

## 금융발전이 경제성장에 미치는 영향\*

박신욱\* · 신용재\*\*

### 요 약

본 연구는 선진국과 아시아 개발도상국을 대상으로 금융발전(financial development)이 경제성장(economic growth)에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서 금융발전은 시장중심 금융규모와 은행중심금융규모를 이용하여 파악하였다. 본 연구에서 사용된 주요 변수는 시장중심금융 규모, 은행중심금융규모 이외에 경제성장이며, 이들은 각각 주식시가총액, 은행대출총액, 국내총생산(GDP) 등의 대용변수로 측정되었다. 본 연구에서는 변수들 간의 장기균형관계 분석을 위해 패널 공적분 검정(Pannel Cointegration Test)을 도입하였고, 단기인과관계를 살펴보고자 VAR모형에 기초한 Granger 인과관계 검정(Causality Test), 분산분해(Variance Decomposition), 그리고 충격반응분석(Impulse-Response Analysis) 등을 실시하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 패널 공적분 검정 결과, 선진국과 아시아 개발도상국 모두 금융시장발전과 경제성장간의 장기균형이 존재함을 확인하였다. 둘째, Granger 인과관계 검정 결과, 선진국에서는 금융시장발전이 경제성장에 단방향으로 인과관계를 보인 반면, 아시아 개발도상국에서는 양방향 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 셋째, 분산분해 및 충격반응분석 결과, 선진국의 경우 주식시장규모가 은행대출규모보다 경제성장에 압도적으로 큰 영향을 미치나, 개발도상국은 크게 차이가 없음을 확인하였다. 이러한 결과는 경제성장에 미치는 금융발전의 영향이 선진국과 아시아 개발도상국 간에 서로 다르게 나타난다는 점을 확인하는 증거가 된다.

**핵심주제어 : 경제성장, 금융발전, 패널 공적분 검정, VAR모형, Granger 인과관계 검정**

\* 논문접수일 2011년 11월 10일, 게재확정일 2011년 12월 22일

본 연구는 학술진흥재단과 한국산업경제저널에서 정한 연구윤리규정을 준수함

\*\* 제1저자, 한국자산평가, 연구원

\*\*\* 공동저자, 숭의여자대학교, 교수

## I. 서론

Schumpeter(1911)가 금융시장의 발전이 경제성장에 미치는 영향의 중요성을 언급한 이후, 금융발전과 경제성장의 관계에 대한 논쟁이 지속적으로 이어졌다. 특히 Kings and Levine(1993)의 연구가 발표된 이후 양자 간의 영향 및 인과관계를 파악하기 위한 다수의 연구가 진행되었다. 그동안 실시된 연구를 참고할 때, 금융발전과 경제성장은 장기에 걸쳐 상관관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 하지만 금융발전과 경제성장 간의 인과관계에 대해서는 아직 합의가 이루어지지 않고 있다. Goldsmith(1969), Kings and Levine(1993), Odedokun(1996), Levin et. al.(2000), Yang and Yi(2008) 등은 금융발전이 경제성장을 견인한다고 주장한 반면, Naceur and Ghazouani(2007)는 금융발전과 경제성장 사이에 유의미한 관계가 존재하지 않는다고 하였다. 다시 말해서 금융발전이 경제성장을 견인한다는 주장과 더불어 경제성장이 금융시장을 견인한다는 상반된 주장이 함께 존재한다. 이러한 양상은 이들 각각의 주장을 뒷받침할 수 있는 증거를 찾기 위한 노력으로 이어지고 있다.

본 연구는 선진국과 아시아 개발도상국을 대상으로 주식시장규모가 경제성장에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 본 연구를 진행하게 된 동기와 연관된 세 가지 물음을 구체적으로 제시하면 다음과 같다. 첫째, '선진국과 아시아 개발도상국을 대상으로 금융발전과 경제성장 간의 장기균형이 존재하는가.'이다. 둘째, '금융발전과 경제성장 사이의 인과관계 방향성이 선진국과 아시아 개발도상국 간에 다르게 나타나는가.'이다. 셋째, '선진국과 아시아 개발도상국을 대상으로 금융발전이 경제성장에 미치는 영향의 크기는 다른가.'이다. 본 연구에서는 이와 같은 세 가지 질문에 대한 답을 도출하여 주식시장규모가 경제성장에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 결국, 본 연구는 금융발전(financial development)과 경제성장(economic growth) 간의 관계를 규명하고자 하는 취지로 이해될 수 있다.

본 연구에서 금융발전은 시장중심금융규모와 은행중심금융규모를 이용하여 파악한다. 따라서 금융발전과 경제성장 간의 관계를 실증적으로 다루기 위해서는 시장중심금융규모와 은행중심금융규모 이외에 경제성장 등의 변수가 필요하다. 본 연구에서는 이들 변수를 각각 주식시가총액, 은행대출총액, 국내총생산(GDP) 등의 대용변수로 측정된다. 분석에 사용하는 자료의 기간은 1988년부터 2010까지 연간자료이다. 분석대상 국가는 IMF advanced economies 중 미국, 영국 등을 포함한 31개국과 아시아 개발도상국 중 중국, 인도 등을 포함한 17개국이다. 본 연구에서 사용되는 분석방법은 패널 공적분 검정(Pannel Cointegration Test), Granger 인과관계 검정(Causality Test), 분산분해(Variance Decomposition), 그리고 충격반응분석(Impulse-Response Analysis) 등이다. 패널 공적분 검정은 변수들 간의 장기균형관계 분석을 목적으로 사용된다. Granger 인과관계 검정, 분산분해 및 충격반응분석 등은

변수들 간의 단기인과관계를 살펴보기 위한 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 선행연구를 제시하고, 제3장에서는 연구방법을 소개하고, 제4장에서 장기균형관계 및 단기인과관계에 대한 추정결과 및 해석을 제시하고, 마지막 제5장은 본 연구의 결론으로 이루어진다.

## II. 선행연구

금융과 성장 간의 연구는 금융발전이 경제성장에 긍정적으로 영향을 미친다고 주장한 Schumpeter(1911)로 거슬러 올라간다. Schumpeter는 기술혁신을 위해 필요한 자금을 조달하기 위해서는 금융중개기관이 제공하는 서비스가 반드시 필요하며, 금융중개기관의 발전은 혁신적인 투자에 존재하는 큰 위험을 골고루 분산시켜 더 많은 투자를 가능하게 해준다고 주장하였다. 즉 금융중개기관의 발전은 신용공급의 증대를 통해 경제성장을 촉진한다고 주장하였다. 효율적인 금융시스템은 투자계획을 평가하고 기업가의 경영능력을 감시함으로써 효율적인 자원배분과 위험완화를 통해 경제 전체의 후생을 증대시키는 것이다.

이론적으로 금융과 성장을 바라보는 견해는 금융발전이 경제성장을 견인한다는 견해(Goldsmith 1969, Kings and Levine 1993, Odedokun 1996, Levin et al 2000, Yang and Yi 2008 등)와 금융발전과 경제성장 사이에는 유의미한 관계가 없다는 견해(Naceur and Ghazouani 2007 등)로 분류할 수 있다. Greenwood and Jovanovic(1990)은 금융중개기관이 정보를 수집·분석하여 투자자에게 유리한 투자기회를 제공하며 투자자의 위험을 통합하는 기능을 한다고 본다. 경제발전 초기에는 금융구조의 조직화가 미숙하여 성장률이 낮지만, 소득수준이 상승함에 따라 금융소득분포가 안정되고 성장이 지속된다는 것이다. Bencivanga and Smith(1991)는 여러 종류의 자산이 존재하는 경우 금융중개기관을 통해 경제성장이 더욱 촉진된다는 내생적 성장모형을 제시하였다. 일반균형모형에서 금융부분이 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우를 비교하여 금융부분이 존재하는 경우 성장률이 높음을 보였다. 금융중개산업이 존재하면 가계는 비생산적인 유동자산 형태의 저축을 줄일 수 있고, 기업은 유동성을 은행으로부터 공급 받아 투자를 늘릴 수 있다. 즉 금융중개가 활발할수록 실물자본 축적이 촉진된다. Robinson(1952)은 경제성장이 금융장치를 필요로 하고, 금융시스템은 이러한 수요에 수동적으로 반응한다고 주장하였다. 이후 Lucas(1998)는 금융과 성장의 관계는 밀접하지 않으며 금융발전이 경제성장에 미치는 영향이 지나치게 강조되었다고 주장한다. 금융발전은 소득증대에 따라 발생하는 부수적인 현상이며, 소득증대가 특정금융수단에 대한 수요를 발생시켜 이러한 요구에 대응하는 과정에서 금융발전이 이루어진다는 것이다.

경제성장에서 금융발전의 역할과 관련된 논의와 함께 은행중심금융규모와 시장중심금융규모 간의 상대적인 중요성에 관한 논의도 있었다. 구분성(2007)은 은행중심(bank-based)의 금융시스템은 정보수집 및 기업관계의 형성, 규모의 경제를 통한 자금조달 비용의 축소, 유동성 관리 등에 있어서 상대적으로 유리할 수 있다고 하였으며, 시장중심(market-based) 금융시스템은 기업에 대한 통제, 투자위험의 관리, 비대칭적 정보의 해소 등에 효과적인 체계라고 평가하고 있다. Stiglitz(1985)는 자본시장을 통해 자본을 조달 할 때 유출된 투자에 대한 정보를 다른 기업이 무임승차 할 수 있음을 강조하며 정보의 누설이 크지 않은 은행을 통한 자본조달이 경제성장에 더 긍정적인 영향을 미친다고 주장하였다. 또한 Rajan and Zingales(1999)은 기업들과 오랜 기간 관계를 유지하고 영향력을 가지는 은행들이 자본시장의 투자자들 보다 채무상환에 있어서 기업에 압력을 더욱 효율적으로 가할 수 있기 때문에 은행을 통한 자본조달이 경제성장에 더 긍정적인 영향을 미칠 수 있다고 하였다. Allen and Gale(1997, 2000)은 주식시장을 통한 자본조달은 기업지배구조를 변화시켜 비효율적인 자원배분을 유발할 수 있으며, 은행을 통한 자본조달이 동태적으로 효율적인 위험배분을 가능케 한다고 주장하였다. 은행중심 금융시스템의 장점을 주장하고 있는 학자들은 자본시장을 통한 자금조달이 지배구조에 영향을 미쳐 기업의 장기적 관점에서 효율적인 의사결정을 방해하는 것에 초점을 두고 있다. 그러나 시장중심 금융시스템의 장점을 주장하고 있는 학자들은 영향력이 큰 은행의 잘못된 의사결정이 미치는 부정적인 면에 초점을 두고 있다. Weintin and Yafeh(1998)는 일본의 금융시스템에서 큰 영향력을 행사하고 있는 메인뱅크(main bank)에 의해 기업가정신이 훼손되고 성장이 지체된다고 주장하고 있다. Dewatripont and Maskin(1999)은 은행중심 금융시스템이 낮은 위험을 추구하는 기업들에게 자금을 제공하고 높은 위험이 필요한 벤처 기업들에게 자금을 제공하지 않게 되어 성장 동력을 훼손하게 된다고 주장하고 있다.

이상과 같은 이론적 주장들은 다양한 계량경제학적 방법론과 결합되어 실증 연구로 확장되었다. Kings and Levine(1993)은 1960년의 80개국 자료를 이용하여 횡단면분석을 수행하여, 금융중개기관 규모, GDP대비 은행대출 규모 등의 금융발전지표들이 경제성장과 양(+)의 관계를 가지며 경제성장에 대한 예측력을 갖는다고 하였다. Levine et. al.(2000)은 1960~1995년의 자료를 이용하여 전통적인 횡단면 분석과 IV(instrumental variables), 패널 GMM(generalized method of moments) 등의 다양한 방법론 모두 금융발전이 경제성장과 양(+)의 관계에 있음을 지지하는 실증적 증거를 제시하였다. Yand and Yi(2008)는 한국의 1971~2002년의 자료를 이용하여 금융발전은 경제성장에 영향을 미치지만 경제성장은 금융발전에 영향을 미치지 못하는 단방향의 인과관계가 존재한다고 하였다. Ang and McKibbin(2007)은 말레이시아의 1960~2001년까지의 시계열자료를 이용하여 공적분 검정과 Granger 인과관계 검정을 수행하였으며, 금융발전과 경제성장 간에 양방향 인과관계가 존재

함을 밝히고 있다. Demetriades and Hussein(1996)은 16개의 개발도상국의 자료를 가지고 시계열 분석을 수행하여 대다수 국가에서 경제성장과 금융발전은 양방향 인과관계가 존재한다고 주장하였다. Luintel and Khan(1999) 또한 10국을 대상으로 VAR모형을 추정하여 양방향의 인과관계가 있음을 밝혔다. Kar and Pentecost(2000)은 터키의 자료를 이용하여 금융발전과 경제성장 간의 인과관계를 Vector Error Correction Model(VECM)을 사용하여 분석하였다. 이를 제성장금융발전변수로 통화/소득비율이 사용되면 금융발전이 경제성장에 영향을 미치는 것으로 결과가 도출되지만, 예금은행, 민간신용 또는 국내신용비율을 이용계를 는 성장이 금융에 영향을 미치는 것으로 결과가 도출 되는 것을 보이며 인과관계 검정이 강건(Robust)하지 못함을 보이고 있다. Naceur and Ghazouani(2007)은 MENA(중동, 북아프리카 경제협력기구: Middle East and North Africa)의 11개 국을 대상으로 패널GMM 모형을 통해 실증분석 하였고, 은행과 주식시장의 발전과 경제성장 사이에는 통계적으로 유의미한 관계가 존재하지 않는다고 결론 내리고 있다. 신선우 외(2001)는 아시아 5개국을 대상으로 금융발전과 성장 간의 관계를 공적분 검정과 VEC모형을 통하여 분석한 결과 한국과 태국의 경우에는 금융발전이 경제성장을 인과하고 있으나, 나머지 3개 국가의 경우에는 인과관계가 혼재되어 있음을 보였다. 김한아(2003)는 금융자유화지표를 성분분석을 이용하여 도출한 후 금융부문과 실물경제의 관련성에 대해 실증분석을 수행한 결과 은행대출규모, 주식시장의 규모 및 금융자유화가 경제성장과 유의적으로 양(+)의 관계를 갖는 것을 보였다. 김홍수(2006)는 금융발전과 경제성장 사이의 관계를 43개국의 1948년부터 2002년까지의 자료를 이용하여 King and Levine(1993)의 분석을 다시 수행하였다. 분석결과 고소득국가와 중간소득 국가에서는 금융발전변수가 경제성장에 긍정적인 영향을 주었으나, 저소득국가와 금융위기 국가에서는 부분적으로 금융발전지표와 성장지표 사이에 음(-)의 관계가 존재함을 발견하였다.

### III. 연구방법론

#### 1. 분석자료 및 변수의 기초통계량

분석에 사용하는 자료의 기간은 1988년부터 2010까지 연간자료이다. 분석대상 국가는 IMF advanced economies 중 31개국(IMF advanced economies : Australia, Austria, Belgium, Canada, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hong Kong, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Luxembourg, Malta,

Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Singapore, Slovakia, Slovenia, South Korea, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States 등)과 아시아 개발도상국 중 17 개국(Armenia, Bangladesh, China, Fiji, India, Indonesia, Kazakhstan, Kyrgyz Republic, Malaysia, Mongolia, Nepal, Pakistan, Papua New Guinea, Philippines, Singapore, Sri Lanka, Thailand, Vietnam 등)이다.

본 연구에서 사용된 주요변수인 경제성장, 시장중심금융규모, 은행중심금융규모 등은 각각 국내총생산(이하 GDP), 주식시가총액(market capitalization, 이하 MC), 은행대출총액(banking credit, 이하 BC) 등의 대용변수를 활용한다. 이들 변수들은 WorldBank의 자료를 이용하여 측정한다.<sup>1)</sup> 변수의 기초통계 분석 결과를 간략히 제시하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 변수의 기초통계량

	선진국			아시아 개발도상국		
	GDP	MC	BC	GDP	BC	MC
Mean	3.66E+13	2.66E+13	6.42E+13	1.62E+14	8.83E+13	4.77E+13
Median	4.47E+11	2.69E+11	4.99E+11	2.20E+12	8.10E+11	4.11E+11
Std. Dev.	1.46E+14	1.18E+14	2.74E+14	6.95E+14	3.44E+14	2.61E+14
Skewness	4.557753	5.956653	4.554409	6.073169	4.877507	8.685675
Kurtosis	25.18255	45.3589	22.71865	44.53806	28.35295	90.87306

## 2. 장기균형관계 분석

### 1) 패널 단위근 검정

일반적으로 시계열 자료를 이용할 때 허구적 회귀를 발생 시킬 수 있는 단위근의 존재를 확인하기 위해서 단위근 검정(unit root test)을 수행한다. 하지만 단위근 검정의 검정력(Power)은 낮은 것으로 알려져 있고, 특히 표본 수가 적을 때 그 검정력은 더욱 낮아진다. 이에 비해 패널 단위근 검정은 횡단면과 시계열 자료를 통합함으로써 유한한 표본에서의 검정력을 향상시킬 수 있고, 상호의존성을 고려할 수 있다(전상준, 2007). 여러 가지의 패널 단위근 검정방법이 존재하는데, 본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정을 패널에 확장한 Levin, Lin and Chu(2002)의 방법을 이용하고자 한다. 이 방법은 아래 식(1)을 추

1) WorldBank는 [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)의 data page.

정하여 식(2)의 가설을 검정한다. 귀무가설을 채택하면, 단위근이 존재하는 것이다.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_j \Delta y_{i,t-j} + X'_{i,t} \delta + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad \text{식(1)}$$

여기서,  $\rho_j = \text{lag operator}$ ,  $X'_{i,t} \delta$  : 시간추세항

$$H_0 : \alpha = 0 \text{ for all}, \quad H_1 = \alpha < 0 \quad \text{식(2)}$$

이때 각 시계열에 존재할 수 있는 자기상관 문제를 해결해주기 위해 삽입되는  $\sum_{j=1}^{p_i} \rho_j \Delta y_{i,t-j}$  항의 시차는 SIC 정보기준을 극소화 시켜주는 시차를 선택한다.

## 2) 패널 공적분 검정

공적분 검정은 단위근을 갖는 변수들 사이에 장기적 균형관계가 존재하는지 검정하는 데 유용한 방법이다. 이러한 공적분 검정을 여러 횡단면의 시계열이 공존하는 패널 자료에 확장 적용한 것이 패널 공적분 검정이다. 패널 공적분 검정과 관련된 주요 연구로는 Pedroni(199), McCosky and Kao(1998), Kao(1999) 등이 있다.

본 연구에서는 ADF 단위근 검정방법을 다변량으로 확장하여 최우추정법을 이용하는 패널 요한슨 공적분 검정을 이용한다.  $N$ 개의 횡단면과 벡터 시계열  $x_t$ 가  $T$ 개 존재하는 패널 자료를 가정하자. 벡터시계열벡터  $x_t$ 를 아래와 같이 표현할 때,

$$\Delta x_t = \Lambda x_{t-1} + v_t \quad \text{식(3)}$$

$\Lambda$ 의 위수(rank)가 0이면 모든  $x_t$ 의 모든 구성계열들은 적분과정이라고 해석할 수 있다는 데 착안하고 있다. 또한  $\Lambda$ 의 위수가  $n$ 이면  $x_t$ 의 모든 구성시계열은 안정적 과정이 된다. 이 때,  $\Lambda$ 의 위수가  $r$ 이어서  $r$ -개의  $x_t$ 의 선형결합이 안정적인 경우,  $r$ -개의 공적분 관계를 갖는다고 한다. 본 연구에서는 2개의 시계열에 대해서 패널 공적분 검정을 수행하고 있기 때문에, 1개의 공적분 관계를 갖는 것이 이론적으로 가능하다. 따라서 본 연구에서는 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 가설을 기각하면 공적분이 존재한다고 판단한다.

### 3. 단기인과관계 분석2)

#### 1) VAR모형 (Vector Autoregression Model)

경제 이론에 의한 변수들 간의 행태적 관계를 모형화한 구조방정식에 의한 접근 방법은 경제이론 자체가 이들 간의 모든 동태적 관계들을 제공해주기에 불충분하다. 특히 내생변수들이 모형의 방정식들의 양쪽에 모두 나타남으로 인해 통계적 추정과 검정과정이 복잡해진다. VAR(Vector Autoregression Model)은 몇몇 변수들 간의 관계를 모형화함에 있어 대안으로 사용되는 비구조적인 방법 중 대표적인 방법이다. 특히 서로 연관되어 있는 시계열 변수들의 예측모형으로 사용되거나, 확률적 충격이 모형내 변수에 미치는 동태적 영향을 분석하는 데 많이 사용된다. VAR모형에 의한 접근방법은 모든 변수들을 모형내에서 모든 변수들의 시차변수들의 함수로서 내생적인 것으로 취급한다.

$$[Y]_t = [A]_1[Y]_{t-1} + \dots + [A]_k[Y]_{t-k} + [e]_t \quad \text{식(4)}$$

$p$  : 모형내에 고려되는 변수들의 수

$k$  : 모형내에 고려되는 시차들의 수(통상 VAR(k)로 표기)

$[Y]_t$  :  $1 \times p$  변수 벡터

$[A]_k$  :  $p \times 1$  계수 매트릭스

$[e]_t$  :  $1 \times p$  혁신벡터

이 때, 혁신벡터는 계열상관이 없다고 가정되는데, 이는 계열상관이 없어질 때 까지 시차를 추가할 수 있으므로 충분히 정당성을 가진다. 또한 오른쪽에 오직 내생변수의 시차변수만으로 나타나므로 오차항과 설명변수간의 상관의 문제는 이슈가 되지 않으며 OLS는 일치 추정을 낳는다. 물론 오차항이 동시적 상관되어 있을 수 있으나, 모든 방정식이 동일한 설명 변수를 포함하고 있기 때문에 이 경우 OLS는 GLS와 동일한 결과를 낳는 유효한 추정량이라는 것이 알려져 있다. VAR모형의 장점은 단순하고 예측력이 뛰어나다는 것에 있다. 즉, 어떤 변수가 내생변수이고 외생변수인지를 고민할 필요가 없으며, OLS를 이용해 손쉽게 추정될 수 있다. 한편 VAR모형은 무 이론적(a-theoretic) 모형으로서, 모형 설정에 있어서 변수들 간의 관계에 대한 사전적 정보를 별로 사용하지 않는다. 또한 개별 모수들의 추정에

2) 본 절의 내용은 Hamilton(1994)을 참고한 것임.



대한 해석의 어려움이 있다. 따라서 VAR모형은 이론의 검증에는 다소 부적합하며, 예측모형으로서의 기능에 초점을 두고 있다. 이 때문에 분석가들은 소위 인과관계 검정(Causality Test), 충격반응분석(Impulse-Response Analysis) 및 분산분해(Variance Decomposition) 등을 통해 추가적인 해석을 시도하고 있다.

## 2) Granger 인과관계 검정(Granger Causality Test)

VAR모형은 경제적 관계의 인과의 방향을 검정하는데 사용될 수 있다. 아래의 식을 예로 들어 살펴보자.

$$Z_t = C_1 + \sum_{i=1}^k a_{1,i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{1,i} V_{t-1} + e_{1,t} \quad \text{식(5)}$$

$$V_t = C_2 + \sum_{i=1}^k a_{2,i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2,i} V_{t-1} + e_i \quad \text{식(6)}$$

이 때,  $V_t$ 가  $Z_t$ 에 대한 Granger 검정은 아래와 같이 구성될 수 있다.

$$H_0 : \forall b_{1,i} = 0 \text{ and } H_1 : H_0 \text{ is not true} \quad \text{식(7)}$$

$$F^* = [(SSR_R - SSR_{UR})/k] / [SSR_{UR}/(T - K)] \quad \text{식(8)}$$

따라서 식(7)의 가설을 식(8)을 이용하여 F-검정을 수행하는 것이 Granger 인과관계 검정이다. 따라서 위의  $V_t$ 와  $Z_t$ 간에는 4가지 경우의 인과관계가 존재할 수 있다( $V_t$ 는  $Z_t$ 를 인과(Granger cause)하지만  $Z_t$ 는  $V_t$ 를 인과하지 못함,  $Z_t$ 는  $V_t$ 를 인과하지만  $V_t$ 는  $Z_t$ 를 인과하지 못함,  $Z_t$ 와  $V_t$ 는 서로 인과함(양방향 인과관계),  $Z_t$ 와  $V_t$  서로 인과하지 못함). Granger 인과관계 검정의 한계로는 사차의 수가 F의 유의수준에 영향을 미치는 데 반해, 사차의 수를 결정하는 일반적인 원칙은 없다. 통상적으로 AIC나 BIC등의 정보기준이 이용되기는 하지만, 이론적으로 지지되는 방법은 아니다. 또한 세 개 이상의 변수간의 인과관계에서 종종 모순이 되는 인과관계가 나오기도 한다.

## 3) 충격 반응분석(Impulse-Response Analysis)과 분산분해(Variance Decomposition)

충격반응분석(Impulse-Response Analysis)은 VAR모형내의 종속(내생)변수들이 오차항에서의 단위(unit) 충격들에 대한 반응성을 추적한다. 한 시계열의 잔차항에서 발생한 충격은 즉각적으로 해당 변수에 영향을 주며, 이는 다음기부터 다른 변수들에 영향을 준다. 따라서 주어진 방정식에서의 단위 충격이 얼마나 오래 그리고 어느 정도로 VAR 시스템 내의 모든 변수들에 영향을 주게 될지를 관찰할 수 있다. 앞의 식(4)를 안정적 벡터과정  $x_t$ 의  $VMA(\infty)$  표현식으로 다시 쓰면 아래와 같다.

$$x_t = e_t + \Phi e_{t-1} + \Phi e_{t-2} \dots = \Phi(L)e_t \tag{9}$$

이 때  $\frac{\partial x_{t+s}}{\partial e'_t} = \Phi_s$  라고 하자.  $\Phi_s$ 의  $i$ 번째 행과  $j$ 번째 열에 속한 원소  $\Phi_s^{(i,j)}$ 는 다른 시점에서의 오차항들이 모두 고정되어 있다고 가정하고  $t$ 시점에서  $j$ 번째 변수의 오차항  $e_{jt}$ 가 한 단위 증가하였을 때  $(t+s)$ 시점의  $i$ 번째 변수  $x_{i,t+s}$ 에 어떤 영향을 미치는가를 측정한다.  $\Phi_s^{(i,j)}$ 를  $s$ 의 함수로 표현한 것을 ‘충격반응함수(Impulse Response Function)’라고 한다. 본 연구에서는 충격의 단위를 ‘특정 시계열의 1표준편차’로 정한다.

분산분해(Variance Decomposition)는 VAR모형의 동태적 특성을 다소 다르게 관찰하는 방법으로서, 모형 내의 종속(내생)변수들의 몇 기후 변동 중 자체적 충격으로 인한 변동의 다른 모든 변수들에 있어서의 충격들로 인한 변동 대비 비중을 제공한다. VAR모형을 이용하여  $t$ 시점에서 미래시점( $t+s$ )을 예측하는 경우 예측오차는 아래와 같다.

$$x_{t+s} - \widehat{x_{t+s|t}} = e_{t+s} + \Phi_1 e_{t+s-1} + \dots + \Phi_{s-1} e_{t+1} \tag{10}$$

따라서  $s$ 단계 예측의 평균자승오차(MSE)는 아래와 같다.

$$MSE(\widehat{x_{t+s|t}}) = \Omega + \Phi_1 \Omega \Phi_1' + \dots + \Phi_{s-1} \Omega \Phi_{s-1}' \tag{11}$$

분산분해는 직교오차( $u_t$ )의 각 구성요소들이 MSE에 얼마만큼씩 기여하는가를 측정한다. 직교오차  $u_t$ 는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$e_t = Au_t = a_1 u_{1,t} + a_2 u_{2,t} + \dots + a_n u_{n,t} \tag{12}$$

그러므로 아래의 식이 성립한다.

$$\Omega = E(e_t e_t') = a_1 a_1' \times \text{Var}(u_{1,t}) + \dots + a_n a_n' u_{n,t} \quad \text{식(13)}$$

위의 식(13)과 식(11)을 아래와 같이 정리할 수 있다.

$$MSE(\widehat{x_{t+s|t}}) = \sum_{j=1}^n [\text{Var}(u_{j,t}) \times (a_j a_j' + \Phi_1 a_j a_j' \Phi_1' + \dots + \Phi_{s-1} a_j a_j' \Phi_{s-1}')] \quad \text{식(14)}$$

이 때 우항은  $j$ 번째 직교오차가  $s$ 기간 후 예측오차의 MSE에 얼마만큼 기여하는 가를 측정한다.

한편 충격반응함수나 분산분해의 계산에 있어서 충격이 발생하고 반응하는 변수들의 순서가 매우 중요하다. 예컨대, 충격반응함수의 경우 어느 한 방정식에서의 충격이 발생하고 다른 방정식에서의 충격은 없는 것으로 가정한다. 그러나 이는 VAR모형에 있어서 오차항 간의 동시적 상관관계가 일반적으로 존재하며, 따라서 한 방정식에서의 오차항에서의 충격의 효과를 별도로 관측한다는 개념은 이들 오차항들에 존재하는 공통 요소로 인해 큰 의미를 갖지 못할 수 있다. 따라서 충격반응함수를 계산 시 충격들을 직교화(orthogonalize)한다. 또한 자기상관이 클수록 결과가 변수 순서에 민감해지게 된다. 변수의 순서를 결정하는 이론적 근거가 있는 것이 가장 바람직하겠지만, 이론적 근거가 없다면 몇 가지 가능한 순서에 다른 결과들을 제시하며 분석결과의 순서에 대한 민감성을 점검해 보는 과정이 필요하다.

## IV. 분석결과 및 해석

### 1. 장기균형관계 분석결과

#### 1) 패널 단위근 검정

패널 공적분 분석을 수행하기에 앞서 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 패널 단위근 검정을 수행한 결과는 <표 2>와 같다. <표 2>에서 단위근 존재 여부를 살펴보면, 선진국의 MC가 상수항과 추세가 있는 확률과정을 따른다고 가정한 경우를 제외하고는 모두 10%유의수

준에서 단위근의 존재를 기각하지 못한다. 비록 선진국의 MC가 상수항과 추세가 있는 확률 과정을 따른다고 가정한 경우 모든 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지만, 이 또한  $I(0)$  시계열이라고 단정하기 매우 어렵다. 따라서 본 연구에서는 수준변수는 모두 단위근을 갖는다고 판단하였다. 또한 <표 3>을 통해 로그 차분 변수는 모두 단위근 존재하지 않음을 알 수 있다. 본 논문에서는 모든 시계열이  $I(1)$ 임을 가정하는 공적분 검정을 제외하고 모두 로그 차분 변수를 추정에 활용한다.

<표 2> 수준변수의 패널 단위근 검정 결과

	선진국			아시아 개발도상국		
	GDP	MC	BC	GDP	MC	BC
상수항 없음 추세 없음	6.65	41.92	0.94	0.22	8.62	0.91
상수항 있음 추세 없음	30.06	60.12	22.12	0.22	6.09	0.41
상수항 있음 추세 있음	68.13	121.47***	51.80	3.24	23.23	4.09

주) 1. ADF - Fisher Chi-square 통계량

2. \* :  $p < 0.1$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.1$

<표 3> 로그변수의 패널 단위근 검정 결과

	선진국			아시아 개발도상국		
	GDP	MC	BC	GDP	MC	BC
상수항 없음 추세 없음	171.1***	576.41***	227.83***	70.11***	139.97***	92.93***
상수항 있음 추세 없음	220.28***	423.77***	266.27***	97.67***	116.59***	129.04***

주) 1. ADF - Fisher Chi-square 통계량

2. \* :  $p < 0.1$ , \*\* :  $p < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.1$

## 2) 패널 공적분 검정

앞서 제시한 패널 단위근 검정 결과, 수준변수들이 모두  $I(1)$  시계열임을 확인되었으므로 패널 공적분 검정을 수행하는 것이 가능하다<sup>3)</sup>. 패널 공적분 검정을 통하여 선진국과 아시아

3) Davidson, R. and J. G. MacKinnon(1993)

개발도상국에서 금융시장발전과 경제성장간의 장기균형이 존재하는지 그 여부를 살펴본 결과는 다음과 같다.

<표 4> 선진국 패널 공적분 검정 결과

	GDP & MC			GDP & BC	
	공적분 벡터	대각합 통계량	우도비 통계량	대각합 통계량	우도비 통계량
데이터에 추세 없음	없음	797.9***	745.5***	846.6***	791.1***
모형에 상수항과 추세 없음	1개	184.3***	184.3***	227.6***	227.6***
데이터에 추세 없음	없음	990.1***	939.1***	1026***	916.5***
모형에 상수항 있음	1개	143.7***	143.7***	365.8***	365.8***
데이터에 선형 추세 있음	없음	471.9***	432.5***	545.7***	501.2***
모형에 상수항만 있음	1개	174.2***	174.2***	241.6***	241.6***
데이터에 선형 추세 있음	없음	414.1***	404.5***	1445***	520.3***
모형에 상수항과 추세 있음	1개	70.66	70.66	129.4***	129.4***

주) \* : p<0.1, \*\* : p<0.05, \*\*\* P<0.1

<표 4>에서 선진국을 대상으로 패널 요한슨 공적분 검정을 수행한 결과 어떠한 확률가정을 가정하더라도 GDP와 BC, GDP와 MC가 공적분 되어 있음을 확인할 수 있다. 즉 선진국에서 경제성장과 시장중심금융규모 및 경제성장과 은행중심금융규모 모두 장기 균형관계가 존재함을 확인할 수 있다.

<표 5> 아시아 개발도상국 패널 공적분 검정 결과

	GDP & MC			GDP & BC	
	공적분 벡터	대각합 통계량	우도비 통계량	대각합 통계량	우도비 통계량
데이터에 추세 없음	없음	394***	363.5***	429.2	405.6
모형에 상수항과 추세 없음	1개	115.5***	115.5***	65.42	65.42
데이터에 추세 없음	없음	468.8***	431.2***	578.3***	558.6***
모형에 상수항 있음	1개	89.22***	89.22***	56.52**	56.52**
데이터에 선형 추세 있음	없음	96.18***	79.58***	150.7***	154.3***
모형에 상수항만 있음	1개	66.54***	66.54***	46.12	46.12
데이터에 선형 추세 있음	없음	95.59***	92.88***	361.1***	134.9***
모형에 상수항과 추세 있음	1개	24.23	24.23	41.8	41.8

주) \* : p<0.1, \*\* : p<0.05, \*\*\* P<0.1

<표 5>에 제시된 바와 같이, 아시아 개발도상국을 대상으로 패널 요한슨 공적분 검정을 수행한 결과, 어떠한 확률가정을 가정하더라도 GDP와 BC, GDP와 MC가 공적분 되어 있음을 확인할 수 있다. 즉 아시아 개발도상국에서 경제성장과 시장중심금융규모 및 경제성장과 은행중심금융규모 모두 장기 균형관계가 존재함을 확인할 수 있다. 이를 통해 선진국과 아시아 개발도상국에서 금융시장발전과 경제성장간의 장기균형이 존재함을 확인 하였다.

## 2. 단기인과관계 분석결과

### 1) VAR모형 시차의 결정

Granger 인과관계 검정, 분산분해 및 충격반응분석을 수행하기에 앞서 VAR모형을 추정하는데 적절한 시차를 결정하여야 한다. 이는 FPE(Final prediction error), AIC(Akaike information criterion), SC(Schwarz information criterion), HQ(Hannan-Quinn information criterion) 등의 네 가지 정보기준을 적용하여 다수의 정보기준이 지지하는 시차를 사용하는 방식에 따른다.

VAR모형의 시차를 추정한 결과, 선진국의 경우, 네 가지 모든 정보기준이 시차 3을 지지하는 것으로 나타났다. 한편 아시아 개발도상국의 경우 SC 정보기준을 제외하고 모두 시차 2를 지지한다. 통상적으로 정보기준 통계량은 2보다 차이가 작은 경우 통계적으로 유의하게 차이가 나지 않는다고 알려져 있다(이종원, 2007). 따라서 시차를 SC 정보기준이 지지하는 1로 결정하거나, 다른 3가지 기준이 지지하는 2로 결정하여도 통계적으로 크게 문제가 없다고 판단된다. 본 연구에서는 다수의 정보기준이 지지하는 시차인 2로 결정한다.

### 2) Granger 인과관계 검정

선진국과 아시아 개발도상국을 대상으로 금융시장발전과 경제성장 사이의 인과관계 방향성을 분석하고자 Granger 인과관계 검정을 수행하였다. Granger 인과관계 검정 결과는 <표 6>과 같다.

<표 6> Granger 인과관계 검정 결과

		선진국			아시아 개발도상국		
		통계량	자유도	유의확률	통계량	자유도	유의확률
GDP	MC	217.313	3	0.0000	17.58341	2	0.0002
	BC	5.146612	3	0.1614	8.102543	2	0.0174
MC	GDP	3.362682	3	0.3390	7.686937	2	0.0214
	BC	4.317685	3	0.2291	2.335003	2	0.3111
BC	GDP	29.63165	3	0.0000	16.14879	2	0.0003
	MC	3.554881	3	0.3137	10.15749	2	0.0062

먼저 선진국을 대상으로 시차(자유도) 3으로 설정한 Granger 인과관계 검정을 수행한 결과를 살펴보면 다음과 같다. MC는 GDP를 유의수준 1%에서 Granger 인과 하지만, GDP는 MC를 유의수준 10%에서도 인과하지 못한다. 또한 BC는 GDP를 유의수준 10%에서 Granger 인과하지 못하며, GDP는 유의수준 1%에서 BC를 Granger 인과 한다. 그리고 BC와 MC는 서로 유의수준 10%에서 Granger 인과하지 못한다. 이를 통해 선진국의 경우 시장중심금융규모가 경제성장을 선행하며 통계적으로 유의한 긍정적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 또한 은행중심금융규모는 경제성장에 후행하며 경제성장이 신용규모 확장에 양의 효과를 미침을 확인할 수 있다.

다음으로 아시아 개발도상국에 대해 시차 2로 Granger 인과관계 검정을 수행한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 아시아 개발도상국에서 MC는 유의수준 1%에서 GDP를 Granger 인과하며, GDP는 MC를 유의수준 5%에서 Granger 인과 한다. BC는 유의수준 5%에서 GDP를 Granger 인과하며, GDP는 유의수준 1%하에서 BC를 인과 한다. 또한 MC는 BC를 유의수준 1%에서 Granger 인과 하지만, BC는 MC를 유의수준 10%에서 Granger 인과하지 못한다. 즉 아시아 개발도상국에서는 경제성장과 금융시장규모 사이에 양방향 인과관계가 존재함을 확인할 수 있다. 금융시장의 확대는 경제성장을 촉진하고 경제성장은 다시 금융시장을 촉진하는 순환구조를 갖는다고 할 수 있다.

이상의 결과는 선진국과 아시아 개발도상국에서 금융시장발전과 경제성장 사이의 인과관계 방향성이 다르게 나타남을 확인할 수 있는 증거가 된다. 선진국에서는 시장중심금융규모가 경제성장을 촉진시키고 경제성장은 은행중심금융규모를 확대시키는 모습을 보여준다. 한편, 아시아 개발도상국에서는 경제성장과 금융시장규모가 서로 영향을 미치며 확장해 나가는 모습을 보여준다.

### 3) 충격 반응분석(Impulse-Response Analysis)

본 항에서는 시장중심금융규모와 은행중심금융규모의 충격이 경제성장에 어느 정도의 영향을 미치는 지에 대해 충격반응분석을 수행한다. 충격의 크기는 MC와 BC의 1표준편차로 결정하였다.

<표 7>의 결과를 이용하여 MC와 BC의 충격이 GDP증가율에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 먼저 선진국의 경우, MC에 1 표준편차 만큼 충격이 발생했을 때, 충격 직후 GDP 증가율은 1.89% 높아지며, 2기 후에 0.72%, 3기 후에 0.33% 높아진다. BC에 1표준편차만큼 충격이 발생했을 때, 충격직후 영향이 거의 없으며, 2기후에 0.3%, 3기후에 0.1% 만큼 GDP 증가율이 높아지는 효과가 있다. 선진국에서 MC의 충격이 BC의 충격보다 GDP 증가율을 더 크게 증가시키는 효과가 존재한다. 즉 선진국에서는 경제성장이 시장중심금융규모에 더 민감하게 반응하며, 주식시장에서 발생한 충격이 실물경제에 크게 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

**<표 7> 경제성장률의 충격반응분석 결과**

Period	선진국			아시아 개발도상국		
	GDP	MC	BC	GDP	MC	BC
1	2.9188	0	0	5.6183	0	0
2	1.5352	1.8919	-4.45E-05	1.3667	1.4062	0.9163
3	0.2205	0.7293	0.3043	1.8494	0.7712	0.2896
4	0.6384	0.3329	0.1128	1.0389	0.4016	0.2564
5	0.8448	0.571	-0.19	0.7849	0.3069	0.1377
6	0.4406	0.4736	1.45E-05	0.5137	0.2276	0.1181
7	0.251	0.2239	0.1384	0.363	0.1486	0.0741
8	0.3001	0.2023	0.0322	0.2476	0.1021	0.0518
9	0.2675	0.2273	-0.057	0.1708	0.0711	0.0357
10	0.1731	0.1663	8.00E-05	0.1175	0.0489	0.0247

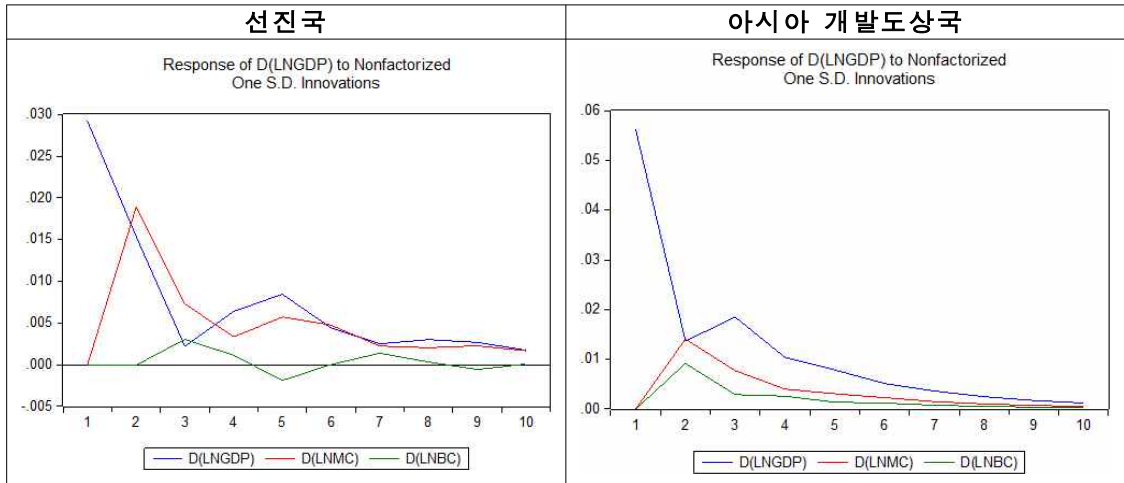
주) 단위 : %

다음으로 아시아 개발도상국의 GDP증가율에 MC와 BC의 충격이 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. MC에 1 표준편차 만큼 충격이 발생했을 때, 충격 직후 GDP 증가율은 1.41% 높아지며, 2기 후에 0.77%, 3기 후에 0.40% 높아진다. BC에 1표준편차만큼 충격이 발생했을 때, 충격 직후 0.92%, 2기 후에 0.29%, 3기후에 0.25% 만큼 GDP 증가율이 높아지는 효과가 있다. 아시아 개발도상국에서도 선진국과 마찬가지로 MC의 충격이 BC의 충격보다



GDP 증가율을 더 크게 증가시키는 효과가 존재한다. 즉 아시아 개발도상국에서 시장중심금융규모의 충격이 은행중심금융규모의 충격보다 경제성장에 더 큰 영향을 미치지만, 선진국에서 보다 작은 차이를 보인다.

<그림 1> 충격반응분석 결과



선진국과 아시아 개발도상국 모두에서 시장중심금융규모의 변화가 은행중심금융규모의 변화보다 경제성장에 더 큰 영향을 미친다는 점에서 공통점을 갖는다. 하지만 은행중심금융규모의 변화가 경제성장에 미치는 영향은 국가 특성별로 차이를 보였다. 즉, 은행중심금융규모의 변화가 경제성장에 미치는 영향이 선진국에서는 매우 작은 반면, 아시아 개발도상국에서는 크게 나타났다. 충격반응분석 결과를 그림으로 제시하면 <그림 1>과 같다.

### 3) 분산분해(Variance Decomposition)

본 항에서는 경제성장에 대해 시장중심금융규모와 은행중심금융규모가 어느 정도의 설명력을 갖는지를 확인한다. 이를 위해 앞서 결정된 VAR모형의 적정 시차를 이용하여 VAR모형을 추정하고 분산분해를 수행하였다.

<표 8>은 선진국을 대상으로 시차 3의 VAR모형을 추정하고 GDP 증가율에 대해 예측오차 분산분해를 수행한 결과이다. 바로 다음기(2기)의 예측오차를 살펴보면, MC는 GDP 증가율의 22.23%를 설명하며, BC는 0.0012%를 설명한다. 이후 2년이 흐른 4기를 살펴 볼 때, MC는 GDP 증가율의 23.78%를 설명하며, BC는 0.61%를 설명한다. 즉, 경제성장의 변화에

대해 시장중심금융규모의 변화가 은행중심금융규모의 변화보다 월등하게 높은 설명력을 갖는다.

<표 9>는 아시아 개발도상국을 대상으로 시차 2의 VAR모형을 추정하고 GDP증가율에 대해 예측오차 분산분해를 수행한 결과이다. 바로 다음기(2기)의 예측오차를 살펴보면, MC는 GDP증가율의 22.23%를 설명하며, BC는 2.18%를 설명한다. 이후 2년이 흐른 4를 살펴 볼 때, MC는 GDP 증가율의 6.68%를 설명하며, BC는 2.21%를 설명한다. 즉, 경제성장의 변화에 대해 시장중심금융규모의 변화가 은행중심금융규모의 변화보다 높은 설명력을 갖는다.

**<표 8> 선진국 경제성장률의 분산분해 결과**

Period	표준오차	GDP	MC	BC
1	0.029188	100	0	0
2	0.039427	77.76785	22.23202	0.000124
3	0.040296	75.3588	24.08596	0.555247
4	0.041051	75.60835	23.78323	0.608424
5	0.042551	75.2006	24.03931	0.760087
6	0.043131	74.70033	24.55987	0.739808
7	0.043307	74.59106	24.57577	0.833172
8	0.043485	74.59432	24.57401	0.831668
9	0.043657	74.49736	24.66117	0.841475
10	0.043735	74.45059	24.71062	0.83879

주) 단위 : %

**<표 9> 아시아 개발도상국 경제성장률의 분산분해 결과**

Period	표준오차	GDP	MC	BC
1	0.056183	100	0	0
2	0.060832	92.19397	5.630069	2.175957
3	0.064371	91.35616	6.506459	2.137383
4	0.065488	91.10578	6.68218	2.212038
5	0.066091	91.0021	6.784402	2.213496
6	0.066366	90.92355	6.850882	2.225569
7	0.066498	90.89556	6.875747	2.228692
8	0.066559	90.88206	6.88755	2.230392
9	0.066588	90.87546	6.893364	2.231179
10	0.066602	90.87233	6.896107	2.231567

주) 단위 : %

분산분해 결과, 선진국이 경제성장에 대해 전체 금융시장규모가 미치는 영향력이 압도적으로 높음을 확인할 수 있다. 선진국과 아시아 개발도상국 모두 시장중심금융규모가 은행중심금융규모보다 더 높은 설명력을 갖는다. 또한 선진국에서는 은행중심금융규모가 경제성장을 거의 설명하지 못하는 한편, 아시아 개발도상국에서는 은행중심금융규모가 경제성장에 대해 더 높은 설명력을 보인다.

## V. 결 론

본 연구는 금융발전이 경제성장에 미치는 영향에 대해 선진국과 아시아 개발도상국의 차이를 비교하여 시사하는 바를 제시하고자 하였다. 이를 위하여 본 연구에서는 경제성장, 시장중심금융규모, 은행중심금융규모의 대용변수로 각각 국내총생산(GDP), 주식시가총액, 은행대출총액을 사용하여, 이들 변수의 장·단기 균형관계를 분석하였다. 분석에 사용된 방법은 패널 공적분 검정, Granger 인과관계 검정, 분산분해, 충격반응분석 등이다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 선진국과 아시아 개발도상국에서 금융시장발전과 경제성장간의 장기균형이 존재하는지 분석한 결과, 이에 대해 패널 공적분 검정을 통해 선진국과 아시아 개발도상국 모두 금융시장발전과 경제성장간의 장기균형이 존재함을 확인하였다.

둘째, 선진국과 아시아 개발도상국에서 금융시장발전과 경제성장 사이의 인과관계 방향성을 분석한 결과, 선진국과 아시아 개발도상국에서 금융시장발전과 경제성장 사이의 인과관계 방향성이 다르게 나타남을 검증하였다. 선진국에서는 시장중심금융규모가 경제성장을 촉진시키고 경제성장은 은행중심금융규모를 확대시키는 모습을 보였다. 한편, 아시아 개발도상국에서는 경제성장과 두 금융시장규모 변수 모두 서로 영향을 미치며 확장해 나가는 경향이 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 선진국과 아시아 개발도상국 간에 시장중심금융규모와 은행중심금융규모가 경제성장에 미치는 영향을 비교분석한 결과, 국가간 차이가 존재함을 발견하였다. 먼저 충격반응분석 결과, 선진국과 아시아 개발도상국 모두에서 시장중심금융규모의 변화가 은행중심금융규모의 변화보다 경제성장에 더 큰 영향을 미치는 점을 발견하였다. 하지만 선진국에서 은행중심금융규모의 변화는 경제성장에 미치는 영향이 매우 작은 반면, 아시아 개발도상국에서는 선진국에 비해 경제성장에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 분산분해를 수행한 결과, 선진국과 아시아 개발도상국 모두 시장중심금융규모가 은행중심금융규모보다

더 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 또한 선진국에서는 은행중심금융규모가 경제성장을 거의 설명하지 못하는 한편, 아시아 개발도상국에서는 선진국에 비해 경제성장에 대해 더 높은 설명력을 보였다. 이러한 결과는 금융시장발전이 경제성장에 미치는 영향이 선진국과 아시아 개발도상국 간에 서로 다르게 나타난다는 점을 확인하는 증거가 된다. 이는 경제가 발전 할수록 금융시장에 비하여 주식시장규모가 경제에 미치는 영향력이 더 커진다는 점을 의미한다.

본 연구는 패널 시계열 분석기법(panel time series analysis)을 이용하여 접근 가능한 자료를 최대한으로 활용할 수 있는 방안을 모색하였다. 특정한 국가에서의 특정한 현상이 아닌 많은 국가에서 공통적으로 나타나는 현상들을 통해 시사점을 도출하고자 노력한 것이 본 연구의 가장 큰 의의이다. 하지만 VAR모형을 바탕으로 한 시계열분석 기법을 사용한 것은 본 연구의 장점일 수 있지만 단점이기도 하다. 본문에서 밝힌 바와 같이 VAR모형은 가치중립적인 입장에서 사실관계에 대한 통계적 유의성을 제공해 줄 수 있는 장점이 있지만, 무이론적인 모형이다. 따라서 본 논문에서의 분석은 사실관계는 표현해 주지만, 특정한 이론을 검정하는 것에는 다소 부족할 수 있다. 즉, '경제가 발전할수록 주식시장규모가 경제에 미치는 영향력이 커진다.'라는 가설이 통계적으로 유의하다는 시사점을 제공해 주지만, '경제가 발전하면 어떠한 이유 때문에 주식시장 규모가 경제에 미치는 영향력이 커진다.'라는 가설을 검정할 수는 없다. 따라서 논문에서 제시한 실증분석 결과에 대한 이론적 근거를 뒷받침해 줄 수 있는 성장이론을 근거로 한 구조 VAR(Structural VAR)모형을 통한 연구 등이 추가적으로 요구된다. 또한 구조VAR모형을 넘어 경제의 동태적인 구조를 묘사하는 동태적 일반균형모형(DSGE : Dynamic Stochastic General Equilibrium)을 다양한 입장에서 구성하여 분석하여 보는 과정도 필요할 것이다. 이를 통해 금융시장 변수가 거시경제모형을 분석하는데 더욱 적극적으로 활용된다면, 경제의 안정적 성장에 기여할 수 있는 금융정책 관련 유용한 정보를 얻을 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 신선우, 조삼용, 강동철 (2001), "금융발전과 성장 간의 인과성 검증; 아시아 5개국", *지역개발연구* 3(1), pp.67-83.
- 이종원 (2007), *계량경제학*, 박영사
- 전상준 (2007), "금융발전과 경제성장의 관계 : 국제패널 공적분 분석", *경제발전연구* 13(1), pp.113-152.
- Ang, J.B. and W.J. McKibbin (2007), "Financial Liberalization, Financial Development and Growth : Evidence from Malaysia," *Journal of Development Economics* 84, pp.215-233.
- Bencivenga, V. and B. Smith (1991), "Financial Intermediation and Endogenous Growth", *Review of Economic Studies* 58(2), pp.195-209.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon (1993), "Estimation and Inference in Econometrics", *Oxford University Press, New York*
- Demetrides, P. O. and K. A. Hussein (1996), "Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-series Evidence from 16 Countries", *Journal of Development Economics* 51, pp.387-411.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990), "Financial Development Growth and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy* 98, pp.1076-1107.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Test for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics* 90, pp.1-44.
- Kar, M. and E. Pentecost (2000), "Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence on the Causality Issue", *Economic Research Paper* 27, Loughborough University.
- Kings R. and R. Levine (1993), "Finance and Growth : Schumpeter Might Be Right," *Quarterly Journal of Economics* 108(3), pp.717-737.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu (2002) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties", *Journal of Econometrics* 108, pp.1-24.
- Levine, R., N. Loayza and T. Beck (2000), "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics* 46, pp.7-31
- Luintel, K. B. and M. Khan (1999), "Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR", *Journal of Development Economics* 60, pp.381-405.
- McCoskey, S. and C. Kao (1998), "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data", *Econometric Reviews* 17(1), pp.57-84.

- Naceur, S. B. and S. Ghazouani (2007), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth: Empirical Evidence from the MENA Region", *Research in international Business and Finance* 21, pp.297-315.
- Odedokun, M. O. (1996), "Alternative Economic Approaches for Analysing the Role of the Financial Sector on Economic Growth: Time-Series Evidence from LDCs", *Journal of Development Economics* 50, pp.119-146.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Test in Heterogeneous Panel with Multiple Regression", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, pp.653-670.
- Robinson, J.(1952), *The Rate of Interests and Other Essays*, Macmillan, London.
- Yang, Y. Y. and M. H. Yi (2008), "Does Financial Development Causes Economic Growth? Implication for Policy in Korea", *Journal of Policy Modeling* 30. pp.827-840.

# The Effect of Financial Development on Economic Growth

Sin-Uk PARK\* · Yong-Jae SHIN\*\*

## Abstract

We examine the relation of financial market and economic growth in both advanced countries and developing countries of Asia. For these analysis. We used empirical data of GDP, capital market based financial total amount (market capitalization), and bank based financial total amount (banking credits). We employed Panel Cointegration Test, Granger Causality Test, Impulse-Response Analysis, and Variance Decomposition.

The results of this study are as follows. (i) Advanced countries and developing countries of Asia has long-term equilibrium in financial market growth and economic growth. (ii) There is one-way causality between financial market growth and economic growth in Advanced countries while there is both-way causality between them in developing countries of Asia. (iii) Stock market size has overwhelming effect than bank credits in advanced countries while there is no evidence in developing countries. This implicates that the effects of financial development on economic growth are different in countries.

**Keyword: Economic Growth, Financial Development, Panel Cointegration Test, VAR, Granger Causality Test**

---

\* Analyst, Korea Asset Pricing

\*\* Professor, Department of Business Administration, Soongeui Women's College