

韓國開發研究 2013 Ⅱ

KDI Journal of Economic Policy

■ CEO's Political Independence, Board Chair Separation, Executive's Expertise, and Performance in State-Owned Enterprises

..... Seungwon Yu

공기업 CEO의 정치적 독립성, 이사회 의장 분리, 임원의 전문성과 성과

■ What Explains Firm's Innovativeness in Korean Manufacturing?: Global Activity and Knowledge Sources

..... Yong-Seok Choi · Ki-Wan Kim

한국 제조업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계에 대한 실증분석: 기업 유형과 지식원천을 중심으로

■ A Study on the Effectiveness of Inter-temporal Reallocation of Fiscal Expenditure in Korea

..... SeongTae Kim · Seok-Kyun Hur

재정지출의 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기조절 효과성에 관한 연구

■ Is There a Stochastic Non-fundamental Trend in Korean Stock Price?: Inference under Transformed Error Correction Model

..... Yun-Yeong Kim

우리나라 주가에는 편더멘털과 무관한 비정상 추세가 존재하는가?: 공적분 및 베버리지-넬슨 분해 접근

■ Soft Dollars and Conflicts of Interest in Equity Funds in Korea

..... Sungbin Cho

소프트달리와 주식형 펀드의 이해상충

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

韓國開發研究

KDI Journal of Economic Policy

Contents

1

공기업 CEO의 정치적 독립성, 이사회 의장 분리, 임원의 전문성과 성과
..... 유승원 / 1

CEO's Political Independence, Board Chair Separation, Executive's Expertise, and
Performance in State-Owned Enterprises... Seungwon Yu

2

한국 제조업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계에 대한 실증분석:
기업 유형과 지식원천을 중심으로..... 최용석 · 김기완/ 41

What Explains Firm's Innovativeness in Korean Manufacturing?: Global Activity and
Knowledge Sources... Yong-Seok Choi · Ki-Wan Kim

3

재정지출의 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기조절 효과성에 관한 연구
..... 김성태 · 허석균 / 71

A Study on the Effectiveness of Inter-temporal Reallocation of Fiscal Expenditure in Korea
... SeongTae Kim · Seok-Kyun Hur

4

우리나라 주가에는 편더멘털과 무관한 비정상 추세가 존재하는가?:
공적분 및 베버리지-넬슨 분해 접근..... 김윤영 / 107

Is There a Stochastic Non-fundamental Trend in Korean Stock Price?: Inference under
Transformed Error Correction Model... Yun-Yeong Kim

5

소프트달러와 주식형 펀드의 이해상충..... 조성빈 / 133

Soft Dollars and Conflicts of Interest in Equity Funds in Korea... Sungbin Cho

韓國開發研究

제35권 제2호(통권 제119호)

공기업 CEO의 정치적 독립성, 이사회 의장 분리, 임원의 전문성과 성과

유승원

(연세경영연구소 전문연구원)

CEO's Political Independence, Board Chair Separation,
Executive's Expertise, and Performance in State-Owned Enterprises

Seungwon Yu

(Research Fellow, Yonsei Business Research Institute)

* This paper is partially based on my doctoral dissertation research at Yonsei University.

유승원: (e-mail) seungwon@yonsei.ac.kr, (address) Yonsei Business Research Institute, Yonsei University,
50, Yonsei-ro, Seodaemun-gu, Seoul, 120-749, Korea.

- Key Word: 공기업(State-Owned Enterprise), 성과(Performance), 기업지배구조(Corporate Governance), CEO, 정치적 독립성(Political Independence), 이사회 독립성(Board Independence), 전문성(Expertise), 이명박정부(Lee Myung-bak Administration), 참여정부(Rho Moo-hyun Administration)
- JEL Code: G3, H3, M4
- Received: 2013. 4. 16 • Referee Process Started: 2013. 4. 16
- Referee Reports Completed: 2013. 5. 3

ABSTRACT

Considering the relationship between state-owned enterprise (SOE) CEOs and political circles, this study examines the performance impacts of CEO's succession type, board chair separation, and industry expertise and finance expertise of CEOs and outside directors. I propose the definition of political independence in SOE CEOs based on the independence in appearance that might affect general people's perception. It means that there are no relationships or circumstances that might affect SOE CEO's judgment, activity, and report. The definition is able to overcome the limitations of the prior research that could not discover the CEOs who were affiliated to political circles because the research just distinguished the CEOs following their pre-jobs. This study focused on the performance impacts of political independence impaired CEO as well as the CEO's impacts on the relationship between the performance and other corporate governance variables. I selected as dependent variables the average return on asset as operating income divided by total assets and the average customer satisfaction rate evaluated by Korean government during the first three years following the year of the events of explanatory variables. My theory and evidence from the various CEO's personal background and financial information from SOEs in Lee Myung-bak Administration and Roh Moo-hyun Administration suggest the following important things. First, the analysis based on whether or not a SOE CEO keeps political independence shows that a political independence impaired CEO made a significantly negative impact on customer satisfaction rate. Second, the separation between a board chair and a CEO in SOEs introduced by Korean Act on Management of Public Institutions made a significantly positive impact on customer satisfaction rate. However, the positive impact of the board chair separation was removed in a political independence impaired CEO's SOE. Third, outside director's industry expertise made a significantly positive impact on return on asset. However, the positive impact of the outside director's industry expertise was removed in a political independence impaired CEO's SOE. Fourth, the comparison between Lee Myung-bak Administration and Roh Moo-hyun Administration on the corporate governance and performance of SOEs shows that the ratio of political independence impaired CEO was significantly higher in Lee Administration and the ratio of outside director's industry expertise and finance expertise were respectively significantly higher in Roh Administration.

ABSTRACT

Based on these results, I suggested a few policy alternatives for CEO's improved political independence and requirements for executive's expertise in SOEs.

본 연구에서는 기업지배구조에서의 주요 연구사항인 CEO의 유형, 이사회 의장과 CEO의 분리, CEO와 비상임이사의 산업전문성과 재무전문성이 성과에 미치는 영향을 공기업의 특수한 환경인 공기업 CEO와 정치권 간 관계를 고려하여 분석하였다. 먼저 일반 대중의 지각에 영향을 미칠 만한 외관상 독립성을 기준으로 공기업 CEO의 판단, 활동, 보고에 영향을 미칠 수 있는 정치권과의 관계 또는 정치적 환경으로부터의 자유로움을 의미하는 '정치적 독립성' 개념을 도출하였다. 이를 통해, 기존의 선행연구가 공기업 CEO를 외형상 직업으로 구분하여 정치권에 종속된 인사를 파악할 수 없는 한계를 극복하고, CEO의 정치적 독립성이 훼손될 경우 공기업 성과에 어떠한 영향을 미치는지, 여타 공기업 지배구조 변수와 성과의 관계에 CEO의 정치적 독립성 훼손이 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 성과변수로는 종자산영업이익률과 고객만족도의 3년 평균 수치를 사용하였다. 이명박정부와 참여정부에서의 제반 공기업 인사정보와 재무정보를 활용하여 고정효과모형을 이용해 분석한 결과, 다음과 같은 중요한 사항이 도출되었다. 첫째, 공기업 CEO를 정치적 독립성 유무를 기준으로 구분하여 분석한 결과, 정치적 독립성이 훼손된 CEO(본 연구샘플 전체 CEO 중 41.1%가 이에 해당, 외부전문가 출신 CEO의 경우 61.8%가 이에 해당)는 고객만족도에 유의하게 부정적인 영향을 미쳤다. 둘째, 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 의해 도입된 공기업 이사회 의장과 CEO 분리정책은 공기업의 고객만족도에 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 그러나 CEO의 정치적 독립성이 훼손된 공기업에서는 이사회 의장 분리정책의 긍정적 효과가 상쇄되었다. 셋째, 비상임이사의 산업전문성은 종자산영업이익률에 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 그러나 CEO의 정치적 독립성이 훼손된 공기업에서는 비상임이사 산업전문성의 긍정적인 효과가 상쇄되었다. 넷째, 이명박정부와 참여정부의 제반 공기업 지배구조 관련 변수 및 성과 현황을 비교한 결과, CEO의 정치적 독립성 훼손은 이명박정부에서 유의하게 높았으며, 비상임이사의 산업전문성과 재무전문성은 참여정부에서 유의하게 높았다. 본 연구 결과를 토대로 CEO의 정치적 독립성 제고와 공기업 임원의 전문성 요건의 구체화를 위한 몇 가지 정책대안을 제시하였다.

I. 서 론

최근(2013년 2월) 중앙일보와 조세연구원이 공기업정책에 대해 공동으로 실시한 공론조사(deliberative poll)에 의하면, 응답자의 대다수(토론 청취 전 1차 조사에서는 74.9%, 토론 청취 후 2차 조사에서는 62.1%)가 공기업 CEO의 정치적 임명을 반대하였다.¹ OECD의 Frederick(2011)에 의하면, 많은 국가에서 공기업 CEO를 정치적으로 임명하는 것에 반대하는 공감대가 확산되고 있다. 정치적으로 임명된 CEO가 법적 주인의 이익(interests)을 대변한다고 말할 수도 있지만, 사실상 그들은 정치권의 정치적 관심사항(potitical concerns)을 대변하는 것으로 여겨져 갈등을 일으킬 소지가 있기 때문이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 공기업 CEO는 주인(principal)인 국민고객으로부터 주어진 본연의 목표를 추구하는 과정에서 객관적인 판단(Mallin[2010]), 활동(The Institute of Internal Auditors[2012]), 보고(DeAngelo[1981])가 가능하도록, 국민고객의 목표와 상충하는 정치권의 요구 또는 압력으로부터 자유로울 것이 요구된다. 공기업 CEO에 대한 지금까지의 선행연구는 CEO를 내부승진자와 외부영입자(공무원, 정치인, 군인 등)로 구분(강영걸[1999]; 민희철[2008]; 유승원[2009])하거나, 실적요인(내부승진자, 외부전문가)과 비실적요인(공무원, 정치인, 군인)으로 구분(김현[2007]; 이명석[2001])하는 등 해당 인사의 직업을 기준으로 출신배경을 구분하여 분석하였다. 그러나 이러한 방식으로는 내부승진자 또는 외부전문가 인사 중 정치권에 종속된 인사를 구분 할 수 없는 등 공기업 CEO가 정치적 영향력에서 자유로운지를 확인하기가 어렵다. 특히 최근 사기업 CEO가 공기업 등 공직에 적극적으로 진출하고 있는데 무늬만 사기업 경영진이고 실제로는 최고 권력자의 정치적 네트워크(국회예산정책처[2007])를 통해 공기업에 진출하는 사례가 눈에 띠고 있다. 이에 대한 언론의 비판²도 적지 않다. 본 연구

1 『중앙일보』, 2013년 2월 8일자 10면의 「공기업 역할 축소를 58%… 공익보다 수익 추구 50%」에서 참고하였다.

2 ① 『한국일보』, 2011년 11월 2일자 35면의 「데스크 칼럼: 코미디로 전락한 공기업 선진화」 중 “○○공사를 예로 들어보자. 지난달 취임한 사장은 대통령과 같은 지역 출신에다 같은 대학, 같은 회사를 다녔던 인물이다.”

② 『동아일보』, 2008년 8월 29일자 5면의 「심층기획 / 공공기관장, 관료출신 줄고 민간전문가 늘었다… ‘낙하산 인사’ 논란의 여지는 끝나지 않고 있다.」

는 선행연구의 이 같은 한계를 극복하고 최근의 새로운 현상을 적절히 분석하기 위해 공기업 CEO의 정치적 독립성 개념을 도출하고, 해당 인사의 직업이 아닌 정치적 활동 또는 최고권력자와의 정치적 관계 등을 기준으로 공기업 CEO를 정치적 독립성을 가진 인사와 정치적 독립성이 훼손된 인사로 새롭게 구분한다. 그리고 그것이 성과에 미치는 영향을 연구하고자 한다.

이사회는 CEO의 자문에 응하고, CEO의 기회주의적인 행위를 통제하는 등 기업성과에 큰 영향을 미치는 조직이다. 이사회의 독립성은 CEO의 대리인 문제를 완화시켜 기업의 성과에 기여한다(손성규 외[2010]). 정부는 이사회의 독립성 제고를 통한 경영진 감시의 강화 등을 위해(한국개발연구원[2005]) 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서 2007년부터 순차적으로 시장형 공기업과 자산규모 2조원 이상의 준시장형 공기업을 대상으로 이사회 의장과 CEO를 분리하도록 하였다. 본 연구는 정부의 이사회 의장 분리 정책이 효과를 가지는지 공기업의 성과 측면에서 분석하고자 한다.

공기업 CEO와 비상임이사는 그들의 전문성을 발휘하여 공공성과 기업성을 조화시키며 해당 공기업의 성과를 제고시키길 기대받고 있다. 그러나 실제로는 전문성 부족으로 많은 비판을 받고 있다. 또한 「공공기관의 운영에 관한 법률」 등 관련 법령에서는 CEO와 비상임이사의 전문성에 대해 구체적인 기준을 담지 않고 선언적인 규정만을 두고 있다. 본 연구는 CEO와 비상임이사의 전문성을 엄밀한 기준에 의해 산업전문성과 재무전문성으로 구분하고, 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서의 전문성에 대한 느슨한 인식이 성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

공기업 CEO에 대한 기존의 선행연구는 주로 CEO의 출신배경과 성과 간의 관계를 분석하는 데 치중한 관계로 CEO가 다른 기업지배구조 변수에 미치는 영향에 대한 분석은 찾기가 어렵다. 본 연구는 공기업 CEO의 정치적 독립성이 다른 기업지배구조 변수에 미치는 영향에 대한 *始發的* 연구로서, CEO의 정치적 독립성이 훼손되면 이사회 의장 분리정책과 임원의 산업전문성 및 재무전문성이 성과에 미치는 영향에 어떠한 변화가 있는지를 분석한다. 또한 본 연구는 2003년부터 2011년까지의 공기업 임원의 인사정보 및 재무정보를 활용하여 이명박정부와 참여정부의 제반 공기업 지배구조 관련 변수 및 성과 현황을 비교하고자 한다. 본 연구는 서론에 이어 이론과 가설, 연구방법론, 실증분석, 추가연구, 결론의 순서로 기술한다.

• 『경향신문』, 2008년 6월 7일자 3면의 「쏟아지는 MB낙하산 / 국정실패. 끓는 민심에도… 내사람 심기 강행」.

Ⅱ. 이론과 가설

아래에서는 공기업 CEO의 정치적 독립성, 이사회 의장과 CEO의 분리, 공기업 CEO와 비상임이사의 산업전문성과 재무전문성이 성과에 미치는 영향에 대한 이론적 분석들과 가설을 제시한다.

1. 공기업 CEO의 정치적 독립성과 성과

독립성에 대한 개념은 다양하지만 대체로 ‘당사자의 판단(Mallin[2010]), 활동(The Institute of Internal Auditors[2012]), 보고(DeAngelo[1981])에 영향을 미칠 수 있는 관계 또는 환경으로부터의 자유로움’을 의미한다. 즉, 독립성은 당사자가 주변 관계 또는 환경으로부터 부당한 영향을 받지 않고 객관적인 판단, 활동, 보고가 가능한 상태를 말한다. 독립성은 보통 외관상 독립성과 정신적 독립성으로 나눌 수 있는데(Schuetze [1994]; Sutton[1997]; Dopuch *et al.*[2003]), 정신적 독립성은 당사자의 심리상태로서 일정한 연구조건이 충족되지 않으면 검증하기가 매우 어렵다(Schuetze[1994]). 따라서 보통 독립성을 논할 때는 실제 사실상의 독립성이 유지되더라도 일반 대중의 지각(perception)에 영향을 미칠 만한 외관상 독립성을 말한다(Sutton[1997]; Dopuch *et al.* [2003]). 공기업 CEO³는 경영활동에서의 판단, 활동, 보고에 영향을 미칠 수 있는 정치권과의 관계 또는 정치적 환경으로부터 자유로워야 한다. 이때 일반 대중의 지각에 영향을 미칠 만한 외관상 독립성(Sutton[1997]; Dopuch *et al.*[2003])이 요구된다. 본 연구는 이를 ‘정치적 독립성’으로 부르고자 한다. ‘정치적 독립성’은 ‘독립성’의 하위 개념으로 공기업에 적용되는 개념으로 볼 수 있다. 상당수 공기업의 경우 대통령과 정치적 네트워크를 함께하거나 지근거리에 있는 인사가 CEO로 선임되고 있다. 이러한 인사는 정치권과 관련된 임무 수행 시 독립성이 훼손된다(Frederick[2011]; Kamal[2010]). 정치권은 주인(국민)의 이익보다 자신의 정치적 이익(Krueger[1974]) 또는 예산의 극대화(Niskanen[1971]; Williamson[1974])를 위해 공기업을 활용할 수 있으며, 이는 공기업

³ 사기업 관련 독립성 논의 시에는 보통 감사, 이사회를 대상으로 하고 CEO는 제외된다. 그러나 공기업의 독립성 논의 시에는 정치권으로부터의 독립성이 고려되므로 공기업 CEO가 대상에 포함된다.

CEO를 능력과 자격을 갖춘 인사를 선택하기보다 정치적 목적으로 임원진을 임명(허경선 · 라영재[2011])하는 것으로 일반 대중에게 보일 수 있기 때문이다.

관료제의 특성 등으로 상명하복의 위계질서가 강한 공기업에서 CEO는 공기업 개혁 또는 성과 제고에서 가장 중요한 역할을 하고 있다. CEO의 리더십(한태진 · 김홍[2008]), 출신 배경(Vinary and Tushman[1986]; Pfeffer and Davis-Blake[1986]) 등은 경영능력을 통해 성과에 중요한 영향을 미치기 때문이다. 정치적 독립성이 훼손된 공기업 CEO는 정치로부터 자유로운 중립적 전문능력을 발휘할 것이 요구되지만 현실적으로는 정치적으로 자유로울 수 없다(강원택[2001]). 정치적 집권층의 네트워크에 의해 임명된 인사는 인사권자에게 무조건적인 협력을 해야 본인에게 유리하기 때문이다 (Nowak[2006]). 정치적 네트워크와 협동할 경우 네트워크 구성원의 이익이 비용보다 크지만 배신할 경우 배신자의 이익과 비용이 모두 0(zero)이어서 협동을 선택한다 (Nowak[2006]).⁴ 따라서 정치적 독립성이 훼손된 공기업 CEO는 자신의 객관적 전문성보다 정치적 고려를 우선할 가능성이 높으며, 이로 인해 주인(국민)의 목표로부터 이탈하는 현상이 발생한다. 정권의 정치적 네트워크 인사가 공기업 CEO로 선임되면 해당 인사의 정치적 독립성이 훼손되어 공기업 경영에 정권의 간섭이 증가하고 경영활동의 자율성이 보장되지 못하며 결과적으로 공기업의 한정된 자원이 비효율적으로 활용되고 (Ramanadham[1986]) 비전략적인 경영활동 등으로 성과가 저하될 것이다. 이상의 문제 의식을 가지고 다음의 가설을 설정하였다.

가설 1: 공기업 CEO의 정치적 독립성이 훼손되면 성과에 부정적인 영향을 미칠 것이다.

2. 공기업 이사회 의장과 CEO의 분리와 성과

정부는 이사회의 독립성에 대한 중요성을 인식하여 「공공기관의 운영에 관한 법률」⁵에 해당 사항을 제도화하였다. 시장형 공기업⁶(2007년 4월 법 제정 시부터 적용)과 자

4 저자는 상호 간 우열관계가 없는 상호 의존관계는 무조건적 협력이 아닌 조건적 협력을 해야 유리하다고 하였다.

5 제18조(구성) ② 시장형 공기업과 자산규모가 2조원 이상인 준시장형 공기업의 이사회 의장은 제21조에 따른 선임비상임이사가 된다.

6 시장형 공기업은 정부가 공기업으로 지정한 기관 중 자산규모가 2조원 이상이고 총수입 중 자체수입이 차지하는 비율이 3년 평균 85% 이상인 기관을 말한다. 즉, 자체수입이 총수입의 대부분을 차지하여 보

산규모 2조원 이상의 준시장형 공기업⁷(2009년 12월 법 개정 시부터 적용)은 이사회의 독립성 제고를 통한 경영진 감시의 강화 등을 위해(한국개발연구원[2005]) 이사회 의장과 CEO를 분리하도록 하였다. 한편, 1990년대 말부터 비상임이사가 이사회의 과반수를 차지하도록 관련 법령이 개정⁸되었고 이것이 2007년에 제정된 현재의 「공공기관의 운영에 관한 법률」까지 이어지고 있다. 현재 모든 공기업에서 비상임이사가 이사회의 과반수를 구성하도록 되어 있다. 따라서 공기업 이사회의 독립성 분석 시 비상임이사 비율을 사용하는 것은 실효성이 크지 않을 것이다. 본 연구는 이사회 의장과 CEO를 분리 토록 한 「공공기관의 운영에 관한 법률」이 실제 효과가 있는지를 성과를 이용하여 분석하고자 한다.

독립적인 이사회는 경영진에 대한 전문적인 감시자로서의 명성을 획득하고 유지(Cotter *et al.*[1997]; Gilson[1990])하는 과정에서 대리인 문제를 완화(Fama and Jensen[1983]; Lin *et al.*[2003])시켜 성과에 기여한다⁹(손성규 외[2010]). CEO가 제 역할을 할 수 있도록 자문에 응하고 기업과 주주의 이익에 반하는 CEO의 기회주의적인 행위(부당 내부거래, 부실 계열사 부당지원 등)를 통제하는 등 기업성과에 가장 큰 영향을 미치는 요소는 CEO에 가장 가깝게 위치한 기업 최고의 의사결정기구인 이사회이다

조금, 출연금 등 정부의 지원을 거의 받지 않고 자력으로 운영되는 기관을 말한다. 「공공기관의 운영에 관한 법률」이 제정된 2007년을 기준으로 시장형 공기업은 한국가스공사, 한국전력공사, 인천국제공항공사, 한국공항공사, 부산항만공사, 인천항만공사 등 6개이다. 2012년 11월 현재 기준으로는 한국가스공사, 한국전력공사, 인천국제공항공사, 한국공항공사, 부산항만공사, 인천항만공사, 한국남동발전, 한국남부발전, 한국동서발전, 한국서부발전, 한국석유공사, 한국수력원자력, 한국전력공사, 한국중부발전, 한국지역난방공사 등 15개 기관이다.

7 준시장형 공기업은 공기업 중 시장형 공기업을 제외한 기관을 말한다. 「공공기관의 운영에 관한 법률」이 제정된 2007년 현재의 준시장형 공기업은 한국조폐공사, 한국관광공사, 한국방송광고공사, 한국마사회, 대한광업진흥공사(2009년 1월 한국광물자원공사로 기관명 변경), 대한석탄공사, 한국석유공사, 한국지역난방공사, 산재의료관리원(2009년 1월 한국산재의료원으로 기관명 변경, 2010년 4월 근로복지공단으로 통합), 대한주택공사(2009년 10월 한국토지주택공사로 기관 통합), 대한주택보증(주), 한국감정원, 한국도로공사, 한국수자원공사, 한국철도공사, 한국토지공사(2009년 10월 한국토지주택공사로 기관 통합), 한국컨테이너부두공단(2010년 중 준정부기관으로 공공기관 유형 변경, 2011년 8월 여수광양항만공사로 기관명 변경), 제주국제자유도시개발센터 등 18개 기관이다. 2012년 11월 현재 기준으로는 대한석탄공사, 대한주택보증(주), 여수광양항만공사, 제주국제자유도시개발센터, 한국감정원, 한국관광공사, 한국광물자원공사, 한국도로공사, 한국마사회, 한국방송광고공사, 한국수자원공사, 한국조폐공사, 한국철도공사, 한국토지주택공사 등 14개 기관이다. 본 규정을 적용받는 자산규모 2조원 이상의 준시장형 공기업은 2011년 11월 기준으로 한국도로공사, 한국철도공사, 한국수자원공사, 한국마사회, 한국토지주택공사, 대한주택보증주식회사 등 6개 기관이다.

8 「공기업의 경영구조 개선 및 민영화에 관한 법률」은 1997년 8월 개정을 통해, 「정부투자기관 관리 기본법」은 1999년 2월 개정을 통해 비상임이사의 과반수 구성을 제도화하였다.

9 비상임이사의 활동을 유인하는 요소로 감시자로서의 명성 획득 이외에 성과보상(Perry[2000])을 들 수 있다. 그러나 사기업과 달리 공기업에서는 비상임이사에 대한 성과연계 보상을 탄력적이지 못하다.

(김동률[2009]; 손성규 외[2010]; Vafeas[1999]). 이사회의 경영전략 수립과 CEO의 경영관리를 이원화하는 등 독립적인 이사회의 활동은 CEO를 효과적으로 통제할 수 있는 현실적으로 유일¹⁰한 대안이다(진태홍[2003]). 또한 이사회의 독립성은 시장에 긍정적인 정보로 전달되는 등 기업가치를 제고시킨다(Rosenstein and Wyatt[1990]; Byrd and Hickman[1992]).

한편, 이사회가 그들에게 주어진 임무를 충실히 수행하는가에 대해서 많은 논란이 있어 왔다(Allen[1974]). 이사회의 독립성과 기업성과 간에 부(-)의 관계가 있음을 보고한 연구(Agrawal and Knoeber[1996])도 존재하며, 양자 간에 특별한 관계가 없거나 유의하지 못한 관계가 있을 뿐이라는 비판도 있다(박종일[2004]; Hermalin and Weisbach [1991]; Bhagat and Black[2002]; Denis and McConnel[2003]; Klein[1998]). 독립적인 이사회를 도입했더라도 도입 자체는 전시효과에 그칠 뿐이며, 독립적이고 전문적인 구성원이 활발히 활동해야 효과가 있기 때문이다(Menon and Williams[1994]). OECD의 Frederick(2011)은 이사회의 독립성을 이사회의 성과 제고를 위한 핵심 요인으로 꼽았다. OECD(2005a, 2005b, 2011) 및 OECD의 Asian SOE Network(2010)과 국회예산정책처(2007)도 공기업 이사회의 독립성을 강조하였다. 국제기구 등의 권고사항을 반영하고 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서 규정한 이사회 의장과 CEO의 분리 규정의 실효성을 분석하고자 다음의 가설을 설정하였다.

가설 2: 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 따라 공기업의 이사회 의장과 CEO가 분리 되면 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

3. 공기업 CEO와 비상임이사의 산업/재무 전문성과 성과

공기업 경영에서 핵심 역할을 하는 CEO, 그리고 비상임이사는 전문성을 발휘하여 해당 공기업의 전략 수립, 시장 개척, 효율적 경영관리, 방만경영 통제 등 경영관리와 감시, 통제로 국민고객을 만족시키며 기업 이윤과 공익을 조화시킬 것으로 기대된다. 그러나 많은 연구(강영걸[2004]; 이상철[2004]; 김준기[2004]; 안택식[2004])와 언론¹¹에

¹⁰ 이사회를 대체할 수 있는 기업지배구조 메커니즘으로 기업지배권시장, 기관투자자의 관계 투자, 그리고 금융기관의 경영개입 등을 들수 있으나, 기업지배권시장은 현재 활성화되어 있지 않으며 나머지 대안도 현실적이지 않다(진태홍[2003]).

¹¹ 공기업 CEO, 감사, 비상임이사의 전문성 부족에 대한 언론 비판은 다음과 같다. 「관료·정치인 배제, 전문성 따지겠다더니… 기관장 빙자리 끝없는 낙하산」, 『국민일보』, 2011년 6월 17일자 1면 및 「MB정

서는 공기업 CEO와 이사회가 전문성이 부족하여 시장을 정확히 읽고 전략이나 대안을 제시할 전문성이 부족하다¹²고 비판하고 있다. 「공공기관의 운영에 관한 법률」 등 관련 법령에서는 CEO와 비상임이사의 전문성에 대해 선언적 규정¹³만을 두고 있다. 오히려 동법 제정 이전에 ‘경영, 경제, 법률 또는 관련 기술의 전문적인 지식 또는 경험을 가질 것’을 규정한 「공기업의 경영구조 개선 및 민영화에 관한 법률」¹⁴ 또는 「정부투자기관 관리 기본법」¹⁵의 규정보다 진전되지 못한 것으로 보인다. 한편, 개별 공기업의 정관은 CEO의 자격에 대해서는 대부분 「공공기관의 운영에 관한 법률」과 같이 선언적으로 언급하고 있다. 다만, 비상임이사의 전문성 관련 자격요건은 과거 「공기업의 경영구조 개선 및 민영화에 관한 법률」 방식처럼 다소 구체적으로 표현한 공기업도 존재한다.¹⁶ 그러나 「상법」 또는 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률」 시행령에서 규정한 회계 또는 재무전문가와 같은 구체적인 기준은 제도화되지 않았다. 본 연구는 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서 볼 수 있는 전문성에 대한 느슨한 인식이 성과에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

CEO의 경우, CEO에게 필요한 경영기술은 기업 내부환경기술, 산업환경기술, 리더십 등 크게 세 가지로 분류(Castanias and Helfat[1991]; Harris and Helfat[1997])하는데, CEO는 세 가지 기술 중 부족한 기술은 학습기간을 통해 자체 학습하거나 이전 가능한 기술은 이사회(Gales and Kesner[1994]; Boyd[1990]) 등을 통해 획득하게 된다. 학습과정에서 CEO는 많은 시간과 노력을 투자하게 되고 이 과정에서 불확실성의 증가 등을 통한 경영활동에서의 실기(失機), 자원의 비효율적 활용, 이사회와의 부조화, 직원의 충성심 상실 등이 발생할 수 있으며, 결과적으로 성과가 저하될 확률이 높다. 비상임이사

부 공기업 낙하산 2기 본격화/전문성은 뒷전… 사장·감사·전무 모두 낙하산 부대», 『세계일보』, 2011년 4월 15일자 3면.

12 『문화일보』, 2008년 9월 2일자 12면의 「공기업 감사직 보은성 낙하산 쏟아져 내린다」에서 인용하였다.

13 「공공기관의 운영에 관한 법률」 제30조(임원후보자 추천 기준 등) ① 임원추천위원회는 기업 경영과 그 공기업·준정부기관의 업무에 관한 학식과 경험이 풍부하고, 최고경영자의 능력을 갖춘 사람을 기관장 후보자로 추천하여야 한다.

② 임원추천위원회는 공기업·준정부기관의 이사나 감사로서의 업무 수행에 필요한 학식과 경험이 풍부하고, 능력을 갖춘 사람을 공기업·준정부기관의 기관장이 아닌 이사나 감사 후보자로 추천하여야 한다.

14 동법 제9조(비상임이사의 자격요건 등) ① 비상임이사가 될 수 있는 자는 경제·경영·법률 또는 관련 기술 등에 관한 전문적인 지식이나 경험이 있는 자로 한다.

15 동법 제13조의2(임원의 임면 등) ② 사장 외의 상임이사는 (중략), 비상임이사는 경영에 관한 학식과 경험이 풍부한 민간전문가 중에서 (후략) 기획예산처장관이 임명한다.

16 상장공기업인 한국가스공사의 경우 정관 제23조(이사의 자격) 제1항에서 비상임이사는 경제, 경영, 법률 또는 관련 기술 등에 관하여 전문적인 지식이나 경험이 있는 자를 선임하도록 하였다.

는 이사회 내의 독립적 인사로서 CEO의 기회주의적 행위를 통제하고 주주의 이익을 극대화시키는 감시자 역할을 한다(유재욱·김광수[2008]). 최근 급변하는 경영환경 속에서 CEO의 비상임이사에 대한 자문요구도 높아지는데(Klein[1998]), 비상임이사는 CEO의 기업운영에 도움이 되는 정보, 조언, 정보교류, 네트워크 구축 등의 자원 제공(Hillman *et al.*[2000]; Daily and Dalton[1994a, 1994b])을 통해 성과 제고에 기여할 수 있다. 전문성을 갖춘 비상임이사는 문제인식능력, 대안제시능력, 의견조정능력 등을 통해 기업 경영에 기여한다.

전문성은 산업전문성(Balsam *et al.*[2003]; Hammersley[2006]; Jenkins *et al.* [2006]; Mayhew and Wilkins[2003])과 재무전문성(McMullen and Raghunandan [1996]; Xie *et al.*[2003])으로 구분하여 분석한다. 공기업의 임원으로 영입되는 사기업 경영자 또는 특정 산업에 대한 연구 또는 실무 경험이 있는 인사 중 일부는 본인의 산업전문성을 발휘할 수 없는 다른 분야의 공기업에 영입되는 경우가 있다. 명망가로서의 역할은 할 수 있겠지만 자신이 비교우위(손성규·이호영[2008])를 가지고 있는 산업전문성을 활용하지 못하여 성과를 제고시키는 데 얼마나 기여할지 의문이다. 회계사 등 재무 관련 경력 보유자 또는 회계·재무 분야 교수 등의 인사가 공기업 CEO나 비상임이사로 선임되면 기업이 처한 회계적 문제나 회계부정을 보다 정확하게 인식할 수 있으며, 경영진과 이사 간의 의견 불일치 시 이를 해결할 능력이 전문성이 없는 경우보다 높다(이장희·유호영[2009]). 이렇듯 공기업의 CEO 등 임원이 전문성을 보유하면 경영에서도 불확실성 감소(Pfeffer and Salancik[1978]), 시장에서의 거래비용 감소(Williamson[1984]) 등을 통해 기업의 성과 향상에 기여한다(Singh *et al.*[1986]). 이와 같은 논리로 CEO와 비상임이사의 산업전문성과 재무전문성에 대한 가설을 각각 설정하였다. 이를 통해 CEO와 비상임이사의 전문성 자격요건에 대한 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서의 느슨한 시각이 지속 가능한지를 검토하고자 한다.

가설 3-1: 공기업 CEO가 산업전문성을 가진 경우 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

가설 3-2: 공기업 CEO가 재무전문성을 가진 경우 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

가설 3-3: 산업전문성을 가진 공기업 비상임이사의 비율이 높으면 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

가설 3-4: 재무전문성을 가진 공기업 비상임이사의 비율이 높으면 성과에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

III. 연구방법론

본 연구의 종속변수는 공기업의 성과이며, 이의 측정을 위해 총자산영업이익률(output)과 고객만족도(outcome)를 사용한다. 설명변수는 공기업 CEO의 정치적 독립성, 이사회 의장과 CEO 분리, CEO의 산업전문성, CEO의 재무전문성, 비상임이사의 산업전문성, 비상임이사의 재무전문성을 사용한다. 제반 변수가 성과에 미치는 영향을 염밀하게 분석하기 위해 12종의 변수를 통제한다. 본 연구는 개별 공기업의 특성과 연도별 특성을 제거하기 위해 고정효과모형 회귀분석을 실시한다.

1. 종속변수

본 연구는 종속변수로 재무성과인 ROA(Return on Asset)와 공기업의 주인인 국민의 만족도를 확인할 수 있는 고객만족도를 사용한다. ROA를 통해 공기업의 기업성이 강조된 성과(output)를 분석하고, 고객만족도를 통해 공공성과 기업성을 종합한 성과(outcome)를 분석한다. 각 설명변수가 성과에 미치는 효과를 충분히 포착하고 특정 연도의 성과가 특수한 사정에 의해 돌출되는 현상을 스무딩(smoothing)하기 위해 설명변수가 발생한 연도로부터 3년간($t, t+1, t+2$) 성과의 평균 수치(Daily *et al.*[2000]; Kesner and Dalton[1994]; Shen and Cannella[2002])를 활용하였다.

먼저 ROA는 총자산영업이익률의 3년 동안의 평균 수치이다. 총자산영업이익률은 공기업의 당기순이익에서 외환차익(손), 재해비용 등 공기업 임원과 이사회가 통제하기 어려운 항목인 영업외손익, 특별손익을 차감한 영업이익을 총자산으로 나눈 값이다. Customer Satisfaction은 고객만족도의 3년 동안의 평균 수치이다. 고객만족도는 해당 공기업의 서비스를 직접 제공받은 국민을 대상으로 정부가 매년 실시하며, 공기업의 대리인구조에서 주인인 국민의 만족도를 확인할 수 있다. 해당 공기업이 제공하는 서비스를 이용하고 난 이후의 전반적 만족도(절대적, 상대적, 감정적 만족), 요소 만족도(서비스 상품·전달·환경 만족), 사회적 만족도(사회적 공익도)가 종합적으로 조사·분석된다.

2. 설명변수

Independence Impaired CEO는 공기업 CEO로 선임된 인사가 정치적 독립성이 훼손되었으면 1이고, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 정치적 독립성의 훼손 여부는 위에서 제시한 대로 외관상 독립성(Sutton[1997]; Dopuch *et al.*[2003])을 기준으로 판단하며, 최고권력자인 대통령과의 정치적 관계, 정치적 네트워크(정당 등)에서의 활동, 대통령과의 접근거리를 기준으로 판단하였다. 구체적으로 이승희 외(2010)¹⁷가 이명박정권 인사를 구분하기 위해 활용한 기준을 응용하여 다음의 네 가지 기준에 의해 정치적 독립성의 훼손을 판단하였다. ① 대선 캠프 또는 정권 인수위 등 새로운 정권 출범을 도운 인사(현직 관료로서 참여한 경우는 제외), ② 열린우리당(참여정부) 또는 한나라당(이명박정부) 출신 국회의원 또는 당직자 경력, ③ 총선·재보선·지방선거에서 열린우리당(참여정부) 또는 한나라당(이명박정부) 후보로 출마한 경력, ④ 친인척·현대그룹 등 대통령의 접근거리 인맥 중 하나에 포함되는 경우이다. 이승희 외(2010)가 사용한 여섯 가지 기준 중 두 가지는 본 연구에서 제외하였다. 하나는 정권 출범 후 고위공직자로 임명되거나 후보로 내정된 경력이다. 정치적 성향을 가지지 않은 전임관료가 공기업 CEO로 임명되는 경우가 존재할 수 있기 때문이다. 다른 하나는 대통령직속 위원회 위원장 경력이다. 본 기준은 위원회가 정권별로 상이하여 참여정부와 이명박정부에 동일하게 적용되기 어려우며 정치성향이 없는 위원장이 선임된 경우도 있기 때문이다.

Board Chair Separation은 이사회 의장과 CEO가 상이하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수로 이사회의 독립성 확인을 위한 변수이다.

CEO Industry Expertise는 CEO의 산업전문성으로서 해당 인사가 CEO로 임명되기 전에 산업전문성을 보유하였으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 산업전문성은 개

¹⁷ 저자는 이명박정권 인사가 사기업과 일부 공공기관의 사외이사로 영입된 현황을 분석하였다. 분석 대상 기업은 공정거래위원회 지정 대규모기업집단 소속 상장기업, 공공기관 중 상장기업 등 274개 기업이다. 분석 결과, 22.6%의 기업이 이명박정권 인사를 사외이사로 선임하였다. 재벌기업집단 소속 회사는 15.9%, 금융그룹 및 금융회사는 33.3%, 공기업 등 공공기관은 50.0%로 정부의 영향력이 큰 기업일수록 이명박정권 인사 선임비율이 높았다. 저자가 이명박정권 인사로 판단한 기준은 다음의 여섯 가지이다. ① 2007년 대선 당시 이명박 후보의 당선을 지원하거나 당선 이후 취임과정에서 지원한 경력, ② 이명박정부 출범 이후 대통령이 임명하는 고위공직자로 임명되거나 후보로 내정되었던 경력(참여정부에서 임명되어 유임된 경우는 제외), ③ 대통령직속 핵심 4개 위원회(국가경쟁력강화위원회, 녹색성장위원회, 미래기획위원회, 국가브랜드위원회) 위원장 경력, ④ 2004년 이후 한나라당 국회의원 및 당직자 경력, ⑤ 2008년 총선 및 이후 재보선, 2010년 지방선거에서 한나라당 후보로 출마한 경력(공천에서 떨어진 경우는 제외), ⑥ 기타 소망교회, 친인척 등 이명박 대통령 인맥.

별 공기업이 속한 산업분야의 업무전문성을 말한다. 산업분야는 통계청의 최근(제9차) 한국표준산업분류상 중분류¹⁸를 기준으로 분류하였다. 업무전문성은 CEO로 임명되기 이전 최근 10년 중 관련 업무 또는 연구를 5년 이상 수행한 경우를 말한다. 따라서 사기업, 공기업 등 공공기관, 연구기관, 정부부처 등 감독기관에서 최근 10년 중 5년 이상 해당 공기업과 동일한 산업(한국표준산업분류상 중분류 기준)의 업무 또는 연구를 한 자는 산업전문성을 보유한 인사이다. 이 경우 사기업 CEO 출신이라도 사기업에서 경험했던 산업분야와 CEO로 임명된 공기업의 산업분야가 상이하면 산업전문성이 없는 것으로 처리된다.

CEO Finance Expertise는 CEO의 재무전문성으로서 해당 인사가 CEO로 임명되기 전에 재무전문성을 보유하였으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 재무전문성이 있는 인사는 「상법 시행령」 제37조 제2항 또는 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률 시행령」 제29조 제2항¹⁹에서 규정한 회계 또는 재무 전문가를 말한다.

Outside Director Industry Expertise는 비상임이사의 산업전문성으로서 비상임이사로 임명되기 전에 산업전문성을 보유한 인사가 전체 비상임이사 중에서 차지하는 비율을 말한다. 산업전문성에 대한 처리방식은 위의 CEO Industry Expertise와 동일하다.

Outside Director Finance Expertise는 비상임이사의 재무전문성으로서 비상임이사로 임명되기 전에 재무전문성을 보유한 인사가 전체 비상임이사 중에서 차지하는 비율

18 산업분류체계를 한국전력공사를 예로 살펴보면 다음과 같다. 대분류: 전기, 가스, 증기 및 수도사업, 중분류: 전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업, 소분류: 전기업

19 두 법령에서 규정한 회계 또는 재무 전문가는 사실상 동일한 것으로서 다음을 말한다.

1. 개인회계사의 자격을 가진 자로서 그 자격과 관련된 업무에 5년 이상 종사한 경력이 있는 자
2. 회계 또는 재무 분야의 석사학위 이상의 학위소지자로서 연구기관 또는 대학에서 회계 또는 재무 관련 분야의 연구원 또는 조교수 이상의 직에 합산하여 5년 이상 근무한 경력이 있는 자
3. 주권상장법인에서 회계 또는 재무 관련 업무에 합산하여 임원으로 5년 이상 근무하거나 임직원으로 10년 이상 근무한 경력이 있는 자
4. 다음 각 목의 기관에서 회계 또는 재무 관련 업무나 이에 대한 감독업무에 합산하여 5년 이상 근무한 경력이 있는 자
 - 가. 국가
 - 나. 한국은행
 - 다. 제10조 제2항 각 호의 어느 하나에 해당하는 기관
 - 라. 제10조 제3항 제1호부터 제14호까지의 어느 하나에 해당하는 기관
 - 마. 다목 및 라목 외에 「금융위원회의 설치 등에 관한 법률」 제38조에 따른 검사대상기관
 - 바. 나목부터 마목까지의 기관 외에 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 따른 공공기관(금융위원회가 정하여 고시하는 기관은 제외한다)
 - 사. 「개인회계사법」에 따른 회계법인
 - 아. 가목부터 사목까지의 기관에 준하는 외국법인 등

을 말한다. 재무전문성에 대한 처리방식은 위의 CEO Finance Expertise와 동일하다.

3. 통제변수

본 연구는 염밀한 실증분석을 위해 공기업의 성과에 영향을 미칠 수 있는 다음의 12 종의 변수들을 통제하고자 한다. Industry Competition은 산업 경쟁도로서 해당 공기업과 동종 산업에 종사하는 사업체의 개수이다. 산업이 성장할수록 해당 산업에서 활동하는 사업체는 늘어나고, 경쟁압력이 높아지면서 성과는 하락하고(Scherer[2011]), 기업의 생존율은 낮아진다(Agarwal[1998]). 그러나 치열한 경쟁은 기업을 창의적이고 혁신적으로 변화시키며 혼존하는 기업 내부의 자산을 효율적으로 활용하여 수익성을 개선시킬 수 있다(곽주영 외[2011]). Industry Growth는 산업 성장성으로서 해당 공기업이 속한 산업의 매출액 증가율이다. 성장하는 산업은 시장이 확대되고 다양한 제품이 개발되는 특성을 가지고 있다(임성준 · 정형철[2001]). 이때 기업은 자기에게 보다 유리한 조건을 만들기 위해 공격적인 경영전략을 모색하고, 투자자는 이러한 환경을 매력적으로 여겨 (McDougall *et al.*[1994]) 투자를 확대한다. 이러한 과정에서 기업의 실적은 제고될 것이다. 그러나 산업 성장 속도와 소비자의 요구에 적시에 대응하지 못하는 기업은 경영 전략을 수시로 바꾸고 자원을 효율적으로 사용하지 못해 경쟁에서 도태되어 성과가 떨어질 것이다. Asset은 연도 말 총자산의 자연로그값이다. 자산규모가 크면 성과 또는 기업가치에 긍정적 영향을 미칠 수 있다(Joh[2003]; Krivogorsky[2006]). 그러나 정구열 외(2002)는 비재벌집단과 이익이 정(+)인 기업은 자산규모가 클수록 주식수익률에 부정적인 영향을 미침을 확인하였다. Government Support는 정부지원 비율로서 공기업의 총수입 중 순수한 자체수입을 제외한 직접지원액(보조금, 출연금, 출자금 등)과 간접지원액(법적 위탁 및 독점 수입, 부담금 및 이전수입 등)이 차지하는 비율이다. 정부 지원 비율이 높은 공기업은 정부정책 등의 영향을 받아 성과가 부정적일 수 있다(유승원[2009]). 그러나 공기업의 성과 부진을 정부지원으로 매울 수도 있기 때문에 정부지원 비율과 성과 간에 정(+)의 관계가 존재할 수도 있다. Firm Age는 기업연령으로서 공기업 설립 이후 연도 말까지 경과된 연수를 말한다. Evans(1987)는 기업연령이 높을수록 기업의 성장률과 퇴출률이 모두 낮아짐을 확인하였다. 성효용(2000)과 Jovanovic(1982)도 조직 타성 또는 낡은 경영관행 등으로 기업연령이 높을수록 성장이 저하됨을 발견하였다. 그러나 기업연령이 높으면 조직 전통 또는 경험에 의한 관리 노하우와 학습효과

등으로 성과 제고에 기여할 수도 있다. CEO Tenure는 CEO의 재임기간으로 CEO가 선임된 이후 연도 말까지 경과된 연수이다. CEO의 재임기간이 길어질수록 과거의 전략을 고수(Finkelstein and Hambrick[1990])하거나 전략적 변화를 회피(Wiersma and Bantel[1992])하고, 의사소통의 감소와 정보원천의 고립으로(Katz[1982]) 성과에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. Outside Director Tenure는 비상임이사의 평균 재임기간으로 개별 비상임이사가 선임된 이후 연도 말까지 경과된 연수의 평균을 말한다. 이사들의 재임기간이 길어지면 CEO와 이사 간의 유대관계가 형성될 가능성이 높아(Vafeas [2003]) CEO에 대한 이사들의 통제기능이 약화된다. 한편, 이사들이 오랜 기간 재임하면 이사회의 역량과 경험의 증가하여(Buchanan[1974]; Vance[1983]) 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. Debt Ratio는 부채비율로서 부채를 총자본으로 나눈 값이다. 부채비율이 높으면 이자비용이 증가하여 단기적으로 수익성이 하락할 수 있다(Joh[2003]; Cui and Mak[2002]). 그러나 적절한 부채의 사용에 의한 ‘경영자 규율효과’의 유발 등으로 성과를 제고시킬 수도 있다(Cui and Mak[2002]). Prior ROA는 전년도 ROA이고, Prior Customer Satisfaction은 전년도 고객만족도이다. 전년도 성과변수를 통해 성과의 추세 현상 또는 평균으로의 회귀를 통제할 수 있다(Brown[1982]). SOE Dummy는 개별 공기업의 특성을 제거하기 위한 고정효과모형 변수이다. 관찰치가 해당 공기업이면 1, 아니면 0으로 처리하였다. Year Dummy는 연도별 효과를 제거하기 위한 고정효과모형 변수이다. 관찰치가 해당 연도에 속하면 1, 아니면 0으로 처리하였다.

4. 표본 및 자료 수집

본 연구는 「공공기관의 운영에 관한 법률」 제정 시(2007년) 공기업으로 지정된 기관의 2003년부터 2011년까지 9년간의 자료를 대상으로 하였다. 이때 상장공기업인 한국가스공사, 한국전력공사, 한국지역난방공사의 상장 이후 연도(21개)는 분석 대상에서 제외하였다.²⁰ 샘플 연도 중에 설립된 기관은 설립 이전 연도를 제외하였다(5개). 분석 대상 공기업이 중간에 통합(한국산재의료원, 대한주택공사, 한국토지공사)되거나 공기업이 아닌 다른 유형으로 변경 지정되는 경우(여수광양항만공사)는 제외하고(10개) 통합 또는

²⁰ 한국가스공사는 1999년에 상장되었고, 한국전력공사는 1989년에 상장되어 본 연구의 분석 대상인 2003년부터 2011년까지의 모든 자료가 샘플에서 제외되었다. 한편, 한국지역난방공사는 2009년에 상장되어 이후 연도인 3년간의 자료만 샘플에서 제외되었다.

변경 이전의 연도까지만 분석에 활용하였다. 분석 표본의 최종 개수는 180개이다. 분석 대상 공기업은 다음의 22개 기관이다. 인천국제공항공사, 한국공항공사, 부산항만공사, 인천항만공사, 한국조폐공사, 한국관광공사, 한국방송광고공사, 한국마사회, 한국광물자원공사,²¹ 대한석탄공사, 한국석유공사, 한국지역난방공사,²² 한국산재의료원,^{23,24} 대한주택공사,²⁵ 대한주택보증(주), 한국감정원, 한국도로공사, 한국수자원공사, 한국철도공사, 한국토지공사,²⁶ 여수광양항만공사,^{27,28} 제주국제자유도시개발센터.

ROA(총자산영업이익률) 등 종속변수 및 통제변수 산출에 활용된 제반 재무정보는 기획재정부의 알리오 시스템과 기획재정부와 각 공기업의 홈페이지에서 수집하였다. Industry Competition(산업경쟁도)과 Industry Growth(산업성장성)는 한국신용평가정보의 KISLINE에서 추출하였다. 설명변수에서 활용된 CEO 및 비상임이사에 대한 제반 인물정보는 기획재정부의 알리오 시스템, 개별 공기업의 이사회 회의록과 홈페이지, 중앙일보의 JOINS 인물정보 및 KINDS에서 수집하였다.

IV. 실증분석

1. 기술통계

종속변수인 ROA(총자산영업이익률)의 평균은 0.03이고, 표준편차는 0.08이다. 이는 3년 동안 평균적으로 총자산 대비 약 3%의 영업이익을 올리고 있음을 의미한다. 또 다른 종속변수인 Customer Satisfaction(고객만족도)의 평균은 86.53이고, 표준편차는 6.17이다. 이는 3년 동안 평균적으로 고객만족도가 약 86.53점임을 의미한다. 한편, 종

21 2009년 1월, (구)대한광업진흥공사가 기관명을 변경하였다.

22 상장 이전 연도인 2003년부터 2008년까지의 자료만 포함되었다.

23 2009년 1월, (구)산재의료관리원이 기관명을 변경하였다.

24 2010년 4월, 근로복지공단으로 통합되었다.

25 2009년 10월, 한국토지공사와 함께 한국토지주택공사로 통합되었다.

26 2009년 10월, 대한주택공사와 함께 한국토지주택공사로 통합되었다.

27 2011년 8월, (구)한국컨테이너부두공단이 기관명을 변경하였다.

28 2010년 1월, 기획재정부 고시 제2010-3호에 의해 준시장형 공기업에서 준정부기관으로 공공기관 유형이 변경되었다. 한편, 여수광양항만공사는 2012년 1월, 기획재정부 고시 제2012-2호에 의해 준정부기관에서 준시장형 공기업으로 재변경되었으나 계속하여 공기업으로 지정된 연도인 2009년까지의 자료만 본 분석에 활용되었다.

속변수인 각 성과지표의 증가율 또는 증가도의 표본 수가 180개에 미치지 못하는 이유는 일부 연도에 대해 고객만족도 조사를 실시하지 않은 공기업이 존재하거나 3년 평균 변수를 생성하는 과정에서 활용하지 못한 표본이 존재하기 때문이다.

가설 1에 대한 설명변수인 Independence Impaired CEO는 평균 0.406으로 전체 CEO 중 약 41%가 정치적 독립성이 훼손되었다. 표준편차는 0.492이다. 가설 2에 대한 설명변수인 Board Chair Separation은 평균이 0.250이고, 표준편차는 0.434이다. 전체 샘플 중 1/4의 표본에서 이사회의 독립성을 위해 이사회 의장과 CEO가 분리되었다. 이것은 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 의해 본 연구 샘플 연도의 중간에 해당하는 2007년에 이사회 의장과 CEO를 분리하는 정책이 도입되었고, 대상 공기업도 시장형 공기업과 자산규모 2조원 이상의 준시장형 공기업에 한정되기 때문이다. 가설 3에 대한 설명변수인 CEO와 비상임이사의 산업전문성 및 재무전문성에 대한 기술통계를 살펴보면, CEO Industry Expertise의 평균은 0.594이고, 표준편차는 0.492이다. 약 60%의 CEO가 산업전문성을 보유하고 있었다. CEO Finance Expertise의 평균은 0.083이고, 표준편차는 0.277로 CEO 중 재무전문성을 가진 인사는 10%에도 미치지 못하였다. Outside Director Industry Expertise와 Outside Director Finance Expertise의 평균은 각각 0.377과 0.308이다. 산업전문성을 가진 비상임이사가 40%에도 미치지 못하였고, 재무전문성을 가진 비상임이사는 전체 비상임이사의 1/5에도 미치지 못하였다.

통제변수 중 Industry Competition(산업경쟁도)은 산업 내 사업체 수로서 평균은 505이고, Industry Growth(산업성장성)는 산업의 매출액 증가율로서 평균은 0.179이다. Asset(자산의 자연로그)의 평균은 28.488(2.4조원)이다. Government Support(정부지원 비율)의 평균은 0.252이다. 공기업은 평균적으로 자신의 총수입 중 약 1/5을 정부 보조금 등 직접지원 수입 또는 독점적 지위로 인한 간접지원 수입 등 정부지원 수입으로 충당하고 있었다. Firm Age(기업연령)의 평균은 30.921(30년 11개월)이다. CEO Tenure(CEO 재임기간)의 평균은 1.526(1년 6개월)이다. 이는 CEO의 재임기간 전체를 의미하는 것이 아니라 각 연도 말 기준의 CEO 재임기간을 의미한다. Outside Director Tenure(비상임이사 재임기간)의 평균은 1.523(1년 6개월)으로 CEO와 비슷하다. Debt Ratio(부채비율)의 평균은 2.339로 부채규모가 총자본 대비 약 2.3배임을 의미한다. Prior ROA(전년도 총자산영업이익률)의 평균은 0.035이고, Prior Customer Satisfaction(전년도 고객만족도)의 평균은 83.78이다. 이상의 사항과 피어슨 상관분석 결과를 〈Table 1〉에 담았다.

⟨Table 1⟩ Means, Standard Deviations, and Pearson Correlation Coefficients

		N	Mean	S.D.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Dep- endent var.	(1) ROA	136	-.03	.08	1																	
	(2) Customer Satisfaction	131	86.53	6.17	-.29***	1																
Expla- natory var.	(3) Independence Impaired CEO	180	.41	.49	-.17**	.16	1															
	(4) Board Chair Separation	176	.25	.43	.10	.22**	-.13*	1														
	(5) CEO Industry Expertise	180	.59	.49	.02	.09	-.10	.06	1													
	(6) CEO Finance Expertise	180	.08	.28	-.16	.07	.08	-.04	-.04	1												
	(7) O/D Industry Expertise	176	.38	.31	.19**	-.08	-.22***	.34**	.16**	-.05	1											
	(8) O/D Finance Expertise	176	.15	.17	-.05	-.10	-.19**	-.14*	-.20***	.19**	-.24***	1										
	(9) Industry Competition	180	505	757	-.08	.11	.07	.24***	.18**	-.11	-.21***	.08	1									
	(10) Industry Growth	180	.18	.59	.02	-.09	-.09	-.06	.01	.05	-.12	.01	.07	1								
Cont- rol var.	(11) Asset	180	28.49	1.62	-.20**	.00	.01	.22***	.03	.03	-.30***	.18**	.15**	.12	1							
	(12) Government Support	180	.25	.31	.44**	-.24	.11	-.22***	.19**	-.03	.19**	-.26***	.20***	-.04	-.17**	1						
	(13) Firm Age	180	30.92	18.77	-.24***	.14	.15*	-.36***	.01	.01	-.43***	-.08	.19***	.02	-.07	.08	1					
	(14) CEO Tenure	180	1.53	.97	-.07	-.05	-.14*	.23***	-.01	.02	.04	.03	-.05	.04	.14	-.12	-.06	1				
	(15) O/D Tenure	176	1.52	.62	-.11	-.08	.03	-.10	-.13	.01	-.11	.21***	-.04	.11	.22***	-.14	-.08	.07	1			
	(16) Debt Ratio	180	2.33	16.75	.01	-.07	.07	.10	-.07	-.04	-.11	-.03	-.02	-.01	-.04	-.04	.02	-.03	-.15**	1		
	(17) Prior ROA	176	.04	.10	.58***	-.36***	-.15*	-.10	.01	-.10	.09	.00	-.06	-.02	-.12	.36***	-.17**	-.04	-.12	-.03	1	
	(18) Prior Customer Satisfaction	157	83.78	9.01	-.23**	.75***	.19***	.26***	.07	.02	-.07	-.24	.07	-.07	.02	-.18**	.10	.01	-.22***	.08	-.22***	

Note: *: p<.10, **: p<.05, ***: p<.01.

피어슨 상관분석을 살펴보면, 가설 1을 위한 설명변수인 Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO)와 종속변수 중 하나인 ROA(총자산영업이익률)는 5% 유의수준에서 유의한 부(-)의 상관관계를 보였다. 가설 2를 위한 설명변수인 Board Chair Separation(이사회 의장과 CEO 분리)은 종속변수 중 하나인 Customer Satisfaction(고객만족도)과 5% 유의수준에서 유의한 정(+)의 상관관계를 보였다. 가설 3을 위한 설명변수인 CEO의 산업전문성 및 재무전문성과 종속변수 간에, 그리고 비상임이사의 재무전문성과 종속변수 간에는 유의한 상관관계가 보이지 않았다. 그러나 Outside Director Industry Expertise(비상임이사 산업전문성)는 ROA(총자산영업이익률)와 5% 유의수준에서 유의한 정(+)의 상관관계를 보였다. 통제변수와 종속변수 간의 상관관계를 살펴보면, Asset(자산의 자연로그값), Government Support(정부지원 비율), Firm Age(기업연령)는 ROA(총자산영업이익률)와 각각 5%, 5%, 1% 유의수준에서 유의한 부(-), 정(+), 부(-)의 상관관계를 보였다. 전년도 성과변수는 종속변수와 각각 1% 유의수준에서 유의한 정(+)의 상관관계를 보였다. 한편, 가설 1을 위한 설명변수인 Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO)는 Outside Director Industry Expertise(비상임이사 산업전문성) 및 Outside Director Finance Expertise(비상임이사 재무전문성)와 각각 1% 및 5% 유의수준에서 유의한 부(-)의 상관관계가 발견되었다. 정치적 독립성이 훼손된 CEO가 선임된 공기업에는 전문성을 가진 비상임이사가 덜 선임되었음을 의미한다.

한편, Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO) 변수의 정치적 독립성 훼손 여부를 외부전문가, 내부승진자, 전임관료, 정치인 등 출신 유형별로 분석하면 다음과 같다. 본 연구의 분류방법에 의하면, 사기업 경영진, 학자 등 외부전문가 출신 55개의 경우 중 절반을 훨씬 넘는 34개(61.8%)의 경우가 정치적 독립성이 훼손되었으며, 정치적 독립성을 유지한 경우는 21개(38.2%)였다. 공기업 내부승진자 출신 14개 경우 중 정치적 독립성이 훼손된 경우는 3개(21.4%)였다. 전임관료(군인, 경찰 포함) 출신 89개의 경우 중 15개(16.9%)가 정치적 독립성이 훼손되었으며, 74개(83.1%)는 정치적 독립성을 유지하였다. 정치인 출신은 모든 경우(22개)에서 정치적 독립성이 훼손되었다. 전체 180개 샘플 중 정치적 독립성이 훼손된 CEO는 74개로 41.1%를 차지하였다. 선행 연구(강영걸[1999]; 김현[2007]; 민희철[2008]; 유승원[2009]; 이명석[2001])는 공기업 CEO를 직업 출신으로 구분하여 그들의 정치적 독립성을 파악하지 못하는 한계가 있었다. 그러나 본 분석을 통해 공기업 CEO의 정치적 독립성은 직업 출신과 관계가 없음을 알 수 있다. 이상의 사항을 <Table 2>에 담았다.

〈Table 2〉 CEO's Political Independence and Origin

	Impairment of CEO's political independence	Maintenance of CEO's political independence	Sum
Outside expert	34 (61.8%)	21 (38.2%)	55
Insider	3 (21.4%)	11 (78.6%)	14
Former bureaucrat	15 (16.9%)	74 (83.1%)	89
Politician	22 (100%)	–	22
Sum	74 (41.1%)	106 (58.9%)	180

2. 가설 검정

가. 총자산영업이익률(ROA)에 대한 가설 검정

모형의 표본 수는 ROA(총자산영업이익률) 3년 평균 변수와 통제변수 중 Prior ROA(전년도 ROA) 변수를 생성하는 과정에서 일부 표본을 활용할 수 없어 당초 180개였던 표본이 128개로 감소하였다. 각 가설별 검정을 위한 부분 모형(model 1,2,3)과 모든 가설을 함께 검정하기 위해 전체 모형(model 4)을 분석하였다. 각 모형에 대한 조정된 R^2 는 0.906에서 0.919까지이며, F값은 34.082에서 36.791까지이고, 모든 모형이 1% 유의수준에서 유의하였다. 먼저 가설 1을 위한 설명변수인 Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO)는 부분 모형(model 1)과 전체 모형(model 4)에서 ROA에 부(-)의 영향을 미치지만 유의하지 않았다.

가설 2를 위한 설명변수인 Board Chair Separation(이사회 의장과 CEO 분리)도 유의하지 않았다. 가설 3을 위한 설명변수인 임원의 전문성 중 Outside Director Industry Expertise(비상임이사 산업전문성)는 부분 모형(model 3)과 전체 모형(model 4) 모두에서 10% 유의수준에서 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다.

추정계수(0.032)를 개략적으로나마 해석하여 보면, 다른 조건이 동일할 때 비상임이사의 산업전문성 비율이 100%(10%) 상승할 경우 ROA 3년 평균은 약 0.032%(0.0032%) 증가함을 의미한다. 산업전문성을 가진 비상임이사가 유용한 기업전략을 제시하는 등 CEO와 해당 공기업의 경영활동을 적절히 통제하여 불필요한 비용을 제어하거나 영업수익을 제고시키는 데 기여한 것으로 해석할 수 있다. CEO의 산업전문성과 재무전문성 및 비상임이사의 재무전문성은 ROA에 유의한 영향을 미치지 못하였다.

〈Table 3〉 Results of Fixed Effect Models

	ROA				Customer Satisfaction			
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 1	model 2	model 3	model 4
Independence Impaired CEO	-.006 (.470)			-.003 (.699)	-1,249** (.043)			-1,361** (.039)
Board Chair Separation		.012 (.456)		-.003 (.871)		3,007*** (.008)		2,571** (.025)
CEO Industry Expertise			.011 (.106)	.010 (.139)			.200 (.719)	-.176 (.749)
CEO Finance Expertise			-.015 (.166)	-.015 (.188)			-1,446 (.145)	-1,393 (.142)
O/D Industry Expertise			.032* (.061)	.032* (.068)			.276 (.870)	.108 (.947)
O/D Finance Expertise			-.055 (.411)	-.056 (.413)			-1,970 (.329)	-1,073 (.583)
Industry Competition	.000 (.922)	-.000 (.910)	-.000 (.873)	-.000 (.983)	.000 (.775)	.000 (.683)	.000 (.833)	.001 (.631)
Industry Growth	.001 (.736)	.002 (.645)	.004 (.359)	.003 (.410)	.103 (.757)	.224 (.485)	.276 (.413)	.077 (.818)
Asset	-.095*** (.000)	0.090*** (.000)	-.089*** (.000)	-.091*** (.000)	-4,679*** (.001)	-3,111** (.030)	-4,581*** (.002)	-3,692** (.013)
Government Support	.040 (.347)	.045 (.296)	.027 (.521)	.026 (.538)	2,049 (.583)	2,884 (.430)	3,111 (.425)	3,698 (.322)
Firm Age	-.067*** (.001)	-.070*** (.000)	-.056*** (.003)	-.054*** (.006)	7,560*** (.000)	6,780*** (.001)	7,490*** (.001)	8,289*** (.000)
CEO Tenure	-.003 (.354)	-.003 (.348)	-.003 (.389)	-.003 (.395)	.352 (.245)	.411 (.160)	.447 (.141)	.352 (.226)
O/D Tenure	-.004 (.481)	-.005 (.386)	-.004 (.443)	-.004 (.497)	-.252 (.576)	-.351 (.426)	-.327 (.478)	-.271 (.540)
Debt Ratio	.000 (.849)	.000 (.913)	.001 (.717)	.001 (.748)	1,269 (.108)	1,224 (.113)	1,531* (.068)	1,510* (.060)
Prior ROA	-.089*** (.006)	-.088*** (.006)	-.093*** (.002)	-.094*** (.002)				
Prior Customer Satisfaction					.016 (.750)	-.004 (.940)	-.016 (.753)	-.010 (.840)
Year Dummy	included	included	included	included	included	included	included	included
SOE Dummy	included	included	included	included	included	included	included	included
Obs.	128	128	128	128	118	118	118	118
adj. <i>R</i> ²	.906	.906	.919	.917	.866	.872	.862	.874
F value	34,082***	34,095***	36,791***	34,303***	21,463***	22,454***	19,202***	20,331***

Note: Values are unstandardized coefficients and parentheses are p values.

*: p<0.10, **: p<0.05, ***: p<0.01.

통제변수 중 Asset(자산규모 로그값)과 Firm Age(기업연령)는 부분 모형과 전체 모형 모두에서 각각 1% 유의수준에서 유의한 부(−)의 영향을 미치고 있다. 이것은 자산 규모가 큰 공기업일수록, 기업연령이 높은 공기업일수록 ROA(총자산영업이익률)가 감소함을 의미한다. 한편, Industry Competition(산업경쟁도), Industry Growth(산업성장성), Government Support(정부지원 비율), CEO Tenure(CEO 재임기간), Outside Director Tenure(비상임이사 재임기간), Debt Ratio(부채비율), Prior ROA(전년도 총자산영업이익률)는 ROA에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 위의 〈Table 3〉에 ROA(총자산영업이익률)와 다음에서 설명할 Customer Satisfaction(고객만족도)에 대한 분석 결과를 담았다.

나. 고객만족도(Customer Satisfaction)에 대한 가설 검정

모형의 표본 수는, 각 공기업별로 고객만족도 조사가 시행된 이력이 상이하고, Customer Satisfaction(고객만족도) 3년 평균 변수 및 통제변수 중 Prior Customer Satisfaction(전년도 고객만족도) 변수를 생성하는 과정에서 일부 표본을 활용할 수 없어 당초 180개에서 118개로 감소되었다. 각 모형에 대한 조정된 R^2 는 0.862에서 0.874 까지이며, F값은 19.202에서 22.454까지이고 모든 모형이 1% 유의수준에서 유의하였다. 가설 1을 위한 설명변수인 Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO)는 부분 모형(model 1)과 전체 모형(model 4) 모두에서 고객만족도에 각각 5% 유의수준에서 유의한 부(−)의 영향을 미쳤다. 추정계수(전체 모형은 -1.361)의 수치를 개략적으로 해석하여 보면 다른 조건이 동일할 때 공기업 CEO가 정치적 독립성을 가진 인사에서 정치적 독립성이 훼손된 인사로 교체될 경우 3년 평균 고객만족도가 100점 만점을 기준으로 약 1.4점 하락하게 된다. 정치적 독립성이 훼손된 CEO는 공기업의 실제 주인인 국민 고객을 위해서가 아니라 자신을 선임한 정치권의 목표나 정치적 이해관계를 위해 경영활동을 하고 있는 증거로 여겨진다. 가설 2를 위한 설명변수인 Board Chair Separation(이사회 의장 분리)은 부분 모형(model 2)과 전체 모형(model 4)에서 고객만족도에 각각 1% 및 5% 유의수준에서 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 추정계수(전체 모형은 2.571)의 의미를 해석하여 보면, 다른 조건이 동일할 때 이사회 의장이 분리될 경우 3년 평균 고객만족도 점수가 약 2.6점 상승하게 된다. 이사회 의장이 CEO와 분리되어 해당 공기업 정책의 수립과 집행이 분리될 경우 이사회가 CEO의 기회주의적 행위를

적절히 통제하여 해당 공기업이 국민고객의 복리증진을 위해 경영되는 등 국민고객의 체감도가 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 가설 3을 위한 설명변수인 CEO Industry Expertise(CEO의 산업전문성), CEO Finance Expertise(CEO의 재무전문성), Outside Director Industry Expertise(비상임이사의 산업전문성) 및 Outside Director Finance Expertise(비상임이사의 재무전문성)는 고객만족도에 유의한 영향을 미치지 못하였다.

통제변수 중 Asset(자산규모 자연로그값)은 부분 모형과 전체 모형 모두에서 5% 또는 1% 유의수준에서 유의한 부(-)의 영향을 미쳤다. Firm Age(기업연령)는 부분 모형과 전체 모형 모두에서 고객만족도에 1% 유의수준에서 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있다. Debt Ratio(부채비율)는 부분 모형(model 3)과 전체 모형(model 4)에서 각각 10% 유의 수준에서 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 이는 자산규모가 작을수록, 기업연령이 높을수록, 부채비율이 높을수록 고객만족도가 높아짐을 의미한다. 한편, Industry Competition(산업경쟁도), Industry Growth(산업성장성), Government Support(정부지원 비율), CEO Tenure(CEO 재임기간), Outside Director Tenure(비상임이사 재임기간), Prior Customer Satisfaction(전년도 고객만족도) 등 다른 통제변수는 고객만족도에 특별한 영향을 미치지 못하였다.

V. 추가연구

여기서는 공기업 CEO의 정치적 독립성이 훼손되면 이사회 의장 분리 및 비상임이사의 산업전문성이 성과에 미치는 영향에 어떠한 변화가 있는지를 분석한다. 또한 공기업 지배구조와 성과의 현황에 대해 이명박정부와 참여정부를 비교하며 분석하고자 한다.

1. CEO의 정치적 독립성 훼손이 여타 변수와 성과의 관계에 미치는 영향

위의 가설 검정에서 CEO의 정치적 독립성 훼손이 고객만족도에 유의한 부(-)의 영향을 미치고, 이사회 독립성을 위한 이사회 의장과 CEO 분리정책 및 비상임이사 산업전문성이 고객만족도와 총자산영업이익률에 각각 유의한 정(+)의 영향을 미침을 확인하였다. 여기서는 CEO의 정치적 독립성이 훼손된 공기업에서 이사회 분리정책과 비상임이

사 산업전문성이 성과변수에 여전히 동일한 영향을 미치는지, 변화가 있다면 어떠한지 분석한다. 본 추가분석에서 활용할 두 가지 교호변수를 다음과 같이 생성하였다. Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO, A)와 Board Chair Separation(이사회 의장과 CEO 분리, B) 변수를 조합하여 Independence Impaired CEO×Board Chair Separation 변수(A×B)를 생성하였다. 이것은 정치적 독립성이 훼손된 CEO가 선임된 공기업에서 이사회 의장과 CEO가 분리되었으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 또 다른 교호변수는 Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO, A)와 Outside Director Industry Expertise(비상임이사 산업전문성, C)를 조합하여 생성한 Independence Impaired CEO×Outside Director Industry Expertise(A×C)이다. 이것은 정치적 독립성이 훼손된 CEO가 선임된 공기업에서의 비상임이사의 산업전문성 비율이다.

〈Table 4〉에서 새로운 교호변수를 포함한 추가모형에 대한 분석 결과를 확인할 수 있다. 먼저 ROA(총자산영업이익률)에 대한 분석을 살펴보면, 추가모형의 조정된 R^2 는 0.917이고, F값은 33.825로 1% 유의수준에서 유의하였다. 추가모형에서 새롭게 추가된 변수인 Independence Impaired CEO×Outside Director Industry Expertise(A×C)의 추정계수는 0.037이고, 유의하지 않았다. 그러나 Outside Director Industry Expertise(비상임이사 산업전문성)의 추정계수는 0.030으로 원모형과 마찬가지로 10% 유의수준에서 유의하게 ROA(총자산영업이익률)에 정(+)의 영향을 미치고 있다. 이것은 비상임이사의 산업전문성이 ROA(총자산영업이익률)에 유의하게 긍정적인 영향을 미치지만, 정치적 독립성이 훼손된 CEO가 선임된 공기업에서는 비상임이사 산업전문성의 긍정적인 효과가 상쇄됨을 의미한다.

Customer Satisfaction(고객만족도)에 대한 분석을 살펴보면, 추가모형의 조정된 R^2 는 0.873이고, F값은 19.745로 1% 유의수준에서 유의하였다. 추가모형에서 새롭게 추가한 변수인 Independence Impaired CEO×Board Chair Separation(A×B)의 추정계수는 -1.135이고 유의하지 않았다. 그러나 Board Chair Separation(이사회 의장 분리)의 추정계수는 2,805로 원모형과 마찬가지로 5% 유의수준에서 Customer Satisfaction(고객만족도)에 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있다.

이것은 이사회 의장 분리정책이 Customer Satisfaction(고객만족도)에 유의하게 긍정적인 영향을 미치지만, 정치적 독립성이 훼손된 CEO가 선임된 공기업에서는 이사회 의장 분리정책의 긍정적인 효과가 사라진다는 것을 의미한다. 해당 공기업에서는 CEO가

〈Table 4〉 Additional Analyses—Interaction Effects between CEO's Political Independence and Other Variables

		ROA		Customer Satisfaction	
		Original model	Additional model	Original model	Additional model
Explanatory var.	Independence Impaired CEO (A)	-.003 (.699)	-.015 (.217)	-1,361** (.039)	-1,201 (.111)
	Board Chair Separation (B)	-.003 (.871)	-.003 (.830)	2,571** (.025)	2,805** (.019)
	CEO Industry Expertise	.010 (.139)	.009 (.189)	-.176 (.749)	-.140 (.801)
	CEO Finance Expertise	-.015 (.188)	-.015 (.169)	-1,393 (.142)	-1,391 (.144)
	O/D Industry Expertise (C)	.032* (.068)	.030* (.085)	.108 (.947)	.368 (.825)
	O/D Finance Expertise	-.056 (.413)	-.059 (.410)	-1,073 (.583)	-.782 (.696)
Control var.		included	included	included	included
Interaction var.	Independence Impaired CEO (A) × Board Chair Separation (B)				-1,135 (.470)
	Independence Impaired CEO (A) × O/D Industry Expertise (C)		.037 (.195)		
obs.		128	128	118	118
adj. R^2		.917	.917	.874	.873
F value		34,303***	33,825***	20,331***	19,745***

Note: Values are unstandardized coefficients and parentheses are p values.

*: p<0.10, **: p<0.05, ***: p<0.01.

최고권력층의 정치적 네트워크의 지지를 업고 경영활동을 하는 과정에서 이사회 의장과 갈등을 초래하거나 이사회가 CEO를 견제하는 본연의 활동이 무력화되는 등 정상적인 이사회 활동이 저해되어 긍정적인 효과가 상쇄된 것으로 해석될 수 있다. 본 추가분석에서 CEO의 정치적 독립성이 훼손되면 공기업 성과에 긍정적인 영향을 미치는 여타 변수들의 효과를 상쇄시키는 것을 확인하였다. 공기업 CEO의 정치적 독립성이 훼손되면 해당 인사의 정치권과의 결탁, 주인인 국민고객의 목표와의 갈등, 이사회의 무력화 또는 이사회와의 갈등, 공기업 자원의 비효율적인 활용 등이 유발될 수 있고, 이를 통해 공기업 성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 여겨진다.

2. 정권 비교

〈Table 5〉에 이명박정부와 참여정부에서의 본 연구의 종속변수, 설명변수와 통제변수에 대한 비교를 담았다. 먼저 종속변수인 3년 평균 성과치에 대한 정권 비교를 살펴보면, ROA(총자산영업이익률)는 이명박정부가 평균 0.026이고, 참여정부가 평균 0.034이며, 평균 차이는 -0.008로 유의하지 않았다. Customer Satisfaction(고객만족도)은 이명박정부가 평균 90.99점이고, 참여정부가 평균 84.57점이며, 평균 차이는 6.431로 1% 유의수준에서 유의하였다. 이것은 이명박정부의 고객만족도가 참여정부보다 실제로 높아서일 수도 있고, 이명박정부에서의 고객만족도가 실제보다 인플레이팅된 때문일 수도 있다.

설명변수에 대한 정권 비교를 살펴보면 다음과 같다. Independence Impaired CEO(정치적 독립성 훼손 CEO)의 경우 이명박정부는 전체 CEO 중 절반을 상회하는 56.0%가

〈Table 5〉 Administration Comparison—Lee Myung-bak Administration versus Rho Moo-hyun Administration

		All		Lee government		Rho government		Mean difference	
		Obs.	Mean	Obs.	Mean	Obs.	Mean	Mean diff.	(p value)
Depen- dent var.	ROA	136	0.032	34	0.026	102	0.034	-0.008	(0.631)
	Customer Satisfaction	131	86.53	40	90.99	91	84.57	6.431***	(0.000)
Expla- natory var.	Independence Impaired CEO	180	0.406	75	0.560	105	0.300	0.265***	(0.000)
	Board Chair Separation	176	0.250	75	0.400	101	0.139	0.032***	(0.000)
	CEO Industry Expertise	180	0.594	75	0.613	105	0.581	0.261	(0.665)
	CEO Finance Expertise	180	0.083	75	0.080	105	0.086	-0.006	(0.892)
	O/D Industry Expertise	176	0.385	75	0.340	101	0.418	-0.078*	(0.081)
	O/D Finance Expertise	176	0.153	75	0.112	101	0.183	-0.071***	(0.004)
Control var.	Industry Competition	180	505.4	75	540.2	105	480.5	59.617	(0.604)
	Industry Growth	180	0.179	75	0.137	105	0.209	-0.072	(0.420)
	Asset	180	28,488	75	28,689	105	28,345	0.344	(0.160)
	Government Support	180	0.252	75	0.232	105	0.266	-0.033	(0.472)
	Firm Age	180	30.921	75	32,659	105	29,680	2.979	(0.295)
	CEO Tenure	180	1,526	75	1,490	105	1,552	-0.063	(0.672)
	O/D Tenure	176	1,523	75	1,351	101	1,651	-0.301***	(0.001)
	Debt Ratio	180	2,329	75	3,377	105	1,581	1,796	(0.480)
	Prior ROA	176	0.035	75	0.024	101	0.044	-0.020	(0.209)
	Prior Customer Satisfaction	157	83.78	75	90.02	82	78.08	11.946***	(0.000)

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

정치적 독립성을 유지하지 못하였고, 참여정부는 30.0%가 그리하여, 평균 차이는 26.5%로서 1% 유의수준에서 유의하였다. Board Chair Separation(이사회 의장 분리)의 경우 이명박정부가 평균 0.400이고, 참여정부의 평균은 0.139이며, 평균 차이는 0.261로 1% 유의수준에서 유의하였다. 이것은 ‘이사회 의장과 CEO 분리’가 2007년 「공공기관의 운영에 관한 법률」에서 시장형 공기업 및 일정 규모 이상의 준시장 공기업을 대상으로 최초로 도입되었기 때문이다.²⁹ CEO Industry Expertise(CEO의 산업전문성)와 CEO Finance Expertise(CEO의 재무전문성)는 이명박정부와 참여정부가 비슷한 수준을 보였으며, 평균은 각각 60% 전후 및 8%대로 두 정부 간에 유의한 차이가 존재하지 않았다. 한편, Outside Director Industry Expertise(비상임이사의 산업전문성)의 경우 이명박정부의 평균은 0.340이고, 참여정부의 평균은 0.418로 참여정부에서 비상임이사의 산업전문성이 약 8%p 높았으며, 평균 차이는 10% 유의수준에서 유의하였다. 또한 Outside Director Finance Expertise(비상임이사의 재무전문성)는 이명박정부가 평균 0.112이고 참여정부가 평균 0.183으로 참여정부가 약 7%p 높았고, 평균 차이는 1% 유의수준에서 유의하였다. 이명박정부 들어 비상임이사의 전문성이 낮아진 것을 볼 수 있다. 비상임이사 선임 시 전문성 이외의 요소를 고려한 것으로 여겨진다.

통제변수에 대한 정권 비교를 살펴보면, Industry Competition(산업경쟁도), Industry Growth(산업성장성), Asset(자산 로그값), Government Support(정부지원 비율), Firm Age(기업연령), CEO Tenure(CEO 재임기간), Debt Ratio(부채비율), Prior ROA(전년도 총자산영업이익률) 등 대부분의 통제변수에서 양 정부 간에 유의한 차이가 존재하지 않았다. 그러나 Outside Director Tenure(비상임이사 재임기간)³⁰는 이명박정부가 평균 1년 4개월이고, 참여정부는 평균 1년 8개월이었다. 평균 차이는 약 4개월이며 1% 유의수준에서 유의하였다. 비상임이사 재임기간이 참여정부에서 유의하게 긴 이유는 2007년 「공공기관의 운영에 관한 법률」 제정을 통해 비상임이사의 법정 임기가 3년에서 2년으로 줄어들었기 때문이다. Prior Customer Satisfaction(전년도 고객만족도)은 이명박정부가 90.02점이고, 참여정부가 78.08점이며, 평균 차이는 11.95점으로 1% 유의수준에서 유의하였다. 전체적으로 공기업 CEO의 정치적 독립성은 이명박정부가 참여정부에 미치지 못하였다. 비상임이사의 전문성은 참여정부가 이명박정부보다 많이 활용하였다.

29 한편, 부산항만공사, 인천항만공사 등은 2007년 「공공기관의 운영에 관한 법률」 제정 이전인 2003년부터 「항만공사법」을 근거로 이사회 의장과 CEO를 분리하여 왔다.

30 비상임이사의 선임 시부터 임기 종료까지의 재임기간이 아니라 비상임이사 선임 시부터 각 연도 말 시점까지의 재임기간을 의미한다.

VII. 결 론

1. 시사점

본 연구에서는 기업지배구조에서의 주요 연구사항인 CEO의 유형, 이사회 의장의 분리, 임원의 산업전문성과 재무전문성이 성과에 미치는 영향을 공기업의 정치적 환경을 고려하여 분석하였다. 특히 ‘독립성’의 하위개념으로서 ‘정치적 독립성’ 개념을 도출하여 공기업 CEO에게 적용하였다. 이를 통해 기존 공기업 CEO 관련 선행연구에서의 한계를 극복하고, CEO의 정치적 독립성이 훼손될 경우 공기업 성과에 어떠한 영향을 미치는지, 여타 공기업 지배구조 변수와 성과의 관계에 어떠한 영향을 미치는지 연구하였다. 이명박정부와 참여정부에서의 제반 공기업 인사정보와 재무정보를 활용하여 고정효과모형을 이용해 분석한 결과, 다음과 같은 몇 가지 중요한 사항이 도출되었다.

첫째, 공기업 CEO를 정치적 독립성 유무를 기준으로 유형화하여 분석한 결과, 정치적 독립성이 훼손된 CEO는 고객만족도에 유의하게 부정적인 영향을 미쳤음이 확인되었다. 본 연구는 대중의 지각(perception)에 영향을 미칠 만한 외관상 독립성(Sutton [1997]; Dopuch *et al.*[2003])을 기준으로 공기업 CEO의 판단, 활동, 보고에 영향을 미칠 수 있는 정치권과의 관계 또는 정치적 환경으로부터의 자유로움을 의미하는 ‘정치적 독립성’ 개념을 도출하였다. 이를 통해, 기존의 선행연구(강영걸[1999]; 김현[2007]; 민희철[2008]; 유승원[2009]; 이명석[2001])가 공기업 CEO를 외형상 직업으로 구분하여 공기업과 정치권 간의 관계를 분석할 수 없는 한계를 극복할 수 있다. 예를 들어 공기업 CEO가 대기업 경영진 출신이라도 최고권력자의 정치적 배려에 의해 선임된 것으로 대중이 지각할 경우 정치적 독립성이 훼손되고 전략적 경영, 적절한 고객대응, 조직혁신 등 외부전문가로서 성과에 긍정적으로 미칠 수 있는 요인이 효과를 발휘하지 못하게 된다. 공기업과 정치권 간 관계의 파악이 중요한 이유는 공기업이 특수한 대리인구조를 가지고 있기 때문이다. 공기업은 실질적인 주인(principal)인 국민고객의 복리 또는 만족 극대화라는 목표를 위해 관리되어야 하나, 형식적인 주인인 정치권/정부의 정치적 이해관계를 위해 관리될 경우 실질적 주인과 형식적 주인 간의 목표 갈등에 의해 대리인비용이 발생한다.

둘째, 「공공기관의 운영에 관한 법률」에 의해 도입된 공기업 이사회 의장과 CEO 분리정책은 공기업의 고객만족도에 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 그러나 흥미롭게도 CEO의 정치적 독립성이 훼손된 공기업에서는 이사회 의장 분리정책의 긍정적 효과가 상쇄되었다. 이것은 이사회 의장 분리정책이 가지고 있는 다양한 측면을 함께 고려 (Brickley *et al.*[1997])할 경우 해석이 가능하다. 이사회 의장과 CEO 분리정책은 대규모 기업에서 정책 결정과 집행을 분리하는 등 CEO의 기회주의적 행동을 견제하여 불필요한 대리인비용을 감소(Fama and Jensen[1983])시킬 수 있어 많은 연구(Baliga *et al.* [1996]; Pi and Timme[1993]; Rechner and Dalton[1991])의 지지를 받았다. 그러나 CEO를 견제하는 이사회 의장을 통제해야 하는 새로운 필요가 생기고 이 과정에서 또 다른 대리인비용이 발생할 수 있으며, CEO에게 특화되어 생산되어 왔던 기업의 모든 기존 정보가 이사회 의장의 요구에 따라 수정 생산되고, 이사회 의장이 해당 정보를 소화하는 과정에서 정보비용이 발생(Brickley *et al.*[1997])하는 등 제도 내에 부정적인 측면도 가지고 있다. 무엇보다 중요한 것은 이사회 의장과 CEO 간에 갈등이 발생할 수 있다는 점이다. 기업전략을 정하고 한정된 기업자원의 투자 우선순위를 결정하고 집행하는 과정에서 이사회 의장과 CEO의 의견이 상충할 경우, 이로 인해 기업의 성과가 저하되면 그 책임을 묻는 과정 등에서 이사회 의장과 CEO 간에 갈등이 발생할 수 있다 (Lorsch and Lipton[1993]). 정치권의 정치적 이해관계를 우선하는 CEO와 그렇지 않은 이사회 의장 간에는 갈등이 발생할 소지가 크고 이럴 경우 고객만족도에 부정적 영향을 미치는 것으로 여겨진다.

셋째, CEO와 비상임이사의 산업전문성과 재무전문성이 성과에 미치는 영향을 분석한 결과, 비상임이사의 산업전문성은 총자산영업이익률에 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 비상임이사의 산업전문성은 CEO가 보유하지 못할 수 있는 최신 전문기술, 국제시장 분석, 산업 네트워크 정보 등을 제공하며 성과 제고에 기여하기 때문으로 해석된다.

그러나 공기업 현장과 언론에서는 공기업 임원의 전문성에 대한 비판이 끊이지 않고 있다. 본 연구의 전문성에 대한 현황 분석, 성과에의 영향, CEO의 정치적 독립성의 영향 등을 종합적으로 분석하면 통상적인 인식의 의미를 해석할 수 있다. 본 연구의 샘플에 의하면, 약 60%의 CEO가 산업전문성을 보유하는 데 반해 비상임이사는 약 38.5%만이 산업전문성을 가지고 있었다. 비상임이사는 CEO의 기업운영에 도움이 되는 정보, 조언, 정보교류, 네트워크 구축 등의 지원을 제공(Hillman *et al.*[2000]; Daily and Dalton[1994a, 1994b])할 것으로 기대되는데, 현실적으로 비상임이사가 CEO보다 산업

전문성이 낮아 전문성 미비에 대한 비판이 제기된 것으로 보인다. 또한 공기업 CEO의 정치적 독립성이 훼손되면, 공기업 성과에 긍정적인 영향을 미치는 비상임이사의 산업 전문성의 긍정적인 효과가 상쇄됨을 확인하였다. 본 연구의 상관분석에서 살펴보았듯이, 정치적 독립성이 훼손된 CEO와 비상임이사의 산업전문성 및 재무전문성 간에 유의하게 낮은 상관관계가 있었다. 공기업 임원이 전문성을 보유하더라도 공기업 경영에 큰 의미가 없다는 인식을 조직 구성원이 가질 수도 있을 것이다. 비상임이사의 전문성에 대한 긍정적인 평가와 제도적 보완이 필요하다.

2. 정책대안과 연구의 한계

본 연구 결과를 토대로 공기업 CEO의 정치적 독립성, 이사회 의장 분리, 임원의 전문성과 관련하여 다음의 정책 도입을 고려할 수 있을 것이다. 첫째, CEO의 정치적 독립성을 유지하기 위한 다양한 정책을 개발할 필요가 있다. 호주, 뉴질랜드, 스웨덴처럼 공기업 임원 선임 시 정치성을 배제하고 능력 위주로 선임하는 것을 제도화³¹할 수 있다 (OECD[2005b, 2005c, 2005d, 2011]). 또는 공기업 CEO 선임 권한을 「공공기관의 운영에 관한 법률」³²에서는 정부 또는 대통령으로 규정하였으나 이를 이사회로 전환하는 것도 고려할 수 있다. OECD(2005b, 2005c, 2005d, 2011)에 의하면, 13개국³³이 공기업 CEO 임명 권한을 정부가 아닌 이사회가 보유하고 있다. CEO가 정치적 독립성을 가지면 국민고객의 신뢰가 제고되고, 이사회(의장)와의 갈등이 해소되며, CEO와 비상임이사의 전문성을 국민고객의 복리와 만족 증대를 위해 올바르게 사용할 수 있을 것이다. 둘째, 전문성을 갖춘 인사가 공기업 임원으로 선임되도록 「공공기관의 운영에 관한 법률」을 개정할 필요가 있다. ‘관련 산업 또는 감독기관에서 일정 기간 이상 종사하거나 관련 분야에서 상당한 연구실적을 갖춘 인사’를 동법에서 산업전문성을 갖춘 인사로 규정하고, 해당 인사를 공기업 임원으로 선임하도록 할 수 있다. 또한 재무전문성에 대해 추가

31 공기업 임원이 필요로 하는 능력과 현재 임원이 보유한 능력 간의 차이 분석을 통해 필요한 능력을 가진 이사가 엄격한 심사절차를 통해 선임된다.

32 제25조(공기업 임원의 임면) ① 공기업의 장은 제29조의 규정에 따른 임원추천위원회(이하 “임원추천 위원회”라 한다)가 복수로 추천하여 운영위원회의 심의·의결을 거친 사람 중에서 주무기관의 장의 제청으로 대통령이 임명한다. 다만, 기관 규모가 대통령령이 정하는 기준 이하인 공기업의 장은 임원추천위원회가 복수로 추천하여 운영위원회의 심의·의결을 거친 사람 중에서 주무기관의 장이 임명한다.

33 오스트리아, 덴마크, 핀란드, 스웨덴, 독일, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스위스, 폴란드, 칠레, 에스토니아, 슬로베키아가 이에 해당한다. 한편, 호주와 이탈리아는 공기업 CEO를 이사회가 임명하지만 정부의 검토를 거친다.

하자면, 「상법 시행령」 제37조 제2항 또는 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률 시행령」 제29조 제2항에서 규정한 회계 또는 재무 전문가 규정을 「공공기관의 운영에 관한 법률」이 준용하여 공기업 비상임이사 또는 감사(위원)의 재무전문성을 제고할 수 있다.

본 연구는, 공기업 CEO의 정치적 독립성 등에 대한 의미 있는 연구 결과에도 불구하고 다음의 한계를 가지고 있다. 첫째, CEO의 정치적 독립성 변수가 해당 인사의 실제 정치적 종속성을 일부 파악하지 못하는 한계가 있을 수 있다. 언론 등 대외적으로 알려지지 않더라도 실제 최고권력자의 정치적 지원을 받는 인사가 있을 수 있기 때문이다. 본 연구는 공기업 임원 인사의 정치성을 파악하기 위해 중앙일보의 JOINS 인물정보(1차)와 KINDS 언론검색(2차)을 통해 촘촘하게 점검하였으나 해당 정보의 불충분성 등으로 인한 일부 오류를 배제할 수 없다. 둘째, 임원의 산업전문성, 재무전문성 변수가 해당 인사의 실제 전문성을 일부 올바르게 반영하지 못할 수도 있다. 관련 분야에서 5년 또는 10년 이상 종사한 경력 등 관련 법령에 규정된 사항이라도 해당 기준이 임의적이어서 임원의 실제 전문성을 정확하게 반영하지 못할 수도 있기 때문이다. 셋째, 본 연구는 성과 대리변수로 총자산영업이익률과 고객만족도를 활용하였다. 따라서 본 연구 결과를 정부 경영평가 결과 또는 여타 재무지표에까지 확대하여 해석하는 것은 지양되어야 한다.

참고문헌

- 강영걸, 「정부투자기관 기관장의 교체가 기관 경영성적에 미치는 영향에 관한 연구」, 『한국경상논총』, 제17권 제1호, 1999, pp.153~174.
- 강영걸, 「공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안: 사장(CEO) 임면과 평가를 중심으로」, 『정책&지식』, 제87회, 2004, pp.2~6.
- 강원택, 「행정개혁과 관료저항」, 『한국사회와 행정연구』, 제12권 제3호, 2001, pp.3~17.
- 곽주영 · 이윤진 · 민현주, 「한국 상장기업에 있어서 외국인 이사 선임의 요인 분석: 자원의존이론의 관점에서」, 『국제통상연구』, 제16권 제3호, 2011, pp.79~107.
- 국회예산정책처, 『공공기관 임원인사평가』, 2007.
- 김동률, 「사외이사의 특성과 감사품질」, 『국제회계연구』, 제25집, 2009, pp.19~44.
- 김준기, 「공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안: 정부투자기관 이사회 구성과 평가를 중심으로」, 『정책&지식』, 제76회, 2004, pp.15~28.
- 김 현, 「정부투자기관 관리제도 변화에 따른 사장 임용유형별 성과 차이 분석」, 『2007년도 한국행정학회 동계학술대회 발표논문집(하)』, 2007, pp.759~853.
- 민희철, 「정치적 연결이 공기업 보조금에 미친 효과에 대한 분석」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 제139호, 2008. 1, pp.24~31.
- 박종일, 「이사회 구성과 기업 가치」, 『2004년도 한국회계학회 동계학술발표대회 발표논문집』, 2004, pp.874~919.
- 성효용, 「기업성장률과 규모 및 나이에 관한 실증연구: 한국제조업체를 대상으로」, 『산업조직연구』, 제8권 제2호, 2000, pp.71~85.
- 손성규 · 이호영, 「감사인의 산업별 전문화와 감사 품질: 전기손익수정 및 감리 지적을 중심으로」, 『회계연구』, 제13권 제1호, 2008, pp.27~52.
- 손성규 · 정기위 · 고재민, 「이사회의 독립성, 공시의 적정성, 그리고 시장 반응: 손익구조변경 공시 기업을 대상으로」, 『회계저널』, 제19권 제5호, 2010, pp.33~65.
- 안택식, 「공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안: 이사회의 구성과 평가를 중심으로」, 『정책&지식』, 제76회, 2004, pp.29~33.
- 유승원, 「공기업의 지배구조와 성과: CEO와 내부감사인을 중심으로」, 『한국개발연구』, 제31권 제1호, 2009, pp.71~103.
- 유재욱 · 김광수, 「이사회의 독립성이 기업성과에 미치는 영향: CEO의 기업 내 경력과의 상호작용효과에 대한 연구」, 『경제정보연구』, 제24호, 2008, pp.1~24.

- 이명석, 「정부투자기관 임원의 정치적 임용과 경영실적」, 『한국행정학보』, 제35권 제4호, 2001, pp.139~156.
- 이상철, 「공기업 지배구조에 대한 평가와 개선방안: 행정주체와 경영주체의 염격한 분리」, 『정책&지식』, 제76회, 2004, pp.2~14.
- 이승희·이수정·채이배, 「이명박 정권과 사외이사, 2010」, 경제개혁리포트 2010-14호, 경제개혁연구소, 2010, pp.1~25.
- 이장희·유호영, 「사외이사의 독립성, 전문성, 활동성이 감사보수에 미치는 영향」, 『2009년 대한회계학회 추계학술발표대회 발표논문집』, 2009, pp.51~70.
- 임성준·정형철, 「산업특성과 CEO 특성 간의 관계 및 이를 간의 적합성이 성과에 미치는 영향에 관한 연구」, 『전략경영연구』, 제40권 제1호, 2001, pp.1~23.
- 정구열·권수영·백원선, 「기업소유구조와 이익의 정보효과」, 『경영학연구』, 제31권 제6호, 2002, pp.1707~1727.
- 진태홍, 「사외이사 제도와 기업성과」, 『재무관리논총』, 제9권 제1호, 2003, pp.1~35.
- 한국개발연구원, 「자율책임경영을 뒷받침하기 위한 공공기관 지배구조 혁신방안」, 공공기관 지배구조 혁신방안 공청회 발제자료, 2005.
- 한태진·김홍, 「공기업 CEO의 리더십특성이 조직구성원의 리더신뢰수준과 조직유효성에 미치는 영향」, 『한국콘텐츠학회논문지』, 제8권 제11호, 2008, pp.306~322.
- 허경선·라영재, 「공공기관 성과 향상을 위한 공공기관 지배구조의 연구」, 한국조세연구원, 2011.
- Allen, M., "The Structure of Inter-Organizational Elite Corporations: Interlocking Corporate Directorates," *American Sociological Review* 39, 1974, pp.393~406.
- Agarwal, A., "Evolutionary Trends of Industry Variables," *International Journal of Industrial Organizations* 16, 1998, pp.511~526.
- Agrawal, A. and C. Knoeber, "Firm Performance and Mechanism to Control Agency Problems between Managers and Shareholders," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 1996, pp.377~397.
- Baliga, B., R. C. Moyer, and R. S. Rao, "CEO Duality and Firm Performance: What's the Fuss?" *Strategic Management Journal* 17, 1996, pp.41~53.
- Balsam, S., J. Krishnan, and J. Yang, "Auditor Industry Specialization and Earnings quality," *Auditing: Journal of Theory & Practice* 22, 2003, pp.71~97.
- Bhagat, S. and B. Black, "The Non-correlation between Board Independence and Long Term Firm Performance," *Journal of Corporation Law* 2, 2002, pp.89~108.

- Boyd, B., "Corporate Linkages and Organizational Environment: A Test of the Resource Dependence Model," *Strategic Management Journal* 11, 1990, pp.419~440.
- Brickley, J. A., J. L. Coles, and G. Jarrell, "Leadership Structure: Separating the CEO and Chairman of the Board," *Journal of corporate Finance* 3, 1997, pp.189~220.
- Brown, M. C., "Administrative Succession and Organizational Performance: The Succession Effect," *Administrative Science Quarterly* 27, 1982, pp.1~16.
- Buchanan, B., "Building Organizational Commitment: The Socialization of Managers in Work Organizations," *Administrative Science Quarterly* 19, 1974, pp.533~546.
- Byrd, J. and A. Hicksman, "Do Outside Directors Monitor Managers? Evidence from Tender Offer Bids," *Journal of Financial Economics* 32, 1992, pp.195~221.
- Castanias, R. P. and C. E. Helfat, "Managerial Resources and Rents?," *Journal of Management* 17, 1991, pp.155~171.
- Cotter, J. F., A. Shivdasani, and M. Zenner, "Do Independent Directors Enhance Target Shareholder Wealth During Tender Offers?" *Journal of Financial Economics* 43, 1997, pp.195~218.
- Cui, H. and Y. Mak, "The Relationship between Managerial Ownership and Firm Performance in High R&D Firms," *Journal of Corporate Finance* 8, 2002, pp.313~336.
- Daily, C. and D. R. Dalton, "Bankruptcy and Corporate Governance: The Impact of Board Composition and Structure," *Academy of Management Journal* 37, 1994a, pp.1603~1617.
- Daily, C. and D. R. Dalton, "Corporate Governance and the Bankrupt Firm: An Empirical Assessment," *Strategic Management Journal* 15, 1994b, pp.643~654.
- Daily, C. M., S. T. Certo, and D. R. Dalton, "International Experience in the Executive Suite: The Path to Prosperity?" *Strategic Management Journal* 21, 2000, pp.515~523.
- DeAngelo, L. E., "Auditor Size and Audit Quality," *Journal of Accounting and Economics* 3, 1981, pp.183~199.
- Denis, D. K. and J. McConnell, "International Corporate Governance," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38, 2003, pp.1~36.
- Dopuch, N., R. R. King, and R. Schwartz, "Independence in Appearance and in Fact: An Experimental Investigation," *Contemporary Accounting Research* 20,

2003, pp.79~114.

- Evans, D. S., "The Relationship between Firm Growth, Size and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries," *The Journal of Industrial Economics* 35, 1987, pp.567~581.
- Fama, E. F. and M. C. Jensen, "Separation of Ownership and Control," *Journal of Law and Economics* 26, 1983, pp.301~325.
- Finkelstein, S. and D. C. Hambrick, "Top Management Team Tenure and Organizational Outcomes: The Moderating Role of Managerial Discretion," *Administrative Science Quarterly* 35, 1990, pp.484~501.
- Frederick, W., "Enhancing the Role of the Boards of Directors of State-Owned Enterprises," OECD Corporate Governance Working Papers 2, OECD Publishing, 2011.
- Gales, L. and I. Kesner, "An Analysis of Board of Director Size and Composition in Bankrupt Organizations," *Journal of Business Research* 30, 1994, pp.271~282.
- Gilson, S., "Bankruptcy, Boards, Banks, and Blockholders: Evidence on Changes in Corporate Ownership and Control When Firms Default," *Journal of Financial Economics* 27, 1990, pp.355~387.
- Hammersley, J., "Pattern Identification and Industry Specialist Auditors," *The Accounting Review* 81, 2006, pp.309~336.
- Harris, D. and C. Helfat, "Specificity of CEO Human Capital and Compensation," *Strategic Management Journal* 18, 1997, pp.895~920.
- Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach, "The Effects of Board Composition and Direct Incentives on Firm Performance," *Financial Management* 20, 1991, pp.101~112.
- Hillman, A., A. Cannella Jr., and R. Paetzold, "The Resource Dependence Role of Corporate Directors: Strategic Adaption of Board Composition in Response to Environmental Change," *Journal of Management Studies* 37, 2000, pp.235~256.
- Jenkins, D., G. Kane, and U. Velury, "Earnings Quality Decline and the Effect of Industry Specialist Auditors: An Analysis of the Late 1990s," *Journal of Accounting and Public Policy* 25, 2006, pp.71~90.
- Joh, Sung Wook, "Corporate Governance and Firm Profitability: Evidence from Korea before the Crisis," *Journal of Financial Economics* 68(2), 2003, pp.287~322.
- Jovanovic, B., "Selection and the Evolution of Industry," *Econometrica* 50, 1982, pp.649~670.

- Kamal, M., "Corporate Governance and State-Owned Enterprises: A Study of Indonesia Code of Corporate Governance," *Journal of International Commercial Law and Technology* 5, 2010, pp.206~224.
- Katz, R., "The Effects of Group Longevity on Project Communication and Performance," *Administrative Science Quarterly* 27, 1982, pp.81~104.
- Kesner, I. F. and D. R. Dalton, "Top Management Turnover and CEO Succession: An Investigation of the Effects of Turnover on Performance," *Journal of Management Studies* 31, 1994, pp.701~713.
- Klein, A., "Firm Performance and Board Committee Structure," *The Journal of Law and Economics* 41, 1998, pp.275~303.
- Krivogorsky, V., "Ownership, Board Structure and Performance in Continental Europe," *The International Journal of Accounting* 41, 2006, pp.176~197.
- Kruger, A. O., "The Political Economy of the Rent-Seeking Society," *The American Economic Review* 64, 1974, pp.291~303.
- Lin, S., P. F. Pope, and S. Young, "Stock Market Reaction to the Appointment of Outside Directors," *Journal of Business Finance and Accounting* 30, 2003, pp.351~382.
- Lorsch, J. W. and M. Lipton, "On the Leading Edge: The Lead Director," *Harvard Business Review* 71, 1993, pp.79~80.
- Mallin, Christine A., *Corporate Governance*, Oxford University Press, 2010.
- Mayhew, B. and M. Wilkins, "Audit Firm Industry Specialization as a Differentiation Strategy: Evidence from Fees Charged to Firms Going Public," *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 22, 2003, pp.33~52.
- McDougall, P., J. Covin, R. Robinson, and L. Herron, "The Effects of Industry Growth and Strategic Breadth on New Venture Performance and Strategy Content," *Strategic Management Journal* 15, 1994, pp.537~554.
- McMullen, D. and K. Raghunandan, "Enhancing Audit Committee Effectiveness," *Journal of Accountancy* 182, 1996, pp.79~81.
- Menon, K. and J. Williams, "The Use of Audit Committee for Monitoring," *Journal of Accounting and Public Policy* 13, 1994, pp.121~139.
- Niskanen, W. A. Jr., *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago: Aldine Altherton, 1971.
- Nowak, M. A., "Five Rules for the Evolution of Cooperation," *Science* 314(5805), 2006, pp.1560~1563.
- OECD, *Guidelines on Corporate Governance of State-Owned Enterprises*, OECD

- Publishing, 2005a.
- OECD, *Corporate Governance of State-Owned Enterprises: A Survey of OECD Countries*, OECD Publishing, 2005b.
- OECD, *Comparative Report on Corporate Governance of State-Owned Enterprise*, OECD Working Group on Privatisation and Corporate Governance of State-Owned Assets, 2005c.
- OECD, *Annexes to the Comparative Report on Corporate Governance of State-Owned Enterprises*, 9th Meeting of the Steering Group in Corporate Governance, 2005d.
- OECD (Asian SOE Network), *Policy Brief on Corporate Governance of State-Owned Enterprises in Asia: Recommendations for Reform*, Network on Corporate Governance of State-Owned Enterprises in Asia, 2010.
- OECD, *State-Owned Enterprise Governance Reform: An Inventory of Recent Change*, OECD Publishing, 2011.
- Perry, T., "Incentive Compensation for Outside Directors and CEO Turnover," in Tuck-JFE Contemporary Corporate Governance Conference, 2000 June.
- Pfeffer, J. and A. Davis-Blake, "Administrative Succession and Organizational Performance: How Administrator Experience Mediates the Succession Effect," *Academy of Management Journal* 29, 1986, pp.72~83.
- Pfeffer, J. and G. R. Salancik, *The External Control of Organizations: A Resource-Dependence Perspective*, New York: Harper & Row, 1978.
- Pi, L. and S. G. Timme, "Corporate Control and Bank Efficiency," *Journal of Banking & Finance* 17, 1993, pp.515~530.
- Ramanadham, V. V., *Public Enterprise: Studies in Organizational Structure*, London: Frank Cass, 1986.
- Rosenstein, S. and J. Wyatt, "Outside Directors, Board Independence and Shareholder Wealth," *Journal of Financial Economics* 26, 1990, pp.175~191.
- Rechner, P. L. and D. R. Dalton, "CEO Duality and Organizational Performance: A Longitudinal Analysis," *Strategic Management Journal* 12, 1991, pp.155~160.
- Scherer, F. M., *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Chicago: Rand McNally & Company, 2011.
- Schuetze, W., "Commentary: A Mountain or a Molehill," *Accounting Horizon* 1, 1994, pp.69~75.
- Shen, W. and A. A. Cannella, "Revisiting the Performance Consequences of CEO Succession: The Impacts of Successor Type, Postsuccession Senior Executive

- Turnover, and Departing CEO Tenure," *Academy of Management Journal* 45, 2002, pp.717~733.
- Singh, J., R. House, and D. Tucker, "Organizational Change and Organizational Mortality," *Administrative Science Quarterly* 31, 1986, pp.587~611.
- Sutton, J., "Gibrat's Legacy," *Journal of Economic Literature* 35, 1997, pp.40~59.
- The Institute of Internal Auditors, *International Professional Practices Framework (IPPF)*, 2011 Edition–Updated for 2012, 2012.
- Vafeas, N., "Board Meeting Frequency and Firm Performance," *Journal of Financial Economics* 53, 1999, pp.113~142.
- Vafeas, N., "Length of Board Tenure and Outside Director Independence," *Journal of Business Finance and Accounting* 30, 2003, pp.1043~1064.
- Vance, S. C., *Corporate Leadership: Boards of Directors and Strategy*, New York: McGraw-Hill, 1983.
- Vinary, B. and M. I. Tushman, "Top Management Teams and Corporate Success in an Emerging Industry," *Journal of Business Venturing* 1, 1986, pp.261~274.
- Wiersma, M. F. and K. A. Bantel., "Top Management Team Demography and Corporate Strategic Change," *Academy of Management Journal* 35, 1992, pp.91~121.
- Williamson, D., *The Economics of Discretionary Behavior*, Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1974.
- Williamson, O., "Corporate Governance," *Yale Law Journal* 93, 1984, pp.1197~1229.
- 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* 9, 2003, pp.295~316.

韓國開發研究

제35권 제2호(통권 제119호)

한국 제조업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계에 대한 실증분석: 기업 유형과 지식원천을 중심으로

최 용 석

(경희대학교 경제학과 부교수)

김 기 완

(한국개발연구원 연구위원)

What Explains Firm's Innovativeness in Korean Manufacturing?: Global Activity and Knowledge Sources

Yong-Seok Choi

(Associate Professor, Department of Economics, Kyung Hee University)

Ki-Wan Kim

(Fellow, Korea Development Institute)

* This research was conducted as a part of the project funded by ERIA (Economic Research Institute for ASEAN and East Asia), entitled 'Globalization and Innovation in East Asia,' in 2010–2011. We are grateful to helpful comments from all participants in this project including Shujiro Urata, Fukunari Kimura and Dionisius Narjoko.

최용석(주저자): (e-mail) choiy@khu.ac.kr, (address) Department of Economics, Kyung Hee University, 26, Kyungheedae-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-701, Korea.

김기완(교신저자): (e-mail) kwkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

- Key Word: 제품혁신(Product Innovation), 공정혁신(Process Innovation), 수출(Export), 다국적기업(Multinational)
- JEL Code: F1, F2, O2
- Received: 2012. 10. 8 • Referee Process Started: 2012. 10. 11
- Referee Reports Completed: 2013. 3. 6

ABSTRACT

In this paper, we analyzed whether there exists positive relation between firm's global activity and various innovation output and, if it exists, what are the major factors by which innovation outputs can be generated, focusing on the different degree of global activity. We found that for foreign MNC affiliates, their superior information access to existing knowledge is much more important and for non-MNC exporters and domestic MNC parents not only access to existing knowledge but also active investment in new knowledge is important. When we analyze the product and the process innovation separately, we found that for the process innovation information flows from existing knowledge is relatively more important while for product innovation investment in new knowledge and information flows from existing knowledge are almost equally important. Thus in Korea policies that promote both direct R&D activities and information flows should be pursued at the same time to enhance firms' innovativeness.

본 논문은 수출활동 및 다국적기업화 등 기업의 글로벌 활동과 다양한 혁신성과 간에 존재하는 양의 상관관계가 한국 기업 데이터상에서도 존재하는가, 그리고 만일 그러한 상관관계가 존재한다면, 글로벌 활동 유형별로 혁신성과를 창출하는 데 있어 어떠한 요소가 중요한가에 대한 실증분석을 목적으로 한다. 본 논문의 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 외국 다국적기업의 국내지사의 경우 혁신활동을 수행함에 있어 주로 기존 지식을 활용하는 데 반해 국내 수출기업 및 국내 다국적기업의 모기업의 경우에는 기존 지식의 활용뿐만 아니라 새로운 지식에 대한 투자(직접적인 R&D 활동)를 통해 혁신성과를 창출하고 있다. 둘째, 공정 혁신을 수행함에 있어서는 주로 기존 지식의 활용이 중요한 요소인 데 반해 제품혁신을 수행함에 있어서는 새로운 지식에 대한 투자와 기존 지식의 활용이 모두 동일한 정도로 중요한 요소인 것으로 나타난다. 이러한 결과는 한국에 있어 기업의 혁신성과를 높이기 위해서는 새로운 지식에 대한 투자를 활성화시킴과 동시에 기업들이 기존 지식에 대해 보다 높은 접근성을 가질 수 있도록 하는 것이 중요함을 의미하며, 따라서 이 두 가지 요소를 모두 포괄하는 정책방향을 견지할 필요가 있음을 시사한다.

I . 연구의 배경 및 목적

경제의 세계화(globalization)는 다양한 형태를 통해 진전되고 있다. 기업의 관점에서 볼 때 세계화는 수출입을 통한 국제교역에의 참여 혹은 해외직접투자(Foreign Direct Investment: FDI) 및 포트폴리오 투자를 통한 해외의 생산기지 설립 혹은 소유관계 설정 등 다양한 방식으로 실현된다. 이러한 세계화의 급속한 진전과 함께, 기업의 글로벌 활동(firm's global activity)의 영위 여부와 기업의 성과, 특히 생산성 간에 어떠한 인과 관계가 존재하는가에 대해 최근 많은 연구들이 진행되어 왔다.¹ 예를 들어 많은 실증연구에서 내수시장에서만 활동하는 기업들보다 수출활동을 영위하는 기업들 혹은 다국적 기업의 일부로서 활동하는 기업들이 보다 높은 생산성을 가지고 있는 경향이 있음을 보고하고 있다.²

한편, 기업의 혁신활동과 생산성 간의 관계를 다루고 있는 이론적 · 실증적 분석들 또한 다수 존재한다. 이와 관련된 이론적 논의는 널리 알려져 있는 바와 같이 주로 내생적 성장이론으로 불리는 Romer(1990) 및 Grossman and Helpman(1991) 등에서 찾아볼 수 있으며, 그 실증적 논의는 Griliches(1979) 등에서 발견된다. 이러한 모형들에서 기업의 생산성 증가는 주로 기업의 혁신행위(innovation activity), 즉 새로운 연구개발(R&D) 투자나 기존 지식 및 아이디어의 기업 생산활동 적용 등과 같은 활동에 의해 주로 결정된다.

이와 같이 기업의 혁신활동이 기업의 생산성과 밀접한 관계를 가지고 있다는 기존 연구 결과를 받아들인다면, 이러한 기업의 혁신활동이 기업의 글로벌 활동과 어떠한 관계를 가지고 있는가를 살펴보는 것은 기업의 글로벌 활동 – 혁신활동 – 생산성 향상이라는

1 수출기업의 생산성과 관련된 연구로는 Bernard and Jensen(1999) 등이 있으며, 다국적기업의 생산성에 대한 논의로는 Doms and Jensen(1998), Criscuolo and Martin(2004) 등이 존재한다.

2 수출활동과 생산성 간의 상관관계의 인과성이 어느 방향으로 작용하느냐에 따라 두 가지 가설이 존재한다. 첫 번째는 기업의 수출활동이 생산에 필요한 학습의 주요 원천이라는 가설('학습효과 가설')이며 두 번째는 여타 기업들에 비해 상대적으로 생산성이 높은 기업들이 수출을 통해 시장의 확대를 도모한다는 가설('자기선택 가설')이다. 자기선택 가설은 Bernard and Jensen(1999), Aw *et al.*(2000), Clerides *et al.*(1998) 등에 의해, 그리고 학습효과 가설은 De Loecker(2007) 등에 의해 실증적으로 존재하는 것으로 알려지고 있어 실제로는 두 가지 가설 모두 실증적으로 지지되고 있다고 볼 수 있다.

연결고리를 보다 잘 이해하는 데 큰 도움이 될 것으로 판단된다. 제Ⅱ장에서 설명되겠지만, 이러한 관점에서 기업의 혁신활동과 기업의 글로벌 활동 간의 관계를 분석한 연구도 상당수 존재한다. Grossman and Helpman(1991) 및 Rivera-Batiz and Romer(1991) 등의 이론에 의하면, 수출 등 기업의 다양한 글로벌 활동은 새로운 지식의 전파 기회를 확산시킴으로써 기업의 혁신활동을 촉진하게 되고 이는 다시 기업의 생산성 향상으로 연결되게 된다. 이러한 이론적 논의를 바탕으로 기업의 글로벌 활동이 기업의 기술혁신에 어떠한 영향을 미쳤는지, 그리고 더 나아가 기업의 생산성에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하고자 하는 실증연구들이 다수 이루어지고 있다(De Loecker[2007]; Frenz and Ietto-Gillies[2007]; Damijan *et al.*[2008]; Hahn and Park[2009]; Criscuolo *et al.*[2010]). 이 방향의 연구들은 기업 간의 생산성 차이를 발생시키는 가장 큰 요인이 기업 간의 지식(knowledge) 수준의 차이라고 전제하고, 소위 ‘지식생산함수(knowledge production function)’ 모형을 통하여 서로 다른 수준의 글로벌 활동을 영위하는 기업군 간에 혁신활동의 성과가 어떻게 다른 양상을 보였는지를 규명하고자 시도하였다.

보다 구체적으로 살펴보면, Griliches(1979)에 의해 처음으로 도입된 지식생산함수 기법은 기업의 혁신성과(innovation outcome)가 ① 새로운 지식에 대한 투자(즉, 기업의 R&D 활동)와 ② 기존에 이미 존재하는 지식자본(knowledge stock)의 활용 등 두 가지 종류의 혁신투입(innovation input)에 의존한다고 가정한다. 위에서 언급한 기업의 글로벌 활동과 기술혁신활동 간의 관계에 대한 연구들이 대부분 기업 내부의 노력에 초점을 맞추고 있는 반면, 최근에는 기업의 글로벌 활동이 기술혁신 제고에 영향을 주는 경로가 외부지식의 활용을 통해서일 가능성이 높다는 점에 착안하여 기업들이 기술혁신 과정에서 활용하는 정보원천을 분석에 고려하는 방향으로 진전하고 있다. 대표적인 예로 Criscuolo *et al.*(2010)에서는 영국의 데이터를 이용하여 글로벌 활동이 보다 활발할 수록 기업의 혁신성(innovativeness)이 증가함을 보였으며, 이 과정에서 (새로운 지식에 대한 투자보다는) 기존 지식자본의 적절한 활용(예를 들어 소비자나 대학으로부터의 정보, 기업 내부의 지식자본 등)이 보다 중요한 요소임을 밝혔다.

본 연구는 기업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계를 탐구하는 데 있어 새로운 지식 생산과 기존 지식 활용의 효과를 고려하는 최근 연구 동향의 연장선상에 있다. 본 연구에서는 Criscuolo *et al.*(2010)에서 영국 제조업체를 대상으로 적용한 바 있는 지식생산함수 접근법을 준용하여 기업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계에 미치는 지식원

천의 효과를 한국 제조업체의 사례를 통해 검증해 보고자 한다. 보다 구체적으로 본 논문의 첫 번째 목적은 제품혁신, 공정혁신, 특허출원 등으로 측정되는 기업의 혁신성과가 서로 다른 수준의 글로벌 활동을 영위하는 기업들 간에 어떠한 체계적인 차이를 보이는지를 살펴보는 것이다. 본 연구의 두 번째 목적은 상이한 수준의 글로벌 활동을 영위하는 기업들이 주로 어떠한 혁신투입(새로운 R&D 투자 혹은 기존의 지식자본 활용)에 의존하여 기술혁신을 수행하는가, 그리고 그 상대적인 중요성은 어떠한가를 실증적으로 분석하는 것이다. 추가적으로 본 연구에서는 기술혁신 과정에서 활용되는 기존 지식 중에서 어떠한 지식원천(예를 들어 기업 내부에 존재하는 지식자본, 고객이나 부품공급자로부터의 지식자본, 대학으로부터의 지식자본 등)이 기업의 혁신성과를 높이는 데 중요하게 작용하는지를 분석한다.

이를 위해 본 논문에서는 2005년도에 실시된 한국 제조업 대상 ‘기술혁신조사(Korea Innovation Survey)’를 주요 데이터로 활용한다. 한국의 ‘기술혁신조사’는 OECD의 ‘오슬로 지침서(Oslo Manual)’를 준용하고 있다는 점에서 유럽연합의 CIS(Community Innovation Survey)와 매우 유사한 구조를 갖추고 있다. 앞서 언급한 Criscuolo *et al.*(2010)이 영국의 CIS 데이터를 활용하였다는 점을 감안할 때, 본 논문의 실증분석 결과는 영국의 그것과 직접적인 비교가 가능하다고 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 기업의 글로벌 활동과 혁신 간의 관계를 연구한 선행연구들을 검토한다. 다음으로 제Ⅲ장에서는 분석에 사용한 ‘기술혁신조사’의 세부 내용과 방법론을 서술한다. 제Ⅳ장에서는 주요 실증분석 결과를 보고한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 실증분석 결과를 정리하고, 이 결과가 가지는 정책적 시사점을 논의한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 기업의 글로벌 활동과 생산성

기업의 글로벌 활동은 다양한 형태를 가지는데, 그 하나는 수출입을 통한 국제교역에의 참여이고, 다른 하나는 국내외 다국적기업(Multi-National Corporations: MNCs)과

의 연계를 통한 참여라고 볼 수 있다. 일반적으로 경제학 이론에서는 국제교역 및 다국적기업을 통한 외국인직접투자(FDI)는 이 과정에 참여하는 기업들의 생산성에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상하고 있다(Grossman and Helpman[1991]).

많은 연구들은 기업의 국제교역 참여와 생산성 간의 인과관계에 대한 이론적 논의에 기초하여 이러한 인과성이 실제 존재하는지, 그리고 그 방향은 어떠한지에 대해 분석해 왔다. 이들 분석에서는 글로벌 활동에 참여하는 기업들은 일반적으로 내수 시장(local market)보다 더 큰 시장을 대상으로 활동하고 있으며, 이러한 시장의 확대는 이들 기업으로 하여금 생산성을 제고하는 노력을 유도할 것이라는 이론을 가정하고 있다. 또한 기업들이 글로벌 시장에 참여함으로써 획득한 지식과 노하우(특히 해외 시장이나 고객에 대한 정보) 역시 생산성 제고를 위해 중요한 역할을 수행할 수 있다.

수출활동에 활발하게 종사하는 기업들이 일반적으로 생산성이 보다 높은 것으로 나타나고 있지만, 계량분석 결과들은 이러한 인과성을 명확하게 지지하지는 않고 있다. Bernard and Jensen(1999)은 1990년대 말까지의 연구를 종합하면서 소위 ‘수출 학습효과’를 지지하는 증거들은 뚜렷이 발견되지 못했다는 점을 지적한 바 있다. 또한 Keller(2004) 역시 관련된 기존의 연구 결과들을 검토한 결과, 글로벌 활동이 활발한 기업의 높은 생산성은 ‘자기선택(self-selection)’의 결과라고 결론 내리고 있다. 즉, 이미 높은 생산성을 시현하고 있는 기업들이 국제교역에 더욱 적극적으로 참여하는 경향이 있으며, 따라서 기업의 생산성으로부터 글로벌 활동으로 이어지는 인과성은 인정되지만 그 역은 검증하기 어렵다는 것이다. 하지만 최근의 일부 연구들, 특히 개발도상국이나 자본주의로의 이행을 경험한 동유럽 국가들을 대상으로 하는 연구에서는 수출의 학습효과를 일부 관찰할 수 있다고 보고하고 있다(Girma *et al.*[2004]; De Loecker[2007]; Hahn and Park[2009]). 종합해 보면, 현재까지 기업의 글로벌 활동과 생산성 간의 관계는 주로 ‘자기선택’ 메커니즘으로 설명되고 있지만 ‘수출 학습효과’의 가능성은 완전히 배제된 것은 아니며, 따라서 이는 실증적으로 검증되어야 할 과제라고 할 수 있다.³

한편, 외국인직접투자(FDI)의 투자유치국(host country) 내 기업에 대한 확산효과(spillover effect)를 검증하려는 분석 또한 이루어져 왔다.⁴ 이와 관련된 이론적 논의에서는 FDI가 투자유치국 내 기업의 생산성에 영향을 미칠 수 있는 경로를 크게 모방, 인

3 본 논문은 ‘수출 학습효과’ 존재 여부에 대한 검증을 직접적인 목표로 하지 않으며, 기업의 글로벌 활동과 혁신활동 간의 인과성에 초점을 맞출 것이다.

4 이와 관련된 서베이 논문으로는 Hanson(2000), Saggi(2002) 및 Görg and Greenaway(2003)를 참고 할 수 있다.

적자본 습득, 경쟁 및 수출의 확산효과로 대별하고 있다.⁵ 그러나 FDI의 확산효과에 대한 실증분석 결과들 역시 다소 모호하게 나타나고 있다. 개발도상국을 대상으로 한 일부 연구들은 FDI가 투자유치국 내 기업의 생산성에 긍정적인 확산효과를 가진다는 점을 발견하였지만, 선진국을 대상으로 한 여러 연구들은 통계적으로 유의한 효과를 식별하지 못하였으며, 심지어 러시아나 과거 동구권 국가를 사례로 한 연구에서는 부정적인 효과가 나타나기도 하였다(Görg and Greenaway[2003]).

Salomon and Shaver(2005)는 직관적으로는 충분히 예상할 수 있음에도 불구하고 수출의 학습효과를 실증적으로 확인하기 어려운 것은 여러 원인에 의한 것일 수 있다는 점을 지적하고 있다. 첫째, 위에서 언급된 수출 학습효과의 메커니즘(지식 확산효과)은 여러 이유로 인해 생산성 제고의 형태로 시현되지 않을 수 있다. 예를 들어 해외 고객에 대한 정보는 기업들로 하여금 해외 고객의 수요를 충족할 수 있는 제품을 개발하도록 유도할 수 있지만 이로 인한 생산성 제고효과는 미미할 수도 있다. 둘째 ‘국내(intra-national)’ 확산효과가 클 경우, 글로벌 시장에 참여하는 기업들은 수출의 학습효과를 내재화시키는 데 어려움을 겪을 수 있다. 이상의 논의는 기업의 글로벌 활동과 생산성 간의 관계가 당초 예상보다 훨씬 복잡할 가능성이 크며, 따라서 양자 간의 인과성을 실증적으로 검증하기 위해서는 기업 생산성에 내생적으로 영향을 미치는 연구개발(R&D) 투자나 인적자본 형성 등과 같은 기업의 투자를 함께 고려할 필요가 있다는 점을 시사하고 있다.

2. 기업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계

이러한 배경에서 최근의 연구들은 기업의 글로벌 활동과 생산성 간의 관계에 내생적으로 영향을 미칠 수 있는 기업의 무형자산에 대한 투자를 함께 고려하려 시도하고 있다. 이 방향의 연구에서는 기업의 R&D 투자 또는 혁신(innovation) 활동을 생산성 변

⁵ 다국적기업과 연계된 투자유치국 내 기업들은 핵심 제품이 이전되지 않을 경우에도 모기업의 제품을 모방할 수 있는 기회를 더 많이 가질 수 있다. 또한 이들 기업은 모기업의 고급인력 유입이나 모기업 인력과의 접촉을 통해 소속 근로자들의 숙련도 향상을 기대할 수 있다. 한편, 다국적기업의 FDI는 매우 경쟁적인 로컬 시장에의 침투(penetration)를 주목적으로 하는 경우가 많다는 점에서 자회사들은 현지 기업들과 치열한 경쟁하에 높일 확률이 높으며, 이러한 경쟁은 결과적으로 다국적기업의 자회사들에게 신제품 개발이나 비용절감을 위한 인센티브를 제공할 수 있다. 마지막으로 다국적기업과 연계된 기업들은 글로벌 생산 네트워크에 편입되어 있는 경우가 많기 때문에 이들 기업의 교역 참여 경험은 투자유치국 내에 다양한 확산효과를 가져올 수 있다.

수를 대체하는 변수로 사용하고 있다(Salomon and Shaver[2005]; Liu and Buck [2007]; Aw *et al.*[2008]; Criscuolo *et al.*[2010]). 이와 같은 일련의 연구들은 기업의 글로벌 활동과 R&D 투자 또는 혁신활동 간의 관계가 여러 요인들의 복합적 상호작용의 결과인 기업 생산성과 글로벌 활동 간의 관계에 비해 보다 직접적으로 관찰될 수 있을 것이라는 가정에 근거하고 있다. 이 연구들에서는 기업의 글로벌 활동이나 생산과정에서 지식의 흐름을 중요한 요인으로 고려하는 소위 ‘지식생산함수(knowledge production function)’ 모형을 일반적으로 사용하고 있다. 다시 말해 기업의 글로벌 활동이 가지는 긍정적인 확산효과가 외부 지식에의 접근 가능성 제고나 외부 지식의 습득을 통해 나타날 것으로 예상하고 있다.⁶

지식흐름의 중요성은 기업의 전략적 행위 관점에서 설명될 수 있다. 기업이 수행하는 연구개발은 ‘양면성’을 가지고 있다는 점, 다시 말해 자체 연구개발 노력을 통해 기술 경쟁력을 높임과 동시에 외부 지식을 이용할 수 있는 역량을 제고하는 역할을 수행한다는 점이 일반적으로 인정되고 있다(Cohen and Levinthal[1989]). 급진적 혁신(disruptive innovation)은 매우 드물고 대부분의 혁신은 기존 지식에 의존할 수밖에 없기 때문에 기업들의 성공적인 기술혁신을 위해서는 외부 지식의 효과적인 이용이 매우 중요한 전제조건이 된다.⁷ 최근 들어 기술진보와 시장환경 변화의 속도가 급속히 증가함에 따라 기업들은 점차 외부에서 생산된 정보나 지식에 의존하는 경향이 커지고 전략적 협력의 형태로 자체 R&D 활동의 상당 부분을 외부에 개방하는 경우도 등장하고 있으며, 이러한 기업 행위는 ‘개방형 혁신(open innovation)’으로 개념화되고 있다.⁸ 이와 같은 ‘개방형 혁신’ 과정에서 지식의 흐름은 신제품 개발을 통해 시장 경쟁력을 높이려는 기업들에게 핵심적인 의미를 지닌다.⁹

지식의 흐름은 또한 개발도상국의 관점에서도 중요한 함의를 지닐 수 있다. 일반적으로 후발국들은 기존에 축적된 지식에 의존할 수 있기 때문에 선진국에 비해 경제발전을 위한 유리한 위치를 차지하고 있다고 주장되어 왔으며, 이러한 의미에서 국제교역과 외

6 이와 관련된 이론적 논의에 대해서는 Criscuolo *et al.*(2010)을 참고하라.

7 기술혁신 연구에서는 이처럼 서로 다른 행위자들 간의 상호작용을 통한 지식 생산의 체계적 속성을 강조하고 있다(Nelson[1993]).

8 개방형 혁신의 정의에 대해서는 Chesbrough(2003)를 참고하라.

9 하지만 외부 파트너와의 협력이 너무 많을 경우 기업의 비용을 증가시키며 결과적으로 전반적으로 저조한 결과를 가져올 수 있음에 유의할 필요가 있다. 따라서 기업의 기술혁신 개방도(또는 네트워킹에 투여되는 노력의 양)와 혁신성과 간에는 비선형적(역U자형) 관계가 나타날 것으로 예상된다(Laursen and Salter[2006]).

국인직접투자(FDI)는 지식의 전달을 촉진하는 경로로 작용할 수 있다. 그러나 기술적 선도와의 간격이 지나치게 클 경우에는 기존 지식을 적절하게 활용할 수 없다는 점에서 후발국의 ‘흡수 역량(absorptive capacity)’ 역시 매우 중요하다(Furman *et al.*[2002]). 외부의 첨단 지식에 대한 접근이 용이해진다는 것이 반드시 성공적인 외부 지식의 흡수를 보장하지는 않으며, 따라서 후발국들은 외부 지식을 적절하게 활용하기 위해 스스로의 역량을 갖추어야 한다.

‘흡수 역량’은 국가 수준에서뿐만 아니라 기업 수준에서도 중요한 함의를 지니는데, 이는 이론적으로 지식의 암묵적 속성(tacit nature)에 의해 설명될 수 있다(Keller [2004]). 특정한 종류의 지식은 쉽게 코드화될 수 있으며 한 장소에서 다른 장소로 쉽게 옮겨질 수 있는 반면, 이전이 매우 어려운 지식 유형도 존재한다. 이러한 ‘암묵적’ 지식은 외부 지식을 활용하는 기업에 의해 내부화되어야 하며, 따라서 기업들은 글로벌 활동으로부터 발생하는 지식 확산효과를 내부화하기 위해 자신의 혁신 역량을 확충할 필요가 있다.

기업의 글로벌 활동과 기술혁신 간의 관계를 분석한 연구들은 다양한 데이터 셋과 기술혁신을 대변할 수 있는 지표들을 사용하고 있다. 일부 연구들은 기업 수준에서의 기술혁신 결과물을 측정하기 위해 특히 데이터를 이용하는 반면, 다른 연구들에서는 주로 유럽 국가에서 수행된 ‘공동체혁신조사(Community Innovation Survey: CIS)’나 CIS와 유사한 국가별 혁신조사를 통해 구축된 미시 데이터를 이용하고 있다. 이러한 두 가지 접근법은 각각 장단점을 지니고 있는데, 특히 후자는 기업의 혁신활동을 직접 측정하고 있으며 특히 데이터에 비해 지식의 흐름을 보다 용이하게 포착할 수 있다는 점에서 장점을 지닌다.

이에 착안하여 많은 선행연구들이 유럽의 CIS 데이터를 이용하여 혁신활동과 관심 변수들 간의 관계를 분석해 왔다.¹⁰ 상당수의 연구들은 기업의 혁신과 수출 종사 여부 간의 관계에 초점을 맞추고 있다. 예를 들어 Janz and Peters(2002)는 기업의 매출액 중 혁신적 제품의 비중과 수출활동 종사 여부 간의 관계를 분석한 결과 긍정적이지만 통계적으로 유의하지 않은 관계가 존재함을 발견하였으며, Veugelers and Cassiman(1999)은 기업의 수출 집중도가 혁신 발생에 통계적으로 유의한 정의 효과를 가지고 있음을 보고하였다. 보다 최근의 연구에서 Damijan *et al.*(2008)은 기업의 혁신과 수출 간의 쌍방

¹⁰ 여기서는 CIS 데이터를 이용한 계량분석의 사례를 모두 열거하지는 않는다. Hall and Mairesse(2006)는 관련 문헌에 관한 좋은 리뷰를 제공하고 있다.

향 인과성을 검증하려 시도하였으며, 그 결과 수출은 제품혁신(product innovation)보다는 공정혁신(process innovation)을 촉진하는 경향이 있다는 결과를 보고하고 있다.

반면, 기업의 혁신과 다국적기업 소속 여부(multinationality) 간의 관계를 분석한 연구로는 영국을 대상으로 한 Frenz and Ietto-Gillies(2007) 및 Criscuolo *et al.*(2010)의 연구를 들 수 있다. Frenz and Ietto-Gillies(2007)는 기업의 글로벌 속성이 기술혁신 발생에 미치는 효과를 영국의 CIS 데이터를 기초로 분석하였으며, 그 결과 다국적기업에 속하는 영국 기업들에서 기술혁신이 더 자주 발생하며, 또한 이들 기업은 보다 연속적으로 기술혁신활동에 종사하고 있다는 점을 보고하였다. Criscuolo *et al.*(2010) 역시 유사한 결과를 보고하고 있는데, 특히 이 연구에서는 지식원천(knowledge sources)이 기술혁신의 유형과 체계적인 상관관계를 가지고 있다는 점을 발견하였다. 예를 들어 특허의 경우에는 대학으로부터의 지식이 중요하지만 고객이나 부품공급자(suppliers)로부터의 지식은 크게 중요하지 않은 것으로 나타난 반면, 보다 폭넓은 의미의 공정혁신이나 제품혁신의 경우에는 상반된 결과를 보여주었다.

본 연구는 위에서 언급한 두 논문과 밀접하게 연관되어 있다. 본 연구는 한국의 기술혁신조사를 이용한 분석 결과가 영국을 대상으로 한 연구와 유사한 결과를 도출하는지를 살펴보고자 한다는 점에서 Criscuolo *et al.*(2010)에서 제시한 바 있는 지식원천을 고려한 지식생산함수 모형을 따른다. 이를 통해 한국과 영국의 기업들 간에 글로벌 활동의 유형별로 혁신성과에 있어 어떠한 차이점이나 공통점이 존재하는지 그리고 혁신성과의 창출에 있어 어떠한 요소들이 보다 중요한지에 대한 비교가 가능할 것으로 판단된다.

3. 국내 선행연구 검토

본 논문과 관련된 국내 선행연구의 경우 2000년대 초반까지는 수출이나 FDI가 국민경제에 미치는 효과에 대한 거시 또는 업종 수준의 분석이 주를 이루었던 반면,¹¹ 2000년대 후반 들어서는 기업 수준의 미시 데이터를 이용한 분석이 늘어나고 있다. 또한 2000년대 후반 이후에는 기업 수준의 생산성과 더불어 R&D 투자나 기술혁신 수준 등의 변수를 함께 고려하는 연구들이 늘고 있다.

¹¹ 한국과 대만에서의 외국인직접투자의 국내 산업 생산에 미치는 효과를 분석한 최인범·현정택(1991)의 연구나 국내 전기·전자 산업 분야의 외국인투자기업을 대상으로 분석한 왕윤종(1994)의 연구, 연구논문은 아니지만 수출의 설비투자 유발효과를 분석한 김명식·황문우(2005)의 분석 등을 예로 들 수 있다.

기업의 글로벌 활동과 생산성 간의 관계를 분석한 연구로는 김승진(1999), 이병기(2002), 이광훈·조혜영(2003) 등을 들 수 있다. 김승진(1999)은 1991~97년 동안의 제조업 내 국내기업 및 외국인투자기업을 대상으로 외국인투자기업의 노동생산성 파급효과를 분석한 결과, 외국인투자기업의 노동생산성이 국내기업에 비해 높으며 외국인투자기업의 생산성 파급효과는 정의 효과를 지니지만 통계적으로 유의하지 않다고 보고하였다. 이를 근거로 동 연구는 FDI가 국내 산업의 노동생산성을 제고시킬 가능성은 존재하지만 제도적 장애요인의 극복이 중요함을 지적하였다. 이병기(2002)는 외국인투자기업의 생산성 파급효과를 국내 제조업체에 대한 패널 자료를 이용하여 실증분석한 결과, 외국인투자의 비중이 높은 산업에서 기술이전을 통한 (산업 내) 생산성 파급효과가 크게 나타났으며, 외국인의 지분 참여가 많은 기업의 생산성 개선효과가 큰 것으로 나타났지만 지역 내 생산성 파급효과를 나타내는 계수값은 통계적으로 유의하지 않았음을 보고하고 있다. 이광훈·조혜영(2003)은 기업 수준 자료를 이용하여 외국인직접투자가 국내 정보통신기술(IT)산업에 미치는 지식 파급효과를 추정한 결과, (자료의 제약은 존재하지만) 외국 지식자본의 전체 IT산업 및 유관 세부 산업에 대한 지식 파급효과가 존재함을 확인하였다.

수출의 학습효과를 직접 검증하려 시도한 연구로는 이시욱·최용석(2009)을 들 수 있다. 이 연구에서는 국내기업의 글로벌 활동(특히 수출)이 가지는 학습효과를 PSM 매칭을 이용하여 추정하였으며, 그 결과 한국 제조업체의 수출 학습효과가 존재하지 않거나 단기간에 국한된다고 보고한 선행연구들(예를 들어 Aw *et al.*[2000])과 달리 수출활동의 중요소생산성에 대한 학습효과가 존재하고 이 효과가 수출활동 개시 이후 약 4년간 지속됨을 발견하였다.

국내기업의 글로벌 활동과 생산성 간의 관계를 기업의 기술혁신 수준이나 R&D 투자를 통해 분석하려 한 연구들로는 성태윤 외(2009), 최석준·서영웅(2010), 강영호(2012) 등을 들 수 있다.

성태윤 외(2009)에서는 업종 수준에서 산업별 수출 비중과 R&D 집중도 간의 상관관계를 분석한 결과, 양자 간에 정의 상관관계가 존재하고 이는 통제변수를 추가하거나 도구변수를 이용한 2SLS 분석에서도 견조하게 유지된다는 점을 근거로 수출산업군에 속하는 기업들이 더 활발하게 R&D에 투자한다고 결론 내리고 있다. 최석준·서영웅(2010)에서는 2005년 기술혁신조사 데이터를 바탕으로 국내 및 외국인직접투자(FDI) 기업 간의 경영·기술혁신 성과의 차이를 비교 분석한 결과, PSM 매칭 전에는 FDI가 기

업의 경영성과나 혁신성 모두에 정의 효과를 가지는 반면 매칭 후에는 통계적 유의성이 사라진다는 점에서 FDI가 기업의 경영·혁신 성과에 미치는 효과는 예상보다 낮다고 보고하고 있다. 강영호(2012)에서는 KIS Value 외감 대상 제조업체를 대상으로 수출기업과 비수출기업 간의 중요소생산성 차이를 비교하고 기업의 R&D 수준이 수출의 학습효과에 부가적인 효과를 미치는지를 분석한 결과, 비수출기업과 비교했을 때 수출기업들의 중요소생산성은 2000년대 중반 이후 크게 늘어났으며 추세적으로 격차가 확대되고 있어 수출의 학습효과를 지지하였으며, 기업 자체의 기술혁신 노력이 수출 학습효과를 강화하는 효과를 지니고 있다고 보고하였다.

선행연구를 종합해 보면, 분석 표본과 기법상의 차이에도 불구하고 대체적으로 기업의 글로벌 활동(수출이나 외국인투자)은 생산성과 정의 관계를 보이고 있었으며, 글로벌 활동에 종사하는 기업에서 R&D 투자나 혁신 수준이 전반적으로 높은 것으로 나타났다. 이들 연구 결과들은 글로벌 활동에 종사하는 기업의 상대적으로 높은 생산성 수준은 ‘자기선택’의 과정으로 볼 수도 있지만, 수출의 학습효과를 지지하는 연구 결과에서 볼 수 있듯이 기업의 글로벌 활동이 R&D 투자나 혁신 노력을 제고하고 다시금 생산성 제고로 이어지는 인과성도 존재할 수 있음을 시사하고 있다. 그러나 국내의 기존 연구에서는 지식생산함수 기법을 통해 기업의 글로벌 활동을 유형별로 구분하고 각 유형별로 기업들이 어떠한 지식원천을 기반으로 혁신활동을 수행하여 왔는지를 분석한 경우는 찾아보기 어렵다는 점에서 본 논문은 한국 데이터를 분석한 기존 연구와 차별성을 가진다고 할 수 있다.

III. 데이터 및 방법론

1. 데이터

본 연구에서는 과학기술정책연구원(STEPI)에서 조사·공표하고 있는 ‘기술혁신조사(Korean Innovation Survey: KIS)’를 주 데이터로 이용한다.¹² KIS는 제조업부문에 대

¹² 제I장에서 이미 언급한 바와 같이, KIS는 OECD의 기술혁신조사 매뉴얼(Oslo Manual)을 준용한다는 점에서 유럽연합의 CIS와 매우 유사한 구조와 내용을 가지고 있다. KIS는 통계청에 의해 공식통계로

해 매 3년 간격으로 2002년, 2005년 및 2008년에 조사되었으며, 각 연도의 데이터는 조사시점 이전 3년 동안의 기업의 혁신활동을 포함하고 있다.¹³ 하지만 KIS는 매번 상이한 표본 집단을 대상으로 조사되고 있기 때문에, 본 연구의 목적에 보다 적합할 수도 있을 기업체 패널 데이터를 구축하지는 못한다는 점에서 한계를 지닌다.¹⁴ 따라서 본 연구에서는 지식생산함수 접근법을 적용하기에 적합하게 구축된 KIS-2005의 횡단면 데이터를 이용하였다. 다만, 실증분석 과정에서 나타날 수 있는 잠재적인 내생성(endogeneity) 문제를 해결하기 위해 KIS-2002 데이터를 부분적으로 활용하였다.¹⁵

KIS-2005 데이터는 다음 사항에 대한 정량적, 정성적 정보를 포함하고 있다.

- ① 기업의 글로벌 활동 여부(global activity)
 - 국내기업, 외국 다국적기업의 지사 혹은 현지법인
 - 수출 상태
- ② 기업의 혁신성과(innovation output)
 - 제품혁신 및 공정혁신의 개수
 - 제품혁신 및 공정혁신과 관련된 국내 특허출원건수
- ③ 기업의 혁신투입(innovation input)
 - R&D 지출, R&D 인력 수, R&D 부서 존재 여부 등
- ④ 지식원천(knowledge sources)
 - 혁신활동에 있어 각 지식원천의 중요성¹⁶

KIS 데이터는 국내기업이 수출활동을 하고 있는지에 대한 정보는 가지고 있으나, 이들이 해외직접투자를 영위하고 있는 다국적기업인가에 대한 정보는 포함하고 있지 않다. 따라서 본 연구에서는 국내기업들 중 다국적기업의 성격을 지닌 기업들을 식별하기

인정되고 있다. 이 자리를 빌려 기술혁신조사 원자료를 제공하고 수출입은행 데이터와의 연계를 지원해 준 STEPI의 강희종 박사에게 깊은 사의를 표한다.

13 예를 들어 KIS-2005 조사에서는 기업들로 하여금 2002~04년 동안의 혁신활동을 보고하도록 하고 있다.

14 KIS에서 조사된 기업 수는 각각 2002년 3,775개, 2005년 2,743개, 2008년 3,081개이다. 패널 데이터 구축 가능성을 검토하기 위해 확인한 결과 3번의 조사에 모두 참여한 기업 수는 102개에 불과한 것으로 나타났다.

15 제IV장에서 설명되겠지만 KIS-2002 데이터로부터 산업별 평균 R&D 지출 변수를 구축하여 회귀분석 시 도구변수로 활용하였다.

16 지식원천은 기업 내 자체 정보, 그룹 내 정보, 수직적 정보(부품공급자나 고객으로부터의 정보), 상업적 정보, 경쟁자로부터의 정보, 공개 정보, 대학·정부로부터의 정보 등으로 구분되고 있다.

위해 한국수출입은행의 데이터를 KIS 데이터와 연계하였다. 우리나라의 경우 해외직접 투자를 수행하는 기업들은 그 사실을 주거래은행에 등록해야 하며, 이들 주거래은행들은 한국수출입은행에 투자기업, 투자액, 대상국 등에 대한 정보를 보고하도록 되어 있다. 따라서 이 두 데이터를 연계함으로써 국내기업들이 해외직접투자를 수행하고 있는 다국적기업의 모회사인지 여부를 식별할 수 있다.

본 연구에서는 KIS 데이터에 포함된 기업의 글로벌 시장 참여의 정도를 ① 순수 국내 기업(수출도 하지 않고 다국적기업의 일부도 아닌 기업), ② MNC가 아닌 국내 수출기업, ③ 외국 MNC 국내지사, ④ 국내 MNC 모기업 등 네 가지로 범주화하였다. 첫 번째 범주에 속하는 기업들(순수 국내기업)은 수출이나 다국적기업과의 연계 면에서 아무런 활동이 없기 때문에 기업의 글로벌 활동 면에서 보면 가장 낮은 수준을 보이고 있다고 할 수 있다. 두 번째 범주에 속하는 기업들(MNC가 아닌 국내 수출기업)은 본 연구에서 검토하고자 하는 기업의 글로벌 활동 중 한 가지에만 종사하고 있으므로 기업의 글로벌 활동 면에서 중간 수준의 활동을 하고 있는 기업군이라 할 수 있다. 마지막으로 세 번째 및 네 번째 범주의 기업들(외국 MNC 국내지사 및 국내 MNC 모기업)은 다국적기업과 연계되어 있다는 점에서 글로벌 환경에 가장 많이 노출되어 있다고 볼 수 있다. 아래의 계량분석에서는 혁신성과, 혁신투입 및 지식원천의 중요도 면에서 위에서 구분한 기업 유형별로 어떠한 차이가 존재하는지를 살펴보게 될 것이다.

2. 방법론

앞에서 논의한 대로 본 연구의 실증분석은 Criscuolo *et al.*(2010)에서 사용한 바 있는 ‘지식생산함수(knowledge production function)’ 접근법을 사용한다. 이 방법은 Griliches (1979)에 의해 개발되었으며, 지식의 생산을 다음과 같은 함수 형태로 가정한다.

$$\Delta K_i = f(G_i, H_i, K'_i, K'_{-i}, X_i)$$

위의 식에서 ΔK_i 는 혁신성과(지식스톡의 증가), G_i 는 기업의 글로벌 활동의 정도, H_i 는 새로운 지식창출을 위한 혁신투입(investment in innovation input, 예를 들어 R&D 지출 등 기업의 직접적인 투자), K'_i 는 기업 내부로부터의 기존 지식의 흐름(information flow within the firm), K'_{-i} 는 기업 외부로부터의 기존 지식의 흐름(information flow from outside the firm), X_i 는 기업규모나 업종과 같은 여타 통제변수를 의미한다.

본 연구에서는 우선 가장 단순한 계량모형을 통해 순수 국내기업을 기준으로 나머지 세 가지 유형의 글로벌 참여 유형(즉, MNC가 아닌 국내 수출기업, 외국 MNC 국내지사, 국내 MNC 모기업)에 따라 혁신성과에 있어 어떠한 효과를 나타내고 있는지를 분석 한다. 이는 글로벌 활동에 종사하는 기업들이 기준 기업(이 경우 비수출 국내기업)에 비해 더 높은 혁신 산출물을 생산하는지를 살펴보기 위한 것이다.

만약 이 분석에서 글로벌 활동이 활발한 기업일수록 보다 많은 혁신성과를 생산해 내는 것으로 나타날 경우, 그 다음 단계로 이러한 혁신성과는 무엇을 주된 원천으로 하여 생산되는가를 분석한다. 앞서 언급한 지식생산함수 모형에 따르면 그 원천으로는 크게 두 가지를 식별할 수 있다. 즉, 혁신성과는 한편으로는 새로운 지식에 대한 투자(H_i)를 증가시키거나, 다른 한편으로는 기업 내부 및 외부의 기존 지식(K'_i 및 K'_{-i})을 보다 적극적으로 활용함으로써 가능하다. 따라서 추가적인 모형에서는 지식 생산을 위한 투자와 내·외부 지식의 활용 정도를 변수로 추가하면서 단순화된 모형에서 나타난 추정치들이 어떻게 변화하는지를 살펴보게 될 것이다.

위의 모형을 추정하는 데 있어서 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다. 만약 피설명변수로 사용하는 혁신성과에 영향을 줄 수 있는 관찰되지 않은 기업 고유의 요인들(예를 들어 기업의 혁신활동에 대한 높은 가치 부여 등)이 설명변수에도 영향을 준다면, 새로운 지식에 대한 투자(H_i)나 기존 지식의 활용(K'_i 및 K'_{-i})은 오차항과 상호연관되어 있을 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 횡단면(cross-sectional) 데이터를 사용하고 있기 때문에 이러한 내생성 문제에 대해 근본적인 해결책을 제시하지는 못한다. 그러나 Criscuolo *et al.*(2010)에서와 유사하게 KIS-2002 데이터로부터 산업별 평균 R&D 지출 변수를 구축하여 회귀분석 시 도구변수로 활용함으로써 이러한 내생성 문제를 최소화하도록 한다.

IV. 실증분석

1. 기초통계 분석

본격적인 회귀분석 결과를 제시하기 전에, 본 절에서는 우선 혁신과 관련된 변수들이 기업의 글로벌 활동 수준에 따라 어떻게 상이한지를 살펴본다. 기초통계 분석 결과는 〈Table 1〉~〈Table 3〉에 제시되어 있다. 〈Table 1〉은 기술혁신(제품 및 공정 혁신)의 발생 여부, 특허출원 데미, 기술혁신(제품 및 공정 혁신)의 개수 및 특허출원건수 등과 같은 다양한 혁신성과지표들의 평균값 및 표준편차의 값들을 각 글로벌 활동 그룹별로 제시하고 있다.

분석 결과를 살펴보면, 글로벌 활동의 수준이 높아질수록 대체로 기술혁신의 결과물 생산이 보다 활발하다는 것을 보여주고 있다. 예를 들어 순수 국내기업의 31.0%만이 과거 3년 동안 (제품 또는 공정) 혁신을 창출했다고 응답한 반면, 국내 MNC 모기업의 경우 66.2%에 달하는 기업들이 제품혁신 혹은 공정혁신을 수행하였다고 답하였다(Table 1A의 첫 번째 열 참조). 국내 특허출원건수 역시 평균적으로 국내 MNC 모기업에서 가장 높았으며(19.1개), 순수 국내기업에서 가장 낮았다(0.6개)(Table 1B의 마지막 열 참조).

〈Table 1〉에서 제시된 기초통계 분석 결과는 Criscuolo *et al.*(2010)에서 보고된 영국 기업의 경우와 거의 동일한 패턴을 보인다. 한국과 영국의 직접적인 비교를 위해 부록의 〈Appendix Table 1〉에는 Criscuolo *et al.*(2010)에서 보고된 영국의 혁신성과 기초 통계를 수록하였다. 이 표를 보면, 예를 들어 1994~96년 3년 동안 영국의 순수 국내기업의 경우 18%가, 그리고 MNC 모기업의 경우 45%가 제품혁신 혹은 공정혁신을 수행 하였다고 답변하였다. 결국 한국과 영국의 경우 공통적으로 혁신성과를 기준으로 볼 때, 일반적으로 ‘순수 국내기업〈MNC가 아닌 국내 수출기업〈외국 MNC 국내지사〈내국 MNC 모기업’의 순으로 서열화되어 있으며, 이는 보다 높은 수준의 글로벌 활동을 영위 하는 기업들이 보다 많은 혁신성과를 창출하고 있음을 의미한다. 한국의 기술혁신조사는 2005년에 수행되면서 과거 3년에 대해 서베이한 것이기 때문에 직접적인 비교는 불가능하지만, 〈Table 1〉과 〈Appendix Table 1〉을 비교할 때 제품 및 공정 혁신, 특히 여부 및 특허 개수 등에

〈Table 1A〉 Innovation Outputs

	Innovation dummy	Product innovation dummy	Process innovation dummy	Patent dummy
Purely domestic firms (no. of firms = 1,062)	0.310 (0.463)	0.249 (0.432)	0.182 (0.386)	0.153 (0.361)
Non-MNC exporters (no. of firms = 990)	0.587 (0.493)	0.519 (0.500)	0.384 (0.487)	0.355 (0.479)
MNC affiliates (no. of firms = 92)	0.620 (0.488)	0.554 (0.500)	0.457 (0.501)	0.304 (0.463)
MNC parents (no. of firms = 426)	0.662 (0.474)	0.599 (0.491)	0.418 (0.494)	0.521 (0.500)
All firms (no. of firms = 2,570)	0.486 (0.500)	0.422 (0.494)	0.309 (0.462)	0.297 (0.457)

Note: All figures are means of the variables and standard deviations are in parentheses.

〈Table 1B〉 Innovation Outputs

	Number of innovation	Number of product innovation	Number of process innovation	Number of patent
Purely domestic firms (no. of firms = 1,062)	7.4 (47.5)	6.5 (46.9)	0.9 (4.3)	0.6 (3.7)
Non-MNC exporters (no. of firms = 990)	20.3 (118.7)	18.2 (116.5)	2.1 (8.1)	4.3 (24.0)
MNC affiliates (no. of firms = 92)	41.7 (192.1)	39.0 (190.8)	2.7 (6.5)	3.7 (10.2)
MNC parents (no. of firms = 426)	35.0 (156.5)	31.4 (146.5)	3.6 (18.5)	19.1 (114.9)
All firms (no. of firms = 2,570)	18.2 (108.8)	16.3 (105.2)	1.9 (9.6)	5.2 (49.6)

Note: All figures are means of the variables and standard deviations are in parentheses.

있어 한국 기업의 혁신성과가 영국 기업의 혁신성과에 비해 더 높다는 것은 흥미로운 사실이라 하겠다.

다음으로 〈Table 2〉는 글로벌 활동 그룹별로 기업들이 새로운 지식의 창출을 위해 R&D 지출이나 R&D 인력고용 등에서 어느 정도의 투자를 하고 있는지를 보여준다. 새로운 지식의 창출을 위해 기업들이 투자하는 정도의 글로벌 활동 그룹별 차이는 〈Table 1〉의 혁신성과 변수에서 나타난 차이와 유사한 패턴을 보여주고 있다. 즉, 새로운 지식에 대한 투자규모는 국내 MNC 모기업에서 가장 컸으며, 순수 국내기업의 경우 가장

〈Table 2〉 Innovation Inputs

	R&D expenditure (mill. won)	Internal R&D expenditure (mill. won)	External R&D expenditure (mill. won)	Number of R&D personnel
Purely domestic firms (no. of firms = 1,062)	124.8 (874.7)	104.7 (693.8)	20.1 (216.8)	4.9 (17.5)
Non-MNC exporters (no. of firms = 990)	642.7 (3,909.2)	569.2 (3,494.3)	73.5 (606.6)	13.6 (41.5)
MNC affiliates (no. of firms = 92)	646.0 (1,585.2)	582.0 (1,456.8)	62.6 (263.6)	20.5 (31.0)
MNC parents (no. of firms = 426)	1,509.9 (6,649.7)	1,372.1 (6,386.4)	137.8 (527.7)	31.7 (75.8)
All firms (no. of firms = 2,570)	572.7 (3,721.1)	510.9 (3,453.3)	61.7 (459.8)	13.2 (43.1)

Note: All figures are means of the variables and standard deviations are in parentheses.

낮았다. 국내 MNC 모기업의 R&D 지출액은 평균 15억 9백만원인 반면 순수 국내기업의 경우에는 1억 2,480만원이며, R&D 인력 수의 경우에도 각각 31.7명과 4.9명으로 큰 차이를 보이고 있다.¹⁷

마지막으로 〈Table 3〉은 기업들이 혁신성과 생산을 위해 기존의 지식자본을 활용하는 경우 개별 지식원천(knowledge sources)이 가지는 중요도의 평균값을 제시하고 있다.¹⁸ 순수 국내기업들은 기존 지식스톡의 이용에 있어서 가장 낮은 수치를 보이고 있음을 알 수 있다. 실제로 순수 국내기업의 경우, 모든 지식원천의 중위값이 0인 것을 감안할 때 중위의 순수 국내기업은 기존의 지식원천을 전혀 이용하지 않고 있다. 한편, 국내 MNC 모기업들은 기업 내부의 기존 지식을 가장 잘 활용하고 있으며, 외국 MNC 자회사들은 그룹 내부의 정보를 가장 잘 활용하고 있다. 특히 외국 MNC 자회사의 그룹 내 정보의 중요도의 평균값 및 중위값은 각각 2.478과 3.000으로서 가장 큰 수치를 보이고 있는데, 이는 다국적기업과 관련한 일반적인 지식자본모형과 일치하는 결과이다. 새로운 지식은 주로 모기업에 의해 창출되며, 이렇게 창출된 지식이 주로 모기업으로부터 자회사로 이전되기 때문이다.¹⁹

17 Criscuolo *et al.*(2010)에 따르면, 영국의 경우 순수 국내기업은 0.63명 내외, MNC 모기업의 경우 약 26명의 R&D 인력을 보유하고 있는 것으로 답변하였다.

18 〈Table 3〉에서 괄호 안의 값은 중위값(median)이다. ‘기술혁신조사’ 설문지에 따르면, 개별 기업은 각각의 지식원천에 대해 0에서 5(가장 중요)까지의 정수값을 부여할 수 있다.

19 이러한 패턴은 영국에서도 유사하다. Criscuolo *et al.*(2010)에 따르면, 외국 MNC 자회사의 경우 그룹 내 정보를 가장 잘 활용하고 있는 것으로 나타났다.

〈Table 3〉 Knowledge Sources

	Self	Group	Vertical	Compe-titor	Comm-ercial	Free info	Univ.	Gov't
Purely domestic firms (no. of firms = 1,062)	0.814 (0.000)	0.310 (0.000)	0.587 (0.000)	0.534 (0.000)	0.338 (0.000)	0.605 (0.000)	0.430 (0.000)	0.318 (0.000)
Non-MNC exporters (no. of firms = 990)	1.729 (1.600)	0.718 (0.000)	1.259 (0.000)	1.123 (0.000)	0.733 (0.000)	1.288 (1.000)	1.044 (0.000)	0.852 (0.000)
MNC affiliates (no. of firms = 92)	2.041 (2.400)	2.478 (3.000)	1.496 (1.167)	1.190 (0.000)	0.862 (0.000)	1.450 (1.563)	0.804 (0.000)	0.761 (0.000)
MNC parents (no. of firms = 426)	2.122 (2.400)	1.129 (0.000)	1.543 (1.333)	1.468 (1.500)	0.931 (0.000)	1.623 (1.625)	1.279 (0.000)	1.085 (0.000)
All firms (no. of firms = 2,570)	1.427 (0.600)	0.681 (0.000)	1.037 (0.000)	0.939 (0.000)	0.607 (0.000)	1.067 (0.000)	0.821 (0.000)	0.667 (0.000)

Note: All figures are means of the variables and medians are in parentheses. Each variable is a categorical indicator on the importance of each knowledge source in innovation activities. Each variable takes possible integer values from 0 to 5 (higher values indicate greater importance).

지금까지 기업의 글로벌 활동과 기술혁신 결과물 간의 단순 상관관계(correlation)를 분석한 결과에 따르면, 본 연구에서 사용한 우리나라 제조업 표본에서도 영국에서와 마찬가지로 글로벌 활동의 수준이 높을수록 기술혁신의 성과가 높으며, 새로운 지식 생산에 더 많이 투자함과 동시에 기존의 지식자본을 보다 광범위하게 활용하는 경향을 보인다. 다음 절에서는 기초통계 분석을 통해 확인된 글로벌 활동과 기술혁신 성과 간의 비례관계가 어디에서 비롯되는지를 보다 면밀히 살펴보기 위하여 회귀분석을 실시 한다.

2. 회귀분석

분석에 사용된 기술혁신 결과물 변수 각각에 대한 회귀분석 결과는 〈Table 4〉~〈Table 6〉에 제시되어 있다. 먼저 〈Table 4〉의 모든 회귀분석에서 종속변수는 혁신 더미이며, 종업원 수로 측정한 기업규모 및 KSIC 2-digit 수준에서의 산업 더미가 포함되어 있다. 혁신 더미는 만일 기업이 과거 3년 동안 한 번이라도 공정혁신이나 제품혁신을 수행하였다면 1의 값을 가지며, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가진다. 〈Table 4〉의 모형 (i)은 이러한 혁신 더미를 세 개의 글로벌 활동 더미(MNC가 아닌 수출기업, 외국 MNC 국내지사 그리고 국내 MNC 모기업)와 여타 통제변수(기업규모 및 산업 더미)에 대해 프로빗 모형을 추정한 결과이다.²⁰

〈Table 4〉 Regression Results for Innovation Dummy

	(i)	(ii)	(iii)
Non-MNC exporters	0.212*** (0.024)	0.152*** (0.028)	0.099*** (0.030)
MNC affiliates	0.168*** (0.055)	0.168*** (0.065)	0.099 (0.074)
MNC parents	0.228*** (0.031)	0.136*** (0.042)	0.057 (0.047)
R&D expenditure		0.065*** (0.008)	0.029** (0.012)
Self info			0.137*** (0.019)
Group info			0.006 (0.014)
Vertical info			0.047** (0.020)
Competitor			0.048*** (0.017)
Commercial info			-0.091*** (0.028)
Free info			0.095*** (0.025)
University			0.030* (0.015)
Government			0.006 (0.016)
Observation	2,566	2,553	2,553
Pseudo-R ²	0.108		

Note: *, **, and *** represent statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively. All specifications include unreported other control variables: size (measured by number of workers) and industry dummy variables (23 industries at 2-digit industry codes assigned by STEPI). (i) is the probit estimation results for KIS 2005. (ii) and (iii) are the IV-probit estimation results. For all specifications, marginal impacts for the indicated regressors are reported with robust standard errors in parentheses.

추정 결과, 세 가지 범주의 글로벌 활동 더미(MNC가 아닌 수출기업, 외국 MNC의 국내지사, 그리고 수출에 종사하는 국내 MNC의 모기업)에 대한 추정계수들은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 추정되었다. 보다 구체적으로, 다른 조건이 일

20 제Ⅲ장에서 설명한 대로 표본 내의 모든 기업들은 글로벌 활동의 정도에 따라 상기 세 개의 범주 이외에 아무런 글로벌 활동을 하지 않는 순수 국내기업으로 구분되고 있다. 따라서 이 회귀분석에서 각 글로벌 활동 더미의 계수는 각 범주의 기업들이 순수 국내기업과 비교하여 어느 정도로 더 많은 기술혁신 결과물을 내는가를 추정한 값으로 해석할 수 있다.

정하고 기업의 규모와 산업 더미를 통제하였을 때, 혁신활동을 수행할 확률이 가장 높은 기업의 범주는 국내 MNC 모기업인 것으로 추정되었으며, 그 다음으로는 MNC가 아닌 국내 수출기업 그리고 수출활동을 하는 외국 MNC의 국내지사의 순서로 추정되었다.²¹

다음으로 모형 (ii)는 R&D 투자금액을 설명변수로 추가할 경우 새로운 지식에 대한 투자(investment in new knowledge)가 기업의 혁신활동에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보고자 하는 것이다.²² R&D 투자에 대한 추정계수는 99% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나, 기업의 혁신활동에 있어 새로운 지식에 대한 투자는 중요한 역할을 하는 것으로 추정되었다. 그러나 이 변수를 추가하게 될 경우 MNC가 아닌 국내 수출기업에 대한 계수추정치는 0.212에서 0.152로 약 28% 감소하였으며, 국내 MNC 모기업에 대한 계수추정치도 0.228에서 0.136으로 약 40% 감소하였는데 반해, 외국 MNC 국내지사의 경우에는 계수추정치와 그 통계적 유의성에 변화가 거의 없다. 이는 국내 수출기업과 국내 MNC 모기업의 경우 혁신성과를 창출함에 있어 직접적인 R&D 투자와 같이 새로운 지식에 대한 투자가 매우 중요하다는 것을 의미한다. 한편, 외국 MNC 국내지사에 대한 계수추정치가 R&D 투자를 고려한 이후에도 큰 변화가 없었다는 것은 외국 MNC들이 혁신성과를 창출하는 데 있어서 직접적인 R&D 투자에 크게 의존하지 않는다는 것을 의미한다.

모형 (iii)에서는 기존에 존재하는 지식의 흐름과 관련한 다양한 변수들을 추가하였다. 이 경우에는 외국 MNC 국내지사와 국내 MNC 모기업에 대한 계수추정치가 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었으며, 국내 수출기업의 경우에도 그 추정치가 약 34% 감소하였다. 이는 이들 기업군들의 경우 기존에 존재하는 지식자본의 적극적인 활용이 혁신성과를 창출하는 데 있어 중요한 역할을 하였음을 의미한다.

영국의 기업 데이터를 대상으로 분석을 수행한 Criscuolo *et al.*(2010)에서의 결과와

21 앞 절의 〈Table 1A〉에서 보는 바와 같이 기업규모 및 산업 더미를 통제하지 않은 경우에는 수출활동을 하는 외국 MNC 국내지사의 혁신활동이 국내 수출기업보다 활발한 것으로 나타났다. 그러나 〈Table 4〉에서 보는 바와 같이 기업규모 및 산업 더미를 통제할 경우 국내 수출기업의 혁신 확률이 외국 MNC 국내지사의 혁신 확률보다 높은 것으로 나타났다.

22 〈Table 4〉의 모형 (ii) 및 모형 (iii)은 R&D 투자 변수가 가지는 내생성(endogeneity problem) 문제를 감안하여 도구변수 추정법을 활용한 회귀분석 결과이다. 모형 (ii)와 모형 (iii)에서는 예를 들어 관측되지 아니하는 기업 고정효과(예를 들어 R&D 활동 자체에 대해 높은 가치를 두는 기업의 문화 등) 때문에 내생성 문제가 발생할 수 있다. 그러나 본 논문에서 사용되고 있는 데이터의 획단면적 특성상 이러한 기업 고정효과를 완벽하게 감안하는 것은 거의 불가능하다. 따라서 본 논문에서는 Criscuolo *et al.* (2010)에서와 같이, 2002년도에 수행된 KIS 데이터로부터 산업별 평균 R&D 지출 변수를 구축하여 R&D 투자 변수의 내생성을 완화시키는 도구변수로 활용하였다.

위의 결과를 비교해 보면, 한국 기업과 영국 기업들 간에 상당한 차이가 존재함을 알 수 있다. 영국의 경우에는 새로운 지식에 대한 투자와 관련된 변수를 추가하였을 때에는 글로벌 활동 더미변수들에 대한 추정계수의 변화가 거의 없었으나, 기존 지식의 활용과 관련한 변수들을 추가하였을 때에는 글로벌 활동 더미변수들에 대한 추정계수들이 모든 기업군에서 크게 감소하였다. 이를 근거로 Criscuolo *et al.*(2010)은 글로벌 활동을 하는 기업들이 혁신활동을 함에 있어 (새로운 지식에 대한 투자보다) 기존의 지식을 활용하는 성향이 있다고 결론짓고 있다. 그러나 본 논문에서의 분석 결과는 한국의 경우에는 새로운 지식에 대한 투자와 기존 지식의 활용 모두를 통하여 혁신활동을 하는 경향이 있으며, 그 정도는 글로벌 활동의 유형에 따라 차이가 있음을 말해 주고 있다. 즉, 외국 MNC 국내지사의 경우에는 기존 지식의 활용을 통한 혁신활동이, 그리고 국내 수출기업과 국내 MNC 모기업의 경우에는 R&D 투자와 기존 지식의 활용 모두를 통한 혁신활동이 이루어지고 있다는 것이다.

〈Table 4〉에서의 종속변수는 혁신 더미로서 과거 3년 동안 한 번이라도 제품혁신이나 공정혁신을 수행하였다면 1의 값을, 아니면 0의 값을 가지는 변수이다. 따라서 동일한 회귀분석을 제품혁신(product innovation)과 공정혁신(process innovation)으로 나누어 수행해 볼 수 있는데, 그 결과는 〈Table 5〉에 보고되어 있다. 먼저 제품혁신의 경우에는 MNC가 아닌 국내 수출기업과 국내 MNC 모기업에서 R&D 투자 변수가 추가될 경우(모형 (ii))와 기존 지식과 관련된 변수가 추가될 경우(모형 (iii)) 그 추정계수들이 비슷한 정도로 각각 감소하는 것을 관찰할 수 있다. 예를 들어 MNC가 아닌 국내 수출기업의 경우 모형 (i)에서 21.8% 정도의 제품혁신을 할 확률이 존재하였는데, 여기에 새로운 지식에 대한 투자 변수(R&D 투자)가 추가되면(모형 (ii)) 그 확률이 15.9%로 약 5.9%p 감소하고, 여기에 기존 지식의 활용과 관련된 변수들이 추가되면(모형 (iii)) 그 확률이 10.6%로 추가적으로 약 5.3%p 감소하는 것으로 추정되었다. 그러나 공정혁신의 경우에는 R&D 투자 변수를 추가시키는 것이 추정계수를 거의 변화시키지 않았는 데 반해, 기존 지식의 활용과 관련된 변수가 추가되면 추정계수가 크게 줄어들거나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 이는 공정혁신에 있어서는 새로운 지식에 대한 R&D 투자보다는 기존의 지식을 활용하는 경향이 더 크다는 것으로 해석될 수 있다.

마지막으로 〈Table 6〉은 혁신의 성과로서 기업의 특허건수를 사용한 분석 결과이다. 기업의 특허건수의 관측치는 실제로 많은 수의 영(0)의 값을 포함함과 동시에 양(+)의 정수값을 가지고 있다. 이에 따라 〈Table 6〉에서는 Poisson 회귀분석모형을 사용하였다.

〈Table 5〉 Regression Results for Product and Process Innovation Dummy

	Product innovation dummy			Process innovation dummy		
	(i)	(ii)	(iii)	(i)	(ii)	(iii)
Non-MNC exporters	0.218*** (0.024)	0.159*** (0.029)	0.106*** (0.030)	0.153*** (0.023)	0.145*** (0.031)	0.063** (0.026)
MNC affiliates	0.192*** (0.057)	0.200*** (0.066)	0.146** (0.068)	0.151*** (0.058)	0.164*** (0.063)	0.058 (0.058)
MNC parents	0.249*** (0.032)	0.165*** (0.042)	0.105** (0.044)	0.132*** (0.033)	0.122* (0.043)	0.014 (0.036)
R&D expenditure		0.059*** (0.009)	0.031** (0.013)		0.022* (0.013)	0.001 (0.015)
Self info			0.121*** (0.018)			0.078*** (0.016)
Group info			-0.002 (0.011)			0.022*** (0.008)
Vertical info			0.025 (0.017)			0.043*** (0.012)
Competitor			0.012 (0.015)			0.021* (0.011)
Commercial info			-0.076*** (0.023)			-0.034** (0.016)
Free info			0.099*** (0.023)			0.041** (0.018)
University			0.016 (0.013)			0.022** (0.010)
Government			0.014 (0.013)			-0.009 (0.009)
Observation	2,566	2,553	2,553	2,566	2,553	2,553
Pseudo-R ²	0.109			0.088		

Note: *, **, and *** represent statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively. All specifications include unreported other control variables: size (measured by number of workers) and industry dummy variables (23 industries at 2-digit industry codes assigned by STEP). Model (i) is the probit estimation results for KIS 2005. Model (ii) and (iii) are the IV-probit estimation results. For all specifications, marginal impacts for the indicated regressors are reported with robust standard errors in parentheses.

이 경우 외국 MNC 국내지사는 특허건수에 있어 통계적으로 유의한 추정계수를 갖지 못하는 것으로 나타났으며, MNC가 아닌 국내 수출기업과 국내 MNC 모기업의 두 그룹에 대해서만 통계적으로 유의한 추정치가 나타났다. 또한 MNC가 아닌 수출기업이 특허 출원을 함에 있어서는 주로 새로운 지식에 대한 투자가 중요하며, 국내 MNC 모기업의 경우에는 새로운 지식에 대한 투자와 기존 지식의 활용이 모두 동일하게 중요한 것으로 나타났다.

〈Table 6〉 Regression Results for Number of Patents

	(i)	(ii)	(iii)
Non-MNC exporters	1.008*** (0.273)	0.892*** (0.180)	0.869*** (0.238)
MNC affiliates	0.210 (0.363)	1.097 (0.838)	0.256 (0.640)
MNC parents	1.716*** (0.603)	1.198*** (0.234)	0.481* (0.249)
R&D expenditure		0.218*** (0.032)	0.165*** (0.044)
Self info			0.474*** (0.111)
Group info			0.078 (0.066)
Vertical info			0.213** (0.106)
Competitor			0.185** (0.091)
Commercial info			-0.788*** (0.134)
Free info			0.492*** (0.146)
University			0.343*** (0.065)
Government			0.033 (0.069)
Observation	2,737	2,722	2,722
Pseudo-R ²	0.577		

Note: *, **, and *** represent statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively. All specifications include unreported other control variables: size (measured by number of workers) and industry dummy variables (23 industries at 2-digit industry codes assigned by STEP). Model (i) is the poisson estimation results for KIS 2005. Model (ii) and (iii) are the IV-poisson estimation results. For all specifications, marginal impacts for the indicated regressors are reported with robust standard errors in parentheses.

V. 요약 및 정책적 시사점

본 논문에서는 기업의 글로벌 활동이 기업의 다양한 혁신성과와 연관관계를 가지고 있는지 그리고 만일 그러한 연관관계가 존재한다면 이를 설명할 수 있는 주요 요인들은 무엇인지에 대한 실증분석을 수행하였다. 특히 우리는 영국의 데이터를 이용하여 유사

한 분석을 수행한 Criscuolo *et al.*(2010)의 분석방법론을 원용하여 영국과 한국 간에 어떠한 차이점이 존재하는지를 비교하였다.

Criscuolo *et al.*(2010)의 연구는 영국의 경우 글로벌 활동을 하는 기업의 혁신활동은 새로운 지식에의 투자보다는 기업 내부 및 외부에 이미 존재하는 기존 지식의 흐름을 보다 잘 활용한다는 것을 보인 바 있다. 그러나 한국의 경우에는 기업의 혁신활동이 (특히 외국 MNC 국내지사의 경우) 기존 지식의 활용을 통해서도 이루어지지만, (특히 수출기업 및 국내 MNC 모기업의 경우에는) 새로운 지식에 대한 투자에 의해서도 이루어지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 제품혁신과 공정혁신을 구분한 실증분석 결과에서는 공정혁신에 있어서는 기존의 지식을 활용하는 것이 보다 중요하지만 제품혁신에 있어서는 기존의 지식 활용과 새로운 지식에 대한 투자 모두 중요한 것으로 나타났다.

기업의 다양한 혁신성과와 기업의 글로벌 활동이 서로 연관성을 가지고 있다면, 어떠한 이유로 인해 보다 많은 글로벌 활동을 수행하는 기업들의 혁신성과가 더 높은가를 분석하는 것은 정책적인 관점에서 볼 때 매우 중요하다고 할 수 있다. 한국 기업에 대한 실증분석 결과, (영국과는 달리) 기존의 지식을 활용하는 것과 함께 새로운 지식에 대한 투자도 중요한 것으로 나타났다. 특히 외국 MNC 국내지사의 혁신이나 공정혁신과 관련하여서는 기존의 지식을 보다 잘 활용할 수 있는 제도적 장치를 마련하는 것이 중요하다고 할 수 있다. 이와 동시에 국내 수출기업 그리고 국내 MNC 모기업들의 혁신이나 제품혁신 제고를 위해서는 직접적인 R&D 투자를 촉진함으로써 새로운 지식을 창출할 수 있도록 하는 정책을 마련하는 것이 중요하다고 하겠다.

참고문헌

- 강영호, 「한국 수출의 학습효과와 시사점」, SERI 경제 포커스 제365호, 삼성경제연구소, 2012.
- 김명식·황문우, 「수출의 설비투자 유발효과 분석」, 『조사통계월보』, 2005년 8월호, 한국은행, 2005.
- 김승진, 「외국인투자기업의 생산성 효과 분석」, 『KDI 정책연구』, 제21권 제3·4호, 1999, pp.215~272.
- 성태윤·김도연·노정녀, 「수출산업에서 R&D 투자가 보다 적극적으로 이루어지는가?」, 『한국경제연구』, 제26권, 2009, pp.95~115.
- 오준병·장원창, 「특허권 강화와 기술혁신에 관한 실증연구: 우리나라의 제11차 특허법 개혁을 중심으로」, 『경제학연구』, 제56집 제2호, 2008, pp.63~90.
- 왕윤종, 『외국인직접투자의 기술이전효과에 관한 연구』, 대외경제정책연구원, 1994.
- 이광훈·조혜영, 『외국인직접투자의 기술 파급효과 연구: IT산업 중심으로』, 정보통신정책연구원, 2003.
- 이병기, 『외국인직접투자의 생산성 파급효과 분석』, 한국경제연구원, 2002.
- 이시욱·최용석, 「기업 수출활동이 중요소생산성에 미친 영향도 분석」, 『한국경제의 분석』, 제15권 제4호, 2009, pp.77~125.
- 이의영·신범철, 「정부의 수출지원이 중소기업 수출에 미치는 효과」, 『기업경영연구』, 제17권 제4호, 2010, pp.197~213.
- 최석준·서영웅, 「국내기업과 외국인직접투자(FDI)기업의 경영 및 기술혁신 성과 비교」, 『기술혁신학회지』, 제13권 제3호, 2010, pp.446~458.
- 최인범·현정택, 「외국인직접투자의 생산성 효과 분석」, 정책자료 91-05, 대외경제정책연구원, 1991.
- Audretsch, David B. and Maryann P. Feldman, "R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, 1996, pp.630~640.
- Aw, B. Y., S. Chung, and M. J. Roberts, "Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China)," *The World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 1, 2000, pp.65~90.
- Bernard, A. B. and J. B. Jensen, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect,

- or Both?" *Journal of International Economics* 47, 1999, pp.1~25.
- Chesbrough, H., "The Era of Open Innovation," *MIT Sloan Management Review*, 2003, Vol. 44, No. 3, pp.35~41.
- Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout, "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco," *The Quarterly Journal of Economics* 113, 1998, pp.903~947.
- Coe, David T. and Elhanan Helpman, "International R&D Spillovers," *European Economic Review*, Vol. 39, No. 5, 1995, pp.859~887.
- Cohen, Wesley M. and Daniel A. Levinthal, "Innovation and Learning: The Two Faces of R&D," *The Economic Journal* 99, 1989, pp.569~596.
- Criscuolo, Chiara and Ralf Martin, "Multinationals and U.S. Productivity Leadership: Evidence from Great Britain," OECD Science, Technology and Industry Working Papers 2004/5, OECD Publishing, 2004.
- Criscuolo, Chiara, Jonathan E. Haskel, and Matthew J. Slaughter, "Global Engagement and the Innovation Activities of Firms," *International Journal of Industrial Organization* 28, 2010, pp.191~202.
- Damijan, Joze P., Crt Kostevc, and Saso Polanec, "From Innovation to Exporting or Vice Versa?" Working Paper, No. 43, Institute for Economic Research, 2008.
- De Loecker, Jan, "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia," *Journal of International Economics* 73, 2007, pp.69~98.
- Doms, M. E. and J. B. Jensen, "Comparing Wages, Skills, and Productivity between Domestically and Foreign-owned Manufacturing Establishments in the United States," in R. Baldwin, R. Lipsey, and J. D. Richardson (eds.), *Geography and Ownership as Bases for Economic Accounting*, Chicago: Chicago University Press, 1998, pp.235~255.
- Frenz, Marion and Grazia Ietto-Gillies, "Does Multinationality Affect the Propensity to Innovate? An Analysis of the Third UK Community Innovation Survey," *International Review of Applied Economics*, Vol. 21, No. 1, 2007, pp.99~117.
- Furman, J., M. Porter, and S. Stern, "The Determinants of National Innovation Capacity," *Research Policy* 31, 2002, pp.899~933.
- Girma, Sourafel, David Greenaway, and Richard Kneller, "Does Exporting Increase Productivity? A Microeconometric Analysis of Matched Firms," *Review of International Economics* 12, 2004, pp.855~866.
- Görg, Holger and David Greenaway, "Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment?" IZA Discussion Paper, No. 944, 2003.

- Griliches, Zvi, "Issues in Assessing the Contribution of R&D to Productivity Growth," *Bell Journal of Economics* 10, 1979, pp.92~116.
- Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman, *Innovation and Growth in the World Economy*, Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
- Hahn, C. H. and C. G. Park, "Learning-by-exporting and Plant Characteristics: Evidence from Korean Plant-level Data," ERIA Discussion Paper 2009-03, 2009.
- Hall, Bronwyn H. and Jacques Mairesse, "Empirical Studies of Innovation in the Knowledge-Driven Economy," *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 15, No. 4-5, 2006, pp.289~299.
- Hanson, Gordon H., "Should Countries Promote Foreign Direct Investment?" paper prepared for the G24 Research Program, 2000.
- Helpman, Elhanan, Marc J. Melitz, and Stepen R. Yeaple, "Export versus FDI with Heterogeneous Firms," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, 2004, pp.300~316.
- Janz, Norbert and Bettina Peters, "Innovation and Innovation Success in the German Manufacturing Sector: Econometric Evidence at Firm Level," mimeo, 2002.
- Keller, Wolfgang, "Geographic Localization of International Technology Diffusion," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 1, 2002, pp.120~142.
- Keller, Wolfgang, "International Technology Diffusion," *Journal of Economic Literature* 42, 2004, pp.752~782.
- Kim, L. and R. Nelson, *Technology, Learning and Innovation: Experiences from Newly Industrializing Economies*, Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- Laursen, Keld and Ammon Salter, "Open for Innovation: The Role of Openness in Explaining Innovation Performance among U.K. Manufacturing Firms," *Strategic Management Journal* 27, 2006, pp.131~150.
- Liu, X. and T. W. Buck, "Innovative Performance and Channels for International Technology Spillovers: Evidence from Chinese High-Tech Industries," *Research Policy*, Vol. 36, No. 3, 2007, pp.355~366.
- Melitz, Marc J., "The Impact of Trade on Aggregate Industry Productivity and Intra-industry Reallocations," *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, 2003, pp.1695~1725.
- Nelson, R. (ed.), *National Innovation Systems: A Comparative Analysis*, New York: Oxford University Press, 1993.

- Rivera-Batiz, Luis and Paul Romer, "Economic Integration and Endogenous Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, 1991, pp.531~555.
- Romer, Paul, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, S71~S102.
- Saggi, Kamal, "Trade, Foreign Direct Investment, and International Technology Transfer: A Survey," *World Bank Research Observer*, Vol. 17, No. 2, 2002, pp.191~235.
- Salomon, R. and J. M. Shaver, "Learning by Exporting: New Insights from Examining Firm Innovation," *Journal of Economics and Management Strategy*, Vol. 14, No. 2, 2005, pp.431~460.
- Veugelers, Reinhilde and Bruno Cassiman, "Make and Buy in Innovation Strategies: Evidence from Belgian Manufacturing Firms," *Research Policy*, Vol. 28, No. 1, 1999, pp.63~80.

부록

〈Appendix Table 1〉 Innovation Outputs of UK Companies

	Innovation dummy	Patent dummy	Number of patents
Domestic singletons (no. of firms = 3,601)	0.18 (0.38)	0.05 (0.22)	0.07 (1.72)
Domestics in an enterprise group (no. of firms = 778)	0.18 (0.41)	0.08 (0.28)	0.25 (3.07)
Non-MNC exporters (no. of firms = 1,776)	0.38 (0.49)	0.23 (0.42)	0.82 (5.58)
MNC affiliates (no. of firms = 653)	0.42 (0.49)	0.37 (0.48)	2.78 (15.54)
MNC parents (no. of firms = 577)	0.45 (0.50)	0.32 (0.47)	10.02 (159.64)
All firms (no. of firms = 7,385)	0.27 (0.45)	0.15 (0.36)	1.37 (46.64)

Note: All figures are means of the variables and standard deviations are in parentheses.

This table comes from Table 1a of Criscuolo *et al.* (2010).

韓國開發研究

제35권 제2호(통권 제119호)

재정지출의 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기조절 효과성에 관한 연구

김 성 태

(한국개발연구원 부연구위원)

허 석 균

(중앙대학교 경영학부 부교수)

A Study on the Effectiveness of Inter-temporal Reallocation of Fiscal Expenditure in Korea

SeongTae Kim

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

Seok-Kyun Hur

(Associate Professor, College of Business and Economics, Chung Ang University)

* 김성태: (e-mail) kst@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

허석균: (e-mail) shur@cau.ac.kr, (address) College of Business and Economics, Chung Ang University, 221, Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul, 156-756, Korea.

- Key Word: 재정지출(Fiscal Expenditure), 시점 간 재원배분(Timing Manipulation), 조기집행(Early Execution), 리카디안 동등성(Ricardian Equivalence), 재정승수(Fiscal Multiplier)
- JEL Code: C32, E60, E62, H50
- Received: 2012. 7. 13 • Referee Process Started: 2012. 7. 13
- Referee Reports Completed: 2013. 2. 25

ABSTRACT

Now that fiscal soundness is increasingly important influenced by the euro area fiscal crisis, early budget execution has been under the spotlight as a tool for economy control, other than typical expansionary method, such as supplementary budget. Basically, early budget execution is a fiscal policy instrument that responses to economic fluctuations through modifying the inter-temporal allocation of fiscal expenditure within budget, without affecting fiscal soundness. This study empirically examines how effective the inter-temporal reallocation of fiscal expenditure is in economy control. Using Korea's Consolidated Fiscal data, the size of inter-temporal reallocation of fiscal expenditure is defined as changes of fiscal expenditure for one year excluding seasonal factors and used to explain real economic growth rate, a dependent variable. The result shows that the macroeconomic effect of the inter-temporal reallocation turns out meaningful in general, though some policy time lag exists. Meanwhile, a simulation using macroeconomic model finds that overall effect on economic growth is not large because increase in fiscal expenditure allocation at a certain point of time is canceled by the opposite direction within the same fiscal year. However, the inter-temporal reallocation is found to reduce volatility of key macroeconomic variables so as to contribute to partially stabilizing macroeconomy. In particular, such effect of economic stabilization seems to be highly apparent at the time of financial crisis, but not very noticeable in normal economic cycle.

최근 유로지역의 재정위기 등으로 재정건전성의 중요성이 부각되면서 경기조절을 위한 수단으로 추경과 같은 통상적인 재정확장 수단 이외에 재정의 조기집행이 강조되고 있다. 원칙적으로 재정의 조기집행은 재정건전성에 영향을 미치지 않으면서 예산범위 내에서 시점 간 재원배분 조정을 통해 경기변동에 대응하는 재정정책 수단이다. 본 연구에서는 재정의 조기집행과 같이 재정지출의 시점 간 재원배분 조정이 경기조절에 얼마나 효과적인지를 실증적으로 살펴보고 있다. 구체적으로 우리나라의 통합재정수지 자료를 이용하여 계절적 요인을 제외한 1년 이내 주기의 변동을 추정한 후, 이를 시점 간 재원배분 조정 규모로 정의하고 종속변수인 실질 경제성장률에 대한 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 재정지출의 시점 간 재원배분 조정의

ABSTRACT

경기조절효과는 정책효과의 시차가 있기는 하지만 대체로 유의하게 나타났다. 한편, 거시모형을 이용한 시뮬레이션 결과, 특정 시점의 재원배분 변동은 동일 회계연도의 인접 시점에 반대 방향으로의 재원배분 조정이 있을 것임을 의미하는바, 전체적인 경기조절효과는 크지 않은 것으로 나타났다. 다만, 시점 간 재원배분 조정은 주요 거시경제변수의 변동성을 하락시켜 거시경제 안정화에 일부 기여하는 것으로 나타났다. 특히 이러한 안정화 효과는 금융위기 기간에는 명확하게 나타난 반면, 통상적인 경기변동 기간에는 그리 크지 않은 것으로 나타났다.

I. 서 론

2008년 말 선진국에서 시작된 글로벌 금융위기를 극복하는 과정에서 확장적 재정정책이 거시경제 회복에 기여한 것으로 평가되면서, 경기조절을 위한 수단으로 재정정책의 중요성이 부각되고 있다. 일반적으로 경기조절을 위한 재정정책은 정부당국이 재량적으로 추경(supplementary budget)을 편성하여 추가적인 지출 증가 혹은 감세를 실시하거나, 사전적으로 결정된 예산 규모하에서 시점 간 재정지출을 변경(timing manipulation (inter-temporal reallocation) of fiscal expenditure)함으로써 특정 시점에 재원을 집중하는 것으로 구분할 수 있다.¹

먼저 추경은 사전적으로 결정된 예산 이외의 재원을 추가적으로 투입한다는 점에서 경기조절을 위한 보다 적극적인 방법으로 평가될 수 있으나, 필요한 재원을 국채 발행 등을 통해 조달하게 되므로 재정건전성을 위협할 수 있다. 또한 추경이 매 회계연도마다 통상적으로 편성되는 경우 경제주체들이 추경을 예산의 일부로 인식하게 되어 추경의 경기조절효과가 감소하는 결과를 초래할 수 있다. 이러한 패턴은 우리나라에서도 발견되고 있는데, 1970년부터 2010년까지 거의 매년 추경이 편성됨에 따라 총 횟수가 41회에 달하고 있다. 이러한 점에서 볼 때 우리나라에서 추경은 경기조절을 위한 것이라기보다는 통상적인 예산확대의 수단으로 이용되어 온 것으로 보인다.

다음으로 시점 간 재정지출의 조정은 정부가 예산 이외에 추가적인 재원을 투입하지 않는다는 점에서 경기조절을 위한 소극적인 방법으로 평가될 수 있으나, 이미 결정된 예산제약하에서 이루어진 시점 간 재원배분의 조정이므로 재정건전성에 아무런 영향을 미치지 않게 된다. 최근 유로지역의 재정위기, 국제유가 상승 등으로 거시경제의 침체 가능성에 대응하기 위하여 정부가 금년도 예산의 60% 이상을 상반기에 집행하기로 결

1) 이 외에 예산불용액(unused budget)을 최소화함으로써 통상적인 수준보다 높은 재정집행률을 달성하기 위해 재정집행을 독려하는 경우도 일종의 재정확대로 해석할 수 있을 것이다. 또한 정부당국이 국회의 동의 없이 증가시킬 수 있는 범위 내에서 기금지출을 확대하는 방법도 있다. 우리나라의 국가재정법에 따르면, 특정한 조건이 충족되는 경우 '기금계획변경안'을 국회에 제출하지 아니하고 대통령령으로 정하는 바에 따라 기금지출을 일정 수준 증가시킬 수 있다. 이러한 예는 최근 발표된 2012년 하반기 경제정책 운용방향에서 정부가 재정집행률을 제고하고 기금지출을 증대시킴으로써 경기변동에 대응하고자 한 데서 발견할 수 있다.

정한 것은 시점 간 재원배분의 조정을 통한 경기조절의 좋은 예라고 볼 수 있다. 이처럼 정부가 거시경제 안정화를 위한 재정정책 수단으로 시점 간 재원배분 조정을 이용할 가능성이 점차 높아지고 있다. 이는 인구구조 고령화에 따른 복지지출 증가로 재정건전성이 크게 악화될 것으로 전망되고 있는 가운데 금융위기와 같이 예상하지 못한 충격으로 경기가 급락하는 경우 등을 제외한 통상적인 경기변동에 대하여 추경을 편성하는 것이 쉽지 않기 때문이다.²

본 연구는 시점 간 재정지출 조정에 따른 경기조절효과에 대한 분석을 실시하고, 이를 바탕으로 정책적 합의를 도출하는 데 목표를 두고 있다. 재정의 시점 간 재원배분 조정은 경기저점으로 예상되는 시기에 재원배분을 집중하여 경기하락을 완화함으로써 거시경제를 안정시키고자 하는 것이다. 하지만 시점 간 재원배분 조정은 정부당국의 의도와는 달리 경기안정화에 효과적이지 못할 가능성성이 있다. 리카디안 동등성(Ricardian equivalence)이 성립하는 경우 경제주체는 시점 간 재원배분 조정을 통한 확장적 재정 정책이 짧게는 몇 개월 이내에 긴축적 재정정책으로 전환될 것을 인지하게 된다. 따라서 경제주체는 정부가 시점 간 재원배분을 조정하더라도 반응할 유인이 없으며, 이로 인해 정부가 의도했던 소비 및 투자의 부양효과는 나타나지 않는다. 이와 더불어 재정 당국의 경기상황에 대한 판단이 정확하지 않을 경우 재정의 시점 간 재원배분 조정은 오히려 경기변동을 확대시켜 거시경제 안정화를 저해할 수 있다. 이러한 이유로 재정의 시점 간 재원배분 조정이 경기조절을 위한 정책수단으로서 적절한지에 대한 평가가 실증적으로 이루어질 필요가 있다. 하지만 기존의 연구는 전반적인 재정정책 기조에 관한 것이 대부분을 차지하고 있는 반면, 시점 간 재원배분 조정에 관한 연구는 매우 미흡한 실정이다.

구체적으로 본 연구에서는 다음과 같은 두 가지 가설에 대해 실증적으로 검증하고 있다. 첫째, 시점 간 재원배분 조정이 실질 경제성장을 및 국민계정상의 소비 및 투자에 유의한 영향을 미치는지를 살펴본다. 이론적으로 볼 때, 미래지향적(forward looking)인 경제주체들의 의사결정하에서 시점 간 재원배분 조정은 사전적으로 확정된 연간 예산범위 내에서 이루어지게 되므로 추가적인 경기부양효과를 기대할 수 없다. 이는 원칙

2 2008년 하반기에 고유가 종합대책 및 민생안정을 위하여 정부가 추경예산을 편성했을 당시 국회심의 과정에서 고유가 상황이 국가재정법상의 추경편성 요건에 해당하는지에 대한 논란이 있었다. 이후 정부는 국가재정법 개정을 통하여 추경편성 요건을 강화하였다. 2009년 2월에 개정된 국가재정법(제89조)에 따르면, 추경편성 요건은 1) 전쟁이나 대규모 자연재해가 발생한 경우, 2) 경기침체, 대량실업, 남북관계의 변화, 경제협력과 같은 대내외 여건에 중대한 변화가 발생하였거나 발생할 우려가 있는 경우, 3) 법령에 따라 국가가 지급하여야 하는 지출이 발생하였거나 증가하는 경우로 제한하고 있다.

적으로 시점 간 재정지출 조정하에서는 리카디안 동등성이 성립할 가능성이 높음을 시사한다. 따라서 이 부분에 대한 실증검정은 통상적인 리카디안 동등성에 대한 실증분석 보다 비교 기준을 강화한 것으로 볼 수 있다. 실증분석 결과에 따르면, 정책효과의 시차가 있기는 하지만 재정지출의 시점 간 재원배분 조정의 경기조절효과는 경상지출의 경우를 제외하고는 대체로 유의하게 나타난바, 우리나라에서는 리카디안 동등성이 성립하지 않는 것으로 판단된다.

둘째, 시점 간 재원배분 조정이 없었을 경우와 비교하여 시점 간 재원배분 조정이 주요 거시경제변수의 안정화에 기여했는지를 살펴본다. 즉, 시점 간 재원배분 조정이 경기저점에서의 성장률을 제고하는 반면, 경기고점에서의 성장률을 하락시켜 전반적인 거시경제의 변동성을 평탄화(smoothing)시켰는지를 평가한다. 이러한 시점 간 재원배분 조정에 대한 평가는 재정정책의 시기적 적절성(timeliness)을 살펴보는 데도 유용할 수 있다. 만일 시점 간 재원배분 조정이 거시경제의 변동성을 감소시키는 데 기여했다면, 이는 재량적 재정정책이 시기적으로 적절했음을 간접적으로 함의하기 때문이다. 거시계량모형을 이용한 시뮬레이션을 수행한 결과, 재정지출의 시점 간 재원배분 조정은 주요 거시경제변수의 변동성을 하락시켜 거시경제 안정화에 일부 기여하는 것으로 나타났다. 특히 이러한 효과는 금융위기 기간에는 명확하게 나타난 반면, 통상적인 경기변동 기간에는 그리 크지 않은 것으로 나타났다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 재정의 경기조절효과에 관한 국내외 문헌을 정리한다. 제Ⅲ장에서는 시점 간 재정지출 조정 규모의 추정을 위한 방법론과 그 결과를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 동 추정치를 근거로 실증분석 및 시뮬레이션을 실시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 실증분석 결과를 정리하고, 정책적 시사점에 대해 논의한다.

Ⅱ. 재정의 경기조절효과에 관한 선행연구

일반적으로 재정의 경기조절에 관한 연구는 일시적인 재정지출 확대 혹은 감세 정책이 실질 GDP 등 주요 거시경제변수에 어느 정도의 영향을 미쳤는가에 초점을 두고 있다. 여기서 암묵적으로 전제되는 것은 일시적인 재정확대는 사전적으로 확정된 예산 규모 이외의 재원지출을 의미한다는 점이다. 다시 말해 경제주체들이 예상하지 못한 재정

충격(unexpected fiscal shock)에 대해 반응하게 되고, 그 결과로 나타나는 주요 거시경제변수의 변화를 살펴보는 것이다. 따라서 기존의 문헌들은 대부분 재정정책의 유효성(effectiveness)이나 시기적 적절성(timeliness)을 검증하는 데 치중하고 있다. 방법론상으로는 계량분석을 이용한 실증분석과³ 모형에 기반을 둔 시뮬레이션으로⁴ 구분되기는 하지만, 대부분이 경기변동에서 재정변수가 실질 경제성장률에 미치는 영향을 평가한다는 점에서 공통분모를 갖고 있다.

한편, 재정정책을 이용한 경기조절은 추가적인 재원의 투입 없이 시점 간 재원배분 조정을 통해 이루어지기도 한다. 우리나라 정부의 재정조기집행이 그 좋은 예이다. 재정의 시점 간 재원배분 조정은 경기상황에 따라 재정집행을 통상적인 분기별 재정집행 계획에 비하여 빠르거나 혹은 느리게 실시함으로써 경기를 조절할 수 있다는 논리에 근거한다. 더욱이 시점 간 재원배분 조정은 재정건전성을 훼손하지 않으며, 별도의 국회 동의가 필요하지 않아 경기변동에 신속하게 대처할 수 있다는 점에서 유용한 재정정책의 수단으로 인식되고 있다. 하지만 재정조기집행을 비롯한 재정지출의 시점 간 재원배분 조정이 실제로 경기부양효과를 갖는지에 대한 실증연구는 매우 미흡한 실정이며, 실증적으로도 그에 따른 경기부양효과의 유무가 확인된 사례는 극히 드물다. 앞서 언급한 바와 같이, 본 연구는 경기변동 주기상에서 1회계연도 내에 완결되는 재정지출의 소주기 변동을 식별하고, 이에 따른 실질 경제성장률의 변동을 설명하는 데 목적을 두고 있다. 본 연구의 주제와 직접적으로 연관되는 문헌은 김원식(2007)과 이만우·노상환(2003)을 들 수 있다.

김원식(2007)은 우리나라의 평균화 예산조기집행률(=[연간예산/4-예산집행]/연간예산)과 조기집행 차질률(=[예산집행계획-예산집행]/연간예산) 등을 분기별로 계산하고, 이 변수들의 시차변수들과 실질 경제성장률 간의 관계를 살펴보았다. 그 결과, 시차에 따라 다소 차이가 존재하나, 재정의 조기집행은 대체로 경제성장에 유의하지 않거나 혹은 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 거시경제의 추세적 하락을 제거하지 못하였거나, 조기집행 정도를 제대로 반영하지 못한 데 기인할 가능성이 있다. 재정조기집행 규모는 직접적인 관측이 불가능한 변수이므로, 측정상의 오류(measurement error)가 존재하기 때문이다. 이러한 측정상의 한계를 감안하여 본 연구

3 재정정책의 유효성과 관련한 국내외 실증분석 문헌에 대해서는 김우철(2006), 김성순(2007), 허석균(2007)을 참고하기 바라며, 재정정책의 경기대응성(responsiveness)과 관련한 논의로는 이삼호(2006)와 Lee and Sung(2005)을 참고하기 바란다.

4 시뮬레이션 방법론을 사용한 거시계량모형 분석에 대해서는 백웅기·박승준(2007)을 참고하기 바란다.

에서는 계절성을 제외한 1년 이내의 주기요소를 재정변수로부터 도출하여 시점 간 재정 지출 조정 규모를 파악하였으며, 이를 실증분석에 이용하였다.

다음으로 이만우 · 노상환(2003)은 재정집행을 하반기 추경편성으로 재정 규모가 확대되는 예산 확장적인 경우와 하반기 지출 감소를 야기하는 예산 충립적인 경우로 나눈 다음, 각각의 재정충격지수(fiscal impulse)가 거시경제변수에 미치는 영향을 살펴보았다. 이들은 재정조기집행이 거시변수에 미치는 영향이나 경기안정화에 기여하는 정도가 미흡하다는 결과를 제시하고, 이는 주로 우리나라의 GDP 대비 정부재정 규모가 크지 않기 때문으로 해석하였다. 이들은 동 결과를 바탕으로 경기조절 시점에 대한 재정당국의 정확한 판단이 어렵다는 점을 감안할 때, 재정집행은 재정준칙(fiscal rule)에 의거하여 실시하는 것이 바람직하다고 주장하였다. 하지만 이들은 조기집행 규모를 직접적으로 파악하지 않는 대신 재정충격지수를 재정조기집행의 대용변수로 이용하였는바, 재정 충격지수와 재정조기집행 간의 상관관계가 낮게 나타날 가능성이 있다. 예컨대, 정부가 전체적으로는 재정긴축 기조를 유지하는 가운데 상반기에 재원을 집중하는 경우 재정충격지수는 지속적으로 음(-)의 값을 갖게 되는데, 이 경우 재정충격지수는 재정조기집행을 제대로 설명할 수 없게 된다. 본 연구에서는 이러한 문제점을 고려하여 시점 간 재원 배분 조정 규모를 직접 파악하였으며, 동 변수를 설명변수로 이용하여 주요 거시경제변수에 미친 영향을 살펴보았다.

이들 외에도 재정의 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기조절효과를 검증한 연구들이 소수 존재하고 있으나, 실제로는 통상적인 경기변동에 대응한 재정정책의 유효성을 검증한다는 점에서 기존 문헌과 차별화하는 것이 어렵다.

한편, 지출 유형 혹은 세수 대비 세출이 실물경제에 미친 영향을 살펴보는 연구도 경제성장 관점에서 다수 진행되었다. 경제성장에 초점을 둔 국제비교연구에 따르면, 재정 지출이 실질 경제성장률에 영향을 미치는 크기(magnitude) 및 지속성(persistence)은 유형에 따라 다른 것으로 알려져 있다. 예컨대, Aschauer(1989)는 정부지출을 크게 소비성 지출과 투자지출로 구분할 때, 전자의 경제성장효과는 후자에 비하여 작거나 유의하지 않거나 혹은 오히려 음(-)의 부호를 가질 수 있음을 보였다. 반면, Barro (1990)는 투자지출의 경제성장효과 역시 통계적으로는 유의하지 않다는 결과를 제시하였다. 이처럼 유형별 재정지출이 실질 경제성장률에 미치는 영향은 연구 방법 및 시간에 따라 다소간의 편차가 존재하는 것이 사실이나, 대체로 자본지출은 경제성장에 양 (+)의 효과를 미치는 것으로 알려져 있다.⁵ 이러한 점을 반영하여 본 연구에서는 재정

지출의 시점 간 재원배분이 그 유형에 따라 서로 다른 경기부양효과를 나타낼 가능성 을 점검한다. 구체적으로 통합재정 지출 및 순용자를 경상지출, 자본지출, 보조금 및 이전지출의 세 항목으로 다시 분류한 후, 각각에 대한 시점 간 재원배분효과를 별도로 측정한다.

III. 시점 간 재원배분 조정 규모의 추정

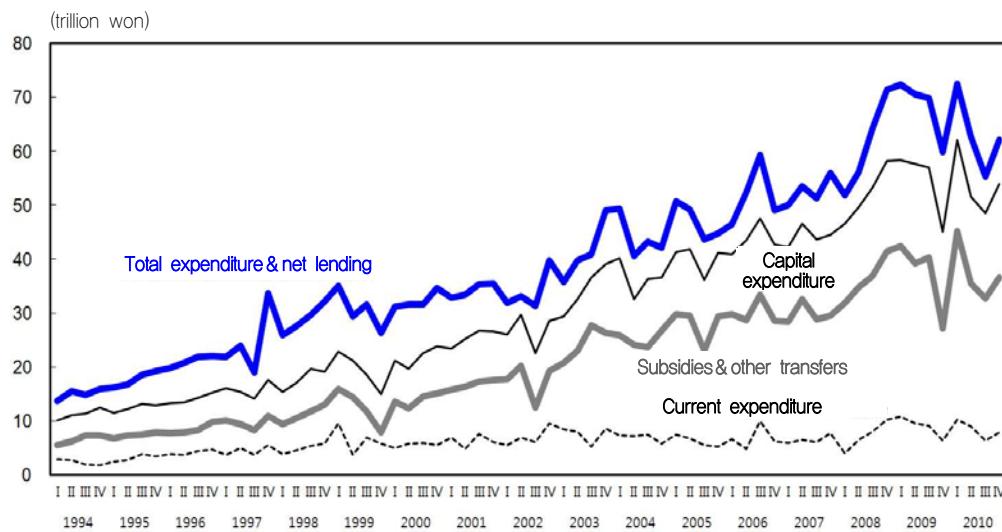
본 장에서는 실증분석에 앞서 시점 간 재원배분 조정 규모를 추정한다. 시점 간 재원 배분 조정 규모는 매 분기의 재정집행이 통상적인 정부지출 수준에서 벗어난 정도를 의미하며, 그 연간 합은 항상 영(0)이 되도록 정의하였다. 여기서 통상적인 정부지출은 전년도 지출 수준에서 당해 연도 지출 수준에 도달하는 데 있어 분기별로 동일한 증가율 을 갖는 정도의 지출 수준으로 정의한다. 여기서 시점 간 재원배분의 연간 합이 항상 영 (0)을 충족해야 하는 것은 재정당국이 시점 간 재원배분을 조정하더라도 정부 예산이 사전적으로 결정된 상황에서 연간 정부지출 수준은 당초 국회를 통과한 예산 규모와 일치 해야 하기 때문이다. 이와 같이 정의된 시점 간 재원배분 조정 규모를 추정하기 위하여 본 연구에서는 1994년부터 2010년까지의 분기 및 연간 통합재정 결산 자료를 이용하였 다(Figure 1 참조).⁶ 본예산이 결정됨과 동시에 정부당국은 분기별 재정집행 목표를 설정하고는 있으나, 목표 수준과 실제 집행 수준 간에는 차이가 존재할 수밖에 없다. 이 경우 임의적인 시점 간 재원배분 조정이 거시경제에 미친 영향을 살펴보는 데에는 실제 집행 수준이 보다 적합한 것으로 판단되었기 때문이다.

구체적으로 시점 간 재원배분 조정 규모는 다음과 같은 과정을 거쳐 계산되었다. 우선 통합재정 결산 자료에는 정부의 추경에 따른 지출 증가분이 포함되어 있으므로 이를 사전적으로 제거하였다. 본 연구는 당해 연도의 예산으로부터 사전적으로 결정된 전체 지출 규모에서 분기별 재원배분이 어떠한 방식으로 이루어졌으며, 재정당국이 재량적으로 변화시킨 재원배분 규모가 거시경제에 어떠한 영향을 미쳤는가에 초점을 두고

5 이와 관련한 기존의 연구 결과는 최준욱·류덕현·박형수(2005)와 김성태(2012a)를 참고하기 바란다.

6 예산상의 분기별 재원배분 규모를 이용하여 정부당국의 시점 간 재원배분 조정 규모를 파악하는 것도 의미가 있을 수 있으나, 이용 가능한 예산 자료가 충분하지 못하다는 점도 감안하였다.

[Figure 1] The Size of Consolidated Budget Expenditure and Its Components



있기 때문이다. 따라서 정부가 추경을 편성하는 경우 추경편성 시점 이후의 재정지출 규모가 추가적으로 증가함으로써 재량적인 시점 간 재원배분 조정 규모가 왜곡되는 현상을 피하기 위해 결산 자료로부터 추경집행분을 제외하였다.

〈Table 1〉에 나타난 바와 같이, 추경은 1994년 이후 2010년까지 총 19회 편성되었으며, 추경이 없었던 해는 2007년과 2010년으로 나타났다.⁷ 국회 의결일을 기준으로 한 추경편성 시점은 1/4분기 1회, 2/4분기 2회, 3/4분기 9회, 4/4분기 7회로 나타나, 대부분이 하반기에 이루어졌음을 알 수 있다. 이처럼 대체로 추경은 하반기에 편성되어 집행된 것으로 파악되며, 이로 인해 재정당국이 상반기에 재원을 집중 배분한 경우라도 결산상 자료에는 이러한 영향이 훨씬 작은 것으로 나타나게 된다. 따라서 본 연구의 목적을 고려할 때 결산상 재정지출 규모로부터 추경을 제외하는 것이 타당한 것으로 사료된다.⁸

⁷ 이를 바탕으로 볼 때, 우리나라에서 추경은 경기조절을 위한 수단이라기보다는 통상적인 재정화장의 수단으로 이용되었을 가능성이 높다.

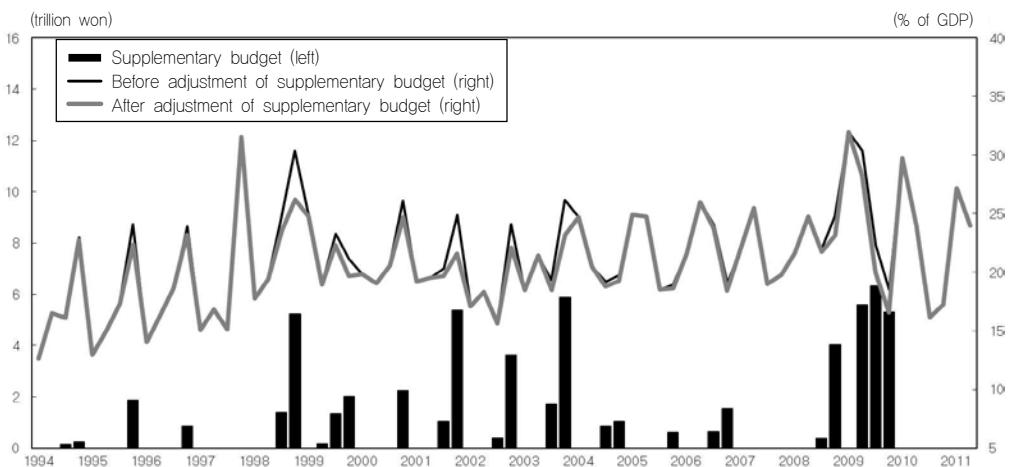
⁸ 한편, 추경이 거의 매해 이루어져 월음을 감안할 때 회계연도가 시작되는 시점에서 경제주체는 추경에 따른 재정지출 증가를 예상할 수 있으며, 정책당국 또한 추경을 감안하여 사전적으로 시점 간 재원배분을 조정했을 가능성이 존재한다. 이러한 경향이 고착화된 경우라면 추경을 포함한 상태에서 시점 간 재원배분 규모를 파악하는 것이 바람직할 수 있다. 하지만 재정의 시점 간 재원배분 조정이 실질 경제 성장률에 미친 효과는 추경의 포함 여부와 상관없이 매우 비슷하게 나타나, 본고에서는 추경을 제외한 경우를 중심으로 논의를 진행한다. 이러한 점을 지적해 준 익명의 검토자에게 감사를 드린다.

〈Table 1〉 Supplementary Budget in Korea

Year		Size (billion won)	Source of finance	Date
1994	1	348	Farming and fishing villages special tax	7. 14
1995	1	1,893	Revenue increase in 1995	11. 7
1996	1	861	Revenue increase in 1996 and unused budget in 1995	11. 12
1997	1	△872	Revenue decrease in 1997	11. 5
1998	1	△1,363	Revenue decrease in 1998 and additional revenue from SOE disposal	3. 25
	2	13,894	Treasury bill issuance and surplus of BOK in 1997	9. 2
1999	1	809	Surplus of BOK in 1998	4. 27
	2	2,738	Revenue increase in 1999 and unused budget in 1998	8. 11
2000	1	2,262	Unused budget and surplus of BOK in 1999	10. 13
2001	1	5,056	Unused budget and surplus of BOK in 2000	9. 3
	2	1,644	Unused interest payment	11. 5
2002	1	4,143	Unused budget in 2001 and revenue from SOE (KT) disposal	9. 13
2003	1	4,478	Unused budget in 2002	7. 15
	2	3,000	Treasury bill issuance	10. 24
2004	1	2,451	Treasury bill issuance and unused budget in 2003	7. 15
2005	1	4,856	Treasury bill issuance and revenue adjustment	11. 16
2006	1	2,155	Treasury bill issuance and unused budget in 2005	8. 29
2008	1	4,569	Unused budget in 2007	9. 18
2009	1	28,400	Unused budget in 2008 and surplus of fund	4. 29

보다 구체적으로는, 실증분석이 분기별 자료를 대상으로 이루어짐을 고려하여 추경 규모를 분기별로 분배한 후 분기별 지출자료로부터 이를 제거하였다. 이를 위해서는 먼저 추경이 당해 연도에 어느 정도 집행되었는가를 파악할 필요가 있는데, 본고에서는 김성태(2012a)의 방법에 기반하여 추경이 당해 연도의 재정집행률만큼 집행되었다고 가정하였다. 예산상의 재정지출은 경기여건 등 여러 가지 요인에 의해 불용액이 발생하게 되는데, 이러한 점은 추경이 편성된 경우에도 마찬가지이기 때문이다. 따라서 해당 연도의 추경이 모두 집행되었다고 가정하기보다는 연도별 재정집행률을 고려하여 추경의 일부가 미집행된다고 보는 편이 더 적절한 것으로 판단하였다. 그런 연후에 추경의 국회 의결일 이후 시점부터 이루어진 재정지출 규모를 고려하여 추경의 분기별 집행 규모를 시산하였다.⁹ [Figure 2]에 정리한 바와 같이, 분기별 GDP 대비 재정지출 규모는 추경 규모를 차감한 경우와 비교하여 상반기에는 거의 동일한 모습이나 하반기에는 다소

[Figure 2] Consolidated Budget Expenditure and Supplementary Budget



차이가 있는 것으로 나타났다.

이제 추경 규모를 조정한 재정지출을 바탕으로 시점 간 재원배분 조정 규모를 다음과 같이 추정한다. 시점 간 재원배분 조정 규모는 통상적인 정부지출 수준에서 벗어난 정도를 의미하므로, 통상적인 정부지출 수준의 추정을 위하여 연간 재정지출자료를 이용하여 식 (1)에서와 같이 분기별 지출 증가율(g)을 계산한다. 여기서 식 (1)은 전년도의 분기별 평균 지출 규모로부터 당해 연도에 분기별로 순차적으로 증가하였을 때의 합이 당해 연도의 지출 규모가 되도록 하는 지출 증가율을 찾는 것을 의미하며, X 는 결산상 재정지출 규모, t 는 연도를 의미한다.

$$\frac{X_{t-1}}{4}(1+g) + \frac{X_{t-1}}{4}(1+g)^2 + \frac{X_{t-1}}{4}(1+g)^3 + \frac{X_{t-1}}{4}(1+g)^4 = X_t \quad (1)$$

다음으로는 식 (1)로부터 계산된 지출 증가율(g)을 바탕으로 통상적인 수준의 분기별 재정지출 수준(\tilde{X}_t^q , q : 분기, t : 연도)을 계산한다.

$$\tilde{X}_t^i = \frac{X_{t-1}}{4}(1+g)^i, i = 1, 2, 3, 4 \quad (2)$$

9 추경이 편성되더라도 추경집행이 당해 연도에 모두 이루어지기는 쉽지 않으며, 사후적으로 추경집행이 어느 정도 이루어졌는가를 파악하는 것도 현실적으로 매우 어렵다는 문제가 있다. 대신 추경에서 각각의 지출 유형이 차지하는 비중이 회계연도에 편성된 본예산의 지출 유형별 비중과 크게 다르지 않다는 점에서 추경이 당해 연도의 재정집행률만큼 집행되었다고 가정하는 데 큰 무리가 없는 것으로 사료된다. 다만, 추경의 유형별 지출은 상황에 따라 다소 달라질 수 있다는 점에서 해석상 주의할 필요가 있다.

마지막으로 시점 간 재원배분 조정 규모(\hat{X}_t^q)는 계절조정된 분기별 재정지출 규모(X_t^q)에서 통상적 수준의 재정지출 수준(\tilde{X}_t^q)을 뺀 값으로 정의된다. 이러한 방식으로 추정된 시점 간 재원배분 조정 규모의 연간 합은 항상 0을 만족한다는 점에 주목할 필요가 있다. 다시 말해 연간 단위로 설정된 전체 지출 규모로부터 재량적으로 조정된 분기별 재원배분 규모를 나타낸 것이다. 다른 한편으로 계절조정된 X_t^q 는 실제 재정지출 시계열 자료 중 계절 변동분만을 제외한 것이다. 따라서 이로부터 \tilde{X}_t^q 를 빼게 된다면, 1년 미만의 주기를 갖는 \hat{X}_t^q 만이 남게 된다.

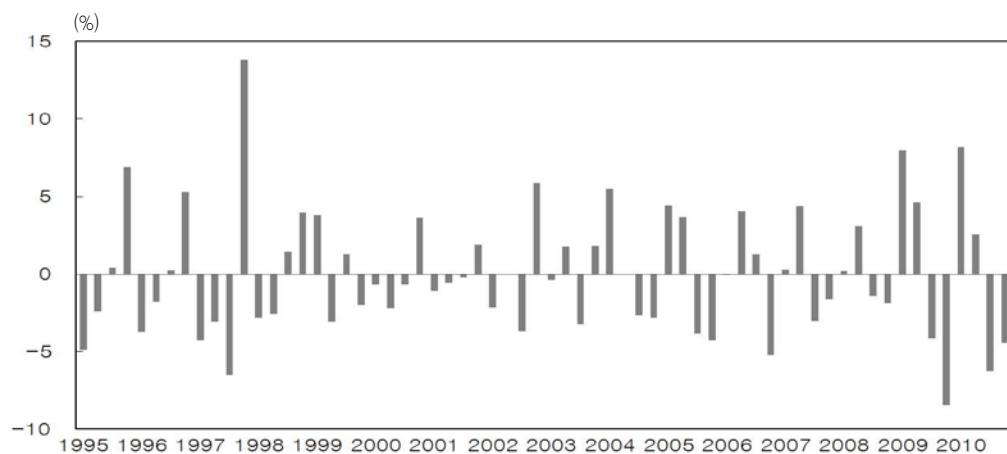
$$\hat{X}_t^q = X_t^q - \tilde{X}_t^q, \quad q = \text{분기}, t = \text{연도} \quad (3)$$

이와 같이 추정된 재정당국의 재량적인 시점 간 재원배분 조정 규모는 [Figure 3]에 정리하였다.¹⁰ 재량적 재원배분 조정은 대개의 경우 상반기에는 양(+)인 반면, 하반기에는 음(−)을 보이는 것으로 판단된다. 이는 소위 재정의 조기집행 기조가 꾸준하게 유지되어 왔음을 시사한다. 더구나 이러한 현상은 금융위기의 영향이 집중된 2009~10년 기간에 분명하게 나타나고 있다.

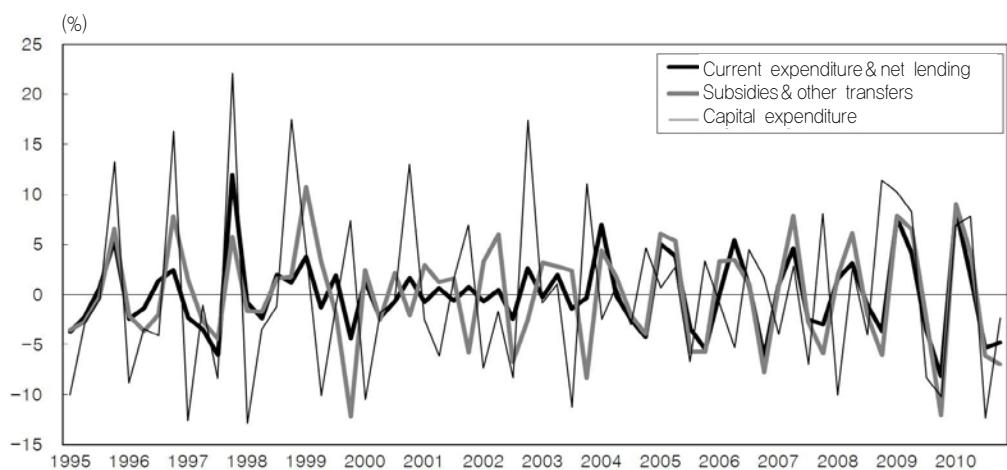
한편, 시점 간 재원배분 조정이 거시변수에 미치는 영향은 재정지출의 유형에 따라 달라질 수 있다. 일반적으로 재정의 경상지출은 그 효과가 단기에 나타나는 대신 지속성이 작은 반면, 자본지출은 장기적인 효과가 나타나는 대신 지속성이 상대적으로 높은 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 시점 간 재원배분 조정 규모를 경상지출, 보조금 및 경상이전, 자본지출로 나누어 지출 유형별로 거시변수에 미친 효과를 살펴보았다. 구체적으로 지출 유형별 시점 간 재원배분 규모는 통합재정 지출 및 순융자에서 각각의 지출 유형이 차지하는 비중만큼 이루어졌다고 간주하였다(Figure 4 참조). 물론 전체 지출의 시점 간 재원배분 조정항에 대해 연도의 각 유형별 지출 비중을 곱하는 방식이다소 임의적일 수 있으나, 이용 가능한 자료의 한계를 감안할 때 각각의 지출 비중으로 배분하는 것이 바람직하다고 판단하였다. 이와 관련하여 추경편성상의 유형별 지출 비중이 결산(통합재정수지)상의 유형별 지출 비중과 현격하게 다를 경우 심각한 문제를 유발할 가능성도 있다. 추경편성상의 유형별 지출 비중이 결산(통합재정수지)상의 유형별 지출 비중과 유사한 경우에만 전체 시점 간 재원배분 조정 규모를 지출 유형별로

¹⁰ 시점 간 재원배분 조정 규모를 다양한 방법으로 추정하였으나 실증분석 결과는 대체적으로 비슷하게 나타나, 본고의 실증분석 결과는 식 (3)에서 추정된 값을 바탕으로 작성하였다. 대신 추가적인 시점 간 재원배분 조정 규모의 추정방법은 부록에 수록하였다.

[Figure 3] Timing Manipulation of Fiscal Expenditure (% against Consolidated Government Expenditure & Net Lending)



[Figure 4] Timing Manipulation of Fiscal Expenditure by Type (% against Consolidated Government Expenditure & Net Lending)



구분하는 것이 의미가 있기 때문이다. 이러한 가능성을 점검한 결과, 추경상의 지출 유형별 비중과 본예산상의 지출 유형별 비중 간의 차이는 크지 않은 것으로 나타났다. 예컨대, 2008~09년의 경우 자본지출 비중은 통합재정은 15% 내외인 반면 추경은 대략 20% 정도로 나타났다. 반면, 추경에서 경상지출과 보조금 및 경상이전 지출이 차지하는 비중은 통합재정보다 다소 작게 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 볼 때, 추경과 통합재정지출 유형별 비중이 현격한 차이를 갖는다고 보기는 어렵다. 다만, 이러한 비교방식

또한 추경 및 본예산에 대한 자료의 한계로 인해 대략적인 것임에 유의할 필요가 있다.

IV. 실증분석 결과

재정당국의 재량적인 시점 간 재원배분 조정이 거시경제에 미친 영향에 대한 분석은 회귀분석과 시뮬레이션으로 나누어 실시한다. 우선 회귀분석을 통해 지출 유형별 시점 간 재원배분 조정 규모가 실질 GDP 성장률에 미친 영향이 유의했는지를 검정한다. 다음으로는 거시계량모형을 바탕으로 재정승수를 시산하고, 시점 간 재원배분 조정이 없었을 경우와 비교하여 변동성 측면에서 시점 간 재원배분 조정이 거시경제의 안정화에 기여했는지를 평가한다.

1. 회귀분석 결과

회귀분석에서 종속변수는 실질 GDP 성장률로 설정하였으며, 설명변수로는 실질 GDP 성장률의 시차변수 및 시점 간 재원배분 조정 규모의 시차변수로 구성하였다. 시점 간 재원배분 조정 규모는 재정지출 규모와 함께 증가하는 모습을 나타내게 되므로 정규화(normalization)를 위하여 통합재정 지출 및 순용자 대비 비중으로 전환하였다. 구체적으로 실증분석을 위한 회귀식은 식 (4)와 같다.

$$GDP_t = \alpha + \beta B(L) GDP_t + \gamma C(L) \hat{X}_{i,t}^q + \epsilon_t \quad (4)$$

식 (4)에서 GDP_t 는 실질 GDP 성장률이며, $\hat{X}_{i,t}^q$ 는 t 년도 q 분기에 재정당국이 재량적으로 조정한 재원배분 규모를 의미한다. 실증분석에서는 앞 장에서 구분한 4가지의 지출 유형을 순차적으로 이용하였는바, $\hat{X}_{1,t}^q, \hat{X}_{2,t}^q, \hat{X}_{3,t}^q, \hat{X}_{4,t}^q$ 는 각각 통합재정 지출 및 순용자, 경상지출, 보조금 및 경상이전, 자본지출의 시점 간 재원배분 조정 규모이다. 따라서 회귀분석에 따른 계수추정치 γ 는 해당 분기에 통합재정 지출 및 순용자 규모 대비 각각의 지출 유형이 재량적으로 1.0% 정도 증가하는 경우 실질 GDP 성장률이 반응하는 정도로 해석될 수 있다. 마지막으로 $B(L), C(L)$ 은 시차 오퍼레이터(lag operator)를 의미하며, 실증분석 시 오차항의 표준편차는 시차상관(serial correlation)

및 이분산(heteroskedasticity)을 감안하여 Newey-West Heteroskedasticity 방법을 이용하여 조정하였다.¹¹

한편, 실증분석을 실시함에 있어 내생성(endogeneity) 문제가 존재할 가능성을 점검할 필요가 있다. 이는 시점 간 재원배분 조정 규모가 실질 GDP 성장률에 영향을 받는 동시에 실질 GDP 성장률의 변동에 따라 시점 간 재원배분 조정 규모가 달라질 수 있기 때문이다. 예컨대, 해당 분기의 경기여건이 예상보다 호전되어 실질 GDP 성장률이 크게 상승한 경우 정부는 당초 계획했던 해당 분기의 재원배분 규모를 감소시킴으로써 거시경제의 변동성을 줄이고자 할 것이다. 이와 같이 내생성 문제가 존재하는 경우 통상적인 계수추정치는 일치추정량이 되지 못한다는 문제가 있다. 하지만 본 연구에서 양자 간의 내생성 문제는 크지 않은 것으로 판단된다. 이는 재정당국이 경기여건을 고려하여 분기별 재정집행률을 결정하는 경우 재정당국은 현 분기의 실질 GDP 성장률을 관측하지 못한 상태에서 직전 분기까지의 실질 GDP 성장률을 바탕으로 현 분기에 대한 재원 배분을 조정해야 하기 때문이다. 물론 시점 간 재원배분 조정 규모를 대체할 수 있는 적합한 도구변수(instrument variable)를 찾는 것이 용이하지 않다는 현실적인 고려도 감안된 것이다.

실증분석 결과, 재정지출 유형별 시점 간 재원배분 조정 규모가 실질 GDP 성장률에 미친 영향은 다음과 같이 나타났다. <Table 2>에 정리된 바와 같이, 통합재정 지출 및 순용자의 1.0% 정도를 재정당국이 재량적으로 특정 분기에 증가시키는 경우 일부 실증분석모형에서 해당 분기의 실질 GDP 성장률이 약 0.1%p 정도 상승하는 것으로 나타나 시점 간 재원배분의 경기조절효과가 있음을 보여준다. 이와 더불어 실질 GDP 성장률은 약 2분기 이후에도 0.1%p 정도 증가하는 것으로 나타났으며, 경기조절효과는 3분기 이후 까지 일부 지속되는 모습이다.¹² 이와 같은 결과는 시점 간 재원배분 조정이 해당 분기의

11 특정 연도에 재정지출이 크게 증가한 경우 시점 간 재원배분이 음수이더라도 전반적인 재정지출 증가의 영향으로 실질 GDP 성장률에 양의 효과를 나타낼 가능성이 있다. 이러한 문제를 해소하기 위해서는 당해 연도의 재정지출 증가율을 설명변수로 포함하여 이를 통제할 필요가 있다. 이러한 가능성을 점검한 결과, 당해 연도의 재정지출 증가율을 통제하더라도 실증분석 결과는 매우 유사하게 나타났음을 밝힌다. 이는 재정지출 증가율이 대체로 안정적인 가운데 편차가 크지 않기 때문으로 판단된다. 이러한 점을 지적해 준 익명의 검토자에게 감사를 표한다.

12 통합재정 지출 및 순용자의 1.0%는 2010년 기준으로 2.5조원 정도이며, 이를 GDP 대비로 환산하는 경우 약 0.2%에 해당한다. 따라서 동 규모의 추가적인 지출 확대가 있는 경우 분기 성장률이 0.1%p(연율로는 0.3~0.4%) 정도가 상승하는 것을 의미한다. 기존의 연구에 따르면, 재정지출 승수는 연구 결과에 따라 차이가 있기는 하나 대략 1.0~2.0인 것으로 알려져 있다. 이러한 점에서 볼 때, 이러한 실증분석 결과는 기존의 연구 결과와 비슷한 것으로 판단된다. 재정지출의 승수에 관한 연구로는 허석균(2007), 김성태(2012a), Blanchard and Perotti(2002), Mountford and Uhlig(2009), Hall(2009).

〈Table 2〉 Empirical Results Using Timing Manipulation of Fiscal Expenditure

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0.724*** (3.086)	0.733*** (3.263)	0.804*** (3.967)	0.580* (1.994)	0.619** (2.488)
GDP_{t-1}	0.346*** (4.218)	0.343*** (4.053)	0.373*** (3.615)	0.410*** (3.456)	0.422*** (2.922)
GDP_{t-2}			-0.087 (-0.762)		-0.040 (-0.296)
$\widehat{X_{1,t}^q}$	0.027 (0.721)	0.018 (0.391)	0.015 (0.345)	0.109+ (1.452)	0.103+ (1.458)
$\widehat{X_{1,t-1}^q}$		-0.067 (-0.702)	-0.073 (-0.753)	0.008 (0.094)	-0.000 (-0.004)
$\widehat{X_{1,t-2}^q}$				0.136* (1.717)	0.131* (1.874)
$\widehat{X_{1,t-3}^q}$				0.075+ (1.652)	0.066 (1.282)

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

Data: 1994. 1Q ~ 2010. 4Q.

경기여건을 즉각적으로 개선하는 데 어느 정도 효과가 있었을 가능성과 동시에 정책효과의 시차로 인해 정책당국의 의도와는 다른 결과를 나타낼 가능성도 있음을 시사한다.

지출 유형별로 구분하는 경우 경상지출의 일시적인 증가는 실질 GDP 성장률을 상승시키는 방향으로 작용하였으나, 통계적으로는 대체로 유의하지 않게 나타났다. 다만, 시점 간 재원배분 조정으로 경상지출이 증가하는 경우 약 2분기 이후에 실질 GDP 성장을 0.1%p 정도 상승시키는 것으로 나타났으며, 이는 15% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 반면, 보조금 및 경상이전 지출과 자본지출 증가가 실질 GDP 성장률에 미치는 효과는 보다 분명하게 나타났다. 보조금 및 경상이전 지출이 특정 분기에 전체 재정지출의 1.0% 정도로 증가하는 경우 해당 분기의 실질 GDP 성장률은 0.1%p 정도 추가로 상승하는 것으로 나타났으며, 2분기 이후에도 비슷한 정도의 실질 GDP 성장률 제고 효과가 있는 것으로 파악되었다. 자본지출의 경우에도 해당 분기에 실질 GDP 성장률을 0.05%p 정도 증가시켰으며 2분기 및 3분기 이후에도 0.07%p 정도의 성장을 제고효과가 있는 것으로 나타나, 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기조절효과가 유의함을 보여주고 있다(Table 3~Table 5 참조).

Barro and Redlick(2011) 등을 참고하기 바란다.

〈Table 3〉 Empirical Results Using Timing Manipulation of Current Expenditure

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0.725*** (3.125)	0.731*** (3.297)	0.796*** (3.919)	0.611** (2.149)	0.667*** (2.722)
GDP_{t-1}	0.346*** (4.379)	0.344*** (4.244)	0.371*** (3.831)	0.396*** (3.537)	0.414*** (3.053)
GDP_{t-2}			-0.079 (-0.697)		-0.061 (-0.431)
$\widehat{X_{2,t}^q}$	0.029 (0.627)	0.022 (0.405)	0.020 (0.363)	0.103 (1.273)	0.095 (1.273)
$\widehat{X_{2,t-1}^q}$		-0.058 (-0.601)	-0.064 (-0.647)	0.001 (0.009)	-0.013 (-0.118)
$\widehat{X_{2,t-2}^q}$				0.124+ (1.512)	0.117+ (1.610)
$\widehat{X_{2,t-3}^q}$				0.049 (0.966)	0.035 (0.568)

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

Data: 1994. 1Q ~ 2010. 4Q.

〈Table 4〉 Empirical Results Using Timing Manipulation of Subsidy and Transfer

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0.699*** (3.101)	0.697*** (3.017)	0.724*** (3.276)	0.623** (2.386)	0.641** (2.665)
GDP_{t-1}	0.368*** (4.886)	0.369*** (4.704)	0.380*** (4.306)	0.365*** (4.857)	0.374*** (4.061)
GDP_{t-2}			-0.033 (-0.313)		-0.023 (-0.195)
$\widehat{X_{3,t}^q}$	0.062+ (1.640)	0.062+ (1.599)	0.060+ (1.566)	0.145** (2.235)	0.143** (2.400)
$\widehat{X_{3,t-1}^q}$		-0.006 (-0.163)	-0.008 (-0.216)	0.041 (0.894)	0.038 (0.819)
$\widehat{X_{3,t-2}^q}$				0.129* (1.972)	0.128** (2.023)
$\widehat{X_{3,t-3}^q}$				0.044 (0.985)	0.042 (0.947)

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

Data: 1994. 1Q ~ 2010. 4Q.

〈Table 5〉 Empirical Results Using Timing Manipulation of Capital Expenditure

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	0.732*** (3.043)	0.744*** (3.083)	0.809*** (3.615)	0.626** (2.442)	0.607** (2.464)
GDP_{t-1}	0.339*** (3.784)	0.332*** (3.382)	0.358*** (3.106)	0.376*** (3.893)	0.370*** (3.356)
GDP_{t-2}			-0.079 (-0.793)		0.021 (0.209)
$\widehat{X_{4,t}^q}$	0.006** (0.207)	-0.004 (-0.173)	-0.005 (-0.243)	0.049+ (1.479)	0.051* (1.722)
$\widehat{X_{4,t-1}^q}$		-0.030 (-0.724)	-0.033 (-0.769)	0.019 (0.552)	0.021 (0.535)
$\widehat{X_{4,t-2}^q}$				0.070** (2.279)	0.071** (2.464)
$\widehat{X_{4,t-3}^q}$				0.072** (2.385)	0.074** (2.373)

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5%, and 10% respectively.

Data: 1994. 1Q ~ 2010. 4Q.

이러한 회귀분석 결과를 종합하면, 경상지출을 제외한 모든 재정지출 항목에 대하여 통계적 유의성에 있어 다소간의 차이가 존재하고 있으나 시점 간 재원배분 조정이 해당 분기의 실질 GDP 성장률에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 보조금 및 경상이전의 경우 민간에 대한 직접적인 소득 보조의 성격을 갖고 있으므로 일시적 지출 증가는 직접적으로 실질 GDP 성장률에 영향을 미칠 수 있으나, 보조금 및 경상이전 지출을 제외한 경상지출은 민간소비를 어느 정도 구축하는 효과로 인해 해당 분기에 유의한 반응을 보이지 않기 때문으로 사료된다. 또한 자본지출 역시 보조금 및 경상이전과 유사한 패턴을 보이고 있는바, 이는 공공투자가 민간투자를 크게 제약하지 않아 실질 GDP 성장률의 추가적인 상승에 기여하기 때문인 것으로 보인다. 다만, 시점 간 재원배분 조정의 본래 취지가 해당 분기의 실질 GDP 성장률을 조정하는 데 있음을 감안할 때 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기부양효과는 일부에서만 확인되는 것으로 볼 수 있을 것이다. 다시 말해 시점 간 재원배분 조정의 목표는 해당 분기의 실질 GDP 성장률을 상승 혹은 하락시키는 데 있음에도 불구하고 정책효과가 이후 분기까지 지속되는 점은 거시경제의 변동성을 평탄화시키는 데 걸림돌로 작용할 가능성을 시사한다.

한편, 실증분석 결과를 해석하는 데 있어 유의할 점은 시점 간 재원배분의 조정은 사전적으로 결정된 예산 규모 이외의 추가적인 재정지출 증가를 제외하고 있다는 점이다.

따라서 특정 분기에 재원배분이 집중된 경우 필연적으로 해당 규모만큼 다른 분기의 재정지출 규모는 감소하게 된다. 즉, 전체 재정지출 규모는 고정된 상태에서 시점 간 재원배분 규모만을 조정하게 되므로 재정지출이 실질 GDP 성장률에 미치는 영향은 장기적으로는 영(0)이 될 수밖에 없다. 그 대신 시점 간 재원배분 규모의 조정은 경기급락 혹은 경기과열을 재정지출을 통해 어느 정도 통제함으로써 거시경제 전체의 변동성을 축소시키는 효과는 가져오는 것으로 기대할 수 있다.

2. 거시계량모형 분석 결과

앞 절의 논의로부터 시점 간 재원배분 조정은 경기에 유의한 영향을 미치나 정책시차가 존재함을 확인할 수 있었다. 따라서 본 절에서는 거시계량모형을 사용하여, 우리나라의 회계연도 내 재원배분 규모의 조정정책이 경기변동을 줄이는 데 얼마만큼 기여하였는지를 평가한다. 이와 관련하여 본 연구에서는 재정지출의 증가 혹은 감소 효과는 대칭적(symmetric)이라고 암묵적으로 가정하고 있음을 밝혀둔다. 즉, 동일 규모의 시점 간 재원배분 증가 및 감소가 실질 GDP 성장률에 미치는 효과는 규모(magnitude) 면에서는 동일하다고 간주하는 것이다. 물론 재정정책의 효과는, Auerbach and Gorodnichenko (2012)의 연구에서 보여준 바와 같이, 경기상승기와 경기하강기에 따라 비대칭적인 모습을 보일 가능성이 충분하다. 국내의 경우에도 전승훈·홍인기(2008)와 김성태(2012b)는 경기변동에 대응한 재량적 재정정책은 경기하강기에 보다 적극적임을 보인 바 있으며, 그 효과 역시 비선형적(non-linear)일 수 있음을 주장하였다. 하지만 본 연구의 목적인 시점 간 재원배분 조정에 따른 효과성 분석에 논의를 집중한다는 차원에서 경기여건에 따른 재정정책의 비대칭적 영향은 향후 연구과제로 남겨두고자 한다.

이하의 분석은 다음의 두 단계로 수행되었다. 우선 앞서 추정한 \tilde{X}_t^q 를 이용하여 시점 간 재원배분 조정이 없는 경우 각 시점의 재정지출이 향후 8분기(2년) 동안 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 모형을 이용하여 계산하였다. 다음으로는 \hat{X}_t^q 를 이용하여 1994년 이후 추정된 실제 분기별 시점 간 재원배분 조정이 거시경제에 미치는 추가적인 영향을 평가하고, 이를 전 단계의 결과와 비교한다.

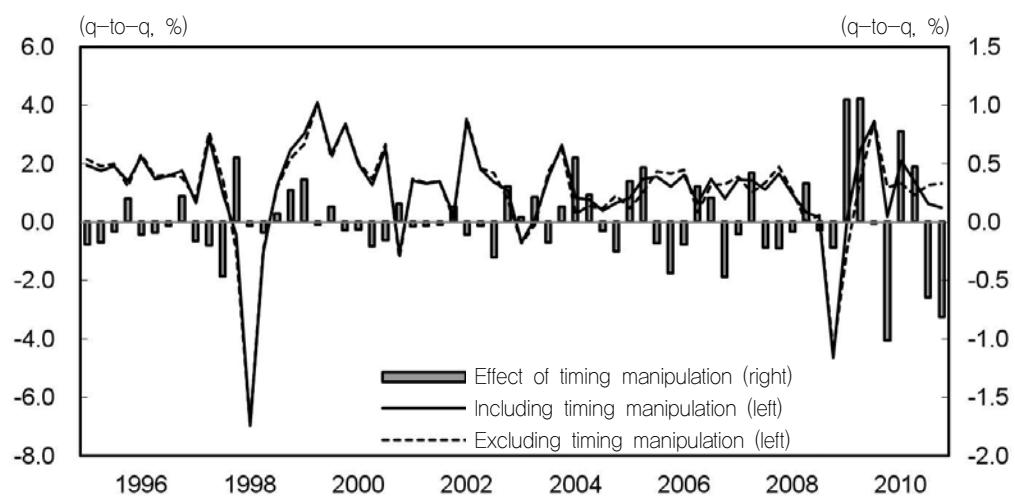
다음의 〈Table 6〉은 모형 분석 결과를 요약하고 있는데, 여기에 나타난 수치는 (시점 간 재원배분 조정이 없었을 경우 나타날 것으로 예상되었던 수치에 비해) 시점 간 재원배분 조정으로 인해 거시변수가 변동하는 정도를 의미한다.

〈Table 6〉 Fiscal Multiplier of Fiscal Expenditure, 1% of GDP

(Unit: %p)

	GDP	Consumption	Equipment investment	Construction investment	CPI	Current account/GDP
1st quarter	0.56	0.54	1.34	0.31	-0.02	-0.21
2nd quarter	0.23	0.56	1.11	0.31	0.01	-0.20
3rd quarter	0.18	0.44	0.89	0.30	0.07	-0.16
4th quarter	0.12	0.29	0.65	0.29	0.10	-0.11
5th quarter	0.08	0.18	0.43	0.27	0.12	-0.08
6th quarter	0.04	0.10	0.23	0.25	0.15	-0.05
7th quarter	0.01	0.04	0.06	0.23	0.16	-0.03
8th quarter	0.00	0.01	-0.06	0.21	0.17	-0.01

[Figure 5] Effects of Timing Manipulation of Fiscal Spending on GDP



[Figure 5]를 중심으로 시점 간 재원배분 조정이 주요 거시변수에 미친 영향을 정리해 보면 다음과 같다. 우선 시점 간 재원배분 조정에 따른 실질 GDP 성장률의 변화는 크지 않은 것으로 사료된다. 금융위기 기간을 제외하는 경우 전기 대비 성장률의 차이는 0.5%p 미만으로 나타나고 있기 때문이다. 이는 시점 간 재원배분 조정이 사전에 확정된 예산을 바탕으로 이루어짐에 따라 GDP 대비 비중으로는 그리 크지 않기 때문이다. 또한 특정 분기에 재원배분이 집중된 경우 이후 분기의 재원배분은 감소하여 실질 GDP 성장률을 하락시키는 방향으로 작용하게 되므로 시점에 따른 재원배분 조정의 효

과가 서로 상쇄되는 효과도 존재하기 때문이다.

여기서 주목할 점은 시점 간 재원배분 조정이 실질 GDP 성장률에 미친 영향이 2000년대 이전에는 상대적으로 작았다는 점이다. 특히 외환위기가 집중된 1990년대 말에는 시점 간 재원배분효과가 확연하게 나타나지 않고 있는데, 이는 소위 재정의 조기집행 기조가 2000년대 이후부터 집중된 경향과 외환위기 당시에 편성된 추경의 효과가 본 연구에서는 제외되었기 때문으로 사료된다. 반대로, 실질 GDP 성장률에 대한 영향은 주로 금융위기 기간에 상대적으로 크게 나타났는데, 이는 금융위기에 따른 경기침체가 집중된 2009년 초반에 정부가 재정조기집행을 독려함으로써 시점 간 재원배분 조정 규모가 다른 시점에 비해 훨씬 크게 나타났기 때문이다.

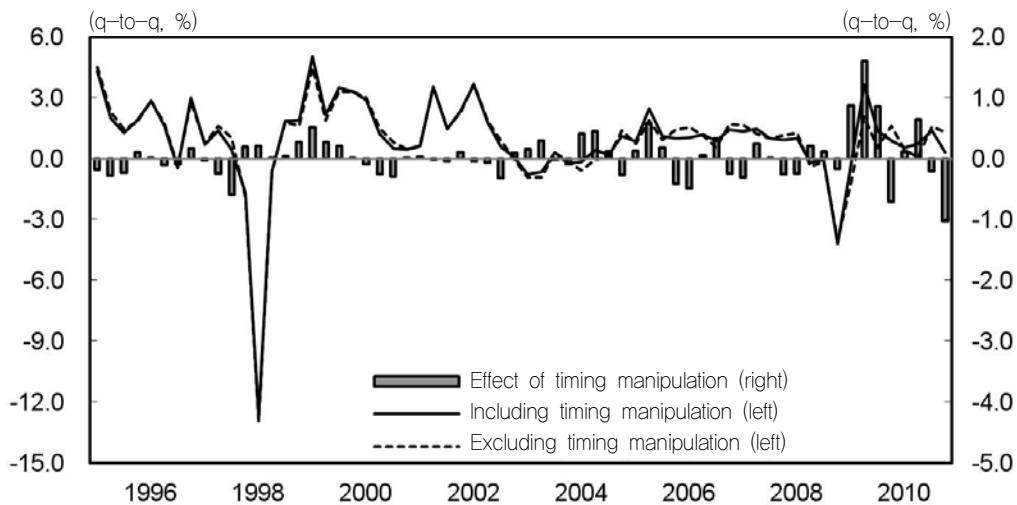
시점 간 재원배분 조정에 따른 민간소비, 설비투자 및 건설투자의 성장률 패턴은 실질 GDP 성장률과 유사한 모습이다. 특히 금융위기 기간 중 이들 변수의 성장률이 크게 반응하고 있는데, 이는 당시 정부당국이 금융위기에 대응하는 과정에서 대규모의 추경 편성을 통한 경기진작뿐만 아니라 경기침체가 집중된 기간에 재원을 집중 배분하는 등 시점 간 재원배분 조정에도 기인한 것으로 판단된다(Figure 6~Figure 8 참조).

한편, 시점 간 재원배분 조정이 전체적으로는 거시경제변수의 성장률을 추가적으로 증가시키는 효과가 그리 크지 않다고 하더라도, 거시경제의 안정화에 어느 정도 기여했는지를 평가할 필요가 있다. 다시 말해 시점 간 재원배분 조정의 목표는 경기하락(상승) 시기에 재원배분을 증가(감소)시킴으로써 거시경제의 전체적인 변동성을 안정화시키는 데 있으므로 이를 살펴볼 필요가 있다는 의미이다. 이에 본 연구에서는 편차조정계수(표준편차/평균)를 기준으로 거시변수의 변동성이 시점 간 재원배분 조정이 없었을 경우와 비교하여 어느 정도 차이가 있는지를 살펴보았다.

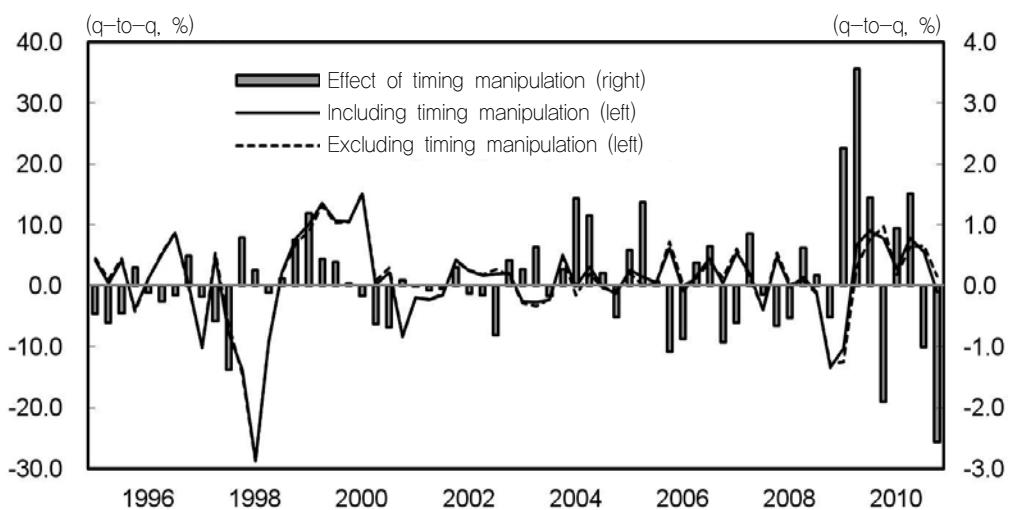
〈Table 7〉에 정리된 바와 같이, 편차조정계수로 살펴본 주요 거시변수의 변동성은 시점 간 재원배분이 있을 경우 다소 작은 것으로 나타났다. 이는 시점 간 재원배분 조정의 경우 거시변수의 변동성을 다소간 낮추어 거시경제를 안정화시키는 데 기여했다고 해석 할 수 있다.

하지만 2000년 이후의 기간에 대하여 편차조정계수를 비교하는 경우 금융위기 이전의 편차조정계수는 시점 간 재원배분 조정 시에 그렇지 않은 경우보다 다소 작게 나타나기는 하나 큰 차이는 없는 것으로 나타났다. 이는 시점 간 재원배분의 조정효과가 해당 분기에도 나타나는 것이 아니라 이후까지 시차를 두고 영향을 미침에 따라 정부당국이 의도했던 정책효과를 상쇄시키기 때문으로 사료된다. 반면, 2009년 이후의 금융위기

[Figure 6] Effects of Timing Manipulation of Fiscal Spending on Consumption



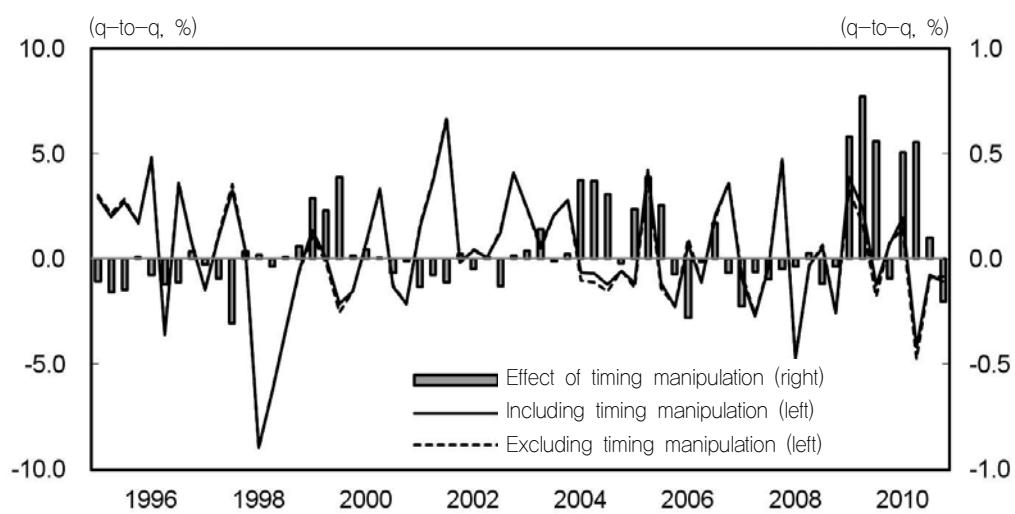
[Figure 7] Effects of Timing Manipulation of Fiscal Spending on Equipment Investment



기간만을 고려하는 경우 시점 간 재원배분 조정으로 인해 주요 거시경제변수의 편차조정계수가 크게 감소하는 모습이다.

이러한 차이는 두 가지 측면에서 설명될 수 있다. 우선 금융위기 기간 중 편차조정계수의 감소는 시점 간 재원배분 조정 규모에 기인할 수 있다. 2000년 이후부터 금융위기 이전까지의 경기변동은 통상적인 수준으로 볼 수 있으며, 이러한 경기변동 수준에 대응한

[Figure 8] Effects of Timing Manipulation of Fiscal Spending on Construction Investment



〈Table 7〉 Coefficient of Mean–Deviation of Macroeconomic Variables

		Real GDP	Consumption	Equipment investment	Construction investment
1994~2010	Including timing manipulation	0.87	1.47	3.49	3.77
	Excluding timing manipulation	0.89	1.51	3.58	3.92
2000~2010	Including timing manipulation	0.65	0.96	2.22	2.10
	Excluding timing manipulation	0.68	1.03	2.32	2.19
2000~2008	Including timing manipulation	0.52	0.85	2.11	1.95
	Excluding timing manipulation	0.52	0.88	2.14	1.97
2009~2010	Including timing manipulation	1.36	1.77	2.62	3.57
	Excluding timing manipulation	1.55	2.37	2.97	5.24

정부당국의 시점 간 재원배분 조정 규모는 상대적으로 작을 수밖에 없다. 반면, 금융위기로 인한 경기급락은 세계경제에 닥친 커다란 위협으로 인식될 만큼 심각한 수준이었으므로 시점 간 재원배분 조정 규모 또한 클 수밖에 없었기 때문이다. 둘째, 정책당국의

시점 간 재원배분 조정 시점의 차이로도 볼 수 있다. 통상적인 경기변동이 있는 경우 정책당국은 경기하락에 대한 판단이 쉽지 않을 수 있으나, 금융위기와 같이 경기가 단기간에 급락하는 경우 경기하락에 대한 판단은 비교적 쉽고 정확하게 내릴 수 있기 때문이다. 이는 아마도 일시적인 경기하락에 대응하기 위해 사용되는 시점 간 재원배분 조정은 정책효과의 시차로 인해 초기의 안정화 목표를 달성하는 것이 쉽지 않은 반면, 국민경제가 중장기적으로 어려움에 처할 것임을 예상할 수 있는 심각한 위기 시에는 정책시차로부터 상대적으로 자유로운 상태에서 경기조절효과를 갖기 때문인 것으로 판단된다.

이러한 관점에서 볼 때 시점 간 재원배분 조정을 통한 경기조절은 통상적인 경기변동 상황보다는 금융위기와 같이 경기가 급락하는 경우에 적합함을 시사하며, 경제위기에 대응한 재정정책들의 효과를 극대화하는 조건 중 적시성(timely), 집중성(targeted)의 전제를 충족하는 경우로 판단된다.¹³

V. 결 론

본 연구는 재정지출의 시점 간 재원배분 조정이 경기조절에 미치는 영향을 평가하고 있다. 통상적으로 리카디안 동등성을 지지하는 입장에서는 정부의 모든 재정정책은 시점 간 재원배분 조정으로 정의되며, 이에 따라 재정정책은 경제에 아무런 영향을 미치지 못한다는 결론이 도출된다. 하지만 이와 같은 주장은 경제주체의 영속성과 같은 중요한 전제가 충족되지 않는 경우에는 성립되기 어려우며, 같은 맥락에서 현실에서는 리카디안 동등성이 부정되는 실증분석 결과가 많이 제시되고 있다. 본 연구에서는 논의의 초점을 축소하여 1년이라는 물리적인 예산주기하에서 정부 재정지출의 시점 간 재원배분 조정이 경기와 어떤 관계를 갖는지를 실증적으로 살펴보고 있다. 따라서 리카디안 동등성의 전제조건이 보다 강하게 충족되는 경우로 간주할 수 있을 것이다.

실증분석에서는 1994년부터 2010년까지의 우리나라의 분기 및 연간 통합재정수지 자료를 이용하였다. 계절적 요인을 제외한 1년 이내 주기의 변동을 추정하고 이를 시점 간

13 IMF, Brookings Institute, CBPP(Center on Budget and Policy Priorities) 등에서는 경제위기에 대응한 재정정책들의 효과를 극대화하는 조건으로 적시성(timely), 집중성(targeted), 일시성(temporary) 정책을 제시하고 있다.

재원배분 조정 규모로 정의한 후, 그 차분변수를 사용하여 종속변수인 실질 GDP에 대한 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 정책효과의 시차가 있기는 하지만 재정지출의 시점 간 재원배분 조정에 따른 경기부양효과는 경상지출의 경우를 제외하고는 대체로 유의함을 확인할 수 있었다. 구체적으로 시점 간 재원배분 조정이 보조금 및 경상이전 지출과 자본지출에 집중된 경우 실질 GDP 성장률을 해당 분기에 각각 0.15%p, 0.05%p 정도 추가적으로 상승시키는 것으로 나타났다.

한편, 거시계량모형의 시산 결과에서는 시점 간 재원배분의 경기부양효과는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 특정 시점의 재원배분 변동은 동일 회계연도의 인접 시점에 반대 방향의 재원배분 조정으로 나타나 그 효과가 서로 상쇄되기 때문으로 풀이된다. 대신 시점 간 재원배분 조정은 거시경제의 안정화에 제한적으로 기여하는 것으로 나타났다. 편차조정계수를 기준으로 측정한 거시경제의 변동성이 시점 간 재원배분 조정이 있는 경우 그렇지 않았을 경우와 비교하여 더 작게 나타났는데, 이는 정부지출재원의 시점 간 재배분으로 인해 경기변동성이 감소하였음을 시사한다. 다만, 주요 거시경제변수의 변동성 감소폭이 최근의 글로벌 금융위기 기간 중에는 상대적으로 크게 나타난 반면 금융위기 이전 기간에는 그리 크지 않은 수준인 것으로 나타났다. 이는 아마도 일시적인 경기하락에 대응하기 위해 사용되는 시점 간 재원배분 조정은 정책효과의 시차로 인해 소기의 안정화 목표를 달성하기 쉽지 않은 반면, 국민경제가 중장기적으로 어려움에 처할 것임을 예상할 수 있는 위기 시에는 시차와 상관없이 경기부양효과를 갖기 때문인 것으로 판단된다. 이상의 분석 결과는 시점 간 재원배분 조정을 이용한 경기조절효과는 대체로 유의함을 시사한다.

최근 들어 정부당국은 재정건전성의 악화를 우려하여 추경편성에 대하여 보수적으로 접근하는 대신 재정의 조기집행을 통해 경기변동에 적극 대응하는 모습을 보이고 있다. 재정의 조기집행은 국회동의를 거치지 않고 행정부의 결정만으로 이루어지므로 정책집행 시차가 짧다는 점과 재정건전성을 저해하지 않는다는 장점이 있기 때문이다. 다만, 재정지출의 시점 간 재원배분 조정은 동일 예산회계연도 내에 완결되어야 한다는 제약으로 인해 재정 투입의 변동폭을 확대하는 데 한계가 있으며, 비교적 단기간 내에 반대 방향으로의 재정정책 기조가 전환되어 경기회복세를 지연시킬 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 또한 재정당국의 경기상황에 대한 판단이 정확하지 않을 경우 재정의 시점 간 재원배분 조정은 오히려 경기변동을 확대시켜 거시경제 안정화를 저해할 가능성도 염두에 두어야 한다.

참고문헌

- 권선주, 「한국의 정치구조가 재정지출에 미치는 영향: 이론 및 실증분석」, 『재정논집』, 제16집 제1호, 한국재정학회, 2001.
- 글로벌 금융위기 극복백서 편찬위원회, 『글로벌 금융위기와 한국의 정책대응』, '제2장 위기극복을 위한 정책대응: 재정 및 세제,' 2012.
- 김성순, 「SVAR모형을 이용한 정부지출과 조세변화의 경제적 효과 분석」, 『재정논집』, 제22집 제1호, 한국재정학회, 2007.
- 김성태, 「금융위기에 대응한 확장적 재정정책의 효과성 분석」, 『한국개발연구』, 제34권 제4호, 한국개발연구원, 2012a.
- _____, 『구조적 재정수지를 이용한 우리나라의 재정정책 평가』, 정책연구시리즈 2012-07, 한국개발연구원, 2012b.
- 김우철, 「세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석」, 『재정포럼』, 제123호, 한국조세연구원, 2006. 9.
- 김원식, 『재정조기집행의 경제적 효과와 운용상 개편방안』, 정책용역보고서, 국회예산결산특별위원회, 2007.
- 기획재정부, 『국가재정운용계획』, 각년도.
_____, 『예산개요 참고자료』, 각년도.
- 백웅기 · 박승준, 『거시 · 재정계량모형을 통한 재정지출 효과분석』, 국회예산정책처, 2007. 12.
- 이만우 · 노상환, 『중앙정부예산 조기집행의 경제적 효과분석』, 기획재정부, 2003.
- 이삼호, 「재정정책의 경기대응에 대한 평가」, 『한국개발연구』, 2006년 Ⅱ호, 한국개발연구원, 2006.
- 조동철 · 김현욱, 『경제세계화와 우리 경제의 위기대응역량』, 연구보고서 2011-03, 한국개발연구원, 2011.
- 전승훈 · 홍인기, 「재량적 재정정책의 적절성과 유효성」, 『재정학 연구』, 제1권 제4호, 한국재정학회, 2008.
- 최준욱 · 류덕현 · 박형수, 『재정지출의 분야별 재원배분에 관한 연구』, 연구보고서, 한국조세연구원, 2005.
- 한국은행, 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>).
- 허석균, 「우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구」, 『한국개발연구』, 2007년 Ⅱ호, 한국개발연구원, 2007.

- Alesina, A. and R. Perotti, "The Political Economy of Budget Deficits," *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, 1995, pp.1~32.
- Aschauer, D., "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, 1989, pp.177~200.
- Auerbach, Alan and Yuriy Gorodnichenko, "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, No. 2, 2012, pp.1~27.
- Barro, Robert, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 1, 1990, pp.103~117.
- Barro, Robert and Charles Redlick, "Marcoeconomic Effects from Government Purchases and Taxes," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, No. 1, 2011, pp.51~102.
- Blanchard, O. J. and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, 2002, pp.1329~1368.
- Hall, Robert E., "By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?" NBER Working Paper 15496, 2009.
- Lee, Y. and T. Sung, "Fiscal Policy, Business Cycles, and Economic Stabilization: Evidence from Industrial and Developing Countries," Working Paper, 2005.
- Mountford, Andrew and Harald Uhlig, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *Journal of Applied Economics*, Vol. 24, No. 6, 2009, pp.960~992.

부록

1. 시점 간 재원배분 조정 규모의 추정방법

정부당국에 의한 재량적인 시점 간 재원배분 조정 규모는 실질 GDP 추세를 활용하거나 통합재정 지출 및 순용자의 분기 평균 비중을 이용하여 추정할 수도 있다.

우선 시점 간 재원배분 조정 규모는 실질 GDP 추세를 이용하여 추정할 수 있다. 구체적으로는 실질 GDP의 추세를 H-P 필터를 이용하여 구한 후, 실질 GDP 추세의 분기별 비중과 통합재정의 분기별 비중을 비교하여 그 차이를 조기집행 규모로 정의하는 방식이다. 이는 통상적인 경우 실질 GDP의 분기별 비중과 같은 수준으로 분기별 통합재정 지출이 이루어져야 하나, 재정당국이 재량적으로 지출 시점을 변화시킴으로써 통합재정 분기 비중이 달라질 수 있기 때문이다. 다음으로 통합재정 지출 및 순용자의 분기 평균 비중을 이용하는 경우 1994~2010년까지의 각 분기별 지출 평균 비중을 계산하고, 이로부터 벗어난 정도를 시점 간 재원배분 조정 규모로 보는 것이다.

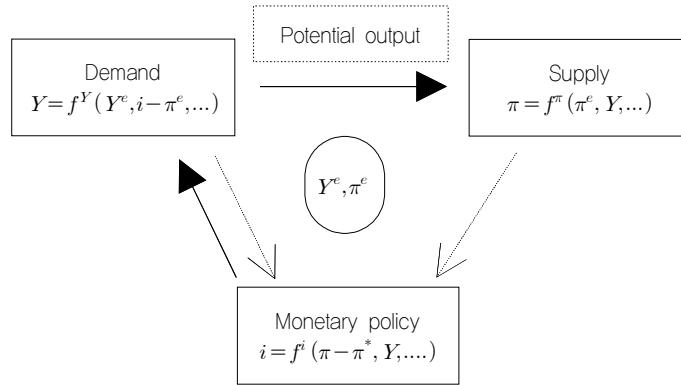
이러한 방식으로 추정된 시점 간 재원배분 조정 규모는 매 분기의 재정집행이 통상적인 정부지출 수준에서 벗어난 정도로 해석될 수 있으며, 그 연간 합은 항상 영(0)이 되는 제약조건을 충족하게 된다.

2. KDI 거시모형의 기본구조

본 연구에서 사용된 KDI 거시계량모형은 산출–물가–이자율의 3변수 간의 관계를 중심으로 한 핵심 부문(core model)과 총수요 등 기타 부문으로 구성된다. 이 세 변수를 핵심 부문으로 구분한 것은 각각의 부문을 모듈(module)화하여 분석의 목적 및 필요에 따라 유연하게 재구성하여 활용함으로써 모형의 개발유지 부담을 간소화하고자 하기 위함으로 본질적으로는 DSGE 모형의 구조와 비슷하다.

전체 거시모형은 GDP, 소비, 투자 등 15개 내외의 내생변수와 약 20여 개의 외생변수로 구성되어 있으며, 통화 및 재정 정책의 효과를 측정하는 것에 주안점을 두고 있다.

[Appendix Figure 1] Basic Components of Macro-econometric Model



분석모형의 기본구성(core block)은 [Appendix Figure 1]에서 보듯이 3개의 핵심 부문으로 이루어져 있다. 소비, 투자, 정부지출 그리고 순수출로 구성된 총수요부문, 물가를 결정하는 총공급부문, 그리고 이자율을 결정하는 통화정책부문이 상호작용을 하면서 총 산출 수준(GDP)을 결정하는 방식이다.

우선 이자율 결정식은 식 (A-1)과 같이 Taylor 형태의 통화정책 반응식으로 설정한다. 중앙은행은 인플레이션과 산출갭에 반응하는 것으로 간주하여 모형 내에서 충격에 대한 조정과정을 주로 담당하도록 하였다. 인플레이션 반응계수는 1보다 큰 값을 부여하여 인플레이션이 상승하였을 경우 기준금리의 상승폭이 인플레이션을 초과함으로써 실질이자율이 상승하고 경제가 균형상태로 회귀하도록 설계하였다.

$$i_t = \bar{i} + \psi_y (Y - Y_t^*) + \psi_\pi (\pi_t - \pi^*) + \epsilon_{i,t} \quad (A-1)$$

다음으로 물가(인플레이션) 결정식은 일반적인 Phillips 곡선으로 설정한다. 즉, 인플레이션은 산출갭, 비용 측 충격, 인플레이션 기대에 의해 결정된다. 다만, 인플레이션 기대에 따라 모형의 특징 및 추정이 크게 달라지게 되므로 본 모형에서는 가장 단순한 형태의 자기회귀과정으로 설정한다.

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha (Y_t - Y_t^*) + z X_t + \epsilon_t \quad (A-2)$$

$$\pi^e = \sum_{i=1}^p \rho_i \pi_{t-i}$$

끝으로 총수요 결정식은 민간소비, 정부소비, 건설투자, 설비투자, 그리고 순수출의

합이며, 정부소비와 수출을 제외한 각각의 항목은 실질이자율의 함수로 설정한다.

$$C_t = C(Y_t, i_t - \pi_t, \dots) \quad (\text{A-3})$$

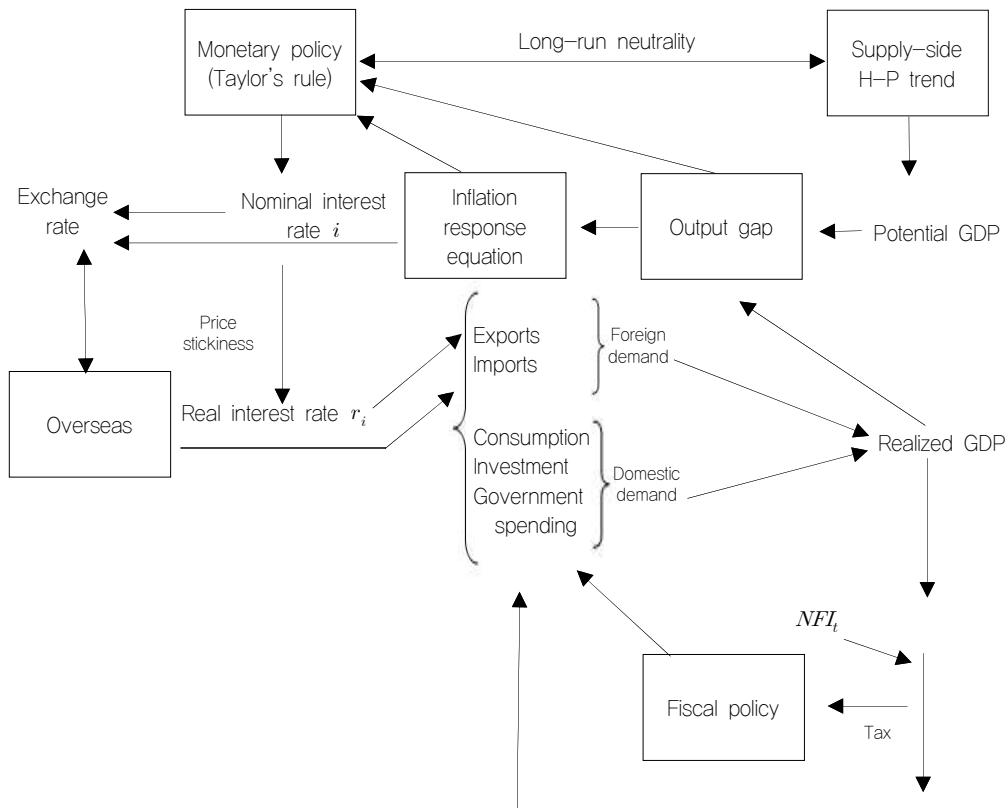
$$I_t = I(Y_t, i_t - \pi_t, \dots)$$

$$G_t = \bar{G}$$

$$NX_t = XX_t - MM_t$$

이러한 3개의 기본부문은 매우 단순한 구조이지만, 이론적으로 산출갭-인플레이션-이자율의 3개의 핵심적 거시변수들의 상호관계를 잘 설명해 주는 모형설정으로 인식되고 있다. 따라서 위에서 설정한 시스템의 관계가 안정적으로 추정되면, 분석의 목적에 따라 모형의 확장이 비교적 용이하게 이루어질 수 있다. 실제 본문에 제시된 재정정책의 효과 분석에서 사용한 모형의 구조는 [Appendix Figure 2]에 정리된 바와 같다.

[Appendix Figure 2] Basic Framework of Macro-econometric Model



거시계량모형은 1971년 3/4분기부터 2010년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 추정하였으며, 거시계량모형의 변수는 〈Appendix Table 1〉에 정리하였다.

가. 총수요 방정식

① 민간소비

$\log(CP_t) = 0.029 + 0.975 \log(CP_{t-1}) - 0.264 \log(CP_{t-2})$	
(0.41)	(0.13)
$+ 0.277 \log(GNI_t - \frac{(GR_TX_t)}{(PGDP_t/100)}) - 0.003(CDR_t - INF_CPI_t)$	
(0.09)	(0.00)
$R^2 = 0.990$	S.E. of regression=0.019
$Adj.R^2 = 0.989$	Durbin-Watson stat=2.109

주: () 안은 t-값을 의미.

② 정부소비

$\log(CG_t) = 5.823 + 0.425 \log(\frac{GE_CU_t}{PGDP/100})$	
(0.21)	(0.02)
$R^2 = 0.871$	S.E. of regression=0.068
$Adj.R^2 = 0.869$	Durbin-Watson stat=1.415

주: () 안은 t-값을 의미.

③ 설비투자

$\log(IFM_t) = -2.516 + 0.703 \log(IFM_{t-1})$	
(0.63)	(0.04)
$- 0.010(CDR_t - INF_CPI_t) + 1.146 \log(CUTIL_t)$	
(0.00)	(0.15)
$+ 0.025 \log(\frac{GE_CAP_t}{PGDP_t/100})$	
(0.02)	
$R^2 = 0.942$	S.E. of regression=0.052
$Adj.R^2 = 0.939$	Durbin-Watson stat=1.129

주: () 안은 t-값을 의미.

④ 건설투자

$\log(IFC_t) = 0.415 + 0.881 \log(IFC_{t-1}) - 0.003(CDR_t - INF_DF_t)$		
(0.47)	(0.04)	(0.00)
$+ 0.168 \log(CUTIL_t) + 0.009 \log\left(\frac{GE_CAP_t}{(PGDP_t/100)}\right) - 0.003 SEAS(2)$		
(0.07)	(0.01)	(0.01)
$+ 0.007 SEAS(3) - 0.001 SEAS(4)$		
(0.01)	(0.01)	
$R^2 = 0.933$		S.E. of regression=0.025
$Adj.R^2 = 0.924$		Durbin-Watson stat=1.771

주: () 안은 t -값을 의미.

⑤ 상품수출

$\log(XG_t) = -0.178 + 0.791 \log(XG_{t-1}) + 0.191 \log(XG_{t-2})$		
(0.23)	(0.11)	(0.11)
$+ 0.077 \log(REER_t) + 0.010 FGDP_t + 0.032 \Delta FGDP_t$		
(0.05)	(0.00)	(0.01)
$R^2 = 0.997$		S.E. of regression=0.032
$Adj.R^2 = 0.997$		Durbin-Watson stat=2.12

주: () 안은 t -값을 의미.

⑥ 상품수입

$\log(MG_t) = -4.393 + 0.502 \log(MG_{t-1}) - 0.098 \log(MG_{t-2})$		
(0.66)	(0.11)	(0.08)
$+ 1.009 \log(GDP_t) - 0.299 \log(REER_t)$		
(0.11)	(0.04)	
$R^2 = 0.991$		S.E. of regression=0.037
$Adj.R^2 = 0.991$		Durbin-Watson stat=1.384

주: () 안은 t -값을 의미.

나. 통화정책 방정식

$Call = 0.127 + 1.111 CALL_{t-1} - 0.164 CALL_{t-2} + 14.204 \log\left(\frac{GDP_{t-1}}{GDP_{hp\ t-1}}\right)$	
(0.19) (0.11)	(0.09) (5.82)
+ 0.537 INF_DF_t	
(4.56)	
$R^2 = 0.980$	S.E. of regression=0.710
$Adj.R^2 = 0.977$	Durbin-Watson stat=1.989

주: () 안은 t -값을 의미.

다. 인플레이션 방정식(Phillips curve)

$INF_DF = -0.102 + 0.001 DUM98 Q1 + 0.853 INF_DF_{t-1} + 0.195 NF_DF_{t-2}$ (0.28) (0.51) (0.08) (0.11)		
$+ 0.027 NF_DF_{t-3} - 0.076 NF_DF_{t-4} - 13.233 \log\left(\frac{GDP_t}{GDP_hp_t}\right)$ (0.10) (16.48)		
$+ 37.128 \log\left(\frac{GDP_{t-1}}{GDP_hp_{t-1}}\right) + 0.006 D(KOR) + 1.586 SPIKE83 Q1$ (17.16) (0.00) (2.80)		
$+ 3.793 SPIKE87 Q4 - 2.654 SPIKE90 Q4 - 1.742 SPIKE99 Q1$ (2.80) (2.81) (2.92)		
$+ 3.146 SPIKE99 Q2 + 4.621 SPIKE99 Q3$ (2.90) (2.86)		

주: () 안은 \vdash 값을 의미.

⟨Appendix Table 1⟩ Variable Composition of Macro-econometric Model

Name of variables	Description of each variable	Name of variables	Description of each variable
CG	Real government consumption	INF_CPI	CPI inflation rate
CP	Real private consumption	INF_DF	GDP deflator inflation rate
GE CU	Current expenditure	KOR	Base exchange rate (KRW/USD)
GE_CAP	Capital expenditure	MG	Real imports of goods
GR_TX	Tax revenue	MS	Real imports of services
CALL	Call rate	PGDP	GDP deflator
CDR	CD interest rate (%)	REER	Real Effective Exchange Rate
CUTIL	Manufacturing operation ratio index	SEAS	Seasonal dummy
FGDP	Foreign GDP	SPIKE	Quarterly dummy
GDP	Real GDP	XGSA	Seasonally adjusted real exports of goods
GNI	Gross National Income	XSSA	Seasonally adjusted real exports of services
IFC	Real construction investment	YCB	Yield on corporate bonds
IFM	Real equipment investment		

韓國開發研究

제35권 제2호(통권 제119호)

우리나라 주가에는 펀더멘털과 무관한 비정상 추세가 존재하는가?: 공적분 및 베버리지–넬슨 분해 접근

김 윤 영

(단국대학교 경제학부 부교수)

Is There a Stochastic Non-fundamental Trend in Korean Stock Price?:
Inference under Transformed Error Correction Model

Yun-Yeong Kim

(Associate Professor, School of Economics, Dankook University)

* 본 논문은 2013학년도 단국대학교 대학연구비 지원으로 연구되었음을 밝힌다. 익명의 검토자들의 건설적 제언에 진심으로 감사드린다.

김윤영: (e-mail) yunyeongkim@dankook.ac.kr, (address) School of Economics, Dankook University, 152, Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do, 448-701, Korea

- Key Word: 주가(Stock Price), 펀더멘털과 무관한 추세(Stochastic Non-fundamental Trend), 베버리지–넬슨 분해(Beveridge-Nelson Decomposition), 오차수정모형(Error Correction Model)
- JEL Code: C3, F4
- Received: 2012. 3. 7 • Referee Process Started: 2012. 3. 9
- Referee Reports Completed: 2013. 4. 23

ABSTRACT

In this paper, we test and estimate the stochastic non-fundamental trend in Korean stock market. For this, following Kim (2011), we exploit that the long-run equilibrium stock price may be decomposed into fundamental and stochastic non-fundamental trends (i.e., the sum of dividend innovations and a part that are orthogonal with the dividend innovations) by using the Beveridge–Nelson decomposition and projections. In this VAR construction, there is an error correction mechanism through which stock prices converge to their long-run equilibrium, which also contain the stated stochastic non-fundamental trend as well as fundamental trend. The estimation and test results using yearly data from the Korea (1976–2012) indicated that fluctuations in stock prices during that period can be explained mainly not by the stochastic non-fundamental trend but by the dividend trend. However, during some periods like after Seoul Olympic Games, we may observe the non-fundamental trend affected to the stock price variation

본고는 글로벌 금융위기 이후 자산가격 버블의 이해에 대한 관심이 높아지고 있는 여건을 감안하여 우리나라 주가에 펀더멘털과 무관한 I(1)인 비정상 확률적 추세(stochastic trend)가 존재하는지의 여부를 주가·배당금의 2변수 VAR 모형에서 검정하고 이를 추정하여 보았다. 이 추세는 주가의 합리적 버블을 추정하기 어려운 점을 감안하여 도입한 것으로, 공적분 및 오차 수정모형을 해석하는 경우 양자 간에 유사성이 있음을 설명한다. 한편, 분석 모형에서 주가와 배당은 모두 I(1)인 시계열이며 서로 Engle–Granger 공적분 관계인 것으로 가정한다. 이런 이론적 틀에서 배당금 충격(펀더멘털)의 추세와 통계적으로 상관관계가 없는 주가 내 추세의 추정이 잘 알려진 베버리지–넬슨 분해(Beveridge–Nelson decomposition)를 통해 가능함을 보인다. 또한 이의 검정은 표준적인 t-검정을 통해 쉽게 수행될 수 있음을 보인다. 이러한 추세가 주가에 존재할 경우 일단 발생한 충격은 영구히 지속되며 경제적 영향 역시 항구적일 수 있다. 실증분석에서 1976~2012년 중 연간 실질 KOSPI 지수와 배당 자료를 분석한 결과, 한국 주가에 ‘펀더멘털과 무관한 추세가 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났으나, 올림픽 이후 기간의 경우에는 부분적으로 주가변동을 견인하는 것으로 추정된다.

I. 도입

글로벌 금융위기 이후 자산가격, 특히 주가 내에 있는 버블에 대한 연구의 필요성이 강조되고 있다. 이는 주가 등 자산가격이 소비에 영향을 미치고 다시 실물생산과 경기 변동에 영향을 미치는 과정에서 중요한 역할을 수행하기 때문이다. 특히 주가 등 자산 가격에 버블이 내재되어 있는지의 검증이 중요한데, 펀더멘털과 관련이 없는 요인의 경우 시장심리 변동 등에 따라 갑자기 소멸될 수 있기 때문이다.

한편, 주가 버블에 대한 논의는 그간 주로 발산하는 ‘합리적’ 버블(explosive rational bubble)에 대해 이루어져 왔다. Diba and Grossman(1988a,b) 등 합리적 버블 이론에서는 말기조건(transversality)이 충족되지 않는 상황, 곧 버블이 자기 충족적(self-fulfilling) 성격을 지니는 상황을 강조한다. 여기서 버블이 합리적이라는 것은 시장 참가자가 주가 중 시간 할인된 버블 부분이 장기적으로도 소멸되지 않는 것으로 판단하고 있다는 의미에서이다.¹

그러나 버블이 발산한다고 가정하는 것은 주가가 통상적으로 임의보행으로 근사되는 I(1) 확률과정이라는 통계적 검정 결과와 괴리되는 것이다. 이는 주가 버블의 검정에서 대단히 중요한 문제로, Diba and Grossman(1988a,b)에 따르면 만일 주가 버블이 주가가 발산하는 경우에만 존재한다면 대부분의 경우 주가에는 버블이 존재하지 않게 된다.² 이는 말기조건이 충족되지 않으며 이에 따라 버블이 발산과정(explosive process)을 따른다고 가정하는 데서 발생하는 어려움이다.

이와 관련하여 본고는 잘 알려진 공적분 개념에 기초하여 합리적 버블과 개념적으로 유사하지만 주가가 통상적으로 임의보행으로 근사되는 I(1) 확률과정이라는 통계적 검정 결과와도 배치되지 않는 확률적 추세의 개념에 주목하고자 한다. 좀 더 구체적으로 Beveridge and Nelson(1981)에 따르면, I(1)인 주가는 I(1)인 추세 부분과 I(0)인 그 나

1 주가 버블에 관한 중요 연구로는 Shiller(1981), West(1987), Froot and Obstfeld(1991) 등이 있다. 국내 주가의 버블을 추정한 학술지 게재 국내 연구로는 Wu(1997)의 모형을 사용한 이충언(1999)이 있으나 외환위기 전의 자료를 사용하였다는데 한계가 있다.

2 어떤 변수가 I(d)인 확률과정이며 d>1인 경우를 의미한다. 가령 주가가 I(d)인 발산하는 합리적 버블을 포함하고 있다면 주가 역시 I(d)인 확률과정이다. 이는 주가가 I(1)인 확률과정으로 근사된다는 통상적인 관측과 위배되는 것이다.

머지의 순환(cyclical) 부분으로 분해할 수 있다.

다음으로 전통적인 Gordon(1959) 등의 이론을 따른다면 주가를 결정하는 것은 배당(dividend) 등 펀더멘털이다. 이에 따라 만일 배당금 시계열이 $I(1)$ 이라면 이론적으로 주가와 배당은 공적분(cointegration) 관계에 있어야 한다. 즉, 주가와 배당의 일정 선형 결합은 $I(0)$ 인 시계열이 되는 것이다.

이와 관련하여 본고의 취지를 간단히 설명하면 다음과 같다. 먼저 주가의 장기균형(long run equilibrium)은 배당에 의해 γ 를 공적분 계수로 하여 다음과 같이 결정된다.

$$\text{주가 } [\text{추세}(I(1)) + \text{순환}] = \gamma \times \text{배당}[\text{추세}(I(1)) + \text{순환}] + \text{불균형 오차}[I(0)]$$

한편, 위의 식에서 배당금은 기업의 영업수익에 의해 결정되며, 따라서 배당금 중 추세 부분은 다음과 같이 신기술 개발 등에 의해 결정되는 펀더멘털과 이와는 무관한 부분으로 분해된다고 가정한다.

$$\text{배당 추세} = \text{펀더멘털 추세} + \text{非펀더멘털 추세}$$

마지막으로 위의 두 식으로부터 ‘주가의 장기균형 중 펀더멘털에 의한 부분’은

$$\text{주가 중 펀더멘털 추세} = \gamma \times \text{배당 중 펀더멘털 추세}$$

로, ‘주가의 장기균형 중 非펀더멘털에 의한 부분’은

$$\text{주가 중 비펀더멘털 추세} = \gamma \times \text{배당 중 非펀더멘털 추세}$$

와 같이 주어진다.

여기서 ‘주가 중 非펀더멘털 추세’는 펀더멘털과 관련이 없으면서 장기적으로 소멸하지 않는다는 점에서 합리적 버블과 유사성을 갖는다. 이러한 추세의 존재는 경제적으로 주가의 변동성을 펀더멘털 이상으로 크게 하는 요인이 되며, 이는 주가의 영향을 받는 자산 선택의 왜곡을 가져와 투자 등 실물경제에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 또한 합리적 버블과 같이 펀더멘털에 의해 결정되지 않는 성격을 가지므로 펀더멘털에만 의존한 주가 예측이 불가능하다. 물론 이 역시 경제의 안정적 성장에 부정적 영향을 끼칠 수 있다. 더욱이 이런 추세는 합리적 버블과 달리 주가가 발산하지 않더라도 존재할 수 있어 보다 자주 주가에 존재할 수 있다. 반면, 배당에 포함되어 있으므로 존재 여부의 검정 및 추정은 어렵다.

본고의 목표는 이러한 주가 중 非펀더멘털 추세의 존재 여부를 우리나라 주가에서 검

정하고 추정하는 데 있다. 이를 위한 통계적 방법론은 먼저 통상의 로그변환 주가모형(예: Wu[1997])에서 유추되는 주가·배당의 2변수 구조 VAR 모형에 공적분 개념을 도입하는 데서 출발한다. 다음으로 주가·배당 두 변수로 이루어진 오차수정모형이 정의되는데, 주가의 장기균형은 배당에 의해 결정되며 이에 따라 장기균형에서 단기적으로 벗어난 주가로 인한 오차는 시간의 흐름에 따라 소멸하게 된다. 이런 이론적 틀에서 非편더멘털 추세의 추정이 추세와 순환요인을 분해하는 기법에 의해 가능하며, 본고에서는 특히 베버리지-넬슨 분해를 통해 이를 수행한다. 여기서 추정된 非편더멘털 추세는 주가 편더멘털과 독립적이라는 점에서 합리적 버블과 유사한 성격을 갖는다.³

분석 모형으로서의 본고의 접근법은 Wu(1997)의 칼만 필터링을 이용한 합리적 버블 추정에서와 같이 배당금구조 충격이 주가구조 충격과 서로 직교(orthogonal)한다는 제한적인 가정⁴을 필요로 하지 않는다. 이는 본고의 非편더멘털 추세 및 버블 추세가 편더멘털인 구조 배당금 충격으로부터 사영(projection)으로 추정되고 따라서 정의상 이 양자는 서로 직교하기 때문이다.

본고는 모두 5개의 장으로 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 구조 VAR 모형을 통해 Wu(1997)의 주가모형을 해석·설명하고, 제Ⅲ장에서는 주가의 非편더멘털 추세의 추정 및 검정의 이론적 배경을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 우리나라 자료를 통한 실증분석을 제시하며, 끝으로 제Ⅴ장에서는 이러한 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 로그변환 주가의 구조 VAR 모형

1. 표준적인 주가결정모형

본 장에서는 합리적 버블을 포함한 표준적인 주가결정모형이 구조 VAR 모형으로 해

3 우리나라 주가의 변동성이 상대적으로 크다는 지적과 관련하여 편더멘털과 주가 간의 큰 괴리가 변동성의 원인인지도 관심사이다. 그러나 非편더멘털 추세가 반드시 버블일 필요는 없으며 비관적 장세 전망 등으로 체계적으로 주가를 하락시키는 요인으로 작용할 수도 있다. 자산가격 버블이 다양하게 정의되는 점을 감안하면 非편더멘털 추세는 자산가격 버블의 한 형태로 판단된다. 물론 이런 형태의 버블이 존재하는가는 본고의 접근처럼 실증적인 문제로 보인다.

4 엄밀하게 말하면 이러한 직교조건은 가정되어야 하는 것이 아니라 자료로부터 검증되어야 할 핵심적인 내용이라고 할 수 있다.

석될 수 있음을 보인다. 먼저 다음의 표준적인 주가결정에 대한 합리적 기대 선형모형을 고려하자.

$$E_t [P_{t+1} + D_t] / P_t = 1 + r \quad (1)$$

여기서 E_t 는 t 기의 시장 참가자들의 이용 가능한 정보에 근거한 조건부 기대치, P_t 는 t 기의 주가, D_t 는 t 기의 배당금, r 은 투자자의 요구수익률이다. 여기서 방정식 (1)은 주식을 보유하는 데 따른 기대수익률이 투자자의 요구수익률(r)과 같아야 하는 차익거래조건이다.

Blanchard and Watson(1982)에 따르면, 주식은 무비용으로 처분 가능하므로 음의 가격은 불가능하며, 따라서 이론적으로 음의 버블을 배제할 수 있다. 이에 따라 Wu (1997)는 Campbell and Shiller(1987)를 따라 (1)을 로그 선형화한 다음의 모형을 설정한다.

$$q = k + \rho E_t p_{t+1} + (1 - \rho) d_t - p_t \quad (2)$$

여기서 q 는 로그변환 조수익률, $0 < \rho < 1$ 는 주가/(주가+배당금) 비율이며, $k = -\ln(\rho) - (1 - \rho)\ln(1/\rho - 1)$, $p_t = \ln(P_t)$ 및 $d_t = \ln(D_t)$ 이다.

다음으로 차분방정식 (2)의 버블을 제거한 p_t 의 유일해(forward looking solution)는 다음과 같이 주어지는데,

$$p_t^f = (k - q) / (1 - \rho) + (1 - \rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t (d_{t+i}) \quad (3)$$

이는 다음과 같은 말기조건

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t (p_{t+i}) = 0 \quad (4)$$

을 가정한 상태에서 주어진다. 여기서 방정식 (3)은 로그변환 주가가 미래의 로그변환 배당금 흐름의 현재 기대가치임을 나타낸다. 그런데 말기조건이 충족되지 않으면 방정식 (3)은 방정식 (2)의 특수해에 불과한데, 일반해는 다음의 형태를 갖는다.

$$p_t = (k - q) / (1 - \rho) + (1 - \rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t (d_{t+i}) + b_t \quad (5)$$

위의 식 (5)에서 배당금에 의해서 버블 없이 결정되는 부분(p_t^f)을 시장 펀더멘털 해라 부르며, b_t 는 시장 펀더멘털 외적인 요인에 의해 결정되며 합리적⁵ 버블이라 불린다. 여기서 b_t 는 다음의 동조적 차분방정식을 만족시킨다.

$$E_t(b_{t+i}) = (1/\rho)^i b_t; \quad i = 1, 2, 3, \dots \quad (6)$$

$\{b_t\}$ 를 선형과정으로 가정할 때 식 (6)은 다음의 AR(1) 과정으로 나타낼 수 있다.

$$b_t = (1/\rho)b_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

여기서 η_t 는 σ_η^2 의 분산을 가지며 독립 동일 분포(i.i.d)를 갖는 오차항이다. 그런데 과정 (7)은 $1/\rho > 1$ 로 가정되는 발산하는 과정(I(d); d>1)이다. 여기서 우리는 쉽게

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t(b_{t+i}) \neq 0 \quad (8)$$

임을 보일 수 있다. 따라서 버블이 ‘합리적’이라는 것은 식 (8)과 같이 궁극적으로 가치를 갖는다는 것을 의미하는 것이다. 곧, 버블을 포함한 가격으로 거래하는 행위가 경제적인 의미를 갖는 자기충족적(self-fulfilling) 행위로 ‘합리적’인 것으로 해석된다.

2. Wu(1997)의 예

예를 들어 로그변환 배당금이 $d_{t+1} = gd_t + \xi_{t+1}$ 로 성장(충격 ξ_{t+i} 는 모든 $i(>0)$ 에 대해 $E_t \xi_{t+i} = 0$ 로 가정)하는 것으로 가정⁶하면 $p_t^f = (k-q)/(1-\rho) + (1-\rho)/(1-\rho g)d_t$ 로 단순화되며, 로그변환 주가 p_t 는 다시

$$p_t = (k-q)/(1-\rho) + (1-\rho)/(1-\rho g)d_t + b_t \quad (9)$$

로 주어진다.

한편, Wu(1997)는 로그변환 배당금을 다음과 같이 단위근을 갖는 ARIMA 과정으로 가정한다.

5 합리적이라는 것은 버블을 포함한 주가가 궁극적으로 가치를 갖는다는 것을 의미한다.

6 Gordon(1959)은 배당금이 $D_{t+1} = (1+h)D_t$ 와 같이 일정률 h 로 성장한다고 가정하고 있다. 이 경우 양변에 로그를 취하면 $d_{t+1} = \ln(1+h) + d_t$ 가 성립한다. 따라서 $\ln(1+h)$ 가 d_t 에 비해 상대적으로 작은 경우 Gordon(1959)의 가정은 $g=1$ 로 우리의 가정과 근사한 것으로 볼 수 있다.

$$d_t = \mu + \sum_{i=1}^p \psi_i d_{t-i} + \delta_t \quad (10)$$

여기서 배당금에 대한 충격 δ_t 는 독립 동일 분포(i.i.d)를 갖는 오차항이다. 다음으로 $\{b_t\}$ 를 선형과정으로 가정할 때 식 (7)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$b_t = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^{-i} \eta_{t-i} \quad (11)$$

Wu(1997)는 베블을 비관측 상태 벡터로 간주하여 칼만 필터링으로 최우추정하였으며, 베블 충격 η_t 는 배당금 충격 δ_t 와 서로 독립($E\delta_t\eta_t = 0$)이라고 가정하였다. 이에 따라 본고에서도 Wu(1997)를 따라 배당금 충격 시계열(δ_t)을 배당금의 펌더멘털 추세를 구성하는 요소로 간주하여 이를 추정하고, 여기에 바탕하여 배당금의 펌더멘털 추세를 추정하도록 한다.

다음으로 우리는 식 (7), (9), (10)으로 구성된 방정식이 사실상 축약형 VAR임을 보일 수 있다. 이를 위하여 식 (9)로부터

$$b_t = p_t - (k-q)/(1-\rho) - (1-\rho)/(1-\rho g)d_t$$

를 얻고 여기에 식 (10)을 대입하고 정리하면 다음 식을 얻는다.

$$\begin{aligned} p_t &= \frac{(1-\rho)\mu}{1-\rho g} + \frac{q-k}{\rho(1-\rho)} + \frac{(1-\rho)(\psi_1 - 1/\rho)}{(1-\rho g)} d_{t-1} + \frac{1}{\rho} p_{t-1} \\ &\quad + \frac{1-\rho}{1-\rho g} \sum_{i=2}^p \psi_i d_{t-i} + \frac{1-\rho}{1-\rho g} \delta_t + \eta_t \end{aligned} \quad (12)$$

마지막으로 식 (10)과 (12)를 결합하면 $z_t = (d_t, p_t)'$ 일 때 다음의 축약형 VAR 모형이 얻어진다.

$$z_t = \Pi_0 + \Pi_1 z_{t-1} + \cdots + \Pi_p z_{t-p} + v_t \quad (13)$$

여기서 $v_t = \begin{pmatrix} \delta_t \\ \frac{1-\rho}{1-\rho g} \delta_t + \eta_t \end{pmatrix}$ 이다. 이때 모형 (13)은 다음의 구조 VAR 모형으로 해석 될 수 있다.

$$\Gamma z_t = \Gamma \Pi_0 + \Gamma \sum_{i=1}^p \Pi_i z_{t-i} + \Gamma v_t$$

여기서 $\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \rho - 1 & 1 \\ 1 - \rho g & 1 \end{pmatrix}$, Π_1, \dots, Π_p 는 자기회귀계수이고 $\Gamma v_t = \begin{pmatrix} \delta_t \\ \eta_t \end{pmatrix}$ 로 나타난다. 따라서 구조 VAR 모형의 식별 순서는 배당금→주가 순이 된다.

구조 VAR 모형 (13)의 식별과 관련하여 두 가지 논점을 지적할 수 있다. 첫째, 직교 조건 $E\delta_t\eta_t = 0$ 이 Wu(1997)의 칼만 필터링 추정의 전제조건이라는 것이다.⁷ 그러나 이는 주가 충격은 배당금 충격으로부터 독립적이어서 무조건 버블을 생성한다는 것을 의미하므로 강한 제약조건이 된다.⁸ 본고의 편더멘털과 무관한 추세 추정은 이 같은 가정을 필요로 하지 않는다. 둘째, 주가와 이를 설명하는 편더멘털(배당금) 간에는 이론적으로 공적분 관계가 있음을 가정하여야 한다는 것이다. 장기균형에서 이를 무시하는 것은 모형설정의 오류를 가져올 수 있다.⁹

3. 주가·배당금의 변환오차수정모형

위의 예에서 Wu(1997)는 로그변환 배당금 d_t 만의 ARIMA 과정을 가정하고 있다. 이를 좀 더 일반화하면 모형 (13)으로부터 평균을 제거(demean)한 축약형 VAR 모형을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$z_t = \Phi z_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Phi_k \Delta z_{t-k} + v_t \quad (14)$$

여기서 Φ_1, \dots, Φ_p 는 자기회귀계수, $\Phi = \sum_{k=1}^p \Pi_k$ ¹⁰, $\Phi_k = -(\Pi_{k+1} + \Pi_{k+2} + \dots + \Pi_{k+p})$ 및 $v_t = (\delta_t, \xi_t)$ 이다. 여기서 d_t 는 시차 p_t 에도 의존하는 내생성을 가질 수 있도록 일반화되었다.

다음으로 주가가 $p_t = \gamma d_t + u_t$ 와 같이 배당금과 장기 공적분 균형 관계에 있음을 가

7 이는 Sims(1980) 아래의 구조 VAR 모형의 식별 가정 중 하나이다.

8 이는 가정되기보다는 오히려 자료로부터 검증되어야 하는 중요한 사실로 판단된다.

9 공적분 관계가 존재할 경우에는 VAR 모형을 단순 차분모형으로 쓸 수 없다는 것은 잘 알려져 있다.

10 Φ 는 장기충격행렬(long run impact matrix)이라고 불린다.

정하자. 이 경우 VAR 모형 (14)를 다음과 같이 통상적인 오차수정모형(error correction model: ECM)으로 변환하는 것이 가능하다.

$$\Delta z_t = \alpha u_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Theta_k \Delta z_{t-k} + v_t \quad (15)$$

여기서 $\beta = (-\gamma, 1)'$ 는 공적분 벡터로서 $\Phi = \alpha\beta'$ 이며, $u_{t-1} = \beta' z_{t-1}$ 는 공적분 오차를 나타낸다. 만일 $\alpha < 0$ 인 경우, 다른 조건이 동일하다면 시차 주가가 장기균형보다 큰 경우($p_{t-1} > \gamma d_{t-1}$)에는 $\Delta p_t < 0$ 이어서 주가는 하락 압력을 받는다. 반대로 시차 주가가 장기균형보다 작은 경우($p_{t-1} < \gamma d_{t-1}$)에는 $\Delta p_t > 0$ 이어서 주가는 상승 압력을 받는다. 이는 주가가 장기균형으로 수렴하는 오차수정과정이 작동함을 의미한다. 흥미로운 것은 주가 p_t 의 장기균형 수준 γd_t 가 (菲편더멘털) 추세를 갖는 경우, 위의 오차 수정과정은 베블을 가진 미래 주가에 대한 자기충족적 기대(self fulfilling expectation)와 상응한다는 것이다. 즉, 모형 (15)와 같은 안정성을 가진 ECM의 존재는 투자자들이 (菲편더멘털) 추세를 주가의 장기균형의 일부분으로 간주하는 상태와 연결된다.

그런데 우리의 목표는 우선 로그 배당 시계열 d_t 의 Beveridge–Nelson 분해를 통해 추세 부분을 발췌하고, 서론에서 제시하였다시피 공적분 관계 $p_t = \gamma d_t + u_t$ 를 이용하여 주가의 추세를 발췌하는 데 있다. Beveridge and Nelson(1981)에 따르면 I(1)인 로그변환 주가는 I(1)인 추세 부분($p_{T,t} = \lim_{T \rightarrow \infty} E_t p_{t+T}$)과 I(0)인 그 나머지의 순환(cyclical) 부분으로 구성된다.¹¹ 이를 위해서는 d_t 의 차분, 즉 Δd_t 를 오차항(e_t)의 MA 형태로 표현하는 것이 필요하다. 그런데 식 (15)의 ECM 모형은 VAR 형태가 아니라서 이 작업이 용이하지 않다.

이를 감안하여 아래에서는 Kim(2011, 2012)을 따라 오차수정모형을 VAR 모형으로 변환하는 방법을 소개하고자 한다. 이를 위하여 공적분 벡터 β 를 열(columns)로 하는 다음과 같은 2×2 비특이 정방행렬을 먼저 정의하기로 하자.

$$T = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -\gamma & 1 \end{pmatrix}. \quad (16)$$

여기서 이 행렬 T 를 변수 z_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 z_t 는 배당금과 여기에서 결정되는 주가 장기균형과의 괴리를 나타내는 불균형 오차 u_t 로 구성된 다음과 같은 변수

¹¹ Beveridge–Nelson 분해 중 추세 부분은, Watson(1986)에 따르면, 적분된 시계열의 항구적인 부분(permanent component)이다.

w_t 로 변환된다.

$$w_t \equiv Tz_t = (d_t, u_t)'.$$

여기서 식 (16)의 변환행렬 T 를 식 (14)의 VAR 모형의 좌측에 곱하고 또 모형의 자기회귀계수들을 변환하면 변수 z_t 의 VAR 모형은 변수 w_t 의 VAR 모형으로 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$w_t = A_1 w_{t-1} + \cdots + A_p w_{t-p} + e_t$$

또는

$$w_t = \Psi w_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} A_k \Delta w_{t-k} + e_t \quad (17)$$

여기서 $A_k = T\Phi_k T^{-1}$; $k = 1, 2, \dots, p-1$ 및 $\xi_{\gamma t} = \xi_t - \gamma \delta_t$, $e_t = T v_t = (\delta_t, \xi_{\gamma t})'$ 이며, $\Psi = \sum_{k=1}^p A_k$ 이고, $A_k = -(A_{k+1} + A_{k+2} + \cdots + A_{k+p})$ 이다. $\xi_{\gamma t}$ 는 식 (14)의 VAR 모형의 오차항 $v_t = (\delta_t, \xi_t)$ 에서 생성되는 것으로 주가에 대한 충격에서 장기균형을 고려(γ만큼)한 배당금 충격에 의해 설명되는 나머지 부분을 나타낸다.

Kim(2012)은 공적분이 존재하는 경우 위의 식 (17)이 다음과 같이 I(0)인 공적분 오차를 포함한 안정변수 시계열 $\bar{w}_t = (\Delta d_t, u_t)'$ 의 VAR 모형(이하 변환오차수정모형으로 약칭)으로 변환될 수 있음을 보이고 있다.

$$\bar{w}_t = \sum_{k=1}^p \Psi_k \bar{w}_{t-k} + e_t \quad (18)$$

한편, 위의 식 (18)은 불균형 오차를 피설명변수로 하고 있다는 점에서 Engle-Granger의 오차수정모형과 다르며, 모두 정상인 변수들로만 구성되어 있어 귀무가설 검정 통계량은 표준적인 극한분포를 갖는다.

아래에서는 모형 (14)의 일반화된 구조 VAR 모형에서 非펀더멘털 추세를 정의하고 검정하는 방법을 소개하고자 한다.

III. 편더멘털 추세의 검정과 추정방법

먼저 모형 (18)의 VMA 형태를 유도하기로 한다. 이를 이용하여 d_t 에 포함된 확률적 추세를 분리하고 이 추세를 다시 d_t 의 구조 충격 δ_t 에 의한 부분과 이외는 독립적인 부분으로 분해하고자 한다. 먼저 모형 (18)의 $\Psi_i = \begin{pmatrix} \psi_{11i} & \psi_{12i} \\ \psi_{21i} & \psi_{22i} \end{pmatrix}$ 는 2×2 의 회귀계수를 나타내는데, Kim(2011, 2012)은 변수 Δd_{t-p} 하나만의 계수는 0으로 제약(즉, $\psi_{11p} = \psi_{21p} = 0$) 된다는 것을 보여준다. 한편, L 을 시차연산자로 정의하면 위의 식 (18)의 MA 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \bar{w}_t &= (I - \sum_{i=1}^p L^i \Psi_i)^{-1} e_t & (19) \\ &= \begin{pmatrix} 1 - \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{11i} L^i & \sum_{i=1}^p \psi_{12i} L^i \\ -\sum_{i=1}^{p-1} \psi_{21i} L^i & 1 - \sum_{i=1}^p \psi_{22i} L^i \end{pmatrix}^{-1} e_t \\ &= \frac{1}{(1 - \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{11i} L^i)(1 - \sum_{i=1}^p \psi_{22i} L^i)(\sum_{i=1}^p \psi_{12i} L^i)(\sum_{i=1}^{p-1} \psi_{21i} L^i)} \begin{pmatrix} 1 - \sum_{i=1}^p \psi_{22i} L^i & \sum_{i=1}^p \psi_{12i} L^i \\ \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{21i} L^i & 1 - \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{11i} L^i \end{pmatrix} e_t \\ &\equiv \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \theta_{11i} L^i & \theta_{12i} L^i \\ \theta_{21i} L^i & \theta_{22i} L^i \end{pmatrix} e_t \end{aligned}$$

즉, 식 (19)를 통하여 Δd_t 를 오차항(e_t)의 MA 형태로 다음과 같이 표현하는 것이 가능하며, d_t 의 Beveridge–Nelson 분해가 가능해진다.

$$\Delta d_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_{11i} L^i \delta_t + \theta_{12i} L^i \xi_{\gamma t}) \quad (20)$$

최종적으로 임의의 τ 기 배당금의 Beveridge–Nelson 분해는 식 (20)으로부터 다음과 같이 정의된다.

$$d_\tau = \sum_0^\tau \Delta d_t + d_0 = d_0 + \theta_{11}(1) \sum_{i=1}^\tau \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^\tau \xi_{\gamma i} + \eta_\tau - \eta_0 \quad (21)$$

여기서 $\xi_{\gamma j} = \xi_j - \gamma \delta_j$, $\theta_{11}(1) = \sum_{i=1}^\infty \theta_{11i}$, $\theta_{12}(1) = \sum_{i=1}^\infty \theta_{12i}$, $\sum_{i=1}^\infty j^{1/2} |\theta_{1lj}| < \infty$; $l = 1, 2$

로 정의되며, $\eta_\tau - \eta_0$ 는 I(0)인 안정적인 시계열이다.

마지막으로 $p_t = \gamma d_t + u_t$ 의 공적분 관계에 식 (21)을 삽입하면 τ 기 주가의 Beveridge–Nelson 분해는

$$p_\tau = \gamma d_0 + trend_\tau + \gamma(\eta_\tau - \eta_0) + u_\tau \quad (22)$$

으로 주어진다. 여기서 $trend_\tau = \gamma[\theta_{11}(1) \sum_{i=1}^\infty \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^\infty \xi_{\gamma i}]$ 로 정의된다. 따라서 주가 분해 (22)는 기본적으로 배당금 분해 (21)에 의해 공적분 관계를 통해 유도됨에 유의하자.

다음의 과제는 식 (22)의 추세를 배당금에 대한 순전한 구조 충격(δ_i)에 의한 부분과 이와는 독립적인 나머지 부분으로 분리하는 것이다. 후자의 존재 여부 검정과 추정이 본고의 주된 이론적 목적이며, 이는 통상적인 합리적 버블과 연결지어 고려할 수 있을 것이다.

이를 위하여 식 (22)의 우변항에서 두 개의 추세 부분 중 $\gamma \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^\tau \xi_{\gamma i}$ 부분은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\sum_{i=1}^\tau \xi_{\gamma i} = \sum_{i=1}^\tau (\xi_{\gamma i} - A\delta_i) + A \sum_{i=1}^\tau \delta_i \quad (23)$$

여기서 $A \equiv E\delta_i \xi_{\gamma i} / E\delta_i^2$ 은 사영(projection) 계수¹²이며 정의상 $E(\xi_{\gamma i} - A\delta_i)\delta_i = 0$ 이다. 즉, $(\xi_{\gamma i} - A\delta_i)$ 와 δ_i 간의 공분산은 0이다. 만일 정규분포를 가정하고 공분산이 0이라면 두 변수는 독립이 된다는 것은 잘 알려져 있다. 따라서 $(\xi_{\gamma i} - A\delta_i)$ 와 δ_i 는 통계적으로 서로 독립이 된다.

다음으로 식 (23)을 식 (22)에 삽입하여 정리하면 다음이 얻어진다.

12 A 는 OLS로 추정된다.

$$p_\tau = \gamma d_0 + [\gamma\theta_{11}(1) + \Lambda] \sum_{i=1}^{\tau} \delta_i + \gamma\theta_{12}(1) \sum_{i=1}^{\tau} (\xi_{\gamma i} - \Lambda\delta_i) + \gamma(\eta_\tau - \eta_0) + u_\tau \quad (24)$$

결국 τ 기 주가의 추세는 배당금의 펀더멘털 충격으로 구성된 추세 부분 $[\gamma\theta_{11}(1) + \Lambda] \sum_{i=1}^{\tau} \delta_i$ 과 이와는 통계적으로 독립적인 (非펀더멘털) 추세 부분 $\gamma\theta_{12}(1) \sum_{i=1}^{\tau} (\xi_{\gamma i} - \Lambda\delta_i)$ 으로 나누어 표현할 수 있다.

$$trend_\tau = [\gamma\theta_{11}(1) + \Lambda] \sum_{i=1}^{\tau} \delta_i + \gamma\theta_{12}(1) \sum_{i=1}^{\tau} (\xi_{\gamma i} - \Lambda\delta_i) \quad (25)$$

한편, $\gamma \neq 0$ 을 가정하면 식 (25)에서 $\theta_{12}(1) = 0$ 인 경우 주가에 非펀더멘털 추세는 존재하지 않는데, 이 조건은 귀무가설 $H_0 : \sum_{i=1}^p \psi_{12i} = 0$ 로 쓸 수 있다. 이는 왜냐하면 식 (19)에 의해 다음 식이 성립하기 때문이다.

$$\theta_{12}(1) = \frac{\sum_{i=1}^p \psi_{12i}}{(1 - \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{11i})(1 - \sum_{i=1}^p \psi_{22i})(\sum_{i=1}^p \psi_{12i})(\sum_{i=1}^{p-1} \psi_{21i})}$$

이를 좀 더 부연설명하면 $\sum_{i=1}^p \psi_{12i} = 0$ 는 $\psi_{12i} = 0$ for $\forall i = 1, \dots, p$ 이면 성립하는데, 이는 식 (18)에서 시차 불균형 오차 u_{t-i} 가 로그배당금 차분 Δd_t 에 영향을 미치지 못하고 있음을 나타낸다. 즉, 주가의 불균형 오차가 배당의 변화에 영향을 미치지 못하는 것이 ‘주가에 非펀더멘털 추세가 없도록 하는’ 충분조건임을 나타낸다. 또한 Δd_t 는 귀무가설하에서 식 (19)로부터 다음과 같이 쓸 수 있으며, 로그 배당금에 대한 시차 충격들만으로 순수하게 구성될 수 있다.

$$\Delta d_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_{11i} \delta_{t-i} \quad (26)$$

다시 밀하여 주가에 펀더멘털과 다른 불균형이 존재한다면 이는 주가가 펀더멘털과 괴리된 추세를 가질 소지가 있음을 의미한다. 식 (26)에서는 非펀더멘털 추세를 구성하

는 부분인 $\sum_{i=0}^{\infty} \theta_{11i} \xi_{\gamma t}$ 가 빠져 있다. 그런데 $\xi_{\gamma t}$ 는 주가에 대한 충격에서 장기균형을 고려 (γ 만큼)한 배당금 충격에 의해 설명되는 나머지 부분을 나타낸다. Keynes에 의해 제기¹³된 사상누각이론(castle-in-the-air theory) 또는 열기이론(fad theory), 곧 투자자들이 내재가치에 근거하여 투자하기보다는 사람들이 미래에 어떤 행동을 보일지(대중심리)를 예측함으로써 투자에 임한다는 이론이 이 부분을 설명할 수 있는 한 가지 예일 것이다.

그리면 귀무가설 $\sum_{i=1}^p \psi_{12i} = 0$ 은 어떻게 검정할 것인가? 이는 식 (18)의 계수 추정으로부터 가능한데, 식 (18)의 구성 변수들이 모두 I(0)이며 공적분 계수가 초일치성(super-consistency)을 갖기 때문에 통상적인 t-검정을 쓸 수 있다.¹⁴

IV. 우리나라 자료를 통한 실증분석

본 장에서는 우리나라의 1970년대 중반 이후 자료를 이용하여 주가 추세 부분 중 펀더멘털과 관련이 없는 부분의 존재 여부를 검정하고 이를 추정하여 보았다. 주가지수는 KOSPI, 배당금은 이충언(1999) 등을 따라 시가총액과 배당수익률을 곱하여 산출¹⁵하였으며, 분석기간과 주기는 외환위기 직후인 1976년에서 2012년까지 연간(37개)이다. 자료원은 한국은행 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr/>)이다.

한편, 소비자물가지수로 나누어준 실질 주가지수와 배당금 두 변수는 모두 로그변환 후 평균을 제거한 후 사용하였다. 단위근 검정을 위한 ADF 검정 통계량은 배당금 -0.043, 주가 -2.050으로 모두 5% 유의수준에서 ‘단위근의 존재’를 기각할 수 없었다. VAR 모형의 차수 선정을 위하여 AIC 및 SIC 정보기준을 〈Table 1〉과 같이 계산하였다. 그 결과 1 또는 2가 선정되었으며, 누락변수 편의(omitted variable bias)를 감안하여

¹³ 개인적 기준보다는 대중의 입장에서 평균적으로 아름답다고 생각하는 미인을 선택한다는 Keynes(*The General Theory of Employment, Interest and Money*, 1936)의 미인대회(beauty contest) 비유에서 기인하였다.

¹⁴ 이와 관련된 내용을 제언해 주신 익명의 검토자께 감사드린다.

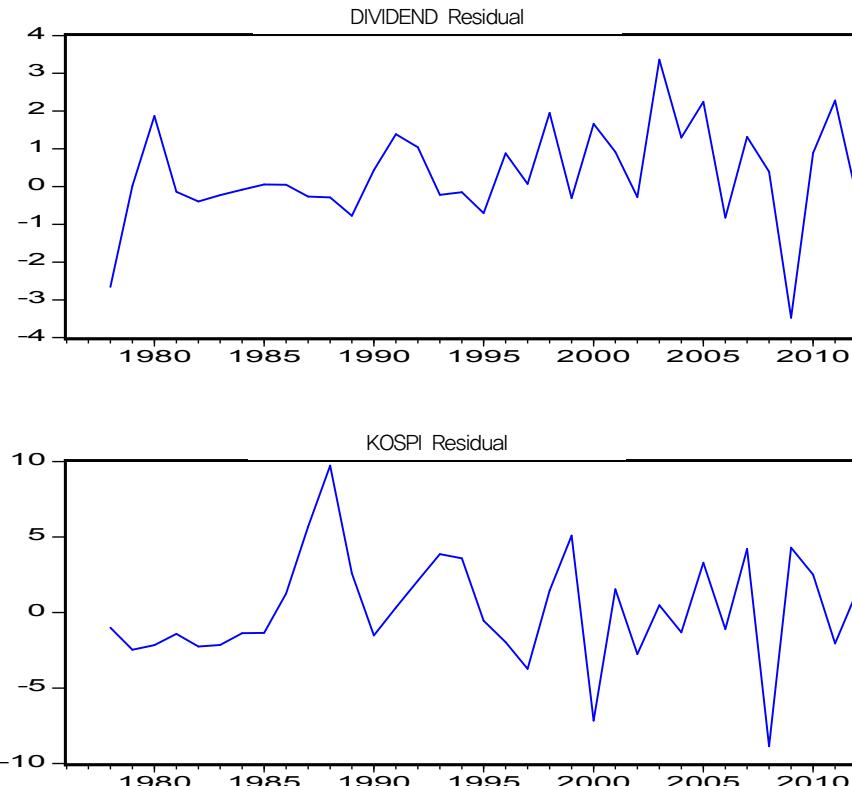
¹⁵ 미국 등에서 자사주 매입이 배당을 대체해 간다는 주장도 있으나 최도성·김성민(2004) 등의 국내 시장에 대한 연구 결과는 이를 기각하고 있어 본고에서는 이를 고려하지 않았다.

〈Table 1〉 Information Criteria for VAR Model Order Selection

	1	2	3	4
AIC	9.24	9.23	9.35	9.47
SIC	9.42	9.59	9.89	10.20

[Figure 1] Time Series for Dividend and Stock Price Shocks under VAR (2) Model

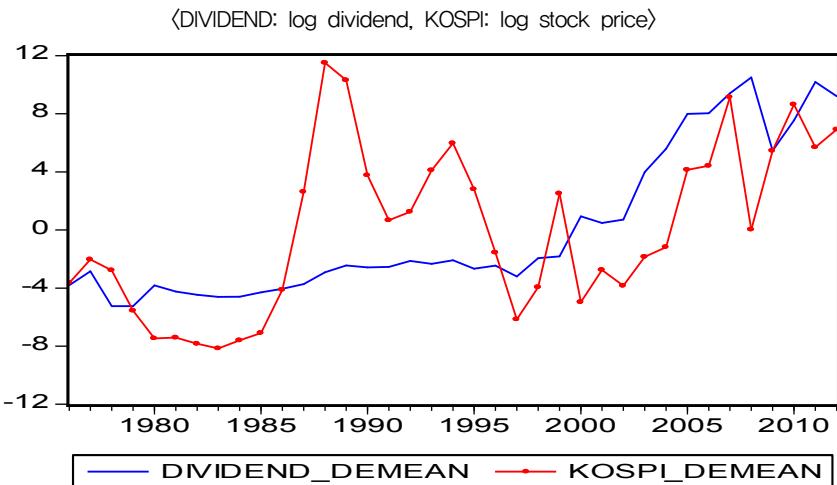
〈DIVIDEND: log dividend, KOSPI: log stock price〉



보수적으로 2를 선택하였다.

[Figure 1]은 차수가 2인 경우 축약형 VAR 모형의 충격 시계열을 나타내는데, 펀더멘털을 나타내는 배당금의 경우 2000년대 초의 (벤처) 호황기 중에는 높은 양(+)의 충격을, 글로벌 금융위기 직후인 2009년 중에는 높은 음(-)의 충격을 보이고 있다. 본고에서 이 배당금 충격 시계열은 Wu(1997)를 따라 배당금 충격 시계열(δ_t)의 추정치로 사용된다.

[Figure 2] Time Series for Log-Dividend and Log-Stock Price



〈Table 2〉 Johansen Cointegration Test Results

VAR model order	1	2
Trace statistics	0.195	0.288
Max-Eigen statistics	0.141	0.218

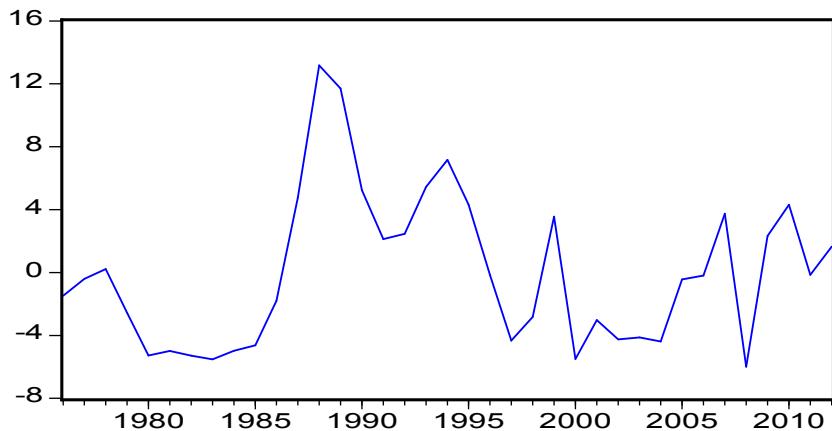
Note: p-values for the null hypothesis “ H_0 : Cointegration vector does not exist.”

한편, 배당금 충격은 비교적 안정적인 데 비해 주가 충격은 큰 변동성을 보이고 있다. 이는 배당금→주가 방향의 충격 전파과정에서 주가에 배당금 충격과 괴리된 심리적 요인 등에 의한 추가 충격 또는 잡음(white-noise)이 포함되어 있을 개연성을 시사한다. 그러나 이는 통계적 검정을 요하므로 후술하기로 한다.

한편, 앞의 제Ⅲ장에서는 주가와 이를 결정하는 펀더멘털로서의 배당금 간의 공적분 관계를 전제하고 이론을 제시하고 있다. 이는 물론 후술할 공적분 검정을 요하는 명제이지만 먼저 그래프로 확인하기 위해 로그 배당금과 로그 주가지수 시계열을 나타낸 [Figure 2]를 보면 서로 연동되어 움직이고 있어 서로 공적분 관계에 있을 가능성을 유추할 수 있다.

다음으로 VAR 모형의 차수를 달리하며 주가지수와 배당금 간 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과, 〈Table 2〉에서 보듯 모형 차수가 1인 경우 Trace 검정과 Max-Eigen 검정 모두 ‘공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설’을 20% 유의수준에서 기각하였다.

[Figure 3] Time Series of the Estimated Cointegration Errors



다음으로 Johansen 검정 결과 공적분의 여부가 불분명함에 따라 공적분에 대한 잔차 검정(residual-based test)을 추가로 실시하였다. 즉, 로그 주가지수를 로그 배당금으로 OLS 회귀한 후의 추정계수 $\hat{\gamma} = 0.573$ (t 값 = 3.622)으로 산출한 추정 잔차 $\hat{u}_t (= p_t - \hat{\gamma}d_t)$ 에 대해 ADF 단위근 검정을 실시한 결과, t 값이 -2.714 (p 값: 0.073)로 단위근의 존재를 10% 유의수준에서 기각하고 있다. 이 결과는 주가지수와 배당금 간 공적분의 존재를 지지하는 것이다.

한편, 추정 공적분 오차 \hat{u}_t 를 나타낸 [Figure 3]을 보면 올림픽 이후 1988~95년의 고도성장기와 2000년대 초의 (벤처) 호황기 중에는 양(+)의 수준을, 글로벌 금융위기 직후인 2009년 중에는 음(−)의 수준을 보이고 있는 것을 확인할 수 있다. 로그 주가지수의 장기균형을 Engle-Granger 방식대로 $\hat{\gamma}d_t$ 로 정의한다면, 이는 2000년대 초의 (벤처) 호황기 중에는 주가가 배당금이 결정하는 장기균형 수준보다 높다는($p_t > \hat{\gamma}d_t$) 것을 의미하며, 반대로 글로벌 금융위기 직후인 2009년 중에는 주가가 배당금이 결정하는 장기균형 수준보다 낮다는($p_t < \hat{\gamma}d_t$) 것을 의미한다.

이는 펀더멘털인 배당금보다 주가가 과민하게 반응하고 있을 개연성을 나타내며, 다음에서는 본격적으로 주가에 非펀더멘털 추세가 존재하지 않는지에 대한 검정을 실시하기로 한다.

다음으로 제Ⅲ장에서 제시한 방법에 따라 ‘주가에 非펀더멘털 추세가 존재하지 않는다는 귀무가설’을 검정할 수 있다. 이는 주가지수의 Beveridge-Nelson 분해를 나타낸

〈Table 3〉 A t-test Result for the Existence of Non-fundamental Trend in KOSPI

Model order	1	2
t-test	0.510	0.608

Note: p-values for the null hypothesis “ H_0 : There is not a non-fundamental trend in KOSPI.”

〈Table 4〉 Estimation Results for Eq. (18) When $p=2$

Dependent variable	Explanatory variables			R^2
	Δd_{t-1}	$\Delta \hat{u}_{t-1}$	$\Delta \hat{u}_{t-2}$	
Δd_t	0.053 (0.327)	0.157 (2.426)	-0.184 (-2.854)	0.174
$\Delta \hat{u}_t$	0.060 (0.131)	0.698 (3.826)	-0.080 (-0.444)	0.417

Note: Number in a parenthesis denotes a t-value.

식 (24)에서 $\theta_{12}(1) = 0$ 인지의 검정을 나타내며, 주가지수에 배당금에 대한 구조 충격의 합($\sum_{i=1}^{\tau} \delta_i$)과 통계적으로 독립인 非펀더멘털 추세가 존재하는지에 대한 검정의 의미를 지닌다. 전술하였다시피 이는 로그 배당금의 MA 표현인 식 (19)로부터 $\sum_{i=1}^p \psi_{12i} = 0$ 를 t-검정하는 것으로 확인할 수 있다.

이에 따라 귀무가설은 $H_0 : \sum_{i=1}^p \psi_{12i} = 0$ 로 설정하고 전 기간에 대하여 $\Delta w_t = (\Delta d_t, u_t)'$ 의 VAR 모형 (18)을 추정하고 추정계수 합 $\sum_{i=1}^p \hat{\psi}_{12i}$ 을 이용하여 t-검정을 실시하였다. 〈Table 3〉은 VAR 모형의 시차를 달리한 검정 결과인데, $p=1$ 과 $p=2$ 인 경우 모두 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

위의 검정 결과를 보면 非펀더멘털 추세는 존재가 없거나 미약할 것으로 판단된다. 다음은 非펀더멘털 추세가 미약하나마 존재할 것으로 가정하고 추정하는 과정이다. 〈Table 4〉는 VAR 모형 시차 2를 기준으로 식 (18)에서 주어진 모형 추정 결과이다.¹⁶

〈Table 4〉에 따르면 $\psi_{111} = 0.053$, $\psi_{121} = 0.157$, $\psi_{122} = -0.184$, $\psi_{211} = 0.060$, $\psi_{221} = 0.698$, $\psi_{222} = -0.080$ 이다. 따라서

16 Kim(2012)은 Δd_{t-2} 의 계수가 0으로 제약됨을 보인다.

$$\hat{\theta}_{11}(1) = \frac{1 - \sum_{i=1}^2 \widehat{\psi}_{22i}}{(1 - \widehat{\psi}_{111})(1 - \sum_{i=1}^2 \widehat{\psi}_{22i})(\sum_{i=1}^2 \widehat{\psi}_{12i})(\widehat{\psi}_{211})} = -213.5,$$

$$\hat{\theta}_{12}(1) = \frac{\sum_{i=1}^2 \widehat{\psi}_{12i}}{(1 - \widehat{\psi}_{111})(1 - \sum_{i=1}^2 \widehat{\psi}_{22i})(\sum_{i=1}^2 \widehat{\psi}_{12i})(\widehat{\psi}_{211})} = 15.0$$

이다.

다음으로 계수 $\Lambda \equiv E\delta_i\xi_{\gamma i}/E\delta_i^2$ 의 추정치를 구하기 위하여 $(\hat{\delta}_i, \hat{\xi}_{\gamma i})'$ 의 시계열 ($i = 1, 2, \dots, T$)을 모형 (18)의 잔차 벡터로부터 구한 후 이를 OLS를 이용하여 $\hat{\Lambda} = -0.978$ (t 값 = -2.003)을 구한다. 이를 이용하여

$$\hat{\gamma}\hat{\theta}_{12}(1) = 0.573 \times (15.0) = 8.595$$

와

$$\hat{\gamma}\hat{\theta}_{11}(1) + \hat{\Lambda} = 0.573 \times -213.5 - 0.978 = -123.3$$

과 같이 추정한다.¹⁷

마지막으로 주가 추세는 다음과 같이 분해된다.¹⁸

$$trend_{\tau} = -123.3 \sum_{i=1}^{\tau} \hat{\delta}_i + 8.595 \sum_{i=1}^{\tau} (\hat{\xi}_{\gamma i} + 0.978 \hat{\delta}_i)$$

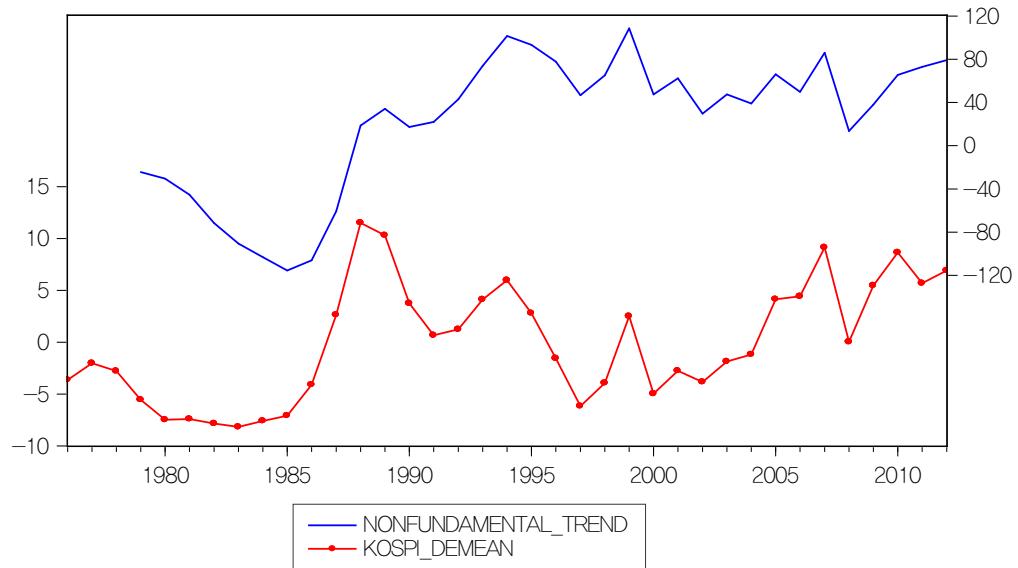
[Figure 4]는 非펀더멘털 추세와 KOSPI 추이를 함께 나타낸 그래프이다. 전반적으로 非펀더멘털 추세는 주가지수와 같은 방향으로(상관계수: 0.609) 움직이고 있음을 알 수 있다. 특히 올림픽 이후 기간의 경우에는 펀더멘털 추세에 큰 변동이 없는 가운데 非펀더멘털 추세가 주가변동을 견인하고 있음을 볼 수 있다. 또한 주가지수는 펀더멘털 추세 보다는 非펀더멘털 추세와 높은 상관성을 보이는 것으로 나타났다(Table 5 참조).

¹⁷ 각 요소의 추정값을 대입하는 방법으로 추정하였다.

¹⁸ 정규성을 가정하는 경우 본고의 추세는 부호와 관련없이 확률적으로 동일한 변수다. 예를 들어 확률변수 δ_i 가 $\delta_i \sim N(0, \sigma^2)$ 의 정규분포를 하는 경우 $-\delta_i$ 역시 $-\delta_i \sim N(0, \sigma^2)$ 의 동일한 정규분포를 하며 두 변수는 동일한 확률변수다. 이를 확장하면 i.i.d.n 가정하에 추세 $\sum_{i=1}^{\tau} \delta_i$ 는 $-\sum_{i=1}^{\tau} \delta_i$ 와 동일하게 $N(0, \tau^2 \sigma^2)$ 의 분포를 한다.

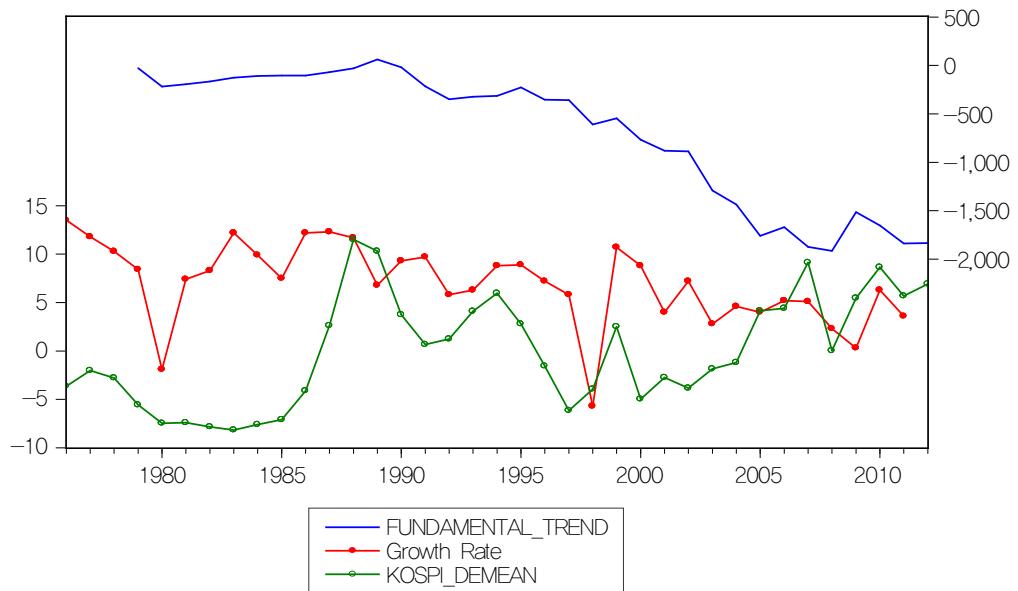
[Figure 4] Non-fundamental Trend and Demeaned Log-KOSPI

⟨Non-FUNDAMENTAL_TREND: non-fundamental trend, KOSPI_DEMEAN: demeaned KOSPI⟩



[Figure 5] Fundamental Trend, Demeaned Log-KOSPI and Growth Rate

⟨FUNDAMENTAL_TREND: fundamental trend, KOSPI_DEMEAN: demeaned KOSPI,
GROWTH RATE: GDP growth rate⟩



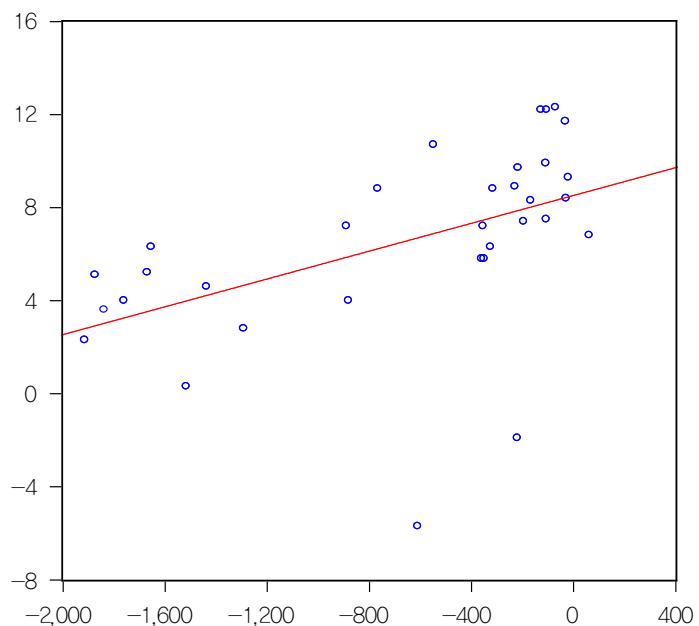
〈Table 5〉 Correlation Coefficients between Variables

	Fundamental trend	Non-fundamental trend	KOSPI
Fundamental trend	1		
Non-fundamental trend	0.483	1	
KOSPI	-0.382	0.609	1

마지막으로 편더멘털 추세는 1990년대를 정점으로 지속적인 하향 추세를 보여 우리 경제의 성장률 하락과 관련이 있을 것으로 판단된다. [Figure 6]의 편더멘털 추세와 경제성장률 간 산포도 역시 양자 간에 정(+)의 관계가 있음을 보여주고 있다.

[Figure 6] A Scatter Diagram between Fundamental Trend and Growth Rate

〈FUNDAMENTAL_TREND: fundamental trend (X axis), GROWTH RATE: GDP growth rate (Y axis)〉



V. 결론 및 시사점

본고는 글로벌 금융위기 이후 자산가격 버블의 이해에 대한 관심이 높아지고 있는 여건을 감안하여 우리나라 주가에 펀더멘털과 무관한 I(1)인 비정상 확률적 추세가 존재하는지의 여부를 주가와 배당금의 2변수 VAR 모형에서 검정하고 이를 추정하여 보았다. 이 추세는 주가의 합리적 버블을 추정하기 어려운 점을 감안하여 도입한 것으로 공적분 및 오차수정모형을 해석하는 경우 양자 간에 유사성이 있음을 설명한다. 한편, 분석 모형에서 주가와 배당은 모두 I(1)인 시계열이며 서로 Engle-Granger 공적분 관계인 것으로 가정한다. 이런 이론적 틀에서 배당금 충격(펀더멘털)의 추세와 통계적으로 상관관계가 없는 주가 내 추세의 추정이 잘 알려진 Beveridge-Nelson 분해를 통해 가능함을 보인다. 또한 이의 검정은 표준적인 t-검정을 통해 쉽게 수행될 수 있음도 보인다. 이러한 추세가 주가에 존재할 경우 일단 발생한 충격은 영구히 지속되며 경제적 영향 역시 항구적일 수 있다. 실증분석에서 1976~2012년 중 연간 실질 KOSPI 지수와 배당 자료를 분석한 결과, 한국 주가에 ‘펀더멘털과 무관한 추세가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났으나, 올림픽 이후 기간의 경우에는 부분적으로 주가변동을 견인하는 것으로 추정된다.

마지막으로 본고의 실증분석 결과를 부동산 및 외환 등 여타 자산가격에 확장 응용하고, Watson(1986)의 지적과 같이 Beveridge-Nelson 분해가 적분 시계열을 추세와 순환 부분으로 나누는 신뢰성 있는 방법이지만 유일한 방법은 아닌 만큼 여타 방법을 통해 본고의 결과를 검증하는 것은 모두 흥미로운 추가 연구과제가 될 것이다.

참고문헌

- 이충언, 「우리나라 주식시장의 합리적 거품규모 추정」, 『금융학회지』, 제4권 제2호, 한국금융학회, 1999, pp.147~168.
- 최도성·김성민, 「배당과 자사주매입의 대체가설에 관한 연구」, 『한국증권학회 발표논문집』, 2004년 제4차 정기학술발표회, 2004.
- Beveridge, S. and C. R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No. 2, 1981, pp.151~174.
- Blanchard, O. J. and M. W. Watson, "Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets," in P. Wachtel (ed.), *Crisis in the Economic and Financial Structure*, Lexington MA: D.C. Heathand Company, 1982, pp.295~315.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp.1062~1088.
- Diba, B. T. and H. I. Grossman, "The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices," *Economic Journal*, Vol. 98, No. 392, September 1988a, pp.746~754.
- _____, "Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?" *American Economic Review*, Vol. 78, No. 3, June 1988b, pp.520~530.
- Froot, K. A. and M. Obstfeld, "Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 5, 1991, pp.1189~1214.
- Gordon, M. J., "Dividends, Earnings and Stock Prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 41, No. 2, 1959, pp.99~105.
- Kim, Yun-Yeong, "Inference for Stochastic Bubble Trend in Stock Price under Error Correction Model," SMU-ESSEC Symposium on Empirical Finance & Financial Econometrics, 2011.
- Kim, Yun-Yeong, "Stationary Vector Autoregressive Representation of Error Correction Models," *Theoretical Economics Letters*, Vol. 2, No. 2, 2012, pp.152~156.
- Shiller, R., "Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, Vol. 71, 1981, pp.421~436.

- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1980, pp.1~48.
- Watson, M. W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, No. 1, 1986, pp.49~75.
- West, K., "A Specification Test for Speculative Bubbles," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, 1987, pp.553~580.
- Wu, Y., "Rational Bubbles in the Stock Market: Accounting for the U.S. Stock-Price Volatility," *Economic Inquiry*, Vol. 35, No. 2, 1997, pp.309~319.

韓國開發研究

제35권 제2호(통권 제119호)

소프트달러와 주식형 펀드의 이해상충

조 성 빈

(송실대학교 경제학과 부교수)

Soft Dollars and Conflicts of Interest
in Equity Funds in Korea

Sungbin Cho

(Associate Professor, Department of Economics, Soongsil University)

* 본 논문은 필자가 수행한 『펀드 투자자와 운용사의 이해상충: Soft Dollar를 중심으로』(정책연구시리즈 2012-02, 한국개발연구원, 2012)를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

조성빈: (e-mail) sungbin.cho@ssu.ac.kr, (address) Department of Economics, Soongsil University, 369, Sangdo-ro, Dongjak-gu, Seoul, 156-743, Korea.

- Key Word: 소프트달러(Soft Dollar), 이해상충(Conflicts of Interest), 투자자 보호(Investor Protection)
- JEL Code: G23, G29
- Received: 2012. 10. 23 • Referee Process Started: 2012. 11. 2
- Referee Reports Completed: 2013. 3. 12

ABSTRACT

This study analyzes the relationships between soft dollar(brokerage commission) and characteristics of funds, and between brokerage commission and return on funds, using the data on equity funds of Korea from June 2008 to November 2011. The result confirms a statistically significant negative relationship between management & sales fees and brokerage commission, meaning that rather than raising management & sales fees, which could be easily recognized by investors, it is through brokerage commission, a hidden cost, which asset management firms indirectly compensate for their services. Meanwhile, the analysis on the relationship between brokerage commission and return on funds reveals that higher brokerage commissions lead to lower return on funds, meaning at least in short-term no contribution to increasing returns in the future. These results suggest the need for streamlining the system to alleviate conflicts of interest between investors and management firms in addition to effectively controlling for principal-agent problems.

본 논문은 2008년 6월~2011년 11월 기간 동안 우리나라 주식형 펀드의 자료를 이용하여 소프트달러(위탁매매수수료)와 펀드 특성 사이의 관계 및 위탁매매수수료와 투자수익률 사이의 관계에 대한 분석을 수행하였다. 분석 결과, 운용보수 및 판매보수는 위탁매매수수료와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 확인되었는데, 이는 투자자가 상대적으로 명확하게 인지할 수 있는 운용보수 및 판매보수 수준을 높이기보다는 숨겨진 비용인 위탁매매수수료를 통해 간접적으로 보상이 이루어짐을 시사한다. 한편, 위탁매매수수료와 펀드성과 사이의 관계를 살펴본 결과, 위탁매매수수료가 높을수록 현재의 성과와 음(-)의 관계를 가지며, 단기적으로 미래의 성과를 제고하는 데 기여하지 못하는 것으로 확인되었다. 이러한 분석 결과는 투자자와 운용사의 이해상충의 완화와 대리인 문제의 효과적인 통제를 위한 제도 정비의 필요성을 시사하는 것으로 생각된다.

I. 서 론

우리나라의 펀드시장은 주식형 펀드를 중심으로 2000년 이후 빠르게 성장하고 있다. 특히 정보적 열위에 있는 개인투자자의 비중이 2011년 말 기준 59.75%(잔고 기준), 87.24%(계좌 기준)로 높은 수준을 유지하고 있는 상황에서 투자자의 이익과 연관된 비용에 대한 관심이 증가하고 있다. 펀드투자와 관련된 비용은 약관 또는 투자설명서에 명시적으로 제시되는 비용과 운용과정에서 발생하는 비용이 있다. 전자에는 판매보수 또는 판매수수료, 운용보수, 신탁회사보수 및 일반사무관리보수 등이 해당되고, 후자에는 펀드 자산의 매매·증개 과정에서 발생하는 위탁매매수수료 등이 해당된다. 선명성(saliency) 측면에서 다소 차이가 있으나, 명시적인 비용은 투자자가 투자 의사 결정 시 고려할 수 있는 비용이다. 이에 반해, 위탁매매수수료는 운용과정에서 발생하는 비용으로 투자자의 직접적인 통제에서 벗어나 있고 관찰 가능성에 제한적인 비용이다. 주인-대리인이 분리되어 대리인 문제가 발생하는 전형적인 구조를 지닌 펀드에서 투자자 자산의 매매로 인해 발생하는 위탁매매수수료는 투자자와 운용사 사이의 이해상충에 있어 중요한 의미를 가진다.

위탁매매를 대행하는 증권사는 운용사에 리서치서비스와 위탁매매 실행서비스를 묶음으로 제공하는 것이 일반적이다. 리서치서비스는 보고서나 애널리스트 및 트레이더에 대한 접근 등을 포함하여 증권사의 내부 자원을 통해 제공되거나(proprietary research) 제3자의 리서치 자료를 제공하는 방식으로 이루어진다. 위탁매매수수료는 위탁매매의 실행과 리서치 등의 서비스에 대하여 포괄적으로 지불되기 때문에, 위탁매매수수료의 일부가 리서치에 대한 급부로 지불되는 것을 소프트달러(soft dollar)로 지칭한다.¹

운용사는 매매거래의 실행에 있어 가장 낮은 가격으로 최선의 실행(best execution)을 하여 투자자의 이익을 극대화해야 할 의무가 있다. 또한 선관의무에 의하면, 운용사는 고객의 자산을 자신의 이익을 위해 사용할 수 없다. 그런데 운용사가 위탁매매를 대행하는 증권사에 매매의 실행과 리서치를 구입하는 데 소프트달러를 지불하면 매매와 관련된 최선의 실행과 상충의 문제가 발생하거나 자산의 운용을 위한 조사연구에 대한

1 이하에서는 위탁매매수수료와 소프트달러를 혼용하여 사용한다.

자원배분을 감소시킬 수 있다.

SEC(1998)에 따르면, 펀드산업이 발달한 미국의 경우 약 90%의 운용사가 관행적으로 소프트달러를 지급하고 있으며, 위탁매매수수료의 40% 정도는 리서치 획득을 위한 비용으로 지불되고 있다. 우리나라의 경우 관행적으로 소프트달러를 지불해 왔으며 이와 관련된 사항들에 대한 정보는 투자자에게 제공되지 않았다.²

금융투자협회에 공시되는 운용사별 위탁매매수수료율과 매매회전율을 살펴보면(Table 1), 위탁매매수수료율은 4.61~18.91bp, 그리고 매매회전율은 44.66~760.66%의 수준을 나타내고 있다. 순자산의 변화가 없다는 가정하에 소프트달러(위탁매매수수료)는 최소 순자산 대비 4.89~72.8bp로 펀드에 따라서는 펀드성과에 상당한 영향을 미칠 수 있는 수준이다.³ 이같이 소프트달러가 펀드성과에 영향을 미침에도 불구하고 이에 대한 투자자의 인지(perception) 정도는 낮은 수준에 머물고 있는 것이 현실이다.⁴

소프트달러는 자산운용사의 효율성 및 투자자의 이익과 밀접한 관련을 가지고 있으므로 이와 관련한 분석이 필요하다.⁵ 특히 운용사와 투자자 사이의 이해상충의 문제는 미국과 영국 등에서도 지적된 바 있어, 우리나라에서의 관련 비용의 현황 및 투자자 이익과의 관계에 대한 이해는 중요한 시사점을 가질 것으로 생각된다.

소프트달러와 투자자 이익 사이에는 상반된 견해가 존재한다. 소프트달러는 투명성이 낮은 비용으로 분리되어 지급되어야 할 비용을 은닉하는 수단으로 이용되어 투자자의 이익을 해할 가능성이 있으나, 동시에 종목선택능력을 향상시켜 궁극적으로 투자자 이익에 기여할 수 있다. 소프트달러의 효과는 이론적으로 그리고 사전적으로 일의적인 예측이 가능하지 않고 실증적으로 검증되어야 할 문제일 것이다. 본 논문은 소프트달러와 관련된 투자자와 운용사의 이해상충 문제를 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 소프트달러의 개념 및 기능에 대한 논의를

2 2011년 6월 30일 금융위원회는 위탁매매수수료율과 매매회전율에 관한 정보를 공시하고 투자자가 이를 통해 대한 정보를 쉽게 확인하도록 펀드공시제도 개선을 추진한다고 발표하였으나 계획대로 실행되고 있지 않다.

3 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률 시행령」 제92조 2항에 따르면, “매매회전율이란 해당 운용기간 중 매도한 주식가액의 총액을 그 해당 운용기간 중 보유한 주식의 평균가액으로 나눈 비율”을 의미한다. 따라서 매수금액을 고려하면 위탁매매수수료의 수준은 본문의 수치보다 높아질 것이다.

4 한국투자자보호재단(2012)에 의하면, 펀드투자 경험자 중 2.2%만이 운용보고서에서 보수 및 수수료 등의 비용 현황을 확인하는 것으로 나타났다.

5 소프트달러와 관련하여 다음과 같이 언론에서도 주목하고 있다. “..... This so-called soft-dollar business has allowed anything from research to marketing to be financed by investors who had no idea what they were buying.” (America's mutual-fund scandal,' *The Economist*, Mar. 18th 2004.)

〈Table 1〉 Trading Costs and Turnover Ratio (as of June 2012)

Asset mgmt firm	Trading cost (bp)	Turnover ratio (%)	Asset mgmt firm	Trading cost (bp)	Turnover ratio (%)
GS Asset	10.16	129.18	Allianz Global Investors	5.91	192.37
I Investment Trust Mgmt	10.36	164.65	Alpha Asset Mgmt	10	104.79
IBK SG Asset Mgmt	8.72	111.77	Assetplus Investment Mgmt	8.58	178.27
JPMorgan Asset Mgmt	15.8	169.38	Wise Asset Mgmt	10.01	286.16
KB Asset Mgmt	9.31	80.92	Woori Asset Mgmt	7.4	140.83
KTB Asset Mgmt	7.14	459.3	Yurie Asset Mgmt	7.22	104.64
LS Asset Mgmt	10.05	592.4	EUGENE ASSET Mgmt	4.61	431.2
NH-CA Asset Mgmt	5.69	123.04	PCA Asset	10.58	159.96
SEI Asset Korea	10.37	120.51	Consus Asset Mgmt	13.16	231.34
Goldman Sachs Asset Mgmt	7.47	214.6	Cosmo Investment Mgmt	10.01	118.84
Golden Bridge Asset Mgmt	10.03	261.69	Kiwoom Asset Mgmt Co., Ltd	8.48	662.87
Hi Asset Mgmt	10.33	319.88	Truson Asset Mgmt	11.82	88.63
Daishin Investment Trust Mgmt	7.95	350.25	Franklin Templeton Investments	18.91	134.24
Dongbu Asset Mgmt	7.68	303.74	Plus Asset Mgmt	10.09	136.81
Dream Asset Mgmt	10.39	740.92	Fidelity International	9.55	127.07
Lazard Korea Asset Mgmt	10.03	86.25	UBS Hana Asset Mgmt	13.83	105.89
My Asset	10.49	185.74	Korea Investment Mgmt	13.08	55.62
Meritz Asset Mgmt	10.14	383.28	Pheonix Asset	8.5	376.11
Mirae Asset Global Investments	14.66	167.39	hanwhafund	9.89	104.55
KDB Asset Mgmt	9.57	760.66	Hyundai Investments	10.31	628.83
Samsung Investments	8.7	86.88	Hyundai Asset Mgmt	10.13	175.05
Schroders Korea	10.01	48.84	Heungkuk Asset Mgmt	10.01	258.66
Shinyoung Asset Mgmt	9.69	113.92	ING Investment Mgmt	9.76	260.29
Midas International Asset Mgmt	10.95	292.38	Korea Investment Value Asset Mgmt	10.41	102.48
Shinhan BNP Paribas Asset Mgmt	10.39	130.05	Kyobo AXA Investment Managers	6.32	44.66
Tong Yang Investment Trust Mgmt	8.71	164.83			

Source: Korea Financial Investment Association.

살펴보고 국내 및 해외의 선행연구를 개관한다. 제Ⅲ장에서는 소프트달러와 펀드 특성, 그리고 소프트달러와 펀드성과 사이의 관계에 대한 실증분석을 수행하고 시사점을 논의 한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 정리하고 향후 연구과제를 논의한다.

II. 소프트달러에 대한 논의 및 선행연구

1. 소프트달러의 개념 및 기능

소프트달러는 자산운용사가 증권사에 지급하는 위탁매매수수료의 한 형태로 매매비용 및 리서치 자료의 공급에 대한 대가 등을 포괄하여 지칭하는 개념이다.⁶ 미국의 경우 위탁매매수수료 중 자산운용사가 증권사로부터 수취하는 물품 및 서비스의 대가로 지불하는 비용을 소프트달러라고 정의하여 증권사에 위탁매매를 의뢰한 대가로 자산운용사가 증권사로부터 위탁매매 이외에 추가로 제공받는 서비스에 대한 비용을 의미하기도 한다. 그러나 일반적으로 위탁매매수수료, 리서치, 자료 및 소프트웨어 등과 관련된 비용을 포괄적으로 지칭한다.⁷

리서치서비스를 제공받지 않고 소프트달러가 존재하지 않는 상황에서 운용사가 최선의 실행을 하면 위탁매매수수료가 가장 낮은 증권사를 통해 위탁매매서비스가 이루어질 것이다. 그런데 소프트달러가 존재하는 경우 가장 낮은 수수료를 지불하는 위탁매매를 선택하는 대신 보다 높은 수수료를 지불하고 위탁매매 외에 추가적인 서비스를 구매할 가능성이 존재하고, 이는 구입한 서비스의 효율성 그리고 궁극적으로는 투자자의 이익과 밀접한 관련을 가진다. 특히 투명성이 낮은 소프트달러의 경우 정보의 비대칭성과 비효율성이 발생할 가능성이 더 높다.

소프트달러의 기능 및 효과에 대해서는 상반된 견해가 존재한다.

먼저 소프트달러는 운용사와 투자자의 이해상충을 유발하여 투자자의 이익에 부정적으로 작용한다는 견해가 있다. 이는 기본적으로 운용보수에 편입자산의 리서치에 대한 보상이 포함되어 있는데, 소프트달러는 운용사가 자신의 자산으로 지불해야 할 리서치 비용을 투자자에게 부담지우는 부정적인 측면이 있다는 견해이다. 예를 들어 SEC 의장 Arthur Levitt은 다음과 같이 지적하고 있다.

“Soft-dollar arrangements can create substantial conflicts of interest between an adviser and its clients. For example, advisers may cause their clients to pay

6 자산운용사가 리서치 자료에 대한 대가를 별도로 지급하는 경우 하드달러(hard dollar)라고 한다.

7 소프트달러는 매매의 실행과 리서치서비스의 묶음판매(bundling) 형태를 취하는데 일반적인 묶음판매 상품과 차별화된 특성을 가지고 있다. 먼저 리서치와 매매 실행이 각각 다른 회사에 의해 제공되는 것을 허용하며, 두 가지 서비스가 서로 다른 시점에서 발생할 수 있다는 점에서 그러하다.

excessive commission rates, or may overtrade their clients' accounts simply to satisfy soft-dollar obligations. Soft-dollar arrangements may also result in inferior executions when advisers direct trades to the wrong broker to satisfy a soft-dollar obligation." ('SEC wants Investment Managers to Tell Clients More about Soft Dollar Services,' *Wall Street Journal*, 1995, Feb. 15, A6)

Levitt의 지적과 같이 만약 운용사가 자신의 비용으로 리서치를 구매하는 경우 편익과 비용을 고려하여 최적 수준에서 리서치를 구매할 것이나, 투자자의 자산에서 지불되는 리서치서비스는 비용으로 인식하지 않고 따라서 리서치서비스를 과다 소비할 유인이 있는 것이다. 즉, 펀드매니저는 투자자의 비용이 되는 소프트달러에 의해 구매되는 리서치를 무상인 것으로 인식하여 필요 이상으로 많은 리서치를 구매한다는 것이다.

또한 위탁매매 중개업자가 매매의 실행에 있어 적절한 수준의 서비스를 제공하지 않음에도 불구하고 리서치를 이유로 위탁매매서비스를 이용할 가능성이 존재한다. 투자자의 이익을 극대화하기 위해서는 최선의 실행이 전제되어야 하는데, 뒷음으로 구입하는 경우 최선의 주문 실행이 이루어지지 않을 가능성이 존재하고, 주문 실행에 따른 비용이 리서치서비스에 의한 편익을 초과하여 투자자에게 손실로 귀결될 가능성이 존재한다.

나아가 운용사의 입장에서는 리서치서비스를 가능한 한 많이 소비하기 위해 과당매매(excessive trading)할 가능성이 존재한다. 리서치서비스를 받기 위해 필요 이상의 매매가 이루어질 가능성이 높고, 이는 펀드 자산으로부터 지불되는 위탁매매수수료를 증가시켜 투자자의 이익을 해할 가능성이 존재한다.

한편, Siggelkow(1999)가 지적한 바와 같이 소프트달러는 투명성이 낮은 비용으로 분리되어 지급되어야 할 비용을 은닉하는 수단으로 이용될 가능성이 존재한다. 예를 들어 운용보수가 낮게 책정된 펀드의 경우 외부의 리서치 자료를 구입할 것을 암묵적으로 전제하여 상품이 설계될 수 있다. 이 경우 약관 또는 투자설명서 등에 명시적 비용으로 제시되지 않는 비용을 인지하지 못하고 투자의사 결정을 내린 투자자는 사후적으로 투자자의 자산에서 리서치 비용을 부담하여 투자자 이익에 부정적으로 작용할 수 있다. 판매보수의 측면에서도 낮은 판매보수 또는 판매수수료가 책정된 펀드의 판매사에 대한 보상을 위한 수단으로 사용될 수 있다.

이상의 논의는 소프트달러의 부정적 측면을 지적한 것인데, 소프트달러가 투자자 이익을 증진하는 데 긍정적인 역할을 수행한다는 견해도 있다. 예컨대, 소프트달러의 지급을 통해 리서치 능력이 제한된 소규모 운용사의 한계를 완화할 수 있어 경쟁이 촉진

되고 종목선택능력이 향상되어 궁극적으로 펀드투자자의 이익에 기여할 수 있다. 그리고 운용사와 증권사의 이해를 투자자와 일치시켜 대리인 문제를 완화하고 거래비용을 절감하는 긍정적인 효과가 있다. 증권사는 위탁매매 주문을 실행하는 데 있어 가격 충격을 최소화하면서 최선의 가격에 주문을 실행해야 하는데 증권사의 위탁매매 주문 실행과정에 대한 질적 평가가 어렵고 모니터링이 어려운 상황에서 소프트달러의 지불은 증권사가 평판을 유지하기 위해 최선의 거래를 수행할 유인을 제공한다는 것이다.⁸

이같이 소프트달러의 효과에 대한 상반된 견해가 존재하는데, 이는 사전적으로 소프트달러의 효과에 대한 일의적인 예측이 가능하지 않음을 시사하며, 실증적으로 검증되어야 할 문제일 것이다.

2. 관련 연구

자산운용산업에 있어서 운용사와 투자자 사이의 대리인 문제에 대한 연구는 Jensen(1968)이 뮤추얼펀드의 성과가 시장의 기준수익률보다 낮음을 확인하고 대리인 문제의 가능성은 시사한 이후 지속적으로 이루어져 왔다. 이후의 연구들은 펀드의 성과 측정 및 지속성을 실증적으로 분석하거나 펀드자금의 흐름과 관련된 연구 및 펀드 패밀리의 전략적 행동에 관한 연구들이 주요 내용이 되어 왔다. 그러나 소프트달러에 관한 연구는 자료의 제약 등으로 인해 다른 펀드 연구에 비해 소수에 그치고 있다.

Grinblatt and Titman(1989), Wermers(2000), French(2008), 그리고 Kacperczyk *et al.*(2008) 등은 뮤추얼펀드의 거래비용(trading costs)을 추정하였는데, 소프트달러의 실제값을 이용하지 않아 소프트달러의 영향에 대한 분석으로서는 한계를 가지고 있다.

소프트달러의 계약형태와 그에 따른 기관투자자의 매매행태에 관한 분석으로 Blume(1993)과 Goldstein *et al.*(2009) 등이 있다. Blume(1993)은 서베이 자료를 통해 분석한 결과, 소프트달러가 기관투자자의 주문흐름(order flow)에 상당한 정도로 영향을 주고, 매매 주문에 있어서 리서치서비스를 제공하는 증권사에 실행하기 쉬운 주문을 냄을 확인하였다. 나아가 Goldstein *et al.*(2009)은 운용사별로 위탁매매가 비교적 소수의 증권사에 집중되어 이루어지며 위탁매매수수료 관련 계약은 장기계약으로 이루어짐을 지적

⁸ Berkowitz *et al.*(1988) 및 Chan and Lakonishok(1993) 등은 일부 운용사의 경우 관행적으로 시장 평균 위탁매매수수료율보다 높은 수준의 수수료를 지불함을 지적하고 있는데, 이러한 경향은 평판에 의해 설명될 수도 있을 것이다.

하고, 이러한 경향은 비용극소화에 의해 설명될 수 없음을 지적하였다.

소프트달러의 수준이 투자자 이익에 미치는 영향에 대해 분석한 연구로는 다음과 같은 것들이 있다. 먼저 Livingston and O'Neal(1996)은 1989년과 1993년 사이 뮤추얼펀드가 1달러 거래에 대하여 평균적으로 6센트의 위탁매매수수료를 지불한 것으로 추정하였는데, 이는 순수 매매비용인 1~2센트에 비해 상당히 높은 수준임을 확인하였다. 이에 기반하여 Mahoney(2005)는 소프트달러의 규모가 약 40억~65억달러에 달한다고 추정하였다. Karceski *et al.*(2004)은 위탁매매수수료를 추정한 결과, 명시적 비용이 2001년 27bp, 2002년 38bp 수준이고 암묵적 비용이 58bp에 달함을 확인하였다. Conrad *et al.*(2001)도 소프트달러와 관련된 비용을 분석한 결과, 암묵적 비용이 매수주문의 경우 15bp, 그리고 매도주문의 경우 18bp 정도 더 높음을 확인하였다. 나아가 이들은 리서치 서비스로부터의 편익과 비용을 비교하면 비용이 편익을 초과하므로 투자자 이익을 해할 가능성이 높다고 주장하였다.

Siggelkow(1999)는 운용사가 판매 및 운용과 관련된 명시적인 비용을 줄이지 않고 리서치 관련 비용을 투자자에게 전가하므로 소프트달러는 투자성과에 기여할 수 없음을 지적하였고, Bogle(1993) 또한 리서치에 보다 많은 비용을 지불하는 것이 펀드성과를 제고한다는 증거는 없으며, 순수한 위탁매매수수료를 초과하여 지불하는 비용은 투자자의 부를 운용사 및 증권사로 이전하는 것이라고 지적하였다. Edelen *et al.*(2008)은 펀드의 규모수익 체감의 요인이 거래비용에 있음을 지적하였고, Edelen *et al.*(2011)은 비용의 투명성이 낮을수록 수익률에 부정적인 영향을 미침을 확인하였다. Schwartz and Steil(2002)은 펀드의 저성과의 원인 중 하나로 거래비용을 지적하였는데, 운용사는 투자가 쉽게 관찰하기 어려운 방식으로 리서치서비스를 외주(outsourcing)에 의존할 유인이 존재하고 이로 인해 투자가 거래비용을 파악하여 펀드를 규율하는 데 한계가 존재함을 보였다. 한편, 영국의 소프트달러 관련 제도의 변화에 따른 운용사의 행태를 연구한 Abrahamson and Jenkinson(2009)은 영국 FSA의 제도 변경 전후 연기금의 소프트달러의 변화를 분석하였는데, 이해상충의 완화를 위해 투명성이 높아진 이후 평균적으로 위탁매매수수료의 수준은 낮아졌으나 거래빈도는 증가하여 2003년과 2007년 사이 회전율이 증가하여 위탁매매수수료 총액이 2배로 증가하였음을 보고하였다.

이상의 연구들은 소프트달러의 부정적 효과를 확인한 데 반해 Horan and Johnsen(2008)은 소프트달러의 긍정적 기능을 강조하였다. 이들은 소프트달러가 리서치와 관련된 비용을 묶음으로 지불하여 펀드매니저의 리서치를 보완하는 기능을 수행함을 지적하

고 소프트달러와 위험조정수익률 사이에 양(+)의 관계가 존재함을 확인하여 소프트달러가 투자자 이익에 기여함을 주장하였다. 나아가 운용보수와 소프트달러가 양(+)의 관계를 가짐을 확인하였는데, 이는 ‘소프트달러가 운용사가 지불해야 하는 비용을 투자자가 부담하는 것이 아니다.’라는 가설의 증거라고 주장하였다.

우리나라의 경우 펀드산업의 역사가 짧고 자료의 제약으로 인해 주로 펀드의 성과 및 지속성 등에 중점을 두고 연구가 이루어져 왔다. 최근 판매보수의 역할 및 운용사의 전략적 행동에 관한 연구들이 진행되고 있으나 소프트달러 관련 연구는 없는 것이 현실이다. 펀드투자비용과 관련된 연구로는 원승연(2009), 신인석·조성빈(2010), 조성빈·신인석(2012), 그리고 원승연·한상범(2011) 등의 선행연구가 있다. 원승연(2009), 신인석·조성빈(2010) 그리고 조성빈·신인석(2012)은 판매보수와 관련하여 펀드성과에 대한 분석에 초점을 두고 있어 본 논문과 차별화된다. 원승연·한상범(2011)은 위탁매매수수료와 관련하여 암묵적 거래비용이 펀드성과에 미치는 영향에 대해 분석하였는데, 동 논문은 매매회전율을 암묵적 거래비용에 대한 대리변수로 설정하고 매매회전율이 높은 펀드가 운용성과가 낮은 것으로 확인하였다. 본 논문은 우리나라의 펀드별 자료를 이용하여 펀드 특성과 소프트달러 사이의 관계를 분석하는 데 차별성이 있다.

III. 분석자료 및 실증분석

1. 분석자료

가. 펀드 자료

펀드 자료는 제로인 자료를 기본자료로 하여 자산운용협회 공시자료를 통해 보완하였다. 분석대상 펀드는 자산운용협회 분류기준 투자신탁 중 위탁판매되는 개방형 일반 공모펀드 중에서 주식형 펀드로 한정한다.⁹ 주식형 펀드 외에 주식혼합형, 채권혼합형 및

⁹ 주식형 펀드는 약관 또는 정관상 자산총액의 100분의 60 이상(또는 연평균 60% 이상)을 주식으로 운용하는 상품이며, 사모펀드를 제외한 이유는 보수 체계 및 수준이 상이하여 운용방식이 공모펀드와 다를 수 있기 때문이다.

〈Table 2〉 Summary Information on Fund¹⁾

Year	Number of funds	Average outstanding balance ²⁾	Average fund age ³⁾
2008	463	733,873	40,045
2009	526	879,535	47,013
2010	596	387,637	50,238
2011	673	328,511	55,318

Notes: 1) As of the end of each year except for year 2011 (November).

2) In 100 million KRWON.

3) In months.

채권형 등 다른 유형의 펀드들도 주식을 일정 비율 편입하지만 주식 편입 비중이 주식형 펀드와 다르고 이로 인해 성과 측정의 차이가 유발될 수 있으므로 분석에서 제외하였다. 또한 주식형 펀드 중 투자자가 집합투자기구로 제한되는 펀드 및 모신탁은 제외하였으며, 세제 혜택으로 인해 투자기간 등에 제한이 존재하는 펀드의 경우 제도의 변경 등에 따라 설정액이 급격하게 변동하는 효과가 있고 그 결과 수익률의 변화가 유발될 수 있으므로 분석에서 제외하였다.¹⁰⁾ 나아가 전환형, 업브렐라형, 랩어카운트(wrap account), 장외주식형 등은 일반적인 주식형 펀드와 상이한 보수체계를 가지거나 투자 대상 자산의 차이가 심하므로 성과에 편의가 발생할 수 있어 제외하였으며, 수동적 투자를 하는 인덱스 펀드(index fund)를 제외하여 능동적 투자(active investment)를 추구하는 펀드만을 분석대상으로 하였다.

자료는 월별자료이며, 분석의 대상이 되는 기간은 2008년 6월부터 2011년 11월까지 존재하는 펀드 중 15개월 이상 자료가 존재하는 펀드를 대상으로 하였다.¹¹⁾ 현재 존재하는 펀드만을 대상으로 하는 경우 생존편의가 발생할 수 있으므로 분석기간 동안 존재한 펀드를 분석대상으로 하였다.

이상의 기준으로 자료를 정리한 결과, 772개 펀드에 대하여 22,730개의 펀드-월(fund-month) 자료를 구축하였다.

〈Table 2〉는 각 연도 말을 기준으로 펀드 수, 평균 순자산, 평균 펀드나이를 정리한 것이다. 〈Table 2〉에 따르면, 연도별 펀드 수는 분석기간 동안 지속적으로 증가하였는

10) 우리나라의 경우 과거 증권시장의 안정 및 성장과 장기투자 유도, 무주택자 등에 대한 지원 등을 위해 여러 가지 세제 혜택을 한시적으로 부여하였다. 이 같은 세제 혜택을 부여한 상품들로는 세금우대형, 장기보유세금우대형, 장기증권투자신탁, 장기주택마련, 장기주식형, 퇴직신탁, 개인연금 등이 존재한다.

11) 분석기간은 위탁매매수수료 자료가 이용 가능한 기간으로 제약되었다. 분석기간이 금융위기 기간을 포함하고 있고, 시계열 자료의 한계가 존재하므로 이하의 분석 결과는 보수적으로 해석되어야 할 것이다.

데, 이는 자본시장법이 시행된 2009년 2월 이후 신규 펀드 수가 지속적으로 증가한 데 기인한 것으로 생각된다.¹² 이러한 경향은 펀드나이 및 순자산의 추이에도 영향을 미쳐 평균 펀드나이는 연도에 따라 1년 미만으로 증가하였고, 평균 순자산규모도 감소하였다.

나. 주요 변수의 정의

위탁매매수수료와 펀드성과 사이의 관계를 분석하기 위해서는 개별 펀드의 수익률에 대한 정보가 필요하다. 펀드의 월별 수익률은 시장 대비 수익률과 Carhart(1997)의 4요소 위험조정수익률(4-factor risk-adjusted return)을 기준으로 살펴본다.

먼저 시장 대비 수익률을 구하기 위해 펀드별로 기준가격 산정방식과 동일하게 결산 이익분배율을 고려한 시간가중 성과측정방식을 적용하여 다음과 같이 계산한다.

$$R_{i,t} = \prod_{j=1}^{n_t} R_i^j \quad \text{where}$$

$$R_i^j = \frac{P_i^j \times (1 + D_i^j)}{P_i^{j-1}}$$

($R_{i,t}$: 펀드 i 의 t 월 수익률, n_t : t 월 일수, R_i^j : 펀드 i 의 j 일 수익률,

P_i^j : j 일 기준가, D_i^j : j 일 분배율)

위에서 구한 수익률을 벤치마크 대비 수익률로 변환하여 초과수익률을 구하였는데, 초과수익률을 구하기 위한 벤치마크 수익률로는 코스피 수익률을 이용하였다.

4요소 위험조정수익률은 다음 식을 추정하여 계산한다.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{m,t} + s_i SMB_t + h_i HML_t + m_i UMD_t + \epsilon_{i,t}$$

여기서 $r_{i,t}$ 는 무위험수익률을 차감한 펀드 i 의 수익률이고, $r_{m,t}$ 는 무위험수익률을 차감한 시장수익률(또는 벤치마크 수익률)인데, 무위험수익률은 1년 만기 국고채수익률을 월별 수익률 자료로 환산하여 사용하였다.¹³ 그리고 SMB 는 기업규모요인, HML 은

12 금융감독원에 따르면, 신규 공모펀드 수는 2009년 467개, 2010년 639개, 2011년에는 9월까지 652개로 매년 꾸준히 증가하고 있으며, 신규 펀드 중 96.1%(1,698개)는 증권펀드로 주식형 711개, ELF 588개, 채권형 390개로 집계됐다.

13 3년 만기 국고채수익률 및 10년 만기 국고채수익률을 사용하여 분석하였으나 정성적으로 결과가 변화하지 않는다. CD수익률의 경우 2007년 하반기 이후 전 세계적인 금융위기 등으로 인해 국고채수익률과 상관관계가 낮은 모습을 보이고, 위험이 국고채에 비해 큰 이유 등으로 인해 무위험수익률로 설정

장부가치와 시장가치의 상대적 크기, *UMD*는 과거 11개월 수익률을 기준으로 모멘텀을 반영하는 요소이다. 위 식에서 추정된 계수들을 이용하여 펀드별 초과성과는 다음과 같이 계산한다.¹⁴

$$\alpha_{i,t} = \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

4요소 조정 초과수익률 추정을 위한 기업별 주가 및 회계 자료는 WiseFN에서 추출하였다. 기업규모요인을 반영하는 *SMB*는 우선주를 제외하고 거래소에 상장되어 있는 비금융기업을 대상으로 매년 6월 말 시가총액의 중위값을 기준으로 하여 대형주와 소형주를 구분하였다. 장부가치와 시장가치의 상대적 크기를 반영하는 *HML*에서 장부가치는 보통주의 전년도 말 장부가 총액으로, 시장가치도 보통주의 전년도 말 기준 시장가치로 평가하였고, 두 가치의 비율을 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 포트폴리오를 구성하였다. *UMD*는 과거 11개월 수익률을 기준으로 상위 30%, 하위 30%의 포트폴리오를 구성하였다. *SMB*, *HML* 그리고 *UMD*의 구축에 있어 상장폐지 및 거래소 이전 기업들에 대한 자료는 폐지시기와 이전시기를 고려하여 포함하였다.

위탁매매수수료율은 위탁매매수수료의 순자산 대비 비율로 정의한다. 펀드 판매 및 운용과 관련된 비용은 각각 판매보수(변수명: Sales Fee)와 운용보수(변수명: Mgmt Fee)로 한정한다. 최근 신설된 펀드 중에는 판매보수 대신 또는 판매보수에 더하여 선취 또는 후취 수수료를 징구하는 펀드가 없지 않다. 이를 펀드의 경우 평균 투자기간을 1년으로 가정하여 선취수수료를 연간 판매보수로 환산하였다.¹⁵ 보수 자료의 정확한 구축을 위해 자산운용협회와 제로인 자료를 비교하였고, 또 각 펀드의 약관 또는 투자설명서 등을 통해 보수가 확인 가능한 자료만을 분석의 대상으로 하였다.

이 외에 통제변수로 설정한 펀드규모(변수명: Fund Size)는 전기 순자산의 로그값을 사용하고, 펀드나이(변수명: Fund Age)는 설정월로부터 기산한 월 나이(month age)의 로그변환 수치이다. 운용사규모(변수명: Family Size)는 전기에 해당 펀드를 운용하는 자산운용사가 운용하는 전체 펀드의 규모를 의미하며, 운용사의 순자산에서 펀드의 순자산을 차감하고 1을 더한 후 로그값을 취하였으며, 계열더미(변수명: Affiliation)는

하지 않았다.

¹⁴ Zheng(1999), Chen *et al.*(2004), Nanda *et al.*(2004), 그리고 Ferris and Yan(2009) 등이 이와 동일한 방법론을 적용하여 펀드별 초과수익률을 추정한 바 있다.

¹⁵ 이는 펀드의 신설과 폐지가 빈번하고 투자자의 투자기간이 미국에 비해 상대적으로 짧은 점을 고려한 것이다. 참고로 미국의 경우 Sirri and Tufano(1998), Huang *et al.*(2007), Gasper *et al.*(2006) 등에서 평균 투자기간을 7년으로 가정하고 선취수수료의 1/7을 연간 비용으로 반영한 바 있다.

〈Table 3〉 Summary Statistics¹⁾

Variables	2008	2009	2010	2011	(Unit: %)
Market adjusted excess return	1.048	2.374	-0.399	-0.384	
4-Factor adjusted return	2.339	1.648	-0.321	-0.976	
Trading costs	0.785	0.649	1.151	0.823	
Sales fee ²⁾	1.574	1.542	1.430	1.351	
Management fee	0.675	0.677	0.680	0.673	

Notes: 1) As of the end of each year except for year 2011 (November).

2) Front-end load and Back-end load included.

운용사와 증권사의 연관 여부를 통제하기 위하여 포함하였다.¹⁶ 마지막으로 자금유출입(변수명: Flow)은 설정액의 증가율을 의미하며, 다음과 같이 정의된다.

$$Flow_{i,t} = \left(\frac{S_{i,t} - S_{i,t-1}}{S_{i,t-1}} \right) \times 100$$

($Flow_{i,t}$: 펀드 i 의 t 월 투자자금 흐름, $S_{i,t}$: 펀드 i 의 t 월 설정액)

설정액 자료의 취합이 어려운 미국의 경우 연구자들이 순자산과 수익률을 이용하여 펀드투자자금 흐름을 유추하였지만, 우리나라의 경우 설정액 자료가 존재하므로 이를 이용하였다.

2. 실증분석

가. 펀드 특성과 소프트달러

소프트달러와 펀드성과 사이의 관계에 대한 분석에 앞서 펀드 특성과 소프트달러 사이의 관계에 대한 실증분석을 수행한다. 펀드 특성 중 관심의 대상이 되는 변수들은 판매보수 및 운용보수인데, 그 이유는 다음과 같다. Siggelkow(1999), Bogle(1993) 그리고 Edelen, Evans, and Kadlec(2008) 등이 지적한 바와 같이 소프트달러는 투명성이 낮은 비용으로 분리되어 지급되어야 할 비용을 은닉하는 수단으로 이용될 가능성이 존재한

16) 계열더미를 은행 및 보험 등과 계열관계에 있는 운용사에 대해 설정할 수 있는데, 이와 같이 계열더미를 설정하여 분석하더라도 이하에서 제시하는 결과는 정성적으로 동일한 결과를 얻는다.

다. 예를 들어 운용보수가 낮게 책정된 펀드의 경우 외부의 리서치 자료를 구입할 것을 암묵적으로 전제하여 상품이 설계될 수 있다. 이 경우 약관 또는 투자설명서 등에 명시적 비용으로 제시되지 않는 비용을 인지하지 못하고 투자의사 결정을 내린 투자자는 사후적으로 자신의 자산에서 리서치 비용을 부담하게 되므로 자신의 이익에 부정적으로 작용할 수 있다. 또한 판매보수의 측면에서도 낮은 판매보수 또는 판매수수료가 책정된 펀드의 판매사에 대한 보상을 위한 수단으로 사용될 수 있다.

위탁매매수수료가 이러한 특성을 보이는지 확인하기 위해 펀드 특성을 고려하여 다음과 같은 회귀분석모형을 상정한다.

$$\begin{aligned} \text{Trading Cost}_{i,t} = & \text{constant} + \beta \cdot \text{Fee Related Variables}_{i,t} + \Gamma \cdot \text{Controls}_{i,t} \\ & + \epsilon_{i,t} : i = 1, \dots, N_t \end{aligned}$$

여기서 좌변의 $\text{Trading Cost}_{i,t}$ 는 t 시점에서의 펀드 i 의 순자산 대비 위탁매매수수료의 비중이다. 그리고 보수 관련 변수로는 운용보수와 판매보수를 고려하였고, 기존 연구들을 감안하여 펀드 특성 변수로는 펀드규모, 펀드나이, 운용사규모, 계열더미 등을 독립변수로 포함하였다. 상대적으로 소규모 펀드일 경우 또는 신생펀드일 경우 펀드포트폴리오의 안정과정에서 많은 거래가 실행되어 위탁매매수수료의 수준이 높을 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 포함하였다. 또한 계열관계 및 운용사규모의 경우 독립적인 회사형 투자기구가 아닌 우리나라의 특성을 반영하는 변수로 포함하였다.

만약 위에서 논의한 위탁매매수수료와 보수 사이의 관계가 성립한다면 위 추정식에서 β 값들은 음(−)의 값을 가질 것이다.

모형은 Fama and MacBeth(1973) 방식을 적용하여 추정하였으며, 추정 결과는 〈Table 4〉에 제시되어 있다. 추정 결과, 운용보수는 위탁매매수수료와 통계적으로 음(−)의 관계를 가지며(모형 (i)), 이러한 음(−)의 관계는 판매보수에서도 확인되었다(모형 (ii)). 판매보수와 운용보수를 동시에 고려하는 경우에도 보수와 위탁매매수수료 사이에 통계적으로 유의한 음(−)의 관계는 유지되었다(모형 (iii)).¹⁷

이상의 추정 결과는 투자가 상대적으로 명확하게 인지할 수 있는 운용보수 및 판매

¹⁷ 운용사규모의 계수추정치에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다. 조사·분석 서비스의 경우 규모의 경제가 존재하고, 대형운용사의 경우 내부적으로 조사·분석이 수행되는 데 비해 소규모 운용사의 경우 외주에 의존할 가능성이 높다. 따라서 다른 조건이 동일할 때 대형운용사의 경우 낮은 수수료를 지불하고 매매를 실행할 수 있는 데 반해, 소형운용사는 그렇지 않기 때문에 운용사의 크기와 위탁매매수수료 사이에 음(−)의 관계가 존재하는 것으로 추론된다.

〈Table 4〉 Relationship between Trading Cost and Fund Characteristics

	Dependent variable: trading cost		
	(i)	(ii)	(iii)
Constant	2,1651*** (0.411)	2,2275*** (0.399)	2,2986*** (0.411)
Fund size (t-1)	-0.0508*** (0.018)	-0.0536*** (0.017)	-0.0514*** (0.018)
Fund age	0.1353 (0.092)	0.1033 (0.100)	0.1400 (0.093)
Family size (t-1)	-0.0220* (0.013)	-0.0208* (0.013)	-0.0216* (0.013)
Affiliation	0.0085 (0.100)	0.0181 (0.098)	0.0062 (0.101)
Sales fee	-0.1317* (0.074)		-0.1296* (0.075)
Mgmt fee		-0.2029*** (0.052)	-0.2222*** (0.051)
No. of obs.	22,730	22,730	22,730
Average R-squared	0.062	0.053	0.063

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

보수 수준을 높이기보다는 숨겨진 비용인 소프트달러를 통해 간접적으로 보상이 이루어짐을 시사한다.¹⁸ 이러한 보수와 위탁매매수수료 사이의 관계는 운용사의 계열 여부에 따라 차별적으로 나타날 수 있다.¹⁹ 독립운용사가 판매채널에 대한 보완적 보상의 수준으로 위탁매매수수료를 이용한다면, 판매보수의 수준이 낮을수록 위탁매매수수료의 수준이 높아질 가능성이 존재한다. 반면, 계열운용사의 경우 독립운용사에 비해 상대적으로 판매채널의 확보에 용이한 면이 존재하므로 전체 결합이윤을 극대화하기 위해서 판매보수보다 운용보수 수준이 낮은 경우 위탁매매수수료가 높을 수 있다. 이러한 가능성을

18 펀드투자비용의 선명성이 투자자의 선택에 미치는 효과는 행태재무론의 관점에서 해석할 수 있다. Barber *et al.*(2005) 및 Bergstresser *et al.*(2009)은 펀드투자자금 흐름이 판매보수인 12b-1 보수와는 유의한 양(+)의 관계를 가지지만 판매수수료와는 유의성이 없거나 추정치의 크기가 작게 나타난다고 보고하였다. 이들은 투자자의 관점에서 판매수수료는 쉽게 파악되는 '선명(salient)' 비용인 반면, 판매보수는 잘 드러나지 않는 숨겨진 비용이기 때문에 투자자의 반응이 차이를 나타낸다고 설명하였다. 이는 행태재무이론(Barber and Odean[2008] 등 참고)에서 투자자 의사결정의 요인으로 주장된 주의집중효과(attention grabbing effect)에 기반을 둔 것이다. 위탁매매수수료가 운용보수 및 판매보수 등에 대한 숨겨진 보상수단으로 이용된다면 투자자의 인식 및 비용의 선명성과 연관이 있을 것으로 추론된다. 이에 대한 보다 엄밀한 분석은 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

19 계열운용사와 독립운용사 사이의 차별성에 대해 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드립니다.

〈Table 5〉 Relationship between Trading Cost and Fund Characteristics

	Dependent variable: trading cost (Affiliated asset mgmt firm)			Dependent variable: trading cost (Non-affiliated asset mgmt firm)		
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
Constant	2,0934*** (0.5378)	2,2779*** (0.5939)	2,2184*** (0.5596)	1,4349*** (0.3447)	1,1257*** (0.3986)	1,3532*** (0.3680)
Fund size (t-1)	-0.0467** (0.0199)	-0.0483*** (0.0180)	-0.0475** (0.0199)	-0.0857*** (0.0163)	-0.0855*** (0.0157)	-0.0817*** (0.0152)
Fund age	0.0716 (0.0963)	0.0397 (0.1055)	0.0770 (0.0961)	0.5813*** (0.1246)	0.5960*** (0.1200)	0.6191*** (0.1244)
Family size (t-1)	-0.0157 (0.0174)	-0.0181 (0.0188)	-0.0152 (0.0173)	-0.0171** (0.0083)	-0.0144 (0.0096)	-0.0164* (0.0095)
Sales fee	-0.0911 (0.0801)		-0.0928 (0.0810)	-0.2261*** (0.0539)		-0.2392*** (0.0511)
Mgmt fee		-0.1746*** (0.0610)	-0.2054*** (0.0566)		-0.2430 (0.4538)	-0.2006 (0.4587)
No. of obs.	18223	18223	18223	4507	4507	4507
Average R-squared	0.066	0.057	0.068	0.106	0.114	0.119

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

확인하기 위해 표본을 계열운용사와 독립운용사로 나누어 추정한 결과 위 가설과 일관됨을 확인할 수 있었다(Table 5). 물론 계열 여부에 따른 차이를 염밀하게 확인하기 위해서는 운용사의 매매와 관련하여 증권사별 수수료 수준과 매매액에 대한 정보를 추가로 필요로 하는데, 관련 자료가 현재로서는 가용하지 않은 한계가 존재하므로 결과의 해석에 주의를 요한다.

나. 소프트달러와 펀드성과

투자자에게 귀결되는 이익은 펀드성과로 나타나기 때문에 위탁매매수수료와 관련된 운용사와 투자자의 이해상충을 확인하기 위해 위탁매매수수료와 펀드성과 사이의 관계를 분석할 필요가 있다. 위탁매매수수료와 펀드 특성 사이의 관계에 대한 회귀분석모형으로는 다음을 상정한다.

$$\text{Performance}_{i,t} = \text{constant} + \beta \cdot \text{TradingCost}_{i,t} + \Gamma \cdot \text{Controls}_{i,t} + \epsilon_{i,t} : i = 1, \dots, N_t$$

여기서 좌변의 $Performance_{i,t}$ 는 t 시점에서의 펀드 i 의 성과로 시장 대비 초과수익률 및 4요소 위험조정수익률이고, $Trading Cost_{i,t}$ 는 순자산 대비 위탁매매수수료의 비중이다. 펀드성과와 관련된 선행연구들을 참고하여 펀드 특성 통제변수로는 펀드규모, 펀드나이, 운용사규모, 계열더미, 자금유출입, 그리고 보수 관련 변수로는 운용보수와 판매보수를 고려하였다. 선행연구에 따르면, 펀드규모 및 펀드나이는 펀드성과에 영향을 줄 수 있는 것으로 지적되기도 하는데 그 효과는 연구마다 상이하게 나타나고 있다. 운용사규모 및 계열더미는 각 운용사가 다수의 펀드를 운용하는 특성과 판매채널과 계열관계에 있는 우리나라의 특성을 반영하는 변수로 포함하였다.

만약 위탁매매를 통해 펀드성과가 제고된다면 위 추정식에서 β 값이 양(+)의 값을 가질 것이며, 만약 β 의 추정값이 음(−)이면 위탁매매수수료가 성과에 부정적인 영향을 미침을 의미한다.

모형은 전 소절과 같이 Fama and MacBeth(1973) 방식을 적용하여 추정하였으며, 추정 결과는 〈Table 6〉에 제시되어 있다. 추정 결과, 시장 대비 초과수익률을 기준으로 할 때 위탁매매수수료는 수익률과 음(−)의 관계를 가짐을 확인할 수 있었다. 종속변수를 4요소 위험조정수익률로 한 경우 〈Table 7〉에 제시된 것과 같이 정성적으로 동일한 결과를 얻었다.^{20,21}

위탁매매수수료가 현재의 수익률과 음(−)의 관계를 가진다는 것이 투자자 이익에 부정적인 영향을 미침을 의미하는 것은 아닐 수 있다. t 기에 교체매매하고자 하는 투자대상 종목이 다수 존재하는 경우 미래의 수익을 위해 매매가 집중될 수 있고 그 결과 현재의 수익률은 낮게 시현되더라도 미래의 수익률이 제고될 수 있기 때문이다. 이를 확인하기

20 수익률에 반응하여 자금이 이동하는 경우 위탁매매수수료와 펀드의 저성과에 대한 시장규율이 어느 정도 이루어진다고 볼 수 있다. 실제로 자금흐름과 과거 성과 사이에 정(正)의 관계가 존재함을 확인할 수 있었다(조성빈·신인석[2012] 참고). 그러나 성과가 좋은 펀드자금 유입효과가 성과가 낮은 펀드로부터의 자금유출효과보다 더 큰 자금유출입의 비대칭성이 존재하는 경우 펀드성과에 따른 규율이 완전하지 않을 수 있다(Chevalier and Ellison[1997] 및 Sirri and Tufano[1998] 등 참고). 이러한 비대칭성은 기존의 펀드를 환매하고 새로운 펀드에 투자하는 데 따르는 계좌의 개설 및 폐쇄 비용, 그리고 선취수수료 등등의 거래비용이 존재하여 성과가 부진한 펀드에서 성과가 좋은 펀드로의 자금이동이 제한됨으로 인해 발생할 수 있다. 나아가 운용사의 마케팅에 있어 성과가 우수한 펀드를 광고하고 성과가 미미한 펀드는 소외시키는 경우 신규 자금의 유입이 집중되어 자금유출입이 비대칭적으로 나타날 수 있다. 행태재무이론의 관점에서 손실이 발생하는 경우 환매를 통해 손실을 확정하는 것에 대한 기피현상으로 설명할 수도 있다. 이러한 가설들에 대한 엄밀한 분석은 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

21 횡단면 상관관계가 존재하므로 추정에 이를 반영할 필요가 있다는 익명의 검토자들의 지적을 반영하여 Petersen(2009)의 방법론을 따라 재추정한 결과, 시장조정 초과수익률의 경우 정성적으로 유사한 결과를 확인하였다. 다만, 4요소 위험조정수익률의 경우 위탁매매수수료 계수추정치의 유의성이 존재하지 않는 것으로 확인되었다.

〈Table 6〉 Fund Performance and Trading Cost: Market Adjusted Excess Return

	Dependent variable: market adjusted excess return				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	0.2454 (0.342)	0.3328 (0.377)	0.2623 (0.366)	0.4230 (0.324)	0.4378 (0.351)
Fund size (t-1)	0.0051 (0.013)	0.0062 (0.013)	0.0059 (0.013)	0.0042 (0.013)	0.0049 (0.013)
Fund age	-0.0902** (0.046)	-0.0753 (0.047)	-0.0858* (0.049)	-0.0842* (0.045)	-0.0792 (0.049)
Trading cost	-0.0606** (0.028)	-0.0636** (0.028)	-0.0613** (0.027)	-0.0612** (0.028)	-0.0621** (0.027)
Family size (t-1)	0.0061 (0.010)	0.0063 (0.010)	0.0064 (0.010)	0.0064 (0.010)	0.0066 (0.010)
Affiliation	0.0593 (0.119)	0.0687 (0.120)	0.0708 (0.125)	0.0591 (0.110)	0.0724 (0.115)
Flow	0.0036** (0.002)	0.0035** (0.002)	0.0036** (0.002)	0.0036** (0.002)	0.0036** (0.002)
Sales fee + Mgmt fee		-0.0788*** (0.029)			
Sales fee			-0.0411 (0.036)		-0.0430 (0.036)
Mgmt fee				-0.2764*** (0.084)	-0.2704*** (0.088)
No. of obs.	22,730	22,730	22,730	22,730	22,730
Average R-squared	0.054	0.057	0.056	0.059	0.062

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

〈Table 7〉 Fund Performance and Trading Cost: 4-Factor Adjusted Excess Return

	Dependent variable: 4-factor adjusted excess return				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	0.2117 (0.232)	0.2958 (0.253)	0.2310 (0.253)	0.3797* (0.210)	0.3978* (0.227)
Fund size (t-1)	0.0048 (0.008)	0.0061 (0.008)	0.0055 (0.008)	0.0040 (0.008)	0.0046 (0.008)
Fund age	-0.0921*** (0.027)	-0.0785*** (0.027)	-0.0875*** (0.027)	-0.0858*** (0.027)	-0.0809*** (0.027)
Trading cost	-0.0371* (0.022)	-0.0403* (0.022)	-0.0379* (0.021)	-0.0386* (0.022)	-0.0396* (0.021)
Family size (t-1)	0.0062 (0.006)	0.0062 (0.006)	0.0064 (0.006)	0.0066 (0.006)	0.0068 (0.006)
Affiliation	0.0620 (0.072)	0.0603 (0.072)	0.0680 (0.072)	0.0675 (0.069)	0.0733 (0.069)
Flow	0.0036** (0.002)	0.0035** (0.002)	0.0036** (0.002)	0.0036** (0.002)	0.0036** (0.002)
Sales fee + Mgmt fee		-0.0709*** (0.017)			
Sales fee			-0.0367 (0.023)		-0.0368* (0.022)
Mgmt fee				-0.2747** (0.111)	-0.2704** (0.112)
No. of obs.	22,730	22,730	22,730	22,730	22,730
Average R-squared	0.047	0.051	0.050	0.053	0.056

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

위해 1개월 선행수익률(1-month forward rate of return)과의 관계를 추정하였다. 회귀분석모형은 〈Table 6〉 및 〈Table 7〉과 동일하나 통제변수들의 시차를 조정하여 분석하였다.

회귀분석 결과는 〈Table 8〉과 〈Table 9〉에 정리하였는데, 금기의 위탁매매수수료가 1개월 후 수익률과 통계적으로 유의한 관계를 가지지 않음을 확인하였다.

포트폴리오의 변화가 수익률로 시현되는 데 있어 1개월은 성과평가에 있어 제약적일 수 있으므로 1분기 수익률(1-quarter forward rate of return)을 종속변수로 하여 추가적인 회귀분석을 수행한 결과 정성적으로 동일한 결과를 얻었다(Table 10과 Table 11). 이러한 결과는 소프트달러가 단기적으로 미래의 수익에 기여하지 못함을 시사한다.²²

〈Table 8〉 Fund Performance and Trading Cost: Market Adjusted Excess Return
(1 month ahead)

	Dependent variable: market adjusted excess return (1 month ahead)				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	0.0664 (0.309)	0.1244 (0.319)	0.0672 (0.316)	0.2739 (0.287)	0.2721 (0.293)
Fund size	0.0081 (0.012)	0.0091 (0.012)	0.0086 (0.012)	0.0071 (0.012)	0.0075 (0.012)
Fund age	-0.0840 (0.051)	-0.0763 (0.055)	-0.0860 (0.057)	-0.0790 (0.051)	-0.0806 (0.057)
Trading cost	0.0045 (0.027)	0.0030 (0.027)	0.0048 (0.027)	0.0037 (0.027)	0.0039 (0.027)
Family size	0.0088 (0.012)	0.0088 (0.012)	0.0089 (0.012)	0.0090 (0.012)	0.0090 (0.012)
Affiliation	0.1363 (0.168)	0.1369 (0.166)	0.1382 (0.163)	0.1080 (0.171)	0.1104 (0.166)
Flow	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.001)
Sales fee + Mgmt fee		-0.0529* (0.028)			
Sales fee			-0.0137 (0.036)		-0.0145 (0.035)
Mgmt fee				-0.2748*** (0.076)	-0.2688*** (0.078)
No. of obs.	21,967	21,967	21,967	21,967	21,967
Average R-squared	0.047	0.051	0.050	0.052	0.055

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

22 소프트달러와 펀드성과 사이의 관계에 대한 분석에 있어 보다 장기의 수익률에 대한 분석이 필요할 것이나 시계열 자료의 제약으로 보다 장기의 수익률과의 관계에 대한 분석을 실시하는 데는 한계가 존재한다.

〈Table 9〉 Fund Performance and Trading Cost: 4-Factor Adjusted Excess Return
(1 month ahead)

	Dependent variable: 4-factor adjusted excess return (1 month ahead)				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	0.3647* (0.215)	0.3994* (0.216)	0.3544* (0.214)	0.5711** (0.225)	0.5573** (0.224)
Fund size	0.0075 (0.007)	0.0090 (0.007)	0.0080 (0.007)	0.0065 (0.007)	0.0070 (0.007)
Fund age	-0.0943*** (0.027)	-0.0867*** (0.028)	-0.0957*** (0.029)	-0.0887*** (0.026)	-0.0899*** (0.028)
Trading cost	0.0130 (0.029)	0.0114 (0.029)	0.0134 (0.028)	0.0111 (0.029)	0.0115 (0.028)
Family size	0.0057 (0.007)	0.0056 (0.007)	0.0058 (0.007)	0.0061 (0.007)	0.0062 (0.007)
Affiliation	0.0048 (0.166)	0.0119 (0.162)	0.0134 (0.160)	-0.0173 (0.169)	-0.0085 (0.162)
Flow	0.0005 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.0005 (0.001)	0.0005 (0.001)	0.0005 (0.001)
Sales fee + Mgmt fee		-0.0498** (0.021)			
Sales fee			-0.0133 (0.022)		-0.0131 (0.020)
Mgmt fee				-0.2851** (0.111)	-0.2794** (0.111)
No. of obs.	21,967	21,967	21,967	21,967	21,967
Average R-squared	0.041	0.044	0.043	0.046	0.049

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

〈Table 10〉 Fund Performance and Trading Cost: Market Adjusted Excess Return
(1 quarter ahead)

	Dependent variable: market adjusted excess return (1 quarter ahead)				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	1.0891 (0.877)	1.2090 (0.910)	1.0820 (0.904)	1.6647** (0.782)	1.6473** (0.806)
Fund size	0.0126 (0.033)	0.0156 (0.033)	0.0138 (0.032)	0.0096 (0.033)	0.0107 (0.031)
Fund age	-0.2426 (0.154)	-0.2248 (0.167)	-0.2545 (0.172)	-0.2284 (0.153)	-0.2394 (0.171)
Trading cost	0.0107 (0.071)	0.0062 (0.072)	0.0127 (0.071)	0.0071 (0.072)	0.0090 (0.072)
Family size	0.0231 (0.036)	0.0227 (0.036)	0.0229 (0.035)	0.0238 (0.036)	0.0236 (0.035)
Affiliation	-0.0858 (0.548)	-0.0596 (0.540)	-0.0773 (0.539)	-0.1004 (0.546)	-0.0901 (0.537)
Flow	0.0001 (0.003)	0.0001 (0.003)	0.0003 (0.003)	0.0000 (0.003)	0.0003 (0.003)
Sales fee + Mgmt fee		-0.1256 (0.084)			
Sales fee			-0.0035 (0.123)		-0.0053 (0.119)
Mgmt fee				-0.8390*** (0.243)	-0.8201*** (0.248)
No. of obs.	20,431	20,431	20,431	20,431	20,431
Average R-squared	0.042	0.045	0.044	0.047	0.050

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

〈Table 11〉 Fund Performance and Trading Cost: 4–Factor Adjusted Excess Return
(1 quarter ahead)

	Dependent variable: 4-factor adjusted excess return (1 quarter ahead)				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	1.5426** (0.615)	1.6256*** (0.591)	1.5112** (0.609)	2.1301*** (0.576)	2.0840*** (0.575)
Fund size	0.0127 (0.019)	0.0178 (0.018)	0.0150 (0.018)	0.0095 (0.019)	0.0118 (0.018)
Fund age	-0.2672*** (0.087)	-0.2465*** (0.088)	-0.2745*** (0.092)	-0.2513*** (0.085)	-0.2580*** (0.090)
Trading cost	0.0148 (0.071)	0.0108 (0.072)	0.0185 (0.071)	0.0090 (0.071)	0.0125 (0.071)
Family size	0.0118 (0.021)	0.0113 (0.021)	0.0118 (0.021)	0.0132 (0.021)	0.0131 (0.021)
Affiliation	-0.0567 (0.516)	-0.0318 (0.502)	-0.0390 (0.506)	-0.0702 (0.518)	-0.0505 (0.508)
Flow	0.0016 (0.003)	0.0015 (0.003)	0.0016 (0.003)	0.0016 (0.003)	0.0017 (0.003)
Sales fee + Mgmt fee		-0.1371* (0.073)			
Sales fee			-0.0234 (0.078)		-0.0226 (0.073)
Mgmt fee				-0.8740** (0.343)	-0.8527** (0.346)
No. of obs.	20,431	20,431	20,431	20,431	20,431
Average R-squared	0.036	0.039	0.038	0.043	0.045

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

다. 강건성(robustness) 검증

이상의 분석은 시장 대비 초과수익률 및 4요소 위험조정수익률을 통해 위탁매매수수료와 펀드성과 사이의 관계에 대한 분석을 수행한 것이다. 〈Table 6〉~〈Table 11〉의 결과가 CAPM 조정 위험수익률이나 Fama–French 3요소 조정 위험수익률을 초과수익률로 측정한 펀드평가지표가 사용되는 경우에도 강건한가를 확인하기 위해 모형을 재추정하였는데, 추정 결과 〈Table 12〉에 제시된 바와 같이 전 소절과 정성적으로 동일한 결과를 얻었다.²³

23 관심변수에 논의의 초점을 두기 위해 추정 결과 전체를 제시하기보다는 위탁매매수수료 관련 결과만을 제시한다.

〈Table 12〉 Robustness I: Fund Performance and Trading Cost
 — CAPM Adjusted Excess Return and 3-Factor Adjusted Excess Return

Panel A: Excess Return

		Dependent variable: CAPM adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0502** (0.025)	-0.0531** (0.025)	-0.0505** (0.024)	-0.0511** (0.025)	-0.0515** (0.024)
		Dependent variable: 3-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0421* (0.024)	-0.0454* (0.024)	-0.0428* (0.023)	-0.0431* (0.024)	-0.0439* (0.023)

Panel B: Excess Return (1 month ahead)

		Dependent variable: CAPM adjusted excess return (1 month ahead)				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0065 (0.027)	0.0049 (0.027)	0.0069 (0.026)	0.0055 (0.027)	0.0059 (0.026)
		Dependent variable: 3-factor adjusted excess return (1 month ahead)				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0073 (0.026)	0.0055 (0.026)	0.0077 (0.025)	0.0061 (0.026)	0.0065 (0.025)

Panel C: Excess Return(1 quarter ahead)

		Dependent variable: CAPM adjusted excess return (1 quarter ahead)				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0100 (0.058)	0.0054 (0.060)	0.0128 (0.059)	0.0057 (0.059)	0.0083 (0.059)
		Dependent variable: 3-factor adjusted excess return (1 quarter ahead)				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0016 (0.061)	-0.0062 (0.062)	0.0015 (0.061)	-0.0060 (0.062)	-0.0032 (0.061)

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

한편, 벤치마크의 설정오류가 심각한 초과성과의 추정오류로 연결될 수 있는지에 대한 논란은 오랜 기간 지속되어 왔다.²⁴ 펀드의 초과성과 측정과 관련하여 Elton *et al.* (1993)은 벤치마크의 설정오류가 초과성과 추정에서 심각한 오류를 가져올 수 있다고

주장한 바 있다. 이론적으로는 만일 각 펀드가 지향하고 있는 벤치마크가 다르다면 이 정보를 무시하고 동일한 시장포트폴리오를 사용한 초과성과 추정은 분명히 추정오류를 낳을 수 있는 잠재적 소지가 있다. 그러므로 만일 개별 펀드별 벤치마크에 대한 구체적인 정보가 있다면 이를 활용하여 초과성과를 추정하는 것이 타당하다는 논리가 가능하다. 이를 감안하여 추가적인 강건성을 검증으로서 펀드별로 사전에 운용계획서에서 선언한 벤치마크를 시장포트폴리오의 대용치로 하여 추정하였다. 추정 결과는 〈Table 13〉에 정리하였다. 추정 결과는 KOSPI를 벤치마크로 사용한 기본모형 추정 결과와 정성적으로 동일하였다.^{25,26}

3. 시사점

전 절의 분석 결과, 위탁매매수수료가 펀드투자자의 현재 이익에 부정적인 영향을 미치고 단기적으로 미래의 수익에도 기여하지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 투자자와 운용사의 이해상충의 완화와 대리인 문제의 효과적인 통제를 위한 제도 정비의 필요성을 시사하는 것으로 생각된다.

우리나라의 경우 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률」의 불건전 영업행위에 관한 규정인 제85조 8호 및 시행령 제87조 4항에서 투자매매업자 및 투자증개업자로부터 직접 또는 간접으로 재산상의 이익을 제공받는 행위를 금지하는 선언적 규정을 하고 있다. 그러나 소프트달러 관련 구체적 법규정은 미비한 상태로 강제력이 없는 모범규준을 통해 간접적으로 소프트달러 관련 자율규제에 의존해 왔다. 이에 따라 자산운용사는 관행적으로 리서치서비스를 무상으로 제공받으며 그 내역에 대한 정보를 제공하지 않고 소프트달러를 지급하는 불투명한 체제를 유지해 왔다.

운용사(금융투자회사)의 위탁매매에 대해서는 「표준내부통제기준」 45조에서 “중개회사에 대한 수수료는 제공받는 서비스의 질과 양, 다른 중개회사에 지급하는 수수료율 등을 고려하여 합리적인 범위 내에서 지급하여야 하며, 정당한 근거나 사유 없이 중개회사 간

24 이와 관련하여 Lehman and Modest(1987), Admati *et al.*(1986), Conner and Korajczyk(1991) 및 Grinblatt and Titman(1989)을 참고하라.

25 이러한 결과는 펀드들이 운용계획서에서 선언한 벤치마크를 충실히 지키고 있는지에 대해 의문을 제기하게 한다. Sensoy(2009)에 의하면, 미국 펀드의 경우 운용계획서에서 선언한 벤치마크를 실제로 따르지 않는 예가 적지 않은데, 우리나라에서도 이 가능성이 존재할 수 있을 것으로 생각된다.

26 시기에 따른 강건성을 검증할 필요가 있다는 점을 고려하여 주식시장이 급락한 2008년 10월 이전의 시기를 제외하고 분석하였는데, 정성적으로 유사한 결과를 확인하였다.

〈Table 13〉 Robustness II: Fund Performance and Trading Cost
— Against Preannounced Target Benchmark Portfolio

Panel A: Excess Return

		Dependent variable: market adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0606** (0.028)	-0.0636** (0.028)	-0.0613** (0.027)	-0.0612** (0.028)	-0.0621** (0.027)
		Dependent variable: 4-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0371* (0.022)	-0.0403* (0.022)	-0.0379* (0.021)	-0.0386* (0.022)	-0.0396* (0.021)
		Dependent variable: CAPM adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0502** (0.025)	-0.0531** (0.025)	-0.0505** (0.024)	-0.0511** (0.025)	-0.0515** (0.024)
		Dependent variable: 3-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0421* (0.024)	-0.0454* (0.024)	-0.0428* (0.023)	-0.0431* (0.024)	-0.0439* (0.023)

Panel B: Excess Return (1 month ahead)

		Dependent variable: market adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0045 (0.027)	0.0030 (0.027)	0.0048 (0.027)	0.0037 (0.027)	0.0039 (0.027)
		Dependent variable: 4-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0130 (0.029)	0.0114 (0.029)	0.0134 (0.028)	0.0111 (0.029)	0.0115 (0.028)
		Dependent variable: CAPM adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0065 (0.027)	0.0049 (0.027)	0.0069 (0.026)	0.0055 (0.027)	0.0059 (0.026)
		Dependent variable: 3-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0073 (0.026)	0.0055 (0.026)	0.0077 (0.025)	0.0061 (0.026)	0.0065 (0.025)

〈Table 13〉 Continued

Panel C: Excess Return (1 quarter ahead)

		Dependent variable: market adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0107 (0.071)	0.0062 (0.072)	0.0127 (0.071)	0.0071 (0.072)	0.0090 (0.072)
		Dependent variable: 4-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0148 (0.071)	0.0108 (0.072)	0.0185 (0.071)	0.0090 (0.071)	0.0125 (0.071)
		Dependent variable: CAPM adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		0.0100 (0.058)	0.0054 (0.060)	0.0128 (0.059)	0.0057 (0.059)	0.0083 (0.059)
		Dependent variable: 3-factor adjusted excess return				
		(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Trading cost		-0.0016 (0.061)	-0.0062 (0.062)	0.0015 (0.061)	-0.0060 (0.062)	-0.0032 (0.061)

Note: The standard errors are adjusted for serial correlation and heteroskedasticity using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses. *, **, *** denote statistical significance at 10, 5 and 1 percent level, respectively.

수수료를 차별하거나 특히 관계회사 등에 대하여 높은 수수료를 지급하는 등 우대하여 서는 아니 된다.”고 규정하여 위탁매매수수료에 대한 기준을 명시하였다.²⁷ 나이가 중개 회사 선정에 있어 투자자의 이익이 최대화되도록 i) 집합투자기구 또는 투자자가 부담하여야 할 비용(증개수수료)이나 수익, ii) 거래 유형(예: 상장주식 블록매매, 장외주식매 매, 파생거래, 채권매매 등)에 따른 매매체결능력, iii) 증개회사의 재무상황, 규모 등 발생 가능한 리스크 등을 고려해야 한다고 하였다. 또한 집합투자증권의 판매를 조건으로 매매주문을 위탁하기로 약정하는 것을 금지하여 운용사와 증권사 사이의 담합을 방지하도록 하였다.

그러나 소프트달러의 정의 및 범위의 불투명성으로 투자자와 운용사 사이의 이해상충의 문제가 지속적으로 지적되면서 2011년 2월 「집합투자업자의 조사분석서비스 이용에 관한 모범규준」을 제정하여 2011년 4월부터 시행하고 있다.²⁸

27 본문의 「표준내부통제기준」은 금융투자협회가 2011년 10월 개정한 것으로 협회 통합 이전에는 「자산운용회사 내부통제모범규준」에 의해 규정되었으며, 내용의 차이는 거의 없다.

28 동 모범규준에 의한 조사·분석 서비스의 대상은 아래와 같이 규정된다.

이같이 우리나라는 소프트달러에 대한 규정을 자율규제에 위임하고 있는데, 세부항목에 대한 내용은 자율규제에 위임하더라도 공시 및 소프트달러 관련 전체적인 기준은 상위 법규정으로 명문화할 필요가 있다. 소프트달러 관련 기준인 「집합투자업자의 조사분석서비스 이용에 관한 모범규준」은 자율규제로 강제력이 없어 운용사의 자발적인 협조가 없는 경우 투자자에게 정보가 제공되지 않을 수 있다. 실제로 2011년 4월 제정 이후 동년 12월부터 공시할 계획이던 소프트달러 자율공시가 2012년 6월 현재에도 이루어지지 않고 있다.²⁹ 이는 근본적으로 자율규제의 한계에 기인한 것으로 투자자에게 적절한 정보를 제공하기 위해서는 소프트달러의 개념적 범위 및 공시요건 등에 대하여 자율규제보다는 강제력이 있는 법규정으로 명문화할 필요가 있다.

또한 「모범규준」에 제시된 조사·분석 서비스의 대상 및 요건, 그리고 제외항목들에 대한 내용을 구체화할 필요가 있다. 즉, 협회가 정하는 사항에 대한 구체적 내용이 열거되지 않는 경우 운용사의 소프트달러 여부의 판단이 모호해지는 문제가 발생하고, 나아가 현재의 기준에 의하면 소프트달러의 판단이 운용사에 의해 이루어지는 문제가 존재할 수 있다. 따라서 조사·분석 서비스의 구체적 내용을 명시하고, 기준의 위반 여부에 대해서는 감독당국이 주기적으로 점검할 필요가 있다.

위탁매매수수료가 높아지는 경로는 두 가지인데, 하나는 수수료율 자체가 높은 것이고, 다른 하나는 매매회전율이 높은 것이다. 〈Table 1〉의 위탁매매수수료율은 4.61~18.91bp(단순평균 9.87bp) 수준으로 나타나 있다. 금융투자협회의 비교공시에 따르면, 일반투자자들이 부담하는 주식거래수수료는 2012년 6월 말 현재 증권사지점개설계좌 기준 1~12bp(단순평균 7.895bp)로 운용사가 부담하는 비용보다 낮은 수준이다.³⁰ 계약 조건에 따라 매매 실행 수수료율이 일반투자자와 운용사 사이에 차이가 있을 수 있으나, 운용사의 거래금액이 일반투자자의 그것보다 크고 거래금액에 따른 수수료체계 등

1. 증권의 가치, 투자의 적정성, 증권의 매수·매도의 타당성, 증권의 매수자 및 매도자에 대한 분석 및 보고서 제공

2. 증권의 발행인, 산업, 증권, 경제 요소 및 동향, 포트폴리오 전략과 수익률에 대한 분석 및 보고서 제공

3. 집합투자기구의 자산배분에 있어 각 증권의 구성비율의 타당성에 대한 분석 및 보고서 제공

4. 특정 산업이 증권시장에서 나타내는 수익 또는 가치변동 추이에 대한 분석 및 보고서 제공

5. 증개회사가 자체 개발한 리서치 전용 소프트웨어의 사용

6. 그 밖에 제1호부터 제5호까지의 사항에 준하는 내용으로서 협회가 인정하는 사항

²⁹ 이와 관련한 기사는 “소프트달러 자율공시논란,” 『파이낸셜 뉴스』, 2011. 12. 26 참고.

³⁰ 수수료율은 1억원을 기준으로 한 것이다. 한편, 은행개설계좌 기준으로는 1~11.916bp(평균 4.952bp) 수준이다.

을 고려하면 거래 실행을 위한 매매수수료율보다 높은 수준의 비용을 부담하는 것으로 추론된다. 물론 이러한 차이가 가치 있는 리서치의 구매를 위한 것일 수 있으나 본문의 분석 결과에서는 이에 대한 증거를 찾기 어렵다. 따라서 순수 위탁매매수수료와 리서치 서비스에 대한 비용을 구분하여 투자자에게 제공하는 것을 의무화할 필요가 있다.

매매회전율의 경우 서론에서 살펴본 바와 같이 상당히 높은 수준을 기록하고 있는데, 높은 수준의 매매회전율의 원인은 펀드매니저의 이동 등과 연관이 있을 것이다.³¹ 펀드 매니저가 변동되는 경우 펀드 편입종목의 교체가 이루어지고 이에 따라 회전율이 높아져 위탁매매수수료가 증가할 수 있다.³² 투자운용인력 변경건수가 2004년 1,086건에서 지속적으로 증가하여 2009년 4,662건, 2010년 8,917건, 2011년 12,366건에 달하고 있다.³³ 2010년 8월 9일부터 펀드매니저에 관한 정보를 공시하고 있으나, 공시내용이 펀드매니저가 운용하는 펀드 수 및 운용규모 그리고 운용경력연수에 대한 정보만을 제공하고 있어 투자자의 의사결정에 필요한 정보가 충분히 제공되고 있는가에 대해서는 의문의 여지가 존재한다. 현재의 공시로는 이직 및 신규 등의 경우를 제외하고 투자자들이 정확하게 어떠한 이유에 의해 펀드매니저의 이동이 발생했는지를 알 수 없고, 운용 보고서 등을 통해 운용전문인력의 변화를 알 수 있으나 투자자가 매일 공시를 확인하지 않는 경우 변경시점과 투자자가 인지하는 시점 사이에 상당한 시차가 존재할 수 있다. 따라서 펀드매니저의 이동 사유 및 펀드매니저의 과거 운용능력 등에 대한 정보가 제공될 필요가 있을 것으로 생각된다.

31 판매채널인 증권사에 대한 간접적인 보상수단으로 이용되는 측면도 있을 수 있으나 이에 대한 확인은 어려운 것이 현실이다.

32 한 펀드매니저는 펀드매니저의 교체가 미치는 영향에 대하여 다음과 같이 언급한다. “…… 펀드매니저가 바뀌면 모르는 종목이 있기 때문에 포트폴리오를 교체하는 게 일반적이다. 이는 종목을 낮은 가격에 매도하기 때문에 펀드수익률을 깎아먹는 효과를 낳는다. ……” (<http://er.asiae.co.kr/erview.htm?idxno=2009041509250478675>).

33 2010년과 2011년 건수의 증가 중 일부는 2010년 5월 이후 판매보수체계의 개편으로 기존의 펀드가 클래스펀드를 신설한 것과 연관이 있을 것으로 추론된다.

IV. 분석의 종합 및 결론

주인-대리인이 분리된 펀드의 대리인 문제에 대한 효과적인 통제는 투자자 보호를 위한 중요한 과제이다. 특히 개인투자자의 비중이 높은 우리나라의 상황에서 투자자가 관찰하고 통제하는 데 한계가 존재하는 위탁매매수수료가 투자자 이익에 미치는 영향에 대한 분석은 운용사와 투자자 사이의 이해상충의 문제에 있어 중요한 의미를 가진다. 본 연구는 2008년 6월~2011년 11월 기간 동안 우리나라 주식형 펀드의 자료를 이용하여 위탁매매수수료와 펀드 특성 사이의 관계 및 위탁매매수수료와 투자수익률 사이의 관계에 대한 분석을 수행하였다.

분석 결과, 운용보수 및 판매보수는 위탁매매수수료와 통계적으로 음(−)의 관계를 가지는 것으로 확인되었는데, 이는 투자자가 상대적으로 명확하게 인지할 수 있는 운용보수 및 판매보수 수준을 높이기보다는 숨겨진 비용인 위탁매매수수료를 통해 간접적으로 보상이 이루어짐을 시사한다. 한편, 위탁매매수수료와 펀드성과 사이의 관계를 살펴본 결과, 위탁매매수수료가 높을수록 현재의 성과와 음(−)의 관계를 가지며, 단기적으로 미래의 성과를 제고하는 데 기여하지 못하는 것으로 확인되었다.

이러한 결과는 투자자와 운용사의 이해상충의 완화와 대리인 문제의 효과적인 통제를 위한 제도 정비의 필요성을 시사하는 것으로 생각된다. 투자자에게 적절한 정보를 제공하기 위해서 소프트달러의 세부항목에 대한 규정을 자율규제에 위임하는 경우에도 공시 및 소프트달러 관련 전체적인 기준은 상위 법규정으로 명문화할 필요가 있다. 특히 순수 위탁매매수수료와 리서치서비스에 대한 비용을 구분하여 투자자에게 제공하는 것을 의무화할 필요가 있다. 나아가 현재의 기준에 의하면 소프트달러의 판단이 운용사에 의해 이루어지므로, 기준의 위반 여부에 대해서는 감독당국이 주기적으로 점검할 필요가 있다. 또한 매매회전율 증가와 연관된 것으로 추정되는 펀드매니저의 이동 및 펀드매니저의 과거 운용능력 등에 대한 정보가 제공될 필요가 있을 것으로 생각된다.

본 논문은 42개월의 시계열 자료를 사용하여 분석을 수행하였는데, 주식형 펀드의 대리인 문제를 심층적으로 연구하기 위해서는 보다 장기의 시계열 자료를 구축하여 분석을 수행할 필요가 있을 것이다. 또한 펀드매니저의 특성, 펀드매니저의 보상체계, 그리고 대리인 문제에 영향을 미칠 수 있는 여러 측면에 대한 분석이 추가될 필요가 있

다. 나아가 운용사의 조직 및 지배구조와 성과 사이의 관계에 대한 분석이 이루어진다면 우리나라 주식형 펀드의 현황과 대리인 문제에 대한 보다 심층적인 이해가 이루어 질 것이다.

참고문헌

신인석 · 조성빈, 「우리나라 주식형 펀드의 투자성과 평가」, 『한국개발연구』, 제32권 제1호, 2010, pp.97~129.

원승연, 「펀드 판매사의 역할과 판매보수의 적정성: 한국의 주식형 펀드를 대상으로」, 『재무관리연구』, 제26권 제1호, 2009, pp.31~64.

원승연 · 한상범, 「펀드의 거래비용과 운용성과」, 『한국경제의 분석』, 제17권 제2호, 2011, pp.179~224.

조성빈 · 신인석, 「판매보수의 펀드투자자금과 투자성과에 대한 영향」, 『금융연구』, 제26권 제1호, 2012, pp.75~105.

한국투자자보호재단, 「2011 펀드 투자자 조사」, 2012.

Abrahamson, Mark and Tim Jenkinson, "Does Transparency Overcome Conflict of Interest? Evidence from Investment Managers and Their Brokers," Working Paper, 2009.

Admati, Anat T., Sudipto Bhattacharya, Paul Pfleiderer, and Stephen A. Ross, "On Timing and Selectivity," *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp.715~730.

Barber, Brad M. and Terrance Odean, "All That Glitters: The Effect of Attention on the Buying Behaviour of Individual and Institutional Investors," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp.785~818.

Barber, Brad M., Terrance Odean, and Lu Zheng, "Out of Sight, Out of Mind: The Effects of Expenses on Mutual Fund Flows," *Journal of Business*, Vol. 78, 2005, pp.2095~2119.

Bergstresser, Daniel, John M. R. Chalmers, and Peter Tufano, "Assessing the Costs and Benefits of Brokers in the Mutual Fund Industry," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, 2009, pp.4129~4156.

Berkowitz, Stephen A., Dennis E. Logue, and Eugene A. Noser, Jr., "The Total Cost of Transactions on the NYSE," *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 1, 1988, pp.97~112.

Blume, Marshall E., "Soft Dollars and the Brokerage Industry," *Financial Analysts Journal*, Vol. 48, 1993, pp.36~44.

- Bogle, John C., "The End of 'Soft Dollars?'" *Financial Analysts Journal*, Vol. 65, No. 2, 1993, pp.48~53.
- Carhart, Mark M., "On Persistence in Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp.57~82.
- Chalmers, John M. R., Roger M. Edelen, and Gregry G. Kadlec, "An Analysis of Mutual Fund Trading Costs," Working Paper, 1999.
- Chan, Louis K. C. and Josef Lakonishok, "Institutional Trades and Intraday Stock Price Behavior," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 1993, pp.173~199.
- Chen, Joseph, Harrison Hong, Ming Huang, and Jeffrey D. Kubik, "Does Fund Size Erode Performance? The Role of Liquidity, Organization," *American Economic Review*, Vol. 94, 2004, pp.1276~1302.
- Chevalier, Judith and Glenn Ellison, "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives," *Journal of Political Economy* 105, 1997, pp.1167~1200.
- Conner, G. and R. Korajczyk, "The Attributes Behavior and Performance of U.S. Mutual Funds," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 1, No. 1, 1991, pp.4~25.
- Conrad, Jennifer S., Kevin M. Johnson, and Sunil Wahal, "Institutional Trading and Soft Dollars," *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 2001, pp.397~416.
- Edelen, Roger M., Richard Evans, and Gregory B. Kadlec, "What do Soft-dollars Buy? Performance, Expense Shifting, Agency Costs," Working Paper, 2008.
- Edelen, Roger M., Richard Evans, and Gregory B. Kadlec, "Disclosure and Agency Conflict in Delegated Investment Management: Evidence from Mutual Fund Commission Bundling," Working Paper, 2011.
- Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, Sanjiv Das, and Matthew Hlavka, "Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios," *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 1, 1993, pp.1~22.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973, pp.607~636.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, 1992, pp.427~465.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, 1993, pp.3~56.
- Ferris, Stephen P. and Xuemin Sterling Yan, "Agency Costs, Governance, and Organizational Forms: Evidence from the Mutual Fund Industry," *Journal of*

- Banking & Finance*, Vol. 33, 2009, pp.619~626.
- French, Kenneth R., "Presidential Address: The Cost of Active Investing," *Journal of Finance* 63, 2008, pp.1547~1573.
- Gao, Xiaohui and Miles Livingston, "Brokerage Commissions and Soft Dollars: The Hidden Costs of Owning Mutual Funds," Working Paper, 2011.
- Gasper, José-Miguel, Massimo Massa, and Petro Matos, "Favoritism in Mutual Fund Families? Evidence on Strategic Cross-Fund Subsidization," *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1, 2006, pp.73~104.
- Goldstein, Michael A., Paul Irvine, Eugene Kandel, and Zvi Wiener, "Brokerage Commissions and Institutional Trading Patterns," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 12, 2009, pp.5175~5212.
- Grinblatt, Mark and Sheridan Titman, "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings," *Journal of Business*, Vol. 62, No. 3, 1989, pp.393~416.
- Hansch, Oliver, Narayan Y. Naik, and S. Viswanathan, "Preferencing, Internalization, Best Execution, and Dealer Profits," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, 1999, pp.1799~1828.
- Horan, Stephen M. and D. Bruce Johnsen, "Can Third-party Payments Benefit the Principal? The Case of Soft Dollar Brokerage," *International Review of Law and Economics*, Vol. 28, 2008, pp.56~77.
- Huang, Jennifer C., Kelsey D. Wei, and Hong Yan, "Participation Costs and the Sensitivity of Fund Flows to Past Performance," *Journal of Finance*, Vol. 62, 2007, pp.1273~1311.
- James, Christopher and Jason Karceski, "Investor Monitoring and Differences in Mutual Fund Performance," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, 2006, pp.2787~2808.
- Jensen, Michael C., "The Performance of Mutual Funds in The Period 1945~1964," *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2, 1968, pp.389~416.
- Kacperczyk, M., C. Sialm, and L. Zheng, "Unobserved Actions of Mutual Funds," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp.2379~2416.
- Karceski, Jason, Miles Livingston, and Edward S. O'Neal, "Porfrolio Transaction Costs at U.S. Equity Mutual Funds," Working Paper, 2005.
- Lehman, Bruce N. and David M. Modest, "Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons," *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 2, 1987, pp.233~265.
- Livingston, Miles and Edward S. O'Neal, "Mutual Fund Brokerage Commissions,"

- Journal of Financial Research*, Vol. 19, 1996, pp.273~292.
- Mahoney, Paul G., "Manager–Investor Conflicts in Mutual Funds," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 2, 2004, pp.161~182.
- Nanda, Z. Vikram, Jay Wang, and Lu Zheng, "Family Values and the Star Phenomenon: Strategies of Mutual Fund Families," *Review of Financial Studies*, Vol. 17, 2004, pp.667~698.
- Petersen, M. A., "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, 2009, pp.435~480.
- Schwartz, Robert A. and Benn Steil, "Controlling Institutional Trading Costs," *Journal of Portfolio Management*, 2002, pp.39~49.
- SEC, "Inspection Report on the Soft Dollar Practices of Broker/Dealers, Investment Advisers and Mutual Portfolios," Washington, D.C.: U.S. Securities and Exchange Commission, Office of Compliance, Inspections and Examinations, 1998.
- Sensoy, Berk A., "Performance Evaluation and Self–designated Benchmark Indexes in the Mutual Fund Industry," *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, 2009, pp.25~39.
- Siggelkow, Nicolaj, "Expense Shifting: An Empirical Study of Agency Costs in the Mutual Fund Industry," Working Paper, 1999.
- Sirri, Erik R. and Peter Tufano, "Costly Search and Mutual Fund Flows," *Journal of Finance*, Vol. 53, 1998, pp.1589~1622.
- Wermers, Russ, "Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock–picking Talent, Style, Transaction Costs, and Expenses," *Journal of Finance*, Vol. 55, 2000, pp.1655~1703.
- Zheng, Lu, "Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability," *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp.901~933.

『韓國開發研究』 국문투고규정

1. 本『韓國開發研究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
 2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 번안 내지 요약물을 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 작성율을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
 7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
 8. 논문을 대표할 수 있는 핵심 단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
 9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
 10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
 11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

- 연락처

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, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, P.O. Box 113, Seoul, Korea.
 - For Manuscript Submission
 - E-mail at : kdijournal@kdi.re.kr (82-2-958-4308)

국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4 용지에 작성하며, 글씨체는 윤명조120, 글자크기(본문기준) 10.3p, 행간 18p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
 - 1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
 - 2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
 - 3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
 - 1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체·기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
 - 2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
 - 3) 본문 중의 숫자는 아라비아 숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등을 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 頭號와 발행일자만을 표시하며, 頭號는 단행본의 책명처럼 『』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 頭號 다음에 묶음표를 걸들여 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 외국문 헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
 - 3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.
 〈예〉 ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
 ② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.
 ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 2, May 1968, pp.35~53.
 ④ 한국은행, 『경제통계연보』, 1978.
 _____, 『기업경영분석』, 1980.

Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the “Book Antiqua” font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
4. The main body should be divided into the following order: I , 1, 1), II , 1
I Introduction
 1. The Model
 - 1) Previous Research
 2. Mathematical Models
 - II Data
5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
7. References
 - 1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
 - 2) References with the same author must be displayed together.
<Ex> ① Koh, Young-Sun, “The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings,” The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
③ Leibenstein, Harvey, “Entrepreneurship and Development,” American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 도서회원제 안내

● 회원에 대한 특전

- 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다. (단, 비공개 자료 및 배포제한 자료는 제외)
- 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 우선적으로 참가하실 수 있습니다.
- 발간된 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격을 할인 받으실 수 있습니다.

● KDI 발간자료

- 단행본, 연구보고서, 정책연구시리즈, KDI 정책포럼, KDI FOCUS, 연구자료, 기타보고서 등
- 월간: KDI 경제동향, KDI 북한경제리뷰, Economic Bulletin, 나라경제, click 경제교육
- 분기: 한국개발연구, 부동산시장 동향분석, 개발협력 동향분석
- 반년간: KDI 경제전망

● 연간회비

- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

● 가입방법

KDI 홈페이지에서 도서회원 가입신청서를 작성하신 후 아래의 방법으로 회비를 입금하시면 됩니다.

계좌입금: 우리은행 254-012362-13-145(예금주: 한국개발연구원)
지로(지로번호: 6961017), 신용카드 및 핸드폰으로 결제 가능합니다.
본원 기획팀(발간자료 담당자)에 직접 회비를 납입하실 수 있습니다.

● 문의사항

대외협력실 기획팀 발간자료 담당
TEL 958-4344 / FAX 960-0652 / E-mail kimy1h2@kdi.re.kr

● 판매처

- 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 397-3628
- 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 399-5632

KDI Book Membership Information

- Members Only Exclusive Offer
 - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
 - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
 - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage
- KDI Publications
 - Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
 - Periodicals
 - Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungie, click Economic Education,
 - Quarterly: KDI Journal of Economic Policy
 - Biannual: KDI Economic Outlook
- Annual Fees
 - Individual 100,000 won
 - Institution 300,000 won
- Sign-up

You may sign up via KDI homepage where you register by filling out the member registration form and submitting it to us. Available payment methods are as follows:

 - Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
 - Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
 - Or, you may pay the fee directly to the Coordination and Planning Unit of KDI Division of External Affairs.
- Contact
 - Publication personnel in charge, Coordination and Planning Unit, Division of External Affairs, KDI
TEL: 958-4344 / FAX: 960-0652 / E-MAIL: kim1h2@kdi.re.kr
 - Sales Distributors
 - Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)
TEL: 397-3628
 - Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)
TEL: 399-5632

KDI Journal of Economic Policy Vol. 35 No. 2(Serial Number 119)

Registered on March, 13, 1979

3,000 won

Registration Number 동대문 사00010호

Printed on May, 28, 2013

Published on May, 31, 2013

Published by Oh-Seok Hyun, President of KDI

Printed by Good Idea Good Peoples