한국 금융상황지수가 GDP에 미치는 영향: SVAR모형 추정 분석과 분위회귀모형을 이용한 비대칭성 분석*

곽노선** • 이창현***

2019년 5월

초록

최근 금융상황지수의 구축 및 응용에 대한 관심이 높아지고 있는 상황에서 본 연구는 구조형 벡터자기회귀모형 및 Adrian et al. (2019)의 분위회귀모형을 이용하여 한국 금융상황지수의 변화가 GDP에 미치는 영향을 추정하였다. 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 구조형 벡터자기회귀모형을 통하여 해외 금융충격과 국내 금융충격이 한국 GDP에 미치는 영향을 식별한 결과, 미국 금융상황지수와 한국 금융상황지수의 악화는 현재 및 미래의 한국 GDP에 유의한 음의 영향을 미친다. 둘째, 분위회귀분석 모형을 이용하여 각 분위별 금융상황지수의 GDP에 대한 영향을 추정한 결과 저분위와 고분위의 추정계수는 크게 다른 것으로 나타났다. 즉, 낮은 분위에서는 금융상황의 악화가 미래 GDP 성장률을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났으나, 높은 분위에서는 금융상황의 변화가 미래 GDP 성장률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 셋째, 미국의 금융상황지수와 한국의 금융상황지수를 동시에 고려하여 한국 GDP에 미치는 영향을 분위회귀분석 모형으로 분석한 결과, 단순 최소자승추정법(OLS)에서는 미국의 금융상황이 한국 GDP 성장률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 분위회귀분석 결과 낮은 분위에서의 미국의 금융상황 변화가 한국 GDP 성장률에 유의미한 영향을 미치는 비대칭성이 나타났다.

핵심 주제어: 금융상황지수, 구조형 벡터자기회귀모형, 분위회귀분석모형, 비대칭성
경제학문헌분류 기호: E32, E44, F41

---

* *Preliminary and incomplete*

** 교신저자, 서강대학교 경제학부, 주소: 서울시 마포구 백범로 35 (신수동 1번지),
Tel: 02) 705-8770, Fax: 02) 704-8599, E-mail: kwark@sogang.ac.kr.

*** 서강대학교 대학원 경제학과, E-mail: ckgus11011@sogang.ac.kr.

Ⅰ. 서론

2007~2008년에 시작된 글로벌 금융위기를 겪으면서 금융부문 자체의 문제점도 부각되었지만 금융부문의 문제가 실물경제로 이어져 큰 폭의 경기침체를 경험하였다. 즉, 금융상황의 불균형, 악화, 또는 금융마찰, 금융위기 등 여러 개념으로 일컬어지는 금융혼란은 경제활동이라는 수레바퀴가 굴러가지 못하게 하는 장애요인으로 해석되었다.[1] 양적완화로 일컬어지는 여러 번의 비전통적이고 극단적인 통화정책 및 천문학적인 재정부양 패키지로 어쩌면 대공황에 버금가는 전 세계적 경제위기의 출현 가능성을 완화하였다고 할 수 있다. 이러한 경험으로부터 금융부문을 직접 거시경제모형에 포함시켜 금융과 실물경제를 상호작용을 연구하려는 시도들이 지속적으로 시도되었으며 많은 연구가 축적되어 왔다.

그 중에서 본 연구가 관심을 두고 있는 연구주제는 금융상황의 변화가 어떻게 실물 경제에 영향을 주는지 실증적으로 분석하는 것이다. 특히 글로벌 금융위기가 발생하기 이전부터 이미 금융상황의 변화가 미래의 경제성장률을 예측하는 데에 얼마나 기여하고 있는가에 주목하고 금융변수들을 통한 경기예측에 그 유용성을 찾는 많은 시도들이 진행되어 왔다. 많은 연구들은 금융변수들로부터 금융상황지수라는 지수를 구축하여 현재의 금융조건을 판단하고 미래의 경기상황을 예측 및 점검하는 정책적 측면에서의 유용성을 증대시켜 왔다. IMF, OECD, 미국의 지역 연방은행 등은 물론 세계 여러 나라들의 연구소나 정책당국은 각 경제의 현실에 맞는 금융상황지수를 개발하여 발표하거나 또는 이용하고 있다.[2]

금융상황에 대한 연구의 방향은 크게 두 분야로 분류될 수 있다. 하나는 현재의 금융상황을 정확히 반영하는 지수를 어떻게 구축하는가에 대한 연구이며 다른 하나는 금융상황지수의 변화로부터 거시경제변수들 사이의 어떤 인과관계를 이끌어낼 수 있는가에 대한 연구이다. 물론 현재의 금융상황을 잘 반영하고 있다는 평가기준이 그 유용성의 측면에서 다른 거시경제변수들과의 관련성이 높게 나타나는가에 있다고 보면 두 분야의 연구가 서로 관련되어 있다고 할 수도 있다. 먼저 금융상황을 반영하는 지수를 구축하는 전통적인 방법은 거시경제변수들과 관련이 있다고 판단되는 금융변수들의 가중합을 구하는 방법으로서 각 변수에 대한 가중치는 VAR 모형, 구조형 거시계량모형의 추정, 축약형 수요함수의 추정으로부터 얻은 실질 GDP에 대한 각 금융변수들의 영향에 대한 정보를 반영하여 결정된다. (예를 들면, Balakrishnan et al.(2009)) 금융상황지수를 만드는 또 다른 방법으로는 주성분분석(principal component analysis)을 통하여 공통요인을 추출하여 지수화하는 방법이다. 이러한 방법을 따르고 있는 연구들이 매우 많지만 일부를 인용하면 Erdem and Tsatsaronis (2013), Debuque-Gonzales and Gochoco-Bautista (2013), Hatzius et al.(2013) 등이 있다. 최근에는 동태적 요인 모형 (dynamic factor models)을 이용하여 지수를 추출하는 방법도 많이 이용되고 있다. 예를 들면 미국 Chicago Fed의 NFCI(National Financial Conditions Index)의 방법론은 Doz et al. (2012)의 동태적 요인 모형 추정방법을 따르고 있으며 Brave and Butters (2012)에 정리되어 있다.

금융상황지수의 유용성은 주로 GDP 성장률 또는 다른 거시변수들에 대한 예측력에서 찾고 있다. Kliesen et al. (2012)는 금융상황 또는 금융불안을 측정하는 많은 지수들을 VAR 모형을 통하여 미래 경제활동에 대한 예측력의 관점에서 평가하고 있으며 Matheson (2011)은 금융상황지수가 미래의 총생산갭, 인플레이션, 이자율을 얼마나 예측할 수 있는지 VAR 모형을

1) 글로벌 금융위기의 비용에 대하여는 Atkinson et al.(2013)을 참고하라.

2) 대표적인 미국 금융상황지수의 예에는 Chicago Fed의 National Financial Conditions Index, St. Louis Fed의 Financial Stress Index, 캔자스시티 Fed의 Financial Stress Index, 주식시장의 변동성지수인 VIX 등을 들 수 있다.

통하여 추정한 결과 미국과 유럽의 경우 상당한 정도로 예측력이 있다고 평가하고 있다. 이에 반해 Aramonte et al. (2017)은 글로벌 금융위기 기간을 제외하면 주가지수나 거시변수들에 대한 금융상황지수의 예측력이 많이 약화된다는 것을 발견하였다.

본 연구는 이러한 연구들의 연장선상에서 금융상황지수의 GDP 성장률 예측에 대한 유용성을 바탕으로 하고 있지만 단순한 점추정치에 머무르지 않고 미래의 GDP 성장률 예측치의 분포함수를 추정하여 GDP 성장률의 상방 변동성 또는 하방 변동성에 금융상황지수가 어떤 의미가 있는지 고찰하려고 한다. 좀 더 구체적으로 말하면 본 연구는 Adrian et al.(2019) 연구방법론에 따라 분위회귀분석모형 추정을 바탕으로 현재의 금융상황지수와 GDP 성장률의 함수로서 미래의 GDP 성장률의 분포를 실증적으로 추정한다. 주요 연구 결과를 한 마디로 요약하면, Adrian et al.(2019)이 미국 경제에 대하여 발견했던 것처럼 한국의 금융상황이 미래의 한국 GDP 성장률에 미치는 영향은 분위별로 다르게 나타나 낮은 분위에서는 강한 변동성을 보이고 높은 분위에서는 그렇지 않은 비대칭성을 보여주었다.

본 연구의 출발점은 한국 금융상황지수를 구축하는 데에서 출발한다. 2005년 이후 한국은행, 금융연구원 등을 비롯한 많은 연구기관에서 금융상황지수 또는 금융불안지수를 구축하여 왔지만 미국과 같이 공식적으로 그 지수를 발표하고 있는 연구기관은 아직 없다. 한국의 금융위기 즉 외환위기 기간인 1998년을 포함할 수 있도록 자료의 이용가능 기간을 고려하여 적절한 금융상황지수를 구축한 후 연구의 첫 번째 분석방법은 간단한 구조형 벡터자기회귀(SVAR) 모형 추정을 통하여 한국의 금융상황변화가 한국 GDP 성장률에 어떤 영향을 미치는지, 또한 미국의 금융상황지수의 변화가 한국의 금융상황지수에 어떻게 전이되는지, 미국의 금융상황지수의 변화가 한국 GDP 성장률에 어떻게 영향을 미치는지 분석한다. 이러한 SVAR 모형 추정이 점추정에 그치기 때문에 금융상황지수의 변화가 GDP 성장률을 예측하는 함수로서 예측치의 분포함수를 추정하기 위해 분위회귀분석 방법을 사용하여 추정계수를 분위별로, 또한 최소자승 추정치와 비교하고 조건부 확률분포함수를 도출한다. 두 차례의 금융위기, 즉 외환위기 기간과 글로벌 금융위기 기간, 그리고 금융상황이 좋았던 두 시기의 조건부 확률분포함수를 추정 비교함으로써 분위회귀분석의 추정 결과의 의미를 살펴보는 한편, 표본 내 분포함수의 예측 및 표본 외 예측을 통하여 실제 경제에 대한 적용가능성 및 유용성을 검토하려고 한다.

이상과 같은 연구방법을 통하여 얻은 주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 구조형 벡터자기회귀모형을 통하여 해외 금융충격과 국내 금융충격이 한국 GDP에 미치는 영향을 식별한 결과, 미국 금융상황지수와 한국 금융상황지수의 악화는 현재 및 미래의 한국 GDP에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 분위회귀분석 모형을 이용하여 각 분위별로 현재의 금융상황지수가 다음 분기의 GDP 성장률에 미치는 영향을 추정한 결과 저분위와 고분위의 추정계수는 크게 다른 것으로 나타났다. 즉, 낮은 분위에서는 금융상황의 악화가 미래 GDP 성장률을 유의미하게 하락시키는 것으로 나타났으나, 높은 분위에서는 금융상황의 변화가 GDP 성장률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 셋째, 미국의 금융상황지수와 한국의 금융상황지수를 동시에 고려하여 한국 GDP 성장률에 미치는 영향을 분위회귀분석 모형으로 분석한 결과, 단순 최소자승추정법(OLS)에서는 미국의 금융상황이 한국 GDP에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 분위회귀분석 결과 낮은 분위에서의 미국의 금융상황 악화가 한국 GDP에 유의미한 영향을 미치는 비대칭성이 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 한국 금융상황지수를 어떻게 구축하였지 설명하고 금융상황지수와 경기변동과의 관련성을 구조형 벡터자기회귀(SVAR)모형으로 분석한다. Ⅲ장에서는 분위회귀분석 모형을 이용하여 금융상황지수가 GDP 성장률에 어떻게 비대칭적으

로 영향을 미치는지 여러 측면에서 분석해 볼 것이다. Ⅳ장에서는 요약 및 결론을 제시한다.

Ⅱ. 한국 금융상황지수와 경기변동

1. 금융상황지수의 구축

(1) 기존 연구

금융상황지수란 미래의 경제 상황에 영향을 줄 것으로 여겨지는 여러 금융변수들을 선정, 그로부터 금융상황의 전반적인 건전성 및 위험성의 정도를 나타내기 위해 지수를 추출해낸 것이다.[3] 따라서 금융상황지수는 기본적으로 한 경제권 내의 금융상황의 변화를 잘 반영할 수 있어야 하며, 동시에 미래 경제상황에 대한 설명력을 가져야 한다. 현재 OECD, IMF 등의 국제기구, 시카고 연방준비은행 등의 미국 지역 연방준비은행, 골드만삭스, 블룸버그 등의 민간은행 및 기업 등에서 여러 가지 형태의 금융상황지수를 구축하여 활용하고 있다. 그러나 한국에서는 공식적, 주기적으로 작성 · 발표되는 금융상황지수는 존재하지 않으며, 여러 선행연구에서 금융상황지수를 구축하여 거시변수들과의 관계 속에서 유용성을 검토한 바 있다.

금융상황지수의 산출과 관련된 국내 연구들을 살펴보면, 주상영 • 한상범(2006)은 실질금리, 실질주가상승률의 2가지 변수만을 활용하여 1991년 1분기부터 2005년 2분기까지의 분기별 금융상황지수를 작성하였으며, 천병철 • 박나연(2007)은 37개 금융변수로부터 6개 주성분을 추출하여 1991년 1분기부터 2006년 4분기까지의 분기별 금융상황지수를 산출하였다. 한편, 박성욱 외(2011)는 채권시장 및 대출시장에서 각각 3개씩, 주식시장 및 외환시장에서 각각 2개씩, 총 10개의 금융변수를 선정하여 각각의 변수에 대하여 실물변수의 영향을 제거한 후 주성분분석을 통해 1995년 2분기부터 2010년 2분기까지의 분기별 금융상황지수를 구축하고 그 유용성을 분석하였다. 한국은행에서도 이승용 외(2014)가 50개 금융변수를 활용한 주성분분석을 통해 1991년 1월부터 2013년 9월까지 월별 금융상황지수를 작성하였으며, 최근 한국은행(2019) 『통화신용정책보고서』에서는 6개 금융변수들이 실물경기에 미치는 영향을 구조형 VAR을 통해 추정한 후, 그 영향의 크기에 비례하여 가중치를 부여하는 새로운 방식으로 2000년 이후 기간에 대하여 분기별 금융상황지수를 산출하여 비공식적인 내부 자료로 활용하고 있다.

본 연구에서는 박성욱 외(2011)의 방법을 따라 한국 금융상황지수를 구축하였다. 박성욱 외(2011)의 방식은 방법론적으로도 간단하고 자료의 이용가능기간도 길게 확보할 수 있기 때문에 1998년 외환위기 및 2008년 금융위기 기간을 모두 고려할 수 있다는 장점이 있다. 이승용 외(2014)의 방법론을 단순화하고 개선한 한국은행(2019)의 새로운 금융상황지수는 2000년 이후의 기간에 대하여 구축되었기 때문에 한국의 금융상황이 최악이었던 외환위기 기간을 포함하려는 본 연구의 목적을 충족시키지 못하였다.[4]

---

3) Hatzius, Jan, Hooper, Peter, Mishkin, Frederic S., Schoenholtz, Kermit L., and Watson, Mark W. (2010), "Financial Conditions Indexes: A Fresh Look After the Financial Crisis," National Bureau of Economic Research Working Paper No.16150.

4) 2019년 5월 한국은행 통화신용보고서는 이승용 외(2014)의 방식으로 작성한 금융상황지수가 "금융변수와 실물변수 간 연계성을 충분히 고려하지 못하고 있음"을 지적한다. 한국은행 (2019), 『통화신용정책보고서』, 2019년 5

(2) 한국 금융상황지수 구축

본 연구에서는 박성욱 외(2011)가 사용한 10개 금융변수 중 대출태도지수를 제외한 KOSPI 상승률, KOSPI 변동성, 환율 상승률, 환율 변동성, 장단기 금리 스프레드, 신용 스프레드, 국채금리변동, 가계대출 금리 스프레드, 예금은행 총대출금 증가율의 9개 변수들을 대상으로 1996년 1분기부터 2018년 4분기까지 분기별 금융상황지수를 산출하였다.[5] 사용된 변수들의 정의는 <Table 1>과 같다.

<Table 1> Description of Variables for Korea's Financial Condition Index

Variable	Description
Return of KOSPI	Quarterly rate of return of Korea Composite Stock Price Index(KOSPI)
Volatility of KOSPI	Quarterly standard deviation of daily return
Growth rate of ₩/$	Quarterly growth rate of Won-Dollar exchange rate
Volatility of ₩/$	Quarterly standard deviation of daily growth rate of ₩/$
Term spread	3 year Government bond rate - 3 month CP rate
Risk spread	3 year Government bond rate - 3 year AA- corporate bond rate
Change in Gov't bond rate	Quarterly change in 3 year Government bond rate
Spread on household loan	Lending rate on household loans - 3 year Government bond rate
Growth rate of total loans	Quarterly growth rate of total loans of depository financial institutions

금융상황과 관련된 9개의 변수에 대하여 실물부문의 영향을 제거하고 금융부문에 가해지는 충격만을 추출하기 위해 Hatzius et al.(2010)의 방법을 따라 각 금융변수 x_{it}를 식 (1)과 같이 현재 분기부터 과거 3분기까지의 GDP 성장률 및 CPI 상승률에 대해 회귀분석한 후, 그 잔차만을 추출하여 새로운 금융변수를 산출하였다.

$$x_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=0}^{3} \beta_{ij} \Delta \ln GDP_{t-j}^{KOR} + \sum_{j=0}^{3} \gamma_{ij} \Delta \ln CPI_{t-j}^{KOR} + e_{it} \qquad (1)$$

또한 잔차들의 크기를 정규화하기 위해 각 잔차 벡터들의 평균이 0, 표준편차가 1이 되도록 표준화시켰다. 이러한 정규화의 목적은 지수를 구축할 때 특정 변수의 크기와 변동성이 다를 경우 지수에서 점유하는 기여도가 달라질 수 있는 문제를 완화하기 위한 것이다. 정규화된 각 금융변수의 잔차 벡터들을 대상으로 주성분 분석을 실시하였다. 주성분 분석 결과는 <Table 2>에 요약되어 있으며 첫 번째 주성분(Component 1)을 추출하여 한국 금융상황지수(KFCI, Korean Financial Conditions Index)로 정의하였다. <Table 2>에서 Proportion 열은 각 주성분이 분석에 포함된 9개 변수들의 공통적 움직임 중 어느 정도의 비율을 설명할 수 있는지를 나타내며, Cumulative 열은 이 비율의 누적합을 가리킨다. 따라서 한국 금융상황지수로 설정한 첫 번째 주성분은 전체 변동의 32.26%를 설명한다. 주성분 분석을 사용하여 금융상황지수를 추정한 기존 연구 중, 천병철 • 박나연(2007)의 경우 6개 주성분을 사용한 반면, 박성욱 외

월, p.17 참조.

5) 대출태도지수는 2002년 1분기부터 작성되어 다른 9개 변수들에 비해 이용가능 기간이 짧다. 대출태도지수를 포함하려면 불균형 패널분석모형을 사용하거나 또는 2002년 1분기 이후에 대하여 금융상황지수를 구축할 수 있다. 박성욱 외(2011)의 금융상황지수에서 대출태도지수가 기여하는 부분이 작은 것으로 나타나 본 연구에서는 대출태도지수를 제외하고 균형 패널 분석을 실시하였다.

(2011) 및 이승용 외(2014)는 첫 번째 주성분만을 사용하였다. 양자는 각자 그 장단점을 가지는데, 복수의 주성분을 활용하는 경우 변수들의 공통적 움직임을 그만큼 더 많이 반영할 수 있는 반면, 지수에 대한 해석의 용이함은 떨어진다.[6] 본 논문에서는 해석상의 용이함을 취하기 위해 첫 번째 주성분만을 사용했다. 해석상의 용이함이란 다음과 같이 설명된다. 주성분 분석에서 각 주성분들은 분석에 포함된 변수들의 선형결합으로 나타나는데 선형결합에 있어서의 가중치가 각 주성분마다 다르게 부여되며, 이 가중치를 통해 각 주성분이 의미하는 바가 무엇인지 해석할 수 있다. <Table 3>은 9개 금융변수들의 표준화 잔차에 대한 주성분 분석을 통해 도출된 첫 번째와 두 번째 주성분에 대한 가중치를 나타낸다. 첫 번째 주성분에 대한 가중치를 살펴보면, KOSPI 상승률, 장단기 금리 스프레드 및 예금은행 총대출금 증가율이 음의 값을 갖는데, 이들은 대체로 그 수치가 상승할수록 금융상황이 호전되는 것으로 볼 수 있는 변수들이다. 반면, 양의 가중치를 갖는 나머지 변수들의 경우, 일반적으로 그 수치가 상승할수록 금융상황이 악화되는 것으로 해석된다. 따라서 첫 번째 주성분의 경우 그 값이 증가할수록 금융상황이 악화되고, 그 값이 감소할수록 금융상황이 완화되는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 두 번째 주성분에 대한 가중치는 일반적으로 볼 때 금융상황의 완화 정도와 양의 상관관계를 가질 것으로 보이는 KOSPI 상승률과 음의 상관관계를 가질 것으로 보이는 신용 스프레드에 대한 가중치가 서로 같은 부호를 갖는 등, 그 해석이 난해하다. 이에 본 논문에서도 첫 번째 주성분만을 사용하여 금융상황지수를 구축하였으며, 따라서 앞서의 해석과 마찬가지로 지수의 상승은 금융상황의 악화를, 지수의 하락은 금융상황의 완화를 의미한다.

<Table 2> Principal Component Analysis

Component	Proportion	Cumulative
Component 1	0.3226	0.3226
Component 2	0.2340	0.5566
Component 3	0.1592	0.7158
Component 4	0.1014	0.8172
Component 5	0.0706	0.8878
Component 6	0.0457	0.9335
Component 7	0.0338	0.9672
Component 8	0.0219	0.9891
Component 9	0.0109	1.0000

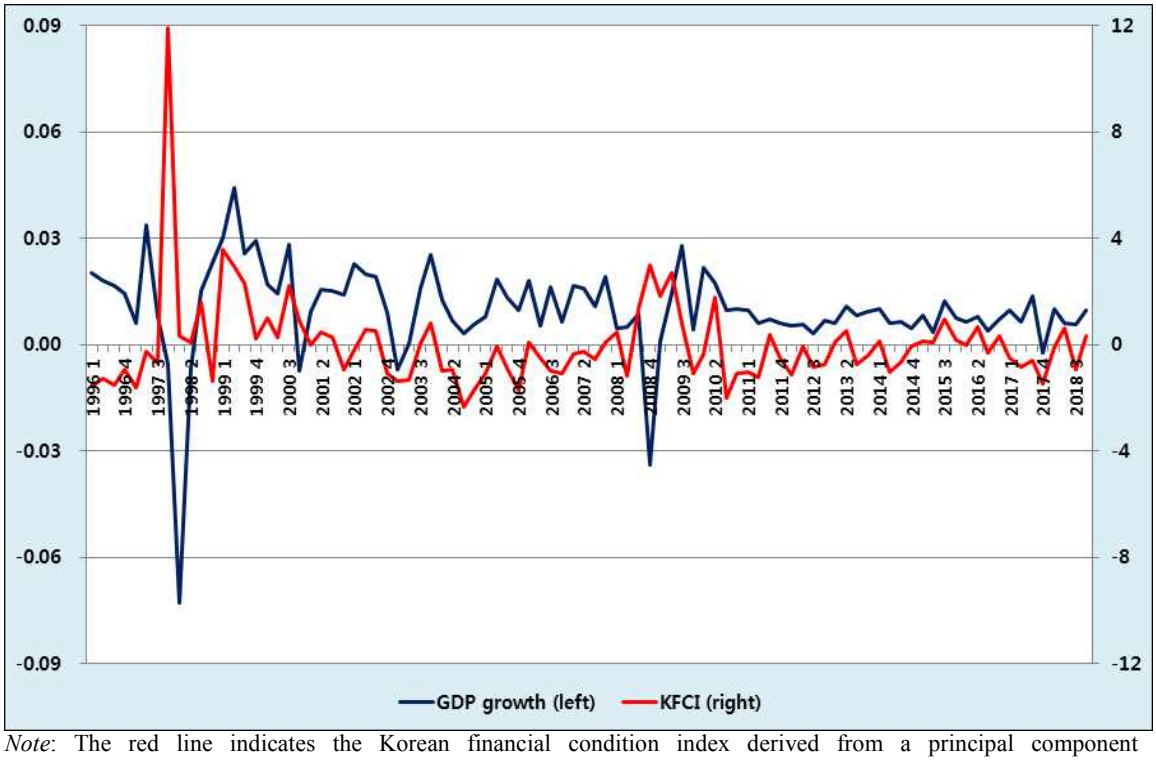
<Table 3> Weights on Variables for Components 1 and 2

variable (normalized residuals)	weights (Component 1)	weights(Component 2)
Return of KOSPI	-0.27	0.31
Volatility of KOSPI	0.39	0.40
Growth rate of ₩/$	0.42	-0.30
Volatility of ₩/$	0.54	-0.06
Term spread	-0.33	0.15
Risk spread	0.44	0.32
Change in Gov't bond rate	0.05	-0.37
Spread on household loan	0.04	0.57
Growth rate of total loans	-0.04	0.26

6) 이승용 외(2014)를 참고하라.

금융상황지수를 구축하는 과정을 요약하면 금융시장과 관련된 9개 변수의 실물부문으로부터 영향을 받는 부분을 제거한 후 정규화된 잔차부분들에 대하여 주성분분석을 실시하여 공통적인 부분을 추출, 금융상황을 반영하는 지표로서 지수화한 것이다.

<Figure 1> Korea's Financial Condition Index and GDP Growth



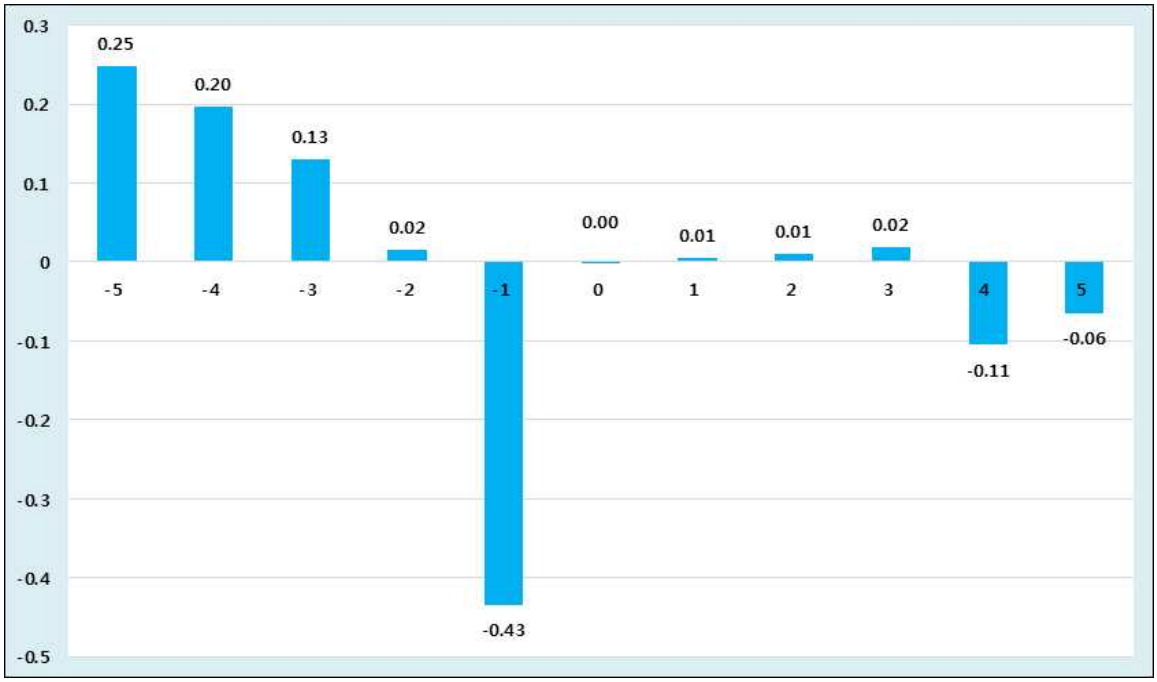
Note: The red line indicates the Korean financial condition index derived from a principal component analysis with 9 financial variables, return of KOSPI, volatility of KOSPI, growth rate of ₩/$ exchange rate, volatility of ₩/$, term spread, risk spread, change in government bond rate, spread on household loan, growth rate of total loans. The dark blue line is the Korea's quarterly GDP growth rate.

이상에서와 같이 구축된 한국의 분기별 금융상황지수(KFCI)를 GDP 증가율과 함께 그림으로 표현하면 <Figure 1>과 같다. 한국의 금융상황지수의 값이 클수록 금융상황이 악화된 것을 의미하며 작아질수록 금융상황이 양호한 것을 의미한다. <Figure 1>에서 한국의 금융상황지수는 1997년 4분기에 사상 최고치인 11.9를 기록하여 최악의 금융상황이었음을 보여주고 있으며 그 이후로는 추세적으로 개선되어 0 주위에서 등락을 보여주고 있다. 추가적으로 2008년 4분기 Lehman Brothers 등의 금융회사의 도산과 함께 글로벌 금융위기가 본격적으로 진행되었던 시기에서도 금융상황지수는 3으로 크게 증가하여 외환위기 이후 가장 높은 값을 기록하였다. 앞에서도 언급하였듯이 금융상황지수는 관련된 변수들의 주성분분석(principal component analysis)으로부터 도출되었기 때문에 값의 절대적인 수준이 의미가 있다기보다는 상대적인 값과 변화가 의미가 있다고 할 수 있다.[7] 금융상황지수의 변화는 대체적으로 경기침체기에는 상승하고 경기확장기에는 하락하는 모습을 보여 경기역행적인 것처럼 보이지만 실제로 숫자를 비교해보면 동시상관계수보다는 1분기 앞선 KFCI의 변화가 GDP 증가율에 음의 영

7) 금융관련 변수들 각각의 평균으로부터 벗어나 있는 정도를 표준편차로 나누어 표준화 과정을 거친 후에 주성분분석을 시행했기 때문에 금융상황지수의 평균값은 0이다.

향을 미치는 관계가 강하게 나타났다.[8] <Figure 2>에서는 금융상황지수와 경제성장률 사이의 상관계수를 선행-후행의 관점에서 보여주고 있는데, 1기전의 금융상황지수의 악화는 현재의 경제성장률에 음의 영향을 미치는 경향이 매우 큰 것으로 나타난 점이 주목할 만하다.

<Figure 2> Cross-Correlations between Financial Conditions and GDP Growth, $\rho(\Delta \ln GDP_t, KFCI_{t+k})$



Note: The numbers above or below the bars indicate the cross-correlations between the Korean financial condition index ($KFCI_{t+k}$) and the GDP growth rate ($\Delta \ln GDP_t$) for $k=-5,\cdots,5$ shown in the horizontal axis.

2. 구조형 벡터자기회귀모형 추정을 통한 분석

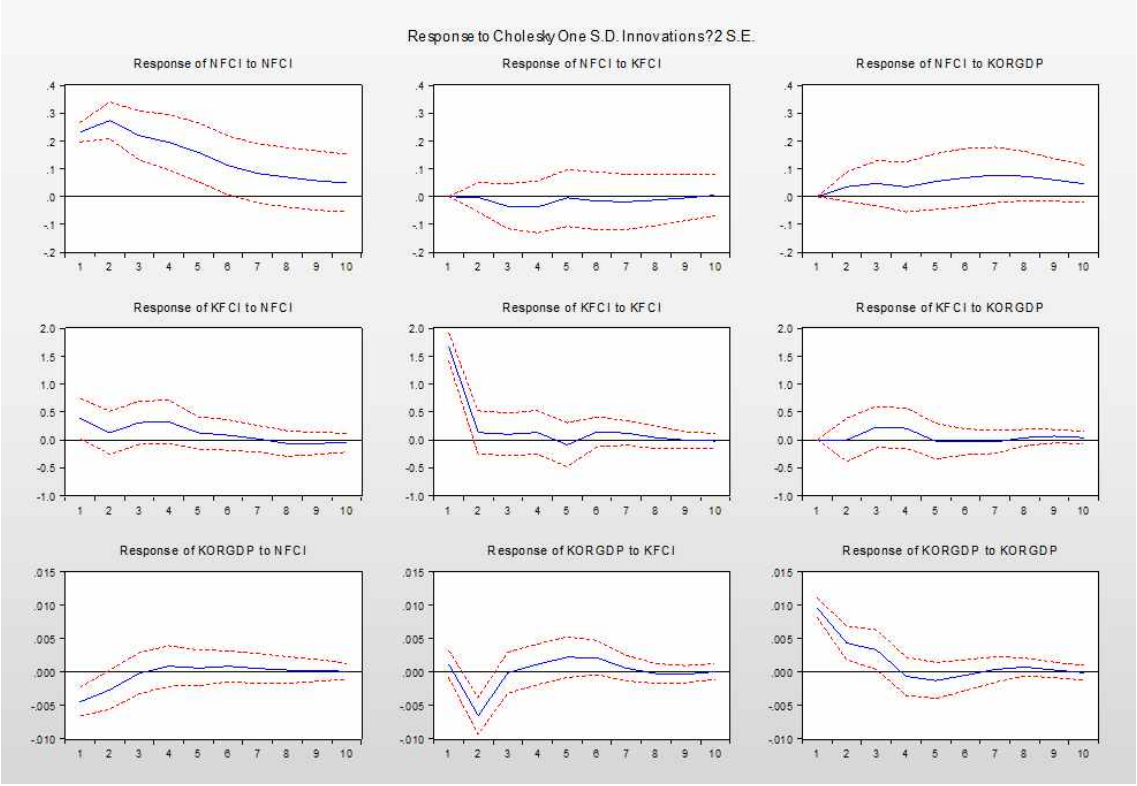
(1) 단기 식별조건을 이용한 SVAR 모형

본 절에서는 간단한 벡터자기회귀모형을 이용하여 금융충격이 GDP 성장률에 어떻게 영향을 미치는지 추정해보고자 한다. 먼저 3변수 모형으로서 미국의 금융상황지수(NFCI), 한국의 금융상황지수(KFCI), 한국의 GDP 성장률로 구성된 VAR 모형을 구축하였다. 세 변수들은 모두 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 정상성(stationarity) 조건을 만족하였다. 3변수 모형에서 세 가지의 구조충격을 식별하기 위해 (i) 한국의 금융충격은 미국의 금융충격에 발생 당기에 영향을 주지 않으며, (ii) 한국의 실물충격은 미국의 금융상황지수에 발생 당해기에 영향을 주지 않고, (iii) 한국의 실물충격은 한국의 금융상황지수에 발생 당해기에 영향을 주지

8) 동시상관계수 $\rho(\Delta \ln GDP_t, KFCI_t) = 0.00$, 1기전의 KFCI와 당해분기의 GDP증가율 사이의 상관계수는 $\rho(\Delta \ln GDP_t, KFCI_{t-1}) = -0.43$으로 나타났다.

않는다는 세 가지 조건을 부과하였다. 세 번째 조건은 경제학적인 직관에 어긋나는 것으로 보이지만 한국 금융상황지수의 구축과정을 상기해보면 합리적이라고 볼 수 있다. 즉, 9개의 금융상황 관련 변수들로부터 한국의 금융상황지수를 도출하는 과정에서 9개 변수 각각에 대하여 현재 및 과거 3기까지 한국 GDP 성장률에 대하여 회귀분석한 후 잔차를 도출하여 주성분분석을 시행하였다. 따라서 한국 금융상황지수에는 현재 및 과거 3기까지의 GDP 성장률의 효과가 이미 제거되어 있다고 할 수 있다. 이러한 단기 식별조건에 따른 충격반응함수는 <Figure 3>에 제시되어 있다.[9)]

<Figure 3> Impulse Responses to One Standard Deviation Innovations: NFCI, KFCI, and KORGDP with Short-Run Restrictions



Note: The impulse responses of variables to one standard deviation shocks are drawn based on the short-run restrictions with the order of NFCI, KFCI, KORGDP. The blue lines are point estimated f the impulse responses and the red dotted lines are 95 percent confidence intervals.

<Figure 3>은 미국 금융충격, 한국 금융충격, 한국 실물충격에 대한 NFCI, KFCI, KORGDP의 반응함수를 보여준다. 주목할 만한 부분인 미국 금융충격에 대한 한국 변수들의 반응과 한국 금융충격에 대한 한국 GDP 성장률에 대한 반응함수에 초점을 두고 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 미국 금융상황지수의 악화는 한국의 GDP에 짧게 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 한국 금융상황지수의 악화는 한국의 GDP에 1분기 지체되어 음의 영향

9) VAR모형의 시차는 과거 4기까지 고려되었으며 시차를 확대하여도 반응함수에는 큰 차이를 발생시키지 않았으며, 또한 추세(trend)를 포함시켜도 별 영향이 없었다. 변수의 순서를 NFCI, KORGDP, KFCI로 변화시켜도 결과에는 별 차이가 없었다.

을 주는 것으로 나타났지만 한국 실물충격이 금융상황지수의 개선으로 이어지지는 않는 것으로 나타났다. 미국의 금융상황지수의 악화는 한국 금융상황지수에 동분기에 양의 영향을 주는 것으로 나타나 미국의 금융상황이 한국으로 같은 분기에 전파되는 것으로 해석할 수 있다. 반대로 한국의 금융상황지수와 한국의 GDP 충격은 미국의 금융상황지수에 별 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 소국 경제에서의 실물충격 및 금융충격은 미국으로 전파되지는 않는 것으로 보인다.

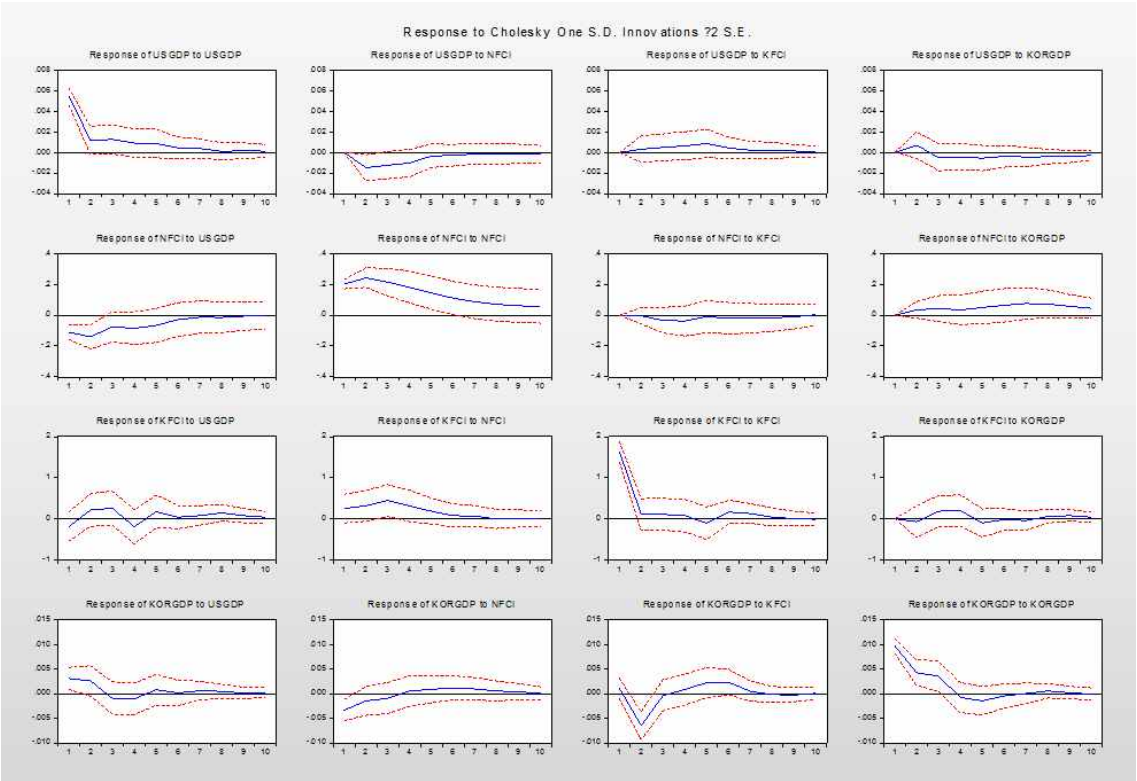
구조적 충격의 상대적 중요성을 살펴보기 위해 예측오차 분산분해를 시행해 본 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 미국의 금융상황지수인 NFCI의 변동의 90% 이상이 자신의 충격에 의해 대부분 설명되었으며 나머지는 한국의 실물충격(10%)에 의해 설명되었다. 한국 GDP 성장률로부터 추출된 충격의 의미는 한국 GDP의 변동에 반영되어 있는 실물충격으로 확대 해석될 수 있다. 한국 금융상황지수의 변동은 자신의 변동 충격(85%)이 중요한 요인이지만 미국 금융상황지수 충격으로 설명되는 부분도 중장기적으로 12% 내외에 이르는 것으로 나타났다. 가장 관심이 있는 한국 GDP 성장률의 변동은 자신의 변동 충격에 의해 설명되는 부분이 단기에서는 80%, NFCI 변동충격으로 15%가 설명되었으며, 중장기에서는 실물 충격이 60%로 낮아지고 NFCI 15% 내외, KFCI 25% 내외로 나타나는 등 국내외 금융충격으로 인한 변동부분이 상당한 것으로 나타났다.

3변수 모형에 미국 GDP 성장률을 추가적으로 포함하여 4변수 모형을 구축하여 단기 식별조건을 적용한 충격반응함수는 <Figure 4>에 도시되어 있다. 변수의 순서는 미국 GDP 성장률, 미국 금융상황지수 (NFCI), 한국 금융상황지수 (KFCI), 한국 GDP 성장률로 이루어져 있으며 단기 식별조건은 3변수에서 사용했던 세 가지의 식별조건 이외에 NFCI, KFCI, 한국 GDP 성장률 충격이 각각 발생 당해기에 미국 GDP 성장률에 영향을 주지 않는다는 세 가지 조건을 추가하였다.

충격반응함수는 대체적으로 3변수에서의 충격반응함수와 유사한 모습을 보여주고 있다. 3변수 모형에서와 같이 미국 금융상황지수의 악화는 한국 금융상황지수의 악화로 전이되고 한국 GDP 성장률에 음의 영향을 미치며 한국 금융상황지수의 악화는 한국 GDP 성장률에 1분기 후에 음의 영향을 미친다. 미국의 금융상황지수의 악화는 미국의 GDP 성장률에 5~6분기 동안 음의 영향을 주는 것으로 나타났으며 반대로 미국 GDP 성장률 충격은 미국 금융상황지수를 개선시키고 한국 GDP에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 예측오차 분산분해에서도 3변수 모형에서의 결과와 유사하며 추가적으로 포함된 미국 GDP의 변동의 경우 대부분 자신의 변동에 의해 설명되지만 NFCI의 설명력이 일부분 존재하는 것으로 나타나 중장기적으로 미국 GDP 변동 충격 80%, NFCI 12%, KFCI 4%, 한국GDP 4%의 비중을 보였다. 한국 GDP 성장률의 예측오차를 분해하였을 경우에도 단기 및 장기에서 USGDP, NFCI의 영향이 어느 정도 존재하여 중장기적으로 미국 GDP 충격 8%, NFCI 7%, KFCI 25%, 한국 GDP 성장률 충격 60% 내외의 중요도를 나타냈다.

이상에서 살펴본 단기 식별조건을 이용한 VAR 모형의 분석 결과를 요약하면, 미국의 금융상황지수 충격은 미국의 GDP 성장률은 물론 한국의 금융상황지수 및 한국 GDP 성장률에 영향을 미치는 한편 한국의 금융상황지수 충격은 한국 GDP 성장률에 1분기 후에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<Figure 4> Impulse Responses to One Standard Deviation Innovations: USGDP, NFCI, KFCI, and KORGDP with Short-Run Restrictions



Note: The impulse responses of variables to one standard deviation shocks are drawn based on the short-run restrictions with the order of USGDP, NFCI, KFCI, KORGDP. The blue lines are point estimated f the impulse responses and the red dotted lines are 95 percent confidence intervals.

(2) 장기 및 단기 식별조건을 이용한 SVAR 모형

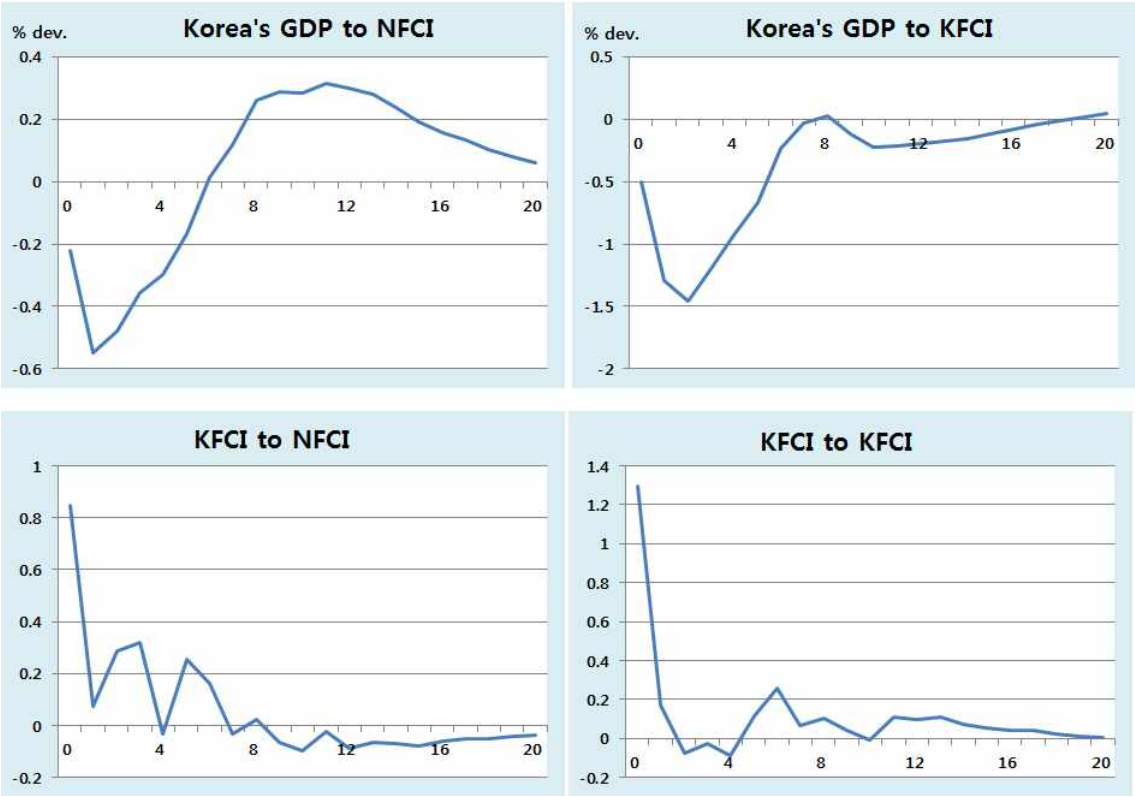
단기 식별조건을 이용한 VAR 모형은 변수들의 순서를 바꾸면 결과가 일부 달라지는 경우가 있기 때문에 이론 모형에 기초한 장기 식별조건을 이용한 SVAR 모형이 널리 이용되고 있다. 3변수 및 4변수 모형에서 단기 식별조건을 이용하여 식별한 각 충격에 대한 반응함수가 장기 식별조건을 이용한 모형에서도 유지되는지 살펴보기 위해 다음과 같은 구조형 벡터자기회귀모형을 설정하였다.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln GDP^{KOR} \\ NFCI \\ KFCI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_R^{KOR} \\ u_F^{US} \\ u_F^{KOR} \end{bmatrix} \tag{2}$$

위 식에서 $A_{ij}(L) = \sum_{k=0}^{\infty} A_{ij}^k L^k,\ i,j = 1,\cdots,3,$ L은 시차연산자이다. 단위근을 갖고 있는 $\ln GDP$와 정상성을 성질을 보이는 $NFCI, KFCI$ 에 대하여 세 가지의 구조적 충격을 식별한다. 3변수 모형에서 세 가지 구조적 충격을 식별하기 위해서는 VAR 모형으로부터 얻어지는

잔차들의 공분산 행렬로부터 얻을 수 있는 정보와 세 개의 추가적인 식별조건이 필요하다. 세 가지 충격은 각각 $\nu_R^{KOR}, u_F^{US}, u_F^{KOR}$으로서 한국의 실물충격, 미국의 금융충격, 한국의 금융충격으로 명명하고 '미국의 금융충격 및 한국의 금융충격이 장기적으로 한국의 GDP에 영향을 주지 않는다'라는 두 개의 장기 식별조건을 적용하였다. 즉 식 (2)에서 $A_{12}(1)=0, A_{13}(1)=0$으로 표현할 수 있으며 금융충격인 u_F^{US}, u_F^{KOR}은 일시적 충격으로서 한국의 GDP에 장기적으로 영향을 미치지 못한다는 의미이다. 세 가지의 구조적 충격을 식별하기 위해서는 한 개의 추가적인 식별조건이 필요한데 '한국 금융충격은 발생 당해기에 미국의 금융상황지수에 영향을 주지 않는다'라는 단기 조건인 $A_{23}^0=0$을 사용하였다. 이러한 장단기 식별조건으로 식별한 구조적 충격에 대한 주요 변수의 충격반응함수는 <Figure 5>에 제시되어 있다.

<Figure 5> Impulse Responses to Financial Shocks: KORGDP, NFCI, KFCI with Long-run and Short-run Restrictions



Note: The impulse responses of variables to one standard deviation shocks are drawn based on two long-run identifying restrictions and a short-run restriction.

<Figure 5>에서는 구조적 충격인 한국 실물충격, 미국 금융충격, 한국 금융충격의 표준편차 크기의 충격에 대하여 각 변수들의 충격반응함수를 기간별로 보여주고 있다.[10] 본 연구의 주된 관심은 미국의 금융충격이 한국의 GDP 성장률과 금융상황지수에 어떤 영향을 미치는지, 한국의 금융충격이 한국의 GDP 성장률에 어떤 영향을 미치는지에 초점을 두고 있기 때문에

10) 세 변수들의 충격반응함수는 세 개의 구조적 충격 각각에 대하여 그릴 수 있기 때문에 모두 9개의 그림으로 구성되지만 본 연구가 관심을 가지고 있는 주요 변수들의 충격반응함수만을 본문에 제시하고 있다.

이러한 측면에서 주요 변수들의 충격반응함수를 살펴보기로 한다. 단기 식별조건을 적용했을 경우와 비슷하게 미국의 금융충격은 한국의 금융충격에 바로 전이되는 경향을 보이고 있으며 한국의 GDP 성장률에도 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.[11] 표준편차 크기의 미국 금융충격은 한국 금융상황지수를 발생분기에 0.8 정도 높이는 것으로 나타났으며 동분기에 한국의 GDP를 성장률을 0.2%, 다음 분기에 0.55% 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 한국의 금융충격은 한국 GDP 성장률을 발생분기에 0.5% 감소시키고 다음 분기에 1% 포인트 이상 감소시킬 가능성이 있는 것으로 나타나 매우 중요한 경기변동요인임을 보여주고 있다. 다만 한국 금융충격의 지속성은 매우 낮게 나타나 발생한 지 1-2분기 만에 사라지는 모습을 나타냈다.

구조적 충격의 상대적 중요성을 나타내는 예측오차 분산분해 결과를 살펴보면 NFCI는 자신의 변동요인에 의해 설명되는 부분이 75% 이상으로 매우 높으며 한국 GDP의 변동으로 나타나는 실물충격이 15%정도를 설명하고 있다. 한편 KFCI는 미국 금융충격으로부터 상당한 영향을 받아 단기에서는 18%, 중장기적으로는 20%이상이 미국 금융충격에 의해 설명된다. 한국 GDP의 변동은 단기 및 장기에서 KFCI 충격의 영향을 많이 받는 것으로 나타나 한국 금융충격에 설명되는 부분이 40~50%정도에 달하였으며 미국 금융충격의 기여도도 8~9%에 달하였다. 대체로 단기 식별조건에 의한 분산분해와 비슷한 모습을 보였다고 할 수 있다.

4변수로 이루어진 확장모형에서도 장기 식별조건 및 단기 식별조건을 동시에 고려하여 구조적 충격을 식별해 보았는데 식별조건의 구조는 다음과 같다. 즉, 아래와 같이 $\Delta \ln GDP^{US}$, $\Delta \ln GDP^{KOR}$, $NFCI, KFCI$로 이루어진 VAR 모형에서 미국의 GDP와 한국의 GDP가 단위근을 가지고 있으며 두 시계열 사이에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났기 때문에 4변수 VAR 모형에서는 두 개의 영구적 효과를 갖는 충격과 두 개의 일시적 효과를 갖는 충격을 식별할 수 있다. 구조적 충격을 미국 실물충격, 한국 실물충격, 미국 금융충격, 한국 금융충격으로 명명하고 장기 식별조건은 (i) 한국 실물충격은 미국 GDP에 장기적으로 영향을 주지 않는다 (아래의 식 (3)에서 $B_{12}(1)=0$), (ii) 미국 금융충격과 한국 금융충격은 미국 GDP와 한국 GDP에 장기적으로 영향을 주지 않는다 ($B_{13}(1)=0, B_{14}(1)=0, B_{23}(1)=0, B_{24}(1)=0$)로 설정되었다. 추가적으로 필요한 한 가지 식별조건은 단기 조건으로서 (iii) 한국 금융충격은 발생 당해기에 미국의 금융상황지수에 영향을 주지 않는다'라는 단기 조건인 $B_{34}^{0}=0$을 사용하였다.

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln GDP^{US} \\ \Delta \ln GDP^{KOR} \\ NFCI \\ KFCI \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) & B_{13}(L) & B_{14}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) & B_{23}(L) & B_{24}(L) \\ B_{31}(L) & B_{32}(L) & B_{33}(L) & B_{34}(L) \\ B_{41}(L) & B_{42}(L) & B_{43}(L) & B_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nu_R^{US} \\ \nu_R^{KOR} \\ u_F^{US} \\ u_F^{KOR} \end{bmatrix} \tag{3}$$

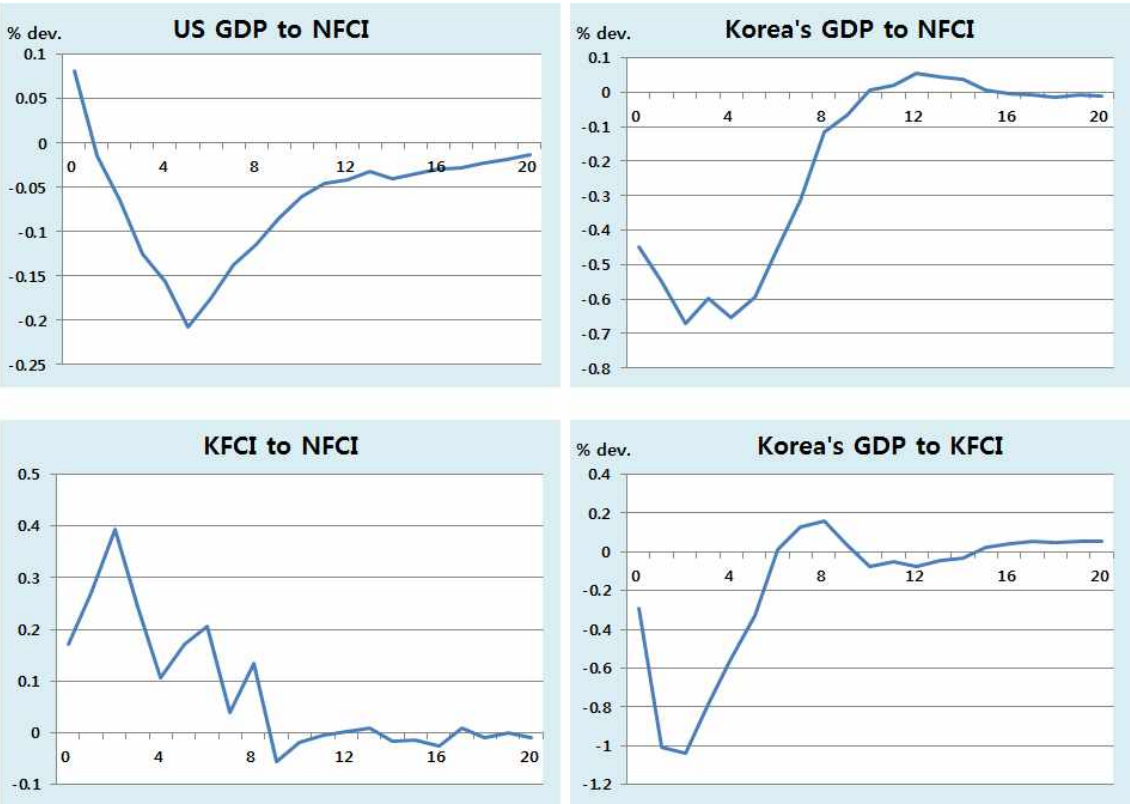
$B_{ij}(L)=\sum_{k=0}^{\infty} B_{ij}^{k} L^{k},\ i,j=1,\cdots,4$. 각 구조적 충격에 대한 충격반응함수는 <Figure 6>에 그려져 있다. 3변수 모형에서의 결과가 대체적으로 그대로 유지되고 있는 것을 알 수 있다. 미국의 금융충격은 미국의 GDP를 약 0.2% 정도까지 낮추는 경향이 있으며 한국의 GDP에도 부정

11) 단기 식별조건을 적용한 구조적 충격과 장기 식별조건을 적용한 구조적 충격은 엄밀한 의미에서 동일한 구조적 충격이 아니지만 두 종류의 식별조건을 비교해볼 때 포괄적인 의미에서의 실물충격, 미국 금융충격, 한국 금융충격으로 해석될 수 있을 것이다.

적인 영향을 주어 최대 0.6~0.7%정도 낮추는 것으로 나타났다. 한국의 금융충격이 한국 GDP에 미치는 영향은 미국 금융충격보다 더 크게 나타났는데 최대 1%를 낮추는 것으로 나타났다. 또한 미국의 금융충격은 한국의 금융상황지수를 상승시켜 금융충격이 전파되는 것으로 보인다. 미국 GDP 성장률을 포함한 경우의 예측오차 분산분해로부터 얻은 추가적인 분석결과로는 미국 GDP의 변동은 자신의 변동부분이 대부분이고 금융충격이 일부 설명력이 있으며 한국 금융충격이 한국 실물충격은 거의 기여도가 없는 것으로 나타났다. 미국 금융상황지수의 변동은 미국의 금융충격과 실물충격이 거의 비슷한 수준으로 설명하며 한국 충격의 기여도는 거의 없는 것으로 나타났다. 이와 반대로 한국 KFCI의 변동은 미국 금융충격, 한국 금융충격, 한국 실물충격에 의해 설명되고, 한국 GDP의 변동은 네 가지 구조적 충격이 어느 정도 의미 있는 기여도를 보이고 있는 것으로 나타났다.

이상에서의 SVAR 모형의 분석결과로부터 미국의 금융충격과 한국의 금융충격은 한국 GDP의 변동에 중요한 의미를 가지고 있음을 알 수 있으며 다음 장에서는 분위회귀분석 모형을 통하여 금융상황이 좋을 때와 나쁠 때, 경기가 좋을 때와 나쁠 때, 미국의 금융충격 및 한국의 금융충격이 한국 GDP에 미치는 영향에 대한 조건부 확률분포가 다르게 나타나는지 살펴보려고 한다.

<Figure 6> Impulse Responses to Financial Shocks: USGDP, KORGDP, NFCI, KFCI with Long-run and Short-run Restrictions



Note: The impulse responses of variables to one standard deviation shocks are drawn based on five long-run identifying restrictions and a short-run restriction.

Ⅲ. 금융상황지수가 GDP 성장률에 미치는 영향의 비대칭성 분석

1. 분위회귀분석 모형

Ⅱ장의 벡터자기회귀모형 분석에서는 미국 및 한국의 금융상황이 한국의 경제성장률에 미치는 영향에 대해 구조적 충격을 식별하여 충격반응함수와 예측오차 분산분해의 측면에서 살펴보았다. 본 장에서는 국내외 금융충격으로 인한 금융상황지수의 악화가 한국 GDP 성장률에 미치는 영향에 대한 조건부 확률분포가 분위별로 다르게 나타나는지, 즉 비대칭성이 존재하는지 실증적으로 고찰해보고자 한다. 본 연구의 주요 방법론은 미국의 금융상황지수의 변화가 미국 GDP 성장률에 미치는 영향을 분위회귀모형으로 분석한 Adrian et al.(2019)의 연구를 따르고 있으며 본 연구에서는 한국 금융상황지수의 변화가 한국 GDP 성장률에 미치는 영향뿐만 아니라 추가적으로 미국 금융상황지수의 악화가 한국 금융상황지수 및 한국 GDP 성장률에 미치는 영향에도 관심을 두고 분석하고자 한다.

분위회귀분석 모형의 일반적인 형태는 다음과 같이 표현된다.[12)]

$$Q(y_i|\mathbf{x}_i, q) = \mathbf{x}_i'\beta_q, \quad s.t. \quad \Pr(y_i < \mathbf{x}_i'\beta_q|\mathbf{x}_i) = q, \quad 0 < q < 1. \tag{4}$$

$$\hat{\beta}_q = \text{argmin}_{\beta_q} \sum_i (q \cdot \mathbf{1}(y_i \geq \mathbf{x}_i'\beta_q) \cdot |y_i - \mathbf{x}_i'\beta_q| + (1-q) \cdot \mathbf{1}(y_i < {}_i'\beta_q)|y_i - \mathbf{x}_i'\beta_q|) \cdot \tag{5}$$

$\mathbf{1}(.)$은 지표함수(indicator function), q는 분위값, y_i는 종속변수, $\mathbf{x}_i$ 는 설명변수 벡터를 가리킨다. 식 (5)로부터 설명변수의 계수 추정치가 $\hat{\beta}_q$로 도출된다. 즉, 최소 절대 편차 회귀분석 모형의 손실함수에서 각 절대 편차에 대한 가중치를 분위 값 q에 따라 다르게 부여하여 손실함수를 최소화하는 β_q를 구하는 것이다. 따라서 설명변수에 대한 계수는 분위 값 q에 따라 다르게 $\hat{\beta}_q$ 값이 도출되며 이를 통해 얻어진 $\hat{Q}(y_i|\mathbf{x}_i, q) = \mathbf{x}_i'\hat{\beta}_q$ 값은 종속변수 y_i의 조건부 누적분포함수 $F(z|x_i) = \Pr(y_i < z|x_i)$가 q의 값을 가지도록 하는 z값에 대한 추정치가 된다. 이러한 방식으로 분위회귀분석을 시행하고 종속변수의 조건부 확률분포를 추정할 수 있다.

2. 분위회귀분석 결과

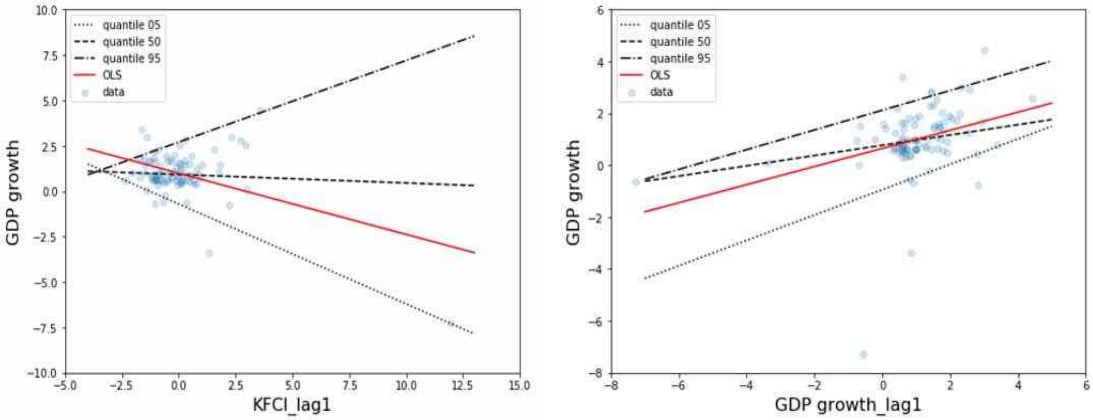
본 연구에서는 미래 GDP 성장률의 조건부 확률분포를 추정해보기 위해서 식 (6)과 같은 분위회귀분석 모형을 구축하였다. 즉, 현재의 금융상황 및 경제상황을 바탕으로 다음 기 GDP 성장률을 예측할 수 있다는 가정 하에, 우리나라의 금융상황을 나타내는 지표로는 Ⅱ장에서 구축한 한국금융상황지수(KFCI)를, 전반적인 경제상황을 나타내는 변수로는 GDP 성장률을 사용하여, 종속변수인 다음 분기 GDP 성장률을 예측하고자 한다. 1996년 1분기부터 2018년 4분기까지 분기별 데이터를 대상으로 하였고, 계절조정된 GDP의 전분기 대비 성장률을 사용하였다.

$$\Delta \ln GDP_{t+1}^{KOR} = \beta_{0,q} + \beta_{1,q} KFCI_t + \beta_{2,q} \Delta \ln GDP_t^{KOR} + \epsilon_{t+1,q} \tag{6}$$

12) 분위회귀분석 모형에 대한 일반적인 논의는 Green (2012), pp.242-250을 참고하라.

먼저, 회귀식에 포함된 독립변수 각각에 대한 단변수 모형(univariate models)을 살펴보면, <Figure 7>과 같은 모습이 나타난다. 즉, 왼쪽 그림은 다음 분기 GDP 성장률을 이번 분기 KFCI에 분위회귀분석한 추정치로부터 그린 것이며, 오른쪽 그림은 다음 분기 GDP 성장률을 이번 분기 GDP 성장률에 분위회귀분석한 추정치로부터 도출한 것이다. <Figure 7>에서 붉은 선으로 표시된 것은 최소자승추정법(OLS)에 의한 계수추정치가 의미하는 관계로서 점추정(point estimate)값이다. 나머지 세 개의 직선은 각각 5%분위, 50%분위, 95%분위에서 실시한 분위회귀분석 추정 결과를 나타낸다. 왼쪽 그림은 현재의 KFCI와 다음 분기 GDP 성장률 사이의 관계를 나타내며 오른쪽 그림은 현재 GDP 성장률과 다음 분기 GDP 성장률 사이의 관계를 보여준다. 각 직선의 기울기는 추정계수 값을 나타낸다. 오른쪽에 그려진 현재 GDP 성장률과 다음 분기 GDP 성장률 사이의 관계는 OLS 추정치와 분위별 분위회귀분석 추정계수가 모두 양수이며 큰 차이를 보여주고 있지 않은 데 반해 왼쪽에 그려진 현재 KFCI와 다음 분기 GDP 성장률 사이의 관계는 분위별로 매우 다르게 추정되었다. 즉, 직선의 기울기로 표시되는 OLS 추정식 계수는 음수로 나타나고 있지만 5%분위회귀 추정치는 더 작은 음수값이며 50%분위 추정치는 0에 가깝고 95%분위 추정치는 양수로 나타난다. 따라서 OLS 방법과 같은 점추정치에서 보여주고 있는 관계보다 분위회귀모형을 통한 추정을 통하여 조건부 확률분포를 살펴볼 필요성이 제기된다.

<Figure 7> Quantile Regressions: Univariate Models



Note: Blue bullets indicate all the data points and the red line, the dotted line, the dashed line, and the dash-dotted line imply a relationship between the current KFCI and the GDP growth rate next quarter based on an OLS estimate, a 5% quantile regression, a 50% quantile regression, and a 95% quantile regression, respectively.

한편, KFCI와 GDP 성장률 두 변수를 모두 포함한 식 (5)에 대한 OLS 추정 및 분위회귀분석모형 추정결과는 <Table 4>와 같다. 먼저 OLS 추정 결과를 살펴보면, 이번 분기의 KFCI가 1만큼 상승할 경우에는 다음 분기 GDP 성장률이 약 0.34%p 감소하는 것으로 추정되었으며, 이번 분기 GDP 성장률이 1%p 높아지는 경우에는 다음 분기 GDP 성장률은 약 0.35%p 상승하는 것으로 추정되었다. 즉, 이번 분기 금융상황지수의 악화는 다음 분기 GDP 성장률을 저하시키며 GDP 성장률의 지속성을 의미하는 AR(1) 계수는 0.35로 나타났다.

그러나 <Figure 7>의 단변수 모형 분석에서 살펴보았듯이, 단순 최소자승추정법은 계수의 점추정(point estimate)에 그치는 것이며 종속변수의 조건부 확률분포의 다양한 분위값에 대한

계수 추정치의 이질성을 파악할 수 없다. 이러한 문제의식으로부터 분위회귀분석 모형을 추정하여 5% 분위, 10% 분위에서 90% 분위, 95% 분위 값을 적용한 각각의 분위회귀분석 결과를 살펴보면, KFCI의 계수추정치가 분위별로 큰 차이가 있음을 확인할 수 있다. KFCI의 분위회귀분석에 따른 계수추정치는 5% 분위 회귀분석에서 -0.525, 10% 분위 회귀분석에서 -0.560 등 최소자승추정치인 -0.337보다 낮은 값을 가지다가, 분위 값이 점점 증가함에 따라 상승하여 0을 넘어서고 유의성이 없어지는 경향을 보인다. 반면, GDP 성장률의 계수추정치는 약 0.14에서 0.42 사이에서 일관되게 양수로 나타나며 40% 분위 이상에서만 유의성이 있는 것으로 나타난다. 즉, 현재 분기의 KFCI가 다음 분기의 GDP 성장률에 미치는 계수는 분위별로 매우 다른 모습을 보이며 특히 낮은 분위에서 음의 관계가 강하게 관찰되는 비대칭성이 존재한다고 판단된다.

<Table 4> Quantile Regressions (Dependent Variable: $\Delta \ln GDP_t$)

	(1) OLS	(2) Q05	(3) Q10	(4) Q20	(5) Q30	(6) Q40
$KFCI_{t-1}$	-0.337***	-0.525**	-0.560***	-0.318***	-0.156*	-0.103*
	(0.069)	(0.235)	(0.202)	(0.078)	(0.081)	(0.059)
$\Delta \ln GDP_{t-1}$	0.345***	0.419	0.320	0.141	0.142	0.214***
	(0.088)	(0.301)	(0.259)	(0.100)	(0.104)	(0.076)
Constant	0.640***	-0.779	-0.418	0.228	0.434**	0.592***
	(0.147)	(0.500)	(0.430)	(0.167)	(0.173)	(0.126)
Obs.	91	91	91	91	91	91
R^2(Pseudo R^2)	0.309	0.409	0.311	0.124	0.073	0.069
	(7) Q50	(8) Q60	(9) Q70	(10) Q80	(11) Q90	(12) Q95
$KFCI_{t-1}$	-0.005	0.077	0.045	0.034	0.174*	0.169
	(0.007)	(0.062)	(0.090)	(0.083)	(0.101)	(0.194)
$\Delta \ln GDP_{t-1}$	0.196**	0.297***	0.296**	0.278**	0.349***	0.400
	(0.084)	(0.079)	(0.116)	(0.107)	(0.130)	(0.249)
Constant	0.776***	0.872***	1.127***	1.360***	1.828***	2.201***
	(0.139)	(0.131)	(0.192)	(0.177)	(0.215)	(0.413)
Obs.	91	91	91	91	91	91
Pseudo R^2	0.076	0.094	0.100	0.103	0.164	0.160

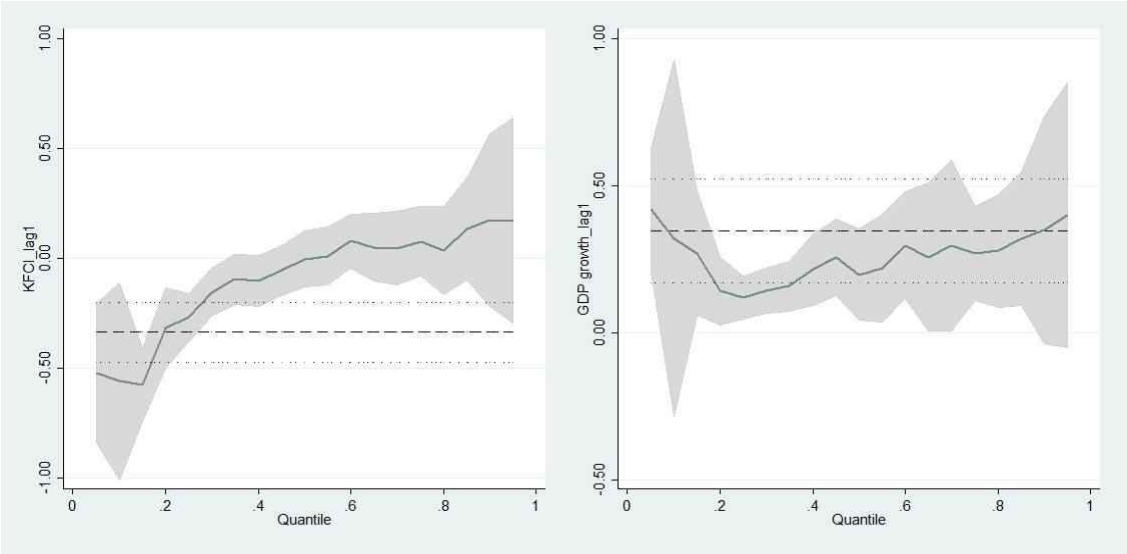
Note: Standard errors are in parentheses and ***, **, and * indicate the estimates are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

이러한 분석은 <Figure 8>에서 보다 분명히 확인된다. <Figure 8>의 각 그래프에서 실선은 각 분위 값에서의 분위회귀분석 계수추정치를, 실선 주위의 회색 구간은 그에 대한 95% 신뢰구간을 나타내며, 굵은 점선은 최소자승추정법에 의한 계수추정치를, 굵은 점선의 아래위로 그려진 옅은 점선은 그에 대한 95% 신뢰구간을 나타낸다. 왼쪽 그래프는 KFCI의 계수에 대한 각 분위별 분위회귀분석 추정치, 오른쪽 그래프는 GDP 성장률에 대한 각 분위별 분위회귀분석 추정치를 각각 보여준다. KFCI의 분위회귀분석 계수추정치는 분위 값이 증가함에 따라 상승하여 0으로 근접하는 경향을 보이는 반면, GDP 성장률의 분위회귀분석 계수추정치는 거의 대부분의 분위에서 최소자승법 계수추정치의 95% 신뢰구간 안에 포함되어 있음을 확인할

수 있다.

분위회귀분석 결과는 다음과 같이 해석될 수 있다. 첫째, 현재의 금융상황은 다음 분기 경제성장률 분포의 상방 변동성에는 별다른 영향을 미치지 못하지만, 하방 변동성에는 유의미한 영향을 미친다. 예를 들어, 현재 KFCI에 대한 높은 분위에서의 계수 추정치는 유의성이 없기 때문에 현재 KFCI의 값은 다음 분기 경제성장률 예측치($\mathbf{x}_i'\hat{\beta}_q$)에 영향을 미치지 않는다. 그러나 낮은 분위에서는 KFCI의 분위회귀분석 계수추정치가 음의 값을 갖기 때문에, 현재 금융상황이 나쁜 경우 (즉 KFCI의 값이 큰 경우) 다음 분기 경제성장률에 대한 낮은 분위에서의 예측치는 하락하는 것으로 나타나고 현재 금융상황이 좋은 경우 (KFCI의 값이 작은 경우) 다음 분기 경제성장률에 대한 낮은 분위에서의 예측치는 상승하는 것으로 나타난다. 이러한 패턴으로 현재의 금융상황은 다음 분기 경제성장률의 하방 분포에 음의 영향을 유의하게 미친다. 둘째, GDP 성장률은 다음 분기 GDP 성장률 분포의 상방 및 하방 변동성에 비교적 균등한 영향을 미친다. 이는 GDP 성장률의 분위회귀분석 계수추정치가 전 분위에 걸쳐 비교적 일정하게 양수로 유지되기 때문이다. 따라서 현재의 GDP 성장률은 낮은 분위와 높은 분위에서 다음 분기 경제성장률의 예측에 동일하게 양의 관계를 보여준다.

<Figure 8> Estimated Quantile Regression Coefficients



Note: The solid line is the estimated coefficient for each quantile regression with the shaded area as 95% confidence interval and the dashed horizontal line is the OLS estimate with the two dotted lines showing the confidence interval.

3. 조건부 GDP성장률 분포

본 장에서는 앞서의 분위회귀분석 결과를 바탕으로 GDP 성장률 예측치의 조건부 확률분포를 도출하고자 한다. 먼저, GDP 성장률 예측치의 분포의 대략적 모습을 확인하기 위해 <Figure 9>에서는 1996년 2분기부터 2018년 4분기에 걸쳐 각 분위별 GDP 성장률의 표본 내 예측치를 도시하였다. 그래프를 살펴보면 낮은 분위에서의 시간에 따른 예측치 변동성이 높은

분위에서의 변동성보다 더 큼을 알 수 있다. 이는 앞서 살펴보았듯, 금융상황이 다음 분기 경제성장률 분포의 하방 변동성에 비대칭적으로 큰 영향을 미치기 때문이다. 실제로 금융상황이 악화되는 1998년 및 2008년에 낮은 분위의 예측치가 크게 변동하는 모습을 확인할 수 있다. 이러한 분석을 바탕으로 GDP 성장률 예측치의 조건부 확률분포를 그리기 위해 분위회귀분석을 통해 추정한 GDP 성장률 분포를 규모 모수(scale parameter)및 위치 모수(location parameter)를 포함한 비중심 t분포(Noncentral t distribution)[13]에 근사시켰다. 규모 모수 및 위치 모수를 포함한 비중심 t분포의 확률밀도함수 $f(x|v,\mu,\sigma,\alpha)$는 4개의 모수 v,μ,σ,α에 의해 그 모양이 결정되며, 각 분기마다 식 (7)과 같은 방식으로 모수들을 추정하여 다음 기 GDP 성장률 예측치의 분포를 도출할 수 있다.

$$\hat{v}_{t+1},\hat{\mu}_{t+1},\hat{\sigma}_{t+1},\hat{\alpha}_{t+1} = \operatorname{argmin}_{v,\mu,\sigma,\alpha} \sum_{q=0.05,0.25,0.75,0.95} \hat{Q}\left\{(\Delta \ln GDP_{t+1}|KFCI_t, \Delta \ln GDP_t, q) - F^{-1}(q|v,\mu,\sigma,\alpha)\right\} \tag{7}$$

F^{-1}은 비중심 t분포의 확률밀도함수 $f(x|v,\mu,\sigma,\alpha)$의 누적분포함수(cumulative distribution function), F의 역함수이며

$$\hat{Q}(\Delta \ln GDP_{t+1}^{KOR}|KFCI_t, \Delta \ln GDP_t, q) = \hat{\beta}_{0,q} + \hat{\beta}_{1,q}KFCI_t + \hat{\beta}_{2,q}\Delta \ln GDP_t^{KOR}.$$

식 (7)에 따라 각 시점에서 다음 분기 GDP 성장률에 대한 조건부 확률분포함수를 근사시켜 구해보면 <Figure 10>과 같다.[14] <Figure 9>에서 이미 살펴본 바와 같이, GDP 성장률의 하방 변동성이 상방 변동성보다 크게 나타남을 확인할 수 있다. 특히 1998년, 2008년의 경우 GDP 성장률 예측치의 분포가 왼쪽으로 긴 꼬리를 보여주는 현상을 관찰할 수 있다. 특정 시점에서 다음 분기 GDP 성장률의 조건부 확률분포를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해 특정 분기인 1998년 1분기, 2009년 1분기, 2004년 4분기, 2010년 4분기에 대해서 GDP 성장률 예측치의 분포를 2차원 평면에 그려보면, <Figure 11>과 같다.

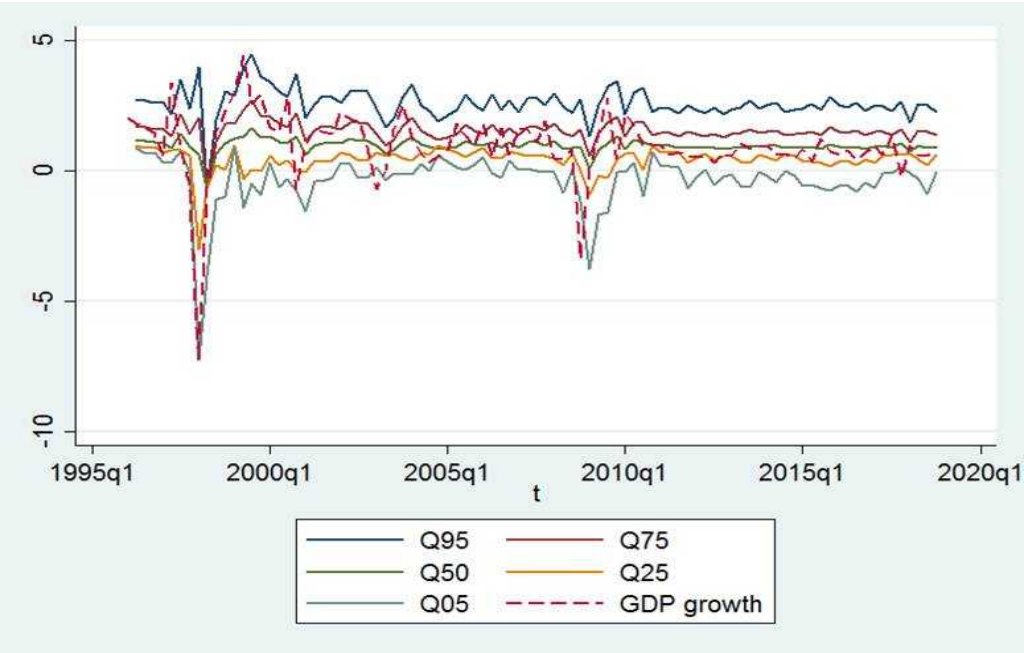
<Figure 11>에서 붉은색 실선은 전분기의 GDP 성장률 및 KFCI를 모두 이용하여 얻은 해당 분기의 GDP 성장률 예측치의 분포이며, 푸른색 점선은 전분기 GDP 성장률만을 사용하여 얻은 예측치의 분포이다. (a)및 (b)가 제시하고 있는 분기인 1998년 1분기와 2008년 1분기는 바로 전 분기인 1997년 4분기 및 2007년 4분기에 각각 외환위기 및 글로벌 금융위기의 발발로 인하여 KFCI가 매우 높은 분기이다. 1997년 4분기와 2007년 4분기의 KFCI는 각각 11.94, 3.00으로 본 연구의 분석 대상 전체 기간 중 각각 첫 번째, 세 번째로 높은 값을 보여주었다. 반면, (c) 및 (d)가 제시하고 있는 분기인 2004년 4분기와 2010년 4분기는 전 분기인 2004년 3분기, 2010년 3분기의 KFCI는 각각 -2.35, -2.02로 분석대상 기간 중 각각 첫 번째, 두 번째로 낮았던 기간이다. 따라서 <Figure 11>의 위쪽 두 그림은 금융상황이 나빴을 때,

13) 원래 비중심 t분포는 자유도 및 비중심 모수(noncentrality parameter) 만을 포함한다. 본 연구에서 비중심 t분포에 규모 모수 와 위치 모수를 추가로 포함한 이유는, 이들을 포함하였을 때 모수 변화에 따른 분포 모양의 변화가 보다 자유로워 비중심 t분포를 분위회귀분석에서 추정된 GDP 성장률에 더 잘 근사시킬 수 있기 때문이다. 예를 들어, 규모 모수가 제외된 경우, 비중심 t분포의 표준편차는 항상 1보다 크기 때문에 그 분포의 모양에 제약이 생기며, 따라서 성장률 예측치에 충분히 근사되지 않는다.

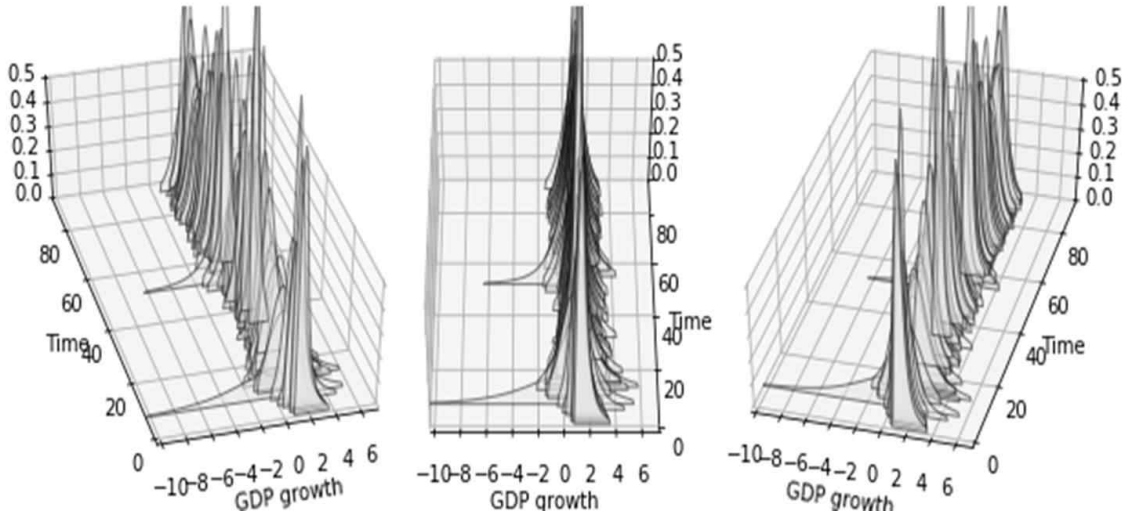
14) 각 시점에서 다음 분기 GDP 성장률에 대한 조건부 확률분포는 3차원으로 그려졌는데 분석의 편의를 위해 세 방향에서 그림을 그려 제시되었다.

아래쪽 두 그림은 금융상황이 좋았을 때의 다음 분기 GDP 성장률 예측치 분포를 나타낸다. 금융상황이 나빴을 경우인 (a), (b)의 그림으로부터 전 분기 GDP 성장률만으로 이번 분기 GDP 성장률을 예측하였을 경우의 분포는 비교적 폭이 좁고 대칭적으로 나타나 변동성이 적고 분위별 차이가 없어 보이는 데 반해, 전 분기 GDP 성장률 및 KFCI를 모두 사용하여 예측한 이번 분기 GDP 성장률 분포는 더 넓게 펴져서 나타나고 특히 왼쪽 꼬리 부분이 더 두텁게 나타나는 비대칭성을 보여준다. 이는 금융상황의 변화가 단순히 미래 GDP 성장률의 점 추정치만을 변동시키는 것이 아니라, 그 분포 자체를 변화시키며, 특히 분포의 상방 변동성보다는 하방 변동성을 크게 증가시킴을 보여준다. 그렇지만 (c), (d)에 나타난 금융상황이 좋았을 경우의 다음 분기 GDP 성장률 예측치 분포는, 이번 분기 GDP 성장률만으로 예측하였을 경우의 분포보다 GDP 성장률 및 KFCI 두 변수를 사용하여 예측하였을 경우에 분포의 폭이 더 좁고 왼쪽부분이 크게 낮아진 것으로 나타난다. 이것은 낮은 분위의 분위회귀분석모형으로 추정한 계수가 음수이기 때문에 금융상황지수가 좋을 경우 KFCI가 음수이므로 GDP 성장률 분포를 오른쪽으로 이동시키기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 반면 높은 분위의 분위회귀분석모형의 추정계수는 양수이고 유의성이 없기 때문에 분포의 오른쪽에서는 GDP 성장률만으로 추정할 경우에 비해 GDP 성장률과 KFCI를 모두 이용하여 추정할 경우에 큰 차이를 만들지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석으로부터 현재의 금융상황이 나쁠 경우에 미래의 GDP 성장률의 하방 위험성을 높이는 방향으로 작용하기 때문에 경기변동에 대한 금융상황의 중요성이 비대칭적으로 나타난다고 할 수 있다.

<Figure 9> Predicted Distributions (In-sample predictions)

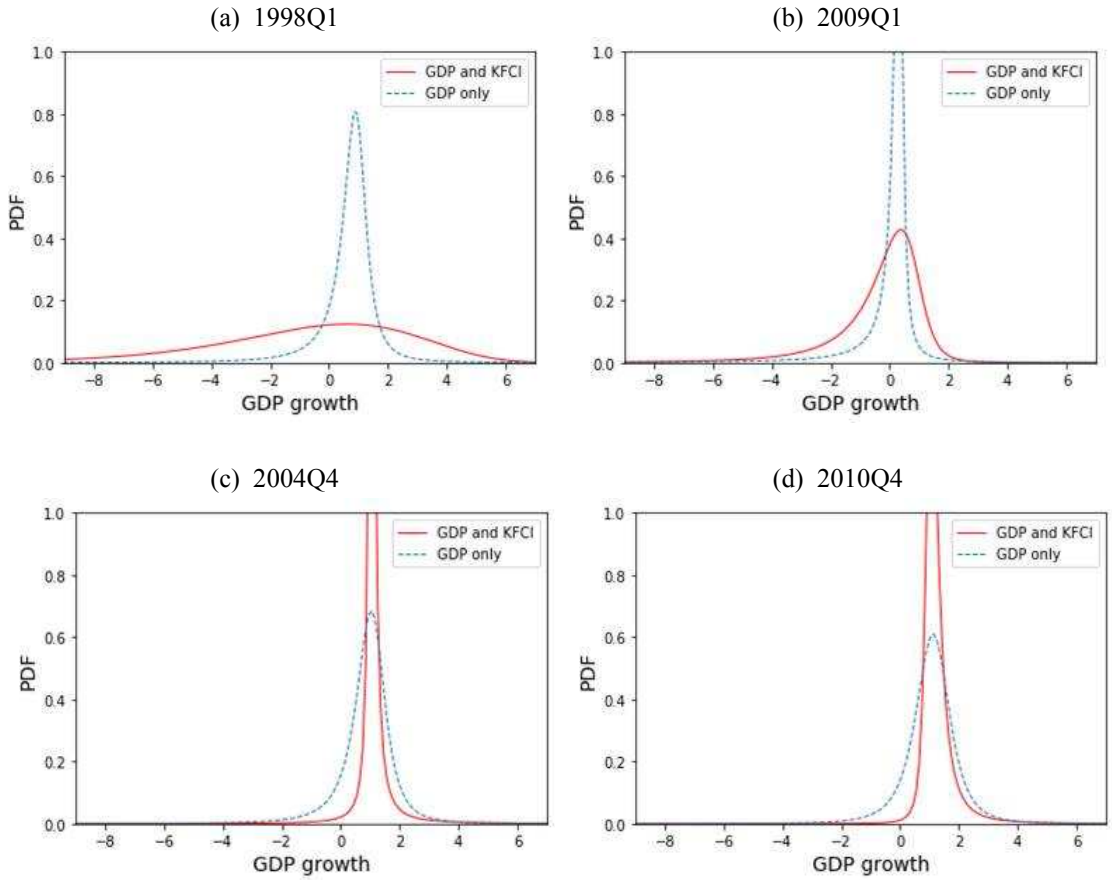


<Figure 10> Distribution of GDP Growth over Time



Note: The figures are the same graph from three different directions which illustrates the one-quarter-ahead predictive distributions of real GDP growth based on quantile regressions with current real GDP growth and financial conditions, approximated based on a noncentral t distribution with a scale parameter and a local parameter.

<Figure 11> Probability Densities: One Quarter Ahead GDP Growth Predictions

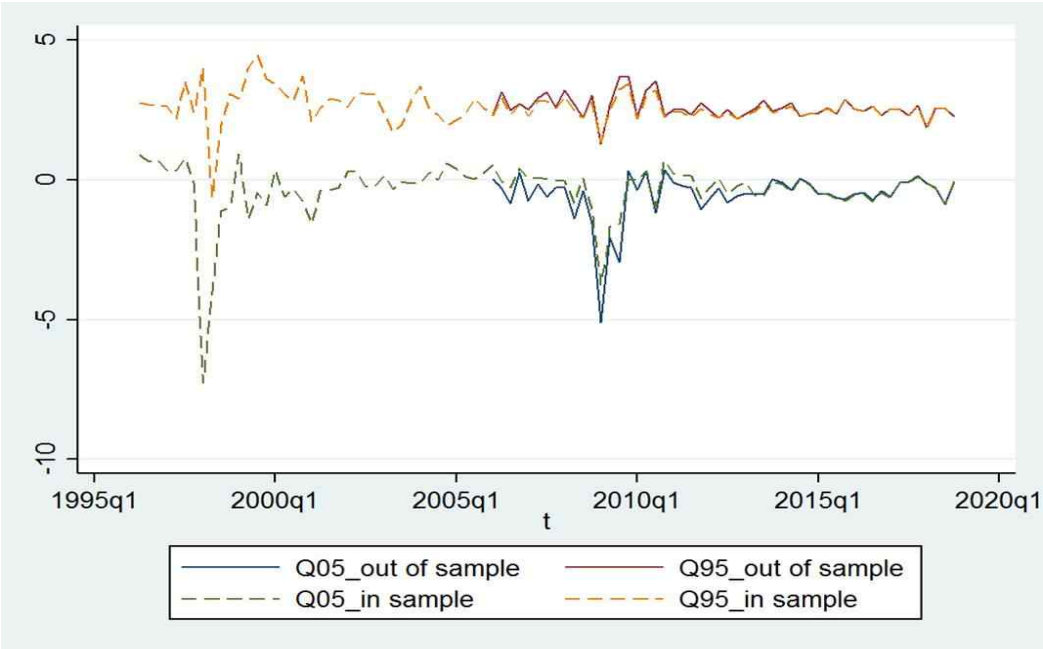


Note: The figures plot the probability density functions of the predictions of a one-quarter-ahead real GDP growth based on quantile regressions with the previous real GDP growth and KFCI (red line) and real GDP growth only (blue line).

4. 표본 외 예측

지금까지의 분석은 1996년 1분기부터 2018년 4분기까지의 데이터 관측치를 모두 활용한 표본 내 예측에 국한되어 있었다. 그러나 실제로 데이터 관측치가 제한되어 있는 과거의 특정 시점에서 다음 분기 GDP 성장률의 분포를 본 논문에서와 같은 방법으로 추정할 때 표본 내 예측과는 다른 결과가 나타난다면, 본 논문의 방법론은 그 신뢰성 및 실효성이 제한적이라고 할 수 있다. 따라서 표본 외 예측도 표본 내 예측과 동일한 결과를 보이는지 확인할 필요가 있다. <Figure 12>에서는 GDP 성장률에 대한 표본 외 예측치를 표본 내 예측치와 비교하여 보여주고 있다. 표본 외 예측을 위해 필요한 관측치를 확보하기 위해 1996년 1분기부터 2005년 4분기까지의 자료를 시작점으로 2006년 1분기부터 표본 외 예측을 시행하였다. <Figure 12>에서 확인할 수 있듯이 분위회귀분석모형의 표본 외 예측치는 5%분위 및 95%분위에서 모두 표본 내 예측치와 거의 동일한 값을 보여주었다. 따라서 본 논문의 방법론 및 결과가 제한된 관측치만을 가지는 표본 외 예측에서도 유의미함을 확인할 수 있다.

<Figure 12> Out-of-sample Predictions of 5% and 95% Quantile Regressions



5. 해외 금융상황의 영향

Ⅲ장에서 지금까지의 분석의 전제는 GDP 성장률로 대표되는 현재의 국내 경제상황 및 KFCI로 대표되는 국내 금융상황만으로 미래 GDP 성장률을 예측할 수 있다는 것이었다. 그러나 한국 경제는 소규모 개방경제이며 수출입에 크게 의존할 뿐만 아니라 국제금융시장의 변화에 크게 노출될 수 있기 때문에 국내 금융상황이 GDP 성장률 결정의 중요한 변수라면 국제금융상황의 변화도 한국 GDP 성장률에 영향을 미칠 수 있을 것이라고 예상해볼 수 있을 것이다. Ⅱ장에서 SVAR 모형으로 추정한 결과에서도 해외의 금융상황이 한국의 금융상황의 변화로 전파되고 또한 한국 GDP에 유의미한 변화를 일으킬 수 있음을 알아보았다. 본 절에서는 이러한 관계가 분위회귀분석모형에서 동일하게 나타나는지 그리고 국내 금융상황이 한국 GDP 성장률에 미치는 영향이 비대칭적으로 나타났던 것처럼 해외 금융상황의 변화도 한국 GDP의 변화에 비대칭적으로 영향을 미치는지 확인해보고자 한다.

해외 금융상황을 반영하기 위한 지표로서 미국 금융상황지수를 사용하여 회귀식 (6)에 추가적으로 미국의 GDP 성장률 및 시카고 연방준비은행의 금융상황지수(National Financial Condition Index; NFCI)를 포함하였다. 국내 변수들에 대하여 분석했을 경우와 마찬가지로, 미국 GDP 성장률은 미국의 경제상황을, NFCI는 미국의 금융시장상황을 반영하는 변수로 해석한다.

<Table 5> OLS Regression for Korea's GDP Growth (Dependent Variable: $\Delta \ln GDP_t^{KOR}$)

	(1) OLS
$KFCI_RE_{t-1}$ [a)]	-0.373***
	(0.070)
$NFCI_{t-1}$	0.384
	(0.277)
$\Delta \ln GDP_RE_{t-1}^{KOR}$ [a)]	0.337***
	(0.089)
$\Delta \ln GDP_{t-1}^{US}$	0.160***
	(0.058)
Constant	0.733***
	(0.165)
Obs.	91
R^2	0.361

Note: Standard errors are in parentheses and ***, **, and * indicate the estimates are significant at 1%, 5%, and 10% levels, respectively. $a)$ The variables with '$_RE$' are residuals from the OLS estimations of the original variables for $NFCI$ and $\Delta \ln GDP^{US}$.

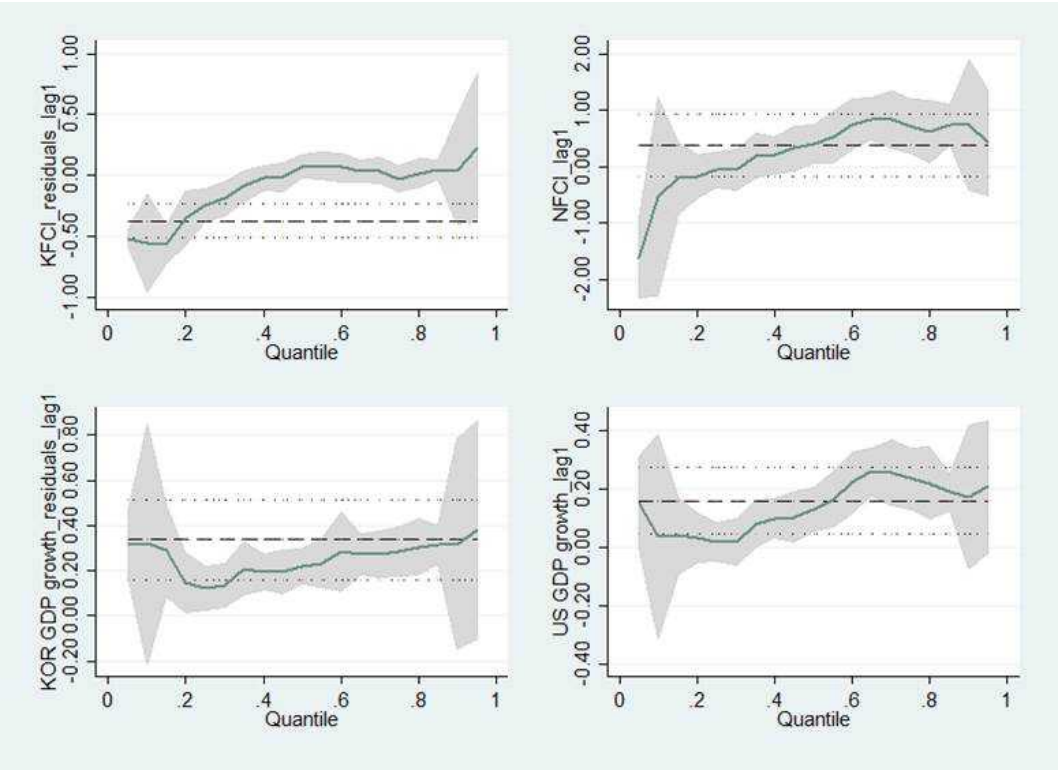
최소자승추정법에 따른 결과는 <Table 5>와 같다. 추가적인 설명변수로서 포함된 변수는 1분기 전의 미국 금융상황지수(NFCI)와 미국 GDP 성장률이다. 미국의 금융상황지수와 GDP 성장률이 동분기의 한국 금융상황지수와 한국 GDP 성장률에 미친 영향을 제거하여 추정계수의 해석에 있어 직접적인 효과와 간접적인 효과를 분리하기 위해 한국 변수들(KFCI, $\Delta \ln GDP$)은 두 개의 미국 변수들, 즉 같은 분기의 미국 금융상황지수와 미국 GDP 성장률에 대해 회귀분석을 시행한 후, 그 잔차를 설명변수로 사용하였다.[15] 분석 결과를 살펴보면, 여전히 KFCI 및 한국의 GDP 성장률은 다음 분기 한국 GDP 성장률 예측에 유의한 추정치를 가지며, 추가적으로 미국의 GDP 성장률 또한 다음 분기 한국의 GDP 성장률에 유의한 양의 영향을 미친다. 그러나 NFCI의 계수추정치는 유의하지 않은 것으로 나와, 미국의 금융상황은 다음 분기 한국 GDP 성장률에 별다른 영향을 미치지 못한다는 결과가 도출되었다.

그러나 분위회귀분석 결과는 다소 다른 결과를 보여준다. <Figure 13>에 제시된 분위회귀분석 추정결과를 살펴보면, 한국 금융상황지수인 KFCI의 계수추정치와 마찬가지로 NFCI의 계수추정치 또한 분위 값이 증가함에 따라 상승하는 모습을 보여준다. 즉, 최소자승추정법에 의한 추정치에 비해 낮은 분위의 분위회귀분석모형 추정치는 더 작고 높은 분위의 분위회귀분석모형 추정치는 더 크게 도출되었고 이 차이는 유의한 것으로 나타났다. 반면, 한국 GDP 성장률 및 미국 GDP 성장률의 계수추정치는 분위 값에 대한 뚜렷한 추세 없이 대체로 최소자승추정치의 95% 신뢰구간 안에서 변화하고 있다. 이것은 다음 분기 한국 GDP 성장률 예측에서 현재의 금융상황지수가 미치는 영향과 현재의 GDP 성장률이 미치는 영향이 다르게 나타났듯이, 한국 GDP 성장률 예측에 미국 금융상황지수가 기여하는 부분과 미국 GDP 성장률이 기여하는 부분의 분위별 특성이 다르다는 것을 의미한다. 즉, 미국 금융상황의 변화는 한국의 다음 분기 GDP 성장률의 평균을 변화시키지는 않지만 분포의 표준편차를 증가시키며, 특히 하

15) $KFCI_RE_t$, $\Delta \ln GDP_RE_t$는 각각 $NFCI_t$, $\Delta \ln GDP_t^{US}$에 회귀분석하여 얻어진 잔차를 의미한다.

방 변동성을 심화시키는 조건부 확률분포의 모습을 보여준다. 따라서 미국 금융상황의 악화는 한국의 경제성장률에 평균적으로는 큰 영향을 미치지는 않으나, 그 하방 변동성을 심화시켜 불안정하게 만든다. 반면, 미국 실물부문의 충격은 다음 분기 한국 GDP 성장률 분포의 상하방 분포를 변화시키지는 않지만, 분포를 평행이동시킴으로써 그 평균치에 영향을 준다고 해석할 수 있다. <Figure 14>에서는 미국의 금융상황지수와 미국 GDP 성장률을 포함하여 추정한 분위회귀분석모형으로부터 도출된 분위별(5% 분위와 95% 분위) 표본 내 예측치와 미국 변수들을 포함시키지 않았을 경우의 분위별 표본 내 예측치를 비교하고 있다. 미국 금융상황지수와 GDP 성장률을 포함시켰을 경우 전반적으로 그 변동성이 확대된 가운데, 특히 하방 변동성, 5% 분위 예측치의 변동성이 크게 증가하였음을 확인할 수 있다. 이러한 현상은 2008년 글로벌 금융위기 기간에 두드러지는 것으로 보인다.

<Figure 13> Estimated Quantile Regression Coefficients

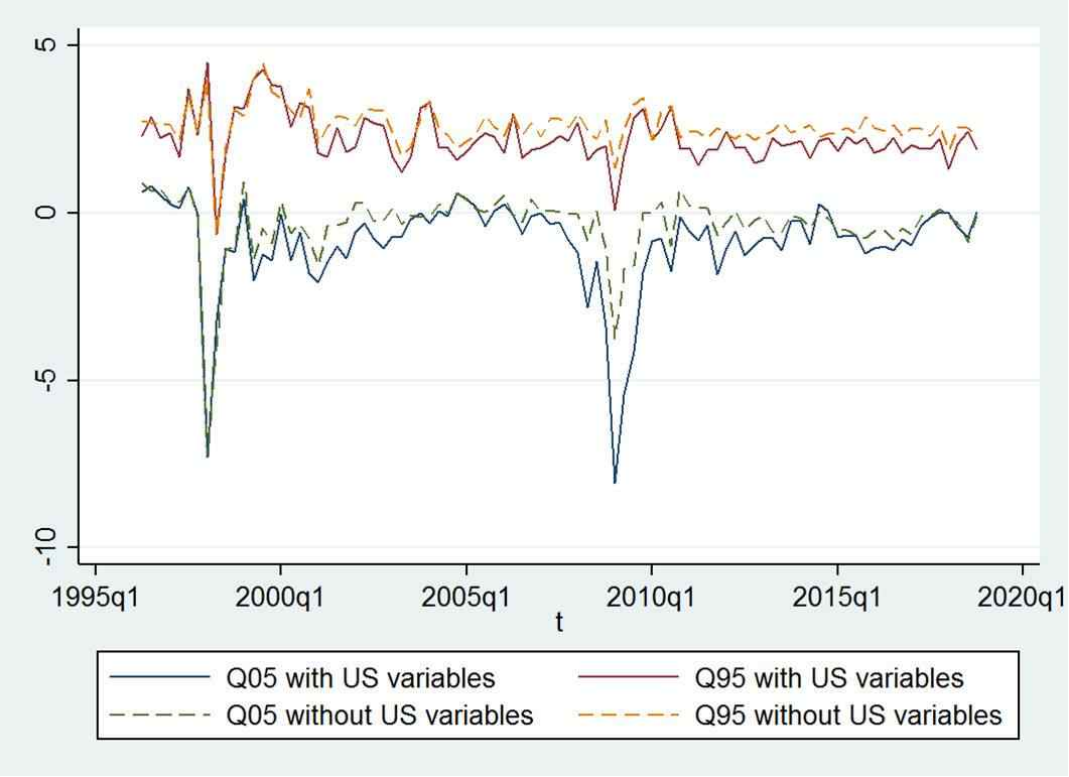


Note: The solid line is the estimated coefficient for each quantile regression with the shaded area as 95% confidence interval and the dashed horizontal line is the OLS estimate with the two dotted lines showing the confidence interval.

한국 GDP 성장률 예측에서 미국 금융상황지수의 영향이 존재한다는 본 연구의 결과는 금융마찰이 존재하는 소규모 개방경제에서 자본의 유출입이 경기변동을 심화시킬 수 있다는 Aghion et al.(2004)의 이론 모형에 기초한 연구 결과와 일치하는 측면이 있다. Aghion et al.(2004)은 신용 제약이 존재하며, 국가 간 이동이 불가능한 국가 고유(country-specific) 생산요소 및 국가 간 이동이 가능한 자본의 결합을 통해 생산이 이루어지는 소규모 개방경제를

가정하였다. 호황기에는 기업의 대출여력이 증대하여 외국으로부터 자본이 유입되며, 이에 따라 국가 고유 생산요소에 대한 수요가 증가하여 그 가격이 상승한다. 국가 고유 생산요소에 대한 가격이 상승하면, 다시 기업의 이윤이 감소하며, 이에 따라 기업의 대출여력 또한 감소하여 소규모 개방경제에서는 자본유출이 일어나고 생산은 감소한다. 만약 이 경제가 폐쇄경제라면, 자본의 유출입에 의한 경기변동의 증폭효과가 사라지기 때문에 경기변동도 보다 안정화된다고 주장하였다. 특히, Aghion et al.(2004)에서는 국가 고유 생산요소 및 자본 간 대체탄력성이 작은 생산함수의 경우, 자산에 대한 음의 충격이 발생할 때 그에 따른 생산량 변동의 동학이 아래로는 크게 움직이고 위로는 작게 움직이는 비대칭성이 나타난다는 점은 본 논문의 함의와 비교해볼 때 흥미로운 결과이다.[16)]

<Figure 14> Predicted Distributions (In-sample predictions) with US Variables



Ⅳ. 요약 및 결론

본 연구는 금융상황의 변화가 GDP 성장률에 미치는 영향을 여러 방법으로 살펴보았다. 주요 실증분석 방법으로는 구조형 벡터자기회귀모형의 추정을 통하여 금융충격과 실물충격의 동태적 효과를 분석하려고 시도하였고 분위회귀분석모형을 이용하여 현재의 금융상황의 악화가

16) Aghion et al.(2004)은 국내 상황에 대해 주어지는 충격이 자본 유출입에 따라 어떻게 확대되는지를 모형화하였을 뿐, 외국 금융상황에 가해지는 충격이 소규모 개방경제에 직접적으로 미치는 영향을 다루지는 않았다. 이러한 점에서 NFCI를 사용하여 미국 금융부문에 대한 충격을 추출하고, 이것이 우리나라의 GDP 성장률에 미치는 영향을 추적하고자 한 본 연구의 분석과는 다소 차이가 있다.

다음 기의 GDP 성장률 분포에 하방 변동성을 심화시킨다는 결과를 얻었다. 금융상황의 악화는 다음 기의 GDP 성장률 하락으로 이어지는 경향이 분명히 발견되지만 GDP 성장률 예측치의 조건부 확률분포 추정을 통하여 더 많은 정보를 얻을 수 있다. 금융상황지수와 GDP 성장률 사이의 단순한 OLS 방식의 점추정치(point estimate)는 변수들 사이의 평균적인 관계를 보여주지만 분위회귀분석은 낮은 분위와 높은 분위에서의 추정치가 전혀 다른 모습을 보여주어 비대칭성이 확연히 나타남을 확인하였다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 구조형 벡터자기회귀모형을 통하여 해외 금융충격과 국내 금융충격이 한국 GDP에 미치는 영향을 식별한 결과, 미국 금융상황지수와 한국 금융상황지수의 악화는 현재 및 미래의 한국 GDP에 유의한 음의 영향을 미친다. 둘째, 분위회귀분석 모형을 이용하여 각 분위별로 현재의 금융상황지수의 변화가 다음 분기 GDP 성장률에 대해 미치는 영향을 추정한 결과 낮은 분위와 높은 분위의 추정계수는 크게 다른 것으로 나타났다. 즉, 낮은 분위에서는 금융상황의 악화는 미래 GDP 성장률에 유의미한 감소를 가져왔으나, 높은 분위에서는 금융상황의 변화가 GDP 성장률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 셋째, 미국의 금융상황지수와 한국의 금융상황지수를 동시에 고려하여 한국 GDP에 미치는 영향을 분위회귀분석 모형으로 분석한 결과, 단순 최소자승추정법(OLS)에서는 미국의 금융상황이 한국 GDP 성장률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만 분위회귀분석 결과 낮은 분위에서의 미국의 금융상황 악화가 한국 GDP에 유의미한 영향을 미치는 비대칭성이 나타났다.

현재의 금융상황이 미래의 GDP 성장률 예측에 중요한 의미를 갖고 있다는 결론이 반드시 두 변수 사이의 인과관계를 의미하는 것은 아닐 수 있다. 그럼에도 불구하고 금융상황지수의 변화는 미래 GDP 성장률에 대한 신호를 보여준다는 점에서 많은 정책적 의미를 지닌다. 특히 본 연구에서 분석한 분위회귀분석으로부터 금융상황이 악화될 경우 경기의 하방 변동성을 심화시킨다는 결론은 금융상황에 대하여 예의주시할 필요성을 더 강화시킨다고 할 수 있다.

이상의 주요 연구결과에도 불구하고 추가적인 연구가 심화되어야 할 부분이 존재한다. 먼저 보다 다양한 형태의 방법으로 또는 추가적인 금융자료를 포함하여 금융상황지수를 구축하고 본 논문의 주요 결과가 그대로 유지되는지 강건성을 확인할 필요가 있다. 또한 분위회귀분석모형 추정에서 나타난 비대칭성의 근원이 무엇인지에 대한 심도 깊은 고찰이 뒤따라야 할 것으로 판단된다.

참고문헌

박성욱 • 이규복 • 이명활 • 임형석 • 장민 (2011), 『KIF 금융상황지수』, 한국금융연구원.

이승용 • 남선우 • 전현정 (2014), "우리나라의 금융상황지수 작성 및 유용성 평가," 『조사통계월보』, 한국은행, 15-45.

주상영 • 한상범 (2006), "금융상황지수와 금융스트레스지수의 모색과 유용성," 『금융안정연구』 7(1), 예금보험공사, 113-136.

천병철 • 박나연 (2007), "금융변수의 공통요인을 이용한 금융상황지수 개발," 『조사통계월보』, 한국은행, 23-43.

한국은행 (2019), 『통화신용정책보고서』, 2019년 5월.

Aghion, Philippe, Bacchetta, Philippe, and Banerjee, Abhijit (2004), "Financial Development and the Instability of Open Economies," *Journal of Monetary Economics* 51(6), 1077-1106.

Aramonte, Sirio, Rosen, Samuel, and Schindler, John W. (2017), "Assessing and Combining Financial Conditions Indexes," *International Journal of Central Banking* 13(1), 1-52.

Atkinson, Tyler, Luttrell, David, and Rosenblum, Harvey (2013), "How Bad Was it? The Costs and Consequences of the 2007–09 Financial Crisis," Federal Reserve Bank of Dallas, Staff Papers No. 20.

Adrian, Tobias, Boyarchenko, Nina, and Giannone, Domenico (2019), "Vulnerable Growth," *American Economic Review* 109(4), 1263-89.

Balakrishnan, Ravi, Danninger, Stephen, Elekdag, Selim, and Tytell, Irina (2009), "The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies," IMF Working Paper, WP/09/133.

Brave, Scott and Butters, R. Andrew (2012), "Diagnosing the Financial System: Financial Conditions and Financial Stress," *International Journal of Central Banking* 8(2), 191-239.

Debuque-Gonzales, Margarita and Gochoco-Bautista, Maria S. (2013), "Financial Conditions Indexes for Asian Economies," ADB Economics Working Paper Series No. 333.

Doz, Catherine, Giannone, Domenico, and Reichlin, Lucrezia (2012), "A Quasi-Maximum Likelihood Approach for Large, Approximate Dynamic Factor Models," *Review of Economics and Statistics* 94(4), 1014-24.

Erdem, Magdalena and Tsatsaronis, Kostas (2013), "Financial Conditions and Economic Activity: A Statistical Approach," *BIS Quarterly Review*, March.

Green, William H. (2012), *Econometric Analysis*, 7th ed., Pearson, New York.

Hatzius, Jan, Hooper, Peter, Mishkin, Frederic S., Schoenholtz, Kermit L., and Watson, Mark W. (2010), "Financial Conditions Indexes: A Fresh Look After the Financial Crisis," National Bureau of Economic Research Working Paper No.16150.

Kliesen, Kevin L., Owyang, Michael T., and Vermann, E. Katarina (2012), "Disentangling Diverse Measures: A survey of Financial Stress Indexes," Federal Reserve Bank of St. Louis *Review* 94(5), 369-97.

Matheson, Troy (2011), "Financial Conditions Indexes for the United States and Euro Area," IMF Working Paper, WP/11/93.

<영문 초록>

Asymmetry in the Effects of Financial Conditions on GDP Growth

Noh-Sun Kwark* • Changhyeon Lee**

May 2019

Abstract

With growing interest in the construction and application of financial conditions index since the Global Financial Crisis, this study examines the impact of changes in the Korean financial conditions index on GDP growth using the structural vector recursive model and the quantile regression model following Adrian et al. (2019). The main empirical findings are summarized as follows: First, the deterioration of the U.S. Financial Conditions Index and the Korean Financial Conditions Index, identified as foreign financial shocks and domestic financial shocks based on a structural vector autoregressive model, lowers Korea's current and future GDP growth rates. Second, estimates of the impact on GDP of the financial conditions index based on a quantile regression model vary significantly across the quantiles. That is, the lower quantiles of the distribution of future GDP growth show strong variation related negatively with current financial conditions, while the relationship turns out to be insignificant at the upper quantiles, implying higher downside risk under tight financial conditions. Third, an extension of the quantile regression model including US financial conditions and US GDP growth shows that the U.S. financial condition does not appear to affect Korea's GDP growth in the OLS estimation, but the quantile regression analysis show the same asymmetry in the conditional distribution of future GDP growth as a function of US financial conditions as found in the quantile regression with domestic financial conditions.

Key Words: Quantile regressions, Financial conditions index, Structural VAR model
JEL Classification Number: E32, E44, F41

* Corresponding author, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul, Korea. Tel: +82-2-705-8770, Fax: +82-2-704-8599, E-mail: kwark@sogang.ac.kr.

** Department of Economics, Sogang University, E-mail: ckgus11011@sogang.ac.kr.