

금융자유화, 금융발전 및 경제성장간의 관계분석

신 선 우*

본 논문은 1970.I-2002.IV 자료를 이용하여 한국의 금융자유화 및 금융부문의 발전이 경제성장에 미친 영향과 인과성 관계를 분석하였다. 먼저 개별 금융자유화 조치들을 주성분분석(principal component analysis) 통해 하나의 금융자유화 지수를 선정한 후 금융발전을 나타내는 은행부문(크기, 활동력)과 주식시장 부문(크기, 활동력, 효율성)의 변수를 구성하여 경제성장과의 관련성을 분석하였다. 총6가지 모형을 설정하고 장기공적분 검정과 단기 VAR/VEC모형을 통한 Granger인과성 검정 및 단기 총효과를 분석하였다.

장기 공적분 모형을 이용하여 분석한 결과 전반적인 금융자유화의 효과가 경제성장에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 그러나 단기적인 인과성 검정결과와 단기총효과에서는 금융자유화가 경제성장에 영향을 미친다는 결과는 거의 나타나지 않았다.

또한 은행발전 지표의 크기를 나타내는 금융심도가 경제성장을 선도하고 있음을 확인한 반면에 활동력 변수는 장기적으로 성장에 긍정적인 영향을 미치지만 단기적인 인과성 검정에서는 경제성장에 유의하지 못하였다. 종합하면, 금융자유화가 장기적으로는 경제성장에 양의 영향을 미치지만 단기적으로 은행 부문발전이나 주식시장발전에는 그다지 영향을 미치지 못하거나 오히려 음(-)의 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 한국 경제가 지속적인 경제성장의 유지 및 달성을 위해서는 계속된 금융부문의 발달이 이루어져야 하고 이를 위해서 금융자유화정책으로 발생하는 시장(주식시장)불확실성을 해소시키는 메커니즘을 구축하고 아울러 시장의 효율성을 저해하는 요인들을 완화시키는 방안들이 금융자유화정책과 병행하여 시행되어야 함을 시사한다.

주제어 : 금융자유화, 금융발전, 경제성장, 주성분분석, VAR/VEC

I. 서 론

한국경제는 지난 30년 동안 평균적으로 GDP 대비 투자율이 25% 수준을 상회하였으며 1인당 소득성장률도 6% 내외의 수준을 달성하였다. 이 같은 수치는 우리나라가 상대적으로 저개발 국가에서 선진국의 생활수준과 비슷한 산업국가로 성장하였음을 보여준다. 한국경제의 성장원인은 국내외적으로 매우 큰 관심거리를 제공하지만 심도 있는 분석은 많지 않다. 특히 금융시스템에 대한 정부의 개입정책이 한국경제의 성장에 미친 효과에 대한 분석은 아직 부족하다. 한국경제 성장

* 전남대학교 경제학과 시간강사, 전화: 062-530-1540, e-mail: econwoo@lycos.co.kr

의 원인과 과정에 관한 분석은 다른 개도국의 정책 방향에 참고가 될 수 있다는 점 이외에도 금융자유화의 비용 편익과 관련하여 학술적 논쟁의 대상이 될 수 있다. 최근 Kirkpatrick and Green(2002)에 따르면 ‘금융이 경제발전의 원인이 되는가’라는 주제가 학자 및 실무자들 사이에서 오랫동안 논쟁의 대상이 되어 왔고, 오늘날 금융부문 자유화와 금융발전에 대한 관심이 급격하게 고조되고 있음을 전하고 있다. 1950년대 이후 개도국의 정부가 활용한 전통적인 경제정책은 금융부문에 대한 강력한 개입을 통해 경제발전을 촉진시키는 것이었다. 그러나 1970년대 초반까지 금융억압(financial repression)이라고 불리는 이러한 정책은 맹렬한 비판 하에 있었다.

McKinnon(1973) and Shaw(1973)는 금융자유화가 금융부문의 발전과 경제성장을 촉진한다고 제시함으로써 금융시스템의 자유화를 옹호하는 주장을 강하게 표명하였다. 이들의 견해를 따르는 일련의 연구들은 정부가 이자율 규제나 금융기관 경영에 대한 규제를 통해 금융부문에 개입할 경우 금융발달을 저해하며 경제성장에 부정적인 영향을 미친다고 보고 금융자유화의 중요성을 강조하였다. Demetriades and Luintel(1997)은 인도의 경우 금융억압이 금융발달을 저해하였음을 시계열 자료의 분석을 통해 밝히고 있다.

그럼에도 불구하고 지난 20년 동안 그러한 개혁을 경험한 국가들은 다소 실망스러운 결과를 보여주었다.¹⁾ 사실상 대부분의 개도국이 1980년대 이후 진행된 금융자유화 조치 이후에 금융위기를 경험한 사례가 많아 금융자유화에 대한 부정적인 시각도 존재한다. Stiglitz(1994)는 금융규제가 불완전 경쟁 및 정보 비대칭성에 따른 시장실패를 줄임으로써 금융시장의 안정화에 도움을 준다는 견해를 피력한 바 있다. 특히 Demetriades *et al.*(1998)은 한국의 경제성장 과정에서 금융규제가 자본의 평균생산성을 제고하는 등 긍정적인 역할을 수행하였다고 주장하였다.

이러한 배경 하에 Kirkpatrick and Green(2002)은 지나치게 성급한 금융자유화로 인해 약화된 금융규제가 직접적으로 경제 불안정성을 야기하고 경기침체의 원인을 제공한다고 주장하였다. 이와 같이 금융자유화가 금융발달 및 실물경제에 미친 영향은 각국의 고유한 금융제도, 거시경제 환경에 따라 상이하게 나타날 수 있다.

1) 라틴 아메리카의 국가들을 포함하여 대부분의 개도국이 금융자유화 이후에 금융위기를 경험하였다. 아르헨티나와 칠레의 은행위기(Caprio and Klingebiel, 1996), 아시아 위기(Calomiris, 1999), Caprio and Honohan(1999), Caprio and Hanson(2001), Amess and Demetriades(2001)등.

기존의 이론 및 실증연구들은 금융의 양적 증가와 효율적 배분을 의미하는 금융발달이 경제성장에 긍정적인 영향을 미친다는 점에 대해서는 거의 이의가 없으나 인과성(causality)의 방향은 아직 미해결 상태에 있다. 따라서 더 엄밀한 금융발전 지표(즉, 은행시스템과 주식시장을 분리)를 이용하여 분석하는 것이 성장과정에서 선도부문을 발견하는데 더 적합할 것이다. Levine and Zervos(1998)는 서로 다른 금융 중개기관은 차별화된 서비스와 기능을 제공하기 때문에 금융 중개기관들이 서로 다른 경로를 통해 경제성장에 영향을 미친다고 보고한 바 있다. 또한 경제학자들은 1980년대와 1990년대를 거치는 동안 개도국들의 주식시장이 빠르게 성장하는 원인에 대해 논쟁해 왔다. 주식시장의 발전은 기업의 성장을 반영하기 때문에 결과적으로 경제성장을 촉진시킬 것이다. 그러나 Singh(1997)는 금융자유화와 연계된 주식시장의 빠른 팽창은 경제성장에 도움을 주기보다는 방해할 가능성이 있음을 보였다.

본 연구에서는 한국의 1970년 1분기부터 2002년 4분기까지의 거시총량 자료를 이용하여 금융발전과 경제성장 간의 관계를 분석하였다. 먼저 금융자유화의 효과를 측정하기 위해 금리자유화, 외환자유화, 법정지급준비율 인하, 은행 인허가, 자본자유화, 은행민영화, 일반자금대출비중의 확대를 고려한 주성분 분석(principal component analysis)을 이용하여 시변하는(time-varying) 금융자유화지수를 고안하였다. 이를 바탕으로 금융자유화 및 금융발전(은행부문발전과 주식시장발전)과 경제성장간의 인과성 관계를 식별하기 위해 VAR 모형 또는 VECM 모형을 이용하였다.

본 연구는 한국경제에 국한하여 분석하고 있다. 그러한 이유는 첫째, 개별 국가 경제는 독자적인 금융과 성장 간에 관계를 가지고 있다. 특히 한국은 거의 40년 동안 계속된 성장을 경험하였으며 이러한 시기는 금융억압과 금융자유화가 모두 시현되었다. 따라서 한국경제의 성장이 두 가지 다른 금융정책 국면 속에서 어떻게 지속적인 성장을 유지할 수 있었는가는 분석할 만한 가치가 있다. 둘째, 한국의 금융시스템은 상당히 경직되어 있으면서도 주식시장은 빠르게 성장하였다. 이러한 과정은 높은 주식시장 자본화가 금융시스템 발전과 경제성장을 반영하는지 아니면 Singh(1997)가 주장한 것처럼 금융자유화와 그로 인한 주식시장의 팽창이 실제로 경제성장을 저해하는가를 분석하는 것 또한 의미가 있다. 셋째, 기존의 연구들은 국가간 횡단면 분석을 이용하여 금융자유화의 효과를 분석함으로써 모든 국가의 경제적 특성을 동질적으로 가정한다는 비판을 받고 있다. 따라서 본 연구는 한국경제에만 국한함으로써 이러한 비판을 회피할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 2장에서는 금융자유화 및 금융발전과 경제 성장에 관한 이론연구 및 실증연구들을 간략하게 정리 요약하였다. 3장은 한국경제의 금융자유화 과정과 금융자유화 지수를 산정하는 방식에 대해 다루었다. 4장은 본 연구에 이용된 자료 및 변수의 특성, 추정방법에 대해 설명하고 5장은 실증 분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 6장은 결론이다.

II. 이론 및 실증 고찰

1. 이론적 고찰

1) 금융억압(Financial Repression) 이론

McKinnon(1973)과 Shaw(1973)는 금융억압을 이자율 규제(interest rate controls), 특혜성 대출(directed credit), 높은 필요지준(high reserve requirements), 자본규제(capital controls)로 정의하였다. 실질이자율을 낮추는 금융억압은 저축을 줄이고 금융심화(financial deepening)를 저해시킨다는 것이다. 그 결과 투자는 양적 측면과 질적 측면에서 해를 입게 된다. 이러한 주장은 금융발전과 성장에 관한 최근 연구들에 의해서 일반적으로 확인되었다.²⁾ M-S 가설의 중심 논제는 금융 억압이 실질 성장률과 실질 금융 부문의 크기를 감소시키므로 이러한 정책은 경제발전 과정을 심각히 지연시키거나 멈추게 한다는 것이다. 금융 규제정책은 정부가 중요한 권리를 찬탈해서 금융 기구와 조직들을 활성화시키지만, 그 외의 부문들의 발전은 저해시킨다. 선택적이거나 부문별 신용 할당 정책은 일반적인 금융 규제의 구성 요소이다. 정부 적자상황에서 자금 조달 비용을 줄이기 위해 도입한 규제는 정부가 우선순위를 두는 민간 투자를 고무시키기 위해서도 사용될 수 있다. 즉, 특혜성 투자와 같은 곳에 대출 이자율이 보조된다. 선택적 금융 정책은 금융 규제를 수반하며, 선택적 신용 정책이 작동하려면 금융 시장이 분리되고, 제약 하에서 유지되어야 한다. McKinnon(1973)과 Shaw(1973)에 따르면 금융억압으로부터 은행이 자유로울 때, 즉 바람직한 금융자유화가 이루어짐으로써 예금이자율을 상승시키고 금융심화를 증가시킨다고 주장한다. 즉 규제완화는 암묵적인 이자 지불체제에서

2) 이와 관련된 주요 연구로는 Acemoglu and Zilibotti(1997), King and Levine (1997), Saint-Paul(1992), Bencivenga and Smith(1991), Levine(1991), Greenwood and Jovanovic (1990) 등이 있다.

명백한 이자 지불체제로 변화시킴으로써 후생 증대를 가져온다고 주장한다.³⁾ 또한 금융기관들 간의 경쟁을 심화시킴으로서 이자 마진(margin)을 줄여 소비자의 편익을 증가시키게 된다. 높은 예금 이자율은 가계의 금융저축을 증가시키지만 현금보유를 감소시켜 인플레이션의 회피, 그리고 비생산적인 투자를 줄이게 된다. 그러므로 투자의 질과 양을 증가시키고 경제성장을 높이게 된다.

금융억압 또는 금융규제는 이자율 규제, 즉 정부가 시장가격수준 이하로 이자율을 고정시키는 규제와 신용배분에 대한 개입으로 요약된다. 금융억압은 다음의 네 가지 측면에서 경제에 영향을 미친다. 첫째, 자금 공급자에게 낮은 이자를 지불함으로써 대출가능자금을 감소시킨다. 둘째, 그에 상응하여 대출량이 감소한다. 셋째, 신용이용(credit use)의 효율성을 떨어뜨린다(특히 높은 이자율을 기꺼이 지불할 의사가 있는 차입자에 의해 신용이 사용되었을 때). 넷째, 신용배분을 받은 차입자들에게 보조금을 지급하는 효과가 있다.

만일 대출이자율이 통제되지 않는다면, 예금이자율 상한정책은 자동적으로 은행의 스프레드를 증가시킨다. 스프레드로 인한 초과 이윤은 추가적인 자원을 은행산업으로 유도하는 결과를 초래할 것이다. 또한 적정 수준 이상의 은행지점을 개점하는 것과 같은 사회적으로 비경제적인 활동을 유발할 것이다.⁴⁾ 초과이윤은 금융기관 설립에 대한 면허수요를 발생시키고 비은행 금융부분의 성장을 초래한다. 그러나 더 일반적으로는 대출이자율 상한과 직접신용 배분방식이 채택된다. 자연스럽게 차입자는 시장균형보다 더 낮은 수준의 금리로 대출을 받기 위해 정치적 압력을 활용한다. 또한 정부는 일반적으로 경제상황이 크게 변하더라도 상한율을 변경하기 어렵다. 대출이자율이 과도하게 억압되는 경우에 자금의 초과수요는 비시장 배분기구를 이용함으로써 해소할 수밖에 없다. 대출이자율을 인하하려는 압력에 대응하여 은행 비용을 줄이기 위해서는 예금이자율의 상한을 정할 수밖에 없다. 인플레이션과 정부적자의 증가가 민간 차입과 투자를 구축하기 때문에 대출이자율과 예금이자율에 대해 더 왜곡된 상한을 정하도록 하는 정치적 압력이 생성될 것이다. 이러한 압력은 시장배분체계를 유지하기 어렵게 한다. 이러한 신용의 비시장적 배분기구는 경제의 효율성에 영향을 미칠 뿐만 아니라 신용편중현상을 나타낸다. 금융중개기관은 수익률에 따라 자금을 배분하는 데에 실패할 수 있다. 더

3) 암묵적인 이자 지불이란 예금에 대한 은행거래 서비스의 보조금 지급이나 은행지점의 확대를 제공하는 것 등을 말한다.

4) 전형적인 예로 1950년대 중반에서 1960년대 중반 동안의 우루과이의 경험을 들 수 있다. 이 기간에 1인당 GNP는 감소한 반면에 은행지점 수는 60% 이상 증가하였다.

육이 자금의 남용과 부정부패가 발생할 소지가 커져 무수익 여신비율이 커지고 금융기관의 수익률이 낮아지며 공공부문과 대규모 차입자가 저금리 신용정책의 혜택을 포획(capture)하는 경우가 발생한다.

Fry(1980)는 아시아 10개국의 자료를 이용하여 금융억압비용을 계산하였다. 실질예금이자율의 하락이 실질화폐수요(저축성 정기예금을 포함)와 실질신용공급량을 감소시킨다고 가정하였는데 이는 국내신용이 은행시스템의 통화성 부채를 뒷받침하는 주된 자산이기 때문이다. 이것은 신규 고정투자와 운전자본 투자를 낮춤으로써 결과적으로 전체 자본스톡의 생산가동률을 떨어뜨리고 성장률을 감소시킨다.

인도의 경우를 분석한 Demetriades and Luintel(1997)은 금융심화의 정도가 금융억압지수와 음의 관계를 갖는다는 점을 확인하였다. 즉 금융억압 정도가 높아질수록 예금과 소득의 비율로 측정된 금융심화도가 낮아진다는 것이다. 이러한 분석 결과는 M-S가설의 중요한 증거로 인용된다.

2) 내생적 성장(Endogenous Growth)모형

최근에 금융부문과 실물부문 변수들 간의 관계를 명확하게 모형화하지 못하는 M-S 모형의 결점을 지적하는 2세대 모형이 대두되었다. 금융 내생적 성장모형(financial endogenous growth FEG)이라 불리는 이 모형은 내생적 금융구조 뿐만 아니라 내생적 성장을 함께 고려하였다. FEG 모형은 확률적 상황을 도입함으로써 효용을 극대화하는 경제주체가 어떻게 파레토 개선의 금융중개 구조를 선택하는가를 보여준다. 더구나 FEG 모형은 내생적 성장을 이끄는 외부성의 존재를 가정함으로써 금융발전으로부터 장기경제성장에 대한 교량역할을 제공한다.⁵⁾ FEG 모형의 주 관심사는 금융시스템의 배분적 역할(the allocative role)에 있다.⁶⁾ Pagano(1993)와 Levine(1997)은 금융발전이 전반적으로 저축의 감소를 유발하고 금융발전으로 인한 소득 불확실성의 감소가 예방적 저축을 줄일 수 있으며 높은 실질이자율이 소득효과를 통해 저축을 낮추는 경향이 있다고 제시하였다.⁷⁾ 금융

5) M-S모형은 암묵적으로 신고적 성장 모형을 의미하기 때문에 발전된 금융구조가 성장수준과 성장률 변화와는 관련되어 있지만 균형상태(steady-state) 성장률과는 관계가 없다. 균형상태 성장률은 외생적인 기술진보에 의해 결정되기 때문에 M-S모형은 금융발전과 장기경제성장간의 관계에 대해 만족할 만한 설명을 제공하지 못한다.

6) Levine(1997)은 금융시스템이 경제성장에 미치는 2가지 경로를 제시하였다. 즉 자본축적(capital accumulation)과 기술혁신(the rate of technological innovation)이다. 자본축적은 자본형성을 또는 경쟁적인 사용처들 간의 자본의 재배분에 의해 영향을 받는다.

시스템이 경제성장에 영향을 미치는 주된 경로는 위험부담을 줄이는 위험분담장치(risk-sharing device)의 존재로서 식별된다. 예를 들면, Diamond and Dybvig(1983)의 모형을 기초로 한 Bencivenga and Smith(1991)는 일반균형모형을 통해 은행의 경쟁적인 금융중개행위가 실질성장을 제고하는 방향으로 자원배분을 유도한다고 주장한다. 금융중개산업이 존재하면 가계는 비생산적인 유동자산 형태의 저축비용을 줄일 수 있고 기업은 유동성 자금을 은행으로부터 공급받으므로 비유동적인 투자를 늘릴 수 있다. 즉 금융중개가 활발하면 실물자본의 축적에 유리한 방식으로 자원배분이 이루어짐으로써 균형성장률에 영향을 미치게 된다. Saint-Paul(1992)은 금융의 발달이 전문화를 촉진하는 점에 주목한다. 금융시장이 발달하면 노동의 분업에 따른 위험의 다각화가 가능하여 전문화가 더욱 진행되며 이를 통한 생산성의 향상이 경제의 성장을 촉발한다는 것이다. Greenwood and Jovanovic(1990)는 금융중개기관이 정보를 수집 분석하여 투자자에게 가장 유리한 투자기회를 제공하며 다수의 투자자의 위험을 통합(pooling)하는 기능을 하는 점을 중시한다. 외생적인 기술진보에 의해 성장이 결정되는 것이 아니라 성장에 따라 조직화된 자본(organizational capital)의 투자가 촉진되고 그것이 다시 성장을 유발하는 내생적인 과정이 발생한다. 경제발전 초기에는 교환의 조직화가 미숙하여 성장률이 낮지만 소득수준이 상승함에 따라 금융구조가 발달하며 경제성장이 가속화되고 빈부의 격차가 커진다. 그러나 경제가 성숙되면 완전히 발전된 금융구조가 성립하여 소득분포가 안정되고 성장이 지속된다는 것이다. Bencivenga *et al.*(1995)도 이론적 모형을 통해 주식시장 유동성과 빠른 경제성장률, 생산성 증대, 자본축적 사이에 강한 양(+)의 관계가 있음을 제시하였다.

3) 비대칭적 정보(Asymmetric Information) 이론

FEG 모형이 M-S 모형에 비해 이론적으로 진보되었지만 완전경쟁적인 상황을 나타내며 정보구조(information structure)의 유인충돌(incentive conflicts)을 허용하지 않는다고 가정한다. 이러한 가정은 정보구조가 비대칭적 정보에 의해 복잡해질 경우에 금융발전과 경제성장간의 조건이 왜곡될 수 있다. 비대칭적 정보 하에서는 분산된 가격시스템이 희소한 자원을 효율적으로 배분하도록 유도한다. 그러나 일반적으로 비대칭적 정보가 존재할 경우에 가격시스템을 통한 분산화(decentra-

7) 금융저축은 국내 저축보다 이자율 변화에 더 민감하게 반응하는 경향이 있다. 더구나 금융저축은 예금 동원을 위한 하부구조(infrastructure)와 같은 비가격요인에 의존한다. 즉 금융발전을 증대시키는 은행 지점망을 들 수 있다.(Hellmann *et al.* 1997)

lization)는 제약된 파레토 최적을 달성하지 못한다.⁸⁾ Stiglitz and Weiss(1981)는 보편적으로 비대칭적 정보가 존재하는 신용시장에서 균형신용할당(equilibrium credit rationing)이 성립한다고 주장하였다. 이러한 신용할당 문제는 부채계약 구조와 관련되어 있다. 기업의 기대수익은 투자안의 위험이 커짐에 따라 증가하지만 은행의 기대수익은 감소하게 된다. 결과적으로 왈라스적 이자율(Walrasian interest rate)이 은행의 기대수익을 극대화하는 이자율을 초과할 수 있다. 환언하면, 은행의 이윤극대화전략은 경쟁적인 균형상태에서 신용할당을 수반하게 된다. 고위험-고수익 투자안이 있을 경우에 직접 신용배분(directed credit program)이 잠재적으로 파레토 개선을 이룰 수 있다.

2. 기존 실증연구에 대한 논의

Schumpeter(1912)는 금융중개기관이 제공하는 서비스가 기술혁신과 경제성장에 필수적이라고 주장하였다. 금융기관은 저축의 동원, 투자계획의 평가, 위험의 평가, 경영의 감시, 거래의 원활화 등의 서비스를 제공하여 실물경제의 발전을 유도한다. 그 후 Goldsmith(1969), McKinnon, Shaw 등은 많은 국가의 발전과정에서 금융발달이 중요한 역할을 했다는 실증을 제시한 바 있다. 특히 Goldsmith는 “한 국가의 금융 상부구조(financial superstructure)”는 자금을 가장 효율적인 차입자에게 이전함으로써 “실물 하부구조(real infrastructure)”의 성장을 가속화하고 경제적 성과를 개선한다고 주장하였다.

금융이 경제성장에 미치는 효과에 관해서는 다양한 실증연구가 뒷받침되었다. King and Levine(1993b)은 80여 개국의 자료를 횡단면 분석하여 금융발달이 경제발전과 정(+)의 관계를 갖는다는 사실을 밝혔다. 즉 금융발달수준이 높아지면 현재 및 미래의 경제성장률, 실물자본축적률, 투자효율성의 개선이 높아진다.

Fernandez and Galetovic(1994)는 King and Levine(1993b)의 분석 대상 국가를 OECD 가입국과 비가입국으로 나누어 실증 분석한 결과 OECD 가입국은 금융과 성장간의 상관관계가 약해지고 유의성도 작게 나타남을 보였다. 산업수준의 자료를 이용한 연구로는 Rajan and Zingales(1998)가 있는데, 그들은 금융이 잘 발달된 경제일수록 외부자금조달의 필요성이 높은 산업이 더 빠르게 성장한다는 점을 들어 금융발달이 실물경제의 성장을 촉진한다고 주장하였다. 그러나 금융발달과 경제성장 사이의 인과성은 명확하지 않다. 56개국의 자료를 분석한 Jung(1986)의 연구결

8) 제약된 파레토 비효율은 정부간섭을 통해 파레토 개선의 여지가 존재한다(Stiglitz 2000).

과에 따르면 특히 개발도상국에서 공급선도형 인과관계가 발견되었으며 선진국에서는 반대로 수요추종형의 인과관계가 발견되었다. Demetriades and Hussein(1996)은 16개의 개발도상국의 자료에 대해 최신 시계열분석기법을 적용하여 분석한 결과 금융발달과 경제성장 사이의 인과성이 대부분의 경우에 쌍방향적임을 밝혔다. 즉 각 국의 금융제도나 금융정책에 따라 양자 사이의 인과성이 결정된다는 것이다.

Kar and Pemtecost(2000)는 터기(Turkey)의 20년간 자료를 이용하여 금융발전과 경제성장간의 인과성을 VECM 모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 통화/소득 비율을 이용할 경우에는 금융발전이 성장에 영향을 미치지만 은행예금, 민간신용, 국내신용비율을 이용할 경우에는 성장이 금융을 선도하는 결과를 제시하고 있다.

국내 연구로는 Jo(2002), Choe and Moosa(1999), 신선우 외(2001) 등을 들 수 있다. Jo(2002)는 2변수 VAR모형을 이용하여 자금순환표상의 금융부문 자료(은행대출금, 채권, 주식, 비은행기관 대출)를 이용하여 실질GDP 증가율간에 관계를 분석하였다. 그 결과 최근 들어 주식시장의 발전이 경제성장에 양의 영향을 미치고 있음을 제시하였다. 김한아(2003)의 연구는 금융자유화가 경제성장에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 본 연구와 유사하게 금융자유화 지수를 측정하여 경제성장에 미치는 영향을 분석한 결과 장기적인 공적분석에서는 유의한 양의 영향을 미치고 있으나 단기 VEC 모형에서는 금융자유화의 계수 값이 오히려 경제성장과의 관계를 보이고 있다. 또는 이 연구는 변수간의 인과성을 고려하지 않음으로써 해석상에 문제가 있다고 판단된다. 이러한 점에도 불구하고 전체적으로 금융자유화가 경제성장과 유의적인 양의 관계를 갖는 것으로 해석하고 경제성장을 촉진하는 중요한 역할을 하고 있다고 결론짓고 있다.

Choe and Moosa(1999)는 금융중개기관과 자본시장의 상대적 발전이 가계부문과 기업부문의 자산선택 행위에 미치는 영향을 조사하였다. 인과성 검정결과 금융발전이 경제성장을 주도하고 있으며 금융중개기관이 자본시장보다 경제성장에 중요요인이라고 제시하였다. 신선우 외(2001)는 아시아 5개국(한국, 인도네시아, 싱가포르, 태국, 필리핀)의 년도별 자료를 이용하여 금융발전과 성장간의 인과관계를 분석한 결과 한국과 태국의 경우에는 금융발전이 성장에 중요한 결정요인이나 나머지 3개국의 경우에는 인과성이 혼재되어 있음을 제시하였다.

금융자유화는 금융산업의 자유 경쟁적인 금융행위와 이를 통해 작용되는 금융시장의 자율적 시장기능에 의해 금리결정 및 자원배분이 이루어지도록 하는 제도

적 변화를 의미한다. 이는 각 국의 경험이 보여주는 바와 같이 이제까지 폭넓게 받아왔던 각종 규제의 완화 내지 철폐를 통하여 최대한의 자율을 전제로 각 금융기관의 경쟁을 촉진시켜 능률과 효율을 극대화시키는데 그 목적이 있다. 그러나 최근 들어 라틴 아메리카의 국가들을 포함하여 대부분의 개발도상국이 금융자유화 이후에 금융위기를 경험하였다.

Caprio and Hanson(2001)에 따르면 금융자유화는 은행의 도덕적 해이를 증가시키고, 예금이자율 경쟁에 따라 은행의 이윤 감소, 은행면허의 가치 감소, 위험성 대출 증가를 가져와 금융위기를 초래할 가능성이 있다. 금융자유화가 투자의 증가, 투자 효율성의 증진, 다각화의 기회 증가로 경제에 긍정적인 영향을 미친다는 전통적 견해와 달리 금융시장의 정보 불완전성, 제도의 미비 등을 고려하면 금융자유화에 따른 위험 증가를 간과할 수 없다고 주장하였다. 1997년 말 한국이 경험한 금융위기 또한 금융자유화의 추진에 기인한 바가 크다는 견해도 제기되었다. Amess and Demetriades(2001)는 IMF와 세계은행 전문가 및 한국의 경제학자들을 대상으로 설문 조사한 결과 지나친 낙관주의와 금융위험에 대한 인식 부족 등이 금융위기의 원인이 되었다고 보고하였다. 그러나 Demetriades, Fattouh, and Shields(2001)는 자본자산가격모형(CAPM)을 추정한 결과 금융자유화가 진행된 이후에 시장위험이 증가했다는 증거를 발견하지 못했다. 즉 금융자유화 이후에 금융시장의 위험이 현저히 증가한 것 같지는 않다. Cho(1999)에 따르면 한국의 금융위기는 금융자유화의 불균형적 시행이 문제가 되었고 본다. 즉 자금의 단기화, 만기 불일치 등이 금융시장의 불안정성을 야기하였다는 것이다. 따라서 금융자유화 자체가 금융위기의 원인이라고 보기는 어렵다. 또한 금융개혁의 순서(sequencing of financial liberalization)가 중요하다는 인식이 커지고 있다는 점도 주목할 만하다.⁹⁾ 즉, 급속한 금융자유화에 따른 실질이자율의 급등이 환율의 평가절상을 초래하여 실물경제의 붕괴를 유발할 수 있다는 것이다. 따라서 국내금융시장의 자유화가 외환시장 자유화 이전에 이루어져야 한다는 주장이 제기되고 있다. 이는 금융 및 거시 경제적 안정성이 금융개혁의 성공에 필요한 조건이 된다는 것을 의미한다.¹⁰⁾

금융시장의 자율화는 경쟁의 촉진 등으로 금융의 효율적 공급을 제고하는 한편 시장의 위험 가중으로 금융위기의 가능성을 높인다. 따라서 최근에는 금융 규제의 완화에 따라 건전성 규제(prudential regulation)는 오히려 강화되는 경향이 있다.

9) Edwards(1989)를 참조할 것.

10) Pill and Pradhan(1997)은 아시아의 금융개혁이 아프리카에 비해 비교적 성공적이었던 이유를 거시, 금융, 제도적 환경의 차이에서 찾고 있다.

이상에서 개관한 주요 이론 및 실증 연구를 종합하면 금융발달과 경제발전 사이에는 깊은 관련성이 존재하며, 지속적인 성장을 위해서는 금융의 발달이 필요하다는 것이다.

Ⅲ. 한국의 금융자유화 정책 및 금융자유화 지수

1. 한국의 금융자유화 과정

금융자유화는 금융 산업의 자유 경쟁적인 금융행위와 이를 통해 금융시장의 자율적 시장기능에 의해 금리결정 및 자원배분이 이루어지도록 하는 제도적 변화를 의미한다. 이는 각 국의 경험이 보여주는 바와 같이 이제까지 폭넓게 받아왔던 각종 규제의 완화 내지 철폐를 통하여 최대한의 자율을 전제로 각 금융기관의 경쟁을 촉진시켜 능률과 효율을 극대화시키는데 그 목적이 있다. 금융자유화의 내용은 구체적으로 통화·금융정책의 변화, 금융기관의 내부경영의 자율화 및 업무영역의 조정, 금융의 국제화 등을 포함한다. 통화·금융정책의 측면에서의 변화란 정부지도하의 인위적인 신용할당이 지양되고 통화관리방식도 통화안정과 관련된 국공채의 강제인수, 여신규제 등의 직접적인 관리방식에서 간접관리방식으로 전환되는 것이다. 그러나 이러한 전환이 이루어지기 위해서는 금리의 자유화가 선행되어야 한다. 즉 시장메커니즘을 이용하여 금융시장에서의 가격기구인 금리가 자금의 수요·공급에 의해 자율적으로 결정되어야 한다. 따라서 금리자유화가 금융자유화의 중요한 지표가 된다.

한국의 경우 1980년대 초까지 거의 모든 금리가 정부에 의해 규제되었다. 1981년 신중기업어음(CP)의 발행금리를 최고범위 내에서 자유롭게 결정하도록 하는 등 여러 번의 조치들이 시행되었으나 본격적인 금리자유화는 시행되지 못하였다. 금융자유화의 핵심인 금리규제완화는 1988년 12월부터 시작되었다. 당시 정책금융을 제외한 모든 여신금리와 만기 2년 이상 장기수신금리에 대한 최고이율규제를 철폐하는 등 금리자유화 조치가 폭넓게 이루어졌다. 그러나 1989년 이후 물가 불안으로 인해 금리가 급상승함에 따라 창구지도에 의한 금리규제가 재개되어 금리자유화는 실효를 거두지 못하였다. 이에 1991년 8월 정부와 한국은행은 4단계 금리자유화 추진계획을 수립·발표하였다. 동 계획에 따르면 여신금리는 단기금리부터, 수신금리는 장기금리 및 단기시장성 금리부터 자유화하는 것으로 되어 있었

다. 실제로 1991년 11월부터 1995년 11월까지 3단계에 걸쳐 대부분의 금리가 자유화되었으며 1997년 7월에는 3개월 미만 저축성예금 금리도 자유화되었다. 그 결과 은행의 요구불예금과 7일 미만 기업자유예금과 같은 일부 초단기 수신금리와 재정자금 대출금리를 제외한 거의 모든 금리가 자유화되어 있다.

외환자유화는 환율제도의 변화를 반영하는 것으로 파악될 수 있다. 즉 시장변동 환율의 일일변동 허용폭의 확대가 외환자유화의 기준이 된다. 1980년 2월에 달러에만 국내통화 가치를 연결한 단일변동환율제도에서 복수통화바스켓 제도로 개편하였고 1990년 3월에는 시장평균환율제도를 채택하였다. 시장평균환율제도에서 자유변동환율제도로 이행하면서 여러 번에 걸친 일일변동 허용 폭을 확대시켰다. 1991년 9월에는 기존에 0.4%에서 0.6%로, 1992년 7월에는 0.8%, 1993년 10월에는 1.0%, 1994년 11월에는 1.4%, 1995년 12월에는 2.25%, 1997년 11월에는 11%까지 확대하였으며 환율의 일일변동폭을 폐지한 자유변동환율제도는 1997년 12월에 시행된 이후 현재까지 유지되고 있다.

또한 금융기관은 예금의 일정비율에 해당하는 금액을 의무적으로 한국은행에 예치 또는 시재금으로 보유토록 하고 있다. 그러한 비율을 예금지급준비율이라고 한다. 당초 예금자보호에서 출발하였으나 오늘날에는 재할인제도 및 공개시장조작과 함께 중앙은행의 정통적인 통화신용정책수단의 하나로 활용되고 있다. 1996년 4월 예금지급준비율이 11.5%에서 9%(11월 7%로 인하)로 인하된 이후 현재 예금지급준비율은 예금종류에 따라 2%~5%(1997년 2월)를 보이고 있다.

자본자유화는 자본의 국제적 이동에 대한 법적 규제를 없애거나 완화하여 자본이동을 자유롭게 하는 조치이다. 1988년 단기자본거래를 자유화하는 자본시장 개방화 일정을 발표한 이후 1992년 1월 외국인의 국내상장주식에 대한 직접투자를 처음 허용(투자한도 10%내외)하였으며 1994년 7월에는 외국인의 중소기업 발행 무보증상장전환사채의 매입이 허용되었다. 1996년 10월 OECD 가입에 따라 자본거래와 경상무역외거래의 자율성이 확대되었고, 1997년 12월에는 모든 상장채권에 대한 외국인의 투자한도 규제가 완전 철폐되었다.

은행민영화는 은행의 소유를 정부에서 민간으로 이양하는 것으로 정부가 소유한 은행지분의 축소로 판단할 수 있다. 1981년 5월 한일은행 민영화, 1982년 8월 서울신탁은행, 1982년 9월 제일은행, 1983년 3월 조흥은행, 1989년 12월 한국외환은행, 1995년 1월 국민은행, 1997년 8월 한국주택은행을 민영화 하였다. 그러나 외환위기 이후 은행권의 부실 처리를 위해 정부가 민영화된 은행들에 출자함으로써 1998년 1월에 제일은행과 서울은행, 동년 9월에 한국상업은행과 한일은행,

1999년 2월에 조흥은행 등이 다시 정부소유로 되었다. 이후 1999년 12월에 제일은행이 민간에 매각됨으로써 다시 민영화가 이루어졌다.

은행이 자유경쟁을 통해 운용되기 위해서는 우선 진입장벽이 없어야 하는데 한국의 경우에는 인허가를 금융당국이 금융감독의 수단으로 활용하여 신규은행의 설립이 매우 제한되었다. 1981년 10월 신한은행, 1982년 9월 한미은행, 1989년 동화은행 등이 설립인가를 받았고, 1989년 5월 대동은행, 1989년 6월 동남은행, 1991년 7월 하나은행, 1991년 9월 보람은행이 설립인가를 받았다.

이상에서 살펴본 6개 부문의 개별 금융자유화 조치를 이용하여 아래에서 전체적인 금융자유화 지수를 고안하였다.

2. 금융자유화 지수

금융자유화 또는 금융억압과 경제성장 간의 관계를 분석한 연구들은 특정시점을 자유화 조치로 파악하여 추정된 모수의 유의성을 검정하거나 각각의 금융억압을 개별 변수화하지 않고 하나의 지표를 구성하여 이용하고 있다.¹¹⁾ 그러나 각각의 금융자유화 조치는 강한 상관관계를 가지고 있어 개별 자유화 조치를 한 회귀식에 모두 포함시킬 경우 모수 추정치가 일치성을 확보하지 못하거나 변수누락의 문제를 야기할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 주성분 분석(principal component analysis)을 이용하여 개별 금융자유화 조치들의 공통성분을 추출하여 금융자유화 지수를 산정하였다.¹²⁾ 즉 금융자유화의 대표적 조치인 금리자유화, 외환자유화, 법정지급준비율 인하, 자본자유화, 은행민영화, 은행인허가, 정책대출비중 감소 등 7가지 부문의 자유화 정도를 지수화한 후 하나의 대표적인 지수로 통합하였다. 개별 자유화 정도를 지수화하기 위해 자유화 조치 이전의 초기에는 0의 값을 부여하고 단계별로 자유화 조치가 시행될 때마다 지수에 1씩 더하는 방법으로 지수화하였다.

주성분분석방법은 다변량 통계기법 중 하나로서 서로 상관관계를 갖고 있는 다수의 변수를 변환하여 상관관계를 갖지 않거나 독립적인 주성분변수를 유도하는 방법이다. 즉 다수의 변수들 속에 존재하고 있는 구조를 분석하여 몇 개의 동질적

11) 예를 들면, Sala-i-Martin(1992), Fry(1997), Demetriades and Luintel(2001), Kim *et al.*(2001) 등.

12) 이와 유사한 연구로는 Arestis and Demetriades(1997), Bandiera *et al.*(2000), Caporale and Williams(2001), 천병철(2002), 김한아(2003) 등이 있다.

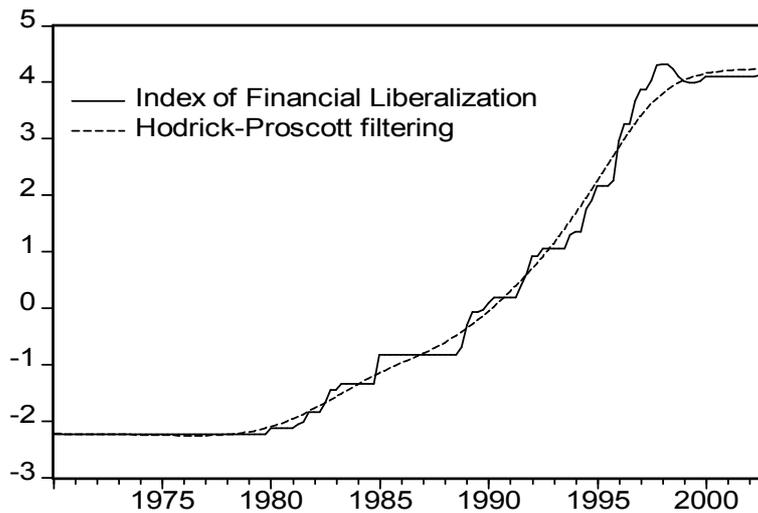
인 성분으로 축소하거나 요약함으로써 단일지표로 지수화하게 된다. 본 연구에서는 1970년부터 2002년까지 분기자료를 이용하여 7개 부문의 자유화 정도를 계산하여 금융자유화 지수를 산정하였다.

분석결과는 <표 1>에 제시되었다. 주성분분석에서는 통상적으로 고유치(eigenvalue)가 1을 넘는 성분을 선택하게 되는데 성분 1(Comp 1)의 고유치만이 1을 넘고 설명력도 약 82% 정도로 높게 나타나 금융자유화 지수로 성분 1을 이용하였다.

<그림 1>은 주성분 분석 결과로 선택된 성분 1(Comp 1)을 도시한 것으로 천병렬(2002)의 지수형태와 유사함을 알 수 있다.¹³⁾ 천병렬(2002)에 따르면 금융자유화지수가 계단형태이고 추세를 가지는 1차 적분된 변수이므로 이를 차분할 경우

<표 1> 주성분분석의 고유치와 설명력

	Comp 1	Comp 2	Comp 3	Comp 4	Comp 5	Comp 6	Comp 7
고유치	5.733626	0.964008	0.181051	0.067973	0.042317	0.007633	0.003392
설명력	0.819089	0.137715	0.025864	0.009710	0.006045	0.001090	0.000485
누적설명력	0.819089	0.956805	0.982669	0.992380	0.998425	0.999515	1.000000



<그림 1> 주성분분석에 의한 금융자유화 지수

13) 천병렬(2002)은 금융자유화가 소비에 미친 영향을 분석하기 위해 1975년부터 2000년 까지 자료를 이용하여 금융자유화지수를 선정한 바 있다.

계단부분에서 차분 값이 이상치(outlier)가 나타날 수 있음을 지적하였다. 따라서 이를 제거하기 위해 Hodrick-Proscott filtering을 이용하여 계산된 지수를 아울러 제시하였다.

IV. 자료 및 실증분석모형

1. 자료

한국경제의 금융자유화 정도 및 금융발달과 경제성장간의 관계를 분석하기 위해 아래와 같은 변수를 이용하였다. 금융발전과 경제성장간의 관계를 조사하는데 있어서 가장 중요한 요인 중 하나가 금융발전의 만족할 만한 대리변수를 얻는데 있다. 금융발전은 3개의 주식시장 발전 지표와 2개의 은행시스템 지표를 이용하였다¹⁴⁾.

은행시스템 발전은 금융심도(financial depth, *FDR*)와 예금은행의 민간대출금(*PRIVE*)을 이용하였다. 금융발전을 측정하는데 가장 많이 이용되는 금융심도는 명목GDP 대비 총통화(M2)로 계산되며 은행시스템의 절대적 크기(즉 경제의 통화제정(monetization)정도)를 나타낸다(King and Levine, 1993; Wood, 1993; Murinde and Eng, 1994; Lyons and Murinde, 1994; Berthelemy and Varoudakis, 1995; Agung and Ford, 1998).

두 번째 변수인 은행부문의 활동력을 나타내는 변수로써 명목GDP 대비 예금은행의 민간대출금 총액을 이용하였다. 이러한 지표는 민간부문에 제공된 신용이 공공부문에 제공된 신용보다 생산성 증대와 투자증대에 더 큰 효과를 나타낸다고 보기 때문이다. 또한 민간부문에 대한 대출금은 더욱 엄격하게 제공되며 투자 안의 실행가능성(project viability)을 평가하는 금융기관으로부터 제공되기 때문에 투자의 질(quality)을 향상시킬 수 있다.¹⁵⁾

주식시장발전지표로는 자본화(market capitalization, *MCAP*), 시가총액 회전율(turnover ratio, *TOR*), 거래총액(value trade, *VTR*)을 이용하였다. *MCAP*는 주식시장의 크기를 측정하는 지표로써 명목GDP 대비 국내 상장주식의 시가총액으로 계

14) 이와 같이 많은 지표를 사용한 이유는 기존연구들이 금융발전을 대리하는 변수가 무엇인가에 따라 결과들이 상이하기 때문이다.

15) Levine and Zervos(1998), Beck, Demircuc-Kunt and Levine(2000) 참조.

산된다. *TOR*은 주식의 시가총액 회전율을 나타내는 것으로 국내거래주식총액을 주식시장 시가총액으로 나눈 값이다. 높은 회전율은 낮은 거래비용을 의미한다.

*VTR*은 명목GDP 대비 국내거래주식총액으로 이 또한 주식시장의 활동력 또는 유동성을 가리킨다. 규모는 작지만 유동적인 주식시장에서는 *TOR*이 높은 반면에 *VTR*은 낮은 것이다. 그러므로 *TOR*은 주식시장의 효율성 지표로 간주될 수 있다(Beck, Demircug-Kunt and Levine, 2000). 또한 Rajan and Zingales(1998)에 의하면 *TOR*의 증가는 분자와 분모가 모두 전향기대(forward looking)효과에 의해 동일한 방향으로 움직이기 때문에 더 발전된 주식시장을 가리킨다.

금융자유화지표는 앞장에서 주성분분석을 이용하여 선정된 성분 1을 Hodrick-Proscott filtering한 지수(FR_{HP})를 이용하였다. 마지막으로 경제성장지표는 1인당 실질GDP를 이용하였다. 모든 변수들은 로그 변환되었고 금융자유화지수를 제외한 모든 변수는 사전에 X-12ARIMA를 이용하여 계절 조정되었으며 분석기간은 1970년 1분기부터 2002년 4분기까지이다.

2. 실증분석 방법

금융자유화 및 금융발전과 경제성장간의 관계를 분석하기 위해 6가지 VAR/VEC 시스템을 설정하였다. 모두 4×4 벡터로 구성되었으며 장기균형관계가 존재하지 않는 경우는 1차 차분된 VAR 모형을 이용하여 인과성검정을 시행하고 장기균형관계가 존재하는 시스템은 VEC 모형을 이용하여 변수들 간의 인과성 검정을 시행한다. 모형에 이용된 6가지 시스템은 다음과 같다.

<표 2> 모형설정식¹⁶⁾

VAR/VEC 모형	변수
모형 1	$LGDP, LFDR, LVTR, FR_{HP}$
모형 2	$LGDP, LFDR, LMCAP, FR_{HP}$
모형 3	$LGDP, LFDR, LTOR, FR_{HP}$
모형 4	$LGDP, LPRIVE, LVTR, FR_{HP}$
모형 5	$LGDP, LPRIVE, LMCAP, FR_{HP}$
모형 6	$LGDP, LPRIVE, LTOR, FR_{HP}$

16) 모든 식은 상수항과 추세, 그리고 외환위기(1998년)를 나타내는 더미변수(DUM98)를 포함하여 추정되었다. 김한아(2003)는 모형4만을 추정하였다.

개별시계열자료를 분석에 이용하기 위해서는 먼저 이용할 자료들의 안정성(stationary)검정을 먼저 실시하여야 한다.¹⁷⁾ 시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 경우 허구적 회귀(spurious regression)현상이 발생할 수 있기 때문이다. 따라서 시계열자료들이 몇 차 차분에서 안정적인지 시계열의 특성을 확인한 후 방정식에 어떠한 형태의 변수가 포함되어야 하는지 판단해야 한다. 시계열의 안정성여부는 각 시계열의 특성방정식이 단위근(unit root)을 갖는지를 검정함으로써 확인할 수 있다. 본 논문에서는 일반적으로 많이 사용되고 있는 ADF (Augmented Dickey Fuller)검정방법과 PP(Phillips and Perron(1988)) 검정을 이용한다.

그러나 불안정한 특성을 갖는 변수들을 이용하여 회귀분석을 할지라도 이들 변수들 간에 장기적인 공적분 관계가 존재할 경우 분석결과는 신뢰성을 갖게 되고 동시에 추정된 변수들의 추정계수 또한 일관성을 갖게 된다. 공적분 검정은 Johansen(1988)과 Johnsen and Juselius(1990)의 FIML(full information maximum likelihood) 방법을 사용한다. Engle and Granger(1987)에 따르면 공적분이 존재할 경우 1차 차분된 변수로 구성되는 VAR 모형은 모형설정의 오류를 범하게 되므로, 이 경우 공적분에서 얻어지는 오차항을 이용하는 새로운 벡터오차수정모형(VEC)을 구성하여야 한다. 벡터오차수정모형의 구조 속에서 다변량 공적분 검정방법을 완성한 Johansen(1991)의 방법은 고려하는 모든 변수들이 정규분포 한다는 가정을 요구하지 않으면서도 공적분벡터에 대한 효율적인 추정치를 제공하는 것으로 알려져 있다. 본 논문은 경제성장 방정식과 금융발전 방정식을 연립적으로 추정하고 있기 때문에 Johansen(1988)의 다변량 공적분 검정방법을 이용하여 추정한다. p 차수를 갖는 VAR 시스템은 (1)식과 같다.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

y_t 는 불안정적인 $I(1)$ 변수의 k 벡터이고 u_t 는 잔차의 벡터를 나타낸다. (1)식은 (2)과 같이 표현된다.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

17) 안정적인 시계열은 평균이 시간의 흐름과 상관없이 일정하며, 분산이 유한한 값을 갖는 특성이 있다. 또한 외부 충격이 있어도 평균을 중심으로 일정 한도(분산) 내의 변동으로 반영되며 항상 평균으로 복귀하려는 성향을 가진다.

여기서, $\Pi = \sum_{j=1}^p A_j - I$, $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ 이다. u_t 는 평균이 0, 분산이 Ω 인 상호 독립적인 벡터 확률 오차항을 나타낸다. y_t 의 원소들 간의 공적분 벡터(r)의 존재는 Π 의 계수를 조사함으로써 검정된다. 변수들간에 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 것은 다음과 같은 가설이다.

$$\Pi = \alpha\beta', \quad (3)$$

즉, 가정에 의해 u_t 와 차수분변수인 Δy_t 가 각각 안정적이므로 (2)식이 안정적이라면 수준변수의 선형결합인 Πy_{t-1} 도 안정적이어야 한다. 따라서 Π 를 식(3)으로 분해하면 β 행렬 중 r 개의 열벡터를 공적분 벡터로 정의할 수 있으며 이때 r 이 공적분계수가 된다. 공적분관계(cointegration relations)를 암시하는 공적분계수 r 의 선정에 관한 가설인 식(3)의 검정에는 Johansen and Juselius(1990, 1992)에서와 같이 각각 트레이스(trace) 통계량 및 극대고유근(maximal eigenvalue)통계량인 우도비검정(likelihood ratio test)통계량이 사용된다. 오차수정항 계수인 α 는 장기 균형에 대한 조정계수벡터를 나타낸다. 만약 $r > 1$ 이면 식별문제가 발생하게 된다.

본 연구에서는 금융발전과 경제성장간의 관계를 식별하기 위해 VAR(또는 VEC) 모형을 이용하였다. 그러나 VAR 모형을 이용하여 Granger 인과성 검정을 시행할 경우 1차 차분변수를 이용할 것인지 아니면 수준변수를 이용할 것인지가 문제시 된다. 분석에 이용된 표본이 소표본일 경우에 VAR 모형은 수준변수 보다는 1차 차분된 변수를 이용해야 한다. Toda and Phillips(1993)는 수준 VAR 모형은 귀무가설 하에서 χ^2 분포를 따르는 전통적인 Wald 검정의 수렴이 소표본의 경우에 한계가 있다고 주장하였다. 따라서 실증분석에서는 Granger 인과성 검정을 수행하기 전에 1차 차분된 변수를 이용하여 VAR 모형을 설정하였다.

V. 실증분석결과

1. 시계열의 안정성 검정

본 장은 은행발전, 주식시장발전, 금융자유화, 경제성장간의 인과성을 검정하기

위해 6개 모형의 분석결과를 제시하고 있다. 여러 개의 변수를 이용한 이유는 결

<표 3> 단위근 검정 결과

변 수	ADF 검정 ¹⁾		PP 검정 ²⁾	
	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가
<i>LGDP</i>	-1.074(0)	-1.939(0)	-1.074(0)	-2.110(3)
<i>LFDR</i>	1.532(0)	-0.589(0)	1.532(0)	-0.569(2)
<i>LPRIVE</i>	2.226(0)	-0.180(0)	1.947(4)	-0.432(4)
<i>LMCAP</i>	-1.802(4)	-2.407(4)	-1.466(3)	-2.162(3)
<i>LTVR</i>	-1.328(1)	-3.024(1)*	-1.474(7)	-4.190(3)**
<i>LTOR</i>	-2.014(1)	-4.536(1)**	-2.703(1)	-7.075(4)**
<i>FR_{HP}</i>	1.071(1)	-1.931(1)	1.034(6)	-1.918(6)
<i>DLGDP</i>	-12.105(0)**	-12.107(0)**	-12.099(1)**	-12.101(1)**
<i>DLFDR</i>	-12.116(0)**	-12.483(0)**	-12.137(4)**	-12.434(3)**
<i>DLPRIVE</i>	-6.041(1)**	-6.415(1)**	-11.703(4)**	-11.988(5)**
<i>DLMCAP</i>	-5.307(3)**	-5.309(3)**	-11.192(2)**	-11.162(2)**
<i>DLTVR</i>	-16.407(0)**	-16.343(0)**	-16.613(4)**	-16.547(4)**
<i>DLTOR</i>	-12.123(1)**	-12.075(1)**	-22.461(10)**	-22.365(10)**
<i>DFR_{HP}</i>	-8.294(0)**	-8.587(0)**	-8.591(6)**	-8.734(5)**

주> 1) ()는 Schwartz Information Criterion(SIC)에 의해 결정됨.

2) ()는 Bartlett Kernel을 이용한 Newey and West(1987)의 시차 윈도우.

3) ADF검정 통계량의 유의수준(상수항(추세첨가))은 1%(-3.48(-4.03)), 5%(-2.89(-3.44))이며, PP 검정 통계량의 유의수준은 1%(-3.44(-3.98)), 5%(-2.86(-3.42))임

과의 강건성을 확보하기 위함이다.

먼저 각 변수의 시계열 특성은 <표 3>에 제시하였다. 상수항만을 포함한 ADF 단위근 검정 및 PP 검정결과 모든 수준변수들이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 못함으로써 불안정적(non-stationary)계열인 것으로 나타났으나 추세를 포함한 경우에는 *LTVR*와 *LTOR*은 귀무가설을 기각하였다. 그러나 차분변수들은 모두 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각함으로써 안정적 계열이라 할 수 있다.

2. 장기균형관계 분석

변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 드러남에 따라 공적분 관계가 성립하는가를 검정하였다. 일반적으로 Johansen and Juselius(1990)의 다변량 공적분

분석은 결과가 시차 수에 민감하게 반응하는 것으로 알려져 있다. 시차항의 수를 결정하기 위해 Bessler and Binkley(1982), Geweke and Meese(1980)가 몬테카를

<표 4> 최적 시차 결정: 모형 1

시차 수	LogL	LR	FPE	SIC	HQ
0	-291.859		0.001481	5.018	4.910
1	807.388	2092.11	3.83E-11	-12.089	-12.413
2	1128.98	591.32	2.77E-13	-16.654	-17.194
3	1366.21	420.88	7.84E-15	-19.858	-20.615
4	1560.13	331.55	4.46E-16	-22.364	-23.337
5	1603.19	70.83*	2.91E-16*	-22.437*	-23.625*
6	1614.56	17.97	3.16E-16	-21.998	-23.403
7	1623.08	12.91	3.62E-16	-21.513	-23.134
8	1635.36	17.82	3.91E-16	-21.090	-22.926

로 기법을 이용하여 검정력이 우월한 것으로 보여준 SIC(Schwartz information criterion)와 LR(Likelihood ratio), FPE(Final prediction error), HQ(Hannan-Quinn informantion criterion) 을 사용하였다. 비제약 수준 VAR 추정에서 시차수를 달리 하여 얻어진 결과를 <표 4>에 제시하였다. 비제약 수준 VAR 모형 추정결과 4가지 시차선정 방법에서 시차항의 수가 5로 결정되었다. <표 4>는 6개의 모형 중에서 첫 번째 모형인 [$LGDP$, $LFDR$, $LVTR$, FR_{HP}]의 시차선정 결과를 나타낸다.¹⁸⁾

변수들 간의 공적분 검정 결과는 아래의 <표 5>에 제시되어 있다. 불안정적인 시계열과정들 사이의 장기적 균형관계의 수를 나타내는 공적분계수(cointegration rank)를 설정하기 위하여 Johansen and Juselius(1990)에서와 같이 극대고유근(maximal eigenvalue)과 트레이스(trace) 검정 통계량을 이들의 점근분포의 95% 임계치와 비교하였다.

<표 5>의 공적분 검정 결과를 살펴보면, 모형1, 모형2, 모형5의 경우에는 공적분관계가 존재하지 않음을 나타낸 반면에 모형3, 모형4, 모형6은 두 검정통계량 모두에서 1개의 공적분 벡터가 존재하고 있음을 보여준다. 즉 모형1, 모형2, 모형5은 장기관계로부터 인과관계의 원인이 존재하지 않고 그 보다는 동시적(contemporaneous) 또는 시차항으로부터 인과관계가 나타난다는 것이다. 따라서 이들 세 모형은 오차수정항이 없는 VAR 모형을 이용하여 Granger 인과성 검정을 시행

18) 동일한 방법을 통해 6가지 모형의 시차가 모두 5로 선택되었다.

하였다. 변수들 간에 장기균형관계를 보여주는 모형3, 모형4, 모형6은 장기균형관계로부터 인과성 존재를 확인할 수 있기 때문에 오차수정항을 포함하는 VEC

<표 5> Johansen-Juselius Maximum Likelihood 공적분 검정

모형 1: [LGDP, LFDR, LVTR, FR_{HP}]

H0 : rank = γ	Max - Eigen	임계치(95%)	$\lambda_{trace}(\gamma)$	임계치(95%)
$\gamma = 0$	22.86	27.07	46.79	47.21
$\gamma \leq 1$	16.67	20.97	23.92	29.68
$\gamma \leq 2$	6.22	14.07	7.25	15.41
$\gamma \leq 3$	1.02	3.76	1.02	3.76

모형 2: [LGDP, LFDR, LMCAP, FR_{HP}]

H0 : rank = γ	Max - Eigen	임계치(95%)	$\lambda_{trace}(\gamma)$	임계치(95%)
$\gamma = 0$	21.67	27.07	38.52	47.21
$\gamma \leq 1$	9.41	20.97	16.85	29.68
$\gamma \leq 2$	7.41	14.07	7.43	15.41
$\gamma \leq 3$	0.01	3.76	1.01	3.76

모형 3: [LGDP, LFDR, LTOR, FR_{HP}]

H0 : rank = γ	Max - Eigen	임계치(95%)	$\lambda_{trace}(\gamma)$	임계치(95%)
$\gamma = 0$	32.57*	27.07	53.00*	47.21
$\gamma \leq 1$	12.91	20.97	20.43	29.68
$\gamma \leq 2$	5.08	14.07	7.51	15.41
$\gamma \leq 3$	2.42	3.76	2.42	3.76

모형 4: [LGDP, LPRIVE, LVTR, FR_{HP}]

H0 : rank = γ	Max - Eigen	임계치(95%)	$\lambda_{trace}(\gamma)$	임계치(95%)
$\gamma = 0$	27.17*	27.07	5.87*	47.21
$\gamma \leq 1$	16.72	20.97	28.69	29.68
$\gamma \leq 2$	11.03	14.07	11.97	15.41
$\gamma \leq 3$	0.66	3.76	0.66	3.76

모형 5: [LGDP, LFRIVE, LMCAP, FR_{HP}]

$H_0 : \text{rank} = \gamma$	Max - Eigen	임계치(95%)	$\lambda_{\text{trace}}(\gamma)$	임계치(95%)
$\gamma = 0$	19.73	27.07	41.79	47.21
$\gamma \leq 1$	14.36	20.97	22.06	29.68
$\gamma \leq 2$	6.83	14.07	7.69	15.41
$\gamma \leq 3$	0.86	3.76	0.86	3.76

모형 6: [LGDP, LPRIVE, LTOR, FR_{HP}]

$H_0 : \text{rank} = \gamma$	Max - Eigen	임계치(95%)	$\lambda_{\text{trace}}(\gamma)$	임계치(95%)
$\gamma = 0$	35.72*	27.07	61.03*	47.21
$\gamma \leq 1$	16.34	20.97	25.31	29.68
$\gamma \leq 2$	7.59	14.07	8.97	15.41
$\gamma \leq 3$	1.38	3.76	1.38	3.76

주) $L\text{-max}$ 와 $\lambda_{\text{trace}}(\gamma)$ 는 각각 극대고유근 및 트레이스 검정통계량이며 임계치(95%)는 각각의 통계량의 접근분포의 95%분위수임. 통계량이 임계치보다 작으면 귀무가설이 채택됨.

모형을 이용하여 Granger 인과관계를 분석하였다. 공적분 검정결과 추정된 모형3, 모형4, 모형6의 장기관계식은 다음과 같이 표현된다.

모형 3: $LGDP-0.196LFDR-0.499LTOR-0.091FR_{HP}$

모형 4: $LGDP-0.137LPRIVE-0.684LTOR-0.061FR_{HP}$

모형 6: $LGDP-1.340LPRIVE-0.428LVTR-0.235FR_{HP}$

위 결과를 보면 대체로 은행발달과 주식시장발달 및 금융자유화가 모두 경제성장과 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타난다. 주식시장의 발전지표로 VTR(명목 GDP 대비 국내거래주식총액)을 이용한 경우에도 금융자유화가 성장에 양의 영향을 미치고 있다. 앞에서 설명한 바와 같이 TOR은 주식시장의 효율성지표이고 VTR은 주식시장의 활동력을 나타낸다. Rajan and Zingales(1998)가 주장한 바와 같이 TOR의 증가는 분자와 분모가 모두 전향기대(forward looking)효과에 의해 동일한 방향으로 움직이기 때문에 더 발전된 주식시장을 가리킨다. 즉 모형3과 모형4의 결과를 해석하면 은행부문의 발전이 1% 증가하는 경우에 경제성장은 대략 0.14~0.20% 증가하고, 주식시장발전(효율성)이 1% 증가하면 경제성장은 0.50~0.69% 증가하며, 금융자유화 정도의 1% 증가는 경제성장을 0.1% 정도 증가시킨다.

는 것으로 볼 수 있다. 모형6은 주식시장의 활동력이 경제성장에 0.43% 정도 영향을 미치고 있고, 은행발전의 활동력을 나타내는 신용은 경제성장에 1.34%, 금융자유화는 0.23% 정도 영향을 주고 있다. 종합하면 장기적으로 은행부분의 활동과 주식시장의 활동이 경제성장에 긍정적인 요인으로 작용하고 있다고 판단할 수 있다. 그러나 단지 장기관계식을 통한 분석은 금융과 성장간의 인과관계를 설명하기에는 무리가 있다. 따라서 변수들 간의 단기변동을 고려한 VAR/VEC 모형을 이용하여 이들 변수간의 인과관계의 원인과 반응을 분석하고자 한다.

3. VAR/VEC 모형을 이용한 인과성 검정결과

이 절에서는 앞에서 분석된 공적분 분석결과를 바탕으로 변수들간의 인과관계를 VAR 모형 및 VEC 모형을 통해 살펴보았다. 모형1과 모형2, 모형5는 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 1차 차분변수로 표현된 VAR모형을 설정하였으며 아래 식처럼 표현된다.¹⁹⁾

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \mu + \sum_{i=1}^4 a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_{1i} \Delta bank_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_{1i} \Delta stock_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^4 d_{1i} \Delta FR_{t-i} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta bank_t = & \mu + \sum_{i=1}^4 a_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_{2i} \Delta bank_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_{2i} \Delta stock_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^4 d_{2i} \Delta FR_{t-i} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta stock_t = & \mu + \sum_{i=1}^4 a_{3i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_{3i} \Delta bank_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_{3i} \Delta stock_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^4 d_{3i} \Delta FR_{t-i} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \Delta FR_t = & \mu + \sum_{i=1}^4 a_{4i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_{4i} \Delta bank_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_{4i} \Delta stock_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^4 d_{4i} \Delta FR_{t-i} \end{aligned} \quad (7)$$

y_t 는 경제성장지표인 LGDP, LPRIVE을 나타낸다. $stock$ 은 주식시장 발전지표인

19) VEC 모형은 공적분 분석결과 도출된 오차수정항을 포함하여 설정된다.

LVTR, *LMCAP*, *LTOR*이고 *FR*은 금융자유화지수이다.

모형 3과 모형 4, 모형 6은 1개의 공적분 벡터가 존재하기 때문에 식(4)-식(7)에 오차수정항을 포함한 VEC 모형을 이용하여 인과성 검정을 시행하였다. 금융과 성장간의 인과성 분석과 관련된 결과는 <표 6>에 제시하였다. 모형 1(VAR), 모형 2(VAR)와 모형 3(VEC)의 결과를 살펴보면 은행발전의 크기 변수를 나타내는 금융심도(*LFDR*)가 경제성장을 선도하고 있음을 나타낸다. 또한 주식시장의 크기와 효율성을 나타내는 *LMCAP*와 *DLVTR*이 경제성장을 이끌고 있음을 확인할 수 있다. 즉 주식시장의 발전이 경제성장을 선도하고 있으며 이는 주식시장의 크기와 효율성을 통해서라기보다는 주식시장의 유동성이나 활동력을 증대시킴으로서 달성되고 있다. 그러나 금융자유화는 경제성장에 직접적인 영향은 없지만 주식시장의 효율성 지표인 *DLTOR*에 영향을 미친다. <표 6-a,b,c>의 주)에는 VAR/VEC에서 인과성이 존재하는 변수들의 시차계수의 합으로 계산된 총효과를 나타낸다. 이에 의하면 단기적으로 금융심도가 1분기에 대략 13%~19%정도 성장에 양의 총효과를 미치며 주식시장 효율성은 1분기에 대략 3%~7% 정도 영향을 주는 것으로 나타난다. 그러나 <표 6-c>에 의하면 단기적으로 금융자유화가 주식시장의 효율성에는 음의 효과를 보이고 있다. 이것은 장기적인 공적분균형식과는 다른 결과이다.

이와 달리 은행발전지표로써 효율성지표를 이용하여 분석한 결과는 <표 6-4, 5, 6>에 제시되었다.

모형 4의 인과성 검정 결과는 주식시장의 활동력이 경제성장과 은행활동 및 금융자유화가 일반적으로 영향을 받고 있으나 단기적 영향은 음의 총효과를 나타낸다. 단지 금융자유화정책만이 경제성장에 1분기에 14%정도 양의 총효과를 나타낸다. 모형 5의 결과에서는 주식시장의 크기를 나타내는 *DLMCAP*와 경제성장 간에 피드백 관계가 존재함을 보여준다. 모형 4~6의 결과는 금융자유화가 은행효율성, 주식시장발전 및 경제성장을 선도하고 있음을 나타낸다. 그러나 은행의 활동력은 경제성장에 아무런 영향을 주지 못하고 있다.

종합하면 금융발전과 경제성장간의 인과성은 은행부문의 발전을 크기로 보느냐 활동력으로 보느냐에 따라 결과가 달라짐을 알 수 있다. 전통적인 금융심도를 이용할 경우에는 금융이 성장을 선도하지만 은행부문의 활동력을 이용하면 인과관계가 존재하지 않는다. 이러한 관계는 금융중개기관에 의해 제공되는 서비스나 기능이 서로 다르기 때문일 것이다.

그러나 장기적인 공적분균형식에서는 금융자유화가 경제성장에 영향을 미침으

로써 M-S의 이론과 일치하지만 인과성 검정결과와 단기총효과에서는 금융자유화가 경제성장에 영향을 미친다는 결과는 거의 나타나지 않고 있으며 오히려 주식시장의 활동력을 저하시키는 결과를 보이고 있다.

과거 한국 금융 산업에 대한 규제가 성장에 도움을 주었다고 제시한 Arestis and Demetriades(1997)과 Demetriades and Luintel(2001)의 연구 결과가 설득력이 있는 것으로 보여진다. 그러나 금융발전의 크기로 측정된 경우에는 일반적으로 금융발전이 경제성장을 선도하고 있고 단기총효과도 양의 값을 보여 금융발전이 경제성장을 이끈다고 판단할 수 있다.

결론적으로 본 분석결과에 따르면 금융자유화정책은 주식시장의 변동성 및 불확실성을 높임으로써 주식시장의 효율성에는 긍정적이지 못한 결과를 보임을 제시하고 있다. 이는 금융자유화의 시행에 따른 시장불확실성이 높아진다는 Stiglitz의 견해와 다소 일치한다고 판단된다.

<표 6-a> 모형 1: VAR 모형을 이용한 Granger인과성 검정

VAR \ $H_0 :$	$a_{h1} = a_{h2} = a_{h3} =$ $a_{h4} = 0$	$b_{h1} = b_{h2} = b_{h3} =$ $b_{h4} = 0$	$c_{h1} = c_{h2} = c_{h3} =$ $c_{h4} = 0$	$d_{h1} = d_{h2} = d_{h3} =$ $d_{h4} = 0$
$D(LGDP)$	-	14.710*** (0.005)	9.815** (0.043)	2.896 (0.575)
$D(LFDR)$	0.951 (0.917)	-	5.609 (0.230)	6.524 (0.163)
$D(LVTR)$	7.394 (0.116)	3.114 (0.538)	-	3.642 (0.456)
$D(FR_{HP})$	1.660 (0.797)	5.906 (0.206)	5.564 (0.234)	-

- 주> 1) 표에 제시된 값은 Wald 검정 통계량 값이며 ()는 p-value 값을 나타낸다.
 *, **, ***는 각각 10%,5%,1% 수준에서 귀무가설을 기각하는 임계치이다.
 2) 시차변수의 계수 합: $\sum b_{hi} = 0.1941$, $\sum c_{hi} = 0.0313$, $i=1,2,3,4$

<표 6-b> 모형 2: VAR 모형을 이용한 Granger인과성 검정

$H_0 :$ VAR	$a_{h1} = a_{h2} = a_{h3} =$ $a_{h4} = 0$	$b_{h1} = b_{h2} = b_{h3} =$ $b_{h4} = 0$	$c_{h1} = c_{h2} = c_{h3} =$ $c_{h4} = 0$	$d_{h1} = d_{h2} = d_{h3} =$ $d_{h4} = 0$
$D(LGDP)$	-	13.941*** (0.007)	13.175** (0.011)	3.707 (0.447)
$D(LFDR)$	1.249 (0.869)	-	0.846 (0.932)	5.358 (0.252)
$D(LMCAP)$	5.187 (0.268)	0.703 (0.950)	-	4.793 (0.309)
$D(FR_{HP})$	1.654 (0.799)	6.501 (0.164)	5.068 (0.280)	-

주> 1) <표 6-a>와 동일. 2) 시차변수의 계수 합: $\sum b_{hi} = 0.1862$, $\sum c_{hi} = 0.0710$, $i = 1, 2, 3, 4$

<표 6-c> 모형 3: VEC 모형을 이용한 Granger인과성 검정

VAR \ H_0 :	$a_{h1} = a_{h2} = a_{h3} =$ $a_{h4} = 0$	$b_{h1} = b_{h2} = b_{h3} =$ $b_{h4} = 0$	$c_{h1} = c_{h2} = c_{h3} =$ $c_{h4} = 0$	$d_{h1} = d_{h2} = d_{h3} =$ $d_{h4} = 0$
$D(LGDP)$	-	13.953*** (0.007)	1.946 (0.745)	4.913 (0.296)
$D(LFDR)$	1.543 (0.819)	-	5.082 (0.278)	4.462 (0.347)
$D(LTOR)$	3.968 (0.410)	3.237 (0.518)	-	11.362** (0.022)
$D(FR_{HP})$	2.264 (0.687)	6.213 (0.183)	5.310 (0.256)	-

주> 1) <표 6-a>와 동일, 2) 시차변수의 계수 합: $\sum b_{hi}=0.1361$, $\sum d_{hi}=-0.9425$, $i=1,2,3,4$

<표 6-d> 모형 4: VEC 모형을 이용한 Granger인과성 검정

VAR \ H_0 :	$a_{h1} = a_{h2} = a_{h3} =$ $a_{h4} = 0$	$b_{h1} = b_{h2} = b_{h3} =$ $b_{h4} = 0$	$c_{h1} = c_{h2} = c_{h3} =$ $c_{h4} = 0$	$d_{h1} = d_{h2} = d_{h3} =$ $d_{h4} = 0$
$D(LGDP)$	-	4.935 (0.294)	3.370 (0.497)	10.395** (0.034)
$D(LPRIVE)$	0.274 (0.991)	-	2.862 (0.581)	4.144 (0.386)
$D(LVTR)$	11.192** (0.024)	9.990** (0.040)	-	12.516** (0.013)
$D(FR_{HP})$	0.258 (0.992)	1.609 (0.807)	7.125 (0.129)	-

주> 1) <표 6-a>와 동일

2) 시차변수의 계수 합: $\sum d_{hi} = 0.1413$, $i=1,2,3,4$

$\sum a_{hi} = -1.1264$, $\sum b_{hi} = -8.3158$, $\sum d_{hi} = -1.0181$, $i=1,2,3,4$

<표 6-e> 모형 5: VAR 모형을 이용한 Granger인과성 검정

$H_0 :$	$a_{h1} = a_{h2} = a_{h3} =$ $a_{h4} = 0$	$b_{h1} = b_{h2} = b_{h3} =$ $b_{h4} = 0$	$c_{h1} = c_{h2} = c_{h3} =$ $c_{h4} = 0$	$d_{h1} = d_{h2} = d_{h3} =$ $d_{h4} = 0$
VAR				
$D(LGDP)$	-	3.720 (0.445)	11.379** (0.022)	2.581 (0.630)
$D(LPRIVE)$	0.857 (0.930)	-	13.445*** (0.009)	9.116* (0.058)
$D(LMCAP)$	9.070* (0.059)	6.144 (0.188)	-	4.624 (0.328)
$D(FR_{HP})$	0.866 (0.929)	3.133 (0.535)	5.242 (0.263)	-

주> 1) <표 6-a>와 동일

2) 시차변수의 계수 합: $\sum c_{hi} = 0.0739, \quad i=1,2,3,4$

$\sum c_{hi} = -0.1113, \quad \sum d_{hi} = 0.0371, \quad i=1,2,3,4$

$\sum a_{hi} = -2.008, \quad i=1,2,3,4$

<표 6-f> 모형 6: VEC 모형을 이용한 Granger인과성 검정

$H_0 :$	$a_{h1} = a_{h2} = a_{h3} =$ $a_{h4} = 0$	$b_{h1} = b_{h2} = b_{h3} =$ $b_{h4} = 0$	$c_{h1} = c_{h2} = c_{h3} =$ $c_{h4} = 0$	$d_{h1} = d_{h2} = d_{h3} =$ $d_{h4} = 0$
VAR				
$D(LGDP)$	-	5.732 (0.220)	3.031 (0.552)	4.760 (0.312)
$D(LPRIVE)$	0.243 (0.993)	-	3.968 (0.410)	5.656 (0.226)
$D(LVTR)$	7.110 (0.130)	6.464 (0.167)	-	13.728*** (0.008)
$D(FR_{HP})$	2.920 (0.571)	5.035 (0.283)	7.172 (0.127)	-

주> 1) <표 6-a>와 동일, 2) 시차변수의 계수 합: $\sum d_{hi} = -0.4527, \quad i=1,2,3,4$

VI. 결 론

금융의 양적증가와 효율적 배분을 의미하는 금융발달이 경제성장에 긍정적인 효과를 미친다는 점에 대해서는 대부분 동의한다. 오늘날 많은 경제학자들은 금융

시스템이 경제발전에 필수적이라고 주장한다. 이들은 더 효율적인 금융시스템이 더 높은 성장을 유발하고 심각한 위기나 위기가능성을 줄여준다고 주장한다.

본 논문은 1970년 1분기부터 2002년 4분기까지 자료를 이용하여 한국의 금융부문의 발전이 경제성장에 미친 영향과 인과성 관계를 분석하였다.

먼저 금융부문의 자유화정도를 금융자유화의 대표적 조치인 금리자유화, 외환자유화, 법정지급준비율 인하, 자본자유화, 은행민영화, 은행인허가, 정책대출비중 감소를 이용하여 주성분 분석(principal component analysis)을 행한 후 개별 금융자유화 조치들의 공통성분을 추출한 금융자유화 지수를 산정하였다. 이와 함께 금융의 발전을 나타내는 은행부문과 주식부문의 변수를 구성하여 이들 변수와 경제성장간의 관계를 분석하였다. 이를 위해 총 6가지 모형을 설정하고 장기공적분 검정과 단기 VAR/VEC모형을 통한 Granger인과성 검정과 단기 총효과를 분석하였다.

장기 공적분 모형을 이용하여 분석한 결과 전반적인 금융자유화의 효과가 경제 성장에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 그러나 단기적인 인과성 검정결과와 단기총효과에서는 금융자유화가 경제성장에 영향을 미친다는 결과는 거의 나타나지 않고 있으며 오히려 주식시장의 활동력을 저하시키는 결과를 보이고 있다. 은행부문발전의 대리변수로 금융발전의 크기로 측정된 경우에는 일반적으로 금융발전이 경제성장을 선도하고 있고 단기총효과도 양의 값을 보여 금융발전이 경제성장을 이끈다고 판단할 수 있다. 요약하면, 은행발전 지표를 크기변수와 활동력변수로 구분하여 분석한 결과 크기를 나타내는 금융심도가 경제성장을 선도하고 있음을 확인한 반면에 활동력 변수는 장기적으로 성장에 긍정적인 영향을 미치지만 단기적인 인과성 검정에서는 경제성장에 유의하지 못하였다. 주식시장의 활동력은 경제성장과 은행활동 및 금융자유화에 의해 일반적으로 영향을 받고 있으나 단기적 영향은 음의 총효과를 나타낸다.

즉 금융자유화가 장기적으로는 경제성장에 양의 영향을 미치지만 단기적으로는 은행부문발전이나 주식시장발전에는 그다지 영향을 미치지 못하거나 오히려 음(-)의 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 한국 경제가 지속적인 경제성장의 유지 및 달성을 위해서는 계속된 금융부문의 발달이 이루어져야 하고 이를 위해서 금융자유화정책으로 발생하는 시장(주식시장)불확실성을 해소시키는 매커니즘을 구축하고 아울러 시장의 효율성을 저해하는 요인들을 완화시키는 방안들이 금융자유화정책과 병행하여 시행되어야 함을 시사한다.

참 고 문 헌

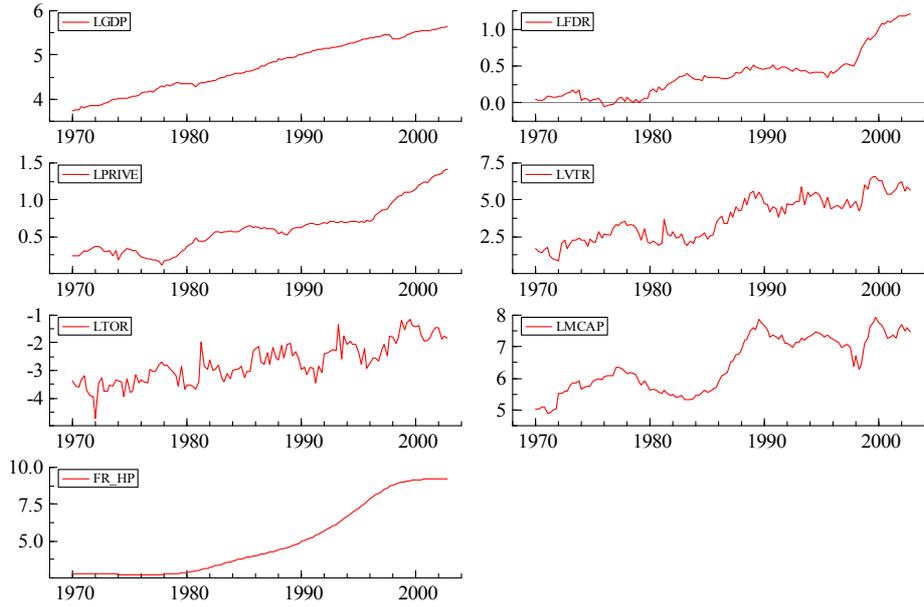
- 김한아, 「금융자유화 및 금융발달과 경제성장간의 관계」, 『KDIC 금융연구』, 제4권, 제2호, 2003, pp.4-29.
- 신선우 · 조삼용 · 강동철, 「금융발전과 성장간의 인과성 검증: 아시아 5개국」, 『지역개발연구』, 제33권, 제1호, 2001, pp.67-83.
- 천병철, 「한국에서 금융자유화가 소비에 미친 영향」, 『경제분석』, 제8권, 제2호, 2002, pp.109-136.
- Acemoglu, D. and Zilibotti, F., “Was Prometheus Unbound By Chance?: Risk, Diversification and Growth,” *Journal of Political Economy*, 105, 1997, pp.709-751.
- Agung, F. and Ford, J., “Financial Development, Liberalization and Economic Development in Indonesia, 1966-1996: Cointegration and Causality,” *Economics Discussion Paper* 12, University Of Birmingham, 1998.
- Amess, K. and Demetriades, P., “Financial Liberalization and the South Korean Financial Crisis: Some Qualitative Evidence,” *Economics Discussion Papers*, 01/3, University of Leicester, 2001.
- Arestis P. and Demetriades, P., “Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence,” *Economic Journal* 107, 1997, pp.783-799.
- Bandiera, O., Caprio, G., Honohan, P. and Schiantarelli, F., “Does Financial Reform Raise or Reduce Saving,” *Review of Economics and Statistics* 82, 2000, pp.239-263.
- Beck, T., Demircuc-Kunt, A. and Levine, R., “A New Database on the Structure and Development of the Financial Sector,” *World Bank Economic Review* 14, 2000.
- Bencivenga, V. and Smith, B., “Financial Intermediation and Endogenous Growth,” *Review of Economic Studies* 58, 1991, pp.195-208.
- Bencivenga, V., Smith, B. and Starr, R., “Transaction Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth,” *Journal of Economic Theory* 67, 1995, pp.53-117.
- Berthelemy, J. And Varoudakis, A., “Thresholds In Financial Development and Economic Growth,” *Manchester School of Economic And Social Studies* 63, 1995, pp.70-84.
- Bessler, D. and Binkly, J., “On the Selection of the Order of an Autoregression: Some Monte Carlo Results,” *Proceedings of the Business and Economic Statistics*, 1982, pp.340-342.
- Calomiris, C., “Building an Incentive-Compatible Safety Net,” *Journal of Banking and Finance* 23, 1999, pp.1499-1519.
- Caporale, G. and Williams, G., “Monetary Policy and Financial Liberalization: The Case of United Kingdom Consumption,” *Journal of Macroeconomics* 23, 2001, pp.177-197.

- Caprio, G. and Hanson, J., "The Case for Liberalization and Some Drawbacks," *Financial Liberalization: How Far, How Fast?* edited with Patrick Honohan and Joseph Stiglitz, Cambridge University Press, 2001.
- Caprio, G. and Honohan, P., "Restoring Banking Stability: Beyond Supervised Capital Requirement," *Journal of Economic Perspectives* 13, 1999, pp.43-64.
- Caprio, G. and Klingebiel, D., "Bank Insolvency: Bad Luck, Bad Policy, or Bad Banking," *Annual World Bank Conference on Development Economics*, 1996, pp.79-104.
- Cho, Y.J., "Financial Crisis of Korea: A Consequence of Unbalanced Liberalization?," *Working Paper* 02, Sogang Institute of International and Area Studies, 1999.
- Choe, C.W and Moosa, I., "Financial System and Economic Growth: The Korean Experience," *World Development* 27, 1999, pp.1069-1082.
- Demetriades, P. and Hussein, K., "Financial Development and Economic Growth: Cointegration and Causality Test for 16 Countries," *Journal of Development Economics* 51, 1996, pp.387-411.
- Demetriades, P. and Luintel, K., "The Direct Costs of Financial Repression: Evidence from India," *Review of Economics and Statistics* 79, 1997, pp.311-320.
- _____, "Financial Restraint in the South Korean Miracle," *Journal of Development Economics* 64, 2001, pp.459-476.
- Demetriades, P., Devereux M. and Luintel, K., "Productivity and Financial Sector Policies: Evidence from South East Asia," *Journal of Economic Behaviour and Organization* 35, 1998, pp.61-82.
- Diamond, D. and Dybvig, P., "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," *Journal of Political Economy* 91, 1983, pp.401-419.
- Edwards, S., "The Liberalization of the Current Capital Accounts and the Real Exchange Rate," *NBER Working Papers* 1227, National Bureau of Economic Research, 1989.
- Engle, R., and Granger, C.W.J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 1987, pp.251-276.
- Fernandez, D. and Galetovic, A., "Schumpeter Might Be Right-But Why? Explaining the Relation between Finance, Development and Growth," *Working paper*, School of Advanced International Studies, Johns Hopkins University, 1994.
- Fry, M., "Saving, Investment, Growth and the Cost of Financial Depression," *World Development* 8, 1980, pp.317-27.
- Fry, M., "In favour of Financial Liberalization," *Economic Journal* 107, 1997, pp.754-770.
- Geweke, J. and Meese, R., "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order," *International Economic Review* 22, 1980, pp.55-70.

- Goldsmith, R., *Financial Structure and Development*, New Haven : Yale University Press, 1969.
- Greenwood, J. and Jovanovic, B., "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy* 98, 1990, pp.1076-1107.
- Hellmann, T., Murdock, K. and Stiglitz, J.E., "Financial Restraint: Towards a New Paradigm," In *The Role of Government in East Asian Economic Development*, Aoki M, et al. (eds). Clarendon Press: Oxford, pp.163-207.
- Jo. G.J., "Financial Structure and Economic Growth in Korea," *The Journal of the Korean Economy* 3, 2002, pp.85-104.
- Johansen, S. and K. Juselius, "The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990, pp.169-210.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp.231-254.
- Johansen, S., "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 1992, pp.383-397.
- Jung, W., "Financial Development and Economic Growth: International Evidence," *Economic Development and Cultural Change* 34, 1986, pp.333-346.
- Kar, M. and Pentecost, E., "Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence on the Causality Issue," *Economic Research Paper* 27, 2000, Loughborough University.
- Kim, S., Kim, S.H. and Wang, Y., "Capital Account Liberalization and Macroeconomic Performance: The Case of Korea," *Korea Institute for International Economic Policy*, 2001.
- King, R. and Levine, R., "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right," *Quarterly Journal of Economics* 108, 1993a, pp.717-738.
- King, R. and Levine, R., 1993b, "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics* 32, 1993b, pp.513-542.
- Kirkpatrick, C. and Green, C., "Policy Arena: Finance and Development: An Overview of the Issues," *Journal of International Development* 14, 2002, pp.207-209.
- Levine, R. and Zervos, S., "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *The American Economic Review* 88, 1998, pp.537-558.
- Levine, R., "Financial Development and Economic Growth," *Journal of Economic Literature* 35, 1997, pp.688-726.
- Lyons, S. and Murinde, V., "Cointegration and Granger-Causality Testing of Hypotheses on

- Supply-Leading and Demand-Following Finance,” *Economic Notes* 23, 1994, pp.308-316.
- McKinnon, R., *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C. Brookings Institution, 1973.
- Murinde, V. and Eng, F., “Financial Development and Economic Growth In Singapore: Demand-Following or Supply-Leading?,” *Applied Financial Economics* 4, 1994, pp.391-404.
- Pagano, M., “Financial Markets and Growth: An Overview,” *European Economic Review* 37, 1993, pp.613-622.
- Pill, H. and Pradhan, M., “Financial Liberalization in Africa and Asia,” *Finance and Development* 34, 1997, pp.7-10.
- Rajan, M. and Zingales, L., “Financial Dependence and Growth,” *American Economic Review* 88, 1998, pp.559-586.
- Roubini, N. and Sala-i-Martin, X., “Financial Repression and Economic Growth,” *Journal of Development and Economics* 39, 1992, pp.5-30.
- Saint-Paul, G., 1992, “Technological Choice, Financial Markets and Economic Development,” *European Economic Review* 36, 1992, pp.763-781.
- Schumpeter, J., *The Theory of Economic Development*, Cambridge, Harvard University Press, 1912.
- Shaw, E., *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press, 1973.
- Singh, A., “Financial Liberalization, Stockmarkets and Economic Development,” *Economic Journal* 107, 1997, pp.771-782.
- Stiglitz, JE. and Weiss, A., “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information,” *American Economic Review* 71, 1981, pp.393-410.
- Stiglitz, JE., “Credit Markets and the Control of Capital,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, 1985, pp.133-152.
- Stiglitz, JE., “The Role of the State in Financial Market,” In *Proceedings of the World Bank Annual Bank Conference on Development Economics 1993*, edited by Michael Bruno and Boris Pleskovic, Washington, D.C.: World Bank, 1994, pp.19-52.
- Stiglitz, JE., “The Contributions of the Economics of Information to the Twentieth Century Economics,” *Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.1441-1478.
- Toda, H., and Phillips, P., “Vector Autoregressions and Causality,” *Econometrica* 61, 1993, pp.1367-1393.
- Wood, A., “Financial Development and Economic Growth In Barbados: Causal Evidence,” *Savings And Development* 17, 1993, pp.379-390.

<부록> 추정에 이용된 변수들의 로그변환 추세(계절조정)



<Abstract>

Financial Liberalization, Financial Development and Economic Growth

Sunwoo Shin

Instructor, Chonnam National University

This paper investigates the effect of financial liberalization and financial development on the process of economic growth in Korea. At first, I study the effects of the Financial liberalization index, which is selected by principal components analysis using individual liberalization activity. and then I try to establish the relationship between Financial liberalization, financial development and economic growth, and more precisely the causality direction. Using 4×4 VAR/VEC system, this paper finds strong evidence that there is the positive effect from financial liberalization to economic growth in the long run. while there is no effect to stock market and banking development in the short run.