Vol. 37 Supplementary Issue / ISSN 1738-656X

韓國開發研究 2015 특별호

KDI Journal of Economic Policy

Technology Standardization, Government Intervention, and Public Electronic Certificate in Korea
..... Yeongkwan Song
기술표준화, 정부개입, 그리고 공인인증서

Korean Households' Inflation Expectations and Information Rigidity
..... Hangyu Lee · Jinho Choi
우리나라 일반인 인플레이션 기대 형성 행태 분석

The Impacts of Coeducation in High School on the College Scholastic Ability Test
..... Kim, Beomsoo · Kim, Ga-young
고등학교의 남녀공학 여부가 대입수능에 미치는 영향

Performance Analysis on Foreign-invested Firms in the SEZ
..... Yong-Seok Choi · Yeongkwan Song
경제특구 입주 외국인투자기업의 성과 분석

KDI

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

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

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

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

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

韓國開發研究 제37권 특별호(통권 제127호), 2015
KDI Journal of Economic Policy, vol. 37, supplementary issue, 2015

Contents

1 기술표준화, 정부개입, 그리고 공인인증서
..... 송영관 / 1

Technology Standardization, Government Intervention, and Public Electronic Certificate in Korea... Yeongkwan Song

2 우리나라 일반인 인플레이션 기대 형성 행태 분석
..... 이한규 · 최진호 / 33

Korean Households' Inflation Expectations and Information Rigidity
... Hangyu Lee · Jinho Choi

3 고등학교의 남녀공학 여부가 대입수능에 미치는 영향
..... 김범수 · 김가영 / 65

The Impacts of Coeducation in High School on the College Scholastic Ability Test
... Kim, Beomsoo · Kim, Ga-young

4 경제특구 입주 외국인투자기업의 성과 분석
..... 최용석 · 송영관 / 87

Performance Analysis on Foreign-invested Firms in the SEZ
... Yong-Seok Choi · Yeongkwan Song

韓國開發研究
제37권 특별호(통권 제127호)

기술표준화, 정부개입, 그리고 공인인증서

송 영 관
(한국개발연구원 연구위원)

Technology Standardization, Government Intervention, and Public Electronic Certificate in Korea

Yeongkwan Song
(Fellow, Korea Development Institute)

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

• Key Word: 기술표준화(Technology Standardization), 정부개입(Government Intervention), 공인인증서(Public Electronic Certificate)
• JEL Code: O33, O38
• Received: 2014. 8. 29 • Referee Process Started: 2014. 9. 4
• Referee Reports Completed: 2014. 12. 15

KDI Journal of Economic Policy, vol. 37, supplementary issue, 2015
ⓒ Korea Development Institute 2015

ABSTRACT

Korea witnesses continued debate over the policy that mandates the use of the public authentication certificate (electronic certificate) in electronic financing. The debate mainly centers on the rationale of the government compelling, as a standard, a public electronic certificate based on a specific technology, among several user authentication technologies. This paper looks into the impacts of both adoption and abolition of this mandatory policy and thereby analyzes the effects of government intervention in technology standardization. To that end, two main questions are presented: what conditions would enable a single technology to serve as a standard in the market without government intervention; and what conditions would make the standard determined in the market contribute to maximizing social welfare. This paper demonstrates that the attitude and preference of market participants towards each technology determine the level of market equilibria and social welfare caused by the adoption and abolition of the mandatory policy on electronic certificate.

전자금융에서 공인인증서 사용을 의무화한 정책에 대해 논란이 계속되고 있다. 이 논란의 근간은 다양한 사용자 인증기술 중 정부가 특정 기술에 기반한 공인인증서만을 표준으로 강제할 필요가 있는가에 대한 것이다. 본 논문에서는 전자금융에서 특정 기술에 기반한 공인인증서 사용을 의무화한 '공인인증서 의무화정책'의 도입과 폐지 효과에 대해 살펴봄으로써 정부의 기술표준화 개입의 효과를 분석하기로 한다. 본 연구의 주요 질문은, 첫째 정부의 개입 없이도 시장에서 단일 기술로 표준화가 형성될 조건은 무엇인가, 그리고 둘째, 시장에서 표준으로 결정된 기술이 사회후생을 극대화할 조건은 무엇인가이다. 본 논문은 이 질문에 대한 답을 통해 '공인인증서 의무화정책'의 도입과 폐지 효과를 살펴보았다. 본 연구에서는 시장참여자의 각 기술에 대한 선호도 유형과 차이가 '공인인증서 의무화정책'의 도입과 폐지로 인한 시장균형과 사회후생 수준을 결정한다는 것을 보였다.

Ⅰ. 서 론

공인인증서에 대해 많은 논란이 있다. 현「전자서명법」제2조에 따르면 공인인증서는 동법 "제15조의 규정에 따라 공인인증기관이 발급하는 인증서"로 정의되어 있다. 또 동 조항에 인증서는 "전자서명생성정보가 가입자에게 유일하게 속한다는 사실 등을 확인하고 이를 증명하는 전자적 정보"로 정의되어 있다. 즉, 한국의 공인인증서는 정부가 공인한 전자서명으로 전자거래에서 본인 확인을 위한 일종의 전자 인감증명서이다. 정부는 공인인증서를 발급하고 인증하는 공인인증기관으로 현재 한국정보인증(주), 금융결제원, ㈜코스콤, 한국전자인증(주), ㈜한국무역정보통신 등 5개 기관을 지정하고 있다. 한국인터넷진흥원 전자서명인증관리센터는 최상위 인증기관으로 지정된 공인인증기관에 인증서를 교부하고, 공인인증기관이 이를 사용자에게 발급하게 된다.

한국의 공인인증서는 전자상거래의 확대에 따라 1999년 7월부터 시행된「전자서명법」에 기반을 두고 도입되었다. 전자상거래는 신속하고 편리하며 거래비용을 감소시킨다는 장점이 있다. 그러나 비대면 거래라는 특징으로 인해 전자상거래에서 안전성과 신뢰성 확보문제가 중요하게 대두되었고, 이 문제를 해결하기 위한 대표적 방법이 전자서명과 전자인증이다. 공인인증서는「전자서명법」제1조에서 명시되어 있듯, 전자상거래의 확산에 따라 "전자문서의 안전성과 신뢰성을 확보하고 그 이용을 활성화하기 위하여" 도입되었다. 즉, 정부는 전자상거래 당사자의 신원을 확인하고 전자문서의 위·변조 및 부인을 방지하기 위해, 공인인증기관이 발급하는 인증서에 기초한 전자서명에 대해 "공인전자서명"의 지위를 부여하고 그 법적 효력을 인정하였다.

전자상거래 확대에 따라 전자서명에 법적 지위를 부여하는 인증문제는 이미 1980년대부터 OECD 국가를 중심으로 활발히 논의되었다. 그리고 유엔국제상거래법위원회(United Nations Commission on International Trade Law: UNCITRAL)는 2001년「전자서명 모델법(Model Law on Electronic Signitures)」을 채택하여 국가 간 관련법의 조화를 추구하였다. UNCITRAL 전자서명 모델법의 근본 원칙은 현대 전자상거래법 설립 원칙인 비차별성(non-discrimination), 기술중립성(technological neutrality), 기능동등성(functional equivalence) 등 세 가지이다. 비차별성 원칙은 문서가 전자형태로

되어 있다는 이유만으로 법적 효력과 유효성 또는 시행이 거부되지 않는다는 원칙이다. 기술중립성 원칙은 특정 기술의 강제 사용을 배제하여 전자상거래 구현을 위해 사용되는 기술이 특정 기술에 종속되는 것을 방지하는 것을 목적으로 한다. 이 원칙은 전자상거래 관련 기술이 급속히 발전하고 있는 상황에서 미래의 진보된 기술이 추가 입법작업 없이 수용될 수 있는 것을 목표로 하고 있다. 기능동등성 원칙은 전자통신이 종이 기반의 통신과 동등하게 간주될 수 있는 조건을 제시하는 것을 목적으로 한다.

1999년에 최초로 시행된 「전자서명법」은 전자서명을 위한 기술을 '전자서명키'란 특정 기술로 한정하였다.[1] 이 기술은 인터넷에서 사용자들이 신뢰할 수 있는 기관에서 부여된 한 쌍의 공개키와 개인키 사용을 통해 비대면 거래의 안전을 보장하기 위한 것으로, 당시 주목을 받던 공개키 기반구조(Publlic Key Infrastructure: PKI)에 바탕을 둔 것이다. 그러나 2001년 12월 31일 개정하여 이듬해 4월 1일부터 시행한 「전자서명법」은 UNCITRAL의 「전자서명 모델법」의 기술중립성 원칙을 수용하여, 특정한 기술로 한정하던 전자서명을 관련 기술의 발전에 따라 적용 가능한 모든 기술을 수용할 수 있도록 전자서명의 개념을 포괄적으로 정의하였다.[2] 본 법의 개정 이유는 "현행법은 전자서명을 위한 기술을 '전자서명키' 등 특정 기술로 한정하고 있으므로, 앞으로의 전자서명 및 인증기술의 발전 추세에 대비하여, 보다 다양한 기술을 수용할 수 있도록 전자서명의 개념을 새로이 정의하고, 국제화 시대를 맞이하여 날로 확대되는 국제거래상의 전자서

---

1 1999년 2월 5일에 제정하고 동년 7월 1일부로 시행된 최초 「전자서명법」 제3조와 8조는 다음과 같다:
제3조(전자서명의 효력)
① 공인인증기관이 제15조의 규정에 의하여 발급한 인증서에 포함된 전자서명검증키에 합치하는 전자서명생성키로 생성한 전자서명은 법령이 정한 서명 또는 기명날인으로 본다.
② 제1항의 규정에 의한 전자서명이 있는 경우에는 당해 전자서명이 당해 전자문서의 명의자의 서명 또는 기명날인이고, 당해 전자문서가 전자서명된 후 그 내용이 변경되지 아니하였다고 추정한다.
제8조(공인인증기관의 업무수행)
① 공인인증기관은 인증업무를 개시하기 전에 정보화촉진기본법 제14조의2의 규정에 의한 한국정보보호센터(이하 "보호센터"라 한다)로부터 전자서명검증키를 인증받아야 한다.
② 공인인증기관은 제1항의 규정에 의하여 인증받은 전자서명검증키에 합치하는 전자서명생성키를 이용하여 인증업무를 수행하여야 한다.

2 2002년에 시행된 「전자서명법」은 전자서명의 정의를 "전자문서를 작성한 자의 신원과 전자문서의 변경 여부를 확인할 수 있도록 비대칭 암호화방식을 이용하여 전자서명생성키로 생성한 정보로서 당해 전자문서에 고유한 것"에서 "서명자를 확인하고 서명자가 당해 전자문서에 서명을 하였음을 나타내는 데 이용하기 위하여 당해 전자문서에 첨부되거나 논리적으로 결합된 전자적 형태의 정보"로 변경하였다. 또 제2조에 공인전자서명 요건을 명시하였고, '전자서명키'란 특정 기술이 아니어도 이런 요건을 갖추고 공인인증서에 기초한 전자서명을 공인전자서명으로 인정하였다. 그리고 제3조 3항에 "공인전자서명 외의 전자서명은 당사자 간의 약정에 따른 서명, 서명날인 또는 기명날인으로서의 효력을 가진다"고 명기함으로써 공인전자서명 이외의 전자서명에 대한 효력을 인정하였고, 공인인증기관의 업무수행에 대한 제8조도 개정하였다.

명 인증문제를 명확하게 규정하며, 현행 제도의 운영상 나타난 일부 미비점을 개선・보완하려는 것"이었다.[3]

현재 공인인증서 논란의 핵심은 전자금융거래에 공인인증서 사용을 의무화한 정책(이하 '공인인증서 의무화정책')이다. 정부는 각각 2002년 9월과 2003년 3월에 인터넷 뱅킹과 온라인 증권거래에 공인인증서 적용을 의무화하였다.[4] 공인인증서 의무화정책은 2006년 12월 28일 금융감독위원회에서 시행한 「전자금융감독규정」에 의해 명문화되었다.[5] 또한 2006년 4월 28일 제정되고, 2007년 1월 1일부로 처음 시행된 「전자금융거래법」에서 전자금융거래에 사용되는 공인인증서 기술 선택에 대해 금융위원회에 권한을 부여하였다.[6] 그리고 2006년 12월 28일부터 금융위원회에서 개정하여 시행한 「전자금융감독규정」은 전자금융거래에서 공인인증서 의무화 예외의 책임을 금융감독원장에게 위임하였다.[7] 같은 날 2차 개정된 「전자금융감독규정시행세칙」 제31조 4항에 따라 금융감독원은 "전자상거래에서 지급결제로서 30만원 미만의 신용카드 결제 또는 온라인 계좌이

---

3 국가법령정보센터가 2002년에 시행한 「전자서명법」 제・개정 이유를 참고하라. 현행 「전자서명법」의 제3조와 제8조는 다음과 같다:

제3조(전자서명의 효력 등)

① 다른 법령에서 문서 또는 서면에 서명, 서명날인 또는 기명날인을 요하는 경우 전자문서에 공인전자서명이 있는 때에는 이를 충족한 것으로 본다.

② 공인전자서명이 있는 경우에는 당해 전자서명이 서명자의 서명, 서명날인 또는 기명날인이고, 당해 전자문서가 전자서명된 후 그 내용이 변경되지 아니하였다고 추정한다.

③ 공인전자서명외의 전자서명은 당사자간의 약정에 따른 서명, 서명날인 또는 기명날인으로서의 효력을 가진다.

제8조(공인인증기관의 업무수행)

① 미래창조과학부장관은 인증업무의 안전성과 신뢰성 확보를 위하여 공인인증기관이 인증업무수행에 있어 지켜야 할 구체적 사항을 전자서명인증업무지침으로 정하여 고시할 수 있다.

② 제1항의 규정에 의한 전자서명인증업무지침에는 다음 각 호의 사항이 포함되어야 한다.

1. 공인인증서의 관리에 관한 사항
2. 전자서명생성정보의 관리에 관한 사항
3. 공인인증기관 시설의 보호에 관한 사항
4. 그 밖에 인증업무 및 운영관리에 관한 사항.

4 행정안전부(2011), p.340을 참조하라.

5 2006년 12월 28일에 시행된 「전자금융감독규정」 제7조는 다음과 같다:

제7조 (공인인증서 사용기준) 모든 전자금융거래에 있어 「전자서명법」에 의한 공인인증서를 사용하여야 한다. 다만 기술적・제도적으로 공인인증서 적용이 곤란한 전자금융거래로 감독원장이 정하는 경우에는 그러하지 아니하다.

6 2007년에 시행된 「전자금융거래법」 제21조 3항은 다음과 같다:

제21조 (안전성의 확보의무)

③ 금융감독위원회는 전자금융거래의 안전성과 신뢰성을 확보하기 위하여 「전자서명법」 제2조제8호의 공인인증서의 사용 등 인증방법에 대하여 필요한 기준을 정할 수 있다.

7 행정안전부(2011), p.340을 참조하라.

체"는 공인인증서 사용의 예외로 규정하여 공인인증서 의무화 대상에서 제외하였다. 이와 같은 조치에 따라 전자금융거래를 위해서는 공인인증서를 발급받아 사용해야만 했다.

공인인증서에 대한 비판은 현재 공인인증서 발급을 위해 공인인증기관이 사용하고 있는 기술에 대한 비판과 함께 전자금융거래에 공인인증서 강제를 통해 특정 기술을 강제한 것에 대한 비판으로 나뉠 수 있다. 현행 공인인증서 발급에 사용되는 기술에 대한 비판은 보안에 극도로 취약한 액티브 엑스 기반이라는 점과 공인인증서가 특정 폴더에 저장돼 유출이 쉽다는 점에 집중되고 있다. 실제로 공인인증서 유출 사고는 급증하고 있다. 2014년도 국감 제출 자료[8]에 따르면, 2014년 1월부터 9월까지 악성코드, 스미싱으로 인해 사용자의 컴퓨터 및 스마트폰에서 19,338건의 공인인증서가 유출되었다. 공인인증서 유출은 2012년에 8건, 2013년에 8,710건이 발생하였고 매년 급격히 증가하고 있다. 특정 기술에 기반한 공인인증서 사용 강제로 인해 공인인증서 기술의 발전도 이루어지지 않았다. 2010년 6월 30일에 시행된 전자금융감독규정은 현행 공인인증서 발급에 사용되는 기술 외에 이와 동등한 수준의 안전성이 인정되는 인증방법 사용을 허용하였으나, 인증방법의 안전성을 평가하기 위하여 새로운 기술의 사용은 금융감독원 인증방법평가위원회의 허가를 받아야 하였다. 그러나 여전히 공인인증서 분야에서 새로운 기술의 진입이 이루어지지 않고 있다.

공인인증서 의무화정책에 대한 논란이 계속되자, 공인인증서정책을 폐지하고 다양한 인증방법의 도입을 위해 2013년 5월 국회에서 「전자금융거래법」 일부개정안과 「전자서명법」 전부개정안이 발의되었다.[9] 2014년 3월 대통령이 규제개혁장관회의에서 전자금융거래에 공인인증서를 의무화한 정책의 문제점을 지적하였고, 그해 4월 미래창조과학부는 액티브 엑스 없이 공인인증서를 이용할 수 있는 기술을 개발하는 내용을 담은 「2014년 미래부 규제개혁 추진계획」을 수립하고 본격적인 규제개혁에 착수한다고 발표하였다. 또한 금융위원회는 2014년 5월 20일부터 「전자금융감독규정시행세칙」 제4조를 개정하여 전자상거래 지급결제에서 '신용카드・직불카드 결제 또는 30만원 미만의 온라인 계좌이체'를 공인인증서 의무 사용대상에서 제외하였다. 그리고 2015년 10월 16일부로 시

---

8 새정치민주연합 전병헌 의원이 한국인터넷진흥원으로부터 제출받은 자료.

9 최재천 의원이 대표 발의한 「전자서명법」 전부개정안의 주요 내용은, 첫째 전자서명은 당사자 간의 합의에 기하여 사용될 수 있음을 규정하고 '전자서명'과 '공인전자서명'을 구별하지 않으며, 둘째 정부가 국내에서만 인정받는 '공인인증기관'을 지정하는 현행 제도를 개선하여 국내의 인증기관들이 국제시장으로 진출하고 국제적으로 그 신뢰성을 인정받을 수 있도록 하는 기반을 마련하고, 셋째 미래창조과학부장관이 정하는 인증업무수행기준을 충족하는 인증기관은 차별 없이 인증서비스 시장에서 경쟁할 수 있도록 보장하는 것이었다.

행될 예정인「전자금융거래법」제21조는 "금융위원회는 … 특정 기술 또는 서비스의 사용을 강제하여서는 아니 되며, 보안기술과 인증기술의 공정한 경쟁이 촉진되도록 노력하여야 한다."는 조항을 명문화하고 있다.

공인인증서 의무화정책은 정부가 특정 기술을 전자금융거래의 표준으로 강제한 것이다. 일반적으로 표준화는 재화와 서비스의 규격 및 이용에 관한 통일된 기준을 만드는 것을 의미하지만 표준화의 대상은 제품의 규격뿐 아니라 생산공정, 컴퓨터 소프트웨어, 특정 기술 등 다양하다. 표준화는 재화와 서비스의 상호 호환성 및 운용성을 제공하여 소비자의 편의를 제고하고, 대량생산을 통한 규모의 경제 실현으로 기업의 생산 및 거래 비용을 감소시킬 수 있고, 또한 기술의 중복 투자를 방지할 수 있다.

이런 표준화는 세계화가 심화되는 1990년대 중반 이후 그 중요성이 더욱 강조되어 특히 정보통신시장을 중심으로 세계 정보통신기술 기반을 위한 국제간 표준 경쟁이 치열한 상황이다. 한국정부는 산업표준화법에 기초하여 산업 정보와 규격에 대한 표준화를 추진하고 있고, 또 전기통신기본법에 기초하여 정보통신에 관한 표준화를 추진해 오고 있는 등 다양한 분야에서 표준화를 위해 노력하고 있다. 국제적으로 표준화 기구는 각 분야별로 다양하며, 대표적인 것으로 1947년에 출범한 국제표준화기구(International Organization for Standardization: IOS)를 들 수 있다.

그러나 이런 표준화의 유용성에도 불구하고 표준화에는 부정적 측면이 있다. 우선 표준화는 혁신을 방해하는 측면이 있다. 표준화로 고착이 되면, 그 표준화 기술보다 더 우수한 기술이 개발된다고 하여도 우수한 기술이 시장에서 사용되기가 어려울 수 있다. David(1985)는 QWERTY 자판방식으로 시장에서 표준화가 일어남으로써, 더 우수한 드보락 자판방식이 개발되었음에도 불구하고 시장에서 사용되지 못하는 현상에 주목하였다.[10] 또 정부 주도의 표준화의 경우 정보의 한계로 인해 소비자의 선호를 잘 반영하지 못할 위험이 존재한다. 그리고 표준화 이후 발생하는 지대로 인해 '지대추구' 행위가 나타날 수 있다.

공인인증서정책에 대한 논란의 근간은 정부가 기술표준화에 개입하여 특정 기술을 강제하는 것이 과연 정당한가 하는 문제이다. 본 연구에서는 전자금융에서 공인인증서 사

---

10 과연 드보락 자판방식이 QWERTY 자판방식보다 더 우월한 방식이냐에 대해서는 논란이 있다. Coase(1974)가 순수 공공재의 예로 등대를 많이 이야기하지만 등대가 순수 공공재가 아니라는 것을 보인 것처럼, Liebowitz and Margolis(1990)는 QWERTY 자판방식이 덜 우월한 것이 아니었다며 David(1995)의 주장을 반박하였다. 그들의 연구는 Lewin(2002)에 종합되어 있다. 본 장의 모형 분석은 Auriol and Benaim(2000)이 개발한 모형을 바탕으로 한다.

용을 의무화한 '공인인증서 의무화정책'의 도입과 폐지 효과를 살펴봄으로써, 기술표준화에 정부가 개입하는 것이 시장균형과 사회후생에 어떤 효과가 있는지 살펴보기로 한다. 본 연구의 근본적 질문은, 첫째 정부의 개입 없이도 시장에서 단일 기술로 표준화가 일어날 조건은 무엇인가, 그리고 둘째, 시장에서 결정되는 표준화가 사회후생을 극대화할 조건은 무엇인가이다. 이 질문에 대한 답을 통해 '공인인증서 의무화정책'의 도입과 폐지 효과를 살펴보기로 한다.

이 질문에 답하기 위해 본 연구에서는 공인인증서를 다양한 사용자 인증기술 중 단일한 표준으로 해석하고, 잠재적 표준화가 가능한 다른 사용자 인증기술이 존재하는 것을 가정한다. 이 상황에서 정부가 개입하지 않고 시장에 맡겼을 때 과연 공인인증서가 표준으로 채택되기 위해서는 어떤 조건이 필요한지를 살펴보기로 한다. 그리고 '공인인증서 의무화정책' 도입이 사회후생에 미치는 영향, 그리고 '공인인증서 의무화정책' 폐지로 인한 시장균형과 사회후생의 변화를 분석하기로 한다.

'공인인증서 의무화정책' 효과에 대한 본 연구내용과 직접 연관성이 깊은 국내 문헌을 찾기가 어려웠다. 본 연구와 관련된 외국 문헌으로는 표준화에 대한 연구가 있다. 표준화에 대한 문헌의 대부분은 표준화로 인한 시장실패의 문제를 다루고 있다. 표준화와 시장실패에 대한 초창기 연구로 Arthur(1983)를 들 수 있다. Arthur(1983)는 수확체증이 존재하는 동태모형 분석을 통해 과거 사건에 의해 시장실패가 일어나는 것을 보였다. Katz and Shapiro(1985)는 네트워크 외부성이 존재할 때, 소비자의 기대가 시장균형에 큰 영향을 준다는 것을 보였고, David(1985)는 QWERTY 자판방식의 예를 통해 우수한 기술이 있는데도 열위의 기술로 표준화가 고착되는 시장실패 문제를 제기하였다. David(1985)는 이런 시장실패의 원인으로 강한 기술의 상호 호환성(technical interrelatedness), 규모의 경제, 전환 불가능성(irreversibility)을 언급하였다. Farrell and Saloner(1985)는 불완전한 정보하에서 열위의 기술로 표준화가 고착될 수 있다는 것을 보였다. 그리고 Acemoglu *et al.*(2012)은 표준화가 성장동력이 될 수도 있지만 혁신을 방해할 수도 있음을 보였다.

기존 연구 중 본 연구와 가장 가까운 연구는 Auriol and Benaim(2000)이다. 그들은 기존의 표준화 논의를 발전시켜 정부개입이 없는 상황에서 기술표준화가 시장에서 어떻게 결정되는지 살펴보고, 어떤 상황에서 정부개입이 필요한지 조건을 도출하였다. Auriol and Benaim(2000)의 주요 결과는 시장참여자의 기술에 대한 선호도에 의해 기술표준화에 대한 시장균형과 사회후생이 결정된다는 것이다. 그들의 모형에 따르면, 시

장참여자들이 단일표준화를 크게 선호할 경우 열등 기술로 표준화가 고착될 수 있지만, 그 외의 경우는 대부분 시장에서 가장 효율적인 기술을 선택한다는 것이다. 따라서 정부개입은 시장참여자들이 단일표준화를 크게 선호하여 열등 기술로 표준화가 고착될 위험이 큰 상황에서만 정당화될 수 있다.

본 연구는 Auriol and Benaim(2000)의 모형을 기초로 그들의 결과를 '공인인증서정책' 효과의 분석을 위해 확장·발전시켰다. 즉, Auriol and Benaim(2000)은 두 기술에 대한 시장참여자의 선호도가 같은 종류인 경우를 분석하였지만 본 논문에서는 시장참여자의 선호도가 다른 종류인 경우도 포함해 분석하였다.

본 연구의 주요 모형 분석 결과는 다음과 같다. 두 기술에 대해 시장참여자들의 선호도가 단일표준화 중립적이라면 단일 기술로 표준화가 일어나고 이때 사회후생도 극대화된다. 두 기술에 대해 시장참여자들의 선호도가 모두 단일표준화 중립적이 아닌 경우, 기술의 우월성이 큰 경우라면 정부개입 없이도 한 기술로 시장의 표준화가 일어나고 이때 사회후생도 극대화된다. 또 우월성이 크지 않을 경우에도 시장참여자들의 단일표준화 비선호적 경향이 크지 않다면, 단일 기술로 표준화가 일어나고 사회후생도 극대화된다. 그러나 이 경우 시장참여자들의 선호도가 모두 단일표준화 중립적인 경우와 달리 표준화는 일어나지만, 이 표준화에서 사회후생이 극대화되지 않을 가능성이 존재한다.

이런 모형 분석 결과를 바탕으로 본 논문에서는 '공인인증서 의무화정책'의 도입과 폐지 효과를 살펴보았다. '공인인증서 의무화정책 도입'에 대한 주요 결과는 다음과 같다. 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라면 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이 아닌 경우라도 두 기술의 차이가 크지 않거나, 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않을 경우 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 반면, 공인인증서 기술이 대체기술보다 우월하고, 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않을 경우에 공인인증서 의무화정책은 사회후생을 증대시킬 수 있다. 공인인증서 의무화정책은 매우 제한적 상황에서만 사회후생 증진을 가져올 수 있다.

'공인인증서 의무화정책' 폐지에 대한 주요 결과는 다음과 같다. 우선 시장균형을 살펴보면 공인인증서 의무화 폐지 이후 공인인증서가 계속 표준으로 기능할지 여부는 공인인증서 기술의 우월성과 시장참여자의 선호도에 달려 있다. 두 기술에 대한 선호도가 모두 단일표준화 중립적일 때, 대체기술이 공인인증서 기술보다 조금이라도 우월하다면 시장표준은 대체기술로 바뀌게 된다. 두 기술에 대한 선호도가 모두 단일표준화 중립적

이 아니라면 두 기술의 우월성 크기에 따라 시장균형이 달라진다. 두 기술의 차이가 크지 않을 경우, 두 기술은 모두 시장에서 이용되게 된다. 오직 두 기술의 차이가 클 경우에만 한 기술로 표준화되게 된다.

또 '공인인증서 의무화정책' 폐지에 따른 사회후생 변화는 다음과 같다. 공인인증서 기술이 대체기술보다 우월한 경우 공인인증서 의무화정책을 폐지하여도 대부분 공인인증서 기술이 시장표준으로 기능하게 된다. 따라서 이 경우 사회후생의 변화는 없다. 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적일 때 대체기술이 조금이라도 우월하다면 공인인증서 의무화정책 폐지로 인해 사회후생이 증대한다. 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이 아니고, 대체기술의 우월성이 크다면 공인인증서정책 의무화 폐지로 인해 사회후생이 증대한다. 반대로 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적은 아니지만 단일표준화 비선호도가 크지 않고 두 기술의 차이도 크지 않은 경우, 공인인증서 기술이 조금이라도 대체기술보다 우월하다면 사회후생은 감소하게 된다. 공인인증서 의무화정책의 폐지가 사회후생을 감소시키는 경우는 공인인증서 기술로 표준화되는 균형이 사회후생을 극대화하지만, 정부의 개입 없이 시장참여자의 자발적 선택만으로는 공인인증서 기술이 표준화되지 못하는 경우이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 제2장에서는 모형을 구축하고 정부가 개입하지 않았을 경우의 시장균형과 사회후생을 분석한다. 제3장에서는 공인인증서 의무화정책' 도입이 사회후생에 미치는 영향과 '공인인증서 의무화정책' 폐지로 인한 시장균형과 이에 따른 사회후생의 변화를 분석한다. 그리고 마지막으로 제4장에서는 연구내용을 요약하고 표준화에 대한 정부 정책방향에 대해 논의하기로 한다.

Ⅱ. 모 형[11]

1. 기본모형

기술표준화에 대한 정부 정책의 영향을 분석하기 위해 본 절에서는 Auriol and Benaim (2000)이 개발한 간단한 모형을 응용하기로 한다. 사용자 인증기술에는 두 가지 기술

11 독자의 편의를 위해 본 논문에서 사용하는 표기는 특별한 경우가 아닌 한 Auriol and Benaim(2000)의 표기를 따르기로 한다.

A와 B가 존재한다고 가정하자. 그리고 t시점에서 A와 B 기술의 시장점유율은 각각 $x_A^t(\equiv x^t)$와 $x_B^t(=1-x^t)$이라고 하자. 어떤 기술이 시장에서 이용되는지 여부는 각 시장참여자의 결정과 정부 정책에 의해 결정된다. 각 시장참여자의 기술 선택 결정과 정부 정책에 의해 시장에서 A와 B 기술 중 하나의 기술로 표준화될 수도 있고, 또 두 개의 기술이 양립할 수도 있다.

각 시장참여자의 효용함수는 그 기술의 시장점유율에 의존한다. 이는 기술이 네트워크 외부성을 가지고 있다는 것을 나타낸다. 시장참여자 수는 무한하며 0과 1 사이 값인 δ에 의해 유형이 구별된다. δ유형 시장참여자의 효용함수는 A기술과 B기술에 대해 각각 $(1-\delta)\cdot u_A(x^t)$와 $\delta\cdot u_B(x_B^t)$로 정의된다. 따라서 δ유형의 시장참여자는 상대적으로 δ값이 클수록 B기술을 선호하고, 반대로 δ값이 작을수록 A기술을 선호하게 된다. 가정 1은 A와 B 기술 모두 양의 네트워크 외부성을 가진다는 것을 의미한다. 이에 따라 같은 기술을 이용하는 시장참여자가 많을수록 그 기술에 대한 효용이 커지게 된다.

가정 1. 모든 $x_k^t(x_k^t \geq 0\ ;\ k=A,B)$에 대해 $u_k(0)=0$ 과 $u_k^{'}(x_k^t)>0$ 이다.

모든 t시점에서 각 시장참여자는 자신에게 더 큰 효용을 가져다주는 기술을 선호한다. 따라서 시장점유율 x^t가 주어져 있을 때, 모든 시장참여자는 A와 B 기술 중 자신에게 더 높은 효용을 주는 기술을 하나 선택하여 이용하게 된다. 즉, 다음의 관계가 성립한다.

$$(A,x^t) \gg_{\delta} (B,x_B^t) \Leftrightarrow (1-\delta)u_A(x^t) \geq \delta u_B(x_B^t) \quad (1)$$

2. 기본모형의 동태화

기본모형을 통해 시장참여자 개개인의 연속적 선택이 어떻게 A와 B 기술의 궁극적인 균형 시장점유율을 결정하는지 살펴보도록 하자. t는 기술 선택이 역사적으로 t번째 일어난 것을 의미한다. 따라서 $t(t=1,2,\cdots)$로 표현되는 시간의 흐름은 비연속적이며 무한하고, 매 시점은 시장참여자 개개인이 기술을 선택하는 시점을 나타낸다. 매 시점마다 δ유형의 개인이 시장에 참여하여 기술을 선택하는데, 매 시점에서 기술을 선택하는 시장참여자의 유형 δ는 확률분포함수 $f(\cdot)$에 따른다. 시장참여자는 각 기술의 시장점유율과 δ로 대변되는 본인의 유형에 따라 본인 효용을 극대화하는 기술을 A 또

는 B 중에서 선택한다.

δ_L^t 을 t시점의 한계 시장참여자 유형이라고 정의하자. 여기서 한계 시장참여자는 A 기술과 B기술에 대한 선호도가 같은 사람을 말한다. 즉, δ_M^t 는 식 (1)에 의해, A기술의 시장점유율 x^t가 주어져 있을 때 $(1-\delta_L^t)u_A(x^t)=\delta_L^t u_B(x_B^t)$를 만족하는 값이다. 이에 따라 식 (2)를 얻을 수 있다.

$$\delta_L^t(x^t)=\frac{u_A(x^t)}{u_A(x^t)+u_B(x_B^t)} \tag{2}$$

가정 1에 의해 $u_k(\bullet)(k=A,B)$는 단조증가함수이다. 따라서 $t+1$시점에서 기술을 선택하는 δ유형인 시장참여자는 만약 $\delta \le \delta_L^t$ 이면 A기술을 선택하고, 그렇지 않은 경우 B기술을 선택한다.[12] 따라서 매 시점에서 시장참여자의 선택은 δ유형에 따라 비확률적으로 결정된다. 그러나 매 시점에서 어떤 유형의 시장참여자가 기술을 선택할지 여부는 δ의 확률분포함수 $f(\bullet)$에 의해 결정되게 된다. A기술의 시장점유율 x_A^t가 주어져 있을 때, 식 (2)에 의해 $t+1$시점에 기술을 선택할 시장참여자가 A기술을 선택할 확률 P_A^t와 B기술을 선택할 확률 P_B^t는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} &P_A^t \equiv P_A(x_A^t, x_B^t)=P_A(x^t)=\mathrm{Prob}(\delta \le \delta_L^t), \\ &P_B^t \equiv P_B(x_A^t, x_B^t)=P_B^t(x^t)=\mathrm{Prob}(\delta > \delta_L^t)=1-P_A^t \end{aligned} \tag{3}$$

$F(\bullet)$를 $f(\bullet)$의 확률밀도함수라 하면, 식 (2)에 의해 다음 관계를 얻는다.

$$P_A^t=P_A(x^t)=F\left(\frac{u_A(x^t)}{u_A(x^t)+u_B(1-x^t)}\right)=F\left(\frac{u_A(x^t)}{u_A(x^t)+u_B(x_B^t)}\right) \tag{4}$$

가정 1에 의해, x^t가 증가할 때 식 (4)의 분자가 분모보다 더 빨리 증가하고, x_B^t가 증가할 때(즉, x^t가 감소할 때) 식 (4)의 분자가 분모보다 더 빨리 감소한다. 따라서 $P_A(x^t)$는 x^t의 증가함수이고 x_B^t의 감소함수이다.

$N_k^0\,(N_k^0 \ge 1)$는 초기 시점에서 k기술($k=A$ 또는 B)을 이미 선택한 시장참여자의 수를 나타낸다. N_k^t는 t시점에서 k기술을 선택한 시장참여자의 총수를 나타낸다. 또한

12 즉, 시장참여자는 향후 기술이 어떻게 발전할지는 고려하지 않고, 현재 상황만을 고려한 근시안적 선택을 한다고 가정한다. 이 가정으로 인해 시장참여자의 기술 선택은 향후 어떤 기술이 선택될지에 대한 확률에 의존하지 않고, 비확률적으로 결정되게 된다.

N^t는 t시점까지 표준이 선택된 총수를 나타낸다. 따라서 다음의 관계가 성립한다.

$$N^t = N_A^0 + N_B^0 + t \tag{5}$$

t시점에서 k기술의 시장점유율은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$x_k^t = N_k^t / N^t \tag{6}$$

이에 따라 모든 k기술에 대해 시장점유율은 다음과 같이 변화되어 간다.

$$x_k^{t+1} = \begin{cases} \dfrac{N_k^t + 1}{N^t + 1} & (P_k^t \text{의 확률로}) \\ \dfrac{N_k^t}{N^t + 1} & (1 - P_k^t \text{의 확률로}) \end{cases} \tag{7}$$

식 (7)을 좀 더 간단히 표현하기 위해 α^t를 다음과 같이 정의하자.

$$\alpha^t \equiv \frac{1}{N^t + 1}$$

즉, α^t는 $t+1$시점까지 기술이 선택된 총수의 역수이다. α^t의 정의를 통해 식 (7)을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$x_k^{t+1} = \begin{cases} (1 - \alpha^t) x_k^t + \alpha^t & (P_k^t \text{ 확률로}) \\ (1 - \alpha^t) x_k^t & (1 - P_k^t \text{ 확률로}) \end{cases} \tag{8}$$

식 (8)에 따라 모든 k에 대해 t시점에서의 시장점유율 x_k^t가 주어져 있을 때, $t+1$시점의 시장점유율 x_k^{t+1}에 대한 기댓값을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E(x_k^{t+1} | x_k^t) = x_k^t + \alpha^t (P_k^t - x_k^t) \tag{9}$$

3. 균형 및 사회후생 분석

식 (9)에 따라 k기술의 시장점유율 x_k^t는 $t+1$기의 시장참여자에 의해 k기술이 선택될 확률 P_k^t보다 작으면 상승하고, 그 반대의 경우는 하락하게 된다. 따라서 직관적으로 볼 때, 시장점유율 x_k^t와 P_k^t가 같을 경우 시장점유율은 균형에 있을 것으로 생각된다.

Hill *et al.*(1980)에 의해 이 직관은 옳다고 증명되었다.[13] 이에 따라 식 (8)의 동태적 확률과정(stochastic process)은 다음과 같은 동태적 비확률과정(deterministic dynamic process)인 식 (10)으로 수렴하게 된다.

$$\dot{x_k} = P_k(x_A, x_B) - x_k \qquad k = A, B \tag{10}$$

여기서 $\dot{x_k}$는 시장점유율 x_k의 시간에 대한 일차차분을 의미한다.

식 (9)가 식 (10)에 수렴하게 되므로 균형 시장점유율 x_k^*은 x_k^t와 P_k^t가 같을 경우 존재하게 된다. 그러나 현재 시장점유율 x_k^t가 균형 시장점유율 x_k^* 근처에 있더라도 만약 k기술이 채택될 확률 P_k^t가 x_k^t보다 크면 시간이 갈수록 k 표준이 채택되는 경우가 많아져 시장점유율 x_k^{t+n}가 증가하게 되며, 이는 다시 P_k^{t+n}을 증가시키게 된다. 이때 시간에 따른 P_k^t의 변화가 x_k^t 변화보다 크다면 x_k^t는 균형에서 벗어나게 된다. 이 경우 현재 시장점유율 x_k^t가 균형 시장점유율 x_k^* 근처에 있더라도 x_k^*에 수렴할 수 없게 되어 x_k^*는 불안정적 균형이 된다. 이런 불안정적 균형 시장점유율 x_k^*는 본 모형의 균형이 되지 못한다. 따라서 본 모형의 균형 시장점유율 x_k^*은 x_k^*와 P_k^*가 같고, 시간에 따른 P_k^t의 변화가 x_k^t 변화보다 작은 안정적 균형이다.

만약 식 (10)에서 주어진 동태적 비확률적 체계가 하나의 안정적 고정점(fixed point)을 가진다면, 이 체계의 안정적 균형은 하나이다. 이때 균형 시장점유율 x_k^*는 예측 가능하며, 시장점유율은 초기조건 N_A^0와 N_C^0의 값에 관계없이 이 균형에 수렴하게 된다. 반대로 이 체계가 여러 개의 안정적 균형을 가지면, 균형은 예측 가능하지 않고, 초기조건 N_A^0와 N_C^0의 값에 의존하게 된다.

위의 논의에 따라 본 모형의 균형 시장점유율 x_k^*는 $P_A^*(x^*, 1-x^*) = x^*$를 만족시킨다. 따라서 식 (4)에 의해 x_k^*는 다음 식을 만족시킨다.

$$x^* = F\left(\frac{u_A(x^*)}{u_A(x^*) + u_B(1-x^*)}\right) \tag{11}$$

가정 1에 의해 시장이 A기술로 단일표준화되는 조건인 $x^* = 1 = P_A^*(1,0)$와 B기술로 단일표준화되는 조건인 $x^* = 0 = P_A^*(0,1)$은 항상 식 (11)을 만족한다. 또한 u_A, u_B, F에 따라 시장균형이 단일표준화가 아니라 두 개의 기술이 양립하는 경우도 가능

13 Auriol and Benaim(2000)의 Theorem 1과 관련 논의를 참고하라.

하다.

추가 분석을 위해 다음의 가정을 하도록 한다.

가정 2. δ는 [0,1] 구간에서 연속균등분포를 따른다.

가정 2에 따라 식 (11)은 다음과 같이 변화된다.

$$(1-x^*)u_A(x^*)=x^*u_B(1-x^*) \tag{12}$$

u_A와 u_B는 시장참여자의 기술에 대한 효용도를 나타낸다. 따라서 식 (12)를 바탕으로 시장참여자의 기술에 대한 효용도가 시장균형에 어떤 영향을 미치는지 분석할 수 있다. 이를 위해 Auriol and Benaim(2000)에 따라 다음과 같은 정의를 한다.

정의.

(ⅰ) 만약 $\forall \mu \in (0,1)$에 대해 $\mu u_k(1)+(1-\mu)u_k(0) > u_k(\mu)$이 성립하면, u_k는 단일표준화 선호적이다.

(ⅱ) 만약 $\forall \mu \in (0,1)$에 대해 $\mu u_k(1)+(1-\mu)u_k(0) = u_k(\mu)$이 성립하면, u_k는 단일표준화 중립적이다.

(ⅲ) 만약 $\forall \mu \in (0,1)$에 대해 $\mu u_k(1)+(1-\mu)u_k(0) < u_k(\mu)$이 성립하면, u_k는 단일표준화 비선호적이다.

위의 정의에 따라 u_k가 강볼록함수이면 단일표준화 선호적이고, 선형함수이면 단일표준화 중립적, 그리고 강오목함수이면 단일표준화 비선호적이다. 단일표준화에 대한 시장참여자의 선호도에 대한 이해를 돕기 위해 Auriol and Benaim(2000)에 따라 다음 두 가지 상황을 고려하자.

(상황 Ⅰ) 확률 μ로 모든 사람이 A기술을, 확률 $1-\mu$로 모든 사람이 B기술을 이용하고 있다.

(상황 Ⅱ) μ퍼센트의 사람이 A기술을, $1-\mu$퍼센트의 사람이 B기술을 이용하고 있다.

즉, 상황 Ⅰ은 시장이 A 또는 B 기술로 단일표준화되어 있는 상황이고, 상황 Ⅱ는 시

장이 단일표준화가 되어 있지 않고 A와 B 기술이 모두 이용되고 있는 상황이다. u_k가 단일표준화 선호적이면 상황 Ⅰ을 상황 Ⅱ보다 더 선호하고, 단일표준화 비선호적이면 상황 Ⅰ보다 상황 Ⅱ를 더 선호한다. u_k가 단일표준화 중립적이면 두 상황에 대해 무차별적이다.

시장참여자의 기술에 대한 선호도는 기술의 특성에 기인할 것이다. 단일표준화는 시장참여자끼리 다양성에 대한 선호를 포기하고 선호의 조화를 이루는 것이다. 따라서 어떤 기술에 대한 양의 네트워크 외부성이 매우 크다면, 사람들은 다양한 기술이 이용되어 네트워크 효과가 크게 발휘되지 못하는 상황보다는 다양성을 포기하고 이 기술로 단일표준화를 이룬 상황을 선호할 것이다. 이 경우 이 기술에 대한 선호도가 단일표준화 선호적이라 할 수 있다. 소방호수 규격과 교통신호체계 등 특히 안전과 관련된 기술에 대해 시장참여자들이 단일표준화 선호적일 가능성이 높다.

반대로 어떤 기술의 경우 이 기술의 단일표준화에 대한 양의 네트워크 외부성이 크지 않고 이 기술 사용자의 증가에 따른 양의 한계효용이 점점 감소할 수 있다. 이 경우, 시장참여자의 다양성 포기에 대한 기회비용이 단일표준화에 대한 편익보다 크다면 이들은 이 기술에 대해 단일표준화 비선호적일 것이다. 컴퓨터 기술 중 IBM 호환 포맷과 맥킨토시 호환 포맷이 예가 될 것이다.[14] 그리고 어떤 기술에 대해 다른 사용자의 증가에 따른 양의 한계효용이 일정하다면 이 기술에 대한 선호도는 단일표준화 중립적이다.

본 논문에서는 가정 3에 따라 한 기술에 대한 시장참여자의 선호도가 단일표준화 중립적이고, 다른 기술에 대한 시장참여자의 선호도가 단일표준화 비선호적인 경우를 포함하여 균형 시장점유율과 사회후생에 대해 분석하기로 한다.[15]

가정 3. u_A와 u_B는 단일표준화 선호적이 아니다.

다음 조건을 고려하자.

---

14 Auriol and Benaim(2000), p.557의 논의를 참고하라.

15 본 논문은 공인인증서정책 도입과 폐지 효과에 대한 분석을 목적으로 한다. 공인인증서는 사용자 인증기술 중 하나이다. 현재 전자상거래에서 사용자 인증에 관한 다양한 기술이 이용되고 있다. 예로 한국의 공인인증서 기술 외에 전통적 ID/Password 방식, OTP(One Time Password), 전자메일을 통한 인증 등 다양한 소비자 인증기술이 시장에서 이용되고 있다. 따라서 사용자 인증기술에 대해 시장참여자들의 선호가 단일표준화 선호적은 아니라고 가정하는 것이 현실적이라 생각된다. Auriol and Benaim (2000)과 본 논문의 주요 차별성은 균형 시장점유율과 사회후생을 분석할 때, 보다 현실적으로 기술에 대한 선호도가 다른 경우도 포함하였다는 점에 있다. Auriol and Benaim(2000)은 기술에 대한 선호도가 같은 경우에 대해 균형 시장점유율과 사회후생을 분석하였다.

$$u_A'(0) \geq u_B(1) \text{ and } u_B'(0) \geq u_A(1) \quad \text{(C1)}$$

$$u_B'(0) < u_A(1) \quad \text{(C2)}$$

$$u_A'(0) < u_B(1) \quad \text{(C3)}$$

(C2)는 시장이 A기술로 표준화된 상태에서 $u_A(1)$의 값이 B기술이 전혀 이용되지 않는 상황에서 B기술 사용으로 인한 한계효용보다 높다는 조건이다. (C3)도 비슷하게 시장이 B기술로 표준화된 상태에서의 $u_B(1)$이 A기술이 전혀 이용되지 않는 상황에서 A기술 사용으로 인한 한계효용보다 높다는 조건이다. 이 조건을 이용하여 명제 1은 A와 B 기술에 대한 시장균형이 어떻게 결정되는지를 서술하고 있다.

명제(Proposition) 1.[16] 모든 $k\,(k = A, B)$에 대해 효용함수 u_k가 단일표준화 중립적이거나 단일표준화 비선호적인 경우 다음 조건에 따라 시장균형이 결정된다.

(ⅰ) 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라고 가정하자. 시장의 기술표준은 두 효용함수가 (C2)를 만족할 경우 A기술로, (C3)를 만족할 경우 B기술로 결정된다. 두 효용함수가 (C1)을 만족할 경우 두 효용함수는 동일하며 A와 B 기술 모두 표준화 대상이 될 수 있다.

(ⅱ) 1) 두 효용함수가 모두 단일표준화 비선호적이거나, 혹은 2) 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적이라고 가정하자. 이 경우 두 효용함수가 (C2)를 만족할 경우 A기술로, (C3)를 만족할 경우 B기술로 시장표준이 결정된다. 두 효용함수가 (C1)을 만족할 경우 두 기술 모두 시장에서 공존하며, 시장점유율은 초기조건에 의해 결정된다. (끝)

명제 1은 만약 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라면 두 효용함수가 동일한 경우를 제외하면 두 기술 중 하나의 기술로 반드시 표준화가 일어난다는 것을 보여준다. 명제 1에 따라 정부개입 없이 시장참여자의 자발적 선택에 의해 시장에서 하나의 기술이 표준으로 채택될 충분조건이 도출된다. 시장참여자의 각 기술에 대한 선호도에 관계없이 (C2)와 (C3)는 각각 A와 B 기술이 표준으로 채택되어 다른 기술이 시장에서 이용되지 않을 충분조건이다. 즉, 기술이 (C2) 또는 (C3)를 만족할 정도로 다른 기술에 비해 우월하다면, 정부개입 없이도 이 기술로 시장에서 표준화가 일어난다. (C1)은 두 기

16 증명은 〈부록 A〉를 참조하라.

술의 우월도가 크지 않다는 것을 나타낸다. 두 효용함수가 모두 선형함수이고 (C1)인 경우, 두 효용함수는 동일하기 때문에 두 기술 A와 B는 완전대체가 된다.[17]

다음으로 사회후생의 관점에서 시장균형을 분석하도록 하자. 이를 위해 우선 사회후생을 최적화하는 시장점유율을 구하고, 이것을 시장균형과 비교해 보도록 한다. 사회후생에 영향을 미치는 모든 시장참여자의 비중이 동일하다고 할 때, 주어진 시장점유율에 대해 사회후생을 다음과 같이 정의한다.

$$W(x_A, x_B) \equiv \int_0^{\delta_L} (1-\delta) u_A(x_A)\, d\delta + \int_{\delta_L}^1 \delta u_B(x_B)\, d\delta$$

$x_A = x$로 정의했고, $x_B = 1-x$이므로, 사회후생함수는 다음과 같이 변화된다.

$$W(x) \equiv W(x, 1-x) = \int_0^{\delta_L} (1-\delta) u_A(x)\, d\delta + \int_{\delta_L}^1 \delta u_B(1-x)\, d\delta \tag{13}$$

또한 다음 조건을 고려하자.

$$u_A'' u_A - u_B'' u_B \leq (u_A' P_B + u_B' P_A)^2 \tag{C4}$$

$$u_B'(0) < u_A'(1) \tag{C2+}$$

$$u_A'(0) < u_B'(1) \tag{C3+}$$

(C4)는 단일표준화 비선호도가 강하지 않아 효용함수 u_k의 오목성이 그리 강하지 않다는 조건이고, (C2+)와 (C3+)는 각각 A와 B 기술의 압도적 우월성을 나타내는 조건이다. 즉, (C2+)는 시장에서 A기술만이 이용되는 상황에서도 A기술이 주는 한계효용이 전혀 이용되지 않고 있는 B기술의 한계효용을 능가한다는 조건이다. 마찬가지로 (C2+)는 시장에서 B기술만이 이용되는 상황에서도 B기술이 주는 한계효용이 전혀 이용되지 않고 있는 A기술의 한계효용을 능가한다는 조건이다. (C2+)와 (C3+)는 각각 (C2)와 (C3)보다 더 강한 조건이다. 즉, (C2+)와 (C3+)는 각각 (C2)와 (C3)의 충분조건이지만 필요조건은 아니다. 이 조건들을 바탕으로 명제 2를 얻을 수 있다.[18]

---

17 명제 1에 기술된 두 효용함수가 모두 표준화 중립적인 경우의 분석은 Auriol and Benaim(2000)의 명제 1의 조건과 다르다. 그러나 두 효용함수가 모두 표준화 중립적인 경우 본 논문의 조건 (C1), (C2), (C3)는 각각 Auriol and Benaim(2000)의 (AN1), (AN2), (AN3)와 동일하다.

18 (C4), (C2+), (C3+)는 각각 Auriol and Benaim(2000)의 (T4), (T2+), (T3+)와 동일하다.

명제 2.[19] 모든 k($k=A,B$)에 대해 효용함수 u_k가 표준화 중립적이거나 표준화 비선호적인 경우 다음 조건에 따라 시장균형에 따른 사회후생이 결정된다.

(ⅰ) 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라고 가정하자. 이 경우 정부개입 없이도 시장에서 결정되는 표준이 사회후생을 최적화한다.

(ⅱ) 1) 두 효용함수가 모두 단일표준화 비선호적이거나, 혹은 2) 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적이라고 가정하자. 두 효용함수가 (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하면, 정부개입 없이도 시장에서 표준화는 각각 A기술과 B기술로 결정되며, 시장에서 결정되는 표준이 사회후생을 극대화한다. 두 효용함수가 (C4)만 만족하는 경우 동시에 (C2) 혹은 (C3)를 만족한다면, 시장에서 표준화로 균형이 결정되며, 이는 사회후생을 극대화한다. (끝)

명제 2에 따라 두 기술에 대한 시장참여자들의 선호도가 단일표준화 중립적이라면 시장에서 한 기술로 고착되는 표준화가 일어난다. 그리고 이 표준화는 사회후생을 극대화한다. 따라서 이 경우에는 정부가 시장에 개입할 필요가 전혀 없다. 두 기술에 대해 시장참여자들의 선호도가 모두 단일표준화 중립적이 아닌 경우, (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하여 기술의 우월성이 큰 경우라면 시장참여자들의 선호도가 단일표준화 중립적인 경우와 마찬가지로 시장에서 하나의 기술로 표준화가 일어나며, 이 균형에서 사회후생은 극대화된다. 따라서 이 경우에도 정부가 시장에 개입할 필요가 없다. 또한 두 기술에 대해 시장참여자들의 선호도가 모두 단일표준화 중립적이 아니지만, 효용함수의 오목성이 크지 않아 (C4)를 만족하는 경우, 동시에 (C2) 혹은 (C3)를 만족한다면 정부개입 없이 시장에서 사회후생을 극대화하는 기술이 선택되고 표준화된다.

명제 2에 따라 (C2+)와 (C3+)는 시장균형이 하나의 기술로 표준화되고, 또 이때 사회후생이 최적화되는 충분조건이다. 가정 1에 의해 (C2+)와 (C3+)는 각각 (C2)와 (C3)의 충분조건이다. 따라서 시장참여자들이 단일표준화 중립적이 아닐 경우, 시장에서 표준화는 일어나도 그 표준화가 사회후생을 최적화하지 않을 수 있다.[20] 시장균형에서 두 기술이 공존하는 경우, 이 균형이 사회후생을 최적화하는 경우도 가능하다. 반면, 시장균형에서 두 기술이 공존하더라도 정부정책으로 하나의 기술로 표준화하는 것이 사회후

---

19 증명은 〈부록 B〉를 참조하라.

20 (C2)를 만족하지만 (C2+)와 (C4)를 만족하지 못하거나, (C3)를 만족하지만 (C3+)와 (C4)를 만족하지 못할 경우 표준화는 일어나지만, 이 표준화에서 사회후생이 극대화되지 않을 가능성이 존재한다.

생을 최적화할 수도 있다.[21] 두 효용함수의 오목성이 심해 (C4)를 만족하지 못할 경우, 시장에서 결정되는 균형이 사회후생을 최적화하지 못할 수 있다. 그러나 이때 정부개입으로 인해 표준화를 강제하는 것이 사회후생을 더 악화시킬 수도 있다.

Ⅲ. 공인인증서정책 효과 분석

1. 공인인증서정책 도입효과

본 절에서는 앞 장의 균형과 사회후생 분석을 근거로 하여 공인인증서정책 도입이 사회후생에 미치는 효과를 분석하기로 한다. 공인인증서 사용을 의무화함에 따라 모든 시장참여자는 사용자 인증기술로 공인인증서를 사용하여야 한다. 따라서 다른 잠재적 표준이 될 수 있는 대체기술은 사용될 수 없다.[22] 제Ⅱ장의 모형에 따르면 공인인증서를 포함한 기술이 사회후생에 미치는 효과는 시장참여자의 기술에 대한 선호도에 크게 영향을 받고, 또한 초기 시장점유율의 영향을 받기도 한다. 즉, 기술의 균형 시장점유율이 유일하지 않은 경우, 초기 시장점유율에 따라 균형 시장점유율과 사회후생 수준이 결정된다. 일반적으로 공인인증서를 사용자 인증기술로 의무화한 정책은 조건에 따라 사회후생을 증대시키거나 감소시킬 수도 있고, 또 사회후생에 아무 영향을 주지 않을 수도 있다. 명제 3은 공인인증서정책이 사회후생을 증대시키지 못하는 조건을 나타내고 있다.

명제 3.[23] 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라면 공인인증서정책은 시장균형

---

21 Auriol and Benaim(2000)의 〈부록 C〉는 두 효용함수가 모두 오목함수일 경우, 두 기술이 공존하는 경우가 한 기술로 표준화되는 경우보다 사회후생을 최적화하는 예를 보여주고 있다. 반대로 〈부록 D〉는 두 효용함수가 모두 오목함수일 경우, 시장에서는 두 기술이 공존하는 균형으로 가지만, 이 균형보다는 한 기술로 표준화되는 균형이 사회후생을 최적화하는 예를 보여주고 있다. 또 그 반대의 경우, 즉 두 효용함수가 모두 오목함수일 경우, 시장에서는 표준화의 균형으로 가지만, 이 균형보다는 두 기술이 공존하는 균형이 사회후생을 최적화하는 예를 같은 부록에서 보여주고 있다.

22 공인인증서정책이 다른 인증기술의 사용을 금하는 것은 아니다. 실제로 한국에서도 공인인증서와 동시에 휴대폰 인증 등 다른 사용자 인증기술이 같이 이용되고 있다. 그러나 본 논문에서는 표준화의 잠재력이 있는 가상적 기술을 상정하여, 이 기술과 공인인증서가 표준화 경쟁을 하는 상황을 분석하고 있다. 분석의 단순화를 위해 모든 시장참여자는 하나의 기술을 선택하는 것으로 가정되었기 때문에 공인인증서정책으로 인해 다른 기술을 선택하는 시장참여자는 존재하지 않게 된다.

23 증명은 〈부록 C〉를 참조하라.

보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 두 효용함수가 1) 모두 단일표준화 비선호적이거나, 또는 2) 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적일 경우, 공인인증서정책은 다음 조건일 때 사회후생을 증대시키지 못한다.

(ⅰ) (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하는 경우 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다.

(ⅱ) (C4)만 만족하지만 동시에 (C2) 혹은 (C3)를 만족한다면, 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. (끝)

명제 3에 의해 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라면 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다는 것을 알 수 있다. 또 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이 아닌 경우라도, 두 기술의 차이가 크지 않거나 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않을 경우 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 이런 경우 공인인증서정책은 불필요한 정책이 된다.

다음 명제 4에서 공인인증서정책이 사회후생을 증대시킬 수 있는 조건을 구해 보자. 명제 3에 의해 두 효용함수가 모두 표준화 중립적이라면 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 오직 두 효용함수가 모두 표준화 비선호적이거나 또는 하나는 표준화 중립적이고 다른 하나는 표준화 비선호적일 경우 공인인증서정책이 사회후생을 증대시킬 조건이 존재하게 된다.

명제 4.[24] 공인인증서를 A기술로 가정하자. 그리고 1) 두 효용함수가 모두 단일표준화 비선호적이거나, 또는 2) 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적이라고 가정하자. 두 효용함수가 (C2)를 만족하지 못하지만 (C4)를 만족하고, $u_A(1) > u_B(1)$ 이라면 공인인증서정책은 사회후생을 증대시킨다. (끝)

명제 4에 따라 공인인증서 기술이 대체기술보다 우월하고($u_A(1) > u_B(1)$), 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않아 (C4)를 만족하는 경우 공인인증서정책은 사회후생을 증대시킬 수 있다. 공인인증서정책이 사회후생을 증가시키는 경우는 시장에서 선택된 균형이 공인인증서 기술로 표준화된 경우보다 사회후생이 작을 때이다.[25] 따라서 이런

---

24 증명은 〈부록 D〉를 참조하라.

25 만약 두 효용함수가 (C2)를 만족하면 공인인증서가 시장균형에서도 표준화가 되므로 공인인증서정책이 없더라도 시장에서 공인인증서가 표준으로 이용되게 된다. Auriol and Benaim(2000)의 〈부록 D〉는

경우 시장에서는 공인인증서 기술로 표준화가 일어나지 않기 때문에 공인인증서를 강제하는 정책이 사회후생의 증가를 가져오게 된다.

명제 4를 통해 공인인증서정책은 매우 제한적 상황에서만 사회후생 증진을 가져올 수 있다는 것을 알 수 있다. 즉, 시장참여자의 기술에 대한 선호도가 단일표준화 중립적인 경우, 공인인증서정책은 결코 사회후생의 증대를 가져오지 못한다. 시장참여자의 기술에 대한 선호도가 단일표준화 중립적이 아닌 경우도 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않고, $u_B(1) < u_A(1) \leq u_B^{'}(0)$의 조건을 만족해야 공인인증서정책이 사회후생의 증가를 가져오게 된다.

2. 공인인증서정책 폐지효과

마지막으로 본 절에서는 공인인증서 의무화정책 폐지가 시장균형과 사회후생에 주는 효과를 보기로 한다. 우선 공인인증서정책 폐지가 시장균형에 주는 효과를 살펴보기로 한다. 이 정책의 폐지에 따른 시장균형의 변화는 공인인증서 기술로 표준화된 상황이 정부개입 없이 도달할 수 있는 시장균형인지의 여부에 달려 있다. 만약 공인인증서 기술표준화 상태가 안정된 시장균형일 경우 공인인증서정책의 폐지는 시장균형에 아무런 결과를 가져올 수 없다. 그러나 공인인증서 기술표준화 상태가 시장균형이 아니거나 또는 불안정한 균형일 경우, 이 정책의 폐지로 인해 기술의 시장점유율은 새로운 균형으로 가게 된다.

명제 5. 공인인증서를 (B기술과 다른) A기술로 가정하자. 그리고 1) 두 효용함수가 모두 단일표준화 비선호적이거나, 또는 2) 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적이라고 가정하자. 두 다른 효용함수가 (C2)를 만족할 경우 공인인증서 기술이 계속 표준으로 이용되며, (C3)를 만족할 경우 B기술로 시장표준이 바뀐다. 그 외의 경우 시장균형은 두 기술 모두 공존하는 균형으로 바뀐다. (끝)

명제 5는 명제 1의 직접적 결과이다. 명제 1에서 살펴보았듯, 시장표준은 두 효용함수가 (C2)를 만족할 경우 A기술로, (C3)를 만족할 경우 B기술로 결정된다. 또한 그 외의 경우((C1)을 만족할 경우) 두 기술 모두 시장에서 공존하게 된다. 다음은 공인인증서정

두 효용함수가 모두 오목함수일 경우, 시장에서는 두 표준이 공존하는 균형으로 가지만, 이 균형보다는 표준화의 균형이 사회후생을 최적화하는 예를 보여주고 있다.

책 폐지가 사회후생에 미치는 영향을 살펴보기로 한다.

명제 5에 따라 공인인증서 폐지 이후 공인인증서가 계속 표준으로 기능할지 여부는 공인인증서 기술의 우월성과 시장참여자의 선호도에 달려 있다. 두 기술에 대한 선호도가 모두 단일표준화 중립적이면, 대체기술이 공인인증서 기술보다 조금이라도 우월한 경우 시장표준은 대체기술로 바뀌게 된다. 두 기술에 대한 선호도가 모두 단일표준화 중립적이 아니라면 두 기술의 우월성 크기에 따라 시장균형이 달라진다. 두 기술의 차이가 크지 않을 경우, 두 기술은 모두 시장에서 이용되게 된다. 오직 두 기술의 차이가 클 경우에만 한 기술로 표준화되게 된다.

명제 6.[26] 공인인증서를 A기술로 가정하자. 모든 $k\,(k=A,B)$에 대해 효용함수 u_k가 단일표준화 중립적이거나 단일표준화 비선호적인 경우 다음 조건에 따라 사회후생 변화가 결정된다.

(ⅰ) 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라고 가정하자. 이 경우 두 효용함수가 (C1)과 (C2)를 만족할 경우, 공인인증서정책 폐지로 인한 사회후생의 변화는 없다. (C3)를 만족할 경우 공인인증서정책 폐지로 인해 사회후생이 증대한다.

(ⅱ) 1) 두 효용함수가 모두 단일표준화 비선호적이거나, 또는 2) 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적이라고 가정하자. (C2)를 만족할 경우, 공인인증서정책 폐지로 인한 사회후생의 변화는 없다. (C3+)를 만족하는 경우, 공인인증서정책 폐지로 인해 사회후생은 증가한다. 두 효용함수가 $u_A(1) > u_B(1)$이고, (C1)과 (C4)를 동시에 만족하면 공인인증서정책 폐지는 사회후생을 감소시킨다.[27] (끝)

공인인증서 기술이 대체기술보다 우월한 경우 공인인증서정책을 폐지하여도 대부분 공인인증서 기술이 시장표준으로 기능하게 된다. 따라서 이 경우 사회후생의 변화는 없다. 명제 6에 따라 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적일 때 대체기술이 조금이라도 우월하다면 공인인증서정책 폐지로 인해 사회후생이 증대한다. 두 효용함수가 모두 단

---

26 증명은 〈부록 E〉를 참조하라.

27 그 외의 경우에 대해서는 공인인증서정책 폐지로 인한 사회후생 변화는 두 효용함수의 특정한 형태에 의해 결정되고 사전적으로 알 수는 없다. 예를 들면 (C3)를 만족하지만 (C3+)를 만족하지 못하는 경우, 또 (C1)을 만족하지만 (C4)를 동시에 만족하면서 $u_A(1) \leq u_B(1)$인 경우 공인인증서정책 폐지로 인한 사회후생 변화를 추가적 정보 없이 알 수 없다.

일표준화 중립적은 아니고, 대체기술의 우월성이 크다면 공인인증서정책 폐지로 인해 사회후생이 증대한다. 반대로 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적은 아니지만 단일표준화 비선호도가 크지 않고 두 기술의 차이도 크지 않은 경우, 공인인증서 기술이 조금이라도 대체기술보다 우월하다면 사회후생은 감소하게 된다. 공인인증서정책의 폐지가 사회후생을 감소시키는 경우는 공인인증서 기술로 표준화되는 균형이 사회후생을 극대화하지만, 정부의 개입 없이 시장참여자의 자발적 선택만으로는 공인인증서 기술이 표준화되지 못하는 경우이다.

Ⅳ. 결 론

본 연구는 Auriol and Benaim(2000) 모형을 기초로 시장참여자의 기술에 대한 선호도에 따라 시장균형을 도출하고, 이에 따른 사회후생 최적화 여부를 살펴보았다. 그리고 이를 바탕으로 공인인증서 의무화정책의 도입과 폐지 효과를 살펴보았다. 본 논문은 시장참여자의 기술에 대한 선호도 정도와 기술 간 차이가 공인인증서 의무화정책의 도입과 폐지로 인한 시장균형과 사회후생 수준을 결정한다는 것을 보였다. 효용함수의 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않을 경우 공인인증서를 의무화한 정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 반면, 공인인증서 기술이 대체기술보다 우월하고, 단일표준화 비선호적 정도가 크지 않을 경우에 공인인증서 의무화정책은 사회후생을 증대시킬 수 있다. 또 공인인증서 기술이 대체기술보다 우월한 경우 공인인증서 의무화정책을 폐지하여도 대부분 공인인증서 기술이 시장표준으로 기능하게 된다. 그러나 대체기술의 우월성이 크다면 공인인증서 의무화정책 폐지로 인해 사회후생이 증대한다. 공인인증서 의무화정책의 폐지가 사회후생을 감소시키는 경우는 공인인증서 기술로 표준화되는 균형이 사회후생을 극대화하지만, 정부의 개입 없이 시장참여자의 자발적 선택만으로는 공인인증서 기술이 표준화되지 못하는 경우이다.

본 연구는 표준화에 대한 정부정책에 대해 정책적 함의를 가진다. 표준화에 대한 시장실패 여부는 시장참여자의 선호도와 표준화를 위해 경쟁하는 기술 간의 차이에 의해 결정된다. 그리고 표준화에 대한 시장실패는 극히 예외적인 경우로 한정된다. 본 연구에서 살펴보았듯이 시장참여자의 선호도가 단일표준화 선호적이 아닌 경우 대부분의 경

우 정부의 개입 없이도 시장에서 항상 우수한 기술이 표준으로 선택된다. 그리고 이 표준은 사회후생을 극대화한다. 물론 시장의 선택이 사회후생을 극대화하지 않는 경우도 존재한다. David(1985)가 언급한 강한 기술의 상호 호환성(technical interrelatedness), 규모의 경제, 전환 불가능성(irreversibility), 그리고 Farrell and Saloner(1985)의 불완전한 정보는 이런 시장실패의 원인이다. 이런 시장실패의 상황에서 정부의 표준화 개입은 정당화될 수 있다.

그러나 현실적으로 정부가 시장참여자의 기술에 대한 선호도의 정보가 제한된 상황에서 사회후생을 극대화하지 못하는 시장균형을 보정할 능력이 있는지에 대해서는 회의적 시각이 존재한다. 섣부른 정부의 기술표준화 개입은 도리어 정부실패로 귀결될 가능성이 높다. Acemoglu *et al.*(2012)이 지적하였듯이 표준화는 성장동력이 될 수도 있지만 혁신을 방해할 수도 있다. 표준화가 혁신에 미치는 부정적 영향을 고려해 보면, 정부의 기술표준화 개입의 비용이 매우 높을 수 있다. 정부 주도의 표준화가 사회후생을 증진시킬 수 있는 경우는 Auriol and Benaim(2000)이 보인 것처럼 안전 등이 문제가 될 때이다. 이때는 열등한 표준으로 고착될 위험이 있으므로 정부가 주도적으로 우수한 표준이 정착되도록 하여야 한다. 이를 제외하고 정부가 표준화를 주도하는 것은 많은 사회적 비용을 치를 가능성이 높다. 또한 위피의 예에서 알 수 있듯이 국제적 표준을 무시한 정부 주도의 표준화는 통상마찰을 가져올 가능성이 크다.[28]

공인인증서는 그 자체로 지속적 기술 개발을 통해 이용자가 더욱 편리하고 안전하게 사용할 수 있도록 하여야 할 것이다. 공인인증서는 1999년 도입 시 당시의 핵심 기술인 PKI에 기반을 두고 개발되었다. 그러나 그 후 PKI뿐 아니라 지문 인식, 홍채 인식 등 신원을 확인할 수 있는 다양한 전자인증기술이 개발되고 발달하였다. 2004년 10월 「전자금융거래법」 개정을 통해 기술중립성 원칙을 수용하여, 이런 다양한 기술을 금융회사에서 자율적으로 선택하게 한 것은 바람직한 방향이라고 생각된다. 그러나 「전자서명법」에서 기술중립성 원칙이 수용된 것이 2001년이라는 점을 감안해 보면, 왜 전자금융거래에 기술중립성 원칙이 수용되는 데 14년의 세월이 필요했는지 의문이 든다.

---

28 위피는 2002년 무선인터넷망 플랫폼에 국가단일표준을 제도화하기 위해 정보통신부에 의해 본격적으로 추진되었다. 그러나 당시 세계적으로는 퀄컴(Qualcomm)의 BREW와 썬 마이크로시스템(Sun Microsystem)의 Java가 치열한 경쟁을 벌이고 있어 위피가 그 경쟁에서 생존할 것인지는 의문이었다. 무선인터넷 플랫폼으로 위피를 의무화하겠다는 정보통신부 계획이 공개되자, 미국 무역대표부(USTR)는 2002년 상반기부터 무선인터넷 플랫폼 국가표준이 WTO와 국제통신규범에 위배된다며 이의를 제기했고, 정부는 결국 위피 의무화를 철회하였다. 위피의 통상마찰에 대한 자세한 내용은 강하연 외(2006)를 참고하라.

참고문헌

강하연 외, 『통상현안 결정과정에서 IT 산업의 이해반영 메커니즘 비교연구: IT 기술 표준화 과정을 중심으로』, 연구보고 06-15, 정보통신정책연구원, 2006.

최재천 의원 대표발의, 「전자서명법」 전부개정안, 2013. 5.

행정안전부, 『국가정보화백서』, 2011.

Acemoglu, D., Gino Gancia, and Fabrizio Zilibotti, "Competing Engines of Growth: Innovation and Standardization," *Journal of Economic Theory,* Vol. 147, No. 2, 2012, pp.570~601.

Arthur, W. B., "On Competing Technologies and Historical Small Events: The Dynamics of Choice under Increasing Returns," International Institute for Applied System Analysis Working Paper WP-83-090, 1983.

Auriol, E. and Michel Benaim, "Standardization in Decentralized Economies," *American Economic Review,* Vol. 90, No. 3, 2000, pp.550~570.

Coase, R., "The Lighthouse in Economics," *Journal of Law and Economics*, Vol. 17, No. 2, 1974, pp.357~376.

David, P., "Clio and the Economics of QWERTY," *American Economic Review,* Vol. 75, No. 2, Papers and Proceedings and the Ninety-Seventh Annual Meeting of the American Economic Association, 1985, pp.332~337.

Hill, Bruce M., David Lane, and William Sudderth, "A Strong Law for Some Generalized Urn Process," *Annnals of Probabiilty,* Vol. 8, No. 2, 1980, pp.214~226.

Farrell, J. and Garth Saloner, "Standardization, Compatibility, and Innovation," *Rand Journal of Economics,* Vol. 16, No. 1, 1985, pp.70~83.

Katz, M. L. and Carl Shapiro, "Network Externalities, Competition, and Compatibility," *American Economic Review,* Vol. 75, No. 3, 1985, pp.424~440.

Liebowitz, S. and Stephen Margolis, "The Fable of the Keys," *Journal of Law and Economics*, Vol. 30, No. 1, 1990, pp. 1~26.

Lewin, P. (ed.), *The Economics of QWERTY: History, Theory and Policy — Essays by Stan J. Liebowitz and Stephen E. Margolis*, New York: New York University Press, 2002.

부록

<부록 A> 명제 1의 증명

명제 1의 증명은 Auriol and Benaim(2000)의 〈부록 A〉에 기술된 증명과 유사하다.

1. 가능한 균형

가정 1에 의해 모서리해(corner solutions) $x=1$과 $x=0$는 식 (8)의 해이므로 균형이 될 수 있다. $H(x)$를 다음과 같이 정의하자.

$$H(x) \equiv \frac{u_A(x)}{x} - \frac{u_B(1-x)}{1-x}$$

균형이 되는 내부해(interior solutions) x가 존재한다는 조건은 가정 2에 의해 $H(x)=0$의 해가 되는 0과 1 사이의 x가 존재($x \in (0,1)$)한다는 조건과 동일하다. $H(x)$를 1차 미분하여 얻은 $H'(x)$는 다음과 같다.

$$H'(x) = \frac{1}{x}[u_A'(x) - \frac{u_A(x)}{x}] + \frac{1}{(1-x)}[u_B'(1-x) - \frac{u_B(1-x)}{1-x}]$$

따라서

(ⅰ) $u_A(\cdot)$와 $u_B(\cdot)$가 선형함수여서 기술 A와 B에 대한 선호도가 모두 단일표준화 중립적이라면 $H'(x)=0$

(ⅱ) $u_A(\cdot)$와 $u_B(\cdot)$가 오목함수여서 기술 A와 B에 대한 선호도가 모두 단일표준화 비선호적이라면 $H'(x)<0$

(ⅲ) $u_A(\cdot)$와 $u_B(\cdot)$ 중 하나는 오목함수이고, 다른 하나는 선형함수여서 한 기술에 대한 선호도는 단일표준화 비선호적이고, 다른 기술에 대한 선호도는 단일표준화 중립적이라면 $H'(x)<0$이 된다.

이에 따라

(ⅰ) $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 다른 선형함수일 경우 $H(x) \neq 0$이며, (가정 1)에 의해 내부해는 존재하지 않고 오직 $x^*=0$과 $x^*=1$이 가능한 균형이 된다.

(ⅱ) $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 모두 오목함수일 경우 $H'(x) < 0$이므로 $H(x)$는 감소함수이다. 따라서 다음 두 식 (A1)과 (A2)가 모두 성립할 때 내부해가 존재한다.

$$\lim_{x \to 0} H(x) = u_A'(0) - u_B(1) \geq 0 \quad \text{(A1)}$$

$$\lim_{x \to 1} H(x) = u_A(1) - u_B'(0) \leq 0 \quad \text{(A2)}$$

(ⅲ) $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 하나는 선형함수이고, 다른 하나는 오목함수일 경우 $H'(x) < 0$이므로 $H(x)$는 감소함수이다. 따라서 두 식 (A1)과 (A2)가 모두 성립할 때 내부해가 존재한다.

2. 안정적 균형

불안정적 균형의 경우 균형 근처에서 동태적 게임이 계속될수록 균형에서 멀어지므로 이 게임의 균형이 되지 못한다. 즉, 만약 균형 근처에서 k기준이 채택될 확률 P_k^t의 변화가 x_k^t의 변화보다 크면 시간이 갈수록 k기술이 채택되는 경우가 많아져 시장점유율 x_k^t가 증가하게 되며, 따라서 균형에서 점차 벗어나게 된다. 오직 균형 근처에서 P_k^t의 변화가 x_k^t의 변화보다 작을 경우 x_k^t는 균형으로 수렴하게 된다. 이 조건을 식으로 표현하기 위해 우선 다음 $G(x)$를 정의한다.

$$G(x) \equiv \frac{u_A(x)}{u_A(x) + u_B(1-x)} - x$$

가정 2에 의해 다음 관계가 성립한다.

$$G(x) \equiv F\left(\frac{u_A(x)}{u_A(x) + u_B(1-x)}\right) - x$$

따라서 $G'(x)$가 음의 값을 가지는 경우에 한해, 그 해는 안정적 균형이 된다.

(ⅰ) $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 다른 선형함수일 경우 내부해는 존재하지 않고 오직 $x^*=0$과 $x^*=1$이 가능한 균형이 된다. Auriol and Benaim(2000)의 부록 A에 의해

(C3)의 조건을 만족할 때 $x^*=0$는 안정적 균형이 되며, (C2)의 조건을 만족할 때 $x^*=1$은 안정적 균형이 된다. (C1)의 조건은 오직 두 선형함수가 동일 함수일 때 만족하며, 이 경우 모든 시장점유율이 균형이 된다.

(ii) $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 모두 오목함수일 경우 Auriol and Benaim(2000)의 부록 A에 의해 (C3)의 조건을 만족할 때 $x^*=0$는 안정적 균형이 되며, (C2)의 조건을 만족할 때 $x^*=1$은 안정적 균형이 된다. (C1)의 조건이 만족될 때, $H(x)=0$을 만족하는 내부해가 존재하며, 이 또한 안정적 균형이 된다.

(iii) $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 하나는 선형함수이고, 다른 하나는 오목함수일 경우, $u_A(\bullet)$와 $u_B(\bullet)$가 모두 오목함수일 경우와 마찬가지로 $H'(x)<0$이므로 $H(x)$는 감소함수이다. 따라서 Auriol and Benaim(2000)의 부록 A에 의해 (C3)의 조건을 만족할 때 $x^*=0$는 안정적 균형이 되며, (C2)의 조건을 만족할 때 $x^*=1$은 안정적 균형이 된다. (C1)의 조건이 만족될 때, $H(x)=0$을 만족하는 내부해가 존재하며, 이 또한 안정적 균형이 된다.

<부록 B> 명제 2의 증명

(i)은 Auriol and Benaim(2000)의 명제(proposition) 4와 따름정리(corollary) 1의 내용이다. 효용함수가 선형함수일 때, 사회후생함수 $W(x_A, x_B)$는 강볼록함수이다. 따라서 사회후생을 극대화하는 균형은 모서리해, 즉 $x^*=0$이나 $x^*=1$가 된다. 명제 1에 의해 효용함수가 선형함수일 때, 정부의 개입 없이도 두 효용함수가 동일하지 않는 한, 시장에서 표준화가 반드시 일어나며, 시장에서 결정되는 표준화는 사회후생을 극대화한다. 두 효용함수가 동일한 경우는 효용의 관점에서 두 표준 간의 차이가 없으므로, 이 또한 시장의 균형이 사회후생을 극대화한다.

(ii)는 Auriol and Benaim(2000)의 명제 5와 따름정리(corollary) 2의 내용과 유사하다. 단지 두 효용함수가 하나는 단일표준화 중립적이고 다른 하나는 단일표준화 비선호적일 경우를 분석하는 것이 차이점이다. (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하는 경우 다음과 같이 정의되는 함수 $B(x)$는 각각 증가함수이거나 감소함수이다.

$$B(x) \equiv \frac{u_A(x)+u_B(1-x)}{2}$$

그러므로 $B(x)$는 (C2+)를 만족하는 경우 $x^*=1$에서 극대화되고, (C3+)를 만족하는 경우 $x^*=0$에서 극대화된다. 모든 내부해 $x(x\in(0,1))$에 대해 다음 관계가 성립한다.

$$W(x,1-x) < \frac{u_A(x)+u_B(1-x)}{2}$$

또한 $x=0$과 $x=1$에 대해서는 다음 관계가 성립한다.

$$W(x,1-x) = \frac{u_A(x)+u_B(1-x)}{2}$$

따라서 사회후생은 두 효용함수가 (C2+)를 만족하는 경우 $x^*=1$에서 극대화되고, (C3+)를 만족하는 경우 $x^*=0$에서 극대화된다. 효용함수가 (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하면 각각 (C2)와 (C3)를 만족하게 된다. 따라서 명제 1에 따라 효용함수가 (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하면 시장표준이 각각 A기술과 B기술로 결정되고, 위의 논의에 따라 사회후생을 최적화하게 된다.

(ii)의 경우 두 효용함수가 (C2+) 혹은 (C3+)를 만족하지 못하고 (C4)만 만족하는 경우 사회후생을 극대화하는 균형은 모서리해, 즉 $x^*=0$이나 $x^*=1$가 된다. 그 이유는 사회후생함수의 이차미분이 다음과 같고,

$$\frac{d^2W}{dx^2} = \left[\frac{u_A''u_A + u_B''u_B}{(u_A+u_B)} + \frac{(u_A'u_B + u_B'u_A)^2}{(u_A+u_B)^3}\right] - \frac{u_A''u_A^3 + u_B''u_B^3 + u_Bu_A(u_A''u_A + u_B''u_B)}{2(u_A+u_B)^3}$$

(C4)와 $u_k'' \le 0$으로 인해 이 값은 양의 값을 가지게 된다. 따라서 (C4)가 만족될 경우 사회후생함수는 볼록함수이고, 모서리해, 즉 $x^*=0$이나 $x^*=1$에서 극대화된다. 그러나 (C4)와 동시에 (C1)을 만족한다면 시장균형은 $x^*=0$이나 $x^*=1$이 아니다.

<부록 C> 명제 3의 증명

명제 3은 명제 1과 명제 2의 직접적 결과이다. 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이고 동일하지 않은 경우, 명제 1에 의해 정부의 개입 없이 시장에서 하나의 기술로

표준화가 발생한다. 또 명제 2에 의하여, 이때 시장에서 결정되는 표준화가 사회후생을 극대화한다. 따라서 공인인증서정책은 시장균형보다 사회후생을 증대시키지 못한다. 두 효용함수가 모두 표준화 비선호적이거나, 또는 하나는 표준화 중립적이고 다른 하나는 표준화 비선호적일 경우, 명제 2에 따라 (C2+)와 (C3+)는 시장균형이 하나의 기술로 표준화되고, 또 이때 사회후생이 최적화되는 충분조건이다. 또한 (C4)만 만족하지만 동시에 (C2) 혹은 (C3)를 만족하는 경우도 명제 2에 따라 시장에서 결정되는 표준화가 사회후생을 최적화시킨다. 따라서 이런 경우 공인인증서정책은 공인인증서가 시장에서 결정되는 표준화와 동일할 경우 사회후생을 유지하게 되지만, 그렇지 못한 경우 시장균형에 비해 사회후생을 감소시키게 된다.

<부록 D> 명제 4의 증명

〈부록 B〉 명제 2의 증명에서 살펴보았듯이, (C4) 조건을 만족하면 사회후생함수의 이차미분이 양을 값을 가지게 되므로, $x^*=0$ 또는 $x^*=1$일 때 사회후생이 극대화된다. (C4) 조건을 만족하고 $u_A(1) > u_B(1)$ 이라면 공인인증서로 표준화될 때 사회후생은 극대화된다. 그러나 (C2)를 만족하지 않으면 $x^*=1$은 시장균형이 아니다. 그러나 공인인증서정책으로 시장균형은 $x^*=1$으로 고착되고, 이때 사회후생은 극대화된다.

<부록 E> 명제 6의 증명

명제 5에 따라 두 효용함수가 (C2)를 만족할 경우 새로운 균형에서의 시장표준은 여전히 공인인증서 기술이 된다. 따라서 이 경우 공인인증서정책 폐지는 사회후생의 변화를 가져오지 못한다. (C3)를 만족하는 경우 명제 5에 따라 새로운 균형에서의 시장표준은 B기술로 전환된다. 두 효용함수가 모두 단일표준화 중립적이라면 (C3)와 (C3+)는 동일한 조건이 되므로, (C3)를 만족하면 명제 2에 의해 전환된 시장표준으로 인해 사회후생이 증가한다. 그러나 1) 두 효용함수가 모두 단일표준화 비선호적이거나, 또는 2) 하나는 표준화 중립적이고 다른 하나는 표준화 비선호적일 경우, (C3)가 아닌 (C3+)를 만족해야 전환된 시장표준이 사회후생을 극대화한다. 또한 1) 두 효용함수가 모두 단일

표준화 비선호적이거나, 또는 2) 하나는 표준화 중립적이고 다른 하나는 표준화 비선호적일 경우, (C1)을 만족하면 시장균형은 두 기술이 공존하는 것이고, (C4)를 만족하면 두 기술 중 하나로 표준화될 때 사회효용이 극대화된다. 따라서 이 경우에 $u_A(1) > u_B(1)$이 성립하면 공인인증서정책 폐지는 사회후생을 감소시키게 된다.

韓國開發研究
제37권 특별호(통권 제127호)

우리나라 일반인 인플레이션 기대 형성 행태 분석

이 한 규
(동덕여자대학교 경제학과 조교수)

최 진 호
(한국은행 조사국 차장)

Korean Households' Inflation Expectations and Information Rigidity

Hangyu Lee
(Assistant Professor, Department of Economics, Dongduk Women's University)

Jinho Choi
(Senior Economist, Research Department, The Bank of Korea)

* 본 논문은 기 발간된 『우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태 분석』(BOK 경제연구 제2014-23호, 2014)을 수정·보완한 것으로, 본 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관함을 밝힌다.

이한규: (e-mail) hglee@dongduk.ac.kr, (address) Department of Economics, Dongduk Women's University, 60, Hwarang-ro 13-gil, Seongbuk-Gu, Seoul, 136-714, Korea.
최진호: (e-mail) irobot@bok.or.kr, (address) Research Department, The Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul, 100-794, Korea.

• Key Word: 일반인 인플레이션 기대(Households' Inflation Expectations), 정보경직성(Information Rigidity), 상태의존성(State-Dependence)
• JEL Code: F23, O38
• Received: 2014. 8. 5 • Referee Process Started: 2014. 8. 11
• Referee Reports Completed: 2015. 2. 7

KDI Journal of Economic Policy, vol. 37, supplementary issue, 2015
ⓒ Korea Development Institute 2015

ABSTRACT

This paper attempts to investigate the Korean households' inflation expectations with particular attention to information rigidity. For this purpose, we derive an empirical model from a sticky information model á la Mankiw and Reis (2002) and estimate it. In addition, it is also examined whether the expectation formation is state-dependent on macroeconomic conditions.

The main findings of this paper are as follows. First, it turns out that the information rigidity in Korean households' inflation expectations is very high. In a month, most of the households simply keep their inflation expectations the same as before instead of updating them based on newly arrived information. Furthermore, when updating their expectations, the households tend to rely on the backward-looking information such as actual inflation rates in the past rather than on the forward-looking forecasts by experts. Second, it is found that the expectation formation is varying as inflation rate changes. Specifically, when the inflation is high, the sensitivity of the households' inflation expectations to actual inflation increases and the gap between inflation expectations and actual inflation shrinks. It implies that Korean households update their expectations more frequently when the inflation matters than not.

본 연구는 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태를 정보경직성(information rigidity)과 상태의존성(state-dependence)을 중심으로 분석한다. 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 정보경직성이 존재하는지 여부를 살펴보기 위해 간단한 정보경직성 모형을 도출하여 추정하였으며, 간단한 마코프 국면전환모형을 이용하여 인플레이션 기대 형성 행태가 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 나타내는지도 분석하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 우리나라 일반인의 대다수는 정보 갱신을 통해 인플레이션 기대를 새로 형성하기보다는 기존의 기대를 관성적으로 유지하는 것으로 추정되었다. 또한 정보 갱신 과정에서도 전문가 예측치 등과 같은 미래 지향적 정보보다 과거 인플레이션율과 같은 과거 지향적 정보에 대한 의존도가 높은 것으로 드러났다.

둘째, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태는 인플레이션 수준에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 보이는 것으로 드러났다. 즉, 인플레이션이 큰 폭으로 상승하는 시기에는 그렇지 않은 시기와 비교하여, 인플레이션 기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 상승하였을 뿐만 아니라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 사이의 격차가 빠르게 축소되는 것으로 나타났다.

Ⅰ. 서 론

1960년대의 '합리적 기대(rational expectations) 혁명' 이후, 경제주체의 기대는 동태적 거시경제이론이나 게임이론과 같은 현대 경제이론의 핵심 요소로 인식되어 왔다. 이러한 기대 형성의 중요성을 반영하여 기대 형성에 관한 대표적인 경제 이론으로 인식되고 있는 합리적 기대 이론의 현실적 유효성을 둘러싸고 다양한 연구가 수행되어 왔다.

특히 실증자료가 상대적으로 잘 구축된 인플레이션 기대를 중심으로 기대 형성 행태에 관한 실증연구가 활발히 진행되어 왔는데, 이들의 분석 결과는 실제 경제주체가 기대 형성 과정에서 정보를 입수하고 처리하는 행태가 합리적 기대 이론이 제시하고 있는 합리성과는 괴리가 있음을 시사하고 있다. 이러한 괴리에 대응하여, 일부 연구는 실증분석 결과에서 확인된 정보의 불완전성(imperfect information)을 미시적 기초에 바탕을 두고 설명할 수 있는 이론모형을 제시하고자 하였는데, Mankiw and Reis(2002) 및 Reis(2006) 등으로 대표되는 정보경직성(sticky information) 모형과 Sims(2003)의 합리적 부주의(rational inattention) 모형이 그 대표적 사례라고 할 것이다.

기대 형성에 관한 이론 및 실증적 성과에도 불구하고, 아직까지 우리나라 경제주체의 기대 형성 구조에 대한 체계적인 분석은 찾아보기 어렵다. 일부 국내 연구가 인플레이션 기대를 중심으로 우리나라 경제주체들의 기대 형성 행태에 관한 실증분석을 시도하였으나, 대부분 인플레이션 기대의 불편성이나 예측오차 등을 이용한 사후적인 합리성 등을 검증하는 데 그치고 있어 이들 연구로부터 실제 우리나라 경제주체들이 어떠한 방식으로 기대를 형성하는지에 관한 구체적인 정보를 얻기는 어렵다.

이러한 맥락에서 본 연구는 인플레이션 기대에 관한 다양한 실증분석을 통해 우리나라 경제주체들의 구체적인 기대 형성 행태에 대해 살펴보고자 한다. 인플레이션 기대에 분석을 한정하는 것은 선행연구와 마찬가지로 실증자료의 가용성에 주로 기인한 것이나, 인플레이션 기대는 가격이나 임금 설정 또는 금융계약 등과 같은 경제주체들의 일상적 의사결정을 통해 경제 전체에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 그 자체로도 분석대상으로서의 의의는 충분하다고 할 수 있다. 한편, 통상 인플레이션 기대에 관한 연구는 일반인과 전문가의 인플레이션 기대를 구분하여 함께 분석하는 데 반해, 본 연구는 일

반인의 인플레이션 기대 형성 행태 분석에 집중하고자 한다. 이는 일반인의 인플레이션 기대가 일상적 경제행위에 상시적으로 영향을 미칠 수 있다는 점에서 독립적인 분석대상일 수 있으며, 전문가 인플레이션 기대의 경우 우리나라에서는 아직까지 본격적인 실증분석이 가능할 정도의 실증자료가 축적되지 않았다는 점을 감안한 것이다.

우리나라 일반인의 구체적인 인플레이션 기대 형성 행태를 식별하기 위해 본 연구는 먼저 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 정보경직성이 존재하는지 여부를 살펴본다. 이를 위해 본 연구는 먼저 Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형을 적절히 변형한 실증모형을 도출하고, 이를 한국은행의 일반인 대상 인플레이션 기대 설문자료를 이용하여 추정한다. 한편, 관련 선행연구가 지적하고 있는 바와 같이 기대 형성 행태가 경제여건에 따라 달라지는 상태의존성(state-dependent)을 나타낼 수 있음을 감안하여, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서도 상태의존적 특징이 나타나는지 여부를 마코프 국면전환모형(Markov regime switching model)을 이용하여 분석한다. 이러한 기대 형성의 상태의존성 여부에 대한 분석은 최근 논란이 되었던 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 사이의 격차가 상당 기간 동안 지속되었던 현상과 관련하여 매우 시사점이 큰 분석 결과를 제시할 수 있을 것으로 기대된다. 마지막으로 이러한 기대 형성의 상태의존성이 나타나게 되는 원인과 관련하여, Carroll(2003) 등을 따라 기대 형성 과정에서 언론을 통한 정보 전파의 역할을 인플레이션 기대와 인플레이션 관련 언론 보도의 빈도 사이의 관계를 중심으로 살펴본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 주요 관련 연구를 소개하고, 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서는 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태의 특징에 관한 실증분석을 수행하며, 제Ⅴ장에서는 인플레이션 기대 형성과 인플레이션 관련 언론 보도와의 관계에 관한 간단한 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 결론에서는 본 연구의 주요 분석 결과를 요약하고, 이로부터 도출될 수 있는 정책적 시사점에 대하여 간단히 살펴보고자 한다.

Ⅱ. 관련 문헌 개관

주지하는 바와 같이, 경제주체의 기대 형성은 현대 거시경제이론의 핵심 요소라고 할 수 있으며, John F. Muth의 '합리적 기대 혁명' 이후 합리적 기대 이론은 경제주체의 기대 형성에 관한 대표적인 경제 이론으로 간주되어 왔다.

그러나 1990년대에 걸친 디스인플레이션 비용(cost of disinflation)에 관한 논쟁과정을 통해 합리적 기대 이론의 현실적 타당성에 대한 의문이 제기되게 된다. 즉, 합리적 기대와 명목가격 경직성으로 요약될 수 있는 새 케인지언 모형은 견고한 미시적 기초 위에서 통화정책이 갖는 실물효과를 효과적으로 입증하였다고 평가되나, 그로부터 도출되는 인플레이션 기대를 안정화함으로써 실물경제의 위축 없이도 디스인플레이션이 달성될 수 있다는 결론은 현실의 경험과 배치된다는 점에서 비판의 대상이 되어 왔다.

Ball(1991)은 새 케인지언 모형에 내재한 디스인플레이션 비용 문제를 해결하기 위해서는, 합리적 기대하에서 명목가격 경직성과 더불어 통화당국의 디스인플레이션(disinflation) 정책에 대한 신뢰가 부재(incredibility)한 상황을 가정하거나 혹은 합리적 기대 대신 적응적 기대(adaptive expectation)를 가정해야 한다고 주장하였다. 또한 Fuhrer and Moore(1995)는 디스인플레이션 비용 논쟁의 핵심은 새 케인지언 모형의 인플레이션 지속성이 비현실적으로 낮은 것에서 기인한다고 지적하면서, Taylor(1980)의 모형을 임금계약 체결 시 명목임금이 아닌 실질상대임금을 고려하는 방식으로 변형하면 보다 현실적인 인플레이션 지속성을 도출할 수 있다고 주장하였다. 한편, Roberts(1997, 1998)는 Taylor(1980) 모형에서의 기대를 합리적 기대가 아닌 합리적 기대와 적응적 기대의 평균 형태로 모형화하면 Fuhrer and Moore(1995)와 동일한 형태의(observationally equivalent) 실증모형을 도출할 수 있음을 보였다. 또한 그는 미국의 설문자료에서 나타난 인플레이션 기대가 완전히 합리적이지는 않다는 실증분석 결과에 기반하여, 인플레이션 지속성은 인플레이션 기대 형성 과정에서 합리성이 제한적인 데서 주로 기인한 것이라고 주장하였다.[1]

---

1 이와 유사하게 Akerlof *et al.*(2000)은 현실에서 경제주체의 기대 형성은 경제 이론이 상정하는 것과는 크게 다르며, 이를 감안할 경우 새 고전학파의 주장과는 달리 인플레이션과 실업 사이에 상충관계(trade-off)가 존재하는 장기 필립스 곡선을 얻을 수 있음을 보였다.

이상의 논의가 시사하는 바와 같이, 경제주체들의 실제 기대 형성 과정은 합리적 기대 이론이 제시하고 있는 바와는 거리가 있다고 할 수 있으며, 이에 대응하여 최근에는 경제주체들의 실제 기대 형성 과정에서 드러난 정보의 불완전성을 엄밀한 미시적 기초 위에서 설명하고자 하는 이론모형들이 제시되고 있다.[2]

서론에서 서술한 바와 같이 정보 불완전성에 관한 이론모형은 크게 정보경직성 모형과 합리적 부주의 모형으로 대별될 수 있다. 전자는 정보 불완전성의 원인이 정보의 획득 및 처리에 따르는 비용으로 인해 경제주체들이 기대형성을 위한 정보집합(information set)을 간헐적으로 갱신하는 데에서 기인한다고 주장한다. 반면에 후자는 경제주체들이 정보집합을 상시적으로 갱신하지만, 교란(noisy)요소가 포함된 신호(signal)를 통해서만 정보를 획득하는 한계에서 정보 불완전성이 기인한다고 주장한다. Mankiw and Reis(2002)와 Reis(2006)는 전자를 대표하는 문헌이라고 할 수 있으며, Sims(2003)는 후자를 대표하는 문헌이라고 할 수 있다.

한편, 보다 최근에는 이러한 정보 불완전성 모형을 보다 일반적인 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형에 도입한 후, 정보 불완전성이 통화정책에 미치는 효과 등 다양한 이슈에 대한 분석이 시도되고 있다. 먼저 Ball, Mankiw, and Reis(2005)는 Mankiw and Reis(2002) 모형을 비교적 단순한 DSGE 모형에 도입한 후, 정보의 불완전성이 존재할 경우에는 통상의 경우와는 달리 물가 수준(price level) 타깃팅이 최적통화정책임을 밝혔으며, Branch *et al.*(2009)은 Mankiw and Reis(2002)의 모형을 정보경직성을 내생화하는 방식으로 변형할 경우, 통화정책의 기조 변화에 따라 민간 경제주체들의 정보경직성의 정도도 달라지면서, 물가와 총산출 사이의 상충관계가 더욱 복잡해질 수 있음을 보인 바 있다. 한편, Woodford(2002)와 Lorenzoni(2009)는 Sims(2003)의 모형을 일반적인 DSGE 모형에 도입한 시도라고 할 수 있는데, 전자는 경제주체가 접하는 신호에 내재한 교란요소의 충격만으로도 경기변동이 발생할 수 있음을 보인 반면, 후자는 기대 형성에 합리적 부주의가 존재할 경우 명목충격의 효과가 훨씬 크고 지속적일 수 있다는 분석 결과를 보고하고 있다.

이러한 정보 불완전성에 대한 이론적 성과와 더불어, 이에 관한 실증분석 또한 다양하게 시도되어 왔다. 먼저 Coibion and Gorodnichenko(2012a)는 Mankiw and Reis(2002)

---

2 한편, 정보 불완전성 이론이 합리적 기대 이론과 완전히 배치되는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 예컨대 정보경직성 모형에서 개별 경제주체는 정보 갱신의 기회가 주어지는 경우 합리적 기대에서 예상되는 방식으로 기대를 갱신하게 된다. 이러한 측면에서 정보 불완전성 이론은 통상적인 합리적 기대 이론의 정보 입수 및 처리 과정에 경직성(friction)을 도입한 것으로 이해할 수 있을 것이다.

와 Sims(2003)의 정보 불완전성 모형으로부터 다양한 실증가설을 도출하여 검증하였다. 이들의 분석 결과에 따르면 미국의 경우 일반인뿐만 아니라 FOMC 위원을 포함한 전문가의 인플레이션 기대에서도 정보의 불완전성이 존재하는 것으로 나타났으며, 정보경직성 모형보다는 합리적 부주의 모형이 실증자료에 더 부합하는 것으로 드러났다. 또한 Coibion and Gorodnichenko(2012b)는 미국의 다양한 경제주체들의 기대 형성 과정에 정보 불완전성이 존재함을 확인하고, 이러한 정보의 불완전성이 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특성을 나타내고 있음을 시사하는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

또한 Carroll(2003)과 Lanne, Luoma, and Luoto(2009)는 미국의 일반인 인플레이션 기대에 정보 불완전성이 존재할 뿐만 아니라 정보 갱신에 있어서도 최근의 인플레이션 추이를 반영하는 과거 지향적(backward-looking) 특성과 전문가 기대를 추종하는 미래 지향적(forward-looking) 특성이 혼재되어 나타나고 있음을 보고하고 있으며, 특히 전자는 이를 언론 보도를 통한 정보 전파와 연결시켜 설명하고 있다.

한편, 경제주체들의 인플레이션 기대가 매우 이질적이라는 점도 여러 실증연구를 통해 보고되고 있다. 먼저 Mankiw, Reis, and Wolfers(2003)에 따르면 미국의 일반인 및 전문가 인플레이션 기대에 이질성(heterogeneity)이 상당한 것으로 나타났으며, 인플레이션 및 인플레이션의 변화에 따라 이질성의 크기가 달라진다는 분석 결과를 보고하였다. Branch(2004, 2007)는 개별 경제주체들이 상이한 전망모형을 바탕으로 각기 다른 기대를 형성하는 것을 명시적으로 고려한 이론모형을 이용하여 실증분석할 경우, 미국의 관련 실증자료에서 나타나고 있는 횡단면 및 시계열적 특징이 보다 잘 설명될 수 있음을 보이고 있다. 또한 일부 연구는 이러한 인플레이션 기대의 이질성이 소득수준 등과 같은 개별 경제주체들의 인적 특성(demographic factors)과 상관관계를 갖고 있음을 시사하는 실증분석 결과를 보고하고 있다.[3]

반면, 아직까지 우리나라 경제주체의 기대 형성을 대상으로 한 체계적인 분석은 찾아보기 어렵다. 이정익(2012)은 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 설문자료를 바탕으로 인플레이션 기대의 불편성(unbiasedness) 및 효율성 등 기대의 합리성에 대한 분석을 주로 시도하였으며, 최병재(2012)는 우리나라의 인플레이션 기대와 주요 거시경제 변수

---

3 Bryan and Venkatu(2001), Souleles(2004) 및 Easaw, Golinelli, and Malgarini(2013) 등이 인플레이션 기대의 이질성과 개별 경제주체들의 인적 특성 사이의 관계를 분석한 대표적인 사례라 할 것이다. 한편, Menz and Poppitz(2013)는 독일 사례에 대한 분석을 통해 이러한 인플레이션 기대의 이질성이 각 인구집단(demographic groups)별로 선호하는 미디어의 특성이 다른 데서 기인할 수 있다고 주장한 바 있다.

와의 관련성을 분석하였고, Jang and Kim(2013)은 인플레이션 기대에 존재하는 이질성을 기초통계량을 중심으로 분석한 바 있다.[4]

Ⅲ. 인플레이션 기대 형성 과정의 정보경직성 분석

본 장에서는 Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형으로부터 Carroll(2003) 및 Lanne, Luoma, and Luoto(2009)와 유사한 인플레이션 기대 형성에 관한 실증분석모형을 도출하고, 이를 바탕으로 관련 실증자료를 분석함으로써 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 나타나고 있는 주요 특징을 정보경직성의 존재 여부를 중심으로 살펴보고자 한다.[5]

실증분석모형의 도출과정을 소개하기에 앞서, 해당 모형에 대한 이해를 돕기 위해 Mankiw and Reis(2002)가 제시한 정보경직성 모형의 주요 특징을 간략히 설명하고자 한다. 잘 알려진 바와 같이, 해당 모형에서 경제주체는 정보획득비용으로 인해 의사결정에 필요한 정보를 상시적으로 갱신할 수 없고, Calvo(1983)에서와 유사하게 매기마다 일정한 확률로 정보 갱신의 기회를 획득하는 것으로 가정된다. 또한 정보 갱신이 이루어질 경우에 개별 경제주체는 새로운 정보를 바탕으로 합리적 기대 이론에서와 동일하게 기대대상 변수의 현재와 미래 경로 전체에 대한 기대를 수정하게 된다. 따라서 특정 시기의 평균기대는 현재의 정보와 다양한 시차의 과거 정보에 입각한 기대들의 가중합이 된다.

한편, Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형을 본 연구의 실증분석에 활용하기 위해서는, 이를 분석대상 실증자료에 맞추어 수정할 필요가 있다. 즉, 본 연구의 실증분석 대상 자료가 일반인을 대상으로 하여 조사된 인플레이션 기대에 대한 설문자료이므로, 경제주체를 기대를 바탕으로 가격을 설정하는 가격 설정자로 가정하는 Mankiw and Reis(2002)와 달리, 본 연구는 경제주체가 주어진 정보를 이용하여 인플레이션에

---

4 이 외에 한국은행(2013)의 물가보고서도 간략한 실증분석과 더불어 우리나라 일반인의 인플레이션 기대에서 나타나고 있는 주요 특징들을 논의하고 있다.

5 앞서 살펴본 바와 같이 정보 불완전성 모형은 크게 정보경직성 모형과 합리적 부주의 모형으로 대별될 수 있다. 그러나 합리적 부주의 모형의 경우 가용한 자료(인플레이션 기대 설문조사 자료)에 적합한 실증분석모형으로의 변환이 용이치 않아 배제하였다.

대한 기대만을 형성 및 갱신한다고 가정한다. 또한 설문조사에서 인플레이션 기대는 설문시점을 기준으로 향후 1년간 예상 인플레이션으로 측정되므로, 기대대상 변수도 전년동기 대비 인플레이션율이 된다. 이러한 설정으로부터 일반인의 평균 인플레이션 기대는 다음의 식 (1)과 같이 상이한 시점의 정보집합을 바탕으로 형성된 기대의 가중합으로 표시된다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] = \lambda\sum_{j=0}^{\infty}(1-\lambda)^j F_{t-j}[\pi_{t,t+12}]$$
$$= \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)\{\lambda F_{t-1}[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)(\lambda F_{t-2}[\pi_{t,t+12}] + \cdots)\} \quad (1)$$

식 (1)에서 $F_t[\pi_{t,t+12}]$와 $M_t[\pi_{t,t+12}]$는 각각 t기의 정보집합을 바탕으로 새로 갱신된 인플레이션 기대와 전체 인플레이션 기대의 평균을 나타내며, λ는 특정 시점에서 새로 정보를 갱신하는 경제주체의 비중이다.[6] 즉, 식 (1)은 정보의 경직성이 존재하는 경우, t기의 향후 1년간 인플레이션율에 대한 평균기대는 t기에 새로 갱신된 인플레이션율에 대한 기대와 과거에 갱신된 해당 인플레이션율에 대한 기대의 가중평균으로 나타낼 수 있음을 의미한다.

그러나 식 (1)은 인플레이션 기대에 관한 설문자료를 이용한 실증분석에 직접 활용될 수 없다. 이는 식 (1)에 포함된 $F_{t-j}[\pi_{t,t+12}]$항에 대응하는 관측치가 실증자료에는 존재하지 않기 때문이다. 이를 해결하기 위해서는 식 (1)을 적절히 변형해야 하는데, 이를 위해 본 논문은 다음과 같은 근사(approximation)가 가능하다고 가정한다.

$$F_{t-j}[\pi_{t,t+12}] \approx F_{t-j}[\pi_{t-1,t+11}] \quad \text{for} \quad j \geq 1 \quad (2)$$

이는 일반 경제주체들이 미래의 인플레이션에 대한 기대를 형성하는 과정에서 특정 시점에서의 인플레이션율과 그 직전 시점에서의 인플레이션율에 대한 기대 간에 차이가 크지 않음을 의미한다.[7] 식 (2)의 가정으로부터 식 (1)의 우변은 다음과 같이 변형될 수 있고,

---

6 본 연구는 Mankiw *et al.*(2003) 등과 달리 개별 경제주체 간 기대의 이질성(heterogenous expectations)은 고려하지 않는다. 즉, 특정 시점에서 정보를 갱신할 기회를 얻는 모든 경제주체들은 동일한 정보를 획득하며, 그 결과 인플레이션 기대도 동일하다고 가정한다.

7 우리나라 전년동기 대비 인플레이션율의 1차 자기상관계수가 분석기간 중 0.92로 나타나고 있음을 감안할 때, 해당 가정의 타당성은 충분하다고 할 것이다. 한편, Carroll(2003)과 Lanne *et al.*(2009)은

$$M_t[\pi_{t,t+12}] = \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)\{\lambda F_{t-1}[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)(\lambda F_{t-2}[\pi_{t,t+12}] + \cdots)\}$$
$$\approx \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda)\{\lambda F_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] + (1-\lambda)(\lambda F_{t-2}[\pi_{t-1,t+11}] + \cdots)\} \quad (3)$$

식 (3)의 마지막 항을 식 (1)의 관계를 이용하여 재정리하면 t기와 $t-1$기의 평균 인플레이션 기대 사이의 관계를 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] \approx \lambda F_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\lambda) M_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] \quad (4)$$

즉, t기의 향후 1년간 인플레이션율에 대한 평균기대는 해당 기에 새로운 정보를 바탕으로 갱신된 인플레이션 기대와 $t-1$기에서의 향후 1년간 인플레이션에 대한 평균기대의 가중합으로 근사된다.

한편, 식 (4)도 실제 실증분석에 활용되기 위해서는, t기의 새로운 정보를 바탕으로 갱신된 기대를 나타내는 $F_t[\pi_{t,t+12}]$를 관측이 가능한 변수로 변환해야 한다. 이를 위해서, 일반인 기대 형성 과정에서의 정보획득에 과거 지향적인(backward-looking) 요소와 미래 지향적인(forward-looking) 요소가 혼재되어 있음을 시사하는 기존의 분석 결과를 고려하여, 해당 변수는 다음과 같이 두 가지의 요소로 분해될 수 있다고 가정한다.

$$F_t[\pi_{t,t+12}] \approx \omega BF_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\omega) FF_t[\pi_{t,t+12}] \quad (5)$$

여기서 $BF_t[\pi_{t,t+12}]$와 $FF_t[\pi_{t,t+12}]$는 각각 t기에 주어진 과거 지향적 및 미래 지향적 정보에 의존한 기대 형성을 나타낸다. 마지막으로 식 (5)를 식 (4)에 대입하면, 실제 실증분석에 사용될 식 (6)을 다음과 같이 얻게 된다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] \approx \lambda(\omega BF_t[\pi_{t,t+12}] + (1-\omega) FF_t[\pi_{t,t+12}]) + (1-\lambda) M_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] \quad (6)$$

식 (6)을 추정하기 위해서 사용되는 실증자료는 다음과 같다. 일반인의 평균 인플레이션 기대를 나타내는 $M_t[\pi_{t,t+12}]$에 대해서는 한국은행이 일반인을 대상으로 조사하는 12개월 후 기대인플레이션의 중심치(응답구간별 중앙값의 가중평균)를 사용하였으며, 과거 지향적 기대변수($BF_t[\pi_{t,t+12}]$)로는 통계청에서 발표하는 직전 월의 소비자물가상승

모든 경제주체들이 인플레이션의 근본적인 확률과정이 임의보행을 따른다고 믿는 경우, 식 (4)가 항등식의 관계로 엄밀하게 도출될 수 있음을 보이고 있다.

률(전년동월비 기준)을 사용하였다.[8] 또한 미래 지향적 기대 측정지표($FF_t[\pi_{t,t+12}]$)로는 '완벽한 예측(perfect foresight)'을 전제하고 12개월 후 실제 소비자물가상승률을 사용하는 방식과 전문가가 일반인에 비해 상대적으로 더 합리적인 기대를 구성한다는 기존 문헌의 연구 결과를 반영하여 컨센서스 이코노믹스사(Consensus Economics)가 국내 17~19개 금융기관 종사자를 대상으로 조사하는 전문가 인플레이션 기대의 가중평균값(당해 연도와 다음 연도 전망치를 가중평균한 향후 12개월 전망치)을 사용하는 방식을 각각 적용하였다.[9] 분석대상 기간은 한국은행의 일반인 인플레이션 기대 설문조사가 시작된 2002년 2월 이후 2013년 12월까지로 설정하였다.

정보경직성 모형(식 (6))을 추정한 결과는 〈Table 1〉에 요약되어 있다. 식 (6)의 경우 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함되어 있으므로 오차항의 계열상관 가능성을 검정한 뒤 추정을 실시하였으며, 강건성 검정 차원에서 비선형 최소자승법(nonlinear least squares), 자기시차항을 활용한 일반화 최소자승법(generalized least squares) 및 2단계 최소자승법(two stage least squares)을 차례로 적용하였다.[10] 이 중 일반화 최소자승법의 경우 오차항 내 계열상관 가능성을 감안하여 오차항이 1차 자기회귀과정(AR(1))을 따르는 것으로 설정하고 비선형 추정기법을 이용하여 추정하였다. 또한 2단계 최소자승법의 경우 Lanne, Luoma, and Luoto(2009) 등을 참조하여 도구변수로 소비자물가상승률 차분항의 2기 및 3기 시차항, 미래 지향 변수의 1기 시차항, 단기 시장금리(91일물 CD유통수익률) 차분항의 1기 시차항을 사용하였다.

〈Table 1〉은 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성에 관한 몇 가지 흥미로운 분석결과를 제시하고 있다. 먼저 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 상당한 정도의 정보경직성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 모든 추정 결과에서 공통적으로 일반인 인플레이션 기대의 자기상관항에 대한 추정계수인 $(1-\hat{\lambda})$가 0.9를 상회하고 있는

---

8 통계청의 t월 소비자물가상승률 통계는 익월(t+1) 첫 주에 공표되는 반면, 한국은행의 t월 기대인플레이션 설문조사는 같은 달 중순에 실시된 후 하순에 공표되고 있다. 이에 따라 일반인들이 t월 기대인플레이션 설문 응답시점에서 이용 가능한 최근 인플레이션 통계는 t−1월 소비자물가상승률임을 감안하였다.

9 최병재(2012)에 따르면, 우리나라의 실증자료를 대상으로 분석한 결과, 전문가들은 과거 물가상승률 이외에도 경기 및 금리수준 등 전망시점에서 이용 가능한 정보를 적절히 사용하고 있는 것으로 나타나, 인플레이션 기대 형성에 있어 미래 지향적인 행태가 일반인에 비해 두드러진 것으로 나타났다.

10 오차항에 계열상관이 존재할 경우 전통적인 Durbin−Watson 통계량을 신뢰할 수 없는 문제점이 발생하므로 Durbin의 h검정법을 이용하여 자기상관 여부를 확인해 본 결과, 미래 지향적 기대변수 측정지표로 실제 소비자물가상승률을 이용할 경우 h통계량이 −0.829, 전문가 서베이 자료를 이용할 경우 −0.635로 두 가지 모형 모두 오차항 내 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

〈Table 1〉 Sticky Information Model Estimates

$$M_t[\pi_{t,t+12}] = \lambda(\omega\,\pi_{t-12,t} + (1-\omega)\,FF_t[\pi_{t,t+12}]) + (1-\lambda)\,M_{t-1}[\pi_{t-1,t+11}] + \varepsilon_{1t}$$

Proxy for $FF_t[\pi_{t,t+12}]$	Realized CPI inflation rates after 12 months			Professionals' inflation forecasts (Consensus Economics)		
Estimation method	Nonlinear least squares	Generalized least squares	2-stage least squares	Nonlinear least squares	Generalized least squares	2-stage least squares
$\hat{\lambda}$	0.0748***	0.0728***	0.0748***	0.0597***	0.0577***	0.0595***
	(0.0152)	(0.0145)	(0.0147)	(0.0161)	(0.0157)	(0.0159)
$\hat{\omega}$	0.9040***	0.9104***	0.9205***	0.9601***	0.9873***	0.9798***
	(0.1240)	(0.1211)	(0.1189)	(0.3462)	(0.3511)	(0.3404)
AR(1)		−0.0740	−0.0730		−0.0571	−0.0555
		(0.0899)	(0.0900)		(0.0869)	(0.0871)
Adj. R-squared	0.925	0.924	0.923	0.926	0.925	0.924
Durbin-Watson	2.14	1.99	2.00	2.11	1.99	1.99

Notes: Asterisks indicate statistical significance at the 10% (*), 5% (**), 1% (***) level. To compute standard errors in parentheses, we estimate long-run covariance with the Newey-West HAC estimator.

것으로 나타났는데, 이는 매기 인플레이션 기대 형성을 위한 정보 갱신을 행하지 않는 일반인 경제주체의 비중이 90%를 상회하는 것으로 해석될 수 있다.

한편, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 나타난 이러한 정보경직성은 미국의 경우와 비교해서도 다소 높다고 평가할 수 있다. Carroll(2003)과 Lanne, Luoma, and Luoto(2009)는 미국의 분기 자료를 이용하여 유사한 실증분석을 수행하였는데, 이들의 분석 결과에 따르면 미국의 경우 각 분기에 기대를 갱신하지 않는 일반인의 비중이 대략 70%로 나타났다. 월별 자료를 바탕으로 한 본 연구의 분석 결과를 미국 자료를 대상으로 한 분석 결과와 비교하기 위해 분기 기준으로 환산하면, 각 분기에 정보 갱신을 수행하지 않는 일반인의 비중은 각각 79%와 84%로 미국에 비해 정보경직성이 높게 나타났다.[11]

다음으로 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 정보 갱신은 미래 지향적(forward looking) 정보보다는 과거 지향적(backward looking) 정보에 대한 의존도

11 개별 일반인의 정보 갱신 확률은 서로 독립적이라고 할 수 있으므로, 특정 분기에 정보 갱신을 하지 않는 일반인의 비중은 특정 일반인이 특정 분기에 정보 갱신을 하지 못할 확률과 동일하다. 이러한 사실을 이용하여, 특정 분기에 정보 갱신을 하지 않는 일반인의 비중은 〈Table 1〉의 추정 결과를 이용하여 3개월 연속 정보 갱신을 하지 않을 확률을 계산하여 산출하였다.

가 높은 것으로 나타났다. 즉, 일반인의 기대 형성 과정에서 활용되는 과거 물가상승률 정보와 미래 지향적 정보 변수에 대한 가중치의 합을 1로 제약하고 추정한 결과 과거 물가상승률 정보에 대한 의존도를 나타내는 모수인 ω의 추정치가 약 0.90~0.99에 달하는 것으로 나타났는데, 이정익(2012)이나 최병재(2012) 등 기존 국내 연구도 이러한 과거 정보에 대한 높은 의존성을 시사하는 분석 결과를 보고한 바 있다.

Ⅳ. 인플레이션 기대 형성의 상태의존성 분석

한편, 기대 형성에 관한 일부 연구는 경제주체들의 기대 형성 행태가 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 나타낼 수 있음을 지적하고 있다. 즉, 인플레이션 등 경제여건의 변화에 따라 정보 갱신에 따른 편익과 비용이 변동될 수 있고, 이에 따라 기대 형성 행태도 달라질 수 있다는 것이다. 보다 구체적으로 Reis(2006)는 기대 형성 관련 상태의존성을 정보 갱신에 따른 편익과 비용을 고려하여 최적 정보 갱신 주기를 설정하는 경제주체를 통해 모형화한 바 있으며, Gorodnichenko(2008)도 경제주체가 정보의 취합 및 처리에 투여하는 자원을 경제여건에 따라 조정하는 상태의존적 기대 형성을 DSGE 모형에 도입한 바 있다. 또한 Branch *et al.*(2009)은 경제주체의 기대 형성 행태가 통화정책의 기조에 따라 내생적으로 변화하는 이론모형을 설정하고, 이를 바탕으로 통화정책에 대한 함의를 분석하였다.

이러한 맥락에서 본 장에서는 우리나라 일반인 인플레이션 기대 형성 행태가 상태의존적 특징을 나타내고 있는지 여부를 간단한 마코프 국면전환모형(Markov regime switching model)을 통해 살펴보고자 한다.

실증모형에 대한 소개에 앞서, 본 장에서 사용될 실증모형은 제Ⅲ장의 정보경직성 모형과 달리 이론모형으로부터 엄밀하게 도출된 구조형(structural-form) 모형이 아닌 축약형(reduced-form) 모형임을 강조하고자 한다. 축약형 모형 분석 시 발생할 수 있는 여러 한계점을 고려할 때, 보다 적절한 실증분석을 위해서는 앞 장에서와 같이 이론모형으로부터 엄밀하게 구조형 모형을 도출하여 분석하는 것이 바람직하겠으나, 이론모형의 복잡성으로 인해 실증분석이 가능한 구조형 모형을 도출하는 것이 쉽지 않다.

이러한 현실적 어려움을 반영하여, 본 장에서는 앞서 서술한 바와 같이 우리나라 일

반인의 인플레이션 기대는 과거 정보에 대한 의존도가 높다는 앞 장의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같이 실증가설을 설정하여 추정함으로써 기대 형성 행태의 상태의존성 여부를 분석하고자 한다. 즉, 앞 장의 분석 결과가 시사하는 바와 같이 인플레이션 기대 형성을 위한 정보 갱신 과정에서 과거 정보에 대한 의존도가 높다면, 인플레이션 기대의 과거 인플레이션에 대한 민감도는 인플레이션율의 변동에 따라 달라질 수 있다. 다시 말해 과거 정보에 대한 높은 의존도를 감안하면 인플레이션율이 높은 시기에는 인플레이션 기대가 최근의 실제 인플레이션을 반영할 가능성이 높아진다는 것이다. 이에 따라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간 격차도 축소될 수 있다.

이하에서는 상기한 실증가설을 바탕으로 간단한 마코프 국면전환모형을 설정하여 추정한다. 먼저 인플레이션 수준에 연동하는 상태의존성을 반영할 수 있도록 인플레이션 기대의 소비자물가상승률에 대한 반응계수가 2개 국면 사이를 1차 마코프 과정(first-order Markov process)의 전이확률(transition probability)로 상호 전환한다고 가정한다. 오차항은 시계열 자기상관성을 제거하기 위해서 1차 자기회귀과정(즉, AR(1))을 따른다고 가정한다. 이렇게 설정된 1차 2상태(first-order 2-state) 마코프 국면전환모형은 다음과 같이 식 (7)과 (8)로 요약될 수 있다.

$$M_t[\pi_{t,t+12}] = \alpha + \beta(S_t) BF_t[\pi_{t,t+12}] + \boldsymbol{X_t}\boldsymbol{\gamma} + u_t \tag{7}$$

$$u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid\, N(0, \sigma^2)$$

$$\beta(S_t) = \beta_1 \cdot \mathbf{1}(S_t = 1) + \beta_2 \cdot \mathbf{1}(S_t = 2) \tag{8}$$

여기서 $M_t[\pi_{t,t+12}]$는 앞 장에서와 마찬가지로 일반인 인플레이션 기대의 평균을, $BF_t[\pi_{t,t+12}]$는 직전 월의 소비자물가상승률(전년동월비 기준)을 나타낸다. 또한 행벡터 $\boldsymbol{X}_t$는 인플레이션 기대에 대한 기타 결정요인을 나타내는데, 실증분석에서는 콜금리(실질 무담보 기준, 1일물)와 GDP 대비 재정수지를 기타 결정요인에 대한 통제변수로 사용하였으며, 통계의 공표시차 등을 감안하여 1개월 시차변수를 사용하였다.[12]

한편, 식 (8)에서 $\mathbf{1}(\cdot)$는 ( ) 내 조건의 충족 여부에 따라 1(충족) 또는 0(미충족)의 값을 부여하는 표시함수(indicator function)를 의미하며, 인플레이션 기대의 소비자물

12 인플레이션 기대의 기타 결정요인에 대한 통제변수를 선별하기 위해 먼저 국내외 기존 연구 등을 참조하여 인플레이션 기대결정모형 후보군을 사전 추정하였고, 이를 토대로 우리나라 일반인 인플레이션 기대에 대한 설명변수로 소비자물가상승률, 실질 콜금리 및 GDP 대비 재정수지를 선택하였다. 이에 관한 자세한 논의는 부록을 참고하라.

가상승률에 대한 반응계수 $\beta(S_t)$는 비관측 상태변수 S_t의 값(1 또는 2)에 따라 β_1 또는 β_2의 값을 갖는다. 상태변수 S_t는 주어진 전이확률에 따라 두 가지 국면 사이를 전환하게 되는 1차 마코프 국면전환 과정을 따르며, 이때 전이확률은 상태의존적 정보경직성을 반영하여 인플레이션 수준과 연계되어 시간에 따라 변화할 수 있는 것으로 설정한다. 따라서 국면전환의 임계변수로는 전기 소비자물가상승률을 사용하며, 상태변수 S_t의 시변(time varying) 전이확률은 다음과 같은 다항 로지스틱 함수(multinomial logistic function)로 설정한다.[13]

$$p_{ij,t} = P[S_t = j | S_{t-1} = i,\ z_{t-1}] = \frac{\exp(\lambda_{ij,0} + \lambda_{ij,1} z_{t-1})}{\sum_{k=1}^{2} \exp(\lambda_{ik,0} + \lambda_{ik,1} z_{t-1})} \quad \text{for } i, j = 1, 2 \qquad (9)$$

여기서 z_t는 국면전환 임계변수(소비자물가상승률)를 나타내며, $\lambda_{ij,0}$, $\lambda_{ij,1}$는 전이확률 계수를 의미(단, $\lambda_{i2} = 0$으로 정규화)한다. 식 (7)~(9)로 요약되는 실증모형에서 추정해야 할 모수는 $\boldsymbol{\theta} = [\alpha, \beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2, \phi, \sigma, \lambda_{11,0}, \lambda_{11,1}, \lambda_{21,0}, \lambda_{21,1}]$ 이며, Kim and Nelson(1999)을 원용하여 최우추정법(maximum likelihood estimation)에 의해 동 모수를 추정한다. 마지막으로 분석대상 기간은 제Ⅲ장의 분석과 동일하게 2002년 2월부터 2013년 12월까지로 설정한다.

마코프 국면전환모형에 대한 추정 결과는 〈Table 2〉에 요약되어 있다. 먼저 일반인 인플레이션 기대의 소비자물가상승률에 대한 반응을 의미하는 상태조건부 모수 $\beta(S_t)$의 경우 국면 1의 추정치가 약 0.17이며 1% 수준에서 유의하게 나타난 반면 국면 2의 추정치는 약 0.04이고 통계적 유의성도 낮은 것으로 나타났다. 한편, 인플레이션 기대의 실질 콜금리에 대한 민감도 추정계수는 약 0.14로 Taylor 준칙 등 일반적인 이론적 예측과는 달리 양(+)의 값으로 추정되었는데, 이는 제Ⅲ장의 분석 결과가 시사하는 바와 같이 우리나라 일반인 인플레이션 기대가 정보경직성 및 과거 정보에 대한 의존성으로 인해 과거 지향적 행태가 두드러진 데에서 기인한 것으로 판단된다. 즉, 과거 지향적 기대 형성 행태로 인해 인플레이션 기대가 실제 인플레이션과 시차를 두고 상승할 경우,

---

13 이 밖에도 국면전환 임계변수로 전기 경기동행지수 순환변동치, 전기 수입물가상승률(원화 기준) 등을 사용해 추정한 결과, 경기순환 변수의 경우 분산-공분산 행렬이 발산하여 계수를 정확하게 추정할 수 없었던 반면, 수입물가상승률의 경우 소비자물가상승률을 사용하는 경우와 정성적으로 유사한 추정결과를 얻을 수 있었다. 이는 최근 국내 인플레이션 관련 연구 결과가 시사하는 바와 같이, 우리나라의 인플레이션이 국내 실물변수보다는 유가 등 수입물가와 같은 대외가격변수에 더 크게 영향을 받는 데서 기인한 것으로 판단된다.

〈Table 2〉 Maximum Likelihood Estimates of a Markov-Switching Model

Regressor	Parameter		Coefficient	Standard error	t-stat
Switching regressor	β_1	(Regime 1)	0.1703***	0.0322	5.2883
	β_2	(Regime 2)	0.0444	0.0317	1.4014
Non-switching regressor	α	(Constant)	2.7792***	0.2767	10.0426
	γ_1	(Policy rate)	0.1356*	0.0707	1.9179
	γ_2	(Fiscal balance)	-0.1122***	0.0368	-3.0457
	ϕ	(AR(1))	0.9280***	0.0303	30.6093
Volatility	$\log\sigma$		-2.1543***	0.0690	-31.2111
Transition probability	$\lambda_{11,0}$		-2.4419	2.4854	-0.9825
	$\lambda_{11,1}$		1.8078*	0.9579	1.8873
	$\lambda_{21,0}$		-5.4055**	2.3497	-2.3001
	$\lambda_{21,1}$		0.9035	0.7172	1.2598
Log likelihood	80.4463		Durbin-Watson statistic	2.1961	

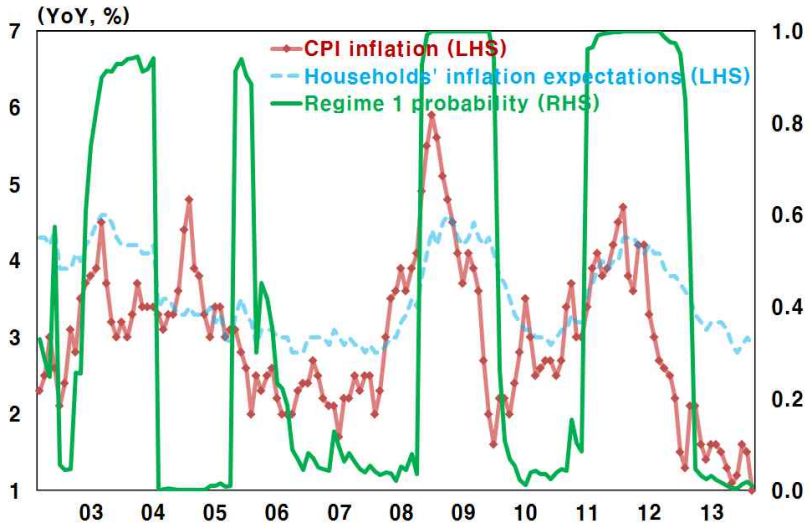
Notes: The first-order 2-state Markov-switching model (eq. (7)~(9)) is estimated using maximum likelihood estimation. A series of lagged CPI inflation rates is selected as probability regressor to compute time-varying transition probabilities. Asterisks indicate statistical significance at the 10% (*), 5% (**), 1% (***) level. To compute standard errors in parentheses, we exploit inverse matrices of the numeric Hessian.

인플레이션의 상승에 따른 정책금리의 상승이 인플레이션 기대의 상승과 동시에 나타날 수 있다. 반면, 재정수지비율의 개선은 표준적인 거시경제이론이 예측하는 바와 같이 인플레이션 기대의 하락 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과가 갖는 경제학적 의미를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 다음과 같이 추가적인 분석을 수행하였다. 먼저 [Figure 1]은 여과 국면확률(filtered regime probability)과 실제 인플레이션율 및 인플레이션 기대의 추이를 함께 도시하고 있는데, 국면 1의 경우 2004~05년을 제외하고는 대체로 소비자물가상승률이 급등했던 시기를 포착하고 있는 것으로 보인다. 이는 상술한 국면별 $\beta(S_t)$의 추정 결과가 인플레이션 기대에 실제 인플레이션이 반영되는 정도가 인플레이션 수준에 따라 달라지는 것으로 해석될 수 있음을 시사한다.

아울러 〈Table 3〉은 일반인 인플레이션 기대와 소비자물가의 상승률 및 전월 대비 증감분의 평균값과 표준편차를 국면별로 비교하고 있다. 이를 살펴보면 소비자물가상승률이나 전월 대비 증감분의 경우 평균이나 표준편차 모두 국면 1이 국면 2보다 더 높은 것으로 나타났는데, 이는 인플레이션율이 높거나 변동성이 큰 시기에 일반인의 인플레

[Figure 1] Filtered Regime Probability Estimates and Inflation Measures



Note: The filtered probability of regime 1 is estimated using the first-order 2-state Markov-switching model (eq. (7)~(9)).

〈Table 3〉 Central Tendencies and Dispersions in Inflation Measures across Regimes

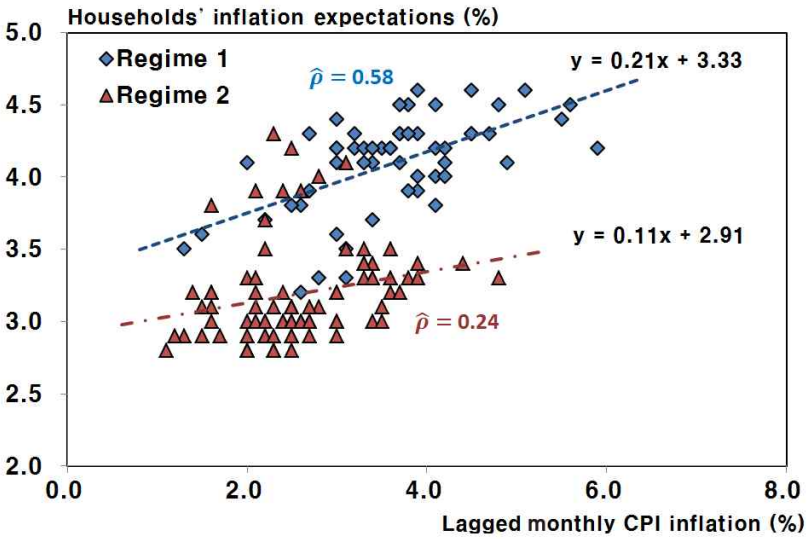
	Mean			Standard Deviation		
	All samples	Regime 1	Regime 2	All samples	Regime 1	Regime 2
Inflation expectations (%)	3.558	4.095	3.206	0.559	0.340	0.357
CPI inflation rates (%)	2.987	3.524	2.636	0.980	1.013	0.783
Changes in CPI inflation rates (%p)	−0.009	−0.091	0.045	0.393	0.430	0.359

Note: 'Regime i' corresponds to the period where the regime probability $P(S_t = i) > 0.5$ for $i = 1$ or 2.

이션 기대가 실제 인플레이션에 더 크게 영향을 받을 가능성이 높다는 것을 의미한다.[14] 또한 인플레이션 기대의 표준편차는 전체 기간(0.559)에 비해서 국면 1, 2에서 더 낮은 것(0.340, 0.357)으로 나타났는데 이는 국면별 인플레이션 기대 형성이 서로 분리(disjoint groups)되어 이루어졌을 가능성을 시사한다. 실제로 [Figure 2]에서 보는 바와 같이 인플레이션 기대와 실제 소비자물가상승률 간 이변량 분석을 실시해 본 결과, 국면 2에 비해 국면 1에서 두 변수 간 상관관계가 더 큰 것으로 나타나, 인플레이션 기대

14 이러한 측면에서 국면 1과 국면 2를 각각 고인플레이션 및 저인플레이션 시기라고 할 수 있을 것이다.

[Figure 2] Regime-Dependent Relationship between Inflation Expectations and lagged CPI Inflations



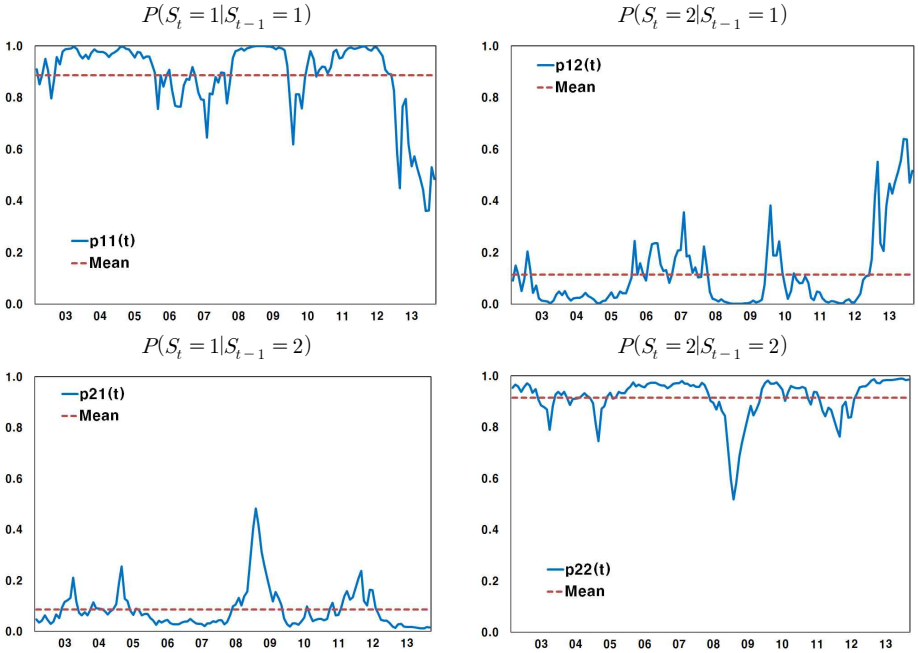
Note: 'Regime i' corresponds to the period where the regime probability $P(S_t = i) > 0.5$ for i =1 or 2.

형성의 국면별 차이가 뚜렷한 것으로 드러났다. 또한 인플레이션 기대의 소비자물가상승률에 대한 반응 정도도 〈Table 2〉의 마코프 국면전환모형 추정 결과에서와 마찬가지로 국면 1에서 더 높은 것으로 나타났다.

한편, [Figure 3]은 시변 마코프 전이확률 추정 결과를 도시하고 있다. [Figure 3]에서 한 가지 특기할 만한 점은 국면 1에 2기 연속 머무를 확률 $P(S_t = 1|S_{t-1} = 1)$는 전체 기간 중 0.9 내외를 유지해 왔으나 2012년 이후 0.4까지 크게 하락(반면, 국면 1에서 국면 2로 전환할 확률은 0.6까지 상승)한 것으로 추정되었다. 이러한 분석 결과는 2012년 이후 소비자물가상승률이 큰 폭으로 하락하면서 일반 경제주체의 인플레이션 기대 갱신 압력이 약화되어 실제 인플레이션과 인플레이션 기대 간의 격차가 확대된 것으로 해석될 수 있다. [Figure 4]는 국면 추정 결과와 인플레이션 기대 및 실제 인플레이션 간 격차를 함께 나타내고 있는데, 양자 간의 격차가 국면 1에서 축소되고 국면 2에서 확대되는 경향이 최근에 오면서 더욱 뚜렷하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

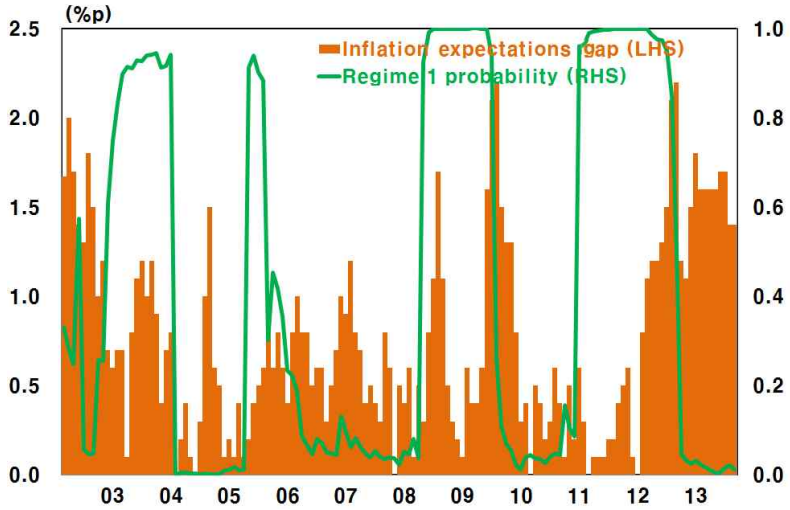
종합하면 본 장에서 수행한 인플레이션 기대에 관한 마코프 국면전환모형 추정 결과, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서도 상태의존적 특징이 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 인플레이션이 큰 폭으로 상승하는 시기(국면 1)의 경우 인플레이션

[Figure 3] Time-varying Markov Transition Probability Estimates



Note: Time-varying transition probabilities are computed using a series of lagged CPI inflation rates as probability regressor in the first-order 2-state Markov-switching model (eq. (7)~(9)).

[Figure 4] Filtered Regime Probability Estimates and Inflation Expectations Gap



Note: Inflation Expectations Gap is defined as the absolute value of the difference between households' inflation expectations and lagged monthly CPI inflation rates.

기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 높아 양자 간의 격차가 빠르게 축소되는 것으로 나타난 반면, 인플레이션이 낮게 유지되는 경우(국면 2)에는 인플레이션 기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 하락하여 양자 간의 격차가 확대 및 유지되는 것으로 나타났다. 이는 실제 인플레이션율 수준의 변동에 따라 경제주체들의 인플레이션 관련 정보 획득 및 기대 갱신의 빈도가 달라졌음을 시사하는 것으로, 인플레이션의 수준이나 변동성이 높을수록 경제주체의 기대 형성을 위한 정보 갱신이 더 빈번하게 이루어져 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차를 축소시키는 것으로 해석될 수 있다.

Ⅴ. 언론 보도 빈도와 인플레이션 기대

한편, 일부 선행연구는 일반인 인플레이션 기대 형성이 국면별 비대칭성을 나타내는 주요 경로로서 언론의 역할에 주목하였다. 특히 Carroll(2003)은 일반인과 전문가 인플레이션 기대 사이의 격차가 인플레이션에 관한 언론기사 노출도(media exposure)와 음(−)의 상관관계를 나타낸다는 분석 결과를 보고한 바 있다. 이러한 연구 결과를 우리나라의 사례에 적용해 보면 우리나라 일반인의 인플레이션 기대는 앞 장의 분석 결과가 시사하는 바와 같이 과거 지향적 행태가 매우 뚜렷하므로, 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차가 언론기사 노출도와 음(−)의 관계를 나타낼 것으로 예상해 볼 수 있다.

이하에서는 우리나라 전국 종합일간지의 기사를 이용하여 국내 인플레이션 관련 언론기사 노출지수(Media Exposure Index: MEI) 자료를 작성하고, 이를 이용한 간단한 실증분석을 통해 인플레이션 관련 언론기사 노출 정도와 일반인 인플레이션 기대 형성 사이의 관계에 대하여 살펴보고자 한다.

먼저 본 분석에 사용된 언론기사 노출지수(이하 MEI 지수) 구축과정은 다음과 같다. 국내 종합일간지 한 곳을 선택하여 분석대상 기간인 2002년 2월 1일부터 2013년 12월 31일까지 지면기사 제목에 '물가'라는 단어가 들어간 신문기사를 검색한 결과 총 1,186건이 집계되었다.[15] 이 가운데 국내 인플레이션과 관련이 없는 해외물가 관련 기사 등을

15 MEI 지수 구축과정과 관련된 특기사항은 다음과 같다. 첫째, 검색기능상의 편의성을 고려하여 국내 전국 종합일간지 중 하나만을 선택한 후, 검색어별 지면기사 검색 결과를 MEI 지수 구축을 위한 기초자료로 활용하였다. 또한 전국 종합일간신문 전체를 포괄하는 한국언론진흥재단의 KINDS 기사통합검색 서비스를 이용하여 유사한 방식으로 MEI 지수를 구축하고 양자를 비교함으로써 MEI 지수의 신뢰성을

제외하여 총 598건의 국내 인플레이션 동향 관련 기사를 선별하였다. 이렇게 선별된 인플레이션 관련 기사만을 대상으로 월간 보도횟수를 측정하였는데, 실증분석상의 편의를 위해 각 월의 보도횟수를 보도횟수가 가장 높은 달(2011년 1월, 25건)의 보도횟수 대비 비율로 환산하여 MEI 지수를 구축하였다.

[Figure 5]는 이와 같이 구축된 MEI 지수와 소비자물가상승률, 일반인 인플레이션 기대 간의 관계를 보여주고 있다. MEI 지수의 추이를 살펴보면 흥미롭게도 소비자물가상승률과 유사한 흐름을 보이는 가운데 인플레이션 순환국면별 고점(peak)을 약 6개월가량 선행하는 것으로 관측되었다. 또한 [Figure 6]은 일반인 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차와 MEI 지수 간의 상관관계를 나타내고 있는데, 비모수적 회귀추정 결과에서 드러나듯, MEI 지수가 약 0.4를 상회할 경우 두 변수 간 음(−)의 상관관계가 뚜렷해진다는 점을 발견할 수 있다.[16] 또한 [Figure 7]이 나타내고 있는 바와 같이 이를 앞서 식별한 국면별로 살펴보면, 국면 1에서 두 변수 간 음(−)의 상관관계가 국면 2에 비해서 더욱 뚜렷함을 확인할 수 있다.

이상의 실증분석 결과를 요약하면, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대와 실제 물가상승률 간 격차가 인플레이션 관련 언론 보도가 빈번한 시기에는 축소되었다가 상대적으로 기사화되는 빈도가 하락하면 격차가 확대되는 경향을 보이는 것으로 나타나고 있으며, 이러한 관계는 앞서 추정한 국면별로도 상이한 모습을 보이고 있다. 물론 인플레이션 관련 언론 보도가 인플레이션 수준과도 높은 상관관계를 갖고 있음을 감안하면, 언론 보도횟수가 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차를 축소시키는 직접적인 결정요인이라고 단정할 수는 없다. 다만, 본 장의 분석 결과는 언론매체의 보도가 일반

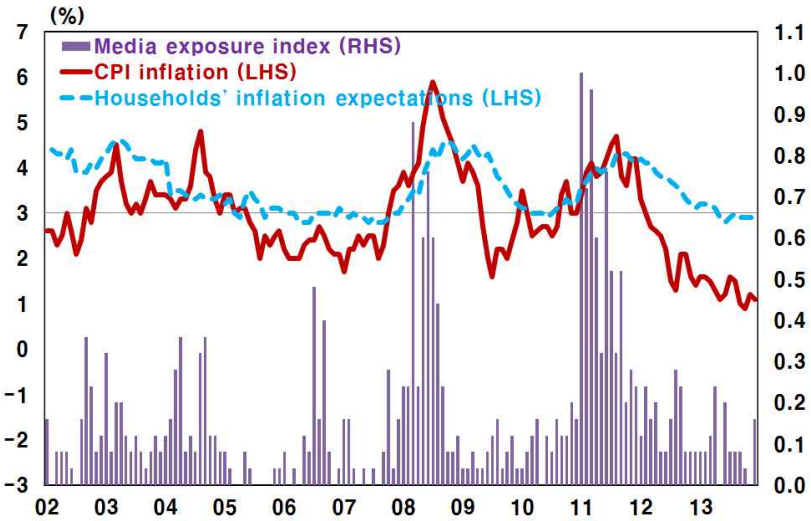
확보하고자 하였다. 둘째, 기사 검색어로 '인플레이션' 대신 '물가'를 사용한 것은 기사 작성 시 제목의 간결성 차원에서 통상 '물가'라는 단어를 더욱 선호한다는 현직 기자들의 조언에 따른 것이다. 또한 물가 상승과 하락을 구분하고자 '물가상승' 검색어를 함께 분석해 보았으나, '물가'만을 사용한 경우와 거의 일치하였다. 셋째, 본문 대신 기사 제목에 '물가'가 포함된 경우만을 고려한 것은 방대한 관측치를 축소시키는 동시에 기사 내용의 중요도까지도 함께 통제할 수 있다는 점을 감안한 것이다.

16 이러한 관계는 Carroll(2003)을 참조하여 간단한 회귀분석모형을 추정한 결과를 통해서도 확인해 볼 수 있다. 언론기사 노출지수(MEI)를 설명변수로 하는 회귀모형의 $adj.R^2$는 약 3% 정도로 크지 않으나, MEI 추정계수는 10% 수준에서 유의한 음(−)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

$$GAP_t = \underset{(0.115)}{0.897^{***}} - \underset{(0.286)}{0.549^{*}} \times MEI_t$$

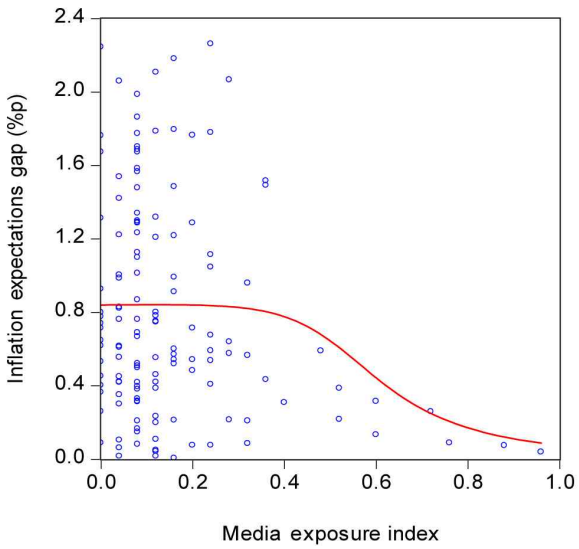
여기서 설명변수 MEI_t는 언론기사 노출지수, GAP_t는 t시점의 일반인 기대인플레이션과 직전 월의 소비자물가상승률 간 격차를 나타내며, ( ) 안은 Newey-West HAC estimator를 이용하여 계산한 표준오차이다.

[Figure 5] Media Exposure Index (MEI) and Inflation Measures



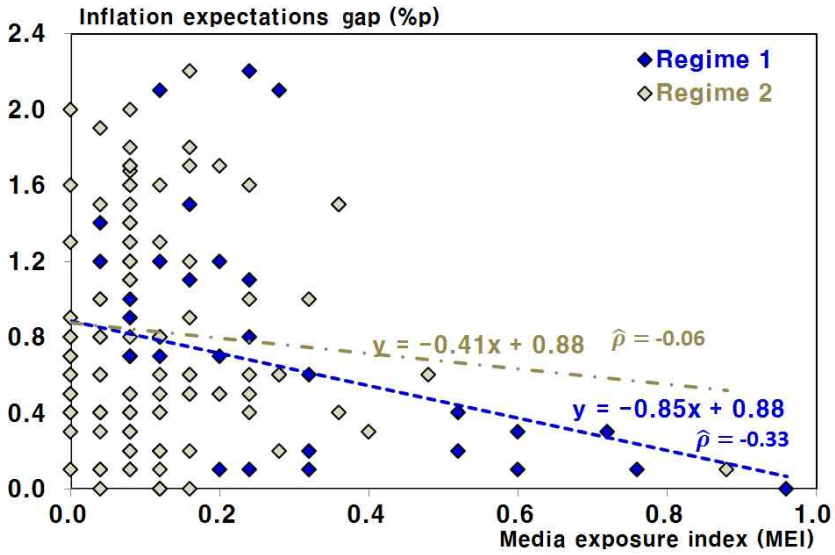
Note: Media Exposure Index (MEI) is aggregated based upon the number of counts of newspaper articles including the term 'price level' in the headlines in a Korea's nation-wide newspaper (Chosun Ilbo) from February 2002 to December 2013.

[Figure 6] Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index



Notes: The scatter plot depicts the relationship between Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index (MEI) from February 2002 to December 2013. The curved line corresponds to coefficient estimates using nonparametric Kernel estimation.

[Figure 7] Regime-Dependent Relationship between Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index



Notes: The scatter plot depicts the relationship between Inflation Expectations Gap and Media Exposure Index (MEI) by regimes from February 2002 to December 2013. Each straight line corresponds to the linear regression estimate for each regime.

경제주체들에게 인플레이션 관련 정보를 전파하는 데 있어 중요 경로의 하나로 작용할 수 있다는 Carroll(2003)의 가설이 우리나라의 경우에서도 타당할 수 있음을 시사하고 있어 흥미롭다고 하겠다.

Ⅵ. 결론 및 시사점

지금까지 일반인의 인플레이션 기대에 대한 설문자료를 이용하여 우리나라 일반인의 구체적인 인플레이션 기대 형성 행태를 실증분석을 통해 살펴보고자 하였다. 이를 위해 본 연구는 Mankiw and Reis(2002)의 정보경직성 모형을 적절히 변형한 실증모형을 도출하고, 이를 바탕으로 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 정보경직성이 존재하는지의 여부를 검증하였으며, 마코프 국면전환모형을 이용하여 인플레이션 기대 형성 행태가 인플레이션 등 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 보이는지도

함께 살펴보고자 하였다. 또한 인플레이션 기대의 상태의존성과 관련하여 언론 보도의 역할을 분석하기 위해 인플레이션 기대와 인플레이션 관련 언론 보도 빈도 사이의 관계에 대해서도 간단한 실증분석을 수행하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에 상당한 정도의 정보경직성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 일반인 인플레이션 기대의 자기상관항에 대한 추정계수가 0.9를 상회하는 것으로 나타났는데, 이는 매월 전체 경제주체 중에서 정보의 갱신을 통해 새로운 인플레이션 기대를 구성하기보다는 기존의 기대를 그대로 유지하는 경제주체의 비중이 90%에 달함을 의미한다. 또한 일반인의 인플레이션 기대가 전문가 예측치 정보나 실제 미래 인플레이션율과 같은 미래 정보보다는 과거 인플레이션율에 대한 민감도가 상대적으로 높게 추정되어, 정보 갱신 과정에서 미래 지향적 정보보다 과거 지향적 정보에 대한 의존도가 높은 것으로 드러났다.

둘째, 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태는 경제여건에 따라 달라지는 상태의존적 특징을 나타내고 있는 것으로 드러났다. 즉, 인플레이션이 큰 폭으로 상승하는 시기에는 그렇지 않은 시기와 비교하여, 인플레이션 기대의 실제 인플레이션에 대한 민감도가 상승하였을 뿐만 아니라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 사이의 격차가 빠르게 축소되는 것으로 나타났는데, 이는 인플레이션 상승 시기에 일반 경제주체들이 인플레이션 관련 정보를 상대적으로 빈번하게 갱신하고 있음을 시사한다. 이러한 분석 결과는 최근에 논란이 되었던 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 격차가 상당 기간 동안 지속되었던 현상을 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 행태에 존재하는 상태의존성을 통해 이해해 볼 수 있음을 함의한다고 하겠다.

셋째, 우리나라 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차는 인플레이션 관련 언론 보도의 빈도와 밀접한 상관관계를 갖고 있는 것으로 드러났다. 즉, 인플레이션 기대와 실제 인플레이션 간의 격차가 인플레이션 관련 언론 보도 빈도가 빈번한 시기에는 축소되었다가 상대적으로 기사화되는 빈도가 하락하면 확대되는 경향을 보이는 것으로 나타나고 있는데, 이는 언론매체의 보도가 일반 경제주체들에게 인플레이션 관련 정보를 전파하는 데 있어 중요 경로의 하나로 작용할 수 있다는 Carroll(2003)의 가설이 우리나라의 경우에서도 타당할 수 있음을 시사한다.

지금까지 살펴본 바와 같이, 본 연구의 실증분석 결과는 우리나라 경제주체들의 기대 형성 과정에도 상당한 정도의 정보경직성이 존재함을 시사한다. 물론 Reis(2006) 및

Branch *et al.*(2009) 등이 명시적으로 주장하고 있는 바와 같이, 합리적 기대 이론과 달리 정보 불완전성 모형에서는 개별 경제주체들이 정확한 정보를 취득함으로써 얻을 수 있는 편익과 정보의 취합 및 처리에 소요되는 비용을 비교하여 적정 수준의 정보경직성을 스스로 선택한다는 점에서, 현실에서 관측되는 정보경직성은 그 자체로 최적 선택의 결과일 수 있다. 이러한 측면에서 우리나라 일반인의 인플레이션 기대 형성 과정에서 존재하는 정보의 경직성이 그 자체로 우리 경제 전반의 사회후생에 부정적인 영향을 미치는 요인이라고 단정할 수는 없다. 그러나 앞서 논의한 바와 같이, 기대 형성 과정에서의 높은 정보경직성은 불필요한 상대가격 변동에 따른 비효율적 자원배분을 야기할 수 있을 뿐만 아니라 높은 인플레이션 희생 비율(sacrifice ratio)과 같은 거시경제정책 수행비용도 증가시킬 수 있다는 점에서 정보경직성 완화를 통해 인플레이션 기대 형성의 효율성을 제고하기 위한 방안 모색이 필요하다고 할 것이다.[17]

17 이정익(2012)은 우리나라의 임금, 물가 및 인플레이션 기대 사이의 관계에 관한 간단한 실증분석을 통해 인플레이션 기대는 주로 과거의 인플레이션의 영향을 받는 반면 미래의 임금에 영향을 미침을 시사하는 분석 결과를 제시하였는데, 이는 정보경직성으로 인해 주요 가격변수가 반영하는 정보 및 경제여건이 상이한 데에 따른 자원배분의 비효율성이 실제로 발생할 수 있음을 함의한다.

참고문헌

이정익, 「우리나라 기대인플레이션의 특징」, 『BOK 경제리뷰』, 제2012-1호, 한국은행, 2012.

최병재, 「일반인 기대인플레이션 지표의 주요 특징과 시사점」, 『조사통계월보』, 2012년 8월호, 한국은행, 2012, pp.19~44.

한국은행, 『물가보고서』, 2013. 7.

Akerlof, G. A., W. T. Dickens, and G. L. Perry, "Near-rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve," *Brookings Papers on Economic Activity* 2000(1). 2000, pp.1~60.

Ball, Laurence, "The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(3), 1991, pp.439~452.

Ball, L., N. G. Mankiw, and R. Reis, "Monetary Policy for Inattentive Economies," *Journal of Monetary Economics* 52, 2005, pp.704~725.

Branch, William A., "The Theory of Rationally Heterogenous Expectations: Evidence from Survey Data on Inflation Expectation," *Economic Journal* 114, 2004, pp.592~621.

Branch, William A., "Sticky Information and Model Uncertainty in Survey Data on Inflation Expectations," *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, 2007, pp.245~276.

Branch, W. A., J. Carlson, G. W. Evans, and B. McGough, "Monetary Policy, Endogenous Inattention and the Volatility Trade-off," *Economic Journal* 119, 2009, pp.123~157.

Bryan, M. F. and G. Venkatu, "The Demographics of Inflation Opinion Surveys," Economic Commentary, Federal Reserve Bank of Cleveland, 2001.

Calvo, G. A., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, pp.383~398.

Carroll, Christopher D., "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters," *Quarterly Journal of Economics* 118, 2003, pp.269~298.

Celasun, O., R. G. Gelos, and A. Prati, "Would "Cold Turkey" Work in Turkey?" IMF Working Paper WP/03/49, International Monetary Fund, 2003..

Celasun, O., R. G. Gelos, and A. Prati, "Obstacles to Disinflation: What is the Role

of Fiscal Expectations?" IMF Working Paper WP/04/111, International Monetary Fund, 2004.

Cerisola, Martin and Gaston Gelos, "What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis," *Applied Economics* 41(10), 2009, pp.1215~1227.

Coibion, O. and Y. Gorodnichenko, "What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?" *Journal of Political Economy* 120(1), 2012a, pp.116~159.

Coibion, O. and Y. Gorodnichenko, "Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts," IMF Working Paper WP/12/296, International Monetary Fund, 2012b.

Patra, D. Michael and Partha Ray, "Inflation Expectations and Monetary Policy in India: An Empirical Exploration," IMF Working Paper WP/10/84, International Monetary Fund, 2010.

Easaw, J., R. Golinelli, and M. Malgarini, "What Determines Households Inflation Expectation? Theory and Evidence from a Household Survey," *European Economic Review* 61, 2013, pp.1~13.

Fuhrer, J. and G. Moore, "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, pp.127~159.

Gorodnichenko, Y., "Endogenous Information, Menu Costs, and Inflation Persistence," NBER Working Paper #14184, National Bureau of Economic Research, 2008.

Gramlich, Edward M., "Models of Inflation Expectations Formation: A Comparison of Household and Economist Forecasts," *Journal of Money, Credit and Banking* 15(2), 1983, pp.155~173.

Jang, B. and Y. Kim, "Heterogeneity in Korean Households' Inflation Expectations: Stylized Facts and Macroeconomic Implications," unpublished manuscript, Sungkyunkwan University, 2013.

Kim, C. J. and C. R. Nelson, *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press, 1999.

Lanne, M., A. Luoma, and J. Luoto, "A Naive Sticky Information Model of Households' Inflation Expectations," *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 2009, pp.1332~1344.

Lorenzoni, Guido, "A Theory of Demand Shocks," *American Economic Review* 99(5), 2009, pp.2050~2084.

Mankiw, N. G. and R. Reis, "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 2002, pp.1295~1328.

Mankiw, N. G., R. Reis, and J. Wolfers, "Disagreement about Inflation Expectations,"

NBER Macroeconomics Annual 2003, 2003, pp.209~248.

Menz, J. and P. Poppitz, "Households' Disagreement on Inflation Expectations and Socioeconomic Media Exposure in Germany," Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 27, Deutsche Bundesbank, 2013.

Minella, A., P. S. de Freitas, I. Goldfajn, and M. K. Muinhos, "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility," *Journal of International Money and Finance* 22(7), 2003, pp.1015~1040.

Patra, M. D. and P. Ray, "Inflation Expectations and Monetary Policy in India: An Empirical Exploration," IMF Working Papers WP/10/84, International Monetary Fund, 2010.

Reis, Ricardo, "Inattentive Producers," *Review of Economic Studies* 73, 2006, pp. 793~821.

Roberts, John M., "Is Inflation Sticky?" *Journal of Monetary Economics* 39, 1997, pp.173~196.

Roberts, John M., "Inflation Expectation and the Transmission of Monetary Policy," Finance and Economics Discussion Series 1998-43, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998.

Sims, Christopher A., "Implications of Rational Inattention," *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, pp.665~690.

Souleles, N., "Expectations, Heterogeneous Forecast Errors, and Consumption: Micro Evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys," *Journal of Money, Credit, and Banking* 36(1), 2004, pp.39~72.

Taylor, J. B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy* 88, 1980, pp.1~23.

Ueda, Kozo, "Determinants of Households' Inflation Expectations in Japan and the United States," *Journal of the Japanese and International Economies* 24(4), 2010, pp.503~518.

Woodford, Michael, "Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy," P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford (eds.), *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*, 2002.

〈웹사이트〉

컨센서스 이코노믹스사(Consensus Economics) 홈페이지(http://www.consensuseconomics.com).

한국언론진흥재단 KINDS 기사통합검색 서비스(http://www.kinds.or.kr).

부 록

본 부록에서는 제Ⅳ장에서 수행한 정보경직성의 상태의존성 여부에 대한 실증분석과 관련된 인플레이션 기대에 영향을 미칠 수 있는 주요 거시경제변수의 선별과정에 대해 간략히 논의하고자 한다.

인플레이션 기대의 결정요인에 관한 초기 연구인 Gramlich(1983)는 미국을 대상으로 한 실증분석에서 과거 물가상승률, 통화량증가율, 임금상승률, 재정적자비율 등을 설명변수로 사용한 바 있다. 이후 많은 후속연구들은 인플레이션 기대의 결정요인으로 과거 인플레이션, 실물경기, 금융시장 긴축 정도, 재정건전성 정도 등을 포함하고 각국의 상황에 따라 일부 변수만을 가감하여 분석하고 있다. Ueda(2010)는 일본 및 미국을 대상으로 구조적 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 적용하면서 내생변수로 GDP 갭, 단기명목금리, 실제 소비자물가상승률, 당기 인플레이션 기대를 포함하고, 외생변수로는 유가변동률, 신선식품 물가변동률, 소비세 더미변수를 사용한 바 있다.

또한 IMF 등 국제기구를 중심으로 신흥시장국 대상의 연구들도 꾸준히 진행되어 왔는데, 이들 연구들은 신흥국 내 환율 및 재정 부문이 인플레이션에 미치는 영향력이 크다는 점을 반영하여 인플레이션 기대의 결정요인으로 실질환율과 재정수지를 추가한다는 공통점을 갖는다. Minella *et al.*(2003) 및 Cerisola and Gelos(2009)는 브라질 기대인플레이션 설명변수로 전기 소비자물가상승률, 향후 1년간 인플레이션 목표치, GDP 대비 기초재정수지비율, 실질정책금리, 실질실효환율 및 실질임금 순환변동치를 사용하였다. 이들 설명변수들은 터키를 대상으로 한 Celasun *et al.*(2003), 10개 신흥국 및 체제전환국(transition economies)을 대상으로 한 Celasun *et al.*(2004), 인도 대상의 Patra and Ray(2010)에서도 유사하게 활용된 바 있다. 한편, 국내 연구 가운데 최병재(2012)는 우리나라 인플레이션 기대 지표의 설명변수로 과거 기대치, 과거 소비자물가상승률, 경기요인(동행지수 순환변동치 혹은 선행지수), 단기금리(무담보 콜금리 1일물)를 사용한 바 있다.

이러한 국내외 선행연구의 주요 설명변수를 참고하여 다양한 인플레이션 기대결정모형을 설정하여 추정한 결과, 다음 〈Appendix Table 1〉에서 요약된 바와 같이 우리나라

일반인의 인플레이션 기대는 소비자물가상승률, 콜금리, 재정적자비율 등의 변수들이 상대적으로 높은 통계적 유의성을 나타내는 것으로 드러났다.

〈Appendix Table 1〉 Regression Estimates of Inflation Expectations on Key Macro Variables

Regressors	Coefficients (t-statistics)									
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
CPI inflation rates (1 lag)	0.14 (4.30)	0.13 (3.77)	0.14 (4.27)	0.22 (2.24)	0.32 (4.26)	0.32 (4.13)	0.14 (4.09)	0.31 (4.24)	0.31 (4.21)	0.33 (4.49)
Cyclical component of composite coincident index (1 lag)		−0.03 (−1.15)		−0.04 (−1.24)	−0.03 (−0.95)		−0.03 (−0.86)	−0.03 (−0.95)	−0.03 (−0.94)	−0.03 (−0.89)
Cyclical component of composite leading index (1 lag)			−0.01 (−0.49)							
Real call interest rate (1 lag)				0.10 (0.95)	0.19 (2.48)	0.19 (2.40)			0.18 (2.29)	0.19 (2.45)
Consolidated central government balance / GDP (1 lag)					−0.14 (−3.23)	−0.14 (−3.28)	−0.10 (−3.26)	−0.14 (−3.32)	−0.14 (−3.29)	−0.14 (−3.41)
Deviations of the real effective exchange rate from the trend (1 lag)								0.002 (0.40)	0.002 (0.42)	0.003 (0.70)
PPI inflation rates for agricultural, forestry & marine products (1 lag)									−0.001 (−0.23)	−0.001 (−0.50)
Import price inflation rates for energy (1 lag)										−0.001 (−0.83)
Adj. R-squared	0.926	0.925	0.926	0.927	0.932	0.932	0.930	0.932	0.932	0.932
No. of observations	139	139	139	139	139	139	139	139	139	139
Log likelihood	65.04	65.77	65.13	66.50	71.14	70.65	68.63	71.20	71.22	71.49
Durbin-Watson stat.	2.03	2.09	2.04	2.09	2.22	2.18	2.17	2.21	2.22	2.22

韓國開發研究
제37권 특별호(통권 제127호)

고등학교의 남녀공학 여부가 대입수능에 미치는 영향

김 범 수
(고려대학교 정경대학 경제학과 부교수)

김 가 영
(화학경제연구원 연구원)

The Impacts of Coeducation in High School on the College Scholastic Ability Test

Kim, Beomsoo
(Associate Professor, Department of Economics, Korea University)

Kim, Ga-young
(Researcher, Chemical Market Research Inc.)

* 본 논문은 2012년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2012S1A5A8024315). 두 분의 익명의 검토자와 많은 조언과 토론을 해주신 박상수, Julian Cristia에게 깊은 감사를 드린다. 또한 자료처리를 도와준 진성진 석사과정 학생에게도 고마움을 전한다.

김범수: (e-mail) kimecon@korea.ac.kr, (address) Department of Economics, Korea University, 145, Anam-ro Seongbuk-gu, Seoul, 136-701, Korea.
김가영: (e-mail) kgy817@hanmail.net, (address) JnK Digital Tower 1204-1206, 111, Digital-ro 26-gil, Guro-gu, Seoul, 152-848, Korea.

• Key Word: 남녀공학(Coeducation), 대입수능(College Scholastic Ability Test)
• JEL Code: I24, I21
• Received: 2014. 4. 9 • Referee Process Started: 2014. 4. 15
• Referee Reports Completed: 2014. 12. 15

KDI Journal of Economic Policy, vol. 37, supplementary issue, 2015
ⓒ Korea Development Institute 2015

ABSTRACT

Park *et al.* (2012) examined the impacts of coeducation in high school on the college scholastic ability test using random assignment in Seoul high schools. However, the student random assignment in Seoul within a school district was performed only within 30 min commutable areas using public transportation and Park *et al.* (2012) did not aware of this rule. This paper reexamines the question by matching nearest two single sex schools with a coeducation school within a school district. We found single sex school students achieve higher test score than that of coeducation school for both male and female. The magnitude of test score improvement for female is smaller than that of Park *et al.* (2012). However, the magnitude for male is bigger than that of Park *et al.* (2012).

Park *et al.*(2012)은 서울의 학군 내 고등학교 무작위 배정정책을 이용하여 특정 학생이 남녀공학에 배정될지 남(여)학교에 배정되는지에 따라 대학수학능력시험에서 학생들의 성적이 어떠한 영향을 받는지를 확인하고자 하였다. 하지만 이 논문은 학군 내 무작위 배정이 아닌 대중교통을 이용하여 30분 이내 학교들 중에서만 무작위 배정이 이루어졌다는 중요한 현실을 고려하고 있지 않으므로 본 논문에서는 각각의 남녀공학과 가장 가까운 남(여)학교 두 곳을 찾아서 이 학교들과의 성적의 차이만을 찾음으로써 보다 정확한 남녀공학과 비교한 남(여)학교의 효과를 측정하고자 하였다. 또한 Park *et al.*(2012)에서는 한 해 연도의 자료만을 사용하였지만 본 논문에서는 다년도의 자료를 이용하여 결과가 안정적인지도 확인하였다. 이러한 보다 정확한 분석의 결과, 남녀 모두 단성학교가 공학에 비해 통계적으로 유의하게 성적이 향상되는 결과를 보이고 있다. 이 결과를 Park *et al.*(2012)과 비교하면 여학생의 경우에는 단성학교의 효과가 Park *et al.*(2012)보다 작고, 남학생의 경우에는 Park *et al.*(2012)보다 큰 것으로 확인되었다.

Ⅰ. 서 론

전 세계적으로 중고등학교의 교육에서 남녀공학과 남(여)학교 중 어느 쪽이 학생들에게 더 좋은 영향을 미치는지에 대해서는 학계뿐만 아니라 정책 입안자들도 많은 관심을 가져왔다. 이렇게 많은 사람들의 관심사항이었음에도 불구하고 아직까지도 연구자들 사이에서 합의점을 찾지 못하는 중요한 이유 중의 하나는 많은 국가들에서 학생이 어느 학교를 진학할지를 선택하기 때문에 남녀공학과 남(여)학교의 학생 구성이 다르다는 데 있다. 예를 들어 미국에서는 학생이 남(여)학교나 남(여)교실에 배정받는 것은 반드시 완전한 학생의 자율의사에 따른 결정이어야만 하도록 법이 규정하고 있다(federal statute 34 CFR 106.34). 즉, 학교들 간에 혹은 남(여)학생 교실과 공학교실 간에 학생들의 구성이 서로 다르면 학교 혹은 교실에서 공학에 따른 인과관계를 찾을 수 없게 된다. 예를 들어 어느 학교에는 높은 학업능력을 가진 학생들이 모이고 다른 학교에는 낮은 학업능력을 가진 학생들이 모인 경우 두 학교가 완전히 똑같은 교육과 환경을 제공한다고 하여도 학생들의 학업성적으로 측정된 학교의 역할에서는 높은 학습능력의 학생들이 모인 학교가 더 우수한 학교로 나타날 것이다. 이때 능력은 IQ와 같은 대체(proxy) 지표로 관측될 수도 있어 이를 이용하면 문제점의 일부를 해결할 수 있겠지만 성적에 영향을 미칠 수 있는 관측되기 어려운 많은 변수, 예를 들어 공부에 대한 열의 혹은 미래에 대한 할인요소(discount factor) 등이 존재하므로 학생들의 구성이 동질적이지 않을 경우 학교의 효과를 정확히 측정하기는 어려울 것이다. 이런 이유로 이 문제에 대해 많은 연구들이 이루어졌음에도 불구하고 아직도 연구자들 사이에 합의점에 이르지 못하고 여전히 활발하게 연구되는 분야로 남아 있는 것이다.

Park *et al.*(2012)은 이 문제에 대해 한국에서 이루어진 고등학교 배정방식이 학생들을 대상 학교 사이에 무작위로 배분하였다는 점에 착안하여 정확히 남(여)학교가 남녀공학에 비해 학업성적에 얼마나 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다. 한국은 1974년 고교 평준화정책 실시 이후 중학교에서 고등학교로 진학할 때 동일 학군 내에서는 학생들이 무작위 배정되는 큰 틀이 최근까지 유지되어 왔다. 이 정책은 동일 학군 내에서는 각 학교별 학생 구성이 다른 어떤 요인들과도 관련 없이 외생적으로 결정됨을 의미한다.

결과적으로 고등학교 입학 시에는 동일 학군 내에서 무작위로 배정된 학교들 간에는 학생들의 구성이 모든 면에서 동일하다는 것이다. 이에 따라 졸업 시의 학업성취를 동일 학군 내 학교들 간에 비교하게 되면 출발점이 같은 학생들 간에 발생한 순수한 고등학교 재학기간의 학교에 의한 효과만을 측정할 수 있게 되는 것이다.

Park *et al.*(2012)은 대한민국 인구의 20% 정도가 살고 있는 큰 도시이고, 남녀공학의 학교가 비교적 많이 있으며, 11개의 학군이 존재하고 학군의 경계가 명확히 기록되어 있다는 장점을 가지고 있는 서울의 2010학년도의 대입수능시험 성적을 가지고 연구하였다. 연구의 결과, 남녀 학생 모두 남(여)학교가 남녀공학보다 국어와 영어에서 더 높은 성과를 거두고 있으며, 무료급식, 학교 내 선생님과 학생의 비율, 선생님의 경험 등을 모두 고려한 이후에도 여전히 차이가 존재한다고 밝히고 있다.

하지만 Park *et al.*(2012)은 다음 두 가지 면에서 한계가 있을 수 있으며, 본 논문에서는 이를 고려하여 보다 정확한 분석을 하고자 한다. 먼저 2010학년도에 대입수능에 응시한 학생들이 동일 학군 내에서는 무작위로 남녀공학과 남(여)학교에 배정되었다는 것은 사실이 아니다. 무작위 배정은 등하교의 편의를 위하여 개인별 거주지를 중심으로 대중교통을 이용한 통학시간이 30분 이내인 학교들 사이에서만 이루어졌다. 현실적으로 대부분의 경우에 각 개인별로는 5개 내외의 학교들 중에서 무작위 배정이 이루어졌다. 본 논문에서는 이를 가능한 한 최대한 반영하여 불편추정치를 추정하고자 한다. 둘째, Park *et al.*(2012)의 논문에서는 단일 연도의 자료만을 사용하였다. 본 논문에서는 분석결과를 보다 일반화시킬 수 있도록 분석범위를 2010학년도 대학수학능력시험(2009년 11월 시행) 응시자에서 2007학년도 대학수학능력시험(2006년 11월 시행) 응시자부터 2010학년도 대학수학능력시험 응시자까지 확장한 자료를 사용하여 4개 연도를 함께 분석하기로 한다.[1]

제Ⅱ장에서는 교육환경과 학생들의 학업성취도 간의 관계를 분석한 국내외 선행연구들을 고찰하고, 제Ⅲ장에서는 본 논문에서 사용될 대입수능시험 자료와 학교에 대한 자료, 그리고 학교별 매칭과정에 대해 설명하고, 이어 종속변수 및 주요 독립변수들과 분석에서 사용한 모형을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 회귀분석 결과들을 보고하고, 마지막 제Ⅴ장에서는 결론을 고찰한다.

---

1 2008학년도(2005년 고등학교 입학생으로 2007년 11월 대학수학능력시험 응시)는 분석대상에서 제외하며, 그 이유는 제Ⅲ장 2절의 '가. 대학수학능력시험 자료'에서 설명한다.

Ⅱ. 선행연구 개관

교육분야에서 학교별 학업성취에 관한 연구를 폭넓게 살펴보면, 미국의 경우에는 고등학교를 대상으로 비싼 학비를 낸 사립과 공립을 비교하거나 보스턴, 뉴욕 등 일부 지역에 있는 엘리트 학교에 다니는 것이 얼마나 효과가 있는지가 연구되었다(Hoekstra [2011]; Abdulkadiroglu *et al.*[2011]). 미국의 고등학교는 학생들의 수업료에 의해 운영되는 사립학교와 학교의 재정이 지역주민들의 재산세에 주로 의존하여 운영되는 공립학교로 나눌 수 있는데, 비싼 수업료를 내는 사립학교가 과연 그만큼 학생들에게 혜택을 주는가가 연구의 대상이었다. 하지만 사립을 갈 것인지 공립을 갈 것인지는 개인의 선택의 결과이며, 부자들은 사립학교를 다니는 것이 현실이다. 대부분의 공립학교 학생들은 사립학교를 다닐 경제적 여건이 되지 않으며, 사립학교를 다니는 학생들은 공립학교에 가려는 생각이 없지만, 기존 연구들은 계량경제학적 기법들을 사용하여 사립학교에 다니는 사람이 공립에 다녔더라면 어떤 결과를 가져올지를 추정한다. 따라서 이런 상황에서 선행연구들이 과연 같은 대상을 비교하는지에 대한 우려가 항상 존재한다.

국내에서 이루어진 교육 관련 연구들은 앞에서 언급된 연구들과는 좀 다른 측면에 관심을 보이고 있는데, 역시 선행연구들을 광의로 살펴보면 다음과 같다. 교육정책의 급격한 변화를 경험하고 나서 어떤 제도가 보다 우월한가가 주요한 관심사항이 되었다. 예를 들어 평준화정책이 학생들의 학업성취도에 어떤 영향을 미치는가라는 문제가 그중의 하나이다. 이는 이론적으로는 비슷한 성적의 학생들끼리 함께 있는 것이 학업성취도를 높이는가, 아니면 다양한 성적의 학생들이 섞여 있을 때 학업성취도가 더 높아지는가의 문제이다(김윤태 외[1978]). 하지만 이런 연구들은 해마다 시험을 보는 구성원이 바뀜에 따라 혹은 매년 다른 문제가 출제됨으로 인해 현실에서 실증적으로 정확한 결과를 찾아내기란 대단히 어려운 일이다. 하나의 예로서 김진영(2010)은 비평준화에서 평준화로 변경되었을 때 혹은 평준화에서 비평준화로 변경되었을 때 학업성취도가 어떻게 변경되는가를 분석하였지만 일관성 있는 결론을 찾아내지는 못하였다. 특히 고교 평준화정책이 학생들의 학업성취도 하향화 현상을 야기할 것이라는 우려가 정책 시행 초기부터 끊이지 않은바 김기석 외(2009)와 성기선(2004)에서는 평준화가 실제로 학생들의 학업성취도를 어떻게 변화시키는지 분석하였다. 성기선(2004)에서는 평준화정책의 실시

가 곧바로 학생들의 학업성취도를 하향화시키고 있다는 실증적 증거를 확인하기 위해서는 기존의 분석으로는 한계가 있다고 보았다. 그에 따라 종단설계를 통해 복합요인들과의 관계 속에서 평준화정책의 효과를 재검토해야 한다는 결론을 내렸다.

보다 직접적으로 본 논문에서 관심이 있는 남(여)학교와 남녀공학 사이에서 나타나는 차이에 대한 분석도 다수 존재한다. 대표적으로 남녀공학 여부가 학생들의 학습태도나 학습의욕에 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 지지하는 연구들이 있다(김인숙[1983]; 나익찬[1985]; 박문태・나정・이재분[1987]). 이들 연구는 공통적으로 남(여)학교에 비해 남녀공학에 다니는 학생들의 학습의욕이 더 높고 학습능률도 향상시킬 수 있음을 설문을 통하여 지적하고 있다.

국내에서 이루어진 학생의 학업성취도에 대한 분석 중에서 평준화정책에 따른 변화를 분석함과 동시에 남녀공학인지 남(여)학교인지 여부에 따른 학업성취도 차이에 대한 객관적인 분석을 병행한 연구는 Park *et al.*(2012)을 제외하고는 아직까지 없다. 따라서 그 효과를 계량화하여 살펴보는 것은 교육환경의 차이가 야기하는 효과를 분석한다는 중요한 의미가 있다고 하겠다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구대상

본 연구에서는 학생들의 고등학교에 대한 무작위 배정을 이용하여 남녀공학과 남(여)학교 간에 대학수학능력시험 성적으로 본 학력차가 존재하는지를 살펴보고자 한다. 국내에서 무작위 학교 배정은 고등학교만이 아니라 중학교도 비슷한 시기에 이루어졌지만 본 연구에서 고등학교에 대해서만 분석하고자 하는 이유는 다음과 같다. 먼저 분석을 위해서 반드시 필요한, 일관성 있고 가능하면 모든 학생들이 대상이 된 학업평가 자료의 이용 가능 여부 때문이다. 대학수학능력시험이 여기에 해당된다. 대부분의 학생들이 대학교에 진학하고자 하는 우리나라에서는 거의 모든 학생들이 대학수학능력시험에 응시하고 있다. 따라서 매년 실시되고 있는 이 시험을 이용하여 학교의 역할을 측정하는 것이 가장 이상적인 방법이라고 생각된다.

〈Table 1〉 The Number of High Schools in 2007 by School Districts in Seoul[1)]

School district	First round[2)]	Second round				
		Preference based school[3)]	Randomized school			
			Total	Coeducation	Boy's	Girl's
1	6	0	26	10	9	7
2	8	0	20	9	5	6
3	11	0	23	7	9	7
4	8	0	17	10	3	4
5	5	0	13	4	5	4
6	7	0	16	7	5	4
7	10	6	11	2	5	4
8	5	0	10	6	1	3
9	6	3	9	3	3	3
10	12	0	21	9	6	6

Note: 1) During our study period (2007~2010) 8 coeducation schools were newly founded in Seoul and 1 coeducation school become preference based school in 2009. We focus on 67 (total 75 during our study period) randomized schools in 2007.
2) Includes selective schools (foreign language high school, science high school) and vocational high schools.
3) Starting 1996 some high schools can be chosen by students. School district 11 has 20 preference based schools and 1 randomized school. So we do not include school district 11 in our analysis.

또한 Park *et al.*(2012)의 연구에서와 같이 분석대상은 서울지역으로 한정한다. 이렇게 하는 이유는 서울지역에는 남녀공학이 많이 존재하며, 다른 지역에 비해 학군에 대한 정확한 정보가 존재하기 때문이다.[2] 여기에서는 서울지역 학생들 중에서도 무작위 배정에 의한 학생들만을 이용하기 위해 먼저 간략하게 고등학교의 학생 선발방식에 대해 먼저 설명하려고 한다.

〈Table 1〉은 2007학년도의 서울 시내 학군별로 학생 선발방식에 따른 고등학교의 숫자를 나타낸 것이다. 첫 번째 열의 학교들은 실업계 고등학교와 일부 외국어고등학교, 과학고등학교 등의 특수학교들로, 먼저 학생들의 자발적인 지원을 받고 지원자들 중에서 학생을 선발한다. 두 번째 열은 '선복수지원・후추첨제도'라는 선발방식을 사용하는

2 국내의 대부분의 대도시 지역에서는 약간의 시차를 두고 서울과 부산에 이어 학군 내 무작위 배정이 이루어졌지만 일부 지역에서는 현재까지도 무작위 배정이 이루어지지 않고 있어 전국적인 무작위 배정에 대한 정보는 각 시도교육청별로 일일이 확인하여야 한다.

학교들이다. 이 제도는 도심공동화 현상에 따라 서울 중심에 위치한 일부 고등학교의 학생 수 부족 현상을 해결하기 위해 1995학년도부터 도입되었으며, 일반 학교와 달리 선복수 지원학교의 경우 서울시 전역에서 지원자를 받고, 지원한 학생들 중에서 선발하는 방식을 따른다.[3] 세 번째 열에는 본 연구의 분석대상인 학교의 숫자가 기록되어 있다. 무작위 배정으로 학생을 받게 되는 후기 일반학교는 대략 166개이며, 〈Table 1〉의 (4), (5), (6)열에서는 후기 일반 학교를 남녀공학, 남학교, 여학교로 나누어 각각 그 숫자를 학군별로 표기하였다. 다만, 본 연구는 Park *et al.*(2012)과 달리 학교에 관한 자료가 준비된 2007학년도(2004년 고등학교 입학생으로 2006년 11월 대입수능 응시)부터 2010학년도(2007년 고등학교 입학생으로 2009년 11월 대입수능 응시)까지의 대학수학능력시험 응시자에 대해서 분석하기 때문에 분석대상 기간 동안에 학교 정보의 변동이 발생하는지에 대해 고려해야 한다.[4] 신설 학교가 존재하는 경우 신설된 해부터 분석대상에 추가하였으며, 선발방식이 바뀌는 경우 분석대상에서 제외하였다. 따라서 서울에 있는 남녀공학은 2007년 67개, 2009년 72개, 2010년 74개이다.

〈Table 2〉에서는 대학수학능력시험 성적자료로부터 확인된 수험생에 대한 기본적인 자료를 표시하였다. 2007학년도 대학수학능력시험에서는 전국적으로 약 55만명이 시험을 보았으며, 27%인 15만 4천명이 서울에서 살고 있다. 이 중에서 재수생이나 고등학교를 졸업하지 않고 검정고시 등으로 교육을 받은 학생을 제외한 9만 4천명이 2004년에 입학하여 고등학교를 졸업하는 학생이다.[5] 이 중에서 7만명이 무작위 배정에 의해 고등학교를 배정받은 학생들이다. 2009학년도 대학수학능력시험의 경우 전국의 55만 8천명 응시생 중 서울 소재 응시생이 14만 6천명이었다. 2009학년도 역시 재수생과 검정고시를 통한 응시생을 제외한 2006년 고등학교 입학생 9만 3천명 가운데 무작위 배정에 의해 고등학교에 배정된 학생은 6만 5천명에 달했다. 2010학년도 대학수학능력시험의 경우 2007, 2009학년도 대학수학능력시험보다 많은 63만 7천명이 응시했으며, 서울에서 응시한 학생 수 또한 15만 9천명으로 가장 많았다.[6] 그중에서 2007년 고등학교

---

3 선복수 지원학교는 학군별로 상이하게 존재하며, 특히 서울의 11개의 학군 중 11학군에 집중되어 있다. 11학군인 서울 중구에는 선복수 지원이 아닌 학교가 한 개(상명사대 부속여자고등학교)만 존재하여 본 분석에서는 제외하기로 한다.

4 2008학년도(2005년 고등학교 입학생으로 2007년 11월 대학수학능력시험 응시)는 분석대상에서 제외하며, 그 이유는 제Ⅲ장 2절의 '가. 대학수학능력시험 자료'에서 설명한다.

5 대학수학능력시험 전체 응시자 중에서 그해 졸업하는 학생들만을 연구의 대상으로 한다. 이는 고등학교의 순수한 효과를 분석하기 위함이다. 졸업한 이후에 다시 대학수학능력시험에 응시하는 응시자의 경우에는 재학생과 달리 학교가 아닌 사설 교육기관의 영향을 추가로 받을 가능성이 존재하기 때문이다.

6 이렇게 2010학년도 학생 수가 증가한 일부 원인은 1991년에 태어난 출생아의 수가 전국적으로 631,286

〈Table 2〉 The Number of High School Students Who Took College Scholastic Ability Test (CSAT) in Seoul[1)]

	2007	2009	2010
All students In Seoul	154,367	146,046	159,774
Students graduating this year	93,925	93,859	108,193
Randomized schools	70,880	65,801	76,574
Students taking Korean	70,717	65,785	76,550
Students taking English	70,562	65,411	76,174

Note: 1) We use College Scholastic Ability Test (CSAT) during 2007 and 2010. However, for 2008 CSAT provided only grade instead of score so we decided not to use 2008 exam.

입학생인 10만 8천명을 선별하였고, 그 가운데 무작위 배정에 의해 고등학교를 배정받은 학생은 7만 6천명이었다.

매년 대학수학능력시험 재학생 응시자 기준으로 본인이 거주하고 있는 학군 내에서 성별을 고려하여 무작위 배정된 학생들의 숫자는 2007학년도는 전체의 75%, 2009학년도와 2010학년도는 전체의 70%로 대다수를 차지한다. 따라서 본 연구에서는 일단 이와 같이 2007학년도의 7만명, 2009학년도의 6만 5천명, 2010학년도의 7만 6천명의 성적을 가지고 분석하도록 한다.

2. 사용된 자료

가. 대학수학능력시험 자료

우리나라에서 대학수학능력시험에 응시한 모든 학생들의 전수자료는 1995학년도 대학수학능력시험 응시자부터 존재한다. 이 자료에는 개인을 식별할 수 있는 정보를 모두 배제하고 출신학교명, 응시자의 성별, 출신학교가 위치한 행정구역(시, 도, 군, 구), 학력상태(졸업예정, 졸업, 검정고시, 기타), 응시 시험과목, 각 시험과목의 표준점수, 백분위, 등급이 기록되어 있다. 한국교육과정평가원은 관심 있는 연구자들의 신청을 받아 허가를 받은 연구에 대해 이 자료를 제공하고 있으며, 본 연구를 위해서는 2007학년도 시험부터 2010학년도 시험까지의 자료를 사용한다. 단, 2008학년도 시험의 경우 교육정

명으로 1990년 출생아인 590,870명에 비해 증가한 데에 일부 기인한 것으로 보인다.

책의 변동으로 인하여 과목별 점수나 표준점수를 공개하는 대신 오직 등급만을 공지하였고 한국교육과정평가원의 자료 역시 표준점수와 백분위점수는 기록되어 있지 않다. 본 연구에서는 학생들의 언어영역과 외국어영역 표준점수를 사용하는바 부득이하게 2008학년도 대학수학능력시험은 분석대상에서 제외하는 바이다.

나. 학교에 대한 자료

본 연구를 위해서는 어느 학교가 어느 학군에 속했는지를 정확히 파악하는 것이 가장 중요한 일이다. 먼저 전체 학생의 25% 정도가 거주하고 있는 서울의 경우에는 서울특별시 교육청 웹사이트에 2004학년도부터 고등학교 신입생 배정요강과 신입생의 배정방법이 자세히 기술되어 있다. 또한 같은 곳에 2005년부터 학군지도가 공개되어 있으며, 이 학군지도에는 서울시내의 11개 학군과 각 학군에 존재하는 학교들의 이름이 기록되어 있다. 따라서 본 연구에서는 임의로 11개의 학군에 아라비아 숫자로 개별 학군의 이름을 지정하여 분석하였다.

학생들의 학업성취에 영향을 미칠 수 있는 요인들로 학교에 대한 기본적인 정보들도 필요하다. 한국교육평가원에서는 이들 정보를 전국의 고등학교에 대해 제공하고 있다. 제공되는 기본적인 학교별 정보는 국립, 공립, 사립 여부, 남학교인지 여학교인지 공학인지, 학교의 주소지 등이다.

이 외에도 필요한 다른 변수들로는 학년별 학급 수, 학년별 학생 수, 총 교원 수, 여성 교원 수, 학교별 교사의 교육 정도, 경력 정도, 자격증 보유 정도 등이 있을 수 있다. 다행히 서울의 경우에는 2006년 이후에는 이런 학교별 자료가 데이터베이스로 기록되어 있어 서울특별시 교육청으로부터 이에 대한 학교별 자료를 받아 이를 본 연구에서 사용한다.[7] 서울특별시 교육청으로부터 제공받은 학교별 상세정보는 학교 교명을 기준으로 매칭하였다. 매칭과정에서 교명 변경 사례의 경우 현존하는 학교 홈페이지에서 학교 연혁을 확인하고 홈페이지에서 확인이 불가능한 학교의 경우 서울시 교육청에 문의함으로써 학교명에 따라 학교별 정보를 확인하였다.

또한 연구대상 기간 안에 학교의 선발방식이 바뀌거나 새로운 학교가 신설되는 경우가 존재하므로 이러한 변동을 고려하여 분석하였다.[8]

---

7 1960년대 후반부터 발간되고 있는 서울교육통계연보에서는 위에서 언급한 일부 자료가 학교별 수준으로 기록되어 있지 않고 구별이나 교육청별(강남교육청, 남부교육청 등)로만 수록되어 있다.

8 자세한 내용은 본문의 제Ⅲ장 제1절에 제시된 설명을 참고하라.

3. 남(여)학교와 남녀공학의 학교별 매칭

서울특별시 학생들의 고등학교 배정은 무작위 배정임에도 불구하고 등하교의 편의를 위하여 개인별 거주지를 중심으로 대중교통을 이용한 통학시간이 30분 이내인 학교들 사이에서 이루어졌다.[9] 따라서 정확하게 개인별로 무작위 배정된 학교를 찾기 위해서는 학교 배정 당시에 개인별 무작위 배정대상이 된 학교의 리스트가 정리된 행정자료를 받는 것이 가장 좋으나 교육청에 확인한 결과 이러한 자료는 제공이 불가능하였다. 차선으로는 만일 학생 개인별 거주 주소가 연구자에게 제공된다면 개인별로 거주지에서 학군 내의 고등학교별로 대중교통을 이용한 통학시간을 구하여 통학시간 30분 이내인 학교들만을 구하는 것이 가장 정확하게 현실을 반영하는 것이다. 안타깝게도 개인별 주소 정보도 연구자가 가지고 있지 못하므로 현실적으로 무작위 배정을 가장 비슷하게 복원할 수 있는 방법은 특정 남녀공학에 대하여 학군 내에서 통학거리상으로 가까운 남(여)학교들을 찾아 이들 간에는 학생들이 무작위 배정되었을 것으로 가정하는 것이다. 예를 들어 남녀공학 A와 같은 도로상에 한 블록 떨어져 있는[10] 남학교 B와 여학교 C가 있다면 어느 특정 주소로부터 이들 학교로의 통학시간은 거의 비슷하다. 따라서 A학교에 배정받은 학생들은 고등학교 무작위 추첨 배정 당시 남학생이면 B학교, 여학생이면 C학교로의 배정이 고려되었을 것으로 생각하는 것이다. 이는 학군 내에서 무작위 추첨 배정 방식으로 고등학교를 배정받았다는 종전의 연구가 가지는 현실과의 괴리를 이용 가능한 정보하에서 가장 효과적으로 줄이는 방법으로 생각된다.

남녀공학과 남(여)학교의 매칭을 위해서 포털사이트 네이버의 지도 서비스 중 대중교통을 이용한 길찾기 서비스를 사용하였다. 이 서비스를 이용하여 개별 남녀공학마다 같은 학군 내에 있는 남(여)학교와의 통학시간과 통학거리를 각각 두 명의 독립적인 연구자가 다음과 같이 산정하였다. 개별 남녀공학에 대하여 같은 학군 내에 있는 남학교와

---

9 2008년 이전 공식문서상에는 이것이 정확하게 기술되어 있지 않고 '통학거리를 고려하여'라는 용어만 나오는 경우가 있다. 복수의 교육청 관계자들이 대중교통 30분이라고 일관되게 확인해 주었다. 하지만 무작위 배정이 이루어진 초기에는 통학거리를 고려하지 않았을 수 있고 언제부터 고려되기 시작했는지에 대해서는 정확한 자료가 없다.
2007년에 개정되어 2008년에 시행된 「학교보건법시행규칙」 제8조(평가대상별 평가기준)에 따르면, 학생의 통학범위는 '중학교 및 고등학교 학생의 경우 대중교통을 이용할 때 통학거리가 30분 정도일 것'으로 규정하고 있으므로 대중교통을 이용한 통학시간이 30분 이내인 학교별로 매칭해도 무방할 것으로 판단된다.

10 학교 A와 B 혹은 학교 A와 C를 이동하기 위해 필요한 이동시간은 대중교통을 이용하는 경우 30분이 넘지 않는다.

여학교를 구분하여 각각 통학시간에 따라 오름차순 정렬하였다. 우선적으로 남녀공학과의 통학시간이 짧은 학교부터 1, 2순위를 매겼으며, 통학시간이 같은 경우 학교 간 거리가 짧은 학교에 상위 순위를 매겼다. 이로써 남녀공학마다 남학교와 여학교가 각각 최대 2개 학교씩 매칭되었다.[11] 이렇게 두 명이 독립적으로 정리한 학교별 매칭을 서로 비교하여 차이가 있는 경우에는 다시 한 번 같은 방법으로 확인함으로써 순위 산정과정에서 발생할 수 있는 오류를 최소화하였다.[12] 신설된 학교와 선발방식이 바뀐 학교도 고려하여 매칭하였다. 1학군에 있는 남녀공학 A에 매칭된 남학교 B, C가 순서대로 1, 2순위라고 하자. 만일 남학교 B가 2007년에는 후기 일반계 고등학교였으나 2009년부터 후기 선복수 지원학교로 변동하였다면 2009년부터는 A학교에 매칭된 남학교는 C, D가 순서대로 1, 2순위를 갖도록 매칭하였다.

본 연구에서는 이렇게 각각의 남녀공학과 이에 매칭된 학교를 가상의 하나의 학군으로 보고 향후 분석에서는 이렇게 매칭된 학교 간에만 무작위 배정이 이루어졌다고 가정함으로써 가상 학군 내 남(여)학교와 공학 간의 학업성취도 차이를 분석하고자 한다.

4. 사용된 변수들

가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 2008학년도를 제외한 2007학년도부터 2010학년도까지의 대학수학능력시험 중 대다수의 학생이 공통적으로 응시하는 언어영역과 외국어영역의 표준점수이다.[13]

교육과정평가원에 따르면 대학수학능력시험에서 언어영역과 외국어영역의 표준점수는 2007학년도부터 2010학년도까지(2008학년도 제외) 항상 평균을 100점, 표준편차를

---

11 학군에 따라 남학교와 여학교가 2개 미만인 학군이 존재한다.

12 매칭된 학교자료는 필자들에게 요구가 있을 때 제공할 수 있다.

13 대학수학능력시험에서 시행되는 7개의 영역별 점수 중 언어영역과 외국어영역만을 사용하는 것은 과학탐구영역과 사회탐구영역, 그리고 제2외국어영역의 경우 학생들이 스스로 응시하고자 하는 과목을 선정하여 응시하고 있기 때문이다. 따라서 학생들마다 응시과목이 다르기에 효과를 분석하는 데 있어 어려움이 존재한다. 예를 들어 고등학교 3학년 학생들은 학교마다 이과와 문과로 나누어져 있으며, 대학수학능력시험에서 수리영역 시간에 이과의 경우 수리(가)형을, 문과의 경우 수리(나)형을 응시한다. 또한 이과의 경우 탐구영역 시간에 과학탐구영역 과목을 응시하는 반면, 문과의 경우 사회탐구영역 과목을 응시한다. 이처럼 수리, 탐구, 제2외국어 영역의 경우 언어영역과 외국어영역과 달리 개인의 선택에 따라 서로 다른 과목을 응시함으로 인해 분석에 있어 오차가 발생할 가능성이 존재한다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics[1)]

	Boy		Girl	
	MEAN	STD	MEAN	STD
Standardized score in Korean	−0.0728	1.0438	0.0783	0.9444
Standardized score in English	−0.0517	1.0299	0.0555	0.9638
Average years of teaching experience of teachers	19.1120	2.4744	17.9709	2.8367
Average years of schooling attained of teachers	16.7644	0.3025	16.7709	0.2924
Seniors-teacher ratio	5.5883	0.6082	5.6951	0.6800
Private school (vs. Public)	0.5858	0.4926	0.6305	0.4827

Note: 1) See note for Table 2. We standardized Korean and English with mean 0 and standard deviation 1 for each year among our relevant sample.

20점으로 하여 계산되었다. 본 연구에서는 서울 소재 학교의 재학생들만을 대상으로 표준점수를 다시 계상하면서 일반적으로 교육성과 측정에 많이 사용되는 평균 0점, 표준편차 1점으로 다시 계산하여 사용한다.

나. 독립변수

본 연구에서 사용되는 독립변수는 다음과 같다.[14]

가장 핵심이 되는 독립변수는 남녀공학과 남(여)학교를 구분하는 더미이다. 여학생의 경우 여학교를 나타내는 더미변수가, 남학생의 경우 남학교를 나타내는 더미변수가 분석에 사용된다. 이 변수는 남(여)학생이 남녀공학이 아닌 남(여)학교에 배정되었을 경우 나타나는 변화를 보여준다. 이 외에도 학교 내 교사의 평균경력연수와 교사의 평균학력수준을 나타내는 변수와 학교별 교사 대비 3학년 학생 비율, 사립학교에 대한 더미변수가 사용되었다.

학교 내 교사의 평균경력연수는 학교마다 10개의 항목으로 구분하여 보고되어 있다. 경력연수는 최저 5년 이하, 최고 45년 이상으로 5년 단위로 구분되어 있다. 따라서 본 연구에서는 구간별 중간값과 구간별 응답 교사의 수를 곱한 뒤 그 합을 평균함으로써 학교마다 교내 전체 교사의 평균경력연수를 계산하였다. 학교 내 교사의 평균교육연수

14 학교별 무상급식에 대한 자료의 경우 학교알리미 사이트에서 매년 4월 전국의 초·중·고등학교를 대상으로 전년도 급식지원 대상 학생 수와 지원금액을 조사·수집하여 제공하고 있다. 하지만 이 자료는 2010학년도부터 조사(2010년 4월, 2009년 지원정보 조사)를 시작하였기 때문에 우리는 이를 사용하지 않는다.

는 역시 경력연수와 마찬가지로 학교마다 보고되어 있다. 이때 경력연수와는 달리 교사가 받은 총교육연수가 얼마인지 보고되어 있다. 최저는 12년 이하이며, 최고는 20년 이상으로, 1년 단위로 보고되어 있다. 본 연구에서는 이 값을 학교별로 평균 내어 사용하였다. 학교별 교사 대비 3학년 학생 비율은 학교마다 3학년 학생 수를 학교의 전체 교사 수로 나누어 준 값이다. 아쉽게도 학년별로 인원수가 구분되어 있는 학생과 달리 교사의 경우 담당 학년에 따른 인원수 구분이 되어 있지 않아서 3학년 담당 교사 대비 3학년 학생 비율은 사용이 불가능하다. 하지만 국내 대부분의 고등학교가 담임에 따른 담당 학년과 교과 수업에 따른 담당 학년이 다르기 때문에 3학년 담당 교사 대비 3학년 학생 비율을 사용하지 않아도 무방할 것으로 보인다. 마지막 변수는 사립학교에 대한 더미변수이다. 사립학교일 경우는 1로, 국립이나 공립학교일 경우는 0으로 두었다.[15]

5. 계량경제학적 모형

본 논문에서는 무작위 배분이 이루어졌을 것으로 생각되는 매칭된 남녀공학과 남(여)학교 간에 서로 다른 학업성취도를 보이는가를 확인하고 다음의 계량경제학적 모형을 사용한다.

$$Y_{ijzt} = a + bSinglesex_{jzt} + c'X_{jzt} + d_z Zone_z + e_t Year_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

Y는 학생의 대학수학능력시험 성적이다. 본 논문에서는 학생의 수능 원점수 대신 표준점수를 사용하였다.[16] i는 개인을, j는 졸업한 학교를, z는 그 학생이 고등학교 배정 시에 속한 학군을, t는 연도를 말한다. $Singlesex$는 단성학교일 경우 1이고, 남녀공학일 경우 0으로 정의된 더미변수이다. X는 각 학생이 다닌 고등학교의 정보로 학교의 교사 1명당 배정되는 3학년 학생 수,[17] 남녀공학 및 남(여)학교 여부, 사립학교 여부, 학교별 교사의 평균경력, 학교별 교사의 평균교육수준 등에 대한 정보를 포함한다. $Zone$은 남녀공학을 기준으로 대중교통을 이용한 이동거리가 30분 미만인 남(여)학교를 매칭한 학군을 말한다. 앞서 설명한 매칭을 통해 남(여)학교 각각 두 개와 남녀공학 한 개를

15 본 연구에 사용한 자료에서는 분석대상 기간 동안 어떤 학교도 사립학교와 국/공립학교 간의 변동을 보이지 않았다.

16 2008학년도(2005년 고등학교 입학생으로 2007년 11월 대학수학능력시험 응시)는 분석대상에서 제외하며, 그 이유는 제Ⅲ장 2절의 '가. 대학수학능력시험 자료'에서 설명한다.

17 학교별로 3학년 학생 수를 총 교사 수로 나누어 줌으로써 교사 1명당 배정되는 3학년 학생 수를 산정한다.

하나의 학군으로 보고 분석하였다.[18] 연도별로 있을 수 있는 특이성을 통제하고자 연도별 고정효과를 포함시켜 분석한다.

Ⅳ. 분석 결과

본 연구에서는 앞 장에서 설명한 것처럼 학군에 대한 정보와 무작위 배정의 방식에 대해 가장 정확히 알고 있으면서 일관된 대학수학능력시험의 성적이 존재하는 2007학년도부터 2010학년도까지 서울지역 졸업예정자들 중 무작위 배정에 의해 고등학교가 결정된 21만명의 학생들을 대상으로 한다. 4개 연도의 학생들을 함께 사용하여 남녀공학과 근거리 학교로 매칭된 남(여)학교의 성적을 비교함으로써 남녀공학 대비 남(여)학교의 효과를 분석한 결과를 다음과 같이 보고한다.

1. 남(여)학교 효과

학군 내 무작위 배정 시에 남학생과 여학생은 각각 배정된다. 예를 들어 서울지역 졸업 예정자 중 남학생은 해당 학군 내 배정 가능한 남녀공학과 남학교 중 한 학교를 배정받으며, 마찬가지로 여학생은 배정대상이 되는 남녀공학과 여학교 중 한 학교로 배정받는다. 따라서 우리는 남(여)학교가 대학수학능력시험 성적에 미치는 효과를 볼 때에는 남학생과 여학생을 따로 분석하여 보고한다. 〈Table 4〉는 여학생만을 대상으로, 〈Table 5〉는 남학생만을 대상으로 하여 분석하였다.

각각의 표에서 (1)열과 (3)열에서는 언어영역 표준점수와 외국어영역 표준점수를 각각 종속변수로 갖는다. (2)열과 (4)열에서는 남(여)학교 독립변수 이외에 학생의 성적에 영향을 미칠 수 있는 학교수준에서의 다른 독립변수를 추가적으로 사용한다. 이때 추가되는 독립변수들은 앞에서 설명한 교사의 평균경력, 교사의 평균교육수준, 교사 대비 학생 비율, 사립학교 더미가 있다.

---

18 계량모형 분석에서 독립변수로 *Singlesex* 하나만 고려하는 경우 학군 내에 존재하는 가상학군 간의 성적 차이가 별로 존재하지 않는다면 가상학군을 사용한 분석의 결과는 기존의 결과와 크게 달라지지 않을 것으로 예상할 수 있다. 학군 내 가상학군 간의 학교별 표준편차는 여학생의 경우 영어 0.06, 국어 0.03으로 차이가 크게 존재하지 않았다.

〈Table 4〉 The Effects of Single-Sex School on CSAT Scores for Girls, Match Pair Result[1)]

Girls (Year: 2007~2010)	Korean		English	
	(1)	(2)	(3)	(4)
All-girls school (vs. coed)	0.066***	0.052***	0.091***	0.065*
	(0.021)	(0.026)	(0.027)	(0.035)
Average years of teaching experience of teachers		−0.010***		−0.014***
		(0.003)		(0.004)
Average years of schooling attained of teachers		0.115***		0.145***
		(0.039)		(0.052)
Seniors-teacher ratio		0.017		0.041*
		(0.019)		(0.025)
Private school (vs. public)		0.039		0.051
		(0.032)		(0.044)
Intercept	−0.189***	−2.040***	−0.300***	−2.724***
	(0.018)	(0.702)	(0.024)	(0.930)
R^2	0.0405	0.0419	0.0839	0.0865
OBS	231,647	231,647	230,875	230,875

Note: 1) We use CSAT 2007~2010 except 2008 due to different grading policy and include someone who took the exam in Seoul. Graduating students are only included. Total 75 coeducational schools are matched with two nearest boys school and two nearest girls school respectively. Standard errors are in parenthesis and it is clustered by matched pair. Year fixed effects are included to control heterogeneity of each year. Significance at one, five and ten percent levels is indicated by ***, ** and *, respectively.

가. 여학생을 대상으로

〈Table 4〉에 따르면, 여학교에 재학 중인 여학생들이 남녀공학에 재학 중인 여학생에 비해 대학수학능력시험에서 취득한 언어영역은 0.07 표준편차만큼 성적이 우수한 것으로 나타났고, 이는 통계적으로 유의하다. 표준오차는 매칭된 학군별로 연도 간에 연관이 있을 수 있음을 고려하여 Liang and Zeger(1986)를 따라 군집화(Clustering)한 것을 보고하고 있다. 학교별로 학생의 성적에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제한 두 번째 열에서는 남(여)학교의 영향은 이보다 약간 줄어든 0.05 표준편차로 나타났으며, 여전히 통계적으로 유의하다. 교사들의 경험이 여학생의 성적에 미치는 영향은 작기는 하지만 성적에 부의 영향을 주는 것으로 나타났고, 교사들의 학력은 양의 영향을 주는 것으로 나왔다. 이 외에도 3학년 학생 수 대비 교사의 수는 통계적으로 유의하지 않았고 사립인지 공립인지의 차이도 통계적으로 유의하지 않았다.[19] 분석대상인 여학생의 숫자가 앞

19 여학생을 대상으로 한 〈Table 4〉와 남학생을 대상으로 한 〈Table 5〉를 비교하여 보면 몇 가지 다른 점들이 발견된다. 먼저 여학생들의 성적은 교사들의 평균경력과 교사들의 교육연수에 영향을 받지만 남학생은 유의미한 영향을 받고 있지 않다. 또한 통제변수가 추가되었을 때 여학생들은 단성학교의 영

표의 총수험생인 21만명보다 큰 23만명이 나온 것은 학교별로 매칭하는 과정에서 남(여)학교가 중복되어 매칭되는 경우들이 있기 때문이다.

여학생들의 외국어영역 표준점수는 남(여)학교의 영향이 언어영역보다 조금 더 큰 0.09 표준편차만큼 향상된 것으로 나타났으며, 역시 통계적으로 유의하였다. 마지막 열에서 학교별 특성을 통제하였을 경우에는 남(여)학교의 영향이 0.07 표준편차로 줄어들기는 하였지만 여전히 통계적으로 유의하고 언어영역에 비해서도 조금 더 영향이 큰 것으로 나타나고 있다.

나. 남학생을 대상으로

앞서 여학생을 대상으로 한 분석 결과를 보고한 것과 같은 양식으로 〈Table 5〉에서는 남학생을 분석한 결과를 보고한다.

남학생은 여학생보다 남(여)학교의 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 첫 번째 열에서 남녀공학에 비해 남(여)학교에 다니는 영향만을 고려하였을 경우에는 0.09 표준편차만큼 언어영역의 성적이 향상된다는 결과가 나왔고, 이는 통계적으로 유의하다. 두 번째 열에서 학교별 영향을 미치는 다른 독립변수들을 고려하였을 때에는 남(여)학교의 효과가 조금 더 커져서 0.11 표준편차만큼 양의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 학교별 독립변수들은 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 외국어영역 표준점수를 종속변수로 갖는 세 번째 열과 네 번째 열에서 학교별 특성을 고려하지 않은 경우와 고려한 경우 남(여)학교의 효과가 각각 언어영역보다 큰 0.11과 0.15 표준편차만큼 향상된 것으로 나타났다.

이를 Park *et al.*(2012)과 비교하면 Park *et al.*(2012)에서는 표준점수를 평균 100점에 표준편차 20으로 사용하고 있다. 여기에서 Park *et al.*(2012)의 1.4 표준편차를 표준정규분포인 평균 0에 표준편차 1로 변경하고 나면 0.07 표준편차가 된다. 따라서 여학생의 경우에는 공학에 비하여 여학교에 다니는 효과가 Park *et al.*(2012)보다 0.01 표준편차 작게, 남학생의 경우에는 공학을 다니는 것에 비하여 남학교에 다니는 효과가 Park *et al.*(2012)보다 0.02 표준편차 높게 나타나고 있다. 따라서 본 논문의 분석 결과들은 대체로 Park *et al.*(2012)의 논문의 결과와 크게 다르지 않다.

향이 감소하지만 남학생들은 단성학교의 영향이 오히려 증가되는 반대의 경향을 보이고 있다. 가능한 설명으로는 여학생들의 경우 교사들, 특히 그들의 교육연수에 대해 남학생보다 민감하게 반응하기 때문으로 여겨진다.

〈Table 5〉 The Effects of Single-Sex School on CSAT Scores for Boys, Match Pair Result[1)]

Boys (Year: 2007~2010)	Korean		English	
	(1)	(2)	(3)	(4)
All-boys school (vs. coed)	0.087*** (0.023)	0.109*** (0.036)	0.113*** (0.029)	0.146*** (0.044)
Average years of teaching experience of teachers		−0.002 (0.004)		−0.003 (0.005)
Average years of schooling attained of teachers		−0.075 (0.047)		−0.086 (0.057)
Seniors-teacher ratio		−0.002 (0.026)		−0.015 (0.028)
Private school (vs. public)		−0.063 (0.042)		−0.076 (0.050)
Intercept	−0.308*** (0.018)	1.039 (0.810)	−0.432*** (0.023)	1.202 (0.952)
R^2	0.0393	0.0397	0.0781	0.0788
OBS	224,989	224,989	223,854	223,854

Note: 1) see note for Table 4.

Ⅴ. 결론 및 고찰

Park *et al.*(2012)은 서울의 고등학교 배정방식이 1974년 고교 평준화정책 실시 이후 중학교에서 고등학교로 진학할 때 동일 학군 내에서는 학생들이 무작위 배정되는 큰 틀이 최근까지 유지되어 왔다는 점에 착안하여 남녀공학과 남(여)학교 중 어느 학교가 학생의 성적을 보다 많이 향상시키는가를 2010학년도의 대학수학능력시험 성적을 가지고 서울을 대상으로 하여 연구하였다.

하지만 이 논문은 두 가지 한계를 가지고 있다. 먼저 실제 고등학교 배정은 동일 학군 내에서는 무작위로 남녀공학과 남(여)학교에 배정되기보다 학생 개인별 거주지를 중심으로 대중교통을 이용한 통학시간이 30분 이내인 학교들 사이에서만 이루어졌다. 따라서 본 논문에서는 이 점을 보완하여 남녀공학인 학교와 가까운 거리에 있는 남(여)학교만을 비교대상으로 함으로써 남녀공학과 남(여)학교 간의 정확한 차이를 추정하고자 한다. 두 번째 한계는 Park *et al.*(2012)이 단일 연도의 자료만을 사용한 점이다. 남녀공학과 남(여)학교의 차이가 시간의 변화에도 불구하고 비슷한지를 확인하는 것은 이 논

문의 결과가 안정적인지를 보여주는 중요한 일일 것이다. 따라서 본 연구에서는 분석대상을 2007학년도 대학수학능력시험 응시자부터 점수 산정방식이 다른 2008년을 제외한 2010학년도 대학수학능력시험 응시자까지로 확장하여 3개 연도의 자료를 사용함으로써 추정의 신뢰성을 높이고 결과가 안정적인가를 확인하였다.

이러한 Park *et al.*(2012)의 연구를 보완하여 다시 분석한 결과 전체적인 결과의 방향은 비슷하지만 결과의 크기는 조금 상이함을 발견하였다. 여학생의 경우에는 언어와 외국어에서 기존의 결과보다는 다소 작은 각각 0.05와 0.07 표준편차 향상으로 나타났으며, 남학생의 경우에는 언어와 외국어에서 기존의 결과보다는 큰 각각 0.11과 0.15 표준편차의 향상으로 나타났다.[20]

남(여)학교에 재학 중인 학생의 성적과 남녀공학에 재학 중인 학생의 성적 차이가 나타나는 효과 중 앞서 언급되지 않은 다른 효과가 있는지 생각해 보도록 하겠다.

먼저 학교의 효과가 아닌 동료의 효과일 수는 없는가? 국내의 고등학교 선발 규정에 따르면 동일 학군 내에서는 무작위 배정 원칙을 따르고 있으므로 어느 특정 학교에만 좋은 동료들이 모일 수는 없다.

다음으로 우리나라에서 학생들의 학업성적을 결정하는 중요한 요인 중 하나는 사교육일 수 있다. 그럼 사교육이 전혀 다른 결과를 만들어 내지는 않을까? 역시 본 연구에서 시도한 동일 학군 내에서의 무작위 배정 원칙은 학교들 간에 사교육비의 차이가 발생하지 않도록 만들어 주는 장치이다.

아쉽게도 본 연구에서는 Park *et al.*(2012)에서 사용하고 있는 학교별 무상급식 학생 비율의 자료를 분석에 사용하지 못하였다. 이 자료는 2009년부터 수집되어 제공되고 있으며, 2007학년도와 2009학년도에 대해서는 자료가 공개되지 않고 있어 사용이 불가하다. 따라서 Park *et al.*(2012)과 달리 분석대상에 2007학년도와 2009학년도를 추가적으로 포함하여 분석하는 본 연구에서는 무상급식 비율에 따른 학생의 성적 변화효과를 분석할 수 없다. Park *et al.*(2012)에서 통계적으로 매우 유의한 결과를 보였던 이 변수가 결여됨으로써 본 연구 결과에 있어 오차가 있을 수도 있다는 점을 고려할 필요가 있겠다. 다만, 학교별 무상급식 학생 비율에 대한 자료가 공개되는 2010학년도의 경우 무상

---

20 본 논문에서 사용하고 있는 가상학군은 실제학군 안에 존재하므로 가상학군을 사용하여 추정하였을 경우 다른 독립변수가 고려되지 않은 경우에는 추정된 효과가 줄 것이다. 하지만 다른 독립변수들이 고려되면 이들 간의 상관관계에 따라 관심을 가지는 독립변수의 추정치가 달라질 수 있다. 예를 들어 여학생의 경우에는 다른 독립변수를 고려하였을 때 단성학교의 효과가 줄어드는 반면 남학생의 경우에는 단성학교의 효과가 오히려 늘어나고 있다. 아쉽게도 왜 남녀가 다르게 반응하는지에 대해서는 만족할 만한 답변을 가지고 있지 않다.

급식에 대한 변수를 분석모형에 포함시킬 경우에 도출되는 결과값이 포함시키지 않는 경우에 비해 남학생의 경우는 거의 차이가 없었으며, 여학생의 경우에는 추정 결과가 조금 더 커지는 것을 확인했다. 이 점을 고려할 때, 무상급식 비율 변수가 고려되지 않은 것이 결과에 질적인 차이를 가져올 것으로 보이지는 않는다.

참고문헌

김기석・김성식・류한구, 「'하향평준화' 현상의 실증분석: 고입 전형방식에 따른 학생 성적 변화의 비교」, 『교육사회학연구』, 제19권 제1호, 한국교육사회학회, 2009. 3, pp.29~54.

김윤태・노종희・강무섭・정진화・강승규, 『고교 평준화정책의 평가연구』, 한국교육개발원, 1978.

김인숙, 「중등학교 남녀공학의 실태와 그 문제점에 관한 조사연구」, 인하대학교 교육대학원 석사학위논문, 1983.

김진영, 『평준화-비평준화 전환이 해당 지역과 인접지역 수능점수에 미치는 영향』, 한국교육개발원, 2010.

나익찬, 「중학교 남녀혼성학급의 교육적 효과에 관한 연구」, 동국대학교 교육대학원 석사학위논문, 1985.

박문태・나정・이재분, 『남녀공학(병학) 운영효과 분석 연구』, 연구보고 RR 87-46, 한국교육개발원, 1987.

성기선, 『고등학교 평준화정책의 효과에 대한 위계적 선형모형 분석』, 한국교육사회학회, 2004.

Abdulkadiroglu, Atila, J. D. Angrist, and P. A. Pathak, "The Elite Illusion: Achievement Effects at Boston and New York Exam Schools," NBER Working Paper, No. 17264, 2011.

Hoekstra, Mark and Daniel Berkowitz, "Does High School Quality Matter? Evidence from Admissions Data," *Economics of Education Review* 30(2), 2011, pp.280~288.

Liang, Kung-Yee and Scott L. Zeger, "Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models," *Biometrika* 73, 1986, pp.13~22.

Park, Hyunjoon, J. Behrman, and J. Choi, "Causal Effects of Single-Sex Schools on College Entrance Exams and College Attendance: Random Assignment in Seoul High Schools," *Demography*, Jan. 2012.

韓國開發研究
제37권 특별호(통권 제127호)

경제특구 입주 외국인투자기업의 성과 분석

최 용 석
(경희대학교 경제학과 부교수)

송 영 관
(한국개발연구원 연구위원)

Performance Analysis on Foreign-invested Firms in the SEZ

Yong-Seok Choi
(Associate Professor, Department of Economics, Kyung Hee University)

Yeongkwan Song
(Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 필자들이 연구를 수행한 『경제특구 활성화 지원사업군 심층평가』(재정심층평가 수탁과제, 기획재정부, 2014)를 수정·보완한 것으로 일부 내용이 중복될 수 있음을 밝힌다.

최용석(주저자): (e-mail) choiy@khu.ac.kr, (address) Department of Economics, Kyung Hee University, 26, Kyungheedae-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-701, Korea.
송영관(교신저자): (e-mail) ysong@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

• Key Word: 외국인투자(FDI), 경제특구(SEZ), 2007년 금융위기(Financial Crisis of 2007)
• JEL Code: F23, O38
• Received: 2014. 8. 30 • Referee Process Started: 2014. 9. 11
• Referee Reports Completed: 2015. 2. 7

KDI Journal of Economic Policy, vol. 37, supplementary issue, 2015
ⓒ Korea Development Institute 2015

ABSTRACT

To attract more FDI inflows, the Korean government has designated several special economic zones (SEZs), offering various advantages and support to the FDI. There is, however, a shared acknowledgement that those efforts have gained little reward. In this regard, this paper empirically analyzes company-level performances of labor productivity, operating profit ratio, propensity to invest and innovate, etc. and then conducts regression analysis and PSM analysis to see whether these performances are meaningfully different between foreign-invested firm and domestic firm and between foreign-invested firms. The main findings of this paper are as follows. First, in the aspects of labor productivity and operating profit ratio, no empirical evidence was found to support the hypothesis that foreign-invested firm outperforms domestic firm in efficiency and profitability, Second, in the aspects of propensity to invest, foreign-invested firms in foreign investment zones outperformed domestic firms. Third, in the aspect of R&D investment, overall, foreign-invested firms showed a stronger propensity to invest than domestic firms, but there is no empirical evidence that high propensity to invest was driven by the policy on special economic zones. In the aspect of investment in educational training, empirical evidences were found that the role of foreign-invested firms outside the special zones turned out to be the strongest and that among firms inside special zones, it was those in the free economic zone that outperformed domestic firms. Lastly, foreign-invested firms showed a stronger propensity to employ than domestic firms, but there is no empirical evidence that high propensity to employ was driven by the policy on special economic zones.

한국정부는 FDI 국내 유치를 위해 외국인투자에 특례와 지원을 제공하는 경제특구를 도입하였으나 성과가 미흡하다는 문제의식이 존재한다. 따라서 본 논문에서는 실증분석을 통해 노동생산성, 영업이익률, 투자성향, 혁신성향, 고용성향 등의 기업단위 성과가 경제특구에 입주한 외국인투자기업과 국내기업 간에, 그리고 외국인투자기업들 간에 유의한 차이를 나타내고 있는지를 회귀분석과 PSM 분석을 통해 살펴보았다. 본 논문의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 노동생산성 및 영업이익률 측면에서 살펴보았을 때 외국인투자기업들이 국내기업들에 비해 효율성 및 수익성에 있어 더 높은 성과를 나타낸다는 가설을 지지할 실증적 증거는 발견할 수 없었다. 둘째, 투자성향에 있어서는 외국인투자지역에 분포한 외국인투자기업들이 국내기업들에 비해 높은 투자성향을 보였다. 셋째, 연구개발투자 측면에 있어 외국인투자기업 전체적으로는 국내기업에 비해 높은 투자성향을 보인 것으로 나타나나 이것이 경제특구정책에

ABSTRACT

의한 것임을 나타내는 실증적 증거는 존재하지 않는다. 교육훈련투자에 있어서는 비특구 외국인투자기업의 역할이 가장 크며, 특구지역 중에서는 경제자유구역에 위치한 기업들의 교육훈련투자가 국내기업들보다 더 높다는 실증적 증거가 발견되었다. 마지막으로 고용성향에 있어서는 외국인투자기업들의 성과가 더 높았으나 이것이 경제특구정책에 의한 것임을 나타내는 실증적 증거가 존재하지는 않았다.

Ⅰ. 서 론

경제성장에 FDI(foreign direct investment)가 기여하는 바가 크다는 인식하에서 많은 나라들이 FDI 유치를 위해 노력하고 있다. 한국도 예외는 아니어서 경제특구정책 등 다양한 정책수단을 통해 FDI 유치 확대를 목표로 하고 있다. 한국은 1997년 외환위기 이후 적극적인 FDI 유치정책으로 전환하여 FDI 유치노력을 계속하고 있다. 이를 위해 외국인투자기업에 광범위한 투자유인을 제공하고 있는데, 이런 유인에는 외국인투자촉진법에 의한 조세감면, 재정지원, 경제특구를 통한 입지지원, 지자체의 외국인투자 유치활동에 대한 국가의 지원 등이 있다.[1] 본 논문은 이런 정부지원정책 중 통계자료 확보가 가능한 경제특구정책에 주목하여, 한국 경제특구에 입주한 외국인투자기업의 성과를 분석하는 것을 목적으로 한다.

한국은 현재 자유무역지대, 외국인투자지역, 경제자유구역 등 경제특구정책을 운영하고 있다. 이 정책의 주요 내용은 투자환경이 유리한 지역에 경제특구를 선정하여 진입도로 등 기업활동과 관련된 기반시설을 설치・지원하는 것으로 지원금액은 기획재정부 자료에 의하면 2013년 기준 4,365억원 규모이다. 경제특구정책은 정부가 FDI의 국내유치를 위해 1998년 외국인투자지역, 2000년 자유무역지역, 2003년 경제자유구역 등 외국인투자에 특례와 지원을 제공하는 경제특구를 도입하면서 시작되었다.[2]

자유무역지역은 「자유무역지역의 지정 및 운영에 관한 법률」에 의해 자유로운 제조・물류・유통 및 무역활동 등을 보장하여 외국인투자의 유치, 무역의 진흥, 국제물류의 원활화 및 지역개발 등을 촉진하여 국민경제의 발전에 이바지함을 목적으로 하는 경제특구이다. 외국인투자지역은 「외국인투자촉진법」에 의해 규제완화 및 조세지원, 정부지원의 제공을 통해 대규모 외국인투자를 유치하기 위한 경제특구이다. 그리고 경제자유구역은 「경제자유구역의 지정 및 운영에 관한 특별법」에 의해 외국인투자기업의 경영환

---

1 외국인직접투자는 외국인투자촉진법 제2조 1항 6호, 시행령 2조에 따라 외국인이 최소 1억원 이상을 투자하면서 국내기업 주식 등을 10% 이상 취득하거나 외국인투자기업이 해외 모기업으로부터 5년 이상의 장기차관을 도입하는 것을 말한다.

2 자유무역지대는 1970년 수출자유지역설치법 제정을 통해 마산을 시작으로 하여 시행되었고, 2000년 자유무역지역으로 확대・개편되었다.

경과 생활여건을 개선하고, 각종 규제의 완화를 통해 기업의 자율성과 투자유인을 최대한 보장하여 외국인투자를 촉진하며, 나아가 국가경쟁력의 강화와 지역 간의 균형발전을 도모함을 목적으로 하는 경제특구이다.[3]

기존 연구 중 본 논문과 가장 관련성이 높은 것은 이시욱・전봉걸(2011)이다. 외국인투자에 대한 정부지원의 정당성은 외국인투자가 가지고 있는 유무형의 자산이 국내에 파급되어 국내 경제에 외국인투자기업 지원정책에 수반되는 재정적 부담을 초월하는 긍정적 외부효과를 줄 수 있을 때 확보될 수 있을 것이다. 외국인투자기업이 국내기업에 비해 우수한 기업성과를 보이면 외국인투자기업이 직접 관찰되지 않는 특유의 배타적 우위요소를 보유하다고 있다는 해석이 가능할 것이다. 이시욱・전봉걸(2011)은 이러한 관점에서 외국인투자기업 입지지원정책을 평가하기 위해 경제특구에 입주한 외국인투자기업과 국내기업의 성과 격차를 실증적으로 비교・분석하였다. 그들은 1999년부터 2008년까지 제조업체를 대상으로 분석하여 외국인투자지역에 있는 기업들, 특히 개별형 단지에 입주한 외국인투자기업들이 국내기업에 비해 생산성이 높다는 결론을 얻었다. 또 회귀모형을 이용한 추정의 경우 외국인투자기업이 국내기업보다 생산성 증가율이 통계적으로 유의하게 높게 나타났지만, 성향점수매칭(propensity score matching, 이하 PSM) 분석에서는 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다. 혁신성의 경우 외국인투자기업의 연구개발집약도가 국내기업에 비해 높은 것으로 나타났다.

본 논문은 이시욱・전봉걸(2011)에 따라 한국 경제특구에 유입된 FDI를 포함한 외국인투자기업을 경제특구 입지별로 구분하고, 입지별 진입 외국인투자기업이 노동생산성, 수익성, 투자성향, 혁신성향, 고용성향에 있어서 국내기업보다 우월한 성과를 보이는지 실증적으로 분석하기로 한다. 그러나 본 연구는 이시욱・전봉걸(2011)과 달리, 첫째 경제특구에 입주하지 않은 외국인투자기업이 국내기업과 어떤 성과 차이를 보였는지, 둘째 2007년 금융위기 이후 한국에 진출한 외국인투자기업도 포함하였을 경우 외국인투자기업의 성과가 어떻게 달라지는지 살펴보기로 한다.

산업통상부 외국인투자통계에 따르면, 외국인투자기업 수를 기준으로 경제특구에 입주한 외국인투자기업은 한국에 진출한 외국인투자기업 전체의 5%에도 미치지 못한다. 따라서 한국 경제특구가 아닌 지역에 위치한 대부분 외국인투자기업의 성과가 국내기업과 어떤 차이를 보였는지 살펴보는 것은 한국에 진출한 외국인투자기업의 특징을 이해하는 데 도움이 될 수 있다. 또한 한국에 진입한 FDI의 긍정적 실증 결과는 대부분

---

3 각 경제특구의 입지지원 내역에 대해서는 이시욱・전봉걸(2011)의 〈부표 5〉, p.57을 참조하라.

2007년 금융위기 이전 FDI를 대상으로 한다.[4] 2007년 금융위기는 전 세계 FDI 흐름에 커다란 영향을 미쳤다. 세계경제에 대한 불안감이 만연하였고, 2004년 이후 꾸준히 증가하였던 전 세계 FDI 유입이 2008년에 20% 넘게 감소하였다. 2008년 전 세계 국경간 M&A도 전년도에 비해 25% 이상 감소하였다. 이러한 환경에서 2007년 금융위기 이후 한국에 유입된 FDI를 포함한 FDI의 효과를 실증적으로 분석함으로써, 유입되고 있는 FDI의 질에 대한 간접적 평가가 가능할 것이다. 만약 본 연구의 결과가 기존의 연구와 달리 FDI 성과에 부정적이라면, 2007년 금융위기 이후 한국 경제특구에 유입된 FDI가 양질이 아니어서 한국경제에 큰 도움이 되지 못한다는 것을 의미할 수도 있다. 현재 한국의 FDI 유입이 질이 아닌 양에 의해 성과가 공표되고 있는 상황에서 이런 결과는 큰 함의를 가질 수 있다.

본 논문은 2007년 금융위기 이후 경제특구에 입주한 외국인투자기업을 포함한 외국인기업 통계자료를 대상으로 회귀분석과 PSM 분석 등 실증분석을 통해 노동생산성, 영업이익률, 투자성향, 혁신성향, 고용성향 등의 기업단위 성과가 외국인투자기업과 국내기업 간에, 그리고 외국인투자기업 간에 유의한 차이를 나타내고 있는지를 살펴보기로 한다. 본 논문의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 기존 연구와 달리 노동생산성 및 영업이익률 측면에서 살펴보았을 때 외국인투자기업들이 국내기업들에 비해 효율성 및 수익성에 있어 더 높은 성과를 나타낸다는 가설을 지지할 실증적 증거는 발견할 수 없었다. 둘째, 투자성향에 있어서는 외국인투자지역에 분포한 외국인투자기업들이 국내기업들에 비해 높은 투자성향을 보였다. 그러나 비특구 외국인투자기업을 포함한 경우 여타 외국인투자기업들이 국내기업들보다 높은 투자성향을 가진다는 가설에 대한 실증적 증거는 혼재하고 있다. 셋째, 연구개발투자 측면에 있어 외국인투자기업 전체적으로는 국내기업에 비해 높은 투자성향을 보인 것으로 나타난다. 그러나 이것이 경제특구정책에 의한 것임을 나타내는 실증적 증거는 존재하지 않는다. 넷째, 교육훈련투자에 있어서는 비특구 외국인투자기업의 역할이 가장 크며, 특구지역 중에서는 경제자유구역에 위치한 기업들의 교육훈련투자가 국내기업들보다 더 높다는 실증적 증거가 발견되었다. 마지막으로 매출액 대비 고용이라는 성과지표에 대해서는 외국인투자기업의 효과가 상당한 정도로 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 높은 외국인투자기업의 고용성향이 특구정책에 의한 것이었다고 판단할 실증적 증거는 발견하지 못하였다. 따라서 본 연구는 2007년

4 이시욱・전봉걸(2011)은 2008년 기준, 전봉걸(2012)과 김재훈・전봉걸(2014)은 2009년 기준 외부감사 대상 외국인투자기업에 대해 분석하고 있다.

금융위기 이후 한국 경제특구에 양질의 외국인투자기업이 유입되었다는 가설을 증명할 실증적 증거를 발견하지 못하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 다음 제Ⅱ장에서는 기존 연구를 개관한다. 제Ⅲ장에서는 분석자료와 실증분석모형에 대해 살펴보고, 제Ⅳ장에서는 회귀분석과 PSM 분석 등 실증분석을 통해 노동생산성, 영업이익률, 투자성향, 혁신성향, 고용성향 등 기업단위 성과가 외국인투자기업과 국내기업 간에, 그리고 외국인투자기업 간에 유의한 차이를 나타내고 있는지를 살펴보기로 한다. 그리고 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하기로 한다.

Ⅱ. 기존 연구

FDI가 유치국 경제에 미치는 긍정적 영향에 대해서 이론적으로는 크게 네 가지 경로가 있다. 첫째, Findlay(1978)와 Rodriguez-Clare(1996)의 모형에 따르면 FDI는 유치국 경제에 선진기술과 노하우를 전파할 수 있다. Findlay(1978)는 기술적 격차에 주목하여 기술에 우위가 있는 다국적기업이 기술확산(diffusion of technology)을 통해 유치국 자본에 긍정적 영향을 주는 동태적 모형을 구축하였다. 그는 다국적기업의 선진기술과 노하우가 기술수준에서 열위에 있는 FDI 유치국 기술수준 증가로 자본의 수익을 높여 궁극적으로 FDI 유치국의 자본효율성을 높인다는 점에 주목하였다. Rodriguez-Clare (1996)는 다국적기업이 유치국에서 생산하는 중간재에 대한 수요를 통해 유치국의 경제에 기여할 수 있다는 모델을 개발하였다. 그는 중간재 역할에 주목하여 다국적기업의 중간재 수요가, 유치국에서 생산하는 중간재의 기술수준 및 다양성을 높여 유치국 경제의 생산성에 기여한다는 이론모형을 구축하였다.

둘째, FDI는 유치국 경제에 양질의 인적자본 구축을 통해 긍정적 영향을 미칠 수 있다. Fosfuri *et al.*(2001)은 FDI의 이 측면을 강조하였다. 그들은 다국적기업의 우월한 기술적 요소는 다국적기업이 고용하는 FDI 유치국 근로자에 대한 교육훈련을 통해 인적자본화되고, 이렇게 훈련된 근로자가 FDI 유치국 기업에 재취업된 이후 다국적기업의 선진기술이 FDI 유치국에 전파된다는 모형을 개발하였다. 이 관점은 Görg and Strobl(2005)의 실증적 연구에 의해 지지받았다. 그들은 1991년부터 1997년까지 가나의

기업 수준 제조업 설문자료를 이용하여 이 가설을 검증하였다. 그들은 같은 산업 내에서 다국적기업에서 일한 경험이 있는 사람이 경영하는 제조업체가 다른 업체에 비해 높은 생산성을 보인다고 결론지었다.

셋째, FDI는 경쟁의 확산으로 유치국 경제에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. Wang and Blomström(1992)은 이 점에 주목하였다. 그들은 유치국에 위치한 다국적기업의 지사와 유치국 기업 간의 전략적 게임모형을 개발하였다. 이 모형을 통해 그들은 새로운 경쟁에 직면한 유치국 기업이 다국적기업의 선진화된 기술을 배우기 위해 투여하는 노력의 정도가 클수록 다국적기업의 기술전파가 크다는 점을 강조하였다.

넷째, FDI는 유치국의 수출을 증가시켜 유치국 경제에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 일반적으로 수출은 해외 유통망 구축, 운송망 구축, 해외 소비자 기호 파악 등 높은 고정비용을 수반한다. 수출에 경험이 많은 다국적기업의 FDI 진출은 유입국 기업에 다국적기업의 수출망을 다양한 형태로 제공함으로써 유입국 기업의 수출을 증가시킬 수 있다. 그리고 이런 수출의 증가로 유입국 기업의 생산성이 증대할 수 있다. 이 점에 주목한 초기 실증연구로 Aitken *et al.*(1997)을 들 수 있다. 그들은 멕시코의 제조업체를 대상으로 분석한 결과, 수출을 영위하는 다국적기업과 지리적으로 가까이 있는 멕시코 기업의 수출확률이 높다는 것을 보였다.

이러한 FDI의 긍정적 효과에 주목하여 한국정부는 다양한 정책수단을 동원하여 FDI 유치를 위해 노력하고 있다. 그러나 국내기업과 외국인투자기업의 성과 격차에 대한 실증연구의 결과 외국인투자기업의 생산성 파급효과에 대해서 일관성 있는 결과를 제시하지 못하고 있는 실정이다. 김승진(1999), 이병기(2002), 연태훈(2003), 이시욱・전봉걸(2011), 그리고 전봉걸(2012) 등은 한국에 진입한 외국인투자기업의 생산성이 국내기업보다 높다는 결과를 제시하고 있다. 이 결과는 한국이 그간 평균적으로 양질의 FDI를 유치하고 있었다는 주장을 뒷받침한다.

그러나 한국에 진입한 FDI 효과에 대해 우려의 결과도 존재한다. 정세은・김봉한(2009)은 외국인투자가 생산성 증가율에 미치는 영향이 추정모형에 따라 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과 또는 통계적으로 유의한 음(−)의 효과를 갖는다는 결과를 제시하고 있다. 또한 이시욱・전봉걸(2011)은 회귀모형을 이용한 추정의 경우 외국인투자기업이 국내기업보다 생산성 증가율이 통계적으로 유의하게 높게 나타났지만, 성향점수 매칭(propensity score matching) 분석에서는 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다.

Ⅲ. 분석 자료 및 모형

1. 분석자료

본 연구의 실증분석 대상이 되는 외국인투자기업의 다양한 특성 및 성과변수 등을 측정하기 위하여 이들 외국인투자기업을 다양한 기업 관련 변수들을 가지고 있는 한국신용평가의 KIS-value 기업데이터베이스와 결합하였다. 또 가능한 범위에서 외국인투자기업들이 자유무역지역, 외국인투자지역, 경제자유구역, 비특구지역의 네 가지 지역 중 어느 지역에 분포하는지에 대한 특구 분포 여부를 식별하고 KIS-value와의 결합을 시도하였다. 한편, 경제자유구역에 존재하는 기업들의 기업명을 통해 기업의 식별이 가능한 경우에는 추가적으로 KIS-value와의 결합을 수행하였다.

KIS-value 기업데이터베이스와의 이와 같은 결합과정을 거친 분석대상 기업의 분포는 〈Table 1〉에 나타난 바와 같다.[5] 예를 들어 2011년의 경우 국내기업의 숫자는 127,324개인데, 이들 국내기업들은 실증분석 과정에서 외국인투자기업의 성과를 평가하는 데 있어 일종의 통제기업군으로 활용될 것이다.[6] 외국인투자기업들 중 71개는 자유무역지역에, 161개는 외국인투자지역(개별형과 단지형의 합)에, 77개는 경제자유구역에 분포하고 있으며, 646개의 외국인투자기업은 어느 경제특구에도 속하지 않는 지역에 분포하고 있다.[7]

---

5 본 논문은 이시욱・전봉걸(2011)에서의 실증분석 방법론을 차용하고 있으나 이시욱・전봉걸(2011)의 분석대상 기간은 1999~2008년인 반면 본 논문의 분석기간은 2007~11년이라는 차이점이 있다. 따라서 본 논문은 이시욱・전봉걸(2011)과 비교하여 비교적 최근의 외국인투자 성과를 분석하고 있다.

6 실제로 실증분석에서 사용되는 국내기업의 숫자는 이 표에 나와 있는 숫자보다 적다. 실증분석에서는 각 외국인투자기업의 분류별로 외국인투자기업들과 동일한 지역 및 동일한 산업에 속하는 국내기업들만을 분석대상으로 삼을 것이기 때문이다. 그 이유는 외국인투자기업의 숫자에 비해 국내기업의 숫자가 압도적으로 많기 때문에 적어도 외국인투자기업과 지역 및 산업적 특성에서 비슷한 환경에 직면하고 있는 기업들만을 통제기업군으로 삼기 위해서이다.

7 각 대상 기업들에 대해 실증분석에서 사용한 주요 변수별 기초통계량은 지면상의 한계로 인해 부록의 〈Appendix Table 1〉에 수록하였다.

〈Table 1〉 Number of Sample Firms

Year	Domestic Firms	Foreign Firms					Sum
		Free Trade Zones	Foreign Investment Zones		Free Economic Zone	Others	
			Individual-type	Industrial Complex-type			
2007	137,573	57	22	97	40	566	138,355
2008	144,738	66	23	105	46	598	145,576
2009	145,863	64	28	109	53	615	146,732
2010	143,808	70	33	119	66	646	144,742
2011	127,324	71	33	128	77	646	128,279
Sum	699,306	328	139	558	282	3,071	703,684

2. 분석모형

본 절에서는 경제특구의 기업단위 효과성을 분석하기 위한 성과변수로 기업의 효율성을 나타내는 노동생산성, 수익성을 나타내는 영업이익률 등 재무적 특성을 나타내는 변수뿐만 아니라 기업의 투자성향 및 혁신성을 대표하는 지표들을 측정하여 이들 성과변수가 외국인투자기업과 국내기업들 간에 차이를 보이는가를 분석한다. 외국인투자기업 유치의 정책적 목표 중 하나가 그들로 하여금 보다 많은 투자를 수행하고 보다 많은 혁신활동을 수행함으로써 직간접적으로 국내경제를 활성화시키는 데 기여하도록 하는 데에 있다고도 할 수 있으므로 투자성향 및 혁신성과 관련된 성과를 분석하기로 한다. 이들 변수들은 모두 KIS-value 기업데이터베이스로부터 측정하였는데, 노동생산성은 1인당 부가가치로, 영업이익률은 영업이익을 자산규모로 나눈 비율로 측정하였으며, 투자성향은 총매출액 대비 투자활동으로 인한 현금지출의 비율로 정의하였다. 마지막으로 혁신성향은 총매출액 대비 경상기술 및 연구비의 비율과 총매출액 대비 교육훈련비 지출액의 두 가지 변수를 사용하였다. 외국인투자기업 여부 이외에도 이들 성과변수에 영향을 미치는 기업특성변수로는 기업의 업력, 1인당 임금, 총매출액, 부채비율, 자본집약도 등을 고려하였다. 이러한 성과분석을 위해 아래에서와 같이 일반적인 회귀분석에 의한 방법과 성향점수매칭분석에 의한 방법 두 가지를 모두 사용한다.[8]

8 특정 기간 동안 국내기업과 외투기업 간에 어떠한 성과 차이를 보이는가를 면밀히 분석하기 위해서는 패널데이터 구축을 통해 Difference-in-Difference 분석을 수행하여야 할 것이다. 그러나 현재 가용한

가. 회귀분석

회귀분석모형은 다음과 같이 설정한다.

$$\ln A_i = \alpha + \beta_T XD_i + \Phi' X_i + \epsilon_i$$

여기에서 A_i는 기업 i의 성과변수(노동생산성, 영업이익률, 투자성향, 연구개발비율 및 교육훈련비 지출비율 등)를 의미하며, XD_i는 기업 i가 외투기업인지의 여부를 나타내는 더미변수를, X_i는 기업의 성과에 영향을 미칠 수 있는 여타 변수들을 의미한다. 가용데이터의 성격상 패널데이터를 구축하기가 불가능하므로 전체 데이터를 pooling하되, 산업 더미 및 연도 더미를 추가함으로써 각 산업별 및 연도별 충격을 감안할 수 있도록 분석을 수행한다. 본 회귀분석모형의 결과 외국인투자기업 더미변수의 부호와 통계적 유의성을 검증함으로써 어떠한 성격의 외국인투자기업들이 국내기업에 비해 통계적으로 유의하게 높은 (혹은 낮은) 성과를 거두고 있는지를 파악할 수 있을 것이다.

나. 성향점수매칭분석

위에서의 회귀분석모형과 더불어 본 연구에서는 성향점수매칭분석기법을 이용하여 외국인투자기업 여부가 기업의 성과에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대하여 분석한다. 매칭기법은 본래 노동시장에서 교육훈련 프로그램 등의 성과를 평가하기 위한 기법으로 도입되었다(Heckman *et al.*[1998]). 예를 들어 교육훈련 프로그램에 참여한 것이 사후적으로 노동자들의 임금에 어떠한 효과를 가져왔는가를 분석하는 데 있어 교육훈련 프로그램에 참여한 그룹(treatment group)과 교육훈련 프로그램에 참여하지 않은 그룹(control group)의 사후적인 임금수준을 단순히 비교하는 것은 교육훈련 프로그램에의 참여 여부에 대한 표본선택 편의(selection bias)를 유발시킨다. 이때 이론적으로 이상적인 방법은 실제로 교육훈련 프로그램에 참여한 그룹의 임금과 교육훈련 프로그램에 참여한 그룹이 동 프로그램에 참여하지 않았다면 받았을 임금을 비교하는 것이다. 문제는 전자의 경우는 관측이 가능하나 후자의 경우는 실현되지 않았으므로 관측이 가능하지 않은(counterfactual) 변수라는 것이다. 이 경우 교육훈련 프로그램에 참여한 그룹이 가

데이터로는 이러한 패널데이터 구축이 불가능하여 본 연구에서는 회귀분석모형 및 성향점수매칭분석기법을 사용한다.

지는 여러 가지 특성과 유사한 특성을 가지고 있는 노동자들을 교육훈련 비참여 그룹으로부터 추출해 냄으로써 교육훈련 프로그램 참가 여부 이외의 모든 특성이 비슷한 매칭 샘플을 만들고 이 매칭샘플 내에서 성과지표를 비교하는 것이 바로 매칭샘플기법이다.

매칭샘플기법에 대하여 보다 자세히 설명하면 다음과 같다. 변수 XD_{it}를 기업 i가 외투기업이면 1, 아니면 0을 가지는 더미변수라 하자. 또한 기업 i가 외투기업일 경우의 성과변수를 $\ln A_i^1$, 순수 국내기업일 경우의 성과변수를 $\ln A_i^0$라 하자. 그러면 외투기업의 평균적인 성과는 다음과 같이 계산된다.

$$E(\ln A_i^1 - \ln A_i^0 | XD_i = 1) = E(\ln A_i^1 | XD = 1) - E(\ln A_i^0 | XD_i = 1)$$

그러나 여기에서 마지막 항인 $E(\ln A_i^0 | XD_i = 1)$은 외국인투자기업들이 만일 외국인투자기업이 아니었다면 기대할 수 있는 성과변수 수준으로서, 관측이 가능하지 않으며 따라서 이를 적절한 방식으로 추정하여야 한다.

매칭샘플기법은 기본적으로 관측이 불가능한 $E(\ln A_i^0 | XD_{it} = 1)$를 관측이 가능한 $E(\ln A_i^0 | XD_{it} = 0)$으로부터 구축하는 방식이다. 본 논문에서 활용하고 있는 근접매칭(nearest-neighbour matching)샘플기법의 절차는 다음과 같다.[9] 우선 외투기업 여부에 대한 회귀분석을 Probit 모형을 이용하여 수행한다. 이때 독립변수들은 기업의 외국인투자기업 여부를 결정지을 수 있는 여러 변수들로 구성된 벡터이다. 즉, 다음의 식을 추정한다.

$$\Pr(XD_{it} = 1) = \Phi(\alpha \ln A_i, \Gamma' X_i)$$

여기에서 Pr은 확률을, Φ는 정규누적확률분포함수(normal cumulative distribution function)를 나타내며, A 및 X는 각각 기업의 성과변수 및 여타 변수들, 그리고 α 및 Γ는 추정계수를 의미한다.

이와 같이 Probit 모형을 회귀분석하게 되면 각 관측치에 대해 외국인투자기업이 될 확률(propensity score)을 계산할 수 있으며, 근접매칭샘플기법은 각각의 실제 외국인투자기업에 대해 그 외국인투자기업과 가장 근접하는 propensity score를 가지는 순수 국내기업을 매칭시키는 방식이다. 이론적으로 외국인투자기업이라는 사실을 제외한 나머

9 매칭샘플기법은 그 방식에 따라 본 논문에서의 근접매칭샘플기법 이외에도 커널매칭(kernel matching), 구간매칭(interval matching) 등 여러 가지 방법이 있다. 보다 자세한 논의는 Blundell and Costa Dias (2000)를 참조하라.

지 모든 기업특성에 있어 외국인투자기업과 가장 유사한 순수 국내기업을 추출해 내는 것이 근접매칭샘플기법이라고 할 수 있겠다.

순수 국내기업들 중에서 이와 같이 외국인투자기업과 유사한 성격을 가지는 기업(즉, $XD_{it}=1$이었을 확률이 매우 높은 순수 국내기업)들을 추출해 낸 후 이를 $E(\ln A_i^0 | XD_{it}=1)$의 추정치로 사용함으로써 외국인투자기업 여부가 성과변수에 어떠한 영향을 미쳤는가를 추정할 수 있게 되는 것이다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 노동생산성

먼저 노동생산성을 종속변수로 하여 외국인투자기업과 국내기업들 간에 성과 차이가 존재하는가에 대해 분석한 결과는 〈Table 2〉에 나타나 있다.[10] 외국인투자기업 전체(특구지역 및 비특구지역에 위치한 모든 외국인투자기업)의 경우(모형 (i)) 생산성 측면에서 국내기업과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다.

특이한 것은 자유무역지역에 분포하는 외국인투자기업의 경우(모형 (ii)) 국내기업에 비해 오히려 외국인투자기업들의 노동생산성이 통계적으로 유의한 수준으로 낮게 나타난다는 것이다. 외국인투자지역의 경우(모형 (iii))에는 외투더미가 양(+)으로 추정되었으나 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 비특구에 분포하는 외국인투자기업들을 국내기업들과 비교하여 분석한 모형 (v)의 경우에도 이들 사이의 노동생산성 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

앞 장에서 설명한 대로 외국인투자기업들이 자기선택적으로 특구지역에 분포하는 성향에 의해 발생할 수 있는 통계적 편의를 최대한 통제하기 위해 PSM 방법론을 통해 분석한 결과는 〈Table 3〉에 보고하였다.[11] 매칭 이후 처치집단(treated group)과 통제집단

---

10 회귀분석에 있어 분석모형 간에 관측치 수가 상당한 정도로 차이가 나는 것은 분석에 포함된 국내기업의 숫자가 서로 다르기 때문이다. 즉, 각 회귀분석에서 사용된 국내기업 샘플은 각 외국인투자기업군들과 지역적으로 동일한 위치에 포함된 국내기업들만을 포함시켰다. 이는 자유무역지역, 외국인투자지역 및 경제자유구역 등의 특구들이 일반적으로 특정 지역을 거점으로 형성되었기 때문이다. 이하의 모든 분석에 있어서도 국내기업의 포괄범위는 동일하다.

11 각 성과지표에 대한 성향점수매칭분석의 1단계 분석 결과인 Probit 분석 결과는 부록의 〈Appendix Table 2〉를 참조하라.

〈Table 2〉 Regression Results on Labor Productivity

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	−0.0035*** (0.001)	0.0090*** (0.003)	−0.0002 (0.001)	0.0058*** (0.002)	0.0026** (0.001)	−0.0041*** (0.001)
$Year^2$	−0.0001*** (0.000)	−0.0003*** (0.000)	−0.0000 (0.000)	−0.0003*** (0.000)	−0.0001*** (0.000)	−0.0000** (0.000)
Average wage	0.6700*** (0.005)	0.5498*** (0.019)	0.6751*** (0.010)	0.6043*** (0.014)	0.6338*** (0.008)	0.6863*** (0.005)
Sale	0.0094*** (0.002)	0.0012 (0.008)	0.0018 (0.003)	0.0120** (0.005)	0.0026 (0.003)	0.0122*** (0.002)
Debt ratio	0.0439 (0.031)	0.2691*** (0.083)	0.3518*** (0.055)	0.3081*** (0.055)	0.3186*** (0.036)	0.0400 (0.028)
Total assets per capita	0.0901*** (0.002)	0.1829*** (0.008)	0.1061*** (0.004)	0.1007*** (0.005)	0.1094*** (0.003)	0.0824*** (0.002)
Dummy (Foreign)	−0.0098 (0.013)	−0.1642*** (0.029)	0.0274 (0.026)	−0.0191 (0.045)	−0.0191 (0.019)	−0.0102 (0.017)
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Industry)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	91,044	2,602	16,317	7,612	25,944	77,929
R2−adj.	0.770	0.799	0.800	0.775	0.790	0.770

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 3〉 Propensity Score Matching Estimation Results on Labor Productivity

Treatment group	Control group	Matching	Average (treatment group)	Average (control group)	Difference	S.E.	t value	Number of observations for treatment group
Foreign firm (all)	Domestic firms	Before	10.193	10.165	0.028	0.025	1.10	901
		After	10.193	10.224	−0.031	0.040	−0.78	
Foreign firm (Free Trade Zones)	Domestic firms	Before	9.703	10.349	−0.647	0.171	−3.78***	22
		After	9.703	9.810	−0.107	0.253	−0.42	
Foreign firms (Foreign Investment Zone)	Domestic firms	Before	10.014	10.059	−0.046	0.055	−0.84	163
		After	10.014	10.035	−0.022	0.084	−0.26	
Foreign firms (Free Economic Zone)	Domestic firms	Before	10.374	10.215	0.159	0.099	1.61	59
		After	10.374	10.438	−0.065	0.167	−0.39	
Foreign firms (All Special Economic Zone)	Domestic firms	Before	10.073	10.102	−0.029	0.047	−0.62	244
		After	10.073	10.133	−0.060	0.082	−0.73	
Foreign firms (Others)	Domestic firms	Before	10.250	10.206	0.044	0.030	1.46	667
		After	10.250	10.307	−0.057	0.051	−1.12	

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

(control group) 간에 노동생산성 차이가 존재하는 경우는 하나도 없는 것으로 나타났다.[12]

2. 수익성

수익성 지표인 영업이익률을 성과변수로 하여 회귀분석한 결과와 PSM 결과는 각각 〈Table 4〉 및 〈Table 5〉에 보고되어 있다. 수익성 측면에서의 성과 역시 노동생산성 측면에서의 성과와 비슷한 결과를 보이고 있다. 즉, 회귀분석 결과에 의하면 외투기업의 수익성이 국내기업들에 비해 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 추정되었다.[13]

또한 비특구 외투기업들의 수익성도 국내기업들의 수익성과 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다. 수익성에 대한 PSM 분석 결과에서는 자유무역지대의 외국인투자기업들의 수익성이 국내기업에 비해 다소 낮은 것으로 나타났으며, 여타 외국인투자기업의 경우에는 국내기업과 큰 차이를 보이지 않는 것으로 추정되었다.

3. 투자성향

투자성향에 대한 회귀분석 결과는 〈Table 6〉에 나타나 있는데, 노동생산성이나 영업이익률과는 달리 국내기업과 외국인투자기업 간에 상대적으로 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 전체 외국인투자기업을 국내기업과 비교(모형 (i))해 보았을 때 외국인투자기업의 투자성향이 국내기업에 비해 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 그러나 회귀분석 결과에 의하면 이러한 투자성향의 차이는 비특구지역에 분포한 외국인투자기업들에 의해 나타났던 것으로 보인다(모형 (vi)).

그러나 PSM 방법론을 통한 분석에서는 비특구 외투기업들이 국내기업에 비해 높은 투자성향을 가진다는 결과가 통계적 유의성을 잃어버리는 것으로 나타나, 이들의 투자성향이 여타 국내기업들에 비해 반드시 높은 것으로 판단하기는 어려움을 알 수 있다(Table 7). 오히려 외국인투자지역의 외국인투자기업들의 투자성향이 매칭 이후 국내

---

12 본 PSM 매칭분석에서 자유무역지대 및 경제자유구역에 위치한 외투기업의 샘플 수는 각각 22개 및 59개로서 통계적 유의성을 확보하기에는 그 샘플 수가 상대적으로 작다는 문제점이 존재한다. 따라서 이들에 대한 통계적 해석에 있어서는 유의할 필요가 있을 것으로 판단된다.

13 수익성 지표로 영업이익률 대신 이자보상배율을 사용한 경우에도 통계적 유의성 등에 있어서는 다소의 차이를 보이나 대체적으로 외투기업들의 성과가 국내기업들에 비해 낮은 것으로 나타났다.

〈Table 4〉 Regression Results on Operating Profit to Sales Ratio

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	0.0011*** (0.000)	0.0026* (0.001)	−0.0016** (0.001)	0.0004 (0.001)	−0.0004 (0.000)	0.0011*** (0.000)
$Year^2$	−0.0001*** (0.000)	−0.0001*** (0.000)	−0.0000 (0.000)	−0.0001*** (0.000)	−0.0000*** (0.000)	−0.0001*** (0.000)
Average wage	−0.0157*** (0.002)	−0.0209*** (0.006)	−0.0227*** (0.003)	−0.0166*** (0.003)	−0.0209*** (0.002)	−0.0158*** (0.003)
Sale	0.0422*** (0.004)	0.0192*** (0.005)	0.0093*** (0.003)	0.0206*** (0.003)	0.0131*** (0.002)	0.0454*** (0.004)
Debt ratio	0.2409*** (0.085)	−0.0572 (0.062)	−0.2117*** (0.076)	−0.1263*** (0.047)	−0.1631*** (0.045)	0.2453*** (0.082)
Total assets per capita	−0.0098*** (0.003)	−0.0040 (0.004)	0.0027 (0.004)	0.0013 (0.002)	0.0015 (0.002)	−0.0093*** (0.003)
Dummy (Foreign)	−0.0609*** (0.005)	−0.0606*** (0.015)	−0.0155*** (0.005)	−0.0553*** (0.010)	−0.0306*** (0.005)	−0.0674*** (0.007)
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Industry)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	87,675	2,528	15,869	7,371	25,204	74,893
R2-adj.	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	0.002

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 5〉 Propensity Score Matching Estimation Results on Operating Profit to Sales Ratio

Treatment group	Control group	Matching	Average (treatment group)	Average (control group)	Difference	S.E.	t value	Number of observations for treatment group
Foreign firm (all)	Domestic firms	Before	0.038	0.038	0.000	0.005	−0.07	901
		After	0.038	0.055	−0.017	0.006	−2.77***	
Foreign firm (Free Trade Zones)	Domestic firms	Before	0.043	0.026	−0.069	0.037	−1.85*	22
		After	0.043	−0.001	−0.042	0.079	−0.53	
Foreign firms (Foreign Investment Zone)	Domestic firms	Before	0.051	0.035	0.016	0.010	1.61	163
		After	0.051	0.042	0.009	0.015	0.60	
Foreign firms (Free Economic Zone)	Domestic firms	Before	0.036	0.060	−0.023	0.013	−1.76*	59
		After	0.036	0.085	−0.048	0.025	−1.91*	
Foreign firms (All Special Economic Zone)	Domestic firms	Before	0.039	0.039	0.000	0.008	0.05	244
		After	0.039	0.040	−0.001	0.012	−0.06	
Foreign firms (Others)	Domestic firms	Before	0.036	0.037	−0.001	0.006	−0.16	667
		After	0.036	0.061	−0.025	0.008	−3.28***	

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 6〉 Regression Results on Investment to Sales Ratio

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	1.0085*	0.0180	−0.2325	3.8376	0.5927	1.0538
	(0.587)	(0.127)	(0.349)	(3.436)	(0.696)	(0.657)
$Year^2$	−0.0039	0.0025	0.0069	−0.0159	0.0053	−0.0032
	(0.006)	(0.002)	(0.007)	(0.022)	(0.004)	(0.006)
Average wage	4.8929*	2.1562	0.2577	27.9617	6.5139	5.4090*
	(2.533)	(1.970)	(2.226)	(19.336)	(4.421)	(2.792)
Sale	−24.034***	−4.4646	−5.6672**	−55.9170	−20.1669	−26.142***
	(7.574)	(3.557)	(2.600)	(42.764)	(12.780)	(8.455)
Debt ratio	−0.3235	−4.4661	−3.4377	−52.0369	−18.7271	−0.3026
	(0.283)	(4.261)	(2.094)	(41.226)	(13.108)	(0.266)
Total assets per capita	−0.9101	−0.9717	0.9903**	−4.4467	−0.6358	−0.9971
	(1.574)	(1.180)	(0.474)	(3.120)	(0.909)	(1.736)
Dummy (Foreign)	18.1540***	−0.4805	1.9758	48.0542	10.0506	21.7240***
	(5.948)	(1.301)	(1.376)	(43.982)	(8.240)	(7.045)
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Industry)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	27,716	603	5,324	2,118	7,869	24,046
R2-adj.	0.0159	0.0360	0.0237	0.064	0.026	0.0165

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 7〉 Propensity Score Matching Estimation Results on Investment to Sales Ratio

Treatment group	Control group	Matching	Average (Treatment group)	Average (Control group)	Difference	S.E.	t value	Number of observations for treatment group
Foreign firm (all)	Domestic firms	Before	1.148	0.851	0.297	0.908	0.33	901
		After	1.148	0.235	0.913	0.507	1.80*	
Foreign firm (Free Trade Zones)	Domestic firms	Before	0.382	0.614	−0.232	0.484	−0.48	22
		After	0.382	0.792	−0.410	0.369	−1.11	
Foreign firms (Foreign Investment Zone)	Domestic firms	Before	1.268	2.383	−1.115	5.236	−0.21	163
		After	1.268	0.239	1.030	0.591	1.74*	
Foreign firms (Free Economic Zone)	Domestic firms	Before	1.120	1.758	−0.637	4.981	−0.13	59
		After	1.120	0.315	0.805	0.606	1.33	
Foreign firms (All Special Economic Zone)	Domestic firms	Before	1.153	2.231	−1.078	3.928	−0.27	244
		After	1.153	0.308	0.844	0.427	1.98**	
Foreign firms (Others)	Domestic firms	Before	1.130	0.803	0.328	1.051	0.31	667
		After	1.130	0.250	0.880	0.667	1.32	

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

기업들에 비해 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 일반적인 회귀분석에서 나타나는 결과보다 PSM 분석에 의한 결과가 방법론적으로 보다 나은 것이라면, 결국 적어도 외국인투자지역에서만큼은 외국인투자기업들의 투자성향이 국내기업보다 높다고 할 수 있을 것이다.

4. 혁신성

혁신성은 매출액 대비 연구개발투자 비율과 매출액 대비 직원들에 대한 교육훈련비의 비율로 측정하였다. 먼저 매출액 대비 연구개발투자의 회귀분석 및 PSM 분석 결과는 〈Table 8〉 및 〈Table 9〉에 보고하였는데, 모두 위에서의 투자성향에 대한 분석 결과와 유사한 결과를 보여주고 있다. 즉, 회귀분석 결과에 의하면 혁신성의 경우 외국인투자기업 전체적으로 국내기업에 비해 높은 혁신성향을 보이고 있는데(모형 (i)), 이는 주로 비특구지역에 위치한 외국인투자기업들(모형 (vi))의 혁신성향이 국내기업들에 비해 높기 때문인 것으로 나타났다.

그러나 PSM 분석의 결과는 이와 다르게 나타나고 있다. 즉, PSM 방식에 의하면 매칭 이후 국내기업보다 더 높은 연구개발투자 비율을 보이고 있는 기업군은 외국인투자기업 전체에 대한 경우뿐이며, 이들을 세분화하여 분석한 경우에는 모두 그 통계적 유의성을 잃어버리게 된다.

교육훈련투자 비율에 대한 회귀분석 결과(Table 10)에서는 외국인투자기업 전체의 성과가 국내기업들보다 높은 가운데 그러한 경향이 주로 외국인투자지역과 비특구 외국인투자기업을 중심으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 PSM 분석 결과에 따르면 (Table 11), 비특구 외국인투자기업들이 가장 높은 교육훈련투자 성향을 가지고 있으며, 특구 외투기업들 중에서는 경제자유구역에 위치한 기업들만이 국내기업에 비해 높은 교육훈련투자 성향을 가지고 있는 것으로 추정되었다.

5. 고용성향

마지막으로 외국인투자기업들의 고용과 관련한 성과를 살펴보기 위하여 매출액 대비 고용을 성과지표로 활용한 분석을 수행하였다. 그 결과 회귀분석 결과에 있어서는 모든 경우에 있어 외투기업 더미가 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다.

〈Table 8〉 Regression Results on R&D to Sales Ratio

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	0.0197 (0.015)	−0.0048 (0.005)	0.0295 (0.033)	0.0009 (0.003)	0.0193 (0.023)	0.0162 (0.016)
$Year^2$	0.0000 (0.000)	0.0002 (0.000)	−0.0003 (0.001)	0.0001 (0.000)	−0.0002 (0.000)	0.0001 (0.000)
Average wage	0.1335 (0.176)	0.0101 (0.010)	0.0743 (0.050)	0.0215* (0.011)	0.0742* (0.044)	0.1347 (0.208)
Sale	−0.3864** (0.167)	−0.0878* (0.045)	−0.3825 (0.237)	−0.0791*** (0.027)	−0.2972* (0.169)	−0.4003** (0.195)
Debt ratio	0.1968 (0.321)	0.0157 (0.043)	−0.4145 (0.318)	0.0088 (0.044)	−0.2928 (0.213)	0.2458 (0.348)
Total assets per capita	0.1155** (0.058)	−0.0004 (0.007)	0.1620 (0.107)	0.0109 (0.009)	0.1194 (0.074)	0.1161* (0.066)
Dummy (Foreign)	0.4658** (0.210)	0.0058 (0.015)	0.2867 (0.186)	−0.0068 (0.058)	0.1932* (0.115)	0.5908** (0.284)
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Industry)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	27,248	597	6,354	1,807	8,565	22,955
R2−adj.	0.00374	0.100	0.00940	0.344	0.012	0.00323

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 9〉 Propensity Score Matching Estimation Results on R&D to Sales Ratio

Treatment group	Control group	Matching	Average (treatment group)	Average (control group)	Difference	S.E.	t value	Number of observations for treatment group
Foreign firm (all)	Domestic firms	Before	0.056	0.215	−0.158	0.393	−0.40	901
		After	0.056	0.026	0.031	0.016	1.86*	
Foreign firm (Free Trade Zones)	Domestic firms	Before	0.043	0.034	0.009	0.023	0.38	22
		After	0.043	0.101	−0.058	0.059	−0.99	
Foreign firms (Foreign Investment Zone)	Domestic firms	Before	0.047	0.227	−0.180	0.537	−0.33	163
		After	0.047	0.028	0.019	0.027	0.70	
Foreign firms (Free Economic Zone)	Domestic firms	Before	0.064	0.051	0.014	0.076	0.18	59
		After	0.064	0.014	0.050	0.035	1.46	
Foreign firms (All Special Economic Zone)	Domestic firms	Before	0.051	0.187	−0.136	0.387	−0.35	244
		After	0.051	0.026	0.025	0.020	1.29	
Foreign firms (Others)	Domestic firms	Before	0.058	0.204	−0.146	0.471	−0.31	667
		After	0.058	0.024	0.034	0.021	1.63	

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 10〉 Regression Results on Educational Investment to Sales Ratio

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	0.0001 (0.000)	−0.0000 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0002 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)
$Year^2$	0.0000 (0.000)	0.0000* (0.000)	−0.0000 (0.000)	−0.0000 (0.000)	−0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
Average wage	0.0007* (0.000)	0.0006** (0.000)	0.0005 (0.000)	−0.0002 (0.000)	0.0005 (0.000)	0.0007* (0.000)
Sale	−0.0021*** (0.001)	−0.0005*** (0.000)	−0.0021 (0.001)	−0.0023** (0.001)	−0.0023** (0.001)	−0.0019*** (0.001)
Debt ratio	0.0018* (0.001)	0.0019 (0.002)	−0.0013 (0.001)	−0.0010 (0.001)	−0.0012 (0.001)	0.0021* (0.001)
Total assets per capita	0.0001 (0.000)	−0.0005*** (0.000)	0.0003 (0.000)	−0.0000 (0.000)	0.0004 (0.000)	0.0000 (0.000)
Dummy (Foreign)	0.0028*** (0.001)	−0.0006*** (0.000)	0.0019* (0.001)	−0.0016 (0.003)	0.0016** (0.001)	0.0033*** (0.001)
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Industry)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	45,279	1,127	8,934	3,591	13,322	38,721
R2−adj.	0.00960	0.104	0.00674	0.440	0.020	0.00830

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 11〉 Propensity Score Matching Estimation Results on Educational Investment to Sales Ratio

Treatment group	Control group	Matching	Average (treatment group)	Average (control group)	Difference	S.E.	t value	Number of observations for treatment group
Foreign firm (all)	Domestic firms	Before	0.001	0.001	0.000	0.001	−0.28	901
		After	0.001	0.001	0.000	0.000	2.28**	
Foreign firm (Free Trade Zones)	Domestic firms	Before	0.001	0.001	0.000	0.000	−0.55	22
		After	0.001	0.001	0.000	0.000	−0.11	
Foreign firms (Foreign Investment Zone)	Domestic firms	Before	0.000	0.002	−0.001	0.004	−0.29	163
		After	0.000	0.000	0.000	0.000	1.22	
Foreign firms (Free Economic Zone)	Domestic firms	Before	0.001	0.003	−0.002	0.007	−0.21	59
		After	0.001	0.001	0.001	0.000	2.18**	
Foreign firms (All Special Economic Zone)	Domestic firms	Before	0.001	0.002	−0.001	0.003	−0.36	244
		After	0.001	0.001	0.000	0.000	−0.27	
Foreign firms (Others)	Domestic firms	Before	0.001	0.001	0.000	0.000	0.50	667
		After	0.001	0.001	0.000	0.000	2.77***	

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 12〉 Regression Results on Employment to Sales Ratio

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	0.0217*** (0.001)	−0.0004 (0.005)	0.0189*** (0.002)	0.0110*** (0.003)	0.0140*** (0.001)	0.0239*** (0.001)
$Year^2$	−0.0000* (0.000)	0.0003** (0.000)	−0.0001*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0000 (0.000)	−0.0001*** (0.000)
Average wage	−0.2912*** (0.004)	−0.2323*** (0.018)	−0.2908*** (0.009)	−0.2240*** (0.013)	−0.2555*** (0.007)	−0.3065*** (0.005)
Sale	−0.4108*** (0.003)	−0.3526*** (0.015)	−0.3562*** (0.006)	−0.4069*** (0.009)	−0.3625*** (0.005)	−0.4222*** (0.003)
Debt ratio	0.0027 (0.003)	0.1241** (0.063)	0.0665*** (0.018)	0.0394 (0.028)	0.0742*** (0.015)	0.0018 (0.002)
Total assets per capita	−0.0368*** (0.002)	−0.1126*** (0.010)	−0.0591*** (0.004)	−0.0416*** (0.006)	−0.0541*** (0.003)	−0.0325*** (0.002)
Dummy (Foreign)	0.4324*** (0.016)	0.3680*** (0.058)	0.2197*** (0.034)	0.6250*** (0.061)	0.3028*** (0.026)	0.4957*** (0.021)
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Industry)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	91,365	2,611	16,372	7,633	26,028	78,205
R2−adj.	0.620	0.575	0.617	0.600	0.601	0.626

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 13〉 Propensity Score Matching Estimation Results on Employment to Sales Ratio

Treatment group	Control group	Matching	Average (treatment group)	Average (control group)	Difference	S.E.	t value	Number of observations for treatment group
Foreign firm (all)	Domestic firms	Before	−12.905	−12.686	−0.219	0.030	−7.350***	901
		After	−12.905	−13.028	0.123	0.046	2.650***	
Foreign firm (Free Trade Zones)	Domestic firms	Before	−12.276	−12.778	0.502	0.227	2.210***	22
		After	−12.276	−12.309	0.033	0.245	0.130	
Foreign firms (Foreign Investment Zone)	Domestic firms	Before	−12.877	−12.704	−0.173	0.064	−2.690***	163
		After	−12.877	−13.188	0.312	0.106	2.950***	
Foreign firms (Free Economic Zone)	Domestic firms	Before	−13.077	−12.832	−0.245	0.113	−2.170***	59
		After	−13.077	−13.261	0.184	0.149	1.240	
Foreign firms (All Special Economic Zone)	Domestic firms	Before	−12.871	−12.724	−0.147	0.054	−2.720***	244
		After	−12.871	−13.035	0.164	0.082	2.000***	
Foreign firms (Others)	Domestic firms	Before	−12.912	−12.686	−0.226	0.035	−6.520***	667
		After	−12.912	−13.091	0.179	0.055	3.250***	

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

즉, 매출액 대비 고용이라는 성과지표에 대해서는 외투기업의 효과가 상당한 정도로 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 비특구외투지역의 외투더미 역시 통계적으로 매우 유의한 양의 계수를 가지는 것으로 나타나 높은 외국인투자기업의 고용성향이 특구정책에 의한 것이었다고 판단하기는 어려울 것으로 보인다.

PSM 분석 결과에서도 이러한 양의 통계적 유의성은 어느 정도 유지되었다. 특히 외투지역의 외투기업과 비특구외투기업들의 경우에는 PSM 분석 결과에서도 국내기업들에 비해 매출액 대비 고용의 비율이 높은 것으로 나타났다.

Ⅴ. 결 론

본 논문은 2007년 금융위기 이후 경제특구에 입주한 외국인투자기업을 포함하여 노동생산성, 영업이익률, 투자성향, 혁신성향 및 고용성향 등의 기업단위 성과가 외국인투자기업과 국내기업 간에 그리고 외국인투자기업들 간에 유의한 차이를 나타내고 있는지를 회귀분석과 PSM 분석을 통해 살펴보았다. 회귀분석 결과와 PSM 분석 결과가 완전히 일치하는 경우는 없었다는 점, 그리고 외국인투자기업들에 대한 데이터 부족 등을 고려할 때, 본 논문의 실증분석 결과를 해석함에 있어 유의하여야 할 필요는 있다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 본 논문에서의 실증분석 결과를 바탕으로 내릴 수 있는 결론은 다음과 같다. 첫째, 노동생산성 및 영업이익률 측면에서 살펴보았을 때 외국인투자기업들이 국내기업들에 비해 효율성 및 수익성에 있어 더 높은 성과를 나타낸다는 가설을 지지할 실증적 증거는 발견할 수 없었다. 둘째, 투자성향에 있어서는 외국인투자지역에 분포한 외국인투자기업들이 국내기업들에 비해 높은 투자성향을 보였다. 이는 외국인투자를 활성화하고자 하는 외국인투자지역 설치목적과 어느 정도 부합되는 결과인 것으로 사료된다. 그러나 비특구 외국인투자기업을 포함한 여타 외국인투자기업들이 국내기업들보다 높은 투자성향을 가진다는 가설에 대한 증거는 존재하지 않는다. 셋째, 연구개발투자 측면에 있어서는 외국인투자기업 전체적으로 국내기업에 비해 높은 투자성향을 보인 것으로 나타나나 이것이 경제특구정책에 의한 것임을 나타내는 실증적 증거는 존재하지 않는다. 마지막으로 교육훈련투자에 있어서는 비특구 외국인투자기업의 역할이 가장 크며, 특구지역 중에서는 경제자유구역에 위치한 기업들의 교육훈련투자가

국내기업들보다 더 높다는 실증적 증거가 발견되었다. 결국 경제특구의 효과는 경제특구에 존재하는 기업들(특히 외국인투자지역 및 경제자유구역)이 국내기업들에 비해 높은 투자성향 및 교육훈련투자 성향을 가진다는 점에서 어느 정도 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 마지막으로 고용성향에 있어서는 외국인투자기업들의 성과가 더 높았으나 이것이 경제특구정책에 의한 것임을 나타내는 실증적 증거가 존재하지는 않았다.

본 연구는 기존 연구와 달리 2007년 금융위기 이후 경제특구에 입주한 외국인투자기업을 포함하여 이들 성과를 분석하고, 경제특구에 입주한 외국인투자기업의 성과가 국내기업보다 더 높지 않다는 가설을 지지할 수 있었다. 본 연구 결과를 이시욱・전봉걸(2011)과 연결하면, 향후 FDI 유치정책은 양보다 질 위주로, 소규모 기업보다는 대기업 위주로 가야 한다는 것을 시사한다. 이를 위해서는 FDI 총액뿐 아니라 FDI 질을 측정할 수 있는 지표를 개발하여, 이를 FDI 정책의 평가 근거로 삼아야 한다. 또한 한국에 유입된 외국인투자기업의 생산성 증가율이 감소하는 원인에 대해서도 추후 연구가 필요하다. 한국의 향후 FDI 정책은 양질의 기업을 유치하는 것과 유치한 기업이 지속적 성과를 낼 수 있는 기업환경을 조성하는 데 초점을 맞추어야 할 것이다.

참고문헌

김승진, 「외국인투자기업의 생산성효과 분석」, 『KDI 정책연구』, 제21권 제3・4호, 1999, pp.215~264.

김재훈・전봉걸, 「외국인투자가 국내기업의 생산성에 미친 효과: 분위회귀 접근법」, 『한국개발연구』, 제36권 제1호, 2014, pp.1~42.

연태훈, 『외국인직접투자의 산업 간 생산성 파급효과에 대한 연구』, 정책연구시리즈 2003-05, 한국개발연구원, 2003.

이병기, 『외국인직접투자의 생산성 파급효과』, 한국경제연구원, 2002.

이시욱・전봉걸, 「외국인 직접투자기업과 국내기업 간의 차이: 원인과 정책적 함의」, 『한국경제연구』, 제29권 제4호, 2011, pp.33~63.

전봉걸, 「외국인직접투자의 진입유형별 생산성 격차와 국내기업으로의 생산성 파급효과」, 『국제통상연구』, 제17권 제3호, 2012, pp.1~33.

정세은・김봉한, 「외국인 직접투자의 생산성, 투자, 고용 효과」, 『한국경제의 분석』, 제15권 제2호, 한국금융연구원, 2009, pp.105~160.

Aitken, B., G. Hanson, and A. Harrison, "Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior," *Journal of International Economics* 43(1・2), 1997, pp.103~132.

Blundell, R. and M. Costa Dias, "Evaluation Methods for Non-Experimental Data," *Fiscal Studies* 21(4), 2000, pp.427~468.

Findlay, R., "Relative Backwardness, Direct Foreign Capital, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model," *Quarterly Journal of Economics* 92, 1978, pp.1~16.

Fosfuri, A., M. Motta, and T. Rønde, "Foreign Direct Investment and Spillovers through Workers' Mobility," *Journal of International Economics* 53(1), 2001, pp.205~222.

Görg, H. and E. Strobl, "Spillovers from Foreign Firms through Worker Mobility: An Empirical Investigation," *The Scandinavian Journal of Economics* 107(4), 2005, pp.693~709.

Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd, "Matching As an Econometric Evaluation Estimator," *Review of Economic Studies* 65, 1998, pp.261~294.

Rodriguez-Clare, A., "Multinationals, Linkages and Economic Development," *American Economic Review* 86(4), 1996, pp.852~873.

Wang, J. and M. Blomström, "Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model," *European Economic Review* 36(1), 1992, pp.137~155.

〈웹사이트〉

KIS-value 기업데이터베이스(http://www.kisvalue.com, 접속일자: 2014. 11. 7).

부 록

〈Appendix Table 1〉 Basic Statistics

	Average	S.D.	Min	Max
Labor productivity (log value)				
Domestic firms	10.011	1.074	6.289	13.333
Foreign firm (Free Trade Zones)	9.744	0.936	6.322	13.252
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	9.963	0.952	7.280	12.145
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	9.981	0.869	7.344	12.922
Foreign firms (Free Economic Zone)	10.520	1.007	6.899	13.307
Foreign firms (Others)	10.440	1.015	6.434	13.308
Total	10.014	1.074	6.289	13.333
Profit to total sale				
Domestic firms	0.067	0.150	−0.894	0.731
Foreign firm (Free Trade Zones)	0.029	0.121	−0.821	0.378
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	0.072	0.094	−0.434	0.486
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	0.055	0.124	−0.538	0.473
Foreign firms (Free Economic Zone)	0.026	0.118	−0.487	0.354
Foreign firms (Others)	0.059	0.149	−0.879	0.730
Total	0.067	0.150	−0.894	0.731
R&D to total sale				
Domestic firms	0.062	0.110	0.000	1.057
Foreign firm (Free Trade Zones)	0.047	0.069	0.000	0.331
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	0.012	0.021	0.000	0.129
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	0.024	0.043	0.000	0.410
Foreign firms (Free Economic Zone)	0.029	0.057	0.000	0.495
Foreign firms (Others)	0.034	0.077	0.000	0.823
Total	0.062	0.110	0.000	1.057

〈Appendix Table 1〉 Continued

	Average	S.D.	Min	Max
OJT to total sale				
Domestic firms	0.001	0.002	0.000	0.020
Foreign firm (Free Trade Zones)	0.000	0.001	0.000	0.004
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	0.001	0.002	0.000	0.018
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	0.001	0.001	0.000	0.014
Foreign firms (Free Economic Zone)	0.001	0.002	0.000	0.018
Foreign firms (Others)	0.001	0.002	0.000	0.019
Total	0.001	0.002	0.000	0.020
Investment to total sale				
Domestic firms	0.923	3.744	0.001	57.596
Foreign firm (Free Trade Zones)	0.296	0.502	0.002	3.903
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	0.755	2.128	0.002	15.570
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	0.629	3.224	0.001	55.154
Foreign firms (Free Economic Zone)	1.320	4.911	0.001	42.383
Foreign firms (Others)	0.418	2.160	0.001	49.983
Total	0.909	3.710	0.001	57.596
Enployment to total sale (log value)				
Domestic firms	−12.302	1.098	−15.351	−9.043
Foreign firm (Free Trade Zones)	−12.343	1.026	−15.059	−9.220
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	−13.276	0.960	−15.347	−10.382
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	−12.723	0.929	−15.133	−9.144
Foreign firms (Free Economic Zone)	−12.829	0.962	−15.234	−9.713
Foreign firms (Others)	−12.929	0.969	−15.345	−9.304
Total	−12.307	1.098	−15.351	−9.043
Year				
Domestic firms	8.451	7.009	0.000	38.000
Foreign firm (Free Trade Zones)	12.009	11.906	0.000	38.000
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	8.648	7.479	0.000	38.000
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	9.387	7.284	0.000	38.000
Foreign firms (Free Economic Zone)	7.284	6.801	0.000	37.000
Foreign firms (Others)	14.188	9.162	0.000	38.000
Total	8.478	7.033	0.000	38.000

〈Appendix Table 1〉 Continued

	Average	S.D.	Min	Max
Average Wage				
Domestic firms	9.610	1.054	5.594	11.885
Foreign firm (Free Trade Zones)	9.286	0.833	6.100	11.749
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	9.447	1.029	6.544	11.534
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	9.462	0.863	5.880	11.466
Foreign firms (Free Economic Zone)	10.010	0.876	5.647	11.844
Foreign firms (Others)	10.126	0.928	5.794	11.880
Total	9.613	1.054	5.594	11.885
Sale				
Domestic firms	14.463	1.568	9.903	18.956
Foreign firm (Free Trade Zones)	15.524	1.541	10.264	18.936
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	16.914	1.558	12.842	18.889
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	16.441	1.534	10.086	18.952
Foreign firms (Free Economic Zone)	16.448	1.701	10.862	18.895
Foreign firms (Others)	16.911	1.365	10.047	18.951
Total	14.474	1.575	9.903	18.956
Debt ratio				
Domestic firms	0.390	0.266	0.008	1.546
Foreign firm (Free Trade Zones)	0.484	0.229	0.017	1.187
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	0.380	0.272	0.012	1.170
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	0.472	0.256	0.012	1.346
Foreign firms (Free Economic Zone)	0.477	0.276	0.009	1.337
Foreign firms (Others)	0.321	0.252	0.008	1.522
Total	0.390	0.265	0.008	1.546
Total Assets per Capita				
Domestic firms	9.812	2.076	3.885	14.860
Foreign firm (Free Trade Zones)	11.215	1.322	6.316	14.468
Foreign firms (Foreign Investment Zone: individual-type)	12.409	1.640	5.891	14.722
Foreign firms (Foreign Investment Zone: industrial complex-type)	11.581	1.321	4.052	14.720
Foreign firms (Free Economic Zone)	11.704	2.018	3.915	14.833
Foreign firms (Others)	10.653	1.816	4.003	14.849
Total	9.821	2.076	3.885	14.860

〈Appendix Table 2〉 First-step Probit Results for Propensity Score Matching Estimation

	(i) Domestic vs Foreign	(ii) Domestic vs Foreign (Free Trade Zone)	(iii) Domestic vs Foreign (Foreign Investment Zone)	(iv) Domestic vs Foreign (Free Economic Zone)	(v) Domestic vs Foreign (All Special Economic Zone)	(vi) Domestic vs Foreign (Others)
Year	−0.009*** (0.002)	−0.007 (0.019)	−0.033*** (0.005)	−0.019*** (0.008)	−0.025*** (0.004)	−0.001 (0.002)
Average wage	0.095*** (0.029)	−0.775*** (0.207)	−0.158*** (0.061)	0.097 (0.098)	−0.112*** (0.048)	0.049** (0.027)
Sale	0.253*** (0.015)	−0.238* (0.141)	0.202*** (0.032)	0.235*** (0.059)	0.194*** (0.027)	0.242*** (0.016)
Debt ratio	−0.304*** (0.091)	0.034 (0.243)	0.016 (0.163)	−0.375 (0.385)	0.096 (0.131)	−0.660*** (0.107)
Total assets per capita	−0.014 (0.018)	0.072 (0.133)	0.309*** (0.050)	0.155*** (0.062)	0.209*** (0.036)	0.011 (0.016)
Dummy (Foreign)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Dummy (Year)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observation	91,044	2,602	16,317	7,612	25,944	77,929
χ^2	636.500	22.850	137.69	36.31	138.57	443.59

Note: *, **, and *** indicate statistical significance at 10%, 5%, and 1% level, respectively.

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 할인받으실 수 있습니다.

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

● 연간회비
- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

● 가입방법

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

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

● 문의사항

대외협력실 성과확산팀 발간자료 담당
TEL 044-550-4346 / FAX 044-550-4950 / E-mail book@kdi.re.kr

● 판매처
- 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 02-397-3628
- 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 02-399-5632

KDI Book Membership Information

● Members Only Exclusive Offer
- All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
- Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
- 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage

● KDI Publications
- Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
- Periodicals

  Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,

  Quarterly: KDI Journal of Economic Policy

  Biannual: KDI Economic Outlook

● Annual Fees
- Individual 100,000 won
- Institution 300,000 won

● Sign-up

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

- Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
- Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
- Or, you may pay the fee directly to the Research Outcome Dissemination Unit of KDI Division of External Affairs.

● Contact
- Publication personnel in charge, Research Outcome Dissemination Unit, Division of External Affairs, KDI

  TEL: 044-550-4346 / FAX: 044-550-4950 / E-MAIL: book@kdi.re.kr
- Sales Distributors

  Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)

  TEL: 02-397-3628

  Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)

  TEL: 02-399-5632

KDI Journal of Economic Policy Vol. 37 Supplementary Issue (Serial Number 127)

3,000 won

Registered on March, 13, 1979
Registration Number 세종 바00002호

Printed on February, 26, 2015
Published on March, 2, 2015

Published by Joon-Kyung Kim, President of KDI
Printed by Good Idea Good Peoples

Korea Development Institute / 15, Giljae-gil, Sejong-Si, Korea. / Tel. 044-550-4114 / Fax. 044-550-4310 / ⓒKorea Development Institute 2015