

금융안정성 판단 지수의 추정 및 실물경기 리스크 예측력 평가*

이동진** · 목정환*** · 엄태균****

— 국문초록 —

본고는 우리나라의 금융리스크를 적절히 반영하는 금융안정지수를 개발하고, 이를 이용하여 금융리스크 심화가 실물경기의 하방리스크에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 금융안정지수는 금융기관, 금융시장, 자산가격, 신용, 실물 등 다섯 개 블록 별로 월별 구성지표군을 구성한 뒤 다양한 변수조합 및 추정기법 중 금융위기 및 금융리스크 심화기에 대한 조기예측능력이 가장 뛰어난 방식으로 개발하였다. noise-to-signal-ratio를 통해 평가한 결과 실물 블록 및 가계·기업 부채를 제외하고 2단계 동태요인모형 기법을 통해 추정한 금융안정지수의 조기예측능력이 가장 우수하였으며 한국은행 금융안정지수에 비해 크게 개선된 것으로 나타났다. 금융리스크와 실물경기 리스크간 관계의 실증분석은 실질GDP 성장률에 대한 금융안정지수 시차의 다중분위회귀분석 방식으로 실시하였다. 추정결과 분위회귀 계수는 GDP 성장률 확률분포의 좌측 꼬리에 해당하는 하위 분위에서만 통계적으로 유의하며 계수값도 큰 것으로 나타나 금융리스크가 확대될 경우 향후 GDP 성장률의 하방리스크가 유의적으로 확대되는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 실물경기 안정화 측면에서도 거시건전성 정책의 중요성을 시사하며 통화정책 등 전통적 경기조절 정책과 거시건전성 정책의 결합을 통해 정책효율성을 개선시킬 수 있음을 함의한다.

핵심단어 : 금융안정지수, 금융위기, 분위회귀, 동태요인분석, 등분산 분석, 시스템 리스크, 실물경기 리스크
JEL 분류기호 : E44, E58, G01, G28

투고일 2020년 02월 04일; 수정일 2020년 03월 03일; 게재확정일 2020년 03월 30일

* 본고는 한국은행의 지원을 받아 진행되었습니다. 논문에 생산적이고 성실한 조언을 주신 두 심사자분께 감사를 드립니다. 아울러 한국은행 금융안정세미나에서 조언을 해주신 참석자분들께도 감사를 드립니다. 본 연구의 내용은 집필자의 개인 의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다.

** 제1저자, 상명대학교 경제금융학부 조교수(Tel: 02-2287-6123, E-mail: rheedj@smu.ac.kr)

*** 교신저자, 한국은행 금융안정국 과장(Tel: 02-750-6815, E-mail: jhmok@bok.or.kr)

**** 공동저자, 한국은행 금융안정국 과장(Tel: 02-750-6851, E-mail: tkeom@bok.or.kr)

I. 서론

자산가격(주택가격) 버블, 서브프라임 모기지 규모 급증이라는 금융불균형이 심각한 실물경기 위축을 유발하였던 글로벌 금융위기는 금융위기에 대한 조기경보의 중요성을 다시 일깨워 주는 계기가 되었다. 이에 따라 학계, 중앙은행 및 국제기구는 금융불안 조기 포착, 실물경기 위축 가능성 예측 등에 관한 다양한 연구를 진행하였다. Adrian, Boyarchenko, and Giannone(2019a)과 Prasad et al.(2019)는 금융여건(financial condition)과 실물경기 하방리스크 간에 밀접한 관계가 있음을 보였다.¹⁾ 또한 Adrian, Grinberg, Liang, and Malik(2019b)는 금융싸이클의 확장이 단기에는 경기개선의 효과가 있으나 중기에는 금융마찰(financial friction) 확대 등으로 실물경기의 하방리스크를 확대시킴을 실증분석 하였다. 한편, Aikman, Kiley, Lee, Palumbo, and Warusawitharana(2017), Deghi, Welz, and Zokowski(2018) 등은 금융취약성이 실물경기 하방리스크에 미치는 영향 및 예측 가능성을 평가하였고, Aikman, Lehnert, Liang, and Modugno(2016)은 금융취약성이 통화정책 경로의 비대칭성에 미치는 영향을 분석하였다.

반면 국내에서는 관련 연구가 아직 활발히 진행되지 않고 있다. 국내 금융여건이나 금융취약성 등의 금융리스크를 반영하는 지표에 대한 연구가 부족하여 이를 실물경기 하방리스크와 연관 짓는 연구 또한 부족한 실정이다. 한국은행은 금융안정지수(Financial Stability Index; 한국은행, 2012)를 개발하여 정책판단지표로 활용하고 있으나, 글로벌 금융위기 이후 새로이 발생하는 금융리스크에 동 지수가 적절히 반응하지 않는 등의 문제점이 제기되고 있다.²⁾ 주상영·한상범(2017)은 금융시스템에 미치는 스트레스 정도를 파악할 수 있는 금융스트레스지수(financial stress index) 지수를 제시하였다. 그러나 동 지수는 위기에 대한 조기경보가 아닌 금융시스템의 순환적 변동을 보여주기 위한 목적으로 작성되었다.

이와 관련하여 본고는 크게 두 가지 측면에서 기여를 하였다. 첫째 한국은행 금융안정지수(이하 BOK-FSI)에 비해 금융위기 및 리스크 심화 예측력이 개선된 새로운 지표(이하 FSI)를 개발하였다. 둘째, 동 지표를 이용하여 우리나라의 금융리스크 심화가 향후 실물경제의 하방리스크에 미치는 영향을 실증분석하여 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

1) IMF는 이를 반영하여 금융기관 VaR(Value-at-Risk)를 실물경제에 적용한 GaR(Growth at Risk)을 개발하고 정책에 활용할 것을 회원국에 제안하였다.

2) 한국은행 금융통화위원회 2017년 9월 의사록을 참조하기 바란다.

BOK-FSI와 비교할 때 FSI의 특징은 다음과 같다. 첫째, 국내 금융위기 사례 및 최근의 금융 환경을 고려하여 자산가격 및 신용 정보의 타당성을 고려하였다. 아울러 BOK-FSI에서 과도하게 강조되었던 실물부문 영향력을 축소하여 금융위기 조기경보 능력을 개선하였다. 둘째, 금융여건을 반영하는 금융상황지수와와의 개념 및 역할 구분을 명확히 하였다(이승용·남선우·전현정, 2014; Reinbold and Restrepo-Echavarria, 2017). 셋째, 세부 구성지표를 특성에 따라 분류한 부문별 지수를 시산하고, 이를 종합하는 방식으로 FSI를 작성하여 금융리스크 변동 원인에 대한 평가를 쉽게 하였다. FSI를 시산하기 위해 경제 내 금융리스크를 잘 반영하는 것으로 판단되는 20개 내외의 세부 지표를 선정한 뒤 등분산가중평균 및 동태요인분석 방식 등의 다양한 조합을 통해 FSI를 시산하였다. 또한 Kaminsky and Reinhart(1999) 및 Borio and Drehman(2009)가 제시한 noise-to-signal ratio(이하 NTSR) 방식을 이용하여 동 지수들의 조기경보능력을 평가하였다.

금융리스크 확대에 따른 실물경기 하방리스크 확대 분석은 Adrian et al.(2019a, 2019b)에서 제시한 접근방식을 활용하여 GDP 성장률에 대한 조건부 확률분포를 다중분위회귀(Multiple Quantile Regression)로 추정된 뒤 추정계수의 통계적 유의성 및 분위별 계수 패턴을 분석하는 방식으로 진행하였다. 즉, FSI가 상승할 경우 1~4분기 후 GDP 성장률 확률분포의 하위 분위로 대변되는 좌측 꼬리 부분이 분포의 여타 분위보다 유의적으로 변화하는지를 실증분석하였다.

분석 결과, 금융위기 및 금융리스크 심화기 모두에서 본고가 제시한 FSI의 NTSR이 BOK-FSI보다 크게 낮아 FSI의 조기경보능력이 개선된 것으로 나타났다. 경보시점도 BOK-FSI에 비해 4개월~1년 이상 선행하여 정책적 활용도 또한 개선된 것으로 나타났다. 분위회귀 분석 결과, FSI가 상승할 경우 여타 분위는 뚜렷한 변화가 없으나 0.1 이하의 하위 분위가 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 금융리스크가 심화될 경우 실물경기의 하방리스크 역시 확대됨을 시사하였다. 후자의 결과는 경기 안정화 측면에서 거시건전성정책의 중요성을 함의하고 있다. 따라서 한국의 경우처럼 거시건전성 역할을 가지고 있는 중앙은행의 경우 Kim and Mehrota(2018) 등이 제시한 것과 같이 통화정책과 거시건정성 정책간의 적절한 조합이 정책효율성을 높일 수 있을 것으로 기대된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 금융안정 및 지표와 관련한 기존 연구들을 검토하였다. 제III장에서는 FSI 시산에 사용된 구성지표, 시산방법, 평가방법 등을 설명하였다. 제IV장에서는 시산 결과를 제시하고 실물경기 하방리스크 예측력을 평가하였다. 마지막으로 제V장에서는 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 선행 연구 개관

금융안정은 폭넓은 범위로 정의될 수 있다. 좁게는 금융위기 및 금융시장의 극단적인 변동이 없는 상태로 정의될 수 있다. 넓게는 금융시스템의 역할이 안정적으로 수행되어 경제 전반의 활동이 원활하게 작동하는 상태로 정의할 수 있다. 멕시코 페소 위기, 아시아 외환위기 등을 경험하였던 1990년대에는 주로 좁은 의미에서 외환위기 가능성이 낮은 상태를 금융안정으로 보는 경향이 강하였으나, 2000년대 이후에는 금융안정을 더욱 넓은 의미에서 정의하고 있다. 일례로 ECB(2005)는 금융안정을 “금융중개 · 금융시장 · 금융인프라를 아우르는 금융시스템이 충분히 강건하여 외부 충격 및 금융불균형 발생에도 금융중개 기능을 원활하게 작동시킬 수 있는 상태”로 정의하였다.

어떠한 의미에서든 금융시스템의 불안을 사전에 포착하고 선제적으로 조치하여 금융시장의 안정성을 높이기 위한 노력의 중요성은 항상 강조되어 왔다. 이에 따라 주요국 중앙은행 및 금융당국과 학계는 금융시장의 안정성을 평가할 수 있는 다양한 지표들을 연구했다. 연구 초기에는 금융위기 발생 가능성을 사전에 측정할 수 있는 개별지표를 중점적으로 탐색하였다. Kaminsky, Lizondo, and Reinhart(1998), Kaminsky and Reinhart(1999)는 NTSR 방식을 이용하여 개별지표들의 위기 예측력을 평가한 결과 실질환율, 지분가치(equity valuation), 실질이자율 및 화폐 승수 등이 아시아 외환위기를 앞서 예측하는데 유용하였음을 발견하였다. Borio and Lowe(2002) 역시 Kaminsky et al.(1998) 방식을 이용하여 명목GDP 대비 민간신용에서 HP-필터로 구한 추세를 차감한 신용갭이 금융위기 조기경보 지표 중 가장 우수함을 보였다. IMF(2006)는 기존 연구들을 종합하여 다수의 금융건전성 관련 지표군(Financial Soundness Indicators)을 선정하였으며 Hawkins and Klau(2000), Nelson and Perli(2005), Gray, Merton, and Bodie(2008) 등도 금융시장 압력, 대외취약성 및 은행 시스템 모니터링 지표들을 연구하였다. Gerdrup(2003)은 은행 수 증감, 대차대조표 관련 정보, 금융시장가격 지표 등이 노르웨이의 금융위기 예측에 도움이 됨을 주장하였다. Nelson and Perli(2005), ECB(2005), Van den End(2006) 등은 금융기관 간 상호작용을 고려할 때 금융시장 관련 지표들이 위기 예측에 유용함을 강조하였다. 최근에는 Aikman et al.(2016)이 금융취약성 지표로서 신용갭, 위험선호도, 금융부문 레버지리 및 부채의 유용성을 평가하였다. 분석 결과 신용갭이 금융취약성을 가장 잘 포착하는 것으로 나타났으며, 통화정책의 파급효과도 신용갭 수준에 따라 비선형적임을 실증분석

하여 통화정책 측면에서 금융안정의 중요성을 강조하였다.

이러한 지표들은 개별 금융부문에 대한 모니터링 지표로서는 유효하나, 이를 이용한 금융부문 간 및 실물로부터의 리스크 전이 등에 대한 종합적인 평가는 한계가 있다(White, 2004; ECB, 2005). 이에 따라 여러 지표들을 종합하여 단일지수화 하는 종합지수(Composite Index)의 개발이 활발하게 진행되었다. 90년대에는 종합지수를 이용하여 전통적인 외환위기(currency crisis) 가능성을 조기에 포착하고자 하였다. Calvo, Leiderman, and Reinhart(1993), Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996), Turner and Goldstein(1996), Frankel and Rose(1996), Demirgüç-Kunt and Detragiache(1997) 등이 대표적인 연구들이다. 이들 분석에서는 성장률, 물가 등 거시변수, 은행 유동성, 민간신용 수준 등이 주요 구성지표로 사용이 되었다. Borio and Lowe(2002) 역시 개별지표와 이들을 결합한 종합지수의 조기경보 능력을 평가하였다. Goodhart, Aspachs, Segoviano, Tsomocos, and Zicchino(2006)은 은행부문 수익률 관련 지표 및 부도확률 등이 포함된 일반균형 모형을 설정하여 이를 통해 금융안정성 상황을 평가하는 방법을 제시하였다. Illing and Liu(2003) and Van den End(2006)은 여러 개별 금융지표의 종합지수를 시산하는 구체적 방식을 제시하기도 하였다.

글로벌 금융위기를 경험하면서 금융시스템 리스크에 대한 조기경보 지표의 중요성이 더욱 확대되었다. Aikman et al.(2017)은 44개 개별 지표를 종합한 지수를 산출하고 동 종합지수의 조기경보능력이 Borio and Lowe(2002)가 제시한 민간신용갭보다 우수함을 보였다. Aikman et al.(2017)은 금융안정 평가에 필요한 개별지표들을 제시하고 이들 지표들을 단순평균 하여 산출한 종합지수의 조기경보능력을 평가하였다. 또한 GDP 성장률과 같은 실물 변수에 대한 리스크 예측력 분석도 실시하였다.

Ⅲ. FSI의 구성지표 및 분석 방법

본장에서는 본고에서 제시하는 FSI의 구성지표와 시산방법, 그리고 지수의 적정성 여부를 판별하는 평가방법에 대해 설명한다. 금융안정지수를 개발하기 위해서는 동 지수의 목적을 명확히 해야 한다. 앞서 언급한 바와 같이 금융안정이 폭넓게 정의됨에 따라 금융안정지수가 조기경보하는 대상 및 시점에 대한 기준이 필요하다. 특히, 최근 논의에서는 금융안정지수가 위기뿐만 아니라 국내 금융시장 및 기관의 안정이 크게 저해될 가능성이 있는 상황도 선행적으로 포착해야 함을 강조하고 있다.

이에 따라 본고에서는 좁은 의미에서는 금융위기, 넓은 의미에서는 금융불균형이 심화하는 시점을 평가 대상 기준으로 삼았다. 구체적으로 금융위기 발생 시점은 외환위기는 1997년 말, 글로벌 금융위기는 2008년 말로 설정하였다. 분석기간(1995~2018년) 중 발생한 금융불균형 심화 사건은 신용카드 대란, 유로재정위기, 가계부채 급등 등을 들 수 있다. 신용카드 대란은 엘지카드가 부도위기에 몰렸던 2003년 말을, 유로재정위기는 유로지역의 금융불안에 대응하여 한국은행이 금리를 인하한 2012년 중반을 사건 발생 시점으로 각각 정의하였다. 그러나 2010년대 중반 이후 발생한 가계대출 급등 사건의 경우 구체적 시기를 특정하기 어렵고 이전에도 비슷한 수준으로 가계부채가 급등한 사례가 있어 본고의 평가 기준에서는 배제하였다.

1. 구성지표 선정 기준

FSI가 금융시스템의 불안 및 위기 상황을 시의성 있게 예측하기 위해서는 금융안정 상태를 평가할 수 있는 적절한 구성지표를 먼저 선정해야 한다. 구성지표 선정은 BOK-FSI를 기초로 하였으나 일부 변수들을 구성지표에서 다음과 같이 제외하거나 추가하였다.

첫째, 금융안정을 평가하는 데 있어 실물지표들의 유용성을 재검토하였다. 지수의 목적이 금융안정 평가에 있음에도 불구하고 BOK-FSI에서는 금융안정과 다소 연관성이 낮은 실물변수(7개)가 전체 지표(20개)에서 차지하는 비중이 약 30%이다. 이동진(2019)에 따르면 대표적인 실물지표인 실업률갭과 GDP갭의 변동성은 2000~2008년 중 각각 0.08, 1.96에서 2010년 이후 0.04, 0.72로 절반 아래로 하락하였다. 이러한 실물부문의 변동성 축소를 감안하여 일부 또는 전체 실물변수들을 제외한 후보지수들을 시산하고 이들 지수의 금융위기 예측력을 평가하였다.

둘째, BOK-FSI에서 중요하게 고려되지 않은 자산가격 및 신용 관련 지표를 추가하였다. 선행연구와 비교할 때 BOK-FSI는 금융시장지표의 비중이 상대적으로 높지만, 자산가격 및 신용부문은 크게 반영되지 않았다. 특히 Borio and Lowe(2002) 이후 많은 연구에서 금융안정평가의 핵심 지표로 사용되는 민간신용갭이 BOK-FSI에 포함되지 않아 2010년 이후 가계부채 급증에도 불구하고 지수가 안정적인 모습을 보였다.

셋째, 금융리스크 평가 및 조기경보라는 금융안정지수 본연의 기능을 강화하는 방향으로 세부지표를 계산하였다. 예를 들어, 추세적으로 상승하는 경향이 있는 자산가격, 신용 등의 경우 장기추세로부터의 갭 형태로 지수에 반영하여 과도한 누적여부에 따라

위기 시그널을 발생시키도록 설정하였다.

2. 구성지표 선정

FSI에서는 세부 구성지표를 금융기관, 자산가격, 금융시장, 신용 및 실물 부문의 다섯 개 블록으로 분류하였다.

먼저 금융기관 블록 지표로는 은행의 외채비중³⁾과 금융기관의 비체계적 위험⁴⁾을 사용하였다. BOK-FSI의 경우 금융기관 블록에 은행의 외채비중, 가계 및 기업 연체율, 은행 CDS 프리미엄 등의 지표를 사용하였다. 은행 CDS 프리미엄은 시계열이 짧고 글로벌 금융위기 이후 금융리스크에 민감하게 반응하지 못하는 등의 문제점이 제기되어 FSI에서는 이를 금융기관의 비체계적 위험으로 대체하였다.⁵⁾ 가계 및 기업 연체율도 시계열이 짧고 공표시차가 있어 지수 산출시 추정치를 사용해야 되어 구성에서 제외하였다.

<Figure A-1>의 (a)는 은행의 외채비중과 금융업 비체계적 위험의 추이를 보여주고 있다. 외채비중은 외환위기 및 글로벌 금융위기를 1~2년 앞두고 크게 상승하는 모습을 보여 동 지표가 금융위기에 대한 조기경보에 유용함을 시사하고 있다. 금융불균형 심화기의 경우 외채비중이 유로재정위기(2012년)를 앞서 소폭 상승하는 모습을 보였으나, 외채가 금융불안 요인으로 직접 작용하지 않은 신용카드 대란(2003년) 시에는 별다른 움직임을 보이지 않았다. 금융업 비체계적 위험은 외환위기 시에 상승 폭이 제한적인 모습을 보이며 등락하다가 2000년 5월과 글로벌 금융위기 시점에 급등하였다. 외환위기에 대한 금융권 베타의 설명력이 낮은 점을 감안하여 구성 지표군을 금융업 베타가 포함된 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어 동 변수의 위기 예측력을 비교·분석하였다.

자산가격 지표로는 주택매매가격지수와 종합주가지수를 사용하였다. BOK-FSI에는 두 지표 중 주가지수 하락률만 반영되어있다. 글로벌 금융위기의 주된 원인이 미국의 주택가격 및 주가 버블이었다는 점을 생각하면 두 자산가격 변수는 금융안정 평가에 충분히 유용한 것으로 판단된다. 본고에서는 이를 동 변수의 로그값에서 HP-필터로 추정한

3) 외채비중은 은행의 외화부채 총합을 부채총합으로 나눈 값이며, 금융기관경영분석시스템(FAIRS)를 통해 입수하였다.

4) 금융업 비체계적 위험은 $\sigma_\epsilon = \sqrt{(1-\rho^2)\sigma_B^2}$ (σ_B^2 은 금융업지수 변동성, ρ 는 금융업지수 수익률과 코스피 수익률과의 상관계수)로 정의되고, 한국거래소 데이터를 사용하여 산산하였다.

5) 또한 BOK-FSI에는 은행 CDS 스프레드와 우리나라 CDS 스프레드가 모두 포함되어 있으나 두 변수의 유사성이 상당히 높아 본고에서는 두 CDS 스프레드를 모두 제외하였다.

추세를 제거한 갭률의 형태로 구성지표에 반영하였다. 장기추세로부터의 큰 폭의 자산가격 이탈은 금융불균형 심화를 의미하며 FSI의 상승요인으로 작용한다.

<Figure A-1> (b)는 자산가격갭률의 추이를 보여주고 있다. 주택가격갭률은 외환위기 등 네 번의 금융시스템 불안이 발생하기에 앞서 모두 상승하는 것으로 나타나 우리나라 금융불균형의 주된 원인 중 하나로 판단된다. 반면 주식가격갭률의 경우 다소 상이한 흐름을 보여 왔다. 글로벌 금융위기나 신용카드 대란, 유로재정위기 등 주요 위기 1년~1년6개월 이전에는 갭률이 상승하다가 다시 크게 하락하는 모습을 보이고 있다. 이를 고려하면 주가지수 갭이 1년 이상의 선행성을 가지고 있다고 판단할 수도 있으나, 유사한 폭의 갭률 상승이 금융위기 이외에도 수차례 발생하고 있어 일관성 측면에서 항상 선행한다고 판단하기는 어렵다.

금융시장 블록에는 BOK-FSI와 동일하게 신용스프레드, 장단기 스프레드, KOSPI 변동성, 원/달러 환율 변동성, 외환시장 압력지수가 포함되었다. 여타 금융안정지수에서도 유사한 지표를 사용하고 있다. 신용스프레드는 AA- 회사채 수익률과 국고채 수익률 간 차이(3년)을 사용하였고, 장단기 스프레드는 국고채 3년물과 1년물 간 차이를 사용하였다. KOSPI 변동성은 KOSPI 수익률 30일 이동평균의 표준편차를 사용하였다.

<Figure A-1> (c)~(g)는 금융시장 지표들의 시계열 추이를 보여주고 있다. 5개 지표 모두 외환위기 및 글로벌 금융위기 기간에 큰 폭으로 상승하여 금융위기기에 대한 민감도가 매우 높았다. 다만 지표 대부분이 위기 1~2개월을 전후하여 급등했기에 조기정보능력은 높지 않은 편이다. 한편 유로재정위기 및 신용카드 대란 등 금융리스크 심화기에는 코스피 변동성을 제외하고는 뚜렷한 움직임을 보이지 않았다.

신용 블록에는 명목 GDP 대비 가계 및 기업부채, 단기외채 비율이 포함되었다. BOK-FSI는 가계의 신용위험을 평가하기 위해 시중은행을 대상으로 한 가계부채 신용위험 서베이 결과인 가계신용위험지수를 가계 블록에 반영하고 있다. 그러나 가계신용위험 지수는 전망치와 실적치 간 차가 크고, 가계부채 증가세를 적절히 반영하지 못하는 것으로 보여 이를 명목 GDP 대비 가계부채 비율로 대체하였다. 명목 GDP 대비 가계 및 기업부채 비율 모두 자산가격과 마찬가지로 HP-필터를 이용하여 시산한 장기추세로부터의 갭률을 지표로 사용하였다.

<Figure A-1> (h)는 가계 및 기업 부채 갭률의 추이를 보여주고 있다. 가계부채 갭률을 보면 가계부채 수준이 외환위기 및 신용카드 대란에 앞서 장기추세를 크게 상회하였다. 글로벌 금융위기와 유로재정위기 때도 가계부채가 장기추세를 상회하였으나

증가폭은 제한적이었다. 기업부채는 외환위기, 신용카드 대란, 글로벌 금융위기에 앞서 장기추세를 크게 상회하였다. 외환위기 때는 위기 발생 이후에도 기업부채비율이 한동안 상승세를 지속하였다. 이는 외환위기 때 GDP가 큰 폭 하락한 가운데 기업부채는 기업회생 및 파산으로 감소가 크지 않았음에 기인한 것으로 분석된다.

실물 블록은 BOK-FSI 내 실물변수인 경기동행지수 하락률, 경상수지/GDP 비율, 실업률, 기업경기 실사지수(BSI) 및 소비자심리지수(CSI)를 포함한다. 실물변수가 금융 안정지수의 위기 예측력 제고에 도움이 되는지 평가하기 위해 실물 블록 내 일부 또는 전체를 포함한 금융안정지수와 그렇지 않은 지수의 예측력을 비교분석 하였다.

3. 지수 시산 방법

지수 시산 방법론으로는 크게 동태요인 분석 방식과 BOK-FSI 방식인 등분산 방식을 사용하였다. 모든 구성지표에 동일한 방법을 적용하여 단일 지수를 시산하거나, 블록별 지수를 시산한 다음 이를 다시 종합하여 단일 지수화(2단계 시산법)하는 방법을 추가로 사용하였다. 즉, 후보지수 시산 방법은 총 네 가지 방식이 있다. 우선 동태요인 분석은 다음과 같이 정의하였다.⁶⁾

$$y_{i,t} = \beta_i FSI_t^{DFA} + \epsilon_{i,t}, \quad FSI_t^{DFA} = \sum_{j=1}^p \phi_j FSI_{t-j}^{DFA} + \nu_t^f \quad (1)$$

$$\epsilon_{i,t} = \sum_{j=1}^q \rho_j \epsilon_{i,t-j} + \nu_{i,t}, \quad \nu_{i,t} \sim iid(0, \sigma_i^2)$$

여기서 y_{it} 는 후보지수의 구성지표, FSI_t^{DFA} 는 동태요인분석 후보지수이며 $\epsilon_{i,t}$, ν_t^f , $\nu_{i,t}$ 는 오차항이다. 등분산 방식은 다음과 같이 정의된다.

- 6) 동태요인 모형의 추정에는 상태공간모형을 이용하는 방식(1세대), 주성분 분석을 이용하는 방식(2세대) 및 두 방식을 결합하는 방식(3세대)이 있다. 본 연구와 같이 변수의 수가 상대적으로 적을 경우 $n \rightarrow \infty$ 를 가정하는 2세대 및 3세대 동태요인 분석 방식은 일치성 조건이 만족되지 않는 문제가 있다. 이에 따라 본고는 1세대 방식을 이용하여 추정하였다. 다만 상태공간 모형의 추정을 최우추정법(MLE)로 할 경우 종종 식 (1)의 β_i 가 직관과 어긋나는 부호를 가지게 되어 지수 자체가 직관과 괴리가 생기는 경우가 발생한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본고는 베이지언 방식으로 추정하였다. β_i 및 ϕ_i 의 prior 분포로 gamma 분포를 사용하여 계수의 부호가 직관에 부합하도록 설정하였다. β_i 의 prior 평균은 0.5, ϕ_i 의 prior 평균은 0.7로 일관되게 설정하였으며 표준편차는 모두 inverse gamma 분포를 prior로 사용하였다. 모든 추정 파라미터의 prior 표준편차는 일관되게 0.2로 설정하였다.

$$FSI_t^{AVG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t}^*, \quad y_{i,t}^* = \frac{(y_{i,t} - \bar{y}_i)}{s_i} \quad (2)$$

여기서 \bar{y}_i 와 s_i 는 각각 $y_{i,t}$ 의 표본평균과 표본표준편차이다. 한편 2단계 동태요인 추정법은 다음과 같이 시산된다.

$$1\text{단계: } y_{i,t}^b = \beta_i^b fsi_t^b + \epsilon_{i,t}^b, \quad fsi_t^b = \sum_{j=1}^p \phi_j^b fsi_{t-j}^b + \nu_t^{f,b}, \quad b=1, \dots, 5 \quad (3)$$

$$\epsilon_{i,t}^b = \sum_{j=1}^q \rho_j^b \epsilon_{i,t-j}^b + \nu_{i,t}^b, \quad \nu_{i,t}^b \sim iid(0, \sigma_i^{b2})$$

$$2\text{단계: } fsi_{i,t}^b = \beta_i fsi_t^{B,DFA} + \epsilon_{i,t}^b, \quad fsi_t^{B,DFA} = \sum_{j=1}^p \phi_j fsi_{t-j}^{B,DFA} + \nu_t^f, \quad b=1, \dots, 5 \quad (4)$$

$$\epsilon_{i,t}^b = \sum_{j=1}^q \rho_j \epsilon_{i,t-j}^b + \nu_{i,t}^b, \quad \nu_{i,t}^b \sim iid(0, \sigma_i^2)$$

여기서 $y_{i,t}^b$, fsi_t^b 는 각각 b 블록의 구성지표와 블록별 지수이고 $FSI_t^{B,DFA}$ 는 블록별 지수를 종합한 최종 후보지수이다. 즉, 1단계에서는 금융기관, 자산가격, 금융시장, 신용 및 실물 부문의 다섯 개 블록에 대해서 각각 동태요인 모형을 이용하여 블록별 지수(fsi_t^b)를 시산한다. 2단계에서는 1단계에서 시산된 다섯 개 블록별 지수로부터 동태요인모형을 통해 최종 후보지수($FSI_t^{B,DFA}$)를 시산하는 방식이다. 이 경우 금융리스크 상황을 각 블록별로 평가할 수 있음에 따라 금융시스템 리스크에 대한 스토리텔링이 용의하다는 추가적인 이점이 있다. 한편, 2단계 등분산 방식을 이용한 후보지수($FSI_t^{B,AVG}$)는 다음과 같이 정의된다.

$$1\text{단계: } fsi_t^{b,AVG} = \frac{1}{N^b} \sum_{i=1}^{N^b} y_{i,t}^{b*} \quad (5)$$

$$2\text{단계: } FSI_t^{B,AVG} = \frac{1}{5} \sum_{b=1}^5 fsi_t^{b,AVG} \quad (6)$$

여기서 $y_{i,t}^{b*}$ 는 b 블록의 구성지표를 표준정규화한 값이다. FSI_t^{AVG} 와 $FSI_t^{B,AVG}$ 는 모두 구성지표들의 표준편차를 이용한 가중평균이라는 점에서는 동일하다. 그러나 FSI_t^{AVG} 는

표준정규화된 구성지표들이 최종 후보지수에 동일한 영향을 주는 반면 $FSI_t^{B,AVG}$ 는 지표가 아닌 개별 블록이 최종 후보지수에 동일한 영향력을 행사하도록 구성된 점이 다르다. 예를 들어 금융시장 블록지수는 6개 구성지표로 구성되나, 자산가격 및 금융기관 블록지수는 2개의 구성지표만 있다. 이에 따라 FSI_t^{AVG} 는 표준편차로 조정된 금융시장 및 자산가격 블록 내 구성변수가 최종 후보지수에 동일하게 영향을 미친다. 반면 $FSI_t^{B,AVG}$ 는 금융시장 블록의 구성지표는 시장가격 블록의 구성지표보다 최종 후보지수에 미치는 영향이 작다.

4. 지표 위기 예측력 평가 방법

지수 산출에 사용한 지표는 1995년 6월 이후 월별 데이터를 사용하였다. GDP, 가계부채, 기업부채 등 분기 데이터는 cubic spline 방식을 통해 월별 데이터로 변환하였으며, 이들의 공표시차를 감안하여 2개월의 시차를 두고 금융안정지수에 반영하였다.⁷⁾

지표 선정의 적정성을 평가하기 위해 12개의 지표군 조합을 설정하였다. <Table 1>에 나타나듯이 먼저 전체 지표를 크게 금융업 비체계적 위험을 포함한 경우와 제외한 경우로 구분하였다. 이를 기초로 실물변수 등 활용성이 낮은 변수들을 순차적으로 제거하는 방식으로 지표군을 추가하였다. 총 12개의 지표군 조합에 대해 각각 4개의 시산방식을 적용하여 총 48개의 후보지수를 시산한 뒤 각 지수의 위기 예측력을 평가했다.

본고에서의 유효성 평가는 Borio et al.(2007)의 NTSR 방법을 사용하여 표본외(out-of-sample) NTSR을 교차분석(cross-validation)하는 방식으로 진행하였다.⁸⁾ NTSR은 1종 오류와 2종 오류를 최소화 시키는 방법의 하나로 아래와 같이 정의된다.

7) 본고에서는 전체 샘플을 사용하여 HP-필터로 추세치를 제거했다. 이는 데이터 수집 한계로 인해 구성지표의 시계열이 1995년 6월부터 가용한 데 기인한다. 외환위기나 신용카드 대란 등에서 실시간 지수를 복원할 경우 샘플수가 충분치 않아 Hamilton(2017)이 지적한 소표본에서의 편이 문제가 심각할 수 있기 때문이다. 아울러 Drehman and Yetman(2017)이 10년 이상의 자료에 대해서는 HP-필터 사용을 제안하고 있음을 고려하여 글로벌 금융위기 1년 이전까지의 기간에 대해서는 1995~2007년 자료를 이용하여 HP-필터를 시산하고 이후 자료에 대해서는 해당 기간의 자료만을 이용하여 시산하는 방식도 추가로 분석하여 HP-필터 추정의 불확실성 문제도 검토하였으나 NTSR이 다소 상승하는 것 외에는 결과에 차이가 없었다. 실시간 HP-필터를 사용한 결과는 저자를 통해 제공받을 수 있다.

8) in-sample을 판단함에 있어 각 지표별 공표시차는 반영되지 않았다. 또한 HP-필터를 전체표본을 대상으로 하였으므로 엄밀한 의미에서는 out-of-sample 결과가 아니라고 할 수 있다.

$$NTSR = \frac{T_2}{1 - T_1} I_{[T_1 < \tau_0]} \quad (7)$$

여기서 T_1 , T_2 는 각각 1종 오류와 2종 오류로서, 1종 오류란 금융위기 발생에도 불구하고 경고 시그널을 주지 못하는 오류를 의미하고 2종 오류란 금융위기가 일어나지 않음에도 위기 경고 시그널을 보내는 오류를 의미한다. $I_{[T_1 < \tau_0]}$ 는 위기 시점을 앞두고 경보를 발생할 확률 $(1 - T_1)$ 이 특정 수준 $(1 - \tau_0)$ 이상이 되어야 함을 의미한다.⁹⁾ 즉, 위기 조기경보 확률의 최저 임계치를 $1 - \tau_0$ 으로 제약한다는 것으로 해석할 수 있다.

<Table 1> Indicator Groups

<Table 1> represents the definition of different model set-ups based on the group of variables that are used to estimate FSI. We consider various combinations of variables and seek for the best combination that have best early warning power for the financial crisis and the heightened financial risks. Specifically we evaluate whether the variables newly added to the BOK-FSI, such as non-systematic financial risk, credit variables, and asset prices, increase the early warning powers.

	Including non-systematic financial risks	Excluding non-systematic financial risks
All variables	Model I-0	Model II-0
Excluding household and corporate debt ratios	Model I-1	Model II-1
Excluding short-term foreign debt and current account-to-GDP ratio	Model I-2	Model II-2
Excluding household and corporate debt ratios, short-term foreign debt, and current account-to-GDP ratio	Model I-3	Model II-3
Excluding the asset price block	Model I-4	Model II-4
Excluding all variables listed above	Model I-5	Model II-5

금융안정지수가 금융위기에 대한 경보를 보내기 위해서는 지수가 특정 임계치를 초과할 경우 위기 상황을 경고하는 시그널을 발생할 수 있어야 한다. 낮은 단계인 1단계 경고 시그널은 금융시스템의 리스크가 심화될 가능성을 경고하는 것이며, 높은 단계인 2단계 경고 시그널은 금융위기 가능성을 경고하는 것이다.¹⁰⁾ 본고는 위기 발생 시점부터 12개월 이전까지 위기 시그널을 발생하지 않으면 1종 오류가 발생한 것으로 판단하였으며,

9) $I_{[]}$ 는 지표함수(indicator function)이다.

10) 앞서 언급한 바와 같이 리스크 경보는 카드사태와 유로재정위기에, 위기경보는 외환위기와 글로벌 금융위기에 발생하는 것으로 설정했다.

위기 전후 12개월의 기간을 제외한 기간에 위기 시그널을 발생한 달에 대해 2종 오류가 발생한 것으로 판단하였다. 1종 오류의 상한인 τ_0 는 금융위기의 경우 30%로 설정하였고 금융시스템 리스크 심화의 경우 60%로 설정하였다.¹¹⁾

후보지수에 대한 구체적인 평가방법은 다음과 같다. 첫째, 표본 외(out-of-sample) 분석을 통해 1997년 1월부터 월별로 금융안정지수를 시산하였다. 즉, 1997년 1월 금융안정지수는 1995년 6월~1997년 1월 기간의 자료를 통해 시산한 수치이며, 1997년 2월 금융안정지수는 1995년 6월~1997년 2월 기간의 자료를 통해 시산하게 된다. 48개의 후보지수 별로 1997년 1월부터 2018.12월까지의 금융안정지수를 복원하였다. 둘째, 특정 임계치를 기준으로 48개 후보지수가 각각 매월 위기발생 경고 시그널을 발생하느냐의 여부를 점검한다. 셋째, 둘째 결과를 토대로 1종 오류와 2종 오류를 계산하여 NTSR을 시산한다. 넷째, 48개의 지수별로 NTSR을 최소화 하는 임계치를 도출하고 이를 비교 분석한다.

한편 FSI와 BOK-FSI를 비교·평가하기 위해 BOK-FSI에 대해서도 동일한 기준으로 NTSR을 시산하였다. 다만 BOK-FSI의 일부 구성지표의 경우 공개된 시계열이 짧아 지수를 시산할 수 없었다. 이에 따라 BOK-FSI는 금융안정회의 보도자료(2019년 9월)에 공개된 지수를 그대로 사용하였다. 즉, FSI에서는 표본외 NTSR을 시산한 대신 BOK-FSI에서는 표본내(in-sample) NTSR을 시산하였다.

5. 실물경기 리스크 예측력 평가 방법

금융위기나 금융불균형 심화에 대한 조기경보지수가 필요한 이유는 금융불안이 경제전반의 불확실성을 확대시키고, 효율적인 자금흐름을 제약함으로써 실물경기의 심각한 위축을 가져올 수 있기 때문이다. 따라서 금융안정지수는 실물경기의 하방리스크에 대한 조기경보능력을 가질 때 그 유용성이 배가된다고 할 수 있다. 본절에서는 FSI가 실물경기의 하방리스크에 대한 예측력을 갖는지에 대한 여부를 Adrian et al.(2019a), Prasad et al.(2019) 등의 다중분위 예측모형 방식을 이용하여 평가하였다. 동 방식은 미래 GDP

11) 금융위기의 상한은 Borio and Drehmann(2007)의 40%보다 높은 수준이나 금융위기 발생 1년 이내에서의 정보를 내리지 않을 확률이 40%에 육박할 경우 조기경보능력이나 신뢰성이 다소 낮다는 판단하에 보다 강한 제약을 부가하였다. 또한 지표의 강건성 검정을 위해 Borio and Drehmann.(2007)의 $\tau_0(40\%)$ 에 대해서도 분석하였으나 결과는 동일하였다. 40% 결과는 저자를 통해 얻을 수 있다.

성장률의 조건부 확률분포를 다중분위회귀식을 통해 추정하고 회귀계수의 통계적 유의성을 통해 GDP 성장률의 리스크에 대한 예측력을 평가하는 방식이다. 구체적으로 $q_{t+h,t}^\alpha$ 가 t시점의 정보를 조건으로 한 GDP 성장률 g_{t+h} 의 조건부 α 분위라 할 때 $q_{t+h,t}^\alpha$ 는 다음을 만족하게 된다.

$$\Pr(g_{t+h} < q_{t+h,t}^\alpha | \text{ohm}_t) = \alpha, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (8)$$

또는 g_{t+h} 의 누적확률분포함수 $F(\cdot)$ 가 연속적이라면

$$q_{t+h,t}^\alpha = F^{-1}(\alpha | \Omega_t) \quad (9)$$

여기서 Ω_t 는 t시점에서의 정보집합을 의미한다. 조건부 분위회귀는 정보변수가 조건부 기댓값에 대해서만 예측력을 가지는 것이 아니라 하방리스크 또는 상방리스크 등 확률분포함수의 분위수에 대해서도 예측력을 가지고 있을 때 유용한 방식이다. 본고의 목적이 구체적인 예측모형을 개발하는 데 있는 것이 아니라 성장률 리스크에 대한 FSI_t 의 예측능력을 평가하는 데 있으므로 정보변수 집합은 $\{g_t, FSI_t\}$ 및 $\{FSI_t\}$ 로 설정하고 아래와 같은 두 개의 분위회귀식을 추정하였다.

$$\text{회귀모형 I: } q_{t+h,t}^\alpha = c^\alpha + \beta^\alpha FSI_t \quad (10)$$

$$\text{회귀모형 II: } q_{t+h,t}^\alpha = c^\alpha + \beta^\alpha FSI_t + \gamma^\alpha g_t \quad (11)$$

여기서 β^α 가 α 값에 따라 유의적으로 변한다면 FSI_t 가 변할 경우 미래 성장률의 확률분포 형태도 변화하여 미래 성장률의 상방 또는 하방리스크 구조가 변하게 된다. β^α 가 모든 α 수준에서 유사한 값을 가진다면 성장률 분포의 중심값은 변동하나 확률분포함수의 형태, 즉 리스크 구조에는 변동이 없음을 의미한다. 반면 β^α 가 모든 α 수준에서 통계적 유의성이 없다면 FSI_t 는 미래 성장률에 대한 정보가 없음을 함의한다.

β^α 의 부호는 FSI_t 변화에 따른 확률분포의 구체적인 변화형태를 나타낸다. 예를 들어, 중위값을 분포의 중심치라고 볼 때 특정 분위(α)에서의 β^α 가 $\beta^{0.5}$ 보다 작다면 해당 분위값이 중심보다 더 좌측으로 이동하게 됨을, β^α 가 $\beta^{0.5}$ 보다 크다면 해당 분위값이

중심보다 더 우측으로 이동하게 됨을 각각 의미한다. 여기서 하위 분위가 좌측으로 이동하는 것은 중심에서 멀어지는 것이므로 하방리스크의 확대를, 상위 분위가 좌측으로 이동하는 것은 중심에 더욱 가까워지는 것이므로 상방 리스크의 축소를 의미한다. 우측으로의 이동은 그 반대로 해석할 수 있다. 따라서 하위 분위와 상위 분위에서의 회귀 계수를 각각 중위 회귀계수와 비교하면 상방 및 하방리스크의 확대, 축소 여부를 평가할 수 있다. 예를 들어, 하위 분위($\alpha < 0.5$)의 β^α 가 중위값보다 작게 되는 경우($\beta^\alpha - \beta^{0.5} < 0$) FSI_t 가 증가 시 하위 분위값이 중심값에서 더 좌측으로 이동하게 되므로 분포의 좌측 꼬리가 길어지므로 GDP 성장률의 하방리스크가 확대되는 것으로 해석할 수 있다. 반면 상위 분위($\alpha > 0.5$)의 β^α 가 중위값보다 작게 되면($\beta^\alpha - \beta^{0.5} < 0$) 분포의 우측 꼬리가 더 짧아져 GDP 성장률의 상방 리스크는 축소되는 식이다.

IV. 분석 결과

1. 지표 조합군 및 분석방법 간 위기 예측력 비교

<Table 2>는 등분산 방식으로 추정한 지수들의 표본외 NTSR 최소값 시산 결과를 보여주고 있다. 전반적으로 실물부문이 제거된 모형이 실물을 포함한 모형보다 NTSR 최소값이 작았다. 따라서 실물부문의 정보는 위기 및 리스크 예측에 크게 기여하지 못하는 것으로 분석되었다. 실물이 금융보다 후행적임을 고려할 때 실물변수들의 금융안정 조기경보 기능이 부족하기 때문으로 여겨진다. 또한, 대부분 FSI^{AVG} 보다 $FSI^{B,AVG}$ 의 NTSR 최소값이 작은 것으로 나타나, 2단계 시산법으로 산출한 지수의 조기경보능력이 우수한 것으로 나타났다.

지표군 중에서는 금융업 비체계적 위험과 신용지표를 제외한 II-1 지표군이 전반적으로 NTSR 최소값이 작아 금융위기 및 리스크의 예측력이 우수한 것으로 나타났다. 금융업 비체계적 위험은 <Figure A-1>에서 살펴본 바와 같이 외환위기 기간에는 시장위험의 영향이 커 상승 폭이 제한적이었고 외환위기 발생 1~2년 후에서야 급등하여 FSI 예측력 제고에 기여하지 못하는 것으로 분석된다. 신용지표의 경우 지표를 구성하는 부채 및 GDP 모두 분기 지표를 월별화 하였다는 점과 공표시차로 인해 여타지수에 비해 2개월 시차를 두고 반영되었다는 점이 조기경보력 개선에 기여하지 못한 주 요인으로 판단된다.

다만 Borio and Lowe(2002)의 분석결과나 BIS 권고사항을 볼 때 부채비율의 조기 경보력이 낮다기 보다는 월별지표로 구성된 금융안정지수와 분기 부채비율 지표를 상호 보완적으로 활용하는 것이 타당하다고 판단된다. 반면, 자산가격을 포함한 지수들의 NTSR 최소값은

<Table 2> Minimum NTSRs using EWVA by Indicator Groups

<Table 2> represents the results of minimum noise-to-signal-ratio(NTSR)s defined in Equation (7) of FSI using the equal weight variance average (EWVA) method as is defined in Equations (2) and (6). Indicator groups are defined in <Table 1>. We use two different methods; the first is, after standardizing all variables, all the variables are averaged at each period as in Equation (2), which is denoted by FSI^{AVG} , the second is a two-step method where the variables in each block are averaged in the first step as is defined in Equation (5), and, in the second step the averaged five variables in the first step are averaged again. FSI based on the two-step method is denoted by $FSI^{B,AVG}$. Crises includes Asian Financial Crisis in 1997 and the Global Financial Crisis in 2008. Risk incidents cover the credit card crisis in 2003~2004 and the Euro debt crisis in 2012.

	Indicator Groups	Including Real Variables		Excluding Real Variables	
		FSI^{AVG}	FSI^{RAVG}	FSI^{AVG}	FSI^{RAVG}
Crisis Signal	I-0	0.094	0.106	0.049	0.081
	I-1	0.106	0.031	0.023	0.022
	I-2	0.324	0.156	0.174	0.106
	I-3	0.268	0.162	0.118	0.106
	I-4	0.143	0.137	0.041	0.062
	I-5	NA	NA	NA	0.212
	II-0	0.074	0.074	0.031	0.024
	II-1	0.056	0.026	0.000	0.012
	II-2	0.262	0.114	0.143	0.099
	II-3	0.262	0.124	0.106	0.018
	II-4	0.106	0.043	0.025	0.014
	II-5	NA	NA	0.112	0.220
BOK-FSI: 0.112					
Risk Signal	I-0	0.111	0.059	0.053	0.056
	I-1	0.190	0.015	0.028	0.014
	I-2	0.264	0.042	0.059	0.042
	I-3	0.417	0.083	0.132	0.042
	I-4	0.205	0.146	0.044	0.070
	I-5	NA	0.454	0.337	0.264
	II-0	0.088	0.044	0.041	0.030
	II-1	0.103	0.015	0.013	0.013
	II-2	0.249	0.056	0.059	0.044
	II-3	0.431	0.058	0.167	0.028
	II-4	0.195	0.015	0.014	0.011
	II-5	NA	0.228	0.220	0.103
BOK-FSI: 0.220					

Note: 1) NA denotes the case if the index does not meet the minimum thresholds for signalling financial crises and risks (60% and 30%, respectively)

상대적으로 낮아 신규 추가한 부동산 가격지표가 FSI의 예측력을 개선시켰다고 볼 수 있다.¹²⁾ 전국주택매매가격지수 대신 경기 민감도가 높은 서울시 아파트 매매가격지수도 사용하여 보았으나 NTSR 결과는 동일하였다.

한편, FSI의 금융위기 및 리스크 경보 능력은 BOK-FSI보다 크게 개선된 것으로

<Table 3> Minimum NTSRs by Indicator Groups derived from Dynamic Factor Analysis

<Table 3> represents the results of minimum noise-to-signal-ratio(NTSR)s defined in Equation (7) of FSI's using the dynamic factor analysis method as is defined in Equations (1) and (4). Indicator groups are defined in <Table 1>. We use two different methods; the first is that common factors from each block are derived from dynamic factor models as in Equation (1), which is denoted by FSI^{DFA} , the second is a two-step method where the common factors in each block are derived in the first step as is defined in Equation (3), and, in the second step the averaged five variables in the first step are averaged again. FSI based on the two-step method is denoted by $FSI^{B,DFA}$. Crises includes Asian Financial Crisis in 1997 and the Global Financial Crisis in 2008. Risk incidents cover the credit card crisis in 2003~2004 and the Euro debt crisis in 2012.

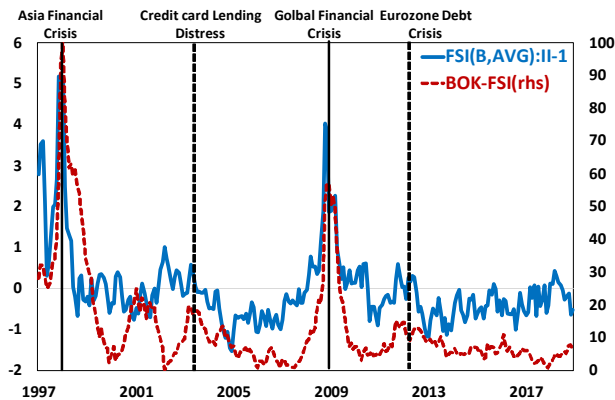
Indicator Group	Including Real Variables		Excluding Real Variables		
	FSI^{DFA}	$FSI^{B,DFA}$	FSI^{DFA}	$FSI^{B,DFA}$	
Crisis Signal	I-0	0.025	0.043	0.031	0.087
	I-1	0.025	0.006	0.037	0.000
	I-2	0.025	0.043	0.049	0.124
	I-3	0.012	0.007	0.019	0.075
	I-4	0.025	0.075	0.038	0.143
	II-0	0.025	0.069	0.029	0.068
	II-1	0.025	0.006	0.037	0.000
	II-2	0.025	0.069	0.049	0.124
	II-3	0.025	0.000	0.049	0.043
	II-4	0.025	0.013	0.038	0.106
BOK-FSI: 0.112					
Risk Signal	I-0	0.029	0.044	0.043	0.059
	I-1	0.029	0.014	0.058	0.028
	I-2	0.029	0.044	0.088	0.073
	I-3	0.015	0.014	0.015	0.013
	I-4	0.029	0.028	0.059	0.106
	II-0	0.029	0.028	0.042	0.059
	II-1	0.029	0.011	0.059	0.012
	II-2	0.029	0.029	0.088	0.059
	II-3	0.029	0.014	0.088	0.056
	II-4	0.029	0.010	0.059	0.013
BOK-FSI: 0.220					

12) 종합주가지수를 포함한 결과는 <부록>의 <Table A-2>에 표시되어 있으나 주가지수갭률이 조기경보 능력을 개선시키지는 확실치 않은 것으로 나타났다.

나타났다. II-1 지표군의 금융위기에 대한 NTSR 최소값은 0.012로 BOK-FSI의 0.112보다 크게 낮았다. 신용카드 대란 및 유로재정위기까지 포괄하는 리스크 심화 경보에 대한 NTSR 최소값도 II-1 지표군은 0.013으로 BOK-FSI의 0.220보다 크게 낮은 수준을 시현하였다.

<Table 3>은 동태요인 분석 방식을 이용한 NTSR 최소값 시산 결과를 보여주고 있는데 등분산 방식과 마찬가지로 금융업 비체계적 위험과 신용지표를 제외한 II-1 지표군이 전반적으로 우수한 조기경보능력을 보였다¹³⁾. 등분산 방식 결과와 비교해 보았을 때 전반적으로 동태요인분석 방식의 NTSR 최소값이 금융위기 및 금융리스크 측면 모두에서 작은 것으로 나타나 동태요인 분석 방식의 위기 예측력이 다소 우수한 것으로 판단된다. 다만 등분산 방식의 경우 FSI를 각 금융블록별로 분해하여 금융불안의 원인에 대한 분석이 가능하다는 점에서 여전히 유용성을 가지고 있다. 또한, 부문별 요인을 1차로 시산한 뒤 다시 이를 종합하는 2단계 시산 방식이 더 우수한 것으로 나타났다. 다만 1단계 시산 방식은 변수 선정에 따른 변동이 크지 않으나 2단계 시산 방식은 변수 선정의 민감도가 더 큰 차이가 있다. 본고의 결과는 BOK-FSI와 같이 전체 표본기간을 통해 HP-필터를 시산한 결과이다.

<Figure 1> Financial Stability Index



Note: 1) Asian Financial Crisis and Global Financial Crisis match Nov. 1997 and Nov. 2008, respectively.
 2) Credit Card Crisis matches Nov. 2003 when LG credit card company terminated its business.
 Euro Crisis matches Jul. 2012 when the BOK cut the policy rate owing to external financial turmoils.

13) 등분산 방식에서 조기경보능력이 부족하였던 II-5 지표군은 결과에서 제외하였다.

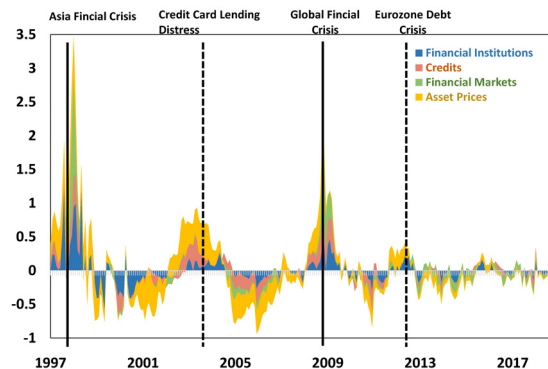
2. FSI 추이

<Figure 1>은 조기경보력이 가장 우수한 $FSI^{B,DFA}$ 모형 II-1의 추이를 보여준다. BOK-FSI와 비교할 때 FSI는 외환위기 및 글로벌 금융위기 기간 BOK-FSI보다 앞서 상승을 시작하는 등 금융위기에 대한 선행성이 더 뛰어남을 알 수 있다. 특히, FSI는 글로벌 금융위기에 앞서 2008년 5~6월경부터 위기경보 시그널을 제시하였다. 아울러 FSI는 2006년부터 상승세로 전환되어 리스크 발생 가능성에 대한 지속적인 관찰이 필요한 것으로 판단하였다.

BOK-FSI는 신용카드 대란 및 유로재정위기 시에도 낮은 수준이 유지되어 금융 시스템 리스크 확대에 대한 시그널을 전혀 발생하지 않았다. 반면, FSI는 모두 약 1년의 시차를 두고 상승하는 모습을 보여 충격의 수준이 위기 시보다 상대적으로 약한 금융리스크 심화기에도 조기경보능력이 뛰어난 것으로 나타났다.

<Figure 2> Contribution of $FSI^{B,AVG}$ by Indicator Blocks

<Figure 2> represents the decomposition of the FSI based on Model II-0 without real variables and using equal weight variance method. That is, for example, the yellow area in the graph represents the portion of asset prices block in the $FSI^{B,AVG}$. The reason why we provide the EWVA based II-0 results even though DFA based II-1 has the best early warning power is because DFA cannot provide the decomposition of the factor by construction and EWVA II-1 is simply obtained if one eliminates the credit block from II-0. The solid vertical lines represent the two financial crises(Asia Financial Crisis and the Global Financial Crisis) and the dotted vertical lines represents the two increased financial risk periods (Credit Card Lending Distress, Eurozone Debt Crisis).



Note: 1) Asian Financial Crisis and Global Financial Crisis match Nov. 1997 and Nov. 2008, respectively.
 2) Credit Card Crisis matches Nov. 2003 when LG credit card company terminated its business.
 Euro Crisis matches Jul. 2012 when the BOK cut the policy rate owing to external financial turmoils.

<Figure 2>는 $FSI^{B,AVG}$ 의 구성 블록별 기여도를 II-0을 기준으로 시산한 결과이다.¹⁴⁾ 분해 결과를 보면 경제위기 기간 중 지수 상승 기여도가 가장 높은 블록은 금융시장과 금융기관이다. 다만 금융시장은 위기 발생 시점에 근접하여 상승하는 경향이 있어 조기경보 능력이 뛰어나지는 않았다. 따라서 기존 $BOK-FSI$ 의 조기경보 능력이 약한 것은 금융시장 관련 변수의 비중이 상대적으로 높았던 데 기인하는 것으로 여겨진다. 한편 자산가격 블록은 경제위기 및 금융리스크 심화기에 수개월에서 1년 정도 선행하여 상승하는 것으로 나타나 자산가격 블록의 조기경보 기능이 우수하였다. 신용 블록은 경제이벤트의 성격에 따라 위기·리스크에 선행하는 경우와 그렇지 않은 경우가 뚜렷하게 갈렸다. 이러한 비대칭성 역시 신용블록의 대부분을 차지하는 부채비율의 추가에도 조기경보능력이 개선되지 않은 요인 중의 하나라고 판단된다.

3. 금융리스크와 실물경기 리스크 관계 분석

본절에서는 FSI를 통해 미래 실물경기의 리스크를 예측하여 FSI의 정책적 유용성을 평가해 보았다. 앞서 제시한 식 (10), (11)의 다중분위회귀식으로 FSI로 추정한 미래 GDP성장률 예상분포를 도출하였다. 회귀식 추정 시에는 분위수 α 를 9개(0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.5, 0.7, 0.8, 0.9, 0.95)로 각각 설정하였고, 예측시계 h 는 1분기부터 4분기까지로 설정하였다.

<Table 4>는 식 (10), (11)의 추정결과이다. 추정결과 FSI 계수는 성장률의 하방 리스크를 반영하는 하위 분위($\alpha=0.05, 0.1, 0.2$)에서 통계적 유의하여 금융리스크가 확대될 경우 단기에 실물경기 위축 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 특히 확률분포의 꼬리 부분인 분위 0.1 이하에서 계수의 유의성도 더 강하고 계수값 자체도 매우 크게 나타나 금융리스크의 정도에 따라 심각한 실물위축 가능성이 높은 것으로 판단된다. 반면 상방리스크인 상위 분위에서는 대부분에서 계수가 통계적으로 유의하지 않아 금융안정 지수의 실물경제의 상하방리스크에 대한 예측력은 비대칭적이었다. 이러한 결과는 Adrian et al.(2019a), Deghi et al.(2018)의 분석 결과와 유사한 반면, 국내 금융상황지수 변동이 실물경제 리스크 구조에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 분석했던 이동진·한진현(2017)의 결과와는 대비된다. 회귀모형 2에서는 4분기 후 예측에 대해서도 0.05 및 0.1 분위에서

14) 가장 조기경보력이 뛰어난 II-1의 경우 식 (6)에서 알 수 있듯이 그림에서 신용 부분을 제외한 경우에 비례한다.

통계적 유의성이 매우 높고 회귀모형 1에서도 3, 4분기 후 예측에 대해서 어느 정도 통계적인 유의성을 가지고 있어 FSI는 심각한 경기 위축에 대해 최소 1년 이상 선행한다는 점에서 실물경기의 조기경보 제공 능력도 있는 것으로 평가된다. 한편 <부록>의 <표A-4>는 BOK-FSI를 이용한 추정결과를 보여주고 있는데 예측시계가 1~2분기에 대해서는 FSI와 유사하게 회귀계수의 통계적 유의성이 높았으나 3분기 이상의 시계에서는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타나 FSI에 비해 실물경기 위축에 대한 조기 경보 능력이 미약한 것으로 추정되었다. 특이한 점은 모든 시계에서 0.8분위 이상의 상위 분위에서 BOK-FSI 회귀계수의 양(+)의 값을 가지면서 통계적 유의성도 높다는 점이다. 1~2분기에서는 하위분위 계수가 음(-), 상위분위 계수가 양(+)이라는 점은 GDP 성장률의 확률분포 폭이 더 넓어졌다는 것을 의미하며, 따라서 BOK-FSI 상승 1~2분기 후 실물경기의 하방리스크가 확대되는 것이 아니라 전반적으로 실물경기의 불확실성이 확대되었음을 시사하여 $FSI_t^{B,AVG}$ 와는 다소 다른 시사점을 보인다.

<Table 4> β^α from Quantile Regression Estimation

<Table 4> represents the values of coefficients β^α derived from the estimation of the quantile regression models defined in equation (10) and (11) using FSI, given the definition of α in equation (8). h denotes the forecasting horizons.

$h \backslash \alpha$	0.05	0.1	0.2	0.5	0.8	0.9	0.95
Model I							
1	-0.957** (0.202)	-0.855** (0.259)	-0.371 (0.218)	-0.254** (0.083)	-0.069 (0.121)	-0.200 (0.112)	-0.041 (0.278)
2	-1.152* (0.521)	-0.340* (0.145)	-0.333* (0.160)	-0.196 (0.173)	-0.037 (0.071)	0.047 (0.109)	-0.000 (0.123)
3	-0.605 (0.898)	-0.345* (0.163)	-0.182 (0.204)	-0.115 (0.164)	0.081 (0.071)	0.126 (0.074)	0.037 (0.094)
4	-0.042 (0.460)	-0.307 (0.210)	-0.068 (0.138)	0.135 (0.178)	0.160** (0.060)	0.222** (0.068)	0.037 (0.196)
Model II							
1	-0.937** (0.210)	-0.761 (0.440)	-0.357 (0.200)	-0.151 (0.124)	0.075 (0.118)	0.161 (0.119)	0.086 (0.142)
2	-1.063* (0.475)	-0.343* (0.147)	-0.325* (0.149)	-0.193 (0.163)	0.182 (0.174)	0.279* (0.136)	0.378* (0.170)
3	-1.140** (0.243)	-0.525* (0.210)	-0.233 (0.160)	-0.083 (0.150)	0.175 (0.184)	0.342 (0.222)	0.332 (0.263)
4	-0.473* (0.243)	-0.417 (0.303)	-0.108 (0.129)	0.172 (0.119)	0.155 (0.112)	0.243 (0.133)	0.764* (0.347)

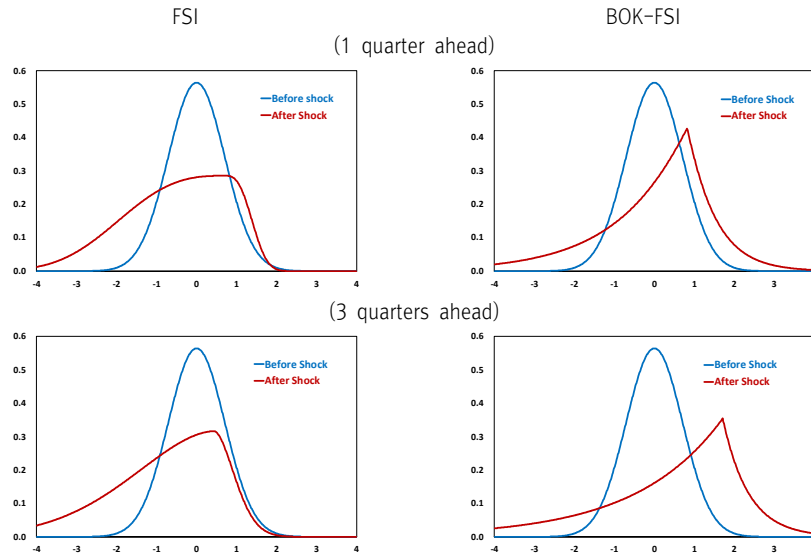
Note: 1) *, ** denote 5% and 1% statistical significance of coefficients.

2) Standard deviations are derived from Sandwich estimator by Huber (1967).

<Figure 3>은 분위회귀 결과를 토대로 FSI 및 BOK-FSI가 각각 1 표준편차 만큼 상승하였을 때 1분기 및 3분기 후 GDP 성장률 확률분포 형태의 변화를 추정한 결과이다. 여기서 확률분포 함수는 왜도, 첨도에 대한 자유로운 설정이 가능한 Komunjer(2007)의 Asymmetric Power Distribution이며 해당 분포에서 추정된 분위값에 가장 근접한 파라미터(평균, 분산, 왜도, 첨도)를 추정한 결과이다. FSI 상승 시 상방리스크의 큰 변화 없이 하방리스크만 확대된 반면, BOK-FSI의 상승 시에는 좌측 꼬리가 길어지면서 하방리스크가 소폭 증가하였지만, 분포 중심과 함께 전반적인 확률분포가 우측으로 이동하여 실제 GDP 성장률이 BOK-FSI 상승 이전보다 크게 증가할 가능성이 더욱 증가됨을 알 수 있다.

<Figure 3> Changes in the Distributions of GDP Growth Rate by the Increase of FSI and BOK-FSI

<Figure 3> represents the simulation results of the change in the conditional distribution of the GDP growth after the $FSI^{B,DEA}$ of Model II-1 is increased by one standard deviation. The Blue graph is before the change in the FSI which is assumed to be normally distributed. Distributions after the FSI shock is computed similar to Adrian et al. (2019) except that Komunjer (2007)'s asymmetric power distribution is used instead of generalized t distribution.



Note: 1) We assume the pre-shock pdf as the normal distribution.
2) We estimate the distributions which match the estimated quantile coefficients to fit the asymmetric power distribution by Komunier (2007).

동 결과는 두 가지 시사점을 제공하고 있다. 첫째는 통화정책 등 거시정책과 거시건전성정책 간의 정책조합 필요성이다. Adrian et al.(2019a), Prasad et al.(2019)의 해석에 따르면 본고의 분석이 local-projection 방식으로 금융안정상황의 거시경제로의 전이효과를 추정한 것이므로, 국내 금융시스템 불안이 실물경기의 위축으로 전이될 수 있음을 의미한다. 따라서 재정정책이나 통화정책을 통해 실물경기 안정을 도모함에 있어 거시건전성정책과의 적절한 조합을 고려하면 정책 효율성을 개선할 수 있음을 시사한다. 둘째로 실물경기 예측능력 측면에서도 본고에서 제시한 FSI는 기존의 BOK-FSI에 비해 크게 개선된 모습을 보여 실물경기의 급격한 위축을 조기경보하는데 있어서도 유효성이 개선되었다는 점을 시사한다.

V. 결론

본고에서는 우리나라의 금융안정성 판단을 위해 새로운 방식으로 시산한 FSI를 제시하고, 금융불안에 의한 실물경기 침체 가능성을 예측하는데 FSI를 활용할 수 있는 방법을 모색하였다. 본 연구에서 제시한 FSI는 금융위기 및 리스크 심화기에 대한 조기경보능력이 BOK-FSI에 비해 크게 개선된 것으로 나타났다. 또한 다중분위회귀 방식을 통해 금융안정지수의 미래 GDP 성장률 리스크에 대한 예측력을 평가한 결과 금융리스크 심화에 의한 FSI 상승 1~4분기 후에 실물경기의 하방리스크가 크게 확대되는 것으로 분석되었다. 특히 금융리스크 심화가 실물경기 하방리스크에 미치는 영향 분석은 실물경기 및 물가안정을 위해서도 통화정책 당국의 금융안정에 대한 시의성 있는 평가가 중요함을 상기시키고 있다. 아울러 동 지수 및 여타 지표들을 통한 면밀한 모니터링의 필요성을 시사하고 있다.

본고는 금융안정성 판단 지수의 유용성을 높이기 위한 과제를 제시함으로써 논문을 매듭짓고자 한다. 우선 구성지표에 대한 평가와 추가 지표의 탐색은 지속적이고 꾸준히 이루어져야 할 것으로 생각된다. <Figure 2>의 요인 분해에서 볼 수 있듯이 금융위기 및 금융리스크에 선행하였던 지표들은 시기마다 상이하였다. 이는 본고에서 개발된 FSI가 과거 위기에서는 매우 뛰어난 조기경보능력을 시현하였으나 향후 발생가능한 위기에 대해서는 위기의 성격에 따라 적절한 기능을 못할 우려도 상존함을 시사한다. 따라서 정책당국은 금융시장의 구조변화 등을 면밀히 주시하며 FSI의 조기경보력 평가 및

활용가능지표 탐색 등을 수시로 실시할 필요가 있다. 둘째, 실물경기의 하방리스크를 보다 시의성 있게 예측할 수 있는 모형의 개발 및 활용이 필요하다. 이와 관련하여 금융안정지수와 금융상황지수를 결합하여 미래 성장률의 확률밀도함수를 추정하는 방법을 고려할 수 있다. 이 경우 두 지수의 상호보완적인 효과가 종합되어 예측의 정확도가 제고될 것으로 기대된다. 셋째, 금융안정지수는 실물경기의 하방리스크 뿐만 아니라 잠재적인 금융불안 요인에 대한 리스크 예측에도 활용될 수 있다. GDP 성장률에 대해 적용한 방식을 가계부채 등 향후 금융불균형의 원인이 될 수 있는 부문의 리스크 예측에 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

<참 고 문 헌>

1. 이동진, “고용상황과 실물경기간 관계 변화 분석,” 시장경제연구, 48집 1호, 2019, 43-85.
(Translated in English) Lee, D. J., “Is There a Structural Change in Output-Labor Relations? An Empirical Analysis of the Korean Economy,” *Journal of Market Economy*, Vol.49, 2019, 43-85.
2. 이동진 · 한진현, “금융 · 실물 지표를 활용한 경제성장률 팬차트 작성,” 한국은행 조사통계월보, 2017년 2월호, 2017, 16-36.
(Translated in English) Lee, D. J. and J. H. Han, “Preparation of Fan Chart on Economic Growth Using Financial and Real Indicators,” *The Bank of Korea Monthly Bulletin*, February 2017, 2017, 16-36.
3. 이승용 · 남선우 · 전현정, “우리나라 금융상황지수의 작성 및 유용성 평가,” 한국은행 조사통계월보, 2014년 1월호, 2014, 15-45.
(Translated in English) Lee, S. Y., S. W. Nam, and H. Jeon, “Korea’s FCI Development, and an Evaluation of its Usefulness,” *The Bank of Korea Monthly Bulletin*, January 2014, 15-45.
4. 주상영 · 한상범, “금융상황지수와 금융스트레스지수의 모색과 유용성,” 『금융안정 연구』, 제7권 제1호, 2017, 114-138.
(Translated in English) Joo, S. and S. Hahn, “Financial Conditions Indexes and Financial Stress Indexes for Korea,” *Financial Stability Studies*, 7(1), 2017, 114-138.
5. 한국은행, “금융안정지수(FSI) 개요,” 한국은행 금융안정 보고서, 2012년 4월호, 2012, 125-127.
(Translated in English) Bank of Korea, “Financial Stability Index,” *Financial Stability Report*, April 2012, 125-127.
6. Adrian, T., N. Boyarchenko, and D. Giannone, “Vulnerable Growth,” *American Economic Review*, 109, 2019a, 1263-1289.
7. Adrian, T., F. Grinberg, N. Liang, and S. Malik, “The Term Structure of Growth-at-Risk,” *Hutchins Center Working Paper* No. 42, 2019b.
8. Aikman, D., A. Lehnert, J. N. Liang, and M. Modugno, “Financial Vulnerabilities,

- Macroeconomic Dynamics, and Monetary Policy,” *Finance and Economics Discussion Series 2016-055*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2016.
9. Aikman, D., M. Kiley, S. J. Lee, M. G. Palumbo, and M. Warusawitharana, “Mapping heat in the U.S. financial system,” *Journal of Banking & Finance*, 81(C), 2017, 36-64.
 10. Borio, C. and M. Drehmann, “Assessing the risk of banking crises-revisited,” *BIS Quarterly Review*, March 2009.
 11. Borio, C. and P. Lowe, “Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus,” *BIS Working Papers* No.114, 2002.
 12. Calvo, G. A., L. Leiderman, and C. M. Reinhart, “Capital inflows and real exchange rate appreciation: the role of external factors,” *International Monetary Fund Staff Papers*, No.40, 1993.
 13. Deghi, A., P. Welz, and D. Zokowski, “A New Financial Stability Risk Index to Predict the Near-Term Risk of Recession,” *Financial Stability Report*, 2018.
 14. Demirgüç-Kunt, A. and E. Detragiache, “The determinants of banking crises-evidence from developing and developed countries,” *IMF Working Papers* 97/106, International Monetary Fund, 1997.
 15. Eichengreen, B., A. Rose, and C. Wyplosz, “Contagious currency crises,” *NBER Working Papers* No.5681, 1996.
 16. European Central Bank (ECB), “Measurement challenges in assessing financial stability,” *ECB Financial Stability Review*, 2005.
 17. Frankel, J. and A. Rose, “Currency crashes in emerging markets: empirical indicators,” *Journal of International Economics*, 41, 1996, 351-366.
 18. Gerdrup, K. R., “Three episodes of financial fragility in Norway since the 1890s,” *BIS Working Papers* No.142, October 2003.
 19. Goodhart, C., O. Aspachs, M. Segoviano, D. Tsomocos, and L. Zicchino, “Searching for a metric for financial stability,” *LSE Financial Markets Group Special Paper Series, Special Paper* No.167, 2006.
 20. Gray, D. F., R. C. Merton, and Z. Bodie, “New Framework for Measuring and Managing Macrofinancial Risk and Financial Stability,” Bank of Chile Working Paper, 2008.
 21. Hawkins, J. and M. Klau, “Measuring potential vulnerabilities in emerging market economies,”

- BIS Working Papers* No.91 2000.
22. Illing, M. and Y. Liu, "An index of financial stress for Canada," *Bank of Canada Working Paper* No.2003-14, 2003.
 23. Kaminsky, G., S. Lizondo, and C. Reinhart, "Leading indicators of currency crises," *IMF Staff Papers*, 45(1), 1998, 1-48.
 24. Kaminsky, G., and C. Reinhart, "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," *American Economic Review*, Vol. 89, 1999.
 25. Kaminsky, G. L. and C. M. Reinhart, "The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems," *The American Economic Review*, 89, 1999, 473-500.
 26. Kim, S. and A. Mehrota, "Effects of Monetary and Macroprudential Policies-Evidence from Four Inflation Targeting Economies," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 50, 2018, 967-992
 27. Komunjer, I., "Asymmetric Power Distribution: Theory and Applications to Risk Management," *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, 891-921.
 28. Nelson, W. R. and R. Perli, "Selected indicators of financial stability," 4th *Joint Central Bank Research Conference on "Risk Measurement and Systemic Risk"*, ECB Frankfurt, 2005.
 29. Prasad, A., S. Elekdag, P. Jeasakul, R. Lafarguette, A. Alter, A. S. Feng, and C. Wang, "Growth at Risk: Concept and Application in IMF Country Surveillance," *IMF Working Papers* No.19/36, 2019.
 30. Reinbold, B. and P. Restrepo-Echavarria, "Financial Condition Index," *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Synopses*, No.17, 2017.
 31. Turner, P. and M. Goldstein, "Banking crises in emerging economies: origins and policy options," *BIS Economic Papers* No.46, 1996.
 32. Van den End, J. W., "Indicator and boundaries of financial stability," *DNB Working Paper* No.97, 2006.
 33. White, W. R., "Are changes in financial structure extending safety nets?," *BIS Working Papers* No.145, 2004.

<부 록>

<Table A-1> Indicators and Blocks for Calculating FSI

Blocks	Indicators	Details	Source	Avg.	Std.	Max.
Financial Institutions	FX Debt Ratio (%)	FX Debt / Total Debt	FAIRS	32.6	10.7	63.2
	Non-Systematic Financial Risks	$\sigma_e = \sqrt{(1 - \rho^2)\sigma_B^2}$ (σ_B^2 : Financial Sector Index Volatility)	KRX	0.01	0.007	0.06
Asset Prices	Housing Price Index	Housing prices growth rate - HP-filtered trend	KB Real Estate	75.8	18.4	101.2
	KOSPI	Growth rate of stock prices - HP-filtered trend	KRX			
Financial Market Risks	KOSPI Volatility	30-day moving average of daily KOSPI return	KRX	1.45	0.87	5.31
	Credit Spread	Corporate bond(AA-,3y)-government bond(3y)	CHECKExpert	0.77	0.90	8.51
	Tern Spread	Government bond(3y)-monetary stabilization bond(364d)	CHECKExpert	0.30	0.33	2.33
	KRW/USD FX Rate Volatility	Equally-weighted moving averaged KRW/USD FX Rate volatility	ECOS, Bank of Korea	0.56	0.67	7.7
	FX Market Pressure Index	$\frac{TRIANGLEE - \mu_{TRIANGLEE}}{\frac{\sigma_{TRIANGLEE}}{TRIANGLE_{res} - \mu_{TRIANGLE_{res}}}}$ $\sigma_{TRIANGLE_{res}}$ ΔE : changes in the FX rate Δ_{res} : growth rate of FX reserves μ : average, σ : standard deviation	ECOS, Bank of Korea	0.01	1.69	12.26
Credit	Household Debt Ratio(%)	Household and non-profit organization debt /GDP	BIS	68.7	15.4	97.7
	Corporate Debt Ratio(%)	Non-financial Corporate Debt /GDP	BIS	95.6	9.6	116.3
	Foreign Debt /GDP Ratio(%)	Short-term foreign debt/GDP	ECOS, Bank of Korea	32.6	10.7	63.2
Real Economy	Decrease rate of Concurrent Index of Business Indicators(%)	Decrease rate of Concurrent Index of Business Indicators (yoy)	Statistics Korea	4.2	3.3	6.0
	Current Account/GDP Ratio(%)	-1×Current Account/GDP	Korea Customs Service, ECOS	-4.6	4.1	4.7
	Unemployment Rate (%)	Unemployment Rate(Seasonal Adjusted)	Statistics Korea	3.8	1.3	9.9
	BSI	100-Business Survey Index	ECOS, Bank of Korea	76.9	12.2	120.1
	CSI	100-Consumer Sentimental Index	ECOS, Bank of Korea	100.0	11.5	120.8

Note: 1) Sample period: June. 1995 ~ Dec. 2018.

<Table A-2> Minimum NTSRs using EWA by Indicator Groups (including KOSPI gap)

<Table A-2> represents the results of minimum noise-to-signal-ratio(NTSR)s defined in Equation (7) of FSI's using the equal weight variance average(EWVA) method as is defined in Equations (2) and (6). Indicator groups are defined in <Table 1>. We use two different methods; the first is, after standardizing all variables, all the variables are averaged at each period as in Equation (2), which is denoted by FSI^{AVG} , the second is a two-step method where the variables in each block are averaged in the first step as is defined in Equation (5), and, in the second step the averaged five variables in the first step are averaged again. FSI based on the two-step method is denoted by FSI^{BVG} . Crises includes Asian Financial Crisis in 1997 and the Global Financial Crisis in 2008. Risk incidents cover the credit card crisis in 2003~2004 and the Euro debt crisis in 2012.

	Indicator Group	Including Real Variables		Excluding Real Variables	
		FSI^{DFA}	FSI^{RDFA}	FSI^{DFA}	FSI^{RDFA}
Crisis Signal	I-0	0.068	0.106	0.029	0.081
	I-1	0.068	0.024	0.006	0.025
	I-2	0.256	0.156	0.081	0.106
	I-3	0.200	0.162	0.118	0.100
	II-0	0.043	0.074	0.006	0.024
	II-1	0.037	0.013	0.006	0.012
	II-2	0.243	0.119	0.043	0.099
	II-3	0.206	0.131	0.069	0.019
BOK-FSI: 0.112					
Risk Signal	I-0	0.132	0.058	0.042	0.058
	I-1	0.161	0.014	0.043	0.015
	I-2	0.307	0.041	0.097	0.044
	I-3	0.395	0.088	0.249	0.042
	II-0	0.102	0.041	0.015	0.029
	II-1	0.222	0.013	0.015	0.013
	II-2	0.366	0.056	0.073	0.042
	II-3	0.454	0.059	0.132	0.028
BOK-FSI: 0.220					

Note: 1) NA denotes the case if the index does not meet the minimum thresholds for signalling financial crises and risks (60% and 30%, respectively)

<Table A-3> Minimum NTSRs by Indicator Groups derived from Dynamic Factor Analysis
(including KOSPI gap)

<Table A-3> represents the results of minimum noise-to-signal-ratio(NTSR)s defined in Equation (7) of FSIs using the dynamic factor analysis method as is defined in Equations (1) and (4). Indicator groups are defined in <Table 1>. We use two different methods; the first is that common factors from each block are derived from dynamic factor models as in Equation (1), which is denoted by FSI^{DFA} , the second is a two-step method where the common factors in each block are derived in the first step as is defined in Equation (3), and, in the second step the averaged five variables in the first step are averaged again. FSI based on the two-step method is denoted by $FSI^{R,DFA}$. Crises includes Asian Financial Crisis in 1997 and the Global Financial Crisis in 2008. Risk incidents cover the credit card crisis in 2003~2004 and the Euro debt crisis in 2012.

	Indicator Group	Including Real Variables		Excluding Real Variables	
		FSI^{DFA}	$FSI^{R,DFA}$	FSI^{DFA}	$FSI^{R,DFA}$
Crisis Signal	I-0	0.018	0.006	0.031	0.161
	I-1	0.025	0.006	0.037	0.012
	I-2	0.025	0.031	0.049	0.230
	I-3	0.012	0.124	0.019	0.094
	I-4	0.025	0.037	0.037	0.143
	II-0	0.025	0.006	0.029	0.156
	II-1	0.025	0.006	0.037	0.006
	II-2	0.025	0.006	0.049	0.199
	II-3	0.025	0.018	0.049	0.199
	II-4	0.025	0.006	0.037	0.106
BOK-FSI: 0.112					
Risk Signal	I-0	0.015	0.056	0.043	0.069
	I-1	0.029	0.046	0.059	0.015
	I-2	0.029	0.012	0.088	0.073
	I-3	0.014	0.063	0.015	0.042
	I-4	0.029	0.025	0.059	0.106
	II-0	0.029	0.012	0.042	0.058
	II-1	0.029	0.011	0.059	0.013
	II-2	0.029	0.011	0.088	0.058
	II-3	0.029	0.013	0.088	0.029
	II-4	0.029	0.010	0.059	0.013
BOK-FSI: 0.220					

<Table A-4> β^α from Quantile Regression Estimation (BOK-FSI)

<Table A-4> represents the values of coefficients β^α derived from the estimation of the quantile regression models defined in equation (10) and (11) using BOK-FSI, given the definition of α in equation (8). h denotes the forecasting horizons.

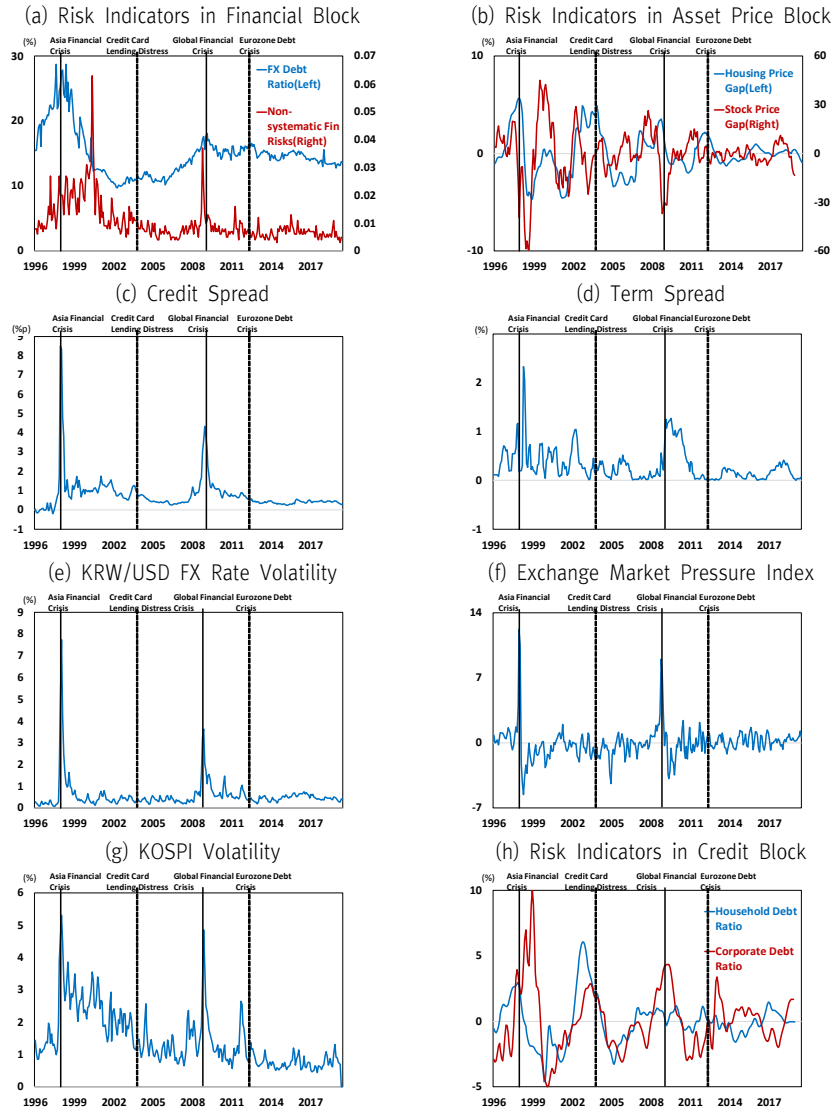
α h	0.05	0.1	0.2	0.5	0.8	0.9	0.95
Model I							
1	-0.076** (0.006)	-0.083** (0.007)	-0.041 (0.052)	-0.016 (0.014)	0.012 (0.021)	0.047 (0.029)	0.047 (0.028)
2	-0.212 (0.112)	-0.011 (0.006)	-0.013 (0.007)	0.010 (0.011)	0.027* (0.013)	0.036 (0.084)	0.070 (0.038)
3	-0.010 (0.034)	-0.033 (0.016)	0.007 (0.008)	0.022 (0.015)	0.037 (0.026)	0.057** (0.015)	0.054** (0.019)
4	0.001 (0.048)	0.007 (0.017)	0.014 (0.016)	0.035** (0.006)	0.024** (0.006)	0.053** (0.010)	0.043** (0.011)
Model II							
1	-0.086** (0.008)	-0.085** (0.008)	-0.041 (0.050)	0.020* (0.009)	0.015* (0.008)	0.032 (0.028)	0.044** (0.015)
2	-0.221 (0.116)	-0.014** (0.001)	-0.013 (0.008)	0.036** (0.011)	0.036 (0.009)	0.029** (0.007)	0.060** (0.017)
3	-0.036 (0.041)	-0.033 (0.033)	-0.002 (0.011)	0.043** (0.012)	0.048** (0.012)	0.057** (0.008)	0.050** (0.009)
4	-0.015 (0.028)	-0.032 (0.035)	0.002 (0.034)	0.035** (0.008)	0.040* (0.018)	0.058** (0.015)	0.053** (0.017)

Note: 1) *, ** denote 5% and 1% statistical significance of coefficients.

2) Standard deviations are derived from Sandwich estimator by Huber(1967).

<Figure A-1> FSI Component Indicators

<Figure A-1> plots the indicators that are considered to be useful to construct the financial condition index. (a) represents the variable in the financial institution block. (b) represents the variables in the asset price block. (c) through (g) represent the indicators in the financial market risks block and (h) represents the variables in the credit block.



Note: 1) Asian Financial Crisis and Global Financial Crisis match Nov. 1997 and Nov. 2008, respectively
 2) Credit Card Crisis matches Nov. 2003 when LG credit card company terminated its business.
 Euro Crisis matches Jul. 2012 when the BOK cut the policy rate owing to external financial turmoils..

< Abstract >

Estimation of Financial Stability Index and Evaluation of Forecasting Macroeconomic Downside Risk^{*}

Dong Jin Lee^{**} · Tae-Kyoon Um^{***} · Junghwan Mok^{****}

We develop a financial stability index that can adequately reflect Korea's financial risks, and apply it to empirically analyze the impact of the heightened financial risks on macroeconomic downside risks. The financial stability index is composed of monthly indicators categorized by five blocks; financial institution, financial market, asset prices, credit, and real economy. We use various methods and different combination of indicators to find the index which performs the superior early-warning ability to predict financial crises and the periods of heightened financial risks. Based on the noise-to-signal-ratio comparison, the financial stability index, derived from the two-step dynamic factor model estimation without indicators from the real economy and credit blocks, shows the best predictive power. Compared to the predictive power of the Bank of Korea's Financial Stability Index, that of our financial stability index is found to be significantly improved.

In order to analyze the relationship between financial risks and macroeconomic downside risks, we use the multi-quantile regression method and estimate the distribution of future GDP growth rates using our financial stability index. We find only the lower quantile coefficients are statistically

* Authors gratefully acknowledges financial support from the Bank of Korea. The authors gratefully acknowledge the constructive comments made by two anonymous referees. We are also grateful to participants in the Financial Stability Seminar at the Bank of Korea. The views in this paper are solely the responsibility of the authors and should not be interpreted as reflecting the views of the Bank of Korea

** First Author, Assistant Professor, Department of Economics and Finance, Sangmyung University (Tel: +82-2-2287-6123, E-mail: rheedj@smu.ac.kr)

*** Corresponding Author, Economist, Financial Stability Department, The Bank of Korea (Tel: +82-2-750-6851, E-mail: tkeom@bok.or.kr)

**** Co-Author, Economist, Financial Stability Department, The Bank of Korea (Tel: +82-2-750-6815, E-mail: jhmok@bok.or.kr)

significant and large. It means the heightened financial risks may increase the downside risks of future GDP growth rate. This result emphasizes the importance of the macroprudential policy for the purpose of macroeconomic stabilization. It also implies that the proper policy mix between the macroprudential policy and the traditional macroeconomic policy, such as monetary policy, can improve the effectiveness of policy implementation.

Keywords : Dynamic Factor Analysis, Financial Crisis, Financial Stability Index, Growth at Risk, Quantile Regression

JEL Classification : E44, E58, G01, G28