

금융발전이 경제안정에 미치는 효과¹⁾

강경훈²⁾ · 배영수³⁾

<요 약>

금융발전은 경제안정에 긍정적인 효과와 부정적인 효과를 모두 미칠 수 있으며 금융발전-경제변동성 간의 관계에 대한 실증분석 결과 역시 뚜렷한 결론을 내리기가 어렵거나 U자형의 비선형관계가 나타나기도 한다. 이 연구는 금융발전과 경제안정의 관계에 대한 선행연구들을 광범위하게 검토하는 한편 한국의 금융발전과 경제안정 간 관계에 대해 분석한다. 한국의 시계열 자료를 바탕으로 분석한 결과 한국에서는 금융발전이 경제안정을 가져온다는 결과를 얻었다. U자형과 같은 비선형 관계는 나타나지 않았으며 1997년 외환위기 이후 금융발전이 경제안정을 제고하는 효과가 강해졌음을 발견하였다. 이러한 분석 결과에 따르면 한국의 경우 앞으로도 계속해서 금융발전을 적극 도모할 필요가 있음을 알 수 있다. 그러나 2007-2009 글로벌 금융위기에서 알 수 있듯이 과도한 금융발전 또는 금융과잉의 경우 경제변동성을 확대하거나 금융위기 가능성을 높일 수도 있음에 유의할 필요가 있다.

핵심 주제어: 금융 발전, 금융 심화, 경제 안정, 선형 및 비선형 관계

1) 강경훈은 이 연구가 한국금융학회의 지원을 받아 수행된 연구임을 밝힌다.

2) 동국대학교 경영학과 교수. Email: khkang@dongguk.edu

3) 서울시립대 경제학부 교수. Email. ysbae@uos.ac.kr

I. 서론

금융발전(financial deepening)이 경제안정에 미치는 경로는 다양하다. 우선 발전된 금융시스템은 기업, 가계, 정부 부문의 다변화, 변동성 관리, 보험 기능을 제공함으로써 경제 안정성을 높이는 효과가 있다. 반면 금융부문이 성장하면서 경제 전체적으로 레버리지가 커지고 경제주체의 위험추구가 증가함에 따라 경제의 변동성이 커질 수 있다.

이처럼 금융발전-경제안정 간에는 상반되는 두 가지 관계가 모두 가능한데 실증분석 결과 역시 금융발전-경제성장에 비하여 뚜렷한 결론을 내리기가 어려운 상황이다. 실증분석에서 사용된 금융발전 변수의 측정, 통제변수의 선택, 실증분석 기간의 선택, 실증분석 대상 국가의 선택, 실증분석 방법론 등에 따라 결론이 바뀌는 경우도 많다. 여러 나라의 데이터를 사용한 최근 연구에서는 금융발전-경제변동성 간에 U자형의 비선형관계가 있다는 것을 보이기도 한다.

이 연구에서는 금융발전과 경제안정의 관계를 분석하기 위한 첫 단계로 관련 연구들을 광범위하게 검토한다. 이 주제에 대한 이론적 연구와 실증분석 연구를 정리하여 기본적인 시사점을 도출한다. 또한 한국의 금융발전과 경제안정 간 관계가 어떠한지에 대하여 실증분석한다.

금융발전과 경제안정 간의 관계에 대한 실증분석의 경우 되도록 여러 나라의 데이터를 되도록 장기간에 걸쳐 확보할 필요가 있다. 대규모의 금융위기는 경제 불안정을 초래하므로 대공황이나 글로벌 금융위기 등을 분석에 포함시킬 필요가 있는데 이를 위해서는 데이터 시계열이 매우 길어야 하기 때문이다. 실제로 금융위기에 대한 실증연구 중에서는 시계열이 100년 이상, 때로는 수 세기에 걸친 데이터를 이용한 연구도 간혹 있다. 그러나 이처럼 장기간의 시계열 데이터를 사용하는 경우에는 필연적으로 경제의 구조적 변환이라는 문제에 직면하게 되므로 이를 어떻게 처리할지 고민할 필요가 있다.

한편 금융발전을 금융시장 규모, 신용 규모 등 정량 지표로 나타내는 경우 분석대상 기간의 선택과 대상 국가의 선정에 따라 실증분석 결과에 차이가 많이 날 수 있어 이 문제에도 유의할 필요가 있다. 이처럼 여러 나라의 장기간 패널데이터를 이용하는 것은 바람직하면서도 단점도 아울러 가지고 있다. 이 연구에서는 한국에 초

점을 맞추어 금융발전-경제안정 간의 관계를 분석한다. 즉 한국의 시계열 자료를 바탕으로 금융발전-경제안정 간의 관계를 분석하는데 선형뿐 아니라 비선형 관계의 존재 여부에 대해서도 검토한다. 또한 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 등 경제의 구조적 변화라고 할 수 있는 사건들이 금융발전-경제안정 간의 관계에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해서도 분석한다.

분석 결과 한국에서는 금융발전이 경제안정을 가져온다는 결과를 얻었다. 만일 금융발전과 경제안정 간에 U자형 관계가 존재한다면 한국은 U자의 중간 부분에 위치해 있을 가능성을 시사한다. 이러한 분석 결과를 바탕으로 앞으로도 지속적으로 금융발전을 도모할 필요가 있음을 알 수 있다. 그러나 2007-2009 글로벌 금융위기에 서 알 수 있듯이 과도한 금융발전 또는 금융과잉의 경우 경제변동성을 확대하거나 금융위기 가능성을 높일 수도 있다. 이러한 점들을 감안하여 금융발전을 촉진하면서도 경제안정을 유지하고 금융위기 가능성을 낮추기 위한 방안들을 끊임없이 모색할 필요가 있다.

II. 선행연구 소개

금융발전과 경제성장에 대한 연구에 비해 경제안정에 미치는 효과에 대해서는 상대적으로 연구가 많지 않았으나 2007-2009 글로벌 금융위기 이후에는 활발히 이루어지고 있다. 전에는 연구가 많지 않아 Darrat et al. (2005)에서는“금융이 경제성장에 미치는 영향에 대한 연구는 많으나 경제안정에 미치는 영향에 대한 연구가 매우 적은 것이 충격적”이라고 지적한 바도 있다. 최근에는 거품형성이나 금융위기, 금융기관의 경기순응성 등을 중심으로 활발히 연구가 이루어지고 있다.

글로벌 금융위기는 금융이 거시경제 변동을 확산시키거나 완화하는 데 있어 어떠한 역할을 하는지에 대한 논란을 다시 촉발시킨 측면이 있다. 저개발국이나 신흥개도국의 경우 금융시스템이 충분히 발달하지 못하여서 가계, 기업 및 정부 부문이 위험을 다변화하고 소득 흐름의 변동성을 관리하며 예기치 못한 사건에 대비할 수 있는 수단이 부족할 수 있다. 이 나라들은 외부 충격에 대한 취약성이 높고 본질적으로 변동성이 크기 때문에 금융위기가 증폭될 가능성이 높다. 반면 선진국의 금융부문은 규모 자체가 매우 큰데 이는 해당 경제의 레버리지가 높다는 것을 의미하며 따라서 더 낮은 안정성을 의미한다. Smaghi (2010)는 여러 선진국의 과도한 금융시스템 규모가 글로벌 금융위기의 원인이 되었다고 주장한다.

이처럼 금융발전-경제안정 간에는 상반되는 두 가지 관계가 모두 가능한데 실증분석 결과 역시 금융발전-경제성장에 비하여 뚜렷한 결론을 내리기가 어려운 상황이다. Dabla-Norris and Srivisal (2013)는 금융발전-경제안정 간 관계에 대한 실증분석의 경우 금융발전의 측정, 통제변수의 선택, 실증분석 기간의 선택, 실증분석 대상 국가의 선택, 실증분석 방법론 등에 따라 결론이 바뀌는 경우가 많다고 지적하고 있다.

금융 심화가 거시경제 변동성에 영향을 미칠 수 있는 메커니즘에 대해서는 다양한 이론적 연구가 있다. 금융 마찰(financial frictions) 및 정보 비대칭성은 신용 채널을 통해 충격이 실물경제에 전달되는 데 중요한 역할을 할 수 있다. 특히 신용 시장의 불완전성이 존재할 때 비금융 기업이나 가계에 가해진 충격은 거시경제 변동을 확대할 뿐 아니라 그 영향도 지속적으로 나타날 수 있다. (Bernanke and Gertler, 1990, Kiyotaki and Moore, 1997, Greenwald and Stiglitz, 1991) 이 논문들은 금융발전의 수준을 불안정의 원천으로 모델링하지는 않지만 금융 마찰을 완화할 수 있는

금융기관 등 중개기관이 거시경제의 변동성을 축소시킬 수 있음을 보여준다.

또한 금융시스템의 심도가 높은 경우 차용 제약(borrowing constraints)이 완화되고 위험 공유가 촉진됨으로써 경제의 충격 흡수 능력이 향상된다는 연구들도 있다. Caballero and Krishnamurty (2001)에 따르면 금융시스템의 심화는 기업의 현금 제약을 완화함으로써 변동성을 줄일 수 있다. Aghion et al. (1999)은 금융시장의 불완전성과 투자 기회에 대한 접근이 평등하지 못할 때 신용에 대한 수요와 공급 조건이 경기 순환적으로 변하기 때문에 금융 부문이 낙후한 경제의 변동성이 커지는 경향이 있음을 보여준다. 심화된 금융시스템은 보다 다양화되고 위험을 줄이며 변동성을 완화시킬 수 있다. (Acemoglu and Zilibotti, 1997)

반면 Shliefer and Vishny (2010) 및 Wagner (2010) 등에 따르면 금융부문의 발전은 기업가와 은행의 리스크 부담을 늘리거나 초과 레버리지를 유도함으로써 경제의 변동성을 확대할 수 있다. 최근의 몇몇 논문은 금융기관 등이 금융 마찰을 완화할 수는 있으나 금융 부문 내의 충격 전파 및 증폭 메커니즘에 따라 경제의 변동성이 커질 수 있음을 보여주고 있다. (Brunnermeier et al., 2012 및 Quadrini, 2011)

금융 심화와 경제 변동성 간의 관계에 대한 실증연구 결과는 다양하다. 일단의 연구들은 금융 심화가 산업부문 내의 변동성을 완화함과 동시에 경제 전체의 변동성에 기여도가 높은 산업으로부터 다른 산업으로 자원을 이동시키는 효과가 있음에 주목하고 있다. Braun and Larrain (2005)과 Raddatz (2006)는 산업부문별 부가가치 데이터를 사용한 실증분석 결과 금융 발전은 산출물의 변동성을 축소하는 효과가 있는데 금융위기에 취약한 산업에서 그 효과가 더 크다는 것을 발견하였다. Manganelli and Popov (2012)는 금융발전이 경제의 실제 산업 구성이 최적화 수준으로 다변화되는 속도에 영향을 준다는 사실을 발견했다.

일부 실증연구들은 시계열 데이터를 이용하여 분석하고 있다. 특히 Schularick and Taylor (2012) 및 Carmen and Rogoff (2011)와 같이 금융위기에 대해 분석하고 있는 연구들은 시계열이 100년 이상, 때로는 수 세기에 걸친 데이터를 이용하기도 한다. 이처럼 장기간의 시계열 데이터가 필연적으로 맞닥뜨리는 구조적 전환의 처리 문제를 고려할 필요가 있다. 한 나라 또는 소수 국가의 시계열 분석을 통해 금융발전과 경제성장 간 관계를 분석한 연구들도 있다. Darrat et al. (2005) 및 Cermeño et al. (2016) 등이 이러한 예에 포함된다. 그러나 이러한 시계열 분석보다는 여러 나라를

대상으로 한 횡단면 분석이나 패널데이터 분석이 더 많다고 할 수 있다.

여러 나라를 대상으로 하는 횡단면 분석 또는 패널데이터 분석의 사례로 Easterly, Islam and Stiglitz (2000)를 들 수 있다. 이들은 60개 국가의 패널 데이터를 사용하여 변동성과 금융 심도 간의 관계를 분석하였다. Denizer et al. (2002)는 비슷한 방법론을 사용하지만 다른 통제변수들 및 데이터를 사용하여 금융 심도와 성장, 소비 및 투자 변동성 간에 부의 상관 관계가 있음을 보였다. Acemoglu et al. (2003) 및 Beck et al. (2006)은 금융 발전과 경제 변동성 간에 뚜렷한 관계를 발견하지 못했다.

여러 나라를 대상으로 한 실증분석들 가운데 다수의 연구는 금융 발전과 경제 변동성 간의 비선형 관계를 보여주고 있다. Easterly, Islam and Stiglitz (2000)은 60개국의 패널 데이터를 사용하여 변동성과 금융 심도 간에 U자형 관계가 있음을 발견했다. 이에 따르면 민간 부문에 대한 신용이 GDP의 100% 수준에 이르면 경제 변동성이 증가하기 시작한다는 것을 시사한다. 최근 연구들 중 Dabla-Norris and Srivisal (2013)이나 Sahay et al. (2015) 등도 비슷한 비선형 관계를 보여주고 있다.

특히 Sahay et al. (2015)은 176개국을 대상으로 1980-2013년 동안의 데이터를 사용하여 매우 포괄적인 실증분석을 하였다. 이들은 금융발전을 나타내는 변수로서 단일 지표를 사용하지 않고 금융기관과 금융시장의 양적, 질적 측면을 모두 포괄하는 새로운 종합 지수를 이용하였다. 이들의 연구가 최근에 이루어진 데다 포괄하는 나라의 범위나 데이터의 규모 등의 면에서 매우 포괄적이므로 이하에서는 이들의 분석 결과를 보다 자세히 소개한다.

Sahay et al. (2015)은 금융발전을 나타내는 종합지수를 산출하기 위해 금융기관과 금융시장 각각에 대하여 심도(depth), 접근성(access), 효율성(efficiency)의 지표를 선정하고 이들을 종합적으로 감안한 지수를 산출하였다.¹⁾ 실증분석 결과 금융발전과

1) 이들이 사용한 각 변수들은 다음과 같다.

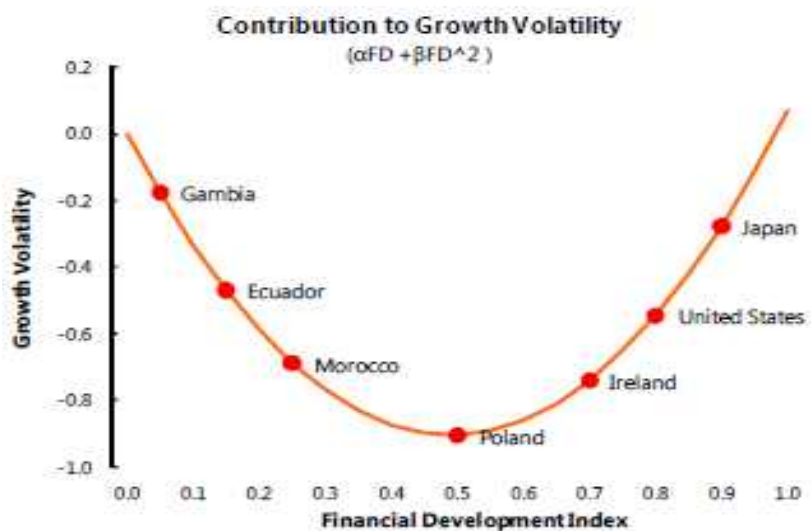
금융기관의 심도(depth): 민간 신용의 GDP 대비 비율, 연기금 자산의 GDP 대비 비율, 뮤추얼 펀드 자산의 GDP 대비 비율, 보험료 합계의 GDP 대비 비율

금융시장의 심도(depth): 주식 시가총액의 GDP 대비 비율, 주식 거래금액의 GDP 대비 비율, 정부의 국제 채무증권의 GDP 대비 비율, 비금융 기업 채무증권 합계의 GDP 대비 비율, 금융기관 채무증권 합계의 GDP 대비 비율

금융기관의 접근성(access): 성인 10만명 당 은행 지점 수, 성인 10만명 당 ATM 수

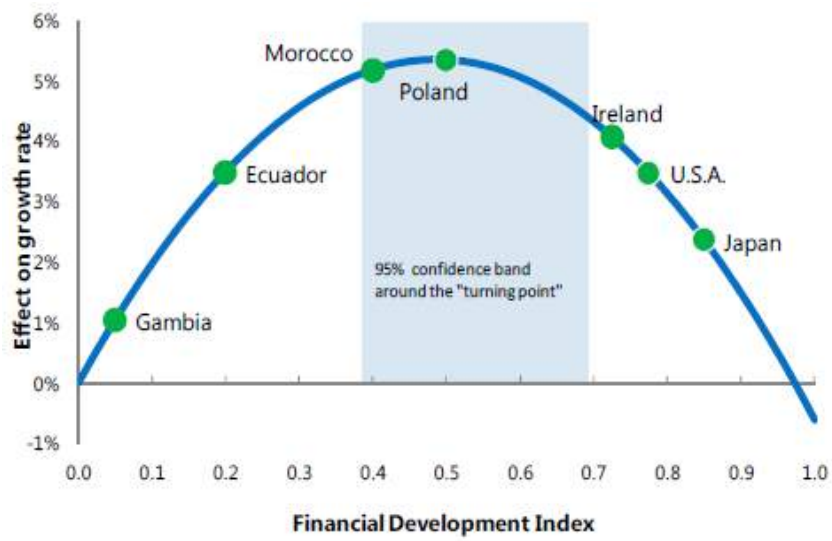
금융시장의 접근성(access): 상위 10대 대기업 이외 기업들의 시가총액 비율, 채무증권 발행 기업 수

경제적 안정성 사이에 비선형관계가 존재함을 발견하였는데 이는 Dabla-Norris and Srivisal (2013) 등 최근의 연구결과들과 일치한다. 금융발전은 효과적인 리스크 관리 및 다변화 기회를 확대할 수 있기 때문에 초기에는 경제의 변동성을 낮추게 된다. 그러나 특정 시점 이후에 변동성이 다시 증가하기 시작하는데 흥미로운 것은 금융발전-경제변동성 관계의 "전환점"이 이들이 발견한 금융발전-경제성장 관계의 전환점과 유사하다는 점이다. 이는 경제 성장과 경제 안정을 촉진하는 금융개발 수준이 존재함을 시사한다.



즉 Sahay et al. (2015)의 실증분석에 따르면 금융발전과 경제성장 간에 유의한 종모양의 관계가 있다. 초기에 금융발전은 성장을 가속화시키지만 금융발전 수준이 높아질수록 이 효과는 약화되고 결국 부정적으로 변하게 된다. 이러한 결과는 Arcand, Berkes, Panizza (2012)의 결론과 유사하다.

금융기관의 효율성(efficiencys): 순이자 마진, 대출-예금 스프레드, 총소득 중 비이자 수입의 비중, 간접비의 총자산 대비 비율, 자산수익률(ROA), 자본수익률(ROE)
 금융시장의 효율성(efficiencys): 주식시장 회전율(주식 거래/시가총액)



III. 실증분석

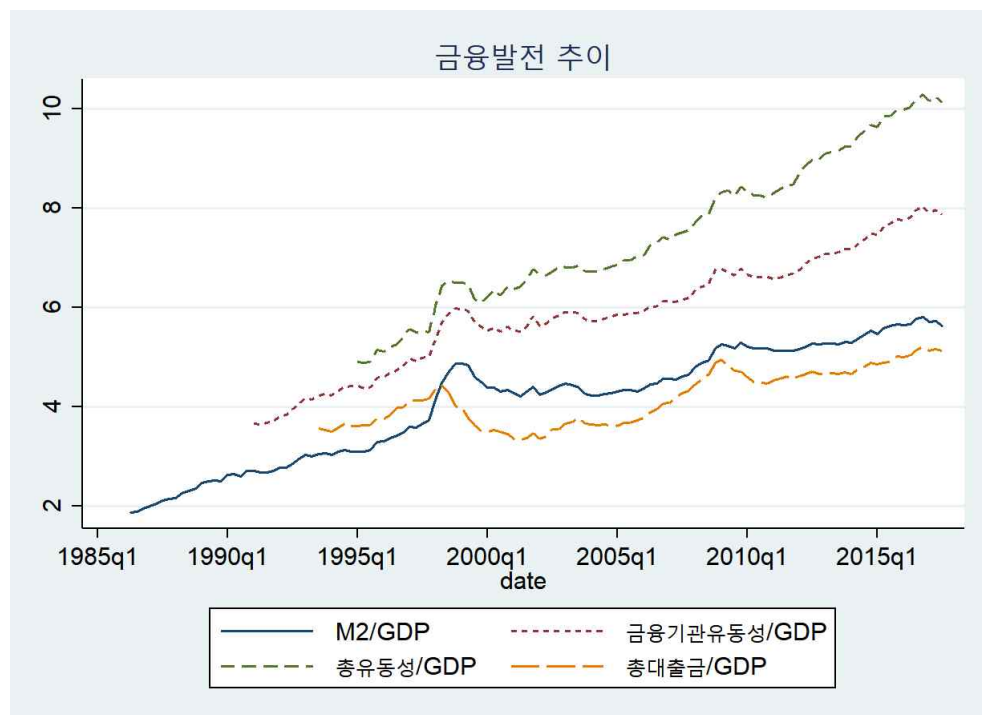
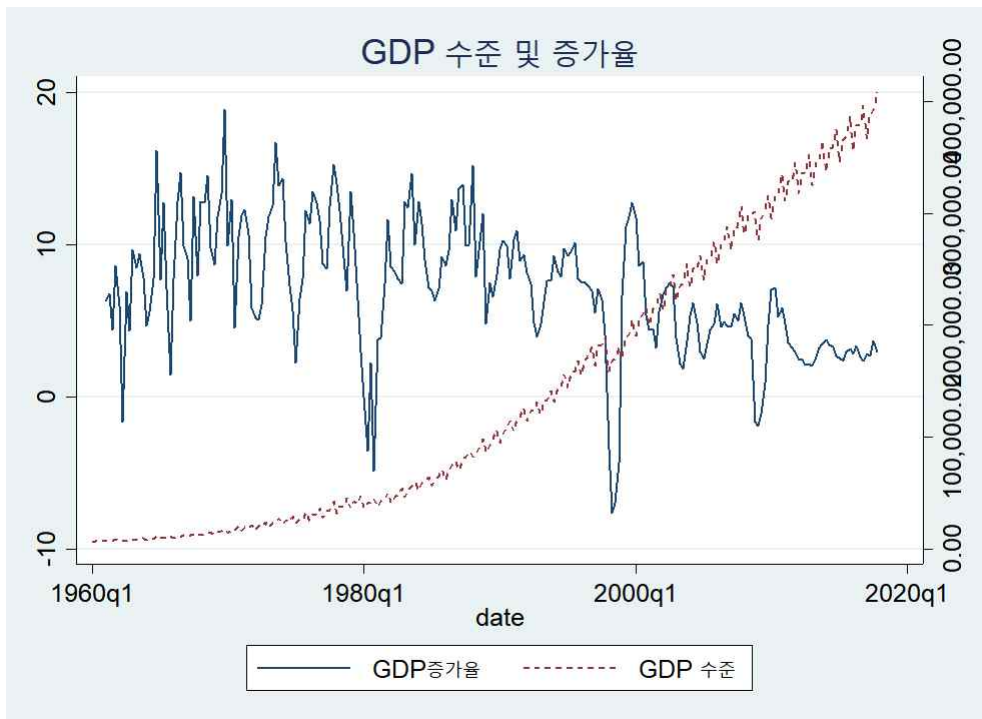
1. 방법론 및 데이터

국가 횡단면 자료를 이용한 선행연구들에서 금융발전이 경제안정에 대체로 긍정적인 영향을 미치거나 비선형 관계를 나타내는 것으로 분석되었다. 하지만 이는 일반적인 경제현상에 대한 것으로 이 결과만을 가지고 우리나라에서도 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을 미친다고 주장하거나 U자형 곡선의 어느 점에 위치해 있다고 말할 수는 없다. 이하에서는 우리나라에 대해서 금융발전이 경제안정에 미치는 영향을 시계열 자료를 이용하여 분석하고자 한다. 이러한 접근방법은 Cermeño, Roa García and González-Vega (2016) 및 Darrat, Abosedra and Aly (2005)와 유사하다.

금융발전을 대변하는 변수로는 총통화, 금융기관유동성, 총유동성, 총대출금 등의 명목 GDP에 대한 비율을 이용한다. 이러한 변수들은 금융의 양적인 측면만을 반영할 뿐 질적인 부분은 고려하지 못한다는 한계가 있다. 그러나 한 나라만을 대상으로 금융의 질적인 부분을 분석하는 것은 쉽지 않으며 시간 상의 변화를 추적하여 비교하기도 어렵기 때문에 이 연구에서는 질적인 부분을 보여주는 변수를 포함하지 않는다.²⁾ 한편 실물경제는 실질 GDP 증가율의 조건부 분산을 경제안정으로 정의한다.

자료는 2010년 기준 분기별 실질(원계열) 및 명목(계절조정) GDP와 M2(명목, 원계열, 평잔), 금융기관유동성(명목, 원계열, 평잔), 총유동성(명목, 원계열, 말잔), 총대출금(명목, 원계열, 말잔) 등이다. 자료의 가용 기간은 GDP는 1960년 1분기부터, M2는 1986년 1분기부터, 금융기관유동성은 1991년 1분기부터, 총유동성은 1995년 1분기부터, 총대출금은 1993년 1분기부터 2017년 4분기까지이다. 다음 그림들은 주요 변수들의 추이를 보여주고 있다.

2) 4절에서는 한국의 경제 및 금융 부문에서 심대한 구조적 변화가 발생했다고 많이 지적되고 있는 1997년 외환위기 및 2007년 글로벌 금융위기와 관련하여 더미변수를 추가하여 분석하는데 이러한 분석은 금융 심화의 질적 변화와 관련이 깊다고 할 수 있다.



한국에서 금융발전이 경제변동성에 미치는 영향을 확인하기 위해 우선 아래와 같이 $ARMA(p_1, q_1) - GARCH(p_2, q_2)$ 모형에 금융발전을 나타내는 변수를 설명변수로 추가한 모형을 고려한다.

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{p_1} \theta_{1,i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \theta_{2,i} \epsilon_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \exp(\psi_0 + \psi_1 x_t) + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_{1,i} \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q_2} \alpha_{2,i} \sigma_{t-i}^2$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \exp(\psi_0 + \psi_1 x_t + \psi_2 y_t) + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_{1,i} \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q_2} \alpha_{2,i} \sigma_{t-i}^2$$

여기서 y_t 는 실질 GDP 증가율을, σ_t^2 는 y_t 의 조건부 분산을, x_t 는 금융발전을 나타내는 지표이다. 이 모형에서 관심의 대상이 되는 계수는 ψ_1 으로 이 계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지면 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다.

한편 보완적으로 다음과 같은 절차에 따라 금융발전이 경제안정에 미치는 영향을 추가적으로 살펴보고자 한다. 첫 번째 단계에서 아래와 같은 일반적인 ARMA(p_1, q_1)-GARCH(p_2, q_2) 모형을 이용하여 조건부 분산을 추정한다.

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{p_1} \theta_{1,i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \theta_{2,i} \epsilon_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_{1,i} \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q_2} \alpha_{2,i} \sigma_{t-i}^2$$

두 번째 단계로 위에서와 같이 추정된 조건부 분산을 종속변수로 하고 금융발전을 나타내는 변수를 설명변수로 하는 아래와 같은 회귀분석을 실시한다.

$$\hat{\sigma}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

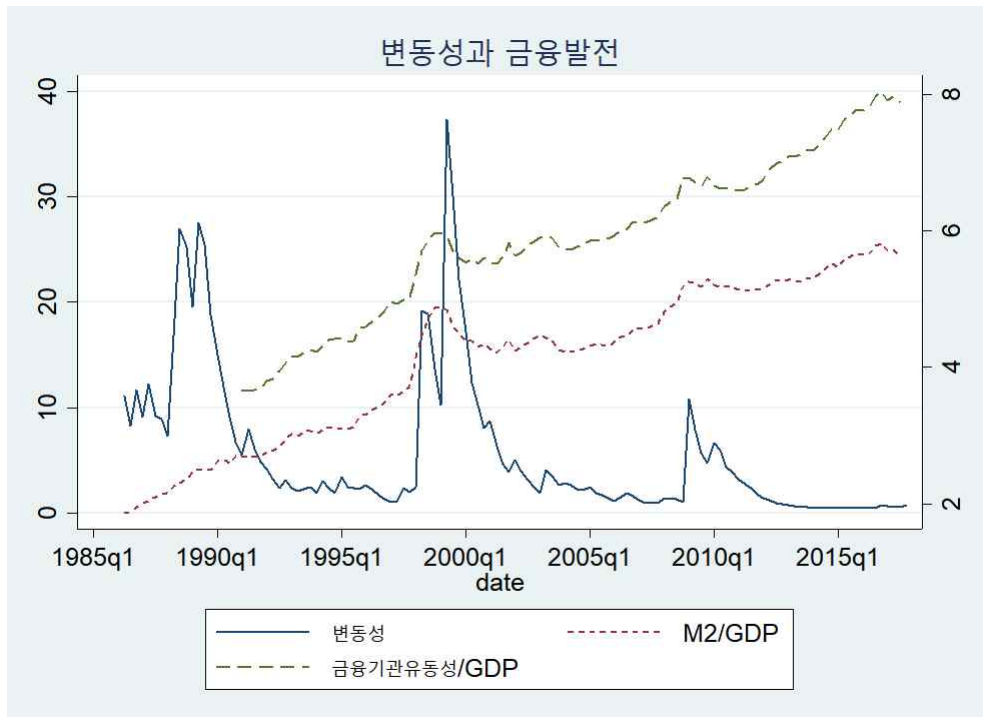
$$\hat{\sigma}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 y_t + \varepsilon_t$$

여기서 관심의 대상이 되는 계수는 β_1 로 이 계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가질 때 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다.

2. 추정결과

추정결과 다양한 모형설정과 변수선택에서 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을

미치는 것으로 나타났다. 아래 그림들은 경제변동성과 금융발전 변수들의 추이를 보여준다.



실증분석 결과를 살펴보면 먼저 기본 모형에서 금융발전을 나타내는 변수가 조건부

분산에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 아래의 표를 보면 금융발전을 나타내는 4개의 지표 모두가 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다.

	(1)	(2)	(3)	(4)
AR	0.8351*** (0.0000)	0.8072*** (0.0000)	0.7669*** (0.0000)	0.8058*** (0.0000)
MA	0.2210** (0.0174)	0.3328*** (0.0002)	0.3162*** (0.0032)	0.2862*** (0.0043)
ARCH	0.1690 (0.2409)	0.0794 (0.4045)	0.0861 (0.5435)	0.1473 (0.3466)
GARCH	0.7065*** (0.0000)	0.8163*** (0.0000)	0.7474*** (0.0099)	0.7596*** (0.0032)
M2/GDP	-1.0174*** (0.0005)			
금융기관유동성/ GDP		-0.6478** (0.0363)		
총유동성/GDP			-0.6759*** (0.0011)	
총대출금/GDP				-1.3599* (0.0899)
Observations	127	107	91	97
F-test	0.000	0.000	0.000	0.000

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

한편 일반적으로 경제가 성장하여 규모가 커지면 자연스럽게 성장률이 낮아지고 분산은 하락하는 경향을 보인다. 따라서 조건부 분산의 하락이 경제규모의 확대에 기인한 것인지 아니면 금융발전에 따른 것인지를 알아보기 위해 외생변수로 경제성장률을 추가한 모형을 추정하였다.

추정결과는 아래의 표에 수록되어 있는데 M2/GDP와 총대출금/GDP의 경우 계수값이 음(-)의 값을 가지고 경제성장률의 계수값이 일반적인 경제적 상식과 부합되는 양(+)의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다.³⁾

3) 금융기관유동성/GDP 및 총유동성/GDP의 경우 STATA에서 수렴이 되지 않아 추정결과를 얻을 수 없었다.

	(1)	(2)	(3)	(4)
AR	0.8315*** (0.0000)			0.7994*** (0.0000)
MA	0.2426*** (0.0087)			0.3033*** (0.0024)
ARCH	0.1480 (0.2131)			0.1252 (0.3717)
GARCH	0.7198*** (0.0000)			0.7677*** (0.0010)
M2/GDP	-0.3345 (0.6472)			
금융기관유동성/ GDP				
총유동성/GDP				
총대출금/GDP				-0.7520 (0.5973)
경제성장률	0.2969 (0.2774)			0.2207 (0.5309)
Observations	127			97
F-test	0.000			0.000

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

이어서 추가적인 분석에서도 대체로 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아래의 표는 1986년 1분기부터의 자료를 이용하여 조건부 분산을 추정하고 이를 다양한 금융발전을 나타내는 설명변수에 회귀시킨 결과이다. 금융기관유동성/GDP를 제외한 모든 금융발전 지표에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다.

경제성장률을 통제하는 것과 관련하여 앞의 모형에서는 계수 자체는 음(-)의 값을 보였으나 통계적 유의성이 낮은 반면 여기서는 통계적으로도 유의한 결과를 얻을 수 있었다. 이상의 결과를 종합할 때 경제성장률을 통제하고서도 대체로 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을 미친다고 결론내리는 데 큰 무리는 없는 것으로 판단된다.

	(1)		(2)	
경제성장률	0.2223 (0.2781)		0.1595 (0.3960)	
M2/GDP	-1.7363** (0.0132)	-2.2329*** (0.0000)		
금융기관유동성/ GDP			-0.5038 (0.3762)	-0.7541 (0.1224)
관측치수	127	127	107	107
	(3)		(4)	
경제성장률	0.0840 (0.6722)		-0.0219 (0.9142)	
총유동성/GDP	-1.2775*** (0.0063)	-1.3540*** (0.0017)		
총대출금/GDP			-3.1231** (0.0158)	-3.0508*** (0.0055)
관측치수	91	91	97	97

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 금융발전-경제안정 간 비선형 관계에 대한 분석

통상적으로 금융이 발전할수록 경제가 안정된다고 알려져 있으며 우리나라의 시계열 자료를 본문의 분석에서도 이러한 결과가 확인되었다. 하지만 금융발전이 과도한 경우 경제안정에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있으며 일부 선진국의 경우 실제로 이러한 상황이 발생하였다는 주장도 있다.

따라서 아래에서는 금융발전과 경제안정의 함수관계가 U자형의 비선형인 경우를 반영하기 위해 금융발전을 나타내는 지표의 제곱항을 추가한 회귀분석을 실시하였다. 기본적으로 본문의 두 번째 모형을 다음과 같이 수정한 모형을 추정하였다.

$$\hat{\sigma}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \varepsilon_t$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 y_t + \varepsilon_t$$

U자형의 함수형태를 보여 특정 수준 이상으로 금융이 발전할 경우 오히려 경제안정이 저해될 수 있다고 주장하기 위해서는 위 모형에서 β_3 의 추정치가 통계적으로 유의한 양(+) 값을 보이고 β_1 은 음(-)의 값을 가져야 한다. 하지만 아래의 추정결과를 보면 제곱항의 계수값이 유의하게 양(+)의 값을 보이는 경우가 없어 우리나라

라의 경우 아직까지 금융이 경제안정을 저해할 정도 과도하게 발전하였다고 볼 근거는 없다고 판단된다.

	(1)		(2)	
경제성장률	0.2063 (0.3175)		0.2312 (0.2037)	
M2/GDP	-4.8258 (0.2538)	-5.7173 (0.1671)		
M2/GDP 제곱항	0.3946 (0.4582)	0.4502 (0.3949)		
금융기관유동성/GDP			13.0385*** (0.0030)	12.0014*** (0.0054)
금융기관유동성/GDP 제곱항			-1.1559*** (0.0019)	-1.0978*** (0.0030)
관측치	127	127	107	107

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(3)		(4)	
경제성장률	0.1526 (0.4464)		-0.0208 (0.9194)	
총유동성/GDP	6.3784 (0.1487)	5.5942 (0.1910)		
총유동성/GDP 제곱항	-0.4949* (0.0822)	-0.4528 (0.1037)		
총대출금/GDP			-2.0394 (0.9250)	-1.7392 (0.9350)
총대출금/GDP 제곱항			-0.1280 (0.9600)	-0.1555 (0.9509)
관측치	91	91	97	97

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. 경제의 구조적 변화가 금융발전-경제안정 관계에 미치는 영향 분석

우리나라는 짧은 기간에 높은 경제성장을 달성한 몇 안 되는 국가 중 하나로 경제 및 금융의 구조적 변화가 매우 컸을 것으로 생각된다. 특히 1997년과 2008년 두 차례의 경제위기를 겪으면서 금융발전과 경제안정과의 관계에도 그러한 구조적인 변화가 있었는지에 대해 살펴볼 필요가 있다.

아래에서는 이러한 구조적 변화의 가능성을 살펴보기 위해 1절에서 살펴본 두 번째 모형에서 1997년 외환위기 및 2008년 금융위기 이후 기간에 대한 더미변수를 추가

한 모형을 추정하였다. 여기서 외환위기라는 구조적 변화의 영향을 분석하는 것과 관련하여 외환위기 기간이 어느 쪽에 포함되었는지의 여부가 분석 결과에 영향을 미칠 수 있음에 주목할 필요가 있다. 즉 금융발전이 경제변동성에 미치는 영향이 1997년 외환위기를 전후하여 어떻게 달라지느냐를 살펴보는 것이 분석의 목적인데 외환위기 기간에는 경제성장률이 크게 떨어지거나 회복하는 등 경제변동성이 매우 높기 때문이다. 이에 따라 여기에서는 1997년 외환위기 이전, 기간 중, 이후 3기간으로 나누어 금융발전이 경제안정에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이를 위해 두 번째 모형에 외환위기 기간 중(I_1)과 이후(I_2)에 해당하는 2개의 더미변수(절편과 교차항)를 추가하여 회귀분석을 실시하였다.⁴⁾

$$\hat{\sigma}_t^2 = \beta_{0,0} + \beta_{0,1}I_1 + \beta_{0,2}I_2 + (\beta_{1,0}x_t + \beta_{1,1}x_tI_1 + \beta_{1,2}x_tI_2) + \varepsilon_t$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \beta_{0,0} + \beta_{0,1}I_1 + \beta_{0,2}I_2 + (\beta_{1,0}x_t + \beta_{1,1}x_tI_1 + \beta_{1,2}x_tI_2) + (\beta_{2,0}y_t + \beta_{2,1}y_tI_1 + \beta_{2,2}y_tI_2) + \varepsilon_t$$

	(1)		(2)	
경제성장률		-0.5456 (0.1670)		0.2559 (0.5822)
$I_1 \times$ 경제성장률		0.9514* (0.0541)		0.2065 (0.6886)
$I_2 \times$ 경제성장률		1.6909*** (0.0005)		0.7406 (0.1489)
M2/GDP	-8.6772*** (0.0000)	-10.1894*** (0.0000)		
$I_1 \times$ M2/GDP	26.4693*** (0.0000)	27.5070*** (0.0000)		
$I_2 \times$ M2/GDP	5.6012 (0.0085)	9.8597 (0.0000)		
금융기관유동성/GDP			-2.9741 (0.1601)	-2.6319 (0.1886)
$I_1 \times$ 금융기관유동성/GDP			24.2058*** (0.0000)	23.7180*** (0.0000)
$I_2 \times$ 금융기관유동성/GDP			0.0234 (0.9916)	1.4510 (0.4941)
관측치	127	127	107	107
F-test	0.0181**	0.808	3.68e-05***	0.104

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

- 4) 구체적으로 I_1 은 1997년 4분기부터 1997년 2분기까지의 시기에는 1의 값을 가지고 그 이외의 시기에는 0의 값을 가지는 변수이고 I_2 는 1999년 3분기부터의 시기에는 1의 값을 가지고 그 이외의 시기에는 0의 값을 가지는 변수이다. 따라서 각 더미변수는 외환위기 이전 시기와의 차이를 반영한다.

추정결과를 보면 먼저 외환위기 이전 기간에는 계수($\beta_{1,0}$)가 모두 음(-)의 부호를 보여 방향은 일치하였으나 M2/GDP만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 반면 외환위기 이후 기간에는 대체로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수 값을 보여 금융발전이 경제안정에 기여한 것으로 판단된다. 마지막 열의 F-test 값은 외환위기 이후 기간의 계수($\beta_{1,0} + \beta_{1,2}$)의 유의성에 대한 검정통계량이다.

한편 I_2 와 x_t 교차항의 계수($\beta_{1,2}$)는 외환위기 이전과 이후의 차이를 나타내는데 모든 경우에 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이상의 결과를 종합하면 전체 기간에 대한 추정에서 금융발전이 경제안정에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 것은 주로 외환위기 이후에 의해 주도된 것으로 판단된다.

	(3)		(4)	
경제성장률		-0.2510 (0.9267)		-0.0063 (0.9963)
$I_1 \times$ 경제성장률		0.9148 (0.7383)		-0.6506 (0.6456)
$I_2 \times$ 경제성장률		1.1725 (0.6684)		1.0737 (0.4333)
총유동성/GDP	-2.0906 (0.7190)	-3.3736 (0.8206)		
$I_1 \times$ 총유동성/GDP	22.1619*** (0.0047)	25.4580 (0.1042)		
$I_2 \times$ 총유동성/GDP	0.1219 (0.9833)	2.4245 (0.8706)		
총대출금/GDP			-1.7305 (0.7510)	-1.7572 (0.8171)
$I_1 \times$ 총대출금/GDP			-24.8287** (0.0157)	-41.7335*** (0.0086)
$I_2 \times$ 총대출금/GDP			-1.7546 (0.7513)	0.9216 (0.9044)
관측치	91	91	97	97
F-test	1.65e-05***	0.0419**	0.0004***	0.434

pval in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1997년 외환위기의 경우와 달리 2008년 금융위기 이후 기간에 해당하는 더미변수의 경우에는 대체로 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다. 이는 우리나라가 상대적으로 2008년 금융위기의 영향을 다른 나라에 비해 크게 받지 않았다는 사실에 기인하는 것으로 추측된다.

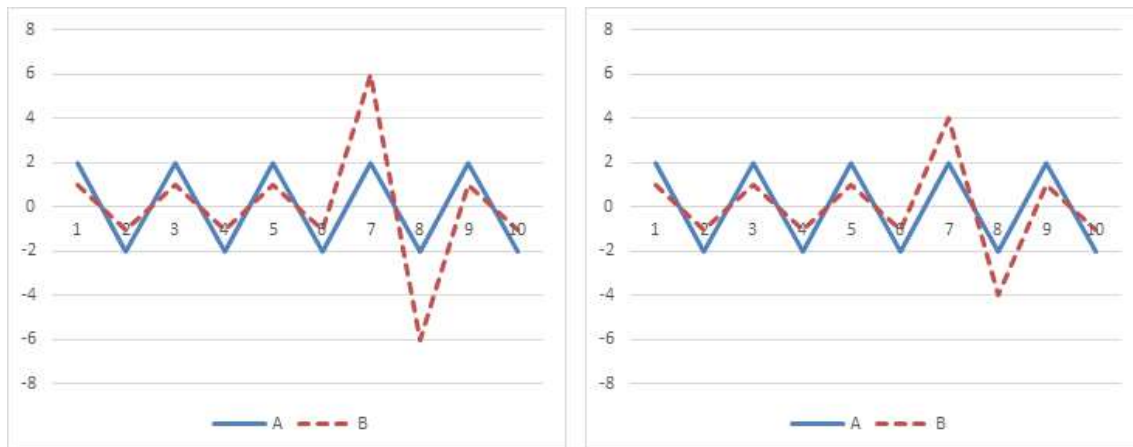
	(1)	(2)	(3)	(4)
$I(t \geq 2009)$	20.3797 (0.4709)	25.9082* (0.0806)	12.9444 (0.3791)	3.7747 (0.8772)
$M2/GDP$	-1.6378** (0.0286)			
$I(t \geq 2009) * M2/GDP$	-4.1647 (0.4305)			
금융기관유동성/GDP		1.0245 (0.2037)		
$I(t \geq 2009) * \text{금융기관유동성/GDP}$		-4.2914** (0.0446)		
총유동성/GDP			-1.0744 (0.2850)	
$I(t \geq 2009) * \text{총유동성/GDP}$			-1.4733 (0.3997)	
총대출금/GDP				-2.5975 (0.2322)
$I(t \geq 2009) * \text{총대출금/GDP}$				-0.9074 (0.8631)
관측치	127	107	91	97

pval in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

5. 효용함수의 곡률을 고려한 분석

지금까지의 분석에서는 경제변동성을 나타내는 변수로 조건부 분산을 이용하였다. 그런데 일부 경제이론에 따르면 분산이 경제주체가 체감하는 변동성을 제대로 대변하지 못할 수도 있다. 예를 들어 2차 다항함수 형태의 효용함수로 대표되는 소비자는 아래 그림과 같은 소득흐름들이 주어졌을 때 왼쪽 패널에서는 실선의 소득흐름을 선호하지만 오른쪽 패널에서는 점선의 소득흐름을 선호하게 된다. 반면 3차 다항함수 형태의 효용함수로 대표되는 소비자는 왼쪽 패널 및 오른쪽 패널 모두에서 실선의 소득흐름을 선호한다. 이러한 점을 고려하여 이하에서는 조건부 분산이 아니라 조건부 표준편차의 3제곱으로 경제변동성을 대표하는 실증분석을 하였다.



아래는 두 번째 모형에서 조건부 분산이 아니라 조건부 표준편차의 3제곱을 종속변수로 한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 조건부 분산과 비교할 때 계수값의 부호에는 큰 변화가 없으나 대체로 통계적 유의성이 낮아지는 것으로 나타났다.

	(1)		(2)	
경제성장률	1.5619 (0.1602)		1.4452 (0.1542)	
M2/GDP	-5.4363 (0.1487)	-8.9246*** (0.0020)		
금융기관유동성/ GDP			0.2872 (0.9252)	-1.9813 (0.4517)
관측치수	127	127	107	107
	(3)		(4)	
경제성장률	1.1048 (0.3112)		0.7040 (0.5262)	
총유동성/GDP	-4.6440* (0.0667)	-5.6494** (0.0159)		
총대출금/GDP			-9.9988 (0.1536)	-12.3307** (0.0389)
관측치수	91	91	97	97

pval in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

IV. 결론

한국의 시계열 자료를 바탕으로 한 실증분석에 따르면 금융발전이 경제안정을 가져온다는 것을 알 수 있다. 이는 금융발전과 경제안정 간에 U자형 관계를 발견한 Sahay et al. (2015)에 비추어 볼 때 한국은 U자의 중간 부분에 위치해 있을 가능성을 시사한다. 물론 한국이 다른 나라들과 다른 상황에 처해 있기 때문일 수도 있다. 예를 들어 한국은 2007-2009 글로벌 금융위기를 직접 겪지 않고 장기간의 경기침체를 경험했는데 이에 따라 금융발전과 경제안정 간에 선형의 긍정적인 관계가 있는 것처럼 분석될 수도 있다. 이러한 가능성 등에 대해서는 추후의 연구 과제로 하고 지금까지의 분석결과를 종합하여 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다.

한국의 경우 금융발전은 경제안정을 촉진하는 단선적인 관계가 발견되었으며 최소한 금융발전이 경제변동성을 확대하는 U자형 곡선의 우상향 구간에 있지는 않는 것으로 나타났다. 이에 따라 향후 금융발전을 계속 독려할 필요가 있다. 그러나 2007-2009 글로벌 금융위기에서 알 수 있듯이 과도한 금융발전 또는 금융과잉의 경우 경제변동성을 확대하거나 금융위기 가능성을 높일 수도 있다. 이러한 점들을 감안하여 금융발전을 촉진하면서도 경제안정을 유지하고 금융위기 가능성을 낮추기 위한 방안들을 끊임없이 모색할 필요가 있다.

< 참고 문헌 >

- Acemoglu, D., and F. Zilibotti, 1997, “Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification, and Growth,” *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No.4, pp. 709-751.
- Aghion, P., A. Banerjee, and T. Piketty, 1999, “Dualism and Macroeconomic Volatility,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 4, pp. 1359-1397.
- Beck, T., M. Lundberg, and G. Majnoni, 2006, “Financial Intermediary Development and Growth Volatility: Do Intermediaries Dampen or Magnify Shocks,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, pp. 1146-1167.
- Bernanke, B., and M. Gertler, 1990, “Financial Fragility and Economic Performance,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 1, pp. 87-114.
- Braun, M., and B. Larrain, 2005, “Finance and the Business Cycle: International, Inter-Industry Evidence,” *The Journal of Finance*, Vol. 60(3), pp. 1097-1128.
- Brunnermeier, Markus K. and Martin Oehmke, “Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk,” Ch.18 of *Handbook of the Economics of Finance*, 2013
- Caballero, R. J., and A. Krishnamurthy, 2001, “International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48(3), pp. 513-548.
- Cermeño, Rodolfo, María José Roa García and Claudio González-Vega, “Financial Development and the Volatility of Growth: Time Series Evidence for Mexico and United States,” *Monetaria*, July-December, 2016
- Darrat, Ali F., Salah S. Abosedra and Hassan Y. Aly, “Assessing the role of financial deepening in business cycles: the experience of the United Arab Emirates,” *Applied Financial Economics* Vol. 15 , Iss. 7, 2005
- Denizer, C., M. Iyigun, and A. Owen, 2002, “Finance and Macroeconomic Volatility,” *Contribution to Macroeconomics*, Vol. 2.

- Easterly, W., R. Islam, and J. Stiglitz, 2000, "Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility," Annual World Bank Conference on Development Economics, ed. by B. Pleskovic and N. Stern (Washington: World Bank).
- Greenwald, B., and J. Stiglitz, 1991, "Financial Market Imperfections and Business Cycles," Quarterly Journal of Economics, Vol. 108, No. 1, pp. 77-114.
- Kiyotaki, N., and J. Moore, 1997, "Credit Cycles," Journal of Political Economy, Vol. 105, No. 2, pp. 211-248.
- Manganelli, S., and A. Popov, 2012, "Financial Development, Sectoral Reallocation, and Volatility: International Evidence," Journal of International Economics
- Quadrini, V., 2011, "Financial Frictions in Macroeconomic Fluctuations," Economic Quarterly, Vol. 97(3), pp. 209-254.
- Raddatz, C., 2006, "Liquidity Needs and Vulnerability to Financial Underdevelopment," Journal of Financial Economics, Vol. 80, pp. 677-722.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff, "From Financial Crash to Debt Crisis," American Economic Review 101 (August 2011): 1676-1706
- Schularick, Moritz and Alan M. Taylor, "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008," American Economic Review 2012, 102(2), 1029-1061.
- Shleifer, A., and R. Vishny, 2010, "Unstable Banking," Journal of Financial Economics 97, pp. 306-318.
- Smaghi, L., 2010, "Has the Financial Sector Grown too Big?" Speech in Kyoto, 15 April 2010.
- Wagner, W., 2010, "Diversification at Financial Institutions and Systemic Crises," Journal of Financial Intermediation 19, pp. 373-386.

Wanga, Pengfei, Yi Wen and Zhiwei Xu, “Financial development and long-run volatility trends,” *Review of Economic Dynamics*, 2017

Sahay, Ratna, Martin Čihák, Papa N’Diaye, Adolfo Barajas, Ran Bi, Diana Ayala, Yuan Gao, Annette Kyobe, Lam Nguyen, Christian Saborowski, Katsiaryna Svirydzenka, and Seyed Reza Yousefi, “Rethinking Financial Deepening: Stability and Growth in Emerging Markets,” *IMF Staff Discussion Note*, 2015