

은행의 수익 및 자산구조를 반영한 통화정책 위험선호경로

김의진¹⁾ · 정호성²⁾

국문초록

이 논문에서는 은행별 BIS비율에서 도출한 자산에 대한 위험가중치를 이용하여 금리와 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석결과, 우리나라의 경우 단기금리가 상승(하락)하면 은행의 위험수준이 하락(상승)하는 것으로 나타났으며 순이자마진이 높은 은행일수록 이러한 위험수준의 변화가 일정부분 상쇄되었다. 한편 은행의 수익성, 자본 및 자산 구조 등 금리 이외의 변수가 은행의 위험수준에 직접적으로 미치는 영향을 살펴보면 은행의 수익성이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 은행의 순이자마진이 상승(하락)할 경우 은행의 위험가중치는 하락(상승)하는 것으로 추정되었다. 아울러 자본 및 자산구조는 일반적으로 은행의 위험수준에 영향을 미치지 않으나 은행이 위험평가방식으로 내부등급법을 채택한 이후에는 자산구조(대출만기, 대출비중, 단기자산비중)가 은행의 위험수준에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 논문은 은행별 자기자본규제에서 도출한 은행의 위험수준을 이용하여 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴본 최초의 시도로 통화정책과 거시건전성정책의 상호연계성을 분석하였다는 점에서 의의가 있다고 생각한다.

핵심주제어 : 통화정책, 위험선호경로, 거시전정성, 금리, 은행 수익 및 자산구조
JEL classification : E52, G21, G28

1) 한국은행 경제연구원 연구조정실 부연구위원(전화: 02-759-5445, e-mail: kej06@bok.or.kr)

2) 교신저자, 한국은행 경제연구원 금융통화연구실 연구위원(전화: 02-759-5308, e-mail: hschung@bok.or.kr)

I. 머리말

통화정책은 금융기관과 금융시장 등 금융시스템을 통하여 물가와 실물경제에 영향을 미치고 있어 통화정책의 전달 경로는 금융규제와 금융혁신 등과 같은 금융환경 변화와 금융기관의 자금 조달 및 운용 행태변화에 따라 달라질 수 있다. 이와 관련하여 글로벌 금융위기 이전에는 금리 변화가 은행의 대출 규모(quantity)에 영향을 미치는 경로에 대한 논의가 주로 이루어진 반면 글로벌 금융위기 이후에는 금리 변화가 은행의 위험선호(risk taking)로 표시되는 대출의 질(quality)의 변화에 미치는 경로(risk taking channel)에 대해 활발한 논의가 이루어지고 있다.

글로벌 금융위기 이후 저금리의 장기간 지속으로 은행이 부담하는 위험이 증가하고 있으며(Borio and Zhu(2008), Adrian and Shin(2009, 2010), Acharya and Naqvi(2002)) 은행이 부담하는 위험수준은 은행의 수익 및 자본구조와 더불어 각국의 은행 산업구조와 같은 다양한 요인에 의해서도 영향을 받는다는 연구(Brissmis and Delis(2010), Buch et al(2014), Eid(2011))가 지속적으로 발표되었다. 한편 글로벌 금융위기 이후 지속되어 온 세계 주요국의 저금리 기조가 최근 미국의 통화정책 정상화 등으로 점차 변경될 것으로 예상되고 있다. 이에 따라 금리와 더불어 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 파악하는 것은 통화정책과 금융안정과의 관계를 파악하는 데 도움을 줄 것으로 생각한다.

지금까지 은행의 위험선호에 대한 연구에서는 은행 자산에 대한 위험수준을 측정하기 어려워 EDF(Expected Default Frequency), CDS 스프레드, 은행의 총자산 대비 위험자산비중, 설문조사 지표 등과 같은 다양한 대용지표(proxy)를 사용하였다. 하지만 이러한 대용지표는 은행이 인식하고 있는 직접적인 위험수준으로 보기에는 무리가 있다. 이에 본 연구에서는 은행 자산의 위험수준을 나타내는 지표로 BIS 자본규제(capital regulation framework)를 통해 은행이 결정하는 위험가중치를 이용하였다. 이를 이용하여 금리, 은행의 수익 및 자산 구조가 은행이 인식하는 위험수준에 미치는 영향을 직접 살펴보았다.

분석 결과는 다음과 같다. 우리나라의 경우 단기금리의 변화는 은행의 위험수준에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 금리의 표준편차 1단위 상승으로 은행 위험가중치는 2.09%p 하락하였다. 이는 위험가중치의 표준편차(11.8%)의 약 15%에 해당하는 수준으로 금리가 은행 위험가중치의 변동을 일정부분 설명한다고 볼 수 있다. 한편 순이자마진이 높은 은행일수록 금리가 위험가중치에 미치는 영향은 줄어들어 수

의구조가 은행의 위험수준을 결정하는데 중요한 역할을 하고 있는 것을 확인하였다. 아울러 은행이 내부등급법¹⁾을 위험평가방식으로 채택한 경우 이에 따른 자산구조 변화도 은행의 위험수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 은행이 자산의 위험평가 시 내부등급법을 사용할 경우 표준방법에 비해 대출비중과 단기자산비중이 늘어났으며 이에 따라 위험수준도 높아짐을 확인하였다. 이는 위험평가방식에 따라 은행의 자산구조가 변화하며 결과적으로 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향이 달라지는 것으로 판단된다. 본 논문은 은행별 자기자본규제에서 도출한 은행의 위험수준을 이용하여 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴본 최초의 시도로 통화정책과 거시건전성정책과의 상호연계성을 분석하였다는 점에서 의의가 있다고 생각한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 은행의 위험수준에 대한 기존 연구를 살펴보고 연구주제를 설정한다. III장에서는 본 연구에서 이용한 자료와 분석방법을 설명하였으며, IV장에서는 분석결과를 제시하였다. 마지막으로 V장에서는 결론과 시사점을 도출하였다.

II. 은행의 위험수준

1. 기존연구와 연구주제 설정

통화정책의 위험선호경로(risk taking channel)는 완화적인 통화정책으로 인해 금융기관의 수익창출 기회가 제한됨에 따라 은행이 보다 위험을 적극적으로 부담하는 방향으로 자금을 운용하거나 조달한다는 주장이다.(Rajan, 2005). 이러한 주장은 저금리 하에서 차주의 담보상황이 개선되거나 은행의 수익성 개선으로 인해 은행대출이 늘어나는 양적인 측면의 신용경로(credit channel)와는 구분되고 있다. 글로벌 금융위기 이후 은행의 위험선호경로에 대한 논의는 최소자본규제(minimum capital

1) 내부등급법은 바젤은행감독위원회가 바젤Ⅱ에서 정하고 있는 최소요건(신용리스크 측정치의 신뢰도를 높이기 위하여 신용평가시스템이 갖추어야 할 최소한의 양적, 질적 요건)을 충족하여 감독당국의 승인을 받은 은행이 자체 추정한 리스크 측정요소(부도율, 부도시손실률, 부도시익스포져)를 활용하여 신용리스크에 대한 위험가중 자산을 산출하는 방법을 말한다. 내부등급법은 기본내부등급법과 고급내부등급법으로 구분된다. 기본내부등급법은 기업익스포져에 대해 부도율만 은행의 자체모형에 의한 추정치를 사용하고 나머지 리스크 측정요소는 감독당국이 제시하는 추정치를 사용하며, 소매익스포져에 대해서는 모든 리스크 측정요소에 대해서 자체 추정치를 사용하는 방식을 말한다. 반면 고급내부등급법은 소매뿐만 아니라 기업익스포져에 대해서도 모든 리스크 측정요소를 자체 추정치를 사용하는 방식이다. 은행이 내부등급법을 적용할 경우 다수의 리스크 측정방식 중 자행의 리스크 특성과 관리능력에 맞는 방식을 선택할 수 있어 은행의 자율성이 확대될 수 있다.(출처 : 금융감독원 금융용어사전, http://fine.fss.or.kr/main/fin_tip/dic/financedic.jsp)

regulation)와 밀접히 관련되어 있다. Borio & Zhu(2012)는 은행에 대한 최소자본규제는 은행이 해당 규제를 충족하지 못할 경우 감당해야 할 비용이 너무 커 이를 준수하게 하는 효과(capital threshold effect)와 규제에 대응하기 위해 은행이 자금 조달 및 운용의 포트폴리오를 조정하는 등 리스크를 전반적으로 관리(perceive, manage and price risk)하게 하는 효과(capital framework effect)를 통해 은행의 행태에 영향을 미친다고 주장하고 있다. 결국 정책금리의 변화는 자본규제체계(capital framework) 하에서 은행의 자산구조를 변화시키고 위험수준(risk taking)에도 영향을 미친다고 주장하고 있다.

이론적인 측면에서는 금리와 은행의 위험수준과의 관계는 명확하지 않다. 먼저 전통적인 포트폴리오 분배 모델(portfolio allocation model)은 외생적인 금리인상은 은행의 위험선호를 감소시킨다고 주장하고 있다. Fishburn and Porter(1976)는 안전 자산에 대해 금리가 높아지면 이에 대한 자산배분이 늘어나 금융기관 전체 포트폴리오의 위험수준이 낮아진다는 것을 이론 모델을 통해 설명하고 있다. 아울러 투자가 일정한 수준(limited scalability)으로 이루어진다고 가정할 경우 무위험수익률의 상승은 투자에 대한 최소단위(hurdle rate)를 올려 위험자산에 대한 투자가 감소한다고 주장하고 있다(Chodorow and Reich, 2014). 수익률추구(search for yield) 이론에서는 은행의 부채가 장기이고 자산이 단기일 경우 시장금리가 하락하면 자산부채의 만기구조의 차이에 따른 수익구조 악화로 은행이 보다 위험한 자산을 선호한다고 보고 있다.(Rajan(2005), Dell'Ariccia and Marquez (2013))

한편 위험전이이론(risk shift model)에서는 금리상승은 오히려 은행의 위험수준을 높인다고 주장하고 있다. 금리상승으로 예금에 대한 이자부담이 증가하게 된 은행은 유한책임(limited liability)과 대리인 문제(agency problem)로 리스크를 늘릴 유인을 갖게 된다. 결국 위험전이효과(risk shifting effect)는 자산구조가 취약한 은행일수록 금리의 변화에 대해 위험수준이 더욱 더 민감하게 반응하고 이러한 경향은 금리가 상승하고 은행의 수익구조가 악화될 때 더 심해질 수 있다고 주장한다 (Stigliz and Weill(1981), Hellmann et al.(2000), Archarya and Viswanathan(2011)).

한편 Agur and Demertiz(2015)는 금리변화에 따른 은행의 수익효과와 레버리지효과의 크기에 따라 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향이 다르다고 주장하고 있다. 즉 금리 상승으로 자금조달 비용이 높아져 수익성이 악화될 경우 위험자산투자를 늘리는 효과(profit channel)와 더불어, 자금조달 비용 상승으로 레버리지를 줄이게 되어 위험자산에 대한 투자를 축소하는 효과(leverage channel)가 있다고 주장하고, 저금리 하에서 레버리지효과가 수익효과보다 우세할 경우 위험선호경로가 발

생한다고 설명하고 있다.

이와 같이 금리와 은행이 부담하는 위험수준과의 관계에 대해 상반된 이론이 있으므로 Dell’Ariccia, Laeven, and Marquez(2014)는 이의 관계가 은행의 대출금리 조절능력에 따른 은행의 수익 및 자본구조의 취약성에 달려 있다고 주장하고 있다. 이상을 통해 살펴본 바와 같이 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향은 은행의 레버리지, 자본구조, 수익구조, 자산 및 부채구조 등 다양한 요인에 의해 영향을 받기 때문에 이는 실증분석(empirical question)을 통해 확인할 필요가 있다.

한편 통화정책 위험선호경로에 대한 기존 연구에서는 은행의 위험수준을 직접적으로 측정하기 어려워 이에 대해 다양한 대용변수를 사용하고 있다. <표 1>에서 보여주는 바와 같이 관련 논문에서 이용된 은행의 위험선호 지표는 크게 시장지표 (market index), 은행지표(bank’s index), 설문조사지표(survey index)로 구분할 수 있다. Gambacorta(2009), Altumbas et al.(2014)은 은행의 위험선호 지표로 은행의 부도위험(EDF: Expected Default Frequency)을 이용하여 완화적인 통화정책이 유럽과 미국 은행의 EDF를 상승시킨다고 주장하고 있다. 하지만 EDF는 은행의 자산·부채와 주가 데이터를 바탕으로 산출하는 것으로 금융시장에서 인식하는 은행의 부도위험을 나타내므로 이를 은행이 부담하는 위험수준으로 간주하기는 적절하지 않다고 여겨진다. Delis and Kouretas(2011), Delis et al.(2011)은 은행의 위험자산비율²⁾을 은행의 위험선호 지표로 이용하여 저금리 상황이 유럽과 미국 은행들의 위험 인식을 완화시켜 위험자산비율을 상승시키고 있음을 보이고 있다. 은행의 위험자산을 총자산에서 현금 및 예치금, 국공채 등 안정자산으로 간주되는 자산을 제외한 것으로 정의하고 있어 다양한 기업대출 및 가계대출의 위험을 단일하게 간주하며 비이자 자산에 대한 위험수준을 간과한 약점이 있다. Ioannidou et al.(2014)은 불리비아 가계대출의 대출 후 부도까지 걸리는 시간을 이용하여 미국의 기준금리(US federal funds rate)가 낮은 시기에 발생한 신규대출의 경우 부도확률이 증가하였음을 보이고 있으며 Jiménez et al.(2014)은 스페인의 개별대출 승인여부 자료를 이용하여 저금리 기조가 지속되면 은행들이 신용상태가 열악한 차주에 대해 신규대출을 늘린다는 점을 보이고 있다. 한편 Maddaloni and Peydró(2013), Afanasyeva and Güntner(2014), Buch et al.(2014) 등은 유럽과 미국의 대출기준 서베이자료를 이용하여 저금리 하에서 은행의 대출기준이 완화된다는 결과를 제시하였다. Dell’ariccia et al.(2017)은 미 연준의 대출행태조사(Survey of Terms of Business Lending, STBL) 상 은행이 특정대출에 부여한 위험도³⁾를 분석하였는데 이는 특정시기에 시행

2) 은행의 위험자산비율은 [총자산-(현금 및 예치금, 국공채)/총자산] 비율로서 신용위험과 시장위험에 노출된 자산이다.

된 신규대출만을 대상으로 한다는 점에서 본 연구와 같이 종합적인 위험선호 지표를 사용한 것은 아니다.

한편 은행의 위험선호경로는 개별은행의 특징과 동 산업구조 등에 따라 다르게 나타나고 있다. Brissimis and Delis(2010)는 은행의 위험지표로 부실대출비율을 이용하여 유동성과 자본비율이 높은 은행일수록 위험선호성향이 약한 반면 일부 은행의 경우 통화정책이 긴축적으로 전환되어 자금조달 비용이 늘어나는 가운데에도 추가적인 위험선호성향을 지속한다고 분석하였다. Buch et al.(2014), Jiménez et al.(2014) 등은 소규모 은행들이 저금리 하에서 더 강한 위험선호성향이 있음을 보였으며 Delis and Kouretas(2011), Delis et al.(2011), Eid(2011) 등은 유럽, 미국, 프랑스 은행의 경우 부외자산, 비이자수익, 비대출자산 등과 같은 비전통적인 은행영업 규모가 클수록 위험선호성향이 크게 나타남을 보였다. 한편 Ceccetti et al.(2003)과 Filardo(2011)는 금융기관의 위험선호성향이 강화되면 금융시스템의 취약성이 확대되므로 자산가격불일치(asset price misalignments, “bubble”) 상황이 금융불균형(financial imbalances)에 미치는 영향을 최소화하기 위하여 통화정책 목표에 금융안정을 효과적으로 반영하는 것이 중요한 과제라고 주장하고 있다.

한국의 통화정책 위험선호경로에 대한 연구는 많은 편은 아니다. Kim(2014)은 우리나라 5개 은행의 미시지표 및 CDS 프리미엄을 동적페널회귀분석으로 분석한 결과 저금리 지속기간이 길어질수록 위험선호가 강화되면서 은행들의 CDS 프리미엄이 상승함을 보이고 있다. 최원형·윤용만(2019)은 은행의 위험수준에 대한 지표로 부실여신비율을 사용하여 우리나라의 경우 통화정책의 위험선호경로가 작동하고 있음을 보이고 있다. 하지만 부실여신비율은 은행의 부실여신에 대한 사후 지표로 매분기말 대손상각을 통해 그 비율이 조정되는 등 시장금리에 따라 은행이 선택하는 위험수준으로 간주하는데 한계가 있다고 여겨진다.

본 논문에서는 은행의 위험수준을 나타내는 지표로 은행의 바젤은행감독위원회(Basel Committee on Banking Supervision, 이하 BCBS)의 최소자본규제로부터 산출한 자산의 위험가중치를 이용하였다. 해당 지표는 국제적인 정합성을 유지하고 감독당국의 규제를 받고 있어 은행의 위험수준을 객관적이며 엄밀히 대표한다고 생각한다. 금리, 은행의 수익 및 자본구조가 이러한 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴보고 바젤II 이후 도입된 내부등급법의 이에 대한 효과도 자산구조 변화를 감안하여 살펴보았다.

3) 미 연준에서는 매분기 대출행태조사(STBL)를 실시하는데 이는 미국 내 400개 은행을 대상으로 하고 분기 중간 월 첫 번째주에 시행된 신규대출에 부여한 위험도를 1부터 5까지 척도화하여 조사한다.

<표 1> Indices for Bank's Risk-Taking in Literature

| Indices for bank's risk-taking | |
|--------------------------------|---|
| Market Index | <ul style="list-style-type: none"> ·EDF(Expected default frequency) by Moody's KMV model(Gambacorta, 2009; Altunbas et.al,2014; Eid, 2011) ·CDS spread(Kim, 2014) |
| Bank's Index | <ul style="list-style-type: none"> ·Ratio of risk asset to total asset(risk assets include all bank assets except cash, government securities and balances due from other banks: Delis and Kouretas, 2011; Delis et al., 2011) ·Ratio of non-performing loans to total loans(Delis et al., 2011)) ·Z-index= $(\text{ROA} + \text{EA}) / \sigma(\text{ROA})$, where EA is the equity-to-asset ratio and $\sigma(\text{ROA})$ is the standard deviation of ROA over the last twelve quarters.(Delis et al., 2011; Eid, 2011) ·Granting of Loan Applications(Jiménez et al., 2014) ·Time to Loan Default or Repayment(Ioannidou et al., 2014) ·Loan Loss Provision to Total Loans(Eid, 2011) ·Standard Deviations of RoA and RoE(Eid, 2011) |
| Survey Index | <ul style="list-style-type: none"> ·Bank Lending Survey: the changes on lending standards over the previous three months.(Maddaloni and Peydró, 2011) ·Survey on Bank Lending Practices : net percentage of banks increasing collateral requirements, tightening loan covenants.(Afanasjeva and Güntner, 2014,) ·Survey of Terms of Business Lending: share of high risk loans(Buch et al., 2014), Loan risk rating(Dell'Ariccia et. al, 2017) |

2. 국내 은행의 위험수준

본 논문에서는 은행의 위험선호지표로 식 (1)과 같이 BIS 자기자본비율의 신용위험 산정대상 위험가중자산⁴⁾으로부터 도출한 은행의 위험가중치(*w*)를 이용하였다. 해당 위험가중치는 은행들이 정기적으로 제출하는 업무보고서⁵⁾를 통해 계산하였다. 이와 같이 BIS 규제비율에서 산출한 은행 자산의 위험가중치는 BCBS의 가이드라인과 감독당국이 정한 방법에 따라 산정하고 있어 시기별 은행간 비교가 가능하며 은행이 보유하고 있는 모든 자산에 대해 정기적으로 위험수준을 측정할 수 있다는 장점이 있다.

$$BIS\text{비율} = \frac{\text{자기자본}}{\text{위험가중자산}} \times 100 = \frac{\text{자기자본}}{\text{위험가중치}(\textit{w}) \times \text{위험산정대상자산}} \times 100 \dots\dots (1)$$

이와 같이 BIS비율에서 도출한 위험가중치를 은행의 위험수준으로 이용할 때는 몇 가지 유의해야 할 사항이 있다. 우선 BIS비율 규제체제의 변화로 인한 위험가중치의 변화를 측정하여야 한다. 이를 통해 위험가중치의 변화로 측정한 은행의 위험수준 변화가 규제체제의 변화에 기인한 것인지 아니면 은행의 자금조달 및 운용행태의 변화와 금리 변화와 같은 외생적인 요인에 의한 것인지 구분할 수 있다. 본 논문의 분석기간인 2000년 3월부터 2018년 6월까지 최저자본 규제체계는 국제적으로 상당히 변화하였다. 우리나라의 경우 1998년 외환위기 시 부실금융기관 선정 기준으로 바젤 I 을 적용하였으며⁶⁾ 2008년 1월에는 바젤II를 도입하고 2년간 병행 산

4) BIS 자기자본비율 산출시 분모에 해당하는 자산부분으로 대차대조표상의 자산계정의 단순 합이 아니라 은행의 실질적인 리스크를 반영하기 위해 각 익스포저에 해당 익스포저의 위험 정도를 반영한 위험가중치를 적용한 합산금액이다. 총위험가중자산은 신용위험가중자산, 시장위험가중자산 및 운영위험가중자산으로 구성된다. 신용리스크의 경우 은행으로 하여금 표준방법과 내부등급법 중에서 선택하여 위험가중자산을 산출하도록 하고 있다. 예를 들어 신용위험가중자산의 경우 표준방법을 적용하는 은행은 정부, 은행, 기업 등 거래상대방별로 해당 익스포저 금액에 위험가중치를 곱하여 합산하고, 내부등급법의 경우 위험가중치는 익스포저 구분에 따라 부도율(PD), 부도시 손실율(LGD), 부도시 익스포저(EAD), 유효만기를 이용하여 산출한다. (출처 : 금융감독원 금융용어사전, http://fine.fss.or.kr/main/fin_tip/dic/financedic.jsp)

5) 본 연구에서 이용한 보고서는 위험가중자산 내역을 자산그룹별 B/S자산, 미사용한도, EAD, 위험가중치, 위험가중자산에 대한 정보를 제공하고 있다. 보고서 양식은 바젤타입과 표준방법과 내부방법에 따라 다소 다르다. 예를 들어 바젤III 내부방법 보고서는 자산을 정부익스포저, 은행익스포저, 기업익스포저(기업, 중소기업, 특수금융<상업용부동산>), 소매익스포저(주거용주택담보 익스포저, 적격회전거래익스포저, 기타 소매 : 개인, 중소기업), 주식익스포저, 집합투자증권, 유동화익스포저, 장외파생상품, 환매조건부거래 및 신용융자거래, 기타의 자산 익스포저, 자회사·해외지점으로 구분하고 있다. 최근 보고서 양식은 아래의 금융감독원 홈페이지에서 확인할 수 있다.

[http://www.fss.or.kr/fss/kr/bbs/view.jsp?url=/fss/kr/1207396516899&bbsid=1207396516899&idx=1517359671256&num=55&stitle=%2718.1%BF%F9%20%BE%F7%B9%AB%BA%B8%B0%ED%BC%AD\(%2718.1.31.%20%BD%C3%C7%E0](http://www.fss.or.kr/fss/kr/bbs/view.jsp?url=/fss/kr/1207396516899&bbsid=1207396516899&idx=1517359671256&num=55&stitle=%2718.1%BF%F9%20%BE%F7%B9%AB%BA%B8%B0%ED%BC%AD(%2718.1.31.%20%BD%C3%C7%E0)

6) 보도자료, “금융구조조정 추진방안”, 금융감독원, 1998.6.20.

출기간을 설정하였다.⁷⁾ 바젤 I은 대출 종류에 따라 동일한 위험가중치를 적용한 반면 바젤II는 차주의 신용상태에 따라 위험가중치를 다르게 적용하였다. 바젤II의 위험가중치 산정방법은 외부 신용평가기관이 평가한 신용등급에 따라 BCBS가 사전에 정한 위험가중치를 차등 적용(0~1,250%)하는 표준방법과 은행이 감독당국의 승인을 받아 은행 자체의 내부 신용평가모형에 따라 위험가중치를 정하는 내부등급법으로 구분할 수 있다. 우리나라의 경우 바젤III는 2013년 12월부터 도입되었다. 바젤III는 은행이 위험가중자산과 관련하여 보유해야 할 자본의 규모를 보통주자본, 기본자본, 총자본에 따라 세분화하였으며 자본의 유형 및 자본 인정요건을 개선하였다. 아울러 장외파생상품의 신용위험을 추가로 인식하는 등 거래상대방 신용리스크에 대해 규제를 강화하고 외부신용등급에 대한 의존도를 축소하였다.⁸⁾ 이와 같이 일관된 기준으로 은행의 자산종류 등에 따라 추정한 위험가중치는 은행 자산의 위험수준을 나타내는 지표로 간주할 수 있다.

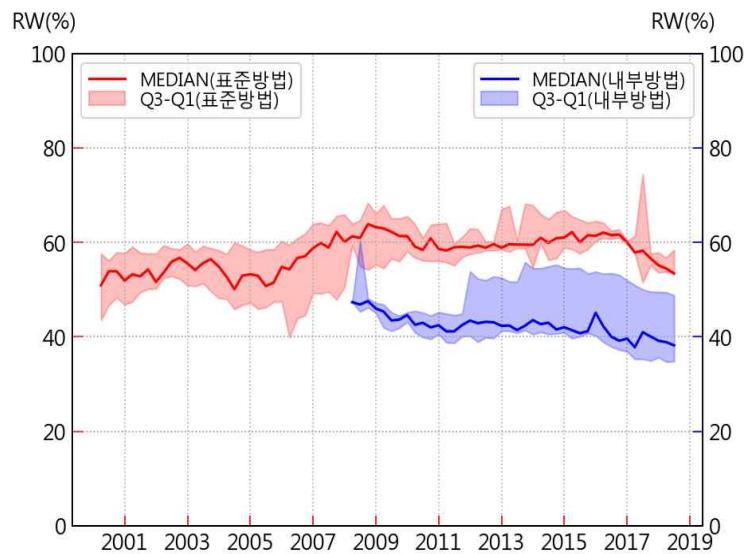
<그림 1>에서는 식 (1)로부터 도출한 국내 은행의 위험가중치를 표준방법과 내부등급법으로 구분하여 살펴보았다. 은행의 위험가중치는 바젤규제 변화시 위험가중치가 대체적으로 하락하는 모습을 보이는데 바젤II 도입 이후 은행이 내부등급법을 이용하여 산출한 위험가중치가 표준방법을 적용한 위험가중치에 비해 낮음을 알 수 있다.⁹⁾ 은행별로 내부등급법 채택시기가 다소 다른데 시중은행의 경우 대부분 2008년 중 내부등급법을 채택하였으며 지방은행은 2011년부터 내부등급법을 사용하기 시작하였다.

7) 보도자료, “바젤I·바젤II 병행산출기간 연장”, 금융감독원, 2008.11.5.

8) 보도자료, “바젤III에 따른 강화된 자본규제를 국내은행에 시행”, 금융위원회·금융감독원, 2013.11.25.

9) 금융감독원은 위험가중치 하락으로 표준방법에 비해 내부등급법 적용 은행의 BIS비율이 상승하는 것은 위험 가중치 산정기준이 느슨하기 때문이 아니라 은행이 보유자산에 대해 정교하게 리스크를 평가하고 효율적으로 자본을 관리하고 있다고 밝히고 있다. 아울러 바젤II 내부등급별을 적용한 국내 은행의 경우 평균적으로 BIS 비율이 1.1%p 상승한 것으로 나타났으며 이는 바젤위원회의 “BaselII BIS비율 영향 분석 보고서”에서 제시한 BIS비율 상승요인과 비슷한 수준인 것으로 나타났다고 발표하였다.(보도자료, “머니투데이 「BIS비율 상승공신 ‘내부등급법’기사에 대한 해명」”, 금융감독원, 2009.09.23

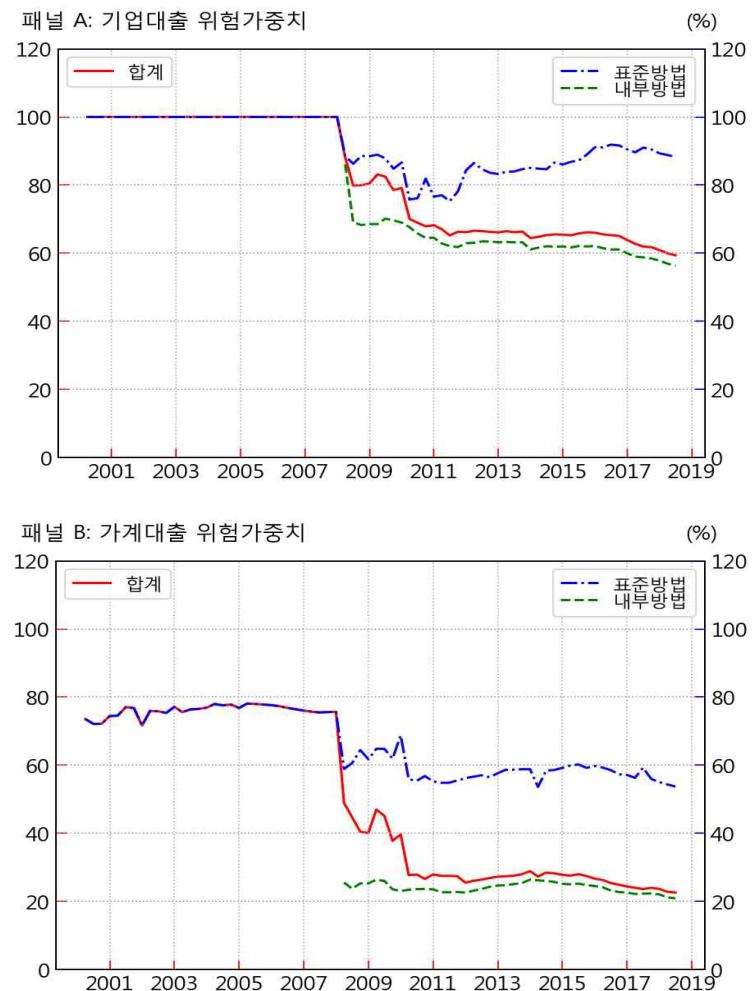
<그림 1> Risk Weight of Bank in Korea



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations

<그림 2>는 은행의 기업대출과 가계대출의 위험가중치 추이를 보여주고 있다. 기업대출과 가계대출의 위험가중치는 바젤Ⅱ 도입기간인 2008~2009년 중 크게 하락 후 일정 수준을 유지하다가 2015년 이후 하향세를 보이고 있다. 이와 같이 은행의 위험선호행태는 위험평가방식에 의해서도 큰 영향을 받고 있다. 이에 따라 분석 모델에서 은행별 위험평가방식 변경시점을 변수로 추가하여 위험평가방식이 은행의 위험수준에 미치는 영향을 통제하였다.

<그림 2> Risk Weights¹⁾ Assigned to Loans for Households and Firms



Note: 1) Each risk weight is a weighted average of the risk weights assigned to loans
sources: Bank of Korea, Authors' calculations

III. 자료와 분석 방법

본 장에서는 본 논문에서 이용하고 있는 자료, 변수 및 분석방법을 살펴보고자 한다.

1. 자료 및 변수

본 논문에서는 업무보고서를 통해 입수한 은행별 자료를 바탕으로 구축한 위험가중치 등의 패널자료를 이용하였다. 자료의 주기는 분기이며 대상기간은 2000년 3월부터 2018년 6월까지이다. <표 2>는 본 연구에서 사용한 주요 변수의 정의 및 자료 출처를 보여주고 있다. 시장금리변수로는 91일물 CD금리를 이용하였다. 한편 한국은행은 은행 업무보고서를 통해 개별은행의 자본구조, 수익구조 및 자금 조달·운용구조에 대한 다양한 정보를 가지고 있다. 자산에 대한 위험수준은 식 (1)에서와 같이 은행별 BIS비율에서 도출한 위험가중치(risk weight)를 이용하였다. 은행의 자본구조에 대한 변수로 기본자본비율, 위험평가시 내부등급법 채택 여부, 자기자본, 위험가중자산을 이용하였다. 이때 내부등급법 채택 여부는 더미변수로 은행이 내부등급법을 이용하는 시기에는 ‘1’을 부여하였다. 은행의 수익구조에 대한 변수로 순이자마진을 이용하였으며 은행의 자금 조달·운용구조에 대한 변수로는 수신비율, 여신비율, 단기자산비율, 단기여신비율, 대출만기¹⁰⁾ 및 가계대출비중을 이용하였다. 아울러 은행의 자산건전성지표로 무수익여신비율을 이용하였다. 거시경제변수로는 경기동행지수 순환변동치와 주택가격상승률을 이용하였다.

10) 대출만기는 대출만기구간별 중간시점을 이용하여 구하였다.

<표 2> Variables Used in the Regressions

| 변수명 | 정의 | 출처 |
|--|------------------------|--------|
| Interest rate | 91일물 CD금리 | 금융투자협회 |
| Risk weight | BIS비율에서 도출한 위험가중치 | 한국은행 |
| Tier 1 capital ratio | 기본자본/위험가중자산 | 한국은행 |
| Whether adopting internal ratings based approach for risk assessment | 내부등급법 1, 표준방법 0 | 한국은행 |
| Capital | 기본자본 + 보완자본 | 한국은행 |
| Assets exposed to risk | 위험가중치 산정 대상 자산 | 한국은행 |
| Net interest margin | (자금운용수익-자금조달비용)/이자부자산 | 한국은행 |
| Deposit-to-asset ratio | 예금/총자산 | 한국은행 |
| Loan-to-asset ratio | 총여신/총자산 | 한국은행 |
| Short-term deposit ratio | 만기 3개월 미만 예금/총 예금 | 한국은행 |
| Short-term asset ratio | 만기 3개월 미만 자산/총 여신 | 한국은행 |
| Loan Maturity | 대출 평균 만기(단위 : 월) | 한국은행 |
| Ratio of household loan | 가계대출/총여신 | 한국은행 |
| Non-performing loan ratio | 무수익여신/총여신 | 한국은행 |
| Detrended business cycle coincidence index | 경기동행지수 순환변동치 | 통계청 |
| Growth rate of house price index(YoY) | 전국기준 주택가격지수 전년동기대비 상승률 | 국민은행 |

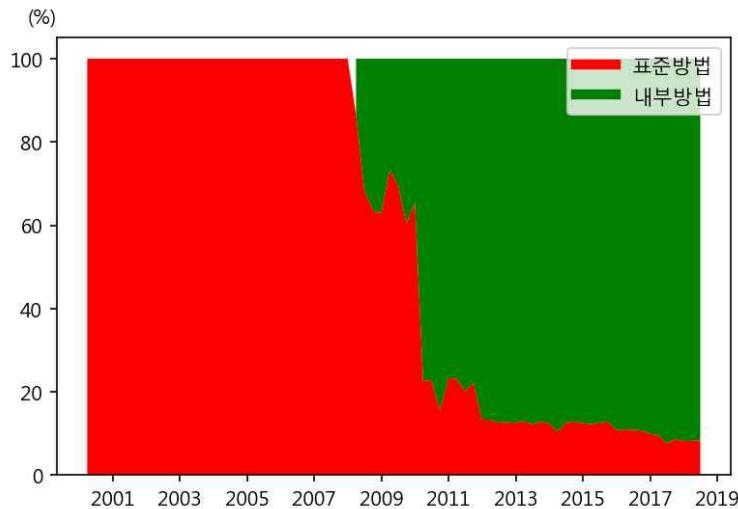
<표 3>은 2000년 3월부터 2018년 6월까지 기간 동안 본 연구에서 사용한 주요 변수들의 기초통계량이다. 본 논문의 분석대상 변수인 은행의 위험가중치 평균은 53.6%이다. 은행은 평균적으로 7.8조원의 자기자본 및 112.9조원의 위험가중자산을 보유하고 있으며 위험가중자산 대비 기본자본의 비율은 9.7%이다. 은행은 이자부자산의 조달과 운용으로부터 평균적으로 2.4%의 순이자마진을 얻는 것으로 나타났다. 아울러 자산 및 부채의 특성을 살펴보면 총자산 대비 여신 및 수신은 평균적으로 62.9% 및 66.8%이며 전체 대출 중 가계대출 비중은 37.0%인 것으로 나타났다. 또한 만기 3개월 미만의 수신 및 자산 비중은 평균적으로 각각 28.0% 및 23.4%이다. 변동성을 살펴보면 은행의 외형적 성장과 관련된 자기자본 및 위험가중자산 규모가 다른 변수에 비해 변동성이 크며 은행의 수익성을 나타내는 순이자마진도 변동성이 크다.

<표 3> Summary Statistics for the Variables Used in the Regressions

| 변수명 | 평균 | p25 | 중위값 | p75 | 표준편차 |
|---------------|-------|------|------|-------|-------|
| 금리(CD91) | 3.78 | 2.74 | 3.66 | 4.99 | 1.57 |
| 위험가중치(%) | 53.6 | 44.4 | 54.0 | 59.8 | 11.8 |
| 기본자본비율(%) | 9.7 | 7.1 | 9.0 | 11.7 | 3.4 |
| 순이자마진(%) | 2.4 | 1.9 | 2.4 | 2.9 | 1.2 |
| 자기자본(조원) | 7.8 | 1.5 | 4.5 | 13.2 | 8.0 |
| 위험가중자산(조원) | 112.9 | 19.8 | 64.2 | 178.0 | 115.2 |
| 총 자산중 수신비율(%) | 66.8 | 63.1 | 71.8 | 77.0 | 15.9 |
| 총 자산중 여신비율(%) | 62.9 | 55.7 | 65.1 | 71.6 | 11.4 |
| 단기 예금비중(%) | 28.0 | 20.7 | 26.8 | 34.5 | 10.9 |
| 단기 자산비중(%) | 23.4 | 15.9 | 20.2 | 27.8 | 10.4 |
| 대출만기(월) | 39.0 | 20.3 | 30.4 | 47.5 | 27.8 |
| 가계대출비중(%) | 37.0 | 26.2 | 33.1 | 49.0 | 17.4 |
| 무수익여신비율(%) | 1.7 | 0.8 | 1.1 | 1.7 | 1.9 |
| 주택가격상승률(%) | 3.9 | 1.4 | 2.6 | 5.0 | 4.4 |

<그림 3>은 은행의 위험평가대상 자산중 위험평가방식에 따른 비중이다. 2018년 6 월말 현재 은행의 위험평가대상 자산의 95.5%가 2008년 바젤Ⅱ 이후 도입된 내부등급법에 의해 평가되고 있다. 이와 같이 대부분 은행의 위험평가대상자산이 내부등급법에 의해 평가됨으로써 경제상황 변화에 따른 은행의 평가방법 변화와 적절성에 대해 지속적인 모니터링이 필요하다고 여겨진다.

<그림 3> Shares of Risk-Weighted Assets Calculated using the Standardized or Internal Ratings based Approaches



Source: Bank of Korea, Authors' calculations

표준방법과 내부등급법 적용 시기에 따라 주요 변수가 차이 나는지를 검정해 보았는데 그 결과를 <표 4>에 제시하였다. 검정결과 예금비율을 제외한 대부분의 변수가 위험평가방식에 따라 평균적으로 차이를 보였다.

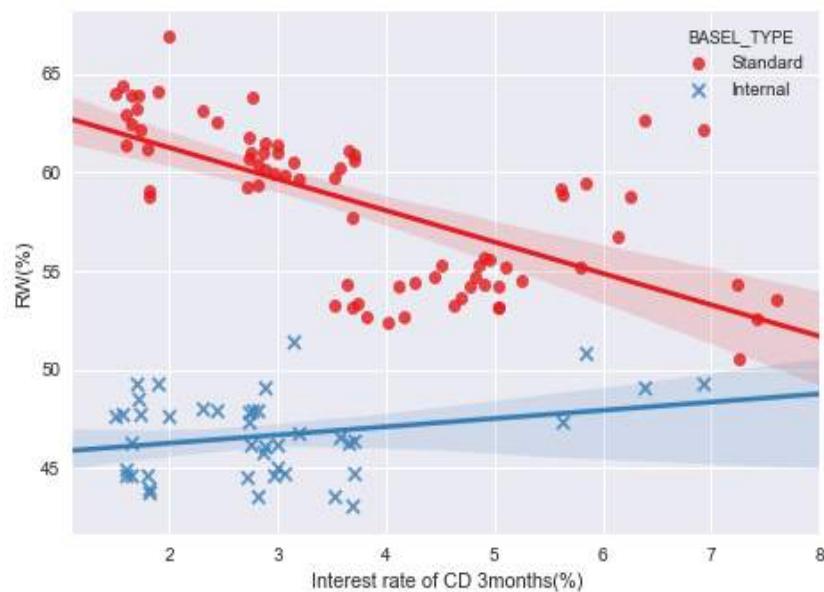
<표 4> Difference-of-Means Tests for the Variables Between the Risk Assessment Frameworks

| 변수명 | 평균 | | | 차이검정 p-value |
|------------|-------------|--------------|-------------|-----------------|
| | 표준방법 (A) | 내부등급법 (B) | 차이 (A-B) | |
| 위험가중치(%) | 56.9 | 46.5 | 9.4 | 0.000 |
| 기본자본비율(%) | 8.4 | 12.3 | -3.9 | 0.000 |
| 순이자마진(%) | 2.6 | 1.9 | 0.7 | 0.000 |
| 예금비율(%) | 63.6 | 64.9 | -1.3 | 0.318 |
| 대출비율(%) | 60.3 | 68.2 | -7.9 | 0.000 |
| 단기수신비율(%) | 29.4 | 21.3 | 8.1 | 0.000 |
| 단기자산비율(%) | 25.9 | 18.0 | 7.9 | 0.000 |
| 가계대출비중(%) | 32.6 | 41.4 | -8.8 | 0.000 |
| 무수익여신비율(%) | 1.9 | 1.1 | 0.8 | 0.000 |

Note: Heteroscedasticity is considered in the tests.

한편 <그림 4>는 금리와 은행의 위험수준과의 관계를 보여주고 있는데 은행의 위험수준과 금리와의 관계가 은행의 내부등급법 도입여부에 따라 그 방향이 달라짐을 확인할 수 있다. 은행이 BCBS와 감독당국이 정한 표준방법을 사용하여 위험을 측정할 경우 금리와 위험가중치는 역(−)의 관계를 보이는 반면, 내부등급법을 사용할 경우 두 변수는 정(+)의 관계를 보이고 있다.

<그림 4> Distributions of Risk Weights according to Interest Rates



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations

2. 분석 방법

본 연구에서는 금리와 은행의 주요 변수가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 분석함으로써 우리나라 은행의 위험수준을 결정하는 요인을 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 은행의 이질성을 통제하기 위해 고정효과(fixed effect)를 고려한 동적 패널모형(dynamic panel model)¹¹⁾을 식 (2)와 같이 설정하고 이를 system GMM(Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998)을 이용¹²⁾하여 추정하였다.

$$w_{i,t} = \alpha w_{i,t-1} + \beta r_{i,t-1} + X_{i,t-1}' \gamma_1 + (X_{i,t-1} \otimes r_{i,t-1})' \gamma_2 + \delta BT_t + Z_{i,t-1}' \delta^* + \eta_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

모델에서 아래첨자 i 는 은행, t 는 2000년 3월부터 2018년 6월까지의 매 분기를 나타낸다. 종속변수인 $w_{i,t}$ 는 은행의 자산에 대한 위험가중치이며 $r_{i,t-1}$ 는 91일물 CD금리를 의미한다. Rajan(2006), Borio & Zhu(2012)는 금리 변화로 은행의 수익성이 영향을 받을 때 은행의 위험수준을 조정한다고 보고 있으며 Dell’Ariccia et al.(2014)은 은행의 보유자본 수준이 낮고 레버리지 수준이 높은 경우 금리 인하시 은행은 대출 등 자산에 대한 모니터링을 강화(위험선호 약화)할 수 있다고 이론적으로 설명하였다. 이러한 선행연구의 결과에 따라 은행의 기본자본비율과 순이자마진을 은행의 위험수준에 영향을 미치는 주요 변수($X_{i,t-1}$)로 설정하였고 금리와의 교차항($X \otimes r$)도 모형에 고려하였다. 한편 <그림 1>에서 보이는 바와 같이 은행이 내부등급법을 도입한 경우 위험가중치가 크게 낮아진 현상을 통제하기 위해 은행의 위험측정시 내부등급법 채택 여부에 관한 더미변수(BT)를 모형에 고려하였다. Z 는 통제변수로 은행 특성변수, 외생적 통제변수로 구성된 벡터이다. 통제변수는 Kashyap & Stein(1995), Delis & Kouretas(2011), Dell’ariccia et al.(2017) 등을 참조하여 위험가중자산 규모(Exposure at Default, EAD), BIS 비율 산출기준 자기자본 규모(CAP), 총대출 중 가계대출 비

11) Woodridge 검정을 이용하여 일반패널모형(static panel data model)에서 고정효과를 제외한 오차의 자기상관이 존재하는지 확인해 본 결과 유의값(p-value)가 매우 작아 오차에 자기상관이 존재한다고 할 수 있다. 이에 따라 동적패널모형을 고려하였다.

12) System GMM 추정법에서는 동적패널모형의 내생성 문제를 해결하기 위해 설명변수로 포함된 종속변수의 과거 시차변수를 도구변수로 사용한다. 분석대상 은행 패널이 상대적으로 기간은 길고 전체 은행 수는 적어 모든 과거 시차변수를 도구변수로 사용할 경우 Hansen 검정의 검정력(power)이 저하되어 도구변수의 적절성을 확인할 수 없다. 따라서 실제 추정시에는 종속변수의 추가 과거 2시차까지만 도구변수로 사용하고 추정 결과의 강건성을 확인하기 위해 주성분분석(principle component analysis)을 통해 도구변수 행렬의 고유값(eigenvalues)이 1 이상인 성분만 도구변수로 사용한 경우도 추정하였다. 이의 결과는 부록에 제시하였다.

율(R_PL), 총자산 대비 수신비율(DR), 총자산 대비 여신비율(LR), 단기자산비율(SAR), 단기수신비율(SDR), 월 기준 대출평균만기(L_MAR), 무수익여신비율(NPL), 거시경제상황을 나타내는 경기동행지수 순환변동치(BC), 가계대출 수요측 압력을 나타낼 수 있는 전국기준 주택가격상승률(ΔHP)을 이용하였다.

앞서 살펴보았듯이 은행이 자산의 위험수준을 평가할 때 내부등급법을 사용하게 되면 위험가중치가 전반적으로 바뀌게 되는 효과가 있다. 이에 따라 은행의 내부등급법에 따른 은행의 자산운용구조의 변화가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 식(3)과 같은 모델을 설정하였다.

$$\begin{aligned} w_{i,t} = & \alpha w_{i,t-1} + \beta r_{i,t-1} + X_{i,t-1}' \gamma_1 + (X_{i,t-1} \otimes r_{i,t-1})' \gamma_2 + \delta BT_t + \\ & (Z_{ji,t-1} \otimes BT_{t-1})' \delta_j + Z_{ji,t-1}^\perp' \delta_j^* + \eta_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

식 (3)에서 은행의 가계대출 비율, 대출만기, 총자산 중 대출비중, 단기자산비율과 같은 은행의 자산운용과 관련된 변수를 Z_j 에 포함하였다. Z_j^\perp 은 Z 내의 변수 중 Z_j 에서 포함한 변수를 제외한 통제변수의 벡터이다.

V. 실증분석 결과

1. 금리 및 은행의 수익구조가 위험수준에 미치는 영향

여기에서는 본 연구에서 사용한 동적패널분석의 결과를 살펴보고자 하다. <표 5>에서는 식 (2)를 이용하여 은행의 위험수준에 영향을 미치는 요인에 대한 추정결과를 제시하였다. <표 5> 열 (1)은 금리와 개별은행 변수와의 교차항을 고려하지 않은 결과이다. 해당 결과에서는 금리와 은행의 위험수준은 음(−)의 관계를 보이나 통계적으로 유의하지 않아 이를 통해 두 변수간 관계는 알 수 없다. 앞에서 살펴본 바와 같이 이론적으로는 동 관계가 양(+)과 음(−) 모두 가능하므로 모형에 변수를 추가하여 다음 분석을 진행하였다. 금리와 은행의 위험수준과의 관계에 은행의 자본 및 수익구조가 영향을 미친다는 연구(Dell’Ariccia Laeven, and Marquez(2014), Agur and Demertiz(2015), Dell’Ariccia et al.(2017))를 바탕으로 열 (2) ~ 열 (4)에서는 기본자본비율 및 순이자마진과 금리와의 교차항을 추가하였다.

<표 5> 열 (3) ~ 열 (4)에서 보여주듯이 순이자마진과 금리와의 교차항이 모형에 포함되면 금리 및 순이자마진이 위험가중치에 미치는 효과가 커지며 통계적으로도 유의해진다. 열 (4)과 같이 금리가 표준편차 1단위(1.57%p)만큼 상승할 경우 은행의 위험가중치는 2.09%p¹³⁾ 하락하며 이는 위험가중치 표준편차(11.8%)의 약 15%에 해당하는 수준으로 금리가 은행 위험가중치의 변동을 일정부분 설명한다고 볼 수 있다. 한편 열 (2) ~ 열 (4)에서 나타나듯이 우리나라 은행의 경우 자본구조는 금리와 위험수준과의 관계에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으나 순이자마진은 금리와 위험수준과의 관계에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 열 (4)에서와 같이 금리가 표준편차 1단위 상승할 경우 순이자마진이 75분위인 은행의 위험가중치는 금리의 직접효과를 제외하고 1.7%p¹⁴⁾ 상승한 반면 순이자마진이 25분위인 은행의 위험가중치는 1.1%p¹⁵⁾ 상승에 그쳐 두 은행간 순이자마진의 차이로 인해 금리에 따른 위험가중치의 변동이 0.6%p 차이를 보인다. 순이자마진이 높은 은행일수록 금리가 위험가중치에 미치는 영향이 줄어들고 있음을 확인하였다.

금리 이외의 은행별 특징이 위험수준에 직접적으로 미치는 영향을 살펴보면 은행의 수익성 지표인 순이자마진이 위험수준에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 순이자마진이 표준편차 1단위(1.2%p) 상승할 경우 위험가중치는 1.9%p¹⁶⁾ 하락하는 것

13) 1.57(표준편차)×1.332(계수값) = 2.1

14) 1.57×75th 순이자마진(2.9)×계수값(0.373) = 1.7

15) 1.57×25th 순이자마진(1.9)×계수값(0.373) = 1.1

으로 추정되었다. 반면, 은행의 자본구조와 대출을 중심으로 한 자산구조는 위험수준에 유의한 영향을 미치지 않으며 거시경제상황을 나타내는 경기동행지수 순환변동치와 가계대출 수요측 압력을 나타내는 주택가격상승률도 위험수준에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 아울러 동일한 자산임에도 불구하고 자산 전전성 변화에 따른 은행의 위험수준의 변화를 통제하기 위해 모형에 고려한 무수익여신비율도 위험수준에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 예상한 바와 같이 위험가중치의 지속성(persistent)으로 인해 위험가중치의 과거 시차변수에 대한 추정계수는 추정식에 관계없이 통계적으로 매우 유의한 결과를 보여주고 있다.

한편 AR 검정결과 과거 2시차에서 추정오차의 자기상관이 존재하지 않는 것으로 나타나 모형의 오식별(misspecification) 문제는 없는 것으로 보인다. 다만, 과식별 제약(overidentifying restriction) Hansen 검정 결과 추정시 사용한 적률(moment conditions)이 유효하다는 귀무가설이 기각되지는 않았지만 표본크기에 비해 추정시 사용한 도구변수의 수가 많아 도구변수의 적절성(validity)을 이를 통해 판단하기에는 무리가 있다. 도구변수의 수를 주성분분석(principal component analysis)으로 줄여 추정한 결과가 앞에서 언급한 대로 <표 5>의 결과와 크게 다르지 않아 많은 도구변수(too many instruments) 사용이 추정 결과에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 판단¹⁷⁾된다.

16) $1.2(\text{표준편차}) \times 1.619(\text{계수값}) = 1.9$

17) 표본 수 대비 사용하는 도구변수가 많은 경우 system GMM 추정치에 편의(bias)가 발생할 수 있는데 (Tauchen, 1986; Bond and Windmeijer, 2005) 주성분분석을 통해 추정시 사용하는 도구변수의 수를 줄여도 결과의 차이가 크지 않은 것은 위의 편의 발생 문제가 심각하지 않다는 것을 의미한다.

<표 5> Regression Results: Impact on Risk Weight

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 금리(CD 91일물) _{t-1} | -0.034 (0.159) | -0.204 (0.265) | -0.753** (0.293) | -1.332** (0.522) |
| 기본자본비율 _{t-1} | 0.154 (0.127) | 0.094 (0.123) | 0.131 (0.125) | -0.005 (0.107) |
| 기본자본비율 _{t-1} × 금리 _{t-1} | | 0.019 (0.023) | | 0.050 (0.032) |
| 순이자마진 _{t-1} | 0.035 (0.069) | 0.033 (0.069) | -1.360*** (0.458) | -1.619*** (0.548) |
| 순이자마진 _{t-1} × 금리 _{t-1} | | | 0.316*** (0.106) | 0.373*** (0.131) |
| 자기자본(로그) _{t-1} | -2.008 (1.226) | -2.008 (1.222) | -1.345 (1.190) | -1.630 (1.249) |
| 위험가중차산(로그) _{t-1} | 1.734 (1.263) | 1.732 (1.241) | 0.988 (1.224) | 1.285 (1.271) |
| 내부등급법 더미 _t | -1.241* (0.626) | -1.260* (0.637) | -1.475** (0.648) | -1.559** (0.664) |
| 가계대출비중 _{t-1} | -0.024 (0.014) | -0.024 (0.014) | -0.021 (0.013) | -0.021 (0.014) |
| 대출만기 _{t-1} | -0.013** (0.006) | -0.013** (0.006) | -0.018** (0.007) | -0.017** (0.007) |
| 총자산 중 여신비율 _{t-1} | -0.003 (0.024) | -0.003 (0.024) | -0.008 (0.023) | -0.008 (0.022) |
| 단기자산비율 _{t-1} | -0.025 (0.018) | -0.025 (0.019) | -0.023 (0.018) | -0.022 (0.018) |
| 총자산 중 수신비율 _{t-1} | -0.023* (0.013) | -0.023* (0.012) | -0.025* (0.013) | -0.022* (0.011) |
| 단기수신비율 _{t-1} | -0.006 (0.013) | -0.005 (0.013) | -0.011 (0.012) | -0.011 (0.012) |
| 무수익여신비율 _{t-1} | 0.018 (0.071) | 0.027 (0.072) | -0.061 (0.063) | -0.047 (0.063) |
| 경기동행지수 순환변동치 _{t-1} | 0.037 (0.076) | 0.043 (0.072) | 0.113 (0.076) | 0.119 (0.072) |
| 주택가격상승률 _{t-1} | -0.001 (0.023) | -0.001 (0.024) | -0.012 (0.024) | -0.011 (0.025) |
| 위험가중치 _{t-1} | 0.902*** (0.041) | 0.900*** (0.037) | 0.876*** (0.041) | 0.880*** (0.039) |
| 관측치수 | 1,125 | 1,125 | 1,125 | 1,125 |
| 전체 은행수 | 27 | 27 | 27 | 27 |
| AR(2) 검정 기각확률(p-value) | 0.154 | 0.155 | 0.181 | 0.190 |
| Hansen 검정 기각확률(p-value) | 1 | 1 | 1 | 1 |

Notes: 1) Standard errors are in parenthesis.

2) The symbols *, **, *** represent significance level of 10%, 5% and 1% respectively.

2. 위험평가방식 변경에 따른 자산구조 변화가 은행의 위험수준에 미치는 영향

BIS 자본규제체계 하에서 은행의 자산에 대한 위험평가방식은 크게 표준방법과 내부등급법으로 구분할 수 있다. 내부등급법은 은행이 자체 위험평가모형을 이용함으로써 보유 자산의 현황과 인식하고 있는 위험요인을 충분히 고려할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 은행은 인식하는 자산의 위험수준에 따라 위험가중치를 부여하므로 내부등급법을 도입한 이후 은행의 자산구조가 위험수준에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다.

<표 6>는 은행이 내부등급법을 이용할 경우 자산구조의 변화가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 포함한 분석결과이다. 먼저 은행의 자산구조에 대한 변수로는 가계대출비중, 대출만기, 대출비중, 단기자산비율을 설정하였다. <표 6> 열 (1)은 열 (2) ~ (5)의 자산구조에 대한 내부등급법의 도입 효과에 대한 대조군으로 이를 고려하지 않은 모형의 추정결과이다. 열 (2)에서 (5)까지는 가계대출비중, 대출만기, 여신비율, 단기자산비중 순으로 자산구조 관련 변수와 내부등급법 더미변수의 교차항을 하나씩 추가해 간 모형의 추정결과이다. 따라서 열 (5)는 고려 가능한 자산구조 변수와 내부등급법 더미변수의 교차항이 모두 포함된 모형의 추정결과이다.

열 (5)에서 살펴보는 바와 같이 은행이 내부등급법을 도입한 경우 가계대출비중이 증가하면 은행의 위험수준이 낮아지는 것으로 나타났다. 대출만기의 경우 대출만기가 길수록 은행의 위험수준은 낮아지나 내부등급법을 도입한 이후에는 이러한 효과가 상당부분 상쇄되는 것으로 나타났다. 은행의 총자산대비 여신비율 및 단기자산비중과 관련해서는 내부등급법 도입 이후 해당 변수의 증가는 은행의 위험수준을 높이는 것으로 나타났다. 한편 내부등급법 도입 효과를 고려한 이후 경기동행지수 순환변동치의 증가도 위험수준을 높이는 것으로 나타났다. 이는 향후 경기 개선 또는 회복에 따라 은행이 위험자산에 대한 투자를 늘린다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 내부등급법 도입이 은행의 자산구조와 위험수준과의 관계에 영향을 미친다는 것을 시사한다.

<표 6> Regression Results: Impact on Risk Weight Considering the Asset Structure According to Risk Assessment Framework

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 금리(CD 91일물) _{t-1} | -1.332** (0.522) | -1.255** (0.526) | -1.135** (0.508) | -0.879* (0.513) | -0.912* (0.518) |
| 기본자본비율 _{t-1} | -0.005 (0.107) | 0.005 (0.114) | -0.006 (0.109) | -0.058 (0.102) | -0.049 (0.105) |
| 기본자본비율 _{t-1} × 금리 _{t-1} | 0.050 (0.032) | 0.0424 (0.031) | 0.051 (0.035) | 0.052 (0.036) | 0.052 (0.036) |
| 순이자마진 _{t-1} | -1.619*** (0.548) | -1.550** (0.608) | -1.341** (0.541) | -0.991* (0.525) | -1.063* (0.520) |
| 순이자마진 _{t-1} × 금리 _{t-1} | 0.373*** (0.131) | 0.361** (0.145) | 0.311** (0.129) | 0.234* (0.126) | 0.248* (0.125) |
| 자기자본(로그) _{t-1} | -1.630 (1.249) | -1.413 (1.210) | -0.742 (1.057) | -0.773 (1.072) | -1.044 (1.070) |
| 위험가중자산(로그) _{t-1} | 1.285 (1.271) | 1.089 (1.220) | 0.479 (1.063) | 0.378 (1.060) | 0.657 (1.066) |
| 내부등급법 더미 _t | -1.559** (0.664) | -2.943* (1.541) | -3.474*** (1.109) | -7.558*** (1.310) | -8.258*** (1.310) |
| 가계대출비중 _{t-1} | -0.021 (0.014) | -0.028* (0.014) | -0.013 (0.016) | 0.001 (0.016) | 0.001 (0.016) |
| 가계대출비중 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | 0.048 (0.029) | -0.019 (0.050) | -0.076 (0.049) | -0.086* (0.048) | |
| 대출만기 _{t-1} | -0.017** (0.007) | -0.026*** (0.006) | -0.056*** (0.017) | -0.044*** (0.015) | -0.040*** (0.014) |
| 대출만기 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | | | 0.061* (0.032) | 0.062** (0.028) | 0.065** (0.027) |
| 여신비율 _{t-1} | -0.008 (0.022) | -0.018 (0.023) | -0.016 (0.025) | -0.035 (0.022) | -0.029 (0.022) |
| 여신비율 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | | | | 0.101*** (0.020) | 0.090*** (0.021) |
| 단기자산비율 _{t-1} | -0.011 (0.012) | -0.017 (0.013) | -0.017 (0.012) | -0.010 (0.012) | -0.020 (0.012) |
| 단기자산비중 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | | | | | 0.092** (0.033) |
| 수신비율 _{t-1} | -0.022* (0.011) | -0.024** (0.011) | -0.025** (0.011) | -0.031** (0.013) | -0.029** (0.013) |
| 단기수신비율 _{t-1} | -0.022 (0.018) | -0.013 (0.019) | -0.020 (0.018) | -0.027* (0.016) | -0.024 (0.016) |
| 무수익여신비율 _{t-1} | -0.047 (0.063) | -0.065 (0.063) | -0.102 (0.066) | -0.136* (0.071) | -0.108 (0.072) |
| 경기동행지수 순환변동치 _{t-1} | 0.119 (0.072) | 0.127* (0.069) | 0.160** (0.061) | 0.160*** (0.057) | 0.143** (0.059) |
| 주택가격상승률 _{t-1} | -0.011 (0.025) | -0.013 (0.024) | -0.022 (0.025) | -0.035 (0.025) | -0.028 (0.024) |
| 위험가중치 _{t-1} | 0.880*** (0.039) | 0.890*** (0.036) | 0.860*** (0.037) | 0.869*** (0.035) | 0.880*** (0.035) |
| 관측치수 | 1,125 | 1,125 | 1,125 | 1,125 | 1,125 |
| 전체 은행수 | 27 | 27 | 27 | 27 | 27 |
| AR(2) 검정 기각확률(p-value) | 0.190 | 0.306 | 0.308 | 0.615 | 0.718 |
| Hansen 검정 기각확률(p-value) | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |

Notes : 1) Column 1 is equal to Column 4 in Table 4 which is the regression results not considering the cross terms of the variables related to a bank's funding operation and the dummy variable of whether the internal ratings based approach is adopted or not.

2) Standard errors are in parenthesis.

3) The symbols *, **, *** represent significance level of 10%, 5% and 1% respectively.

V. 요약 및 시사점

본 논문은 한국은행이 보유하고 있는 자료를 이용하여 은행별 자산 위험수준을 바탕으로 금리와 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 효과를 살펴보았다.

분석 결과는 다음과 같다. 우리나라의 경우 단기금리가 상승(하락)하면 은행의 위험수준이 하락(상승)하는 것으로 나타났다. 즉 금리가 표준편차 1단위 상승할 경우 은행 위험가중치는 2.09%p 하락하였다. 이러한 수준은 위험가중치의 표준편차(11.8%)의 약 15%에 해당하는 수준으로 금리가 은행의 위험가중치 변동을 일정부분 설명한다고 볼 수 있다. 한편 순이자마진이 높은 은행일수록 금리가 위험가중치에 미치는 영향이 줄어들어 은행의 위험수준 결정에 은행이 수익성을 고려하고 있음을 확인하였다. 아울러 은행이 위험평가방식으로 내부등급법을 채택한 경우 이는 자산구조 변화를 통해 은행의 위험수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 내부등급법으로 자산을 평가한 경우 표준방법에 비해 대출비중 및 단기자산비중이 높을수록 위험수준이 높아짐을 확인하였다. 이는 은행이 내부등급법을 채택하면서 위험평가시 자산구조를 보다 많이 반영하는 것으로 판단된다.

본 논문은 은행의 위험수준을 최저자본규제비율에서 도출한 위험가중치로 측정하였다. 은행은 동 비율 산출시 BCBS의 지침을 준수하고 금융감독당국의 감독을 받고 있으므로 위험평가 기준에 있어 일관성을 가진다고 할 수 있다. 따라서 위험가중치는 은행이 부담하는 위험수준을 평가하는 적절한 지표라고 판단된다. 본 논문은 은행이 부담하는 위험수준에 대해 직접적이고 종합적인 지표를 이용한 최초의 논문이다. 한편 은행이 자산에 대한 위험평가시 자율성이 부여된 내부등급법을 이용할 경우 위험수준이 자산구조에 보다 민감하게 반응한다는 점은 금융감독당국에게 중요한 시사점을 제공한다고 볼 수 있다. 마지막으로 본 논문은 거시건전성규제 하에서 은행이 결정하는 위험가중치를 사용했다는 점에서 통화정책과 거시건전성정책과의 상호연계성을 살펴보았다는 데에도 의의가 있다.

<참고문헌>

최원형·윤용만, “한국의 통화정책 위험선호경로에 관한 실증분석,” 「경제분석」 ,

제24권 제4호, 2019, 37-70.

(Translated in English) Choi, W. H and Y. M Yoon, “An Empirical Study on the Risk-Taking Channel of Monetary Policy in Korea,” *Economic Analysis* 24(4), 2019, 37-70.

Acharya, V., and Naqvi, H., 2012, “The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk-taking over the business cycle,” *Journal of Financial Economics* 106, 349 – 366.

Acharya, V., and Viswanathan, S., 2011, “Leverage, moral hazard and liquidity,” *Journal of Finance* 66, 99 - 138.

Adrian, T., and Shin, H., 2009, “Money, liquidity, and monetary policy,” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 99, 600 – 605.

Afanasjeva, E. and Güntner, J., 2014, “*Lending Standards, Credit Booms and Monetary Policy*,” Institute for Monetary and Financial Stability, Goethe University Frankfurt am Main, Working Paper Series, No. 85.

Agur, I. and M. Demertzis, 2015, “*Will Macroprudential Policy Counteract Monetary Policy’s Effects on Financial Stability?*” IMF Working Paper, WP/15/283.

Altunbas, Y., Gambacorta, L., and Marques-Ibanez, D., 2014, “Does Monetary Policy Affect Bank Risk?” *International Journal of Central Banking* 10, 95–135.

Arellano, M. and Bover, O., 1995, “Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics* 68, 29–52.

- Bean, C., Broda C., Ito, T. and Kroszner, R., 2015, "Low for long? Causes and consequences of persistently low interest rates", *17th CEPR-ICMB Geneva Report on the World Economy*.
- Blundell, R. and Bond, S., 1998, "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model," *Journal of Econometrics* 87, 115–143.
- Bond, S. and Windmeijer, F., 2005, "Reliable inference for GMM estimators? Finite sample properties of alternative test procedures in linear panel data models," *Econometric Reviews* 24, 1–37.
- Borio, C. and Zhu, H., 2012, "Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?" *Journal of Financial Stability* 8, 236–251.
- Brissimis, S. N. and Delis, M. D., 2010, "*Bank Heterogeneity and Monetary Policy Transmission*," ECB Working paper series, No. 1233.
- Buch, C. M., Eickmeier, S., and Prieto, E., 2014, "In Search for Yield? Survey-Based Evidence on Bank Risk Taking," *Journal of Economic Dynamics and Control* 43, 12–30.
- Cecchetti, S., Genberg, H. and Wadhwani, S., 2003. Asset prices in a flexible inflation targeting framework. In: Hunter, W.C., Kaufman, G., Pomerleano, M. (Eds.), *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary Regulatory and International Policies*. MIT Press, Cambridge, 427 - 444.
- Chodorow-Reich, G., 2014, "*Effects of unconventional monetary policy on financial institutions*," Brookings Papers on Economic Activity (Spring), 155 – 204.
- Delis, M. D., Hasan, I., and Mylonidis, N., 2011, "*The Risk-Taking Channel of Monetary Policy in the USA: Evidence from Micro-level Data*," Munich Personal RePEc Archive.
- Delis, M. D. and Kouretas, G. P., 2011, "Interest Rates and Bank Risk-Taking,"

Journal of Banking and Finance 35, 840–855.

Dell’Ariccia, G., Laeven, L., and Marquez, R., 2014, “Monetary policy, leverage, and bank risk-taking,” *Journal of Economic Theory* 149, 65 - 99.

Dell’Ariccia, G., Laeven, L and Suarez, G., 2017, “Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: evidence from the United States”, *The Journal of Finance* 72, 613 - 54.

Drechsler, S. and Schnabl, P., 2018, “A model of Monetary Policy and risk Premia”, *The Journal of Finance* 73, 317 - 373.

Eid, S. ,2011, “Monetary Policy, Risk-Taking Channel and Income Structure: an Empirical Assessment of the French Banking System.” *Statistical Finance* (dumas-00643715).

Filardo, A., 2011, “*The Impact of the International Financial Crisis on Asia and the Pacific: Highlighting Monetary Policy Challenges from a Negative Asset Price Bubble Perspective*,” BIS Working Paper.

Fishburn, P. C., and Porter, R. B., 1976, “Optimal portfolios with one safe and one risky asset: Effects of changes in rate of return and risk,” *Management Science* 22, 1064 - 1073.

Gambacorta, L., 2009, “*Monetary Policy and the Risk-Taking Channel*,” BIS Quarterly Review, December 2009, 43–53.

Hellmann, T., Murdock, K., and Stiglitz, J., 2000, “Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?,” *American Economic Review* 90, 147 - 165.

Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J., and Sauria, J., 2014, “Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say about the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?,” *Econometrica* 82, 463–505.

Ioannidou, V., Ongena, S., and Peydró, J., 2014, “*Monetary Policy, Risk-Taking*

and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment," updated version of European Banking Center Discussion Paper No. 2009-04S.

Kim, M., 2014, "The Risk-Taking Channel of Monetary Policy in Korea," *Korea and the World Economy* 15(3), 447-473.

Maddaloni, A. and Peydró, J., 2013, "Monetary Policy, Macroprudential Policy, Bank Stability: Evidence from the Euro Area," *International Journal of Central Banking* 9, 121-169.

Rajan, R., 2005, "Has financial development made the world riskier?," Proceedings of the *Economic Policy Forum of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, August, 313 - 369. Available at <https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/2005/pdf/Rajan2005.pdf>.

Stiglitz, J., and Weiss, A., 1981, "Credit rationing in markets with imperfect information," *American Economic Review* 71, 393 - 410.

Tauchen, G., 1986, "Statistical properties of generalized method of moments estimators of structural parameters obtained from financial market data," *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 397-416.

<부 록>

**<표 7> 은행의 위험수준에 미치는 요인
(주성분분석으로 추정시 이용 도구변수 수 축소)**

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 금리(CD 91일물) _{t-1} | -0.046 (0.178) | -0.240 (0.308) | -0.857** (0.343) | -1.474** (0.548) |
| 기본자본비율 _{t-1} | 0.155 (0.149) | 0.069 (0.128) | 0.123 (0.153) | -0.037 (0.109) |
| 기본자본비율 _{t-1} × 금리 _{t-1} | | 0.021 (0.033) | | 0.054 (0.040) |
| 순이자마진 _{t-1} | 0.025 (0.075) | 0.021 (0.075) | -1.552*** (0.502) | -1.806*** (0.560) |
| 순이자마진 _{t-1} × 금리 _{t-1} | | | 0.357*** (0.114) | 0.413*** (0.132) |
| 자기자본(로그) _{t-1} | -2.052 (1.408) | -1.752 (1.552) | -1.197 (1.484) | -1.335 (1.607) |
| 위험가중자산(로그) _{t-1} | 1.719 (1.430) | 1.394 (1.576) | 0.756 (1.523) | 0.898 (1.642) |
| 내부등급법 더미 _t | -1.500** (0.675) | -1.541** (0.697) | -1.782** (0.698) | -1.870** (0.719) |
| 가계대출비중 _{t-1} | -0.028* (0.016) | -0.028+ (0.017) | -0.025+ (0.016) | -0.025+ (0.016) |
| 대출만기 _{t-1} | -0.016** (0.008) | -0.017* (0.008) | -0.022** (0.008) | -0.021** (0.009) |
| 총자산 중 여신비율 _{t-1} | -0.004 (0.026) | -0.004 (0.026) | -0.008 (0.025) | -0.009 (0.024) |
| 단기자산비율 _{t-1} | -0.012 (0.013) | -0.012 (0.013) | -0.017 (0.013) | -0.018 (0.013) |
| 총자산 중 수신비율 _{t-1} | -0.027* (0.015) | -0.029* (0.016) | -0.031* (0.015) | -0.028* (0.015) |
| 단기수신비율 _{t-1} | -0.034+ (0.021) | -0.035+ (0.021) | -0.032+ (0.021) | -0.031 (0.021) |
| 무수익여신비율 _{t-1} | 0.035 (0.081) | 0.043 (0.080) | -0.050 (0.069) | -0.038 (0.068) |
| 경기동행지수 순환변동치 _{t-1} | 0.064 (0.091) | 0.091 (0.090) | 0.157+ (0.103) | 0.173* (0.095) |
| 주택가격상승률 _{t-1} | -0.003 (0.022) | -0.005 (0.023) | -0.016 (0.021) | -0.016 (0.022) |
| 위험가중치 _{t-1} | 0.873*** (0.046) | 0.860*** (0.045) | 0.839*** (0.051) | 0.838*** (0.049) |
| 관측치수 | 1,125 | 1,125 | 1,125 | 1,125 |
| 전체 은행수 | 27 | 27 | 27 | 27 |
| AR(2) 검정 기각 확률(p-value) | 0.152 | 0.155 | 0.183 | 0.197 |
| Hansen 검정 기각 확률(p-value) | 1 | 1 | 1 | 1 |

<표 8> 위험평가모형 변경에 따른 은행의 자산구조 변화가 은행의 위험수준에 미치는
요인
(주성분분석으로 추정시 이용 도구변수 수 축소)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 금리(CD 91일률) _{t-1} | -1.474** (0.548) | -1.363** (0.532) | -1.212** (0.525) | -0.979* (0.522) | -1.007* (0.530) |
| 기본자본비율 _{t-1} | -0.037 (0.109) | -0.033 (0.107) | -0.040 (0.108) | -0.100 (0.099) | -0.088 (0.102) |
| 기본자본비율 _{t-1} × 금리 _{t-1} | 0.0537 (0.040) | 0.043 (0.037) | 0.056 (0.040) | 0.057 (0.040) | 0.056 (0.041) |
| 순이자마진 _{t-1} | -1.806*** (0.560) | -1.738** (0.635) | -1.452** (0.537) | -1.145** (0.510) | -1.201** (0.507) |
| 순이자마진 _{t-1} × 금리 _{t-1} | 0.413*** (0.132) | 0.399** (0.149) | 0.331** (0.127) | 0.264** (0.123) | 0.275** (0.123) |
| 자기자본(로그) _{t-1} | -1.335 (1.607) | -0.853 (1.494) | -0.229 (1.405) | -0.181 (1.319) | -0.486 (1.278) |
| 위험가중자산(로그) _{t-1} | 0.898 (1.642) | 0.408 (1.521) | -0.129 (1.423) | -0.331 (1.310) | -0.013 (1.272) |
| 내부등급법 더미 _t | -1.870** (0.719) | -3.356* (1.769) | -3.983*** (1.253) | -7.838*** (1.411) | -8.430*** (1.404) |
| 가계대출비중 _{t-1} | -0.025+ (0.016) | -0.032* (0.018) | -0.014 (0.020) | 0.003 (0.020) | 0.002 (0.019) |
| 가계대출비중 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | 0.050 (0.036) | -0.035 (0.062) | -0.096+ (0.058) | -0.104* (0.056) | |
| 대출만기 _{t-1} | -0.021** (0.009) | -0.031*** (0.007) | -0.069*** (0.022) | -0.056*** (0.019) | -0.052*** (0.018) |
| 대출만기 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | | | 0.078* (0.039) | 0.078** (0.033) | 0.079** (0.032) |
| 여신비율 _{t-1} | -0.009 (0.024) | -0.018 (0.026) | -0.016 (0.029) | -0.034 (0.024) | -0.029 (0.024) |
| 여신비율 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | | | | 0.101*** (0.022) | 0.091*** (0.023) |
| 단기자산비율 _{t-1} | -0.018 (0.013) | -0.025** (0.012) | -0.025* (0.013) | -0.018 (0.012) | -0.026** (0.012) |
| 단기자산비중 _{t-1} × 내부등급법 더미 _{t-1} | | | | | 0.082** (0.031) |
| 수신비율 _{t-1} | -0.028* (0.015) | -0.033** (0.014) | -0.033** (0.014) | -0.041** (0.016) | -0.038** (0.015) |
| 단기수신비율 _{t-1} | -0.031 (0.021) | -0.024 (0.021) | -0.032+ (0.021) | -0.039** (0.019) | -0.036* (0.019) |
| 무수익여신비율 _{t-1} | -0.038 (0.068) | -0.054 (0.069) | -0.099 (0.071) | -0.133* (0.075) | -0.108 (0.077) |
| 경기동행지수 순환변동치 _{t-1} | 0.173* (0.095) | 0.200** (0.085) | 0.229*** (0.082) | 0.233*** (0.077) | 0.213*** (0.076) |
| 주택가격상승률 _{t-1} | -0.016 (0.022) | -0.019 (0.022) | -0.029 (0.024) | -0.042* (0.024) | -0.036+ (0.023) |
| 위험가중치 _{t-1} | 0.838*** (0.049) | 0.836*** (0.046) | 0.805*** (0.053) | 0.812*** (0.050) | 0.825*** (0.049) |
| 관측치수 | 1,125 | 1,125 | 1,125 | 1,125 | 1,125 |
| 전체 은행수 | 27 | 27 | 27 | 27 | 27 |
| AR(2) 검정 기각확률(p-value) | 0.197 | 0.329 | 0.332 | 0.625 | 0.716 |
| Hansen 검정 기각확률(p-value) | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |

<Abstract>

Monetary Policy's Risk-Taking Channel in Consideration of Bank's Profit and Asset Structure: Evidence from Korea

Uijin Kim*, Hosung Jung**

This paper exploits the effect of an interest rate change on the risk-taking of a bank in consideration of its profit and asset structure. The risk-taking is proxied by the risk weight of a bank, derived from its BIS capital ratio. We show that in Korea, an interest rate increase (decrease) make a bank bear more (less) risk. The risk-taking of a bank more profitable is less sensitive to an interest rate change. In addition, the asset structure, such as loan maturity on average, ratio of loan to total asset, ratio of short-term asset to total asset, of a bank, adopting internal ratings based approach for its asset risk assessment, has more impact on a bank's risk-taking than one with standardized approach. This paper is the first attempt to use the risk weight of a bank under capital regulation to analyze the relation between an interest rate change and bank's risk-taking. It thus contributes to the literature by the use of direct measure for risk-taking of a bank and by showing the interaction between monetary policy and macroprudential policy.

Keywords : Monetary Policy, Risk-Taking, Interest Rates, Bank's Profit and Asset Structure

JEL classification : E52, G21, G28

* Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea, Tel : +21-2-759-5485, E-mail : kej06@bok.or.kr

** Corresponding Author, Senior Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea, Tel : +21-2-759-5308, E-mail : hschung@bok.or.kr