

KODIT Research

논 고

# 거시경제변수가 신용보증 성과에 미치는 영향에 관한 연구

– 신용보증 부실률을 중심으로

임 혜 진 | 기은경제연구소 연구위원

I. 서론

II. 신용보증 부실률의 현황

III. 선행연구

IV. 신용보증 부실률 결정요인에 대한 실증분석

V. 결 론

\* 본 내용은 필자 개인 의견이며 신용보증기금의 공식 견해가 아님을 밝혀둡니다.

## 요 약

신용시장에 대한 정부개입의 효율성을 둘러싼 상반된 논의에도 불구하고 최근까지 주로 정부가 운영하는 신용보증의 도입은 전 세계적으로 증가하는 추세이다. 그럼에도 불구하고 민간부문에 비해서 정부는 자금수집 및 관리에서는 중요한 역할을 하는 반면, 위험에 기반한 가격설정, 위험평가 및 관리기법의 사용은 거의 이루어지지 않고 있는 현실이다. 이러한 배경하에 본 연구에서는 거시경제변수가 금융건전성 지표인 신용보증 부실률에 미치는 영향을 실증적으로 분석하여 공적신용보증 부실률의 위험관리에 관한 정책적 시사점을 얻고자 한다. 이를 위해 구체적으로 1999년 1분기부터 2008년 2분기 동안 신용보증 부실률과 거시변수 간의 관계를 단위근, 공적분 검정 및 오차수정모형 등의 시계열분석을 통해 규명한다. 분석 결과, 신용보증 부실률과 정책변수인 보증공급증가율, 유가, GDP성장률, 이자율 등의 거시 금융경제변수들 간의 장단기 균형관계가 존재함이 발견되었다. 이러한 결과는 우리나라의 공적 신용보증 위험관리를 위한 정량적 지표로 활용될 수 있다.

## I. 서론

공적 신용보증(public credit guarantee) 제도를 운영하고 있는 우리나라의 경우 외환위기 극복과정에서 신용보증규모가 급격히 확대되었고 이후 경제호전에 따라 그 규모가 일부 조정되고 있지만 전반적으로 주요선진국의 GDP 대비 보증규모와 비교해 볼 때 4.9%로 신용보증에 대한 경제 의존도는 상당히 높은 편이다.<sup>1)</sup> 물론 이러한 규모의 적정성을 비롯하여 공공부문 정부개입이 과연 효율적인가라는 근원적이고 민감한 논의는 잠시 유보한다 해도, 현실적으로 신용보증의 규모는 전 세계적으로 증가하는 추세이다. 이와 같은 전 세계 신용보증 제도의 도입배경에는 중소기업과 대기업간 금융접근의 차별성을 설명한 맥밀란 갭(Macmillan Gap)<sup>2)</sup>이 선진국, 중진국 및 후진국에서 모두 발견되고 있다는 데 있다. 신용보증제도는 초기단계 기업의 금융접근에서 발생하는 시장실패를 정부가 보완하는 제도로서 Vogel and Adams(1997), Doran and Levitsky(1997), 김혁 외(2004) 등에서 설명하고 있는 바와 같이, 국가 간 문화, 법률, 전통 등으로 인해 차이가 존재하지만 기본 기능에서는 차이가 없다(홍순영 · 이종욱, 2004).

그러나 신용보증은 신용등급이 낮은 기업이나 소상공인의 금융접근을 가능하게 해 주는 것이므로, 신용등급이 높은 고객에게 대출해 주는 은행보다 부실채권 사고율이 당연히 더 높을 수밖에 없다. 그 동안 공적 신용보증제도가 담보력이 취약한 중소기업 자금난 해소에 기여해 온 것이 사실이지만 신용보증의 급격한 증대와 대규모 부실화에 따른 재정손실의 증대, 신용보증의 만능화에 따른 금융산업 및 실물경제의 발전 저해, 금융기관 및 기업의 도덕적 해이 조장 등과 같은 각종 부작용도 유발했음을 간과할 수 없다(홍순영 외, 2005). 그럼에도 불구하고 민간부문에 비해서 정부는 자금수집 및 관리에서는 중요한 역할을 하는 반면, 위험에 기반한 가격설정, 위험평가 및 관리기법의 사용은 거의 이루어지지 않고 있는 현실이다(Beck et al., 2008).

더욱이 최근 BIS, IMF 등 국제금융기구를 중심으로 금융시스템 전반의 안정성 제고를 위해 지금까지 개별 금융회사의 건전성에 초점을 맞추어 온 감독방식에서 거시 경제 환경의 흐름과 연계되는 새로운 거시건전성 감독정책으로의 전환 논의가 진행되고 있다. 이에 따라 우

1) 일본(5.7%), 대만(2.9%), 미국(0.6%)

2) 1931년 케인즈(J.M. Keynes) 등이 참여한 맥밀란 위원회의 보고서에서 거래비용 등으로 인해 중소기업과 대기업 간에 차별적 금융갭이 존재한다는 주장이다.

리나라 금융 감독당국도 개별 금융회사의 건전성과 경영활동이 경제의 여건변화에 크게 좌우되고 있다는 점을 감안하여 거시경제 및 금융시장의 변화를 적극 반영하도록 금융 감독의 방향을 전환하려는 계획을 추진하고 있다. 이와 같은 국내외적인 이론적 현실과 정책적 요구를 감안할 때, 국내에서도 거시경제변수가 공적 신용보증의 재무건전성 및 부실 가능성과 어떤 관계가 있는지를 분석하고 이에 영향을 미치는 변수를 추출하여 향후 신용보증 부실률을 예측하게 하는 실증연구가 필요한 시점이라고 할 수 있다.

특히, IMF 금융위기 이후 대대적인 금융 구조조정 과정에서 수많은 부실금융기관들이 퇴출되면서 막대한 공적자금이 투입된 이후, 보험회사와 은행권의 재무건전성 평가 및 부실에 측에 대한 관심과 연구가 활발히 진행되어 왔다(박태준·정홍주, 2006). 이에 비해 중소기업 금융을 안정화시키기 위한 자금을 공급하는 공적 신용보증에 대한 위험평가 및 부실에 측에 관한 연구는 그동안 거시경제의 변화가 산업별 부도율에 미치는 산업별 신용위험 차원의 분석이 일부 존재할 뿐이다. 신용보증의 경우 거시경제를 안정화시키기 위한 정책자금의 성격을 가질 뿐 아니라, 보증을 받는 대상이 상대적으로 취약한 중소기업들이기 때문에 수혜 기업들의 재무상황보다는 거시경제적 상황이 보증의 신용위험에 더 큰 영향을 미친다.

따라서 본 연구는 거시경제변수가 공적 신용보증기관 자체의 부실률에 미치는 영향을 분석한다. 앞서 언급했듯이, 기존의 연구는 거시경제변수와 보증기업의 신용위험(credit risk)과의 관계분석으로 산업수준에 초점을 맞춘 것이었다. 즉, 두 선행연구인 이치송(2005)와 김창배·남주하(2008)는 신용위험을 특정산업의 보증건수에 대한 사고건수의 비율(probability of default; PD)로 정의함으로써 산업별로 보증기업들이 보증채무를 지급하지 못할 가능성에 거시경제변수가 미치는 영향을 분석하였다. 따라서 이러한 분석에 따를 경우 보증기업들이 채무를 갚지 못할 확률을 통해서 신용보증 자체 부실에 대한 영향을 간접적으로 유추해야 한다. 이에 반해 본 연구는 거시경제변수가 총량적인 신용보증 부실률, 즉 신용보증기금 혹은 기관자체의 부실에 미치는 직접적 영향을 분석함으로써 궁극적으로 정부의 공적 신용보증 자체의 위험관리를 위한 정량적 지표를 제공하고자 한다.

이를 위해 본 연구는 신용위험(credit risk)을 정의함에 있어서 보증건수에 대한 사고건수의 비율(probability at default; PD)이 아니라 총 보증공급액 대비 부실순증액 비율(exposure at default; EAD)로 정의하여 부실금액의 비율과 거시경제변수의 직접적 관계를 밝히고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 우리나라의 공적 신용보증 부실률의 현황을 정리하고, 3장에서는 거시경제변수와 부실률에 대한 선행연구개관을, 4장에서는 분석자료 선

정 및 부실률 결정요인에 대한 실증분석결과를 제시하고, 5장에서는 연구의 결론 및 정책적 시사점을 제시하도록 하겠다.

## II. 신용보증 부실률의 현황

### 2.1 신용보증 부실률의 산출기준 및 추이

현재 우리나라의 공적 신용보증은 3개 기관(신용보증기금, 기술보증기금, 지역신용보증재단)에서 담당하고 있는데, 이중 신보 64.3%, 기보 25.3%, 재단 10.3%의 비율로 신용보증을 공급하고 있다. 이러한 신용보증의 규모는 외환위기 극복을 위한 정책적 목적으로 1998년부터 크게 증가하였으며, 2004년을 정점으로 최근 규모가 완만히 감소해 왔다. 그러나 최근 예기치 못한 미국발 금융위기의 발생으로 인한 국내 경기침체를 다시 타개하기 위해 2008년 하반기부터 보증공급이 다시 크게 증가하였고, 경기침체가 정점을 이룰 것으로 예상되는 2009년에는 보증공급이 더 크게 증가할 것으로 전망된다. 따라서 1998년 외환위기 시기와 유사하게 향후 부실률이 급상승할 것으로 예측되며 이를 대비하여 거시전망에 따른 부실예측과 관리가 더 중요해지고 있는 시점이다. 이하에서는 신용보증 대부분의 점유율을 차지하고 있는 대표적인 기관인 신용보증기금의 자료를 대상으로 신용보증의 부실률 관리에 대해 논의하고자 한다.

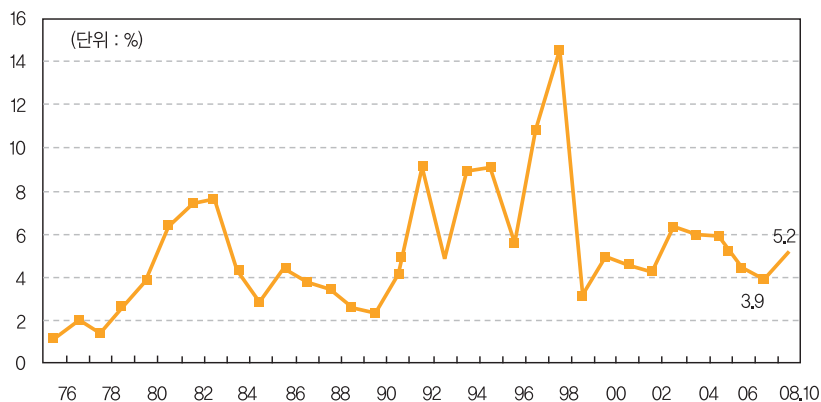
신용보증의 부실(default)은 신용보증을 받은 기업이 채무를 정상적으로 이행하지 않음으로써 발생하는 손실(loss)을 의미한다. 금융기관의 건전성 감독을 위한 국제 결제은행(BIS; Bank for International Settlement) 산하 바젤위원회의 “신 바젤협약”(New Basel Accord; Basel II)기준에서는 각 금융기관의 부실률 산정의 기본적 요건으로 일관된 부실기준을 요구하고 있으며, 따라서 공적 신용보증기금의 경우도 「신용보증부실관리규정」에서 부실의 발생기준을 다음과 같이 상세히 규정하고 있다.

먼저, 기간에 따라 부실률을 월별, 분기별, 연도별 등으로 산정할 수 있으며 이 경우 기간에 따라 부실률이 변화하게 된다. 주로 연간 단위 부실률 산출이 금융기관 및 신용평가 기관의 일반적 기준이 된다. 또한, 업체 수 기준과 금액 기준에 따라 신용위험, 즉 부실률을 다르게 정의할 수 있다. 업체 수 기준의 부실률은 연초 보증잔액 보유 중인 업체 수 대비 일정기간 부실 발생업체수를 나누어 산정하며, 금액기준 부실률은 연초 보유중인 보증금액 대비 일정

기간 부실 발생금액을 나누어 산정한다. 현재 신용보증기금에서는 금액기준을 적용하여 당기 말 잔액 대비 당기 발생한 부실 순증액<sup>3)</sup>을 기준으로 부실률을 정의하고 당기말 자산의 부실 정도를 파악하여 자산의 건전성 정도를 산출하기 위한 수단으로 활용하고 있다.

이러한 기준으로 산출되는 신용보증 부실률의 추이를 보면 <그림 1>과 같다. 1998년 외환 위기 당시 부실률이 급상승하였으나 이후 99년 보증잔액의 급증, 경기호전, 리스크관리 강화 등에 따라 부실률이 급격하게 하락하였음을 알 수 있다. 이후 2005년 5.9%, 2006년 4.5%, 2007년 3.9%로 신용보증 부실률이 지속적으로 하락하는 추세를 보였으나 미국발 금융위기의 영향으로 2008년 10월 말 현재 연 평균 5.2%의 상승세로 반전한 상황이며 향후 경기침체의 정점이 예상되는 2009년에는 부실률이 더 높아질 수 있다는 예측이 지배적이다.

그림 1 신용보증 부실률 추이



자료 : 신용보증기금 내부자료

## 2.2 신용보증 부실률의 결정요인에 관한 논의

신용보증 부실률은 외생적인 독립변수(외부 환경요인)와 내부 독립변수(내부 환경요인)의

3) 부실순증액은 부실발생액에서 정상화 금액을 제외한 금액을 의미한다.



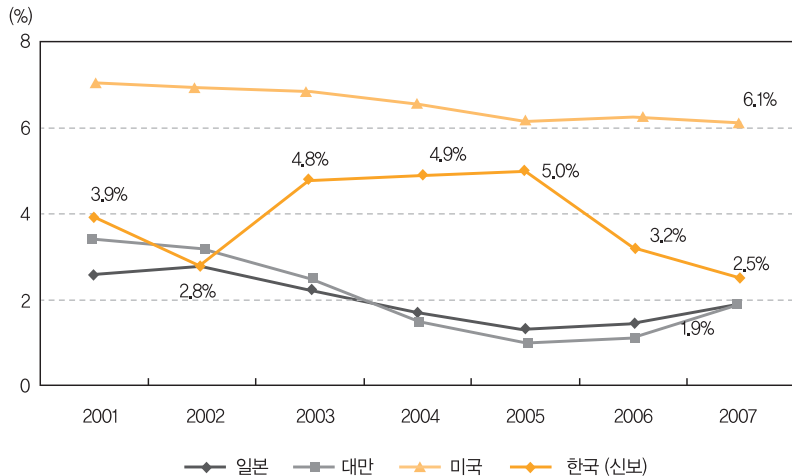
복합적인 상호작용에 의해 결정된다고 할 수 있다. 신용보증 부실률에 영향을 주는 외부적인 거시 환경요인으로는 경기동향지수, GDP성장률, 중소기업 대출증가율, 이자율 등을, 내부적인 요인으로는 보증목표액, 리스크 인수율, 보증포트폴리오 구성, 그리고 개별기업의 경영 및 재무상황 등을 상정할 수 있다. 한편, 내부 환경요인인 리스크 인수율이나 보증잔액 등도 정부의 정책에 따라 변동 가능성이 높은 요인이며, 이러한 내부 환경요인에 영향을 주는 정부의 정책 역시 경기변동 등 외부 환경요인에 따라 크게 좌우된다고 할 수 있다. 즉, 경기침체기에는 기업의 금융접근성 강화를 위해 보증을 확대하는 정책을 시행하는 것이 일반적이다. 이상의 논의를 종합하여 볼 때, 신용보증 부실률은 전반적인 거시 경제상황, 정부정책, 보증을 받는 개별기업들의 경영 및 재무상황 그리고 신용보증기관의 부실률 관리에 대한 보수적 태도의 정도 등 종합적인 요인들에 의해서 영향을 받지만, 기본적으로 외부적인 거시 환경요인에 의한 영향을 가장 크게 받는다고 할 수 있다.

## 2.3 신용보증 부실률에 관한 국제적 비교

신용보증 부실률은 신용보증 공급실적과 함께 보증제도의 성과를 측정하는 주요한 지표이므로 각 나라에서는 이를 바탕으로 보증 운용배수 및 기본재산 등 보증운용에 중요한 사항을 결정한다. 이러한 부실률을 측정하기 위해 국가별로 다양한 지표를 사용하고 있으며 산출방식 역시 국가별로 상이한 실정이다. 예를 들어 대만은 우리나라와 비슷한 부실률(default rate) 산출방식(연말 보증잔액 대비 연중 부실발생액)을 사용하고 있으나, 미국과 일본은 대위변제율(loss rate)을 기준으로 부실률을 산출하고 있다. 구체적으로, 일본의 경우 신용보증 부실금액을 별도로 관리하고 있지만, 부실률 산출을 위한 기준으로 사용하지 않으며 연도별 보증채무 월 평균잔액 대비 대위변제 지급액으로 정의한 대위변제율을 부실률로 산정하고 있다. 또한, 미국의 경우, 일본과 달리 대위변제 지급액에서 회수된 금액을 제외한 순대위변제액 및 누적 공급액을 기준으로 한 대위변제율을 부실률과 구분하지 않고 사용하고 있다.

이상 공공보증제도를 운영하고 있는 주요 국가들의 신용보증 부실률을 순대위변제율을 기준으로 비교하면 <그림 2>와 같다. 한국의 순대위변제율은 일본과 대만에 비해 상대적으로 높은 추이를 보이다가 2005년 이후 지속적으로 감소하여 2007년을 기준으로 볼 때 일본, 대만보다 약간 높고 미국과는 큰 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉 해당기간 동안, 한국이 일본, 미국 및 대만에 비해 상대적으로 부실관리보다는 보증공급에 우선순위를 두어 보증의 부실관리에 덜 보수적인 태도를 보인 것으로 해석된다.

그림 2 주요 국가의 대위변제율 추이



자료 : 대만 중소기업신용보증기금 ([www.smeg.org.tw](http://www.smeg.org.tw)), 2007년 통계자료

일본 전국신용보증협회 연합회 ([www.zensinhoren.or.jp](http://www.zensinhoren.or.jp)), 2007년 통계자료

미국 중소기업청 ([www.sbaonline.sba.gov](http://www.sbaonline.sba.gov)), 2007년 Loan Loss Report, 중소기업을 위한 7(a)프로그램이 포함되는 General Business Loans부분 기준으로 작성

### III. 선행연구

본 연구와 관련하여 두 가지 유형의 선행연구들이 참고 되었다. 먼저, 해외에서는 아시아 등 금융위기를 경험한 국가들을 대상으로 거시경제지표를 이용하여 금융·통화위기 또는 은행산업의 부실화 가능성을 조기에 파악하고, 그 결정요인을 규명하기 위한 연구가 활발히 진행되어 왔다. 북유럽 국가들을 대상으로 패널자료를 이용하여 은행의 취약성에 미치는 거시경제적 결정인자(GDP, 실질이자율)를 실증한 Pesola(2005)의 연구는 은행산업의 총대출 대비 대출손실액의 비율(ratio of loan losses to lending)로 측정된 은행취약성 지표를 종속변수로 분석하였다. 또한 Kaminsky and Reinhart(1998)는 1994년 멕시코 금융위기 이후 거시경제변수(단기 이자율의 상승, 경제성장의 저조, 국제수지 악화, 높은 인플레이션, 환율변동성의 심화, 주식시장 거래량 및 주식가격의 급격한 변동, 신용팽창 등)라는 외부충격에



노출된 은행의 취약성을 지적하였다. 국내에서도 IMF금융위기 이후 거시경제 변수들과 은행의 경영지표 간의 관계를 분석하거나 은행 및 보험회사의 부실예측을 위한 조기경보시스템 등에 대한 연구가 상당 수 이루어졌다(박태준·정홍주, 2006; 서정의·김좌겸, 2005; 이군희·홍성일, 2006; 전홍배·이정진·최운열, 2008; 최석규, 2008).

또 다른 연구들은 신용위험과 거시경제변수에 관한 연구로서 크게 신용위험의 대리변수로 credit spread를 사용한 연구와 기업 도산률을 사용한 연구로 나뉘어진다. Altman(1983)은 1951년부터 1978년까지 미국의 도산율과 거시경제변수와의 관계를, Lindhe(2000)은 스웨덴 사례를 중심으로 거시경제변수가 은행의 도산위험(대용치로 기업도산 설정)에 미치는 영향을 분석하여 각각 실질GNP, 주가지수, 총통화, 창업 등과 기업여신, 금리, 주가 및 GDP 등의 결정요인을 규명하였다. 우리나라에서도 기업부도율을 사용한 신용위험과 거시경제변수에 대한 대표적 연구로는 김건우·이운석(2003), 이치송(2005) 그리고 김창배·남주하(2008)의 연구가 있다. 김건우·이운석(2003)은 교환금액 기준 어음부도율을, 이치송(2005)과 김창배·남주하(2008)는 신용보증기관의 산업별 월 기업부도율을 종속변수로 사용하여 거시경제변수가 이에 미치는 영향을 분석하였다. 이외에도 Duffie(1996)와 Alessandrini(1999)는 credit spread와 GDP, 장기이자율, 주가수익률, 산업생산 등과의 관계를 회귀분석하고, 정성창(2000)은 Johansen 공적분 분석을 이용하여 우리나라 주가가격과 거시경제변수의 장기적 균형관계를 분석하여 주가지수가 3년 만기 회사채 수익률, 원유가격, 대미달러 환율과 음(-)의 장기적 균형관계를, 인플레이션, 산업생산지수, 실질통화 공급량과는 양(+)의 장기적 균형관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

앞 절에서 언급했듯이, 본 연구에서는 은행취약성의 거시결정인자를 규명한 Pesola(2005)의 연구에서 사용된 금융기관 취약성 지표와 유사한 부실률 지표를 사용한다. 즉, 신용보증기금의 「당기 말 보증잔액 대비 당기 발생한 부실 순증액」을 신용보증의 부실률 지표로 사용하여 보증기관의 부실 또는 공적신용보증부실에 영향을 미치는 거시경제적 요인을 실증하고자 한다. 이는 이 지표가 현재 신용보증기금에서 산출되고 있는 부실률의 기준과 가장 유사하기 때문이다. 따라서 본 연구는 신용보증기관의 기업부도율과 거시경제변수간의 관계를 연구한 이치송(2005)과 김창배·남주하(2008)의 연구와 차이가 있으며, 금액기준 어음부도율 자료를 사용한 김건우·이운석(2003)과도 중소기업 부도율을 사용했다는 점에서 차이가 있다. 유의해야 할 점은 보증공급은 경기 순행적인 은행대출과도 다르며, 신용등급이 낮은 기업을 대상으로 하고 있어 사고율 역시 은행 부실채권비율과 큰 차이가 날 수 밖에 없다는 것이다. 보증은 경기변동 완화라는 정책적 기능과 보증사고율에 대한 비난을 회피하기 위한 신용보증

기관의 보증운용 경영전략 등이 혼합되어 있어 보증의 경기변동과의 관계를 분석하는 작업은 훨씬 복잡하다(홍순영 · 이종욱, 2004). 마지막으로 본 연구에서는 신용보증이 거시경제적 요인에 의해 받는 영향이 훨씬 크다는 점에 착안하여 거시 시계열모형을 활용하고자 한다.

## IV. 신용보증 부실률 결정요인에 대한 실증분석

### 4.1 자료수집

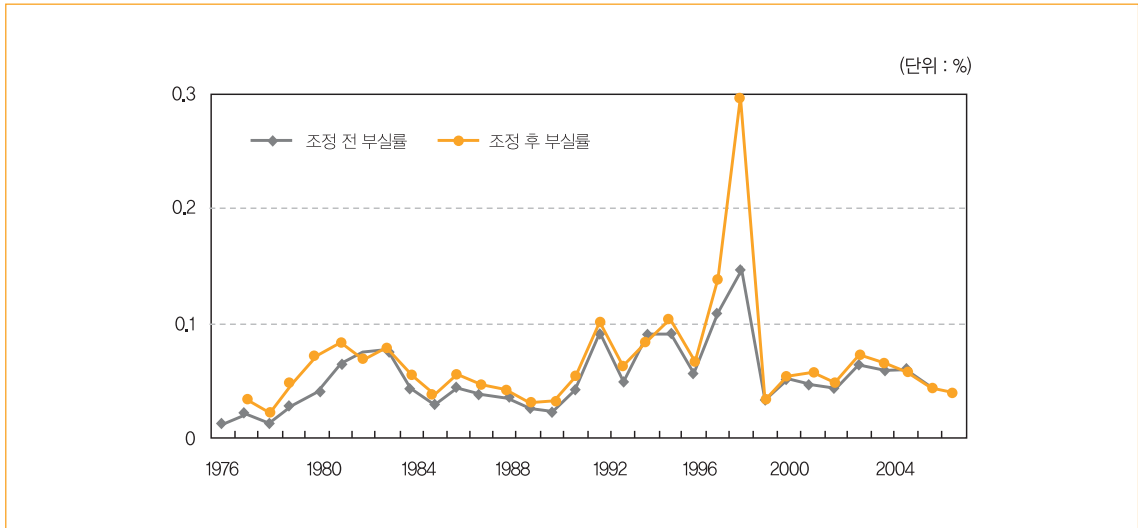
#### 4.1.1 종속변수

종속변수는 신용보증의 부실측정지표로서 1999년 1분기부터 2008년 2분기까지 분기별 신용보증 부실률 자료를 사용하였다. 이는 신용보증 부실률의 취득가능한 시기를 고려할 때 연도별 데이터에 비해 분기별 데이터의 수가 상대적으로 더 많을 뿐 아니라, IMF금융위기 이후 최근의 금융상황을 반영하기 위해 1999년 이후 분기별 자료를 사용하였다. 또한 앞서 소개한 현재 신용보증기금에서 사용되고 있는 부실률 산식인 “당기 말 잔액 대비 당기 발생한 부실 순증액”을 부실측정지표로 사용할 경우 부실률에 미치는 보증잔액의 영향이 크므로 분석의 왜곡을 방지하기 위해 이 산식을 약간 조정하였다. 즉, 당기의 보증잔액을 사용할 경우 경기침체에 대체로 보증잔액이 늘어나기 때문에 경기가 불황 시에 오히려 부실률이 급격히 낮아질 수 있기 때문이다.

따라서 본 연구는 이러한 영향을 방지하기 위해 기초잔액을 기준으로 하는 조정된 부실률, 즉 기초보증잔액<sup>4)</sup> 대비 당기부실순증액을 부실률로 사용하였다. <그림 3>에서 제시된 바와 같이 조정 후 부실률이 조정 전에 비해 높게 나타나고 있으며, 특히 IMF 발생시점인 1998년에는 조정전 부실률이 14.6%에서 조정 후에는 29.6%로 크게 높아진 것으로 보아 조정된 산식이 신용보증 부실률을 설명하는데 더 적합한 지표로 판단된다.

4) “전년도의 월 정상 보증잔액(=당월 보증 잔액 중 전월 부실이 발생한 잔액을 제외한 금액)의 12개월 평균치”를 기초보증잔액으로 사용하여 월별 부실률을 구하고 이를 변환(3개월치 합산)하여 최종적으로 분기별 부실률을 산정하였다.

그림 3 조정 전·후 신용보증 부실률의 연도별 추이 비교



한편, 조정된 신용보증 부실률과 어음부도율간의 상관관계를 살펴봄으로써 부실률이 전반적인 신용위험을 나타내는 지표로서 유의한지를 파악할 수 있다. <그림 4>는 한국은행에서 발표하는 금액기준 어음부도율과 신용보증기금의 조정된 부실률의 시계열 자료의 추세를 함께 제시하고 있는데, 외환위기 시점을 제외하고 거의 유사한 추세를 보여주고 있어서 **신용보증 부실률이 부실률 지표로서 유효성이 있는 것으로 판단된다**. 외환위기사 어음부도율은 1997년 급상승하여 2003년 이후 안정화되는 모습을 보이는 반면, 신용보증 부실률은 1998년 급상승한 후 1999년 평균수준으로 회복되고 있는데, 이는 1999년 이후 금융위기로 인한 불황을 극복하기 위해 보증공급이 급격히 증가하면서 부실률이 동반 하락했기 때문이다.

또한 신용보증의 업체 수 기준 부도율(당기 보증을 받은 기업수 대비 당기 부도발생 기업수의 비율, PD)과 금액기준 부실률(EAD)과의 상관관계를 추가로 분석한 결과 <그림 5>를 보면, 상관관계가 0.80으로 매우 높게 나타났다. 따라서 본 연구에서 분석을 위해 선정된 금액기준 부실률이 앞서 이치송(2005) 등의 선행연구에서 선정된 신용위험지표인 업체 수 기준 부도율과 별다른 차이를 보이지 않는 것으로 볼 때 전반적인 공적신용보증의 부실률 지표로서도 타당한 것으로 판단된다.

그림 4 신용보증의 부실률과 어음부도율의 관계

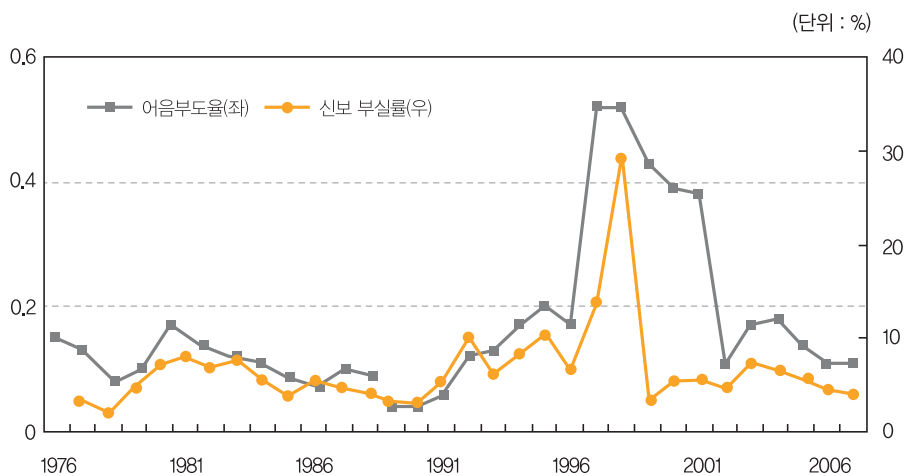
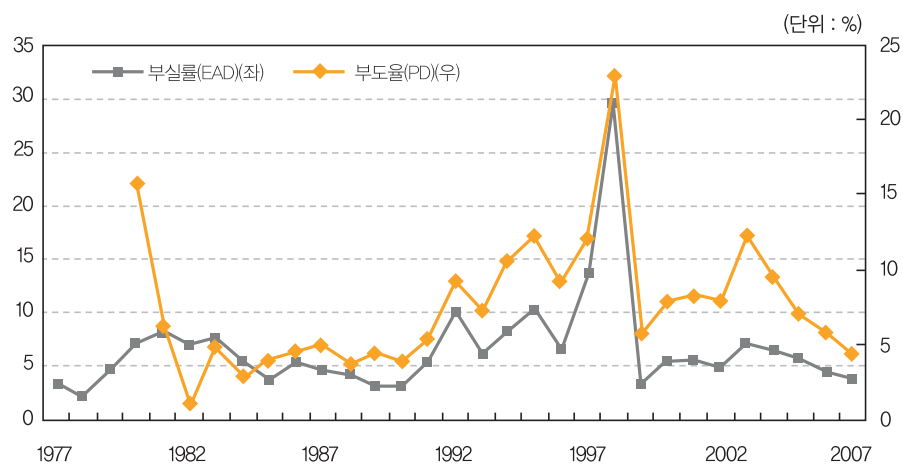
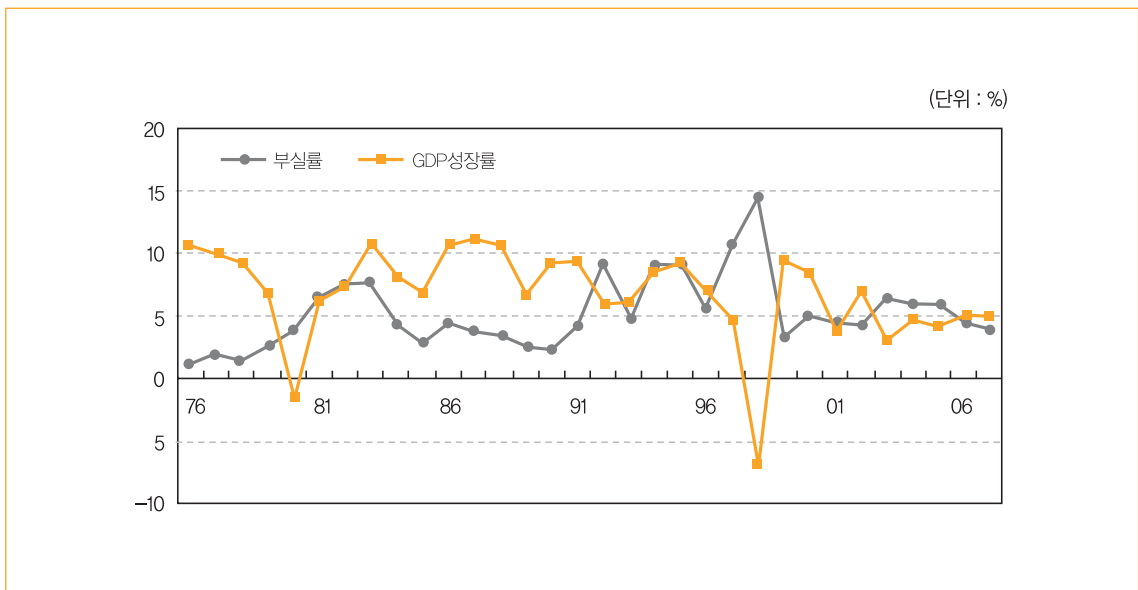


그림 5 신용보증업체 수 기준 부도율(PD) 및 금액 기준 부실률(EAD)의 관계



마지막으로 신용보증 부실률과 경기와의 상관관계를 살펴본 결과가 <그림 6>에 제시되어 있다. 경기를 나타내는 GDP성장률과 신용보증 부실률은 전반적으로 부(-)의 상관관계를 보이고 있으며, 특히 외환위기 시점인 1998년의 경우 극적인 대조를 보여주고 있다. 즉 GDP성장률이 증가하는 경기호황 시에는 신용보증 부실률이 감소하고 GDP성장률이 하락하는 경기불황 시에는 부실률이 상승하고 있어서 일반적인 신용위험과 경기와의 관계를 보여주고 있다.

그림 6 GDP성장률과 신용보증 부실률의 관계



#### 4.1.2 설명변수

신용보증 부실률에 영향을 미치는 거시경제변수를 결정하기 위해서 앞의 선행연구들(Altman, 1983; Lindhe, 2000; 김건우 · 이운석, 2003; 이치송, 2005; 김창배 · 남주하, 2008)을 참조하여 <표 1>에서와 같이 6개 경제지표 범주 내에서 총 14개의 거시경제 및 금융시장 변수를 선정하였다. 특히 이 분야에 관한 이론적 가설을 제시한 Altman(1983)은 기업도산을 설명할 수 있는 총량지표로서 경제성장, 금융시장(신용획득의 용이성 및 통화공급), 자본시장(주가) 및 가격수준 변화와 같은 변수들을 선정하였다.

표 1 범주별 거시경제변수 및 산출방식

범 주	변 수 명	변수구성	출 처	단 위
경제성장 활동지표	GDP_rate	▶ GDP성장률	한국은행	%
	IP	▶ 산업생산지수 (계절조정, 2005=100)	한국은행	
	UE	▶ 실업률(계절조정)	통계청	%
통화공급 지표	BD	▶ 예금은행 총예금(말잔)	한국은행	십억원
	BL	▶ 예금은행 총대출금(말잔)	한국은행	십억원
	SL	▶ 중소기업 대출잔액(말잔)	한국은행	십억원
주식시장 지표	KOSPI	▶ 종합주가지수 (연월중평균, 1980년 1월 4일=100)	한국은행	
이자율 지표	CD	▶ 단기이자율(CD유통수익률, 91일)	한국은행	연리%
	AA	▶ 회사채이자율(장외3년, AA-등급)	한국은행	연리%
	LI	▶ 국고채(5년)	한국은행	연리%
가격안정성 지표	PPI	▶ 생산자물가지수(2005=100)	한국은행	
외생변수 지표	OP	▶ 국제유가(아랍유)	에너지경제연구원	\$/bbl
	WD	▶ 원/달러 환율(평균자료)	한국은행	원
	WY	▶ 원/엔 환율(평균자료)	한국은행	원

표 2 거시경제변수 기초통계량

구 분	변 수 명	평 균	표준편차	최대값 (해당연도)		최소값 (해당연도)	
경제성장 활동지표	GDP_rate	0.1094	0.0816	0.3035	2002.1	-0.0797	2000.4
	IP	4.4841	0.2023	4.8291	2008.2	4.0518	1999.1
	UE	1.2913	0.2373	2.1401	1999.1	1.0296	2002.3
통화공급 지표	M1	12.4647	0.2718	12.7709	2006.4	11.7658	1999.1
	BD	13.0886	0.2275	13.3502	2008.2	12.5097	1999.1
	BL	13.0644	0.4031	13.6767	2008.2	12.2444	1999.1
주식시장 지표	KOSPI	6.8225	0.3797	7.5727	2007.4	6.2907	2000.4
이자율 지표	CD	1.5971	0.2240	21.9685	1999.3	1.2355	2004.4
	AA	1.8233	0.2508	2.3115	2000.1	1.3533	2004.4
	LI	1.7453	0.2576	2.2721	2000.1	1.2613	2004.4
가격안정성 지표	PPI	4.5591	0.0603	4.7131	2008.2	4.4841	1999.1
외생변수 지표	OP	3.5693	0.5379	4.8512	2008.2	2.5329	1999.1
	WD	7.0113	0.1137	7.1851	2002.1	6.8250	2007.4
	WY	6.8765	0.1095	7.0246	1999.4	6.6463	2007.2

본 연구에서도 보증공급과 관련이 높은 경기와 관련된 변수로 GDP성장률, 산업생산지수 및 실업률을 고려하였다. 또한 보증공급은 유동성 공급의 한 수단이므로 예금은행 총예금 및 총대출금과 중소기업 대출잔액과 같은 통화공급지표를 포함하고, 전반적인 가격안정성 지표로서 생산자물가지수를 선정하였다. 마지막으로 기업의 자금경색 및 신용위험을 증가시키는 요인으로 간주되는 금융시장불안요인을 반영하기 위해서(이치송, 2005), 이자율지표로 단기 금리인 CD유통수익률(91일물), 장기금리인 3년 만기 회사채유통수익률(AA-)과 5년 만기 국고채이자율을 포함하였고, 주식시장지표로서 종합주가지수(KOSPI), 외생변수지표로서 국제유가, 원/달러 환율, 원/엔 환율을 포함하였다. 본 연구에 사용된 변수들은 자연대수를 취한 값을 사용하여 분석하였다. <표 2>는 사용된 거시경제변수의 기초통계량을 나타낸다.

## 4.2 상관관계분석

부실률 결정모형을 선정하기 전 단계로, 부실률을 설명하는데 사용될 거시경제변수를 결정하기 위해 분기별 부실률과 거시경제변수간의 상관관계분석을 실시한다. 상관관계 분석은 부실률에 영향을 미치는 요인을 규명하는 기반을 제공해주며, 부실률에 대한 회귀분석을 할 때 어떠한 요인을 사용하게 될 것인지에 대한 기준을 제공해 준다. <표 3>은 신용보증 부실률과 거시경제변수에 대한 상관관계 분석결과를 제시하고 있다.

분석결과, 각 범주별로 통계적 유의성과 관심변수로서의 중요성을 기준으로 GDP성장률, 예금은행 총대출금(BL), 실업률(UE), KOSPI, 장기이자율(AA), 국제유가(OP)를 부실률에 영향을 미치는 최종거시변수로 선정하였다. 특히, 신용가용성(credit availability) 지표로 중소기업 대출잔액이 더 적합하지만 상관관계 검정에서 통계적 유의성이 존재하지 않아서 예금은행 총대출금(BL)이 선정되었다.



표 3 분기별 데이터 상관관계 분석결과

변 수	예상부호	R	p-Value
경제성장 활동지표			
GDP성장률(GDP_rate)	-	-0.4860**	0.0023
산업총생산 (IP)	-	-0.5392**	0.0006
실업률(UE)	+	0.4594**	0.0042
신용가용성 및 통화공급			
예금은행 총예금(BD)	-	0.3311*	0.0453
예금은행 총대출금(BL)	-	-0.4944**	0.0019
자본시장 활동			
주가지수(KOSPI)	-	-0.2985	0.0727
이자율			
CD금리	-/+	-0.3412*	0.0388
국채금리(LI)	-/+	-0.4862**	0.0020
회사채금리(AA)		-0.4107*	0.0104
외생변수			
국제유가(OP)	-/+	0.6432**	0.0001

주) \* : 95% 신뢰수준, \*\* : 99% 신뢰수준

주) 상관관계 분석 데이터는 신뢰수준 90% 이상인 데이터만을 기준으로 작성

### 4.3 모형의 설정

앞 절에서 선정된 변수들을 대상으로 거시경제변수가 신용보증 부실률에 미치는 영향을 구체적으로 살펴보기 위해 다음과 같은 부실률 결정방정식을 설정하였다.

$$\text{부실률} = f(\text{GDP성장률, 예금은행 총대출금, 실업률, KOSPI, 장기이자율, 국제유가}) \dots\dots\dots (1)$$

Altman(1983)의 이론 및 연구가설에 따르면, 선정된 거시경제변수들은 신용보증 부실률에 다음과 같은 영향을 미칠 것으로 예상된다.

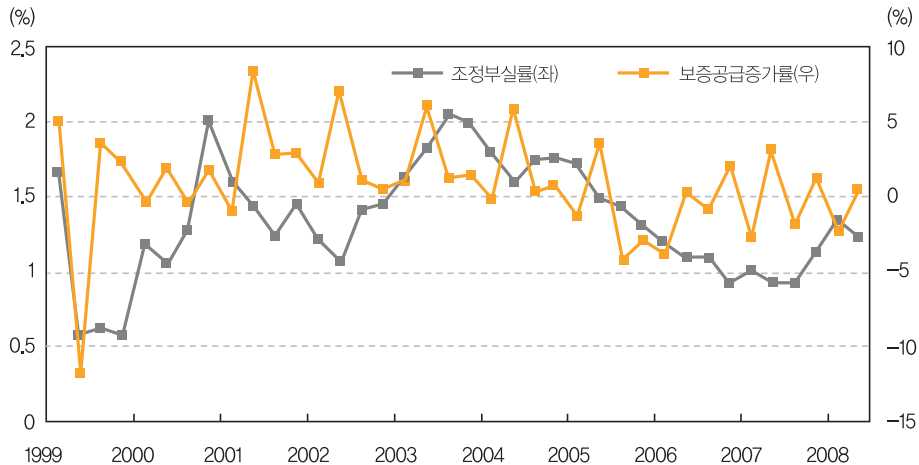
GDP성장률( $GDP_{rate}$ )의 증가는 보증기업들의 경영환경을 개선하여 기업부도 및 신용보증

부실률을 감소시킬 것이다. 또한 총통화와 미국 기업도산이 부(-)의 관계에 있다는 Altman(1983)의 실증분석 및 이론에 따를 경우, 예금은행 총대출금(*BL*)의 증가는 신용보증 부실을 감소시킬 것이다. 그러나 장기적으로는 한계기업들이 구조조정 및 위기극복에 실패하거나 금융 중개의 순기능이 제대로 발휘되지 못하여 경기순환이 저해되는 경우에는 신용보증 부실이 더 커질 수도 있다. 실제 김건우·이운석(2003)의 연구에서도 운전자금 대출이 신용위험(어음부도율)을 직접적으로 감소시키지 못하는 것으로 나타났다. 특히 예금은행 대출금의 경우 주로 은행의 경기순행적 태도에 의해 좌우되고, 상당부분이 대기업 대출로 구성되어 있어 중소기업 부실률과의 상관관계를 확립적으로 단정하기 어렵다.

보증은 경기변동 완화라는 정책적 기능과 보증사고율에 대한 비난을 회피하기 위한 신용보증기관의 보증운용 경영전략 등이 혼합되어 있어 보증의 경기변동과의 관계를 분석하는 작업은 훨씬 복잡하다(홍순영·이종욱, 2004). 따라서 보증기관의 보증공급 태도를 변수화할 필요가 있으며 이를 위해 보증공급증가율(*GO<sub>rate</sub>*)을 포함한 모형(모형 2)도 함께 추정하기로 한다. 즉 보증기관이 위험관리보다는 보증공급에 정책 우선순위를 두어 보증공급증가율이 상승하는 경우 부실률은 증가할 것이다. <그림 7>에서 볼 수 있듯이, 보증공급증가율과 부실률은 일정한 시차를 두고 유사한 방향으로 움직이고 있으며, 통계적으로도 유의한 양의 상관관계(0.3)를 가지는 것으로 나타났다.

**실업률**은 이치송(2005) 및 김창배·남주하(2008)를 포함한 선행연구들에서 부도율 예측에 높은 설명력을 가진 것으로 나타났다. 주식시장지표인 KOSPI는 거시환경의 변화를 선도하거나 뒤따르는 것으로 일반적으로 주가가 상승할 경우 투자수익률이 증가하여 부도율이 하락할 것으로 예상된다. 그러나 Altman(1983)에서는 주가와 기업도산의 상호간 인과관계는 명확하지 않다고 보았으며, 김건우·이운석(2003)과 이치송(2005)에서는 주가의 신용위험에 대한 설명력이 통계적으로 유의하지 않았다. 이자율은 대출비용에 직접 영향을 주는 변수로 이자율 상승은 대출비용을 높여서 보증기업의 부도 및 부실증가를 야기할 것이다. 마지막으로 국제유가상승은 기업의 생산비용을 증가시켜 부실률을 증가시킬 것이다.

그림 7 | 보증공급증가율과 부실률의 관계



부실률 결정 방정식을 추정하는 경우 단위근을 갖는 불안정한 변수들을 사용하여 회귀방정식을 추정하면 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하므로 이러한 경우 공적분 검정을 통해 신용보증 부실률과 거시설명변수들 간에 공적분관계가 성립하는지 확인해야 한다.

먼저 공적분 검정 이전에 선정된 변수들이 안정적(stationary)인가를 판단하기 위한 통계적 검정인 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 이때 사용한 방법은 가장 많이 활용되는 단위근 검정의 유형인 Augmented Dickey and Fuller (ADF)검정법과 자기상관과 시간 의존적인 이분산성에 대해 강건한 것으로 알려진 Philips and Perron (PP)검정법이며 그 결과는 <표 4>에 제시되어 있다.

단위근 검정결과에 따르면 실업률을 제외한 모든 수준변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열(I(1))로 나타나서, 이러한 불안정한 수준변수들을 1차 차분하여 구해진 차분변수들에 대해 다시 ADF 및 PP검정을 실시하였다. 그 결과, 실업률을 제외한 모든 변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 1차 차분자료의 시계열이 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 부실률 결정방정식을 추정하기에 앞서 공적분 검정을 하였다.

표 4 단위근 검정결과

검정법	ADF(AIC)		ADF(SIC)		PP	
변 수	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
P_EAD	-2.64	-8.78**	-2.64	-8.79**	-2.74	-8.63**
	(0.09)	(0.00)	(0.09)	(0.00)	(0.08)	(0.00)
GDP_rate	-2.83	-5.81**	-5.90	-5.81**	-6.46**	-34.99**
	(0.07)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
BL	-1.73	-3.60*	-1.86	-3.60*	-2.07	-3.56*
	(0.41)	(0.04)	(0.65)	(0.04)	(0.54)	(0.05)
UE	-4.81**	-1.13	-2.99	-1.13	-7.60**	-12.38**
	(0.00)	(0.69)	(0.15)	(0.69)	(0.00)	(0.00)
KOSPI	-2.30	-4.43**	-0.08	-4.43**	-1.80	-5.35**
	(0.42)	(0.01)	(0.94)	(0.01)	(0.68)	(0.00)
AA	-0.41	-4.88**	-1.34	-5.34**	-1.37	-5.35**
	(1.00)	(0.00)	(0.60)	(0.00)	(0.59)	(0.00)
OP	-1.55	-5.59**	-1.55	-5.59**	-1.76	-5.58**
	(0.79)	(0.00)	(0.79)	(0.00)	(0.70)	(0.00)
GO_rate	-2.08	-4.46**	-2.71	-4.46**	-7.27**	-28.95**
	(0.53)	(0.01)	(0.24)	(0.01)	(0.00)	(0.00)

주1) 단위근 검정을 할 때의 시차는 ADF검정의 경우 AIC(Akaike Information Criterion) 및 SIC(Schwarz Information Criterion)기준을 최소화하는 차수를 선택하였고, PP검정의 경우 Newey-West방법이 제시하는 차수를 절단시차(truncation lag)로 결정함

주2) \* 및 \*\*은 5% 및 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미하며, ( )는 p-값임

#### 4.4 실증분석 결과

구체적인 부실률 결정모형 추정의 첫 단계로서 불안정한 것으로 판명된 신용보증 부실률과 거시경제변수들과의 장기균형관계를 알아보기 위해 공적분 검정을 하고 회귀식을 추정하였다.

앞서 선정된 부실률 결정방정식에 대해 Johansen 검정을 한 결과는 <표 5>와 같은데, 유의한 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다.

표 5 Johansen 공적분 검정결과

공적분 개수	특성치 (Eigenvalue)	우도비 통계량 (Trace Statistic)	5% 임계치	p-value
None*	0.6482	133.2888	107.3466	0.0004
At most 1*	0.5982	95.6771	79.3415	0.0018
At most 2*	0.5165	62.8525	55.2458	0.0092
At most 3*	0.4545	36.6905	35.0109	0.0327
At most 4	0.2623	14.8754	18.397	70.1453

주1) 귀무가설은 공적분식의 수(Hypothesized number of Cointegrating Equation)임

주2) \*는 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미

주3) 우도비 통계량은 5% 유의수준에서 4개의 공적분식이 있음을 보여줌

공적분 분석에 의해 최종적으로 다음 식(2)와 같은 형태의 신용보증 부실률과 거시경제변수들 간의 장기관계식이 추정되었다.

$$\begin{aligned}
 P_{EAD_t} = & -13.60 + 0.4086OP_t - 2.5294 \text{ GDP rate}_t + 0.7327AA_t + 1.6118BL_t \\
 & (-2.9995) \quad (7.1785) \quad (-7.7140) \quad (-5.4450) \\
 & -1.7885KOSPI_t + 1.8417UE_t + 0.0071 T + \epsilon_t \quad \dots\dots\dots (2) \\
 & (11.1475) \quad (-11.7874)
 \end{aligned}$$

주1) T는 시간 추세항이며, ( )안의 수치는 t-통계량임

주2) t-통계량을 볼 때, 모든 추정계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의함

공적분 회귀식의 추정계수의 부호를 보면, 대체로 선행연구의 이론 및 예상과 부합한다. 즉 유가 및 이자율이 상승할수록, 실업률이 증가할수록 신용보증 부실률은 상승하는 것으로 나타났다. 경제성장률 및 기업가치(주가)의 상승은 신용보증 부실률을 하락시키는 것으로 보인다.

이러한 결과들은 모두 Altman(1983), 이치송(2005), 김창배·남주하(2008)의 연구결과와 일치한다. 한편 예금은행 총대출금의 부호는 양(+)으로 나타났는데 해석에 주의가 요망된다. 앞서 언급했듯이 예금은행대출은 주로 은행의 경기순행적 태도와 연관되어 있고, 대기업대출이 상당부분 포함되어 있어, 중기부실과의 직접적 상관관계로 해석하기 어렵다.

참고로 김건우·이운석(2003)의 연구에서도 운전자금 대출이 신용위험(어음부도율)을 직

접적으로 감소시키지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 총통화량이 신용위험을 감소시킨다는 Altman(1983)의 이론 및 분석결과와 다르며, 장기적으로 금융 중개를 통한 경기선순환이 저해되는 경우에는 부도율이 커질 수 있는 것으로 해석되었다. 다음으로 보증기관의 보증공급태도(보수적인지 적극적인지)를 변수화한 보증공급증가율을 포함하여 추정한 장기 균형식(3)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 P_{EAD_t} = & -54.66 - 0.3114GDP\ rate_t + 1.4617AA_t + 4.2362BL_t \\
 & (5.7500) \quad (-4.2428) \quad (-5.2657) \\
 & + 0.6496UE_t + 0.0829GO\ rate_t - 0.1193\ T + \epsilon_t \quad \dots\dots\dots (3) \\
 & (-1.4513) \quad (-3.6507)
 \end{aligned}$$

주1)  $T$ 는 시간 추세항이며, ( )안의 수치는  $t-1$  통계량임

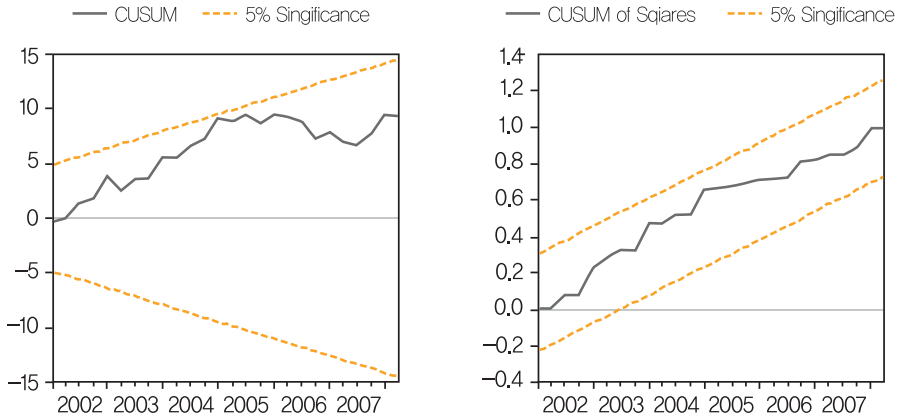
주2)  $t-1$ 통계량을 볼 때, 모든 추정계수가 1% 수준에서 통계적으로 유의함

식(3)을 보면, 보증공급증가율의 계수는 양(+)의 값을 보여서 보증기관이 경기변동을 완화하기 위해 적극적으로 보증을 공급하면 부실률이 증가하고 부실책임을 회피하기 위한 위험관리를 위해 보증공급을 줄이면 부실률이 감소하는 것으로 나타났다. 또한 GDP성장률, 이자율, 예금은행 총대출금의 계수부호는 식(2)와 동일하다. 그러나 실업률, 주가 및 유가 등은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

한편, 신용보증 부실률 결정요인을 설명하기 위해 선정된 부실률 균형식(2)에 특정 시기를 전후하여 구조변화(structural breaks)가 있었는지를 보기 위해 알려지지 않은 구조변화의 발생시점을 확인하는데 많이 사용되는 CUSUM 및 CUSUM of Squares 검정을 추가적으로 실시하였다. CUSUM 검정은 표본의 추차 예측 잔차의 누적합(cumulative sum of the recursive residuals)으로 구성되는데 표본기간 내에서 추정계수의 불안정성을 나타낸다. 이와 같은 구조변화검정의 결과를 나타낸 <그림 8>을 보면, 표본기간 내 추정모형의 구조변동이 일어나지 않았음을 유의수준 5%에서 확인할 수 있다.<sup>5)</sup>

5) 점선 내부를 벗어날 경우 구조변동이 일어나지 않았다는 가설을 5% 유의수준에서 기각하게 된다. 여기서 점선을 초과한 누적합은 부실률이 균형수준보다 높게 형성되어 있음을 나타낸다.

그림 8 CUSUM 및 CUSUM of Squares 검정결과



마지막 단계로, 관측되는 부실률은 앞의 장기균형 결정변수에 의해서도 결정되지만 장기균형으로의 조정과정에서 단기적으로 여타 경제변수의 영향을 받게 된다. 따라서, 장기균형관계와 단기 동태적 관계를 모두 고려하여 신용보증 부실률의 결정요인을 분석하기 위하여 오차수정모형(error correction model; ECM)을 구성하였다. 즉, 장기균형관계를 나타내는 공적분 회귀식을 추정한 후 추정식으로부터 얻은 오차수정항을 이용하여 다음의 식(4)와 같은 형태의 오차수정모형(error correction model; ECM)을 추정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta P_{EAD_t} = & \beta_0 + \sum \beta_{1i} \Delta P_{EAD_{t-i}} + \sum \beta_{2i} \Delta OP_{t-i} + \sum \beta_{3i} \Delta GDP rate_{t-i} \\ & + \sum \beta_{4i} \Delta AA_{t-i} + \sum \beta_{5i} \Delta BL_{t-i} + \sum \beta_{6i} \Delta KOSPL_{t-i} \dots \dots \dots (4) \\ & + \sum \beta_{7i} \Delta UE_{t-i} + \sum \beta_{8j} EC_{t-1} + \beta_{9j} T + \mu_t \end{aligned}$$

주1)  $\Delta$ 는 차분연산자임

주2)  $EC_t = P_{EAD_t} - (a_0 + a_1 OP + a_2 GDP rate + a_3 AA + a_4 BL + a_5 KOSPI + a_7 UE + a_8 T)$



부실률에 대한 단기조정식의 추정결과는 <표 6>에 제시되어 있다.<sup>6)</sup> 전반적으로 추정모형의  $\bar{R}^2$  및  $F$ 값이 충분히 커서 모형선택은 유의한 것으로 판단된다. 모형 추정 시 설명변수의 시차 결정을 위해 사용한 최대 시차값은 2였으며, 그 중 유의한 시차변수들만을 포함하여 모형을 구성하였다. 추정결과를 보면, 이자율을 제외하고 불균형 오차를 포함한 모든 변수의 시차 변동이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 오차수정항의 회귀계수는 해당 분기 부실률이 장기균형으로부터 이탈하면 약 32%가 다음 분기에 회복됨을 보여준다. 또한 유가, GDP성장률, 예금은행 총대출금 및 실업률 시차의 단기 변동이 통계적으로 유의하게 나타난 반면 이자율 및 KOSPI의 시차변동은 신용보증 부실률 조정과정에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

표 6 오차수정모형의 주요결정변수

구 분	단기조정식 ( $\Delta \log P_{END,t}$ )	
	추정계수	(t-value)
$EC_{t-1}$	-0.3199***	(-2.8144)
$\Delta \log OP_{t-1}$	0.6347***	(3.4643)
$\Delta \log GDP\ rate_{t-2}$	-0.1685***	(-3.8578)
$\Delta \log AA_{t-1}$	-0.4528	(-1.3812)
$\Delta \log BL_{t-2}$	4.6751***	(4.3307)
$\Delta \log KOSPI_{t-1}$	0.5046*	(1.8564)
$\Delta \log UE_{t-1}$	-0.6971***	(-3.4649)
$\Delta \log UE_{t-2}$	-0.5476***	(-2.7720)
상수항	-0.2214***	(-4.5731)
	0.6888	(0.5931)
$R^2(\bar{R}^2)$	0.6888 (0.5931)	
$F$ 통계량 ( $p$ -값)	7.1950 (0.0000)	
AIC	-1.1677	
SBC	-0.7678	

주1) \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 나타냄

6) 장기균형식 (3)에 근거한 단기조정식의 추정은 생략하였으나 필요시 저자에게 요청할 수 있다.

## V. 결론

본 연구의 목적은 신용시장에의 정부개입인 신용보증의 부실률에 대한 거시경제적 결정요인을 규명하여 관련 정책결정자에게 신용보증 위험관리를 위한 정보를 제공하는 것이다. 그동안 공공부문의 부실 위험평가 및 관리와 관련하여 그 영향요인을 구체적으로 실증하는 연구는 국내외적으로 그다지 많지 않았기 때문이다. 이러한 목적으로, 국내외 선행연구들에서 주로 이용한 부실지표를 참고하여 현행 부실률 개념을 보완한 조정된 부실지표를 통해 신용보증부실지표를 측정하여 분석하였다. 또한 신용보증부실지표에 미치는 거시경제변수의 영향을 분석하기 위해 우리경제의 특성을 고려한 거시 부문별로 6개의 주요변수들을 선정하였다.

조정된 신용보증 부실지표와 선정된 거시경제변수들 간의 모형설정 및 관계를 이론적으로 예측한 다음 부실지표와 거시변수들의 시계열 안정성을 검증하였다. 모든 변수들의 시계열 안정성을 검증하기 위하여 단위근 검정을 실시한 결과, 대부분의 변수들이 단위근을 갖고 있어서 시계열이 불안정적인 것을 확인하였다. 따라서 불안정한 시계열 변수들 간의 장기적 균형관계를 검정하는 Johansen 검증을 통해 신용보증 부실률과 유가, GDP성장률, 이자율, 예금은행 총대출금, 주가지수 및 실업률이 장기적 안정관계를 나타내는 공적분 관계가 있는 것으로 나타났으며, 보증기관의 보증운용전략을 나타내는 정책변수인 보증증가율을 추가하여 다시 추정해 보니 보증기관이 재정건전성보다 경기안정화를 위한 보증공급의 정책기능에 충실할 경우 부실률이 증가하는 것으로 나타났다.

이러한 부실률과 거시경제변수들 간의 관계를 나타내는 계수들의 부호는 대체로 이론 및 선행연구와 유사하였고 통계적으로도 매우 유의하였다. 즉 경제성장률 및 주가와는 음(-)의 관계를 가지고, 실업률, 이자율과는 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 또한 구조변화 검정결과, 신용보증 부실률과 거시경제변수들 간의 장기관계는 표본기간 내 구조변동이 없는 것으로 확인되었다. 마지막으로 공적분회귀식에서 도출된 불균형 오차를 반영하여 신용보증 부실률의 단기조정과정을 보여주는 오차수정모형을 추정하였다.

이러한 분석결과는 신용보증 부실률에 영향을 주는 장·단기 요인을 규명함으로써 신용보증 공급 및 공적 기금의 운용과 관련하여 관련 정책결정자에게 유용한 정보를 제공해 줄 수 있다. 즉, 신용보증의 목표부실률, 운용배수 및 보증공급규모 등 보증 및 공적기금 운용계획 설정 시 각 거시경제변수별 예측치를 고려함으로써 합리적이고 객관적인 의사결정이 가능할 것이다. 특히 최근과 같이 경기변동성이 크고 미국 발 금융위기 이후의 경기 침체 등 경기요인을 반영하는 다양한 시나리오별 목표 설정을 통한 사전적인 대안마련이 필요하다.

또한 본 연구에서는 생략되어 있지만 신용보증 부실률에 영향을 주는 것으로 판명된 주요 거시경제변수들을 대상으로 충격반응분석을 함으로써 “거시경제환경의 중대한 변화나 특별하지만 발생가능성이 있는 사건 하”에서 보증 포트폴리오의 취약성을 평가하는 스트레스 테스트(stress test)를 시행할 수도 있다.

후속 연구과제로서는 본문에서도 언급하였듯이 외부 거시경제변수뿐 아니라 보증기관 내부의 미시건전성 변수들, 예를 들어 리스크인수율과 같은 요인들을 추가하여 종합적 요인을 고려한 부실예측모형을 구축하거나, 부실률의 연도 자료 혹은 월별 자료를 사용한 분석을 통해 분기모형의 결과와 비교하는 것도 매우 의미 있을 것이다. 마지막으로 본 실증연구결과를 보완하는 시도로서 부실률 장기균형식의 이유를 개별기업자료 및 산업별 자료를 통해 분석해보는 것도 유용한 정보를 제공할 것이다.

## 용어정리

## ① 단위근 검정(unit root test)

- 어떤 시계열자료가 안정적(stationary) 시계열인지 불안정한(nonstationary) 시계열인지 판단하기 위한 분석방법
- 시계열이 불안정할 경우 변수 간에 ‘허구적인 상관관계가 존재하는 것처럼 보이는 가성 회귀결과(spurious regression)’를 가져옴
- 경제변수의 경우 단위근을 갖는 불안정한 시계열일 경우가 많으며, 이 경우 차분을 통해 변수들을 안정적인 상태로 바꾸는 것이 필요
- Augmented Dickey and Fuller (ADF)검정법과 Philips and Perron (PP)검정법이 대표적인 방법

## ② Johansen 공적분 검정

- Johansen(1988, 1991)과 Johansen and Juselius(1990, 1992)는 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터를 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 추정하고 검정하는 방법을 제시하였는데 이를 요한센 공적분 검정(Johansen Cointegration Test) 이라고 부름
- 변수들 간 공적분 관계가 있다는 것은 불안정한 변수들이 장기적으로는 안정적인 균형관계를 갖는다는 의미임

### ③ 오차수정모형(error correction model)

- 공적분 검정에 의해 변수 간에 장기적으로 안정적인 관계가 있는 경우, 오차수정항을 통해 변수의 장기적 속성이 회귀되도록 수정해주어 변수의 장·단기 속성을 모두 고려한 동태적인 분석이 가능

#### <오차수정모형의 일반식>

- $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$  일 때
- $Y_t \sim I(1)$ ,  $X_t \sim I(1)$  일 경우
- $u_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t \sim I(0)$  이면  $Y_t$ 와  $X_t$ 는 공적분 관계가 성립함

이 경우 Error Correction Model은 다음과 같이 표현할 수 있음

- $\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta X_t + \alpha_3 u_{t-1} + \epsilon_t$        $u_{t-1} = Y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{t-1}$   
 $\alpha_2$ : 단기 파라미터,  $\beta_2$ : 장기 파라미터,  $\alpha_3$ : 조정속도

### ④ CUSUM 및 CUSUM of Squares 검정

- 특정 구조변화 시점이 알려지지 않은 경우 구조변화의 발생시점을 확인하는데 많이 활용되는 검정법
- CUSUM 검정은 표본의 측차 예측 잔차의 누적합(cumulative sum of the recursive residuals; CUSUM)으로 구성되는데 표본기간 내에서 추정계수의 불안정성을 나타냄

## 참고문헌

- 김건우 · 이운석 (2003), “신용위험과 거시경제변수에 관한 연구”, 「재무연구」, 제16권 제1호, pp.193 - 225.
- 김창배 · 남주하 (2008) “산업별 신용위험 결정요인 분석 : 거시변수와 산업간 부실 전이 효과를 중심으로”, 「국제지역연구」, 제12권 제1호, pp.95 - 116.
- 김혁 · 김상현 · 김찬홍 · 이종욱 · 권오성 (2004), 「재정융자 및 보증제도 - 외국사례를 중심으로」, 한국행정연구원.
- 박태준 · 정홍주 (2006), “생명보험회사의 부도율 결정요인에 대한 실증연구”, 「리스크 관리연구」, 제17권 제1호, pp.179 - 210.
- 서정의 · 김좌겸 (2005), 「스트레스테스트를 이용한 우리나라 금융시스템의 안정성 분석」, 조사통계월보, 한국은행.
- 이균희 · 홍성일 (2006) “신 BIS 협약 기반 스트레스 테스트 접근 방법에 대한 연구, 「서강경영논총」, 제17-1집, pp.127 - 152.
- 이치송 (2005) “거시경제변수와 산업별 신용위험에 관한 연구”, 「산업경제연구」, 제18권 제1호, pp.79 - 99.
- 정성창 (2000), “우리나라 증권시장과 거시경제변수 - VECM을 중심으로 -”, 「재무관리연구」, 제17권 제1호, pp.155 - 170.
- 전홍배 · 이정진 · 최운열 (2008) “스트레스테스트를 활용한 은행가계대출부문의 안정성 연구”, 「경제분석」, 제14권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, pp.71 - 100.
- 최석규 (2008) “예금보험제도의 은행위기에 대한 미래지향적 조기경보인자 검증”, 「재정정책논집」, 제10권 제1호, 한국재정정책학회, pp.183 - 222.
- 홍순영 · 이종욱 · 우제현 (2005) “신용보증 적정공급규모 산출에 관한 연구”, 「기본연구 05 - 01」, 중소기업연구원.
- 홍순영 · 이종욱 (2004) “신용보증의 국민경제적 효과에 관한 연구”, 「기본연구 04 - 31」, 중소기업연구원.

- Alessandrini, Fabio, 1999, “Credit Risk, Interest Rate Risk, and the Business cycle”, *Journal of Fixed Income*.
- Altman, Edward I., 1983, *Corporate financial Distress : A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing with Bankruptcy*, John Wiley & Sons.
- Beck, T, L.F. Klapper and J.C. Mendoza, 2008, “The Typology of Partial Credit Guarantee Funds around the World” Policy Research Working Paper 4771, the World Bank.
- Bennett, P., 1984, “Applying Portfolio Theory to Global Bank Lending”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 8, pp. 153–169.
- Doran, A. and J. Levitsky, 1997, *Credit Guarantee Scheme for Small Business Lending – A Global Perspective*, vol. 1, Graham Bannock and Partners Ltd.
- Duffie, G.R., 1996, “Treasury Yields and Corporate Bond yield Spreads : An Empirical Analysis”, Working Paper 9–20, Federal Reserve Board.
- Gonzalez – Hermosillo, B., 1999, “Determinants of Ex – Ante Banking System Distress : A Macro – Micro Empirical Exploration of Some Recent Episodes”, IMF Working Paper No. 33, pp. 1–114.
- Kaminsky, G.L. and C.M. Reinhart, 1998, “Financial Crises in Asia and Latin America : Then and Now”, *American Economic Review*, vol. 88, pp. 444–448.
- Kibritcioglu, A., 2003, “Monitoring Banking Sector Fragility”, *The Arab Bank Review*, vol. 5, No. 1, pp. 51–66.
- Lindhe, Lena, 2000, “Macroeconomic Indicators of Credit Risk in Business Lending”, *Sveriges Riksbank Economic Review*, No. 1, pp. 68–82.
- Mankiw, N.G., 1986, “The Allocation of Credit and Financial Collapse”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 101, No. 3, pp. 455–470.
- Pesola, J., 2005, “Banking fragility and distress : An econometric study of macroeconomic determinants”, *Bank of Finland Research Discussion Papers*, No. 13, pp. 1–95.
- Vogel, R. and D. Adams, 1997, *The Financier – Analyses of Capital and money Market Transactions*, vol. 4, No. 1&2, Feb/May, pp. 104–107.