

국채 발행이 이자율과 민간투자에 미치는 효과에 대한 실증연구: 구축효과 vs. 구인효과*

서은숙** · 빈기범*** · 황세운****

국채 발행의 증가는 시장이자율 상승을 통한 민간투자의 구축(crowding-out)으로 이어져 재정지출의 경제적 효과가 미미하다는 연구와 국채 발행 증가를 통한 재정지출이 오히려 GDP를 증대시킨다는 구인효과(crowding-in effect)를 이론적·실증적으로 지지하는 연구가 상충되고 있다.

본 연구에서는 국내 거시경제 시계열 자료를 이용하여 ① 국채 발행이 시장이자율에 미치는 영향과 ② 국채 발행에 따른 이자율 상승이 궁극적으로 구축효과를 유발하는지 여부를 실증적으로 분석하였다.

분석결과 정상적 시기에는 국채 발행에 따른 정부 부채 증가가 국채 금리를 상승시키고 이는 다시 민간투자에 대한 구축효과를 미치는 것으로 나타났다. 반면, 신용카드 사태 기간이나 글로벌 금융위기 등의 시기에는 정부 부채 증가에 따른 금리 상승효과가 크게 상쇄되는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 경우에도 신용경색이 나타나는 위의 특정 기간을 제외한 평시에는 국채 발행을 재원으로 한 정부 지출이 민간투자에 대한 구축효과를 야기하지만, 신용경색이 나타나는 시기에는 이러한 지출이 오히려 구인효과로 나타날 수 있음을 시사한다.

핵심주제어: 국채 발행, 민간투자, 금리, 구축효과, 구인효과

경제학문헌목록 주제분류: H12, H60, H63, E22, E62

* 본 연구는 2013학년도 상명대학교 교내연구비를 지원받아 수행하였습니다. 논문의 개선을 위해 국회예산정책처 경제분석실 박종규 실장을 비롯, 이강구·성명기 박사 및 본 학술지의 익명 심사자 두 분의 깊이 있고 전문적이며 유익한 조언에 깊이 감사드립니다. 여전히 남은 오류가 있다면 전적으로 저자들의 책임입니다.

** 제1저자, 상명대학교 금융경제학과 부교수, 전화: (02) 2287-5149, E-mail: esseo@smu.ac.kr

*** 교신저자, 명지대학교 사회과학대학 경제학과 부교수, 전화: (02) 300-0683, E-mail: bink1@mju.ac.kr

**** 공동저자, 자본시장연구원 자본시장실 연구위원, 전화: (02) 3771-0824, E-mail: neptune@kcmi.re.kr

논문투고일: 2012. 12. 5 수정일: 2013. 5. 9 게재확정일: 2013. 8. 25

I. 서 론

최근 글로벌 금융위기와 경기침체에 대응하는 경기부양정책과 다양한 복지 요구의 확대로 재정지출이 증대되고 재정건전성 악화에 대한 우려가 커지고 있다. 특히, 그리스, 스페인을 포함한 유럽 재정위기는 우리나라 재정건전성 점검의 필요성을 더욱 크게 부각시키고 있다. 나아가 인구 고령화의 진행으로 생산가능인구가 감소하고 이에 따라 장기적으로 재정수입은 확충되기 어렵고 재정지출은 크게 증가할 것이라는 전망으로 재정건전성은 지속적으로 악화될 것으로 예상된다. 최근 재정지출과 관련된 연구들에서는 이영(2009)이 글로벌 경기침체에 대한 재정정책의 중요성을 제시하였고, 구정모·이현훈·임재영(2012)은 OECD 국가들과 비교하여 우리나라 재정지출의 구조적 변화를 분석한 바 있다. 또한 이만우·박시현(2010)은 금융위기 이후 재정정책 방향에 관한 논의에서 우리나라의 국가 부채 수준은 높고 그 성장속도가 빨라, 단기는 물론 장기적으로도 재정건전성이 지속 가능하지 않을 수 있다고 주장하였다.

최근 미국의 채무위기와 재정 절벽도 감세와 과도한 복지지출로 재정적자가 누적된 데다 서브프라임 사태에 대응하면서 금융기관 부실을 정부가 부담한 데 기인하는 바 크다. 현재의 미국과 유럽의 재정위기는 2008~2009년 서브프라임 사태의 연속성 상에서 발생한 현상이라는 데 많은 학자들이 동의하고 있다. 따라서 ‘재정위기’라는 표현보다는 ‘국가 채무위기’라는 용어가 더 적합하다는 의견도 제시되고 있다. Reinhart and Rogoff(2009)는 금융위기 후 3년 내 실질 국가 부채가 86% 증가한다고 분석하고 있다. 실제로 우리나라도 1997년 경제위기 시 실질 국가 부채가 50% 증가한 것으로 나타난 바 있다. 따라서 현재 선진국에서 나타나고 있는 국가 부채 증가의 원인은 경기침체에 따른 세수부족과 함께 금융위기 극복을 위한 과도한 국가 부채 발행 및 이에 따른 이자부담 급증에 있다고 평가할 수 있다.

국가 부채 증가 원인 경로를 좀 더 자세히 살펴보면 다음과 같다. 글로벌 금융위기와 경제성장 둔화로 인해 경기침체가 가속화됨에 따라 세수는 감소하고, 금융위기로 인한 구제금융이나 가계에 대한 복지지출 확대 등으로 정부 지출이 추가적으로 필요하여 국제 발행이 증가하게 된다. 국제 발행 증가로 이자율은 상승하여 정부는 원금과 이자상환 부담이 동시에 급증하게 된다. 결국 세수 감소 및 정부 부채 증가는 재정건전성 악화로 나타나게 되고, 이는 다시 국제에

대한 요구수익률을 높여 정부는 예전보다 더 높은 이자율로 국채를 발행하고, 이에 더욱 높아진 이자부담은 다시 정부 부채 확대로 이어지는 악순환이 발생하여 극단적인 경우 국가 채무위기로 이어질 수도 있다.

본 연구는 이와 같은 국가 채무위기 경로에서 재정건전성을 악화시키는 원인이 될 수 있는 국채 발행에 따른 이자율의 변화에 대한 분석에 초점을 두고 있다. 이론적으로 국채 발행의 증가는 시장이자율 상승을 통한 민간투자의 구축(crowding-out effect)으로 이어져 재정지출의 경제적 효과가 미미하다는 연구와 정부 지출을 늘림으로써 민간투자를 유발하여 GDP를 증가시키는 구인효과(crowding-in effect)¹⁾가 나타나게 되고, 이는 다시 정부 수입을 증가시켜 재정적자가 늘어나지 않는다는 의견²⁾에 동의하는 연구결과가 상존한다.

다양한 실증연구들이 사용한 계량분석 방법의 다양성, 사용한 자료의 종류, 그리고 정부 부채에 대한 정의 등에 따라 국채 발행을 통한 재정지출과 이자율 간에 다양한 결과들을 보여주고 있다. 그럼에도 불구하고 우리나라에서는 이러한 국채 발행이 이자율 및 민간투자에 미치는 영향에 대한 연구가 활발히 시도되지 않았다. 관련 연구로는 김영덕·조정엽(2009)이 있다. 이들의 연구는 SVAR를 이용하여 재정지출이 GDP에 미치는 충격반응분석을 바탕으로 경기조절 기능이 없다고 주장하고 있다. 금선옥·이연호(2012)는 공공자본 투입이 민간자본 축적 및 자본수익률에 유의하게 도움을 준다고 밝히고 있다.

거시경제변수에 대한 실증분석에 있어서는 종종 관련 변수 간에 통계적으로 유의한 관련성을 식별하기에 충분한 정보량을 지닌 변이(variation)가 확보되지 않는 경우가 많다. 특히, 1997년 IMF 경제위기 이전 기간에 있어 국채 금리를 포함한 모든 금리는 시장 기체에 의하여 결정된 금리가 아니므로 경제분석을 하기에 적합하지 않다. 따라서 대략 2000년 이후의 자료를 이용해야 하는데, 현재 약 10여 년의 자료가 확보된 이상 현재로서는 관련 분석을 하기에 충분하다고 판단하였다.

본 연구에서는 2000년 말부터 2011년 말까지의 월별 자료 및 분기별 자료를 분석하여 앞서 제기한 이슈들을 논의하고자 한다. 아울러 이 기간 동안 카드채

1) 국채 발행을 통한 정부 지출 확대로 공공투자가 증대되고 이로 인해 공공자본의 축적이 높아질 경우, 민간자본의 생산성이 향상되어 민간자본 투자가 증가할 유인이 있게 되고 결국 GDP가 증가하게 된다.

2) Krugman(2009)도 경기위축 시 이러한 국채 발행을 통한 재정지출의 경기부양 효과(crowding-in effect)을 설명하며 적자보전국채를 100 늘리면 채무는 약 60 정도만 늘어난다고 주장하고 있다.

사태, 글로벌 금융위기 등의 경제·금융위기의 기간이 포함되어 있어서 이들 기간을 적절히 통제한다면, 이들 기간과 정상적 기간에 있어 국채 발행, 이자율, 민간투자 간의 차별적 관련성을 통계적으로 식별할 수 있을 것이라고 판단하였고, 실제 파악된 결과를 본 연구에서 제시한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 국채 발행과 이자율에 관한 기존연구를 검토하고, 제Ⅲ절에서는 국내 자료를 이용한 실증분석과 그 결과를 살펴보고, 마지막으로 제Ⅳ절에서 결론 및 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기존연구 검토

국채 발행을 통한 재정지출의 확대가 가지는 경제적 효과에 관해서는 크게 세 가지 서로 다른 견해가 존재한다. 첫째, 전통적으로 가장 폭넓게 받아들여지는 견해는 국채 발행을 통한 국가 부채의 증가가 시장이자율을 상승시켜서 민간투자를 구축하기 때문에 재정지출의 경제적 효과가 미미하다는 주장이다. 둘째, 리카도 동등성 정리(Ricardian equivalence theorem)를 지지하는 견해로 재정적자는 국채 발행 확대를 통해 이자율을 상승시키는데, 이때 미래의 세금인상을 예상한 경제주체들의 민간저축 증가에 의해서 재정적자가 상쇄되기 때문에 이자율에 영향을 미치지 않거나 이자율 상승폭이 매우 작고, 경제적 효과 또한 존재하지 않는다는 주장이다. 셋째, 재정지출의 경제적 효과가 크지 않음을 주장하는 앞의 두 견해들과는 대조적으로 금융위기와 같은 신용경색 상황에서는 국채 발행을 통한 재정지출의 확대가 이자율에 영향을 주지 않거나 오히려 이자율이 하락하게 하고 민간투자를 활성화시켜 경기를 부양시키는 구인효과가 존재한다는 주장도 제기되고 있다.

재정지출 효과에 관한 이러한 상반된 이론적 논의를 고려할 때, 결국 국채 발행을 통한 재정확대정책의 효과는 실증적 근거가 중요한 이슈이며, 무엇보다도 실증적으로 국채 발행 증가가 시장이자율 상승으로 이어지는지를 파악해야 한다. 만일 국채 발행 증가로 시장이자율이 상승한다면 이는 구축효과를 지지하는 근거가 될 수 있을 것이며, 국채 발행의 증가에도 시장이자율이 영향을 받지 않는다면 리카도의 동등성 이론을 뒷받침하는 증거가 될 것이다.

재정적자 해소를 위한 국채 발행과 이자율 간에 양(+)의 상관관계가 존재한다는 실증분석 결과는 폭넓게 보고되고 있다. Bernheim(1987, 1989)과 Gale and

Orszag(2002)는 재정적자와 이자율에 관한 기존연구들이 상반된 결과를 보고하고 있음을 인정하면서도 양자 간에 통계적으로 유의한 상관관계가 존재한다는 결론을 내렸다. Elmendorf(1993)는 민간분야에서 발표하는 미국 정부 재정적자 예상치를 활용하여 재정적자의 확대가 중기(3~5년) 국채 수익률에 크게 영향을 미치는 것을 발견하였는데, GDP의 1%에 해당하는 재정적자 예상치의 증가는 중기 국채의 수익률을 40bp 이상 상승시키는 것으로 추정하였다. 이와 유사하게 Kitchen(2002)은 미국 CBO(Congressional Budget Office)의 표준화된 재정적자 추정치를 이용하여 재정적자가 장단기 금리차에 미치는 영향을 추정하였는데, GDP의 1%에 해당하는 표준화된 재정적자 추정치의 상승은 장단기 금리차(3개월 대비 10년 국채 수익률)를 42bp만큼 상승시키는 것으로 추정하였다. Laubach(2003)는 GDP 대비 재정적자 예측치 비율을 사용하여 재정적자가 국채 금리에 유의한 영향을 미친다는 결론을 도출하였으며, 재정적자변수를 사용했을 때 실질이자율에 미치는 상승효과가 국가채무변수를 사용했을 경우보다 훨씬 큰 것으로 나타난다고 주장하였다. Engen and Hubbard(2004)는 추정모형에 따라 차이가 있기는 하지만 정부 부채의 변화는 이자율에 유의한 영향을 미친다고 보고하였는데, 정부 부채에 대한 시장의 기대수준, 예측치, 실제 관찰된 값 등이 이자율에 미치는 영향을 검증하였다. 결과로는 GDP 대비 정부 부채가 1% 포인트 증가할 때 이자율은 3bp 증가하는 것으로 나타났으며 통계적으로 유의하지만 실제적인 영향은 크지 않다고 평가하고 있다.

재정적자의 이자율 효과 파급경로가 국채 수익률이 아니라 회사채 수익률이라는 연구결과도 보고된 바 있다. Cebula and Koch(1989, 1994)는 미국 정부의 재정적자가 국채 및 회사채 수익률에 미치는 영향을 조사하였는데, 연방정부의 재정적자가 미국채의 수익률에는 영향을 미치지 않는 반면, 회사채 수익률에는 유의한 영향을 미치고 있다는 결론을 도출하였다. 이는 재정적자의 확대가 국채와 회사채 간 신용 스프레드를 확대시킨다는 것을 의미한다. 재정적자는 국가부채 비율이 일정 수준 이상인 경우에만 이자율에 유의적인 영향을 미친다는 연구결과도 존재한다. Ardagna, Caselli, and Lane(2007)은 16개 OECD 국가의 패널자료를 분석하여 정부 부채의 증가가 OECD 평균보다 높은 정부 부채 비율을 가진 국가의 경우에만 장기 이자율을 상승시킨다는 사실을 보고하였는데, 이는 정부 부채가 실질이자율에 미치는 영향이 비선형·비대칭 구조를 가지고 있음을 보여주는 결과이다.

재정적자에 따른 공공저축의 감소가 민간저축을 얼마나 증가시키고 있는지를

실증분석함으로써 구축효과를 지지하는 연구결과도 있다. Elmendorf and Liebman (2000)은 재정적자 증가분의 25%만이 민간저축의 증가에 의해서 상쇄되는 것으로 추정하였고, Gale and Potter(2002)는 2001년 실시된 세금감면의 효과를 추정하면서 세금감소로 인한 공공저축 감소분의 31%만이 민간저축의 증가에 의해서 상쇄된 것으로 추정하였다. 상기 결과들은 공통적으로 재정적자가 이자율 상승에 유의적인 영향을 미치고 있음을 보여주어, 정부 지출이 투자에 대하여 구축효과를 가진다는 이론을 지지한다.

재정적자와 이자율 간 관계에 대한 실증분석에서 사용된 데이터의 형태, 분석 대상 국가, 그리고 사용된 계량경제학적 모형에 따라 상이한 분석결과가 보고되기도 한다. Cohen and Garnier(1991)는 미국을 비롯한 G7 국가들을 대상으로 재정적자의 변화가 이자율 결정에 미치는 영향을 분석하였는데, 그 결과는 분석 대상 국가와 사용변수에 의해 달리 나타났다. 미국의 경우 현재의 재정적자 수준이나 혹은 기대 재정적자 수준이 이자율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, OMB(Office of Management and Budget)의 재정적자 예측치 변경 발표 변수를 사용할 경우 통계적 유의성이 나타났다. 미국을 제외한 G7 국가의 경우는 재정적자와 이자율 간 통계적으로 유의한 관계가 발견되지 않았다. 한편, Miller and Russek(1996)은 계량경제학적 모형의 차이가 재정적자와 이자율 간의 관계에 있어 상반된 결과가 나타나는 주된 요인임을 주장하였다. 이들은 전통적인 축약형 회귀모형을 사용할 경우 재정적자의 증가가 이자율을 상승시키는 결과를 도출하게 되지만, VAR 모형을 이용할 경우 양자 간의 관계에 있어 일관된 결과가 관찰되지 않음을 보였다.

재정지출의 증가나 정부 부채 수준의 증가가 실질이자율에 영향을 미치지 않음을 지지하는 실증분석 결과도 꾸준히 제시되고 있다. Barro(1989)와 Seater (1993)는 국채의 발행이 이자율 수준에 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 평가하고, 이를 리카도 동등성 가설을 지지하는 결과로 해석하였다. Barro and Sala-i-Martin(1990, 1991)은 경제, 재정 및 통화정책이 기대 실질이자율에 미치는 영향을 실증분석하여 국가 부채(혹은 재정적자)의 규모가 기대 실질이자율의 결정에 별다른 영향을 주지 않는다는 결론을 도출하였다. Evans and Marshall(2002)은 VAR 모형을 이용하여 국채의 명목수익률에서 나타나는 변동이 대부분 거시경제변수에 의해서 설명되며, 재정적자의 변동은 이자율 수준에 유의한 영향력을 지니지 않은 것으로 판단하였는데, 이는 리카도 동등성 정리를 지지하는 결과로 해석된다. Calomiris, Engen, Hassett, and Hubbard(2003)는

시장에 정부의 재정적자에 관한 새로운 정보가 유입되는 시점을 기준으로 이자율에 유의한 변화가 관찰되는지를 분석하였다. 거시경제변수(고용지표, 산업생산지표, 소매판매지표 등)가 시장예측치보다 더 양호하게 나타날 경우 이자율을 상승시키는 경향이 있으나, 재정적자의 규모가 예상치보다 높게 나타나는 경우에는 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 이는 시장이자율이 새로운 정보에 반응하지만 재정적자의 규모 변동은 중요한 변동요인이 아니라는 연구결과이다.

공공투자의 증가 형태로 나타나는 재정지출의 증가가 민간투자를 촉진한다는 구인효과를 주장하는 실증분석도 다양하게 존재한다. Aschauer(1989)는 공공투자에 의한 구인효과를 주장한 대표적 학자로 공공투자에 의해서 공공자본의 축적이 높아질 경우 민간자본의 생산성이 향상되어 민간자본 투자가 증가할 유인이 있음을 주장하였다. 따라서 공공투자는 이자율 상승에 따른 구축효과를 야기하는 측면도 있지만, 적어도 미국의 경우에 있어서는 구인효과가 구축효과를 압도하여 공공투자의 증가가 궁극적으로는 민간투자의 증가를 야기한다고 설명하고 있다.

Argimon, Gonzalez-Paramo, and Roldan(1997)은 14개 OECD 국가를 대상으로 한 실증분석에서 공공투자에 의한 민간투자 구인효과가 광범위하게 관찰됨을 보고하였으며, Hatano(2010)는 일본 경제에서 공공투자가 민간투자에 미치는 영향을 파악하기 위하여 오차수정모형을 활용하여 검증한 결과 공공투자의 구인효과가 존재한다는 것을 파악하였다. 다만, 이 연구는 공공투자와 민간투자 간의 상관관계를 분석한 것으로 재정적자나 국가 부채가 민간투자에 미치는 영향을 추정한 것은 아니다. Krugman(2009)은 금융위기 등의 이유로 경제가 급격히 침체기로 빠져드는 상황에서는 재정지출의 증가로 인한 이자율의 상승과 민간투자의 하락 가능성이 낮기 때문에 구축효과를 걱정할 필요가 없으며, 오히려 적극적인 재정지출 확대를 통하여 민간투자를 증대시킬 수 있음을 주장하였다. 그는 대략적인 추정을 통하여 재정지출로 인한 경기부양 효과로 인하여 초기 재정지출 비용의 40% 정도가 상쇄될 수 있다고 주장하였다. Werning(2011)은 경제가 유동성 함정(liquidity trap)에 처한 경우 재정지출의 확대에 의한 구축효과가 나타날 여지가 줄어들게 되므로 유동성 함정의 초기 단계에 적극적으로 재정지출을 확대하여 구인효과를 유도할 필요가 있음을 지적하였다.

Ⅲ. 실증분석

본 절에서는, 첫째 채권 발행이 이자율에 미치는 영향에 대한 분석과 더불어 경제에 외부적인 충격이 있는 경우나 경기가 후퇴기(recession)에 있는 경우에 채권 발행이 이자율에 미치는 영향을 분석한다. 둘째, 국채 발행에 따른 이자율 상승이 존재한다면, 민간투자를 위축시키는 구축효과가 실증적으로 나타나는지 여부 및 경제에 외부적 충격이 발생하였을 경우 또는 경기침체에 이러한 구축효과가 완화되는지 여부를 분석한다.

1. 분석모형

(1) 정부 부채와 정부 적자

제Ⅱ절에서도 살펴본 바와 같이, 국채 발행과 이자율과의 관계를 살펴본 매우 다양한 연구들은 연구 목적에 따라 정부 부채(debt) 혹은 정부 적자(deficit)를 사용하였고, 각 연구마다 다양한 데이터를 사용하였다.

Engen and Hubbard(2004)의 모형에서는 정부 부채와 이자율을 다음과 같이 설명하고 있다. 이자율 r 은 자본의 한계생산성(MPK)과 같으므로 만약 자본 K 가 국가부채 D 에 의해 감소하거나 혹은 구축된다면, 한계생산성은 증가할 것이다. Cobb-Douglas 생산함수 $Y = AL^{1-\alpha} - K^\alpha$ 를 고려하면, α 는 $\alpha = (MPK \times K) / Y$ 로 나타낼 수 있으며 이는 총소득 Y 중에서 자본의 기여에 의한 총수익 $MPK \times K$ 의 비중을 의미한다. 여기서 L 은 노동, A 는 생산성, 그리고 α 는 생산함수의 자본계수를 나타낸다. 이에 이자율은 식 (1)과 같이 결정될 수 있다.

$$r = MPK = \alpha \times (Y/K) = \alpha \times A \times (L/K)^{1-\alpha} \quad (1)$$

만일 정부 부채가 자본을 완전 구축(즉, $\partial K / \partial D = -1$)한다고 가정한다면, 식 (2)와 같이 정부 부채와 이자율의 관계가 도출된다.

$$\frac{\partial r}{\partial D} = \left(\frac{\partial r}{\partial K} \right) \left(\frac{\partial K}{\partial D} \right) = \alpha(1-\alpha) \times \left(\frac{Y}{K^2} \right) > 0 \quad (2)$$

여기서 α , Y , K 가 모두 양수이므로 식 (2)는 양수가 되는데, 이는 정부 부채가 증가하면 이자율이 증가한다는 것을 의미한다.

식 (2)를 분석하면, 이자율이 정부 부채에 의해 결정되기도 하지만 정부 부채의 변화를 의미하는 정부 적자에 의해 영향을 받는다는 것을 의미하기도 한다. 정부 적자와 이자율의 관계는 IS-LM 모형으로도 설명이 가능하다. 이 모형에서는 정부 부채의 구축효과 때문만이 아니라 정부 적자가 총수요를 활발하게 하여 GDP를 증가시키기 때문에 정부 적자는 이자율 수준 변수를 증가시킨다고 설명하고 있다. 그러나 총수요 확대에 의한 단기 이자율의 증가는 민간투자를 구축하는 정부 부채 확대에 의한 장기 이자율 증가와는 명백한 차이가 있다.³⁾ 앞에서 설명된 정부 부채와 정부 적자의 관계는 식 (3)으로 설명이 가능하다.

$$\text{Debt}_t = \text{Deficit}_t + \text{Debt}_{t-1} \quad (3)$$

정부 부채는 국채 발행 잔액으로 측정할 수 있는데, 정부 적자는 위 식 (3)에서 볼 수 있는 것처럼 t 기의 국채 발행 잔액에서 $(t-1)$ 기의 국채 발행 잔액을 차감한 것이므로 이는 결국 국채의 신규 발행 규모가 된다.

본 연구에서는 앞서 살펴본 정부 부채와 정부 적자의 관계를 고려하여 국채 발행과 이자율과의 관계를 다음의 3가지 모형으로 설정하고, 이에 대한 실증분석을 하고자 한다.

[모형 I] 이자율 수준 r 과 국채 발행 잔액 수준 d 의 관계

[모형 II] 이자율 증감 Δr 과 신규 국채 발행 규모 Δd 의 관계

[모형 III] 이자율 수준 r 과 신규 국채 발행 규모 Δd 의 관계

(2) 실증분석모형

앞서 살펴본 이자율과 국채 발행 규모와의 관계와 더불어 이자율에 영향을 미치는 여러 경제변수들을 고려하여 다음의 모형을 이용하여 실증분석한다.

3) 이와 유사한 분석을 단일 이자율을 결정하는 채권시장의 수요-공급모형으로도 설명이 가능하다. 정부 적자는 채권의 공급을 늘림으로써 가격을 하락시키고 이자율을 상승시키는 구축효과가 발생하는 한편, 국채 발행을 통한 재정지출 확대가 정부의 경기부양 의지를 나타냄으로써 민간의 불확실성을 제거하게 되고, 민간투자를 자극하면서 국채에 대한 수요가 증가하게 되어 상승한 국채이자율을 상쇄시키는 효과가 나타나므로 전자가 더 크게 되면 이자율이 결국은 상승하게 되지만 채권수요가 증가하기 전에 비해 그 증가폭은 줄어들게 될 것이고, 후자가 전자보다 더 크게 되면 오히려 이자율이 하락할 수도 있다.

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \gamma' Z_t + \delta' D_t + \epsilon_t \quad (4)$$

식 (4)에서 종속변수인 i_t 는 t 기의 이자율로 구체적으로는 국채 1년, 3년, 5년 금리를 사용한다. 식 (4)에서 d_t 는 t 기의 정부 부채(국채 발행 잔액) 혹은 t 기의 정부 적자(신규 국채 발행액)이며 이 계수 추정치가 주요 관심사이다. Z_t 는 이자율에 영향을 줄 수 있는 다양한 거시경제변수들로 통제변수 역할을 한다.

본 연구에서는 Z_t 에 다음의 변수들을 고려하였다. 2008년 3월부터 한국은행의 금융통화위원회가 정하는 기준금리가 RP 금리로 변경되었으나, 그 이전에는 콜금리가 기준금리였으므로 콜금리가 이자율 결정의 기저금리가 될 것으로 판단하였다. 이에 콜금리가 Z_t 에 포함된다. 콜금리는 이자율 기간구조에 있어 가장 짧은 만기 1일의 사실상 무위험이자율로 이는 만기가 더 긴 금리에 양(+)⁵⁾의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

다음으로, GDP가 증가할 때 채권의 수요와 공급이 모두 증가할 수 있으므로 이자율이 증가할 수도 하락할 수도 있다. IP(산업생산지수)는 소득에 대한 GDP와 유사한 대용치로 산업 생산 활성화에 대한 지표이다.

CPI의 경우 분석상에 포함된 모든 변수의 실질(변수)화하는 디플레이터로 사용된다.⁴⁾ 다만 실질변수화한 경우에도 여전히 남아 있을 수 있는 잠재적인 물가의 영향을 고려해야 할 수도 있는데,⁵⁾ 이는 물가가 상승하게 되면 기대인플레이션이 높아지게 되어 주어진 이자율과 채권가격에서 실질 차입비용을 하락시키므로 채권의 공급을 증가시켜 이자율이 상승(채권가격 하락)할 수 있기 때문이다. 또한 물가상승은 상대적으로 실물자산에 대한 선호를 강화시키고 고정화폐 소득 증권인 채권에 대한 수요는 약화시키게 되어 이자율 상승의 추가적 원인이 될 수 있다.⁶⁾

4) 한편, GDP의 경우에도 CPI로 디플레이트하고 실질화하여 분석에 사용한다. 실질 GDP가 측정되고 공표되지만 분석에서 고려하는 다른 변수들에 대해서도 실질 값이 공표되지 않으므로 CPI로 디플레이트하였고, 모든 변수들에 대해서 일관되도록 명목 GDP를 CPI로 디플레이트하여 실질화하는 방법을 택하였다.

5) CPI가 물가상승을 완전하게 포착하는 지표라고 하더라도, CPI를 통제해야 할 필요가 있을 수 있다. 이른바 피셔 가설(Fisher hypothesis)에 따르면 명목가격과 물가지수 간에는 1:1의 관계가 존재한다. 피셔 가설이 옳다면 하나의 명목가격을 물가지수로 나누어 구한 실질가격은 더 이상 물가의 영향을 받지 않는다. 하지만 이러한 피셔효과(Fisherian effect)를 기각하는 다수의 문헌이 존재한다(Kousta and Serletis, 1999; Rapach, 2003; Engsted, 1995; Geske and Roll, 1983; Gultekin, 1983; Solnik, 1983).

6) 하지만 명목이자율은 그러한 변화를 보일 수 있지만, 실질이자율은 아무런 영향을 받지 않는다는 것이 Irving Fisher를 비롯한 고전학과 경제학자들의 주장이다. 결국 실질이자율

이자율에 영향을 미치는 또 다른 변수로 위험기피도를 고려한다. Ramsey의 최적성장모형⁷⁾에서 이자율에 영향을 미치는 주요 변수로서 상대위험기피도를 설명하고 있다.⁸⁾ 만약 위험기피도가 감소한다면, 소비자는 채권보다는 주식을 더 선호할 것이므로 채권수요가 감소하고 가격은 하락(이자율 상승)하게 된다. 본 분석에서는 위험기피도에 대한 대응변수로서 주식시장 성과로 측정되는 주식 프리미엄을 사용한다.

주식시장 성과는 KOSPI로 측정한다. 이는 주식 프리미엄에 대한 대응변수일 수도 있고, 채권시장과는 대체관계에 있는 주식시장 상황을 반영하는 변수로 해석될 수도 있다. 주식시장의 성과가 좋아지면, 채권에 비하여 주식의 선호도가 높아지므로, 채권의 수요가 감소하게 되어 이자율이 상승할 수 있다.

또한 국내 채권시장에서 내외국인 투자자에게 국채에 버금가는 안전자산으로 여겨지는 증권이 한국은행이 발행하는 통안채이므로 통안채 발행 물량을 변수로 고려한다. 한국은행 신용이 정부 신용과 크게 달라야 할 이유가 없어 국채 금리와 통안채 금리는 유사하며, 양 시장이 채권시장의 지표금리를 생성하는 기반이 되는 시장이면서 서로 대체관계에 있는 시장이기도 하다.

통화량으로 광의의 통화편제지표인 M2를 사용하며, 통화량 역시 경제 전반에 영향을 미치는 외생변수로 취급 가능하다. 이 경우에도 통화량 증가가 기대인플레이션을 상승시켜 채권의 수요와 공급 및 나아가 이자율에 영향을 미칠 수 있다.

원·달러 환율의 경우, 국내 금융시장에 있어 달러 유동성 및 외국인 투자 행태에 중요한 영향을 미치는 지표이며, 국제 금융시장에서 평가하는 국내 경제 혹은 한국 정부에 대한 신용도 지표로도 사용될 수 있다. 첫째, 환율의 상승에 대해서 외국인투자자가 향후 다시 하락할 것으로 기대한다면, 외국인의 국내 채권투자에 있어 달러 표시 기대수익률이 높아지게 되어 외국인의 국채 수요가 늘어나면서 국채 가격이 증가, 국채 금리가 하락할 수 있다. 둘째, 우리나라를 포함한 신흥시장의 경우 환율의 상승은 국가 위험(country risk)을 반영하는 경

이 물가 변화에 반응하는지의 여부는 실증적으로 판단되어야 할 문제일 것이다. 물론 실증적 분석에서도 실질이자율의 계산 방식에 따라 결과가 달라질 수 있으므로 사용된 실질이자율 계산이 적합한가에 대한 논쟁이 남을 수도 있다.

7) 정확히는 Ramsey(1928), Cass(1965) 및 Koopmans(1965)의 모형으로 RCK 모형으로 불리운다.

8) Ramsey의 최적성장모형에 따르면, CES 효용함수를 고려한 경우 자본에 대한 실질순수익, 즉 실질이자율은 $r = \sigma g + \theta$ 에 의해 결정되는데, 여기서 g 는 GDP 증가율, σ 는 상대위험기피도, θ 는 소비자의 시간선호율을 나타낸다.

우가 많은데, 이 경우 국가 위험의 증대로 외자이탈이 발생하여 국채 매도세가 강해지므로 국내 채권에 대한 투자가 감소하여 이자율이 상승할 수도 있다.

시간더미 D_t 는 시간의 효과를 통제한다. 적당히 많은 수의 시간더미를 도입하여 거시경제변수 시계열에 내재될 수 있는 추세를 비교적 유연하게 제거할 수 있다. 이에 관해 이후 분석에서 다시 논의한다.

아울러 시간더미 중 필요에 따라 주요 설명변수인 d_t 와의 상호작용항을 회귀 모형에 포함하여 분석하였다. 이는 특정 기간, 특히 경제위기(경기침체)나 금융경색(신용경색)의 시기에 있어 d_t 의 이자율에 미치는 효과가 다른 기간에 대비하여 달라지는지 검증하기 위함이다.⁹⁾

2. 자료 및 기초 통계량

실증분석에 있어 물가의 효과를 통제(제거)하기 위해 CPI로 모든 명목변수를 실질(변수)화하였다. 이때 분석에 사용한 CPI는 2005년을 100으로 하는 소비자물가지수이며, M2, GDP, KOSPI, 국채 신규 발행 물량, 국채 발행 잔액, 통안채 신규 발행 물량, 환율 등의 경상지표는 CPI로 디플레이트, 즉 '100×(해당 경상수치)/CPI'의 연산을 통해 실질화하였다.¹⁰⁾ CPI의 기준연도가 2005년도이므로 모든 실질화된 변수는 2005년도 화폐가치로 평가한 것으로 환산된 셈이다. 한편, 산업생산지수(제조업) IP는 물량지수이기 때문에 실질화하지 않았다.

명목금리의 실질금리로의 변환은 결코 간단하지 않으며, 본 연구에서는 최대한 정확성을 추구하고자 하였다. 이에 다음의 단계를 거쳐 계산한다. 우선, 국채 3년 금리(연율)로부터 실질금리(연율)를 구하는 경우, 이를 계산하기 위해서는 다음의 식에서 보는 바와 같이 향후 3년간 기대물가상승률 π^e (연율)이 필요하다.

9) 신용경색이나 금융경색을 정의하는 방법이 여러 가지가 있겠으나, 이 시기 통화량(유동성)이 줄어드는 시기라기보다는 통화 유통 속도(money velocity)가 둔화되는 상황, 즉 속도의 속도가 감소하는 상황으로 보는 것이 맞을 것이다. 이는 신규 증권이 발행되고 신규 대출 및 증권투자가 이루어지는 헷수나 속도의 증감률이 떨어지는 현상이 유발할 수 있으며, 심한 경우 기존 대출 만기연장 중단 또는 만기 전 상환 요구 등의 헷수 행태가 유발한다. 따라서 대출과 투자를 통해 레버리지 되지 않고, 역으로 디레버리징(deleveraging)의 현상이 발생하기도 한다. 향후 금융경색이나 신용경색의 정의 및 이에 따른 각 시기별 금융경색 정도의 실증적 측정에 관한 연구가 필요하다고 여겨진다.

10) 국채 및 통안채 신규 발행 물량 및 발행 잔액은 각각 모든 종류의 국채와 모든 종류의 통안채에 대한 물량과 잔액이다.

$$r = \frac{1+i}{1+\pi^e} - 1 (\Leftrightarrow 1+i - (1+\pi^e)(1+r)) \quad (5)$$

문제는 식 (5)에서 π^e 를 현실 경제에서는 정확히 측정할 수 없다는 점이다. 이에 본 연구에서는 ‘정태적 기대(static expectation),’ 즉 과거 3년간 물가상승률이 향후 3년간 동일하게 실현될 것이라는 기대가 형성될 것이라고 가정하였다.¹¹⁾¹²⁾

정태적 기대 하에서는 3년 전 CPI가 P_{-3} 이고, 금월 CPI가 P_0 인 경우 π^e 를 식 (6)과 같이 추정한다.¹³⁾

$$\hat{\pi}^e = \left(\frac{P_0}{P_{-3}} \right)^{\frac{1}{3}} - 1 \quad (6)$$

한편, 본 연구에서는 콜금리의 경우 1일간 물가상승에 대한 기대치를 기하적으로 차감해 주어야 하지만, 1일간 물가상승에 대한 기대치를 측정할 방법도 없고, 1일 동안 물가가 상승할 것으로 기대하기 어렵기에 이 경우의 기대물가상승률은 0으로 보며, 이에 실질콜금리는 명목콜금리와 다르지 않다는 가정에 분석에 사용하였다.

실질화된 금리의 단위를 해석함에 있어 주의가 필요하다. 이들 실질금리들은 100을 곱하여 %가 단위이지만, 이때 수익률 개념은 해당 시점 화폐로 평가한 % 수익률이 아닌 2005년 화폐가치로 평가할 때의 % 수익률이다.

실증분석에서 사용된 표본기간은 2000년 10월부터 2011년 9월까지 기간의 총 132개월, 분기별 시계열 자료의 경우 표본기간은 2000년 4분기부터 2011년 2분기까지 기간의 총 42분기이다. 시계열 자료는 대부분 비교적 강한 추세를

11) 미국 시장에서는 T-bill, T-note, T-bond와 TIPS의 금리 스프레드를 시장에서 형성된 미래 물가상승률에 대한 기대치로 사용 가능하다. 하지만 우리나라에서는 정부가 발행한 물가연동채권의 유동성이 부족하여 해당 채권의 금리 정보에 대한 신뢰성이 떨어진다고 판단된다.

12) 이러한 기대물가상승률에 대한 논쟁이 있을 수 있다. 하지만 본고에서 사용한 정태적 기대하의 π^e 계산이 벤치마크가 될 수 있다. 적응적 기대를 사용하기 위해서는 물가상승률 시계열을 AR모형(autoregressive model)으로 가정하는 것이 적합하고, 매기 예측치를 기대물가상승률로 사용할 수 있다. 하지만 이 경우에도 AR모형이 포함하는 과거 시차에 따라 기대물가상승률이 달라진다. 물가상승에 대한 합리적 기대를 이용하기 위해서는 과거 물가상승률 외에 다른 변수들까지 포함하여 회귀분석하고 매기 예측치를 사용할 수 있다. 이 경우에도 모형설정 에 따라 기대물가상승률이 달라진다.

13) 3년간 연도별 물가상승률의 기하평균(geometric mean) 개념에 해당한다.

내포하기에 이를 적절히 제거할 필요가 있다. 본 논문에서는 차분하여 통계적 정상성을 확보하는 방법보다는 선형 필터링을 통해 비정상시계열을 비정상 추세와 나머지 정상적인 순환변동치로 분해하는 방법을 택하였다. 이러한 순환변동치에 의한 분석은 거시시계열 자료분석에 있어 종종 행하는 방법론이다. 나아가 월별 자료는 비교적 표본크기가 크기 때문에 선형 필터링을 통하여 제거되지 못한 긴 파동 계열의 성분이 여전히 남아 있을 수 있고, 이를 통제하는 차원에서 연도별 더미나 계절성 제거를 위한 월별 더미를 분석에 고려하였다. 하지만 이러한 더미를 이용하는 방법은 추정해야 하는 모수가 많아져 자유도가 떨어지는 단점이 있기도 하다. 따라서 비교적 표본크기가 작은 분기별 자료분석에서는 더미변수를 고려하지 않았다.

시계열을 차분하는 것은 때에 따라 비정상성을 해결하는 안전한 방법이기도 하지만, 차분하는 과정에서 많은 정보가 손실되는 비용이 유발된다는 점도 고려할 필요가 있다. 따라서 확률적 추세를 갖는 것이 확실시 되는 주가와 같은 시계열은 차분 또는 로그 차분하는 것이 바람직하지만, 항상 차분을 하는 것이 완벽한 해결책은 아니다. 어떤 변수는 선형추세만 제거하면 정상성이 확보되는데 차분을 행하면 상당한 정보 손실이 발생할 수 있다. 한편, 추세가 선형적이라는 것도 상당한 제약으로 작용할 수 있다. 이러한 사안들을 감안하여 본 연구에서는 자료에 내재한 정보량의 손실을 지양하면서 비정상성을 제거하기 위하여 선형 필터링 및 수개의 시간에 관한 더미변수를 사용하였다.

(1) 월별 시계열 자료의 요약

우선, 주요 변수의 월별 시계열 자료는 <그림 1>에 제시하고 있다. 그림에서 보듯이 국고채와 통안채의 발행액은 변동성은 커 보이고 추세가 존재하는 것처럼 보인다. 국고채 발행 잔액은 그 특성상 누적 개념이므로 적분된 시계열(integrated series)로 볼 수 있다. 이에 상당한 비정상성을 보인다. 국고채 금리는 명목, 실질 여부 및 만기와 무관하게 비정상 시계열로 보인다. CPI 수준에서는 선형적으로 증가하면서도 확률적 추세를 지니는 듯한 비정상성을 보이고 있다.

(2) 분기별 시계열 자료에 대한 요약

본 연구 중에서 국제 발행이 민간투자에 미치는 영향을 파악하기 위한 분석에서는 분기별 자료를 사용하였다. 민간투자에 대한 측정치로 적합한 ‘민간 총

고정자본 형성'이 분기별 빈도로만 얻을 수 있다. 이에 분석에 포함되는 다른 변수들도 분기별 자료를 사용하였다. 앞서 월별 자료 요약에 등장하지 않은 총 고정자본 형성의 시계열 그림을 <그림 1>에 신규 국채 발행액 및 국채 발행 잔액과 함께 나타냈다.

(3) 자료의 비정상성과 HP(Hodrick and Prescott, 1997) 필터링

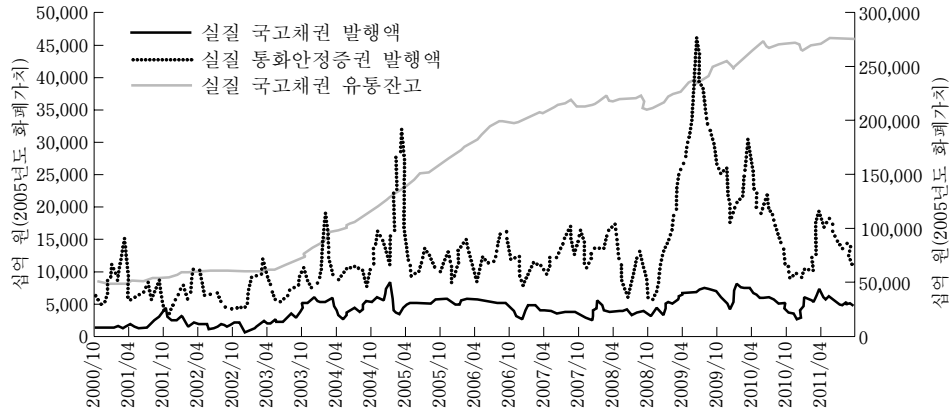
본 연구에 사용하는 자료는 모두 거시 시계열 자료로 잠재적으로 비정상성을 지닐 가능성이 매우 높은 시계열들이다. 비정상성의 원인은 다양할 수 있지만, 통상적으로 시간 추세나 확률 추세가 그 원인으로 지목된다. 어떤 유형의 추세가 내재되었는지 잘 알려지지 않은 상황에서 흔히 차분이나 로그 차분을 통해 정상성을 확보하는 과정을 거치는 경우가 많다. 하지만 차분의 과정에서 적지 않은 정보가 소실되고 정보량을 품는 변이가 사라지면서 변수들 간 통계적 관계가 유의하지 않은 결과로 도출되는 경우가 많다. 확률적 추세에 의한 비정상성이 의심되는 상황에서 정상성 확보를 위한 차분이나 로그 차분이 통계적 관점에서 안전한 방법이지만, 이에 따른 비용도 감수해야 한다.

본고에서 사용하는 월별·분기별 경제 시계열 자료의 경우 내재된 추세가 시간 추세인지 확률적 추세인지 명확하지 않다. 또는 물가지수와 같은 변수는 종종 두 번 적분된 I(2)로 여겨지기도 할 정도로 상당한 비정상성을 보이는 변수이다. 본 연구에서 사용한 자료 중 물가지수인 CPI를 제외하면, 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정은 단위근을 갖는 것으로, 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정은 단위근을 갖지 않아 정상적인 것으로 나타난다. 단, CPI의 경우 1차 차분했음에도 불구하고 정상성 여부가 아주 명확하지는 않다.

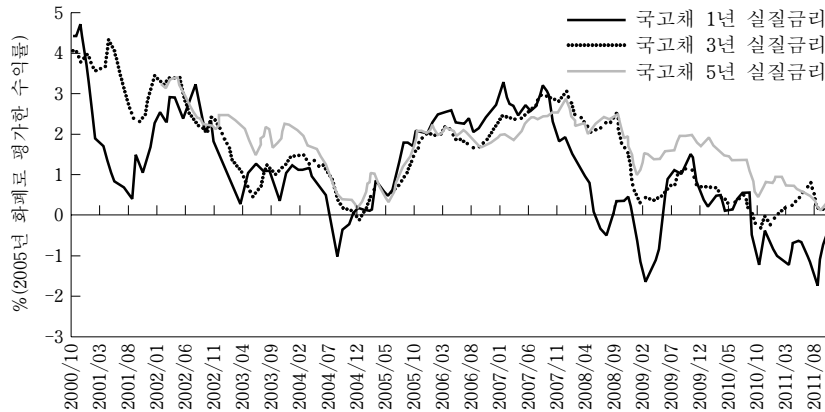
한편, 본고에서는 차분 과정상의 적지 않은 정보 손실의 비용을 감안하여, 각각의 비정상 시계열 모두에 대해서 Hodrick and Prescott(1997)의 HP 필터를 사용하여 추세를 제거하고 정상성을 갖는 순환변동치만을 추출하여 분석하였다. 이때 추세에는 시간에 따른 결정적 추세와 확률적 추세 및 계절성까지도 모두 포함될 수 있으며 이들은 필터를 통해 제거된다. 이러한 시계열에 대한 필터링 기법으로 Baxter and King(1999), Christiano and Fitzgerald(2003), Butterworth(1930) 등이 제안한 방법이 사용될 수 있다. 이들 모두 낮은 주파수의 긴 주기를 갖는 계절 성분을 제거하는데, 이는 경기변동에 해당하는 주파수 및 주기를 갖는 성분만을 걸러낼 수 있도록 하기 위해서이다.¹⁴⁾ 각 방법의 장단점이 있지

14) 하지만 현실적으로 자료가 충분하지 않은 상황에서 어느 방법도 완벽하게 원하는 주파수

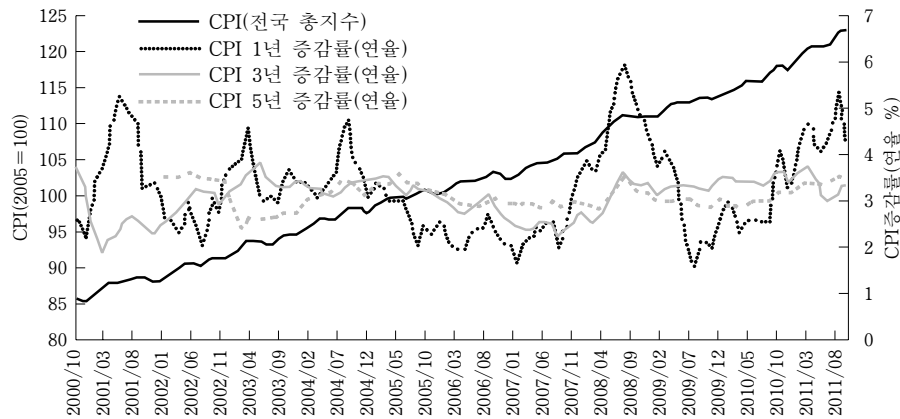
a. 국고채권 발행액, 발행 잔액 및 동안채 발행액(월별, 실질 단위)



b. 국고채 1년 만기, 3년 만기, 5년 만기 금리(월별, 실질금리)

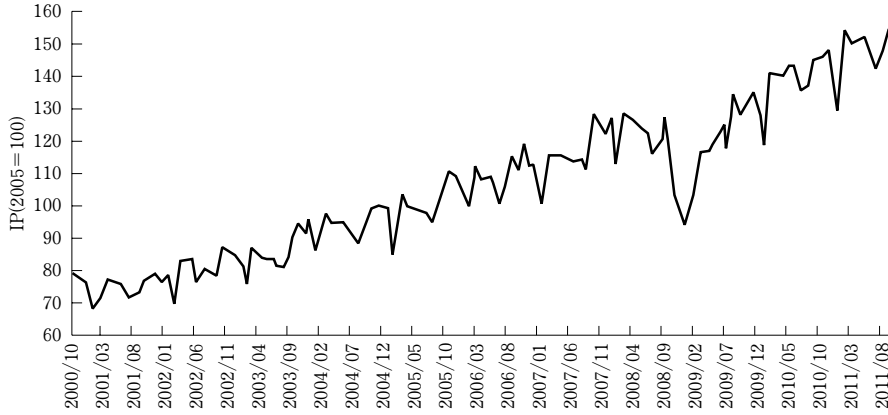


c. CPI 및 CPI 과거 증감률 추이(월별)

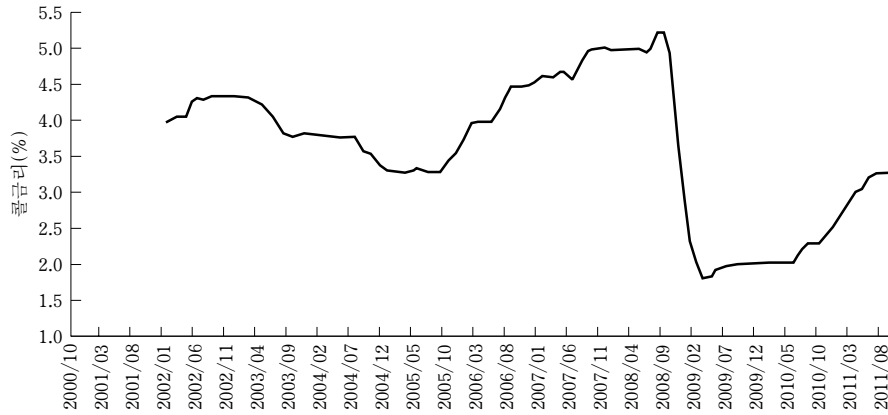


<그림 1> 주요 변수의 월별·분기별 추이

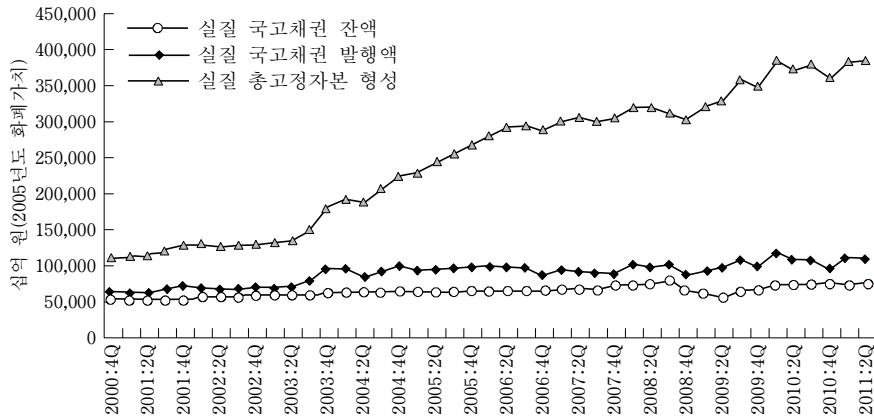
d. 제조업 산업생산지수(월별)



e. 평균리(월별)



f. 신규 국채 발행액, 국채 발행잔액 및 민간 총고정자본 형성(분기별, 실질단위)



<그림 1> 계 속

자료: 원자료의 출처는 한국은행 ECOS이다. 모든 변수는 2005년을 100으로 하는 소비자물가지수 CPI로 디플레이트하여 실질화한 각 변수들을 나타내므로, 2005년도의 화폐가치로 각 수치들을 인식해야 한다. 명목변수 X 를 $100 \times (X/CPI)$ 로 계산하여 실질변수화하였다. 표본기간은 월별 자료는 2000년 10월부터 2011년 9월까지 기간의 총 132개월, 분기별 자료는 2000년 4사분기부터 2011년 2사분기까지 총 42개 분기이다. 명목금리를 실질화하기 위해 2005년을 100으로 하는 소비자물가지수 CPI에 대한 기대증가율이 필요하며 이를 대리하기 위해 정태적 기대 가정하에 과거 동기간 동안의 증가율을 미래 기대증가율에 대한 추정치로 사용하였다. 각 실질금리는 2005년도의 화폐가치로 평가했을 때의 수익률 개념이며 단위는 연율 %이다. 그림에서 각 CPI 증감률은 과거 특정 기간 간 증감률로서 연별 기하평균이며 단위는 연율 %이다. 각 CPI 과거(사후적) 증감률은 정태적 기대 가정하에 실질금리 산출에 이용된다. 콜금리는 1일간 물가 상승률 기대치를 구해야 하는데, 1일간 물가상승은 없다고 보았고, 이에 명목금리 자체가 실질금리로 보았다. 산업생산지수는 물량지수로서 실질화 필요 없이 그 자체로 실질변수이다. 산업생산지수는 2005년도를 기준으로 100으로 정규화하여 측정된다.

〈그림 1〉 계 속

만 본 연구에서는 실증연구에 자주 사용하는 HP 필터를 이용하였고, Ravn and Uhlig(2002)의 제안에 따라 월별 자료의 평활화 상수는 129,600으로 분기별 자료에서는 1,600으로 설정하였다. 나아가 모든 변수들은 HP 필터를 통해 순환변동치로 변환하여 분석하였고, 비교적 표본크기가 큰 월별 자료에서는 계절성 통제를 위한 월별 더미와 시간효과의 연도더미를 모두 포함하여 분석하였다.¹⁵⁾

¹⁶⁾ 이에 각 추정치의 표준오차 계산 및 각 추론에 있어 비정상성에 기인하는 잠재적 문제점은 비교적 완화된다고 판단된다.

3. 실증분석

(1) 국제 발행이 이자율에 미치는 영향

본 실증분석에서는, 첫째 국제 발행이 이자율에 미치는 영향을 분석하고, 둘째 경제에 외부적인 충격이 있는 경우나 이로 인해 경기가 후퇴기(recession)에 있는 경우 국제 발행이 이자율에 다른 방식으로 영향을 미치는지를 분석하고자

범위의 성분을 걸러낼 수는 없다. 이러한 기존 필터링 방법이 아니더라도 각 연도별 더미를 부여하여 준모수적으로 긴 파장의 성분을 제거할 수도 있다. Periodogram을 통한 스펙트럴 밀도분석을 하였는데, HP 필터와 연도별 시간더미 모두 낮은 주파수 성분을 제거하는 데 한계가 있는 것으로 나타났다.

15) 지면 제약상 나타내지는 못하지만 월별 더미나 연도더미가 HP 필터에 비해 추가적으로 윈치 않은 주파수 영역의 성분을 크게 제거해 주지는 않는 것으로 나타났다.

16) 본고에서 월별 더미는 매년마다 반복되는 더미변수이지, 표본기간 내 각 월 또는 분기에 대한 더미변수가 아니다.

한다. 표본기간은 2000년 10월~2011년 9월 기간 동안 132개월간의 시기로 월별 시계열 자료를 이용하며, 앞서 설명한 것처럼 모든 분석 대상 경상 명목변수, 명목금리를 CPI로 실질화하였다. 단, 월별 GDP 자료 획득의 한계로 인해 GDP에 대한 대응치로 산업생산지수를 사용하였다.

실증분석 모형 설정에 있어 다음의 사항들을 고려하기로 한다. 우선, Engen and Hubbard(2004)의 논의에 따라 종속변수는 국채 금리를 고려하며, 주요 설명변수로 국채 발행 잔액 및 국채 신규 발행 금액을 고려하였다. 국채 신규 발행 금액은 국채 발행 잔액의 변화분(증분)의 개념이지만, 두 개념이 상이하여 두 변수를 모두 분석에서 사용하였다. 즉, 국채 발행 잔액(BAL_GB), 국채 신규 발행 금액(ISS_GB)을 각기 다른 모형으로 설정하였다.

$$\text{금리} = f(\text{국채 발행 잔액}, \text{통안채 발행액}, \text{기간더미}, \text{계절더미}, Z) \quad (7)$$

$$\text{금리} = f(\text{국채 신규 발행액}, \text{통안채 발행액}, \text{기간더미}, \text{계절더미}, Z) \quad (8)$$

식 (7)~(8)에서 Z 는 통제변수이다. 기간더미변수는 각 모형마다 필요에 따라 다음과 같이 설정하고 각 더미변수들과 국채 발행 잔액과의 상호작용항, 국채 신규 발행과의 상호작용항 등이 주요 관심 변수가 된다. 경기침체나 금융위기 기간에 대한 더미 설정이 달라지는데 따른 주요 관심 계수의 견고성을 살펴보도록 한다.

- $DY_{yyyy} = yyyy$ 연도 더미로 모든 연도에 대해서 정의하고 사용(예: $DY_{2004} = 2004$ 년 더미)
- $DY_{2003-4} = DY_{2003} + DY_{2004}$ (따라서 2003~2004년에 대한 더미)
- $DY_{2008-9} = DY_{2008} + DY_{2009}$ (따라서 2008~2009년에 대한 더미)
- $D^{CARD} = 2003$ 년 1월~2004년 11월로 ‘카드채 사태’ 기간에 대한 더미
- $D^{GCRISIS} = 2008$ 년 9월~2009년 2월로 ‘글로벌 금융위기’ 기간에 대한 더미

한편, 본고에서 식 (7)~(8)에 사용되는 변수들은 모두 충분히 비정상성이 의심되는 거시경제 시계열이다. 따라서 앞서 언급한대로 모든 변수에 대해서 HP 필터를 이용하여 비정상 추세를 제거한 순환변동치를 이용하여 분석한다. 나아가 시계열 자료에 대한 분석임을 감안하여 Newey and West(1987)의 HAC (heteroscedasticity and autocorrelation consistent) 공식을 이들이 제시한 최적 과

거시차와 함께 이용하였다.¹⁷⁾

국채 1년, 3년, 5년 금리 각각에 대해서 다양한 모형설정, 특히 경기침체 기간을 포착하기 위한 다양한 더미변수하에 모형을 설정하였다. 2003년, 2004년, 2008년, 2009년이 각각 더미로서 경기침체 기간으로 동시에 고려된 모형, 2003년과 2004년 카드체 사태 기간을 경기침체 기간으로 고려한 경우, 2008년과 2009년을 각각 더미로서 경기침체 기간으로 고려된 경우, 2003~2004년, 2008~2009년을 각각 하나의 더미로서 경기침체 기간으로 고려된 기간, 2003~2004년을 각각 하나의 더미로서 경기침체 기간으로 고려된 경우, 2008~2009년을 각각 하나의 더미로서 경기침체 기간으로 고려된 기간, 2003년 1월~2004년 11월, 2008년 9월~2009년 2월이 각각이 더미로서 경기침체 기간으로 고려된 경우 총 7개 모형에 대해 총 21가지 모형 설정하에 분석하였다.

다음의 <표 1>과 <표 2>에 추정결과를 제시하였다. 한편, 각 변수의 의미와 단위는 표에 제시하였다. 실증분석 결과는 다음과 같다. <표 1>에서 제시된 것처럼, 첫째 21개 모형에서 모두 Bal_GB의 계수가 양수로 추정됨에 따라 국채 발행은 일반적으로 금리를 상승시키는 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 계수 크기를 해석해보자면, 국채 발행 잔액 1조 원 상승에 대해서 모형 설정별로 다소 다르지만 국채 1년 금리는 약 2~3.5bp, 국채 3년 금리는 약 1.6~2.3bp, 국채 5년 금리는 약 2.2~3.4bp 상승하는 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 통계적 유의성은 모형마다 약간씩 달라진다.

<표 2>에 제시한 국채 신규 발행 금액에 의한 분석도 방향성과 통계적 유의성에서는 <표 1>과 큰 차이를 보이지 않는다. 국채 발행 잔액은 해마다 국채 발행 규모가 쌓이고 상환한 액수만큼 빠지게 될 것이다. 따라서 대략 국채 발행 규모가 적분되어 가는 개념을 지닌 시계열이 국채 발행 잔액이다. 이는 시간에 따라 증가하는 추세가 나타날 수 있는데, 이를 HP 필터 및 연도더미가 포착하면서 두 분석 간의 정성적 차이가 두드러지지 않는다고 판단된다. 다만 신규 국채 발행 1조 원 상승에 대해서 국채 1년 금리는 약 10~12.4bp, 국채 3년 금리는 약 10~12.5bp 및 국채 5년 금리는 약 9.5~12.7bp 정도 상승하는 것으로

17) 특히, 본 연구의 분석에서는 차분이나 로그차분이 아닌 수준 변수를 사용하므로 연도더미로 시간추세를 제거했다고 하더라도 계열 자기상관은 상당히 남아 있을 수 있으므로 추가적인 비정상 추세 제거 방법을 사용하였다.

18) 강건성 확인 차원에서 실질변수가 아닌 명목금리를 포함하여 명목금리를 분석하였으며, 질적으로 크게 다른 결과가 나타나지 않았다. 명목금리 분석결과는 지면 제약상 생략하였으나 독자의 요청 시 제공할 수 있다.

19) 2005년 화폐가치 기준이라는 점을 감안하여 이자율에 대한 효과를 인식해야 한다.

〈표 1〉 국제 발행잔액이 국제 금리에 미치는 효과 추정을 위한 시계열 회귀분석 결과(개별 방정식)

	종속변수: 국고채 1년 금리 GBI							종속변수: 국고채 3년 금리 GBS							종속변수: 국고채 5년 금리 GBS						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
BAL_GB	0.0177 (0.01)	0.0190* (0.01)	0.0096 (0.01)	0.0288** (0.01)	0.0206** (0.01)	0.0175 (0.01)	0.0349** (0.01)	0.0142 (0.01)	0.0159* (0.01)	0.0085 (0.01)	0.0186* (0.01)	0.0177* (0.01)	0.0233** (0.01)	0.0222** (0.01)	0.0202** (0.01)	0.0141 (0.01)	0.0276** (0.01)	0.0228** (0.01)	0.0178* (0.01)	0.0337*** (0.01)	
DY2003×Bal_GB	0.0085 (0.06)	-0.0203 (0.06)					0.0443 (0.04)	0.0443 (0.04)	0.0348 (0.04)				0.0097 (0.04)	0.0097 (0.04)	-0.0016 (0.03)						
DY2004×Bal_GB	-0.1624*** (0.05)	-0.1954*** (0.07)					-0.1480*** (0.03)	-0.1622*** (0.03)						-0.1539*** (0.05)	-0.1705*** (0.04)						
DY2008×Bal_GB	-0.0629*** (0.03)		-0.0865*** (0.03)				-0.0261* (0.01)		-0.0216 (0.01)					-0.0436*** (0.01)		-0.0394*** (0.01)					
DY2009×Bal_GB	0.6532* (0.03)		0.0722** (0.03)				0.0266* (0.02)		0.0442** (0.02)					0.0083 (0.02)		0.0311 (0.02)					
DY2003-4×Bal_GB				-0.1228* (0.07)	-0.1173* (0.07)					-0.0749* (0.04)	-0.0743* (0.04)							-0.0983** (0.04)	-0.0955** (0.04)		
D2008-9×Bal_GB				-0.0471* (0.02)		-0.0439* (0.02)				-0.0053 (0.02)		-0.0034 (0.02)								-0.0210 (0.02)	
D ^{cash} ×Bal_GB							-0.0749 (0.05)						-0.0304 (0.04)								-0.0600* (0.03)
D ^{cons} ×Bal_GB							-0.1158*** (0.03)						-0.0445*** (0.01)								-0.0551*** (0.01)
Call	0.0746 (0.14)	0.1114 (0.15)	0.1730 (0.15)	0.0673 (0.17)	0.1470 (0.16)	0.1401 (0.17)	0.0326 (0.15)	0.6532*** (0.17)	0.6534*** (0.17)	0.7424*** (0.17)	0.6845*** (0.16)	0.6934*** (0.16)	0.7290*** (0.17)	0.6500*** (0.16)	0.3166* (0.19)	0.3274* (0.20)	0.4564** (0.21)	0.3505* (0.18)	0.3839** (0.19)	0.4062* (0.20)	0.3623* (0.19)
IP	-0.0065 (0.01)	0.0027 (0.01)	-0.0021 (0.01)	0.0015 (0.01)	0.0071 (0.01)	0.0011 (0.01)	0.0024 (0.01)	-0.0064 (0.01)	-0.0040 (0.01)	-0.0012 (0.01)	0.0003 (0.01)	0.0009 (0.01)	0.0001 (0.01)	0.0033 (0.01)	-0.0026 (0.01)	0.0023 (0.01)	0.0014 (0.01)	0.0034 (0.01)	0.0059 (0.01)	0.0038 (0.01)	0.0068 (0.01)
KOSPI	0.0008 (0.00)	0.0002 (0.00)	0.0010* (0.00)	0.0006 (0.00)	0.0002 (0.00)	0.0008 (0.00)	0.0010* (0.00)	0.0014*** (0.00)	0.0012*** (0.00)	0.0015*** (0.00)	0.0013*** (0.00)	0.0013*** (0.00)	0.0014*** (0.00)	0.0015*** (0.00)	0.0017*** (0.00)	0.0014*** (0.00)	0.0019*** (0.00)	0.0016*** (0.00)	0.0014*** (0.00)	0.0018*** (0.00)	0.0018*** (0.00)
ISS_MSB	0.0197 (0.01)	0.0273*** (0.01)	0.0166 (0.01)	0.0235* (0.01)	0.0274* (0.01)	0.0186 (0.01)	0.0158 (0.01)	0.0078 (0.01)	0.0100 (0.01)	0.0058 (0.01)	0.0096 (0.01)	0.0100 (0.01)	0.0066 (0.01)	0.0044 (0.01)	0.0082 (0.01)	0.0115 (0.01)	0.0058 (0.01)	0.0104 (0.01)	0.0124* (0.01)	0.0059 (0.01)	0.0063 (0.01)

〈표 1〉 계 수

	종속변수: 국고채 1년 금리 GBI										종속변수: 국고채 3년 금리 GB3										종속변수: 국고채 5년 금리 GB5									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)									
M2	-0.0061 (0.0)	-0.0078 (0.0)	-0.0058 (0.0)	-0.0037 (0.0)	-0.0073 (0.0)	-0.0029 (0.0)	-0.0042 (0.0)	-0.0040 (0.0)	-0.0041 (0.0)	-0.0038 (0.0)	-0.0031 (0.0)	-0.0035 (0.0)	-0.0026 (0.0)	-0.0032 (0.0)	0.0033** (0.0)	0.0070* (0.0)	0.0079 (0.0)	0.0093** (0.0)	0.0073 (0.0)	0.0098** (0.0)	0.0081* (0.0)									
FX	0.0005 (0.0)	0.0017 (0.0)	0.0012 (0.0)	0.0012 (0.0)	0.0024 (0.0)	0.0009 (0.0)	0.0001 (0.0)	0.0038*** (0.0)	0.0041*** (0.0)	0.0047*** (0.0)	0.0049*** (0.0)	0.0046*** (0.0)	0.0037*** (0.0)	0.0039*** (0.0)	0.0037*** (0.0)	0.0045*** (0.0)	0.0045*** (0.0)	0.0045*** (0.0)	0.0052*** (0.0)	0.0043*** (0.0)	0.0038*** (0.0)									
CPI	-1.0689*** (0.14)	-1.0271*** (0.16)	-1.0241*** (0.14)	-0.9673*** (0.14)	-0.9861*** (0.15)	-1.0474*** (0.14)	-1.0043*** (0.14)	-0.2955* (0.13)	-0.2811** (0.12)	-0.2961** (0.12)	-0.2928** (0.11)	-0.2350** (0.11)	-0.2818** (0.12)	-0.2657** (0.12)	0.0358 (0.14)	0.0346 (0.13)	0.0190 (0.13)	0.1017 (0.12)	0.0836 (0.11)	0.0351 (0.12)	0.0870 (0.12)									
CSPREAD	-0.4512** (0.18)	-0.3818* (0.22)	-0.4213** (0.19)	-0.4429** (0.22)	-0.4093* (0.22)	-0.3588* (0.21)	-0.3379* (0.22)	-0.3081** (0.14)	-0.2887** (0.14)	-0.2976** (0.12)	-0.3234** (0.13)	-0.3198** (0.13)	-0.2720** (0.12)	-0.3084** (0.15)	-0.2848** (0.13)	-0.2672* (0.14)	-0.2583** (0.10)	-0.2890** (0.12)	-0.2886** (0.13)	-0.2213** (0.11)	-0.1917 (0.13)									
D ^{card}						-0.2939 (0.63)							0.0649 (0.45)								-0.1543 (0.43)									
D ^{germs}														0.1306 (0.34)								-0.3441 (0.36)								
월별 터미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함								
인도터미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함								
N	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	117	117	117	117	117	117	117	117								
F-통계량 (사-값)	98.19 [0.0000]	92.20 [0.0000]	96.03 [0.0000]	82.08 [0.0000]	91.06 [0.0000]	80.19 [0.0000]	320.5 [0.0000]	164.6 [0.0000]	160.3 [0.0000]	144.7 [0.0000]	82.08 [0.0000]	111.0 [0.0000]	107.7 [0.0000]	444.9 [0.0000]	73.29 [0.0000]	82.74 [0.0000]	47.37 [0.0000]	50.76 [0.0000]	56.72 [0.0000]	50.86 [0.0000]	99.92 [0.0000]	99.92 [0.0000]								

주: 표본 기간은 2000년 10월~2011년 9월이다. 이 기간 동안 132개 월간의 시기로 월별 시계열 자료를 이용하였다. 모든 변수는 평활화 상 수 129,600 하에 HP 필터를 적용하였다. GDP에 대한 대응치로 IP를 대신하여 사용하였다. 추정결과와 각 컬럼은 1개의 개별 방정식의 설정을 나타내며, 각 금리(국채 1년, 국채 3년, 국채 5년)별로 7개의 모형 고려하였다. 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타내며, OLS 추정 후 표준오차 계산 시 Newey and West(1987)의 HAC 공식을 사용하였다. *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 터미변수와 산업생산지수 IP, 콜금리 CALL을 제외한 모든 변수는 CPI를 이용하여 실질화하였다. 각 변수의 의미와 단위는 다음과 같다: GBI, GB3, GB5는 국채 1년, 3년, 5년 금리도 2005년도 화폐기준 연율 %, BAL GB는 국채 발행잔액, ISS GB는 국채 발행액으로 2005년도 화폐기준 조 원, CALL은 콜금리로 2005년도 화폐기준 연율 %, KOSPI는 한국종합주가지수로 2005년도 화폐기준 지수, ISS_MSB는 통안채 발행물량으로 2005년도 화폐기준 조 원, M2는 통화량 M2로 2005년도 화폐기준 조 원, FX는 원달러 환율로 해당 시점 1달러당 2005년도 화폐기준 원, CSPREAD는 신용 스프레드(회사채 우량 등급 금리-국채 3년 금리)로 2005년도 화폐 기준 연율 %의 단위를 갖는다. IP는 2005년 100으로 정규화된 제조업 산업생산지수이다.

〈표 2〉 국제 신규 발행 금액이 국제 금리에 미치는 효과 추정을 위한 시계열 회귀분석 결과(개별 방정식)

	종속변수: 국고채 1년 금리 GBI							종속변수: 국고채 3년 금리 GB3							종속변수: 국고채 5년 금리 GB5						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
ISS_GB	0.1173** (0.05)	0.1040** (0.05)	0.0760* (0.05)	0.1116** (0.05)	0.1043** (0.05)	0.0683 (0.04)	0.1237** (0.05)	0.1260** (0.05)	0.1052** (0.04)	0.1043** (0.04)	0.1228** (0.05)	0.1036** (0.05)	0.1007** (0.04)	0.1242** (0.05)	0.1273* (0.06)	0.0873 (0.06)	0.0980** (0.04)	0.1245* (0.07)	0.0969 (0.06)	0.0957** (0.04)	0.1301* (0.07)
DY2003×ISS_GB	-0.1453 (0.15)	-0.1525 (0.15)					0.0752 (0.09)	0.0814 (0.09)	0.0814 (0.09)						0.0344 (0.12)	0.0468 (0.12)					
DY2004×ISS_GB	-0.1088 (0.16)	-0.0965 (0.16)					-0.2632** (0.10)	-0.2463** (0.09)	-0.2463** (0.09)						-0.2477** (0.11)	-0.2272** (0.10)					
DY2008×ISS_GB	-0.5518 (0.54)		-0.5473 (0.54)				-0.4964 (0.34)		-0.3909 (0.33)						-0.4252 (0.31)		-0.3836 (0.29)				
DY2009×ISS_GB	0.0469 (0.20)		0.0711 (0.20)				-0.1087 (0.09)		-0.1044 (0.09)						-0.1890** (0.07)			-0.1837** (0.08)			
DY2003-4×ISS_GB				-0.1342 (0.13)	-0.1292 (0.13)					-0.0683 (0.09)	-0.0551 (0.09)							-0.0850 (0.12)	-0.0677 (0.11)		
D2008-9×ISS_GB				-0.0638 (0.16)		-0.0439 (0.17)				-0.1679* (0.09)	-0.1577* (0.09)							-0.2229** (0.08)		-0.2215** (0.08)	
D ^{card} ×ISS_GB							-0.0964 (0.12)							-0.0570 (0.08)							-0.0943 (0.11)
D ^{gensis} ×ISS_GB							-0.5947 (0.54)							-0.4064 (0.34)							-0.3687 (0.32)
Call	0.4949** (0.19)	0.3940** (0.20)	0.3938** (0.19)	0.4110** (0.19)	0.3943** (0.19)	0.3673* (0.20)	0.4515** (0.18)	1.0026** (0.16)	0.9447** (0.16)	0.9772** (0.16)	0.9872** (0.16)	0.9431** (0.16)	0.9649** (0.16)	0.9834** (0.16)	0.6781** (0.18)	0.5911** (0.18)	0.6593** (0.17)	0.6767** (0.18)	0.5966** (0.18)	0.6532** (0.17)	0.6504** (0.19)
IP	-0.0061 (0.01)	-0.0022 (0.01)	-0.0047 (0.01)	-0.0037 (0.01)	-0.0025 (0.01)	-0.0019 (0.01)	-0.0110 (0.01)	-0.0160* (0.01)	-0.0113 (0.01)	-0.0132 (0.01)	-0.0128 (0.01)	-0.0096 (0.01)	-0.0119 (0.01)	-0.0112 (0.01)	-0.0107 (0.01)	-0.0044 (0.01)	-0.0084 (0.01)	-0.0089 (0.01)	-0.0036 (0.01)	-0.0076 (0.01)	-0.0084 (0.01)
KOSPI	0.0007 (0.00)	0.0006 (0.00)	0.0007 (0.00)	0.0006 (0.00)	0.0006 (0.00)	0.0006 (0.00)	0.0008 (0.00)	0.0017** (0.00)	0.0016** (0.00)	0.0017** (0.00)	0.0016** (0.00)	0.0016** (0.00)	0.0016** (0.00)	0.0016** (0.00)	0.0019** (0.00)	0.0018** (0.00)	0.0019** (0.00)	0.0019** (0.00)	0.0017** (0.00)	0.0018** (0.00)	0.0019** (0.00)
ISS_MSB	0.0177 (0.01)	0.0214 (0.01)	0.0162 (0.01)	0.0229 (0.01)	0.0214 (0.01)	0.0215 (0.01)	0.0190 (0.01)	0.0053 (0.01)	0.0042 (0.01)	0.0052 (0.01)	0.0084 (0.01)	0.0045 (0.01)	0.0077 (0.01)	0.0026 (0.01)	0.0080 (0.01)	0.0043 (0.01)	0.0078 (0.01)	0.0104 (0.01)	0.0045 (0.01)	0.0097 (0.01)	0.0027 (0.01)

〈표 2〉 계 수

	종속변수: 국고채 1년 금리 GB1										종속변수: 국고채 3년 금리 GB3										종속변수: 국고채 5년 금리 GB5									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)									
M2	-0.0088 (0.01)	-0.0077 (0.01)	-0.0058 (0.01)	-0.0073 (0.01)	-0.0074 (0.01)	-0.0065 (0.01)	-0.0067 (0.01)	-0.0008 (0.00)	-0.0014 (0.00)	-0.0022 (0.00)	-0.0029 (0.00)	-0.0031 (0.00)	-0.0025 (0.00)	-0.0040 (0.00)	0.0061* (0.00)	0.0086* (0.00)	0.0079* (0.00)	0.0073* (0.00)	0.0071 (0.00)	0.0077* (0.00)	0.0062 (0.01)									
FX	0.0018 (0.00)	0.0019 (0.00)	0.0019 (0.00)	0.0018 (0.00)	0.0017 (0.00)	0.0019 (0.00)	0.0015 (0.00)	0.0043*** (0.00)	0.0041*** (0.00)	0.0046*** (0.00)	0.0046*** (0.00)	0.0044*** (0.00)	0.0047*** (0.00)	0.0043*** (0.00)	0.0047*** (0.00)	0.0044*** (0.00)	0.0051*** (0.00)	0.0051*** (0.00)	0.0047*** (0.00)	0.0051*** (0.00)	0.0044*** (0.00)									
CPI	-1.139*** (0.13)	-1.092*** (0.15)	-1.137*** (0.13)	-1.092*** (0.15)	-1.090*** (0.15)	-1.1062*** (0.15)	-1.1235*** (0.14)	-0.3172** (0.10)	-0.3025*** (0.11)	-0.3392*** (0.10)	-0.3183*** (0.10)	-0.3181*** (0.11)	-0.3265*** (0.10)	-0.3572*** (0.10)	-0.0360 (0.10)	-0.0305 (0.11)	-0.0605 (0.10)	-0.0420 (0.10)	-0.0444 (0.11)	-0.0510 (0.10)	-0.0738 (0.11)									
CSPREAD	-0.3911 (0.24)	-0.3457 (0.23)	-0.3891* (0.24)	-0.3558 (0.24)	-0.3426 (0.23)	-0.3852 (0.24)	-0.2896 (0.26)	-0.3230** (0.12)	-0.2704** (0.12)	-0.3430*** (0.12)	-0.3225*** (0.12)	-0.2880** (0.11)	-0.3273*** (0.12)	-0.3170** (0.13)	-0.3133** (0.12)	-0.2547** (0.12)	-0.3391*** (0.12)	-0.3242*** (0.12)	-0.2778** (0.11)	-0.3283*** (0.12)	-0.2472** (0.12)									
D ^{Card}							0.2577 (0.23)						0.2490 (0.18)								0.3413** (0.17)									
D ^{Genus}							-0.5438 (0.71)						0.3818 (0.32)								-0.0766 (0.29)									
월별 터미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함									
인도터미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함									
N	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	117	117	117	117	117	117	117									
F-통계량	36.09 [0.0000]	26.61 [0.0000]	37.12 [0.0000]	25.56 [0.0000]	24.84 [0.0000]	26.87 [0.0000]	30.40 [0.0000]	67.76 [0.0000]	74.97 [0.0000]	50.23 [0.0000]	54.49 [0.0000]	57.84 [0.0000]	52.34 [0.0000]	224.0 [0.0000]	16.30 [0.0000]	20.88 [0.0000]	15.85 [0.0000]	16.83 [0.0000]	17.30 [0.0000]	16.53 [0.0000]	56.88 [0.0000]									

주: 표본 기간은 2000년 10월~2011년 9월이다. 이 기간 동안 132개 월간의 시기로 월별 시계열 자료를 이용하였다. 모든 변수는 평활화 상 수 129,600 하에 HP 필터를 적용하였다. GDP에 대한 대응치로 IP를 대신하여 사용하였다. 추정결과와 각 컬럼은 1개의 개별 방정식의 설정을 나타내며, 각 금리(국채 1년, 국채 3년, 국채 5년)별로 7개의 모형을 고려하였다. 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타내며, OLS 추정 후 표준오차 계산 시 Newey and West(1987)의 HAC 공식을 사용하였다. *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 터미변수와 산업생산지수 IP, 콜금리 CALL을 제외한 모든 변수는 CPI를 이용하여 실질화하였다. 각 변수의 의미와 단위는 다음과 같다: GB1, GB3, GB5는 국채 1년, 3년, 5년 금리, 5년 금리로 2005년도 화폐기준 연율 %, BAL GB는 국제 발행잔액, ISS GB는 국제 발행액으로 2005년도 화폐기준 조 원, CALL은 콜금리로 2005년도 화폐기준 연율 %, KOSPI는 한국종합주가지수로 2005년도 화폐기준 지수, ISS_MSB는 통안채 발행물량으로 2005년도 화폐기준 조 원, M2는 통화량 M2로 2005년도 화폐기준 조 원, FX는 원달러 환율로 해당 시점 1달러당 2005년도 화폐기준 원, CSPREAD는 신용 스프레드(회사채 우량 등급 금리-국채 3년 금리)로 2005년도 화폐 기준 연율 %의 단위를 갖는다. IP는 2005년 100으로 정규화된 제조업 산업생산지수이다.

로 나타난다. 여기까지 논의는 금융경색이나 경기침체의 시기가 아닌 일반적 시기에 관한 것이다.

둘째, 다양한 더미변수를 도입하여 분석하면서 2003년, 2004년, 2008년, 2009년에 해당하거나 포함하는 기간의 더미 또는 카드채 사태 기간 또는 글로벌 금융위기 기간을 나타내는 더미와 Bal_GB의 상호작용항은 대부분 음(-)으로 추정되고, 통계적 유의성도 비교적 강하게 나타났다. 특히, 2003년 더미보다는 2004년 더미, 2009년 더미보다는 2008년 더미와의 상호작용항의 효과가 상당히 유의한 음(-)으로 추정되었다. 아울러 2003년이나 2009년의 효과를 합하여 추정할 경우 계수 절대적 크기, 유의성 등도 감소하였고, 때로는 양(+)으로 추정되기도 한다. 또한 2003~2004년 부근이나 2008~2009년 부근에서 보다 신용경색적 시기로 집중하여 좁힐 때 상호작용항의 음(-)의 효과가 두드러진다. 나아가 상호작용항의 계수가 대부분 음(-)이면서 절대치에서 비상호작용항 계수 추정치보다 크기 때문에 그 기간에 있어 금리 상승을 완화시킴은 물론 오히려 하락시키는 것으로 나타났다.

글로벌 금융위기로 좁혀 정의한 더미 $D^{GCRISIS}$ 와의 상호작용항을 살펴보면 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다. 글로벌 금융위기의 시기에는 통상적 시기와 달리 국채 발행 잔액 1조 원 상승이 국채 1년 금리에 미치는 영향을 약 11.5bp 정도 감쇄시키는 것으로 나타났다. 결국 이 시기 국채 발행 잔액 1조 원 상승에 대해서 금리가 약 8.0bp 내지 9.5bp 하락하는 것이다. 국채 3년 및 국채 5년 금리에 대한 효과도 방향성에 있어 유사한 결과를 보인다. 글로벌 금융위기 동안의 감쇄효과는 국채 3년의 경우 약 4.4bp, 국채 5년 금리의 경우 5.5bp 정도이다. 따라서 이 시기 국채 발행 잔액 1조 원 상승에 대해 국채 3년 금리의 경우 약 1.2~2.8bp, 국채 5년의 경우 약 2.1~3.4bp 정도 하락하는 셈이다.

국채 신규 발행액을 이용한 분석도 방향성에서는 국채 발행 잔액에 의한 분석과 유사하지만, 각 더미변수들과의 상호작용항의 통계적 유의성이 떨어지는 편이다. 신규 국채 발행 1조 원에 대해서는 통상적 시기에는 국채 1년 금리, 3년 금리, 5년 금리 각각 7.6~12.4bp, 10.4~12.4bp, 9.5~13.1bp 상승한다. 국채 3년 금리, 국채 5년 금리 분석에 있어 2008~2009년 글로벌 금융위기 더미와의 상호작용항이 통계적으로 유의하게 나타났다. 이 시기 신규 국채 발행 1조 원에 대해서 국채 3년 금리는 약 3.6~5.6bp 정도, 국채 5년 금리는 약 8.9~12.5bp 하락하는 것으로 나타났다.

이상의 실증분석 결과는 신용경색 또는 경기침체 기간의 국채 발행은 오히려

각종 국채 금리를 하락시키고 이는 향후 다양한 시장금리 하락에도 영향을 주게 되어, 민간투자를 증가시키는 구인효과의 개연성을 시사한다. 경기침체에 있어 국채 발행 증가(정부 부채 증가)가 이자율을 낮추거나 기존 상승효과를 완화시키는 것으로 나타나는 것은 경기침체에 국채 발행을 통한 이자율 상승분이 정부 지출 확대에 의한 소득 증가와 민간부분 활성화 및 경기회복에 대한 기대 형성으로 인한 채권의 수요 증가에 기인²⁰⁾하는 것으로 파악할 수 있다.

다음으로, 국채 1년 금리, 3년 금리, 5년 금리의 방정식을 통합하여 시스템 접근법(system approach)인 SUR(seemingly unrelated regression) 기법으로 추정된 결과를 다음 <표 3>과 <표 4>에 제시하였다. SUR 모형에 의한 분석에서도 모든 변수에 대해서 HP 필터를 적용하였다. SUR 모형은 국채 각 만기 금리의 오차항 간 동시대적 상관관계, 즉 각 개별 방정식에 등장하는 오차항 간 상관관계를 통제하여 그러한 상관관계가 존재하는 경우 더욱 효율적인 추정치를 얻을 수 있는 장점이 있다. SUR은 GLS 기법으로 추정하므로 앞서 OLS 기법이 이용된 개별 방정식 계수 추정치는 달라질 수 있음에 유의해야 한다.

전반적 추정결과는 앞서 개별 방정식 추정결과와 유사하다. 하지만 앞서 개별 방정식 추정결과에 따른 추론을 더욱 지지하는 결과가 나왔다. 즉, 정상적 시기에는 국채 발행이 국채 금리를 상승시키지만, 금융경색의 시기에는 그 효과가 반대로 나타나 전반적인 금리 상승효과를 완화시켜 결국 하락시키는 것으로 나타났다.

분석결과를 정리하면 다음과 같다. 일반적으로 국채 발행에 따른 정부 부채 증가는 국채시장에서 국채 금리를 상승시킨다. 하지만 2003년경 국내 경제 카드체 위기, 2008년경 글로벌 금융위기로 인한 신용경색 및 경기침체의 시기에는 그러한 정부 부채 증가에 따른 금리 상승효과가 크게 상쇄되어 오히려 역으로 작용하는 것으로 나타났다. 이 결과는 국채 1년 금리, 3년 금리, 5년 금리 모두에 대해서도 동일하게 나타나는 것으로 분석되었다. 이는 통상적인 시기에는 국채 발행을 재원으로 한 정부 지출이 민간투자의 구축효과를 야기하지만, 신용경색 또는 경기침체의 시기에는 오히려 구인효과가 충분히 존재할 수 있다는 점을 시사한다.²¹⁾

20) 채권 발행으로 인한 공급 증대와 소득 증가 및 경기회복에 대한 기대 형성으로 인한 수요증대가 동시에 나타나는 경우, 수요와 공급의 증가 중 어떤 부분이 더 큰지에 따라 이자율이 상승할 수도 하락할 수도 있지만, 채권의 수요 증가분이 공급 증가보다 더 큰 경우 이자율은 하락할 수도 있다.

21) 이상의 분석은 주로 재정정책에 초점을 두고 진행하여 글로벌 금융위기 기간 동안 중앙

〈표 3〉 국제 발행 잔액이 국제 금리에 미치는 영향에 대한 추정결과(SUR 모형에 의한 시스템 추정)

	시스템 방정식 (1)			시스템 방정식 (2)		
	GB1	GB3	GB5	GB1	GB3	GB5
Bal_GB	0.0083 (0.01)	0.0212*** (0.01)	0.0222*** (0.01)	0.0301*** (0.01)	0.0309*** (0.01)	0.0337*** (0.01)
DY2003×Bal_GB	0.0183 (0.05)	0.0435 (0.03)	0.0097 (0.04)			
DY2004×Bal_GB	-0.1395*** (0.05)	-0.1531*** (0.03)	-0.1599*** (0.03)			
DY2008×Bal_GB	-0.0810*** (0.02)	-0.0266** (0.01)	-0.0436*** (0.01)			
DY2009×Bal_GB	0.0741*** (0.03)	0.0203 (0.02)	0.0083 (0.02)			
D ^{CARD} ×Bal_GB				-0.0671* (0.04)	-0.0328 (0.03)	-0.0600** (0.03)
D ^{GCRISIS} ×Bal_GB				-0.1137*** (0.02)	-0.0437*** (0.01)	-0.0551*** (0.01)
Call	0.1301 (0.15)	0.6292*** (0.11)	0.3166*** (0.11)	0.0672 (0.16)	0.6627*** (0.11)	0.3623*** (0.11)
IP	-0.0054 (0.01)	-0.0000 (0.01)	-0.0026 (0.01)	0.0034 (0.01)	0.0097 (0.01)	0.0068 (0.01)
KOSPI	0.0007* (0.00)	0.0014*** (0.00)	0.0017*** (0.00)	0.0010** (0.00)	0.0015*** (0.00)	0.0018*** (0.00)
ISS_MSB	0.0180** (0.01)	0.0088 (0.01)	0.0082 (0.01)	0.0139 (0.01)	0.0060 (0.01)	0.0063 (0.01)
M2	-0.0086** (0.00)	-0.0013 (0.00)	0.0083*** (0.00)	-0.0053 (0.00)	-0.0008 (0.00)	0.0081*** (0.00)
FX	0.0014 (0.00)	0.0034*** (0.00)	0.0037*** (0.00)	0.0005 (0.00)	0.0035*** (0.00)	0.0038*** (0.00)
CPI	-1.1097*** (0.11)	-0.2206*** (0.08)	0.0358 (0.09)	-1.0220*** (0.12)	-0.1779** (0.09)	0.0870 (0.09)
CSPREAD	-0.5358*** (0.15)	-0.1919* (0.11)	-0.2848** (0.11)	-0.4523*** (0.18)	-0.1578 (0.13)	-0.1917 (0.13)
D ^{CARD}				-0.2375 (0.50)	0.0601 (0.36)	-0.1543 (0.37)
D ^{GCRISIS}				-0.8681* (0.50)	0.0216 (0.36)	-0.3441 (0.36)
월더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
표본 크기	117	117	117	117	117	117
R ²	0.878	0.899	0.810	0.861	0.877	0.789

주: 표본 기간은 2000년 10월~2011년 9월의 132개월이다. 3개 방정식을 SUR 시스템 모형으로 설정하고, GLS 로 추정하였다. 모든 변수는 평활화 상수 1,600 하에 HP 필터를 적용하였다. 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 더미변수를 제외한 모든 변수는 CPI를 이용하여 실질화하였다. 각 변수의 단위는 다음과 같다. GB1, GB3, GB5는 2005년도 화폐기준 연율 %, Bal_GB는 2005년도 화폐기준 조 원, Call은 2005년도 화폐기준 연율 %, GDP는 2005년 화폐기준 조 원, KOSPI는 2005년도 화폐기준 지수, ISS_MSB는 2005년도 화폐기준 조 원, M2는 2005년도 화폐기준 조 원, FX는 해당 시점 1달러당 2005년도 화폐기준 원, CSPREAD는 2005년도 화폐기준 연율 %, CPI는 2005년 100으로 정규화된 지수, IP는 2010년을 100으로 정규화된 지수이며 이는 물량지수라서 CPI로 실질화하지 않았다.

〈표 4〉 국제 신규 발행이 국제 금리에 미치는 영향에 대한 추정결과(SUR 모형에 의한 시스템 추정)

	시스템 방정식 (1)			시스템 방정식 (2)		
	GB1	GB3	GB5	GB1	GB3	GB5
ISS_GB	0.1175* (0.06)	0.1314*** (0.04)	0.1273*** (0.04)	0.1293** (0.06)	0.1230*** (0.04)	0.1301*** (0.04)
DY2003×ISS_GB	-0.1536 (0.12)	0.0844 (0.07)	0.0344 (0.08)			
DY2004×ISS_GB	-0.0683 (0.13)	-0.2796*** (0.08)	-0.2477*** (0.09)			
DY2008×ISS_GB	-0.5041* (0.31)	-0.4071** (0.19)	-0.4252** (0.20)			
DY2009×ISS_GB	0.0418 (0.15)	-0.1105 (0.09)	-0.1890* (0.10)			
D ^{CARD} ×ISS_GB				-0.0956 (0.10)	-0.0487 (0.07)	-0.0903 (0.07)
D ^{GCRISIS} ×ISS_GB				-0.4711 (0.31)	-0.3685* (0.20)	-0.3687* (0.21)
Call	0.3950* (0.21)	0.9670*** (0.13)	0.6781*** (0.14)	0.4262** (0.21)	0.9367*** (0.14)	0.6504*** (0.14)
IP	-0.0039 (0.01)	-0.0101 (0.01)	-0.0107 (0.01)	-0.0090 (0.01)	-0.0054 (0.01)	-0.0084 (0.01)
KOSPI	0.0006 (0.00)	0.0017*** (0.00)	0.0019*** (0.00)	0.0007* (0.00)	0.0016*** (0.00)	0.0019*** (0.00)
ISS_MSB	0.0138 (0.01)	0.0051 (0.01)	0.0080 (0.01)	0.0152 (0.01)	0.0018 (0.01)	0.0027 (0.01)
M2	-0.0068 (0.00)	0.0008 (0.00)	0.0091*** (0.00)	-0.0067 (0.00)	-0.0023 (0.00)	0.0062** (0.00)
FX	0.0026** (0.00)	0.0039*** (0.00)	0.0047*** (0.00)	0.0022* (0.00)	0.0041*** (0.00)	0.0044*** (0.00)
CPI	-1.1286*** (0.11)	-0.2887*** (0.07)	-0.0390 (0.08)	-1.1309*** (0.11)	-0.3330*** (0.08)	-0.0798 (0.08)
CSPREAD	-0.4803*** (0.17)	-0.2402** (0.11)	-0.3133*** (0.12)	-0.3762** (0.18)	-0.2498** (0.12)	-0.2472* (0.13)
D ^{CARD}				0.2939 (0.31)	0.2173 (0.20)	0.3413 (0.21)
D ^{GCRISIS}				-0.4316 (0.58)	0.2944 (0.39)	-0.0766 (0.40)
월더미	117	117	117	117	117	117
연도더미	0.823	0.885	0.777	0.825	0.869	0.761
표본 크기	117	117	117	117	117	117
R ²	0.890	0.932	0.883	0.889	0.916	0.861

주: 표본 기간은 2000년 10월~2011년 9월의 132개월이다. 3개 방정식을 SUR 시스템 모형으로 설정하고, GLS로 추정하였다. 모든 변수는 평활화 상수 1,600 하에 HP 필터를 적용하였다. 괄호 안의 수치는 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 더미변수를 제외한 모든 변수는 CPI를 이용하여 실질화하였다. 각 변수의 단위는 다음과 같다. GB1, GB3, GB5는 2005년도 화폐기준 연율 %, ISS_GB는 2005년도 화폐기준 조 원, Call은 2005년도 화폐기준 연율 %, GDP는 2005년 화폐기준 조 원, KOSPI는 2005년도 화폐기준 지수, ISS_MSB는 2005년도 화폐기준 조 원, M2는 2005년도 화폐기준 조 원, FX는 해당 시점 1달러당 2005년도 화폐기준 원, CSPREAD는 2005년도 화폐 기준 연율 %, CPI는 2005년 100으로 정규화된 지수, IP는 2010년을 100으로 정규화된 지수이며 이는 물량지수라서 CPI로 실질화하지 않았다.

(2) 민간투자에 대한 실증분석: 구축효과 vs. 구인효과

앞 절의 분석에 기초한다면, 국채 발행으로 인한 구축효과가 금융경색의 시기에는 완화 또는 상쇄되어 오히려 구인효과가 나타날 수도 있다. 본 절에서는 분기별 자료와 민간투자에 관한 ‘민간 총고정자본 형성’ 자료를 이용하여 이를 분석한다.²²⁾

실증분석을 위한 표본기간 및 자료는 2000년 4분기~2011년 2분기 기간 동안의 총 42개 분기별 시계열 자료이다. 국채 금리는 국채 가격의 다른 이름일 뿐이므로 국채 발행의 영향에 대해 상당히 즉각적 반응을 보일 것이지만, 민간 투자는 계획하고, 자금조달하고 투자를 실제로 시행하는데 적지 않은 시간이 소요될 것인 바, 동기의 효과가 아닌 과거 기의 국채발행변수가 미치는 영향을 분석하는 것이 더욱 적합할 것이다.

한편, 분기별 자료에 대해서는 앞서 월별 자료와 달리 작은 표본크기를 감안하여 계절성 통제를 위한 분기별 더미나 연도별 더미를 도입하여 분석하지 않았다. 하지만 금융경색이나 경기침체의 시기에 국채 발행이 민간 총고정자본 형성에 미치는 효과가 특별히 통상적인 시기에 대비하여 달라지는가를 검증하기 위해 아래의 금융경색 또는 위기의 기간에 대한 더미를 정의하고, 국채 발행과의 상호작용항을 분석하고자 하였다.

- $DY_{yyyy} = yyyy$ 연도 더미로 모든 연도에 대해서 정의하고 사용(예: DY_{2004} = 2004년에 대한 더미)
- $DY_{0304} = DY_{2003} + DY_{2004}$ (따라서 2003~2004년 더미)
- $DY_{0809} = DY_{2008} + DY_{2009}$ (따라서 2008~2009년 더미)
- $D^{CARD} = 2003$ 년 1사분기~2004년 4사분기로 ‘카드채 사태’ 기간에 대한 더미
- $D^{GCRISIS} = 2008$ 년 4사분기~2009년 1사분기로 ‘글로벌 금융위기’ 기간에 대한 더미

앞서 이자율 분석과 일관된 결과를 보이기 위해서는 종속변수가 민간투자를 대리하는 변수이므로 설명변수 중 국채 발행을 나타내는 변수의 계수가 음(-)

은행의 기준금리 인하 등 통화정책변수가 포함되지 않아 잠재적으로 누락변수 편향(omitted variable bias)이 있을 수 있다. 이러한 문제제기에 대한 추가적 분석은 향후 연구과제로 남기고자 한다.

22) 총고정자본 형성은 설비투자, 건설투자, 무형고정자산투자의 합이다.

으로, 경기침체기 더미와의 상호작용항의 계수가 양(+)으로 추정되어야 할 것이다.

다음으로 분석을 위한 회귀모형의 설정에 관하여 논의해 보고자 한다. 분석에 있어 내생성 및 잘못된 도구변수 선택에 따른 약도구변수(weak instrument)의 문제를 회피하기 위하여 축약형 모형(reduced-form model)을 추정하고자 한다. 우리에게 관찰된 민간 총고정자본 형성은 투자수요와 투자공급의 균형에 따른 균형적 현상이다. 투자수요와 투자공급에 영향을 미치는 가격변수는 이자율이다. 단, 여기서 이자율은 국채 이자율이 아니라 민간이 조달하여 투자에 투입하는 자본에 대한 이자율이므로 국채 금리보다는 높게 형성될 것이다. 본고의 목적은 국채 발행이 결국 균형적으로 민간 고정자본 형성에 통상적으로 어떠한 영향을 미치고 금융경색의 시기에는 다른 효과를 미치는가를 검증하는 것이다. 이를 보기 위하여 축약형 접근으로도 충분하다고 판단된다. 또한 이러한 방법과 인식이 구조모형을 잘못 설정하거나, 약한 도구변수를 선택하여 발생하는 문제를 유발하는 것보다는 낫다고 볼 수 있다.

국채 발행은 투자수요와 투자공급의 구조형 연립방정식 체계 하에서 비교적 외생적 변수로 파악할 수 있다. 본고에서 추정하는 것은 투자수요함수도 아니고, 투자공급함수도 아니다. 이들을 연립하여 풀어낸 축약형 방정식 중 균형 물량 부분인 균형 민간 총고정자본 형성 방정식이 추정 대상이며 여기에 국채 발행에 관한 변수가 외생변수로 들어가 있다. 한편, 이 방정식에 투자수요나 투자공급함수에 의하여 균형을 이루는 변수, 즉 금리는 들어가 있지 않다. 아울러, 투자수요나 투자공급함수 외에 이들을 포함하는 더욱 큰 구조형 연립방정식 체계에서 내생적으로 결정되는 변수도 본고의 축약형 방정식에 들어 있지 않다. 한편, 동기간 실현치가 내생적인 변수라도 그 전기 값들은 외생변수로서 들어가 있을 수 있으며, 동기 값이라도 비교적 외생적인 변수(예, 콜금리)는 축약형 방정식에 포함된다.

결국, 설정된 회귀모형의 각 설명변수는 다음과 같다.

- 오차항의 계열상관을 축소하기 위하여 민간 총고정자본 형성(PRI_INV)의 과거 1, 2, 3, 4기 값을 설명변수로 도입
- 동기 BAL_GB 및 동기 ISS_GB는 외생변수로서 설명변수로 도입. 단, 이들이 각각 들어가는 모형 따로 분석
- 앞서 특수한 기간에 대해서 정의한 더미변수와 BAL_GB 및 ISS_GB의 과거 1기와의 상호작용항, 과거 2기와의 상호작용항(과거 약 6개월까지 고려)

- 신용 스프레드(CSPREAD)는 회사채 3년 금리에서 국채 3년 금리를 제한 것으로 정의되며, 회사채 3년 금리가 원래 구조형 연립방정식에서 균형 물량인 균형 민간 총고정자본 형성과 함께 내생변수로서 균형적으로 결정될 가능성이 농후하므로, 동기 값은 본 축약형 방정식에 없으나 1, 2기 전기 값은 설명변수로 도입
- GDP는 거시경제 전체적 구조에서 내생적으로 결정되는 변수이므로 동기 값은 축약형 방정식에 없으며, 1, 2기 전기값이 설명변수로 도입되며, 물가(CPI), 통화량(M2), 환율(FX), KOSPI 지수(KOSPI) 등도 GDP와 유사한 방식으로 내생적으로 결정되는 변수로 보아 1, 2기 전기 값만 설명변수로 도입
- 콜금리(CALL)은 중앙은행이 정하는 금리이므로 상대적으로 외생적이라고 보아 동기, 1기전, 2기전 값이 설명변수로 도입

회귀모형의 추정결과는 국채 발행을 국채 발행 잔액으로 측정한 경우와 신규 발행 금액으로 측정한 경우 각각을 <표 5>에 제시하였다. 각 변수의 의미와 단위는 지면 절약을 위해 표에 상세하게 제시하였다.

분석결과를 보다 자세히 살펴보자. BAL_GB 분석 및 ISS_GB 분석 각각에서 BAL_GB_t , BAL_GB_{t-1} , BAL_GB_{t-2} 및 ISS_GB_t , ISS_GB_{t-1} , ISS_GB_{t-2} 의 계수는 후자의 모형 (1)을 제외하면 모두 유의하지 않다. 따라서 동기간, 1기전, 2기전 국채 발행이 민간 총고정자본 형성에 영향을 미치지 못하는 것으로 파악된다.

반면 각종 특수한 기간에 대한 더미와의 상호작용항 추정결과를 보면, 이들 더미가 정의된 카드채 사태의 2003~2004년 부근, 글로벌 금융위기의 2008~2009년 부근의 기간에 있어 BAL_GB나 ISS_GB의 1기나 2기전 값이 민간 고정자본 형성을 오히려 증가시킨다는 증거들이 적지 않게 보인다. BAL_GB에 있어서는 2008년에 있어 전기 BAL_GB가 2009년에 있어서는 2기전 BAL_GB 또는 2008~2009년에는 동기 또는 전기 BAL_GB가 민간 총고정자본에 양(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 상호작용항 계수가 나타내는 것은 정상시에 비해 그 특정 시기에 상대적으로 양의 효과가 있다는 것을 나타낸다. 아울러 글로벌 금융위기 기간에 있어서도 1기전 BAL_GB가 민간 총고정자본 형성에 양(+)의 매우 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 ISS_GB의 분석에서도 크게 다르지 않다. 다만, ISS_GB에 있어서는 그 과거치가 유의하게 음(-)의 영향을 민간 총고정자본 형성에 미친 시기도 있었다는

〈표 5〉 국제 발행으로 인한 민간투자의 구축효과에 관한 분석결과

	종속변수: PRIV_INV(민간 총고정자본 형성)						종속변수: PRIV_INV(민간 총고정자본 형성)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PRIV_INV(-1)	-0.2376 (0.50)	-0.3632 (0.35)	-0.4369* (0.23)	-0.4084 (0.25)	0.2245 (0.27)	PRIV_INV(-1)	-1.6592*** (0.25)	-0.5403 (0.41)	-0.5206 (0.39)	-0.5167 (0.45)	0.1026 (0.27)
PRIV_INV(-2)	0.1360 (0.30)	0.2015 (0.32)	0.4272* (0.22)	0.3169 (0.26)	0.1171 (0.28)	PRIV_INV(-2)	0.0243 (0.29)	0.1640 (0.25)	0.0847 (0.27)	0.1974 (0.29)	0.1552 (0.25)
PRIV_INV(-3)	-0.2219 (0.35)	-0.2739 (0.32)	-0.0830 (0.25)	-0.1037 (0.26)	-0.2021 (0.28)	PRIV_INV(-3)	0.8976** (0.36)	0.1414 (0.37)	0.1191 (0.32)	0.0920 (0.37)	0.0529 (0.24)
PRIV_INV(-4)	-0.1142 (0.24)	-0.1527 (0.31)	-0.1813 (0.22)	-0.2695 (0.22)	-0.1421 (0.22)	PRIV_INV(-4)	-0.6200** (0.22)	-0.1861 (0.30)	-0.1492 (0.33)	-0.1449 (0.35)	-0.0074 (0.18)
CSPREAD(-1)	0.6303 (2.94)	-1.3049 (2.52)	-0.0449 (1.76)	-0.2149 (1.98)	0.3292 (3.43)	CSPREAD(-1)	-4.4869** (1.75)	-2.2397 (2.52)	-2.5566 (2.36)	-2.2850 (2.93)	-1.6501 (3.33)
CSPREAD(-2)	3.9182 (3.57)	0.7270 (2.72)	2.6932 (2.15)	2.2567 (2.86)	3.6218 (3.25)	CSPREAD(-2)	7.5144** (2.44)	-0.8665 (3.06)	-1.4467 (3.86)	-0.3746 (4.51)	3.8697 (2.52)
GDP(-1)	0.1723 (0.13)	0.1434 (0.14)	0.1299 (0.10)	0.0667 (0.11)	0.0560 (0.11)	GDP(-1)	0.3717** (0.12)	0.1737 (0.14)	0.1158 (0.15)	0.1718 (0.18)	0.0960 (0.10)
GDP(-2)	0.0581 (0.09)	0.0341 (0.11)	0.0217 (0.08)	-0.0222 (0.07)	-0.0288 (0.08)	GDP(-2)	0.0799 (0.05)	0.1061 (0.08)	0.1001 (0.08)	0.1061 (0.09)	0.0243 (0.07)
CPI(-1)	2.3104 (1.86)	2.4061 (2.37)	2.2970 (1.72)	1.0331 (1.59)	0.7295 (1.91)	CPI(-1)	4.4781** (1.61)	3.1925 (2.11)	2.8255 (2.25)	3.0063 (2.46)	1.3378 (1.65)
CPI(-2)	-0.7921 (2.89)	0.3651 (2.87)	0.8168 (2.26)	0.2020 (2.54)	1.2530 (2.68)	CPI(-2)	-2.9078 (2.04)	0.4981 (2.82)	1.3703 (2.72)	0.4819 (3.22)	2.1382 (2.14)
BAL_GB	-0.0248 (0.26)	-0.0324 (0.23)	0.1011 (0.19)	0.0523 (0.20)	0.0151 (0.21)	ISS_GB	0.2359 (0.13)	0.2288 (0.20)	0.2175 (0.19)	0.2184 (0.20)	0.1758 (0.14)

〈표 5〉 계 속

	종속변수: PRIV_INV(민간 출고경자본 형성)					종속변수: PRIV_INV(민간 출고경자본 형성)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
BAL_GB(-1)	0.0693 (0.18)	0.0971 (0.19)	0.0935 (0.12)	-0.0555 (0.13)	-0.0741 (0.15)	ISS_GB(-1)	0.2066* (0.10)	0.2180 (0.13)	0.1768 (0.11)	0.2230 (0.13)	0.1701 (0.10)
BAL_GB(-2)	-0.1239 (0.19)	-0.1382 (0.14)	-0.1494 (0.12)	-0.1247 (0.12)	-0.0361 (0.13)	ISS_GB(-2)	0.0194 (0.17)	0.0623 (0.21)	0.0740 (0.15)	0.0422 (0.22)	0.0755 (0.14)
DY2003×	0.6146 (0.53)					DY2003×	-0.7950 (0.63)				
BAL_GB(-1)						ISS_GB(-1)					
DY2003×	-0.5312 (0.55)					DY2003×	0.8733* (0.43)				
BAL_GB(-2)						ISS_GB(-2)					
DY2004×	-0.5942 (0.66)					DY2004×	-0.3745* (0.17)				
BAL_GB(-1)						ISS_GB(-1)					
DY2004×	0.6069 (0.43)					DY2004×	-0.0361 (0.18)				
BAL_GB(-2)						ISS_GB(-2)					
DY2008×	0.7204* (0.38)					DY2008×	-0.1223 (0.28)				
BAL_GB(-1)						ISS_GB(-1)					
DY2008×	-0.0449 (0.68)					DY2008×	-0.8093*** (0.21)				
BAL_GB(-2)						ISS_GB(-2)					
DY2009×	0.1410 (0.49)					DY2009×	-3.4561*** (0.49)				
BAL_GB(-1)						ISS_GB(-1)					
DY2009×	0.6234* (0.30)					DY2009×	3.7880*** (0.64)				
BAL_GB(-2)						ISS_GB(-2)					
DY0304×		0.0920 (0.28)				DY0304×		-0.1547 (0.20)			-0.1676 (0.24)
BAL_GB(-1)				0.2138 (0.24)		ISS_GB(-1)					

〈표 5〉 계 속

	종속변수: PRIV_INV(민간 출고정자본 형성)					종속변수: PRIV_INV(민간 출고정자본 형성)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DY0304 × BAL_GB(-2)		-0.1200 (0.24)		0.0185 (0.24)		DY0304 × ISS_GB(-2)	0.0564 (0.26)		0.0815 (0.28)	
DY0809 × BAL_GB(-1)			0.4302 (0.25)	0.5701** (0.26)		DY0809 × ISS_GB(-1)		-0.0985 (0.41)	-0.0816 (0.44)	
DY0809 × BAL_GB(-2)			0.3954** (0.16)	0.5026** (0.21)		DY0809 × ISS_GB(-2)		0.0428 (0.52)	0.1255 (0.57)	
D ^{CARD} × BAL_GB(-1)					0.2246 (0.26)	D ^{CARD} × ISS_GB(-1)				-0.1223 (0.16)
D ^{CARD} × BAL_GB(-2)					-0.0880 (0.24)	D ^{CARD} × ISS_GB(-2)				0.0839 (0.16)
D ^{CRISIS} × BAL_GB(-1)					1.0722*** (0.35)	D ^{CRISIS} × ISS_GB(-1)				5.4457** (2.22)
D ^{CRISIS} × BAL_GB(-2)					-0.3777 (0.70)	D ^{CRISIS} × ISS_GB(-2)				-5.2666 (3.10)
M2(-1)	0.0061 (0.08)	0.0115 (0.10)	0.0214 (0.06)	-0.0114 (0.05)	-0.0173 (0.06)	M2(-1)	-0.0084 (0.04)	0.0498 (0.07)	0.0516 (0.07)	0.0202 (0.05)
M2(-2)	0.0415 (0.06)	0.0524 (0.06)	0.0638 (0.04)	0.0456 (0.04)	0.0674 (0.05)	M2(-2)	0.1122* (0.05)	0.0881 (0.09)	0.0855 (0.09)	0.1179* (0.06)
FX(-1)	-0.0073 (0.04)	-0.0089 (0.03)	-0.0031 (0.02)	0.0135 (0.02)	-0.0129 (0.03)	FX(-1)	-0.0159 (0.02)	0.0029 (0.03)	0.0010 (0.03)	-0.0236 (0.02)
FX(-2)	-0.0195 (0.02)	-0.0252 (0.02)	-0.0121 (0.01)	-0.0230 (0.02)	-0.0205 (0.02)	FX(-2)	-0.0087 (0.02)	-0.0282 (0.02)	-0.0283 (0.02)	-0.0142 (0.02)

〈표 5〉 계 수

	종속변수: PRIV_INV(민간 총고정자본 형성)						종속변수: PRIV_INV(민간 총고정자본 형성)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
KOSPI(-1)	-0.0023 (0.01)	0.0009 (0.01)	0.0011 (0.01)	-0.0029 (0.01)	-0.0000 (0.01)	KOSPI(-1)	-0.0015 (0.00)	0.0065 (0.01)	0.0055 (0.01)	0.0058 (0.01)	0.0074 (0.01)
KOSPI(-2)	-0.0041 (0.01)	0.0076 (0.01)	-0.0007 (0.01)	-0.0045 (0.01)	0.0001 (0.01)	KOSPI(-2)	-0.0038 (0.00)	0.0039 (0.01)	0.0045 (0.01)	0.0042 (0.01)	0.0004 (0.00)
CALL	1.3074 (4.51)	5.0276 (4.38)	2.9175 (3.42)	3.4246 (4.51)	-0.4522 (4.25)	CALL	6.8588* (3.29)	5.1810 (4.17)	6.4546 (4.40)	5.2279 (4.80)	-0.5974 (3.13)
CALL(-1)	3.4437 (5.17)	-6.3423 (3.73)	1.0031 (4.17)	2.5032 (4.92)	6.1535 (6.50)	CALL(-1)	-7.2997 (4.97)	-3.5772 (4.18)	-4.7527 (4.12)	-4.1878 (4.13)	6.0335 (4.11)
CALL(-2)	-2.3752 (3.26)	1.9314 (2.92)	-1.3106 (2.36)	-2.4464 (2.66)	-4.0952 (3.96)	CALL(-2)	5.1814** (2.24)	1.6498 (3.14)	1.7913 (3.03)	1.9865 (3.26)	-2.6358 (2.89)
N	39	39	39	39	39	N	39	39	39	39	39
R ²	0.946	0.847	0.905	0.920	0.910	R ²	0.974	0.837	0.833	0.838	0.923

주: 표본 기간은 2000년 4분기~2011년 2분기이다. 이 기간 동안의 총 42개 분기별 시계열 자료를 사용하였다. 모든 변수는 평활화 상수 1,600 하에 HP 필터를 적용하였다. 더미변수를 제외한 모든 변수는 CPI를 이용하여 모두 실질화하였다. 추정을 위해 OLS 및 White 공식 적용하였다. *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타내며, 괄호 안의 수치는 해당 계수 추정치의 표준오차이다.

각 변수의 의미와 단위는 다음과 같다: 총고정자본 형성 PRIV_INV는 2005년도 화폐기준 조 원, BAL_GB 및 ISS_GB는 각각 국제 발행잔고 및 국제 신규 발행 금액으로 2005년도 화폐기준 조 원, CALL은 콜금리로 2005년도 화폐기준 연율 %, GDP는 2005년 화폐기준 조 원, KOSPI는 2005년도 화폐기준지수, M2는 2005년도 화폐기준 조 원, FX는 해당 시점 1달러당 2005년도 화폐기준 원, CSPREAD는 신용 스프레드로 회사채 우량 3년 금리에서 국제 3년 금리를 차감하여 계산하였고, 2005년도 화폐기준 연율 %가 단위이며, CPI는 2005년 100으로 정규화된 지수이다.

것을 나타낸다. 따라서 ISS_GB로부터 추론할 수 있는 사안이 아주 명확하지는 않다. 한편, 각 금융위기의 시기 현상적으로는 금융경색으로 민간 총고정자본 형성이 줄어들었을 수 있다. 하지만 1기전 BAL_GB의 계수가 양수라는 것은 1기전 BAL_GB가 없었다면 민간 고정자본 형성이 보다 크게 줄어들었을 수 있었음을 의미하는 것이지 그 시기에 반드시 민간 총고정자본 형성이 늘어났다는 것은 아니다.

결국, 분기별 자료를 이용한 국채 발행이 민간투자에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과는 경기침체나 금융경색의 시기 국채 발행이 구축효과가 아닌 구인효과가 존재한다는 상당한 개연성을 보여준다고 할 수 있다.

IV. 결 론

최근 글로벌 위기에 대응하는 경기부양정책과 다양한 분야의 복지 수요 확대로 재정지출이 증대됨에 따라 재정건정성 악화에 대한 우려가 점차 커져 가고 있다. 해외 연구에서는 다양한 방법을 통해, 국채 발행과 이자율 간의 관계 및 재정지출 증대 시 구축효과가 나타나는지 아니면 구인효과가 나타나는지에 대한 분석이 활발히 진행되었고, 최근 Reinhart and Rogoff(2009)의 연구를 놓고 연구결과의 신빙성에 대한 논쟁도 크다.

우리나라의 경우 이러한 연구가 거의 진전되지 못하고 있다. 현재 정부는 지속적으로 경기부양을 위한 저금리, 재정방출정책을 취하고 있다. 이는 미국, 일본, 영국 등의 선진국도 마찬가지다. 본고에서는 우선적으로 정부의 국채 발행이 이자율에 미치는 영향 및 이로 인한 민간투자에 대한 구축효과 혹은 구인효과 여부를 분석하는 데 초점을 두고 있다. 따라서 본 연구의 결과들이 최근 중요한 이슈인 재정건정성 및 재정지출에 관한 이슈들에 대하여 시사하는 바가 크며, 국가 재정운영 방향에 대한 기본적 판단의 기초를 제공할 뿐만 아니라 구축효과와 구인효과 관련 국내 연구의 활성화에 많은 기여를 할 것으로 기대한다.

각 정부의 행태에서 보듯이 정부가 금융위기나 경기침체기에 시장의 불확실성을 줄이고 경기를 부양하기 위해 활용하는 수단 중의 하나가 국채 발행으로 민간저축을 흡수하여 재정지출을 늘리는 것이다. 그러나 기존의 전통적인 이론에서 설명하는 것처럼, 국채 발행은 시장이자율을 상승시켜 민간투자를 위축시

킨다는 구축효과로 인해 국채 발행을 통한 재정정책의 효과는 미미하고, 국가의 이자 상환에 대한 부담만 가중시켜 재정건전성 악화의 원인이 될 수도 있다. 그러나 본고의 실증적 증거들은 평시가 아니라 금융경색이나 경기침체 등의 경제위기 시에는 국채 발행 증가를 통한 재정지출이 민간의 금융경색에 대한 숨통을 틔여 민간투자를 활성화시키고 궁극적으로 GDP를 증가시키는 구인효과로 나타날 수 있다는 점을 시사하고 있다. 이 경우에는 GDP 증가를 통해 정부 수입을 증대시킬 수도 있으므로 재정적자가 늘어나지 않을 수 있다. 최근 한국 정부를 비롯한 각국 정부의 재정방출이나 양적 완화를 사용할 정도의 통화팽창정책은 이러한 경기부양 효과의 가능성을 노리는 것으로 해석할 수 있다. 사실 정부정책의 경기부양 효과 여부 및 그 효과성에 대한 논쟁의 역사는 매우 깊다. 하지만 본고의 결과는 적어도 경기침체나 금융경색의 시기 국채 발행을 통해서라도 재정지출을 늘리는 것이 바람직하다는 점을 시사하고 있다.

우선, 국채 발행이 이자율에 미치는 영향에 대한 분석결과는 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 일반적으로 국채 발행에 따른 정부 부채 증가는 국채시장에서 국채 금리를 상승시키는 것으로 나타났다. 하지만 2003~2004년 국내 금융시장 카드채 위기, 2008~2009년 글로벌 금융위기로 인한 금융경색 및 경기침체의 시기에는 그러한 정부 부채 증가에 따른 금리 상승효과가 크게 상쇄되어 순효과 측면에서는 이자율이 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 이는 일반적인 시기에는 국채 발행을 재원으로 한 정부 지출이 민간투자의 구축효과를 야기하지만, 금융경색 또는 경기침체의 시기에는 구인효과가 존재할 수 있다는 개연성을 시사하는 중요한 증거라고 판단된다. 다음으로는, 정부가 국채 발행을 하게 되면 민간투자를 구축시키는 구축효과가 나타나는지 아니면 민간투자를 활성화시키는 구인효과가 나타나는지를 분석하였다. 역시 금융경색 혹은 경기침체 시기에는 국채 발행이 민간투자를 오히려 촉진한다는 증거를 얻게 되었다.

한편, 본 연구가 국채 발행이 이자율에 대해 미치는 효과를 분석하면서, 재정정책에 초점을 두고 카드채 사태 기간이나 글로벌 금융위기 기간 등의 신용경색 기간 동안의 저금리 기조의 통화정책에 대한 효과는 동시에 충분히 반영시키고 있지 않다는 점에서 한계를 인지하고 있다. 특히, 국제적 신용경색, 경기침체 등의 시기에 통화정책과 재정정책의 동시적 경기부양 효과에 대한 연구는 매우 중요한 영역으로서 향후 연구과제로 남기고자 한다.

참 고 문 헌

- 구정모·이현훈·임재영, “우리나라의 재정지출 구조변화요인 분석: OECD 국가와의 비교,” 『한국경제연구』 제30권 제2호, 2012, 5~39.
- 금선옥·이연호, “공공자본이 민간부문의 산업별 자본생산성과 투자에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제30권 제3호, 2012, 61~97.
- 김영덕·조경엽, “우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석,” 『한국경제연구』 제23권, 2008, 31~65.
- 이만우·박시현, “금융위기 이후의 재정정책 방향: 재정건전성 논의를 중심으로,” 『한국경제의 분석』 제16권 제3호, 2010, 183~238.
- 이영, “글로벌 경기침체에 대응한 재정정책의 평가와 과제,” 『한국경제연구』 제25권, 2009, 305~324.
- Ardagna, Silvia, Francesco Caselli, and Timothy Lane, “Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service: Some Estimates for OECD Countries,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 7, 2007, 28~60.
- Argimon, I., J. M. Gonzalez-Paramo, and J. M. Roldan, “Evidence of Public Spending Crowding-out from a Panel of OECD Countries,” *Applied Economics*, 29, 1997, 1001~1010.
- Aschauer, D. A., “Does Public Capital Crowd Out Private Capital?,” *Journal of Monetary Economics*, 24, 1989, 171~188.
- Barro, Robert J., “The Neoclassical Approach to Fiscal Policy,” in Robert J. Barro, ed., *Modern Business Cycle Theory*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1989, 178~235.
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, “World Real Interest Rates, National Bureau of Economic Research,” Working Paper #3317, 1990.
- _____, “World Interest Rates and Investment,” National Bureau of Economic Research, Working Paper #3849, 1991.
- Baxter, M. and R. G. King, Measuring Business Cycle: Approximate Band-pass Filter for Economic Time Series, *Review of Economics and Statistics*, 81, 1999, 575~593.
- Bernheim, B. Douglas, “Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and

- Evidence,” in Stanley Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, 1987, 263~304.
- _____, “A Neoclassical Perspective on Budget Deficits,” *Journal of Economic Perspectives*, 3, 1989, 55~72.
- Butterworth, S., “On the Theory of Filter Amplifiers,” *Experimental Wireless and the Wireless Engineer*, 7, 1930, 536~465.
- Calomiris, Charles, Eric M. Engen, Kevin Hassett, and R. Glenn Hubbard, “Do Budget Deficit Announcement Move Interest Rates?,” Mimeograph, American Enterprise Institute and Columbia University, 2003.
- Cass, David, “Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation,” *Review of Economic Studies*, 32, 1965, 233~240.
- Cebula, Richard J. and James V. Koch, “An Empirical Note on Deficits, Interest Rates, and International Capital Flows,” *Quarterly Review of Economics and Business*, 29, 1989, 121~127.
- _____, “Federal Budget Deficits, Interest Rates, and International Capital Flows: A Further Note,” *Quarterly Review of Economics and Business*, 34, 1994, 117~120.
- Christiano, L.J. and T.J. Fitzgerald, “The Band Pass Filter,” *International Economic Review*, 44, 2003, 435~465.
- Cohen, Darrel and Olivier Garnier, “The Impact of Forecasts of Budget Deficits on Interest Rates in the United States and Other G7 Countries,” Mimeograph, Federal Reserve Board, 1991.
- Elemendorf, Douglas W., “Actual Budget Deficit Expectations and Interest Rates,” Mimeograph, Harvard University, 1993.
- Elmendorf, Douglas W. and Jeffrey B. Liebman, “Social Security Reform and National Saving in an Era of Budget Surplus,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2000, 2000, 1~71.
- Engen, Eric M. and R. Glenn Hubbard, “Federal Government Debt and Interest Rates, American Enterprise Institute,” Working Paper #105, 2004.
- Engsted, T., “Does the Long-term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-country Analysis,” *Review of Economics and Statistics*, 77, 1995, 42~54.
- Evans, Charles L. and David Marshall, “Economic Determinants of the Nominal

- Treasury Yield Curve, Federal Reserve Bank of Chicago,” Working Paper, # 2001-16, 2002.
- Gale, William G. and Peter Orszag, “The Economic Effects of Long-Term Fiscal Discipline,” Urban Institute-Brookings Institution Tax Policy Center Discussion Paper, 2002.
- Gale, William G. and Samara R. Potter, “An Economic Evaluation of the Economic Growth and Tax Relief and Reconciliation Act of 2001,” *National Tax Journal*, 60, 2002, 133~186.
- Geske, R. and R. Roll, “The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation,” *Journal of Finance*, 38, 1983, 1~33.
- Gultekin, N. B., “Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries,” *Journal of Finance*, 38, 1983, 49~65.
- Hatano, Toshiya, “Crowding-in Effect of Public Investment on Private Investment, Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan,” *Public Policy Review*, 6, 2010, 105~119.
- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott, “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1997, 1~16.
- Kitchen, John, “Domestic and International Financial Market Responses to Federal Deficit Announcements,” *Journal of International Money and Finance*, 15, 1996, 239~254.
- Koopmans, Tjalling C., *On the Concept of Optimal Economic Growth, in Econometric Approach to Development Planning*, North-Holland Publishing Co., Amsterdam, 1965, 225~287.
- Koustaş, Z. and A. Serletis, “On the Fisher Effect,” *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, 105~130.
- Krugman, Paul, Crowding in, New York Times, September 28, 2009.
- Laubach, Thomas, New Evidence on the Interest Rate Effects of Budget Deficits and Debt, Finance and Economics Discussion Series 2003-12, Federal Reserve Board, 2003.
- Miller, Stephen M. and Frank S. Russek, “Do Federal Deficits Affect Interest Rates? Evidence from Three Econometric Methods,” *Journal of Macroeconomics*, 26, 1996, 894~902.

- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55, 1987, 703~708.
- Ramsey, Frank, “A Mathematical Theory of Saving,” *Economic Journal*, 38, 1928, 543~559.
- Rapach, D. E., “International Evidence on the Long Run Impact of Inflation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35, 2003, 23~48.
- Ravn, M. O. and H. Uhlig, “On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations,” *Review of Economics and Statistics*, 84, 2002, 371~376.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth F. Rogoff, “The Aftermath of Financial Crises,” *American Economic Review*, 99, 2009, 466~472.
- Seater, John J., “Ricardian Equivalence,” *Journal of Economic Literature*, 31, 1993, 142~190.
- Solnik, B., “The Relation between Stock Prices and Inflationary Expectations: The International Evidence,” *Journal of Finance*, 38, 1983, 35~48.
- Werning, Ivan, *Managing a Liquidity Trap: Monetary and Fiscal Policy*, National Bureau of Economic Research, Working Paper #17344, 2011.

[Abstract]

Does Government Bonds Issuance Affect Interest Rate and Private Sector Capital Investment in Korea?*

Eunsook Seo** · Ki Beom Binh*** · Seiwoon Hwang****

Various empirical studies of government bonds issuance and private sector capital investment show contradictory results: In some papers, fiscal spending funded by government bonds issuance is found to have only a small effect on GDP due to a crowding-out effect as a result of interest rate rise. In other papers, a positive impact on GDP is found and is described as a crowding-in effect.

This study examines empirically (i) the effect of government bonds issuance on the interest rate, and (ii) whether any rise in the interest rate due to bonds issuance results in a crowding-out effect.

Our analysis shows that increased government spending through bonds issuance during normal economic times does increase the interest rate and causes crowding-out of private investment. In contrast, the effect of government deficits on the interest rate is much reduced during a credit crisis or recession period, that is, in that case crowding-in happens.

Keywords: government bonds issuance, private sector capital investment, interest rate, crowing-out effect, crowding-in effect

JEL Classification: H12, H60, H63, E22, E62

* This research was supported by 2013 Research Grant from Sangmyung University.

** First Author, Associate Professor, Department of Economics and Finance, Sangmyung University, Tel: +82-2-759-5429, E-mail: esseo@smu.ac.kr

*** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Myongji University, Tel: +82-2-300-0683, E-mail: bink1@mju.ac.kr

**** Author, Research Fellow, Korean Capital Market Institute, Tel: +82-2-3771-0824, E-mail: neptune@kcmi.re.kr