

## 부문별 인플레이션을 이용한 테일러 준칙 추정\*

주 현 도\*\*

**논문 초록** 본 논문은 물가안정목표제를 채택한 이후부터 최근까지의 데이터를 이용하여 중앙은행의 테일러 준칙을 추정하였다. 기존 연구와의 차별점은 다음과 같다. 첫째, 분석 대상기간을 통화정책 운용방식 변경을 고려하여 세 구간으로 나누어 추정하였다. 둘째, CPI 인플레이션뿐만 아니라 부문별 인플레이션을 이용하여 테일러 준칙을 추정하였다. 이를 통해 중앙은행이 부문별 인플레이션에 어느 정도의 가중치를 부여하고 있는지 확인할 수 있었다. 분석 결과, 통화정책 운용방식에 따라 중앙은행의 정책 대응이 달라졌음을 확인하였다. 초기에는 인플레이션 갭보다 총 산출 갭에 적극적으로 대응하였으나, 중기와 후기에는 인플레이션 갭에 더욱 주목하였다. 또한 부문별 인플레이션에 대한 고려도 시기별로 차이가 있었다. 해당 결과는 여러 강건성 검증을 통해서도 일관되게 유지되었다. 추가적으로 인플레이션 압력이 양수와 음수일 때 정책 대응의 비대칭성을 확인하였다. 이러한 분석 결과는 중앙은행의 통화정책 행태를 이해하는 데 기여할 것으로 기대된다.

**핵심 주제어:** 테일러 준칙, 통화정책 운용방식, 부문별 인플레이션

**경제학문헌목록 주제분류:** E52, E58

투고 일자: 2024. 7. 9. 심사 및 수정 일자: 2024. 10. 13. 게재 확정 일자: 2024. 11. 19.

\* 본 연구에 소중한 조언을 아끼지 않으신 익명의 두 분 심사위원님께 깊은 감사를 드립니다. 본고의 결과는 한국은행의 공식 견해가 아닌 집필자 개인의 의견이므로 본 논문의 내용을 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시해 주시기 바랍니다. 아울러 본고에 남아있을 수 있는 오류는 집필자 개인의 책임임을 밝힙니다.

\*\* 한국은행 조사국 재정산업팀 차장, e-mail: joohdism@bok.or.kr

## I. 서 론

통화정책 의사결정 과정을 이해하기 위해서는 중앙은행이 이자율을 결정하는 데 반응하는 주요 경제변수를 이해하는 것이 중요하다. 통화정책 설정을 설명하는 주요 체계 중 하나가 테일러 준칙으로, 이는 기준금리가 인플레이션 및 실질 경제활동 꺾을 고려하여 결정된다는 관계식을 의미한다. 테일러(1993)에 의해 도입된 이후, 테일러 준칙은 통화정책 분석을 위해 널리 사용되고 있으며 중앙은행의 의사결정 적절성을 평가하는 기준이 되고 있다.

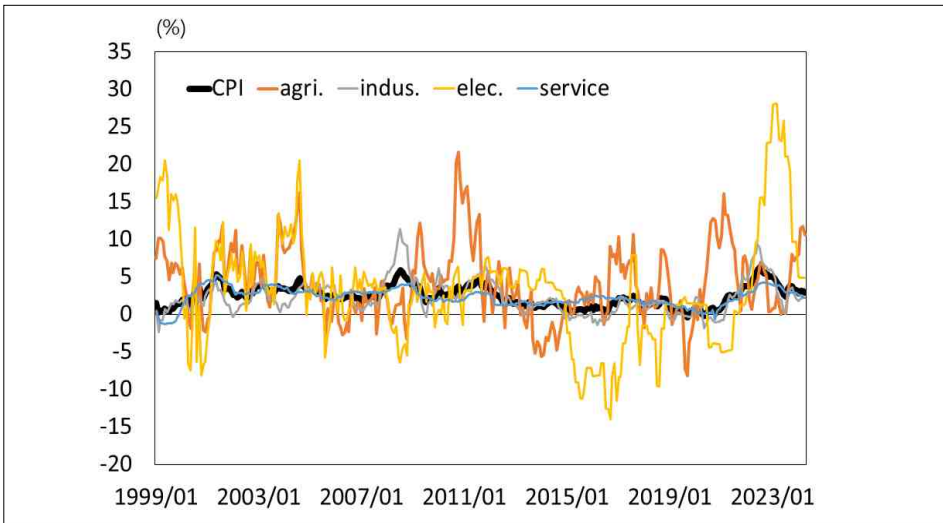
이러한 이유로 전 세계적으로 각국의 테일러 준칙을 추정하는 연구는 매우 방대하게 진행되어 왔다. 그러나 대부분의 추정은 주로 최상위 지표인 CPI 인플레이션을 이용하였으며 부문별 인플레이션을 이용한 연구는 국내외적으로 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구에서는 부문별 인플레이션을 고려한 테일러 준칙을 추정하고자 한다. 이를 통해 중앙은행의 실제 정책 반응함수를 보다 정확히 파악할 수 있을 것으로 기대된다. 또한 부문별 물가 압력이 통화정책에 미치는 영향을 실증적으로 분석함으로써, 중앙은행의 효과적인 정책 수립에 기여할 수 있을 것이다.

부문별 인플레이션을 이용한 추정이 필요한 이유는 먼저 CPI 인플레이션만으로는 인플레이션 원인에 대한 정확한 진단의 어려움 등으로 통화정책 결정에 필요한 정보가 부족하기 때문이다. 또한 부문별 인플레이션을 고려하면 중앙은행의 정책 성향과 정책 목표를 더 잘 이해할 수도 있고 중앙은행이 특정 부문의 인플레이션에 어떻게 대응하는지에 대한 정보를 확인할 수 있다. 이는 정책 불확실성을 줄이고 경제 주체들의 의사결정에도 도움을 줄 수 있다.

우리나라의 경우 부문간 인플레이션 변동성 차이가 매우 크다고 할 수 있다. <Figure 1>에서 보여지는 바와 같이 농축수산물과 전기·가스·수도 인플레이션은 변동성이 매우 큰 반면 공업제품과 서비스 인플레이션은 상대적으로 안정적인 움직임을 나타내고 있다. 이에 따라 한국은행도 통화정책 결정 시 부문별 물가 동향을 면밀히 검토하고 부문 간 차별적 움직임을 중요하게 고려하고 있다. 실제로 한국은행 기준금리 결정 시 금융통화위원회 위원들의 논의를 살펴보면 부문별 인플레이션에 대한 논의가 깊이 있게 진행됨을 알 수 있다.<sup>1)</sup>

1) 예를 들어 2023년도 제1차 금융통화위원회 의사록의 (4) 한국은행 기준금리 결정에 관한 위원별 의견 개진 부분을 살펴보면 다음과 같은 언급들을 확인할 수 있다. “물가상승률의 하락

〈Figure 1〉 Aggregate and sectoral inflation



Source: Statistics Korea.

부문별 인플레이션을 이용한 테일러 준칙 추정의 필요성은 이론적으로도 많이 뒷받침되고 있다. 경제를 다수의 상호연관된 부문으로 구분한 다섹터 NK 모형 (multisector New Keynesian model)의 분석에 따르면 통화정책은 부문별로 차별적인 영향을 미칠 수 있으며, 따라서 부문별 인플레이션을 고려한 정책이 효과적일 수 있음을 보여주고 있다(Aoki, 2001; Barsky et al., 2016; Kreamer, 2022 등).<sup>2)</sup>

이러한 점들을 고려하여 본고는 우리나라가 물가안정목표제를 채택한 이후부터 최근까지의 데이터를 이용하여 중앙은행의 테일러 준칙을 추정하였다. 이를 위해서

세는 반가운 소식이지만 이는 공급요인, 일시적 요인인 석유류와 농축산물 등의 기여도가 크게 낮아진 데 기인하며 중기 물가목표 2%에 견주어 볼 때 여전히 높은 수준임. ... 수요측 물가압력을 주로 반영하는 근원품목 확산지수는 계속 오르고 있음. 이와 함께 석유류 제외 공업제품과 개인서비스 기여도가 여전히 높은 점은...”, “향후 물가오름세의 둔화가 전망되고 있으나, 근원 및 서비스 물가 등 기초적 물가압력이 여전히 높은 데다 전기요금 등 공공요금 인상...”

- 2) Aoki(2001)는 가격 변동이 유연한 섹터와 경직적인 섹터로 이루어진 모형을 이용하여 경직적인 부문의 인플레이션을 안정화시키는게 최적이라는 결과를 도출하였으며, Barsky et al. (2016)은 내구재가 포함된 2부문 모형을 이용하여 분석한 결과 총산출 갭 안정을 위해서 통화정책은 내구재 인플레이션에 더 많은 가중치를 두어야 한다고 주장하였다. Kreamer(2022)는 부문별 이차율 탄력성을 고려하여 부문별 인플레이션 가중치를 부여하는 방식으로 통화정책을 운용하는 것이 바람직하다고 분석하였다.

는 먼저 한국은행의 통화정책 운영방식 변경에 대해 이해할 필요가 있다. 한국은행은 물가안정목표제 도입 초기에는 2006년까지 근원물가지수를 물가목표의 대상 지표로 사용하였으나, 2007년부터는 소비자물가지수로 대상 지표를 변경하였다. 이는 실질 경제 지표로서 소비자물가의 역할이 커짐에 따른 조정이었다. 한편 2015년 이전까지는 연간 물가목표 범위를 설정하여 이를 기준으로 정책을 운용하였으나, 2016년부터는 목표 범위를 정하지 않고 물가목표 수치만을 발표하고 있다. 이는 정책 의사결정과 예측 가능성 제고를 위한 조치로 볼 수 있다.

이를 바탕으로 분석 대상기간을 (1) 1999.5월~2006.12월, (2) 2007.1월~2015.12월, (3) 2016.1월~2024.4월로 구분하였다. 첫 번째 기간은 근원물가와 물가목표 범위, 두 번째 기간은 소비자물가와 물가목표 범위, 마지막 구간은 소비자물가와 물가목표수준을 특징으로 한다. 각 기간에 대해 먼저 CPI 인플레이션 갭과 총산출 갭을 이용하여 준칙을 추정 한 후 부문별 인플레이션을 이용하여 재추정하였다. 근원물가의 경우 부문별 물가지수를 공식적으로 발표하고 있지 않아 소비자물가지수를 근원물가와 농산물 및 석유류 지수물가로 나누어 사용하였으며 소비자물가의 경우에는 농축수산물, 공업제품, 전기·가스·수도, 서비스 4 부문의 하위지수를 사용하였다.

첫 번째 기간의 추정 결과 중앙은행이 총산출 갭에 대해 적극적으로 대응한 반면 인플레이션 갭에 대한 반응은 음의 값으로 추정되어 물가상승에 대해 적극적으로 대응하지 않은 것으로 나타났다. 우리나라의 테일러 준칙 추정 시 인플레이션 갭 반응 계수가 음의 값으로 추정되는 현상은 기존 문헌(이상우·주동현, 2022 등)에서도 자주 보고되고 있다. 한편 동 기간 중 중앙은행은 농산물 및 석유류 인플레이션에 대해서는 반응하지 않는 것으로 나타났는데 이는 대상 물가지표가 근원물가인 점을 고려할 때 중앙은행이 통화정책 결정 시 동 지표를 고려하지 않았음을 시사한다.

두 번째 기간 중에는 글로벌 금융위기 기간이 포함되어 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 동 기간 중에는 중앙은행이 정책금리를 큰 폭으로 변동시킨 바 있으며 이는 전통적인 방식의 통화정책 운용 추정에 영향을 미칠 우려가 있다. 이를 고려하여 동 기간을 제외하고 분석을 진행한 결과 총산출 갭에 대한 대응도(약 0.98~1.09)가 여전히 높은 것으로 나타난 가운데 인플레이션 갭에 대한 반응 계수도 이전 기간에 비해 크게 상승(약 0.80~1.57) 하는 것으로 나타났다. 추정 결과를 바탕

으로 중앙은행이 고려하는 부문별 인플레이션 가중치를 계산해보면 동 기간 중에는 서비스 가중치가 CPI 가중치에 비해 상대적으로 높게 나타났다.

2016년 이후를 대상으로 한 분석에서는 인플레이션 갭에 대한 중앙은행의 대응(약 1.07~1.44)이 매우 적극적으로 나타난 반면 총산출 갭에 대해서는 전에 비해 낮은 수준(약 0.24~0.28)으로 추정되었다. 이는 2022년을 전후로 한 높은 인플레이션 흐름에 중앙은행이 금리 인상으로 적극적으로 대응한 결과가 반영된 것으로 해석된다. 중앙은행이 고려하는 부문별 인플레이션 가중치도 CPI 가중치와 매우 비슷한 수준으로 추정되어 중앙은행이 각 부문별 인플레이션에 고르게 주목하고 있음을 시사하였다.

추가분석에서는 먼저 월별 데이터 사용으로 인해 정책 결정 당시 중앙은행 가용 정보집합과의 괴리가 발생할 수 있을 우려를 고려하여 설명변수로 1개월 전 데이터를 이용하여 테일러 준칙을 재추정해 보았다. 기본분석과의 차이는 미미한 것으로 나타났으며, 이는 당시 통화당국이 이용하였던 데이터와 이후 수정된 데이터 간의 차이가 크지 않았을 가능성 등에 기인한 것으로 생각되나 검증을 위해서는 추가적인 연구가 필요해 보인다.

다음으로는 OLS로 추정된 기본분석의 강건성을 확인하기 위해 도구변수를 활용하여 동일한 분석을 진행하였으며 그 결과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. Carvalho, Nechio, and Tristão (2021)는 테일러 준칙 추정 시 설명변수의 변동성 중 통화정책 충격에 의해 설명되는 비중이 크지 않으면 OLS와 도구변수 추정 간 차이가 크지 않으며 오히려 OLS가 더 좋을 수 있다고 주장하였다. 본고는 두 추정방식 간의 비교를 통해 동 저자들과 유사한 결과를 도출하였다.

이어서 소규모 개방경제로서 통화정책 운용 시 중앙은행이 환율의 움직임을 고려할 수 있음을 고려하여 설명변수 집합에 실질환율을 추가하여 재추정해 보았으며 그 효과는 미미한 것으로 나타났다. 마지막으로 2016년 이후 통화정책의 비대칭성을 살펴보았으며 인플레이션 압력이 음수인 경우 중앙은행이 총산출 갭에 적극적으로 대응한 반면 압력이 양수인 경우에는 인플레이션 갭에 강하게 대응한 것으로 추정되어 통화정책 대응의 비대칭성을 확인하였다.

테일러 준칙 추정에 대한 연구는 1990년대부터 활발하게 진행되어 그 양이 매우 방대할 뿐만 아니라 연구범위도 넓다. 대표적으로 Taylor(1999), Judd and Rudebusch(1998), Clarida et al. (2000), Orphanides(2004) 등은 미국의 통화정책이 테일러 원

칙(Taylor principle)을 만족하는 지에 대해 실증분석을 진행하였으며 Rudebusch (2002), Coibion and Gorodnichenko (2012) 등은 정책금리의 지속성이 정책의 지속성 때문인지 통화정책 충격의 지속성 때문인지 등에 대해 연구하였다.

통화정책 반응함수에 관한 국내 연구로는 신관호(2007), 백웅기(2009), 박원암(2010), 김태봉·이한규(2011), 김정렬·김상봉(2012), 장민(2021), 이상우·주동현(2022) 등이 있다. 신관호(2007), 김태봉·이한규(2011)는 환율을 포함한 테일러 준칙을 추정하였으며 물가안정보다는 경기여건에 대하여 강하게 반응한 것으로 분석되었다. 백웅기(2009)는 2007년까지의 데이터를 바탕으로 중앙은행이 기대 인플레이션과 GDP갭에 적절하게 대응하였다고 평가하였으며 박원암(2010)은 금융위기 기간을 포함할 경우 기대인플레이션에 대한 통화정책의 유의성이 사라지는 것으로 분석하였다. 김정렬·김상봉(2012)은 가계부채를 설명변수로 추가하여 테일러 준칙을 추정한 결과 인플레이션 갭에 강하게 반응한 반면 가계부채가 금리 결정에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 평가하였다.

장민(2021)은 신용갭을 추가한 테일러 준칙을 추정하여 기준금리 수준의 적정성을 평가하였으며 이상우·주동현(2022)은 불확실성 지수를 포함할 경우 테일러 준칙을 이용한 정책금리의 설명력이 현저히 향상된다고 분석하였다.

본 연구는 테일러 준칙 추정 시 한국은행의 통화정책 운영방식 변경을 명시적으로 고려하였다는 점에서 차별성을 가진다. 기존 연구들은 분석 대상기간 전체에 대해 분석하거나 금융위기 전후 등으로 나누어 통화정책 반응을 살펴보았으나 본고는 통화정책 운영방식이 변경된 시점을 기준으로 하여 각각의 기간에 대한 테일러 준칙을 분석하였다. 또한 기존의 연구가 인플레이션 갭을 주로 CPI 인플레이션이나 기대 인플레이션 갭을 이용하여 추정한 반면 본 연구는 기준금리 결정 시 부문별 인플레이션 움직임을 면밀히 고려하는 중앙은행의 행태를 반영하여 부문별 인플레이션을 준칙 추정 시 명시적으로 사용하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 분석 모형, 데이터 및 분석 방법에 대해 설명하고 제Ⅲ절과 제Ⅳ절에서는 각각 기본 분석결과와 추가 분석결과에 대해 논하며 제Ⅴ절에서는 요약 및 결론을 제시한다.

## II. 분석 모형, 데이터 및 분석 방법

이 절에서는 분석 모형을 제시하고 분석에 사용된 데이터를 변수별로 소개한 후 분석 방법에 대해 설명하였다.

### 1. 분석 모형

테일러 준칙 추정 시 가장 널리 사용되는 형태는 이자율 평탄화 계수를 고려하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$i_t = (1 - \rho)i + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\phi_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \phi_y(\log y_t - \log y_t^*)] + \nu_t \quad (1)$$

$i_t$ ,  $\pi_t$ ,  $\log y_t$ ,  $\pi_t^*$ ,  $\log y_t^*$ 는 각각 해당 기의 정책금리 수준, 인플레이션, 로그 변환 총생산, 인플레이션 목표, 그리고 로그 변환 잠재 총생산을 의미한다.  $\rho \in (0, 1)$ 는 이자율 평탄화 계수를 의미하며,  $\phi_\pi$ 와  $\phi_y$ 는 각각 인플레이션 갭과 총생산 갭에 대한 정책금리의 반응도를 나타내는 파라미터들이다. 한편  $\nu_t$ 는 이자율에 대한 외생적 충격을 의미하며 i.i.d를 따른다고 가정한다.

식 (1)과 같은 형태는 중앙은행이 인플레이션 갭과 총생산 갭에 대응한다는 암묵적 가정을 바탕으로 하고 있다. 선행연구들은 GMM이나 OLS 방식을 이용하여 식 (1)의 파라미터를 추정함으로써 중앙은행이 인플레이션 갭과 총생산 갭에 어떻게 반응하는지에 대해 보고하였다. 그러나 앞서 서론에서 언급한 바와 같이 중앙은행은 통화정책 결정 시 총 인플레이션과 함께 부문별 인플레이션의 움직임에도 유의하고 있음을 알 수 있다. 이러한 점을 고려하여 본고에서는 식 (1)을 다음과 같이 변형하였다.

$$\begin{aligned} i_t &= (1 - \rho)i + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\phi_\pi(\sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{i,t} - \pi_t^*) + \phi_y(\log y_t - \log y_t^*)] + \nu_t \\ &= (1 - \rho)i + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\phi_\pi \sum_{i=1}^n \omega_i (\pi_{i,t} - \pi_t^*) + \phi_y(\log y_t - \log y_t^*)] + \nu_t \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)는 식 (1)의 인플레이션을 부문별 인플레이션의 가중 합으로 표시한 것이다.  $\omega_i$ 는 각 부문의 가중치를 나타내며  $n$ 은 부문의 개수를 의미한다. 식 (2)를 추정할 경우  $\phi_\pi$ ,  $\phi_y$ 와  $\omega_i$ 를 각각 추정할 수는 없으나  $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ 이라는 사실을 이용하여 동 계수들을 사후적으로 계산할 수 있다.<sup>3)</sup> 이를 통해 우리는 각 부문 인플레이션에 대한 가중치를 확인할 수 있으며 CPI의 각 부문별 가중치와의 비교를 통해 간접적으로 중앙은행이 어느 부문의 인플레이션에 상대적으로 더 많은 신경을 쓰고 있는지에 대한 정보를 식별할 수 있다.

## 2. 데이터

분석을 위해 필요한 데이터는 부문별 인플레이션과 총생산이다. 인플레이션(전년 동기대비) 계산은 소비자물가지수를 활용하였다. 소비자물가지수는 농축수산물, 공업제품, 전기·가스·수도, 서비스의 4가지 하위부문으로 이루어져 있으며 서비스는 집세, 공공서비스, 개인서비스로 세분화된다. 공업제품도 더욱 세분화될 수 있으나 하위품목이 많아질수록 추정의 불확실성이 높아지고 결과의 해석이 어렵다는 점, 중앙은행이 개별품목의 가격 움직임을 지속적으로 추적하지는 않는 점 등을 고려하여 이하 분석에서는 4가지 하위부문( $n=4$ )을 사용하였다. 각 부문별 소비자물가지수 가중치는 <Table 1>에 나타난 것처럼 농축수산물 약 0.0756, 공업제품 약 0.3383, 전기·가스·수도 약 0.0337, 그리고 서비스 약 0.5524이다. 이에 더해 2006년까지는 목표 물가가 근원물가라는 점을 고려하여 농산물 및 석유류 제외 지수(근원물가지수)와 농산물 및 석유류 지수로 나누어서도 분석을 진행하였다.

<Table 1> CPI weights by sectors

Agricultural & Marin	Industrial	Electricity, Water and Gas	Services				excluding agricultural & oils	agricultural & oils
			subtotal	rentals	public service	private service		
0.0756	0.3383	0.0337	0.5524	0.0991	0.12	0.3333	0.9098	0.0902

Source: Statistics Korea.

3) 추정치를 이용하여  $\phi_\pi$ ,  $\phi_y$  그리고  $\omega_i$ 를 구하는 방법은 부록 1에 자세히 설명되어 있다.



〈Table 2〉는 부문별 인플레이션의 AR(1) 프로세스를 추정하여 얻은 자기회귀계수를 보여주고 있다. 서비스와 공업제품의 인플레이션 지속성은 상대적으로 높아 가격 경직성이 높은 반면 농축수산물과 전기·가스·수도의 가격 경직성은 상대적으로 낮은 편으로 추정되었다. 이는 농축수산물은 날씨와 수급의 영향을, 전기·가스·수도 요금은 정책 결정의 영향을 많이 받는다는 점을 반영하는 결과라고 볼 수 있겠다.

〈Table 2〉 CPI persistency by sectors

CPI Inflation	core Inflation	Agricultural & Marine	Industrial	Electricity, Water and Gas	services
0.954	0.971	0.832	0.941	0.905	0.978

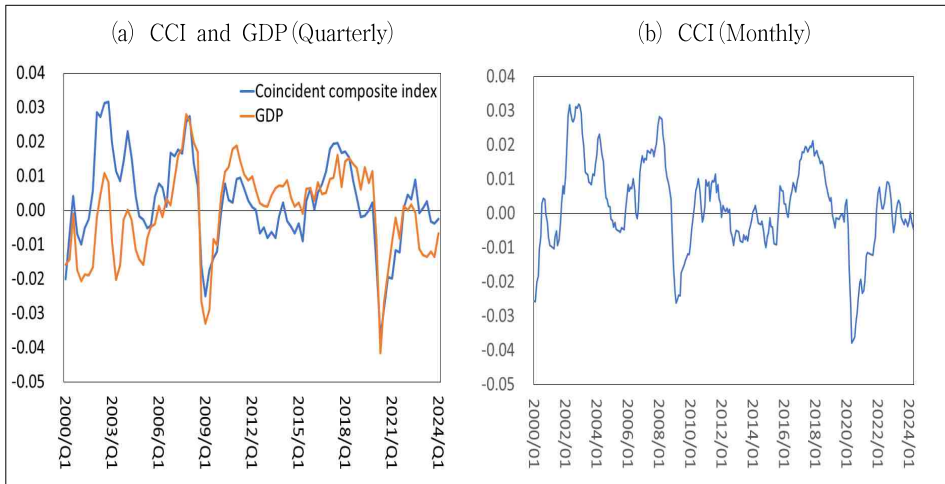
Source: Author's calculation.

총생산 갭 추정에는 주로 GDP가 활용되나 월별 데이터 사용이 어려워 데이터 손실이 커진다는 점을 고려하여 본고에서는 월별자료로서 통계청에서 발표되는 동행종합지수(CCI: Coincident Composite Index)를 대용지표로 사용하였다.<sup>4)</sup> 총생산 갭은 동 지수의 선형 시간 추세를 추정한 후 해당 추세와의 갭을 계산하여 분석에 활용하였다. 〈Figure 2〉는 총생산 갭을 보여주고 있다. (a)에 표시된 파란선과 주황선은 각각 동행종합지수와 GDP로부터 얻은 분기별 총생산 갭을 나타낸다. 2006년 이전까지는 두 지표간 괴리가 있으나 그 이후부터는 유사한 움직임을 보이고 있다. 두 지표 모두 금융위기와 팬데믹 시기에 큰 폭으로 하락하는 모습을 보이다가 이후 점차 회복하는 모습을 보이고 있으며 특히 2023년 이후로는 큰 변동없이 횡보하는 모습을 확인할 수 있다.<sup>5)</sup> (b)는 동행종합지수로부터 얻은 월별 총생산 갭을 보여주고 있다. 분석 대상 기간은 1999년 5월부터 2024년 4월까지이다.

4) 박노선·김원혁(2016)도 총생산 갭 추정을 위해 동일한 지표를 사용하였다.

5) GDP 갭은 2024년 1분기 소폭 상승하는 모습을 보이고 있으나 여전히 잠재성장률 수준을 하회하고 있다.

〈Figure 2〉 Output gap



Source: Author's calculation.

### 3. 분석 방법

테일러 준칙 추정 시에는 설명변수와 통화정책 충격과의 내생성을 우려하여 도구 변수를 이용한 GMM이나 2단계 최소자승추정법 (2SLS: 2-Stage Least Squares) 이 주로 사용되어 왔다. 그러나 Carvalho, Nechio, and Tristão (2021) 는 테일러 준칙 추정 시 사용되는 설명변수의 변동성 중 통화정책 충격에 의해 설명되는 변동분이 크지 않다면 OLS 추정치와 도구변수 추정치 간의 차이가 크지 않으며 오히려 OLS 추정치가 더 정확할 수 있음을 보여주었다. 이는 통화정책 충격으로 인해 설명되는 변동분이 크지 않다면 실제로 설명변수와 통화정책 충격 간의 내생성은 크게 우려할 문제가 아니기 때문이다.

우리나라의 경우 선행연구(예를 들어 Choi and Hur, 2015 등)를 살펴보면 인플레이션과 생산량의 변동 중 통화정책 충격에 의해 설명되는 비율이 매우 낮음을 알 수 있다. 따라서 본고에서는 기본 분석 방법으로 OLS를 이용하여 테일러 준칙을 추정하고 그 결과를 분석하였다. 이후 도구변수를 이용한 2단계 최소자승추정법으로도 추가 분석을 진행하고 기본 분석과 비교하였다.

### Ⅲ. 분석결과

테일러 준칙 추정과 관련된 기존 연구는 주로 금융위기 전후로 통화정책 반응 함수가 변화하였는지, 추가 변수 포함 시 추정 결과가 달라지는지 등에 초점을 두었다. 본고는 그 대신 중앙은행의 통화정책 운용방식 변경에 따라 통화정책 반응함수가 어떻게 변화하였는지에 주목하였다. 한국은행은 물가안정목표제를 도입하여 2006년까지 근원물가지수를 목표 대상 물가지표로 사용하였으나 2007년부터는 대상 물가지표를 소비자물가지수로 변경하였다. 또한 2015년까지는 물가안정 목표범위(target band)를 설정하여 운영한 반면 2016년부터는 범위를 정하지 않고 물가안정 목표(target point)만을 발표하고 있다. 이러한 운용 방식 변경을 고려하여 테일러 준칙 추정 시 분석 대상기간을 (1) 1999.5월~2006.12월, (2) 2007.1월~2015.12월, (3) 2016.1월~2024.4월로 구분하여 진행하였다. 각각은 근원물가지수와 물가목표범위, 소비자물가지수와 물가목표범위, 소비자물가지수와 물가목표의 조합으로 통화정책이 운용된 기간을 나타낸다.

#### 1. 분석대상기간 : 1999.5월~2024.4월

앞서 구분한 기간에 따른 추정을 하기 전에 테일러 준칙의 반응 계수들( $\phi_\pi$ ,  $\phi_y$ )이 전체 분석대상 기간 동안 일정하다는 가정 하에 추정한 결과가 <Table 3>에 제시되어 있다. 추정식 (1)은 CPI 인플레이션과 총산출갭을 이용한 결과이며 추정식 (2)는 CPI 인플레이션 대신 4개 하위부문 인플레이션을 사용한 결과이다. 추정식 (3)에서는 서비스지수를 3개 하위부문으로 나누어 사용한 추정결과를 보여주고 있다.

CPI 인플레이션을 사용한 테일러 준칙 추정의 경우 중앙은행은 인플레이션 갭에 유의하게 반응하지 않는 것으로 나타났다. 반면 총산출 갭에 대해서는 갭 1% 상승 시 정책금리를 약 1.4%p 높이는 방식으로 대응하는 것으로 나타났으며 이는 기존 문헌(신관호, 2007; 박노선·김원혁, 2016 등)과 유사한 결과라고 할 수 있다.

CPI 인플레이션 대신 4개 하위부문 인플레이션을 추정한 결과 총산출갭에 대한 반응도는 더욱 크게 추정되었으며 부문별 인플레이션에 대한 추정 계수도 상이한 것으로 나타났다. 공업제품 인플레이션에 대해서는 여전히 유의하지 않은 반응을 보인 반면 농축수산물, 전기·가스·수도, 그리고 서비스 인플레이션에 대해서는

〈Table 3〉 Regression for full sample period

	(1) policy rate	(2) policy rate	(3) policy rate
L. policy rate	0.986*** (0.007)	0.985*** (0.008)	0.967*** (0.014)
inf	0.013 (0.009)		
cycle	0.014** (0.006)	0.023*** (0.008)	0.044*** (0.013)
agri inf		0.003* (0.002)	0.004** (0.002)
industrial inf		0.007 (0.006)	0.011** (0.005)
elec inf		0.003* (0.002)	0.005** (0.002)
service inf		-0.017* (0.010)	
rent inf			-0.021*** (0.005)
pub. service inf			0.008 (0.006)
priv. service inf			-0.024* (0.013)
Constant	0.037* (0.019)	0.029 (0.022)	0.077* (0.040)
Observations	299	299	299
implied $\phi_{\pi}$	0.897	-0.252	-0.486
implied $\phi_y$	1.003*	1.483**	1.319***

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

낮은 수준이지만 유의한 반응을 보여주었다.

추정된 계수들을 바탕으로 한 부문별 인플레이션 가중치는 대략 (농축수산물, 공  
업제품, 전기·가스·수도, 서비스) = (-0.80, -1.90, -0.83, 4.52)로 계산되어  
서비스 인플레이션이 다른 부문보다 큰 영향을 미치는 것으로 나타나는 등 CPI 가

중치와 괴리가 큰 것으로 나타났다. 이는 테일러 준칙의 반응 계수들이 일정하다는 가정으로부터 발생한 현상으로 기간을 나누어 분석할 경우 좀 더 현실적인 품목별 가중치를 확인할 수 있다.

서비스를 집세, 공공서비스, 개인서비스로 세분화하여 추정한 추정식 (3)의 경우에는 공공서비스를 제외한 품목별 인플레이션에 대해 유의한 반응을 보였다. 그러나 여전히 인플레이션 갭에 대한 반응( $\phi_\pi$ )은 유의하지 않은 것으로 나타난 반면 총산출 갭에 대해서는 앞서 같이 유의한 반응을 보여주었다.

## 2. 분석대상기간 : 1999.5월~2006.12월

〈Table 4〉는 1999.5~2006.12월을 대상으로 추정한 결과를 보여주고 있다. 추정식 (4)는 대상물가지표를 소비자물가지수로 사용한 추정이며 추정식 (5)는 근원물가지수를 사용하였다. 추정식 (6)은 농산물 및 석유류 지수를 추가하여 추정한 결과이다.

세 추정식 모두 평탄화 계수와 함께 인플레이션 갭과 총산출 갭이 정책금리에 통계적으로 유의하게 반응하는 것으로 나타났다. 총산출 갭에 대한 반응은 모두 정의 부호를 나타내고 있으나 소비자물가지수를 사용할 경우 총산출 갭에 대한 반응도가 근원물가지수를 사용할 경우에 비해 작게 추정되었다. 반면 인플레이션 갭에 대한 반응 부호는 모두 음의 값으로 추정되었다. 이는 기존 연구들에서도 나타나는 현상으로 분석 대상기간 동안 중앙은행이 인플레이션 갭보다는 경기 안정화에 적극적으로 대응한 것으로 해석할 수 있다.<sup>6)</sup>

동 분석 대상기간 중 대상 물가목표지수가 근원물가지수인 점을 고려할 때 소비자물가지수를 이용하여 테일러 준칙을 추정할 경우의 결과가 정성적으로는 근원물가지수를 이용한 경우와 유사하더라도 정량적으로는 차이가 난다는 점에 유의할 필요가 있겠다. 또한 농산물 및 석유류 지수를 추가하여 추정한 추정식 (6)과 근원 물

6) 추정계수들의 통계적 유의성에도 불구하고 이들을 바탕으로 계산한 implied  $\phi_\pi$ 와 implied  $\phi_y$ 는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2006년 이전 동행종합지수 갭이 GDP 갭과 괴리가 있다는 점을 일부 반영한 결과이며, 또한 각각의 추정치들이 통계적으로 유의하다고 하더라도 delta method 사용 시 결합된 형태가 비선형이거나 결합에 따른 분산이 커지는 경우 결합된 통계량의 유의성은 떨어질 수 있기 때문이다.

가만을 포함하여 추정한 추정식 (5)를 비교하면 농산물 및 석유류 지수 계수는 0에 가까울 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않으며 다른 추정치들도 정량적으로 거의 차이가 없음을 알 수 있다. 이는 해당 기간 동안 근원 물가지수가 통화정책 결정 시 상대적으로 중요한 고려 변수로 작용하였음을 시사하지만, 이러한 결과가 중앙은행의 의도된 행태인지에 대해서는 추가적인 분석이 필요해 보인다.<sup>7)</sup>

〈Table 4〉 Regression during 1999.5~2006.12<sup>8)</sup>

	(4) policy rate	(5) policy rate	(6) policy rate
L. policy rate	0.980*** (0.018)	0.983*** (0.017)	0.983*** (0.017)
inf	-0.045*** (0.013)		
cycle	0.010** (0.005)	0.020*** (0.007)	0.021*** (0.007)
core inf		-0.067*** (0.018)	-0.068*** (0.019)
agri. & oil			0.001 (0.002)
Constant	0.074 (0.075)	0.030 (0.071)	0.024 (0.071)
Observations	91	91	91
implied $\phi_{\pi}$	-2.217	-3.914	-3.987
implied $\phi_y$	0.479	1.162	1.22

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

- 7) 근원물가를 농축수산물, 공업제품, 전기·가스·수도 및 서비스로 나누어 분석을 진행할 수도 있으나 동 지수들은 통계청에서 공식적으로 발표를 하지 않는 데다 인플레이션 갭에 대한 반응이 음의 부호로 추정되어 부문별 분석이 필요해 보이지 않는다는 판단하에 추가적인 분석을 하지 않았다.
- 8) 통화정책 추정 시 금융안정 목표를 고려하지 않은 데 따른 모형의 mis-specification 우려, 통화정책충격의 지속성 우려 등을 고려하여 회귀식 (4), (5), (6)에 대해 잔차의 자기상관을 검정하기 위해 Breusch-Godfrey LM test를 실시한 결과 1차 자기상관에 대한 p-value는 각각 0.87, 0.54, 0.52로 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

### 3. 분석대상기간 : 2007.1월~2015.12월

다음으로는 물가목표범위를 고수한 반면 대상 물가목표를 소비자물가지수로 변경한 2007년부터 2015년을 대상으로 분석을 진행하였다. 추정결과가 <Table 5>에 제시되어 있다. 추정식 (7)은 CPI 인플레이션 갭과 총산출 갭을 이용한 추정결과이며 추정식 (8)과 (9)는 각각 CPI 인플레이션 갭 대신 농산물 및 석유류와 근원물가 인플레이션 갭, 부문별 인플레이션 갭을 이용해 추정한 결과이다.

먼저 추정식 (7)을 보면 동 기간중 인플레이션 갭에 대한 반응은 유의하지 않은 반면 총산출 갭에 대한 반응은 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 추정치를 바탕으로 계산된 인플레이션 갭 및 총산출 갭 반응계수는 각각 0.765와 1.079로 앞선 기간과 마찬가지로 중앙은행은 동 기간중 경기 안정화에 보다 적극적으로 대응한 것으로 분석되었다.

추정식 (8)에서는 총산출 갭과 함께 농산물 및 석유류 인플레이션 갭에 대해 유의한 반응을 보이는 것으로 나타났으나 추정치는 0에 가까운 것으로 나타났다. 추정식 (9)의 결과는 추정식 (8)과 유사하게 총산출 갭과 함께 농축수산물 인플레이션 갭의 계수들이 유의한 값을 갖는 것으로 추정되었으나 역시 후자에 대한 추정치는 0에 가까운 것으로 나타났다. 두 추정식에서 계산된 인플레이션 갭 반응계수는 통계적으로 유의하지 않으나 모두 음의 부호를 갖는 것으로 나타나 추정식 (7)과는 다른 결과를 보여주었다. 반면 총산출 갭 반응계수는 모두 1보다 크고 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

앞선 추정에서 인플레이션 갭 반응계수가 음의 값을 갖는 원인은 여러 가지가 있을 수 있겠으나 그 중 하나로는 동 분석기간이 글로벌 금융위기 기간을 포함하고 있다는 점을 들 수 있다. 김경아(2011), 광노선·김원혁(2016) 등이 지적한 대로 글로벌 금융위기 기간을 분석 대상기간에 포함할 경우 동 기간 중 중앙은행이 정책금리를 큰 폭으로 변동시킨 효과가 추정에 매우 큰 영향을 미칠 우려가 있다. 따라서 선행연구를 따라 글로벌 금융위기 기간을 2008.10월부터 2009년 3월로 정의하고 동 기간을 제외한 후 재추정해 보았다.<sup>9)</sup>

9) 이 경우 대상기간의 단절이 발생하지만 2007.1월부터 2008.9월까지 기간도 분석 대상기간에 포함하여 추정하였다. 다만 동 기간을 제외하고 추정한 결과도 큰 차이를 보이지는 않았다.

〈Table 5〉 Regression during 2007.1~2015.12

	(7) policy rate	(8) policy rate	(9) policy rate
L. policy rate	0.900*** (0.034)	0.924*** (0.026)	0.937*** (0.033)
inf	0.008 (0.012)		
cycle	0.108*** (0.030)	0.076*** (0.019)	0.102*** (0.028)
core inf		-0.033 (0.021)	
agri. & oil		0.004*** (0.001)	
agri inf			0.007** (0.003)
industrial inf			0.004 (0.008)
elec inf			0.004 (0.005)
service inf			-0.061 (0.039)
Constant	0.261*** (0.091)	0.176** (0.068)	0.107 (0.107)
Observations	108	108	108
implied $\phi_{\pi}$	0.765	-0.374	-0.716
implied $\phi_y$	1.079***	1.002***	1.612***

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

〈Table 6〉은 추정결과를 보여주고 있다. 가장 먼저 눈에 띄는 차이는 인플레이션 갭 반응계수가 모두 유의한 수준에서 양의 부호를 가지고 있다는 점이다. CPI 인플레이션 갭과 근원물가 인플레이션 갭을 이용해 추정한 추정식 (10) 과 (11) 의 경우에는 동 계수들이 약 0.8 정도로 추정되었으며 부문별 인플레이션 갭을 이용해 추정한 추정식 (12) 의 경우에는 1보다 큰 약 1.57로 추정되었다. 총산출 갭 반응계수는 전자의 두 추정식의 경우 모두 약 1.09정도로 추정된 반면 후자의 경우에는 약 0.98로 1보다 작지만 1에 거의 근접하게 추정되었다.



〈Table 6〉 Regression during 2007.1~2015.12 excluding GR period<sup>10)</sup>

	(10) policy rate	(11) policy rate	(12) policy rate
L. policy rate	0.970*** (0.016)	0.971*** (0.016)	0.971*** (0.020)
inf	0.025** (0.010)		
cycle	0.033** (0.013)	0.032** (0.013)	0.028** (0.014)
core inf		0.021 (0.013)	
agri. & oil		0.002** (0.001)	
agri inf			0.004* (0.002)
industrial inf			0.002 (0.005)
elec inf			0.003 (0.003)
service inf			0.036 (0.023)
Constant	0.098** (0.048)	0.096** (0.048)	0.117* (0.070)
Observations	101	101	101
implied $\phi_{\pi}$	0.847**	0.806*	1.573*
implied $\phi_y$	1.094***	1.095***	0.979**

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method. GR period is from 2008.10 to 2009.3.

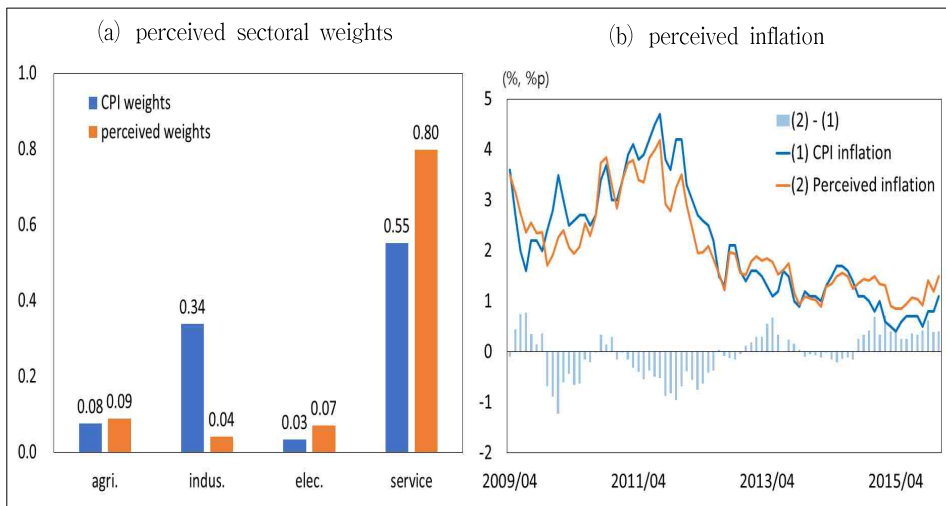
한편 추정식 (11)을 바탕으로 시산한 중앙은행이 인식하는 근원물가 가중치는 약 0.9로 CPI의 근원물가 가중치와 거의 일치하는 것으로 나타났다. 반면 추정식 (12)의 추정된 계수들을 바탕으로 한 부문별 인플레이션 가중치는 대략 (농축수산

10) 앞서와 같은 목적으로 회귀식 (10), (11), (12)에 대해 잔차의 자기상관을 검정하기 위해 Breusch-Godfrey LM test를 실시한 결과 1차 자기상관에 대한 p-value는 각각 0.41, 0.41, 0.23으로 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

물, 공업제품, 전기·가스·수도, 서비스) = (0.09, 0.04, 0.07, 0.80)로 계산되었다. 〈Figure 3〉 (a)에 보이는 것처럼 이는 CPI 가중치에 비해 공업제품에 대한 가중치가 매우 낮은 반면 상대적으로 서비스의 가중치는 매우 높은 것임을 알 수 있다.

〈Figure 3〉 (b)는 추정식에서 계산된 가중치를 바탕으로 CPI 인플레이션(주황선)을 구하고 이를 실제 CPI 인플레이션(파란선)과 비교한 것이다. 주황선은 사후적으로 분석된 중앙은행이 통화정책 결정 시 인식하는 인플레이션 수준으로 해석할 수 있는데 대략 2012년까지는 실제보다 인플레이션을 소폭 낮게 인식한 반면 그 이후로는 실제보다 다소 높게 인식하는 것으로 나타났다.

〈Figure 3〉 Perceived sectoral weights and inflation by central bank during 2007.1~2015.12 excluding GR period



Source: Author's calculation.

지금까지의 분석을 통해 다음의 사실들을 확인할 수 있다. 첫 번째는 기존 문헌에서 강조한 대로 테일러 준칙 추정 시 글로벌 금융위기 기간을 제외하고 추정하는 것이 중요하다는 점이다. 두 번째로는 중앙은행이 대상 물가목표를 근원물가에서 소비자물가로 변경하면서 인플레이션 갭에 대한 반응도가 매우 높아졌다는 점이다. 이전 분석기간과 마찬가지로 총산출 갭에 대한 반응도 여전히 높다는 점을 고려하면 동 기간 중 중앙은행이 인플레이션 갭과 총산출 갭에 적극적으로 대응하였다고 평가할 수 있다. 세 번째로 동 기간 중 서비스업 인플레이션이 통화정책 결정 시

상대적으로 중요한 고려 변수인 것으로 분석되었다.

#### 4. 분석대상기간 : 2016.1월~2024.4월

한국은행은 2015년까지 적정 인플레이션 수준의 불확실성 등을 감안하여 물가목표를 범위(range) 형태로 제시하였으나 2016년부터는 물가안정을 위한 정책의지를 명확히 전달하고 기대인플레이션 안정 도모를 위해 물가목표를 단일수치(point target)로 제시하는 방식으로 변경하였다. 또한 3%를 중심으로 설정된 목표범위 대신 물가안정목표를 2%로 설정하였는데 이는 우리경제의 기초적 물가 흐름, 적정 인플레이션 수준, 향후 물가전망 등을 종합적으로 고려한 것이다.

본 절에서는 이러한 변화를 고려하여 2016년부터 최근까지의 데이터를 바탕으로 테일러 준칙을 추정하였으며 추정결과가 <Table 7>에 제시되어 있다. 3항에서와 마찬가지로 추정식 (13)은 CPI 인플레이션 갭과 총산출 갭을 이용한 추정 결과이며 추정식 (14)와 (15)는 각각 CPI 인플레이션 갭 대신 농산물 및 석유류와 근원물가 인플레이션 갭, 부문별 인플레이션 갭을 이용한 추정 결과이다.

세 추정식 모두 총산출 갭에 대한 반응은 유의하지 않은 것으로 나온 반면 추정식(13), (14)에서 각각 인플레이션 갭, 농산물 및 석유류와 근원물가 인플레이션 갭에 유의한 반응을 보이는 것으로 추정되었다. 추정 계수를 바탕으로 계산된 인플레이션 갭 반응 계수는 각각 약 1.48과 1.36으로 1보다 크게 추정되었다.

추정식 (15)에서는 부문별 인플레이션 갭 중 전기·가스·수도 인플레이션 갭에만 유의수준 10% 수준에서 유의하게 추정되었다. 그러나 인플레이션 갭 반응계수는 1보다 큰 약 1.07로 계산되었으며 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

인플레이션 갭에 대한 계수가 1보다 크고 유의하게 나온 반면 총산출 갭에 대한 계수는 유의하지 않게 나온 위의 결과는 2022년을 전후로 한 높은 인플레이션 흐름에 중앙은행이 금리인상으로 적극적으로 대응한 결과가 반영된 것으로 해석된다. 2022년 이후 기간을 분석 대상 기간에서 제외하고 재추정할 경우 전자는 1보다 작고 유의하지 않게 추정된 반면 후자는 약 0.27로 유의수준 5% 수준에서 유의한 것으로 추정되었다.<sup>11)</sup>

11) 동 추정 결과는 본고에 포함되지 않았으며 저자에게 요청 시 제공 가능하다.

〈Table 7〉 Regression after 2016<sup>12)</sup>

	(13) policy rate	(14) policy rate	(15) policy rate
L. policy rate	0.965*** (0.010)	0.958*** (0.015)	0.950*** (0.016)
inf	0.051*** (0.011)		
cycle	0.010 (0.007)	0.011 (0.008)	0.012 (0.009)
core inf		0.053*** (0.016)	
agri. & oil		0.004** (0.002)	
agri inf			0.004 (0.002)
industrial inf			0.013 (0.008)
elec inf			0.003* (0.002)
service inf			0.033 (0.021)
Constant	0.073*** (0.022)	0.084*** (0.028)	0.095*** (0.029)
Observations	100	100	100
implied $\phi_{\pi}$	1.447***	1.358***	1.072***
implied $\phi_y$	0.279	0.264	0.242

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

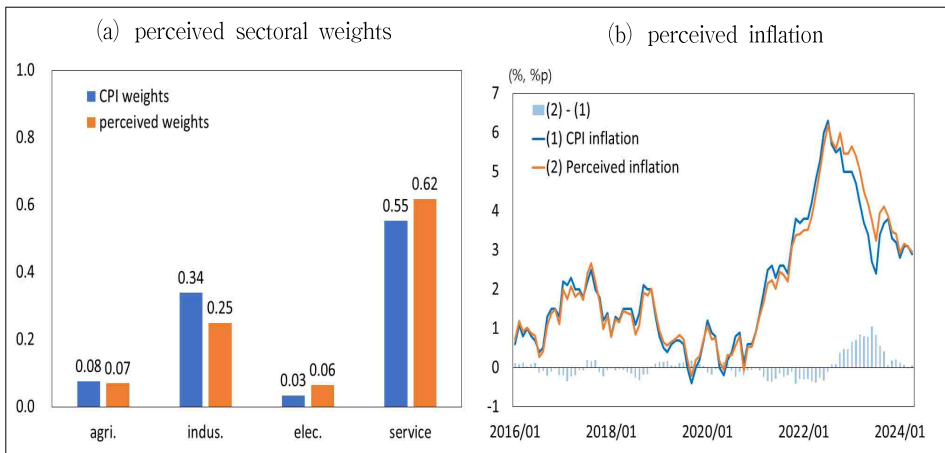
Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

12) 앞서와 같은 목적으로 회귀식 (13), (14), (15)에 대해 잔차의 자기상관을 검정하기 위해 Breusch-Godfrey LM test를 실시한 결과 1차 자기상관에 대한 p-value는 각각 0.02, 0.02, 0.03으로 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이어서 금융안정 관련 지표(한국은행 금융불안지수, 가계신용 증가율 등)를 추가하여 식 (13) ~ (15)를 재추정한 결과 동 지표의 계수는 모두 통계적으로 유의하지 않았으며, 자기상관도 사라지지 않았다. 대신, 2022년부터 시작된 고물가-고금리 시기를 제외하고 식 (13) ~ (15)를 재추정한 결과 잔차의 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 이는 잔차의 자기상관이 모델의 mis-specification 보다는 동 기간 중 통화당국의 적극적이고 지속적인 정책 대응 등에 기인한 것일 수도 있음을 시사하지만, 이에 대해서는 추후 보다 엄밀한 연구가 필요해 보인다.

추정식 (14)를 이용하여 계산된 중앙은행이 인식하는 근원물가 가중치는 약 0.93으로 CPI의 근원물가 가중치(0.91)와 거의 일치하는 것으로 나타났다. 추정식 (15)의 추정된 계수들을 바탕으로 한 부문별 인플레이션 가중치는 대략 (농축수산물, 공업제품, 전기·가스·수도, 서비스) = (0.07, 0.25, 0.06, 0.62)로 계산되었다. <Figure 4> (a)에 보이는 것처럼 이는 공업제품에 대한 가중치가 다소 낮지만 CPI 가중치와 매우 유사한 모습이다. 특히 물가목표범위를 설정한 2007년~2015년 기간 중에는 서비스업 인플레이션이 통화정책의 주요 고려 변수로 두드러졌으나, 물가목표수준을 설정한 이후부터는 각 부문별 인플레이션이 고르게 반영되고 있음을 확인할 수 있다.

추정식 (15)에서 계산된 가중치를 바탕으로 CPI 인플레이션(주황선)을 구하고 이를 실제 CPI 인플레이션(파란선)과 비교한 그래프가 <Figure 4> (b)에 제시되어 있다. 2022년 중반까지는 실제 인플레이션과 중앙은행이 인식하는 인플레이션이 거의 일치하였다. 그러나 인플레이션이 정점을 찍고 하락하기 시작한 2022년 7월 이후부터는 후자가 전자보다 높은 수준을 유지하다가 2023년 말부터는 둘 간의 차이가 다시 줄어들면서 실제 인플레이션에 수렴하는 모습을 보이고 있다.

<Figure 4> Perceived sectoral weights and inflation by central bank after 2016



Source: Author's calculation.

#### IV. 추가 분석결과

본 절에서는 앞 절의 분석을 바탕으로 4가지의 추가 분석을 진행하였다. 먼저 월별 데이터 사용이 실제 통화정책 당국이 당시 가용했던 정보와 괴리를 유발할 수 있다는 점을 고려하여 설명변수를  $t$ 기 대신  $t-1$ 기 데이터를 이용하여 모형을 재추정하였다. 다음으로 OLS 추정에 따른 내생성 문제 우려를 고려하여 도구변수를 이용하여 테일러 준칙을 추정하였다. 이어서 소규모 개방경제로서 대외여건 변화에 따른 통화당국의 대응 가능성을 감안하여 실질환율을 추가하여 재추정해 보았다. 또한 통화정책의 비선형성에 대해 알아보기 위해 인플레이션 압력이 양수와 음수일 때로 구분하여 추정하여 비교하였다. 다만 지면상의 제약으로 본 절의 분석 대상기간은 2016년 이후로 제한하였다.

##### 1. 과거 정보집합을 이용한 추정 결과<sup>13)</sup>

본고는 이용 가능한 데이터로부터의 정보 손실을 최소화하기 위한 목적으로  $t$ 기 기준금리 추성 시 설명변수로  $t$ 기 월별 데이터를 사용하고 있다. 그러나 이는 모형의 정보집합과 실제 당시 통화정책 당국이 가용했던 정보집합 사이의 괴리를 유발하여 통화준칙 추정의 불확실성을 높일 우려가 있다.<sup>14)</sup> 따라서 당시 가용했던 데이터만을 바탕으로 모형을 재추정해보는 것을 고려해볼 수 있으나 당시의 데이터 가용성 문제 및 정보 집합을 완벽하게 복원하는 작업은 현실적으로 상당한 제약이 따르기 때문에, 여기서는  $t$ 기 설명변수를  $t-1$ 기 설명변수로 대체하여 재추정하였다.

〈Table 8〉은 추정결과를 보여주고 있다. 우려와 달리 추정 결과는 앞선 추정결과와 큰 차이를 보이지 않았다. 동 기간 중 인플레이션에 대해서는 적극적으로 대응한 반면 총산출 갭에 대해서는 대응 강도가 약할 뿐만 아니라 통계적으로도 유의하지 않았다.

13) 2016년 이전 기간에 대한 결과는 부록 2에 제시되어 있다. 본문에서의 결과와 마찬가지로 2016년 이전을 대상으로 한 분석에서도 기본분석 결과와 유사한 모습을 나타내었다.

14) 예를 들어, Orphanides (2001)는 실시간으로는 경제 변수에 대한 정보가 불완전하거나 불확실할 수 있으므로, 정책 당국이 당시 활용할 수 있었던 정보를 기반으로 한 테일러 준칙을 추정하는 것이 중요함을 보여주었다.

이러한 결과가 나타난 원인으로는 통화정책 결정 당시 통화당국이 이용하였던 데이터와 이후 수정된 데이터 간의 차이가 크지 않아 당시 중앙은행이 실시간으로 이용한 정보가 비교적 신뢰할 만하거나, 1개월 전 데이터와 당시 실제 가용 데이터와의 여전한 괴리 가능성 등을 생각해 볼 수 있겠으나, 이에 대해서는 추후 연구를 통한 검증이 필요해 보인다.

〈Table 8〉 Regression with lagged explanatory variables after 2016

	(16) policy rate	(17) policy rate	(18) policy rate
L. policy rate	0.957*** (0.011)	0.944*** (0.018)	0.954*** (0.015)
L. inf	0.054*** (0.011)		
L. cycle	0.007 (0.006)	0.009 (0.006)	0.000 (0.008)
L. core inf		0.062*** (0.019)	
L. agri. & oil		0.003** (0.002)	
L. agri inf			0.003 (0.002)
L. industrial inf			0.015 (0.009)
L. elec inf			0.001 (0.001)
L. service inf			0.051* (0.026)
Constant	0.086*** (0.024)	0.110*** (0.033)	0.093*** (0.027)
Observations	100	100	100
implied $\phi_{\pi}$	1.267***	1.167***	1.514***
implied $\phi_y$	0.153	0.160*	0.001

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

〈Table 9〉 IV regression after 2016<sup>1)2)</sup>

	(19) policy rate	(20) policy rate	(21) policy rate
L. policy rate	0.963*** (0.010)	0.956*** (0.016)	0.955*** (0.015)
inf	0.054*** (0.011) [0.932]		
cycle	0.008 (0.006) [0.957]	0.009 (0.007) [0.936]	0.011 (0.010) [0.739]
core inf		0.056*** (0.018) [0.807]	
agri. & oil		0.004** (0.002) [0.707]	
agri inf			0.005 (0.003) [0.554]
industrial inf			0.017* (0.009) [0.715]
elec inf			0.003 (0.002) [0.620]
service inf			0.029 (0.020) [0.739]
Constant	0.075*** (0.021)	0.088*** (0.030)	0.085*** (0.027)
Observations	100	100	100
implied $\phi_{\pi}$	1.460***	1.359***	1.201***
implied $\phi_y$	0.215	0.215	0.253
Test of Over-identification restriction	14.28 (p=0.16)	19.10 (p=0.21)	23.48 (p=0.55)

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

1) To test over-identification restrictions, we use Hansen's J-statistics which follow  $\chi^2(10)$  distribution in (19),  $\chi^2(15)$  distribution in (20),  $\chi^2(25)$  distribution in (21). The corresponding p-values are in parentheses.

2) Shea's adjusted partial  $R^2$ s from the First stage estimations are in square brackets.



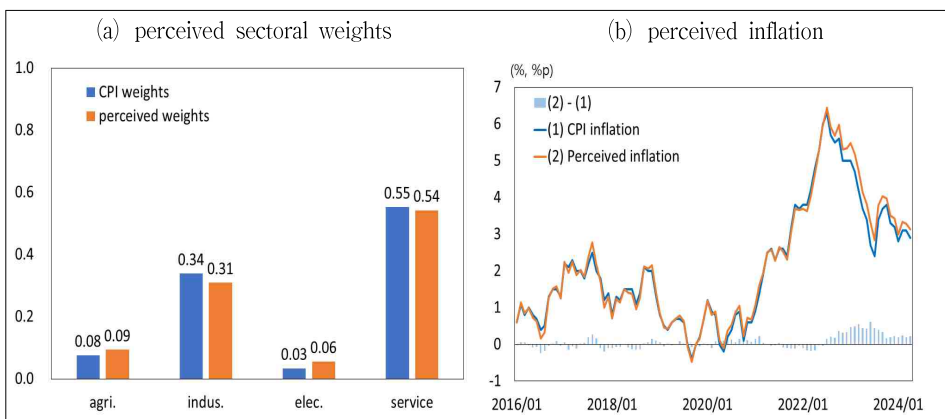
## 2. 도구변수(IV) 추정 결과<sup>15)</sup>

도구변수 추정을 위해 먼저 각 추정식에서 설명변수로 사용되는 변수의 과거 1~6개월 데이터를 도구변수로 이용하였으며 추정 방법으로는 2단계 최소자승추정법(2SLS)을 사용하였다. 도구변수를 이용한 추정결과가 <Table 9>에 제시되어 있다. 세 개의 추정식 모두 정성적뿐만 아니라 정량적으로도 OLS 추정 결과와 매우 유사함을 알 수 있다. 이는 앞서 언급한 Carvalho, Nechio, and Tristão (2021)을 고려할 때 당연한 결과라고 할 수 있다.

한편 도구변수와 내생적 변수와의 관련성을 나타내는 Shea's adjusted partial R-squared는 세 추정식에서 모두 높은 값을 보였으며, Over-identification restriction test에서도 도구변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각하지 않은 것으로 나타나 도구변수 추정의 신뢰성을 뒷받침하고 있는 것으로 판단된다.

<Figure 5>는 앞선 추정치를 바탕으로 부문별 가중치와 그로부터 계산된 인플레이션을 보여주고 있다. OLS 추정과 비교해 부문별 가중치 분포가 CPI 가중치 분포와 더욱 근접한 모습이다. 실제 인플레이션과의 차이도 2022년 중반까지는 거의 일치하였으며 이후 갭이 확대되다가 최근 들어 다시 줄어드는 모습을 보이고 있어 OLS 추정결과의 강건성을 뒷받침하고 있다.

<Figure 5> Perceived sectoral weights and inflation by central bank



Source: Author's calculation.

15) 2016년 이전 기간에 대한 도구변수 추정 결과는 부록 3에 제시되어 있다. 본문에서의 결과와 마찬가지로 2016년 이전을 대상으로 한 분석에서도 기본분석 결과와 유사한 모습을 나타내었다.

(Table 10) Regression with real exchange rate after 2016

	(22) policy rate	(23) policy rate	(24) policy rate
L. policy rate	0.965*** (0.010)	0.960*** (0.016)	0.952*** (0.016)
inf	0.051*** (0.011)		
cycle	0.010 (0.007)	0.011 (0.008)	0.013 (0.010)
real exchange rate	-0.131 (0.275)	-0.104 (0.301)	-0.125 (0.328)
core inf		0.052*** (0.017)	
agri. & oil		0.004** (0.002)	
agri inf			0.004 (0.003)
industrial inf			0.013 (0.008)
elec inf			0.003* (0.002)
service inf			0.033 (0.022)
Constant	0.071*** (0.020)	0.081*** (0.029)	0.090*** (0.029)
Observations	100	100	100
implied $\phi_{\pi}$	1.458***	1.377***	1.101***
implied $\phi_y$	0.297	0.279*	0.273
implied $\phi_{ex}$	-3.749	-2.569	-2.583

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$ ,  $\phi_y$  and  $\phi_{ex}$  are computed based on delta method.

### 3. 실질환율<sup>16)</sup>

실질환율 변동은 수출 경쟁력에 직접적인 영향을 미치고 이는 경제성장에 중요한 요인으로 작용하게 된다. 또한, 환율 변동은 수출입 물가를 통해 국내 인플레이션에도 영향을 미칠 뿐만 아니라 자본 유출입 및 금융 안정과도 밀접한 관련이 있는

16) 2016년 이전 기간에 실질환율을 추가하여 추정한 결과는 부록 4에 제시되어 있다. 본문에서의 결과와 마찬가지로 실질환율에 대한 반응은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 전반적으로 기본분석 결과와 유사한 모습을 나타내었다.

만큼 통화정책 운용 시 중요한 고려요소로 알려져 있다. 특히나 우리나라의 경우 소규모 개방경제의 특징으로 인해 환율의 중요성이 보다 중요시되고 있으며, 이러한 점을 반영하여 선행 연구에서도 중앙은행이 환율 변동에 대응할 것이라는 가정하에 우리나라의 테일러 준칙 추정 시 실질환율 변동을 고려한 경우가 많이 있다.

이러한 점을 고려하여 여기서는 기본분석에 통화당국이 실질환율 변동에도 대응한다는 가정을 추가하여 재추정해 보았다. 실질환율 데이터로는 BIS에서 발표하는 실질실효환율을 사용하였다. <Table 10>에 추정결과가 제시되어 있다. 통화당국은 실질환율 상승 시 기준금리를 인하하는 방식으로 대응하는 것으로 나타났으나 세 추정식 모두에서 계수( $\phi_{ex}$ )들이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 실질환율 변수의 추가는 기본분석의 결과에 거의 영향을 주지 않는 것으로 분석되어 기본분석의 강건성을 뒷받침하고 있다.

#### 4. 통화정책의 비대칭성

다음으로 인플레이션 압력이 음수인 경우와 양수인 경우 통화정책이 상이하게 대응하였는지를 점검하였다. 이를 위해 인플레이션 압력이 음수인 경우 0, 양수인 경우 1의 값을 갖는 더미변수를 정의<sup>17)</sup> 하고, 식 (2)에 더미변수 및 더미변수와 설명변수와의 교차항을 명시적으로 추가하여 추정식을 재추정하였다.

추정결과 인플레이션 압력이 음수인 경우에는 총산출 갭에 유의하게 반응하는 것으로 나타났으며 반응 계수는 0.303~0.473으로 추정되었다. 반면 인플레이션 압력이 양수인 경우에는 인플레이션 갭에 대해 유의한 반응을 보이는 것으로 나타났다. CPI 인플레이션 갭과 농산물 및 석유류와 근원물가 인플레이션 갭을 이용해 추정한 경우 <Table 11>의 추정식 (25)와 (26)에서 보이는 것처럼 인플레이션 갭에 대한 반응계수가 약 2.02~2.45로 추정되어 중앙은행이 인플레이션 상승 압력에 매우 강하게 대응하고 있는 것으로 나타났다. 반면 부문별 인플레이션 갭을 이용해 추정한 경우에는 동 계수가 1을 하회하는 수준으로 추정되었으며 통계적으로도 유의하지 않았다.

17) 인플레이션이 목표수준인 2%를 하회하는 경우 인플레이션 압력이 음수라고 정의하였으며 그 반대의 경우 압력이 양수라고 정의하였다. 분석 대상기간 중 압력이 음수인 경우는 51번, 양수인 경우는 49번으로 두 경우가 고르게 분포되었다.

(Table 11) Asymmetry of Taylor rule on Inflation pressure

	(25) policy rate	(26) policy rate	(27) policy rate
L. policy rate	0.869*** (0.069)	0.865*** (0.075)	0.877*** (0.084)
inf	-0.005 (0.032)		
cycle	0.041* (0.023)	0.041* (0.022)	0.058* (0.033)
core inf		0.007 (0.032)	
agri. & oil		-0.001 (0.004)	
agri inf			0.003 (0.004)
industrial inf			-0.026 (0.030)
elec inf			-0.000 (0.003)
service inf			-0.020 (0.029)
dummy	-0.104 (0.070)	-0.135 (0.094)	-0.025 (0.104)
L. policy rate*dummy	0.098 (0.070)	0.109 (0.076)	0.066 (0.087)
inf*dummy	0.074* (0.038)		
cycle*dummy	-0.035 (0.026)	-0.036 (0.026)	-0.050 (0.036)
core inf*dummy		0.049 (0.037)	
agri. & oil*dummy		0.008 (0.005)	
agri inf*dummy			0.010 (0.008)
industrial inf*dummy			0.051 (0.032)
elec inf*dummy			0.009** (0.004)
service inf*dummy			0.021 (0.053)
Constant	0.141** (0.062)	0.153* (0.084)	0.071 (0.095)
Observations	100	100	100
pressure < 0	implied $\phi_\pi$	-0.039	-0.355
	implied $\phi_y$	0.312***	0.473**
pressure > 0	implied $\phi_\pi$	2.020***	0.825
	implied $\phi_y$	0.163	0.149

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_\pi$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method.

곽노선·김원혁(2016)은 유사한 연구에서 인플레이션 압력이 양수인 경우와 음수인 경우의 분석 대상기간을 각각 추정하여 두 기간의 통화정책 반응이 크게 다르지 않은 것으로 분석하였다. 본고의 결과와 다른 이유는 동 저자들의 경우 분석 대상기간이 2015.12월까지이기 때문이다. 반면 여기서는 통화정책 운영방식 변경을 고려하여 분석 대상기간을 2016년부터 시작한 데다 2021년 하반기부터 시작된 물가상승과 그에 따른 10차례의 금리 인상이 분석 대상기간에 포함되어 있다는 점이 선행연구와 다른 결과가 도출된 원인이라고 할 수 있다.

2022년 이후의 데이터를 제외하고 2021년까지를 대상으로 한 결과는 인플레이션 압력이 음수인 경우 여전히 총산출 갭에는 유의하게 반응하며 그 계수가 0.303~0.473으로 추정되었으나, 압력이 양수인 경우 인플레이션 갭 반응계수는 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 다만 동 기간 중 압력이 양수인 경우의 수가 20개밖에 되지 않아 이 경우의 추정결과 신뢰성은 높지 않다고 하겠다.<sup>18)</sup>

## V. 요약 및 결론

본고는 물가안정목표제를 채택한 이후부터 최근까지의 데이터를 이용하여 중앙은행의 테일러 준칙을 추정하였다. 테일러 준칙 추정은 이미 많은 선행연구들이 이루어져 있으나 상당수는 추가적인 설명변수를 포함시키거나 금융위기 전후로 분석 대상기간을 나누어 추정하는 연구들이다. 반면 본 연구는 통화정책 운용방식 변경을 고려하여 분석 대상기간을 세 구간으로 나누고 CPI 인플레이션뿐만 아니라 부문별 인플레이션도 이용하여 테일러 준칙을 추정하였다는 데 그 의의가 있다고 하겠다.

부문별 인플레이션을 이용한 테일러 준칙 추정의 유용성은 CPI 인플레이션만을 이용한 추정과 비교해 중앙은행이 부문별 인플레이션에 어느 정도의 가중치를 부여하고 있는지에 대한 추가적인 정보를 제공한다는 점에 있다.

먼저 통화정책 운용방식이 변경됨에 따라 중앙은행의 통화정책 대응도 달라졌음을 확인하였다. 물가목표범위를 설정하고 근원물가를 대상 물가지표로 활용한 초기에는 인플레이션 갭보다 총산출 갭에 적극적으로 대응한 것으로 나타났다. 반면 대상 물가지표를 소비자물가로 변경한 중기에는 초기에 비해 인플레이션 갭에 대한

18) 동 추정 결과는 본고에 포함되지 않았으며 저자에게 요청 시 제공 가능하다.

반응도가 높아진 것으로 분석되었다. 또한 이 기간에는 통화정책 결정 시 중앙은행이 가격 경직성이 높은 서비스업 부문 인플레이션에 상대적으로 많은 관심을 둔 것으로 나타났다. 물가목표범위 대신 물가목표수준을 설정하기 시작한 후기에는 총산출 갭보다는 인플레이션 갭에 더욱 적극적으로 대응하였으며, 부문별 인플레이션을 고르게 고려하여 통화정책은 운용한 것으로 추정되었다.

추가 분석을 통해 과거 정보 집합을 설명변수로 활용하거나 실질환율을 설명변수에 포함한 경우, 또한 OLS 대신 도구변수를 이용하여 추정한 경우에도 기본 분석 결과와 유사한 결과가 도출되었음을 확인하였다. 이에 더해 2016년 이후 인플레이션 압력이 음수인 경우와 양수인 경우 통화정책 대응이 비대칭적이었던 점을 확인하였다. 인플레이션 압력이 음수인 경우에는 총산출 갭에 적극적으로 대응한 반면 압력이 양수인 경우에는 인플레이션 갭에 매우 적극적으로 대응한 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 2022년을 전후로 한 인플레이션 상승과 그에 상응한 기준금리 인상 대응의 영향이 큰 것으로 판단된다.

중앙은행은 통화정책 결정 시 총지수의 움직임만을 고려하지 않고 부문별 인플레이션 움직임을 면밀히 검토하고 종합적인 판단을 내린다. 그러나 지금까지 테일러 준칙을 이용하여 통화정책 반응을 추정하는 경우 이러한 중앙은행의 행태를 온전히 반영하지 못한 측면이 있다. 특히 경제 내의 이질성과 하위 데이터에 대한 이해가 점점 강조되고 있는 점을 고려할 때 부문별 인플레이션을 이용하여 테일러 준칙을 추정하는 것은 중앙은행의 통화정책을 이해하는 데 많은 도움을 줄 것으로 생각된다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 광노선 · 김원혁, “글로벌 금융위기 전후 한국의 통화정책 반응함수 추정,” 『경제학연구』, 제64집 제4호, 2016, pp. 5-43.

(Translated in English) Kwark, Noh-Sun, and Won Hyeok Kim, “Estimation of the Monetary Policy Reaction Function in Korea Before and After the Global Financial Crisis,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, 2016, pp. 5-43.

2. 김경아, “글로벌 금융위기 전후 국내금융시장의 변동성에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 제24권 제3호, 2011, pp.1425-1450.  
(Translated in English) Kim, Kyoung-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.
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. 김태봉 · 이한규, “정책금리 결정행태 분석 및 통화정책에 대한 시사점,” 『KDI 경제전망』, 2011 하반기, 2011, pp.45-53.  
(Translated in English) Kim, Tae-Bong, and Han-Kyu Lee, “Analysis of Policy Rate Decision-Making Behavior and Implications for Monetary Policy,” *KDI Economic Forecast*, 2011, pp.45-53.
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. 이상우 · 주동현, “정책 환경 불확실성을 반영한 확장 Taylor 준칙의 추정 및 평가,” 『한국경제연구』, 제40권 제1호, 2022, pp.35-58.  
(Translated in English) Lee, Sang Woo, and Donghun Joo, “Estimation and Evaluation of the Extended Taylor Rule Including the Policy Environment Uncertainty Index,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 40, No. 1, 2022, pp.35-58.
9. 장 민, “테일러 준칙을 활용한 적정 기준금리 추정과 정책적 시사점,” 『금융포커스』, 제30권 제18호, 2021, pp.11-14.  
(Translated in English) Chang, Min, “Estimating the Appropriate Policy Rate Using the Taylor Rule and Its Policy Implications,” *Financial Focus*, Vol. 30, No. 18, 2021, pp.11-14.
10. 한국은행, 금융통화위원회 의사록, 2023.

(Translated in English) Bank of Korea, “Minutes of the Monetary Policy Board Meeting,” Bank of Korea, 2023.

11. Aoki, K., “Optimal Monetary Policy Responses to Relative-price Changes,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, No. 1, 2001, pp. 55-80.
12. Barsky, R. B., C. L. House, and M. S. Kimball, “Sticky-price Models and Durable Goods,” *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, 2007, pp. 984-998.
13. Carvalho, C., F. Nechio, and T. Tristao, “Taylor Rule Estimation by OLS,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 124, 2021, pp. 140-154.
14. Choi, J., and J. Hur, “An Examination of Macroeconomic Fluctuations in Korea Exploiting a Markov-switching DSGE approach,” *Economic Modelling*, Vol. 51, 2015, pp. 183-199.
15. Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, 2000, pp. 147-180.
16. Coibion, O., and Y. Gorodnichenko, “Why are Target Interest Rate Changes so Persistent?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 4, No. 4, 2012, pp. 126-162.
17. Judd, J. P., and G. D. Rudebusch, “Taylor’s Rule and the Fed: 1970-1997,” In *Handbook of Monetary Policy* (pp. 961-980), Routledge, 2020.
18. Kreamer, J., “Sectoral Heterogeneity and Monetary Policy,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 14, No. 2, 2022, pp. 123-159.
19. Orphanides, A., “Monetary Policy Rules Based on Real-time Data,” *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, 2001, pp. 964-985.
20. ———, “Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, pp. 151-175.
21. Rudebusch, G. D., “Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 6, 2002, pp. 1161-1187.
22. Taylor, J. B., “Discretion Versus Policy Rules in Practice,” *Car-negie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, 1993, pp. 195-214.
23. ———, “A historical Analysis of Monetary Policy Rules,” In *Monetary Policy Rules* (pp. 319-348), University of Chicago Press, 1999.



## 부록 1. 추정치를 이용하여 $(\phi_\pi, \phi_y, \omega_i)$ 를 계산하는 방법

본문의 식 (2)를 추정하면 이자율 평탄화 계수  $\rho$ 와 함께 각 부문별 인플레이션에 대한 계수  $(1-\rho)\phi_\pi\omega_i$ 와 총생산 갭 계수  $(1-\rho)\phi_y$ 를 얻게 된다. 우리의 주요 관심은  $\phi_\pi$ 와  $\phi_y$ 이기 때문에 다음과 같은 절차에 따라 추정치들로부터 동 계수들을 계산하였다.

1. 추정된 평탄화 계수  $\rho$ 와 총생산 갭 계수  $\beta_y = (1-\rho)\phi_y$ 를 이용해  $\beta_y/(1-\rho)$ 를 계산하여  $\phi_y$ 를 구하였다.
2. 4부문(농축수산물, 공업제품, 전기·가스·수도, 서비스)의 인플레이션을 이용하여 테일러 준칙을 추정한 경우 평탄화 계수  $\rho$ 와 함께 각 부문별 인플레이션 계수  $(1-\rho)\phi_\pi\omega_i$ 를 얻게 된다.  $\sum_{i=1}^{n=4}\omega_i = 1$ 이라는 사실을 이용하여  $\beta_\pi = \sum_{i=1}^{n=4}(1-\rho)\phi_\pi\omega_i = (1-\rho)\phi_\pi$ 를 계산한 후  $\beta_\pi/(1-\rho)$ 를 이용하여  $\phi_\pi$ 를 구하였다. 근원물가지수와 농산물 및 석유류 지수를 이용한 경우  $n=2$ 가 되며 총지수를 이용한 경우에는 총생산 갭 계수를 구한 방식과 동일한 방식을 적용하였다.
3. 마지막으로 각 부문별 인플레이션 계수  $(1-\rho)\phi_\pi\omega_i$ 를  $\beta_\pi$ 로 나뉘춤으로써 각 부문별 지수의 가중치  $\omega_i$ 를 계산하였다.

## 부록 2. 2016년 이전 기간에 대한 과거 설명변수 이용 추정 결과

〈Table 12〉 Regression with lagged explanatory variables

	during 1999. 5 ~ 2006. 12			during 2007. 1 ~ 2015. 12 excluding GR period		
	(28) policy rate	(29) policy rate	(30) policy rate	(31) policy rate	(32) policy rate	(33) policy rate
L. policy rate	0.976*** (0.019)	0.977*** (0.018)	0.976*** (0.018)	0.975*** (0.016)	0.976*** (0.016)	0.981*** (0.022)
L. inf	-0.059*** (0.018)			0.027*** (0.009)		
L. cycle	0.013** (0.005)	0.023*** (0.007)	0.022*** (0.007)	0.025** (0.012)	0.023* (0.013)	0.021 (0.013)
L. core inf		-0.076*** (0.019)	-0.075*** (0.019)		0.017 (0.012)	
L. agri. & oil			-0.001 (0.002)		0.003** (0.001)	
L. agri inf						0.004* (0.002)
L. industrial inf						0.003 (0.005)
L. elec inf						0.001 (0.003)
L. service inf						0.026 (0.026)
Constant	0.089 (0.078)	0.051 (0.071)	0.058 (0.075)	0.089* (0.048)	0.079 (0.048)	0.079 (0.083)
Observations	91	91	91	101	101	101
implied $\phi_{\pi}$	-2.422	-3.257	-3.220	1.057*	0.827	1.797
implied $\phi_y$	0.555	0.993	0.935	0.987***	0.962**	1.105

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method. GR period is from 2008.10 to 2009.3.

부록 3. 2016년 이전 기간에 대한 도구변수 추정 결과

〈Table 13〉 IV regression<sup>1)2)</sup>

	during 1999. 5 ~ 2006. 12			during 2007. 1 ~ 2015. 12 excluding GR period		
	(34) policy rate	(35) policy rate	(36) policy rate	(37) policy rate	(38) policy rate	(39) policy rate
L. policy rate	0.980*** (0.018)	0.983*** (0.017)	0.983*** (0.017)	0.970*** (0.016)	0.971*** (0.016)	0.971*** (0.020)
inf	-0.045*** (0.013) [0.765]			0.025** (0.010) [0.905]		
cycle	0.010** (0.005) [0.908]	0.020*** (0.007) [0.927]	0.021*** (0.007) [0.9185]	0.033** (0.013) [0.861]	0.032** (0.013) [0.863]	0.028** (0.014) [0.803]
core inf		-0.067*** (0.018) [0.901]	-0.068*** (0.019) [0.901]		0.021 (0.013) [0.869]	
agri. & oil			0.001 (0.002) [0.521]		0.002** (0.001) [0.887]	
agri inf						0.004* (0.002) [0.722]
industrial inf						0.002 (0.005) [0.758]
elec inf						0.003 (0.003) [0.761]
service inf						0.036 (0.023) [0.713]
Constant	0.074 (0.075)	0.030 (0.071)	0.024 (0.071)	0.098** (0.048)	0.096** (0.048)	0.117* (0.070)
Observations	91	91	91	101	101	101
implied $\phi_\pi$	-2.217	-3.914	-4.04	0.847**	0.806*	1.573*
implied $\phi_y$	0.479	1.162	1.22	1.094***	1.095***	0.979**
Test of Over-identification restriction	15.22 (p=0.12)	12.73 (p=0.24)	15.68 (p=0.40)	7.24 (p=0.70)	12.98 (p=0.60)	17.54 (p=0.86)

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively. Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_\pi$  and  $\phi_y$  are computed based on delta method. GR period is from 2008.10 to 2009.3.

- 1) To test over-identification restrictions, we use Hansen's J-statistics. The corresponding p-values are in parentheses.
- 2) Shea's adjusted partial  $R^2$ s from the First stage estimations are in square brackets.

## 부록 4. 2016년 이전 기간에 실질환율을 추가하여 분석한 결과

〈Table 14〉 Regression with real exchange rate

	during 1999.5~2006.12			during 2007.1~2015.12 excluding GR period		
	(40) policy rate	(41) policy rate	(42) policy rate	(43) policy rate	(44) policy rate	(45) policy rate
L. policy rate	0.996*** (0.019)	0.994*** (0.019)	0.995*** (0.019)	0.968*** (0.017)	0.968*** (0.017)	0.968*** (0.021)
inf	-0.024 (0.015)			0.025** (0.010)		
cycle	0.009* (0.005)	0.017*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.033** (0.013)	0.032** (0.013)	0.030* (0.015)
real exchange rate	0.560* (0.289)	0.401 (0.244)	0.423 (0.258)	-0.051 (0.093)	-0.083 (0.143)	-0.059 (0.107)
core inf		-0.048*** (0.017)	-0.049*** (0.017)		0.018 (0.013)	
agri. & oil			0.001 (0.002)		0.002** (0.001)	
agri inf						0.004* (0.002)
industrial inf						0.002 (0.005)
elec inf						0.004 (0.003)
service inf						0.034 (0.025)
Constant	-0.017 (0.086)	-0.024 (0.082)	-0.036 (0.086)	0.104** (0.051)	0.102** (0.051)	0.125* (0.071)
Observations	91	91	91	101	101	101
implied $\phi_{\pi}$	-6.589	-8.127	-9.715	0.776**	0.626	1.364
implied $\phi_y$	2.561	2.923	3.783	1.043***	1.013**	0.938**
implied $\phi_{ex}$	151.29	67.33	86.46	-1.589	-2.598	-1.849

Notes: \*\*\*, \*\* and \* indicate statistically significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

Standard errors are in parentheses. The implied  $\phi_{\pi}$ ,  $\phi_y$  and  $\phi_{ex}$  are computed based on delta method. GR period is from 2008.10 to 2009.3.

## Estimating the Taylor Rule using Sectoral Inflation\*

Hyundo Joo\*\*

### Abstract

This paper estimates the central bank's Taylor rule using data from the period after the adoption of the inflation targeting regime up to the most recent period. The key differences from existing studies are as follows: First, the analysis period is divided into three sub-periods to consider changes in the monetary policy operating framework. Second, the Taylor rule is estimated not only using CPI inflation, but also utilizing sectoral inflation rates. This allows us to examine the extent to which the central bank has been placing weights on sectoral inflation rates. The analysis results show that the central bank's policy responses have varied depending on the monetary policy operating framework. In the early period, the central bank responded more actively to the output gap than the inflation gap. However, in the medium and later periods, the central bank paid closer attention to the inflation gap. The consideration of sectoral inflation also differed across the sub-periods. The results remained consistent across various robustness checks. Additionally, the analysis identified an asymmetry in the central bank's policy responses when inflation pressures were positive versus negative. These findings are expected to contribute to a better understanding of the central bank's monetary policy behavior.

**Key Words:** Taylor rule, monetary policy operating framework, sectoral inflation

**JEL Classification:** E52, E58

---

*Received: July 9, 2024. Revised: Oct. 13, 2024. Accepted: Nov. 19, 2024.*

\* I would like to express my deepest gratitude to the two anonymous reviewers for their invaluable feedback on this study. The results presented in this paper represent the personal views of the author(s) and do not necessarily reflect the official position of the Bank of Korea. When citing the content of this paper, please be sure to explicitly attribute it to the author. Additionally, any errors that may remain in this work are the sole responsibility of the author.

\*\* Senior Economist, Research Department, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul, Republic of Korea, Phone: +82-2-759-4287, e-mail: joohdism@bok.or.kr