

글로벌 금융위기 전후 통화정책 반응함수 비교 분석*

곽노선** · 김원혁***

2016년 2월

초록

본 연구는 한국은행이 물가안정목표제 아래에서 이자율을 타겟팅한 1999년 이후의 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하였다. 특히 글로벌 금융위기 전과 후에 통화정책 반응함수가 어떻게 달라졌는지 초점을 두어 분석하였다. GMM 및 2SLS 추정방법으로 통화정책 반응함수를 추정한 결과는 다음과 같다. 첫째, 기준금리는 총생산 갭에 대하여 금융위기 전후에 모두 유의하게 반응한 것으로 나타났지만 금융위기 발생 후에는 계수가 크게 증가하였다. 둘째, 기대인플레이션에 대한 반응은 금융위기 이전과 이후에 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 셋째, 기준금리는 금융위기 이전에는 미국의 정책금리인 연방기금금리(Federal Fund Rate)의 변화에, 이후에는 미국의 양적완화에 대하여 동조적인 유의한 반응이 나타났다. 넷째, 실질환율이 상승할 때에는 기준금리가 하락하는 경향이 나타났다. 다섯째, 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우를 나누어 추정하였을 경우에는 통화정책 반응함수의 차이가 거의 없었지만 경기확장기와 경기침체기를 나누어 추정하면 경기침체기에 총생산 갭에 더 크게 반응하는 것으로 추정되었다.

핵심 주제어: 글로벌 금융위기, 통화정책 반응함수, 경기변동
경제학문헌분류 기호: H2, H5, E3

* 본 연구는 2015년도 서강대학교 교내연구비 지원에 의해 이루어졌다.

** 교신저자, 서강대학교 경제학부 교수, 주소: 121-742 서울시 마포구 백범로 35 (신수동 1번지),
Tel: 02) 705-8770, Fax: 02) 704-8599, E-mail: kwark@sogang.ac.kr.

*** 서강대학교 대학원 경제학과 박사과정, E-mail: dilkusha87@daum.net.

I. 서론

2007~2008년에 시작된 글로벌 금융위기는 대공황에 버금갈 정도로 금융시장의 혼란과 실물경제에 대한 악영향을 야기할 가능성이 높았지만 사상 최대의 확장적인 통화정책을 비롯한 적극적인 경제정책 시행을 통하여 경기침체의 심도를 완화할 수 있었다고 평가되고 있다. 이러한 금융위기를 계기로 통화정책의 중요성이 더욱 강조되고 있는 한편 'New Normal'이라는 표현에서 알 수 있듯이 경제 구조가 이전과는 다른 형태로 변화될 수 있음을 지적하고 있다.¹⁾ 따라서 이러한 변화된 경제 환경 속에서 경제정책의 중요한 부분인 통화정책을 살펴보고 통화정책 반응함수의 추정을 통하여 정책금리 결정과정을 평가하고 분석하는 것은 중요한 작업이라고 판단된다. 물가안정목표제를 중심으로 한 통화정책에 대한 성과분석은 1998년 물가안정목표제가 도입된 이래 꾸준히 진행되어 왔다. 물가안정목표제를 시작한 이후 1999년에는 하한을 이탈한 것을 제외하면 2012년까지 목표 범위에 머무르는 성과를 거두었다고 볼 수 있다. 그러나 2013-2015년 3년 기간에는 중기물가안정목표가 $3\% \pm 0.5\%$ 이었지만 실제로 3개년 평균 소비자물가상승률은 1%를 겨우 넘어서는 수준에 그쳐 하한을 크게 밀돌았다. 또한 정책금리의 변동과 관련하여 시장의 기대와 다른 결정이 이루어진 적이 있다고 비판받는 경우가 있었다. 아래의 <Figure 1>을 보면 한국은행의 금리 결정이 총생산 갭에 어떻게 반응하였는지 추측해볼 수 있다. <Figure 1>에서는 산업생산지수와 통계청이 발표한 경기종합지수의 잠재치로부터의 이탈정도를 HP-filtering의 방법으로 계산하여 총생산 갭을 표시하였고 음영처리된 부분은 통계청이 발표한 경기순환일에 기초하여 경기침체기간을 표시하였다.²⁾ 일반적인 테일러 준칙에 기초한 통화정책 결정함수는 총생산 갭에 대하여 양의 반응을 보여야 한다. 따라서 <Figure 1>에 그려진 총생산 갭이 경기변동을 적절히 반영하고 있다면 동행성을 보이는 것이 적절하다. 분명히 2009년 이후의 정책금리는 총생산 갭과 시차를 두고 변화되었음을 확인할 수 있다. 정책금리의 결정에서 중요하게 고려되어야 할 또 하나의 요인은 인플레이션 압력이다. <Figure 2>에서는 통화정책이 미래 인플레이션 압력을 제거하기 위해 선제적으로 금리조정을 한다는 전제아래 향후 1년 동안 실제 발생한 인플레이션율과 정책금리를 표시하였다. 물론 인플레이션 압력은 기대인플레이션으로 표시되어야 하기 때문에 실현된 인플레이션율을 이용하는 것은 그 의미에 제한이 있을 수 있다. <Figure 2>로부터 통화정책에서 결정하는 정책금리는 인플레이션 압력에 양의 관계를 가지고 변화되어야 한다. 대체적으로 양의 관계를 보여주는 것 같지만 2009년 이후에는 상당한 시차를 보여주고 있음을 알 수 있다.

본 연구는 한국은행이 물가안정목표제 아래에서 이자율을 타겟팅한 1999년 이후의 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하여 이론적으로 의미하는 테일러 준칙과 비슷한 모습을 얻을 수 있는지 살펴보고자 한다. 특히 글로벌 금융위기 전과 후에 통화정책 반응함수가 어떻게 달라졌는지 초점을 두어 분석할 것이다. 분석 방법으로는 Clarida et al.(1998)이 사용한 GMM 추정 방법 및 2SLS 추정방법으로 통화정책 반응함수를 추정하여 글로벌 금융위기 이전과 이후에 정책금리 결정 함수를 분석하고 구조적 차이가 있는지 분석할 것이다.

1) International Monetary Fund (2010), *Navigating the New Normal in Industrial Countries*. 15 December 2010. pp. 12-.

2) 통계청이 발표한 가장 최근의 경기순환일 변곡점은 2011년 8월(잠정)의 정점이다. 그 이후에 대하여 저점을 통과하였는지에 대한 새로운 발표는 없기 때문에 현재까지 경기침체 기간으로 임의적으로 가정하였다.

<Figure 1> 한국은행의 정책금리와 총생산 겹



주: Base Rate은 2007년 이전에는 콜금리의 목표수준, 그 이후에는 기준금리를 가리킴(좌축 좌표). IP는 산업생산지수를 HP-filtering으로 추세 제거하여 변동분을 추출하였고 Comindex는 경기종합지수(동행지수)를 HP-filtering으로 추세 제거하여 변동분을 표시하였음(둘 다 우축 좌표). 음영처리된 부분은 통계청이 발표한 경기침체 기간을 의미함.

<Figure 2> 한국은행의 정책금리와 인플레이션 압력



주: Base Rate은 2007년 이전에는 콜금리의 목표수준, 그 이후에는 기준금리를 가리킴(좌축 좌표). 음영처리된 부분은 통계청이 발표한 경기침체 기간을 의미함. 인플레이션 압력은 향후 1년 동안 발생할 실제 인플레이션에서 목표 인플레이션을 뺀 값을 의미함.(우축 좌표)

물가안정목표제와 통화정책 반응함수에 관한 국내 연구로는 신관호(2006), 백웅기(2009), 박원암(2010), 김정렬 · 김상봉(2012) 등이 있다. 신관호(2006)는 외환위기 이후 2005년까지 한국의 통화정책 및 환율정책의 변화를 살펴보고 성과를 분석하였다. 분기별 자료를 이용하여 추정한 통화정책 반응함수에서 콜금리는 기대인플레이션에는 반응하지 않는 것으로 나타났으며 GDP 갭에 대하여 강하게 반응하는 것으로 추정되었다. 또한 실질환율의 변동도 정책금리에 영향을 주는 요인으로 추정되었지만 유의성은 약하게 나타났다. 백웅기(2009)는 1998년부터 2007년까지 10년간 물가안정목표제의 운용성과를 분석하였는데 콜금리를 정책변수로 테일러 준칙을 추정한 결과 미래 1분기까지의 기대인플레이션과 4분기까지의 기대인플레이션에 양의 반응계수를 보였으며 GDP 갭에 대하여도 양의 계수를 보여 적절하게 대응하였다고 평가하고 있다. 다만 GDP갭을 명시적으로 구하여 사용하지 않고 생산증가율을 이용한 것이 일반적인 테일러 준칙과 다른 점이다. 박원암(2010)은 1996년부터 2008년까지의 월별 자료를 이용하여 글로벌 금융위기가 통화정책 운용에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 추정방정식에 1기전, 2기전 실질실효환율의 변화율을 포함하여 통화정책 반응함수를 추정하였는데 향후 12개월까지의 기대인플레이션과 산출량 갭에 양의 반응계수를 얻었고 실질환율의 변화에 대하여도 음의 관계를 가지고 대응하는 것으로 추정하였다.

본 연구는 기존의 연구와 차별화되는 측면은 다음과 같이 제시될 수 있다. 첫째, 금융위기 이전 기간과 금융위기 이후 기간을 명시적으로 분리하여 각각의 통화정책 반응함수를 추정하고 비교 분석하였다. 둘째, 이전의 연구들이 콜금리를 통하여 통화정책의 방향을 추정하였다면 본 연구에서는 콜금리 이외에 명시적으로 기준금리를 사용하여 통화정책 반응함수를 추정하였다. 물론 2007년 이전에는 한국은행이 발표한 콜금리의 목표수준을 의미한다. 셋째, 실질환율의 변화가 정책금리에 미치는 효과를 명시적으로 분석하여 테일러 준칙의 확장된 형태로 통화정책 반응함수를 추정하였다. 넷째, 국제금융시장에서 중요한 요인으로 영향을 미치는 미국 연방준비제도의 통화정책이 어떻게 한국 정책금리에 영향을 주었는지 살펴보기 위해 금융위기 이전에는 연방기금금리를 포함하여 통화정책 반응함수를 추정하였고 제로금리 정책이 시행된 금융위기 이후 기간에는 연방준비제도의 자산계정을 포함하여 반응함수를 추정하였다.

본 연구의 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기준금리는 총생산 갭에 대하여 금융위기 전후에 모두 유의하게 반응한 것으로 나타났으며 금융위기 발생 후에는 반응계수가 크게 증가하였다. 둘째, 기대인플레이션에 대한 반응은 금융위기 이전과 이후에 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 셋째, 기준금리는 금융위기 이전에는 미국의 정책금리인 연방기금금리(Federal Fund Rate)의 변화에, 이후에는 미국의 양적완화에 대하여 동조적인 유의한 반응이 나타났다. 넷째, 실질환율이 상승할 때에는 기준금리가 하락하는 경향이 나타났다. 다섯째, 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우를 나누어 추정하였을 경우에는 통화정책 반응함수의 차이가 거의 없었지만 경기확장기와 경기침체기를 나누어 추정하면 경기침체기에 총생산 갭에 더 크게 반응하는 것으로 추정되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서는 한국의 물가안정목표제를 요약하고 운용지표가 어떻게 변해왔는지 살펴보고 III절에서는 데이터와 추정모형에 대하여 설명한다. IV절에서는 추정결과를 분석하며 V절에서는 요약 및 결론을 제시한다.

II. 한국의 물가안정목표제와 운용지표의 변화

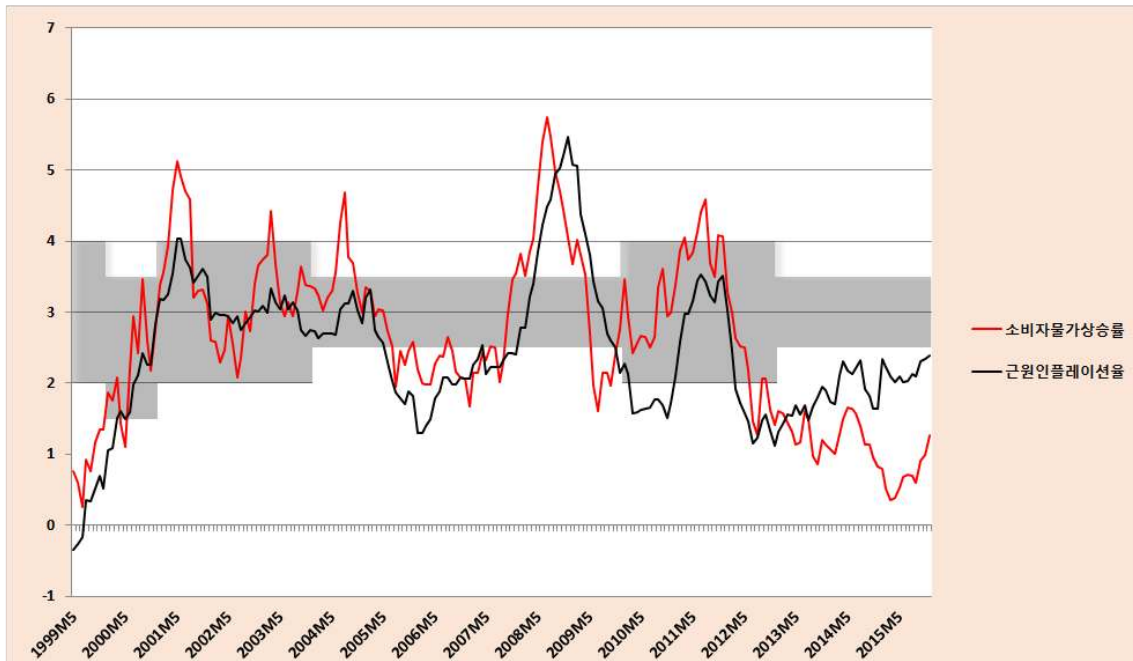
한국은행에서 수행하고 있는 통화정책의 기본 목표는 한국은행법에 명시된 바와 같이 ‘물가안정을 도모함으로써 국민경제의 건전한 발전에 이바지함을 목적’으로 하고 있으며, 2011년에 신설 포함된 한국은행의 통화신용정책의 목적에 금융안정에 유의할 것을 추가하였다. 한국은행이 물가안정목표제를 시행하면서 지표변수로서 이자율을 발표하기 시작한 것은 1999년 5월부터이다. 즉, 통화정책을 발표할 때 인플레이션 타겟팅을 수행하기 운용목표로서 콜금리의 목표수준을 발표하였다. <Table 1>은 한국은행의 통화정책 목표 변수 및 운용지표의 변화 과정을 표시하고 있다. 물가상승률 목표의 기준이 되는 변수로는 1998~1999년에는 소비자물가지수로 정하였으나 그 이후 2006년까지 근원인플레이션율을 목표 변수로 설정하였다. 근원인플레이션율은 물가지수에 포함되어 있는 일시적 요인에 의한 가격변동이 심한 농산물과 석유류가 제외되어 있어 물가의 추세적인 변동을 잘 반영한다고 알려져 있다. 그러나 근원인플레이션율이 현실 경제에서 체감하는 물가상승률과 괴리되어 있다는 비판에 2007년부터 경제주체에 보다 친숙한 소비자물가상승률로 목표변수를 전환하여 현재에 이르고 있다.

<Figure 3>에서는 1999년부터 2015년까지 소비자물가상승률, 근원인플레이션율, 물가상승률 정책 목표 범위를 표시하고 있다. 목표 범위를 설정하여 발표하는 물가상승률의 수준은 외환위기 기간인 1998년에는 $9\% \pm 1\%$ 로 매우 높았지만 이후 물가안정이 정착되면서 목표 범위도 3% 내외에서 설정되었다. 1999년부터 2003년까지는 매년 물가상승률 목표 수준 및 범위를 발표하여 통화정책을 운용하였으나 2004년 이후에는 단년도 물가목표 대신 중기물가목표체제로 전환하여 운용되었다. 즉, 통화정책 운용의 유연성을 확보하는 한편 통화정책이 물가 안정에 미치는 효과가 발생하는 시차를 고려하여 보다 신축적인 목표를 설정한 것이다. 2005~06년에는 2.5~3.5%(연간 물가상승률의 3년평균)로 설정하면서 변동 허용폭을 종전의 2%에서 1%로 축소하였다. 2007~09년중에는 물가안정목표 변동폭을 소비자물가지수를 기준으로 $3.0 \pm 1\%$ 로 정하였다. 종전의 물가안정목표는 중심치를 두지 않고 목표범위만을 표시하였으나 2007~09년 중에는 중심치를 설정하였는데, 경제주체들이 한국은행의 정책의도를 쉽게 파악할 수 있게 하여 기대인플레이션을 목표수준에 수렴하도록 유도하려는 목적에 그 배경이 있다. 2007년 12월부터 국제유가 등 원자재 가격의 급등과 글로벌 금융위기에 따른 원화가치 하락 등의 요인으로 물가안정목표 상한인 4.0%를 상회하기도 하였으나 대체적으로 3개년 평균 물가상승률이 목표범위에서 유지되었다. 그러나 2012년 이후에는 선진국을 중심으로 한 세계 경제의 성장성 둔화, 국제 유가 하락, 국내 경기침체 등의 영향으로 목표 하한인 2%를 지속적으로 하회하여 2013~2015년 기간에는 목표범위를 크게 벗어났다. 2016년부터는 중기물가안정목표제를 유지하면서 물가상승률의 중심치를 공식적으로 발표하고 목표 범위를 두는 대신에 중심치에서 0.5%를 6개월 연속 벗어날 경우 한국은행 총재의 설명의무를 명기하였다.

<Table 1> 한국의 통화정책 목표 변수와 운용지표의 변화

기 간	목표 변수	목표 범위	정책 지표
1998	소비자 물가지수	9.0±1	지준 총액
1999	(1998.1 ~ 1999.12)	3.0±1	
2000	근원 인플레이션 (2000.1 ~ 2006.12)	2.5±1	
2001		3.0±1	
2002			
2003		2.5~3.5	
2004			
2005			
2006			
2007	소비자 물가지수 (2007.1 ~ 현재)	3.0±0.5	기준금리 (2008.3 ~ 현재)
2008			
2009		3.0±1	
2010			
2011			
2012	2.5~3.5		
2013			
2014			
2015			

<Figure 3> 소비자물가상승률, 근원인플레이션율, 통화정책 목표 범위



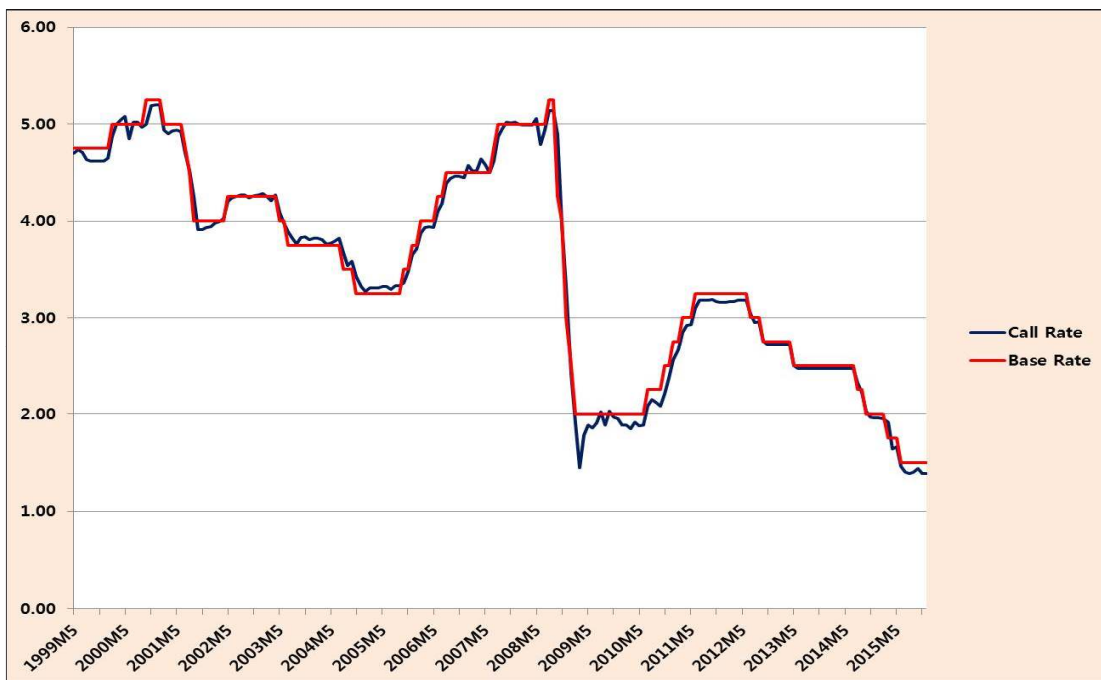
주: 2001~2006년에는 근원인플레이션의 목표범위를 발표하였으며 그 이후에는 소비자물가상승률의 목표범위를 발표하고 있다. 2004년부터는 중기물가안정목표로 3개년 평균의 목표치 범위를 의미한다.

Ⅲ. 데이터 및 분석 모형

1. 데이터

본 연구에서 분석 대상은 물가운용목표제 하에서 이자율이 정책목표로서 발표되기 시작한 1999년 5월부터 2015년 12월까지의 월별 자료이다.³⁾ 다만 아래 추정모형에서 제시하고 있는 것처럼 인플레이션 압력을 향후 1년 사이에 나타날 것으로 예상되는 인플레이션을 추정하여 미래지향적인 통화정책 반응함수를 추정하고 있기 때문에 실제로 추정되는 기간은 2000년 5월부터 2014년 12월이 된다. 한국은행 금융통화위원회에서 결정하는 정책금리는 1998년 10월부터 2008년 2월까지 콜금리의 목표수준이었고 2008년 3월부터는 기준금리로 변화되어 시행되고 있다. 따라서 통화정책 반응함수의 대상 종속변수는 실제 시장에서 형성되는 콜금리로 할 수도 있고 금융통화위원회에서 발표되는 콜금리의 목표수준과 기준금리로 할 수도 있다.⁴⁾ 두 가지 종류의 통화정책 대상 지표금리의 추이는 <Figure 4>에서 보여주고 있듯이 매우 유사하다.

<Figure 4> 콜금리와 정책금리의 추이



주: Base Rate는 2008년 3월 이전에는 금융통화위원회에서 결정한 콜금리의 목표수준을 의미하며 그 이후에는 기준금리를 가리킨다.

통화정책 반응함수에 포함되는 총생산 갭과 인플레이션 압력을 추정하기 위해 다음과 같

3) 1999년 5월 이전에는 중앙은행에서 기준총액을 운용목표로 하였고 콜금리를 정책금리 대상으로 통화정책을 운용한 1999년 5월부터 분석하였다.

4) 대부분의 기존 연구들에서는 시장에서 형성되는 콜금리를 대상 종속변수로 추정하고 있다. Clarida et al. (1998)에서도 미국의 경우에는 Federal Funds Rate을 대상 변수로 하고 있으며 일본에 대하여는 콜금리를 추정하고 있다.

은 자료를 이용하였다. 먼저 총생산 값을 추정하기 위해 일반적으로 산업생산지수 (Industrial Production Index)를 사용할 수 있으나 추가적으로 통계청에서 발표되는 경기 종합지수 중에서 동행종합지수를 이용하였다.⁵⁾ 총생산 값은 산업생산지수 또는 경기종합지수를 이용하여 Hodrick-Prescott filtering 방법으로 추세를 제거한 후 변동분을 계산하여 사용하였다. 통화정책 반응함수를 추정하기 위한 설명변수로서 현재의 총생산 값은 도구변수를 사용하여 추정하는 방식으로 계산되었다. 인플레이션 압력을 추정하기 위한 대상 지표로서 인플레이션은 소비자물가지수 상승률과 농산물과 석유류 제외 지수인 근원인플레이션을 사용하였다. 인플레이션 압력은 Clarida et al. (1998)에서 사용되었던 방식으로 미래의 인플레이션 압력을 추정하기 위해 도구변수 추정방법으로 추정하여 사용하였다. 즉, 통화정책은 정책금리를 결정하는 각 시점에서 향후 1년 동안에 발생하리라고 예측되는 인플레이션 압력에 선제적으로 대응한다는 개념 아래에서 도구변수를 사용하여 향후 12개월 후의 물가상승률을 추정한 후에 예측치를 사용하였다. 향후 물가상승률의 예측치는 향후 12개월까지의 실제 물가상승률을 종속변수로 설정하고 도구변수들의 과거 1~6개월, 9개월, 12개월전 자료를 이용하여 추정한 후 추정치(fitted value)를 사용하였다. 도구변수로는 물가상승률, 콜금리, 총생산 값, 상품가격지수의 변화율, 대미달러 실질환율 변화율을 사용하였다. 상품가격지수(Commodity Price Index, All Commodity)는 IFS (International Financial Statistics)로부터 구하였으며 농산물, 에너지를 포함한 원자재 등 모든 상품 가격을 나타낸다. 대미달러 실질환율 변화율은 대미달러 월평균 명목환율에 한국과 미국의 소비자물가지수를 적용하여 계산되었다. 추가적으로 통화정책 반응함수에 국제적 통화정책 공조 경향을 반영하기 위해 미국의 연방기금금리(federal funds rate) 또는 연방준비제도의 보유 자산 변화율을 포함시켜 통화정책 반응함수를 추정해 보았으며 한국과 같은 소국 개방경제에서 중요한 변수로 간주되는 대미달러 실질환율 변동률을 포함시켜 추정해 보았다.

2. 분석 모형

추정을 위한 통화정책 반응함수의 형태는 Clarida et al. (1998)를 따르고 있지만 약간의 변형을 시도하였다. 먼저 Clarida et al. (1998)의 추정 모형을 간략히 소개하면 다음과 같다. 한국은행이 결정한 t 기의 목표 기준금리를 i_t 라고 하면 Taylor 준칙의 한 형태로서 다음과 같은 정책금리 목표 i_t^* 결정을 위한 통화정책 반응함수를 생각해 볼 수 있다.

$$i_t^* = \bar{i} + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t|\Omega_t] - y^*) \quad (1)$$

\bar{i} 는 장기 명목이자율이고, π_{t+n} 은 t 기와 $t+n$ 기 사이의 인플레이션율이며, y_t 는 총생산량을 가리킨다. 또한 π^* 와 y^* 는 각각 목표 인플레이션율과 잠재총생산 수준을 의미한다. 중앙은행이 정책금리 목표수준을 i_t^* 를 즉시 설정하지 않고 아래와 같이 천천히 조정한다고 가정하면 ρ 는 이자율 평탄화 계수라고 해석할 수 있다.⁶⁾

5) 산업생산지수는 전산업생산지수(농림어업 제외)를 사용하였으며 계절변동이 조정된 통계청(<http://kosis.kr>) 자료를 사용하였다. 2000년 이전의 자료들은 서비스업이 제외된 광공업생산지수의 형태로 이용가능하며 1999년 5월~1999년 12월 자료는 광공업생산지수를 동일한 증가율로 연결하여 사용하였다.

6) 중앙은행이 이자율을 평탄(smooth)하게 천천히 조정한다는 가정은 금융시장의 안정성을 도모하고 정책의 신뢰성을 확보하기 위해 필요하다는 주장이 있다. (Goodfriend, 1991)

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t, \quad \rho \in [0, 1], \quad v_t \sim i.i.d. \quad (2)$$

i_t 는 실제 실행되는 정책금리 수준이며 v_t 는 이자율에 대한 외생적인 충격을 의미한다. $\alpha \equiv \bar{i} - \beta\pi^*$, $x_t \equiv y_t - y_t^*$ 라고 하고 위의 두 식을 결합하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t]) + \gamma(E[x_t|\Omega_t])] + \rho i_{t-1} + v_t \quad (3)$$

(3) 식을 관측된 변수로 표현하고 오차항을 ϵ_t 라고 할 때 오차항은 현재의 정보집합에서 평균이 0이고 v_t 와 미래 인플레이션율 및 총생산 갭의 예측오차의 선형결합, $\epsilon_t = -(1 - \rho)[\beta(\pi_{t+n} - E[\pi_{t+n}|\Omega_t]) + \gamma(x_t - E[x_t|\Omega_t])] + v_t$ 이 된다.

$$i_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma x_t + \rho i_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

(4)식을 추정하여 관심계수인 $\alpha, \beta, \gamma, \rho$ 를 도출할 수 있다. 추가적으로 z_t 를 인플레이션 압력과 총생산 갭 이외에 기준금리 결정에 영향을 미칠 수 있는 변수라 가정하면 (4)식에 포함하여 추정할 수 있다. z_t 에 해당하는 변수로는 대미달러 실질환율의 변화율, 미국의 정책금리 결정의 효과를 반영하기 위한 연방기금금리, 미국 연방준비제도의 자산계정 변화율 등을 고려하였다.

$$i_t = (1 - \rho)(\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \xi z_t) + \rho i_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

본 연구의 추정모형에서 Clarida et al.(1998)의 모형과 한 가지 다른 점은 목표 인플레이션율을 직접 대입하여 추정식에 사용하였다는 점이다. 미국의 통화정책은 명시적으로 목표 인플레이션율을 숫자를 발표하지 않기 때문에 Clarida et al. (1998)의 경우에는 상수항에 포함시켜 추정하였다. 즉, 공식적으로 발표를 하지는 않지만 연방준비제도의 정책결정에는 상수의 목표인플레이션율이 있다고 가정하고 추정하는 것이다. 이에 비해 한국은행의 통화정책 결정에서는 공식적으로 발표된 목표 인플레이션율을 직접 이용하여 추정할 수 있다. 목표 인플레이션율의 값은 매년 발표되다가 2007년 이후에는 중기 물가안정목표제를 시행하여 3개년 평균을 목표범위 내에 유지하려는 정책을 유지하고 있다. 따라서 (1)식에서 π^* 를 공식적으로 발표된 물가안정목표 수준인 π_t^* 로 바꾸고 실제 목표값을 직접 대입하여 추정에 이용하였다. 이 경우 추정식은 다음과 같이 변화된다.

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi_t^*) + \gamma(E[x_t|\Omega_t]) + \xi(E[z_t|\Omega_t])] + \rho i_{t-1} + v_t \quad (6)$$

$\alpha, \beta, \gamma, \rho, \xi$ 를 추정하는 방법으로는 GMM(generalized method of moments) 방법 또는 2단계 최소자승추정법 (2SLS)을 사용하였다. 즉, 먼저 과거 1~6개월, 9개월, 12개월전의 물가상승률, 콜금리, 총생산 갭, 상품가격지수의 변화율, 대미달러 실질환율 변화율을 도구변수로 사용하여 π_{t+n}, x_t, z_t 의 추정치를 구한 후에 GMM 또는 2단계 최소자승추정법을 사용

하여 각 계수를 추정한 후 원래의 관심계수들을 도출해내는 방법을 진행하였다.

IV. 실증 분석 결과

1. 전체 기간에 대한 추정 결과

먼저 전체 기간에 대하여 통화정책 반응함수가 일관되게 유지되었다고 가정하고 전체 기간에 대한 반응함수를 추정한 결과는 <Table 2>에 제시되어 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 물가상승률 지표를 소비자물가상승률, 근원인플레이션율의 두 가지로 고려할 수 있으며 또한 총생산 지표를 산업생산지수와 경기종합지수로, 정책금리를 콜금리와 기준금리로 구분하여 추정해 보았다. 인플레이션 압력을 측정하는 변수로서 근원인플레이션율을 사용하였을 경우 추정모형의 계수들은 모두 유의하지 않았다.⁷⁾ <Table 2>에 제시된 결과는 인플레이션 압력을 소비자물가상승률로 측정하거나 (추정식 (I), (II), (IV), (V)) 또는 기간에 따라 달라진 인플레이션 목표 변수를 각 기간에 맞춰 인플레이션 압력을 측정한 결과 (추정식 (III), (VI))이다.⁸⁾

추정식 (I)에서는 정책금리를 콜금리로, 총생산 지표를 산업생산지수로 선정하여 GMM 방법으로 (6)식을 추정하였다. 추정 모형 전체 계수가 유의성이 없는 추정식 (I)을 제외하면 총생산 겹에 대하여는 1.3~2.3의 반응계수를 보이고 있지만 인플레이션 압력에 대하여는 모든 추정식에서 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 총생산 겹이 잠재총생산에 비하여 1% 높아졌다면 1.3~2.3% 포인트 정책금리를 높이는 방식으로 대응하였지만 향후 1년 동안의 기대인플레이션율이 목표 인플레이션율보다 높아질 때에는 유의하게 대응하지 않았다는 것이다. 따라서 통화당국은 총생산 겹에 대하여 적극적인 경기안정화 정책을 수행하였지만 인플레이션 압력에 대하여는 유의하게 반응하지 않은 것으로 해석된다. 이러한 결과는 Clarida et al. (1998)의 주요 선진국에 대한 통화정책 반응함수의 추정 결과와 상반되는 결과이며 신관호(2007)와는 일치하는 결과이다. Clarida et al.(1998)의 추정결과에 따르면 미국, 영국, 독일, 일본의 통화정책 반응함수는 총생산 겹에 대하여는 1보다 훨씬 작은 계수 값으로 추정되었고 인플레이션 압력에 대하여는 1~2의 값이 추정되어 인플레이션 우려에 훨씬 강하게 대응한 것으로 나타났다. 이자율 평탄화 계수는 0.96~0.99 범위에서 유의하게 추정되어 이자율을 매우 천천히 변동시켰다는 것을 의미한다. 이러한 분석 결과는 분석 대상 전체 기간에 대하여 동일한 통화정책 반응함수를 가정하여 추정하였기 때문에 만약 통화정책 반응함수에 구조적 변화가 있었다면 잘못 추정되었을 가능성이 있다. 따라서 아래의 분석에서는 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 통화정책 반응함수에 어떤 변화가 있었는지 추정해 보고자 한다.

7) $\alpha, \beta, \gamma, \rho$ 추정치 중에서 이자율 평탄화 계수인 ρ 만이 유의하게 나타났다.

8) 한국은행은 전체 추정기간 중에서 2000년 1월부터 2006년 12월까지는 근원인플레이션율을, 2007년 1월부터 2015년 12월까지는 소비자물가상승률을 물가안정 지표변수로 정하여 달성하고자 하였다.

<Table 2> 전체 기간에 대한 통화정책 반응함수 (2000. 5~2014. 12, 176 Obs.)

	(I)	(II)	(III) ^{a)}	(IV)	(V)	(VI) ^{a)}
정책금리	콜금리	콜금리	콜금리	기준금리	기준금리	기준금리
총생산 지표	IP	경기종합지수	경기종합지수	IP	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^{b)}	-3.823	-0.184	-0.111	-1.304	-0.108	0.213
압력 (β)	(4.852)	(0.498)	(0.636)	(1.097)	(0.323)	(0.429)
총생산 곱(γ) ^{b)}	5.277	1.962**	1.672**	2.347**	1.467***	1.302**
	(5.403)	(0.885)	(0.880)	(1.036)	(0.355)	(0.619)
이자율평탄화	0.992***	0.981***	0.960***	0.984***	0.983***	0.957***
계수 (ρ)	(0.009)	(0.008)	(0.017)	(0.008)	(0.006)	(0.019)
상수항 (α)	0.967	2.896***	2.912***	2.613***	2.973***	3.153***
	(2.920)	(0.469)	(0.544)	(0.620)	(0.320)	(0.348)
외생성 검정 ^{c)}	48.95	42.09		36.92	38.28	
	(p=0.09)	(p=0.26)		(p=0.47)	(p=0.41)	

Notes: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며 괄호안의 값은 표준오차임.

- a) 추정식 (III), (VI)의 경우에는 인플레이션 압력을 계산할 때 물가안정목표 변수가 소비자물가상승률과 근원인플레이션을 사이에 변화됨에 따라 각각의 경우를 반영하여 2단계 최소자승추정법 (2SLS)으로 추정하였으며 추정식 (I), (II), (IV), (V)는 소비자물가상승률을 사용하여 GMM 방법으로 추정하였음.
- b) 향후 인플레이션 압력과 총생산 곱을 추정하기 위한 도구변수로서 과거 1~6, 9, 12기 전의 인플레이션율, 총생산 곱, 콜금리, 대미달러 실질환율 변화율, 상품가격변화율을 사용하였음. 미래인플레이션은 1년뒤의 실제값을 사용하였음.
- c) 도구변수의 외생성을 검정하는 방법으로 Hansen's J -statistic을 의미하며 $\chi^2(37)$ 분포를 따름.

2. 글로벌 금융위기 전후의 통화정책 반응함수 비교

글로벌 금융위기 전후에 통화정책 반응함수에 구조적 변화가 발생했을 가능성은 충분하다. 왜냐하면 글로벌 금융위기 자체가 금융시장에 미친 영향은 전세계적인 것이었으며 동시에 실물경제에도 대공황에 버금갈 정도의 영향을 줄 가능성이 있었던 충격이었기 때문에 이에 대응하는 통화정책은 금융위기 이전과는 전혀 다른 방식이었을 것이라고 추측해 볼 수 있기 때문이다. 금융위기 기간에 대한 기준으로는 여러 가지가 있을 수 있으나 한국의 경우에는 2008년 9월 15일 리만브라더스의 파산과 함께 한국 금융시장에 글로벌 금융위기의 충격이 직접적으로 발생하였고 따라서 10월을 기준으로 전과 후로 구분하는 것이 일반적이다.⁹⁾ 이와 같은 구분을 이용한 논문으로는 김경원(2010), 박원암(2010), 홍정효(2011), 김종선(2014) 등이 있다. <Table 3> 에서는 금융위기가 한국 금융시장에 직접적으로 충격을 미친 2008년 9월을 기준으로 2000년 5월~2008년 9월까지의 통화정책 반응함수를 추정하였고, <Table 4>에서는 2008년 10월~2014년 12월까지의 통화정책 반응함수를 분리하여 추정하였다.¹⁰⁾

9) 미국 등 선진국의 기준과는 다를 수 있다. 예를 들어 미국의 경기침체 또는 금융위기의 시작은 2007년 하반기 또는 2008년 초로 보는 의견이 많다.

10) 한국은행 금융통화위원회의 정책금리 결정은 2008년 9월 11일에 이루어졌으며 기준금리를 이전 수준인 5.25% 수준에서 유지하기로 결정하였다.

<Table 3> 금융위기 이전 기간에 대한 통화정책 반응함수 (2000.5~2008.9, 101 Obs.)

	(I)	(II)	(III) ^{a)}	(IV)	(V)	(VI) ^{a)}
정책금리	콜금리	콜금리	콜금리	기준금리	기준금리	기준금리
총생산 지표	IP	경기종합지수	경기종합지수	IP	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^{b)} 압력(β)	-0.758** (0.390)	-0.120 (0.296)	0.382 (0.668)	0.078 (0.292)	0.131 (0.172)	0.384 (0.462)
총생산 갭(γ) ^{b)}	0.733*** (0.233)	0.772*** (0.215)	0.437 (0.428)	0.603*** (0.195)	0.659*** (0.109)	0.541 (0.342)
이자율평탄화 계수(ρ)	0.970*** (0.011)	0.968*** (0.012)	0.947*** (0.024)	0.992*** (0.005)	0.994*** (0.003)	0.946*** (0.025)
상수항(α)	4.345*** (0.193)	4.109*** (0.189)	4.141*** (0.303)	3.894*** (0.204)	3.908*** (0.116)	4.135*** (0.308)
외생성 검정 ^{c)}	44.64 (p=0.18)	42.39 (p=0.25)		23.30 (p=0.97)	23.28 (p=0.97)	

Notes: <Table 2>의 Notes 참조.

<Table 3>에 추정된 통화정책 반응함수는 대체적으로 전체 기간에 대하여 추정된 결과와 비슷한 모습을 보여주고 있지만 총생산 갭에 대한 반응계수는 훨씬 낮게 추정되었다. 전체 기간에 대한 통화정책 반응함수와 마찬가지로 인플레이션 압력에 대하여는 추정식 (I)을 제외하면 정책금리가 반응하지 않은 것으로 나타났다. 추정식 (I)에서도 반응계수의 부호가 경제적 직관과 다르게 음수를 보여주고 있어 글로벌 금융위기가 발생하기 이전의 통화정책은 인플레이션 압력에 적절히 대응하지 않았다고 결론 내릴 수 있다. 금융위기 이전에 총생산 갭에 대한 통화정책의 반응은 대체로 유의하게 나타났으며 계수의 값은 0.6~0.8 사이에서 추정되었다. 이로부터 금융위기 이전에는 총생산 갭이 1% 발생하였을 때 정책금리는 0.6~0.8% 포인트 높아지는 경향이 있다고 할 수 있다. 이 값은 전체 기간에 대한 통화정책 반응함수 추정에서 얻은 1~2의 값보다는 상당히 작은 값이며 Clarida et al. (1998)의 추정결과인 1보다 작은 값에 근접하다고 판단된다. 이자율 평탄화 계수는 이전과 동일하게 0.95~1 사이에서 추정되어 점진적인 조정 경향을 보여주고 있다.

<Table 4> 금융위기 이후 기간에 대한 통화정책 반응함수 (2008.10~2014.12, 75 Obs.)

	(I)	(II)	(III) ^{a)}	(IV)	(V)	(VI) ^{a)}
정책금리	콜금리	콜금리	콜금리	기준금리	기준금리	기준금리
총생산 지표	IP	경기종합지수	경기종합지수	IP	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^{b)} 압력(β)	-0.026 (0.097)	-0.159** (0.081)	-0.322*** (0.108)	-0.072 (0.061)	-0.094* (0.049)	-0.301*** (0.090)
총생산 갭(γ) ^{b)}	0.956*** (0.228)	0.922*** (0.223)	0.521*** (0.174)	0.489*** (0.078)	0.451*** (0.063)	0.359*** (0.100)
이자율평탄화 계수(ρ)	0.938*** (0.014)	0.893*** (0.027)	0.814*** (0.048)	0.884*** (0.014)	0.841*** (0.027)	0.782*** (0.060)
상수항(α)	2.231*** (0.142)	2.247*** (0.110)	2.204*** (0.129)	2.437*** (0.071)	2.500*** (0.071)	2.267*** (0.098)
외생성 검정 ^{c)}	41.34 (p=0.29)	42.27 (p=0.25)		40.16 (p=0.37)	47.86 (p=0.13)	

Notes: <Table 2>의 Notes 참조.

<Table 4>에서는 2008년 10월부터 2014년 12월까지의 통화정책 반응함수를 보여주고 있다. 콜금리를 정책금리로 사용하여 통화정책 반응함수를 추정했을 경우에는 총생산 겐에 대한 통화정책 반응계수가 금융위기 이전에 비해 유의하게 커진 것으로 나타났지만 기준금리를 정책금리로 사용하였을 경우에는 총생산 겐에 대한 반응계수가 금융위기 이전에 비해 작아지는 경향을 보여 일관된 결과를 도출하지는 못하였다. 한 가지 특이한 것은 인플레이션 압력에 대한 통화정책 반응함수의 계수는 유의한 경우가 나타났지만 계수의 부호가 음수로 나타나 인플레이션 압력에 대한 정책대응이 적절하였다고 판단하기 어렵다. 이자율 평탄화 계수는 금융위기 이전에 비하여 작아지는 모습을 보여 금융위기 기간 동안 급격한 변동의 효과를 반영하고 있다고 볼 수 있다.

이와 같이 글로벌 금융위기 기간 전후를 2008년 9월까지와 그 이후로 나누어 분석하는 모형의 문제점은 금융위기가 한국 금융시장을 급변동시켜 통화당국이 정책금리를 급격하게 변동시켰던 기간의 효과가 통화정책 반응함수의 추정에 과대하게 영향을 미칠 수 있다. 글로벌 금융위기가 발생한 직후에는 급격한 정책금리 조정이 이루어졌기 때문에 급격한 정책 변화 기간을 포함하여 추정할 경우에는 그 기간에 이루어진 정책 대응의 영향이 전체 통화정책 반응함수를 결정짓는 중요한 요인으로 나타나기도 하기 때문에 금융위기 기간의 급격한 변동에 대하여는 일반적인 모형으로 분석이 불가능하므로 해당기간을 제외하여 분석하기도 하는데, 김경아(2011)에서는 금융위기 기간을 3월 31일까지로 정의하여 분석하였다. 아래의 <Figure 4>에서 알 수 있듯이 2008년 10월에만 100bp 하향조정하였고 12월에 또다시 100 bp (4%→3%)를 하향조정하여 2008년 9월에서 2009년 2월 사이에 기준금리는 5.25%에서 2%로 크게 낮아졌다. 따라서 정책금리 급변동 기간을 제외한 금융위기 이후 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하는 것이 적절한 것으로 판단된다.

<Table 5> 금융위기 이후 기간에 대한 통화정책 반응함수 (2009.4~2014.12, 69 Obs.)

	(I) ^d	(II)	(III) ^a	(IV) ^d	(V)	(VI) ^a
정책금리	콜금리	콜금리	콜금리	기준금리	기준금리	기준금리
총생산 지표	IP	경기종합지수	경기종합지수	IP	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^b 압력 (β)	-0.472 (0.556)	-2.210 (1.365)	0.295 (0.500)	0.262 (0.727)	0.302 (0.571)	0.293 (0.509)
총생산 겐(γ) ^b	0.310 (0.451)	1.228* (0.713)	-0.082 (0.652)	1.464*** (0.562)	1.222*** (0.358)	0.815* (0.432)
이자율평탄화 계수 (ρ)	0.984*** (0.017)	1.014*** (0.009)	0.962*** (0.023)	0.998*** (0.001)	0.999*** (0.001)	0.968*** (0.023)
상수항 (α)	2.257*** (0.017)	-0.561 (2.107)	2.955*** (0.524)	2.628*** (1.111)	2.855*** (0.702)	2.894*** (0.372)
외생성 검정 ^c	36.95 (p=0.47)	37.28 (p=0.46)		13.49 (p=1.00)	12.45 (p=1.00)	

Notes: a), b), c) 는 <Table 2>의 Notes 참조.

d) 인플레이션 압력을 측정할 때 근원인플레이션율을 적용하였음.

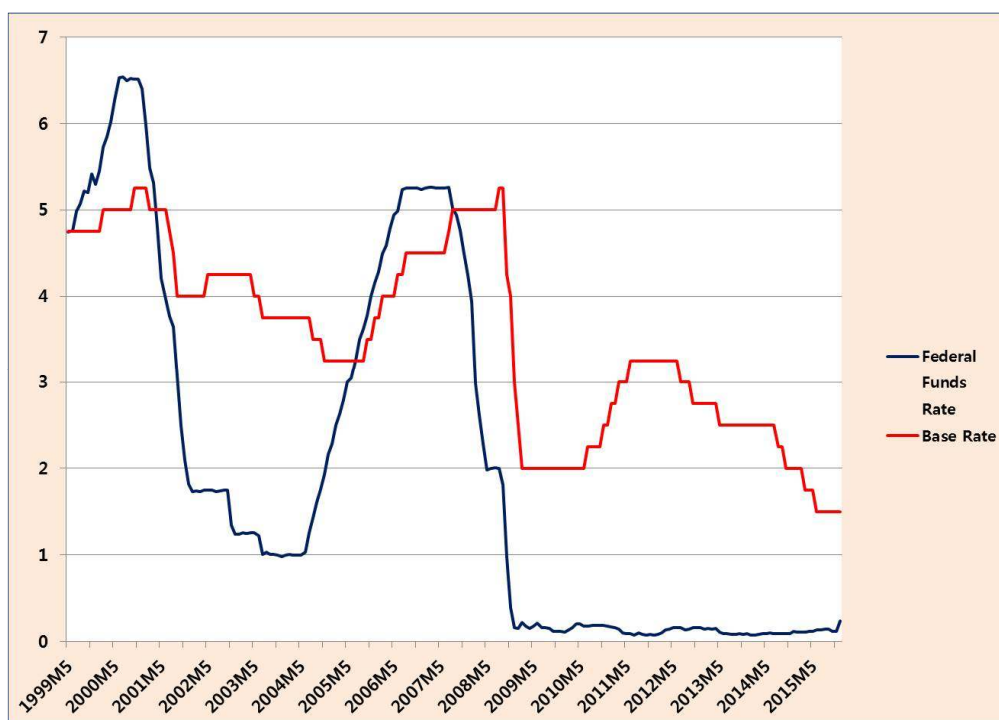
<Table 5>에서는 글로벌 금융위기 기간(2008년10월 ~ 2009년 3월)을 제외하고 통화정책 반응함수를 추정하였다. 예상했던 바와 같이 <Table 4>의 결과와는 다른 모습을 보여주고 있다. 특히 총생산 겐에 대한 반응함수 계수는 금융위기 이전의 0.6~0.8에서 0.8~1.5로 증가하는 모습을 보여주고 있으며 인플레이션 압력에 대한 반응함수의 계수는 유의성이

없는 것으로 나타났다. 즉, 금융위기 이후의 통화정책 반응함수는 여전히 인플레이션 압력에 일관되게 대응하지 않았으며 총생산 겹에 대하여는 좀더 적극적으로 대응하는 경향이 발견되었다고 할 수 있다.

3. 환율에 대한 대응 및 미국 통화정책과의 공조

한국과 같은 소국 개방경제에서 국제무역이 국가 경제에서 차지하는 중요성은 매우 높다. 따라서 통화정책이 국제무역과 관련이 깊은 환율의 변동에 대하여 대응하여야 하는가에 대하여는 논란의 여지가 있지만 최소한 환율의 급변을 막고 환율 변화를 평탄화시키기 위해서 또는 보다 적극적으로 교역조건의 개선을 위해 외환시장에 대한 개입을 어느 정도 수행하고 있다는 보는 것이 현실적일 것이다. 이러한 인식하에서 환율의 변동이 통화정책 반응함수에 영향을 미치고 있는가를 추정해 보는 것은 흥미있는 일이다.¹¹⁾ 또한 선진국 또는 국제금융시장에서의 영향력이 높은 미국 연방준비제도의 정책금리 변동에 한국의 통화정책에 어떤 영향을 미치고 있는가를 분석해 보는 것도 의미있는 일일 것이다. <Figure 5>에서는 미국의 연방기금금리와 한국의 정책금리 추이를 보여주고 있다. 글로벌 금융위기 발생 이후 미국의 연방기금금리가 제로금리에 이르기 전까지는 대체로 비슷한 흐름을 보여주고 있다.

<Figure 5> 한국의 정책금리와 미국의 연방기금금리

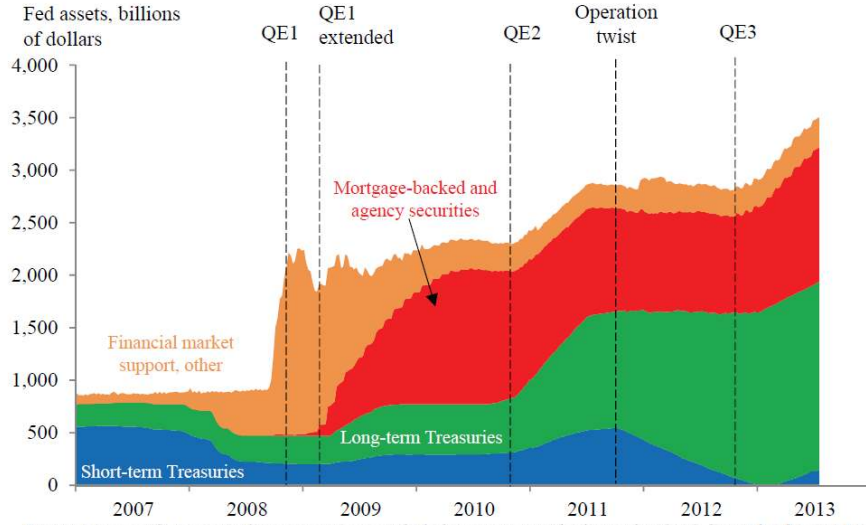


11) 신관호(2007)는 통화정책 반응함수에 실질환율을 포함하여 추정하였는데 실질환율에 대한 계수가 약하게 10% 유의수준에서 유의성을 보여주었다.

추정결과의 분석에 앞서, 미국 연방준비제도의 통화정책에 대하여 간단히 살펴보면 아래와 같다. 글로벌 금융위기에 대응하여 연방기금금리는 2007년 9월 5% 수준에서 2008년 12월까지 지속적으로 인하되어 0~0.25%가 되었다. 이후에도 미국 연방준비제도는 2015년까지 총 3차례에 걸쳐 양적완화를 시행하였다. 2008년 11월에 미 연준은 6,000억 달러 규모의 주택저당채권(MBS) 매입 발표를 시작으로 2008년 12월 제 1차 양적완화를 실행하였으며 이를 통해 2008년 12월부터 2010년 3월까지 3,000억 달러 규모의 국채, 1조 2,500억 달러의 주택저당채권 및 2,000억 달러 규모의 공공기관채권을 매입하였다. 특히 2009년 3월에는 주택저당채권과 공공기관채권에 대하여 7,500억 달러와 3,000억 달러규모의 국채 매입을 통한 QE1 확장을 발표하였으며, 2010년 11월에는 매월 750억 달러씩 총 6,000억 달러 규모의 장기국채를 매입하는 2차 양적완화(QE2)를 단행하였다. 제 2차 양적완화가 종료된 이후 신흥시장국 경제는 호조를 나타내었으나 미국 등 선진국 경제는 회복세가 더욱 약화되는 모습을 보이자 연방준비제도는 2011년 9월부터 2012년 6월까지 만기가 3년 미만인 국채 4,000억 달러 규모를 매도하고, 같은 규모의 6~30년 만기 장기국채를 매입하는 오퍼레이션 트위스트(operation twist)를 시행하였다. 2012년 9월 연방준비제도는 제 3차 양적완화(QE3) 시행을 발표하여 고용시장이 '충분히' 개선될 때 까지 매월 400억 달러 규모의 주택저당채권을 무제한적으로(open-ended commitment) 매입하기로 결정하였다. 더불어 만기도래 국채(outright treasury) 매입을 통하여 오퍼레이션 트위스트를 지속 실시하였다. FOMC는 2012년 12월 12일에는 400억 달러 규모의 주택저당채권과 450억 달러 규모의 장기채권을 매월 매입하기로 결정하면서 QE3의 확대를 발표하였다. 1년이 지난 후 2013년 12월 연방준비제도는 양적완화축소(Tapering)을 발표하였고 다시 10개월이 지난 2014년 10월 QE3는 종료되었다. 즉, 정책금리가 0~0.25%에서 유지되던 2008년 12월 이후 연방기금금리는 더 이상 통화정책의 신호를 전달하고 작용하는 역할을 수행하지 못하였고 대신에 세 차례의 양적완화를 통하여 증가된 연방준비제도의 자산매입이 통화정책의 근간을 이루었다. 따라서 글로벌 금융위기 이후에는 미국 연방준비제도의 통화정책 지표로서 연방기금금리가 아닌 연방준비제도의 매입자산을 기준으로 해야될 것으로 판단된다. <Figure 6>에서는 연방준비제도의 자산 매입으로 인한 증가 추세를 그림으로 보여주고 있다.

이와 같은 미국 연방준비제도의 비전통적 통화정책의 효과를 분석하기 위하여 Lenza et al.(2010)이 제안한 지표인 미국 산업생산지수 연방준비제도의 자산계정을 계산하여 그 변화율을 통화정책의 변화를 나타내는 지표로 이용할 것이다. 이 지표와 함께 한국 기준금리의 변화를 <Figure 7>에 표시하였다. 미국 연방준비제도 자산의 산업생산지수 대비 비율의 전월대비 증가율을 계산해 보면 2008년 9월에는 16.4%, 10월에는 69.6%, 11월에는 25.7%로 나타났다. 이 비율은 2009년 이후에도 지속적으로 상승하는 모습을 보여주고 있으며 이와 비교하여 한국의 기준금리는 2011~2012년을 제외하고 반대방향으로 변화되는 모습을 보여주고 있다. 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율은 확장적 통화정책을 판단하기에 적절한 변수로서 한국의 기준금리 결정에 어떤 영향을 주었는지 파악하는데 이용될 수 있을 것으로 판단된다.

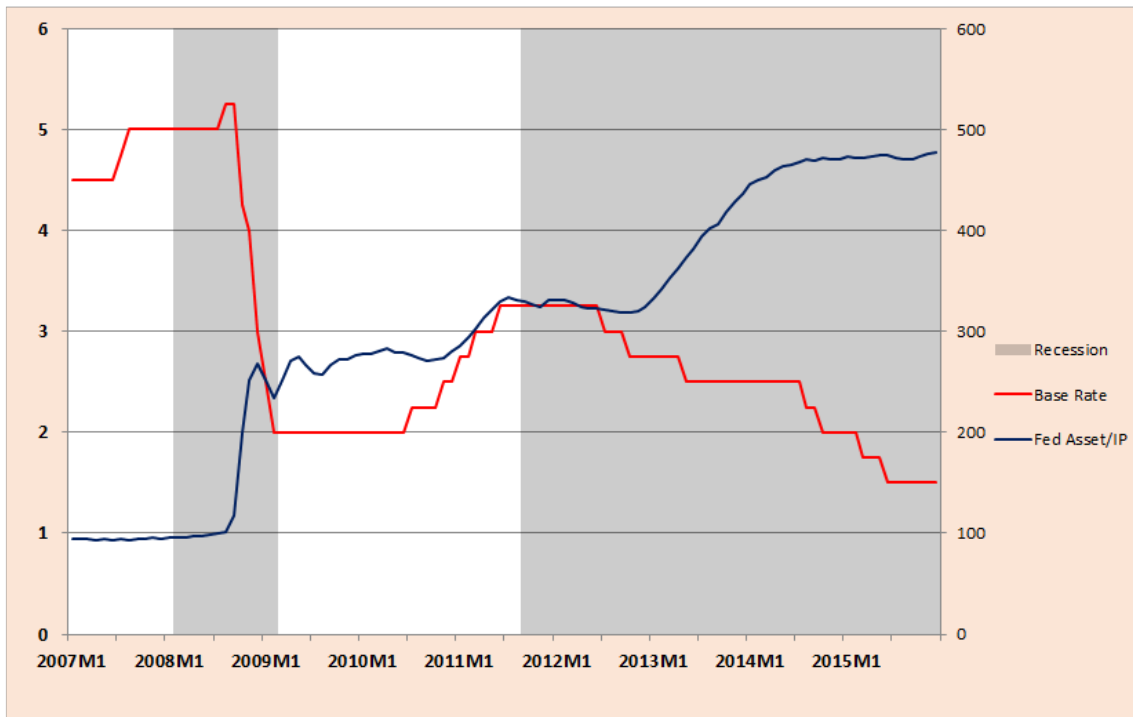
<Figure 6> 미국 연방준비제도의 자산 증가



NOTE: Large-scale asset purchase programs, popularly known as quantitative easing (QE), began by the FOMC in late 2008 in response to a weakening economy and short-term interest rates near the zero bound. The Federal Reserve purchased long-term Treasuries and mortgage-backed and agency securities, increasing its holdings of longer-term and less-liquid securities. In the maturity-extension program, or “operation twist,” the Federal Reserve sold short-term securities while purchasing long-term securities.
 SOURCES: Federal Reserve Board of Governors; authors’ calculations.

[출처: Atkinson, Tyler, David Luttrell, and Harvey Rosenblum(2013)]

<Figure 7> 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율과 한국 기준금리



주: 한국의 기준금리(Base Rate)는 좌축, Fed Asset/IP는 우축좌표로 표시되었으며 음영으로 표시된 부분은 한국 경기침체 기간을 의미함.

<Table 6>에서는 금융위기 이전과 이후에 대하여 통화정책 반응함수에 실질환율 및 미국의 통화정책 지표를 포함하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 미국의 통화정책 지표로서 금융위기 이전에는 연방기금금리가 사용되었고 금융위기 이후에는 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율을 이용하였다. 인플레이션 압력 및 총생산 갭에 대한 통화정책 반응함수의 계수들은 앞의 추정결과와 크게 다르지 않게 나타났다. 즉, 인플레이션 압력에 대하여는 유의성이 없거나 또는 반대방향으로 대응한 것으로 추정되어 통화정책이 인플레이션 압력에 적절히 대응하였다고 보기 어렵다. 총생산 갭에 대한 통화정책의 반응계수는 대체로 유의한 양의 값으로 나타났으며 금융위기 이전보다는 금융위기 이후 기간에 반응계수의 값이 크게 추정되어 금융위기 이후 기간에 총생산 갭에 대하여 보다 적극적으로 대응하였음을 알 수 있다. 실질환율의 상승에는 정책금리를 인하하는 방향으로 대응한 것으로 나타났다. 실질환율이 상승한다는 것은 한국 제품의 국제시장에서의 경쟁력이 하락함을 의미하며 이에 대하여 정책금리를 인하하여 경쟁력을 회복시키려고 했다고 추정된다. 실질환율이 1% 상승할 때 금융위기 이전에는 0.08~0.14% 포인트 인하하는 경향이 추정되었으며 금융위기 이후에는 이러한 경향이 더 커져서 실질환율 1% 상승에 0.5% 포인트 인하하는 것으로 추정되었다. 이러한 추정치는 미국 연방준비제도가 정책금리로서 목표수준을 발표하는 연방기금금리를 포함하였을 때에도 유의성이 유지되고 있다.

<Table 6> 금융위기 전후의 통화정책 반응함수

기간	금융위기 이전(2005.5 ~ 2008.9)			금융위기 이후(2009.4 ~ 2014.12)		
	(I) 콜금리	(II) 기준금리	(III) 기준금리	(IV) 콜금리	(V) 기준금리	(VI) 기준금리
총생산 지표	경기종합지수	IP	경기종합지수	경기종합지수	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^{b)} 압력 (β)	-0.192* (0.113)	-0.020 (0.180)	-0.239* (0.128)	-0.977*** (0.340)	-0.032 (0.292)	-0.256 (0.179)
총생산 갭 (γ) ^{b)}	0.479*** (0.066)	0.352*** (0.081)	0.476*** (0.072)	0.109 (0.286)	1.014*** (0.313)	1.050*** (0.209)
이자율평탄화 계수 (ρ)	0.913*** (0.015)	0.985*** (0.007)	0.970*** (0.012)	1.024*** (0.011)	0.997*** (0.002)	0.994*** (0.003)
상수항 (α)	4.075*** (0.343)	3.498*** (0.182)	3.354*** (0.144)	1.332*** (0.491)	5.591*** (1.413)	5.343*** (0.749)
실질환율	-0.076* (0.041)	-0.143** (0.061)	-0.128*** (0.045)	-0.492** (0.235)		0.141* (0.076)
연방기금금리	0.188*** (0.036)	0.179** (0.092)	0.210*** (0.051)			
연준 자산 미국 IP					-0.008* (0.004)	-0.009*** (0.003)
외생성 검정 ^{c)}	47.23 (p=0.30)	26.27 (p=0.98)	32.91 (p=0.89)	45.13 (p=0.38)	14.86 (p=1.00)	15.30 (p=1.00)

Notes: a), b), c) 는 <Table 2>의 Notes 참조.

미국 연방준비제도의 공개시장위원회(FOMC)에서 정책금리로서 발표하는 연방기금금리에 대하여 한국 통화정책은 유의한 반응을 보여주고 있다. 금융위기 이전 기간의 전통적인 형태로 정책금리 결정이 이루어졌을 때에는 미국 연방기금금리 수준이 1% 포인트 높아지면 한국 통화정책의 정책금리인 기준금리도 0.18~0.21% 포인트 높아지는 현상이 발견되었다. 즉, 한국 통화정책의 정책금리는 미국 연방준비제도의 금리결정과 관련이 있으며 이를 국제적 정책공조로 해석할 수도 있으며 또는 결과적으로 나타날 수 있는 국제적 자본이동에 대한 대응으로 해석할 수도 있다. 그러나 연방준비제도의 정책금리인 연방기금금리가 제로금리에 가까워진 금융위기 이후에는 연방기금금리가 매우 낮은 수준에서 안정적으로 유지되었기 때문에 한국 통화정책 반응함수에서는 유의성이 없어졌으며 대신에 미국 통화정책 지표로 간주할 수 있는 연방준비제도의 자산계정이 유의성 있는 변수로 추정되었다. 즉, 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도 자산 비율을 한국 통화정책 반응함수에 포함시켰을 경우 음수의 값이 유의하게 도출되었다.¹²⁾ 산업생산 대비 연방준비제도의 자산계정이 증가하였을 경우에는 확장적 통화정책을 의미하므로 미국의 연방준비제도가 확장적 통화정책을 시행할 경우에 한국의 통화정책도 정책금리를 낮추는 방향으로 확장적으로 운용되었음을 의미한다.

4. 통화정책 반응함수의 비선형성 추정

본 절에서는 통화정책의 비선형성을 추정한다. 인플레이션 압력이 양수일 때, 즉 현재 기대인플레이션이 인플레이션 목표수준을 초과하였을 경우와 기대인플레이션이 목표수준보다 낮아서 인플레이션 압력이 음수일 경우를 각각 나누어 통화정책 반응함수를 추정해 보았다. 이러한 분석을 시행한 배경은 인플레이션 압력이 양수일 경우와 음수일 경우에 정치적 또는 경제적 효과에 대한 우려가 다르게 작용하여 통화정책의 반응함수가 다르게 나타나는지 알아보려는 의도도 있었고 또한 거의 대부분의 추정모형에서 인플레이션 압력에 대한 통화정책의 반응계수가 유의성을 보여주지 않았기 때문에 인플레이션 압력에 따라 유의성이 있는 반응계수가 추정될 수 있는지 알아보려고 하였다. <Table 7>에서는 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우에 대하여 금융위기 이전과 이후 기간에 각각 통화정책 반응함수를 추정한 결과를 보여주고 있다. 2009년 4월 ~ 2014년 12월의 금융위기 이후 기간에서는 인플레이션 압력이 양수인 경우가 겨우 6번 존재하였기 때문에 추정이 이루어지지 않았다. 예상한 것과 달리 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우에 통화정책 반응함수는 크게 다른 모습을 보이지 않았다. <Table 7>의 첫째와 둘째 열에 나타난 추정결과를 비교하면 금융위기 이전 기간에 통화정책 반응함수는 인플레이션 압력에 반응하지 않았으며 총생산 겹에 대하여는 인플레이션 압력이 양수일 때 더 강하게 반응한 것으로 나타났다. 다른 변수들에 대한 반응함수의 계수는 인플레이션 압력에 관계없이 차이를 보이지 않았다. 다만 인플레이션 압력이 음수일 때 금융위기 이전에 비해 이후의 통화정책 반응함수는 총생산 겹에 더 크게 반응하는 모습을 보였다.

12) 적절한 변수로 총생산 또는 국민소득 대비 연방준비제도의 매입자산 총액 비율을 변수로 사용할 수 있겠지만 월별자료로 이용가능한 산업생산지수를 이용하였다. 산업생산지수는 상대적인 지수 변수이고 또한 연방준비제도 자산계정도 지수화된 자료를 이용하였기 때문에 계수의 값의 의미를 정확히 해석하기에는 한계가 있다.

<Table 7> 인플레이션 압력에 따른 통화정책 반응함수의 비선형성 분석^{a)}

기간	금융위기 이전(2000.5 ~ 2008.9)	금융위기 이후(2009.4 ~ 2014.12)	
인플레이션 압력	$\pi_{t+12}^e > \pi^*$ ^{c)}	$\pi_{t+12}^e < \pi^*$	$\pi_{t+12}^e < \pi^*$
정책금리	기준금리	기준금리	기준금리
총생산 지표	경기종합지수	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^{b)}	-0.387	-1.186	-0.115
압력 (β)	(0.279)	(0.912)	(0.384)
총생산 갭 (γ) ^{b)}	0.760*	0.546**	0.692***
	(0.408)	(0.220)	(0.200)
이자율평탄화	0.923***	0.909***	0.932***
계수 (ρ)	(0.060)	(0.033)	(0.028)
상수항 (α)	3.185***	3.097***	5.352***
	(0.460)	(0.539)	(1.210)
실질환율	-0.088	-0.178**	
	(0.083)	(0.085)	
연방기금금리	0.263**	0.190**	
	(0.105)	(0.089)	
연준자산 미국 IP			-0.008*
			(0.004)
R^2	0.963	0.983	0.963
Obs.	62	39	63

Notes: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며 괄호안의 값은 표준오차임. 금융위기 이후 기간에서는 인플레이션 압력이 양수인 경우가 6번 존재하여 추정하지 않았음.

a) 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우에 대하여 2SLS 방법으로 추정하였음.

b) <Table 2>의 Notes 참조.

c) π_{t+12}^e 는 향후 1년사이에 나타날 인플레이션에 대한 기대치를 의미하며 π^* 는 한국은행이 발표한 인플레이션 목표값(중앙값)을 의미함.

통화정책 반응함수의 비선형성을 추정해 본 또 하나의 기준은 경기확장기와 경기침체기에 통화정책의 반응함수가 어떻게 다르게 수행되었는가이다. <Table 8>에서는 경기변동에 따른 통화정책 반응함수의 비선형성을 금융위기 이전과 이후에 대하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 통화정책은 경기확장기와 경기침체기에 관계없이 인플레이션 압력에 대하여 적절히 반응하지 않은 것으로 평가되며 총생산 갭에 대하여는 경기침체기에 더 강하게 반응한 것으로 보인다. 금융위기 이전에 총생산 갭에 대한 통화정책 반응함수의 계수는 경기확장기에는 0.513이었으나 경기침체기에는 0.650으로 증가하였고 금융위기 이후 기간에서 총생산 갭에 대한 반응계수는 경기확장기에는 유의성이 없다가 경기침체기에 0.689로 유의성이 회복되었다. 이로부터 통화정책은 경기침체기에 경기둔화를 억제하기 위해 보다 적극적인 경기안정화 정책을 시행하였다고 볼 수 있다.

<Table 8> 경기변동에 따른 통화정책 반응함수의 비선형성 분석^{a)}

기간 경기변동	금융위기 이전(2000.5 ~ 2008.9)		금융위기 이후(2009.4 ~ 2014.12)	
	경기확장기 (I)	경기침체기 (II)	경기확장기 (IV)	경기침체기 (V)
정책금리	기준금리	기준금리	기준금리	기준금리
총생산 지표	경기종합지수	경기종합지수	경기종합지수	경기종합지수
인플레이션 ^{b)} 압력 (β)	-0.213* (0.125)	-0.401 (0.697)	-0.606* (0.344)	0.015 (0.204)
총생산 겹 (γ) ^{b)}	0.513*** (0.095)	0.650** (0.319)	0.209 (0.139)	0.689* (0.367)
이자율평탄화 계수 (ρ)	0.839*** (0.054)	0.939*** (0.043)	0.832*** (0.129)	0.803*** (0.101)
상수항 (α)	3.464*** (0.177)	3.196*** (0.435)	-0.754 (2.035)	4.919*** (0.435)
실질환율	-0.010 (0.063)	-0.239 (0.161)		
연방기금금리	0.177*** (0.045)	0.246 (0.156)		
연준자산 미국 IP			0.011 (0.007)	-0.006*** (0.001)
R^2	0.963	0.984	0.966	0.962
Obs.	54	47	29	40

Notes: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며 괄호안의 값은 표준 오차임. 경기침체기와 경기확장기의 기준은 통계청의 경기순환일을 기준으로 하였음.

a) 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우에 대하여 2SLS 방법으로 추정하였음.

b) <Table 2>의 Notes 참조.

V. 요약 및 결론

본 연구는 한국은행이 물가안정목표제 아래에서 이자율을 타겟팅한 1999년 이후의 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하여 이론적으로 의미하는 테일러 준칙과 비슷한 모습을 얻을 수 있는지 살펴보았다. 특히 글로벌 금융위기 전과 후에 통화정책 반응함수가 어떻게 달라졌는지 초점을 두어 분석하였다. 분석 방법으로는 Clarida et al.(1998)이 사용한 GMM 추정 방법 및 2SLS 추정방법으로 통화정책 반응함수를 추정하여 글로벌 금융위기 이전과 이후에 정책금리 결정 함수를 분석하고 구조적 차이가 있는지 분석하였다.

본 연구의 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기준금리는 총생산 겹에 대하여 금융위기 전후에 모두 유의하게 반응한 것으로 나타났으며 금융위기 발생 후에는 반응계수가 크게 증가하였다. 금융위기 이후 기간에서 보다 적극적으로 경기침체에 대응하였다고 해석할 수 있다. 둘째, 기대인플레이션에 대한 반응은 금융위기 이전과 이후에 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결론은 물가안정을 위한 통화정책의 역할이 약화되었다기보다는 최근 경제구조가 변화되면서 낮은 물가상승률이 일반화되고 경기침체기간이

지속되면서 인플레이션 압력에 대응하는 것보다는 경기변동에 더욱 가중치를 두고 정책결정을 내렸을 가능성을 제시할 수 있다. 셋째, 기준금리는 금융위기 이전에는 미국의 정책금리인 연방기금금리(Federal Fund Rate)의 변화에, 이후에는 미국의 양적완화에 대하여 동조적인 유의한 반응이 나타났다. 국제적 자본이동이 활발히 일어나는 상황에서 한국과 같은 소국개방경제에서는 이자율 차이가 변화되었을 때 그 충격을 우려하지 않을 수 없기 때문에 국제금융시장에 영향을 주는 선진국의 금리 결정에 한국의 정책금리도 반응해야하는 상황으로 이해할 수 있다. 넷째, 실질환율이 상승할 때에는 기준금리가 하락하는 경향이 나타났다. 다섯째, 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우를 나누어 추정하였을 경우에는 통화정책 반응함수의 차이가 거의 없었지만 경기확장기와 경기침체기를 나누어 추정하면 경기침체기에 총생산 겹에 더 크게 반응하는 것으로 추정되었다.

참고문헌

- 김경아(2011), “글로벌 금융위기 전후 국내금융시장의 변동성에 관한 연구,” 『산업경제연구』 24(3), 1425-50.
- 김경원 · 문규현(2010), “글로벌 금융위기 전후 미국과 중국 주식시장이 한국 주식시장에 미치는 정보전이 효과 비교,” 『국제경영연구』 21(2), 61-80.
- 김정렬 · 김상봉(2012), “금리결정모형에 관한 연구,” 『산업경제연구』 25(1), 727-744.
- 김종선(2014), “글로벌 금융위기 전후 원화의 환율변동성이 대일 수출 변화에 미친 영향,” 『무역보험연구』 15(2), 193-214.
- 박원암(2010), “글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을 중심으로,” 『한국개발연구』 32(3), 1-32.
- 백용기(2009), “물가안정목표제 운용의 성과와 과제,” 『금융지식연구』 7(1), 119-144.
- 신관호(2007), “외환위기 이후 통화 및 환율정책의 평가,” 『경제학연구』 55(4), 275-312.
- 한국은행(2000), “2000년 통화신용정책 운영계획,” <http://bok.or.kr>.
- 한국은행(2001), “2001년 통화신용정책 운영계획,” <http://bok.or.kr>.
- 한국은행(2004), “2004년 통화신용정책 운영방향,” <http://bok.or.kr>.
- 한국은행(2007), “2007년 통화신용정책 운영방향,” <http://bok.or.kr>.
- 한국은행(2010), “2010년 통화신용정책 운영방향,” <http://bok.or.kr>.
- 한국은행(2012), “2013년 통화신용정책 운영방향,” <http://bok.or.kr>.
- 홍정효(2011), “글로벌 금융위기 전후 원달러 현선물시장 수익률 및 거래량간의 선도,” 『아태경상저널』 3(2), 71-92.
- Atkinson, Tyler, David Luttrell, and Harvey Rosenblum(2013), "How bad was it? The Costs and Consequences of the 2007-09 Financial Crisis," *Staff Papers* No. 20.
- Ball, Laurence M., and Niamh Sheridan(2014), "Does Inflation Targeting Matter?," *University of Chicago Press*, 249-282.
- Bernanke, Ben and Woodford, Michael(1997), “Inflation Forecasts and Monetary Policy,” *Journal*

- of Money, Credit, and Banking* 29(4), 653-84.
- Bernanke, Ben(2001), "Inflation Targeting: Lessons From the International Experience," *Princeton University Press*.
- Clarida, Richard, Gali, Jordi, and Gertler, Mark(1998), "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence," *European Economic Review* 42(6), 1033-67.
- Clarida, Richard(2001), "The Empirics of Monetary Policy Rules in Open Economies. NBER Working Paper No. 8603.
- Eichengreen, Barry(2004), "Monetary and Exchange Rate Policy in Korea: Assessments and Policy Issues" *BOK Economic Papers*, No. 194.
- Gonçalves, Carlos Eduardo and João M. Salles(2008), "Inflation Targeting in Emerging Economies: What Do the Data Say?," *Journal of Development Economics* 85(1), 312-318.
- International Monetary Fund (2010), *Navigating the New Normal in Industrial Countries*, 15 December 2010.
- Mishkin, Frederic and Klaus Schmidt-Hebbel(2007), "Does Inflation Targeting Make a Difference?." NBER Working Paper No. 12876.
- Lenza, Michele, Huw Pill, and Lucrezia Reichlin(2010), "Monetary Policy in Exceptional Times." *Economic Policy* 25(62), 295-339.
- Stock and Watson(2007), "Why Has US Inflation Become Harder to Forecast?," *Journal of Money, Credit, and Banking* 39, 3-33.
- Svensson, Lars E. O(1997), " Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* 41(6), 1111-1146.
- Svensson, Lars E. O(2010), "Inflation Targeting," NBER Working Paper No. 16654.
- Woodford, Michael(2001), "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy," *American Economic Review*, 232-37.
- Woodford, Michael(2004), "Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy." *Columbia University Academic Commons*, 86.