

지역금융과 지역경제성장 사이의 인과관계*

구 재 운**

본 논문은 금융발달과 경제성장 사이의 인과관계가 지역경제단위에서도 성립하는지를 검증하는 데에 그 목적이 있다. 한국의 11개 지역의 자료를 이용하여 Granger-인과성을 검증한 결과, 금융발달과 경제성장 사이에 양 방향의 인과성이 존재함을 밝힐 수 있었다. 이는 저개발지역에 금융공급을 증가시키면 경제성장이 촉진되며, 이는 다시 금융발달을 유발할 수 있음을 시사한다.

핵심주제어: 경제성장, 금융발달, Granger-인과성, GMM
경제학문헌목록 주제분류: E5, O4

I. 서 론

Schumpeter(1911) 이후 많은 경제학자들이 금융발달이 경제성장을 촉진한다고 주장해 왔다. Schumpeter는 금융중개기관이 제공하는 서비스는 기술혁신과 경제성장에 필수적인 요인이라고 주장하였다. 금융기관은 저축의 동원, 투자계획의 평가, 위험의 개선, 경영인의 감시, 거래의 원활화 등의 서비스를 제공하여 실물경제의 성장을 유도한다. 다양한 이론분석 외에 King and Levine(1993) 등 많은 실증연구가 금융발달지표와 경제성장지표 사이에 양의 상관관계가 존재함을 밝혔다. 따라서 금융이 경제성장과 밀접하게 관련되어 있다는 주장에 대해서는 큰 이견이 없다고 볼 수 있다.

그러나 금융발달과 경제성장 사이에 인과관계가 성립하는가에 대해서는 결론이 명확하지 않다. Patrick(1966) 이래 금융이 선도하는 방식의 경제개발을 주장하는 경우가 많지만, 금융발달이 경제성장을 유발하는가에 대해서는 일치된 결

* 이 논문은 2004년 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구(KRF-2004-002-B00023)로 자료의 수집과 분석을 도와 준 연구보조원 맹경희(전남대학교 대학원 경제학과 박사과정)에게 감사한다.

** 전남대학교 경제학부 교수, 전화: (062) 530-1551, 팩스: (062) 530-1559, E-mail: jwko@chonnam.ac.kr

논문투고일: 2005. 9. 21 수정일: 2005. 12. 6 게재확정일: 2005. 12. 15

론이 없다. 실물경제의 발달이 오히려 금융시장의 발달을 초래한다는 역인과성(reverse causation)의 가능성이나 금융과 실물경제는 상호무관하다는 주장도 상당한 지지를 얻고 있는 실정이다. 최근에 Levine, Loayza, and Beck(2000)은 최신 분석기법을 이용하여 분석한 결과 외생적인 금융중개의 발달이 경제성장을 촉진한다는 결론을 내린 바 있지만 앞으로도 양 변수 사이의 인과성에 대해서는 지속적인 연구가 필요하다.

금융과 경제성장에 관한 기존 연구는 국가의 자료를 이용한 분석이 대부분이다. 금융지표와 실물경제 사이의 관계가 한 국가 내의 지역단위에서도 성립하는가에 대한 관심은 그리 많지 않다. 이는 국가와는 달리 지역 간에는 자금이동이 비교적 자유로우므로 지역금융과 지역경제 사이의 직접적인 관련성이 강하게 나타나기 어렵기 때문이다. 그러나 미국, 이탈리아 등 금융시장의 지역성이 비교적 높은 국가에서는 지역의 금융구조와 실물경제의 성장 사이에 깊은 연관성이 존재한다는 연구결과를 찾아볼 수 있다. 한국의 경우에도 금융시장의 지역성을 어느 정도 찾아볼 수 있다. 구재운·문호성(2004)은 법·제도적인 이유와 비대칭적 정보의 영향으로 금융시장의 지역적 단절이 한국에서도 어느 정도 성립한다고 주장하였다. 그러나 그것만으로는 지역 내의 기업에 대해 금융공급을 늘림으로써 지역경제의 성장을 촉진할 수 있다는 주장이 설득력을 갖기는 어렵다. 금융과 성장 사이에 인과적 관계가 성립하지 않으면 특정 지역 금융시장의 발달을 통해 지역경제의 성장을 도모할 수 없기 때문이다.

본 논문에서는 패널인과성 검증방법을 이용하여 한국의 지역경제성장에 있어 금융이 수행해 온 역할에 대해 실증적으로 평가하고자 한다. 본 논문의 첫째 의의는 금융과 경제성장 사이의 관계를 지역자료를 이용하여 분석함으로써 금융이 경제성장을 위해 수행하는 역할에 대한 추가적인 실증을 찾는 데에 있다. Levine, Loayza, and Beck(2000)에 의하면 법 또는 회계제도가 금융심화와 성장률 사이의 관계에 지대한 영향을 미친다. 한 국가 내의 지역별 자료를 이용한 연구는 법 또는 회계제도의 차이를 통제(control)할 필요가 없다는 점에서 유리하다. 둘째, 본 논문의 분석결과는 한국의 지역균형발전을 위한 정책의 설정에 참고가 될 수 있다. 지역에 공급된 금융수준이 지역경제성장과 인과적 관계를 갖고 있다면 저개발지역에 금융공급을 증가시킴으로써 지역균형발전을 도모하는 방안을 강구해야 할 것이다.

본 논문에서는 한국의 지역을 11개로 분류하였으며 1985~2003년의 자료를 이용하여 지역금융 발달수준과 지역성장률 사이의 인과관계를 Granger방식으로

검증하였다. 그 결과 금융과 실물경제가 양 방향의 인과관계를 갖고 있다는 점을 발견하였다. 이는 금융과 실물경제가 상호보완적으로 발달하여야 함을 시사한다.

제Ⅱ절에서는 기존의 국내외 주요 연구를 검토하기로 한다. 제Ⅲ절은 분석방법에 대하여 논하고 자료 및 변수에 대해 설명하며 실증분석 결과를 제시한다. 마지막 절에서는 주요 분석결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하기로 한다.

II. 관련연구의 개관

1. 금융발달과 실물경제의 성장

금융부문의 발달이 실물부문의 성장에 미치는 효과에 대한 논의는 오래 동안 진행되었다. Schumpeter(1911)는 금융중개기관이 제공하는 서비스가 기술혁신과 경제성장의 필수불가결한 요인이라고 주장하였다. 그 후 Goldsmith, McKinnon, Shaw 등의 초기 연구에서 많은 국가의 성장과정에서 금융이 중요한 역할을 하였다는 실증이 제시되었다.

그러나 금융발달이 경제발전에 그다지 중요하지 않다는 주장도 찾아볼 수 있다. 특히, Lucas(1988)는 금융발달과 경제발전 사이의 관련성이 과다하게 강조되었다고 주장한 바 있다. 최근에 내생적 성장이론(endogenous growth theory)이 학계의 주목을 받으면서 금융이 성장과정에서 수행하는 역할에 대한 관심도 새롭게 부각되고 있다.

금융체제가 수행하는 기능은 Levine(2004)에 잘 정리되어 있다. 금융체제는 가능한 투자에 관한 정보를 사전에 생산하며 자본의 배분에 영향을 미치고, 투자를 감시하며 기업지배구조에 영향을 미친다. 위험을 거래하고 다각화하며 관리하여 위험이 경제활동을 위축시키는 효과를 줄일 수 있다. 또한 금융체제는 저축을 동원하여 통합한다. 마지막으로 금융은 재화와 서비스의 거래를 원활하게 한다. 금융체제는 시장의 마찰요인인 거래비용과 정보비용을 절감함으로써 위의 기능을 수행한다. 금융발달(financial development)은 금융체제가 위의 기능을 보다 더 잘 수행하도록 변화하는 것을 의미한다.

금융이 경제성장에 대해 미치는 효과에 대한 이론모형은 다양하게 개발되었다. Bencivenga and Smith(1991)는 일반균형모형을 통해 은행의 경쟁적인 금융

중개행위가 실물부문의 성장을 제고하는 방향으로 자원배분을 유도한다고 주장한다. 금융중개산업이 존재하면 가계는 비생산적인 유동자산 형태의 저축을 줄일 수 있고, 기업 역시 유동성 자금을 은행으로부터 공급받을 수 있으므로 비유동적인 투자를 줄일 수 있다. 즉, 금융중개가 활발하면 실물자본의 축적에 유리한 방식으로 자원배분이 이루어짐으로써 성장이 촉진된다. Greenwood and Jovanovic(1990)은 금융중개기관이 정보를 수집·분석하여 투자자에게 가장 유리한 투자기회를 제공하며 다수의 투자자의 위험을 통합(pooling)하는 점을 중시한다. 외생적인 기술진보에 의해 성장이 결정되는 것이 아니라, 성장에 따라 조직화 자본(organizational capital)에의 투자가 촉진되고 그것이 다시 성장을 유발하는 내생적인 과정이 발생한다. 개발 초기에는 교환의 조직화가 미숙하여 성장률이 낮지만 소득수준이 상승함에 따라 금융구조가 발달하며 경제성장이 가속화되고 빈부의 격차가 커진다. 그러나 경제가 성숙함에 따라 완전히 발전된 금융구조가 성립하여 소득분포가 안정화되고 성장이 지속된다는 것이다. Pagano(1993)는 금융발달이 경제성장에 미치는 효과를 세 가지로 보았는데, 이는 저축을 기업에게 전달하는 역할, 자본을 효율적으로 배분하는 역할, 저축률을 제고하는 역할 등으로 요약된다. 그는 간단한 AK모형을 이용하여 저축 중 투자로 전환되는 비율이 높아질수록 규제수준의 성장률이 상승함을 보였다. Saint-Paul(1992)은 금융의 발달이 전문화를 촉진하는 데에 주목한다. 금융시장이 발달하면 노동의 분업에 따른 위험의 다각화가 가능하여 전문화가 더욱 진전되며 이를 통한 생산성의 향상이 경제의 성장을 촉발한다는 것이다.

위와 같은 이론모형의 개발과 더불어 금융이 경제성장에 미치는 효과에 관한 다양한 실증연구도 진행되었다. 특히, King and Levine(1993)은 80여 개국의 자료를 분석하여 금융발달이 경제발전과 양의 관계를 갖는다는 실증을 제시하였다. 각국의 금융발달을 나타내는 지표와 경제성장률 사이에는 통계적으로 유의한 관계가 존재한다. 그러나 각국의 금융발달지표와 경제성장지표 사이에 존재하는 동시적 상관성을 양 변수 사이의 인과성으로 해석할 수는 없다. King and Levine(1993)은 초기 금융발달지표가 그 이후의 경제성장률에 유의한 영향을 미친다는 사실을 들어 금융발달이 실물경제를 선도한다는 주장을 한다.

금융과 경제성장 사이에 반드시 양의 관계가 성립하는 것은 아니다. De Gregorio and Guidotti(1995)는 금융발달과 경제성장 사이에 양의 관계가 성립하나 그 정도는 국가에 따라 다르며, 특히 남미 국가들의 경우에는 오히려 음의 관계가 존재한다는 사실을 밝히고 있다. 그들은 남미의 경우처럼 규제가 완비

되지 않은 경제에서 급속한 금융자유화는 오히려 성장을 저해할 수도 있다고 주장한다. 최근에 Deidda and Fattouh(2002)는 문턱회귀모형(threshold regression model)을 이용하여 분석한 결과 금융과 성장 사이의 관계가 비선형, 비단조(non-linear and non-monotonic)임을 밝혔다. 저소득 국가에서는 금융발달과 경제성장 사이에 유의한 관계가 없으며, 고소득 국가에서는 양 변수 사이에 양의 상관관계가 나타난다는 것이다.

2. 금융발달과 경제성장 사이의 인과관계

이상의 연구를 요약하면 경제의 장기성장률이 금융발달과 밀접한 관계를 갖는다는 점은 다양한 이론모형 및 실증분석에서 충분히 규명되었다고 볼 수 있다. 다만 금융발달이 경제성장을 유발하는지 아니면 경제성장에 따라 금융부문의 발달이 나타나는지에 관해서는 명확한 결론을 도출하기 어렵다.

금융과 경제성장 사이의 인과관계에 관한 초기 연구로 Patrick(1966)을 들 수 있다. 그는 경제발전과 금융발달 사이의 관계를 수요추종형(demand-pulling)과 공급선도형(supply-leading)으로 분류하였다. 수요추종형이란 “실물경제의 투자자와 저축자의 수요에 대응하여 근대적인 금융기관, 금융자산 및 부채, 관련된 금융서비스가 창출되는 경우”를 말한다. 한편, 공급선도형은 “근대적인 금융기관, 금융자산 및 부채, 관련된 금융서비스가 그 수요에 앞서, 특히 근대적인 성장선도부문의 기업가의 수요에 앞서 창조되는 경우”를 일컫는다. 금융의 공급선도기능은 전통적인 부문에서 근대부문의로의 자원을 이전하고 근대부문의 기업가의 반응을 진전시키고 촉발하는 것이다.

56개국의 자료를 Granger-인과성 검증방법으로 분석한 Jung(1986)의 연구결과에 의하면 개발도상국에서는 공급선도형 인과관계가 존재하나, 선진국에서는 반대로 수요추종형의 인과관계가 존재한다. 그러나 Demetriades and Hussein(1996)은 16개의 개발도상국 자료에 대해 각각 오차수정모형(ECM)을 적용하여 금융과 경제성장 사이의 인과성을 검증한 결과 상당수의 국가에서 양 방향 인과성이나 역의 인과성이 발견된다고 보고하였다. Shan, Morris, and Sun(2001)도 OECD 9개국과 중국의 자료를 이용하여 Granger-인과성 검증을 하였으나 금융이 경제성장을 야기한다는 증거를 찾을 수 없었다. Luintel and Khan(1999) 역시 10개국을 대상으로 다변량 VAR모형으로 인과성을 검증한 결과 대부분의 경우에서 양 방향의 인과관계를 발견하였다. Al-Yousif(2002)가 30개의 개발도

상국을 대상으로 오차수정모형을 통해 인과성을 검증한 결과를 보면 대부분 양방향의 인과성이 존재한다.

그러나 금융발달과 경제성장 사이의 인과성을 발견한 논문도 다수 존재한다. Rousseau and Wachtel(1998)은 5개의 선진국 자료에 대해 벡터자기회귀(VAR)모형을 적용하여 금융과 경제성장 사이에 존재하는 인과성을 발견하였다. Levine, Loayza, and Beck(2000)이 74개국의 패널자료를 일반화적률방법(GMM)으로 분석한 연구에 따르면 금융중개발달의 외생적인 부분이 경제성장률을 야기하는 것으로 나타났다. Calderon and Liu(2003)는 109개국을 대상으로 Geweke의 분해 검증법(decomposition test)을 이용하여 분석한 결과 개발도상국일수록 공급선도형의 인과관계가 발견되었다. Christopoulos and Tsionas(2004)는 10개의 개발도상국 자료에 대해 패널공적분 검정을 하여 금융심도로부터 성장으로 향하는 인과성을 발견하였다. Rousseau and Vuthipadadorn(2005)은 최근에 10개의 아시아국을 VAR모형과 VECM모형을 이용하여 검증하였다. 그 결과 금융발달이 투자를 촉진하는 것으로 나타났으나 산출량과의 관계는 미약한 것으로 보인다. 이와 같이 금융과 성장에 관한 인과관계는 분석기법과 분석대상 국가에 따라 그 결과가 다양하게 나타나고 있다.

3. 지역금융과 지역경제의 성장

금융이 경제성장에 미치는 효과에 관한 이론 및 실증연구는 주로 국민경제 전체를 분석대상으로 한다. 금융과 성장 사이의 관계가 지역수준에서도 성립하는가를 규명하는 연구는 그다지 많지 않다. 그러나 Dow and Rodriguez-Fuentes(1997)에 요약된 많은 예에서 볼 수 있듯이 다수의 지역경제학자들은 지역경제가 성장하려면 금융이 제 역할을 충실히 수행해야 한다는 주장을 해 왔다. 지역내의 금융발달수준이 지역경제의 성장률에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 분석함으로써 지역성장요인에 대한 이해가 깊어질 것으로 기대할 수 있다.

지역금융시장이 독립적으로 존재한다면 지역 내에 공급되는 금융중개량이 지역경제의 성장에 중요한 역할을 할 것으로 예측된다. 미국은 오래 동안 단일은행제도(unit banking system)를 채택했을 뿐 아니라, 주(州) 간 지점설치에 대해 규제해 왔으므로 금융시장의 지역적 단절의 정도가 상당히 크다. Jayaratne and Strahan(1996)은 지점설치에 관한 규제가 완화된 이후에 주의 경제성장률이 크게 높아졌음을 발견하고 이를 금융발달이 경제성장에 미치는 긍정적인 효과로

해석하였다. 그러나 Abrams, Clarke, and Settle(1999)은 많은 통제변수를 이용하여 분석한 결과 지점제도나 은행지주회사에 대한 규제 완화보다 지역의 금융심도가 경제성장에 심대한 영향을 미쳤다는 결론을 내렸다.

Faini, Galli, and Giannini(1993)는 대규모의 소득이전정책과 공공투자정책을 실시했음에도 불구하고 이탈리아 남부지역의 경제가 북부지역에 비해 낙후된 원인은 금융중개제도의 비효율성 때문이라고 주장하였다. Guiso, Sapienza, and Zingales(2002)가 이탈리아의 미시자료를 이용하여 분석한 결과를 보면 금융이 발달된 지역일수록 창업비용이 낮으며, 창업자의 연령이 낮아 기업가의 평균연령이 더 낮은 것으로 나타났으며, 인구당 창업기업의 수가 더 높았다. 또한 금융이 가장 발달한 지역의 1인당 GDP증가율은 가장 후진적인 지역에 비해 연1% 가량 더 높다는 사실도 밝혔다. Lucchetti, Papi, and Zazzaro(2001)는 은행의 효율성과 지역성장률 사이의 관계를 규명하였다. 이탈리아의 자료를 이용하여 분석한 결과를 보면 은행의 기술적 효율성이 낮은 지역의 성장률이 낮았다.

Rodriguez-Fuentes(1998)는 은행이 단순히 자금공급자와 수요자 사이에 자금을 증개하는 기능을 하는 것이 아니라, 투자와 생산을 촉진하는 신용을 공급하는 점을 강조하며 지역의 신용공급량이 지역성장과 연관되어 있음을 주장하였다. 그는 스페인의 지역자료를 분석하여 지니계수로 측정된 지역별 신용집중도의 악화가 경기침체와 관련되어 있음을 보인다. Liu and Li(2001)는 중국의 자료를 이용한 연구에서 각 성(省)의 경제성장률이 은행대출 및 자기자금의 증가율과 양의 관계를 갖고 있음을 보였다.

한국의 경우에도 지역금융이 실물경제에 미치는 효과에 대한 연구를 찾아볼 수 있다. 구재운·문호성(2004)은 한국의 금융시장이 전국 단위로 통합되어 있다는 일반적인 인식과 달리 정보 비대칭성, 법·제도적 요인 때문에 어느 정도의 지역적 단절이 존재한다는 점을 보인다. 그들은 지역별 예금과 대출금 사이에 양의 상관성이 성립하는 점을 들어 금융시장의 지역적 단절이 어느 정도 성립한다고 주장하였다.¹⁾ 구재운(1996)은 한국 11개 지역의 경제성장률과 지역의 금융발달지표 사이에 양의 상관성이 존재하며, 현재의 금융발달수준이 높은 지역일수록 미래의 경제성장률이 높다는 점을 밝히고 있다. 그러나 이 경우에도 금융발달과 경제성장 사이에 존재하는 동시상관성이 양 변수 사이의 인과관계

1) 이는 Feldstein and Horioka(1980)가 21개국의 저축률과 투자율 자료로 횡단면 회귀분석하여 그 회귀계수가 거의 1에 가까울 정도로 크고 통계적 유의성도 매우 높은 이유를 자본의 국가 간 이동에 장벽이 존재하기 때문이라고 해석한 것과 비슷한 분석방법이다.

를 반드시 의미하는 것은 아니다.

III. 실증분석

1. 분석모형 및 분석방법

본 논문에서 검증하고자 하는 기본 가설은 지역의 금융발달과 지역경제의 성장 사이에 Granger-인과성이 성립한다는 것이다. 기본 분석방법으로는 Granger-패널인과성 검증방법을 이용한다. 패널인과성을 검정하기 위해 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하는 경우도 있으나, 여기에서는 전통적인 Granger-인과성 검증방법을 패널자료에 적용하기로 한다.²⁾

먼저 Holz-Eakin, Newey, and Rosen(1988)에 따라 성장률과 금융발달지표로 구성된 2변수 VAR모형을 다음과 같이 설정한다.

$$LYP_{it} = \mu_i + \sum_{s=1}^m \alpha_s LYP_{it-s} + \sum_{s=1}^m \beta_s FD_{it-s} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$FD_{it} = \nu_i + \sum_{s=1}^m \gamma_s LYP_{it-s} + \sum_{s=1}^m \delta_s FD_{it-s} + \eta_{it}. \quad (2)$$

이 식에서 LYP_{it} 는 t 기의 i 지역의 1인당 실질산출량의 로그값, FD_{it} 는 금융발달지표를 나타낸다.³⁾ μ_i 와 ν_i 는 지역효과를 나타낸다. ε_{it} 와 η_{it} 는 계열상관이 없거나 간단한 이동평균과정을 따른다고 가정한다. ε_{it} 와 η_{it} 의 평균은 0이고 지역별로 독립적으로 분포하나 이질성을 가질 수 있다.

위 식에는 관측할 수 없는 지역효과가 존재하며 종속변수의 시차변수가 설명변수로 포함되어 있으므로 통상최소자승법(OLS)으로는 불편 일치추정량을 구

2) VECM은 오차수정항의 통계적 유의성을 검증하여 장기인과관계를 포착할 수 있다는 장점이 있지만 OLS나 DOLS로 추정함으로써 설명변수의 내생성의 문제, 개별 효과의 이질성 문제에 따른 편의를 완화하기 어렵다는 단점이 있다. 즉, VECM을 사용하면 GMM기법을 사용하기 어렵다. 따라서 본 논문에서는 차분—VAR모형을 설정하여 GMM으로 추정하는 방식을 채택하였다. 본 논문의 연구방법은 Podrecca and Carmeci(2001)가 투자율과 성장률 사이의 Granger-인과성을 검증하기 위해 사용한 분석방법을 상당 부분 따르고 있다.

3) 금융과 성장 사이의 관계를 연구한 기존 연구를 보면 King and Levine(1993) 이래 국가 간 횡단면 분석에서는 실물지표로 경제성장률 변수를 쓰는 경우가 많다. 그러나 시계열 연구에서는 금융발달지표가 $I(1)$ 인 경우가 많으므로 역시 $I(1)$ 인 1인당 소득수준을 실물지표로 사용한다. 대표적인 예로는 Demetriades and Hussein(1996), Rousseau and Vuthipadadorn(2005) 등을 들 수 있다.

할 수 없다. Arellano and Bond(1991)는 관측하지 못하는 지역효과를 제거하기 위해 위 식의 차분을 취한 이후에 도구변수법을 적용하는 일반화적률방법(GMM)을 개발하였다.⁴⁾ 위 식의 차분형태는 다음과 같다.

$$\Delta LYP_{it} = \sum_{s=1}^m \alpha_s \Delta LYP_{it-s} + \sum_{s=1}^m \beta_s \Delta FD_{it-s} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

$$\Delta FD_{it} = \sum_{s=1}^m \gamma_s \Delta LYP_{it-s} + \sum_{s=1}^m \delta_s \Delta FD_{it-s} + \Delta \eta_{it}. \quad (4)$$

Granger-인과성 검증결과는 시차수 m 에 따라 크게 영향을 받는다는 사실이 이미 알려져 있다.⁵⁾ 여기에서는 순차적 Wald검증(sequential Wald test)을 통해 최적 시차를 결정하기로 한다. 즉, 최대 시차를 3으로 가정하고 GMM방식으로 추정한 후 마지막 시차변수의 유의성을 Wald검증법으로 조사하여 유의하지 않으면 시차를 1개 줄여 다시 추정한다. 마지막 시차변수가 유의한 모형을 최종적으로 채택한다.

한편, $\Delta \varepsilon_{it}$, $\Delta \eta_{it}$ 와 상관관계가 없는 도구변수를 적절히 선정하여야 일치추정량을 얻을 수 있다. Arellano and Bond(1991)에 따라 수준변수의 시차변수를 도구변수로 선정하되 과다식별을 검증하는 Sargan검증법과 오차항의 2계 계열상관을 검증하는 AR(2) 검증을 통해 적절한 도구변수를 선정해야 할 것이다. 먼저 오차항의 계열상관이 없는 경우에, $m=1$ 이면 $(t-2)$ 기 이전의 시차수준변수를 도구로 선택할 것이며, $m=2$ 이면 $(t-3)$ 기 이전의 시차변수를 도구변수로 사용한다.⁶⁾ 교란항이 MA(1)이고 $m=1$ 이면 $(t-3)$ 기 전의 수준변수를 도구변수로 사용한다. 이 때 Sargan 검정통계량이 유의해서는 안 되며 오차항의 2계 계열상관 검정통계량도 유의해서는 안 된다.

최종적으로 선택된 모형에서 모든 β 가 0이라는 귀무가설이 기각되고 모든 γ 가 0이라는 귀무가설이 기각되지 않으면 금융발달이 경제성장을 Granger방식으로 유발한다는 결론을 내릴 수 있다. 즉, 경제성장률의 과거값이 주어졌을 때 금융발달지표가 미래의 경제성장률을 예측하는 데에 도움이 되면 금융발달이 경제성장을 Granger방식으로 유발한다고 해석할 수 있다.

4) 차분을 취함으로써 단위근 존재에 따른 가성회귀의 문제도 완화할 수 있다.

5) Holz-Eakin *et al.*(1988)은 시계열 자료수가 많지 않은 패널자료에서 시차수가 결과에 큰 영향을 미칠 수 있음을 지적하고 있다.

6) 예컨대, 교란항에 계열상관이 없다면 $m=1$ 인 경우에 3기의 종속변수는 $LYP_{i3}-LYP_{i2}$ 와 $FD_{i3}-FD_{i2}$ 이고, 독립변수는 $LYP_{i2}-LYP_{i1}$ 와 $FD_{i2}-FD_{i1}$ 이다. 이 때 LYP_{i1} 과 FD_{i1} 은 좋은 도구변수가 된다. 왜냐하면, LYP_{i1} 과 FD_{i1} 은 독립변수와 상관관계를 가지며 교란항인 $\varepsilon_{i3}-\varepsilon_{i2}$, $\eta_{i3}-\eta_{i2}$ 와 독립적이기 때문이다.

2. 자료와 변수

본 논문에서는 한국 11개 지역의 1985~2003년 연도별 자료로 구성된 균형패널자료(balanced panel data)를 이용한다. 전국을 서울, 부산, 경기(인천 포함), 강원, 충북, 충남(대전 포함), 전북, 전남(광주 포함), 경북(대구 포함), 경남(울산 포함), 제주 등 11개 지역으로 분류하기로 한다.⁷⁾

분석기간은 1985년부터 2003년까지의 19개 연도이다. 월별 또는 분기별 자료를 사용하지 않고 연도별 자료를 사용한 이유는, 우선 지역경제 성장자료는 연도별 자료만 구할 수 있으며 경제성장을 분석하기 위해서는 비교적 빈도수가 낮은 자료가 적절하기 때문이다. 금융지표로 사용할 대출금은 취급점포 소재지 기준이며, 한국은행의 『지역금융통계』에서 발췌한다. 대출금 자료는 은행과 비은행 및 합계의 3가지 기준에 따라 측정하기로 한다. 비은행에 포함되는 금융기관의 종류가 연도에 따라 약간 변동하였으나 한국은행이 발표하는 총대출금 자료를 그대로 사용하기로 한다.⁸⁾ 각 연도의 평균대출금은 전년도 말 잔액과 금년도 말 잔액의 평균으로 산출하였다.

또한 지역경제성장을 나타내기 위해 통계청에서 공표하는 1985~2003년의 불변가격 지역내총생산(GRDP)을 사용하기로 한다. 사실상 기업이 동일 지역 내에서 모든 생산요소를 구입하지는 않으므로 지역 요소소득보다는 생산 측면에서 추계되는 지역내총생산이 지역 내에 공급되는 금융과 더 밀접한 관계를 갖고 있을 것으로 기대된다.

지역별 금융발달수준은 대부분의 기존 연구에서 채택하는 방식대로 금융지표와 실물지표의 비율로 측정한다. 즉, 대출금의 GRDP에 대한 비율을 사용한다.⁹⁾ 본 논문에서는 은행대출금, 비은행대출금, 총대출금의 3가지 기준에 따라 측정하였다.

금융발달지표와 1인당 실질생산액 자료에 대해 단위근 검정을 해 보면, 모두

- 7) 인천, 대구, 광주, 대전, 울산 등 광역시를 개별적으로 분석하지 않은 이유는 일부 광역시는 최근에 신설되어 표본 전 기간의 시계열 자료를 확보할 수 없기 때문이다. 또한 일반적으로 인접한 도(道)와 경제적 연관성이 매우 높으므로 광역시를 도에 통합하여 분석하기로 한다.
- 8) 비은행에는 종합금융, 은행신탁, 상호저축은행, 신용협동조합, 상호금융, 새마을금고, 생명보험회사가 포함된다. 산업은행은 2001년까지는 비은행에 포함되었으나, 2002년부터는 은행에 포함되었다.
- 9) 금융발전은 금융기관의 총부채 또는 금융기관이 민간부문에 제공한 총신용량을 총생산으로 나누어 측정하는 것이 일반적이나 지역경제단위에서 이에 상응하는 자료를 입수할 수 없어서 금융기관 대출금 자료를 대신 사용하였다.

〈표 1〉 기초통계량(1985~2003년)

지 역	금융발달지표(FD)			로그 1인당 소득수준(LYP)	경제성장률 (LYP의 증가율)
	은 행	비은행	합 계		
서 울	0.823 (0.165)	0.820 (0.331)	1.643 (0.231)	2.331 (0.326)	0.059 (0.044)
부 산	0.450 (0.117)	0.380 (0.102)	0.830 (0.131)	1.965 (0.290)	0.055 (0.054)
경 기	0.255 (0.141)	0.206 (0.064)	0.462 (0.170)	2.281 (0.203)	0.039 (0.062)
강 원	0.218 (0.081)	0.261 (0.099)	0.480 (0.164)	2.125 (0.295)	0.053 (0.055)
충 북	0.209 (0.049)	0.231 (0.054)	0.440 (0.085)	2.181 (0.395)	0.069 (0.059)
충 남	0.233 (0.064)	0.246 (0.060)	0.479 (0.094)	2.238 (0.355)	0.066 (0.055)
전 북	0.311 (0.074)	0.320 (0.102)	0.632 (0.156)	1.978 (0.341)	0.061 (0.059)
전 남	0.262 (0.078)	0.278 (0.087)	0.541 (0.144)	2.122 (0.391)	0.069 (0.057)
경 북	0.308 (0.090)	0.286 (0.104)	0.594 (0.164)	2.137 (0.299)	0.058 (0.052)
경 남	0.204 (0.055)	0.229 (0.055)	0.433 (0.084)	2.385 (0.377)	0.069 (0.031)
세 주	0.340 (0.125)	0.418 (0.132)	0.759 (0.216)	2.055 (0.322)	0.056 (0.062)
전 국	0.328 (0.197)	0.334 (0.209)	0.663 (0.368)	2.163 (0.348)	0.059 (0.054)

주: 1) 1인당 생산수준은 백만 원 단위임.

2) 괄호 안은 표준편차임.

1계 적분되어 있다는 것을 알 수 있다. 예컨대, 로그 1인당 실질생산액 수준은 Im, Pesaran, and Shin 검정통계량이 0.557로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 그러나 1차 차분에 대한 검정통계량은 -7.288 로 단위근이 존재하지 않았다. 금융발달지표도 마찬가지로 모두 $I(1)$ 임을 확인하였다.¹⁰⁾

10) 은행대출금을 이용한 FD의 경우에 수준변수의 검정통계량은 7.748이며, 차분변수의 검

먼저 각 지역의 금융발달지표와 성장률의 기초통계량을 <표 1>에 제시하였다. 금융발달지표가 특히 높은 지역은 서울로 총대출금을 기준으로 하면 표본 기간중 평균값이 1.643이다. 이는 전국 평균 0.663에 비해 월등히 높은 값으로 서울지역에 금융이 집중되어 있음을 나타내고 있다. 1인당 소득수준이 전국 평균 이상인 지역은 서울, 경기, 충북, 충남, 경남 등이다. 또한 경제성장률이 전국 평균 이상인 지역은 충북, 충남, 전북, 전남, 경남 등이다.

3. 분석결과

<표 2>에는 식 (3)과 (4)의 모형설정 검증결과가 제시되어 있다. 먼저 최적 시차수를 정하기 위해 순차적 Wald검증을 시행하였다. 최종 선택된 시차수는 2 또는 3이었다. 선택기준은 마지막 시차변수의 유의성과 Sargan, AR(2) 검정의 유의성이었다. $m=3$ 일 경우에는 $(t-5)$ 기 시차변수 1개만을 도구변수로 사용하였고, $m=2$ 인 경우에는 $(t-4)$ 기 시차변수 1개를 도구변수로 사용하였다.¹¹⁾

다만, 은행대출금을 기준으로 금융발달지표를 정의한 경우에는 모든 검증을 통과한 모형을 발견할 수 없었다. 따라서 최적 시차수를 2와 3으로 가정하고 추정한 후 인과성 검증에서 통계적으로 더 유의한 결과가 나온 경우를 채택하였다.

<표 3>에는 최종 선정된 모형의 추정결과와 인과성 검정결과가 제시되어 있다. 은행대출금만으로 금융발달지표를 정의하여 인과성 검증을 해 보면, 금융발달이 성장에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설은 기각할 수 없었으며, 반대로 성장이 금융발달에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설은 기각할 수 있었다. 즉, 많은 이론연구에서 예측한 바와는 달리 금융발달이 경제성장을 유발하지 않았고, 오히려 경제성장이 금융발달을 유발한 것으로 나타났다. 이는 Patrick(1966)의 공급선도형보다는 수요추종형 모형이 더 타당함을 입증한다. 다음으로 비은행대출금만으로 금융발달지표를 만들어 분석하면 금융발달과 경제성장 사이에 양 방향의 인과성이 발견된다. 총대출금을 기준으로 보더라도 금융발달과 경제성장 사이에 양 방향의 인과성이 성립하는 것으로 보인다. 즉, Granger-비인과성 가설이 양 식에서 모두 기각되었다. 이는 경제성장과 금융발달이 상호영향

정통계량은 -1.546 이다. 비은행대출금을 이용한 FD 의 경우에는 검정통계량이 각각 3.326 , -1.823 이고, 총대출금을 이용한 FD 의 경우에는 1.039 , -4.368 이다.

11) 이는 수준변수 회귀식 (1)과 (2)의 잔차항이 MA(1)임을 의미한다.

〈표 2〉 모형설정 검증결과

금융발달지표: 은행대출금			
시차수	검정통계량	소득수준 식 (3)	금융발달 식 (4)
m=3	Wald	1.25(0.26)	2.41(0.11)
	Sargan	156.5(0.19)	156.0(0.19)
	AR(1)/AR(2)	-3.19(0.00)/-0.88(0.37)	-1.77(0.07)/-1.22(0.21)
금융발달지표: 비은행대출금			
시차수	검정통계량	소득수준 식 (3)	금융발달 식 (4)
m=3	Wald	3.63(0.05)	
	Sargan	154.9(0.21)	
	AR(1)/AR(2)	-3.16(0.00)/-0.06(0.95)	
m=2	Wald		40.19(0.00)
	Sargan		144.9(0.07)
	AR(1)/AR(2)		-1.33(0.18)/0.26(0.79))
금융발달지표: 총대출금			
시차수	검정통계량	소득수준 식 (3)	금융발달 식 (4)
m=3	Wald	4.91(0.02)	
	Sargan	154.6(0.22)	
	AR(1)/AR(2)	-3.15(0.00)/0.17(0.85)	
m=2	Wald		76.53(0.00)
	Sargan		144.6(0.08)
	AR(1)/AR(2)		-1.48(0.13)/0.72(0.47)

주: 괄호 안은 p-값임.

을 미치고 있음을 의미한다.¹²⁾

〈표 3〉에 제시된 경제성장 회귀식의 추정결과를 보면 *FD* 변화분의 계수가 음수인 경우가 많다. 이는 장기성장률이 기술진보율에 의해서만 결정되는 표준적인 신고전학과 성장모형의 예측과 다르지 않다. 금융발달이 진척되면 일시적으로 성장률이 높아진다. 즉, *t*기의 금융발달은 *t*기의 성장률은 높이지만, (*t*+1)기 이후의 성장률은 하락시킴을 의미한다. 따라서 금융발달지표와 성장률 사이의 음의 관계는 균제수준을 향해 이행하는 기간 동안에는 성립할 수 있다.

이상의 분석결과를 종합하면, 많은 선행연구에서 주장한 것과 같이 금융발달이 지역경제의 성장을 일방적으로 유발하지 않고 양 방향의 인과관계가 존재하

12) 서울은 다른 지역에 비해 금융발달이 현저한 지역이므로 서울을 제외한 10개 지역만으로 패널자료를 만들어 따로 분석해 보았지만, 그 결과는 달라지지 않았다.

는 것 같다. 그러나 금융과 경제성장 사이에 양 방향의 Granger-인과관계가 존재하는 경우에도 금융이 지역경제의 성장에 미치는 영향을 간과할 수는 없다. 이 경우에는 금융과 실물경제가 서로 영향을 미치는 선순환을 통해 지역경제의

〈표 3〉 추정결과와 Granger-인과성 검증결과

금융발달지표: 은행대출금		
	ΔLYP	ΔFD
ΔLYP_{t-1}	0.675*** (0.053)	0.135*** (0.023)
ΔLYP_{t-2}	-0.028 (0.046)	-0.139*** (0.028)
ΔLYP_{t-3}	0.073** (0.029)	-0.041 (0.026)
ΔFD_{t-1}	-0.257* (0.154)	1.429*** (0.052)
ΔFD_{t-2}	0.426* (0.259)	-0.217** (0.107)
ΔFD_{t-3}	-0.158 (0.141)	-0.318*** (0.053)
Wald	3.12 (0.37)	37.58 (0.00)***
금융발달지표: 비은행대출금		
	ΔLYP	ΔFD
ΔLYP_{t-1}	0.692*** (0.042)	0.494*** (0.081)
ΔLYP_{t-2}	0.043 (0.071)	-0.373*** (0.058)
ΔLYP_{t-3}	0.031 (0.058)	
ΔFD_{t-1}	-0.288* (0.160)	1.613*** (0.043)
ΔFD_{t-2}	0.461* (0.273)	-0.810*** (0.046)
ΔFD_{t-3}	-0.283* (0.148)	
Wald	9.67 (0.02)**	40.66 (0.00)***

〈표 3〉 계 속

금융발달지표: 총대출금

	ΔLYP	ΔFD
ΔLYP_{t-1}	0.657*** (0.049)	0.591*** (0.094)
ΔLYP_{t-2}	0.050 (0.068)	-0.457*** (0.052)
ΔLYP_{t-3}	0.040 (0.066)	
ΔFD_{t-1}	-0.230** (0.106)	1.311*** (0.058)
ΔFD_{t-2}	0.285* (0.174)	-0.605*** (0.049)
ΔFD_{t-3}	-0.176** (0.079)	
Wald	20.22 (0.00)***	77.74 (0.00)***

주: 1) 추정치 아래의 괄호 안은 표준오차임.

2) Wald 검정통계량의 경우에 괄호 안은 p -값임.

발전을 도모해야 한다는 시사점을 도출할 수 있다.

IV. 요약 및 정책 시사점

지역 간 경제력의 지나친 확대는 사회경제적 관점에서 바람직하지 못하다. 정부는 지역균형발전을 위해 특별위원회까지 설치하여 낙후지역을 발전시킬 수 있는 정책방안을 강구하고 있다. 그 동안 논의된 여러 정책방안 중 낙후지역의 금융시장을 활성화함으로써 지역 간 격차를 완화하겠다는 방안도 포함되어 있다. 예를 들면, 저소득지역의 중소기업에게 금융공급을 촉진하기 위해 미국의 CRA(Community Reinvestment Act)와 같은 「지역자금환류법」의 제정이 검토되고 있다.

그러나 지역에 공급되는 금융이 지역의 생산활동과 밀접한 인과관계를 갖고 있지 않는다면 지역금융활성화 정책의 대부분은 그 효과를 기대할 수 없게 된다. 특정 지역의 개발을 위해 지역 내 금융공급을 증가시키더라도 그 지역의

실물경제가 크게 영향 받지 않는다면 지역금융 공급을 통한 지역경제 발전전략은 별 효과가 없을 것이기 때문이다.

본 논문에서 밝힌 바에 따르면 은행신용만을 기준으로 보면 금융발달이 실물경제를 촉진하는 것이 아니라 오히려 역의 인과관계가 성립한다. 그러나 비은행대출금과 총대출금을 기준으로 하면 금융과 실물 사이에 양 방향의 인과성이 성립한다. 이는 금융과 실물이 상호영향을 미치고 있다는 사실을 의미한다. 따라서 지역의 금융공급이 증가하면 경제의 성장이 촉진되고 이는 다시 금융부문의 발달을 초래할 수 있음을 시사한다. 즉, 지역경제단위에서도 금융부문의 발달이 실물경제의 성장에 미치는 효과가 상당하다는 점을 알 수 있다.

참 고 문 헌

- 구재운, 「금융과 성장: 지역간 연구」, 『지역연구』 12(1), 1996, 115~126.
- 구재운·문호성, 「한국의 지역금융시장」, 『경제분석』 10(1), 2004, 1~25.
- Abrams, B. A., M. Z. Clarke, and R. F. Settle, "The Impact of Banking and Fiscal Policies on State-Level Economic Growth," *Southern Economic Journal*, 66(2), 1999, 367~378.
- Al-Yousif, Y. K., "Financial Development and Economic Growth: Another Look at the Evidence from Developing Countries," *Review of Financial Economics*, 11, 2002, 131~150.
- Arellano, M. and S. R. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58, 1991, 277~297.
- Bencivenga, V. R. and B. D. Smith, "Financial Intermediation and Endogenous Growth," *Review of Economic Studies*, 1991, 195~209.
- Caledron, C. and L. Liu, "The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 72, 2003, 321~334.
- Christopoulos, D. K. and E. G. Tsionas, "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Economic Development*, 73, 2004, 55~74.

- Deidda, L. and B. Fattouh, "Non-linearity between Finance and Growth," *Economics Letters*, 74(3), 2002, 339~345.
- De Gregorio, J. and P.E. Guidotti, "Financial Development and Economic Growth," *World Development*, 23, 1995, 433~448.
- Demetriades, P.O. and K.A. Hussein, "Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence from Sixteen Countries," *Journal of Development Economics*, 51(2), 1996, 387~411.
- Dow, S.C. and C.J. Rodriguez-Fuentes, "Regional Finance: A Survey," *Regional Studies*, 31, 1997, 903~920.
- Faini, R., G. Galli, and C. Giannini, "Finance and Development: The Case of Southern Italy," *Finance and Development: Issues and Experience* edited by Alberto Giovannini, Center for Economic Policy Research, Cambridge University Press, 1993, 158~214.
- Feldstein, M. and C. Horioka, "Domestic Saving and International Capital Flows," *Economic Journal*, 90, 1980, 314~329.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic, "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, 1990, 1076~1107.
- Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, "Does Local Financial Development Matter?," NBER WP 8923, 2002.
- Holz-Eakin, D., W. Newey, and H.S. Rosen, "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data," *Econometrica*, 56, 1988, 1371~1395.
- Jayaratne, J. and P.E. Strahan, "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation," *Quarterly Journal of Economics*, 111, 639~670.
- Jung, W.S., "Financial Development and Economic Growth: International Evidence," *Economic Development and Cultural Change*, 1986, 333~346.
- King R.G. and R. Levine, "Finance and Growth: Schumpeter might be Right," *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 717~737.
- Levine, R., Finance and Growth: Theory and Evidence, NBER WP 10766, 2004.
- Levine, R., N. Loayza, and T. Beck, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, 46, 2000, 31~77.
- Liu, T. and K-W. Li, "Impact of Liberalization of Financial Resources in China's

- Economic Growth: Evidence from Provinces,” *Journal of Asian Economics*, 12, 2001, 245~262.
- Lucas, R. E., “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, 1988, 3~42.
- Lucchetti, R., L. Papi, and A. Zazzaro, “Banks’ Inefficiency and Economic Growth: A Micro-Macro Approach,” *Scottish Journal of Political Economy*, 48, 2001, 400~424.
- Luintel, K. B. and M. Khan, “A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR,” *Journal of Development Economics*, 60, 1999, 381~405.
- Pagano, M., “Financial Markets and Growth: An Overview,” *European Economic Review*, 37, 1993, 613~622.
- Patrick, H. T., “Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries,” *Economic Development and Cultural Change*, 14, 1966, 174~189.
- Podrecca, E. and G. Carmeci, “Fixed Investment and Economic Growth: New Results on Causality,” *Applied Economics*, 33, 2001, 177~182.
- Rodriguez-Fuentes, C. J., “Credit Availability and Regional Development,” *Papers in Regional Science*, 77, 1998, 63~75.
- Rousseau, P. L. and P. Wachtel, “Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrial Countries,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 30, 1998, 657~678.
- Rousseau, P. L. and D. Vuthipadadorn, “Finance, Investment, and Growth: Time Series Evidence from 10 Asian Economies,” *Journal of Macroeconomics*, 27, 2005, 87~106.
- Saint-Paul, G., “Technological Choice, Financial Markets and Economic Development,” *European Economic Review*, 36, 1992, 763~781.
- Schumpeter, J. A., *The Theory of Economic Development*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1911.
- Shan, J. Z., A. G. Morris, and F. Sun, “Financial Development and Economic Growth: An Egg-and-Chicken Problem?,” *Review of International Economics*, 9(3), 2001, 443~454.

[Abstract]

The Causality between Finance and Growth at the Regional Level

Jaewoon Koo

This paper examines the issue of causality between financial development and economic growth at the regional level. Using data from 11 regions during 1985~2003, I find that the causality link between financial development and growth rates runs in both directions. This implies that an increase in financial services in an under-developed region can be effective in promoting its economic growth.

Keywords: economic growth, financial development, Granger-causality, GMM

JEL Classification: E5, O4