실질경제성장률이 중소기업 산업별 부도율에 미치는 영향: 구조적 VAR 모형을 이용하여*

도 영 호**·장 영 민***·김 경 숙****·김 석 진*****

국문요약(Korean Abstract): 본 연구는 1991년~2013년 기간 동안 실질경제성장률이라는 외부 환경변화가 중소기업 부도율에 미치는 영향을 구조적 VAR 모형을 사용하여17개 산업별로 분석하였다. 구조적 VAR 모형의 추정결과는 실질경제성장률의 둔화 충격이중소기업의 부도율을 증가시킨다는 것을 보여주었다. 누적충격반응함수 결과, 실질경제성장률의 1%p 둔화 충격이 중소기업 부도율(전체산업)을 12분기까지 약 1.44%p 증가시켰다.초기 가장 큰 반응을 보인 산업은 도매 및 소매업 중 건축자재 도매업으로, 1분기 후0.60%p 부도율이 증가하였다. IMF 외환위기 이후 기간(1999년~2013년)의 충격반응함수결과,충격반응 강도가 전체 기간보다 상당히 낮았다. 가장 큰 반응을 보인 산업은 제조업중 목재, 귀금속, 가구제조업이었다. 본 연구의 결과는 정책담당자가 경제위기 극복을위한 정책방향을 설정하는데 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다.

[주제어] 실질경제성장률, 중소기업 부도율, 구조적 VAR 모형, 충격반응함수

^{*} 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원께 감사드린다. 남아있는 오류는 전적으로 필자의 책임이다.

^{**} 신용보증기금 전문위원(younghoya@daum.net, 제1저자)

^{***} 신용보증기금 전문위원(jangym@kodit.co.kr, 공동저자)

^{****} 신용보증기금 전문위원(ksook@kodit.co.kr, 공동저자)

^{*****} 교신저자, 경북대학교 경영학부 교수(sckim@knu.ac.kr, 교신저자)

The Effect of the Real Economic Growth Rate on the Default Rate of SMEs by Industry: Using a Structural VAR Model

Youngho Do* · Youngmin Jang**

Kyungsook Kim*** · Seokchin Kim****

Abstract: This paper examines the effect of the real economic growth rate on the default rate of SMEs from 1991 to 2013, using a structural VAR model, especially for 17 industries. Our analytic results show that economic slowdown increases the default rate of SMEs. And the cumulative impulse response function shows that 1%p downward shock in the real GDP growth rate increases the default rate of SMEs by 1.44%p for 12 quarters. The effects of economic downturn in construction and wholesale and retail trade industries are larger than those in the manufacturing industry. The largest response after 1 quarter is 0.60%p in the constructing materials wholesale industry. The responses in impulse response function for the post-crisis period from 1999 to 2013 are smaller than those for the entire sample period. The largest response after 1 quarter is 0.15%p in the wood, precious metals, furniture manufacturing industry. This paper provides useful informations for policy makers to mitigate the effect of economic downturn which largely affects the entire national economy.

[Keywords] Real Economic Growth Rate, Default Rate of SMEs, Structural VAR Model, Impulse Response Function

^{*} Korea Credit Guarantee Fund (younghoya@daum.net, First Author)

^{**} Korea Credit Guarantee Fund (jangym@kodit.co.kr, Co-Author)

^{***} Korea Credit Guarantee Fund (ksook@kodit.co.kr, Co-Author)

^{****} Professor, Kyungpook National University (sckim@knu.ac.kr, Corresponding Author)

Ⅰ. 서 론

기업경영은 내부적인 경영 상태뿐만 아니라 외부적인 환경에 민감한 영향을 받는다. 내부적인 경영 여건은 기업의 재무구조, 소유 및 지배구조, 경영자의 철학 및 능력, 인사정책, 기업문화 등이 있고, 외부적인 환경은 경제 전반적인 성장, 산업 내의 경쟁환경변화, 환율 및 금리 변화, 원자재 가격변화, 정부의 정책 등이 있다.

담보가 부족하여 자금조달능력이 떨어지는 중소기업은 외부적인 환경, 특히 전반적인 경제 변화에 민감하게 반응할 수밖에없다. 만약 급격한 경기 하락이 발생하거나경기 침체가 지속된다면 가장 먼저 중소기업이 타격을 받아 부도율(default rate)이 증가하게 된다. 예를 들어, IMF 외환위기 당시 신용보증기금의 보증사고율은 14.6%, 기술보증기금의 보증사고율은 14.6%, 기술보증기금의 보증사고율은 14.6%, 기술보증기금의 보증사고율은 14.3%까지상승했었다(김자봉ㆍ이석호, 2012). 이후카드 사태나 글로벌 금융위기 시에 IMF 외환위기 만큼은 아니지만 중소기업의 부도율이 증가하는 것을 볼 수 있었다.

거시 경제적 환경이 기업의 신용위험에 지대한 영향을 미친다는 것은 대부분의 연 구자들이 동의한다. 지금까지 이 주제에 대 한 연구는 개별기업 차원과 거시경제 차원 에서 진행되어 왔다.1)

거시경제 차원의 연구는 경제성장률, 금 리, 환율, 통화량, 국제유가, 실업률 등 거시 경제변수와 기업의 부도율로 측정되는 신 용위험의 관계를 시계열로 구성하여 분석 하였다.2) 부도율과 거시경제변수 간 동태 적 움직임을 파악하려는 목적을 가지고 있 으므로, 대부분 다변량 시계열모형을 이용 하였다. 예를 들면, Giesecke, Longstaff, and Schaefer(2014), 김건우 · 이운석(2003), 이치송 (2005) 등은 벡터자기회귀(vector autoregressive; VAR) 모형을, Souza and Feiio(2011), Youssef (2014), 임혜진(2009) 등은 벡터오차수정모 형(vector error correction model; VECM)을 사용하였다. 두 모형 외에 장영민 • 변재권 (2010a)은 삼변량 일반화자기회귀이분산 (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity; GARCH) 모형, 김창배·남주하 (2008)는 주성분분석(principal component analysis)을 사용하였다.

최근 산업별로 신용위험과 거시경제변수의 관계를 살펴보려는 연구가 시도되고 있다. 이 연구들은 대부분 중소기업의 부도율을 측정하여 사용한다. 왜냐하면 1997년

개별기업 차원의 연구는 기업고유의 회계정보를 주로 이용하여 기업의 부도율에 미치는 요인이 무엇인지를 연구한다. 이를 위해 패널자료로 로짓 모형(logit model), 프라빗모형(probit model) 등을 구성하여 분석한다(Saurina and Trucharte, 2004; Jacobson, Linde, and Roszbach, 2005; Berger, 2006; Altman and Sabato, 2007; Bonfim, 2009; 신동령, 2005; 2006; 박정윤·김영우·이마용, 2009; 장영 민·변재권, 2010b; 도영호·김경숙·장영민, 2012 등). 김건우·이운석(2003)이 지적했듯이,

회계정보를 이용한 모형은 사전적 신용위험을 측정한다는 구조적 문제점을 내포하고 있고 거시 경제변수의 변화로 인한 동태적 요인을 체계적으 로 반영할 수 없다.

²⁾ 신용위험의 대용변수로 신용스프레드(credit spread), 예상부도확률(expected default frequency) 등을 사용할 수 있다. 신용스프레드를 사용한 연구는 Bevan and Garzarelli(2000), Guha and Hiris(2002), 조하연·이승국(2005) 등이 있다. 신용스프레드는 경기 호전 시 감소하고 경기 침체 시 증가하여 신용위험의 대용변수로 많이 사용되고 있으나, 경기 침체 시에 투자자들이 국채 투자보다 고위험 채권에 투자를 늘림으로써 기업부도율이 증가하는 중임에도 신용스프레드가 하락할 수 있다. 예상부도확률은 주가 정보가 필요하다는 단점이 있어, 이를 중소기업 신용위험의 대표적 변수로 사용하기엔 한계가 있다.

IMF 외환위기 등 거시 경제적으로 큰 충격 을 줄 수 있는 시기를 제외하면 대기업의 부도는 시장에서 거의 발견되지 않아 시계 열로 구성할 수 없기 때문이다. 산업별로 신용위험과 거시경제변수의 관계를 연구 한 최초의 국내 연구인 이치송(2005)은 제 조업, 건설업, 도매 및 소매업, 서비스업 등 4개 산업별 부도율을 구하고 거시경제변수의 관계를 VAR 모형을 구성하여 분석하였다. 제조업, 건설업, 도매 및 소매업에서 실업 률이. 서비스업에서 경기종합지수가 설명력 이 가장 높은 거시경제변수였다. 김창배 • 남주하(2008)는 18개의 거시경제변수로 구 한 주성분과 총 21개의 산업별 부도율 간 회귀분석을 실시하였다. 분석결과, 물가변 수를 제외한 대부분의 거시경제변수의 결 과는 기존연구 결과 및 이론과 부합하였다.

본 연구는 대분류 산업 구분을 넘어 산업을 17개로 더 세분화하여 의미 있는 중소기업 부도율을 산출하였다.3) 산업별 특성이서로 다르므로, 실질경제성장률이라는 동일한 충격에 대해 산업별로 다른 반응을 보일 것이다. 그리고 이 반응을 분석하기 위해 기존연구들처럼 단순히 축약형(reduced) VAR모형을 추정하는 것이 아니라 경제적 의미를 부여할 수 있는 구조적(structural) VAR모형을 이용하였다.4) 분석대상 전체 기간

1993).

및 IMF 외환위기 이후 기간에 대해 실질경 제성장률이 중소기업 산업별 부도율에 미치는 영향을 비교분석하여 IMF 외환위기로 인한 영향이 어느 정도인지, 외환위기 이후 중소기업 부도율 상황이 어떻게 변화되었는지확인하였다. 본 연구의 추정결과는 정책적으로 매우 중요한 시사점을 제공할 것이다. 경제위기가 발생했을 때, 반응이 빠른 산업에 정책자금을 투입함으로써 부도율을 제한적으로 억제할 뿐 아니라 타 산업으로 충격이 전이되는 것을 줄일 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장서론에 이어 제 II 장은 분석 시 사용할 변수인 실질경제성장률과 중소기업 부도율의기초통계 및 단위근검정을 실시한다. 제 III 장은 본 연구에서 사용할 구조적 VAR 모형을 소개하고 식별 및 추정방법을 설명한다. 그리고 구조적 VAR 모형의 추정결과를 충격반응함수와 분산분해분석을 중심으로제시한다. 마지막으로 제 IV 장은 본 연구의결과를 요약하고 한계점을 서술한다.

Ⅱ. 자료의 기초통계

2.1 부도율의 측정 및 산업구분

본 연구는 1991년 1분기부터 2013년 4분기까지 실질경제성장률과 중소기업 부도율의 분기별 시계열 자료(92개)를 사용한다. 기존연구에서 제시한 여러 거시경제변수중 실질경제성장률을 사용하여 중소기업

모형을 이용하였다.4) 분석대상 전체 기간

3) 본 연구에서 사용한 부도율은 일정기간 동안 원 금뿐만 아니라 이자의 변제가 되지 않은 부도경험에 대한 사후적 비율로, 미래의 부도 가능성을 추정한 확률인 부도확률(probability of default) 이나 실질적 지급불능 상태에서 법적인 절차를 이행하는 파산(bankruptcy)과 구분된다(Altman,

⁴⁾ Sims(1980)에 의해 계량분석수단으로 사용되기 시작한 축약형 VAR 모형은 변수들이 축차적 (recursive) 관계를 가진다는 가정의 자의성 및 변수의 순서(ordering)에 따라 결과(충격반응함

수, 분산분해분석 등)가 달라진다는 단점을 가지고 있다(김건우·이운석, 2003; 이치송, 2005). 또한 축약형 VAR 모형은 경제변수들 간의 관계를 가정하지 않고 모형을 구축하기 때문에 추정 계수를 가지고 경제학적으로 직접적인 해석이 불가능하다(Bernanke, 1986; Sims, 1986).

부도율에 미치는 영향을 살펴본다. 경제 성장률은 한 국가의 노동, 자본 등 모든 생산 및 지출의 크기 즉, 국가경제의 규모를 의미하므로, 여타 변수보다 거시경제 전체를 잘 반영하는 변수라고 볼 수 있다. 기존 연구에서도 거시경제를 대표하는 변수인 경제성장률이 기업부도와 유의한 관계에 있음을 실증적으로 확인하였다(Lindhe, 2000; Bonfim, 2009; 장영민·변재권, 2010a 등). 명목경제성장률에서 물가를 반영한 개념인 실질경제성장률은 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 자료를 사용한다.

중소기업 부도율은 분기 말 신용보증기 금의 보증잔액을 보유하고 있는 기업을 대 상으로 분기 초 정상인 기업 중에서 분기 내 부도 발생한 기업의 비율로 정의한다. 중소기업 부도율을 계산하기 위해 신용보 증기금이 보유한 자료 중 재무제표 상 총자 산 2억 원 이상이고 연간 매출액 600억 원 이 하인 기업을 분석대상으로 하였다(김경숙・ 도영호·장영민, 2014). 이는 영세한 중소 기업은 기업정보보다 대표자의 개인정보 가 부도예측에 더 유용하다는 선행연구를 바탕으로 총자산 2억 원 이상인 기업만을, 바젤 Ⅱ 기준 하에서 한국의 금융감독당국 이 중소기업을 규정하고 있는 바에 따라 연 간 매출액 600억 원 이하의 기업만을 선정 하였다. 부도기업 중에는 부도 이후 부도사

실이 해제되지 않고 연속적으로 2개년도 이상 부도상태에 있는 기업은 제거하였고, 분석기간 두 번 이상 부도상태에 있으나 연속연도가 아닌 기업은 표본에 남겨두었다.

중소기업의 부도 여부는 신용보증기금, 기술신용보증기금 및 지역신용보증재단의 부도 및 대위변제 정보, 은행연합회 신용관리정보 등을 이용하여 도출하였다. 이 부도금액은 편차가 커서 결과에 미치는 영향이 크므로 왜곡을 피하기 위해 기업수를 기준으로 하여 산출한다.

이치송(2005), 김창배·남주하(2008)와 달리 월별 시계열자료를 사용하지 않고 분기시계열자료를 사용한 이유는 산업별 부도율 계산 시 분모로 사용하는 기초 정상 기업 규모의 차이를 최소화하기 위한 것이다.월별로 시계열을 구성할 경우 부도관찰기간이 짧으므로 부도율의 변동이 상당히 커져, 분석결과가 왜곡될 가능성이 크기 때문이다.

중소기업의 산업별 신용위험과 실질경 제성장률의 관계를 살펴보는 것은 산업별 영향력 차이를 비교할 수 있다는 장점이 있 으나, 산업별로 부도를 관찰하기 위한 대상 기업의 규모 차이가 발생할 수 있다는 점을 유의해야 한다. 관찰 대상기업이 차이가 있 을 경우, 부도가 적게 발생했음에도 부도율

⁵⁾ 금리, 환율, 주가지수, 물가, 실업률 등 다양한 거시경제변수를 가지고 중소기업 부도율에 미 치는 영향을 살펴볼 수 있다. 그러나 경제현상 에 대한 학자들의 견해에 차이가 있기 때문에 구조적 VAR 모형 추정을 위한 식별제약을 결 정하기가 어려울 뿐만 아니라 자칫 모형의 신뢰 성을 잃게 될 수 있다. 그래서 본 연구는 거시경 제를 대표한다고 할 수 있는 실질경제성장률과 중소기업 부도율 간에 부여된 식별제약 하나만 사용하여 모형을 구성하였다.

⁶⁾ 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 부도 기업으로 규정하고 있다. 담보력과 자금력이 부족한 중소기업이 경영에 어려움이 있어 이자를 내지 못하거나 원금을 상환하지 못하여 부도가 발생한다. 은행이 대출 보증서를 발급한 보증기관에 대출자금의 상환을 요구하면 보증기관이 대신 상환하게 되는데, 이를 대위변제라고 한다.



〈그림 1〉 실질경제성장률 및 중소기업 부도율 추이

이 높아지는 왜곡이 생길 수 있다. 산업을 많이 나눌 경우 관찰 대상기업의 차이로 인한 부도율 왜곡이 더욱 크게 발생할 수 있다. 따라서 부도를 관찰하기 위한 대상기업의 규모가 일정수준을 넘도록 성격이 비슷한산업은 통합하였다. 예를 들어, 제조업 내에서 기타 기계 및 장비 제조업(산업분류코드: C29), 자동차 및 트레일러 제조업(C30), 기타 운송장비 제조업(C31)을 통합하여 단일의 부도율을 구하였다.

그리고 산업분류는 표준산업분류를 따르되, 중소기업의 수가 적은 산업은 관련산업과 통합하여 분기 초 정상 기업의 수가일정규모 이상 되도록 조정하였다(<부표>참조). 농업, 임업 및 어업, 광업, 전기, 가스, 증기 및 수도사업 등은 기업의 개수가너무 적어 분석에서 제외하였다.

식 (8)의 방식으로 계산된 중소기업 부도율 및 실질경제성장률의 추이를 보여주는 것이 <그림 1>이다. 그림을 보면, 두 시계열은 반대방향으로 움직이고 있음을 볼 수있다. 실질경제성장률이 감소하면 부도율은 증가하고, 실질경제성장률이 증가하면 부도율은 감소하는 모습이다. 특히 1998년 IMF 외환위기 시 두 시계열은 극명한 차이

를 보여주고 있다.

본 연구에서 사용한 변수의 기초통계량 및 단위근검정 결과는 <표 1>에서 보여주고 있다. 실질경제성장률 평균은 1.22%이고, 중소기업 전체 부도율 평균은 2.51%, 산업별 평균 부도율은 1.84~3.03% 수준이었다. 평균적으로 부도율이 가장 높은 산업은 섬유, 의복 및 가죽제조업(3.03%, 산업2)이었다. 산업별 부도율 중 최댓값은 건축자재 도매업(산업12)으로 12.21%를 기록했다. 부도율의 최댓값이 매우 높은 것은 IMF 외환위기가 분석기간에 포함되어 있기 때문이다.

각 변수에 대한 안정성 검정을 위해 ADF (augmented Dickey-Fuller) 검정 및 PP(Phillips-Perron) 검정을 실시하였다. 실질경제성장률과 중소기업 부도율은 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하여 모두 안정적인 시계열임을 확인하였다. <그림 1>에서 보듯이두 시계열이 일정한 추세나 패턴이 없이 모두 평균을 중심으로 등락을 거듭하고 있음을 알 수 있다. 분석에 사용할 변수가 모두 안정적인 시계열이므로 차분 등을 통해 안정화시킬 필요 없이 수준변수를 바로 모형에서 사용할 수 있다. 수준변수를 가지고 구조적 VAR 모형을 추정하였으며, AIC

(Akaike information criteria) 및 SC(Schwartz criteria)를 이용하여 산업별로 시차 2나 3으 로 결정하였다.

2.2 교차상관분석

실질경제성장률과 중소기업 부도율 간 의 교차상관관계 분석을 실시하였다. <표 2>를 보면, 전체 부도율은 동일 시점(t기)과 직전분기(t-1기)의 실질경제성장률과 높은 부(-)의 상관관계를 보였다. 이는 경기가 악 화되면 중소기업의 생산 감소 및 자금사정 악화로 인해 부도가 증가하기 때문이다. 산 업별 분석결과도 마찬가지로 t기와 t-1기에 서 높은 부(-)의 상관관계를 보여 주었다. 도매 및 소매업이 여타산업에 비해 상관계 수값이 높았으며, 특히 t기에서 기타 전문 도매업(산업13)과 건축자재 도매업(산업12) 의 계수값이 각각 -0.444, -0.427로 가장 높 았다. 또한 t-2기에서 t기로 갈수록 계수값 이 커지고 있음을 알 수 있다. 이는 실질경 제성장률이 중소기업 부도율에 선행하여 부의 영향을 미치고 있기 때문인 것으로 보 인다. 특이하게도 부도율과 t+3기와 t+4기 의 실질경제성장률이 유의한 양(+)의 상관 관계를 보였다.

〈표 1〉기초통계량 및 단위근검정

(단위: %)

| 구 분 | | 허그 | 고조터의 | うふっし | 키소가 <u></u> 즈이가 | جا د اا علا | 단위근검정 | | |
|---------|----|------|------|-------|-----------------|------------------------|----------|----------|--------------------|
| | 7 | 亡 | 평균 | 표준편차 | 최솟값 | 중앙값 | 최댓값 | ADF | PP |
| 실질경제성장률 | | 1.22 | 1.46 | -7.00 | 1.40 | 4.10 | -5.35*** | -6.68*** | |
| | 전체 | | 2.51 | 1.20 | 1.23 | 2.28 | 8.72 | -3.97** | -3.51** |
| | | 산업1 | 2.66 | 1.18 | 1.10 | 2.36 | 7.50 | -3.69** | -4.34*** |
| | | 산업2 | 3.03 | 1.34 | 1.08 | 3.00 | 8.22 | -3.54** | -3.39 [*] |
| | | 산업3 | 2.79 | 1.43 | 1.07 | 2.46 | 9.79 | -4.70*** | -3.75** |
| | 제 | 산업4 | 2.30 | 1.23 | 0.89 | 2.01 | 7.95 | -3.99** | -4.03** |
| 중 | 조 | 산업5 | 2.10 | 1.09 | 0.83 | 1.83 | 8.10 | -4.56*** | -4.09*** |
| · 소 | | 산업6 | 2.33 | 1.41 | 0.85 | 1.91 | 9.22 | -4.53*** | -3.81** |
| 기 | | 산업7 | 2.36 | 1.03 | 1.03 | 2.09 | 6.63 | -4.26*** | -3.93** |
| 업 | | 산업8 | 2.36 | 1.41 | 0.92 | 2.09 | 9.22 | -4.64*** | -3.74** |
| | 건설 | 산업9 | 2.59 | 1.47 | 1.19 | 2.15 | 10.82 | -3.71** | -3.47** |
| 부 | | 산업10 | 2.03 | 1.09 | 0.91 | 1.80 | 8.11 | -3.87** | -3.74** |
| 도 율 | 도 | 산업11 | 2.59 | 1.23 | 1.30 | 2.27 | 9.06 | -3.70** | -3.90** |
| 查 | 소 | 산업12 | 2.31 | 1.45 | 1.01 | 2.01 | 12.21 | -3.99** | -4.45*** |
| | 매 | 산업13 | 1.84 | 1.03 | 0.87 | 1.54 | 8.10 | -4.59*** | -4.06*** |
| | | 산업14 | 2.61 | 1.36 | 0.93 | 2.19 | 8.41 | -3.50** | -3.34* |
| | 서 | 산업15 | 2.18 | 1.33 | 0.27 | 1.75 | 6.96 | -3.59** | -3.63** |
| | 비 | 산업16 | 2.48 | 1.11 | 1.09 | 2.11 | 6.60 | -3.71** | -4.02** |
| | 스 | 산업17 | 2.54 | 1.42 | 0.37 | 1.98 | 7.33 | -3.48** | -3.82** |

- 주) 1. 전체 기간(1991년~2013년)의 결과임. 산업별 구분은 <부표>를 참조.
 - 2. 단위근검정 시 1%, 5%, 10% 수준 임계값: ADF -4.07, -3.46, -3.16, PP -4.06, -3.46, -3.16.
 - 3. 단위근검정은 상수와 추세를 모두 고려한 결과임.

〈표 2〉 교차상관관계분석

| | 구 분 | | | | | 실- | 질경제성? | 장률 | | | |
|-------------|-------------|----------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| | 丁 、 | <u> </u> | t-4 | t-3 | t-2 | t-1 | t | t+1 | t+2 | t+3 | t+4 |
| | 전체 | | 0.095 (0.378) | 0.010 (0.925) | -0.181 (0.088) | -0.284 (0.006) | -0.312 (0.002) | -0.052 (0.619) | 0.154 (0.139) | 0.246 (0.017) | 0.299 (0.003) |
| | | 산업1 | 0.182 (0.085) | 0.011 (0.920) | -0.065 (0.540) | -0.203 (0.053) | -0.269 (0.010) | -0.040 (0.701) | 0.039 (0.705) | 0.139 (0.177) | 0.206 (0.043) |
| | | 산업2 | 0.153 (0.152) | 0.064 (0.550) | -0.101 (0.343) | -0.178 (0.090) | -0.210 (0.045) | -0.063 (0.545) | 0.096 (0.351) | 0.171 (0.092) | 0.192 (0.055) |
| | | 산업3 | 0.117 (0.278) | 0.050 (0.639) | -0.142 (0.183) | -0.229 (0.029) | -0.300 (0.004) | -0.030 (0.774) | 0.161 (0.121) | 0.239 (0.020) | 0.300 (0.003) |
| | 제고 | 산업4 | 0.090 (0.402) | -0.064 (0.548) | -0.239 (0.023) | -0.326 (0.002) | -0.264 (0.011) | -0.020 (0.849) | 0.189 (0.068) | 0.238 (0.021) | 0.329 (0.001) |
| | 조업 | 산업5 | 0.102 (0.343) | 0.038 (0.723) | -0.181 (0.088) | -0.280 (0.007) | -0.332 (0.001) | -0.073 (0.485) | 0.125 (0.228) | 0.189 (0.066) | 0.297 (0.003) |
| | | 산업6 | 0.101 (0.350) | -0.002 (0.983) | -0.191 (0.071) | -0.249 (0.017) | -0.257 (0.014) | -0.023 (0.828) | 0.163 (0.117) | 0.265 (0.010) | 0.319 (0.002) |
| 중 소 | | 산업7 | 0.123 (0.248) | 0.014 (0.896) | -0.199 (0.059) | -0.290 (0.005) | -0.258 (0.013) | -0.041 (0.699) | 0.147 (0.156) | 0.251 (0.014) | 0.332 (0.001) |
| 소 기 업 | | 산업8 | 0.092 (0.394) | -0.018 (0.869) | -0.164 (0.122) | -0.278 (0.008) | -0.272 (0.009) | -0.034 (0.745) | 0.179 (0.084) | 0.274 (0.007) | 0.313 (0.001) |
| 부도율 | 건 설 | 산업9 | 0.086 (0.420) | 0.003 (0.978) | -0.169 (0.122) | -0.311 (0.003) | -0.352 (0.001) | -0.072 (0.491) | 0.134 (0.199) | 0.214 (0.039) | 0.295 (0.004) |
| 윤 | | 산업10 | 0.036 (0.739) | 0.019 (0.858) | -0.190 (0.072) | -0.308 (0.003) | -0.340 (0.001) | -0.056 (0.597) | 0.182 (0.080) | 0.275 (0.007) | 0.320 (0.002) |
| | E | 산업11 | 0.097 (0.370) | 0.043 (0.688) | -0.150 (0.158) | -0.224 (0.033) | -0.269 (0.010) | -0.010 (0.926) | 0.165 (0.112) | 0.216 (0.036) | 0.256 (0.012) |
| | 도 소 매 | 산업12 | 0.069 (0.520) | 0.007 (0.947) | -0.118 (0.268) | -0.310 (0.003) | -0.427 (0.001) | -0.110 (0.292) | 0.111 (0.286) | 0.201 (0.053) | 0.250 (0.016) |
| | | 산업13 | 0.076 (0.480) | 0.050 (0.642) | -0.116 (0.276) | -0.332 (0.002) | -0.444 (0.001) | -0.145 (0.164) | 0.122 (0.244) | 0.213 (0.040) | 0.288 (0.005) |
| | | 산업14 | -0.065 (0.536) | -0.135 (0.197) | -0.322 (0.002) | -0.323 (0.002) | -0.250 (0.016) | 0.016 (0.880) | 0.159 (0.129) | 0.235 (0.024) | 0.243 (0.019) |
| | 서 | 산업15 | 0.035 (0.740) | -0.099 (0.351) | -0.233 (0.026) | -0.288 (0.005) | -0.213 (0.042) | -0.115 (0.271) | -0.022 (0.836) | -0.038 (0.719) | 0.133 (0.202) |
| | 시 비 스 | 산업16 | -0.020 (0.851) | -0.093 (0.385) | -0.268 (0.011) | -0.290 (0.005) | -0.197 (0.060) | -0.002 (0.990) | 0.223 (0.031) | 0.253 (0.014) | 0.184 (0.075) |
| | | 산업17 | -0.059 (0.569) | -0.125 (0.236) | -0.195 (0.065) | -0.306 (0.003) | -0.313 (0.003) | -0.170 (0.105) | -0.010 (0.926) | 0.169 (0.108) | 0.121 (0.251) |

주) 전체 기간(1991년~2013년)의 결과임. 산업별 구분은 <부표>를 참조. ()안은 p값임.

Ⅲ. 구조적 VAR 모형의 분석결과

3.1 구조적 VAR 모형

(1980)는 변수 중 외생적인 변수(exogenous variable)를 구분할 수 없는 경우 모든 변수 를 대칭적으로 간주하는 것이 바람직한 방 법이라고 하였다(Enders, 2009). 사실 그때 처음 축약형 VAR 모형을 제안한 Sims 까지 경제모형들을 모두 추정 가능한 모형

으로 변형하기 위해 임의적인 제약들을 사용하고 있었다. 연구자들은 경제에 대한 자신의 믿음과 경제이론에 대한 이해도에 따라 변수가 외생적인지 내생적인지 결정하였던 것이다. Sims는 이러한 문제를 해결하기 위해 모든 변수들을 내생적인 변수 (endogenous variable)로 간주하여 분석할 것을 주장한 것이다. 축약형 VAR 모형은 경제이론을 고려하지 않고 관심의 대상이 되는 경제변수의 관계를 추정함으로써 변수들 간 동대적 관계를 살펴볼 수 있고, 특히 예측을 위해 유용한 방법이다.

그러나 축약형 VAR 모형은 경제변수의 선정이 자의적이며, 추정결과로 경제적인 해석이 어렵다는 단점이 있다. 이에 Bernanke (1986)는 축약형 VAR 모형의 형태를 갖지만 구조적 해석이 가능한 구조적 VAR 모형을 개발하였다. 이후 경제현상을 설명하기 위한 연구에서 주로 구조적 VAR 모형이 사용되고 있다. 구조적 VAR 모형은 전통적인 연립방정식모형의 범주 내에 속하나 모형의 오차항을 구조적으로 해석하며 식별제약의 일부가 오차항의 공분산행렬에 가해진다는 두드러진 특징을 지닌다(유병삼, 2000).

본 연구는 경제현상에 대한 해석이 가능한 구조적 VAR 모형을 이용하여 실질경제 성장률이 중소기업의 부도율에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 먼저 실질경제성장률과 중소기업 신용위험의 대용변수인 부도율로 구성된 구조적 VAR 모형을 식 (1), 식 (2)와 같이 상정해 보자.

$$G_t = \gamma_{10} - b_{12}D_t + \gamma_{11}G_{t-1} + \gamma_{12}D_{t-1} + \epsilon_{gt} \quad (1)$$

$$D_t = \gamma_{20} - b_{21}G_t + \gamma_{21}G_{t-1} + \gamma_{22}D_{t-1} + \epsilon_{dt} \quad (2)$$

여기서, G는 실질경제성장률, D는 중소기

업 부도율이다. ϵ_{gt} , ϵ_{dt} 는 구조적 충격을 의미하며, 평균이 모두 0이고 분산이 각각 σ_g^2 , σ_d^2 이며 둘 다 독립이고 동일한(iid; independently, identically distributed) 확률분포를 가지는 것으로 가정한다. 위 구조적 VAR 모형을 행렬로 변형하면 식 (3)과 같이 바꿀 수있다.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_t \\ D_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{gt} \\ \epsilon_{dt} \end{bmatrix}$$
 or
$$By_t = \gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \epsilon_t$$

식 (3)에서 양변에 B의 역행렬 B^{-1} 을 곱하면 식 (4)와 같이 변형할 수 있다. 그리고 식 (4)를 간단히 표현하면 축약형 VAR 모형의 형태인 식 (5)로 바꿀 수 있다.

$$y_t = B^{-1}\gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + B^{-1}\epsilon_t \tag{4}$$

$$y_t = a_0 + A_1 y_{t-1} + e_t \tag{5}$$

여기서, $a_0 = B^{-1}\gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, $e_t = B^{-1}\epsilon_t$ 이다. 구조적 VAR 모형의 계수값은 추정을 통해 알 수 없으나 축약형 VAR 모형의 추정치를 이용하여 계산할 수 있다. 축약형 VAR 모형을 정확하게 추정하기 위해서 두개의 내생변수는 모두 안정적 시계열이어야 한다. 위 식에서 축약형 VAR 모형의 잔차항은 구조적 VAR 모형의 구조적 충격으로 이루어져 있음을 알 수 있다. 그러므로 구조적 충격과 축약형 잔차항의 관계는 식(6)으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} e_{gt} \\ e_{dt} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12} b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{gt} \\ \epsilon_{dt} \end{bmatrix} \tag{6}$$

2변량 축약형 VAR 모형의 공분산행렬 은 대칭행렬이므로, 추정을 통해 3개의 계

 \langle 표 $3\rangle$ b_{21} 의 추정결과

| 구 | 분 | 산업명 | 계수값 |
|-----|------|------------------------------------|-------------------|
| | | 전체 | 0.249*** (6.272) |
| | 산업1 | 0.229*** (4.385) | |
| | 산업2 | 섬유, 의복, 가죽 | 0.176*** (3.897) |
| | 산업3 | 목재, 비금속, 가구 | 0.347*** (6.983) |
| ᅰ고 | 산업4 | 종이, 인쇄 | 0.229*** (4.116) |
| 제조 | 산업5 | 석유화학, 의약품, 플라스틱 | 0.242*** (5.680) |
| | 산업6 | 0.243*** (4.807) | |
| | 산업7 | 전기전자, 정밀기기, 전기장비 | 0.164*** (4.286) |
| | 산업8 | 기계장비, 자동차, 운송장비 | 0.254*** (5.208) |
| 건설 | 산업9 | 건설 | 0.342*** (6.312) |
| | 산업10 | 자동차, 기계장비 | 0.263*** (6.233) |
| | 산업11 | 음식료, 가정용품 | 0.258*** (5.529) |
| 도소매 | 산업12 | 건축자재 | 0.441*** (6.703) |
| | 산업13 | 기타 전문도매(1차금속, 연료, 화학제품, 섬유, 재생용재료) | 0.286*** (6.967) |
| | 산업14 | 소매 | 0.212*** (4.793) |
| | 산업15 | 유통 서비스(운수) | 0.071 (1.133) |
| 서비스 | 산업16 | 생산자 서비스 | 0.166**** (2.953) |
| | 산업17 | 사회, 개인 서비스 | 0.190**** (2.682) |

주) 전체 기간(1991년~2013년)의 결과임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 z값임.

수값을 얻을 수 있다. 반면 B해렬의 2개의 미지수와 구조형 VAR 모형의 공분산해렬에 2개의 미지수 총 4개의 미지수가 있다. 그러므로 1개의 제약조건이 있어야 구조형 VAR 모형의 식별이 가능하다. 중소기업의 부도율은 실질경제성장률에 미치는 영향이 거의 없을 것으로 가정하고, 식 (6)의 식별을 위해서 제약조건 $b_{12}=0$ 을 부여한다.7) 제약조건 하에서 $\epsilon_{at}=e_{at}$, $\epsilon_{tt}=e_{tt}+b_{21}e_{at}$ 로

나타낼 수 있으며, 축약형 VAR 모형의 추정을 통해 구조적 VAR 모형의 구조적 충격을 계산할 수 있다.

3.2 추정결과

식 (1), 식 (2) 구조적 VAR 모형에서 당기 실질경제성장률이 당기 중소기업 부도율 에 미치는 영향을 파악할 수 있는 계수값 b_{21} 을 추정한 결과는 <표 3>에 제시되어 있다.8) 이 계수값은 실질경제성장률과 중소기업 부도율 간에 동일한 시기의 직접적인 인과

⁷⁾ 중소기업 부도율(전체)과 실질경제성장률 간 그 랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 실시한 결과, 중소기업 부도율과 실질경제성장률 서로 간에 그랜저 인과관계가 없다는 귀무가설을 모두 기각하지 못했다. 하지만 검정결과에서 중소기업 부도율에 대한 실질경제성장률의 인과관계 강도가 더 강했고, 경제성장률은 중소기업을 포함하는 거시적인 개념이므로 이와 같은 제약조건을 설정하였다.

⁸⁾ 본 연구는 E-Views 7.0 프로그램을 이용하여 추정하였다. 먼저 축약형 VAR 모형을 추정 후, Estimate Structural Factorization 메뉴에서 단기 제약을 부여하여 b_{21} 을 구한다.

관계를 보여주는 것이다.

표를 보면, 유통 서비스(운수)업(산업15)을 제외한 모든 b_{21} 이 1% 수준에서 유의한양의 값을 가지고 있다. 식 (2)에서 계수값앞에 (-)부호가 있으므로, 표의 결과는 실질경제성장률이 중소기업 부도율에 음(-)의 영향을 미친다는 의미이다. 전체 결과는 0.249로, 실질경제성장률이 1%p 증가(감소)하면, 중소기업 부도율이 0.249%p 감소(증가)한다고 해석할 수 있다.

산업에 따라 계수값의 크기가 다른데, 건축자재업(산업12)이 0.441로 가장 높았고, 다음으로 목재, 비금속, 가구업(산업3)이 0.347, 건설업이 0.345로 높았다. 대부분 건축관련 산업에서 높은 영향을 미치고 있는 것으로 보인다.

3.3 충격반응함수 및 분산분해분석

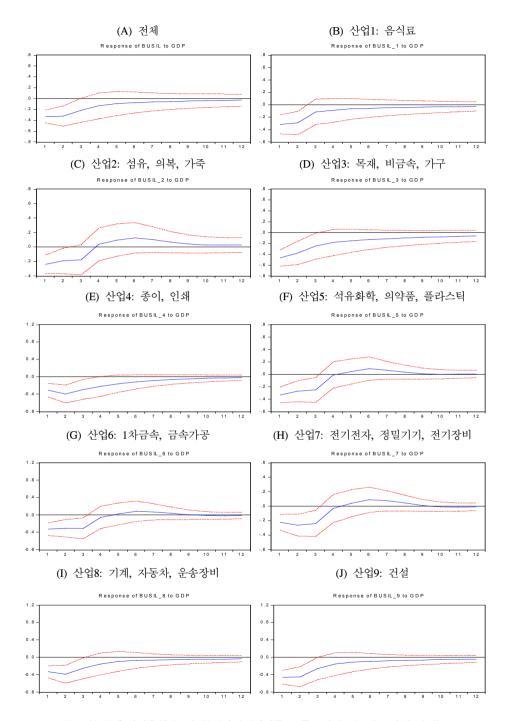
실질경제성장률과 중소기업 부도율 두 변수로 이루어진 구조적 VAR 모형을 식별하고 추정한 후 충격반응함수를 그래프로나타낸 것이 <그림 2>이다. <그림 2>는 실질경제성장률 1%p 충격에 대해 중소기업부도율이 12분기까지 어떻게 반응하는 지를보여주고 있다. 그림에서 점선은 몬테칼로시뮬레이션을 1,000회 반복하여 얻은 신뢰구간으로 추정치±2×표준편차로 계산된다.그래프(A)는 전체, 그래프(B)~(R)은 17개산업에 대한 결과이다.

전반적으로 실질경제성장률 양(+)의 충격에 대해 중소기업 부도율이 감소하는 모양을 보여주어 대부분의 기존연구와 일치하는 결과를 얻었다. 산업전체의 결과를 보면, 실질경제성장률 충격 직후에 중소기업부도율은 약 0.33%p 정도 감소하고 이후

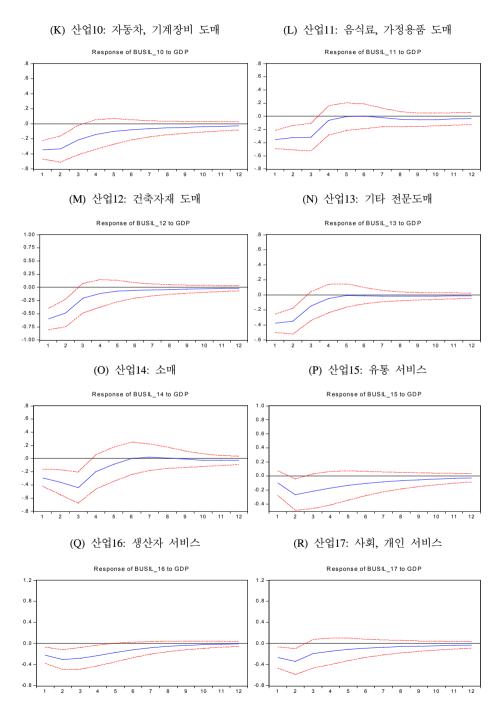
감소폭이 줄어들다가 장기적으로 0으로 수렴하였다. 이 결과는 실질경제성장률이 중소기업 부도율과 음(-)의 관계에 있음을 보여준 이치송(2005), 장영민·변재권(2010a)과 일치하는 결과이다. 충격반응함수를 누적해 보면, 장기적으로 실질경제성장률의 1%p 충격에 대해 중소기업 부도율은 12분기까지 1.44%p 감소하였다. 이 결과를 반대부호로 설명하면, 실질경제성장률 1%p 하락 충격이 있으면 중소기업 부도율이 12분기까지 1.44%p 증가한다고 말할 수 있다.

산업별 결과를 살펴보면, 대부분 실질경 제성장률의 충격에 대해 부도율이 반대로 움직이다가 시간이 지남에 따라 반응이 사라지는 모습으로 산업전체의 결과와 크게 다르지 않았다. 그러나 충격반응의 강도 및 형태는 산업별로 차이가 있었다. 제조업보다 건설업, 도매 및 소매업에서 부도율 반응이 대체로 더 컸다. 제조업의 경우 제조설비, 공장, 토지 등 담보력이 건설업, 도매 및 소매업보다 더 크기 때문인 것으로 보인다.

1분기에 가장 큰 반응을 보인 산업은 도매 및 소매업 중 건축자재 도매업(산업12)으로, 실질경제성장률 1%p 양(+)의 충격에 대해 1분기에 부도율이 0.60%p 감소하였다. 다음은 목재, 귀금속, 가구 제조업(산업3)이 0.47%p, 건설업(산업9)이 0.46%p순이었다. 2분기에도 건축자재 도매업이 0.48%p, 건설업이 0.45%p로 가장 큰 반응을 보였다. 대체로 건축 관련 산업에서 실질경제성장률 변화 충격에 대한 반응이 컸다. 이는 IMF 외환위기, IT버블붕괴, 카드사태, 글로벌금융위기 등 경기둔화 시기에 건축 관련 중소기업이 가장 많이 도산한 것에 기인한 것으로 보인다.



〈그림 2〉 충격반응함수 결과(실질경제성장률→중소기업 부도율, 전체 기간)



<그림 2> 충격반응함수 결과(계속)

특이한 것은 실질경제성장률의 충격 시 시간이 지남에 따라 중소기업 부도율의 반 응이 증가하는 산업들이 있었다는 것이다. 소매업(산업14)은 실질경제성장률 1% 양 (+)의 충격 후 3분기까지 반응의 강도가 계 속 증가하였다. 종이, 인쇄업(산업4), 전기 전자, 정밀기기, 전기장비업(산업7), 기계장 비, 자동차, 운송장비(산업8), 서비스업(산 업15~17)은 충격 후 1분기보다 2분기에서 반응의 강도가 더 컸다. 타 산업이 실질경

제성장률에 영향을 받고 난 후 이 산업들이 영향을 받음을 짐작할 수 있다.

산업별로 차이는 있으나 대체로 실질경제 성장률의 충격은 4분기, 즉 1년 후부터 급격 히 사라졌다. 산업전체와 마찬가지로 산업별 로도 부도율이 1년 동안 실질경제성장률의 충격에 크게 영향을 받는 것으로 보인다.

충격반응함수를 12분기까지 누적한 누 적충격반응함수 결과가 <표 4>에서 제시되 어 있다. 표를 보면, 실질경제성장률 1%p

| (표 4) 누적충격반응함수 | 겨마(시지겨제서자류 - | →주소기어 브드유 | 저체 기기) |
|----------------|--------------|-----------|--------|
| | | | |

| 시차 | 전체 | 산업1 | 산업2 | 산업3 | 산업4 | 산업5 |
|----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------------------|
| 1 | -0.330*** | -0.317*** | -0.238*** | -0.467*** | -0.307*** | -0.331*** |
| 1 | (0.060) | (0.085) | (0.063) | (0.070) | (0.075) | (0.071) |
| 4 | -1.003*** | -0.815** | -0.569* | -1.275*** | -1.210*** | -0.865** |
| - | (0.346) | (0.345) | (0.318) | (0.317) | (0.328) | (0.322) |
| 8 | -1.284* | -1.034 | -0.174 | -1.769** | -1.638** | -0.629 |
| | (0.671) | (0.667) | (0.699) | (0.709) | (0.596) | (0.668) |
| 12 | -1.437 | -1.165 | -0.046 | -2.068** | -1.770** | -0.612 |
| 12 | (0.877) | (0.918) | (0.986) | (0.943) | (0.782) | (0.892) |
| 시차 | 산업6 | 산업7 | 산업8 | 산업9 | 산업10 | 산업11 |
| 1 | -0.326*** | -0.221*** | -0.334*** | -0.459*** | -0.346*** | -0.352*** |
| 1 | (0.078) | (0.055) | (0.068) | (0.079) | (0.070) | (0.073) |
| 4 | -0.992** | -0.748** | -1.123** | -1.320*** | -1.038*** | -1.057*** |
| | (0.389) | (0.286) | (0.425) | (0.357) | (0.309) | (0.330) |
| 8 | -0.767 | -0.495 | -1.406 | -1.666*** | -1.341** | -1.124 [*] |
| | (0.753) | (0.522) | (0.847) | (0.601) | (0.550) | (0.628) |
| 12 | -0.805 | -0.508 | -1.574 | -1.863** | -1.488** | -1.301 |
| 12 | (0.961) | (0.629) | (1.145) | (0.742) | (0.721) | (0.859) |
| 시차 | 산업12 | 산업13 | 산업14 | 산업15 | 산업16 | 산업17 |
| 1 | -0.601*** | -0.377*** | -0.292*** | -0.099 | -0.221*** | -0.264** |
| 1 | (0.104) | (0.063) | (0.063) | (0.089) | (0.078) | (0.100) |
| 4 | -1.403*** | -0.922*** | -1.293*** | -0.747* | -1.028*** | -0.944** |
| | (0.425) | (0.299) | (-0.300) | (0.401) | (0.315) | (0.429) |
| 8 | -1.619** | -0.975* | -1.343 | -1.133 | -1.446** | -1.271 |
| | (0.701) | (0.500) | (0.516) | (0.738) | (0.559) | (0.789) |
| 12 | -1.723* | -1.032 | -1.436 | -1.282 | -1.520** | -1.415 |
| 12 | (0.871) | (0.641) | (0.651) | (0.928) | (0.701) | (1.011) |

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 몬테칼로 시뮬레이션을 1,000회 반복하여 얻은 표준오차임.

^{2.} 산업별 구분은 <부표>를 참조.

〈표 5〉 중소기업 부도율에 대한 분산분해분석(전체 기간)

| -1.=1 | GDP | 부도율 | GDP | 부도율 | GDP | 부도율 | GDP | 부도율 | GDP | 부도율 | GDP | 부도율 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 시차 | 전 | .체 | 산 | 업1 | 산 | 업2 | 산 | 업3 | 산 | 업4 | 산 | 업5 |
| 1 | 30.41 | 69.59 | 17.60 | 82.40 | 14.58 | 85.42 | 35.14 | 64.86 | 15.84 | 84.16 | 26.60 | 73.40 |
| 2 | 27.52 | 72.48 | 23.17 | 76.83 | 13.56 | 86.44 | 32.41 | 67.59 | 24.29 | 75.71 | 28.12 | 71.88 |
| 3 | 24.57 | 75.43 | 20.37 | 79.63 | 12.68 | 87.32 | 29.83 | 70.17 | 25.53 | 74.47 | 27.33 | 72.67 |
| 4 | 22.71 | 77.29 | 18.90 | 81.10 | 10.60 | 89.40 | 28.17 | 71.83 | 26.19 | 73.81 | 24.30 | 75.70 |
| 5 | 21.58 | 78.42 | 17.77 | 82.23 | 10.13 | 89.87 | 27.09 | 72.91 | 26.42 | 73.58 | 22.83 | 77.17 |
| 6 | 20.88 | 79.12 | 17.01 | 82.99 | 10.42 | 89.58 | 26.36 | 73.64 | 26.53 | 73.47 | 22.43 | 77.57 |
| 7 | 20.43 | 79.57 | 16.47 | 83.53 | 10.49 | 89.51 | 25.85 | 74.15 | 26.59 | 73.41 | 22.01 | 77.99 |
| 8 | 20.13 | 79.87 | 16.08 | 83.92 | 10.28 | 89.72 | 25.48 | 74.52 | 26.62 | 73.38 | 21.54 | 78.46 |
| 9 | 19.92 | 80.08 | 15.79 | 84.21 | 9.96 | 90.04 | 25.22 | 74.78 | 26.63 | 73.37 | 21.10 | 78.90 |
| 10 | 19.78 | 80.22 | 15.57 | 84.43 | 9.64 | 90.36 | 25.02 | 74.98 | 26.64 | 73.36 | 20.74 | 79.26 |
| 11 | 19.67 | 80.33 | 15.41 | 84.59 | 9.38 | 90.62 | 24.87 | 75.13 | 26.65 | 73.35 | 20.46 | 79.54 |
| 12 | 19.60 | 80.40 | 15.28 | 84.72 | 9.17 | 90.83 | 24.76 | 75.24 | 26.65 | 73.35 | 20.25 | 79.75 |
| 시차 | 산 | 업6 | 산 | 업7 | 산 | 업8 | 산 | 업9 | 산역 | 업10 | 산 | 겁11 |
| 1 | 20.62 | 79.38 | 17.11 | 82.89 | 23.15 | 76.85 | 30.68 | 69.32 | 30.15 | 69.85 | 25.57 | 74.43 |
| 2 | 21.74 | 78.26 | 22.20 | 77.80 | 24.81 | 75.19 | 32.19 | 67.81 | 30.87 | 69.13 | 29.12 | 70.88 |
| 3 | 21.68 | 78.32 | 22.66 | 77.34 | 22.31 | 77.69 | 29.43 | 70.57 | 28.99 | 71.01 | 32.97 | 67.03 |
| 4 | 18.54 | 81.46 | 19.51 | 80.49 | 20.62 | 79.38 | 27.67 | 72.33 | 27.79 | 72.21 | 29.92 | 70.08 |
| 5 | 16.97 | 83.03 | 18.18 | 81.82 | 19.53 | 80.47 | 26.49 | 73.51 | 27.01 | 72.99 | 28.04 | 71.96 |
| 6 | 16.48 | 83.52 | 18.09 | 81.91 | 18.86 | 81.14 | 25.73 | 74.27 | 26.54 | 73.46 | 26.60 | 73.40 |
| 7 | 16.15 | 83.85 | 18.07 | 81.93 | 18.43 | 81.57 | 25.21 | 74.79 | 26.23 | 73.77 | 25.40 | 74.60 |
| 8 | 15.79 | 84.21 | 17.84 | 82.16 | 18.14 | 81.86 | 24.86 | 75.14 | 26.03 | 73.97 | 24.51 | 75.49 |
| 9 | 15.42 | 84.58 | 17.51 | 82.49 | 17.94 | 82.06 | 24.61 | 75.39 | 25.90 | 74.10 | 23.82 | 76.18 |
| 10 | 15.10 | 84.90 | 17.20 | 82.80 | 17.80 | 82.20 | 24.43 | 75.57 | 25.81 | 74.19 | 23.26 | 76.74 |
| 11 | 14.83 | 85.17 | 16.94 | 83.06 | 17.70 | 82.30 | 24.31 | 75.69 | 25.75 | 74.25 | 22.79 | 77.21 |
| 12 | 14.61 | 85.39 | 16.72 | 83.28 | 17.63 | 82.37 | 24.21 | 75.79 | 25.70 | 74.30 | 22.39 | 77.61 |
| 시차 | 산역 | 업12 | | 겁13 | 산 | 겁14 | <u>산</u> | 업15 | 산 | 업16 | 산' | 업17 |
| 1 | 33.30 | 66.70 | 35.17 | 64.83 | 20.51 | 79.49 | 1.41 | 98.59 | 8.83 | 91.17 | 7.63 | 92.37 |
| 2 | 36.19 | 63.81 | 35.31 | 64.69 | 25.55 | 74.45 | 7.03 | 92.97 | 16.45 | 83.55 | 13.86 | 86.14 |
| 3 | 33.54 | 66.46 | 31.39 | 68.61 | 31.35 | 68.65 | 8.84 | 91.16 | 20.18 | 79.82 | 13.53 | 86.47 |
| 4 | 32.15 | 67.85 | 29.39 | 70.61 | 29.02 | 70.98 | 9.67 | 90.33 | 22.29 | 77.71 | 13.41 | 86.59 |
| 5 | 31.20 | 68.80 | 28.23 | 71.77 | 27.04 | 72.96 | 10.07 | 89.93 | 23.37 | 76.63 | 13.21 | 86.79 |
| 6 | 30.62 | 69.38 | 27.51 | 72.49 | 25.85 | 74.15 | 10.29 | 89.71 | 23.91 | 76.09 | 13.11 | 86.89 |
| 7 | 30.24 | 69.76 | 26.98 | 73.02 | 25.16 | 74.84 | 10.42 | 89.58 | 24.16 | 75.84 | 13.04 | 86.96 |
| 8 | 29.99 | 70.01 | 26.61 | 73.39 | 24.70 | 75.30 | 10.50 | 89.50 | 24.27 | 75.73 | 12.99 | 87.01 |
| 9 | 29.82 | 70.18 | 26.33 | 73.67 | 24.37 | 75.63 | 10.55 | 89.45 | 24.31 | 75.69 | 12.97 | 87.03 |
| 10 | 29.71 | 70.29 | 26.14 | 73.86 | 24.13 | 75.87 | 10.57 | 89.43 | 24.33 | 75.67 | 12.95 | 87.05 |
| 11 | 29.64 | 70.36 | 26.00 | 74.00 | 23.96 | 76.04 | 10.59 | 89.41 | 24.34 | 75.66 | 12.94 | 87.06 |
| 12 | 29.59 | 70.41 | 25.89 | 74.11 | 23.84 | 76.16 | 10.60 | 89.40 | 24.34 | 75.66 | 12.93 | 87.07 |

양(+)의 충격에 대해 12분기까지 중소기업의 부도율은 목재, 귀금속, 가구 제조업(산업3) 2.07%p, 건설업(산업9) 1.86%p, 종이,인쇄업(산업4) 1.77%p, 건축자재 도매업(산업12) 1.72%p 유의한 감소를 보였다. 12분기까지 산업별 반응을 누적했을 때도 건축관련 산업이 가장 많은 영향을 받았다. 경기하락 충격 시 위에서 언급한 다섯 산업에서 가장 많은 부도율이 발생할 수 있는 것이다.

중소기업 부도율에 대한 실질경제성장률 충격의 상대적 중요도를 살펴보기 위한분산분해분석 결과는 <표 5>에 제시되어있다. 실질경제성장률 충격이 중소기업 부도율의 분산을 설명하는 비율은 충격반응함수의 결과와 비슷하게 기타 전문도매업(산업13), 목재, 귀금속, 가구 제조업(산업3), 건축자재 도매업(산업12), 건설업(산업9) 등 건축 관련 산업에서 컸다.

기타 전문도매업(산업13), 목재, 귀금속, 가구 제조업(산업3), 건축자재 도매업(산업12), 건설업(산업9)이 각각 1분기 후 35.17%, 35.14%, 33.30%, 30.68%로 여타 산업에 비해 큰 편이었다. 실질경제성장률의 충격은 2분기 후에도 건축자재 도매업(산업12), 기타 전문도매업(산업13), 건축자재 도매업(산업12), 목재, 귀금속, 가구 제조업(산업3)이 각각 36.19%, 35.31%, 32.41%, 32.19%의 중소기업 부도율의 분산을 설명하였다.

12분기 이후를 보면, 건축자재 도매업 (산업12), 종이, 인쇄업(산업4), 기타 전문도 매업(산업13), 자동차, 기계장비업(산업10) 이 각각 29.59%, 26.65%, 25.89%, 25.70%로 실질경제성장률의 충격이 상당한 기간 동안 중소기업 부도율의 분산을 설명하고 있었다.

3.4 추가분석

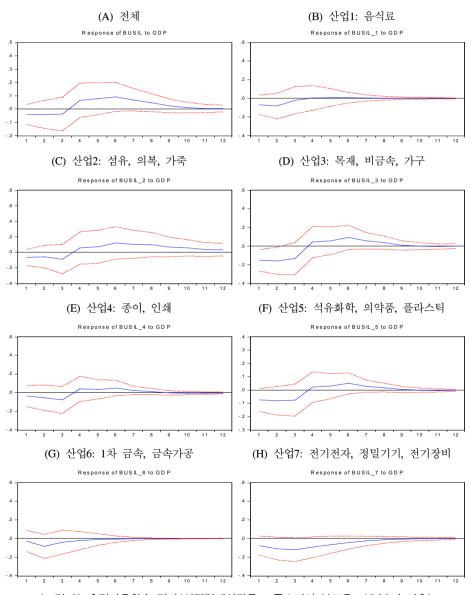
IMF 외환위기 이후 실질경제성장률 1%p 양(+)의 충격이 중소기업 산업별 부도율에 미치는 영향이 어떻게 변화했는지 살펴보기 위해 1999년부터 2013년까지 자료를 가지고 충격반응함수를 구한 것이 <그림 3>이다.9 <그림 2>와 같이 <그림 3>에서 점선은 몬테 칼로 시뮬레이션을 1000회 반복하여 얻은 신뢰구간으로 추정치±2×표준편차로 계산된다. 그래프(A)는 전체, 그래프(B)~(R)은 17개 산업별 결과이다.

외환위기 기간을 포함한 전체 기간의 결과와 몇 가지 차이점이 있었다. 먼저, 실질경제성장률의 양(+)의 충격에 대해 중소기업부도율이 감소하는 모습은 전체 기간의 결과와 비슷하나, 충격반응 강도가 전체 기간보다 상당히 낮았다.10) 산업전체의 결과를보면, 실질경제성장률의 1%p 양(+)의 충격직후에 중소기업부도율은 약 0.04%p 정도감소하고 이후 3분기까지 반응을 보였으나강도가 증가하지는 않았다. t-1기 영향력 크기는 전체 기간에 비해 약 12.4%p밖에 되지

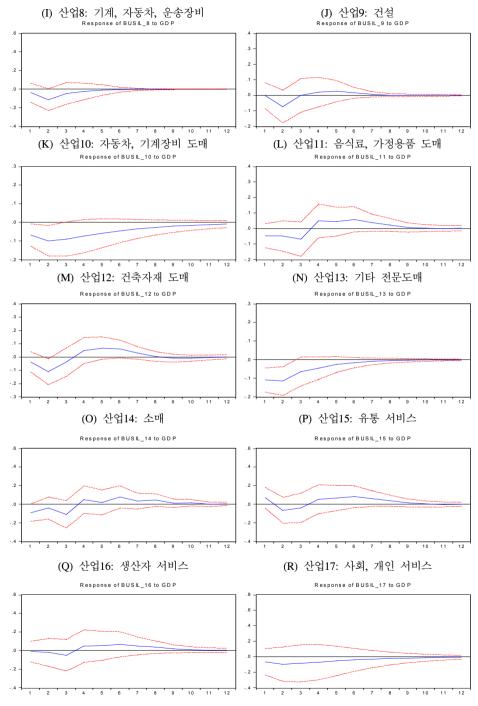
⁹⁾ IMF 외환위기의 영향이 컸던 시기(1997년, 1998년)를 제외하고 전·후 기간의 결과를 분석하여 비교할 수 있겠으나, 외환위기 이전(1991년~ 1996년)은 시계열분석을 실시하기에 너무 짧다고 판단하여 1999년~2013년 기간만을 분석하였다. 연도별로 중소기업 부도율을 살펴보면, 이전까 지 평균 3% 미만이었던 부도율이 1997년 4분기 4.8%, 1998년 1분기 8.7%, 1998년 2분기 6.9%로 폭등하였다.

¹⁰⁾ 충격반응의 강도가 전체 기간에 비해 낮은 것은 IMF 외환위기의 경험을 바탕으로 중소기업에 대한 정부의 지속적인 정책적 지원이 존재하였기 때문인 것으로 보인다. <그림 1>에서 보듯이, 2000년대 후반 이후에는 실질경제성 장률의 등락에 관계없이 중소기업 부도율이일정한 모습을 보이고 있다. 이 부분을 조언해 주신 심사자께 감사드린다.

않았다. 중소기업 기업경영에서 IMF 외환위기의 영향이 매우 컸음을 확인할 수 있었다. 산업별 결과도 전체 기간과 같이 건축 관련 산업에서 반응이 컸으나, 전체 기간보다 강 도가 낮았다. 가장 먼저 큰 반응을 보인 산업 은 제조업 중 목재, 귀금속, 가구제조업(산업 3)으로, 실질경제성장률의 충격에 대해 1분기에 부도율이 0.15%p 감소하였다. 이는 전체 기간에서 가장 큰 반응을 보인 산업(건축자재 도매업)에 비해 25%에 불과한 강도이다.



〈그림 3〉 충격반응함수 결과(실질경제성장률→중소기업 부도율, 1999년 이후)



〈그림 3〉 충격반응함수 결과(계속)

다음은 기타 전문도매업(산업13) 0.11%p, 소 매업(산업14) 0.09%p 순이었다.

둘째, 전체 기간에서는 7개 산업이었지 만. IMF 외화위기 이후 기간에서는 14개 산 업의 반응이 1분기보다 2분기에서 컸다. 이 는 99년 이후 실질경제성장률의 변화에 따 른 중소기업의 부실 반응이 지연되어 발생 하고 있음을 짐작할 수 있는 결과이다.

셋째, 전체 기간과 달리 4분기부터 실질

경제성장률의 충격에 대해 중소기업 부도 율이 동일한 방향으로 움직였다. 산업전체 의 결과를 보면, 3분기까지 중소기업 부도 율이 감소하다가 4분기부터 증가로 바뀌어 졌다. 산업별 결과에서도 17개 산업 중 10개 산업에서 양(+)으로 부호가 변경되었다. 이 는 실질경제성장률의 충격이 부도율에 오 래 영향을 미치지 못함을 의미할 뿐만 아니 라, 경기 상승으로 인해 중소기업 대출이 늘

〈표 6〉 누적충격반응함수 결과(실질경제성장률→중소기업 부도율, 1999년 이후)

| 시차 | 전체 | 산업1 | 산업2 | 산업3 | 산업4 | 산업5 |
|--------|---------|-----------|----------|----------|----------|-----------------|
| | -0.041 | -0.069 | -0.066 | -0.152** | -0.035 | -0.075 |
| 1 | (0.041) | (0.054) | (0.054) | (0.059) | (0.059) | (0.045) |
| | -0.053 | -0.165 | -0.148 | -0.397 | -0.125 | -0.208 |
| 4 | (0.210) | (0.235) | (0.307) | (0.264) | (0.214) | (0.187) |
| | 0.233 | -0.141 | 0.251 | -0.149 | -0.001 | -0.082 |
| 8 | (0.400) | (0.361) | (0.689) | (0.421) | (0.295) | (0.285) |
| | 0.276 | -0.138 | 0.450 | -0.143 | -0.014 | -0.084 |
| 12 | (0.495) | (0.414) | (0.930) | (0.473) | (0.303) | (0.305) |
| 시차 | 산업6 | 산업7 | 산업8 | 산업9 | 산업10 | (0.505) 산업11 |
| | | | | | | |
| 1 | -0.027 | -0.074 | -0.037 | -0.002 | -0.068** | -0.046 |
| | (0.057) | (0.055) | (0.051) | (0.043) | (0.031) | (0.040) |
| 4 | -0.171 | -0.395* | -0.219 | -0.052 | -0.329** | -0.112 |
| | (0.192) | (0.209) | (0.178) | (0.180) | (0.152) | (0.181) |
| 8 | -0.194 | -0.544 | -0.238 | 0.001 | -0.495* | 0.054 |
| 0 | (0.256) | (0.361) | (0.235) | (0.238) | (0.290) | (0.289) |
| 12 | -0.196 | -0.556 | -0.240 | 0.004 | -0.553 | 0.069 |
| 12 | (0.266) | (0.446) | (0.246) | (0.254) | (0.374) | (0.332) |
| 시차 | 산업12 | 산업13 | 산업14 | 산업15 | 산업16 | 산업17 |
| - | -0.036 | -0.109*** | -0.090* | 0.071 | -0.011* | -0.063 |
| 1 | (0.040) | (0.034) | (0.049) | (0.056) | (0.057) | (0.090) |
| 4 | -0.136 | -0.333*** | -0.188 | 0.024 | -0.030 | -0.310 |
| 4 | (0.167) | (0.120) | (-0.233) | (0.247) | (0.279) | (0.403) |
| | 0.027 | -0.388** | -0.009 | 0.272 | 0.178 | -0.451 |
| 8 | (0.232) | (0.175) | (0.426) | (0.437) | (0.503) | (0.693) |
| 10 | 0.009 | -0.394** | 0.025 | 0.289 | 0.214 | -0.494 |
| 12 | (0.247) | (0.189) | (0.494) | (0.495) | (0.589) | (0.824) |
| | * *** | | | | | |

주) 1. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함. ()안은 몬테칼로 시뮬레이션을 1,000회 반복하여 얻은 표준오차임.

^{2.} 산업별 구분은 <부표>를 참조.

어나 오히려 부도율이 증가할 수 있음을 말해 주고 있다. 경기 상승 시 중소기업의 신용도 개선에 의한 은행의 자기자본비율의 증가와 자산가격의 상승에 따른 낙관적인경기 전망은 대출의 신용위험을 실제보다 과소평가하게 함으로써 대출을 증가시킨다(장영민·변재권, 2010a). 이로 인해 경기의작은 하락 충격에도 중소기업의 부도율이크게 증가할 수 있는 상태가 되는 것이다.

4분기까지 누적충격반응함수는 목재, 귀금속, 가구제조업(산업3) 0.397%p, 전기전자, 정밀기기, 전기장비업(산업7) 0.395%p, 기타 전문도매업(산업13) 0.333%p, 자동차, 기계장비 도매업(산업10) 0.329%p 순이었다. 하지만 목재, 귀금속, 가구제조업은 유의하지 않았다. 기타 전문도매업(산업13, 0.394%p)이 12분기까지 가장 크고 유의한 누적반응을 보였다. 기타 전문도매업의 누적충격반응만이 12분기까지 지속적으로 유의하였다.

Ⅳ. 결 론

본 연구는 1991년 1분기부터 2013년 4분기까지 기간 동안 실질경제성장률이 중소기업 부도율에 미치는 영향을 살펴보았다. 이를 위해 분석결과에 경제학적 의미를 부여할 수 있는 구조적 VAR 모형을 사용하여 충격반응함수와 분산분해분석을 실시하였다. 또한 IMF 외환위기 이후의 영향을살펴보기 위해 1999년 1분기부터 2013년 4분기까지 기간도 분석하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 구조적 VAR 모형을 추정하기 전 실질경제 성장률과 중소기업 부도율 간의 교차상관 관계를 분석하였다. 전체 부도율뿐만 아니 라 산업별 분석결과도 대부분 동일 시점(t 기)과 직전분기(t-1기)에서 높은 부(-)의 상 관관계를 보였다.

둘째, 구조적 VAR 모형에서 당기 실질 경제성장률은 당기 중소기업 부도율에 강한 음(-)의 인과관계를 가졌다. 이는 실질경제성장률의 증가(감소)는 중소기업 부도율을 감소(증가)시킨다는 의미이다. 유통 서비스(운수)업(산업15)을 제외한 모든 산업에서 계수값이 유의하였다.

셋째, 전체 기간(1991년~2013년) 구조적 VAR 모형의 충격반응함수는 실질경제성 장률의 둔화 시 중소기업 부도율이 증가하 는 모양을 보여주어 대부분의 기존연구와 일치하였다. 산업 전체의 결과를 보면, 실 질경제성장률의 1%p 양(+)의 충격 직후에 중소기업 부도율은 약 0.33%p 정도 감소하 고 이후 감소폭이 줄어들다가 장기적으로 0으로 수렴하였고, 12분기까지 1.44%p 감 소하였다. 이는 기존연구와 일치하는 결과 로, 만약 실질경제성장률 둔화 충격이 발생 하면 중소기업의 부도율이 증가함을 의미 한다. 산업별 결과를 살펴보면, 제조업보다 건설업, 도매 및 소매업에서 부도율 반응이 더 컸다. 가장 큰 반응을 보인 산업은 도매 및 소매업 중 건축자재도매업으로, 실질경 제성장률의 1%p 양(+)의 충격에 대해 1분 기에 0.60%p 부도율이 감소하였다. 다음은 목재, 귀금속, 가구제조업이 0.47%p, 건설 업이 0.46%p 순이었다. 중소기업 부도율에 대한 실질경제성장률의 충격의 상대적 중 요도를 살펴보기 위한 분산분해분석에서 도 건축 관련 산업에서 실질경제성장률의 충격이 중소기업 부도율의 분산을 설명하 는데 큰 역할을 하고 있었다.

넷째, IMF 외환위기 이후 기간(1999년~ 2013년) 분석결과, 실질경제성장률의 둔화 시 중소기업 부도율이 증가하는 모습은 전체 기간의 결과와 비슷하나, 충격반응 강도가 전체 기간보다 상당히 낮았다. 가장 먼저 큰 반응을 보인 산업은 제조업 중 목재, 귀금속, 가구제조업으로, 실질경제성장률의 1%p 양 (+)의 충격에 대해 1분기에 0.15%p 부도율이 감소하였다. 기타 전문도매업이 12분기까지 가장 크고 유의한 누적반응을 보였다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 산업을 17개로 세분화하였기 때문 에 기존연구에서 살펴보지 못했던 세부 산 업별 반응을 비교할 수 있었다. 실질경제성 장률의 충격에 대해 건축자재 도매업, 목 재, 귀금속, 가구 제조업, 건설업 등 건축 관 련 산업에서 큰 영향을 받았음을 밝혀냈다. 이 결과는 정책당국자들에게 IMF 외환위 기와 같이 국가경제 전체에 큰 영향을 미치 는 경제충격이 발생했을 때 위기 극복을 위 한 정책방향을 설정하는데 유용한 정보를 제공할 것이다. 둘째, 기존연구에서 사용한 축약형 VAR 모형 대신 경제적 의미를 부 여할 수 있는 구조적 VAR 모형으로 분석 하였다는 것이다. 경기 충격과 부도율의 관 계가 유의하지 않거나 명확하지 않았던 기 존연구와 달리, 구조적 VAR 모형 추정결과 는 모든 산업에서 실질경제성장률과 중소 기업 부도율 간에 유의한 음(-)의 관계를 보 여주었다. 셋째, IMF 외환위기 이후 실질경 제성장률 충격에 따른 중소기업 산업별 부 도율의 반응을 살펴보고, 이를 전체 기간과 비교하였다는 것이다. IMF 외환위기 이후 기간 충격반응의 강도와 지속성이 전체 기 간에 비해 상당히 줄어들었으나, 산업별 반 응은 전체 기간과 큰 차이 없이 건축 관련 산업에서 가장 큰 반응을 보였다. 이는 IMF 외환위기와 같은 돌발적인 충격이 존재할 경우 충격반응의 강도와 지속성 차이는 있으나 중소기업 부도율의 산업별 반응은 비슷할 수 있음을 보여주는 결과이다.

본 연구의 한계점은 구조적 VAR 모형 추정을 위한 식별제약의 신뢰성 확보 문제로 인해 금리나 환율 등 다양한 거시경제변수를 고려하지 못했다는 것이다. 또한 1991년 이전의 충분한 자료를 구하지 못했다. 이 분석이 이루어진다면, IMF 외환위기전·후 기간의 결과 비교가 가능할 것이다.

논문접수일: 2016년 05월 03일 1차 논문수정일: 2016년 07월 22일 2차 논문수정일: 2016년 08월 19일 개재확정일: 2016년 09월 02일

참고문헌

- 김건우 · 이운석(2003), "신용위험과 거시경 제변수에 관한 연구," 「재무연구」, 제16권, 제1호, pp. 193-225.
- 김경숙·도영호·장영민(2014), "신생 중소 기업의 해저드모형을 이용한 산업별 생 존요인에 관한 연구," 「경영학연구」, 제 43권, 제1호, pp. 121-144.
- 김자봉·이석호(2012), 「중소기업 신용지원 제도의 효과에 관한 연구: 신용보증과 신용보험의 역할 비교 분석」, KIF 연구보고서 2012-01, 한국금융연구원.
- 김창배·남주하(2008), "산업별 신용위험 결정요인 분석," 『국제지역연구』, 제12권, 제1호, pp. 95-116.
- 도영호·김경숙·장영민(2012), "재무적 특성이 부도확률에 미치는 영향: 비상장 중소기업을 중심으로," 「생산성논집」,

- 제26권, 제4호, pp. 127-153.
- 박정윤·김영우·이미용(2009), "중소기업의 부실예측모형에 관한 연구," 「중소기업업연구」, 제31권, 제1호, pp. 1-14.
- 신동령(2005), "부실기업의 재무적 특징과 부실예측모형에 관한 연구: 상장기업과 비상장기업의 비교를 중심으로," 「회계 정보연구」, 제23권, 제2호, pp. 137-165.
- 신동령(2006), "기업부실예측에 있어 생산성 지표의 유용성에 관한 연구," 『생산성논집 』, 제20권, 제2호, pp. 1-24.
- 유병삼(2000), "구조적 벡터자기회귀모형," 「계량경제학보」, 제11권, 제2호, pp. 87-
- 이치송(2005), "거시경제변수와 산업별 신용 위험에 관한 연구," 「산업경제연구」, 제 18권, 제1호, pp. 79-99.
- 임혜진(2009), "거시경제변수가 신용보증 부 실률에 미치는 영향에 관한 연구," 「중 소기업연구」, 제31권, 제4호, pp. 1-18.
- 장영민 · 변재권(2010a), "거시경제변수와 대 출부도의 시간변화에 따른 상관관계 연구," 「금융연구」, 제24권, 제1호, pp. 131-160.
- 장영민·변재권(2010b), "거시경제 특성이 신용위험에 미치는 영향: 중소기업을 중심으로," 「재무연구」, 제23권, 제4호, pp. 327-366.
- 조하연·이승국(2005), "신용스프레드의 결 정요인에 관한 실증연구," 『한국경제의 분석』, 제11권, 제1호, pp. 51-98.
- Altman, E. I.(1993), Corporate Financial Distress and Bankruptcy, New York John Wiley & Sons, 2nd ed.
- Altman, E. I. and G. Sabato(2007), "Modelling Credit Risk of SMEs: Evidence from the US Market," *Journal of Accounting*,

- Finance and Business Studies, Vol.43, No.3, pp. 332-357.
- Berger, A. N.(2006), "Potential Competitive Effects of Basel II on Banks in SME Credit Markets in the United States," *Journal of Financial Services Research*, Vol.29, No.1, pp. 5-36.
- Bernanke, B. S.(1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol.25, pp. 49-99.
- Bevan, A. and F. Garzarelli(2000), "Corporate Bond Spreads and Business Cycle Introducing GS-SPREAD," *Journal of Fixed Income*, Vol.9, No.4, pp. 8-18.
- Bonfim, D.(2009), "Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics," *Journal of Banking and Finance*, Vol.33, No.2, pp. 281-299.
- Enders, W.(2009), *Applied Econometric Time Series*, 3rd Edition, Wiley.
- Giesecke, K., F. A. Longstaff, and S. Schaefer (2014), "Macroeconomic Effects of Corporate Default Crisis: A Long-Term Perspective," *Journal of Financial Economics*, Vol.111, No.2, pp. 297-310.
- Guha, D. and L. Hiris(2002), "The Aggregate Credit Spread and the Business Cycle," *International Review of Financial Analysis*, Vol.11, No.2, pp. 219-227.
- Jacobson, T., J. Linde, and K. Roszbach(2005), "Credit Risk Versus Capital Requirements Under Basel II: Are SME Loans and Retail Really Different?," *Journal of Financial* Services Research, Vol.28, No.1, pp. 43-75.

- Lindhe, L.(2000), "Macroeconomic Indicators of Credit Risk in Business Lending," *Sveriges Riksbank Economic Review*, 1/2000, pp. 68-82.
- Saurina, J. and C. Trucharte(2004), "The Impact of Basel II on Lending to Small and Medium-Sized Firms: A Regulatory Policy Assessment Based on Spanish Credit Register Data," *Journal of Financial Services Research*, Vol.26, No.2, pp. 121-144.
- Souza, G. J. G. and C. A. Feijo(2011), "Credit Risk and Macroeconomic Interaction: Empirical Evidence from the Brazilian

- Banking System," *Modern Economy*, Vol.2, No.5, pp. 910-929.
- Sims, C.(1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, No.1, pp. 1-48.
- Sims, C.(1986), "Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Quarterly Review* of the Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp. 2-16.
- Youssef, A. B.(2014), "Link between Default Risk and Macroeconomy in Tunisia: Cointegration Approach," *International Journal* of Economics and Finance, Vol.6, No.4, pp. 257-275.

〈부표〉산업 분류

(단위: 개)

| 구 | 분 | 산업명 | 산업분류코드 | 기업 수 |
|--------|------|--|------------------------|---------|
| | 산업1 | 음식료 | C10, C11, C12 | 12,676 |
| | 산업2 | 섬유, 의복, 가죽 | C13, C14, C15 | 40,604 |
| -J] -J | 산업3 | 목재, 비금속, 가구 | C16, C23, C32, C33 | 26,599 |
| | 산업4 | 종이, 인쇄 | C17, C18 | 16,682 |
| 제조 | 산업5 | 석유화학, 의약품, 플라스틱 | C19, C20, C21, C22 | 23,463 |
| | 산업6 | 1차금속, 금속가공 | C24, C25 | 41,931 |
| | 산업7 | 전기전자, 정밀기기, 전기장비 | C26, C27, C28 | 32,193 |
| | 산업8 | 기계장비, 자동차, 운송장비 | C29, C30, C31 | 54,794 |
| 건설 | 산업9 | 건설 | F | 69,063 |
| | 산업10 | 자동차, 기계장비 | G45, G465 | 67,499 |
| | 산업11 | 음식료, 가정용품 | G463, G464 | 101,016 |
| 도소매 | 산업12 | 건축자재 | G466, G461, G462, G468 | 39,132 |
| | 산업13 | 기타 전문도매 (1차 금속, 연료, 화학제품, 섬유, 재생용 재료) | G467 | 42,616 |
| | 산업14 | 소매 | G47 | 109,718 |
| | 산업15 | 유통 서비스(운수) | Н | 25,813 |
| 서비스 | 산업16 | 생산자 서비스 | J, K, L, M, N | 40,569 |
| | 산업17 | 사회, 개인 서비스 | E, I, P, Q, S, T | 68,592 |
| | | 농업, 임업 및 어업 | A | |
| 분석 | 제외 | 광업 | В | |
| | | 전기, 가스, 증기 및 수도사업 | D | |

주) 기업 수는 1991년~2013년 동안 해당 산업의 부도율을 계산하기 위해 사용된 기업의 중복을 제외하고 누적한 숫자임.