

Lead Article

통화정책과 기업 설비투자: 자산가격경로와 대차대조표경로 분석

박상준* · 육승환**

본 연구는 통화정책이 기업의 설비투자에 미치는 파급경로를 불균형 동태적 패널모형으로 분석하였다. 2000~2016년 중 우리나라 기업의 재무제표 데이터(연간)를 이용하여 자산가격 경로와 대차대조표경로의 유효성을 검증하였는데 이 과정에서 내생성 문제를 해결하기 위해 시스템 GMM 기법을 적용하였다. 분석 결과, $t-1$ 기의 토빈 q 는 t 기의 투자율과 유의적인 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 정책금리의 인하가 주가 상승에 긍정적인 영향을 주고 주가 상승이 토빈 q 와 양의 상관관계가 있는 점을 고려하면 유의적인 양의 값으로 추정된 토빈 q 의 계수는 자산가격 파급경로가 작동하고 있음을 의미한다. 전기 유동성자산의 계수도 양의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 은행과 기업 간에 정보의 비대칭성이 존재할 가능성을 시사한다. 한편, 유동성자산 비율과 콜금리 차분의 교차항은 양의 값을, 유동성자산과 본원통화 증가율의 교차항은 음의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 확장적 통화정책이 실시되고 있을 때에는 투자에 대한 유동성자산의 영향력이 감소하는 것을 의미하는 것으로, 대차대조표경로가 작동하고 있음을 뜻한다. 기업을 규모별로 분류하여 추정한 결과, 기업 규모가 작을수록 자산가격경로와 대차대조표경로가 더 뚜렷하게 작동하는 것으로 보인다. 한편 영업이익률의 투자에 미치는 영향력도 규모가 큰 기업보다는 규모가 작은 기업에서 더 큰 것으로 나타났다. 반면에 부채비율은 상위 50% 기업에서만 유의적인 음의 값을 갖는 것으로 추정되었다.

본 연구는 기업 단위의 분석을 통해 통화정책의 자산가격경로와 대차대조표경로가 작동하여, 통화정책이 기업의 투자결정에 영향을 미친다는 것을 실증적으로 확인한 데 의미가 있다. 또한 통화정책 기초 변화가 기업의 투자결정에 미치는 영향이 기업 규모별로 상이할 수 있음을 보인 것도 정책적 측면에서 시사하는 바가 있다.

JEL Classification: E22, E52, G32

핵심 주제어: 통화정책, 투자, 토빈의 q , 통화정책 파급경로, 자산가격경로, 대차대조표경로

* 일본 와세다대학교 국제학술원 교수 (Email: baak@waseda.jp, Tel: 81-3-5286-9866)

** 한국은행 경제연구원 금융통화연구실 연구위원 (E-mail: rsw@bok.or.kr, Tel: 02-759-5425)

본 논문의 작성과정에서 유익한 의견을 주신 중간세미나 지정토론자 송승주 조사국 모형연구팀장과 김병기 금융통화연구실장, 익명의 심사위원, 통계자료 처리에 큰 도움을 준 윤재현 조교(와세다대학교 경제학 연구과 박사과정 재학), 자료와 원고 정리에 많은 도움을 준 이서진 연구원(현 전략물자관리원 연구원)께 감사드립니다.

논문 투고일: 2018.4.6, 논문 수정일: 2018.8.21, 게재 확정일: 2018.8.28

I. 머리말

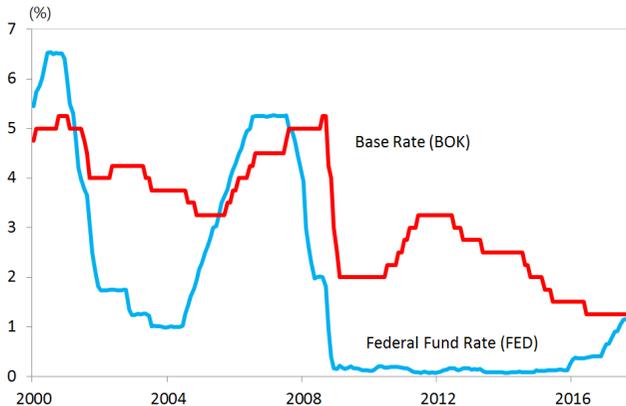
2008년 9월 리먼사태 이후 글로벌 금융위기의 심화로 금융시장이 경색되고 실물경기가 급격히 위축되자 선진국과 신흥시장국 중앙은행은 정책금리의 큰 폭 인하는 물론 비전통적 통화정책수단을 적극적으로 활용하는 등 통화정책을 장기간에 걸쳐 완화적으로 운용하였다. 경제주체의 위협회피성향이 극도로 고조된 상황에서 각국 중앙은행의 위기극복 노력은 패닉 상태에 빠진 금융시장을 진정시키고 소비와 투자를 진작하는 데 크게 기여한 것으로 평가된다. 한국은행도 글로벌 금융위기 발생 이후 현재까지 금융시장 안정과 실물경기 회복을 위해 저금리 기조를 유지하고 있다.

한국은행은 인플레이션, 자본유출입, 금융시장 등 다양한 요인을 고려하여 기준금리를 조정하는데 실물경기 여건도 주요 고려대상 중 하나다.

<Figure 1>은 2000년 1월부터 2017년 11월까지 우리나라와 미국의 기준금리를 비교하고 있다. 두 나라의 기준금리는 대체로 유사한 모습을 보이지만 항상 방향이 일치하지는 않는데 이는 우리나라 기준금리가 무엇보다도 국내 경기에 따라 조정되는 경향이 크기 때문이다. 가령 2004~2005년, 2012년 이후 시기의 경우 <Figure 2>에서 보는 바와 같이 국내 실물경기 부진으로 한국은행은 기준금리를 인하하였는데 이는 같은 기간 중 미국의 기준금리와는 다른 행태다.

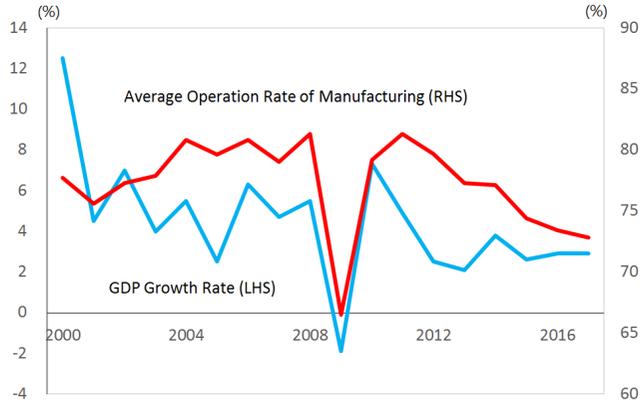
한국은행의 통화정책이 적어도 단기적으로는 실물경기 상황에 유연하게 대

<Figure 1> Policy Rates of Korea and United States



Sources: Bank of Korea and Federal Reserve Board

〈Figure 2〉 Growth Trend of Korea

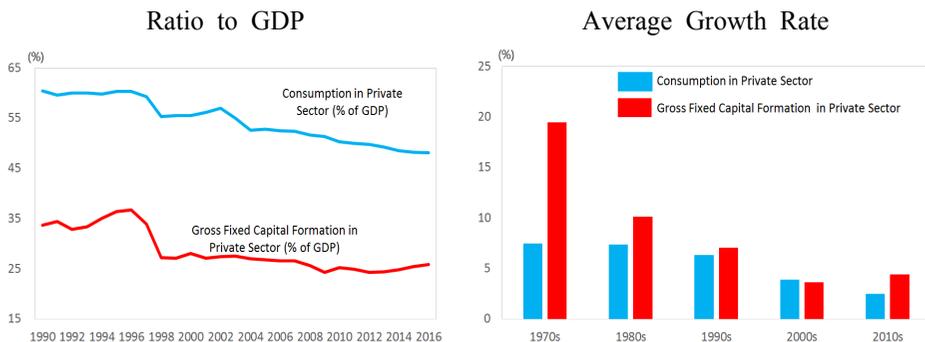


Note: Growth rate is year-to-year base.
Sources: Bank of Korea

응하여 펼쳐진 것으로 평가되지만 성장잠재력 확충에 어느 정도 기여해 왔는지에 대해서는 연구가 부족한 형편이다. 이에 대한 연구 필요성은 오랫동안 제자리 걸음을 하고 있는 투자율을 고려하면 더욱 절실하다.

민간부문에서 소비에 비해 투자의 위축이 현저했던 일본과는 달리, 우리나라의 경우 <Figure 3>의 좌측 그림에서 보듯이 GDP에서 차지하는 민간소비의 비중은 지속적으로 하락한 반면 민간투자의 비중은 비록 담보상태에 있기는 하나 2010년 이후 25% 수준을 유지하고 있다. <Figure 3>의 우측 그림은 민간소

〈Figure 3〉 Gross Fixed Capital Formation and Consumption in Private Sector of Korea



Note: 2010s are 7 year averages from 2010 to 2016.
Sources: Bank of Korea

비와 민간투자의 연평균 증가율이 2000년대에는 비슷하였으나 2010년대에는 민간투자의 증가율이 오히려 높은 것을 보여준다. 만일 3% 수준의 경제성장률을 기록하고 있는 상황에서 민간소비와 함께 민간투자마저 부진하다면 일본처럼 장기 저성장에 진입할 가능성이 있다. 따라서 민간투자의 결정요인과 이를 진작하기 위한 정책수단에 대한 이해가 그 어느 때보다도 긴요한 상황이다.

이론적으로 통화정책은 다양한 파급경로(transmission mechanism)를 통해 대내외 수요에 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 그러나 버블 붕괴 후 20년 이상 장기 저성장을 겪은 일본의 경험은 통화정책의 완화, 특히 기준금리 인하가 소비와 투자 등 내수(internal demand)의 진작에 과연 유효한 정책이었는지 의문을 던진다. 일본은행이 통화정책을 장기간 완화하였음에도 일본의 국내 실물경기 상황은 상당 기간 부진세를 벗어나지 못하였기 때문이다.¹⁾

하지만 글로벌 금융위기 이후 선진국의 양적완화정책과 신흥시장국의 완화적 통화정책 성과를 고려할 때 일본의 경험은 통화정책 파급경로 이론의 예외라기보다는 오히려 통화정책 파급경로의 중요성을 보여주는 사례로서 정책 강도와 집행 시기의 문제를 부각하였다.

본 연구는 이러한 배경에서 한국은행의 통화정책이 총수요에 미치는 영향, 특히 민간기업의 설비투자에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로, 1990년 이후 우리나라 상장기업의 재무제표 데이터를 이용하여 동태적 패널분석모형을 통해 통화정책 파급경로 가운데 자산가격경로와 대차대조표경로의 유효성을 실증분석하였다. 추정 과정에서 발생하는 내생성 문제를 해결하기 위해 시스템 GMM(system generalized method of moments) 기법을 적용하였다. 기업투자에 대한 통화정책의 파급경로를 파악하려는 본 연구의 시도는 효과적인 정책 수립과 집행에 도움이 될 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 기업 투자와 통화정책 파급경로와 관련한 기존 연구를 개관하고 3장에서는 본 연구에서 사용한 추정식과 변수의 정의를 설명한다. 본 연구에서는 불균형 동태적 패널모형(unbalanced dynamic panel model)을 추정식으로 사용하였다. 추정모형에 내생성을 가진 것으로 의심되는 설명변수가 포함되었기 때문에 일치추정량을 얻기 위해 시스템 GMM 모형을 사용하여 계수를 추정하였다. 4장에서는 실증분석 결과를 제시한

1) 통화정책은 적시성과 일관성, 시장과의 소통이 매우 중요하다. 1990년대 일본의 통화정책은 이러한 측면에서 시사하는 바가 크다. 일본의 장기 저성장과 통화정책에 대해서는 본 연구와 동일 제목의 BOK 경제연구 제2018-9호 「<부록 1> 버블 붕괴 이후 일본 경제의 장기 저성장과 통화정책」을 참조하기 바란다.

다. 자산가격경로와 대차대조표경로가 유의적으로 작동하는지 여부는 물론, 투자율에 영향을 줄 수 있는 여타 변수에 대한 추정 결과도 제시한다. 마지막으로 5장에서는 요약과 시사점을 정리하였다.

II. 기존 연구 검토

1. 기업 투자와 통화정책 파급경로

통화정책 파급경로는 크게 신고전파 파급경로(neoclassical transmission mechanism)와 비신고전파 파급경로(non-neoclassical transmission mechanism), 그리고 글로벌 외환위기 이후 주목 받기 시작한 위험선호경로(risk-taking channel)로 나눌 수 있다. Boivin, Kiley and Mishkin (2010)에 따르면 신고전파의 대표적 파급경로로는 금리경로(interest rate channel)와 자산가격경로(asset price channel)가 있다. 이밖에 기대경로(expectations channel)와 환율경로(exchange rate channel)도 신고전파 파급경로로 분류된다. 비신고전학파의 파급경로는 신용경로(credit channel)로서 은행대출경로(bank lending channel)와 대차대조표경로(balance sheet channel)로 세분된다.

Bernanke and Gertler (1995)와 Boivin, Kiley and Mishkin (2010), 윤재호 (2012) 등에 따르면 은행대출경로와 위험선호경로는 주로 신용 공급에 영향을 미치는 경로다. 은행대출경로가 비신고전파 경로인 이유는 은행 입장에서 예금과 예금 이외 자금조달수단 간 대체성(substitutability)이 불완전하다고 가정하기 때문이다. 예컨대, 긴축적 통화정책으로 은행 예금이 감소하면 은행은 여타 자금조달 수단으로 예금의 감소분을 완전히 대체하는 것이 불가능하기 때문에 대출을 줄일 수 밖에 없다. 이러한 신용 공급의 감소는 기업의 투자나 가계의 소비 등 실물부문에 영향을 미친다.

Adrian and Shin (2010), 육승환 (2016) 등은 통화정책이 위험에 대한 금융기관의 인식과 태도에 영향을 주어 금융기관의 자금조달·자금운용을 변화시킴으로써 투자와 소비 등 실물부문에 영향을 미치는 과정을 위험선호경로라 정의한다. Gambacorta (2009)는 낮은 수준의 정책금리가 장기간 지속되면 금융기관이 더 많은 위험을 수용하는 경향이 있음을 보여준다. 금융기관의 이러한 속성은 일시적으로 신용 공급을 증가시키지만 장기적으로는 신용 공급이 감소할

가능성이 높다. 지속된 저금리 정책으로 금융기관이 과도한 위험을 추구한 결과 금융산업 전반이 위험해질 수 있기 때문이다. 위험선호경로도 금융기관의 자금운용 행태에 초점을 맞추었다는 점에서 신용의 수요보다는 공급에 영향을 미치는 경로라 할 수 있다.

통화정책의 다양한 전달경로 중 본 논문은 자산가격경로와 대차대조표경로의 유효성을 분석한다. 신고전파 전달경로인 금리경로와 자산가격경로는 밀접하게 연관되어 있다. 금리는 주가에 영향을 줌으로써 기업의 자산가치를 변화시키기 때문이다. 따라서, Angelopoulou and Gibson (2009), Masuda (2015) 등 기업투자의 미시적 결정요인을 연구하는 문헌들은 두 경로를 함께 검증하지 않고 주로 자산가격경로에 초점을 맞춘다. 한편 비신고전파 전달경로인 은행대출경로와 대차대조표경로 중 전자는 기업의 자금수요가 아니라 은행의 자금공급을 통한 경로이다. 본 논문은 통화정책이 기업의 투자결정에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이므로 비신고전파 전달경로 중 대차대조표경로를 검증한다.²⁾

기업투자의 결정요인을 연구하는 논문들은 자산가격경로가 작동하는지를 검증하기 위해 일반적으로 투자율의 설명변수인 “토빈 q”가 유의한지를 추정한다. Tobin (1969)이 제안한 토빈 q는 기업의 시장가치(market value)를 기업 보유 총실물자본의 대체원가(replacement cost of capital)로 나눈 값이다. 토빈 q 값이 1보다 큰 것은, 실물자본을 구입하는 비용에 비해 시장에서 평가한 기업의 가치가 큰 경우로서 기업이 보유자산을 효율적으로 이용하여 주주의 부를 증대시켰음을 의미한다. 이 경우 기업이 투자자금 조달을 위해 증자할 때 주식을 높은 가격에 발행할 수 있으므로 투자 비용이 저렴해진다. 확장적 통화정책은 자본시장으로 유동성 유입을 통해 주가를 부양하는 효과가 있으므로 토빈 q를 높이는 경향이 있다. 따라서 기업 투자가 토빈 q에 반응한다면 통화정책은 기업의 투자에 유의적인 영향을 줄 수 있다. 정보의 비대칭성이 없는 완전한 시장에서도 통화정책은 주가를 통해 기업의 투자에 영향을 미칠 수 있으므로 토빈 q는 시장의 완전성을 가정하는 신고전파의 파급경로로 알려져 있다. 자산가격경로가 작동한다면 기업 투자율의 설명변수로서 토빈 q는 통계적으로 유의적인 양의 추정계수값을 갖는다.

한편, 정보의 비대칭성이 존재하는 비신고전파(non-neoclassical) 세계에서는

2) Boivin, Kiley and Mishkin (2010)는 기업의 투자수요에 직접적으로 영향을 미치는 대표적인 통화정책 파급경로로 자산가격경로와 대차대조표경로를 들고 있다. 이 두 경로는 기업차원의 미시데이터를 이용하여 유효성을 추정할 수 있다.

확장적 통화정책으로 인한 유동성 증가가 기업의 내부자금 규모를 늘리거나 외부자금 프리미엄(external finance premium)을 낮춤으로써 기업의 투자를 자극할 수 있다. Bernanke and Gertler (1995) 그리고 Boivin et al. (2010) 등이 설명하는 것처럼 정보의 비대칭성이 없는 세계에서는 기업의 대차대조표(balance sheet)를 통해 파악할 수 있는 유동성자산이나 현금 흐름 등이 투자에 영향을 미칠 수 없다. 사내유보를 투자에 이용하는 경우의 내부금융 비용과 외부자금을 융통하여 투자에 이용하는 경우의 외부금융 비용에 차이가 없기 때문이다. 그러나 기업과 은행 간에 정보의 비대칭성이 존재하면 외부금융 비용에는 외부자금 프리미엄이 붙게 된다. 은행은 현금흐름이 우수한 기업을 선호할 것이기 때문에 유동성자산이 적은 기업은 더 높은 외부자금 프리미엄을 지불해야 한다. 이러한 환경에서는 사내유보가 적은 기업일수록 투자에 소극적일 확률이 높다. 사내유보가 적은 기업은 투자를 위해 내부자금을 동원하기도 어려울 뿐만 아니라 외부자금을 쓰는 경우 높은 프리미엄을 지불하여야 하기 때문이다. 한편 확장적 통화정책으로 자산가격이 상승하거나 이자비용이 감소하면 기업의 현금흐름이 개선되어 사내유보 규모가 커지게 된다. 유동성 증가로 외부자금 프리미엄이 낮아지는 것도 기업의 투자수요를 증가시키는 요인이 된다. 이것이 비신고전파 파급경로 중 하나인 대차대조표경로다. 대차대조표경로가 작동하는 경제에서 유동성자산은 투자율의 설명변수로 유의적인 양의 추정계수 값을 가질 것으로 기대된다. 한편, 확장적 통화정책 시기에 유동성자산의 추정계수값은 낮아질 것으로 기대된다. 유동성 공급으로 외부자금 프리미엄이 전반적으로 낮아져 투자결정요인으로서 유동성자산의 중요성이 떨어지기 때문이다. Bernanke and Gertler (1995), Gertler and Gilchrist(1994), Bernanke et al. (1999) 등은 거시 데이터 분석을 통해서 투자에 미치는 유동성자산(또는 현금흐름)의 역할이 통화정책의 긴축 또는 완화에 따라 달라짐을 발견하였다. Angelopoulou and Gibson (2009)은 영국기업의 재무제표 데이터 분석을 통해, Masuda (2015)는 일본기업 재무제표 데이터 분석을 통해 유사한 결과를 도출한 바 있다.

2. 일본 통화정책과 기업투자에 관한 연구

일본 경제학계에서는 기업투자 부진이 장기불황의 근본 원인으로 인식되면서 2000년대 중반부터 기업투자 부진의 원인을 규명하려는 다양한 연구가 발

표되었다.

Inoue and Okimoto (2008), Leigh (2010) 등은 거시경제모형을 사용하여 1차 양적완화 이전 시기 통화정책의 유효성을 검증하였으며 Hosono (2006)는 비슷한 시기 통화정책이 은행의 대출에 미치는 영향을 분석하였다. Ugai (2006)는 1차 양적완화정책의 유효성을 검증한 논문들을 서베이한 결과, 양적완화가 yield curve를 전반적으로 낮추는 효과가 있었으며 기업의 자금조달 환경을 개선하는 효과가 있었다고 주장한다. Honda et al. (2007)은 일차 양적완화정책이 추가채널을 통해 총수요에 긍정적인 영향을 미쳤다는 연구결과를 발표하였다. BOJ (2015), Kan et al. (2016)은 2차 양적완화정책이 실질이자율을 낮춤으로써 총수요에 긍정적인 영향을 주었다고 주장한다.

이상의 논문이 주로 거시경제적 차원에서 통화정책의 유효성을 분석하였다면, 다른 한편에서는 Hoshi and Kashyap (1990), Hoshi et al. (1991), Hayashi and Inoue (1991), Hayashi (2000) 등은 투자결정모형과 기업 재무제표 데이터를 이용하여 기업 설비투자에 영향을 미치는 변수들을 검증하는 연구를 진행했다.

Hori et al. (2006)은 Hoshi and Kashyap (1990), Hoshi et al. (1991), Hayashi and Inoue (1991), Hayashi (2000) 등에 의해 개발된 투자결정모형을 이용하여 1991년부터 2000년까지 일본 상장기업의 재무제표 데이터를 분석함으로써 기업투자 부진의 원인을 밝히고자 하였다. 그들의 연구는 토빈 q가 유의미한 설명변수라는 것과, 일본 기업들은 미래의 유동성 제약에 대한 두려움으로 유동성자산 보유를 선호한다는 것을 보여주었다. Ogawa (2006)도 토빈 q와 현금흐름을 투자율의 설명변수로 포함시켰지만 금융환경이나 부채비율의 영향을 보다 집중적으로 분석하였다. Ogawa (2006)에 따르면 1990년대 투자부진의 가장 큰 원인은 불안정한 금융환경이었다. Fukuda et al. (2006)도 유사한 모형을 사용하였으나 분석의 대상을 비상장기업에 국한시킴으로써 중소기업의 투자부진에 초점을 맞추었다. 그들은 부채비율의 증가와 주거래은행(main bank)의 경영악화가 투자 부진의 주요 원인이라고 주장하였다. 이 세 논문은 모두 토빈 q와 현금흐름을 설명변수로 포함시키기는 하였으나 통화정책의 효과나 통화정책의 파급경로를 분석하였다기보다는 일본 기업의 투자가 위축된 원인을 파악하는데 초점을 맞췄다.

한편 Masuda (2015)는 앞에서 언급된 세 편의 논문과 유사한 모형을 사용하

였지만 통화정책의 파급경로 분석에 초점을 맞추었다는 점에서 기존 연구들과 다르다. 그는 고정효과모형(fixed effect model)에 긴축정책과 완화정책 기간의 더미변수와 유동성자산의 교차항을 설명변수로 포함하였는데 이는 긴축정책이 영국 제조업 부문 기업의 설비투자에 미치는 영향을 분석한 Angelopoulou and Gibson (2009)의 방법론을 원용한 것이다. Masuda는 통화정책이 기업투자에 미치는 영향력을 자산가격경로와 대차대조표경로로 구분하고 일본의 경우 이 경로들 모두 작동한다는 실증분석 결과를 발표하였다. 특히 1차 양적완화 기간 중에 유동성 제약이 완화되면서 대차대조표경로를 통한 설비투자 증가가 이루어졌다고 주장한다.

3. 우리나라 기업의 투자결정과 통화정책 파급경로에 관한 연구

우리나라의 경우 통화정책 파급경로에 대해 다양한 기존연구가 있지만 기업 재무제표 데이터를 이용하여 통화정책이 기업 투자에 미치는 영향을 분석한 논문으로는 김현의 (2007)와 신현열 (2010) 정도가 있을 뿐이다. 김현의 (2007)는 우선 정책금리의 변경이 기업의 자금조달비용에 영향을 미치고, 순차적으로 자금조달비용의 변화가 기업투자로 파급되는 경로를 분석하였다. 신현열 (2010)도 두 단계의 실증분석을 하였는데 우선 통화정책이 기업의 신용 가용성에 미치는 영향을 검증하고, 다음으로 신용 가용성의 변화가 설비투자에 미치는 영향을 분석하였다. 한편 홍기석 (2006)과 Hong et al. (2007)은 통화정책 파급경로보다는 기업 부채가 설비투자에 미치는 영향을 분석하였는데 자산가격의 변동을 반영하는 토빈 q가 설명변수로 유의적인 것으로 추정되면서 자산가격경로의 작동을 간접적으로나마 보여줬다.

Ⅲ. 분석모형과 자료

본 연구는 통화정책 파급경로로서 자산가격경로와 대차대조표경로의 작동 여부를 우리나라 상장기업의 재무제표 데이터를 이용하여 파악한다.

피설명변수로 투자율(설비투자/총자산)을 설정하고 자산가격경로는 토빈 q를 통해, 대차대조표경로는 유동성자산 비율(유동성자산/총자산)·유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항을 통해 검증한다. 그밖의 설명변수로는 부채비율과

영업이익률을 포함한다.³⁾

통화정책 변수로는 콜금리 차분과 본원통화 증가율이 사용된다. 방법론으로는 시스템 GMM을 채택하였지만 추정결과의 비교를 위해 고정효과모형도 추정한다. 실증분석에 사용될 기업 데이터는 KIS-Value가 제공하는 우리나라 상장기업의 재무제표 자료에서 추출하고 통화정책과 물가 데이터는 한국은행 데이터를 사용하였다.

본 연구는 기업의 재무제표 데이터를 사용하고 유동성자산과 통화정책 변수의 교차항을 설명변수에 포함시켰다는 점에서 Angelopoulou and Gibson (2009) 및 Masuda (2015)의 연구와 유사하다. 그러나 본 연구는 설명변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 고정효과모형이 아닌, 시스템 GMM(system GMM) 모형을 사용했다는 점에서 위의 두 논문과 구별된다.⁴⁾ 그리고 자산가격경로와 대차대조표경로를 대표하는 설명변수만을 사용한 위의 두 논문과 달리, 영업이익과 부채비율 등을 설명변수로 포함하여 모형의 설명력을 높이고 설정오류(specification error) 문제를 최소화하고자 했다.

한편 본 논문은 기업의 설비투자를 피설명변수로 하는 단일 모형을 추정한다는 점에서 김현의 (2007)와 신현열 (2010)보다는 홍기석 (2006)의 연구에 가깝다고 할 수 있다. 그러나 고정효과모형을 추정하여 설비투자 결정요인을 추적하는 데 초점을 맞춘 홍기석 (2006)과 달리, 본 연구는 자산가격경로와 대차대조표경로가 작동하는지를 검증하고자 한다. 한편 남창우 (2016)는 법인세가 기업의 투자에 미치는 영향을 차분 GMM(difference GMM)과 시스템 GMM을 사용하여 분석한 바가 있다. 본 연구가 방법론으로 시스템 GMM을 택한 것은 남창우 (2016)와 유사하지만 피설명변수와 설명변수의 데이터를 추계할 때 재무제표의 장부가액을 그대로 사용한 남창우 (2016)와 달리 본 연구는 홍기석 (2006), Hori et al. (2006), Masuda (2015) 등과 마찬가지로 재무제표 데이터를 기반으로 가격변동과 감가상각을 고려한 실질 값을 별도로 계산하여 사용하였다. 본 연구에서 추정된 불균형 동태적 패널모형(unbalanced dynamic panel model)은 다음과 같다.

$$IR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IR_{i,t-1} + \beta_2 Q_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t-1} + \beta_4 DR_{i,t-1} + \beta_5 LAR_{i,t-1} + \beta_6 LAR_{i,t-1} MP_t + \beta_7 OP_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

3) 자산가격경로의 추정과 관련한 구체적인 내용은 <부록 2>를 참조하기 바란다.

4) 본 연구의 투자결정모형에서 설명변수의 내생성 문제는 3장과 4장에서 구체적으로 논의된다.

여기서 $IR_{i,t}$ 는 투자율, $Q_{i,t}$ 는 토빈 q, $DR_{i,t}$ 는 부채비율, $LAR_{i,t}$ 는 유동성자산 비율, MP_t 는 통화정책 변수, $OP_{i,t}$ 는 영업이익이익률을 나타낸다. 각 변수의 구체적 정의와 계산방법은 아래에서 설명된다. 식(1)에 포함된 설명변수 외에 대주주 지분율·외국인주주 지분율, 매출비율·매출 증가율 등도 설명변수에 포함하여 추정하였으나, 대주주나 외국인주주 지분율은 missing data가 많고 통계적으로 비유의적인 결과가 대부분이었다. 매출과 관련한 지표는 영업이익률과 다중공선성 관계가 있는 것으로 의심되어 설명변수에서 제외하였다. 영업이익률 대신에 매출 증가율 등을 넣어도 주요 변수의 추정치나 유의성에는 큰 차이가 없었다. 노동자 일인당 자본 장비율을 설명변수로 포함해 보았으나 이 역시 유의적이지 않아 모형에서 제외하였다.

식(1)에서 통화정책의 파급경로가 되는 변수는 당기(t)와 전기(t-1)의 토빈 q와 유동성자산 비율 그리고 유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항이다. 토빈 q 추정계수값이 유의적인 양의 값을 가지면 통화정책은 토빈 q를 통해 기업의 투자에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 한편 정보의 비대칭성이 존재하는 경제에서는 유동성자산 비율의 계수값도 유의적인 양의 값을 가질 것으로 기대된다. 유동성자산을 많이 가진 기업은 사내유보를 투자에 활용할 수 있을 뿐만 아니라 외부차입시에도 유리한 입장에 서기 때문이다. 그러나 이 변수의 영향력은 경제에 유동성이 풍부해질수록 줄어들 것이다. 유동성이 풍부한 경제에서는 외부자금 프리미엄이 감소하고 유동성자산이 적은 기업도 은행대출을 받을 수 있는 가능성이 높아지기 때문이다. 따라서 유동성자산과 콜금리 차분의 교차항은 양의 추정계수값을 가질 것으로 기대된다. 콜금리가 높아질수록 유동성압박이 커지므로 기업 투자에 대한 유동성자산의 영향력이 높아지기 때문이다. 반면, 콜금리 차분 대신 본원통화 증가율이 교차항의 통화정책 변수로 사용되면 교차항의 계수는 유의적인 음의 추정계수값을 가질 것으로 예상된다. 본원통화 증가율이 높을수록 금융시장에 유입되는 유동성이 많아지기 때문이다.

기업의 투자결정은 전기 투자율에 영향을 받을 수 있다는 가정하에 설명변수의 하나로 피설명변수의 1년전 값을 포함하였다(동태적 패널모형).⁵⁾

식(1)에서 통화정책 변수(MP_t) 외에 모든 변수들의 t-1기 데이터가 설명변수로 포함된 것은, 기업의 투자의사결정이 적어도 1년 이상의 시계(time horizon)

5) 4장에서 다시 논의되겠지만 이러한 시차 종속변수가 설명변수로 포함되면 고경효과모형으로는 일치 추정량을 얻을 수 없게 된다.

에 따라 이루어진다고 가정했기 때문이다. 한편 홍기석 (2006), Hori et al. (2006), Masuda (2015) 등은 설명변수에 $IR_{i,t-1}$ 을 포함하지 않은 고정효과모형을 사용하여 투자의 결정요인들을 분석하였다. 그 경우 t기의 설명변수들에 내생성 문제가 있을 수 있으므로 내생성 문제를 피하기 위해 t-1기의 설명변수를 투입하였다. 한편, 동태적 패널모형이라는 점에서는 남창우 (2016)의 모형과 유사하지만 투자율, 토빈 q 등 주요 변수의 값으로 단순히 장부가액을 사용하지 않고 물가수준과 감가상각을 고려하여 실질값을 계산하여 이용했다는 점에서 남창우 (2016)보다는 Hori et al. (2006), Masuda (2015)의 모형과 유사하다. 이하에서는 추정식에 포함된 변수들을 구체적으로 설명한다.

피설명변수인 투자율($IR_{i,t}$)은 실질투자($I_{i,t}$)를 전기의 실질유형고정자산($K_{i,t-1}$)으로 나눈 값으로 정의한다.

$$IR_{i,t} = \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}}$$

실질유형고정자산은 항상재고평가방식(permanent inventory valuation method)에 의하여 계산되었다. 이 방식은 홍기석 (2006), Hori et al. (2006), Masuda (2015)의 연구에서 볼 수 있듯이 기업 투자율의 결정요인을 추정하는 연구문헌에서 널리 쓰이는 방식으로 다음과 같이 계산한다. 우선 회계상 건물($NK_{i,t}^1$), 구축물·시설장치($NK_{i,t}^2$), 선박·항공기($NK_{i,t}^3$), 차량·운반구($NK_{i,t}^4$), 공구와 기구·비품·금형($NK_{i,t}^5$), 기계장치($NK_{i,t}^6$)의 항목을 합산하여 유형고정자산($NK_{i,t}$)을 계산한다.

$$NK_{i,t} = \sum_{j=1}^6 NK_{i,t}^j$$

각 항목별 유형자산의 명목투자($NI_{i,t}^j$)는 전기와 당기 자산액의 차로써 정의한다.

$$NI_{i,t}^j = NK_{i,t}^j - NK_{i,t-1}^j$$

명목투자액($NI_{i,t}^j$)으로부터 실질투자액($I_{i,t}^j$)을 얻기 위해 각 항목별 명목투자

액을 각 항목에 해당하는 물가지수(P_t^j)로 나뉜다.

$$I_{i,t}^j = \frac{NI_{i,t}^j}{P_t^j} \quad (2)$$

공구와 기구·비품·금형($NI_{i,t}^5$), 기계장치($NI_{i,t}^6$)의 물가지수는 한국은행이 발표하는 생산자물가지수 중 일반기계, 전기 및 전자기기, 정밀기기의 물가지수를 가중평균하여 구하였다. 선박·항공기($NI_{i,t}^3$)와 차량·운반구($NI_{i,t}^4$)의 물가지수로는 생산자물가지수 중 수송장비의 물가지수를 사용하였다. 건물($NI_{i,t}^1$)과 구축물·시설장치($NI_{i,t}^2$)의 물가지수로는 한국은행이 발표하는 국내공급물가지수 중 생산재건설용재료의 물가지수를 사용하였다. 본 연구에서는 1990년부터 2016년까지의 기업 재무재표 데이터를 사용하였으므로 모든 물가지수는 1990년을 기준(1990=100)으로 조정하였다.

한편, 유형고정자산의 실질가치는 데이터가 시작되는 시점(t_0)인 1990년에는 장부가액과 동일하다고 가정하였고, 1990년 이후에 설립된 기업은 설립연도의 장부가액을 실질가치로 사용하였다.

$$K_{i,t_0}^j = NK_{i,t_0}^j$$

1990년의 실질유형고정자산은 장부상 명목유형고정자산과 동일하다고 가정하였으므로 1991년부터 실질유형고정자산은 다음 식(perpetual inventory equation)에 따라 계산된다.

$$K_{i,t}^j = (1 - \delta^j)K_{i,t-1}^j + I_{i,t}^j \quad (3)^6$$

식(3)의 $I_{i,t}^j$ 는 식(2)에 따라 계산되었고 δ^j 는 유형고정자산의 항목별 감가상각률이다. 항목별 감가상각률은 Hori et al. (2006)을 따라 <Table 1>과 같이 적용하였다.

6) 1990년 이후에 설립된 기업은 설립연도 이듬해부터 이 식이 적용된다.

<Table 1> Depreciation Rate of Tangible Fixed Assets

Tangible Fixed Asset	Depreciation Rate (δ^j)
Building	0.0470
Non-Building Structure, Installation	0.0564
Machinery	0.0949
Ship, Aircraft	0.1470
Motor Vehicle, Delivery Equipment	0.1470
Apparatus, Equipment, Mold	0.0884

Source : Hori et al. (2006)

식(1)의 피설명변수인 투자율은 앞서 계산된 각 유형고정자산의 실질투자액과 실질유형고정자산액을 이용하여 다음과 같이 합산하여 구한다.

$$I_{i,t} = \sum_{j=1}^6 I_{i,t}^j \quad (4)$$

$$K_{i,t} = \sum_{j=1}^6 K_{i,t}^j \quad (5)$$

한편, 총실질유형고정자산의 재평가액 ($PK_{i,t}$) 은 여섯 개 항목 각각의 유형고정자산의 재평가액을 합산하여 구한다.

$$PK_{i,t} = \sum_{j=1}^6 P_t^j K_{i,t}^j \quad (6)$$

토빈 q($Q_{i,t}$)는 Lindenberg and Ross (1981)에 따라 다음과 같이 계산한다. 식(7)에서 $MV_{i,t}$ 는 기업의 평균시가총액이고 $A_{i,t}$ 는 기업 총자산⁷⁾의 장부가액이다. 토빈 q의 분모는, 총자산의 장부가액에서 유형고정자산의 장부가액을 차감하고 식(6)에서 계산된 실질유형고정자산의 재평가액을 가산한다.

$$Q_{i,t} = \frac{MV_{i,t}}{A_{i,t-1} - NK_{i,t-1} + PK_{i,t-1}} \quad (7)$$

부채비율($DR_{i,t}$)은 부채($Debt_{i,t}$)를 조정후 총자산으로 나눈 값으로 부채비율

7) $A_{i,t}$ 는 기업의 총자산이고 $A_{i,t-1} - NK_{i,t-1} + PK_{i,t-1}$ 는 총자산 중 유형고정자산을 실질화하여 조정된 총자산이다. 이하에서는 혼동을 피하기 위해 전자는 ‘조정전 총자산’, 후자는 ‘조정후 총자산’으로 명명한다.

의 분모는 식(7)과 동일하다. 부채는 단기차입금, 사채, 유동성사채, 유동성 장기차입금, 장기차입금의 합계로 정의한다.

$$DR_{i,t} = \frac{Debt_{i,t}}{A_{i,t} - NK_{i,t} + PK_{i,t}}$$

유동성자산 비율($LAR_{i,t}$)은 다음과 같이 기업의 유동성자산을 조정후 총자산으로 나눠서 구한다. 유동성자산($LA_{i,t}$)은 KIS-Value의 유동자산 항목을 사용하였다.

$$LAR_{i,t} = \frac{LA_{i,t}}{A_{i,t} - NK_{i,t} + PK_{i,t}}$$

통화정책 변수(MP_t)로는 콜금리 차분(CR_t)과 본원통화 증가율(MB_t)을 사용하였다.⁸⁾ 콜금리 차분은 당기의 콜금리에서 전기의 콜금리를 뺀 값으로 이 값이 계속하여 플러스 값이면 긴축적 통화정책으로 이행하고 있음을 뜻한다. 콜금리 차분값이 0보다 클수록 긴축정책의 강도가 높다는 것을, 0보다 작을수록 완화정책의 강도가 높다는 것을 의미한다. 한편 본원통화 증가율은 그 반대의 의미를 갖는다. 끝으로 영업이익률($OP_{i,t}$)은 영업이익을 식(6)의 분모에 사용된 조정후 총자산으로 나눈 값이다.

IV. 실증분석 결과

1. 상장기업 전체를 대상으로 한 실증분석 결과

<Table 2> ~ <Table 6>은 식(1)의 추정결과를 보여준다. 식(1)에는 피설명변수인 투자율의 전기 값($IR_{i,t-1}$)이 설명변수로 포함되어 있으므로, 고정효과모형을 사용해서는 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 없다. 고정효과모

8) 본원통화는 중앙은행이 비교적 정확히 관리할 수 있는 정책변수다. 제로금리정책이 시작된 1999년 이전의 일본 통화정책을 연구한 문헌들은 일반적으로 콜금리 또는 본원통화량을 통화정책지표로 사용하였다. Nakashima (2006)와 Miyao (2002)는 콜금리를, Shioji (2000)와 Inoue and Okimoto (2008)는 본원통화량을 가장 우수한 통화정책지표로 결론을 내렸다. 한편 우리나라의 경우 통화정책의 양적 지표로서 M2, Lf 등을 상대적으로 많이 활용하였지만 강민우 (2009), 유재원 (2013), 빈기범·서은숙 (2014), 유재원·이기성 (2015), 채희율 (2017) 등은 통화정책 변수로 본원통화를 사용한 바 있다.

형 추정식(모형의 각 변수를 표본(individual)의 평균을 차감한 변수로 나타낸 식)에서 ‘오차항(흔히 $\epsilon_{i,t} - \bar{\epsilon}_i$ 로 표현)’이 ‘전기 투자율’과 독립적이지 않기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 이 문제를 해결하기 위해 시스템 GMM모형을 사용하여 식(1)의 계수를 추정하였다.

한편 앞에서 언급한대로 홍기석 (2006), Hori et al. (2006), Masuda (2015) 등 기존 연구에서는 전기의 투자율을 설명변수에 포함시키지 않고 고정효과모형을 사용하여 투자의 결정요인을 분석하였다. 본 연구에서는 선행연구 결과와 비교는 물론, 시스템 GMM 추정결과와 비교를 위하여 우선 식(1)에서 내생성이 존재한다고 여겨지는 $IR_{i,t-1}$ 와 $Q_{i,t}$ 를 제거한 후 고정효과모형을 이용한 추정도 실행하였다. 모든 추정식에는 시간(연도) 더미를 설명변수로 포함했다. <Table 2>는 고정효과모형의 추정결과로서 첫 번째와 두 번째 열은 통화정책 변수로 콜금리 차분을, 세 번째와 네 번째 열은 통화정책 변수로 본원통화 증가율을 사용한 추정결과이다. 첫 번째와 세 번째 열은 1990년부터 2016년까지의 데이터를 사용하였고 두 번째와 네 번째 열은 2000년부터 2016년 중 데이터를 사용하였다.

<Table 2> Coefficient Estimates of Fixed Effect Models

	(1)	(2)	(3)	(4)
Estimation Period	1990~2016	2000~2016	1990~2016	2000~2016
$Q_{i,t-1}$	0.100** (0.000)	0.099** (0.000)	0.100** (0.000)	0.099** (0.000)
$LAR_{i,t-1}$	0.348** (0.001)	0.417** (0.002)	0.318** (0.017)	0.522** (0.024)
$LAR_{i,t-1}CR_{i,t}$	0.007 (0.841)	0.230** (0.004)		
$LAR_{i,t-1}MB_{i,t}$			0.003 (0.738)	-0.014 (0.385)
$DR_{i,t-1}$	-0.272** (0.001)	-0.362** (0.001)	-0.271** (0.001)	-0.359** (0.002)
$OP_{i,t-1}$	0.362* (0.063)	(0.324 (0.124)	0.362* (0.063)	0.326 (0.122)
number of observation	23,140	19,833	23,140	19,833
number of firms	1,864	1,864	1,864	1,864

Note: 1) Numbers in parentheses denote p-values and the superscripts * and ** represent significance within 10% and 5%, respectively.

<Table 3> Coefficient Estimates of System GMM Models

(estimation period: 2000~2016, monetary policy variable: difference of call rate)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$IR_{i,t-1}$	-0.110** (0.022)	-0.103** (0.015)		
$Q_{i,t}$	0.201** (0.000)	0.052 (0.305)	0.094* (0.091)	
$Q_{i,t-1}$		0.138** (0.000)	0.104** (0.001)	0.241** (0.000)
$LAR_{i,t-1}$	0.211** (0.008)	0.255** (0.001)	0.349** (0.000)	0.328** (0.000)
$LAR_{i,t-1}CR_{i,t}$	0.069* (0.077)	0.063 (0.104)	0.072* (0.094)	0.081* (0.069)
$LAR_{i,t-1}MB_{i,t}$				
$DR_{i,t-1}$	-0.315 (0.103)	-0.207 (0.210)	0.048 (0.779)	-0.047 (0.817)
$OP_{i,t-1}$	0.183 (0.298)	0.305* (0.060)	0.421** (0.017)	0.175 (0.378)
number of observation	19,464	19,314	19,682	19,833
number of firms	1,852	1,844	1,857	1,864
number of Instruments	524	562	395	357
Arellano-Bond test	0.144	0.124	0.303	0.199
Hansen test	0.077	0.152	0.068	0.039

Note: 1) Numbers in parentheses denote p-values and the superscripts * and ** represent significance within 10% and 5%, respectively.

토빈 q는 통화정책 변수나 기간에 상관없이 0.1 정도의 유의적인 계수값을 갖는 것으로 추정되었다. 부채비율의 추정치는 어떤 통화정책 변수를 사용해도 유의적인 것으로 추정됐는데 1990년 이후의 데이터보다는 2000년 이후의 데이터에서 절대값이 커지는 것으로 나타났다. 홍기석 (2006)은 1993년부터 2003년까지 한국 기업의 재무 데이터를 분석한 결과 부채비율이 기업의 투자에 음의 영향을 미친다는 것을 발견하였는데, 본 연구도 부채비율 변수에서 같은 결과를 얻은 셈이다. 일본의 경우 Fukuda et al. (2006), Koo (2008), Eggertsson and Krugman (2012) 등은 부채비율을 낮추기 위한 기업의 노력이 투자 부진의 원

〈Table 4〉 Coefficient Estimates of System GMM Models

(estimation period: 2000~2016, monetary policy variable: growth rate of monetary base)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$IR_{i,t-1}$	-0.116** (0.015)	-0.108** (0.011)		
$Q_{i,t}$	0.206** (0.000)	0.047 (0.337)	0.088 (0.109)	
$Q_{i,t-1}$		0.143** (0.000)	0.108** (0.001)	0.244** (0.000)
$LAR_{i,t-1}$	0.462** (0.010)	0.521** (0.002)	0.584** (0.002)	0.594** (0.003)
$LAR_{i,t-1}CR_{i,t}$				
$LAR_{i,t-1}MB_{i,t}$	-0.024* (0.089)	-0.025* (0.061)	-0.023 (0.133)	-0.025 (0.117)
$DR_{i,t-1}$	-0.280 (0.146)	-0.179 (0.279)	0.068 (0.687)	-0.012 (0.953)
$OP_{i,t-1}$	0.190 (0.278)	0.317* (0.050)	0.429** (0.015)	0.174 (0.377)
number of observation	19,464	19,314	19,682	19,833
number of firms	1,852	1,844	1,857	1,864
number of Instruments	524	562	395	357
Arellano-Bond test	0.114	0.102	0.302	0.199
Hansen test	0.093	0.174	0.077	0.054

Note: 1) Numbers in parentheses denote p-values and the superscripts * and ** represent significance within 10% and 5%, respectively.

인 중 하나라고 보았다. 유동성자산도 통화정책 변수와 관계 없이 모두 유의적인 것으로 추정되었는데, 1990년 이후 모든 기간을 대상으로 추정한 경우보다 2000년 이후 데이터를 추정한 경우가 더 큰 계수값을 보였다. 유동성자산과 통화정책 변수의 교차항은 1990년대를 포함한 분석에서는 전혀 유의적이지 않은 것으로 나타났지만 통화정책 변수로 콜금리 차분을 투입하고 2000년 이후의 데이터만 포함한 분석에서는 이론과 일치하는 유의적인 계수값이 추정됐다. 이러한 결과를 2000년대 들어 통화정책의 효과가 커진 것으로 해석할 수도 있지만, 다른 한편으로는 1990년대 데이터가 회계정보로서 갖는 신뢰성이 외환위기

이후 기간에 비해 떨어지기 때문일 수도 있다.⁹⁾ 이러한 점을 감안하여 시스템 GMM 모형의 추정은 2000~2016년 중 데이터만을 사용하였다.¹⁰⁾

<Table 2>에서 제시한 고정효과모형 추정식에서는 내생성이 의심되는 $IR_{i,t-1}$ 와 $Q_{i,t}$ 를 제외하였지만 이 두 변수를 제외하였다고 해서 내생성의 문제가 완전히 해결되는 것은 아니다. 예컨대, 어떤 기업의 t기 투자전략이 t-1기에 수립된다고 가정하자. t-1기에 이러한 정보를 수집한 투자자들에 의해 t-1기의 주가가 영향을 받으면 $Q_{i,t-1}$ 도 내생성을 가질 수 있다. 한편, 같은 논리로 $DR_{i,t-1}$ 도 내생성을 가질 수 있다. t기의 투자전략에 맞추어 t-1기의 부채가 조정될 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 이러한 점을 고려하여 시스템 GMM에 투입되는 설명변수 가운데 $IR_{i,t-1}$, $Q_{i,t}$, $Q_{i,t-1}$, $DR_{i,t-1}$ 에는 내생성이 있을 수 있다고 가정하고 여타 설명변수는 외생변수로 가정하였다. <Table 3>과 <Table 4>는 시스템 GMM 추정결과다.¹¹⁾

<Table 3>에서는 콜금리 차분이, <Table 4>에서는 본원통화 증가율이 통화정책 변수로 사용되었다. 앞서 언급한 대로 1990년대 데이터를 포함한 분석은 신뢰도가 낮을 수 있다고 판단하여 <Table 3>과 <Table 4>에서는 2000~2016년 중 데이터를 분석한 결과를 제시하였다.

9) 우리나라 기업의 재무제표가 회계정보로서 갖는 신뢰성은 1997년 외환위기 이후 크게 제고된 것으로 평가되는 반면, 외환위기 이전 재무제표는 신뢰성이 상대적으로 떨어지는 것으로 보인다. 이에 따라 연구자에 따라서는 1990년대 데이터를 제외하는 경우가 적지 않다. 홍기석 (2006)은 1998년의 데이터를 제외하고 모형을 추정하였으며, 남창우 (2016)는 2002년 이후 데이터만을 사용하였다. 한편 기업 재무제표 데이터베이스에는 입력 오류 등으로 인해 극단적으로 높거나 낮은 데이터가 포함될 수 있다. 분포의 양 극단에 있는 예외적 데이터가 야기하는 왜곡을 피하기 위해 실증분석시 각 변수의 상위 1%와 하위 1%의 데이터는 제외하였다. <부록 1>에는 2000~2016년 데이터의 25분위값, 50분위값, 75분위값을 제시하였다.

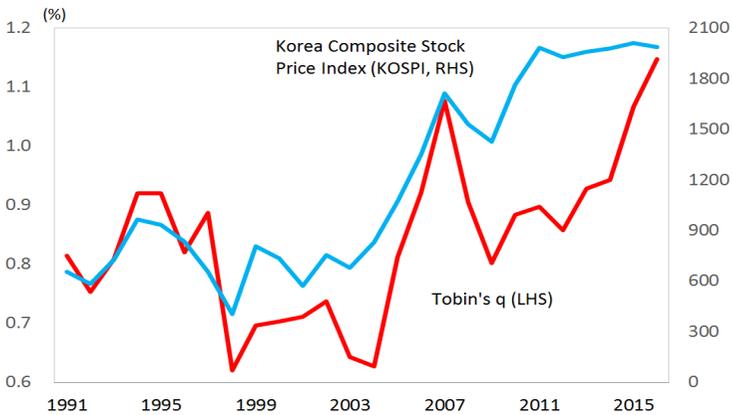
10) 1990년대 데이터를 포함한 시스템 GMM의 추정결과는 본 논문에서 제시하지 않았지만, 고정효과 모형의 추정결과처럼 통화정책과 유동성자산 교차항의 계수값은 유의하지 않은 것으로 추정됐다.

11) Arellano and Bover (1995)와 Blundell and Bond (1998)는 Arellano and Bond (1991)가 제안한 차분 GMM(difference GMM)의 일부 약점을 보완하여 시스템 GMM을 제안하였다. 차분 GMM은 내생성을 제거하기 위해 변수의 차분값을 사용하고 도구변수로는 변수의 과거 레벨값을 사용하는데, 변수의 조건에 따라서는 변수의 과거 레벨값이 도구변수로 유용하지 않을 때가 있다. 원래 모형의 차분식만을 사용하는 차분 GMM과 달리, 시스템 GMM은 차분식과 함께 원래 모형의 추정식을 함께 사용한다. 시스템 GMM은 T가 N에 비해 상대적으로 작을 때와, 이분산성 및 자기상관이 한 기업 내에서 허용되지만 서로 다른 두 개의 기업 사이에서는 허용되지 않을 때 사용할 수 있다. 공분산(covariance matrix)의 추정에서는 Windmeijer (2005)의 2단계 추정방법을 이용하면 강건한 표준오차(robust standard error)를 구할 수 있다. 한편 시스템 GMM의 가정들이 충족되면 차분식의 잔차들은 AR(2)의 양태를 보일 수 없다. <Table 3>과 <Table 4> 하단의 Arellano-Bond test의 귀무가설은 잔차에 AR(2) 관계가 존재하지 않는다는 것이다. 따라서 모형이 시스템 GMM의 가정을 만족한다면 이러한 귀무가설이 채택되어야 한다. <Table 3>과 <Table 4>의 마지막 통계량인 Hansen test의 귀무가설은 외생변수와 잔차 간에 공분산 관계가 존재하지 않는다는 것이다. 따라서 모형에 문제가 없다면 귀무가설이 채택되어야 한다. 한편 <Table 3>과 <Table 4>의 추정결과는 Roodman (2006)이 코딩한 STATA 명령어 xtabond2를 이용하여 추정한 것이다.

<Table 3>과 <Table 4>의 추정결과를 보면 당기와 전기 투자율 간에 음의 AR(1) 관계가 존재한다. 즉, 올해 투자를 많이 한 기업은 내년에는 투자를 적게 하는 경향이 있는 것이다. AR(1) 계수의 절대값이 1보다 작기 때문에 모형의 안정성에는 문제가 없는 것으로 보인다. t-1기 토빈 q는 모든 열에서 유의적인 것으로 나타났다. 이는 고정효과모형에서와 마찬가지로 자산가격 파급경로가 작동함을 시사한다.

토빈 q가 유의적인 양의 추정계수값을 가질지라도 자산가격경로가 제대로 작동하기 위해서는 정책금리 인하가 주가 상승으로, 그리고 주가 상승이 토빈 q의 증가로 이어져야 한다. Pennings et. al (2015)는 한국을 포함한 소규모 개방경제 8개국의 데이터를 분석한 결과 정책금리의 1% 포인트 인상이 주가를 0.5~1.0% 떨어뜨린다는 연구결과를 발표하였다. 또한 <Figure 4>에서 볼 수 있듯이 토빈 q는 주가와 밀접한 양의 상관관계를 갖고 있다¹²⁾. 따라서 본 연구의 추정결과 등을 고려할 때 우리나라의 경우 통화정책의 자산가격경로가 작동한다고 판단된다. 즉, 확장적 통화정책이 주가에 긍정적인 영향을 끼치고 투자자금 조달비용의 상대가격이 떨어지면서 기업 투자가 증가하는 것이다. 한편, 부채비율 계수는 모두 음의 값을 갖는 것으로 추정되었으나 10% 유의수준에서 비유의적으로 나타났다. 그러나 $IR_{i,t-1}$ 이 설명변수로 포함된 추정식에서는 p-value가 0.103 혹은 0.210으로 한계적 유의성을 보인다.

<Figure 4> KOSPI and Tobin's Q of Korea



Note: Tobin's Q is median of each year estimation data.

Sources: Bank of Korea

12) 본 논문에 사용된 통화정책변수, 주가, 토빈 q(중위값) 간 관계는 <부록 2>를 참조하기 바란다.

유동성자산 비율의 계수는 모든 추정식에서 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항 계수도 유의적으로 추정되었다. 교차항의 경우 10% 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 나타난 경우도 있지만 그 경우에도 p 값이 0.1을 소폭 상회함을 감안하면 교차항이 비유의적이라고 단언하기는 어렵다. 통화정책 변수로 콜금리 차분이 사용된 경우에는 교차항의 계수값이 양수로, 본원통화 증가율이 사용된 경우에는 음수로 추정되어 확장적 통화정책 기조하에서는 유동성자산의 영향력이 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대차대조표경로가 작동하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

Bernanke and Gertler (1995) 그리고 Boivin et al. (2010) 등이 설명하는 것처럼 정보의 비대칭성이 없는 세계에서는 기업의 대차대조표(balance sheet)를 통해 파악할 수 있는 유동성자산이나 현금 흐름 등이 투자에 영향을 미칠 수 없다. 그러나 정보의 비대칭성이 존재하는 비신고전파(non-neoclassical) 세계에서는 자금 공급자가 대차대조표를 통해 기업의 건전성을 파악하고 외부자금 프리미엄을 결정하기 때문에 유동성자산 비율이 투자의 결정요인 중 하나로 작동하게 된다. 유동성자산 비율이 높은 기업에게는 낮은 외부자금 프리미엄이 요구되고 이는 투자를 늘리는 유인이 된다. 이 경우 투자결정 방정식에서 유동성자산 비율의 계수는 양의 값을 갖는다.

확장적 통화정책 시기에는 시중 유동성의 증가로 외부자금 프리미엄이 전반적으로 하락하게 된다. 따라서 유동성자산 비율이 낮은 기업에게도 자금공급이 원활하게 되어 투자에 미치는 유동성자산의 영향력이 약화될 것이다. 이 경우 투자결정 방정식에서 유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항은 확장정책의 경우에는 음수값을 긴축정책의 경우에는 양수값을 가질 것으로 기대된다. 그리고 본 연구의 추정결과는 이 기대와 일치하여 2000~2016년 중 우리나라의 경우 대차대조표경로가 작동하였음을 시사한다. 대차대조표경로와 관련한 본 논문의 추정결과는 유동성자산 부족으로 투자비용을 조달하기 어려운 기업에게 확장적 통화정책이 도움이 될 수 있음을 의미한다.

한편 대차대조표경로는 기업이 자금시장에서 겪는 자금조달의 어려움을 반영하며, 이는 기업의 규모에 영향을 받을 수 있다. 은행 등 자금공급자는 기업 규모가 작은 기업에 대해 더 엄격히 유동성자산 비율을 따질 수 있기 때문이다. 따라서 다음 절에서는 상장기업을 규모별로 구분한 후 투자결정 방정식을 추정하였다.

2. 상장기업 규모별 실증분석 결과

각 설명변수가 투자율에 미치는 영향은 기업 규모에 따라 차이가 있을 수 있기 때문에 여기서는 식(1)의 투자결정모형을 시가총액 규모 상위 50%와 하위 50% 기업에 대해 각각 추정하였다. <Table 5>는 콜금리를 통화정책 변수로 사용한 경우를, <Table 6>은 본원통화를 통화정책 변수로 사용한 경우의 추정결과를 보여준다.

<Table 5>의 첫 번째 열은 상위 50% 기업의 추정결과이다. 부채비율 계수는 여전히 유의한 음의 값을 가지지만, 그 절대값이 전체기업의 0.315에서 0.735로 거의 두 배 가까이 상승하였다. 유동성자산 비율의 추정계수는 양의 값을 갖지만, <Table 3>에 비해 그 값이 현저히 작고 유의적이지도 않다. 유동성자산 비율과 콜금리의 교차항 역시 10% 유의수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났지만, p 값이 0.168로 10%를 조금 넘어서는 수준이었다. 특이한 것은 영업이익률 역시 유의하지 않은 것으로 나타났다는 것이다. 시가총액 상위 50% 기업의 투자율에 대해 영업이익률과 유동성자산 비율의 영향력이 유의하지 않다는 결과는, 규모가 큰 기업일수록 외부자금 프리미엄이 낮을 것이라는 예상과 일치한다. 즉, 내부자금 비용과 외부자금 비용 사이에 큰 괴리가 없으므로 내부자금의 규모가 투자율 결정의 중요한 요인이 아닌 것으로 해석할 수 있다. <Table 5>의 2-1열은 시가총액규모 하위 50% 상장기업에 대한 분석결과다. 토빈 q의 추정계수값이 여전히 유의적인 양의 값이지만 상위 50% 기업에 비해 크게 높아진 것으로 나타났다.

부채비율은 상위 50% 기업과는 반대로 유의적이지 않았다. 상위 50% 기업에서는 유의하지 않았던 영업이익률과 유동성자산 비율은 유의적일 뿐만 아니라 <Table 3>의 결과에 비해 추정계수값이 컸다. 이는 상대적으로 규모가 작은 기업에 대해서는 사내유보 보유나 단기 현금흐름이 투자율을 결정하는 중요한 변수임을 시사한다. 한편 유동성자산과 콜금리의 교차항은 양수지만 유의하지 않은 것으로 추정되어, 완화적 통화정책이 내부자금을 필요로 하는 투자환경에 큰 영향을 주지는 못하는 것으로 나타났다. <Table 5>의 2-2열은 2-1열의 설명변수 중 부채비율은 제외한 추정결과를 보여주는데 t-1기 투자율의 p 값이 0.2 미만으로 떨어진 점을 제외하고는 특이점을 발견하기 어렵다. 3-1열과 3-2열에는 시가총액규모 하위 25% 기업에 대한 분석결과가 제시되어 있다. 부채비율이 설명변수로 포함된 3-1열에서는 유동성자산 비율과 콜금리의 교차항의 p 값

<Table 5> Coefficient Estimates of System GMM Models by Firm Size Distribution

(estimation period: 2000~2016, monetary policy variable: difference of call rate)

Firm Size	(1) Top 50%	(2-1) Bottom 50%	(2-2) Bottom 50%	(3-1) Bottom 25%	(3-2) Bottom 25%
$IR_{i,t-1}$	-0.061 (0.376)	-0.018 (0.831)	-0.163 (0.121)	-0.068 (0.503)	-0.156 (0.157)
$Q_{i,t}$					
$Q_{i,t-1}$	0.129** (0.024)	0.316** (0.000)	0.376** (0.000)	0.333** (0.013)	0.451** (0.001)
$LAR_{i,t-1}$	0.078 (0.496)	0.570** (0.000)	0.462** (0.000)	0.499 (0.002)	0.415** (0.007)
$LAR_{i,t-1}CR_{i,t}$	0.088 (0.168)	0.077 (0.180)	0.086 (0.101)	0.118 (0.100)	0.154** (0.014)
$LAR_{i,t-1}MB_{i,t}$					
$DR_{i,t-1}$	-0.735** (0.018)	0.273 (0.391)		0.231 (0.559)	
$OP_{i,t-1}$	-0.326 (0.266)	0.747** (0.002)	0.700** (0.001)	0.812** (0.006)	0.725** (0.006)
number of observation	9,814	9,650	9,706	4,670	4,717
number of firms	1,357	1,350	1,352	948	958
number of Instruments	225	123	123	123	123
Arellano-Bond test	0.766	0.732	0.118	0.706	0.283
Hansen test	0.166	0.303	0.215	0.284	0.204

Note: 1) Firm size distribution is established by aggregate market value of listed stocks.
 2) Numbers in parentheses denote p-values and the superscripts * and ** represent significance within 10% and 5%, respectively.

이 0.10로 10% 유의수준 경계에 있는 것으로 나타났지만, 부채비율이 제외된 3-2열의 결과를 보면 5% 유의수준에서도 유의적인 것으로 추정된다.

즉, 하위 25% 규모 기업의 경우 긴축적 통화정책은 투자율에 대한 내부자금의 영향력을 높이는 것이다. 이는 규모가 작은 기업에 대해서는 대차대조표효과가 작동함을 시사한다.

<Table 6>에서는 통화정책 변수로 콜금리 차분 대신 본원통화 증가율을 사용하였다. 첫 번째 열은 상위 50% 기업의 추정결과다. <Table 5>처럼 토빈 q와 부채비율을 제외한 변수들의 계수값이 유의적이지 않은 것으로 추정되었다. 또한 토빈 q와 부채비율의 계수값이 <Table 5>와 비슷하게 추정되었다. 2-1과 2-2열은 하위 50% 기업의 추정결과를 보여준다. 토빈 q의 계수값이 상위 50%

<Table 6> Coefficient Estimates of System GMM Models by Firm Size Distribution

(estimation period: 2000~2016, monetary policy variable: growth rate of monetary base)

Firm Size	(1) Top 50%	(2-1) Bottom 50%	(2-2) Bottom 50%	(3-1) Bottom 25~50%	(3-2) Bottom 25~50%
$IR_{i,t-1}$	-0.060 (0.374)	-0.024 (0.761)	-0.164 (0.118)	-0.035 (0.695)	-0.142 (0.227)
$Q_{i,t}$					
$Q_{i,t-1}$	0.131** (0.019)	0.318** (0.000)	0.371** (0.000)	0.161 (0.153)	0.152 (0.112)
$LAR_{i,t-1}$	0.247 (0.327)	0.904** (0.002)	0.785** (0.005)	1.094** (0.006)	1.103** (0.004)
$LAR_{i,t-1}CR_{i,t}$					
$LAR_{i,t-1}MB_{i,t}$	-0.016 (0.425)	-0.032 (0.159)	-0.031 (0.161)	-0.048 (0.102)	-0.045 (0.134)
$DR_{i,t-1}$	-0.699** (0.022)	0.278 (0.376)		0.001 (0.999)	
$OP_{i,t-1}$	-0.297 (0.300)	0.741** (0.002)	0.686** (0.001)	0.777** (0.035)	0.641** (0.027)
number of observation	9,814	9,650	9,706	4,980	4,989
number of firms	1,357	1,350	1,352	1,133	1,135
number of Instruments	225	123	123	123	123
Arellano-Bond test	0.769	0.661	0.113	0.480	0.185
Hansen test	0.220	0.314	0.239	0.100	0.258

Note: 1) Firm size distribution is established by aggregate market value of listed stocks.
 2) Numbers in parentheses denote p-values and the superscripts * and ** represent significance within 10% and 5%, respectively.

에 비해 높게 추정된 것은, <Table 5>에서와 마찬가지로 규모가 작은 기업에서 자산가격효과가 더 크다는 것을 의미한다. 부채비율의 계수값이 유의하지 않은 대신에 영업이익률과 유동자산비율의 계수는 유의한 양의 값을 가져, <Table 5>와 마찬가지로 하위 50% 기업의 경우 내부자금의 규모가 투자율에 영향을 미치는 것으로 해석된다. 유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항의 계수값은 여전히 유의적이지 않은 것으로 추정되었다.

3-1열과 3-2열은 하위 25%와 50% 사이의 기업을 대상으로 한 추정결과다.¹³⁾ 전반적으로 하위 50% 기업의 추정결과와 크게 다르지 않지만, 유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항 계수의 절대값은 커진 반면 p 값은 0.102 혹은 0.134로 낮아진 것을 볼 수 있다. 즉, 기업 규모별로 투자율의 결정요인을 분석해 보면, 본원통화의 증가는 콜금리 하락에 비해 유동성자산 비율의 영향력을 감소시키는 효과가 뚜렷하지 않지만, 하위 25%에서 50% 사이의 기업에서는 상대적으로 그 효과가 더 큰 것으로 평가된다.

V. 요약 및 정책적 시사점

본 연구는 통화정책이 기업 설비투자에 미치는 영향을 파악하기 위해 통화정책 파급경로와 관련한 변수들로 구축한 동태적 패널모형을 사용하였다. 1990~2016년 중 우리나라 기업의 재무제표 데이터를 이용하여 시스템 GMM 기법으로 설비투자 결정모형을 추정한 결과, $t-1$ 기의 토빈 q 는 t 기의 투자율과 유의적인 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 정책금리의 인하가 주가 상승에 긍정적인 영향을 주고 주가 상승이 토빈 q 와 양의 상관관계가 있는 점을 고려하면, 유의적인 양의 값으로 추정된 토빈 q 의 계수는 신고전파 파급경로 중 하나인 자산가격 파급경로가 작동하고 있음을 의미한다.

전기 유동성자산의 계수도 양의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 은행과

13) <Table 6>은 하위 25%를 대상으로 한 추정결과 대신 하위 25%와 50% 사이의 기업을 대상으로 한 추정결과를 보고하고 있다. 통화정책 변수로 본원통화 증가율을 사용하여 하위 25% 기업만을 대상으로 추정하면 유동성자산 비율, 그리고 유동성자산 비율과 통화정책 변수의 교차항 모두 비유의적인 것으로 나타난다. 교차항을 설명변수에서 제외하면 유동성자산 비율이 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 추정된다. 즉, 하위 25% 기업에서는 유동성자산 비율이 투자율의 중요한 설명변수지만, 본원통화를 증가시키는 것이 유동성자산 비율의 영향력을 낮추는 것은 아님을 알 수 있다. 하위 25% 기업에서는 콜금리가 하락하면 유동성자산 비율의 영향력이 감소하는 데 비해, 하위 25%와 50% 사이 기업에서는 본원통화 증가율이 상승하면 유동성자산 비율의 영향력이 감소하는 것으로 나타났다.

기업 간에 정보의 비대칭성이 존재할 가능성을 시사한다. 한편, 유동성자산 비율과 콜금리 차분의 교차항은 양의 값을, 유동성자산과 본원통화 증가율의 교차항은 음의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 확장적 통화정책이 실시되고 있을 때에는 투자에 대한 유동성자산의 영향력이 감소하는 것을 의미하는 것으로 비신고전파 파급경로의 하나인 대차대조표경로가 작동하고 있음을 뜻한다.

기업을 규모별로 분류하여 추정한 결과는 기업 규모가 작을수록 자산가격경로와 대차대조표경로가 더 뚜렷하게 작동하는 것으로 보인다. 즉, 자산가격경로를 보여주는 토빈 q 의 계수값은 기업의 규모가 작을수록 높게 추정되었다. 유동성자산 비율은 상위 50% 기업에서는 투자율에 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난 반면, 하위 50% 기업에서는 유의적인 것으로 나타났다. 콜금리의 하락은 시가총액 하위 25% 기업에서 투자율에 대한 유동성자산의 영향력을 감소시켰고, 본원통화의 증가는 시가총액 25%와 50% 사이의 기업에서 유동성자산의 영향력을 감소시켰다. 이는 규모가 작은 기업에서 대차대조표경로가 보다 활성화됨을 의미한다.

한편 영업이익률의 투자에 미치는 영향력도 규모가 큰 기업보다는 규모가 작은 기업에서 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 추정결과도 작은 규모의 기업일수록 투자를 위해서는 사내유보가 필요하다는 것을 의미한다.

반면, 부채비율은 상위 50% 기업에서만 유의적인 음의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 규모가 작은 기업의 투자는 부채비율보다는 영업이익률이나 유동성자산 비율 등 내부자금 지표의 영향을 받지만 규모가 큰 기업의 투자는 내부자금보다는 부채비율에 더 큰 영향을 받는 것이다.

본 연구는 기업 단위의 분석을 통해 통화정책의 자산가격경로와 대차대조표경로가 작동하여, 통화정책이 기업의 투자결정에 영향을 미친다는 것을 실증적으로 확인한 데 의미가 있다. 또한 통화정책 기조 변화가 기업의 투자결정에 미치는 영향이 기업 규모별로 상이할 수 있음을 보인 것도 정책적 측면에서 시사하는 바가 있다.

<부록 1>

Statistics of the Variables Employed (2000~2016)

Group \ Variables		IR	Q	LAR	DR	OP
All Companies	25 percentile	-0.169	0.620	0.381	0.031	0.010
	50 percentile	0.000	0.888	0.524	0.173	0.049
	75 percentile	0.331	1.376	0.667	0.335	0.100
Big Companies (Top 50%)	25 percentile	-0.141	0.690	0.371	0.023	0.020
	50 percentile	0.019	1.041	0.523	0.164	0.062
	75 percentile	0.386	1.706	0.671	0.329	0.118
Small Companies (bottom 50%)	25 percentile	-0.213	0.572	0.397	0.044	-0.003
	50 percentile	-0.037	0.783	0.527	0.189	0.032
	75 percentile	0.237	1.103	0.659	0.346	0.070

Note: 1) Firm size is established by aggregate market value of listed stocks.

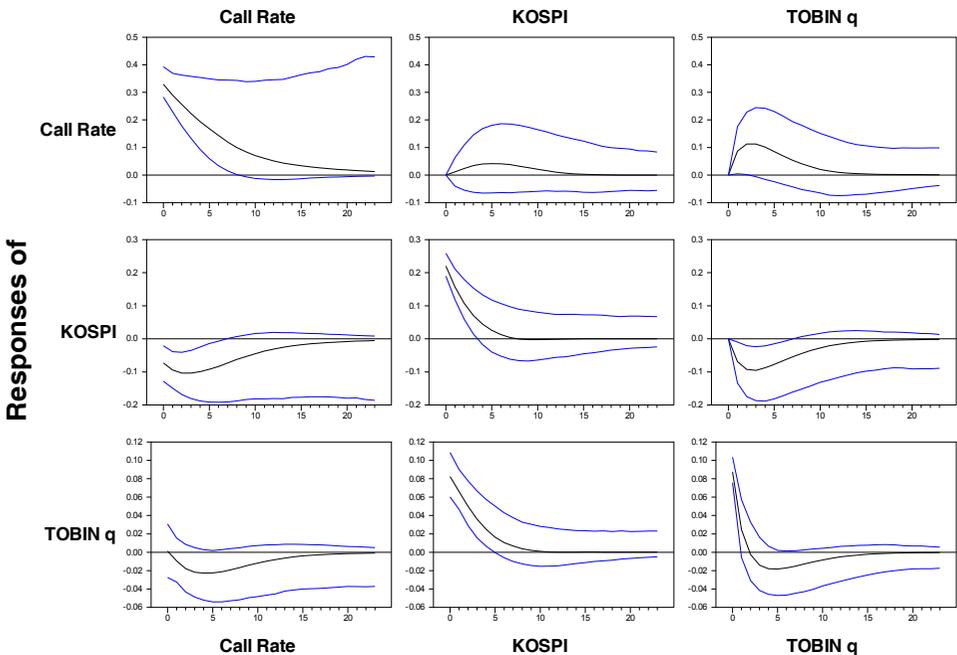
<부록 2>

통화정책과 토빈 q 간 관계

본 논문과 같이 기업의 마이크로 데이터를 사용하여 자산가격경로를 추정하는 연구는 일반적으로 확장적인 통화정책이 토빈 q값을 높인다는 것을 전제로 하고, 토빈 q가 투자에 미치는 영향만을 추정한다(Masuda (2015), Angelopoulou and Gibson (2009) 등). 그러나 자산가격경로가 작동하는지를 엄밀히 따지자면, 역시 통화정책이 증가와 토빈 q값을 변화시킨다는 전제를 확인할 필요가 있다. 이를 위해 본 연구에서 계산된 토빈 q의 중위값, 종합주가지수, 통화정책 변수(콜금리와 본원통화) 간 관계를 VAR 모형으로 추정하였다. 변수 투입은 외생성을 고려하여 통화정책 변수, 종합주가지수, 토빈 q 중위값의 순서로 설정하였다. 충격반응함수를 살펴보면, 먼저 콜금리 인하는 종합주가지수 상승(<Figure 5>의 2행 1열)을, 종합주가지수 상승은 토빈 q 증가(<Figure 5>의 3행 2열)를 초래한다. 한편 본원통화 증가는 종합주가지수와 토빈 q 증가(각각 <Figure 6>의 2행 1열과 3행 1열)를 가져오고 종합주가지수의 상승도 토빈 q

<Figure 5> Impulse Responses of 3 Variable VAR Model

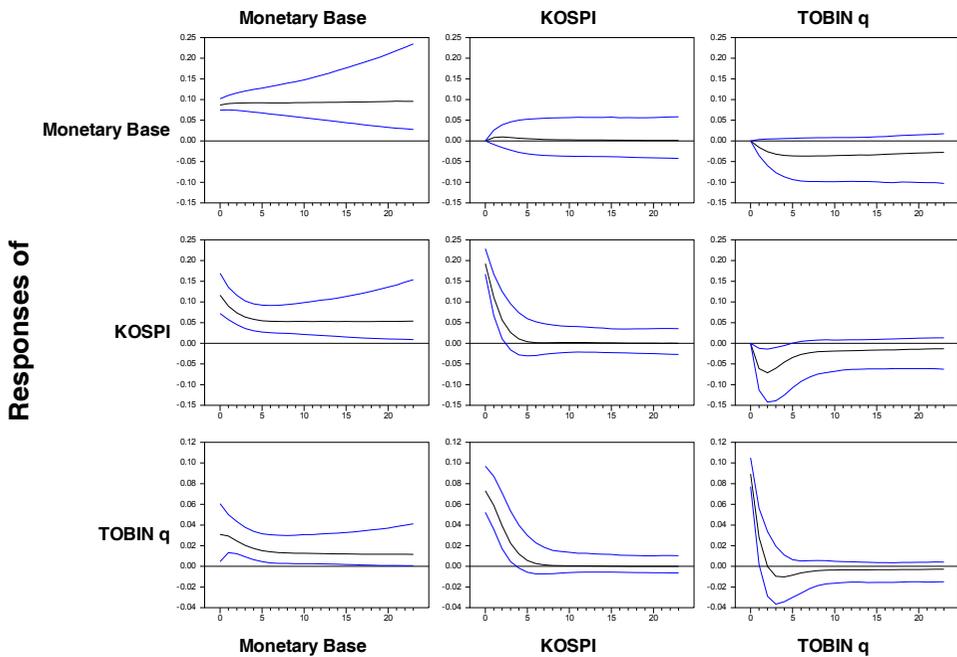
(Monetary Policy Variable : Call Rate)



Note: 1) The blue lines mean 16~84% confidence band.

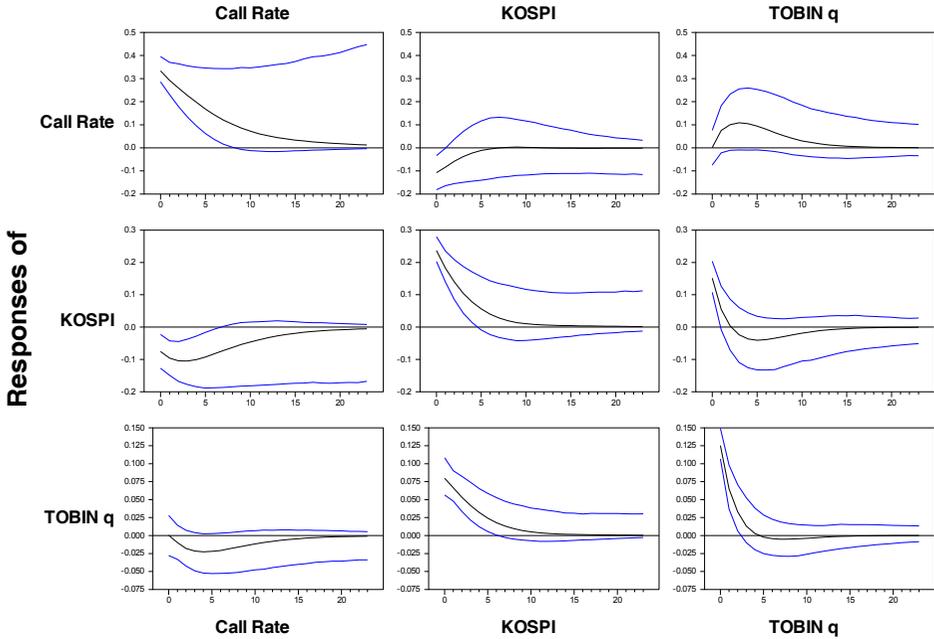
증가(<Figure 6>의 3행 2열)를 가져오는 것으로 나타났다. 결국 확장적 통화정책은 종합주가지수 및 토빈 q에 양의 유의적인 영향을 미치는 것이다. 한편, 변수 투입 순서와 무관하게 충격반응함수를 산출하는 Pesaran and Shin (1998)의 GIR(generalized impulse response)도 위의 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다(<Figure 7> 참조). 물론 통화정책이 개별 기업의 토빈 q에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기 위해서는 개별 기업의 주가와 토빈 q를 이용하여 분석하는 것이 타당하지만 이는 본 논문의 핵심 주제와는 다소 거리가 있으므로 추후 연구를 통해 규명하도록 한다.

<Figure 6> Impulse Responses of 3 Variable VAR Model
(Monetary Policy Variable : Monetary Base)



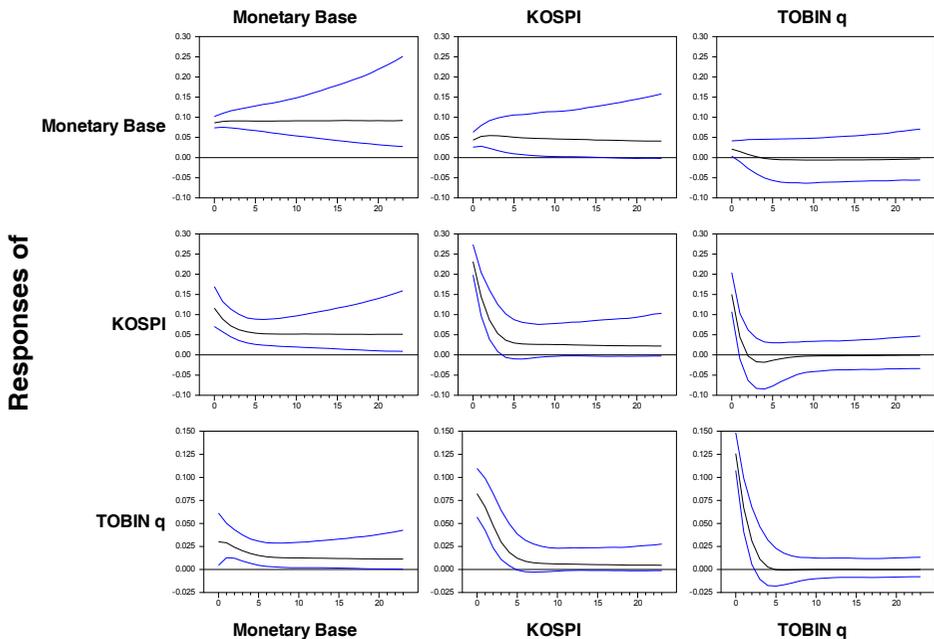
Note: 1) The blue lines mean 16~84% confidence band.

〈Figure 7〉 Generalized Impulse Responses of 3 Variable VAR Models
(Monetary Policy Variable : Call Rate)



Note: 1) The blue lines mean 16~84% confidence band.

(Monetary Policy Variable : Monetary Base)



Note: 1) The blue lines mean 16~84% confidence band.

〈참고문헌〉

- 강민우 (2009), “한국경제의 과잉유동성 논란과 금융위기 이후 정책대응 평가,” 『사회과학연구』, 제35권 제3호, 경희대학교 사회과학연구원, pp. 147-163.
- 김현의 (2009), “저인플레이션하에서 통화정책과 기업투자,” 『경제분석』, 한국은행, 제13권 제1호, pp. 1-56.
- 남창우 (2015), “세계변화가 기업의 투자 및 배당결정에 미치는 영향,” 『정책연구시리즈』, 한국개발연구원, 제20호.
- 박상준 (2013), 『일본경제의 장기침체와 한국경제에의 시사점』, 서울대학교 시장과정 부연구센터.
- 박상준 (2016), 『불황터널: 진입하는 한국, 탈출하는 일본』, 매일경제출판사.
- 빈기범·서은숙 (2014), “기업의 예비적 현금보유가 경기침체에 미치는 영향,” 『재무관리연구』, 한국재무관리학회, 제31권 제1호, pp. 173-214.
- 신현열 (2010), “통화정책이 신용경로를 통해 설비투자에 미치는 영향,” 『조사통계월보』, 한국은행. 2010.2월호, pp. 23-49.
- 유재원 (2013), “일본의 장기침체와 정책대응: 평가와 교훈,” 『동북아경제연구』, 한국동북아경제학회, 제25권 제4호, pp. 121-164.
- 유재원·이기성 (2015), “미국 양적완화 정책의 국제적 파급효과 분석 - 한,중,일 3개국을 중심으로,” 『동북아경제연구』, 한국동북아경제학회, 제27권 제3호, pp. 41-70.
- 육승환 (2016), “통화정책 완화기조 장기화가 금융기관 위험선호에 미치는 효과,” 미발간 자료, 한국은행.
- 윤재호 (2012), “금융환경 변화가 통화정책 파급경로에 미치는 영향에 관한 문헌 연구: 비전통적 파급경로를 중심으로,” 『사회과학연구논총』, 이화여자대학교 이화사회과학원, pp. 103-144.
- 채희울 (2017), “내생적 통화공급과 통화정책의 효과,” 『금융연구』, 한국금융학회, 제31권 제1호, pp. 75-108.
- 한국은행 (2017a), “2017~18년 경제전망,” 보도자료, 한국은행, 2017.10월.
- 한국은행 (2017b), “통화정책방향,” 보도자료, 한국은행, 2017.10월.
- 한국은행 (2017c), “통화정책방향,” 보도자료, 한국은행, 2017.11월.
- 홍기석 (2006), “최근 기업 설비투자 결정요인의 미시적 분석,” 『경제분석』, 한국은행, 제12권 제1호, pp. 1-52.
- Adrian, T. and H. Shin (2010), “Financial Intermediaries and Monetary Economics,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*, No. 398.
- Angelopoulou, E. and H. Gibson (2009), “The Balance Sheet Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from the United Kingdom,” *Economica*, 76, pp. 675-703.
- Arellano, M. and S. R. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-298.

- Arellano, M. and O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp. 29-51.
- Bank of Japan (2013), "Basic Figures of the Flow of Funds: Fourth Quarter of 2012," Research and Statistics Department, Bank of Japan.
- Bank of Japan (2017), "Basic Figures of the Flow of Funds: Fourth Quarter of 2016," Research and Statistics Department, Bank of Japan.
- Bank of Japan (2015), "Quantitative and Qualitative Monetary Easing: Assessment of Its Effects in the Two Years Since Its Introduction," *Bank of Japan Review*, No. 2015-E-3.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economy Perspective*, Vol. 9(4), pp. 27-48.
- Bernanke, B. S. and S. Gilchrist (1996), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *Review of Economics and Statistics*, 78, pp. 1-15.
- Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist (1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1. Amsterdam: North Holland. pp. 1341-93.
- Boivin, J., M. T. Kiley and F. S. Mishkin (2010), "How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?," *NBER Working Paper*, No. 15879.
- Blundell, R. W. and S. R. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 87, pp. 115-143.
- Blundell, R. W. and S. R. Bond (2000), "GMM Estimation with Persistent Panel Data: an Application to Production Functions," *Econometric Reviews*, Vol. 19, pp. 321-340.
- Eggertsson, G. B. and P. Krugman (2012), "Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 1469-1513.
- Fukuda, S., M. Kasuya and J. Nakajima (2006), "Determinants of Physical Investment of Unlisted Companies: Effects of Soundness of Financial Institutions and Over-Debt Problem," *Dysfunction of Finance*.
- Hayashi, F. (2000), "The Main Bank System and Corporate Investment: An Empirical Reassessment," *Finance, Governance, and Competitiveness in Japan*, Oxford: Oxford University Press.
- Hayashi, F. and T. Inoue (1991), "The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, Vol. 59(3), pp. 731-753.
- Honda, Y., Y. Kuroki and M. Tachibana (2007), "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006,"

- Osaka University Discussion Paper*, No. 07-08.
- Hong, K., J. W. Lee and Y. S. Lee (2007), "Investment by Korean Conglomerates Before and After the Crisis," *Japan and the World Economy*, Vol. 19, pp. 347-373.
- Hori, K., M. Saito and K. Ando (2006), "What Caused Fixed Investment to Stagnate During the 1990s in Japan? Evidence from Panel Data of Listed Companies," *The Japanese Economic Review*, Vol. 57(2), pp. 283-306.
- Horioka, C. Y. (2006), "The Causes of Japan's 'Lost Decade': The Role of Household Consumption," *Japan and the World Economy*, Vol. 18, pp. 378-400.
- Hoshi, T. and A. K. Kashyap (1990), "Evidence on Q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 4(4), pp. 371-400.
- Hoshi, T. and D. Scharfstein (1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(1), pp. 33-60.
- Hosono, K. (2006), "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks' Balance Sheets," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 20, pp. 380-405.
- Inoue, T. and T. Okimoto (2008), "Were There Structural Breaks in the Effects of Japanese Monetary Policy? Re-evaluating Policy Effects of the Lost Decade," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 22, pp. 320-342.
- Leigh, D. (2010), "Monetary Policy and the Lost Decade: Lessons from Japan," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42(5), pp. 833-857.
- Kan, K., Y. Kishaba and T. Tsuruga (2016), "Policy Effects Since the Introduction of Quantitative and Qualitative Monetary Easing: Assessment Based on the Bank of Japan's Large-Scale Macroeconomic Model," *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 16-E-15, Bank of Japan.
- Kato, N and T. Kawamoto (2016), "Corporate Profits and Business Fixed Investment: Why are Firms So Cautious about Investment?," *Bank of Japan Review*, No. 2016-E-2, Bank of Japan.
- Koo, R. (2008), *The Holy Grail of Macroeconomics: Lessons from Japan's Great Recession*, New York: Wiley.
- Lindenberg, E. and S. A. Ross (1981), "Tobin's q Ratio and Industrial Organization," *The Journal of Business*, Vol. 54, No. 1, pp. 1-32.
- Masuda, K. (2015), "Fixed Investment, Liquidity Constraint, and Monetary Policy: Evidence from Japanese Manufacturing Firm Panel Data," *Japan and the World Economy*, Vol. 33, pp. 11-19.
- Miyao, R. (2002), "The Effects of Monetary Policy in Japan," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34(2), pp. 376-392.
- Ministry of Finance (2017), *Japanese Public Finance Fact Sheet*, Japanese Government,

Japan.

- Nakashima, K. (2006), "The Bank of Japan's Operating Procedures and the Identification of Monetary Policy Shocks: A Reexamination Using the Bernanke-Mihov Approach," *Journal of Japanese International Economies*, Vol. 20(3), pp. 406-433.
- Ogawa, I. (2006), "Financial Crisis and Physical Investment: the Japanese Experience in the 1990s," *Dysfunction of Finance*.
- Pennings, S., A. Ramayandi and H. C. Tang (2015), "The Impact of Monetary Policy on Financial Markets in Small Open Economies: More or Less Effective During the Global Financial Crisis?," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 44, pp. 60-70.
- Pesaran, H. H and Y. Shin (1988), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models," *Economics Letters*, Vol. 58, pp. 17-29
- Roodman, D. (2006), "How to Do Xtabond2: An Introduction to "Difference" And "System" GMM in Stata," *Center for Global Development Working Paper*, No. 103.
- Shioji, E. (2000), "Identifying Monetary Policy Shocks in Japan," *Journal of Japanese International Economies*, Vol. 14(1), pp. 22-42.
- Sim, S. G , D. Lee and S. Lee (2017), "Corporate and Household Credit Cycles in Emerging Economies," unpublished manuscript, the Bank of Korea.
- Tobin, J. (1969), "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1(1), pp. 15-29.
- Ugai, H. (2006), "Effects of the Quantitative Easing Policy: A Survey of Empirical Analyses," *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 06-E-10, Bank of Japan.
- Windmeijer, F. (2005), "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 126, pp. 25-51.
- 野口旭・岡田靖 (2003), "金融政策の機能停止はなぜ生じたのか," 『失われた10年の真因は何か』, 岩田規久男・宮川努 編, 東洋経済新報社, pp. 79-110.
- 野口悠紀雄 (2008), 『戦後日本経済史』, 新潮社.

Monetary Policy and Corporate Investment: Analysis of the Asset Price Channel and the Balance Sheet Channel

SaangJoon Baak* · Seung Whan Ryuk**

In order to confirm whether the monetary policy affect corporate investment or not, this paper examines the validity of the asset price channel and the balance sheet channel among monetary policy transmission mechanisms. Unbalanced dynamic panel model based on system GMM method is employed and annual financial statements data of Korean firms from 2000 to 2016 are used. For estimating the asset price channel, Tobin's q is used as the independent variable, and for estimating the balance sheet channel, the cross products of liquidity asset ratio and call rate difference or liquidity asset ratio and rate of increase in monetary base are used as interaction independent variables. In addition, debt ratio and operating profit ratio are included as the regressors. The dependent variable is investment ratio (the ratio of real investment amount to real tangible fixed asset amount).

The empirical test results show that there is a statistically significant relation between investment at t and Tobin's Q at t-1. Considering lowering policy rate possibly increase stock price, and then stock price has a positive relation with Tobin's Q, the plus signal of Tobin's Q means that the asset price channel of monetary policy functions statistically significant.

The coefficient of liquidity asset ratio at the former period (t-1) is also estimated as plus - it means that there might be information asymmetry between firms and banks.

* Professor, Faculty of International Research and Education, Waseda University, Tel: 81-3-5286-9866, E-mail: baak@waseda.jp

** Senior Economist, Economic Research Institute, The Bank of Korea, Tel: +82-2-759-5425, E-mail: rsw@bok.or.kr

Meanwhile, the coefficient of interaction term which is the cross product of liquidity asset ratio and call rate difference is estimated plus and the one which is the cross products of liquidity asset ratio and rate of increase in monetary base is estimated minus. This means that the impact of liquidity asset on investment gets weaker during the time of easing monetary policy; therefore, the balance sheet channel of monetary policy function is statistically significant.

Model estimation by firm size distribution shows that the impacts of the asset price channel and the balance sheet channel are stronger in the smaller firms. Besides, the impact of operating profit on investment is estimated more powerful in the smaller firms rather than in the larger firms. On the contrary, only the debt ratio coefficient of top 50% sized-firm group shows statistically significant minus sign.

This study has policy implications in the aspects of firms' investment during the time of tightening monetary policy, and external fund premium for smaller firms.

JEL Classification Number: E22, E52, G32

Keywords: monetary policy, investment, Tobin's q, transmission mechanism, asset price channel, balance sheet channel