

저금리·고차입 한계기업이 정상기업의 생산활동에 미치는 영향: 외부감사대상 기업을 중심으로*

The Effect of Zombie Leverage at Low Costs on the Productivity of
Non-Zombie Firms

이상호(Sang Ho Lee)** · 유지연(Ji Yeon Ryu)***

<요약>

본 연구에서는 만성적인 한계기업의 증가가 정상기업의 인적·물적 자원 활용을 비롯한 생산활동 전반에 제약요인으로 작용하는지를 확인한다. 기업 활동의 기초여건이 지속적으로 악화되면서 영업이익으로 이자비용을 감당하지 못하는 한계기업은 지속 증가 추세에 있다. 만성적인 한계기업이 산업 내 한정된 희소자원을 과다 점유하게 되면 기업 부문 전반에 혼잡효과를 유발할 수 있어 이에 대한 실증분석을 바탕으로 정책적 대응방안을 모색할 필요성이 제기된다. 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 99,667개 기업-연도 표본을 대상으로 회귀분석을 수행한 결과, 한계상황에 직면한 기업의 증가는 외부감사대상 기업의 고용과 설비투자를 위축시키는 것으로 나타났다. 초저금리 환경 하에서 저비용 차입자본을 활용한 한계기업의 저마진 구조는 시장의 가격경쟁 구조를 왜곡하여 정상기업의 부가가치 창출에 악영향을 미치고, 전반적인 생산성 제고에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인된다. 지속적으로 악화되고 있는 기업 부문의 역동성을 제고하기 위해서는 생산성 제고의 제약요인으로 작용하는 한계기업 문제를 기존의 금융안정을 위한 신용위험 관리, 투자자 보호 측면의 감사인 지정 등을 넘어서서 보다 거시적이고 선제적인 차원에서 대응과제를 수립할 필요가 있다. 특히, 저금리·고차입 특성의 한계기업이 자원배분 효율성을 악화시키는 영향이 크다는 점을 미루어 볼 때 우리 경제의 잠재성장률 제고를 위해서는 저비용 차입자본을 과도하게 활용하는 한계기업을 중심으로 정책당국의 감독 역량을 집중할 필요가 있다.

한글검색어 : 한계기업, 혼잡효과, 총요소생산성, 지정감사

* 이 논문은 2021년 2월 자본시장연구원 연구총서 『기업부문 배분효율성 제고를 위한 자본시장의 역할』 중 제1저자가 서술한 부분을 개고하여 수행되었음.

** 제1저자, 자본시장연구원 금융산업실 연구위원(E-mail: sangholy@kcmi.re.kr)

*** 교신저자, 연세대학교(미래) 경영학부 조교수(E-mail: jiyeonryu@yonsei.ac.kr)

I. 서론

2000년대 중반 이후 국내 기업 부문의 수익성은 장기간 하락 추세에 있다. 2019년 말 현재 외부감사대상 기업의 합산 자기자본수익률은 4%로 평균차입이자율인 3.8%와 매우 근접한 수준이다. 저금리 기조로 기업의 전반적인 자금조달비용은 지속 감소하였으나, 대외 악재에 따른 수익성·성장성 악화로 기업 부문의 이자상환능력은 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기, 2013년 유럽발 재정위기에 이어 역대 네 번째로 저하된 상태이다.

보유자산 대비 차입 수준을 고려하면 원금상환능력을 우려할 시점은 아니나¹⁾, 차입이자율 대비 기업의 낮은 수익성이 지속될 경우 채무불이행 위험이 높아질 우려가 있어 주의가 필요하다. 1997년 외환위기 당시에도 기업 부문의 장기적인 이자상환능력 저하는 부실채권 증가로 이어져 기업의 연쇄 도산 및 금융기관 부실을 야기했다(이제민 2007). 최근 R&D 투자와 수익성 간 연결고리도 약화되어, 투자 활동이 추가적인 수익 창출을 담보하지 못하는 상황도 이어지고 있다. 전반적으로 낮은 수익성이 기업 활동을 위축시키고, 위축된 기업 활동으로 성장기회가 정체되면서 수익성이 재차 악화되는 역동성 저하 양상이 나타난다.

장기간 경제성장률 하락, 기업 부문의 기초여건 악화가 지속되면서 영업이익으로 부채조달비용을 감당하지 못하는 한계기업 양산 문제도 꾸준히 제기되는 실정이다.²⁾ 과거 선행연구에서는 한계기업의 비효율성을 발견하고 이의 개선방안을 제시하는 데 집중하였으나, 최근 일본·OECD 국가 등 주요 선진국을 대상으로 한 연구들은 한계기업의 증가가 정상기업의 생산성 저하를 유발하는 혼잡효과(congestion effect)가 있음을 실증하면서 관련 연구범위를 확장하고 있다(Caballero et al. 2008; McGowan et al. 2018; Hallak et al. 2018; Acharya et al. 2020).

국내의 경우에도 한계기업이 정상기업의 생산활동에 부정적인 영향을 미치고 있음을 실증한 연구들이 수행된 바 있다. 다만, 일부 지역 혹은 구조조정 필요업종 등으로 분석대상 범위를 한정하거나(김낙현과 김정연 2015; 김원규와 최현경 2017), 노동생산성과 같이 특정 생산요소만을 대상으로(배한형 외 2019; 송상윤 2020) 세부적인 혼잡효과 검증에 집중하는 경향이 있다. 전체 기업 부문을 대상으로 노동·설비자산·부가가치·총요소생산성 등 생산활동 전반에 걸친 한계기업 혼잡효과의 분석은 미흡한 실정이다.

1) 2019년 말 현재 외부감사대상 기업의 합산 부채자본비율은 88%, 단기금융부채 대비 현금성 자산비율은 106%이다.

2) 한국은행은 2008년 글로벌 금융위기 이후인 2010년부터 금융안정보고서를 통해 한계기업 증가로 인한 기업 여신 부실화 가능성을 예의 주시하고 있다.

한편, 최근의 한계기업 증가 추세는 2008년 글로벌 금융위기 이후 지속된 초저금리 기조에 따라 저비용 차입자본이 증가한 현실과 무관하지 않을 것으로 판단된다. 2008 글로벌 금융위기 직후인 2009년 1월, 우리나라의 기준금리는 처음으로 2%대에 진입하였으며, 코로나바이러스감염증-19의 확산에 따라 2020년 3월부터는 0%대를 유지하고 있다. 기업의 자금조달비용 산출 과정에서 무위험 이자율의 대리 변수로 널리 활용되는 3년 만기 국고채 금리 또한 1% 미만으로 내려온 상황이다.³⁾

초저금리 기조로 기업의 이자상환 부담이 경감됨에 따라, 영업이익을 이자비용으로 나눈 이자보상배율 수치에만 기초하여 한계기업을 정의할 경우, 저비용 차입자본에 의존하는 한계기업이 증가한 현실을 반영하지 못할 가능성이 높다(Caballero et al. 2008; Tan et al. 2016). 장기적으로 기업의 채무상환능력을 과대평가하는 측정오차를 예상할 수 있다. 아울러, 대외의존도가 높고 경기순환형 기업이 큰 비중을 차지하는 우리나라 경제구조를 감안하면(강현수 2011), 정책금리의 인하와 기업 영업이익의 변동성 확대가 동반되는 시기일수록 이자보상배율과 실제 채무상환능력 간 괴리도가 확대될 가능성 또한 배제하기 어렵다.

그럼에도 불구하고, 국내 학계의 경우 대다수가 3년 연속 영업이익이 이자비용을 하회하는 기업(이하 장기 영업이익 한계기업)을 한계기업의 조작적 정의로 활용하고 있다. 금융당국 역시 장기 영업이익 기준으로 한계기업을 파악, 금융안정·부실기업 관리의 판단 지표로 활용하거나⁴⁾, 외부감사인을 직권지정하고 있다.

초저금리 환경을 감안한 한계기업 관리의 필요성이 점차 증대되는 현실을 고려하여 한계기업 문제의 분석이 필요하며, 이를 위해서는 전통적인 한계기업뿐만 아니라 취약한 재무건전성에도 불구하고 저비용·고차입 특성을 보이는 한계기업에 대하여 심층적인 분석이 요구된다.

2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 99,667개 기업-연도 표본을 대상으로 국내 기업 부문에서 한계기업이 유발하는 혼잡효과를 분석한 결과, 한계상황에 직면한 기업 비중의 증가는 기업 부문 전반에 걸쳐 고용과 설비투자를 위축시키는 것으로 나타났다. 만성적인 한계기업이 산업 내 한정된 희소자원을 과다 점유하면서 정상기업의 인적·물적 자원 활용에 제약요인이 되고 있다. 특히, 저비용으로 차입자본을 점유하고 있는 저금리·고차입 한계기업이 영업이익창출 능력 저하로 한계상황에 직면한 장기 영업이익 한계기업보다 정상기업의 생산활동에 더욱 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 저금리·고차입 한계기업이 균형 수준을 초과하여 인적·물적 자원을 점유함에 따라 한계기업과 정상기업 간 자원의 배분효율성을 크게 악화시키고 있을 가능성을

3) 한국은행 경제통계시스템, ‘4. 금리’ 참조

4) 한국은행 금융안정보고서 참조

시사한다. 초저금리 환경 하에서 저비용 차입자본을 활용한 한계기업의 저마진 구조는 시장의 가격경쟁 구조를 왜곡하여 정상기업의 부가가치 창출에 악영향을 미치고, 전반적인 생산성 제고에도 부정적인 영향을 미치기에 저금리·고차입 특성의 한계기업에 대한 문제해결이 시급할 것으로 판단된다.

본 연구는 국내 기업 부문의 한계기업 혼잡효과에 대한 종합적 검증결과를 제시함으로써, 한계기업 정책과 관련한 향후 대응과제를 모색한다는 점에서 학술적 공헌점과 정책적 시사점이 있다. 한계기업의 혼잡효과와 관련한 기존 국내 연구는 일부 지역·업종 등으로 분석대상 범위를 한정하거나(김낙현과 김정연 2015; 김원규와 최현경 2017), 특정 생산요소만을 대상으로(배한형 외 2019; 송상운 2020) 세부적인 혼잡효과 검증에 집중하였다. 정책당국 역시 금융안정을 위한 신용위험 관리 측면에서 한계기업 문제를 관리·감독해왔다. 지속적으로 악화되고 있는 기업 부문의 역동성을 제고하기 위해서는 생산성 제고의 제약요인으로 작용하는 한계기업 문제를 보다 거시적인 차원에서 선제적으로 대응할 필요가 있다.

또한, 저금리·고차입 한계기업이 자원의 배분효율성을 악화시키는 영향이 크다는 점을 미루어 볼 때, 장기 영업이익 기준에 국한하여 한계기업 문제를 대응해온 학계 및 금융당국으로 하여금 연구목적과 정책목표에 부합하는 한계기업 특성을 보다 적극적으로 탐색할 필요가 있음이 제기된다. 구체적으로 장기 영업이익 기준의 전통적인 한계기업 정의는 기업 자체의 생산성 저하 현상과 뚜렷한 관련성을 보여 개별 기업의 투자자 보호 및 기업 여신의 건전성 감독 차원에서 활용도가 높을 것으로 판단된다. 저금리·고차입 특성을 반영한 한계기업 정의는 한정된 자원을 과잉 점유함으로써 정상기업의 생산활동을 저해하는 혼잡효과를 효과적으로 포착하는 만큼 경제 전반의 배분효율성 및 잠재성장률 제고 관점에서 유용한 관리감독 지표가 될 것으로 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I 장 서론에 이어, II 장에서 한계기업의 자원배분 효율성 관련 국내외 선행연구를 검토하고, III 장에서는 한계기업의 현황 및 특성을 파악하여 적합한 연구모형을 설정한 후, IV 장의 한계기업 혼잡효과에 대한 실증분석 결과를 토대로, 마지막 V 장에서 연구의 결론과 정책적 시사점을 도출한다.

II. 한계기업과 배분효율성 관련 선행연구 검토

2.1 국외연구

일본의 한계기업 혼잡효과에 따른 배분효율성 악화 문제를 실증한 Caballero et al.(2008)은 수익성이 낮아 은행의 신용 지원 없이는 파산을 면하기 어려운 기업을 한계기업으로 정의하였다. 정부로부터 보조금 수여를 통해 비정상적으로 낮은 금리를 부담하는 기업을 실증분석을 위한 조작적 정의로 활용하였다. 1990년대 일본 금융기관의 관대한 대출관행을 한계기업 양산의 주요인으로 파악하였으며, 한계기업의 비중이 높은 산업에서 정상기업의 고용·투자·생산성이 잠식되는 것이 효과를 실증한 바 있다.

중국 기업을 대상으로 한 Tan et al.(2016) 역시 정부와 은행으로부터 자금지원을 받으면서 운영되는 부실기업을 한계기업으로 정의하고, Caballero et al.(2008)와 유사하게 신용지원 여부를 한계기업 판별의 주요 기준으로 활용하였다. 한계기업에 대한 정부당국의 투자지원 정책으로 2005-2007년 상당 수 기업이 한계상황을 탈피할 수 있었고 관련 산업 전반의 생산성 역시 제고되는 긍정적인 효과가 나타났으나, 투자지원을 받지 못한 정상기업의 성장을 구축하는 부작용 또한 동반함을 실증하였다.

OECD 회원국을 대상으로 한 McGowan et al.(2018)의 연구에서는 직접적으로 혼잡효과를 유발하는 기업을 한계기업으로 정의하였다. 장기간 이자 지불에 문제가 있는 기업이면서, 자원의 비효율적 배분에 따라 정상기업의 성과에 부정적인 영향을 미치는 기업을 특정하기 위해 업력이 10년 이상이면서 3년 연속 이자보상배율이 1 미만인 기업의 영향을 검증하였다. 2000년대 중반 OECD 회원국 내 한계기업의 증가로 정상기업의 노동생산성이 저하되는 현상을 실증하였으며, 한계기업의 혼잡효과로 인한 배분효율성 악화는 신생기업의 진입에도 유의미한 제약요인으로 작용함을 밝혔다.

단, McGowan et al.(2018)은 비효율적인 자원 배분 경로를 통해 혼잡효과를 유발하는 기업을 한계기업의 개념으로 정의하면서, 실증분석 단계에서 업력 특성만 추가 고려하였을 뿐 차입자본의 저비용 활용 여부는 조작적 정의에 반영하지 않았다. 유럽 국가를 대상으로 한 Hallak et al. (2018) 역시 McGowan et al.(2018)과 유사하게 전통적인 한계기업 정의에서 업력을 추가적으로 고려, 성장기를 벗어나 만성적인 한계 상황에 직면한 기업의 혼잡효과를 검증하였으며, 정상기업의 투자·고용 측면에서 구축효과를 확인하였다. 다만, 저금리 차입 특성을 배제한 한계기업의 정의가 초저금리 기조 하에서 배분효율성의 악화를 유발하는 기업을 특정하기에 적합한지 여부는 후속 논의가 필요할 것이다.

이에 Acharya et al.(2020)은 유럽 국가를 대상으로 혼잡효과를 분석하면서, 저금리·

고차입·저수익 특성을 보이는 기업을 한계기업으로 파악하였다. 낮은 수익성에 과도한 부채를 일으켜 재무적 어려움이 예상되는 기업임에도 비정상적으로 저렴한 대출 금리를 적용받아 시장에서 청산되지 않는 기업을 특정하고자, (i) 순유동자산을 제외한 부채총자산비율이 산업 내 상위 50%이고, (ii) 이자발생부채의 평균 차입이자율이 우량등급 기업의 평균차입이자율보다 낮은 기업이면서, (iii) 이자보상배율이 산업 내 하위 50%인 기업을 한계기업 특성으로 설정했다. 초저금리로 인해 한계기업이 매우 저렴한 비용으로 부채를 조달하면서 저금리·고차입 한계기업이 증가하는 경제 현상을 반영하였으며, 유럽 국가에서 한계기업의 초과 생산설비가 신속히 조정되지 못함에 따라 정상기업의 제품 가격 하락 및 시장경쟁력 저하가 나타남을 실증했다.

2.2 국내연구

국내의 경우 한계기업이 정상기업에 미치는 영향보다는 한계기업 자체의 비효율성과 관련한 연구들이 주를 이루고 있다. 이기형과 우석진(2015)은 기술보증·신용보증 등 공적 신용보증이 한계기업의 생존기간 연장에 극히 제한적인 효과만 있음을 실증하였고, 이를 근거로 정책금융을 통한 한계기업 지원이 효과성 측면에서 타당도가 낮음을 주장하였다.

신상훈(2017)은 한계기업의 자금조달 과정에서 발생하는 주된 불공정거래행위를 유형화하였다. 한계기업은 제3자배정 유상증자를 통한 자금조달을 선호하는 경향이 있으며, 이 과정에서 허위사실·풍문 유포, 가장납입 등 불공정거래 행위의 발생 사례가 다수 있음을 밝힌 바 있다. 아울러, 해당 불공정거래행위의 경우 사전 규제 of 실효성이 제한적이므로 사후규제의 필요성을 제기하였다.

이영준과 김병호(2018)는 한계기업이 Big4 감사인을 선임할수록 신용등급의 하향조정 가능성이 낮아짐을 발견하고, 재무적 한계기업의 신용등급 산정에 고품질 감사인의 상호효과가 유의미한 영향력이 있음을 주장하였다.

장승제와 송민섭(2018)은 재무적 곤경이 악화되어 기업이 한계 상태에 직면할수록 이익조정 수단으로 생산원가 및 판매관리비의 조정을 선호하는 경향이 있음을 밝혔다. 이를 근거로 생산원가 및 판매관리비를 활용한 이익조정 여부가 기업 한계상태의 예측요인일 수 있음을 주장한 바 있다.

한계기업의 혼잡효과와 관련한 연구들도 일부 수행된 바 있다. 기업 부문 전반에 대한 분석보다는 세부적인 효과 검증이 주를 이룬다. 김낙현과 김정연(2015)은 경남지역 내 만성적인 한계기업의 증가는 지역의 투자 및 고용에 악영향을 미칠 가능성이 있고, 향후 금리가 상승하거나 수익성이 추가적으로 하락하는 경우 한계기업의 부실규모가

더욱 커질 우려가 있음을 지적하였다.

김원규와 최현경(2017)은 구조조정이 필요한 일부 취약업종에 한정하여 한계기업 혼잡효과를 살펴보았으며 산업 생산성에 부정적인 전이효과를 해소하기 위해 한계기업의 구조조정 필요성을 제기하였다.

배한형 등(2019)은 한계기업 증가가 산업 내 노동생산성에 부정적 영향을 미침을 확인하고, 이러한 영향을 완화하기 위해 혼잡효과가 존재하지 않는 해외국가로 사업 다각화 전략이 효과적일 수 있음을 실증하였다. 제조업만을 대상으로 노동생산성 혼잡효과를 살펴본 송상윤(2020)의 분석결과 역시 한계기업의 증가는 정상기업의 노동생산성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

상술한 선행연구를 종합해보면, 국외 연구들은 이자보상배율에 기초한 전통적인 한계기업 정의에 국한하지 않고 연구목적에 부합하는 한계기업 특성을 포착하고자 이자상환능력과 별도로 정부·금융기관의 신용지원 여부(Caballero et al. 2008; Tan et al. 2016), 기업의 수명주기 특성(McGowan et al. 2018; Hallak et al. 2018), 저비용 과다차입 여부(Acharya et al. 2020) 등을 복합적으로 고려하고 있다. 반면, 국내 연구는 대부분이 이자보상배율에 기초한 이자상환능력만으로 한계기업을 판별하고 있고, 특정 지역·업종 혹은 일부 생산요소로 분석 범위를 한정하고 있어 기업 부문 전반의 영향을 확인하기에 제약이 있다. 거시적인 측면에서 한계기업과 배분효율성 악화의 영향을 파악하기 위해서는 외부감사대상 기업 전체를 대상으로 모든 생산요소에 대한 종합적인 분석이 필요하며, 연구 및 정책 목표에 적합한 한계기업 특성을 고려하여 연구결과의 외적 타당도를 제고할 필요성이 제기된다.

Ⅲ. 한계기업 현황 및 연구모형 설정

본 연구에서는 초저금리 환경을 감안한 한계기업 혼잡효과의 검증을 위해 Acharya et al.(2020)이 고안한 저금리·고차입 한계기업 기준을 차용한다. 구체적으로 이자보상배율이 산업 내 하위 50%로 이자상환능력이 제한적인 기업임에도 순유동자산을 제외한 부채총자산비율이 산업 내 상위 50%로 고차입 특성을 보이면서, 저금리 기조 하 금융기관의 관대한 대출관행 및 공적 자금지원으로 이자발생부채에 대하여 신용등급 ‘AA-’ 이상 우량등급 기업이 부담하는 평균차입이자율보다 낮은 비용으로 부채를 조달한 기업을 저금리·고차입 한계기업으로 정의하였다.

전통적 한계기업 정의에 해당하는 3년 연속 이자보상배율이 1 미만인 기업들에 대해서도 비교목적의 분석을 수행하여 국내학계 및 금융당국에서 널리 활용하고 있는 장기영업이익 한계기업 기준과 저금리·고차입 한계기업 기준 간 혼잡효과에 차별적인 특성이 있는지도 조사한다.

3.1 한계기업 비중

<표 1>을 살펴보면, 장기 영업이익 기준 한계기업 비중은 2017년 이후 지속 상승 추세에 있다. 주변 국가들의 보호무역주의로 인한 수출 감소, 내수경기 위축 등으로 기업들의 영업성고가 악화된 데에 따른 영향으로 풀이된다. 저금리·고차입 기준 한계기업 비중 추세는 장기 영업이익 기준보다 더 이른 시기인 2013년부터 증가 추세가 확인된다. 2011년 유럽발 재정위기 이후 기준금리 인하 효과가 일정한 시차를 두고 신규 회사채 조달 및 차환 물량에 반영되면서, 저조한 영업성과 및 부실한 재무구조에도 불구하고 비교적 관대한 대출관행을 적용받은 기업들이 꾸준히 늘었을 가능성이 엿보인다.

<표 1> 연도별 한계기업 비중 및 총요소생산성

연도	산업 내 비중		총요소생산성 (규모가중)
	저금리·고차입 한계기업	장기 영업이익 한계기업	
2001	9.65%	15.83%	1.625
2002	7.92%	14.97%	1.622
2003	8.59%	15.95%	1.552
2004	6.90%	13.96%	1.561
2005	6.45%	15.68%	1.486
2006	5.59%	16.19%	1.494
2007	4.51%	18.12%	1.583
2008	4.78%	19.15%	1.477
2009	5.11%	16.77%	1.443
2010	4.28%	17.08%	1.469
2011	3.68%	16.29%	1.435
2012	3.10%	16.18%	1.379
2013	2.90%	16.86%	1.475
2014	2.99%	17.12%	1.492
2015	3.43%	16.02%	1.525
2016	3.32%	14.91%	1.571
2017	3.91%	14.58%	1.567
2018	4.02%	15.62%	1.504
2019	6.04%	17.17%	1.419

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 용어의 정의:

저금리·고차입 한계기업 = 이자발생부채의 평균차입이자율이 신용등급 AA- 이상 기업
의 평균차입이자율보다 낮고, 순유동자산을 제외한 부채총자
산비율이 산업 내 상위 50%이면서, 이자보상배율이 산업 내
하위 50%인 기업(Acharya et al. 2020);

장기 영업이익 한계기업 = 3년 연속 이자보상배율 1미만 기업;

총요소생산성 = 기업수준 총요소생산성(Olley and Pakes 1996;
Imrohoroglu and Tuzel 2014)

3) 총요소생산성의 추정은 부록을 참조

3.2 한계기업의 재무적 특성

한계기업의 재무적 특성을 장기 시계열로 살펴보면, 한계기업의 정의를 충족하기 5년 전부터 지속적인 수익성·안정성·이자상환능력의 악화가 예견된다. 정상기업과 질적으로 현격한 차이를 보이며, 그러한 차이는 한계기업 판별 5년 이후까지도 유의미하게 좁혀지지 않는 것으로 나타난다.

구체적으로 <그림 1>의 수익성 추세를 보면 저금리·고차입 한계기업 및 장기 영업이익 한계기업 모두 한계기업 판별시점 기준 5년을 전·후로 전 기간에 걸쳐 적자 마진 구조에서 벗어나지 못하고 있다.

<그림 1> 한계기업의 수익성(매출액영업이익률) 추세



- 주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상
 2) 매출액영업이익률은 영업이익을 매출액으로 나눈 값
 3) 0시점은 한계기업으로 분류된 회계연도

<그림 2>에서 안정성 추세를 보더라도 총자산에서 부채가 차지하는 비율이 저금리·고차입 한계기업은 80% 이상, 장기 영업이익 한계기업은 70% 이상으로 고차입 재무구조를 장기간 유지하는 모습이다. 정상기업들이 60% 수준의 부채총자산비율을 유지하는 가운데 꾸준한 자본 증식을 통해 부채비율을 점차적으로 낮추어가는 양상과는 상당히 대비된다.

<그림 2> 한계기업의 안정성(부채총자산비율) 추세



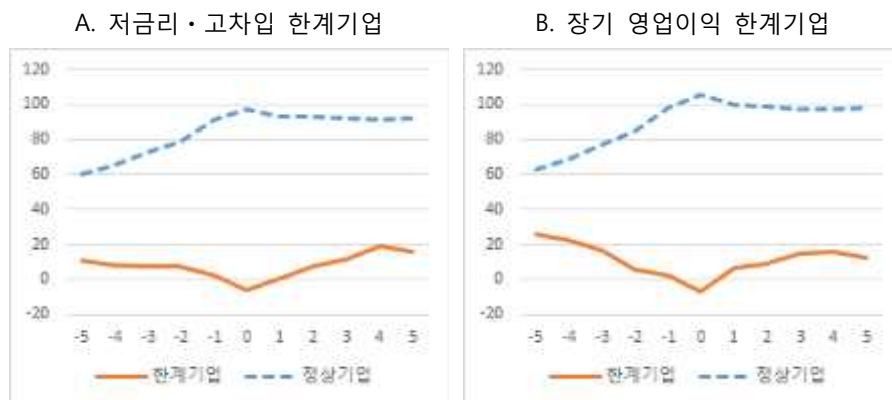
주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 부채총자산비율은 총부채를 총자산으로 나눈 값

3) 0시점은 한계기업으로 분류된 회계연도

<그림 3>에서 이자상환능력을 살펴보다도 한계기업의 부실한 기초여건은 만성적인 특성을 보이며, 시장에서의 효율적인 진입과 퇴출이 이루어지고 있는 모습이라 보기 어렵다. 저금리·고차입 한계기업의 이자보상배율은 -5.8, 장기 영업이익 한계기업의 이자보상배율은 -7.2로 이자보상배율 10 수준을 회복하는 데 평균적으로 2년의 기간이 소요되고 있으며, 그 이후에도 정상기업 대비 매우 낮은 수준의 이자보상배율이 유지되는 경향을 관찰할 수 있다.

<그림 3> 한계기업의 이자상환능력(이자보상배율) 추세



- 주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상
 2) 이자보상배율은 영업이익을 이자비용으로 나눈 값
 3) 0시점은 한계기업으로 분류된 회계연도

<표 2>에서 한계기업의 재무적 특성을 횡단면으로 살펴보면, 저금리·고차입 한계기업, 장기 영업이익 한계기업 모두 총요소생산성의 평균값이 각각 -0.093, -0.195로 음의 값을 가진다. 이는 한계기업들의 생산성 수준이 노동 및 자본의 투입으로 달성가능한 시장의 평균 생산성 수준에도 못 미치는 상황임을 의미한다. 총요소생산성 수준은 장기 영업이익 한계기업이 저금리·고차입 한계기업에 비해 2.1배만큼 더 낮은 값을 가지는 반면, 부채총자산비율은 저금리·고차입 한계기업이 장기 영업이익 한계기업 대비 1.2배 높은 수준이다.

<표 2> 한계기업의 재무적 특성

변수	저금리·고차입 한계기업(A)		장기 영업이익 한계기업(B)		평균 차이 (A-B)	t-통계량
	평균	표준편차	평균	표준편차		
총요소생산성	-0.093	0.68	-0.195	0.74	0.103***	(-6.74)
log(자산규모)	17.541	1.40	17.495	1.23	0.047	(-1.57)
부채총자산비율	0.689	0.25	0.562	0.31	0.126***	(-21.89)
매출총이익률	0.217	0.20	0.195	0.19	0.023***	(-5.20)
log(업력)	2.221	0.45	2.354	0.45	-0.133***	(-13.60)
log(현금전환주기)	4.111	1.47	3.922	1.39	0.189***	(-5.96)
상장여부	0.085	0.28	0.181	0.38	-0.096***	(-14.27)
손실여부	0.519	0.50	0.726	0.45	-0.206***	(-19.38)

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 변수의 정의:

총요소생산성 = 기업수준 총요소생산성(Olley and Pakes 1996; Imrohoroglu and Tuzel 2014);

log(자산규모) = 총자산의 자연로그 값;

부채총자산비율 = 총부채를 총자산으로 나눈 값

매출총이익률 = 매출총이익을 매출액으로 나눈 값;

log(업력) = 업력의 자연로그 값;

log(현금전환주기) = 현금전환주기(=(평균재고자산÷매출원가)+(평균매출채권÷매출액)-(평균매입채무÷매출원가))의 자연로그 값;

상장여부 = 상장기업이면 1, 비상장기업이면 0의 값을 갖는 더미변수;

손실여부 = 당기순손실이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수

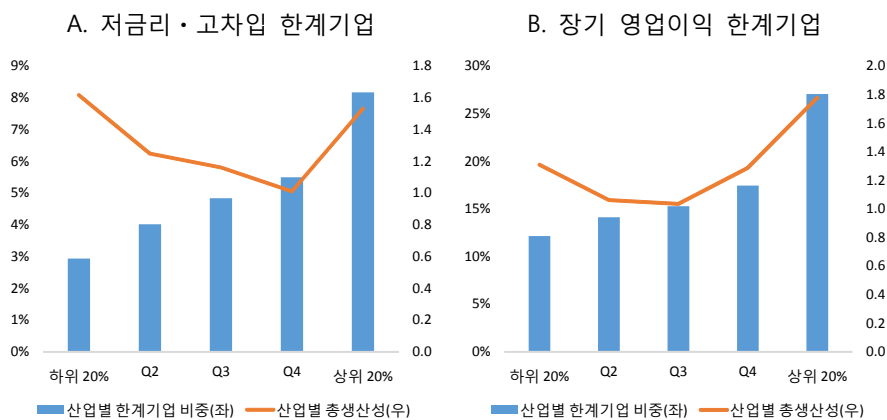
3) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

3.3 한계기업과 총요소생산성 간 관련성

한계기업과 총요소생산성 간 관련성을 산업 수준에서 파악해보면, 산업 내 한계기업 비중과 총요소생산성 간 U자형 관계가 확인된다. 한계기업 비중이 낮은 산업에서는 총요소생산성과 한계기업 비중 간 음(-)의 관련성이 나타나지만, 한계기업 비중이 높은 산업에서는 총요소생산성과 한계기업 비중 간 양(+)의 관련성이 나타난다.

<그림 4>에서 저금리·고차입 한계기업 기준을 살펴보면, 한계기업 비중이 하위 20%에 해당하는 1분위 산업의 총요소생산성은 1.617로 가장 높고, 2, 3, 4분위로 한계기업 비중이 점차 높아질수록 총요소생산성 수준도 낮아지는 것으로 확인된다. 다만, 한계기업 비중이 가장 높은 5분위의 총요소생산성은 1.532로 한계기업 비중이 가장 낮은 1분위 다음으로 높은 생산성 수준을 보여 한계기업 비중과 총요소생산성 간 음(-)의 관련성은 1분위에서 4분위 구간까지만 뚜렷하게 나타난다.

<그림 4> 산업별 한계기업 비중 및 총요소생산성



주 : 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

이러한 U자형 관계는 장기 영업이익 한계기업 기준에서 더욱 강하게 나타난다. 한계기업 비중이 가장 높은 5분위 산업의 총요소생산성은 1.778, 한계기업 비중이 가장 낮은 1분위 산업의 총요소생산성은 1.309로 한계기업 비중이 월등히 높은 산업에서 총요소생산성이 36% 더 높게 나타났다. 산업 내 한계기업 비중과 총요소생산성 간 음(-)의 관련성은 1분위에서 3분위 구간까지만 완만하게 확인할 수 있다.

이와 같은 결과는 장기 영업이익 한계기업의 열악한 재무적 특성이 개별 기업 특성 요인에 해당할 가능성이 높고, 산업 내 배분효율성 악화에 미치는 영향은 크지 않을 가

능성을 시사한다. 반면, 저금리·고차입 한계기업은 저비용으로 차입자본을 점유하면서 산업 내 타 기업 생산성에 부정적인 영향을 미치고 있을 가능성이 클 것으로 짐작할 수 있다.

<표 3>을 통해 기업수준에서 한계기업 여부와 중요소생산성 간의 상관계수를 살펴보면, 저금리·고차입 한계기업은 -0.139, 장기 영업이익 한계기업은 -0.302로 장기 영업이익 한계기업일수록 중요소생산성과 더 큰 음(-)의 관련성을 보인다. 그러나 산업수준에서 상관관계를 살펴보면, 산업별 저금리·고차입 한계기업 비중과 중요소생산성 간 상관계수는 -0.210인 반면, 장기 영업이익 한계기업 비중과 중요소생산성 간의 상관계수는 0.112로 양(+)의 값을 가진다. 생산성이 높은 산업을 중심으로 한계기업의 쏠림 현상을 유발하는 내생적 영향이 있을 것으로 판단된다. 특히 이러한 내생성은 장기 영업이익 한계기업에서 뚜렷하게 나타나므로 산업 내 배분효율성, 혼잡효과 등과 관련한 분석에는 저금리·고차입 기준 한계기업 정의를 활용하는 것이 보다 타당할 것으로 판단된다.⁵⁾

<표 3> 기업·산업수준별 한계기업과 중요소생산성 간 상관관계

상관계수	기업수준		산업수준	
	저금리·고차입 한계기업	장기 영업이익 한계기업	저금리·고차입 한계기업	장기 영업이익 한계기업
중요소생산성	-0.139	-0.302	-0.210	0.112

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 기업수준은 개별 기업의 한계기업 여부와 중요소생산성 측정치 간 Pearson 상관계수, 산업수준은 산업 내 한계기업 비중과 중요소생산성 측정치 간 Pearson 상관계수를 나타냄

진술한 논의를 종합해보면, 2010년대 초저금리의 지속으로 저금리·고차입 특성을 보이는 한계기업 비중이 꾸준히 증가하는 추세이다. 한계기업의 경우 수익성·안정성·이자상환능력 등 전반적인 재무 기초여건이 매우 열악할 뿐만 아니라, 한계기업 판별 전·후 재무적 특성을 장기 시계열로 살펴보다도 한계 상황의 신속한 탈피를 기대하기 어려워 보인다.

- 5) 산업 내 한계기업 비중과 중요소생산성 수준 간 비선형관계를 유발하는 내생적 요인은 본 연구의 분석범위를 벗어나는 주제로 후속 연구가 필요할 것으로 판단된다. 고생산성 산업으로 정책자금을 비롯한 투자자금이 집중되고 상대적으로 관대한 대출관행이 이루어짐에 따라 한계기업에 대한 금융기관의 역선택이 발생할 가능성, 기술진보를 통해 높은 생산성을 달성한 산업일수록 높은 경쟁강도에 따른 양극화 심화로 한계기업 비중과 중요소생산성 간 양(+)의 관계가 나타날 가능성 등이 대안적 설명일 수 있다.

한계기업 자체의 생산성 수준은 3년 연속 이자보상배율이 1 미만인 장기영업이익 기준 한계기업일수록 더욱 낮은 것으로 확인되며, 한계기업이 속한 산업 전체의 생산성 수준은 저금리·고차입 기준을 활용하였을 때 더욱 뚜렷하게 확인된다. 기업 수준 생산성 저하 문제의 분석에는 장기영업이익 한계기업을 기준을 활용하는 것이 적합하고, 한계기업 혼잡효과의 분석에는 저금리·고차입 기준의 활용이 적합할 것으로 판단된다. 아울러, 저금리·고차입 특성의 한계기업이 산업 내 한정된 차입자본을 저비용으로 차지함에 따라 산업 내 분배효율성이 악화되었을 개연성에 대해 보다 엄밀한 검증을 수행하기 위해서는 각 요소생산성에 영향을 미치는 변수들을 충분히 통제할 상태에서 다중회귀분석의 수행이 필요할 것이다.

3.4 다중회귀분석 표본선정 기준

본 연구에서는 국내 기업 부문 전반의 한계기업 혼잡효과를 분석하기 위해 2001년부터 2019년까지 외부감사대상 법인을 대상으로 분석대상 표본을 선정하였다. 금융업종은 재무적 특수성을 고려하여 분석대상에서 제외하였다. 사업보고서 상 연차지표의 일관된 비교를 위해 12월 말 결산법인을 대상으로 표본을 구성하였으며, 생존편의로 인한 측정 오차 가능성을 배제하기 위해 상장폐지·파산 등의 사유로 외부감사대상에서 제외된 법인을 포함하였다. 총요소생산성 추정 및 통제변수 구성이 불가능한 기업-연도는 표본에서 탈락하여, 최종적으로 99,667개 기업-연도 관측치를 확보하였다. 주요 변수 구성에 필요한 외부감사대상 법인의 재무자료는 FnGuide에서 입수하였으며, 총요소생산성 추정 시 필요한 성격별 급여 항목의 인건비 자료는 TS2000을, 투입물과 산출물 금액을 실질화하기 위한 GDP 디플레이터 자료는 한국은행 경제통계시스템을 활용하여 수집하였다. 극단값으로 인한 잠재적 영향을 완화하고자 모든 연속형 변수는 상·하위 1% 수준에서 윈저화하였다.

3.5 다중회귀분석 모형 설정

한계기업 혼잡효과를 분석하기 위한 모형은 관련 선행연구의 방법론을 준용하여 아래 식(1)과 같이 설정하였으며(Caballero et al. 2008; McGowan et al. 2018; Hallak et al. 2018; Acharya et al. 2020), 하첨자 i, j, t 는 각각 기업, 산업, 연도를 의미한다.

$$\Delta \text{생산요소}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{정상기업}_{i,t} + \beta_2 \text{정상기업}_{i,t} \times \text{산업내한계기업비중}_{j,t-1} + \sum \text{통제변수} + \sum \text{고정효과} + \epsilon \quad (1)$$

여기서, 생산요소는 노동·자본 투입요소에 해당하는 총임금·설비자산과 함께 최종 산출물에 해당하는 부가가치와 추정모형을 통해 측정한 총요소생산성을 포함한다. 정상기업은 저금리·고차입 한계기업이 아닌 기업과 장기 영업이익 한계기업이 아닌 기업을 의미하며, 산업내한계기업비중은 해당 기업-연도가 속한 산업의 한계기업 비중을 의미한다. 산업내한계기업비중은 전기 변수를 활용하며, 이는 한계기업 비중 증가와 배분 효율성 악화에 따른 정상기업의 생산성 저하 간 일정한 시차를 두어 선후관계를 보다 명확하게 하기 위함이다. 선행연구에서 생산성의 영향요인으로 파악한 다양한 특성을 통제하기 위하여 기업규모, 재무구조, 수익성, 업력, 영업효율성 등과 관련한 각종 대용치 및 고정효과(연도 혹은 산업-연도)를 모형에 고려하였다. 한계기업의 혼잡효과로 정상기업의 생산 활동이 저하될 경우 β_2 는 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다.

IV. 한계기업 혼잡효과의 실증분석

본 절에서는 한계기업이 외부감사대상 기업 부문의 자원배분 효율성에 미치는 영향에 대해 종합적인 검증을 수행한다. 먼저 주요 변수를 중심으로 표본 분포를 확인한 후 한계기업의 존속이 정상기업의 총임금, 설비투자, 부가가치, 총요소생산성 등에 미치는 혼잡효과에 대해 다중회귀분석을 실시한다.

4.1 주요 변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

주요 변수들에 대한 기술통계량은 <표 4>에서 제시한다. 전체 표본에서 상장법인의 기업-연도는 16.1%에 해당하며, 손실연도는 18.9% 수준이다. 로그 변환한 자산규모의 평균값은 17.663으로 평균 자산규모는 대략 470억원 수준이며, 총자산에서 총부채가 차지하는 비율은 평균 37.3%이다. 매출총이익 기준 마진율은 20.7%에 해당한다. 평균적으로 약 10.2년의 업력을 보이며, 영업활동과 관련한 평균 현금전환주기는 56.1일에 해당한다.

<표 5>에서 총요소생산성은 $\log(\text{자산규모})$, $\log(\text{매출총이익률})$, $\log(\text{업력})$ 과 1% 수준에서 유의미한 양(+)의 상관관계를 보여 투자자본의 증대, 영업마진을 제고, 지식 및 노하우의 축적 등이 기업의 생산성 향상과 밀접한 관련이 있는 것으로 파악된다.

<표 4> 주요 변수의 기술통계량

변수	평균	표준편차	p10	1분위수	중위수	3분위수	p90
총요소생산성	0.372	0.628	-0.238	0.041	0.329	0.687	1.112
log(자산규모)	17.663	1.265	16.397	16.759	17.346	18.260	19.368
부채총자산비율	0.373	0.234	0.066	0.189	0.369	0.530	0.657
매출총이익률	0.207	0.155	0.062	0.102	0.164	0.263	0.423
log(업력)	2.319	0.455	1.609	1.946	2.303	2.708	2.944
log(현금전환주기)	4.036	1.119	2.614	3.493	4.185	4.753	5.238
상장여부	0.161	0.367	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
손실여부	0.189	0.392	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월 말 결산법인 대상 99,667개 기업-연도

2) 변수의 정의는 <표 2>를 참조

<표 5> 주요 변수의 상관계수

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) 총요소생산성	1.000							
(2) log(자산규모)	0.605	1.000						
(3) 부채총자산비율	-0.136	-0.093	1.000					
(4) 매출총이익률	0.148	0.040	-0.011	1.000				
(5) log(업력)	0.162	0.452	-0.156	-0.009	1.000			
(6) log(현금전환주기)	-0.100	-0.007	-0.009	0.149	0.047	1.000		
(7) 상장여부	0.202	0.495	-0.164	0.031	0.351	0.091	1.000	
(8) 손실여부	-0.395	-0.025	0.268	-0.092	0.029	0.037	0.064	1.000

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월 말 결산법인 대상 99,667개 기업-연도

2) 굵은 글씨는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

3) 변수의 정의는 <표 2>를 참조

4.2 총임금

산업 내 한계기업 비중의 증가가 정상기업의 노동생산성에 어떠한 영향을 미칠지는 노동시장의 특성에 따라 차별적으로 나타날 수 있다. 해외의 경우 대체로 산업 내 한계기업 비중의 증가가 정상기업의 노동생산성 저하를 유발하는 것으로 나타났다(Caballero et al. 2008; McGowan et al. 2018; Hallak et al. 2018). 반면, 국내의 경우

제조부문 특유의 노동경직성으로 불황기에도 고용의 신축적 조정을 기대하기 어려운 측면이 있어(이상호와 김진배 2019), 노동생산성 혼잡효과에 대한 실증결과는 지역별·산업별로 혼재된 상황이다(김낙현과 김정연 2015; 배한형 등 2019).

<표 6>을 통해 2001-2019년 외부감사대상 비금융업중 기업 부문의 노동생산성 혼잡효과를 살펴본 결과 산업 내 한계기업 비중의 증가는 해당 산업 내 정상기업의 총임금을 감소시키는 것으로 나타났다. 저금리·고차입 한계기업의 혼잡효과를 살펴 본 열(1)과 열(2), 장기 영업이익 한계기업의 혼잡효과를 살펴본 열(3)과 열(4) 모두에서 1% 수준에서 유의미한 결과를 확인하였다.

총임금 감소효과의 규모는 저금리·고차입 한계기업이 -0.378, -0.325로 장기 영업이익 한계기업 기준 -0.069, -0.122보다 더 큰 것으로 나타났다. 각 기준별 최근 사업연도의 한계기업 비중 증가분을 토대로 차기 혼잡효과의 경제적 유의성을 살펴본 결과 역시, 저금리·고차입 한계기업으로 인한 정상기업의 총임금 감소효과는 0.65%(열 (2)), 장기 영업이익 한계기업으로 인한 정상기업의 총임금 감소효과는 0.19%로 나타나(열 (4)), 저금리·고차입 특성의 한계기업일수록 정상기업의 노동생산성에 더욱 부정적인 영향을 미치는 것으로 파악된다.

<표 6> 한계기업 혼잡효과: 총임금

	예측 부호	종속변수: Δ 총임금			
		한계기업 정의:			
		저금리·고차입 한계기업		장기 영업이익 한계기업	
		(1)	(2)	(3)	(4)
정상기업	+	0.039*** (6.18)	0.032*** (4.96)	0.044*** (9.05)	0.052*** (10.34)
정상기업×산업내한계기업비중	-	-0.378*** (-8.56)	-0.325*** (-6.12)	-0.069*** (-3.62)	-0.122*** (-5.66)
log(자산규모)	+	0.019*** (21.61)	0.018*** (20.53)	0.018*** (21.06)	0.017*** (20.25)
부채총자산비율	+	-0.014*** (-3.45)	-0.015*** (-3.92)	-0.012*** (-2.97)	-0.011*** (-2.91)
매출총이익률	+	0.091*** (14.92)	0.094*** (14.72)	0.085*** (13.79)	0.094*** (14.74)
log(업력)	±	-0.048*** (-20.84)	-0.046*** (-20.26)	-0.047*** (-20.40)	-0.044*** (-19.57)
log(현금전환주기)	-	-0.012*** (-13.71)	-0.013*** (-15.36)	-0.011*** (-13.25)	-0.013*** (-15.85)
상장여부	+	0.016*** (5.91)	0.015*** (5.34)	0.019*** (7.04)	0.016*** (5.78)
손실여부	-	-0.032*** (-12.61)	-0.033*** (-13.00)	-0.025*** (-9.01)	-0.026*** (-9.38)
상수항	±	-0.146*** (-8.89)	-0.172*** (-10.89)	-0.168*** (-10.85)	-0.183*** (-12.42)
한계기업 혼잡효과		-0.76%	-0.65%	-0.11%	-0.19%
고정효과		연도	연도-산업	연도	연도-산업
관측치		99,667	99,667	99,667	99,667
설명력		0.345	0.392	0.345	0.393

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 정상기업은 한계기업에 해당되지 않는 기업을 의미, 기타변수의 정의는 <표 2>를 참조

3) 괄호안 t-통계량은 기업수준 군집 표준오차로 산출(Petersen 2009)

4) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

5) 한계기업 혼잡효과는 2019 한계기업 증가의 2020 산업 내 예상 전이효과

4.3 설비자산

한계기업이 신속히 퇴출되지 않고 산업 내 한정된 자원을 과다 점유하는 상황이 만성화되면, 정상기업의 투자가 위축되어 정상적인 기업 활동을 통한 시장경쟁력 확보에 제약요인이 될 수 있다(Caballero et al. 2008). <표 7>을 통해 국내 기업 부문의 설비 투자와 관련한 혼잡효과를 살펴보면, 산업 내 한계기업 비중 증가는 해당 산업 내 정상기업의 설비자산 규모를 감소시키는 것으로 나타났다. 단, 저금리·고차입 한계기업의 혼잡효과와 경우 연도 고정효과만을 통제한 열(1)에서는 유의하지 않은 음(-)의 관련성을 보이며(-0.096, t값: -1.47), 산업-연도 고정효과를 통제한 열(2)에서는 1% 수준에서 유의한 설비투자 감소 효과를 확인할 수 있었다(-0.499, t값: -6.66). 장기 영업이익의 기준 한계기업 혼잡효과를 살펴본 열(3)과 열(4)에서는 모두 1% 수준에서 유의미한 결과를 확인하였다.

총임금 감소효과와 규모는 통계적 유의성이 나타나지 않은 열(1)을 제외할 경우 저금리·고차입 한계기업이 -0.499이고, 장기 영업이익의 한계기업 기준 동일 모형의 계수값은 -0.259로 저금리·고차입 특성 한계기업의 혼잡효과가 더 크게 나타났다. 각 기준별 최근 사업연도의 한계기업 비중 증가분을 토대로 차기 혼잡효과와 경제적 유의성을 살펴본 결과 역시, 저금리·고차입 한계기업으로 인한 정상기업의 설비자산 감소효과는 1.00%(열 (2)), 장기 영업이익의 한계기업으로 인한 정상기업의 총임금 감소효과는 0.40%로 나타나(열 (4)), 저금리·고차입 특성의 한계기업일수록 정상기업의 신규 투자를 더욱 위축시키는 것으로 보인다.

<표 7> 한계기업 혼잡효과: 설비자산

	예측 부호	종속변수: Δ 설비자산			
		한계기업 정의:			
		저금리·고차입 한계기업		장기 영업이익 한계기업	
		(1)	(2)	(3)	(4)
정상기업	+	-0.000 (-0.05)	0.024** (2.41)	0.078*** (11.88)	0.098*** (14.28)
정상기업×산업내한계기업비중	-	-0.096 (-1.47)	-0.499*** (-6.66)	-0.148*** (-5.98)	-0.259*** (-9.33)
log(자산규모)	+	0.035*** (21.66)	0.036*** (22.62)	0.034*** (21.64)	0.035*** (22.48)
부채총자산비율	+	0.002 (0.25)	0.008 (1.34)	0.015** (2.40)	0.021*** (3.36)
매출총이익률	+	-0.007 (-0.78)	-0.004 (-0.38)	0.007 (0.74)	0.003 (0.33)
log(업력)	±	-0.086*** (-22.32)	-0.083*** (-21.59)	-0.084*** (-21.73)	-0.080*** (-20.74)
log(현금전환주기)	-	0.002 (1.57)	0.002 (1.15)	-0.000 (-0.07)	-0.000 (-0.17)
상장여부	+	-0.005 (-1.07)	-0.007 (-1.59)	-0.004 (-0.90)	-0.006 (-1.33)
손실여부	-	-0.001 (-0.24)	-0.001 (-0.17)	0.014*** (3.55)	0.013*** (3.30)
상수항	±	-0.432*** (-14.79)	-0.362*** (-13.02)	-0.495*** (-17.82)	-0.415*** (-15.69)
한계기업 혼잡효과		-0.19%	-1.00%	-0.23%	-0.40%
고정효과		연도	연도-산업	연도	연도-산업
관측치		99,667	99,667	99,667	99,667
설명력		0.015	0.019	0.016	0.020

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 정상기업은 한계기업에 해당되지 않는 기업을 의미, 기타변수의 정의는 <표 2>를 참조

3) 괄호안 t-통계량은 기업수준 군집 표준오차로 산출(Petersen 2009)

4) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

5) 한계기업 혼잡효과는 2019 한계기업 증가의 2020 산업 내 예상 전이효과

4.4 부가가치

전술한 바와 같이 국내 기업 부문에서도 한계기업의 증가는 동일 산업 내 정상기업의 고용 및 투자를 위축시키는 혼잡효과가 확인된다. <표 8>을 통해 최종 부가가치 창출 측면에서도 혼잡효과와 정도를 살펴보면, 한계기업 비중 증가는 해당 산업 내 정상기업의 부가가치 창출에 악영향을 미치는 것으로 확인된다. 저금리·고차입 한계기업의 혼잡효과를 살펴 본 열(1)과 열(2), 장기 영업이익 한계기업의 혼잡효과를 살펴본 열(3)과 열(4) 모두에서 1% 수준에서 유의미한 결과가 나타났다.

구체적으로 정상기업의 부가가치 감소효과의 규모는 저금리·고차입 한계기업 기준 -0.913, -1.014로 장기 영업이익 한계기업 기준 -0.354, -0.486보다 더 큰 것으로 나타났다. 각 기준별 최근 사업연도의 한계기업 비중 증가분을 토대로 차기 혼잡효과와 경제적 유의성을 살펴본 결과 역시, 저금리·고차입 한계기업으로 인한 정상기업의 부가가치 감소효과는 2.03%(열 (2)), 장기 영업이익 한계기업으로 인한 정상기업의 총임금 감소효과는 0.76%로 나타나(열 (4)), 저금리·고차입 특성의 한계기업일수록 정상기업의 부가가치 창출에 더욱 부정적인 영향을 미치는 것으로 파악된다.

<표 8> 한계기업 혼잡효과: 부가가치

	예측 부호	종속변수: △부가가치			
		한계기업 정의:			
		저금리·고차입 한계기업		장기 영업이익 한계기업	
		(1)	(2)	(3)	(4)
정상기업	+	0.119*** (9.87)	0.122*** (9.72)	-0.116*** (-13.18)	-0.094*** (-9.90)
정상기업×산업내한계기업비중	-	-0.913*** (-12.13)	-1.014*** (-10.68)	-0.354*** (-12.64)	-0.486*** (-13.87)
log(자산규모)	+	0.014*** (10.73)	0.014*** (10.28)	0.017*** (12.81)	0.017*** (12.52)
부채총자산비율	+	0.130** (18.87)	0.132*** (19.06)	0.089*** (13.18)	0.094*** (13.79)
매출총이익률	+	0.346*** (31.99)	0.365*** (31.79)	0.339*** (31.14)	0.365*** (32.06)
log(업력)	±	-0.007* (-1.95)	-0.005 (-1.53)	-0.017*** (-4.79)	-0.013*** (-3.81)
log(현금전환주기)	-	-0.041*** (-28.30)	-0.043*** (-29.16)	-0.039*** (-27.13)	-0.043*** (-28.81)
상장여부	+	0.038*** (8.86)	0.038*** (8.61)	0.041*** (9.73)	0.037*** (8.47)
손실여부	-	-0.341*** (-67.86)	-0.339*** (-67.61)	-0.388*** (-72.62)	-0.388*** (-72.67)
상수항	±	-0.133*** (-5.00)	-0.211*** (-8.16)	0.047* (1.92)	0.013 (0.55)
한계기업 혼잡효과		-1.83%	-2.03%	-0.55%	-0.76%
고정효과		연도	연도-산업	연도	연도-산업
관측치		99,667	99,667	99,667	99,667
설명력		0.173	0.184	0.181	0.192

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 정상기업은 한계기업에 해당되지 않는 기업을 의미, 기타변수의 정의는 <표 2>를 참조

3) 괄호안 t-통계량은 기업수준 군집 표준오차로 산출(Petersen 2009)

4) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

5) 한계기업 혼잡효과는 2019 한계기업 증가의 2020 산업 내 예상 전이효과

45 총요소생산성

<표 9>를 살펴보면, 산업 내 한계기업 비중 증가는 해당 산업 내 정상기업의 총요소생산성에도 악영향을 미치는 것으로 나타났다. 저금리·고차입 한계기업의 혼잡효과를 분석한 열(1)과 열(2), 장기 영업이익 한계기업의 혼잡효과를 분석한 열(3)과 열(4) 모두에서 1% 수준에서 유의미한 결과가 나타났다.

한계기업 비중 증가에 따른 정상기업의 총요소생산성 감소 규모는 저금리·고차입 한계기업 기준이 -0.591, -0.755, 장기 영업이익 한계기업 기준이 -0.364, -0.422로 저금리·고차입 한계기업의 혼잡효과가 더 큰 것으로 확인된다. 각 기준별 차기 혼잡효과의 경제적 유의성 역시, 저금리·고차입 한계기업으로 인한 정상기업의 총요소생산성 감소효과는 1.51%(열 (2)), 장기 영업이익 한계기업으로 인한 정상기업의 총요소생산성 감소효과는 0.66%로 나타나(열 (4)), 저금리·고차입 특성의 한계기업일수록 정상기업의 생산성 악화에 미치는 영향이 더 큰 것으로 파악된다.

<표 9> 한계기업 혼잡효과: 총요소생산성

	예측 부호	종속변수: Δ 총요소생산성			
		한계기업 정의:			
		저금리·고차입 한계기업		장기 영업이익 한계기업	
		(1)	(2)	(3)	(4)
정상기업	+	0.086*** (7.89)	0.095*** (8.32)	-0.134*** (-16.67)	-0.125*** (-14.53)
정상기업×산업내한계기업비중	-	-0.591*** (-8.99)	-0.755*** (-9.09)	-0.364*** (-15.34)	-0.422*** (-14.08)
log(자산규모)	+	0.001 (1.03)	0.001 (1.08)	0.004*** (3.90)	0.004*** (3.77)
부채총자산비율	+	0.134*** (21.70)	0.137*** (21.88)	0.095*** (15.68)	0.097*** (15.86)
매출총이익률	+	0.267*** (28.09)	0.287*** (28.30)	0.273*** (28.96)	0.290*** (29.33)
log(업력)	±	0.032*** (9.75)	0.031*** (9.63)	0.021*** (6.63)	0.022*** (7.03)
log(현금전환주기)	-	-0.030*** (-23.49)	-0.032*** (-24.13)	-0.030*** (-23.51)	-0.031*** (-24.11)
상장여부	+	0.025*** (6.57)	0.027*** (6.91)	0.025*** (6.85)	0.024*** (6.51)
손실여부	-	-0.316*** (-67.50)	-0.314*** (-66.89)	-0.367*** (-74.02)	-0.367*** (-73.71)
상수항	±	-0.082*** (-3.51)	-0.100*** (-4.40)	0.106*** (4.91)	0.126*** (6.04)
한계기업 혼잡효과		-1.19%	-1.51%	-0.57%	-0.66%
고정효과		연도	연도-산업	연도	연도-산업
관측치		99,667	99,667	99,667	99,667
설명력		0.105	0.108	0.119	0.122

주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 정상기업은 한계기업에 해당되지 않는 기업을 의미, 기타변수의 정의는 <표 2>를 참조

3) 괄호안 t-통계량은 기업수준 군집 표준오차로 산출(Petersen 2009)

4) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미(양측검정)

5) 한계기업 혼잡효과는 2019 한계기업 증가의 2020 산업 내 예상 전이효과

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구에서는 국내 기업 부문을 대상으로 한계기업의 증가가 정상기업의 생산성에 미치는 악영향에 대해 종합적인 검증을 수행하였다. 장기간 경제성장률의 하락, 기업 부문의 기초여건 악화가 지속되면서 최근 한계상태에 직면한 기업 비중이 가파르게 증가하고 있다. 이는 정상적인 기업의 생산성을 악화시켜 경제성장의 잠재적 제약요인으로 작용할 수 있다는 점에서(Caballero et al. 2008; McGowan et al. 2018; Hallak et al. 2018; Acharya et al. 2020), 금융안정 차원의 한계기업 신용위험 관리나 투자자보호 차원의 지정감사인 배정을 넘어선 보다 거시적이고 선제적인 정책 대응이 요구된다.

한계기업의 재무적 특성을 장기시계열로 살펴본 결과, 한계기업은 정상기업 대비 차입규모가 크고 재무건전성이 우려되는 한편, 수익성·성장성의 악화 정도가 심각하여 안정적인 채무 상환을 기대하기 어려운 상황이다. 한계적 상황에 이르기 이전부터 중요소생산성 역시 급격히 하락하는 모습이 확인되며, 한계기업으로 판별된 이후에도 장기간 낮은 수준의 생산성이 유지되는 특성을 보인다. 한계기업은 영업활동 경쟁력의 근본적인 개선을 기대하기 어려워 자연적인 한계 상황 탈피가 불가능할 것으로 예상됨에도 불구하고, 취약한 성과를 유지하며 시장에 존속하는 경향이 있다.

이와 같은 만성적 한계기업의 존속 문제는 초저금리 환경이 지속되는 가운데 저비용차입자본의 증가 문제와 무관하지 않을 것으로 판단된다(Acharya et al. 2020). 따라서 국내 기업 부문을 대상으로 한계기업과 정상기업 간 배분효율성 개선에 따른 역동성 제고 효과를 분석하고, 이를 계량화함으로써 국내 기업 부문의 생산성 저하를 유발하는 한계기업 요인을 종합적으로 파악할 필요가 있다. 특히, 장기 영업이익에 기초한 전통적인 한계기업 영향과 더불어 저금리·고차입 특성을 보이는 한계기업의 영향을 검증할 필요가 있다.

2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 99,667개 기업-연도 표본을 대상으로 한 분석 결과, 한계기업 비중 증가는 기업 부문 전반에 걸쳐 고용과 설비투자를 위축시키고, 정상기업의 부가가치 창출에 제약요인으로 작용하면서 중요소생산성 저하와 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 정상기업의 생산활동에 미치는 부정적 효과는 영업이익창출능력 저하로 한계상태에 직면한 장기 영업이익 한계기업의 영향보다 저비용으로 차입자본을 점유하고 있는 저금리·고차입 한계기업의 영향이 더욱 큰 것으로 나타났다. 이는 저금리·고차입 한계기업이 산업 내 한정된 희소자원을 저비용으로 점유함에 따라 한계·정상기업 간 자원의 배분효율성을 크게 악화시키고 있을 가능성을 시사한다.

본 연구는 국내 기업 부문의 한계기업 혼잡효과를 종합적으로 검증하였다는 점에서 공헌점이 있다. 기존 국내 연구는 일부 지역·업종 등으로 분석대상 범위를 한정하거나

(김낙현과 김정연 2015; 김원규·최현경 2017), 특정 생산요소만을 대상으로(배한형 외 2019; 송상윤 2020) 세부적인 혼잡효과 검증에 집중하였다. 한편, 저금리·고차입 특성의 한계기업이 장기 영업이익 한계기업 대비 혼잡효과가 더 크다는 본 연구의 결과는 경제 전반의 배분효율성 및 잠재성장률 제고 차원에서 저비용 차입자본을 과도하게 활용하고 있는 한계기업을 중심으로 관리감독 강화의 필요성을 제기한다. 아울러, 장기 영업이익 기준에 국한하여 한계기업 문제를 분석해온 학계로 하여금 연구목적에 부합하는 한계기업 특성을 탐색할 필요가 있음을 제안한다는 점에서 추가적인 공헌점이 있다.

단, 본 연구는 입수가 가능한 자료의 한계로 이자발생부채의 평균차입이자율을 측정하여 저금리·고차입 한계기업을 판별하고 있으므로 측정오차에 의한 결과의 편의 가능성을 내포한다. 이는 저수익·저성장·저신용 특성을 보이는 한계기업이 어떠한 경로를 통해 저비용의 차입자본을 조달하였는지 정책금융기관을 중심으로 실제 대출 관행을 살펴볼 필요성을 시사하는 바 후속 연구의 필요성이 제기되는 부분이기도 하다.

부록: 총요소생산성의 추정

본 연구에서는 국내 기업 부문의 총요소생산성을 측정하기 위해 Olley and Pakes (1996) 모형을 기초로 한 Imrohoroglu and Tuzel (2014)의 방식을 준용하여 개별 기업 수준에서 총요소생산성을 추정하였다.

총요소생산성이란 전통적 생산요소인 노동과 자본이 부가가치 창출에 기여한 효과 이외에 모든 생산요소의 성장기여 효과를 의미한다(Solow 1957). 지식·특허·영업권 등 무형의 요소가 부가가치 창출에 기여한 몫으로 볼 수 있으며, 기업별 기술 진보 수준, 경제적 해자 구축, 규모의 경제 실현 정도에 따라 차별적으로 나타날 수 있다.

기업-연도별 총요소생산성을 측정하기 위해 Cobb-Douglas 생산함수를 로그 변환하여 아래의 식(1)을 도출하였다.

$$y = \beta_0 + \beta_k k + \beta_l l + \omega + \eta \quad (A1)$$

여기서 y 는 로그 변환한 산출물이며, 산출물은 인건비와 감가상각비를 제외한 총비용을 매출액에서 차감하여 측정한 경제적 부가가치이다. k 는 로그 변환한 자본으로, 자본은 설비자산 규모로 제화와 용역의 생산에 실질적인 기여도가 있는 자산을 반영하고자 유형자산에서 토지 및 건설중인자산을 제외하였다. l 은 로그 변환한 노동으로, 노동은 제조·판매및일반관리·R&D 등 기업 활동 전 부문에 대한 급여, 퇴직급여, 복리후생비 금액을 합산한 총인건비로 측정한다. ω 는 생산요소 투입 전 개별기업이 관측가능한 생산성 수준이며, η 는 오차항에 해당한다.

판매및일반관리 부문의 인건비는 손익계산서상 확인이 용이하지만 제조·R&D 등 기타 부문의 인건비 자료는 주석사항의 미기재로 입수가 불가능한 기업-연도가 존재한다. 이 경우 해당 기업이 속한 산업-연도, 혹은 산업 수준에서 판매비 상 인건비 대비 총인건비의 중위비율을 산출하여 제조·R&D 부문 인건비를 추정하였다.

투입물과 산출물 금액을 실질화하기 위해 부가가치 및 총인건비는 GDP 디플레이터를 이용하여 2015년을 100으로 변환하였으며, 설비자산의 경우 감가상각누계액으로 자산의 평균 내용연수를 추정한 후 취득시점의 설비투자 디플레이터를 활용하여 실질화하였다.

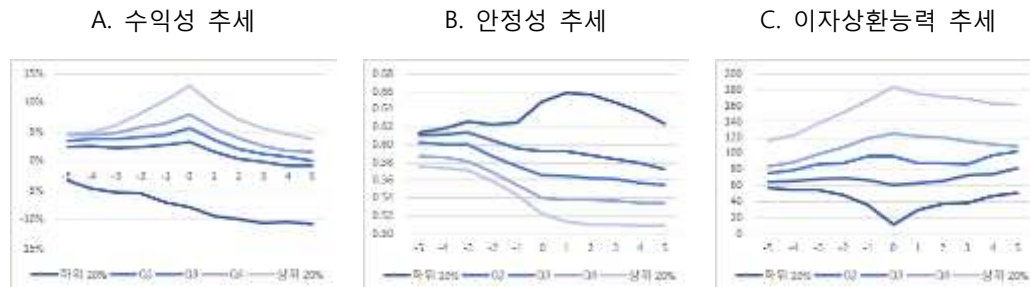
최종적으로 식(A1)의 회귀분석을 통해 개별 기업과 무관한 평균 생산성 $\hat{\beta}_0$, 자본 및 노동에 대한 탄력성 $\hat{\beta}_k$ 와 $\hat{\beta}_l$ 을 추정한 후, 다음의 식(A2)와 같이 기업수준의 총요소생산성(TFP)을 측정하였다.

$$TFP = \exp(y - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_k k - \hat{\beta}_l l) \quad (A2)$$

한편, 회귀분석에 의한 총요소생산성 추정 시 발생할 수 있는 생산요소의 내생성 문제를 해결하기 위해 관련 선행연구의 방법론을 차용하였다(Olley and Pakes 1996; Imrohorohulu and Tuzel 2014). 구체적으로 투입물과 생산성 간 동시성 문제를 완화하기 위해 비모수적 추정방식으로 당기 투자금액을 모형에서 관측되지 않은 시간가변 생산성 충격의 대용치로 활용하였으며, 시장퇴출 기업의 표본 탈락으로 생산성이 과대추정되는 편의 문제를 완화하기 위해 시장퇴출 확률을 추정·통제하였다.

2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인을 대상으로 169,245 기업-연도 추정치를 확보하였으며, 추정된 $\hat{\beta}_l$ 의 평균값(표준편차)은 0.768(0.004)로 Imrohoroglu and Tuzel (2014)와 유사한 통계량이 확인된다. 또한, 아래 <그림 A1>과 같이 추정 총요소생산성 추정치는 수익성·성장성·채무지불능력 등 기업의 기초 재무여건과 관련한 여러 특성에 대해 장기 시계열상 횡단면적 설명력을 보이는 것으로 나타났다.

<그림 A1> 총요소생산성 분위별 장기 재무적 특성



주 : 1) 2001-2019년 외부감사대상 비금융업종 12월말 결산법인 대상

2) 수익성은 매출액영업이익률로 영업이익을 매출액으로 나눈 값; 안정성은 부채총자산비율로 총부채를 총자산으로 나눈 값; 이자상환능력은 이자보상배율로 영업이익을 이자비용으로 나눈 값

참고문헌

<국내문헌>

- 강현수(2011), “한국의 무역의존도와 경제성장에 대한 인과관계 분석”, **산업경제연구**, 24(4), 2135-2153.
- 금융안정보고서, **한국은행**, 2010. 11
- 금융안정상황, **한국은행**, 2020. 9.
- 김낙현, 김정연(2015), “경남지역 한계기업 현황과 대응방안: 금융안정 측면에서 분석”, **[BOK] 지역경제보고서**, 2015(5).
- 김원규, 최현경(2017), “한계기업 비중 확대와 생산성 둔화”, **i-KIET 산업경제이슈**, 제2호.
- 배한형, 신동한, 전현배(2019), “산업의 한계기업 비중이 기업 생산성에 미치는 효과: 기업의 글로벌 가치사슬 참여의 역할을 중심으로”, **시장경제연구**, 48(3), 69-87.
- 송상윤(2020), 한계기업이 우리나라 제조업 노동생산성에 미친 영향. BOK 이슈노트
- 신상훈(2017), “자본시장법 제 178 조부정거래행위의 유형화와 형벌의 적용범위-한계기업의 자금조달행위를 중심으로”, **안암법학**, 53, 215-251.
- 이기영, 우석진(2015), “공적 신용보증이 한계기업의 생존에 미치는 효과”, **재정학연구**, 8(4), 71-90.
- 이상호, 김진배(2019), “노동조합이 제조기업의 노무 행태에 미치는 영향”, **관리회계연구**, 19(2), 1-26.
- 이영준, 김병호(2018), “재무적 한계기업에 대한 대형회계법인의 회계감사가 기업신용등급 평가에 미치는 영향에 대한 실증적 분석”, **회계정보연구**, 36(1), 87-113.
- 이제민(2007), “한국의 외환위기-원인, 해결과정과 결과”, **경제발전연구**, 13(2), 1-42
- 장승제, 송민섭(2018), “재무적 곤경, 한계기업으로의 전이, 그리고 이익조정과의 관련성”, **회계와정책연구**, 23(4), 33-77.
- 한국은행 경제통계시스템

<외국문헌>

- Acharya, V. V., Crosignani, M., Eisert, T., Eufinger, C. (2020), “Zombie credit and (dis-) inflation: evidence from Europe”, *National Bureau of Economic Research*, No. w27158.
- Caballero, R. J., Hoshi, T., Kashyap, A. K. (2008), “Zombie lending and depressed restructuring in Japan”, *American Economic Review*, 98(5), 1943-77.

- Hallak, I., Harasztosi, P., Schich, S. (2018), “Fear the walking dead? Incidence and effects of zombie firms in Europe”.
- İmrohoroglu, A., Tüzel, Ş. (2014), “Firm-level productivity, risk, and return”, *Management Science*, 60(8), 2073–2090.
- McGowan, M. A., Andrews, D., Millot, V. (2018), “The walking dead? Zombie firms and productivity performance in OECD countries”, *Economic Policy*, 33(96), 685–736.
- Olley, S., Pakes, A. (1996), “The dynamics of productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64.
- Petersen, M.A. (2009), “Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches”, *Review of Financial Studies*, 22(1), 435 - 480.
- Solow, R. M. (1957), “Technical change and the aggregate production function”, *The review of Economics and Statistics*, 312–320.
- Tan, Y., Huang, Y., Woo, W. T. (2016), “Zombie firms and the crowding-out of private investment in China”, *Asian Economic Papers*, 15(3), 32–55.

<Abstract>

The Effect of Zombie Leverage at Low Costs on the Productivity of Non-Zombie Firms

[Purpose] The number of so-called zombie firms is rising as economic fundamentals are consistently deteriorating in the Korean economy. Zombie firms could cause congestion effects as they over-occupy limited resources that should be allocated to more productive firms. Therefore, this study examines the zombie congestion problems in the Korean economy and provides policy implications from the findings.

[Methodology] Cross-sectional regression analysis is performed using a sample of 99,667 firm-year observations for Korean non-financial firms over the period 2001–2019.

[Findings] This study finds that the increase of insolvent zombie firms reduces investment and employment of non-zombie firms. The results suggest that the market's effective price competition gets distorted as zombie firms take advantage of extremely low-cost financing and set lower markups on their products. In addition, growing number of zombie firms also decreases total factor productivity of non-zombie firms.

[Policy Implications] Proactive and macroscopic measures on zombie firms should be taken in order to increase firm dynamics in the Korean economy. We also suggest policymakers and regulators step out of the conventional approach and actively investigate characteristics of zombie firms, especially considering the significant impact of zombie firms on resource misallocation.

Key words : Zombie Firm, Congestion Effect, Total Factor Productivity, Auditor Designation