

# 산업연구

INDUSTRIAL STUDIES

제 40 권 제 1 호

VOL. 40, No. 1

**단국대학교 부설 미래산업연구소**

THE RESEARCH INSTITUTE OF FUTURE INDUSTRY  
DANKOOK UNIVERSITY



# 산업연구

## 제 40 권 제 1 호

- 교육투자가 중국 경제성장에 미친 영향에 관한 연구 ..... 1  
김성순 · 모위홍
  
- 비자발적 환경하의 정보시스템 수용에 관한 연구:  
DTPB 모형을 적용한 공공기관 IS 사례를 중심으로 ..... 27  
유혜림 · 송인국
  
- 한·중·미 주식시장의 비대칭 변동성과 동조화 현상연구 ..... 53  
왕배강



# 교육투자가 중국 경제성장에 미친 영향에 관한 연구\*

김성준\*\* · 모위홍\*\*\*

## 요약

본 연구는 중국의 교육투자가 경제성장에 미친 영향을 분석하기 위해 먼저 중국의 교육투자와 경제발전 현황을 살펴본 후, 콥-디글러스의 생산함수 모형을 참고하여 실증분석을 통해서 1인당 교육투자의 성장률이 1인당 국내총생산의 성장률에 대한 어떤 영향을 미치는지를 살펴보았다. 본 연구는 단위근 검정, 그랜저 인과관계 검정을 실시한 다음에 기초통계량 분석, 상관관계와 회귀분석을 통해 교육투자가 경제성장에 미친 영향을 분석했다. 분석결과는 다음과 같이 나왔다.

1인당 고정자본투자의 성장률이 1인당 국내총생산의 성장률에 유의한 긍정적인 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 1인당 교육투자의 성장률이 1인당 국내총생산의 성장률에도 매우 유의한 정의 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

이에 따라 교육투자의 성장률과 고정자본투자의 성장률이 높으면 높을수록 경제가 더 빠르게 성장할 수 있는 것으로 보인다. 따라서 중국은 계속 효율적으로 교육투자와 고정자본 투자를 추진시켜야 된다는 것을 볼 수 있다. 중국은 더 이상 노동력의 공급에만 의존해서는 안 되고 교육투자를 통해 기술진보와 노동력의 질부터 향상시켜야 된다.

**핵심 주제어** : 교육투자, 경제성장, 중국

JEL 분류번호 : E6, O4, O5

\* 본 논문은 모위홍(2014)의 석사논문을 기초로 수정·보완한 것임.

\*\* 제 1 저자, 단국대학교 무역학과 교수, E-mail : sskim@dankook.ac.kr.

\*\*\* 교신저자, 단국대학교 대학원 무역학과 석사졸업, E-mail : mwh-0535@163.com.

〈논문 투고일〉 2016. 02. 02      〈논문 수정일〉 2016. 02. 17      〈게재 확정일〉 2016. 03. 23

## I. 서 론

1978년 개혁개방 이후에 중국 경제가 계속 높은 경제성장률을 유지해 왔지만 14억 인구를 가진 개발도상국으로 1인당 국민소득수준이 아직 낮고 국민들의 교육수준도 높지 않다. 21세기 지식기반사회를 맞이함에 따라 교육투자를 통해 교육을 발전시키는 것은 중국 경제 성장을 위해 선행되어야 한다. 개혁개방 이후 중국은 교육이 기술 인력을 육성할 수 있고 경제 발전을 추진할 수 있는 중요한 역할을 담당하고 있는 것을 점차 인식하게 되었다. 이에 따라 지속적으로 과학기술교육으로 나라를 발전시킬 뿐만 아니라 다양한 교육 정책을 마련하고 교육사업도 우선적으로 발전시켰다. 교육 자체가 공공재의 속성을 가지고 있어 국가가 교육발전을 위해 재정적 지출은 제일 중요한 역할은 물론이고 그 외에 사립학교법인, 사회단체, 학부모들은 부담하는 교육지출은 교육사업을 발전시키고 교육 평등을 실현시키는 데에 중요한 역할을 한다.

사회주의 시장경제 조건하에서 교육지출은 재정지출의 중요한 부분을 차지한다. 최근 몇 년 사이에 중국의 교육 투자는 지속적으로 증가하고 있다. 재정적 교육지출 뿐만 아니라 사회적인 교육투자와 개인적인 교육투자가 모두 지속적으로 늘리고 있다. 그러나 교육투자가 부족하다는 목소리는 여전히 높다. 그 이유는 교육자원 배치구조, 지역별 교육지출 구조와 수준별 교육지출이 불균형한 요인이 존재하기 때문이다. 이에 교육의 재정적 지출, 사회적 지출과 개인적 지출을 지속적으로 증가시키는 것과 동시에 교육 지출구조를 완화시켜 교육지출의 효과를 높이는 것은 매우 중요하다. 또한 중국의 교육투자의 현황과 문제점을 살펴보고 중국 교육투자가 경제성장에 미친 영향을 분석한 다음에 향후에 중국교육투자가 어떤 방향으로 발전시켜야 하는지 개선방안을 제시하려는데 목적이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장은 본 연구와 관련된 이론적 배경과 함께 기존연구들을 서베이하고, 제3장에서는 중국의 경제성장과 교육투자의 현황과 문제점을 설명하고자 한다. 제4장은 중국의 교육투자가 경제성장에 미치는 영향을 실증 분석하여 추정결과를 도출하고, 제5장에서 결론과 시사점을 기술한다.

## II. 선행연구

인적자본이 현대 지식기반경제의 주요 자산으로 인식되면서 인적자본 스톡과 경제성장과

의 관련성에 대한 관심이 높아지고 있다. 인적자본이란 학교교육이나 직장 내에서의 교육과 훈련 등이 누적되어서 개인에게 체화되어 있는 생산요소로 이해된다. 좀 더 광의의 의미로는 노동력에 체화된 근로자의 지식, 교육수준, 직업훈련정도, 건강 및 영양상태 등 노동의 질에 영향을 미치는 모든 생산요소 등을 포함하고 있다. 협의의 인적자본은 생산에 투입되는 근로자의 노동생산성에 영향을 미치는 지식과 기술 숙련도를 의미한다.<sup>1)</sup>

인적자본의 향상을 위해 타고난 잠재력이 중요하지만 지식과 기술의 습득은 대부분 비용을 포함한 개인의 노력이 더 중요하다. 또한 지식과 기술은 교육 및 경험을 통하여 얻어지는 것이며, 이렇게 얻어진 인적자본은 인간에 내재된 거래가 이루어지지 않는 비 교역 상품이고 질적인 측면과 양적인 측면을 갖고 있다.

경제성장이란 시간이 지나면서 경제의 생산능력이 확대되어 이용 가능한 자원의 양과 질이나 기술진보의 증가에 따라 생산능력을 증가시키는 것이다. 경제성장은 장기적으로 노동과 자본 등 생산요소의 양과 질 그리고 기술진보에 따라 한 국가의 경제 생산능력, 완전고용하고 국민소득을 어떻게 증가시키기를 다루는 동태적 현상이다.

교육과 경제성장에 대한 이론적 논의는 고전적 경제성장모형인 Solow모형에서 경제성장요소로서 외생변수인 기술진보를 명확한 설명이 없이 성장요소의 하나로 보는 문제점을 해결하여 보다 발전된 경제성장 모형이 내생적 성장이론이다. 내생적 성장이론에서 교육은 지식이라는 자본의 한 형태로 파악하여 Solow모형에서 전제한 자본에 대한 수확체감을 부정하고 교육이 지식이라는 자본으로 경제성장에 기여한다는 전제하에 자본에 대한 수확불변 내지는 수확체증을 주장하였다. 즉, 교육은 물적 자본을 변화시키지 않더라도 개인의 생산성을 증가시켜 더 높은 산출을 기대할 수 있는 소비가 아닌 수익성을 지닌 투자라는 것이다. 이러한 연구는 Schultz(1960)와 Mincer(1979), Becker(1981) 등에 의하여 주장되었으며, 교육이나 훈련이 미래의 이익을 발생시켜 주고 이러한 이익은 지속성을 지니게 됨으로 비용을 들여 개인의 능력을 향상시키는 것은 자본으로써 투자라는 것이다. 이와 같은 연구의 가장 핵심은 인적자본론으로서 교육을 중요한 경제현상으로 파악하여 경제적 관점에서 교육을 생산요소의 한 형태로 파악하는 것이다.<sup>2)</sup>

인적자본은 경제성장의 세 요인, 즉 생산요소 축적, 기술진보, 제도적, 인식적 효율성 제고의 세 측면 모두를 개선한다. 먼저 인적자본의 첫 번째 경제성장 효과인 생산요소 축적 효과는 두 가지 경로로 나누어 볼 수 있다. 먼저 근로자의 효율성, 지식, 숙련도 등을 향상시켜 노동생산

1) 김선재, 이영화, 임광혁. 2010. “인적자본형성으로서의 교육투자와 경제성장과의 관계: OECD 비영 어린 국가들을 중심으로”. 한국콘텐츠논문지, 10 Vol.10 No.3.

2) 유광석. 2011. “교육투자가 한국경제성장에 미친 영향에 관한 연구”. 경기대학교, 박사학위논문, 54.

성을 증가시킨다. 더 교육받은 노동자들은 더 효과적인 신기술을 채택할 수 있어 기술진보를 생산현장에서 현실화 시키는 역할을 한다. 따라서 인적자본은 물적 자본처럼 '생산요소'로 역할을 한다. 두 번째 생산 요소 축적 효과는 물적 자본의 축적을 유발하는 것이다. 생산은 인적자본과 물적 자본이 결합해 이루어진다. 따라서 필연적으로 두 자본은 긴밀한 상호작용을 통해 상대방의 축적에 영향을 미치게 된다. 인적자본 자체의 축적이나 노동생산성 증가를 통한 인적자본의 축적 효과는 자본의 한계생산성을 증대시켜 자본축적 효과 갖게 된다.<sup>3)</sup>

지속적인 경제성장을 위해서 생산요소의 양과 질을 증가하는 동시에 고부가가치를 창출할 수 있는 기술진보가 필요하다. 즉 생산요소에 대한 생산성의 향상이 지속적 경제성장의 기초가 된다. 교육은 인적자본과 밀접한 연관을 가지고 있을 뿐만 아니라 생산요소의 한 축인 노동의 생산성을 향상시키는 요인으로 작용하고 있다. 이는 소득이라는 측면에서 보면 저학력 노동자보다는 고학력노동자가, 높은 지식과 기술을 습득한 노동자가 상대적으로 높은 임금을 받는 것으로 보아 교육이 경제성장에 기여하는 한 요인으로 볼 수 있다.<sup>4)</sup>

본 연구 주제와 관련된 선행연구들을 살펴보면, 유광석(2011) 학위논문의 선행 연구를 참고하여 이 분야의 연구는 솔로우(R. M. Solow)가 신고전주의 경제성장이론에 입각한 Cobb-Douglas모형을 지원하여 경제성장에 있어 생산량의 증가는 생산요소의 증가와 기술진보의 합과 같다는 생산함수를 도출하고 그러한 연후에 그 잔여부분을 교육에 기인되는 노동력의 질의 개선의 결과라고 할 수 있다. 이와 때를 같이하여 슈츠(T. W. Schultz)는 물적 자본과 교육자본 형성과의 관계를 파악하는 것을 시점으로 하여 국민소득의 증가분에 대하여 교육자본이 기여한 정도를 연구하였다. 그는 또 교육비는 소비가 아니라 상품을 생산하는 데 필요한 노동력을 증대시키기 위한 투자라고 주장하고 그렇기 때문에 인적자본투자의 관점에서 학교교육은 물적 자본을 변화시키지 않더라도 노동자당 더 높은 산출을 기대할 수 있는 경제적 수익성을 지닌 투자자본으로 보았다. 그리고 그는 국민총생산 성장에 대한 교육의 기여도를 분석하는 데 있어 교육투자의 회수에 관심을 두고 특히 교육의 경제적 가치를 분석하여 미래에 대한 투자가 가장 가치 있는 것이며 학교교육이 공헌할 수 있는 가장 큰 영역이라고 보고 있다. Denison도 이 시기에 경제성장의 원천을 분석하는 두 번의 실증적 연구를 통하여 미국 및 유럽 제국의 경제성장은 인적 투입요인에 의존하는 바가 크며, 여기서 인적 투입은 노동의 양과 질의 변화에 의한다고 보고 특히 투입노동의 질적 개선은 주로 교육에 의한 것으로 보고 있다. 그는 교육을 생산의 독립변수로 보지 않고 교육의 가치는 노동력에 대한 영향을 통해서 표시된다고 보았다. 그는 교육이 다음과 같은 네 가지 근거에서 노동생산성을 증

3) 홍정연. 2013. "교육과 경제성장의 상관관계에 대한 일고찰". 고려대학교, 석사학위논문.

4) 유광석. 2011. "교육투자가 한국경제성장에 미친 영향에 관한 연구". 경기대학교, 박사학위논문, p.56.

가시키고 있다고 보았다. 첫째, 일반적으로 교육을 많이 받은 사람은 덜 받은 사람보다 업무 수행능력이 높다. 둘째, 보다 많은 교육은 새로운 아이디어와 새로운 생활방식 등을 쉽게 수용할 수 있도록 한다. 셋째, 보다 많은 교육은 보다 좋은 노동시장에 대한 정보와 보다 좋은 직업선택을 의미한다. 넷째, 산업화와 자동화는 낮은 수준의 교육을 필요로 하는 직업구조로부터 높은 수준의 교육을 필요로 하는 구조로 변화시키고 있다는 것이다. 따라서 유광석(2011)은 Cobb-Douglas형 생산함수를 근거로 하여 개발된 Denison Model을 분석도구의 기본모형으로 1981년부터 2008년까지 28년 동안의 자료를 이용하여 한국에서 교육이 경제성장에 미친 기여도를 잔여요인접근법으로 실증적 분석방법을 사용하여 분석하였다. 취업자의 노동생산성의 차이가 취업자의 임금에 반영되어 있고 교육수준이 높아짐에 따라 취업자의 노동생산성이 향상되고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있음을 나타냈다. 지속적인 경제성장이 바로 교육에 힘입은 바가 크다는 사실을 실증적으로 보여주고 있다고 할 수 있다.<sup>5)</sup>

장창원(2007)은 신고전학과 Solow이론을 연장하여 설정한 내생적인 생산함수모형을 설정하여 시계열 및 횡단분석을 위해 풀링(pooling)한 방법이 추정을 위해 사용되어 1975~2004년의 중기기간 동안 동아시아 7개국을 중심으로 분석했으며 모형은 실물자본 외에 인적자본과 R&D자본 등을 포함시켰다. 이에 추정된 결과를 보면 교육투자의 증가로 내생적인 기술변화를 도모하기 때문에 규모증가에 따른 수익체증을 이끌고 있다. 성장에 대해 교육수준이 증가된 노동력은 기능을 증가시켜 기술습득을 높여서 생산성이 증가되며, 대학교육투자가 내생적인 기술변화처럼 기업의 R&D활동과 R&D수요를 늘려서 노동력의 양성훈련에 기여하며, 선진국으로부터의 기술이전과 작업현장에서 신기술을 배우고 채택하는 기술 확산 효과를 의미한다. 그리고 한국의 경제성장을 교육단계별로 어느 정도 기여하였는지를 추정하는 측면에서 지난 30년 동안, 초등교육이 6.6%, 중등교육이 87%를 기여했지만, 고등교육은 -52.9%로 오히려 부(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다.<sup>6)</sup>

박형수·류덕현(2010)의 연구는 종합지수 작성법과 DEA 방법을 각각 적용하여 교육 재정지출 분야에 대한 지출효율성을 측정하였다. 또한 측정된 지출효율성을 종속변수로 하는 절삭회귀분석(truncated regression)을 통해 이들 분야의 재정지출 효율성에 대한 결정요인 분석을 실시하고, 이들 요인들의 영향을 감안하여 조정된 분야별 재정지출 효율성을 도출하였다. 결정요인 분석결과에서는 투입 대비 산출로 측정한 지출효율성을 종속변수로 한 경우에는 1인당 GDP가 교육 분야 재정지출 효율성과 부(-)의 상관관계를 가지는 반면 사립학교 등록학생 비중은 정(+)의 상관관계를 가져오는 것으로 나타났다. 환경변수의 영향을 제거한 후

5) 유광석. 2011. “교육투자가 한국경제성장에 미친 영향에 관한 연구”. 경기대학교, 박사학위논문.

6) 장창원. 2007. “한국의 경제성장에 대한 교육수준별 영향”. 한국인구학, 제30권 제1호, pp.149-176.

의 효율성 지수의 순위를 비교해 본 결과, 우리나라 교육 분야 재정지출 효율성은 투입 대비 성과기준으로는 양호하다고 볼 수 있으나 투입 대비 산출 기준으로는 OECD 평균보다 많이 뒤처지는 것으로 나타났다.<sup>7)</sup>

김희진(2010)은 교육투자 수익률 분석모형은 Jacob Mincer(1974)의 단순 교육 모형(simple schooling model)을 활용하여 분석 대상은 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)의 7차(2004년)~10차(2007년)년도 응답자 중 취업상태에 있는 20세~65세 임금 및 비임금 근로자로서, 월평균 소득 값이 존재하며 학력이 중졸이상인 자로 제한하여 분석했다. 학력간 교육 투자 수익률에 유의한 차이가 있고, 그 순위는 대학교, 대학원, 전문대학, 고등학교, 중학교 졸업 순이다. 고등교육에 투자함으로써 향후 더 높은 경제적 수익이 있다는 사실을 증명하는 것이다. 교육단계가 높을수록 그 수익률 또한 높게 나타났지만 전반적으로 교육투자 수익률은 계속 하락추세에 있는 것으로 나타났다. 교육투자 수익률과 임금격차의 하락추세에도 불구하고 고등교육이 누리는 임금 프리미엄은 여전히 높았으며, 이러한 프리미엄의 크기를 고려해 볼 때 고등교육의 수요는 계속 지속될 것이라 전망할 수 있다. 교육 단계외의 기타변수로는 경험연수·근속년수·주당 근로일수가 많을수록 금전적 수익성이 높게 나타났으며, 사업체 규모별 분석에서는 사업체 규모가 클수록 더 많은 소득을 얻고 있고, 직종별 분석에서는 고급직종일수록 더 많은 임금혜택을 누리고 있었다. 노조별 분석에서 노조가 존재하는 사업체가 노조가 존재하지 않은 사업체 보다 더 많은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다. 혼인변수에서는 기혼자가 미혼자보다 더 많은 임금을 받고 있었지만 여성근로자의 경우에는 미혼여성과 기혼여성 간에 임금차이가 거의 없었다.<sup>8)</sup>

문병근·김성옥(2012)의 연구는 실질적인 지방자치체가 시행된 1995년부터 2010년까지 한국의 16개 시·도 광역자치단체를 대상으로 하여 panel-VAR 모형을 이용하여 지방교육재정지출 및 지역인적자본과 지역경제성장과의 동태적 관계분석을 시도하였다. 분석결과 지방교육재정지출과 지역경제성장, 지역 인적자본 간에는 쌍방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타났으나 지역인적자본과 지역경제성장간에는 단방향 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 패널VAR 모형을 통한 충격반응 분석과 분산분해분석에서는 교육비세출의 정책적 변화가 지역경제에 긍정적인영향을 미치며, 지역경제의 성장은 교육비 세출규모의 증대를 가져오는 것으로 나타났다. 즉, 지역경제성장은 지방교육재정지출을 증가시키고 지방교육재정지출은 지역인적자본 형성과 지역경제성장에 기여하는 상호순환 관계를 보이는 것으로 나타나 교

7) 박형수, 류덕현. 2010. “교육 분야 정부지출의 효율성 측정과 결정요인”. 재정학연구, 제3권 제4호 (통권 제67호) pp.39-77.

8) 김희진. 2010. “학력간 교육투자 수익률 분석”. 경희대학교, 석사학위논문.

육은 경제적으로 가치가 있는 투자활동이라는 것을 본 연구를 통해서 확인할 수 있었다.<sup>9)</sup>

장일진(2013)은 고등교육취학률지표와 GDP 대비 공교육비 자료를 변수로 1998년부터 2009년까지 6년 단위(총 2개년도)로 수집한 OECD 34개국을 대상으로 선정한 횡단면분석하고 패널분석을 통해 분석하였으며, 고등교육단계 GDP 대비 공교육비는 OLS, 고정효과, 확률효과 모형에서 경제성장에 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. GDP 대비 민간부담 공교육비와 고등교육취학률은 OLS와 확률효과모형에서 경제성장에 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 1인당 GDP 대비 학생 1인당 공교육비는 OLS에서는 경제성장에 음(-)의 관계로 나타났으나, 고정효과, 확률효과모형에서는 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 부담주체별 상대적 비중을 살펴보면, 총 공교육비 대비 공공부담 공교육비와 총 공교육비 대비 민간부담 공교육비는 유의하지 않은 것으로 분석되었다.<sup>10)</sup>

김의준, 정연호, 권영현(2013)은 전통적인 연산일반균형모형과 지역연령계층별 교육과 노동생산성 간 연계성을 통합함으로써 교육 투자 정책의 미시·거시 경제 효과를 일관성 있게 추정할 수 있다. 수도권 지역을 대상으로 교육 투자가 1% 증가할 경우, 국민 소득은 0.068%(장기)~0.007%(단기) 정도 늘어나지만 비수도권 소득은 0.005%(단기)~0.009%(장기) 감소하여 지역 간 격차가 확대되는 부정적인 효과도 있다. 반면에 동일한 규모의 투자가 비수도권에서 이루어졌을 경우, 국내총생산 연평균 증가율은 단기 0.042%, 장기 0.045% 등으로 추산되어 수도권에 비해 0.080% 포인트 정도 높아 전반적으로 지역 간 균형 성장에 도움을 줄 수 있을 것으로 예상된다. 결국 고령 노동인구에 대한 재교육 등으로 인한 생산가능인구의 편입 및 생산성 증대, 은퇴 노동인구를 포함한 연령 계층별 인구가동이 생산성 변화 등에 지대한 영향을 미칠 것이며 이는 궁극적으로 지역경제 성장과도 직결되어 있을 것이다. 장기적인 목표의 차원에서 본다면 수도권 대학의 증설을 억제하거나 토지이용에 대한 규제를 강화하는 것보다는 비수도권 지역연고 중심의 대학을 대상으로 교육 투자를 확대하는 것이 필요하다. 다만 교육 주자 대상인 대학 인력이 이러한 비수도권 투자활동에 탄력적으로 이동하지 않을 경우 또는 인력 대비 역구비가 과도하게 늘어날 경우 성장 효과는 반감될 가능성도 있다.<sup>11)</sup>

蔡娟(2010)은 중국 동부지역의 교육투자가 경제성장에 대한 기여도를 분석하기 위해 1995

9) 문병근, 김성욱. 2012. “지방교육재정지출 및 지역인적자본형성과 지역경제성장간의 동태적 관계분석”. 韓國財政政策學會 「財政政策論集」 第14輯 第2號.

10) 장일진. 2013. “고등교육 공교육비가 경제성장에 미치는 영향”. 한영대학교, 석사학위논문.

11) 김의준, 정연호, 권영현. 2013. “대학 교육 투자 지출의 지역 성장 효과 및 지역 간 격차 분석”. 한국지역개발학회지, 제25권 제1호, pp.183-200.

년~2008년 기간 중국 동부지역의 패널자료를 이용하여 1995년~2008년 교육투자총액과 각급 각 유형의 교육투자가 경제성장에 대한 기여도를 실증 분석했다. 분석 결과로 보면, 교육투자의 총액과 각급 각 유형의 교육투자가 경제성장에 대해 다 정(+)<sup>12)</sup>의 영향을 미친 것으로 나타났다. 물적 자본투자에 비해 교육투자가 경제성장에 대해 더 큰 영향을 미치고 있고 각급 각 유형 교육투자의 수익률을 살펴보면, 중등직업교육투자의 수익률이 제일 높다는 결과가 나왔다. 그렇지만 교육투자 중의 제일 큰 비율을 차지한 고등교육투자가 오히려 투자수익률이 너무나 낮게 나오는 것으로 증명되었다.

李莹(2012)은 교육투자와 경제성장의 관계를 분석하기 위해서 중국내의 30개 성(省), 시(市), 자치구(自治区)를 대상으로 1995년부터 2008년까지의 패널자료를 이용하여 실증분석을 하였다. 분석 결과를 살펴보면, 중국의 초등교육투자와 고등교육투자가 중국의 경제성장에 대한 유의한 정(+)<sup>13)</sup>의 영향을 미친 것으로 나타났지만 중등교육투자가 경제성장에 대한 유의한 영향을 미치지 못한 결과가 나왔다. 그리고 중국의 공교육투자가 사교육비투자에 비해 경제성장에 대한 기여도가 훨씬 더 크게 나왔다.

张峭(2010)는 중국 해남성의 교육투자와 경제성장의 상관관계를 분석하기 위해 1982년~2008년 해남성의 자료를 사용하여 Cobb-Douglas 생산함수를 근거로 교육투자, 물적 자본투자, 노동력 투입을 독립변수로 선정하고 GDP를 종속변수로 설정하여 실증분석을 실시하였다. 결과를 살펴보면, 교육투자가 GDP에 대한 긍정적(0.199) 영향을 미침을 보여주었다. 노동투입량은 교육투자와 물적 투자보다 경제발전에 더 큰 영향을 준다는 것을 밝혔다. 이것은 해남성의 산업구조 중에서 서비스 산업이 큰 비율을 차지하고 다른 산업보다 상대적으로 더 많은 노동력이 필요하기 때문이다.<sup>14)</sup>

### III. 중국의 교육투자와 경제성장 현황

#### 1. 중국 경제성장과 교육투자의 현황

1978년 12월에 개혁개방과 시장경제의 도입이라는 중대 정책을 도입하기로 결정함에 따라 1979년부터 '개혁·개방'정책을 시행하게 되었다. 개혁개방 이후부터 지금까지 30여 년간 중

12) 蔡娟, 2010, “我国东部地区教育投资对经济增长的贡献研究”, 南京农业大学, 硕士学位论文.

13) 李莹, 2012, “教育投资与经济增长的关系”, 浙江财经学院, 硕士学位论文.

14) 张峭, 2010, “海南省教育投资对经济影响的实证研究”, 天津大学, 硕士学位论文.

국경제는 꾸준히 높은 경제성장률을 유지해 왔다. 특히 중국이 2001년 세계무역기구(WTO)에 가입한 후 10여 년 동안은 초고속 성장을 달성했다. 이에 따라 경제규모는 1978년 세계 10위에 그쳤던 중국이 2010년에는 일본을 넘어서 미국과 함께 2위가 되었다. 교역규모도 1978년에 비해 2011년에는 177배 성장했고, 2009년에는 독일을 제치고 미국에 이어 세계 2대 무역대국이 되었다. 중국의 거시적 경제 지수를 살펴보면, 아래 <표 1>에서 보는 바와 같이 중국의 2012년에 GDP는 519,323억 위안을 달하였고, 1979년보다는 130배정도 증가하였다. 중국의 외환보유액은 1979년에 비해 2012년 말 2만 배 늘었고, 2006년 이후 세계 최대 외환보유국의 자리를 차지하고 있다. 2012년 1인당 국내총생산도 38420 위안으로 1978년에 비해 101배 커졌다.

<표 1> 중국 거시적 경제 지표

경제지표 \ 년도	1979	2000	2007	2008	2010	2011	2012
경제 성장률(%)	7.6	8.4	14.2	9.6	10.4	9.3	7.7
GDP(억 위안)	4,062	99,215	265,810	314,045	401,512	473,104	518,942
수출액(억 달러)	137	2,492	12,178	14,285	15,777.5	18,986	20,489.3
외환 보유액(억 달러)	1.67	1,655	15,282	19,500	28,473	31,811	33,100
CPI(%)	1.8	0.4	4.8	5.9	3.3	5.4	2.7
고정자산투자 성장률(%)	22	10.3	24.8	25.5	24.5	23.8	20.6
일인당 GDP(위안)	419	7,858	20,169	23,708	30,015	35,198	38,420

자료 : 중국통계연감(<http://www.stats.gov.cn/tjgb/>) 통계자료를 이용하여 저자 작성

한편 중국의 교육투자 현황을 살펴보면, 중국은 개혁 개방 이후 경제의 발전을 시키면서 경제성장에 대한 교육의 중요성이 점차 인식하게 된다. 교육을 발전시키기 위해 여러 가지 교육정책을 시행하는 동시에 교육투자도 증시하게 되었다. 교육의 발전 수준은 교육투자와 뗄 수 없는 긴밀한 관계를 가지고 있기 때문에 교육투자가 인적자본의 형성과 노동생산성 증대를 통해 경제성장에 큰 영향을 미칠 수 있다.

중국의 교육투자의 재원이 교육투자의 부담하는 주체에 따라 다음과 같이 나눌 수 있다. <표 2>를 살펴보면 교육투자 재원 중에서 제일 큰 비중을 차지하고 있는 부분은 국가 재정적 교육지출<sup>15)</sup> 중의 재정 예산의 교육지출이다. 그 다음에 가계지출인 사업소득 중의 학생과 학부모들이 부담하는 학비와 잡비가 두 번째 순으로 차지하고 있다. 사회·민간단체들과 사

립학교 법인이 부담하는 부분이 많지 않지만 이어서 세 번째 순으로 나타났다.

〈표 2〉 연도별 교육투자의 자원(財源)구조(1998년~2011년)

(단위 : 억 위안)

년도	총 교육비	국가 재정적 교육지출		사립학교 법인 투입 지출	사회·민간 단체 교육 기부금	사업 소득	학비 잡비	기타 교육 지출
		공공재정 예산 교육지출	공공재정 예산 교육지출					
1998	2949.06	2032.45	1565.59	48.03	141.85	609.15	369.75	117.57
1999	3349.04	2287.18	1815.76	62.90	125.87	749.72	463.61	123.38
2000	3849.08	2562.61	2085.68	85.85	113.96	938.27	594.83	148.39
2001	4637.66	3057.01	2582.38	128.09	112.89	1157.51	745.60	182.16
2002	5480.03	3491.40	3114.24	172.55	127.28	1460.92	922.78	227.87
2003	6208.27	3850.62	3453.86	259.01	104.59	1721.84	1121.50	272.19
2004	7242.60	4465.86	4027.82	347.85	93.42	2011.43	1346.55	324.04
2005	8418.84	5161.08	4665.69	452.22	93.16	2340.00	1553.05	372.38
2006	9815.31	6348.36	5795.61	549.06	89.91	2407.30	1552.33	420.67
2007	12148.07	8280.21	7654.91	80.93	93.06	3177.24	2130.91	516.62
2008	14500.74	10449.63	9685.56	69.85	102.67	3367.07	2349.30	511.52
2009	16502.71	12231.09	11419.30	74.98	125.50	3527.59	2515.60	543.54
2010	19561.85	14670.07	13489.56	105.43	107.88	4106.07	3015.56	572.40
2011	23869.29	18586.70	16804.56	111.93	111.87	4424.69	3316.97	634.10

자료 : 중국통계연감(<http://www.stats.gov.cn/tjgb/>) 통계자료를 이용하여 저자 작성

〈표 3〉에서 보는 바와 같이 중국 교육투자액이 계속 증가하고 있다. 1992년에 교육투자 총액은 겨우 867억 위안으로 상당히 적은 금액인 반면에 2012년에 27696억 위안으로 거의 32배를 늘렸다. 그 중에서 가장 큰 비율을 차지하고 있는 재정예산의 교육지출이 538.7에서 20,314.17로 거의 40배 증가하였다. 〈표 4〉에 따르면 2011년 국가의 재정적 교육지출이 GDP에서 차지하는 비중이 3.9%가 되어 교육은 이미 공공재정에서 가장 큰 지출이다. 중국

15) 국가 재정적 교육지출은 공공 재정예산 교육지출, 지방정부 거둔 교육에 이용할 세금, 학교를 만든 기업의 자금, 학교산업과 사회봉사를 통한 수입하는 교육에 이용할 비용과 국가재정적 교육지출에 속한 기타 교육지출을 포함함.

의 재정부와 지방 재정부문은 항상 교육을 우선시 하고 교육 지출을 중점적으로 보장하고 있다고 볼 수 있다. 2006년부터 2010년까지 공공재정 교육지출의 연평균 증가율은 23%로, 같은 시기의 재정 지출 증가율보다 높았다. 공공재정에서 교육지출의 비중을 보다 늘리고 교육 지출의 재원과 경로를 확장하는 동시에 각지의 교육에 투입되는 비용에 대한 분석평가를 강화함으로써 2012년에는 GDP에서 교육지출이 차지하는 비중을 처음으로 4%로 달성했다.

〈표 3〉 GDP, 재정지출과 교육투자

(단위 : 억 위안)

년도	GDP	공공재정 지출	교육투자 총비용	국가 재정적 교육지출	재정 예산 내 교육지출
1992	26923.5	3,742.20	867.0	728.8	538.7
1993	35333.9	4,642.30	1059.9	867.8	644.4
1994	48197.9	5,792.62	1488.8	1174.7	884.0
1995	60793.7	6,823.72	1878.0	1411.5	1028.4
1996	71176.6	7,937.55	2262.3	1671.7	1211.9
1997	78973.0	9,233.56	2531.7	1862.5	1357.7
1998	84402.3	10,798.18	2949.1	2032.5	1565.6
1999	89677.1	13,187.67	3349.0	2287.2	1815.8
2000	99214.6	15,886.50	3849.1	2562.6	2085.7
2001	109655.2	18,902.58	4637.7	3057.0	2582.4
2002	120332.7	22,053.15	5480.0	3491.4	3114.2
2003	135822.8	24,649.95	6208.3	3850.6	3453.9
2004	159878.3	28,486.89	7242.6	4465.9	4027.8
2005	184937.4	33,930.28	8418.8	5161.1	4665.7
2006	216314.4	40,422.73	9815.3	6348.4	5795.6
2007	265810.3	49,781.35	12148.1	8280.2	7654.9
2008	314045.4	62,592.66	14500.7	10449.6	9685.6
2009	340902.8	76,299.93	16502.7	12231.1	11419.3
2010	401512.8	89,874.16	19561.8	14670.1	13489.6
2011	473104.0	109,247.79	23869.3	18586.7	16804.6
2012	519470.1	125,952.97	27696.0	22236.23	20314.17

자료 : 중국통계연감(<http://www.stats.gov.cn/tjgb/>) 통계자료를 이용하여 저자 작성

〈표 4〉 교육투자 대 GDP, 재정지출 비율

(단위 : %)

년도	교육투자 총비용 대 GDP 비율	국가재정적 교육지출대비 GDP비율	재정예산내 교육지출 대비 재정지출 비율
1992	3.22	2.71	14.40
1993	3.00	2.46	13.88
1994	3.09	2.44	15.26
1995	3.09	2.32	15.07
1996	3.18	2.35	15.27
1997	3.21	2.36	14.70
1998	3.49	2.41	14.50
1999	3.73	2.55	13.77
2000	3.88	2.58	13.13
2001	4.23	2.79	13.66
2002	4.55	2.90	14.12
2003	4.57	2.84	14.01
2004	4.53	2.79	14.14
2005	4.55	2.79	13.75
2006	4.54	2.93	14.34
2007	4.57	3.12	15.38
2008	4.62	3.33	15.47
2009	4.84	3.59	14.97
2010	4.87	3.65	15.01
2011	5.05	3.93	15.38
2012	5.33	4.28	16.13

자료 : 중국통계연감(<http://www.stats.gov.cn/tjgb/>) 통계자료를 이용하여 저자 작성

다음 교육투자의 교육수준별 지출구조를 중국의 교육과정에 따라 살펴보고자 한다. 중국의 교육과정은 한국과 비슷해서 6-3-3-4제를 기본 학제로 실시하고 있다.<sup>16)</sup>

중국의 기초교육 과정에는 유치원, 초등학교, 중등학교가 있다. 유치원은 3세부터 6세까지

16) <http://terms.naver.com/entry.nhn?docId=1687379&cid=531&categoryId=531>, 중국의 교육 체계(중국 개황, 2012.1.3, 외교부)를 참조 하고 저자가 정리함.

의 유아를 대상으로 하고 있고, 초등학교(小學)는 6세~7세에 입학하여 5년 내지 6년 과정을 이수한다. 중등학교는 '보통 중학'이라고 하며 한국의 인문계 중등학교에 해당한다. 일반 중등학교는 초급중학(初級中學, 중학교)과 고급 중학(高級中學, 고등학교)으로 나누며, 이를 합한 6년제 중등학교인 '완전중학(完全中學)'과 농촌 등 일부 지역의 경우 초등학교(小學, 소학) 5년과 초급중학 4년이 합쳐진 학교도 운영되고 있다.

다음 중국의 직업기술교육 과정에는 중등직업학교(中等職業學校)가 있다. 한국의 실업고등학교에 해당하는 중등직업학교에는 보통중등전문학교(普通中等專業學校)와 직업고중학교(職業高中學校)가 있는데, 보통중등전문학교는 전문가 양성이 목표이고, 직업고중학교는 실무에 바로 투입될 수 있는 기술자 양성이 목표이다. 두 학교 모두 공업, 농업, 예술, 정법(政法), 체육, 사범, 재정(財經), 임업, 의약위생, 관리 등 전공을 선택할 수 있다. 특히, 중학교 과정에 해당하는 직업초중학교(職業初中學校)가 있어 중학교를 졸업하자마자 직장을 갖는 경우도 있다.

중국의 고등교육 과정에는 전문대학, 4년제 대학 및 대학원이 있다. 대학에는 4년~5년 과정의 '대학(大學)'과 '학원(學院)'이 있는데, 여기서 '대학'은 한국의 종합대학에 해당하고, '학원'은 한국의 단과대학에 해당한다. 2년~3년 과정의 전문대학은 단기교육과정인 '전과학교(專科學校)'와 '단기직업대학(短期職業大學)'이 있는데, 대학 내에도 학부에 해당하는 '본과(本科)' 이외에 수업연한 2년~3년의 전문대학과정인 '전과(專科)'를 설치한 경우도 있다.

대학원은 '연구생원(研究生院)'이라고 하며, 수학기간은 석사연구생 과정은 2년~3년, 박사연구생 과정은 3년이다. 중국은 1981년부터 학사, 석사, 박사 3단계의 학위제도를 시행하며, 철학, 경제학, 법학, 교육학(체육학 포함), 문학(예술학 포함), 역사학, 이학, 공학, 농학, 의학, 관리학 등의 학위를 수여하고 있다.

1998년 3월 19일에 당시 신임 총리 주룽지(朱鎔基)는 기자회견에서 "과교흥국(科教興國) 정책의 실시로 5년 내 교육사업의 획기적인 발전을 촉진할 것"을 언명하면서, 1999년부터 대학 입학정원을 확대할 것임을 천명하여 대학 입학정원이 1999년 160만 명에서 2003년에는 382만 명으로 늘어났고, 2008년 599만 명으로 대폭 증가함에 따라 경제성장이 지금처럼 계속 유지 되더라도 대학 졸업생의 취업문제가 사회 문제로 대두될 것으로 예상된다. 중국의 대학교는 1,112개이고, 전문대를 포함하면 2,358개이다. 학생 수는 본과생이 1,266만 명에 달한다.

다음 중국의 성인교육기관은 방송대학(放送大學), 함수학원(函授學院), 교육학원(教育學院), 관리간부학원(管理幹部學院), 직공대학(職工大學) 등이 있는데, 일반 대학의 교육 과정과 큰 차이가 없다. 입학자격은 방송대학이나 함수학원은 방송매체에 의하거나 통신교육을 하는 것이므로 한국의 경우와 비추어 크게 다를 바 없다. 그 외에 직공대학은 연령 35세 이하, 직장

재직경력 2년 이상으로서 고급중학(高級中學)을 졸업한 사람 가운데 국가에서 실시하는 성인대학통일입학시험에 합격한 사람에 대하여 재직자 교육을 하는 곳으로, 전일제의 경우에는 3년 과정이고, 근무시간 중 일부는 근무하고 나머지 일부는 학업에 종사하는 경우에는 4년~5년 과정이다. 교육학원은 중등학교 재직교사에 대하여 전문대학 과정(2년) 또는 대학 과정(4년)의 재교육을 실시하여 고등교육 수준의 학력을 취득하게 하는 곳이다. 관리간부학원은 고급중학을 졸업하고 관리를 담당하는 간부에 대하여 재교육을 하는 2년 과정의 교육기관이다. 기타 중국에는 특수교육학교가 있다. 중국 교육투자의 교육수준별 지출 구조가 다음 <표 5>와 같다. 교육수준별 지출 구조 중에서 초등교육 지출이 가장 큰 비율을 차지하고 있고 이어서 고등교육 지출이다. 중등교육 지출이 가장 작은 비율을 차지한다. [그림 1]에서 보는 바와 같이 수준별 교육에 대한 투자가 계속 늘러가고 있다. 그 중에서 초등교육과 고등교육에 대한 투자가 큰 폭으로 증가하고 있으나 중등교육에 대한 투자가 상대적으로 작은 폭으로 증가하고 있다.

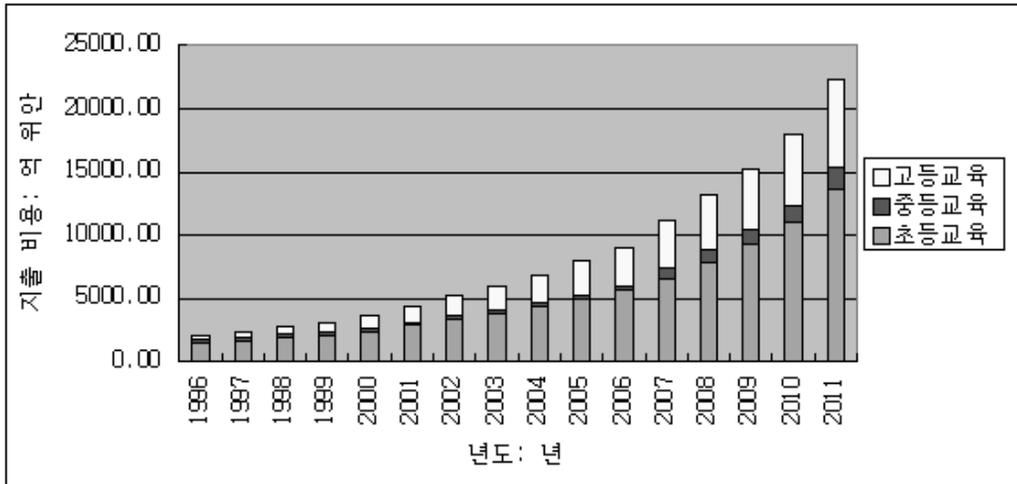
<표 5> 교육투자의 교육수준별 지출 구조

(단위 : 억 위안)

년도	초등교육	중등교육	고등교육
1996	1491.39	213.99	367.90
1997	1639.66	243.02	436.28
1998	1938.83	260.19	598.12
1999	2025.25	281.63	764.65
2000	2420.09	253.67	983.14
2001	2888.28	252.70	1247.55
2002	3370.31	250.54	1583.21
2003	3779.76	259.21	1873.68
2004	4366.77	265.08	2257.65
2005	5027.34	271.12	2657.86
2006	5685.53	302.66	3057.77
2007	6558.31	851.80	3762.30
2008	7879.17	1049.24	4346.88
2009	9230.27	1198.87	4782.78
2010	11036.58	1357.31	5629.08
2011	13701.90	1638.50	7020.87

자료 : 중국통계연감(<http://www.stats.gov.cn/tjgb/>) 통계자료를 이용하여 저자 작성

[그림 1] 교육투자의 교육수준별 지출 구조



자료 : 중국통계연감(<http://www.stats.gov.cn/tjgb/>) 통계자료를 이용하여 저자 작성

### 3. 교육투자의 문제점과 그 원인

중국 교육투자에 대한 문제점을 살펴보면, 첫째, 중국 교육투자비가 부족하다. 교육투자액이 중국의 경제 개발 규모와 속도에 적응하지 못했다. 중국의 높은 속도의 경제성장에 따라 교육투자액이 많이 늘어가고 있지만 여전히 교육투자가 대 국내총생산의 비율이 높지 않다. 둘째, 개인 교육투자와 사회 교육투자가 부족하다. 중국 교육투자의 재원 중에서 정부 공공 재정지출이 제일 큰 비중을 차지하고 있다. 상대적으로 학부모들은 부담하는 비용과 사회·민간단체들이 부담하는 비용이 선진국보다 부족한 편이다. 셋째, 중국의 교육투자는 불균형한 구조를 갖고 있다. 중국의 광대한 영토, 각 지역 경제 개발이 불균형 상태이며 지방 정부의 재정실력도 지역에 따라 큰 차이가 있기 때문에 각 지역의 교육투자도 큰 차이가 날 수밖에 없다. 게다가 중국은 초등교육과 고등교육에 비해 중등교육의 투자가 낮은 편이다. 정부는 교육투자의 주체로서 국가의 경제발전수준에 따라 사회발전과 개인수요를 잘 조절해야 한다. 중국은 경제개발도상국으로서 교육투자의 중점을 초등교육과 고등교육에서 중등교육으로 이전해야 한다.

다음 중국 교육투자 문제점에 대한 원인을 살펴보면, 첫째, 경제적 원인을 들 수 있다. 경제발전수준이 교육투자의 규모와 구조에 큰 영향을 미칠 수 있으며, 중국 같은 경우에 경제가 빠른 속도로 발전하면서 교육투자도 대폭 증가하였지만 아직은 선진국과 큰 차이가 있다. 그리고 각 지역의 경제 발전의 불균형하고 교육투자의 불균형이 심해서 경제가 낙후한 지역

교육을 발전시키지 못한다. 둘째, 인구원인이다. 중국은 인구가 많고 전체적인 국민 교육수준이 상대적으로 낮다. 노동자의 생산능력이 낮기 때문에 중국의 경제발전에 큰 부담이 된다. 경제발전을 더 빠르게 성장시키려면 전 국민의 교육수준을 높여야 한다. 교육을 통해서 생산능력이 낮은 노동력 대국에서 벗어나고 기술력이 높은 인력자본 대국으로 변화시키는 것은 중국의 경제가 빨리 성장할 수 있는 방법이다. 이 목표를 달성하려면 교육투자를 통해 교육을 발전시켜 숙련된 기술 인력을 육성해야 한다. 셋째, 교육체계 때문이다. 현재 중국의 교육투자 관리시스템이 완비되지 않기 때문에 교육투자에 긍정적인 영향을 주지 못했다. 교육의 실시는 교육부에서 주관하지만 교육의 지출은 재정부에 속하고 있다. 교육의 수요와 공급은 다른 기관에서 주관하여 교육 실시 비용의 흐름이 원화하지 못 하다. 이에 교육자금을 분배할 때 비효율적이고 비용을 초과할 수 있다. 각 지역정부의 경제실력이 차이가 많고 교육에 대한 관심도 다르기 때문에 교육투자의 지출과 교육투자의 요구가 균형을 잃게 되었다.

#### IV. 중국 교육투자가 경제성장에 미친 영향에 대한 실증분석

##### 1. 연구 모형 설정 및 변수 설명

###### (1) 연구 모형

본 논문은 교육투자가 중국경제성장에 미친 영향을 분석하기 위해서 중국 국가통계청(www.stats.gov.cn)의 1978년부터 2013년까지의 데이터를 정리하고 이용하였으며, Cobb-Douglass 생산함수에 따라 유광석(2011) 교육투자가 한국경제성장에 미친 영향에 관한 연구와 袁庆禄(2013)의 중국 재정적 교육투자와 경제성장에 관한 연구<sup>17)</sup>를 참조하여 다음과 같이 모형을 도출하고 설정하였다.

$$Y = AL^\alpha K^\beta E^\gamma e^\mu \dots\dots\dots (1)$$

(1)식에 로그를 취해 변형하면, (2)식이 나온다.

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \gamma \ln E + \mu \dots\dots\dots (2)$$

(2)식이 취입자 수로 나누면, 1인당 변수들로 바꾸고 (3)식과 같이 된다.

17) 추정모형이 식 (2)와 같음.

$$\ln(Y/L) = \ln(A/L) + \beta \ln(L/L) + \alpha \ln(K/L) + \gamma \ln(E/L) + \mu \dots\dots\dots (3)$$

(3)식의 변수들의 성장률로 바꾸면, 다음 (4)식과 같이 표현될 수 있다.

$$DGDPL = C + DKL + DEL + \mu \dots\dots\dots (4)$$

단, Y : 국내총생산, L : 연간 취업자 수, K : 고정자본투자, E : 교육재정투자, DGDPL : 1인당 국내총생산의 성장률/경제성장률, DKL : 1인당 고정자본투자의 성장률, DEL : 1인당 재정예산 내 교육투자의 성장률, A : 상수항, 기술진보생산율, C : 상수항으로서, 1인당 기술진보생산율, e,  $\mu$  : 오차항 임.

## (2) 변수 설정

교육투자가 중국의 경제성장에 대한 미친 영향을 분석하기 위해서 본 연구 중에 설정된 변수들은 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL), 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL), 1인당 교육투자의 성장률(DEL)은 모두 실질 변수로 변화하기 위해 소비자 물가지수(cpi)로 나눈 수치를 사용하였다.

본 논문에서 식 (4)에서 보는 바와 같이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)은 종속변수로 설정되었고 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL), 1인당 총교육비용의 성장률을 독립변수로 설정하려고 했는데, 중국의 총교육비용 데이터가 너무나 부족하기 때문에 교육투자 중의 가장 큰 비율을 차지하고 있는 재정예산 내 교육지출을 이용하여 1인당 교육투자의 성장률(DEL)로 독립변수로 설정하였다. 여기서 다음과 같은 가설을 세울 수 있다. 1인당 교육투자의 성장률(DEL)과 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 대한 유의한 (+)영향을 미칠 것이다.

〈표 6〉 변수 설명

변수	변수 설명	단위	기대
종속변수	DGDPL 물가변동영향을 제거한 1인당 실질국내총생산의 성장률	%	
독립변수	DKL 물가변동영향을 제거한 1인당 실질고정자본투자의 성장률	%	+
독립변수	DEL 물가변동영향을 제거한 1인당 실질 국가 교육재정투자의 성장률	%	+

중국국가통계청 사이트 : [www.stats.gov.cn](http://www.stats.gov.cn)

한 국가의 경제성장을 영향하는 요인들이 다양하지만 그중에서 생산에 직접 영향을 미치는 자본, 노동력, 자원 등이 가장 중요하다고 볼 수 있다. 고정자본이 생산이 이루어진 직접적인 요인을 볼 수 있다. 그래서 고정자본투자의 성장률이 경제성장에 대해 정(+)의 영향을 줄 수 있다고 주장한다. 그리고 교육투자를 통해 교육을 발전시킬 수 있다. 교육은 노동자의 자질개선을 향상시킬 수 있고 노동자의 효율성, 지식, 숙련도 등을 향상시키고 기술진보가 실현되어 노동생산성을 증가시킬 수 있다. 이에 교육을 받은 노동자들은 더 효과적인 새로운 기술을 체득할 수 있고 기술진보를 생산현장에서 현실화시키는 역할을 할 수 있기 때문에 교육투자가 증가하면 교육을 받은 노동자의 생산능력이 더 향상되어 경제성장에 대한 적극적인 영향을 미친다고 주장한다.

### 3. 실증분석

#### (1) 단위근 검정

사용된 시계열자료들에 대한 안정성(Stationarity)을 살펴보기 위해 Augmented Dickey-Fuller test(ADF)와 Phillips-Perron test(PP)를 병행 실시하였다. PP test는 ADF test에 사용된 추가 설명변수에 기인한 자유도의 손실을 피하기 위해 통계량을 조정한 방법이다. 그 결과는 <표 7>에서 보는 바와 같이 사용된 자료가 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL), 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL), 1인당 교육투자의 성장률(DEL) 모든 변수들이 단위근(Unit Root)이 존재하지 않음을 보였고 안정성을 나타냈다.

<표 7> 단위근 검정결과(ADF, PP)

변수 명	검정 방법	ADF	PP
DGDPL		-3.80***	-2.76*
DKL		-3.87***	-3.53**
DEL		-2.84*	-2.90*

주 : 1) MacKinnon(1996)에 의한 ADF, PP 임계치 : 1% -3.6, 5% -3.0, 10% -2.6을 사용함,  
 \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1% 수준에서 유의함을 의미.  
 2) 1978년~2013년 자료임. 제시된 통계량은 상수항과 시간추세를 고려한 수렴.

## (2) 그랜저 인과관계 검정

1978~2013년 기간에 대해 Granger causality test로 이들 변수간의 인과관계 검정을 실시한 결과가 <표 8>에서 보는 바와 같이 P값이 0.05보다 적으면 귀무가설이 기각되고 인과관계가 존재하는 것으로 본다. 그래서 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)이 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)로의 인과관계를 보였고 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)이 1인당 교육투자의 성장률(DEL)로의 인과관계도 보였다. 다만 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)이 1인당 교육투자의 성장률(DEL)간의 인과관계가 존재하지 않았다. 그러나 여기서 x가 y로의 인과관계를 존재한다는 것은 단지 x가 y로의 예측에 도움을 준다는 의미임을 주의할 필요가 있다.

<표 8> 그랜저 인과관계 검정

귀무가설	F-Statistic	Prob.
DKL does not Granger Cause DGDPL	1,14161	0,3332
DGDPL does not Granger Cause DKL	5,85964	0,0073
DEL does not Granger Cause DGDPL	1,55079	0,2292
DGDPL does not Granger Cause DEL	5,34495	0,0106
DEL does not Granger Cause DKL	1,42950	0,2558
DKL does not Granger Cause DEL	0,94506	0,4003

주 : DGDPL : 1인당 국내총생산의 성장률, DKL : 1인당 고정자본투자의 성장률,  
DEL : 1인당 교육투자의 성장률.

## (3) 기초통계량

<표 9>에서 보는 바와 같이 1978년~2013년 36년간의 자료를 이용하여 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL), 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL), 1인당 교육투자의 성장률(DEL) 중에서 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)의 평균성장률과 표준편차가 제일 크고 그 다음에 1인당 교육투자의 성장률(DEL), 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)의 순으로 나타났다. 왜도<sup>18)</sup>(Skewness)를 통해 보면, 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL), 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL), 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 약간 왼쪽으로 치우친 오른쪽꼬리 분포를 지니고 있음을 알 수 있다. 첨도<sup>19)</sup>(Kurtosis)를 통해 꼬리가 얼마나 두터운지를 알 수 있는데 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL), 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)이 두터운 꼬리를 갖

18) 정규분포의 왜도는 0이다.

19) 정규분포의 첨도는 3이다.

있고 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 두터운 꼬리를 갖지 않았음을 알 수 있다. Jarque-Bera 통계량은 첨도, 왜도, 표본 수 등을 가지고 정규성 분포라는 귀무가설 하에 검정을 한 값인데 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)과 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 정규성을 보이는 것을 알 수 있지만 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)이 정규성을 충족하지 않음을 알 수 있다.

〈표 9〉 기초 통계량

변수 명	DGDPL	DKL	DEL
Mean	7.966111	12.54333	10.34583
Median	8.765000	12.92500	9.475000
Maximum	16.72000	39.66000	25.46000
Minimum	-8.940000	-22.78000	-11.19000
Std. Dev.	5.446187	12.77737	8.673387
Skewness	-1.135644	-0.497618	-0.373336
Kurtosis	4.693367	3.647727	2.669803
Jarque-Bera	12.03936	2.115065	0.999824
Probability	0.002430	0.347312	0.606584
Sum	286.7800	451.5600	372.4500
Sum Sq. Dev.	1038.133	5714.142	2632.967
Observations	36	36	36

#### (4) 상관관계 분석

1978~2013년 연간 자료를 사용하여 상관관계 분석을 실시한 결과는 아래 〈표 10〉에서 보는 바와 같다. 〈표 10〉과 같이, 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)은 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)과 0.68로 높은 정(+)의 상관관계를 보였고, 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)은 1인당 교육투자의 성장률(DEL)과 0.62로 높은 정(+)의 상관관계를 보였다. 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)과 1인당 교육투자의 성장률(DEL)도 정(+)의 상관관계를 가진 것으로 볼 수 있다.

〈표 10〉 상관관계 분석(1978~2013)

변수 명	DGDPL	DKL	DEL
DGDPL	1.000000		
DKL	0.68	1.000000	
DEL	0.62	0.34	1.000000

(5) 회귀 분석

1978년부터 2013년까지 연간 자료를 이용하여 회귀분석을 실시한 결과를 정리하면 아래 〈표 11〉과 같다. 〈표 11〉의 결과를 살펴보면, 1인당 기술진보 생산율을 의미한 상수항이 2.23로 나타났으니 기술진보가 중국의 경제성장에 크게 기여하는 것으로 볼 수 있다. 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)과 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 미친 영향은 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 유의한(1% 수준 하에서 유의함) 긍정적인(0.23) 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에도 매우 유의한(1% 수준 하에서 유의함) 정(0.28)의 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 이에 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL) 1단위의 증가가 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 0.23단위 상승에 기여하는 것이고 1인당 교육투자의 성장률(DEL) 1단위의 증가가 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 0.28단위 상승에 기여하는 것을 보였다. 따라서 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)보다 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 더 크게 기여하는 것을 보였다. 그리고

〈표 11〉 회귀분석 결과(1978~2013)

독립변수	종속변수	DGDPL
상수항		2.23(2.35)**
DKL		0.23(4.77)***
DEL		0.28(4.02)***
$R^2/\overline{R^2}$		0.64/0.62
DW		1.86
관측치		36

주 : \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1% 수준에서 t-값이 유의함을 의미.

결정계수(R2)가 0.64이며 수정된 결정계수( $\overline{R^2}$ )가 0.62로 높게 나왔으며, Durbin-Watson통계량이 1.86로 2에 가깝게 나와서 자기상관이 존재하지 않는 것으로 판정한다.

위에 분석결과를 살펴보면, 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)과 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 대한 매우 유의한 정(+) 영향을 미친 것으로 나타났다. 다시 말하면, 교육투자의 성장률과 고정자본투자의 성장률이 높으면 높을수록 경제가 더 빠르게 성장할 수 있는 것으로 보인다. 그래서 중국은 계속 효율적으로 교육투자와 고정자본투자를 추진시켜야 된다는 것을 볼 수 있다. 그러나 두 변수 중에서 1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)보다 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 더 크게 기여한다는 것을 볼 수 있다. 현실적으로 보면, 개혁개방 전에 중국은 개발도상국이라서 풍부한 저임금 노동력을 많이 가지고 있었지만 노동력의 전문기술능력이 약하고 생산능력도 별로 높지 않고 이런 낮은 생산능력을 가지는 노동력이 많을수록 경제 성장에 대해 발전시키지 못할 뿐만 아니라 오히려 경제성장에 대한 큰 부담이 될 수도 있다. 개혁개방 이후 중국은 교육의 중요성을 알게 되었고 교육정책을 많이 실시했다. 교육에 대한 투자가 선진국에 비해 아직 부족하지만 개방 초기부터 지속적으로 증가해왔으며 교육의 발전에 큰 기여를 했다. 그동안 중등직업교육과 기술교육에 대한 투자를 계속 증가하여 중등교육을 통해 노동자의 지식, 숙련도, 효율 등을 향상시켜 숙련된 기술 인력을 많이 육성했다. 또한 기술진보를 실현시켜 노동자들이 새로운 기술을 많이 체득하여 생산현장에서 실현화시키기 때문에 노동력의 생산능력도 많이 높였다. 그리고 자연 인력을 대신 효율성이 높은 기계 설비를 많이 사용하게 되었다. 이에 교육투자가 중국의 경제성장에 큰 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 그래서 중국은 더 이상 노동력의 공급에만 의존해서는 안 되고 경제와 사회를 계속 발전시키려면 교육의 중요성을 중시해야 한다. 교육투자를 통해 교육수준을 높여 기술진보도 실현시킬 뿐만 아니라 노동력의 질도 향상시키고 생산능력도 많이 높여야 한다. 이에 중국의 경제가 지속적으로 고성장을 달성할 수 있을 것이다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 중국의 교육투자가 경제성장에 미친 영향을 분석하기 위해 먼저 중국의 교육투자와 경제발전 현황을 살펴보았다. 중국의 경제가 초고속으로 발전하고 있으며, 교육투자도 지속적으로 성장하고 있지만 교육투자가 경제성장의 보조를 맞추지 못 한다. 교육투자의 재

원(財源)으로 보면, 그 중에서 정부의 공공재정투자는 제일 큰 비중을 차지하고 있으나 개인적인 교육투자나 사회적인 교육투자는 상대적으로 부족한 현실이다. 교육투자의 지출 구조로 살펴보면, 중국의 교육투자의 구조는 지역 불균등한 현상이 나타났다. 경제가 발달한 동부지역은 교육투자액이 제일 많고 경제가 낙후한 서부지역은 교육투자액이 제일 적다. 중국은 국토가 넓고 각 지역 경제 개발이 불균형한 상태이며 지방 정부의 재정능력도 지역에 따라 큰 차이가 있기 때문에 각 지역의 교육투자도 큰 차이가 날 수 밖에 없다. 교육투자의 교육수준별 지출 구조로 보면 중국은 초등교육과 고등교육에 비해 중등교육의 투자가 상당히 낮은 편이다. 중국은 개발도상국이라서 숙련된 기술 인력이 부족하기 때문에 중등교육을 중시할 필요가 있다. 중등교육은 숙련된 기술 인력을 육성해서 노동력의 질을 향상시키는 데에 더 큰 영향을 줄 수 있기 때문이다.

그 다음에 콥-더글러스의 생산함수 모형을 참고하여 실증분석을 통해서 1인당 교육투자의 성장률이 1인당 국내총생산의 성장률에 대한 어떤 영향을 미치는지를 살펴보았다. 본 연구는 단위근 검정, 그랜저 인과관계 검정을 실시한 다음에 기초통계량분석, 상관관계와 회귀분석을 통해 교육투자가 경제성장에 미친 영향을 분석했다. 분석결과는 다음과 같이 나왔다.

1인당 고정자본투자의 성장률(DKL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에 유의한(1% 수준 하에서 유의함) 긍정적인(0.23) 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 1인당 교육투자의 성장률(DEL)이 1인당 국내총생산의 성장률(DGDPL)에도 매우 유의한(1% 수준 하에서 유의함) 정(0.28)의 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

이에 따라 교육투자의 성장률과 고정자본투자의 성장률이 높으면 높을수록 경제가 더 빠르게 성장할 수 있는 것으로 보인다. 따라서 중국은 계속 효율적으로 교육투자와 고정자본투자를 추진시켜야 된다는 것을 볼 수 있다. 중국은 더 이상 노동력의 공급에만 의존해서는 안 되고 교육투자를 통해 기술진보와 노동력의 질부터 향상시켜야 된다.

이에 따라 교육투자의 문제점에 대한 개선방안을 다음과 같이 제시할 수 있다.

첫째, 국가와 정부가 교육투자의 역할을 중시하여 지속적으로 교육투자를 증가시켜야 한다. 실증분석의 결과에 의하면, 교육투자가 경제성장에 큰 긍정적인 영향을 미치는 것을 밝혔다. 교육투자가 소비인 동시에 투자이기도 한다. 게다가 교육투자가 외부효과도 있기 때문에 교육투자가 생각보다 경제성장에 더 큰 영향을 줄 수 있다. 교육투자가 생산의 기술뿐만 아니라 노동자의 질을 향상시킬 수도 있다. 그래서 중국의 경제가 지속적인 고성장을 달성하기 위해서 정부뿐만 아니라 사회단체와 개인이 교육투자를 다 중시해야 한다.

둘째, 교육투자의 재원을 넓혀야 한다. 중국의 교육투자의 현황을 보면, 교육투자의 재원이 대부분 정부지출에 의지하고 있다. 중국의 사회형태에 따라 재정지출이 교육투자의 주체

로서 계속 증가해야 하지만 기업, 사회단체와 개인적인 교육투자로 보면 대부분 선진국에 비해 중국은 너무나 부족하다. 그래서 사회와 개인의 교육투자 측면에서 정부가 구체적인 정책을 실시해야 한다. 예를 들면, 정부가 교육채권을 발행하거나 학교와 기업을 연합시키거나 이에 학교가 기업에 인재를 육성하고 기업이 학교에 자금을 투자해준다. 여러모로 교육투자의 재원을 넓혀야 한다.

셋째, 경제발전의 지역불균형으로 인해 교육투자의 지역 불균형 현황을 조정해야 한다. 중국의 교육투자를 전체적으로 보면 지역불균형 현상이 너무 심하다. 그 이유는 중국의 경제발전현황을 보면 동부지역, 중부지역, 서부지역의 높은 순으로 나타났으며 교육투자 중에 지방재정지출이 큰 비중을 차지하고 있기 때문이다. 이에 교육투자도 동부지역이 제일 높고 서부지역이 너무나 낮다는 것을 볼 수 있다. 이 현황을 조정하기 위해서 중국이 계속 중서부지역의 경제개발을 강화해야 한다. 교육수준은 소득수준과 직결되기 때문에 지역 간 소득의 불균등을 완화하는데 있어서도 교육기회의 균등은 매우 중요하다. 그리고 경제 발전시키는 동시에 중앙정부가 중서부지역의 교육투자에 대한 자금보조도 해야 한다.

넷째, 중등교육에 대한 투자를 높여야 한다. 중국은 의무교육을 실시한 후에 초등교육에 대해 투자가 지속적으로 늘어오고 있을 뿐만 아니라 고등교육에 대한 투자도 계속 증가하고 있다. 반면에 중등교육에 대한 투자가 상대적으로 부족하다는 것을 볼 수 있다. 중국에 경제의 발전을 위해서 숙련된 기술 인력이 많이 필요하다. 요즘에는 중국이 너무나 고등교육을 중시하기 때문에 고등교육을 통해 육성한 인재들은 실천능력과 기술성이 부족하기 때문에 교육낭비현상이 많이 나타났다. 이를 개선하기 위해서 국가가 중등교육을 많이 지지해야 하고 중등교육에 대한 투자도 증가해야 한다. 중등교육을 통해 숙련된 기술 인력을 육성할 수 있기 때문이다.

본 논문은 교육투자가 중국의 경제성장에 미친 영향을 분석하기 위해서 중국은 개혁개방 이후 1978년~2013년 기간의 연간 자료를 이용하여 실증분석을 하였다. 중국의 장기적 시계열 자료에 대한 이용 가능성의 한계 등으로 다양한 분석을 하는데 어려움이 있으며, 이런 경우에는 추정된 결과는 신뢰도 면에서 한계가 조금 있다고 생각한다. 본 논문의 실증분석은 교육투자와 다른 주요 생산요소인 변수들은 선정했으니 교육투자가 경제성장에 미친 영향을 보일 수 있지만 실제적으로 중국 데이터의 한계가 있기 때문에 교육의 수익 창출 효과가 중국의 경제성장에 미친 영향을 분석하지 못 한다.

## 참고문헌

- 김선재, 이영화, 임광혁. 2010. “인적자본형성으로서의 교육투자와 경제성장과의 관계: OECD 비영어권 국가들을 중심으로”. 『한국콘텐츠논문지』, Vol.10 No.3.
- 김의준, 정연호, 권영현. 2013. “대학 교육 투자 지출의 지역 성장 효과 및 지역 간 격차 분석”. 『한국지역개발학회지』 제25권 제1호, pp.183-200.
- 김희진. 2010. 학력간 교육투자 수익률 분석. 경희대학교, 석사학위논문.
- 모위홍. 2014. 교육투자가 중국 경제성장에 미친 영향에 관한 연구. 석사학위논문.
- 문병근, 김성욱. 2012. “지방교육재정지출 및 지역인적자본형성과 지역경제성장간의 동태적 관계분석”. 『財政政策論集』 第14輯 第2號, 韓國財政政策學會.
- 박형수, 류덕현. 2010. “교육 분야 정부지출의 효율성 측정과 결정요인”. 『재정학연구』 제3권 제4호(통권 제67호), pp.39-77.
- 유광석. 2011. 교육투자가 한국경제성장에 미친 영향에 관한 연구. 경기대학교, 박사학위논문.
- 장일진. 2013. 고등교육 공교육비가 경제성장에 미치는 영향. 한영대학교, 석사학위논문.
- 장창원. 2007. “한국의 경제성장에 대한 교육수준별 영향”. 『한국인구학』 제30권 제1호, pp. 149-176.
- 홍정연. 2013. 교육과 경제성장의 상관관계에 대한 일고찰. 고려대학교, 석사학위논문.
- 蔡娟. 2010. 我国东部地区教育投资对经济增长的贡献研究, 南京农业大学, 硕士学位论文.
- 李莹. 2012. 教育投资与经济增长的关系, 浙江财经学院, 硕士学位论文.
- 袁庆禄. 2013. “中国财政性教育投资与经济增长”. 『信阳师范学院院报』 第33卷, 第三期.
- 张峭. 2010. 海南省教育投资对经济影响的实证研究, 天津大学, 硕士学位论文.
- 네이버 지식백과 : [terms.naver.com](http://terms.naver.com)
- 中国统计局 : [www.stats.gov.cn](http://www.stats.gov.cn)
- 中国知网 : [www.cnki.net](http://www.cnki.net)
- 中国教育部 : [www.moe.gov.cn](http://www.moe.gov.cn)
- 中国财政部 : [gjs.mof.gov.cn](http://gjs.mof.gov.cn)

## Educational Investment Effect on the Economic Growth in China

Kim, Seong Suhn\* · Mou, Weihong\*\*

### ABSTRACT

In this paper, we use theoretical analysis and empirical research to study the effect of educational investment in the Chinese economic growth by the data from 1978 to 2013. Through the theoretical analysis and empirical research, we analysed the contribution of education investment to economic growth, and investment in education for our current situation and problems existing in the corresponding countermeasures and we found that education investment to economic growth plays an important role. Investment in education can improve the human capital stock, in order to promote the optimization of human capital to promote economic growth; investment in education can also develop new technologies, improve the management of science and so to promote labor efficiency, thereby improving productivity through the promotion of economic growth; In addition, investment in education also has a wide range of comprehensive benefits, such as improving labor standards and moral, and cultural qualities to indirectly promote economic growth. And then we make some countermeasures and suggestions on the current situation of education investment and the problems existing in the corresponding.

**Key Words** : Education Investment, Economic Growth, China

---

\* First author, Professor, Department of International Trade, Dankook University,  
E-mail : sskim@dankook.ac.kr.

\*\* Corresponding Author, Master of International Trade, Graduate School of Dankook University,  
E-mail : mwh-0535@163.com.

# 비자발적 환경하의 정보시스템 수용에 관한 연구: DTPB 모형을 적용한 공공기관 IS 사례를 중심으로

유혜림\* · 송인국\*\*

## 요약

현재 공공기관에서 일상적인 업무와 비즈니스가 점점 더 시스템화 되어 가고 있는 상황에서 사용자들에게도 시스템 사용이 강제될 수밖에 없다. 그 중에서도 각 기관의 내부업무 시스템은 사용자가 자발적으로 이용할 수 있는 형태가 아닌 정책에 의해 채택된 시스템을 본인의 의지와 상관없이 비자발적으로 수용할 수밖에 없는 상황이다.

이렇듯 비자발적인 환경의 정보시스템 수용에 대한 고찰이 필요함에도 불구하고 지금까지 자발적 환경의 정보시스템 수용에 적합한 TAM이나 IS 성공 모형을 적용한 연구가 주로 이루어졌다. 따라서 본 연구에서는 비자발적 환경의 정보시스템, 특히 공공기관에 있는 범용적 내부업무 시스템을 중심으로 비자발적 상황에 적합한 DTPB 형을 적용하여 정보시스템 수용에 영향을 주는 요소 및 관계를 조사하였다.

본 연구 결과를 토대로 현재 공공기관에서 비자발적 환경의 정보시스템에 관한 수용의도에 유의적 영향을 미치는 요인들을 찾고 앞으로 비자발적 환경의 정보시스템의 도입함에 있어서 어떠한 점을 더 고려해야 하는지 활용 방안을 제시하고 있다.

**핵심주제어** : 비자발적 시스템, 공공정보시스템, HIRANET, DTPB 모형

\* 제 1 저자, 건강보험심사평가원 재직, 단국대학교 일반대학원 경영학과 경영정보 전공 석사, 서울시 서초구 효령로 267, Korea, Tel : 02-705-9908, Fax : 02-6710-5703 E-mail : limnimgg12@hiramail.net

\*\* 교신저자, 단국대학교 상경대학 경영학부 경영정보 전공 교수, 경기도 용인시 수지구 죽전동 126번지 단국대학교, Korea, Tel : 031-8005-3442, Fax : 031-8005-3370, E-mail : iksong@dankook.ac.kr

〈논문 투고일〉 2016. 02. 16      〈논문 수정일〉 2016. 03. 22      〈게재 확정일〉 2016. 03. 29

## I. 서 론

지난 20여 년 동안 우리나라는 IT를 국가의 핵심 기술 분야로 간주하였고 이에 맞는 국가적인 노력과 투자가 이어졌고, 이러한 노력에 따라 공공정보시스템도 끊임없이 발전하였다.

공공정보시스템은 대국민서비스와 공공기관별 특정업무 시스템, 그리고 범용적으로 사용하는 내부업무 시스템 등 크게 세 분류로 나눌 수 있다. 대국민 서비스는 인터넷 기반의 시스템을 통해 국민 지향적 대민서비스를 제공하는 것을 말하며 민원24와 홈택스가 대표적인 예라고 할 수 있다. 공공기관의 특정업무 시스템은 각 기관만이 다루는 특수한 업무를 처리할 수 있는 시스템을 개발하여 사용하는 것으로, 대표적인 예로는 건강보험심사평가원의 심사업무 시스템을 들 수 있다. 마지막으로 범용적으로 사용하는 내부업무 시스템은 각 기관의 성격 및 용도에 따라 일상적인 업무를 처리하기 위한 시스템으로, 건강보험심사평가원의 히라넷(hiranet)시스템과 한국은행의 경영관리시스템을 대표적인 예로 들 수 있다.

대국민 서비스나 특정업무 시스템의 경우와는 달리 내부업무 시스템은 개인의 수용이 조직 내에서의 정보시스템의 도입에 따른 정책에 의해 강요되거나 제한되게 되어 비자발인 수용이 이루어지고 있는 것이 대부분이다. 이러한 내부업무 시스템은 공공기관 뿐 아니라 대부분의 기업에서도 강제적으로 도입되어 기존 업무를 대체하도록 주어지고 있다.

따라서 성공적으로 개발된 시스템이라 할지라도 우호적이고도 적극적인 사용자 수용의 부재는 시스템을 단순히 기계적으로 사용할게 하고 많은 비용을 들여 도입된 시스템의 효율적·효과적 활용 가능성을 저해하는 결과를 야기한다(Nah et al., 2004). 강제된 사용 환경에서는 정보시스템의 기본적 사용은 이루어질 수 있으나, 사용자의 부정적 태도의 결과는 적극적 사용을 유도하지 못해 정보시스템 효과성의 약화를 초래할 수도 있다(Melone, 1990).

이렇듯 비자발적인 환경의 정보시스템 수용에 대한 고찰이 필요함에도 불구하고 지금까지 TAM이나 정보시스템 성공 모형 등을 이용한 자발적 환경의 정보시스템 수용에 관한 연구만이 주로 이루어졌다. 따라서 비자발적 환경의 정보시스템, 특히 공공기관에 있는 시스템을 중심으로 수용의도에 관한 연구를 해보고자 한다. 가설검정을 위한 분석결과를 토대로 현재 공공기관에서 비자발적 환경의 정보시스템에 관한 수용의도에 유의적 영향을 미치는 요인들을 찾고 앞으로 비자발적 환경의 정보시스템을 도입함에 있어서 어떠한 점을 더 고려해야 하는지 활용방안을 제시할 수 있을 것이다.

## II. 공공기관의 내부업무 시스템

정보기술의 발달로 인해 현재 대부분의 공공기관은 정보시스템을 도입하여 이용하고 있다. 각 기관은 기관의 성격 및 용도에 따라 범용적으로 쓰는 내부업무 시스템을 개발하였다. 내부업무 시스템의 주요 기능은 해당 공공기관의 웹메일, 결제, 게시판 등 일상적으로 처리하기 위한 일을 말한다. 따라서 이러한 내부업무 관리 시스템은 해당 기관에 소속된 직원이라면 누구나 이용해야만 업무가 가능한 비자발적인 시스템의 성격을 가지고 있다.

대부분의 공공기관이 운영하고 있는 내부업무 시스템 중에 한국은행의 관리 시스템들과 건강보험심사평가원의 인트라넷으로 구축되어 있는 내부업무 시스템을 소개하고자 한다.

### 1. 한국은행의 내부업무 시스템

한국은행은 우리나라 금융 및 통화에 관한 많은 데이터를 보유하고 있으며 그에 따라 여러 종류의 정보시스템을 운영하고 있다. 한국은행의 정보시스템의 서비스 운영체제는 UNIX를 사용하고 있으며, 응용프로그램 관련 데이터의 일관성 및 무결성 유지를 위하여 DBMS를 탑재하여 운영 중에 있다. 한국은행에서 사용하고 있는 내부업무 시스템은 다음과 같다.

먼저 문서종합관리시스템은 당행의 전자결제 제도의 도입, 정보공유 활성화를 통한 사무능률 제고를 위해 구축되어 1999년 1월부터 운영되고 있는 정보시스템으로 일반적으로 그룹웨어(Groupware)로 통칭되는 시스템이다. 문서처리 절차를 간소화하고 기관간 문서 유통이 가능할 뿐만 아니라 기록물을 체계적으로 관리할 수 있는 표준규격에 부합하는 신 전자문서 및 자료관 시스템으로 전면 개편하여 2006년 1월부터 운영 중에 있다. IBM p590 서버 2조를 사용하고 있으며, 각 서버는 파티션 구성을 통하여 DBMS서버, 문서종합관리서버, 자료관서버, 통합검색서버 등으로 사용하고 있다.

두 번째로 내부업무 시스템은 노후화된 인사·자산관리시스템을 재구축하여 인사·급여·자산관리 업무 외에 예산·경리·조직·안전관리 등 내부 경영관련 업무가 유기적으로 연계되는 경영관리시스템을 2006년 4월부터 운영 중에 있다. 경영관리시스템을 통하여 업무의 효율 및 활용을 극대화함으로써 당행의 업무 생산성 향상 및 조직 역량을 강화할 수 있고, 경영진의 의사결정에 필요한 경영관리 현황자료를 신속·정확하게 제공할 수 있는 체제를 마련하였다. IBM p570 서버 2조를 사용하고 있으며 각 서버는 파티션 구성을 통하여 DBMS서버, WAS서버, SSO서버 등으로 사용하고 있다.

## 2. 건강보험심사평가원의 내부업무 시스템

건강보험심사평가원에는 ‘히라넷’이라는 인트라넷 기반의 내부 시스템이다. 히라넷은 심평원내 신속한 의사교환 및 모든 직원들과의 정보공유를 통한 전사적 정보 축적을 목적으로 구축된 내부 정보시스템으로 전자결재, 지식관리(智·존), 일정관리, 웹 메일, 메신저 등의 기능이 주어지며 회사와 직원들 간의 업무능률을 향상시키는 프로세스이다.

[그림 1] 히라넷 메인 화면



(출처 : 히라넷 사용자매뉴얼, 2009)

히라넷의 전자결재 시스템은 기존에 종이문서를 이용하여 서면 결재를 받았던 비효율적인 결재업무를 개선하기 위해 결재문서 및 결재프로세스를 전자(전산)화 한 시스템이다. 전자결재시스템은 전자화된 결재문서의 상신, 결재, 기록 및 보관, 검색 등의 결재프로세스의 모든 처리절차를 전자화 하여 제공하고 있다.

먼저 업무정보화관리 시스템은 크게 두 가지 업무를 담당하는 시스템으로 나눌 수 있다. 먼저 전산화 사건검토요청 업무를 담당하고 있는데 이는 현업부서에서 새로운 업무정보화 대상 발생 시 또는 기 개발된 업무에 대하여 개선이 필요 할 경우 기획전에 정보통신실에 정보화에 필요한 소요예산, 개발기간 등을 정보화검토요청서에 의거하여 검토·의뢰하는 기능을 하고 있다. 두 번째는 정보화개발요청 및 진척 관리 업무로 사전협의 유무와 관계없이 처리할 업무의 범위가 간단한 경우 정보처리요청서를 송부하는 기능과 개발 및 보완요청 된 업무에 대해 요청부서에서 진행상황을 수시로 확인할 수 있도록 처리담당부서에서 요청부터 완료까지 단계적 진행상황을 관리하는 시스템이다.

[그림 2] 히라넷 시스템 내부 현황



심평원의 智·ZONE 시스템은 조직 차원에서의 지식은 물론 개개인의 지식을 체계적으로 발굴하여 기업내부에 축적·공유하고 이 지식을 기업의 경쟁력 제고를 위해 활용하는 경영을 지원하는 시스템이다. 지존은 심평원이설치·운영하는 정보통신망을 통하여 지식 및 제안을

체계적으로 축적·관리하기 위한 정보시스템의 명칭이다. 구성원과 조직의 향상 및 지속적인 혁신을 극대화하고, 핵심역량을 강화함으로써 조직의 가치를 높이고 경쟁우위를 확보하기 위해서 구축하였다.

심평원 직원 및 포털 사이트(hira.or.kr)에 가입한 회원에게 제공하는 심평원 메일로서 메일 용량은 기본으로 100M을 제공하고 있으며, 조직도와 연계하여 직원 이름만을 가지고 자유롭게 메일을 주고받을 수 있다.

신문 스크랩은 심평원과 관련된 기사(일간지, 방송, 전문지, 인터넷매체 등)를 등록 공유하며, 기록관리를 통한 기사검색 등 업무 활용할 수 있다.

업무일정 시스템은 본·지원별 실시되고 있는 회의, 교육, 워크숍 등이 같은 시기에 집중·중복되는 경우, 이로 인해 업무 공백 또는 행정력 낭비 등이 발생하여 각종 행사·출장 등의 일정을 사전에 공유하여 비효율적인 요소를 최소화하고자 하는 시스템이다.

### III. 이론적 배경

#### 1. 자발적 vs. 비자발적 수용 선행연구

기존의 정보기술수용과 관련된 연구에서는 자발적 의지를 전제로 한 수용에 관한 연구가 주로 이루어졌다. 하지만 현재 기업 조직에서는 일상적인 업무와 비즈니스가 점점 더 시스템에 의존하고 있고 많은 업무 환경에서는 자신의 의지와 상관없이 정해진 정보시스템을 사용해야만 하는 상황에 많이 처해 있다는 것을 보면 비자발적인 정보수용에 관한 연구가 절실히 필요하다고 볼 수 있다.

사용자의 자발적 수용이란 사용자 자신들이 자유의사에 따라 정보기술/정보시스템의 선택 권한이 주어진 상태를 말한다. 반면에 비자발적 정보기술수용은 사용자의지와 무관하며 조직의 정보기술제공에 비하여 최소한의 적당한 직무유지 선에서 수용하게 된다(Markus, 1983; Brown et. al., 2002). 자발적 수용은 사용자가 정보시스템을 수용하는데 자유롭게 의사결정을 할 수가 있는 반면에 비자발적 수용은 정보시스템의 수용이 강제적이다(Hartwick & Barki, 1994; Venkatesh & Davis, 2000). 이러한 의사결정권의 선택 유무는 자발적 수용과 비자발적 수용에서 나타나는 결과에 대해 분명한 차이를 발견할 수 있을 것이다(장원경 & 김태균, 2005).

자발적·비자발적 수용에 관한 연구를 살펴보면 다음과 같다. Adams 등(1992)의 연구에서

업무 수행의 필요성에 의해 강제적으로 사용되는 시스템은 사용자들 간에 만족도 측면에서는 차이가 있을 수 있다는 점을 지적하였다. Moore와 Benbasat(1991)는 정보기술 혁신과 관련된 다양한 지각 정도를 측정할 수 있는 도구를 개발하였는데, 여기서 자발성을 정보기술의 특성을 나타내는 요인 중의 하나라고 피력하였다. TAM2를 제안한 Venkatesh와 Davis(2000) 역시 5개월에 걸친 장기적 연구에서 자발적 사용과 비자발적 사용으로 나누어 확장된 TAM 모델을 검증하였다.

비자발적 환경을 연구한 Brown et al.(2002)은 TAM과 TPB모형에서 지각된 유용성과 이용 용이성이 행동 의도에 중요한 영향을 미치지 않았으며 지각된 유용성과 이용 용이성이 태도에까지만 영향을 준다고 하였다. 이러한 결과를 추론해보면 사용자는 비자발적 환경에서 정보기술/정보시스템을 직무유지 수단을 위해 사용한다고 예상할 수 있다. 이는 비자발적 환경에서는 정보기술/정보시스템의 실질적인 수용은 이루어지지 못한다고 할 수 있다.

장원경과 김태균(2005)의 연구에서는 회사에서 사용하는 회계정보시스템을 대상으로 비자발적인 수용에 관한 연구를 하였다. 이 연구에서 지각된 유용성은 비자발적 환경에서도 가장 중요한 변수임을 확인하였고 직무의 필요성에 대한 사용자들의 심리적 만족감을 얻지 못하기 때문에 비자발적 환경에서는 타인의 영향성으로 인해 기술수용이 되지 못하였다고 하였다.

장흥식 외(2010)의 연구에서는 강제적 사용 환경에서 정보시스템 지속에 대한 상황요인의 영향에 관한 연구를 하였는데 강제적 환경에서는 자신의 업무 성과에 도움이 된다는 믿음이 만족이라는 감정을 더 강력하게 만들고 또한 지속하려는 의도에 더 큰 역할을 한다는 것을 밝혀냈다. 자발적 환경에서는 기대일치와 같은 내적동기와 감정이 더 중요하겠지만, 강제적 환경에서는 유용성 지각이 사용자의 감정과 행동 의도를 좌우하는 가장 중요한 요인이라는 것을 보여 준다.

이렇듯 실제 비자발적 정보기술과 자발적 정보기술은 사용 목적이 상이할 뿐 아니라 사용자의 선택하는 과정 즉 기술을 수용하는 과정 역시 상이하다. 이러한 관점에서 그동안 연구가 미비했던 비자발적 수용에 관한 연구를 해보고자 한다.

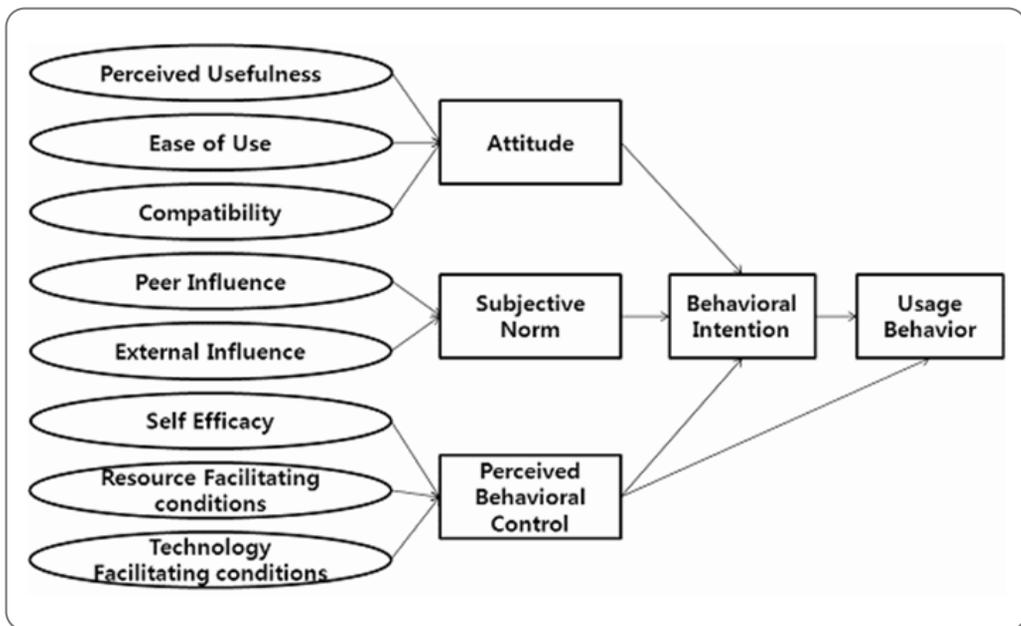
## 2. 분해된 계획 행동 이론((Decomposed Theory of Planned Behavior : DTPB)

계획된 행동 이론은(Theory of Planned Behavior)은 인간의 구매 행동을 설명하기 위해 제시했던 합리적 행위 이론(Theory of Reasoned Action)의 이론의 한계점을 극복하기 위해서 제시되었다(Ajzen, 1991). 하지만 Ajzen(1985, 1991)이 제시한 계획적 행동 이론은 행동의 도에 영향을 미치는 신념 구조를 단일 구조(unidimensional structure)로 분석하였다. 그리하

여 행동의도에 영향을 미치는 신념 구조와 다른 선행 변수들 간의 관계를 더 잘 이해하기 위해 많은 연구들은 다차원 구조(multidimensional structure)로 신념에 접근하는 방법들을 시도해 왔다(Taylor and Todd, 1995a). 신념 구조를 단일 구조로 분석했을 때, 각각의 신념 구조에 대한 구체적인 관계를 알 수 없다는 한계 때문에 태도 형성에 관련된 다차원적 신념 구조를 이용하는 것이 더 적합하다고 주장하였다(Bagozzi, 1981, 1982, 1983). 이러한 대표적인 모형으로 Taylor와 Todd(1995b)는 컴퓨터 자원 센터 사용을 설명하고 예측하기 위하여 분해된 계획 행동 이론(Decomposed Theory of Planned Behavior : DTPB)을 제시하였다.

통제적 신념 구조의 세분화는 크게 두 가지 측면으로 나눌 수 있는데, 지각된 개인적 능력 즉 자신감과 관련된 내적 자원 측면과 이용 가능한 자원, 즉 시간과 돈, 또는 기타 자원들과 연관된 외적 자원 측면이다(Ajzen, 1991). Bandura(1977)가 제시한 자기 효능감(Self Efficacy)을 내적 자원 측면으로 제시하고, Triandis(1980)이 제시한 촉진조건(Facilitating Conditions)을 외적 자원 측면으로 제시하였다(Taylor and Todd, 1995a, Shih and Fang 2004). 특히 Taylor와 Todd(1995b)는 촉진조건을 기술 촉진조건(Technology Facilitating Conditions)과 자원 촉진조건(Resource Facilitating Conditions)으로 분류하였다.

[그림 3] 분해된 계획 행동 이론



(Taylor and Todd, 1995)

신념 구조들을 세분화함으로써 각각의 신념들이 행동에 어떤 영향을 미치는가를 보다 명확하고 쉽게 이해할 수 있다(Bagozzi, 1981; Shimp and Kavas, 1984). 또한, 신념 구조의 세분화를 통해 안정된 형태의 신념 구조를 제공할 수 있고, 행동 의도나 행동에 영향을 미치는 요인을 구체화 할 수 있다(Taylor and Todd, 1995b).

## IV. 연구모형 및 가설

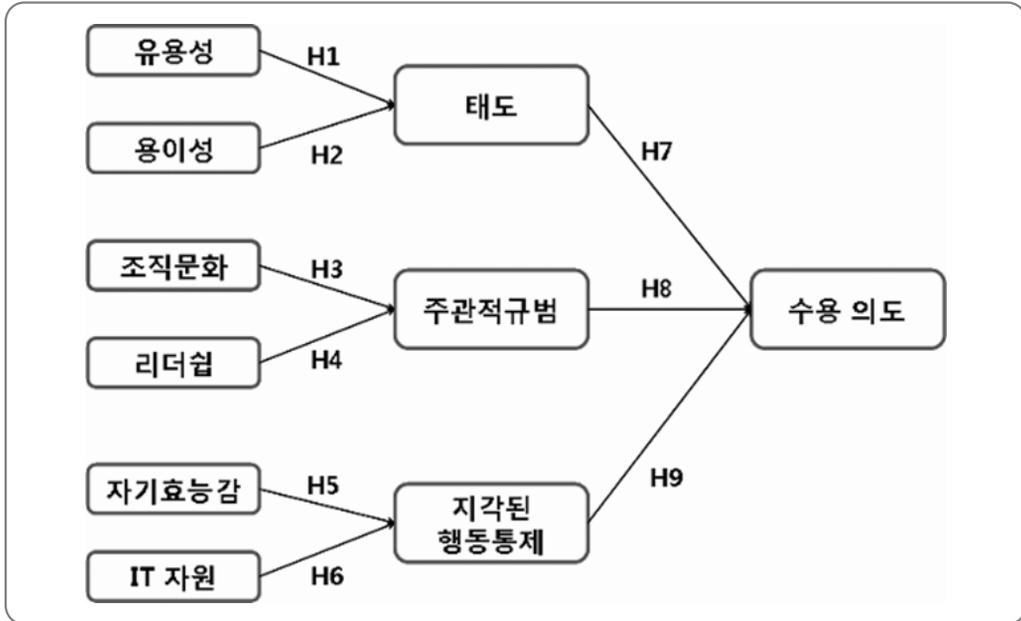
### 1. 연구모형

본 연구에서는 비자발적인 정보시스템의 수용을 알아보기 위하여 Taylor와 Todd가 제시한 분해된 계획행동이론(Decomposed Theory of Planned Behavior)모형에 공공기관의 내부업무 시스템을 적용하여 해당 시스템을 사용하는 사용자의 수용의도를 조사해보고자 한다.

기존의 정보기술수용과 관련하여 TAM이나 IS 성공 모형과 같은 모형들은 주로 사용자들의 비자발적 환경을 설명하기보다는 사용자들의 자발적 의지에 초점을 둔 모형이다. 그러나 TPB는 TAM과는 달리 자발적인 의지의 수용에 관한 모형은 아니다. 행동태도와 주관적 규범 그리고 지각된 행동 통제가 행동의도에 영향을 준다는 구조로 되어 있는데 주관적 규범이라는 변수, 즉 본인의 의지뿐 아니라 주변의 영향을 받는 것에 따라 수용 의도에 영향을 줄 수 있다는 변수의 성격 때문에 비자발적인 정보시스템의 수용 의도를 알아보는 연구에 적합하다고 판단되어 연구에 적용하였다.

Taylor와 Todd는 TPB를 좀 더 세밀히 분석한 TPB를 제시하였다. 이를 DTPB라 하여 기본적인 TPB 모형에 태도에 영향을 주는 요인으로 지각된 유용성, 지각된 용이성, 적합성을, 주관적 규범에 영향을 주는 요인으로 동료의 영향, 상사의 영향을 들었다. 지각된 행동 통제에 영향을 주는 요인으로 자기 효능감, 자원의 촉진 조건, 기술의 촉진 조건으로 구성되었다. 이 중에서 적합성이라는 변수는 지각된 유용성과 지각된 용이성과 비슷한 개념이라 생각되어 배제하였고 동료의 영향과 상사의 영향이라는 요인을 조금 더 큰 차원에서 생각하여 조직문화와 기관장의 리더십을 주관적 규범에 영향을 미치는 요인으로 설정해 보았다. 마지막으로 자원의 촉진과 기술의 촉진 조건은 IT 자원이라는 하나의 요인으로 묶어서 연구 모형에 반영하였다.

[그림 4] 연구모형



## 2. 연구 가설의 설정

이러한 연구 모형을 근거로 하여 비자발적 환경하의 정보시스템 수용에 관한 연구를 위한 가설을 설정하고 <표 1>과 같이 주요변수들을 조작적으로 정의하였다.

- 가설1 비자발적 정보시스템에서 지각된 유용성은 태도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설2 비자발적 정보시스템에서 지각된 용이성은 태도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설3 비자발적 정보시스템에서 조직문화는 주관적 규범에 정(+)의 영향을 미칠 것이다
- 가설4 비자발적 정보시스템에서 기관장의 리더쉽은 주관적 규범에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설5 비자발적 정보시스템에서 자기 효능감은 지각된 행동 통제에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설6 비자발적 정보시스템에서 IT 자원은 지각된 행동 통제에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설7 비자발적 정보시스템에서 긍정적인 태도는 수용의도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설8 비자발적 정보시스템에서 주관적 규범은 수용의도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설9 비자발적 정보시스템에서 지각된 행동통제는 수용의도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

〈표 1〉 본 연구의 각 변수의 조작적 정의와 측정 항목

연구 변수	조작적 정의	관련 문헌
지각된 유용성	히라넷 시스템을 사용하면서 유용하다고 느끼는 정도	Davis(1989), Taylor and Todd(1995)
지각된 용이성	히라넷 시스템을 사용하면서 용이하다고 느끼는 정도	
태도	히라넷 시스템을 사용하면서 긍정적 또는 부정적 평가를 내리는 정도	
조직문화	조직원들이 공유하는 가치체계, 신념체계, 사고방식의 복합체	장원경과 김태균(2004), Cohen & Eimicke(1995), 한인섭(2006), Taylor and Todd(1995)
기관장 리더십	기관장리더십이 제도의 도입과 활용에 있어서 조직내부에서 조직구성원들의 관심도 및 지지여부에 영향을 미치는 정도	
주관적 규범	자신이 중요하다고 인식하는 주변 사람들이 자신의 행동에 대해 어떻게 인식하거나 평가할 것인지에 대한 지각 정도	
자기 효능감	개인이 소유하고 있는 기술을 어느 정도 행할 수 있는가에 대한 판단의 정도	Taylor and Todd(1995), 서희경(2006)
IT 자원	IT와 관련된 자원의 이용가능성에 대한 신뢰의 정도	
지각된 행동통제	어떤 행동을 하느냐 마느냐를 결정하는 데에는 그 특정행위의 수용을 촉진도는 저해하는 요인의 정도	
수용의도	정보시스템에 대하여 수용하고자 하는 의도의 정도	Gefen and Straub(2000), Chin et al (2009)

## V. 자료 수집 및 분석

### 1. 자료 수집

본 연구의 목적은 비자발적으로 수용되고 있는 공공기관의 내부업무 시스템에 대한 수용 의도에 대해 검증하는데 있다. 이에 대한 실증 연구를 위한 조사 대상은 건강보험심사평가원에서 사용하고 있는 ‘hiranet(히라넷)’이라는 인트라넷 기반의 경영지원시스템으로 하였고 이 시스템을 이용하고 있는 내부 직원들을 상대로 설문지를 수집하였다. 설문회수 결과는 다음과 같다.

〈표 2〉 설문회수 결과

구분	부수(부)	비율(%)
설문배포	230	100%
설문회수	197	85%
부적합 설문 수	20	8%
최종분석 설문 수	177	77%

## 2. 타당성 분석

우선 본 연구의 자료가 요인분석에 적합한 자료인가를 알아보기 위해서 Barlette의 수형성 검정(근사 카이 제곱값)과 Kaiser-Meyer-Olkin의 표본 적합도를 계산한 결과, 본 연구의 자료는 요인 분석하기에 적합한 자료임이 판명되었다.

〈표 3〉 독립변수의 KMO와 Bartlett의 검정

표준형성 적절성의 Kaiser-Meyer-Olkin 측도		.871
Bartlett의 구형성 검정	근사 카이제곱	2847.314
	자유도	190
	유의확률	.000

〈표 4〉 매개변수의 KMO와 Bartlett의 검정

표준형성 적절성의 Kaiser-Meyer-Olkin 측도		.813
Bartlett의 구형성 검정	근사 카이제곱	1237.710
	자유도	36
	유의확률	.000

본 연구에서는 탐색적 요인분석을 실시하였다. 측정변수의 구조적 개념을 독립변수, 종속 변수로 나누어 요인분석을 실시하였다.

요인분석은 Kaiser 정규화가 있는 베리맥스를 선택하여 회전하였으며 주성분분석을 활용하였다.

〈표 5〉 독립변수 요인 분석 결과값

항목	요인					
	1	2	3	4	5	6
유용-1.	.119	.861	.191	.149	.101	.053
유용-2.	.174	.796	.089	.241	.137	.090
유용-3.	.012	.796	.082	.316	.088	.215
유용-4.	.097	.673	.142	-.042	.121	.195
용이-1.	.167	.181	.262	.773	.175	.229
용이-2.	.018	.180	.233	.857	.228	.180
용이-3.	.256	.274	.274	.770	.157	.075
문화-1.	.363	.144	.067	.237	.135	.780
문화-2.	.337	.242	.145	.179	.111	.802
문화-3.	.304	.248	.071	.107	.227	.752
리더-1.	.787	.211	.093	.169	.138	.193
리더-2.	.861	.154	.088	.120	.112	.098
리더-3.	.836	.006	.100	.063	.143	.313
리더-4.	.769	.053	.086	.039	.231	.371
효능-1.	.099	.175	.845	.271	.193	.092
효능-2.	.064	.150	.884	.213	.096	.098
효능-3.	.151	.154	.874	.159	.216	.056
자원-1.	.227	.226	.272	.086	.809	.036
자원-2.	.171	.033	.169	.204	.837	.239
자원-3.	.173	.207	.109	.233	.830	.161
요인에 의해 설명되는 분산	3.285	2.985	2.707	2.505	2.484	2.390
총분산에 대한 상대비율(%)	16.425	14.924	13.535	12.523	12.418	11.952
총분산에 대한 누적 비율(%)	16.425	31.349	44.885	57.407	69.826	81.778

〈표 6〉 매개변수 요인 분석 결과값

항목	요인		
	1	2	3
태도-1.	.885	.123	.276
태도-2.	.907	.143	.276
태도-3.	.906	.154	.261
주관적 규범-1.	.218	.123	.883
주관적 규범-2.	.325	.176	.769
주관적 규범-3.	.247	.139	.843
지각된 행동 통제-1.	.180	.894	.132
지각된 행동 통제-2.	.134	.923	.126
지각된 행동 통제-3.	.070	.886	.149
요인에 의해 설명되는 분산	2,696	2,560	2,357
충분산에 대한 상대비율(%)	29,959	28,447	26,193
충분산에 대한 누적 비율(%)	29,959	58,406	84,599

〈표 7〉 종속변수 요인 분석 결과값

항목	요인
	1
수용의도-1.	.954
수용의도-2.	.945
수용의도-3.	.882
요인에 의해 설명되는 분산	2,581
충분산에 대한 상대비율(%)	86,024
충분산에 대한 누적 비율(%)	86,024

### 3. 신뢰성 분석

본 연구에서는 각각의 측정변수에 대하여 Cronbach's Alpha 계수를 기준으로 항목의 신뢰성을 확인하였으며 분석결과는 〈표 8〉과 같다.

측정 변수들의 내적일관성 신뢰도(Internal Consistency Reliability)는 Cronbach's Alpha계수가 가장 널리 사용된다. Nunnally(1978)에 의하면 Cronbach's Alpha 값이 0.60이상이면 측정도구의 신뢰성이 확보된 것으로 볼 수 있다고 한 반면 Hair et al.(1998)은 Cronbach's Alpha 값이 0.70이상이면 설문지의 신뢰성이 높다고 하였다.

본 연구에서 측정했던 변수들은 신뢰성 계수가 모두 0.6이상이고, 가장 낮은 값을 보인 지각된 유용성 항목도 0.847 신뢰성의 권장치를 초과하는 수치를 보여주고 있어 설문조사의 측정결과에 대한 신뢰성은 매우 높다고 할 수 있다.

〈표 8〉 신뢰성 분석 결과 값

번호	요인 명칭	변 수		Cronbach의 $\alpha$ 값	평균
1	지각된 유용성	1-1	히라넷 시스템은 업무처리 시간을 줄이는가	.841	5.287
		1-2	히라넷 시스템은 업무처리 능력을 향상 시키는가		
		1-3	히라넷 시스템은 나의 업무에 효과적인가		
		1-4	히라넷 시스템은 장점보다 단점이 더 많은가		
2	지각된 용이성	2-1	히라넷 시스템의 사용법은 간결하고 이해하기 쉬운가	.907	4.800
		2-2	히라넷 시스템은 내가 쉽게 사용할 수 있는가		
		2-3	히라넷 시스템으로 원하는 작업을 쉽게 할 수 있는가		
3	태도	3-1	나는 히라넷 시스템을 사용하는 것을 좋아하는가	.946	5.207
		3-2	히라넷 시스템을 사용하는 것은 좋은 생각인가		
		3-3	히라넷 시스템을 사용하는 것은 여러모로 현명한가		
4	조직문화	4-1	우리 기관의 조직문화는 정보시스템을 사용하는 것을 권유하는 편인가	.901	5.642
		4-2	우리 기관의 조직문화는 정보시스템을 사용하는 것에 대해 긍정적인가		
		4-3	우리 기관의 조직문화는 정보시스템을 사용하면 조직 생활에 도움이 되는가		
5	기관장 리더쉽	5-1	우리 기관의 기관장은 우리 조직의 정보시스템에 대한 명확한 비전과 의지를 가지고 있는가	.905	5.195
		5-2	우리 기관의 기관장은 다른 사업에 비해 정보시스템을 위한 예산이나 인력 배정에 특히 적극적인가		

요인		변 수		Cronbach의 α 값	평균
번호	명칭				
		5-3	우리 기관의 기관장은 직원의 정보시스템 관련 교육을 적극적으로 지원하는가		
		5-4	우리 기관의 기관장은 업무처리에 있어 정보시스템을 적극 활용하도록 강조하는가		
6	주관적 규범	6-1	나의 직장동료나 상사는 내가 히라넷 시스템을 사용하는 것을 권유하는가	.862	5.333
		6-2	나의 직장동료나 상사로부터 히라넷 시스템에 대하여 평판이 좋은가		
		6-3	나의 직장동료나 상사는 내가 히라넷 시스템을 사용해야 한다고 생각하는가		
7	자기 효능감	7-1	나는 히라넷 시스템을 사용하는 것에 대해 큰 어려움을 느끼지 않는가	.926	5.173
		7-2	나는 히라넷 시스템을 사용하데 다른 사람의 도움이 필요하지 않는가		
		7-3	나는 히라넷 시스템을 사용하는 것에 대한 자신감이 있는가		
8	IT 자원	8-1	히라넷 시스템을 사용하는데 있어서 컴퓨터, 프린터 등 IT 장비가 잘 구비되어 있는가	.896	5.356
		8-2	히라넷 시스템을 사용하는데 있어서 OS 및 소프트웨어가 잘 구비되어 있는가		
		8-3	히라넷 시스템을 사용하는데 있어서 네트워크가 잘 구비되어 있는가		
9	지각된 행동 통제	9-1	나는 히라넷 시스템을 잘 사용할 수 있는가	.909	5.277
		9-2	나는 히라넷 시스템을 사용함이 있어서 지장이 없는가		
		9-3	나는 히라넷 시스템을 사용할 수 있는 IT자원과 능력이 충분한가		
10	수용의도	10-1	업무의 원활한 수행을 위해 히라넷 시스템을 이용할 것인가	.911	5.629
		10-2	앞으로도 히라넷 시스템을 내 업무를 위해 지속적으로 이용할 것인가		
		10-3	주위 사람들에게 히라넷 시스템을 적극 사용하라고 추천할 것인가		

#### 4. 회귀 분석

본 연구에서는 비자발적인 수용이 공공기관의 경영지원시스템에 미치는 영향을 검정하기 위하여 독립변수들과 종속변수가 선형관계가 있다는 가정 하에서 종속변수를 예측할 수 있는 회귀모형을 사용하였다. 독립변수가 2개 이상이므로 다중회귀 분석을 사용하였다.

각 매개변수별로 각각 2개~3개의 독립변수들을 설정하였고 이에 대하여 회귀분석으로 가설 검정을 실시하였다. 본 논문에서는 독립변수들의 투입에서 입력(Enter)방식을 사용하여 검정하였다.

〈표 9〉 회귀 분석에 의한 모형 적합도

모형	R	R제곱	수정된 R제곱	표준 오차	통계량 변화량				
					R제곱 변화량	F변화량	자유도1	자유도2	유의확률 F 변화량
태도	.745	.555	.549	.76313	0.555	108.338	2	174	.000
주관적 규범	.672	.452	.445	.69606	.452	71.695	2	174	.000
지각된 행동 통제	.821	.674	.670	.61382	.674	179.721	2	174	.000
수용 의도	.781	.610	.604	.56062	.610	90.310	3	173	.000

〈표 10〉 회귀 분석에 의한 모형 계수

모형		비표준화 계수		표준화 계수	t	유의 확률	공선성 통계량	
		B	표준오차	베타			공차	VIF
태도	(상수)	.351	.337		1.042	.299		
	지각된 유용성	.546	.068	.472	8.080	.000	.751	1.332
	지각된 용이성	.410	.062	.387	6.627	.000	.751	1.332
주관적 규범	(상수)	1.621	.316		5.126	.000		
	조직 문화	.359	.070	.381	5.127	.000	.569	1.757

모형		비표준화 계수		표준화 계수	t	유의 확률	공선성 통계량	
		B	표준오차	베타			공차	VIF
주관적 규범	기관장 리더쉽	.325	.068	.357	4,800	.000	.569	1,757
지각된 행동 통제	(상수)	1,191	.254		4,685	.000		
	자기 효능감	.690	.044	.770	15,801	.000	.789	1,267
	IT 자원	.097	.047	.100	2,050	.042	.789	1,267
수용 의도	(상수)	1,086	.283		3,835	.000		
	태도	.226	.046	.289	4,929	.000	.656	1,526
	주관적 규범	.287	.056	.301	5,089	.000	.645	1,551
	지각된 행동 통제	.348	.043	.418	8,168	.000	.861	1,161

매개변수인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동 통제에 위계적 회귀 분석을 살펴본 결과 표준화 계수 베타 값이 태도는 0.289, 주관적 규범은 0.301, 지각된 행동 통제는 0.418의 수치가 나왔다. 따라서 지각된 행동 통제가 수용의도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 11〉 위계적 회귀분석 결과

모형		비표준화 계수		표준화 계수	t	유의 확률	공선성 통계량	
		B	표준오차	베타			공차	VIF
(상수)		3,207	.254		12,636	.000		
태도		.465	.048	.594	9,767	.000	1,000	1,000
(상수)		2,110	.298		7,078	.000		
태도		.286	.053	.366	5,383	.000	.673	1,486
주관적 규범		.380	.065	.399	5,878	.000	.673	1,486
(상수)		1,086	.283		3,835	.000		
태도		.226	.046	.289	4,929	.000	.656	1,526
주관적 규범		.287	.056	.301	5,089	.000	.645	1,551
지각된 행동통제		.348	.043	.418	8,168	.000	.861	1,161

회귀 분석 결과 모든 변수의 R제곱 값이 높게 나와 종속변수에 대한 독립변수들의 설명력이 높게 나타남을 알 수 있으며 유의 확률값이 유의수준 1% 또는 유의수준 5% 이내 임을 보았을 때 종속변수에 독립변수들이 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 매개변수인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동 통제에 위계적 회귀 분석을 살펴본 결과 표준화 계수 베타 값이 태도는 0.289, 주관적 규범은 0.301, 지각된 행동 통제는 0.418의 수치가 나왔다. 따라서 지각된 행동 통제가 수용의도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 제시한 모든 가설이 채택되었다.

### 5. 매개효과 측정

모형 전체의 설명력을 높이기 위해 종속변수에 대한 매개변수의 매개효과에 대한 측정을 실시하였다.

〈표 13〉 태도 변수에 대한 매개효과 모형 적합도

모형	R	R제곱	수정된 R제곱	추정값의 표준오차	통계량 변화량				
					R제곱 변화량	F변화량	자유도1	자유도2	유의확률 F 변화량
1	.624	.389	.382	.69976	.389	55.471	2	174	.000
2	.653	.427	.417	.67988	.038	11.325	1	173	.001

〈표 13〉은 수용의도라는 종속변수에 대하여 태도 매개변수를 측정된 결과이다. R제곱의 값을 살펴보면 유용성과 용이성이 수용의도에 미치는 영향을 측정된 모형1의 값이 0.389로 나타났고 유용성과 용이성이 태도를 거쳐서 수용의도에 영향을 미치는 값을 나타내는 모형2는 0.427로 측정되었다. 따라서 R제곱의 값에 따라 모형2가 설명력이 더 상승하였고 유의 확률이 두 모형 모두 유의하다는 결과가 나왔다.

〈표 14〉 주관적 규범 변수에 대한 매개효과 모형 적합도

모형	R	R제곱	수정된 R제곱	추정값의 표준오차	통계량 변화량				
					R제곱 변화량	F변화량	자유도1	자유도2	유의확률 F 변화량
1	.443	.196	.187	.80269	.196	21.275	2	174	.000
2	.616	.379	.368	.70760	.183	50.909	1	173	.000

〈표 14〉는 수용의도라는 종속변수에 대하여 주관적 규범 매개변수를 측정된 결과이다. R 제곱의 값을 살펴보면 조직문화와 기관장의 리더십이 수용의도에 미치는 영향을 측정된 모형 1의 값이 0.196로 나타났고 조직문화와 기관장의 리더십이 주관적 규범을 거쳐서 수용의도에 영향을 미치는 값을 나타내는 모형2는 0.379로 측정되었다. 따라서 R제곱의 값에 따라 모형2가 설명력이 더 상승하였고 유의 확률이 두 모형 모두 유의하다고 나타났다.

〈표 15〉 지각된 행동 통제 변수에 대한 매개효과 모형 적합도

모형	R	R제곱	수정된 R제곱	추정값의 표준오차	통계량 변화량				
					R제곱 변화량	F변화량	자유도1	자유도2	유의확률 F 변화량
1	.651	.424	.417	.67984	.424	63.945	2	174	.000
2	.678	.460	.451	.65983	.037	11.709	1	173	.001

〈표 15〉는 수용의도라는 종속변수에 대하여 지각된 행동 통제 매개변수를 측정된 결과이다. R제곱의 값을 살펴보면 자기 효능감과 IT 자원이 수용의도에 미치는 영향을 측정된 모형 1의 값이 0.424로 나타났고 자기 효능감과 IT 자원이 지각된 행동 통제를 거쳐서 수용의도에 영향을 미치는 값을 나타내는 모형2는 0.460로 측정되었다. 따라서 R제곱의 값에 따라 모형2가 설명력이 더 상승하였고 유의 확률이 두 모형 모두 유의하다고 나타났다.

## VI. 결론 및 향후 연구 방향

본 연구의 목적은 공공기관의 사례를 통해 비자발적인 환경 하에서 정보시스템에 대한 수용 의도에 대해 검증하고자 하는 것이다. 비자발적 환경하의 정보시스템에서는 어떤 요인들이 고려되어야 하는지 알아보고자 DTPB 모형을 활용하여 9개의 가설을 측정 하였다.

연구 결과 지각된 유용성과 용이성은 긍정적인 태도에 유의한 영향을 주고 있으며 긍정적인 태도 또한 수용의도에 영향을 주는 것으로 나타났다. 조직문화와 기관장의 리더십은 주관적 규범에 유의한 영향을 주고 있으며 주관적 규범도 수용의도에 영향을 주는 것을 검증하였다. 마지막으로 자기 효능감과 IT 자원은 지각된 행동 통제에 유의한 영향을 주고 있으며 지각된 행동 통제 또한 수용의도와 정의 관계임을 알 수 있었다. 이렇듯 지각된 유용성, 지각

된 용이성, 긍정적인 태도, 조직 문화, 기관장의 리더십, 주관적 규범, 자기 효능감, IT 자원, 지각된 행동 통제 모두가 비자발적인 환경의 정보시스템을 수용하는데 있어서 중요한 요인으로 나타났다.

이에 대한 분석결과를 매개변수인 태도, 주관적 규범, 자기 효능감을 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

지각된 유용성과 지각된 용이성은 태도에 긍정적인 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 비자발적인 환경에서도 지각된 유용성과 지각된 용이성이 정보기술수용에 있어서 태도를 결정하는 중요한 요인임을 다시 확인 할 수 있다. 때문에 경영지원시스템 등 비자발적인 시스템을 구축할 때 유용하다고 느끼는 콘텐츠 개발과 쉽게 사용할 수 있는 여건을 만드는 것이 간과되어서는 안 될 것이다.

조직문화와 기관장의 리더십은 주관적 규범에 긍정적인 영향을 미치고 있었다. 기존 DTPB에서는 조직문화와 기관장의 리더십 대신 상사의 영향과 동료의 영향이 주관적 규범에 영향을 미치는 것으로 연구 되었는데, 상사와 동료는 조직문화와 기관장의 리더십에 영향을 줄 것이라는 가정을 모형에 변경하였으며 그 결과 두 요인 모두 주관적 규범에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비자발적인 환경의 정보시스템의 수용에 있어서 단지 직무유지를 위해서만 사용하는 것이 아니라 주변의 상황에 영향을 받아서 수용하고 있으며 조직문화와 기관장의 리더십에 따라 긍정적으로 수용할 수도 부정적으로 수용할 수도 있음을 알 수 있다.

지각된 행동 통제는 개인이 지각하는 능력의 범위를 뜻한다. 이는 행동이 수행되기 이전에 선행되어야 하는 개인적인 지각을 의미한다. 분석결과 기존의 연구에서와 같이 자기 효능감과 IT 자원은 지각된 행동 통제에 긍정적인 영향을 미치고 있다. 경영지원시스템의 사용자들이 소유한 능력과 주어진 IT 자원의 풍부성은 행동 통제에 있어서 도움이 되며 이것은 수용 의도에도 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 더욱이 <표 11>의 표준화 계수 값을 보면 지각된 행동 통제가 태도, 주관적 규범의 세 요인 중에 수용 의도에 가장 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 연구 결과는 다음과 같은 한계와 연구 방향을 가지고 있으며 이를 반영할 필요가 있다.

첫째, 표본의 한계이다. 본 연구는 공공정보시스템 중의 하나인 경영지원시스템을 대상으로 하였는데 여러 기관의 경영지원시스템을 연구하지 못하고 건강보험심사평가원의 직원만을 대상으로 하여 일반화하기에 어려움이 있다. 본 연구의 결과에서 나왔듯이 조직 문화가 영향을 미치기 때문에 다른 공공기관은 또 다른 결과가 나올 수도 있을 것이다. 그러므로 이번

연구를 토대로 향후 연구에서는 건강보험심사평가원 외에 좀더 다양한 공공기관을 대상으로 연구를 한 후에 연구 내용을 일반화 할 필요가 있을 것으로 보인다.

둘째, 이번 연구에서는 비자발적 환경하의 정보시스템 수용의도에 관한 연구만 진행하였는데 향후에는 자발적 환경하의 정보시스템 수용의도에 관한 연구를 함께 하여 비교 연구를 해 본다면 좀더 가치 있는 결과가 나올 것이라 예상된다. 현재 두 환경의 비교 연구는 아주 미비한 상태이며 같은 대상을 상대로 진행했을 때 더 정확한 결과가 나올 것으로 보인다. 이러한 한계점에도 불구하고 공공기관을 대상으로 비자발적인 환경하의 정보시스템에 수용에 관한 연구로 그 의의를 찾을 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 장원경, 김태균. 2005. 비자발적 환경의 회계정보시스템 수용에 관한 연구: TAM과 TPB를 이용하여, *Journal of Information Technology Applications & Management*, 제12권 제1호 pp.173-189.
- 장홍식, 김대환, 한정희. 2010. 강제적 사용 환경에서 정보시스템 지속에 대한 상황요인의 영향에 관한 연구. *경영학연구*, 제39권 제2호, pp.341-373.
- 히라넷 사용자 매뉴얼. 2009.
- Adams, D. A., Nelson, R. R., & Todd, F., A. 1992. Perceived Usefulness, Ease of Use, and Usage of Information Technology: A Replicaion, *MIS Quarterly*: 227-247.
- Ajzen, I. and Fishbein, M. 1980. *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*. NJ: Prentice-Hall, Inc.
- Bagozzi, R. P. 1981. "Attitudes, Intentions, and Behavior: A Test of Some Key Hypotheses". *Journal of personality and social psychology*, Vol.41, pp.607-627.
- Bagozzi, R. P. 1982. "A Field Investigation of Causal Relations Among Cognitions, Affect, Intentions and Behavior". *Journal of Marketing Research*, pp.562-583.
- Bagozzi, R. P. 1983. "Q Holistic Methodology for Modelling Consumer Response to Innovation". *Operations Research*, Vol.31, pp.128-176.
- Bandura, A. 1977. "Self-Efficacy: Toward a Unifying Theory of Behaviroal Change". *Psychological Review*, Vol.84, 1977, pp.191-215.
- Brown, S. A., Massey, A. P., Montoya-Weiss, M. M and Burkman, J. R. 2002. "Do I Really have to? User Acceptance of Mandated Technoloty". *European Journal of Information Systems*, Vol.11, pp.283-295.
- Chin, W. W., Johnson, N, and Schwarz, A. 2008. A fast form approach to measuring technology acceptance and other constructs. *MIS Quarterly*, 32, 4, pp.681-703.
- Gafen, D and Straud, D. 2000. The relative importance of perceived ease of use in IS adoption; A Study of e-commerce adoption, *Journal of Association for Information system*, 1, 1, pp.1-28.
- Hartwick, J. and Barki, H. 1994. "Explaining the role of user participation in information system use". *Management Science*, Vol.40, No.4, pp.440-465.

- Markus, M. L. 1983. "Power, Politics, and MIS Implementation". *Communication of the ACM*, Vol.26, No.6, pp.430-444.
- Melone, N. P. 1990. "A Theoretical Assessment of the User-Satisfaction Construct in Information Systems Research". *Management Science*, 36(1), pp.76-91.
- Moore, G., C., & Benbasat, I. 1996. Integrating Diffusion of Innovations and Theory of Reasoned Action Models to Predict Utilization of Information Technology by End-users. Kautz, K. and Pries-Heje, J., eds. *Diffusion and Adoption of Information Technology*. Chapman and Hall Publishers, London, U.K. 132-146.
- Shih, Y. and Fang, K. 2004. "The Use of a Decomposed Theory of Planned Behavior to Study Internet Banking in Taiwan". *Internet Research*, Vol.14, No.3, pp.213-223.
- Shimp, T. and Kavas, A. 1984. "The Theory of Reasoned Action Applied to Coupon Usage". *Journal of Consumer Research*, Vol.11, pp.795-809.
- Taylor, S. and Todd, P. A. 1995a. "Decomposition and Crossover Effects in the Theory of Planned Behavior: A Study of Consumer Adoption Intention". *International Journal of Research in Marketing*, Vol.12, pp.137-155.
- Taylor, S. and Todd, P. A. 1995b. "Understanding Information Technology Usage: A Test of Competing Models". *Information Systems Research*, Vol.6, pp.144-176.
- Triandis, H. C. 1980. "Values, attitudes, and interpersonal behavior". In H. E. Howe (Ed.), *Nebraska Symposium on Motivation, 1979: Beliefs, Attitudes and Values*. Lincoln: University of Nebraska Press, 1980, pp.195-259.
- Venkatesh, V. and Davis, F. D. 2000. "A Theoretical Extension of The Technology Acceptance Model: Four Longitudinal Field Studies". *Management Science*, Vol.46, No.2, pp.186-204.

## A Study on Information System Acceptance under the Mandatory Circumstance : Applying DTPB Model to Public Organization

Hye-Lim Yoo · In-Kuk Song

### ABSTRACT

Over the last two decades, Korea has made investments in information technology at a governmental level, considering IT to be one of the core national-level technologies. This leads Korea to be an IT application of government, e-government recognized by anyone in the world. While the government efforts, various public information systems have been developed and used, the users of government agencies systems have no option but to use the system provided. Internal business systems of the agencies did not be used voluntarily by users, but users have to mandatorily accept the systems. Despite the need for a study on information system acceptance under the mandatory circumstance, most researchers have focused their studies mainly on the acceptance under the voluntary circumstance using TAM or IS success model. Therefore, the study aims to investigate acceptance of information system in a government agency under mandatory circumstance. The results indicate that perceived usefulness and convenience has a significant effect on attitude. And the analyses identify that attitude, subjective rules, and perceived behavior control may have a significant effects on acceptance.

**Key Words** : Mandatory System, Public Information System, HIRANET, DTPB model

\* Health Insurance Review and Assesment Service, 267, Hyoryung-ro, Seocho-gu, Seoul, Korea, Tel : 02-705-9908, Fax : 02-6710-5703, E-mail : limnimgg12@hiramail.net

\*\* Department of Management, School of Business & Economics, Dankook University, 152, Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do, 16890, Tel : 031-8005-3442, Fax : 031-8005-3370, E-mail : iksong@dankook.ac.kr



# 한·중·미 주식시장의 비대칭 변동성과 동조화 현상연구

왕 배 강\*

## 요약

본 논문에서는 먼저 한국, 중국 및 미국 주식시장에 비대칭적 변동성이 존재하는지를 살펴 보았다. 금융 위기 전후 두 기간으로 나누고 GJR-GARCH 모형으로 분석한 결과 한국과 미국 주식시장에는 비대칭적 변동성이 존재함을 확인하였으며, 중국 주식시장에서는 비대칭적 변동성이 존재한다는 증거를 찾지 못해 비대칭적 변동성이 존재하지 않음을 나타냈다. 그리고 금융위기 이후부터 한국 주식시장에 비대칭적 변동성이 감소하는 반면에 미국 주식시장에 존재하는 비대칭적 변동성이 현저하게 증가하고 있음을 확인하였다.

또한 본 논문에서는 금융위기 이후 국가 간 주가의 동조화 현상을 동태적인 방법론으로 분석하였다. DCC-MGARCH(Engle, 2002) 모형을 이용하여 실증 분석한 결과, 금융위기 이전보다는 금융위기 이후에 3개국 주식시장의 동적 연계성, 즉 동태적 조건부 상관관계가 보다 강화되는 추세를 나타내고 있으며, 미국에 비해 한국과 중국의 연계성이 더 뚜렷하게 증가한 것으로 판단된다. 추가적으로 본 논문에서는 거래량을 이용하여 한·중·미 주식시장 간 거래량의 동적 변동성과 동조화 현상을 고려하였다. 분석 결과는 한국과 중국 간 및 중국과 미국 간 주가지수 거래량의 동태적 조건부 상관관계가 매우 낮아 동조화 현상은 미약하거나 거의 영향이 없는 것으로 볼 수 있었다. 한국과 미국 간 주가지수 거래량의 동조화를 살펴보면 동태적 조건부 상관관계가 역시 낮아 매우 미약한 동조화 관계를 가지나, 금융 위기를 거치면서 이러한 연계성이 다소 증가하는 추세를 보여주고 있다.

**핵심주제어** : 비대칭 변동성, GJR-GARCH, 동조화 현상, DCC-MGARCH, 거래량

\* 백년기업 대표, 제주특별자치도 제주시 도령로 9, 6층, E-mail : wangpeigang@naver.com

〈논문 투고일〉 2016. 01. 29      〈논문 수정일〉 2016. 03. 09      〈게재 확정일〉 2016. 03. 16

## I. 서 론

세계경제의 확대와 통합이 진행되면서 한 국가에 발생하는 충격이 다른 국가로 연계되어 전파되는 현상이 강하게 나타나고 있다. 특히 글로벌 금융시장에 있어서 실물경제를 잘 반영하는 바로미터인 주식시장의 국제주식 가격도 국가 간 상호 연관되는 동조화(comovement) 현상이 두드러지고 있다. 2008년 9월에 리먼 브라더스 사태로 비롯된 글로벌 금융위기가 발생한지 6년이 지나고 있지만, 언론을 보면 여전히 세계경기가 완전히 회복되지 못해 위기가 끝나려면 아직도 멀었다는 견해들이 만만치 않다. 이에 대한 원인을 살펴보면 금융시장 세계화의 진전에 따라 한 국가라도 더 이상 분리될 수 없이 국가경제의 상관성과 의존성이 급속하게 높아지고 있기 때문으로 사료된다. 따라서 한 국가에서 발생한 경제위기가 진전되는 과정에서 어떻게 세계 금융위기를 야기하는지를 이해하는 것 또한 적절한 투자정보를 가진 국제투자자들에게 바람직한 투자 목표를 세우는 데에 있어서 안정적인 금융시장 정책을 마련하기 위해 아주 현실적인 의미를 가지고 있다. 이러한 이유에서 개별 국가의 자본시장만 분석하는 것이 아니라 국가간 자본시장을 분석하는 것이 글로벌 금융시장의 분석에 더 바람직하다고 할 수 있다. 또한 금융시장에 있어서는 위험관리, 투자전략 그리고 국제 포트폴리오 등의 영역에서 변동성(volatility)이 아주 중요한 역할을 하고 있으며, 변동성에 대한 실증연구들도 활발히 진행되고 있다. 변동성에 잘 알려진 한 가지의 특성이 나쁜 뉴스<sup>1)</sup>가 발생할 때 일어나는 변동성이 좋은 뉴스가 발생할 때 일어나는 변동성보다 더 크다는 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)이다.

본 연구에서는 주식시장에서 빈번히 관측되는 비대칭적 변동성이 한국과 미국, 그리고 중국 주식시장에 존재하는지를 살펴보고자 한다. 연구의 대상으로 각국의 주가 수익률과 거래량 자료를 이용하였으며, 이를 이용한 실증분석을 통해 3개국 주식시장의 변동성 동조화 현상을 살펴봄으로써 국제자본 간의 정보이전효과를 확인하고자 했다. 본 연구의 차별성은 최근의 주가지수 수익률과 거래량을 이용했다는 점과 금융위기를 기준으로 금융위기 전과 금융위기 후로 기간을 설정하여 DCC-MGARCH모형으로 실증분석한 점이다. 이러한 분석 과정을 통하여 국제 주식시장간의 상호영향력과 비대칭 변동성, 그리고 동조화 현상에 대하여 분석하고자 한다.

본 논문은 금융위기 전후 두 기간으로 나누어 한국, 중국 그리고 미국 주식시장의 일별 지

1) 일반적으로 주식시장에 있어서 예기치 못한 수익률 변화와 같은 새로운 정보의 도래를 뉴스라고 부른다.

수자료를 사용하여 주식시장의 비대칭적 변동성과 동조화 현상을 분석하였다. 분석 기간은 2003년 1월 3일부터 최근 2014년 9월 30일까지로 설정하였으며, 구분시점은 리먼브라더스 파산사태가 발생했던 2008년 9월16일로 지정하였다. Engle(2002) 제기한 DCC-MGARCH 모형에 비대칭 변수를 추가하여 수익률뿐만 아니라 각 주식시장 거래량간의 비대칭적 변동성과 동적 상관관계를 동시에 고려해서 분석하였다. 실증분석 결과를 활용하여 자본시장의 구조변화와 변동성이 금융시장에 미치는 영향을 이해하고, 국제 금융시장의 불안정성을 개선하기 위한 안정화 장치를 모색하는데 뒷받침할 수 있는 유의미한 추정결과를 유도하는 것이 본 논문의 목적이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장에서 연구의 배경과 목적에 대하여 기술하고 연구의 방법과 관련된 내용을 제시한다. 제 II 장에서는 주식시장에 존재하는 비대칭적 변동성과 동조화 현상을 분석하기 위해 이론적 배경 및 사용된 모형을 간략하게 소개하고자 한다. 제 III 장에서는 분석에 사용할 자료에 대하여 설명하며, 데이터를 이용해서 실증분석을 수행한다. 그리고 제 VI 장 결론에서 본 연구의 결과에 대한 정리를 통하여 그 의미를 살펴본다.

## II. 이론적 배경 및 기본 모형

### 1. 이론적 배경

주식시장에 있어서 예상하지 못한 뉴스(news) 충격은 변동성에 비대칭적 영향을 미치며, 특히 나쁜 뉴스(bad news)의 발생으로 주식(자산) 가격이 하락하면 좋은 뉴스(good news)에 비해 더 큰 변동성을 초래하게 된다는 사실이 잘 알려져 있다. 기존 실증연구에서 비대칭 변동성(asymmetric volatility)에 대한 원인은 대표적으로 레버리지효과(leverage effect)와 변동성 환류효과(volatility feedback effect) 등이 있으며, 최근에는 심리적 요인으로 인해 야기 되는 비대칭적 무리행동효과(asymmetric herding effect)와 같은 관점에서도 설명하고 있다.

레버리지효과 가설은 Black(1976)에 의해 처음으로 제기되었으며, 주가의 상승 혹은 하락이 기업의 부채 비율을 변화시키며 변화된 부채 비율이 미래의 변동성에 각각 상이한 영향을 미치게 되어 나타나게 된다는 것이다. 따라서 좋은 뉴스의 발생으로 주가가 하락하면 자기자본부채비율이 상승하여 재무위험 증가로 주가수익률의 변동성이 증가하게 되며, 반대로 나쁜 뉴스의 발생에 따른 주가상승 시 부채비율이 낮아져 재무위험을 감소시키므로 주가 수익률 변동성은 감소하게 된다. 결과적으로 주가의 하락은 변동성의 증가를 주가의 상승은 변동성

의 감소를 초래한다는 것이다<sup>2)</sup> 반면에 Campell and Hentschel(1992)은 시장이 유리한 정보에 비하여 불리한 정보에 상대적으로 더 큰 수익률 변화가 발생함으로써 변동성이 비대칭적으로 나타나는 것은 변동성 환류효과 때문이라고 주장하고 있다.

하지만 이 두 가지 기존 가설의 타당성에 대한 결론은 아직은 내리지 못하고 있다. 특히 최근의 연구 결과들은 이 두 가지의 가설로 비대칭적 변동성의 원인을 설명하는데 한계가 있음을 지적하고 있다. Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch(1992), Banerjee(1992) 등 의해 무리행동의 개념을 도입하여 비대칭적 변동성을 설명하려는 연구들이 진행하였다. 이러한 가설은 부족한 정보를 가진 거래자들이 심리적 요인으로 인해 야기된 비대칭적 무리행동이 금융시장의 비대칭적 변동성의 주요 원인이 될 수 있음을 주장하고 있다.<sup>3)</sup>

## 2. 기본 모형

시계열 자료를 분석하는 모형에서 오차항의 조건부 분산이 일정하다고 가정해 왔다. 그러나 시계열 자료 중에서 특히 수익률 같은 금융시계열은 급침 분포(leptokurtic / heavy-tailed)를 따르고 변동성 군집(volatility clustering) 즉 수익률의 변동성이 언제나 일정한 것이 아니라 시간에 따라 변화하는 특성을 가지는 것을 잘 알려져 있다.

이에 대해 Engle(1982)의 자기회귀 조건부 이분산(ARCH) 모형과 Bollerslev(1986)의 일반화된 자기회귀 조건부 이분산(GARCH)모형이 널리 사용되고 있다. 그러나 이 모형들이 변동성을 파악하는데 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스를 구별 못해 변동성의 비대칭성을 반영하지 못하는 한계를 가지고 있다. 따라서 이들 GARCH계열 모형을 확장해서 이러한 단점을 보완하였다. 대표적으로 Nelson(1991)은 지수 자기회귀 조건부 이분산(Exponential GARCH)모형을 제시하였다. 또한 Glosten, Jagannathan and Rukle(1993)의 GJR-GARCH모형도 널리 사용하고 있다. 이 중에서 기존의 비대칭적 변동성 모형을 검정하는 대부분 실증연구에 따르면 GJR-GARCH모형이 비대칭 변동성을 잘 반영하여 가장 높은 적합성이 지니는 것을 알 수 있다. GJR-GARCH(1,1)모형의 형식은 간략하게 다음과 같다 소개한다.

$$r_t = \alpha_t \mu + \epsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

$$\epsilon_t = \sqrt{h_t} v_t \dots\dots\dots (2)$$

2) RAN QINGYING, 2013. “중국과 아시아 국가(지역)주식시장 간의 동조화 현상 분석: 동태적 조건부 상관관계 모형을 이용하여”, 이화여자대학교 대학원 석사학위 청구논문 내용을 일부 발췌하였음.  
 3) 박범조, 2012. 주식시자의 비대칭 무리행동과 변동성 연구. 한국증권학회지, 41(3): 373-391.

$$h_t = w + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 + \delta \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \dots\dots\dots (3)$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{if } \epsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{if } \epsilon_{t-1} > 0 \end{cases} \dots\dots\dots (4)$$

모형에서 조건부분산은 과거의 오차항 제곱과 과거의 분산에 의해 결정된다.  $I_{t-1}$ 는 지시 함수로써 식(4)와 같이 지난기의 예측오차가 음의 값을 가지면 1의 값을 가지고 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 따라서 좋은 뉴스( $\epsilon_{t-1} > 0$ )과 나쁜 뉴스( $\epsilon_{t-1} < 0$ )가 발생하는지에 따라 조건부분산에 전혀 다르게 영향을 미친다. 즉 좋은 뉴스가 발생하면 변동성에  $\gamma$ 의 영향을 주고 나쁜 뉴스가 발생하게 되면 변동성에  $\gamma + \delta$ 의 영향을 주게 된다. 이에 따라서는 예측하지 못하는 양( $\epsilon_{t-1} > 0$ )의 충격과 음( $\epsilon_{t-1} < 0$ )의 충격이 비대칭 변동성의 추정계수  $\delta$ 를 통해서 판단할 수 있다. 만약 음의 충격이 양의 충격보다 변동성에 더 큰 영향을 미친다면,  $\gamma + \delta > \gamma$ 가 되어  $\delta$ 는 0보다 크게 된다. 즉 추정 값이 양(+)으로 나오면 레버리지효과가 있다는 비대칭적 변동성이 존재하는 것을 알 수 있으며 추정 값이 음(-)으로 나오면 역의 레버리지효과가 나타남을 알 수 있다.

하지만 위와 같은 일변량 모형을 사용하면, 단일시계열 자료를 이용해서 여러 금융시장의 변동성을 동시에 고려할 수 없다. 이에 대해 Bollerslev, Engle and Wooldrige(1988)은 단변량 GARCH 모형을 확장한 다변량 GARCH(Multivariate GARCH) 모형을 제기하였다. 대표적인 다변량 모형은 VECM 모형, diagonal VECM 모형, BEKK 모형 등 들 수 있는데 본 논문에서 Engle(2002)이 제기한 동태적 조건부 상관관계 모형(Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH)을 사용하였다.

DCC-MGARCH모형이 모수의 수를 크게 줄이면서 동태적 조건부 공분산을 추정하여 시계열의 변동성과 상관관계를 고찰할 수 있는 적절한 방법이며 다음과 같이 정의 한다.

$$r_t = \mu_t + \epsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \dots\dots\dots (5)$$

$$H_t = D_t R_t D_t = (\rho_{ij,t} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}) \dots\dots\dots (6)$$

$$h_{ii,t} = \omega_i + \beta_i h_{ii,t-1} + \gamma_i \epsilon_{i,t-1}^2 \dots\dots\dots (7)$$

$$u_t = \epsilon_t / \sqrt{h_{ii,t}} = D_t^{-1} \epsilon_t \sim iid. N(0, I_k) \dots\dots\dots (8)$$

여기서  $r_t$ 는 자산수익률 벡터,  $\epsilon_t$ 는 수익률의 기대치로 각각  $k \times 1$ 의 크기를 갖으며,  $\Psi_{t-1}$ 은 t-1기까지의 정보 집합을 뜻한다. 다음으로  $H_t$ 는 조건부 공분산행렬(Conditional

covariance matrix)이며,  $D_t$ 는 조건부 분산의 대각행렬로서  $k \times k$ 크기이고,  $R_t$ 는  $k \times k$ 크기의 시간 가변적 조건부 상관계수행렬(time varying correlation matrix)이다. 다음으로  $t$ 기의 개별 자산에 대한 조건부 분산인  $h_{ii,t}$ 는 단변량(univariate) GARCH(1,1)모형을 통해 계산이 가능하며, 표준화된 잔차(standardized residuals)인  $u_t$ 는  $k \times k$ 크기의 대각행렬이다. 마지막으로  $I_k$ 는  $k$ 차 항등행렬(identity matrix)이며, 모형에서의  $k$ 는 계열의 수를 나타낸다.

DCC-GARCH 모형에서 상관계수의 동태적 특성을 다음과 같은 방법을 통해 정의한다.

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2}, Q_t = (q_{ij,t}) \dots\dots\dots (9)$$

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + au_{t-1}u'_{t-1} + bQ_{t-1} \dots\dots\dots (10)$$

$$q_{ij,t} = (1 - a - b)\bar{\rho}_{ij} + au_{t-1}u'_{t-1} + bq_{ij,t-1} \dots\dots\dots (11)$$

$$\rho_{ij,t} = q_{ij,t} / \sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}} \dots\dots\dots (12)$$

여기서  $Q_t = (q_{ij,t})$ 는 양정부호행렬(symmetric positive definite matrix)로  $k \times k$ 의 크기이며,  $\bar{Q} = E[u_t u'_t]$ 는 비조건 분산행렬(unconditional variance matrix)로  $k \times k$ 의 크기를 갖는다. 다음으로  $\rho_{ij,t}$ 는 잔차 들 간의 비조건부 상관관계(unconditional correlation)를 나타내고,  $a$ 와  $b$ 는 비음수인 스칼라 파라미터(non-negative scala parameters)로서 양정부호와 안정성을 위해  $a > 0, b > 0, a + b < 1$ 의 조건을 만족한다. 여기서  $b$ 는 평균회귀속도(mean reversion speed)로 충격효과의 소멸까지의 소요되는 시간을 뜻하며,  $a + b$ 는 상관관계의 지속성을 의미한다. 두 파라미터  $a$ 와  $b$ 는 과거 표준화된 충격과 동태적 조건부 상관계수가 현재의 동태적 조건부 상관계에 미치는 영향을 보여주기 위한 파라미터이다.

$\epsilon_t$ 의 정규분포의 가정에 의해 DCC-MGARCH모형의 대수우도함수는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} L(\theta, \phi) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [k \ln(2\pi) + \ln|H_t| + \epsilon'_t H_t^{-1} \epsilon_t] \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [k \ln(2\pi) + \ln|D_t R_t D_t| + \epsilon'_t D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \epsilon_t] \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [k \ln(2\pi) + 2\ln|D_t| + \ln|R_t| + u'_t R_t^{-1} u_t] \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [k \ln(2\pi) + 2\ln|D_t| + \epsilon'_t D_t^{-1} D_t^{-1} \epsilon_t - u'_t u_t + \ln|R_t| + u'_t R_t^{-1} u_t] \\ &\dots\dots\dots (13) \end{aligned}$$

위의 대수우도함수 식(13)는 변동성 요소( $\theta$ )와 상관관계 요소( $\phi$ )로 나눌 수 있다.

$$L(\theta, \phi) = L_v(\theta) + L_c(\theta, \phi) \dots\dots\dots (14)$$

t시기일 때 변동성요소는

$$L_v(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [k \ln(2\pi) + \ln|D_T|^2 + \epsilon'_t D_t^{-2} \epsilon_t] \dots\dots\dots (15)$$

로 구성되며, 개별 GARCH 추정치들의 합이다. 다음으로 상관관계 요소는

$$L_c(\theta, \phi) \equiv \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [\ln|R_t| + u'_t R_t^{-1} u_t - u'_t u_t] \dots\dots\dots (16)$$

로 구성된다. DCC-MGARCH 모형은 대수우도함수의 분해를 이용하여 2단계로 추정된다. 1 단계로 대수우도함수의 변동성 요소 식(15)를 극대화하는 해를 구한다.

$$\hat{\theta} = \arg \max [L_v(\theta)] \dots\dots\dots (17)$$

다음으로 식(17)으로 추정한  $\hat{\theta}$ 를 식(18)에 대입하여 이를 최대화하는 상관관계요소의 파라미터를 추정한다.

$$\max_{\phi} = [L_c(\hat{\theta}, \phi)] \dots\dots\dots (18)$$

본 연구에서는 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스 중 어느 정보가 주식시장에 더 민감하게 반응하는지를 살펴보기 위해 비대칭 변동성과 동태적인 상관관계를 동시 고려할 수 있는 Asymmetric DCC -MGARCH 모형을 사용하였다. 각 주식시장의 1차 자기회귀 이동평균 ARMA(1,1) 모형을 고려해서 평균방정식이 다음과 같이 설정하였다.<sup>4)</sup>

4) 시계열 모형에 있어서 q차까지 과거시점의 확률변수가 현재시점의 확률변수에 직접 영향을 주는 경우 자기회귀과정 AR(p)과정이라고 한다. 반면에 확률변수가 확률변수들의 과거 q차까지의 평균만으

$$R_{1,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11}R_{1,t-1} + \alpha_{12}\epsilon_{1,t-1} + \epsilon_{1,t} \dots\dots\dots (19)$$

$$R_{2,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21}R_{2,t-1} + \alpha_{22}\epsilon_{2,t-1} + \epsilon_{2,t} \dots\dots\dots (20)$$

$$R_{3,t} = \alpha_{30} + \alpha_{31}R_{3,t-1} + \alpha_{32}\epsilon_{3,t-1} + \epsilon_{3,t} \dots\dots\dots (21)$$

여기서  $R_{1,t}$ ,  $R_{2,t}$ ,  $R_{3,t}$ 는 t시점의 KOSPI, SSEC, S&P500 수익률을 나타내며  $\epsilon_t$ 는 오차항을 의미한다.

아래 조건부 분산방정식 GARCH(1,1)모형에서,  $h_{1,t}, h_{2,t}, h_{3,t}$ 는 t시점의 KOSPI, SSEC, S&P500의 조건부 분산을 가리키며 따라서  $\delta_{11}, \delta_{21}, \delta_{31}$ 는 세 나라의 비대칭 변동성의 계수로써 유의한 양(+)의 값을 나타내며 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 더 높은 변동성을 유발하여 비대칭 변동성이 존재하는 것을 알 수 있다.  $h_{12,t}, h_{13,t}, h_{23,t}$ 는 KOSPI, SSEC, S&P500 수익률의 조건부공분산을 의미한다.

$$h_{1,t} = w_1 + \beta_{11}h_{1,t-1} + \gamma_{11}\epsilon_{1,t-1}^2 + \delta_{11}\epsilon_{1,t-1}^2 I_{t-1} \dots\dots\dots (22)$$

$$h_{2,t} = w_2 + \beta_{21}h_{2,t-1} + \gamma_{21}\epsilon_{2,t-1}^2 + \delta_{21}\epsilon_{2,t-1}^2 I_{t-1} \dots\dots\dots (23)$$

$$h_{3,t} = w_3 + \beta_{31}h_{3,t-1} + \gamma_{31}\epsilon_{3,t-1}^2 + \delta_{31}\epsilon_{3,t-1}^2 I_{t-1} \dots\dots\dots (24)$$

$$h_{12,t} = \rho_{12} \sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{2,t}} \dots\dots\dots (25)$$

$$h_{13,t} = \rho_{13} \sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{3,t}} \dots\dots\dots (26)$$

$$h_{23,t} = \rho_{23} \sqrt{h_{2,t}} \sqrt{h_{3,t}} \dots\dots\dots (27)$$

### III. 실증분석

#### 1. 분석자료 및 기초통계량

미국 시장을 비롯한 선진 주식시장들은 상대적으로 효율적일 뿐만 아니라 오랜 역사를 가지고 있는 반면에, 한국과 중국 주식시장의 역사는 미국 등 선진국의 주식시장보다 역사가 길지 않다. 특히 중국의 경우 2001년 12월 11일 WTO에 가입함과 동시에 이 시기 세계 자본

---

로 결정되면 이동평균과정 MA(q)과정이라고 부른다. 또한 AR과 MA의 특성을 모두 고려하는 모형이 자기회귀 이동평균 ARMA모형이라고 한다.

시장과 밀접하게 연계하여 높은 경제성장률을 달성하였다. 이와 더불어 2002년도 말 중국은 개방화 정책으로 금융시장에 DFII 제도를 도입하여 실시하기 시작하였으며, 이러한 배경 하에서 본 논문의 연구 초점에 부합하기 위해 분석기간은 2003년 1월 3일부터 최근 2014년 9월 30일까지로 설정하였다. 한국 KOSPI 지수, 중국 SSEC 지수, 그리고 미국 S&P500 일별 지수 데이터(총 2,678개)를 사용해서 금융시장의 비대칭 변동성과 국제 주식시장 간 변동성의 동조화 효과를 살펴보기로 한다.

금융위기 전후에 각 국가 주식시장 간 동조화의 구조적 변화 및 동태적 정보이전효과를 살펴보기 위하여 2008년 9월 15일을 기준으로 금융위기 전후 두 기간을 구분하였다.<sup>5)</sup> 논문에 사용하는 주가지수자료는 한국거래소(krx.co.kr), 중국 경제 사이트(www.163.com), 그리고 야후금융(finance.yahoo.com)에서 수집하였으며, 3개 주식시장간 거래일이 서로 다를 수 있기 때문에 Hamao 등(1990) 의해서 한 주식시장이라도 거래일 다른 경우 해당 일자의 관측치를 제외하였다. 또한 미국 거래소 개장 시간이 한국 거래소 시장보다 14시간가량 빠르지만 본 논문에서 변동성의 동적 관계를 연구하는 입지에 영향을 미치지 않으므로 시차 문제를 따로 조작하지 않는다.

우리가 관심을 갖고 있는 대상이 수익률과 거래량이기 때문에 본 논문에서 사용하는 주가 수익률은 주가지수의 당일의 종가를 전일의 종가로 나눈 후에 자연대수를 취하여 100을 곱하기로 전환한다. 거래량 자료는 불안정 시계열이기 때문에 로그를 취하여 로그 거래량을 사용하였다. 주가지수 수익률 수식은 다음과 같이 정리하였다.

$$R_{i,t} = 100 \times \left( \ln \frac{P_{i,t}^{close}}{P_{i,t-1}^{close}} \right) \dots\dots\dots (28)$$

본 논문에서 분석대상인 한국, 중국, 미국의 주가지수 수익률 및 로그거래량의 기초 통계량은 다음 <표 1>과 <표 2>에서 제공되어 있다. 통계표에 따르면 KOSPI, SSEC, 그리고 S&P500의 수익률 평균치가 모두 양(+의 값)을 가지고 있으며 금융위기 이전보다 금융위기 이후에는 미국 S&P500 지수 수익률만 상대적으로 증가하며 금융위기 이후부터 중국 주식시장이 가장 낮은 평균값을 가지고 있음을 알 수 있다. 거래량의 경우, 금융위기 이후 중국 주식시장만 상대적으로 높게 증가하는 추세를 보이고 있다. 또한 로그거래량을 제외하고 모두 높은 Jarque-Bera 추정치가 나타나며 극심한 비정규분포를 이루고 있음을 알 수 있다. 불안정 시계열들을 이용하여 분석을 하는 경우 가성적 회귀현상으로 인해 잘못된 분석결과를 나타날

5) 2008년 9월 15일에 리먼브라더스는 파산을 신청하여 미국 역사상 최대 규모의 파산으로 기록되었다.

수 있으므로 시계열자료에 대한 안정성 여부를 검토하기 위해 ADF 검정을 실시하였다. ADF (10) 통계량의 추정치에 따르면 모두 5% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하여 본 연구에서 사용되어진 시계열자료는 안정적임을 알 수 있다. 그리고 ARCH(5) 통계량의 추정치에 의하면 시계열자료가 모두 강한 ARCH효과를 나타낸 것을 보여 주고 있다.

〈표 1〉 자료의 기초 통계량 및 검정 통계량 (2003.01.03~2008.09.12)

	KOSPI	SSEC	S&P500	LV(KOSPI)	LV(SSEC)	LV(S&P500)
Obs	1296	1296	1296	1296	1296	1296
Mean	0.0652	0.0350	0.0247	19.7252	15.3364	21.4877
Median	0.1323	0.0537	0.0839	19.7313	17.0851	21.4532
Max	5.5337	8.8874	4.1535	20.7967	19.1550	22.7220
Min	-8.7336	-12.7636	-3.5867	18.7306	15.3364	19.6906
Std. Dev.	1.4778	1.8314	0.9639	0.3521	0.9037	0.4497
Skewness	-0.4615	-0.4873	-0.1521	-0.0169	0.1503	0.3199
Kurtosis	5.7202	7.7078	4.8798	2.6647	1.9425	2.7476
JB	445.5858**	1248.115**	195.8205**	6.1317**	65.2612**	25.5516**
ADF (10)	-10.7758***	-3.645**	-9.2865***	-3.6450**	-3.5779**	-5.8541***
ARCH (5)	91.7260	62.7341	79.5628	1056.554	1211.121	1117.815

주) \*\*\*, \*\*은 각각 1%, 5% 수준에서 유의함을 의미하며 J-B는 Jarque-Breera검정통계량을 의미한다.

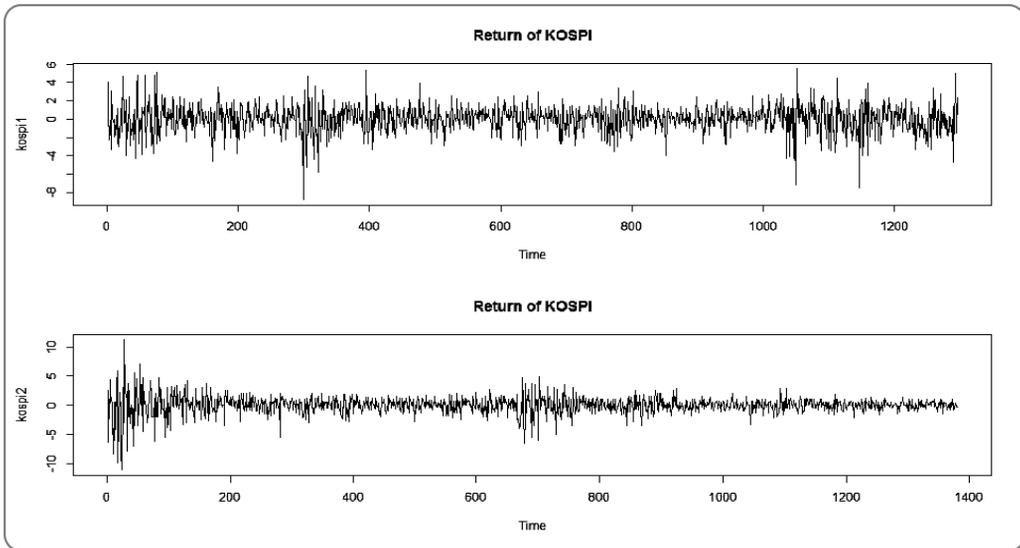
〈표 2〉 자료의 기초 통계량 및 검정 통계량 (2008.09.16~2014.09.30)

	KOSPI	SSEC	S&P500	LV(KOSPI)	LV(SSEC)	LV(S&P500)
Obs	1382	1382	1382	1382	1382	1382
Mean	0.0226	0.0093	0.0329	19.7438	18.3985	22.1205
Median	0.0624	0.0440	0.0836	19.7339	18.3968	22.0944
Max	11.2844	9.0345	10.9572	20.9137	19.5282	23.1618
Min	-11.1720	-6.9829	-13.7989	18.9444	17.3951	20.7480
Std. Dev.	1.4984	1.5075	1.5525	0.3143	0.3756	0.3054
Skewness	-0.7382	-0.1007	-0.5924	20.9137	19.5282	23.1618
Kurtosis	12.7737	6.6175	15.3557	2.9626	2.5223	4.4392
JB	5626.177**	755.9001**	25.5516**	19.4006**	13.1539**	120.9928**
ADF (10)	-11.1097***	-4.6906***	-10.3582***	-4.6904***	-4.3917***	-7.4971***
ARCH (5)	349.6612	63.0908	327.152	1052.832	1050.736	888.2125

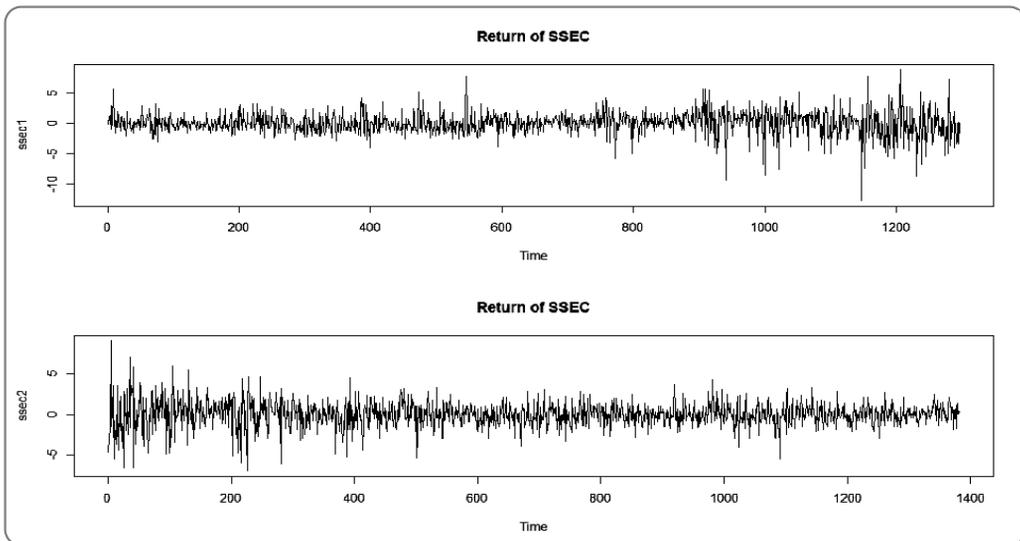
주) ADF(M)은 M 시차항을 독립변수로 포함하는 확장 Dickey-Fuller(1979) 검정통계량을 나타내하며 \*\*\*, \*\*은 각각 1%, 5%에서 시계열이 불안정적이라는 귀무가설을 기각됨을 의미한다.

다음 그림은 한국, 중국, 미국의 주가지수 수익률과 로그거래량의 변화추이를 나타내며 그림에서 보는 바와 같이 주가지수 수익률 및 로그거래량이 어떤 시간기간 동안 큰 폭의 변화기간, 그리고 다른 시간기간 동안에는 오히려 완만한 변화기간을 나타냄으로써 변동성의 군집현상 (volatility clustering)을 보여 주고 있다. 특히 금융 위기 발생하는 시기에 상당한 정도의 변동성을 발견할 수 있다.

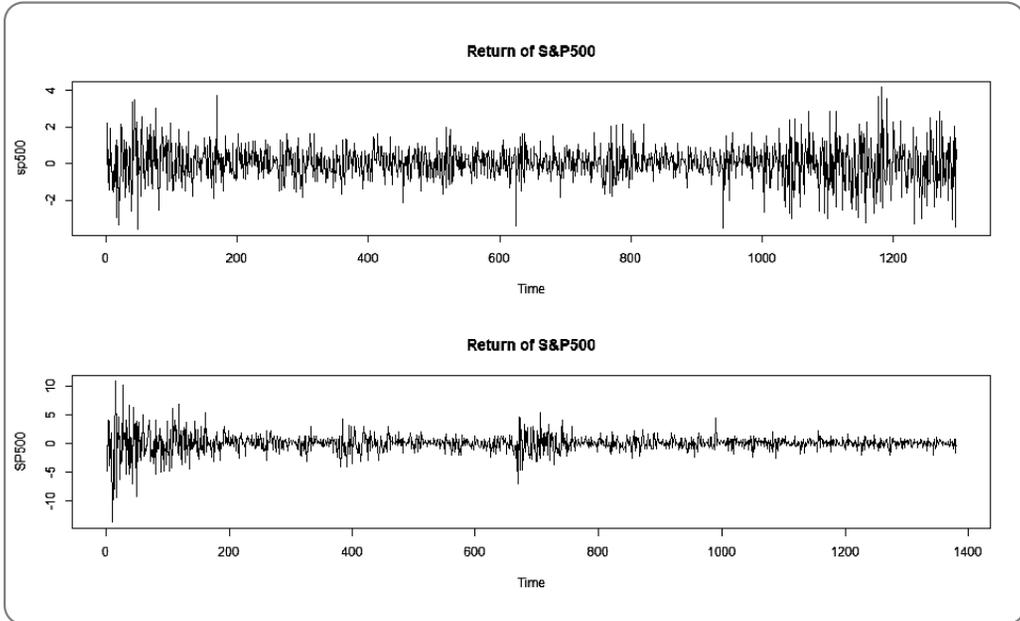
[그림 1] KOSPI 주가지수 추이(금융위기 전후)



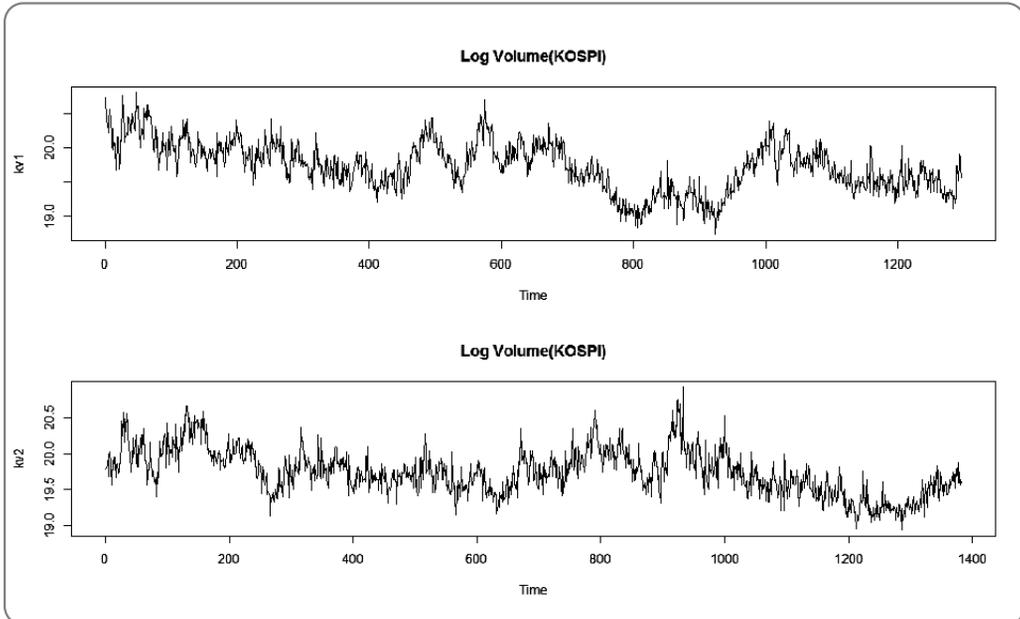
[그림 2] SSEC 주가지수 추이(금융위기 전후)



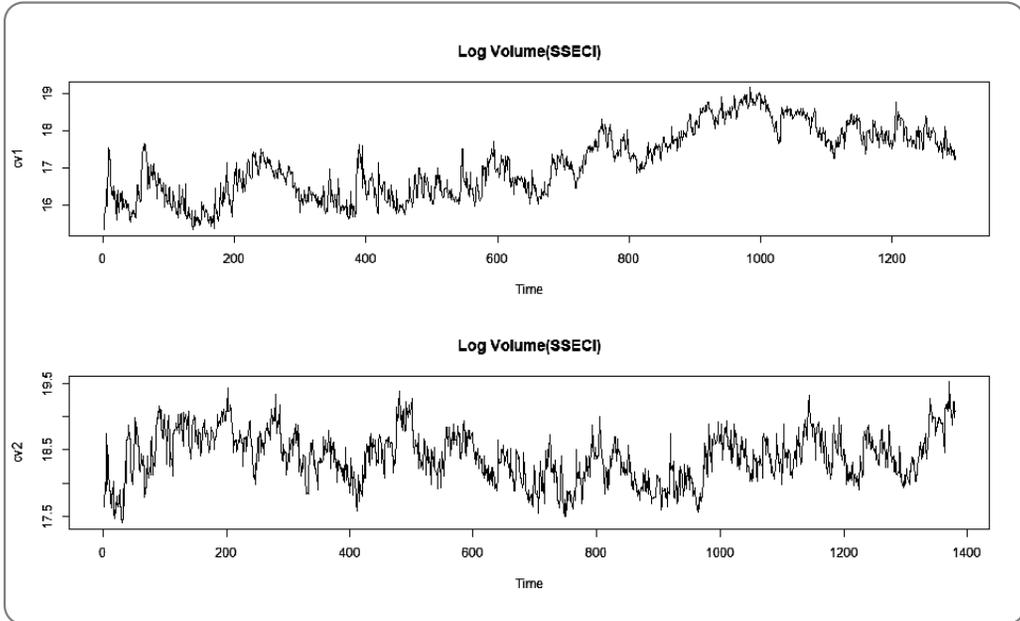
[그림 3] S&P500 주가지수 추이(금융위기 전후)



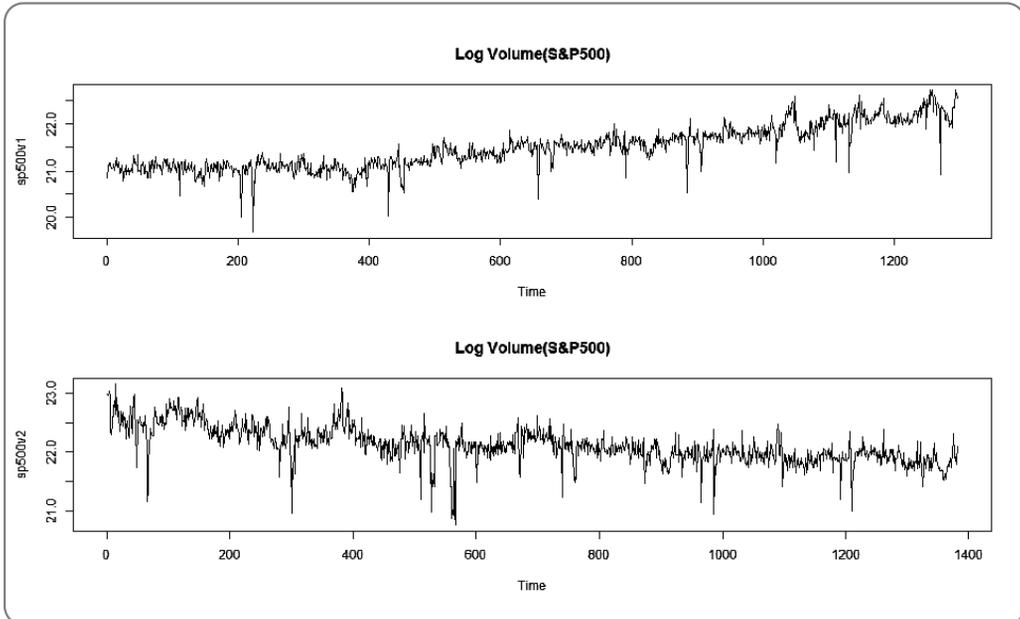
[그림 4] LV(KOSPI) 추이(금융위기 전후)



[그림 5] LV(SSEC) 추이(금융위기 전후)



[그림 6] LV(S&P500) 추이(금융위기 전후)



## 2. 실증분석 결과

### (1) 비대칭 변동성의 추정

세 국가 주식시장의 수익률에 대한 변동성의 비대칭 추정한 결과를 살펴보면 비대칭 계수 (표에서  $\delta_{11}$ ,  $\delta_{21}$ ,  $\delta_{31}$ )의 추정치가 모두 양(+)의 값을 나타내며 <표 3>과 <표 4>를 종합적으로 고려할 때 한국 KOSPI 지수의 경우 금융위기 이전과 위기 이후에 각각 0.195995(표준오차 0.057818), 0.102917(표준오차 0.026250)로 1% 유의수준에서 유의성을 갖고 있으며, 이는 나쁜 뉴스 충격이 좋은 뉴스 충격보다 훨씬 더 큰 충격을 초래한다는 비대칭 변동성이 존재함을 보여 주고 있다. 금융위기 이전에 한국 주식시장에 음의 충격(나쁜 뉴스가 발생할 때)이 일어나는 경우 변동성에 0.840419의 영향을 미치므로 음의 충격으로 인한 초래한 변동성이 양의 충격으로 초래한 변동성에 미치는 영향보다 더 크다는 것을 알 수 있으며 금융위기 발생 이후부터 한국 주식시장에 음의 충격이 일어나는 경우 변동성에 0.934809의 영향을 미치므로 양의 충격으로 인한 초래한 변동성에 미치는 영향이 더 크다는 것을 알 수 있다. 미국 S&P500도 마찬가지로 통계적으로 유의미한 비대칭 변동성이 존재한다는 것으로 나타났다. 또한 전체 분석결과를 보면 금융위기 이후부터 한국시장이 미국시장과 달리 한국시장에 존재하는 비대칭의 정도가 현저히 줄었다는 반면에 미국의 경우 비대칭 계수의 추정 값이 0.070119에서 0.231904로 뚜렷하게 증가하며 한국과 미국 주식시장에 레버리지 효과가 존재한다는 것을 판단된다. 반면에 중국 SSE의 경우에 금융위기 전후 두 기간에 비대칭 계수의 추정 값이 각각 0.012431(표준오차 0.030385)와 0.014627(표준오차 0.17239)로 모두 5% 유의수준에서 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이런 결과는 정진호(2010) 등의 결과와 일치하며, 중국 주식시장에는 비대칭 변동성이 존재하지 않음을 알 수 있다. 이는 중국주식시장이 10여 년 간의 발전함에 따라 특히 QFII 제도의 도입과 비유동주개혁 등 주요 제도 개혁의 실시함으로써 시장개방화 및 시장효율성의 제고에 있어서 시기의 변화에 따라 변동성의 여러 가지 특성을 나타난 것으로 생각할 수 있다.

〈표 3〉 비대칭 계수의 추정결과

(2003.01.03~2008.09.12)

	Parameter	Estimate	Std.Error	p-value
Return Korea	$\alpha_{10}$	0.093863	0.037002	0.011189
	$\alpha_{11}$	0.112478	0.886895	0.899081
	$\alpha_{12}$	-0.094799	0.886167	0.914807
	$w_1$	0.121535	0.031381	0.000108
	$\beta_{11}$	0.000000	0.018178	0.999998
	$\gamma_{11}$	0.840419	0.027113	0.000000
	$\zeta_{11}$	0.195995	0.057818	0.000699
Return China	$\alpha_{20}$	0.049097	0.041333	0.234891
	$\alpha_{21}$	0.061117	0.138473	0.658948
	$\alpha_{22}$	-0.087430	0.132854	0.510480
	$w_2$	0.021024	0.020152	0.296824
	$\beta_{21}$	0.057693	0.017094	0.000738
	$\gamma_{21}$	0.933544	0.029268	0.000000
	$\zeta_{21}$	0.012431	0.030385	0.682450
Return American	$\alpha_{30}$	0.026249	0.019500	0.178278
	$\alpha_{31}$	0.415273	0.281630	0.140338
	$\alpha_{32}$	-0.520154	0.268429	0.052651
	$w_3$	0.008833	0.004037	0.028656
	$\beta_{31}$	0.000000	0.012460	1.000000
	$\gamma_{31}$	0.952560	0.009924	0.000000
	$\zeta_{31}$	0.070119	0.017098	0.000041
DCC	a	0.013155	0.008970	0.142510
	b	0.893757	0.056280	0.000000
Log-Likelihood	-6327.799			

〈표 4〉 비대칭 계수의 추정결과

(2008.09.16~2014.09.30)

	Parameter	Estimate	Std.Error	p-value
Return Korea	$\alpha_{10}$	0.005004	0.026239	0.848768
	$\alpha_{11}$	-0.937987	0.024183	0.000000
	$\alpha_{12}$	0.921623	0.025271	0.000000
	$w_1$	0.014586	0.006356	0.021731
	$\beta_{11}$	0.000000	0.014044	0.999998
	$\gamma_{11}$	0.934809	0.012400	0.000000
	$\zeta_{11}$	0.102917	0.026250	0.000088
Return China	$\alpha_{20}$	-0.005264	0.036027	0.883822
	$\alpha_{21}$	0.553483	0.254419	0.029594
	$\alpha_{22}$	-0.548737	0.252092	0.029500
	$w_2$	0.018237	0.008834	0.038974
	$\beta_{21}$	0.031535	0.009955	0.001537
	$\gamma_{21}$	0.950910	0.010601	0.000000
	$\zeta_{21}$	0.014627	0.017239	0.396173
Return American	$\alpha_{30}$	0.048678	0.026762	0.068926
	$\alpha_{31}$	0.465815	0.236815	0.049183
	$\alpha_{32}$	-0.504766	0.240235	0.035629
	$w_3$	0.028405	0.007334	0.000107
	$\beta_{31}$	0.000000	0.035092	1.000000
	$\gamma_{31}$	0.865946	0.029970	0.000000
	$\zeta_{31}$	0.231904	0.058482	0.000073
DCC	a	0.954258	0.100772	0.000000
	b	0.005305	0.018304	0.771957
Log-Likelihood	-6407.092			

## (2) 상관계수의 추정

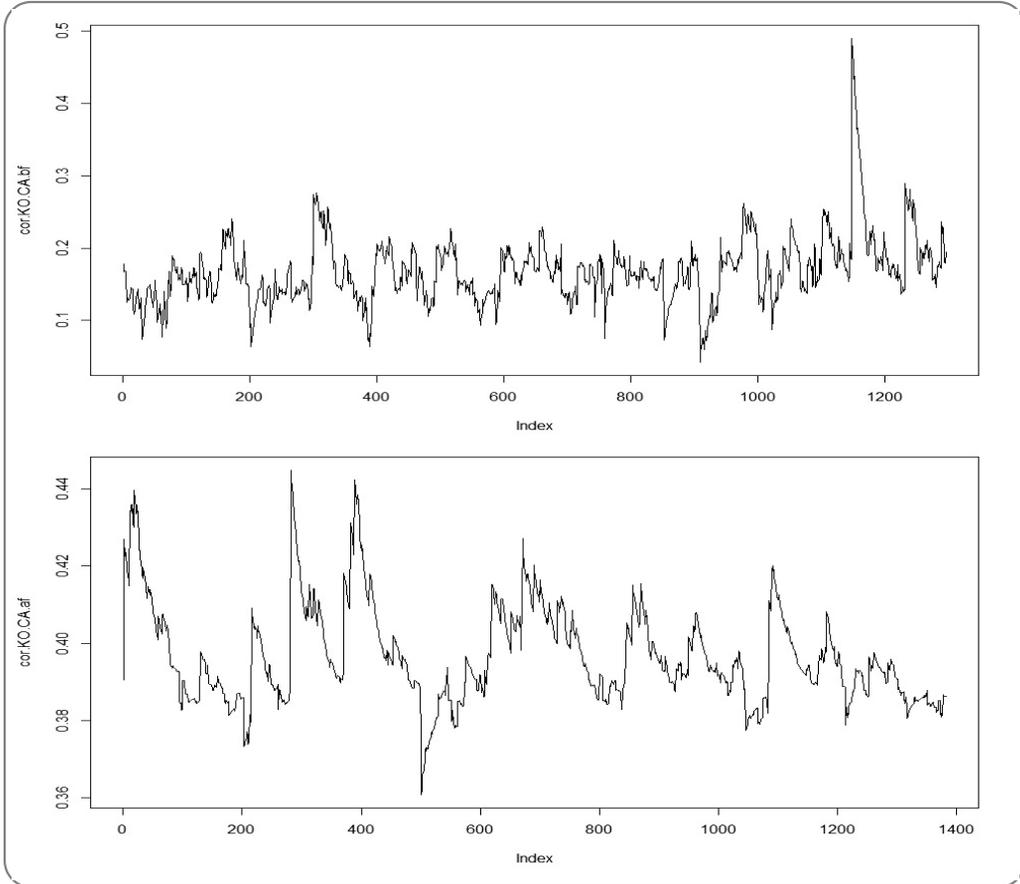
우선 상기 표에서 모수의 추정결과를 보면, 수익률 평균방정식에서 자기상관 파라미터  $\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}$ 는 금융위기 전에 모두 통계적으로 유의미하지 않아 금융위기 이후부터 5% 유의수준에서 유의성이 나타났다. 또한 변동성 방정식에서 지속성을 나타내는 파라미터 중에 중국 주식시장만 표본기간에 통계적으로 유의성을 가지고 있으며 두 파라미터의 합이( $\beta + \gamma$ ) 0.98에 가까이 아주 높은 지속성을 나타내 변동성 군집현상(volatility clustering) 존재하는 것을 의미한다. DCC 파라미터 a와 b에 의하면 금융위기 전에  $a+b=0.9069$ 로 1에 가까우며 금융위기 이후에  $a+b=0.9596$ 으로 역시도 1에 가까우며, 이는 세 변수의 상관도가 시간에 따라 심하게 변화한다는 것을 의미한다. 특히 금융위기 이후부터 변화가 심해진다는 것을 판단하게 된다.

다음 그림에서 수익률에 대한 조건부 상관관계(DCC)의 추세를 나타내는데, 그림을 살펴보면 표본기간 동안 각 수익률 변동성의 상관관계는 시간의 흐름에 따라 변할 것으로 알 수 있다. 세 국가 주식시장의 상관계수는 대부분 양의 관계로 나타나며 금융위기 이후부터 모두 상대적으로 증가한 추세를 보여주고 있다. 세 국가 간의 동적 상관관계는 2007년 후반부터 급격히 증가하며 2009년 후반에 들어서부터 세계 경제의 회복함으로써 연계성이 완만해지고 있다. 금융위기 전에 중국과 미국 주식시장의 상관계수가 음(-)으로 나타날 경우도 있는데 이런 결과는 유사용, 김동휘(2011)<sup>6)</sup>과 유사하게 나타났다.

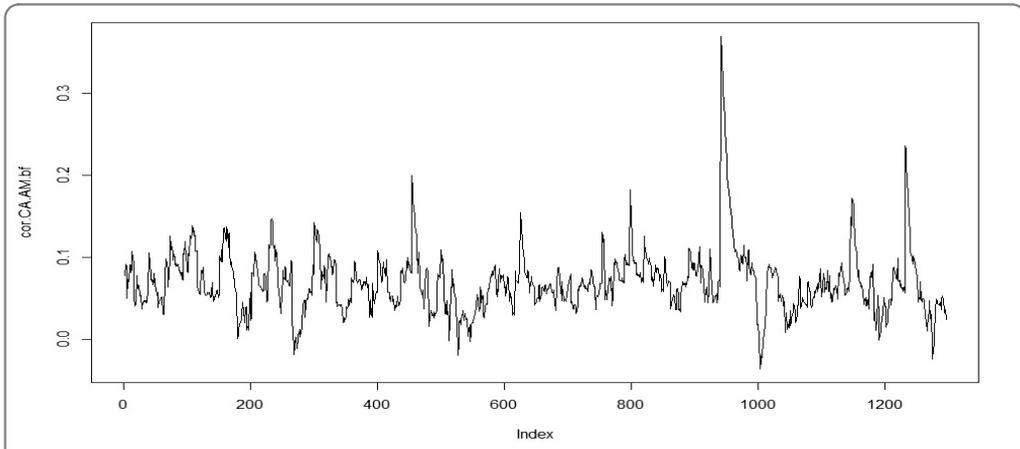
더 나아가 면밀하게 검토해 보면 금융위기 발생하기 전에 세 국가 간에 한중, 한미, 그리고 중미 간 조건부 상관계수의 평균이 (0.1679), (0.2089), (0.0689)로 한국 및 미국 시장과의 연계성이 그리 높지 않은 것을 알 수 있다. 금융위기 이후에 한중, 한미, 중미 간에 조건부 상관계수의 평균이 (0.3968), (0.2518), (0.1488)으로 모두 현저하게 증가한 추세를 보여주고 있는데 중국의 경우는 금융위기 전에 비해 한국 및 미국 시장과의 상관계수가 2배 이상 증가한다는 것을 나타냈다. 이러한 결과는 세계경제가 금융위기를 거치면서 중국이 지역시장이나 글로벌 시장과 더 밀접하게 연계되었다는 것을 의미한다. 특히 중국하고 한국은 지리적으로 인접할 뿐만 아니라 최근에 한국 FTA 체결과 원화 위안화 직접 결제 제도의 촉진 등으로 인해 효율적인 해외 투자 및 합리적인 포트폴리오의 형성에 있어서 아주 현실적인 의미를 가진다고 볼 수 있다.

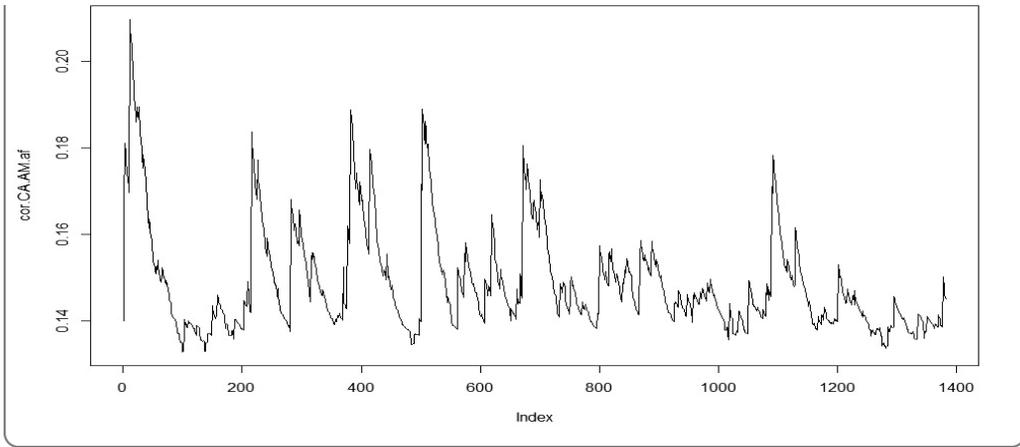
6) 유사용, 김동휘. 2011. 중국 주식시장의 동태적 조건부 상관관계 연구 국제경영리뷰. 제15권 14호, 15(14): 25-48.

[그림 7] 한국-중국 간 상관관계 추이(금융위기 전후)

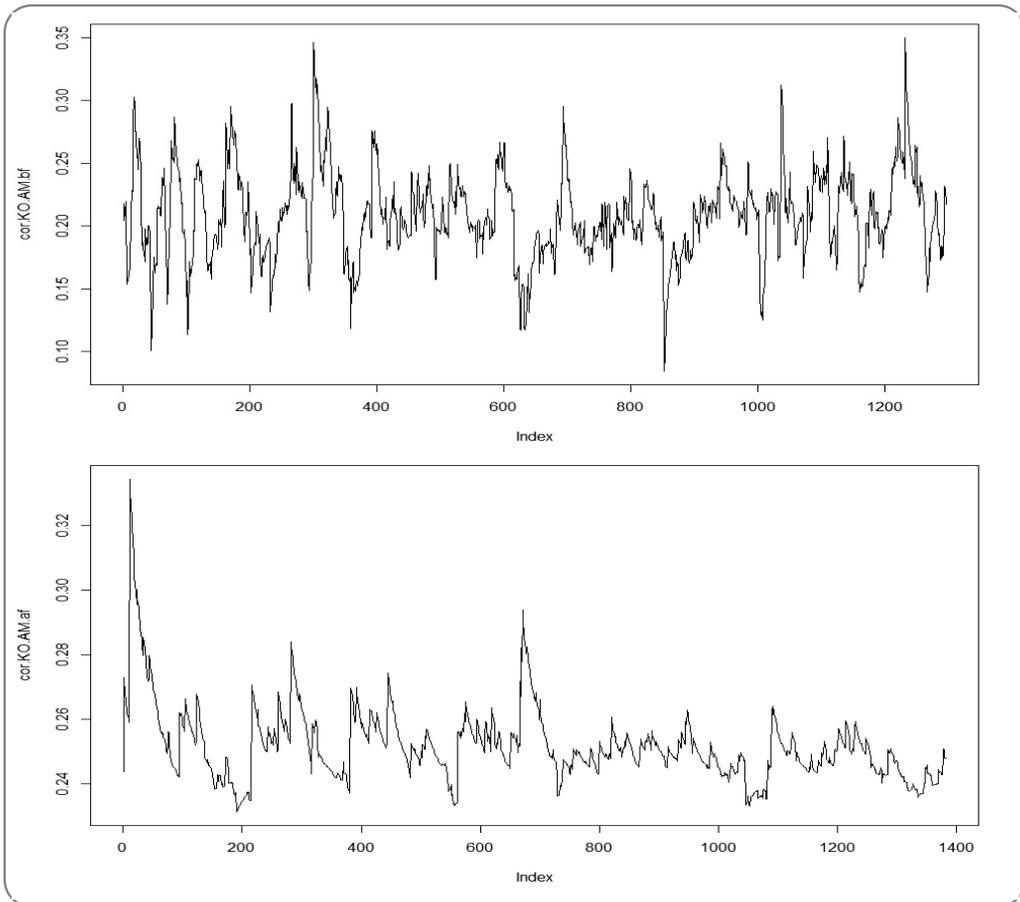


[그림 8] 중국-미국 간 상관관계 추이(금융위기 전후)





[그림 9] 한국-미국 간 상관관계 추이(금융위기 전후)



또한 주식시장간 거래변화량에 상호 영향을 미치는지를 DCC-MGARCH 모형 분석을 수행하여 <표 5>를 작성하였다. 우선 거래량 평균 식의 자기상관 파라미터는 금융위기 이전과 금융위기 이후에 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의성을 나타냈다. 그리고 거래량 변동성 방정식에서 지속성을 나타내는 파라미터가 금융위기 이후부터 모두 5% 유의수준에서 유의미성을 나타냈으며 한국과 중국주식시장에 지속성 파라미터의 합이 0.98에 가까이 금융위기 이후에 아주 강한 변동성 지속성을 나타내고 있음을 알 수 있다. 그리고 금융위기 후에  $a+b=0.8263$ 로 금융위기 이전보다( $a+b=0.6860$ ) 크게 나타나며 금융위기 이후부터 세 변수간의 상관관계가 시간에 따라 변화가 심해진다는 것을 판단하게 된다.

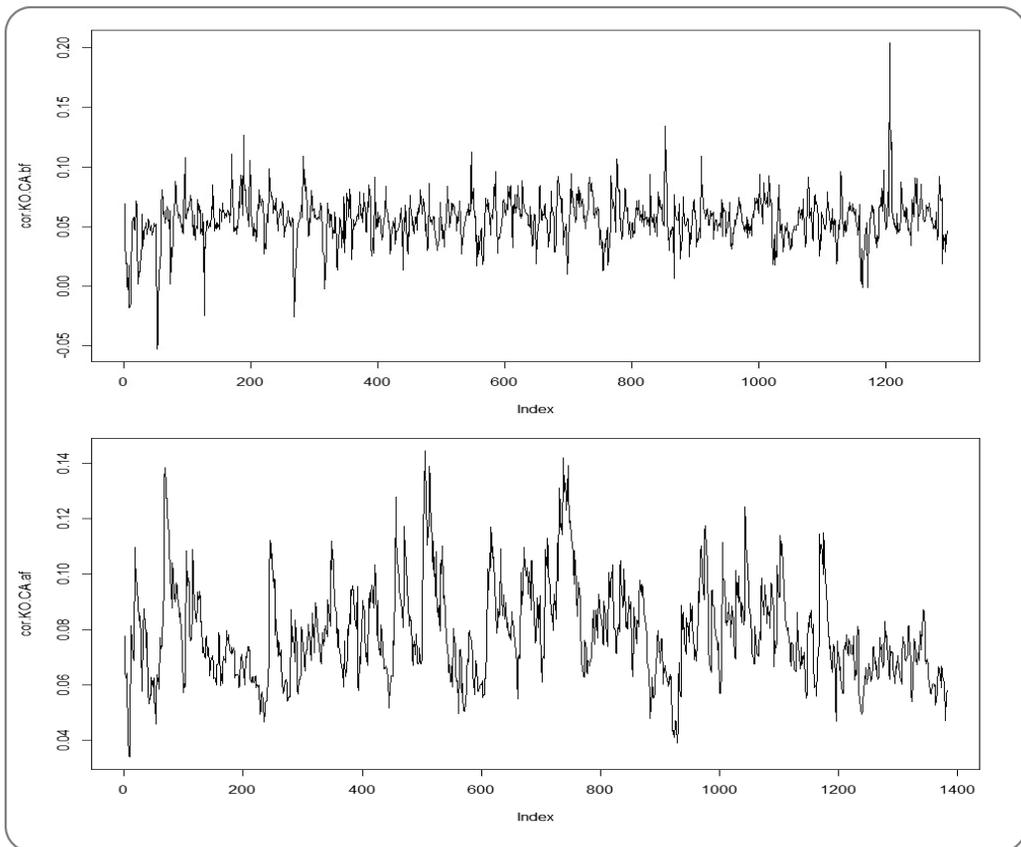
<표 5> 금융위기 전후 거래량 간의 DCC 추정결과

	Parameter	Before	After
KOSPI Volume	$\alpha_{10}$	20.481314***	19.743028***
	$\alpha_{11}$	0.996508***	0.973507***
	$\alpha_{12}$	-0.522020***	-0.542984***
	$w_1$	0.000567***	0.000330***
	$\beta_{11}$	0.010344	0.022673***
	$\gamma_{11}$	0.964088***	0.963096***
SSEC Volume	$\alpha_{20}$	15.576996***	18.381025***
	$\alpha_{21}$	0.998156***	0.933991***
	$\alpha_{22}$	-0.306050***	-0.299965***
	$w_2$	0.000328**	0.000630***
	$\beta_{21}$	0.026386***	0.010676**
	$\gamma_{12}$	0.966902***	0.970201***
S&P500 Volume	$\alpha_{30}$	21.029180***	22.282020***
	$\alpha_{31}$	1.000000***	0.975602***
	$\alpha_{32}$	-0.679417***	-0.638240***
	$w_3$	0.013467*	0.012055**
	$\beta_{31}$	0.789943	0.413281**
	$\gamma_{13}$	0.000005	0.284005
DCC	a	0.014188	0.008622
	b	0.671805***	0.817694*

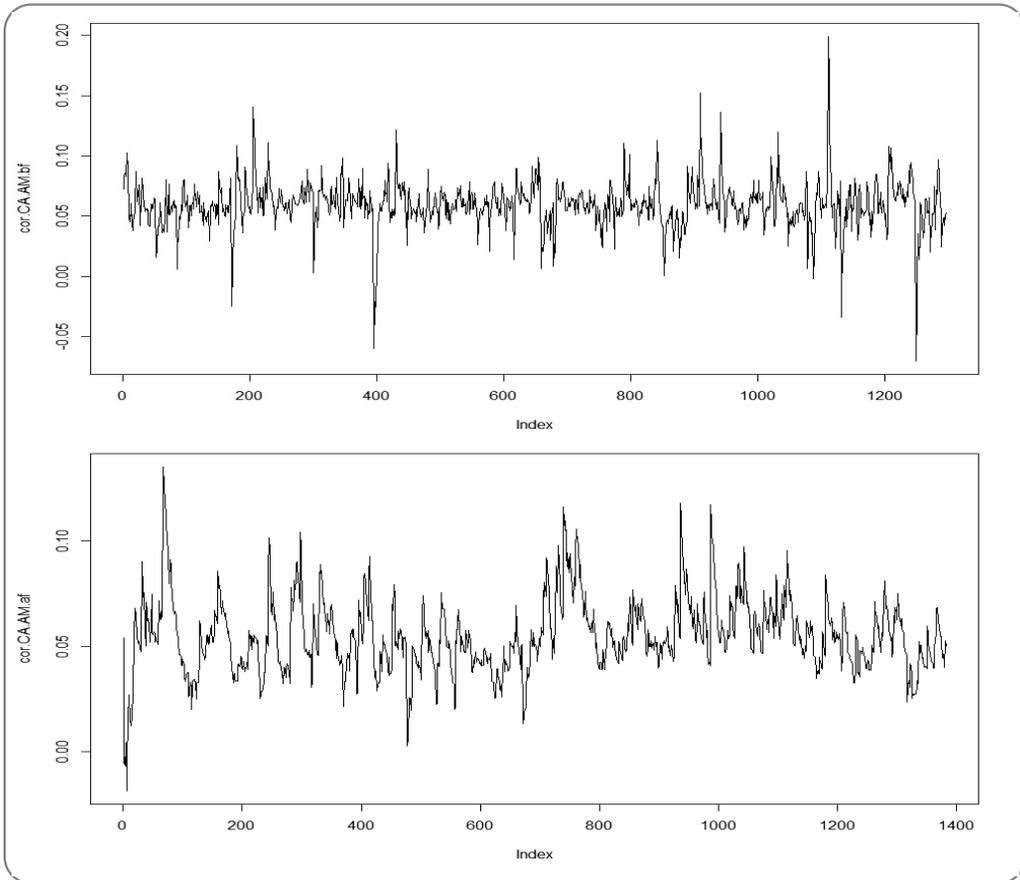
\*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 나타냄.

DCC-MGARCH 모형을 이용하여 도출한 금융위기 이전과 금융위기 이후에 거래량 간의 동태적인 상관관계 추이는 다음 그림과 같다. 분석결과 한국과 중국 및 중국과 미국 주식시장 간의 상관관계수는 모두 0.06 정도로 적게 나타나며 거의 영향을 미치지 않으므로 양 국가 간의 동적 관계가 없다고 볼 수 있다. 한편에 한국과 미국의 주식시장은 금융위기를 거치면서 상관관계수가 0.11에서 0.17으로 증가하고 있는 추세를 보여주고 있다. 이러한 결과는 외국인투자현황에 의한 것으로 판단할 수 있다. 특히 중국 주식시장의 경우 개인투자자의 비중이 높으며 해외 자본의 영향력을 최소화하기 위해 외국인에 대한 주식시장 개방을 제한함으로써 외국인 투자자가 아주 낮은 비중을 차지하고 있다. 그러나 최근 중국정부가 금융시장의 효율성 재고, 자본시장의 개방화 촉진을 위한 후강통(상하이, 홍콩 간에 주식 상호 거래 허용)의 실시와 위안화 적격 외국인기관투자(RQFII)의 한도 확대하고 있다는 점에서 향후에는 중국 주식시장에 많은 해외 자본이 유입되면서 세계 주식시장하고 더 큰 연관성이 있을 것으로 사료된다.

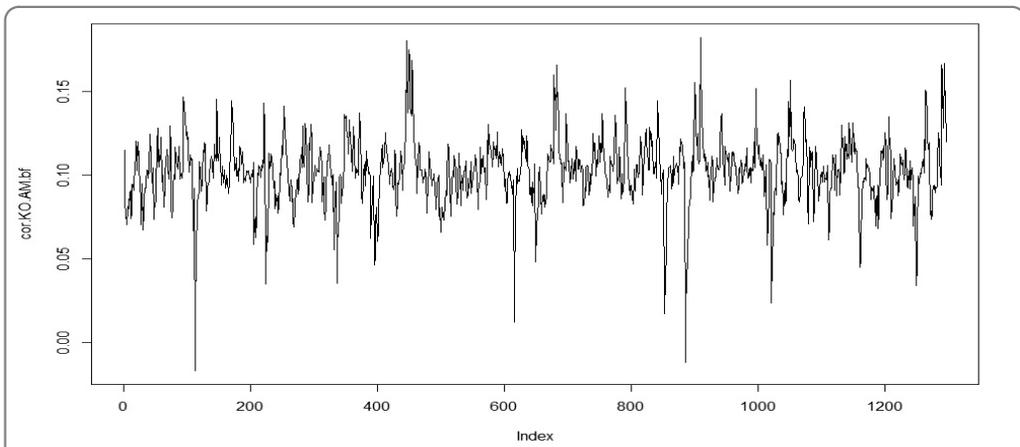
[그림 10] 한국 - 중국 거래량의 상관관계 추이(금융위기 전후)

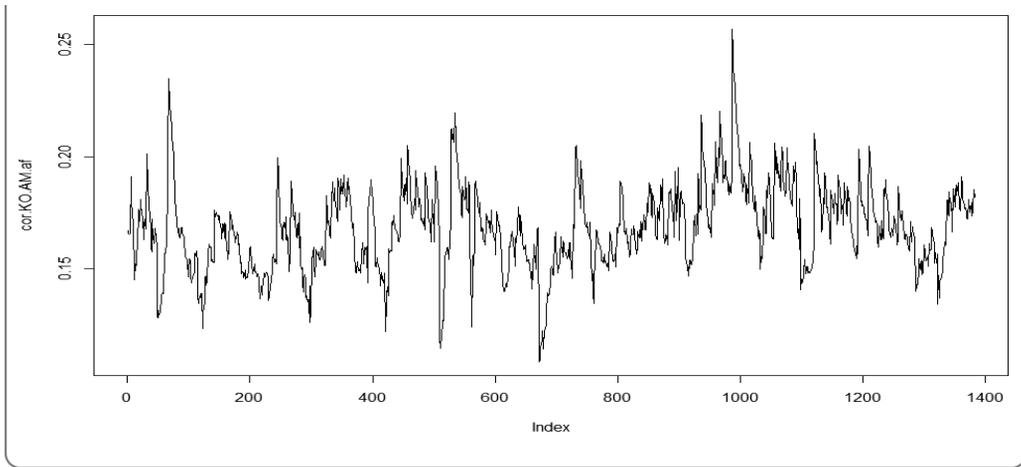


[그림 11] 중국 - 미국 거래량의 상관관계 추이(금융위기 전후)



[그림 12] 한국 - 미국 상관관계 추이(금융위기 전후)





#### IV. 결 론

본 논문은 2003년 1월 3일부터 2014년 9월 30일까지 한국의 코스피 주가지수, 중국의 상해종합주가지수 그리고 미국의 S&P500 주가지수의 일별 수익률과 거래량을 이용하여 금융위기 전후 두 기간으로 나누어 수익률의 비대칭적 변동성과 주식시장 간 동조화의 존재 여부를 검정하였다. 특히 본 연구에서는 수익률 변동성의 동조화뿐만 아니라 거래량의 동조화 여부를 함께 살펴보았다. 비대칭적 변동성과 동태적 상계관계를 동시에 고려한 Asymmetric DCC-MGARCH 모델을 이용하여 분석한 결과는 기존 연구와 일치하여 한국과 미국 주식시장에 비대칭적 변동성의 계수가 모두 유의미하게 나타나며 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 미치는 변동성이 더 크다는 변동성 비대칭 현상을 발견할 수 있다. 결과를 정리해 보면 한국 주식시장에 존재하는 비대칭 변동성이 금융위기 이후부터 약해지고 있으며 미국 주식시장에서는 비대칭 변동성이 증가하고 있다. 그리고 중국 주식시장에서는 비대칭적 변동성을 나타내지 않는다.

또한 주식시장 간 수익률 변동성의 동조화 현상을 분석한 경우, 금융위기 이전에는 한국과 미국 사이에 높은 동적 관계를 가지고 있으며, 금융위기 이후부터 한국과 중국 간에 동적 연계성이 금융위기 이전의 관계보다 2배 이상으로 급격히 증가했다.

이러한 결과는 미국 발 금융위기를 겪으면서 세계경제의 통합이 가속화 되어 선진국과 신흥국 간 그리고 신흥국가들 간의 연계성이 높아지고 있는 것으로 설명될 수 있다. 또한 갈수록 밀접한 관계를 맺어가는 세계경제에 글로벌 시장보다는 지역시장 간의 연계성이 점점 더

긴밀하게 이루어지는 것으로 볼 수 있다. 더 면밀하게 관찰하면 금융위기를 거치면서 세 나라의 주식시장간 연계성이 급격히 증가되는 추세를 나타내고 2009년 후반에 들어서 완만해지게 된다. 이러한 현상이 주식시장의 국제적 투자, 적절한 포트폴리오의 구성 또한 다른 주식시장의 변동성을 예측하는 데에 아주 현실적인 의미를 가지고 있다.

그리고 본 연구에 주식시장에서 주가지수에 선행한 지표로써 수익률뿐만 아니라 거래변화량을 추가적으로 고려하여 동적 연관성을 분석하였다. 거래량을 이용하여 분석한 결과 한국과 중국 간에, 그리고 중국과 미국 간에 거래량 변동성의 상관관계가 높지 않아 동적 관계가 존재하지 않는다고 볼 수 있다. 그리고 금융위기 발생 이후부터 거래량에 동적 연계성이 모두 증가하는 추세를 보여 주고 있다.

본 논문의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 한국, 중국, 미국 주식시장에 비대칭적 변동성이 존재하는지를 확인하였는데 각 나라 주식시장에 발견되는 비대칭적 변동성이 현실상에서 존재하는 이유를 규명하지 못한다. 두 번째는 일반적으로 주식시장에 존재하는 비대칭적 변동성 현상이 중국 주식시장에 존재하지 않음을 나타냈는데 이는 중국 주식시장의 급속히 성장함에 일련의 개혁과 제도를 도입하여 개방화의 진전됨에 따라 빈번한 정부 규제, 용이한 시장 조작 그리고 내부 거래의 경향의 심하다는 문제들을 수반되고 있으며 이런 점에서 세계 다른 주식시장과는 상이한 특징을 갖는 이유로 인해 설명할 수 있다. 그러므로 분석시기의 차이에 따라 변동성의 특성이 다르게 나타날 수 있다. 최근에 금융시장에서 급속한 정보흐름을 적절하게 포착할 수 있는 수단으로써 고빈도 자료를 널리 사용되고 있다. 고빈도 자료를 이용하여 주식시장의 변동성 형태를 정확하게 반영하는 연구를 과제로 남겨두고자 한다.

## 참고문헌

- 김석진, 포영영, 도영호. 2011. “한국, 중국 및 미국 주식시장의 동조화”. 『재무관리연구』, 28(2): 1-23.
- 김지혜, 변동성. 2012. “전이효과의 비대칭성에 관한 연구: 미국과 한국 중국 주식시장을 중심으로”. 『국제경제연구』, 18(1): 111-130.
- 구본경. 2007. “한·미·중·인 주식시장의 동조화 현상 연구”. 『한국증권학회 발표논문집』, 845-880.
- 구본일. 2000. “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구”. 『재무연구』, 13(1): 129-159.
- 박범조. 2012. “주식시장의 비대칭 무리행동과 변동성 연구”. 『한국증권학회지』, 41(3): 373-391.
- 박종해, 정대성, 김태혁 외. 2010. “한국과 중국 주식시장의 동조화 현상에 관한 연구: 글로벌 금융위기 전후 비교를 중심으로”. 『금융공학연구』, 9(2): 29-51.
- 박준용, 장유순, 한상범. 2012. 『경제세계열분석』.
- 배진호. 2014. “한국 주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 재고찰”. 『무역연구』, 제10권 제1호.
- 문규현. 2006. “거래량을 이용한 한일주식시장간 선도 - 지연관계에 관한 연구”. 『산업경제연구』, 2297-2314.
- 정진호. 2010. “중국주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구”. 『산업경제연구』, 23(2): 585-604.
- \_\_\_\_\_. 2012. “DCC-MGARCH 모형을 이용한 글로벌 시장과 신흥 시장 간 주식시장의 정보 전달효과에 관한 동태적 분석; 미국과 중국 및 인도 주식시장을 중심으로”. 『금융지식연구』, 10(1): 79-106.
- 정진호, 임준형. 2007. “한국, 중국, 미국 주식시장 간 동조화 현상에 대한 연구”. 『국제지역연구』, 11(3): 838-867.
- 정병대, 정진호. 2002. “주가수익률의 비대칭적 변동성에 관한 연구”, 『리스크 관리연구』, 13(2): 97-126.
- 오현탁, 이현상, 이치송. 2000. “한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구”. 『재무관리연구』, 제17권, 1호.
- 유시용, 김동휘. 2011. “중국 주식시장의 동태적 조건부 상관관계 연구”. 『국제경영리뷰』, 15(4): 25-48.

- 이치승. 2014. “중국 주식시장의 지분분할개혁과 변동성에 관한 연구”. 『산업경제연구』, 27(2): 787-803.
- 최승욱, 강상훈. 2014. “한국, 중국, 일본, 미국 주식시장 간 동조화 현상: 글로벌 금융위기 전, 후를 중심으로”. 『국제지역연구』, 18(3): 57-78.
- 董秀良, 吴仁水. 2008. 基于“DCC—MGARCH 模型的中国 A, B 股市场相关性及其解释”. 中国软科学, (7): 125-133.
- 姜朋辉. 2012. “基于成交量的我国沪深股市波动性特征分析”. 时代经贸, (4): 179-180.
- 刘金全, 于冬, 崔畅. 2006. “中国股票市场的信息反应曲线和股票价格波动的非对称性”, 管理学报, 3(3): 262-265.
- 刘玄, 冯彩. 2009. “2005年来我国股票市场波动特征研究 基于GARCH族模型”. 经济论坛, 第2期.
- 徐有俊, 王小霞, 贾金金. 2010. “中国股市与国际股市联动性分析——基于DCC—GARCH模型研究”. 经济经纬, (5): 124-128.
- Andersen T G. 1996. “Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility”. The Journal of Finance, 51(1): 169-204.
- Bollerslev T. 1986. “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”. Journal of econometrics, 31(3): 307-327.
- Campbell J Y, Hentschel L. 1992. “No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns”, Journal of financial Economics, 31(3): 281-318.
- Christie A A. 1982. “The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects”, Journal of financial Economics, 10(4): 407-432.
- Égert B, Kocenda E. 2007. Time-Varying Comovements in Developed and European Stock Markets: Evidence from Intraday Data.
- Engle R F. 1982. “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”. Journal of the Econometric Society, 987-1007.
- \_\_\_\_\_. 2002. “Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized utoregressive conditional heteroskedasticity models”. Journal of Business & Economic Statistics, 20(3): 339-350.
- Koutmos G, Booth G G. 1995. “Asymmetric volatility transmission in international stock markets”, Journal of international Money and Finance, 14(6): 747-762.
- Pagan A R, Schwert G W. 1990. “Alternative models for conditional stock volatility”. Journal of econometrics, 45(1): 267-290.

# The Asymmetric Volatility and Correlations between Korean, Chinese and American Stock Markets

Wang, Pei-Gang

## ABSTRACT

This study examine the existence of the asymmetric volatility in South Korea, China and U.S. stock markets and analyze the co-movement phenomenon between international stock markets, which showed the tendency of similar movements in stock prices among the countries Dividing into the two periods: before and after the financial crisis, the asymmetric volatility exists in Korean and the U.S. stock markets. In China, the stock market showed that the asymmetric volatility does not exist. Since the financial crisis, asymmetric volatility has decreased in Korean stock market while it has significantly increased in U.S. stock market.

According to the results, the dynamic linkage among the three nations' stock markets showed enhancing trends after the financial crisis and the linkage between Korea and China is being considered to be stronger than U,S stock market. In addition, we examined the dynamic volatility among Korean, Chinese and U.S. stock markets using the volume. The results showed that the trading volume of variation between Korea and China, and China and the United States is rarely effective to the dynamic volatility. The trading variation between Korea and U.S. has the trivial positive relationship and showed the trend of increasing linkages after the financial crisis.

**Key Words** : asymmetric volatility, GJR-GARCH, co-movement phenomenon, DCC-MGARCH, trading volume

\* Baeknyun Corp. CEO, 6<sup>th</sup> floor, 9, Doryeong-ro, Jeju-si, Jeju-do, Korea,  
Email : wangpeigang@naver.com



## 『산업연구』 연구윤리규정

### 제1조 목적

이 규정은 단국대학교(죽전) 부설 미래산업연구소(이하 연구소라 한다)에서 발간하는 『산업연구』지에 대한 연구윤리의 기준을 제시함으로써 학술연구문화의 정착과 올바른 연구윤리를 고양하며, 연구윤리 확립을 위한 관련 사항 및 『산업연구』의 투고 규정에 의하여 접수되고 심사되는 논문의 성격을 규정 하고, 연구논문 기고자의 연구 부정행위를 방지하며 연구윤리를 확보하는데 필요한 기본 원칙과 방향을 정하는데 목적이 있다.

### 제2조 대상 및 적용범위

이 규정은 연구소에서 발행하는 『산업연구』에 연구논문을 게재하는 모든 자를 그 대상으로 하며, 투고규정에 의하여 접수되고 심사되는 연구논문이 갖추어야하는 기본적인 요건을 벗어나 연구윤리에 위배되는 연구부정행위로 인정될 경우에 적용한다.

### 제3조 논문수정 및 삭제

논문의 저자는 심사과정에서 제시된 심사의견을 최대한 수용하여 논문에 반영하도록 하여야 한다. 하지만, 연구자(들)가 심사의견에 동의하지 않는 경우, 그 근거 및 이유를 편집위원회에 제시하여야 한다.

### 제4조 연구 부정행위

- 『산업연구』는 연구윤리규정에 위반되는 다음과 같은 연구 부정행위를 금지한다.
  - ① 연구위조 행위
    - 연구자가 연구결과를 허위로 만들어내는 행위
  - ② 연구변조 행위
    - 연구자가 데이터를 조작하여 연구내용 혹은 결과를 왜곡하는 행위
  - ③ 연구표절 행위
    - 연구자가 타인의 연구내용이나 결과 등을 임의로 도용하는 행위
  - ④ 중복제출 행위
    - 연구자가 하나의 학술지에 게재된 동일한 연구결과를 새로운 연구결과로 하여 다른 학술지에 중복 게재하는 행위

**제5조 연구 부정행위에 대한 조치**

- 편집위원회는 연구윤리규정 위반이 사실로 판정된 자에 대하여 연구소장에게 적절한 징계를 건의할 수 있다.
- 소장은 편집위원회의 건의가 있을 경우 운영위원회를 소집하여 징계여부 및 징계내용을 결정한다.
- 연구 부정행위로 판정된 논문 및 연구자(들)에 대해서는 한국연구재단 등재(후보) 학술지 관리지침 제9조에 준하는 조치규정에 따른다.
  - 부적격 논문으로 판정하여 저자에게 통보하며 심사를 진행하지 않는다.
  - 게재 무효 결정을 통보하고 『산업연구』 논문 목록에서 삭제조치를 취한다.
  - 『산업연구』에 연구 부정행위 사실을 공표한다.

발생횟수	처리내용	비 고
1회 발생	- 3년간 국내/국제 학술지발행지원 사업의 지원대상에서 제외	※ 판정년도로부터 3년간 ※ 판정일 이전에 지원비가 지급된 경우 차년부터 3년간
2회째 발생 (1회 발생 이후 5년 이내)	- 학술지평가에 반영	※ 차회 학술지평가 시에 내용 평가 부분의 심사기준 및 심사 내용, 논문의 독창성, 논문의 내용에 대한 평가등급을 최저 등급으로 처리
3회째 발생 (1회 발생 이후 5년 이내)	- 등재(후보)학술지에서 제외	※ 차년부터 등재후보학술지 진입을 위한 학술지평가 사업에 신청할 수 있음

## 연구윤리에 대한 자료집 소개

연구윤리정보센터, 연구윤리 질의응답집,  
국가과학기술인력개발원, 2014. (NRF-2014-연구윤리)  
ISBN 978-89-968952-9-9

### 책자소개 :

2014년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 「연구윤리활동지원사업」의 지원을 받아 국가기술연구원 부설 연구윤리정보센터(<http://www.cre.or.kr>)에서 발간한 비매품 자료.

### 책자의 구성 :

지난 2012년부터 2014년까지 약 3년간 상담센터에 접수된 연구윤리 관련 질의와 자문내역을 분석하여 빈도와 주제별로 분류하고 총 6개 주제로 총 83개의 질문과 응답으로 구성하여 제작

- 제1주제 : 연구설계(11개의 질문과 응답)
- 제2주제 : 연구수행(6개의 질문과 응답)
- 제3주제 : 연구성과 활용(35개의 질의와 응답)
- 제4주제 : 연구공동체(12개의 질의와 응답)
- 제5주제 : 연구부정행위(17개의 질의와 응답)
- 제6주제 : 연구성과 관리(2개의 질의와 응답)

본 「연구윤리 질의응답집」은 평소 연구자들이 연구의 시작과 종료 및 활용에 이르기까지 전체 연구프로세스에서 갖을 수 있는 연구윤리 관련 의문에 대한 내용을 이해하기 쉽게 정리된 자료집임. 비매품으로 연구윤리정보센터(<http://www.cre.or.kr>)에 접속하거나 단국대학교 미래산업연구소(<http://k2.dankook.ac.kr/user/rifi>)로 문의 시 구할 수 있음.

## 『산업연구』 투고요령

본 요령은 학술지 『산업연구』에 게재할 논문 원고 투고에 관한 사항을 규정함을 목적으로 한다.

### 1. 투고의 기본 요건

#### 1. 투고자 자격 및 의무

- (1) 논문 투고자는 단국대학교 교원(전임, 비전임 및 강사 포함) 및 교외 연구자에게 개방되어 있으나, 대학원생의 경우 지도교수와 공저로서 투고가 가능하다.
- (2) 투고 논문은 타 학술지에 게재되거나 게재 신청 중이 아니어야 하며, 산업연구에 제출되어 심사진행 중인 논문은 타 학술지에 제출할 수 없다. 단, 박사학위논문의 요약본이나 학술대회 및 세미나에서 working paper의 형태로 발표된 논문은 예외로 한다.
- (3) 논문의 내용에 대한 책임은 투고자가 진다.
- (4) 산업연구에 게재된 논문의 판권은 미래산업연구소가 소유한다.

#### 2. 논문 발간일

산업연구는 연 2회(3월 31일, 9월 30일) 발간하며, 필요에 의해서 특별호를 발간할 수 있다.

#### 3. 논문투고 시 준수사항

- (1) 논문의 투고는 편집위원회에 e-mail 혹은 디스켓 형식으로 제출한다.
- (2) 원고의 접수일은 원고가 본 편집위원회로 도착한 날로 한다.
- (3) 투고자 소속기관, 성명(저자가 2인 이상일 경우 제1저자, 교신저자, 공동저자를 구분하여 명기), 영문성명, e-mail 주소, 전화번호(휴대폰포함), 논문집 수령주소, 논문페이지 수 등을 명시한다.
- (4) 투고자는 소정의 심사료를 납부하여야 한다. 단 단국대학교 교원의 경우 이를 면제할 수 있다.

#### 4. 투고된 논문은 2인의 심사위원에 의한 비공개 심사를 실시하며, 게재여부를 결정한다.



Smith et al.(1987)에 의하면, ……

7. 각주는 보충설명이 필요한 경우에 작성하되, 어구의 우측 상단에 위첨자로 일련번호를 붙여 표시하고 그 내용은 해당 면의 하단에 기술한다.
8. 표 또는 그림의 일련번호와 제목은 해당 표의 위에 표기한다.
9. 참고문헌은 논문에서 인용된 것에 한정하여 다음과 같은 방법으로 표시한다.

- (1) 참고문헌의 기재순서는 국내문헌, 외국문헌의 순서로 하며 국내문헌은 저자명의 가나다 순으로 그리고 서양문헌은 저자명의 알파벳 순으로 배열한다.
- (2) 서양문헌의 경우 저자명은 last name을 먼저 기재한다.
- (3) 정기간행물은 저자명, 연도, 논문제목, 간행물이름(서양문헌의 경우 이탤릭체), 권·호수, 페이지 순으로 표기한다.
- (4) 정기간행물이 아닌 경우는 저자명, 연도, 도서명(서양문헌의 경우 이탤릭체), 출판 회수(2권 이상의 경우), 권(2권 이상의 경우), 출판지, 출판사의 순으로 표기한다.

예) 박연암. 1999. 회계이론. 제3판. 자유출판사. 서울.

홍길동, 박연암. 2000. 글로벌 경쟁환경에서의 투자의사결정에 관한 연구. 산업 연구. 제1권 제1호 : 333-352.

홍길동. 2000. 기업지배구조와 이익조정에 관한 연구. 박사학위논문. 금강대학교.

Beteson, E. G. 1992. *Managing Services Marketing*. 3rd ed, NY : The Dryden press, 1992.

Pyo, Y., and S. Lustgarden. 1990. Differential Intra-industry Information Transfer Associated with Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Economics*. Vol,15, 365-379.

10. 논문체재는 다음과 같이 표시한다.

대항목 (15 pts) : I , II, III, IV, ……………  
 중항목 (13 pts) : 1, 2, 3, 4, ……………  
 소항목 (12 pts) : (1), (2), (3), (4), ……………  
 세부항목 (11 pts) : 1), 2), 3), 4), ……………  
 이하항목 (11 pts) : ①, ②, ③, ④, ……………

11. 본문에 사용할 부호는 다음에 의한다.

“ ” : 대화체나 독립된 인용문  
 ‘ ’ : 부분적인 인용이나 강조를 나타낼 때  
 『 』 : 작품, 저서명

- 「 」 : 논문이나 잡지, 신문명을 명기할 때  
 〈 〉 : 강조의 성격을 더욱 강하게 나타내거나 인용문의 경우 저자가 강조할 때  
 · : 명사나 형용사 등 동격을 표시할 때  
 ... : 말을 생략할 때 줄임표로서 점(.) 3개 표시

### III. 심사절차

투고된 원고는 『산업연구』의 투고요령에 맞는 경우에만 심사의 대상이 되며, 편집위원장은 투고요령에 맞지 않는 원고의 심사를 거부하거나 보완을 요청할 수 있다.

1. 논문 접수
  - 논문이 접수되면 편집위원장은 논문접수 사실을 저자에게 e-mail로 통지한다.
  - 심사의 시작은 심사위원에게 심사를 의뢰한 날로 한다.
2. 심사위원 선정
  - 편집위원장은 논문의 학술적 영역을 파악하여 편집위원 중에서 접수된 논문내용에 가장 부합하는 2인의 심사위원을 선정한다.
  - 심사위원은 논문 접수 10일 이내에 선정하는 것을 원칙으로 한다.
3. 심사 및 심사결과의 처리
  - 접수 논문을 담당할 심사위원이 선정 되면 편집위원장은 인적사항이 삭제된 접수 논문을 선정된 심사위원에게 송부한다.
  - 논문의 심사를 의뢰받은 심사위원은 논문 발송일 기준으로 3주 이내에 심사를 완료해야 하며 최대 5주를 초과하지 않도록 한다.
  - 심사가 완료되면 심사위원은 심사결과를 편집위원장에게 발송하여야 한다.
  - 두 심사위원의 심사 결과를 기준으로 편집위원장은 편집위원의 의견을 반영하여 게재여부(게재, 수정 후 게재, 수정 후 재심사, 게재불가)를 결정한다.
  - 편집위원장은 원칙적으로 심사위원의 의견을 따르나 심사가 지연될 경우 또는 심사 결과가 성실하지 못하다고 판단되는 경우에는 새로운 심사위원을 선정하여 심사를 의뢰할 수 있으며, 재심사를 요청할 수 있다.
4. 심사결과의 통보
  - 심사결과 접수 후 결정된 편집위원회의 판정 결과를 즉시 논문 저자에게 통보한다.
5. 『산업연구』지 게재

- 게재 적합으로 판정된 논문은 판정일자로부터 가장 가까운 시기에 발행되는 『산업연구』지에 게재하게 된다.
- 해당 호에 게재될 논문이 이미 확정된 경우 다음 호로 순연한다.

#### IV. 심사기준

논문의 심사 및 게재결정 기준은 다음과 같다.

- ① 연구주제의 적합성
- ② 주제의 참신성
- ③ 연구방법의 타당성
- ④ 연구결과의 기여도
- ⑤ 논문의 구성 및 논리전개
- ⑥ 문장표현 및 편집요건충족여부
- ⑦ 참고문헌, 각주, 영문요약의 적절성

#### V. 심사방법

심사의견서의 내용

- 심사위원은 심사 기준에 의거하여 다음과 같은 내용으로 심사의견서를 작성한다.
- ① 게재, 수정 후 게재, 수정 후 재심사, 게재불가 중 한 가지로 심사결과를 작성한다.
- ② 심사기준의 의거하여 각 항목별로 평가 내용을 기록하고 수정/보완 점에 관하여는 폐이지, 항, 또는 행을 명시하며, 그 사유를 밝힌다.
- ③ 심사의견서의 총평을 반드시 기재한다.

## 단국대학교 부설 미래산업연구소

### 논문 심사의견서

논문제목			
심사위원	소속 :	직위 :	성명 : (인)

#### 1. 심사위원평가사항

평가항목	평가내용(해당점수에 V 표시)
1	연구주제의 적합성 평가점수 : 20점( ) 18점( ) 16점( ) 14점( ) 12점( )
2	주제의 참신성 평가점수 : 20점( ) 18점( ) 16점( ) 14점( ) 12점( )
3	연구방법의 타당성 평가점수 : 10점( ) 8점( ) 6점( ) 4점( ) 2점( )
4	연구결과의 기여도 평가점수 : 10점( ) 8점( ) 6점( ) 4점( ) 2점( )
5	논문의 구성 및 논리전개 평가점수 : 20점( ) 18점( ) 16점( ) 14점( ) 12점( )
6	문장표현 및 편집요건충족여부 평가점수 : 10점( ) 8점( ) 6점( ) 4점( ) 2점( )
7	참고문헌, 각주, 영문요약의 절절성 평가점수 : 10점( ) 8점( ) 6점( ) 4점( ) 2점( )
총합점수 ( /100)점	

#### 2. 심사위원 최종판정

판정내용	판정	비 고
(1) 무조건게재(90점이상)	( )	현재상태로 학술지에 게재할 수 있음.
(2) 수정/보완 후 게재 가능(80점이상)	( )	지적사항이 수정된 후 학술지에 게재할 수 있음. (수정 및 보완 후 편집위원회가 평가)
(3) 수정/보완 후 재심 (70점이상)	( )	지적사항이 수정하여 재투고(저자의 심사답변서 포함) 되었을 때 재심사를 함.
(4) 게재불가(70점미만)	( )	현재의 연구내용으로는 논문집에 게재할 수 없음. (※1번과 2번 항목의 합이 30점이하인 경우도 해당)
※ 무조건 게재 또는 수정 및 보완 후 게재가능으로 판정된 경우 편집위원장이 심사(판정)결과에 따른 수정 여부와 답변내용을 확인 후 바로 게재절차를 밟게 됩니다.		
※ 논문심사위원께서 수정 또는 답변 내용을 확인하고자 한다면 다음의 ( )의 V표기해 주십시오.		
확인요망( )		

### 3. 심사위원 총평(수정사항)



#### □ 운영위원회

연 구 소 장    홍석기  
감        사    서문석  
연 구 간 사    송재은  
운 영 위 원    김상겸 김태환 윤상철 이호선 문보영 박범조  
조        교    김명중

#### □ 편집위원회

위    원    장    윤상철  
편    집    위    원    고봉현 김병모 김상헌 김승년 김윤영 천성용  
                          문상혁 배광일 조홍중 신은중 유상열 허광복

## 산 업 연 구

제40권 제1호

2016년 3월 25일 인쇄

2016년 3월 31일 발행

발행인    홍 석 기

발행처    단국대학교 부설 미래산업연구소

(16890) 경기도 용인시 수지구 죽전로 152

전화 : 031) 8005-3419, 2659

팩스 : 031) 8005-4033

E-mail : skhong017@dankook.ac.kr

인    刷    新    陽    社

서울시 중구 초동 21-1 기영빌딩 5층 606호

☎ 2275-0834 · 4585 · 4566    FAX : 2275-4589

