

신흥시장의 금융발전과 중·장기 경제성장*

— 증자와 부채를 통한 자금조달방식이

신흥시장의 중·장기 경제성장에 미치는 효과에 대한 실증분석—

이태정** · 윤승환***

요약

본 연구에서는 신흥시장을 대상으로 1984~1997년의 기간 동안 금융발전이 중·장기 경제성장에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 분석결과에 의하면 ① 대출시장의 성장은 1980~1990년대에 신흥시장의 경제성장에 유의적인 영향을 미치지 못하였으나 주식시장의 유동성 증가는 1990년대에 신흥시장의 경제성장을 촉진하는 역할을 하였다. ② 대출시장의 성장은 1980년대에 신흥시장의 총요소생산성 증가에 유의적으로 기여하였으나 주식시장의 발전은 1980~1990년대에 신흥시장의 총요소생산성 증가에 전혀 기여한 바가 없다. ③ 대출시장의 성장은 1980~1990년대에 신흥시장의 자본축적을 촉진하는데 유의적인 영향을 미치지 못한 반면 주식시장의 유동성 증가는 1990년대에 신흥시장의 자본축적을 촉진하는데 기여하였다. ④ 1980년대와 1990년대 전체 기간, 그리고 1980년대만을 놓고 보았을 때는 신흥시장에 속한 국가들 간에 조건부 수렴 현상이 관찰되나 1990년대만을 떼어 놓고 보면 유의적인 조건부 수렴 현상이 관찰되지 않는다. 이상의 결과를 종합해 볼 때, 신흥시장의 경우 1980년대와 1990년대의 경제성장과 관련이 있는 금융발전은 대출시장의 성장보다는 주식시장의 유동성 증가이며 주식시장의 유동성이 경제성장을 유발하는 경로는 기술진보보다는 자본축적을 통해서라는 추론이 가능하다.

핵심주제어 : 신흥시장, 금융발전, 경제성장

* 연세대학교 경제학세미나에서 좋은 제안을 해 주신 유정식, 양준모 교수님과 경제학공동학술대회 계량경제학회 거시분과회의에서 유익한 조언을 해 주신 박천일, 한성신 교수님께 감사드린다. 또한 본 연구에 사용된 신흥시장의 주식시장과 관련된 데이터를 제공해 준 Standard & Poors 社の 관계자에게 감사드린다. 본 연구는 매지학술연구비 지원을 받아 진행되었음을 밝힌다.

** 연세대학교 경법대학 경제학과 교수, 강원도 원주시 흥업면 매지리 234, 우편번호 220-710, taejlee@dragon.yonsei.ac.kr

*** 신한생명, 서울시 중구 태평로2가 120 대경빌딩 19F, 우편번호 100-724 shyoon74@hotmail.com

I. 서 론

본 연구에서는 이른바 신흥시장(emerging market)으로¹⁾ 분류되는 개발도상국들의 경우 금융시장의 발전 정도가 중·장기 경제성장과 어떤 관계를 갖고 있는지 또는 어떤 영향을 미쳤는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 국제금융시장이 급속히 통합되고 신흥시장의 주식시장이 급성장한 1990년대의 금융시장발전이 1980년대에 비해 경제성장에 차별적인 영향을 미쳤는지를 분석하고자 한다.

금융산업의 발전 정도와 장기경제성장 간에 강한 유의적 관계가 있음을 밝혀 주는 많은 실증연구들이 이미 발표되었지만 이들 선행 연구에서는 주로 선진국들을 분석의 대상으로 삼거나(Atje and Jovanovic, 1993; Levine and Zervos, 1998) 선진국과 개발도상국을 포괄적으로 분석의 대상으로 삼고 있다(King and Levine, 1993; Beck *et als.*, 2000a, 2000b). 본 연구에서 분석의 대상을 신흥시장으로 국한 한 첫 번째 이유는 분석기간으로 잡고 있는 1984~1997년 사이에 신흥시장의 장기성장률이 세계평균성장률을 웃돌았으며 같은 기간 동안 신흥시장이라 불리는 국가들의 금융시장 또한 비약적으로 성장하였기 때문에 신흥시장의 고성장에 금융시장의 발전이 과연 얼마나 어떻게 기여했는지를 알아보는 것은 의미있는 작업이라고 생각되기 때문이다. 신흥시장을 분석대상으로 선택한 또 다른 이유는 금융시장의 구조가 상대적으로 취약한 신흥시장을 분석의 대상으로 삼았을 때 경제이론이 시사하는 바와 같이 금융시장의 발달 정도와

1) '신흥시장(emerging market)'이라는 용어는 세계은행(World Bank)의 산하기관인 IFC(International Finance Corporation)에 의해 1981년에 처음으로 쓰이기 시작하였다. IFC는 신흥주식시장에 대한 데이터베이스(EMDB)를 구축 관리하여 오다가 이 사업을 Standard & Poors에게 넘겼으며, 그 이후 S&P가 EMDB를 구축 관리하고 있다. S&P 홈페이지의 EMDB 관련 사이트의 주소는 다음과 같다.

http://www2.standardandpoors.com/NASApp/cs/ContentServer?pagename=sp/sp_product/productTemplate&c=sp_product&cid=1031768044745&r=1&l=EN

본 연구의 분석대상에 포함된 신흥시장 국가는 아르헨티나, 방글라데시, 브라질, 칠레, 중국, 콜롬비아, 아이보리코스트, 이집트, 그리스, 인도, 인도네시아, 이스라엘, 자메이카, 요르단, 케냐, 한국, 말레이시아, 모리셔스, 멕시코, 모로코, 나이지리아, 파키스탄, 페루, 필리핀, 포르투갈, 남아프리카공화국, 스리랑카, 대만, 태국, 트리니다드토바고, 튀니지, 터키, 우루과이, 베네수엘라, 짐바브웨의 총 35개국이며 중국, 케냐 모리셔스의 경우에는 1990년대부터 데이터가 유용하다.

장기경제성장 간에 더욱 강하고 유의적인 실증적 관계가 발견되는지를 확인하는 것도 의미있는 작업이라고 판단하였기 때문이다.

본 연구에서는 금융시장을 대출시장과 주식시장으로 세분하여 대출시장과 주식시장의 발전이 각각 신흥시장의 중·장기 경제 성장에 얼마나 어떻게 영향을 주었는지를 분석하고자 하였다. 1997년 말 금융위기가 한국경제를 강타한 이후 추진된 구조조정의 핵심사안 중의 하나는 BIS의 기준에 맞추어 기업들의 부채-자본 비율을 200% 수준으로 낮추는 것이었다. 부채-자본 비율에 대한 기준과 이를 실현하고자 하는 정책들은 부채를 통한 자금조달과 증자를 통한 자본조달이 기업의 가치에 상이한 영향을 미친다는 현실인식에서 출발하고 있다고 보여진다. 그런데, Modigliani and Miller (1958)는 '금융시장이 완전하다면' 기업의 자금조달방식은 기업의 가치에 아무 영향을 미치지 않는다는 것을 이론적으로 증명한 바 있다. 이는 역설적으로 금융시장이 불완전한 현실세계에서는 기업의 자금조달방식이 기업의 가치에 영향을 미친다는 의미로 해석될 수 있을 것이다. 그런데 기업의 자금조달방식은 대출시장과 주식시장의 상대적인 발달 정도에 의해 영향을 받을 것이므로 금융시장이 불완전한 상황에서는 금융시장의 구조가 장기적으로 경제 성장에 영향을 미칠 것이라는 추론이 가능해진다. 따라서 대출시장과 주식시장이 각기 중·장기 경제 성장에 얼마나 어떻게 영향을 미치는지에 대한 실증분석을 통해 유용한 정책적 함의를 이끌어낼 수 있으리라고 기대할 수 있을 것이다.

구체적으로 대출시장의 발전 정도를 나타내는 지표로는 GDP 대비 민간 대출규모를²⁾ 사용하였으며, 주식시장의 발전 정도를 나타내는 지표로는 주식시장의 유동성을 사용하였다. 본 연구에서는 신흥시장의 경우에도 이들 금융시장발전지표들과 연평균 1인당 GDP 성장률 사이에 강한 유의적인 상관관계와 인과관계를 발견할 수 있는지, 만약 그렇지 않다면 기존의 연구 결과와 어떤 차이가 있는지를 밝히고자 한다. 또한 Beck *et al.* (2000b)의 문제의식에 동감하여, 본 연구에서도 장기경제 성장의 경로를 자본축적과 기술진보로 나누어 금융산업발전이 어떤 경로를 통하여 신흥시장의 장기경

2) 부채를 통한 자금조달에는 회사채발행도 포함되나 분석의 대상인 신흥시장으로 분류되는 대부분의 국가에서는 회사채시장의 발달 정도가 상대적으로 미미하고 거래량도 국채와 비교할 때 낮은 수준에 있으며, 데이터의 확보도 용이하지 않아 본 연구에서는 분석에 포함시키지 않았다.

제 성장에 영향을 미치는지를 검토하고자 한다.

본 연구에서는 분석 대상기간을 1984~1997년으로 잡고 있다. 그 이유는 첫째 앞서 언급한 것처럼 이 기간에 신흥시장의 소득 수준과 금융산업이 모두 급속히 성장했다는 일반적인 인식에 기초하여 이 양자간에 의미있는 실증적인 관계를 찾아볼 수 있는지를 확인해 보기 위해서이며, 둘째 신흥시장의 금융산업에 대한 데이터의 제약 때문이다. 주식시장에 대한 국가별 데이터가 체계적으로 정리되기 시작한 것은 1976년부터이다. 그러나 신흥시장으로 분류되는 국가들의 주식시장이 정상케도에 오른 것은 대부분 1980년대 중반 이후이므로 주식시장을 포함한 신흥시장의 금융시장에 대한 분석의 출발점은 부득이 1980년대일 수밖에 없다. 실제로 IFC에 의해 신흥시장에 대한 데이터가 정비되기 시작한 것도 1984년 이후부터이기 때문에 분석기간의 시작점을 1984년으로 잡았다. 한편 본 연구에서는 신흥시장 각국의 중·장기 GDP 성장률을 Penn World Table version 6.1의 GDP 자료에 기초하여 계산하고 있는데, 이 데이터베이스의 각 국가별 GDP는 2000년까지만 업데이트되어 있다. 2000년까지를 분석기간에 포함시킬 경우 1997년에 발생한 아시아 금융위기라는 단기적 충격의 여파로 인해 경제성장의 중·장기 추세가 왜곡될 가능성이 있으므로 본 연구에서는 분석기간의 끝점을 부득이 1997년으로 잡았다. 동아시아 금융위기가 장기경제성장에 미치는 효과에 대한 실증분석은 시간이 충분히 흐른 다음에야 가능할 것이다.

신흥시장의 주식시장은 1990년대에 들어 가파르게 성장했는데 본 연구에서는 이 점에 주목하여 분석기간을 1980년대와 1990년대로 나누어 주식시장의 발달 정도와 대출시장의 발달 정도가 장기경제성장에 미치는 효과가 주식시장 형성 초기와 고성장기에 달라지는지를 분석하였다. 1990년대에 신흥시장의 주식시장이 급성장한 것은 1980년대 말과 1990년대 초에 걸쳐 주식시장자유화가 일어났기 때문인 것으로 볼 수 있는데³⁾ 여기서 주식시장자유화라 함은 외국인 주식투자허용을 의미하며, 1990년대에 급속히 진전된 국제금융시장의 통합 과정의 일환으로 이해할 수 있다. Henry (2000)는 주식시장자유화가 주가를 높이고 민간투자를 증가시키는 메커니

3) Henry (2000)가 11개 신흥시장 국가를 대상으로 조사한 바에 의하면 9개 국가에서 1986년과 1989년 사이에 주식시장자유화 조치가 시행되었고 2개 국가에서는 1990년과 1991년에 주식자유화 조치가 시행되었다.

증을 가지고 있음을 실증적으로 보인 바 있어, 신흥시장의 주식시장이 급성장한 1990년대에 주식시장의 발달 정도가 과연 그 이전에 비해 장기경제 성장에 상대적으로 더 긍정적인 영향을 미쳤는지를 확인할 필요가 있다고 보여진다. 따라서 본 연구에서는 1984~1997년의 기간을 1984~1990년의 기간과 1991~1997년의 기간으로 나누어 이 두 기간에 걸쳐 대출시장과 주식시장의 발전 정도가 과연 신흥시장의 중·장기 경제 성장에 상이한 영향을 미쳤는지를 알아보았다.

이하의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 기존의 연구결과를 정리하고, 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 데이터에 대해 설명하고, 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 사용한 회귀방정식에 대하여 설명한다. 제Ⅴ장에서는 실증분석의 결과를 해석하고, 제Ⅵ장에서는 본 연구 결과를 요약하고 앞으로의 연구 과제를 제시한다.

Ⅱ. 기존연구에 대한 개관

금융시장의 발달과 장기경제성장의 관계에 대해서 이론적으로는 엇갈린 견해들이 공존해 왔다. 우선 금융시장의 발달이 경제성장을 촉진한다는 명제에 대해 부정적인 시각을 갖고 있는 이론적인 연구들을 살펴보면, Robinson (1952)은 금융산업의 발전은 경제성장을 뒤따르는 것이지 경제성장을 선도하는 것이 아니라는 견해를 피력하였으며, Lucas (1988)도 경제 성장에 있어서의 금융산업의 역할이 과대평가된 경향이 있다고 주장하였으며 자신의 내생적 성장모형에서는 금융거래를 명시적으로 다룰 필요가 없는 실물 중심의 경제구조를 설정하였다. 반면, Schumpeter (1934)는 금융부문이 발전하면 축적된 자금이 효율적으로 배분되어 기술혁신을 촉진한다고 보았으며, McKinnon (1973)과 Shaw (1973)는 금융산업이 낙후한 개발도상국들이 경제 성장에 어려움을 겪는 이유 중의 하나는 금융자금이 시장원리를 따르지 않고 자의적인 신용할당(credit rationing)에 의해 비효율적으로 배분되기 때문이라고 주장하였다.⁴⁾

4) McKinnon (1973)과 Shaw (1973)는 정부의 이자율 상한제, 과도한 지불준비율, 정부의 직접금융 프로그램과 같은 정책적 제약이 금융발달을 억제하여 경제성장을 저

Solow (1958)의 외생적 신고전학과 성장모형과 Lucas (1988)의 내생적 성장모형에서처럼 금융산업이 완전하다고 가정한다면 금융산업의 발전 정도가 장기경제성장에 아무런 영향을 미치지 못한다는 것은 주지의 사실이다. 금융산업의 발전 정도가 장기경제성장에 영향을 미치는 경제성장모형을 구축하기 위해서는 어떤 형태로든 금융산업의 불완전성이 가정되어야 하는데; 예를 들어 Greenwood and Jovanovic (1990)은 내생적 성장모형(AK 모형)의 틀 안에서 금융기술의 비볼록성(non-convexity)으로 인하여 금융부문에 소득이 낮은 경제주체들에 대한 진입장벽이 존재함을 가정함으로써 금융심화와 더불어 장기경제성장이 촉진되는 메커니즘을 제시한 바 있다. 한편, Levine (1991)의 모형에서는 정보가 비대칭적일 때 미래가치가 불확실한 기업에 대한 소유권인 주식의 거래가 활성화되면 기업소유권의 유동성이 높아지고 주식투자의 위험성이 낮아져서 투자인센티브가 강화되고 따라서 장기성장률이 높아질 수 있음을 보이고 있다.

금융시장의 발전과 장기경제성장 간의 관계에 대한 이론적 의견 대립과는 대조적으로 기존의 실증연구들은 대부분 금융시장의 발전이 장기경제성장에 긍정적인 영향을 미친다는 결론을 제시하고 있다. Goldsmith (1969)는 36개국을 대상으로 1860~1963년까지의 기간 동안 1인당 산출물과 GNP 대비 금융기관 자산비율 사이에 유의적인 양의 상관관계가 있고, 동시에 같은 기간 동안 빠른 경제성장을 이룩한 나라들은 예외 없이 금융심화의 정도가 평균 이상임을 보였다. King and Levine (1993)은 Penn World Table로부터 80여 개 국에 대한 1960~1989년까지의 GDP 데이터를 이용하여 장기 성장률을 계산하였고, 금융시장의 발전을 나타내는 네 가지 지표로는 GDP 대비 금융유동성, 중앙은행을 제외한 통화예금기관의 국내자산과 중앙은행을 포함한 통화예금기관의 국내자산의 비율, 비금융 민간기업에 대한 대출이 총대출에서 차지하는 비중, GDP 대비 비금융 민간기업에 대한 대출을 사용하였다. 이들은 측정된 네 가지 금융시장발전지표가 장기 연평균 경제성장률에 미치는 영향뿐 아니라 실물자본의 축적률, 총요소생산성의 증가율에 어떤 영향을 미치는지를 동시에 분석하여 금융시장의 발전이 경제성장에 어떤 경로를 통해 영향을 미치는지를 밝히고자 하였다. 이들의 연구결과에 따르면 금융시장의 발전을 나타내는 네 가지 지

해하는 악순환이 개발도상국에서 계속되기 때문에 금융자유화가 반드시 필요하다고 주장한다.

표들의 초기값이 모두 장기 연평균 경제성장률뿐 아니라 실물자본축적률과 총요소생산성의 증가율과도 유의적인 정(正)의 상관관계를 갖고 있어, 금융시장의 발전이 이후의 장기경제성장을 선도한다고 해석할 수 있는 통계적 결과를 얻었다. 더욱이 이들의 연구결과는 Levine and Renelt (1992)가 사용한 통제변수들을 여러 형태로 조합시켜 회귀방정식에 포함시켜도 그 유의성이 변하지 않는 확고한(robust) 결과이다. Beck *et als.* (2000a)은 71개국의 1960~1995년까지의 기간 동안의 데이터를 분석한 결과, 금융심화(financial depth)의 정도를 나타내는 유동부채, 중앙은행과 시중은행의 자산 대비 시중은행 자산비율, GDP 대비 금융기관 대출금 등 금융시장발전지표들의 동기간 평균값뿐 아니라 초기값이 장기경제성장률과 정(正)의 상관관계를 갖고 있음을 밝혔고, Beck *et al.* (2000b)은 63개국의 같은 기간 동안의 데이터를 분석한 결과 금융시장의 발전이 장기경제성장을 촉진하는 경로는 자본축적, 총요소 생산성 증가, 민간저축축진 중 총요소 생산성 증가라는 결론에 도달하였다. 이들의 연구에서는 장기경제성장에 대한 실증분석에 적용되는 횡단면 회귀분석이 갖는 독립변수의 내생성 문제를 해결하기 위한 방법으로 패널기법을 이용하여 GMM 추정치를 구하였는데, 그 결과는 단순한 횡단면 분석결과와 크게 다르지 않음을 보여주고 있다.

이상의 연구들은 모두 금융시장을 금융기관(특히 은행)의 민간기업에 대한 대출활동을 중심으로 인식함으로써, 기업의 증자(capitalization)와 부채증가(debt financing)라는 상이한 자금조달방식이 장기경제성장에 다른 영향을 미칠 수 있는 가능성을 분석에서 아예 배제하고 있다. 증자와 부채증가라는 자금조달방식을 명시적으로 분리한 실증적 연구로는 Atje and Jovanovic (1993)과 Levine and Zervos (1998)의 연구를 들 수 있다. Atje and Jovanovic (1993)은 Greenwood and Jovanovic (1990)의 모형에 기초하여 회귀방정식을 직접 도출하고 선진국을 중심으로 한 40개국의 1980~1988년까지의 기간 동안의 데이터를 이용하여 GDP 대비 대출금과 GDP 대비 주식시장 거래액이라는 상이한 금융산업의 발전지표가 장기경제성장에 미치는 영향을 분석한 결과 주식시장의 유동성을 나타내는 GDP 대비 주식시장 거래액은 유의한 양의 회귀계수를 갖지만 전통적으로 금융심화의 정도를 측정하는 변수로 여겨 왔던 GDP 대비 대출금의 비중은 비유의적인 회귀계수를 갖는다는 점을 발견하였다. 이에 반하여 Levine and

Zervos (1998)는 선진국을 중심으로 한 47개국의 1976~1993년까지의 기간 동안의 데이터를 이용해 금융시장발전을 나타내는 지표로 주식시장의 규모, 유동성, 국제통합 정도, 변동성, 그리고 대출시장의 GDP 대비 예금 은행 대출금액을 이용한 결과 주식시장의 유동성과 대출시장의 GDP 대비 예금은행 대출금액이 장기경제성장과 유의적인 양의 관계를 갖고 있음을 밝혔고 주식시장과 대출시장이 장기경제성장에 상이한 경로를 통해 영향을 미친다고 추론한 바 있다.

Ⅲ. 데 이 터

1. 종속변수

본 연구의 회귀분석에서 사용한 종속변수는 연평균 1인당 실질GDP 성장률, 연평균 1인당 자본축적률, 연평균 총요소생산성 성장률의 세 가지이다. 연평균 1인당 실질GDP 성장률은 Penn World Table version 6.1을 이용하여 계산하였다. 기간별로는 1984~1997년까지의 연평균 성장률, 1984~1990년까지의 연평균 성장률, 그리고 1991~1997년까지의 연평균 성장률을 각각 사용하였다.

앞서 언급한 대로 본 연구에서는 금융시장의 발전이 어떤 경로를 통해 장기경제성장에 영향을 미치는지를 알아보기 위해 1인당 자본축적률과 총요소생산성성장률에 금융시장발전지표들이 어떤 영향을 미쳤는지를 알아보려고 한다. 이를 위해서 1인당 자본축적률과 총요소생산성성장률을 계산하였다.

신흥시장 각국의 1인당 자본축적률의 계산에 필요한 각국의 자본스톡의 시계열은 King and Levine (1994)의 방식을 따라 계산하였다. 이들의 계산방식은 기본적으로 Harberger의 perpetual inventory method를 적용한 자본의 동태방정식 식 (1)에서 출발하고 있다.

$$K_{t+1} = K_t + I_t - \delta K_t \quad (1)$$

여기서, K_t 는 t 시점의 자본스톡, I_t 는 t 시점의 총투자이고, δ 는 자본의 감가상각률을 나타낸다. 1955~1997년까지의 각국별 총투자 시계열은 Penn World Table version 6.1로부터 구하였다. 감가상각률 δ 는 King and Levine (1994)을 따라 7%라고 가정하였다. 흔히 선진국의 경우 감가상각률이 3~4% 정도인 것으로 가정하는 것이 통례이나 이 숫자는 선진국에 비해 산업구조의 변화가 빠르고 기술도입이 왕성한 신흥시장에는 7%가 더 적절한 수준이라고 판단된다.⁵⁾ 자본스톡의 초기값은 각국이 지속상태에 있다는 가정하에서 도출한 자본-산출 비율에 GDP 초기값을 곱한 값을 사용하였다.⁶⁾ 식 (1)을 이용하여 추정된 자본성장률에서 인구성장률을 빼면 1인당 자본축적률이 된다.

총요소생산성(TFP)성장률은 기술진보를 나타내는 지표로서 Solow (1958)의 방법을 적용하여 다음과 같이 추정하였다. 우선 생산함수가 식 (2)와 같은 Cobb-Douglas 함수라고 가정하였다.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \tag{2}$$

위 식을 L_t 로 나누고 각 변수의 성장률간의 관계로 표시하면 식 (3)과 같다.

$$\frac{\dot{A}_t}{A_t} = \frac{\dot{y}_t}{y_t} - \alpha \frac{\dot{k}_t}{k_t} \tag{3}$$

1인당 실질GDP 성장률과 1인당 자본축적률에 대한 시계열은 앞에서 설명한 데이터를 사용하고, 재산소득의 비중 α 는 0.4라고 가정하여 식 (3)으로부터 총요소생산성의 성장률 \dot{A}_t/A_t 을 구하였다.⁷⁾

5) 감가상각률이 3%라면, 신규투자된 자본의 가치가 반감하는데 약 23년 걸린다는 것을 의미하며, 감가상각률이 7%라면 신규투자된 자본의 가치가 반감하는데 약 10년 소요된다는 것을 의미한다.

6) 감가상각률이 7%라고 가정하면 30년 후에는 초기자본스톡의 약 11%만이 남게 되며 40년 후에는 약 5%만 남게 되므로 초기값의 크기가 회귀분석의 결과에 큰 영향을 미치지 않으나, 자본스톡의 초기값을 "0"으로 가정하거나 "초기 10년간의 자본-산출 계수가 상수라는 가정 하에서 추정한 자본스톡"으로 가정하는 것보다는 지속상태에서의 자본-산출 비율로부터 계산한 초기값이 상대적으로 편기가 작다는 King and Levine (1994)의 주장을 따른 것이다.

2. 설명변수: 금융시장발전지표

독립변수는 금융시장발전지표와 기타 통제변수로 크게 구분할 수 있다. 금융발전을 나타내는 지표로는 대출시장의 규모를 나타내는 지표와 주식거래의 유동성을 나타내는 지표를 사용하였다. (GDP 대비) 대출규모는 L_t/GDP_t 로 정의하였는데, 여기서 L_t 는 대출총액을 의미한다. 대출총액 L_t 는 IMF의 International Financial Statistics의 데이터를 사용하였다.⁸⁾ 단, King and Levine (1993)과는 달리 정부가 제공한 대출금액을 제외하였으며 예금은행에 의해 제공된 대출금액만을 사용한 Levine and Zervos (1998)와는 달리 예금은행에 의해 제공된 대출금액뿐 아니라 기타 금융중개기관에 의해 제공된 대출금액을 모두 포함하였다.⁹⁾

주식시장에 대한 데이터는 IFC의 Emerging Stock Markets Factbook에 수록된 것을 이용하였다.¹⁰⁾ 주식시장의 발전 정도를 나타내는 대표적인 지표는 GDP 대비 상장주식총액과 주식거래총액이 있다. Levine and Zervos (1998), Atje and Jovanovic (1993) 등의 기존의 연구에서는 이미 주식시장의 규모를 나타내는 시장자본화율(= 상장주식총액/ GDP_t)보다 주식시장의 유동성을 나타내는 주식거래율(= 주식거래총액/ GDP_t)이 장기경제성장과 더 밀접하게 연관되어 있음을 밝힌 바 있다. 본 연구에서도 주식시장의 발전 정도를 나타내는 지표로 주식시장유동성(= 주식거래율)을 사용하였다.¹¹⁾ Levine (1997)에 따르면 주식시장의 유동성이 높아지면 회수기간이 긴 장기투자를 한 기업에 대한 주식소유의 위험성이 낮아지는 효과가 있기 때문에 기업들이 회수기간이 길지만 수익성이 높은 장기투자프로

7) 선진국의 경우 흔히 재산소득의 비중 α 가 30%라고 가정하나, 신흥시장의 경우 희소한 자본의 가치를 반영하여 재산소득의 비중이 선진국에 비해 높으므로 α 는 40%라고 가정하였다.

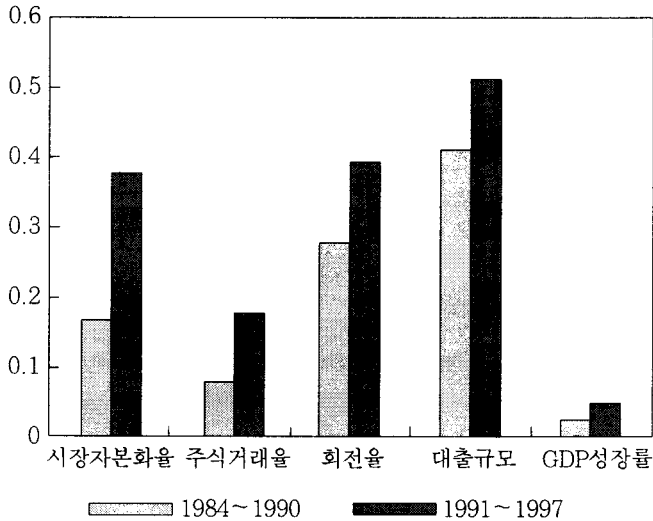
8) 대만의 경우 대만 중앙은행 홈페이지에 올려진 데이터를 이용하였다.
<http://www.stat.gov.tw/ecosoc/dbmain.htm>

9) 비은행 금융기관에 의해 제공되는 대출의 비중은 모든 국가에서 점차 증가되고 있는 추세이다.

10) 2000년부터는 Standard & Poors에서 발행하고 있다.

11) 신흥시장에 초점을 맞춘 본 연구에서도 주식시장의 규모를 나타내는 시장자본화율을 회귀분석에 사용하였으나 그 결과는 Levine and Zervos (1998), Aje and Jovanovic (1993) 등과 같이 비유의적이었다.

그림 1 신흥시장 금융시장발전지표의 주식시장자유화 전후 비교



젝트에 사용할 수 있는 자금을 용이하게 조달할 수 있고 따라서 경제성장에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다고 볼 수 있다.

〈그림 1〉은 신흥시장에서 주식시장자유화가 일어나기 전인 1984~1990년과 주식시장자유화가 일어난 후인 1991~1997년에 금융시장발전을 나타내는 지표들을 비교한 것이다. 주식시장자유화 이전인 1984~1990년에 비해 주식시장자유화 이후인 1991~1997년의 기간 동안 금융시장 관련 지표들이 모두 크게 증가하였으나 주식시장과 관련된 지표들이 (GDP 대비) 대출규모에 비해 상대적으로 크게 증가한 것을 볼 수 있다.¹²⁾ 주식시장 회전율은 27.6%에서 39.1%로 증가하였으며, 주식거래율은 7.4%에서 17.3%로 증가하였고, 시장자본화율은 16.4%에서 37.7%로 증가하였다. 한편 (GDP 대비) 대출규모는 40.3%에서 50.9%로 증가하였다. 같은 기간 동안 신흥시장의 평균 GDP 성장률은 2%에서 4.5%로 증가하였다.

12) 신흥시장을 평균한 값에는 1990년대 데이터만 사용 가능한 중국, 케냐, 모리셔스는 제외하였다.

3. 설명변수: 기타 통제변수

회귀방정식에 따라 경제성장모형들에서 경제성장률과 관련이 있다고 보는 투자율, 인구성장률, 초기1인당실질 GDP의 로그값, 25세 이상 인구의 평균교육연수 등을 선별적으로 사용하였으며, 일부 회귀분석에서는 Levine and Renelt (1992)가 제안한 대외의존도, 인플레이션율, 재정지출비중, 외환 암시장 프리미엄을 추가적 통제변수로 사용하였다. 25세 이상 인구의 평균교육연수는 Barro and Lee (2000)의 데이터를 사용하였고 나머지 통제변수는 Penn World Table version 6.1의 데이터를 활용하였다.

IV. 회귀방정식의 설정

본 연구에서 사용한 회귀방정식의 기본형태는 식 (4)로 요약할 수 있다. 여기서 $Growth_i$ 는 i -국의 1인당 실질GDP, 1인당 자본, 또는 총요소생산성의 성장률을 의미하며, $Finance_i$ 는 i -국의 금융산업발전 정도를 나타내는 지표, $Control_i$ 는 i -국의 금융산업발전지표 이외의 기타 통제변수를 의미한다.

$$Growth_i = \alpha + \beta \cdot Finance_i + \gamma' \cdot Control_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

기존의 장기경제성장에 실증분석을 종합해 볼 때 금융산업의 발전 정도가 중·장기 경제성장에 미치는 영향을 추정하는데 사용할 수 있는 회귀방정식은 크게 세 가지 유형으로 설정해 볼 수 있다.

첫 번째 유형의 회귀방정식은 King and Levine (1993a), Levine (1991), Beck, Loayza and Levine (2000b), Levine and Zervos (1998) 등에서 사용하는 방정식이다(이 유형의 방정식을 'Type I'이라 부르기로 한다). 이 방정식은 특정한 이론적 모형으로부터 직접 도출된 것이 아니라 직관적인 판단에 의해 선택된 것이라는 점에서 기본적으로는 Kormendi and Meguire (1985)와 궤를 같이 한다. 이 회귀방정식의 특징은 금융발전의 성장 효과를 추정함에 있어 투자율을 통제변수로 사용하지 않는다는

점이다. Levine과 그의 공저자들이 투자율을 회귀방정식에서 제외시키는 이유는 투자율과 금융발전지표를 회귀방정식에 같이 포함시킬 경우 금융시장의 발전지표에 대한 회귀계수에는 금융시장발전이 투자율을 제고시키고 이로 인해 성장이 촉진되는 부분이 반영될 수 없으며 오직 금융시장발전이 중요소생산성을 증가시켜 성장에 기여하는 부분만 반영될 수 있다고 보기 때문이다. Type I 회귀방정식의 경우 그 설정이 어느 정도 자의적인 만큼 이 회귀분석의 결과가 통제변수의 선택에 따라 얼마나 민감하게 바뀌는지를 평가하는 작업이 중요한 의미를 갖는다. 회귀분석결과의 민감도를 평가하기 위해서는 Levine and Renelt (1992)가 제안한 대외의존도, 인플레이션율, 재정지출비중, 외환 암시장 프리미엄 등 거시경제정책 관련 통제변수들을 추가로 포함시키는 것이 일반적인 관행이다.

두 번째 유형은 Atje and Jovanovic (1993)이 그들의 실증분석에서 사용한 회귀방정식으로 Greenwood and Jovanovic (1990)의 내생적 성장모형으로부터 직접 도출한 것이다(이 유형의 회귀방정식을 'Type II'라 부르고 한다). Greenwood and Jovanovic의 모형에서는 금융서비스를 받는 투자자들은 개인 특유의 위험(idiosyncratic risk)을 분산시킬 수 있고, 동시에 분산이 불가능한 총량적 위험(aggregate shock)에 대한 정보를 미리 알 수 있어서 낮은 위험부담으로 수익성이 높은 투자를 할 수 있다. 따라서 이 모형에 따르면 금융서비스의 확대는 투자의 수익성을 높여 투자를 활성화시키는 기능을 하며, 금융서비스의 혜택을 받는 경제주체가 많아질수록, 즉 금융시장이 발달할수록 경제성장이 촉진되는 메커니즘을 갖고 있다. 이를 자본축적 방정식에 적용한 것이 식 (5)이다.

$$K_{t+1} = (1 - \delta) \cdot K_t + R(F_t)I_t \quad (5)$$

여기서, K 는 자본스톡, I 는 투자, F 는 금융산업의 발달 정도를 나타내며, R 은 Greenwood and Jovanovic의 모형에서 가정하고 있는 투자의 수익률이 금융산업의 발달 정도에 따라 증가함을 나타내는 함수로 F 에 대한 증가함수이다.

Atje and Jovanovic은 Greenwood and Jovanovic의 모형에서 가정하고 있는 AK-유형의 생산함수를 실증분석이 가능하도록 식 (6)과 같이 약간 변형하였다.

$$Y = K[\min(L, \bar{L})]^\theta, \quad \theta > 0 \quad (6)$$

여기서, Y 는 산출량, K 는 자본스톡, L 은 실제 고용량, \bar{L} 는 사용 가능한 노동력의 크기를 나타낸다. 완전고용상태에서는 $L = \bar{L}$ 이므로, $\beta = (\bar{L})^\theta$ 라고 표시하면 $Y = \beta K$ 가 성립한다. 따라서 완전고용상태에서는 산출량과 자본의 성장률이 동일해진다. 즉, $g_Y = g_K$ 이다. \bar{L} 의 성장률 g_L 이 일정하게 주어졌다고 가정하면, 1인당 소득의 성장률은 $g_Y - g_L = g_K - g_L$ 이 된다. 투자율 $I_t/Y_t = i_t$ 를 이용하면 식 (5)는 식 (7)과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$g_Y - g_L = -\delta - g_L + \beta R(F_t)i_t \quad (7)$$

β 의 크기가 국가별로 동일하다고 가정하고 $\beta R(F_t)i_t$ 를 $F = 0$ 를 중심으로 R 에 대해 1차 테일러 전개하면 식 (7)을 다음과 같이 F 에 대한 선형 회귀방정식으로 표시할 수 있다.

$$g_Y - g_L \approx -\delta - g_L + \beta R(0)i_t + \beta R'(0)i_t F_t \quad (8)$$

따라서 AGJ 유형의 회귀방정식에는 금융시장발전에 대한 지표와 투자율의 곱이 식 (4)의 $Finance_i$ 에 해당되며, 이 회귀방정식에 포함되어야 하는 통제변수는 투자율과 인구성장률이다.

세 번째 유형의 회귀방정식은 Mankiw, Romer and Weil (1992)이 Solow의 외생적 성장모형으로부터 직접 도출한 방정식을 확장한 것이다. (이 유형의 회귀방정식을 'Type III'라 부르기로 한다.) 통상적인 Cobb-Douglas 생산함수에 금융 중개기관의 서비스 F_t 와 인적 자본의 투입량 H_t 를 항목으로 추가하면 $Y_t = K_t^\alpha \cdot F_t^\beta \cdot H_t^\gamma \cdot (A_t \cdot L_t)^{(1-\alpha-\beta-\gamma)}$ 가 된다. 기술과 노동투입량의 성장률이 외생적으로 g 와 n 으로 주어지는 ($A_t = e^{gt} \cdot A_0$, $L_t = e^{nt} \cdot L_0$) Solow의 외생적 성장모형의 지속상태 (steady state)에서의 소득 수준은 $\ln(y_t) = \ln(A_0) + g \cdot t - \left(\frac{\alpha + \beta + \gamma}{1 - \alpha - \beta - \gamma}\right) \cdot \ln(n + g + \delta) + \left(\frac{1}{1 - \alpha - \beta - \gamma}\right) \cdot (\alpha \cdot \ln(s_K) +$

$\beta \cdot \ln(s_F) + \gamma \cdot \ln(s_H))$ 이며 지속상태로 수렴하는 이행 과정에서의 성장률은 식 (9)와 같다.

$$\begin{aligned} \ln(y_t) - \ln(y_0) &= (1 - e^{\lambda \cdot t}) \cdot (\ln(A_0) + g \cdot t) \\ &+ (1 - e^{\lambda \cdot t}) \left(\frac{1}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \right) \\ &\cdot (\alpha \cdot \ln(s_K) + \beta \cdot \ln(s_F) + \gamma \cdot \ln(s_H)) \\ &- (1 - e^{\lambda \cdot t}) \left(\frac{\alpha + \beta + \gamma}{1 - \alpha - \beta - \gamma} \right) \cdot \\ &\ln(n + g + \delta) - (1 - e^{\lambda \cdot t}) \cdot \ln(y_0) \end{aligned} \quad (9)$$

식 (9)에서 s_K, s_F, s_H 는 각각 물적 자본, 금융산업에 대한 투자율 및 인적 자본에 대한 투자율을 나타낸다. 위의 금융부문을 포함한 확장된 MRW 유형의 성장 회귀방정식에서는 금융산업에 대한 투자율의 대리변수로 금융시장발전지표를 사용하고, 통제변수로는 물적 자본에 대한 투자율, 인구성장률, 25세 이상 인구의 평균교육연수가 사용될 수 있다. 이 회귀방정식은 각국이 지속상태로 수렴하는 과정에 있음을 가정하고 있기 때문에 Solow의 외생적 성장모형의 특성에 따라 금융발달의 지표가 경제성장에 미치는 효과는 일시적일 수밖에 없다. 이 회귀방정식을 통해 의미있게 검증할 수 있는 것은 신흥시장의 ‘조건부 수렴(conditional convergence)’ 현상이다. 즉, Type III 회귀분석에서 관심의 초점은 초기소득에 대한 회귀계수가 유의적인 음의 값을 갖는지에 맞추어져야 할 것이다.

이상의 회귀방정식들에 대한 추정은 OLS 방식을 사용하였다. 가장 단순한 추정 방식을 사용한 이유는 우리 데이터의 시계열의 길이는 14년에 불과하여 중장기 경제성장률을 계산하기 위해 5년 또는 7년의 평균을 사용할 경우 시간축으로 2~3개의 데이터 포인트가 형성될 뿐이므로, 신흥시장에 대한 패널을 구성하여 GMM 방식으로 추정하는 것은 우리의 데이터 구조에 적합하지 않다고 판단했기 때문이다.

V. 회귀분석 결과

1. 금융시장의 발전과 중·장기 경제성장

Type I 유형의 회귀방정식을 추정한 결과가 <표 1>과 <표 2>에 요약되어 있다. 이 회귀분석에서는 금융시장의 발달 정도가 신흥시장의 중·장기 경제 성장에 유의적인 영향을 미쳤는지를 판단하기 위하여 금융발달지표(GDP 대비 민간대출규모, 주식시장유동성) 외에 초기소득, 교육(20세 이상 인구의 평균 교육연수), 대외의존도, 인플레이션을, 재정지출이 GDP에서 차지하는 비중, 외환 암시장 프리미엄을 통제 변수로 사용하였다. 또한 전체분석기간(1984~1997) 14년에 대한 분석과 더불어 1980년대(1984~1990)와 1990년대(1991~1997) 7년씩의 기간에 대한 동일한 회귀분석을 별도로 시행함으로써 국제금융시장이 급속히 통합되고 신흥시장이 급부상한 1990년대가 1980년대에 비해 어떤 차이점을 갖는지를 점검해 보았다.

<표 1>의 회귀분석에서는 모든 설명변수에 대해 동기간 평균값을 사용하였다. 금융발달 정도를 나타내는 (GDP 대비) 민간대출규모와 주식시장유동성에 대해서도 예외 없이 동기간 평균값을 사용하였다. 따라서 이 회귀분석을 통해 금융발달과 경제성장 간의 인과관계를 판단하는 일은 불가능하며 다만 금융발달과 경제성장 간의 상관관계만을 판단할 수 있을 뿐이다. 회귀결과에 따르면, 신흥시장의 경우 1984~1997년까지의 전 기간에 걸쳐, 그리고 1980년대와 1990년대 각각의 기간에 대해서도 대출시장보다는 주식시장의 발달이 신흥시장의 경제 성장과 밀접한 관계를 갖고 있는 것으로 파악된다. 전통적으로 금융시장의 발달 정도는 대출시장의 규모로 측정해 왔고, 이 지표를 이용한 기존의 대부분의 연구들이 경제 성장과 대출시장의 규모 사이에 매우 강하고 유의적인 상관관계가 있음을 반복적으로 확인해 온 점에 비추어 보면, <표 1>에 나타난 신흥시장의 경우는 매우 이례적인 현상이라고 볼 수 있다.¹³⁾ 결정계수가 5~17%의 낮은 수준에 머무

13) 대출시장과 장기경제성장 간의 유의적인 상관관계를 확인한 대표적인 연구들로는 Kormendi and Meguire(1985), King and Levine(1994), Levine and Zervos(1998), Beck *et als.* (2000a, 2000b) 등이 있다.

【표 1】 신용시장의 경제성장과 금융발전 정도의 상관관계 : Type I

독립변수	종속변수: 1인당 실질GDP 성장률											
	1984~1997			1984~1990			1991~1997			1991~1997		
상수항	0.087 (0.166)	0.087 (0.157)	0.105 (0.111)	0.121 (0.145)	0.098 (0.199)	0.114 (0.202)	-0.027 (0.656)	-0.025 (0.652)	-0.026 (0.653)			
초기소득	-0.012 (0.225)	-0.010 (0.288)	-0.013 (0.198)	-0.015 (0.242)	-0.008 (0.455)	-0.011 (0.414)	0.002 (0.792)	0.004 (0.660)	0.004 (0.662)			
교육	0.017 (0.217)	0.009 (0.513)	0.011 (0.426)	0.011 (0.526)	-0.007 (0.683)	-0.005 (0.787)	0.019 (0.237)	0.014 (0.369)	0.013 (0.392)			
대외존도	-0.006 (0.689)	-0.018 (0.297)	-0.020 (0.246)	0.002 (0.911)	-0.008 (0.683)	-0.010 (0.629)	-0.001 (0.944)	-0.012 (0.447)	-0.012 (0.460)			
인플레이션율	-0.000 (0.994)	-0.000 (0.882)	0.000 (0.952)	-0.005 (0.287)	-0.005 (0.239)	-0.005 (0.303)	0.003 (0.491)	0.002 (0.672)	0.002 (0.696)			
재정지출비중	-0.051 (0.348)	0.005 (0.925)	-0.013 (0.821)	-0.087 (0.225)	-0.021 (0.745)	-0.033 (0.650)	-0.038 (0.467)	-0.014 (0.763)	-0.013 (0.808)			
외환 암시장 프리미엄	-0.007 (0.286)	-0.008 (0.220)	-0.007 (0.263)	-0.004 (0.659)	-0.003 (0.732)	-0.003 (0.741)	0.004 (0.779)	0.003 (0.784)	0.003 (0.791)			
민간대출규모 (GDP 대비)	0.031 (0.131)		0.020 (0.378)	0.042 (0.225)		0.015 (0.707)	0.012 (0.486)		-0.002 (0.929)			
주식시장 유동성		0.075** (0.022)	0.058 (0.121)		0.279** (0.015)	0.251* (0.069)		0.040* (0.066)	0.041* (0.096)			
Adj R ²	-0.0152	0.1245	0.1169	0.0057	0.1744	0.1410	-0.0229	0.0907	0.0532			
표본수	32	30	30	32	30	30	33	33	33			

주: () 안은 p값을 나타냄. *** 1%하에서 유의, ** 5%하에서 유의, * 10%하에서 유의함.

【표 2】 신홍시장의 경제성장률과 금융발전 정도의 인과관계 : Type I

독립변수	종속변수: 연평균 1인당 실질GDP 성장률											
	1984~1997			1984~1990			1991~1997					
상수항	0.090 (0.198)	0.099 (0.149)	0.152* (0.056)	0.126 (0.145)	0.115 (0.185)	0.185* (0.064)	-0.033 (0.576)	-0.018 (0.746)	-0.008 (0.892)			
초기소득	-0.012 (0.257)	-0.012 (0.226)	-0.020 (0.083)	-0.016 (0.231)	-0.013 (0.312)	-0.023 (0.107)	0.003 (0.702)	0.003 (0.734)	0.001 (0.868)			
교육	0.018 (0.238)	0.017 (0.257)	0.018 (0.234)	0.012 (0.523)	0.010 (0.597)	0.011 (0.529)	0.020 (0.218)	0.010 (0.526)	0.012 (0.457)			
대외의존도	-0.020 (0.911)	-0.007 (0.682)	-0.013 (0.482)	0.006 (0.760)	0.001 (0.976)	-0.006 (0.781)	0.003 (0.812)	-0.002 (0.875)	-0.000 (0.986)			
인플레이션율	-0.000 (0.936)	-0.001 (0.784)	0.001 (0.836)	-0.005 (0.313)	-0.006 (0.192)	-0.004 (0.432)	0.002 (0.597)	0.004 (0.361)	0.004 (0.408)			
재정지출 비중	-0.045 (0.450)	-0.025 (0.658)	-0.047 (0.431)	-0.079 (0.276)	-0.049 (0.493)	-0.077 (0.307)	-0.023 (0.645)	-0.028 (0.556)	-0.021 (0.655)			
외환 암시장 프리미엄	-0.008 (0.246)	-0.009 (0.203)	-0.008 (0.221)	-0.004 (0.658)	-0.004 (0.612)	-0.004 (0.655)	0.005 (0.727)	0.004 (0.741)	0.006 (0.632)			
초기민간대출규모 (GDP 대비)	0.023 (0.376)	0.040 (0.166)	0.035 (0.264)	0.052 (0.151)	0.052 (0.151)	0.052 (0.151)	-0.008 (0.479)	-0.011 (0.298)				
초기주식시장유동성		0.280 (0.293)	0.173 (0.529)	0.335 (0.313)	0.202 (0.555)	0.202 (0.555)	0.112* (0.064)	0.121** (0.049)				
Adj \bar{R}^2	-0.0898	-0.0600	-0.0159	-0.0095	-0.0382	0.0138	-0.0222	0.0925	0.0974			
표본수	31	30	29	31	30	29	33	33	33			

주: ()안은 p 값을 나타냄. *** 1%하에서 유의, ** 5%하에서 유의, * 10%하에서 유의함.

르고 있는 점 또한 기존의 연구결과들과 상이한 점이다.¹⁴⁾ 이는 경제성장에 대한 실증분석에서 상대적으로 동질적인 집단을 분석 대상으로 국한시켰을 때 흔히 관찰되는 현상이다.¹⁵⁾

〈표 2〉의 회귀분석에서는 금융발달이 경제성장을 유발하는 효과를 추정하기 위하여 금융시장발전지표인 민간대출규모와 주식시장유동성에 대해서 동기간 초기값을 사용하였다. 이 방식이 금융발전지표의 내생성의 문제를 완전히 해결할 수는 없지만 동기간 평균값을 사용했을 때보다는 인과관계에 근접한 결과를 얻으리라고 기대할 수 있다. 회귀결과에 의하면, 전반적으로 금융발전이 신흥시장의 경제성장을 유발하는 효과는 매우 미약한 것으로 나타나고 있다.¹⁶⁾ 대출시장은 경제성장에 기여하는 바가 전혀 없는 것으로 나타나 〈표 1〉의 상관관계분석결과와 일관된 결과를 보이고 있다. 대출시장의 규모가 신흥시장의 경제성장을 촉진했다는 유의적인 증거를 찾을 수 없었다는 이 회귀분석의 결과는 신흥시장의 금융시장이 대출시장 중심으로 편재되어 있다는 일반적인 인식이나 앞에 언급한 기존의 실증연구 결과에 비추어 볼 때 상당히 이례적이라고 할 수 있다.

반면 주식시장의 유동성 증가는 1990년대에 들어서야 신흥시장의 경제성장을 촉진한 흔적을 찾을 수 있다. 1980년대에는 신흥시장의 주식시장 규모와 기능이 극히 취약했었고, 1980년대 말과 1990년대 초에 이르러서야 신흥시장의 주식시장이 본격적으로 성장하기 시작한 점을 고려해 보면 〈표 2〉의 결과는 어느 정도 납득할 수 있다고 판단된다. 회귀계수의 크기를 보면, 1990년대의 경우 주식시장유동성이 10% 증가하면 향후 7년간의 연평균 경제성장률을 1% 증가시키는 효과가 있음을 시사하고 있다. 즉, 1991년 당시 멕시코의 주식시장의 유동성이 한국과 같은 수준이었다면 향후 7년간의 경제성장률이 연평균 약 2.8% 정도 더 높을 수 있었음을 의미

14) 기존의 연구결과에서는 〈표 1〉과 유사한 회귀분석의 결정계수가 40~60%를 유지한다.

15) 예를 들어, Mankiw, Romer and Weil (1992)도 분석 대상을 OECD 국가로 한정할 경우 전체표본을 대상으로 한 그들의 분석결과가 완전히 와해되는 현상이 있음을 시인한 바 있다. Lee (1996)는 Mankiw, Romer and Weil (1992)의 분석을 소득 수준별로 선진국, 중진국, 저소득국으로 나누어 시행하면, Penn World Table data가 Solow의 성장모형의 시사점을 전혀 지지하지 못한다는 점을 지적한 바 있다.

16) 최근의 연구들은 내생성의 문제를 해결하기 위하여 GMM을 이용한 패널분석을 통해 금융발전이 경제성장을 유발하는 효과를 추정하는 추세이다. 그러나 본 연구에서 사용하는 데이터의 성격상 패널분석이 부적합하다고 판단되어 단순히 OLS 방식으로 추정하였다.

【표 3】 내생적 성장모형에 따른 신흥시장의 경제성장과 금융발전 정도의 인과관계 : Type II

종속변수: 연평균 1인당 실질GDP 성장률						
독립변수 \ 기간	1984~1997		1984~1990		1991~1997	
	상수항	-0.011 (0.471)	-0.108 (0.230)	-0.027 (0.235)	-0.019 (0.399)	-0.005 (0.785)
초기투자율	0.174** (0.016)	0.213*** (0.001)	0.280*** (0.005)	0.237** (0.011)	0.143 (0.109)	0.174** (0.028)
초기인구성장률	-0.718* (0.058)	-0.537* (0.158)	-0.830 (0.120)	-0.950* (0.093)	-0.637 (0.181)	-0.429 (0.398)
초기투자율 × 초기민간대출규모	0.084 (0.118)		-0.003 (0.962)		0.104 (0.127)	
초기투자율 × 초기주식시장유동성			0.159* (0.005)		1.007 (0.223)	
Adj \bar{R}^2	0.488	0.509	0.313	0.326	0.292	0.236
표본수	35	32	33	32	35	32

주 : () 안은 t 값을 나타냄. *** 1%하에서 유의, ** 5%하에서 유의, * 10%하에서 유의함.

한다. 이 회귀계수의 크기는 Levine and Zervos (1996)가 선진국과 일부 개도국으로 구성된 47개국의 1976~1993년의 기간에 대한 데이터의 분석에서 도출한 계수 0.097~0.098보다 약간 큰 정도이다. 그러나 <표 2>의 경우에도 결정계수는 9% 정도의 낮은 수준에 머무르고 있다.¹⁷⁾

<표 3>은 Type II 회귀분석의 결과이다. 앞서 설명한 바와 같이 Type II 회귀방정식은 Atje and Jovanovic (1993)이 Greenwood and Jovanovic (1990)의 내생적 성장모형으로부터 도출한 것이다. 이 회귀방정식의 특징은 투자율과 금융발전지표가 동시에 설명변수로 사용된다는 점이다. 다만, 금융발전지표가 독립적으로 들어가는 것이 아니라 투자율과 금융발전지표의 곱의 형태로 들어가게 된다. 이 회귀방정식에 포함되는 설명변수인 투자, 인구성장률, 금융발전지표들은 모두 내생성의 문제를 안고 있다. 따라서 내생성의 문제를 완화시키고 인과관계를 부각시키기 위해 각

17) Levine and Zervos (1996)의 연구에서는 결정계수가 21%였다.

설명변수에 초기값을 사용하였다. 1984~1997년, 1991~1997년까지의 기간에 대한 회귀분석에서는 모든 설명변수에 1984~1990년까지 기간의 평균값을 사용하였다. 1984년 또는 1991년의 단일 연도의 초기값 대신 1984~1990년의 평균값을 사용한 것은 Atje and Jovanovic의 제안에 따라 각국의 고유한 경기변동의 영향을 제거하기 위해서이다. 그러나 신흥시장에 대한 1984년도 이전의 금융발전지표가 없는 상황에서 1984~1990년 기간에 대한 회귀분석에서는 1984년의 단일 연도 초기값을 사용하였다.

분석결과에 의하면 대출시장의 발달이 신흥시장의 지속적인 경제성장에 기여한다는 유의적인 증거를 찾을 수 없는 반면, 주식시장의 유동성 증가는 1980년대와 1990년대에 거쳐 경제성장을 촉진시키는데 유의적인 역할을 하였던 것으로 보인다. 1980년대와 1990년대를 분리하여 보면 1980년대에는 대출시장이나 주식시장이 경제성장을 촉진시켰다는 이렇다할 증거를 찾을 수 없으나 1990년대에 들어서는 주식시장의 유동성 증가가 경제성장을 촉진한 것으로 나타나고 있다. 대출시장보다는 주식시장이 신흥시장의 경제성장에 유의적인 영향을 미쳤고, 주식시장의 발전 정도가 1980년대보다는 1990년대에 있어 경제성장에 유의적인 영향을 미쳤다는 결과는 앞의 Type I 회귀분석의 결과와 일관된 것이다. 1990년대의 경우 초기투자율×초기주식시장유동성의 회귀계수가 0.126이므로 이는 초기주식시장 유동성이 1% 증가할 때 향후 7년의 연평균 성장률이 초기투자율×0.126만큼 증가한다는 것을 의미한다. 예를 들어, 만약 1980년대의 말레이시아의 주식시장유동성이 한국과 같은 수준이었다면 1990년대의 말레이시아의 연평균 성장률은 0.42% 정도 높아질 수 있었을 것이다. 1980~1990년대 전 기간에 대한 회귀분석의 결정계수는 약 51%이고, 1990년대만을 대상으로 한 회귀분석의 결정계수는 약 24%이다.

이상의 분석결과는 Atje and Jovanovic (1993)의 결과와 크게 다르지 않다. 이들의 결과에서도 대출시장의 발달 정도는 향후의 경제성장에 유의적인 영향을 미치지 못한 반면, 주식시장의 유동성만이 향후의 경제성장에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이들의 분석에서는 선진국과 일부 개도국을 포함한 40개국의 1980~1988년 기간 동안의 데이터를 사용하였는데, 여기서 얻어진 초기투자율×초기주식시장유동성에 대한 회귀계수는 0.37이다. 이는 신흥시장을 대상으로 한 우리의 분석에서 얻어진 회

귀계수보다 약 3배에 가까운 상당히 큰 값이다. 이들의 회귀분석의 결정계수는 37%이다.

2. 금융시장의 발전이 중·장기 경제성장을 촉진하는 경로

경제성장을 유발하는 경로는 크게 기술진보와 생산요소의 투입량 증가로 나누어 생각해 볼 수 있다. 그 중 기술진보는 Solow (1958)의 방식을 따라 총요소생산성의 증가율로 측정하는 것이 관행화되어 있다. 다른 한편으로 생산요소 중 지속적으로 투입량이 증가할 수 있는 것은 자본이다. 따라서 생산요소의 투입량 증가율은 자본투입량의 증가율로 대변될 수 있는데, 실측된 자본스톡의 시계열이 존재하지 않기 때문에 제Ⅲ장에서 설명한 바와 같이 King and Levine (1994)의 방식에 따라 자본스톡의 시계열을 추정할 수 있다. 본 연구에서는 이렇게 추정된 총요소생산성과 자본축적률을 이용하여 금융시장의 발전이 어떤 경로를 거쳐 경제성장을 촉발하게 되는지를 분석하였다.

〈표 4〉는 신흥시장의 경우 금융발전이 총요소생산성에 어떤 영향을 미쳤는지에 대한 회귀분석결과이다. 다른 선행연구들과서와 같이 회귀방정식은 Type I 유형을 이용하였으며 연평균 경제성장률 대신 연평균 총요소생산성증가율을 종속변수로 사용한 점이 〈표 2〉의 회귀분석과 다른 점이다. 분석결과에 따르면, 주식시장보다는 대출시장의 발달이 총요소생산성의 증가를 촉진시킨 것으로 보인다. 주식시장의 유동성은 1980년대와 1990년대의 전체기간 또는 1980년대와 1990년대 각각의 기간에 신흥시장의 총요소생산성 증가에 아무런 기여를 하지 못한 것으로 나타났다. 반면, 대출시장의 규모는 1980년대에 있어 총요소생산성 증가에 유의적인 영향을 미친 것으로 판명되고 있다.

이 결과를 금융발전과 경제성장 간의 관계에 대한 분석결과와 연결시켜 보면 다음과 같은 추론이 가능하다. 금융발전이 신흥시장의 경제성장에 유의적인 영향을 미친 것은 유일하게 주식시장의 유동성이 1990년대의 경제성장을 촉진시킨 부분이라고 볼 수 있다. 그러나 금융발전이 총요소생산성을 증가시킨 것은 1980년대의 총요소생산성이 대출시장규모의 확대에 의해 영향을 받은 부분에 국한되어 있다. 따라서 신흥시장의 경우 금융발전의 경제성장에 대한 영향은 총요소생산성 증가를 통해서 이루어진 것이라

【표 4】 신용시장의 중요소생신성 증가와 금융발전 정도의 인과관계

독립변수	종속변수: 연평균 중요소생신성성장률											
	1984~1997			1984~1990			1991~1997					
기간	0.075 (0.047)	0.065 (0.087)	0.123 (0.044)	0.086 (0.176)	0.157 (0.026)	0.002 (0.951)	0.002 (0.951)	0.002 (0.951)	0.002 (0.951)	0.002 (0.951)	0.002 (0.951)	0.002 (0.951)
상수항	-0.008 (0.143)	-0.007 (0.214)	-0.013 (0.029)	-0.014 (0.112)	-0.019 (0.059)	-0.001 (0.861)	-0.001 (0.861)	-0.001 (0.861)	-0.001 (0.861)	-0.001 (0.861)	-0.001 (0.861)	-0.001 (0.861)
교육	0.006 (0.489)	0.007 (0.413)	0.006 (0.399)	0.003 (0.803)	0.003 (0.784)	0.017 (0.129)	0.017 (0.129)	0.016 (0.177)	0.016 (0.177)	0.016 (0.177)	0.016 (0.177)	0.017 (0.149)
대외의존도	-0.003 (0.733)	-0.005 (0.605)	-0.011 (0.243)	0.008 (0.602)	-0.002 (0.710)	-0.004 (0.686)	-0.004 (0.686)	-0.005 (0.600)	-0.005 (0.600)	-0.005 (0.600)	-0.005 (0.600)	-0.004 (0.698)
인플레이션율	0.002 (0.305)	0.001 (0.499)	0.003 (0.148)	-0.002 (0.587)	-0.001 (0.765)	0.005 (0.156)	0.005 (0.156)	0.005 (0.146)	0.005 (0.146)	0.005 (0.146)	0.005 (0.146)	0.005 (0.170)
재정지출 비중	-0.053 (0.101)	-0.026 (0.410)	-0.049 (0.115)	-0.086 (0.091)	-0.079 (0.136)	-0.024 (0.479)	-0.024 (0.479)	-0.029 (0.405)	-0.029 (0.405)	-0.029 (0.405)	-0.029 (0.405)	-0.024 (0.487)
외환 암시장 프리미엄	-0.003 (0.393)	-0.003 (0.399)	-0.003 (0.330)	0.005 (0.430)	0.004 (0.446)	0.004 (0.629)	0.004 (0.629)	0.003 (0.743)	0.003 (0.743)	0.003 (0.743)	0.003 (0.743)	0.004 (0.638)
초기민간대출규모 (GDP 대비)	0.020 (0.151)	0.035** (0.021)	0.037* (0.089)	0.054** (0.036)	0.054** (0.036)	-0.008 (0.299)	-0.008 (0.299)	-0.008 (0.299)	-0.008 (0.299)	-0.008 (0.299)	-0.008 (0.299)	-0.008 (0.316)
초기주식시장유동성	0.069 (0.635)	-0.037 (0.788)	0.117 (0.628)	0.117 (0.628)	0.117 (0.628)	-0.034 (0.886)	-0.034 (0.886)	-0.008 (0.854)	-0.008 (0.854)	-0.008 (0.854)	-0.008 (0.854)	-0.001 (0.974)
Adj R ²	-0.0288	-0.1012	0.1129	0.1206	0.1271	0.1084	0.1084	0.0696	0.0696	0.0696	0.0696	0.0713
표본수	31	30	29	31	29	30	30	33	33	33	33	33

주: () 안은 p값을 나타냄. *** 1%하에서 유의, ** 5%하에서 유의, * 10%하에서 유의함.

【표 5】 신용시장의 자본축적률과 금융발전 정도의 인과관계

독립변수	종속변수: 연평균 일인당 자본축적률											
	1984~1997			1984~1990			1991~1997					
기간	상수항	0.037 (0.734)	0.085 (0.429)	0.105 (0.398)	0.010 (0.929)	0.075 (0.480)	0.071 (0.568)	-0.090 (0.352)	-0.033 (0.669)	-0.025 (0.749)		
초기소득		-0.009 (0.574)	-0.013 (0.406)	-0.017 (0.346)	-0.003 (0.849)	-0.010 (0.510)	-0.011 (0.564)	0.011 (0.431)	0.007 (0.521)	0.006 (0.592)		
교육		0.032 (0.194)	0.026 (0.281)	0.029 (0.238)	0.021 (0.360)	0.018 (0.431)	0.020 (0.392)	0.008 (0.771)	-0.015 (0.482)	-0.014 (0.529)		
대외의존도		0.003 (0.901)	-0.005 (0.860)	-0.004 (0.890)	-0.002 (0.936)	-0.013 (0.649)	-0.010 (0.744)	0.018 (0.439)	0.008 (0.688)	0.009 (0.643)		
인플레이션율		-0.006 (0.323)	-0.006 (0.317)	-0.005 (0.410)	-0.008 (0.221)	-0.007 (0.240)	-0.007 (0.269)	-0.005 (0.490)	-0.002 (0.755)	-0.002 (0.726)		
재정지출비중		0.019 (0.833)	-0.000 (1.000)	0.003 (0.976)	0.018 (0.843)	-0.007 (0.939)	0.004 (0.964)	0.001 (0.986)	0.002 (0.976)	0.007 (0.918)		
외환 암시장 프리미엄		-0.012 (0.271)	-0.013 (0.211)	-0.012 (0.272)	-0.020 (0.073)	-0.021 (0.057)	-0.020 (0.081)	0.000 (0.989)	0.002 (0.888)	0.004 (0.829)		
초기민간대출규모 (GDP 대비)		0.007 (0.857)	0.012 (0.803)	-0.007 (0.867)	-0.007 (0.867)	-0.007 (0.882)	-0.007 (0.882)	0.000 (0.993)	-0.008 (0.585)	-0.008 (0.585)		
초기주식시장 유동성		0.524 (0.218)	0.526 (0.248)	0.526 (0.248)	0.540 (0.192)	0.540 (0.192)	0.567 (0.194)	0.304*** (0.001)	0.311*** (0.001)	0.311*** (0.001)		
Adj. R ²		-0.0585	-0.0097	-0.0384	-0.0136	0.0570	0.0107	-0.0739	0.3217	0.3024		
표본수		31	30	29	31	30	29	33	33	33		

주: 1. () 안은 t값을 나타냄. *** 1%하에서 유의, ** 5%하에서 유의, * 10%하에서 유의함.

고 보기는 어렵다는 결론에 도달하게 된다.

〈표 5〉는 신흥시장의 금융발전이 자본축적률에 어떤 영향을 미쳤는지에 대한 회귀분석결과이다. 역시 회귀방정식은 Type I 유형을 이용하였으며 연평균 자본축적률을 종속변수로 사용한 점이 〈표 2〉나 〈표 4〉와 다른 점이다. 〈표 5〉에 나타난 분석결과는 〈표 2〉의 결과와 완전히 일치된 구조를 갖고 있는 것을 볼 수 있다. 즉, 대출시장은 신흥시장의 자본축적에 기여한 바가 전혀 없는 반면 주식시장의 유동성 증가는 1990년대에 들어서야 신흥시장의 자본축적을 촉진한 것으로 보인다.

마찬가지로 이 결과를 금융발전과 경제성장 간의 관계에 대한 분석결과와 연결시켜 보면 다음과 같은 추론이 가능하다. 금융발전이 신흥시장의 경제성장에 유의적인 영향을 미친 것은 주식시장의 유동성이 1990년대의 경제성장을 촉진시킨 부분이다. 그런데 금융발전이 신흥시장의 자본축적에 대한 유의적인 영향 역시 1990년대에 주식시장의 유동성 증가를 통해서 자본축적이 촉진된 부분에 국한되어 있다. 따라서 신흥시장의 경우 금융발전의 경제성장에 대한 영향은 자본축적을 가속화시킴으로써 이루어진 것이라는 추론이 가능하다.

3. 조건부 수렴 현상

〈표 6〉은 Solow의 외생적 성장모형의 지속상태로의 이행 과정으로부터 직접 도출한 Mankiw, Romer and Weil (1992) 유형의 Type III 회귀방정식에 대한 분석결과이다. Solow의 외생적 성장모형의 특성상 일회적인 금융발전은 장기적으로 소득 수준에만 영향을 줄 뿐 지속적인 장기경제성장률에는 영향을 미치지 못한다. 따라서 이 회귀분석에서 초점을 맞추고 있는 것은 조건부 수렴 현상이다. 즉, 지속상태에서의 소득 수준의 차이를 통제했을 때 초기의 소득 수준이 낮은 국가가 초기의 소득 수준이 높은 국가에 비해 빠르게 성장하는가를 검증하는 것이 이 회귀분석의 목적이다. 여기서 주목해야 할 것은 금융발전지표에 대한 회귀계수가 초기 소득 수준에 대한 회귀계수가 유의적인 음의 값을 갖는지의 여부이다. 식 (9)에 따라 이 회귀분석에 포함된 설명변수들은 모두 분석대상기간 동안의 평균값에 대한 자연대수값을 사용하였다.

분석결과에 따르면 1980년대와 1990년대 전체기간, 그리고 1980년대만

【표 6】 신홍시장의 조건부 수렴 : Type III

		종속변수: 연평균 1인당 실질GDP 성장률									
기간		1984~1997			1984~1990			1991~1997			
독립변수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	계수	
상수항	0.091* (0.056)	0.113** (0.030)	0.113** (0.034)	0.162** (0.014)	0.184** (0.017)	0.227*** (0.006)	0.061 (0.269)	0.065 (0.233)	0.082 (0.143)		
투자율	0.039*** (0.002)	0.037*** (0.004)	0.037*** (0.005)	0.044*** (0.007)	0.036* (0.064)	0.039** (0.041)	0.037** (0.014)	0.033** (0.022)	0.034** (0.018)		
인구성장률	-0.016** (0.021)	-0.013* (0.058)	-0.013* (0.069)	-0.021** (0.023)	-0.027** (0.014)	-0.024** (0.022)	-0.003 (0.670)	-0.005 (0.455)	-0.006 (0.381)		
초기소득	-0.012* (0.081)	-0.013* (0.078)	-0.013* (0.090)	-0.018* (0.054)	-0.021** (0.039)	-0.026** (0.016)	-0.004 (0.663)	-0.006 (0.489)	-0.08 (0.348)		
교 육	0.005 (0.654)	0.006 (0.564)	0.006 (0.574)	-0.005 (0.713)	-0.015 (0.400)	-0.008 (0.640)	0.021 (0.141)	0.020 (0.155)	0.026 (0.120)		
초기민간대출규모 (GDP 대비)	0.025** (0.034)	0.001 (0.961)	0.001 (0.961)	0.014* (0.057)	0.014 (0.133)	0.004 (0.733)	-0.011 (0.220)				
초기주식시장 유동성	0.033*** (0.006)	0.032 (0.086)	0.006** (0.041)	0.003 (0.318)	0.016 (0.234)						
Adj R ²	0.510	0.500	0.480	0.401	0.382	0.415	0.256	0.289	0.303		
표본수	34	31	31	34	31	31	35	35	35		

주: () 안은 p 값을 나타냄. *** 1%하에서 유의, ** 5%하에서 유의, * 10%하에서 유의함.

을 떼어 놓은 기간 동안에는 유의적인 조건부 수렴 현상이 관찰되고 있다. 이 조건부 수렴 현상은 대출시장이나 주식시장의 발전지표 중 어느 것을 사용하든지 일관성 있게 나타나고 있다. 그러나 1990년대만을 떼어 놓고 보면 신흥시장으로 분류되는 국가들 사이에는 유의적인 조건부 수렴 현상이 발견되지 않고 있다. 1990년대에 대한 회귀분석에서도 초기소득의 부호는 음의 값을 갖고 있으나 p -value를 볼 때 통계적 유의성이 매우 떨어지는 것을 알 수 있다. 국제금융시장의 급속한 통합과 신흥시장의 주식시장의 급성장으로 특징지을 수 있는 1990년대에는 신흥시장에 속한 국가들 사이에 수렴 현상을 찾아보기가 어려워졌다는 의미로 해석할 수 있다. 1990년 당시의 주식시장의 발전 정도가 향후 1990년대의 신흥시장의 경제 성장에 지속적인 영향을 미쳤다는 Type I 과 Type II의 회귀분석 결과를 상기할 때, 초기소득 수준과 정(正)의 상관관계를 갖고 있는 1990년대 초기의 주식시장 발전 정도가 초기소득의 차이에 더하여 성장 속도에 영향을 미침으로써 수렴 현상을 약화시켰을 가능성을 제기할 수 있다.

VI. 결 론

본 장에서는 이상의 분석결과를 요약하고 분석결과가 갖고 있는 현실적 또는 정책적 시사점을 논의하고자 한다. 이상의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

- ① 1980년대와 1990년대에 걸쳐 (GDP 대비) 대출시장의 성장은 신흥시장의 중·장기 경제 성장에 유의적인 영향을 미치지 못하였다.
- ② 주식시장의 유동성 증가는 1990년대에만 신흥시장의 경제 성장을 촉진하는 역할을 하였다.
- ③ 대출시장규모의 성장은 1980년대에만 신흥시장의 총요소생산성 증가에 유의적으로 기여하였다.
- ④ 1980년대와 1990년대에 걸쳐 주식시장의 발전은 신흥시장의 총요소생산성 증가에 전혀 기여한 바 없다.
- ⑤ 1980년대와 1990년대에 걸쳐 대출시장의 성장은 신흥시장의 자본축적을 촉진하는데 유의적인 영향을 미치지 못하였다.

- ⑥ 주식시장의 유동성 증가는 1990년대에만 신흥시장의 자본축적을 촉진하는데 기여하였다.
- ⑦ 이상 ①~⑥의 결과를 종합해 볼 때, 1980년대에는 신흥시장의 금융발전과 경제성장 간에 유의적인 관계를 찾을 수 없으나, 1990년대에는 신흥시장의 주식시장의 유동성 증가가 기술진보보다는 자본축적이라는 경로를 통해 경제성장에 영향을 미친 것으로 보인다.
- ⑧ 1980년대와 1990년대 전체기간, 그리고 1980년대만을 놓고 보았을 때는 신흥시장에 속한 국가들간에 조건부 수렴 현상이 관찰되나 1990년대만을 떼어 놓고 보면 유의적인 조건부 수렴 현상이 관찰되지 않는다.

본 연구의 분석결과가 기존의 연구결과와 크게 차이 나는 부분은 신흥시장의 경우 대출시장의 발달이 경제성장에 1980년대와 1990년대를 통해 전혀 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다는 점이다. 선진국과 개도국을 함께 분석 대상으로 한 기존의 모든 연구에서는 대출시장의 성장이 경제성장에 유의적이고 상당히 강한 영향을 미친다는 결과가 도출된 점을 감안하면 본 연구의 분석결과는 매우 이례적이라고 볼 수 있다. 그렇다면 왜 신흥시장에 속한 국가들에서는 대출시장의 규모가 성장함에 따라 경제성장이 촉진되지 않는 것인지를 설명할 필요가 있다.

우선 한 가지 가능한 해석은 본 연구의 회귀결과를 신흥시장의 대출시장이 선진국에 비해 비효율적이라는 실증적 증거로 이해할 수 있을 것이다. 그렇다면 신흥시장의 대출시장이 비효율적인 이유는 무엇인가? 이에 대한 한 가지 가설은 신흥시장의 경우 대출시장이 선진국에 비해 정부의 강력한 규제에 묶여 있어 효율적으로 금융자본을 축적하고 배분을 하는 역할을 제대로 수행하지 못하기 때문이라는 것이다. 반면 주식시장은 불특정 다수가 참여하는 경쟁적 시장으로 대출시장에 비해 정부가 강하게 규제하기 어려운 면을 갖고 있다. 1980년대 말과 1990년대 초에 불어닥친 금융자유화 바람을 타고 신흥시장의 주식시장이 급속히 성장하기 시작하였고, 1990년대에 들어서야 신흥시장의 주식시장 발달이 경제성장에 기여할 수 있었다는 본 연구의 회귀결과도 이 가설과 일맥상통한다고 볼 수 있다. 신흥시장의 대출시장의 비효율성에 대한 또 다른 가설은 정부의 규제보다는 신흥시장의 금융기관들이 갖고 있는 금융기술이 선진국에 비해 낙후되어 있어 효

울적인 자원배분에 실패하고 있다는 것이다. 대출시장보다는 주식시장 개방이 빠르게 이루어졌고 국제금융시장의 통합으로 인해 신흥시장에 유입된 선진국의 금융자본이 대출시장보다는 주식시장을 중심으로 활발히 움직였다는 점도 이 가설을 뒷받침한다고 볼 수 있다. 그러나 이 가설들은 상호 보완적일 수 있으며 이 가설들의 진위를 심도 있게 분석하기 위해서는 각국의 금융정책과 금융기관들의 금융관행과 자원배분방식 등에 대한 미시적인 실증분석이 이루어져야 할 것으로 보인다.

본 연구의 분석결과를 받아들인다면 부채-자본 비율 상한선을 200%로 정한 한국정부의 기업구조조정정책은 한국의 경제성장에 긍정적인 역할을 할 것으로 평가할 수 있을 것이다. 1997년 금융위기를 맞은 한국은 대기업들의 부채-자본 비율을 200% 미만으로 유지할 것을 강제하는 정책을 집행하였고 현재 대부분의 대기업들이 이 기준을 만족하는 형태로 재무구조를 조정하였다. 만약 신흥시장 중 하나인 한국경제도 우리의 분석결과대로 대출시장보다 주식시장이 경제성장에 더 유의적인 영향을 미치는 구조를 갖고 있다면, 기업들이 자금을 조달함에 있어 대출시장보다는 주식시장에 대한 의존도를 높일 수 있도록 유도하여 주식시장의 발달을 가속화시키는 것이 장기경제성장에 도움을 줄 수 있을 것이기 때문이다.

또한 본 연구결과에 의하면 금융발전이 성장에 영향을 미치는 경로는 총요소생산성 증가가 아닌 자본축적률의 상승이다. 이 결과는 동아시아의 경제성장의 원동력은 기술진보가 아닌 자본축적에 있었다는 Young (1995)의 실증분석결과의 입지를 강화시켜주는 면이 있다. 금융발전이 총요소생산성 증가를 통해 경제성장을 촉진하지 못하고 자본축적만을 통해 경제성장을 촉진한다면 한계생산성체감에 의해 금융발전이 경제성장에 기여할 수 있는 힘은 그나마 시간이 흐를수록 점점 약해질 수밖에 없을 것이다. 금융발전과 경제성장 간의 장기적이고 안정적인 관계를 형성하기 위해서는 총요소생산성을 증가시키는 기능을 갖고 있는 대출시장을 효과적으로 구조조정하여 대출시장의 성장이 경제성장에 기여할 수 있도록 하는 정책이 지속적으로 강구되어야 할 필요가 있다고 보인다.

한편, 수렴 현상에 있어서는, 1990년대만을 떼어 놓고 보았을 때 신흥시장으로 분류되는 국가들 사이에는 유의적인 조건부 수렴 현상이 발견되지 않고 있다. 앞서 언급하였듯이 1990년대 초기의 주식시장 발전 정도는 국제금융시장의 급속한 통합과 신흥시장의 주식시장의 급성장으로 특징지을

수 있는 1990년대의 신흥시장의 경제성장에 지속적인 영향을 미침으로써 신흥시장들간의 수렴 현상을 약화시켰다고 해석할 수 있다. 만약 금융시장의 국제적 통합과 세계화가 거스를 수 없는 추세라면 금융시장의 효율성을 향상시키는 일련의 정책들을 더욱 강도 높게 집행하여 금융시장통합과 세계화의 혜택을 받아들일 수 있는 준비를 하는 것이 장기경제성장을 제고시키는 하나의 방안이 될 것으로 보인다.

◆ 참고문헌 ◆

- Atje, R. and B. Jovanovic (1993), "Stock Markets and Development," *European Economic Review*, vol. 37, pp. 632~640.
- Barro, R. J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 56(2), pp. 407~443.
- _____ and J. H. Lee (2000), "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications," *CID Working Paper*, no. 42.
- Beck, T., N. Loayza and R. Levine (2000a), "Financial intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, vol. 46(1), pp. 31~77.
- _____ (2000b), "Finance and the Sources of Growth," *Journal of Financial Economics*, vol. 58(2), pp. 261~300.
- Fisher, S. (1993), "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics*, vol. 32(3), pp. 485~511.
- Goldsmith, R., *Financial Structure and Development*, Yale University Press, 1969.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990), "Financial Development, Growth, and Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, vol. 98(5), pp. 1076~1107.
- Henry, P. B. (2000), "Do Stock Market Liberalizations Cause Investment Booms?" *Journal of Financial Economics*, vol. 58(2), pp. 301~334.

- International Monetary Fund, *International Financial Statistics*,
Washington, DC : International Monetary Fund, various issues.
- International Finance Corporation, *Emerging Stock Markets Factbook*,
Washington, DC : International Finance Corporation, various
issues.
- King, R. G. and R. Levine (1993a), "Finance and Growth: Schumpeter
May Be Right," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 717~737.
- _____ (1993b), "Capital Fundamentalism, Economic Development, and
Economic Growth," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*,
vol. 40, pp. 259~292.
- Kormendi, R. and P. Meguire (1985), "Macroeconomic Determinants of
Growth: Cross-Country Evidence," *Journal of Monetary
Economics*, vol. 22, pp. 141~163.
- Lee, T. J. (1996), "A Nonlinear Estimation of Aggregate Production
Function: Implications on Growth Theories and Empirics," *Yonsei
Economic Studies*, Vol. 3, No. 1, pp. 65~94.
- Levine, R. (1991), "Stock Markets, Growth, and Tax Policy," *Journal of
Finance*, vol. 46(4), pp. 1445~1465.
- _____ and D. Renelt (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country
Growth Regressions," *American Economic Review*, vol. 82(4), pp.
942~963.
- _____ and S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks, and Economic
Growth," *American Economic Review*, vol. 88(3), pp. 537~558.
- Lucas, R. E. (1988), "On The Mechanics of Economic Development,"
Journal of Monetary Economics, vol. 22(1), pp. 3~42.
- Mankiw, N. G., D. Romer and D. Weil (1992), "A Contribution to the
Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*,
vol. 107(2), pp. 407~437.
- McKinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*,
Brookings Institution.
- Modigliani, F. and M. H. Miller (1958), "The Cost of Capital,
Corporate Finance and the Theory of Investment," *American
Economic Review*, pp. 261~297.

Robinson, J. (1952), *The Generalization of the General Theory*,
MacMillan.

Shaw, E. S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*,
New York: Oxford Univ. Press, 1973.

Schumpeter, J. A. (1934), *The Theory of Economic Development*,
Translated by Redvers Opie, Harvard University Press.

Solow, Robert M. (1958), "Technical Change and the Aggregate
Production Function," *Review of Economics and Statistics*.

Young, Alwyn (1995), "The Tyranny of Numbers," *Quarterly Journal of
Economics*, vol. 110, no. 3, pp. 641~680.