

거시경제변수가 소상공인 신용위험에 미치는 영향*

윤경영(제1저자)
대구신용보증재단 차장
(credityoon@hanmail.net)
김석진(교신저자)
경북대학교 경영학부 교수
(sckim@knu.ac.kr)

본 논문은 2000년 1월부터 2011년 12월까지 16개 지역신용보증재단을 대상으로 거시경제변수가 소상공인의 신용위험에 미치는 영향에 대하여 연구하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 소상공인 신용보증사고율은 기간스프레드, 환율, 종합주가지수가 높으면 감소하고, 실업률, 신용스프레드, 지역별 어음부도율이 높으면 증가하였다. 이자율과 경기종합지수는 영향력이 없었다.

둘째, 권역별로 수도권에선 기간스프레드, 신용스프레드, 환율, 중부권에선 실업률, 이자율, 기간스프레드, 신용스프레드, 경상권에선 환율, 전라권에서는 실업률과 경기종합지수의 영향이 가장 크게 나타났다.

셋째, 구상채권회수율을 분석한 결과, 이자율과 신용스프레드가 음(-)의 영향, 경기종합지수는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

요약하면, 소상공인 신용위험은 거시경제변수의 변동에 따라 영향을 받으며 권역별로 결과가 조금씩 달랐다. 본 연구결과 는 소상공인 정책 입안과 집행에 의미 있는 시사점을 준다.

주제어: 소상공인, 신용위험, 거시경제변수, 확률효과모형

1. 서론

대기업의 골목시장 진출, 초과이익 공유제, 중소기업 적합업종 지정 등 일련의 사건들로 대기업과 소상공인을 비롯한 중소기업은 자신들의 영역을 지키기 위하여 첨예하게 대립하고 있다. 롯데마트는 치킨판매가 자영업자의 영역을 침범한다는 사회적 비난이 일자 결국 시판 일주일 만에 통큰치킨 판매를 중단한 선례가 있고 대형마트의 일요일 강제휴업과 잇따른 영업재개로 소상공인과 대형마트간의 회

비가 엇갈리고 있다. 이렇듯 대형할인마트 및 슈퍼마켓(SSM)이라 불리는 기업형 할인마트의 공세는 전통시장을 비롯한 영세 소상공인¹⁾의 입지를 더욱더 좁게 만들고 있다. 이들 대형마트의 등장은 소상공인의 고유 업종이라고 간주되던 슈퍼마켓, 치킨가게, 피자가게, 야채가게, 과일가게, 정육점 등의 소상공인들을 시장논리에 의해 대책 없이 몰아내는 결과를 가져오고 이들의 붕괴는 경기침체, 실업률 증가 등의 악순환을 가져오게 할 수 있다.

소상공인은 대기업, 중소기업에 비하여 규모, 자금조달, 기술 등의 여러 가지 측면에서 열악하지만

최초투고일: 2013. 2. 13 수정일: (1차: 2013. 6. 3) 게재확정일: 2013. 7. 3

* 이 논문은 2012학년도 경북대학교 학술연구비에 의하여 연구되었음. 유익한 조언을 주신 조선대학교 이현철 교수와 익명의 두 분 심사위원께 깊이 감사드립니다.

- 1) 상시근로자 10인 미만의 사업자로서 업종별 상시근로자수 등이 다음에 해당하는 자
- 광업, 제조업, 건설업, 운수업 : 10인 미만
- 이외의 업종 : 5인 미만
(소기업 및 소상공인을 위한 특별조치법 시행령 제2조)

소상공인의 업체수와 종사자 수를 고려하면 소상공인이 국민경제에서 차지하는 비중은 매우 크다고 할 것이다.²⁾ 그럼에도 불구하고 소상공인은 그동안 자금지원과 정책적인 관심에서 대기업, 중소기업에 비해 상대적으로 소외를 받아왔다. 소상공인은 생계유지를 목적으로 대표 1인 또는 가족위주의 영세한 규모로 운영되고 있고 기장의 의무가 없기 때문에 소상공인의 재무정보는 전무하거나 있다고 하더라도 양적 및 질적으로 신뢰성이 낮다. 따라서 이들에 대한 체계적인 신용평가가 이루어지지 못하기 때문에 소상공인은 대출시장에서 필요한 시기에 적정한 자금을 공급받기가 어려운 실정이다. 이들은 적정한 시점에 투자가 제대로 이루어지지 못하고 자금의 흐름이 경색되어 유동성 위기에 처하는 경우가 빈번하게 발생한다. 자금의 흐름이 원활하지 못하거나 경기변동과 관련된 외부의 충격이 있는 경우 신용위험에 취약한 소상공인들은 직접적인 타격을 받게 되고, 나아가 신용불량자를 양산하는 문제까지 이르게 된다. 뿐만 아니라, 자금의 흐름이 신용도가 높은 대기업, 우량 중소기업으로 집중되어 부익부 빈익빈의 양극화 문제에까지 이르게 된다.

21세기는 기술개발, 시설의 자동화, 정보화 등으로 제조업의 고용비중은 점점 감소하고 있는 반면, 주로 서비스 관련분야에 종사하고 있는 소상공인의 고용창출은 증가하고 있는 추세이다.³⁾ 소상공인의 경영안정은 국민들의 생계를 안정시키고 고용을 촉진시키기 때문에 소상공인의 사업 성패는 매우 중요한 의미를 가진다. 청년실업의 해소, 인구 고령화에

다른 노년층 일자리의 창출, 유희 여성인력의 활용 등을 위해서 소상공인의 역할이 어느 때보다 중요하다. 이윤원 외(2009)도 소상공인이 국민경제에서 차지하는 비중과 사회경제적 역할이 중요하며 소상공인의 창업과 경영지원이 실업문제를 해소할 수 있는 효율적 수단임을 피력하고 있다. 따라서 소상공인의 펀더멘털이 견고해지고 소상공인이 소기업, 중견기업으로 성장과 발전을 거듭할 때, 국가경제가 활성화되고 경쟁력이 생긴다고 할 것이다.

한국의 중소기업 자금지원을 위한 공적 보증기관은 신용보증기금, 기술보증기금, 지역신용보증재단 3개 기관 중심으로 운영되고 있다. 신용보증기금은 담보력이 미약한 수출기업 등의 일반 중소기업의 채무보증을 담당하고 있고, 기술신용보증기금은 벤처기업을 포함한 기술혁신형 기업을 위한 기술평가 보증을 중점적으로 지원하고 있으며, 지역신용보증재단은 지방자치단체별로 담보력이 미약한 소기업 및 소상공인에 대한 채무보증을 담당하고 있다. 특히, 소상공인 정책자금 실시와 지역신용보증재단의 설립 시기가 맞물리면서 소상공인에 대한 자금지원은 주로 지역신용보증재단을 통하여 이루어지고 있고 소상공인 창업 및 경영개선 정책자금의 지원규모도 매년 큰 폭으로 증가하고 있다.⁴⁾

소상공인의 경영안정은 국민의 생계를 안정시키고 고용을 촉진시키기 때문에 소상공인의 사업 성패는 매우 중요한 의미를 가진다. 소상공인의 사업 성패는 경영자의 능력, 아이템 선정, 자금조달, 영업 및 판로확보 등의 기업 내부환경과 거시경제환경, 경쟁

2) 2010년 말 현재 소상공인 사업체 수는 2,749천개이고 종사자 수는 5,334천명이며, 소상공인의 비중은 전체 사업체수의 87.9%, 전 사업체 종사자수의 37.7%를 차지함(통계청 e-나라지표). 소상공인 사업체 및 종사자 수는 IMF 외환위기 이후 조기퇴직 및 기업도산 등으로 인한 실업자 양산으로 생계형 창업이 급증한 이래 1999년 이후 지속적으로 증가해오고 있다.

3) 김석진·윤경영(2003)에 따르면 소상공인은 제조업보다 각종 서비스에서 차지하는 비중이 훨씬 높다.

4) 소상공인 정책자금의 지원규모는 1999년도 1천억원으로 시작되어 2009년도(글로벌 금융위기의 영향으로 정책자금 규모 확대)에는 1조 5천억원까지 확대되었다.

업체 등의 기업 외부환경으로 이루어진다. 박철민·윤병섭(2004)은 중소기업의 경영성과가 제한된 제품수, 적은 규모의 시장, 자원의 부족 등 일반적인 특성으로 대기업보다 환경변화에 더 민감하다고 하였다. 이에 본 연구는 전체 경제시스템에 영향을 미치는 거시경제변수가 가장 작은 경제단위인 소상공인에게까지 영향을 미치는 지에 초점을 맞추고자 한다. 거시경제 환경이 대기업, 중소기업을 비롯한 소상공인에게까지 같은 방향으로 영향을 미친다면 정책의 대상과 방향이 현행처럼 유지되면 될 것이고 만약 다른 방향으로 미치는 부분이 있다면 소상공인에게 특화된 정책적 접근과 대안이 필요할 것이다. 소상공인 대상으로 한 연구에서 수익성을 비롯한 성과 연구와 부도를 비롯한 부실 연구로 구분할 수 있는데 본 연구는 자료 접근의 한계로 부도를 포함한 부실을 연구대상으로 정한다. 다시 말해, 본 논문은 경제 상태와 소상공인의 부실위험이 어떠한 연관성이 있는지 살펴보기로 한다.

부실위험으로 대변되는 소상공인 신용위험은 개별 기업의 부도로 측정되어야 하나 소상공인 특성상 개별 기업의 부도를 산정이 어려워 부득이 개별 소상공인에 대한 총량적인 신용보증사고율과 구상채권회수율을 이용한다. 이치송(2005), 김창배·남주하(2008), 남주하·김창배(2008), 김건우·이운석(2009), 장영민(2009), 임혜진(2009) 등 기존연구는 어음부도율 또는 신용보증기금의 신용보증사고율을 신용위험의 대용값으로 사용하였으나 본 연구는 16개 지역신용보증재단의 월별 신용보증사고율과 구상채권회수율을 신용위험의 대용변수로 사용한다. 나아가 전국을 수도권, 중부권, 경상권, 전라권 4개 권역으로 나누어 권역별로 거시경제변수와와의 관계를 분석한다. 분석방법은 패널분석(확률효과모형)을 사용한다.

본 연구는 학술적인 차원을 넘어 정책적으로 큰 의의를 가진다. 정부가 경기부양(억제)을 위하여 시행하는 각종 거시정책들이 경제피라미드의 가장 하부를 담당하는 소상공인에게도 영향이 미치는지의 여부는 정책 담당자에게 중요한 관심의 대상이다. 대기업, 중소기업과는 다른 소상공인의 차별적인 특성을 인식하고 이를 정책에 반영한다면 소상공인의 성장과 발전에 큰 도움이 될 것이다. 따라서 본 연구는 소상공인의 경기를 부양(억제)시키는 효과적인 정책 입안과 집행을 위한 의미 있는 시사점을 제공해 줄 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장은 신용위험과 경기변동과의 상호적인 관계에 대한 선행연구를 살펴본다. 제3장에서 자료 및 실증분석모형에 대하여 언급하고 제4장은 실증분석 결과를 제시한다. 제5장은 연구를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 선행연구

신용위험은 거래상대방이 계약의무의 이행을 거부하거나 이행할 수 없는 경우에 발생하는 위험으로 좁은 의미에서는 채무불이행 위험이라고 할 수 있다. 하지만 신용위험은 이러한 채무불이행 위험뿐만 아니라 채무자의 신용도가 하락할 때 자산이나 계약의 시장가치가 하락하여 발생할 수 있는 손실위험으로 정의될 수 있다(조하현·이승국(2003)). 이러한 신용위험은 외부 환경적 요인의 시장위험으로 전이되기도 하고 시장위험 또한 신용위험으로 전환되기도 하기 때문에 신용위험과 시장위험은 매우 밀접한 관계가 있다. Altman(1996)에 따르면 신용위험은

본질적으로 기업의 사업위험, 재무위험 등 기업 내재적 요인과 관련된 문제이지만 경제성장, 인플레이션, 금리, 통화량, 환율 등 기업의 환경적 요인과의 밀접한 관계가 있다고 하였다.

거시경제변수와 신용위험에 관한 연구에서 신용위험을 어떻게 정의하느냐에 따라 몇 가지로 구분된다. 일반적으로 거시경제변수와 신용위험에 관한 연구에서 신용위험을 신용스프레드(credit spread) 또는 부도율로 측정한다. 신용스프레드를 사용한 연구는 다소 존재하나 부도율 또는 회수율을 중심으로 한 연구는 자료 수집의 제약 등으로 연구가 활발하지 못한 실정이다. 선행연구는 신용스프레드, 부도율, 회수율로 분류하였으며, <표 2-1>에 선행연구 요약표를 제시하였다. 신용스프레드를 이용한 연구를 살펴보면, Duffee(1996)는 회귀분석을 통하여 경제성장률과 신용스프레드가 강한 부(-)의 관계에 있음을 발견하였고, Alessandrini (1999)도 신용스프레드와 경제성장률, 장기가자율, 주가수익률과의 관계를 분석하였다. Guha and Hiris(2002) 또한 신용스프레드와 경기지수간의 선행성과 동행성을 검정하였다. 조하현 · 이승국(2005)은 신용스프레드와 국제수익률과 예상부도확률(expected default frequency) 모형에 의해 산출된 예상부도확률과의 관계를 다중회귀모형을 통하여 분석하였다.

부도율을 신용위험의 대용변수로 이용한 연구로, Altman(1983)은 경제성장률, 주가지수, 총통화 등의 거시경제변수가 기업도산과 밀접한 관계가 있음을 보였다. Helwege and Kleiman(1996)은 고위험 채권의 부도율 요인을 분석하였는데, 신용등급과 경제성장률이 낮을수록 부도율이 높았으며 채권발행 3년 이후 시점의 부도율이 가장 높게 나타났다. Lindhe(2000)은 스웨덴 은행을 대상으로 거시경제변수가 은행의 부도위험에 미치는 영향을

분석하였는데, 기업여신/GDP, 기업여신, 교역조건, 기업공신력, 이자율의 설명력이 높게 나타났다. Glennon and Nigro(2002)는 미국 SBA(Small Business Administration)의 신용보증부 대출기업 표본을 이용하여 소기업일수록, 대출만기가 장기적일수록 부도확률과 경기변동이 더욱 밀접하게 관련됨을 발견하였다. Pesola(2005)는 북유럽 국가들을 대상으로 은행의 부도율과 거시경제변수(경제성장률과 실질이자율)와의 관계를 분석하였다. Jiménez and Saurina(2006)는 은행의 확장기에 과도한 신용대출과 미래 불량채권 사이의 양의 관계에 대한 강건한 증거들을 제시하였다. 확장기에 신용위험이 증가하고 수축기에 대출손실이 발생하였다. Bonfim(2009)은 프로빗모형을 통해 재무변수 및 거시경제변수와 신용위험의 관계를 검정하였는데 재무변수뿐만 아니라 경제성장률, 대출증가율, 대출금리, 금리스프레드 등의 변수들이 부도확률 추정에 통계적으로 유의함을 발견하였다.

부도율과 관련한 국내연구를 살펴보면, 김진우 · 이운석(2003)은 어음 교환금액을 기준으로 한 부도율을 사용하여 거시경제변수와의 관계를 동태적으로 분석하였다. 거시경제변수로 환율, 이자율, 대출금, 주가지수, 경기지수를 설정하였다. 환율과 이자율이 신용위험과 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났다. 박태준 · 정홍주(2006)는 생명보험회사의 부도율에 미치는 결정요인을 추출하여 변수들의 동태적인 관계를 실증적으로 분석하였다. 생보사의 부도율과 시차관계가 유의한 변수들은 경제성장률, 저축률, 어음부도율, 물가상승률, 회사채금리, CD유통수익률, 금리스프레드 7개 변수로 나타났다. 노용환(2009)은 불경기에 신용보증공급이 증가하면 부실률이 증가하며 신용보증 부실률이 경제의 전반적인 위험과 밀접하게 관련됨을 보였다. 임혜진(2009)은 신용보

〈표 2-1〉 선행연구 요약표

신용위험	저자	연구결과
신용스프레드	Alessandrini(1999)	경제성장률(-), 장기이자율(+), 추가수익률(-)
	Guha and Hiris(2002)	경기(경기확장(-), 경기수축(+))
	조하현·이승국(2005)	국채수익률(단기(-), 장기(+)), 예상부도확률(+)
부도율	Altman(1983)	경제성장률(-), 추가지수(-), 총통화(-)
	Helwege and Kleiman(1996)	신용등급(-), 경제성장률(-)
	Lindhe(2000)	기업여신/GDP(-), 기업여신(+), 교역조건(-), 기업공신력(-), 이자율(-)
	Glennon and Nigro(2002)	기업규모(소기업(+)), 대출만기(장기(+)), 업력(-)
	Pesola(2005)	경제성장률(-), 실질이자율(+)
	Jiménez and Saurina(2006)	대출금4년시차(+)
	Bonfim(2009)	경제성장률(-), 대출증가율(+), 대출금리(+), 금리스프레드(-)
	김진우·이운석(2003)	환율(+), 이자율(+), 대출금(+), 추가지수(-), 경기지수(-)
	박태준·정홍주(2006)	경제성장률(-), 저축률(+), 어음부도율(+), 물가상승률(+), 회사채금리(+), CD유통수익률(+), 금리스프레드(-)
	임혜진(2009)	보증공급 증가율(+), 유가(+), 경제성장률(-), 이자율(+), 실업률(+), 추가지수(-), 총대출금(+)
	장영민(2009)	보증공급 증가율(+), 경제성장률(-), 대출금리(+), 금리기간구조(-), 환율(+), 경기(경기수축(+))
회수율	Frye(2000)	담보가치(+), GDP(+), 경기(경기확장(+))
	Varma and Cantor(2005)	경제성장률(+), 추가수익률(+), 정크본드 스프레드(+), 정크본드 부도율(-)
	Grunert and Weber(2009)	담보가치(+), 기업규모(-)
	장영민(2009)	부실률(-), 경제성장률(-), 대출금리(-), 계절(2분기, 4분기(+))

증 부실률과 거시경제 변수 간에 시계열분석을 통하여 보증공급 증가율, 유가, 경제성장률, 이자율 등의 금융경제변수들이 부실률에 영향을 미치는 것을 확인하였다. 장영민(2009)은 거시경제 및 금융시장 변수를 이용하여 부실률의 결정요인을 신용보증기금의 신용보증 부실금액의 분기별 자료를 이용하여 벡터자기회귀모형(vector autoregression model)을 통하여 분석하였다. 경제성장률, 금리 기간구조에 대하여 음(-)의 영향을, 기업대출금리, 환율, 경제

상태 더미(수축기)에 대하여 양(+)의 영향이 나타났다.

회수율에 관한 문헌들을 살펴보면, Frye(2000)는 회수율은 담보가치에 결정적인 영향을 미치고, 담보가치는 경제성장률이 높을수록, 수축기 보다는 확장기에 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. Varma and Cantor(2005)는 북아메리카 기업의 채권과 대출의 회수율에 대하여 기업요인, 산업요인, 거시경제요인으로 나누어서 실증 분석을 하였는

데 거시경제변수 중에서 경제성장률이 양의 상관관계에 있는 것으로 나타났다. Grunert and Weber (2009)에서 회수율은 담보가치가 높을수록, 기업규모가 작을수록 회수율이 높게 나타났고 거시경제변수에는 영향을 미치지 않았다.

회수율에 대한 국내연구는 자료수집의 한계 등으로 활발하지 못한 실정이다. 장영민(2009)은 거시경제 및 금융시장 변수를 이용하여 부실률과 더불어 회수율의 결정요인도 분석하였는데, 부실률, 경제성장률, 기업대출금리와 음의 관계를 보였으나 부실률의 결과보다는 미흡하게 나타났다. 부실률이 회수율보다 더 큰 변동성을 가지기 때문에 신용위험에 대한 대응변수로 더 적절함을 설명하였다.

본 연구는 소상공인 개별 신용위험 측정에 한계가 있어서 소상공인 신용보증사고율과 구상채권회수율을 신용위험의 대용값으로 하여 거시경제변수가 소상공인 신용위험에 미치는 영향에 대하여 고찰하고자 한다.

III. 자료와 실증분석모형

3.1 자료와 기초통계량

부실 사건의 발생으로 채무를 정상적으로 이행하지 못하면 신용위험이 높아지게 된다. 채무를 정상

적으로 이행하지 못해서 발생하는 사건을 부실⁵⁾로 정의를 하는데, 부실 사건은 보통 원금 또는 이자의 연체, 파산, 당좌부도, 청산, 법정관리, 폐업, 신용관리정보의 등록 등으로 다양하게 분류할 수 있다. 기존의 연구도 부실의 개념을 자료의 수집원천에 따라 다르게 사용하여 왔다. 다양한 지표와 산출방식 때문에 신용위험 분석에서는 부실의 정의가 다양하게 인정되어 왔다. 보증기관에서 신용위험을 측정하기 위한 부실률은 신용보증사고율(이하 보증사고율)과 대위변제율로 대변이 된다. 보증사고에 해당하는 사유가 발생이 되면 보증사고 등록을 하고 일정기간(2~3개월) 후에 채권기관에 대위변제를 한다. 신용보증기관에서의 보증사고 사유는 원금 또는 이자의 연체, 전국은행연합회 신용정보관리규약에 따른 신용관리정보에 등록된 기업, 파산 및 회생절차 진행 기업, 3개월 이상 휴업증이거나 폐업한 경우, 당좌부도 등이 해당된다.

본 연구는 소상공인 신용위험의 대용값으로 소상공인 신용보증에 대한 신용보증사고율을 사용한다. 또한 신용보증기관에서는 사고업체의 보증금액을 채권기관에 대위변제 후 구상채권 회수를 통하여 자산 건전성을 제고한다. 따라서 구상채권회수율 또한 신용보증사고율과 더불어 신용위험의 중요한 지표라고 판단되어 본 연구는 이를 소상공인 신용위험의 대용값으로 사용한다.

또한, 보증사고율의 경우 권역별 신용위험 분석을 추가하고자 한다. 이명박 정부의 새로운 지역균형발

5) 기존 연구는 부도율과 부실률을 혼용해서 사용하였다. 넓은 의미에서는 같은 맥락으로 사용이 가능하나, 좁은 의미에서 부도율은 어음 부도율을 의미하고 부실률은 어음부도와 기타사건을 포함한 개념으로 사용된다. Agarwal(2008)은 소기업 자료의 분석을 통해 총자산이 10만 달러 미만의 영세 소기업은 대표자의 신용점수가 기업정보보다 부도 예측에 더욱 유용함을 보여주었다. 부실률이 부도율에 비하여 신용위험이 과대평가되는 요소가 있지만 소상공인의 경우 당좌나 어음을 사용하는 비중이 미미하고 연체가 대표적인 부실의 사유이기 때문에 부도율에 연체, 폐업 등 기타 사건을 포함한 부실률이 본 논문에서는 더 적합하다고 하겠다. 해당 채권은행에서 연체가 2~3개월 지속된 업체를 보증기관에 신용보증사고 통지를 하며 이 시점의 해당기업은 정상적인 영입이 불가능한 상황이 된다. 본 논문은 신용보증 수혜 후 부실(연체, 부도, 폐업 등)의 사유가 발생하면 보증사고 업체로 분류되기 때문에 신용보증사고율로 표현한다.

전 방안이 5+2 광역경제권 구상이다. 전국을 7개 광역경제권으로 나누어 각각 차별화되는 발전비전으로 지역간 불균형을 해소한다는 전략이다. 이에 7개 광역경제권은 지역 특성에 따라 각각의 특화발전 비전이 마련되었다. 선진 일류국가를 선도하는 글로벌 비즈니스 허브(수도권), 과학기술과 첨단산업의 중심 대한민국 실리콘밸리(충청권), 21C 문화예술과 친환경 녹색산업의 창조지역(호남권), 전통문화와 첨단지식산업의 신성장지대(대경권), 한태평양시대의 기간산업 및 물류중심지(동남권)의 5대 광역경제권과 환동해권 관광·휴양 및 웰빙산업의 프론티어(강원권), 아시아 최고수준의 국제자유도시(제주권)의 2개 특별광역경제권으로 구분된다. 각 권역별 인구, 소득, 기후, 등의 여러 가지 지역적 특성과 환경에 따라 산업분포, 도시화 발전속도 등이 다르기 때문에 각 권역에 적합한 성장동력을 찾아 발전시켜 각 지역간 중복투자를 방지하고 나아가 균형 있는 발전을 이루게 하기 위함이 목적이다. 이에 본 논문은 거시경제변수가 각 권역별 소상공인의 신용위험에 어떠한 영향이 있는지 살펴본다.

본 연구의 실증분석을 위한 연구기간은 2000년 1월부터 2011년 12월까지 144개월이며, 소상공인 신용위험의 대용값으로 16개 지역신용보증재단의 소상공인에 대한 신용보증사고율과 구상채권회수율을 사용한다. 통상 연도별 신용보증사고율과 구상채권회수율이 부실률과 자산건전성의 대표치로 사용되나 본 연구는 지역신용보증재단의 업력이 일천하여 월별 자료를 사용한다.

지역신용보증재단의 신용보증사고율은 당기말 보증잔액 대비 당기 발생한 사고금액을 기준으로 산정하고 구상채권 회수율은 당기말 구상채권잔액 대비

당기 발생한 구상채권 회수금액을 기준으로 산정한 다. 따라서 본 논문에서 종속변수로 사용된 신용보증사고율(DR)은 해당 월 보증잔액 대비 해당 월에 발생한 사고금액으로 산정하고, 구상채권회수율(RR) 역시 해당 월 구상채권 잔액 대비 해당 월 구상채권 회수금액으로 산정한다. 권역별 신용위험 분석은 타 광역경제권 대비 강원, 제주의 규모의 불균형 문제와 자료의 불충분성으로 7개 광역경제권 대신 수도권, 중부권, 경상권, 전라권 4개 권역으로 나누어서 분석하기로 한다. 수도권 소상공인 신용위험은 경기, 서울, 인천신용보증재단의 소상공인 신용보증사고율($DR(1)$)을 사용하고, 중부권은 대전, 충남, 충북, 강원신용보증재단 소상공인 신용보증사고율($DR(2)$)을 사용한다. 경상권은 부산, 대구, 울산, 경남, 경북신용보증재단의 자료($DR(3)$)를, 전라권은 광주, 전남, 전북, 제주신용보증재단의 자료($DR(4)$)를 사용한다.

신용보증사고율과 구상채권회수율에 영향을 미치는 거시경제변수는 선행연구를 토대로 주요 변수들을 선정한다. 경제성장의 지표로 통상 GDP성장률을 대표 변수로 사용하나 GDP성장률은 분기별 자료로 본 연구의 월별 자료와의 불일치 문제로 경기종합지수(BCI)를 사용한다. 경기종합지수는 국민경제 전체의 경기 동향을 쉽게 파악하기 위하여 경제부문별(생산, 투자, 고용, 소비 등)로 경기에 민감하게 반영하는 주요경제지표들을 선정 후 이 지표들의 전월대비 증감률을 합성하여 작성하는데 증감률의 크기에 의해 경기변동의 진폭까지 알 수 있기 때문에 경기변동의 방향, 국면 및 전환점은 물론 속도까지도 동시에 분석할 수 있어 한국의 대표적인 종합경기지표로 널리 활용되고 있다.⁶⁾ 따라서 본 논

6) 통계청 e-나라지표 지표설명 참조.

문은 경기동행지수를 경기종합지수로 사용한다. 고용동향을 나타내는 실업률(UNE)은 이치송(2005)의 거시경제변수와 각 산업별 부도발생과의 영향을 분석한 연구에서 환율, 주가지수, 이자율 등과 함께 사용한 변수로 본 연구도 실업률을 변수에 포함시킨다. 해외경제 여건을 반영하기 위한 지표로 원/달러 기준환율(EXC)의 월평균 환율을 사용하고, 자본시장 동향을 파악하는데 유용한 거시경제 변수로서 월평균 종합주가지수(KOS)를 사용한다. 금융부문의 중요한 가격변수인 이자율은 단순 금리와 금리스프레드를 사용한다. 단순 금리변수인 이자율은 1년 만기 국고채 월평균 금리(INT)를 사용한다. 금리스프레드는 만기가 단기인 채권의 금리와 만기가 장기인 채권의 금리사이의 금리 격차를 나타내는 기간스프레드(term spread)와 신용의 정도가 서로 상이한 채권 금리사이의 격차인 신용스프레드(credit spread)로 나누어진다. Estrella and Hardouvelis(1991), Friedman and Kuttner(1991), 지호준·박상규(2002), 김태호·송대섭(2009) 등에 따르면 기간스프레드와 신용스프레드가 경기에 대하여 예측력이 있음을 분석하였다. 본 연구도 기간스프레드와 신용스프레드를 사용한다. 기간스프레드(TSP)는 5년 만기 국고채 금리에서 1년 만기 국고채 금리를 차감하여 산출하고, 신용스프레드(CSP)는 3년 만기 회사채 BBB-등급 금리에서 3년 만기 회사채 AA-등급 금리를 차감하여 산출한다.

통제변수로 지역적 효과를 고려하기 위하여 한국은행의 지역별 어음부도율(LBDR)과 재단특성변수인 지역신용보증재단 운용배수 증가율(ΔOM), 보증잔액 증가율($\Delta BOJAN$), 신용보증사고율 증가율(ΔDR)을 사용한다. 운용배수는 신용보증잔액을 기

본재산과 이월이익잉여금의 합계액으로 나눈 값이다. 신용보증은 우발채무이기 때문에 보증채무에 대한 대위변제 능력을 유지하려면 기본재산에 비하여 보증을 과다하게 취급하지 않아야 할 뿐만 아니라, 기본재산의 규모를 감안하여 합리적인 운용배수를 산출하여 적절한 수준으로 보증규모를 관리하여야 한다. 따라서 운용배수를 지역신용보증재단 자본금 규모와 보증 규모를 통제하는 변수로 사용한다. 그리고 각 지역신용보증재단의 보증 규모가 다르기 때문에 신용보증사고율 분석에서는 보증잔액 증가율을 통제변수로 사용하고, 구상채권회수율 분석에서는 신용보증사고율 증가율을 통제변수로 사용한다.

거시경제변수에 대한 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS), 통계청 e-나라지표의 월별 자료를 이용하며, 단위근 검정을 통하여 단위근이 있다고 판단된 경기종합지수, 환율, 종합주가지수에 대하여는 자연로그로 차분하여 자료를 안정화 시킨다.⁷⁾ 그러나 기초통계량은 수준변수(level variable)로 분석한다.

〈표 3-1〉은 신용보증사고율 및 구상채권회수율 분석에 사용된 원변수의 기초통계량을 나타낸다. 본 연구는 패널분석을 사용하기 때문에 기초통계량을 overall, between, within 세 가지로 나눌 수 있는데, 지면상 전체(overall) 기초통계량만 제시한다.

신용보증사고율(DR)은 평균이 0.48, 표준편차가 0.35, 최대값 4.03으로 구상채권 회수율(RR)의 평균 1.37, 표준편차 2.03, 최대값 33.33에 비하여 비교적 안정적인 모습이다. 권역별 보증사고율은 평균적으로 경상권 신용보증사고율(DR(3))이 0.42로 가장 낮았고, 다음이 전라권, 중부권의 순서이며, 수도권 보증사고율(DR(1))이 0.67로 가장 높게 나

7) 거시경제변수 자료 중 3년 만기 회사채 BBB-등급 월평균 금리가 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 2000. 1월부터 2000. 9월 까지 제공되지 않아 부득이하게 인터넷 웹사이트 이테일리 BONDWEB(www.bondweb.co.kr)에서 자료를 구하였다.

〈표 3-1〉 기초통계량

변수명		평균	표준편차	최소값	최대값	관측수
<i>DR</i>	보증사고율(%)	0.4811	0.3559	0	4.0375	2,191
<i>DR(1)</i>	수도권(%)	0.6701	0.3598	0	1.9008	432
<i>DR(2)</i>	중부권(%)	0.4541	0.2923	0	2.7393	576
<i>DR(3)</i>	경상권(%)	0.4217	0.3401	0	3.4766	708
<i>DR(4)</i>	전라권(%)	0.4307	0.3874	0	4.0375	475
<i>RR</i>	구상채권 회수율(%)	1.3748	2.0393	0	33.3333	2,121
<i>UNE</i>	실업률(%)	3.6152	0.5477	2.7	5.7	144
<i>INT</i>	이자율(%)	4.5822	1.3392	2.36	9.06	144
<i>TSP</i>	기간스프레드(%)	0.6853	0.5519	-0.09	2.24	144
<i>CSP</i>	신용스프레드(%)	4.0671	1.3216	1.17	6.27	144
<i>BCI</i>	경기종합지수	100.26	1.6303	93.9	103.7	144
<i>EXC</i>	환율(원/\$)	1130.14	126.72	915.86	1461.98	144
<i>KOS</i>	종합주가지수	1201.64	487.03	504	2153.13	144
<i>LBDR</i>	지역별 어음부도율(%)	0.3717	0.2984	0.01	4.31 ⁸⁾	2,300
<i>ΔOM</i>	운용배수 증가율(%)	0.0286	0.1163	-1.4834	0.7558	2,175
<i>ΔBOJAN</i>	보증잔액 증가율(%)	3.6593	16.8219	-11.1641	550	2,175
<i>ΔDR</i>	신용보증사고율 증가율(%)	0.0018	0.3298	-2.8536	2.966	2,175

타났다. 상대적으로 업력이 짧은 전남, 전북, 제주신용보증재단이 속해 있는 전라권 보증사고율(*DR(4)*)의 표준편차가 0.38로 가장 크게 나타났다. 관측수는 부산, 대구, 울산, 경남, 경북신용보증재단이 속한 경상권의 관측수가 가장 많았다. 거시경제변수 중에서는 환율과 주가지수의 표준편차가 크게 나타났다. 관측 개체의 총 개수는 144(개체별 시간변수의 관측수) × 16(패널변수 개체의 숫자) = 2,304개(N=2,304)이다.

거시경제변수가 소상공인의 신용위험에 미치는 영향에 대한 패널분석에 앞서 설명변수간의 상관관계

를 살펴보았으며, 그 결과는 〈표 3-2〉에 제시되어 있다. 이자율과 신용스프레드간의 피어슨(Pearson) 상관계수의 절대치가 0.78로 가장 높고, 기간스프레드와 신용스프레드 간의 상관계수가 0.51, 신용보증사고율과 신용보증사고율 증가율 간의 상관계수가 0.45 순서이다. 신용보증사고율과 기간스프레드, 지역별 어음부도율, 운용배수 증가율, 보증잔액 증가율, 그리고 회수율과 이자율 등에서 각각 1% 수준에서 유의하나 대체적으로 상관관계는 그리 높은 수준이 아닌 것으로 나타났다. 분산팽창지수(variance inflation factor)를 이용하여 다중공선

8) 지역별 어음부도율에서 2010. 8월 강원지역 어음부도율 11.44%, 2010. 10월 강원지역 어음부도율 7.32%, 2011. 4월 대전지역 어음부도율 20.93%, 광주지역 어음부도율 6.7% 4건(사유: 백지어음부도, 자금사정과 관련 없는 특이부도 등)은 아웃라이어로 간주하여 변수에서 제외함.

(표 3-2) 신용보증사고율과 구상채권회수를 분석을 위한 변수간의 상관관계

변수	DR	RR	UNE	INT	TSP	CSP	BCT	EXC	KOS	LBDR	ΔOM	ΔBOJAJ	VIF (DR)	VIF (RR)
RR	-0.0616*** (0.0045)												1.27	1.25
UNE	0.0438** (0.0402)	-0.0419* (0.0535)											3.47	3.37
INT	0.0175 (0.4142)	-0.0506** (0.0198)	0.2974*** (0.0000)										1.99	2.01
TSP	-0.1193*** (0.0000)	-0.0003 (0.9905)	0.3019*** (0.0000)	-0.2241*** (0.0000)									4.11	4.10
CSP	-0.0185 (0.3860)	0.0055 (0.8004)	-0.0042 (0.8392)	-0.7826*** (0.0000)	0.5151*** (0.0000)								1.17	1.17
BCT	-0.0732*** (0.0006)	0.0155 (0.4755)	0.0819*** (0.0001)	-0.0251 (0.2279)	0.3038*** (0.0000)	0.0948*** (0.0000)							1.23	1.25
EXC	-0.0342 (0.1360)	0.0171 (0.4310)	-0.0566*** (0.0066)	0.1681*** (0.0000)	-0.1747*** (0.0000)	-0.1559*** (0.0000)	-0.1765*** (0.0000)						1.33	1.33
KOS	-0.0283 (0.2371)	-0.0006 (0.9792)	0.0081 (0.6981)	-0.2810*** (0.0000)	0.1361*** (0.0000)	0.1917*** (0.0000)	0.2197*** (0.0000)	-0.3877*** (0.0000)					1.03	1.03
LBDR	0.0537** (0.0121)	-0.0237 (0.2756)	0.0155 (0.4575)	0.0429** (0.0395)	-0.0351* (0.0926)	-0.0707*** (0.0007)	-0.1099*** (0.0007)	0.0891*** (0.0000)	-0.0055 (0.8111)				1.14	1.13
ΔOM	-0.0948*** (0.0000)	-0.0246 (0.2583)	0.0944*** (0.0000)	-0.0990*** (0.0000)	0.2512*** (0.0000)	0.0592*** (0.0058)	0.0979*** (0.0000)	0.0087 (0.6854)	0.0316 (0.1402)	0.0826*** (0.0001)			1.04	1.00
ΔBOJAJ	-0.1169*** (0.0000)	-0.0109 (0.6159)	0.0817*** (0.0001)	0.1093*** (0.0000)	0.0702*** (0.0011)	-0.0531** (0.0132)	0.0151 (0.4808)	0.0069 (0.7474)	-0.0705*** (0.0010)	0.0246 (0.2510)	0.1205*** (0.0000)			
ΔDR	0.4593*** (0.0000)	-0.0413* (0.0580)	0.0003 (0.9881)	0.0171 (0.4267)	0.0061 (0.7764)	-0.0064 (0.7646)	-0.0021 (0.9209)	0.0014 (0.9471)	-0.0370* (0.0844)	0.0135 (0.5303)	-0.0322 (0.1333)	-0.0025 (0.9082)		

주 : ***, ***, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. () 안은 p값임.

성 문제를 검토하였으나, 계수의 값이 크지 않아 다중공선성 효과는 무시할 수준인 것으로 분석되었다.

3.2 실증분석모형

본 연구를 위하여 사용된 자료는 16개 신용보증재단의 11년간의 신용보증사고율과 구상채권 회수율을 포함하는 패널자료이다. 패널자료는 횡단면 자료에 개별 재단의 시계열 자료가 추가되므로 변수들 간 정적인 관계뿐만 아니라 동적인 관계를 추정할 수 있다. 그리고 개체들의 관찰되지 않는 이질적 요인을 고려할 수 있으며 더 많은 정보와 변수의 변동성을 제공하기 때문에 결과적으로 효율적인 추정량을 얻을 수 있다[민인식·최필선(2010)].

거시경제변수가 소상공인 신용위험에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구는 아래와 같은 패널모형식(1), 식(2), 식(3)을 설정한다. 첫 번째, 합동 OLS 회귀분석과 패널분석을 비교하기 위하여 Breusch and Pagan(1980)에 의해 제안된 라그랑지 승수 검정(Lagrange multiplier test)을 통하여 패널모형이 더 적합함을 확인하였다. 두 번째, 하우스만 검정(Hausman test)을 통하여 확률효과모형이 고정효과모형보다 더 적합함을 확인하였다.

$$\begin{aligned}
 DR_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 UNE_t + \beta_2 INT_t + \beta_3 TSP_t \\
 & + \beta_4 CSP_t + \beta_5 BCI_t + \beta_6 EXC_t + \beta_7 KOS_t \\
 & + \beta_8 LBDR_{it} + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta BOJAN_{it} \\
 & + \beta_{11} MDUMMY_t + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기서, α_0 : 상수
 DR_{it} : 지역별 신용보증사고율
 UNE_t : 실업률
 INT_t : 이자율

TSP_t : 기간스프레드
 CSP_t : 신용스프레드
 BCI_t : 경기종합지수
 EXC_t : 환율
 KOS_t : 종합주가지수
 $LBDR_{it}$: 지역별 어음부도율
 ΔOM_{it} : 지역별 운용배수 증가율
 $\Delta BOJAN_{it}$: 지역별 보증잔액 증가율
 $MDUMMY_t$: 수도권더미(수도권, 비수도권)
 δ_i : 패널효과
 ϵ_{it} : 잔차

소상공인의 신용위험을 평가하기 위한 지표로 16개 지역신용보증재단의 소상공인에 대한 신용보증사고율을 이용한다. 식(1)에서 종속변수인 지역별 신용보증사고율(DR)은 i 지역의 t 월 신용보증사고율로 측정한다. 신용위험이 기본적으로 채무지급능력에 대한 평가이기 때문에 종속변수인 신용보증사고율은 소상공인의 신용위험을 평가하기 위한 대용값으로써 유용한 변수라고 할 수 있다.

식(1)에서 설명변수인 실업률(UNE_t)은 이치송(2005)과 김창배·남주하(2008)의 연구에서 신용위험을 예측하는데 높은 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 본 논문도 실업률을 사용하였으며 실업률이 높을수록 신용보증사고율이 증가할 것으로 예상되어 예상부호는 양(+)이다. 이자율(INT_t)은 대출비용에 직접적으로 영향을 미치는 금융부문의 중요한 가격변수이다. 이자율의 상승은 대출비용을 증가시켜 신용보증사고율을 증가(+)시킬 것으로 예상된다.

미래 경기에 대한 예측 수단으로 금리스프레드가 사용되는데, 장기금리와 단기금리의 차이인 기간스프레드(TSP_t)가 양(+)의 값을 갖는다는 것(장기금리의 상승)은 미래 경기가 호전될 것이라는 기대

가 금융시장에 반영되는 것으로 신용보증사고율을 감소(-)시킬 것으로 예상되고, 비우량채권과 우량채권의 금리 차이인 신용스프레드(CSP_t)가 양(+)의 값을 갖는다는 것(비우량채권 금리의 상승)은 미래 경기가 악화될 것이라는 기대가 반영되는 것으로 신용보증사고율을 증가(+)시킬 것으로 예상된다. 경기종합지수(BCI_t)는 t 월 경기종합지수로 측정하며, 현재의 경제 상태를 나타내는 변수로 현재의 경기가 좋으면 보증사고율이 감소될 것으로 예상되어 예상 부호는 음(-)이다.

환율(EXC_t)은 해외시장의 요인을 반영하기 위하여 t 월 평균 미 달러 환율을 사용한다. 환율의 상승은 수출의 증가를 통하여 경제성장을 촉진하여 신용보증사고율과 음(-)의 관계로 기대가 되는 반면, 김건우·이운석(2003), 장영민(2009)처럼 한국 경제의 대외의존도가 높은 점을 감안하면 환율의 상승이 중간재의 수입가격을 상승시켜 신용보증사고율과 양(+)의 관계로도 기대가 된다.

한국종합주가지수(KOSPI: KOS_t)는 한국주식시장의 대표지수이다. 주식시장이 경기를 선행한다는 기존 연구에 따라 주식시장이 상승하면 향후 경기가 좋아질 것이고 따라서 신용보증사고율은 줄어 들 것이고 주식시장이 하락하면 신용보증사고율이 늘어나는 음(-)의 관계가 예상된다. 그러나 김건우·이운석(2003)과 이치송(2005)에서 신용위험에 대한 종합주가지수의 설명력이 유의하지 않게 나타났다.

통제변수로 지역특성변수인 각 지역별 어음부도율, 운용배수 증가율과 보증잔액 증가율을 사용한다. 어음부도율($LBDR$)은 어음결제소에서 거래된 총 교환금액 중에서 잔고부족으로 인해 부도난 어음 부도액의 비율을 말한다. 어음을 사용하는 기업의 경우에는 상대적으로 일정규모 이상이고, 소상공인의 경우 어음을 사용하는 비중이 상대적으로 미미할

것이라고 생각되어 지역별 어음부도율을 종속변수 대신 통제변수로 사용한다. 지역별 어음부도율과 신용보증사고율의 관계는 양(+)의 부호가 예상된다.

각 지역별 운용배수 증가율(ΔOM)은 각 지역신용보증재단의 보증규모와 자본금의 규모를 통제하기 위하여 사용하고, 각 지역별 보증잔액 증가율($\Delta BOJAN$)의 경우 경기 하락시 경기악화를 방지하기 위해 정책적으로 보증을 증가시켜 늘어나는 신용보증사고율에 대한 비난을 회피하기 위하여 잔액을 증가시킬 수도 있다. 반면, 보증공급에 우선순위를 두고 보증잔액을 늘리면 일정 시차 후에는 신용보증사고 역시 증가할 것이다.

마지막으로 수도권과 비수도권의 효과를 보기 위하여 수도권 더미변수($MDUMMY_t$)를 이용한다. 수도권은 한국 경제의 50% 이상을 차지하고 있고 경제활동이 활발하여 비수도권보다 신용보증사고율이 다소 낮을 것으로 전망된다. 그러나 수도권에 소재하는 지역신용보증재단(서울, 경기, 인천)은 비수도권 지역신용보증재단에 비하여 자본금 규모가 월등히 크기 때문에 더 공격적으로 보증을 취급할 가능성이 크다. 따라서 실적 위주의 공격적인 보증으로 그에 따른 신용보증사고율이 다소 높게 나타날 가능성도 있다.

권역별 사고율 실증분석은 16개 지역신용보증재단의 144개월의 신용보증사고율을 수도권, 중부권, 경상권, 전라권의 4개 권역으로 나누어서 어떠한 거시경제변수가 소상공인 신용위험에 영향을 미치는지 살펴본다. 이를 분석하기 위한 본 연구의 모형 식(2)는 수도권 더미변수를 제외하고는 앞서 제시한 식(1)과 동일하다.

$$\begin{aligned}
 DR(J)_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 UNE_t + \beta_2 INT_t + \beta_3 TSP_t \\
 & + \beta_4 CSP_t + \beta_5 BCI_t + \beta_6 EXC_t + \beta_7 KOS_t \\
 & + \beta_8 LBDR(J)_{it} + \beta_9 \Delta OM(J)_{it} \\
 & + \beta_{10} \Delta BOJAN(J)_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (2)
 \end{aligned}$$

여기서, $DR(J)_{it}$: 권역별 신용보증사고율
 ($J = 1...4$, 1:수도권, 2:중부권, 3:경상권, 4:전라권)
 $LBDR(J)_{it}$: 권역별 어음부도율
 $\Delta OM(J)_{it}$: 권역별 운용배수 증가율
 $\Delta BOJAN(J)_{it}$: 권역별 보증잔액 증가율

식(3)은 구상채권 회수율과 거시경제변수와의 관계를 살펴보기 위하여 설정한 패널모형이다. 지금까지의 신용위험 연구는 부도위험 중심으로 진행되어 왔고 회수위험에 대해서는 자료의 희소성 등으로 연구가 소홀하였다. 구상채권회수율은 실익 있는 담보여부가 회수율에 가장 큰 영향을 미치기 때문에 사고율에 비해서 덜 가변적이다. 그럼에도 불구하고 구상채권회수율 역시 채단의 건전성 지표로 사용되고 있고 사고율의 연장선상(사고율 → 대위변제 → 구상채권회수)에서 검토 가능한 부분이기 때문에 거시경제변수와의 관계를 찾는 것도 의미 있는 일이 될 것이다.

$$\begin{aligned}
 RR_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 UNE_t + \beta_2 INT_t + \beta_3 TSP_t \\
 & + \beta_4 CSP_t + \beta_5 BCI_t + \beta_6 EXC_t + \beta_7 KOS_t \\
 & + \beta_8 LBDR_{it} + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta DR_{it} \\
 & + \beta_{11} MDUMMY_t + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (3)
 \end{aligned}$$

여기서, RR_{it} : 지역별 구상채권회수율
 ΔDR_{it} : 지역별 신용보증사고율 증가율

식(3)의 거시경제변수 중 경기종합지수, 실업률,

환율, 종합주가지수, 기업경기전망 종합지수, 지역별 어음부도율은 앞서 제시한 사고율의 예상부호와 반대로 나타날 것이다. 이자율의 경우 이미 채권기관에 대위변제를 한 상태이기 때문에 구상채권회수율과의 관계가 직접적이지 않을 것으로 전망되나, 구상채권회수율과 이자율의 관계에서 이자율이 상승하면 경기활황의 신호로 구상채권회수율이 높아질 수도 있고, 높은 이자율로 인하여 예상하고 있던 채무변제를 포기하여 구상채권회수율이 낮아질 우려도 있다.

신용보증사고율을 다룬 식(1), 식(2)와 비교해서 식(3)에 다르게 적용한 변수는 지역별 보증잔액 증가율 대신 지역별 신용보증사고율 증가율(ΔDR)을 적용하였다. 보증공급 → 신용보증사고 → 대위변제 → 구상채권 회수의 순서로 이루어지기 때문에 신용보증사고는 신용보증 공급과 관련되고 구상채권 회수는 보증 사고와 관계가 밀접하다. 신용보증사고율이 증가하면 채권기관의 대위변제를 또한 증가하고 회수되는 금액도 늘어날 것이다. 반면에 신용보증사고가 증가한다는 것은 경기상황이 좋지 않음을 반영하고 있어 신용보증사고가 증가하더라도 구상채권회수는 감소할 수도 있다. <표 3-3>은 본 논문의 패널 분석에서 식(1), 식(2)와 식(3)에서 사용되는 변수의 예상부호를 요약한 것이다.

IV. 실증분석 결과

4.1 신용보증사고율 실증분석 결과

<표 4-1>은 식(1)의 신용보증사고율에 대한 확률효과모형 분석 결과이다. 모형1은 소상공인 신용위

〈표 3-3〉 설명변수의 예상부호

변수		신용보증사고율 예상부호(식(1), (2))	구상채권회수율 예상부호(식(3))
<i>UNE</i>	실업률	+	-
<i>INT</i>	이자율	+	- / +
<i>TSP</i>	기간스프레드	-	+
<i>CSP</i>	신용스프레드	+	-
<i>BCI</i>	경기종합지수	-	+
<i>EXC</i>	환율	- / +	+ / -
<i>KOS</i>	종합주가지수	-	+
<i>LBDR</i>	지역별 어음부도율	+	-
ΔOM	운용배수	-	+
$\Delta BOJAN$	보증잔액 증가율	- / +	
ΔDR	신용보증사고율 증가율		+ / -
<i>MDUMMY</i>	수도권더미 (수도권, 비수도권)	- / +	+ / -

험에 직접적인 영향력이 있다고 판단되는 거시경제 변수인 실업률, 이자율, 기간스프레드, 신용스프레드와의 관계를 보기 위한 모형이다. 모형2는 신용보증사고율에 간접적인 영향력이 있다고 판단되는 일반적인 거시경제변수 경기종합지수, 종합주가지수, 환율을 포함한 모형이다. 모형3은 지역신용보증재단 특성 효과를 통제한 모형이며, 모형4는 수도권과 비수도권의 효과를 보기 위하여 모형3에 더미변수를 포함시킨다. 모형1부터 모형4까지 단계적 회귀방법(stepwise regression method)으로 분석한다.⁹⁾

모형1의 결과를 살펴보면, 소상공인 신용위험에 실업률, 기간스프레드, 신용스프레드의 계수값이 1% 수준에서 영향을 미치는 것으로 나타났다. 실업률이 높을수록 신용보증사고율이 높게 나타나는데 이는 이치송(2005), 김창배·남주하(2008), 임혜진(2009) 등과 동일한 결과이다. 기간스프레드는

장기금리의 상승이 미래 경기가 호전될 것이라는 기대를 반영하여 신용보증사고율과 음(-)의 관계로 유의하게 나타났으며 이는 Carling(2007)의 결과를 지지해주고 있다. 신용스프레드 역시 비우량채권 금리의 상승은 미래 경기가 악화될 것이라는 기대를 반영하여 신용보증사고율과 양(+)의 관계로 유의하게 나타났다. 지호준·박상규(2002)는 기간스프레드는 경기변동을 예측하는데 유의하지만 신용스프레드는 유의하지 않다고 하였으나 본 연구에서는 기간스프레드와 뿐만 아니라 신용스프레드도 신용보증사고율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

모형2에서는 경기종합지수와 환율이 유의한 음(-)의 부호를 가져, 경기가 좋을수록 환율이 높을수록 신용보증사고율은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 경제성장률을 사용한 Altman(1983) 등 선행연구와 동일한 결과이다. 환율의 경우 김건우·이운석

9) 본 연구는 표준오차로 robust standard error를 사용한다. 가정이 만족되었다고 가정하고 검정하는 standard error와는 달리, robust standard error는 가정을 고려하지 않고 검정한다. 두 결과의 차이는 거의 없었다.

(표 4-1) 신용보증사고율에 대한 확률효과모형 결과

$$\begin{aligned} \text{모형 1 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 2 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 3 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \beta_8 LBDR_{it} \\ &\quad + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta BOJAN_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 4 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \beta_8 LBDR_{it} \\ &\quad + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta BOJAN_{it} + \beta_{11} MDUMMY_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수	0.2187** (2.41)	0.2263** (2.50)	0.1695* (1.75)	0.1237 (1.33)
UNE	0.0649*** (4.09)	0.0632*** (3.99)	0.0723*** (4.49)	0.0723*** (4.49)
INT	0.0002 (0.03)	0.0005 (0.05)	0.0025 (0.23)	0.0024 (0.22)
TSP	-0.1322*** (-9.20)	-0.1269*** (-8.47)	-0.1097*** (-6.84)	-0.1097*** (-6.84)
CSP	0.0273*** (2.99)	0.0260*** (2.84)	0.0227** (2.40)	0.0226** (2.40)
BCI		-2.3925** (-2.16)	-1.6362 (-1.45)	-1.6235 (-1.43)
EXC		-0.7854*** (-3.33)	-0.8817*** (-3.73)	-0.8828*** (-3.72)
KOS		-0.1703 (-1.27)	-0.2402* (-1.83)	-0.2405* (-1.84)
LBDR			0.0886*** (3.18)	0.0904*** (3.22)
ΔOM			-0.1911*** (-3.21)	-0.1920*** (-3.24)
ΔBOJAN			-0.0019*** (-3.81)	-0.0019*** (-3.74)
MDUMMY				0.2439*** (2.83)
R ² -within	0.0335	0.0381	0.0590	0.0590
R ² -between	0.0581	0.0418	0.0130	0.4082
R ² -overall	0.0265	0.0306	0.0497	0.1227
Wald(χ ²)	88.53***	112.64***	154.49***	162.15***
라그랑지 승수검정	4290.86***	4316.00***	4403.41***	1572.08***
하우스만 검정	0.02	0.02	0.08	0.41
관측수(n)	2,191	2,191	2,171	2,171
지역수(g)	16	16	16	16

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. () 안은 t값임.

2) 표준오차는 robust standard error를 사용함.

(2003)과 장영민(2009)에서는 부도율과 양(+)
의 관계로 나타났으나 소상공인 신용보증사
고율과는 음(-)의 관계로 나타났다. 이는
소상공인이 환율에 직접적인 영향을 미치
는 수출, 수입관련 업종에 종사하는 비중
이 크지는 않지만 환율의 상승으로 수출이
증가되고 이를 통한 내수 경기가 호전되어
그 효과가 경제의 가장 하부단위인 소
상공인에게까지 영향을 미치지 때문으로
해석된다.

모형3은 지역신용보증재단 특성 효과를
통제한 모형으로 지역신용보증재단 관련
변수를 포함하고 있다. 지역별 어음부도
율, 운용배수 증가율과 보증잔액 증가율
을 사용한 결과 계수값이 모두 1% 수준
에서 유의하게 나타났다. 지역의 어음부
도율이 높으면 신용보증사고율 역시 증
가하고, 운용배수와 보증잔액 증가율이
높으면 신용보증사고율은 감소했다. 보
증지원 후 신용보증사고시까지 일정 기
간이 소요되기 때문에 급격한 운용배수
의 증가는 미래의 신용보증사고율을 증
가시키는 원인이 된다. 따라서 운용배수
는 적정하게 유지되어야 한다. 장영민
(2009)과 임혜진(2009)은 보증공급
증가율과 부실률이 양(+)
의 관계로 나타나 보증의 증가가 보증부
실 증가의 원인으로 작용한다고 하였다.
또한 Pederzoli and Torricelli(2005)
는 경기후퇴기의 높은 부도율은 경기회
복기에 수용된 위험의 결과라고 하였다.
본 연구에서 보증잔액이 늘어날수록
신용보증사고율이 감소되는 것은 경기
후퇴기에 늘어나는 신용보증사고율을
감추기 위하여 보증을 증가시키는 방
법이 사용되고 있는 것으로 해석된다.

모형4는 수도권(서울, 경기, 인천)의
효과를 보기

위하여 더미변수를 사용하였는데 계수
값이 1% 수준에서 유의한 양(+)
으로 나타났다. 수도권의 신용보증사
고율이 높은 것은 수도권 신용보증재
단은 비수도권에 비하여 자본금 규모가
월등히 크고 자본조달이 안정적이기
때문에 공격적인 보증지원의 영향으로
신용보증사고율이 높게 나타나는 것
으로 해석된다.

모형1~4에서 이자율의 계수값이 유
의하지 않았다. 김건우·이운석(2003),
이치송(2005), 임혜진(2009), 장영
민(2009) 등에서는 이자율이 높으면
금융비용에 대한 부담으로 부도위험
이 높아지는 결과가 나타났다. 중소기
업의 경우 금융기관의 차입 비중이 높
아 이자율에 민감한 반응을 보이지만
소상공인의 경우에는 담보가 부족하고
신용상태가 낮기 때문에 금융기관
으로부터 대출을 여유롭게 쓸 수 없
는 상황이다.¹⁰⁾ 따라서 대출금의
규모가 작기 때문에 이자율의 증가
가 소상공인의 보증사고율을 증가
시키지는 않는 것으로 해석된다.

모형2에서의 종합주가지수는 유
의하게 나타나지 않지만 모형3, 모
형4에서는 계수값이 10% 수준에서
음(-)의 관계로 유의하게 나타났다.
경기 활황의 신호로 주가가 오르면
투자수익이 증가하여 신용보증사
고율을 감소시키는 것으로 보인다.

4.2 권역별 신용보증사고율 실증분석 결과

〈표 4-2〉는 식(2)의 권역별 소
상공인 신용보증사고율에 대한 확
률효과모형 분석 결과이다. 수도권,
중부권, 경상권, 전라권 4개의 권
역으로 나누어서 패널자료의 확
률효과모형 결과를 제시하고 있다.¹¹⁾

10) 전국신용보증재단중앙회의 2011. 12월말 보증통계에서 전국신용보증재단의 보증잔액을 보증건수로 나누면 소상공인의 경우는 건당 평균보증잔액이 15백만원, 소기업의 경우 78.76백만원, 중기업의 경우 108.43백만원으로 나타나 소상공인의 대출규모가 상대적으로 작음을 알 수 있다.

11) 권역별 신용보증사고율 분석에서도 1절의 분석과 동일하게 OLS 회귀분석보다는 패널분석이, 패널분석 중에서는 고정효과모형보다 확률효과모형이 적합하다는 결과를 얻었다.

DR(1)은 수도권 지역에 속하는 서울, 경기, 인천 신용보증재단의 신용보증사고율, DR(2)는 중부권 지역에 속하는 대전, 충남, 충북, 강원신용보증재단의 신용보증사고율, DR(3)는 경상권 지역에 속하는 경남, 대구, 부산, 울산, 경북신용보증재단의 신용보증사고율이며 DR(4)는 전라권 지역에 속하는 광주, 전남, 전북, 제주신용보증재단의 신용보증사고율이다.

수도권 지역의 소상공인 신용보증사고율과 거시경제변수와의 관계를 살펴보면, 기간스프레드, 신용스프레드, 환율의 계수값이 1% 수준에서, 실업률의 계수값이 5% 수준에서, 종합주가지수의 계수값이 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 장단기 금리 차이가 클수록, 환율이 높을수록, 종합주가지수가 높을수록 신용보증사고율은 감소하고 실업률이 높을수록, 신용스프레드가 클수록 신용보증사고율은 증가한다. 지역특성변수 중에서는 수도권 신용보증재단 보증잔액 증가율이 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 수도권 지역의 신용보증사고율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 기간스프레드, 신용스프레드, 환율이다.

중부권 지역의 소상공인 신용보증사고율과 거시경제변수와의 관계를 살펴보면, 실업률, 이자율, 기간스프레드, 신용스프레드의 계수값이 1% 수준에서, 환율, 중부권 어음부도율의 계수값이 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 장단기 금리 차이가 클수록, 환율이 높을수록, 중부권 신용보증잔액이 늘어날수록 신용보증사고율은 감소하고 실업률이 높을수록, 이자율이 높을수록, 신용스프레드가 클수록 신용보증사고율은 증가하였다. 지역특성변수 중에서는 중부권 신용보증재단 보증잔액 증가율이 1% 수준에서, 중부권 어음부도율이 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 중부권 지역의 신용보증사고율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 실업률, 이자율, 기간스프레드, 신용스프레드이었다.

경상권 지역의 소상공인 신용보증사고율과 거시경제변수와의 관계를 살펴보면, 환율이 1% 수준에서, 실업률, 기간스프레드, 종합주가지수의 계수값이 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 장단기 금리 차이가 클수록, 환율이 높을수록, 종합주가지수가 높을수록 신용보증사고율은 감소하고 실업률이 높을수록 신용보증사고율은 증가하였다. 지역특성변수 중에서는 경상권 신용보증재단의 운용배수 증가율, 경상권 신용보증재단 보증잔액 증가율이 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 경상권 지역의 신용보증사고율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 환율이었다.

전라권 지역의 소상공인 신용보증사고율과 거시경제변수와의 관계를 살펴보면, 실업률과 경기종합지수의 계수값이 1% 수준에서, 기간스프레드, 신용스프레드의 계수값이 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 장단기 금리 차이가 클수록, 경기가 좋을수록 신용보증사고율은 감소하고, 실업률이 높을수록, 신용스프레드가 클수록 신용보증사고율은 증가하였다. 지역특성변수 중에서는 전라권 신용보증재단 보증잔액 증가율이 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 전라권 지역의 신용보증사고율에 가장 크게 영향을 미치는 변수는 실업률과 경기종합지수이었다.

실업률과 기간스프레드는 모든 권역에서 계수값이 유의하게 나타났다. 이자율은 중부권에서 영향력이 있으며, 신용스프레드는 수도권, 중부권, 전라권에서 유의하게 나타났다. 경기종합지수는 전라권에서, 환율은 전라권을 제외한 모든 지역에서 유의하게 나타났다. 종합주가지수는 수도권과 경상권에서 미미하게 나타났다.

4.3 구상채권회수율 실증분석 결과

본 절은 소상공인 신용위험의 대응값으로 신용보

〈표 4-2〉 권역별 신용보증사고율 분석 결과

$$\text{모형 : } DR(J)_{it} = \alpha_0 + \beta_1 UNE_t + \beta_2 INT_t + \beta_3 TSP_t + \beta_4 CSP_t + \beta_5 BCI_t + \beta_6 EXC_t + \beta_7 KOS_t + \beta_8 LBDR(J)_{it} + \beta_9 \Delta OM(J)_{it} + \beta_{10} \Delta BOJAN(J)_{it} + \delta_i + \epsilon_{it}$$

변수	DR(1) 수도권	DR(2) 중부권	DR(3) 경상권	DR(4) 전라권
상수	0.1773 (0.77)	0.0146 (0.10)	0.3103 (0.68)	-0.3649 (-1.06)
UNE	0.1221** (1.98)	0.0597*** (3.69)	0.0620* (1.76)	0.1107*** (2.57)
INT	0.0115 (0.57)	0.0206*** (2.96)	-0.0136 (-0.34)	0.0458 (0.69)
TSP	-0.1487*** (-5.38)	-0.0932*** (-5.43)	-0.0388* (-1.92)	-0.1793** (-2.40)
CSP	0.0399*** (3.24)	0.0406*** (2.88)	-0.0135 (-0.31)	0.0613** (2.12)
BCI	-2.1355 (-1.64)	0.3215 (0.50)	0.2475 (0.31)	-3.1347*** (-3.31)
EXC	-1.7366*** (-3.67)	-0.8838** (-2.32)	-0.7962*** (-4.18)	-0.3491 (-1.11)
KOS	-0.2911* (-1.85)	-0.2847 (-1.03)	-0.4334* (-1.92)	0.1203 (0.79)
LBDR(J)	0.1915 (0.37)	0.1535** (2.14)	0.1292 (1.17)	0.1980 (1.59)
$\Delta OM(J)$	-0.3152 (-0.53)	-0.0448 (-0.70)	-0.3491*** (-2.60)	-0.0522 (-0.41)
$\Delta BOJAN(J)$	-0.0247* (-1.85)	-0.0058*** (-2.57)	-0.0014*** (-4.36)	-0.0031** (-2.34)
R^2 -within	0.1133	0.0803	0.0520	0.0863
R^2 -between	0.4615	0.8921	0.0642	0.2373
R^2 -overall	0.1197	0.0540	0.0519	0.0955
Wald(χ^2)	2082.34***	36.22***	50.59***	51.05***
라그랑지 승수검정	87.24***	337.70***	1344.34***	159.86***
하우스만 검정	13.61	42.94	1.39	5.23
관측수(n)	429	576	703	470
지역수(g)	3	4	5	4

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. () 안은 t값임.

2) 표준오차는 robust standard error를 사용함.

증사고율 대신 구상채권회수율로 거시경제변수와의 관계를 실증분석 하였다. 본 절에서도 1~2절과 동일하게 2000년도 이후에 설립된 지역신용보증재단에서 구상채권회수율의 자료가 존재하지 않아 불균형 패널자료를 이용하였다. 2000년도 이후에 설립된 울산, 경북, 전남, 제주신용보증재단의 구상채권회수율은 다소 불안정하게 나타나고 특히, 전북, 제주신용보증재단의 경우에는 시계열 자료가 상대적으로 많지 않아서 모든 지역신용보증재단을 동일 선상에 놓고 분석하는데 한계가 있는 것으로 보인다.

〈표 4-3〉은 구상채권회수율의 확률효과모형의 결과이다.¹²⁾ 거시경제변수 중 이자율과 신용스프레드의 계수값이 1% 수준에서, 경기종합지수의 계수값은 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 구상채권회수율의 경우 신용보증사고율에서 만큼 거시경제변수가 민감하게 반응하지 않았다.

신용보증사고와 구상채권회수 사이에는 시차가 발생하기 때문에 회수는 신용보증사고에 후행한다. 따라서 신용보증사고율과 구상채권회수율이 동일한 경제여건에 공통적으로 작용하여 서로 부의 관계를 갖는 개념이 아니라 구상채권회수율은 신용보증사고율과는 다른 신용위험의 대응값으로 접근하여야 할 것으로 사료된다. 그리고 각종 개인채무조정제도(신용회복, 개인회생, 개인파산 등)의 활성화로 개인의 채무를 조정(탕감 또는 감면)하여 장기간에 걸쳐 분할상환하기 때문에 거시경제변수와 구상채권회수율의 상관관계가 높지 않은 것으로 보인다.

기존의 Altman et al.(2005)와 장영민(2009)도 거시경제변수가 구상채권회수율을 설명하는데 그다지 유의하지 않아 회수의 결정요인으로써 거시경제변수의 유효성에 대하여는 다소 유보적인 상황이

었다. 한 가지 주목할 사항은 신용보증사고율에서는 유의하게 나타나지 않던 이자율이 구상채권회수율에서는 계수값이 1% 수준에서 음(-)의 관계로 유의하게 나타난다는 것이다. 구상채권회수율에서는 이자율이 상승하면 상환의 부담을 느끼는 것으로 판단된다. 이는 Grunert and Weber(2009)와 장영민(2009)의 연구를 지지하는 결과이다. 그리고 신용스프레드의 계수값이 1% 수준에서 음(-)의 관계로 유의하게 나타났다. 신용스프레드가 클수록 미래 경기가 악화될 것이라는 기대가 반영되어 구상채권회수율이 낮아지는 것으로 해석된다.

지역신용보증재단 특성 효과를 통제한 모형3에서도 운용배수가 5% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 가져 운용배수의 증가가 구상채권회수율 또한 감소시킴을 확인하였다. 또한 신용보증사고율이 증가할수록 구상채권회수율은 감소되었다. 신용보증사고율이 증가한다는 것은 현재의 거시경제환경이 나쁘다는 것으로 불황기에는 구상채권회수율도 감소한다. 일반적으로 보증공급, 신용보증사고, 구상채권회수로 이어지는 일련의 과정에서 시차가 발생되기 때문에 이들을 동일 선상에 놓고 비교하는 것은 다소 무리가 있을 수 있다. 수도권 더미변수가 포함된 모형4에서는 더미변수가 유의하게 나타나지 않았다. 수도권 신용보증사고율은 비수도권보다 높게 나타나지만 구상채권회수율에는 영향이 없었다.

결론적으로, 구상채권회수율은 신용보증사고율의 결과값에 비해서 거시경제변수의 영향을 덜 받는 것으로 나타났다. 거시경제변수의 영향보다는 담보 가치, 각 지역신용보증재단의 구상채권 회수활동 등이 더 크게 영향을 미치는 것으로 사료된다.

12) 구상채권회수율 분석에서도 신용보증사고율 분석과 동일하게 OLS 회귀분석보다는 패널분석, 패널분석 중에서는 고정효과모형보다 확률효과모형이 적합하다는 결과를 얻었다.

〈표 4-3〉 구상채권회수율에 대한 확률효과모형 결과

$$\begin{aligned} \text{모형 1 : } RR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 2 : } RR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 3 : } RR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \beta_8 LBDR_{it} \\ &\quad + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta DR_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 4 : } RR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \beta_8 LBDR_{it} \\ &\quad + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta DR_{it} + \beta_{11} MDUMMY_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수	2.8913*** (4.91)	2.9652*** (5.01)	3.1027*** (4.70)	3.1430*** (4.72)
UNE	-0.0723 (-0.61)	-0.0567 (-0.48)	-0.0392 (-0.32)	-0.0386 (-0.32)
INT	-0.1643** (-2.52)	-0.1851*** (-2.95)	-0.2070*** (-3.11)	-0.2057*** (-3.09)
TSP	0.1094 (1.16)	0.0998 (1.04)	0.1569 (1.46)	0.1569 (1.46)
CSP	-0.1423** (-2.26)	-0.1491** (-2.43)	-0.1762*** (-2.62)	-0.1756*** (-2.62)
BCI		8.2702* (1.77)	8.9267* (1.87)	8.8942* (1.87)
EXC		1.8662 (1.43)	2.0734 (1.55)	2.0751 (1.55)
KOS		-0.4714 (-0.58)	-0.5504 (-0.68)	-0.5480 (-0.67)
LBDR			-0.0202 (-0.18)	-0.0214 (-0.19)
ΔOM			-0.7436** (-2.36)	-0.7398** (-2.36)
ΔDR			-0.2711* (-1.74)	-0.2712* (-1.74)
MDUMMY				-0.2665 (-1.26)
R ² -within	0.0045	0.0057	0.0089	0.0089
R ² -between	0.1311	0.1172	0.1256	0.0662
R ² -overall	0.0062	0.0074	0.0102	0.0126
Wald(χ ²)	8.40*	19.09***	23.74***	24.61***
라그랑지 승수검정	634.07***	634.94***	617.94***	571.39***
하우스만 검정	0.05	0.02	0.01	0.05
관측수(n)	2,121	2,121	2,108	2,171
지역수(g)	16	16	16	16

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. () 안은 t값임.
 2) 표준오차는 robust standard error를 사용함.

4.4 강건성 검정 : GMM 추정

앞의 신용보증사고율과 구상채권회수율에 대한 분석에서 확률효과모형이 적합함을 나타내었다. 확률효과모형은 패널(임의)효과를 나타내는 δ_i 가 확률분포를 따르는 확률변수로 인식을 하는데, δ_i 와 설명변수와 상관관계가 존재한다면 이에 따라 나타나는 내생성 문제의 해결이 필요하다. 내생성 문제의 해결을 위해서 잔차항 $\delta_i + \epsilon_{it}$ 중 내생성 문제를 유발시키는 δ_i 를 제거시키는 방법과 설명변수 중에서 δ_i 와 상관관계를 갖는 변수 대신 수단변수를 사용하는 GMM(generalized method of moments) 추정 방법이 있다. GMM은 이론적인 값과 실제값과의 가중거리를 최소화하는 추정치를 구하는 방법으로 몇 가지의 모멘트 조건(직교조건)만을 요구한다. GMM을 활용하면 시간에 따라 변하지 않는 변수를 없애지 않고, δ_i 와 ϵ_{it} 를 모두 포함한 잔차항과 설명변수 사이에서 발행하는 내생성 문제를 해결해 주는 장점 때문에 강건성 추정으로 널리 사용되고 있다.

수단변수를 갖는 일반 GMM과는 달리 본 연구는 종속변수가 어느 특정한 설명변수의 효과에 중점을 두지 않아 적절한 수단변수를 찾기 어렵기 때문에 수단변수를 사용하지 않는 단순 2단계-GMM 추정법을 사용한다. GMM 추정 절차는 1단계, 종속변수의 추정된 잔차항을 뺏아내어 2단계, 잔차를 각각의 모형에 대입하여 모든 변수의 추정 계수값을 찾는다. 전체 회귀모형으로부터 내생성 편의(bias) 가능성을 고려하기 위하여 1단계 회귀모형의 잔차를 2단계 회귀모형에 입력하여 적절한 값을 찾는다. <표 4-4>는 신용보증사고율에 대한 GMM 추정결과

를 제시한다. GMM 추정 결과 확률효과모형의 결과와 다르지 않으며, 확률효과모형을 지지하는 것으로 나타났다.¹³⁾

V. 결론

본 연구는 소상공인의 신용위험이 거시경제적 요인인 시장위험에 따라 어떻게 반응하는지에 대하여 살펴보았다. 신용위험의 대용변수로 2000년 1월부터 2011년 12월까지 16개 지역신용보증재단의 소상공인 신용보증사고율과 구상채권회수율을 이용하여 거시경제변수와의 관계를 실증분석 하였다. 첫째, 소상공인 신용보증사고율을 패널자료로 구축하여 거시경제변수와의 관계를 분석하였다. 둘째, 전국을 수도권, 중부권, 경상권, 전라권 4개의 권역으로 구분하여 거시경제변수와의 관계를 분석하였다. 셋째, 신용보증사고율의 연장선상의 개념으로 구상채권회수율의 자료로 거시경제변수와의 관계를 분석하였다. 분석방법론으로 시계열적인 특성과 횡단면적인 특성을 동시에 고려할 수 있는 패널모형을 사용하였다.

분석결과, 첫째, 소상공인 신용보증사고율은 거시경제변수와의 관계에서 기간스프레드, 환율, 종합주가지수가 높으면 신용보증사고율은 감소하고 실업률, 신용스프레드, 지역별 어음부도율이 높으면 신용보증사고율은 증가하는 것으로 나타났다. 흥미롭게도 이자율과 경기종합지수는 영향력이 없었으며, 더미변수를 통한 수도권, 비수도권의 효과에서는 수

13) 권역별 신용보증사고율과 구상채권회수율에서도 GMM 추정결과가 확률효과모형의 결과와 그다지 다르지 않게 나타났다. 구상채권회수율 GMM 추정결과 한 가지 차이점은 확률효과모형에서 유의하게 나타나지 않았던 수도권 더미변수에서 계수값이 1% 수준에서 유의한 음(-)으로 나타났다. 수도권 지역이 신용보증사고율은 높고 구상채권회수율은 낮게 나타났다.

〈표 4-4〉 신용보증사고율에 대한 GMM 추정 결과

$$\begin{aligned} \text{모형 1 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 2 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 3 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \beta_8 LBDR_{it} \\ &\quad + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta BOJAN_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \\ \text{모형 4 : } DR_{it} &= \alpha_0 + \beta_1 UNE_{it} + \beta_2 INT_{it} + \beta_3 TSP_{it} + \beta_4 CSP_{it} + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 EXC_{it} + \beta_7 KOS_{it} + \beta_8 LBDR_{it} \\ &\quad + \beta_9 \Delta OM_{it} + \beta_{10} \Delta BOJAN_{it} + \beta_{11} MDUMMY_{it} + \delta_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수	0.1832** (2.01)	0.1903** (2.09)	0.1903 (1.43)	0.1088 (1.16)
UNE	0.0666*** (3.85)	0.0646*** (3.74)	0.0736*** (4.21)	0.0719*** (4.27)
INT	0.0063 (0.54)	0.0068 (0.58)	0.0094 (0.79)	0.0044 (0.38)
TSP	-0.1290*** (-8.19)	-0.1234*** (-7.52)	-0.1075*** (-6.15)	-0.1085*** (-6.45)
CSP	0.0285*** (2.86)	0.0273*** (2.73)	0.0242** (2.34)	0.0228** (2.31)
BCI		-2.5439** (-2.14)	-1.8114 (-1.51)	-1.4772 (-1.24)
EXC		-0.8131*** (-3.15)	-0.9045*** (-3.50)	-0.9106*** (-3.63)
KOS		-0.1654 (-1.12)	-0.2354 (-1.63)	-0.2439* (-1.75)
LBDR			0.0739*** (2.94)	0.1138*** (4.07)
ΔOM			-0.1577** (-2.43)	-0.1944*** (-3.18)
ΔBOJAN			-0.0023*** (-3.25)	-0.0020*** (-3.29)
MDUMMY				0.2429*** (13.03)
관측수(n)	2,191	2,191	2,171	2,171

주 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. () 안은 t 값임.

2) 표준오차는 robust standard error를 사용함.

도권 지역의 신용보증사고율이 더 높게 나타났다.

둘째, 권역별 소상공인 신용보증사고율과의 관계에서 수도권, 경부권의 경우 기간스프레드, 신용스프레드,

환율의 영향이 가장 크게 나타났고, 중부권의 경우

실업률, 이자율, 기간스프레드, 신용스프레드에 대한 영향력이 크게 나타났다. 경상권은 환율에서, 전

라권에서는 실업률과 경기종합지수의 영향이 가장 크게 나타났다.

셋째, 신용보증사고율의 연장선상의 개념에서 추가로 분석한 구상채권회수율과의 분석에서는 이자율과 신용스프레드가 음(-)의 영향을, 경기종합지수는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구상채권회수율의 경우에는 신용보증사고율에 비하여 상관관계가 높게 나타나지 않았다. 구상채권회수율은 신용보증사고율에 비하여 변동성이 적고 담보와 보증인 여부, 회수활동의 강도 등의 사유로 신용보증사고율에 비하여 결과값이 약하게 나타났다.

본 논문에서 소상공인 신용위험은 거시경제변수에 따라 민감하게 반응하며 권역별로 조금씩 다른 결과를 제시하고 있다. 소상공인 신용보증사고율 분석에서 이자율과 경기종합지수를 제외하고 모든 변수가 소상공인 신용위험에 영향력이 있는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 이자율이 중소기업의 신용위험에 큰 영향을 미치는 것과 상반되는 결과이다. 이자율의 증가가 소상공인의 도산 위험과 관련성이 없는 이유는 소상공인이 담보가 부족하고 신용도가 낮아 금융기관으로부터 원활한 자금공급을 받을 수 없기 때문에 차입금의 규모가 작아서 이자율의 영향력이 적은 것인지, 소상공인의 낮은 신용도 때문에 당초 대출받은 이자율이 높기 때문에 금리의 변화에 둔감한 것인지 추후 심층적으로 분석해 볼 여지가 있다.¹⁴⁾ 따라서 소상공인을 중소기업을 구성하는 일부로만 볼 것이 아니라 소상공인의 특성에 맞는 눈높이 정책을 펼쳐나가야 할 것으로 판단된다.

정부에서 시행하는 환율, 금리 등의 정책들이 실제 경제피라미드의 가장 하부를 구성하는 소상공인에게도 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있었다. 소

상공인이 사회적 정치적으로 큰 이슈가 되고 있음에도 자료의 부재, 접근방법의 한계 등으로 학문적 연구가 다소 소외되어 왔다. 이에 본 연구는 접근 가능한 자료를 바탕으로 소상공인의 신용위험을 실증적으로 분석했다는 점에서 의의가 있다. 또한 본 연구는 소상공인 경기 부양을 위하여 저금리 정책자금 지원을 늘리는 것이 최선의 방법인지, 실업자 구제를 위하여 창업을 권장하고 유도하는 정책이 옳은 선택인지 등의 소상공인 정책 입안과 집행에 의미 있는 시사점을 줄 수 있을 것이다.

자료 수집의 한계로 소상공인의 특성변수인 개별 기업자료(예: 재무관련변수)를 포함시키지 못하였다. 그리고 보증지원에서 신용보증사고발생과 구상채권회수에 이르는 동안 시차가 발생됨에도 불구하고 시차부분을 고려하지 못하였다. 이는 본 논문의 한계점으로 향후 과제로 남긴다. 소상공인의 신용위험이 경기 선행지수, 동행지수, 후행지수와의 연관성에 대하여 분석해 보는 것도 의미 있는 일이 될 것이다.

참고문헌

- 김건우·이윤석, "신용위험과 거시경제변수에 관한 연구," **재무연구** 제16권, 2003, pp. 193-225.
- 김석진·윤경영, "소상공인 신용보증제도의 개선방안," **중소기업연구** 제25권 제1호, 2003, pp. 135-156.
- 김창배·남주하, "산업별 신용위험 결정요인 분석: 거시변수와 산업간 부실 전이효과를 중심으로," **국제지역연구** 제12권, 2008, pp. 95-116.
- 김태호·송대섭, "금리의 기간구조와 경기후퇴의 예측," 등

14) 소상공인은 서민금융기관인 새마을금고, 신협과 캐피탈, 카드사, 보험회사 등의 제2금융권 거래 비중이 높다.

- 용통계연구 제22권 제2호, 2009, pp. 249-260.
- 남주하 · 김창배, "산업별 신용위험에 대한 연구: 재무 및 비재무요인을 중심으로," *응용경제* 제10권 3호, 2008, pp. 157-184.
- 노용환, "경기침체기 중소기업 신용보증의 성과 및 역할," *코디리서치* 가을, 2009, pp. 3-38.
- 민인식 · 최필선, "STATA 패널자료 분석," 한국STATA학회, 2010.
- 박태준 · 정홍주, "생명보험회사의 부도율 결정요인에 관한 실증연구," *리스크관리연구* 제17권, 2006, pp. 179-210.
- 박철민 · 윤병섭, "한국 중소기업 최고경영자, 환경 및 경쟁전략이 경영성파에 미치는 영향," *경영관련학회 통합학술대회, 중소기업학회*, 2004, pp. 5-31.
- 이운원 · 이남주 · 이해옥 · 이충섭, "소상공인의 시장 환경특성과 경영전략이 기업성파에 미치는 영향," *재무와 회계정보저널* 제9권 제1호, 2009, pp. 91-111.
- 이종욱, "서민금융기관 육성과 소상공인 자금지원 방안," *중소기업연구* 제30권, 2008, pp. 145-168.
- 이치승, "거시경제변수와 산업별 신용위험에 관한 연구," *산업경제연구* 제18권, 2005, pp. 79-99.
- 임혜진, "거시경제변수가 신용보증 성과에 미치는 영향에 관한 연구: 신용보증 부실률을 중심으로," *중소기업금융연구* 가을호, 2009, pp. 39-67.
- 장영민, "거시경제 변수와 중소기업 신용위험의 관계에 관한 연구," *중소기업금융연구* 여름호, 2009, pp. 3-33.
- 조하현 · 이승국, "신용리스크: 측정과 관리" *세경사*, 2003.
- 조하현 · 이승국, "신용스프레드의 결정요인에 관한 실증연구," *한국경제의 분석* 제11권, 2005, pp. 51-95.
- 지호준 · 박상규, "금리 스프레드의 경기예측력 평가," *재무관리연구* 제12권, 제2호, 2002, pp. 233-251.
- Agarwal, S., S. Chomsisengphet, and C. Liu, "Determinants of Small Business Default", *The Analytics of Risk Model Validation*, 2008, pp. 1-12.
- Alessandrini, F., "Credit Risk, Interest Rate Risk, and the Business cycle," *Journal of Fixed Income*, 1999.
- Altman, E., *Corporate Financial Distress : A Complete Guide to Predicting, Avoiding and Dealing with Bankruptcy*, John Wiley & Sons, 1983.
- Altman, E., "Why Business Fail?," *Journal of Business Strategy* 3, 1996, pp. 15-21.
- Altman, E., B. Brady, A. Resti, and A. Sironi, "The Link between Default and Recovery Rates: Theory, Empirical Evidence and Implications," *Journal of Business* 78, 2005, pp. 2203-2227.
- Bonfim, D., "Credit Risk Drivers : Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics," *Journal of Banking and Finance* 33, 2009, pp. 281-299.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan, "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies* 47(1), 1980, pp. 239-253.
- Carling, K., T. Jacobson, J. Lindé, and K. Raszbach, "Corporate Credit Risk Modelling and the Macroeconomy," *Journal of Banking and Finance* 31, 2007, pp. 845-868.
- Duffee, G. R., "Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads: An Empirical Analysis," *FRB Working Paper*, 1996.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis, "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *Journal of Finance* 46(2), 1991, pp. 555-576.
- Friedman, B. M. and K. N. Kuttner, "Why does the Paper-Bill Spread Predict Real Economic Activity?," *NBER Working Paper*, 1991.
- Frye, J., "Collateral Damage," *Risk*, 2000, pp. 91-94.

- Glennon, D. and P. Nigro, "Measuring the Default Risk of Small Business Loans : A Survival Analysis Approach," *Journal of Money, Credit, and Banking* 37, 2002, pp. 923-947.
- Grunert, J. and M. Weber, "Recovery Rates of Commercial Lending: Empirical Evidence for German Companies," *Journal of Banking and Finance* 33, 2009, pp. 505-513.
- Guha, D. and L. Hiris, "The Aggregate Credit Spread and the Business Cycle," *International Review of Financial Analysis* 11, 2002, pp. 219-227.
- Helwege, J. and P. Kleiman, "Understanding Aggregate Default Rates of High Yield Bonds," *Current Issues in Economic and Finance* 2, 1996, pp. 1-5.
- Jiménez, G. and J. Saurina, "Credit Cycles, Credit Risk and Prudential Regulation," *International Journal of Central Banking*, 2006, pp. 65-98.
- Lindhe, L., "Macroeconomic Indicators of Credit Risk in Business Lending," *Sveriges Riksbank Economic Review*, No. 1, 2000, pp. 68-82.
- Pederzoli, C. and C. Torricelli, "Capital Requirements and Business Cycle Regimes: Forward-looking Modelling of Default Probabilities," *Journal of Banking and Finance* 29, 2005, pp. 3121-3140.
- Pesola, J., "Banking Fragility and Distress : An Econometric Study of Macroeconomic Determinants," *Bank of Finland Research Discussion Papers*, 2005.
- Varma, P. and R. Cantor, "Determinants of Recovery Rates on Defaulted Bonds and Loans for North American Corporate Issuers: 1983-2003," *Journal of Fixed Income*, 2005, pp. 29-44.

Macroeconomic Factors and Credit Risk of Micro Businesses

Kyungyoung Yoon* · Seokchin Kim***

Abstract

Micro businesses with employees of 9 or less play an important role in the Korean economy, which make up 88% of businesses and 38% of employees in Korea. Nonetheless, academic research has been neglected due to the lack of open data. The aim of this paper is to analyze how macroeconomic factors influence the credit risk of micro businesses.

The credit guarantee default rate and non-performing loans (NPL) recovery rate of 16 regional credit guarantee foundations were used as proxy variables for credit risk of micro businesses. Macroeconomic variables used in this paper are unemployment rate, interest rate, term spread, credit spread, composite business cycle index, exchange rate, and composite stock price index. Our sample period is from January 2000 to December 2011. OLS analysis and panel data analysis of the random effect model were employed as the research method.

Main findings are as follows. Term spread, exchange rate, and composite stock price index had a negative influence on the credit guarantee default rate, whereas unemployment rate and credit spread had a positive influence. However, interest rate and composite business cycle index had no significant influence.

An increase in the unemployment rate raised the credit guarantee default rate as shown in the previous studies. Interestingly, the effect of interest rate on the credit risk of micro businesses was not significant, whereas it was quite positively significant on the credit risk of medium businesses in the literature. This may be due to insufficient security and low credit status of micro businesses resulting in low loan volume and financial cost.

The higher the term spread, the lower the credit guarantee default rate becomes due to a positive signal for a better economic prospect. Credit spread had a positive influence, whereas

* Daegu Credit Guarantee Foundation

** Kyungpook National University

it had no significant influence in the previous studies. The better the composite business cycle index, the lower the credit guarantee default rate becomes based on a positive economic prospect. According to the previous studies, the credit guarantee default rate increases as the increased exchange rate raises the import price of intermediate goods in micro businesses. However, it leads to a low credit guarantee default rate for micro businesses caused by an increased exchange rate raising export volume which in turn boosts the economy. The increase of the composite stock price index leads to high investment profits, hence reducing the credit guarantee default rate.

As for the NPL recovery rate, the interest rate had a negative influence and composite business cycle index had a positive influence. An interest rate with no significant influence on credit guarantee default rate was shown to be significant on the NPL recovery rate. As in previous studies, no significant correlation was found between NPL recovery rate and macroeconomic variables due to a time-lag regarding the credit guarantee default rate, security and bondsman and recovery activities.

Regional analysis shows that in the capital region, term spread and exchange rate had an influence on the credit guarantee default rate. Unemployment rate, term spread, and credit spread were significant in the central region, while exchange rate and unemployment rate were significant in the Gyeongsang region. In the Jeolla region, the unemployment rate and composite business cycle index were significant. Different results by regions may be due to varying characteristics of industry for each region, local government policy, and distribution of large businesses.

In short, government policies such as exchange rate, interest rate, and unemployment rate had an influence on the credit risk of micro businesses. Macroeconomic variables influencing the credit risk of micro businesses differed by region. Thus, an idiosyncratic approach is needed for policy making and execution for micro businesses such as increasing financial support with low interest rates to boost the economy or encouraging the unemployed to start their own businesses.

This paper did not include individual firm-level data of micro businesses. Furthermore, the time-lag between credit guarantee defaults and NPL recovery was not considered. Future studies could be made in regards to such limitations.

Key words: Micro Businesses, Credit Risk, Macroeconomic Factors, Random Effects Model