

우리나라 기업의 자본구조와 인건비

김재욱 고려대학교 경영학과 박사과정
정지웅* 고려대학교 경영학과 교수

요약 본 연구에서는 국내 상장 기업의 자본구조와 임금의 관계를 분석한다. 2003년부터 2015년까지의 표본을 대상으로 한 실증분석 결과 부채비율과 종업원 1인당 평균 임금은 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 추가적으로 본 연구에서는 2008년 금융위기의 영향과 기술기업과 비기술기업의 이질성, 산업별 노동시장 상황이 부채-임금관계에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 금융위기 이후 국내 기업들의 부채-임금의 음(-)의 효과는 강화된 것으로 확인되었고 또한 비기술 기업일수록, 노조 조직률이 낮은 산업일수록, 인력 부족률이 낮은 산업일수록 부채-임금의 음(-)의 효과는 강화되었다. 전반적으로 이러한 증거들은 부채 증가가 노동을 규율함을 예측한 Hanka(1998), Hovakimian and Li(2011)의 기존연구와 일치하며 부채-임금관계는 기업과 종업원 사이의 상대적 임금협상력에 크게 영향 받을 수 있음을 시사한다. 한편, 이는 균형에서 부채의 증가로 인한 실직 위험의 증가를 더 높은 임금으로 보상한다는 Berk, Stanton, and Zechner(2010), Chemmanur, Cheng, and Zhang(2013)의 기존 연구와 노동경제학의 보상 임금 이론과는 일관되지 않음을 확인하는 결과이다.

주요단어 자본구조, 인건비, 규율효과, 실직위험, 노동시장

투고일 2016년 03월 02일
수정일 1차 2016년 07월 04일, 2차 2016년 08월 31일
게재확정일 2016년 09월 05일

* 교신저자. 주소: 02841, 서울특별시 성북구 안암로 145, 고려대학교; E-mail: chung.jiwoong@korea.ac.kr; 전화: 02-3290-2825.

본 연구는 고려대학교 기업지배연구소의 지원을 받아 완성이 되었습니다. 유익한 의견을 주신 두 분의 심사위원님께 감사드립니다.

Capital Structure and Employee Pay: Evidence from Korea

Jaeouk Kim Doctoral Student, Business School, Korea University
Ji-Woong Chung* Professor, Business School, Korea University

Received 02 Mar. 2016
Revised 1st. 04 Jul. 2016, 2nd. 31 Aug. 2016
Accepted 05 Sep. 2016

Abstract

This study examines the relationship between employee pay and the capital structure of publicly listed firms in Korea. Consistent with Hanka (1998) and Hovakimian and Li (2011), we find that higher leverage is associated with lower average employee pay. However, our findings contrast with the theory of Berk, Stanton, and Zechner (2010) and the theory of the compensating wage differential. When firms add more debt to their balance sheet, the probability of bankruptcy increases and their employees face a greater risk of unemployment. Studies have suggested that workers bear significant economic and psychological costs from involuntary unemployment. In this context, the economic theory of Berk et al. (2010) predicts that firms compensate for this risk by increasing employee pay to increase the leverage related to higher average wages. However, in contrast to Berk et al. (2010), several studies have documented a negative correlation between leverage and employee wages. Hanka (1998) and Hovakimian and Li (2011) find that increased leverage is associated with lower employee pay. They interpret this as being a result of the risk shifting from shareholders and managers to employees. In addition to the risk-shifting motive, Perotti and Spier (1993) argue that firms use leverage as a bargaining tool against labor, especially when in financial distress. Moreover, Benmelech, Bergman, and Enriquez (2012) find that firms tend to renegotiate employee wages downward when they are under financial distress. Thus, from this perspective, higher leverage is associated with lower average employee pay among firms that are in

* Corresponding Author. Address: Korea University, 145 Anam-ro, Sungbuk-gu, Seoul, 02841, Korea;
E-mail: chung_jiwoong@korea.ac.kr; Tel: 82-2-3290-2825.

We thank to anonymous referees.

financial difficulty. In summary, studies that predict a negative relationship between leverage and wages have suggested that increased leverage imposes disciplinary effects on labor by reducing employee wages.

In our empirical analysis, we estimate panel fixed effect models that control for the time-invariant heterogeneity among firms and general time trends. In firm fixed effect regressions controlling solely for leverage, we find that leverage is associated with lower average employee pay. Moreover, in regressions that control for other firm characteristics, we find that higher leverage is associated with lower average employee pay. The Fama and MacBeth (1973) regressions deliver the same results. These findings suggest that the disciplinary effect of leverage is more pronounced than the compensating effect of higher bankruptcy risk.

As our sample period covers the periods before and after the 2008 global financial crisis, we test whether the global financial crisis had any significant effects on the relationship between leverage and wages. We conduct the same regression analyses for the pre- and post-financial crisis periods (2003 ~ 2007, 2010 ~ 2015), and our empirical results suggest that the negative relationship between leverage and wages significantly intensified after the financial crisis. Moreover, the negative relationship between leverage and wages was only significant for the post-crisis period. This result confirms that the disciplinary effect of leverage was more pronounced after the financial crisis.

We also consider industry heterogeneity and the labor market conditions in our analysis of the variation in the leverage-wage relationship. We expect employees' wage levels to vary significantly among different industries, especially technology firms and non-technology firms (Chemmanur, Cheng, and Zhang, 2013). We examine the variations across industries and markets by conducting comparative analyses of KOSPI and KOSDAQ firms, and firms in the technology industry and those in other industries classified according to the KSIC code. We find that the leverage-wage relationship is significantly more negative among non-technology firms.

We also predict that the disciplinary effect of leverage is stronger in industries with lower unionization and shortage rates, as employees in these industries have less bargaining power against the firms. Consistent with our prediction, we find that the negative relationship between leverage and wages is strengthened in industries with lower unionization and shortage rates.

In summary, among Korean public firms, we find that higher leverage is associated with lower employee pay. This result substantiates the view that debt disciplines labor. However, our findings do not support the theory of Berk et al. (2010) that firms compensate for increased unemployment risk by increasing wages to gain greater leverage. In addition, we find that after the financial crisis (2008 ~ 2009), the negative relationship between leverage and wages increased significantly. Our findings suggest that the disciplinary effect of debt was significantly pronounced after the financial crisis. We also examine the effects of the labor market conditions and industry heterogeneity on the leverage-wage relationship. Consistent with our prediction, the negative relationship between leverage and wages is significantly strengthened among firms in non-technology industries and those belonging to industries with lower unionization and shortage rates. One limitation of our study is that we cannot fully control for the endogeneity of leverage. We expect that future research will mitigate this problem. Our evidence contributes to the growing body of literature connecting labor economics and corporate finance and to the research on the relationship between leverage and wages by providing additional evidence to support the disciplinary effect of debt.

Keywords Capital Structure, Wage, Unemployment Risk, Disciplinary Effect, Labor Market

I. 서 론

인건비는 기업의 비용 중 큰 부분을 차지하는 요소이며 고용, 투자 등에 중대한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 최근 이슈가 되고 있는 정부의 노동개혁은 기업 인건비의 중요성에 대한 방증이다.¹⁾ 기업의 부채가 증가할수록 파산 위험성은 높아지고 기업 파산 시 대중매체의 큰 관심을 끄는 것은 해고된 종업원들로 인한 사회적 비용임을 생각할 때 고용, 투자와 더불어 인건비가 기업의 여러 정책에 미치는 영향은 지대할 것으로 예상할 수 있다. 이처럼 인건비와 기업정책은 중대한 연관성이 있음에도 불구하고 기업재무와 자본구조이론의 맥락에서 인건비와 기업 정책의 관계를 분석한 연구는 상대적으로 적다.

본 연구에서는 2003~2015년까지의 국내 상장기업(KOSPI와 KOSDAQ)을 대상으로 실증 분석을 시행한 결과 기업 부채와 종업원 1인당 임금은 유의한 음(-)의 관계에 있는 것으로 확인하였다. 이는 부채의 증가로 인한 소유주, 경영자 비용의 증가가 종업원에 전가됨을 예측한 위험전가(risk-shifting)이론과 기업이 부채를 임금협상의 도구로 활용함을 주장한 기존 연구의 예측과 일치하는 결과로 부채의 노동 규율 효과가 존재함을 시사한다(Hanka, 1998; Hovakimian and Li, 2011). 반면 균형 하에서 기업은 부채의 증가로 인한 종업원 실직 위험의 증가를 임금을 높임으로써 보상한다는 Berk et al.(2010)의 이론과 Topel(1984), Li(1986) 등의 보상 임금 이론(compensating wage differential)과는 반대되는 실증 결과이다.

한편, 부채-임금관계는 금융위기와 산업별 이질성, 노동 시장 상황에 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 금융위기로 인한 경기 하강과 노동 수요 충격은 부채의 노동 규율 효과를 강화시켜 금융위기 이후 부채-임금의 음(-)의 관계는 강화되었다. 마찬가지로 기술기업과 비기술기업의 이질성이 부채-임금관계에 미치는 영향을 검증한 결과, 비기술 기업의 부채-임금관계가 기술 기업보다 더욱 강한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 확인되었다. 이는 비기술기업의 종업원들이 기술기업의 종업원들에 비해 상대적으로 더 낮은 임금협상력을 갖기 때문인 것으로 보인다. 또한 본 연구는 산업별 노동 시장이 부채-임금관계에 유의한 영향을 미침을 확인하였다. 노조 조직률이 낮은 산업일수록, 인력 부족률이 낮은 산업일수록

1) 대한상공회의소 2016년 04월 22일자 보도자료.

부채-임금의 음(-)의 관계가 강화되며 이는 기술 기업, 비기술 기업의 차이와 마찬가지로 노조 조직률이 낮고 인력 부족률이 낮은 산업의 노동자들은 상대적으로 임금협상력이 낮기 때문인 것으로 보인다.

노동시장과 기업재무를 연결하는 국내연구가 흔치 않은 상황에서 본 연구는 국내 기업의 부채-임금관계를 분석함으로써 기존연구에 공헌하며 아직 부채-임금관계에 대한 학계의 동의가 이루어지지 않은 상황에서 부채와 임금의 음(-)의 관계와 일관된 새로운 증거를 제시함으로써 기존 연구에 공헌한다. 추가적으로 기존연구에서 간과하였으나 부채-임금 관계에 중대한 영향을 미칠 수 있는 금융위기의 영향을 고려하여 기존 연구를 확장하는 의의를 갖는다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 이어지는 제II장에서 본 연구와 관련된 기존연구를 분석하고 가설을 제시한다. 제III장에서는 본 연구에 사용된 데이터와 실증분석 방법을 제시하며 제IV장에서 실증분석 결과들을 확인한다. 제V장에서는 본 연구의 한계를 논의하며 마지막 제VI장에서 본 연구의 결론을 정리한다.

II. 기존연구 및 가설

부채가 증가할수록, 다른 조건이 동일한 경우, 기업의 파산 확률은 증가하고 종업원들의 실직 위험 또한 증가한다. 실직으로 인해 개인이 직면하는 경제적, 사회적, 심리적 비용은 매우 큰 것으로 기존 연구들은 지적하고 있고(Gruber, 1997; Gibbons and Katz, 1991; Kalil and Ziol-Guest, 2008) 따라서 기업의 정책에도 중대한 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다. 이러한 맥락에서 자본구조 이해관계자 이론(stakeholder theory of capital structure)은 기업이 자본구조를 결정할 때 종업원, 공급자들과 같은 비재무적 이해관계자(non-financial stakeholder)와의 관계가 중대한 영향을 미침을 주장한다. 대표적으로 Titman(1984)은 기업이 고유 상품(unique product)을 생산할 경우 이 기업의 고객, 종업원 등의 이해관계자는 기업 특수 투자(firm specific investment)를 부담하므로 기업이 파산했을 경우 상대적으로 더 큰 비용(switching cost)을 감당하고, 기업은 부채를 낮춤으로써 이해관계자들의 기업 특수 투자를 유도할 것임을 주장하였다. 여러 기존 연구들이 Titman(1984)의 이론에 대한 실증적

근거를 제시하고 있는데 Titman and Wessels(1988)는 기업 특수 인적자본(firm specific human capital)과 부채비율이 음(-)의 관계에 있음을 밝혔고 Banerjee, Dasgupta, and Kim(2008)은 내구재 산업에 속한 기업들의 부채비율은 공급자에 대한 의존도와 음(-)의 관계에 있음을 밝혔다. Kale and Shahrur(2007) 또한 기업 부채비율은 해당 기업과 거래하는 생산자/구매자의 R&D 투자비율과 음(-)의 관계에 있음을 확인하였다. 유사하게, Maksimovic and Titman(1991)은 부채가 많은 기업은 재무적 곤경으로 인해 공급자, 종업원 등 이해관계자들과의 계약을 성실히 이행하지 않을 위험성이 있으므로 종업원들은 이들 기업에서의 근로를 기피할 것임을 주장하였다. Maksimovic and Titman(1991)의 이론은 Bae, Kang, and Wang(2011) Verwijmeren and Derwall(2010) 등이 종업원과의 관계를 중요시 하는 기업은 부채비율이 낮음을 확인하여 실증적으로 뒷받침되었다.

한편, Maksimovic and Titman(1991)과 유사한 맥락에서 Berk et al.(2010)은 기업이 부채를 추가 조달함에 따라 증가하는 종업원들의 실직 위험을 균형에서는 임금을 상승시킴으로서 보상하며 따라서 기업의 최적 자본 구조는 부채 사용으로 인한 세금 혜택(tax shield)과 실직 위험에 따른 인적 자본 비용의 상충관계에서 결정 된다고 주장한다. Berk et al.(2010)의 이론은 부채와 임금이 양(+)의 관계에 있음을 예측하는데, 미국 기업을 대상으로 한 Chemmanur, Cheng and Zhang(2013)의 연구는 CEO 임금과 산업별 종업원 평균 임금이 부채비율과 양(+)의 관계에 있음을 밝혔고 Dore and Zarutskie(2016) 역시 미국 기업의 부채비율과 노동자 개인수준의 임금은 노동 시장 규모가 작을수록 더욱 강한 양(+)의 관계에 있음을 밝혀 Berk et al.(2010)의 이론을 뒷받침한다. 이는 Maksimovic and Titman(1991) 이론의 예측과 일치하는 결과이기도 하다. Brown and Matsa(2016) 또한 기업의 신용부도스왑(Credit Default Swap) 가격과 임금이 양(+)의 관계에 있음을 밝혀 Berk et al.(2010)의 이론과 일관된 실증 결과를 보였다.

Berk et al.(2010)과 Chemmanur et al.(2013), Brown and Matsa(2016)의 기존연구는 부채의 증가로 인한 실직 위험의 증가를 기업이 임금으로 보상함을 나타내는데, 여러 노동 경제학의 기존연구들은 보상임금이론을 통해 실직 위험과 노동자의 임금이 양(+)의 관계에 있음을 밝히고 있다. 예로, Topel(1984)은 실직 위험이 높을수록 보상임금이 높음을 확인하였고, Li(1986)는 실직 위험과 임금은 양(+)의 관계에 있으며 산업별 임금격차의 14~41% 가량이 실직 위험의 차이에 의한 것임을 밝혔다. 또한 Becker(1975)는 기업 특수 인적

자본은 노동자가 휴대할 수 없기 때문에 기업 특수 인적 자본에 투자한 노동자의 경우 실직 시 일반 종업원보다 상대적으로 더 큰 전환 비용(*switching cost*)을 부담하며 이를 기업은 더 높은 임금으로 보상함을 주장하였다. 따라서 Berk et al.(2010)과 Chemmanur et al.(2013), Brown and Matsa(2016)의 기존 연구는 보상임금이론의 연장선에서 이해할 수 있을 것이며 이는 기업 정책과 노동사이의 연관성을 시사하는 중요한 증거이다.

반면 Hanka(1998)의 기존 연구는 미국 기업의 1953년부터 1992년까지의 표본을 대상으로 부채와 임금, 고용의 관계를 분석한 결과 유의한 음(-)의 관계에 있음을 확인하였으며 이 관계는 시간에 따라 변화함을 확인하였다. Hanka(1998)는 부채와 임금, 고용의 음(-)의 관계는 일종의 위험 전가(*risk-shifting*) 현상으로, 위험 회피적 소유주, 경영자가 기업 파산 시 부담할 개인적 비용(부채 증가에 따라 파산 위험이 증가함)을 고용과 임금을 줄임으로서 노동자에 전가하는 것이라 해석하였다. 이와 같이 Hanka(1998)의 기존연구는 부채의 증가가 노동에 대한 규율효과(*disciplining effect*)를 야기함을 주장하고 있으며 Hovakimian and Li(2011) 역시 중국 기업을 대상으로 부채와 임금의 관계를 검증한 결과 유의한 음(-)의 관계에 있음을 확인하여 부채의 노동 규율효과를 지지한다. Hanka(1998), Hovakimian and Li(2011)와 유사하게 Ofek(1993)은 부채가 높고 성과가 낮은 기업들은 고용을 감소시키고 현금보유를 증가시킴을 확인하였고 Jensen(1986)은 부채수준이 높은 기업들은 저조한 성과에 더욱 민감하게 반응함을 확인하였다. 또한, 부채의 규율효과를 예측한 기존 연구들은 기업이 부채를 종업원들과의 임금협상 수단의 하나로 이용할 것임을 주장하고 있다. Perotti and Spier(1993)는 기업의 이윤이 부족하여 새로운 투자 없이는 노조와 합의한 임금을 지불하지 못할 때, 기업은 부채비율을 늘림으로써 약속된 임금보다 낮은 수준에서 임금을 지불할 것임을 주장하였다. Benmelech, Bergman, and Enriquez(2012) 역시 미국 항공사들이 재무적 부실(*financial distress*)을 임금협상의 수단으로 활용함을 주장하였다. 유사하게, Klasa, Maxwell, and Ortiz-Molina(2009)는 산업별 노조조직률과 현금보유의 음(-)의 관계를 근거로 기업이 노동을 규율하기 위하여 현금보유를 감소시킴을 주장하였다. 이처럼 부채의 규율효과를 예측한 기존 연구들은 부채와 임금은 음(-)의 관계에 있을 것임을 예측하고 있다.

요약하면, 부채의 증가는 기업의 파산가능성을 높이고 따라서 종업원의 실직위험을 높인다. 균형에서 기업은 이를 임금으로 보상하므로 부채와 임금은 양(+)¹⁾의 관계를 가질 것으로

예측할 수 있다. 반면, 기업 부채의 증가로 인해 소유주, 경영자가 직면하는 비용을 임금을 감소시켜 종업원에게 전가하고, 기업이 부채를 증가시킴으로서 종업원과의 임금협상 수단으로 활용한다면 부채와 임금은 음(-)의 관계에 있을 것이다. 그러나 Chemmanur et al. (2013)가 지적하였듯이 둘은 상충되는 개념이 아니다. 기업이 사후적으로 부채를 늘려 노동자와의 임금협상에서 유리한 위치를 차지한다면 부채와 임금은 음의 관계를 가질 것이나, 이러한 가능성을 고려하여 노동자는 사전적으로 부채가 높은 기업에게 더 높은 임금을 요구할 것이기 때문이다. 물론 부채의 규율효과가 존재한다면, 사후적으로, 노동과 기업 사이의 상대적 협상력에 의해 부채와 임금이 음(-)의 관계를 관찰할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 위에 언급한 이론들을 토대로 우리나라 기업의 부채와 임금의 관계를 검증한다. Berk et al. (2010)의 이론과 보상임금이론에 의하면 우리나라 기업의 부채와 임금은 양(+)의 관계에 있을 것으로 예측할 수 있다. 반면 부채의 규율효과를 예측한 기존 연구들에 의하면 우리나라 기업의 부채와 임금은 음(-)의 관계에 있을 것으로 예측 가능하다. 따라서 부채-임금관계의 순효과(net effect)가 양(+) 또는 음(-)의 관계를 가질지는 실증 분석의 대상이다.

Hanka(1998), Chemmanur et al.(2013)의 기존연구는 부채-임금관계가 시간에 따라 변화하며 양(+) 또는 음(-)의 관계를 갖는 것으로 확인하고 있다. 이러한 부채-임금관계의 변화는 경기변동과 관련되어 있을 가능성이 크다. 경기 하강기에 기업의 재무 부실은 전반적으로 증가할 가능성이 크며, 악화된 경영환경으로 인해 경기 상승기에 비해 소유주, 경영자의 위험 전가 유인이 증가할 가능성이 크므로 부채의 노동 규율효과가 강화될 것으로 예측할 수 있다. 실물 경제와 부채-임금관계의 연관성을 시사하는 연구로 Sharpe(1994)는 부채가 높은 기업의 고용은 경기 순행적임을 확인하였고, Ofek(1993), Brown, James, and Ryngaert (1992)은 부채가 높은 기업에서는 음(-)의 성과 충격으로 인한 고용둔화가 더욱 심화됨을 확인하였다. 이인재(2009)의 기존연구 또한 금융 위기 기간 동안 국내 취업자 수가 급격히 감소하고 실업률이 급증한 것으로 확인하였다. 요약하면 경기 하강으로 인한 노동 수요의 음(-)의 충격과 기업의 평균적 재무부실 증가는 소유주, 경영자의 위험 전가 유인을 높일 가능성이 크므로 경기 하강기에 부채의 규율효과가 강화될 것으로 예측할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 Hanka(1998), Chemmanur et al.(2013)의 기존 연구보다 더욱 최근의 자료를 바탕으로 2008~2009년의 미국 발 금융위기가 부채-임금 관계에 어떠한 영향을 미쳤는지 확인한다. 미국 발 금융위기는 강력한 음(-)의 경기충격이었으며 아직까지 국내

경기뿐만 아니라 세계경기도 회복국면을 보이지 않고 있으므로(조순, 2016) 금융 위기 이후 기간 부채의 규율효과는 이전보다 강화되었을 것으로 예측할 수 있다.

경기 변동과 더불어 부채-임금관계는 종업원이 속한 산업이나 기업별로 유의한 차이를 보일 가능성이 크다. 종업원이 실직 시 직면하는 경제적, 사회적 비용은 산업 또는 기업별로 다를 것이며 마찬가지로 기업과 종업원 사이의 상대적 협상력의 크기 또한 다를 것이기 때문이다. 구체적으로, 특정 산업이나 기업의 노동자가 실직 후에도 다시 실직 전과 같은 수준의 임금을 받을 수 있고 재취업이 용이하여 전환 비용이 낮다면, 부채 증가로 인한 실직 위험 보상 정도는 낮을 것이다. 그러나 특정 산업이나 기업의 노동자가 실직 시 직면하는 비용이 다른 산업이나 기업보다 상대적으로 커, 전환 비용이 높다면 부채 증가로 인한 실직위험의 보상 정도는 더욱 클 것이다. 위에서 언급한 Li(1986)의 기존 연구는 산업별 임금격차를 노동자 실직비용의 차이로 설명한 대표적인 예이다. 또한 Chemmanur et al.(2013)은 기술기업의 종업원과 CEO들은 실직 시 비기술기업의 CEO와 종업원들에 비해 재취업이 용이하여 기술 기업의 실직비용이 비기술 기업 종업원들의 실직비용보다 낮으므로 비기술 기업의 부채-임금의 양(+)의 효과가 더욱 강력함을 확인하였다. 이와 같은 차이는 동시에 부채의 규율효과는 비기술 기업에서 더욱 강할 수 있음을 시사한다. 기술 기업의 노동자들이 실직 시 재취업이 용이하다면 상대적으로 비기술 기업의 노동자들보다 임금협상력이 더욱 클 것으로 예상할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 이에 따라 산업별, 기업별 특성이 부채-임금관계에 미치는 영향을 기술 기업과 비기술 기업을 비교하여 검증한다. 이를 위해 첫 번째로, 코스피 기업과 코스닥 기업을 각각 비기술 기업, 기술 기업으로 나누고 두 집단 간 부채-임금관계의 차이를 분석한다.²⁾ 일반적으로 코스피 기업은 전통적인 제조업, 금융업으로 구성되어 있고 코스닥 기업은 벤처, 기술주 위주로 구성되어 있으며 김명중, 한태용(2014)의 기존연구는 코스닥 기업이 코스피 기업보다 더욱 기술집약적임을 지적하고 있다. 한편, 김명중, 한태용(2014)은 NBER의 첨단 산업 분류 기준을 한국 표준 산업 분류 코드에 대응시켜 첨단 산업과 비첨단 산업을 구분하였는데, 코스피, 코스닥 시장은 각 시장 내에서도 기업별, 산업별 이질성이 높을 수 있으므로 이와 같은 분류 기준은 더욱 세밀한 것으로 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 추가적으로 김명중, 한태용(2014)의 분류 방법을 따라 기술 기업과 비기술 기업을 분류하여 부채-임금관계의 차이를 검증한다.

2) 이 분석을 제안한 심사자에게 감사한다.

노동자의 임금은 노동시장의 수요와 공급에 의해 결정되므로 부채-임금관계 또한 노동 시장 상황에 영향을 받을 가능성이 크다. Dore and Zarutskie(2016)는 노동 시장 규모가 작을수록 노동자가 직면하는 실직비용이 크고 이에 따라 부채-임금의 양(+)의 관계가 강화됨을 주장한 바 있다. 본 연구에서는 유사하게 산업별 노조 조직률과 인력 부족률을 고려하여 노동 시장 상황이 부채-임금 관계에 미치는 영향을 분석한다. 노동경제학뿐만 아니라, 여러 기업재무의 기존연구들은 노조가 기업정책에 미치는 영향력을 분석하였다 (남성일, 2011; 조동훈, 2008; Benmelech et al., 2012; Freeman and Medoff, 1984; Matsa, 2010). 기존 연구를 따라 노조조직률을 종업원 협상력의 대응치로 본다면 노조조직률이 높은 산업일수록 종업원의 임금협상력이 상대적으로 더 높음을 의미하므로 부채의 규율효과는 노조조직률이 낮아 노동자의 임금협상력이 상대적으로 낮은 산업에서 더욱 강화될 것이다. 노조조직률과 마찬가지로 산업별 인력 부족률이 높은 산업에서는 노동 공급 부족으로 인해 종업원의 임금협상력이 더 높아질 것이며 기업이 종업원에게 더 높은 임금을 지불해야 할 가능성이 높다. 따라서 인력 부족률이 낮은 산업일수록 부채의 규율효과는 강화될 것으로 예측할 수 있다.

Ⅲ. 데이터 및 실증분석 방법

1. 데이터와 표본

본 연구의 실증분석을 위한 분석기간은 종업원 급여자료가 이용 가능한 2003년부터 2015년까지의 13년간이며 이 기간 동안 KOSPI와 KOSDAQ에 상장되어 있는 비금융 기업으로 국한하였다. 생존편의(survivorship bias)를 통제하기 위하여 상장폐지 기업들도 표본에 포함하였으며 자료의 비교 용이성을 위해 결산일이 12월이 아닌 기업은 제외하였다.³⁾ 재무제표 및 기업 일반 사항에 대한 자료는 FnGuide를 통해 추출하였다. 산업별 노조조직률과 인력 부족률의 경우 고용노동통계에서 추출하였으며 각각 2006년부터 2015년, 2003~2015년

3) 이후 일부 분석에서 산업별 통계치를 사용하는데, 이들은 역년(1월 1일부터 12월 31일) 동안의 통계치이기 때문이다.

까지의 자료를 이용하였다.⁴⁾ FnGuide는 한국 표준 산업 분류 9차 코드(KSIC9)만을 제공하므로 산업 분류 코드가 다른 산업-연도의 경우 이전 산업 코드(KSIC8, KSIC7)로 변환하여 자료를 결합하였다.

Chemmanur et al.(2013)은 임금을 CEO 임금과 일반종업원 임금, 두 가지로 나누어 분석하였다. 미국의 경우 CEO 임금이 대해서는 자세한 자료가 이용 가능하지만 기업의 인건비를 재무제표에 의무적으로 고시할 필요가 없으므로 인건비 자료를 이용 시 표본 추출 편익(sample selection bias)가 발생할 가능성이 있다.⁵⁾ 이와 마찬가지로 한국 상장 기업들도 국제회계기준(IFRS) 채택 이후⁶⁾ 인건비를 의무적으로 공시할 필요가 없기 때문에 일반종업원 임금이 대하여 채택 이후 기간 동안의 자료를 사용하면 표본 추출 편익이 발생할 가능성이 있다. 그러나 국제회계기준 채택이전 기간에는 인건비 공시 의무가 있었으므로 이전 기간의 인건비 자료에는 표본 추출 편익이 없으며, 국제회계기준 채택 이후 기간 자료에 대해서도 회귀분석을 위한 통제변수들이 존재하는 기업들의 경우 인건비 자료를 대부분 보고하므로 인건비의 표본 선택 편익이 존재할 가능성은 낮은 것으로 확인되었다.⁷⁾

본 연구에서는 임금 변수로 직원 급여 총액을 총직원수로 나눈 종업원 평균 임금(AEP)을 사용한다. 직원 급여 총액의 경우 2003년부터 2015년까지의 자료가 이용가능하다. 미국 기업을 대상으로 한 기존 연구(Chemmanur et al., 2013; Hanka, 1998)들은 임금변수로 재무제표 인건비(labor related expenses) 항목을 총직원수로 나눈 값을 사용하고 있다. 한국 상장 기업들도 손익계산서에 인건비 항목을 보고하고 있으나, 이는 제조원가로 처리되는 공장 노동자의 임금이나 연구 개발 인력의 임금 등이 포함되지 않은 관리직, 사무직만의 인건비이다. 손익계산서 이외에 사업보고서의 주석사항, 임직원 현황에 두 가지 형태에 임금이 보고되고 있는데 주석사항에 기재된 급여의 경우 일반 종업원과 임원의 급여를 합한 금액을 보고하며 임직원 현황에서는 일반 종업원의 급여와 복리후생비를 합한 금액을 종업원 급여 총액으로, 임원의 급여와 복리후생비를 합한 금액을 임원 보수로 공시하고 있다. 현재 FnGuide가 제공하는 사용 가능한 임금자료는 임직원 현황에 기재된 일반 종업원의 급여 총액 자료와 손익계산서의 인건비 항목이다. 위에서 언급하였듯 전자인 직원 급여 총액은

4) <표 A1>, <표 A2> 참고.

5) 실제 Chemmanur et al.(2013)에 따르면 단지 10% 정도의 미국 기업이 종업원 임금을 공시하고 있다.

6) 우리나라 상장 기업들은 2009년~2011년에 걸쳐 국제회계기준을 도입을 도입하였다.

7) 회귀분석을 위한 모든 통제변수가 존재하는 기업-연도에서 단지 16개의 관측치만이 급여총액을 보고하지 않았다.

모든 일반 종업원의 급여와 복리 후생비를 합한 금액으로서 후자보다 더 적절한 임금의 대용치로 보이며 따라서 본 연구는 직원 급여 총액을 기말 총직원수로 나눈 값을 임금 변수로서 사용한다. 한편, 관심변수인 부채비율은 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채비율(BLEV)의 두 가지를 사용한다. 기업 부채의 시장가치를 관측하기 어려우므로 시장가 부채비율(MLEV)은 장부가 총부채를 장부가 총부채와 시장가 총자본(연말종가×보통주식수)의 합으로 나눈 값으로 추정하고 장부가 부채비율(BLEV)의 경우 장부가 총부채를 장부가 총부채와 장부가 총자본(우선주자본금 차감)의 합으로 나눈 값으로 추정한다.

추가적으로 기업 특성 변수를 분석에 포함하여 기업별 이질성을 통제한다. 기업 규모 변수로는 총자산의 로그값(SIZE)을 사용하며 기업의 성장성을 통제하기 위해 시장가 총자본을 장부가 총자본으로 나눈 값인 시장가 대비 장부가비율(MB)을 사용한다. 종업원의 생산성 변수로는 총 매출액을 전체 종업원 수로 나눈 종업원 1인당 매출액(ASE)을 사용한다. 또한 유형 자산이 임금에 미치는 영향을 통제하기 위해 총자산 대비 유형 자산 비율(PCI)을 사용한다. 이는 유형 자산을 총자산으로 나눈 값으로 측정한다. 기업 특수 인적 자본의 영향력을 통제하기 위해 종업원 1인당 평균 근속 연수(TEN)를 대용치로 사용한다. 최대주주의 영향력을 통제하기 위해 최대주주(3% 이상 보유) 및 특수 관계자 지분율(SHA)을 사용하며 마지막으로 부채-임금관계에서 노동시장의 영향을 분석하기 위해 산업별 노조 조직률(UNION), 인력 부족률(SHORT)을 사용한다. 산업별 노조 조직률은 당해 연도 산업 내 총 인원 대비 노조가입자수의 비율로 측정되며 산업별 인력 부족률은 당해 연도 산업 내 현재 인원과 부족인원의 합 대비 부족인원으로 측정된다. 본 연구의 모든 원화 가치 변수들은 인플레이션의 영향을 감안하여 2010년 기준 소비자 물가지수로 실질화하였다. 이상값(outlier)의 영향을 줄이기 위해 Hanka (1998)의 기존연구를 따라 종업원 수 100명 미만인 기업은 제외하였고 회귀분석에 사용된 모든 연속형 변수들은 상, 하위 1%를 winsorize하였다.

〈표 1〉의 Panel A에서 본 연구에서 사용된 변수들의 전체 표본 요약통계량을 제시한다. 전체 표본은 1,739개 기업, 13,766 기업-연도로 구성되어 있다. 임금변수로 사용한 종업원 1인당 평균 임금(AEP)은 39,77(백만 원)의 평균값을 갖고 37.56(백만 원)의 중위수 값을 갖는다. 주요 관심 변수인 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채비율(BLEV)의 경우 두 변수의 기술 통계량은 매우 유사하였다. 시장가 부채비율(MLEV)의 평균과 중위수는 0.44, 0.43이며 장부가 부채비율(BLEV)의 평균과 중위수 또한 0.44로 나타났다. 총자산으로

측정한 기업규모(SIZE)는 평균 826.09(십억 원)와 중위수 144.09(십억 원)의 값을 갖고 시장가 대비 장부가 비율(MB)의 평균은 1.38, 중위수는 0.98로 나타났다. 종업원 생산성 변수인 1인당 평균 매출액(ASE)은 평균 0.65(십억 원), 중위수 0.42(십억 원)로 종업원 1인당 임금보다 더 높은 값을 보였다. 총자산 대비 유형자산 비율(PCI)의 평균값과 중위수는 각각 0.31과 0.29로 나타났고 종업원 1인 평균 근속 년수(TEN)는 평균 6.96년, 중위수 6.00년으로 나타났다. 최대주주 지분율(SHA)의 경우 평균 0.41, 중위수 0.40의 값을 갖는다. 산업별 인력 부족률(SHORT)의 경우 평균과 중위수는 모두 0.02(2%)이며 노조 조직률(UNION)의 경우 평균 0.18(18%), 중위수는 0.10(10%)으로 나타났다.

〈표 1〉 Panel B는 그룹별 기술 통계량을 제시한다. 코스피 기업(KOSPI)은 총 696개 기업 6,645 기업-연도로 구성되며 코스닥 기업(KOSDAQ)은 총 1,044개 기업 7,121 기업-연도로 구성됨을 확인할 수 있다. 코스피 기업은 시장가 대 장부가 비율(MB)을 제외한 모든 변수들이 코스닥 기업보다 높은 수치를 보이는 것으로 나타났다. 이는 코스피 기업이 일반적으로 코스닥 기업보다 규모가 큰 우량주, 대기업으로 구성되어 있고 코스닥 기업은 기술주, 성장주 위주로 구성되어 있기 때문으로 보인다. 〈표 1〉의 Panel B는 코스피, 코스닥 기업과 함께 한국 표준 산업 분류 코드(소분류)를 기준으로 기술 기업(컴퓨터/통신, 생명공학, 전기/전자)과 비기술 기업(그외)을 분류한 집단 별 기술 통계량을 제시한다. 기술기업은 총 350개 기업 2,456 기업-연도로, 비기술 기업은 총 1,389개 기업 11,310 기업-연도로 구성된다. 코스피 기업과 코스닥 기업의 차이와 유사하게 비기술 기업(NON-TECH)은 기술 기업(TECH)에 비해 시장가 대비 장부가 비율을 제외한 모든 변수들의 평균값이 더 큰 것으로 나타났다.

2. 실증분석 모형

본 연구는 Chemmanur et al.(2013)의 임금결정모형을 기본으로 기업의 자본구조와 임금의 관계를 분석한다. Chemmanur et al.(2013)과 Hanka(1998) 등의 기존연구는 종업원 1인당 평균 임금을 재무제표의 labor expense항목을 총직원수로 나눈 값으로 측정하였다. 한국 회계기준 상 판매비 및 관리비의 세부 항목으로 기재된 인건비를 사용할 경우 위에서 언급한 바와 같이 전체 종업원의 임금을 반영하지 못하므로 본 연구에서는 사업보고서 상의 임직원 현황에 기재된 종업원 급여 총액을 종업원 수로 나눈 값을 임금 변수로 사용한다. 기본 회귀식은 아래의 식 (1)과 같다.

$$AEP_{i,t} = \alpha_i + v_t + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 ASE_{i,t} + \beta_5 PCI_{i,t} + \beta_6 TEN_{i,t} + \beta_7 SHA_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

AEP: 종업원 급여 총액/총직원수의 자연로그값

LEV: MLEV = 총부채/(총부채+시장가 총자본)

BLEV = 총부채/(총부채+장부가 총자본)

SIZE: 총자산의 자연로그값

MB: 시장가 총자본/장부가 총자본

ASE: 총매출/총직원수

PCI: 유형자산/총자산

TEN: 종업원 평균 근속년수

SHA: 최대주주 및 특수관계자 보통주 보유비율

식 (1)의 하첨자 i 와 t 는 각각 기업단위와 시간단위(연도)를 나타낸다. 종속변수로는 위에서 언급하였듯 직원 1인당 평균 급여의 로그값(AEP)을 사용하였다. 종속변수인 임금을 설명하는 독립 변수로서 기업 규모를 측정하는 총자산의 자연로그값(SIZE)이 고려되었다. 기존 연구에 따르면 기업의 규모는 임금과 양(+)의 관계에 있을 것으로 예상된다.⁸⁾ 시장가 대비 장부가 비율(MB)은 기존 연구를 따라 성장 기회의 대용치로 사용되었다. 종업원 1인당 매출액(ASE)는 종업원 1인당 생산성의 직접 측정치로서 마찬가지로 임금과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 총자산 대비 유형 자산 비율(PCI)은 기존 연구에 따르면 임금과 양(+)의 상관관계를 가질 것으로 예상된다(Berk et al., 2010; Cronqvist, Heyman, Nilsson, Svaleryd, and Vlachos, 2009). 종업원 평균 근속년수(TEN)는 기업 특수 인적 자본의 대용치로 Titman(1984)과 Becker(1975)에 따르면 기업 특수적 인적 자본은 부채비율과 음(-)의 상관관계를 갖는 동시에 임금과는 양(+)의 관계를 가지므로 이를 제외하고 식 (1)을 추정할 경우 부채비율의 계수가 과대 추정될 수 있다(omitted variable bias). 최대주주 지분율(SHA)은 Cronqvist et al.(2009)의 예측에 의하면 임금과 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 주요 관심변수인 부채비율(LEV)은 장부가 부채비율(BLEV)과 시장가 부채비율

8) 많은 기존 연구에서 기업의 규모와 임금이 양(+)의 관계를 갖는 것으로 확인되었으나 그 이유에 대해서는 명확한 동기가 이루어지지 않았다.

〈표 1〉 기술통계량

이 표의 Panel A는 2003년부터 2015년까지 국내상장기업(KOSPI+KOSDAQ)을 대상으로 부채비율과 임금의 관계를 분석한 모형의 기술통계량을 나타낸다. 종업원 1인 평균 임금을 나타내는 변수로 AEP는 직원 급여 총액/총직원수를 의미하며, 자본구조를 의미하는 MLEV와 BLEV는 각각 시장가 부채비율과 장부가 부채비율로서 각각 총부채/(시장가 총자본+총부채)와 총부채/(장부가 총자본+총부채)를 의미한다. 기업의 규모를 나타내는 SIZE는 총자산을 의미한다. 시장가 대 장부가 비율인 MB는 시장가 총자본/장부가 총자본을 의미하며 종업원의 생산성을 나타내는 ASE는 총매출/총직원수를 의미한다. 총자산 대비 유형자산의 비율인 PCI는 유형자산/총자산을 의미하며 TEN은 종업원 평균 근속년수를 의미한다. SHA는 대주주(3% 이상 소유) 및 특수관계자 보통주 보유 비율을 의미한다. 산업별 노조 조직률을 의미하는 UNION은 당해 연도 산업 내 총 인원 대비 노조가입자수의 비율로 측정되며 산업별 인력 부족률을 나타내는 SHORT은 당해 연도 산업 내 현재 인원과 부족인원의 합 대비 부족인원으로 측정된다. 모든 연속형 변수는 상, 하위 1%를 winsorize하였고 모든 원화 표시 변수는 2010년 CPI를 기준으로 실질화하였다. Panel B는 코스피, 코스닥 기업과 기술기업, 비기술 기업의 각 집단별 기술통계량을 나타낸다. 모든 변수의 정의는 Panel A와 일치하며 마찬가지로 모든 연속형 변수는 상, 하위 1%를 winsorize하였고 모든 원화 표시 변수는 2010년 CPI를 기준으로 실질화하였다.

Panel A: Full Sample

	N	Mean	Median	Std. deviation	1% Cutoff	99% Cutoff
AEP	13,766	39.77	37.56	12.31	17.91	76.69
MLEV	13,766	0.44	0.43	0.23	0.03	0.91
BLEV	13,766	0.44	0.44	0.20	0.07	0.89
SIZE(billion)	13,766	826.09	144.09	2565.87	20.68	19209.87
MB	13,766	1.38	0.98	1.27	0.19	7.70
ASE(billion)	13,766	0.65	0.42	0.77	0.06	5.47
PCI	13,766	0.31	0.29	0.18	0.01	0.78
TEN	13,766	6.96	6.00	3.95	1.00	19.00
SHA	13,766	0.41	0.40	0.16	0.08	0.80
SHORT	206	0.02	0.02	0.01	0.01	0.07
UNION	174	0.18	0.10	0.18	0.01	0.69

Panel B: KOSPI, KOSDAQ, TECH, NON-TECH

	KOSPI		KOSDAQ		TECH		NON-TECH	
	MEAN	MEDIAN	MEAN	MEDIAN	MEAN	MEDIAN	MEAN	MEDIAN
AEP	44.66	42.59	35.20	33.88	34.48	32.85	40.91	38.77
MLEV	0.49	0.50	0.39	0.37	0.39	0.37	0.45	0.45
BLEV	0.46	0.47	0.42	0.42	0.42	0.42	0.44	0.45
SIZE(billion)	1565.29	333.34	136.31	83.37	517.91	90.88	893.02	167.18
MB	1.18	0.83	1.56	1.12	1.51	1.15	1.35	0.94
ASE(billion)	0.90	0.57	0.42	0.31	0.43	0.32	0.70	0.44
PCI	0.33	0.32	0.28	0.26	0.30	0.28	0.31	0.29
TEN	9.10	9.00	4.96	4.00	4.52	4.00	7.48	7.00
SHA	0.43	0.42	0.40	0.39	0.35	0.34	0.42	0.42
N	6,645		7,121		2,456		11,310	
No. of firms	696		1,044		350		1,389	

(MLEV) 두 가지를 사용한다. 식 (1)의 추정 시 연구자가 알 수 없는 이유에 의해 임금 지급 행태가 각 기업별로 상이할 수 있으므로 이를 통제하기 위해 기업 더미를 추가하였고(α_i) 시간추세를 통제하기 위해 연도 더미를 추가하였다(u_t). 잔차 간 계열상관과 이분산성으로 인한 편의가 발생할 가능성이 높으므로 clustered standard error 추정법을 사용하고 기업별 clustering을 시행하였다. Petersen(2009)에 따르면 횡단면(cross-section)이 크고 시계열(time series)이 짧은 미시 패널 데이터의 경우 회귀계수의 표준오차 계산 시 각 횡단면 개체 별로 clustering하였을 경우 여타 다른 방법에 비해⁹⁾ 더욱 정확한 표준오차가 계산되는 것으로 확인되었다.

IV. 실증분석 결과

1. 부채-임금관계

본 절에서는 앞서 제시한 데이터를 활용하여 부채비율과 인건비의 관계를 실증 분석한다. 전체 표본을 대상으로 식 (1)의 회귀모형을 추정한 분석 결과는 <표 2>에 제시되어있다. 모든 모형은 기업더미와 연도 더미를 추가하였고 종업원 1인당 평균 급여의 로그값(AEP)을 종속변수로 각각 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채비율(BLEV)에 회귀하였다. 먼저 기업 특성들을 통제하지 않고 회귀식을 추정한 결과 부채와 임금은 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채비율(BLEV) 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계에 있는 것으로 확인되었다. 기업 특성들을 통제한 분석 결과 기업 규모 변수(SIZE)의 계수는 모두 유의한 양(+)의 값을 가지며 기업규모가 클수록 임금이 높은 것으로 나타났다. 기업성장성을 나타내는 시장가 대 장부가 비율(MB)은 음(-)과 양(+)의 계수가 혼재되어 있고 시장가 부채비율(MLEV)을 통제한 경우만이 유의한 것으로 나타났다. 종업원 1인당 생산성(ASE)의 계수는 모든 경우에 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 총자산 대비 유형 자산 비율(PCI)은 음(-)의 값을 갖고 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 기업 특수 인적 자본의 대용치인 근속년수(TEN)의 계수는 모든 모형에서 양(+)의 값을 나타냈고 통계적으로 유의하였다. 최대 주주

9) 이 경우 Newey and West(1987) 추정치와 Fama and MacBeth(1973) 추정치를 말한다.

지분율은 유의하지 않은 양(+)의 계수를 나타내었다. 주요 관심 변수인 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채 비율(BLEV)은 임금과 1% 유의수준에서 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타나 부채-임금관계는 강력한 유의성을 갖는 것으로 확인되었다. 또한, 이는 부채의 노동 규율효과 이론과 일치하는 결과로서 부채의 증가가 종업원 평균 임금의 감소로 이어짐을 보여준다. 계수값의 경제적 유의성을 살펴보면 시장가 부채비율이 1표준편차(0.23) 증가 시 종업원 1인당 평균 급여의 자연 로그값은 $0.23 \times 0.08 = 0.0184$ 만큼 감소하며 이는 시장가 부채비율이 1표준편차 증가 시 종업원 1인당 급여는 약 1.86% 감소함을 뜻한다. 또한 장부가

〈표 2〉 부채비율과 임금의 관계 검증

이 표는 2003년부터 2015년까지 국내상장기업(KOSPI+KOSDAQ)을 대상으로 부채비율과 임금의 관계를 회귀 분석한 결과를 나타낸다. 종업원 1인 평균 임금을 나타내는 변수로 AEP는 직원 급여 총액/총직원수를 의미하며, 자본구조를 의미하는 MLEV와 BLEV는 각각 시장가 부채비율과 장부가 부채비율로서 각각 총부채/(시장가 총자본+총부채)와 총부채/(장부가 총자본+총부채)를 의미한다. 기업의 규모를 나타내는 SIZE는 총자산의 로그값을 의미한다. 시장가 대 장부가 비율인 MB는 시장가 총자본/장부가 총자본을 의미하며 종업원의 생산성을 나타내는 ASE는 총매출/총직원수를 의미한다. 총자산 대비 유형자산의 비율인 PCI는 유형자산/총자산을 의미하며 TEN은 종업원 평균 근속년수를 의미한다. SHA는 대주주(3% 이상 소유) 및 특수관계자 보통주 보유 비율을 의미한다. 모든 연속형 변수는 상, 하위 1%를 winsorize하였고 모든 원화 표시 변수는 2010년 CPI를 기준으로 실질화하였다. 괄호안의 값은 기업단위 clustering 추정법을 통해 이분산과 잔차 간 상관성을 조정한 p-value 값이며 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

variables	2003년~2015년	2003년~2015년	2003년~2015년	2003년~2015년
	AEP	AEP	AEP	AEP
MLEV	-0.0511*** (0.001)		-0.0850*** (0.000)	
BLEV		-0.0821*** (0.000)		-0.1000*** (0.000)
SIZE			0.0529*** (0.000)	0.0525*** (0.000)
MB			-0.0064*** (0.003)	0.0005 (0.796)
ASE			0.0849*** (0.000)	0.0867*** (0.000)
PCI			-0.0088 (0.706)	-0.0092 (0.689)
TEN			0.0134*** (0.000)	0.0132*** (0.000)
SHA			0.0192 (0.469)	0.0165 (0.534)
constant	3.5215*** (0.000)	3.5311*** (0.000)	3.1597*** (0.000)	3.1563*** (0.000)
Observations	13,766	13,766	13,766	13,766
firm effect	YES	YES	YES	YES
year effect	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.170	0.171	0.219	0.220

부채비율이 1표준 편차(0.20) 증가 시 종업원 1인당 인건비의 자연 로그값은 $0.20 \times 0.10 = 0.020$ 만큼 증가하여 종업원 1인당 인건비는 약 2.02% 감소하였다. 고정효과 추정과 더불어 <표 3>은 각 연도별 횡단면 분석의 추정계수를 전체 연도로 평균한 Fama and MacBeth(1973) 회귀분석 결과를 제시한다. Fama-MacBeth 분석 결과도 마찬가지로 시장가 부채비율과 장부가 부채비율은 모두 종업원 평균 임금과 1% 수준에서 유의한 음의 관계에 있음을 보이고 있어 역시 부채의 규율 효과 이론을 지지하고 있다.

<표 2>와 <표 3>의 실증 분석 결과는 국내 상장 기업들의 부채-임금 관계는 유의한 음(-)의 관계에 있음을 나타낸다. 이는 부채와 임금의 음(-)의 관계를 확인한 Hanka(1998), Hovakimian and Li(2011)의 기존 연구와 일치하는 결과로 기업 부채 증가로 인한 소유주, 경영자의 위험 증가가 종업원의 임금을 감소시킴으로서 종업원에게 전가된다는 주장과 기업이 부채를 증가시켜 노동자와의 임금협상 도구로 이용한다는 주장과도 일관된 결과이다. 반면, 부채-임금의 양(+)의 관계를 예측한 Berk et al.(2010), Chemmanur et al.(2013), Brown and Matsa

<표 3> 부채비율과 임금의 관계 검증: Fama-MacBeth Regression

이 표는 2003년부터 2015년까지 국내상장기업(KOSPI+KOSDAQ)을 대상으로 부채비율과 임금의 관계를 분석한다. average는 각 연도별 회귀분석의 부채비율 계수를 13개 연도로 평균한 값을 나타낸다. 종업원 1인 평균 임금을 나타내는 변수로 AEP는 직원 급여 총액/총직원수를 의미하며, 자본구조를 의미하는 MLEV와 BLEV는 각각 시장가 부채비율과 장부가 부채비율로서 각각 총부채/(시장가 총자본+총부채)와 총부채/(장부가 총자본+총부채)를 의미한다. 기업의 규모를 나타내는 SIZE는 총자산의 로그값을 의미한다. 시장가 대 장부가 비율인 MB는 시장가 총자본/장부가 총자본을 의미하며 종업원의 생산성을 나타내는 ASE는 총매출/총직원수를 의미한다. 총자산 대비 유형자산의 비율인 PCI는 유형자산/총자산을 의미하며 TEN은 종업원 평균 근속년수를 의미한다. SHA는 대주주(3% 이상 소유) 및 특수관계자 보통주 보유 비율을 의미한다. 모든 연속형 변수는 상, 하위 1%를 winsorize하였고 모든 원화 표시 변수는 2010년 CPI를 기준으로 실질화하였다. 괄호안의 값은 각 연도별 회귀 분석의 평균 계수값의 t-test 값이며 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

year	Coeff. MLEV	Coeff. BLEV
2003	-0.1591	-0.1336
2004	-0.1161	-0.1048
2005	-0.1375	-0.1254
2006	-0.1682	-0.1337
2007	-0.1448	-0.1109
2008	-0.0865	-0.0709
2009	-0.1385	-0.1080
2010	-0.1450	-0.1223
2011	-0.0895	-0.0646
2012	-0.1110	-0.0622
2013	-0.1433	-0.1278
2014	-0.1634	-0.1524
2015	-0.1581	-0.1539
average	-0.1355***	-0.1131***
(t-stat)	(-18.18)	(-13.28)

(2016)의 기존 연구와 노동 경제학에서 제시한 보상 임금 이론과는 일치하지 않는 결과이다.

2. 부채-임금 관계의 변화

2.1 2008년 금융위기 전후 비교

제 IV장 제 1절의 분석 결과를 토대로 본 절에서는 부채-임금관계에 영향을 미칠 수 있는 보다 다양한 요인들을 고려하여 분석한다. 경기변동과 부채-임금관계의 연관성을 시사하는 연구로 Sharpe(1994)는 부채가 높은 기업의 고용은 경기 순행적임을 확인하였고 Ofek (1993), Brown et al.(1992)은 부채가 높은 기업에서는 기업 성과의 음(-)의 충격으로 인한 고용둔화가 상대적으로 심함을 확인하였다. 한편, Perotti and Spier(1993)는 재무 부실 기업은 부채를 종업원과의 임금협상 수단으로 사용함을 주장하였고 Klasa et al.(2009)은 기업이 종업원과의 협상에서 우위를 점하기 위해 현금보유를 감소시킴을 주장하였다. 위의 기존 연구들은 경기 하강이 부채가 높은 기업에 큰 영향을 미치고, 노동에 대한 규율 효과를 야기함을 지적하고 있다. --> 2008년 금융 위기는 기업의 평균적인 재무 부실을 높였을 가능성이 높고, 이인재(2009)에 의하면 국내 노동 수요에 음(-)의 충격을 불러 일으켰으며 국내경기가 아직 금융위기로 인한 충격에서 회복되지 않은 것을 고려할 때(조순, 2016), 금융위기 이후 기간 부채의 규율효과가 강화되었을 것으로 예측할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 금융위기 이후 부채와 임금의 관계에 유의한 변화가 있는지 검증한다.

금융위기 이후에 부채의 규율효과가 강화되었다면 금융 위기 이전과 이후를 비교 시 부채-임금관계에 유의한 변화가 관측 될 것이다. 이를 검증하기 위해 2008년부터 2009년 까지 위기 기간, 2007년 이전 기간을 위기 전 기간, 2010년 이후 기간을 위기 후 기간으로 나누어 식 (1)의 회귀 분석을 시행, 시장가 부채비율과 장부가 부채비율의 계수를 비교 하였다.¹⁰⁾ <표 4>에 회귀분석 결과가 제시되어 있다. <표 2>와 마찬가지로 식 (1)을 기업별 고정효과와 연도 효과를 포함하여 추정하였다. 추정 결과 부채-임금 관계는 모든 모형에서 음(-)의 관계에 있으나 금융 위기 이후(POST)에만 통계적으로 유의하였다. 금융위기 이후

10) 미국 NBER(National Bureau of Economic Research)은 주택담보대출 부실이 불러온 국제적 금융위기의 기간을 2007년부터 2009년으로 정의하고 있으나 본 연구에서는 미국과 한국간의 위기 전이 시차로 인해 2008년, 2009년을 금융위기 기간으로 설정한다. 김소연, 김윤경, 신현한(2015)은 금융위기 전후 기업 현금보유율의 변화를 분석한 연구에서 마찬가지로 2008~2009년을 위기기간으로 설정한 바 있다.

(POST) 기간의 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채비율(BLEV)의 계수는 모든 모형에서 금융위기 이전(PRE) 기간보다 더욱 강한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났고 부채비율 계수차이는 장부가 부채비율(BLEV)만이 통상적인 유의수준에서 유의하였다.

〈표 4〉의 결과를 요약하면 부채-임금의 음(-)의 관계는 금융위기 이후만이 통계적 유의성을 가져 예측한 바와 같이 금융위기 이후 부채-임금의 음(-)의 관계가 강화된 것으로 확인되었다. 부채비율 계수값의 차이는 장부가 부채비율(BLEV)의 계수 차이만이 통상적인 수준에서 유의하였다. 이는 Hanka(1998), Hovakimian and Li(2011), Sharpe(1994) 등의 기존연구에서 확인하였듯 부채의 규율 효과 강화에 의한 것으로 해석되며 경기변동이 기업정책에 중대한 영향을 미침을 시사하고 있다.

〈표 4〉 금융위기와 부채-임금관계

이 표는 금융위기 이전(PRE)과 금융위기 이후(POST) 부채-임금관계를 나타낸다. PRE는 금융위기 이전(2003년부터 2007년까지) 기간을 뜻하며 POST는 금융위기 이후의 기간(2010년부터 2015년까지)을 뜻한다. diff. t-test는 금융위기 이전과 이후 기간의 부채비율(MLEV, BLEV) 계수의 차이에 대한 t-test 결과 값이다. 괄호 안의 값은 기업단위 clustering추정법을 통해 이분산과 잔차 간 상관성을 조정한 p-value 값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

variables	PRE	POST	PRE	POST
	AEP	AEP	AEP	AEP
MLEV	-0.0194 (0.490)	-0.0812*** (0.001)		
BLEV			-0.0136 (0.686)	-0.1122*** (0.000)
SIZE	0.0351** (0.027)	0.0103 (0.418)	0.0340** (0.030)	0.0120 (0.344)
MB	-0.0061* (0.100)	-0.0092*** (0.001)	-0.0047 (0.158)	-0.0029 (0.212)
ASE	0.1126*** (0.000)	0.1066*** (0.000)	0.1130*** (0.000)	0.1090*** (0.000)
PCI	0.1159** (0.029)	-0.0292 (0.451)	0.1136** (0.031)	-0.0279 (0.471)
TEN	0.0096*** (0.001)	0.0133*** (0.000)	0.0096*** (0.001)	0.0130*** (0.000)
SHA	0.0230 (0.535)	-0.0414 (0.296)	0.0236 (0.525)	-0.0430 (0.277)
Constant	3.1741*** (0.000)	3.4851*** (0.000)	3.1751*** (0.000)	3.4820*** (0.000)
diff. t-test		-1.59		-2.12**
Observations	4,622	7,074	4,622	7,074
firm effect	YES	YES	YES	YES
year effect	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.202	0.148	0.202	0.149

2.2 산업 특성, 노동시장 특성과 부채-임금의 관계

부채-임금관계는 산업별, 기업별 특성에 따라 지대한 영향을 받을 것이다. 노동자가 실직 시 부담하는 비용은 노동자가 속한 산업과 기업의 특성에 따라 큰 차이를 보일 것이기 때문이다. 예를 들어 특정 산업의 노동자들은 다른 산업에 비해 실직 시 재취업 또는 이직이 용이하여 기업이 부채의 증가로 인한 실직 위험을 보상하는 정도가 더 낮을 가능성이 높다. 반대로 노동자가 속한 산업 내 이직 또는 재취업이 제한된다면 기업의 부채 증가로 인한 임금 증가 정도는 더 높을 것이다. 또한 노동자의 상대적 임금협상력은 산업별로 차이를 보일 가능성이 크므로 이 또한 부채-임금관계에 중요한 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. Chemmanur et al.(2013)은 비기술기업의 노동자들은 기술기업의 노동자들에 비해 부채 증가로 인한 임금 증가 정도가 더욱 높음을 확인하여 부채-임금관계는 산업별 이질성에 유의한 영향을 받음을 주장하였다. 본 연구도 코스피 기업을 비기술 기업, 코스닥 기업을 기술 기업으로 분류하고 두 집단 별 회귀분석을 시행, 부채비율의 계수 차이를 검증하고 추가적으로 김명중, 한태용(2014)의 기존연구를 따라 한국 표준 산업 분류 코드를 기준으로 기술 기업과 비기술 기업을 분류한 후 같은 분석을 시행한다. 김명중, 한태용(2014)은 NBER의 첨단 산업 분류 기준을 한국 표준 산업 분류 코드에 대응시켜 기술 기업과 비기술 기업을 분류하였다.¹¹⁾ 앞서 예측하였듯, 비기술기업의 부채 증가에 의한 임금 증가 정도가 기술 기업에 비해 더욱 크거나 비기술 기업에서 부채의 규율효과가 더욱 강할 것으로 예상할 수 있다.

〈표 5〉는 코스피 기업과 코스닥 기업의 부채-임금관계를 제시한다. 분석 결과 비기술 기업인 코스피 기업의 부채-임금관계는 기술 기업인 코스닥 기업들에서보다 더욱 강한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 확인되었다. 부채비율계수의 차이는 시장가 부채비율(MLEV), 장부가 부채비율(BLEV) 모두에서 통계적으로 유의하였다. 한국표준산업분류코드를 기준으로 기술 기업과 비기술 기업을 분류한 결과 또한 두 집단 사이의 부채-임금관계는 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 〈표 6〉은 컴퓨터/통신, 생명공학, 전기/전자 산업에 속한 기업을 기술 기업(TECH)으로, 그 외 산업에 속한 기업을 비기술 기업(NON-TECH)으로 분류한 후 부채-임금관계의 차이를 검정한 결과를 제시한다. 모든 모형에서 기술 기업의 부채-임금 관계는 통계적으로

11) 본 연구에서는 김명중, 한태용(2014)을 따라 컴퓨터/통신(한국표준산업분류코드 소분류 261, 262, 263, 264), 생명공학(21, 271), 전기/전자(272, 273, 274, 35, 265, 266)산업을 기술 기업으로 설정하였다. 그 외는 모두 비기술 기업으로 설정하였다. 자세한 내용은 김명중, 한태용(2014)을 참고.

유의하지 않은 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 반면 비기술 기업의 부채비율 계수는 모든 모형에서 음(-)의 계수를 가지며 통계적으로 유의하였다. 또한 기술 기업과 비기술 기업의 부채비율 계수는 시장가 부채비율, 장부가 부채비율 모두 비기술 기업에서 더욱 강한 음(-)의 값을 보였으며 이 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

〈표 5〉와 〈표 6〉의 결과를 요약하면, 코스피 기업은 코스닥 기업보다 부채 증가에 의한 임금감소 폭이 더욱 컸고 이 차이는 통계적으로 유의하였다. 마찬가지로, 한국 표준 산업 분류 코드(9차 소분류)를 기준으로 기술 기업과 비기술 기업을 분류한 결과 비기술 기업의 부채-임금 관계는 기술 기업보다 더욱 강한 음(-)의 관계를 나타냈으며 차이는 시장가 부채비율, 장부가 부채비율 모두에서 통계적으로 유의하였다. 〈표 5〉, 〈표 6〉의 결과는 Chemmanur

〈표 5〉 코스피 기업과 코스닥 기업의 부채-임금관계

이 표는 코스피 기업(KOSPI)과 코스닥 기업(KOSDAQ)의 각 집단 별 부채-임금관계를 나타낸다. diff. t-test는 코스피 기업과 코스닥 기업 간 부채비율(MLEV, BLEV) 계수의 차이의 t-test결과 값이다. 괄호 안의 값은 기업단위 clustering 추정법을 통해 이분산과 잔차 간 상관성을 조정한 p-value 값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

variables	KOSPI	KOSDAQ	KOSPI	KOSDAQ
	AEP	AEP	AEP	AEP
MLEV	-0.1389*** (0.000)	-0.0478* (0.053)		
BLEV			-0.1518*** (0.000)	-0.0770*** (0.004)
SIZE	0.0468*** (0.000)	0.0415*** (0.001)	0.0449*** (0.000)	0.0424*** (0.000)
MB	-0.0066** (0.036)	-0.0075*** (0.008)	0.0054* (0.058)	-0.0033 (0.196)
ASE	0.0417 (0.170)	0.0329 (0.463)	0.0377 (0.213)	0.0307 (0.494)
PCI	0.0565*** (0.000)	0.1978*** (0.000)	0.0583*** (0.000)	0.2001*** (0.000)
TEN	0.0137*** (0.000)	0.0131*** (0.000)	0.0136*** (0.000)	0.0129*** (0.000)
SHA	0.0417 (0.170)	0.0329 (0.463)	0.0377 (0.213)	0.0307 (0.494)
Constant	3.2912*** (0.000)	3.0921*** (0.000)	3.2850*** (0.000)	3.0925*** (0.000)
diff. t-test		2.76***		1.93*
Observations	6,645	7,121	6,645	7,121
firm effect	YES	YES	YES	YES
year effect	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.229	0.238	0.228	0.240

et al.(2013)의 기존 연구와 마찬가지로 기업별, 산업별 이질성이 부채-임금관계에 중요한 영향을 미침을 시사한다. 그러나 Chemmanur et al.(2013)과는 반대로 오히려 비기술기업의 부채-임금관계가 더욱 강한 음(-)의 관계를 보였는데, 이는 비기술 기업의 노동자들은 기술 기업의 노동자들보다 상대적으로 임금협상 과정에서 더욱 불리한 위치에 있으며 따라서 이들에게서는 부채의 규율효과가 더욱 강화되는 것으로 보인다.

다음으로 노동시장의 영향을 중심으로 부채-임금관계의 변화를 검증한다. Chemmanur et al.(2013), Hanka(1998)의 기존연구 모두 부채-임금 관계에서 노동시장의 영향을 고려하지 않았는데 노동시장은 기업 활동과 종업원 임금 모두에 중대한 영향을 미칠 것으로 예상된다. Dore and Zarutskie(2016)는 노동시장 규모가 작을수록 노동자의 실직비용이

〈표 6〉 기술 기업과 비기술 기업의 부채-임금관계

이 표는 기술 기업(TECH)과 비기술 기업(NON-TECH)의 각 집단 별 부채-임금관계를 나타낸다. diff. t-test는 기술 기업과 비기술 기업 간 부채비율(MLEV, BLEV) 계수의 차이의 t-test 결과 값이다. 괄호 안의 값은 기업단위 clustering 추정법을 통해 이분산과 잔차 간 상관성을 조정한 p-value 값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

variables	TECH	NON-TECH	TECH	NON-TECH
	AEP	AEP	AEP	AEP
MLEV	-0.0174 (0.669)	-0.1092*** (0.000)		
BLEV			-0.0145 (0.728)	-0.1271*** (0.000)
SIZE	0.0238 (0.171)	0.0572*** (0.000)	0.0234 (0.173)	0.0565*** (0.000)
MB	-0.0034 (0.411)	-0.0073*** (0.003)	-0.0021 (0.607)	0.0015 (0.501)
ASE	0.0548 (0.519)	0.0218 (0.419)	0.0549 (0.522)	0.0184 (0.497)
PCI	0.1953*** (0.000)	0.0725*** (0.000)	0.1958*** (0.000)	0.0745*** (0.000)
TEN	0.0175*** (0.000)	0.0123*** (0.000)	0.0174*** (0.000)	0.0121*** (0.000)
SHA	0.0548 (0.519)	0.0218 (0.419)	0.0549 (0.522)	0.0184 (0.497)
Constant	3.0780*** (0.000)	3.1879*** (0.000)	3.0773*** (0.000)	3.1828*** (0.000)
diff. t-test		2.06**		2.40**
Observations	2,456	11,310	2,456	11,310
firm effect	YES	YES	YES	YES
year effect	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.267	0.216	0.267	0.216

증가하므로 부채-임금의 양(+)의 관계가 더욱 강화됨을 보인 바 있다. 본 연구에서도 이와 유사하게 노동시장의 영향을 추가하여 부채-임금관계를 분석한다. 제 II장에서 밝혔듯 노조가 약한 산업일수록, 인력 부족률이 낮은 산업일수록 부채-임금의 음(-)의 관계는 강화될 것으로 예측할 수 있다. 노조 조직률이 낮은 산업에서는 노동자의 임금협상력이 상대적으로 약할 것으로 예상되며 인력 부족률이 낮은 산업 또한 마찬가지로 노동자의 임금협상력이 상대적으로 약할 것으로 예상되기 때문이다. 본 연구에서는 산업별 노조 조직률과 인력 부족률의 중위수를 기준으로 노조가 강한 산업(union_high)과 약한 산업(union_low)으로 나누고 인력 부족률이 높은 산업(short_high)과 인력 부족률이 낮은 산업(short_low)로 나누어 집단 별 회귀분석을 시행 후 부채비율의 계수 차이를 검증한다.

〈표 7〉에 부채-임금관계에서 노조의 영향력을 분석한 결과가 제시되어 있다. 앞서 언급 하였듯, 노조가 약한 산업에서는 노동자의 상대적 임금협상력의 약화로 인해 부채의 규율 효과가 더욱 강할 것으로 예측된다. 분석 결과 부채-임금관계는 모든 모형에서 유의한 음(-)의 관계를 나타내며 예측한 바와 같이 산업별 노조 조직률이 중위수 미만(union_low)인 집단에서 더욱 강한 음(-)의 계수를 갖는 것으로 확인되었다. 그러나 산업별 노조 조직률이 중위수 이상인 집단(union_high)과 중위수 미만인 집단(union_low)의 부채비율 계수 차이는 장부가 부채비율(BLEV)에서만 통계적으로 유의하였다. 시장가 부채비율(MLEV)의 계수는 예상했던 바와 같이 노조 조직률이 낮은 산업에서 더욱 강한 음(-)의 값을 지나 두 집단 간 부채비율 계수의 차이는 15% 수준에서 유의하여 통상적 수준에서 유의하지 않았다.

〈표 8〉은 노조 조직률에 추가로 부채-임금관계에서 인력 부족률의 영향을 분석한 결과를 제시한다. 노조 조직률과 마찬가지로 인력 부족률이 낮은 산업일수록 노동자의 상대적 임금협상력이 약화되어 부채-임금의 음(-)의 관계는 더욱 강할 것으로 예상된다. 분석 결과 노조 조직률과 마찬가지로 모든 모형에서 부채와 임금은 유의한 음(-)의 관계를 가지며 인력 부족률이 낮은 산업에서 부채-임금의 음(-)의 관계는 더욱 강하였다. 두 집단 간 부채비율의 계수차이는 시장가 부채비율(MLEV)과 장부가 부채비율(BLEV) 모두에서 통계적으로 유의하였다.

〈표 7〉과 〈표 8〉의 결과를 요약하면, 노동 시장 변화는 Dore and Zarutskie(2016)의 기존연구에서 밝혔듯, 부채-임금관계에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 예측한 바와 같이 노조 조직률이 낮은 산업일수록, 인력 부족률이 낮은 산업일수록 부채-임금의 음(-)의 관계는 강화된 것으로 확인되었다. 이는 노동 시장 이질성이 노동자의 상대적

임금협상력의 차이를 반영하기 때문인 것으로 보인다.

실증 분석 결과를 종합하면 국내 기업의 부채와 종업원 평균 임금은 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 부채의 규율효과를 예측한 Hanka(1998), Hovakimian and Li (2011) 등의 기존연구와 일치하는 결과이며 Berk et al.(2010), Chemmanur et al.(2013)의 기존 연구와 보상임금이론과는 일치하지 않는 결과이다. 부채-임금관계는 금융위기 이후 더욱 강한 음(-)의 관계를 보였는데 경기하강과 노동수요의 음(-)의 충격이 부채의 규율 효과를 더욱 강화시켰기 때문인 것으로 보인다. 또한 기술 기업과 비기술 기업의 이질성이 부채-임금관계에 유의한 영향을 미친 것으로 확인되었는데 비기술 기업의 부채-임금관계가 기술 기업의 부채-임금관계보다 더욱 강한 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 기술

〈표 7〉 노조와 부채-임금관계

이 표는 전체 표본을 산업별 노조 조직률이 중위수 이상인 집단(union_high)과 미만인 집단(union_low)으로 나누어 부분 표본의 각 집단 별 부채-임금관계를 나타낸다. diff. t-test는 두 집단 간 부채비율(MLEV, BLEV) 계수차이의 t-test 결과 값이다. 괄호 안의 값은 기업단위 clustering 추정법을 통해 이분산과 잔차 간 상관성을 조정한 p-value 값이다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

variables	union_high	union_low	union_high	union_low
	AEP	AEP	AEP	AEP
MLEV	-0.0591** (0.022)	-0.1151*** (0.000)		
BLEV			-0.0541* (0.071)	-0.1492*** (0.000)
SIZE	0.0230* (0.096)	0.0290** (0.025)	0.0231* (0.097)	0.0280** (0.027)
MB	-0.0017 (0.614)	-0.0088** (0.016)	0.0028 (0.382)	0.0000 (0.989)
ASE	0.0878*** (0.000)	0.0632*** (0.002)	0.0887*** (0.000)	0.0662*** (0.001)
PCI	-0.0043 (0.880)	-0.0876* (0.062)	-0.0066 (0.817)	-0.0878* (0.054)
TEN	0.0145*** (0.000)	0.0111*** (0.000)	0.0144*** (0.000)	0.0110*** (0.000)
SHA	0.0315 (0.556)	0.0043 (0.930)	0.0289 (0.592)	0.0020 (0.967)
Constant	3.3434*** (0.000)	3.4714*** (0.000)	3.3370*** (0.000)	3.4804*** (0.000)
diff. t-test		-1.42		-1.99**
Observations	5,993	4,477	5,993	4,477
firm effect	YES	YES	YES	YES
year effect	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.101	0.158	0.100	0.160

기업의 종업원들은 상대적으로 더 강한 임금협상력을 가지므로 비기술 기업보다 부채 증가에 의한 임금 감소 정도가 더 낮기 때문인 것으로 보이며 산업별 이질성이 부채-임금 관계에 유의한 영향력을 미칠 수 있음을 시사하는 증거이다. 마지막으로 노동시장의 영향이 부채-임금관계에 미치는 영향을 분석한 결과 예상과 같이 노조 조직률과 인력 부족률이 낮아 노동자의 임금협상력이 상대적으로 낮은 산업일수록 부채-임금의 음(-)의 효과가 강화된 것으로 확인 되었다. 이는 Dore and Zarutskie(2016)의 기존연구가 지적하듯, 노동 시장 이질성은 산업별 이질성과 마찬가지로 부채-임금 관계에 유의한 영향력을 미칠 수 있음을 시사한다.

〈표 8〉 인력 부족률과 부채-임금관계

이 표는 전체 표본을 산업별 인력 부족률이 중위수 이상인 집단(short_high)과 미만인 집단(short_low)으로 나누어 부분 표본의 각 집단 별 부채-임금관계를 나타낸다. diff. t-test는 두 집단 간 부채비율(MLEV, BLEV) 계수차이의 t-test 결과 값이다. 괄호 안의 값은 기업단위 clustering 추정법을 통해 이분산과 잔차 간 상관성을 조정한 p-value 값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 나타낸다.

variables	short_high	short_low	short_high	short_low
	AEP	AEP	AEP	AEP
MLEV	-0.0602** (0.015)	-0.1148*** (0.000)		
BLEV			-0.0671** (0.018)	-0.1479*** (0.000)
SIZE	0.0477*** (0.000)	0.0579*** (0.000)	0.0480*** (0.000)	0.0574*** (0.000)
MB	-0.0060** (0.040)	-0.0113*** (0.000)	-0.0010 (0.708)	-0.0019 (0.491)
ASE	-0.0111 (0.786)	0.0398 (0.233)	-0.0152 (0.711)	0.0359 (0.277)
PCI	0.0743*** (0.001)	0.0651*** (0.000)	0.0756*** (0.001)	0.0671*** (0.000)
TEN	0.0142*** (0.000)	0.0130*** (0.000)	0.0141*** (0.000)	0.0128*** (0.000)
SHA	-0.0111 (0.786)	0.0398 (0.233)	-0.0152 (0.711)	0.0359 (0.277)
Constant	3.1733*** (0.000)	3.1774*** (0.000)	3.1683*** (0.000)	3.1768*** (0.000)
diff. t-test		-1.80*		-2.33**
Observations	6,509	6,025	6,509	6,025
firm effect	YES	YES	YES	YES
year effect	YES	YES	YES	YES
R-squared	0.161	0.275	0.161	0.277

V. 본 연구의 한계점

본 연구의 실증 분석은 몇 가지 한계점을 내포하고 있다. 본 연구에서는 기업별 데이터를 기초로 부채-임금관계를 분석하였는데 기업별 노동지표를 입수하는 것이 어려워 차선책으로 산업별 노동지표를 이용하였다. 이는 개별 기업에 미치는 영향을 완벽히 측정하기 어렵다는 점에서 한계점을 갖는다. 향후 더욱 세밀한 기업별 데이터를 이용한 연구가 기대된다.

또한 본 연구에서는 기업별 고정효과를 고려하여 임금에 영향을 미칠 수 있는 관찰할 수 없는 개별기업의 시간불변 이질성을 통제하였으나 부채비율과 임금의 내생성 문제를 완전히 해결하지 못했다는 한계를 갖는다. 예를 들어 Bradley, Jarrel, and Kim(1984)은 영업 이익률의 변동성이 부채비율과 음(-)의 관계에 있음을 지적하였는데 영업 이익률의 변동성이 높은 기업은 현금흐름의 불안정성으로 인해 임금이 낮을 가능성이 있으므로 이는 부채-임금의 음(-)의 관계의 내생성을 야기한다. 이러한 문제들로 인해 부채와 임금 간의 인과 관계는 실증적으로 설득력 있게 보이기 힘들다.

저자들은 Chemmanur et al.(2013)과 유사하게 한계 세율을 도구 변수로 사용하여 2단계 연립방정식 모형 추정을 통해 인과 관계를 밝히려는 시도를 하였고 Hovakimian and Li(2011)와 유사하게 비부채성 세금 혜택을 도구 변수로 사용하려는 시도를 하였다. 전통적 부채 상충 이론의 맥락에서 높은 세율은 부채 사용의 이득을 증가시킨다고 볼 수 있지만 세율이 임금에 영향을 미친다고 볼 수 없다는 것이 한계세율을 도구변수로 사용한 Chemmanur et al.(2013)의 논거였다. 그러나 한계세율의 정확한 추정은 정밀한 절차를 필요로 하며 미국과는 달리 자료 입수가 제한되므로¹²⁾ 도구 변수로 이용하기 어려운 상황이다. 기업이 보고하는 이익과 법인세율 구간을 기준으로 단순 추정된 한계 세율은¹³⁾ 기업이 실제 직면하는 세율, 즉 이익을 한 단위 증가시킴으로써 추가적으로 부담하는 세금과는 거리가 멀고 이렇게 산정된 한계세율과 부채 간의 관계를 살펴본 결과 통계적으로 유의한 관계를 살펴볼 수 없어 도구변수로 적절치 않다고 판단했다. 나아가 한계 세율 자체도 도구변수로서 부적합하다고 결론을 내렸다. 한계세율이 높다는 것은 그만큼 그 기업의 이익이 높다고 볼 수 있는 것이고 앞서 언급했듯 기업의 성과는 부채 및 임금과는 밀접한 관계를 가질 수 있기 때문이다. Hovakimian and Li(2011)가 제시한

12) Graham(1996)은 시뮬레이션 방법으로 추정한 미국 기업의 한계세율 추정치를 그의 웹 사이트에서 무료로 배포하고 있다.

13) FnGuide는 이렇게 산정이 된 한계세율을 제공한다.

비부채성 세금 혜택 또한 적절한 도구변수로서 부적합하다고 판단하였다. 감가상각, 감모상각 등의 비부채성 세금혜택은 기업의 유형자산과 밀접한 관련이 있고, 이는 총자산 중 유형자산 비율이 높을수록 노동생산성이 높음을 주장하는 기존 연구들과 배치되기 때문이다(Cronqvist et al., 2009). 향후 연구들이 이러한 본 연구의 한계점을 해결하여 인과 관계를 더욱 공고히 할 수 있기를 바란다.

VI. 결 론

본 연구는 2003년부터 2015년까지 국내 상장기업(KOSPI+KOSDAQ)을 대상으로 부채와 임금의 관계를 분석하였다. 분석 결과 국내 상장기업들의 부채와 임금은 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 부채의 노동 규율 효과를 주장한 기존연구와 일치하는 결과이다(Hanka, 1998; Hovakimian and Li, 2011). 또한 부채-임금 관계의 변화를 분석한 부분 표본에서는 금융위기 이후, 경기 하강과 노동시장의 음(-)의 충격으로 인해 부채-임금의 음(-)의 효과는 강화된 것으로 나타나 금융위기 이후 부채의 규율효과가 강화된 것으로 확인 되었다. 추가적으로 산업별 이질성과 노동시장의 영향을 고려한 분석에서는 비기술 기업의 부채-임금관계가 기술 기업의 부채-임금 관계보다 더욱 강한 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 기술 기업의 종업원들은 상대적으로 더 낮은 임금협상력을 갖기 때문인 것으로 보인다. 마지막으로 산업별 노동시장의 영향을 분석한 결과 노조 조직률이 낮은 산업일수록, 인력 부족률이 낮은 산업일수록 부채-임금의 음(-)의 관계는 강화되었다. 이는 노조 조직률과 인력 부족률이 낮아 노동자의 임금협상력이 상대적으로 낮은 산업에서 부채의 규율효과가 더욱 강화되기 때문인 것으로 보인다.

본 연구의 실증분석 결과는 부채와 임금은 유의한 음(-)의 관계에 있음을 확인하여 아직까지 학계의 동기가 이루어지지 않은 부채-임금관계에 대한 새로운 증거를 제시함으로써 기존 연구에 공헌한다. 추가적으로 최근 관심이 증대되고 있는 노동경제학과 기업재무를 연결하는 기존 연구에 공헌하며 기존연구에서 고려하지 않았던 금융위기가 부채-임금 관계에 유의한 영향을 미침을 새롭게 조명한다. 향후 연구들이 본 연구의 실증분석의 한계점을 해결하여 더욱 발전된 연구가 이루어지길 기대한다.

참고문헌

- 김명중, 한태용, “연구개발비의 기업가치 관련성,” 국제회계연구, 제58권 (2014), pp. 265-291.
- (Translated in English) Kim, M. J. and T. Y. Han, “The Value Relevance of R&D,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 58 (2014), pp. 265-291.
- 김소연, 김윤경, 신현한, “금융위기 전, 후 기업현금 증가 분석,” 재무관리연구, 제32권 제3호 (2015), pp. 179-201.
- (Translated in English) Kim, S. Y., Y. K. Kim, and H. Shin, “An Analysis of Increase in Cash Holdings before and after Financial Crisis,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 32, No. 3 (2015), pp. 179-201.
- 남성일, “노동조합과 노동수요탄력성: 노조기업과 비노조기업에 대한 실증분석,” 노동경제논집, 제34권 제3호 (2011), pp. 1-28.
- (Translated in English) Nam, S. I., “Does Labor Union Increase Firm Profit Rate?,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 34, No. 3 (2011), pp. 1-28.
- 대한상공회의소, <http://www.korcham.net>.
- 이인재, “고용위기와 노동시장의 구조개혁,” 한국경제포럼, 제2권 제2호 (2009), pp. 33-50.
- 조동훈, “패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석,” 노동경제논집, 제31권 제2호(2008), pp. 103-128.
- (Translated in English) Cho, D. H., “A Longitudinal Analysis of the Union Effect on the Wages,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 31, No. 2 (2008), pp. 103-128.
- 조 순, “우리의 뉴노말(New Normal)-그 본질과 처방-,” 한국경제포럼, 제9권 제1호 (2016), pp. 17-24.
- Bae, K., J. Kang, and J. Wang, “Employee Treatment and Firm Leverage: A Test

- of the Stakeholder Theory of Capital Structure,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 1 (2011), pp. 130–153.
- Banerjee, S., S. Dasgupta, and Y. Kim, “Buyer - Supplier Relationships and the Stakeholder Theory of Capital Structure,” *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 5 (2008), pp. 2507–2552.
- Becker, G., *Human Capital*, 2nd Ed., University of Chicago Press, Chicago, 1975.
- Benmelech, E., N. K. Bergman, and R. J. Enriquez, “Negotiating with Labor under Financial Distress,” *Review of Corporate Finance Studies*, Vol. 1, No. 1 (2012), pp. 28–67.
- Berk, J. B., R. Stanton, and J. Zechner, “Human Capital, Bankruptcy, and Capital Structure,” *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 3 (2010), pp. 891–926.
- Bradley, M., G. A. Jarrell, and E. Kim, “On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence,” *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3 (1984), pp. 857–878.
- Brown, D., C. James, and M. Ryngaert, “The Effects of Leverage on Operating Performance: An Analysis of Firms’ Responses to Poor Performance,” *Working Paper*, University of Florida (1992).
- Brown, J. and D. Matsa, “Boarding a Sinking Ship? An Investigation of Job Applications to Distressed Firms,” *Journal of Finance*, Vol. 71, No. 2 (2016), pp. 507–550.
- Chemmanur, T. J., Y. Cheng, and T. Zhang, “Human Capital, Capital Structure, and Employee Pay: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 110, No. 2 (2013), pp. 478–502.
- Cronqvist, H., F. Heyman, M. Nilsson, H. Svaleryd, and J. Vlachos, “Do Entrenched Managers Pay their Workers More?,” *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 1 (2009), pp. 309–339.
- Dore, T. E. and R. Zarutskie, “Leverage, Labor Market Size, and Employee Pay,” *Working Paper*, Federal Reserve Board, (2016).
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,”

- Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3 (1973), pp. 607–636.
- Freeman, R. B. and J. Medoff, *What Do Unions Do?*, Basic Books, New York, 1984.
- Gibbons, R. and L. F. Katz, “Layoffs and Lemons,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 9, No. 4 (1991), pp. 351–380.
- Graham, J. R., “Proxies for the Corporate Marginal Tax Rate,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 42, No. 2 (1996), pp. 187–221.
- Gruber, J., “The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance,” *American Economic Review*, Vol. 87, No. 1 (1997), pp. 192–205.
- Hanka, G., “Debt and the Terms of Employment,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 48, No. 3 (1998), pp. 245–282.
- Hovakimian, A. and G. Li, “Large Sample Evidence on Capital Structure and Employee Wages,” *Working Paper*, Baruch College (2011).
- Jensen, M. C., “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 2 (1986), pp. 323–329.
- Kale, J. R. and H. Shahrur, “Corporate Capital Structure and the Characteristics of Suppliers and Customers,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, No. 2 (2007), pp. 321–365.
- Kalil, A. and K. M. Ziolo-Guest, “Parental Employment Circumstances and Children’s Academic Progress,” *Social Science Research*, Vol. 37, No. 2 (2008), pp. 500–515.
- Klasa, S., W. Maxwell, and H. Ortiz-Molina, “The Strategic Use of Corporate Cash Holdings in Collective Bargaining with Labor Unions,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, No. 3 (2009), pp. 421–442.
- Li, E. H., “Compensating Differentials for Cyclical and Noncyclical Unemployment: The Interaction between Investors’ and Employees’ Risk Aversion,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 4, No. 2 (1986), pp. 277–300.
- Maksimovic, V. and S. Titman, “Financial Policy and Reputation for Product Quality,” *Review of Financial Studies*, Vol. 4, No. 1 (1991), pp. 175–200.
- Matsa, D. A., “Capital Structure as a Strategic Variable: Evidence from Collective

- Bargaining,” *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 3 (2010), pp. 1197–1232.
- Newey, W. K. and K. D. West, “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation,” *International Economic Review*, Vol. 28, No. 3 (1987), pp. 777–787.
- Ofek, E., “Capital Structure and Firm Response to Poor Performance: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, No. 1 (1993), pp. 3–30.
- Perotti, E. C. and K. E. Spier, “Capital Structure as a Bargaining Tool: The Role of Leverage in Contract Renegotiation,” *American Economic Review*, Vol. 83, No. 5 (1993), pp. 1131–1141.
- Petersen, M. A., “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 1 (2009), pp. 435–480.
- Sharpe, S. A., “Financial Market Imperfections, Firm Leverage, and the Cyclicity of Employment,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4 (1994), pp. 1060–1074.
- Titman, S., “The Effect of Capital Structure on a Firm's Liquidation Decision,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 1 (1984), pp. 137–151.
- Titman, S. and R. Wessels, “The Determinants of Capital Structure Choice,” *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 1 (1988), pp. 1–19.
- Topel, R. H., “Equilibrium Earnings, Turnover, and Unemployment: New Evidence,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 4 (1984), pp. 500–522.
- Verwijmeren, P., Derwall, J., “Employee Well-being, Firm Leverage, and Bankruptcy Risk,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 5 (2010), pp. 956–964.

〈부 록〉

〈표 A1〉 노조 조직률

노조 조직률 데이터는 전 규모 기준으로 고용노동통계에서 추출하였다. 2009년부터 K SIC9 산업분류의 적용을 받고 그 이전 데이터는 K SIC8의 적용을 받는다.

Panel A: K SIC8

Industry	K SIC8	2006	2007	2008
농업, 어업	01-05	0.292	0.322	0.236
광업	10-12	0.324	0.342	0.243
제조업	15-37	0.178	0.136	0.148
전기, 가스 및 수도사업	40-41	0.624	0.616	0.651
건설업	45-46	0.045	0.042	0.024
도매 및 소매업	50-52	0.055	0.037	0.044
숙박 및 음식점업	55	0.024	0.023	0.022
운수업	60-63	0.446	0.466	0.378
통신업	64	0.449	0.468	0.45
금융 및 보험업	65-67	0.371	0.394	0.395
부동산 및 임대업	70-71	0.05	0.062	0.064
사업 서비스업	72-75	0.057	0.067	0.1
교육 서비스업	80	0.064	0.059	0.081
보건 및 사회복지사업	85-86	0.11	0.11	0.115
오락 문화 및 운동관련 서비스업	87-88	0.098	0.11	0.131
기타 공공 수리 및 개인서비스업	90-93	0.06	0.076	0.064

Panel B: KSIC9

Industry	KSIC9	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
농업임업 및 어업	01-03	0.282	0.315	0.277	0.237	0.227	0.217	0.257
광업	05-08	0.341	0.31	0.293	0.288	0.249	0.257	0.238
제조업	10-33	0.151	0.125	0.134	0.13	0.135	0.098	0.107
전기 가스 증기 및 수도 사업	35-36	0.66	0.663	0.702	0.685	0.682	0.662	0.674
하수, 폐기물 처리, 원료 재생 및 환경 복원업	37-39	0.227	0.208	0.178	0.171	0.176	0.196	0.21
건설업	41-42	0.045	0.048	0.022	0.039	0.023	0.023	0.019
도매 및 소매업	45-47	0.045	0.034	0.04	0.039	0.041	0.037	0.032
운수업	49-52	0.462	0.473	0.435	0.419	0.414	0.394	0.388
숙박 및 음식점업	55-56	0.021	0.013	0.017	0.017	0.014	0.012	0.011
출판, 영상, 방송통신 및 정보 서비스업	58-63	0.247	0.2	0.155	0.158	0.151	0.134	0.119
금융 및 보험업	64-66	0.402	0.386	0.389	0.382	0.395	0.417	0.41
부동산업 및 임대업	68-69	0.077	0.061	0.051	0.049	0.043	0.048	0.058
전문과학 및 기술 서비스업	70-73	0.082	0.07	0.095	0.09	0.092	0.079	0.067
사업시설 관리 및 사업지원 서비스업	74-75	0.152	0.107	0.084	0.095	0.097	0.092	0.094
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	84	-	-	-	-	-	-	-
교육서비스업	85	0.062	0.059	0.054	0.056	0.059	0.042	0.034
보건업 및 사회복지 서비스업	86-87	0.093	0.076	0.063	0.069	0.066	0.07	0.068
예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업	90-91	0.088	0.071	0.086	0.09	0.091	0.078	0.075
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인서비스업	94-96	0.042	0.035	0.039	0.03	0.036	0.042	0.035

〈표 A2〉 인력 부족률

인력 부족률 데이터는 전 규모 기준으로 고용노동통계에서 추출하였다. 2009년부터 KSIC9 산업분류의 적용을 받고 그 이전 데이터는 KSIC8의 적용을 받는다. 2003년은 KSIC7의 적용을 받는다.

Panel A: KSIC7, KSIC8

Industry	KSIC7	2003	Industry	KSIC8	2004	2005	2006	2007	2008
광업	10-14	0.0106	농업 어업	01-05	-	-	-	-	-
제조업	15-37	0.0286	광업	10-12	0.0084	0.0089	0.0203	0.0135	0.016
전기, 가스 및 수도사업	40-41	0.0074	제조업	15-37	0.03	0.035	0.0295	0.0339	0.027
건설업	45	0.0155	전기, 가스 및 수도사업	40-41	0.0088	0.0082	0.0086	0.0116	0.0065
도소매 및 소비재용품 수리업	50-52	0.0146	건설업	45-46	0.0178	0.0187	0.0285	0.0286	0.0245
숙박 및 음식점업	55	0.0249	도매 및 소매업	50-52	0.0204	0.0306	0.021	0.0298	0.0265
운수 창고 및 통신업	60-64	0.0397	숙박 및 음식점업	55	0.0122	0.0347	0.033	0.0519	0.0395
금융 및 보험업	65-67	0.0037	운수업	60-63	0.0736	0.0788	0.0704	0.0737	0.038
부동산 및 사업서비스업	70-74	0.0121	통신업	64	0.0163	0.0139	0.0127	0.0202	0.009
교육 서비스업	80	0.0062	금융 및 보험업	65-67	0.0043	0.0088	0.0067	0.0146	0.01
보건 및 사회복지사업	85	0.0143	부동산 및 임대업	70-71	0.0056	0.0123	0.0084	0.0138	0.007
기타 공공 사회 및 개인서비스업	90-93	0.0102	사업 서비스업	72-75	0.0226	0.0298	0.0279	0.0303	0.028
			교육 서비스업	80	0.009	0.0122	0.0137	0.0163	0.0125
			보건 및 사회복지산업	85-86	0.0172	0.0158	0.0171	0.0256	0.0245
			오락 문화 및 운동관련 서비스업	87-88	0.022	0.0249	0.0343	0.0308	0.019
			기타공공 수리 및 개인서비스업	90-93	0.0167	0.0301	0.0223	0.0277	0.022

Panel B: KSIC9

Industry	KSIC9	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
농업업 및 어업	01-03	-	-	-	-	-	-	-
광업	05-08	0.013	0.0145	0.0165	0.017	0.0175	0.0105	0.0115
제조업	10-33	0.0325	0.043	0.0385	0.037	0.0325	0.028	0.0255
전기 가스 증기 및 수도 사업	35-36	0.0055	0.003	0.004	0.004	0.005	0.008	0.004
하수, 폐기물 처리, 원료 재생 및 환경 복원업	37-39	0.015	0.0215	0.019	0.019	0.0215	0.0155	0.0155
건설업	41-42	0.024	0.0255	0.0225	0.021	0.0225	0.015	0.018
도매 및 소매업	45-47	0.025	0.0275	0.0295	0.028	0.0265	0.026	0.024
운수업	49-52	0.041	0.046	0.039	0.046	0.047	0.052	0.052
숙박 및 음식점업	55-56	0.038	0.0585	0.057	0.0535	0.053	0.055	0.053
출판, 영상, 방송통신 및 정보 서비스업	58-63	0.028	0.042	0.039	0.0345	0.0325	0.026	0.0235
금융 및 보험업	64-66	0.0135	0.0105	0.0105	0.01	0.011	0.0115	0.0125
부동산업 및 임대업	68-69	0.0095	0.0105	0.011	0.0105	0.009	0.0145	0.009
전문과학 및 기술 서비스업	70-73	0.0255	0.027	0.0245	0.024	0.0215	0.019	0.0185
사업시설 관리 및 사업지원 서비스업	74-75	0.026	0.028	0.025	0.0275	0.026	0.023	0.025
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	84	-	-	-	-	-	-	-
교육서비스업	85	0.015	0.014	0.0135	0.013	0.015	0.009	0.0075
보건업 및 사회복지 서비스업	86-87	0.024	0.027	0.0255	0.0255	0.0245	0.0215	0.0205
예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업	90-91	0.018	0.0165	0.02	0.023	0.022	0.0235	0.0215
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인서비스업	94-96	0.0275	0.0285	0.0265	0.025	0.024	0.023	0.0285