글로벌 금융위기 전후 한국의 통화정책 반응함수 추정*

김 원 혁** · 곽 노 선***

논문초록

본 연구는 한국은행이 물가안정목표제 아래에서 이자율을 타겟팅한 1999년 이후의 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하였다. 특히 인플레이션 압력과 총생산 갭에 대한 통화정책의 반응과 글로벌 금융위기 전과 후 통화정책 반응 함수의 변화에 초점을 두어 분석하였다. GMM 및 2SLS 추정방법으로 통화정책 반응함수를 추정한 결과 한국은행의 정책금리인 기준금리는 총생산 갭에 대하여 금융위기 전후에 모두 유의하게 반응한 것으로 나타났지만, 현재부터 향후 12개월까지 발생할 인플레이션 압력에 대해서는 금융위기 이전과 이후에 모두 유의한 반응을 보이지 않은 것으로 나타났다. 이러한 통화정책 반응함수는 실질환율, 미국의 통화정책 지표변수들을 포함하였을 때에도 일관되게 나타났으며 글로벌 금융위기 이전보다 이후에 총생산 갭에 대한 반응계수가 다소 크게 추정되었다. 또한 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우를 나누어 추정하였을 경우, 경기확장기와 경기침체기를 나누어 추정하였을 경우에도 동일한 모습을 보였으며 경기침체기의 총생산 갭에 다소 크게 반응하는 것으로 추정되었다. 다만, 향후 12개월 후까지의 인플레이션 압력 대신에, 얼마나 선제적으로 인플레이션 압력에 대응하였는지 시계를 달리하여 추정해 본 결과, 금융위기 이전에는 과거 1년 전부터 현재까지 또는 1개월 후까지의 인플레이션 압력에 대응한 것으로 나타난 반면 금융위기 이후에는 3개월 후까지의 기대 인플레이션 압력에 선제적으로 대응한 것으로 나타나 시계가 확대되는 추세를 보였다.

핵심 주제어: 통화정책 반응함수, 글로벌 금융위기, 경기변동

경제학문헌목록 주제분류: E52, E58, G01

투고 일자: 2016. 8. 31. 심사 및 수정 일자: 2016. 9. 18. 게재 확정 일자: 2016. 11. 30.

* 이 연구는 2014년도 서강대학교 교내연구비 지원에 의한 연구임(201410048.01). 유익한 논평을 해 주신 이재원 교수, 2016 경제학 공동학술대회, 한국은행, 서강대 세미나 참가자 및 익명의 심사위원 두 분께 감사의 뜻을 표한다.

** 제1저자, 서강대학교 대학원 경제학과 박사과정, e-mail: dilkusha87@daum.net

*** 교신저자, 서강대학교 경제학부 교수, e-mail: kwark@sogang.ac.kr

Ⅰ. 서 론

2007-2008년에 시작된 글로벌 금융위기는 대공황에 버금갈 정도로 금융시장의 혼란과 실물경제에 대한 악영향을 야기할 가능성이 높았지만 사상 최대의 확장적인 통화정책과 적극적인 재정정책을 통하여 경기침체의 심도를 완화할 수 있었다고 평가되고 있다.[1] 이러한 금융위기를 계기로 통화정책의 중요성이 더욱 강조되고 있으며, 'New Normal'이라는 표현에서 알 수 있듯이 글로벌 금융위기 이후의 경제구조는 이전과는 다른 형태로 변화되었다고 지적되고 있다.[2] 따라서 이러한 변화된 경제 환경 속에서 경제정책의 중요한 부분인 통화정책을 살펴보고 통화정책 반응함수의 추정을 통하여 정책금리 결정을 평가하고 분석하는 것은 중요한 작업이라고 판단된다. 1998년 물가안정목표제가 명시적으로 도입된 이래 통화정책에 대한 성과에 대한 분석은 꾸준히 진행되어 왔다. 물가안정목표제를 시작한 이후 목표변수인 물가상승률은 1999년 하한을 이탈한 것을 제외하면 2012년까지 목표 범위에 머물러 어느 정도 성과를 거두었다고 볼 수 있다. 그러나 2013-2015년 사이 3년 동안에는 중기 물가안정목표가 3±0.5%이었지만 실제로 3개년 평균 소비자물가상승률은 1%를 겨우 넘어서는 수준에 그쳐 하한을 크게 밑돌았다. 또한 정책금리의 변동과 관련하여 시장의 기대와 다른 결정이 이루어진 적이 있다고 비판받는 경우도 있었다. 〈Figure 1〉은 산업생산지수와 통계청이 발표한 경기종합지수의 잠재치로부터의 이탈정도를 HP-filtering의 방법으로 계산하여 총생산 갭을 표시한 것이고 음영 처리된 부분은 통계청이 발표한 경기순환일에 따른 경기침체기간을 의미한다.[3] 일반적으로 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. 그러나 2009-2010년의 정책금리는 총생산 갭과 시차를 두고 변화되었음을 확인할 수 있다. 정책금리의 결정

---

1) 2007-2009년 글로벌 금융위기의 경제적 효과에 대하여는 Atkinson, Luttrell, and Rosenblum(2013)을 참고하라.

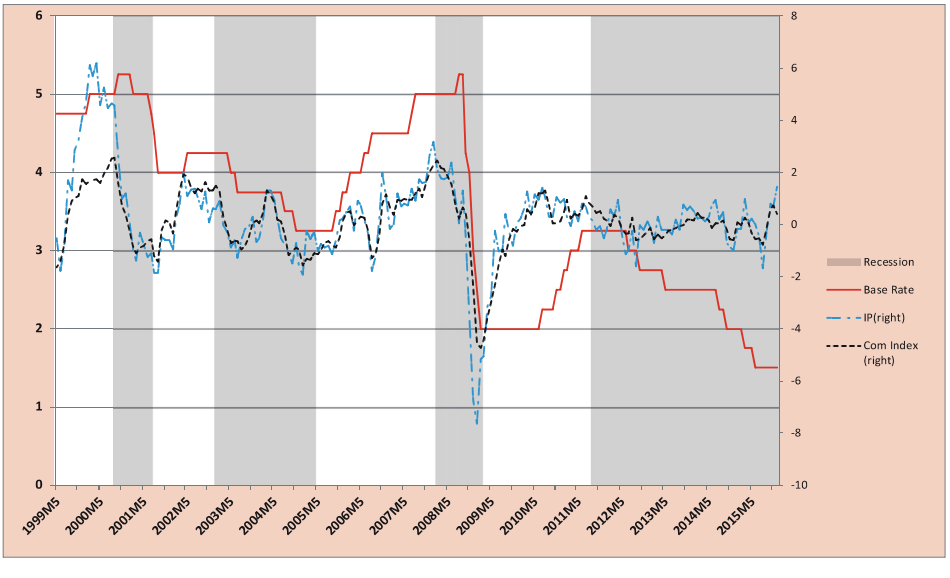
2) El-Erian, Mohamed(2010), *Navigating the New Normal in Industrial Countries*, 15 December 2010. pp. 12 - 20 참고.

3) 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.

에서 중요하게 고려되어야 할 또 하나의 요인은 인플레이션 압력이다. 〈Figure 2〉에서는 통화정책이 미래 인플레이션 압력을 제거하기 위해 선제적으로 금리조정을 한다는 전제 아래 향후 1년 동안 실제 발생한 인플레이션율과 정책금리의 변동을 표시하였다. 물론 인플레이션 압력은 기대인플레이션으로 측정되어야 하기 때문에 실현된 인플레이션율을 인플레이션 압력으로 이용하는 것은 그 의미가 제한적일 수 있다. 일반적으로 통화정책에서 결정되는 정책금리는 인플레이션 압력에 양의 관계를 가지고 변화되어야 한다. 〈Figure 2〉을 보면 정책금리와 인플레이션 압력이 대체적으로 양의 관계를 보여주는 것 같지만 2009년 이후에는 상당한 시차를 보여주고 있음을 알 수 있다.

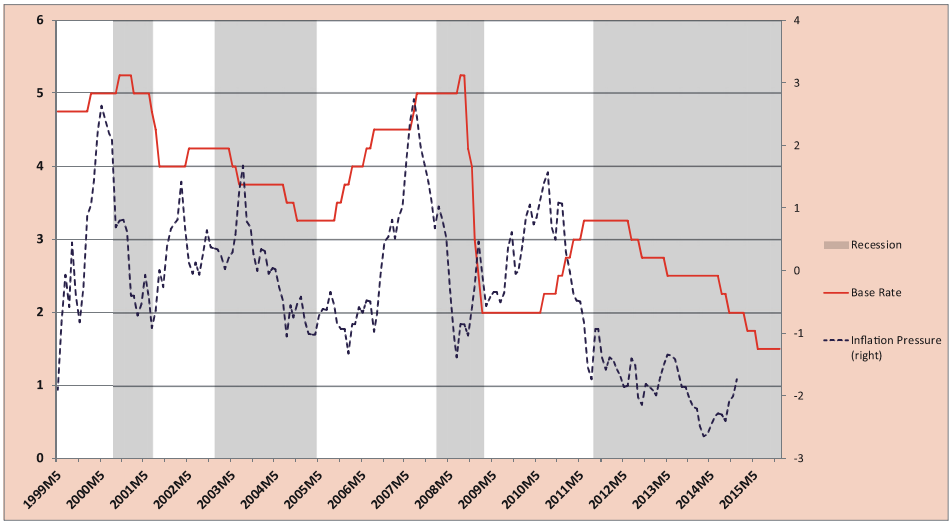
본 연구는 한국은행이 물가안정목표제 아래에서 이자율을 타겟팅한 1999년 이후의 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하여 경제이론에서 일반적으로 받아들여지고 있는 테일러 준칙과 비슷한 모습을 얻을 수 있는지 살펴보고자 한다. 특히

〈Figure 1〉 Bank of Korea's Policy Rate and Output Gap



Notes: The shaded areas indicate the recessions defined by the Statistics Korea. Base rate, IP, and Com Index are the target level of call rate before March 2008 and the policy rate after then (left axis, %), the HP-filtered percentage deviation of industrial production index (right axis, %) from its trend, and the HP-filtered percentage deviation of Composite Coincident Index constructed by the Statistics Korea (right axis) from its trend.

〈Figure 2〉 Bank of Korea's Policy Rate and Inflation Pressure



Notes: Refer to the Notes in Figure 1 for Recession and Base Rate. Inflation pressure is calculated as the actual inflation rate minus the Bank of Korea's target inflation rate (right axis, %p).

글로벌 금융위기 전과 후에 통화정책 반응함수가 어떻게 달라졌는지 초점을 두어 분석할 것이다. 분석 방법으로는 Clarida, Gali, and Gertler (1998)가 사용한 GMM (Generalized Method of Moments) 추정방법 및 2SLS (Two-Stage Least Squares) 추정방법으로 통화정책 반응함수를 추정하여 글로벌 금융위기 이전과 이후에 정책금리 결정 함수를 분석하고 구조적 차이가 있는지 분석할 것이다.[4]

본 연구의 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기준금리는 총생산 갭에 대하여 금융위기 전후에 모두 유의하게 반응한 것으로 나타났지만, 현재부터 향후 12개월까지 발생할 인플레이션 압력에 대한 반응은 금융위기 이전과 이후에 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 기준금리가 금융위기 이전에는 미국의 정책금리인 연방기금금리 (Federal Funds Rate)의 변화에, 이후에는 미국의 양적완화에 대하여 동조적인 유의한 반응이 나타났다. 셋째, 실질환율이 상승할 때에는 기준금리를 인하하는 경향이 나타났다. 넷째, 인플레이션 압력이 양수인 경우와

4) Clarida (2001)는 Clarida, Gali, and Gertler (1998)의 실증분석 모형이 통화정책과 환율을 고려한 개방경제의 구조형 VAR모형에서 중앙은행의 정책결정을 설명하는 데 이용될 수 있음을 보이고 있다.

음수인 경우를 나누어 추정하였을 경우에는 통화정책 반응함수의 차이가 거의 없었지만, 금융위기 이후의 경기확장기와 경기침체기를 나누어 추정하면 경기침체기의 총생산 갭에 다소 크게 반응하는 것으로 추정되었다. 다섯째, 인플레이션 압력에 얼마나 선제적이었는지 추정해 본 결과, 금융위기 이전에는 과거 1년 전부터 현재까지 또는 1개월 후까지의 인플레이션 압력에 대응한 것으로 나타난 반면 금융위기 이후에는 3개월 후까지의 기대 인플레이션 압력에 선제적으로 대응한 것으로 나타나 시계가 확대되는 추세를 보였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 한국의 물가안정목표제를 요약하고 운용지표가 어떻게 변해왔는지 살펴보며 제Ⅲ절에서는 데이터와 추정모형에 대하여 설명한다. 제Ⅳ절에서는 추정결과를 분석하며 제Ⅴ절에서는 요약 및 결론을 제시한다.

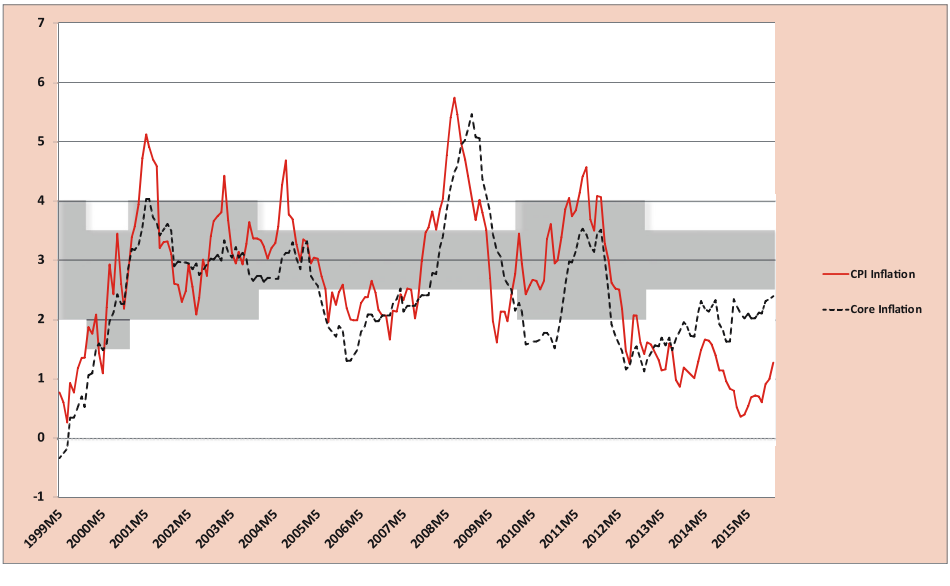
Ⅱ. 선행연구: 인플레이션 타겟팅과 성과

한국은행에서 수행하고 있는 통화정책의 기본 목표는 한국은행법에 명시된 바와 같이 '물가안정을 도모함으로써 국민경제의 건전한 발전에 이바지함을 목적'으로 하고 있으며, '통화신용정책을 수행할 때에는 금융안정에 유의하여야 한다'는 항목이 2011년에 추가되었다. 한국은행이 물가안정목표제를 시행하면서 지표변수로서 이자율을 발표하기 시작한 것은 1999년 5월부터이다. 즉, 통화정책을 발표할 때 인플레이션 타겟팅을 수행하기 위해 운용목표로서 콜금리의 목표수준을 발표하였다. 물가상승률 목표의 기준이 되는 변수로는 1998-1999년에는 소비자물가지수로 정하였으나 그 이후 2006년까지 근원인플레이션율을 목표 변수로 설정하였다. 근원인플레이션율은 물가지수에 포함되어 있는 일시적 요인에 의해 가격변동이 심한 농산물과 석유류가 제외되어 있어 물가의 추세적인 변동을 파악하기에 용이하다고 알려져 있다. 그러나 근원인플레이션율은 소비자물가지수에서 일시적 요인으로 가격변동이 심한 농산물과 석유류를 제외하고 있어 물가의 추세적인 변동을 파악하기에 용이하다고 알려져 있다.

〈Figure 3〉에서는 1999년부터 2015년까지 소비자물가상승률, 근원인플레이션율, 물가상승률 정책 목표 범위를 표시하고 있다. 목표 범위를 설정하여 발표하는 물가상승률의 수준은 외환위기 기간인 1998년에는 9±1%로 매우 높았지만 이후 물

가안정이 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. 2004-2006년에는 2.5-3.5%(연간 물가상승률의 3년 평균)로 설정하면서 변동 허용폭을 종전의 2%에서 1%로 축소하였다. 2007-2009년 중에는 물가안정목표 변동폭을 소비자물가지수를 기준으로 3±1%로 정하였다. 종전의 물가안정목표는 중심치를 정하지 않고 목표범위만을 표시하였으나 2007-2009년 중에는 중심치를 설정하였는데, 이는 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%를 상회하기도 하였으나 대체적으로 3개년 평균 물가상

〈Figure 3〉 CPI Inflation Rate, Core Inflation Rate, and Inflation Target Band



Notes: The shaded areas indicate the target bands of the policy rate by the Bank of Korea. The policy interest rate was the core inflation rate from 2001 to 2006 and the CPI inflation rate after then. The target bands of the policy rate after 2004 have been set as a medium-term target over three years.

승률이 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.

1990년대부터 통화정책의 주요 목표로서 인플레이션 타겟팅이 일반화되었으며 그에 대한 이론적·실증적 기반은 여러 문헌에서 축적되어 왔다(Goodfriend, 1991; Bernanke and Woodford, 1997; Svensson, 1997; Bernanke et al., 2001; Woodford, 2004). Woodford(2001)는 총생산 갭이 적절하게 정의된다면 인플레이션 변동과 총생산 갭을 안정화시키는 테일러 준칙은 기대 형성에 작용하여 안정화에 적절한 정책이 될 수 있음을 보였으며 Mishkin(1999), Mishkin and Schmidt-Hebbel(2007)은 인플레이션 타겟팅 정책을 채택한 국가들이 인플레이션율 및 기대인플레이션율을 낮게 유지하는데 성공적이었다는 실증적 분석을 제시하고 있다. 반면 Ball and Sheridan(2014)은 인플레이션 타겟팅 정책이 선진국들에서 인플레이션 수준 및 변동성과 관련된 성과를 높였다는 충분한 실증적 근거를 발견하지 못했지만 Gonçalves and Salles(2008), Lin and Ye(2009) 등은 인플레이션 타겟팅 정책이 신흥시장국에서는 인플레이션율을 낮추고 변동성을 감소시켰음을 보이고 있다. 2007-2009년에 경험한 글로벌 금융위기 과정에서 집행되었던 비전통적인 통화정책 하에서도 인플레이션 타겟팅 정책에 대한 이론적 논의 및 실증적 성과에 대한 많은 연구들이 진행되었다.[5]

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 환율정책을 살펴보고 성과를 분석하였다. 분기별 자료를 이용하여 추정한 통화정책 반응함수에서 콜금리는 기대인플레이

5) 인플레이션 타겟팅에 관한 자세한 서베이는 Svensson(2010)을 참고하라. Caporale et al.(2016)은 인도네시아, 이스라엘, 한국, 터키의 통화정책 반응함수를 추정하였는데, 다른 나라와 달리 한국에서는 선형의 테일러 준칙 반응함수는 유의성 있게 추정되지 않았고 인플레이션 압력이 양일 때와 음일 때 통화정책이 다르게 반응하는 비선형성이 유의성 있게 추정되었다.

션에 반응하지 않은 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 점이 일반적인 테일러 준칙과 다른 부분이다. 박원암(2010)은 1999년부터 2009년까지의 월별 자료를 이용하여 콜금리 결정의 반응함수를 추정하고 글로벌 금융위기가 통화정책 운용에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 추정방정식에 1기전, 2기전 실질실효환율의 변화율을 포함하여 통화정책 반응함수를 추정하였는데 1999-2008년 기간에서는 기대인플레이션과 산출량 갭에 양의 반응계수를, 실질환율의 변화에 대하여는 음의 관계를 가지고 대응하는 것으로 추정되었지만 1999-2009년으로 분석기간을 확대할 경우에는 기대인플레이션의 유의성이 사라지는 것으로 나타났다.

본 연구가 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. Eichengreen(2004)은 외환위기 이후 한국의 통화정책을 평가하면서 환율에 대한 고려 및 역할을 강조한 바 있다. 넷째, 국제금융시장에서 중요한 요인인 미국 연방준비제도의 통화정책 결정이 한국 정책금리에 어떤 영향을 주었는지 살펴보았다. 금융위기 이전에는 연방기금금리를 포함하여 통화정책 반응함수를 추정하였고, 제로금리 정책이 시행된 금융위기 이후 기간에는 연방준비제도의 양적완화를 측정하는 지표로서 자산계정에서의 자산 증가와 Wu and Xia(2016)이 도출한 Shadow 금리를 이용하여 반응함수를 추정하였다. 다섯째, 통화정책 반응함수의 비선형성을 추정하기 위해 인플레이션 압력이 양수일 때와 음수일 때, 또한 경기확

장 국면과 경기침체 국면을 분리하여 정책함수의 비선형성을 추정하였다. 여섯째, 인플레이션 압력에 대한 시계를 달리하여 통화정책 반응함수를 추정함으로써 통화정책의 시계가 어떻게 설정되어 있고 통화정책이 얼마나 선제적으로 이루어지고 있는지 살펴보았다.

Ⅲ. 데이터 및 분석 모형

1. 데이터

본 연구에서 분석 대상은 물가운용목표제 하에서 이자율이 정책목표로서 발표되기 시작한 1999년 5월부터 2015년 12월까지의 월별 자료이다.[6] 다만 아래 추정모형에서 제시하고 있는 것처럼, 현재 총생산 갭을 추정하기 위한 도구변수로서 과거 1년 전까지의 자료를 이용하였고, 향후 1년 사이에 나타날 것으로 예상되는 인플레이션을 추정하여 현재의 인플레이션 압력으로 사용하였기 때문에, 실제로 추정되는 기간은 2000년 5월부터 2014년 12월이 된다. 한국은행 금융통화위원회에서 결정하는 정책금리는 1998년 10월부터 2008년 2월까지 콜금리의 목표수준이었고 2008년 3월부터는 기준금리로 변경되어 시행되고 있다. 따라서 통화정책 반응함수의 분석 대상 정책금리는 실제 시장에서 형성되는 콜금리가 될 수도 있고 금융통화위원회에서 발표되는 콜금리의 목표수준과 기준금리로 볼 수도 있다.[7] 두 가지 종류의 통화정책 대상 지표금리의 추이는 〈Figure 4〉에서 보여주고 있듯이 매우 유사하다.

통화정책 반응함수에 포함되는 총생산 갭과 인플레이션 압력을 추정하기 위해 다음과 같은 자료를 이용하였다. 먼저 총생산 갭을 추정하기 위해 월별자료로서 일반적으로 사용되는 산업생산지수(Industrial Production Index)를 사용하였으며, 추가적으로 통계청에서 발표되는 경기종합지수 중에서 동행종합지수를 이용하였다.[8]

---

6) 1999년 5월 이전에는 중앙은행에서 지준총액을 운용목표로 하였기 때문에 콜금리를 정책금리 대상으로 하여 통화정책을 운용한 1999년 5월부터 분석하였다.

7) 대부분의 기존 연구들에서는 시장에서 형성되는 콜금리를 대상 종속변수로 추정하고 있다. Clarida, Gali, and Gertler(1998)에서도 미국의 경우에는 Federal Funds Rate를 대상 변수로 하고 있으며 일본에 대하여는 콜금리를 대상 종속변수로 추정하고 있다.

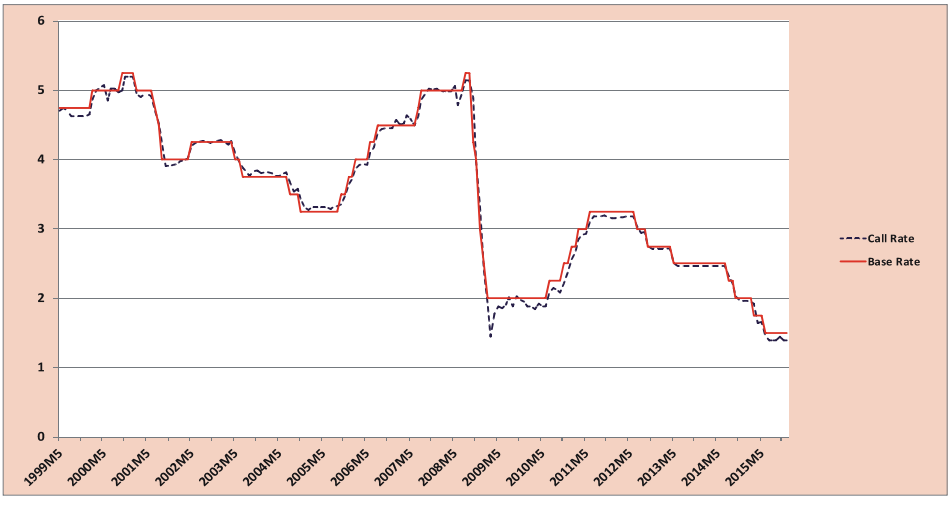
8) 산업생산지수는 전산업생산지수(농림어업 제외)를 사용하였으며 계절변동이 조정된 통계청(http://kosis.kr) 자료를 사용하였다. 2000년 이전의 자료들은 서비스업이 제외된 광공업생

총생산 갭은 산업생산지수 또는 경기종합지수를 이용하여 Hodrick-Prescott filtering 방법으로 추세를 제거한 후 변동분을 계산하여 사용하였다. 통화정책 반응함수를 추정하기 위한 설명변수로서 현재의 총생산 갭은 도구변수를 사용하여 추정하는 방식으로 계산되었다. 인플레이션 압력을 추정하기 위한 대상 지표로서 인플레이션은 소비자물가지수 상승률과 농산물 및 석유류 제외 지수인 근원인플레이션율을 사용하였다. 인플레이션 압력은 Clarida, Gali, and Gertler (1998)에서 사용되었던 방식으로 도구변수를 이용하여 미래 인플레이션 압력을 추정하였다. 즉, 통화정책은 정책금리를 결정하는 각 시점에서 향후 1년 동안에 발생하리라고 예측되는 인플레이션 압력에 선제적으로 대응한다는 개념 하에서 도구변수를 사용하여 향후 12개월 후의 물가상승률을 추정한 후에 예측치를 사용하였다. 향후 물가상승률의 예측치는 향후 12개월 후의 실제 물가상승률을 종속변수로 설정하고 도구변수들의 과거 1-6개월, 9개월, 12개월전 자료를 이용하여 추정한 후 추정치(fitted value)를 사용하였다. 도구변수로는 물가상승률, 콜금리, 총생산 갭, 상품가격지수의 변화율, 대미달러 실질환율 변화율을 사용하였다. 상품가격지수(Commodity Price Index, All Commodity)는 IFS(International Financial Statistics)로부터 구하였으며 농산물, 에너지를 포함한 원자재 등 상품 가격을 나타낸다. 대미달러 실질환율 변화율은 대미달러 월평균 명목환율에 한국과 미국의 소비자물가지수를 적용하여 계산되었다.[9] 추가적으로 통화정책 반응함수에 국제적 통화정책 공조 경향을 반영하기 위해 미국의 연방기금금리 또는 연방준비제도의 보유 자산 변화율을 포함시켜 통화정책 반응함수를 추정해 보았으며 한국과 같은 소국 개방경제에서 중요한 변수로 간주되는 대미달러 실질환율 변동률도 포함시켜 추정해 보았다.

산지수의 형태로만 이용가능하여 1999년 5월-1999년 12월 자료는 광공업생산지수의 증가율을 동일하게 적용하여 연결, 사용하였다.

9) 미국 달러에 대한 실질환율은 한국의 대표재화 1단위가 교환될 수 있는 미국 재화의 단위수로 정의되었기 때문에 실질환율의 상승은 국내재화의 상대가격 상승을 의미하고 실질환율의 하락은 국내재화의 상대가격의 하락을 의미한다. 신관호(2006)가 정의한 실질환율의 역수에 해당하므로 계수에 대한 해석은 신관호(2006)와는 반대가 된다.

〈Figure 4〉 Call Rate and Base Rate



Notes: Refer to the Notes in 〈Figure 1〉 for Base Rate.

2. 분석 모형

추정을 위한 통화정책 반응함수의 형태는 Clarida, Gali, and Gertler (1998)를 따르고 있지만 약간의 변형을 시도하였다. 먼저 Clarida, Gali, and Gertler (1998)의 추정모형을 간략히 소개하면 다음과 같다. 한국은행이 결정한 t기의 목표 기준금리를 i_t라고 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 t기와 $t+n$기 사이의 인플레이션율이며, y_t는 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 ρ는 이자율 평탄화 계수라고 해석할 수 있다.[10]

10) 중앙은행이 이자율을 평탄하게 천천히 조정한다는 가정은 금융시장의 안정성을 도모하고 정책의 신뢰성을 확보하기 위해 필요하다는 주장에 따른 것이다(Goodfriend, 1991).

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

i_t는 실제 실행되는 정책금리 수준이며 v_t는 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.

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

(3) 식을 관측된 변수로 표현하고 오차항을 ϵ_t라고 할 때 오차항은 현재의 정보집합에서 평균이 0이고 v_t와 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.

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

(4) 식을 추정하여 관심계수인 α, β, γ, ρ를 도출할 수 있다. 추가적으로 z_t를 인플레이션 압력과 총생산 갭 이외에 기준금리 결정에 영향을 미칠 수 있는 변수라 가정하면 (4) 식에 포함하여 추정할 수 있다. z_t에 해당하는 변수로는 대미달러 실질환율의 변화율, 미국의 정책금리 결정의 효과를 반영하기 위한 연방기금금리, 미국 연방준비제도의 자산계정 변화율 등을 고려하였다.

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

본 연구의 추정모형에서 Clarida, Gali, and Gertler (1998) 의 모형과 한 가지 다른 점은 목표 인플레이션율을 직접 대입하여 추정식에 사용하였다는 점이다. 미국의 통화정책은 명시적으로 목표 인플레이션율 숫자를 발표하지 않기 때문에 Clarida, Gali, and Gertler (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 목표 인플레이션율을 발표하기 때문에 이를 직접 적용하여 통화정책 반응

함수를 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.

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

α, β, γ, ρ, ξ를 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_t의 추정치를 구한다. 그 다음 GMM 또는 2단계 최소자승추정법을 사용하여 각 계수를 추정한 후 원래의 관심계수들을 도출해내는 방법을 진행하였다.

Ⅳ. 실증 분석 결과

1. 글로벌 금융위기 전후의 통화정책 반응함수 추정

먼저 전체 기간에 대하여 통화정책 반응함수가 일관되게 유지되었다고 가정하고 전체 기간에 대한 반응함수를 추정한 결과는 〈Table 1〉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.[11] 〈Table 1〉은 인플레이션 압력을 소비자물가상승률로 측정하여 추정한 결과(추정식 (Ⅰ), (Ⅱ), (Ⅳ), (Ⅴ))와, 기간에 따라 달라진 인플레이션 목표 변

11) $\alpha, \beta, \gamma, \rho$ 추정치 중에서 이자율 평탄화 계수인 ρ만이 유의하게 나타났다.

수를 각 기간에 적용, 인플레이션 압력을 측정하여 추정한 결과(추정식 (Ⅲ), (Ⅵ))를 나타낸 것이다.[12]

추정식 (Ⅰ)에서는 정책금리를 콜금리로, 총생산 지표를 산업생산지수로 선정하여 GMM 방법으로 (6)식을 추정하였다. 추정모형 전체 계수가 유의성이 없는 추정식 (Ⅰ)을 제외하면 총생산이 잠재총생산 또는 장기추세에서 벗어난 정도를 의미하는 총생산 갭에 대하여는 1.3-2.2의 반응계수를 보이고 있다. 하지만 인플레이션 압력에 대하여는 모든 추정식에서 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 총생산 갭이 잠재총생산에 비하여 1% 높아졌다면 정책금리를 1.3-2.2% 포인트 높이는 방식으로 대응하였지만 향후 1년 동안의 기대인플레이션율이 목표 인플레이션율보다 높아질 때에는 유의하게 대응하지 않았다는 것이다. 따라서 통화당국은 총생산 갭에 대하여 적극적인 경기안정화 정책을 수행하였지만 인플레이션 압력에 대하여는 유의하게 반응하지 않은 것으로 해석된다. 이러한 결과는 Clarida, Gali, and Gertler (1998)의 주요 선진국에 대한 통화정책 반응함수의 추정결과와 상반되는 결과이며 신관호(2007)와는 일치하는 결과이다. Clarida, Gali, and Gertler(1998)의 추정결과에 따르면 미국, 영국, 독일, 일본의 통화정책 반응함수는 총생산 갭에 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.[13] 이러한 분석 결과는 분석 대상 전체 기간에 대하여 동일한 통화정책 반응함수를 가정하여 추정하였기 때문에 통화정책 반응함수에 구조적 변화가 있었다면 이를 고려하지 못하고 있다. 따라서 아래의 분석에서는 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 통화정책 반응함수에 어떤 변화가 있었는지 추

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

13) 이자율 평탄화 계수인 ρ값은 1에 가깝게 추정되어 정책금리의 지속성이 매우 높은 것으로 나타났다. 추정식의 출발점이었던 식 (2)를 보면 ρ가 1의 값을 갖는다면 최적 정책금리의 결정이 무의미하게 된다. 〈Table 1〉에 제시된 추정결과를 보면, 추정식 (Ⅰ)을 제외하면 귀무가설 $H_0 : \rho = 1$을 모두 기각하는 것으로 나타났기 때문에 최적 정책금리 결정식은 의미가 있다고 할 수 있다. 이후 대부분의 추정식에서도 이자율 평탄화 계수는 1에 가깝지만 $\rho = 1$의 가설을 기각하는 것으로 나타났다.

정해 보고자 한다.

〈Table 1〉 Monetary Policy Reaction Function for the Entire Sample Period
(May 2000 ~ Dec. 2014, 176 Obs.)

	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ) a)	(Ⅳ)	(Ⅴ)	(Ⅵ) a)
Policy rate Output gap	Call rate IP	Call rate Com Index	Call rate Com Index	Base rate IP	Base rate Com Index	Base rate Com Index
Inflation pressure (β) b)	-3.823 (4.852)	-0.184 (0.498)	-0.111 (0.636)	-1.009 (0.820)	-0.024 (0.292)	0.213 (0.429)
Output gap (γ) b)	5.277 (5.403)	1.962** (0.885)	1.672** (0.880)	2.167*** (0.841)	1.353*** (0.285)	1.302** (0.619)
Smoothing parameter (ρ)	0.992*** (0.009)	0.981*** (0.008)	0.960*** (0.017)	0.982*** (0.007)	0.982*** (0.006)	0.957*** (0.019)
Constant (α)	0.967 (2.920)	2.896*** (0.469)	2.912*** (0.544)	2.698*** (0.517)	2.973*** (0.303)	3.153*** (0.348)
Test of over-identifying restrictions c)	48.95 (p=0.09)	42.09 (p=0.26)		38.23 (p=0.46)	39.38 (p=0.41)	

Notes: ***, **, and * indicate statistically significant at 1%, 5%, and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. IP and Com Index are the industrial production index and the composite coincident index constructed by the Statistics Korea.

a) When the expected inflation is calculated, the CPI inflation or the core inflation is used depending on the change in the target inflation rate, which was the core inflation before January 2007 and the CPI inflation after then. The 2SLS estimation is used for equations (Ⅲ) and (Ⅵ) and the GMM estimation is applied to equations (Ⅰ), (Ⅱ), (Ⅳ), and (Ⅴ).

b) The instruments are 1~6, 9, 12 month lagged values of inflation rate, output gap, call rate, the log difference of the won-dollar(₩/$) real exchange rate, and the log difference of the world commodity price index to estimate the 12 month ahead future expected inflation pressure and the current output gap.

c) To test over-identifying restrictions, we use Hansen's J-statistics which follow $\chi^2(37)$ distribution in equations (Ⅰ) and (Ⅱ) and $\chi^2(38)$ distribution in equations (Ⅳ) and (Ⅴ). The p-value are in parentheses.

글로벌 금융위기 자체가 금융시장에 미친 영향은 전세계적인 것이었고 동시에 실물경제에도 대공황에 버금갈 정도의 영향을 줄 가능성이 있었던 충격이었으며 구조적 변화를 발생시켰을 가능성이 매우 크다. 따라서 이에 대응하는 통화정책은 금융

위기 이전과는 달라졌을 가능성을 예상해 볼 수 있다. 금융위기 기간에 대한 기준으로는 여러 가지가 있을 수 있으나 한국의 경우에는 2008년 9월 15일 리만브라더스의 파산과 함께 글로벌 금융위기의 충격이 직접적으로 발생하였고 따라서 9월을 기준으로 전과 후로 구분하는 것이 일반적이다.[14] 이와 같은 구분을 이용한 논문으로는 김경원·문규현(2010), 박원암(2010), 홍정효(2011), 김종선(2014) 등이 있다. 〈Table 2〉 에서는 금융위기가 한국 금융시장에 직접적으로 충격을 미친 2008년 9월을 기준으로 2000년 5월-2008년 9월까지의 통화정책 반응함수를 추정하였고, 〈Table 3〉에서는 2008년 10월-2014년 12월까지의 통화정책 반응함수를 분리하여 추정하였다.[15]

〈Table 2〉 Monetary Policy Reaction Function Before the Global Financial Crisis
(May 2000 ~ Sep. 2008, 101 Obs.)

	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)[a]	(Ⅳ)	(Ⅴ)	(Ⅵ)[a]
Policy rate Output gap	Call rate IP	Call rate Com Index	Call rate Com Index	Base rate IP	Base rate Com Index	Base rate Com Index
Inflation pressure (β)[b]	-0.758** (0.390)	-0.120 (0.296)	0.382 (0.668)	0.078 (0.292)	0.131 (0.172)	0.384 (0.462)
Output gap (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)
Smoothing parameter (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)
Constant (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)
Test of over-identifying restrictions[c]	44.64 (p=0.18)	42.39 (p=0.25)		23.30 (p=0.97)	23.28 (p=0.97)	

Notes: Refer to the Notes in 〈Table 1〉.

〈Table 2〉에 추정된 통화정책 반응함수는 대체적으로 전체 기간에 대하여 추정된 결과와 비슷한 모습을 보여주고 있지만 총생산 갭에 대한 반응계수는 다소 낮게

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

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

추정되었다. 전체 기간에 대한 통화정책 반응함수와 마찬가지로 인플레이션 압력에 대하여는 추정식 (I)을 제외하면 정책금리가 반응하지 않은 것으로 나타났다. 추정식 (I)에서도 반응계수의 부호가 경제이론과 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 양의 총생산 갭이 1% 발생하였다면 정책금리는 0.6-0.8% 포인트 높아지는 경향을 보였다고 할 수 있다. 이 값은 전체 기간에 대한 통화정책 반응함수 추정에서 얻은 1-2의 값보다는 다소 작은 값이며 Clarida, Gali, and Gertler(1998)의 추정결과인 1보다 작은 값에 근접하다고 판단된다. 이자율 평탄화 계수는 이전과 동일하게 0.95-1 사이에서 추정되어 점진적인 조정 경향을 보여주고 있다.

〈Table 3〉 Monetary Policy Reaction Function After the Global Financial Crisis
(Oct. 2008 ~ Dec. 2014, 75 Obs.)

	(Ⅰ) [d]	(Ⅱ)	(Ⅲ) [a]	(Ⅳ) [d]	(Ⅴ) [d]	(Ⅵ) [a]
Policy rate	Call rate	Call rate	Call rate	Base rate	Base rate	Base rate
Output gap	IP	Com Index	Com Index	IP	Com Index	Com Index
Inflation pressure(β) [b]	-0.026	-0.159**	-0.322***	-0.072	-0.094*	-0.301***
	(0.097)	(0.081)	(0.108)	(0.061)	(0.049)	(0.090)
Output gap(γ) [b]	0.956***	0.922***	0.521***	0.489***	0.451***	0.359***
	(0.228)	(0.223)	(0.174)	(0.078)	(0.063)	(0.100)
Smoothing parameter(ρ)	0.938***	0.893***	0.814***	0.884***	0.841***	0.782***
	(0.014)	(0.027)	(0.048)	(0.014)	(0.027)	(0.060)
Constant(α)	2.231***	2.247***	2.204***	2.437***	2.500***	2.267***
	(0.142)	(0.110)	(0.129)	(0.071)	(0.071)	(0.098)
Test of over-identifying restrictions [c]	41.34	42.27		40.16	47.86	
	(p=0.29)	(p=0.25)		(p=0.37)	(p=0.13)	

Notes: Refer to the Notes, *a*), *b*), and *c*) in 〈Table 1〉.
d) We use the core inflation rate to estimate inflation pressure.

〈Table 3〉에서는 2008년 10월부터 2014년 12월까지의 통화정책 반응함수를 보여주고 있다. 콜금리를 정책금리로 사용하여 통화정책 반응함수를 추정했을 경우에는

총생산 갭에 대한 통화정책 반응계수는 일관되게 유의성을 보였다. 대부분의 경우 금융위기 이전에 비해 다소 커진 것으로 나타났지만 기준금리를 정책금리로 사용하였을 경우에는 총생산 갭에 대한 반응계수가 금융위기 이전에 비해 작아지는 경향을 보여 일관된 결과를 도출하지는 못하였다. 인플레이션 압력에 대한 통화정책 반응함수의 계수는 유의하게 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 압도적인 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 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 한다. 그렇기 때문에 금융위기 기간의 급격한 변동에 대하여는 일반적인 모형으로 분석이 불가능하므로 해당기간을 제외하여 분석하기도 하는데, 김경아(2011)는 금융위기 기간을 2008년 10월부터 2009년 3월까지로 정의하여 분석하였다. 아래의 〈Figure 5〉에서 알 수 있듯이 2008년 10월에 100bp 하향조정하였고(5.25%→4.25%) 12월에 또다시 100 bp를 하향조정하였으며(4%→3%) 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 4〉에서는 글로벌 금융위기 기간(2008년10월-2009년 3월)을 제외하고 금융위기 이후 기간에 대한 통화정책 반응함수를 추정하였다. 예상했던 바와 같이 〈Table 3〉의 결과와는 다른 모습을 보여주고 있다. 특히 총생산 갭에 대한 반응함수 계수는 금융위기 이전의 0.6-0.8에서 다소 높은 0.8-1.5로 나타났으며 인플레이션 압력에 대한 반응함수의 계수는 모든 추정식에서 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 금융위기 이후의 통화정책 반응함수는 여전히 인플레이션 압력에 일관되게 대응하지 않았으며 총생산 갭에 대하여는 좀 더 적극적으로 대응하는 경향이 발견되었다고 할 수 있다.[16] 미국, 영국, 독일, 프랑스, 이탈리아, 일본 등 선진국의

경우에 대하여 인플레이션 압력과 총생산 갭에 대한 통화정책 반응함수를 유의하게 추정한 Clarida, Gali, and Gertler(1998)의 연구와 비교해 볼 때 한국의 통화정책 반응함수가 인플레이션 압력에 대응하지 않는 추정결과는 다소 의외이다. 신흥시장국의 반응함수를 추정한 Caporale et al. (2016)에서는 인도네시아, 태국, 이스라엘, 터키의 경우 인플레이션 압력과 총생산 갭에 유의하게 반응하는 선형의 테일러 준칙 통화정책 반응함수가 추정되었으나, 한국의 경우 선형 테일러 준칙은 유의하지 않았고 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우 다르게 반응하는 비선형성이 추정되었다. 또한, Mehrotra and Sánchez-Fung(2009)은 13개 신흥시장국에 대하여 테일러 준칙 반응함수를 추정하였는데 인플레이션 압력에 유의하게 양의 방향으로 대응한 경우가 5개국, 총생산 갭에 대하여 유의하게 양의 방향으로 대응한 경우가 6개국으로 나타나, 선진국에 대한 추정결과와 달리 일관된 통화정책 반응함수가 추정되지 않는 모습을 보였다.

〈Table 4〉 Monetary Policy Reaction Function After the Global Financial Crisis
(Apr. 2009 ~ Dec. 2014, 69 Obs.)

	(Ⅰ) [d]	(Ⅱ)	(Ⅲ) [a]	(Ⅳ) [d]	(Ⅴ) [d]	(Ⅵ) [a]
Policy rate	Call rate	Call rate	Call rate	Base rate	Base rate	Base rate
Output gap	IP	Com Index	Com Index	IP	Com Index	Com Index
Inflation pressure (β) [b]	-0.283	-2.210	0.295	0.262	0.302	0.293
	(0.982)	(1.365)	(0.500)	(0.727)	(0.571)	(0.509)
Output gap (γ) [b]	-0.129	1.228*	-0.082	1.464***	1.222***	0.815*
	(0.642)	(0.713)	(0.652)	(0.562)	(0.358)	(0.432)
Smoothing parameter (ρ)	0.989***	1.014***	0.962***	0.998***	0.999***	0.968***
	(0.015)	(0.009)	(0.023)	(0.001)	(0.001)	(0.023)
Constant (α)	2.524**	-0.561	2.955***	2.628***	2.855***	2.894***
	(1.256)	(2.107)	(0.524)	(1.111)	(0.702)	(0.372)
Test of over-identifying restrictions [c]	36.88	37.28		13.49	12.45	
	(p=0.47)	(p=0.46)		(p=1.00)	(p=1.00)	

Notes: Refer to the Notes, a), b), and c) in <Table 1> and d) in <Table 3>.

16) 이러한 실증분석 결과로부터 중앙은행의 독립성에 관한 논의를 도출하기는 어렵다. 비록 명시적으로 물가안정 및 금융안정 만이 한국은행의 설립목적 및 기능으로 법령에 규정되어 있다 하더라도 총생산 갭에 반응하는 것이 경제학적으로 합리적이며 인플레이션 압력과 총생산 갭에 대한 상대적인 가중치는 달라질 수 있기 때문이다.

2. 강건성 검정: 실질환율 및 미국 통화정책에 대한 대응

한국과 같은 소국 개방경제에서 국제무역이 국가 경제에서 차지하는 중요성은 매우 높다. 통화정책이 국제거래와 직접 관련된 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 수행할 수 있다는 가설을 세울 수 있다. 이러한 인식하에서 환율의 변동이 통화정책 반응함수에 영향을 미치고 있는가를 추정해 보는 것은 흥미있는 일이다.[17] 또한 선진국 또는 국제금융시장에서 영향력이 매우 큰 미국 연방준비제도의 정책금리 변동이 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.

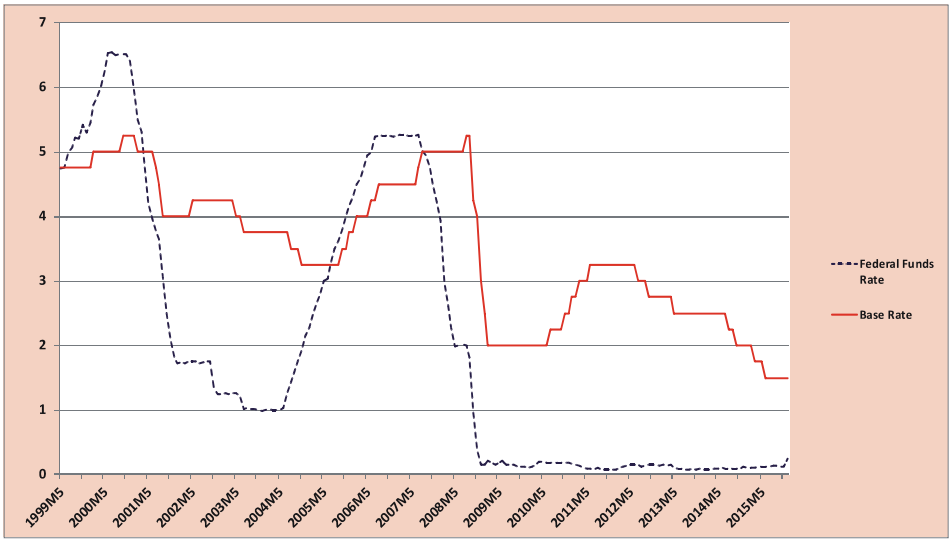
그러나 2008년 하반기 글로벌 금융위기가 전세계적으로 현실화된 이후 연방기금금리는 0-0.25%로 설정되어 제로금리 수준(Zero Lower Bound; ZLB)에 머물렀다. 따라서 이른바 양적완화로 일컬어지는 비전통적 통화정책 시기에 한국의 통화정책이 미국의 통화정책과 동일한 방향으로 움직였는지에 대한 실증적 증거를 확인하기 위해서는 연방기금금리의 변동보다 양적완화가 직접 반영된 변수를 이용해야 할 것이다. 즉, 정책금리가 0-0.25%에서 유지되던 2008년 12월 이후 연방기금금리는 더 이상 통화정책의 신호를 전달하는 기능을 수행하지 못하였고 대신에 세 차례의 양적완화 과정에서 실행된 연방준비제도의 자산매입이 통화정책의 핵심적 내용이었기 때문에 이를 미국 연방준비제도의 통화정책 지표로 삼아야 할 것으로 판단된다.[18] 구체적 지표로는 Lenza, Pill, and Reichlin (2010)이 제안한 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율의 변화율을 이용할 것이다. 〈Figure 6〉에서는 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율과 한국 기준금리의 변화를 함께

17) 개방경제에서 통화정책에 환율을 고려할 것인가에 대한 논의는 Eichengreen (2004)을 참고하라. 신관호(2007)는 통화정책 반응함수에 실질환율을 포함하여 추정하였는데 실질환율에 대한 계수가 약하게 (10% 유의수준에서) 유의성을 보여주었다.

18) 미국 연방준비제도의 총자산액은 글로벌 금융위기 이전인 2008년 초 약 9,000억 달러에서 2016년 초에는 4조 5,000억 달러로 크게 증가하였다. Atkinson et al. (2013) 및 https://fred.stlouisfed.org/series/WALCL를 참고하라.

표시하고 있다. 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도 자산 비율의 전월대비 증가율은 2008년 9월에 16.4%, 10월 69.6%, 11월에는 25.7%로 급격하게 증가하는 모습을 보였다. 이 비율은 2009년 이후에도 지속적으로 증가하는 모습을 보여주고 있으며 이와 비교하여 한국의 기준금리는 2011-2012년을 제외하면 반대방향으로 움직이는 모습을 보여주고 있다. 이와 같이 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율은 미국 통화정책의 기조를 나타낼 수 있기 때문에 한국의 기준금리 결정에 어떤 영향을 주었는지 파악하는 데 이용될 수 있을 것이다.

〈Figure 5〉 Bank of Korea's Policy Rate and US Federal Funds Rate

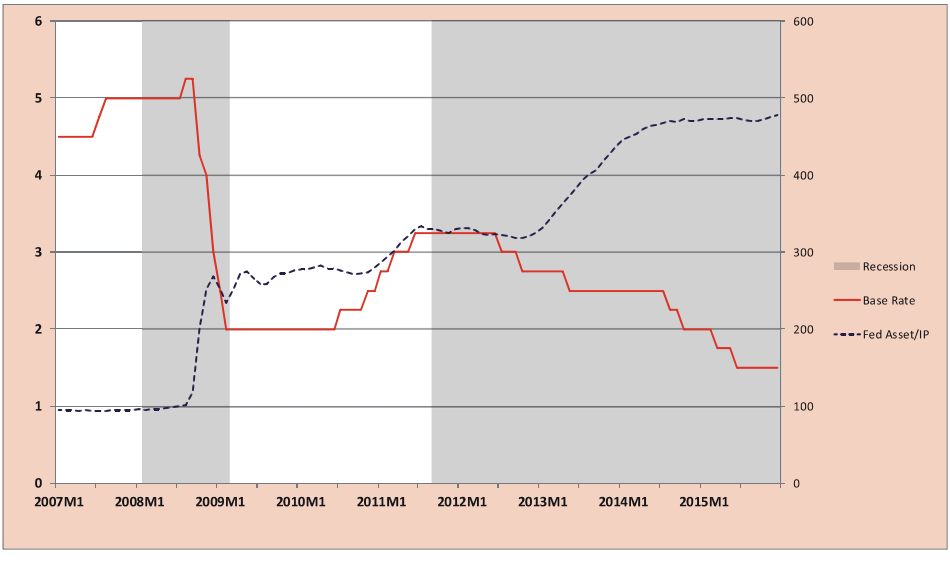


Notes: Refer to the Notes in 〈Figure 1〉 for Base Rate.

미국 통화정책의 지표로서 사용된 또 하나의 변수는 Wu and Xia (2016)가 구축한 Shadow Federal Funds Rate (FFR) 이다. Wu and Xia (2016)는 비선형 기간별 구조모형을 이용하여 정책금리가 제로금리 수준에 있을 때 양적완화와 같은 비전통적 통화정책을 반영한 Shadow 금리를 도출해내고 이 변수를 통하여 거시경제에 대한 효과를 잘 추적할 수 있음을 보였다. 본 연구에서도 미국의 비전통적 통화정책을 반영하는 추가적인 변수로서 Shadow FFR를 이용하였다. 〈Figure 7〉에서는 Wu and Xia (2016)가 도출한 Shadow FFR을 실제 연방기금금리와 함께 보여주고 있는데 2009년 초 이후 실제 연방기금금리는 0%에 가까운 양의 수준에 머물고 있

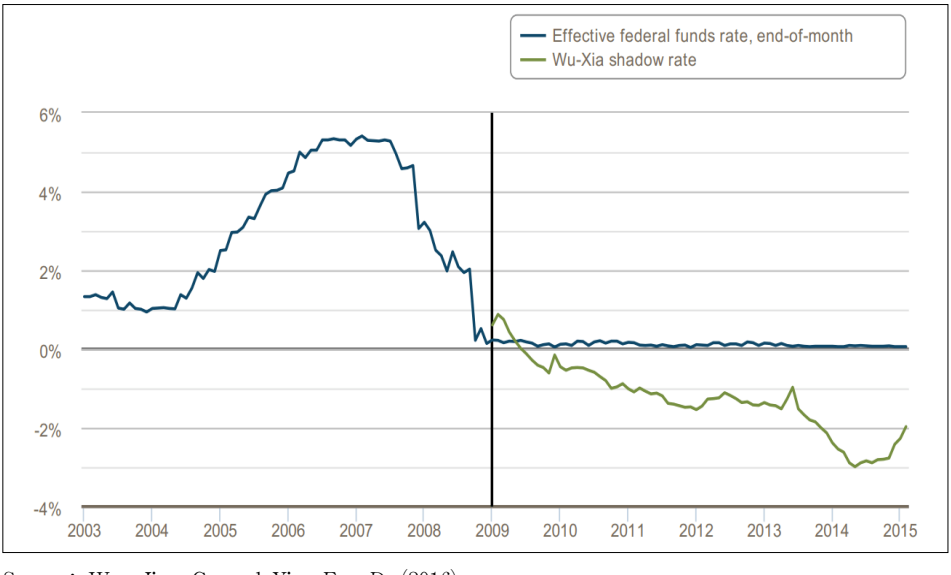
으나 Wu and Xia (2016)는 Shadow Rate가 음수로 하락한 것으로 추정하고 있다.

〈Figure 6〉 Bank of Korea's Policy Rate and US Fed Asset to Industrial Product Index Ratio



Notes: Refer to the Notes in 〈Figure 1〉 for Base Rate.

〈Figure 7〉 Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate



Source: Wu, Jing C. and Xia, Fan D. (2016).

〈Table 5〉 Monetary Policy Reaction Function Before and After the Global Financial Crisis

Period	Before the Global Financial Crisis (May 2000 ~ Sep. 2008)			After the Global Financial Crisis (Apr. 2009 ~ Dec. 2014)		
	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)	(Ⅳ)	(Ⅴ)	(Ⅵ) [d]
Policy rate Output gap	Call rate Com Index	Base rate IP	Base rate Com Index	Call rate Com Index	Base rate Com Index	Base rate Com Index
Inflation pressure (β) [b]	-0.192* (0.113)	-0.020 (0.180)	-0.239* (0.128)	-0.977*** (0.340)	-0.032 (0.292)	-0.179 (0.210)
Output gap (γ) [b]	0.479*** (0.066)	0.352*** (0.081)	0.476*** (0.072)	0.109 (0.286)	1.014*** (0.313)	1.014*** (0.313)
Smoothing parameter (ρ)	0.913*** (0.015)	0.985*** (0.007)	0.970*** (0.012)	1.024*** (0.011)	0.997*** (0.002)	0.993*** (0.005)
Constant (α)	4.075*** (0.343)	3.498*** (0.182)	3.354*** (0.144)	1.332*** (0.491)	5.591*** (1.413)	3.151*** (0.226)
Real exchange rate	-0.076* (0.041)	-0.143** (0.061)	-0.128*** (0.045)	-0.492** (0.235)		
Federal Funds Rate	0.188*** (0.036)	0.179** (0.092)	0.210*** (0.051)			
Fed Asset/ IP					-0.008* (0.004)	
Shadow FFR [a]						0.578** (0.252)
Test of over-identifying restrictions [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)	17.50 (p=1.00)

Notes: Refer to the Notes in 〈Table 1〉.

a) Shadow Federal Funds Rate constructed by Wu and Xia (2016).

b) Refer to the Note *b*) in 〈Table 1〉.

c) To test over-identifying restrictions, we use Hansen's J-statistics which follow $\chi^2(43)$ distribution in the equation (Ⅰ), $\chi^2(43)$ distribution in the equations (Ⅱ) and (Ⅲ), $\chi^2(36)$ distribution in the equation (Ⅳ), and $\chi^2(45)$ distribution in the equation (Ⅴ).

d) The estimation period is from January 2009 to December 2014 since the Shadow FFR data are constructed only after January 2009.

〈Table 5〉에서는 금융위기 이전과 이후에 대하여 통화정책 반응함수에 실질환율 및 미국의 통화정책 지표를 포함하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 미국의 통화정

책 지표로서 금융위기 이전에는 연방기금금리가 사용되었고 금융위기 이후에는 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도의 자산 비율과 Wu and Xia(2016)의 Shadow Rate를 이용하였다. 인플레이션 압력 및 총생산 갭에 대한 통화정책 반응함수의 계수들은 앞의 추정결과와 크게 다르지 않게 나타났다. 즉, 인플레이션 압력에 대하여는 유의성이 없거나 또는 경제이론과 반대방향으로 대응한 것으로 추정되어 통화정책이 인플레이션 압력에 적절히 대응하였다고 보기 어렵다. 또한, 총생산 갭에 대한 통화정책의 반응계수는 대체로 유의하게 추정되었는데 금융위기 이전보다는 금융위기 이후 기간에 반응계수의 값이 다소 큰 것으로(글로벌 금융위기 이전에는 0.352-0.479, 위기 이후에는 1.014) 추정되었다.

본 연구에서 추정한 통화정책 반응함수는 인플레이션 압력에 대하여 유의하게 반응하지 않은 것으로 추정되었지만 일부의 경우, 특히 금융위기 이후의 기간에서 경제학적 직관과 다르게 반응계수가 유의하게 음수로 추정되었다. 이와 같은 결과로부터 통화정책당국이 인플레이션 압력에 대하여 정책금리를 낮추어 확장적으로 대응했다는 결론에 이르게 된다. 하지만 동기간의 인플레이션의 변동과 경기변동이 반대방향으로 나타났다면 총생산 갭에 대한 적극적인 대응이 그러한 결과로 이어졌다고 해석할 수 있다. 또한 실질환율 및 미국의 통화정책 지표를 포함하면 대부분의 경우 인플레이션 압력에 대한 계수는 유의성을 잃고 있기 때문에 인플레이션 압력에 대한 음의 계수가 추정된 결과에 대하여 중요한 의미를 부여하기 어렵다고 판단된다. 그러나 인플레이션 타겟팅 정책을 수행하고 있는 한국은행의 통화정책 반응함수가 왜 인플레이션 압력에 대하여 유의하게 대응하지 않은 것으로 추정되었는가에 대한 해석을 시도해 볼 필요가 있다. 첫 번째 가능한 추론은 통화정책을 수행하는 의사결정과정에서 인플레이션 압력보다는 경기에 민감하게 반응하였다고 해석할 수 있다. 즉, 인플레이션 목표 달성과 경기안정화라는 두 개의 정책목표 중에서 경기안정화에 더 많은 가중치를 부여했다고 볼 수 있다. 이러한 해석은 의사결정과정이 정치적 이해관계로부터 독립적이었는가 등의 논의로 이어질 수 있지만 본 연구의 연구범위를 벗어난다. 두 번째 해석은 인플레이션을 조절하는 수단으로서 이자율이 잘 작동하지 않았거나 정책당국이 그렇게 인식하였을 경우이다. 특히 글로벌 금융위기 이후 기간에서는 'New Normal'이라는 용어에서 알 수 있듯이 확장적 통화정책을 지속적으로 수행했음에도 불구하고 물가상승률은 매우 낮게 유지되고 있다. 이러한 상황에서 이자율 변화를 통하여 인플레이션을 조절하는 메커니즘이

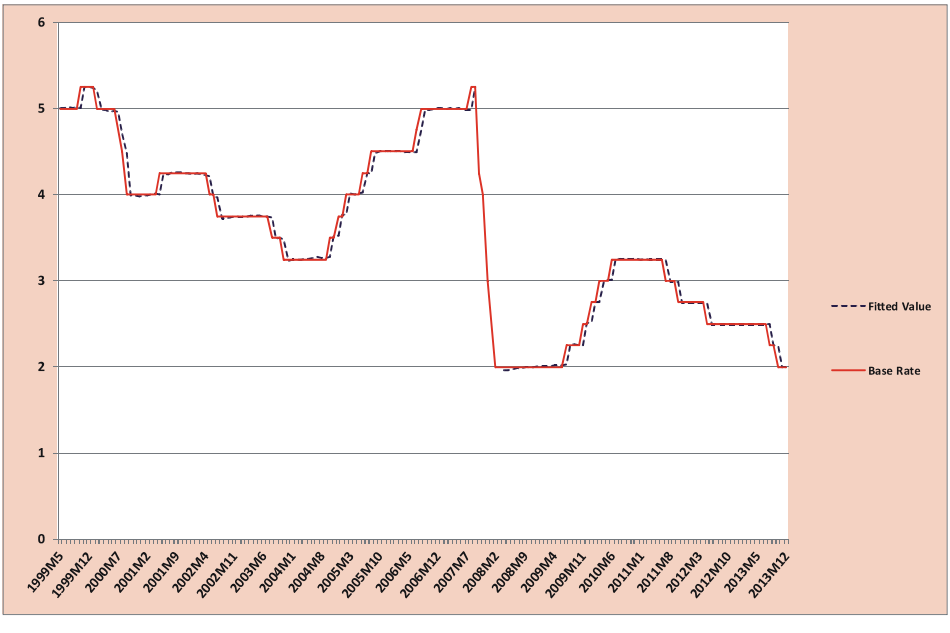
작동하기 않을 수 있다는 인식이 존재하여 정책금리 결정이 인플레이션 압력에 유의하게 대응하지 않는 것으로 나타날 수 있다. 세 번째 해석은, 만일 경기 및 인플레이션을 결정하는 요인들 중에서 총수요 충격이 대부분이라면 총생산 갭에 대응하는 정책결정이 인플레이션 압력에도 동시에 대응하는 정책이 될 수 있다는 것이다. 따라서 실제로 총수요 충격이 광범위하게 나타났고 이에 대하여 총생산 갭에 대하여 대응하는 방식으로 통화정책이 수행되었을 경우 이것은 동시에 인플레이션 압력에 대응하는 정책결정이 될 수 있지만, 이를 분리하여 추정하는 추정식에서 인플레이션 압력에 대한 계수가 유의성이 없게 나타날 수 있다는 것이다. 이상의 분석들 중에서 어느 하나의 해석이 옳고 다른 해석이 옳지 않다는 배타적인 주장이라기보다는 복수의 요인이 복합되어 나타난 결과로 해석하는 것이 합리적인 것으로 생각된다.

통화정책이 추가적인 변수로서 실질환율에 대하여 반응했는가를 살펴보면, 글로벌 금융위기 이전 기간에서는 실질환율이 상승할 경우 정책금리를 인하한 것으로 나타났다. 실질환율이 상승한다는 것은 국제시장에서 외국 재화 대비 한국 재화의 상대가격이 상승하여 경쟁력이 하락하는 것을 의미하는 것이며 이에 대하여 정책금리를 인하하여 대응한 것으로 추정되었다. 실질환율이 1% 상승할 때 금융위기 이전에는 0.08-0.14% 포인트 정책금리를 인하하는 경향이 추정되었으며 금융위기 이후에는 미국의 양적완화를 반영한 통화정책 지표인 산업생산지수 대비 연방준비제도 자산 비율이나 연방기금금리의 Shadow 금리가 포함될 경우 실질환율에 대한 계수는 유의성이 없어지는 것으로 나타났다.

글로벌 금융위기 이전 기간에는 미국 연방준비제도의 공개시장위원회(FOMC)에서 정책금리로서 발표하는 연방기금금리에 대하여 한국 통화정책 반응함수는 유의한 반응을 보여주고 있다. 금융위기 이전 기간에 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 정책공조로 해석하거나 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 연방준비제

도의 자산계정이 유의성 있는 변수로 추정되었다. 즉, 미국 산업생산지수 대비 연방준비제도 자산 비율을 한국 통화정책 반응함수에 포함시켰을 경우 음수의 값이 유의하게 도출되었다.[19] 산업생산 대비 연방준비제도의 자산계정이 증가하였을 경우에는 확장적 통화정책을 의미하므로 미국의 연방준비제도가 확장적 통화정책을 시행할 경우에 한국의 통화정책도 정책금리를 낮추는 방향으로 운용되었음을 의미한다. 또한 연방기금금리의 Shadow 금리를 포함하였을 경우 양의 계수로 유의하게 나타났으며 (추정식 (Ⅵ)) Shadow 금리가 1% 포인트 낮아지면 한국의 기준금리도 0.58% 포인트 인하되어 한국의 통화정책은 미국 통화정책과 비슷한 방향성을 보였다고 판단된다.

〈Figure 8〉 Bank of Korea's Policy Rate and Fitted Values



Notes: Refer to the Note in 〈Table 1〉 and the fitted values are calculated from the estimation equation (Ⅲ) in 〈Table 5〉.

19) 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 6〉 Asymmetry of Monetary Policy Reaction Function on Inflation Pressure[a)]

Period	Before the Global Financial Crisis (May 2000 ~ Sep. 2008)		After the Global Financial Crisis (Apr. 2009 ~ Dec. 2014)	
Inflation pressure	$\pi^e_{t+12} > \pi_t{}^*$ [c)]	$\pi^e_{t+12} < \pi_t{}^*$	$\pi^e_{t+12} < \pi_t{}^*$	$\pi^e_{t+12} < \pi_t{}^*$
		(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
Policy rate Output gap		Base rate Com Index	Base rate Com Index	Base rate Com Index
Inflation pressure (β) [b)]	-0.265 (0.404)	-0.850 (0.641)	-0.128 (0.393)	-0.116 (0.443)
Output gap (γ) [b)]	0.713*** (0.220)	0.591* (0.305)	0.698*** (0.205)	0.940*** (0.348)
Smoothing parameter (ρ)		0.913*** (0.025)	0.933*** (0.028)	0.941*** (0.027)
Constant (α)		3.224*** (0.320)	5.362*** (1.243)	3.754*** (0.499)
Real exchange rate		-0.121** (0.061)		
Federal Funds Rate		0.224*** (0.070)		
Fed Asset/ IP			-0.008** (0.004)	
Shadow FFR[d)]				0.816* (0.501)
R^2		0.975	0.964	0.958
Obs.		101	69	69

Notes: Refer to the Notes in 〈Table 1〉.

a) The 2SLS estimation is applied to the positive inflation pressure and the negative inflation pressure, respectively. However, the estimation of the positive inflation pressure case after the global financial crisis is not reported since there exist only six observations of the positive inflation pressure after the global financial crisis.

b) Refer to the Note *b*) in 〈Table 1〉.

c) π^e_{t+12} and $\pi_t{}^*$ are the expected inflation over the following 12 month period and the Bank of Korea's target inflation rate.

d) Refer to the Note *a*) in 〈Table 5〉.

이상에서 추정한 통화정책 반응함수의 설명력을 보여주기 위해 정책금리의 실제치와 추정치를 〈Figure 8〉에서 비교하여 보여주고 있다. 글로벌 금융위기 이전 기간에 대하여는 〈Table 5〉의 추정식 (Ⅲ)의 추정치이며 이후 기간에 대하여는 추정

식 (V)의 추정치를 계산하여 그림으로 나타내었다. 추정치의 수준을 실제값과 비교하면 대체적으로 정책금리의 수준을 잘 설명하고 있다고 볼 수 있다. 다만, 실제 정책금리가 변화한 시점을 정확히 예측했는지를 살펴보면 1개월씩 시차가 나타나고 있는데 이것은 이자율 평탄화 지수인 ρ의 추정치가 1에 가깝기 때문에 발생하는 문제라고 볼 수 있다.

3. 통화정책 반응함수의 비선형성

본 절에서는 두 가지 측면, 즉 인플레이션 압력이 양수와 음수일 때와 경기가 확장국면과 침체국면일 때를 나누어 통화정책 반응함수를 추정함으로써 통화정책의 비선형성을 추정한다. 먼저 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 압력 또는 경제적 효과에 대한 우려가 다르게 작용하여 통화정책의 반응함수가 다르게 나타나는지 알아보려는 의도도 있었다. 또한 거의 대부분의 추정모형에서 인플레이션 압력에 대한 통화정책의 반응계수가 유의성을 보여주지 않았기 때문에 인플레이션 압력의 방향에 따라 유의성이 있는 반응계수가 추정될 수 있는지 알아보고자 하였다. 〈Table 6〉에서는 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우에 대한 더미변수를 인플레이션 압력과 총생산 갭에 대한 계수에 포함하여 금융위기 이전과 이후 기간에 각각 통화정책 반응함수 추정 결과를 보여주고 있다. 2009년 4월-2014년 12월의 금융위기 이후 기간에서는 인플레이션 압력이 양수인 경우가 겨우 6번 존재하였기 때문에 이 경우의 추정치를 〈Table 6〉에 표시하지 않았다. 기대와는 달리 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우에 통화정책 반응함수는 크게 다른 모습을 보이지 않았다. 〈Table 6〉의 추정식 (I)을 살펴보면 금융위기 이전 기간에 통화정책 반응함수는 인플레이션 압력이 양수이거나 음수인 것에 관계없이 반응하지 않았으며 총생산 갭에 대하여는 유의하게 반응한 것으로 일관되게 나타났다. 다만 인플레이션 압력이 음수일 때 통화정책 반응함수의 총생산 갭에 대한 계수는 금융위기 이전에(0.591) 비해 금융위기 이후에(0.698-0.940) 다소 크게 나타났다.

통화정책 반응함수의 비선형성을 추정하기 위해 고려한 두 번째 기준은 경기확장기와 경기침체기에 통화정책이 어떻게 다르게 수행되었는가이다. 〈Table 7〉에서는 경기변동에 따른 통화정책 반응함수의 비선형성을 금융위기 이전과 이후에 대하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 추정식 (Ⅰ), (Ⅱ)에서는 인플레이션 압력과 총생산 갭의 계수가 경기확장기와 경기침체기에 각각 다르다고 가정하고 추정되었으며 추정식 (Ⅲ), (Ⅳ)에서는 총생산 갭에 대한 계수만 다르다고 가정하고 추정되었다. 인플레이션 압력에 대한 계수를 살펴보면 통화정책은 인플레이션 압력에 대하여 경제이론에 부합하는 방향으로 반응하지 않은 것으로 평가되며, 금융위기 이후 기간의 총생산 갭에 대하여는 경기침체기에 다소 더 강하게 반응한 것으로 보인다. 금융위기 이후 기간에서 총생산 갭에 대한 반응계수는 경기확장기에 0.503-0.743의 값을 보여주었지만 경기침체기에 1.936-2.666으로 나타났다. 이로부터 금융위기 이후 기간의 통화정책은 경기침체기에 경기둔화를 억제하기 위해 보다 적극적으로 경기안정화 정책을 시행하였다고 볼 수 있다. 실질환율 및 미국 통화정책 지표들에 대한 통화정책 반응함수의 계수들은 이전과 동일한 방향으로 추정되었다.

4. 예상인플레이션의 추세적 변화 및 통화정책의 시계(time horizon)

이상의 추정모형에서는 인플레이션 압력(식 (1) 또는 식 (6)에서 $E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi_t^*$에 해당하는 부분)을 도출할 때 도구변수를 사용하여 향후 12개월 동안 예상되는 인플레이션율을 추정하여 사용하였다. 이러한 방법으로 향후 인플레이션율을 예측할 때 제기되는 문제 중 하나는 기대 인플레이션율의 변동성이 크게 나타날 수 있다는 점이다. 일반적으로 인플레이션율에 대한 기대는 지체되거나 관성이 존재한다고 알려져 있다.[20] 이러한 관점에서, 평탄화된(smoothing) 기대 인플레이션을 이용하여 인플레이션 압력을 도출한 후 통화정책 반응함수를 추정하였을 경우 어떻게 달라지는지 살펴보는 것은 의미가 있을 것이다. 〈Table 8〉에서는 도구변수법으로 구한 예상인플레이션율의 추정치를 HP-filtering 방법으로 추세를 구한 뒤, 그 추세가 예상인플레이션이라고 가정하고 인플레이션 압력을 계산하여 통화정책 반응함수를 추정한 결과를 보여주고 있다.

---

20) 인플레이션 기대에 대한 추정 및 관련 문헌에 대한 최근의 연구로는 Mavroedis et al. (2014)을 참고하라.

〈Table 7〉 Asymmetry of Monetary Policy Reaction Function over Business Cycles[a)]

Period	Before the Global Financial Crisis (May 2000 ~ Sep. 2008)		After the Global Financial Crisis (Apr. 2009 ~ Dec. 2014)					
Business Cycle Phases	Expansion	Recession	Expansion	Recession	Expansion	Recession	Expansion	Recession
	(Ⅰ)		(Ⅱ)		(Ⅲ)		(Ⅳ)	
Policy rate Output gap	Base rate Com Index		Base rate Com Index		Base rate Com Index		Base rate Com Index	
Inflation pressure (β) [b)]	-0.493* (0.267)	-0.263 (0.419)	-1.501** (0.738)	-0.364 (.455)	-0.815** (.352)		-0.921* (0.493)	
Output gap (γ) [b)]	0.746*** (0.257)	0.539** (0.168)	0.612*** (0.233)	1.936** (0.770)	0.503*** (0.145)	2.163** (0.646)	0.743*** (0.281)	2.666*** (0.982)
Smoothing parameter (ρ)	0.905*** (0.028)		0.945*** (0.028)		0.927*** (0.028)		0.941*** (0.027)	
Constant (α)	3.406*** (0.192)		4.137*** (1.379)		4.875*** (1.098)		2.994*** (0.402)	
Real exchange rate	-0.127** (0.058)							
Federal Funds Rate	0.216*** (0.062)							
Fed Asset/ IP			-0.006 (0.005)		-0.009** (0.004)			
Shadow FFR[c)]							0.880* (0.496)	
R^2	0.975		0.968		0.966		0.965	
Obs.	101		69		69		69	

Notes: Refer to the Notes in 〈Table 1〉.

a) Expansions and recessions are based on the business cycle dates by the Statistics Korea. The 2SLS estimation is applied.

b) Refer to the Note *b*) in 〈Table 1〉.

c) Refer to the Note *a*) in 〈Table 5〉.

〈Table 8〉 Estimation of the Monetary Policy Reaction Function using the Trend of Expectation of Inflation

Period	Entire Sample Period (May 2000 ~ Dec. 2014)		Before the Global Financial Crisis (May 2000 ~ Sep. 2008)	After the Global Financial Crisis (Apr. 2009 ~ Dec. 2014)
	(Ⅰ)	(Ⅱ) [a]	(Ⅲ)	(Ⅳ)
Policy rate Output gap	Base rate Com Index	Base rate Com Index	Base rate Com Index	Base rate Com Index
Inflation pressure (β) [b]	0.629** (0.276)	0.890 (0.704)	-0.985 (0.664)	1.024 (0.868)
Output gap (γ) [b]	0.911*** (0.130)	0.805*** (0.245)	0.954*** (0.331)	3.730** (1.557)
Smoothing parameter (ρ)	0.972*** (0.008)	0.993*** (0.004)	0.995*** (0.003)	0.996*** (0.003)
Constant (α)	3.389*** (0.197)	3.628*** (0.313)	4.093*** (0.150)	3.438*** (0.864)
Test of over-identifying restrictions [c]	39.70 (p=0.44)	30.96 (p=0.82)	24.34 (p=0.97)	16.76 (p=1.00)

Notes: Refer to the Notes in 〈Table 1〉.

a) The global financial crisis period with a sharp decline in the base rate from October 2008 to March 2009 is excluded.

b) Refer to the Note *b*) in 〈Table 1〉.

c) To test over-identifying restrictions, we use Hansen's J-statistics which follow $\chi^2(39)$ distribution in the equations (Ⅰ), (Ⅱ), (Ⅳ), and (Ⅵ), and $\chi^2(46)$ in the equations (Ⅲ), (Ⅴ), and (Ⅶ). The p-values are in parentheses.

2000년 5월부터 2014년 12월까지의 전체기간에 대한 통화정책 반응함수를 추정한 결과 (〈Table 8〉의 추정식 Ⅰ)에서는 이전의 추정결과와 다르게 인플레이션 압력이 유의하게 추정되었다. 즉, 인플레이션 압력을 추정할 때 기대인플레이션의 추세를 구하여 이용하였을 경우 한국은행의 정책금리 결정은 인플레이션 압력에 양의 방향(0.814)으로 대응하였다고 나타났으며 또한 총생산 갭에 대하여도 양의 방향(1.107)으로 대응한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 테일러 준칙에 부합하는 것으로서 정책금리의 결정에 대한 경제학적인 합리성을 확보할 수 있는 것처럼 보인다. 그러나 〈Table 8〉의 추정식 (Ⅱ)에서 알 수 있듯이, 글로벌 금융위기의 발발과 함께 급격한 기준금리 변동이 이루어진 2008년 10월부터 2009년 3월까지의 기간을

제외하면 인플레이션 압력에 대하여 대응하지 않은 것으로 나타나 이제까지의 결과와 일치하는 모습을 보였다.[21] 따라서 글로벌 금융위기 발발 직후의 급격한 정책금리 변동이 통화정책 반응함수가 인플레이션 압력에 대응한 것처럼 추정되게 하였으며 그 기간을 제외할 경우에는 정책금리의 결정은 인플레이션 압력에 유의하게 반응하지 않은 것으로 추정된 것이다.

글로벌 금융위기 이전 기간과 이후 기간을 나누어 추정한 추정식 (Ⅲ), (Ⅳ)에서도 통화정책 반응함수는 인플레이션 압력에 유의하게 반응하지 않은 것으로 추정되었다. 총생산 갭에 대한 정책금리의 반응은 금융위기 이전과 이후 모두 유의하게 추정되었으며 특히 금융위기 이후 기간에서 계수의 값이 3.730로 금융위기 이전기간의 0.954에 비하여 크게 추정되었다.

이상의 추정결과로부터 인플레이션 기대를 평탄화시켜 추세적인 부분을 기대인플레이션으로 적용하여 인플레이션 압력을 추정하였을 경우에도 이전의 추정결과와 크게 다르지 않음을 확인할 수 있다.

본 연구의 모든 추정식에서 인플레이션 압력은 현재부터 향후 1년 동안의 발생하리라고 예상되는 인플레이션율을 도구변수로 추정한 후 목표 인플레이션율과의 차이로 정의되었다. 즉, 미래지향적인 또는 선제적인 통화정책 반응함수를 추정하고 있는 것이다. 통화정책 반응함수의 추정식에서, 현재 인플레이션율 또는 가까운 미래 (1개월 후에서 3개월 후까지의 인플레이션율)에 발생할 인플레이션율에 대한 추정치를 사용하여 인플레이션 압력을 정의하였을 경우에 인플레이션 압력에 대한 통화정책 반응함수의 유의성이 어떻게 달라지는지 추가적으로 알아보았다. 〈Table 9〉에서는 인플레이션 기대의 시계에 따라 전체기간, 금융위기 이전 및 이후 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정한 결과를 보여주고 있다. 전체 기간에 대한 추정결과를 살펴보면, 1년 전부터 현재 월까지 또는 1개월 후까지의 인플레이션 압력에 대하여는 인플레이션 압력에 대한 계수가 5% 유의수준에서 유의한 양의 값으로 나타났으며 시계를 더 길게 미래로 연장하였을 경우에는 인플레이션 압력에 대한 계수의 유의성이 사라졌다. 따라서 한국은행의 통화정책 반응함수는 미래에 발생할 인플레이션 압력에 선제적으로 대응하였다기보다는 현재 또는 1개월 후까지의 인플레이션율에 유의하게 반응하는 경향이 있었다고 할 수 있다. 다만 금융위기 이전

21) 기준금리는 2008년 9월 5.25%에서 2008년 10월에는 4.25%로 1%포인트 인하되었으며 이후 2009년 2월까지 2.0%로 급격하게 인하되었다.

기간에 비해 금융위기 이후 기간에서는 인플레이션 압력에 대한 시계가 3개월까지 확대된 것으로 나타나 인플레이션 압력에 대한 통화정책의 반응이 선제적으로 바뀌어가고 있음을 보여주는 것으로 해석될 수 있다.[22]

V. 요약 및 결론

본 연구는 물가안정목표제 아래에서 이자율을 타겟팅한 1999년 이후의 기간에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하여 경제이론과 부합하는 테일러 준칙과 비슷한 모습을 얻을 수 있는지 살펴보았다. 또한 정책금리의 결정에 실질환율, 미국의 통화정책이 영향을 주었는지, 글로벌 금융위기 전과 후에 통화정책 반응함수가 어떻게 달라졌는지 등에 초점을 두어 분석하였다. 분석 방법으로는 Clarida, Gali, and Gertler (1998)가 사용한 GMM 추정방법 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 갭에 대하여 금융위기 전후에 모두 유의하게 반응한 것으로 나타났지만, 현재부터 향후 12개월까지 발생할 인플레이션 압력에 대한 반응은 금융위기 이전과 이후에 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결론은 물가안정을 최우선 목표로 삼고 인플레이션 타겟팅 정책을 수행하는 한국은행의 입장에서는 의외의 결과일 수 있지만 한국의 통화정책에서는 반인플레이션을 강조하는 매파적인 입장보다는 경기에 더 민감한 비둘기파적인 의사결정이 많았다고 해석할 수 있다. 둘째, 기준금리는 금융위기 이전에는 미국의 정책금리인 연방기금금리의 변화에, 이후에는 미국의 양적완화 지표(미국의 산업생산지수 대비 연방준비제도 자산 비율 또는 Shadow 금리)에 대하여 동조적인 유의한 반응이 나타났다. 국제적 자본이동이 활발히 일어나는 상황에서 한국과 같은 소국개방경제에서는 이자율 차이가 변동되었을 때 그 충격을 우려하지 않을 수 없기 때문에 국제금융시장에 영향을 주는 선진국의 금리 결정에 한국의 정책금리도 반응해야 하는 상황으로 이해할 수 있다. 셋째, 금융위기 이후

22) 유의수준을 10%로 설정하면, 전체기간에서는 3개월 후까지의 인플레이션 압력에 유의하게 반응한 것으로 나타났으며 금융위기 이전 기간은 1개월 후까지, 금융위기 이후 기간은 6개월 후까지의 인플레이션 압력에 유의하게 반응한 것으로 나타났다.

〈Table 9〉 Monetary Policy Reaction Functions for Alternative Lengths of Expected Inflation Horizon

Period	Entire Sample Period (May 2000 ~ Dec. 2014) a)				Before the Global Financial Crisis (May 2000 ~ Sep. 2008)				After the Global Financial Crisis (Apr. 2009 ~ Dec. 2014)			
Policy rate	Base rate				Base rate				Base rate			
Output gap	Com Index				Com Index				Com Index			
Horizon	$\pi_t^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+1}^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+3}^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+12}^e-\pi_t^*$	$\pi_t^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+1}^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+3}^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+12}^e-\pi_t^*$	$\pi_t^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+1}^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+3}^e-\pi_t^*$	$\pi_{t+12}^e-\pi_t^*$
Inflation pressure (β) b)	0.850**	0.853**	1.023*	0.674	0.272***	0.171***	-0.081	-0.239*	0.482***	0.651***	0.850**	-0.256
	(0.416)	(0.426)	(0.622)	(0.537)	(0.066)	(0.064)	(0.169)	(0.128)	(0.152)	(0.191)	(0.365)	(0.179)
Output gap (γ) b)	0.931***	0.844***	0.792***	0.895***	0.363***	0.367***	0.426***	0.476***	0.810*	0.481*	0.652*	1.050***
	(0.224)	(0.208)	(0.279)	(0.265)	(0.033)	(0.040)	(0.099)	(0.072)	(0.440)	(0.259)	(0.396)	(0.209)
Smoothing parameter (ρ)	0.993***	0.993***	0.994***	0.995***	0.956***	0.964***	0.974***	0.970***	0.995***	0.994***	0.995***	0.994***
	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.016)	(0.014)	(0.011)	(0.012)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Constant (α)	3.538***	3.505***	3.517***	3.543***	3.256***	3.333***	3.738***	3.354***	3.630**	3.032***	1.851	5.343***
	(0.365)	(0.357)	(0.444)	(0.472)	(0.104)	(0.107)	(0.604)	(0.144)	(0.468)	(1.095)	(1.451)	(0.749)
Real exchange rate					-0.066**	-0.080*	-0.154*	-0.128***	-0.002	0.000	0.004	-0.009***
					(0.034)	(0.043)	(0.086)	(0.045)	(0.005)	(0.003)	(0.004)	(0.003)
Federal Funds Rate					0.244***	0.207***	0.153**	0.210***				
					(0.037)	(0.042)	(0.073)	(0.051)				
Fed asset/IP									0.174	0.085	0.314**	0.141*
									(0.159)	(0.086)	(0.138)	(0.076)
Test of over-identifying restriction c)	28.91	29.21	29.27	30.97	33.71	33.33	32.19	32.91	16.15	16.90	16.83	15.30
	(p=0.86)	(p=0.85)	(p=0.84)	(p=0.78)	(p=0.87)	(p=0.88)	(p=0.91)	(p=0.89)	(p=1.00)	(p=1.00)	(p=1.00)	(p=1.00)
Obs.	170	170	170	170	101	101	101	101	69	69	69	69

Notes: Refer to the Notes in 〈Table 1〉. The estimation equations are (V) in 〈Table 1〉 for the entire sample period, (Ⅲ) in 〈Table 5〉 for the period before the global financial crisis, and (V) in 〈Table 5〉 for the period after the global financial crisis, respectively.

a) The global financial crisis period with a sharp decline in the base rate from October 2008 to March 2009 is excluded.

b) Refer to the Note *b*) in 〈Table 1〉.

c) To test overidentifying restrictions, we use Hansen's J-statistics which follow $\chi^2(38)$ distribution for the entire sample period, $\chi^2(44)$ distribution for the period before the global financial crisis, and $\chi^2(46)$ distribution for the period after the global financial crisis, respectively. The p-values are in parentheses.

기간에는 다소 약화되었지만 실질환율이 상승할 때에는 기준금리가 하락하는 경향이 나타났다. 넷째, 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우를 나누어 추정하였을 경우에는 통화정책 반응함수의 차이가 거의 없었지만 금융위기 이후의 경기확장기와 경기침체기를 나누어 추정하면 경기침체기의 총생산 갭에 다소 크게 반응하는 것으로 추정되었다. 다섯째, 인플레이션 압력에 얼마나 선제적이었는지 추정해 본 결과, 금융위기 이전에는 과거 1년 전부터 현재까지 또는 1개월 후까지의 인플레이션 압력에 대응한 것으로 나타난 반면 금융위기 이후에는 3개월 후까지의 기대 인플레이션 압력에 선제적으로 대응한 것으로 나타나 시계가 확대되는 추세를 보였다.

본 연구는 한국 통화정책 반응함수의 추정에 어느 정도 일관된 실증분석 결과를 도출하였지만, 중앙은행의 목적함수 및 경제주체들의 최적화 문제를 동시에 고려할 수 있는 DSGE 모형 등으로 통화정책을 분석한다면 최적 통화정책에 대한 논의 등 여러 이슈들을 분석하는 데 유용할 것으로 판단된다. 이러한 연구 주제는 향후 연구과제로 남겨 두기로 한다.

■ 참 고 문 헌

1. 김경아, "글로벌 금융위기 전후 국내금융시장의 변동성에 관한 연구,"『산업경제연구』, 제24권 제3호, 2011, pp. 1425-1450.

(Translated in English) Kim, Kyung-Ah, "An Analysis of Global Financial Crisis Affecting the Changeable Financial Markets of Countries Home," *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 24, No. 3, 2011, pp. 1425-1450.

2. 김경원 · 문규현, "글로벌 금융위기 전후 미국과 중국 주식시장이 한국 주식시장에 미치는 정보전이 효과 비교,"『국제경영연구』, 제21권 제2호, 2010, pp. 61-80.

(Translated in English) Kim, Kyung-Won and Gyu-Hyen Moon, "Comparison of the Spillover Effects of the US and Chinese Stock Markets on the Korean Stock Market Between in the Pre-Global Financial Crisis Sub-sample Period And in the Post-Global Financial Crisis Sub-sample Period," *Journal of International Business*, Vol. 21, No. 2, 2010, pp. 61-80.

3. 김정렬・김상봉, “금리결정모형에 관한 연구,”『산업경제연구』, 제25권 제1호, 2012, pp. 727-744.

(Translated in English) Kim, Jung-Ryol and Sang-Bong Kim, “A Study on the Model of Interest Rate Decision,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 25, No. 1, 2012, pp. 727-744.

4. 김종선, “글로벌 금융위기 전후 원화의 환율변동성이 대일 수출 변화에 미친 영향,”『무역보험연구』, 제15권 제2호, 2014, pp. 193-214.

(Translated in English) Kim, Chong-Sun, “A Study on the Impact of Exchange Volatility on Korea-Japan Export Growth According to Global Financial Crisis,” *The Korean Academy for Trade Credit Insurance*, Vol. 15, No. 2, 2012, pp. 193-214.

5. 박원암, “글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을 중심으로,”『한국개발연구』, 제32권 제3호, 2010, pp. 1-32.

(Translated in English) Park, Won-Am, “Measures of Underlying Inflation and Evaluation of Inflation Targeting with Global Crisis in Korea,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 32. No. 3, 2010, pp. 1-32.

6. 백웅기, “물가안정목표제 운용의 성과와 과제,”『금융지식연구』, 제7권 제1호, 2009, pp. 119-144.

(Translated in English) Baek, Ehung-Gi, “Achievements and Challenges of the Korean Inflation Targeting Operation,” *Journal of Knowledge Studies*, Vol. 7. No. 1, 2009, pp. 119-144.

7. 신관호, “외환위기 이후 통화 및 환율정책의 평가,”『경제학연구』, 제55권 제4호, 2007, pp. 275-312.

(Translated in English) Shin, Kwan-Ho, “Evaluation of Monetary and Exchange Rate Policy in Korea After the Financial Crisis,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 55, No. 4, 2009, pp. 275-312.

8. 한국은행, “2000년 통화신용정책 운영계획,” 한국은행 통화정책국, 2000.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Monetary Policy in 2000,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2000.

9. _____, “2001년 통화신용정책 운영계획,” 한국은행 통화정책국, 2001.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Monetary Policy in 2001,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2001.

10. _____, “2004년 통화신용정책 운영방향,” 한국은행 통화정책국, 2004.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Operational Direction of Monetary and Credit Policies in 2004,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2004.

11. _____, “2007년 통화신용정책 운영방향,” 한국은행 통화정책국, 2007.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Operational Direction of Monetary and Credit Policies in 2007,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2007.

12. _____, “2010년 통화신용정책 운영방향,” 한국은행 통화정책국, 2010.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Operational Direction of Monetary Policy in 2010,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2010.

13. _____, “2013년 통화신용정책 운영방향,” 한국은행 통화정책국, 2012.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Monetary Policy Direction for 2013,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2012.

14. _____, “2016년 통화신용정책 운영방향,” 한국은행 통화정책국, 2015.

(Translated in English) The Bank of Korea, “Monetary Policy Direction for 2016,” Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 2015.

15. 홍정효, “글로벌 금융위기 전후 원달러 현선물시장 수익률 및 거래량간의 선도,” 『아태경상저널』, 제3권 제2호, 2011, pp. 71-92.

(Translated in English) Hong, Chung-Hyo, “An Empirical Study on the Lead-Lag Relationship between Returns and Volumes in Won/Dollar Spot and Futures Markets: before vs after Financial Crisis,” *Asia-Pacific Journal of Business & Commerce*, 2011. Vol. 3, No. 2, 2011, pp. 71-92.

16. Atkinson, T., D. Luttrell, and H. Rosenbaum, “How Bad Was it? The Costs and Consequences of the 2007 - 09 Financial Crisis,” Staff Papers, No. 20, 2013.

17. Ball, L. M. and N. Sheridan, “Does Inflation Targeting Matter?,” in The Inflation-Targeting Debate, University of Chicago Press, 2014, pp. 249-282.

18. Bernanke, B. and M. Woodford, “Inflation Forecasts and Monetary Policy,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 4, 1997, pp. 653-684.

19. Bernanke, B., T. Laubach, F. S. Mishkin, and A. S. Posen, *Inflation Targeting: Lessons From the International Experience*, Princeton University Press. 2001.

20. Caporale, G. M., A. N. Catik, M. H. Helmi, F. M. Ali, and C. Akdeniz, “Monetary Policy Rules in Emerging Countries: Is There an Augmented Nonlinear Taylor Rule?,” *CESifo Working Paper*, No. 5965, 2016.

21. Clarida, R., “The Empirics of Monetary Policy Rules in Open Economies,” *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 6, No. 4, 2001, pp. 315-323.

22. Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review*, Vol. 42, No. 6, 1998, pp. 1033-1067.

23. Eichengreen, B., “Monetary and Exchange Rate Policy in Korea: Assessments and Policy Issues,” *BOK Economic Papers*, No. 194, 2004.

24. El-Erian, M., *Navigating the New Normal in Industrial Countries*, International Monetary Fund, 2010.

25. Gonçalves, C. E. and J. M. Salles, “Inflation Targeting in Emerging Economies: What Do the Data Say?,” *Journal of Development Economics*, Vol. 85, No. 1, 2008, pp. 312-318.

26. Goodfriend, M., “Interest Rate Smoothing and the Conduct of Monetary Policy,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1991, pp. 7-30.

27. Lenza, M., H. Pill, and L. Reichlin, “Monetary Policy in Exceptional Times,” *Economic Policy*, Vol. 25, No. 62, 2010, pp. 295-339.

28. Lin, S. and H. Ye, “Does Inflation Targeting Make a Difference in Developing Countries?,” *Journal of Development Economics*, Vol. 89, No. 1, 2009, pp. 118-123.

29. Mavroedis, S., M. Plagborg-Møller, and J. H. Stock, "Empirical Evidence on Inflation Expectations in the New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, Vol. 52, No. 1, 2014, pp. 124-188.

30. Mehrotra, A. and J. R. Sánchez-Fung, "Assessing McCallum and Taylor rules in a Cross-Section of Emerging Market Economies," BOFIT Discussion Papers, No. 23, 2009.

31. Mishkin, F. S., "International Experiences with Different Monetary Policy Regimes," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 43, 1999, pp. 579-605.

32. Mishkin, F. S. and K. Schmidt-Hebbel, "Does Inflation Targeting Make a Difference?" NBER Working Paper, No. 12876, 2007.

33. Svensson, L. E. O., "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review*, Vol. 41, No. 6, 1997, pp. 1111-1146.

34. _____, "Inflation Targeting," NBER Working Paper, No. 16654, 2010,

35. Woodford, M., "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, 2001, pp. 232-237.

36. _____, "Inflation Targeting and Optimal Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 86, No. 4, July/August 2004, pp. 15-41.

37. Wu, J. C. and F. D. Xia, "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 48, No. 2-3, 2016, pp. 253-291.

Estimation of the Monetary Policy Reaction Function in Korea Before and After the Global Financial Crisis*

Won Hyeok Kim** · Noh-Sun Kwark***

Abstract

This paper estimates the monetary policy reaction function in Korea after 1999 when the Bank of Korea started to announce a policy interest rate under inflation targeting. In particular, we focus on a change in the monetary policy reaction function before and after the global financial crisis in terms of the reactions to inflation pressure and GDP gaps. The empirical results based on the GMM and 2SLS estimation methods are summarized as follows. The policy rate responds with significance to GDP gaps but not to inflation pressure expected to occur in the following 12 months, both before and after the global financial crisis. This behavior appears to be consistent when the US monetary policy rates and/or the real exchange rate is included in the estimation. The policy rate is estimated to respond more to GDP gaps during recessions than during expansions while there is no significant difference in the monetary policy reaction function between under positive inflation pressure and under negative inflation pressure. From the estimation using various time horizons for estimating inflation pressure from the past 12 month period to the future 12 month period, the policy rate tends to respond to the past 12 month period and the one-month ahead inflation but not to the longer future expected inflation, which implies that the rate decision is not preemptive.

Key Words: monetary policy reaction function, global financial crisis, business cycles
JEL Classification: E52, E58, G01

Received: Aug. 31, 2016. Revised: Sept. 18, 2016. Accepted: Nov. 30, 2016.

* This work was supported by the Sogang University Research Grant of 2014 (201410048.01). We are grateful to Professor Lee, Jae Won and seminar participants at the 2016 Economics Joint Conference, the Bank of Korea, and Sogang University for their valuable comments.

** First Author, Ph.D. Student, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul 04107, Korea, Phone: +82-2-705-8179, e-mail: dilkusha87@daum.net

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul 04107, Korea, Phone: +82-2-705-8770, e-mail: kwark@sogang.ac.kr