

금융제도의 발전과 경제성장의 관계 : 동북아 국가들의 경험을 중심으로*

박찬일** · 이우현***

본고에서 우리는 경제발전 단계가 상이한 동북아 3개국의 자료를 사용하여 금융발전과 경제성장의 관계를 실증적으로 규명한다. 이를 위해 벡터 오차수정 모형에 기초하여 Granger and Lin의 장기적 인과관계 분석을 실시하였다. 분석 결과 상대적으로 경제발전 단계가 뒤떨어진 중국과 한국의 경우에는 장기적으로 제조업 성장이 금융-보험업 성장을 유발하고, 나아가 제조업 1인당 생산성 증가가 금융-보험업 성장을 유발한 것으로 보인다. 이에 반해 이미 경제발전이 충분히 성숙한 일본의 경우에는 장기적으로 금융발전이 경제성장을 유발한 것으로 보인다.

핵심용어 : 금융발전, 경제성장, 장기적 인과관계

JEL Classifications: O16, O53

I. 서 론

금융발전과 경제성장의 관계에 대한 분석은 지난 30여 년 동안 거시금융 분야에서 가장 활발하게 연구되어 온 영역 중의 하나이지만 아직 이론적으로나 실증적으로 많은 의문점과 문제점을 남겨두고 있다. 일찍이 McKinnon(1973)과 Shaw(1973)는 경제성장애 대한 금리자유화의 긍정적 효과를 주장하였다. 개발도상국가

* 본 연구는 학술진흥재단의 협동연구과제 연구비 지원 KRF-2003-042-B00020에 의해 수행되었다. 본고에 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사위원께 감사드린다. 남아 있는 오류는 전적으로 저자들의 책임임을 밝힌다.

** 공주대학교 경제학과 교수, Tel: 041-850-8441, E-mail: cipark@kongju.ac.kr

***경희대학교 경제학과 교수, Tel: 02-961-0774, E-mail: wrhee@khu.ac.kr

들의 금융억압정책(financial repression policy)에서 핵심적 요소인 금리규제가 제거되면 투자의 효율성이 증가하여 궁극적으로 경제성장이 촉진된다는 것이다. 내생적 성장이론에 기반을 둔 대부분의 금융 및 성장이론들도 경제발전 단계에 관계없이 금융기관이 제공하는 각종 서비스가 경제성장에 미치는 긍정적 측면을 강조한다. 이 부류의 이론에 의하면, 정보획득 비용 및 거래비용을 줄이기 위해 금융기관이 형성되고, 금융기관은 저축 동원능력 증대, 자원배분의 효율성 제고, 기업 지배구조의 효율화, 위험관리 향상, 각종 상품 및 서비스 거래의 활성화 등의 서비스를 제공하여 자본축적과 생산성 향상에 기여함으로써 경제성장에 긍정적 영향을 미친다(King and Levine, 1993 ; Beck, Levine and Loayza, 2000).

이에 반해, 일군의 학자들은 경제발전단계에 따라 금융발전과 경제성장의 관계가 달라질 수 있음을 지적한다. 예를 들어, Greenwood and Jovanovic(1990)과 Greenwood and Smith(1997)는 Hicks(1969)와 North(1981)의 고정비용(fixed cost) 개념을 이용하여 경제개발 초기에는 경제성장이 금융발전을 초래한다고 밝히고 있다. 금융시장의 원활한 운영에 고정비용이 필요하고, 고정비용을 충분히 감당할 수 있을 정도로 경제가 성장해야 금융시장이 발전하기 시작한다는 것이다. 비록 이들은 금융제도의 발전과 관련된 고정비용의 구체적 실체를 밝히진 않았으나 고정비용 개념은 개발도상국가들의 자본시장 발전과정을 생각하면 쉽게 이해될 수 있다. 금융제도의 발전이 경제성장에 도움이 된다고 해서 경제발전 초기에 대부분 농업경제의 특징을 갖고 있는 개발도상국가들이 어느 한순간에 아주 발전된 자본시장을 구축할 수는 없다. 전반적인 금융시장의 발전을 위해서는 정보자본(information capital) 및 인적자본(human capital)의 축적, 효율적인 유통시장과 같은 조직자본(organizational capital)의 형성, 그리고 투명한 회계표준 및 법적 집행과 같은 금융시장 하부구조의 구축이 필요하다.¹⁾ 정보자본, 인적자본 및 조직자본 등 시장 하부구조의 축적에 소요되는 제반 비용이 바로 사회적 고정비용으로 간주될 수 있다(박찬일, 2004).

일반적으로 경제개발 초기단계에 있는 국가들이 정교한 시장하부구조를 짧은 시간에 구축하는 것은 쉽지 않다. 제도적 정교함과 이로 인한 금융서비스 질의 향상은 경제성장과 함께 시간의 경과에 따라 서서히 진행된다. 따라서 경제개발 초기에는 소득수준의 향상에 따라 금융부문의 양적 팽창이 이루어지고, 시간이 지남

1) Anand and Galetovic(2001)은 대기업이 충분히 존재하는 산업구조에서 투자은행(investment bank)의 발전이 가능하다는 점을 바탕으로 금융발전이 산업발전에 뒤따라 간다고 주장한다.

에 따라 양적 팽창이 질적 향상으로 연결되면서 금융발전은 결국 경제성장을 촉진시키는 중요한 요인이 될 수 있다.

동아시아 국가들의 경제발전 경험을 통한 우리들의 선입견은 경제발전단계에 관계없이 금융발전이 경제성장의 선행조건이었다기보다는 적어도 경제성장이 어느 수준에 이를 때까지는 금융발전이 경제성장에 따라 서서히 진행되었다는 것이다. 과거 일본 및 한국의 경험 그리고 현재 중국의 경험을 자세히 관찰해 보면, 비록 시대적 차이는 있으나 주목할 만한 한 시기의 급속한 경제성장은 금융중개 기능의 뚜렷한 발전 없이 상당히 금융억압적인 환경에서 이루어졌다. 다시 말하면, 금융부문은 경제성장에 선행하여 발전하지 않았다. 오히려 금융제도의 발전은 경제성장에 따라 후행적으로 매우 느린 속도로 전개된 것으로 보인다. 예를 들어, 현재 중국의 금융환경은 10년 내지 20년 전 한국의 모습과 유사하다. 금융산업 전반의 건전성을 악화시키고 있는 과도한 정부의 개입과 이로 인한 은행의 부실채권문제는 과거 한국의 정책적 쟁점이었으며 현재 중국의 최대 현안이다. 또한 금리자유화, 자본자유화 및 금융산업의 대외개방을 포함한 금융자유화는 당시 한국과 마찬가지로 최근 중국이 직면하고 있는 금융관련 핵심 이슈이다(박찬일, 2003a).

금융부문의 시장기능을 제고하여 금융자원의 효율적 배분을 촉진시키고자 하는 금리자유화의 시점을 보면, 동아시아 국가들의 경우 선경제성장-후금융발전의 관계가 보다 분명해진다. 일본의 금리자유화는 1950~1970 기간 동안 약 30년간의 급속한 경제성장이 이루어진 후에 1970년대 말에 이르러서야 부분적으로 단행되기 시작한다. 비록 시기적 차이는 있으나 한국도 1960~1980 기간의 고도성장이 이룩된 다음에 1990년대 초반에 이르러 본격적인 금리자유화가 착수된다. 현재 중국의 경험도 이를 뒷받침한다. 1970년대 말부터 개혁개방정책이 도입된 이래, 중국은 전통적인 산업부문의 발전으로 지난 20년 동안 연평균 10%에 가까운 고도성장을 기록하였다. 흥미롭게도 중국의 정책당국이 금리자유화 시점을 2008년으로 계획하고 있다는 것은 약 30년간의 급속한 경제성장이 이룩된 다음에 금리자유화가 시행될 것이라는 사실을 다시 한 번 보여주고 있다. 물론 30년이라는 선성장 이후의 금리자유화는 우연이라 할지라도, 동북아 국가들에게서 공통적으로 나타나는 현상, 즉 실물경제의 성장을 바탕으로 전개된 금융억압의 완화 또는 금융부문의 질적 향상이라는 금융발전-경제성장의 관계는 주목할 만하다.

본 연구의 주요 목적은 동아시아 국가들의 경험을 바탕으로 금융발전과 경제성장의 관계를 실증적으로 밝히는 데에 있다. 기존의 수많은 실증분석 연구와 이 연구의 근본적인 차이점은 서로 발전 단계가 상이한 동아시아 국가들을 대상으로 금

용발전과 경제성장의 관계를 분석한다는 점이다. 아주 긴 시계열이 있으면 일본처럼 성숙한 국가를 대상으로 경제성장에 따라 금융발전-경제성장 간의 인과관계가 변화하는지 분석할 수 있을 것이다. 그러나 불행히도 그런 자료를 구하는 것은 어려워져서 우리는 서로 발전단계가 상이한 일본, 한국, 중국을 대상으로 금융발전-경제성장 간의 관계를 분석한다. 또 다른 차이점은 금융부문의 양적 확장과 경제성장의 관계보다는 금융부문과 경제성장의 질적인 관계를 살펴본다는 점이다. 금융제도의 진정한 발전은 단순히 금융중개의 양적인 성장보다는 금융서비스의 질적 향상에서 비롯된다고 보기 때문이다. 이런 관점에서 지금까지 수행된 대부분의 연구에서처럼 금융발전의 지표로서 금융부문의 양적인 측면(예를 들어, 국내신용, M3, 총예금 등)을 중시하기보다는 생산성으로 대표되는 제조업 부문의 성장과 금융부문의 질적인 측면에 초점을 맞춘다. 우리는 이를 통해 경제발전단계에 관계없이 금융발전의 선행적 역할을 중시하는 주류학파의 견해를 또 다른 각도에서 조명하고자 한다.

금융억압(혹은 발전)과 경제성장 간의 관계를 동아시아 국가의 자료를 이용하여 분석한 대표적 연구로는 Demetriades and Luintel(1998, 2001, JDE), Park, Song and Wang(2004), Song and Wang(2004) 등이 있다.²⁾ Song and Wang(2004)은 Demetriades and Luintel(2001, JDE)을 따라서 주성분 분석을 통해 정책금융 비율, 인플레이션율, 실질대출이자율로부터 금융억압 지수를 구축한 후 중국의 경우에는 금융억압이 장기적으로 경제발전에 기여한 측면이 있다는 결과를 제시하고 있다. 동시에 Park, Song and Wang(2004)은 최근의 한국자료를 사용하여 금융억압지수가 경제발전에 기여했다는 증거가 없음을 제시하고 있다. 이런 결과는 금융억압이 경제성장 초기 단계(중국의 경우)에는 경제발전에 기여할 수 있으나, 경제성장이 어느 단계를 넘어서면(한국의 경우) 경제발전에 기여할 수 없음을 시사하는 것으로 박찬일(2003a, 2003b)의 견해와 유사하다고 할 수 있다. 그러나 Demetriades and Luintel(1998, 2001)는 저소득 국가로 India, Sri Lanka, 중간소득 국가로 Phillipines, Thailand, 상위 중간소득 국가로 Korea을 선택하여 분석한 후 금융억압이 경제성장이나 생산성에 긍정적 영향을 미친 나라는 한국뿐이라는 사실을 제시하였다. 이것은 중저소득 국가 가운데 상대적으로 소득이 높은 나라일수록 금융억압이 경제성장이나 생산성에 오히려 긍정적 영향을 미쳤음을 시사하는 것으로 박찬일(2003a, 2004)의 추측과 정반대의 결과라고 할 수 있다.

2) Roubini and Sala-i-Martin(1992)은 금융억압이 경제성장에 부정적 영향을 미칠 수 있는 모형과 실증분석 결과를 제시하고 있다.

본 연구는 기존의 연구와는 달리 제조업과 금융-보험 부문의 생산성 자료를 사용하여 금융발전과 경제성장 간의 관계를 분석하고자 한다. 생산성 자료를 사용하여 분석한 최근의 연구로는 Neusser and Kugler(1998)을 들 수 있다. 이들은 13개 OECD 국가의 금융-보험 부문 GDP와 제조업 GDP, 제조업 총요소생산성(솔로우 잔차) 간의 관계를 분석하고 있다. 그러나 이들과 달리 우리는 OECD 국가들처럼 상대적으로 동질적인 나라들을 분석하는 것이 아니라 한국, 중국, 일본 등 상대적으로 경제발전 단계가 다른 나라들을 분석 대상으로 하고 있다. 또 다른 차이점은 이들과 달리 우리는 (자료의 제약으로 인해) 총요소생산성을 사용하지 않고 1인당 부가가치를 사용한다는 점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 인과관계 분석을 위한 기본적인 모형을 소개하고 제 III장에서는 일본, 한국, 중국의 자료와 실증분석 결과를 소개한다. 마지막으로 제 IV장에서는 이 논문에서 발견한 사실을 요약하고 본 연구의 문제점을 지적한 후 추후 연구과제를 제시한다.

II. 모 형

금융-보험업 성장과 제조업 성장간의 관계는 장기적 관계이다. 본고는 금융-보험업과 제조업 간의 관계를 분석하기 위해 단순한 Granger 인과관계 분석을 하기보다는 Granger and Lin(1995)이 제시한 장기적 인과관계 분석을 시도한다. 이를 위해 본고는 Granger and Lin이 제시한 장기적 인과관계 지표 M 을 구축한다. Granger and Lin의 장기적 인과관계 지표 추정을 위해서는 벡터 오차수정 모형(VECM)을 추정해야 한다. VECM은 Johansen(1991)을 따라서 다음과 같이 설정한다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T) \quad (1)$$

위의 식에서 $\Pi = \alpha\beta'$ 이고, β 는 공적분 벡터, α 는 조정계수로서 $p \times r$ 이고 r 은 공적분 벡터의 수를 나타낸다. 벡터 X 는 변수 x^1 과 x^2 로 구성된다.

Granger and Lin(1995)의 장기적 인과관계 지표 $M_{2 \rightarrow 1}$ 은 다음과 같다.

$$M_{2 \rightarrow 1} = \ln \left(1 + \frac{\alpha_1^2 (1 - \rho^2)}{(\alpha_1 \rho - \alpha_2)^2} \right) \quad (2)$$

앞의 식에서 ρ 는 VAR의 오차항(innovations)의 상관계수, α_1, α_2 는 벡터 오차 수정 모형의 조정계수를 나타낸다. $M_{2 \rightarrow 1}$ 은 공적분 관계에 있는 계열 2의 계열 1에 대한 빈도(frequency) 0에서의 장기적 예측력을 측정한다. 만약 첫째 변수의 조정계수 α_1 이 0이면 $M_{2 \rightarrow 1}$ 은 0이 된다.

III. 자료와 실증분석 결과

1. 자료

(1) 한국자료

산업별 1인당 실질부가가치는 한국은행이 발표하는 산업별 실질부가가치를 통계청이 발표하는 산업별 취업자수로 나눈 값이다. 한국은행이 발표하는 산업별 실질부가가치는 1995년 기준자료와 2000년 기준 자료를 저자들이 연결하여 1970~2003 기간의 자료를 사용하였다. 제조업 취업자수는 통계청이 발표한 1970~2003 기간 자료를 사용하였다. 금융-보험업 취업자수의 경우에는 통계청이 1992년 이후에만 금융-보험업 취업자수를 발표하고, 그 이전에는 금융-보험-부동산-사업서비스업의 취업자수를 발표하여 금융-보험업의 1인당 실질부가가치는 부득이 1992년 이후 자료만을 사용하였다.

(2) 일본자료

일본의 제조업 및 금융-보험업의 실질 GDP 자료는 내각부 경제사회총합연구소 국민경제계산부에서 발행한 1995년 기준 1980~2002 기간의 연간자료를 사용하였다. 제조업 1인당 실질 GDP를 계산하기 위해 사용한 제조업 종업자수는 연말기준 자료로 경제산업성 경제산업정책국 조사통계부 자료를 사용하였다.

(3) 중국자료

중국 제조업의 실질GDP 자료는 세계은행 World Development Index에서 구한 1965~2003 기간의 연간자료를, 금융-보험업의 실질부가가치지수는 중국 통계연감에서 구한 1990~2001 기간의 자료를 사용하였다. 제조업 및 금융-보험업의 취업자수는 각 년도 통계연감에 발표된 1978~2002 기간의 자료를 사용하였다. 실질GDP를 취업자수로 나눈 1인당 노동생산성 이외에 통계연감에서 구한 1992~

2003 기간의 제조업 노동생산성 지수와 금융-보험-부동산업의 노동생산성 지수도 참고자료로 사용하였다.

2. 실증분석결과³⁾

실증분석을 실시하기에 앞서 우리는 각국의 제조업 및 금융-보험업 실질GDP, 제조업 1인당 생산성과 금융-보험업 실질GDP의 단위근 검정과 공적분 검정을 실시하였다. Eviews 4.1을 사용하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 실시한 결과 한국의 제조업 실질GDP의 경우에는 ADF 검정에 상수항만 포함하면 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있었고, PP 검정에 상수항만 포함하면 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 그러나 그 밖의 경우에는 회귀식에 상수항을 포함하든, 선형 추세선을 포함하든 한국, 중국, 일본 모두 이들 변수들이 단위근을 가지고 있다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이러한 결과에 기초하여 우리는 모든 나라에서 이들 변수가 단위근을 가지는 것으로 간주한다. 이어 우리는 Eviews 4.1을 사용하여 Johansen(1991)의 공적분 검정을 실시하였다. Johansen의 trace 검정과 최대 eigenvalue 검정 결과 제조업과 금융-보험업 실질GDP간에, 제조업 1인당 생산성과 금융-보험업 실질GDP 간에 모든 나라에서 적어도 한 개 이상의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.⁴⁾ 이러한 단위근과 공적분 검정결과는 이미 널리 알려진 것이어서 지면을 줄이기 위해 보고하지 않는다.

이상의 기초분석에 의거하여 우리는 아래에서 Johansen의 벡터 오차수정 모형 식 (1)을 추정하여 Granger-Lin의 장기적 인과관계 지표 M (식 (2))을 구한다.

(1) 일본

<표 1>은 일본의 제조업과 금융-보험업 실질GDP 사이의 장기적 인과관계를 보고하고 있다. 이를 위해 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 c)에 차분 벡터의 시차를 1로 한 경우를 추정하였다.⁵⁾ 표에

3) 본절에서는 독자들의 편의를 위해 각각의 표에 벡터 오차수정 모형의 추정결과를 보고하고 있으나 추정결과 자체에 대한 구체적인 해석은 시도하지 않았다. 모형의 유효성에 대한 판단은 독자에게 맡긴다.

4) eviews 4.1은 다섯 가지 경우의 공적분 분석을 제공한다. 본고의 실증분석은 엄밀한 모형에서 도출된 구조방정식을 추정한 것이 아니라 일반적인 논의에 기초하여 축약방정식을 추정한 것이므로 결과의 강건함을 확인하는 차원에서 eviews 4.1이 VECM의 추정에 제공하는 4가지 옵션(a, b, c, d)을 시도하였다. 2변수 벡터 오차수정 모형에서 옵션에 따라 공적분 관계가 최대 2개까지 존재할 수 있다.

서 보듯이 빈도(frequency) 0에서 제조업 성장이 금융-보험업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.13에 불과하지만 금융-보험업 성장이 제조업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 1.83으로 높게 나타난다. 이러한 결과는 장기적으로 제조업으로부터 금융-보험업으로가 아니라, 금융-보험업으로부터 제조업으로 인과관계가 존재했음을 의미한다. 즉, 금융-보험업 발전이 제조업 발전에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 이러한 사실은 금융발전이 경제성장을 유발한다는 기존의 견해와 일치하며, 일본자료를 분석한 기존의 실증분석 연구와도 일치하는 결과라고 하겠다.

<표 1> 벡터 오차수정 모형 추정결과(일본 ; 1980~2002) : GDP_M vs GDP_F

공적분 방정식(Cointegrating Equation)		
GDP_M ₋₁	1.00	
GDP_F ₋₁	-0.44	
	(0.02)	
C	-8.48	
오차 수정(Error Correction)		
	△GDP_M	△GDP_F
조정계수(α)	-0.88	0.33
	(0.22)	(0.33)
△GDP_M ₋₁	0.44	-0.10
	(0.17)	(0.26)
△GDP_F ₋₁	-0.16	0.76
	(0.17)	(0.26)
C	0.02	0.02
	(0.01)	(0.01)
R ²	0.60	0.39
F 통계량	8.37	3.62
Akaike Information Criteria	-6.63	
Schwarz Criteria	-6.13	
Granger-Lin 장기적 인과관계 지표(M)		
제조업 실질GDP → 금융-보험업 실질GDP	0.13	
금융-보험업 실질GDP → 제조업 실질GDP	1.83	

주) 괄호안의 숫자는 표준오차이다.

C는 상수항, _M은 제조업, _F는 금융-보험업을 나타내며, 아래첨자는 시차를 나타낸다.

- 5) 일본의 경우 모형설정에 따라 결과에 차이가 있다. 예를 들어, 자료에 선형추세가 없고, 공적분 방정식에 상수항도 없고, 추세도 없는 경우(eviews 옵션 a)에는 제조업으로부터 금융-보험업으로 장기적 인과관계가 존재하는 것으로 보인다. 한편 자료에 선형추세가 없고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 b)에는 두 부문간에 서로 장기적 인과관계가 존재하지 않는 것으로 보인다. 그러나 이들 경우에 <표 1>에 보고한 경우(eviews 옵션 c)와 비교하여 Akaike Information criteria 및 Schwarz Information criteria의 값은 큰 차이가 없었으나 결정계수(R²)의 값에 큰 차이가 있어서 보고하지 않았다. 이하에 보고하는 다른 표들도 같은 기준에 의해 선택하였다.

본고에서 사용한 표본기간의 반 이상은 일본이 장기불황을 겪은 기간에 해당된다. 이 기간 동안 금융부분 침체에서 시작된 경기불황이 제조업 부문 침체에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 이런 가능성은 사실상 기존의 이론에 부합한다고 볼 수 있다. 기존이론이 제시하듯 금융부분으로부터 제조업을 대표로 하는 다른 경제부문에 장기적 인과관계가 존재한다면 금융부분이 침체에 빠질 때 제조업 부문도 침체에 빠질 것이다.

<표 2>는 제조업 1인당 생산성과 금융-보험업 실질GDP 사이의 장기적 인과관계를 보고하고 있다. 이를 위해 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 c)에 차분 벡터의 시차를 1로 한 경우를 추정하였다. 표에서 보듯이 빈도(frequency) 0에서 제조업 1인당 생산성이 금융-보험업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 2.87, 금융-보험업 성장이 제조업 1인당 생산성에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.10에 불과한 것으로 나타나서 금융-보험업 성장이 장기적으로 제조업의 성장을 유발하기는 하였으나 제조업의 1인당 생산성

<표 2> 벡터 오차수정 모형 추정결과(일본 ; 1980~2002) : LP_M vs GDP_F

공적분 방정식(Cointegrating Equation)			
LP_M ₋₁	1.00		
GDP_F ₋₁	-0.75 (0.11)		
C	4.63		
오차 수정(Error Correction)		ΔLP_M	ΔGDP_F
조정계수 (α)	-0.07 (0.07)	0.21 (0.08)	
ΔLP_M ₋₁	-0.09 (0.22)	-0.12 (0.25)	
ΔGDP_F ₋₁	0.17 (0.15)	0.62 (0.16)	
C	0.03 (0.01)	0.03 (0.01)	
R ²	0.13	0.53	
F 통계량	0.83	6.49	
Akaike Information Criteria	-6.53		
Schwarz Criteria	-6.03		
Granger-Lin 장기적 인과관계 지표(M)			
제조업 1인당 생산성 → 금융-보험업 실질GDP	2.87		
금융-보험업 실질GDP → 제조업 1인당 생산성	0.10		

주) 괄호안의 숫자는 표준오차이다.

C는 상수항, LP는 1인당 생산성, _M은 제조업, _F는 금융-보험업을 나타내며, 아래첨자는 시차를 나타낸다.

을 높이지는 않은 것으로 보인다.⁶⁾ 이런 사실은 일본의 경우 금융부문의 성장이 비록 제조업 성장에는 영향을 미쳤을지라도 제조업 부문의 1인당 생산성에는 영향을 미치지 않았다는 것을 시사한다.⁷⁾

(2) 한국

<표 3>은 한국의 제조업과 금융-보험업 실질GDP 사이의 장기적 인과관계를 보고하고 있다. 이를 위해 자료에 선형추세가 없고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 b)에 차분 벡터의 시차를 1로 한 경우를 추정하였

<표 3> 벡터 오차수정 모형 추정결과(한국 ; 1970~2003) : GDP_M vs GDP_F

공적분 방정식(Cointegrating Equation)		
GDP_M ₋₁	1.00	
GDP_F ₋₁	-0.83 (0.09)	
C	-3.31 (1.45)	
오차 수정(Error Correction)	ΔGDP_M	ΔGDP_F
조정계수 (α)	0.09 (0.02)	0.10 (0.03)
ΔGDP_M ₋₁	0.06 (0.20)	0.33 (0.24)
ΔGDP_F ₋₁	-0.11 (0.14)	-0.16 (0.17)
R ²	0.16	0.20
F 통계량	2.67	3.71
Akaike Information Criteria	-4.34	
Schwarz Criteria	-3.93	
Granger-Lin 장기적 인과관계 지표(M)		
제조업 실질GDP → 금융-보험업 실질GDP	1.16	
금융-보험업 실질GDP → 제조업 실질GDP	0.69	

주) 괄호안의 숫자는 표준오차이다.

C는 상수항, _M은 제조업, _F는 금융-보험업을 나타내며, 아래첨자는 시차를 나타낸다.

6) 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항과 결정적 추세가 있는 경우(eviews 옵션 d)에는 금융-보험업으로부터 제조업 1인당 생산성으로 장기적 인과관계가 존재하는 것으로 나타난다. 그러나 이 경우에 추정된 상수항과 선형추세가 유의하지 않아 보고하지 않았다.

7) 중요소생산성을 사용한 Neusser and Kugler(1998)의 결과에 의하면 금융-보험업 실질GDP가 제조업 중요소생산성 증가를 유발한 것으로 나타난다.

다.8) 표에서 보듯이 빈도(frequency) 0에서 제조업 성장이 금융-보험업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 1.16이지만 금융-보험업 성장이 제조업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.69로 나타난다. 이러한 결과는 장기적으로 금융-보험업으로부터 제조업으로가 아니라 제조업으로부터 금융-보험업으로 인과관계가 존재했음을 의미한다. 이러한 사실은 Greenwood and Jovanovic과 Greenwood and Smith의 모형처럼 금융발전이 경제성장에 선행하기보다는 어느 정도 경제발전이 진행되어야 금융부문도 발전하는 것을 시사한다.9)

<표 4> 벡터 오차수정 모형 추정결과(한국 ; 1970~2003) : LP_M vs GDP_F

공적분 방정식(Cointegrating Equation)		
LP_M ₋₁	1.00	
GDP_F ₋₁	-0.54	
	(0.06)	
C	-0.94	
오차 수정(Error Correction)	ΔLP_M	ΔGDP_F
조정계수(α)	-0.09	0.11
	(0.04)	(0.09)
ΔLP_M ₋₁	-0.13	-0.02
	(0.19)	(0.41)
ΔLP_M ₋₂	0.03	-0.25
	(0.18)	(0.39)
ΔGDP_F ₋₁	-0.08	-0.02
	(0.09)	(0.20)
ΔGDP_F ₋₁	-0.06	0.06
	(0.09)	(0.19)
C	0.09	0.16
	(0.03)	(0.07)
R ²	0.19	0.08
F 통계량	1.14	0.43
Akaike Information Criteria	-4.63	
Schwarz Criteria	-3.99	
Granger-Lin 장기적 인과관계 지표(M)		
제조업 1인당 생산성 → 금융-보험업 실질GDP	1.04	
금융-보험업 실질GDP → 제조업 1인당 생산성	0.53	

주) 괄호안의 숫자는 표준오차이다.

C는 상수항, LP는 1인당 생산성, _M은 제조업, _F는 금융-보험업을 나타내며, 아래첨자는 시차를 나타낸다.

- 8) 시차를 변화시키더라도 결과에 질적인 차이는 없다. 그러나 모형을 변화시키면, 예를 들어, 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 c)에는 시차를 주지 않는 경우 금융-보험업의 성장으로부터 제조업의 성장으로 장기적 인과관계가 있는 것으로 나타난다.
- 9) 벡터 오차수정 모형에 사용된 변수들의 그림을 보면 1998년에 변화가 있으나 모든 변수들이 같이 움직이는 경향이 있다. 외환위기 이후에 본문에서 언급한 것과 인과관계의 방향이 바뀌었을 수도 있으나, 본고는 자료의 제약으로 인해 이러한 가능성을 분석하지 않았다.

<표 4>는 제조업 1인당 생산성과 금융-보험업 실질GDP 사이의 장기적 인과관계를 보고하고 있다. 이를 위해 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 c)에 차분 벡터의 시차를 2로 한 경우를 추정하였다. 표에서 보듯이 빈도(frequency) 0에서 제조업 1인당 생산성이 금융-보험업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 1.04이지만 금융-보험업 성장이 제조업 1인당 생산성에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.53에 불과한 것으로 나타난다. 이것은 주류학파의 견해는 물론 Demetriades and Luintel(1998, 2001)와도 상당한 차이가 나는 것으로 한국의 경우에는 제조업 부문의 생산성(1인당 부가가치)이 향상되면 이것이 오히려 금융-보험업 부문의 성장을 높이는 방향으로 작용하였음을 시사한다. Schumpeter(1913)가 주장하였듯이 금융발전이 경제성장을 촉진했다기보다는 제조업 부문의 생산성 향상이 금융-보험업의 성장을 유발시킨 것으로 보인다. 이러한 결과는 모형 설정 및 시차 설정과 무관하게 성립한다.¹⁰⁾

(3) 중국

<표 5>는 중국의 제조업과 금융-보험업 실질GDP 사이의 장기적 인과관계를 보고하고 있다. 이를 위해 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 c)에 차분 벡터의 시차를 1로 한 경우를 추정하였다. 표에서 보듯이 빈도(frequency) 0에서 제조업 성장이 금융-보험업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.08로, 금융-보험업 성장이 제조업 성장에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.67로 나타난다. 이러한 결과는 장기적으로 제조업 실질GDP와 금융-보험업 실질GDP 사이에 상호 인과관계가 존재하지 않았음을 의미한다. 그러나 중국의 경우 시계열이 짧아서 제조업과 금융-보험업 간에 견고한 장기적 인과관계를 찾기는 쉽지 않아 보인다.¹¹⁾

10) 표본기간을 금리자유화 및 자본자유화가 본격적으로 진행된 1992년 이후로 제한하여 분석해도 제조업 생산성으로부터 금융-보험업 1인당 생산성으로 장기적 인과관계가 성립하는 것으로 나타난다.

11) 자료에 선형추세가 없고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 b)에는 장기적으로 금융-보험업의 성장이 제조업의 성장을 유발하는 것으로 나타난다. 그러나 이들 경우에 <표 5>에 보고한 경우(eviews 옵션 c)와 비교하여 Akaike Information criteria 및 Schwarz Information criteria의 값이 떨어지고, 결정계수(R^2)의 값도 차이가 있어서 보고하지 않았다.

<표 5> 벡터 오차수정 모형 추정결과(중국 ; 1990~2001) : GDP_M vs GDP_F

공적분 방정식(Cointegrating Equation)		
GDP_M ₋₁	1.00	
GDP_F ₋₁	-1.49	
C	(0.05)	
	-20.42	
오차 수정(Error Correction)		
	ΔGDP_M	ΔGDP_F
조정계수(α)	-0.46	0.19
	(0.22)	(0.16)
ΔGDP_M ₋₁	1.04	0.58
	(0.15)	(0.12)
ΔGDP_F ₋₁	-0.56	-0.37
	(0.30)	(0.23)
C	0.03	0.03
	(0.015)	(0.01)
R ²	0.94	0.85
F 통계량	30.36	11.07
Akaike Information Criteria	-11.05	
Schwarz Criteria	-10.75	
Granger-Lin 장기적 인과관계 지표(M)		
제조업 실질GDP → 금융-보험업 실질GDP	0.08	
금융-보험업 실질GDP → 제조업 실질GDP	0.67	

주) 괄호안의 숫자는 표준오차이다.

C는 상수항, _M은 제조업, _F는 금융-보험업을 나타내며, 아래첨자는 시차를 나타낸다.

<표 6>은 제조업 1인당 생산성과 금융-보험업 1인당 생산성 사이의 장기적 인과관계를 보고하고 있다. 이를 위해 자료에 선형추세가 있고, 공적분 방정식에 상수항이 있는 경우(eviews 옵션 c)에 차분 벡터의 시차를 1로 한 경우를 추정하였다. 표에서 보듯이 빈도(frequency) 0에서 제조업 1인당 생산성이 금융-보험업 1인당 생산성에 미치는 장기적 인과관계 지표는 2.24이지만 금융-보험업 1인당 생산성이 제조업 1인당 생산성에 미치는 장기적 인과관계 지표는 0.07에 불과한 것으로 나타난다. 이것은 중국의 경우에도 제조업 부문의 생산성(1인당 부가가치)이 향상되면 이것이 오히려 금융-보험업 부문의 1인당 생산성을 높이는 방향으로 작용하였음을 시사한다.¹²⁾

12) 통계연감에 발표된 공식 노동생산성 자료를 사용하여 장기적 인과관계를 분석해보면 1992~2003 기간에 제조업 1인당 생산성이 금융-보험-부동산업 1인당 생산성을 유발한 것으로 보인다. 그러나 공식 생산성 자료에는 부동산업이 포함되어 있다는 사실을 주목할 필요가 있다. 부동산업의 팽창이 금융부문의 효율성을 증진시키고, 이를 통해 제조업 부문의 성장에 긍정적 영향을 미친다는 이론적, 실증적 근거는 없다.

<표 6> 벡터 오차수정 모형 추정결과(중국 ; 1990~2001) : LP_M vs LP_F

공적분 방정식(Cointegrating Equation)		
LP_M ₋₁	1.00	
LP_F ₋₁	-3.63	
C	(0.28)	
	-21.15	
오차 수정(Error Correction)	ΔLP_M	ΔLP_F
조정계수(α)	-0.08	0.27
	(0.17)	(0.09)
ΔLP_M ₋₁	-0.02	-0.37
	(0.44)	(0.24)
ΔLP_F ₋₁	-0.42	0.33
	(0.42)	(0.23)
C	0.14	0.07
	(0.06)	(0.03)
R ²	0.16	0.60
F 통계량	0.37	2.97
Akaike Information Criteria	-5.94	
Schwarz Criteria	-5.64	
Granger-Lin 장기적 인과관계 지표(M)		
제조업 1인당 생산성 → 금융-보험업 1인당 생산성	2.24	
금융-보험업 1인당 생산성 → 제조업 1인당 생산성	0.07	

주) 괄호안의 숫자는 표준오차이다.

C는 상수항, LP는 1인당 생산성, _M은 제조업, _F는 금융-보험업을 나타내며, 아래첨자는 시차를 나타낸다.

종합하면 일본의 경우에는 금융-보험업 성장이 제조업 성장을 선행하고, 한국의 경우에는 현재까지 제조업 발전이 금융, 보험업의 발전을 선행한 것으로 보인다. 이러한 결과는 경제발전 초기 단계에는 제조업 성장이 금융부문 성장을 선행하고, 경제성장이 어느 정도 성숙되면 금융부문 성장이 제조업 성장을 초래하는 것을 시사하는 것으로 해석할 수 있다. 다만 일본의 경우에서 보듯이 금융부분이 성장이 제조업 성장을 초래한다 하더라도 이것이 제조업 부문의 1인당 생산성을 증가시킴으로써 성장에 기여한 것은 아니라는 점은 주목할 만하다. 또한 한국이나 중국의 경우에는 금융-보험업의 성장이 제조업 1인당 생산성 향상을 유발한 것이 아니라 오히려 제조업 1인당 생산성 증가가 금융-보험업의 성장을 유발한 것으로 보인다.

IV. 요약 및 결론

본고에서 우리는 경제발전 단계가 상이한 동북아 3개국의 자료를 사용하여 금융발전과 경제성장의 관계를 실증적으로 규명해 보았다. 각국의 공식적인 생산성 자료가 없고, 중국의 자료는 불과 10여년에 불과하여 분석에 어려움이 있었으나 흥미로운 결과를 얻을 수 있었다. 상대적으로 경제발전 단계가 뒤떨어진 중국과 한국의 경우에는 제조업 성장이 금융-보험업 성장을 유발하고, 나아가 제조업 1인당 생산성 증가가 금융-보험업 성장을 유발한 것으로 보인다. 이에 반해 이미 경제발전이 충분히 성숙한 일본의 경우에는 금융발전이 경제성장을 유발한 것으로 보인다. 그러나 일본의 경우에도 금융발전이 제조업 1인당 생산성을 증가시켰다는 증거는 없어 보인다. 비록 본고가 경제성장 단계에 대한 엄격한 정의와 각 단계를 대표하는 충분한 수의 표본을 가지고 분석을 시도하지는 않았더라도 이러한 결과는 주류학파의 견해와는 달리 금융발전과 경제성장의 관계가 경제발전 단계에 따라 달라질 수 있다는 주장을 뒷받침하는 것으로 보인다.

본고의 분석에 대한 한 가지 비판은 금융업의 성장이 제조업 성장의 선행지표일 수 있다는 주장이다. 제조업의 성장을 예견한 경제주체들이 금융산업에 투자하여 마치 금융업 성장이 제조업 성장을 유발하는 것처럼 보인다는 주장이 그것이다. 이런 문제를 해결하기 위한 대표적인 노력이 Rajan and Zingales(1998)라고 할 수 있다. 그러나 본고에서는 한국과 중국의 경우 인과관계가 금융업으로부터 제조업으로가 아니라 제조업으로부터 금융업으로 작용하는 것으로 나타나므로 이러한 비판은 오히려 본고의 결과를 강화시킨다고 볼 수 있다.

본고는 금융발전과 경제성장에 관하여 몇 가지 흥미로운 사실을 발견하기는 하였으나 이들을 설명할 수 있는 모형은 제시하지 않고 있다. 앞으로 동아시아 국가들의 경험을 설명할 수 있는 모형을 모색해 보는 것은 흥미로운 연구주제가 될 수 있을 것이다. 예를 들어, 동아시아 국가들의 금융발전-경제성장 간의 관계는 기술발전 단계와 밀접하게 연관되어 있을 수 있다. 수입과 모방을 통해 기술발전이 이루어지는 경제발전 초기단계에서는 경제성장이 금융억압형 금융제도 아래에서도 가능하지만, 신기술 개발을 통한 경제발전단계에 접어들면 경쟁적이고 분권화된 금융제도가 성장에 훨씬 더 유리할 수 있다(Huang and Xu, 1999). 금융발전-경제성장 간의 관계에 대한 모형을 모색해보는 것뿐만 아니라 한국(과 중국)의 경우 금융-보험업의 성장이 제조업 1인당 생산성 향상을 유발한 것이 아니라 오히려 제조업 1인당 생산성 증가가 금융-보험업의 성장이나 금융-보험업의 1인당

생산성을 유발한 이유는 무엇인지 등에 관해서도 앞으로 심층적 연구가 필요해 보인다.

[참고문헌]

- 박찬일(2003a), “경제성장에 따른 중국 금융제도의 후행적 발전,” 『대외경제연구』, 제7권 제1호, 29-64, 대외경제정책연구원.
- _____ (2003b), “중국의 내생적 금융개혁,” 『규제연구』, 제12권 제2호, 219-244, 한국규제학회.
- _____ (2004), “동북아 국가들의 경제성장과 금융제도의 발전 : 주류학파의 한계와 대안,” 『동북아경제연구』, 제16권 제2호, 1-31, 한국동북아경제학회.
- Anand, B. N. and A. Galetovic(2001), “Investment Banking and Security Market Development : Does Finance Follow Industry?,” IMF Working Paper 90, Washington DC : International Monetary Fund.
- Beck, T., R. Levine and N. Loayza(2000), “Finance and the Sources of Growth,” *Journal of Financial Economics*, 58, 261-300.
- Demetriades, Panicos O., Michael P. Devereux, and Kul B. Luintel(1998), “Productivity and Financial Sector Policies : Evidence From South East Asia,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 35, 61-82.
- Demetriades, Panicos O. and Kul B. Luintel(2001), “Financial Restraints in the South Korean Miracle,” *Journal of Development Economics*, 64, 459-479.
- Fry, M. J.(1995), *Money, Interest, and Banking in Economic Development*, 2nd Edition, Baltimore : Johns Hopkins University Press.
- Granger Clive W.(1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger Clive W. and Jin-Lung Lin(1995), “Causality in the Long Run,” *Econometric Theory*, 11, 530-536.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic(1990), “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income,” *Journal of Political Economy*, 98, 5, 1076-1107.

- Greenwood, J. and B. D. Smith(1997), "Financial Markets in Development, and the Development of Financial Markets," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 1, 145-181.
- Hicks, J.(1969), *A Theory of Economic History*, Oxford : Clarendon Press.
- Huang, H. and C. Xu(1999), "Institution, Innovations, and Growth," *AEA Papers and Proceedings*, 89, 2, 438-443.
- Johansen, Soren(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- King, R. G. and R. Levine(1993a), "Finance and Growth : Schumpeter Might Be Right," *Quarterly Journal of Economics*, 108, 3, 717-737.
- _____(1993b), "Finance, Entrepreneurship, and Growth : Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, 513-542.
- Levine, R., N. Loayza, T. Beck(2000), "Financial Intermediation and Growth : Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, 46, 31-77.
- McKinnon, R.(1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC : Brookings Institution.
- Neusser, K. and M. Kugler(1998), "Manufacturing Growth and Financial Development : Evidence from OECD Countries," *Review of Economics and Statistics*, 80, 638-646.
- North, D. C.(1981), *Structure and Change in Economic History*, New York : W. W. Norton.
- Park, Chanil(2004), "The Process of Financial Reforms," *Global Economic Review*, 33, 1, 11-31.
- Park, Yung Chul, Song Wonho and Yunjong Wang(2004), "Finance and Economic Development in Korea," KIEP Working Paper 04-06.
- Rajan, R. G. and L. Zingales(1998), "Financial Dependence and Growth," *American Economic Review*, 88, 559-586.
- Roubini, N. and X. Sala-i-Martin(1992), "Financial Repression and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 39, 5-30.
- Schumpeter, J. A.(1993), *The Theory of Economic Development*, Cambridge, MA. : Harvard University Press, translated by S. J. Byun and K. J.

Park, Korea Economic Research Institute(in Korean).

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

Song Wonho and Yunjong Wang(2004), "Finance and Economic Development in China," unpublished manuscript.

[Abstract]

Financial Development and Economic Growth : Evidence from the North East Asia

Chanil Park · Wooheon Rhee

We examine the relationship between financial development and economic growth in North East Asia. We construct the long-run causality measure suggested by Granger and Lin. We find that in the case of Japan financial development causes economic (or manufacturing) growth in the long run, whereas in the cases of Korea and China economic (or manufacturing) growth causes financial development in the long run. This finding from the North East Asia suggests that the relationship between financial development and economic growth may depend on the stage of economic growth.

Keywords: Financial Development, Economic Growth, Long-Run Causality