



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

석사학위논문

기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향 분석

2017년



HANSUNG
UNIVERSITY

한성대학교 대학원

경제학과

부동산경제학전공

김은미

석사학위논문
지도교수 김상봉

기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향 분석

Effects of technology financing on bank performance



HANSUNG
UNIVERSITY

2016년 12월 일

한성대학교 대학원

경제학과

부동산경제학전공

김 은 미

석사학위논문
지도교수 김상봉

기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향 분석

Effects of technology financing on bank performance

위 논문을 경제학 석사학위 논문으로 제출함

2016년 12월 일

한성대학교 대학원

경 제 학 과

부동산경제학전공

김 은 미

김은미의 경제학 석사학위논문을 인준함

2016년 12월 일



심사위원장 _____인

심사위원 _____인

심사위원 _____인

국 문 초 록

기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향분석

한성대학교 대학원

경제학과

부동산경제학전공

김 은 미

지식서비스산업의 혁신을 촉진하고 있는 가운데 창조경제를 활성화함에 있어서 기술금융은 매우 중요한 자리를 차지하고 있다. 이에 따라 정부는 기술금융실적 향상에 노력 해왔으며, 그 결과 실적은 25배 이상이 되었다. 그러나 높은 실적을에도 불구하고, 은행 성과는 크게 영향이 없었다.

본 연구는 2008년 1분기에서 2016년 2분기까지의 월별 자료와 2014년 1분기에서 2016년 2분기까지의 분기별 자료를 이용하여 기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 월별 자료를 이용한 분석에서는 연체율과 예대율을 종속 변수로 설정하고, 전산업생산지수, 기업실사지수, 금리, 중소기업 대출건수를 독립 변수로 설정하였다.

종속변수를 예대율로 설정한 후 회귀분석을 실행한 결과, 유의확률 5% 수준에서 연체율과 금리가 각각 1% 상승하면, 예대율은 각각 0.051%, 0.042% 만큼 증가하였다. 종속변수를 연체율로 설정한 회귀분석 결과에서는 유의확률 5% 수준에서 예대율이 1% 증가하면, 연체율은 9.246% 증가하고, 기업실사지수가 한 단위 증가하면 연체율은 -0.587% 증가하고, 신용대출건수가 한 건 증가하면 연체율은 -0.240% 증가하였다. VECM(Vector Error Correction Model) 모형에서는 연체율, 금리, 예대율, 신용대출건수, 전산업생산지수의 순서로 설명력이 높은 것으로 나타났으며, 단기와 장기에 연체율의 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다.

분기별 자료는 각 은행별 패널자료를 사용하였다. 연체율과 예대율을 종속변수로 지정하고, 당기순이익, 신용대출잔액을 독립변수로 설정하였다. 종속변수를 연체율로 설정한 후 회귀분석을 실행한 결과, 유의확률 5% 수준에서 신용대출잔액이 1억 원 증가하면 연체율이 0.001% 증가하였다. 종속변수를 예대율로 설정한 회귀분석 결과에서는 당기순이익과 신용대출잔액이 각각 1억 원 증가하면, 예대율이 0.001% 증가하였다. 종속변수를 당기순이익으로 설정한 회귀분석 결과에서는 예대율이 1% 증가하면, 당기순이익이 277억 원 증가하고, 신용대출잔액이 1억 원 증가하면 당기순이익이 0.158억 원 증가하였다. VECM 모형에서는 예대율, 연체율, 신용대출잔액, 당기순이익 순서로 설명력이 높은 것으로 나타났으며, 단기와 장기에 예대율의 설명력이 가장 높게 나타났다.

【주요어】 기술금융, 신용대출건수, VECM, 패널VECM



목 차

I. 서론	1
1.1 연구의 배경 및 목적	1
1.1.1 연구의 배경	1
1.1.2 연구의 목적	3
1.2 연구의 범위와 방법	3
1.2.1 연구의 범위	3
1.2.2 연구의 방법	4
II. 선행연구	5
2.1 선행연구 고찰	5
2.2 연구의 차별성	6
III. 자료 및 연구설계	7
3.1 연구의 변수 및 모형	7
3.1.1 연구의 변수	7
3.1.2 연구모형	17
IV. 실증분석 결과	29
4.1 월별 자료	29
4.1.1 기술통계량	29
4.1.2 상관관계분석	30
4.1.3 다중회귀분석	31
4.1.4 VECM 분석	33
4.2 분기별 자료	40
4.2.1 기술통계량	40

4.2.2 패널회귀분석	42
4.2.3 패널 VECM 분석	45
V. 결론	52
참고문헌	54
ABSTRACT	56



표 목 차

<표 1> 월별 변수 설명 및 출처	8
<표 2> 분기별 변수 설명 및 출처	12
<표 3> 월별 변수 기초통계량	29
<표 4> 예대율과의 상관관계	30
<표 5> 종속변수 예대율 다중회귀분석결과	31
<표 6> 종속변수 연체율 다중회귀분석결과	32
<표 7> 단위근에 대한 ADF 검정	33
<표 8> 공적분에 대한 Johansen 검정	34
<표 9> 그랜저 인과관계 검정	35
<표 10> 충격반응함수	36
<표 11> 동태적 영향에 대한 분산분해	38
<표 12> 각 은행별 기술통계량	41
<표 13> Pooled OLS(종속변수 예대율)	42
<표 14> Pooled OLS(종속변수 연체율)	43
<표 15> Pooled OLS(종속변수 당기순이익)	44
<표 16> 패널 단위근 검정	45
<표 17> 패널 공적분 검정	46
<표 18> 패널 그랜저 인과관계 검정	47
<표 19> 충격반응함수	48
<표 20> 동태적 영향에 대한 분산분해	50

그 립 목 차

<그림 1> 월별 은행 예대율	9
<그림 2> 월별 전산업생산지수	9
<그림 3> 월별 은행 연체율	10
<그림 4> 월별 신용 대출건수	10
<그림 5> 월별 기업실사지수	11
<그림 6> 월별 금리	11
<그림 7> 각 은행별 분기 연체율	13
<그림 8> 각 은행별 분기 예대율	14
<그림 9> 각 은행별 분기 당기순이익	15
<그림 10> 각 은행별 분기 신용 대출잔액	16
<그림 11> 충격반응 함수 결과	37
<그림 12> 동태적 영향에 대한 분산분해	39
<그림 13> 충격반응 함수 결과	49
<그림 14> 동태적 영향에 대한 분산분해	51

I. 서 론

1.1 연구의 배경 및 목적

1.1.1 연구의 배경

한국은 ‘고용없는 성장’(jobless-growth)의 고착화와 경제 성장을 둔화가 지속되면서 지식서비스산업의 중요성이 대두되고 있다. 1995년 이후, 지식서비스 산업의 기여도가 전체산업 생산성 향상에 지속적으로 영향을 미치고 있으며, 이제는 국가 주력산업으로 높은 성장세를 보이고 있다.

2004~2007년간 국내 지식서비스산업의 연평균 매출액 증가율은 13.5%로 타 산업에 비해 매우 높았고, 종사자 수는 2000~2007년간 55.73% 증가한 것으로 나타났다. 즉, 과학 및 기술직 채용비율이 타 산업 대비 높은 것으로 나타나고 있으며 이것은 지식서비스산업이 타 산업 대비 좋은 일자리의 원천이 되고 있음을 나타낸다.

여러 지식서비스산업의 혁신을 촉구하고 있는 가운데, 기술경쟁력을 갖춘 혁신형 중소벤처기업의 육성이 정부의 산업정책 주요과제 중 하나가 되었다. 기술혁신형 중소벤처기업의 효율적인 육성을 위해서는 기술사업화단계별로 적절한 자금공급이 필요하지만, 빈번히 자금조달에 문제점이 발생하고 있다. 이에 정부는 시장의 불완전작동에 따른 자금조달의 시장실패보완을 위해 정책적으로 지원할 필요성을 느끼고, 2014년 7월 금융감독당국은 창조경제를 내세우며 그에 따른 핵심인 기술금융을 시행하였다.

양동우(2007)는 기술금융이란 기술을 기반으로 사업화하는 기업과 관련해서 보증, 투자, 융자출연, 복합금융행위가 기술평가를 통해 이루어지는 일련의 과정 및 절차로 정의하였다.

기술을 평가할 수 있는 기관(Technology Credit Bureau, TCB)이 축적한 기술정보(Technology Data Base, TDB)를 은행에 제공하면, 은행은 이것을 기준으로 기업에 자금을 지원한다. 은행입장에서는 부동산처럼 기술력을 평가할

수 있는 정보 제공처가 생긴 것이다.

창조경제를 활성화시킴에 있어서 기술금융은 매우 중요한 부분이기 때문에 정부는 기술금융실적을 올리는데 큰 노력을 해왔고, 그 결과 2016년 2분기 기술금융실적은 63,000건 42조원으로 2014년 7월에 비해 25배 이상으로 급격한 양적성장을 이루어냈다. 우수한 기술력에 비해 담보력이 취약한 중소기업의 금융지원을 강화하는 것이 기술금융의 주된 목표인 만큼, 중소기업을 집중 발굴하여 대출과 투자지원이 확대되었다. 그러나 기술금융의 양적성장을 깊숙이 들여다보면, 17개 은행 평균 75.4%가 기존거래기업대상으로 외형적으로만 기술금융일 뿐 그 형태는 기존거래기업대상으로 이름만 변환한 것이 대다수이다. 2016년 상반기 은행권 기술금융 실적평가에서 은행 기술금융은 투자가 크게 확대되는 등의 질적으로 개선되고 있다는 평가를 받았고, 기술신용대출 평가액 기준이 점차적으로 정착되면서 ‘무늬만 기술금융’이라는 오명을 벗게 되었다. 또한 은행에서 외부 TCB가 아닌 자체적인 기술금융 평가를 실시하였고, 이를 기반으로 기술금융 대출을 수행할 수 있도록 단계적 이행전략을 마련하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 선행연구 및 연구의 차별성에 대해 알아 볼 것이며, 3장에서는 각 변수들의 설명 및 연구 모형에 대해 알아 볼 것이다. 4장에서는 월별 자료와 분기별 자료에 따라 VAR모형에 포함되는 주요 변수의 단위근 검정과 인과관계 검정을 시행하고, 다중회귀분석을 통해 추정된 결과를 비교 검토 할 것이다. 마지막으로 5장에서는 요약과 결론을 제시하고 함의를 정리할 것이다.

1.1.2 연구의 목적

지식서비스산업의 혁신을 촉진하고 있는 가운데 창조경제를 활성화함에 있어서 기술금융은 매우 중요한 자리를 차지하고 있다. 이에 따라 정부는 기술금융실적을 올리는데 큰 노력을 해왔으며, 그 결과 실적은 25배 이상이 되었다. 그러나 이 실적 중에 내부적으로 이 것도 기술금융이라고 할 수 있는지의구심을 갖게 하는 대출실적들이 많은 비율을 차지하고 있다. 수치적으로 높은 실적률에도 불구하고, 은행 성과에 대한 연구는 존재하지 않다. 따라서 본 연구에서는 기술금융이 은행의 성과에 어떤 영향을 미치는지 미시적으로 살펴보고 분석해 보고자 한다. 기존 선행연구에서 은행의 성과에 영향을 미치는 변수와 기술금융과 관련된 독립변수들을 이용하여 은행성과에 어떤 영향력을 행사하는지 확인하는데 목적이 있다.

1.2 연구의 범위와 방법

1.2.1 연구의 범위

본 연구는 은행의 성과에 미치는 요인을 분석하기 위해 기술금융이 처음 시작된 2014년 7월부터 2016년 7월까지 25개월의 월별 자료와 2008년 1분기부터 2016년 2분기까지 34분기의 분기자료를 사용하였다. 월별 자료에서는 예대율과 연체율을 종속변수로 하고, 독립변수는 전산업생산지수, 기업실사지수, 금리, 신용대출건수를 사용하였다.

각 은행별 분기별 자료를 이용하여 패널자료를 구축하고, 독립변수는 당기순이익, 신용대출잔액, 종속변수는 예대율과 연체율을 사용하였다.¹⁾

1) 국민, 씨티, 하나(구 외환통합), 우리, 스탠다드 차타드은행의 분기별 보고서를 활용.

1.2.2 연구의 방법

본 연구에서는 월별 자료를 이용하여 각각의 설명변수들이 종속변수인 예대율과 유의한 상관관계가 존재하는지 분석 한 후, 다중회귀분석을 통해 각각의 변수들이 종속변수에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 동태적 분석을 위해서 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive Model, VAR) 또는 벡터오차수정 모형(Vector Error Correction Model, VECM)을 이용하여 분석하였다.

분기자료는 패널자료로서 종속변수는 연체율과 예대율이고, 독립변수는 당기 순이익과 신용 대출잔액으로 구성하였고, 이 변수들을 이용하여 Pooled OLS(Ordinary Least Square)모형을 실행하였다.

단위근 검정은 공통 단위근 검정과 개별 단위근 검정으로 나누어 실행하였다. 공통 단위근 검정은 Levin, Lin and Chu(LLC. 2002)의 t-ratio test를 사용하였고, 개별 단위근과정은 Im, Pasaran and Shin(IPS. 1997)의 W-test와 ADF-Fisher χ^2 -test(ADF-Fisher), PP-Fisher χ^2 -test(PP-Fisher) 검정을 통해 단위근 유무를 설명하였다.

패널공적분검정은 Pedroni(1995)의 6개 검정통계량과 Johansen-Fisher의 Trace와 maximum eigenvalue검정통계량으로 공적분 유무를 설명하였다.

그랜저인과관계(Granger causality)를 통해 변수 간 인과관계를 설명하였으며, 마지막으로 패널VAR모형 또는 패널VECM모형을 이용하여 기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향을 분석하였다.

II. 선행연구

2.1 선행연구 고찰

이재필(2014)은 중소기업 혁신 촉진을 위한 기술금융 지원확대 방안을 중점으로 기술보증기금의 지식서비스 산업 지원 제도 개선을 중심으로 연구하였다. EU, 일본, 대만, 미국에 비해 한국의 기술금융 발전을 위한 제도 기반 개선 관련 정책은 충분하지 않았다고 보았다. 특히 EU에서는 여러 개의 산하중국 아래서 지식서비스 산업의 혁신을 촉구하고 있으나, 한국 지식서비스 기업들은 혁신활동 종사자 수의 부족으로 나타났다.

2012년 한국 지식서비스 기업의 평균종사자 수는 9.2명으로 제조업 45.5명 대비 매우 낮으며, GDP 비중뿐만 아니라 전체서비스산업 노동생산성은 20위를 차지했다. 또한, R&D투자서비스부분까지도 낮은 수준에 머물러 있어 상대적으로 많은 어려움을 겪고 있음을 나타냈다.

또한, 기술보증을 받고 있는 기업에 대한 설문조사 및 분석을 통해 지식서비스산업에 대한 기술보증 지원을 확대하기 위해서 제도적 기반개선방안을 제시하였으며 그 결과 지식서비스 기업을 기술보증의 지원대상으로 명시하는 법적이거나 제도적 보완이 필요한 것으로 나타났다. 연구에서 개선해결의 방법책으로 기술보증기금법 또는 기술보증기금법 시행령의 개정을 제안하였다.

이철편·김상봉(2016)은 2011년~2013년 동안 수출입은행의 지원 대상 중 41%의 중소기업이 지재권을 보유하며, 21%의 중소기업이 특허를 보유하고 있다고 분석하였다. 또한, 수출입은행이 지원한 창업 기업 수는 연간 약 40개의 기업에 불과하며, 이 중 지재권 보유기업은 연평균 2~3개에 불과하다고 보았다. 제조업 분야에 지재권 중소기업이 집중되어 있으며 제조업 중 자동차 및 트레일러 제조업, 기계 및 장비제조업, 전자부품, 영상, 컴퓨터, 음향 및 통신장비 제조업에 가장 높은 지재권 집중도를 보인다고 분석하였다. 그에 따라 관련분야의 산업 분석 및 기술력 평가가 가능한 기술금융 전문 인력이 필요할 것으로 예상하였으며 또한, 지재권 보유 기업의 경우 연구개발비, 매

출액, 총자산이 지재권을 보유하지않은 기업에 비해 크게 초과하며, 유동성에서 약간 우위를 보이고, 부채비율도 다소 낮게 나타난다고 보았다. 현재 TCB 기술평가등급 시스템 상에서 지식재산권 보유수가 높을수록 높은 기술력등급을 획득할 가능성이 높은 점을 고려한다면, 수출입은행의 기술금융 지원 대상인 중소기업의 경우, TCB 기술력평가등급과 수출입은행 자체 신용도는 약한 양의 상관관계를 보일 것이라고 예상하였다. 따라서 상관관계를 고려할 경우, 기술금융의 기본 취지에는 부합할 것으로 보이지만, 높은 신용리스크 부담 요인으로 작용할 것으로 예상하였다. 특히 신용도가 취약한 기업의 지식재산권과 특허보유율이 각각 20~30%임을 감안한다면, 기술금융지원으로 인해 초래되는 위험은 상당히 높을 것으로 예상하였다.

금융감독원(2016)은 2014년 7월부터 시작한 기술금융대출이 더 빠른 속도로 양적으로나 질적으로 활성화되어간다고 발표하였다. 2016년 6월말 기술금융대출은 45.7조원으로 공급되었으며, 상반기 중 13.2조 원을 공급하여 공급목표를 이루어 낼 전망이다. 특히 기술금융 투자가 크게 증가하면서 그에 따른 기반이 마련 된 것으로 평가되며, 하반기 중에는 1,000억 원 규모의 기술금융펀드를 추가할 예정이다. 또한 은행내부의 자체평가에 따라 기술금융의 여신 시스템 내재화가 충실하게 이행되고 있는 것으로 나타나며, 기술금융 역량확충을 위해 필수적으로 TDB정보개선을 적극적으로 추진하고, 전문인력 양성을 지원해야한다고 보았다.

2.2 연구의 차별성

본 연구의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 미시변수들을 이용하여 기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향을 분석한 유일한 연구이다. 둘째, 패널분석을 기술금융에 응용하였다. 각 은행을 시간에 따라 반복적으로 관찰하여 변수들 간 동적관계를 추정하였다. 셋째, 월별 자료는 시계열이고 분기별 자료는 패널로서 월별 자료에 비해 분기별 자료는 효율적인 추정량을 얻기 위해 변수의 변동성과 더 많은 정보를 사용하였다.

Ⅲ. 자료 및 연구 설계

3.1 연구의 변수 및 모형

3.1.1 연구의 변수

1) 월별 자료 변수

본 연구에서 2008년 1분기부터 2016년 2분기까지 월별 자료를 사용하였다. 월별 자료 변수로는 예대율, 연체율, 전산업생산지수, 기업실사지수, 금리, 신용대출건수를 사용하였다. 예대율은 은행이 보유하고 있는 총 자금 잔고에 대한 총 대출금 잔고의 비율을 나타내며 예금은행 총대출금(말잔)/예금은행 총 수신(말잔)으로 설명된다. 연체율은 기간 안에 상환해야 할 채무비율을 나타낸다.

경제동향을 나타내는 거시경제지표로는 GDP, 전산업생산지수, 광공업지수, 경기종합지수 등 여러 지표들이 있다. GDP는 경제 전체를 파악하기에 적절한 지표지만, 한국은행에서 작성주기를 분기별로 산출하여 월별 경제동향을 파악하기 힘들다.

또한, 광공업생산지수와 서비스업생산지수 등은 그 포괄범위가 특정산업에 한정되어 경제전체 동향을 파악하기에는 어려움이 따른다. 전산업생산지수는 한국경제 전체 산업을 대상으로 산출하고, 월별로 집계되어있어 월별 동향을 분석하기에도 적절하다.

기업실사지수(Business Survey Index, BSI)는 기업체가 느끼는 체감경기를 나타낸다. 100을 기준으로 이보다 높으면 경기가 호전될 것이라 예상하는 기업이 경기가 악화될 것이라 예상하는 기업보다 많음을 의미하고, 100보다 낮으면 경기악화를 예상하는 기업이 더 많다는 것을 의미한다. BSI는 기업가들에게 향후 경기동향에 대한 의견을 수집해 지수화한 것으로 단기적인 경기에 측지표로 사용된다. CD유통수익률(91일)과 코픽스 금리는 대출금리를 결정하는 기준금리로서 금융투자협회가 거래 실적이 많은 10개 증권사에 설문문을 돌린 후 자료를 취합해 결과치를 고시하는 방식으로 결정하고 있다.

<표 1> 월별 변수 설명 및 출처

	변수의 설명	산식	자료원
예대율	은행이 보유하고 있는 총 자금 잔고에 대한 총 대출금 잔고의 비율	예금은행 총 대출금(말잔)/ 예금은행 총 수신(말잔)	한국은행
연체율	기간 안에 상환해야 할 채무비율	(연체채권/총 대출채권)*100	한국은행
전산업 생산지수	한국 경제의 모든 산업을 대상으로 재화와 용역에 대한 생산활동 동향을 월별로 집계하여 단일지수로 나타낸 것	—	한국은행
기업실사 지수	기업체가 느끼는 채감경기지수	{(긍정적응답업체수-부정적응 답업체수)*100}/ 전체응답업체수+100	한국은행
금리	시장에서 양도가 가능한 정기예금증서	증권사 설문조사 결과	한국은행
신용 대출건수	기술을 담보로 한 신용대출건수	—	은행연합회

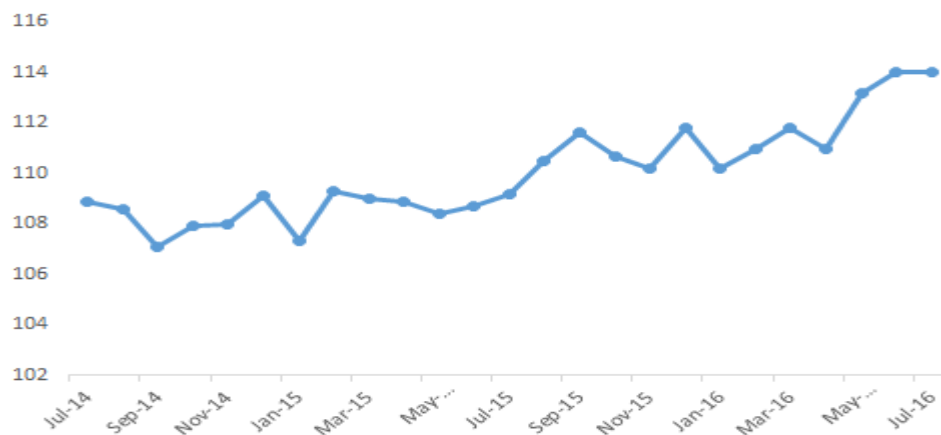
은행예대율은 2014년 7월부터 2016년 7월까지 증가와 감소를 반복한다. 2014년 11월과 12월에 예대율은 0.971에서 0.892 급격한 감소를 하였고, 2015년 5월 예대율은 0.903에서 2015년 6월 0.884까지 두 번째 감소를 보였다. 2015년 6월을 전환점으로 이후 2016년 7월까지의 점차적으로 증가하였고, 2016년 7월 예대율은 0.906을 나타냈다.

<그림 1> 월별 은행 예대율



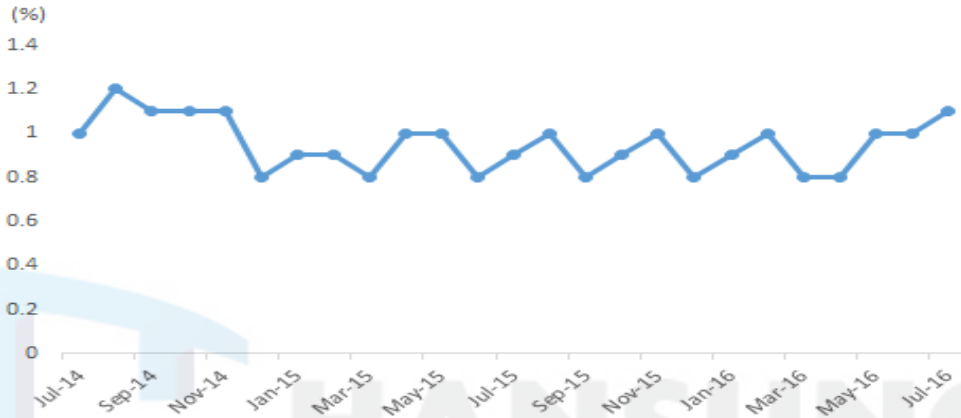
전산업생산지수는 2014년 7월 108.9부터 2016년 7월 114으로 증가추세를 보이고 있다. 2014년 9월 107.1으로 최소값을 보였으나, 그 이후로 꾸준한 증가를 나타낸다.

<그림 2> 월별 전산업생산지수



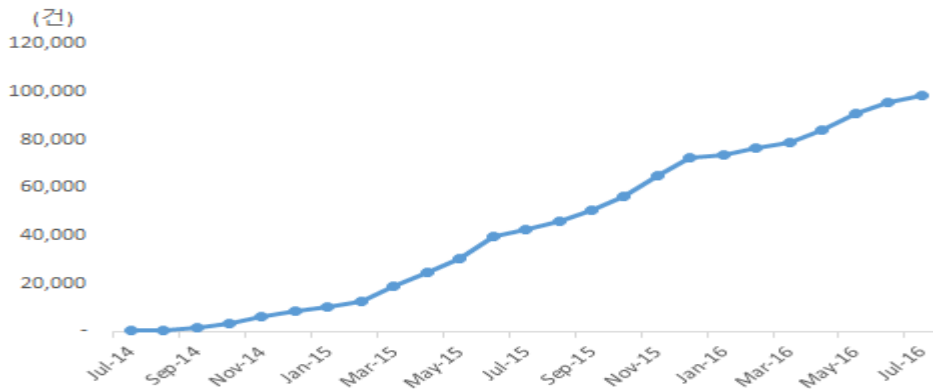
연체율은 2014년 7월부터 2016년 7월까지 증가와 감소를 반복하였다. 2014년 8월 연체율은 최대값 1.2를 보였고, 그 이후로 2014년 12월 0.8까지 감소하였다가 그 이후부터는 0.8에서 1까지 반복하다가 2016년 6월부터 증가추세를 보였다.

<그림 3> 월별 은행 연체율



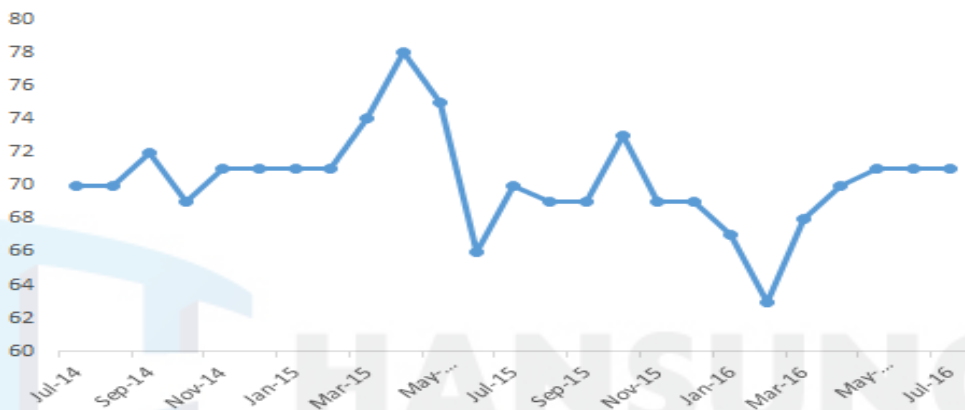
신용 대출건수는 2014년 7월 202건부터 2016년 7월까지 98,416건으로 급격히 증가하였다. 2015년 5월 30,646건에서 2016년 6월 39,501건으로 8,855건 증가하였다.

<그림 4> 월별 신용 대출건수



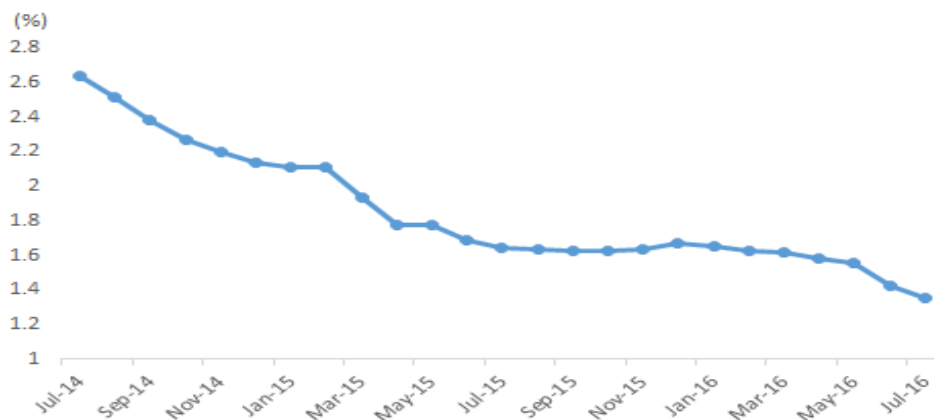
기업실사지수는 2014년 7월부터 2016년 7월까지 증가와 감소를 반복하였다. 2015년 5월 75에서 2015년 6월 66으로 급격하게 감소를 하였으며, 2015년 9월 69에서 2015년 10월 73으로 증가하였으나 다시 2016년 2월 63까지 하락하였다. 이후 2016년 2월을 전환점으로 이후 꾸준히 증가하였으며, 2016년 7월 71로 나타난다.

<그림 5> 월별 기업실사지수



금리는 2014년 7월 최대값 2.64 이후로 꾸준한 하락세를 보인다. 2015년 2월 2.106에서 2015년 3월 1.932로 최대하락폭을 나타냈으며 2016년 7월 1.357로 나타났다.

<그림 6> 월별 금리



2) 분기별 자료 변수

본 연구에서 2014년 1분기에서 2016년 2분기까지 분기별 자료를 사용하였다. 분기별 자료는 패널데이터로 씨티, 하나, 국민, 신한, 우리, 스탠다드차타드 6개 시중은행으로 구분한다.

각 은행별 변수로는 연체율, 예대율, 당기순이익, 중소기업 대출잔액을 사용하였다. <표 2>는 변수들의 단위와 출처를 나타낸다.

<표 2> 분기별 변수 설명 및 출처

	변수의 설명	산식	자료원
연체율	기간 안에 상환해야 할 채무비율	(연체채권/총대출채권) *100	금융감독원
예대율	은행이 보유하고 있는 총 자금 잔고에 대한 총 대출금 잔고의 비율	예금은행 총 대출금(말잔)/ 예금은행 총 수신(말잔)	금융감독원
당기순이익	기업이 일정기간 얻은 수익에서 모든 비용을 공제하고 남은 금액	경상이익+(특별이익-특별손실)-법인세	은행별 분기보고서
신용대출잔액	기사를 담보로 한 신용대출잔액	-	은행연합회

이 하락하여 2013년 2분기에 최소값(0.48)을 기록하였다.

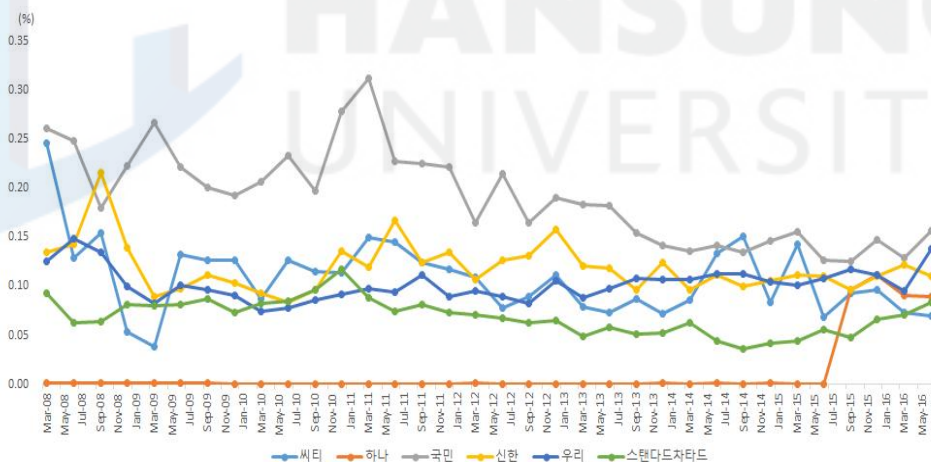
<그림 7> 각 은행별 분기 연체율

연도	분기	신한	하나	국민	신한	우리	스탠다드차타드
2008	3월	1.20	1.50	0.60	0.50	0.80	2.20
2008	5월	1.10	1.20	0.50	0.60	0.70	2.60
2008	7월	1.10	1.50	0.50	0.60	0.70	2.20
2008	9월	1.10	1.20	0.70	0.60	1.30	3.20
2008	11월	1.10	1.50	0.60	0.60	1.30	3.20
2009	1월	1.10	2.40	1.30	1.30	2.00	3.00
2009	3월	1.50	1.80	1.00	1.00	1.30	2.50
2009	5월	1.40	1.60	1.00	1.00	1.30	2.00
2009	7월	1.40	1.60	1.00	1.00	1.30	1.80
2009	9월	0.80	0.60	0.60	0.60	0.80	1.80
2009	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2010	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2010	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2010	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2010	7월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2010	9월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2010	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2011	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2011	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2011	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2011	7월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2011	9월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2011	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2012	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2012	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2012	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2012	7월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2012	9월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2012	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2013	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2013	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2013	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2013	7월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2013	9월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2013	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2014	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2014	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2014	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2014	7월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2014	9월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2014	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2015	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2015	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2015	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2015	7월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2015	9월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2015	11월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2016	1월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2016	3월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80
2016	5월	0.80	0.80	0.80	0.80	0.80	1.80

- 13 -

씨티은행은 2008년 1분기에 최대값(0.25)을 나타냈으나, 그 이후로 2009년 1분기까지 꾸준한 하락세를 보인다. 2016년 1분기에는 최소값(0.07)을 기록하였다. 하나는은행은 기간 내 낮은 예대율을 보여주었으나 2015년 2분기에 외환은행과 통합한 후 급격한 상승을 나타냈다. 국민은행은 기간 내 다른 은행에 비해 비교적 높은 예대율을 보여주고 있으며, 2011년 1분기에 최대값(0.31)을 나타냈다. 그 이후 점차적으로 감소하여 2015년 3분기에 최소값(0.13)을 기록하였다. 신한은행은 2008년 3분기에 최대치(0.22)을 보였으나 이후 급격한 하락세로 인해 2009년 1분기에 최소값(0.09)을 기록하였다. 이후 반복적인 증감추세를 보이고 있다. 우리은행은 기간 내 반복적인 증감을 보인다. 2008년 2분기에 최대값(0.15)을 나타냈으며, 2010년 1분기에 최소값(0.07)을 기록하였다. 스탠다드차타드 은행은 기간 내 반복적인 증감을 보였으며, 2008년 1분기에 최대값(0.09)을 기록하였다.

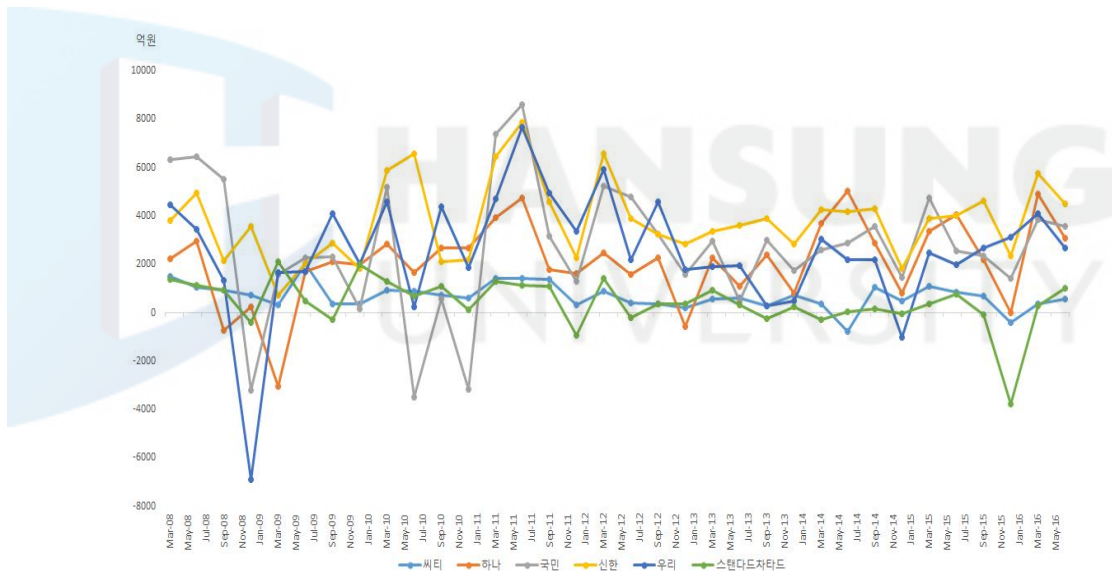
<그림 8> 각 은행별 분기 예대율



자료: 금융감독원, 재산출.

<그림 9>는 2008년 1분기부터 2016년 2분기까지의 각 은행별 분기 당기순이익을 보여준다. 당기순이익은 분기의 순이익을 말하는데, 순이익이란 매출액에서 매출원가, 판매·관리비 등을 빼고 여기에 영업외 수익과 비용, 특별이익과 손실을 가감한 후 법인세를 뺀 금액이다. 세부적으로 매출액을 매출원가를 빼면 매출총이익이 나오고, 총이익에서 판매·관리비를 공제하면 영업이익이 된다. 그리고 경상이익은 영업이익과 영업외수익을 더한 금액에 영업외비용을 뺀 것으로 산출한다. 각 은행별 분기 당기순이익은 기간 내 증감을 반복하였으며, 누적당기순이익 결과 신한은행 국민은행 우리은행 하나은행 씨티은행, 스탠다드차타드 은행 순으로 당기순이익을 높였다.

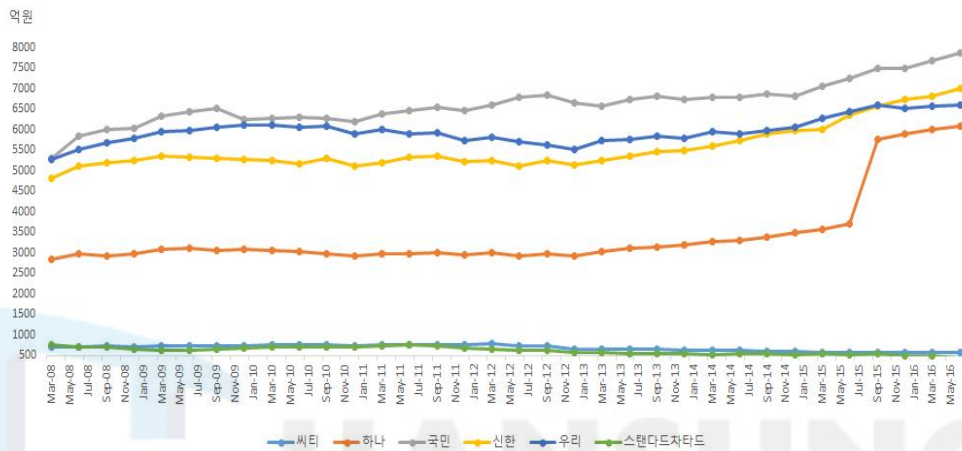
<그림 9> 각 은행별 당기순이익



자료: 금융감독원, 재산출.

우리은행과 스탠다드차타드 은행을 제외한 씨티, 하나, 국민, 신한은행은 기간 내 중소기업대출금이 꾸준한 증가를 보이고 있다. 특히, 하나은행은 2015년 2분기 외환은행과 통합하면서 중소기업대출금이 급격하게 상승하였다.

<그림 10> 각 은행별 신용대출잔액



자료: 금융감독원, 계산출.

3.1.2 연구모형

1) 다중회귀분석

다중회귀모형(OLS)은 종속변수가 두 개 이상의 독립변수에 의해 영향을 받을 때, 종속변수의 변화를 자세히 나타내기 위하여 여러 개의 독립변수들을 사용하는 회귀분석이다. 다중회귀는 단순회귀모형에 독립변수만을 추가하여 확장된 형태의 모형으로 예측능력을 높일 뿐 모형의 가정, 가설 검정 등에 있어서 근본적인 차이는 없다. 따라서 회귀식을 도출하고 결정계수를 구하며 산출된 회귀식의 통계적 유의성 검정은 단순회귀분석과 같은 방법으로 이루어진다. 종속변수 y 가 K 개의 독립변수 $x_1, x_2, \dots, x_K$ 와 관계가 있으며 $x_1 = x_{i1}, x_2 = x_{i2}, \dots, x_K = x_{iK}$ 를 취하는 경우 다중회귀모형은 다음과 같이 표현된다.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_K x_{iK} + \epsilon_i \quad (1)$$

이 식에서 회귀계수 β 이고 ϵ_i 는 종속변수를 추정할 때 발생하는 오차이다. 종속변수와 독립변수의 관계는 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$ 인 부분회귀계수에 의해 결정되며, 흔히 β_0 를 제외한 나머지 부분회귀계수의 의미는 중요하다. β_0 는 모든 독립변수의 값이 0이 되는 경우 종속변수의 기대값으로 절편계수는 나타낸다. 일반적으로 모든 독립변수가 0의 값을 취하는 경우는 드물기 때문에 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$ 의 부분회귀계수들은 중요한 의미를 가진다. β_K 는 다른 독립변수들의 값은 변하지 않고 h 번째 독립변수 x_h 가 취하는 값만 x_{ih} 에서 x_{ih+1} 로 1단위 증가할 때 종속변수 y_i 의 기대 변화량을 나타낸다. 즉 회귀모형의 추정이란 회귀계수를 찾는 것을 말하며, 이를 위해 최소자승법을 이용하여 추정한다.

다중회귀분석에서는 설명변수 움직임으로 인해 설명가능 한 종속변수의 변동비율을 측정한 결정계수(coefficient of determination, R^2), 조정결정계수(adjusted, $\overline{R^2}$)으로 회귀모형의 설명력, 혹은 회귀선의 적합도를 나타

낸다.

그 중 결정계수(coefficient of determination, R^2)는 모델 속에 있는 모든 독립변수에 의해 설명될 수 있는 Y의 변량을 나타낸다. 또한, 독립변수의 추가로 R^2 는 증가하지만, 그의 증가가 무의미한 경우가 많으므로 변수의 추가는 R^2 의 변화에 대한 검증을 필요로 하고, 추가의 결정은 많은 경우 이론적인 입장을 고려해야한다.



2) 단위근 검정

먼저 변수의 불안정성 분석을 위하여 공적분 검정(cointegration test)에 앞서 단위근 검정(unit root test)을 시행한다.

본 연구에서는 일정한 방향으로 움직이거나 시간추세 또는 자기회귀부분인 AR확률과정을 따르는 경우의 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법을 사용하였다. AR($p+1$) 모형을 따르는 확률과정은 다음과 같다.

$$Z_t = \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 Z_{t-2} + \dots + \alpha_{p+1} Z_{t-p-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

특성방정식 $m^{p+1} - \alpha_1 m^p - \alpha_2 m^{p-1} - \dots - \alpha_{p+1} = 0$ 의 모든 근의 절댓값이 1 보다 작으면 Z_t 는 정상성을 만족하지만, 단위근이 있다면 비정상 확률 과정이 된다. 단위근이 있는 경우 $\alpha_1 + \dots + \alpha_{p+1} = 1$ 이 되므로 단위근 검정은 AR모수들의 합이 1인지를 결정하는 것이 된다.

AR($p+1$) 모형을 따르는 확률과정은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + \theta_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \theta_p \Delta Z_{t-p} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\text{단, } \Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}, \delta = \alpha_1 + \dots + \alpha_{p+1} - 1, \theta_k = -\alpha_{k+1} - \dots - \alpha_{p+1}$$

새로운 모수들은 ΔZ_t 를 종속변수로 하고 $Z_{t-1}, \Delta Z_{t-1}, \dots, \Delta Z_{t-k}$ 를 설명변수로 하는 회귀모형에서 OLS방법에 따라 구할 수 있다.

3) 공적분 검정

공적분 검정은 행렬의 열 중 몇 개가 서로 독립하는 지를 판단하는 것으로 본 연구에서는 Johansen(1988)최우도 검정을 사용한 공적분 관계를 살펴보도록 한다.

Johansen(1988)은 Trace를 이용하는 방법과 maximum eigenvalue를 이용하여 최대 r 개의 공적분관계가 존재한다는 다음과 같은 귀무가설을 검정하는 두 가지 방법을 제안하였다.

$$H_0 = \lambda_i = 0 \quad (5)$$

단, $i = r+1, \dots, k$

안정적인 선형결합이 존재한다는 가정 하에 불안정한 시계열을 결합 했을 경우, 하나의 변수로 다른 하나의 변수가 예측 가능하다. 만약 변수들 사이에 공적분 관계가 존재할 경우에는 VAR모형이 아닌 VECM 모형으로 추정해야 한다.

4) 인과관계검정

회귀분석에서 독립변수와 종속변수에 대한 문제는 경제이론에 의해 이미 결정되어진 것으로 간주하고, 이에 대한 인과관계를 확인하는 것이 일반적이다. 그러나 인과관계가 불분명한 경우에는 함수관계에 대해 명확한 결정을 내릴 수 없으며, 이러한 문제에 대해 시차분포모형(distributed lag model)을 이용하여 원인과 결과를 확인할 수 있는 검정방법이 인과관계검정(causality test)으로 Granger(1969)에 의해 개발되었다.

과거의 사건은 현재의 사건을 유발할 수 있지만 미래의 사건은 현재의 사건을 유발할 수 없다는 논리에 근거하여 파악한다.

y_t 가 $y_t = (y_{1t}' y_{2t}')$ 와 같이 차원이 각각 k_1 과 k_2 인 벡터 y_{1t} 와 y_{2t} 로 분할될 수 있고 이때의 오차들도 $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}', \epsilon_{2t}')'$ 와 같이 분할될 수 있다고 하자. y_t 가 $VAR(p)$ 모형을 따르고, 계수행렬 $\Phi(B)$ 가, $\Phi_{ij}(B)$, $i, j = 1, 2$ 로 분할될 수 있다고 하면 $VAR(p)$ 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11}(B) & \Phi_{12}(B) \\ \Phi_{21}(B) & \Phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

만약 $\Phi_{12}(B) = 0$ 이라면 벡터 y_{1t} 는 벡터 y_{2t} 에 영향(cause)을 미치지만 y_{2t} 는 y_{1t} 에 영향을 주지 않는다고 한다. 즉 y_{1t} 의 미래의 값은 y_{1t} 의 과거의 값에 의해 설명될 수 있으나 y_{2t} 의 과거와는 관계가 없는 반면, y_{2t} 의 미래의 값은 y_{1t} 와 y_{2t} 의 과거의 값에 의해 설명을 받게 된다. 즉, y_{1t} 가 y_{2t} 의 과거에 의해 설명될 수 없다면 y_{2t} 와는 분리해서 y_{1t} 만의 별도의 모형을 적합하는 것이 바람직하다. 이 경우에 y_{2t} 가 y_{1t} 를 Granger-noncause한다고 한다.

5) 충격반응함수

충격반응함수는 VAR의 추정계수를 바탕으로 모형에서 한 변수에 일정한 크기의 충격(shock)이 주어질 경우 이 충격이 다른 변수에 시간의 흐름에 따라 어떻게 반영되는지를 설명하기 위한 것이다. 또한, 특정한 변수의 단위당 충격크기에 해당하는 충격들을 자기변수와 나머지의 변수에 미치는 영향을 뜻한다. 충격반응함수는 아래와 같다.

$$y_t = \Psi^*(B)x_t + \Psi(B)\epsilon_t \quad (9)$$

$$\text{단, } \Psi^*(B) = \Phi(B)^{-1}\Theta^*(B) = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j^* B^j \text{ 이고, } \Psi(B) = \Phi(B)^{-1}\Theta(B) = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j B^j$$

위의 모형에서 행렬 Ψ_j 의 원소들은 충격반응(impulse response)라고 하며 한 변수에 주어진 충격이 다른 변수에 미치는 영향이라고 해석할 수 있다. $\psi_{j,in}$ 를 행렬 Ψ_j 의 in 번째 원소라고 하자. 단 i 는 충격변수, n 은 반응변수를 구별하는 지표이다.

6) 예측오차 분산분해

하나의 변수 움직임에 대한 예측오차를 각 변수에 의해서 발생하는 비율로 분할하여 각 변수들의 상대적 중요성의 정도를 파악 가능한 예측오차분산분해분석(forforecas error variance decomposition analysis) 모형은 다음과 같다.

$$y_{t+1}^F = E_t[\rho y_t + \nu_{t+1}] \quad (10)$$

이 모형은 예측오차에서 여러 변수들의 충격이 함께 어우러져 있으므로 모든 것들을 각각 요인별로 중요성에 따라서 분류가능 할 때 평가 가능하며 예측오차의 분산을 VAR체계 내부에 있는 각 변수의 오차에 그 중요성에 따라 적당한 비율로 분할하는 방법을 사용한다. 각 변수의 오차항을 그 중요성에 따라 적당한 비율을 분할한다는 의미로 분산분해라고 한다.

7) 패널회귀분석

패널데이터에 대한 선형회귀모형은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (11)$$

$$i = 1, 2, \dots, n \text{ 및 } t = 1, 2, \dots, T$$

N은 패널 개체의 수 이고, T는 개체 I의 데이터 기간이다. 만약 모든 I에 대해 성립하면 균형패널이 된다.

주어진 데이터가 패널구조라는 사실을 무시하고 OLS로 추정할 경우, 이를 Pooled OLS라고 한다. 이 추정량이 올바른 결과값을 얻기 위해서는 기본적인 OLS가정이 성립해야한다. 패널데이터는 시계열데이터와 횡단면데이터의 특성을 모두 가지고 있기 때문에 오차항에 자기상관이나 이분산성이 존재할 가능성이 있다. 오차항에 이분산성이나 자기상관이 존재할 경우, 추정량의 표준오차에 영향을 주기 때문에 비효율적인 추정량이 도출될 수 있다. 또한 패널개체의 관찰되지 않는 이질성이 오차항에 포함될 경우, 오차항과 설명변수 사이에 상관관계가 존재할 가능성을 제기할 수 있다. 이런 경우에 누락된 변수로 인한 편의가 생기고, 그에 따라 OLS추정량은 일치추정량이 되지 못한다.

본 연구에서는 이분산성의 존재유무 가설검정을 위해 우도비검정(Likelihood Ratio-test: LR)을 이용하였다. LR 검정통계량은 다음과 같다.

$$LR = -2(\ln L_R - \ln L_{UR}) \sim \chi^2_{df} \quad (12)$$

$\ln L_R$ 과 $\ln L_{UR}$ 은 각각 제약이 가해진 모형과 제약 없는 모형의 로그우도 함수(log-likelihood function) 값이다. 오차항의 분산이 패널 개체별로 서로 다르다고 가정 하는 것을 비제약모형 이라고 한다. 오차항의 분산이 패널그룹에 따라 다르지 않고 모두 같다고 가정하는 것을 제약모형이라고 한다. 각 모형을 추정한 후 로그우도함수 값을 구하여 검정통계량을 구할

수 있다. 통계량은 χ^2 분포를 따르며 제약이 가해진 모수의 개수는 분포의 자유도가 된다.

Pooled OLS에서 오차항에 자기상관 또는 동시적 상관이 존재할 수 있다. 1계 자기상관으로 가정하였으며, 모든 개체에 대해 다음과 같은 가정을 하였고, 오차항의 자기상관을 고려하여 추정하였다.

$$\epsilon_{it} = \rho\epsilon_{it-1} + v_{it} \quad (13)$$

오차항에 자기상관이 아니라 동시적 상관을 가정할 수도 있다. 동시적 상관을 가정한 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{corr}(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) &\neq 0 \\ \text{for all } i &\neq j \end{aligned} \quad (14)$$

즉 시점 t 에서 다른 개체의 오차항 사이에 상관관계가 존재한다는 것을 뜻한다. 공분산행렬을 표현한다면 다음과 같다.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{21} & \cdots & \sigma_{n1} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{n2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{1n} & \sigma_{2n} & \cdots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (15)$$

우하향 대각선 이외의 원소들은 0이 아닐 뿐더러 동시적 상관 뿐만 아니라 이분산성도 가정하고 있다. 즉 우하향 대각선 원소들이 서로 다르다. 이것은 패널 개체별 오차항의 분산이 서로 다르다는 것을 뜻한다. 이와 같은 가정을 적용하기 위해 본 연구에서는 이분산성을 고려하여 모형을 추정하였다.

8) 패널 단위근 검정

패널 단위근 검정은 횡단면 개체들 사이 개별 단위근 과정을 가정하는 검정과 공통 단위근 과정을 가정하는 검정으로 나눌 수 있다.

먼저 공통 단위근 검정 가정인 LLC모형은 고정효과, 개별추세 및 공동시간 효과 및 이질적 동태성을 고려한 패널 단위근 검정기법을 제시하고 있는데 아래와 같은 단위근 식을 나타낸다.

$$\Delta y_{i,t} = p_i y_{i,t} + \sum_{i=1}^{p_i} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-1} \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$H_0 : \text{모든 } i \text{에 대해 } p_i = 0, H_1 : \text{모든 } i \text{에 대해 } p_i = p < 0$$

LLC는 각 시계열에 대해 ADF검정기법을 적용해서 t 값을 구한 후 표준화시키면, 그 통계량은 점근적으로 평균이 0이고, 표준편차가 1인 정규분포를 갖게 된다는 것을 보여준다. 또한 패널 단위근 추정량이 Gaussian 분포를 갖기 위해 요구되는 수정항과 표준화요소를 보여준다는 점에서 중요한 의미를 갖는다. 그러나 전체 패널에 대해 일괄적으로 자기회귀계수를 갖는다는 대립가설을 전제로 한다는 점에서 매우 제한적이라고 볼 수 있다.

공통 단위근 검정 가정인 IPS는 LLC의 제한적인 면을 완화한 상태 안에서 패널 단위근 검정기법을 나타내준다. IPS는 아래와 같은 단위근 식을 나타낸다.

$$\Delta y_{it} = \gamma_i y_{it-1} + \beta_i Z_{it} + \epsilon_{it} \quad (17)$$

LLC와 동일한 귀무가설을 갖고 있지만, 대립가설은 “일부 i 에 대해 $p_i < 0$ ”라고 설정하여 그룹 간 이질성을 인정한다. 게다가 LLC와 마찬가지로 오차항도 그룹 간 상이한 계열상관계수를 인정하고 있다.

9) 패널 공적분 검정

패널데이터에서는 다양한 이질성을 고려하고 있다. 최소한 일부 그룹에 대해 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설 아래에 패널추정의 오차항 들은 안정적이지 않고, 반면에 모든 패널 사이에서는 공적분이 존재한다는 대립가설 아래에는 오차항 들은 모두 안정적이 된다.

Pedroni(1995)은 그룹 내 통계량(within dimension statistic)와 그룹 간 혹은 그룹평균 (group mean) 모두 패널 공적분 검정통계량을 모두 제시하고 있다.

그룹 내 통계량은 그룹의 특수한 계열상관계수를 수정하면서 추정된 오차의 자기 회귀계수를 Pooling한 것이다. Phillips and Perron 통계량과 유사한 비모수 t통계량 은 다음과 같다.

$$Z_{tpp} = (\sigma_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{i,t-1}^2)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i) \quad (18)$$

여기에서 $e_{i,t}$ 는 추정오차이고, $\hat{\lambda}_i$ 는 Phillips and Perron추정량에서의 비모수 계열상관 수정항이다. 또한 $\sigma_{NT}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2$ 이고, σ_i^2 은 자기회귀식에 서의 잔차 장기분산을 설명한다. 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설에서 상기 통계량을 일정방법으로 표준화 하게되면, 그 것은 표준정규분포에 수렴한다. 또한 $\hat{\lambda}_i = 0$ 이라고 대체하고, σ_{NT}^2 대신 ADF자기회귀식 잔차의 현시간 분산평균으로 대체하면 모수 ADF풀링 패널 공적분 t통계량이 된다. 비모수 t통계량 또는 ADF에서 나타나는 t통계량 역시 같은 방식으로 표준화할 경우 점근적으로 표준정규분포를 따르게 된다.

그룹간에 의거한 패널 공적분 t통계량은 다음과 같다.

$$Z_{gpp} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \sigma_i^{-2} e_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^T (e_{i,t-1} \Delta e_{i,t-1} - \hat{\lambda}_i) \quad (19)$$

그룹 간 통계량은 특정그룹에 대한 전통적시계열 분석 통계량을 구한 후 다시 전그룹에 대해 평균을 구한 것이다. 게다가 ADF에서 비롯된 그룹 간 패널 공적분 t값도 마찬가지로 그룹 내에서의 t통계량처럼 $\hat{\lambda}_i=0$ 를 대입하고 σ_{NT}^2 대신 ADF자기회귀식 으로부터 잔차의 단순현시점분산의 평균으로 대체하면 값을 알아낼 수 있다. 마찬가지로 일정방식으로 표준화 하면 표준정규분포를 따른다.

10) 패널 벡터자기회귀(Panel Vector Auto-Regression)

모든 변수를 내생변수로 간주하는 VAR 분석기법과 비관측 개별효과를 고려하는 패널데이터 분석기법을 결합한 모형을 패널 벡터자기회귀(Panel Vector Auto-Regression) 모형이라고 한다. 패널 VAR모형의 기본 구조는 다음과 같다.

$$y_t = \mu + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (20)$$

여기서 y_t 는 내생변수로 이루어진 (3×1) 열벡터이며, μ 는 (3×1) 상수벡터, p 는 각 정보기준에 의해 결정된 최적시차, $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_p$ 는 (3×3) 계수행렬, $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$ 는 내생변수의 (3×1) 시차벡터, 그리고 ϵ_t 는 모형의 (3×1) 오차벡터를 나타낸다.

IV. 실증분석 결과

4.1 월별 자료

4.1.1 기술통계량

2014년 7월부터 2016년 7월까지 예금은행 예대율은 평균 0.902이고, 전산업생산지수는 110.016 정도로 나타났다. 연체율은 평균 0.948 정도로 나타났으며, 신용대출건수는 평균 43,573.520건 나타났다. 기업실사지수는 평균 70.320으로 나타났으며, 금리는 평균 1.847으로 나타났다.

<표 3> 월별 변수 기초통계량

변수	N	최소값	최대값	평균	표준편차
예대율	25.000	0.889	0.920	0.902	0.010
전산업 생산지수	25.000	107.100	114.000	110.016	1.934
연체율	25.000	0.800	1.200	0.948	0.119
신용 대출건수	25.000	202.000	98,416.000	43,573.520	33,740.760
기업실사 지수	25.000	63.000	78.000	70.320	2.926
금리	25.000	1.357	2.639	1.847	0.348

4.1.2 상관관계 분석

다음은 예대율과의 상관관계를 나타내고 있다. 변수들 중 연체율($r=0.710$)이 예대율과 가장 강한 상관관계를 갖고 있으며, 금리($r=0.642$), 기업실사지수($r=0.313$), 전산업생산지수($r=-0.357$), 신용대출건수($r=-0.434$)와 예대율과의 상관관계를 나타냈다.

전산업생산지수와 신용대출건수는 예대율과 음의 상관관계를 가지고 있어 전산업생산지수가 증가할 때 예대율은 감소하는 경향을 갖고, 신용대출건수가 증가할 때에도 예대율은 감소하는 경향을 갖는다.

연체율과 기업실사지수, 금리는 예대율과 양의 상관관계를 가지고 있어 연체율이 증가할 때 예대율은 증가하는 경향을 갖고, 기업실사지수와 금리가 증가할 때에도 예대율은 증가하는 경향을 갖는다.

<표 4> 예대율과의 상관관계

	예대율	연체율	전산업 생산지수	금리	신용 대출건수	기업실사 지수
예대율	1.000					
연체율	0.710*	1.000				
전산업 생산지수	-0.357	-0.150	1.000			
금리	0.642*	0.363	-0.752*	1.000		
신용 대출건수	-0.434*	-0.233	0.897	-0.891*	1.000	
기업실사 지수	0.313	0.133	-0.204	0.139	-0.312	1.000

주: *5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

4.1.3 다중회귀분석

본 논문은 종속변수를 예대율과 연체율로 구분하여 회귀분석을 실행하였다. 독립변수는 두 모형 모두 동일하게 연체율, 전산업생산지수, 금리, 기업실사지수, 신용대출건수로 설정하였고, 분석기간은 2014년 7월부터 2016년 7월로 설정하였다.

종속변수를 예대율로 실행한 회귀분석 결과, 연체율이 1%상승하면 예대율은 0.051% 증가하고, 전산업생산지수가 한 단위 상승하면 예대율은 0.002% 증가하고, 금리가 한 단위 증가하면 예대율이 0.042% 증가하였다. 기업실사지수가 한 단위 증가하면 예대율은 0.001% 증가하고, 신용대출건수가 한 단위 증가하면 예대율은 0.011% 증가하였다.

<표 5> 종속변수 예대율 다중회귀분석결과

변수	추정계수	표준오차	t통계량	유의수준
상수	0.494	0.176	2.800	0.011
연체율	0.051	0.012	4.129	0.001
전산업 생산지수	0.002	0.001	1.459	0.161
금리	0.042	0.019	2.160	0.044
기업실사 지수	0.001	0.000	1.904	0.072
신용 대출건수	0.011	0.009	1.304	0.208

주: $R^2=0.745$ $F=11.098$ $P=0.000$

종속변수를 연체율로 실행한 회귀분석 결과, 예대율, 기업실사지수, 신용대출건수는 10% 유의수준에서 종속변수 연체율과 유의한 관계를 가지는 것으로 나타났다. 예대율이 1% 증가할 때마다 연체율은 9.246% 증가하고, 전산업생산지수가 한 단위 증가할 때마다 연체율은 -0.012% 증가하였다. 금리가 한 단위 증가할 때마다 연체율은 -0.007% 증가하고, 기업실사지수가 한 단위 증가할 때마다 연체율은 -0.587% 증가하고, 신용대출건수가 한 단위 증가할 때마다 연체율은 -0.240% 증가하였다.

<표 6> 종속변수 연체율 다중회귀분석결과

변수	추정계수	표준오차	t통계량	유의수준
상수	-3.477	2.705	-1.286	0.214
예대율	9.246	2.240	4.129	0.001
전산업 생산지수	-0.012	0.015	-0.792	0.438
금리	-0.007	0.006	-1.060	0.302
기업실사 지수	-0.587	0.258	-2.278	0.035
신용 대출건수	-0.240	0.108	-2.224	0.038

$R^2=0.627$ $F=6.389$ $P=0.001$

4.1.4 VECM 분석

1) 단위근 검정

시계열의 안정성을 검정하기 위해 본 연구에서는 단위근 검정을 하였다. 단위근 검증방법으로는 ADF(Augment Dickey-Fuller) 검정법을 사용하였다.

예대율의 수준변수의 유의확률값이 5%유의수준보다 크므로, 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 1차 차분 후 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 전산업생산지수의 수준변수의 유의확률값이 5%유의수준보다 크므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 그러나 1차 차분 후 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다.

연체율의 수준변수 유의확률값이 5%유의수준보다 작으므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 연체율은 단위근이 존재하지 않는 시계열이다. 신용대출건수와 기업실사지수, 금리 또한 마찬가지로 1차 차분 후 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다.

분석 결과, 연체율을 제외한 예대율, 전산업생산지수, 신용대출건수, 기업실사지수, 금리는 단위근이 존재하는 시계열로 불안정적인 시계열이다.

<표 7> 단위근에 대한 ADF 검정

변수	ADF (Augment Dickey-Fuller)	
	수준변수	1차차분
예대율	-2.018	-4.649*
전산업생산지수	0.282	-7.024*
연체율	-3.888*	
신용대출건수	-1.286	-3.116*
기업실사지수	-2.931	-5.484*
금리	-2.938	-3.124*

주: 귀무가설은 '단위근을 갖는다'이며, *은 5%유의수준에서 유의함을 나타낸다.

2) 공적분 검정

공적분 가설검정은 Johansen Cointegration Test를 시행하였다. Maximum-eigenvalue 통계량은 공적분벡터가 r 개 존재한다는 귀무가설과 공적분벡터가 $r+1$ 개 존재한다는 대립가설을 검정한다. Trace통계량은 공적분벡터가 최대 r 개 존재한다는 귀무가설과, 귀무가설보다 공적분벡터가 1개 더 존재한다는 대립가설을 검정한다.

Trace검정에서 공적분 개수가 2개 이하라는 귀무가설을 기각하지 못하였고, Maximum-eigenvalue검정에서도 공적분 개수가 2개 이하라는 귀무가설을 기각하지 못하였으므로 Trace통계량과 Maximum-eigenvalue통계량 모두 5%유의수준에서 2개의 공적분관계가 존재함을 나타낸다.

<표 8> 공적분에 대한 Johansen 검정

Trace	$r < 0$	$r < 1$	$r < 2$	$r < 3$	$r < 4$	$r < 5$
	187.4918*	89.71165*	42.01085	20.55353	7.558567	0.519353
Maximum-eigenvalue	$r = 0$	$r = 1$	$r = 2$	$r = 3$	$r = 4$	$r = 5$
	97.78015*	47.70081*	21.45732	12.99496	7.039214	0.519353

주: *5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

3) 인과관계 검증

‘연체율은 예대율에 영향을 미치지 않는다’라는 귀무가설을 5%유의수준에서 기각한다. 따라서 연체율은 예대율에 영향을 미치는 원인변수가 된다. 그러나 예대율은 연체율을 인과하지 못하므로 연체율은 예대율보다 외생적이다. 또한 ‘연체율은 전산업생산지수에 영향을 미치지 않는다’라는 귀무가설을 5%유의수준에서 기각하므로 연체율은 전산업생산지수에 영향을 미치는 원인변수가 된다.

전산업생산지수는 연체율을 인과하지 못하므로 연체율은 전산업생산지수보다 외생적이다. ‘기업실사지수는 신용대출건수에 영향을 미치지 않는다’라는 귀무가설을 5%유의수준에서 기각하므로 기업실사지수는 신용대출건수에 영향을 미치는 원인변수가 된다. 그러나 대출건수는 기업실사지수를 인과하지 못하므로 기업실사지수는 신용대출건수보다 외생적이다.

<표 9> 그랜저 인과관계 검증

결과변수	원인변수					
	예대율	전산업 생산지수	연체율	신용 대출건수	기업실사 지수	금리
예대율		1.338	6.05968*	0.371	0.703	3.35873
전산업 생산지수	1.755		3.71637*	0.009	0.212	0.129
연체율	1.322	1.065		0.380	0.661	5.51021*
신용 대출건수	3.33088	0.917	2.158		3.971*	0.813
기업 실사지수	0.241	1.649	0.701	6.629*		3.187
금리	2.98729	1.514	0.317	0.760	0.027	

주: 귀무가설은 ‘인과관계를 갖는다’이며 *은 5%유의수준에서 유의함을 나타낸다.

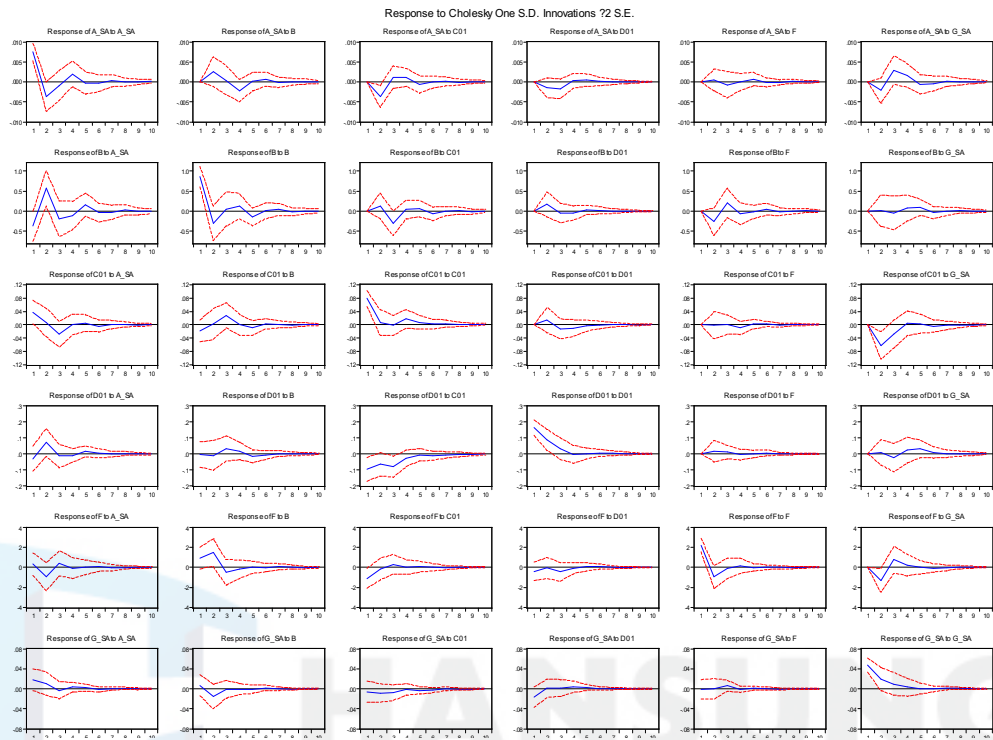
4) 충격반응함수

연체율이 1% 상승하면 예대율은 처음에 양(+)으로 반응했다가, 2개월 후에 음(-)으로 전환한다. 3개월 후에는 다시 양(+)으로 전환했으나, 다시 5개월 후에 음(-)으로 반응하였다. 6개월 후에는 양(+)으로 반응하였으나, 8개월부터는 음(-)으로 반응하였다. 금리는 1단위 표준편차만큼 상승하면 예대율은 처음에 양(+)으로 반응했으나, 다시 2개월째 음(-)으로 반응한다. 3개월 째에 양(+)으로 전환했으나, 7개월 부터는 음(-)으로 반응하였다. 그러나 다시 9개월부터 양(+)으로 전환하였다. 전산업생산지수는 1단위 표준편차 만큼 상승하면, 예대율은 처음에 음(-)으로 반응하였다. 그러나 2개월 에는 양(+)으로 반응하였고 다시 3개월 에는 음(-)으로 전환하였다. 4개월 까지 음(-)으로 반응하였으나, 5개월부터는 양(+)으로 전환하였다. 신용대출건수는 1단위 표준편차 만큼 상승하면, 예대율은 처음에 양(+)으로 반응하였으나, 4개월부터 음(-)으로 전환하였다. 6개월에 양(+)으로 반응하였다가, 다시 7개월에 음(-)으로 전환하였고, 다시 8개월부터 양(+)으로 반응하였다. 기업실사지수는 1단위 표준편차 만큼 상승하면, 예대율은 양(+)으로 반응한다. 4개월에 음(-)으로 반응하였으나, 5개월부터 다시 양(+)으로 전환하였다.

<표 10> 충격반응함수

Period	연체율	금리	전산업 생산지수	신용 대출건수	기업실사 지수	예대율
1	0.003	0.003	-0.001	0.002	0.000	0.003
2	-0.006	-0.004	0.002	0.002	0.002	0.000
3	0.000	0.003	-0.001	0.001	0.001	-0.003
4	0.003	0.003	-0.001	-0.003	-0.002	0.001
5	-0.003	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.001
6	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	-0.001
7	0.002	-0.002	0.000	-0.001	0.000	0.001
8	-0.002	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
9	0.001	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000
10	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

<그림 11> 충격반응 함수 결과



5) 분산분해

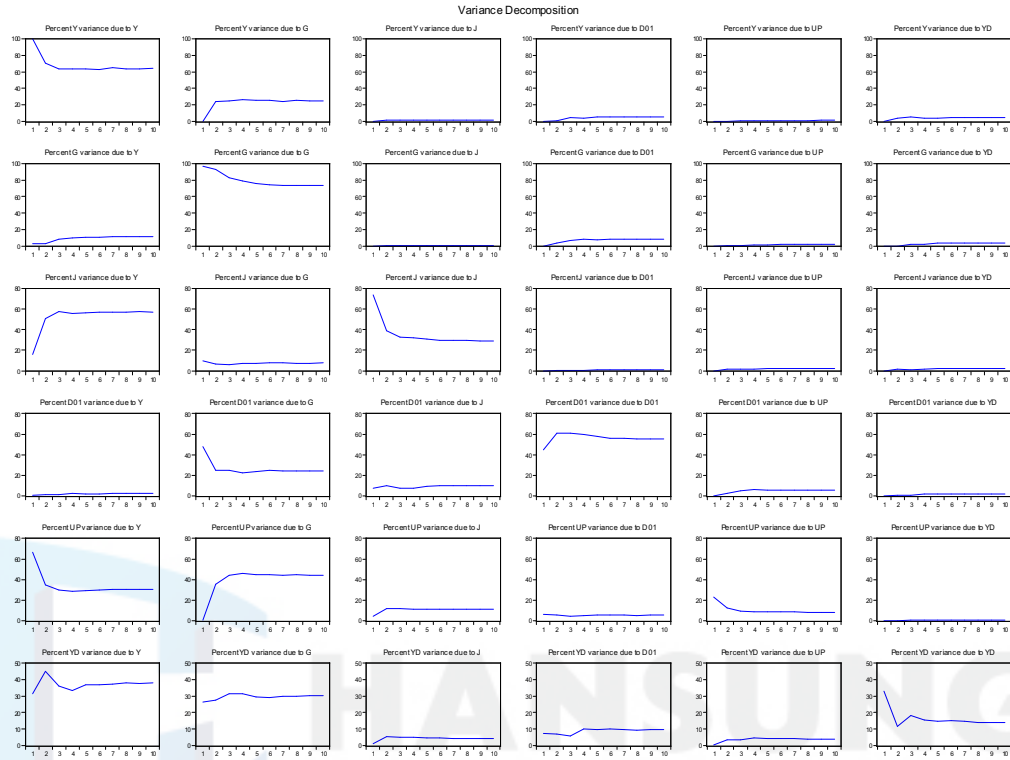
연체율은 예대율의 예측오차에 대해 1개월 후 31.522%에 설명되며, 2개월 후 45.208%에 의해 설명된다. 시간이 지남에 따라 설명력이 증감하였고, 10개월 후에는 37.991%로 설명된다. 금리는 예대율의 예측오차에 대해 1개월 후 26.457%에 설명되며, 2개월 후 부터는 설명력이 증감하였고, 10개월 후에는 30.203%로 설명된다. 전산업생산지수는 예대율의 예측오차에 대해 1개월 후 1.226%에 의해 설명되고, 2개월 후에는 5.398%에 의해 설명된다. 이후 3개월부터는 점차 감소하여 10개월 후에는 4.145%에 의해 설명된다. 신용대출건수는 예대율의 예측오차에 대해 1개월 후 7.361%에 의해 설명되고, 2개월 후에는 6.852%, 3개월 후에는 5.875%로 설명력이 점차 감소하였다. 그러나 4개월에 10.123%로 설명되며 이후 점차 감소하여 10개월 후에는 9.808%로 설명된다. 기업실사지수는 예대율의 예측오차에 대해 1개월 후 0.317%로 설명되나, 이후 점차 증가하여 10개월에는 3.962%로 설명된다. 예대율의 예측오차는 자기 자신인 예대율에 의해 1개월 후 33.116%에서 이후 감소하여 10개월 후에는 13.891%에 의해 설명된다.

따라서 예대율의 예측오차 설명력은 연체율, 금리, 예대율, 신용대출건수, 전산업생산지수, 기업실사지수의 순서로 높게 나타났다.

<표 11> 동태적 영향에 대한 분산분해

Period	S.E.	연체율	금리	전산업 생산지수	신용 대출건수	기업 실사지수	예대율
1	0.006	31.522	26.457	1.226	7.361	0.317	33.116
2	0.010	45.208	27.424	5.398	6.852	3.481	11.638
3	0.011	36.164	31.605	4.841	5.875	3.333	18.183
4	0.012	33.550	31.653	4.808	10.123	4.520	15.346
5	0.013	36.988	29.498	4.505	9.889	4.316	14.804
6	0.013	36.794	29.106	4.551	9.977	4.333	15.239
7	0.013	37.370	29.770	4.343	9.778	4.171	14.567
8	0.014	38.237	29.885	4.242	9.464	4.026	14.146
9	0.014	37.706	30.392	4.162	9.791	3.985	13.966
10	0.014	37.991	30.203	4.145	9.808	3.962	13.891

<그림 12> 동태적 영향에 대한 분산분해



4.2 분기별 자료

4.2.1 기술통계량

본 연구에서 2014년 1분기에서 2016년 2분기까지 분기별 자료를 사용하였다. 씨티은행의 연체율 평균 0.85를 나타내며, 당기순이익 평균은 692억 원을 나타내고 신용대출잔액은 68,900억 원을 나타낸다. 하나은행의 연체율 평균 0.9를 나타내며, 당기순이익 평균은 2,110억 원을 나타내고 신용대출잔액은 344,000억 원을 나타낸다. 국민은행의 연체율 평균 0.95를 나타내며, 당기순이익 평균은 2,740억 원을 나타내고 신용대출잔액은 663,000억 원을 나타낸다. 신한은행의 연체율 평균 0.85를 나타내며, 당기순이익 평균은 3,820억 원을 나타내고 신용대출잔액은 555,000억 원을 나타낸다. 스탠다드차타드은행의 연체율 평균 1.33를 나타내며, 당기순이익 평균은 439억 원을 나타내고 신용대출잔액은 62,600억 원을 나타낸다. 우리은행의 연체율 평균 1.34를 나타내며, 당기순이익 평균은 2,540억 원을 나타내고 신용대출잔액은 597,000억 원을 나타낸다. 기간 동안 하나은행의 연체율(0.41)이 제일 낮았으며, 스탠다드차타드 은행의 연체율(3.28)이 제일 높았다. 연체율 편차는 스탠다드 차타드 은행(0.83)이 가장 컸으며, 씨티은행의 연체율편차(0.22)의 폭이 가장 적었다. 기간 내 우리은행의 당기순이익(-6,910억 원) 가장 낮았으며, 국민은행의 당기순이익(8,590억 원)이 제일 높았다.

<표 12>는 2014년 1분기부터 2016년 2분기까지의 각 은행별 연체율, 당기순이익, 신용대출잔액의 기술통계량을 나타낸다.

<표 12> 각 은행별 기술통계량

		최소값	최대값	평균	표준편차
씨티은행	연체율(%)	0.460	1.440	0.852	0.224
	당기순이익(억 원)	-749	2,050	692	534
	신용대출잔액(억 원)	57,000	78,600	68,900	7,340
하나은행	연체율(%)	0.410	2.360	0.901	0.437
	당기순이익(억 원)	-3050	5,030	2,110	1,680
	신용대출잔액(억 원)	285,000	608,000	344,000	94,900
국민은행	연체율(%)	0.430	1.520	0.950	0.319
	당기순이익(억 원)	-3470	8,590	2,740	2,740
	신용대출잔액(억 원)	531,000	788,000	663,000	52,600
신한은행	연체율(%)	0.440	1.540	0.853	0.318
	당기순이익(억 원)	737	7,860	3,820	1,620
	신용대출잔액(억 원)	481,000	701,000	555,000	55,100
스탠다드 차타드 은행	연체율(%)	0.480	3.280	1.331	0.827
	당기순이익(억 원)	-3770	2,110	439	1,020
	신용대출잔액(억 원)	45,500	76,000	62,600	8,760
우리은행	연체율(%)	0.740	1.970	1.336	0.326
	당기순이익(억 원)	-6910	7,650	2,540	2,420
	신용대출잔액(억 원)	529,000	660,000	597,000	31,400

4.2.2 패널회귀분석

1) Pooled OLS

2008년 1분기부터 2016년 2분기까지 각 변수들의 Pooled OLS를 추정하였다. 종속변수를 예대율로 하고 독립변수를 연체율, 당기순이익, 신용대출잔액으로 한 Pooled OLS 추정결과는 <표 13>과 같다.

분석결과, 연체율이 1% 증가할 때마다 예대율은 -0.007만큼 증가하고, 당기순이익이 1억 원 증가할 때마다 예대율은 0.001증가하고, 신용대출잔액이 한 단위 증가할 때마다 예대율은 0.001증가한다.

<표 13> Pooled OLS (종속변수 예대율)

변수	추정계수	표준오차	t통계량	확률(p)
상수	0.029	0.011	2.570	0.011
연체율	-0.007	0.007	-1.010	0.314
당기순이익	0.001	0.000	3.770	0.000
신용대출잔액	0.001	0.000	8.350	0.000

주: $R^2=0.370$ $F(3,200)=39.150$ $P=0.000$

2008년 1분기부터 2016년 2분기까지 각 변수들의 Pooled OLS를 추정하였다. 종속변수를 연체율로 하고 독립변수를 예대율, 당기순이익, 신용대출잔액으로 설정하였다. 분석결과, 예대율이 1% 증가할 때마다 연체율은 -0.696만큼 증가하고, 당기순이익이 1억 원 증가할 때마다 연체율은 -0.001증가하고, 신용대출잔액이 한 단위 증가할 때마다 연체율은 0.001증가한다.

<표 14> Pooled OLS (종속변수 연체율)

변수	추정계수	표준오차	t통계량	확률(p)
상수	1.050	0.082	12.680	0.000
예대율	-0.696	0.689	-1.010	0.314
당기순이익	-0.001	0.001	1.610	0.110
신용대출잔액	0.001	0.001	2.220	0.028

주: $R^2=0.033$ $F(3,200)=2.300$ $P=0.079$

2008년 1분기부터 2016년 2분기까지 각 변수들의 Pooled OLS를 추정하였다. 종속변수를 당기순이익으로 하고 독립변수를 예대율, 연체율, 신용대출잔액으로 한 Pooled OLS 추정결과는 <표 13>과 같다. 분석결과, 예대율과 신용대출잔액은 5% 유의수준에서 종속변수 당기순이익과 유의함을 나타낸다.

<표 15> Pooled OLS (종속변수 당기순이익)

변수	추정계수	표준오차	t통계량	확률(p)
상수	71.371	11.143	6.410	0.000
예대율	276.890	73.423	3.770	0.000
연체율	-12.411	7.726	-1.610	0.110
신용대출잔액	0.158	0.079	2.020	0.045

4.2.3 패널 VECM 분석

1) 단위근 검정

예대율과 신용대출잔액의 모든 기간 동안 LLC, IPS, ADF-Fisher 그리고 PP-Fisher의 패널 단위근 검정 수준변수에서 모두 귀무가설을 기각하지 못하였고, 1차 차분 후에 귀무가설을 기각하여 자료의 비정상적임을 확인하였다. 그러나 당기순이익의 패널 단위근 검정에는 수준변수에서 귀무가설을 기각하였다.

<표 19> 패널 단위근 검정

변수	유형	공통 단위근 과정	개별 단위근 과정			
		LLC (T-stat)	IPS (W-stat)	ADF-Fisher (Chi-square)	PP-Fisher Chi-square	
예대율	수준변수	-0.558 (-0.288)	-2.307* (-0.010)	26.477* (-0.001)	40.780* (0.000)	
	1차차분	-6.823* (0.000)	-10.181* (0.000)	106.539* (0.000)	136.115* (0.000)	
연체율	수준변수	-0.794 (-0.213)	-0.780 (-0.217)	13.696 (-0.32)	34.478* (-0.001)	
	1차차분	-4.491 (0.000)	-5.997* (0.000)	57.903* (0.000)	173.580* (0.000)	
당기순이익	수준변수	-7.057* (0.000)	-6.087* (0.000)	59.605* (0.000)	103.104* (0.000)	
	1차차분	-11.763* (0.000)	-12.557* (0.000)	133.914* (0.000)	112.032* (0.000)	
신용대출 잔액	수준변수	5.185 (-1.000)	5.695 (-1.000)	0.526 (-1.000)	2.549 (-0.998)	
	1차차분	-2.817* (-0.002)	-4.264* (0.000)	40.916* (0.000)	113.721* (0.000)	

주: *5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

2) 공적분 검정

변수들 간에 Pedroni와 Johansen-Fisher패널 공적분 검정결과를 보여주고 있다. 전 기간동안 Pedroni 검정에서는 Panel v -Statistic를 제외한 나머지 6개의 검정통계량에서 ‘공적분은 존재하지 않는다’라는 귀무가설을 기각하였고, 공적분이 존재한다는 것으로 실증분석 되었다.

또한 Johansen-Fisher패널 공적분 검정에서는 trace와 maximum-eigenvalue 검정에서 모든 가설을 기각함으로서 각 변수 간에 최대 3개 이상의 공적분이 존재함을 보여주고 있다.

<표 20> 패널 공적분 검정

패널 공적분 검정	검정통계량	통계치
Pedroni (H_0 : No coint)	Panel V -Statistic	-1.503 (0.934)
	Panel ρ -Statistic	-2.930 (0.002)*
	Panel PP-Statistic	-5.293 (0.000)*
	Panel ADF-Statistic	-3.478 (0.000)*
	Group ρ -Statistic	-3.146 (0.001)*
	Group PP-Statistic	-6.879 (0.000)*
	Group ADF Statistic	-3.711 (0.000)*
Johansen-Fisher		
1)가설(H_0)화된 공적분 방정식의 수: 없음	Trace검정	138.30 (0.000)*
	Max-eigen검정	73.320 (0.000)*
2)가설(H_0)화된 공적분 방정식의 수: 최대 1개	Trace검정	80.260 (0.000)*
	Max-eigen검정	33.620 (0.000)*
3)가설(H_0)화된 공적분 방정식의 수: 최대 2개	Trace검정	61.940 (0.000)*
	Max-eigen검정	34.640 (0.000)*
4)가설(H_0)화된 공적분 방정식의 수: 최대 3개	Trace검정	60.270 (0.000)*
	Max-eigen검정	60.270 (0.000)*

주: ()는 P-값, *는 5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

주: H_0 는 귀무가설, coint는 cointegration의 약어, CE는 cointegrating equation

3) 인과관계 검정

VAR 모형 또는 VECM모형을 추정하기에 앞서 그랜저 인과관계검정을 실행하였다. <표 21>은 그랜저 인과관계 검정 결과를 나타낸다.

분석결과, 연체율은 당기순이익을 인과하고, 당기순이익도 연체율을 인과하므로 당기순이익과 연체율은 상호 외생적이다. 연체율은 신용대출잔액을 인과하지 못하였으나, 신용대출잔액은 연체율을 인과하였다. 당기순이익은 신용대출잔액을 인과하지 못하였고, 당기순이익도 신용대출잔액을 인과하지 못하였다. 즉, 원인변수 당기순이익은 결과변수 연체율을 10%유의수준에서 인과하였다. 원인변수 신용대출잔액은 연체율을 5%유의수준에서 인과하였다. 원인변수 연체율은 당기순이익에 5%유의수준에서 인과하였다. 즉, 당기순이익과 연체율은 10%의 유의수준에서 양방향 인과관계를 가지는 것으로 나타난다. 또한 최종목적변수는 연체율이기 때문에 신용대출잔액, 당기순이익, 연체율 순서대로 외생적이게 된다.

<표 21> 패널 그랜저 인과관계 검정

결과변수	원인변수			
	연체율	예대율	당기순이익	신용대출잔액
연체율		0.003 (-0.957)	3.052 (-0.082)	6.820* (-0.01)
예대율	0.02 (-0.887)		0.042 (-0.838)	0.659 (-0.418)
당기순이익	5.701* (-0.017)	8.669* (-0.003)		0.556 (-0.456)
신용대출잔액	1.169 (-0.28)	3.196 (-0.075)	2.452 (-0.118)	

주: *5% 유의수준에서 유의함을 나타낸다.

4) 충격반응 함수

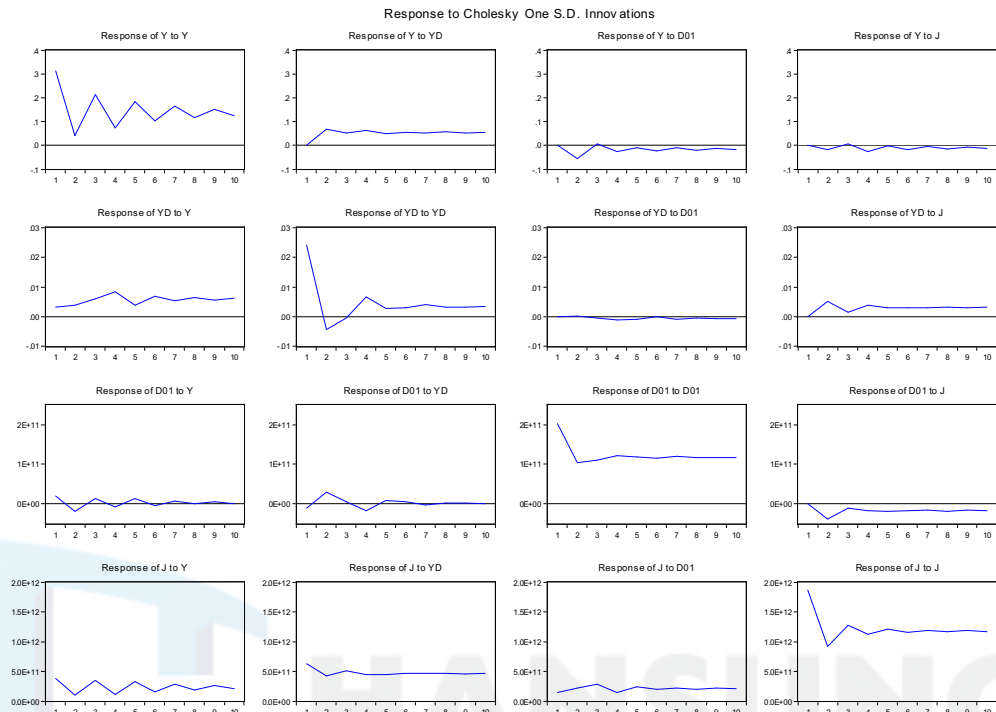
앞서 실행했던 인과관계 검정의 결과에 따라 공적분관계가 존재하므로 VECM으로 분석하였다. 충격반응함수를 통하여 10기간 동안 각 변수들의 1단위의 충격이 가해지면 시간이 지남에 따라 서로에게 어떠한 영향을 끼치는지 살펴보았다.

분석 결과, 연체율이 한 단위 상승하면 예대율은 양(+)으로 반응한다. 신용대출잔액이 1단위 표준편차만큼 상승하면 예대율은 양(+)으로 반응한다. 당기순이익이 1단위 표준편차만큼 상승하면 1분기에는 음(-)으로 반응하였으나, 2분기에는 양(+)으로 반응한다. 다시 3분기에 음(-)으로 전환하였으나, 6분기에 양(+)으로 반응하였고, 7분기부터 다시 음(-)으로 전환하였다.

<표 22> 충격반응함수

Period	연체율	신용대출잔액	당기순이익	예대율
1	0.003	0.008	-0.002	0.023
2	0.004	0.004	0.000	-0.006
3	0.006	0.001	-0.001	-0.001
4	0.008	0.006	-0.002	0.005
5	0.004	0.004	-0.001	0.002
6	0.007	0.004	0.000	0.002
7	0.005	0.004	-0.001	0.003
8	0.006	0.004	-0.001	0.002
9	0.006	0.004	-0.001	0.002
10	0.006	0.004	-0.001	0.002

<그림 13> 충격반응 함수 결과



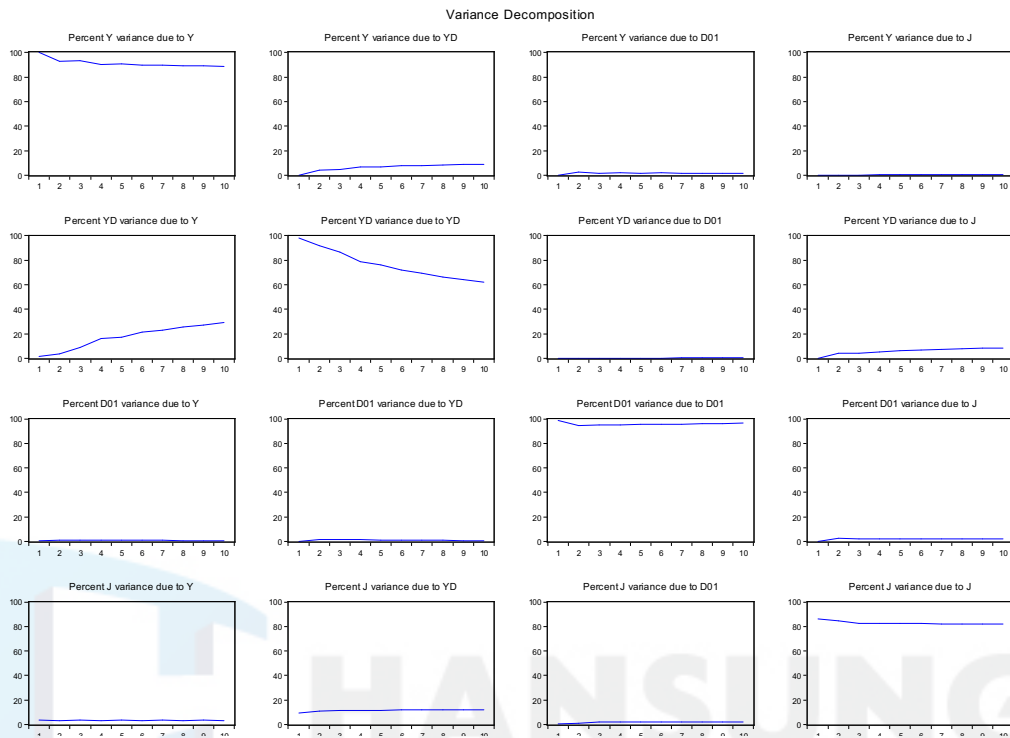
5) 분산분해

연체율은 예대율의 예측오차에 의해 1분기 후 1.702%에서 점차 증가하여 10분기 후에는 29.083%로 설명된다. 신용대출잔액은 예대율의 예측오차에 의해 1분기 후 9.816%에서 점차 증가하여 10분기 후에는 16.827%로 설명된다. 당기순이익은 예대율의 예측오차에 의해 1분기 후 0.482%에서 점차 증가하여 10분기 후에는 1.147%로 설명된다. 예대율의 예측오차는 자기 자신인 예대율에 의해 1분기 후 88%에서 이후 점차 감소하여 10분기 후에는 52.944%로 설명된다. 따라서 예대율의 예측오차 설명력은 예대율, 연체율, 신용대출잔액, 당기순이익 순서로 높게 나타난다.

<표 23> 동태적 영향에 대한 분산분해

Period	S.E.	연체율	신용 대출잔액	당기순이익	예대율
1	0.024	1.702	9.816	0.482	88.000
2	0.026	3.946	10.885	0.439	84.730
3	0.026	8.840	10.526	0.473	80.160
4	0.029	16.004	12.627	0.765	70.603
5	0.029	17.229	13.703	0.927	68.141
6	0.030	21.204	14.285	0.884	63.628
7	0.031	22.952	15.069	1.034	60.944
8	0.032	25.484	15.735	1.063	57.718
9	0.033	27.132	16.305	1.113	55.450
10	0.034	29.083	16.827	1.147	52.944

<그림 14> 동태적영향에 대한 분산분해



V. 결론

본 연구는 2008년 1분기에서 2016년 2분기까지의 월별 자료와 2014년 1분기에서 2016년 2분기까지의 분기별 자료를 이용하여 기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향을 분석하였다.

월별 자료에서는 상관계수를 통해 각각의 설명변수들이 종속변수인 예대율과 유의한 상관관계가 존재하는 지 분석한 후, 다중회귀분석을 통해 각각의 변수들이 종속변수에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 동태적 분석을 위해서 VECM을 이용하여 분석하였다.

분기자료는 패널자료로서 연체율과 예대율을 종속변수로 하고 독립변수인 당기순이익과 신용대출잔액의 Pooled OLS모형으로 분석하였다. 또한, 이분산성 검정과 자기상관검정을 실행한 후 GLS모형으로 분석하여 Pooled OLS와의 설명력을 비교하였다. 마지막으로 패널VAR모형 또는 패널VECM모형을 이용하여 기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향을 분석하였다.

월별 자료를 이용한 분석에서 종속변수를 예대율로 설정한 후 회귀분석을 실행한 결과, 유의확률 5% 수준에서 연체율과 금리가 각각 1% 상승하면 예대율은 0.051%, 0.042%만큼 증가하였다. 종속변수를 연체율로 설정한 회귀분석 결과에서는 유의확률 5% 수준에서 예대율이 1% 증가하면 연체율은 9.246% 증가하고, 기업실사지수가 한 단위 증가하면 연체율 0.587% 증가하고, 기술신용 대출건수가 한 건 증가하면 연체율은 0.240% 증가하였다. VECM 모형에서는 연체율, 금리, 예대율, 기술신용 대출건수, 전산업생산지수, 기업실사지수의 순서로 설명력이 높은 것으로 나타났으며, 단기와 장기에 연체율의 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다.

2014년 1분기부터 2016년 2분기까지 분기별 자료에서 종속변수를 연체율로 설정 후 분석한 결과, 5% 유의수준에서 당기순이익이 1억 원 증가할 때마다 연체율은 -0.001% 증가한다. 종속변수를 예대율로 지정하고 GLS모형을 분석한 결과, 5% 유의수준에서 당기순이익이 1억 원 증가하면, 예대율은 변화가 없었다. 신용대출잔액이 1억 원 증가하면, 연체율은 0.001% 증가한다. VECM 모형에서는 예대율, 연체율, 신용대출잔액, 당기순이익 순서로 설명력

이 높은 것으로 나타났으며, 단기와 장기에 예대율의 설명력이 가장 높게 나타났다.

본 논문은 기술금융이 은행의 성과에 미치는 영향을 살펴보았다. 고용없는 성장이 지속되고 있는 경제 상황 속에서 지식서비스 산업의 생산성이 지속적으로 증가하고 있다. 정부는 지식서비스 사업을 국가 주력사업으로 인지하고, 중소벤처기업 육성에 박차를 가해야 할 것이다. 자금조달에 있어서 구체적이고 체계적인 정책지원이 필요하며, 양적 부분에서 이루어 온 성과만큼 질적인 면에서도 대책이 필요하다. 그리고 향후 각 은행들은 기술 평가 시 외부기관과 내부 평가기준을 활용함에 있어서 장기적으로 생각해 볼 문제인 것으로 보인다.



참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 김규성. (2010). 기업경기실사지수의 통계적 성질 고찰. 『응용통계연구』, 23(2), 263-274.
- 김동일. (2011). 『EIEWS를 이용한 계량경제 분석』, 서울: Philosophy&Art.
- 김보례. (2015). 패널 VAR를 이용한 부가가치 기준 무역과 경제성장과의 인과 관계 분석. 『국제통상연구』, 20(1), 137-147.
- 김시언, 김상봉 (2013). 카드이용이 세수확보에 미치는 영향. 『신용카드리뷰』, 7(2), 19-35.
- 김흥기. (2005). 『외국인 직접투자의 기술혁신 효과에 대한 실증분석 : 불안정 적 패널자료를 이용하여』. 서울: 과학기술정책연구원.
- 남준우, 이한식. (2013). 『계량경제학』, 서울: 홍문사.
- 민인식, 최필선. (2013). 『STATA 패널 데이터 분석』, 서울: (주)지필미디어.
- 민인식, 최필선. (2013). 『STATA 시계열 데이터 분석』, 서울: (주)지필미디어.
- 민인식, 최필선. (2013). 『STATA 고급 패널데이터 분석』, 서울: (주)지필미디어.
- 박헌수, 전해정. (2012). 주택시장과 거시경제변수 요인들 간의 동태적 상관관계 분석. 『주택연구』, 20(2), 125-147.
- 배진성. (2014). 통화정책과 지역별 주택가격 사이의 장기 관계 : 패널 공적분 기법에 의한 분석. 『지역개발연구』, 46(1), 19-34.
- 이병락. (2011). 다중회귀모형. 수록처: 『계량경제학』, (162-196), 서울: (주)시그마프레스.
- 이젠타, 김상봉. (2016). 수출입 중소기업의 기술금융에 관한 연구 : 한국수출입 은행 지원기업을 중심으로. 『한국디지털정책학회』, 14(10), 11-20.

이재필. (2014). 『중소기업 혁신 촉진을 위한 기술금융 지원 확대 방안: 기술 보증기금의 지식서비스산업 지원제도 개선을 중심으로』, 부경대학교 대학원 석사학위논문.

정균오, 임응순. (2014). 기업의 복리후생비 지출과 경영성과 간의 관계분석 : KOSPI 기업을 중심으로. 『한국산학 기술학회』, 15(10), 6030-6034.

조이운. (2016). 『전세시장의 구조에 관한 연구 : 전세가격 상승기를 중심으로』, 한성대학교 대학원 박사학위논문.

차경화, 김성욱, 김정훈, 박미연, 공정식. (2015). 다중회귀분석 및 Markov Chain을 통한 항만시설물의 상태열화모델 개발. 『한국전산구조공학 회』, 28(5), 232-233.

허수진. (2013). 『패널회귀분석을 이용한 연근해어업 생산함수 추정』, 부경대학교 대학원 석사학위논문.

금융감독원, 『금융통계정보시스템』. 각 연도.

신한금융지주, 『경영실적 현황』. 각 분기.

우리금융지주, 『실적발표』. 각 분기.

한국씨티은행, 『은행계정 대차대조표』. 각 분기.

한국은행, 『경제통계시스템』. 각 연도.

통계청, 『국가통계포털』. 각 연도.

KB금융지주, 『주식회사 KB금융지주 분기 재무제표』. 각 분기.

KEB하나은행, 『감사보고서』. 각 분기.

SC제일은행, 『재무제표에 대한 감사보고서』. 각 분기.

ABSTRACT

Effects of technology financing on bank performance

Kim, Eum-Mi

Major in Real Estate Economics

Dept. of Economics

The Graduate School, Hansung University

Technology financing presently plays an important role in vitalizing the creative economy while facilitating innovation in the knowledge service industry. Accordingly, the government has been attempting to improve the performance of technology financing, and as a result, performance has increased by more than 25 times. However, such high performance has had minimal influence on bank performance.

The present study analyzed the influence of technology financing on bank performance using monthly data from the first quarter of 2008 through the second quarter of 2016 and quarterly data from the first quarter of 2014 through the second quarter of 2016. For the analysis using monthly data, the default rate and loan-to-deposit ratio were set as dependent variables, and the index of the entire industrial product, business survey index, interest rate, and the number of small and medium size business loans were set as independent variables. Regression analysis results, after setting the loan-to-deposit ratio as the dependent variable, showed that when the default rate and interest rate increased by 1%, the loan-to-deposit ratio increased by 0.051% and 0.042%, respectively, at the 5% significance level. With the default rate set as the dependent variable, regression

analysis results revealed that when the loan-to-deposit ratio increased by 1%, the default rate increased by 9.246%, when the business survey index increased by one unit, the default rate changed by -0.587%, and when the number of credit loans increased by one, the default rate changed by -0.240% at the 5% significance level. The Vector Error Correction Model (VECM) showed that the short- and long-term default rates had the highest explanatory power, followed by interest rate, loan-to-deposit ratio, number of credit loans, and the index of the entire industrial product.

Panel data for each bank were used for the quarterly data. The default rate and loan-to-deposit ratio were set as the dependent variables, and current net income and credit loan balance were set as the independent variables. Regression analysis results with the default rate set as the dependent variable showed that when the credit loan balance increased by one hundred million KRW, the default rate increased by 0.001% at the 5% significance level. Regression analysis results with the loan-to-deposit ratio as the dependent variable revealed that when the net profit and the credit loan balance increased by one hundred million KRW respectively, the loan-to-deposit ratio increased by 0.001%. Regression analysis results with the net profit set as the dependent variable showed that when the loan-to-deposit ratio increased by 1%, the net profit increased by 27.7billion KRW, and when the credit loan balance increased by one hundred million KRW, the net profit increased by 15.8million KRW. The VECM model showed that the short- and long-term loan-to-deposit ratio has the highest explanatory power, followed by the default rate, credit loan balance, and net profit.

Keywords : technology financing, number of credit loans, VECM, panel VECM