

금융기관 대출행태지수로 대출금리를 예측할 수 있는가?

Can the Lending Practices Index Forecast Interest Rates of Financial Institutions?

임재만*

Jae Man Lim

이 논문에서는 한국은행의 대출행태 서베이 결과로 대출금리를 예측할 수 있는지 여부를 검토했다. 대출금리는 자금에 대한 공급과 수요에 의해 결정된다. 대출행태 서베이에는 금융기관의 대출태도와 대출수요, 신용위험에 대한 실적과 전망에 대한 평가와 판단이 포함된다. 대출태도는 자금공급을, 자금수요는 대출수요와 신용위험에 반영되어 있다. 그리고 CD금리는 금융기관이 대출금리를 결정할 때 기준금리를 활용하여 왔다.

대출행태 서베이 조사대상의 비밀관성 문제로 2002년 1/4분기부터 2010년 3/4분기까지 자료를 활용한다. 대기업, 중소기업, 가계, 주택담보의 범주별 시계열 자료에 대한 패널분석과 예측오차 분석을 통해 다음과 같은 결론을 얻었다. 첫째, 대출행태지수는 실제 대출금리를 어느 정도 설명하고 있다고 할 수 있으나, 설명력이 충분히 높지 않았으며, CD금리를 독립변수에 포함한 경우 대출행태지수의 대출금리에 대한 설명력은 향상되었다. 둘째, 추정모형의 추정오차율은 대기업과 중소기업에서는 낮은 편이었으나, 가계와 주택담보에서는 비교적 높게 나타났다. 단일시계열 모형으로 예측한 차입자별 대출금리가 실제 대출금리를 더 잘 설명하고 있다. 이상의 결과에서 금융기관의 대출행태지수는 대출금리 예측에 있어서는 그 유용성이 인정되기 어렵다.

국문 색인어: 대출행태지수, 이자율결정모형, 예측오차분석

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030602

* 세종대학교 산업대학원 부동산학과 부교수(limjaeman@sejong.ac.kr)

논문 투고일: 2011. 07. 06, 논문 최종 수정일: 2011. 08. 13, 논문 게재 확정일: 2011. 08. 31

I. 서 론

한국은행은 금융기관의 대출행태에 대해 매 분기마다 조사하여 그 결과를 대출행태지수로 작성하여 발표하고 있다. 금융기관의 대출행태는 곧 대출규모와 대출금리에 영향을 미친다고 할 수 있다. 대출금리는 대출자금에 대한 수요와 공급의 상호작용에 의해 결정된다. 대출수요란 기업의 설비투자와 가계의 주택마련과 생활자금에 대한 수요이며, 대출공급은 은행이 이윤극대화를 위해 예금이나 채권, CD발행 등을 통해 확보하여 운용하는 자산 중 가장 큰 비중을 차지한다. 한국은행의 대출행태지수가 이러한 대출공급과 금융기관이 평가한 대출수요, 차입자의 신용상태를 반영하고 있어서 대출금리나 대출규모에 영향을 미치는지, 즉 그 유용성 여부를 검토할 필요가 있다¹⁾.

고전파 경제학자들은 실물저축(자금공급)과 실물투자(자금수요)가 균형을 이루는 점에서 금리가 결정된다고 보았다. 케인즈는 금리를 유동성을 포기한 대가로 실물부문과 무관한 통화적 현상이라고 주장한다. 고전학파와 케인즈의 주장을 통합한 통화적 자금대출설에 따르면 대출자금 공급은 저축과 통화공급 증가로 이루어지고 대출자금 수요는 투자와 통화수요 증가로 이루어진다. 또한 미시적으로 기업의 이윤극대화 이론을 은행에 적용하면, 은행은 대출과 현금보유의 합이 예금을 초과할 수 없으며 노동과 자본 등 생산요소 투입량의 제약 하에 대출금리 수익에서 예금이자 지급, 자산선택 비용, 금융중개서비스 비용 등을 뺀 기대이윤의 극대화를 추구하여 대출금리를 결정한다.

이상의 논의를 종합하면 은행의 대출금리 결정에는 경기동향, 기업 및 가계의 자금수요, 통화공급 규모, 물가상승률 등 거시적인 요인과 은행의 자금조달비용, 신용위험과 기간위험, 담보, 대출시장의 경쟁구조 등의 미시적인 요인도 복합적으로 작용한다(임호열, 2006). 은행은 일반적으로 기준금리에 만기, 차입자의 신

1) 대출행태는 대출규모에도 영향을 미칠 것으로 예상되는 한편, 대출규모가 대출금리에도 영향을 미칠 것으로 예상되나, 대출액 변동에 대한 패널분석 결과 고정효과나 확률 효과가 없는 것으로 나타나 합동OLS로 추정할 수 있으며, \bar{R}^2 도 12.45%로 비교적 낮게 나타났다.

용도나 담보물의 가치에 따라 가산금리를 더하는 방식으로 금리를 결정한다. 기준금리는 거시경제 요인에 의해 결정되지만, 가산금리는 미시적 요인에 의해 결정된다. 따라서 대출금리는 거시적인 요인과 미시적 요인이 모두 영향을 미친다고 할 수 있다.

대출금리에 영향을 미치는 거시적 요인과 미시적 요인이 모두 포함된 통계가 금융기관의 대출행태지수라고 할 수 있다. 한국은행이 분기마다 시중은행을 대상으로 조사한 이 통계는 금융기관의 대출태도와 대출수요, 차주의 신용위험에 대한 금융기관의 상태와 인식을 반영하고 있다. 1999년 1/4분기부터 조사·작성하기 시작한 이 통계가 실제 대출시장 상황, 즉 대출금리 수준을 잘 설명할 수 있는지 살펴볼 필요가 있다²⁾.

이 논문은 대출금리에 영향을 주는 여러 요인을 종합적으로 반영하고 있다고 판단되는 은행의 대출행태지수와 실제 실행된 대출금리가 어떤 관계가 있는지 살펴보고자 한다. 이 논문은 2장에서 은행의 대출행태나 금리결정행위와 관련된 선행연구를 검토한다. 3장에서는 연구자료와 모형에 대해 언급하고, 4장에서는 실증결과를 제시한다. 5장에서는 연구의 결론을 기술한다.

II. 선행연구 검토

금융기관의 대출행태에 관한 연구는 많지 않다. 최장봉(1900)은 대출금리가 균형금리보다 낮은 만성적인 대출초과수요상태에서는 은행의 대출과 유가증권투자가 대체관계에 있으며, 은행은 자금운용규모 중 유가증권투자 비중을 높이는 것을 선호한다고 보고했다. 이영수(1996)는 1990년대 초 대출증가율 둔화 원인을 분석한 결과 부실채권 비율 증가와 기업의 자금차입조건 악화가 예상과 달리 예대마진율과 대출금리 축소로 나타난다고 보고했다. 장웅수(2003)는 은행의 신용

2) 대출행태지수의 조사대상기관, 자료의 범주 구분 등의 일관성 문제로 연구자료는 2002년 1/4분기부터로 한정했다.

경색 현상과 도덕적 해이 현상의 존재여부를 규명하기 위해 차입자의 신용위험, 은행의 재무건전성 악화, 그리고 두 변수의 상호작용이 기업대출행태에 미친 영향을 분석했다. 서상원(2006)은 바젤 II 도입이 은행의 대출행태 변화에 미치는 영향을 차주의 신용도와 경제 부문 간 대체효과를 고려한 모형을 설정해 분석했다. 한 부문에서만 발생한 신용도 충격이 은행대출에 미치는 영향은 BIS협약에서는 신용도 충격이 발생한 부문에서 신용도 충격이 발생하지 않은 부문으로 은행대출 규모가 이동하여 전체 대출규모에는 변화가 없는 반면, Base II에서는 신용도 충격이 발생한 부문과 그렇지 않은 부문 간 대출규모 이동방향이 확정적이지 않고 전체 대출규모가 변한다. 임철순·최종범(2008)은 바젤 II 도입으로 은행이 최소 자기자본규모를 산정할 때 차입기업의 신용도에 따라 위험가중치를 차등 적용하므로 은행이 경기 침체시 대출을 축소하고 호황시 대출을 확대하는 경기순응성의 대출행태를 보일 가능성에 대해 분석한 결과, 중소기업에 대한 은행대출의 경기순응성이 우려할 만큼 높지 않았다고 보고했다.

한편, Gambacorta(2008)는 은행산업을 과점상태라고 가정할 때, 은행의 금리결정에 영향을 미치는 요인에 대해 다음과 같이 경로를 나누어 설명하고 있다. 첫째, 대출과 예금 수요, 실질 GDP, 인플레이션은 대출금리에는 정(+)¹⁾의 영향을, 예금금리에는 부(-)²⁾의 영향을 미친다. 둘째, 차입자 선별, 감시, 지점운영경비 등 은행의 운영 경비는 대출금리에는 정(+)³⁾의 영향을, 예금금리에는 부(-)⁴⁾의 영향을 미치며, 대출금리는 신용 포트폴리오의 위험도에 따라 달라지며, 이자율의 변동성이 증가하면 대출금리와 예금금리를 상승시킨다. 셋째, 은행 금리는 지급준비액에 관한 화폐 정책에 직접 영향을 받는다(이자율채널(interest rate channel)). 넷째, 자본조달 비용의 상승은 은행의 개별 특성에 따라 은행에 미치는 영향이 다르다. 은행간 이질성이 은행금리에 미치는 영향을 은행대출채널(bank lending channel)과 은행 자본채널(bank capital channel)로 나누어 살펴볼 수 있다. 은행대출채널은 통화 정책이 강화되면 지급준비율이 낮아져도 무보증 CD나 채권의 발행과 자산처분을 통해 낮아진 지급준비액만큼 자본을 조달할 수 없기 때문에 은행금리에 영향을 미친다는 주장이다. 은행 자본채널은 은행 자산은 전형적으로 부채보다 만기가

더 길다는 사실에 기초한다. 시장이자율이 상승하면 기존 대출의 일부분이라도 예금과 관련하여 재협상이 있을 수 있는데, 그러면 만기불일치로 은행에 비용이 발생하여 이윤이 낮아지고 자본확충이 필요하게 된다는 것이다. 마지막으로 산업 구조, 즉 은행의 집중도가 은행금리에 영향을 미친다. 여기에는 은행집중의 영향은 집중도가 높은 시장에서 은행은 마치 독점기업처럼 행동하는 가설(structure-performance hypothesis)과, 상대적으로 효율적인 은행이 덜 효율적인 은행을 인수하여 집중이 발생하는 가설(efficient-structure hypothesis)이 있다. 전자는 경쟁이 낮아서 스프레드가 커진다는 것이며, 후자는 관리비용 경감으로 효율성이 증대하여 스프레드가 축소된다는 가설이다. 이상의 논의를 통해 대출금리는 대출 수요와 차입자 신용상태, 대출공급(은행의 운영경비, 지급준비율, 자본조달비용, 은행의 집중도)에 의해 결정된다고 정리할 수 있다.

국내에서 대출행태지수를 이용한 선행연구는 찾아볼 수 없다. 이 논문에서 사용한 대출행태지수와 같은 조사자료에 기초한 지수를 활용한 선행연구가 다양하게 진행되고 있다. 조하현·황선웅(2009)은 국내경기, 생활형편, 취업기회, 물가수준, 금리수준에 대한 소비자의 인식을 설문조사를 통해 지수로 작성한 소비자동향조사의 전망지수가 실제로 해당 경제변수의 움직임을 예측하는데 도움이 되는지 다양한 예측기법을 적용하여 어떤 예측기법이 가장 우수한 성과를 보이는지 분석했다. 이공희(1999)는 불확실성이 증대하면 시계열모형을 이용한 경제예측에 한계가 드러나므로 경제주체의 기대를 파악할 수 있는 기업경기조사가 다음 분기의 경제성장률 예측에 도움이 되는지 살펴보았다. 이처럼 기업이나 가계에 대한 실사지수가 다양한 학술연구에 사용되고 있다는 점에서 비록 시계열이 충분하지는 않지만 금융기관의 대출행태지수의 학술적 가치에 대한 검토는 필요하다고 할 것이다.

미국의 연방준비은행은 1966년부터 은행의 고위 대출심사역을 대상으로 대출행태서베이(Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending Practices)를 실시하고 있다. Cunningham(2006)은 연방준비은행의 대출행태서베이가 대출액 증가율, 경제성장률 등의 예측에 유용한지 검토했다. Lown & Morgan(2006)은 경기순

환주기 중 경기침체기마다 대출태도를 강화한 은행 수에서 완화한 은행 수를 차감한 대출태도강화 순비중이 경기침체기 이전부터 급격히 증가했다고 기술했다. 유럽은행은 2003년 1월부터 은행 대출행태서베이를 실시하고 있다. Bondt, Peydró Scopel & Maddaloni(2010)는 은행대출행태서베이 결과가 대출규모와 GDP 성장률과 관련이 높다고 보고했다.

III. 자료와 연구모형

1. 연구자료

이 논문에서 사용하는 자료는 한국은행이 매 분기마다 조사 발표하는 금융기관 대출행태지수와 예금은행의 분기별 가중평균 대출금리다. 자료의 기간은 대출행태지수 자료의 한계로 2002년 1/4분기부터 2010년 3/4분기까지다(시점 수: 35개). 한국은행은 매 분기마다 금융기관의 대출행태를 설문조사한 결과를 발표한다. 대출행태는 대출태도³⁾, 신용위험, 대출수요⁴⁾에 대한 금융기관의 판단을 토대로 지수로 작성한 것이다. 대출행태지수는 각 항목에 대해 5개 범주로 측정하며 기준치는 0이며 100과 -100 사이에 분포한다. 5개 응답 범주는 ‘크게 완화(증가)’, ‘다소 완화(증가)’, ‘변화 없음’, ‘다소 강화’, ‘크게 강화(감소)’로 구성된다. 즉 대출행태지수는 전분기와 비교하여 대출태도와 대출수요, 신용위험의 변동 상황을 조사하여 그 결과를 지수화한 것으로 대출행태지수가 정(+)이면 완화(증가)방향을, 부(-)이면 강화(감소)방향을 의미한다. 물가지수와 같은 물가수준을 지수화한 것이므로 연구목적에 따라서는 증분 또는 변동률을 사용하는 것이 타당하지만, 대출행태지수는 지수 자체가 전분기와 비교한 변경상황을 반영하고 있기 때문에 지수 수준

3) 대출태도=(‘크게 완화’ 응답비중×1.0+‘다소 완화’ 응답비중×0.5)-(‘크게 강화’ 응답비중×1.0+‘다소 강화’ 응답비중×0.5)

4) 신용위험, 대출수요=(‘크게 증가’ 응답비중×1.0+‘다소 증가’ 응답비중×0.5)-(‘크게 감소’ 응답비중×1.0+‘다소 감소’ 응답비중×0.5)

을 그대로 분석에 사용하는 것이 적절하다.

대출태도는 대출취급기준과 대출조건 강화(완화)요인을 내부요인(자본 또는 자금포지션의 악화(개선), 리스크 수용방침의 소극화(적극화, 수익성 중시(시장점유율 제고)), 차입자요인(경기악화 또는 불확실성의 적대(감소), 차입자의 신용위험 증가(감소)), 정책요인(감독정책의 강화(완화), 통화정책의 강화(완화))을 감안한 결과다. 기업의 대출수요 요인은 운전자금 수요 변화(매출변동, 기업내부자금 변동, 여유자금 보유 필요성 변화), 시설자금 수요 변화(설비투자 변동), 시장요인(자금조달 기관 변경, 자금조달 방법 변경, 대출금리 변화)을 반영한다. 가계의 대출수요 요인은 가계소비의 변화, 개인소득의 변화, 대출금리의 변화, 주택투자의 변화를 반영한다. 기업의 신용위험은 기업수익성의 변화, 기업 채무증감, 기업 담보가치의 변화, 경기변동을, 가계의 신용위험은 실업률 증감, 가계소득의 변화, 가계 채무증감, 가계 담보가치의 변화를 반영한다.

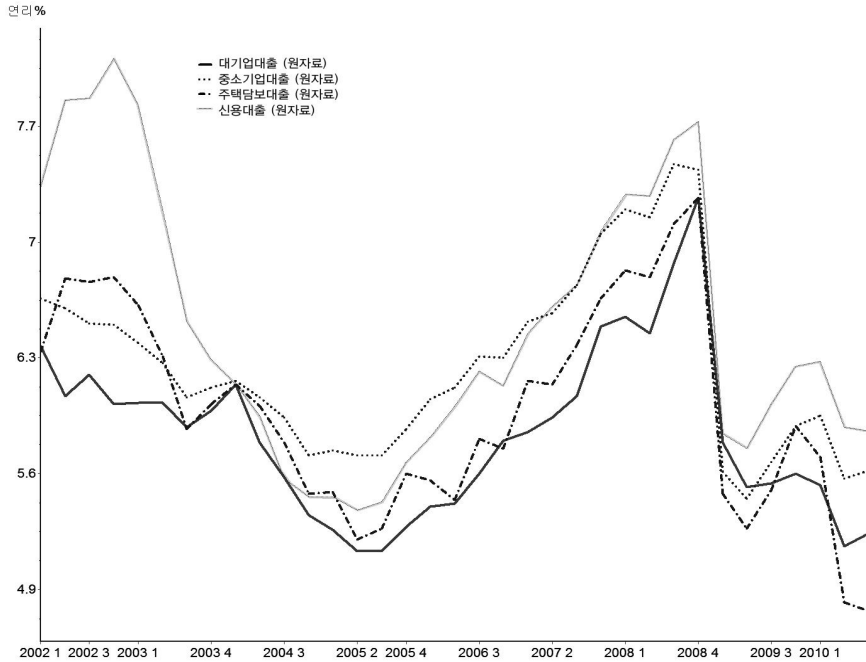
현재 대출행태지수의 조사대상기관은 16개 국내 은행(산업은행, 수출입은행 제외)이며 조사 대상기관의 여신업무 총괄담당 책임자를 대상으로 조사한다. 조사 내용은 대출태도(대출태도의 변경여부, 대출조건의 변경내용 및 요인), 신용위험 변동 상황 및 요인, 대출수요의 증감 상황 및 요인이다. 대출행태지수는 대기업과 중소기업, 가계(일반, 주택) 등 차입자별로 조사하고 있다(집단 수: 4).

대출금리는 한국은행 통계시스템에서 공표한 예금은행 가중평균 대출금리 중 신규 취급액 기준 금리로서 대기업대출, 중소기업대출과 가계신용대출, 주택담보대출 금리다. 대출행태지수 중 대출태도와 대출수요는 가계에 대해 일반과 주택으로 구분하고 있지만, 신용위험은 이러한 구분 없이 가계일반대출에 대한 신용위험도를 판단한 것이므로 가계신용대출 금리를 이용한다.

〈그림 1〉은 차입자별 예금은행 가중평균 대출금리 추이를 보여주고 있다. 대기업에 대한 대출금리 추이를 보면 2002년 2/4분기부터 2003년 4/4분기까지는 6% 수준을 유지하다 하락 반전하여 2005년 2/4분기에는 5.13%로 최저점을 형성했고, 이후 상승하기 시작하여 2008년 1/4분기에는 7.27%까지 치솟았다가 2009년 들어 미국발 금융위기로 인한 경기침체로 크게 하락했다. 이러한 추세는 중소기업과 가

계, 주택담보에 대출금리도 유사하다.

〈그림 1〉 경제부문별 예금은행의 가중평균대출금리(신규취급액 기준) 추이



자료 : 한국은행 경제통계시스템

2. 연구모형

가. 대출금리 결정 모형

이 논문에서 사용하는 자료는 시계열자료와 횡단면자료가 혼합되어 있는 패널 자료다. 따라서 금융기관의 대출행태, 즉 차입자에 대한 금융기관의 대출태도, 대출수요, 신용위험에 대한 판단이 대출금리와 대출액에 차입자별로 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 패널분석을 실시한다. 이 논문에서 사용하는 한국은행의 대출태도지수는 다양한 요인을 반영한 종합적인 지수라고 할 수 있다. 대출태도와 대출수요, 신용위험 지수는 금융기관이 기업이나 가계에 대한 대출 여부와 금

리 결정 행태를 종합적으로 반영하고 있다고 할 수 있다. 이러한 금융기관의 대출 행태가 실제 대출금리에 어떤 영향을 미치는지 살펴봄으로써 향후 대출행태지수 전망치를 근거로 대출금리의 향방을 예측할 수 있을 것이다⁵⁾.

대출행태 중 대출태도는 대출기관의 자금공급함수, 대출수요는 차입자의 자금 수요함수로 볼 수 있다. 금리수준 결정이론 중 대출자금설에 따르면 대출자금의 총공급과 총수요에 의해 대출금리가 결정된다. 미시적 대출금리수준 결정이론을 따르면 은행은 대출, 증권투자, 현금준비 등 보유자산을 선택하고 자기자본과 예금 등의 부채를 관리하는 측면과 금융서비스를 생산하는 측면을 동시에 고려하여 기대이윤극대화를 추구하면서 대출금리수준을 결정한다. 그러므로 차입자의 신용위험은 대출기관이 기대이윤극대화를 위해 고려하는 제약조건 의 하나라고 할 수 있다. 따라서 대출행태지수의 구성요소인 대출태도, 대출수요, 신용위험은 대출금리를 결정하는 요인이 된다⁶⁾. 그러나 이 논문에서는 대출태도와 신용위험이 일관되게 상관관계수가 높고, 주택담보대출의 경우 신용위험을 별도 조사하고 있지 않기 때문에 설명변수로 대출태도와 대출수요만 고려한다. 한편, 우리나라 금융기관의 대출금리는 CD 유통수익률과 매우 상관관계가 높으므로 설명변수에 CD 유통수익률을 포함한다⁷⁾.

연구자료가 패널자료이므로 연구모형은 전체 자료에 대한 합동회귀모형(pooled regression model)과 집단간 고정효과모형(fixed group effect model), 확률 효과모형(random effect model), 그리고 설명변수의 내생성 문제를 해결하기 위한 동적 패널모형(dynamic panel model)이다⁸⁾. 다음 모형 1의 합동회귀모형은 자료

5) 대출행태지수가 시계열간 비교 목적으로 작성되지 않았기 때문에 대출금리 수준보다는 가산금리 또는 대출금리의 변동에 영향을 줄 수 있다고 할 수 있다. 따라서 $r_{i,t} - CD_t = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 와 $d(r_{i,t}) = c + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 d(CD_{i,t}) + \epsilon_{i,t}$ 모형도 검토했으나, 유의미한 결과를 얻지 못했다.

6) 대출행태지수와 대출금리의 시차관계를 검토하기 위해 연구모형에 대출행태지수의 $t-1$, $t-2$, $t-3$, $t-4$ 기 변수를 추가해 분석했으나, 통계적으로 의미 있는 결과를 얻지 못했다.

7) 2010년부터 주택담보대출 기준금리는 COFIX로 변경되었으나, CD금리를 이용했다. CD금리는 대출금리의 기준이 되는 금리이기 때문에 내생성 문제가 있을 수 있다.

8) 개별 집단의 자료가 35개에 불과하고 차입자 별 대출행태지수와 대출금리 사이에는 상관관계가 있을 수 있기 때문에 패널모형을 적용한다. 또한 집단이 4개에 지나지 않는 반면 시점은 35개이므로 fixed time effect model은 고려하지 않는다.

가 패널구조라는 것을 무시한 모형으로 OLS로 추정한다. 따라서 모든 i, t 에 대해 $E(\epsilon_{i,t}) = 0$, $var(\epsilon_{i,t}) = \sigma^2$, $cov(x_{i,t}, \epsilon_{i,t}) = 0$, 그리고 모든 $i \neq j$, $t \neq s$ 에 대해 $cov(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,s}) = 0$ 이라는 기본적인 OLS 가정이 성립해야 한다. 첫 가정은 모든 패널 개체에 대해 모든 시점에서 오차항의 기댓값이 0이어야 한다는 것이다. 둘째 가정은 모든 패널 개체에 대해 모든 시점에서 오차항의 분산이 동일하다는 동분산성을 의미하며, 셋째 가정은 설명변수와 오차항 사이에 상관관계가 존재하지 않는다는 설명변수의 외생성(exogeneity)을 의미한다. 마지막으로 넷째 가정은 패널 개체의 오차항은 서로 상관관계가 없어야 하며(동시적 상관), 동시에 서로 다른 시점의 오차항 사이에도 상관관계가 없어야 한다는(자기상관) 가정이다.

고정효과모형과 확률효과모형의 차이는 다음 모형 2와 3에서 μ_i 의 성격에서 비롯한다. 고정효과모형은 시간에 따라 변하지 않는 패널의 개체 특성을 나타내는 μ_i 와 시간과 패널에 개체에 따라 변하는 순수한 오차항인 $\epsilon_{i,t}$, 두 오차항이 있는 모형으로 μ_i 를 추정해야 할 모수로 간주한다. 반면 확률효과모형은 μ_i 를 확률변수로 가정한다.

고정효과모형은 은행에서 판단하는 각 차입자 집단의 고유한 특성과 오차항 간 상관관계에서 발생할 수 있는 편의를 제거하기 위한 모형이다. 또한 고정효과모형은 이분산성(heteroskedasticity)이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하고 추정하기 때문에 자연스럽게 내생성 문제도 감안하게 된다.

또한 종속변수인 대출금리 실적치는 대출행태지수 실적치나 전망치에 영향을 미칠 수 있다. 종속변수가 설명변수에 영향을 미치는 내생성 문제를 해결하기 위해서는 동적 패널모형을 적용해야 한다⁹⁾. 패널분석에서 흔히 나타나는 이분산성과 오차항 간 상관관계를 고려한 공분산을 사용한다.

먼저 자료의 통합(pooling)이 통계적으로 유효한지 검증하기 위해 집단 간 자료 통합가능성 검증(poolability test)을 실시한다. 자료통합가능성 검증은 회귀계수가 집단 간 동일한지 여부를 검증하는 것이다¹⁰⁾. 아래 모형에서 $r_{i,t}$ 는 i 집단에 대한

9) 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함된 모형에서는 고정효과나 확률효과 모형으로 는 일치추정량을 얻을 수 없다.

t 시점의 대출금리, $A_{i,t}$ 는 i 집단에 대한 t 시점의 대출태도, $D_{i,t}$ 는 i 집단에 대한 t 시점의 대출수요를 표시한다. 그리고 CD_t 는 t 시점의 CD금리를 나타낸다. 대출태도는 정(+)이면 완화이므로 β_1 은 (-), 대출수요는 정(+)이면 수요증가이므로 β_2 는 (+)로 예상된다. CD금리는 대출금리의 기준이므로 β_3 도 (+)로 예상된다.

모형 1: pooled regression model

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 CD_t + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

모형 2: fixed group effect model

$$r_{i,t} = (\alpha + \mu_i) + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

$$r_{i,t} = (\alpha + \mu_i) + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 CD_t + \epsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

모형 3: random effect model

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + (\mu_i + \epsilon_{i,t}), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 CD_t + (\mu_i + \epsilon_{i,t}), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

모형 4: dynamic panel model

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 r_{i,t-1} + \beta_2 A_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} + (\mu_i + \epsilon_{i,t}), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 r_{i,t-1} + \beta_2 A_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} + \beta_4 CD_t + (\mu_i + \epsilon_{i,t}), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T.$$

나. 대출금리 예측오차 분석방법

대출금리 결정 모형 추정결과를 이용한 예측 대출금리와 실제 대출금리의 차이, 즉 예측오차는 세 가지 방법으로 분석한다. 첫째, 예측값과 실제값의 차이를

10) 검증통계량은 $F = \frac{(e'e - \sum e_i' e_i) / (T-1)k}{\sum e_i' e_i / T(n-K)} \sim F[(T-1)K, T(n-K)]$, K 는 상수항을 포함한 독립변수의 수, $e'e$ 는 pooled regression의 SSE, $e_i' e_i$ 는 집단 i 의 OLS regression의 SSE를 가리킨다.

t-test를 통해 검증한다. 두 시계열의 평균의 차이가 통계적으로 유의하다면 대출금리 결정모형의 유용성에 문제가 있다고 할 수 있다. 대출금리는 위의 두 모형 중 설명력이 높은 모형을 사용하기로 한다. 그리고 벤치마크로 단일시계열 모형으로 추정된 예측값도 추가로 사용한다. 설명변수에 CD금리를 포함한 모형을 적용할 경우에는 CD금리도 예측해야 한다. CD금리 역시 단일시계열 모형으로 예측한다. 둘째, 예측오차를 다음과 같이 측정오차율(signed percentage error: PE)과 절대오차율(absolute percentage error: APE)을 계산한다¹¹⁾. PE가 0보다 크면 실제보다 높게 예측한다는 것을 말하며, PE가 0보다 작다면 실제보다 낮게 예측한다는 의미이다. APE는 0에 가까울수록 예측의 정확성이 높음을 뜻한다. PE와 APE가 0과 차이가 있는지 여부는 t-test, PE에 상향 편의가 많은지 하향편의가 많은지 여부는 Wilcoxon signed rank test를 통해 검증한다¹²⁾.

$$PE_{i,t} = \frac{\hat{r}_{i,t} - r_{i,t}}{r_{i,t}}$$

$$APE_{i,t} = \left| \frac{\hat{r}_{i,t} - r_{i,t}}{r_{i,t}} \right|$$

여기서 $\hat{r}_{i,t}$ 는 예측 대출금리, $r_{i,t}$ 는 실제 대출금리를 가리킨다(i : 대기업, 중소기업, 가계, 주택담보).

11) 회계학에서 이익예측오차(Signed Error = $\frac{\text{예측이익}_{t+1} - \text{실제이익}_{t+1}}{\text{주가}_t}$)와 이익예측정확성(Absolute Error = $\frac{|\text{예측이익}_{t+1} - \text{실제이익}_{t+1}|}{\text{주가}_t}$)을 측정하는 일반적인 방법을 응용한 예측오차 측정방법이다(배기수 박법진 박미희, 2010).

12) 하나의 표본에서 특정값을 기준으로 한 “+” 부호 개수가 “-” 부호 개수보다 많은가 적은가를 검증함으로써 평균 또는 중앙값이 0과 같은지 여부를 검증하는 비모수통계분석 방법이다.

IV. 실증결과

1. 기술통계량

〈표 1〉은 각 변수의 기술통계량을 보여준다. 분석기간 동안 대출금리는 약 6% 수준을 보였으나, 대기업 대출금리가 가장 낮았고, 가계주택담보대출, 중소기업 대출 순으로 금리가 높았다. 금융기관은 대기업에 대한 대출태도는 중소기업에 비해 비우호적이거나, 대출수요와 신용위험은 낮게 평가했으며, 실제 대출금리도 낮게 결정했다. 중소기업에 대한 대출태도는 상대적으로 우호적이었으나, 대출수요가 가장 크고 신용위험은 가장 높다고 인식했기 때문인지 대출금리는 상대적으로

〈표 1〉 자료의 기술통계량

	구분	평균	표준편차	최대값	최소값
대출금리 (%)	대기업	5.84	0.51	7.27	5.13
	중소기업	6.25	0.55	7.47	5.45
	가계	6.48	0.83	8.11	5.38
	주택담보	5.99	0.64	7.27	4.77
	전체	6.14	0.68	8.11	4.77
대출태도	대기업	-3.29	11.38	19	-38
	중소기업	2.69	19.03	32	-34
	가계	-3.77	12.14	19	-38
	주택담보	-11.09	18.62	19	-68
	전체	-3.86	16.28	32	-68
대출수요	대기업	3.94	10.00	31	-18
	중소기업	20.29	9.52	44	-3
	가계	6.91	9.92	36	-13
	주택담보	2.14	15.20	42	-25
	전체	8.32	13.35	44	-25
신용위험	대기업	3.83	8.61	28	-9
	중소기업	22.69	16.55	56	-6
	가계	18.20	10.96	44	0
	주택담보	n,a	n,a	n,a	n,a
	전체	15.73	13.96	56	-9

로 높게 결정했다. 가계에 대한 대출태도는 상대적으로 가장 비우호적이었으나, 대출수요는 가장 약했고, 신용위험은 중소기업보다는 낮지만 상대적으로 높은 수준으로 인식했다.

〈표 2〉는 대출행태지수와 대출금리의 상관계수를 차입자별로 보여주고 있다. 대체로 대출금리는 대출태도와 음의 상관관계를, 신용위험과 양의 상관관계를 보이고 있다. 대출수요는 대출금리와 양의 상관관계에 있을 것으로 예상했으나, 가계와 주택담보에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 가계에 대한 대출은 대출금리가 높으면 수요가 줄고, 대출금리가 낮으면 수요가 늘어서 나타난 현상으로 보인다. 즉 대출수요가 대출금리에 영향을 미친다기보다는 대출금리 수준이 대출수요의 크기에 영향을 미치는 것이라고 할 수 있다. 가계부문에서 대출금리와 대출수요의 관계에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

대출태도는 신용위험과 일관되게 음의 상관관계에 있는 것으로 나타났다. 차입자의 신용위험이 높아지면 금융기관은 당연히 대출태도를 강화하기 때문에 보

〈표 2〉 차입자별 변수 간 상관계수

구분		대출수요	신용위험	대출금리	CD
대기업	대출태도	-0.5631***	-0.7797***	-0.7057***	-0.2891*
	대출수요		0.6139***	0.4531***	0.1774
	신용위험			0.4995***	0.0171
	대출금리				0.7548***
중소기업	대출태도	0.0397	-0.7682***	-0.4729***	-0.3058*
	대출수요		-0.0446	0.4799***	0.5075***
	신용위험			0.1281	-0.0864
	대출금리				0.9160***
가계	대출태도	0.0675	-0.8189***	-0.4463***	-0.2984*
	대출수요		-0.0304	0.1884	0.2481
	신용위험			0.3805**	0.0472
	대출금리				0.7036***
주택담보	대출태도	0.2739	-0.4038**	-0.4492***	-0.3835**
	대출수요		-0.0387	-0.2041	-0.3433**
	신용위험			n,a	n,a
	대출금리				0.8410***

주 : ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

인다. 그러나 대출수요와 신용위험, 대출수요와 대출태도는 일관된 상관관계를 보이지 않는다. 이는 신용위험과 무관하게 대출수요는 발생할 수 있으며, 대출수요의 크기와 무관하게 금융기관은 자금사정이나 감독정책, 통화정책에 따라 대출태도가 달라질 수 있기 때문으로 보인다. 또한 금융기관이 대출금리를 결정할 때 대출 심사에 통과한 대출신청 건에 대해서만 이루어지기 때문에, 일반적인 신용위험은 대출금리 수준에 영향을 주지 않기 때문으로 해석할 수 있다. 즉, 금융기관은 일반적인 신용위험을 높게 인식하고 있더라도 실제 대출을 신청한 건 중에서 대출심사를 통과한 건에 대해서만 대출금리를 결정하기 때문에 일반적인 신용위험 인식수준은 대출금리에 영향을 주지 못하고 있는 것이다.

2. 대출금리결정모형 추정

가. 자료통합가능성 검증

자료통합가능성은 회귀분석 결과 독립변수의 기울기, 즉 회귀계수가 집단 간 또는 시점 간 동일하다는 가정을 말한다. 고정효과모형이든 확률효과모형이든 기울기는 고정되어 있고, 상수항 또는 오차항만 문제가 된다. 따라서 집단 간 자료통합가능성 검증의 귀무가설은 $\beta_{ik} = \beta_k$ 이다(k : 더미변수를 제외한 독립변수의 수). 만약 귀무가설이 기각된다면 패널자료는 자료통합가능성이 없다. 자료통합가능성은 독립변수와 종속변수의 관계에 따라 달라진다. 독립변수로 대출태도, 대출수요를 투입한 경우와 여기에 CD금리를 추가한 경우로 나누어 살펴본다.

〈표 3〉의 모형추정 결과를 보면 독립변수에 CD금리를 추가한 경우나 그렇지 않은 경우 모두 자료의 통합가능성이 기각되고 있다. 첫째 모형에서는 F 통계량이 4.62로 통계적으로 집단별 자료를 통합할 수 없다는 결론을 내릴 수 있다. 둘째 모형에서도 F 통계량이 6.17로 통계적으로 집단별 자료를 통합할 수 없다는 결론을 내릴 수 있다. 결국 이 자료에 대해서는 집단간 고정효과모형이나 확률효과모형을 적용해야 한다.

나. 패널분석

먼저 독립변수에 대출태도와 대출수요만 투입한 모형의 추정결과를 살펴보자. 합동 회귀분석은 오차항의 동분산성과 자기상관이 없다는 귀무가설이 모두 기각되어 오차항의 이분산성과 자기상관을 고려한 GLS 추정결과를 보여주고 있다. 고정효과모형에 대한 검증 결과 모든 i 에 대해 $\mu_i = 0$ 이라는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 고정효과모형이 합동회귀모형보다 적절한 것으로 나타났다. 또한 확률효과모형에 대한 Breusch-Pagan 검증 결과 $\sigma_u^2 = 0$ 이라는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되어 합동회귀모형보다 확률효과모형이 더 적절한 것으로 나타났다¹³⁾. Hausman 검증 결과 m 통계량은 0.31로 고정효과모형에 비해 확률효과모형이 더 선호된다는 귀무가설을 기각할 수 없다¹⁴⁾. 따라서 연구 자료는 확률효과모형이 가장 적합한 것으로 잠정적으로 결론을 내릴 수 있다. 확률효과모형 추정결과를 살펴보면 대출금리의 평균은 5.99%로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 대출태도는 대출금리와 부(-)의 관계, 대출수요는 정(+의 관계로 모두 유의수준 5%에서 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

확률효과모형은 종속변수가 설명변수에 영향을 미치는 내생성 문제를 해결할 수 없기 때문에 동적 패널모형을 추정했다. 모형 1에서는 자기상관이 없는 것으로 나타난 종속변수의 2차 차분변수를 도구변수로 사용했으며, 모형 2에서는 종속변수의 1차 차분변수를 도구변수로 사용했다. 회귀계수의 부호는 다른 모형과 유사하다. 다음 대출금리 예측오차 분석에서는 동적 패널모형으로 예측한 대출금리를 사용하기로 한다.

13) 최소자승더미변수모형(least square dummy variable model)에서 더미변수의 회귀계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각되면 pooled OLS보다 고정효과모형이 더 적합하다고 할 수 있다.

14) Hausman 검증은 개별효과가 모형 내 다른 독립변수와 상관관계가 없다는 귀무가설을 검증하는 것이므로($H_0 : Cov(x_{i,t}, \mu_i) = 0$), 귀무가설의 기각은 개별효과가 다른 독립변수와 상관관계가 있어서 확률효과모형의 추정량은 편의를 보이게 되어 고정효과모형이 더 선호된다는 것을 의미한다.

〈표 3〉 모형 추정 결과

종속변수: 대출금리, 독립변수: 대출태도, 대출수요														
구 분		pooled regression	fixed group effect	random effect	dynamic panel									
모수 추정	상수항	6,0228***	-	5,9855***	1,8954***									
	대출태도	-0,0122***	-0,0193***	-0,0192***	-0,0079									
	대출수요	0,0052***	0,0094**	0,0097**	0,0028***									
	대기업		5,7372***											
	중소기업		6,1086***											
	가계		5,7597***											
	주택담보		6,3452***											
	L1, L2,				0,9324*** -0,2555***									
모형 적합도		Wald $\chi^2=30,86$	$\overline{R^2}=0,2459$	Wald $\chi^2=44,17$	Wald $\chi^2=606,06$									
가설 검증		Poolability test: F (Pr > F) 4,62(0,0000)	Fixed effect test: F (Pr > F) 8,82(0,0000)	Breusch-Pagan LM test: χ^2 (Pr > χ^2) 40,75(0,0000)	Arellano-Bond test <table border="1"> <tr> <th>차수</th> <th>z</th> <th>Pr > z</th> </tr> <tr> <td>1</td> <td>-1,92</td> <td>0,054</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>-1,95</td> <td>0,051</td> </tr> </table>	차수	z	Pr > z	1	-1,92	0,054	2	-1,95	0,051
				차수		z	Pr > z							
1	-1,92	0,054												
2	-1,95	0,051												
				Hausman test: m (Pr > m) 0,31(0,8543)										
종속변수: 대출금리, 독립변수: 대출태도, 대출수요, CD금리														
구 분		pooled regression	fixed group effect	random effect	dynamic panel									
모수 추정	상수항	3,6504***	-	4,1668***	1,6181***									
	대출태도	-0,0025**	-0,0103***	-0,0103***	-0,0043***									
	대출수요	0,0003	0,0057**	0,0058**	0,0031**									
	CD금리	0,6168***	0,4548***	0,4548***	0,2920***									
	대기업		3,8957***											
	중소기업		4,2748***											
	가계		3,9819***											
	L1, 주택담보		4,5193***		0,5285***									
모형 적합도		Wald $\chi^2=699,53$	$\overline{R^2}=0,6716$	Wald $\chi^2=275,57$	Wald $\chi^2=1830,79$									
가설 검증		Poolability test: F (Pr > F) 6,17(0,0001)	Fixed effect test: F (Pr > F) 40,32(0,0000)	Breusch-Pagan LM test: χ^2 (Pr > χ^2) 171,26(0,0000)	Arellano-Bond test <table border="1"> <tr> <th>차수</th> <th>z</th> <th>Pr > z</th> </tr> <tr> <td>1</td> <td>-1,82</td> <td>0,069</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>-1,80</td> <td>0,072</td> </tr> </table>	차수	z	Pr > z	1	-1,82	0,069	2	-1,80	0,072
				차수		z	Pr > z							
1	-1,82	0,069												
2	-1,80	0,072												
				Hausman test: m (Pr > m) 0,25(0,8829)										

주:***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

한편, 설명력을 높이기 위해 독립변수에 CD금리를 추가해 보았다. 모형 선호도에 대한 가설 검정 결과는 모형 1의 결과와 동일하다. 따라서 연구 자료는 확률효과모형이 더 적합하다고 할 수 있다. 이 모형에서는 대출태도는 대출금리와 부(-)의 관계, 대출수요와 CD금리는 대출금리와 정(+)의 관계로, 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다.

3. 대출금리 예측오차 분석

2002년 1/4분기부터 2010년 3/4분기까지 자료를 이용한 패널분석 결과 설명력이 가장 높은 모형은 대출금리를 종속변수로 하고, 설명변수에 대출태도, 대출수요 외에 CD 금리를 추가한 동적 패널모형이다. 이 모형에 근거하여 2005년 4/4분기부터 2010년 3/4분기까지 금융기관의 대출행태지수 전망치를 이용해 대출금리를 예측해보고 대출 금리의 예측값과 실제값을 비교해보았다¹⁵⁾. 또한 대출금리 단일시계열을 이용한 단순 예측모형으로 예측한 대출금리 예측값과 실제값의 차이도 함께 비교해보았다.

예측오차를 계산하기 전에 먼저 CD금리와 벤치마크로서 차입자별 대출금리를 단일시계열 모형을 통해 예측해야 한다. 금리 시계열은 모두 단위근 검정 결과 단위근이 존재하는 불안정적인 시계열로 나타났지만, ARMA(p,q)모형으로 추정했다. lag 수는 Akaike와 Schwartz, Hannan-Quinn의 정보기준과 수정결정계수에 기초했다. <표 4>는 CD금리와 차입자별 대출금리를 단일시계열모형을 추정한 결과를 보여주고 있다. 대기업의 대출금리만 AR(1) 모형으로 추정했고, 나머지는 모두 ARMA(1,1) 모형으로 추정했다.

<표 5>는 예측오차에 대한 검증 결과를 보여주고 있다. 먼저 실제값과 예측값의 차이를 t-test한 결과를 보면 추정모형과 벤치마크 모형에서 모두 실제값과 예

15) 예측오차 분석에 사용한 대출금리 예측값의 시간적 범위가 대출금리 결정 모형 추정에 사용한 자료의 시간적 범위와 다른 것은 대출행태 전망치가 2005년 4/4분기 이전에는 국내은행에 대한 것이 아니어서 시계열의 비교를 위해 국내은행의 대출행태 전망치가 공표되어 있는 기간을 선택했기 때문이다.

측값의 차이가 0이라는 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각된다. 즉 실제값과 예측값은 통계적으로 같지 않다는 것이다.

추정오차율에 대한 t-test 결과를 보면 추정모형에서는 대기업과 중소기업의 추정오차율이 0이라는 귀무가설이 기각되지 않고, 가계와 주택담보는 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각된다. 벤치마크모형에서는 유의수준 5%에서 귀무가설이 모두 기각된다. 즉 추정오차율이 0이 아니라는 것이다. 대출금리 실제값과 예측값이 통계적으로 다르다는 것을 의미한다.

〈표 4〉 CD금리와 대출금리의 단일시계열 모형 추정 결과(2002 1/4 - 2010 3/4)

구 분		ADF test (상수항)	모형 추정 결과			
			상수항	AR(1)	MA(1)	$\overline{R^2}$
CD		t=-1,1591 (p=0,6807)	3.9284	0.8007	0.3734	0.7538 (p=0.0000)
대출 금리	대기업	-1.8834 (p=0,3358)	5.6927***	0.7959***		0.6161 (p=0.0000)
	중소 기업	-1.8384 (p=0,5197)	6.1821***	0.6464***	0.4158**	0.6308 (p=0.0000)
	가계	-1.5828 (p=0,4803)	6.3270***	0.7756***	0.3897**	0.7609 (p=0.0000)
	주택 담보	-1.5037 (p=0,3563)	5.8938***	0.6751***	0.3665*	0.6097 (p=0.0000)

주 : ADF t-test의 ()의 p와 수정결정계수 아래 ()의 p는 F-test에 대한 p-value임.

추정오차율에 대한 Wilcoxon test 결과는 추정모형에서 중소기업과 가계에서는 (-) 부호가, 주택담보에서는 (+)부호가 유의수준 5%에서 더 많다. 벤치마크모형에서는 (+)가 더 많은지 (-)가 더 많은지에 대한 유의수준 5%에서 모두 통계적 차이가 없다. 예측오차의 편향 여부는 통계적으로 명백하지 않으며, 일관성도 보이지 않는다.

절대오차율에 대한 t-test 결과를 보면 추정모형과 벤치마크모형에서 절대오차율이 0이라는 귀무가설이 유의수준 5%에서 모두 기각된다. 절대오차율은 예측의 정확성을 보여주는 수치이므로 절대오차율이 0이 아니라는 것은 예측이 정확하

〈표 5〉 예측오차 검증 결과(2005 4/4 - 2010 3/4)

추정 모형	예측오차 검증			예측오차율 검증				
	실제값 평균 표준편차	예측값 평균 표준편차	t-test (Pr > t)	추정오차율			절대오차율	
				평균 표준편차	t-test (Pr > t)	Wilcoxon (Pr > S)	평균 표준편차	t-test (Pr > t)
전 체	6.14 0.6819	6.10 0.6403	10.39 (0.0000)	-0.0050 0.0652	0.68 (0.4970)	-229 (0.2748)	0.0486 0.0434	10.02 (0.0000)
대 기업	5.87 0.5788	5.95 0.6022	6.90 (0.0000)	0.0150 0.0379	1.77 (0.0926)	44 (0.1054)	0.0336 0.0219	6.87 (0.0000)
중소 기업	6.33 0.6579	6.21 0.7099	4.69 (0.0000)	-0.0195 0.0445	1.96 (0.0647)	-85 (0.0007)	0.0338 0.0344	4.39 (0.0003)
가계	6.43 0.6500	6.01 0.6215	7.31 (0.0000)	-0.0641 0.0555	5.16 (0.0000)	-92 (0.0002)	0.0716 0.0449	7.13 (0.0000)
주택 담보	5.95 0.7091	6.21 0.6287	4.86 (0.0000)	0.0487 0.0617	3.54 (0.0022)	85 (0.0007)	0.0554 0.0554	4.47 (0.0003)
벤치 마크 모형	예측오차 검증			예측오차율 검증				
	실제값 평균 표준편차	예측값 평균 표준편차	t-test (Pr > t)	추정오차율			절대오차율	
				평균 표준편차	t-test (Pr > t)	Wilcoxon (Pr > S)	평균 표준편차	t-test (Pr > t)
전 체	6.14 0.6819	6.12 0.5916	7.59 (0.0000)	-0.0006 0.0719	-0.07 (0.9456)	-526 (0.0107)	0.0446 0.0562	7.10 (0.0000)
대 기업	5.87 0.5788	5.83 0.4661	3.70 (0.0015)	-0.0037 0.0621	-0.26 (0.7948)	-34 (0.2162)	0.0392 0.0475	3.69 (0.0015)
중소 기업	6.33 0.6579	6.29 0.5412	3.45 (0.0027)	-0.0021 0.0701	-0.13 (0.8965)	-45 (0.0973)	0.0402 0.0567	3.17 (0.0050)
가계	6.43 0.6500	6.40 0.6178	3.24 (0.0043)	-0.0020 0.0744	-0.12 (0.9066)	-49 (0.0696)	0.0413 0.0612	3.02 (0.0071)
주택 담보	5.95 0.7091	5.95 0.5755	4.64 (0.0002)	0.0055 0.0845	0.29 (0.7739)	-24 (0.3884)	0.0576 0.0606	4.26 (0.0004)

주 : 1) 추정모형: $r_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} + \beta_4 \gamma_{i,t-1} + \beta_5 \gamma_{i,t-2} + (\mu_i + \epsilon_{i,t})$

2) 벤치마크 모형: 단일시계열모형 ARMA(p,q)

지 않음을 보여 주는 것이다.

이상에서 한국은행의 금융기관 대출행태 서베이에 의한 대출행태지수가 대출
금리 예측에 유용하지 않음을 알 수 있다¹⁶⁾. 다만, 가계와 주택담보대출 금리예측

16) 그러나 대출태도 실적치와 전망치의 평균은 각각 -2.13, -1.53으로 통계적으로 동일하
다고 할 수 있으며(t: -0.24, p: 0.80), 대출수요(실적치 평균 6.06, 전망치 평균 9.08, t:

에는 유용한 지표로 활용할 수 있다고 할 수 있다. 이는 가계와 주택담보대출은 대출수요 예측이 비교적 용이하고 대출금리가 CD금리를 기준으로 LTV, DTI 등 포함한 개인 신용도에 따른 가산금리를 부가하는 방식으로 결정되기 때문으로 보인다. 대출태도, 대출수요 이외에 CD금리를 대출금리 결정모형에 추가하면 모형의 설명력은 향상되나, 예측의 정확성은 향상되지 않는다. 벤치마크로 설정한 단일 시계열모형으로 추정한 대출금리 역시 추정모형 예측결과와 유사하다.

V. 결론

이 논문에서는 한국은행에서 조사하는 금융기관의 대출행태지수가 실제 대출금리를 얼마나 잘 설명하는지 분석함으로써 그 유용성을 검토했다. 대출금리는 대출자금에 대한 공급과 수요의 상호작용에 의해 결정되는 한편, 대출금리는 기준금리에 추가금리를 가산하는 방식으로 결정된다. 대출행태지수는 금융기관의 대출태도나 대출수요, 차입자의 신용위험에 대한 판단을 반영한 것으로, 대출태도는 대출자금에 대한 금융기관의 공급, 대출수요는 차입자의 대출자금에 대한 수요, 그리고 신용위험은 대출기관이 판단한 차입자의 전반적인 신용상태를 반영하고 있다.

이 논문의 분석내용과 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 대출수요와 상관관계가 높은 신용위험을 제외하고 실시한 패널분석을 통해 대출행태지수는 실제 대출금리를 어느 정도 설명하고 있다고 할 수 있으나, 설명력이 충분히 높지 않다고 평가할 수 있다. 금융기관이 시장금리(CD금리)에 차입자의 담보능력이나 신용위험에 따라 추가로 금리를 가산하는 방식으로 대출금리를 결정하고 있어, 대출금리의 대부분은 CD금리로 결정되고 있다. 따라서 CD금리를 독립변수에 포함한 경우 대출행태지수의 대출금리에 대한 설명력은 향상되었으나, 대출행태지수가 설명력

-1.09, p: 0.28), 신용위험(실적치 평균 14.25, 전망치 평균 17.30, t: -1.11, p: 0.27)도 실적치와 전망치의 평균은 통계적으로 동일하다고 할 수 있다.

향상에 기여한 부분은 적었다.

둘째, 추정 모형의 대출금리 예측력을 검토하기 위해 설명력이 높은 모형으로 예측한 대출금리와 실제금리의 차이를 분석했으며, 벤치마크로서 단일시계열모형으로 예측한 대출금리와 실제금리의 차이를 비교했다. 추정모형의 추정오차는 대기업과 중소기업에서는 낮은 편이었으나, 가계와 주택담보에서는 비교적 높게 나타났다. 이상의 결과에서 금융기관의 대출행태지수는 대출금리 예측에 있어서는 그 유용성이 인정되기 어렵다고 할 수 있다.

이 논문은 대출행태지수가 대출금리와 어떤 관계가 있는지 검토한 것이나, 외국의 선행연구와 같이 대출행태가 일반경기에 미치는 영향을 분석해 볼 필요가 있다. 예를 들면 경제성장율, 설비투자액 증가율, 부문별 대출액 증가율 등은 금융기관의 대출행태에 큰 영향을 받는다. 따라서 대출행태지수가 거시경제변수에 미치는 영향에 대해 연구해 볼 필요가 있다.

대출행태지수 서베이가 국내 금융기관 여신업무 총괄담당 책임자를 대상으로 하고 있어 대출태도는 인지하고 있어도 대출수요나 신용위험은 일선부서 여신업무 담당자보다 잘 알고 있지 못할 가능성이 크다는 점에서 조사의 정확성과 신뢰성에 문제가 있다고 할 수 있다. 조사대상자에 대한 개선방안을 신중하게 검토해야 할 것이다. 실적치와 전망치를 조사함에 있어 전 분기의 전망치와 실적치가 달라진 이유에 대해서도 함께 조사하는 방안도 검토할 필요가 있다. 향후 대출행태지수가 실제 대출을 받은 차입자에 대한 추가 설문조사를 통해 금융기관의 입장에 차입자의 입장을 반영한 대출행태지수로 확대되기를 기대한다. 또한 대출행태지수를 조사하는 과정에 응답자가 별도로 표시하는 세부항목에 대한 통계작성과 공개도 필요하다고 할 것이다. 예를 들어 대출태도가 완화되었다면, 그 이유에 대해서도 분석할 필요가 있기 때문이다.

참고문헌

- 김승년 · 구영완, 「소비자신뢰지수의 소비지출 예측력 분석」, 『경제분석』, 제11권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, 2005, pp. 73-107.
- 김종욱 · 이동원, 「BSI를 이용한 경제성장률 예측」, 한국통계학회 춘계학술대회, 2005, pp. 129-134.
- 박원란, 「소비자전망지수의 유용성 검토」, 한국통계학회 춘계학술대회, 2005, pp. 113-119.
- 배기수 · 박범진 · 박미희, 「소유과리도와 재무분석가의 이익예측오차 및 정확성과의 관련성」, 『국제회계연구』, 제32집, 한국국제회계학회, 2010, pp. 137-163.
- 서상원, 「바젤 2 도입과 은행의 대출행태 분석」, 『금융연구』, 제20권 제2호, 한국금융연구원, 2006, pp. 149-218.
- 이공희, 「외환위기하의 경제예측-기업경기실사지수를 이용한 GDP 단기예측-」, 『응용통계연구』, 제12권 제2호, 한국통계학회, 1999, pp. 397-404.
- 이영수, 「은행산업의 대출행태 변화에 관한 연구」, 『금융학회지』, 제11권 제2호, 한국금융학회, 1996, pp. 71-96.
- 임철순 · 최종범, 「Basel II의 도입이 중소기업대출의 경기순응성에 미치는 영향」, 『금융연구』, 제22권 제2호, 한국금융연구원, 2008, pp. 1-27.
- 임호열, 『대출금리결정론』 제3판, 서울:한국금융연수원, 2006.
- 장웅수, 「외환위기 이후 은행대출행태에 관한 연구: 신용경색과 도덕적 해이현상을 중심으로」, 『금융연구』, 제17권 제2호, 한국금융연구원, 2003, pp. 55-81.
- 조하현 · 황선웅, 「우리나라 소비자전망지수의 경제예측력 제고방안에 관한 연구」, 『경제분석』, 제15권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, 2009, pp. 1-38.
- 최장봉, 「불균형 대출시장 모형에서의 은행의 대출공급 행태분석」, 『금융연구』, 제3권 제4호, 한국금융연구원, 1990, pp. 1-21.

Bondt, Gabe de, José-Luis Peydró, Silvia Scopel and Angela Maddaloni, “The euro area Bank Lending Survey matters: empirical evidence for credit and output growth”, ECB Working Paper No. 1160, 2010.

Cunningham, Thomas J., “The predictive power of the senior loan officer survey: Do lending officers know anything special?”, Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper No. 24, 2006.

Lown, C, and D.P. Morgan, “The credit cycle and the business cycles: new findings using the loan officer opinion survey”, *Journal of Money*, Vol. 38 No. 6, 2006, pp. 1575-1597.

Greene, William H., *Econometric Analysis* 6th ed., New Jersey: Pearson, 2008.

Abstract

This paper investigates the usefulness of lending practice index as a determinant of lending interest rates. Interest rates are determined by supply and demand on the money. The lending practice index is the proxy of the supply side, while demand and credit risk index is the proxy of the demand side. Certificate of Deposit(CD) rate has been the base rate in deciding the loan interest in Korea.

I use the data of the lending practice index on domestic financial institutions, so the data periods are limited to 2002 1Q - 2010 3Q, because of the inconsistency of survey sample frame. Due to the significant & high correlation with demand index, credit risk index is excluded from the data. The results, through panel analysis and forecast error analysis, indicate the uselessness of the lending practice index survey. Lending interest determinant model including CD rate has relatively higher explanatory power, but forecasted interests by the estimated model are not statistically different from actual interest rates.

※ **Key words:** analysis of forecast error, interest determining model, lending practices index

