

부가가치 지적계수(VAIC)가 비상장기업 원가행태 및 신용위험에 미치는 영향

김성규* · 정형록** · 최희선***

〈요 약〉

본 연구는 비상장기업을 대상으로 부가가치 지적계수와 그 구성요소인 인적자본 효율성, 구조자본 효율성, 투자자본 효율성이 원가행태와 신용위험에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 실증분석은 Anderson et al.(2013) 모형의 확장모형과 종속변수를 정상기업과 부실기업으로 구분한 이산시간로짓모형을 통해 검증하였다. 또한 기업 유형(비상장 대기업, 외감중소기업, 비외감중소기업)과 산업군(제조업, 서비스업, 건설업, 유통업 등)을 나누어 추가분석을 하였다.

연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 부가가치 지적계수는 원가의 하방경직성을 완화시키는 것으로 나타났다. 특히 구조자본 효율성과 투자자본 효율성은 원가의 하방경직성을 강화하지만, 인적자본 효율성이 하방경직성을 완화시키는 주요한 요인으로 나타났다. 둘째, 부가가치 지적계수와 세 구성요소는 비상장기업의 신용위험에 대한 변별력을 가진 것으로 나타났다. 하지만 투자자본 효율성 외의 구성요소는 오히려 신용위험을 높이는 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점이 있다. 첫째, 부가가치 지적계수와 원가행태와의 관계를 분석한 국내 최초의 연구이다. 둘째, 부가가치 지적계수가 신용위험에 대한 설명력을 갖고 있음을 증명하여 비상장기업의 신용평가 및 가치분석에 새로운 시사점을 제시하고 있다.

〈주제어〉 부가가치 지적계수, 비대칭적 원가행태, 신용위험, 비상장기업

* 신용보증기금 부장, 경영학박사, jese1@kodit.co.kr, 주저자

** 경희대학교 회계·세무학과 교수, jhrjhr@khu.ac.kr, 교신저자

*** 한양대학교 대학원 회계학과 박사과정, hy.heesun.choi@gmail.com, 공동저자

I. 서 론

기업의 역할 중 가장 중요한 것은 고용 창출이다. 고용을 통해 가계는 임금을 획득하고 기업은 임금을 기반으로 한 소비를 통해 이익을 창출한다. 정부는 이러한 임금과 기업이익을 기반으로 세원을 확보하게 된다. 즉 고용을 통해 경제체계의 기초하부를 만들고 경제체계가 작동하게 한다.

고용노동부 사업체 노동실태 현황(2020)에 따르면 2018년 기준 100인 미만 사업체 수가 전체 2,029,782개 중 99.18%의 비중을 차지하고 있으며, 100인 미만 사업체에 종사하는 근로자는 전체 18,198,793명 중 72.90%를 차지하고 있다. 이렇게 중소기업이 사업체 수나 종사자 수에서 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있음에도 불구하고 자료수집의 한계 등으로 인하여 이에 관한 연구는 매우 부족한 실정이다. 따라서 본 연구는 고용에 절대적으로 이바지하는 중소기업을 포함하는 비상장기업의 원가행태와 신용위험에 대해 분석을 수행하고자 한다.

〈표 1〉 2018년 규모별 사업체 수 및 종사자 수

규모	사업체 수	비율	누적 비율	총종사자 수	비율	누적 비율
1~4인	1,228,376	60.52%	60.52%	3,328,655	18.29%	18.29%
5~9인	486,131	23.95%	84.47%	3,124,324	17.17%	35.46%
10~29인	233,738	11.52%	95.98%	3,623,613	19.91%	55.37%
30~49인	39,809	1.96%	97.94%	1,492,242	8.20%	63.57%
50~99인	25,026	1.23%	99.18%	1,698,500	9.33%	72.90%
100~199인	10,383	0.51%	99.69%	1,405,732	7.72%	80.63%
200~299인	2,837	0.14%	99.83%	683,374	3.76%	84.38%
300~499인	1,821	0.09%	99.92%	687,152	3.78%	88.16%
500~999인	1,065	0.05%	99.97%	733,105	4.03%	92.19%
1,000인 이상	596	0.03%	100.00%	1,422,096	7.81%	100.00%
합계	2,029,782	100.00%		18,198,793	100.00%	

1) 출처 : 고용노동부. 2020. 사업체 노동실태 현황.

Anderson et al.(2003)이 매출액(활동량)이 감소하거나 증가할 때 원가행태는 대칭적이기보다는 비대칭적이라는 연구주제를 처음으로 제기한 이후 지난 10여 년간 비대칭적 원가행태와 관련된 연구는 활발히 수행되고 있다. 비대칭적 원가행태는 매출액 감소에 대한 원가의 감소가 매출액 증가에 대한 원가의 증가보다 작거나 더 클 때 발생한다. 기업의 매출이 감소할 때 나타나

는 원가의 감소율이 매출이 증가할 때 나타나는 원가의 증가율보다 더 작을 때 원가가 하방경직적(sticky)이라고 하며, 매출이 증가할 때 나타나는 원가의 증가율보다 매출이 감소할 때 감소하는 원가의 감소율이 더 클 때 하방탄력적(anti-sticky)이라고 한다(Anderson et al. 2003 ; Weiss 2010).

원가의 하방경직성이 있는 기업은 매출액 감소에 따른 원가절감 효과가 작을수록 이익감소는 커진다. 반면에 원가의 하방탄력성이 있는 기업은 매출액이 감소할 때 원가조정이 크게 이루어지므로 이익감소폭이 더 작게 된다. 이러한 비대칭적 원가행태에 관한 연구가 최근에는 신용위험 및 지적자본과의 관련성 등의 주제로 확대되고 있다. 하지만 국내에서는 원가의 비대칭성과 신용위험, 부가가치 지적계수와 관련된 연구는 찾아보기 힘든 실정이다.

II. 선행연구와 가설설정

1. 비대칭적 원가행태 관련 선행연구¹⁾

비대칭적 원가행태에 관한 최초의 연구인 Anderson et al.(2003) 매출이 증가하면 경영자는 기계설비 등에 대한 투자지출을 증대하려고 하나, 매출이 감소하면 일정 기간 유희자원을 유지하여 기계설비 용량에 대한 조정을 피한다고 보고 전반적으로 원가의 하방경직성이 존재하는지를 실증분석하였다. 분석 결과 기업의 매출이 증가할 때 나타나는 원가의 증가율보다 매출이 감소할 때 나타나는 감소율이 더 작게 나타나는 하방경직적인 비대칭성 원가행태를 확인하고 이러한 현상은 경영자의 미래에 대한 낙관적인 전망 때문으로 보고하였다.

이러한 비대칭적 원가행태의 원인을 Banker et al.(2018)은 다음과 같이 세 가지 원가관리와 관련된 의사결정 관점에서 설명하고 있다. 첫 번째는 경영자의 자원조정비용에 관한 의사결정이다. 유희자원을 처분할 때 발생하는 자원조정비용이 유희자원을 유지할 때 발생하는 자원유지비용보다 크면 경영자는 매출이 감소하는 동안 유희자원을 처분하지 않으므로 하방경직적인 원가행태를 보일 것이고 반대로 자원조정비용이 자원유지비용보다 작으면 하방경직적인 원가행태를 완화하는 현상이 나타날 것이다. Venieris et al.(2015)는 조직자본(organizational capital)이 높은 기업은 자원조정비용이 높아 원가의 하방경직성이 강화된다고 주장한다. Banker et al.(2014b)은 제품차별화 전략을 추구하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 자원조정비용이 크므로 역시 원가의 하방경직성이 강화된다고 한다. 경영자의 자원조정과 비대칭적 원가행태 간의 관계는 숙련된 노동자를 해고할지에 대한 경영자의 의사결정을 통해 서도 확인할 수 있다. 경영자는 노동자를 해고하는 데 있어서 기회원가가 작은 쪽으로 의사결정을 해야 한다. 노동자와 관련된 자원조

1) 김성규(2020) 수정

정비용은 명시적 비용과 암묵적 비용으로 구분되는데 명시적 비용은 해고 비용, 재고용을 위한 선발 비용, 재훈련 비용 등이 포함되며 암묵적 비용은 노동자들의 사기 저하, 노동시장에서의 기업의 명성하락 등이다(김미옥 등 2017 ; Banker and Byzalov 2014). Kim and Wang(2016)은 실업급여는 노동자의 해고에 따른 부정적인 결과(암묵적 비용)를 완화해 노동자 해고에 따른 조정 비용을 절감시키므로 후한 실업급여를 주는 미국 주에 있는 기업이 원가의 하방경직성을 완화하고 있다고 보고하였다.

두 번째는 미래 매출수요에 대한 경영자의 기대 성향에 따른 의사결정이다. 미래 매출에 대한 낙관적인 또는 비관적인 기대 성향에 따라 매출 감소 시 유희자원을 유지 또는 처분하는 의사결정이 다르다. 경영자의 지나친 자신감은 미래의 수요를 과대평가하는 경향이 있어서 매출이 하락할 때 유희자원을 보유할 가능성이 더 커 하방경직적인 원가행태가 나타난다(Banker et al. 2014a ; Chen et al. 2013). 반면에 비관적인 성향이 있는 경영자는 매출이 증가할 때 자원수요량을 맞추는 것이 아니라 현재 자원용량까지만 매출을 증가시키며, 매출이 감소할 때는 유희자원이 있으면 최소자원 보유 수준까지 자원을 처분하려 할 것이다. 따라서 경영자의 기대 성향에 따라 비대칭적인 원가행태가 다르게 나타난다(김미옥 등 2017 ; 박진하 · 선우혜정 2016 ; 양대천 2015 ; Banker et al. 2014a). 또한, 경영자는 미래수요를 예측하는 데 기업의 내·외부 환경을 고려하여 판단한다. 지속적인 매출 감소 또는 경기침체기에는 경영자의 비관적인 기대감으로 매출 감소 시 원가의 하방경직성이 완화된다고 주장한다(Banker et al. 2016 ; 안태식 등 2004).

세 번째는 경영자의 유인과 관련된 의사결정이다. Chen et al.(2012)는 경영자가 자신의 위신을 누리기 위해 중복된 자원을 유지하는 의미에서의 제국건설(empire-building) 및 사적 이익을 추구하려는 목적으로 원가의 하방경직성을 증가시킨다고 보고 있지만, 다른 한편으로 경영자는 목표이익 달성을 위한 유인 관점에서 적자감소 회피 또는 이익감소 회피를 위해 중복자원을 감소시키므로써 원가의 하방경직성을 완화시킨다(Kama and Weiss 2013 ; Dierynck et al. 2012). 원가의 비대칭성이 이러한 경영자의 사적 이익 추구의 목적으로 나타난다면 원가의 하방경직성은 이익의 변동성을 크게 하고 이익의 질을 낮춤으로써 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 것이다(이호영 · 서정미 2012).

많은 선행연구가 위와 같이 원가 하방경직성의 결정요인을 분석하고 있지만, 그 의미를 분석하는 연구는 상대적으로 적다. 선행연구가 주는 한 가지 의미 있는 점은 원가의 하방경직성이 미래 성과에 미치는 영향과 관련된 것이다. Anderson et al.(2007)은 매출 감소 기간의 판매관리비 증가가 미래 실적에 대한 긍정적인 신호를 보낸다는 것을 보여준다. 한편 Anderson et al.(2003) 모형은 매출 변화에 대한 원가 변화를 나타내지만, 개별기업 수준에서 매출 변화에 대한 원가 변화를 측정할 수 없는 한계점이 있으므로 Homburg and Nasev(2008)는 개별기업 수준에서 원가의 하방경직성 값을 산출하였다. 분석 결과 원가의 하방경직성이 높은 기업이 호재보다 악재에 더 적극적으로 비용을 반영하는 보수주의 회계처리를 하고 있다고 보고하였다.

Weiss(2010)도 분기별 재무정보를 사용하여 개별기업 수준에서 원가의 하방경직성을 산출하고, 원가의 하방경직성이 이익의 변동성을 증가시켜 재무분석가에게 하방경직성이 있는 기업의 이익 예측력을 약화시킨다고 보고하였다. 구정호(2011)는 Anderson et al.(2003) 모형을 사용하여 원가의 비대칭성에 대해서 이익이 매우 크거나 big-bath처럼 하향의 이익조정 유인을 갖는 기업에는 하방경직적인 이익조정 특성을 보이고 적자회피 의심기업 등 상향의 이익조정 유인을 갖는 기업은 하방 탄력적인 이익조정 특성을 보인다고 보고하였다. 따라서 비대칭적인 원가행태는 기업이 처한 상황이나 산업별, 기업별 특성에 따라 차이가 발생할 수 있다고 본다.

비상장기업을 대상으로 원가의 하방경직성과 관련한 연구는 드물며, 특히 중소기업을 대상으로 한 국내연구는 찾아보기가 어렵다. Via and Perego(2014)는 이태리 중소기업을 대상으로 Anderson et al.(2003) 모형과 Weiss 모형을 분기별 재무정보가 아닌 연도별 재무정보를 갖고 응용하여 산출한 개별기업의 하방경직성 값을 토대로 원가의 하방경직성이 존재하는지를 분석하였다. 상장기업을 비교집단으로 분석했는데 상장기업은 하방경직성이 나타났으나 중소기업에서는 노무비를 제외하곤 매출원가 및 판매관리비는 하방경직성이 존재하지 않는 것으로 보고하였다.

조정은·유혜영(2017)은 국내 비상장기업을 대상으로 Anderson et al.(2003) 모형을 사용하여 원가의 하방경직성이 존재하는지에 대해 분석하였는데 상장기업보다 판매관리비의 하방경직성이 더 크고, 대형 회계법인이 감사인일 때 비상장기업 원가의 하방경직성은 완화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국내 비상장기업의 경영자가 주관적 판단에 의한 원가조정을 함으로써 매출감소 시 그에 상응하는 원가감소가 이루어지지 못하고 있음을 의미한다고 주장하였다.

2. 부가가치 지적계수(VAIC) 관련 선행연구

Pulic(1998)은 지식기반경제로의 성장에 따라 가치창출의 핵심은 물질 자본보다 지적 자본에 있다고 주장하며 기업의 지적 잠재력의 객관적인 측정치인 부가가치 지적계수(Value Added Intellectual Coefficient, 이하 VAIC)를 제시하였다. VAIC는 투자 단위당 부가가치의 창출 정도를 측정해주며 인적자본 효율성(HCE), 구조자본 효율성(SCE)을 합한 지적자본 효율성(ICE)과 투자자본 효율성(CEE)의 합으로 산출한다.

노미현(2005)은 1997년~2004년의 국내은행 자료를 이용하여 지적자본 성과를 부가가치 지적계수로 분석하였다. 분석 결과, 첫째, 국내은행의 구조조정 결과 은행 규모가 전반적으로 대형화되면서 물질/재무적 자본(투자자본)은 물론 지적자본이 매우 큰 비율로 증가하였다. 둘째, 인적자본과 투자자본효율 모두 은행구조 조정기에는 대체로 음수(-)를 보이다가 은행구조조정의 성과가 나타나는 은행 국제화 시기에 와서 그 효율이 크게 향상되었다. 국내은행의 부가가치 지적계수는 세 자본효율 중 인적자본효율의 영향을 강하게 받고 있음을 파악하였다.

송동섭·홍수희(2008)는 2007년 말 현재 코스닥, 유가증권시장에 상장된 기업 중 ERP 공시를 한 48개 기업을 대상으로 지적자본 측정치에 의한 ERP 시스템의 성과를 평가하였다. ERP 시스템 도입 후 인적자본효율은 유의한 차이를 보이지 않았으나, 구조적 자본효율과 투자자본효율은 유의적인 차이가 나타났다. ERP 시스템의 도입 여부, 기업 규모 및 도입 기간이 인적자본효율, 구조적 자본효율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 투자자본효율의 변화는 ERP 시스템의 도입여부, 기업 규모가 영향을 미치지만 도입기간은 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

강성환·송해덕(2012)은 전문대학의 지적자본을 인적자본, 구조적자본, 관계적자본으로 구분하고, 성과는 대학정보공시센터의 연구성과, 재정지원사업 수혜금액, 신입생 충원율, 재학생 충원율, 졸업생 취업률로 구분하였다. 이를 이용하여 지적자본이 성과에 미치는 경로를 분석하였다. 전문대학 지적자본의 구성요인들은 상호간 영향을 미치고 있으며, 이러한 관계들 속에서 궁극적으로 성과에 기여하고 있다고 주장하였다.

박재식·이학노(2014)는 부가가치 지적계수 모형을 이용하여 한국의 은행, 증권사, 보험사 등의 지적자본 효율성을 측정하고 경영성과와의 관계를 분석하였다. 분석 결과 국내금융 회사 중 부가가치 지적계수 및 인적자본 효율성은 은행, 보험, 증권 순으로 높았다. 인적자본 효율성 및 부가가치 지적계수는 재무적 성과(ROA)에 긍정적 영향을 미치는 것으로 확인되었으며, 규모보다는 인적자본 효율성이 재무적 성과와 더욱 밀접한 관계인 것으로 나타났다.

노신규 등(2018) 국내 제약회사를 분석대상으로 자료포락분석의 산출지향 모형을 이용하여 효율성을 분석하였다. 부가가치 지적계수모형의 지적자본을 투입변수로, 총자산수익률, 시장가치 대비 장부가치 비율 등을 산출변수로 사용하였다. 지적자본이 효율성에 미치는 영향으로는 인적자본 효율성은 긍정적인 영향을, 구조자본 효율성은 부정적인 영향을 주고 있으며, 투자자본 효율성의 영향이 큰 것으로 나타났다.

Yang(2019)는 1990년~2016년 호주 증권거래소에 상장된 회사의 자료를 이용하여 이익조정 제약 및 지적자본 효율성이 비대칭적 원가행태에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 당기 이익을 조정할 수 있는 능력에 한계가 있는 기업은 하방탄력적 원가행태를 보였다. 특히 인적자본 효율성이 원가의 하방경직성을 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 비대칭적 원가행태가 국제회계기준 도입 이전보다 도입 이후에 더 뚜렷하게 나타났다. 이를 국제회계기준 도입 이전보다 도입 이후의 높은 지적자본 효율성에 기인한다고 주장하였다. 비대칭적 원가행태의 결정요인으로 이익조정 제약의 정도와 지적자본 효율성을 제시했다는 점이 Yang(2019)의 공헌점이라 할 수 있다.

3. 신용위험 관련 선행연구²⁾

기업의 신용위험을 측정하는 대표적인 연구방법론은 재무회계정보를 이용하는 방법이다. 이러한 재무회계정보와 부실 위험과의 관계에 관한 연구는 Beaver(1966) 이래로 꾸준히 연구되고 있으며 중소기업을 대상으로 한 연구는 Begley et al.(1996), 오현탁·황영주(2004), Altman and Sabato(2007), 김성규·이화득(2012) 등이 있다. 하지만 관리회계정보인 원가의 비대칭적 행태와 신용위험과의 직접적인 관계를 분석한 연구는 부족한 실정이다. 신용위험의 대용치로서 CDS 스프레드 또는 신용등급을 사용한 연구로는 해외연구로는 Homburg et al.(2018), Homburg et al.(2015a) 및 Homburg et al.(2015b)가 있고 국내연구는 김유진·정문중(2017), 유승원·이동현(2017), 안성윤(2015), 김태성 등(2015)이 있다. 이들 연구 이외 신용위험과 원가의 비대칭성과 관련된 연구는 찾아보기 어렵다.

Homburg et al.(2015a)는 기업이 재무적 곤경에 처하면 경영자들은 경영성과를 개선하기 위해 원가를 적극적으로 줄이려는 행태를 보인다고 주장하였다. Homburg et al.(2015b)는 신용등급이 투자등급 분류기준(cut-off) 바로 위인 경계등급에 있는 기업은 원가를 절감하기 위해 하방경직적인 원가행태를 완화하고 있음을 보여주고 있다. 김유진·정문중(2017)은 국내 상장기업을 대상으로 분석하였는데 투자등급과 투기등급 간의 경계에 있는 기업의 경우 원가의 하방경직성이 완화되는 것으로 나타나 Homburg et al.(2015b)와 유사한 결과를 보여주고 있다. Homburg et al.(2018)는 Weiss 모형에 의해 산출된 하방경직성 값을 사용하여 원가의 하방경직성과 신용위험과의 관계를 분석하였다. 분석 결과 고정비용이 커 원가조정의 유연성이 적은 매출원가 및 판매관리비 등 운영비용에 대한 하방경직성은 높을수록 신용위험을 증대시키고 있는 반면에 원가조정의 유연성이 높은 연구개발비에 대한 하방경직성은 신용위험을 완화 시키고 있음을 보여주고 있다.

안성윤(2015)은 KIS-VALUE에서 신용평점 정보를 보유한 상장기업을 대상으로 신용평점을 종속변수, Homburg and Nasev(2008) 모형에 의한 하방경직성 값을 관심 변수로 하여 비대칭적 원가행태가 신용평가에 미치는 영향을 순서형 프로빗 모형(ordered probit model)으로 분석하였는데 판매관리비의 하방경직성이 높을수록 기업의 신용평가는 하향 평가되는 것으로 나타났다. 김태성 등(2015)은 회사채 신용등급을 보유한 상장기업을 대상으로 Weiss 모형에 의한 하방경직성 값을 산출하고 순서형 로짓모형(ordered logit model)을 사용하여 분석한 결과 원가의 하방경직성이 클수록 회사채 신용등급이 낮은 것으로 나타났다. 안성윤(2015)과 김태성 등(2015)의 연구 결과는 신용평가기관은 원가의 하방경직성 정도에 따라 이익의 질을 차별적으로 판단하고 있고 하방경직성이 높을수록 신용등급에 부정적으로 반영하고 있음을 의미한다.

한편, 유승원·이동현(2017)은 국내 상장기업의 기업어음 신용등급을 종속변수로 Weiss 모형

2) 김성규(2020) 수정

에 의한 하방경직성 값을 관심 변수로 하여 순서형 로짓 분석(ordered logit)과 일반회귀분석 두 가지 방법으로 검증하였는데, 두 가지 방법 모두 원가의 하방경직성이 높을수록 신용등급이 상향 평가되고 있어 동일한 상장기업을 대상으로 분석한 안성윤(2015) 및 김태성 등(2015)과 상반된 결과를 제시하고 있다. 유승원·이동현(2017)이 김태성 등(2015)과는 유사한 분석 기간과 동일한 Weiss 모형을 사용했음에도 불구하고 상반된 결과를 보여주고 있는 이유는 신용위험 대응치로서 단기채권인 기업어음 신용등급을 사용하고, 김태성 등(2015)는 장기채권인 회사채 신용등급을 사용하고 있다는 것만 차이가 있다는 점을 고려할 때 부실관찰 기간에 따른 신용위험 특성에 따른 차이가 아닌가 추론된다.

4. 가설설정

지적자본은 지속 가능한 경쟁 우위 창출 및 관리 수단으로 인식되고 있다. 따라서 최근 연구는 자본 시장이 기업가치를 창출하는 지적자본에 어떻게 반응하는지를 분석하고 있다. 연구 결과들은 지적자본 효율성과 기업성과와의 양(+)의 상관관계를 보고하였다. 특히 전기 인적자본 효율성과 투자자본 효율성, 전기 인적자본 효율성과 구조자본 효율성의 당기 성과와 양(+)의 상관관계를 보고하였다(Yang 2019).

매출이 감소하는 경우, 경영자는 지적자본에 의해 생성될 수 있는 미래 성과 증진에 확신하기 때문에 현재의 유휴자원을 유지하는 것을 선호할 수 있다. 이는 경영자가 미래 성과에 대해 낙관적일 경우, 향후 성과가 향상되는 기간에 비용을 보전(cost absorption)할 수 있을 것으로 예상하기 때문에 매출 감소시 유휴자원을 기꺼이 보유할 것이다. 이러한 자원 유지 경향은 원가의 하방경직성을 증가시킬 것이다(Yang 2019).

따라서 본 연구는 Yang(2019)과 유사하게 부가가치 지적계수 및 그 요소가 원가의 하방경직성에 영향을 미치는지에 [가설 1]을 설정하였다.

[가설 1] 부가가치 지적계수와 그 세 요소는 비상장기업의 원가 하방경직성을 강화할 것이다.

한편, 부가가치 지적계수와 신용위험과의 관계를 연구한 선행연구는 찾아볼 수가 없지만, 박재식·이학노(2014)에 의하면 부가가치 지적계수는 재무적 성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고하고 있고, Beaver et al.(2010)에서는 기업이 재무적 곤경에 처하면 부실 위험(신용위험)이 높아진다고 주장하고 있다. 이러한 재무적 성과를 나타내는 변수들은 정상기업과 부실기업에 대한 변별력을 갖는다고 보고 있으므로 다음과 같이 [가설 2]를 설정하였다.

[가설 2] 부가가치 지적계수와 그 세 요소는 정상기업과 부실기업에 대한 변별력을 갖는다. 구체적으로 부가가치 지적계수가 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 신용위험(부실 위험)이 낮을 것이다.

[가설 2-1] 인적자본 효율성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 신용위험이 낮을 것이다.

[가설 2-2] 구조자본 효율성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 신용위험이 낮을 것이다.

[가설 2-3] 투자자본 효율성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 신용위험이 낮을 것이다.

[가설 2-4] 부가가치 지적계수가 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 신용위험이 낮을 것이다.

III. 연구설계

1. 주요변수의 설명

가. 부가가치 지적계수

부가가치 지적계수를 산출하기 위한 첫 번째 단계는 기업의 부가가치(Value Added, VA) 창출 능력을 산출하는 것이다(Yang 2019).

$$\begin{aligned}\text{부가가치} &= \text{산출} - \text{투입} \\ &= \text{순매출액} - \text{매출원가} \\ &= \text{세후순이익} + \text{임금} + \text{세금} + \text{이자비용} + \text{감가상각비}^3)\end{aligned}$$

인적자본(Human Capital, HC)은 지식, 경험, 기술, 생산성, 종업원의 능력 등을 포함하는 개념으로 종업원의 임금 및 보너스로 측정한다. 위 식의 임금이 인적자본에 해당한다. 인적자본 효율성(Human Capital Efficiency, HCE)은 인적자본에 지불한 단위 임금당 부가가치를 의미한다.

$$\text{인적자본 효율성} = \frac{\text{부가가치}}{\text{인적자본}}$$

구조자본(Structural Capital, SC)은 전략, 조직 네트워크, 특허, 상표명 등 지적자본 요소를 포함하는 개념이다. 구조자본은 부가가치에서 인적자본을 차감하여 산출한다. 구조자본 효율성(Structural Capital Efficiency, SCE)은 부가가치 단위 금액당 구조자본을 의미한다. 인적자본 효율성과 구조자본 효율성은 양(+)의 상관관계가 있다.

3) 본 연구에서는 ‘세후순이익+임금+세금+이자비용+감가상각비’의 직접법으로 부가가치를 산출하였다.

$$\frac{\text{구조자본}}{\text{효율성}} = \frac{\text{구조자본}}{\text{부가가치}} = \frac{(\text{부가가치} - \text{인적자본})}{\text{부가가치}} = 1 - \frac{\text{인적자본}}{\text{부가가치}} = 1 - \frac{1}{\text{인적자본 효율성}}$$

투하자본(Capital Employed, CE)은 총자산에서 무형자산을 차감하여 산출한다. 투하자본 효율성(Capital Employed Efficiency, CEE)은 인적자본 효율성과 구조자본 효율성이 측정하지 못한 효율성을 측정하는 개념이며 투하자본 단위 금액당 부가가치이다.

$$\text{투하자본 효율성} = \frac{\text{부가가치}}{\text{투하자본}}$$

부가가치 지적계수는 인적자본 효율성, 구조자본 효율성, 투하자본 효율성의 합이다. 따라서 부가가치 지적계수는 지적자본의 효율성을 나타낸다.

부가가치 지적계수 = 인적자본 효율성 + 구조자본 효율성 + 투하자본 효율성

$$= \frac{\text{부가가치}}{\text{인적자본}} + \frac{\text{구조자본}}{\text{부가가치}} + \frac{\text{부가가치}}{\text{투하자본}}$$

나. 원가의 하방경직성

원가의 하방경직성을 측정하는 모형은 Anderson et al.(2003)의 모형에 자산집중도(AT), 유형 자산집중도(PPT), 부채비율(LEV) 및 연속적인 매출감소(DD)를 통제변수로 하여 검증하였다. 가설검증을 위한 확장 모형은 제3장 분석모형에서 후술한다.

다. 신용위험

신용위험(부실 여부)은 부실사건 발생여부를 관찰하는 년도 직전까지의 재무자료를 이용하여 부실기업과 정상기업의 재무변수를 측정하게 된다. 예를 들어 2016년도 부실관찰 기간에 해당하는 재무제표는 부실발생 1년 이전 재무제표인 2015년도 재무제표가 사용된다. 따라서 2015년 12월 결산 기업의 경우 2016년 3월에 결산이 이루어지므로 부실관찰 기간은 2016년 4월부터 2017년 3월까지이다. 결국, 결산 이전인 2016년 1월에 부실이 발생하면 2014년도 재무제표가 부실기업으로 분류되고 결산 이후인 2016년도 4월에 발생하면 2015년도 재무제표가 부실기업으로 분류된다.

2. 표본

본 연구는 신용보증기금에서 사용하거나 보유하고 있는 비상장기업 자료를 대상으로, 다음과 같은 조건을 충족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- 1) 연 매출액 1조 원 이하 기업 중 총자산이 40억 원 미만이며 2003년~2015년에 3개년 연속 재무제표⁴⁾를 보유한 12월 말 결산 기업
- 2) 금융기관, 공공기관 및 업종코드, 설립연도 등 식별정보 누락 기업 제외
- 3) 유동자산=0, 총부채=0, 매출원가>매출액, 판매관리비>매출액으로 재무정보의 신뢰성이 의문시되는 기업 제외
- 4) 전액 자본잠식기업 및 부실이 발생한 이후에 작성된 재무제표 제외⁵⁾
- 5) 매출액 증감률이 50% 이상인 기업 제외⁶⁾

다음 <표 2>는 연도별 전체표본과 기업 유형에 따른 표본 구성현황으로 전체표본은 133,179 기업-년이다. 신용위험(부실기업 여부)이 부실사건 발생 여부를 관찰하는 년도 직전까지의 재무자료를 이용하기 때문에 본 연구의 분석 기간은 2006년~2016년이 된다. 한편 연도별 부실률을 살펴보면 2008년도의 부실률이 4.4%로서 평균 2.9% 비해 월등히 높은 것을 알 수 있다. 이는 2008년 금융위기의 영향으로 경기가 하강함에 따라 부실기업이 늘어난 데 기인하는 것으로 판단된다.

<표 2> 기업 유형별 표본구성현황

연도	전체표본		대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	업체 수	부실률	업체 수	부실률	업체 수	부실률	업체 수	부실률
2006	7,116	2.7%	589	1.7%	2,431	3.0%	4,096	2.7%
2007	8,268	3.2%	650	2.3%	2,681	3.3%	4,937	3.3%
2008	9,809	4.4%	784	3.7%	3,245	4.3%	5,780	4.6%

- 4) 2년 연속 매출감소 변수 산출을 위해서는 최소 3개년 연속된 재무제표가 필요하므로 재무비율 사용 기준은 2005년~2015년 동안의 11개년 자료이다.
- 5) 전액 자본잠식기업은 사실상 부실기업이며 이를 포함하여 부실여부 관련 카이제곱 검정 등을 수행하면 사후확인(back-casting) 현상에 의해 편의가 발생할 수 있어서 표본에서 제외하였다. 한편, 본 연구에서는 신용보증기금의 부실기업 관련 규정을 적용하여 부실기업 자료를 추출하였으며 이는 금융위원회에서 정의하고 있는 부실기업의 개념을 포함하는 것이다. 따라서 본 연구에서 사용한 부실기업 표본은 아래 요건 중 하나에 해당하는 기업을 의미한다.
 - (1) 신용보증기금의 신용보증 부실관리요령에 의하여 부실기업으로 규제되는 기업
 - (2) 기술신용보증기금의 부실기업 또는 대위변제기업으로 등록되어 있는 기업
 - (3) 지역신용보증재단의 대위변제기업으로 등록되어 있는 기업
 - (4) 한국신용정보원 신용관리정보 등록기업(일반적인 부도기업)
- 6) 다수의 선행연구에서 인수·합병 등의 효과를 제거하기 위해 매출액 증감이 50% 이상(또는 30% 이상) 되는 기업을 표본에서 제외하였다.

〈표 2〉 기업 유형별 표본구성현황 (계속)

연도	전체 표본		대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	업체 수	부실률	업체 수	부실률	업체 수	부실률	업체 수	부실률
2009	10,543	2.7%	860	1.9%	3,495	2.9%	6,188	2.7%
2010	12,413	3.3%	974	3.2%	3,061	3.1%	8,378	3.4%
2011	12,716	3.8%	1,055	2.3%	3,092	4.1%	8,569	3.9%
2012	14,429	3.2%	1,306	2.6%	3,627	3.8%	9,496	3.1%
2013	14,417	2.6%	1,290	1.7%	3,639	2.4%	9,488	2.7%
2014	14,635	2.2%	1,212	2.1%	3,610	2.4%	9,813	2.1%
2015	14,951	2.2%	1,197	1.5%	3,715	2.3%	10,039	2.3%
2016	13,882	2.6%	1,041	1.9%	3,434	3.1%	9,407	2.5%
합계/평균	133,179	2.9%	10,958	2.2%	36,030	3.1%	86,191	2.9%

다음 <표 3>은 산업별 표본구성현황이다. 제조업이 57.50%로 가장 높은 비중을 차지하고, 다음으로 유통업 등이 24.85%를 차지하고 있다. 부실률은 건설업이 평균 4.73%로 가장 높으며, 다음으로 제조업이 2.84%이다.

〈표 3〉 산업별 표본구성현황

대분류	중분류	업체 수	비율	평균 부실률
제조업	식료품, 음료, 담배	4,599	3.45%	2.98%
	섬유, 의복, 가죽, 가방, 신발	5,731	4.30%	2.69%
	목재, 나무, 가구	2,577	1.93%	3.76%
	종이, 인쇄, 기록매체복제업	3,171	2.38%	1.99%
	석유, 화학, 고무, 비금속광물	15,181	11.40%	2.37%
	1차금속, 금속가공	13,521	10.15%	3.27%
	전자, 전기, 통신, 의료장비	12,601	9.46%	3.28%
	기타기계 및 장비	10,515	7.90%	2.57%
	자동차 및 기타운송장비	8,688	6.52%	2.73%
	소 계	76,584	57.50%	2.84%
서비스업	운수 및 기타서비스업	4,487	3.37%	1.47%
	지식기반 및 제조업 관련 서비스업	4,333	3.25%	3.35%
	소 계	8,820	6.62%	2.39%
건설업		14,686	11.03%	4.73%
유통업 등	도소매업	30,679	23.04%	2.60%
	농림어업	725	0.54%	0.83%
	전기, 가스, 수도, 원료재생 등	1,685	1.27%	1.66%
	소 계	33,089	24.85%	2.52%
총 계		133,179	100.00%	2.94%

3. 분석모형

가. Yang(2019) 모형

가설검증에 앞서 Yang(2019) 방법론의 강건성을 검증하기 위해 VAIC를 대상으로 분석을 수행하였다. 이를 위해 사용한 모형은 식(1)과 같다.

$$\begin{aligned} \log_SG\&A_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \log_SALES_{i,t} + \beta_2 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \beta_3 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t} \\ & + \beta_4 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t} \times EM_{i,t} \\ & + \beta_5 \log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t} + \beta_6 VAIC_{i,t} \\ & + (\gamma_1 AT_{i,t} + \gamma_2 PPT_{i,t} + \gamma_3 DD_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}) \times DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \\ & + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(1)}$$

여기서,

- $\log_SG\&A_{i,t}$: i기업, t년도 $\log(\text{판매관리비}_{it} \div \text{판매관리비}_{it-1})$;
- $\log_SALES_{i,t}$: i기업, t년도 $\log(\text{매출액}_{it} \div \text{매출액}_{it-1})$;
- $DS_{i,t}$: i기업, t년도 매출액이 t-1년도 대비 감소했으면 1, 아니면 0 ;
- $VAIC_{i,t}$: i기업, t년도 부가가치 지적계수 ;
- $EM_{i,t}$: $EM_1_{i,t}=1$ 이고 $EM_2_{i,t}=1$ 이면 1, 아니면 0으로 적자회피 의심기업,
 $EM_1_{i,t}$ =t년도 $0 < \text{순이익} < 0.015$ 이면 1, 아니면 0(Burgstahler and Dichev 1997),
 $EM_2_{i,t}$ =t년도 $(\text{순이익} - \text{재량적 발생액}) < 0$ 이고 $\text{순이익} > 0$ 이면 1, 아니면 0(Kothari et al. 2005) ;
- $AT_{i,t}$: i기업, t년도 $\log(\text{총자산}_{it} \div \text{매출액}_{it})$ 으로 자산집중도 ;
- $PPT_{i,t}$: i기업, t년도 $\log(\text{유형자산}_{it} \div \text{매출액}_{it})$ 으로 유형자산집중도 ;
- $DD_{i,t}$: i기업, t년도 매출액이 2년 연속 감소했으면 1, 아니면 0 ;
- $LEV_{i,t}$: i기업, t년도 $\log(\text{총부채}_{it} \div \text{자기자본}_{it})$ 으로 부채비율 ;
- $D_{i,t}^{SIZE1}$: i기업, t년도 대기업이면 1, 아니면 0 ;
- $D_{i,t}^{SIZE2}$: i기업, t년도 외감중소기업이면 1, 아니면 0 ;
- SIC : 산업더미변수 ;
- YR : 연도더미변수.

다음 <표 4>는 식(1)을 통한 Yang(2019) 모형 검증 결과이다. 다양한 모형으로 분석한 결과에서 변수 전반적으로 분산확대지수(Variance Inflation Factor)가 10을 초과하여 다중공선성이 매우 높은 결과를 보였다. 이처럼 Yang(2019)의 식(1)이 다중공선성이 높다는 분석 결과에 따라 이를 보정하기 위해 연속변수인 $VAIC_{i,t}$ 대신에 $D_VAIC_{i,t}^{TM}$ 이항변수를 모형에 도입하고, β_5 의 $\log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t}$, β_6 의 $VAIC_{i,t}$ 를 삭제한 식(2)로 [가설 1]을 검증하였다.

〈표 4〉 Yang(2019) 모형 검증 결과

$$\log_SG\&A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log_SALES_{i,t} + \beta_2 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \beta_3 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t} \\ + \beta_4 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t} \times EM_{i,t} + \beta_5 \log_SALES_{i,t} \times VAIC_{i,t} + \beta_6 VAIC_{i,t} \\ + (\gamma_1 AT_{i,t} + \gamma_2 PPT_{i,t} + \gamma_3 DD_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}) \times DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \\ + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE-1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE-2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

	모형[1]			모형[2]			모형[3]		
	계수	t값	VIF	계수	t값	VIF	계수	t값	VIF
β_0	0.0560	11.65***	0.0	0.0562	11.72***	0.0	0.0562	11.72***	0.0
β_1	0.4209	27.59***	21.8	0.4201	27.55***	21.9	0.4196	27.53***	21.9
β_2	-0.0995	-4.38***	19.6	-0.1657	-6.91***	21.8	-0.1709	-7.12***	21.9
β_3	-0.0073	-1.01	18.3	-0.0023	-0.32	18.3	-0.0041	-0.56	18.3
β_4	—	—	—	—	—	—	0.0493	7.91***	1.1
β_5	0.0146	3.10***	20.0	0.0148	3.14***	20.0	0.0150	3.19***	20.0
β_6	-0.0063	-7.52***	2.9	-0.0063	-7.60***	2.9	-0.0064	-7.68***	2.9
γ_1	—	—	—	-0.0165	-1.97**	1.6	-0.0232	-2.77***	1.6
γ_2	—	—	—	0.0101	3.39***	2.9	0.0100	3.35***	2.9
γ_3	—	—	—	0.1768	18.58***	1.5	0.1748	18.36***	1.5
γ_4	—	—	—	0.0239	5.71***	1.2	0.0203	4.82***	1.2
ν_1	0.0054	2.15**	1.1	0.0055	2.19**	1.1	0.0056	2.25**	1.1
ν_2	-0.0013	-0.83	1.1	-0.0007	-0.42	1.1	-0.0006	-0.38	1.1
δ_j/λ_k	포함/포함			포함/포함			포함/포함		
N	133,179			133,179			133,179		
Adj.R ²	0.1013			0.1040			0.1044		
F-value	485.4***			442.7***			432.3***		

1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄.

2) 변수의 정의는 식 (1) 참조.

3) VIF : 분산확대지수(Variance Inflation Factor).

나. [가설 1] 검증모형

[가설 1]을 검증하기 위해 Anderson et al.(2003) 모형을 확장한 식(2)를 설정하였다.

$$\begin{aligned} \log_SG\&A_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \log_SALES_{i,t} + \beta_2 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \beta_3 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \\ & \times D_VAIC_{i,t}^{TM} + \beta_4 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} \times EM_{i,t} \\ & + (\gamma_1 AT_{i,t} + \gamma_2 PPT_{i,t} + \gamma_3 DD_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}) \times DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \\ & + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(2)}$$

여기서,

$D_VAIC_{i,t}^{TM}$: i기업, t년도 부가가치 지적계수($VAIC_{i,t}^{TM}$)와 이를 구성하는 인적자본 효율성($HCE_{i,t}$), 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$), 투자자본 효율성($CEE_{i,t}$)이 각각 상위 25%에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0 ;

$HCE_{i,t}$: 부가가치 ÷ 인적자본

부가가치 = 당기순이익 + 법인세 등 + 세금과공과 + 이자비용 + 감가상각비 + 인적자본

인적자본 = 급여 + 퇴직급여 + 복리후생비 + 노무비 ;

$SCE_{i,t}$: (부가가치 - 인적자본) ÷ 부가가치 ;

$CEE_{i,t}$: 부가가치 ÷ (총자산 - 무형자산) ;

$VAIC_{i,t}^{TM}$: $HCE_{i,t} + SCE_{i,t} + CEE_{i,t}$;

다른 변수의 정의는 식(1) 참조.

다. [가설 2] 검증모형

종속변수를 정상기업과 부실기업으로 구분하여 이산시간로짓모형(discrete-time logit model)을 사용하여 회귀분석을 실시하였다. 부실 위험에 영향을 미치는 통제변수로는 Altman and Sabato(2007)와 김성규 · 이화득(2012)에서 비상장 중소기업 부실 위험 예측에 유용한 것으로 증명된 6가지 재무변수와 업력(HISYR) 및 연도더미(YR), 산업더미(SIC)를 추가하였다. [가설 2]와 관련된 검증모형은 기본모형 식(3)과 검증모형 식(4)를 기업 유형별로 각각 수행한다.

이산시간로짓모형(discrete-time logit model)통하여 계수부호의 유의성을 검증하고 우도비(likelihood ratio)의 통계량과 (-)2logL(likelihood)의 통계량으로 모형의 적합도를 검증한다. 기본모형에 검토변수($VAIC_{i,t}^{TM}$)를 추가함으로써 감소하는 (-)2logL값⁷⁾이 χ^2 분포표의 오른쪽 임계값⁸⁾ 이상이면 기본모형에 추가로 투입되는 검토변수가 부실 예측에 추가적인 설명력을 갖는다고 해석한다. 또한 모형의 예측력 향상을 판단하는 데는 기본모형에 비해 AUC(%)값이 증가하는지를 검토한다.

$$\begin{aligned} \text{기본모형 } y = & \beta_0 + \gamma_1 CASH_{i,t} + \gamma_2 RETA_{i,t} + \gamma_3 SDBV_{i,t} + \gamma_4 ETA_{i,t} + \gamma_5 STA_{i,t} + \gamma_6 GRW_{i,t} \\ & + \gamma_7 HISYR_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(3)}$$

7) 기본모형의 (-)2logL값과 검증모형의 (-)2logL값의 차이

8) χ^2 분포표의 오른쪽 임계값($\alpha=0.001$ 에서)은 10.8(df=1), 13.8(df=2), 16.3(df=3), 18.5(df=4)

$$\begin{aligned}
\text{검증모형 } y = & \beta_0 + \beta_1 D_VAIC_{i,t}^{TM} + \gamma_1 CASH_{i,t} + \gamma_2 RETA_{i,t} + \gamma_3 SDBV_{i,t} + \gamma_4 ETA_{i,t} \\
& + \gamma_5 STA_{i,t} + \gamma_6 GRW_{i,t} + \gamma_7 HISYR_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE2} \\
& + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{4}$$

여기서,

- y : 부실기업은 1, 정상기업은 0을 갖는 이항변수에 대한 $\ln[h(t) \div (1-h(t))]$,
 $h(t)$ 는 t년도까지 생존하고 있다가 t년도 바로 이후에 도산할 기업 i의 위험률 ;
 $CASH_{i,t}$: i기업, t년도 현금 및 현금성자산_{i,t} ÷ 총자산_{i,t}으로 유동성 ;
 $RETA_{i,t}$: i기업, t년도 이익잉여금_{i,t} ÷ 총자산_{i,t}으로 수익성 ;
 $SDBV_{i,t}$: i기업, t년도 (단기차입금_{i,t} + 유동성장기부채_{i,t}) ÷ 자기자본_{i,t}으로 안정성 ;
 $ETA_{i,t}$: i기업, t년도 법인세 · 이자 · 감가상각비 차감 전 영업이익_{i,t} ÷ 총자산_{i,t}으로 현금흐름 ;
 $STA_{i,t}$: i기업, t년도 매출액_{i,t} ÷ 총자산_{i,t}으로 활동성 ;
 $GRW_{i,t}$: i기업, t년도 (매출액_{i,t} - 매출액_{i,t-1}) ÷ 매출액_{i,t-1}으로 성장성 ;
 $HISYR_{i,t}$: i기업, t년도 재무제표 기준일자 - 설립일자로 업력 ;
다른 변수의 정의는 식(1) 참조.

라. 추가분석

본 연구는 4가지 산업군(제조업, 서비스업, 건설업, 유통업 등)에 대해서 [가설 1]을 추가로 분석하였다. 또한 기업규모와 외부감사 여부에 따라 표본을 아래와 같이 3가지 기업 유형으로 분류하여 [가설 1]을 추가로 분석하였다.

- 1) 비상장대기업($D_{i,t}^{SIZE1}=1$) : 매출액 600억 원 이상, 1조 원 미만의 비상장기업
- 2) 외감중소기업($D_{i,t}^{SIZE2}=1$) : 외부감사를 받았으며 매출액 600억 원 미만 기업⁹⁾
- 3) 비외감중소기업($D_{i,t}^{SIZE3}=1$) : 외부감사를 받지 않았고 총자산 40억 원 이상, 매출액 600억 원 미만 기업

9) 중소기업기본법 제2조 및 동법 시행령 제3조에 의해 중소기업으로 분류되기 위해서는 규모 기준과 독립성 기준을 모두 충족해야 한다. 규모 기준은 업종별로 다르게 규정된 매출액 규모와 상시근로자 수 및 자본금을 기준으로 하고 있다. 하지만 연도마다 신뢰성 있는 상시근로자 수를 파악할 수 없으므로 본 연구에서는 편의상 신바젤협약에 의한 대기업과 중소기업 국내 적용기준(매출액 600억 원)을 참고하여 중소기업으로 분류하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

다음 <표 5>는 본 연구에 사용한 변수의 기술통계량을 보여주고 있다. 주요재무 변수를 제외한 재무 변수는 극단치를 통제하기 위하여 상·하위 1%로 조정(winsorize)하였다.

전체표본의 평균 총자산은 201억 원, 평균 매출액은 258억 원이다. 전기 대비 매출 감소기업($DS_{i,t}$)은 평균 41%이며, 2년 연속 매출 감소기업($DD_{i,t}$)은 15%이다.

부가가치 지적계수($VAIC_{i,t}$)는 평균 2.734이며, 평균값을 기준으로 효율성의 크기 순위는 인적 자본 효율성($HCE_{i,t}$)은 2.017, 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$)은 0.421, 투하자본 효율성($CEE_{i,t}$)은 0.270 순으로 나타났다. Yang(2019)에서 부가가치 지적계수($VAIC_{i,t}$)는 평균 0.868이며, 평균값을 기준으로 효율성의 크기 순위는 인적자본 효율성($HCE_{i,t}$)은 0.930, 투하자본 효율성($CEE_{i,t}$)은 0.781, 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$)은 (-)0.843로 나타났다. 따라서 한국기업과 호주기업은 부가가치 지적계수를 구성하는 효율성 지표에서 큰 차이를 보이고 있으며, 따라서 한국기업을 분석대상으로 한 본 연구의 회귀분석 결과는 호주기업을 분석대상으로 한 Yang(2019)와 상이할 것으로 예상된다.

<표 5> 기술통계량

구분(N=133,179)		평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
주요 재무 변수	총자산(억 원)	201	80	599	40	102,405
	자기자본(억 원)	83	31	313	0.01	71,356
	매출액(억 원)	258	120	519	10	9,990
원가 행태 관련 변수	$\log_SG\&A_{i,t}$	0.056	0.053	0.258	-3.393	3.317
	$\log_SALES_{i,t}$	0.018	0.038	0.205	-0.693	0.405
	$DS_{i,t}$	0.407	0.000	0.491	0.000	1.000
	$DD_{i,t}$	0.149	0.000	0.357	0.000	1.000
	$AT_{i,t}$	-0.266	-0.256	0.620	-4.154	3.701
	$PPT_{i,t}$	-1.996	-1.542	1.782	-11.857	3.257
	$LEV_{i,t}$	0.467	0.577	0.961	-6.283	9.333
VAIC 관련 변수	$VAIC_{i,t}$	2.734	2.453	1.376	-0.684	10.672
	$HCE_{i,t}$	2.017	1.738	1.154	-0.134	9.143
	$SCE_{i,t}$	0.421	0.430	0.256	-0.733	1.232
	$CEE_{i,t}$	0.270	0.219	0.223	-0.008	1.546

〈표 5〉 기술통계량 (계속)

구분(N=133,179)		평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
적자 회피 관련 변수	$DA_{i,t}$	0.000	-0.003	0.131	-0.595	0.681
	$EM_1_{i,t}$	0.165	0.000	0.371	0.000	1.000
	$EM_2_{i,t}$	0.286	0.000	0.452	0.000	1.000
	$EM_{i,t}$	0.071	0.000	0.257	0.000	1.000
신용 위험 관련 통제 변수	$CASH_{i,t}$	0.056	0.027	0.075	0.000	0.400
	$RETA_{i,t}$	0.271	0.243	0.202	-0.256	0.794
	$SDBV_{i,t}$	0.839	0.504	1.130	0.000	7.626
	$ETA_{i,t}$	0.094	0.084	0.067	-0.064	0.361
	$STA_{i,t}$	1.568	1.291	1.048	0.259	6.367
	$GRW_{i,t}$	0.057	0.046	0.421	-1.539	2.984
	$HISYR_{i,t}$	15.4	14.0	8.1	6.0	90.0

1) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

다음 <표 6>은 전체표본을 기업 유형별로 구분한 표본에 대한 기술통계량이다. 비상장대기업 표본은 10,958 기업/년, 외감중소기업 표본은 36,030 기업/년, 비외감중소기업 표본은 85,191 기업/년이다.

비상장대기업 표본의 전기 대비 매출 감소기업($DS_{i,t}$)은 평균 32%, 2년 연속 매출 감소기업($DD_{i,t}$)은 10%이다. 외감중소기업 표본의 전기 대비 매출 감소기업($DS_{i,t}$)은 평균 42%, 2년 연속 매출 감소기업($DD_{i,t}$)은 16%이다. 비외감중소기업 표본의 전기 대비 매출 감소기업($DS_{i,t}$)은 평균 41%, 2년 연속 매출 감소기업($DD_{i,t}$)은 15%이다.

부가가치 지적계수($VAIC_{i,t}$)의 평균은 비상장대기업(3.225), 외감중소기업(2.702), 비외감중소기업(2.685) 순이다. 부가가치 지적계수의 구성요소를 살펴보면 인적자본 효율성($HCE_{i,t}$)의 평균은 비상장대기업(2.455), 외감중소기업(2.010), 비외감중소기업(1.964) 순이다. 이와 유사하게 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$)의 평균도 비상장대기업(0.491), 외감중소기업(0.426), 비외감중소기업(0.410) 순이다. 그러나 투하자본 효율성($CEE_{i,t}$)의 평균은 반대로 비외감중소기업(0.291), 외감중소기업(0.232), 비상장대기업(0.228) 순이다. 따라서 부가가치 지적계수, 인적자본 효율성, 구조자본 효율성은 기업규모와 양(+)의 상관관계, 투하자본 효율성은 기업규모와 음(-)의 상관관계가 있다고 판단된다.

<표 6> 기업 유형별 기술통계량

구 분		비상장대기업 (N=10,958)		외감중소기업 (N=36,030)		비외감중소기업 (N=86,191)	
		평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수
주요 재무 변수	총자산(억 원)	1,141	705	236	180	67	62
	자기자본(억 원)	485	250	95	63	27	23
	매출액(억 원)	1,456	1,013	248	218	109	87
원가 및 원가 행태 관련 변수	$\log_SG\&A_{i,t}$	0.076	0.072	0.053	0.050	0.055	0.051
	$\log_SALES_{i,t}$	0.061	0.069	0.012	0.033	0.016	0.036
	$DS_{i,t}$	0.322	0.000	0.415	0.000	0.414	0.000
	$DD_{i,t}$	0.104	0.000	0.157	0.000	0.152	0.000
	$AT_{i,t}$	-0.510	-0.450	-0.063	-0.090	-0.320	-0.310
	$PPT_{i,t}$	-2.335	-1.906	-1.505	-1.184	-2.159	-1.675
	$LEV_{i,t}$	0.462	0.541	0.570	0.660	0.424	0.551
VAIC 관련 변수	$VAIC_{i,t}$	3.225	2.768	2.702	2.453	2.685	2.426
	$HCE_{i,t}$	2.455	1.994	2.010	1.756	1.964	1.708
	$SCE_{i,t}$	0.491	0.515	0.426	0.444	0.410	0.416
	$CEE_{i,t}$	0.228	0.176	0.232	0.202	0.291	0.231
적자 회피 관련 변수	$DA_{i,t}$	0.015	0.012	-0.001	-0.001	-0.001	-0.006
	$EM_1_{i,t}$	0.164	0.000	0.211	0.000	0.146	0.000
	$EM_2_{i,t}$	0.316	0.000	0.279	0.000	0.286	0.000
	$EM_{i,t}$	0.081	0.000	0.094	0.000	0.060	0.000
신용 위험 관련 통제 변수	$CASH_{i,t}$	0.054	0.029	0.048	0.023	0.060	0.029
	$RETA_{i,t}$	0.262	0.235	0.227	0.195	0.290	0.261
	$SDBV_{i,t}$	0.894	0.597	1.178	0.796	0.690	0.387
	$ETA_{i,t}$	0.095	0.083	0.090	0.082	0.096	0.085
	$STA_{i,t}$	2.029	1.568	1.240	1.094	1.647	1.363
	$GRW_{i,t}$	0.176	0.098	0.027	0.032	0.055	0.048
	$HISYR_{i,t}$	22.5	20.0	17.4	15.0	13.7	12.0

1) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

2. [가설 1] 검증 결과¹⁰⁾

<표 7>은 식(2)를 이용한 [가설 1] 검증 결과이다.

10) 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 β_4 와 통제변수인 $\gamma_1 \sim \gamma_4$ 를 삭제한 모형과 β_4 를 삭제한 모형으로

매출감소시 부가가치 지적계수와 원가행태와의 관계를 나타내는 계수 [패널 A]의 β_3 는 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보인다. 세부적으로 매출감소시 인적자본 효율성과 원가행태와의 관계를 나타내는 [패널 B]의 β_3 는 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보인다. [패널 C] 구조자본 효율성과 [패널 D] 투자자본 효율성의 β_3 는 유의한 음(-)의 값을 보여 하방경직성이 강화되는 결과를 보인다.

이를 종합하면 인적자본 효율성의 하방경직성 완화효과가 부가가치 지적계수의 하방경직성 완화에 큰 영향을 미쳤다고 판단된다. 이러한 결과는 투자자본 효율성 또는 구조자본 효율성이 매우 높은 기업은 현재 매출이 감소하더라도 미래에는 수익성이 증대될 수 있을 거라는 기대감에 판매관리비를 감소시키지 않고 있는 것으로 볼 수 있다. 한편, 재무 상황이 악화되면 상시종업원을 감소시키거나 외주용역(아웃소싱) 비중을 늘려 인건비를 절감하는 경향이 많다. 이 경우 기업이 창출한 부가가치는 변동이 없으나 인적자본(급여)은 감소하게 되어 인적자본 효율성은 높아지게 된다.

〈표 7〉 전체표본 [가설 1] 검증 결과

$$\log_SG\&A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log_SALES_{i,t} + \beta_2 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \beta_3 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} + \beta_4 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} \times EM_{i,t} + (\gamma_1 AT_{i,t} + \gamma_2 PPT_{i,t} + \gamma_3 DD_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}) \times DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE,1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE,2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

	[패널 A] 부가가치 지적계수($VAIC_{i,t}$) 상위 25% 표본		[패널 B] 인적자본 효율성($HCE_{i,t}$) 상위 25% 표본		[패널 C] 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$) 상위 25% 표본		[패널 D] 투자자본 효율성($CEE_{i,t}$) 상위 25% 표본	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.0422	9.77***	0.0422	9.77***	0.0424	9.83***	0.0420	9.73***
β_1	0.4588	66.83***	0.4585	66.80***	0.4588	66.84***	0.4594	66.91***
β_2	-0.1833	-13.82***	-0.1940	-14.62***	-0.1722	-12.98***	-0.1633	-12.32***
β_3	0.0284	2.45**	0.0780	6.80***	-0.0254	-2.32**	-0.0645	-4.66***
β_4	0.2115	4.84***	0.1771	4.36***	0.2595	6.33***	-0.0185	-0.32
N/Adj.R ² / F값	133,179/0.1031/451.1***		133,179/0.1034/452.7***		133,179/0.1031/451.3***		133,179/0.1030/450.7***	

1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄.

2) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

3) 지면 제약 상 $\gamma_1 \sim \gamma_4$, ν_1 , ν_2 , δ_j , λ_k 의 계수를 생략함.

추가분석을 하였으나 본 분석 결과와 유사한 결과를 보였다. 또한 모든 변수의 분산확대지수(Variance Inflation Factor)가 10을 넘지 않아 다중공선성이 분석 결과에 영향을 끼치지 않았다고 판단하였다.

따라서 상대적으로 부실 위험에 처한 기업이 많이 포함되어 있으며 인적자본 효율성이 높은 기업군은 매출 감소 시 차입금 상황과 같은 문제가 더 시급한 과제가 될 것이므로 유희자원을 유지할만한 여력을 갖지 못할 것이고 지속적인 금융거래 등을 위하여 이익을 과대보고할 유인이 있다. 따라서 매출감소 시 원가를 선제적으로 줄임으로써 원가의 하방경직성이 완화되고 있는 것으로 사료된다.

Yang(2019)는 모든 변수에서 β_3 가 유의한 음(-)의 값을 보고하였다. 본 연구 결과와 상이한 것은 기술통계량에서 기술한 바와 같이 한국과 호주기업의 부가가치 지적계수의 구성이 상이한 것에 기인한다고 판단된다.

3. 산업별 [가설 1] 검증 결과¹¹⁾

<표 8>의 [패널 A]는 부가가치 지적계수를 대상으로 산업별 [가설 1] 검증 결과이다. 제조업의 β_3 는 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보인다. 나머지 산업은 유의하지 않은 값을 가져 대칭적 원가행태를 보인다.

<표 8> 산업별 [가설 1] 검증 결과

$$\log_SG\&A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log_SALES_{i,t} + \beta_2 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \beta_3 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} + \beta_4 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} \times EM_{i,t} + (\gamma_1 AT_{i,t} + \gamma_2 PPT_{i,t} + \gamma_3 DD_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}) \times DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE.1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE.2} + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

	제조업		서비스업		건설업		유통업 등	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.073	24.49***	0.035	3.68***	0.037	4.10***	0.059	14.83***
β_1	0.469	52.83***	0.467	16.91***	0.284	12.19***	0.541	41.11***
β_2	-0.201	-10.71***	-0.150	-2.62***	-0.071	-1.70*	-0.224	-8.66***
β_3	0.039	2.36**	-0.037	-0.72	0.001	0.33	0.009	0.43
β_4	0.195	3.30***	0.489	3.09***	-0.039	-0.22	0.258	3.45***
N/Adj.R ² /F값	76,584/0.1060/455.2***		8,820/0.0974/48.6***		14,686/0.0516/41.0***		33,089/0.1449/281.4***	

11) 모든 변수의 분산확대지수(Variance Inflation Factor)가 10을 넘지 않아 다중공선성이 분석결과에 영향을 끼치지 않았다고 판단하였다.

〈표 8〉 산업별 [가설 1] 검증 결과 (계속)

[패널 B] 인적자본 효율성($HCE_{i,t}$) 상위 25% 표본								
	제조업		서비스업		건설업		유통업 등	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.073	24.51***	0.034	3.66***	0.037	4.12***	0.060	14.85***
β_1	0.469	52.80***	0.467	16.91***	0.283	12.14***	0.541	41.11***
β_2	-0.213	-11.32***	-0.162	-2.82***	-0.082	-1.96*	-0.237	-9.17***
β_3	0.090	5.67***	0.015	0.28	0.054	1.88*	0.066	3.01***
β_4	0.156	2.79***	0.319	2.36**	0.131	0.95	0.202	2.77***
N/Adj.R ² /F값	76,584/0.1064/456.8***		8,820/0.0971/48.4***		14,686/0.0520/41.2***		33,089/0.1451/281.9***	
[패널 C] 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$) 상위 25% 표본								
	제조업		서비스업		건설업		유통업 등	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.073	24.51***	0.034	3.66***	0.037	4.12***	0.060	14.85***
β_1	0.469	52.80***	0.467	16.91***	0.283	12.14***	0.541	41.11***
β_2	-0.213	-11.32***	-0.162	-2.82***	-0.082	-1.96*	-0.237	-9.17***
β_3	0.093	5.67***	0.015	0.28	0.054	1.88*	0.066	3.01***
β_4	0.156	2.79***	0.319	2.36**	0.131	0.95	0.202	2.77***
N/Adj.R ² /F값	76,584/0.1064/456.8***		8,820/0.0971/48.4***		14,686/0.0520/41.2***		33,089/0.1451/281.9***	
[패널 D] 투자자본 효율성($CEE_{i,t}$) 상위 25% 표본								
	제조업		서비스업		건설업		유통업 등	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.073	24.46***	0.034	3.63***	0.037	4.12***	0.059	14.78***
β_1	0.470	52.88***	0.466	16.87***	0.283	12.17***	0.542	41.17***
β_2	-0.177	-9.31***	-0.161	-2.82***	-0.059	-1.42	-0.200	-7.83***
β_3	-0.069	-3.59***	0.039	0.58	-0.066	-1.70*	-0.108	-4.09***
β_4	0.068	0.77	0.419	1.84*	-0.241	-1.81*	0.070	0.59
N/Adj.R ² /F값	76,584/0.1059/454.7***		8,820/0.0969/48.3***		14,686/0.0521/41.4***		33,089/0.1450/281.6***	

1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄.

2) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

3) 지면제약상 $\gamma_1 \sim \gamma_4$, ν_1 , ν_2 , λ_k 의 계수를 생략함.

<표 8>의 [패널 B]는 인적자본 효율성을 대상으로 산업별 [가설 1] 검증 결과이다. 제조업, 건설업, 유통업 등 표본에서는 β_3 가 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보인다. 서비스업 표본은 β_3 가 유의하지 않아 대칭적 원가행태를 보인다.

<표 8>의 [패널 C]는 구조자본 효율성을 대상으로 산업별 [가설 1] 검증 결과이다. 제조업, 건설업, 유통업 등 표본에서는 β_3 가 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보인다. 서비스업 표본은 β_3 가 유의하지 않아 대칭적 원가행태를 보인다.

<표 8>의 [패널 D] 투자자본 효율성을 대상으로 산업별 [가설 1] 검증 결과이다. 제조업, 건설업, 유통업 등 표본에서는 β_3 가 유의한 음(-)의 값을 보여 하방경직성이 강화되는 결과를 보인다. 서비스업은 β_3 가 유의하지 않아 대칭적 원가행태를 보인다.

4. 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과¹²⁾

<표 9>의 [패널 A]는 부가가치 지적계수를 대상으로 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과이다. 비상장대기업, 외감중소기업의 β_3 는 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보였다. 그러나 비외감중소기업은 β_3 는 유의하지 않아 대칭적 원가행태를 보인다.

<표 9> 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과

$$\log_SG\&A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log_SALES_{i,t} + \beta_2 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \beta_3 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} + \beta_4 DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} \times D_VAIC_{i,t}^{TM} \times EM_{i,t} + (\gamma_1 AT_{i,t} + \gamma_2 PPT_{i,t} + \gamma_3 DD_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}) \times DS_{i,t} \times \log_SALES_{i,t} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

	비상장대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.0482	3.25***	0.0232	3.09***	0.0481	8.65***
β_1	0.4933	24.09***	0.4581	34.48***	0.4523	52.18***
β_2	-0.2373	-4.62***	-0.1818	-7.26***	-0.1769	-10.62***
β_3	0.1795	4.29***	0.0412	2.01**	0.0143	0.95
β_4	-0.0184	-0.13	0.2932	4.59***	0.1774	2.73***
N/Adj.R ² /F값	10,958/0.1255/50.1***		36,030/0.0963/121.0***		86,191/0.1041/314.1***	

12) 모든 변수의 분산확대지수(Variance Inflation Factor)가 10을 넘지 않아 다중공선성이 분석결과에 영향을 끼치지 않았다고 판단하였다.

〈표 9〉 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과 (계속)

[패널 B] 인적자본 효율성($HCE_{i,t}$) 상위 25% 표본($D_VAIC_{i,t}^{TM}=D_HCE_{i,t}=1$)						
	비상장대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.0485	3.27***	0.0235	3.12***	0.0481	8.65***
β_1	0.4924	24.05***	0.4577	34.47***	0.4522	52.17***
β_2	-0.2399	-4.69***	-0.1984	-7.92***	-0.1853	-11.12***
β_3	0.2005	4.71***	0.1169	5.68***	0.0535	3.64***
β_4	-0.0501	-0.38	0.1805	3.11***	0.2147	3.49***
N/Adj.R ² /F값	10,958/0.1258/50.3***		36,030/0.0969/121.8***		86,191/0.1044/314.9***	
[패널 C] 구조자본 효율성($SCE_{i,t}$) 상위 25% 표본($D_VAIC_{i,t}^{TM}=D_SCE_{i,t}=1$)						
	비상장대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.0483	3.25***	0.0235	3.13***	0.0481	8.65***
β_1	0.4936	24.08***	0.4576	34.45***	0.4524	52.18***
β_2	-0.1907	-3.68***	-0.1520	-6.06***	-0.1765	-10.60***
β_3	0.0430	1.05	-0.0750	-4.00***	0.0088	0.60
β_4	0.0613	0.46	0.3293	5.69***	0.2432	3.89***
N/Adj.R ² /F값	10,958/0.1241/49.5***		36,030/0.0965/121.3***		86,191/0.1042/314.3***	
[패널 D] 투자자본 효율성($CEE_{i,t}$) 상위 25% 표본($D_VAIC_{i,t}^{TM}=D_CEE_{i,t}=1$)						
	비상장대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값
β_0	0.0485	3.26***	0.0232	3.09***	0.0477	8.56***
β_1	0.4935	24.08***	0.4580	34.46***	0.4532	52.26***
β_2	-0.1707	-3.43***	-0.1620	-6.50***	-0.1584	-9.49***
β_3	-0.0132	-0.20	-0.0255	-0.87	-0.0731	-4.46***
β_4	-0.0678	-0.19	-0.0388	-0.28	-0.0194	-0.29
N/Adj.R ² /F값	10,958/0.1240/49.5***		36,030/0.0955/119.9***		86,191/0.1043/314.5***	

1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄.

2) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

3) 지연제약상 $\gamma_1 \sim \gamma_4$, δ_j , λ_k 의 계수를 생략함.

<표 9>의 [패널 B]는 인적자본 효율성을 대상으로 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과이다. 모든 기업 유형에서 β_3 는 유의한 양(+)의 값을 보여 하방경직성이 완화되는 결과를 보인다.

<표 9>의 [패널 C]는 구조자본 효율성을 대상으로 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과이다. 비상장대기업, 비외감중소기업은 β_3 는 유의하지 않아 대칭적 원가행태를 보인다. 그러나 외감중소기업의 β_3 는 유의한 음(-)의 값을 보여 하방경직성이 강화되는 결과를 보인다.

<표 9>의 [패널 D]는 투자자본 효율성을 대상으로 기업 유형별 [가설 1] 검증 결과이다. 비상장대기업, 외감중소기업은 β_3 는 유의하지 않아 대칭적 원가행태를 보인다. 그러나 비외감중소기업은 β_3 는 유의한 음(-)의 값을 보여 하방경직성이 강화되는 결과를 보인다.

5. [가설 2] 검증 결과

다음 <표 10>은 기본모형 식(3)을 이용하여 [가설 2]를 검증한 결과이다.

<표 10> 기본모형에 의한 [가설 2] 검증 결과

$y = \beta_0 + \gamma_1 CASH_{i,t} + \gamma_2 RETA_{i,t} + \gamma_3 SDBV_{i,t} + \gamma_4 ETA_{i,t} + \gamma_5 STA_{i,t} + \gamma_6 GRW_{i,t} + \gamma_7 HISYR_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE-1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE-2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t}$								
	전체기업		비상장대기업		외감중소기업		비외감중소기업	
	계수	χ^2 값	계수	χ^2 값	계수	χ^2 값	계수	χ^2 값
β_0	-2.1058	401.50 ***	-2.7020	30.28 **	-2.3021	154.58 ***	-2.0353	228.98 ***
γ_1	-5.6934	220.19 ***	-4.1291	7.50 ***	-6.2446	51.12 ***	-5.8945	172.11 ***
γ_2	-3.0970	726.20 ***	-3.6087	75.35 ***	-3.5218	303.92 ***	-2.7664	335.13 ***
γ_3	0.0733	39.15 ***	0.0830	2.94 ***	0.0868	25.33 ***	0.0545	9.83 ***
γ_4	-2.8741	84.65 ***	-1.0800	0.88 ***	-2.9637	28.43 ***	-2.9958	55.94 ***
γ_5	-0.0843	16.75 ***	-0.1855	6.72 ***	-0.1264	6.11 ***	-0.0696	8.23 ***
γ_6	-0.3171	53.48 ***	0.0405	0.06 ***	-0.5142	22.69 ***	-0.2994	36.62 ***
γ_7	-0.0117	25.39 ***	0.0097	2.99 ***	-0.0132	12.28 ***	-0.0181	25.73 ***
ν_1	-0.3385	21.78 ***	—	—	—	—	—	—
ν_2	-0.2304	33.50 ***	—	—	—	—	—	—
δ_j/λ_k	포함/포함		포함/포함		포함/포함		포함/포함	
(-)2logL	32,238		2,057		8,885		21,174	
AUC(%)	75.0		79.7		78.4		73.4	
우도비	3,070.7 ***		290.1 ***		1,163.6 ***		1,713.4 ***	
N	133,179		10,958		36,030		86,191	

1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄.

2) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

전체표본 및 모든 기업 유형에서 우도비가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 재무 안정성을 나타내는 부채비율(γ_3)은 통계적으로 유의하게 부실 확률과 양(+)의 상관관계를 보이고, 나머지 변수는 통계적으로 유의하게 부실 확률과 음(-)의 상관관계를 보인다.

다음 <표 11>은 부가가치 지적계수 요소가 신용위험에 미치는 영향을 검증모형 식(4)를 이용하여 [가설 2]를 검증한 결과이다.

모든 효율성 변수와 부가가치 지적계수에서 우도비가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 기본모형에 검토변수인 부가가치 지적계수($VAIC_{i,t}^{TM}$)를 추가함으로써 나타나는 $(-2)\log L$ 감소값이 χ^2 분포표의 오른쪽 임계값 중 가장 큰 18.5 이상이므로 부가가치 지적계수가 부실 예측에 추가적인 설명력을 갖는다고 할 수 있다.

검증모형의 예측력 향상을 판단하는 AUC(%)값은 인적자본 효율성($D_HCE_{i,t}$)은 1.5%, 구조자본 효율성($D_SCE_{i,t}$)은 1.6%, 투자자본 효율성($D_CEE_{i,t}$)은 0.5%, 부가가치 지적계수($D_VAIC_{i,t}$)는 1.3% 증가하는 것으로 나타났다. 본 분석에서 AUC(%) 증가값은 부도 확률이므로 <표 2>에서 보는 바와 같이 전체표본의 평균 부도율이 2.9%이므로 0.5%~1.6%는 매우 큰 값이다.

<표 11>을 종합하면, 부가가치 지적계수(VAIC)와 그 세 요소(HCE, SCE, CEE)는 정상기업과 부실기업에 대한 변별력을 가진 것으로 나타났다. 다만, 기대부호가 투자자본 효율성(CEE)만 유의한 음(-)의 값을 보이고 부가가치 지적계수(VAIC)와 인적자본 효율성(HCE) 및 구조자본 효율성(SCE) 모두 유의한 양(+)의 값을 보여주고 있어 [가설 2]를 부분적으로 지지하고 있다. 이는 효율성이 높으면 수익성 등 재무구조가 개선되어 부실 위험이 적어진다는 일반적인 이론과도 상충하는데, 이는 인적자본 효율성과 구조자본 효율성을 구성하는 산식에서 오는 결과라고 추정된다.

앞에서도 설명한 바와 같이 기업이 부실 위험에 처하면 상시종업원을 감소시키거나 외주용역 비중을 늘려 인건비를 절감함으로써 창출한 부가가치의 변동은 적으나 인적자본은 감소하게 되어 인적자본 효율성은 높아지게 된다. 인적자본 효율성이 높아지면 구조자본 효율성도 높아지고 결국 부가가치 지적계수도 높아진다. 다른 측면에서 보면 부가가치지적계수와 인적자본 효율성, 구조자본 효율성이 높은 표본은 그렇지 않은 표본에 비해 부실 위험이 큰 기업이 많이 포함되어 있을 개연성이 있으므로 [가설 2]와 다르게 유의한 양(+) 값을 보여주고 있다고 사료된다.

〈표 11〉 부가가치 지적계수 요소가 신용위험에 미치는 영향 : [가설 2] 검증 결과

$$y = \beta_0 + \beta_1 D_VAIC_{i,t}^{TM} + \gamma_1 CASH_{i,t} + \gamma_2 RETA_{i,t} + \gamma_3 SDBV_{i,t} + \gamma_4 ETA_{i,t} + \gamma_5 STA_{i,t} + \gamma_6 GRW_{i,t} + \gamma_7 HISYR_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(4)}$$

	$D_HCE_{i,t}$		$D_SCE_{i,t}$		$D_CEE_{i,t}$		$D_VAIC_{i,t}$	
	계수	χ^2 값	계수	χ^2 값	계수	χ^2 값	계수	χ^2 값
β_0	-2.2576	456.16***	-2.3259	479.48***	-2.1571	419.21***	-2.2030	435.38***
β_1	0.7539	406.38***	0.7702	463.02***	-0.5759	106.05***	0.7010	352.46***
γ_1	-5.5583	211.98***	-5.7108	223.14***	-5.6090	214.86***	-5.6231	216.66***
γ_2	-3.2493	788.40***	-3.1035	738.21***	-3.0946	713.36***	-3.1877	768.37***
γ_3	0.0708	36.25***	0.0688	34.42***	0.0737	39.33***	0.0706	36.17***
γ_4	-4.2367	172.06***	-3.7714	148.00***	-1.9773	36.62***	-4.0077	160.77***
γ_5	-0.0319	2.46	-0.0322	2.52	-0.0403	3.75*	-0.0659	10.77***
γ_6	-0.3411	63.30***	-0.3274	58.42***	-0.3168	53.93***	-0.3294	59.02***
γ_7	-0.0087	13.95***	-0.0091	15.40***	-0.0103	19.65***	-0.0092	15.77***
ν_1	-0.5157	49.40***	-0.5575	57.04***	-0.4038	30.75***	-0.4922	45.14***
ν_2	-0.2913	52.82***	-0.3235	63.90***	-0.2529	40.23***	-0.2872	51.26***
δ_j/λ_k	포함/포함		포함/포함		포함/포함		포함/포함	
(-)2logL	31,858		31,803		32,119		31,910	
AUC(%)	76.5		76.6		75.5		76.3	
우도비	3,450.6***		3,504.8***		3,188.8***		3,398.7***	
(-)2logL 감소값	380		434		118		328	
AUC(%) 증가값	1.5		1.6		0.5		1.3	
N	133,179		133,179		133,179		133,179	

- 1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타냄.
 2) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

다음 <표 12>는 기업 유형별로 부가가치 지적계수 요소가 신용위험에 미치는 영향을 검증모형 식(4)를 이용하여 [가설 2]를 검증한 결과이다. 모든 기업 유형에서 우도비가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.

〈표 12〉 기업 유형별 [가설 2] 검증 결과

$y = \beta_0 + \beta_1 D_VAIC_{i,t}^{TM} + \gamma_1 CASH_{i,t} + \gamma_2 RETA_{i,t} + \gamma_3 SDBV_{i,t} + \gamma_4 ETA_{i,t} + \gamma_5 STA_{i,t} + \gamma_6 GRW_{i,t} + \gamma_7 HISYR_{i,t} + \nu_1 D_{i,t}^{SIZE1} + \nu_2 D_{i,t}^{SIZE2} + \sum_{j=1}^{14} \delta_j SIC_j + \sum_{k=1}^{10} \lambda_k YR_k + \epsilon_{i,t}$				
식(4)				
[패널 A] 비상장대기업				
	<i>D_HCE</i>	<i>D_SCE</i>	<i>D_CEE</i>	<i>D_VAIC</i>
β_1 계수(χ^2)	0.4072(8.15)***	0.3806(7.66)***	-0.2904(1.27)	0.2665(3.55)*
(-)2logL	2,049	2,049	2,055	2,053
AUC(%)	80.30	80.30	79.70	80.10
우도비	298.2***	297.7***	291.5***	293.6***
(-)2logL 감소값	8	8	1	3
AUC(%) 증가값	0.6	0.6	0.0	0.4
N	10,958	10,958	10,958	10,958
[패널 B] 외감중소기업				
	<i>D_HCE</i>	<i>D_SCE</i>	<i>D_CEE</i>	<i>D_VAIC</i>
β_1 계수(χ^2)	0.6090(72.36)***	0.6386(96.44)***	-0.4958(17.08)***	0.5851(70.03)***
(-)2logL	8,816	8,792	8,866	8,819
AUC(%)	79.3	79.4	78.6	79.3
우도비	1,232.2***	1,256.1***	1,182.5***	1,229.6***
(-)2logL 감소값	69	93	19	66
AUC(%) 증가값	0.9	1.0	0.2	0.9
N	36,030	36,030	36,030	36,030
[패널 C] 비외감중소기업				
	<i>D_HCE</i>	<i>D_SCE</i>	<i>D_CEE</i>	<i>D_VAIC</i>
β_1 계수(χ^2)	0.8739(357.35)***	0.8785(375.56)***	-0.6318(93.00)***	0.8127(304.54)***
(-)2logL	20,845	20,830	21,070	20,895
AUC(%)	75.3	75.4	74.0	75.0
우도비	2,042.7***	2,057.5***	1,817.4***	1,992.6***
(-)2logL 감소값	329	344	104	279
AUC(%) 증가값	1.9	2.0	0.6	1.6
N	86,191	86,191	86,191	86,191

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

2) 변수의 정의는 식(1)~식(4) 참조.

3) 지면제약상 $\beta_0, \gamma_1 \sim \gamma_7, \delta_j, \lambda_k$ 의 계수를 생략함.

[패널 A] 비상장대기업 표본은 $(-2)\log L$ 감소값이 최대 8로 χ^2 분포표의 오른쪽 임계값보다 작아 부가가치 지적계수가 부실 예측에 추가적인 설명력을 갖는다고 할 수 없다. 그러나 [패널 B] 외감중소기업과 [패널 C] 비외감중소기업 표본은 $(-2)\log L$ 감소값이 χ^2 분포표의 오른쪽 임계값보다 커서 부가가치 지적계수가 부실 예측에 추가적인 설명력을 갖는다고 할 수 있다.

[패널 B] 외감중소기업 표본은 검증모형의 예측력 향상을 판단하는 AUC(%)값이 투하자본 효율성($D_CEE_{i,t}$) 최소 0.2%에서 구조자본 효율성($D_SCE_{i,t}$) 최대 1.6%의 분포를 보인다. [패널 C] 비외감중소기업 표본은 검증모형의 예측력 향상을 판단하는 AUC(%)값이 [패널 B]와 유사하게 투하자본 효율성($D_CEE_{i,t}$) 최소 0.6%에서 구조자본 효율성($D_SCE_{i,t}$) 최대 2.0%의 분포를 보인다.

비상장 대기업의 부가가치 지적계수와 구성요소들이 모두 부실 예측에 추가적인 설명력을 갖지 못하고 있는 이유는 다음과 같이 추정된다. 대기업은 중소기업보다 인적자본에 대한 조직체계가 잘 갖추어져 있어 정상기업, 부실기업과 관계없이 외주용역 등 인적자본을 효율적으로 관리하기 때문에 볼 수 있다. 하지만 이에 대한 세부적인 원인은 추가적인 연구가 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

V. 결 론

본 연구는 비상장기업을 대상으로 부가가치 지적계수가 원가행태와 신용위험에 미치는 영향을 분석한 논문이다. 원가행태와 관련한 실증분석은 Anderson et al.(2013)의 모형을 확장하여 검증하였고, 신용위험과의 관계는 종속변수를 정상기업과 부실기업으로 구분한 이산로짓모형을 통해 검증하였다. 또한 원가행태에 미치는 영향을 세 가지 기업 유형(비상장대기업, 외감중소기업, 비외감중소기업)과 네 가지 산업군(제조업, 서비스업, 건설업, 유통업 등)으로 나누어 추가분석을 시행하여 더욱 세분된 결과를 제시하였다.

연구 결과 국내 비상장기업의 부가가치 지적계수는 인적자본 효율성 구조자본 효율성 투하자본 효율성의 순서로 크게 나타나고 있다. 가설검증 결과 부가가치 지적계수는 원가의 하방경직성을 강화시킬 것이라는 [가설 1]의 기대부호와는 반대로 양(+)의 상관관계를 보여 오히려 완화시키는 것으로 나타났다. 세부 구성요소를 살펴보면 투하자본 효율성과 구조자본 효율성이 하방경직성을 강화시키고 있지만, 인적자본 효율성이 하방경직성을 완화시키는 것으로 나타났다. 산업별 분석에서는 대부분 산업에서 하방경직성을 완화시키는 결과가 나타났다. 특히 제조업은 투자자본 효율성을 제외한 모든 요소에서 하방경직성을 완화하는 것으로 나타나고 서비스업은 모든 요소에서 대칭적인 원가행태를 보였다. 또한 부가가치 지적계수는 신용위험기업에 대한 변별력을 갖고 있어 [가설 2]를 지지하고 있는 것으로 나타났다. 하지만 투하자본 효율성을 제외한

요소는 오히려 신용위험을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 신용위험이 큰 기업에서 인건비를 절감하는 경향이 있어 오히려 인적자본 효율성을 높이고 이로 인해 구조자본 효율성과 부가가치 지적계수에까지 영향을 미치고 있는 것으로 추정하고 있다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구와 차별점이 있다. 첫째, 기업의 부가가치 창출의 원천인 지적자본과 원가행태와의 관계를 분석한 국내 첫 번째 연구라는 점이다. 둘째, 본 연구는 국내 비상장기업 표본의 분석에 Yang(2019)의 모형을 사용하면 분산확대지수가 10을 초과하여 다중공산성이 높아짐을 검증하고 이를 수정한 검증 모델을 제시하였다. 셋째, 부가가치 지적계수와 신용위험의 관계를 최초로 살펴보고 비상장기업의 신용평가에서 설명력을 제공하고 있음을 증명하여 실무적인 시사점을 제공하였다. 특히 투자자본 효율성을 제외하고는 예상과는 다른 결과가 나타나 부가가치 지적계수의 구성요소 분석에 있어서 시사점을 제공하고 있다.

하지만 본 연구에서 사용한 부가가치 지적계수 모형은 인건비를 투자로 정의하고 있어 인건비에 투자하지 않고 감소시키는 기업의 인적자본 효율성을 오히려 높게 산출하고 있다. 이러한 산출 방법은 신용위험이 커 인건비를 절감시키는 기업을 인적자본 효율성이 높은 기업으로 다수 포함할 수 있으며 구조자본 효율성과 부가가치 지적계수의 결과에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 국내 비상장기업의 실정에 맞는 보다 정교한 부가가치 지적계수 모형에 관한 연구가 추가로 필요하다고 본다.

참고문헌

- 강성환 · 송해덕. 2012. “전문대학 지적자본의 구성요인이 성과에 미치는 관계분석 연구”. 직업교육연구 제31권 제3호 : 153-175.
- 구정호. 2011. “이익조정 유인이 원가의 비대칭성에 미치는 영향 : 적자회피 및 이익유연화, Big-Bath를 중심으로”. 회계학연구 제36권 제3호 : 135-177.
- 김미옥 · 정형록 · 황인이. 2017. “투자전략이 원가행태에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제3호 : 781-805.
- 김성규. 2020. “비대칭적 원가행태와 비상장 중소기업 신용위험과의 관계”. 2020 회계 · 세무 관련 8개 학회 통합학술대회.
- 김성규 · 이화득. 2012. “경기변동에 따른 비상장 중소기업 신용위험을 설명하는 회계변수와 부도예측에 관한 실증연구”. 회계저널 제21권 제6호 : 287-323.
- 김유진 · 정문중. 2017. “경계등급 기업의 경영자 인센티브가 원가행태에 미치는 영향”. 관리회계연구 제17권 제3호 : 35-60.
- 김태성 · 이진수 · 김도연 · 신흥권. 2015. “원가하방경직성과 회사채 신용등급의 관계에 관한 연구”. 국제회계연구 제63권 : 203-226.
- 노미현. 2005. “국내은행의 부가가치 지적자본 효율 분석”. 회계정보연구 제23권 제4호 : 209-234.
- 노신규 · 신연수 · 서충원. 2018. “부가가치 지적계수(VAIC)활용 제약산업의 누적매퀴스트지수(CMI)분석”. 무역연구 제14권 제2호 : 469-486.
- 박진하 · 선우혜정. 2016. “경영자 예측정보와 비대칭적 원가행태”. 회계정보연구 제34권 제3호 : 189-213.
- 박재식 · 이학노. 2014. “부가가치 지적계수(VAICTM)모형을 이용한 한국 금융서비스 분야의 국제경쟁력 비교 분석”. 통상정보연구 제16권 제3호 : 97-119.
- 송동섭 · 홍수희. 2008. “지적자본에 의한 ERP 시스템의 성과분석”. 한국전산회계학회 정기학술발표회 : 7-21.
- 안성윤. 2015. “비대칭적 원가행태가 신용평가에 미치는 영향”. 상업교육연구 제29권 제6호 : 203-223.
- 안태식 · 이석영 · 정형록. 2004. “한국제조기업의 비대칭적 원가행태”. 경영학연구 제33권 제3호 : 789-807.
- 양대천. 2011. “동종 · 이종 합병에 따른 원가의 구조 및 행태 차이”. 회계학연구 제36권 제3호 : 251-281.
- 오현탁 · 황영주. 2004. “도산거리를 이용한 도산예측모형에 관한 연구”. 산업경제연구 제17권 제4호 : 1317-1338.
- 유승원 · 이동현. 2017. “비대칭적 원가행태가 기업어음 신용등급에 미치는 영향”. 관리회계연구

- 제17권 제2호 : 29-61.
- 이호영 · 서영미. 2012. “비대칭적 원가행태가 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향”. *관리 회계연구* 제12권 제2호 : 1-24.
- 조정은 · 유혜영. 2017. “비상장기업의 하방경직적 원가행태에 관한 연구”. *한국산업경영학회 제 32권 제4호* : 65-89.
- 고용노동부. 2020. “사업체 노동실태 현황”.
- Altman E. I., and Sabato G. 2007. Modeling Credit Risk for SMEs : Evidence from the U. S. Market. *ABACUS*. 43(3) : 332-357.
- Anderson, M., Banker, R. D., and S. Janakiraman. 2003. Are Selling, General and Administrative Costs “Sticky”? *Journal of Accounting Research* 41(1) : 47-64.
- Anderson, M., Banker, R., Huang, R., and S. Janakiraman. 2007. Cost Behavior and Fundamental Analysis of SG&A Costs. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*. 22(1) : 1-28.
- Banker, R. D., and D. Byzalov. 2014. Asymmetric Cost Behavior. *Journal of Management Accounting Research*. 26(2) : 43-79.
- Banker, R. D., D. Byzalov, and Jose M. Plehn-Dujowich. 2014a. Demand Uncertainty and Cost Behavior. *The Accounting Review*. 89(3) : 839-865.
- Banker, R. D., D. Byzalov, S. Fang, and Y. Liang. 2018. Cost Management Research. *Journal of Management Accounting Research*. 30(3) : 187-209.
- Banker, R. D., D. S. Fang, and D. Zhang. 2016. Anomalous Financial performance Ratio during Economic Slowdown. Working Paper, Temple University.
- Banker, R. D., R. Flasher, and D. Zhang. 2014b. Strategic Positioning and Asymmetric Cost Behavior. Working Paper, Temple University.
- Beaver, W. 1996. Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*. 4 : 71-111.
- Beaver, W., C. Maria and M. McNichols. 2010. Financial Statement Analysis and the Prediction of Financial Distress. *Foundation and Trends in Accounting* 5(2) : 99-173.
- Begley, J., J. Ming, and S. Watts. 1996. Bankruptcy Classification Errors in the 1980s : An Empirical Analysis of Altman’s and Ohlson’s Models. *Review of Accounting Studies* 1 : 267-284.
- Burgstahler, D. and, I. Dichev. 1997. Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24(1) : 99-126.
- Chen, C. X., Lu, H., and T. Sougiannis. 2012. The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs.

- Contemporary Accounting Research* 29(1) : 252–282.
- Chen, C. X., T. Gores, and J. Nasev. 2013. Managerial Overconfidence and Cost Stickiness. Working Paper, University of Illinois at Urbana–Champaign.
- Dierynck, B., W. R. Landsman, and A. Renders. 2012. Do Managerial Incentives Drive Cost Behavior? Evidence about the Roles of the Zero Earnings Benchmark for Labor Cost Behavior in Belgian Private Firms. *The Accounting Review* 87(4) : 1219–1246.
- Homburg, C., and J. Nasev. 2008. How Timely are Earnings When Costs are Sticky? Implication for Link between Conditional Conservatism and Cost Stickiness. Working Paper, University of Cologne.
- Homburg, C., J. Nasev and C. Richter. 2015a. Corporate Financial Distress and Slack Resources. Working Paper, University of Cologne.
- Homburg, C., J. Nasev and C. Richter. 2015b. The role of Credit Rating in Cost Stickiness. Working Paper, University of Cologne.
- Homburg, C., A. Hoppe, J. Nasev, K. Reimer and M. Uhrig–Homburg. 2018. How Cost Stickiness Affects Credit Risk. Working Paper, University of Cologne.
- Kama, I., and D. Weiss. 2013. Do Earnings Targets and Managerial Inventives Affect Sticky Costs?. *Journal of Accounting Research* 51(1) : 201–224.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163–197.
- Kim, J. B., and K. Wang. 2016. Labor Unemployment Risk, Downward Resource Adjustment, and Sticky Cost Behavior. Working Paper, University of Waterloo.
- Pulic, A. 1998. Measuring the Performance of Intellectual Potential in Knowledge Economy. 2nd McMaster World Congress on Measuring and Managing Intellectual Capital.
- Venieris, G., V. C. Naoum, and O. Vlismas. 2015. Organization capital and sticky behavior of selling, general and administrative expense. *Management Accounting Research* 26 : 54–82.
- Via N. D., and P. Perego. 2014. Sticky cost behavior : evidence from small and medium sized companies. *Accounting & Finance* 54 : 753–778.
- Weiss, D. 2010. Cost Behavior and Analysts’ Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 85 (4) : 1441–1471.
- Yang, Y. 2019. Do Accruals Earnings Management Constraints and Intellectual Capital Efficiency Trigger Asymmetric Cost Behaviour? evidence from Australia. *Australian Accounting Review* 29(1) : 177–192.

The Impacts of Value Added Intellectual Coefficient(VAIC) on the Cost Behavior and Credit Risk of Unlisted Company

Kim, Sung Kyoo* · Jung, Hyung Rok** · Choi, Hee Sun***

〈Abstract〉

This study analyzed how the value-added intellectual coefficient and its components, human capital efficiency, structural capital efficiency, and capital employed efficiency, affect cost behavior and credit risk for unlisted companies. The empirical analysis was verified through a discrete-time logit model that divides the extended model and dependent variables of Anderson et al.(2013) model into healthy and insolvent firms. In addition, additional analysis was conducted by dividing the types of enterprises (unlisted large enterprises, audit small and medium enterprises, non-audit small and medium enterprises) and industrial groups (manufacturing, service, construction, distribution, etc.).

The results of the study are as follows. First, the value-added intellectual coefficient was found to alleviate the downward rigidity of cost. In particular, structural capital efficiency and capital employed efficiency reinforced the downward rigidity of cost, but human capital efficiency was found to be a major factor in alleviating the downward rigidity. Second, it was found that the value-added intellectual coefficient and the three factors have discriminating power for the credit risk of unlisted companies. However, it turns out that components other than capital employed efficiency increase credit risk.

This study has the following contributions. First, it is the first study in Korea to analyze the relationship between the value-added intellectual coefficient and cost behavior. Second, by proving that the value-added intellectual coefficient has an explanatory power for credit risk, it presents new implications for credit evaluation and value analysis of unlisted companies.

〈Key words〉 Value Added Intellectual Coefficient, VAIC, Asymmetric Cost Behavior, Credit Risk, Unlisted Company

* Department head, Korea Credit Fund, jese1@kodit.co.kr, First Author

** Professor, KyungHee University, School of Management, jhrjhr@khu.ac.kr, Corresponding Author

*** Doctoral Student, Han Yang University, College of Business Administration, hy.heesun.choi@gmail.com, Co-author