



거시경제 변수와 중소기업 신용위험의 관계에 관한 연구



장 영 민 | 리스크관리부 전문위원, 경제학 박사

1. 서론
2. 선행 연구 검토
3. 거시경제변수와 신용위험에 관한 실증분석
4. 요약 및 결론

* 본 연구내용은 집필자 개인 의견이며 신용보증기금의 공식견해와는 무관합니다.

요 약

최근 경제위기 동안 국내의 많은 중소기업이 금융부실로 인해 도산하고 있다. 신용이론은 신용위험의 두 요소인 부도율과 회수율이 경기변동에 의존하여 경기후퇴기에 부도율은 증가하고 회수율은 감소하는 것으로 보고 있다. 그리고 두 변수가 거시경제변수와 관련되는 실증적 증거들도 다수의 문헌에서 확인되고 있다. 이러한 배경 하에서 본 연구는 부도율 및 회수율의 경기변동과의 동태적 상호관계를 규명하고자 벡터자기회귀분석을 시도하였고, 거시경제 및 금융시장 변수를 이용하여 부실률과 회수율의 결정요인을 분석하였다. 본 분석에는 1979년 4사분기부터 2008년 4사분기까지 신용보증기금의 신용부실금액과 구상채권회수금액의 분기별 총량자료가 이용되었다.

본 분석에서 발견된 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경제성장률과 부실률이 반비례적 관계를 갖는 것으로 나타나고 있으며 부실률은 경기변동에 즉시 반응하고 그 효과 또한 상당 기간 지속되는 것으로 보인다. 둘째, 부실률과 회수율이 부의 관계를 보여주고는 있지만 그 결과가 경제여건과 관련되어 나타난다고 보기 어렵고 회수의 후행성과 회수관행의 계절적 특성의 결과로 받아들여 진다. 셋째, 부실률은 금리가 인상되고 환율이 상승하면 증가하고 경기가 낙관적으로 전망될 때 감소하는 것으로 분석된 반면 회수율의 결정요인으로서 거시경제 변수는 대부분 유의적이지 않았지만 일부 의미있는 결과가 발견되고 있다. 넷째, 회수율 보다는 부실률이 변동성이 더욱 커서 신용위험의 시간 가변성을 설명하기 위해서는 부실률의 모형화에 중점을 두는 것이 적절해 보인다.

1. 서론

신용시장에서 목격되는 현상 중 하나는 신용위험이 경기변동과 관련되어 경기후퇴기에 부도율이 증가하고 반대로 경기회복기에 부도율이 감소한다는 것이다. 최근에는 동일한 경제 여건이 회수율에도 영향을 미쳐 경기후퇴기에 회수율이 감소하는 많은 증거들이 제시되고 있다.¹⁾ 신용위험의 가격결정과 신용위험 관리의 관점에서 이와 같은 증거들이 갖는 의미는 크게 두 가지로 볼 수 있다.

첫째, 신용위험의 연구가 부도위험에 편중된 결과 회수위험에 대해서는 상대적으로 등한시 되어 왔다. 이는 회수자료의 희귀성에 일부 원인이 있겠으나 그보다도 회수율이 부도율에 비해 덜 가변적이라는 이유로 회수율을 담보, 채권우선순위 등의 계약적 특성과 관련되는 것으로 가정을 단순화시키는데 있다. 그러나 만일 회수가 경제상태와 같은 체계적 위험요인에 의존한다면 회수위험의 가변성을 거시경제변수 등을 통해 모형화할 필요성이 있다.

둘째, 부도율과 회수율을 독립적으로 가정하는 신용위험 모형은 위험을 실제보다 과소평가할 수 있다.²⁾ 만일 두 변수가 동일한 경제 여건에 공통적으로 의존하여 부(-)의 상관관을 갖는데 이를 적절히 모형에 결합하지 않는다면 금융기관의 신용손실에 대한 대손충당금을 불충분하게 할 수 있다. 은행의 새로운 자기자본규약인 바젤 II에서는 은행이 자체 추정된 부도확률과 회수율로 규제자본을 산출할 수 있도록 허용하면서 대출자산의 실질적 위험이 반영된 자기자본비율의 계산이 가능해진 반면에 다른 한편으로 바젤 II로 인해 신용의 경기순응성(procyclicality)에 대한 문제가 쟁점으로 부상하였다. 경기순응성이란 경기후퇴기에 부도확률의 증가로 인해 자기자본비율의 하락에 직면한 은행이 신용공급을 축소시켜 경기의 진폭을 오히려 확대시키는 것을 의미한다. 만일 부도확률과 회수율이 반비례적 관계를 갖는다면 경기 저점에서 부도확률의 증가와 회수율의 감소에 따라 은행의 규제자본량이 크게 증가하게 되어 경기순응성을 더욱 더 악화시키게 될 것이다.

무엇보다도 대출시장에서의 자금조달 비중이 상대적으로 높은 국내 중소기업에게 경기순응성은 심각한 문제가 아닐 수 없다. 왜냐하면 경기 저점에서 금융기관은 신용도가 상대적으로

1) Frye(2000a, 2000b)의 회수연구에 따르면 경기 저점에서 채권 및 대출 회수가 고점의 회수에 비해 약 20%~25% 가량 감소하는 것으로 분석되었다.

2) Altman et al.(2001)은 부도율과 회수율의 상관 가정에 따라 Monte Carlo 시뮬레이션을 통해 Credit VaR를 추정하여 신용손실 규모를 비교해본 결과 두 변수간 상관을 가정한 모형이 그렇지 않은 모형-회수율을 외생적 상수로 가정하거나, 확률적 회수율을 가정하지만 부도율과 독립인 모형-에 비해 VaR를 약 30% 높게 추정하였다.

열악하고 다수의 소규모 대출이 주종을 이루는 중소기업에 대해 우선적으로 신용공급을 축소시킬 뿐만 아니라 오히려 여신회수에 나서면서 자금압박에 시달리는 중소기업의 도산 가능성을 높여주기 때문이다. 최근에 미국의 서브프라임모기지 부실에 따른 세계적 경제위기의 상황에서 국내 은행이 중소기업에 대한 대출을 기피하여 많은 중소기업이 곤경에 처한 경험이를 응변해주고 있다.

이와 같이 신용위험의 주요 요소와 경기변동과의 관계에 대한 높은 관심에도 불구하고 아직까지 국내의 신용위험 연구는 부도율에 중점을 두고 있지 부도율 및 회수율의 경기변동과의 상호적 관계에 대해서는 활발한 연구가 진행되지 못하고 있는 실정이다. 외국연구 마저도 주로 채권시장을 대상으로 하지 대출시장에 대해서는 연구 실적이 저조한 형편이다.

따라서 본 연구에서는 국내의 중소기업을 대상으로 대출시장에서의 부도율 및 회수율의 경기변동과의 상호적 관계에 대해 실증적으로 고찰하는데 주 목적을 두고자 한다. 이를 위해 본 연구는 개별기업 수준에 대한 미시적 접근 보다는 거시경제환경의 변화에 따른 총량적 부도율과 회수율의 변동 행태를 중점적으로 분석하고 아울러 거시경제변수가 부도율 및 회수율의 변화를 설명하는데 어느 정도 유효한지를 살펴보고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 부도율과 회수율의 경기변동과의 관계에 대한 선행연구를 검토해 본다. 제3장에서는 중소기업 신용보증부 대출에 대한 부도와 회수의 자료를 통해 거시경제변수와 신용위험 요소의 동태적 관계를 실증적으로 고찰하고 부도율 및 회수율의 결정요인을 분석한다. 마지막으로 제4장에서는 본 연구를 요약하고 결론을 맺는다.

2. 선행 연구 검토

부도율이 경제상태와 관련되는 실증적 증거들은 다수의 신용위험 문헌을 통해 발견되고 있다. 우선 채권시장에서 회사채 부도율과 경기변동의 관계에 대해 Jónsson and Fridson(1996), Helwege and Kleiman(1997)은 투기등급 채권의 부도율이 경제성장률과 부(-)의 관계에 있음을 보여주었다. Helwege and Kleiman(1997)은 신용등급, 거시경제변수 등을 이용해 부도율의 결정요인을 분석한 결과 GDP성장률이 감소하고 신용등급이 하락할수록 부도율은 증가하였다. 또한 Nickell et al.(2000), Bangia et al.(2002)은 신용사건을 부도에 한정하지 않고 경기변동에 따른 신용등급 전이확률을 분석하였다. Nickell et

al.(2000)은 Moody's의 신용평가 자료를 이용해 경기순환을 고점, 저점, 기타의 세 국면으로 구분한 반면 Bangia et al.(2002)은 경기국면을 고점, 저점으로 이원화하고 S&P 자료를 통해 분기별 전이확률을 분석한 점에서 차이가 있으나 두 분석 모두 경기 고점에 비해 경기 저점에서 신용등급의 하락이 더욱 두드러지고 부도율도 증가하는 실증적 결과를 제시해 주고 있다.³⁾

대출시장에 대한 최근의 연구들도 부도율이 경제상태에 의존하여 경기후퇴기에 부도가 증가하는 관계를 실증적으로 확인해 주고 있다. 그런데 경기회복기에 금융기관들이 낙관적인 경기전망 하에서 느슨한 심사기준을 통해 대출을 확대시킨 것이 경기후퇴 국면에 이르러 부도를 증가시키게 되는 원인이라는 주장이 일각에서 제기되고 있다. 즉, Pederzoli and Torricelli(2005), Jiménez and Saurina(2006), Bonfim(2009) 등은 경기후퇴기의 높은 부도율이 경기회복기에 수용된 위험의 실현이므로 경기 고점이 가장 위험하다는 주장을 피력하고 있다.

Pederzoli and Torricelli(2005)는 Borio et al.(2001)의 경제상태별 부도확률을 적용하여 경기순환에 따른 최소요구 규제자본을 산출한 결과 경기 고점에서 산출된 자본량이 장기 평균 부도확률로부터의 자본량보다 높게 산출되어 경기하락 국면이 예상될 때 과도한 신용팽창을 완화시킴으로써 경기순응성이 약화될 수 있음을 실증적으로 보여주었다. 그리고 Jiménez and Saurina(2006), Bonfim(2009)은 경기회복기에 증가된 대출이 일정한 시차를 두고 부도를 증가시키는 것으로 나타나 경기저점에서의 부도의 증가가 고점에서의 수용된 위험의 결과라는 가설을 지지해주고 있다.⁴⁾

또한 부도확률 추정 모형에서 거시경제변수의 유효성을 평가한 Carling et al.(2007)은 GDP갭, 수익률곡선 등이 부도예측에 유의적인 요인임을 보여주었다. 특히, 미국 SBA(Small Business Administration)의 신용보증부 대출기업에 대한 Glennon and Nigro(2002)의 분석에서는 대출만기가 장기적일수록 경기변동과 부도율이 더욱 밀접히 관

3) 우리나라의 경우 김건우·이운석(2003), 조하현·이승국(2005)은 채권 부도율과 거시경제변수와의 관계를 직접적으로 다루지는 않았지만 유사 자료를 통해 신용위험과 경기변동의 관계를 분석하였다. 김건우·이운석(2003)은 여음부도율 자료를 이용해 거시경제변수와의 신용위험의 동태적 관계를 분석한 결과 여음부도율이 환율, 금리 등의 변수와 밀접히 관련됨을 보여주었다. 그리고 조하현·이승국(2005)의 연구는 위험채권의 신용스프레드(credit spread)가 경기동행지 수순환변동치와 부의 유의적 관계가 있음을 발견하여 국내에서도 부도확률이 경기변동과 관련되고 있음이 실증적으로 입증되고 있다.

4) Bonfim(2009)은 경기 고점이 2년의 시차를 두고 부도와 정(+)의 상관을 갖는 것으로 나타났고 거시경제변수가 부도에 측에 유용한 변수임을 보여주었다.

련됨을 발견하였다. 마찬가지로 소기업 대출자료를 이용한 Agarwal et al.(2005)의 분석결과에서도 실업률이 부도율과 정의 관계를 갖는 것으로 나타나 기업규모가 작을수록 경기변동에 더욱 큰 영향을 받는 것으로 보인다.

지금까지의 경기변동과 부도율과의 관계에 초점을 둔 연구들과는 달리 일부 문헌은 부도율과 회수율이 체계적 위험요인에 의해 공통적으로 영향을 받는 이론 및 실증적 연구결과를 제시하고 있다. Frye(2000a, 2000b)는 부도와 회수가 경제상태에 의존하여 서로 상관되는 이론모형을 제시하였다. Frye(2000a, 2000b)에 따르면 대출 부도후 회수는 담보가치에 의해 결정되고 담보가치는 경제여건에 의존하기 때문에 경기후퇴기에 부도가 증가하고 담보가치는 하락하여 회수율이 감소함에 따라 부도확률과 회수율이 부의 상관을 갖는 것으로 보았다. Frye의 기본적 아이디어는 향후 Jokivuolle and Peura(2000), Jarrow(2001) 등의 연구로 발전되었다. Jarrow(2001)는 부도확률과 회수율이 부의 상관을 갖고 경제상태에 의존하는 점에서 Frye의 견해와 동일하지만 주가치를 모형에 명시적으로 이용한 점에서 차이가 있고, Jokivuolle and Peura(2000)는 기업의 자산가치와 담보가치간의 정의 관계를 가정한 옵션가격결정모형을 통해 대출 부도율과 회수율이 반비례적 관계가 있음을 발견하였다.⁵⁾

한편, 거시경제변수와 회수율의 관계에 대한 최근의 연구들은 주로 채권시장을 중심으로 거시경제환경의 변화에 따라 회수율이 가변적임을 보여주고 있다. 우선 채권시장에서 거시경제변수의 유효성을 밝혀준 연구 중 Gupton and Stein(2002)은 개별기업 수준변수를 이용해서 분석한 결과 회수율에 가장 큰 영향을 주는 것은 채권 유형과 우선순위이고 그 다음으로 거시경제요인이 중요한 것으로 분석되었다. Schuermann(2004)은 Moody's의 자료를 이용했을 때 경기후퇴기의 평균적 회수율이 경기회복기의 회수율에 비해 낮았고, Trück et al.(2005)도 주식시장의 변동성이 클수록 회수율이 감소하는 관계를 발견하여 회수율이 경기변동에 영향을 받는다는 증거를 제시하였다.

대출시장에서의 회수율에 대한 연구는 아직까지 채권시장에 비해 활발하지 못하다. 몇 편의 문헌 중 Varma and Cantor(2005)는 채권과 대출 회수율의 결정요인을 분석한 결과 GDP성장률과 회수율이 정(+)의 관계에 있는 것으로 분석되었다. 대출회수 자료만을 이용한 Grunert and Weber(2009)는 회수율이 GDP성장률과 정(+)의 관계, 금리와는 부(-)의 관계를 보여 주어 대출시장에서도 경기후퇴기에 회수율이 감소하는 것으로 나타났다.

5) Bakshi et al.(2001), Hu and Perraudin(2002)은 채권시장을 대상으로 한 연구에서 부도율과 회수율간 부의 상관을 발견하였다.

이에 반해 Acharya et al.(2004)의 부도기업의 증권가격을 이용해 분석한 결과에서는 S&P500 주가지수수익률, GDP성장률 등의 경기요인이 통계적 유의성을 상실하였고 오히려 산업특성 변수들이 유의적이었다. Altman et al.(2005)의 연구에서도 GDP성장률 등의 거시경제변수가 회수율을 설명하는데 그다지 유의적이지 않아 회수의 결정요인으로서 거시경제변수의 유효성에 대해서는 아직까지 일치된 결론에 이르지 못하는 못하고 있다.

요컨대 대다수 외국의 선행 연구에서 제시된 실증결과들은 부도율 및 회수율이 경제상태에 의존한다는 것이다. 그래서 이후 분석은 그와 같은 결과가 국내의 중소기업 대출시장에서도 지지받을 수 있는지를 실증적으로 검증해 본다.

3. 거시경제변수와 신용위험에 관한 실증분석

3.1 부도율 및 회수율의 정의

대출은 기본적으로 대출자와 차입자의 계약적 관계에 기초하고 있다. 차입자는 채무이행을 약속된 대로 행하면 두 당사자 사이에 어떤 문제도 발생하지 않는다. 만일 차입자가 채무를 약속한대로 이행하지 않으면 이는 대출자에게 금융손실을 야기시키게 된다. 따라서 대출자와 차입자의 계약적 관계를 변화시키는 사건이 무엇이고, 이것이 대출자에게 경제적 손실을 입히는 사건인지를 정하는 것이 부도(이하 부실)를 정의하는 것이다. 이러한 사건에는 보통 원금 및 이자의 상환불이행, 연체, 파산, 청산, 법정관리, 등으로 다양하게 분류할 수 있다.

본 분석은 중소기업에 대한 신용보증부실금액을 분석자료로 이용하기 때문에 당연히 신용보증기금의 부실정의를 따르게 되었다. 기존의 기업부실과 관련된 대다수의 연구는 기업부실이라는 최소한 사건을 분석 대상으로 다루다 보니 부실자료의 수집원천에 따라 부실의 정의를 달리하여 왔다. 부실 정의에 대한 임의성 및 자의성의 문제는 신용위험 분석이 갖는 하나의 한계로 지적되기도 하지만 기업의 부실이 매우 흔하게 관측되는 경제적 사건도 아니고 보통 사적으로 소유된 대출자료의 수집도 결코 용이하지 않기 때문에 임의적 부실정의의 선택은 일정 부분 용인될 수밖에 없다고 본다. 신용보증기금은 원금 또는 이자 채무불이행 기업, 전국은행연합회 신용정보관리규약에 따른 연체·부도 등 신용관리정보에 등록된 기업, 파산 및 회생절차 진행 기업, 3개월 이상 휴업중이거나 폐업한 기업 등을 부실기업으로 규정하고 있다. 따라서 해당 사유로 인해 부실 처리된 기업의 신용보증부실금액을 부실의 대응치로 이

용하였다. 그리고 직전 분기 신용보증잔액 대비 당분기 신용보증부실금액을 부실률로 정의하였다.

한편, 채권시장에서 회수율은 일반적으로 부도채권의 1개월 후의 거래가격을 채권의 액면금액으로 나누어 산출한다. 이러한 정의는 채권의 시장가격에 토대를 둔 회수율이라는 점에서 장점이 있지만 부도이후의 기간선택에 따라 회수율이 달라질 수 있고 무엇보다도 부도채권에 대한 유동성이 감소되어 부도채권의 정확한 시장가격을 산출하기 곤란한 한계가 있다. 채권시장과는 달리 은행 부실대출은 거래되지 않기 때문에 부실대출의 시장가격을 발견할 수 없다. 그래서 Moody's의 회수율 모형인 Loss CalcTM은 부실 이후 1년의 회수금액을 이용해 회수율을 측정하고 있다. 또한 Grunert and Weber(2009)는 부실기업의 워크아웃 기간 동안의 수입과 지출의 현재가치를 부도시 노출금액으로 나눈 워크아웃 회수율(work-out recovery rates)을 이용하여 회수율을 분석하고 있다. 그러나 본 분석의 주 목적이 개별 부실기업의 회수율을 다루는데 있지 않고 총량적 회수와 경기변동과의 동태적 관계를 규명하기 위함으로 회수금액은 신용보증기금의 구상채권 자료를 이용하였다. 신용보증기금은 보증부대출기업이 부실이 될 경우 은행에 대위변제를 행하고 난 후 부실 대출보증금액에 대한 회수에 나선다. 동 자료를 회수의 대응치로 이용함으로써 신용보증 부실률과의 일관성을 유지할 수 있다. 그리고 총량적 회수율은 구상채권총회수금액을 직전 분기 구상채권잔액으로 나눈 비율로 정의하였다.

3.2 분석자료 및 분석모형

3.2.1 분석자료

본 실증분석은 분석대상기간을 1979년 4사분기부터 2008년 4사분기로 정하였다. 동 기간을 정한 이유는 1979년 4사분기가 경기 제2순환의 수축기이며 환율이 고정환율에서 변동환율로 전환되는 시점이기 때문이다. 앞서 정의된 바와 같이 부실금액과 회수금액, 보증잔액, 구상채권잔액은 위탁보증을 포함하여 부실률과 회수율을 측정하였다.

경기변동의 대응변수로 이용되는 거시경제변수는 선행연구를 토대로 경제성장률을 주요 변

6) Acharya et al.(2004) 등의 일부 연구들은 부도 시점에서의 부도채권의 가격, 부도 직전의 부도채권의 가격을 이용해 회수율을 측정하기도 한다.

수로 하고, 실업률, 환율, 물가상승률, 대출, 대출금리, 채권수익률, 금리 기간구조(term structure), 종합주가지수를 분석변수로 선택하였다. 본 분석에서 이용된 경제성장률, 실업률은 계절조정자료, 환율은 원/달러 기준환율로 분기평균 환율, 물가상승률은 소비자물가지수의 전년동기 대비 증감률, 대출은 예금은행 기업대출 분기말 잔액, 대출금리는 예금은행 가중평균 대출금리, 채권수익률은 국고채 3년물 수익률, 금리 기간구조는 국민주택채권1종 5년물 금리에서 CD91일물 금리를 차감하여 산출하고, 종합주가지수는 분기 평균 지수를 이용하였다.

3.2.2 분석모형

경기변동과 부실률 및 회수율의 동태적 관계를 규명하기 위해 본 분석에서는 벡터자기회귀(Vector Autoregressive; VAR) 모형을 이용한다. VAR는 변수들간 인과관계에 대한 이론적 배경에 의존하지 않고 변수간 내외생성의 구분없이 변수간 시차적 관계를 축차적으로 모형화한다. VAR 모형에는 경제성장률, 부실률, 회수율을 주요 변수로 이용하였다. VAR 구조식은 다음의 (1) 식과 같이 설정될 수 있다.

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots (1)$$

$$E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t) = \Sigma, t \neq s$$

여기서, y_t 는 분석변수 벡터로서 경제성장률, 부실률, 회수율, δ 는 상수항 벡터, Φ_i 는 3×3 계수행렬, ε_t 는 확률오차항 벡터이다. 오차항의 기댓값은 0이고 오차항간에는 독립을 가정한다.

한편, 거시경제변수를 통한 부실률 및 회수율의 결정요인을 분석하기 위해서 회귀모형을 설정하였다. 먼저 부실률의 회귀식은 아래와 같다.

$$DR = \alpha + \sum_{i=0}^p \beta_i Supply_{t-i} + \gamma GDP_t + \sum_{k=1}^N \theta_k Others_k + \zeta DUM + \mu_t \quad \dots \dots \dots (2)$$

여기서, DR 은 부실률, α 는 상수항, $Supply$ 는 보증공급증가율, GDP 는 경제성장률, $Others$

는 기타 거시경제변수, DUM 은 경기후퇴기는 1, 경기회복기는 0의 값을 갖는 경제상태 더미변수, μ 는 오차항이다.⁷⁾

(2) 식에서 보증공급증가율은 부실률과 정(+)의 관계를 기대한다. 신용보증기금은 경기후퇴기에 신용보증공급을 확대시켜 경기악화를 방지하는 경기조절 기능을 수행한다는 점과 과거의 보증공급이 보증만기 시점과 관련하여 현재의 부실증가의 원인으로도 볼 수 있어 정(+)의 부호를 기대한다. 경제성장률이 높을 때 부실률은 감소하는 것으로 가정하여 부실률과 부(-)의 관계를 예상한다. 기타 거시경제 및 금융시장 변수 중 금리, 실업률은 부실률과 정(+)의 관계를, 물가상승률, 환율, 금리 기간구조, 종합주가지수는 부실률과 부(-)의 관계를 각각 기대한다.

회수율의 회귀식은 다음과 같이 설정한다.

$$RR = \alpha + \sum_{i=0}^p \beta_i DR_{t-i} + \gamma GDP_t + \sum_{k=1}^N \theta_k Others_k + \xi DUM_1 + \zeta DUM_2 + \omega_t \dots \dots \dots (3)$$

여기서, RR 은 회수율, α 는 상수항, DR 은 부실률, DUM_1 은 회수율의 계절주기 더미로서 1사분기와 3사분기는 0, 기타 분기는 1의 값을 갖는 더미변수, ω 는 오차항, 나머지 변수는 (2) 식에서 정의된 바와 같다.

회귀식 (3)에서 독립변수 중 부실률은 선행 실증연구에 따라 회수율과 부(-)의 관계를 기대한다. 경기변동의 대응변수들은 경제여건이 좋을 때 부도는 감소하고 회수는 증가하는 실증적 결과를 토대로 회수율은 금리, 실업률과는 부(-)의 부호, 경제성장률, 물가상승률, 환율, 금리 기간구조, 종합주가지수와는 정(+)의 부호를 예상해 본다.

7) 경제상태 더미변수는 통계청의 경기순환국면 자료에 따라 경기순환별 확장기는 0, 수축기는 1로 처리하였다. 다만, 통계청의 자료는 월별로 정의됨에 따라 본 분석과의 시점이 일치되지 않는 경우 3개월 중 2개월이상 수축기 이면 경기후퇴기로 정의하여 1로 처리하였다.

3.3 기초통계 분석

분석 변수들의 기초통계량은 <부표 1>에 표시하였으며 VAR 모형의 변수들은 경제상태별로 기초통계량을 산출하여 <표 1>에 제시하였다. 표를 통해서 볼 때 평균적 경제성장률은 예상대로 경기회복기에 7.7%로 경기후퇴기에 비해 3.5% 높게 나타나고 있다. 그런데 경제상태별 부실률의 평균을 살펴보면 오히려 경기회복기에 부실률(4.5%)이 후퇴기의 부실률을 0.2% 상회하고 있다. 이는 본 자료가 분기별 자료인 점과 최대값이 경기회복기에 더욱 큰 것으로 보아 극단치에 영향을 받기 때문으로 보인다. 중위수로 비교했을 때는 예상대로 경기회복기의 부실률이 후퇴기에 비해 1% 하회하는 것으로 나타나고 있다.

회수율의 평균은 회복기에 2.2%로 후퇴기에 비해 0.1% 높게 나타나지만 전체적으로 경기변동에 따른 분포의 차이는 크지 않은 것으로 보인다. 그런데 표준편차를 통해 부실률과 회수율의 변동성을 살펴보면 부실률이 회수율에 비해 4배 이상 가변적으로 나타나 Trück et al.(2005)의 연구와 유사한 결과가 본 분석에서 발견되고 있다.⁸⁾

표 1 | 경제상태별 주요 분석변수의 기초통계

		평균	중위수	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera	관측치
부 실 률	회복기	4.5	1.6	22.6	0.5	5.2	1.5	4.2	29.5***	70.0
	후퇴기	4.3	2.6	15.7	0.2	4.2	1.5	4.2	21.6***	47.0
회 수 율	회복기	2.2	2.0	5.4	0.9	1.0	1.1	3.8	15.9***	70.0
	후퇴기	2.1	1.9	4.9	0.3	1.0	0.8	3.3	5.8*	47.0
경제성장률	회복기	7.7	8.1	12.6	-5.6	3.1	-1.3	6.5	56.7***	70.0
	후퇴기	4.2	4.9	12.9	-8.4	4.4	-1.0	4.3	12.1***	47.0

(주) ***, *은 각각 1%, 10% 통계적 유의수준

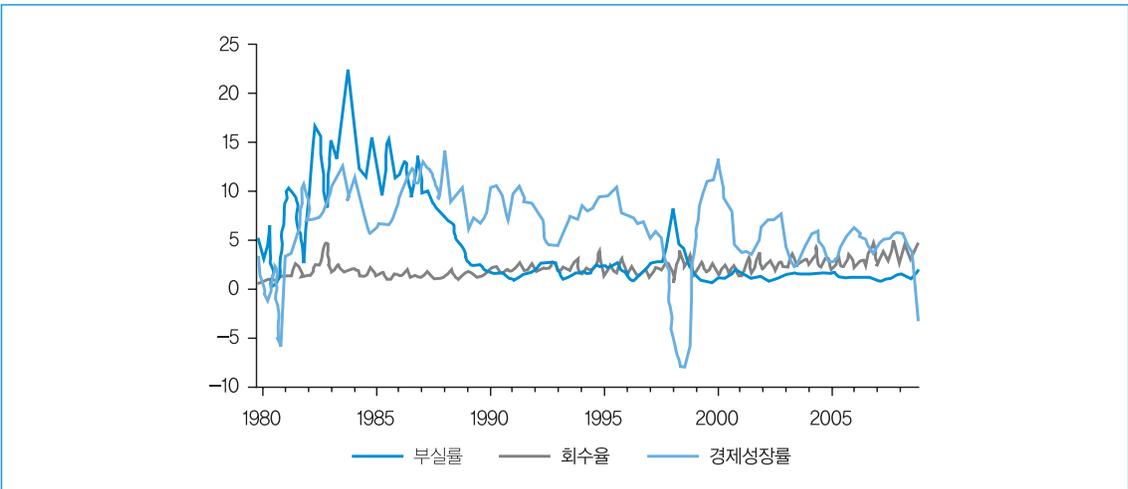
이는 <그림 1>의 시도표를 통해서도 확인해 볼 수 있다. <그림 1>을 보면 부실률은 1980년대에 매우 높은 수준을 보여주다가 1990년대 이후 1997년 경제위기를 제외하고 비교적 안정적인 상태를 유지하고 있다. 반면 회수율은 전 기간에 걸쳐 안정적이며 최근 들어 진폭이 확

8) Trück et al.(2005)의 주장대로 회수율이 상대적으로 덜 가변적이라는 것이 회수율의 분석이 소홀히 된 하나의 원인으로 볼 수 있다.

대되며 미미한 상승 추이를 보여주고 있다.

〈표 1〉에서 부실률과 회수율의 왜도와 첨도를 비교했을 때 부실률이 회수율에 비해 더욱 뾰족하고 우측으로 긴 꼬리를 갖는 분포형태를 띠는 것으로 나타난다. Jarque-Bera 정규성 검정 통계량으로 보면 모든 변수들이 정규분포의 귀무가설을 강하게 거절하고 있으나 후퇴기의 회수율은 5% 유의수준에서 거절하지 못해 후퇴기의 회수율이 정규분포에 근사하는 것으로 분석된다.

그림 1 | 부실률, 회수율, 경제성장률의 추이



한편, 분석변수들의 상관분석 결과는 〈표 2〉에 제시하였다. 본 상관분석은 1996년 이전과 이후의 기간을 구분하여 분석하였다. 특별히 1996년을 분류기간으로 선택한 이유는 IMF 외환위기부터 급격한 보증공급의 증가를 경험하였고 경기순환주기도 그 시점부터를 제7순환의 경기후퇴기로 분류하기 때문이다.

표 2 | 상관분석 결과

	1996년 이전			1996년 이후		
	부실률	회수율	경제성장률	부실률	회수율	경제성장률
부 실 률	1			1		
회 수 율	-0.05	1		-0.18	1	
경제성장률	0.23	0.20	1	-0.66	-0.20	1

〈표 2〉를 통해서 보면 1996년 이전에는 경제성장률과 부실률은 약한 정(+)의 상관, 회수율과도 약한 정(+)의 상관을 시현하고 있다. 그러나 부실률과 회수율은 상관되지 않는 것으로 나타났다. 그런데 1996년 이후 기간로부터의 상관관계는 1996년 이전 기간의 결과와는 크게 다르다. 즉, 경제성장률은 부실률과 강한 부(-)의 상관, 회수율도 약한 부(-)의 상관을 시현하고 있다. 그리고 부실률과 회수율의 부의 관계가 미약하나마 강화되는 것으로 나타났다. 이후 자세한 분석이 이어지겠지만 이러한 상관분석 결과에 따르면 국내 중소기업들이 최근 들어 경기변동에 더욱 큰 영향을 받아 경제후퇴기에 부실률이 증가하는 것으로 보이고 회수율은 부실에 후행하는 특성상 경제성장률과 부의 관계를 나타내는 것으로 볼 수 있다.

3.4 VAR 분석 결과

3.4.1 단위근 및 공적분 검정

VAR 분석에 앞서 시계열의 안정성(stationarity) 여부를 판단하기 위해 전체기간에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller), PP(Phillips-Perron)의 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 단위근 검정 결과는 〈표 3〉에 나타내었다.

단위근 검정결과 수준변수들은 PP검정의 회수율 변수를 제외하고 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못해 시계열이 불안정적인 것으로 나타났다. 반면 1차 차분한 변수는 두 검정 모두에서 시계열이 불안정하다는 가설을 기각하여 분석변수들이 1차 차분 안정적 시계열임이 확인되고 있다. 다만, 회수율의 수준변수는 ADF검정에서만 불안정적인 것으로 분석되어 VAR 모형에는 모두 1차 차분변수들을 이용하기로 하였다.

표 3 | 단위근 검정 결과

		부 실 률	회 수 율	경제성장률
ADF	수 준	-1.487 (0.536)	-1.535 (0.512)	-2.763* (0.066)
	1차 차분	-4.046*** (0.001)	-12.680*** (0.000)	-7.643*** (0.000)
PP	수 준	-2.551 (0.106)	-12.221*** (0.000)	-2.495 (0.119)
	1차 차분	-15.520*** (0.000)	-41.787*** (0.000)	-6.447*** (0.000)

(주) 1. ADF, PP 검정 모두 추세는 없고 절편만 있는 모형을 통해 추정된 결과

2. ()은 p-value 이고, ***, * 은 각각 1%, 10% 통계적 유의성 수준을 의미

한편, 분석변수간 장기 균형관계가 존재하는지 살펴보기 위해 Johansen 공적분 검정(cointegration test)을 실시하여 그 결과를 <표 4>에 제시하였다. 표에서 보여주듯이 Trace 및 Max-Eigenvalue 통계량 모두 5% 임계치를 초과하여 공적분 벡터가 없다(0)는 귀무가설을 기각함으로써 분석 변수간 1개의 공적분 관계식이 있는 것으로 나타나 세 변수간 장기 균형관계가 존재하는 것으로 보여진다.

표 4 | Johansen 공적분 검정 결과

공적분 개수 귀무가설	Eigenvalue	Trace			Max-Eigenvalue		
		Statistic	5% critical value	p-value	Statistic	5% critical value	p-value
0	0.241	42.605	29.797	0.001	31.455	21.132	0.001
1	0.080	11.150	15.495	0.202	9.508	14.265	0.246
2	0.014	1.643	3.841	0.200	1.643	3.841	0.200

- (주) 1. 변수들은 선형추세를 갖고 절편이 있는 공적분 관계식을 추정
 2. Schwartz 정보통계량 기준으로 차수는 2가 선택
 3. p-value는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)의 확률

3.4.2 Granger 인과관계 검정

벡터자기회귀 분석은 변수의 순서(ordering)와 시차(lag)의 수에 의해 그 결과가 크게 좌우된다. 보통 변수간 내외생성의 관계가 이론적 또는 선형적으로 규명되어 있지 않을 때 주로 Granger의 인과관계 검정(Granger causality test)을 통해 변수의 순서를 결정한다. Granger의 인과관계 검정은 과거와 현재가 미래의 원인이 되지 그 역은 성립될 수 없다는 기본 가정에 의존한다. Granger 인과관계 검정 결과는 <표 5>에 표시하였다.

Granger 검정 결과 부실률은 회수율의 원인이 아니라는 귀무가설을 거절하는 것으로 나타나 부실률이 회수의 Granger 인과성을 갖는 것으로 보인다. 회수는 부도가 전제되어야 하는 것으로써 매우 당연한 결과이지만 본 검증 만으로도 두 변수간 시차적 관계가 존재함을 확인할 수 있다. 이에 반해 부실률과 경제성장률간에는 시차적 상호 관련성이 없는 것으로 나타난다. 그러나 경제여건이 악화될 때 신용보증규모가 확대되고 확대된 보증이 부실의 증가를 선행한다고 가정하면 경제성장률이 부실률을 선행하는 것으로 볼 수 있다. 또한 경제성장률은 회수율에 Granger 인과성을 갖는 것으로 나타나고 있다. 따라서 본 분석 결과를 토대로

VAR분석은 경제성장률, 부실률, 회수율의 순서로 변수의 외생성의 순서를 결정하였다.

표 5 | Granger 인과관계 검정 결과

검증가설	시차의 수					
	1	2	3	4	5	6
RR → DR	0.065 (0.799)	0.516 (0.598)	0.694 (0.557)	1.001 (0.410)	2.349** (0.046)	1.412 (0.217)
DR → RR	4.697** (0.032)	1.768 (0.175)	6.307*** (0.000)	4.797*** (0.001)	4.256*** (0.001)	3.619*** (0.002)
GDP → DR	1.336 (0.250)	0.443 (0.642)	0.715 (0.544)	0.969 (0.427)	0.841 (0.523)	0.961 (0.455)
DR → GDP	1.004 (0.318)	1.518 (0.223)	1.621 (0.188)	1.666 (0.163)	1.003 (0.419)	1.072 (0.384)
RR → GDP	0.174 (0.677)	1.873 (0.158)	1.606 (0.192)	1.755 (0.143)	1.503 (0.195)	1.394 (0.224)
GDP → RR	4.380** (0.038)	3.643** (0.029)	2.526* (0.061)	3.357** (0.012)	3.289*** (0.008)	2.655 (0.019)

- (주) 1. 이 표에서 DR은 부실률, RR은 회수율, GDP는 경제성장률을 의미
 2. 검증가설 $X \nrightarrow Y$ 는 X가 Y의 Granger 인과성을 갖지 않는다는 의미
 3. ()은 F-통계량의 p-value이고 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준

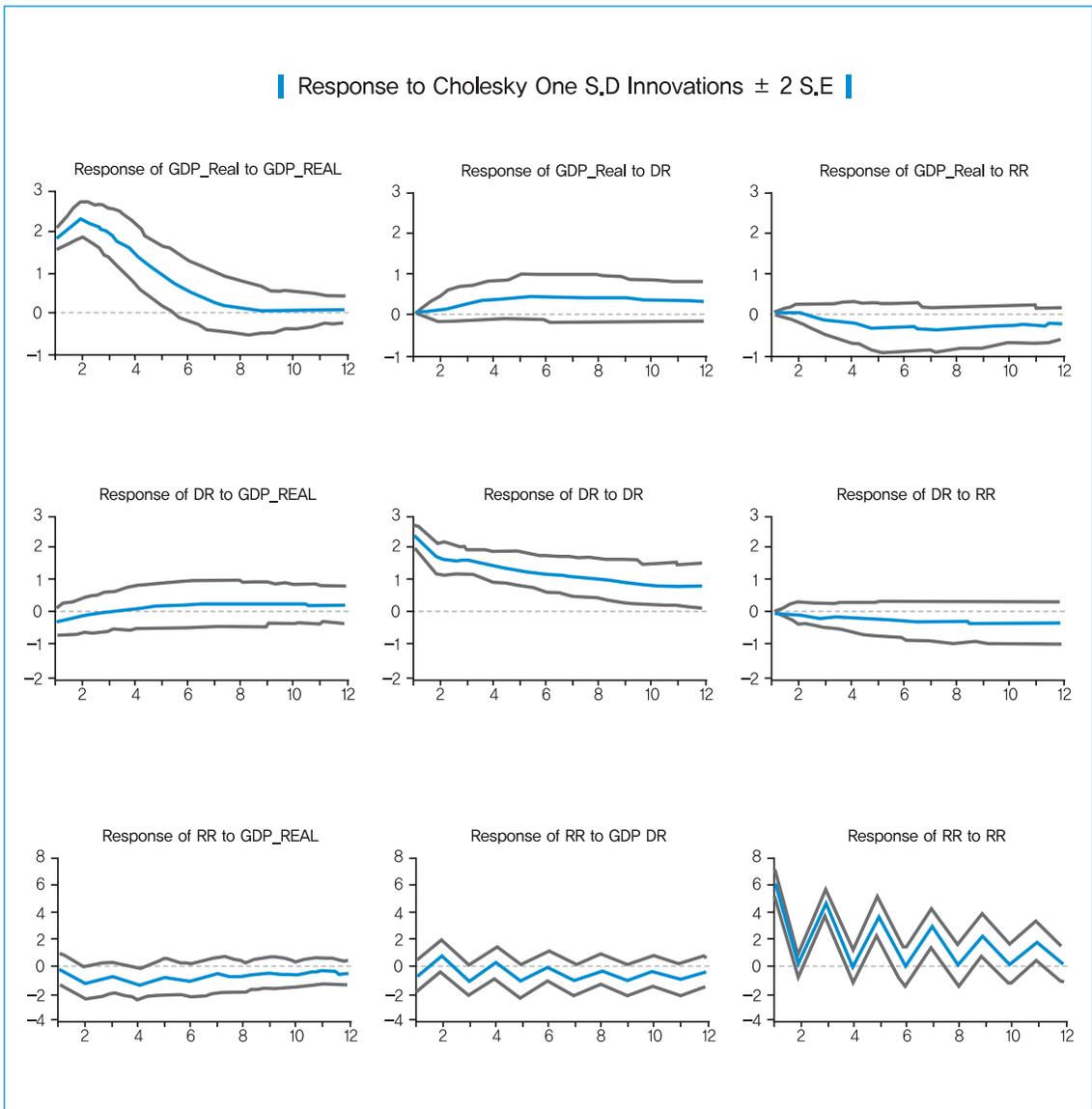
3.4.3 충격반응함수

벡터자기회귀 모형은 시차적 관계를 통해 변수간 관계를 분석하는 모형으로 시차의 수가 증가하게 되면 각 시차적 독립변수의 종속변수에 대한 경제적 의미의 해석을 매우 어렵게 한다. 그래서 보통 충격반응함수(impulse response function)를 통해 독립변수의 변화가 종속변수에 미치는 영향을 시간변화에 따라 동태적으로 분석하게 된다. 본 분석의 벡터자기회귀 모형의 차수는 Schwartz 정보통계량 기준으로 2가 선택되었다. 충격반응함수는 전체기간과 1996년 1사분기 이후의 표본으로 구분하여 분석하였고 분석결과는 각각 <그림 2>와 <그림 3>에 나타내었다.

먼저 <그림 2>의 전체기간에 대한 충격반응함수 분석결과를 살펴보면 부실률의 표준편차 1단위의 충격에 대해 경제성장률은 초기에는 영향을 받지 않다가 시간이 흐름에 따라 점차 정

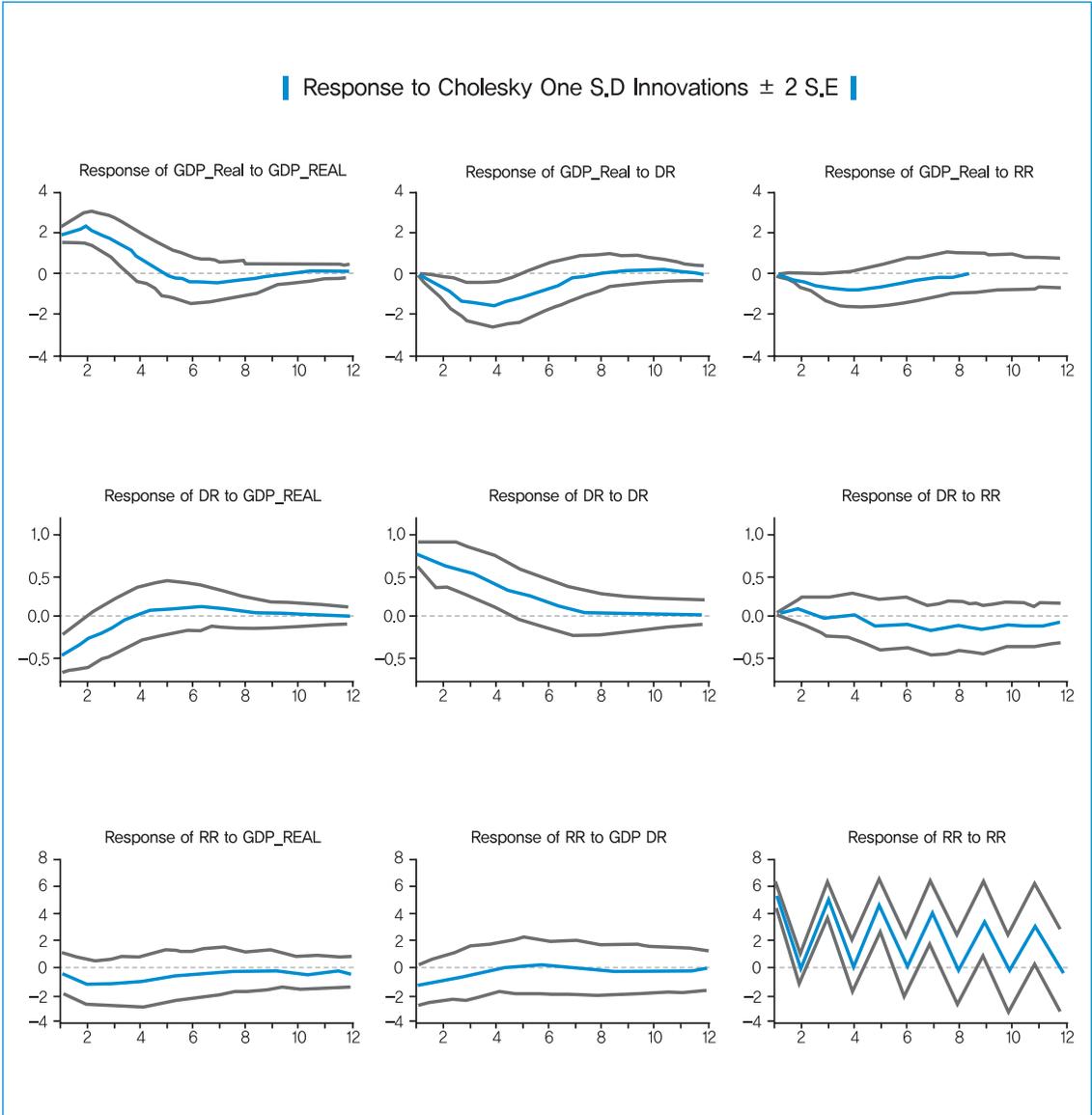
(+)의 영향을 받고 있으며 그 효과가 소멸되지 않는 것으로 나타난다. 반면 회수율에 대한 경제성장률의 반응은 2분기 이후 부(-)의 영향을 받는 것으로 나타나고 있다.

그림 2 | 충격반응함수 결과(전체기간)



(주) 이 표에서 GDP-Real은 경제성장률, DR은 부실률, RR은 회수율을 의미

그림 3 충격반응함수 결과(1996년 이후)



그러나 1996년 이후 자료를 이용한 충격반응분석 <그림 3>을 통해서 보면 경제성장률은 부실률의 충격에 대해 충격 이후 감소하다가 4분기에 가장 큰 감소를 보여주고 점차 영향이 줄어들다가 8분기 이후 효과가 소멸되는 것으로 나타나고 있어 1990년대 중반 이후 경기변

동과 부실의 상호 동태적 관계가 강화되고 있는 것으로 보인다. 회수율에 대한 경제성장률의 반응도 부실률과 매우 유사한 패턴을 보여주고 있다.

경제성장률의 충격에 대해 부실률은 즉각적인 반응을 보여 충격을 받은 시점에서 부실률이 감소하였다가 이후 점차 그 효과가 약해지는 것으로 나타난다. 다만 전체기간에 비해 1996년 이후 자료에서는 경제성장률의 충격이 3분기까지 부실률에 부(-)의 영향을 미치고 이후 정(+)의 관계를 시현하다가 점차 효과가 소멸되는 것으로 보인다. 회수율의 1단위 충격에 대해 부실률은 전체기간에서는 부(-)의 영향을 받으며 그 효과가 소멸되지 않는 것으로 나타나지만 1996년 이후 자료에 대한 분석에서는 2분기 후 부실률의 증가와 관련되고 이후 전체 표본과 유사한 행태를 보여주고 있다.

회수율은 경제성장률의 충격에 대해 부(-)의 영향을 받는 것으로 보이고 부실률의 충격에 대해서는 동일 분기에 즉각적인 부(-)의 반응을 보이다가 전체기간에서는 불규칙적으로 변동하지만 1996년 이후 표본에서는 부실률에 대한 부(-)의 영향이 점차 감소되어 4분기 이후 그 효과가 사라지는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과에 따르면 회수율이 경제성장률보다는 부실률에 더욱 민감하게 반응하고 그 효과 또한 일정기간 지속하는 것으로 보인다.

본 결과에 비추어 보면 부실률은 경제성장률, 회수율은 부실률의 충격에 대해 즉각적으로 반응하여 부(-)의 관계를 갖고 일정기간 부(-)의 효과가 지속되다가 4분기 이후 그 효과가 소멸되는 것으로 분석되었다.

3.4.4 분산분해

예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)는 예측기간을 달리하며 산출된 각 변수의 예측오차의 분산에서 각 변수들의 충격이 차지하는 비중을 통해 변수들의 내외생성 정도를 평가하는데 이용된다.

분석변수들의 분산분해 결과인 <표 6>을 통해서 보면 부실률이 경제성장률, 회수율보다 외생성의 정도가 강하게 나타나고 있다. 그리고 회수율의 예측기간이 경과할수록 예측오차의 분산에서 경제성장률 및 부실률의 기여도는 4분기 중 약 10% 에서 12분기 중에는 약 14%로 증가하는 것으로 분석되었다.

표 6 | 예측오차 분산분해 결과(1996년 이후)

예측 기간	경제성장률의 분산분해			부실률의 분산분해			회수율의 분산분해		
	경 제 성장률	부실률	회수율	경제성장 률	부실률	회수율	경 제 성장률	부실률	회수율
1	100.00	0.00	0.00	1.57	98.43	0.00	0.13	1.38	98.49
2	99.84	0.16	0.00	1.22	98.73	0.05	4.01	2.60	93.39
4	98.19	1.21	0.59	0.88	98.64	0.48	6.35	3.41	90.23
6	95.09	2.93	1.98	1.20	97.60	1.20	7.28	4.22	88.49
8	92.01	4.60	3.39	1.67	96.25	2.09	7.50	5.10	87.40
12	88.03	6.86	5.11	2.32	93.77	3.90	7.53	6.74	85.73

3.5 부실률과 회수율의 결정요인 분석결과

부실률과 거시경제변수간 공적분 가정하에서 1996년 이후 자료로 (2)식을 추정한 결과는 <표 7>에 제시하였다. 거시경제변수들은 변수소거법을 통해 분석하였고 통계적으로 유의적이지 않은 거시경제변수는 분석결과를 제시하지 않았다. <표 7>은 모든 모형에서 시계열 잔차가 계열상관(serial correlation)을 갖는 것으로 나타나 오차항을 1차 자기회귀 과정으로 적합시킨 자기회귀오차모형(Autoregressive Error model)으로 추정한 결과이다.⁹⁾

먼저 보증공급의 시차변수와 부실률과의 관계를 보면 보증공급증가율과 부실률은 모든 설명변수가 통계적으로 매우 유의적인 정(+)의 관계를 시현하고 있다. 이는 경기후퇴국면에서 경기 악화를 방지하기 위해 정책적으로 보증공급을 증가시키는 관행이 부실률과 비례적 관계를 갖게 하는 것으로 보인다. 그리고 증가된 보증은 일정 시차를 두고 부실률을 증가시켜 과거의 보증공급의 증가가 현재의 보증부실 증가의 하나의 원인으로 작용하는 것으로 판단된다.

모형 2는 경기순환주기상 경기수축기와 경기확장기로 구분한 더미변수를 이용한 분석결과이다. 분석결과 경기확장기에 비해 경기수축기가 부실률이 증가하는 유의적 관계를 갖는 것으로 나타나 경기변동을 포함하는 거시경제변수의 결합이 중요함을 시사하고 있다. 경제성장률을 포함한 모형 3은 예상대로 동 변수가 부실률과 부(-)의 유의적 관계를 갖는 것으로 나타나고 있다. 부실률이 경기변동에 영향을 받는다는 연구가설을 매우 강하게 지지하는 결과가 중소기업을 대상으로 한 본 분석에서도 발견되고 있다.

9) Godfrey의 LM(Lagrange Multiplier) 계열상관 검정결과 전체 모형에서 시계열의 계열상관은 더 이상 존재하지 않았고 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedastic) 이분산 효과는 일부 모형에서 약하게 나타났다.

표 7 부실률의 결정요인 분석결과

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	1.381*** (0.175)	0.966*** (0.203)	1.534*** (0.320)	-0.650 (0.563)	-1.882** (0.731)
보증공급증가율 _t	2.289*** (0.414)	2.223*** (0.376)	1.847*** (0.411)	0.479*** (0.144)	
보증공급증가율 _{t-1}	2.516*** (0.548)	2.343*** (0.499)	1.861*** (0.541)		
보증공급증가율 _{t-2}	2.264*** (0.535)	2.100*** (0.488)	1.564*** (0.542)		
보증공급증가율 _{t-3}	2.006*** (0.403)	1.949*** (0.366)	1.532*** (0.411)	0.402*** (0.146)	
경제성장률 _t			-0.086** (0.038)	-0.065* (0.033)	-0.020 (0.024)
기업대출금리 _t				0.294*** (0.055)	0.095** (0.045)
금리 기간구조 _t					-0.482*** (0.070)
환율 _t					0.002*** (0.000)
경제상태 더미 _t		0.858*** (0.261)	0.613** (0.270)	0.344* (0.245)	
adj. R ²	0.509	0.602	0.644	0.769	0.866
total R ²	0.625	0.698	0.725	0.807	0.890
log likelihood	-199.61	-199.40	-201.04	-191.66	-198.79
Durbin-Watson	1.570	1.647	1.715	1.774	1.928

(주) 1. 오차항의 자기회귀 계수는 생략함

2. 경제상태 더미는 경기수축분기는 1, 경기확장분기에는 0의 값을 부여함

3. total R²은 자기회귀오차모형의 결정계수이고 adj. R²은 회귀모형의 결정계수임

4. ()은 표준오차, ***, **, *은 1%, 5%, 10% 유의수준

그런데 부실률은 거시경제지표 보다는 금융시장변수에 의해 크게 영향을 받는 것으로 보인다. 모형 4에서 예금은행 가중평균 기업대출금리를 이용했을 때 부실률과 정(+)의 관계가 나타나고 있다.¹⁰⁾ 보통 경기상승국면에서 금리가 상승하면 경제 여건이 호전되는 것으로 받아

10) 모형 4에서 보증공급증가율의 일부 시차변수는 변수간 다중공선성(multicollinearity)으로 인해 제거하였다.

들어지나 중소기업의 경우는 높은 차입의존도로 인해 대출금리의 상승이 이자부담을 가중시켜 기업부실을 증가시키는 것으로 판단된다.

거시경제 및 금융시장 변수만을 이용한 모형 5에서 금리 기간구조 변수는 부실률과 부(-)의 유의적 관계를 보여주고 있다. 일반적으로 금리 기간구조는 미래 경기여건에 대한 기대를 반영하는 지표로서 이 변수가 양(음)의 값을 갖는다는 것은 경기여건이 호전(악화)될 것이라는 기대가 금융시장에 반영되는 것으로 본다. 따라서 향후 경제여건이 호전될 것이라는 기대는 현재의 부실률을 감소시키는 것으로 볼 수 있다. 마지막으로 환율은 정(+)의 부호를 시현하고 있다. 환율의 상승이 수출의 증가를 통해 경제성장을 야기함으로써 부실률과 부의 관계로 기대하였으나 중소기업의 경우는 내수를 기반으로 하는 경우가 많아 환율의 상승이 중간투입재의 수입가격을 상승시켜 가격 경쟁력의 하락을 가져와 부실을 증가시키는 것으로 판단된다.

요컨대 부실률의 결정요인에 관한 실증분석 결과는 경기후퇴기에 부실률이 증가하는 관계가 발견되어 선행 연구결과를 강하게 지지하고 있다. 다만 거시경제지표 보다는 금리, 환율, 기간구조 등의 금융시장 지표들이 부실률의 변동에 더욱 밀접히 관련되는 것으로 보인다.

한편, 회수율의 결정요인 분석을 위한 회귀식 (3)은 잔차의 계열상관 및 이분산을 수정하기 위해 Newey-West 방법을 이용하였고 분석결과를 <표 8>에 표시하였다. 본 회귀식은 부실률 분석과 마찬가지로 1996년 이후의 표본을 이용하였고 통계적으로 유의적이지 않은 거시경제변수는 표에 나타내지 않았다. 먼저 부실률과 회수율의 회귀식인 모형 1에서 동일시점의 부실률이 회수율과 유의적인 부(-)의 관계를 보여줌으로써 선행 연구 결과를 지지하는 결과가 발견되고 있다. 그러나 부실률의 시차변수들은 계수의 부호가 일치하지 않았고 1분기전과 3분기전 부실률이 회수율과 유의적인 정(+)의 관계를 2분기와 4분기전 부실률은 부(-)의 관계를 시현하고 있다.

회수율의 원시계열이 2사분기와 4사분기에 증가하는 계절적 패턴을 나타내어 2분기와 4분기는 1의 값, 1분기와 3분기는 0의 값을 갖는 계절 더미를 포함하여 분석하였다. 계절 더미를 포함한 모형 2을 보면 모형 1에 비해 결정계수가 크게 증가하였고 계절 더미변수도 통계적으로 매우 유의적인 정(+)의 부호를 보여주고 있다. 다른 조건이 일정할 때 2사분기와 4사분기는 기타 분기에 비해 회수율이 약 1.65% 증가하는 것으로 나타났다.

모형 3은 경기변동과의 관련성을 살펴보기 위해 경제상태 더미변수를 포함하였는데 동 변수는 기대와는 달리 부(-)의 부호를 보여주었으나 유의적이지 않았다. 그런데 경제성장률을 이용한 모형 4는 경제성장률이 회수율과 유의적인 부(-)의 관계를 시현하고 있다. 경기후퇴기에 담보가치의 감소로 인해 회수가 감소된다는 선행 연구결과와는 상반된 결과이다. 그리

고 기업대출금리는 회수율과 반비례 관계를 시현하여 Grunert and Weber(2009)의 실증 결과를 지지하는 결과가 본 분석에서도 발견되고 있다.¹¹⁾

본 분석결과에 미루어 보면 경기후퇴기에 증가된 부실자산이 회수와의 시차적 관련성으로 인해 경제성장률과 회수가 반비례적 관계를 갖는 것으로 해석된다. 그리고 회수율은 경제상태 보다는 오히려 경영 목표, 회수 관행 등에 의해 크게 영향을 받는 것으로 보인다.

표 8 회수율의 결정요인 분석결과

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	3.052*** (0.309)	1.997*** (0.209)	2.002*** (0.220)	3.012*** (0.333)	3.602*** (0.395)
부실률 _t	-0.377*** (0.069)	-0.113* (0.063)	-0.109 (0.071)	-0.373*** (0.095)	-0.161** (0.063)
부실률 _{t-1}	0.356*** (0.087)				
부실률 _{t-2}	-0.190*** (0.053)				
부실률 _{t-3}	0.350*** (0.101)				
부실률 _{t-4}	-0.379*** (0.096)				
경제성장률 _t				-0.120*** (0.027)	-0.115*** (0.016)
기업대출금리 _t					-0.119*** (0.037)
계절 더미 _t		1.653*** (0.121)	1.653*** (0.119)	1.572*** (0.115)	1.586*** (0.114)
경제상태 더미 _t			-0.027 (0.307)		
Adj. R ²	0.101	0.592	0.583	0.711	0.748
F-value	2.150*	37.969***	24.809***	42.747***	38.825***

(주) ()은 Newey-West 방법으로 추정된 표준오차, ***, **, *은 1%, 5%, 10% 유의수준

11) X11 ARIMA 계절조정 회수율을 이용한 분석결과도 본 결과와 유사하였다. 계절조정 회수율에 대한 분석결과는 <부표 7>을 참조.

4. 요약 및 결론

거시경제환경의 변화가 신용시장에서 부실률 및 회수율의 변동을 야기한다는 많은 증거들이 보고되고 있다. 이에 본 연구는 경기변동에 특히 민감한 중소기업을 대상으로 신용보증대출의 총량적 부실자료를 이용하여 부실률 및 회수율의 경기변동과의 상호적 관계를 검증하였다. 그리고 거시경제 및 금융시장 변수를 통해 부실률과 회수율의 결정요인을 분석하였다.

본 분석에서 발견된 사실을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경제성장률과 부실률이 반비례적 관계를 갖는 것으로 나타나 경기후퇴기에 부실률이 증가한다는 기존 연구 결과를 실증적으로 지지해 주고 있다. 또한 부실률은 경제 여건의 변화에 즉각적으로 반응할 뿐 아니라 그 효과가 상당기간 지속되는 것으로 분석되었다. 둘째, 회수율은 경기회복기에 오히려 감소하는 것으로 나타나면서 부실률과는 부의 관계를 보여주어 선행연구와는 상이한 분석결과가 발견되었다. 이는 부실률과 회수율이 동일한 경제여건에 공통적으로 의존하여 부의 관계를 갖기 보다는 회수가 부실에 후행한다는 점과 회수관행의 계절적 특성의 결과로 받아들여 진다. 셋째, 부실률은 금리가 인상되고 환율이 상승하면 증가하고 경기가 낙관적으로 전망될 때 감소하는 것으로 분석되었고 거시경제지표 보다는 금융시장 정보에 의해 크게 영향을 받고 있다. 그러나 회수율의 결정요인으로서 거시경제변수는 대부분 유효하지 않았지만 일부 의미있는 결과가 발견되고 있다. 넷째, 변동성을 통해 회수율과 부실률을 비교한 결과 회수율 보다는 부실률이 훨씬 변동적이어서 신용위험의 시간 가변성을 설명하기 위해서는 부실률의 모형화에 중점을 두는 것이 적절해 보인다.

지금까지의 분석결과만으로 부실률, 회수율, 경기변동의 상호적 관계에 대해 일반화된 결론에 이르기에는 많은 한계가 있다. 왜냐하면 본 분석이 총량적 시계열 자료에 바탕을 두고 있기 때문이다. 특히 회수는 회수기간을 어떻게 정의하느냐에 따라 측정결과가 달라지는데 시계열 분석의 특성상 충분한 회수기간을 고려할 수 없었으며 무엇보다도 개별기업 수준의 미시적 관점에서 본 문제를 다루지 못한 한계가 인정된다.

그러나 국내의 신용위험 연구가 부도위험에 집중된 결과 회수위험에 대해서는 논의가 활발하지 못한 점에 비추어 본 분석이 부실률 및 회수율의 경기변동과의 상호적 관계를 동시에 규명하고자 했던 점에서 의미가 있다고 하겠다. 본 실증분석에서 시도하지 못한 부분은 향후 과제로 남겨두고 본 연구가 회수위험 분석의 기폭제가 되기를 기대해 본다.

부표 1 기초통계량

변 수	평균	중위수	최대값	최소값	표준 편차	왜도	첨도	Jarque-Bera	관측치
부실률	4.4	1.8	22.6	0.2	4.8	1.5	4.4	55.4***	117.0
회수율	2.2	1.9	5.4	0.3	1.0	1.0	3.6	20.1***	117.0
경제성장률	6.3	6.8	14.3	-8.1	4.1	-1.3	5.6	64.7***	117.0
기업대출금액	12.6	12.6	13.2	12.0	0.3	0.2	2.3	1.2	38.0
기업대출금리	8.2	7.0	17.2	5.6	2.9	1.5	4.9	28.2***	52.0
환율	911.5	828.0	1606.1	484.0	217.3	0.7	2.8	11.0***	117.0
실업률	3.7	3.6	6.0	3.0	0.7	1.7	5.6	29.1***	38.0
물가상승률	4.5	4.4	9.7	0.6	2.2	0.5	2.6	4.4	92.0
국고채수익률	7.5	5.8	16.3	3.4	3.5	0.9	2.5	8.1**	55.0
금리기간구조	-0.2	0.3	2.7	-7.0	1.6	-1.1	5.6	35.6***	72.0
종합주가지수	910.7	833.0	1944.3	317.6	361.4	1.1	3.8	14.9***	64.0

(주) 1. 경제성장률은 실질 계절조정자료, 기업대출금액은 예금은행대출 분기말 잔액의 자연로그값, 환율은 원/달러 기준환율로 분기 평균 환율, 물가상승률은 소비자물가지수의 전년동기 대비 증가율, 실업률은 계절조정자료, 기업대출금리는 예금은행 가중평균 대출금리, 시장금리중 국고채수익률은 국고채 3년물 수익률, 금리기간구조는 국민주택1종5년 금리에서 CD91일물금리를 차감, 종합주가지수는 분기 평균 지수를 이용

2. ***, **, *은 1%, 5%, 10% 유의수준

부표 2 상관분석 결과

변 수	부실률	회수율	경제 성장률	기업 대출 금액	기업 대출 금리	환율	물가 상승률	실업률	국고채 수익률	금리 기간 구조	종합 주가 지수
부실률	1.00										
회수율	-0.13	1.00									
경제성장률	-0.36	-0.33	1.00								
기업대출금액	-0.38	0.50	-0.35	1.00							
기업대출금리	-0.23	0.04	-0.07	-0.07	1.00						
환율	0.41	0.08	-0.45	-0.40	0.31	1.00					
물가상승률	-0.76	0.30	-0.16	0.51	0.28	0.04	1.00				
실업률	0.19	-0.71	0.29	-0.73	0.23	0.23	-0.40	1.00			
국고채수익률	-0.20	-0.03	0.20	-0.20	0.89	0.15	0.16	0.19	1.00		
금리기간구조	0.09	-0.19	0.28	-0.51	0.02	0.35	-0.01	0.28	0.24	1.00	
종합주가지수	-0.61	0.40	-0.02	0.89	0.07	-0.65	0.49	-0.56	0.00	-0.45	1.00

부표 3 | 벡터자기회귀 모형 추정결과(전체기간)

변 수	경제성장률	부실률	회수율
경제성장률 _{t-1}	1.259 (0.088)	0.049 (0.114)	-0.064 (0.030)
경제성장률 _{t-2}	-0.474 (0.088)	0.000 (0.115)	0.037 (0.030)
부실률 _{t-1}	0.050 (0.073)	0.690 (0.095)	0.030 (0.025)
부실률 _{t-2}	0.002 (0.073)	0.184 (0.095)	-0.039 (0.025)
회수율 _{t-1}	-0.004 (0.184)	-0.101 (0.239)	-0.019 (0.063)
회수율 _{t-2}	-0.286 (0.181)	-0.193 (0.235)	0.757 (0.062)
상수항	1.750 (0.744)	0.859 (0.966)	0.832 (0.254)
Adj. R-squared	0.790	0.761	0.604
F-statistic	72.578	61.438	30.029
Log likelihood	-229.205	-259.267	-105.559
Akaike AIC	4.108	4.631	1.958
Schwarz SC	4.275	4.798	2.125

(주) ()은 표준오차

부표 4 | 벡터자기회귀 모형 추정결과(1996년 이후)

변 수	경제성장률	부실률	회수율
경제성장률 _{t-1}	0.906 (0.174)	0.043 (0.080)	-0.090 (0.050)
경제성장률 _{t-2}	-0.496 (0.131)	0.033 (0.060)	0.069 (0.038)
부실률 _{t-1}	-1.085 (0.389)	0.834 (0.178)	-0.119 (0.112)
부실률 _{t-2}	-0.276 (0.428)	0.052 (0.196)	0.095 (0.124)
회수율 _{t-1}	-0.639 (0.316)	0.103 (0.145)	-0.055 (0.091)
회수율 _{t-2}	-0.725 (0.322)	-0.110 (0.148)	0.892 (0.093)
상수항	8.451 (2.443)	-0.155 (1.119)	0.604 (0.707)
Adj. R-squared	0.792	0.533	0.744
F-statistic	33.347	10.683	25.701
Log likelihood	-103.980	-63.392	-39.486
Akaike AIC	4.268	2.707	1.788
Schwarz SC	4.531	2.970	2.051

(주) ()은 표준오차

부표 5 | 충격반응함수 추정결과(전체기간)

경제성장률의 반응				부실률의 반응				회수율의 반응			
기간	경제 성장률	부실률	회수율	기간	경제 성장률	부실률	회수율	기간	경제 성장률	부실률	회수율
1	1.832 (-0.121)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	1	-0.298 (-0.221)	2.361 (-0.156)	0.000 (0.000)	1	-0.023 (-0.058)	-0.073 (-0.058)	0.620 (-0.041)
2	2.292 (-0.221)	0.117 (-0.172)	-0.003 (-0.114)	2	-0.115 (-0.259)	1.636 (-0.248)	-0.063 (-0.148)	2	-0.127 (-0.056)	0.073 (-0.059)	-0.012 (-0.039)
3	2.018 (-0.310)	0.254 (-0.210)	-0.184 (-0.183)	3	-0.005 (-0.293)	1.575 (-0.197)	-0.162 (-0.179)	3	-0.087 (-0.059)	-0.106 (-0.056)	0.468 (-0.050)
4	1.490 (-0.354)	0.326 (-0.244)	-0.237 (-0.254)	4	0.106 (-0.321)	1.396 (-0.231)	-0.177 (-0.232)	4	-0.136 (-0.058)	0.030 (-0.055)	-0.008 (-0.060)
5	0.951 (-0.378)	0.392 (-0.269)	-0.354 (-0.289)	5	0.175 (-0.347)	1.286 (-0.254)	-0.253 (-0.261)	5	-0.082 (-0.067)	-0.111 (-0.058)	0.364 (-0.065)
6	0.539 (-0.386)	0.398 (-0.282)	-0.346 (-0.296)	6	0.221 (-0.361)	1.169 (-0.276)	-0.259 (-0.285)	6	-0.107 (-0.059)	-0.004 (-0.055)	0.000 (-0.070)
7	0.263 (-0.370)	0.408 (-0.282)	-0.385 (-0.289)	7	0.238 (-0.361)	1.084 (-0.293)	-0.312 (-0.303)	7	-0.060 (-0.066)	-0.110 (-0.059)	0.287 (-0.072)
8	0.119 (-0.330)	0.382 (-0.274)	-0.338 (-0.270)	8	0.244 (-0.349)	0.994 (-0.309)	-0.311 (-0.314)	8	-0.078 (-0.055)	-0.025 (-0.056)	0.007 (-0.073)
9	0.055 (-0.277)	0.371 (-0.262)	-0.341 (-0.253)	9	0.237 (-0.332)	0.927 (-0.320)	-0.344 (-0.325)	9	-0.044 (-0.058)	-0.104 (-0.059)	0.228 (-0.074)
10	0.048 (-0.226)	0.341 (-0.250)	-0.290 (-0.235)	10	0.231 (-0.314)	0.856 (-0.330)	-0.336 (-0.328)	10	-0.060 (-0.048)	-0.037 (-0.057)	0.012 (-0.072)

(주) ()은 표준오차

부표 6 충격반응함수 추정결과(1996년 이후)

경제성장률의 반응				부실률의 반응				회수율의 반응			
기간	경제 성장률	부실률	회수율	기간	경제 성장률	부실률	회수율	기간	경제 성장률	부실률	회수율
1	1.921 (-0.188)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	1	-0.472 (-0.113)	0.743 (-0.073)	0.000 (0.000)	1	-0.037 (-0.077)	-0.116 (-0.076)	0.542 (-0.053)
2	2.276 (-0.376)	-0.732 (-0.290)	-0.347 (-0.175)	2	-0.316 (-0.157)	0.608 (-0.140)	0.056 (-0.079)	2	-0.114 (-0.083)	-0.082 (-0.081)	-0.030 (-0.050)
3	1.682 (-0.532)	-1.390 (-0.461)	-0.749 (-0.321)	3	-0.135 (-0.169)	0.519 (-0.156)	-0.031 (-0.113)	3	-0.106 (-0.088)	-0.035 (-0.097)	0.510 (-0.070)
4	0.779 (-0.596)	-1.544 (-0.564)	-0.793 (-0.437)	4	0.019 (-0.169)	0.386 (-0.165)	-0.010 (-0.139)	4	-0.104 (-0.091)	-0.001 (-0.087)	-0.002 (-0.084)
5	0.033 (-0.602)	-1.245 (-0.589)	-0.695 (-0.507)	5	0.098 (-0.160)	0.241 (-0.160)	-0.125 (-0.152)	5	-0.058 (-0.097)	0.014 (-0.106)	0.473 (-0.096)
6	-0.356 (-0.569)	-0.739 (-0.562)	-0.399 (-0.536)	6	0.115 (-0.144)	0.119 (-0.149)	-0.112 (-0.157)	6	-0.049 (-0.085)	0.011 (-0.094)	-0.006 (-0.113)
7	-0.417 (-0.500)	-0.265 (-0.515)	-0.201 (-0.536)	7	0.089 (-0.121)	0.039 (-0.139)	-0.192 (-0.158)	7	-0.019 (-0.088)	0.001 (-0.105)	0.412 (-0.119)
8	-0.282 (-0.410)	0.042 (-0.456)	-0.004 (-0.512)	8	0.054 (-0.095)	0.002 (-0.124)	-0.145 (-0.153)	8	-0.029 (-0.070)	-0.010 (-0.093)	-0.025 (-0.134)
9	-0.098 (-0.320)	0.162 (-0.385)	0.023 (-0.474)	9	0.023 (-0.077)	-0.005 (-0.107)	-0.185 (-0.146)	9	-0.017 (-0.072)	-0.017 (-0.096)	0.354 (-0.136)
10	0.043 (-0.247)	0.149 (-0.305)	0.055 (-0.429)	10	0.010 (-0.067)	0.004 (-0.087)	-0.122 (-0.137)	10	-0.033 (-0.057)	-0.019 (-0.083)	-0.036 (-0.147)

(주) ()은 표준오차

부표 7 | 계절조정 회수율의 결정요인 분석결과

변 수	모형 1	모형 2	모형 3
상수항	2.973*** (0.310)	3.770*** (0.345)	4.372*** (0.358)
부실률 _t	-0.265*** (0.056)	-0.352*** (0.086)	-0.141* (0.074)
부실률 _{t-1}	0.119*** (0.038)		
부실률 _{t-2}	0.113** (0.055)		
부실률 _{t-3}	-0.003 (0.044)		
부실률 _{t-4}	-0.169** (0.074)		
경제성장률 _t		-0.109*** (0.029)	-0.105*** (0.016)
기업대출금리 _t			-0.118*** (0.033)
경제상태 더미 _t		-0.131*** (0.261)	-0.145 (0.203)
Adj. R ²	0.092	0.299	0.401
F-value	2.034*	8.258***	9.563***

(주) ()은 Newey-West 방법으로 추정된 표준오차, ***, **, *은 1%, 5%, 10% 유의수준

참고문헌

- 김건우 · 이운석(2003) “신용위험과 거시경제변수에 관한 연구”, 재무연구 제16권 제1호, pp.193-225.
- 신용상(2006) “경기변동과 중소기업 자금조달간의 관계에 대한 연구”, 한국금융연구원 금융조사보고서 2006-01.
- 조하현 · 이승국(2005) “신용스프레드의 결정요인에 관한 실증연구”, 한국경제의 분석 제11권 제1호, pp.51-98.
- Acharya, V.V., Bharath, S.T., and A. Srinivasan(2004), Understanding the Recovery Rates on Defaulted Securities, Working Paper, London Business School.
- Agarwal, S., Chomsisengphet, S., and C. Liu(2005), Determinants of Small Business Default, Social Science Research Network, Working Paper Series, <http://papers.ssrn.com>.
- Allen, L. and A. Saunders(2003), A Survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models, BIS Working Papers No 126.
- Altman, E.I., Resti, A., and A. Sironi(2001), Analyzing and Explaining Default Recovery Rates, A Report Submitted to the International Swaps and Derivatives Association.
- Altman, E.I., Brady, B., Resti, A., and A. Sironi(2005), The Link between Default and Recovery Rates: Theory, Empirical Evidence, and Implications, Journal of Business 78, pp.2203-2227.
- Bakshi, G, Madan, D., and F. Zhang(2001), Understanding the Role of Recovery in Default Risk Models: Empirical Comparisons and Implied Recovery Rates, Finance and Economics Discussion Series 2001-37, Federal Reserve Board of Governors, Washington D.C.
- Bangia, A., Diebold, F.X., Kronimus, A., Schagen, C., and T. Schuermann (2002), Ratings Migration and the Business Cycles with Application to Credit Portfolio Stress Testing, Journal of Banking and Finance 26, pp.445-474.

- Basel Committee on Banking Supervision(2004), “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework”, BIS Report.
- Bonfim, D.(2009), Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics, *Journal of Banking and Finance* 33, pp.281–299.
- Borio, C., Furfin, C., and P. Lowe(2001), Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options, *BIS Papers* 1, pp.1–57.
- Carling, K., Jacobson, T., Lind?, J., and K. Roszbach(2007), Corporate Credit Risk Modelling and the Macroeconomy, *Journal of Banking and Finance* 31, pp.845–868.
- Frye, J.(2000a), Collateral Damage, Risk, pp.91–94.
- Frye, J.(2000b), Collateral Damage Detected, Working Paper, Emerging Issues Series, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Glennon, D., and P. Nigro(2002), Measuring the Default Risk of Small Business Loans: A Survival Analysis Approach, OCC Working Paper.
- Grunert, J. and M. Weber(2009), Recovery Rates of Commercial Lending: Empirical Evidence for German Companies, *Journal of Banking and Finance* 33, pp.505–513.
- Gupton, G.M. and R.M. Stein(2002), Loss Calc™: Moody's Model for Predicting Loss Given Default(LGD), Moody's Invertors Service.
- Helwege, J., and P. Kleiman(1997), Understanding Aggregate Default Rates of High-Yield Bonds, *Journal of Fixed Income* 7, p.55–61.
- Hu, Y. and W. Perraudin(2002), The Dependence of Recovery and Defaults, Mimeo, Birkbeck College.
- Jarrow, R.A.(2001), Default Parameter Estimation Using Market Prices, *Financial Analysts Journal* 57, pp.75–92.
- Jokivuolle, E., and S. Peura(2003), Incorporating Collateral Value Uncertainty in Loss Given Default Estimates and Loan-to-Value Ratios, *European Financial Management* 9, pp.299–314.

- Jónsson, J.G., and M. Fridson(1996), Forecasting Default Rates on High-Yield Bonds, *Journal of Fixed Income* 6, pp.69-77.
- Jiménez, G., and J. Saurina(2006), Credit Cycles, Credit Risk and Prudential Regulation, *International Journal of Central Banking*, pp.65-98.
- Pederzoli, C., and C. Torricelli(2005), Capital Requirements and Business Cycle Regimes: Forward-looking Modelling of Default Probabilities, *Journal of Banking and Finance* 29, pp.3121-3140.
- Schuermann, T.(2004), What Do We Know about Loss Given Default?, in Shimko(ed) *Credit Risk Models and Management*, 2nd edition, Risk Books.
- Trück, S., Harpaintner, S., and S.T. Rachev(2005), A Note on Forecasting Aggregate Recovery Rates with Macroeconomic Variables.
- Varma, P. and Cantor, R.(2005), Determinants of Recovery Rates on Defaulted Bonds and Loans for North American Corporate Issuers: 1983-2003, *The Journal of Fixed Income*, pp.29-44.
- Wilson, T.(1998), Portfolio Credit Risk, Federal Reserve Board of New York Economic Policy Review.