긴축 통화정책이 기업 투자에 미치는 영향: 기업 별 재무 특성을 고려하여

강지혜, 이혜림

2022년 1월

2008년 글로벌 금융위기 이후 유지되어왔던 글로벌 저금리 기조의 변화 등 통화정책의 변화로 인해 통화정책이 실물경제에 미치는 메커니즘을 더욱 세부적으로 분석하는 연구의 필요성이 높아지고 있다. 본 연구는 통화정책충격의 기업 투자에 미치는 영향을 기업의 재무적 특성을 고려하여 분석하였다. 본 연구는 한국의 1999년 1분기~2020년 4분기 재무제표 데이터를 토대로 긴축통화정책 충격이 기업의 유형투자에 미치는 영향을 분석한 결과 긴축통화정책 충격이 정보충격(information shock)적 성격을 지녀 향후 경기에 대한 긍정적 예측으로 인해 오히려 기업 투자가 증가하는 양상을 보임을 발견하였다. 기업 신용가용성과 관련하여 기업의 자기자본 대비 단기 차입금비율은 감소하지만 장기차입금비율은 늘어 기업 신용도 증가하는 것으로 나타났다. 기업의 재무 상황을 나타내는 대리 변수를 고려하여 개별 기업의 투자 충격반응함수를 분석한 결과 이러한 기업 투자의 증가는 특히 토빈 Q가 높은 기업의 경우 두드러지는 것으로 나타났다. 이는 통화정책경로 중에서 자산가격경로가 잘 작동하는 것으로 해석할 수 있다. 다른 기업 재무 상황에 대한 대리변수 중에서 현금흐름이나 부채 비율 등에 대해서는 수준 별 기업 투자의 반응 차이가 크지 않아 대차대조표경로가 잘 작동하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 이는 금융위기 이후 많은 기업이 리스크를 줄이기 위해 부채비율을 줄이고 일정 수준 이상의 현금을 보유하는 방식으로 변화하면서 대차대조표에 있어서 양호한 기업과 그렇지 못한 기업 간 차이가 줄어드는 것에서 기인할 수 있다.

핵심 주제어: 긴축통화정책, 신용경로, 자산가격경로, 대차대조표경로, 토빈 Q, 설비투자

I. 머리말

2008년 글로벌 금융위기 이후 오랜 기간 유지되어왔던 글로벌 저금리 기조가 최근 인플레이션 상승 움직임 등으로 바뀔 조짐을 보이고 있다. 2021년 하반기 기준 전세계적으로 원자재를 포함하여 뚜렷한 물가 상승세를 보이고 있고, 이러한 물가 상승 기조가 장기화될 우려 속에서 세계 각국의 중앙은행들은 통화정책의 완화 기조 약화 또는 금리 인상을 통해 통화정책 정상화 움직임을 보이고 있다. 그러나 코로나19의 여파가 아직 해결되지 않은 상황에서 스태그플레이션 위험이 논의될 정도로 높은 수준의 인플레이션과 경기 둔화가 함께 나타나면서 통화정책에 대한 불확실성은 더욱 높아졌다. 이로 인해 통화정책이 실물경제에 미치는 영향의 메커니즘을 더욱 세부적으로 분석하는 연구의 필요성이 커졌다.

이와 관련하여 최근 통화정책충격이 거시경제에 미치는 영향에 있어 기업의 특성변수를 고려한 연구가 활발히 이루어지고 있다. 통화정책이 실물경제활동, 그 중에서도 민간의 투자에 미치는 영향에 대해서는 전통적으로 금리변화로 인한 자본조달 비용 변화가 투자로 이어지는 이자율 경로를 생각해 볼 수 있다. 그러나 최근 다양한 기업 환경의 변화 등과 함께 오랫동안 유지되어 온 저금리 기조로 인하여 전통적인 이자율 경로를 대체하는 다양한 경로, 특히 정보의 비대칭성으로 인한 기업의 재무 상태가 기업의 외부 자금 프리미엄에 영향을 미쳐 기업의 투자활동에 영향을 미치는 신용경로 등 다양한 경로의 유효성 검증 연구가 이루어지고 있다. 특히 기업 특성을 고려한 미시데이터 기반의 연구 중에서는 기업의 재무상태를 나타낼 수 있는 다양한 변수를 고려하여 통화정책 충격의 효과 변화를 분석하는 연구들이 제시되었다(Cloyne et al., 2018; Jeenas, 2018; Lian & Ma, 2021; Ottonello & Winberry, 2020).

한국 또한 금리 상승을 비교적 빨리 시행한 국가이며, 그로 인해 긴축 통화정책이 민간 투자에 미칠 영향에 대한 다양한 경로 검증 연구가 필요한 상황이다. 특히 한국 경제의 자본 구조가 다른 국가의 구조와 갖는 이질성을 고려하여 국내 기업의 투자에 영향을 미치는 기업 특성 변수에 대한 연구가 필요한 상황이다. 이와 더불어 현재 가장 큰 공급 충격인 코로나 19의 여파는 경제주체의 상황에 따라 이질적(heterogenous)인 것이 특징이다. 즉, 한국 경제내 기업 간 서로 다른 재무 여건이나 특성 변수에 따른 이질적인 통화정책의 효과를 분석하는 연구가 필요하다.

본 연구는 한국의 긴축 통화정책 충격이 민간 투자에 미치는 영향을 한국의 상장기업 재무제표 데이터를 이용하여 분석하였다. 기존 연구에서 연간 데이터를 기반으로 일반화최소자승법(GLS)이나 시스템 GMM 모형을 사용한 것과는 달리 분기별 데이터를 구축하고 도구변수를 사용한 국소투영모형(local projection with instrument variable, LP-IV) 모형을 사용하여 식별된 통화정책 충격에 대한 투자 변수의 충격반응을 분석하였다. 이는 통화정책과 기업 특성변수 간 내생성 문제를 해결하는 방법임과 동시에 통화정책 충격에 대한 변수의 동적

반응의 변화를 확인할 수 있게 한다. 이를 바탕으로 본 연구에서는 기존에 제시되었던 통화정책의 파급경로 중에서 자산가격경로와 대차대조표 경로의 유효성을 살펴보았다. 특히 최근 통화정책의 긴축 방향으로의 움직임이 확실시되고 있는 상황을 감안하여 긴축 통화정책에 대한 경로 검증을 실시하였다. 이를 1999년 1분기-2020년 4분기 동안의 분기별 자료에 기반, 한국의 긴축 통화정책 충격이 정보충격적 성격을 보임을 밝히고 이로 인해 기업의 투자는 긴축 통화정책충격에 대해 오히려 증가하는 양상을 보이며, 기업 투자의 증가는 특히 기업의 특성 변수 중에서 토빈 Q 수준에 크게 좌우됨을 보였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 통화정책의 기업 투자에 대한 파급경로에 대한 기존 문헌 연구를 살펴보고 3장에서는 분석의 대상이 되는 변수의 정의와 분석 모형을 기술하고 실증분석 결과를 제시하였다. 4장에서는 연구 결과를 요약하고 이러한 연구 결과의 한계점을 제시하였다.

II. 통화정책의 투자경로에 대한 기존 연구

통화정책은 다양한 파급경로를 통해 기업의 투자에 영향을 미치게 되는데, 크게 기업의 자금 수요에 영향을 미치는 경로와 은행 등 금융기관의 자금 공급에 영향을 미치는 경로로 구분할 수 있다.[1] 이 중 기업의 투자결정과 직접적으로 연결되는 기업의 자금 수요에 주로 영향을 미치는 경로는 크게 이자율, 자산 가격, 기대 및 환율 경로로 세분될 수 있는 고전파 경로와, 은행대출경로와 대차대조표 경로 등 신용경로 중심의 비고전파 경로로 나눌 수 있다. 이 중 자산가격경로에 따르면 금리 변동은 크게 가계의 부와 기업의 주식 가격에 영향을 미치고 두 효과는 최종적으로 각각 가계의 소비와 기업의 투자에 영향을 미친다 (Mishkin, 2001; 김영도, 2017; 박상준 & 육승환, 2018). 기업의 주식 가격과 투자의 관계를 다룬 대표적 연구로 토빈 Q 이론 (Tobin, 1969)이 있고, 해당 이론을 근거로 자산가격경로의 유효성을 토빈 Q 변수를 통해 (박상준 & 육승환, 2018) 과 같이 분석할 수 있다.

비고전파 경로의 경우 금융기관과 기업간 비대칭적인 정보 등 금융시장의 불완전성으로 인해 기업이 외부 자금을 조달할 때 내부자금에 비해 더 높은 비용을 들여 조달하게 되는데, 이러한 외부 자금 프리기엄이 기업의 재무 상황에 따라 달라지게 되면서 기업의 자금 조달을 넘어 기업의 투자 결정에도 영향을 미치게 된다. 기업의 재무여건을 나타내는 대리변수로는 현금흐름 (FAZZARI & PETERSEN, 1988; Oliner & Rudebusch, 1992), 규모 (Crouzet & Mehrotra, 2020; Gertler & Gilchrist, 1994), 배당금 지급 여부 (Farre-Mensa & Ljungqvist, 2016;

1)공급에 영향을 미치는 주요 경로로 은행대출경로와 위험선호경로 등을 들 수 있다. 은행대출 경로의 경우 기업의 자금 조달 방법의 다양화로 인하여 그 중요성이 점차 약화되어 왔다(신현열, 2010). 위험선호경로의 경우 통화정책의 방향이 금융기관의 위험선호에 영향을 주어 자금운영행태에 영향을 미친다는 경로다. 미국의 경우 은행의 대출손실율이 1930년대 이후 70년 이상 상대적으로 낮게 유지되어 왔는데 이러한 과정에서 은행 시스템의 위험관리체계가 상대적으로 느슨해졌다. 이와 관련하여 (Gambacorta, 2009)를 비롯한 연구들에서 최근 오랫동안 유지되어 온 저금리 기조로 인하여 금융기관들이 더 많은 위험을 수용하게 되는 방식으로 작용했다는 결과를 제시하였다.

FAZZARI & PETERSEN, 1988), 부채비율 (Ottonello & Winberry, 2020a) 그리고 유동성 (Jeenas, 2018) 등이 사용되었다. 이러한 대차대조표 경로는 고전파 경로 중 자산가격 경로와 더불어 기업의투자 수요에 영향을 미치는 통화정책의 대표적인 경로로 여겨진다(Boivin et al., 2010).

(박상준 & 육승환, 2018) 에 지적된 대로, 기업의 투자 수요에 영향을 미치는 통화정책 경로에 대한 기존 연구들은 은행대출경로나 자산가격 경로 등 주로 특정 경로에 초점을 맞춰 분석하였다. (Cloyne et al., 2018)의 경우 기존 연구에서 사용된 다양한 기업 특성 변수의 상대적 중요성을 분석하고 그 중 기업의 업력(age)이 외생적이며 기업의 재무제약을 잘 설명하는 대리변수임을 새롭게 제시하였다. 해당 연구에 따르면 통화 긴축충격은 모든 기업의 자산 가치를 하락시키고 부채 규모도 감소시키지만 투자의 감소는 신생기업이면서 배당금을 지급하지 않은 기업들에 한해서만 뚜렷하게 나타난다. 즉, 긴축통화정책 충격에 대해서, 업력이 짧은 기업일수록 심각한 재무적 마찰(financial friction) 상황에 처하게 되고 통화정책의 변화에 더 민감하게 반응한다.

한국의 통화정책 파급 경로에 대한 다양한 연구 중에서 기업의 투자결정과 관련하여 기업 재무제표 데이터를 바탕으로 진행된 연구는 대표적으로 (신현열, 2010)과 (박상준 & 육승환, 2018) 이 있다. (신현열, 2010)에서는 2000-2008년 외감법인을 포함한 제조업 기업의 재무제표 패널 데이터를 통해 통화정책의 대차대조표 경로의 유효성을 검증하였다. 이를 통화정책의 변화가 기업들의 신용가용성에 영향을 미쳐 그 결과 설비투자결정이 달라지는 지의 2단계로 나누어 일반화최소자승법(GLS)을 사용하여 분석하였다. 긴축 통화정책에 대해서 기업들의 신용 여력은 감소하고 그 결과 기업들의 설비투자 역시 감소하여 국내에서 통화정책의 신용경로가 유효하게 작동한다는 사실을 보였다. 정책금리 상승에 따른 기업의 신용가용성 하락은 특히 금리 하락기보다는 상승기에, 기업의 경우 재무상태에 따라 재무건전성이 떨어지는 고부채 기업에서 더 뚜렷하게 나타난다는 사실도 보였다. (박상준 & 육승환, 2018)은 2000-2016년 한국 기업의 재무제표 연간 데이터를 기반으로 시스템 GMM을 통해 확장적 통화정책에 대해 자산가격 경로와 대차대조표경로의 유효성을 검증하였다. 해당 연구에서는 토빈 Q와 유동성자산을 사용하여 한국 경제에서 확장적 통화정책에 대한 자산가격경로와 대차대조표경로가 작동하고 있음을 보였고 특히 이러한 경로가 기업 규모가 더 작은 경우 뚜렷하게 나타남을 제시하였다.

이와 더불어 투자에 유의미한 영향을 미치는 기업의 재무적 특성으로 토빈 Q (김동훈, 2014; 김병모 & 김준석, 2017; 이균봉 et al., 2012; 이기세 & 전성일, 2019; 홍기석, 2006)과 부채비율(이균봉 et al., 2012; 홍기석, 2006) 및 현금흐름(김동훈, 2014; 이균봉 et al., 2012; 홍기석, 2006)에 대한 연구가 이루어졌다. 해당 연구들은 통화정책의 파급 경로를 직접적으로 검증한 것은 아니지만 기업의 재무적 특성이 기업투자결정에 미치는 영향을 분석하여 간접적으로 통화정책의 자산가격경로와 대차대조표 경로의 유의성을 드러낸다.

III. 한국 통화정책의 투자 경로 검정

1. 분석 대상 자료

가. 기업의 미시적 재무자료

본 연구는 기업별 재무적 특성의 분석을 위해 NICE 신용평가사의 KISVALUE DB에서 제공하는 코스피 혹은 코스닥 상장 기업들[2]의 재무보고서를 패널 자료로 구축하여 활용하였다. 기업의 재무적 특성과 기업의 투자결정에 관한 많은 선행 연구(김동훈, 2014; 이균봉 et al., 2012; 홍기석, 2006)에서 분석의 대상을 상장사로 한정하였기에 기존 연구와의 비교를 위해 본 연구에서도 상장기업을 대상으로 한정하였다. 분석의 기간은 1999년 1분기~2020년 4분기[3]이고 해당 기간 기업들의 재무 특성을 분기 단위로 분석하였다. 각 재무 지표는 국내총부가가치(GVA)로 나눈 실질값으로 변환하여 사용하였다(Cloyne et al., 2018).

나. 변수 설명

변수명	제무재표 상의 변수 정의
투자비율증분 (Growth of Investment ratio)	log(당기유형자산-전기유형자산)
토빈Q (Tobin's Q)	(기업의 시장가치+부채의 장부가)/총자산
부채비율 (leverage ratio)	총부채/총자산
현금흐름 (Cash flow)	(영업이익+영업비용)/총자산
기업의 규모 (Size)	총자산
매출 (Sales)	총매출
기업의 업력(Age)	기업 설립 후 경과기간(분기)
담보가치 (Collateral)	유형자산+재고+매출채권

Table 1. 변수 설명

국내의 선행연구들에서 다룬 주요 통화정책 경로를 검증하기 Table 1과 같이 변수들을 선택하고 정의하였다. 통화정책의 신용 경로를 검증하는 변수로는 선행연구들을 참고하여 총부채비율, 단기부채, 장기 부채((신현열, 2010))를 비롯하여 기업의 규모((Crouzet & Mehrotra, 2020; Gertler & Gilchrist, 1994),업력(Cloyne et al., 2018) 그리고 현금흐름((FAZZARI & PETERSEN, 1988; Oliner & Rudebusch, 1992))을 고려하였다. 또 기업들의 자산가격경로의 검증에는 토빈Q((박상준 & 육승환, 2018) 를 활용하였다.

2) 구체적으로 분석의 대상이 된 기업들은 상장회사들 중 금융업을 제외한 전체 산업에 속한 기업들이다.

3) (박상준 & 육승환, 2018) 에 따르면 외화위기 이전 재무제표는 신뢰성이 상대적으로 떨어진다는 점과 해당 기간 재무 지표들의 추세나 값들이 외환위기 이후 재무 지표들과 크게 상이한 점등을 고려하여 분석 시점을 1999년 이후로 선택하였다. 또한 해당 연구와 마찬가지로 입력 오류나 착오 등으로 인한 재무 자료의 극단치를 제거하기 위해 각 지표의 상,하위 1% 범위에 속하는 데이터를 각각 상위 99% 및 하위 1% 값으로 대체하였다.

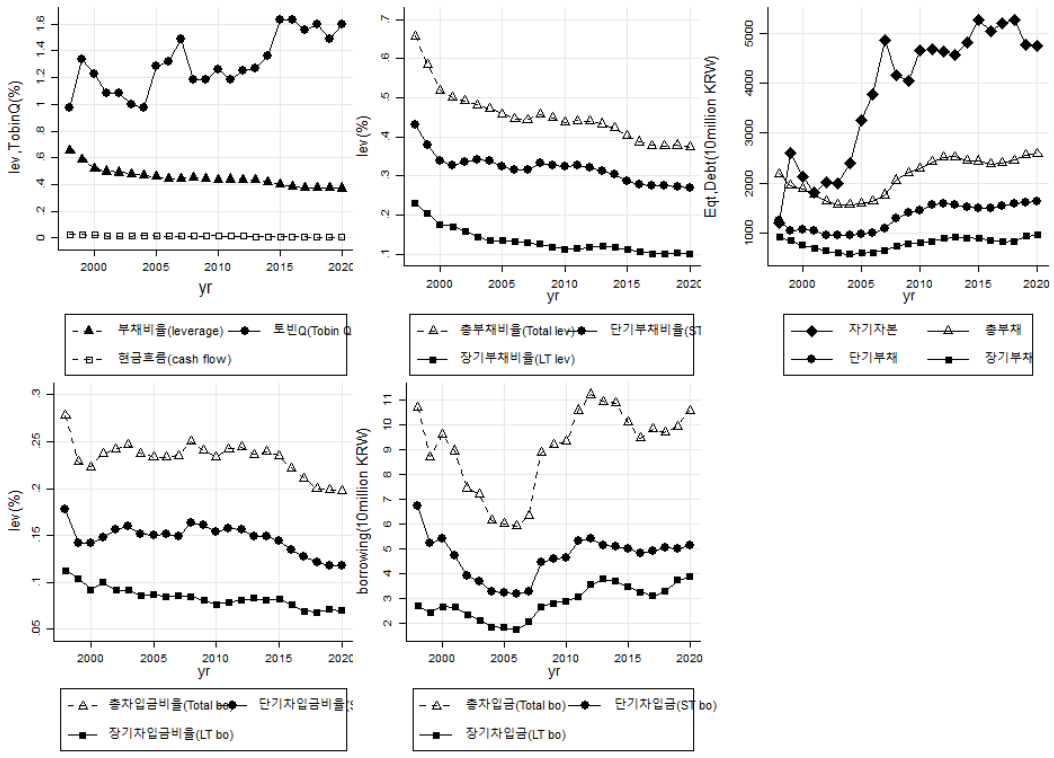


Figure 1. 기업 특성 변수의 시계열 추이

본격적인 분석에 앞서 통화정책의 파급 경로가 되는 주요 재무 지표의 변동을 시계열 추세로 살펴보면 Figure 1과 같다. 먼저 신용 가용성을 나타내는 기업의 부채비율은 분석 기간 동안 완만한 하향 추세를 보인다.[4] 부채 비율의 변화를 부채의 만기별로 나눠서 살펴보더라도 단기부채 및 장기부채비율 역시 모두 감소 추세를 보인다는 것을 알 수 있다. 해당기간 기업들의 단기부채 및 장기부채의 절대적인 규모는 평균적으로 늘어났지만 기업들의 자기자본 규모가 상대적으로 더 크게 증가했기 때문에 두 부채의 비율은 감소했다. 통화정책의 자산가격경로의 검증을 위해 사용한 토빈 Q의 경우 기간별로 감소 및 증가와 같은 변동이 관찰[5]되지만 전체 기간 동안 완만히 증가하는 추세를 보이고 현금흐름의 경우 분석기간 동안 뚜렷한 변화를 관찰하기 어렵다.

2008년 금융위기여파가 어느 정도 안정된 2010년 전후 기업들의 특성변화를 횡단면 분포를 통해 살펴보면 Figure 2 와 같다. 현금흐름, 부채비율 그리고 차입금비율의 경우 2010년 이후 2010년 이전보다 평균적으로 줄어든 것을 볼 수 있다. 부채비율 및 차입금 비율의 평균이 2010년 이후 줄어든 것은 대부분의 기업들이 재무지표의 안전성을 높이기 위해 지속적으로 부채비율을 낮춰온 영향

4) (신현열, 2010)에 따르면 기업들의 재무구조 개선 노력에 따라 2007년까지 부채비율은 하락세를 보이고 있으며, 본 연구에서 추가로 살펴본 2007년 이후부터 현재까지도 하락추세에는 변함이 없다.
5) 외환위기 및 글로벌 금융위기 이후에 한동안 지속적으로 하락하는 형태를 보이다가 그 이후로 증가하는 것을 볼 수 있다.

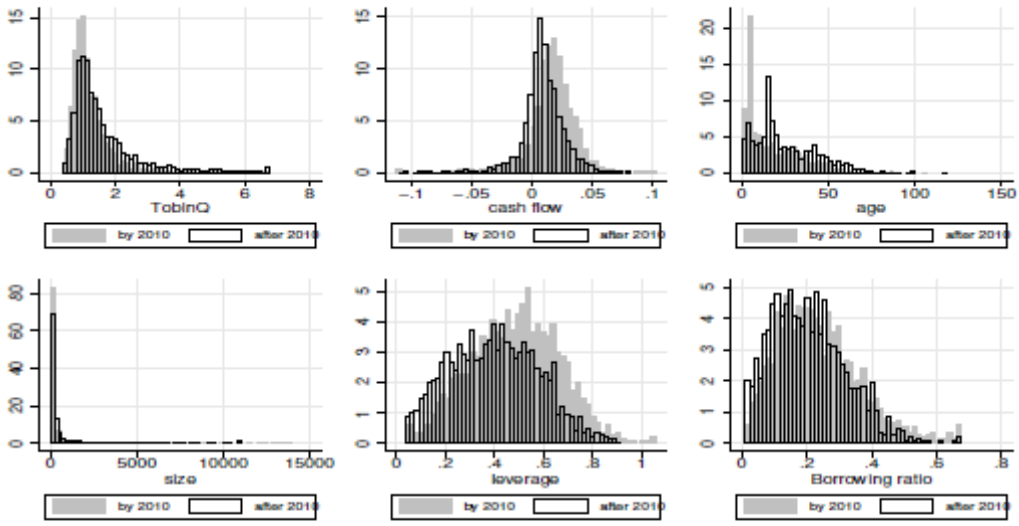


Figure 2. 기업 특성 변수의 횡단면 분포

으로 해석된다. 현금흐름의 횡단면 분포의 위와 같은 변화는 장기간 저금리 기조의 지속으로 기업들의 자체적인 유동성 확보의 필요성이 저하되었기 때문으로 해석할 수 있다.

토빈 Q와 기업들의 업력은 2010년 이후 2010년 이전보다 평균적으로 그 값이 상승했는데 후자는 상장시장에 신규 기업들의 진입이 줄어들었기 때문으로 해석할 수 있고 전자는 상장 기업들의 성장가능성 혹은 시장가치가 2010년 이후 평균적으로 더 커진 것으로 해석할 수 있다. 기업의 규모는 2010년 전후의 뚜렷한 변화가 관찰되지 않는다.

2. 분석 모형

가. 긴축 통화정책 충격 식별: 정보충격적 통화정책

본 연구는 외생적인 변수 변화로 통화정책 충격을 식별하여 추정하는 도구변수를 사용한 국소투영모형(local projection with instrument variable, LP-IV) 방법론 방법론을 사용하였다. 이는 통화정책 충격을 도구변수의 형태로 추정하여 미시 패널 데이터를 기반으로 한 LP모형에 추가, 이를 추정하는 방식이다((Cloyne et al., 2018; Jordà et al., 2020; Ottonello & Winberry, 2020; Stock & Watson, 2018) etc). 통화정책 변화와 기업의 투자 변화 사이에는 상호작용이 존재하기에, 통화정책 변화로 인한 기업 투자 변화를 식별하기 위해서는 먼저 외생적인 통화정책 충격을 식별하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 분기별 거시 경제 자료를 바탕으로 통화정책 충격을 식별하여 이에 대한 효과를 분석함으로써 기존 연구들과 차별화하였다.

통화정책 충격을 식별하기 위해 본 연구는 (Cloyne et al., 2018)와 같이

통화정책충격을 VAR 모형을 통해 식별하여 국소투영모형에 추가하였다.[6](Cloyne et al., 2018)에서 대리변수로 사용된 (Gertler & Karadi, 2015) 의 통화정책 변화에 대한 고빈도 자료 활용 방식은 한국 경제에 대해서는 사용하기 어려우므로 일반적인 분기별 자료 기반 재귀적 식별 방식(Recursive identification)의 VAR 모형을 사용하여 충격을 식별하였다. 변수 구성 방식은 (Han & Hur, 2020; Kim & Mehrotra, 2017) 등의 방식과 같이 통제 변수에는 한국의 GDP, 소비자 물가지수, 콜금리(Call rate)의 순서로 각 변수의 4기까지의 후행변수가 추가되었고, 외생적인 미국 경제 통제 변수로 전기 미국의 GDP, 연방기금금리(federal fund rate), 소비자 물가지수, 실질 달러/원 환율이 추가되었다.[7] 통화정책충격은 이 중 콜금리의 변화로 식별하였으며 통화정책 방향은 긴축 통화정책을 나타낸다.

먼저 기업 특성 변수의 효과를 보기 이전에 거시 투자 변수 반응을 통해 통화정책 충격의 평균적인 효과를 살펴보았다. 이를 위해 기본 3변수 VAR에 비주택 고정투자 변수를 추가한 4변수 VAR을 식별하였다.[8] Figure 3은 거시 투자 변수의 충격반응함수를 나타낸다. 실선 부분은 각각 68%, 90% 신뢰 구간을 나타낸다. 본 연구에서 식별된 통화정책 충격에 대해 거시 투자 변수는 90% 수준에서 유의하지 않은 수준이지만 초기에 증가하여 약 2분기까지 증가한 후 이후 감

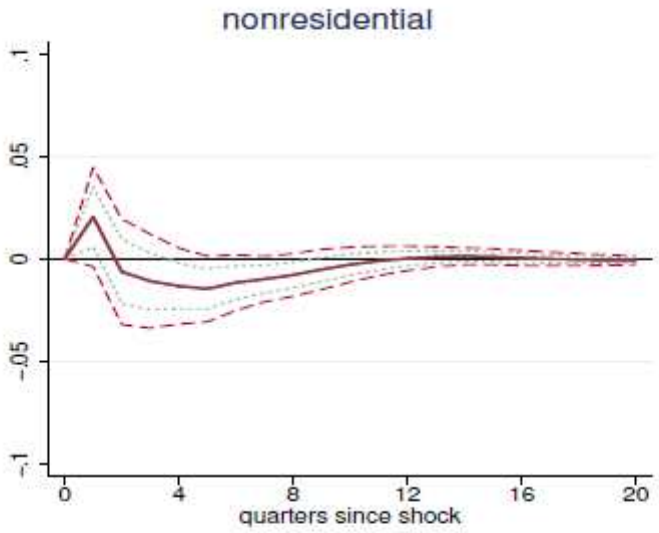


Figure 3. 긴축통화정책충격에 대한 거시 투자변수의 충격반응함수

표준편차 신뢰구간: 짧은 점선(68%), 긴 점선(90%).

소하다가 이전 수준으로 돌아가는 양상을 보인다.

이는 긴축 통화정책 충격에 대해 일반적으로 예상되는 투자의 감소 반응

6) 국소투영모형에 직접 통제변수에 VAR에 포함된 거시경제변수 집합을 추가하여 식별할 수도 있다. 두 식별 방법의 모집단 차원의 동일성에 대해서 (Plagborg-Møller & Wolf, 2021) 를 참고할 수 있다. 표본 집단 차원의 차이가 발생할 가능성을 고려하여 VAR 모형과 비교하여 추정해본 결과 같은 데이터에 대해 상당히 유사하게 추정되었다.

7) 미국 경제의 영향을 통제하는 변수로 유가, 미국 경제의 실업률 등을 추가하였으나 결과는 유사하였다(보고하지 않음).

8) 변수 순서는 GDP, 투자, 인플레이션, 콜금리로 포함하였다((Han & Hur, 2020) 참고).

과 반대되는 반응으로, 통화정책충격에 대한 정보 충격(information shock)으로 해석할 수 있다. 전통적으로 중앙은행의 정책 금리 상승은 경기를 위축시키는 방향으로 작용할 것으로 해석되어 왔다. 그러나 최근 중앙은행이 향후 경기 변동에 대한 중요한 정보의 제공처로 각광받으면서 정책 금리 상승이 경기 변동에 대한 긍정적인 신호로 작용하여 주가 상승과 투자 기회 등의 개선으로 이어지는 정보 충격적 긴축 통화정책 충격에 대한 연구가 제시되었다(Cieslak & Schrimpf, 2019; Jarociński & Karadi, 2020; Nakamura & Steinsson, 2018). 즉 긴축 통화정책이 경기를 위축시키는 방향으로도 작용하지만 확장하는 방향으로도 작용할 가능성이 있다. 이와 관련하여 한국의 통화정책 충격에 대한 연구로 (Lee et al., 2019) 의 경우 2005년 3월부터 2017년 11월까지 금융통화위원회(Monetary policy board)의 성명서 텍스트 마이닝(text mining) 분석을 통해 비예측(unexpected) 충격을 식별하였다. 해당 연구에서 식별된 긴축 통화정책 충격에 대해 KOSPI와 KOSDAQ 주가 지수와의 상관관계가 양의 값을 가짐을 보여 한국의 긴축 통화정책 충격이 정보충격적 성격을 지니고 있음을 보인 바 있다.

이를 고려하면 긴축 통화정책충격에 대한 기업 투자의 반응도 양의 반응을 보일 수 있다. 일반적인 신용 경로 등을 고려하면 긴축통화정책 충격이 기업의 외부자금 프리미엄을 상승시키고 신용 가용성에 영향을 주어 투자를 감소시킬 수 있다. 그러나 긴축 통화정책이 향후 경기 변동에 대한 긍정적인 신호로 작용한다면 오히려 기업의 투자를 진작시킬 수 있다.

나. 국소투영 모형

개별 기업의 마이크로 패널 데이터를 활용하여 기업 특성 변수가 통화정책 충격의 파급경로에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서 추정한 LP-IV 모형은 다음과 같다.

$$\Delta_h k_{j,t+h} = k_{j,t+h} - k_{j,t} = \alpha_{j,h} + \beta_h^m \varepsilon_t^m + \sum_{g=1}^{G} \beta_h^g X_{j,t-1} \varepsilon_t^m + \sum_{g=1}^{G} \gamma_h^g X_{j,t-1} + \Gamma_h^t Z_{j,t-1} + e_{j,t+h} \quad (1)$$

종속변수인 $\triangle_h k_{j,t+h}$는 분석의 대상이 되는 변수로 기업의 유형자산 변동률을 투자 가격 디플레이터(investment price deflator)로 나눠 실질변수로 조정한 변수이다.[9] Figure2는 이 기업별 투자 데이터의 평균값(aggregated micro investment)과 거시경제변수 중 비주택 고정투자(national nonresidential investment) 변수를 비교한 그래프이다. Figure 4에서 볼 수 있는 바와 같이 본 연구에서 사용된 기업별 투자 데이터의 평균값은 거시경제 투자 변수와 유사한 패턴으로 변동한다.

9) 3장에서 통화정책 충격이 기업 신용 가용성 변수에 미치는 영향을 분석한 결과는 종속변수를 기업의 신용 가용성을 나타내는 변수인 (장/단기) 부채비율, (장/단기)차입금, 담보가치로 대체한 모형으로 추정하였다.

• (Figure 4)

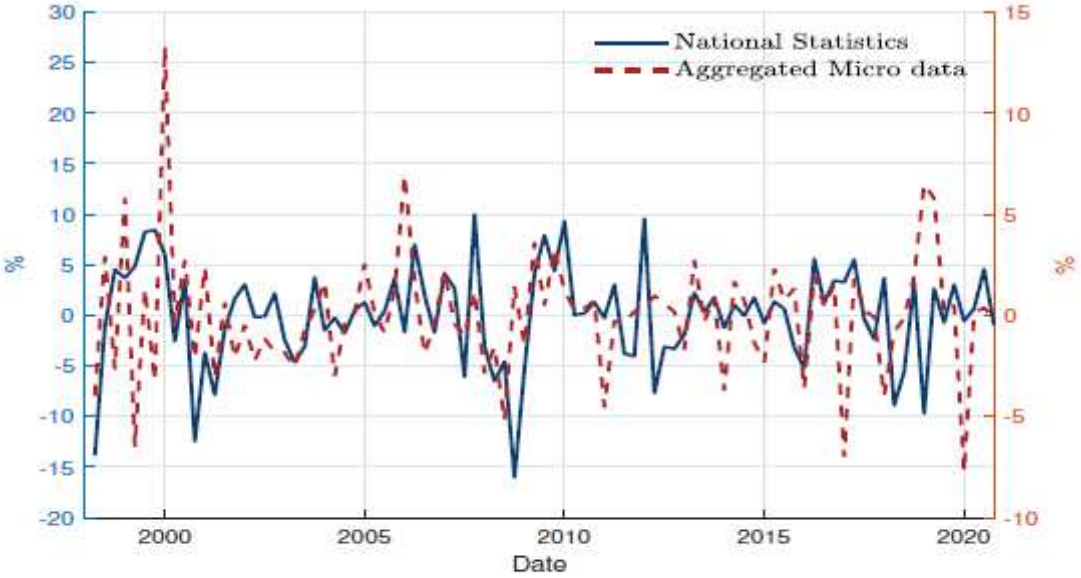


Figure 4. 거시투자 변수와 기업별 투자 데이터 비교

$\alpha_{j,h}$ 는 기업별 고정효과 모수, ε_t^m 는 통화정책충격 변수이다. 이 모형에서 분석의 대상이 되는 통화정책에 대한 충격반응 함수는 12기(3년)에 해당되는 것으로, 통화정책충격 ε_t^m의 계수로 결정된다. $X_{j,t-1}$는 이질적 통화정책 충격 효과 식별의 대상이 되는 기업의 특성 변수(firm characteristics)를 포함한다. 본 연구에서는 앞서 언급한 기존 문헌 연구와 한국 자료 기반 분석을 바탕으로 기업 규모(size), 업력(age), 부채 비율(leverage), 유동성 자산(cash flow), 그리고 토빈 Q(Tobin Q)를 기업 특성 변수로 사용하였다. $Z_{j,t-1}$는 통제변수로서 선형추세와 기업 특성 변수 중에서 전기의 매출 증가율(sales growth)과 당기자산비율(current assets as a share of total assets)를 포함하였다((Ottonello & Winberry, 2020b) 참고).[10] 또한 아시아 외환위기와 금융위기에 해당되는 더미 변수를 추가하였다. 표준오차 모형으로는 기업별 군집강건(cluster-robust) 표준오차를 사용하였다.[11]

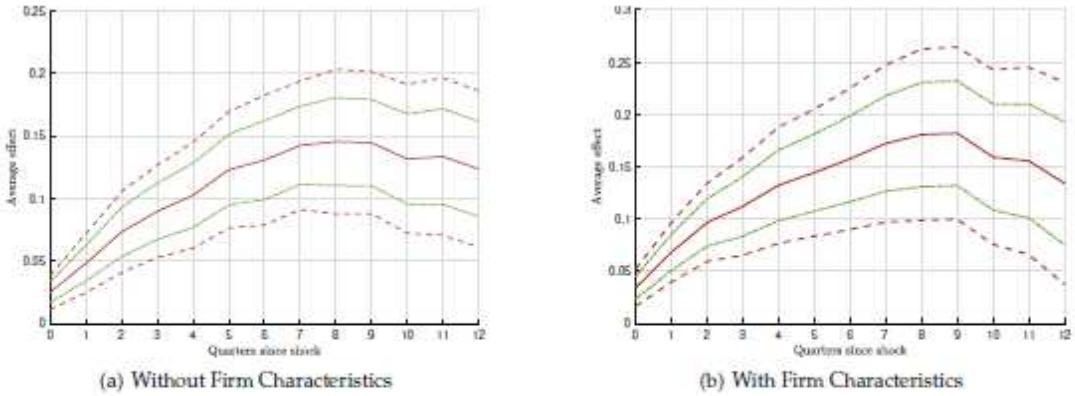
3. 실증 분석 결과

가. 전체 기업 대상 평균 반응 추정 결과

10) (Cloyne et al., 2018)와 같이 통화정책충격 식별 과정에서 거시경제변수에 대한 통제가 이루어졌으므로, 패널 기본 모형 추정에서 거시경제변수는 통제변수에 포함하지 않았고, 이를 포함한 모형에서도 결과는 유사하다(보고하지 않음). (Ottonello & Winberry, 2020b)에서와 같이 각 기업 재무제표 변수와 전기 GDP 간 interaction을 포함하여 기업간 경기변동 민감도 차이를 control하는 변수를 추가로 포함한 결과에서도 기본 모형과 유사한 결과를 확인하였다(보고 하지 않음).

11) 표준 오차를 기업 별 계열상관(serial-correlation)을 고려한 (Driscoll & Kraay, 1998) 모형으로 식별한 경우에도 유사한 결과를 보였다.

Figure 5는 기업 투자 변수에 대해 모형 (1)을 사용하여 추정한 통화정책 충격 대상 충격반응 함수를 나타낸다. Figure 5 (a)는 기업 특성 변수를 제외한 모형의 결과를, Figure 5 (b)는 기업 특성 변수를 포함한 모형 식별 결과를 나타낸다. 두 경우 모두 긴축 통화정책 충격에 대한 투자의 초기 증가 반응이 90% 수준에서 유의한 수준으로 충격 발생 이후 12분기까지 지속적으로 증가하는 양상을 보이며, 기업 특성 변수를 포함하여 이를 통제한 모형에서 투자 증가율이 더 커짐을 알 수 있다.



(a) Without Firm Characteristics (b) With Firm Characteristics

Figure 5. 긴축통화정책 충격에 대한 기업 평균 충격반응함수: 기업 투자.

표준편차 신뢰구간: 짧은 점선(68%), 긴 점선(90%).

긴축 통화정책 충격 식별의 강건성을 확인하고자 다음의 강건성 검증을 수행하고 그 결과를 부록에 제시하였다. 먼저 한국의 긴축 통화정책충격에 대한 기업별 투자변수의 평균적인 반응을 1) 경기 순환 주기별로 살펴보고(Figure A.1.) 2) 한국 경제에 미치는 미국 통화정책의 영향력을 고려하여 (Nakamura & Steinsson, 2018)의 미국의 긴축 통화정책 충격(연방기금금리(federal fund rate) 증가 충격)에 대한 반응을 살펴보았으며(Figure A.2.) 3) 기존 문헌연구와의 결과 비교를 위해 글로벌 금융 위기 이전(2008년)의 데이터를 기반으로 분석한 결과도 비교하였다(Figure A.3.).

경기 순환 주기 별 결과에 대해서는 긴축 통화정책충격에 대해 기업 투자가 경기 확장(expansion) 시기에 지속적으로 증가하고 경기 불황(recession)인 경우 투자 증가폭이 감소하여 긴축 통화정책의 정보충격적 성격이 경기확장기인 경우 두드러지고 불황기일때는 잘 드러나지 않는 것으로 해석할 수 있다. 글로벌 금융 위기 전후 자료와 관련하여 위기 이후 기업의 신용 가용성, 대출 비용 등의 구조변화로 인해 기업의 자본 구조 상태가 기업 수준의 통화정책 충격 반응에 미치는 영향이 금융 위기 전후로 달라졌다는 (Bauer et al., 2019; Gilchrist & Zakrajšek, 2013; Lakdawala & Moreland, 2019) 등의 연구 결과가 있으며, 한국의 경우 (신현열, 2010)에서 2008년 이전까지의 기업 재무제표 데이터를 바탕으로 통화정책에 대한 기업 수준의 설비 투자 변수 반응을 살펴본 결과 긴축 통화정책에 대해 설비 투자가 감소하는 결과를 제시한 바 있다. 이를 고려하여 (신현

열, 2010)와 같은 기간의 분기별 자료를 사용하여 투자 반응을 추정한 결과, 금융위기 이후 시점을 포함한 데이터를 사용한 결과에 비해 투자 증가분의 크기는 작고 증가 시기도 짧았다. 마지막으로 미국의 긴축 통화정책 충격에 대한 기업투자의 반응도 충격 이후 지속적으로 증가하여 약 8분기 이후 90% 수준에서 유의한 수준으로 증가하였다.

요약하자면 통화정책에 대한 기업 수준의 패널 데이터 기반 투자 변수의 평균적인 반응은 긴축 통화정책충격에 일반적으로 예상되는 음의 반응이 아닌 지속적이고 90% 수준에서 유의한 수준으로 증가하는 반응이 나타난다. 이러한 반응은 긴축 통화정책으로 인한 기업의 신용 가용성 변화와 관련하여 해석할 수 있다. 통화정책의 파급 경로 중 전통적인 이자율 경로나 1990년대 이후 부각된 신용경로 모두 긴축 통화정책충격에 따라 기업의 투자가 감소할 것으로 본다. 그러나 앞서 언급한 통화정책의 정보충격적 성격을 고려하면 긴축 통화정책충격이 향후 경기 부양에 대한 신호로 작용하여 통화정책충격에 대해 기업의 신용 가용성이 영향을 받지 않았거나 오히려 증가했을 수 있다.

이러한 신용 경로의 직관을 고려하여 먼저 기업의 신용 가용성 변화를 살펴보았다. 기존 문헌연구에서 기업의 신용가용성에 대한 대리변수로 부채비율(e.g., (신현열, 2010) 등), 차입금비율(이상래 & 오현탁, 2012)[12]등이 사용되었다. 이를 고려하여 본 연구에서는 부채비율과 차입금비율 변수의 통화정책충격에 대한 충격반응함수를 추정하였다.

Figure 6은 68% 수준과 90% 수준의 전체 기업의 외부자금(=(부채+주식자금조달)/자기자본) 및 부채비율의 평균적 충격반응함수를 나타낸다. 평균적인 부채비율은 전 기간에 걸쳐 유의하지 않은 반응을 나타냈으며, 이는 장· 단기 부채비율로 나눈 결과에서도 동일하였다. 흥미로운 점은 부채비율과 달리 외부 자금 및 기업의 총차입금 비율을 분석한 결과 긴축 통화정책 충격에 대해 기업의 신용가용성이 오히려 증가하는 양상을 보인 점이다. Figure 7은 68% 수준과 90% 수준의 전체 기업 기업의 담보가치와 총차입금, 단기 및 장기차입금 비율의 평균적 충격반응함수를 나타낸다. 총차입금비율을 살펴보면 전체 기업은 차입금 비율을 약 2분기까지 유의한 수준으로 줄이다가 이후 점차 늘리는 것으로 보인다. 주목할 만한 점은 기업들이 90% 유의한 수준에서 단기차입금을 줄이고 장기차입금을 늘린다는 점이다. 이는 금리 변동 시 기업들은 일반적으로 단기에 조정이 용이한 자금을 우선적으로 조정하게 되고, 결국 금리 상승에 대해 단기차입금을 상환하는 것으로 볼 수 있다. 이에 반해 긴축충격에 대해 장기차입금과 기업 담보가치가 증가하는 것은 앞서 언급한 정보충격적 통화정책의 성격을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 긴축 통화정책충격의 정보충격적 성격과 기업 담보 가치 상승은 은행의 장기 자금 대출 공급 증가로 이어질 가능성이 있고, 기업은 통화

12) (이상래 & 오현탁, 2012)은 기업의 신용가용성에 대한 대리 변수로 차입금 비율을 사용하였다. 차입금 비율이 기업의 신용제약 여부를 판별하기에 적절한 이유는 비대칭 정보하에서 불확실성에 따른 프리미엄을 고려하면 은행대출이 다른 부채에 비해 상대적으로 자금조달비용이 낮을 수 있지만 은행의 (총)대출한도가 존재하므로 차입 비율이 낮은 기업은 자금 제약 기업으로 판단할 수 있기 때문이다.

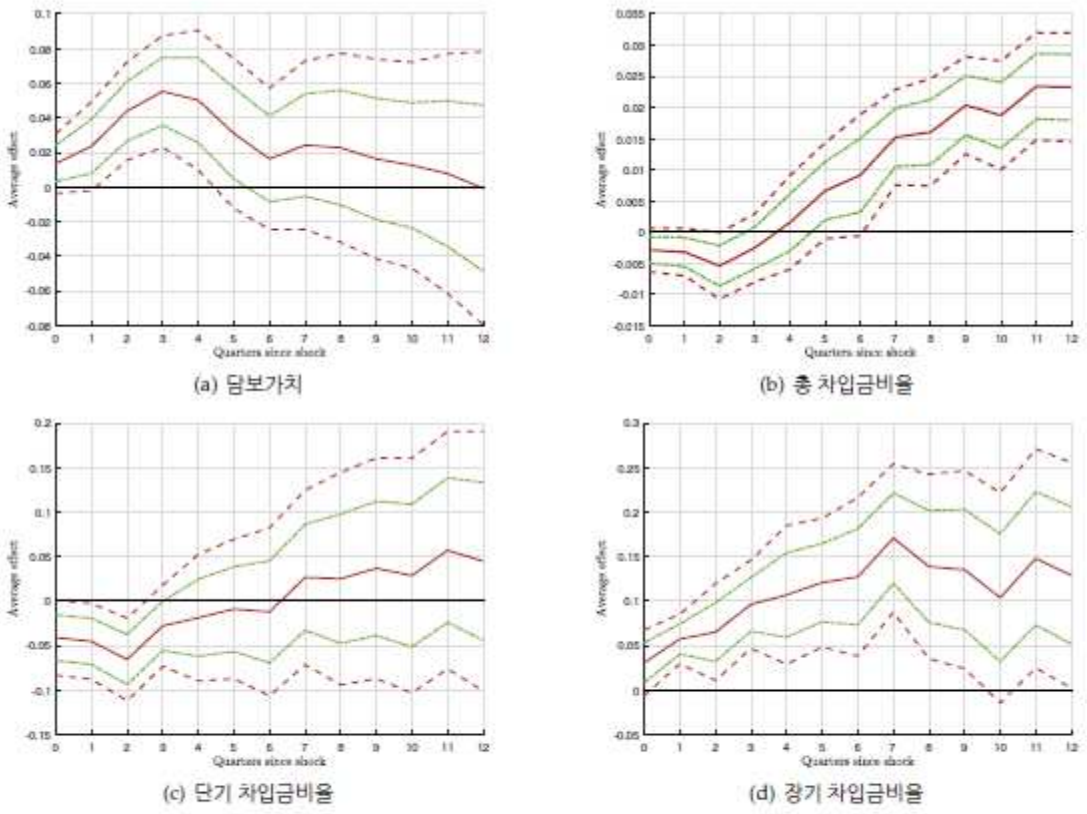


Figure 7. 긴축통화정책 충격에 대한 기업 평균 충격반응함수.

표준편차 신뢰구간: 짧은 점선(68%), 긴 점선(90%).

정책 충격으로 인한 외부자금 프리미엄 상승에도 불구하고 투자자금으로서 장기 자금 조달이 갖는 장점으로 인해 장기 자금 조달을 늘리는 데 기인할 가능성이 있다.

요컨대 한국의 긴축통화정책충격에 대해 기업의 신용 가용성은 축소되지 않고 오히려 증가할 가능성이 있는 것으로 보인다. 외부자금 프리미엄의 상승으로 단기차입금은 감소할 수 있으나 기업은 이에 대해 장기대출 증가로 대응하여 이는 결국 투자증가로 이어진다고 해석할 수 있다. 이러한 점은 한국의 긴축 통화정책에 대해 기업의 신용 가용성이 축소됨을 보인 (신현열, 2010)의 결과와 일치하지 않는다. (신현열, 2010)의 경우 제조업의 상장기업만 아니라 외감법인을 포함하여 보다 금융제약에 민감할 가능성이 있는 소규모 기업이 포함된 데이터를 바탕으로 분석한 점, 또한 긴축 통화정책의 효과 분석에 있어 본 연구에서는 연간 자료가 아닌 분기별 자료를 사용하여 식별된 통화정책충격의 성격이 다른 점 등으로 해석할 수 있다.

나. 기업 특성 변수에 따른 집단 별 반응

(1) 기업 특성 변수

긴축 통화정책충격에 대해 어떤 성격의 기업에서 상대적으로 투자결정에 더 많은 영향을 받았는지 분석하기 위해 기업 특성 별 반응 분석을 진행하였다.

본 연구는 이 중 다양한 대리 변수를 활용하여 각 국가의 긴축통화정책이 미국과 영국의 기업 투자에 미치는 영향을 연구한 (Cloyne et al., 2018)을 바탕으로 1) 영업현금흐름(cash flow)(Figure 8), 2) 토빈 Q(Tobin Q)(Figure 9), 3) 기업 규모(size)(Figure 10), 4)기업 업력(age)(Figure 11), 5) 부채 비율(leverage)(Figure 12) 변수를 기업특성변수 및 금융 제약의 대리변수로 활용하여 각 기업 특성 변수 별로 긴축통화정책의 투자에 미치는 영향을 살펴보았다. 각 기업 특성 변수의 수준별 분석에서는 해당 변수의 낮은 수준(하위 30%), 중간 수준(30-70%), 높은 수준(70% 이상)으로 나누어 각 반응을 분석하였다.[13)]

(2) 기업 특성 변수에 따른 집단 별 실증 분석 결과

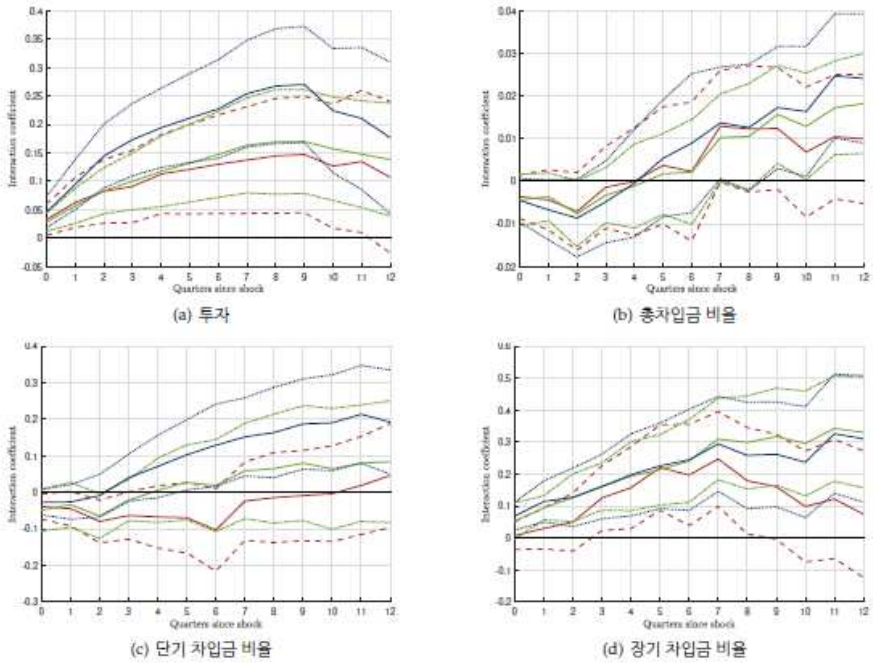
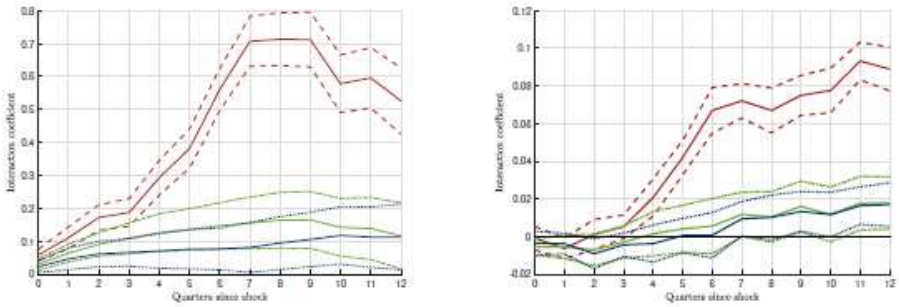


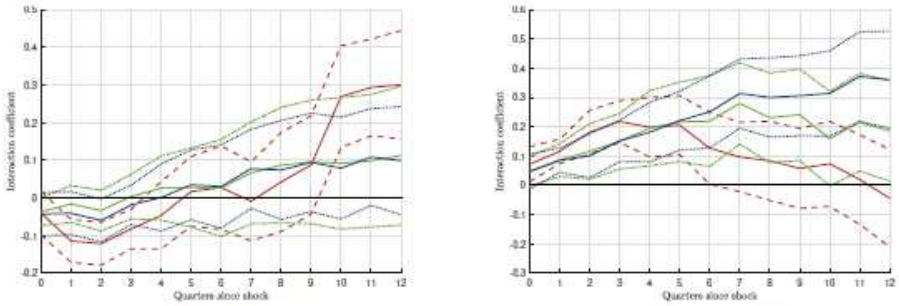
Figure 8. 기업특성변수 별 충격 반응 함수 - 현금 흐름.

NOTES. 변수 수준: low(blue), mid(green) high(red). 표준편차 신뢰구간: 90%.

13) 이러한 구분을 4분위로 나누어 분석한 결과도 유사하다.



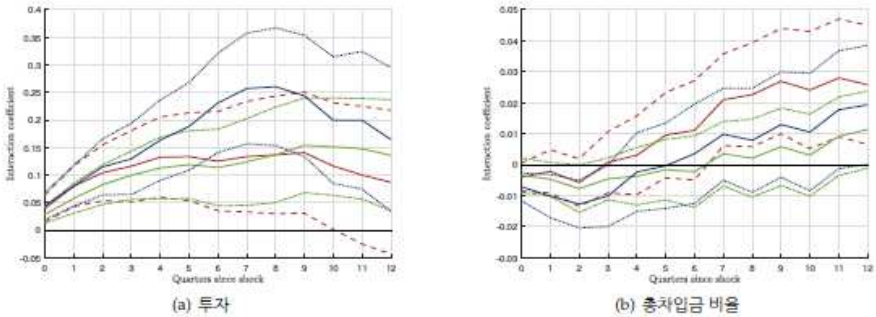
(a) 투자 (b) 총차입금 비율



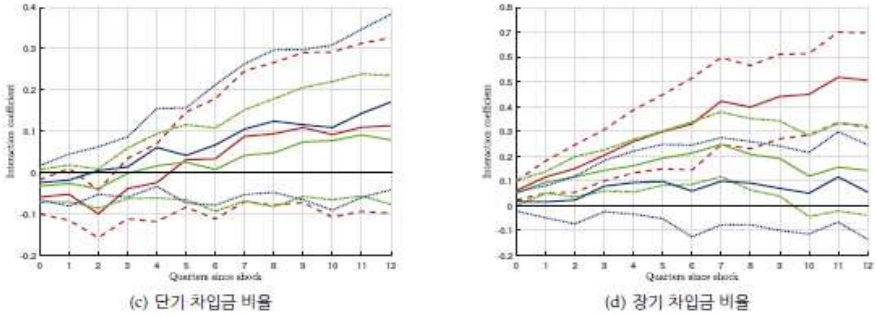
(c) 단기 차입금 비율 (d) 장기 차입금 비율

Figure 9. 기업특성변수 별 충격 반응 함수 - 토빈 Q.

NOTES. 변수 수준: low(blue), mid(green) high(red). 표준편차 신뢰구간: 90%.



(a) 투자 (b) 총차입금 비율



(c) 단기 차입금 비율 (d) 장기 차입금 비율

Figure 10. 기업특성변수 별 충격 반응 함수 - 기업 규모(size).

NOTES. 변수 수준: low(blue), mid(green) high(red). 표준편차 신뢰구간: 90%.

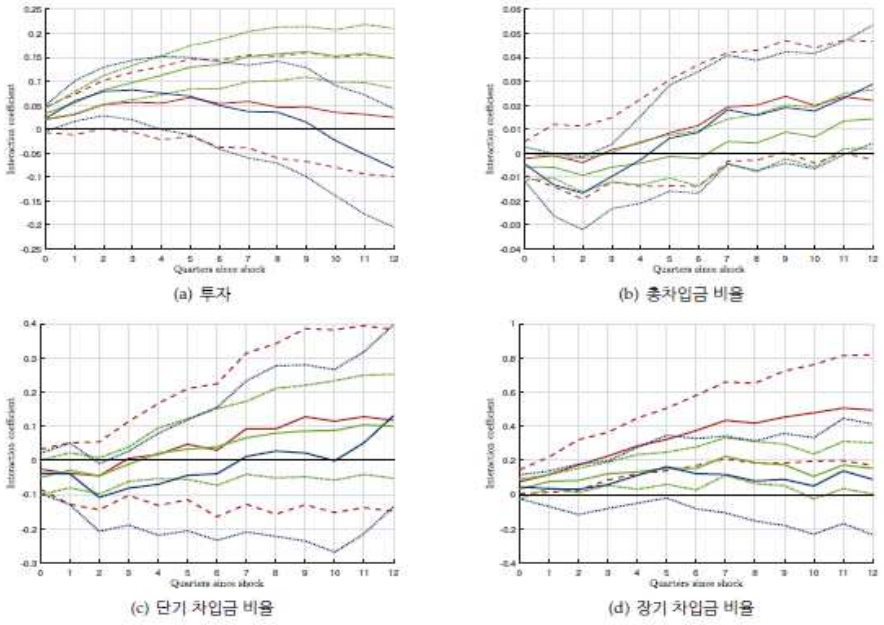


Figure 11. 기업특성변수 별 충격 반응 함수 - 기업 업력(age).

NOTES. 변수 수준: low(blue), mid(green) high(red). 표준편차 신뢰구간: 90%.

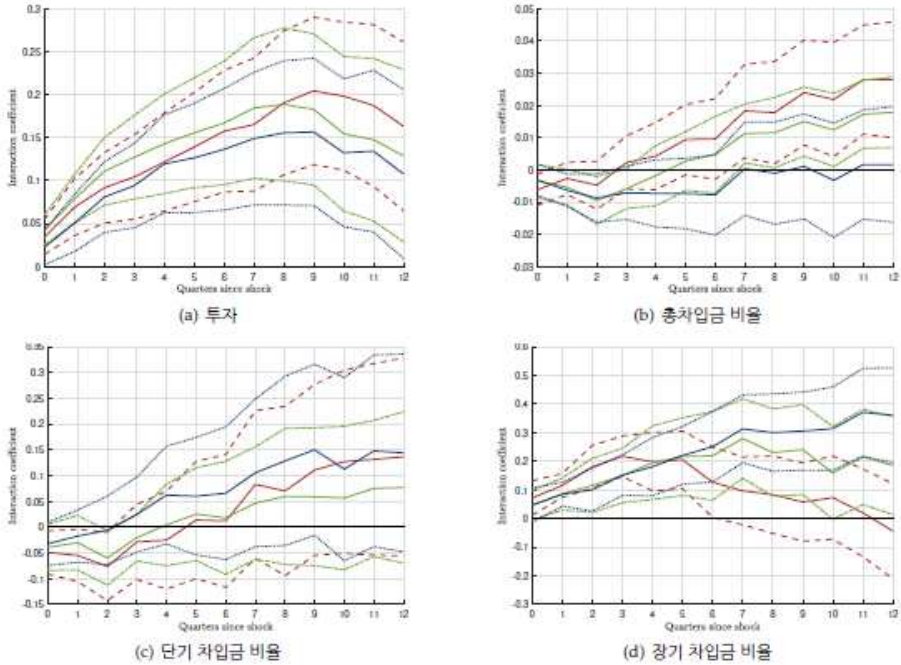


Figure 12. 기업특성변수 별 충격 반응 함수 - 부채비율(leverage).

NOTES. 변수 수준: low(blue), mid(green) high(red). 표준편차 신뢰구간: 90%.

Figure 8에서 12까지의 결과는 각 기업 특성 변수의 수준별 기업투자와

총차입금 비율, 장단기 차입금비율의 반응을 나타낸다.[14] 이를 바탕으로 발견한 사실은 다음과 같다. 특성 변수 별 분석에서 모든 기업집단은에서 긴축 통화정책 충격에 대해 투자가 양의 반응을 나타냈다. 이러한 통화정책에 대한 반응은 앞서 언급한 선행 연구들의 결과와는 달리 긴축 통화정책충격에 대해 예상되는 경로와 반대의 결과를 보였다. 즉, 확장적 통화정책충격의 경로와 유사한 양상을 띠어 정보충격적 긴축 통화정책의 경로가 더 크게 작동하는 것으로 해석할 수 있다.

먼저 기업 특성변수 집단별 신용 가용성 변수의 반응을 총차입금 비율, 장기 및 단기 차입금비율의 세 가지 신용 가용성 변수를 통해 살펴보았다. 그 결과 대부분의 기업 특성변수 집단 별 반응에서 긴축 통화정책충격에 대해 세 가지 신용 가용성 변수들은 모두 증가하거나 유의하지 않은 수준에 머물러 있는 반응을 보였다. 세 가지 신용 가용성 변수 중 특히 장기차입금비율은 대부분의 집단에서 유의한 수준으로 증가하였다. 즉, 긴축 통화정책충격에 대해 오히려 기업의 신용 가용성이 확대되고 투자가 증가하는, 일반적인 긴축 통화정책의 신용경로에서 예측되는 것과 반대의 결과가 나타났다.

다음으로는 유동성 자산인 현금흐름을 활용하여 대차대조표 경로를 검증하였다. 해당 분석의 결과는 일반적으로 (확장적 통화정책 또는 정보충격적 긴축 통화정책의) 대차대조표경로에서 예측되는 대로 현금흐름의 증가에 따라 기업의 투자 역시 증가하기는 하나, 기업별 영업현금 보유 수준에 따른 투자 증가폭에는 거의 차이가 없었다. 이러한 차이는 앞서 기업특성변수의 시계열 그래프에서 살펴본 바와 같이 전반적인 상장 기업의 기업 운영의 방향이 운영 위험에 대비하기 위해 안전한 방향으로 변하여 왔으며 이로 인해 개별 기업 간 대차대조표 변수의 분포가 유사한 형태로 변하여 기업 간 차이가 시간이 지나면서 점점 감소했기 때문으로 해석할 수 있다.

자산가격경로의 유효성은 토빈 Q 변수를 통해 살펴볼 수 있다. 토빈 Q는 통화정책의 자산가격경로를 검증하는 선행 연구들에서 사용된 변수로, 토빈 Q가 높은 기업일수록 보유 자산을 효율적으로 이용하여 기업의 시장평가가치가 높은 기업임을 의미한다. 통화정책의 자산가격경로에 따르면 통화정책이 자본시장으로의 유동성 유입에 영향을 미쳐 이것이 기업의 주식발행을 통한 자금 조달에 영향을 주고 이는 투자 변동으로 이어질 수 있다. 즉 자산가격경로에 따른 전통적인 긴축 통화정책충격은 일반적으로 자본시장으로의 유동성 유입을 저해하여 주가가 하락하고 토빈Q값이 하락할 수 있다.

본 연구에서도 자산가격경로에 대한 기존 문헌연구의 예측대로 긴축 통화정책충격에 대해 토빈Q 자체는 감소하였다(부록 Figure A.4. 참조). 그러나 토빈 Q 수준에 따라 기업 집단을 구분한 분석에서 모든 집단의 경우 통화정책 충격에 대해 투자가 증가하는 반응을 보였다. 이는 본 연구에서 식별된 긴축 통화정책충격에 대해 일반적인 긴축 충격에 대한 자산가격경로가 작동하지 않거나

14) 앞서 부채비율의 충격반응이 유의하지 않았던 점과 부채비율이 기업 특성 변수로 사용되기에 이를 신용 가용성을 보여주는 종속변수로도 사용하는 것은 적절하지 않다는 점을 고려하여 신용 가용성 변수로 차입금 비율을 사용하였다.

혹은 통화정책에 대해 정보충격적 자산가격경로가 작동하는 것으로 해석할 수 있다.

또한 긴축통화정책하에서 기업들의 투자가 늘어나는 정도는 기업집단의 토빈 Q 수준에 비례하는 것으로 나타났다. 이러한 점은 기업이 투자에 필요한 자금을 주식으로 조달하는 경우 토빈 Q 수준이 높을수록 자금조달이 더 용이하여 투자를 늘릴 수 있기 때문인 것으로 해석된다.

위에서 살펴본 주요통화정책전달경로들 외에 기업들의 재무제약여부를 나타내는 대리 변수로 사용한 기업 규모, 업력, 부채규모의 차이에 따른 기업집단 별 통화정책의 효과 차이를 분석한 결과는 다음과 같다. Figure 10(a)의 기업 규모별 분석에서 기업 투자는 유의한 수준은 아니나 기업의 규모가 작은 경우 투자 증가 반응이 더 큰 것으로 나타났다. 이는 기업의 규모가 작을수록 더 심각한 자금 제약에 직면한다는 기존 연구들의 결과와 달리 한국의 상장 기업 중 소규모 기업의 투자가 긴축 통화정책에 의해 크게 감소하지 않았음을 의미한다.

기업의 업력 별로 긴축통화정책의 효과를 분석해 보면 Figure 11(a)에서 볼 수 있는 대로 모든 수준의 기업 업력별 집단에서 투자가 증가한다. 특히 중간 수준의 업력을 가진 기업들의 투자증가 효과가 가장 크다. 업력이 짧은 기업집단의 경우에도 긴축 통화정책충격에 대해 투자가 감소한다는 (Cloyne et al., 2018)의 결과와 달리 본 연구에서는 투자가 유의한 수준으로 증가하는 것으로 나타났다. Figure 12(a)의 기업의 부채비율 별 투자 반응 분석에서도 부채비율별로 큰 차이를 보이지 않았다.

이러한 사실은 긴축통화정책충격이 정보충격적 성격을 지녀 이에 대해 대부분의 기업 특성별 집단의 경우 장기차입금비율이 오히려 증가했다는 사실과 일치한다. 긴축 통화정책 충격에 대해 대부분의 기업 집단에서 단기 차입금은 감소하였다. 이러한 단기 차입금의 감소는 충격 직후 발생하였다. 이러한 금리 상승에 의한 단기 자금 상환은 (신현열, 2010)에서도 언급된 것으로, 기업이 긴축 통화정책으로 인한 금리 상승에 조정이 용이한 단기 차입금 상환으로 대응하는 것으로 해석할 수 있다. 흥미로운 점은 (신현열, 2010)에서는 장단기 부채 모두 긴축 통화정책에 대해 감소하는 결과를 보인 반면, 본 연구에서는 장기 차입금의 경우 증가하는 결과를 보였다는 점이다. 장기차입금의 증가효과는 기업의 규모가 크거나 업력이 긴 기업들 혹은 부채 비율이 높은 기업들에게서 더 크게 나타났다.

이렇듯 긴축통화정책하에서 해당 기업들의 활발한 장단기 차입금 조정은 유럽과 마찬가지로 한국에서도 관계 금융(relationship banking)으로 인해 통화정책의 신용경로가 미약하게 작용하기 때문이거나 (De Haan & Sterken, 2006; González, 2015; 서상원 & 위경록, 2017; 황수영 et al., 2021) 혹은 통화정책 변화에 따른 기업들의 최적부채구조의 변화로 기업들의 장단기 차입금 조정이 나타난 것으로 해석할 수 있다(Colla et al., 2020; Rauh & Sufi, 2010).

기업 특성 변수 수준에 따른 가장 유의한 차이는 자산 가격의 변동을 반영하는 토빈Q 분석에서 나타났다. 즉, 긴축 통화정책충격에 대해 토빈 Q가 높은 기업에서 낮은 경우나 중간 수준에 비해 유의하게 투자가 증가하는 것으로

나타났다.[15] 그러나 토빈 Q 수준에 따라 기업의 투자 증가 정도는 크게 차이 난다. 특히 높은 수준의 토빈 Q 값을 지닌 기업의 경우 다른 집단에 비해 투자가 크게 증가하는 것으로 나타났다는 점에서 정보충격적 통화정책의 자산가격경로가 잘 작동하는 것으로 해석할 수 있다.

요컨대 먼저 긴축 통화정책충격이 정보충격적 성격을 지님으로 기업의 신용가용성을 늘리는 효과를 가져와 대차대조표 경로 작동 여부가 잘 드러나지 않는 것으로 보인다. 본 연구의 기업 특성 변수 별 분석에서 금융 제약에 더 노출될 것으로 보이는 기업 집단에서 투자가 증가하거나 오히려 그 증가폭이 더 큰 경우가 존재했다. 이는 금리 상승에도 불구하고 기업들이 장단기 차입금 조정을 바탕으로 투자 자금을 마련한 것으로 해석할 수 있다. 또한 통화정책충격이 내포하는 향후 경기에 대한 긍정적 신호로 인하여 자본 시장에 유동성 유입이 증가하였고 기업들이 이를 바탕으로 주식 발행을 통해 투자자금을 마련할 수 있어 투자가 증가한 것으로 해석할 수 있다. 이로 인해 시장의 유동성이 풍부하여 내부자금 보유 수준의 차이가 기업의 투자에 유의미한 차이를 가져오지는 않는 것으로 나타나 대차대조표경로가 기존 연구결과에 비해 미약하게 작동하는 것으로 해석할 수 있다.

(3) 기업 특성 변수에 따른 집단 별 실증 분석 결과 : TobinQ + alpha

앞선 분석에서 기업특성 변수에 따른 집단 별 반응은 토빈 Q 변수의 경우를 제외하고 그 집단별 차이가 유의하지 않았다. 이는 각 기업 집단별로 토빈 Q의 효과가 섞여 있는 것에 기인할 가능성이 있다. 이에 본 연구에서는 (Cloyne et al., 2018) 를 참고하여 기업 규모와 업력, 부채비율, 영업현금흐름의 4가지 기업 특성변수 수준별 집단을 각각 토빈 Q 수준으로 나눠 각 기업특성변수 별 투자반응이 토빈 Q 수준에 따라 달라지는 지 확인하였다.

Figure 13에서 4가지의 기업 특성 변수별 집단을 각각 토빈 Q수준에 따라 고(high), 중(mid), 저(low) 집단으로 나누어 비교한 결과 모든 기업특성 변수 수준별 집단에서 저(low) 토빈 Q 집단에 비해 고(high) 토빈 Q 집단에서 투자 증가 반응의 크기가 더 큰 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 부채비율이 높거나 업력이 짧은 경우 이러한 정보충격적 통화정책의 자산가격경로 작동의 효과가 약화되어 높은 토빈 Q 수준의 기업과 낮은 토빈 Q 수준 기업 간 투자 증가 차이가 유의하지 않은 수준으로 줄어들었다는 점이다. 그에 비해 대부분의 경우 토빈 Q 가 높은 기업에서 유의한 수준으로 투자가 더 크게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 높은 토빈 Q를 보이는 기업이 주식 발행을 통한 투자자금조달에 더 용이하거나, 또는 이러한 방식으로 투자자금을 조달하여 투자를 증가시키는 것에 유리하기 때문으로 해석할 수 있다.

15) 통화정책의 파급경로에서 토빈 Q를 주요 기업특성 변수로 다룬 연구는 (박상준 & 육승환, 2018) 이 있다. 기업의 투자 결정 요인에 대한 분석 연구 중에서 한국의 기업 재무제표 데이터를 사용하여 기업 부채가 기업의 설비투자에 미치는 영향을 분석한 (홍기석, 2006) 과 (Hong et al., 2007)의 경우에도 토빈 Q는 유의한 설명변수로 나타났다.

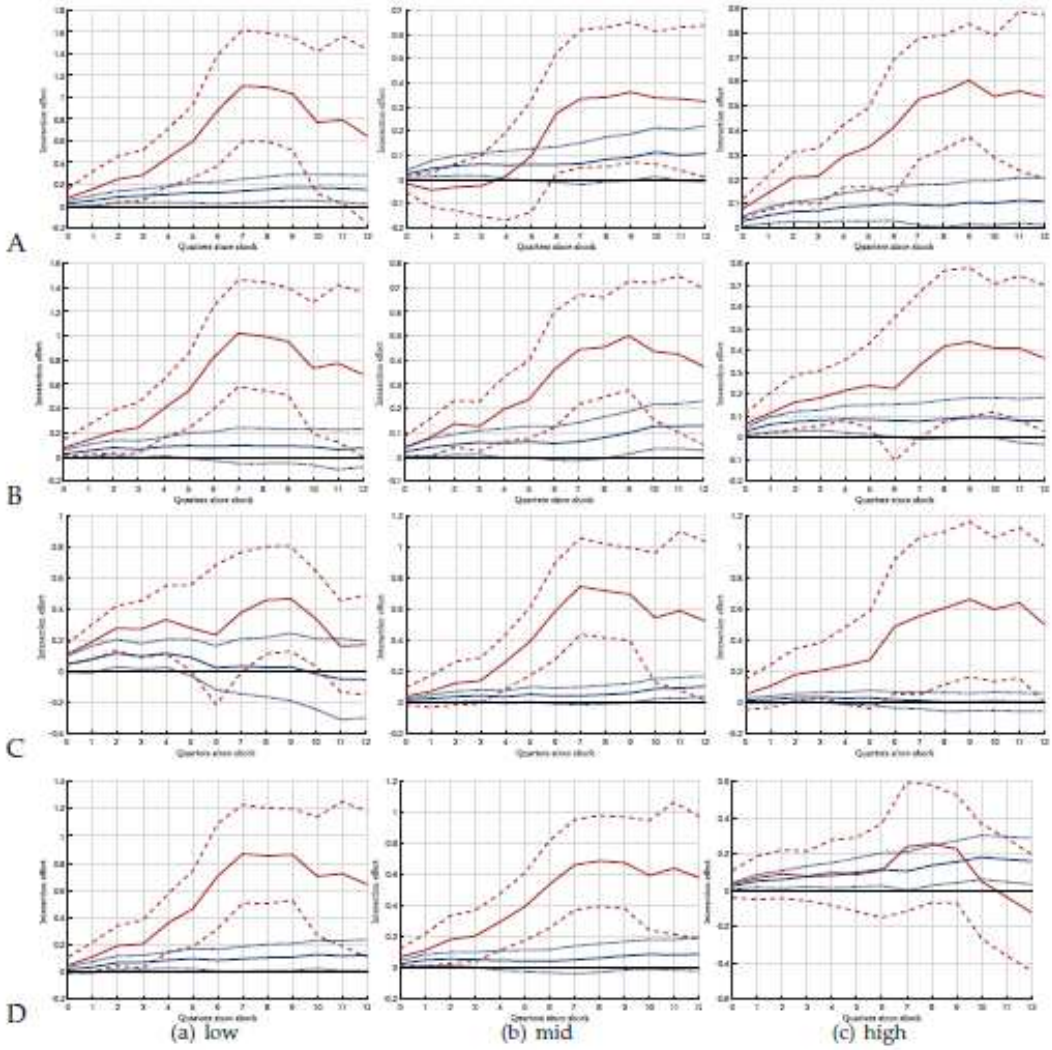


Figure 13. 기업특성변수 별 기업 투자 충격 반응 함수 - 기업 특성 변수 * 토빈 Q .

NOTES.
A: 현금 흐름 * 토빈 Q, B: 기업 규모 * 토빈 Q, C: 기업 업력 * 토빈 Q, D: 부채 비율 * 토빈 Q.
(a): 기업 특성 변수: 낮은 수준, (b): 기업 특성 변수: 중간 수준, (c): 기업 특성 변수: 높은 수준.
토빈 Q 수준: 낮은 토빈Q(파랑), 높은 토빈 Q(빨강).
(예시: A (a) - 낮은 현금 흐름 기업군의 토빈 Q 수준(낮은 토빈Q(파랑), 높은 토빈 Q(빨강))에 따른 기업 투자 충격 반응)
표준편차 신뢰구간: 90%.

IV. 맺음말

본 연구는 통화정책이 기업 투자에 미치는 영향을 한국 기업의 재무제표 데이터를 이용하여 LP-IV 모형을 통해 분석하였다. 기업 특성 변수로는 기업 규모(size), 업력(age), 부채 비율(leverage), 유동성 자산(cash flow), 그리고 토빈

Q(Tobin Q)를 사용하여 자산가격경로와 대차대조표 경로를 살펴보았다.

분석 결과 긴축 통화정책충격에 대해 기업 투자는 평균적으로 양의 반응을 나타냈다. 또한 장기차입금 비율이 오히려 증가하여 기업의 신용 가용성이 증가했다고 볼 수 있다. 즉 본 연구에서 식별된 충격은 일반적인 긴축 통화정책충격이 아닌 정보충격적 통화정책충격의 성격이 커서 신용경로를 고려하면 투자가 증가하는 방향의 확장적 정책 경로가 작동했다고 볼 수 있다.

구체적으로, 자산가격경로와 관련하여 토빈Q 수준이 높은 기업이 투자를 유의하게 늘리는 것으로 나타났다. 대차대조표경로 검증을 위해 영업현금보유비율 수준에 따른 투자 증가폭을 살펴본 결과 수준에 따른 투자 반응함수의 차이가 거의 없었다. 이는 시장 유동성 증가로 기업 투자에 대한 유동성자산의 영향력이 축소되어 대차대조표 경로가 약하게 작용하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 영향은 금융위기 이후 많은 기업의 운영이 리스크를 줄이기 위해 부채비율을 줄이고 일정 수준 이상의 현금을 보유하는 방식으로 변화하면서 대차대조표에 있어서 양호한 기업과 그렇지 못한 기업 간 차이가 줄어드는 데서 기인할 수 있다.

이러한 긴축 통화정책에 대한 반응은 언급한 선행 연구들의 결과와 달리 긴축 통화정책충격에 대해 예상되는 경로와 반대의 결과, 즉 확장적 통화정책충격의 경로와 유사한 정보충격적 긴축 통화정책의 경로가 더 크게 작동하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 충격에 대해 신용경로에서 예측되는, 긴축 통화정책충격에 대한 기업의 재무상황에 따른 반응 차이는 크게 드러나지 않고 토빈 Q 분석 모형 결과에서 드러나는 것과 같이 자산가격경로가 강하게 작동하는 것으로 드러났다. 이러한 결과는 통화정책의 파급효과 분석에서 통화정책 충격의 식별 방법이 중요할 수 있음을 보여준다.

본 연구의 이러한 결과는 분석에 사용된 자료의 특성을 고려하여 해석될 필요가 있다. 먼저 이 연구결과는KOSPI와 KOSDAQ 상장기업의 재무제표 데이터를 기반으로 도출된 것으로, 상대적으로 재무여건이 좋을 가능성이 높은 기업을 대상으로 도출된 결과라는 점에서 한계가 있기에 추후 외감법인 등 더 넓은 범위의 기업을 대상으로 한 연구로 확대될 필요가 있다고 하겠다. 또한 상장기업이 갖는 전체 기업에 대한 대표성과 관련하여 주식 시장의 제조업 편중 현상(김도완 et al., 2021) 등 유형투자라는 투자변수의 특성과 산업 별 효과를 고려하여 해석되어야 한다. 이러한 점은 추후 연구에서 고려 및 보완하여 진행할 계획이다.

<부록>

한국의 긴축 통화정책충격의 정보충격적 성격에 대한 강건성 검증을 위해 기업별 투자변수의 평균적인 반응을 1) 경기 순환 주기별로 살펴보고 2)) 한국 경제에 미치는 미국 통화정책의 영향력을 고려하여 ((Nakamura & Steinsson, 2018)의미국의긴축통화정책충격(연방기금금리(federal fund rate) 증가)에 대한 반응을 분석하였으며 3) 기존 문헌연구와의 결과 비교를 위해 글로벌 금융 위기 이전 시점의 데이터를 기반으로 살펴보았다.

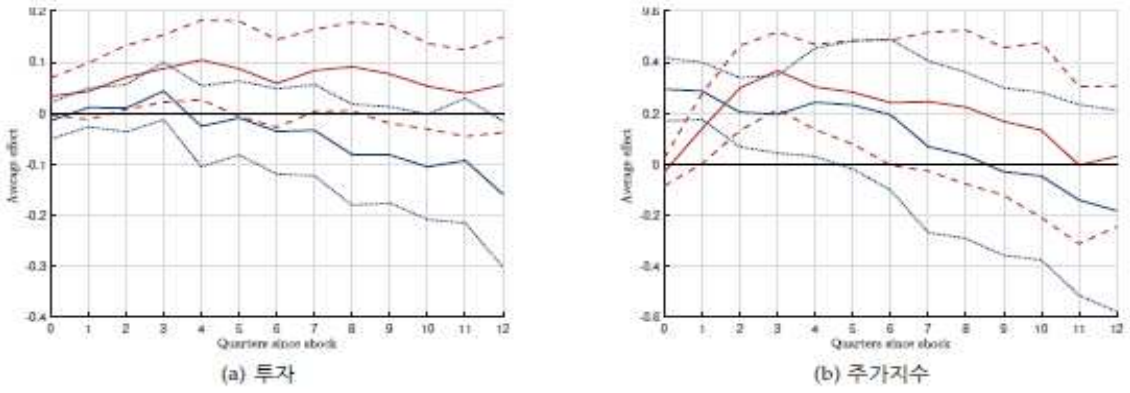


Figure A.1. 경기순환주기별 투자 및 주가지수 충격반응함수

NOTES. 경기호황기: 빨강, 경기긴축기: 파랑. 표준편차 신뢰구간: 90%.

Figure A.1. 은 경기 순환 주기 별 분석 결과를 나타낸다. Figure A.1.(a)에서 긴축적 통화정책충격에 대한 경기 확장기의 반응과 90% 수준의 신뢰구간은 빨간 색으로, 경기 긴축기의 경우에는 파란 색으로 나타난다. 긴축 통화정책충격에 대해 기업의 투자는 경기 확장(expansion) 시기인 경우 지속적으로 증가하는 양상을 보였고, 불황(recession)인 경우 초기 증가 폭이 감소하여 유의하지 않은 수준으로 약 3분기까지 증가하다가 이후 지속적으로 감소한 뒤 12 분기 정도에는 유의하게 감소하는 양상을 보인다. 이는 긴축 통화정책의 정보충격적 성격이 경기확장기에서 두드러지고 불황기에서는 잘 드러나지 않는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 정보충격적 긴축 정책의 확장적 효과가 향후 경기 확장에 대한 기대감으로 인한 것이라는 점에서 이 충격이 정보충격적 긴축 정책의 성격이 강함을 보여준다. 이와 마찬가지로 긴축 통화정책의 기업 주가(share price)의 반응(Figure A.1.(b)) 또한 경기확장기에서 증가하다가 불황기인 경우 초기에 증가하고 이후 지속적으로 감소하는 양상을 보인다.

Figure A.2. 에서는 한국 경제에 미치는 미국 통화정책의 영향력을 고려하여 (Nakamura and Steinsson, 2018)의 긴축 FFR 충격에 대한 기업별 투자변수의 평균적인 반응을 식별한 결과를 살펴보았다. (Nakamura and Steinsson, 2018)의 연구에서는 1995년 1분기부터 2014년1분기까지의 자료를 사용하였으나, 본 연구에서는 자료 시작점인 1998년 1분기부터 2014년 1분기까지의 자료를 사

용하였다. 이 경우에도 한국 기업 투자 변수의 평균적 반응은 지속적으로 증가하여 약 8분기 이후 90% 수준에서 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

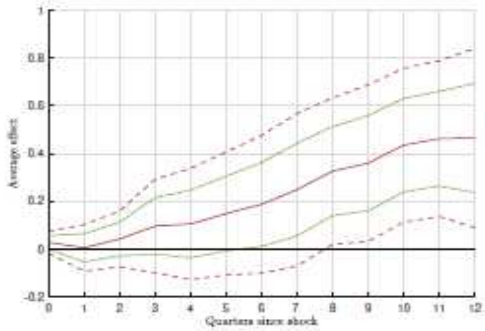
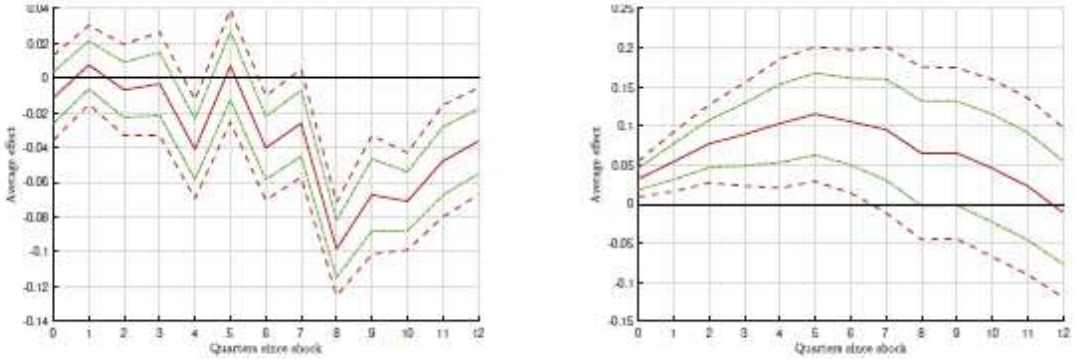


Figure A.2. 미국의 긴축 통화정책 충격에 대한 한국 기업 투자의 충격반응함수

자료: Nakamura and Steinsson (2018)의 긴축통화정책충격 자료 사용(1998년 1분기부터 2014년1분기)
표준편차 신뢰구간: 짧은 점선(68%), 긴 점선(90%).



(a) 기업 특성변수 통제하지 않은 경우 (b) 기업 특성변수 통제한 경우

Figure A.3. 2008년 이전 긴축통화정책 충격에 대한 기업 평균 충격반응함수: 기업 투자

NOTES. 표준편차 신뢰구간: 짧은 점선(68%), 긴 점선(90%).

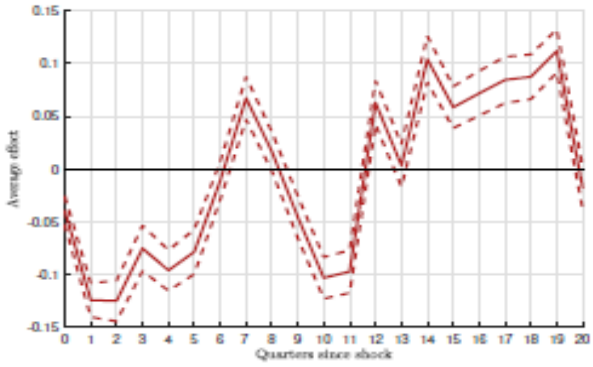


Figure A.4. 긴축통화정책충격에 대한 기업 평균 토빈 Q 충격반응함수

표준편차 신뢰구간: 90%.

Figure A.3. 에서는 글로벌 금융 위기 이전 시점의 데이터 기반 투자 변수 반응을 살펴보았다. 기업 특성 변수를 포함하지 않은 모형의 경우 초기 값은 유의하지 않은 수준에서 약간 감소하고 이후 약 6분기 이후부터 지속적으로 90% 수준에서 유의하게 감소하는 반응을 보였다. 그러나 이 경우에도 기업 특성 변수를 추가하여 식별한 결과 약 6분기까지 투자가 지속적으로 90% 수준에서 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 다만 금융위기 이후 시점을 포함한 데이터를 사용한 결과에 비해 투자 증가분의 크기는 작고 증가 시기도 짧다.

이러한 결과는 기업 수준의 특성 변수를 고려하여 통화정책 충격의 기업별 투자 반응 효과를 식별하는 것이 특성 변수를 고려하지 않는 경우와 상당한 차이를 가져올 수 있음을 보여준다. (신현열, 2010)의 경우 통화정책의 효과를 담보능력과 현금흐름의 기업 특성변수를 통제하여 식별하였다. 본 연구는 분기별 자료를 사용한 반면, (신현열, 2010)의 경우 연간 자료를 사용하였기 때문에 이러한 결과의 차이는 기업 특성 변수의 차이 외에도 분석에 사용한 자료의 주기의 차이에 따른 시차 효과 유무에 기인할 수 있다.

마지막으로, Figure A. 4에서 긴축통화정책충격에 대해 평균적 토빈 Q의 충격반응함수를 살펴보았다. 긴축통화정책충격에 대해 한국의 기업 평균 토빈 Q 반응은 초기에 감소하다가 약 12기 이후 점차 증가하는 반응을 나타냈다.

<참고문헌>

김도완, 김동훈, & 이진기. (2021). "우리나라 주식시장의 실물경제 대표성 분석 - 산업별 비교를 중심으로."「조사통계월보」, 75(5), 16–43.

김동훈. (2014). "기업의 투자의사결정에 영향을 미치는 법인세 및 재무요인에 관한 실증연구."「국제회계연구」, 53, 349–371.

김병모, & 김준석. (2017). "재무적 곤경, 불확실성, 그리고 기업의 투자."「한국증권학회지」, 46(4), 809–837.

김영도. (2017). "자산가격경로를 통한 통화정책의 유효성에 대한 고찰."「KIF 연구보고서」, 2017(12), 1–109.

박상준, & 육승환. (2018). "통화정책과 기업 설비투자 - 자산가격경로와 대차대조표경로 분석." 한국은행 경제연구원「경제분석」, 24(2).

서상원, & 위경록. (2017). "중소기업 관계금융의 현황과 성과."「경제분석」, 23(2), 96–133.

신현열. (2010). "통화정책이 신용경로를 통해 설비투자에 미치는 영향."「조사통계월보」, 2, 23–49.

이균봉, 류예린, & 지상현. (2012). "기업의 주요 재무지표와 투자활동의 관련성에 관한 연구."「대한경영학회지」, 25(1), 323–343.

이기세, & 전성일. (2019). "유보이익과 현금보유수준이 차기투자에 미치는 영향."「국제회계연구」, 83, 95–125.

이상래, & 오현탁. (2012). "자금제약과 설비투자에 관한 실증."「산업경제연구」,

25(1), 679–696.
홍기석. (2006). "최근 기업 설비투자 결정요인의 미시적 분석." 「경제분석」, 12(1), 1–52.
황수영, 이정진, & 김용덕. (2021). "우리나라 중소기업 대출과정에서 관계금융의 영향분석." 「한국증권학회지」, 50(5), 521–556.
Bauer, M., Lakdawala, A., & Mueller, P. (2019). "Market-based monetary policy uncertainty." WBS Finance Group Research Paper.
Boivin, J., Kiley, M. T., & Mishkin, F. S. (2010). "How has the monetary transmission mechanism evolved over time?" In Handbook of monetary economics (Vol. 3, pp. 369–422). Elsevier.
Cieslak, A., & Schrimpf, A. (2019). "Non-monetary news in central bank communication." Journal of International Economics, 118, 293–315.
Cloyne, J., Ferreira, C., Froemel, M., & Surico, P. (2018). "Monetary Policy, Corporate Finance and Investment."
Colla, P., Ippolito, F., & Li, K. (2020). "Debt Structure." Annual Review of Financial Economics, 12, 193–215.
Crouzet, N., & Mehrotra, N. R. (2020). Small and large firms over the business cycle. American Economic Review, 110(11), 3549–3601.
De Haan, L., & Sterken, E. (2006). "The impact of monetary policy on the financing behaviour of firms in the Euro area and the UK." European Journal of Finance, 12(5), 401–420.
Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data." Review of Economics and Statistics, 80(4), 549–560.
Farre-Mensa, J., & Ljungqvist, A. (2016). "Do measures of financial constraints measure financial constraints?" The Review of Financial Studies, 29(2), 271–308.
FAZZARI, S. M., & PETERSEN, B. C. (1988). "Financing Constraints and Corporate Investment." Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1), 141–195.
Gambacorta, L. (2009). "Monetary policy and the risk-taking channel." BIS Quarterly Review December.
Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). "Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms." The Quarterly Journal of Economics, 109(2), 309–340.
Gertler, M., & Karadi, P. (2015). "Monetary policy surprises, credit costs", and economic activity. American Economic Journal: Macroeconomics, 7(1), 44–76.
Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2013). "The impact of the Federal Reserve's large-scale asset purchase programs on corporate credit risk." Journal of

Money, Credit and Banking, 45(s2), 29–57.
González, V. M. (2015). "The financial crisis and corporate debt maturity: The role of banking structure." Journal of Corporate Finance, 35, 310–328.
Han, J. S., & Hur, J. (2020). "Macroeconomic effects of monetary policy in Korea: A time-varying coefficient VAR approach." Economic Modelling, 89(October 2019), 142–152.
Hong, K., Lee, J. W., & Lee, Y. S. (2007). "Investment by Korean conglomerates before and after the crisis." Japan and the World Economy, 19(3), 347–373.
Jarociński, M., & Karadi, P. (2020). "Deconstructing monetary policy surprises-The role of information shocks." American Economic Journal: Macroeconomics, 12(2), 1–43.
Jeenas, P. (2018). "Monetary Policy Shocks, Financial Structure, and Firm Activity: A Panel Approach." SSRN Electronic Journal, 1–65.
Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2020). The effects of quasi-random monetary experiments. Journal of Monetary Economics, 112, 22–40.
Kim, S., & Mehrotra, A. (2017). "Managing price and financial stability objectives in inflation targeting economies in Asia and the Pacific." Journal of Financial Stability, 29, 106–116.
Lakdawala, A., & Moreland, T. (2019). "Monetary Policy and Firm Heterogeneity: The Role of Leverage Since the Financial Crisis." SSRN Electronic Journal.
Lee, Y. J., Kim, S., & Park, K. Y. (2019). "Deciphering monetary policy board minutes with text mining: The case of South Korea." Korean Economic Review, 35(2), 471–511.
Mishkin, F. S. (2001). "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy." Monetary Policy Strategy, December.
Nakamura, E., & Steinsson, J. (2018). "Identification in Macroeconomics." Journal of Economic Perspectives, 32(3), 59–86.
Oliner, S. D., & Rudebusch, G. D. (1992). "Sources of the financing hierarchy for business investment." The Review of Economics and Statistics, 643–654.
Ottonello, P., & Winberry, T. (2020). "Financial Heterogeneity and the Investment Channel of Monetary Policy." Econometrica, 88(6), 2473–2502.
Plagborg-Møller, M., & Wolf, C. K. (2021). "Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses." Econometrica, 89(2), 955–980.
Rauh, J. D., & Sufi, A. (2010). "Capital structure and debt structure." Review of Financial Studies, 23(12), 4242–4280.
Stock, J. H., & Watson, M. W. (2018). "Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments."

Economic Journal, 128(610).
Tobin, J. (1969). "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory." Journal of Money, Credit and Banking, 1(1), 15–29.