712	5,741	98,054
1976	17,238	2,038	14,390	571	10,027	11,554	3,754	5,081	12,432	18,261	12,437	105,029	7,305	111,247
1977	17,691	2,333	16,662	616	12,899	12,405	3,832	5,948	14,838	19,092	13,440	115,827	9,160	124,394
1978	15,868	2,455	20,521	827	16,560	13,633	3,764	6,784	16,919	19,916	14,733	126,728	10,810	137,204
1979	17,643	2,356	22,445	886	17,351	14,398	3,876	7,525	18,336	20,919	16,132	137,311	11,753	148,715
1980	14,650	2,270	21,962	948	16,901	14,234	3,758	7,620	21,083	21,925	17,767	134,669	11,564	145,903
1981	16,895	2,266	24,208	1,095	15,749	15,588	3,810	7,927	21,307	22,607	19,216	144,591	12,454	156,706
1982	18,156	2,014	25,696	1,163	18,335	16,937	4,242	8,716	23,523	23,436	21,064	156,302	13,679	169,699
1983	19,649	2,160	29,788	1,518	22,182	18,491	4,764	9,232	26,241	24,219	23,737	175,267	15,398	190,372
1984	19,041	2,263	35,238	1,926	23,456	19,849	5,010	9,984	28,844	24,331	26,873	192,077	17,228	209,141
1985	20,147	2,400	37,520	2,310	24,825	20,954	5,393	10,353	32,925	24,808	29,752	206,469	18,485	224,765
1986	21,168	2,536	45,401	2,928	25,733	23,791	5,850	10,973	36,793	25,501	32,324	231,568	20,880	252,276
1987	20,162	2,537	54,226	3,296	28,363	26,882	6,349	12,100	43,231	26,263	35,369	258,773	24,388	283,220
1988	22,017	2,533	61,138	3,648	30,750	29,976	6,991	13,333	51,318	27,468	38,823	288,560	27,559	316,245
1989	21,910	2,431	63,334	4,069	34,590	31,846	7,985	14,155	57,476	28,805	42,968	307,496	29,901	337,598
1990	20,613	2,229	69,375	4,802	42,797	34,622	8,571	15,436	63,450	30,315	47,311	335,197	33,515	368,986
1991	21,201	2,271	76,280	5,336	47,857	37,414	9,496	16,597	71,761	31,925	52,191	366,840	37,606	404,825
1992	23,033	2,017	80,111	5,898	47,246	39,030	10,283	17,647	79,123	33,692	56,508	388,495	39,264	428,164
1993	21,987	2,006	84,144	6,675	51,548	41,571	10,851	18,086	87,933	35,265	60,890	412,917	41,914	455,264
1994	21,941	2,209	92,721	7,629	54,059	44,595	11,914	19,452	96,390	36,410	67,533	446,678	48,088	495,199

<Appendix Table 2> Continued

Year	Agriculture and fishery	Mining	Manu-facturing	E,G,W[1)]	Con-struction	Retail, wholesale	R, A[2)]	Transport, storage	F,R,B[3)] services	Public admin-istration[4)]	Social, personal services	Basic price GDP	Net product taxes	Market price GDP
1995	23,406	2,184	102,787	8,290	57,005	47,330	13,103	21,121	106,438	37,600	73,685	485,055	53,933	539,424
1996	24,342	2,186	109,995	9,239	60,887	50,273	14,032	22,677	114,123	39,667	79,846	518,732	59,044	578,186
1997	25,364	2,169	116,406	10,235	61,695	52,018	14,424	24,625	121,982	41,359	86,111	547,661	63,451	611,529
1998	23,411	1,795	107,926	10,276	54,855	47,849	12,811	22,918	119,892	41,761	84,906	518,879	57,313	576,587
1999	24,610	1,926	132,756	11,296	51,343	55,002	15,541	25,935	120,244	43,620	93,463	571,642	66,690	638,458
2000	24,883	1,953	155,888	12,772	49,074	59,768	16,393	29,472	125,290	43,281	102,731	620,985	73,518	694,628
2001	25,276	1,938	159,650	13,694	51,730	61,576	17,659	30,979	129,707	43,823	110,645	645,752	76,348	722,229
2002	24,715	1,941	173,607	14,761	53,526	64,800	18,649	32,018	143,459	44,787	120,559	692,289	81,459	773,868
2003	23,387	2,009	182,940	15,342	58,245	62,444	18,381	32,329	146,998	45,823	125,640	712,939	82,602	795,558
2004	25,512	2,002	201,171	16,393	59,438	62,344	18,411	34,379	148,778	46,897	131,011	746,145	86,162	832,305
2005	25,853	1,993	213,646	17,612	59,284	64,194	18,276	35,292	154,503	48,201	137,036	775,890	89,351	865,241
2006	26,240	1,992	230,893	18,333	60,564	67,053	18,740	37,083	159,936	50,521	144,326	815,680	94,369	910,049
2007	27,294	1,910	247,408	19,026	62,135	70,657	19,637	39,137	168,875	52,184	151,497	859,518	96,992	956,515
2008	28,827	1,922	254,467	20,199	60,611	71,452	20,057	41,033	173,954	52,903	156,445	881,437	97,090	978,499
2009	29,759	1,906	250,568	21,024	61,716	70,861	19,862	38,666	176,185	54,888	161,122	886,241	95,514	981,625
2010	28,475	1,758	287,600	22,020	61,682	76,909	19,999	42,367	178,407	55,821	166,316	940,853	101,396	1,042,111

Note: 1) Electricity, gas and water supply. 2) Restaurant, accommodation. 3) Finance, insurance, real estate and business services. 4) Public administration and defense.

『韓國開發硏究』 국문투고규정

1. 本『韓國開發硏究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 번안 내지 요약물은 일체 게재하지 않는다.
3. 동일 주제의 연구물은 당호로 완결하며 분할게재하지 않음을 원칙으로 한다.
4. 논문기고자의 자격에는 제한을 두지 않는다.
5. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 한다.
6. 논문에 수록된 모든 표와 그림, 참고문헌은 영문 작성을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 핵심단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

■ 연락처

▶ 우편번호 : 130-740

▶ 주　　소 : 서울특별시 동대문구 회기로 47,
한국개발연구원 韓國開發硏究 編輯委員會

▶ 투　　고 : kdijournal@kdi.re.kr　　(02)958-4251

Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

▶ Postal code : 130-740

▶ Korea Development Institute
47 Hoegiro, Dongdaemun-gu, P.O. Box 113 Seoul, Korea.

▶ For Manuscript Submission
E-mail at : kdijournal@kdi.re.kr(82-2-958-4251)

국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
   1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
   2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
   3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
   1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체・기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
   2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
   3) 본문 중의 숫자는 아라비아숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'Ⅰ' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장・절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼『 』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.
   <예> ①『조선일보』, 2003. 5. 27.
   ② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; Le Monde(Paris)
8. 참고문헌
   1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
   2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
   3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.
   <예> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
   ② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.
   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol.58, No.2, May 1968, pp.35~53.
   ④ 한국은행,『경제통계연보』, 1978.
   _____,『기업경영분석』, 1980.

Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
4. The main body should be divided into the following order: Ⅰ 1, 1), Ⅱ 1
   Ⅰ Introduction
      1. The Model
         1) Previous Research
      2. Mathematical Models
   Ⅱ Data
5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
7. References
   1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
   2) References with the same author must be displayed together.

   <Ex> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
   ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 圖書會員制 案內

■ 회원에 대한 특전

▶ 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다.
(단, 내부자료 및 배포제한자료는 제외)

▶ 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공정회 등)에 참가하실 수 있습니다.

■ 회 비

▶ 개인회원: 10만원 / 기관회원: 30만원

■ 가입방법

▶ 지로용지로 가까운 금융기관에 납입
(지로번호: 6961017)

▶ 또는 우리은행 KDI 계좌로 납입
(계좌번호: 254-012362-13-145)

■ 문 의 처

▶ 서울특별시 동대문구 회기로 49 우편번호: 130-740

▶ KDI 발간자료 담당자(Tel. 958-4312)

KDI 도서판매처

▶ 교보문고(광화문점 정부간행물코너) Tel. 397-3628

▶ 영풍문고(종로점 정치경제코너) Tel. 399-5632

KDI Book Club Membership Information

■ Privilege of Membership

- ▶ Members will receive all periodicals published by KDI. (Excluding internal-only materials or others with distribution limitation)
- ▶ Members will be automatically invited to various events held by KDI, including seminars, policy seminars, and hearings.
- ▶ Members will enjoy a ten percent discount on additional purchase of research monographs (printed material) via KDI website.

■ Membership Fee

- ▶ Individual: ₩100,000 yearly / Organization: ₩300,000 yearly

■ Member Registration

- ▶ Registration via KDI website. Use the GIRO document to pay the fee. (GIRO number: 6961017)
- ▶ Bank transfer account: Woori Bank (KDI Account #: 254-012362-13-145)

■ For further information

- ▶ Address: Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, 130-740 Seoul, Korea
- ▶ Contact: 02-958-4318

Where to purchase KDI Publications

■ Seoul

- ▶ Kyobo Bookstore (Gwanghwamun, Section for Government Publications) TEL: 02-397-3629
- ▶ Young Poong Bookstore (Jongno, Section for Polics, economy) TEL: 02-399-5632

KDI Journal of Economic Policy Vol. 34 No. 3(Serial Number 116)

3,000 won

Registered on March, 13, 1979
Registration Number 동대문 사00010호

Printed on August, 28, 2012
Published on August, 31, 2012

Published by Oh-Seok Hyun, President of KDI
Printed by Good Idea Good Peoples

Korea Development Institute / Dongdaemun-gu, Hoegiro 47, Seoul, Korea, / Tel. 958-4114 / Fax. 958-4310 / ⓒKorea Development Institute 2012