2017-11 한국은행 경기본부

글로벌 금융위기 이후의 설비투자 결정요인 변화

박영준[1], 엄주영[2]

1) 아주대학교 경제학과 교수
2) 한국은행 경기본부 경제조사팀 과장

< 요 약 >

I. 서 론

1. 연구배경
2. 선행연구 및 차별성

II. 최근 경기도 설비투자 동향과 특징

III. 연구방법론 및 자료

1. 실증분석 방법론
2. 설비투자 결정요인
3. 자료

IV. 실증분석

1. 원시계열 분석
2. 변동 주기별 분석

V. 요약 및 시사점

참고문헌

부록

〈 요 약 〉

글로벌 금융위기 이후 국내 설비투자가 부진한 가운데 최근 미 연준의 통화정책 정상화와 함께 우리나라의 금리 인상 가능성이 제기되면서 금리와 설비투자의 관계에 대한 관심이 높아지고 있다. 이에 따라 본 연구는 금리를 비롯한 설비투자 결정요인의 변동이 설비투자에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 이에 기초하여 시사점을 제시하고자 한다.

설비투자에 대한 시장금리의 인과성은 금융위기 이전에는 단기적으로 유의하게 나타났지만 금융위기 이후에는 변동 주기에 관계없이 인과성이 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 특히 금융위기 이후 설비투자의 비용 요인으로 작용하는 시장금리와 자본재 상대가격은 인과성이 유의하지 않은 것으로 나타난 반면, 수요측 요인인 총생산·장단기 금리 스프레드·환율·주가지수는 모두 유의한 것으로 나타났다. 따라서 금융위기 이후 기업의 설비투자는 수익성보다는 내수침체와 저성장 지속에 따른 수요측면의 영향이 크게 작용한 것으로 보인다. 또한 설비투자의 국외 결정요인으로서 국제유가는 금융위기 이후 단기적으로는 설비투자에 유의했으나 경기순환 주기에서는 유의성이 사라지고, 미국 정책금리와 세계경기지표는 금융위기 이후 매우 유의한 인과성이 나타났다.

일반화충격반응함수에 따르면 2년 미만의 단기 주기에서는 국제유가·시장금리·자본재 가격·총생산은 금융위기 전·후의 소표본에서 공통적으로 설비투자에 유의한 영향을 미치고, 금융위기 이후에는 미국 정책금리와 장단기 금리 스프레드의 유의한 영향이 추가로 나타났다. 경기변동 주기까지 확장한 경우에는 국제유가·세계경기지표·자본재 상대가격·주가지수·총생산 요인에 대한 충격반응이 두 소표본에서 유의하게 나타나고 충격반응의 정도는 금융위기 전보다 이후에 더 크게 나타난다. 시장금리의 경우 금융위기 이전에는 충격 후 1분기 정도 유의한 음의 영향을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 경기순환 주기에서 환율은 단기와 달리 수출증대를 통한 양의 효과가 사라지고, 특히 금융위기 이후 자본재 수입을 통한 비용경로를 통해 설비투자에 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치고 있다. 설비투자에 대한 개별 요인들의 상대적 중요도를 보면 금융위기 이전에 국제유가와 세계경기지표는 단기적으로 20% 내외의 설명력을 보였지만 금융위기 이후 미국 정책금리의 설명력이 약 80% 정도로 매우 높게 나타난다. 경기변동 주기를 포함한 경우에도 국외 요인의 설명력이 국내 요인보다 월등히 높고, 금융위기를 겪은 이후 설비투자에 대한 미국 금리의 상대적 중요도가 매우 높게 나타나고 있다. 이와 같은 결과에 기초하여 설비투자에 대한 미국 금리의 영향력을 살펴본 결과 그 파급경로가 주가, 환율, 국제유가, 금리 및 기대 등을 통해 다양하게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

이상의 분석결과를 바탕으로 시사점을 도출해보면 아래와 같다.

2001년 이후 지속적인 금리 인하에도 불구하고 기업의 설비투자는 장기간 부진했고 금리와 설비투자 간의 관계도 금융위기 이전보다 약화된 모습이다. 경기도 소재 대기업의 경우 사내유보금 규모가 전국평균에 비해 높기 때문에 현재의 낮은 금리 수준에서 소폭의 금리인상에 따른 도내 대기업의 설비투자에 대한 영향은 제한적일 것으로 보인다. 다만, 자본조달비용 상승에 따른 부담을 느낄 수 있는 도내 중소기업에 대해서는 투자관련 세제혜택이나 맞춤형 대출 등의 투자인센티브 정책을 마련할 필요가 있다.

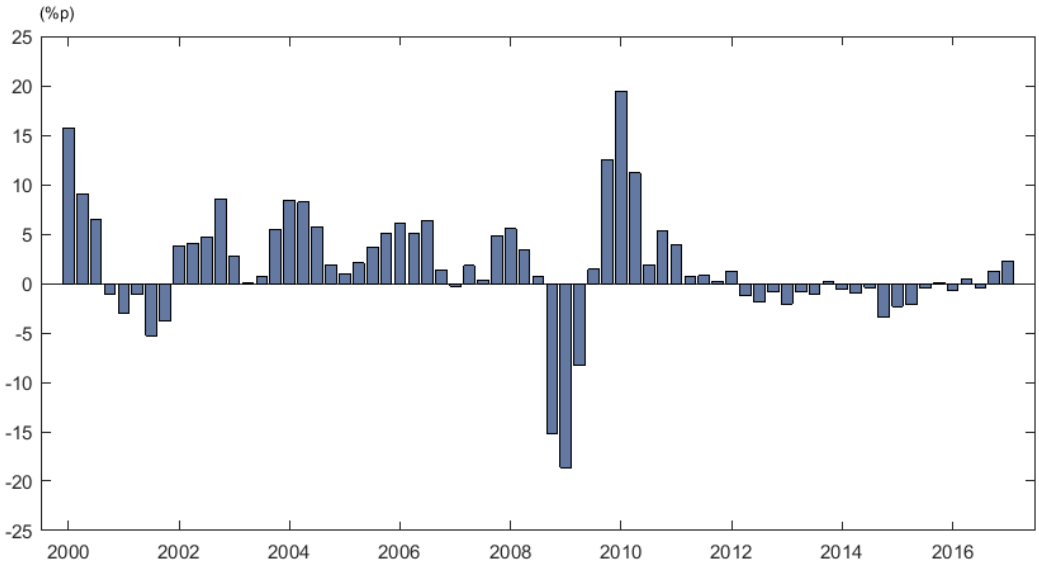
올해 들어 경기도의 경우 석탄 및 석유 · 화학제품 제조업, 비금속광물 및 금속제품 제조업, 전기 전자 및 정밀기기 제조업 등의 설비투자 증가폭이 확대되고 있다. 특히 반도체와 디스플레이 제조업에서 대규모 설비투자가 이루어지면서 제조장비 수입액이 크게 증가하고 있는데, 설비투자에 대한 국외 요인의 영향이 중요하게 나타난 분석결과로부터 설비투자 진작을 위해 다음과 같은 점에 유의할 필요가 있다. 금융위기 이후 경기변동의 관점에서 환율은 자본재 수입을 통한 비용 경로를 통해 설비투자에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타난 점에 비추어 경기도내 반도체와 디스플레이 제조업 기업은 환율변동성 확대에 대비한 환위험 헤지 전략과 함께 적정 외환 유동성을 관리할 필요가 있다. 또한 미국 금리 인상에 따른 달러화 강세는 국제유가 하락세를 가속화하여 산유국을 포함한 對신흥국 수출 감소를 통해 해당 산업의 설비투자에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 품목별로는 경기도내 기업들의 주력산업이기도 한 반도체 · 디스플레이 · 석유화학제품 · 자동차 · 자동차 부품 등의 산업이 영향을 받을 것으로 보이는 바, 해당 기업들은 향후 미국 금리 인상 및 변화하는 경제 환경에 단기적인 시각에서 수동적으로 대응하기보다는 중장기적인 관점에서 적극적인 위험관리 및 설비자금 유동성 관리를 해야 할 것이다.

Ⅰ. 서 론

1. 연구배경

글로벌 금융위기 이후 비전통적 통화정책을 수행해온 미 연준(Fed)이 최근 통화정책 정상화 과정에서 기준금리 인상과 함께 보유자산 축소 계획을 발표하였다. 이에 따라 향후 우리나라 금리의 동반 인상이 예상되면서 금리와 기업 설비투자의 관계에 대한 관심도 높아지고 있다. 설비투자는 소비나 수출 등과 함께 총수요의 주요 구성항목인 동시에 자본축적을 통해 경제의 생산능력을 결정하는 중요한 요소이다. 경기순환 측면에서 살펴보면 우리 경제는 제11순환기[1]의 상승 국면을 지나 2016년 하강 국면에 진입하면서 단기적 경기부양보다는 경제체질 개선이라는 관점에서 설비투자의 중요성이 강조되고 있다. <그림 1>에서 보는 바와 같이 제조업 설비투자의 선행지표인 설비투자 조정압력[2] 추이는 2012년 이후 장기간 부진한 모습을 보이고 있다. 이는 수출 및 내수 부진, 일부 산업의 과잉설비, 경기회복 불확실성, 기업금융시장 여건 변화 등의 복합적인 영향이 기업의 설비투자 확대에 제약요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

<그림 1> 제조업 설비투자 조정압력 추이

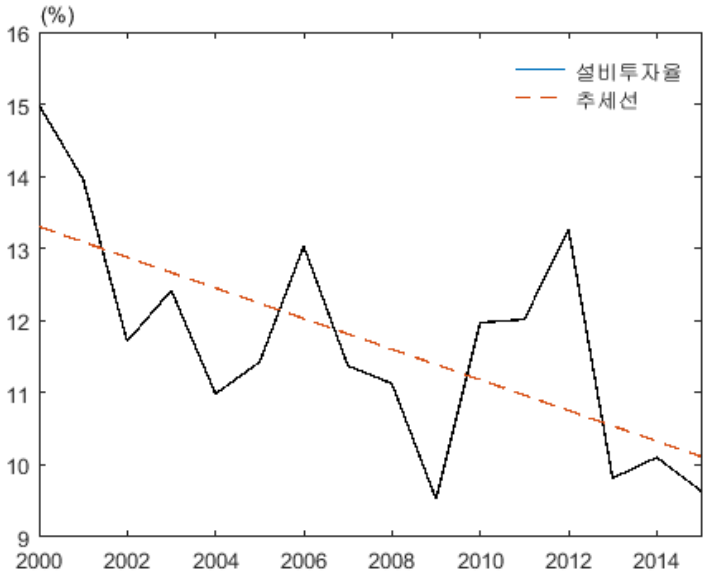


주: 전년동기대비 증감률을 사용하여 계산.
자료: 통계청.

1) 통계청에 따르면 우리나라의 경기순환은 1972년 3월부터 제1순환기가 시작된 이래 현재는 2013년 3월부터 시작된 제11순환기에 이르고 있음.
2) 제조업생산 증가율에서 제조업생산능력 증가율을 차감하여 계산한 것으로, 실제 생산의 증가세가 생산설비 등을 포함하는 생산능력의 증가세를 지속적으로 상회하면 가동률이 상승함에 따라 신규 설비투자가 이루어진다는 점에 착안하여 고안된 지표임.

한편 경기도의 설비투자 현황을 보면 2015년 기준 경기도 설비투자는 34조원 규모(전국비중 25.3%)로 전국에서 가장 높은 수준이다. 하지만 최근 경기도의 총고정자본형성은 설비투자보다 건설투자를 중심으로 증가하고 있으며 이에 따라 설비투자의 지역내총생산(GRDP) 성장기여율은 감소세를 보이고 있다. <그림 2>에서 보는 바와 같이 경기도의 GRDP 대비 설비투자율은 뚜렷한 하락 추세를 나타내고 있다.

<그림 2> 경기도 설비투자율 추세

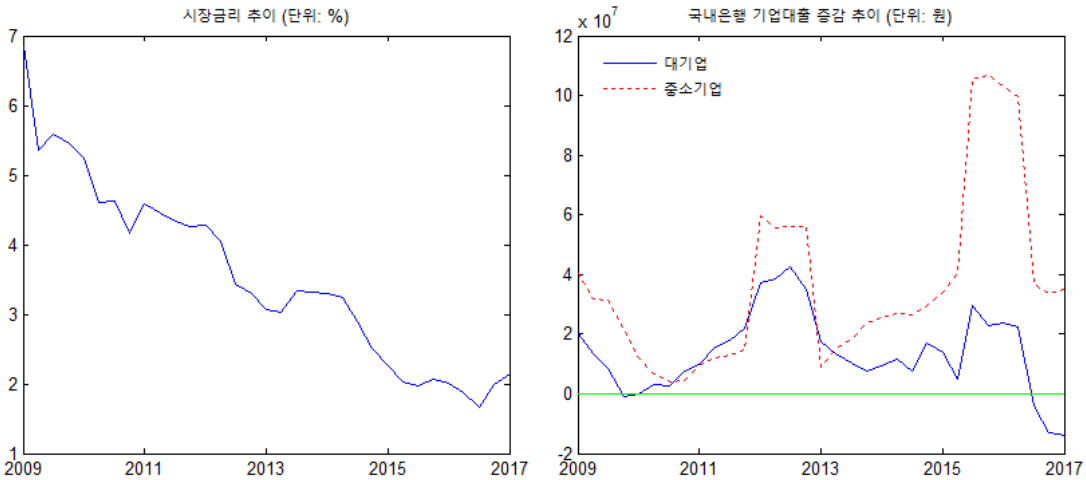


주: 추세선은 설비투자율을 상수항과 시간추세 변수에 대해 추정한 적합(fitted)회귀선임.
자료: 통계청.

일반적으로 금리와 투자 간 역의 관계를 언급할 때 그 배경이 되는 논리는 중앙은행의 정책금리 인하가 시중금리 하락으로 이어지면서 기업은 낮은 금리로 자금을 조달할 수 있고 이는 곧 투자 증가로 이어진다는 것이다. 그런데 최근 기업 설비투자의 자금조달별 비중을 보면 차입이나 회사채 발행을 통한 자금조달보다는 내부자금조달을 통한 비중이 가장 높게 나타나고 있다. 한국은행(2017)에 따르면 투자자금의 재원별 비중에 대한 조사 결과 내부자금이 70.1%로 가장 높은 비중을 차지하고 금융기관 대출이 23.4%이며 회사채와 주식 등의 비중은 매우 낮은 것으로 나타났다. 또한 2017년 중 기업 설비투자의 결정요인별 중요도 조사에서는 국내외 수요 상황과 내부자금사정의 영향력이 비교적 큰 것으로 나타났고, 설비투자 결정 시 자금상황의 중요성에서는 내부자금사정의 영향력이 외부차입자금 가용성이나 차입 금리에 비해 큰 것으로 조사되었다. 이상의 조사 결과를 종합해 볼 때 결국 기업의 설비투자 변동이 시장금리 변동에 민감하게 반응하지 않거나 또는 이들 간의 역의 관계가 과거와 달리 밀접하지 않을 가능성도 있다. 특히 글로벌 금융위기 이후 시장금리와 기업대출의 추이를 살펴보면 <그림 3>과 같이 금리와 기업대출 간에 일반적인 역의 관계가 보이지 않는다. 즉 <그림 3>의 왼쪽 그림에서 금융위기 이후 3년 만기 회사채 금리는 뚜렷한 하락 추세를 보이고 있지만 오른쪽 그

림에 나타난 것처럼 기업대출의 증감은 뚜렷한 증가 추세가 나타나지 않는다.[3] 최근 중소기업의 대출은 늘었지만 우리나라 설비투자를 견인하는 대기업의 경우 오히려 기업대출이 감소하는 경향이 있으며 최근에는 낮은 금리에도 불구하고 경제성장 둔화에 따라 기업의 설비투자 행태에 구조적 변화가 나타나면서 투자보다는 부채를 줄이려는 디레버리징 행태가 나타나기도 했다. 금융위기 이후 많은 논의가 있었던 유동성 함정과 관련해서도 향후 경기전망에 대한 비관적인 예상에 따라 기업들이 투자를 미루면서 시장금리와 설비투자 간의 연결고리가 약해진 것으로 보인다. 따라서 우리는 장기간 지속되고 있는 저성장 기조 하에서 향후 예상되는 금리 인상과 설비투자의 관계에 대해 살펴보고자 한다.

<그림 3> 시장금리와 전년동기대비 기업대출 증감 추이



자료: 한국은행, 금융감독원.

기업은 장단기 경영계획 하에 기계장치와 운반차량 도입 등의 설비투자를 시행하므로 우리는 예비적 분석으로 설비투자와 시장금리 간 동태적 상관관계를 계산하였다. Forbes and Rigobon(2002)은 변수 간 공행성(comovements)을 설명함에 있어서 일반적인 정태적(static) 상관계수의 사용에 따른 편의(bias)를 지적하였다. 이런 단점을 극복하고 경제변수의 순환변동 요인에 대한 공행적 움직임을 파악하기 위해 Croux et al.(2001)이 제안한 진동수(frequency) 영역의 동태적 상관계수를 계산하였다.[4] 2000년 1분기부터 2017년 1분기까지 국민계정 설비투자와 3년 만기 회사채 수익률은 Hodrick-Prescott 필터링을 통해 추세를 제거한 순환변동치를 이용하였으며 진동수 $(0, \pi)$의 영역에서 계산한 동태적 상관계수를 <그림 4>에 제시하였다. 그래프의 가로축에서 진동수 3 근방으로 갈수록 단기 주기를 나타내고, 1~

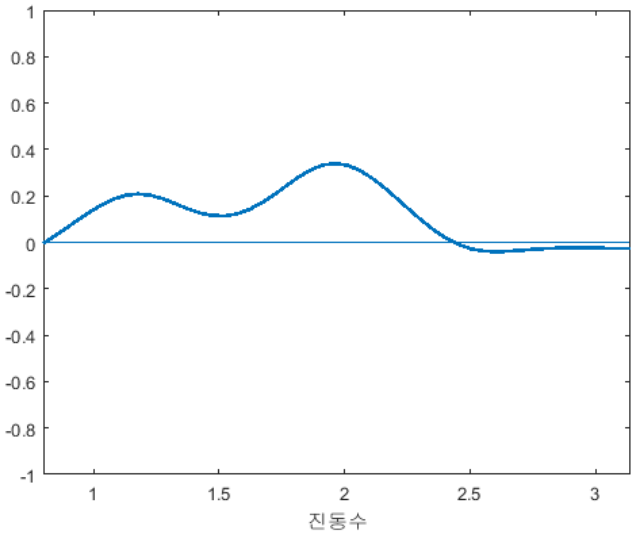
3) 2012년에 나타난 기업대출의 증가는 창조경제정책 기조에 힘입은 투자 활성화 추진에 따른 것으로 보임.

4) ω는 진동수, C는 공스펙트럼(co-spectrum), S는 스펙트럼 밀도함수(spectral density function)를 나타낼 때, 두 시계열변수 x, y의 동태적 상관계수는 아래 식으로 계산됨.

$$\rho_{x,y}(\omega) = \frac{C_{x,y}(\omega)}{\sqrt{S_x(\omega)S_y(\omega)}}.$$

1.5 근방은 경기변동 주기에 상응하는 4~5년 정도의 주기로 해석할 수 있다. <그림 4>에 따르면 주기별 상관관계가 다르게 나타나고 있음을 알 수 있다. 즉 단기에는 설비투자와 시장금리 간에 매우 약한 음의 상관관계가 나타나지만, 점차 주기가 길어지면서 0에 가깝거나 양의 상관관계를 보이기도 한다. 이렇듯 원시계열을 사용하여 진동수 영역에서 동태적 상관관계를 비교했을 때 주기별로 다르게 나타나는 이유는 원시계열이 상이한 주기별 특징을 동시에 포함하기 때문이다. 따라서 시장금리가 설비투자에 미치는 단기적 혹은 중기적 영향을 이해하기 위해서는 시간척도(timescale)별로 살펴볼 필요가 있다.

<그림 4> 설비투자와 회사채 수익률 간의 동태적 상관관계



기업의 설비투자는 단기적 변동을 보이기도 하고 경우에 따라서는 4~5년의 경기순환 주기에 걸쳐 이루어지기도 한다. 이러한 투자 의사결정은 자본재나 설비투자의 성격이나 기업규모별로 상이하게 이루어지지만, 설비투자 자료로 집계되어 발표되는 수치는 이와 같은 다양한 변동 주기적 성격이 응집되어(aggregated) 있기 때문에 설비투자의 단기 · 중기적 성격이 모두 포함되어 있다. 따라서 원시계열을 이용한 분석에서는 해당 변수의 단기적 변동요인과 경기순환적 변동요인을 구별하여 식별할 수 없게 된다. 이와 같은 이유로 <그림 3>에 제시된 동태적 상관관계가 주기별로 다르게 나타나는 것이다. 따라서 본 연구에서는 소파동 변환을 이용하여 설비투자와 결정요인 간의 관계를 변동 주기에 따라 살펴보고자 한다.

2. 선행연구 및 차별성

우리나라 자료를 이용하여 설비투자의 결정요인을 분석한 연구는 다양하게 이루어졌다. 송태정(2002)은 아시아 외환위기 이후 기업투자의 결정요인을 기업재무적 측면과 거시경제적 측면에서 살펴보았다. 이 연구는 아시아 외환위기 이전에는 설비투자 자금의 대부분을 외부차입으로 조달하던 기업들이 외환위기 이후에는 내부자금 중심으로 투자하는 경향이 뚜렷해진 점을 강조하였다. 또한 대다수 기업들이 현금흐름 범위 내에서 투자하려는 축소지향적인 성향을 보이고, 설령 투자여력이 있더라도 업계 상황이 좋아진다는 확신을 갖기 전에는 투자에 나서지 않는 보수적인 경향이 있음을 지적하였다. 1995년 2월~2002년 2월 동안 공적분 분석을 이용한 김병화·임현준 (2002)의 연구에 따르면 국내 설비투자는 장기적으로 GDP · 주가 · 자본재가격 · 환율에 의해 영향을 받았고, 단기적으로는 GDP · 주가 · 자본재가격 · 금리에 영향을 받았던 것으로 나타났다. 특히 1998년 외환위기 이후 자본재 가격과 금리의 영향력이 확대된 것으로 나타났으며, 경기위축 시 금리 인하가 설비투자의 즉각적인 회복으로 이어지지 않는 경향과 함께 경기 하강기에는 향후 경기에 대한 부정적 전망이 금리의 영향보다 크게 나타나는 것으로 분석되었다. 임경묵(2005)은 거시변수와 기업재무자료를 이용하여 2003~2004년에 나타난 설비투자 부진은 내수경기 침체에 기인한 것으로 분석하였다. 그리고 설비투자의 변화를 제조업이 주도한다는 통념과 달리 비제조업 설비투자의 중요성을 지적하였다. 경기도의 설비투자를 대상으로 분석한 차전영(2014)은 최근 경기도 투자의 증가폭이 축소되면서 투자의 실제치가 장기 추세치를 하회하고 있고 경기도 투자의 성장기여율이 점차 하락하고 있다는 점을 지적하였다.

통화정책이 기업의 투자에 미치는 영향에 대한 해외 연구사례도 다양하다. Qiang and Xing(2005)은 중국을 대상으로 한 분석에서 통화량 증가와 대출 확대를 통한 확장적 통화정책 기간에 나타나는 기업의 투자 적응속도가 긴축적 통화정책 기간에 비해 더욱 빠르게 일어남을 보였다. Wang et al.(2014)은 경제정책의 불확실성(economic policy uncertainty)이 기업의 투자와 역의 관계가 있음을 보였다. 이자율과 기업의 투자 간에 역의 관계가 존재한다는 통념과 달리 많은 실증연구에서 이들의 관계가 일관적이지 않고 근래에는 이자율 변화가 기업의 투자와 그리 밀접하지 않다는 연구결과도 보고되고 있다. Sharpe and Suarez(2014)는 기업의 재무이사(CFO)들을 대상으로 한 서베이 분석을 통해 투자의 이자율 민감도를 분석했는데, 많은 기업의 경우에 현재의 낮은 이자율 수준과 충분한 현금 보유로 인해 기업의 투자 의사결정이 이자율 하락에 민감하게 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 특히 향후 수익이 예상되는 기업의 경우에는 투자가 이자율에 덜 민감한 것으로 나타났다. Kothari et al.(2017)의 연구에서도 기업의 투자증가율은 어느 정도 예측이 가능하지만, 통념과 달리 최근 나타나는 시장의 변동성이나 회사채 금리와 크게 연관이 없다는 결론을 도출하였다.

우리는 2000년 이후부터 최근까지의 거시경제 변수를 이용하여 국내 설비투자에 영향을 미치는 요인들의 영향을 살펴보고자 한다. 본 연구는 다음과 같은 두 가지 특징에서 기존 설비투자 결정요인에 대한 연구와 차별성을 가진다. 첫째, 기존의

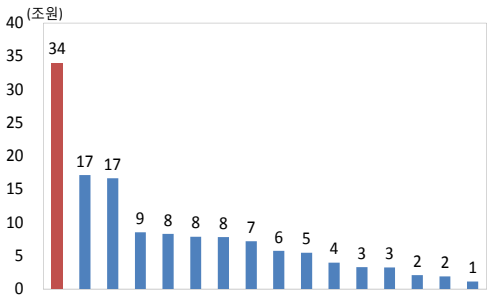
설비투자 결정요인 분석에서는 미국 정책금리 변동이나 국제유가 및 세계경제지표와 같은 해외 요인의 영향을 고려하지 않았으나 본 연구는 이와 같은 대외 경제적 요인을 결정요인에 포함하면서 블록외생적 벡터자기회귀모형을 이용하였다. 둘째, 설비투자 결정요인의 영향을 변동 주기에 따라 살펴보기 위해 소파동 변환을 이용하여 분석하였다. 거시변수 데이터의 원시계열은 데이터의 주기별 정보를 모두 포함하고 있기 때문에 경제변수 간의 주기별 특성을 파악하는데 어려움이 있기 때문에 우리는 소파동 변환을 통해 원시계열 자료를 주기별로 분해한 후 2년 미만의 단기 주기와 4년 미만의 경기순환적 중기 주기에 대해 설비투자 결정요인을 분석하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 최근 경기도의 설비투자 동향과 특징을 간략히 살펴보고, 제III장은 실증분석에 사용된 설비투자 결정요인 변수의 설정과 계량분석에 사용된 블록외생적 벡터자기회귀모형과 소파동 변환을 간략히 소개한다. 제IV장에서는 설비투자 결정요인의 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제V장에서는 분석결과를 요약하고 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 최근 경기도 설비투자 동향과 특징

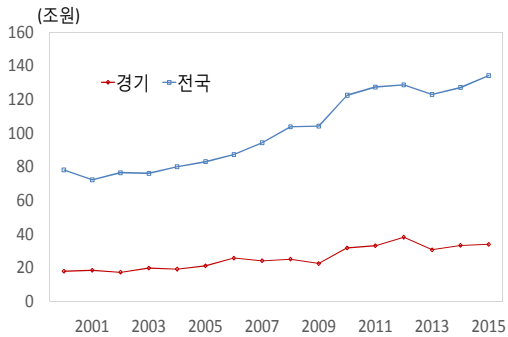
2015년 기준 경기도의 설비투자는 34.0조 원 규모로 전국비중 25.3%를 차지하며 시・도별 기준으로 우리나라에서 가장 큰 규모이다. <그림 5>에 나타난 바와 같이 서울(17.2조원)과 충남(16.7조원)이 그 뒤를 잇고 있으나 경기도의 절반에 불과한 수준이다. <그림 6>에서 경기도 설비투자는 2008년과 2012년의 경제위기 이후 감소하는 모습을 보이기도 했으나 이후 회복되는 모습을 보이면서 2000~2015년 중으로는 연평균 4.3%의 증가세를 나타내고 있다. 전국의 경우에도 경기도와 비슷한 흐름을 보이고 있으며 최근 3년간 증가세가 지속되고 있다.

<그림 5> 시도별 설비투자 현황(2015년)



주: 당해년 가격 기준.
자료: 통계청.

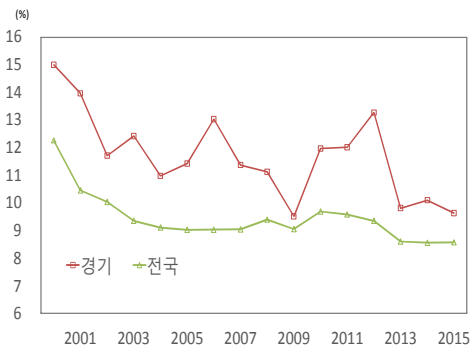
<그림 6> 경기 및 전국 설비투자 추이



주: 당해년 가격 기준.
자료: 통계청.

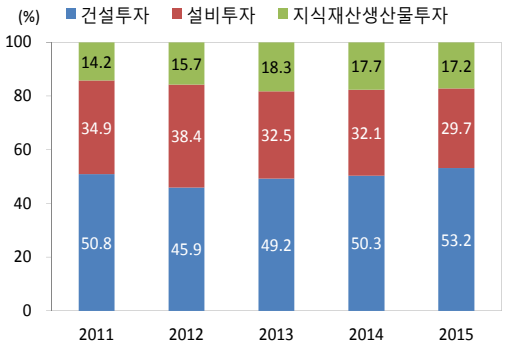
경기도의 GRDP 중 설비투자가 차지하는 비중을 살펴보면 2015년 기준 9.6%로 전국의 8.6% 수준을 상회하고 있으나 전국과의 격차는 2013년 이후 축소되는 모습이다. 또한 <그림 8>에 경기도의 설비투자가 총고정자본형성에서 차지하는 비중이 나타나 있는데 최근 건설투자의 비중이 늘어남에 따라 2012년 38.4%에서 2015년에는 29.7%로 감소하였다.

<그림 7> GRDP 중 설비투자 비중



주: 당해년 가격 기준.
자료: 통계청.

<그림 8> 경기도 총고정자본형성 자본재형태별 비중



주: 당해년 가격 기준.
자료: 통계청.

설비투자는 기계류와 운수장비로 구분되는데 2015년 기준 각각의 비중(<표 1>)은 74.4%와 25.6%로 기계류가 운수장비에 비해 월등히 큰 비중을 차지하고 있다. 전국의 경우에도 기계류가 67.6%, 운수장비가 32.4%로 기계류 비중이 높지만 경기도에 비해서는 상대적으로 낮은 수준이다. 기계류 투자는 비중이 높은 데다 변동성이 커서 전체 설비투자 변동을 견인하는 모습을 보이고 있다. 투자주체별(2015년 전국 기준)로는 민간이 90.8%, 정부가 9.2%로 민간투자가 대부분을 차지하고 있다.

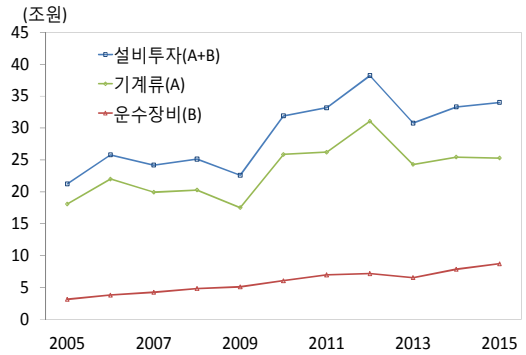
<표 1> 설비투자 자본재형태별 · 주체별 현황

(조원, %)

	경기	전국
설비투자	34.0	134.9
기계류	25.3 (74.4)	91.2 (67.6)
운수장비	8.7 (25.6)	43.7 (32.4)
민간	-	122.5 (90.8)
정부	-	12.5 (9.2)

주: 2015년 명목 기준, ( )내는 비중.
자료: 통계청.

<그림 9> 경기도 총고정자본형성 자본재형태별 비중



주: 당해년 가격 기준.
자료: 통계청.

<표 2> 경기도 경제활동별 고정자본소모 경기순환기[1]별 증가율 추이

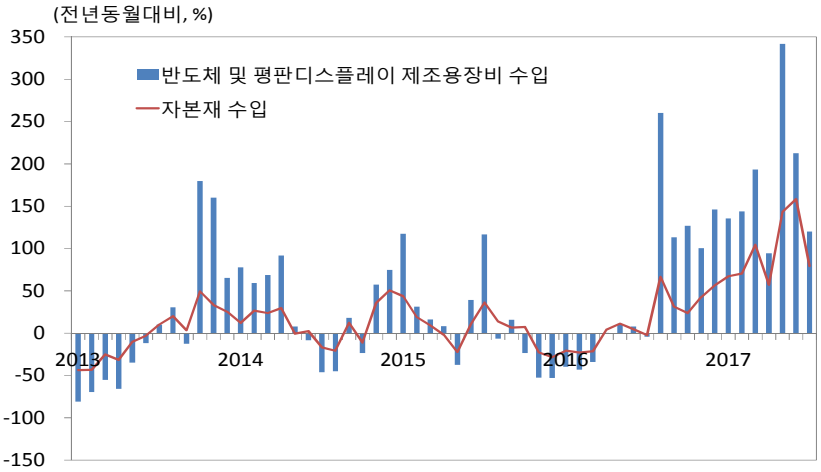
(%)

	제8순환 2002~04[2]	제9순환 2005~08[2]	제10순환 2009~12[2]	제11순환 2012~15[2]	비중 (2015)
총부가가치(기초가격)	8.6	8.2	7.6	7.4	100.0
농림어업	-4.6	1.7	-2.3	-1.4	0.8
광업	11.1	6.9	-2.0	0.5	0.1
제조업	6.6	7.9	6.7	9.6	48.9
음식료품및담배제조업	4.0	4.5	4.3	10.8	1.5
섬유, 의복 및 가죽제품제조업	-0.6	0.5	2.0	7.1	0.8
목재,종이,인쇄 및 복제업	3.3	1.6	3.1	5.5	0.9
석탄 및 석유, 화학제품 제조업	-1.4	3.8	3.5	15.6	4.1
비금속광물 및 금속제품 제조업	6.6	5.7	1.8	10.2	3.5
전기 전자 및 정밀기기 제조업	8.8	11.5	7.5	9.0	31.2
기계 운송장비 및 기타 제품 제조업	8.3	1.8	10.7	10.3	6.9
전기,가스,증기및수도사업	8.2	0.6	11.4	5.1	3.1
건설업	3.6	5.0	3.5	5.4	2.0
도매및소매업	9.5	8.3	8.0	6.3	2.3
운수업	6.5	10.7	14.1	8.6	4.5
숙박및음식점업	10.4	4.6	5.3	4.6	0.5
출판,영상, 방송통신 및 정보서비스업	12.4	11.8	6.5	8.8	6.7
금융및보험업	19.4	8.9	5.4	4.4	1.5
부동산업및임대업	15.1	11.3	9.3	6.2	10.2
사업서비스업	10.6	7.5	9.4	5.2	5.5
공공행정,국방및사회보장행정	11.5	8.2	9.0	2.7	7.0
교육서비스업	13.8	11.9	7.6	4.8	2.5
보건업및사회복지서비스업	13.4	10.3	11.2	6.3	1.6
문화 및 기타서비스업	13.4	8.5	6.7	3.5	2.7

주: 1) 통계청 순환일 기준.
2) 연도별 증가율의 기간중 평균.
자료: 통계청.

<표 2>에서 경기도 설비투자[5]를 산업별로 살펴보면 제조업은 금융위기 이후 증가율이 둔화되는 모습을 보였으나 최근 증가세가 확대되어 금융위기 이전보다 높은 증가율을 나타내고 있다. 건설업은 금융위기 이후 증가율이 둔화되었다가 위기 이전 수준을 회복하였으며 도소매업, 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업 등은 증가율이 지속적으로 둔화되고 있다. 제조업의 경우 석탄 및 석유, 화학제품 제조업, 비금속광물 및 금속제품 제조업, 전기 전자 및 정밀기기 제조업 등의 증가폭이 크게 확대되었다. 특히 <그림 10>에서는 경기도 반도체와 디스플레이 제조업에서 대규모 설비투자가 이루어지면서 제조장비 수입액이 크게 늘고 있음을 알 수 있다.

<그림 10> 경기도 자본재 수입 증감률

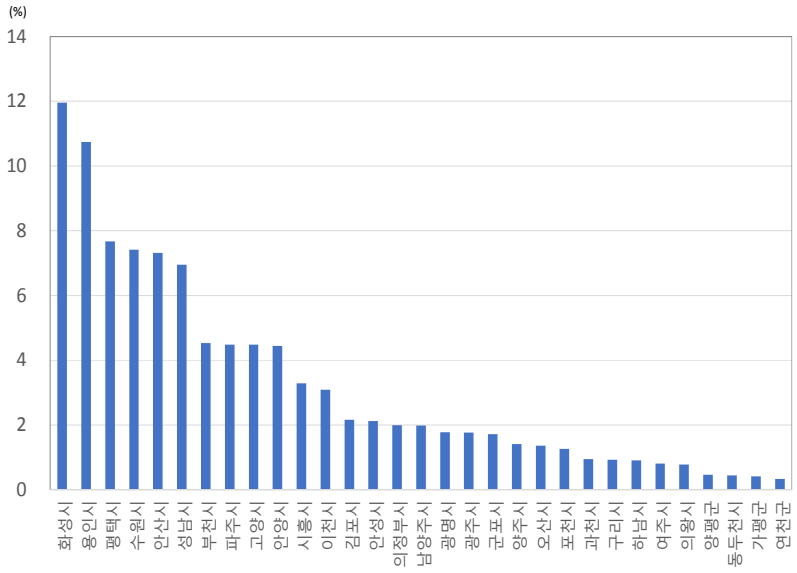


자료: 한국무역협회.

경기도내 시군별 설비투자 현황(2013년 고정자본소모 기준)을 살펴보면 <그림 11>에서 화성시가 12.0%로 가장 크고 용인시(10.7%)와 평택시(7.7%)가 그 다음을 차지하는 등 주력 제조업 생산공장이 소재한 지역이 높은 비중을 보이고 있다. 반면 양평군, 동두천시, 가평군, 연천군 등 제조업 기반이 취약한 지역은 0.5% 이하의 매우 낮은 비중을 나타내고 있다. 지역내총부가가치 중 고정자본소모가 차지하는 비중은 파주시가 25.6%로 가장 높고 다음으로 화성시(25.1%), 평택시(25.0%)의 순이며 과천시(24.8%)와 연천군(24.2%)도 상대적으로 높은 비중을 나타내고 있다.

5) 경기도의 경제활동별 설비투자에 관한 자료가 공표되지 않음에 따라 설비투자와 비례관계에 있을 것으로 추정되는 고정자본소모를 통해 설비투자의 추이를 분석하였음.

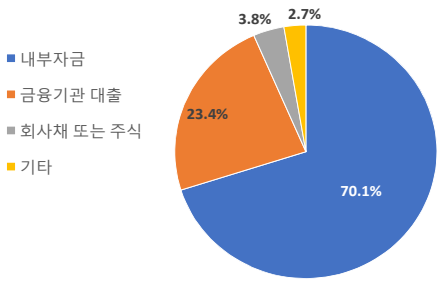
<그림 11> 경기도 시군별 고정자본소모 비중



주: 2013년 기준.
자료: 통계청.

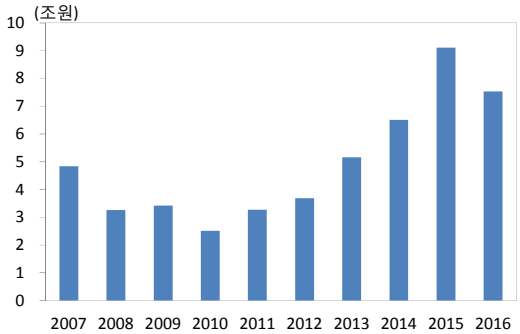
설비투자 자금의 재원에 대한 서베이 결과 <그림 12>에서 내부자금이 70.1%로 가장 높은 비중을 차지하고 금융기관 대출이 23.4%로 그 다음이며 회사채, 주식 등의 비중은 매우 낮은 것으로 조사되었다. 기업규모별로는 대기업의 경우 전체 설비투자 자금의 72.1%를 내부자금으로, 20.0%를 금융기관 대출로 조달하는 반면 중소기업은 67.7%를 내부자금으로 27.5%를 금융기관 대출로 조달하는 것으로 나타났다. 즉 대기업이 중소기업보다 내부자금 이용 비중이 높은 것으로 나타났다. 이에 따라 대기업보다는 중소기업에게 차입금리가 투자 시 중요한 요인으로 작용할 것으로 추정된다. 일례로 <그림 13>에서 보는 바와 같이 금융위기 이후 금리 하락과 더불어 경기도 중소기업 시설자금 대출은 2010년 이후 증가폭이 대체로 확대되는 추세를 보이고 있다.

<그림 12> 설비투자 자금의 재원별 비중



주: 전국 제조업체 기준.
자료: 한국은행(2017)에서 재인용.

<그림 13> 경기도 중소기업 시설자금 대출 증감



주: 기간중 말잔 증감.
자료: 한국은행 경기본부.

Ⅲ. 연구방법론 및 자료

1. 실증분석 방법론

가. 블록외생적 벡터자기회귀모형

경제시계열이나 금융변수들은 변수 자체의 과거 움직임이나 모형 내에 포함된 다른 변수의 변동에 상호 영향을 미치게 되는데 식 (1)의 벡터자기회귀(VAR)모형은 이런 관계를 분석하는데 적절한 시계열 모형이다.

$$Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i Z_{t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d(0, \Sigma), \quad t = 1,2,\dots T \tag{1}$$

여기서 Z_t는 n개의 변수로 이루어진 벡터 시계열이고 μ는 상수항 벡터이며 계수행렬은 $\Gamma_i = (\gamma_{i,jl}), j,l = 1,2,\cdots,n, i = 1,2,\cdots,p$으로 나타난다. 그런데 VAR모형은 벡터 시계열 Z_t를 구성하고 있는 모든 개별 변수를 모두 내생변수로 취급하기 때문에 내생변수의 변동에 독립적으로 움직이는 외생변수가 Z_t에 포함될 경우 일반적인 VAR모형을 사용하는 것은 적절하지 않다.

본 연구에서 우리는 국내 설비투자 변동에 영향을 미칠 수 있는 대외 경제적 요인으로 미국 정책금리, 국제유가 및 세계경기 선행지수를 고려하고 있다. 이러한 국외 요인 변수는 우리나라 설비투자에 영향을 줄 수는 있지만 내생변수인 국내 경제변수의 충격에 대해서는 외생적으로 취급되어야 한다. 이렇게 외생변수로 취급되어야 할 대외 경제적 요인을 식 (1)의 VAR모형을 사용하여 국외 변수와 국내 경제변수를 함께 내생변수로 취급하는 것은 적절치 않다. 따라서 우리는 설비투자 변동에 영향을 미칠 수 있는 국외 요인의 외생성을 반영할 수 있는 블록외생적 벡터자기회귀모형을 이용한다.

블록외생적 벡터자기회귀모형은 벡터 시계열 변수에 포함되는 외생변수와 내생변수를 구분하고 식 (2)와 같이 외생변수가 내생변수에 대해 영향을 미칠 수 있지만 반대로 내생변수로부터 영향을 받지 않는다는 제약을 부여하여 추정한다.

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_0 \\ C_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_1 & O \\ B_1 & C_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + \begin{pmatrix} A_p & O \\ B_p & C_p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \xi_{X,t} \\ \xi_{Y,t} \end{pmatrix} \tag{2}$$

여기서 X_t는 자기회귀 구조로 이루어진 외생변수의 벡터 시계열이고, Y_t는 자기회귀 구조를 갖는 내생변수의 벡터 시계열이다. 본 연구에서 사용된 외생변수 벡터 X_t는 미국 정책금리, 국제유가, 세계경기 선행지표 변수를 포함하고 내생변수 벡터 Y_t는 설비투자의 국내 결정요인 변수로 구성된다.

우리는 식 (2)를 추정한 후 그랜저(Granger) 인과관계 검정, 일반화충격반응함수,

예측오차 분산분해 분석을 통해 설비투자 결정요인을 분석한다. Granger(1969)는 두 변수 사이의 예측과 관련된 인과성을 식 (3)과 같이 변수 x_t의 평균제곱오차(MSE)를 비교함에 있어서 한 변수 y_t를 추가로 고려한 경우와 그렇지 않은 경우의 평균제곱오차가 동일하다면 y_t는 x_t의 예측에 도움이 되지 않는다는 개념을 제시했다.

$$MSE\left[\hat{E}(x_{t+s}|x_t, x_{t-1}, \cdots)\right] = MSE\left[\hat{E}(x_{t+s}|x_t, x_{t-1}, \cdots, y_t, y_{t-1}, \cdots)\right],\ s>0 \qquad (3)$$

그리고 한 변수의 충격이 발생했을 때 시간이 경과함에 따라 모형에 포함된 다른 변수에 미치는 영향을 측정하기 위해 우리는 Pesaran and Shin(1998)의 일반화충격반응함수를 계산하였다. 일반적으로 오차항의 분산행렬을 촐레스키(Cholesky) 분해로 직교화한 충격반응함수를 구하는데, 이 방법은 VAR모형을 구축할 때 시계열 변수를 나열하는 순서에 따라 분석 결과가 달라질 수 있는 현상을 보인다. 실증분석에 사용된 변수 중 특정 변수가 다른 변수를 선행한다는 논리적 또는 실증적 근거가 명확하지 않은 경우에는 개별 변수의 배열 순서를 적절히 정해야 하는 문제를 초래한다. 이런 점을 극복하기 위해 우리는 Pesaran and Shin(1998)의 일반화충격반응함수를 계산하여 설비투자와 결정요인 간의 관계를 분석한다. 또한 한 변수의 움직임에 대한 예측오차를 모형의 개별 변수로부터 발생하는 비율로 분할하여 변수의 상대적 중요성을 파악할 수 있는 예측오차 분산분해를 실시하여 설비투자에 대한 개별 결정요인의 설명력도 살펴보고자 한다.

나. 이산적 소파동 변환

푸리에(Fourier) 변환은 원시계열에서 포착하기 어려운 정보를 진동수 영역에서 파악하기 위해 사용된다. 이렇게 시계열을 푸리에 변환하여 진동수영역에서 분석하는 스펙트럴(spectral) 분석을 통해 원시계열의 진동수 요인별 정보를 파악할 수 있다. 푸리에 분석에서는 임의의 시계열에 대해 기저함수인 사인함수와 코사인함수의 선형결합을 통한 근사화에 기반을 두고 다양한 주기대역별 성분이 시계열의 전체 변동에서 차지하는 중요성을 평가한다. 그런데 사인함수와 코사인함수는 시간이 많이 흘러도 변동이 소멸되지 않는 함수이기 때문에 푸리에 분석에서는 진동수 영역의 정보만 추출할 수 있고 시간 영역의 정보는 파악할 수 없다는 단점이 있다. 이를 극복하기 위해 개발된 소파동(wavelets) 분석은 시간 영역과 진동수 영역의 특징을 동시에 파악할 수 있기 때문에 우리는 주어진 시계열을 원하는 시간척도(timescale)로 분해하여 변동 주기별 분석을 할 수 있다.

소파동 함수는 저주파의 평탄한 추세변동을 설명하는 부소파동(father wavelet)과 고주파의 평탄하지 않은 변동요소를 설명하는 모소파동(mother wavelet)으로 이루어진다. 부소파동은 척도조정(scaling)과 구간이동(translation)을 나타내는 식 (4)의 척도함수를 기초로 한다.

$$\phi_{j,k}(t) = 2^{-j/2}\phi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (4)$$

소파동의 위치는 전이모수 $2^j k$에 따라 결정되고 그 크기는 척도요인(scale factor) 2^j에 의해 결정되기 때문에 j와 k가 변하면서 기본함수의 정의역이 달라진다. 모소파동 $\psi(t)$는 식 (5)에서 작은 값의 j에 해당하는 낮은 주기(low resolution)에서는 시계열의 완만한 요소(smooth component)를 추출하는 반면 j값이 큰 높은 주기(high resolution)에서는 시계열의 변동요소를 추출한다.

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-j/2}\psi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (5)$$

부소파동과 모소파동에 대해 척도조정과 구간이동을 적용하면 임의의 시계열 자료는 식 (6)의 근사식으로 나타난다. 식 (6)에서 우변의 첫째 항은 저주파에서 원시계열의 근사부분이고, 둘째 항부터는 j가 커짐에 따라 점점 높은 진동수에서의 상세부분이 주기 수준별로 더해진 형태이다.

$$D(t) = \sum_k a_{J,k}\phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k}\psi_{J,k}(t) + \cdots + \sum_k d_{1,k}\psi_{1,k}(t) \quad (6)$$

이와 같이 다중주기로 분해된 원시계열 자료는 다음과 같은 근사신호(approximation signal)와 상세신호(detail signal)의 합으로 나타난다.

$$A_J(t) = \sum_k a_{J,k}\phi_{J,k}(t) \quad (7)$$

$$D_j(t) = \sum_k d_{j,k}\psi_{j,k}(t), \quad j = 1, 2, \cdots, J \quad (8)$$

그런데 이와 같은 이산적 소파동 변환(DWT: discrete wavelet transform)은 이항적(dyadic) 특성 때문에 시계열의 표본크기가 2^n개인 경우에 적합하고 시계열의 소파동 변환 시 표본의 시작 시점에 따라 결과가 달라지는 문제가 생기기도 한다. 이 점 때문에 우리는 표본크기가 2^n개가 아닌 경우에도 분석이 가능한 최대 중첩 이산적 소파동 변환(MODWT: maximal overlap discrete wavelet transform) 방법을 이용하였다. MODWT 계수는 소파동 근사식 계수 a_k와 $d_{j,k}$가 원시계열 자료수와 일치하기 때문에 각 분해 주기에 있는 계수의 수가 일정하여 시계열 분해에서 유용하게 사용될 수 있다.[6] 그리고 DWT의 분산 추정량에 비해 MODWT의 분산 추정량이 점근적으로 더 효율적인 장점도 있다.

6) MODWT에 대한 자세한 내용은 Percival and Mofjeld(1997), Kumar et al.(2011)을 참조. 본 분석에서는 비대칭성이 가장 작고(least asymmetric) 직교적(orthogonal), 배직교적(biorthogonal) 특성을 가진 symlets 소파동 필터를 이용하였음.

2. 설비투자 결정요인

가. 설비투자

설비투자는 자동차, 항공기, 선박, 철도차량 등의 운수장비와 제조업 등에서 생산설비로 사용되는 각종 기계류로 구성된다.[7] 설비투자에 대한 시계열 자료는 한국은행과 통계청이 각각 집계하고 발표하는 분기별 국민계정 설비투자와 월별 설비투자지수가 있다. 본 분석에서는 자본재 상대가격처럼 분기별 자료로만 이용 가능한 변수를 사용하는 관계로 실증분석의 일관성을 위해 한국은행의 분기별 국민계정 설비투자 지표를 설비투자 변수로 이용하였다.

나. 설비투자 결정의 국내 경제적 요인

먼저 최적 자본스톡 이론과 토빈의 q 이론에 따라 설비투자 결정요인 변수를 선정하였다. 최적 자본스톡 이론은 기업의 이윤극대화 과정에서 결정된 자본스톡에 따라 투자수요가 영향을 받기 때문에 투자의 수요측면과 비용측면 요인을 포괄한다. 이에 따르면 투자나 자본재 수요는 생산량에 비례하고 자본의 사용자 비용에는 반비례하는 것으로 나타난다. 따라서 우리는 생산량 변수로 국내총생산 자료를 이용하였고, 설비투자의 국내 비용요인으로는 설비투자 디플레이터를 GDP 디플레이터로 나눈 자본재 상대가격 변수와 시장금리로 3년 만기 회사채수익률을 사용하였다.

토빈의 q 이론은 기업의 투자 의사결정에서 미래 기대수익으로 자본시장에서 평가되는 기업가치와 자본의 대체비용 간 비율로 나타나는 q비율을 이용한다. 하지만 주가나 자본의 대체비용, 세금 등 q비율에 내재적으로 포함된 변수들의 관계가 일관성을 갖지 못하며 정확한 q값을 계산하는 것도 사실상 불가능하다는 단점이 있다.[8] 기존 실증분석에서도 투자에 대한 q값의 설명력은 그리 높지 않은 것으로 나타남에 따라 근래에는 q비율 대신에 주가와 투자 간의 상관관계에 대한 연구가 많다.[9] 우리는 실증분석에서 기업의 수익을 반영하는 기업가치 변수로 코스피 주가지수를 사용하였다.

개방경제에서 환율을 통한 설비투자 변동 경로도 고려해야 하는데, 일반적으로 다음의 두 가지 경로를 통해 영향을 미칠 수 있다. 첫 번째는 설비투자 수요측면의 경로로 환율이 상승할 때 수출품의 상대가격이 하락하면서 수출수요가 증가해 설비투자에 영향을 미칠 수 있고, 두 번째는 설비투자 비용측면의 경로로 환율이 상승할 때 수입 자본재의 수입가격 상승을 통해 설비투자에 영향을 미칠 수 있다. 우리나라 산업구조는 원자재와 자본재의 수입의존도가 높고 수출 비중도 상대적으로

7) 한국은행 「우리나라의 국민계정 체계(2015)」에서 인용. 한국은행의 국민계정 설비투자 지표는 지출측면 GDP 중 총 고정투자의 일부분을 차지하는 것으로 집계하는 한편 통계청의 설비투자지수는 한 달간 설비투자에 사용되는 기계류 등의 국내 공급규모를 불변 금액으로 추정하고 지수화해서 설비투자 동향을 가늠하는 지표임. 설비투자지수는 한은의 국민계정 설비투자 지표와는 포괄 범위, 기초 자료, 가격 평가기준 등의 차이로 인해 그 방향성이 정확하게 일치하지는 않으며 설비투자추계의 속보성을 강조하는 월별 지표이므로 자료수집의 제약 등 작성 과정에서 국민계정 설비투자 지표와 차이가 생길 수도 있음.

8) 김병화 · 임현준(2002).

9) 예를 들어 Barro(1990), Anderson and Subbaraman(1996)의 연구에서는 주식수익률의 시차변수와 기업의 현재 수익이 투자에 영향을 미치는 것으로 나타남.

높기 때문에 이와 같은 환율 요인을 고려하기 위한 변수로 원/달러 환율을 사용하였다.

또한 향후 경기에 대한 예상에 따라 기업의 설비투자 의사결정이 영향을 받기도 한다. 미래 경기에 대한 기대를 잘 반영하는 지표로 많이 사용되는 장단기 금리 스프레드는 채권시장 수급요인 뿐만 아니라 향후 경기나 정책금리 등의 기대에 크게 영향을 받는다. 일반적으로 금리 스프레드와 실물 경제활동 간에는 정(+)의 관계를 보이기 때문에 거시경제 불확실성 지수[10]를 작성하기 위한 기초변수로 사용되기도 하고, 최근의 연구결과에 따르면 장단기 금리 스프레드가 향후 경기변동의 기대 변화에 크게 영향을 받는 것으로 분석되고 있다.[11] 이에 따라 본 분석에서도 미래 경기에 대한 기대 변수로 국고채금리(3년)와 CD금리(91일)의 장단기 스프레드를 사용하였다.

다. 설비투자 결정의 국외 경제적 요인

우리나라는 대외 경제적 영향을 받는 소규모 개방경제이기 때문에 앞서 살펴본 국내 결정요인과 더불어 추가로 고려해야 할 국외 요인이 있는데, 우리는 다음의 세 가지 경로를 고려하고자 한다. 먼저 미국의 정책금리 변동을 통한 경로이다. 미국 기준금리와 우리나라 기준금리는 시차를 두고 연동하는 공행성을 보일 뿐만 아니라 향후 국내 거시경제 변수에 미칠 영향에 대한 기업의 기대를 통해 미국 금리 변동이 설비투자 변동에 영향을 미칠 수 있다. 그리고 일반적으로 미국 정책금리가 인상되면 원화는 평가절하되는 경향이 있는데, 이처럼 환율을 통한 간접경로를 통해서도 미국 금리는 국내 설비투자에 영향을 줄 수 있다. 실증분석에서 이와 같은 미국 금리의 영향을 살펴보기 위해 실효연방기금금리(effective federal funds rate)를 미국 정책금리 변수로 사용하였다.[12]

두 번째 국외 요인으로는 국제유가 변동을 고려할 수 있다. 국제경기변동(international business cycles)에 대한 많은 실증연구에서 국제유가가 경기변동의 주요 요인으로 나타난다. 또한 산유국을 포함한 對신흥국 수출이 많은 우리 경제는 국제유가 변동에 따른 수출수요가 영향을 받으면서 결국 설비투자도 영향을 받을 수 있다. 이런 특징 때문에 우리는 두바이유 국제유가[13]를 사용하여 국제유가 변동을 통한 경로를 살펴보았다.

마지막으로 우리나라는 세계경제 여건에 영향을 받는 수출지향적 경제이므로 대외적 수요 요인을 고려할 필요가 있다. 이와 관련된 세계경기지표로 OECD에서 발표하는 세계경기 선행지표가 있다. OECD 종합선행지표(composite leading indicator)는 33개 회원국을 대상으로 국가별 가중치를 이용하여 계산한 지수로 세계경기 동향과 국내 수출경기를 파악하는데 유용한 지표이므로 본 실증분석에서 세계경기지표의 대용변수로 사용하였다.[14]

---

10) Cardarelli et al.(2009), 김웅 · 김현수(2012) 등.

11) 이규복(2010)은 국고채(3년물) 금리와 CD(91일물) 금리의 차이로 정의한 장단기 금리 스프레드가 향후 경기변동에 대한 기대와 연관이 크다고 분석함.

12) 실효연방기금금리는 연방기금금리 목표치를 달성하기 위해 공개시장조작을 통해 미 연준에 의해 영향을 받지만 기본적으로 시장에서 결정됨.

13) 두바이유는 우리나라 원유 수입의 70-80%를 차지하는 유종임.

3. 자료

실증분석의 전체 표본기간은 2000년 1분기~2017년 1분기이며, 우리는 글로벌 금융위기 전후로 나타나는 설비투자 결정요인의 변화를 살펴보기 위해 2008년 4분기를 구조적 변화 시점으로 소표본 I과 II를 구분하였다. 분석에 사용된 변수명과 자료의 출처는 <표 3>에 요약하였다. 계절성이 있는 경우에는 계절조정된 자료를 이용하였고 생산자물가지수를 이용하여 실질변수화된 변수를 분석에 사용하였다.

<표 3> 변수 설명 및 자료 출처

변수명	설 명	자료 출처
EFI	설비투자	한국은행 ECOS
YCB	3년만기 회사채수익률	한국은행 ECOS
FXR	원/달러 환율	한국은행 ECOS
SPI	KOSPI 주가지수	한국은행 ECOS
SRD	장단기 금리 스프레드	한국은행 ECOS
GDP	국내총생산	한국은행 ECOS
COC	자본재 상대가격	한국은행 ECOS
FFR	미국 실효연방기금금리	FRED Economic Data
OIL	두바이유가	FRED Economic Data
WLI	OECD 종합선행지표	OECD Statistics

<표 4>는 설비투자와 국내 결정요인 간 시차상관분석 결과이다. 시장금리, 환율, 주가지수, 자본재 상대가격의 경우 글로벌 금융위기 이전에는 설비투자에 대해 선행하는 것으로 나타났으나, 금융위기 이후에는 동행하는 것으로 나타났다. 그리고 두 소표본에서 총생산은 설비투자에 동행하고 장단기 금리 스프레드는 1분기 후행하는 것으로 나타났다.

<표 4> 설비투자에 대한 시차상관분석

소표본 I (글로벌 금융위기 이전)							
변수	선행	동기간	후행	변수	선행	동기간	후행
YCB	**-0.6134** (5)	-0.1386	0.3267 (12)	GDP	0.8627 (1)	**0.8831**	0.8289 (1)
FXR	**-0.5907** (2)	-0.3900	0.2490 (15)	SRD	-0.3797 (5)	-0.4061	**-0.4703** (1)
SPI	**0.9658** (1)	0.9246	0.8335 (1)	COC	**-0.8490** (2)	-0.7991	-0.6675 (1)
WLI	0.6064 (1)	**0.7012**	0.3078 (1)				
소표본 II (글로벌 금융위기 이후)							
변수	선행	동기간	후행	변수	선행	동기간	후행
YCB	-0.7049 (1)	**-0.8464**	-0.7000 (1)	GDP	0.7182 (1)	**0.8796**	0.7570 (1)
FXR	-0.4817 (1)	**-0.5601**	0.2308 (7)	SRD	-0.5245 (1)	-0.6711	**-0.7516** (1)
SPI	0.7401 (1)	**0.9047**	0.6043 (1)	COC	-0.7459 (1)	**-0.9059**	-0.6598 (1)
WLI	0.6251 (1)	**0.7785**	0.4508 (1)				

주: H-P필터링을 통해 추세를 제거한 순환변동치를 이용하였고, ( )안의 숫자는 시차상관관계가 최대인 선행·후행 시차를 나타냄.

14) 국가별 가중치는 미국(35.38%), 일본(10.32%), 독일(7.26%) 등의 순이며, 우리나라(3.65%)는 상위 여덟 번째로 높은 가중치가 적용됨.

Ⅳ. 실증분석

1. 원시계열 분석

실증분석에 사용된 원시계열 자료의 안정성 여부를 점검하기 위해 단위근 검정을 시행한 결과 장단기 금리 스프레드와 세계경기 선행지수는 안정적으로 나타나고 다른 변수들은 모두 1차 적분된 불안정한 시계열로 나타났다. 따라서 본 절의 원시계열 분석에서는 단위근이 있는 자료를 1차 차분하여 안정성을 확보한 증가율 변수를 사용하여 블록외생적 벡터자기회귀모형을 추정하였고 모형의 시차는 SC기준에 의한 최적시차를 설정하였다.

먼저 블록외생적 벡터자기회귀모형을 추정한 후에 그랜저 인과관계 검정을 시행하여 설비투자 증가율에 대한 결정요인의 예측력 여부를 살펴보았다. <표 5>에 나타난 것처럼 글로벌 금융위기 전후로 설비투자 증가율 예측에 유의한 변수가 다르게 나타나고 있다. 국외 요인으로 세계경기지표는 금융위기 이전에는 설비투자 증가율의 예측에 유의한 정보를 제공했으나 금융위기 이후에는 예측력이 사라진다. 대신 국제유가가 유의한 예측력을 보이고 있는데, 이는 근래에 장기간 지속되고 있는 저유가에 기인한 효과로 보인다. 그리고 환율이 금융위기 전후에 모두 유의한 것으로 나타났고, 시장금리는 금융위기 전후 모두에서 설비투자에 대한 예측력이 전혀 유의하지 않은 것으로 나타났다. 기업의 수익을 반영하는 기업가치 변수인 주가지수의 예측력이 금융위기 이전에는 10% 수준에서 유의했으나 금융위기 이후에는 유의성이 사라진다.

<표 5> 그랜저 인과관계 검정 결과 (원시계열)

귀무가설	소표본 Ⅰ		소표본 Ⅱ	
	χ^2 검정통계량	p-값	χ^2 검정통계량	p-값
FFR ↛ EFI	2.585	0.108	0.022	0.882
OIL ↛ EFI	0.980	0.322	25.443***	0.000
WLI ↛ EFI	7.252***	0.007	0.072	0.788
YCB ↛ EFI	0.204	0.652	1.549	0.213
FXR ↛ EFI	5.207**	0.023	5.628**	0.018
SPI ↛ EFI	2.736*	0.098	0.357	0.551
COC ↛ EFI	0.010	0.922	1.257	0.262
GDP ↛ EFI	1.029	0.310	1.478	0.224
SRD ↛ EFI	2.038	0.153	0.592	0.442

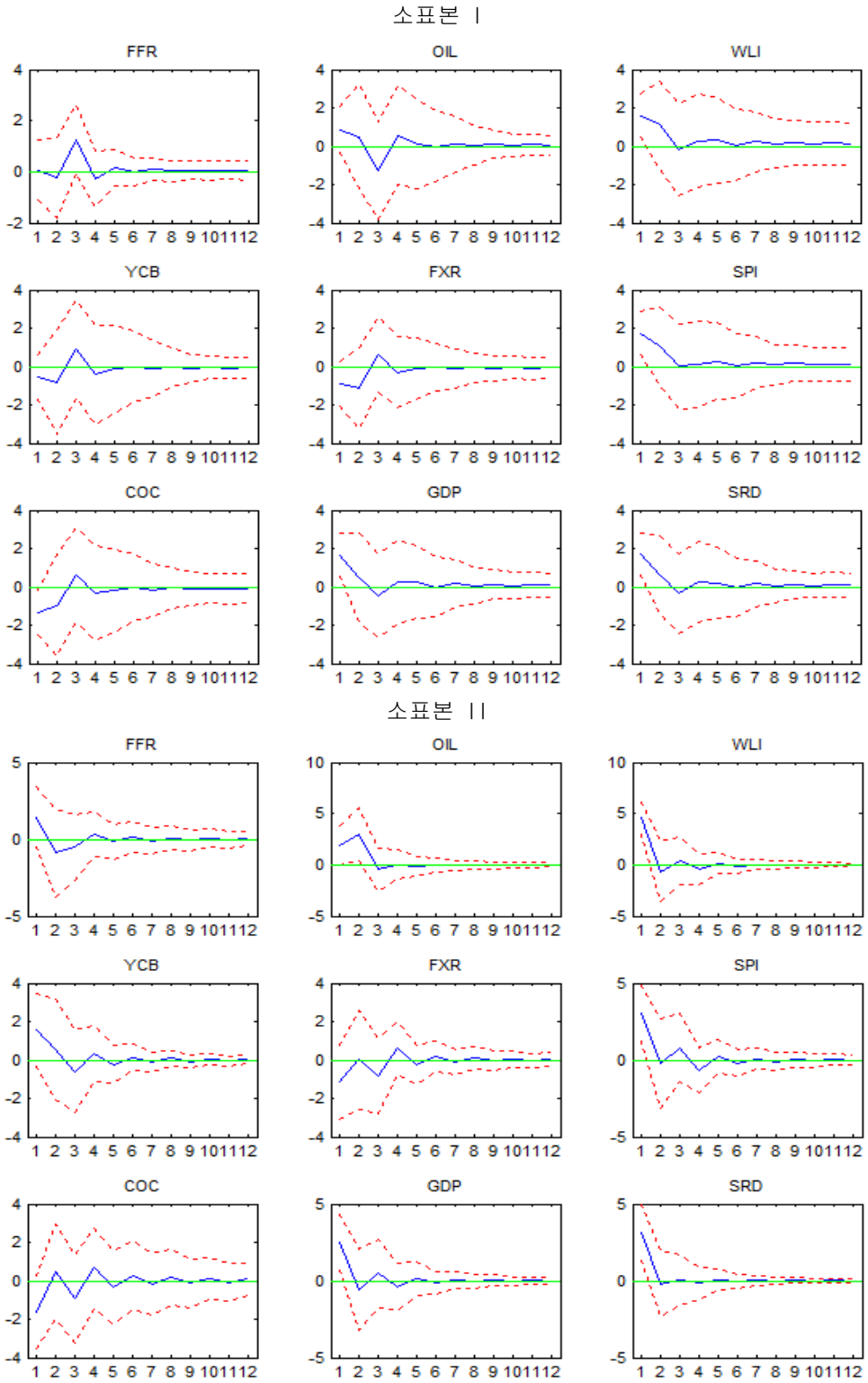
주: ↛는 화살표 방향으로의 그랜저 인과성이 없음을 의미하고, *, **, *** 는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

<그림 14>의 일반화충격반응함수는 해당 변수의 오차항에 1표준편차 크기의 충격이 발생할 때 설비투자가 영향을 받는 정도를 측정한 결과이다. 각 그래프에서 실선은 개별 결정요인의 충격에 대한 설비투자의 반응을 나타내고, 점선은 충격반응의 ±2표준오차를 나타낸다. 먼저 국외 요인을 보면 세계경기지표가 금융위기 전후 모두에서 충격 후 1분기 정도 유의한 양의 영향을 미치고, 금융위기 이후 그 영

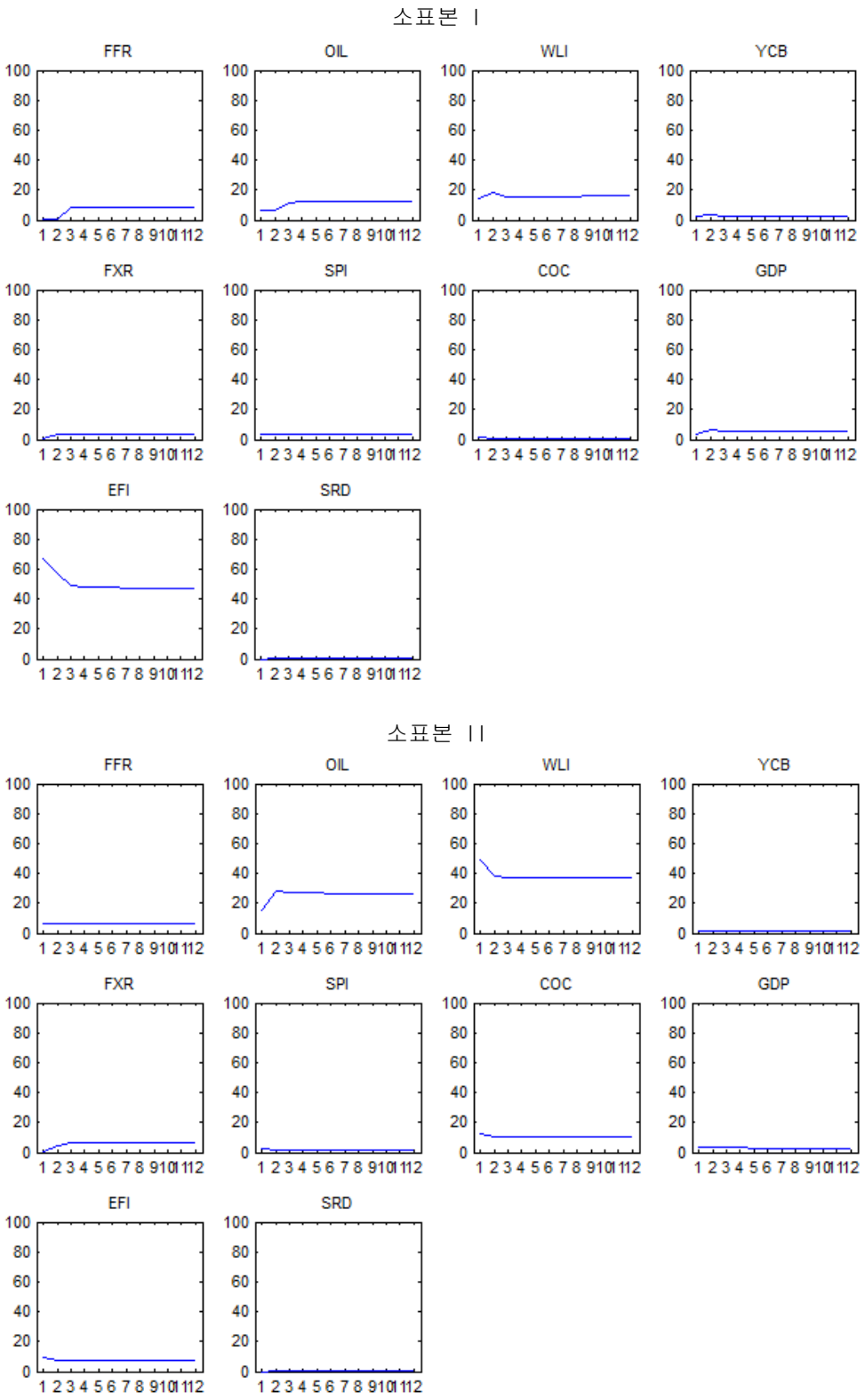
향이 더 크게 나타남을 알 수 있다. 그리고 수요측 결정요인들이 설비투자에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 구체적으로 주가지수·총생산·장단기 금리 스프레드가 충격 발생 후 1분기 정도 유의한 양의 영향을 미친다. 반면 비용요인 가운데 통계적으로 유의하게 나타나는 것은 없으며, 시장금리의 경우 통계적으로 유의하지는 않지만 금융위기 이전에는 충격 후 1분기에 설비투자에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 금융위기 이후에는 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 글로벌 금융위기 이후 상당히 낮은 수준의 금리와 유동성 함정에 가까운 상황에서 시장금리의 소폭 인상은 오히려 설비투자를 증가시킬 수도 있음을 암시하기도 한다. 이와 같은 경우에 장단기 금리 스프레드의 양의 충격반응과 함께 고려해 본다면 시장금리 상승은 이자율 기간구조의 기대경로를 통해 향후 실물경기가 호전될 것이라는 예상과 함께 기업의 설비투자를 증가시킬 것으로 기대할 수도 있을 것이다. <그림 15>의 예측오차 분산분해 결과를 보면 대체로 설비투자 증가율에 대한 국외 요인의 설명력이 국내 수요측 요인이나 비용요인보다 더 큰 것으로 나타났다. 특히 금융위기 이후에 국제유가나 세계경기지표는 설명력이 더욱 커졌다. 자본재 가격과 환율의 설명력은 금융위기 이후에 커진 반면 설비투자 증가율 자체의 설명력은 크게 낮아진 것으로 나타난다.

위에서 살펴본 원시계열의 인과관계 검정 결과를 요약하면 설비투자의 국내 결정요인 가운데 환율과 주가지수만 유의하게 나타나고 다른 변수들은 설비투자에 대한 인과성이 유의하지 않으며 해외 결정요인 중에는 세계경기지표와 국제유가만 유의한 것으로 나타났다. 하지만 개별 결정요인이 설비투자에 미치는 영향을 단기나 경기변동 주기에 따라 분석했을 때 원시계열의 분석 결과와 다르게 나타난다면 이는 설비투자 진작을 위한 주기별 결정요인을 식별하는데 있어서 중요한 정보변수 역할을 할 수 있을 것이다. 이런 이유로 우리는 다음 절에서 설비투자 결정요인을 변동 주기별로 살펴보고자 한다.

<그림 14> 일반화충격반응함수 (원시계열)



<그림 15> 예측오차 분산분해 (원시계열)



2. 변동 주기별 분석

가. 단기 주기

최근 우리나라 기업의 평균 단기대출 만기가 중소기업은 1.46년, 대기업은 2년으로[15] 나타나기 때문에 우리는 본 절에서 시장금리와 설비투자 간의 단기적 관계를 살펴보기 위해 2년 미만의 주기대역[16]을 단기 주기로 정의하였다. 먼저 MODWT 방법을 통해 분해된 시계열의 단위근 검정을 시행한 결과 분석대상의 척도에 대해 모두 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 주기별로 분해된 자료를 사용하여 블록외생적 벡터자기회귀모형을 추정하고 이에 따른 인과관계 검정, 일반화충격반응함수, 예측오차 분산분해를 실시하였다.

<표 6>의 인과관계 결과에 따르면 국외 요인 가운데 세계경기지표는 두 소표본 모두에서 설비투자에 유의한 인과성을 보이나, 미국 정책금리와 국제유가는 금융위기 이전에는 유의성이 없고 금융위기 이후에는 설비투자에 매우 유의한 인과성을 나타내고 있다. 설비투자의 국내 수요측 및 비용측 결정요인의 경우 금융위기 이전에 모든 변수가 설비투자 예측에 유의한 정보를 제공하는 것으로 나타났으나, 금융위기 이후에는 시장금리와 자본재 상대가격과 같은 비용 요인의 유의성이 사라지고 수요측 요인의 예측력만 유의하게 나타난다.

<표 6> 그랜저 인과관계 검정 결과 (단기 주기)

귀무가설	소표본 I		소표본 II	
	χ^2 검정통계량	p-값	χ^2 검정통계량	p-값
FFR ↛ EFI	3.095	0.213	30.050***	0.000
OIL ↛ EFI	0.182	0.913	11.546***	0.003
WLI ↛ EFI	7.019**	0.030	8.864**	0.012
YCB ↛ EFI	13.863***	0.001	4.185	0.123
FXR ↛ EFI	28.890***	0.000	30.845***	0.000
SPI ↛ EFI	219.462***	0.000	34.124***	0.000
COC ↛ EFI	413.302***	0.000	3.496	0.174
GDP ↛ EFI	811.269***	0.000	9.091**	0.011
SRD ↛ EFI	189.703***	0.000	8.159**	0.017

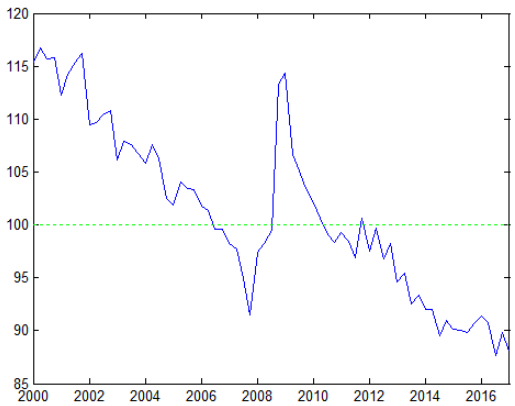
주: ↛는 화살표 방향으로의 그랜저 인과성이 없음을 의미하고, *, **, *** 는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

금융위기 전후로 자본재 상대가격의 유의성 변화와 관련하여 <그림 16>의 자본재 상대가격 추이를 보면 금융위기 이전에 비해 위기 후에 100 이하로 나타나면서 설비투자재의 가격이 소비재 가격에 비해 상대적으로 상승 속도가 매우 낮았음을 알 수 있다. 이처럼 상대적으로 낮은 자본재 가격으로 인해 자본재 가격이 설비투자 의사결정의 주요 고려대상에서 제외되면서 금융위기 이후에 자본재 상대가격의

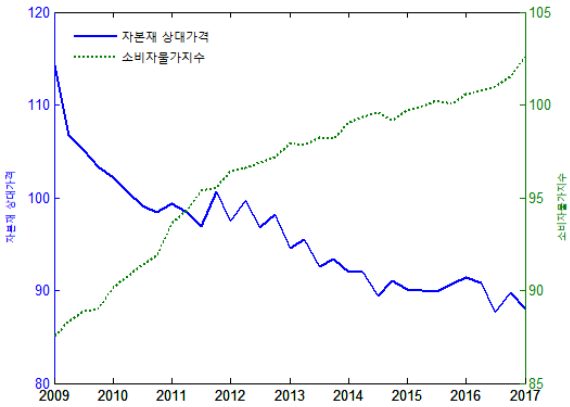
15) 이시은(2017).
16) 개별 시계열의 소파동 분해 결과는 부록을 참조. 소파동 변환에서 상세척도 D1~D2가 2년 미만의 주기대역을 설명.

유의성이 사라진 것으로 보인다. 따라서 금융위기 이후 기업의 설비투자 의사결정에 있어서 단기적 수익성보다는 내수 침체와 저성장 기조에 따른 수요측 요인이 설비투자에 유의하게 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 그리고 금융위기 이후에 주가지수는 설비투자에 유의한 인과성을 보이지만 시장금리는 그렇지 못한 결과를 보이고 있는데, 이는 향후 예상되는 기업의 수익과 함께 주가가 상승하면서 투자가 이자율에 덜 민감한 것으로 나타난다는 Sharpe and Suarez(2014)의 결과와 유사한 모습이 우리의 경우에도 나타나고 있는 것으로 보인다.

<그림 16> 자본재 상대가격과 소비자물가지수 추이



자료: 한국은행.



자료: 한국은행.

<그림 17>의 충격반응함수에 따르면 두 소표본에서 공통적으로 설비투자에 단기적으로 유의하게 영향을 미치는 요인은 국제유가 · 시장금리 · 자본재 가격 · 총생산이고, 미국 정책금리와 장단기 금리 스프레드는 소표본 II에서 추가로 유의하게 나타난다. 이들 변수들은 충격 발생 후 1분기 정도 유의한 영향을 미치고 있는데, 시장금리와 자본재 상대가격은 설비투자에 음의 영향을 미치고, 총생산과 주가지수는 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

국제유가는 충격 발생 후 1분기 동안 설비투자에 유의한 양의 영향을 미치는데, 금융위기 이후 충격에 대한 반응의 정도가 금융위기 이전보다 크게 나타난다.[17] 국제유가와 설비투자 간의 이런 관계는 근래에 지속되고 있는 저유가와 우리나라의 對신흥국 수출의 관점에서 생각해 볼 수 있다. 유가 하락의 여파로 단기적으로 주요 산유국의 프로젝트 지연 및 취소로 인해 에너지 관련 건설 및 설비투자의 축소가 예상되고, 에너지 관련 투자가 위축되면서 라인파이프용 강관 수요의 감소와 신규 해양플랜트 수주실적 저하에 따라 조선업 설비투자의 감소를 초래할 수 있다. 유가 하락에 따른 또 다른 효과는 최근 일부 선진국에서 디플레이션 발생 가능성에 대한 우려가 커지면서 유가 하락이 소비 진작을 통한 경기부양 효과로 이어지지 못한 측면이 우리 수출에도 부정적인 영향을 미친 것으로 보인다. 이는 국제유

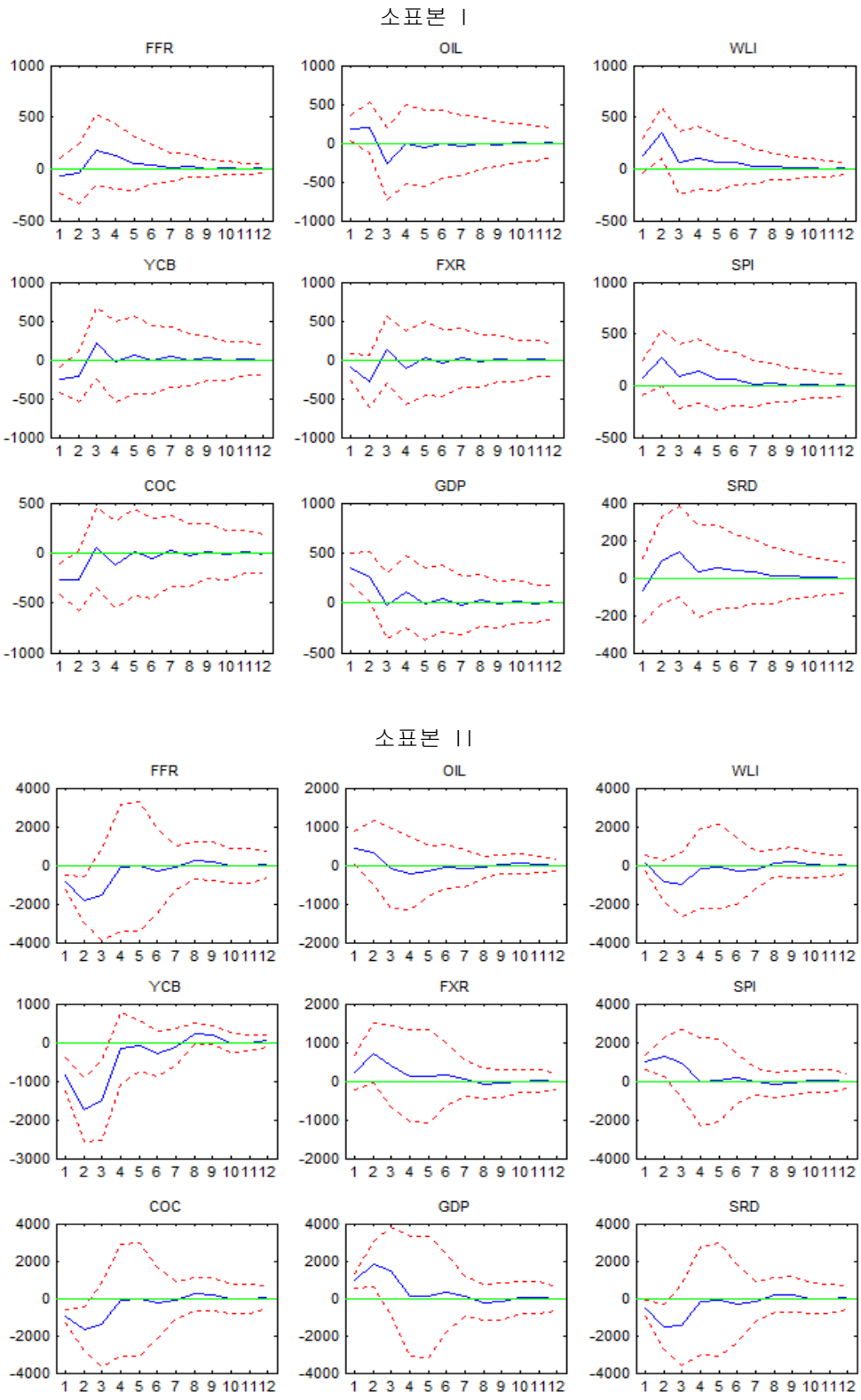
17) 전지홍 외(2016)의 VAR모형 분석에 따르면 통신업, 건설업, 운수창고, 의료정밀 업종에서 국제유가 1% 상승에 대한 주가수익률의 충격반응함수가 초기 1개월에는 음으로 나타나지만 1개월이 지나면서 상승 반응을 보이고 4개월이 지나면서 안정적인 양의 반응을 보임.

가가 단순히 설비투자의 비용 요인으로 작용하기보다는 단기적으로는 에너지 · 건설 · 조선 · 철강 산업의 설비투자와 밀접한 정(+)의 관계에 있다는 점을 알 수 있다. 한국은행(2017)에 따르면 2015년 국민계정 상 설비투자에서 주요 제조업종이 차지하는 비중을 보면 IT(19.0%), 석유정제 · 화학(8.8%), 운송장비(7.0%), 철강(3.5%), 기계장비(2.8%) 등의 순으로 나타나므로 과도하지 않은 국제 유가의 상승은 국내 설비투자 진작에 긍정적으로 작용할 수도 있다. 한편 환율의 충격반응은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

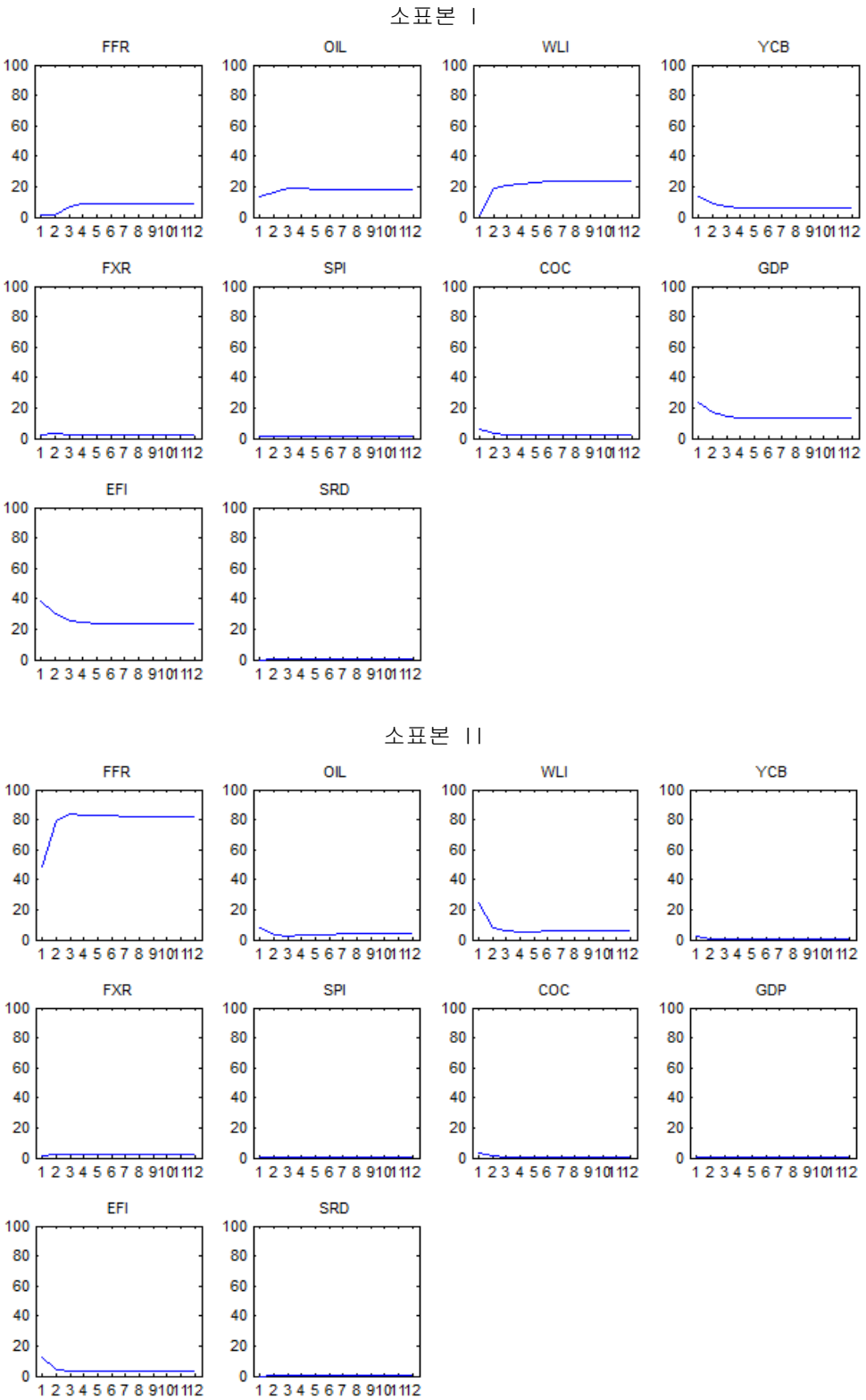
시장금리의 충격반응함수를 보면 소표본 I에서는 충격 발생 후 1분기 동안 유의한 음의 영향을 미쳤지만, 소표본 II에서는 충격 후 3분기 동안 설비투자에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 시장금리 상승이 기업의 단기자금 수요에 영향을 주면서 설비투자에 영향을 미치는 것으로 보인다. 비용요인으로는 자본재 가격이 소표본 I에서 충격 후 1분기 동안, 소표본 II에서는 2분기 동안 유의한 음의 영향을 미치고, 장단기 금리 스프레드는 소표본 I에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 소표본 II에서는 장기간 지속되고 있는 경기침체와 불확실성 지속 기조에 따라 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

설비투자에 대한 개별 요인들의 상대적 중요도는 <그림 18>에 제시되었다. 금융위기 이전에 국제유가와 세계경기지표는 대략 20% 내외의 설명력을 보였지만, 금융위기 이후에 이들의 설명력은 하락하는 대신 충격 후 2분기 이후에 미국 정책금리의 설명력이 약 80% 정도로 월등히 높게 나타났다. 이는 장기간 지속된 미국의 초저금리 기조에서 최근 미국의 기준금리 인상이 단기적으로 국내 기업들의 설비투자 의사결정에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 한편 설비투자 자체의 설명력도 금융위기를 겪으면서 많이 하락하였다.

<그림 17> 일반화충격반응함수 (단기 주기)



<그림 18> 예측오차 분산분해 (단기 주기)



나. 경기순환 주기

우리나라의 평균 경기순환 주기가 50개월 정도임을 감안하여 본 절에서는 변동주기를 4년까지 확장하여[18] 이를 경기순환 주기로 정의하였다. 경기순환 주기에서 시행한 인과관계 검정 결과는 <표 7>에 제시되었다. 인과성 검정 결과는 대체로 단기 주기에서의 분석과 유사하게 나타났는데, 단기와 다른 점으로는 시장금리의 유의성이 금융위기 전후에 모두 비유의적으로 나타나고 금융위기 이후에 국제유가가 설비투자에 유의한 예측력을 갖지 못하는 것으로 나타났다. 즉 시장금리는 금융위기 이전에 2년 미만의 단기 주기에서는 설비투자의 예측에 유의한 정보를 제공하는 것으로 나타났지만 경기변동 주기에서는 유의한 예측력이 나타나지 않는다. 반면 금융위기 이후에는 단기와 경기순환 주기 모두에서 시장금리의 유의한 인과성은 나타나지 않는다. 그리고 소표본 II에서 단기와 마찬가지로 주가지수와 시장금리의 인과성 결과로부터 Sharpe and Suarez(2014)의 설문결과와 유사한 결과를 확인할 수 있다.

금융위기를 거치면서 달라진 점은 미국 정책금리의 유의한 예측력이 새로 나타난 반면 자본재 상대가격의 예측력은 사라졌다는 것이다. 자본재 상대가격이 유의하지 않은 것은 단기와 마찬가지로 설비투자재의 가격이 소비재 가격에 비해 상대적으로 상승 속도가 매우 낮았음에 기인한 것으로 보인다.

<표 7> 그랜저 인과관계 검정 결과 (경기순환 주기)

귀무가설	소표본 I		소표본 II	
	χ^2 검정통계량	p-값	χ^2 검정통계량	p-값
FFR ↛ EFI	2.856	0.240	31.103***	0.000
OIL ↛ EFI	4.621*	0.099	1.876	0.391
WLI ↛ EFI	32.364***	0.000	21.138***	0.000
YCB ↛ EFI	1.074	0.585	1.678	0.432
FXR ↛ EFI	46.083***	0.000	12.499***	0.002
SPI ↛ EFI	97.714***	0.000	12.990***	0.001
COC ↛ EFI	82.881***	0.000	0.438	0.803
GDP ↛ EFI	260.624***	0.000	6.608**	0.037
SRD ↛ EFI	43.956***	0.000	13.871***	0.001

주: ↛는 화살표 방향으로의 그랜저 인과성이 없음을 의미하고, *, **, *** 는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

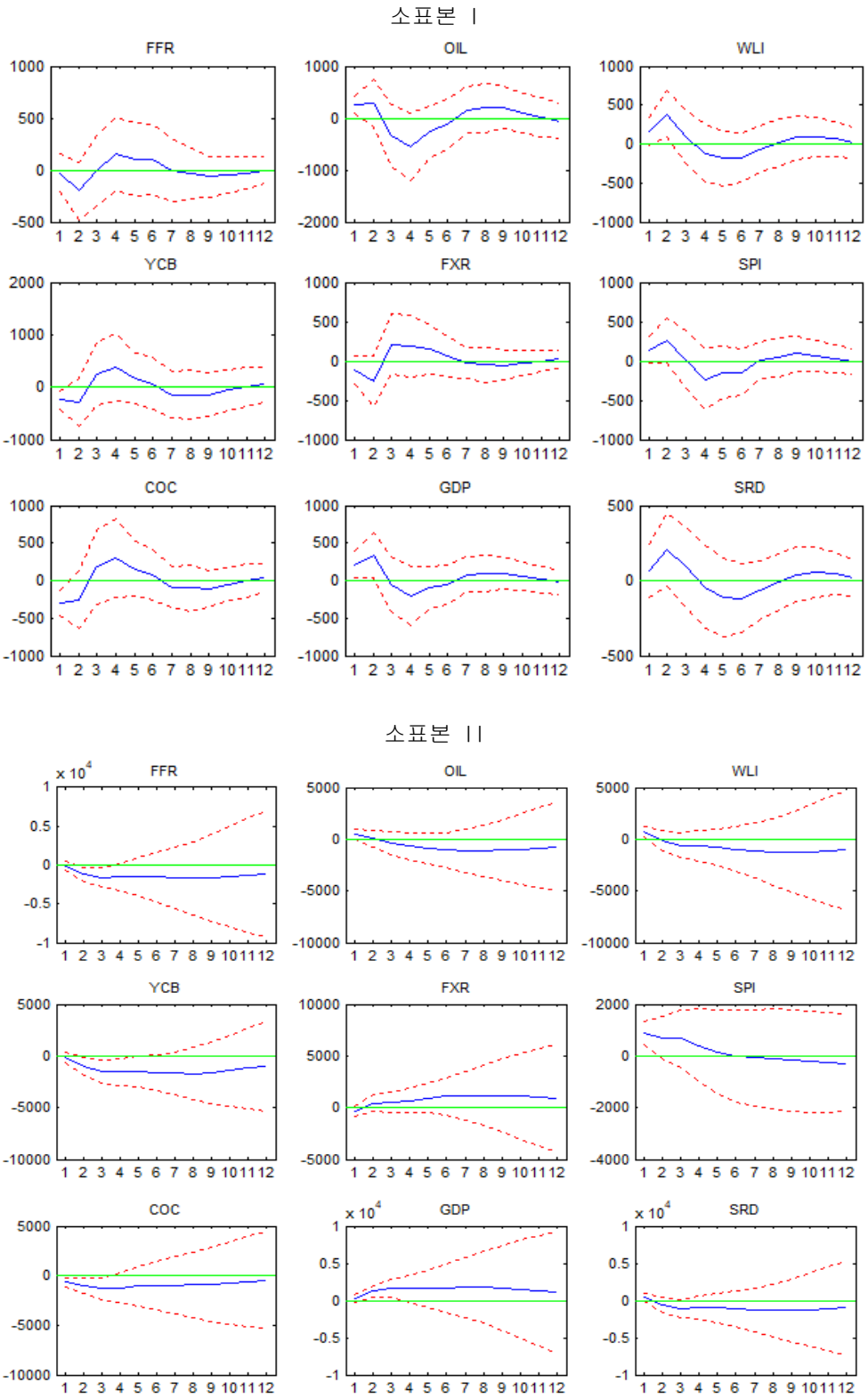
개별 요인들의 충격에 대한 설비투자의 반응은 <그림 19>과 같다. 경기변동 주기까지 연장하여 분석한 경우 설비투자에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 요인들은 금융위기 전후로 비슷하게 나타난다. 국제유가, 세계경기지표, 자본재 상대가격, 주가지수, 총생산 요인이 두 소표본에서 유의하게 나타나는데, 충격반응의 정도는 금융위기 이전보다는 이후에 더 크게 나타난다. 시장금리의 경우 금융위기 이전에는 통계적으로 유의한 음의 영향을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 국제유가도 단기 주기에서와 마찬가지로 설비투자에 1분기 정도 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 환율은 단기와 달리 금융위기 이후 자본

18) 소파동 변환에서 상세척도 D1~D3가 4년 미만의 주기대역을 설명.

재 수입을 통한 비용경로를 통해 설비투자에 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

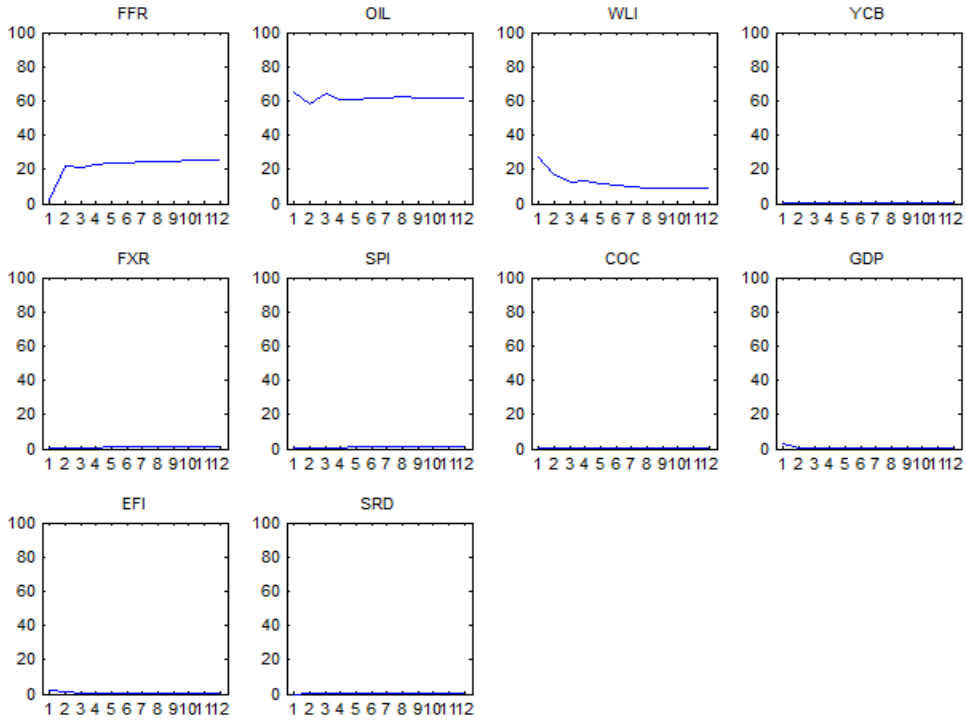
<그림 20>의 예측오차 분산분해에서는 국외 요인의 설명력이 국내 요인의 설명력보다 월등히 높게 나타나고, 금융위기를 거치면서 설비투자에 대한 설명력이 가장 크게 나타나는 국외 요인이 국제유가에서 미국 금리로 바뀌는 것을 알 수 있다. 금융위기 이전에는 국제유가의 설명력이 60% 정도로 가장 높게 나타났으나, 금융위기 이후에는 미국 정책금리의 설명력이 점점 커지며 4분기 이후에는 60% 이상의 설명력을 보이고 있다. 세계경기지표는 1분기 동안 30~40% 정도의 설명력을 보이지만 2분기 이후로는 상대적 중요성이 하락하는 것으로 나타난다. 미국 정책금리의 경우 충격반응함수에서는 설비투자에 미치는 직접적인 영향이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났지만 예측오차 분산분해에서 높은 설명력을 보이기 때문에 미국 금리의 충격으로 인해 여타 국내 요인이 영향을 받을 수 있는 간접경로를 검토할 필요가 있다. 우리는 다음 소절에서 미국 금리 변동이 설비투자에 영향을 미치는 다양한 파급경로를 살펴보겠다.

<그림 19> 일반화충격반응함수 (경기순환 주기)

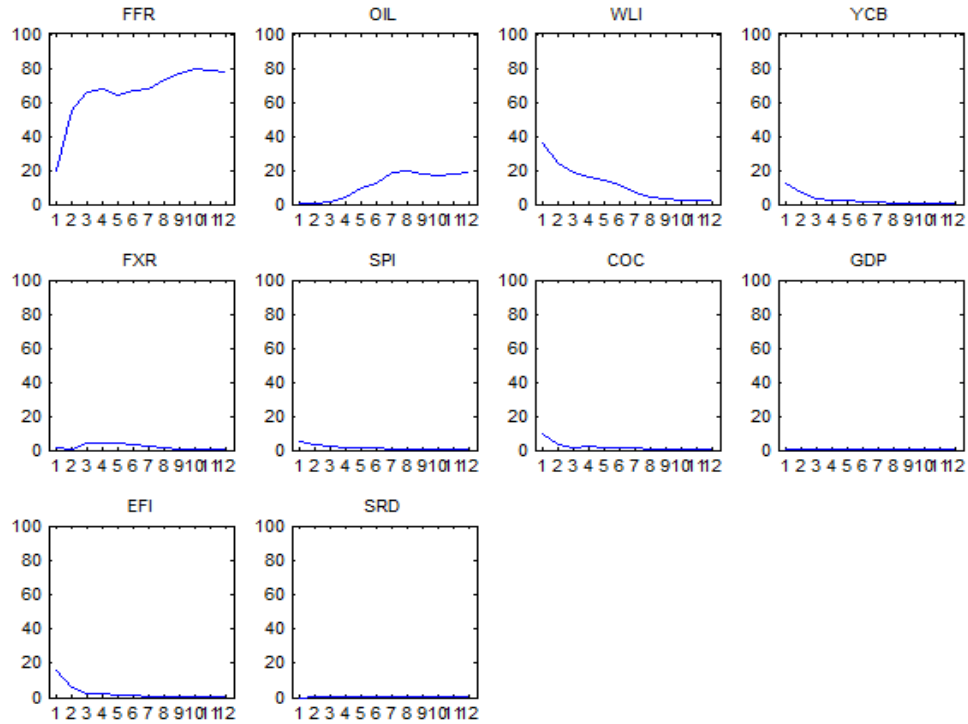


<그림 20> 예측오차 분산분해 (경기순환 주기)

소표본 I



소표본 II



다. 미국 정책금리 변동과 설비투자 간의 파급경로

금융위기 이후인 소표본 II의 단기와 경기순환 주기의 예측오차 분산분해 결과에 따르면 설비투자에 대한 미국 정책금리의 상대적 중요도가 가장 높게 나타난다. 이는 미국 정책금리 변동이 국내 설비투자에 직접 영향을 미치기도 하지만 이보다는 향후 통화정책기조 변화 및 경기에 대한 예상 등 다양한 경로로 국내 거시경제 변수를 통해 설비투자에 영향을 미친다고 볼 수 있다. <그림 21>은 금융위기 이후의 소표본 II에서 미국 정책금리 충격에 대한 설비투자의 국내 결정요인들의 예측오차 분산분해 결과이다. 그림에 나타난 것처럼 미국 정책금리 변동이 설비투자 결정요인에 대해 상당히 높은 설명력을 보이고 있는 점은 이와 같은 추론을 뒷받침한다.

본 실증분석에 기초하여 미국의 금리인상이 국내 설비투자 변동에 미치는 영향의 파급경로를 <그림 22>에 요약하였다. 먼저 주가 경로에서 보면 미국 금리 인상에 따른 글로벌 안전자산 선호 현상이 나타나면서 국내 주식시장에서 해외 자본의 이탈에 따른 주가 하락이 발생할 수 있다. <그림 23>에서 미국 금리 충격에 대한 환율의 반응은 통계적으로 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타나고 기업의 기대수익을 반영하는 기업가치 지표인 주가지수의 반응도 음으로 나타난다. 이는 수출경쟁력 측면에서 부정적으로 작용하여 기업의 수익성 악화와 이로 인한 외부자금 프리미엄 상승으로 인해 기업이 설비투자 자금조달에 어려움을 겪으면서 결국 설비투자의 감소로 이어질 수 있는 경로이다.

환율 경로에서는 설비투자에 미치는 긍정적인 영향과 부정적인 영향을 모두 생각해 볼 수 있다. 먼저 부정적 영향으로는 통상 미국 금리가 상승하면 달러화 가치가 오르면서 원/달러 환율은 상승(원화 절하)한다. 이와 같은 환율 경로에서는 수입 자본재 가격 상승이 설비투자의 비용 증가요인으로 작용하여 결국 설비투자 확대에 부정적인 영향을 미치게 된다. 그런데 최근에는 미국 금리가 오르면서 오히려 원화 강세가 계속되는 모습이 나타나기도 하는데, 이는 곧 수입 자본재 가격의 하락을 통해 설비투자 진작에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 본 실증분석에서 미국 금리 충격에 의한 충격반응함수를 그린 <그림 23>를 보면 미국 금리 충격이 환율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 미국 금리 인상에 따라 원화 강세가 나타나면서 수입 자본재 가격 하락 효과가 나타나는 후자의 긍정적인 경로로 해석된다.

미국 금리상승에 따른 국제유가 경로도 고려해 볼 수 있다. 즉 원유 거래의 달러 결제 관행으로 인해 미국 금리 인상과 이에 따른 달러화 강세는 국제유가 하락 압력으로 작용한다. 국제유가 하락 시 산유국을 위시한 신흥국의 경기침체 및 수출단가 하락으로 우리나라 수출에 부정적 영향을 미치며 결국 관련 산업의 설비투자에도 영향을 미칠 수 있다.[19] 예를 들어 2015년에 원유를 비롯한 원자재 가격 하락에 따라 인도를 제외한 BRICS 국가들을 중심으로 신흥국의 통화 약세와 제조업 경기 둔화 현상이 나타나기도 했다.

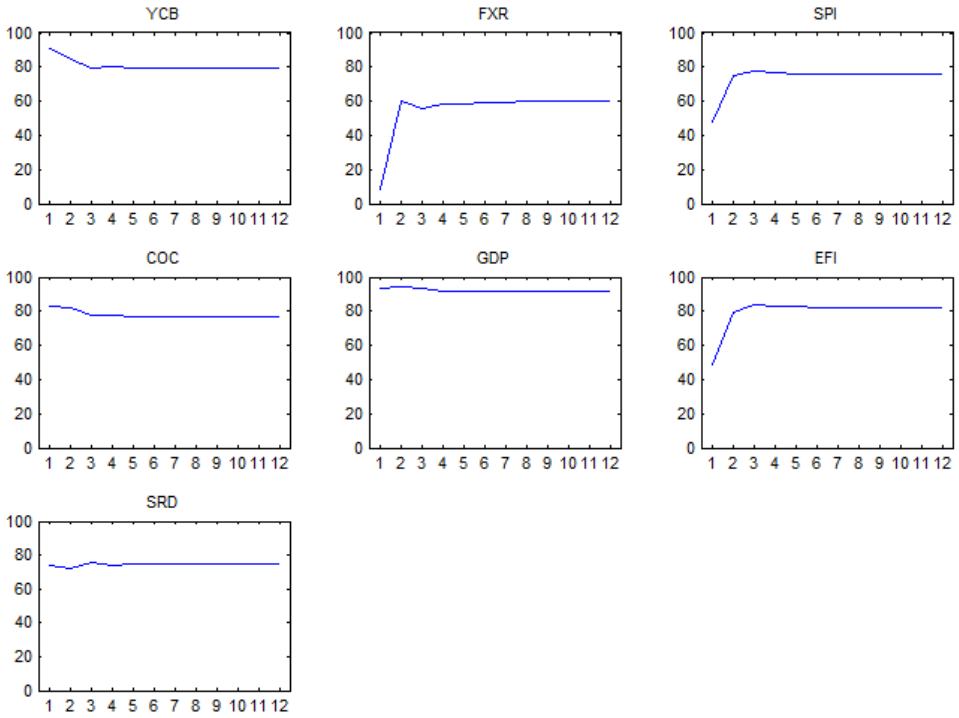
19) 2017년 1분기 기준 우리나라의 對신흥국 수출 비중은 총 수출의 약 59%로 높기 때문에 신흥국의 수입 수요가 감소할 경우 신흥국으로의 수출비중이 높은 우리나라 수출에는 부정적으로 작용할 수 있음. 문병기 외(2015)에 따르면 2000~2001년 배럴당 국제 유가가 28.2달러에서 24.3달러로 하락했을 때 對 OPEC 국가에 대한 수출증감률이 28.3%에서 -1.8%로 하락하였고, 품목별로는 반도체, 디스플레이, 석유화학제품, 자동차, 자동차 부품 등의 수출품목을 중심으로 수출이 둔화되었음.

다음으로는 <그림 21>에서 시장금리에 대한 미국 정책금리의 설명력이 대략 80% 이상을 보이기 때문에 미국 금리 변동으로 인한 기업금융 대출시장의 영향을 통한 설비자금조달 경로를 생각해 볼 수 있다. 이시은(2017)에 따르면 최근 국내 은행들은 자금공급의 경기순응성과 금융위기 이후 보수적인 자금운용으로 인해 기업대출 비중을 축소하고 주택담보대출 위주의 가계대출을 확대해 왔다. 그리고 위험회피 성향이 커짐에 따라 담보 및 보증대출 비중이 늘면서 중소기업 대출의 경우 중신용 등급의 비중이 감소하고 고신용 등급의 취급 비중이 가파르게 증가하였고 은행의 유동성 관리와 차주의 신용상태 변동을 대출조건에 신속히 반영하기 위해 대출의 만기구조를 단기화하는 모습을 보이고 있다. 이러한 국내 기업대출시장의 변화와 함께 미국 금리 인상은 결국 은행대출의 신용경로 위축으로 이어진다.[20] 특히 금융위기 이후 기업의 수익성 악화 및 통화정책 정상화에 따른 해외 채권금리 상승으로 인해 우리나라 기업의 외부자금 프리미엄이 상승하여 설비투자에 영향을 준다. 이처럼 은행대출 축소와 더불어 기업의 외부자금 프리미엄이 상승하여 회사채 발행이 어려워진 결과가 <그림 24>에 나타난다. 일반적인 경우라면 은행의 신규 기업대출이 감소하면 회사채 발행이 증가해야 하는데, 신규 대출과 회사채 발행 모두 부진한 양상을 보이면서 결국 설비투자 감소를 가져오게 된 것이다. 이와 같은 경로는 대기업보다는 대출시장에 대한 의존성이 높은 중소기업의 설비투자에 더 큰 영향을 미치는데, 실제로 은행의 기업대출 중 70~80%는 중소기업 대출이 차지하고 있다.

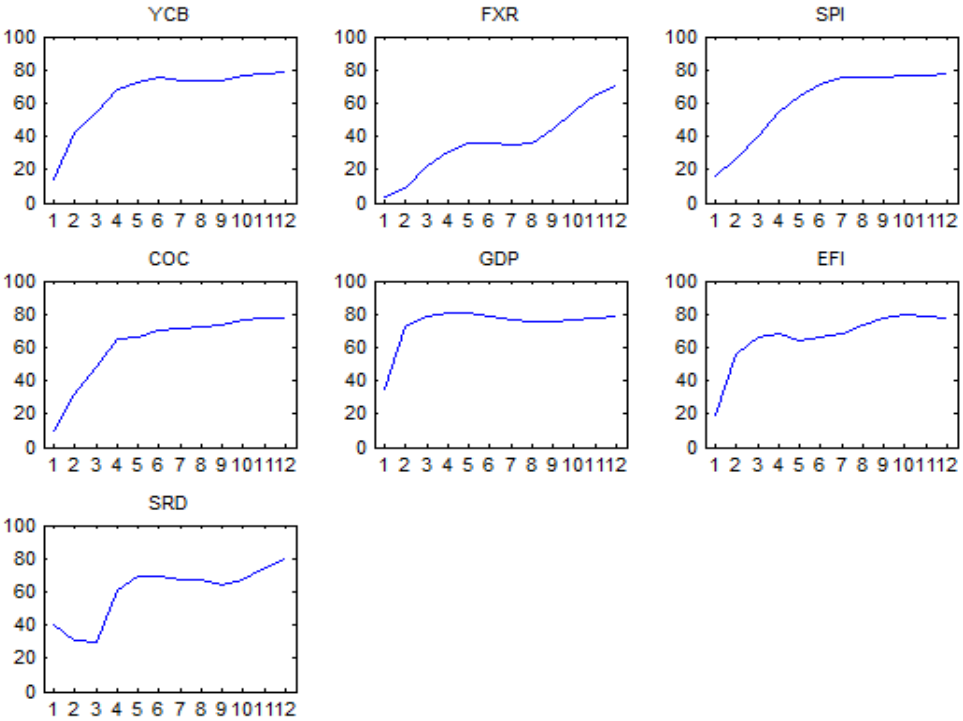
20) 기업의 회사채 발행이 어려워지자 기업대출이 은행에 국한되지 않고 보험사까지 확대되었는데, 그 결과 은행으로부터의 기업대출 증가율은 2011년 8.3%에서 2014년 7.9%로 유사한 수준인 데 비해 생명보험사로부터의 대출 증가율은 2011년 -1.4%에서 2012~2014년 20% 수준으로, 손해보험사로부터의 대출 증가율은 2011년 26.8%에서 2012~2014년 35% 수준으로 크게 상승하였음(김윤진 2015).

<그림 21> 국내 결정요인에 대한 미국 정책금리의 설명력

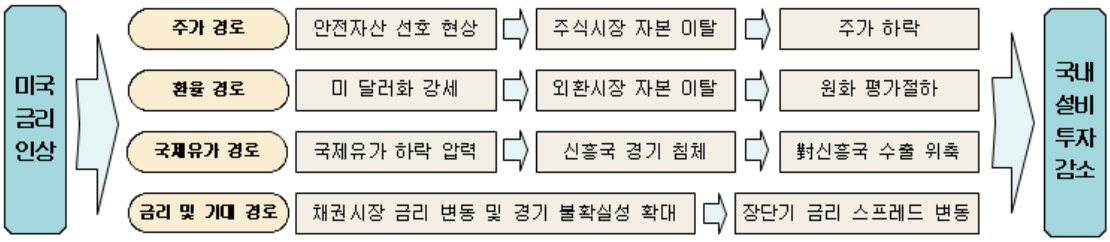
단기 주기 · 소표본 II



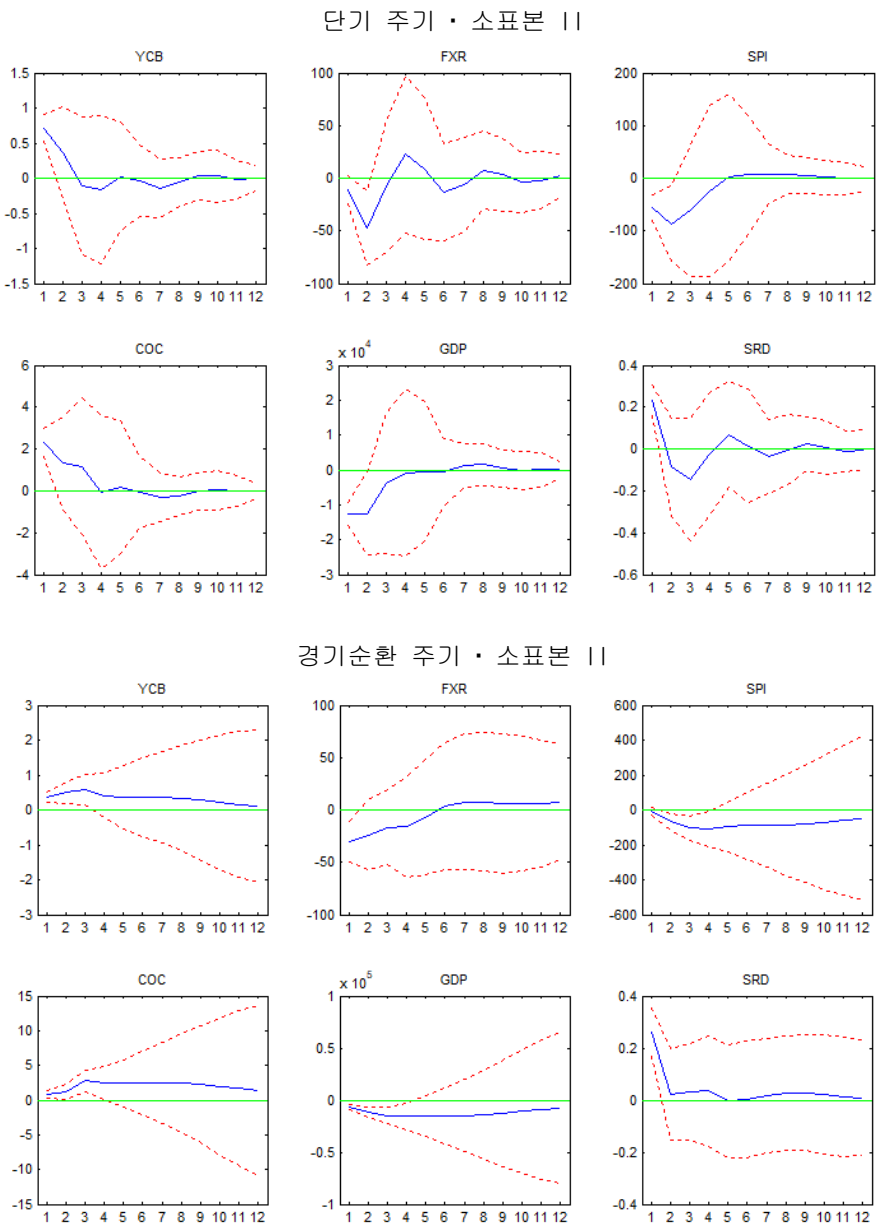
경기순환 주기 · 소표본 II



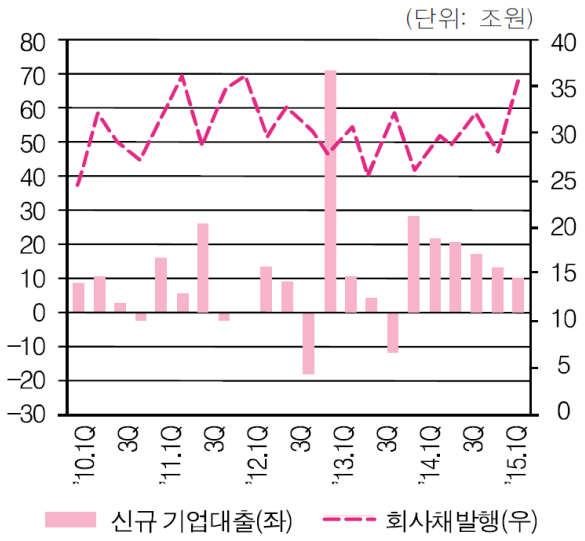
<그림 22> 미국 금리 인상의 파급경로



<그림 23> 미국 정책금리 충격에 대한 국내 결정요인의 충격반응



<그림 24> 은행의 신규기업대출과 회사채 발행 추이



자료: 한국은행, 금감원. 김윤진(2015)에서 재인용.

마지막으로 기대 경로를 살펴보기 위해 <그림 23>를 보면 미국 금리인상으로 향후 경기변동의 기대 변화에 크게 영향을 받는 장단기 금리 스프레드가 양의 충격반응을 보이고 있다. 그런데 글로벌 금융위기 이후 장단기 금리 스프레드가 설비투자에 미치는 영향은 <그림 17>과 <그림 19>의 소표본 II에서 단기 주기에서는 음의 충격반응, 경기순환 주기에서는 양의 충격반응이 나타난다. 즉 금융위기 이후 경기순환 주기에서는 장단기 금리 스프레드와 실물 경제활동 사이에 일반적으로 관찰되는 정(+)의 관계가 나타나지만, 단기적으로는 채권시장을 통한 설비투자 자금조달 경로를 통해 설비투자에 음의 영향을 미치는 것으로 보인다. 이와 같은 현상은 금융위기 이후 지속된 경기침체와 통화정책 정상화 과정에서 채권시장 투자자들이 금리 상승으로 인한 손실 위험이 작은 단기채를 선호하고 장기채를 기피하게 되면서[21] 장단기 금리 스프레드가 확대됨에 따라 기업들이 자금조달에 애로를 겪게 되어 설비투자가 감소하는 데 기인하는 것으로 보인다.

21) 일례로 2015년 한국은행이 기준금리를 인하한 이후 만기 5년 이상의 장기채권 금리는 오히려 상승세를 보이며 장단기 금리 스프레드가 확대되었음. 당시 금리가 높은 장기 회사채를 만기 보유하거나 장기채에 꼭 투자해야 하는 보험사 위주로 장기채를 수요하였고, 미국 금리인상이 가시화되면서 안전자산 선호현상에 의해 신용등급이 상대적으로 낮고 만기가 긴 회사채 수요가 감소했음.

V. 요약 및 시사점

본 연구에서 우리는 소파동 변환을 이용하여 시간척도(timescale)에 따른 설비투자 결정요인을 분석하였다. 분기별 원시계열을 사용한 분석과 달리 주기에 따른 분석을 수행함으로써 설비투자 결정요인에 대한 단기와 경기순환 주기적 특징을 살펴볼 수 있었다. 실증분석 결과의 두드러진 두 가지 특징으로는 첫째 기존 연구에서 고려되지 않았던 설비투자의 국외 요인으로 미국 정책금리의 설명력이 상당히 크게 나타난 점과, 둘째 설비투자의 금리 민감도가 약하거나 이들 간에 역의 관계가 금융위기 이후 약화된 것으로 나타났다. 특히 경기순환 주기에 해당하는 4년 미만의 주기에서 분석한 경우에 금융위기 이후 설비투자는 금리 변동에 민감하게 반응하지 않는 것으로 나타났다.

실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저 설비투자 변동에 대한 시장금리의 인과성은 금융위기 이전에는 오직 단기적으로 유의한 예측력만 보였고 금융위기 이후에는 단기·경기순환 주기에서의 인과성이 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 더불어 금융위기 이후에 비용 요인으로 작용하는 시장금리와 자본재 상대가격은 설비투자에 유의한 인과성이 나타나지 않은 반면 수요측 요인인 총생산, 장단기 금리 스프레드, 환율, 주가지수는 모두 유의하게 나타났다. 이에 따라 금융위기 이후 설비투자 의사결정에 있어서 수익성보다는 내수 침체와 저성장 기조에 따른 수요측면의 영향이 크게 작용한 것으로 보인다. 설비투자 변동에 대한 세 가지 국외 요인들도 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 금융위기 이후 국제유가는 설비투자에 대해 단기적으로 유의한 인과성을 보였으나 경기순환 주기에서는 유의성이 사라진 반면 미국 정책금리와 세계경기지표는 금융위기 이후 매우 유의한 인과성을 보이고 있다.

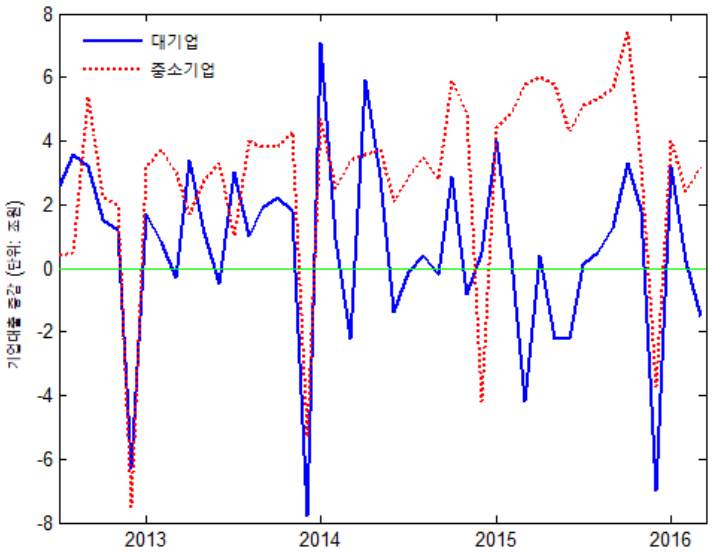
충격반응함수 결과에 따르면 단기적으로 국제유가 · 시장금리 · 자본재 가격 · 총생산이 소표본 I · II에서 공통적으로 설비투자에 유의하게 영향을 미치는 요인으로 나타났고, 미국 정책금리와 장단기 금리 스프레드는 소표본 II에서 추가로 유의하게 나타났다. 이들 변수들은 충격 발생 후 1분기 정도 유의한 영향을 미치고 있는데, 시장금리와 자본재 상대가격은 설비투자에 음의 영향을 미치고, 총생산과 주가지수는 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 경기변동 주기까지 확장한 경우에는 국제유가 · 세계경기지표 · 자본재 상대가격 · 주가지수 · 총생산 요인에 대한 충격반응이 두 소표본에서 유의하게 나타났는데, 충격반응의 정도는 금융위기 이전보다는 이후에 더 크게 나타났다. 시장금리의 경우 금융위기 이전에는 통계적으로 유의한 음의 영향을 미쳤으나, 금융위기 이후에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 국제유가도 단기에서와 마찬가지로 설비투자에 1분기 정도 양의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 환율은 통계적으로 유의하지 않았던 단기와 달리 금융위기 이후에는 자본재 수입을 통한 비용 경로를 통해 설비투자에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

설비투자에 대한 개별 요인들의 단기적인 상대적 중요도를 보면 금융위기 이전에 국제유가와 세계경기지표는 대략 20% 내외의 설명력을 보이지만 금융위기 이

후에 이들의 설명력은 하락하고 미국 정책금리의 설명력이 약 80% 정도로 월등히 높게 나타난다. 이는 금융위기 이후 지속된 초저금리 기조에서 최근 미국의 통화정책 정상화 조치가 단기적으로 국내 기업들의 설비투자 의사결정에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 경기변동 주기를 포함한 경우에도 국외 요인 특히 미국 금리의 설명력이 여타 요인보다 높게 나타난다. 이렇게 미국 정책금리가 설비투자에 대해 높은 설명력을 보이는 점에 대해 우리는 미국 금리 충격의 파급경로를 주가경로・환율경로・국제유가 경로・금리 및 기대 경로를 통해 살펴보았다.

2001년 이후 금리가 지속적으로 하락하였음에도 불구하고 기업의 설비투자는 부진한 모습이었는데, 이는 곧 금리와 설비투자 간의 관계가 약화되었음을 보여준다. 기업들은 단기 운용자금 수요와 관련된 기업어음(CP) 발행을 꾸준히 증가시켜온 반면, 대출에 대해서는 <그림 25>에서 보는 것과 같이 연말 부채상환의 계절적 요인을 고려하더라도 기업대출의 순상환 기조[22]가 나타났다. 이에 따라 저금리 정책은 설비투자 진작을 통한 경기부양 효과로 이어지지 못하고 일부 한계기업의 수명 연장 및 부채비율 감소를 통한 재무구조 개선 등에 이용되었다는 우려도 있다.

<그림 25> 국내은행 기업대출 증감 추이



주: 전기대비 증감.
자료: 금융감독원 보도자료(2012년 7월~2016년 3월 각호).

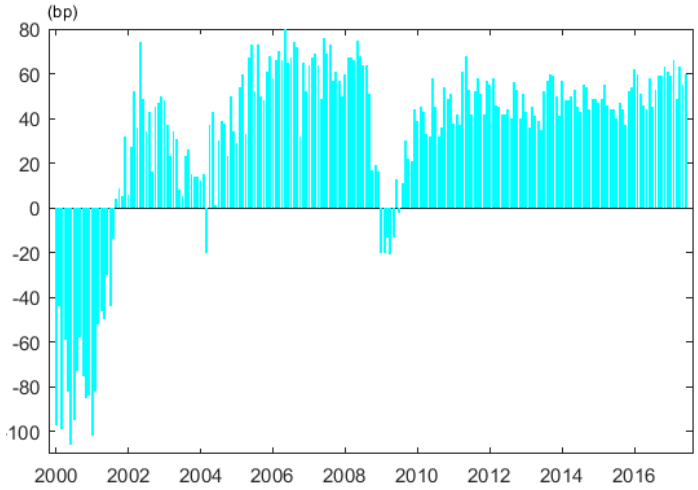
대기업의 72.1%가 주로 내부자금을 통해 설비투자 재원을 마련할 뿐 만 아니라, 특히 경기도 소재 대기업의 사내유보금 규모는 전국평균에 비해 높기 때문에[23] 현재의 낮은 금리 수준에서 소폭의 금리인상이 이루어져도 도내 대기업의 설비투자에 미치는 영향은 제한적일 것으로 보인다. 하지만 자본조달비용 상승에 따라 민감

22) 금융감독원에 따르면 국내 은행의 대기업 대출채권 잔액은 2014년 9월 말 기준 178조6000억 원으로 6월 이후 4개월간 1조2000억 원(0.7%) 감소하였음. 2014년에 기준금리가 두 차례 인하된 점을 고려하면 이와 같은 부채 감축은 이례적임(한국경제신문 2014년 11월 26일자).

23) 차전영(2014)이 2013년 재무정보를 이용하여 추정한 결과 경기도 본사 소재 대기업(94개)의 평균 사내유보금은 11,332백만 원으로 전국(563개) 평균 사내유보금(678백만 원)에 비해 높게 나타남.

하게 영향을 받을 수 있는 중소기업에 대해서는 투자관련 세제혜택이나 맞춤형 대출정책도 고려할 필요가 있다. 기업의 차입비용 상승에 따른 중소기업의 부담은 <그림 26>의 대기업과 중소기업 간 대출금리차에서도 나타난다. <그림 26>는 중소기업 대출금리에서 대기업 대출금리를 차감한 것을 그린 것인데, 기업의 은행차입 비용은 2009년 이후 시장금리 하락으로 감소했으나 대기업과 중소기업 간에 평균적으로 대략 50bp 내외의 대출금리차를 보이고 있다.

<그림 26> 대기업-중소기업 대출금리차 추이



주: 신규취급액 기준으로 중소기업 대출금리에서 대기업 대출금리를 차감함.
자료: 한국은행

경기도 설비투자 규모는 전국대비 약 25% 정도로 가장 큰 비중을 차지하고 있으므로 본 실증분석 결과에 기초하여 다음과 같이 경기도내 설비투자에 대한 시사점을 제시하고자 한다. 경기도내 고정투자는 화성시와 평택시와 같이 주력 제조업 생산공장이 소재한 지역이 높은 비중을 보이고 있고, <그림 10>에 나타난 바와 같이 올해 들어 반도체와 디스플레이 제조업에서 대규모 설비투자가 이루어지면서 제조장비 수입액이 크게 증가하고 있는 것으로 나타나는데, 설비투자에 대한 국외 요인의 영향이 중요하게 나타난 본 연구결과는 이처럼 제조업 비중이 높은 경기도에 중요한 시사점을 내포한다. 금융위기 이후 경기변동 주기에서 환율은 자본재 수입을 통한 비용경로를 통해 설비투자에 음의 영향을 미치는 것으로 나타난 점에 비추어 경기도내 기업은 환율의 변동성 확대에 대비한 환헤지 전략과 함께 설비투자 확대를 위한 외환 유동성을 적절히 관리할 필요가 있다. 또한 미국 금리 인상에 따른 달러화 강세는 국제유가의 하락세를 가속화하여 산유국을 포함한 對신흥국 수출 감소를 통해 해당 산업의 설비투자에 부정적 영향을 줄 수 있음을 앞서 살펴보았다. 품목별로는 경기도내 기업들의 주력산업이기도 한 반도체, 디스플레이, 석유화학제품, 자동차, 자동차 부품 등의 산업이 영향을 받을 것으로 보인다.[24] 그리고

24) 주요 수출품목의 신흥시장 수출 비중을 보면 평판디스플레이는 총 수출의 90% 이상, 합성수지 75%, 철강판 67%, 반도체 58%, 자동차 부품은 53% 등으로 매우 높게 나타남. 그리고 2015년 1~10월중에 전년동기대비 對신흥국 수출 증감은 자동차 23.6% 감소, 선박 22.3% 감소, 합성수지 15.4% 감소, 자동차 부품 8.2% 감소를

현재의 낮은 금리수준 하에서 소폭의 금리 인상에 따른 금융비용 상승 충격이 기업의 설비투자에 대한 영향이 제한적일 것으로 보이는 바, 기업은 향후 미국 금리 인상 및 변화하는 세계경제 환경에 단기적인 시각에서 수동적으로 대응하기보다는 중장기적인 관점에서 적극적인 위험관리 및 유동성 관리를 해야 할 것이다.

경기도내 투자는 제조업에 크게 의존하고 있는데 많은 도내 기업들이 수도권규제 등의 투자관련 제약때문에 신규 투자의 신·증축이 어려워 설비투자를 확대하지 못하는 사례가 발생하고 있다.[25] 기업의 투자는 경제성장의 발판을 마련할 뿐 아니라 우리 경제의 체질개선이라는 측면에서도 중요하므로 투자관련 규제혁신과 적절한 투자 인센티브를 제공하는 것도 필요하다. 마지막으로 낮은 시장금리에 따른 자본조달비용 감소에도 불구하고 수요측 요인이 회복되지 않는다면 기업의 설비투자가 크게 증가하기는 어려워 보인다. 이에 정책당국은 내수회복을 통한 경제의 수요측 동인(driving force)이 공급부문의 설비투자 확대로 이어져 궁극적인 경기회복으로 이어질 수 있는 선순환 구조를 이룰 수 있는 정책조합(policy mix)을 고려해볼 수 있을 것이다.

보였음(문병기 외 2015).

25) 한국경제연구원(2016)에 따르면 수도권정비계획법 등의 수도권규제로 인해 투자를 포기하거나 해외로 이전한 기업이 지방으로 이전한 기업보다 3.1배 많으며, 수도권에서 빠져나간 해외직접투자투자액이 유치한 외국인직접투자액보다 2.6배 많게 나타남.

참고문헌

김병화・임현준(2002), “설비투자 결정요인 분석”, 「경제분석」, 제8권, 제4호, pp. 32-74.

김웅・김현수(2012), “불확실성이 경제성장에 미치는 영향”, 한국은행, 「조사통계월보」, 3월호,pp. 29-52.

김윤진(2015), “투자 활력을 위한 신용창출 경로 점검과 시사점”, 「KERI Brief」, 제15-27호.

문병기・심혜정・김영준(2015), “미국 금리인상에 따른 국내 경제와 수출 영향”, 「Trade Focus」, 제14권, 제49호, 한국무역연구원.

송태정(2002),「기업투자 결정요인 변화와 향후 전망」, LG경제연구원.

이규복(2010), “최근 장단기 금리 스프레드 추이 및 시사점”, 「주간 금융브리프」, 제19권, 제8호, 한국금융연구원.

이시은(2017), “기업금융시장 특징 분석: 대출시장을 중심으로”, 「산은조사월보」, 제738호, pp. 49-70.

임경묵(2005), “기업의 설비투자행태 변화 분석”, 「정책연구시리즈」, 제2005-15호, 한국개발연구원.

전지홍・이창민・이상림(2016), “원유가격 변동이 주가에 미치는 영향: 산업별 차이를 중심으로”, 2016 재무금융 관련 5개 학회 학술연구발표회, pp.2426-2452.

차전영(2014), “경기도 투자의 현황 및 환경 분석”, 「조사연구자료」, 한국은행 경기본부.

한국경제연구원(2016), 「‘수도권규제, 쟁점과 정책과제’ 세미나 보도자료」, 2016년 7월 27일.

한국은행(2017), “이슈 모니터링: 2017년 제조업 설비투자 계획”, 「지역경제보고서」, 2017년 3월, 한국은행.

Anderson, M. and R. Subbaraman (1996), “Share Prices and Investment”, Research Discussion Paper, No. 9610, Reserve Bank of Australia.

Barro, R. J. (1990), “The Stock Market and Investment”, *The Review of Financial Studies*, 3, pp. 115-131.

Cardarelli, R., S. Elekdag, and S. Lall (2009), “Financial Stress, Downturns, and Recoveries”, IMF Working Paper, WP/09/100, International Monetary Fund.

Croux, C., M. Forni, and L. Reichlin (2001), “A Measure of Co-movement for Economic Variables: Theory and Empirics”, *Review of Economics and Statistics*, 83, pp. 232–241.

Forbes, K. J. and R. Rigobon (2002), “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements”, *Journal of Finance*, 57, pp. 2223-2261.

Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Economic Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 37, pp. 424-438.

Kothari S. P., J. Lewellen, and J. Warner (2017), “The Behavior of Aggregate Corporate Investment”, *MIT Sloan Research Paper*, No. 5112-14.

Kumar, A. and L. Joshi (2011), “MODWT Based Time Scale Decomposition Analysis of BSE and NSE Indexes Financial Time Series”, *International Journal of Mathematical Analysis*, 5, pp. 1343-1352.

Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear

Multivariate Models", *Economics Letters*, 58, pp. 17-29.

Qiang, F. and L. Xing (2015), "Monetary Policy and Dynamic Adjustment of Corporate Investment: A Policy Transmission Channel Perspective", *China Journal of Accounting Research*, 8, pp. 91-109.

Percival, D. B. and H. O. Mofjeld (1997), "Analysis of Subtidal Coastal Sea Level Fluctuations Using Wavelets", *Journal of the American Statistical Association*, 92, pp. 868-880.

Sharpe, S. and G. Suarez (2014), "The Insensitivity of Investment to Interest Rates: Evidence from a Survey of CFOs", Finance and Economics Discussion Series, 2014-02, Federal Reserve Board, Washington D. C.

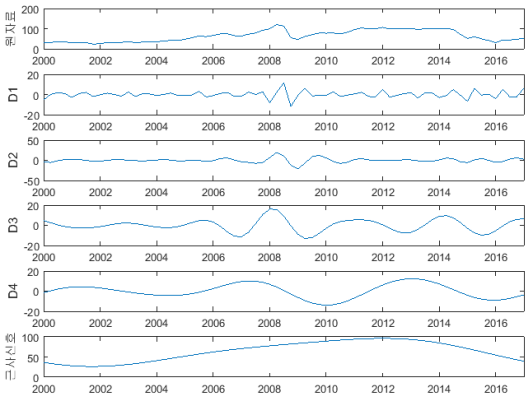
Wang, Z., C. Chen, and Y. Huang (2014), "Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China", *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, pp. 227-243.

부 록

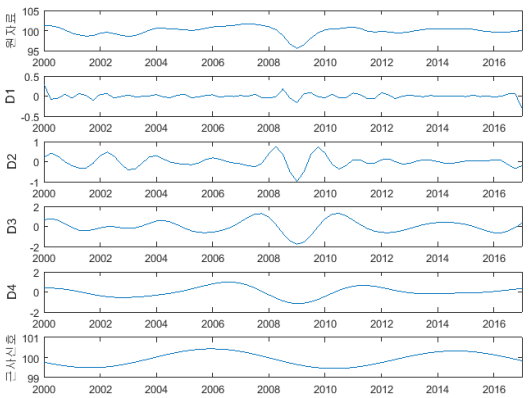
<부도 1> 개별 시계열의 소파동 분해 결과

미국 정책금리

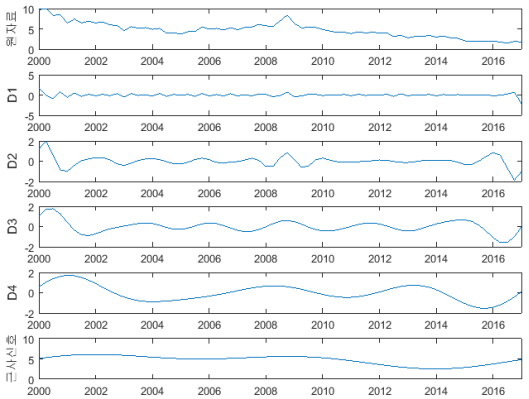
국제유가



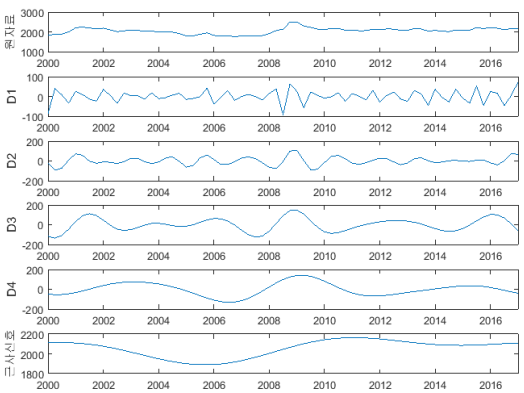
세계경기지표



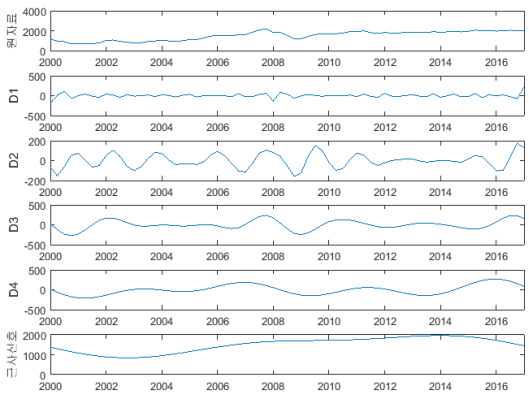
시장금리



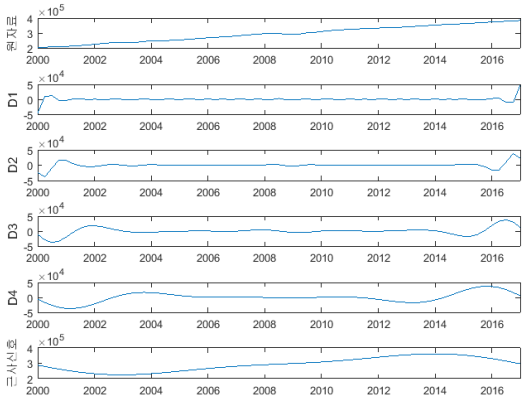
원/달러 환율



주가지수

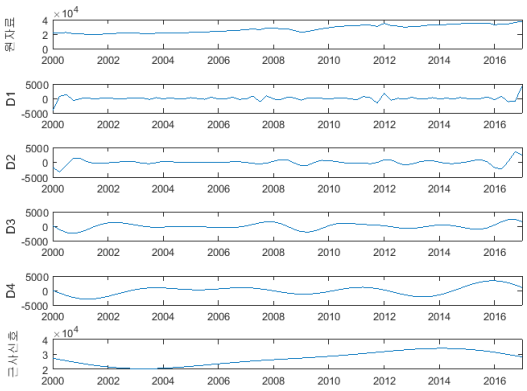


국내총생산



자본재 상대가격

설비투자



장단기 금리 스프레드