

# 은행 시스템리스크에 비이자이익이 미치는 영향

김민수\*, 강경훈\*\*

본 연구는 국내은행들이 다양한 형태의 비이자영업을 통하여 획득하고 있는 비이자이익과 수익성 및 경영위험에 대한 기존 연구에서 더 나아가 은행 산업의 시스템리스크에 대해 미치고 있는 영향에 대하여 분석한다. 분석 대상 은행은 한국거래소에서 주식을 거래하고 있는 은행 9개를 대상으로 하였으며 분석 기간은 2005년부터 2022년까지를 대상 기간으로 하였다,

은행의 시스템리스크는 CoVaR 모형을 적용하여 추정하고 이를 통해 시스템리스크의 크기를 측정한 후 측정된 시스템리스크의 크기를 종속변수로 하여 비이자이익이 미치는 영향을 전체 비이자이익 뿐만 아니라 세부적으로 구분하여 각각의 세부 비이자이익이 미치는 영향을 분석하였다. CoVaR 는 분위수 회귀 방법을 적용하여 추정하였다. 시스템리스크의 크기에 대한 비이자이익이 미치는 영향을 분석하는 패널회귀모형은 고정효과모형을 적용하였다.

분석 결과 전체 비이자이익은 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 분석되었으나 기간을 구분한 분석에서 금융위기 이후 전체 비이자이익이 통계적으로 유의하지는 않은 양(+)의 영향을 미치고 있어 비이자이익에 대한 기준점을 정립할 수 있음을 시사하고 있으므로 세부 비이자이익에 대한 적절한 내부통제절차를 마련하여 운영하고 맞춤형 영업 전략을 구사함으로써 은행의 전반적인 수익 구조를 개선하고 시스템리스크에도 적극적으로 대응할 수 있는 근거를 마련할 수 있다는 점에서 본 연구의 의의가 있다,

핵심주제어 : CoVaR, 시스템리스크, 비이자이익, 비이자영업, 내부통제절차

\* (제1저자) 동국대학교 박사수료, E-mail : cloudlock@naver.com

\*\* (교신저자) 동국대학교 경영대학 교수, E-mail : khkang@dongguk.edu

# I. 서론

국내은행은 대체로 안정적인 예대마진에 근거한 자금이익 위주의 영업을 지속해왔다. 그러나 금융위기 이후 COVID-19의 완화로 금리가 상승하기 이전까지 지속된 저금리 기조, 예금보험료의 증가, 금융당국의 규제 강화 등으로 은행들은 순이자이익의 높은 의존도에 대한 고민이 필요하게 되었다. 이러한 한계를 극복하기 위하여 국내은행들은 영업점 기반 영업전략에서 벗어나 인터넷뱅킹, 모바일뱅킹 등에 많은 투자를 기울이며 금융소비자들의 금융접근 채널의 확장, 금융상품 선택 편리성 제고 등 금융 편익을 높이기 위해 노력하고 있다, 또한 비이자영업의 증대에도 많은 관심을 기울이고 있다, 물론 지방은행들은 현지 밀착 영업 등으로 인하여 지역 고객들에게 필요한 자금을 중개하는데 집중하고 있어 비이자영업에 대한 의존도가 낮았으나 지속적인 은행의 성장을 위해서 비이자영업의 필요성은 더욱 더 커져가고 있다, 비이자영업으로 인한 비이자이익은 지속 가능한 은행의 생존을 위해서도 중요한 이익 발생원 이라고 할 수 있을 것이다, 그러나 이러한 은행의 비이자영업으로 인한 비이자이익의 증대로 인한 은행의 시스템리스크에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 연구는 상대적으로 많이 이루어지고 있지 않았다, 시스템리스크는 유럽중앙은행의 정의에 의하면 금융중개기능이 원활히 작동하지 못하여 경제성장과 사회 후생에 심각하게 손상을 줄 정도의 심각한 금융 불안정을 지칭하는 시스템적 사건이 발생할 위험이라고 하였다. 은행의 전통적인 예대마진에 근거한 순이자이익이 아닌 비이자이익이 증대할수록 이익의 변동성을 확대하여 개별은행의 시스템리스크에 영향을 미친다는 것에 대한 합의된 연구는 없다, 비이자영업의 결과에 따른 시스템리스크에 대한 영향에 대한 기존 국내 연구로는 김기호, 윤성훈(2009)이 비이자영업에 의한 비이자수익이 엔트로피, Ito 과정의 변동성 및 2차확률지배 등의 척도로 측정된 시스템리스크에 미치는 영향에 대해 분석한 연구 등이 있으나 상대적으로 많이 연구되고 있지는 않았다, 또한 전체 비이자이익이 미치는 영향과 별도로 수수료이익, 외환이익, 파생상품이익 등 발생 형태가 다른 비이자이익을 세부적으로 구분하여 시스템리스크에 미치는 영향에 대한 연구도 거의 이루어지고 있지 않은 점을 감안하여 본 연구에서는 전체 비이자이익이 미치는 영향과 함께 세부 비이자이익이 미치는 영향에 대해서도 분석하였다, 또한 한상섭, 이병윤(2012)이 은행의 자금조달 구조의 변화가 수익성 지표로서 산출한 위험조정이익률과 경영안정성지표로서 산출한 Z-score에 미치는 영향을 분석한 것과 달리 본 연구에서는 비이자이익과 세부 비이자이익에 대하여 자금변수들을 통제하였을 때 시스템리스크에 미치는 영향을 추가로 실증분석하였다,

본 연구는 Adrian and Brunnermeier(2016)이 제안한 CoVaR 모형을 적용하여 시스템리스크를 산출하여 분석하였다, 국내에서 CoVaR 모형을 적용하여 분석한 기존 연구로는 김자봉, 이규복(2017)이 CoVaR 모형을 적용하여 산출한 금융지주회사의 시스템리스크에 대하여 금융지주회사의 비예금부채가 미치는 영향을 분석한 연구 등이 있다. 본 연구에서는 먼저 분위수 회귀방법을 채택한 CoVaR 모형을 적용하여 시스템리스크를 우선 산출한 후 이 시스템리스크에 대하여 비이자이익이 미치는 영향에 대한 실증분석을 시도하였다,

여러가지 다양한 모형을 적용하여 시스템리스크를 산출한 후 이와 관련한 기여도 등을 연구하는 것에서 더 나아가 개별적인 업무 등과 시스템리스크와의 관계성을 분석한 기존 국내연구로서 김기호, 운성훈(2009)은 비이자영업으로 인한 비이자이익을 “수익” 개념으로 산출하여 시스템 위험이 미치는 영향에 대해 분석한 바 있다, 그러나 본 연구는 은행의 비이자영업에서 발생한 비이자이익의 산출에 있어서 비이자영업으로 인한 거래내용을 실질적으로 반영할 수 있도록 “수익” 개념이 아닌 “이익” 개념을 적용하여 비이자이익을 산출함으로써 기존 연구를 보완하는 연구가 될 것이다.

비이자이익을 “이익” 개념을 적용하여 산출한 기존 연구인 김민수, 강경훈(2023)는 15개 국내은행을 대상으로 2010년부터 2019년 까지를 분석 대상 기간으로 하여 종속변수를 총자산순이익률, 위험조정 총자산순이익률 및 Z-score로 정하고 이에 대해 세부 비이자이익이 미치는 영향을 분석하였다, 실증분석 결과를 요약하면, 비이자이익비중의 증가는 수익성을 개선하는 효과는 나타나지만 Z-score와 위험조정 총자산순이익률과 같이 위험을 수반한다면 수익성과 상쇄될 수 있어 개선 효과가 제대로 반영 되지 않을 수 있다는 점을 보여준다, 본 연구는 김민수, 강경훈(2023)의 기존 연구를 확대하여 비이자이익과 시스템리스크 간의 관계를 실증분석하고 있다는 점에서 더욱 보완 발전시킨 연구가 될 것이다.

한편 국내은행의 비이자이익과 시스템리스크에 관한 기존 연구인 이상구 (2017)의 연구는 국내은행의 시스템리스크에 대하여 순이자이익대비비이자이익비율이 미치는 영향을 분석하고 동 비율과 은행의 재무적 또는 비재무적 특성과의 상호작용이 시스템리스크에 미치는 영향을 확률효과모형으로 분석하고 있으나 본 연구는 은행의 기본적인 이익 발생 원천인 총자산에 대한 비이자이익과 순이자이익 등이 차지하는 비중이 시스템리스크에 대하여 미치는 영향 등을 분석하고 있으며, 금융위기 기간을 포함한 위기 이전과 위기 이후에서의 비이자이익이 미치는 영향 등과 은행 규모에 따른 영향, 자금구조 변화에 따른 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향 등을 추가로 분석하고 있다는 점에서 연구의 차별성을 확보하고 있다,

본 연구의 구성은 다음과 같다, 제1장 서론에 이어 제2장에서는 문헌 연구를 정리하였다, 제3장에서는 연구설계의 방법을 설명하였고 제4장에서는 실증분석 결과를 설명하였으며 제5장에서는 결론을 정리하고 시사점을 제시하였다.

## II. 문헌 연구

은행의 전통적인 예대마진에 의한 순이자이익을 기본으로 하는 은행의 영업 행태는 언택트 금융환경, 핀테크 기업에 의한 금융업의 도전, 예금보험료 인상 등 규제의 강화 등으로 새로운 전환점을 모색할 필요가 있게 되었다, 이로 인한 은행의 부실이 초래할 수 있는 시스템리스크를 측정할 수 있는 여러 연구 방법론이 연구되었다, 시스템리스크의 개념과 관련하여 합의된 정의는 아직 존재하고 있지 않았다.<sup>1</sup> 다만

---

1. 서상원(2018)은 ECB(2010)의 정의를 제시하면서 금융안정과 시스템리스크에 대해 합의된 정의는 아직 존재하지 않는다고 하였으며, 시스템리스크는 특정한 속성에 직접 대응되지 않기 때문에 정의하기 어렵다고 기술하였다, p134 참조

시스템리스크를 측정하기 위한 방법론이 여러 형태로 제기되었다, Adrian and Brunnermeier(2011, 2016)는 시스템리스크를 전체 금융시스템의 중개 능력이 손상되어 실물경제에 대한 신용공급에 대하여 잠재적으로 부정적인 결과를 초래할 위험이라고 정의하였으며 측정 방법으로 금융기관에서 심각한 금융 위험 사건이 발생하였다는 조건의 부과가 시스템리스크 수준을 얼마나 증가시키는가를 측정하는 CoVaR를 제시하였으며, Acharya, Pedersen and Philippon(2017)는 시스템리스크가 발생할 경우 개별 금융기관의 적정 자본수준 대비 자본의 부족규모 예상치로 정의하는 SES로 측정할 수 있다고 하였다,

Acharya, Engle and Richardson(2012)는 SRISK, CoVaR 등을 소개하고 있다, Brownless and Engle(2012)는 레버리지와 MES를 고려하여 기업의 예상 자본 부족을 포착할 수 있도록 시스템리스크를 지수화하여 측정하는 방법인 SRISK를 제안하였다, 서상원(2018)은 시스템리스크의 개념과 다양한 측정 방법, 각 측정 방법의 적용가능성에 대한 서베이 결과를 제시하고 있으며 23가지의 개별 시스템리스크 측정방법을 측정 위험의 특성에 따라 7개의 그룹으로 분류하여 제시하고 있다,

시스템리스크를 측정하는 방법론들을 적용하여 국내에서 시스템리스크 영향과 관련하여 여러 연구가 수행되었다, 김우환, 김주현, 이지윤(2010)은 금융산업의 시스템리스크를 금융산업의 불안정성으로 인식하고 GARCH-ARJ 모형을 활용한 연구에서 개별 은행과 금융업 지수와의 상관관계가 매우 강하게 나타나고 있어 은행업이 시스템리스크에 노출강도가 높다고 하였다,

김정수, 이상욱(2017)은 은행간 상호 자금의 차입 및 대출을 통한 은행 네트워크의 시스템리스크를 그래프 이론의 인접 행렬을 바탕으로 한 모형을 적용하여 분석하였으며, 상호 연계성이 높은 은행일수록 시스템리스크에 미치는 영향도가 크게 나타났다고 하였다, 서상원(2011)은 공통 요인을 활용하여 은행 금융기관의 순자산가치의 시변성 및 자산 상관관계에서의 시변성을 반영할 수 있는 모형을 이용한 은행의 시스템리스크 측정에서 금융위기 기간 중에 은행의 시스템리스크는 증가하였으며, 은행의 규모로 가중평균한 시스템리스크 수준이 은행의 규모를 감안하지 않은 경우에 비해 낮게 측정되어 규모가 큰 은행이 상대적으로 건실한 것이라고 하였다.

문호성(2011)은 위험연계행렬을 이용한 은행 시스템의 연계성 평가 분석에서 서브 프라임 모기지 사태와 같은 금융위기사 연계성은 상승하였다가 이후 금융불안이 해소되면 다시 낮아지므로 금융안정을 위하여 지속적으로 모니터링을 해야 할 필요성을 제기하였다, 윤재호(2016)는 MES 모형을 적용한 은행의 조건부 베타를 이용한 은행의 시스템리스크 기여도 측정에서 시중은행과 특수은행이 지방은행 보다 크게 나타나고 있어 시스템리스크에 대한 기여도가 더 높다고 하였다.

빈기범, 박태준, 장병훈(2018)은 시장위험 부도위험을 이용한 은행업권의 예금보험료의 차등평가모형 적합성 연구에서 옵션평가모형을 기초로 한 은행별 기대손실분포 추정 모형에서 은행의 위험을 평가할 때 시장정보를 반영할 필요가 있다고 하였으며 유용성을 확인할 수 있다고 하였다,

Yun and Moon(2014)는 MES와 CoVaR 모형을 적용한 국내 은행의 시스템리스크에 대한 단면적 및 시계열적 기여도 측정에서 일부 은행의 VaR 가 모두 영향을 미치고 있고 규모는 단면적 분석에서만 영향을 미치는 등 변수별 분석을 통해 채무 불안정 모니터링이 유용한 정보를 제공할 수 있다고 하였다. 김진호, 김윤정(2010)은 CoVaR를 활용하여 금융권역 간 리스크 전이를 분석한 결과 상호저축은행이 CoVaR가 가장 높게 나타나고 은행이 가장 낮게 나타나고 있어 상대적으로 외부영향 또는 시스템리스크의 확산 영향이



적게 나타난다고 하였다.

은행의 개별업무와 시스템리스크와의 관계에 대한 기존 연구도 여러 건 수행되었다.

이준석, 정호성(2013)은 가계대출과 시스템리스크간의 상관관계 분석에서 가계대출은 선행적으로 시스템리스크에 유의한 영향을 미치고 있다고 하였으며, 시스템리스크에 대해서 가계대출금액이 선행하고 연체율은 후행한다고 하였다,

은행의 비이자이익 등 다각화가 수익성 또는 시스템리스크에 미치는 영향에 대해서도 여러 연구가 수행되었으나, 비이자이익이 미치는 영향에 대해서 일관된 합의는 이루어지고 있지 않았다. Back, Cha and Lee(2015)는 국내 은행들은 이자이익 기반 영업을 하고 있고, 업무 다각화의 일원으로 비이자수익과 비이자비용이 같이 증가하고 있으나, 비이자이익이 순이자이익보다 더 많은 위험을 초래하지 않으며 다각화의 성공은 비이자비용의 증가에도 영향을 받는다고 하였다,

DeYoung and Roland (2001)은 미국 상업은행을 분석한 결과 비이자이익의 증가는 은행 이익을 증가시키지만 변동성이 높아 위험도가 이자 이익에 비하여 높다고 하였다, Stiroh(2004)는 미국 은행을 대상으로 한 분석에서 비이자이익비중이 높을수록 위험에 미치는 변동성을 높인다고 하였다. Stiroh and Rumble (2006)은 미국 금융지주회사를 대상으로 한 분석에서 비이자이익의 증가는 위험조정이익과 부정적인 관계를 보이고 있어 다각화의 이점을 발견하지 못했다고 하였다.

Yang, Liu and Chou(2020)은 미국 상업은행 및 투자 은행을 대상으로 다각화는 초기에는 시스템리스크 감소에 기여하고 있으나 과도한 다각화는 시스템리스크에 심각한 영향을 준다고 하였다, Saunders, Schmid and Walter(2014)는 미국 은행을 대상을 한 연구에서 비이자이익이 높을수록 은행 실패에 관련된 위험을 더 높인다는 증거를 발견할 수 없다고 하였다.

Aberdifar, Molyneux and Tarazi(2011)은 미국 은행을 대상으로 한 분석에서 비이자이익과 대출이자율과 이자율 스프레드 간의 관련성 연구를 통해 비이자이익이 은행 신용 위험에 악영향을 미치는지는 않는다고 하였다. Hahm(2008)은 OECD 29개 국가를 대상으로 비이자이익비중은 이익 변동성은 높지만 Z-score로 측정하는 은행 실패 위험을 높이지는 않는다고 하였다,

Engle, Moshrian, Sahgal and Zhang(2011)은 38개국 은행을 대상으로 한 분석에서 비이자이익은 국가의 은행집중도에 따라 다르게 나타나며 은행 집중도가 낮은 국가의 은행은 시스템리스크를 높이지만 은행 집중도가 높은 국가의 은행은 이익의 변동성을 줄이고 안정성을 높인다고 하였다,

### III. 연구설계의 방법

#### 1. 분석 대상 은행, 분석 대상 기간 및 CoVaR 측정을 위한 자료

2022년말 현재 한국거래소에 상장되어 주식이 거래중인 은행은 KB금융, 신한금융, 우리금융, 하나금융,

DGB금융, BNK금융, JB금융, 기업, 제주 및 카카오은행 등 모두 10개가 있으며 한국거래소는 이 종목들로 KRX 은행지수를 구성하여 산출하고 있다. 이 중에 기업, 제주 및 카카오 은행을 제외하고 모두 금융지주회사 형태로 상장되어 거래되고 있는 특징을 보였다.

본 연구에서 분석 대상 은행은 한국거래소에 상장되어 주가를 통한 시장 가치 비교가 가능한 은행들을 대상으로 하였다, 다만, 인터넷전문은행으로 설립된 카카오은행은 2017년 이후 영업을 개시하여 영업기간이 일천하며 금융소비자들이 대면할 수 있는 오프라인 영업점이 없어서 다른 은행과의 비교가 다소 어려운 점을 감안하여 제외하였다,

자료는 FnGuide, 금융감독원 금융통계정보시스템 등으로부터 주가자료와 재무제표 자료를 수집하였다. 주가 자료는 개별은행으로 한국거래소에 상장되어 거래되고 있는 제주 및 기업을 제외하고는 현재는 모두 금융지주회사로 상장되어 거래되고 있으므로 나머지 은행들의 주가 자료는 금융지주회사로 상장되기 이전에는 개별은행의 주가를 적용하고 금융지주회사로 상장된 이후에는 금융지주회사의 주가를 대용으로 적용하였다. 이는 은행이 금융지주회사에서 총자산과 당기순이익 등에서 가장 큰 비중을 차지하고 있어 제일 큰 영향을 주고 있고 금융지주회사 종목들도 한국거래소의 KRX 은행지수를 구성하고 있다는 점 등을 반영하였다. 이러한 점들을 감안하여 분석 대상 은행은 국민, 신한, 하나, (구)외환, 대구, 부산, 전북, 제주 및 기업 은행 등 총 9개 은행으로 하였다.<sup>2</sup>

분석 대상 기간은 금융위기 기간인 2007 ~ 2009년 금융위기, 2013 년 유럽 재정위기와 2020 ~ 2022년 COVID-19로 인한 팬데믹 위기 등을 포함한 기간인 2005년부터 2022년까지를 대상으로 하였다. 분석 대상 은행 중 (구)외환은행은 하나은행에 2015년에 통합되었으나 분석 대상 기간 중 약 10여년간 별도 은행으로 한국거래소에 상장되어 존속하였다는 점을 고려하여 분석 대상 은행에 포함하였다,

CoVaR를 산출하기 위한 은행들의 분석 대상 기간별 주가자료 및 재무자료는 제주 및 기업은행은 분석 대상 전기간 주가자료와 재무자료를 산출하였고 국민, 대구, 부산 및 전북 등 은행들은 금융지주회사로 편입되어 주식이 상장된 시기 이전에는 개별은행의 주가자료와 재무자료를 기준으로 산출하였고 편입 이후 기간에는 금융지주회사의 주가자료와 개별은행의 재무자료를 기준으로 산출하였다. 다만 분석 대상 기간 중 통합한 은행인 신한과 하나의 경우에는 통합 시점 및 상장폐지 시점 등을 감안하여 주가자료와 재무자료를 산출하여 분석하였다,

국내은행 중 현재 상장폐지 후 다시 상장되었다가 이후 재상장폐지 되는 사유 등으로 주가자료의 연속성을 확보하기 어려운 우리, 경남 및 광주은행은 금융지주회사 또는 은행으로 소속이 여러 번 변경되거나 2개 이상의 금융지주회사 내 자회사로 편입되는 등으로 은행 별 주가자료의 연속성을 확보하기 어려운 점 등을 감안하여 분석 대상 은행에서 제외하였다, 제주는 신한금융지주회사내 자회사로 편입되어 있으나, 한국거래소에 상장되어 주가자료를 확보할 수 있으므로 분석 대상 은행에 포함하였다. 분석 대상 은행별 주가 및 재무제표 자료는 패널자료로 구축하여 분석하였다.

---

2. 분석 대상은행 9개는 시중은행 4개(국민, 신한, 하나, (구)외환), 지방은행 4개(대구, 부산, 전북, 제주), 특수은행인 기업은행이다.

## 2. 연구모형

본 연구는 시스템리스크를 김자봉, 이규복 (2017), Brunnermeier *et al.* (2020)이 CoVaR 모형을 채택하여 시스템리스크를 측정한 기존 연구를 준용하여 CoVaR 모형으로 측정하였다. 측정 방법으로는 분위수 회귀방법을 적용하였다

본 연구에서 적용한 CoVaR 모형은 Adrian and Brunnermeier (2016)이 제안한 모형이다. Adrian and Brunnermeier (2016)은 시스템리스크를 금융기관의 재무적 부실 확산으로 인하여 발생하는 꼬리부분 동조화의 증가로 측정하였다. CoVaR 모형은 개별 금융기관과 전체 금융시스템 사이의 꼬리 의존성을 포착하는 것에 중점을 두고 있으며, 개별 금융기관의 CoVaR는 개별 금융기관의 위험을 측정하는데 초점을 맞춘 VaR 를 확장한 개념으로 개별 금융기관이 도산가능한 상태라는 것을 조건으로 하는 전체 금융시스템의 VaR로 정의하고 있다.<sup>3</sup> CoVaR는 특정 금융기관의 도산 가능한 특정한 상태에서의 위험 측정 조건부 VaR라는 의미를 내포하고 있다.

CoVaR를 측정하기 위해서는 먼저 개별은행  $i$ 의 재무적 어려움을 측정하기 위하여 VaR를 측정한다, Adrian and Brunnermeier(2016)는 개별 은행  $i$ 의  $q\%$  분위수에서의  $VaR_q^i$  값을 (식 1)과 같이 정의하였다, (식 1)에서  $X^i$  는 개별은행  $i$ 의  $q\%$  분위수에서의 손실율을 의미한다.

$$(식 1) \quad Pr(X^i \leq VaR_q^i) = q\%$$

이후 극단적인  $q\%$  분위수로 재무적 곤경 상태에 놓인 개별은행  $i$ 가 분석 대상 은행의 합산분으로 산출한 전체 금융시스템에 미치는 영향의 크기인  $CoVaR_q^{system|i}$  를 측정한다.  $q\%$  분위수  $CoVaR_q^{system|i}$  를 구하는 산식은 (식 2)와 같다.

$$(식 2) \quad Pr(X^{system} \leq CoVaR_q^{system|i} \mid X^i = VaR_q^i) = q\%$$

(식 2)와 같은 방식으로 중립적인 정상(median) 상태라고 할 수 있는 50% 분위수에서의 개별은행  $i$ 의 VaR 값을 조건부로 하는 전체 금융시스템의  $VaR^{system}$  값을 (식 3)과 같이 구할 수 있다.

$$(식 3) \quad Pr(X^{system} \leq CoVaR_q^{system|i, median} \mid X^i = median^i) = q\%$$

시스템리스크의 크기는 개별은행  $i$ 가 특정 상태인 재무적 곤경에 빠진 상태를 조건부로 하는 전체 금융시스템의 VaR값으로 추정된  $CoVaR_q^{system|i}$  과 개별은행  $i$ 가 중립적인 정상상태에 놓였을 때를 조건부로

---

3. 김자봉, 이규복(2017)은 개별 금융기관의 CoVaR는 개별 금융기관이 파산 가능한 상태에 처했다는 가정하에 금융시스템 전체의 VaR를 측정하는 것이라고 하였으며, CoVaR는 자산과 부채의 동조화 된 변동에 매개되어 이루어지는 금융기관 간 위험 전염(spillover)의 크기를 측정하는 것으로 해석할 수 있다고 하였다,

하는 전체 금융 시스템 VaR값으로 추정된  $CoVaR_q^{system|i, median}$ 의 차이라고 할 수 있는  $\Delta CoVaR_q^{system|i}$ 로 측정할 수 있으며 (식 4)와 같이 나타낼 수 있다.<sup>4</sup>

$$(식 4) \quad \Delta CoVaR_q^{system|i} = CoVaR_q^{system|i} - CoVaR_q^{system|i, median}$$

결과적으로 시스템리스크의 크기로서 측정한  $\Delta CoVaR_q^{system|i}$ 는 개별 은행  $i$ 가 도산이 가능한 특정 상태에 놓일 경우 전체 금융시스템에 미치는 시스템리스크에 대한 긍정적인 효과의 크기라고 할 수 있다.

본 연구는 김자봉, 이규복(2017), Brunnermeier *et al.* (2020) 등이 적용한 2단계 추정 방법을 참고하여 적용하였다. 먼저 1단계에서 분위수 회귀방법을 적용하여 개별은행  $i$ 의  $q\%$  분위수에서의 조건부 상태가 분석 대상 은행을 흡산하여 측정한 전체 금융시스템의 시스템리스크에 미치는 영향의 크기, 즉 시스템리스크의 크기라고 할 수 있는  $\Delta CoVaR_q^{system|i}$ 를 추정하는 것이다. 이후 2단계에서 앞선 1단계에서 시스템리스크의 크기로 측정한  $\Delta CoVaR_q^{system|i}$ 를 종속변수로서 하여 분석 대상 은행들의 비이자이익 등이 미치는 영향 등을 분석하였다. 2단계에서는 패널회귀모형으로 분석하였다,

### 3. CoVaR 추정

본 연구에서는 시스템리스크의 크기 산출을 위한 CoVaR를 추정하였다, (식 1)에서 분석 대상 은행들의 특정  $t$  시점에서의  $X^i$ 는 다음의 (식 5)와 같이 구할 수 있다,

$$(식 5) \quad X_t^i = \frac{ME_t^i \times LEV_t^i - ME_{t-1}^i \times LEV_{t-1}^i}{ME_{t-1}^i \times LEV_{t-1}^i} = \frac{A_t^i - A_{t-1}^i}{A_{t-1}^i}$$

본 연구에서 산출한  $X_t^i$ 는 시장가치 자산이익률을 의미하며 시장가치로 측정된 총자산을 이용하여 추정하였다.<sup>5</sup> 시장가치로 측정된 총자산의 적용과 관련하여 Adrian and Brunnermeier (2016)이 언급한 것처럼 총자산은 실물경제에 대한 신용 공급과 가장 밀접한 관련이 있으며, 규제 목적의 위험 측정은 일반적으로 총자산을 기준으로 적용해야 한다고 주장한 점을 감안하였다.<sup>6</sup>

(식 5)에서  $ME$ 는 자본의 시장가치로서 시가총액을 말하고  $LEV$ 는 레버리지를 말하며 총자산을

4. 김자봉, 이규복(2017)은  $\Delta CoVaR_q^{system|i}$ 는 특정 개별 금융기관과 전체 금융시스템간의 꼬리 부문 의존성을 나타내는 값으로 특정 금융기관의 파산이 초래하는 시스템리스크의 순효과(net effect)를 의미한다고 하였다

5. CoVaR 측정 개념을 처음 제시한 Adrian and Brunnermeier(2011)은 시장가치로 측정된 자산을 이용하여  $X_t^i$ 와  $X_{it}^{system}$ 을 추정하였다. Adrian and Brunnermeier(2016)은 시장가치로 측정한 자본을 이용하여  $X_t^i$ 와  $X_{it}^{system}$ 을 추정하였으나, 동 논문 p1717에서 논문의 이전 버전에서는 시장가치로 측정된 자산을 이용하였다고 하였다. 국내의 경우에는 김자봉, 이규복(2017), 김진호, 김윤정(2010)이 시장가치로 측정된 자산을 이용하여  $X_t^i$ 와  $X_{it}^{system}$ 을 추정하였다.

6. Adrian and Brunnermeier(2016), p1717 참조

자기자본으로 나누어 산출하였다. (식 5) 에서  $X_t^i$  는 시장가치 총자산의 증가율로 산출한 시장가치 자산이익률이며, 주간 단위로 산출하였고 전주 대비 시장가치 총자산 증가율로써 산출하였다, 자본의 시장가치는 개별 은행의 주가자료로부터 산출한 일별 시가총액 자료를 주간 단위로 변환하여 산출한 주간 시가총액 자료를 이용하였으며 레버리지는 전년도 재무제표상의 총자산과 자기자본의 장부가치를 이용하여 산출하였다.<sup>7</sup>

전체 금융시스템  $X_t^{system}$  은  $X_t^i$  과 동일한 산식을 적용하여 분석 대상 은행 들을 합산하여 산출하였으며, 분석 대상 은행들의 시가총액을 기준으로 가중 평균하여 산출하였다.<sup>8</sup>

시스템리스크의 크기인  $\Delta CoVaR_q^{system|i}$  를 추정하기 위해서는 먼저 (식 1)과 (식 2)에서 나타나는 개별은행  $i$ 에 대한 특정시점  $t$ 기에서의  $X_t^i$  와  $X_t^{system}$  를 산출하여야 하지만 본 연구에서의 실증분석은 특정  $t$ 시점이 아닌 분석 대상 기간 중 시스템리스크를 측정하여야 하므로 시간  $t$ 를 반영하여  $X_t^i$  와  $X_t^{system}$  를 산출하였으며, 산식은 (식 6)과 같다. (식 6)은 시간 변화에 따른  $\Delta CoVaR_{t,q}^{system|i}$  을 추정하기 위한 산식이다.

$$(식 6) \quad X_t^i = \alpha^i + \gamma^i M_{t-1} + \varepsilon_t^i$$

$$X_t^{system} = \alpha^{system|i} + \beta^{system|i} X_t^i + \gamma^{system|i} M_{t-1} + \varepsilon_t^{system|i}$$

(식 6)에서  $M_{t-1}$  변수는 상태변수를 의미한다.  $t-1$ 기씩 lagging하여 적용하였다, 이 상태변수와 관련하여 Adrian and Brunnermeier(2016)은 상태변수는 시간에 따라 변하는  $\Delta CoVaR_t$  와  $Var_t$  를 추정하기 위한 변수로서 시스템리스크를 측정하기 위한 변수가 아니며 리스크 측정과 관련 통계량의 평균과 변동성을 조절하기 위한 변수라고 하였으며 다양한 변수를 상태변수로서 제시하였다, <sup>9</sup>

본 연구에서는 다른 선행연구에서 적용한 다양한 지표들을 참고하여 상태변수로서 주식시장 변동성을 평가하는 지표로서 주식변동성을 적용하였고 채권시장에 대한 지표로서 유동성 스프레드, 기간 스프레드 및 신용 스프레드를 적용하였다. 상태변수는 먼저 일별 데이터를 주간 단위로 변환하여 산출하였다. 구체적인 상태변수 산출과 관련하여 주식변동성은 코스피 200 변동성 지수인 VKOSPI를 적용하였다. 유동성 스프레드는 91일 CD 유통수익률과 3개월 국채 수익률의 차이로 산출하였고 기간 스프레드는 10년

7. 김진호, 김윤정(2010)이  $X_t^i$  를 자산총계 x 주별 주가장부가치비율(PBR)로 계산한 점을 참조하였다. 김자봉, 이 규복(2017) 도 (식 5)와 같이 자산의 시장가치를 추산하는 데에는 부채의 시장가치를 추정하기 어려운 점을 감안하여 자본의 시장가치에 비례하여 자산과 부채의 시장가치가 변동한다는 가정이 암묵적으로 포함되어 있다고 하였으며 이에 따라 (식 5) 는 김진호, 김윤정(2010)이 추산하는 것처럼 주가장부가치비율(PBR)로 해석할 수도 있다고 하였다, 한편 Adrian and Brunnermeier(2011)은  $X_t^i$  를 계산하는 방법을 김진호, 김윤정(2010)과는 달리 총자산·시가대장부가비율(market-to-book equity ratio)로 나타내고 있다. 이는 결과적으로 동일한 산식을 다르게 표현할 수 있음을 알 수 있다,

8. 김진호, 김윤정(2010)이 적용한 산출방법을 준용하였다.

9. Adrian and Brunnermeier(2016)은  $X_t^i$  와  $X_t^{system}$  의 결합 분포의 시간변화를 포착하기 위해 VaR 및  $\Delta CoVaR$ 를 상태변수의 함수로서 추정할 수 있다고 하였다. 이를 위하여 시간에 따라 변화하는  $q$ 분위수에서의  $Var_{t,q}^i$ 와  $CoVaR_{t,q}^{system|i}$ 에 시간  $t$ 를 첨자로 표시하고 lagged된 상태변수  $M_{t-1}$ 의 vector를 조건으로 하는 시간 변화를 추정한다고 하였다. p1718 참조

국채수익률과 3개월 국채수익률의 차이로 산출하였고 신용스프레드는 3년 BBB- 등급 회사채 수익률과 3년 국채수익률의 차이로 산출하였다.

이후 분위수 회귀방법을 적용하여 산출된 예측치를 바탕으로 각  $t$ 시기에 대한  $Var_t^i(q)$ 와 분석 대상 은행 전체를 합산한 값으로 산출한 은행 산업의  $CoVar_t^i(q)$ 를 산출하였으며, 이는 (식 7)과 같다

$$\begin{aligned} \text{(식 7)} \quad Var_t^i(q) &= \hat{\alpha}_t^i + \hat{\gamma}_t^i M_{t-1} \\ CoVar_t^i(q) &= \hat{\alpha}^{system|i} + \hat{\beta}^{system|i} Var_t^i(q) + \hat{\gamma}^{system|i} M_{t-1} \end{aligned}$$

시스템리스크 크기는 (식 4)와 동일한 방식으로 구할 수 있다. 본 연구에서 시스템리스크 크기는 (식 7)에서 극단적인  $q$ 분위수 확률로 산출한  $CoVar_t^i(q)$ 와 중립상태로서 정상상태의 확률인 50백분위수로 산출한  $CoVar_t^i(50\%)$  과의 차이로 산출하였으며, (식 8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{(식 8)} \quad \Delta CoVar_{t,i}^i(q) &= CoVar_{t,i}^i(q) - CoVar_{t,i}^i(50\%) \\ &= \hat{\beta}^{system|i} (Var_t^i(q) - Var_t^i(50\%)) \end{aligned}$$

본 연구에서 극단적인 백위수는 1백분위수를 적용하였으며 (식 9)와 같다

$$\begin{aligned} \text{(식 9)} \quad \Delta CoVar_{t,i}^i(1\%) &= CoVar_{t,i}^i(1\%) - CoVar_{t,i}^i(50\%) \\ &= \hat{\beta}^{system|i} (Var_t^i(1\%) - Var_t^i(50\%)) \end{aligned}$$

$\Delta CoVar_t^i$  는 주간 단위로 산출하였기 때문에 실제 실증분석에서는 독립변수에 적용한 재무재표 자료들과의 비교 분석을 위하여 연간 단위로 환산하여 적용하였다,

## IV. 실증분석 결과

### 1. 자료

비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향을 분석하기 위한 분석 대상 은행은 국민, 신한, 하나, (구)외환, 대구, 부산, 전북, 제주 및 기업 등 9개 은행을 대상으로 하였다, 분석 대상 기간은 2005년부터 2022년까지를 대상으로 하였다, 분석 대상 기간 중에는 금융위기 기간과 COVID-19 팬데믹 기간이 모두 포함되어 있다,

재무제표 자료는 금융감독원 금융통계정보시스템, 은행경영통계에서 산출하였다, 은행경영통계는 금융감독원에서 산출하고 있었으나 2017년 이후 은행연합회로 이관되어 계속 산출되고 있다,

## 2. 회귀모형 및 변수

시스템리스크의 크기인  $\Delta CoVaR_{t,i}^i$  에 대하여 분석 대상 은행의 비이자이익이 어떠한 영향을 미치는가를 실증분석하였다. 회귀모형 산식은 (식 10)과 같다.

$$(식 10) \Delta CoVaR_{t,i}^i = a + \beta_1(비이자이익_{t-j}^i) + \beta_2(통제변수_{t-j}^i) + u_i + \varepsilon_{it}$$

시스템리스크의 크기인  $\Delta CoVaR_{t,i}^i$  를 종속변수로 하고 비이자이익비중을 설명변수로 하며 개별 은행에 영향을 미치는 재무변수들을 통제변수로 하여 비이자이익이 시스템리스크에 미친 영향을 실증분석 하였다. 종속 변수인  $\Delta CoVaR_{t,i}^i$  는 간단히  $\Delta CoVaR$  로 표시하였다.

설명변수인 비이자이익비중은 총자산에 대한 비이자이익의 비중으로 산출하였다. 비이자이익은 전체 비이자이익 뿐만 아니라 수수료이익, 외환이익, 파생상품이익, 유가증권이익 및 신탁이익 등으로 세부적으로 구분하여 각각 총자산에 대한 비중을 산출하여 분석하였다. 총자산은 분기말 또는 연도말 기준 위험조정자산 등 재무비율 관리를 위한 자산 감축 등 일시적인 자산 변동에 의한 왜곡 가능성 등을 보완하기 위하여 회계연도말 기준이 적용되는 말잔이 아닌 연간 평균 기준이 적용되는 실질총자산을 적용하였다,

세부 비이자이익은 수수료이익, 외환이익, 파생상품이익, 유가증권이익 및 신탁이익만을 대상으로 분석하였다, 통제변수로는 이익 변수로 순이자이익비중을 적용하였으며, 규모를 통제하기 위하여 총자산을 적용하였으며 실증분석에서는 총자산의 로그값을 적용하였다. 자산운영 효율성 지표로는 자기자본 대비 총자산으로 산출하는 레버리지와 총자산에 대해 수익성자산인 대출금이 차지하는 비율인 총자산대출금비중을 적용하였으며, 자산건정성 지표는 고정이하여신비율을 적용하였다. 대외 경제지표로는 경제성장률을 적용하였다, 변수들의 세부 산출기준 은 <표 1> 변수 정의와 같다.

(식 10)에서 오차항은 2개로 구성되어 있다. 먼저 오차항  $u_i$ 는 시간에 따라 변하지 않는 개별 은행들의 특성을 나타내는 오차항이며 두번째 오차항인  $\varepsilon_{it}$ 는 시간과 개별 은행들에 따라 변하는 순수한 오차항을 의미한다, 오차항  $u_i$  가정에 따라 패널 개체별로 서로 다르면서 고정되어 있다고 가정하는 고정효과모형과 이를 확률변수로 추정하는 확률효과모형으로 구분한다, 본 연구에서 실증분석은 패널 자료에 대한 시불변, 관찰 불가능한 이질성 제거를 위하여 고정효과모형을 적용하였다,10

10. 패널모형에서 적용하는 모형은 하우스만 검정을 적용하여 검정하게 된다, 하우스만 검정방법은 독립변수와 오차항인  $u_i$  와 관련한 가설인 귀무가설( $H_0$ ) :  $cov(x_{it}, u_i) = 0$  과 대립가설( $H_1$ ) :  $cov(x_{it}, u_i) \neq 0$  을 설정한 후 귀무가설이 채택되면 확률효과모형을 채택하고 귀무가설이 기각되면 고정효과모형을 채택하게 되는 가설검정방법이다, 본 연구에서는 관찰 불가능한 이질성을 제거하여 일치추정량을 확보할 수 있는 고정효과모형을 적용함에 따라 별도의 하우스만 검정을 수행하지 않았다,

실증분석은 먼저 비이자이익과 세부 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향을 회귀분석 하였고 은행들의 규모에 따른 비이자이익비중이 미치는 영향을 분석하기 위하여 총자산을 기준으로 분석 대상 은행들의 규모를 구분하여 대형은행과 소형은행으로 나누어 회귀분석 하였다.

또한 기간에 따른 비이자이익이 미치는 영향을 분석하기 위하여 분석 대상기간을 금융위기 기간 포함 이전기간인 2005년 ~ 2009년 까지, 금융위기 이후 기간부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간인 2010년 ~ 2019년 까지 및 COVID-19 팬데믹 기간인 2020년 ~ 2022년 까지 등 3개로 기간을 구분하였다,

실증분석과 관련하여 이분산성과 자기상관성은 강건표준오차(robust standard error)을 반영하였으며 통계프로그램은 STATA 를 적용하였다

<표 1> 변수 정의

변수명	내 용
비이자이익비중	비이자이익 <sup>(주)</sup> / 실질총자산
수수료이익비중	수수료이익 / 실질총자산
외환이익비중	외환이익 / 실질총자산
파생상품이익비중	파생상품이익 / 실질총자산
유가증권이익비중	유가증권이익 / 실질총자산
신탁이익비중	신탁이익 / 실질총자산
순이자이익비중	순이자이익 / 실질총자산
총자산	log(총자산)
레버리지	총자산 / 자기자본
총자산대대출금비중	대출금(은행계정+신탁계정) / 총자산
고정이하여신비율	
경제성장률	

(주) 비이자이익은 총이익에서 순이자이익을 차감한 금액임

### 3. 기술통계량과 상관관계

시스템리스크의 크기인  $\Delta\text{CoVaR}$  를 포함한 변수들의 기술통계량은 <표 2> 와 같다. <표 2>에서 나타난 바와 같이  $\Delta\text{CoVaR}$  은 음수로 나타나고 있으며, 평균은 -6.601%이다.

<표 2>를 보면 비이자이익비중은 평균 0.236%인 반면에 순이자이익비중은 평균 2.369%로서 약 2.133%p 나 더 높게 나타나고 있어 분석 대상 은행들에 있어서 순이자이익이 차지하는 비중이 압도적으로 높다는 것을 알 수 있다. 세부 비이자이익비중에 대한 기술통계량은 <표 3>과 같다. <표 3>에서 나타난 바와 같이 세부 비이자이익비중에서는 수수료이익비중이 평균 0.228%로 가장 높은 비중을 보이고 있고, 파생상품이익비중이 평균 0.026%로서 가장 낮은 비중을 보이고 있다.

세부 비이자이익들이 상호 관련성을 갖고 있는 가를 분석하기 위한 상관관계는 <표 4>와 같다. <표 4>에서 알 수 있듯이 세부 비이자이익은 서로 다른 원천에서 이익이 발생하고 있으나 파생상품이익비중과 외환이익비중은 상관관계가 -0.9248로서 높은 반비례하는 상관관계를 보이고 있어 세부 비이자이익비중은



함께 분석하지 않고 각각 회귀분석 하였다,

<표 2> 기술통계량

(단위 : %)

변수명	관찰값	평균	표준편차	최소값	최대값
△CoVAR	153	-6.601	1.728	-11.121	-4.359
비이자이익비중	153	0.236	0.317	-0.365	1.520
순이자이익비중	153	2.369	0.574	1.354	3.679
log(총자산)	153	17.981	1.555	14.449	20.100
레버리지	153	15.933	2.425	11.076	22.929
총자산대대출금비중	153	63.147	7.476	44.763	80.545
고정이하여신비율	153	1.058	0.438	0.200	2.820
경제성장률	153	3.449	1.734	-0.700	6.800

<표 3> 세부 비이자이익비중의 기술통계량

(단위 : %)

세부 비이자이익비중	관찰값	평균	표준편차	최소값	최대값
수수료이익비중	153	0.228	0.181	-0.100	1.176
외환이익비중	153	0.068	0.236	-0.660	2.368
파생상품이익비중	153	0.026	0.217	-2.167	0.765
유가증권이익비중	153	0.106	0.147	-0.153	1.267
신탁이익비중	153	0.036	0.025	0.002	0.132

<표 4> 세부 비이자이익비중 간의 상관관계

	수수료 이익비중	외환 이익비중	파생상품 이익비중	유가증권 이익비중	신탁 이익비중
수수료이익비중	1.0000				
외환이익비중	0.1046	1.0000			
파생상품이익비중	0.0374	-0.9248	1.0000		
유가증권이익비중	0.1451	0.1253	-0.0153	1.0000	
신탁이익비중	0.5230	-0.0112	0.1010	-0.0433	1.0000

## 4. 실증분석 결과

### 4.1. 전체 비이자이익비중이 미치는 영향

전체 비이자이익비중이 시스템리스크에 미치는 영향은 <표 5>와 같다. <표 5>에서 (1)열은 전체 비이자이익비중이 시스템리스크에 미치는 영향을 나타내고 있고 (2)열은 순이자이익비중이 시스템리스크에

미치는 영향을 나타내고 있으며 (3)열은 전체 비이자이익비중과 순이자이익비중을 모두 포함하였을 때 시스템리스크에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저 전체 비이자이익비중은 (1)열에서는 시스템리스크에 대해서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 보여 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났으나 (3)열에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 차이를 보였다, 순이자이익비중은 (2)열과 (3)열 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 나타내고 있다. 이는 Brunnermeier *et al.*(2020)의 연구 결과와 비교하여 전체 비이자이익비중은 유사한 결과를 보였으나 순이자이익비중은 다른 결과를 나타내고 있어 대조를 보였다.

다른 통제변수와 관련하여 레버리지는 모든 열에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 보이면서 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났다, 반면에 고정이하여신비율과 경제성장률은 모든 열에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 시스템리스크에 부정적으로 기여하는 것으로 나타나고 있다, 고정이하여신비율의 경우에는 부실여신의 감축노력 등으로 고정이하여신비율의 지속적인 감소 추이에 기인하는 것으로 추정한다. 다른 통제 변수들은 모든 열에서 시스템리스크에 동일한 영향을 미치고 있으나 통계적인 유의성은 혼재되어 나타났다.

<표 5> 전체 비이자이익비중 영향

구분	(1) $\Delta\text{CoVaR}$	(2) $\Delta\text{CoVaR}$	(3) $\Delta\text{CoVaR}$
비이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-1.697* (-2.01)		-1.570 (-1.54)
순이자이익비중 <sub>t-1</sub>		-1.649*** (-3.55)	-1.597*** (-3.67)
log(총자산) <sub>t-1</sub>	1.552*** (5.71)	0.342 (0.81)	0.277 (0.68)
레버리지 <sub>t-1</sub>	-0.320*** (-4.44)	-0.460*** (-9.14)	-0.399*** (-6.71)
총자산대대출금비중 <sub>t-1</sub>	-0.019 (-0.73)	-0.056** (-2.51)	-0.053** (-2.48)
고정이하여신비율 <sub>t-1</sub>	1.181*** (5.13)	1.016*** (6.43)	1.156*** (7.55)
경제성장률 <sub>t-1</sub>	0.141** (3.05)	0.178*** (7.48)	0.212*** (9.85)
상수	-29.575*** (-4.57)	0.330 (0.03)	0.294 (0.03)
N	153	153	153
R <sup>2</sup>	0.516	0.545	0.565

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

#### 4.2. 세부 비이자이익비중이 미친 영향

세부 비이자이익비중 각각이 시스템리스크에 미치는 영향은 <표 6>과 같다. <표 6>에서 (1)열 ~ (5)열은 세부 비이자이익비중 각각과 순이자이익 비중에 대하여 회귀분석한 결과를 보여준다.

먼저 회귀분석 결과 외환이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어 시스템리스크에 긍정적으로 기여하고 있고 파생상품이익비중과 신탁이익비중은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나면서 시스템리스크에 부정적으로 기여하고 있다. 파생상품이익비중의 경우 파생상품거래 특성상 상대적으로 개별 은행의 엄격한 내부통제절차를 거쳐 업무가 수행되고 있고 금융당국도 경영공시 항목으로 파생상품거래 형태를 공시하도록 하고 있는 등 주요한 관리항목으로 선정해 관리 감독을 하고 있다는 점도 반영된 것으로 추정한다, 순이자이익비중은 전체 비이자이익비중과 마찬가지로 모든 열에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다,

통제변수와 관련하여 고정이하여신비율과 경제성장률이 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면에 레버리지는 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 보였다.

<표 6> 세부 비이자이익비중 영향

구분	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR
수수료이익비중 $t-1$	-0.643 (-0.31)				
외환이익비중 $t-1$		-1.317** (-2.53)			
파생상품이익비중 $t-1$			1.282* (2.17)		
유가증권이익비중 $t-1$				-1.266 (-1.00)	
신탁이익비중 $t-1$					22.900** (3.24)
순이자이익비중 $t-1$	-1.638*** (-3.43)	-1.677*** (-3.61)	-1.734*** (-3.78)	-1.644*** (-3.68)	-1.485*** (-4.27)
(log)총자산 $t-1$	0.298 (0.75)	0.234 (0.53)	0.231 (0.55)	0.348 (0.89)	0.572 (1.64)
레버리지 $t-1$	-0.436*** (-4.25)	-0.451*** (-9.69)	-0.458*** (-9.49)	-0.469*** (-9.04)	-0.484*** (-8.05)
총자산대대출금비중 $t-1$	-0.053* (-2.17)	-0.057** (-2.55)	-0.059** (-2.54)	-0.058** (-2.56)	-0.033 (-1.12)
고정이하여신비율 $t-1$	1.084*** (5.03)	1.007*** (7.04)	1.014*** (7.26)	1.012*** (5.29)	1.199*** (6.14)
경제성장률 $t-1$	0.180*** (8.66)	0.150*** (3.93)	0.156*** (4.19)	0.199*** (5.97)	0.161*** (7.15)
상수	0.601 (0.06)	2.476 (0.25)	2.699 (0.28)	0.551 (0.06)	-6.218 (-0.75)
N	153	153	153	153	153
R <sup>2</sup>	0.546	0.572	0.569	0.554	0.583

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

### 4.3. 규모에 따른 영향

분석 대상은행의 규모에 따른 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향은 대형은행은 <표 7>과 같으며 소형은행은 <표 8>과 같다, 각각의 표에서 (1)열은 전체 비이자이익비중과 순이자이익비중이 미치는 영향을 나타내고 (2) ~ (6)열은 세부 비이자이익비중과 순이자이익비중이 미치는 영향을 나타내고 있다, 먼저 대형은행이 시스템리스크에 미치는 영향을 나타내는 <표 7>에서 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의하지 않았다. 반면에 순이자이익비중은 모든 열에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어 전체 은행에 대한 영향과 동일한 추정 결과를 보였다, 세부 비이자이익비중은 신탁이익비중만 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치면서 시스템리스크에 부정적으로 기여하는 것으로 나타났다, 다른 세부 비이자이익비중은 시스템리스크에 미치는 영향은 세부 비이자이익에 따라 다르게 나타났으나 모두 통계적으로 유의하지는 않았다,

통제변수와 관련하여 레버리지는 모든 열에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 반면에 고정이하여신비율과 경제성장률은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

소형은행이 시스템리스크에 미치는 영향을 나타내는 <표 8>에서 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났다, 세부 비이자이익비중 중에서는 수수료이익비중과 유가증권이익비중이 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다, 반면에 신탁이익비중은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다, 순이자이익비중은 모두 통계적으로 유의하지 않았으며 양(+)의 영향과 음(-)의 영향이 혼재되어 나타났다,

통제변수와 관련하여 고정이하여신비율은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있어 시스템리스크에 부정적으로 기여하는 것으로 나타나고 있다,

대형은행과 소형은행을 비교해서 살펴보면 대형은행은 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의하지 않게 나타났고 순이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 나타낸 반면에 소형은행은 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 보였고 순이자이익비중은 통계적으로 유의하지 않게 나타나 대조를 보였다, 세부 비이자이익비중과 관련해서 대형은행은 신탁이익비중에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 나타낸 반면에 소형은행은 수수료이익 비중, 유가증권이익비중 및 신탁이익비중 등에서 각각 통계적으로 유의한 영향을 보이고 있다.

<표 7> 규모에 따른 모형 영향 (대형은행 기준)

구분	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR	(6) △CoVaR
비이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-0.107 (-0.09)					
수수료이익비중 <sub>t-1</sub>		3.127 (2.07)				
외환이익비중 <sub>t-1</sub>			-2.820 (-1.32)			
파생상품이익비중 <sub>t-1</sub>				2.510 (1.10)		
유가증권이익비중 <sub>t-1</sub>					-0.820 (-0.60)	
신탁이익비중 <sub>t-1</sub>						47.941** (6.53)
순이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-2.063** (-5.53)	-2.181** (-6.93)	-2.066** (-5.36)	-2.180** (-7.76)	-2.047** (-5.74)	-1.240* (-2.51)
(log)총자산 <sub>t-1</sub>	0.410 (0.64)	0.447 (0.90)	0.225 (0.35)	0.251 (0.49)	0.456 (0.71)	1.334* (2.15)
레버리지 <sub>t-1</sub>	-0.467** (-5.36)	-0.600** (-4.79)	-0.448** (-7.05)	-0.472** (-7.25)	-0.476** (-8.41)	-0.511** (-9.38)
총자산대대출금비중 <sub>t-1</sub>	-0.013 (-0.29)	-0.041 (-0.95)	-0.011 (-0.24)	-0.010 (-0.21)	-0.009 (-0.19)	0.125 (1.71)
고정이하여신비율 <sub>t-1</sub>	1.153** (6.62)	0.743* (2.25)	1.020** (3.72)	1.100** (4.83)	1.153** (4.24)	1.546** (5.91)
경제성장률 <sub>t-1</sub>	0.185** (6.87)	0.159** (4.78)	0.117* (2.17)	0.127* (2.46)	0.200** (4.55)	0.110* (2.41)
상수	-3.694 (-0.23)	-0.786 (-0.06)	-0.001 (-0.00)	-0.395 (-0.03)	-4.677 (-0.29)	-33.250 (-1.87)
N	81	81	81	81	81	81
R <sup>2</sup>	0.590	0.619	0.617	0.614	0.596	0.716

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

<표 8> 규모에 따른 모형 영향 (소형은행 기준)

구분	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR	(6) △CoVaR
비이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-4.518** (-3.58)					
수수료이익비중 <sub>t-1</sub>		-6.899*** (-5.99)				
외환이익비중 <sub>t-1</sub>			-1.102 (-1.33)			
파생상품이익비중 <sub>t-1</sub>				1.125 (1.22)		
유가증권이익비중 <sub>t-1</sub>					-5.341** (-3.93)	
신탁이익비중 <sub>t-1</sub>						9.901* (2.79)
순이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-0.611 (-1.22)	-0.385 (-0.50)	-0.057 (-0.08)	-0.067 (-0.09)	-0.183 (-0.39)	0.047 (0.07)
(log)총자산 <sub>t-1</sub>	0.730 (0.99)	0.698 (0.69)	1.844 (2.08)	1.909 (2.04)	1.969* (2.83)	2.300** (4.37)
레버리지 <sub>t-1</sub>	-0.297 (-1.79)	-0.175 (-1.07)	-0.327 (-2.22)	-0.324 (-2.19)	-0.403* (-2.72)	-0.331* (-2.43)
총자산대대출금비중 <sub>t-1</sub>	-0.069 (-1.14)	-0.040 (-0.61)	-0.043 (-1.01)	-0.045 (-1.03)	-0.094 (-1.83)	-0.053 (-1.12)
고정이하여신비율 <sub>t-1</sub>	1.177* (2.83)	1.481** (3.26)	1.150* (2.81)	1.148* (2.84)	0.906* (2.99)	1.199** (3.71)
경제성장률 <sub>t-1</sub>	0.212* (3.05)	0.160* (2.36)	0.143 (1.73)	0.148 (1.84)	0.208 (2.34)	0.157* (2.75)
상수	-9.499 (-0.48)	-12.779 (-0.52)	-30.683 (-1.56)	-31.725 (-1.55)	-27.554 (-1.75)	-38.250* (-2.93)
N	72	72	72	72	72	72
R <sup>2</sup>	0.641	0.636	0.582	0.581	0.581	0.554

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

#### 4.4 기간 구분에 따른 영향

분석 대상 기간 전체를 대상으로 한 앞선 분석과는 달리 금융위기 발생 기간과 금융위기 이후 기간 등에서 비이자이익이 미치는 영향을 기간을 각각 구분하여 분석함으로써 기간에 따른 비이자이익이 미치는 영향을 분석하였다, 기간은 금융위기 포함 이전 기간인 2005년 ~ 2009년 까지, 금융위기 이후부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간인 2010년 ~ 2019년 까지 등 2개의 기간으로 구분하여 전체 비이자이익과 세부 비이자이익이 미치는 영향을 분석하였다,<sup>11)</sup> 각각의 기간에 대한 회귀분석 결과는 <표 9> ~ <표

11. 분석 대상 기간 중 COVID-19 팬데믹 기간인 2020년 ~ 2022년 까지의 3년간은 관찰값(N)이 24개로 분석되어 너무 작게 나타나고 있고 2023년 COVID-19 팬데믹 이후에 대한 데이터가 확보되지 않아 COVID-19 기간 전후에

10>과 같다. 각각의 표에서 (1)열은 전체 비이자이익비중과 순이자이익비중이 미치는 영향을 나타내고 있으며 (2) ~ (6)열 까지는 세부 비이자이익비중과 순이자이익비중이 미치는 영향을 나타내고 있다,

먼저 금융위기 포함 이전 기간에 대한 회귀분석 결과는 <표 9>에서 나타난 바와 같이 전체 비이자이익비중은 음(-)의 영향을 미치고 있으나 통계적으로 유의하지는 않았다, 세부 비이자이익비중 중에서 외환이익비중만 양(+)의 영향을 미치고 다른 비이자이익비중은 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 모두 통계적으로 유의하지 않았다, 반면에 순이자이익비중은 모든 열에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보이고 있어 시스템리스크에 부정적으로 기여하고 있는 것으로 나타났다. 이는 금융위기 극복에 기여하는 것이라고 할 수 있다.

통제변수와 관련하여 레버리지와 경제성장률은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 나타내고 있는 반면에 총자산과 고정이하여신비율은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어 대조를 보였다,

두번째로 금융위기 이후부터 COVID-19 팬데믹 기간 이전 기간까지의 회귀분석 결과는 <표 10>과 같다. <표 10>에서 보듯이 전체 비이자이익비중은 금융위기 이전 기간과는 달리 양(+)의 영향을 미치고 있으나 통계적으로 유의하지 않았다, 세부 비이자이익비중과 관련하여 외환이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났고 파생상품이익비중과 신탁이익비중은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다,

순이자이익비중은 모두 음(-)의 영향을 미치고 있으며 특히 (3)열과 (4)열은 통계적으로도 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다,

통제변수와 관련하여 총자산은 모든 열에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고 반면에 레버리지는 모든 열에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 변수들은 모두 통계적으로 유의하지 않았다,

금융위기 포함 이전 기간과 금융위기 이후부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간을 비교하여 보면 전체 비이자이익비중은 두 기간 모두 통계적으로 유의하지는 않았으나 금융위기 포함 이전 기간에는 음(-)의 영향을 미치고 있고 금융위기 이후부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간에는 반대로 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다, 세부 비이자이익비중과 관련하여 금융위기 포함 이전 기간에는 통계적으로 유의한 영향을 미치는 세부 비이자이익비중은 없는 것으로 나타났으나 금융위기 이후부터는 외환이익비중, 파생상품이익비중 및 신탁이익비중이 모두 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다,

순이자이익비중은 금융위기 포함 이전 기간 동안에는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보인 반면에 금융위기 기간 이후에는 저금리, 저성장 등으로 음(-)의 영향을 미치고 있어 금융위기 기간에는 순이자이익비중이 시스템리스크 완화에 공헌하고 있고 금융위기 기간 이후에는 비이자이익비중이 시스템리스크를 완화하는 데 상대적으로 공헌하는 것으로 추정할 수 있다.

---

대한 비교가 어려운 점 등을 감안하여 분석 결과는 제시하지 않았다,

<표 9> 기간 구분에 따른 영향 (금융위기 포함 이전 기간)

구분	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR	(6) △CoVaR
비이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-0.485 (-1.47)					
수수료이익비중 <sub>t-1</sub>		-0.499 (-0.43)				
외환이익비중 <sub>t-1</sub>			0.098 (0.66)			
파생상품이익비중 <sub>t-1</sub>				-0.129 (-0.82)		
유가증권이익비중 <sub>t-1</sub>					-0.424 (-1.45)	
신탁이익비중 <sub>t-1</sub>						-4.575 (-0.68)
순이자이익비중 <sub>t-1</sub>	1.565** (2.68)	1.634** (2.53)	1.821** (3.08)	1.835** (3.13)	1.702** (3.13)	1.816*** (3.97)
(log)총자산 <sub>t-1</sub>	-5.431*** (-7.25)	-5.597*** (-6.40)	-5.490*** (-7.02)	-5.492*** (-7.07)	-5.269*** (-6.73)	-5.842*** (-5.84)
레버리지 <sub>t-1</sub>	0.154** (2.32)	0.160** (2.48)	0.160** (2.31)	0.161** (2.34)	0.146* (2.20)	0.163** (3.12)
총자산대대출금비중 <sub>t-1</sub>	0.026 (0.96)	0.025 (0.89)	0.026 (0.92)	0.026 (0.95)	0.025 (0.89)	0.014 (0.49)
고정이하여신비율 <sub>t-1</sub>	-0.919*** (-5.17)	-0.947*** (-4.07)	-1.071*** (-5.19)	-1.075*** (-5.26)	-1.028*** (-5.19)	-1.110*** (-4.70)
경제성장률 <sub>t-1</sub>	0.285*** (5.42)	0.248** (2.54)	0.220*** (4.50)	0.220*** (4.56)	0.257*** (4.96)	0.197** (3.24)
상수	77.733*** (5.26)	80.573*** (4.73)	78.225*** (5.04)	78.172*** (5.08)	74.823*** (5.01)	85.403*** (4.25)
N	45	45	45	45	45	45
R <sup>2</sup>	0.916	0.913	0.913	0.914	0.914	0.914

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄



<표 10> 기간 구분에 따른 영향 (금융위기 이후부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간)

구분	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR	(6) △CoVaR
비이자이익비중 <sub>t-1</sub>	0.501 (0.53)					
수수료이익비중 <sub>t-1</sub>		2.899 (1.10)				
외환이익비중 <sub>t-1</sub>			-2.246*** (-4.69)			
파생상품이익비중 <sub>t-1</sub>				2.046** (2.79)		
유가증권이익비중 <sub>t-1</sub>					0.297 (0.70)	
신탁이익비중 <sub>t-1</sub>						20.635* (2.03)
순이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-0.987 (-1.55)	-1.171 (-1.55)	-1.281* (-2.05)	-1.364* (-2.19)	-0.961 (-1.70)	-0.627 (-1.23)
(log)총자산 <sub>t-1</sub>	1.863** (2.58)	2.040** (2.98)	1.614** (2.45)	1.500* (2.08)	1.865** (2.73)	1.718** (2.58)
레버리지 <sub>t-1</sub>	-0.350*** (-5.95)	-0.376*** (-5.68)	-0.337*** (-6.23)	-0.343*** (-6.13)	-0.348*** (-5.99)	-0.333*** (-4.29)
총자산대대출금비중 <sub>t-1</sub>	0.005 (0.14)	0.001 (0.03)	-0.003 (-0.09)	0.001 (0.04)	0.001 (0.02)	0.026 (0.61)
고정이하여신비율 <sub>t-1</sub>	-0.013 (-0.05)	0.002 (0.01)	-0.022 (-0.08)	-0.037 (-0.13)	-0.014 (-0.06)	0.210 (0.69)
경제성장률 <sub>t-1</sub>	0.068 (1.28)	0.087 (1.53)	0.045 (0.73)	0.057 (0.94)	0.076 (1.43)	0.053 (1.27)
상수	-32.247* (-2.21)	-34.900** (-2.55)	-26.523* (-1.86)	-24.646 (-1.65)	-32.093* (-2.29)	-32.836** (-2.40)
N	84	84	84	84	84	84
R <sup>2</sup>	0.648	0.659	0.691	0.687	0.646	0.670

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

## 5 기타 분석

자금구조는 순이자이익에 큰 영향을 미칠 뿐만 아니라 비이자이익의 발생원천으로서도 연계되어 있다. 앞서 실증분석에서 총자산만을 반영한 것에서 더 나아가 더욱 세부적으로 자금조달과 자금운용에 대한 구체적인 변수를 반영하여 자금구조의 변화를 반영하여 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향을 분석하였다, 분석 대상 은행과 분석 대상 기간도 기존 실증분석과 동일하게 적용하였다, 종속변수인  $\Delta\text{CoVaR}$ 과 비이자이익비중 변수는 기존과 동일하게 적용하였으나 통제변수의 경우에는 자금변수 추가에 따른 일부 통제변수들을 변경하여 분석하였다, 변수는 김자봉, 이규복(2017), 한상섭, 이병운(2012) 등 기존 연구에서 적용한 변수들을 참고하였다.

자금변수와 관련하여 자금조달항목은 시장성수신과 저축성예금으로 하였다. 여기서 시장성수신은 양도성예금증서(CD), 환매조건부채권매도(RP) 및 원화사채를 합산한 금액으로 하였다, 자금운용항목 변수는 유가증권, 기업대출금 및 가계대출금 등으로 하였다. 자금변수 항목 각각의 비중은 자금조달 변수들은 은행계정 부채 대비 비중으로 산출하였고 자금운영 변수들은 은행계정 자산 대비 비중으로 산출하였다.

통제변수로는 자본적정성 관련하여 BIS자기자본비율을 추가하였고 성장성으로 총자산증가율을 적용하였다. 자료는 금융감독원 금융통계정보시스템 등에서 수집하였으며 패널자료로 구축하였다.

회귀분석은 자금구조 변화로 인한 비이자이익비중이 시스템리스크에 미치는 영향을 분석하였으며 패널 회귀모형은 기존과 동일하게 고정효과모형을 적용하였다,

자금구조 변화에 따른 비이자이익이 시스템리스크에 미친 영향에 대한 회귀분석 결과는 <표 11>과 같다. <표 11>에서 (1)열은 자금구조 변화에 따른 전체 비이자이익비중이 시스템리스크에 미치는 영향을 나타내고 있고 (2)열 ~ (6)열은 세부 비이자이익비중이 자금구조 변화에 따른 시스템리스크에 미치는 영향을 보여주고 있다, <표 11>에서 나타나듯이 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타나면서 시스템리스크에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다, 반면에 세부 비이자이익 비중 중에서는 수수료이익비중만 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다, 순이자이익비중은 통계적으로 유의하지는 않았으나 양(+)의 영향과 음(-)의 영향이 혼재되어 나타났다,

자금변수와 관련하여 저축성예금비중과 유가증권이익비중은 모든 열에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다, 기업대출금은 (2)열을 제외하고 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다, 가계대출금비중은 통계적으로 유의하지는 않지만 양(+)의 영향을 나타내고는 있으나 부동산 가격 상승에 따라 취급한 주택담보대출 등에 대한 금리 인상 부담 등으로 인한 연체 발생 가능성에 따라 시스템리스크에 긍정적인 영향을 미치게 되어 교차판매 등에 따른 비이자영업 기회 상실로 추가 비이자이익을 획득할 수 없을 수 있으므로 부실에 대비한 철저한 여신관리가 요구되고 있다,

<표 11> 자금구조 변화에 따른 비이자이익비중이 미친 영향

구분	(1) △CoVaR	(2) △CoVaR	(3) △CoVaR	(4) △CoVaR	(5) △CoVaR	(6) △CoVaR
비이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-1.822** (-2.74)					
수수료이익비중 <sub>t-1</sub>		-3.311** (-2.59)				
외환이익비중 <sub>t-1</sub>			-0.523 (-1.37)			
파생상품이익비중 <sub>t-1</sub>				0.461 (1.02)		
유가증권이익비중 <sub>t-1</sub>					-0.058 (-0.07)	
신탁이익비중 <sub>t-1</sub>						-0.306 (-0.03)
순이자이익비중 <sub>t-1</sub>	-0.005 (-0.02)	-0.164 (-0.76)	0.149 (0.39)	0.143 (0.37)	0.190 (0.50)	0.186 (0.60)
시장성수신비중 <sub>t-1</sub>	0.010 (0.22)	0.004 (0.10)	0.025 (0.47)	0.027 (0.49)	0.028 (0.49)	0.027 (0.43)
저축성예금비중 <sub>t-1</sub>	0.117** (3.08)	0.113** (2.83)	0.134** (2.83)	0.135** (2.87)	0.140** (3.03)	0.140** (2.85)
유가증권비중 <sub>t-1</sub>	0.199** (2.43)	0.225** (2.63)	0.199** (2.31)	0.202** (2.32)	0.202* (2.13)	0.204* (1.95)
기업대출금비중 <sub>t-1</sub>	0.105* (1.88)	0.098 (1.61)	0.126** (2.41)	0.127** (2.41)	0.126** (2.35)	0.126** (2.34)
가계대출금비중 <sub>t-1</sub>	0.068 (1.07)	0.081 (1.24)	0.067 (1.05)	0.068 (1.06)	0.063 (0.96)	0.064 (1.02)
(log)총자산 <sub>t-1</sub>	1.306 (1.70)	1.167 (1.62)	1.363 (1.55)	1.368 (1.54)	1.402 (1.58)	1.405 (1.51)
BIS자기자본비율 <sub>t-1</sub>	-0.008 (-0.07)	-0.058 (-0.44)	0.051 (0.42)	0.054 (0.44)	0.056 (0.47)	0.054 (0.39)
고정이하여신비율 <sub>t-1</sub>	0.695** (2.31)	0.853** (2.88)	0.525 (1.50)	0.525 (1.49)	0.500 (1.53)	0.497 (1.59)
총자산증가율 <sub>t-1</sub>	0.011 (1.03)	0.009 (0.84)	0.012 (1.08)	0.012 (1.05)	0.012 (1.04)	0.012 (1.04)
경제성장률 <sub>t-1</sub>	0.112*** (3.44)	0.087*** (3.78)	0.052 (1.86)	0.055* (1.95)	0.063 (1.67)	0.063* (2.06)
상수	-46.578** (-3.24)	-42.890** (-3.03)	-50.813** (-2.91)	-51.258** (-2.88)	-52.130** (-2.93)	-52.150** (-2.95)
N	153	153	153	153	153	153
R <sup>2</sup>	0.662	0.666	0.639	0.638	0.636	0.636

주: 1) ( )은 t값임

2) \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

## V. 결론

국내은행들은 그동안 지속되어 왔던 저금리 상황에서 벗어났을 뿐만 아니라 최근 들어 COVID-19 팬데믹 사태가 완화됨에 따라 엔데믹으로 전환되는 새로운 상황을 맞이하고 있다, 이에 은행들은 전통적인 예대마진을 바탕으로 한 순이자이익의 증대와 더불어 비이자영업에 의한 비이자이익의 증대를 통해 전체 이익을 증대하고자 하는 노력도 기울이고 있다. 본 연구는 비이자이익의 증대가 시스템리스크에 미치는 영향에 대해서 실증분석 함으로써 비이자영업의 방향성을 제시하는 데 기여한다.

Adrian and Brunnermeier(2016) 이 제안한 CoVaR 모형을 시장가치를 반영한 총자산을 적용하여 산출한 시스템리스크에 대해 비이자이익이 미치는 영향을 분석하였다

실증분석 결과, 비이자이익을 전체 비이자이익비중과 세부 비이자이익비중으로 나누어 각각이 시스템리스크에 미치는 영향에 대한 분석에서 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났다. 세부 비이자이익비중에서는 외환이익비중이 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치면서 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났고 파생상품이익비중과 신탁이익비중은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있어 시스템리스크에 부정적으로 기여하는 것으로 나타났다, 이에 따라 비이자이익은 전체에 대해 일괄적으로 대응하여 관리하는 방안보다 비이자이익의 발생원천에 따라 세부적으로 적절한 내부통제절차를 마련하여 대응하면서营业을 추진하는 것이 필요하다고 판단한다. 순이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있어 시스템리스크에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타났다,

또한 분석 대상 은행을 규모에 따라 대형은행과 소형은행으로 구분하여 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향을 분석하였다. 대형은행은 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의하지 않았으나 세부 비이자이익비중 중 신탁이익비중만이 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 순이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 나타냈다. 소형은행은 전체 비이자이익비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 보인 반면에 순이자이익비중은 통계적으로 유의하지 않았다, 세부 비이자이익비중 중에서는 수수료이익비중과 유가증권이익비중이 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있고 신탁이익비중은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 분석 기간을 금융위기 포함 이전 기간인 2005년부터 2009년까지와 금융위기 이후 부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간인 2010년부터 2019년까지로 구분하여 비이자이익이 미치는 영향을 분석하였다. 2020년 이후는 COVID-19 팬데믹 기간으로 전후 비교를 위한 데이터가 부족한 점을 감안하여 기간 구분 비교 분석에서는 제외하였다,

먼저 금융위기 포함 이전 기간에는 비이자이익비중은 모두 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았으나 순이자이익비중은 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보여 시스템리스크에 부정적으로 기여하면서 금융위기 극복에 기여하는 것으로 추정한다, 두번째 기간인 금융위기 이후 COVID-19 팬데믹 이전 기간까지는 비이자이익비중 중에서는 외환이익비중, 파생상품이익비중 및 신탁이익비중이 통계적으로 유의한

영향을 나타냈다, 전체 비이자이익비중과 수수료이익비중은 양(+)의 영향을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다,

반면에 순이자이익비중은 음(-)의 영향을 보이면서 비이자이익이 시스템리스크를 완화하는 데 기여하는 것으로 추정한다, 이는 분석 대상 기간 전체를 대상으로 한 분석에서는 전체 비이자이익비중과 순이자이익비중이 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 나타내는 것과는 대조를 보였다,

한편 기타 분석으로 자금구조 변화에 따른 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향을 추가로 살펴보았다, 실증분석 결과 전체 비이자이익비중이 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있고 세부 비이자이익비중 중에서는 수수료이익비중 만이 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 자금변수로는 저축성예금비중, 유가증권비중이 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미쳤다, 기업대출금비중도 대부분에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 나타내고 있다.

본 연구는 기존에 거의 연구되고 있지 않은 시스템리스크에 대한 비이자이익의 영향을 “이익” 개념으로 적용하여 산출한 전체 비이자이익 뿐만 아니라 세부 비이자이익이 미치는 영향에 대해 실증분석 함으로써 비이자이익 분석의 또 하나의 방법론을 제시하여 비이자이익과 수익성과의 관계 등에 관한 기존 연구를 보완하고 있다.

본 연구에서 순이자이익이 시스템리스크에 음(-) 영향을 미치는 것으로 나타나고 있는데 이는 지난 10여년간 지속된 저금리 상황 등이 이유가 될 것이다, 그러나 COVID-19 엔데믹 상황과 물가 상승에 대응한 금리 인상 등으로 제반 여건이 변화하면서 은행들의 순이자이익이 시스템리스크를 완화하는 데 기여하는 새로운 전환점을 맞이하고 있다, 또한 금융위기 이후부터 COVID-19 팬데믹 이전 기간 비이자이익이 시스템리스크에 미치는 영향을 분석한 결과에서도 알 수 있듯이 수수료이익 등 비이자이익이 시스템리스크를 완화하는 데 기여할 수 있다는 점을 적극적으로 감안하여 영업 추진에 활용하여야 할 것이다, 이러한 점에서 자금구조 변화가 시스템리스크에 미친 영향과 관련한 분석에서 가계대출금이 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 영향을 보이고 있지만 부동산 경기 하락, 금리 인상 등에 따른 이자 부담 증가 등에 따른 가계대출금의 부실 발생에 대한 대응에도 많은 관심을 기울일 필요가 있다, 이는 순이자이익의 감소에도 관련되지만 교차판매 기회 상실 등으로 인한 비이자이익의 추가 확보 가능성도 약화될 수 있기 때문이다,

은행들은 비이자이익 등 이익의 증가로 인한 시스템리스크에 대한 영향에 대해서도 관심을 기울일 필요가 있다, 본 연구에서도 나타난 바와 같이 비이자이익은 전체 비이자이익에 대해서 뿐만 아니라 세부 비이자이익의 발생 원천에 따라 시스템리스크에 미치는 영향이 상이하게 나타나는 점 등을 감안하여 비이자이익비중이 상대적으로 높은 시중은행들도 비이자이익의 시스템리스크에 대한 영향을 감안하여 적절한 수준의 내부통제절차를 마련하여 운영하면서 비이자영업을 추진해야 할 것이다.

개별 은행의 비이자이익 상품이 시스템리스크에 미치는 영향 등에 대해서는 다음 연구과제로 남긴다.

## 참고문헌

- 김기호, 윤성훈, “은행의 비이자영업 확대와 시스템 위험”, 금융경제연구, 제386호, 한국은행  
금융경제연구원, 2009.
- 김민수, 강경훈, “비이자영업이 국내은행 수익성 및 위험에 미치는 영향”, 금융정보연구, 제17권  
1호, 한국금융정보학회, 2023.
- 김우환, 김주환, 이지윤, “GARCH-ARJI 모형을 활용한 금융산업의 시스템리스크에 관한 연구”,  
금융안정연구, 제11권 2호, 예금보험공사, 2010.
- 김자봉, 이규혁, “금융지주회사의 비예금부채가 시스템위험에 미치는 영향 분석 및 시사점”, KIF  
연구보고서, 한국금융연구원, 2017.
- 김정수, 이상옥. “은행 상호 연계 시스템리스크에 관한 실증분석”, 금융감독연구, 제4권 제2호.  
금융감독원. 2017.
- 김진호, 김윤정, “CoVaR를 이용한 금융권역 간 리스크 전이 분석”, 사회과학연구논총, 23,  
이화사회과학원, 2010.
- 문호성, “위험연계행렬을 이용한 우리나라 금융시스템의 연계성 평가”. 산업경제연구, 24(2).  
한국산업경제학회, 2011.
- 빈기범, 박태준, 장병훈. “시장위험 부도확률 모형을 이용한 예금보험공사 차등평가모형의 정합성  
연구: 은행업권을 중심으로, 금융안정연구, 제19권 제2호, 예금보험공사. 2018.
- 서상원. “우리나라 은행부문의 시스템리스크 측정”. 금융연구, 제25권 제2호, 한국금융학회. 2011.
- 서상원. “시스템리스크의 측정과 관리”. 금융안정연구. 제19권 제1호. 예금보험공사. 2018.
- 윤재호. “조건부 베타를 이용한 은행의 시스템리스크 기여도 분석”. 금융감독연구. 제5권 제1호.  
금융감독원. 2016.
- 이상복, 한희준. “국내 은행부문의 시스템리스크 측정 및 자기자본규제의 유용성 평가”.  
금융감독연구, 제4권 제2호, 금융감독원. 2017.
- 이내황. “금융위기 이후 국내은행의 자금조달및운용구조 변화가 수익성에 미친 영향”.  
산업경제연구, 제28권 제5호. 한국산업경제학회. 2015
- 이상구, “국내 은행의 비이자수입 증가가 시스템리스크에 미치는 영향”, 서강대학교 석사논문. 2016
- 이준서, 정호성. “가계대출, 연체율, 그리고 시스템적리스크”. 경영학연구. 제42권 제6호.  
한국경영학회. 2013.

- 한상섭, 이병윤. “우리나라 은행의 자금구조가 은행수익성 및 경영 안정성에 미치는 영향” , 한국금융연구원 KIF 연구보고서, 2012.
- Abedifar Pejman, Philip Molyneux and Amine Tarazi, “ Non-interest income and bank lending”, *Journal of Banking and Finance.*, 87. 2018. pp. 411-426
- Acharya Viral, Robert Engle and Matthew Richardson. “Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks”. *American Economic Review.* 102(3). 2012. pp.59-64
- Acharya Viral, Lasse H. Pedersen, Thomas Philippon and Matthew Richardson. “Measuring system risk”, *The Review of Finance Studies.*, 30(1). 2017.. pp. 2-47
- Adrian Tobias and Markus K. Brunnermeier. “CoVaR”. FRB of New York Staff Reports. 348. 2011
- Adrian Tobias and Markus K. Brunnermeier. “CoVaR”. *American Economic Review*. 106(7). 2016. pp. 1705-1741.
- Baek seungho, Seung Youn Cha and Namhooon Lee. “The Effect of the Diversification in Korean Banks: The impact on Profit and Risk”. *Journal of Accounting and Financial.* 15(2). 2015. pp. 51-69.
- Brownless, Christian T. and Robert Engle. “Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement”. SSRN 1611229. 2012.
- Brunnermeier Markus K., Gang Nathan Dong, Darius Palia, “Banks’ Non-interest Income and Systemic Risk”, *AFA 2012 Chicago Meeting Paper* , 2012.
- Brunnermeier Markus K., Gang Nathan Dong, Darius Palia, “Banks’ Noninterest Income and Systemic Risk”, *The Review of Corporate Finance Studies* , 9, 2020. pp. 229-255
- DeYoung Robert, Karin P. Roland, “Product Mix and Earnings Volatility at Commercial Banks : Evidence from a Degree of Total Leverage Model, *Journal of Financial Intermediation* , 10, 2001. pp. 54-84
- ECB, *Financial Stability Review*, No. 147, ECB, 2010
- Engle Robert, Fariborz Moshrian, Sidharth Sahgal and Bohui Zhang. “Banks Non-interest income and Global Financial Stability”. CIFR Research Working Paper. No. 015/2014. 2011.
- Hahm Joon-Ho, “Determinants and Consequences of Non-Interest Income Diversification of Commercial Banks in OECD Countries”, *Journal of International Economic Studies*, Vol 12, 2008. pp. 3-32
- Koenker Roger, Gilbert Bassett, Jr. “Regression Quantiles”, *Econometrica* , Vol 46, No. 1. 1978. pp. 33-50
- Yang Hsin Feng, Chih Liang Liu and Ray Yeutien Chou. Bank diversification and systemic risk”, *The Quarterly Review of Economics and Finance.* , 77, 2020. pp.311-326.
- Yun jaeho and Hyejung Moon. “Measuring systemic risk in the Korean banking sector via dynamic conditional correlation models”, *Pacific Basin Financial Journal.* 27. 2014. pp. 94-114.

Sarafidis Vasilis and Neville Weber, "A Partially Heterogeneous Framework for Analyzing Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol 77(2), 2015. pp. 274-296.

Saunders Anthony, Markus Schmid, Ingo Walter, "Non-Interest income and bank performance: does ring-fencing reduce bank risk?", *Swiss Institute of Banking and Finance, Working paper on finance*, No17, 2014.

Stiroh, Kevin J, "Diversification in Banking: Is Noninterest Income the Answer?", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 36(5), 2004. pp. 853-882.

Stiroh, Kevin J and Adrienne Rumble, "The dark side of diversification: The case of US financial holding companies", *Journal of Banking and Finance*, 30, 2006. Pp 2131-2161.