

기업 간 시장지배력의 양극화 확대와 이에 따른 통화정책 효과의 이질성 분석*

조 윤 구** · 김 보 경*** · 김 현 태****

논문 초록

본고는 한국의 선도기업과 후발기업 간 시장지배력의 격차가 2000년대 중반 이후 지속적으로 확대되어 왔는지를 검증하고, 이러한 시장지배력 격차 확대로 인해 기업에 대한 통화정책 효과의 이질성이 심화 되었다는 실증 증거를 제시한다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 2000년대 중반 이후 기업 간 시장지배력의 격차는 지속적으로 확대된 것으로 나타났다. 산업별로 살펴보면 비제조업 부문에서 이러한 격차 확대가 두드러진 것으로 나타났으며, 제조업의 경우에는 비교적 안정적인 흐름을 보였다. 둘째, 이러한 시장지배력 격차는 기업 간 통화정책 효과의 이질성과 연관이 있는 것으로 나타났다. 본 결과는 지속적으로 확대된 기업 간 시장지배력 격차에 의해 기업에 대한 통화정책 효과의 이질성이 더욱 심화되어 왔을 가능성을 시사한다.

핵심 주제어: 통화정책, 시장지배력, 기업투자

경제학문헌목록 주제분류: E22, E52, L16

투고 일자: 2022. 8. 25. 심사 및 수정 일자: 2022. 9. 19. 게재 확정 일자: 2022. 9. 26.

* 본 논문은 2022년도 한국은행 행내현상논문 공모전에 제출한 Working paper를 수정 및 보완하여 작성한 것입니다. 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원분들께 감사드립니다. 본 논문의 결과는 한국은행의 공식견해가 아닌 집필자 개인의 견해이므로 본 논문의 내용을 인용하는 경우에는 집필자명을 반드시 명시해 주시기 바랍니다.

** 제1저자, 한국은행 제주본부 과장, e-mail: jug1201@bok.or.kr

*** 공동저자, 한국은행 인사경영국 조사역, e-mail: kbk@bok.or.kr

**** 교신저자, 한국은행 통화정책국 조사역, e-mail: kht0606@bok.or.kr

I. 서 론

코로나19 발생 이후 각국의 중앙은행은 급속히 냉각된 금융시장에 유동성을 공급함으로써 실물경제의 회복을 지원해왔다. 이와 같은 각국의 완화적인 통화정책 등으로 인해 2021년까지 전세계의 실물경제는 완만히 회복하였으며, 한국의 경제성장률도 2020년 -3%에서 2021년에는 +4% 성장하는 모습을 보였다.

이처럼 거시적인 관점에서 한국경제는 회복 국면에 접어든 것으로 보이나, 기업의 규모 수준에 따라서는 회복 속도의 차이가 있는 것으로 보인다. 한국은행이 발표한 기업경영분석 결과(〈Figure 1〉)에 따르면 2021년 3/4분기 상위 25% 기업의 매출액 증가율은 32.9%로 부진이 완화되는 모습을 보였으나, 하위 25% 기업의 경우 -7.4%로 여전히 마이너스 성장에서 벗어나지 못한 것으로 나타났다.

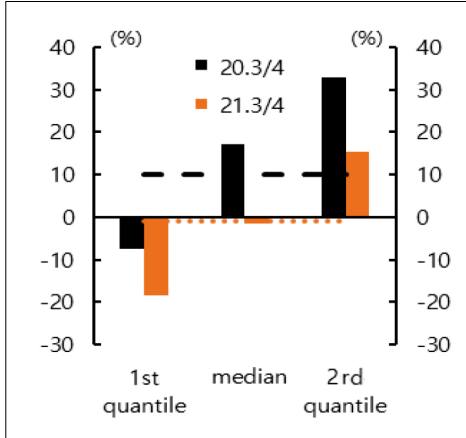
특히 중소기업 설비투자의 경우, 2021년 이전까지 낮은 수준에서 유지된 기준금리에도 불구하고 회복세가 매우 부진했던 것으로 보인다. “설비투자계획조사”에 따르면 코로나19 이후인 2021년과 2022년에 기업이 계획하고 있는 설비투자의 평균 증가율(전년대비)은 각각 +8.4%, +3.6%로 거시적으로는 큰 폭 개선된 것으로 보였다. 그러나 세부적으로 나누어 보면, 종업원수가 5,000명 이상인 사업장의 증가율은 각각 12.4% 6.4%인 반면, 300명 미만 사업장의 경우 -5.6% -7.9%로 집계(〈Figure 2〉)되었다. 코로나19 확산 이후 중소기업에 대한 적극적인 유동성 지원으로 인해 중소기업의 차입금리도 낮은 수준에서 유지되었던¹⁾ 것을 고려해볼 때, 중소기업의 설비투자 증가율은 예상보다 저조했다고 볼 수 있다.

본고는 위와 같은 기업 간 설비투자 회복세의 격차가 발생한 원인에 최근 사회적 문제로 부상하고 있는 시장지배력 양극화가 연관이 있다는 가설을 제기하고자 한다. 최근 선도기업의 시장지배력²⁾은 정보통신기술(이하 ICT)의 도입, 디지털 경제로의 전환 등으로 인해 급속도로 상승하고 있으며, 이에 따라 후발기업과의 시장지

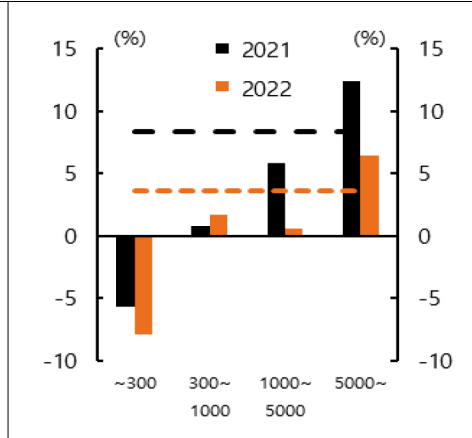
1) 중소기업에 대한 예금은행 가중평균 대출금리(신규취급액 기준, 월평균)는 2019년 3.67%, 2020년 2.97%, 2021년 2.98%로 낮은 수준에서 유지되었으며, 대기업과 중소기업 간 대출금리 격차(2019년 0.33%p → 2020년 0.33%p → 2021년 0.41%p)도 확대되지 않고 유지되었다.

2) 시장지배력(혹은 독점력)이란 상품 혹은 서비스 시장에 진입한 기업이 상당한 기간 동안 경쟁수준 이상의 가격을 행사할 수 있는 힘으로 정의(공정거래위원회)된다. 따라서 본고에서의 선도기업이란 타 기업 대비 상대적으로 시장지배력이 높은 기업을 의미한다.

〈Figure 1〉 the Distribution of Sales Growth(1 year)



〈Figure 2〉 Investment Growth (by the number of employees)



배력 격차가 고착화³⁾되고 있다. 예를 들어 구글, 아마존과 같은 글로벌 빅테크 기업은 네트워크 효과, 수확체증 등 디지털 경제의 특징에 힘입어 타 기업에 비해 압도적인 시장지배력을 형성해왔다. 이는 비단 선진국의 거대 기업뿐만 아니라 최근 들어서는 카카오 등 한국의 빅테크 기업도 해외 선진사례와 유사한 전략을 통해 한국에서의 시장지배력을 높이고 있다. 위와 같이 강력한 시장지배력을 보유하고 있는 선도기업은 현재의 후발기업과의 격차를 확대해나갈 전략을 수립하고 있으며, 이를 위하여 유·무형자산에 대한 공격적인 투자를 지속적으로 실행하고 있다.

이러한 주장을 이론적으로 뒷받침할 수 있는 설명은 외부자금프리미엄이나 동태 Liu, Mian and Sufi (2022)에서 제시된 “동태적 특허 경쟁(Dynamic patent race)” 모형을 예로 들어볼 수 있겠다. 해당 연구에서는 이자율 하락 시 선도기업은 후발 기업과의 경쟁에서 압도적인 우위를 점하기 위해 이전보다 공격적으로 투자에 나설 수 있으며, 투자의 확대를 통해 선도기업의 시장지배력과 기업가치가 증대될 수 있다고 주장하였다.

본고는 다음과 같은 구성을 통해 위에서 제시한 가설의 실증 증거를 제시하였다. 제Ⅱ장에서는 간략히 선행연구를 검토한 후, 제Ⅲ장에서는 우선 한국에서의 시장지

3) 전통적인 시각에서는 선도기업의 초과이익은 후발기업의 기술 추격 등으로 인해 장기적으로는 점차 감소할 것으로 예상되며, 따라서 거시경제 전체의 마크업은 안정적인 수준에서 유지되어야 한다고 여겨졌다.

배력 격차가 확대되어 왔는지를 확인하기 위해 De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에서 제시한 추정방법을 활용하여 2000년대 이후 기업 시장지배력의 분포를 산출하고 표준편차, 분위수 통계 등을 활용하여 시장지배력의 격차를 살펴보았다. 또한 어떤 산업에서의 시장지배력 격차가 이러한 시장지배력 격차 확대를 주도하고 있는지를 분석하여 시장지배력 격차의 원인이 무엇인지 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 기업의 시장지배력에 따른 통화정책 효과의 이질성을 설명하기 위한 배경 이론을 간략히 설명하고, 제Ⅲ장에서 산출한 개별 기업 수준의 마크업을 토대로 패널 분석 및 국소투영을 통한 충격반응분석을 실시함으로써 실증 증거를 제시하고자 하였다.

본고는 기존의 선행연구들과 다음과 같은 점에서 구별된다. 첫째, 본고에서는 마크업 추정방법의 불완전성을 보완하기 위해 설문 기반의 데이터와 재무 데이터를 동시에 활용하여 데이터 원천과 상관없이 시장지배력 격차가 지속적으로 확대되어 왔다는 점을 강건히 보이고자 하였다. 또한 기존에 제시된 다양한 마크업 추정 방법론을 적용하여도 같은 결과가 제시된다는 점도 제시하였다. 한국의 기업 수준 마크업을 산출한 다른 연구에서는 현재까지 서로 다른 데이터 원천을 동시에 사용한 바 없었기 때문에 본 연구 결과는 의의가 있다. 둘째, 본고는 기업의 시장지배력 수준이 통화정책 효과에 영향을 미칠 수 있다는 증거를 국내 기업 데이터를 활용하여 최초로 제시하였다. 통화정책이 기업에 미치는 영향에 대한 기존 문헌은 자산가 격경로 및 대차대조표경로 등 금융 측면의 경로에 초점을 맞추고 분석한 것과는 달리, 본고의 결과는 기업 간 경쟁이 통화정책 효과의 이질성을 심화시킬 수 있다는 증거를 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

Ⅱ. 선행연구 검토

선행연구는 ① 개별 기업의 시장지배력 측정과 거시경제에 미치는 영향, ② 시장지배력과 통화정책 간 관계 ③ 기업에 대한 통화정책의 이질성에 대한 실증 연구 등 3가지 부문으로 나누어 검토하였다.

첫 번째는 개별 기업 수준에서의 시장지배력 측정과 거시경제에 미치는 영향에 대한 연구들이다. 개별 기업 수준에서의 시장지배력을 측정한 시도는 De Loecker and Warzynski(2012)에서 최초로 제시된 이후 발전해왔다. 본 연구에서는 수요측면을 고려하지 않고 오직 기업의 행태에만 의존하여 개별 기업의 비용극소화 문제

를 통해 마크업을 도출하는 생산함수 접근법⁴⁾을 처음으로 마이크로 데이터에 적용하여 개별 기업 수준에서의 마크업을 측정하였다. 후속연구인 De Loecker and Eeckhout (2018)에서 134개국을 대상으로 70,000개 기업의 마크업을 측정한 뒤 가중평균하여 글로벌 마크업이 1980년 1.1에서 2016년 1.6으로 상승했다는 결과를 보고하였다. 특히 De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에서는 이러한 평균 마크업의 상승이 상위 10%의 소수 기업들에 의해 주도되었다고 밝혔다.

한편, 마크업과 거시경제변수 사이의 관계를 규명하기 위한 시도들도 많았는데, 평균 마크업 상승이 총요소생산성의 저하(Baqae and Farhi, 2020), 투자율의 감소(Diez, Leigh and Tambunlertchai, 2018), 노동소득분배율의 하락(Autor, Dorn, Katz, Patterson and Reenen, 2020) 등과 연관이 있다는 논문들이 대표적이다. 이러한 연구들은 최근 미국을 중심으로 거대 플랫폼 기업, 즉 GAFA⁵⁾의 독점 철폐를 요지로 한 반독점법 시행의 근거가 되기도 하였다. 그러나 안타깝게도 아직까지 국내에서는 개별 기업 단위에서 마크업을 가지고 다른 변수와의 관계를 살펴본 연구는 미비한 실정이다. 환율 변화가 기업의 마크업과 수출량에 미치는 영향을 분석한 편주현·장석환(2016), 기업 간 임금 격차와 관련된 주제를 다룬 성재민·강신혁·방형준(2020)과 한계기업 증가에 따른 마크업 변화와 인플레이션을 사이의 관계를 다룬 이영재(2021) 이외에는 없는 것으로 보인다.

두 번째는 통화정책 효과의 기업 간 이질성에 대한 연구이다. 이에 대한 고전적인 연구로는 Bernanke, Gertler and Gilchrist(1998)를 들 수 있다. 해당 연구에서는 기업의 외부자금프리미엄이 존재할 때 통화정책으로 인한 투자 확대 효과가 더욱 두드러지게 나타날 수 있음을 보였다. 최근 연구로는 Ottonello and Winberry (2020)에서는 기업의 레버리지 혹은 부도위험에 따라 통화정책이 투자에 미치는 영향이 이질적이라는 증거를 제시한 바 있다. 해당 연구에서는 레버리지 및 부도위험이 낮을수록 통화정책 충격에 더욱 큰 반응을 나타낸다는 결과를 제시하였다. Cloyne, Ferreira, Froemel and Surico(2018)에서는 기업의 연령(age)에 따라 투자에 대한 통화정책의 이질성이 존재한다는 증거를 제시하였다. Jeenas(2019)도

4) 생산함수 접근법은 Hall(1988)에 의해 총량변수를 사용하는 방식으로 개발되어, 산업 혹은 국가 수준에서의 마크업을 추정하는 데에 그쳤다.

5) 미국 정보기술(IT) 업체인 구글(Google), 애플(Apple), 페이스북(Facebook), 아마존(Amazon)의 머리글자를 딴 단어다.

기업의 유동성이 투자에 미치는 효과의 이질성에 대한 효과를 설명할 수 있다는 증거를 제시한 바 있다. 그러나 이러한 논문들은 코로나19 이후 투자 회복세의 이질성이 커진 상황을 주로 설명하기에는 부족한 면이 있다. 왜냐하면 코로나19 이후 급격히 기업의 유동성, 나이, 부도위험의 이질성이 증가하였다는 증거는 제시된 바가 없기 때문이다.

세 번째는 시장지배력 격차에 따른 이자율 하락 효과를 살펴본 논문들이다. 이론적인 연구로는 Liu et al. (2022)가 있다. 이 연구에서는 생산성 향상을 통해 시장지배력을 높인 선도기업과 그렇지 못한 후발기업이 기술을 통해 경쟁하는 기술 사다리 모형을 활용하여 일반균형 분석을 실시하였다. 그 결과, 동일한 이자율 하락에 대해서 선도기업이 후발기업과의 격차를 확대하기 위해 투자율을 후발기업보다 더욱 크게 증가시켰다는 시사점을 도출하였다. 만약 이러한 현상이 사실이라면, 이자율의 하락은 선도기업과 후발기업의 격차를 공고히 하게 되는 원인이 될 가능성이 있다.

이러한 이론에 대해 실증 증거를 제시한 연구는 Kroen, Liu, Mian and Sufi (2021), Duval, Furceri, Lee and Tavares (2021) 등에서 실시된 바 있다. Kroen, et al. (2021)에서는 미국 상장기업 데이터를 Compustat을 통해 시장지배력과 통화정책 효과 간 연관성에 대한 분석을 진행하였다. Duval et al. (2021)에서는 전세계 상장기업을 대상으로 높은 시장지배력을 갖춘 선도기업과 그렇지 않은 후발기업의 통화정책 이질성을 국소투영분석을 실시하였다. Ferrando, McAdam, Petroulakis and Vives (2021)에서는 유럽 지역의 기업을 대상으로 분석을 실시하였다.

Ⅲ. 2000년대 이후 기업의 시장지배력 격차 추이

3장에서는 기업 간 시장지배력 격차를 측정하기 위해 우선 개별 기업 수준에서의 마크업⁶⁾을 추정하고, 이를 기반으로 기업 간 마크업 격차가 확대되어 왔는 지를 살

6) 시장지배력을 측정하는데 있어서 가장 많이 사용되는 지표 중 하나는 기업이 시장에서 차지하는 매출액의 비중인 ‘시장점유율’이다. 그러나 시장점유율로 시장지배력을 대체하기에는 한계가 있다. 우선 산업분석 모형에 따라 시장지배력과 시장점유율 간 상관관계가 다르게 분석되는 문제가 있다. 과점모형으로 잘 알려진 Cournot 모형에서는 양자간 양의 상관관계가 있으나, 다른 종류의 산업분석 모형에서는 음의 상관관계가 있는 것으로 분석된다. 한편, Syverson (2019)에서는 시장점유율은 경쟁의 ‘결과’이지 본질적으로 경쟁의 강도를 의미하지

펴본다. 1절에서는 추정에 앞서 De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에서 제시한 개별 기업의 마크업 산출 방법을 간략히 기술하고 마크업 추정에 활용한 데이터를 소개하였다. 2절에서는 그 후 추정된 마크업을 활용하여 한국의 기업들에게서 나타나는 시장지배력의 특징을 살펴보았다. 3절에서는 2절에서 추정한 한국 기업의 마크업에 대한 결과 및 특징이 추정방법을 변화시켜도 유지되는 지를 확인함으로써 결과가 강건한 지를 보였다.

1. 추정방법 및 활용 데이터

(1) 추정방법

개별 기업의 마크업은 재화 및 서비스 생산에 대한 한계비용 대비 가격으로 측정되는데, 이때 한계비용에 대한 명확한 관측변수가 존재하지 않기 때문에 마크업은 비관측요소이다. 따라서 이를 측정하기 위한 여러 방법론이 제시되어 왔는데, De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에 따르면 마크업을 측정하는 방법론에는 크게 3가지 분류가 있다. 첫 번째는 기업의 매출액과 이익을 활용하여 추정하는 방법이다. 이 방법은 활용하기 쉽다는 장점이 있으나 한계비용과 가격과의 관계가 아닌 평균비용과 가격과의 관계가 되므로 본질적으로 마크업의 개념에 부합하지 않는다. 두 번째 방법은 소비자 행태를 나타내는 수요체계를 도입하고 기업의 이윤극대화를 과정을 통해 마크업을 도출하는 것이다. 이 방식은 이상적인 방식이긴 하지만, 개별 기업의 데이터에 적용할 경우 ① 개별 기업이 속한 산업마다 경쟁방식에 대한 별도의 가정을 해야 하고, ② 모든 상품에 대해 수요체계를 도입해야 하며, ③ 무엇보다도 모든 상품에 대한 가격 및 수량정보가 부재하여 현실적으로 측정이 쉽지 않다는 문제가 있다. 따라서 본고에서는 개별 기업의 마크업을 추정하기 위해 De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에서 제시한 세 번째 방법론인 생산함수 접근법을 사용하였다. 생산함수 접근법은 기업의 제품에 대한 수요함수 없이 오직 개별 기업의 생산함수만을 사용하고, 기업의 비용극소화의 해를 구하는 단순한 과정을 통해서 마크업을 구할 수 있다는 장점이 있다. 다음 절에 마크업의 도출 과정을

는 않는 것으로 보았다. 이에 본고는 ‘마크업’을 지표로 사용하였으며, 마크업을 시장지배력의 동의어로 혼용하여 사용하였다.

구체적으로 기술하였다.

① 모형 설정 및 일계 조건 도출

우선, 경제에는 고유의 생산기술인 $Q_{it}(\cdot)$ 을 가지고 있는 N 개의 기업 ($i = 1, \dots, N$)이 존재하며, 생산기술인 $Q_{it}(\cdot)$ 는 연속적이고 모든 투입요소에 대해서 이계 미분이 가능하다고 가정한다. 개별 기업은 다음과 같은 생산함수가 주어졌을 때 매 기마다 비용을 극소화하는 문제에 직면한다.

$$Q_{it} = Q_{it}(V_{it}, K_{it}, \Omega_{it}) \quad (1)$$

Q_{it} 는 총산출량⁷⁾, K_{it} 는 자본스톡, Ω_{it} 는 관측되지 않는 개별 기업 고유의 생산성 충격 즉, 총요소생산성을 의미한다. $V_{it} = (V_{it}^1, V_{it}^2, \dots, V_{it}^J)$ 는 생산에 필요한 각각의 가변투입요소들(인건비, 재료비, 전력비 등)로 구성된 벡터를 의미하지만, 본고에서 사용할 데이터에서는 개별 투입요소들에 대한 정보를 파악하기 어렵다. 따라서 생산에 투입되는 가변투입요소들을 하나로 묶어(이하 가변투입요소 묶음) 한 개의 변수(V_{it})처럼 취급한다.

앞서 설정한 생산함수를 이용하여 개별 기업에 대해 다음과 같이 비용 극소화를 위한 라그랑지안 목적함수를 설정할 수 있다.

$$\mathcal{L}(V_{it}, K_{it}, \lambda_{it}) = P_{it}^V V_{it} + r_{it} K_{it} + F_{it} - \lambda_{it}(Q_{it}(\cdot) - \overline{Q_{it}}) \quad (2)$$

P_{it}^V 는 가변투입요소 묶음의 가격, r_{it} 는 자본의 사용자 비용, F_{it} 는 고정비용, λ_{it} 는 라그랑지안 승수를 의미한다. P_{it}^V 는 생산요소시장에서 결정되므로 기업의 입장에서는 외생적으로 주어진 것으로 가정할 때, 가변투입요소 묶음(V_{it})에 대한

7) 마크업은 Q_{it} 을 무엇으로 정의하느냐에 따라 부가가치(value-added) 기준으로 측정할 수도 있고 총산출(gross output)을 기준으로 측정할 수 있다. 부가가치 기준으로 측정한 마크업은 산업의 불완전경쟁 정도뿐만 아니라 국제원자재 가격의 등락에도 영향을 받으므로 총산출을 기준으로 측정하는 마크업이 시장구조를 더욱 잘 반영한다고 볼 수 있다(김배근, 2015).

일계 조건은 다음과 같다.

$$\frac{\partial \mathcal{L}_{it}}{\partial V_{it}} = P_{it}^V - \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial V_{it}} = 0 \rightarrow \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial V_{it}} = \frac{P_{it}^V}{\lambda_{it}} \quad (3)$$

식 (3)의 양변에 V_{it}/Q_{it} 를 곱하면 좌변은 가변투입요소 1% 증가에 따른 생산 증감률인 생산의 가변투입요소 탄력성 (η_{it}^V)으로 표현이 가능하다.

$$\eta_{it}^V \equiv \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial V_{it}} \frac{V_{it}}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^V V_{it}}{Q_{it}} \quad (4)$$

② 개별 기업의 마크업

비용극소화의 문제에서 라그랑지안 승수 (λ_{it})는 정의상 한계비용(marginal cost)⁸⁾이므로, 개별 기업의 마크업 ($\mu_{it} = P_{it}/\lambda_{it}$)은 아래와 같이 시장가격 (P_{it})과 한계비용의 비율로 도출된다.

$$\mu_{it} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} = \eta_{it}^V \frac{P_{it} Q_{it}}{P_{it}^V V_{it}} = \frac{\eta_{it}^V}{(P_{it}^V V_{it}/P_{it} Q_{it})} = \frac{\eta_{it}^V}{\alpha_{it}^V} \quad (5)$$

($\alpha_{it}^V = \frac{P_{it}^V V_{it}}{P_{it} Q_{it}}$: 매출액에서 가변투입비용이 차지하는 비율)

즉, 시장지배력 지표인 마크업은 생산의 가변투입요소 탄력성 (η_{it}^V)을 매출액 대비 가변투입비용 비율 (α_{it}^V)로 나눈 값이다. 개별 기업의 생산량 (Q_{it})과 가격 (P_{it}), 가변투입요소 묶음 (V_{it})과 가변투입요소 묶음의 가격 (P_{it}^V)은 알 수 없으나 기업 재무제표 중 손익계산서에서 기업의 생산량과 가격을 곱한 매출액 ($P_{it} Q_{it}$)

8) 라그랑지안 승수(Lagrange multiplier)는 제약식에 해당하는 ‘생산량’이 한 단위 증가하였을 때 목적함수인 최적비용의 변화분이므로 비용극소화의 문제에서 라그랑지안 승수는 한계비용을 의미한다.

에서 가변투입비용($P_{it}^V V_{it}$) 정보(매출원가)가 제공되므로 α_{it}^V 는 쉽게 구할 수 있다. 하지만 탄력성(η_{it}^V)은 직접적으로 관측할 수 없으므로 추정해야한다. 생산함수 추정을 통한 탄력성 추정방법에 관한 자세한 내용은 〈Appendix A〉를 참고하기 바란다.

(2) 데이터 소개

개별 기업의 마크업을 추정하기 위한 대표적인 마이크로 데이터로는 통계청의 기업활동조사와 Fnguide사가 제공하는 Dataguide 데이터(이하 Dataguide)가 있다.

우선, 기업활동조사는 국내 법인 중 상용근로자가 50인 이상이면서 자본금 3억원 이상인 법인을 대상(2019년 기준 총 13,255개)으로 하며, 재무구조(자산, 부채, 자본) 및 사업실적(매출액, 영업비용 등)은 국세청 자료를 활용하기에 통계의 신뢰성이 높다는 장점이 있으며 현재 2006년부터 2019년까지의 14개년치의 데이터를 연간으로 제공하고 있다. 그러나 2020년 이후의 데이터는 아직 공표되지 않아 최근의 마크업 추정이 불가능하고 공표 주기가 길다는 한계가 있다.

Dataguide는 코스피 및 코스닥 상장사(2019년 기준 총 2,204개)가 매분기 공개하는 분기·반기·사업보고서에 명시된 재무정보를 데이터화한 것으로 2003년 1분기⁹⁾부터 2021년 3분기까지의 총 75개 분기의 데이터를 사용할 수 있다.

본고에서는 각 데이터가 가지는 한계점을 보완하기 위해 두 데이터를 모두 사용하였다. 기업활동조사는 비교적 표본수가 많다는 장점이 있으므로 분석의 대표성을 확보할 수 있고, Dataguide 데이터를 통해서 2021년까지의 마크업을 추정할 수 있어 최근 동향을 확인할 수 있다.

한편, 두 마이크로 데이터에서 다음과 같은 기준에 해당하는 표본은 제외(트리밍)하였다. ① 매출액, 매출원가, 판매비와 관리비 등 손익계산서 항목 중 생산함수 추정에 필요한 계정 값이 0이하의 값으로 보고한 기업¹⁰⁾, ② 유형자산, 총자산, 부채 등 재무상태표 상의 계정 값을 0이하로 보고한 기업¹¹⁾, ③ 매출원가가 1,000

9) 다만 2003년 이전의 분기 데이터도 존재하지만 결측치가 많아 데이터의 신뢰성이 떨어진다고 판단하여 분석에서 제외하였다.

10) 이러한 값을 가지는 기업의 데이터를 사용하는 경우 개별 기업의 마크업이 무한대 혹은 음수의 값을 가지기 때문에 표본에서 제외시킨다.

만원 미만인 기업¹²⁾, ④ 한국표준산업분류가 금융업, 농림어업, 부동산업, 전기·가스·수도·하수·폐수업, 공공·행정 및 국방서비스업, 사회복지서비스업, 교육서비스업인 기업은 제외되었다.¹³⁾ 또한 극단치에 의해 평균 마크업이 과대 혹은 과소 계상되는 문제를 사전에 해결하기 위해 가변투입비용이 매출액에서 차지하는 비중이 산업별 시점별로 상·하위 1%에 해당하는 기업은 분석에서 제외시켰다.¹⁴⁾ 산업분류는 중분류수준(2자리 분류코드)에서 10차 한국표준산업분류(KSIC)에 따라 통일하였다.

생산함수 추정에 필요한 변수는 생산량, 가변투입요소, 자본스톡, 투자 등이다. 생산량 지표로는 매출액, 가변투입요소는 매출원가(Cost of Goods Sold; COGS), 자본스톡으로는 유형자산(Property, Plant and Equipment; PPE), 투자로는 유형자산 취득액¹⁵⁾ 자료를 이용하였다.

기업이 영업활동을 하기 위해 사용하는 영업비용은 크게 매출원가와 판매비와 관리비(Selling, General and Administrative expenses; SGA, 이하 판관비)로 나뉜다. 매출원가는 제품을 생산하거나 서비스를 제공하는데 직접적으로 투입된 비용으로 재료비, 전력비, 용수비, 인건비 등의 합계이며, 매출액의 변동에 따라 매출원가도 같이 변동하므로 일반적으로 매출원가는 가변비용의 성격을 갖는다. 반면, 판매비와 관리비는 기업의 판매활동과 관련한 비용 혹은 기업의 관리와 유지와 관련하여 발생하는 비용으로 광고비, 임차료, 세금과 공과, 감가상각비 등으로 구성되며 매

11) 정상적인 기업이라면 가질 수 없는 데이터의 값이 보고된 기업의 경우에는 마크업 분석의 신뢰성을 위해 표본에서 제외시킨다.

12) 성재민 외(2020)을 참고하였다.

13) 영리를 목적으로 하지 않는 산업 혹은 정부의 통제를 받고 있는 산업 등은 분석에서 배제시키는 것이며, 이는 개별 기업의 마크업을 측정한 De Loecker, Eeckhout and Unger(2020), Diez et al. (2018) 등에서도 유사한 기준을 적용하고 있다.

14) 기업 수준의 데이터를 가지고 분석하는 대부분의 연구들은 극단치를 제거하기 위해서 일정 비율을 표본에서 제외시킨다. 연구자들마다, 데이터의 성격에 따라 다르지만 보통 상·하위 1~5% 정도의 표본을 제거한다. 본고에서는 표본을 최대한 많이 확보하기 위해 상·하위 1%만을 제거하고 분석했지만, 상·하위 2%~5%를 제거한 결과도 크게 다르지 않았다. 기업 데이터의 극단치 제거에 관련된 자세한 내용은 Calligaris, Criscuolo and Marcolin(2018)를 참고하기 바란다.

15) De Loecker, Eeckhout and Unger(2020) 등 개별기업의 마크업을 측정한 대부분의 연구에서는 투자를 유형자산의 취득액으로 사용하였으므로 본고도 이를 따른다. 무형자산 취득액을 포함하여서도 분석해보았으나 결과에 큰 차이가 없었다.

출원가에 비해 상대적으로 고정비용의 성격을 갖는다.¹⁶⁾ 따라서 매출원가를 생산함수의 가변투입요소(가변투입요소 묶음)로 정의한다.¹⁷⁾

아래의 〈Table 1〉는 트리밍한 후 주요 생산함수에서 사용되는 변수들에 대한 두 데이터의 2019년 기초통계량을 정리한 것이다. 정확한 비교를 위해 분기자료인 Dataguide의 1~4분기 데이터를 합쳐 연간자료로 변환하였다. Dataguide의 기초통계량이 모두 기업활동조사의 기초통계량보다 큰 것을 볼 수 있는데 이는 기업활동조사가 비교적 영세한 비상장 기업들까지 포괄하고 있기 때문이다.

〈Table 1〉 Summary Statistics(2019)

(billion wons)

Variable name	Business Activity Survey			Dataguide		
	Mean	S. D.	N	Mean	S. D.	N
Sales	196.7	1,849.6	10,841	642.6	4,441.5	1,738
Cost of Goods Sold	160.3	1,438.9		525.4	3,416.9	
Selling, General and Administrative Expenses	27.4	304.4		86.8	740.1	
Tangible Assets	78.3	967.3		276.1	2,292.8	
Acquisition of Tangible Assets	24.2	673.8		37.6	482.1	

한편, 생산함수는 모두 실질변수로 구성된 반면 기업들이 보고하는 재무정보는 명목변수이므로 이를 실질화 할 필요가 있다. 본고에서는 김원혁·이윤수·박진호(2021)을 참고하여 매출액은 산업별 GDP디플레이터¹⁸⁾를 이용하여 실질화 하였으

16) 매출원가에서도 고정비용이 있으며, 판매비에서도 변동비의 성격을 갖는 비용이 있으나 기업 재무데이터에서는 이를 구분할 수 없어 본고에서는 매출원가를 변동비용으로, 판매비를 고정비로 간주한다.

17) 생산함수를 추정할 때 전통적으로 고정투입요소는 ‘자본(K)’, 가변투입요소는 ‘노동(L)’을 가정해왔다. 노동은 자본에 비해 단기에 조정할 수 있기 때문이다. 하지만, 현실에서는 규제 등으로 노동조차 단기에 조정이 불가능한 경우가 많다. 반면, 매출원가는 매출액과 연동되는 항목이다. 노동이 변하지 않더라도 생산을 위해 투입되는 중간투입요소를 변화시켜 매출액 변화에 즉각 대응할 수 있다.

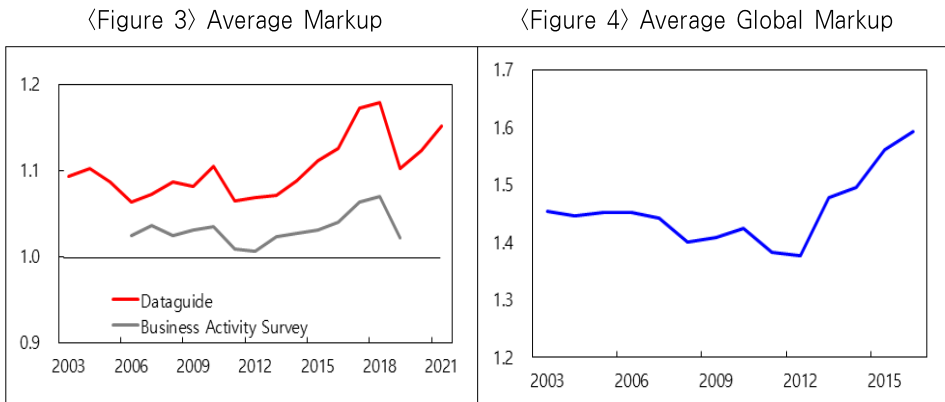
18) 엄밀히 말하면 GDP디플레이터는 부가가치 물가지수이지 산출물 물가지수가 아니다. 하지만, 산업별 산출물에 대한 디플레이터가 공표되지 않는 점, 매출액에 대해서도 GDP디플레이터를 적용한 선행연구(이윤수 외, 2020)가 있다는 점 등을 고려하여 GDP디플레이터를 사용하여

며, 매출원가와 판매비는 한국은행에서 발표하는 국내공급물가지수 중 생산재(원재료+중간재) 물가지수를, 유형자산은 자본재물가지수를, 유형자산 취득액은 총고정자본형성 디플레이터를 사용하여 실질화 하였다.¹⁹⁾

본고에서는 Traina (2018), Diez et al. (2018), De Loecker, Eeckhout and Unger (2020) 에서처럼 생산함수의 구성요소로 가변투입요소인 매출원가와 자본스톡 이외에 추가적인 통제변수로 ‘판매비 (SGA)’까지 넣어 생산함수를 추정하고, 이를 통해 마크업을 추정하였다.

2. 산출 결과 및 시장지배력 특징

(1) 기업의 평균 마크업



Note: Quote from De Loecker et al. (2018).

〈Figure 3〉은 두 데이터를 사용하여 생산함수 접근법으로 개별 기업의 마크업을 추정한 후, 매출액 비중²⁰⁾으로 가중평균한 시기별 마크업 그래프이다. 두 데이터의

매출액을 실질화하였다.

19) 개별 기업의 생산품에 대한 가격과 가변투입요소들에 대한 가격정보 등은 알 수가 없으므로 중분류 산업 수준에서의 디플레이터를 적용하여 실질화 하였다.

20) De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에서는 매출액 비중과 총비용 비중으로 평균 마크업을 계산했다. 본고도 총비용 비중으로 평균 마크업을 계산했으나 매출액을 기준으로 가중평균한 평균 마크업과 거의 일치하였다.

기초통계량에 차이가 있었던 것처럼 기업활동조사로 측정한 마크업이 Dataguide로 측정한 마크업보다 작다는 것을 제외하면 두 마크업은 매우 유사한 흐름을 보인다. ²¹⁾ 두 데이터를 통해 측정된 한국의 평균 마크업은 상승하는 추세를 보인다. Dataguide로 측정한 마크업은 저점(2006년, 1.06) 대비 2018년(1.18)에 10.9%까지 상승하였으며, 기업활동조사로 측정한 마크업으로는 저점(2012년, 1.005) 대비 2018년(1.07)에 6.3%까지 상승하였다. 이는 〈Figure 4〉에서와 같이 De Loecker and Eeckhout(2018)에서 나타난 글로벌 평균 마크업이 저점(2012년, 1.38) 대비 2016년(1.59)에 15.6% 상승한 결과와 유사²²⁾하다. 또한 본고에서 계산된 한국의 평균 마크업은 한국기업데이터(KED) 패널자료를 활용하여 평균 마크업을 계산한 강신혁(2021)과 유사하였으며 한국기업데이터를 사용했지만 ACF방법²³⁾을 적용한 성재민 외(2020)에서도 마크업의 절대치는 다르지만 시기별 평균 마크업의 흐름이 유사했다. ²⁴⁾

(2) 기업 간 마크업 격차

본절에서는 측정된 개별 기업의 마크업을 활용하여 상·하위 그룹간 마크업 비율(25%/75% 및 10%/90% 비율) 및 표준편차를 계산함으로써 기업 간 마크업 격차를 측정하고 분석하였다.

먼저 분위별 평균 마크업(〈Figure 5〉) 추이를 살펴보면, 마크업 상위 10%와 25% 그룹²⁵⁾의 평균 마크업은 완만하게 우상향하는 모습이나, 하위 25%, 하위

21) 두 데이터로 측정한 마크업 흐름이 유사한 점을 고려하면, 2020~21년 기업활동조사로 측정된 마크업은 증가할 것으로 예상된다.

22) 투입요소를 무엇으로 설정하느냐, 어떠한 방법론을 사용하느냐에 따라서 마크업의 절대적인 수준은 모형마다 다르게 도출될 수 있다. De Loecker et al. (2018)과 Calligaris et al. (2018)는 마크업의 절대적인 수치가 중요한 것이 아니라 마크업의 시간별 추이가 중요하다고 언급했다.

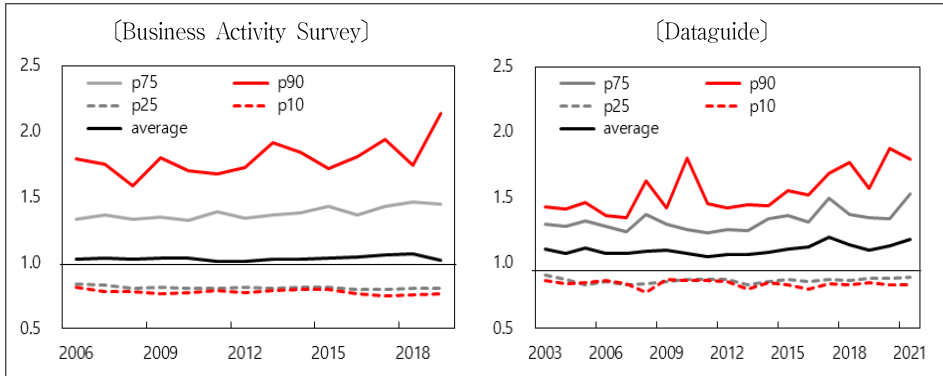
23) ACF에 대한 설명은 본 장의 3절(마크업 추정 방법에 따른 강건성 검증)을 참고하기 바란다.

24) 가변투입요소를 ‘매출원가’가 아닌 ‘노동’으로 하여 추정한 연구도 있었다. 하지만 본고에서는 가변투입요소를 ‘실질매출원가’로 설정했기 때문에 두 연구에서 추정된 마크업에 대한 직접적인 비교가 불가능하다. 가변투입요소를 노동으로 하여 추정한 마크업에 대한 결과는 이영재(2021)을 참고하기 바란다.

25) De Loecker, Eeckhout and Unger(2020)에서는 상위 그룹을 나누는 기준을 10%로, Ferrando et al. (2021)와 Duval et al. (2021)에서는 25%로 설정한 것을 참고하였다.

10% 그룹의 평균 마크업은 완만하게 우하향하는 모습 혹은 일정한 수준에서 유지하는 모습을 볼 수 있는데²⁶⁾, 이는 De Loecker, Eeckhout and Unger (2020)에서 상위 그룹의 마크업 변동성이 하위 그룹보다 크다는 결과와 유사하다.

〈Figure 5〉 The distribution of Markups

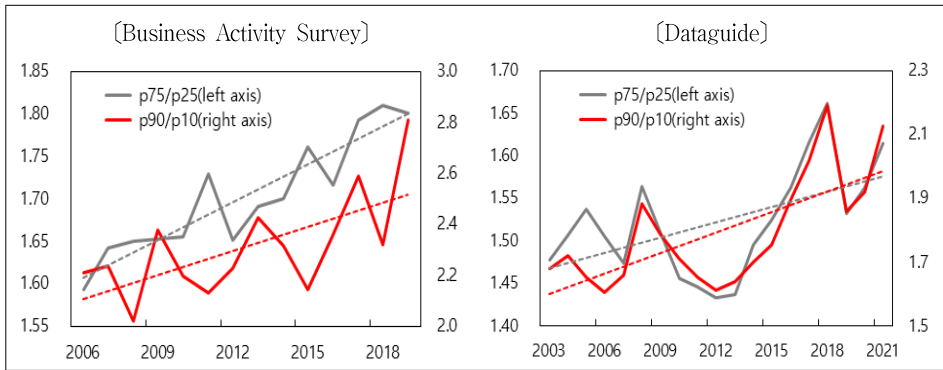


분포 추이 분석으로는 격차의 정량적 평가가 어렵기 때문에, 이번에는 상위 그룹과 하위 그룹 간 평균 마크업의 비율²⁷⁾을 계산하여 마크업 격차를 분석하였다(〈Figure 6〉). 적색 실선은 하위 10% 대비 상위 10%, 회색 실선은 하위 25% 대비 상위 25%을 의미한다. 두 데이터에서 모두 상·하위 그룹 간 마크업 비율이 상승하고 있다는 것을 알 수 있으며 최근 들어 급속히 상승하고 있음을 알 수 있다. 두 결과가 일부 구간에서는 다른 양상을 보이기도 하지만 전체적인 상승 추세는 일치하는 것으로 보인다. 즉, 기업 간 마크업 양극화 현상이 심화되고 있다는 것을 알 수 있다.

26) 개별 기업의 마크업이 이론상 1 이하의 값을 가질 수 없음에도 하위 그룹의 마크업이 1보다 작은 값을 가지는 이유는 탄력성을 구하는 과정에서 개별 기업의 탄력성을 구한 것이 아니라 산업 단위에서 탄력성을 측정했기 때문인 것으로 추론된다.

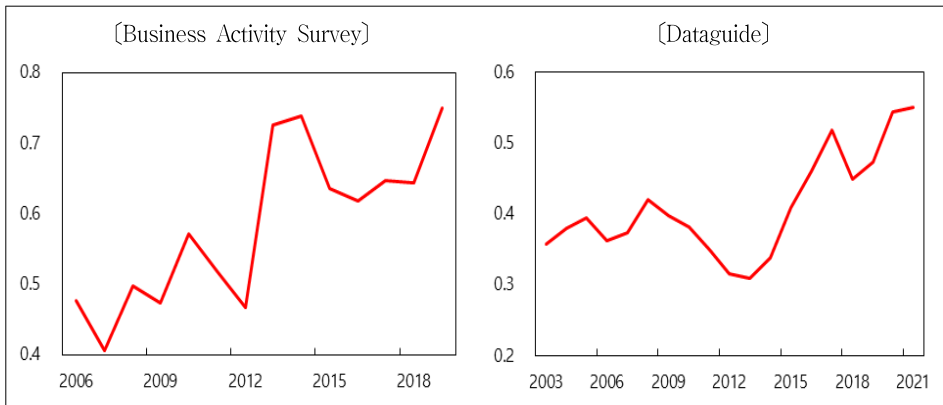
27) 상·하위 25% 그룹을 기준으로, 마크업 비율이 1.8이라면, 이는 상위 25% 그룹의 평균 마크업이 하위 25%의 평균 마크업보다 1.8배 가량 높음을 의미한다. 이는 만약 한계비용이 같은 기업이라면, 상위 기업이 하위 기업에 비해 1.8배 높은 가격을 설정하고 있다고 해석할 수 있다.

〈Figure 6〉 markup ratio between leading firms and following firms



다음으로는 마크업의 표준편차²⁸⁾를 산출하여 기업 간 마크업 격차가 확대되고 있는지 판단하였다. 〈Figure 7〉는 데이터별로 한국 기업들의 시점별 마크업 표준편차를 나타내는 그래프다. 상·하위 그룹 간 마크업 격차와 마찬가지로 마크업 표준편차 역시 우상향하는 추세를 보였다. 특히 평균 마크업이 일시적으로 낮아지는 것으로 계속되었던 2019년에도 표준편차 및 마크업 비율은 오히려 상승한 것으로 나타났다. 즉, 기업 간 마크업 격차는 지속적으로 확대되고 있음을 볼 수 있다.

〈Figure 7〉 markup dispersion



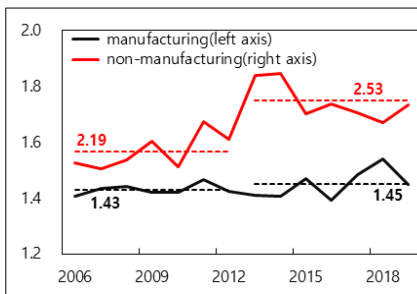
28) Meier and Reinelt (2020)에서는 마크업 분산에 대한 지표로 마크업 표준편차를 활용하였는데, 이를 참고하여 본고에서도 한국 기업들의 마크업 표준편차는 $\sqrt{Var(\mu_{ist} - \bar{\mu}_{st})}$ 로 산출하였다. 여기서 μ_{ist} 는 t시점에 s산업에 속한 기업 i의 마크업을 의미하며, $\bar{\mu}_{st}$ 는 t시점에 s산업에 속한 모든 기업들의 마크업 평균을 의미한다.

(3) 산업별 마크업 격차

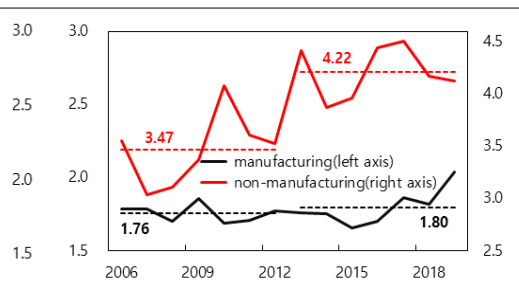
이번에는 마크업 격차 확대를 주도한 산업을 살펴보기 위해 기업활동조사를 기준으로 기업의 산업분류를 제조업과 비제조업으로 나누어 살펴본 뒤, 중분류 수준에서도 기업 간 마크업 격차를 살펴보았다.²⁹⁾

우선 산업별 마크업 비율을 산출한 결과, 제조업보다는 비제조업의 마크업 비율이 더 크게 벌어진 것으로 분석됐다. 25% 기준으로 나눈 마크업 비율(〈Figure 8〉)을 살펴보면, 제조업의 경우 2006~12년(이하 ‘전기’) 상·하위 그룹 간 마크업 비율의 평균은 1.43, 2013~19년(이하 ‘후기’) 마크업 비율의 평균은 1.45로, 전기에 비해 후기의 마크업 비율은 약 1.4% 벌어진 것으로 나타났다. 반면, 비제조업의 경우 마크업 비율의 평균이 전기 2.19에서 후기 2.53으로 약 15.5% 확대되면서 제조업에 비해 10배 이상 격차가 벌어졌다. 10%를 기준으로 상·하위 그룹으로 나누었을 때(〈Figure 9〉), 제조업의 마크업 비율은 전기에 1.76, 후기에는 1.80으로 약 2.3% 증가한 반면, 비제조업의 마크업 비율은 전기에 3.47, 후기에는 4.22를 기록하면서 약 21.7% 증가했다.

〈Figure 8〉 Markup ratio(P75/P25)



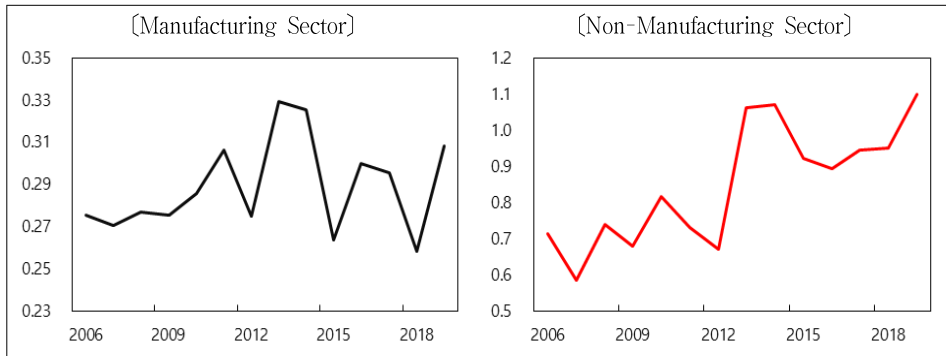
〈Figure 9〉 Markup ratio(P90/P10)



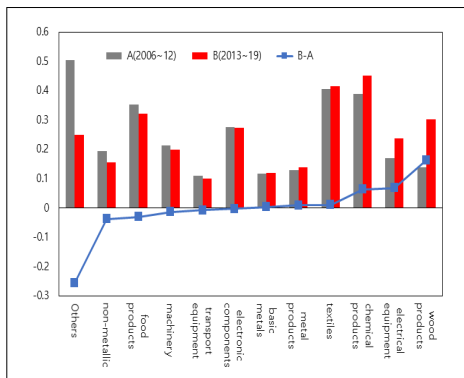
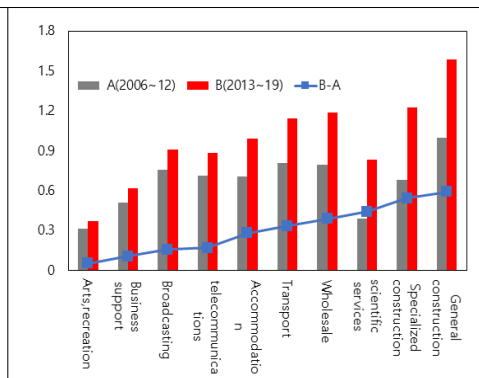
산업별 마크업 표준편차(〈Figure 10〉)를 산출하여 마크업 격차를 살펴보면, 제조업의 경우 분석기간 중 표준편차가 0.25~0.35 사이에서 안정적으로 유지되고 있는 반면, 비제조업은 제조업에 비해 가파른 증가세를 보여 제조업보다는 비제조업이 전체 마크업 표준편차를 확대시킨 것으로 보인다.

29) Dataguide는 기업활동조사에 비해 산업별로 마크업의 추이를 살펴보기엔 표본수가 매우 적다. 따라서 산업별 분석에는 기업활동조사만을 활용하여 분석을 진행하였다.

〈Figure 10〉 Markup Dispersion

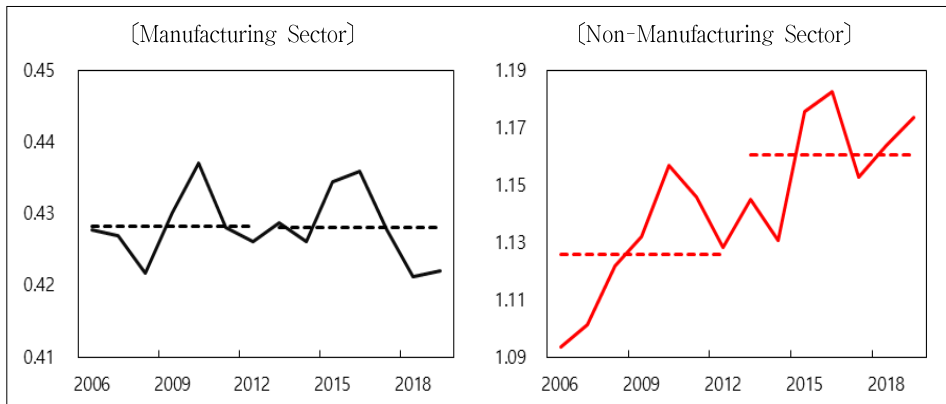


이번에는 제조업과 비제조업을 22개의 중분류(제조업 12개, 비제조업 10개)로 구분하여 각 세부산업별 전기(2006~12년)와 후기(2013~19년)의 마크업 표준편차를 살펴보았다. 〈Figure 11〉와 〈Figure 12〉은 각각 제조업 및 비제조업의 세부산업별로 전기와 후기의 마크업 표준편차의 평균을 나타낸다. 제조업 12개의 세부산업 분류 중에서 섬유·가죽, 목재·인쇄, 화학, 1차금속, 금속가공, 전기장비 제조업의 마크업의 표준편차가 전기에 비해 후기에 더 격차가 벌어진 반면, 음식료품, 비금속광물제품, 기계, 운송장비, 기타제조업의 표준편차는 감소하는 등 세부산업별로 격차 양상이 상이했다. 반면, 비제조업의 경우, 10개의 세부산업 모두에서 전기 대비 후기의 마크업 표준편차가 확대된 것으로 나타났다.

〈Figure 11〉 Markup Dispersion
(Manufacturing Sector)〈Figure 12〉 Markup Dispersion
(Non-Manufacturing Sector)

이러한 비제조업에서의 시장지배력 격차 확대는 ICT의 적용 확대 등 디지털 경제로의 급속한 전환에 따른 생산성 격차 확대에 일부 기인하는 것으로 보인다. 〈Figure 13〉은 제조업과 비제조업에 대한 생산성 표준편차의 추이를 나타낸다. 그 래프를 살펴보면, 비제조업의 생산성 표준편차는 지속적으로 확대된 반면 제조업의 생산성 표준편차의 경우 뚜렷한 추세가 나타나지 않았다. 이흥직·장준영(2007), 박정규·하종림(2005), 김남희·김기홍(2009) 등 선행연구에 따르면 기업 간 생산성 격차는 ICT를 활용하는 기업의 생산성 확대로 인해 발생할 수 있는 데 생산성 격차의 확대가 시장지배력 격차의 확대로 이어졌을 개연성이 있다. 수익구조 측면에서 디지털 플랫폼을 구축한 기업들은 수확체증으로 대표되는 네트워크 효과와 수요 측면에서의 규모의 경제를 앞세워 승자독식(winner-takes-all)의 결과를 초래한다(한은석, 2020).³⁰⁾ 즉, 최근 가속화되고 있는 디지털 경제로의 전환으로 인해 비제조업 부문에서의 선도기업과 후발기업 간 생산성 격차가 확대되었을 수 있으며 이에 따라 시장지배력 격차도 벌어질 수 있다.

〈Figure 13〉 Total-Factor-Productivity Dispersion



30) 이밖에도 기술발전과 시장지배력간 관계를 연구한 논문은 De Ridder(2019), Calligaris et al. (2018), Liu et al. (2022) 등이 있다. De Ridder(2019)는 무형 자본집약적인 기업들이 생산성이 크게 증가하며 이로 인해 마크업도 증가함을 이론으로 보여주었으며, Calligaris et al. (2018)은 2001년부터 2014년까지 25개 국가를 대상으로 기업의 마크업 추이를 분석한 결과, 디지털 집약 산업일수록 마크업이 높으며, 디지털 집약 산업과 그렇지 않은 산업간 마크업의 격차는 더욱 벌어진다는 것을 보였다. Liu et al. (2022)은 투자와 생산성 격차, 그리고 마크업 변화의 관계를 이론적으로 설명한다.

3. 마크업 추정 방법에 따른 강건성 검증

비관측요소인 개별 기업의 마크업을 추정하기 위해 본고에서 사용한 생산함수 접근법에서는 추정계수의 시변 여부, 생산함수의 형태 그리고 계수의 추정방법 등 마크업 추정방식에 따라 계수의 추정치가 변동될 수 있으며, 이에 따라 마크업 수준도 달라질 수 있다. 본 장에서는 마크업 추정방식을 바꾸더라도 평균 마크업의 흐름이 유사하고 기업 간 양극화 확대 현상이 나타남을 보여 방법론 측면에서의 강건성을 보인다.

일관된 논의 전개를 위해 본고에서 사용한 모형을 ‘벤치마크 모형’이라 정의하고 벤치마크 모형으로부터 ① 추정계수의 시변 여부, ② 생산함수의 형태, ③ 계수의 추정방법 등을 변경하더라도 2장에서의 주요 특징들이 유지됨을 보임으로써 본고의 결과가 강건함을 보인다.

생산함수 추정에 있어서 선택할 수 있는 옵션은 아래의 <Table 2>에 정리되어있다.³¹⁾

<Table 2> Methodology of Production function estimation

Time-varying	Production function	Methodology
Industry Specific (Constant)	Cobb-Douglas (CD)	<u>Olley and Pakes</u> (OP, 1996)
		Akerberg, Caves and Frazer. (ACF, 2015)
Time-Industry Specific (Timevarying)	Translog	Levinsohn and Petrin (LP, 2003)

추가적으로 다양한 모형에 대해 설명하는 만큼 표기의 명확성을 위해 모형의 이름을 다음과 같이 명명한다.

GO- (생산함수) - (추정방법론) - (추정계수의 시변여부)

31) 김배근(2015)에 따라 생산함수의 종속변수는 총산출(gross output)으로 설정한다.

위와 같은 방식으로 본고에서 사용한 벤치마크 모형을 표현해보면 ‘GO-CD-OP-Constant’ 모형이다. 이는 총산출(Gross Output; GO)을 종속변수로 하고 추정계수는 시간에 따라 일정한 콥-더글라스 생산함수를 사용하며 생산함수의 계수 추정을 위해서 OP방법을 사용했다는 것을 의미한다.

(1) 추정계수의 시변 여부

벤치마크 모형에서는 투입요소들에 대한 생산함수의 계수가 산업에 따라 다르지만 시간에 걸쳐 일정함을 가정하였다. 하지만, 이러한 가정은 비현실적인 것처럼 보일 수 있다. 산업이 발전함에 따라 가변투입요소 혹은 유형자산 한 단위 투입에 따른 생산량이 시간에 따라 변동할 수 있기 때문이다. 이에 아래와 같이 벤치마크 모형에서의 생산함수 추정계수에 시간 첨자(t)가 붙는 모형($\theta_j^V \rightarrow \theta_{jt}^V$, $\theta_j^K \rightarrow \theta_{jt}^K$)을 상정하였다.³²⁾ 이는 추정계수가 산업뿐만 아니라 시간에 따라 다를 수 있음을 반영한 것이다. 추정계수의 시변여부 이외의 옵션은 벤치마크 모형과 동일하다.

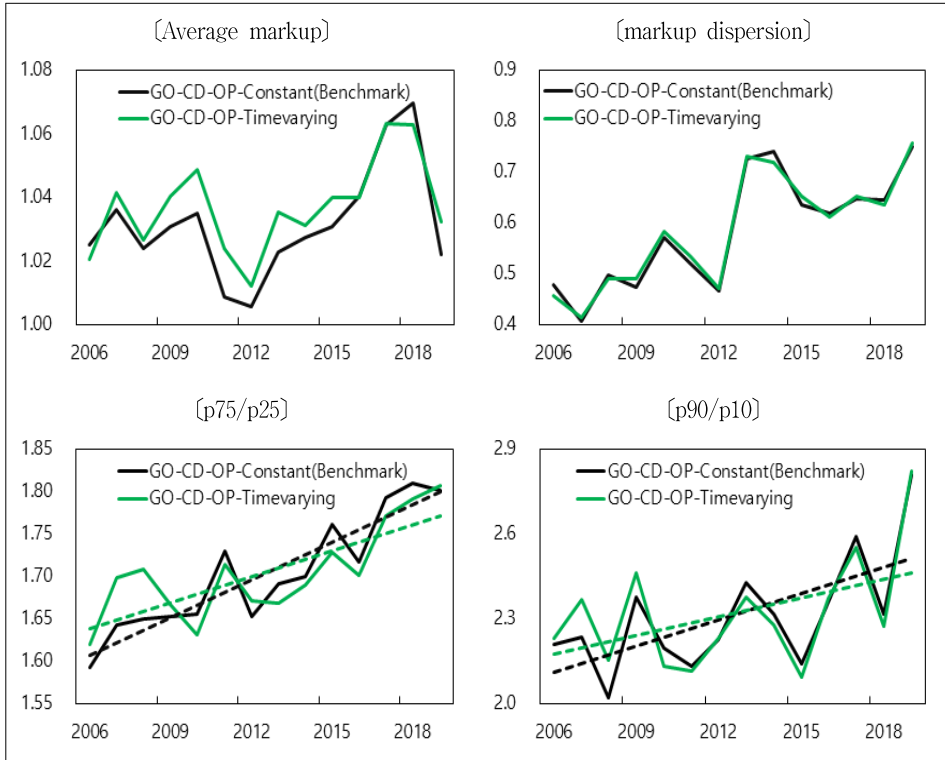
$$y_{it} = \theta_j^V v_{it} + \theta_j^K k_{it} + w_{it} + \epsilon_{it} \rightarrow y_{it} = \theta_{jt}^V v_{it} + \theta_{jt}^K k_{it} + w_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

(GO-CD-OP-Constant 모형) (GO-CD-OP-Timevarying 모형)

〈Figure 14〉은 벤치마크모형에서 추정계수가 시간에 따라 변화할 수 있는 형태로 바꾼 GO-CD-OP-Timevarying 모형의 평균 마크업과 기업 간 마크업 격차를 보여준다. 평균 마크업의 경우 절대적인 수준과 흐름이 매우 유사하며, 표준편차와 상·하위 그룹 간 격차 역시 우상향하는 추세를 보인다. Diez et al. (2018)에서도 분석기간(1980~2016)을 두 기간(1980~1998년, 1999~2016년)으로 나누어 각각 생산함수를 추정한 후 산업별로 추정계수를 비교한 결과, 계수의 차이가 없었던 것으로 나타났다. 즉, 생산함수의 추정계수가 시간에 따라 일정함을 가정하더라도 본고에서 주장하는 주요 결론에는 변함이 없다.

32) 논의의 본질에 집중하기 위해 관관비와 같은 통제변수는 생략했지만, 실제 회귀분석 시에는 통제변수를 넣어 분석했다. 앞으로 논의할 나머지 두 방식에서도 가변투입요소와 자본스톡만을 투입요소로 하는 생산함수로 설명하지만, 실제 분석결과는 통제변수를 포함한 결과이다.

〈Figure 14〉 GO-CD-OP-Constant model vs GO-CD-OP-Timevarying model



(2) 생산함수 형태

이번에는 생산함수의 형태를 바꾸더라도 마크업 추정결과가 본고와 유사함을 보이기 위해 콥-더글라스 생산함수 대신 아래와 같은 변환대수 생산함수(Translog PF)를 가정한다. 생산함수의 형태 이외의 옵션은 벤치마크 모형과 동일하다.

$$y_{it} = \theta_j^V v_{it} + \theta_j^K k_{it} + \theta_j^{VV} v_{it}^2 + \theta_j^{KK} k_{it}^2 + \theta_j^{VK} v_{it} k_{it} + w_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

변환대수 생산함수는 콥-더글라스 생산함수보다 유연한 형태를 가지는데, 만약 변환대수 생산함수에서 교차항의 계수가 모두 0인 경우($\theta_j^{VV} = \theta_j^{KK} = \theta_j^{VK} = 0$)에 변환대수 생산함수와 콥-더글라스 생산함수는 일치한다. 콥-더글라스 생산함수에서는 투입요소의 추정계수(콥-더글라스 생산함수에서의 θ_j^V) 자체가 탄력성이 되므

로 같은 산업에 있는 기업들은 모두 동일한 탄력성(θ_j^V)을 가지게 되고 개별 기업의 마크업은 매출액에서 가변비용이 차지하는 비율(α_{it}^V)에 의해서만 결정된다. 반면, 변환대수 생산함수 가정하에서는 가변투입요소의 제곱항(v_{it}^2)과 가변투입요소와 자본스톡과의 교차항($v_{it}k_{it}$)으로 인해 탄력성 산출식이 다음과 같이 변경된다.

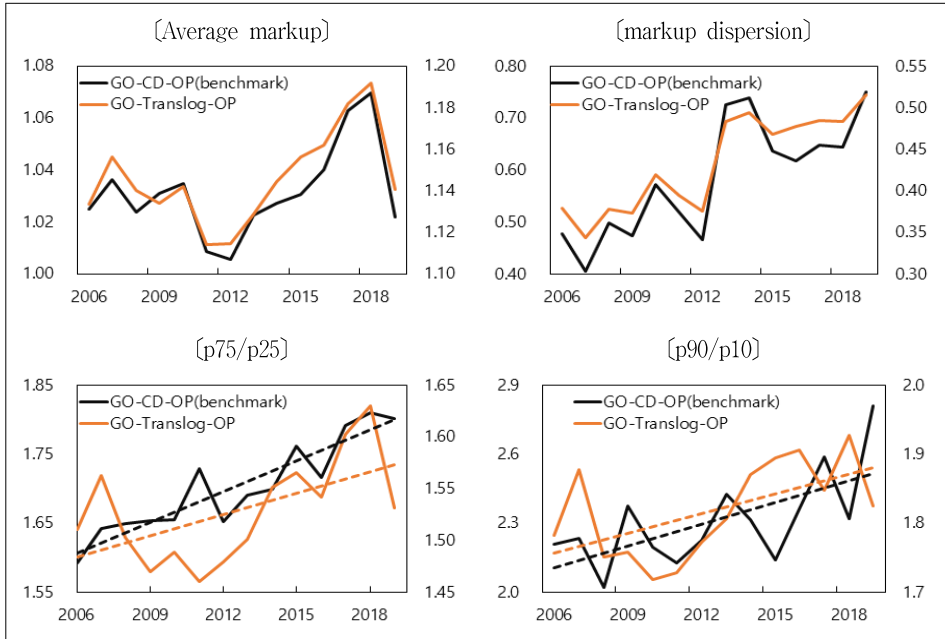
$$\eta_{it}^V = \frac{\partial y_{it}}{\partial v_{it}} = \theta_j^V + 2\theta_j^{VV}v_{it} + \theta_j^{VK}k_{it} \quad (8)$$

즉, 생산함수의 계수(θ_j^V , θ_j^K , θ_j^{VV} , θ_j^{KK} , θ_j^{VK}) 자체는 동일한 산업에 속한 기업이라면 모두 같지만, 탄력성을 계산하는 과정에서 추정계수에 개별 기업의 투입요소량이 곱해지기 때문에 개별 기업이 가진 투입요소량에 따라 탄력성 값이 달라지므로 개별 기업의 마크업은 탄력성과 매출액에서 가변비용이 차지하는 비율 모두에 의해서 결정된다.

〈Figure 15〉은 벤치마크모형과 생산함수만 변환대수로 바꾼 GO-Translog-OP 모형의 평균 마크업과 기업 간 마크업 격차를 보여준다. 평균 마크업의 경우 절대적인 수준의 차이는 있지만 변화 흐름이 매우 유사하며, 표준편차와 상·하위 그룹 간 격차도 우상향하는 모습을 보인다.³³⁾ 따라서 본고의 주요 결론은 생산함수의 형태에 대해서도 강건하다.

33) 다만, 상·하위 그룹 간 격차는 전체적인 기간에서 우상향할지라도 일부기간에서는 벤치마크 모형과 차이가 나는데, 이는 변환대수 생산함수의 경우 식 (14)에서처럼 탄력성을 계산하는 과정에서 계수 추정치에 투입요소량이 곱해지게 되는데, 가변투입비용이 매출액에서 차지하는 비중에 대한 극단치를 제거했음에도 일부 가변투입요소 또는 자본스톡의 극단치가 제거되지 못하여 계산된 탄력성이 콥-더글라스 함수에 비해 덜 안정적이기 때문으로 판단된다.

〈Figure 15〉 GO-CD-OP model vs GO-Translog-OP model

(3) 계수의 추정방법³⁴⁾

OP방법³⁵⁾과 ACF방법의 가장 큰 차이는 “기업의 투자가 어떠한 요소에 의해 결정되느냐”이다. OP방법에서는 기업의 투자가 자본스톡(k_{it})과 중요소생산성(w_{it})에 의해 결정된다고(〈Appendix A〉의 식 (19) 참고) 보는 반면, ACF방법은 기업의 투자가 자본스톡과 중요소생산성, 그리고 가변투입요소(v_{it})에 의해서 결정된다고 본다.

$$i_{it} = h_t(k_{it}, w_{it}) \rightarrow i_{it} = h_t(k_{it}, w_{it}, v_{it}) \quad (9)$$

(GO-CD-OP 모형) (GO-CD-ACF 모형)

그러면, 이의 역함수인 $w_{it} = f_t(k_{it}, i_{it}, v_{it})$ 가 관측되지 않는 중요소생산성 w_{it}

34) 〈Appendix A〉의 [1st Step] 식 (19)부터 이어진다.

35) OP방법에 대한 자세한 설명은 〈Appendix A〉를 참고하고, 본 강건성 검증 파트에서는 OP방법과 ACF방법의 핵심적인 차이에 대해서만 설명한다.

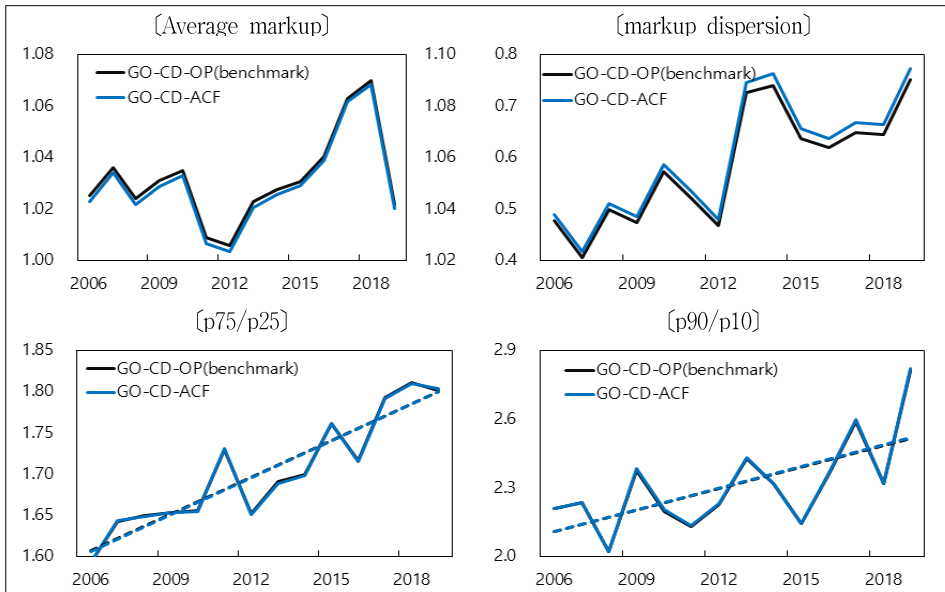
를 대체할 수 있다고 가정하면 아래와 같은 식을 얻을 수 있다.

$$y_{it} = \theta_j^V v_{it} + \theta_j^K k_{it} + f_t(k_{it}, i_{it}, v_{it}) + \epsilon_{it} = \phi_{it}(k_{it}, i_{it}, v_{it}) + \epsilon_{it} \quad (10)$$

〈Appendix A〉에서 서술하였듯 OP방법에서는 1단계에서 θ_j^V 와 $\phi_{it}(k_{it}, i_{it})$ 가 식별되어 마크업 (θ_j^V/α_{it}^V) 계산이 가능했지만, ACF방법에서는 1단계에서 θ_j^V 이 식별되지 않고 유일하게 $\phi_{it}(k_{it}, i_{it}, v_{it})$ 만 식별되기 때문에 이 단계에서는 마크업을 추정할 수 없다. ACF방법은 OP방법과 마찬가지로 2단계 추정이 필요한데, OP방법 [2nd Step]에서 사용한 적률조건 ($E[\xi_{it} k_{it}] = 0$)에 적률조건 ($E[\xi_{it} v_{it-1}] = 0$)을 추가하여 [2nd Step]에서 모든 계수(θ_j^V , θ_j^K)를 추정하게 되고, 이렇게 추정된 $\hat{\theta}_j^V$ 을 활용하여 마크업을 계산할 수 있다.

〈Figure 16〉은 벤치마크모형에서 계수 추정방법만 ACF방법으로 바꾼 GO-CD-ACF 모형의 평균 마크업과 기업 간 마크업 격차를 보여준다. 평균 마크업 뿐만 아니라 표준편차와 상·하위 그룹 간 격차도 거의 차이가 없으므로 본고의 주장이 계수 추정방법에 대해서도 강건함을 보여준다.

〈Figure 16〉 GO-CD-OP model vs GO-CD-ACF model



IV. 시장지배력 격차 확대와 통화정책 효과 이질성

이전 장에서는 기업의 시장지배력 지표로서 마크업을 추정하였으며, 이를 바탕으로 2006~21년 중 우리나라의 개별 기업 마크업 격차가 확대되고 있음을 확인하였다. 본 장에서는 3장에서 결과를 바탕으로 개별 기업의 시장지배력이 통화정책의 영향에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지에 대한 실증적 결과를 제시하였다. 이를 위해 1절에서는 실증 분석을 위한 패널 데이터 및 통화정책 식별 방법을 소개하고, 2절에서는 국내 기업 데이터를 토대로 통화정책의 효과가 기업의 시장지배력 수준에 따라 이질적으로 나타남을 실증적으로 보였다. 3절에서는 이러한 영향이 나타나게 된 이론적인 설명을 정리해보고자 한다.

1. 가설 설정 및 통화정책 식별

(1) 가설 설정 및 활용 데이터

본 절에서는 시장지배력의 이질성이 기업에 대한 통화정책 효과의 이질성과 연관이 있다는 점을 한국의 재무데이터를 통해 검증하기 위해 사용한 데이터와 통화정책 식별 방법을 소개하고자 한다. 분석을 위해 다음과 같은 가설을 설정하고, 이를 계량 모형으로 변환하였다.

〈가설 1〉

동일한 완화적 통화정책 충격에 대하여 시장지배력이 높은 선도기업은 시장지배력이 낮은 후발기업보다 투자(혹은 기업가치)를 크게 확대시킨다.

〈가설 2〉

〈가설 1〉의 통화정책 효과의 이질성은 정책금리 수준이 낮을수록 더욱 커진다.

〈가설 1〉은 마크업 수준에 따라 통화정책의 효과가 달라질 수 있음을 보이는 직접적인 가설이다. 〈가설 2〉는 Liu et al. (2022)에서 제시한 바와 같이 통화정책 효

과의 이질성이 정책금리 수준이 낮은 상황에서 더욱 확대될 수 있다는 점을 검증하고자 한 것이다. 이에 대한 추가적인 설명은 3절에서 제시하였다.

위와 같은 두 가설을 데이터를 통해 검증하기 위해, 다음과 같은 계량 모형을 설정하고 패널 분석을 실시하였다.

$$Y_{i,j,t} = \alpha_{j,t} + \alpha_i + \beta_0 M_{i,j,t} + \beta_1 M_{i,j,t} \Delta \epsilon_t^m + \beta_2 M_{i,j,t} r_{t-1} + \beta_3 M_{i,j,t} \Delta \epsilon_t^m \times r_{t-1} + \sum_{k=1}^4 \gamma_0^k X_{i,j,t}^k + \sum_{k=1}^4 \gamma_1^k X_{i,j,t}^k \Delta \epsilon_t^m + \epsilon_{i,j,t} \quad (11)$$

〈Table 3〉 Variable details

$Y_{i,j,t}$	CAPEX(1year, MA)	Controls ($X_{i,j,t}^k$)	k=1	Leverage ratio ¹⁾
	Market capitalization growth rate(1year)		k=2	Liquidity ratio ²⁾
$M_{i,j,t}$	Markup level		k=3	Sales ³⁾
$\Delta \epsilon_t^m$	Monetary policy shock		k=4	Firm's age
r_{t-1}	Policy Interest rate(level)			

Note: 1) Total debts/Total assets.

2) (Liquid assets-Liquid debts)/Assets.

3) log(sales).

설정된 계량 모형과 가설이 대응하는 핵심적인 계수는 β_1 과 β_3 이다. 각각 β_1 은 〈가설 1〉에 대응되며, β_3 는 〈가설 2〉에 대응된다. β_1 은 마크업 수준과 통화정책 충격의 교차항에 대한 계수이며, 추정된 계수가 마이너스(-)라면 완화적 통화정책 충격($\Delta \epsilon_t^m < 0$)에 대해 마크업이 높은 기업은 투자(혹은 기업가치)를 마크업이 낮은 기업보다 크게 확대한다고 해석할 수 있다. β_3 에 해당하는 계수가 양(+)의 부호라면, 이전 기의 기준금리 수준이 낮을수록 마크업에 따른 통화정책 효과의 이질성이 확대되었다고 해석³⁶⁾할 수 있다. 이를 표로 정리하면 다음과 같다.

36) 기준금리는 경기상황과 상당히 밀접한 관련이 있을 수 있다는 점에서 β_3 가 〈가설 2〉를 명시적으로 구현했다고 보기에는 어려움이 있다. 그러나 기준금리와 경제성장률을 단순히 시계열로만 비교해볼 때는 강한 상관관계가 있지는 않기 때문에 본고에서는 β_3 가 기준금리에 대한 통화정책 효과의 이질성을 충분히 반영한다고 고려하였다.

- ◆ β_1 이 음(-)의 부호 : 완화적인 통화정책 충격 발생 시 마크업이 높은 기업의 투자(혹은 기업가치)가 더욱 확대됨을 의미
- ◆ β_3 가 양(+)의 부호 : 이전 기의 기준금리 수준이 낮을수록, 위의 효과가 커짐

이번 장에서는 Dataguide의 코스피 및 코스닥 상장기업 재무데이터를 사용하였다. 2장에서 주로 사용한 기업활동조사는 조사대상의 범위가 넓다는 장점이 있으나, 데이터 빈도가 연간이기 때문에 통화정책의 효과를 분기마다 측정하는 데에는 한계점이 있다. 따라서 이번 절에서는 Dataguide를 통해 상장기업 대상 분기데이터를 활용하여 분석을 진행하였다.

기업의 투자와 기업가치에 해당하는 종속변수로는 기업의 자본적지출(Capital Expenditure; CAPEX)과 시가총액을 각각 활용하였다. 재무데이터 중 기업 투자의 가용한 대용변수로 유형자산 취득 또는 무형자산 취득 등을 고려할 수 있었으나, 자본적지출³⁷⁾은 유형자산 순취득 뿐만 아니라 무형자산 순취득을 모두 포괄하는 개념이므로 이에 대한 데이터를 로그 변환 후 기업 투자의 변수로 활용하였다. 이는 본고의 분석대상이 비제조업을 포괄한다는 점에서 유형자산의 순취득보다는 최근 강조되고 있는 무형자산의 투자를 포함시켜야 정확한 추정이 된다는 점을 고려하였다. 자본적지출은 향후 1년간 실시된 자본적지출과 함께 1년 후 자본적지출의 로그 증감율을 모두 산출하여 패널 분석을 진행함으로써 분석의 강건성을 확보하고자 하였다. 또한 기업가치의 대용변수로는 기업의 시가총액을 사용하였다. 시가총액 증감율은 현재와 1년 후의 시가총액 증감율을 계산하여 사용하였다.

통화정책의 이질성에 영향을 미치는 변수에 대한 효과를 통제하기 위해서 본 분석에서는 선행연구를 통해 알려진 여러 독립변수를 포함시킨 후 패널 분석을 실시하였다. 최종적으로는 총 4가지의 통제변수를 선택(레버리지비율, 순유동성비율, 매출액과 업령) 하였으며, 이러한 통제변수의 선택은 기업의 도산위험(Ottonello and Winberry, 2020), 업령(Cloyne et al., 2018), 유동성(Jeenas, 2019)이 영향을 미칠

37) 이번 기의 자본적지출은 이번 분기말의 유·무형자산에서 이전 분기말의 유·무형자산을 차감한 개념으로 유무형자산의 순취득과 감가상각비를 포괄한다.

수 있다는 선행연구를 기반으로 하였다. 통제변수의 통화정책 이질성에 대한 효과를 통제함으로써 본고의 결과는 이러한 경로와는 독립적으로 유의한 지에 대한 정보를 제공할 수 있게 된다. 또한 패널분석을 위해 추가하게 된 고정효과는 “산업” × “시간”에 대한 고정효과와 함께 “기업”에 대한 고정효과를 동시에 통제하였다.

(2) 통화정책 충격 식별

본 절에서는 다음 절에서 진행할 패널 분석을 위해 실시한 통화정책 충격의 식별 과정을 기술하였다. 만약 일부 선행연구에서 실시된 것과 같이 기준금리의 변화 자체를 통화정책의 충격으로 인식하고 패널 분석을 실시하게 된다면 기준금리 시계열이 지닌 내생성의 문제를 해결할 수 없게 된다. 따라서 본고에서는 기준금리 변화 중에서도 예상하지 못한 충격을 식별하기 위해 고빈도 데이터를 활용하여 충격의 외생성을 확보하고자 하였다.

충격의 식별을 위해 본고에서는 고빈도 데이터인 3년 국채선물 가격의 분 단위 데이터(tick data)를 활용하여 외생적인 통화정책의 충격을 식별하였다. 이는 이전 선행연구(안중섭 · 김주완 · 이병호, 2021; 안창모, 2012; 나현주 · 최정재, 2016)에서 사용한 방식과 유사한 방식을 활용한 것이다. 본 방법론에서는 2009년부터 공표된 통화정책방향의 발표 시점³⁸⁾을 기준으로 10분전과 20분후의 3년 국채선물 수익률³⁹⁾의 변화를 통화정책의 충격으로 식별하였다. 본고의 패널분석을 위해서는 분기별 통화정책 충격의 시계열을 사용해야 하므로 Gorodnichenko and Weber (2016)에서 제시한 방법론을 활용하여 월별로 식별된 통화정책 충격을 합산하여 분기별 통화정책 충격을 산출하였다.

38) 통화정책방향의 발표시점은 연합뉴스 1보를 기준으로 하였다.

39) 인포맥스를 통해 추출할 수 있는 3년 국채 선물의 데이터는 해당 선물의 가격이기 때문에 통화정책 충격의 식별을 위해서는 가격을 수익률로 전환하여야 한다. 3년 국채선물의 가격은 아래와 같은 수익률에 해당하는 가상의 채권과 가격이 동일하므로, 해당 식을 역산하여 3년 국채선물의 수익률을 추정할 수 있다.

$$P_t = \sum_{s=1}^6 \frac{(C/2)}{(1+R/2)^s} + \frac{100}{(1+R/2)^6}$$

2. 추정 결과

(1) 패널 분석

위에서 설정한 계량 모형에 대해 패널 분석을 실시한 결과는 다음과 같다. 추정의 강건성을 확인하기 위해 모형 (2)에서는 모형 (1)에 기업의 통제변수를 추가한 모형을 추정하였다. 이에 더해 모형 (3)에서는 (2)에서의 독립변수에 더해 통화정책 효과의 이질성에 영향을 줄 수 있는 변수를 추가적으로 포함시킴으로써 마크업으로 인한 통화정책 효과의 이질성이 독립적으로 존재할 수 있는지를 확인하였다. 표준 오차는 동일 산업의 시계열 상관은 허용하고, 상이한 산업 간에는 독립인 클러스터 표준오차를 적용하였다. 분석기간은 통화정책 충격과 재무 데이터가 동시에 가용한 2010년 1분기부터 2021년 3분기까지로 설정하였다.

먼저, 기업 투자에 대한 패널 분석 결과를 <Table 4>와 <Table 5>에 제시하였다. 종속변수를 향후 1년간 자본적지출로 한 모형 (1) ~ (3) 모두 통화정책 완화가 선도 기업의 투자 증가에 미치는 영향(β_1)이 유의수준 5% 하에서 유의한 것으로 나타났다. 추정된 계수는 음수로 나타났으며 이는 같은 수준의 완화적 통화정책 충격이라고 할지라도 기업의 마크업이 높아질수록 향후 1년 동안 자본적지출이 더욱 확대된 결과로 해석할 수 있다. 이는 위에서 제시한 <가설 1>을 지지하는 실증적 증거이다. 이러한 결과는 종속변수를 자본적지출의 전년대비 로그 차분 증가율로 설정한 모형 (4) ~ (6)에서도 유지되었으며, 이에 따라 β_1 에 대한 추정 결과는 강건한 것으로 볼 수 있다.

기준금리 수준에 따른 투자 이질성 효과(β_3)는 모형 (1) ~ (3) 유의수준 5% 하에서 유의한 것으로 나타났다. 이 추정계수는 양수로 나타났는데, 이는 이전 분기의 기준금리 수준이 낮아질수록 마크업에 의한 통화정책 효과의 이질성이 더욱 확대되었음을 의미한다. 즉, 위에서 제시한 <가설 2>를 지지하는 통계적 증거로 해석할 수 있다.

(Table 4) Panel analysis(CAPEX Level)¹⁾

		CAPEX level(1year, Moving average)		
		(1)	(2)	(3)
Markup $\times \Delta \epsilon_t^m (\beta_1)$		-0.7222** (0.3327)	-0.7350** (0.3331)	-0.7123** (0.3424)
Markup $\times r_{t-1} (\beta_2)$		-0.0238 (0.0604)	0.0135 (0.0579)	0.0130 (0.0582)
Markup $\times r_{t-1} \times \Delta \epsilon_t^m (\beta_3)$		0.3088** (0.1500)	0.3151** (0.1569)	0.3241** (0.1522)
$X_{i,j,t}^k$	Leverage $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^1)$			0.8946** (0.3808)
	Liquidity $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^2)$			0.7057 (0.4806)
	Sales $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^3)$			-0.0171 (0.0440)
	Age $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^4)$			0.0008*** (0.0003)
Industry \times Time Fixed Eff		YES	YES	YES
Firm Fixed Eff		YES	YES	YES
Including Firm Control ²⁾		NO	YES	YES
N		34,175	34,131	34,131
R-square		0.8486	0.8530	0.8530

Note: 1) * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Cluster Standard errors in parentheses.

2) Controls include leverage ratio, liquidity ratio, sales, age.

(Table 5) Panel analysis(CAPEX growth rate)¹⁾

		CAPEX growth rate(1year, Moving average)		
		(4)	(5)	(6)
Markup $\times \Delta \epsilon_t^m (\beta_1)$		-0.7351*** (0.2641)	-0.7687** (0.3050)	-0.7429** (0.3145)
Markup $\times r_{t-1} (\beta_2)$		0.1295 (0.0554)	0.0917 (0.0644)	0.0914 (0.0646)
Markup $\times r_{t-1} \times \Delta \epsilon_t^m (\beta_3)$		0.0180 (0.1842)	0.0496 (0.1811)	0.0463 (0.0345)
$X_{i,j,t}^k$	Leverage $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^1)$			0.6690 (0.9904)
	Liquidity $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^2)$			0.6080 (0.6229)
	Sales $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^3)$			-0.1615** (0.0662)
	Age $\times \Delta \epsilon_t^m (\gamma_1^4)$			0.0017** (0.0006)
Industry \times Time Fixed Eff		YES	YES	YES
Firm Fixed Eff		YES	YES	YES
Including Firm Control ²⁾		NO	YES	YES
N		34,175	34,131	34,131
R-square		0.2177	0.2268	0.2271

Note: 1) * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Cluster Standard errors in parentheses.

2) Controls include leverage ratio, liquidity ratio, sales, age.

또한 모형 (3)의 결과를 보면, 타 연구에서 제시되었던 통화정책 효과의 이질성에 영향을 미칠 수 있는 변수들이 통제된 후에도 이러한 결과가 강건하게 유지되는 것을 알 수 있다. 특히 Ottonello and Winberry (2020)에서 제시한 기업의 레버리지 비율과, Cloyne et al. (2018)에서 제시된 기업의 업령에 따른 효과도 상당히 유의하다는 결과가 제시되었다. 통제 이후에도 본고의 결과가 유지되었다는 점에서 기업 투자에 대한 통화정책 효과의 이질성은 강건하다고 볼 수 있다.

그 다음으로 향후 1년간 시가총액 증감율에 대한 결과를 <Table 6>에 제시하였다. 모형 (1) ~ (3)에서 모두 β_1 이 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 β_3 도 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 통화정책이 완화적으로 실시될 때, 시장지배력이 높은 기업들의 시가총액이 더욱 빠르게 상승하였으며, 이러한 효과가 기준금리 수준이 낮을 때 더욱 강하게 나타났음을 실증적으로 뒷받침한다.

<Table 6> Panel analysis(Market cap growth rate)¹⁾

		Market cap growth rate (1year, Moving average)		
		(1)	(2)	(3)
Markup $\times \Delta \epsilon_t^m$ (β_1)		-0.5853*** (0.1608)	-0.6406*** (0.1601)	-0.5990*** (0.1582)
Markup $\times r_{t-1}$ (β_2)		0.0220 (0.0186)	0.0030 (0.1719)	0.0032 (0.0172)
Markup $\times r_{t-1} \times \Delta \epsilon_t^m$ (β_3)		0.1668*** (0.0334)	0.1926*** (0.0367)	0.2013*** (0.0345)
$X_{i,j,t}^k$	Leverage $\times \Delta \epsilon_t^m$ (γ_1^1)			0.4133** (0.1708)
	Liquidity $\times \Delta \epsilon_t^m$ (γ_1^2)			0.0180 (0.2308)
	Sales $\times \Delta \epsilon_t^m$ (γ_1^3)			-0.0221 (0.0253)
	Age $\times \Delta \epsilon_t^m$ (γ_1^4)			0.0005** (0.0002)
Industry \times Time Fixed Eff		YES	YES	YES
Firm Fixed Eff		YES	YES	YES
Including Firm Control ²⁾		NO	YES	YES
N		56,412	56,340	56,340
R-square		0.2399	0.2590	0.2593

Note: 1) * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Cluster Standard errors in parentheses.

2) Controls include leverage ratio, liquidity ratio, sales, age.

앞서 제시한 결과들은 서론에서 언급된 바와 같이 코로나19 확산 이후 완화적인 통화정책의 실시와 함께 나타난 설비투자의 양극화에 대한 간접적인 설명을 제시했다고 볼 수 있다. 즉, 시장지배력이 높은 기업은 코로나19 이후 완화적인 금융여건 하에서 자본적지출을 시장지배력이 낮은 기업보다 크게 확대하였으며 이에 따라 결과적으로 기업 간 투자 및 기업의 시장가치 차이가 확대되었을 가능성이 있다.

(2) 국소투영을 통한 충격반응분석

각 종속변수에 대한 패널 분석과 더불어 위에서 제시한 통화정책의 이질성이 시점에 따라서는 어떻게 변화하는지를 살펴봐야 할 필요가 있다. 따라서 본 절에서는 Jorda (2005)에서 제시한 분기별 국소투영(local projection)을 통해 선도기업과 후발기업 간 통화정책 효과가 어떻게 변화하는지에 대한 충격반응분석을 실시하였다. 분석기간은 통화정책 충격으로부터 8개 분기로 설정하였으며, 이를 통해 동 기간 동안 통화정책의 효과가 선도기업과 후발기업에 어떻게 다르게 영향을 주는지를 추정할 수 있다.

분석을 위하여 식 (11)과 같은 계량 모형을 설정하여 충격반응분석을 실시하였다. 이전 절에서 사용한 패널분석에서는 마크업 수준을 연속변수로 넣은 것과는 달리 본 절에서는 마크업 수준을 상위 25%에 해당하는지에 대한 더미변수($D_{i,j,t}$)로 대체하여 사용하였다. 이는 추정 결과를 선도기업과 후발기업 간의 격차로 명료하게 해석되도록 하기 위함이다.

이때 종속변수로는 누적 자본적지출과 누적 시가총액 증감율을 활용하였다. 누적 자본적지출은 현시점부터 해당 분기까지 자본적지출을 누적인 값을 활용하였고, 누적 시가총액변화율은 현시점에서 해당 시점까지의 시가총액의 로그 차분 증가율을 사용하였다. 누적 자본적지출을 활용한 이유는 위에서 설명한 것과 같이 본고의 결과가 직관적으로 해석⁴⁰⁾되기 위함이었다.

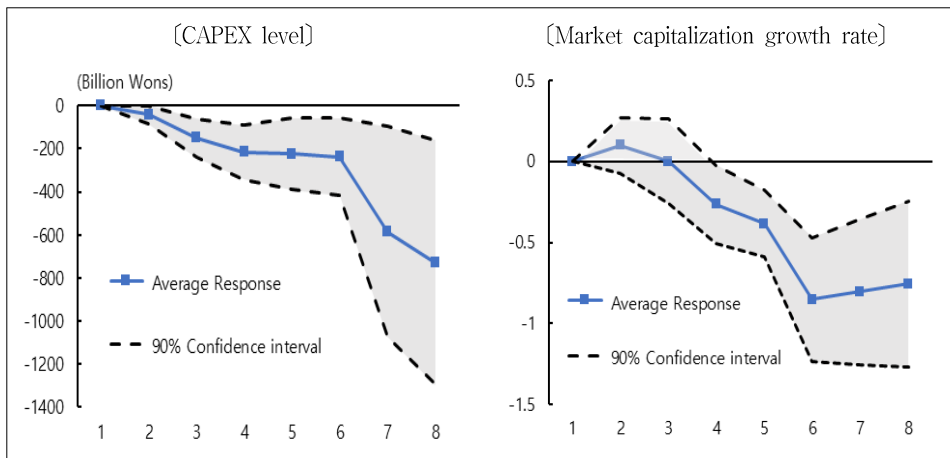
40) 그러나 마크업이 높은 기업이 기업 규모가 큰 기업과 높은 상관관계를 갖는다면, 마크업에 따른 통화정책에 대한 이질적인 효과에 대한 본고의 논리가 약화될 가능성이 있다. 그러나 2021년 3분기 기준으로 상장기업의 매출액과 마크업에 대한 상관관계는 -0.0027로 나타난 것을 미루어볼 때, 마크업이 큰 기업이 항상 기업 규모가 크다고 볼 근거는 부족하다고 할 수 있다.

$$Y_{i,j,t+h} = \alpha_{j,t} + \alpha_i + \beta_0 D_{i,j,t} + \beta_1 D_{i,j,t} \Delta \epsilon_t^m + \beta_2 D_{i,j,t} r_{t-1} + \beta_3 D_{i,j,t} \Delta \epsilon_t^m \\ \times r_{t-1} + \sum_{k=1}^4 \gamma_0^k X_{i,j,t}^k + \sum_{k=1}^4 \gamma_1^k X_{i,j,t}^k \Delta \epsilon_t^m + \epsilon_{i,j,t} \quad (h = 0, \dots, 7) \quad (12)$$

자본적지출과 시가총액 변화율에 대한 충격반응분석(β_1) 결과를 <Figure 17>에 제시하였다. 먼저 자본적지출에 대한 분석 결과의 경우에는 모든 분기에서 유의수준 10%에서 유의하였으며, 초기부터 지속적으로 투자 격차가 확대되는 것으로 나타났다. 이에 반해 시가총액 변화율에 대한 분석 결과는 1~4기까지는 유의하지 않았으나 5기부터는 유의하게 확대되는 것으로 나타났다.

이는 앞서 제시된 패널분석과 같이 마크업이 높은 선도기업들에 대한 완화적 통화정책 효과가 더욱 크다는 실증 결과이며, 나아가 이러한 통화정책 효과의 이질성이 상당 기간 동안 지속되는 것으로 해석된다. 각 종속변수에 대한 분석 결과가 유의해지는 시점이 상이한 점에 비추어 볼 때, 통화정책의 완화 효과는 우선 선도기업과 후발기업의 투자 격차를 확대한 후 기업가치 격차를 확대시키는 효과 간 시차가 있음을 암시하는 결과라고 할 수 있다. 이는 투자 격차 확대 이후 기업가치의 격차가 확대되었다는 시사점을 도출한 배경 이론을 뒷받침하는 실증 증거라고 할 수 있다.

<Figure 17> Response to interest rate shock



Note: Using Cluster Standard errors.

3. 이론적 설명

제2절까지의 결과를 토대로 마크업 격차의 확대가 통화정책의 효과의 이질성을 확대시킬 수 있다는 실증적 증거를 제시하였다. 이와 같은 현상에 대해서 이론적인 설명을 제시한 논문들은 다음과 같다.

먼저 Liu et al. (2022)에서는 선도기업과 후발기업이 동태적 경쟁 하에서는 전략적 행동에 나서기 때문에 통화정책 효과의 이질성이 나타날 수 있다고 주장하였다. 해당 문헌에서 제시한 모형은 게임이론의 동태적 게임 및 전략적 행동의 비대칭성 개념을 차용하였다는 점이 특징이다. 결과적으로 동태적 경쟁 상황 하에서는 기업들이 각자의 시장 지위에 따라 서로 다른 전략적 행동을 취하기 때문에, 완화적 통화정책의 효과는 기업의 시장 지위에 따라 상이⁴¹⁾하게 나타나게 된다. 연구자들이 설정한 모형에 따르면, 생산성이 더 높은 선도기업의 기업가치는 동일한 이자율 하락에 대해서도 후발기업의 기업가치보다 더욱 크게 증가하게 되며, 이에 따라 자신의 지위를 유지하고자 하는 선도기업의 유인이 더욱 강화되는 결과가 야기되었다. 따라서 같은 통화정책 충격이라 할지라도 선도기업과 후발기업의 전략적 투자결정이 이질적일 수 있다고 주장하였다. 이는 금융 관련 경로를 배제한 상태에서 생산성 및 마크업이 다른 상황을 가정해도 투자가 달라질 수 있음을 이론적인 모형을 통해 보였다는 점에서 본고의 주요 실증결과를 적절히 설명하는 논문이라고 할 수 있다.

또한 시장지배력이 높은 기업이 동일한 통화정책 충격에 대해서도 낮은 기업보다 더욱 크게 레버리지를 확대시켰을 가능성도 있다. Kroen et al. (2021)에서 미국 기업을 대상으로 한 분석에 따르면 시가총액이 높은 선도기업이 이자율 하락에 대하여 레버리지를 더욱 크게 증가시킴에 따라 투자를 더욱 확대시킬 수 있었다는 간접적인 증거를 제시하였다.

V. 결론 및 시사점

본고는 기업활동조사, 개별 기업의 재무데이터 등 마이크로 데이터를 이용하여

41) 모형의 세부적인 구조는 <Appendix B>에 기술하였다.

최근 기업 간 시장지배력 격차가 확대되고 있음을 교차검증하고, 나아가 각 기업의 투자결정 등에 대한 통화정책의 효과가 기업의 시장지배력 수준에 따라 이질적임을 보이고자 하였다. 이에 본고는 개별 기업의 투자결정 및 이에 따른 기업가치 변화의 결정 요인으로서 ‘동태적 경쟁 하에서의 기업의 전략적 행동’을 도입하여 통화정책 효과 이질성의 원인에 대한 이론적 토대를 제시하는 한편, 실증분석을 통해 이를 검증하였다.

실증분석 결과, 한국 기업의 시장지배력 격차는 2000년대 이후 지속적으로 확대되어 왔다. 동일한 완화적 통화정책 충격에 대하여, 높은 시장지배력을 지닌 선도기업이 후발기업보다 더 크게 투자를 확대하였으며 시가총액도 크게 증가한 것으로 나타났다. 또한 직전 분기의 기준금리 수준이 낮을수록 앞서 제시한 기업 간 통화정책 효과의 이질성이 더욱 확대된다는 것도 확인할 수 있었다. 더불어 국소투영을 통한 충격반응분석을 실시함으로써 이러한 효과의 격차가 일시적이지 않고 상당기간 잔존한다는 사실 또한 검증하였다.

본 연구의 분석을 통해 도출할 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫 번째는 2000년대 이후 기업 간 시장지배력 격차는 지속적으로 확대되어왔으며, 이러한 격차 확대는 비제조업을 중심으로 발생하였다는 점이다. 평균적인 우리나라 기업의 마크업은 글로벌 평균 마크업(De Loecker et al., 2018)과 유사한 추세로 상승해온 가운데, 동기간 중 상위 및 하위 그룹 간 마크업 격차와 마크업 분포의 표준편차 모두 지속적으로 상승해왔다. 특히 비제조업에 대한 마크업 분포의 표준편차가 꾸준히 상승해왔으며, 이는 비교적 안정된 흐름을 보인 제조업과는 상반된 결과였다.

두 번째는 이러한 시장지배력 격차의 확대가 ICT 도입, 디지털 경제로의 전환 가속화 등으로 인한 비제조업 내 기업 간 생산성 격차 확대에 기인했을 가능성이 있다는 점이다. 비제조업에 대한 생산성 분포의 표준편차를 계산해본 결과, 비제조업 내 선도기업과 후발기업의 생산성 격차는 제조업보다 빠르게 확대된 것으로 나타났다. 이는 앞서 말한 ICT, 네트워크 경제 등의 적용이 비제조업을 중심으로 이루어진 데에 기인했을 가능성이 있다. 더불어 본문에서 밝힌 것과 같이 중요소생산성과 마크업 수준 간에는 강한 양의 상관관계가 존재한다는 점을 고려할 때, 비제조업 기업의 생산성 격차 확대가 비제조업 내의 기업 간 마크업 격차 확대에 기여했을 것으로 추정된다.

셋째, 본고의 실증분석을 통해 시장지배력의 양극화로 인해 기업 간 통화정책 효

과의 이질성이 확대되었을 가능성을 제기하였다. 이는 즉 2000년대 이후 지속적으로 확대되어 온 기업 간 시장지배력 격차가 통화정책 효과의 이질성을 더욱 확대시켜 왔을 가능성을 시사한다. 또한 코로나19 이후 낮게 유지되고 있는 기준금리 수준도 통화정책 효과의 이질성을 더욱 확대시킨 것으로 보인다. 이는 기업들이 동태적 경쟁 하에서 전략적으로 행동하는 경우 선도기업이 후발기업과의 격차를 공고히 하고 후발기업의 경쟁 의욕을 저하시키기 위해 더욱 공격적인 투자에 나설 수 있다는 Liu et al. (2022)의 주장을 기반으로 한다. 이러한 본고의 주장은 서론에서 밝힌 것과 같은 설비투자의 이질적 회복세에 대한 간접적인 설명을 제시할 수 있다.

나아가, 본고의 분석 결과는 기업 간 양극화 현상과 통화정책 간 유기적인 관계가 존재할 가능성을 제시하였다는 점에서 통화정책 측면에서도 시사점을 지닌다. 시장지배력 수준에 따른 정책효과 이질성은 통화정책이 현재의 기업 간 시장지배력 격차를 유지시키거나 혹은 더욱 심화시키는 결과를 낳음으로써 역으로 기업 간 양극화 현상을 촉진할 가능성이 있다. 만일 정책효과 이질성으로 인하여 기업 간 양극화가 심화되는 경우, 이는 향후 정책효과 이질성을 더욱 심화시키는 요인으로 작용할 수 있으므로 다시 통화정책 여건에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 따라서 향후 통화정책 수행 시, 통화정책이 기업 간 양극화에도 영향을 미칠 수 있음에 유의할 필요가 있을 것으로 생각된다.

■ 참 고 문 헌

1. 강신혁, “시장지배력과 대기업 임금 프리미엄,” 『월간노동리뷰』, 2021년 7월호, 한국노동연구원, 2021, pp. 25-37.
(Translated in English) Kang, Shin Hyuck, “Market Dominance and Wage Premium of Large Corporations,” *Monthly Labor Review*, Issue No. 196, 2021, pp. 25-37.
2. 김규일 · 육승환, “최저임금과 생산성: 우리나라 제조업의 사례,” 『경제분석』, 제26권 제1호, 2020, pp. 1-33.
(Translated in English) Kim, Kyoo il, and Seung Whan Ryuk, “Minimum Wage and Productivity: Analysis of Manufacturing Industry in Korea,” *Economic Analysis*, Vol. 26

- Iussu 1, 2020, pp.1-33.
3. 김남희 · 김기홍, “정보통신기술의 사용이 산업의 생산성에 미치는 영향분석: 산업의 정보통신 기술 이용도를 중심으로,” 『국제통상연구』, 제14권 제1호, 2009, pp.57-84.
(Translated in English) Kim, Nam Hee, and Gi Hong Kim, “The Analysis on the Impact of ICT on Korean Industries: with focus on the Level of intensity of ICT use,” *Journal of International Trade and Industry Studies*, Vol. 14, Issue 1, 2009, pp.57-84.
4. 김배근, “시장구조와 노동생산성: 산업별 특성 분석,” 『생산성논집』, 제29권 제1호, 2015, pp.3-33.
(Translated in English) Kim, Bae Geun, “Market Structure and Labor Productivity: Industry Analysis,” *Productivity Review*, Vol. 29, Issue 1, 2015, pp.3-33.
5. 김원혁 · 이윤수 · 박진호, “제조업의 수출과 생산성 간 관계 분석: 사업체 단위 자료를 이용하여,” 『계량경제학보』, 제32권 제3호, 2021, pp.103-134.
(Translated in English) Kim, Wonhyeok, Yoonsoo LEE, and Jin Ho Park, “Analysis on Relationship Between Export and Productivity of Manufacturing Industry: Using Plant Level Data,” *Journal of Economic Theory and Econometric*, Vol. 32, Issue 3, 2021, pp.103-134.
6. 안중섭 · 김주완 · 이병호, “고빈도 데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별,” 『경제학연구』, 제69권 제4호, 2021, pp.45-116.
(Translated in English) Ahn, Joongseop, Joowan Kim, and Byungho Lee, “Identifying Monetary Policy Shocks Using High Frequency Data: Evidence from Korea -Focusing on the Central Bank Information Effect Contained in Monetary Policy-,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 69, Issue 4, pp.45-116.
7. 나현주 · 최정재, “경제 뉴스에 따른 금융시장 반응 분석 - 주식 및 채권선물 시장을 중심으로,” 한국은행 조사통계월보, 제70권 제7호, 2016, pp.38-72.
(Translated in English) Na, Hyun Joo, and Jong Jae Choi, “Analysis of Financial Market Responses to Economic News - Centering around Stock and Bond Futures Markets,” *Bank of Korea Monthly Bulletin*, Vol. 70, Issue 7, 2016, pp.38-72.
8. 박정규 · 하종립, “정보통신기술 이용 확대의 총요소생산성 증대효과 분석,” 한국은행 조사통계월보, 제59권 제7호, 2005, pp.23-54.
(Translated in English) JeongKyu Park, and Jongrim Ha, “The Impact of the Spread of Information Technology on Firm’s Total Factor Productivity,” *Bank of Korea Monthly Bulletin*, Vol. 59, Issue 7, 2005, pp.23-54.
9. 성재민 · 강신혁 · 방형준, 『규모 간 임금격차 변화 원인과 정책방향』, 한국노동연구원, 2020.
(Translated in English) Jae-Min Seong, ShinHyuck Kang, and Hyeongjun Bang, *The Cause of Wage Gaps Across Firms and Policy Direction*, 2020.
10. 안창모, “통화정책 충격과 환율반응 : 일중 고빈도 자료 분석,” 『국제경제연구』, 제18권 제4호, 2012, pp.113-131.
(Translated in English) Ahn, Chang Mo, “Monetary Policy Shocks and the Exchange Rates: Intraday High-Frequency Data Analysis,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 18, Issue 4, 2012, pp.113-131.
11. 이영재, “한계기업과 기업의 가격설정,” 『산업경제연구』, 제34권 제3호, 2021, pp.689-711.

- (Translated in English) Lee, Youngjae, "Zombie Firms and Markups," *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 34, Issue 3, 2021, pp. 689-711.
12. 이흥직 · 장준영, "산업간 생산성격차의 확대 원인과 경제적 영향 분석," 한국은행 조사통계월보, 제61권 제7호, 2007, pp.54-85.
(Translated in English) Hongjik Lee, and Junyeong Jang, "Analysis of Factors Widening Productivity Gap among Industries and Influence on Economy," *Bank of Korea Monthly Bulletin* Vol. 61, Issue 7, 2007, pp.54-85.
 13. 최창호 · 이종호 · 함 건, "우리나라 기업 간 생산성 격차 확대 배경과 총생산성 및 임금격차에 대한 시사점," BOK이슈노트, 제2018-4호, 2018.
(Translated in English) Changho Choi, Jongho Lee, and Gun Ham, "Background of the Widening Productivity Gap among Korean Companies and Implications for Total Productivity and Wage Gap," *Bank of Korea Issue Note*, 2018.
 14. 편주현 · 장석환, "환율변화에 따른 마크업(markup) 및 수출량 변화 분석 - 대구경북지역 제조업체 사례 -, "『지역연구』, 제32권 제4호, 2016, pp.19-38.
(Translated in English) Pyun, Ju Hyun, and Seok Hwan Jang, "Mark-up and Export under Exchange Rate Movement - A Study of Manufacturing Firms in Daegu-Gyeongbuk -, " *Journal of the Korean Regional Science Association*, Vol. 32, Issue 4, 2016, pp.19-38.
 15. 한은석, "디지털 경제 시대, 시장지배력 확대 원인과 영향 분석," 『공정거래 이슈브리핑』, 제5호, 한국공정거래조정원 공정거래연구센터, 2020.
(Translated in English) Eunseok Han, "Digital Economy Era, the Cause and Effects of Widening Market Power Gaps Across Firms," *Fair Economy Issue Brief*, Vol. 5, 2020.
 16. Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer, "Identification Properties of Recent Production Function Estimators," *Econometrica*, Vol. 83, Issue 6, 2015, pp.2411-2451.
 17. Aghion, P., C. Harris, P. Howitt, and J. Vickers, "Competition, Imitation and Growth With Step-by-Step Innovation," *The Review of Economic Studies*, Vol. 68, No.3, 2001, pp.467-492.
 18. Autor, D., D. Dorn, L. F. Katz, C Patterson, . and J. V. Reenen, "The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135, Issue 2, 2020, pp.645-709.
 19. Baqaee, D. R., and E. Farhi, "Productivity and Misallocation in General Equilibrium," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135, Issue 1, 2020, pp.105-163.
 20. Calligaris, S., C. Criscuolo, and L. Marcolin, "Mark-ups in the Digital Era," OECD Science, Technology and Industry Working Papers, OECD, 2018.
 21. Cloyne, J., C. Ferreira, M. Froemel, and P. Surico, "Monetary Policy, Corporate Finance and Investment," NBER Working Paper, No. w25366, 2018.
 22. De Loecker, J., and F. Warzynski, "Markups and Firm-Level Export Status," *The American Economic Review*, Vol. 102, No. 6, 2012, pp.2437-2471.
 23. De Loecker, J., and J. Eeckhout, "Global Market Power," NBER Working Papers 24768, National Bureau of Economic Research, 2018.
 24. De Loecker, J., J. Eeckhout, and G. Unger, "The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135, Issue 2,

- 2020, pp.561-644.
25. De Ridder, M., "Market Power and Innovation in the Intangible Economy," Cambridge Working Papers in Economics 1931, Faculty of Economics, University of Cambridge, 2019.
26. Diez, F. J., D. Leigh, and S. Tambunlertchai, "Global Market Power and its Macroeconomic Implications," IMF Working Papers 18/137, International Monetary Fund, 2018.
27. Duval R., D. Furceri, R. Lee, and M. M. Tavares, "Market Power and Monetary Policy Transmission," IMF Working Paper, No. 2021/184, 2021.
28. Ferrando, A., P. McAdam, F. Petroulakis, and X. Vives, "Product Market Structure and Monetary Policy: Evidence from the Euro Area," Working Paper Series 2632, European Central Bank, 2021.
29. Gorodnichenko, Y., and M. Weber, "Are Sticky Prices Costly? Evidence from the Stock Market," *American Economic Review*, Vol. 106, No. 1, 2016, pp.165-99.
30. Hall, R. E., "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, 1988, pp.921-947.
31. Jeenas, P., "Firm Balance Sheet Liquidity, Monetary Policy Shocks, and Investment Dynamics," Work in progress, 2019.
32. Jordà, Ò., "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *The American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, 2005, pp.161-182.
33. Kroen, T., E. Liu, A. Mian, and A. Sufi, "Falling Rates and Rising Superstars," NBER Working Paper, No.29368, 2021.
34. Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *The Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, 2003, pp.317-341.
35. Liu, E., A. Mian, and A. Sufi, "Low Interest Rates, Market Power, and Productivity Growth," *Econometrica*, Vol. 90, No. 1, 2022, pp.193-221.
36. Meier, M., and T. Reinelt, "Monetary Policy, Markup Dispersion, and Aggregate TFP," Working Paper Series 2427, European Central Bank, 2020.
37. Olley, S. G., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, 1996, pp.1263-1297.
38. Ottonello, P., and T. Winberry, "Financial Heterogeneity and the Investment Channel of Monetary Policy," *Econometrica*, Vol. 88, No. 6, 2020, pp.2473-2502.
39. Syverson, C., "Macroeconomics and Market Power: Context, Implications, and Open Questions," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 33, No. 3, Summer 2019, 2019, pp.23-43.
40. Traina, J., "Is Aggregate Market Power Increasing? Production Trends Using Financial Statements," Stigler Center New Working Paper Series, No 17, 2018.

Appendix A. 생산함수와 총요소생산성 추정방법

개별 기업들은 각자의 가변투입요소의 묶음인 V_{it} 와 자본스톡인 K_{it} 를 투입하여 제품이나 서비스를 생산하는 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 가진다고 가정한다. 또한 총요소생산성은 어떤 특정한 생산요소와 결합되어 있지 않은 Hicks-neutral (Hicks-neutral) 가정을 따른다고 가정하면 생산함수는 다음과 같은 형태를 띈다.

$$Q_{it} = Q_{it}(V_{it}, K_{it}, \Omega_{it}) \rightarrow Q_{it} = Q_{it}(V_{it}, K_{it}) \times \Omega_{it} \quad (13)$$

콥-더글라스 생산함수 양변에 로그를 취하면 다음과 같은 형태의 생산함수가 된다.

$$y_{it} = \theta_j^V v_{it} + \theta_j^K k_{it} + w_{it} + \epsilon_{it} \quad (14)$$

$y_{it} = \ln(Q_{it} \exp(\epsilon_{it}))$, $v_{it} = \ln V_{it}$, $k_{it} = \ln K_{it}$, $w_{it} = \ln \Omega_{it}$ 를 각각 의미하며, y_{it} 는 기업의 생산량, v_{it} 는 가변투입요소, k_{it} 는 자본스톡, w_{it} 는 총요소생산성⁴²⁾, ϵ_{it} 는 측정오차를 의미한다. 모든 변수는 로그로 표현되어 있으며, 로그로 표현된 콥-더글라스 생산함수에서 θ_j^V 는 그 자체로 ‘탄력성’이 되며 탄력성은 산업별로는 다를 수 있으나 시간에 걸쳐서는 일정함(industry-specific)을 가정한다.

식 (18)와 같이 설정된 생산함수에서 θ_j^V 를 구하는 가장 간단한 방법으로는 통상 최소자승법(OLS)를 생각해볼 수 있다. 하지만 OLS의 경우, 총요소생산성(w_{it})의 존재로 인해 내생성(endogeneity) 문제가 발생하여 θ_j^V 는 불일치(inconsistency) 추정량이 된다. 총요소생산성에 대한 충격은 그 자체로 기업의 생산량에 직접적으로 영향($w_{it} \rightarrow y_{it}$)을 주지만, 간접적으로 생산투입요소량 결정($w_{it} \rightarrow v_{it}, k_{it}$)에도 영향을 주어 결국 w_{it} 과 v_{it} , k_{it} 사이에 상관관계가 생기기 때문이다.

따라서 생산함수의 추정량의 일치성을 확보하기 위해서는 내생성을 통제할 수 있

42) 엄밀히계는 Ω_{it} 가 총요소생산성, w_{it} 는 로그 총요소생산성이지만, 본고에서는 이 둘을 크게 구분짓지 않고 모두 총요소생산성으로 지칭한다.

는 추정방법을 고려해야 하는데, Olley and Pakes(1996, 이하 OP), Levinsohn and Petrin(2003, 이하 LP), Akerberg et al. (2015, 이하 ACF) 등이 통제함수(Control Function, 이하 CF)을 사용한 방법론들을 제시하였다. 이러한 방법론들의 기본적인 아이디어는 측정이 불가능한 총요소생산성(w_{it}) 대신 측정이 가능한 대리변수(proxy variable)를 사용하는 것이다. 본고에서는 OP방법론을 사용하여 투자(investment)를 대리변수로 사용하여 생산함수의 계수들을 추정하였다.⁴³⁾

OP방법은 기본적으로 2단계 추정방식을 따른다. 첫 번째 단계는 가변투입요소의 계수(θ_j^V)를 추정하는 단계이고, 두 번째 단계는 자본스톡의 계수(θ_j^K)와 총요소생산성(w_{it})을 구하는 단계이다.

[1st Step] 가변투입요소의 계수(θ_j^V)를 추정

식 (18)에서 총요소생산성은 관측 불가능한 변수이기 때문에 생산함수 추정을 위해서는 이를 관측 가능한 변수로 대체할 필요가 있다. 이를 위해서 OP방법에서는 기업의 투자(i_{it})가 아래와 같이 자본스톡과 총요소생산성에 의해 결정된다고 본다.

$$i_{it} = h_t(k_{it}, w_{it}) \quad (15)$$

그러면, 투자함수의 역함수인 $w_{it} = f_t(k_{it}, i_{it})$ 가 관측되지 않는 총요소생산성을 대체할 수 있다. $w_{it} = f_t(k_{it}, i_{it})$ 를 식 (18)에 대입하면 식 (20)처럼 모두 관측 가능한 변수(v_{it}, k_{it}, i_{it})로만 구성된 생산함수를 도출할 수 있다.

43) LP방법이 고안된 이유는 OP방법의 경우 투자 금액의 결측치가 많아 정보의 손실이 많았기 때문이다. LP에서는 총요소생산성의 대리변수로 결측치가 많은 ‘투자’ 대신 ‘중간투입요소(원재료비, 전력비 등)’를 사용하였으며 추정과정은 OP와 정확히 일치한다. 본고에서 사용한 기업활동조사의 경우 기업들이 보고한 재무계정 중 유형자산 증가액의 결측치는 전체 표본의 6.8%인 반면 원재료비의 결측치는 13.6%로 LP방법의 경우가 자료 손실이 더 많아 OP방법이 더 적절하다고 판단하였다. 또한 비교적 최근에 고안된 ACF방법은 본고 2장 3절 강건성 검증파트에서 다룬다.

$$y_{it} = \theta_j^V v_{it} + \theta_j^K k_{it} + f_t(k_{it}, i_{it}) + \epsilon_{it} \quad (16)$$

하지만 $f_t(k_{it}, i_{it})$ 의 구체적인 형태는 알 수 없기에 $f_t(k_{it}, i_{it})$ 를 비모수적으로 k_{it} 와 i_{it} 로 구성된 고차다항식(보통 3차 다항식)을 가정하고 식 (21)의 생산함수를 OLS로 추정하면 $\hat{\theta}_j^V$ 와 $\hat{\phi}_{it}(k_{it}, i_{it})$ 을 얻을 수 있다.

$$y_{it} = \theta_j^V v_{it} + \phi_{it}(k_{it}, i_{it}) + \epsilon_{it} = \theta_j^V v_{it} + \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \delta_{ij} k_{it}^i m_{it}^j + \epsilon_{it} \quad (17)$$

$$(\text{단, } \phi_{it}(k_{it}, i_{it}) = \theta_j^K k_{it} + w_{it} = \theta_j^K k_{it} + f_t(k_{it}, i_{it}) = \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \delta_{ij} k_{it}^i m_{it}^j)$$

이렇게 OP방법 1단계에서 추정된 탄력성 계수($\hat{\theta}_j^V$)를 사용하여 개별 기업의 마크업($\mu_{it} = \theta_j^V / \alpha_{it}^V$)을 계산할 수 있다.

[2nd Step] 자본스톡의 계수(θ_j^K)와 총요소생산성(w_{it})를 추정

생산함수를 통해 개별 기업의 총요소생산성을 추정하기 위해서는 추가적인 단계가 필요하다. 총요소생산성은 $w_{it} = \phi_{it}(k_{it}, i_{it}) - \theta_j^K k_{it}$ 이므로 자본스톡의 계수인 θ_j^K 까지 추정해야 총요소생산성을 구할 수 있다. 이를 위해서 $w_{it} = \phi_{it}(k_{it}, i_{it}) - \theta_j^K k_{it}$ 이 $w_{it} = \rho w_{it-1} + \xi_{it}$ 와 같이 AR(1) 과정을 따른다고 가정하고, 오차항 ξ_{it} 이 이번 기 자본스톡(k_{it})과 상관관계가 없다($E[\xi_{it} k_{it}] = 0$)는 적률조건(moment condition)⁴⁴⁾을 사용하면 θ_j^K 를 추정할 수 있다. 마지막으로 총요소생산성(w_{it})은 [1st Step]에서 구한 $\hat{\phi}_{it}(k_{it}, i_{it}) = \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^{3-i} \hat{\delta}_{ij} k_{it}^i m_{it}^j$ 에서 [2nd Step]에서 구한 $\hat{\theta}_j^K k_{it}$ 를 차감하여 구할 수 있다($\hat{w}_{it} = \hat{\phi}_{it}(k_{it}, i_{it}) - \hat{\theta}_j^K k_{it}$).

44) OP방법의 가정 중 하나는 현재의 자본스톡은 전기의 자본스톡과 전기의 투자에 의해서 결정된다는 것이다($K_{it} = \delta K_{it-1} + I_{it-1}$). 즉, 현재의 자본스톡은 전기에 이미 결정되었기 때문에 현재의 생산성 충격(η_{it})은 현재의 로그 실질자본스톡(k_{it})과도 상관관계가 없다.

생산함수를 단순 OLS로 추정할 경우, 추정계수인 θ_j^K 와 θ_j^V 는 불일치추정량일 뿐만 아니라 순수한 총요소생산성(w_{it})에 단순 오차항(ϵ_{it})까지 포함한 잔차인 $\widehat{w_{it} + \epsilon_{it}}$ 를 총요소생산성으로 간주하게 된다. 반면, 대리변수를 사용한 OP방법은 추정계수가 일치추정량임과 동시에 단순 오차항(ϵ_{it})이 제거된 순수한 총요소생산성($\widehat{w_{it}}$)을 추정할 수 있다. 따라서 OP방법이 OLS보다 더 정교한 방식이라 할 수 있다(김규일·육승환, 2020).

Appendix B. Liu et al.(2022)의 세부 사항

이론 전개에의 간결성을 위해 시장 내에는 여러 기간에 걸쳐 서로 경쟁하는 두 기업만이 존재한다고 가정한다. 두 기업은 기간 내(intra-temporally)에는 제품 가격을 통해 경쟁하고, 결과적으로 각 시점에 생산성 우위를 점한 기업이 더 높은 이윤을 확보한다.⁴⁵⁾ 한편, 두 기업은 기간 간(inter-temporally)에는 투자율(η)—생산성 향상으로 귀결⁴⁶⁾되는—을 통해 경쟁함으로써 다음 기의 생산성 우위를 점하고자 한다.⁴⁷⁾

본고의 모형이 전통적 이론과 차별화되는 점은 게임이론에서 활용되는 “동태적 특허경쟁(dynamic patent race)” 모형을 차용하였다는 데 기인한다. 두 기업은 서로

45) 분석의 단순화를 위해 산업 내 생산성 격차와 그에 따라 기업이 얻게 되는 보수(payoff)는 오직 3가지 상태로만 존재하는 것으로 가정한다.

(1) 두 기업 간 생산성 격차가 0인 경우: $\pi_0 = 1/2$ (두 기업은 이윤(flow)을 동일하게 양분)

(2) 두 기업 간 생산성 격차가 1인 경우: 선도기업의 이윤은 $\pi_1 = 1$, 후발기업의 이윤은 $\pi_{-1} = 0$ (선도기업이 이윤을 독점)

(3) 두 기업 간 생산성 격차가 2인 경우: 선도기업의 이윤은 $\pi_2 = 1$, 후발기업의 이윤은 $\pi_{-2} = 0$ (선도기업이 이윤을 독점)

다만 두 기업 간 생산성 격차가 2 이상으로 벌어지는 경우, 해당 시점에서의 선도기업과 후발기업 지위가 영구적으로 지속되며 향후 선도기업의 이윤독점 상태가 영속적으로 유지된다.

46) η 의 투자율로 투자할 경우 각 기업은 η 의 포아송 확률로 상대 기업과의 생산성 격차를 한 단계 벌릴 수 있다. 이에 따르는 투자비용은 매 기에 $c(\eta) = -\eta^2/2$ 이다.

47) 기본적인 모형의 구조는 게임이론의 동태적 특허경쟁(dynamic patent race)으로부터 차용하였다. 관련 문헌에서는 “기술사다리(technological ladder)” 상에서 더 앞서있는 기업이 더 높은 이윤을 획득한다.

간에 존재하는 생산성 수준의 차이로 인해 선도기업과 후발기업으로 구분되며, 각자의 시장 내 지위 및 상대기업과의 생산성 격차 등을 고려하여 전략적으로 투자결정을 내린다. 따라서 다음 기의 두 기업 간 생산성 격차가 좁혀질 지 혹은 더 벌어질 지는 선도기업과 후발기업의 전략적 행동에 의해 결정된다. 이러한 기업들의 전략적 행동은 해당 기업의 시장 내 지위에 따라 비대칭적으로 이루어지는 특징을 지닌다.

선도기업과 후발기업의 전략적 투자결정이 어떻게 차별화되는지 부연하면 다음과 같다. 두 기업의 생산성 격차가 작을수록 선도기업이 되기 위한 경쟁은 격렬해지고 이에 따르는 경쟁비용이 상승한다. 각 기업의 생산성 격차가 단계적으로 변화함을 전제하므로, 선도기업은 향후 생산성 격차가 0으로 축소되어감에 따라 경쟁비용이 증가할 것을 감안하여 더욱 과감하게 투자를 늘려 현재의 생산성 우위를 공고히 하고자 할 것이다. 이러한 선도기업의 전략적 행동을 고려하는 경우, 후발기업은 현재의 생산성 격차를 뒤집고 새로이 선도기업 지위를 얻기 위해 장기간 높은 투자율 수준을 유지해야 한다. 뿐만 아니라 후발기업은 자신의 투자율 수준 증가로 생산성 격차가 축소될 때, 선도기업의 투자율 수준이 더욱 높아져 경쟁비용이 더욱 상승하는 결과를 초래한다는 사실 또한 예측할 수 있다. 이는 후발기업의 경쟁 의욕을 저하시키는 요인으로 작용한다. 결과적으로 선도기업은 시장지위 유지를 위해 투자를 큰 폭으로 늘리는 반면 후발기업은 시장지위 역전 가능성이 낮아져 투자를 상대적으로 덜 늘리게 되므로, 투자율 결정은 비대칭적으로 이루어진다.

한편, 이러한 기업의 전략적 투자결정은 다음과 같은 HJB 방정식을 통해서도 설명될 수 있다.

$$rv_1 = \max_{\eta} \pi_1 - \eta^2/2 + \eta(v_2 - v_1) + \eta_{-1}(v_0 - v_1) \quad (18)$$

$$rv_0 = \max_{\eta} \pi_0 - \eta^2/2 + \eta(v_1 - v_0) + \eta_0(v_{-1} - v_0) \quad (19)$$

$$rv_{-1} = \max_{\eta} \pi_{-1} - \eta^2/2 + \eta(v_0 - v_{-1}) + \eta_1(v_{-2} - v_{-1}) \quad (20)$$

현재($t=0$) 생산성 격차가 1인 두 기업이 존재할 때, 선도기업은 $\pi_1 = 1$, 후발기업은 $\pi_{-1} = 0$ 의 이윤을 얻는다. 기간 간 투자경쟁에서 후발기업이 선도기업을

이기는 경우, 다음 기($t=1$)의 두 기업 간 생산성 격차는 0으로 좁혀지고 두 기업은 동일한 이윤($\pi_0 = 1/2$)을 얻는다. 최종적으로 각 기업의 목표는 상대 기업과의 생산성 격차를 2로 벌려 선도기업이 됨으로써 $\pi_2 = 1$ 의 이윤을 영구적으로 얻는 것이다. 한편, 각 기업의 생산성 격차는 단계적으로 변화(no suddenly leapfrog)하므로, 기업 간 생산성 격차 역전이 발생하기 위해서는 반드시 생산성 격차가 0인 상태를 거치게 된다.

위의 HJB 방정식에서 $\{\eta_{-1}, \eta_0, \eta_1\}$ 은 균형에서의 투자 결정을 의미한다. 두 기업은 상대기업의 투자율 수준이 주어졌을 때, 자신의 기업가치(v)를 극대화하는 투자율 수준을 결정하기 때문이다. 식 (6)과 식 (8)은 현재($t=0$) 생산성 격차가 1인 두 기업에 대하여, 각각 선도기업(식 (6)) 및 후발기업(식 (8))가 얻게 되는 다음 기($t=1$) 자신의 총 가치를 의미한다. 식 (7)은 현재($t=0$) 생산성 격차가 0인 경우, 각 기업이 다음 기($t=1$)에 획득할 것으로 예상하는 자신의 기업가치를 의미한다. 각각의 식은 기업의 총 가치가 ① 현재($t=0$)에 얻는 순이윤과 ② 투자 결정에 따른 결과로서 격차 우위 획득에 성공/실패했을 경우 얻게 될 다음 기($t=1$)의 기업가치 증가/감소에 의해 결정됨을 의미한다. 따라서 현재에서 다음 기로 이행하는 기간 간 투자 경쟁에서 각 기업의 투자율은 기업가치 극대화(first-order condition) 수준에서 $\eta_1 = v_2 - v_1$, $\eta_{-1} = v_0 - v_{-1}$ 으로 결정된다.

또한 한 경제 내에는 여러 개의 생산물 시장이 연속적으로 존재하고 있으며 각 시장 내에서는 앞서 설명한 복점 상태의 동태적 경쟁이 일어나고 있다. 각 시장은 연속적으로 존재하므로, 모든 개별 시장을 합산할 경우 경제 전체의 투자 및 생산성과 이자율 수준이 변화할 때의 균형 변화 등을 도출할 수 있다.

(소비자: 소비자 선호)

$$\max_{y_1(t;v), y_2(t;v)} \exp \left\{ \int_0^1 \ln \left[y_1(t;v)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}, y_2(t;v)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} dv \right\} \quad (21)$$

$$s.t. \int_0^1 p_1(t;v)y_1(t;v) + p_2(t;v)y_2(t;v) dv = 1$$

소비자는 식 (22)의 효용함수를 극대화하기 위해 각 시점 t 에서 v 개의 생산물 시

장($v \in \{1, 2, \dots, v\}$)에 자신의 소득을 배분한다. 콥-더글라스 선호를 가정함에 따라, 모든 개별 시장에서 동일하게 1만큼의 소득을 사용($p_1(t;v)y_1(t;v) + p_2(t;v)y_2(t;v) = 1$) 한다. 따라서 기업의 매출은 기업이 속하는 생산물 시장 내에서 경쟁기업과의 상대가격에 따라 결정되며, 다른 생산물 시장과는 무관하게 결정된다⁴⁸⁾. 이는 기업의 모든 전략적 행동 또한 기업이 속한 생산물 시장 내의 요인에 따라 좌우되며, 여타 생산물 시장의 요인과는 무관함을 의미한다. $y_i(t;v)$ 와 $p_i(t;v)$ 는 각각 v 시장에서 i 기업이 생산한 생산물의 양과 가격을 나타내며, 개별 시장 내에서 두 기업이 서로 경쟁하는 복점 상황을 가정하므로 $i \in \{1, 2\}$ 이다. 생산물 시장 내에서 개별 기업의 생산물에 대한 대체탄력성(σ)은 $\sigma > 1$ 로 가정한다.

(기업: 생산물 가격 및 투자율 수준 결정)

1. 기업: 생산물 가격 결정

$$\begin{aligned} \max_{p_i} & (p_i - \lambda^{-z_i})y_i \\ \text{s.t. } & p_1y_1 + p_2y_2 = 1 \text{ and } y_1/y_2 = (p_1/p_2)^{-\sigma} \end{aligned} \quad (22)$$

각 생산물 시장 내의 두 기업($i \in \{1, 2\}$)은, 생산성 z_i 및 단위생산비용 λ^{-z_i} ($\lambda > 1$)에 따라 아래 이윤 극대화 식을 만족하는 가격 p_i 를 결정하는 베르트랑 경쟁을 한다. 식 (23)의 이윤극대화 문제의 해는 두 기업의 생산성 격차의 식으로 표현되며, 이를 상태변수 s 라 한다. 즉, $s = |z_1 - z_2| \in Z \geq 0$ 이다. $s = 0$ 인 경우에는 두 기업 간 격차가 존재하지 않아 동질적인 이윤을 얻으나, $s > 0$ 이면 두 기업은 선도기업과 후발기업으로 구분되고 각각 π_s , π_{-s} 의 이윤을 얻는다. 두 기업의 이윤은 상태변수 s 에 따라 결정되므로, 시간(t)나 개별 기업의 생산성(z_1, z_2) 각각과는 무관하게 아래 식 (24)와 같이 결정된다.

48) 이를 수식으로 표현하면 $\frac{y_1(t;v)}{y_2(t;v)} = \left(\frac{p_1(t;v)}{p_2(t;v)} \right)^{-\sigma}$ 와 같다.

$$\pi_s = \frac{\rho_s^{1-\sigma}}{\sigma + \rho_s^{1-\sigma}}, \pi_{-s} = \frac{1}{\sigma \rho_s^{1-\sigma} + 1} \quad (23)$$

이때 ρ_s 는 선도기업과 후발기업의 상대가격 $\rho_s^\sigma = \lambda^{-s} \frac{(\sigma \rho_s^{\sigma-1} + 1)}{\sigma + \rho_s^{\sigma-1}}$ 로 정의된다. 또한, 베르트랑 경쟁 하에서, 후발기업의 이윤 π_{-s} 은 상태변수 s 에 대해 아래로 볼록(convex)하며 완만하게 감소하는 형태를 띤다. 선도기업의 이윤 π_s 및 시장 내 총이윤($\pi_s + \pi_{-s}$)은 상태변수 s 에 대해 위로 볼록(concave)하며 완만히 증가하는 형태를 지닌다. 따라서 두 기업의 생산성 격차가 확대되어 s 가 커질수록, 선도기업 및 시장 내 총이윤이 증가하는 반면 후발기업의 이윤은 오히려 완만히 감소하면서 두 기업 간 이윤 격차는 확대된다. 이를 수식으로 나타내면 식 (25)과 같다.

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \pi_s > \pi_0 \geq \lim_{s \rightarrow \infty} \pi_{-s} \quad (24)$$

2. 기업: 투자율 수준 결정

본고의 논의와 모형에서 가장 중요한 것은 시장 내의 선도기업 지위 확보를 위한 개별 기업들의 전략적 투자결정이다. 현재 선도기업 지위를 확보한 기업의 경우 η_s 의 투자율로 투자 시 $c(\eta_s)$ 의 투자비용이 발생하며, 그 결과 포아송 확률 η_s 로서 생산성(z_i)의 한 단계 증가와 단위 생산비용 감소를 얻게 된다. 후발기업의 경우 η_{-s} 의 투자율로 투자할 때 $c(\eta_{-s})$ 의 투자비용이 발생하며, 마찬가지로 포아송 확률 η_s 로서 생산성(z_i)의 한 단계 증가와 단위 생산비용 감소를 얻게 된다. 결과적으로 두 기업 간 생산성 격차를 의미하는 상태변수의 변화는 아래의 식 (26)과 같이 나타낼 수 있다.

$$s(t+\Delta) \begin{cases} s(t)+1; \text{발생 확률 } \Delta \cdot \eta_s \\ s(t)-1; \text{발생 확률 } \Delta \cdot \eta_{-s} \\ s(t) \quad ; \text{그 외의 경우} \end{cases} \quad (25)$$

즉, Δ 라는 특정 기간 중 두 기업 간의 생산성 격차는 ① 선도기업의 투자가 성공

할 경우(발생확률 η_s)에 +1 확대되거나, ② 후발기업의 투자가 성공할 경우(발생확률 η_{-s})에 -1 축소된다. 두 기업 간 생산성 격차는 오직 두 기업 간 투자율 수준에 따라 결정되는 것으로 가정하며, 기술 보급 등에 따른 따라잡기(catch-up) 효과는 배제하기로 한다.

한편 이자율은 예상되는 향후 이윤의 현재가치를 변화시킴으로써 기업의 투자를 결정에 영향을 미치는 외생변수로 작용한다. 따라서 기업의 투자 결정은 여러 기간($\tau \rightarrow \infty$)에 걸쳐(inter-temporal) 이루어지며, 필연적으로 미래 가치에 대한 할인 등을 고려하여 종합적이고 전략적으로 이루어진다. 이는 아래의 식 (27)과 같이 표현될 수 있다.

$$v_s(t) = E \left[\int_0^\infty e^{-r\tau} \{ \pi(t+\tau) - c(t+\tau) \} d\tau | s \right] \quad (26)$$

기업은 현재의 투자비용을 감내하는 대가로 선도기업으로서의 시장지위를 한 단계 더 강화해줄 가능성—더 높은 미래 이윤을 가져다 주는—을 얻게 되므로, 현재의 투자 결정 시 미래의 생산성 격차를 고려한다. 본문의 식 (6) ~ (8)에서 설명하였던 바와 같이 현재의 투자 결정으로 얻게 될 이득이 경쟁 기업의 행동에 따라 변화할 수 있으므로, 기업의 투자 결정은 경쟁 기업의 행동에 대한 예측을 포함하여 전략적으로 이루어진다. 이를 종합해볼 때, 균형상태의 투자율 수준을 도출하기 위한 HJB 방정식은 아래와 같이 표현된다.

i) $s \geq 1$

$$rv_s = \pi_s + \eta_{-s}(v_{s-1} - v_s) + \max_{\eta_s \in [0, \eta]} [\eta_s(v_{s+1} - v_s) - c(\eta_s)] \quad (27)$$

$$rv_{-s} = \pi_{-s} + \eta_s(v_{-(s+1)} - v_{-s}) + \max_{\eta_{-s} \in [0, \eta]} [\eta_{-s}(v_{-(s-1)} - v_{-s}) - c(\eta_{-s})]$$

ii) $s = 0$

$$rv_0 = \pi_0 + \eta_0(v_{-1} - v_0) + \max_{\eta_0 \in [0, \eta]} [\eta_0(v_1 - v_0) - c(\eta_0)] \quad (28)$$

식 (28)와 식 (29)은 3장 1절에서 설명한 단순화된 모형 하 HJB 방정식인 식 (6), 식 (7), 식 (8)과 동일한 직관적 의미를 지닌다. 즉, 상태변수 s 하에서의 기업의 총가치는 ① 현재에 얻는 순이윤의 현재가치와 ② 투자로 인해 격차 우위 획득에 성공/실패했을 경우 얻게될 다음 기의 기업가치 증가/감소에 의해 결정된다.

결과적으로, 이자율이 r 로 주어졌을 때 균형 투자율과 그에 따른 기업가치는 식 (28)와 식 (29)을 충족하는 값들의 집합 $\{v_s, v_{-s}, \eta_s, \eta_{-s}\}_{s=0}^{\infty}$ 으로 도출된다. 균형에서 각 기업의 이윤은 식 (24)에 따라 계산되며 $\{\pi_s, \pi_{-s}\}_{s=0}^{\infty}$ 으로 도출된다.

한편, 본고의 모형에서는 앞서 설명한 것과 같은 시장이 경제 전체에 연속적으로 존재한다고 가정하였으므로, 각 시장에서의 균형 투자율 $\{\eta_s, \eta_{-s}\}_{s=0}^{\infty}$ 이 주어졌을 때, 경제의 정상상태 기업분포는 상태 공간 내에서 식 (30) 및 식 (31)의 조건을 충족시키는 $\{\mu_s\}_{s=0}^{\infty}$ (단, $\sum \mu_s = 1$)의 분포와 같다.

$$\underbrace{2\mu_0\eta_0}_{s=0 \rightarrow 1인 시장의 수} = \underbrace{\eta_{-1}\mu_1}_{s=1 \rightarrow 0인 시장의 수} \quad (29)$$

$$\underbrace{\mu_s\eta_s}_{s=s \rightarrow s+1인 시장의 수} = \underbrace{\eta_{-(s+1)}\mu_{s+1}}_{s=s+1 \rightarrow s인 시장의 수} \quad \text{단, } s > 0 \quad (30)$$

Measuring Markup Dispersion in South Korea and the Implication for Monetary Policy*

Yungu Cho** · Bokyoung Kim*** · Hyuntae Kim****

Abstract

This study cross-verified whether the gap in markup between leading firm and following firm has continued to widen since mid-2000s using various datasets. We also presented empirical evidence that the heterogeneity of the effect of monetary policy on firm's investment decisions can be exacerbated by the increase in the dispersion of firm's market power. The results are as follows. First, the markup dispersion of firms in South Korea has been continuously widened since mid-2000s. By industry, the widening of the gap was noticeable in the non-manufacturing sector, and the manufacturing sector remained relatively stable. Second, this gap in market power was found to be related to the heterogeneity of the effect of monetary policy among firms. This result suggests the possibility that the heterogeneity of monetary policy effects on firms has been further expanded due to the continuously widening gap in markup among firms.

Key Words: monetary policy, market power, investment

JEL Classification: E22, E52, L16

Received: Aug. 25, 2022. Revised: Sept. 19, 2022. Accepted: Sept. 26, 2022.

* This paper is revised version of the paper submitted to '2022 Bank of Korea Working Paper Competition'. We thank anonymous referees for useful comments. The views expressed herein are those of the authors, and do not reflect the official views of Bank of Korea. When reporting or citing this paper, the authors' names should always be explicitly stated.

** First Author, Economist, Jeju Branch, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, Phone: +82-64-720-2514, e-mail: jug1201@bok.or.kr

*** Co-Author, Junior Economist, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, e-mail: kbk@bok.or.kr

**** Corresponding Author, Junior Economist, Monetary Policy Department, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, e-mail: kht0606@bok.or.kr