

# BOK 이슈노트



## 팬데믹 이후 국내기업 가격조정행태 변화의 특징과 영향

2024년 3월 11일

이동재\* · 임서하\*\*

- ① 팬데믹 이후 고인플레이션이 상당 기간 지속됨에 따라 기업들의 가격조정행태가 변화하였을 가능성이 제기되고 있다. 주요국 중앙은행에서도 팬데믹 충격에 대응한 기업의 가격조정 변화가 예년 수준으로 정상화될지에 주목하면서 이를 향후 디스인플레이션 과정에서의 주요 불확실성 요인으로 제시하고 있다. 이에 본고는 한국소비자원의 생필품가격 데이터를 활용하여 팬데믹 이후 국내기업의 미시적 가격조정행태의 특징과 그 영향에 대해 분석하였다.
- ② 국내기업의 가격조정행태의 특징을 살펴보면, 팬데믹 이후 가격 인상빈도가 크게 늘어난 반면 가격조정폭은 팬데믹 이전과 큰 변화가 거의 없었다. 가격조정 빈도(인상·인하빈도, 할인 등 일시적 조정 제외)는 월평균 11% 수준(18~21년)에서 팬데믹 이후 고인플레이션 기간 중 15.6%(22~23년)로 큰 폭 상승하였는데, 이는 평균적인 상품가격 유지 기간이 약 9.1개월에서 6.4개월로 단축되었음을 의미한다. 이 같은 조정 빈도의 증가는 비용압력이 컸던 품목을 중심으로 한 인상빈도의 증가에 기인하였다. 반면 인하빈도와 가격조정폭(인상·인하율)은 팬데믹 전후로 패턴에 변화가 관찰되지 않았다. 고물가 시기에 기업들이 가격변화에 따른 소비자의 저항 및 민감도, 경쟁품으로의 대체효과 등을 고려하여 가격인상시 ‘폭’보다는 ‘빈도’를 조정함에 따라 물가상승률과 가격 인상빈도 간 상관성이 높게 나타난 것으로 추정된다.
- ③ 인플레이션 수준에 따라 기업의 가격 인상빈도가 변화하는 행태를 반영한 모형을 구축하고 이를 통해 분석해 본 결과, 충격(유가상승 등)의 크기가 클수록, 또는 서로 다른 충격이 동시에 발생할 경우(예:유가상승+펜트업수요 확대) 인플레이션과 함께 가격 인상빈도도 확대되면서 물가상승률이 더 큰 폭(비선형적)으로 확대되는 것으로 나타났다. 또한 물가상승률이 4~5%대로 높은 시기에는 동일한 비용충격에도 인상빈도가 늘어나면서 충격이 물가로 빠르게 전이되는 것으로 추정되었다.
- ④ 종합해보면 팬데믹 이후 고물가 기간에 기업들의 가격 인상빈도가 크게 증가하는 변화가 관측되었는데, 최근과 같이 물가가 여전히 목표 수준을 상당폭 상회하는 상황에서 새로운 충격이 발생할 경우 인플레이션 변동 폭이 물가 안정기에 비해 더욱 커질 수 있음에 유의할 필요가 있다. 아울러 향후 물가상승률 판단시 기업의 가격조정행태가 과거 수준으로 돌아가는지를 지속적으로 점검해 나갈 필요가 있다.

\* 한국은행 조사국 물가동향팀 과 장 (전화: 02-759-4220, e-mail: dongjae.lee@bok.or.kr)

\*\* 한국은행 조사국 물가동향팀 조사역 (전화: 02-759-4262, e-mail: lim.seoha@bok.or.kr)

- 본 자료의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다.
- 따라서 본 자료의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.
- 자료 작성에 많은 도움을 주신 이지호 조사국장, 이정익 물가고용부장, 박창현 물가동향팀장 그리고 유익한 코멘트를 주신 장용성 금융통화위원님과 박응용 교수님께 감사의 말씀을 표합니다.

## I. 머리말

기업은 생산비용, 수요변화 등에 따라 제품의 판매가격을 조정하는데, 이는 소비자물가의 변화로 나타난다. 따라서 개별 기업들의 가격조정행태를 파악하는 것은 인플레이션 분석과 향후 흐름을 파악하는 데 중요한 정보가 된다. 또한 기업들의 가격조정행태는 경제충격이 물가와 실물경제로 과급되는 과정, 통화정책의 효과 등에도 영향을 줄 가능성이 있기 때문에 거시경제의 상황을 이해하고 정책을 결정하는데도 유용한 정보를 제공한다.

이러한 맥락에서 국내외 학계 및 중앙은행을 중심으로 기업들의 가격조정행태에 관한 연구가 활발히 이루어져 왔다. 소비자·생산자물가 기초자료, 서베이, 스캐너 데이터 등 미시<sup>micro</sup> 데이터를 활용한 주요 국외 연구들<sup>1)</sup>을 보면 물가를 비롯한 거시경제 상황, 기업 간 경쟁과 소비자 수요, 가격조정 비용 등의 요인이 기업의 가격조정행태에 주로 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 우리나라의 경우에도 미시 데이터를 활용한 선행연구들<sup>2)</sup>이 있으나 포괄범위 등 데이터의 한계 등으로 연구가 활발하지 않은 상황이며, 분석대상 기간도 물가 안정기에 국한되어 있다.

팬데믹 이후에는 이동 제한<sup>lockdown</sup>, 전쟁, 리오프닝<sup>re-opening</sup> 등에 따른 공급망 차질, 재화·서비스 간 수요 재조정<sup>re-balance</sup>, 펜트업<sup>pent-up</sup> 소

비 등 잇따른 충격의 영향으로 고인플레이션이 상당 기간 지속됨에 따라 기업들의 가격조정행태가 변화하였을 가능성이 제기되고 있다<sup>3)</sup>. 최근 주요국 중앙은행에서도 팬데믹 충격에 대응한 기업의 가격조정 변화가 예년 수준으로 정상화될지에 주목하면서 이를 향후 디스인플레이션 과정에서의 주요 불확실성 요인으로 제시하고 있다<sup>4)</sup>.

이에 본고는 한국소비자원의 생필품가격 데이터를 활용하여 팬데믹 이후 국내기업의 미시적 가격조정행태에 대한 특징을 분석한다. 가격의 조정 빈도 및 폭의 변화를 시기별로 살펴보고 품목별 가격조정의 특징도 분석한다. 이를 바탕으로 기업 가격조정행태를 반영한 동태적일반균형<sup>DSGE</sup> 모형을 설정하여 가격조정행태 변화가 거시경제에 미치는 영향과 정책적 시사점을 제시한다.

## II. 데이터 개요 및 분석 방법

기업의 개별상품 가격 변화를 파악하기 위한 데이터로 한국소비자원 참가격정보서비스<sup>5)</sup>에서 제공하는 생필품가격을 이용하였다<sup>6)</sup>. 한국소비자원에서는 500여개의 유통업체(대형마트, 백화점 등)에서 판매하는 가공식품, 생활용품 등 생필품의 실제 판매가격을 격주<sup>7)</sup>로 조사하고 있으며, 여기에는 일시적인 할인행사 등으로 인한 가격조정까지 포함하고 있다.

1) 대표적으로 Fabiani et al.(2006), Gagnon(2009), Nakamura·Steinsson(2008), Greenslade·Parker(2010), Klenow·Malin(2010), Karadi et al.(2019) 등이 있다.

2) 국내 선행연구로 박형근·김병국(2008), 이지원·강재훈(2020), 황성윤·정태훈(2021) 등이 있다.

3) 미국: Montag·Villar(2023), 영국: Davies (2021), Bunn et al.(2022), Brandt et al.(2023) 유로지역: Gautier et al.(2022), Rudolf·Seiler(2022) 등이 있다.

4) 영란은행은 기업의 가격조정행태 변화로 향후 인플레이션의 모멘텀이 강화될 리스크를 언급(23.4월)하였으며, 유럽, 캐나다 중앙은행 등도 디스인플레이션의 라스트 마일에서 기업 가격조정행태를 유심히 관찰할 필요가 있음을 지적(24.1월)하였다.

5) <https://www.price.go.kr>

6) 본고의 기업의 가격조정행태 분석 대상은 생필품에 한정되어 있다는 한계가 있다. 다만 분석의 주요 특징들은 전체 상품물가지수의 패턴과 유사한 모습을 보여, 생필품 이외 품목에서도 비슷한 행태가 나타났을 것으로 예상된다 (<참고1> 참조).

7) 2021년까지는 매주 조사되다가 2022년 이후부터 격주 조사로 바뀌었다. 분석의 일관성을 위해 2022년 이전 데이터도 격주 단위 데이터만을 사용하였다.

조사 시점별로 제품, 업체, 주기 등이 자주 바뀌는데, 시계열의 연속성, 팬데믹 전후 비교 등을 고려하여 분석 기간은 2018.2월 이후 최근(2023.12월)까지로 설정하였다<sup>8)</sup>. 또한 기상여건 등에 따라 가격이 크게 변동하는 농축수산물은 분석에서 제외하였으며, 관측치 단절(2개월 이상 결측)으로 일관된 가격 동향을 파악하기 어려운 제품, 중량변화가 생긴 제품 등을 제외<sup>9)</sup>하여 최종 209개 제품을 선정하였다<sup>10)</sup>.

생필품별로 전체 유통업체 가격의 최빈값을 해당 상품의 대표 판매가격(이하 '일반가격')으로 정의하였다. 이 가격에는 유통업체의 할인 등 일시적인 가격조정이 포함되기 때문에, 기초적인 가격변화를 분석하기 위해 Karadi et al.(2023)의 방법론을 이용하여 조사 시점을 포함한 직전 4개 및 직후 4개 가격 중 가장 많이 관측되는 가격을 산출하고 이를 '기준가격'으로 정의하였다<sup>11)</sup>. <그림 1>에서는 일반가격과 기준가격의 예시를 보여준다. 일시적인 가격조정을 포함하는 일반가격은 가격 인상·인하가 빈번한 반면 기준가격의 경우 일시적인 가격조정 효과 제거된 것을 볼 수 있다.

제품가격의 조정 빈도 및 폭은 이지원·강재훈(2020)의 방법론을 인용하여 아래와 같이 산하였다.

먼저 조정빈도는 특정 제품의 가격이 인상 또는 인하될 확률이다. 제품  $i$ 의  $t$ 분기 가격 인상빈도( $f_{i,t}^+$ ) 및 인하빈도( $f_{i,t}^-$ )는 해당분기 전체 가격조정 기회 중 인상·인하한 횟수의 비율이며 인상빈도와 인하빈도의 합이 조정빈도가 된다. 조정빈도의 역수는 평균 가격 유지기간이 된다.

<그림 1> 일반가격 및 기준가격의 예시 (시리얼 A의 가격변화)



(라면 B의 가격변화)



(음료 C의 가격변화)



자료: 한국소비자원, 저자 시산

8) 생필품가격 데이터는 2014년부터 제공되고 있으나 2018.2월 이후 조사대상 업체 및 품목에 큰 변화가 있어 분석의 일관성을 위해 대상기간을 2018.2월 이후 데이터로 한정하였다.

9) 데이터상에서 모든 품목이 중량 정보를 포함하고 있지는 않아 일부 중량변화에 따른 가격변동이 포함되어 있을 수 있다. 다만 해당 변화가 의심되는 품목들을 분석 결과에서 제외하더라도 분석 결과에는 거의 영향을 미치지 않았다.

10) 일부 일시적 결측치의 경우 해당 시점 전후로 가격이 같은 경우 직전 관측치의 값으로 보간하였다. 이러한 조정을 하지 않더라도 분석 결과는 크게 달라지지 않았다.

11) 특정 시점에 동일 품목에 대해 소비자들이 일상생활에서 관측할 확률이 가장 높은 가격으로 해석할 수 있다. 다만 이렇게 산출된 기준가격은 업체별 실제 가격과는 다소 차이가 있을 수 있다.

$$f_{i,t}^+ = \frac{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} > 0)}{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} > 0) + \sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} < 0) + \sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} = 0)}$$

... 식 (1)

$$f_{i,t}^- = \frac{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} < 0)}{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} > 0) + \sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} < 0) + \sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} = 0)}$$

... 식 (2)

( $p_{i,t_n}$ 은 제품*i*의  $t$ 분기  $n$ 번째 관측치,  $\Delta p_{i,t_n}$ 는 변화율)

제품*i*의 가격 인상률( $dp_{i,t}^+$ ) 및 인하율( $dp_{i,t}^-$ )은 아래와 같다.

$$dp_{i,t}^+ = \frac{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} > 0) \times \Delta p_{i,t_n}}{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} > 0)}$$

... 식 (3)

$$dp_{i,t}^- = \frac{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} < 0) \times \Delta p_{i,t_n}}{\sum_n 1(\Delta p_{i,t_n} < 0)}$$

... 식 (4)

전체 제품의 평균 인상빈도( $f_t^+$ ) 및 인하빈도( $f_t^-$ ), 평균 가격 인상율( $dp_t^+$ ) 및 인하율( $dp_t^-$ )은 개별 제품의 평균으로 계산하였다<sup>12)</sup>.

### Ⅲ. 팬데믹 이후 기업 가격조정행태의 특징

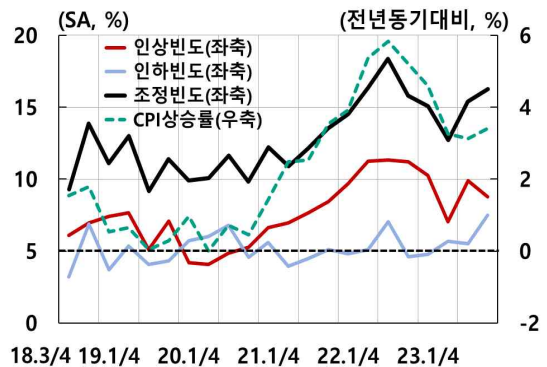
저인플레이션 환경에서는 낮은 생산 비용과 가격경쟁, 인플레이션 기대 안정 등으로 기업들이 가격을 자주 조정하기보다는 장기적 소비자와의 관계 형성이나 비용 절감에 더욱 집중하는 경향을 보인다. 반면 고인플레이션 환경에서는 원재료비, 임금 등의 비용인상압력 증대, 전반적인 가격인상 분위기 등으로 인해 기업들의 가격

조정행태가 변화될 가능성이 커진다. 이번 절에서는 앞서 미시데이터를 이용하여 시산된 가격조정 빈도 및 폭 등을 이용하여 팬데믹 이후 고물가 시기에 국내기업 가격조정행태의 특징을 살펴본다.

#### 특징 1: 가격조정 빈도 증가

국내 제품의 기준가격 조정빈도는 월평균 11.0%(18~21년) 수준에서 팬데믹 이후 고인플레이션 기간 중 15.6%(22~23년)로 크게 상승하였으며, 이는 평균 상품가격 유지 기간이 약 9.1개월에서 6.4개월로 단축되었음을 의미한다 (<그림 2> 참조). 이러한 가격조정 빈도의 증가는 대부분 인상빈도가 늘어난 데 기인하였으며, 인하빈도는 팬데믹 전후로 큰 변화가 관찰되지 않았다. 2022년 하반기 이후에는 인상빈도가 감소 추세를 보이고 있지만, 과거 대비로는 여전히 높은 수준을 나타내고 있다. <그림 3>에서와 같이 가격 인상빈도는 소비자물가와 양의 상관성을 보이는 반면 인하빈도는 소비자물가의 변화에 관계없이 일정한 수준에서 유지되는 경향을 보인다.

<그림 2> 월평균 기준가격 조정빈도 변화

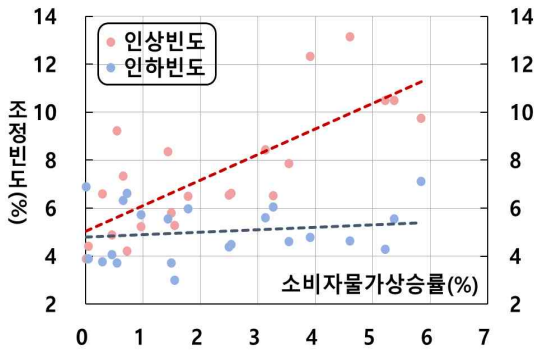


자료: 한국소비자원, 통계청, 저자 시산

12) 기존 연구 결과 및 해외 사례와의 비교를 위해 해당 분기의 조정빈도를 다음과 같이 월 기준 조정빈도로 변환하였다. 기초데이터가 격주마다 조사되는 것을 고려하여 해당 월에 두 번의 조사 중 가격을 모두 인상하지 않을 확률을 1에서 차감하여 월 기준의 조정빈도를 계산하였다.

$$\text{월 인상빈도} = 1 - (1 - f_t^+)^2 \times 100, \quad \text{월 인하빈도} = 1 - (1 - f_t^-)^2 \times 100$$

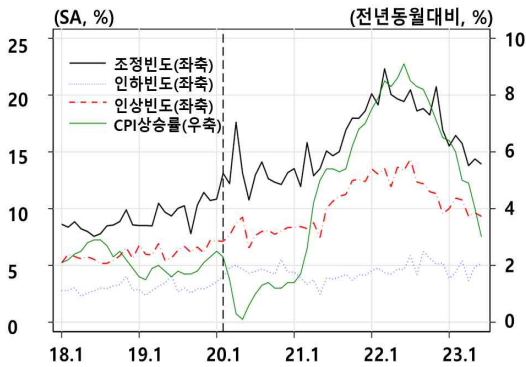
<그림 3> 가격조정 빈도와 소비자물가상승률



자료: 한국소비자원, 통계청, 저자 시산

미국의 경우에도 가격조정 빈도가 팬데믹 이전 10%대에서 이후 20%를 웃도는 수준까지 늘어났다가 2022년 중반 이후 줄어드는 흐름(Montag·Villar, 2023)으로 우리나라와 비슷한 양상을 보이고 있다(<그림 4> 참조).

<그림 4> 미국의 가격조정 빈도 변화<sup>1)</sup>



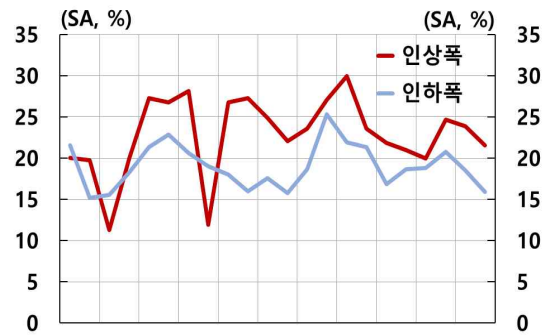
주: 1) CPI내 상품·서비스의 약 70% 포함하는 미시데이터 이용  
 자료: Montag·Villar(2023) <Figure 1> 발췌

**특징 2: 가격조정 폭의 변화 미미**

제품가격 조정폭(인상·인하율)은 조정빈도와 달리 팬데믹 전후로 패턴에 큰 변화가 나타나

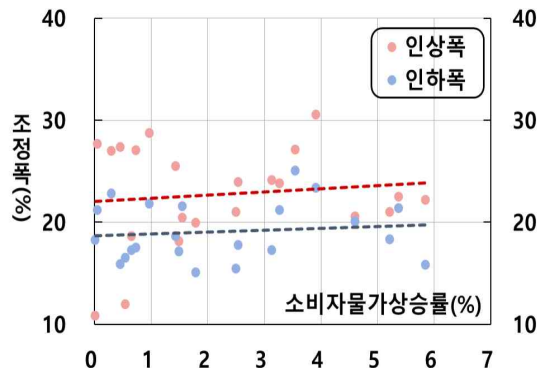
지 않았다. 2019년 이후 국내 생필품가격 인상률은 1회당 평균 20~25%, 인하율은 15~20% 범위에서 유지되고 있다(<그림 5> 참조)<sup>13)</sup>. <그림 6>에서와 같이 가격 인상·인하폭은 앞서 보았던 인상빈도와는 달리 인플레이션 수준에 관계없이 대체로 일정한 수준에서 유지되고 있다.

<그림 5> 기준가격 조정폭 변화



자료: 한국소비자원, 저자 시산

<그림 6> 가격조정 폭과 소비자물가상승률



자료: 한국소비자원, 통계청, 저자 시산

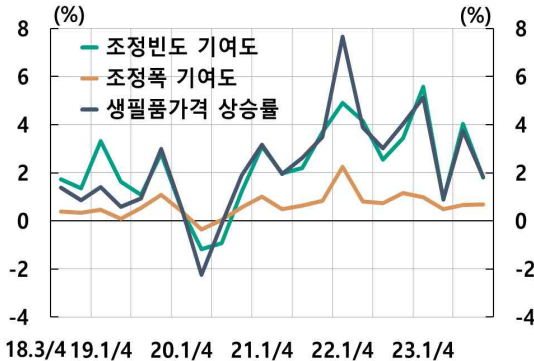
이처럼 팬데믹 이후 생필품가격의 조정빈도는 인상빈도를 중심으로 크게 늘어난 반면 조정폭의 변화는 미미하게 나타나면서 생필품가격 변동의 대부분이 조정빈도의 변동으로 설명된다<sup>14)</sup>(<그림 7> 참조).

13) 할인을 제외한 가격의 경우 조정빈도가 높지 않기 때문에 특정 시점에 조정폭이 계산되는 상품수가 많지 않아 일부 상품의 영향력이 크게 나타나면서 변동성이 높은 편이다.

14) Montag·Villar(2023), 이지원·강재훈(2020) 방법론에 따라 생필품가격 상승률을 가격 조정빈도와 폭으로 분해하였으며,



<그림 7> 생필품가격 상승률의 분해<sup>1)</sup>



주: 1) 각 기여도 계산시 다른 요인은 평균 수준에서 고정된 것으로 가정  
 자료: 한국소비자원, 저자 시산

한편 가격조정행태와 인플레이션과의 관계를 정량적으로 살펴보기 위해 Nakamura·Steinsson (2008)의 방법론을 따라 개별 제품의 가격 인상·인하 빈도 및 폭을 종속 변수( $y_{i,t}$ )로, 소비자물가 상승률( $\pi_t$ )을 설명변수로 한 고정효과 fixed effect 회귀분석을 실시하였다.

$$y_{i,t} = \alpha_i t + \gamma_i + \beta \pi_t + \epsilon_{i,t} \quad \dots \text{식 (5)}$$

( $\gamma_i$ 는 개별 제품  $i$ 의 고정효과로 제품별 미관찰된 특성과 시간에 따라 변하지 않는 특성 등을 통제,  $\alpha_i$ 는 개별 제품 가격변화의 추세를 반영)

<표 1>은 회귀분석 결과를 보여준다. 두번째 열에서 보듯이 소비자물가 상승률과 생필품의 기준가격 인상빈도 사이에는 통계적으로 유의미한 양의 상관관계가 나타났는데, 이는 물가 상승률이 1%p 상승할 경우 개별품목의 가격 인상빈도 역시 약 1%p 증가하는 경향이 있다는 것을 의미한다. 반면 기준가격의 인하빈도, 인상·인하폭과는 유의한 상관관계가 나타나지 않았다. 이는 미시 데이터를 사용한 해외 기존 연구 결과와도 대체로 일치<sup>15)</sup>한다. 가격변화에

따른 소비자의 저항 및 민감도, 경쟁품으로의 대체효과 등을 고려<sup>16)</sup>하여 기업들은 가격인상 시 '폭'보다는 '빈도' 조정을 선호함에 따라 물가상승률과 가격 인상빈도 간 상관성이 높게 나타난 것으로 보인다.

할인을 포함한 일반가격을 기준으로 회귀분석해 보더라도 가격 인상빈도가 유의한 양의 상관관계가 나타난 반면 가격조정폭은 물가상승률과 뚜렷한 상관관계가 나타나지 않았다. 다만 일반가격 인하빈도의 경우 기준가격과는 달리 물가상승률과 유의한 양의 상관관계가 나타났는데, 이는 고물가 시기에 할인을 통한 일시적 가격인하가 늘어나는 것으로 해석할 수 있다.

<표 1> 인플레이션에 대한 회귀분석

	기준가격 기준	일반가격 기준
인상 빈도	1.019*** (0.00)	2.379*** (0.00)
인하 빈도	-0.134 (0.35)	1.152*** (0.00)
인상 폭	-0.107 (0.88)	0.797 (0.15)
인하 폭	-0.566 (0.17)	0.401 (0.07)

주: 1) \*\*\*는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미, ( )내는 p-value  
 자료: 저자 추정

**특징 3: 고물가 국면에서 일시적 가격조정 증가**

2022년 이후 고인플레이션 기간에는 기준가격 뿐 아니라 할인 등 일시적 가격조정을 포함한 일반가격의 가격조정도 전반적으로 증가하는 경향을 보였으며(<그림 8> 참조), 동일 상품에 대한 판매처별 가격편차(변이계수 Coefficient of Variation)<sup>17)</sup>가 확대되는 것으로 나타났다<sup>18)</sup>(<그림 9> 참조).

각 기여도 계산시 다른 요인은 평균수준에서 고정된 것으로 가정하였다. 이에 따라 시점별 조정폭과 조정빈도 기여도의 합계가 상품가격 상승률과 일치하지 않는다. 자세한 내용은 <참고 2> 「생필품가격 변동 요인 분해」를 참고하기 바란다.

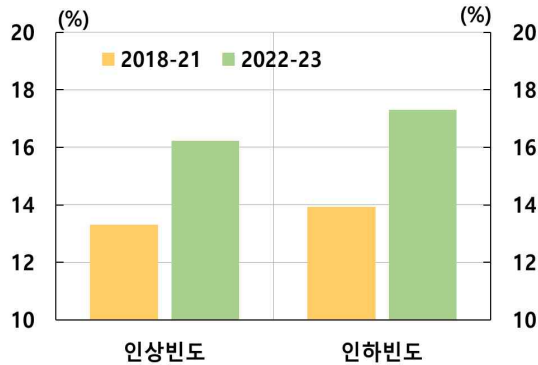
15) Dhyne et al.(2006), Goette et al.(2005), Nakamura·Steinsson(2008) 등

16) Rotemberg(2005), Nakamura·Steinsson(2011) 등

17) 개별상품 변이계수( $CV_{i,t}$ )의 평균적인 변화( $CV_t$ )로 측정하였다.

이는 생산·유통기업들이 고인플레이션 상황에서 가격 인상빈도를 높이는 동시에 소비자의 수요변화, 재고상황 등에 따라 일시적 가격조정을 통해 대응하고 있음을 시사한다.

<그림 8> 일시적 가격조정 빈도



자료: 한국소비자원, 저자 시산

<그림 9> 개별상품의 판매처별 가격분포<sup>1)</sup> 변화



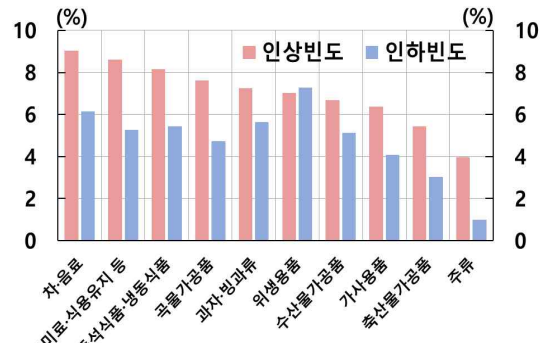
주: 1) 변이계수, 4개월 이동평균  
자료: 한국소비자원, 저자 시산

**특징 4: 비용압력이 큰 품목을 중심으로 인상빈도 증가**

품목별<sup>19)</sup>로는 가격조정 빈도가 다소 차이를 보였는데, 주류는 경직적으로 가격이 조정되는 반면, 음료·조미료 등은 좀 더 유연하게 가격이

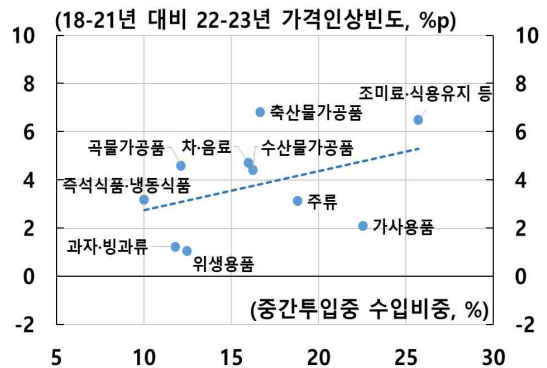
조정되는 모습을 보였다(<그림 10> 참조). 팬데믹 전·후로 비교해 보면, 수입원재료 비중이 높아 22년 이후 비용 인상 압력이 컸던 품목을 중심으로 가격 인상빈도가 더 증가하는 경향을 보였다(<그림 11> 참조).

<그림 10> 세부 품목별 인상·인하빈도<sup>1)</sup>



주: 1) 전기간 평균  
자료: 한국소비자원, 저자 시산

<그림 11> 수입원재료 비중<sup>1)</sup>과 가격인상빈도



주: 1) 품목별로 중간투입에서 수입이 차지하는 비중을 CPI 가중치로 평균  
자료: 한국소비자원, 산업연관표, 저자 시산

$$CV_i = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k CV_{i,t}, \quad CV_{i,t} = \frac{\delta_{i,t}}{\mu_i}, \quad (\delta_{i,t} \text{는 } i \text{제품의 표준편차, } \mu_i \text{는 제품 } i \text{의 평균 가격, } k \text{는 총 품목수})$$

18) 같은 시점에 판매되는 동일 제품이라도 가격은 지역이나 유통업체의 할인 정책 등에 따라 다를 수 있어 개별상품 수준에서도 유통업체별 가격분포가 형성되며 변화할 수 있다.

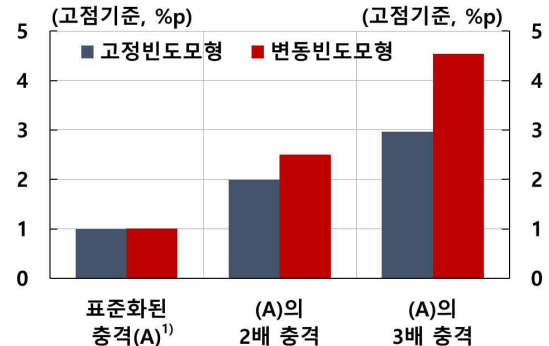
19) 한국소비자원 기준 품목분류별로 조정 빈도를 평균하였다.

## IV. 가격조정행태 변화의 거시경제적 영향

본 절에서는 기업 가격조정행태의 변화가 거시경제에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 앞서 살펴보았듯이 인플레이션 수준에 따라 기업의 가격조정 빈도가 변화하는 특징을 반영하여 비선형 동태적일반균형(Nonlinear DSGE) 모형을 구축하고 시뮬레이션을 통해 시사점을 도출하였다. 기본 뉴케인지안 DSGE 모형에서 파라미터인 가격조정 확률(Calvo parameter)을 인플레이션 수준에 따라 변화하는 함수 형태로 변형하였다<sup>20)</sup>.

시뮬레이션 결과, 먼저 기업의 가격조정 빈도를 반영한 모형(이하 '변동빈도모형')에서는 충격이 커질수록 물가상승률에 미치는 영향이 더 큰 폭(비선형적)으로 증가하였다<sup>21)</sup>. 예를 들어, 유가 상승과 같은 비용상승충격의 크기가 두 배로 커질 경우, 충격이 인플레이션에 미치는 영향은 두 배 이상으로 확대되는 것으로 나타난다(<그림 12> 참조). 이러한 모습은 기업들의 가격조정행태가 불변한다고 가정했을 경우(일반적인 고정계수모형, 이하 '고정빈도모형')에는 나타나지 않는다. <그림 13>은 이와 같은 결과가 도출되는 메커니즘을 보여주는데 충격 발생시 변동빈도모형에서는 인플레이션과 가격조정 빈도가 함께 높아지면서 충격의 영향이 더 확대될 수 있음을 의미한다.

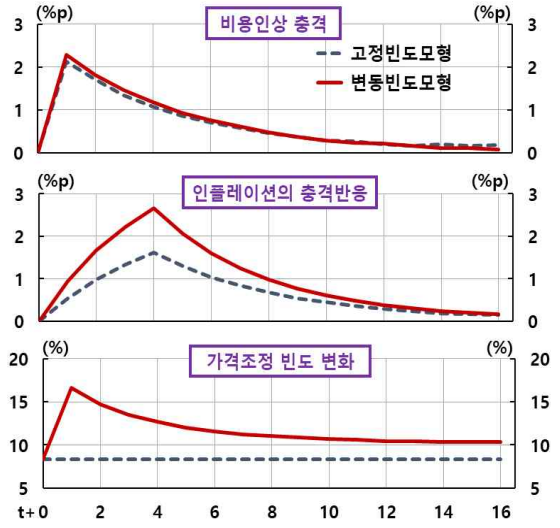
<그림 12> 비용충격 크기에 따른 물가상승률 반응



주: 1) 1%p의 인플레이션(고점 기준)을 유발하는 비용충격( $z_t = 0.8z_{t-1} + \epsilon_{z,t}$ )

자료: 저자 시산

<그림 13> 충격에 따른 인플레이션 및 조정빈도의 변화<sup>1)</sup>



주: 1) 동일한 수준의 충격에 대한 반응

자료: 저자 시산

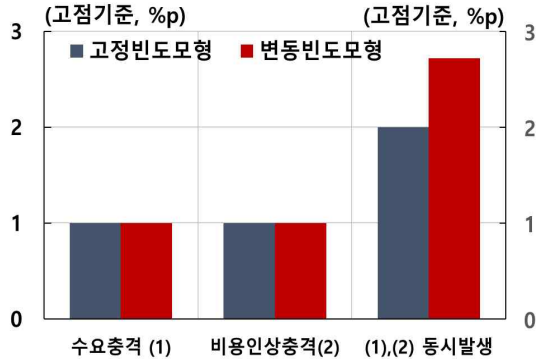
동일한 충격의 크기가 커지는 경우뿐만 아니라 고유가, 팬트업 소비 등 서로 다른 충격이 동시에 발생한 경우의 물가 영향도 충격이 개별적으로 발생했을 때보다 더 크게 나타났다(<그림 14> 참조).

20) 가격조정행태 변화에 따른 영향 분석에 초점을 두고 이외의 모형구조는 단순하게 구성되었기 때문에 모형 시뮬레이션 결과는 절대적 수치보다는 기업의 가격조정행태 변화로 나타날 수 있는 변수의 반응 방향과 반응의 정도로 해석할 필요가 있다. 모형의 구성, 모수 설정, 풀이 방식 등에 대한 자세한 내용에 대해서는 <참고 3>을 참조하기 바란다.

21) Cavallo et al.(2023)은 본고와 마찬가지로 미시 데이터를 통해 큰 충격이 발생할 경우 기업이 가격조정 빈도를 크게 높이는 것을 확인하고, 이로 인해 가격 전가가 빠르게 나타난다고 설명('Large shocks travel fast')하였다. 이 때문에 기존 고정빈도 모형이 2022년과 같은 공급충격을 분석하기에 적합하지 않다고 주장하였다.

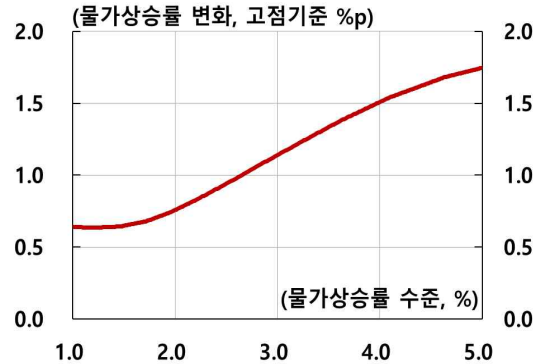


<그림 14> 수요·비용인상 충격 발생시<sup>1)</sup> 물가상승률 반응



주: 1) 1%p의 인플레이션을 유발하는 수요·비용충격이 개별적으로 발생할 경우와 동시 발생할 경우  
자료: 저자 시산

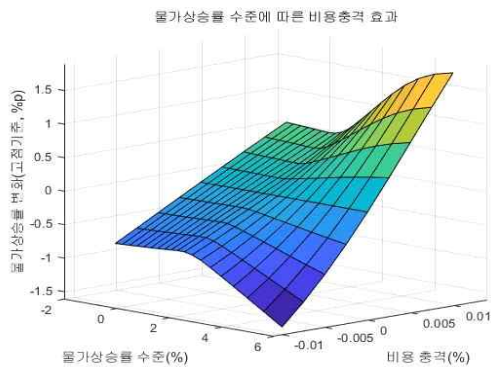
<그림 16> 물가상승률 수준에 따른 비용충격<sup>1)</sup>의 영향



주: 1) 비용이 1% 상승한 후 서서히 감소하는 충격  
자료: 저자 시산

다음으로 인플레이션 수준이 높아질수록 충격이 물가로 빠르게 전이되는 것으로 나타났다. 물가상승률이 4~5%대로 높은 시기에는 동일한 비용상승충격에도 인상빈도가 늘어나면서 인플레이션에 미치는 미치는 영향이 물가안정기(2%)에 비해 크게 확대되는 것으로 나타났다 (<그림 15>, <그림 16> 참조).

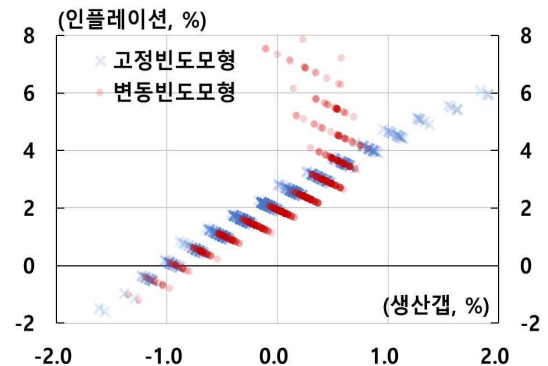
<그림 15> 물가상승률 수준에 따른 인플레이션 변동성<sup>1)</sup>



주: 1) AR(1) 타입의 비용충격( $z_t = 0.8z_{t-1} + \epsilon_{z,t}$ )에 따른 인플레이션 변동성  
자료: 저자 시산

마지막으로 변동빈도모형은 고정빈도모형과 달리 인플레이션과 생산갭 간 관계(Phillips Curve)의 비선형성을 설명할 수 있다. 변동빈도모형의 시뮬레이션(500기)에서는 필립스 곡선의 형태가 생산갭과 인플레이션의 일정 수준 이상에서 수직화되는 모습을 보였다. 이는 고인플레이션 상황에서 기업의 가격조정 빈도가 높아질 경우 그렇지 않을 경우에 비해 가격이 신속적으로 조정됨에 따라 거시경제적 충격이 생산 변화보다는 물가상승률을 크게 높이는 효과로 나타나기 때문이다(<그림 17> 참조).

<그림 17> 가격조정빈도 변화에 기반한 필립스곡선



주: 1) 500기 시뮬레이션 결과  
자료: 저자 시산

최근 국내외 실증분석 기반의 연구 문헌들은 비선형 필립스 곡선의 증거를 제시하고 있으며, 이를 기반으로 팬데믹 이후 주요국의 인플레이션 급등을 설명하고 있다. 필립스 곡선의 비선형성에 대한 이론적 기반을 제시하기 위한 연구 또한 활발한데, 본고의 결과는 물가수준에 따른 기업의 가격조정 빈도 변화가 필립스 곡선의 관찰된 비선형 패턴을 설명하는 한 가지 요인이 될 수 있음을 보여준다<sup>22)</sup>.

업의 가격조정 빈도가 줄어들고 있지만 여전히 팬데믹 이전 수준을 상당폭 상회하고 있으며, 기업 가격설정행태의 구조적 변화 가능성도 배제할 수 없는 만큼 앞으로 물가 상황을 판단시 가격조정행태가 과거 수준으로 정상화되는지 지속적으로 점검할 필요가 있다.

## V. 종합평가 및 시사점

2018년부터 2023년까지의 생필품가격 미시 데이터를 통해 기업의 가격조정행태를 분석해 본 결과, 팬데믹 이후 고인플레이션 기간 중 기업들은 가격인상폭의 조정보다는 인상빈도를 크게 높이면서 대응하였다.

이러한 가격조정행태 변화를 동태적 일반균형모형에 반영하여 분석해 본 결과, 우리 경제가 최근 경험한 것처럼 유가 급등과 같은 큰 충격이 발생하거나 팬데믹 과정에서 여러 복합적인 충격이 동시에 발생할 경우 인플레이션이 일반적인 상황에서와는 달리 빠르게 확대되는 것으로 나타났다.

최근과 같이 물가가 여전히 목표 수준을 상당폭 상회하는 상황에서 새로운 충격이 발생할 경우 인플레이션의 변동 폭이 물가안정기에 비해 더욱 커질 수 있음에 유의해야 한다. 또한 앞으로도 분절화, 지정학적 갈등, 기상이변 등의 크고 다양한 충격이 빈번해질 가능성이 높은 상황이라는 점을 감안하면 물가경계심을 상당기간 이어갈 필요가 있을 것이다.

마지막으로 최근 인플레이션 둔화와 함께 기

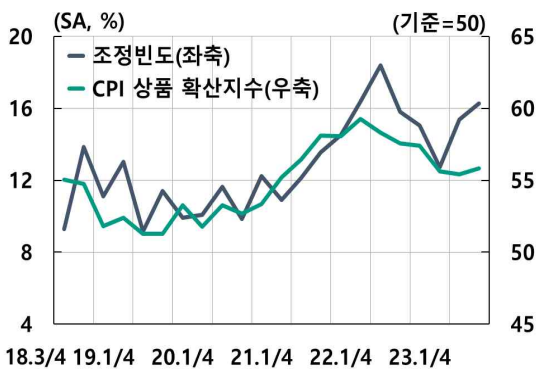
---

22) 기존 연구들은 경기 침체에도 디플레이션이 발생하지 않는 상황을 설명하기 위해 가격·임금의 하방경직성, 가격조정 비용의 비대칭성 등을 근거로 필립스 곡선이 경기가 둔화될수록 완만한 기울기를 가지면서 비선형 형태를 가질 수 있다고 분석하였다. 최근의 관련 연구들은 생산능력 제약(Boehm-Pandalai-Nayar, 2022), 노동시장 구조 변화(Benigno-Eggertsson, 2023) 등으로 필립스 곡선이 가팔라지는 요인을 제시하고 있다.

### <참고 1> 생필품가격과 소비자물가지수

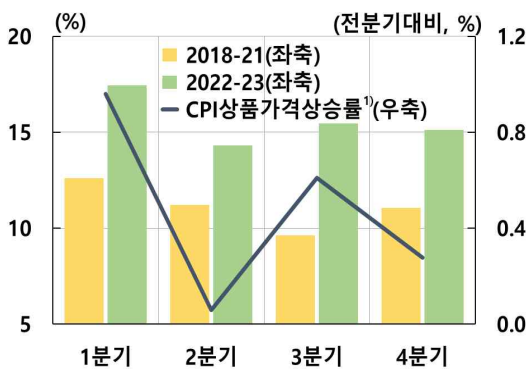
생필품가격 조정빈도는 소비자물가의 확산지수(상품 기준)와 상관성이 높게 나타난다 (<그림 a1> 참조). 이에 비추어 볼 때, 본고의 분석의 대상인 생필품 이외의 품목들에서도 팬데믹 기간 중 유사한 가격조정이 이루어졌을 것으로 보인다. 또한 생필품가격 데이터에서 팬데믹 전후 모두 1분기에 가격조정이 많이 나타나는 패턴을 확인할 수 있는데(<그림 a2> 참조), 이는 CPI상승률의 패턴과 유사하다.

<그림 a1> 가격조정빈도와 CPI 확산지수<sup>1)2)</sup>



주: 1) 12개월 이동평균 기준  
 2) 품목별로 전월대비 상승률이 +0.05% 상회시 1점, -0.05 ~ 0.05%인 경우 0.5점, -0.05% 하회시 0점을 각각 부여한 후 가중합산한 지수를 의미  
 자료: 한국소비자원, 통계청, 저자 시산

<그림 a2> 분기별 가격조정빈도



주: 1) 2011~23년 전분기대비 상승률의 중간값  
 자료: 한국소비자원, 통계청, 저자 시산

## <참고 2> 생필품가격 변동 요인 분해

생필품가격 상승률( $\pi_t$ )은 개별상품의 조정빈도와 조정폭의 평균으로 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\pi_t = \frac{1}{k} \sum_i^k (f_{i,t}^+ dp_{i,t}^+ + f_{i,t}^- dp_{i,t}^-)$$

$k$ ,  $\overline{dp_{i,t}^+}$ ,  $\overline{dp_{i,t}^-}$ ,  $\overline{f_{i,t}^+}$ ,  $\overline{f_{i,t}^-}$ 는 총 상품 수, 분석기간 중 인상률, 인하율, 인상빈도, 인하빈도의 평균을 의미한다.

요인별 기여도를 판단하기 위해 가격인상·인하 빈도와 폭이 분석 기간 중 각각의 평균 수준에 고정되어있다고 가정한 두 가지 시나리오(counterfactual)를 분석하였다.

$$\pi_t^{s1} = \frac{1}{k} \sum_i^k (f_{i,t}^+ \overline{dp_{i,t}^+} + f_{i,t}^- \overline{dp_{i,t}^-})$$

$$\pi_t^{s2} = \frac{1}{k} \sum_i^k (\overline{f_{i,t}^+} dp_{i,t}^+ + \overline{f_{i,t}^-} dp_{i,t}^-)$$

$\pi_t^{s1}$ 은 조정폭을 고정시켜 조정빈도의 기여도를 파악할 수 있는 지표이며,  $\pi_t^{s2}$ 은 조정빈도를 고정시켜 조정폭 변화의 기여도를 파악할 수 있는 지표이다. 분석 결과, 가격조정 빈도의 변동이 생필품가격 변화를 잘 설명하는 것으로 나타났다(<그림 7> 참조).

### <참고 3> 비선형 뉴케인지안 DSGE 모형

뉴케인지안 DSGE 모형은 중앙은행 및 주요 연구기관 등에서 경제 정책 분석, 예측 및 연구에 널리 사용되고 있다. 이 모형은 다수의 복잡한 비선형 방정식으로 구성되어 있어 직접 해를 구하는 것이 어렵기 때문에 주로 선형화를 하여 단순한 형태로 근사하는 과정을 거친다. 선형 근사화한 모델은 해석하기 쉽고 계산속도가 빨라 다양한 시뮬레이션을 하기에 효율적이다. 하지만 이 과정에서 일부 정보가 손실되어, 모델의 비선형적 특성이 중요한 역할을 하는 경우 결과가 실제 경제 현상을 완벽하게 반영하지 못할 수 있는 한계가 있다. 이에 따라 금융위기, 팬데믹과 같은 큰 충격상황을 설명하거나 예측하기 어려웠다는 비판이 있다<sup>23)</sup>.

본고는 고인플레이션에 따른 기업의 가격조정 빈도 변화를 모형화 하고, 충격의 크기나, 인플레이션 수준에 따른 영향을 시뮬레이션해 보기 위해 비선형 뉴케인지안 모형을 구축하였다. 모형의 도출과정을 전부 서술하기에는 지면의 한계가 있어 아래에 최종 모형의 구조만을 서술하고, 일반적으로 사용되는 모형<sup>24)</sup>과 차별화되는 가격조정 빈도 함수 부분만 추가로 설명하였다.

모형은 소비, 생산량, 잠재생산량, 금리, 물가상승률, 노동투입, 실질임금, 한계비용, 생산성, 가격분산, 가격 조정빈도 (각각  $C_t, Y_t, Y_t^f, R_t, N_t, w_t, mc_t, A_t, v_t^\phi, \theta_t$ ) 등의 함수와 생산성 ( $A_t$ ), 수요( $q_t$ ), 비용( $z_t$ ), 통화정책( $m_t$ ) 충격으로 구성되어 있다.  $\beta, \sigma, \eta, \phi_\pi, \phi_y, \epsilon, \bar{\theta}, \bar{\xi}_1, \bar{\xi}_2$  는 모수로 <표 a1>에서 설명한다.

1. 가계의 소비, 노동 최적화:

$$C_t^{-\sigma} = \beta R_t E_t \left[ \frac{C_{t+1}^{-\sigma}}{\Pi_{t+1}} \right] \exp(q_t) \quad \dots \quad (A.1)$$

$$N_t^\eta = w_t c_t^{-\sigma} \quad \dots \quad (A.2)$$

2. 한계비용:

$$mc_t = \frac{w_t}{\exp(A_t)} \exp(z_t) \quad \dots \quad (A.3)$$

3. 생산함수:

$$Y_t = \frac{\exp(A_t) N_t}{v_t^\phi} \quad \dots \quad (A.4)$$

4. 자원 제약:

$$Y_t = C_t \quad \dots \quad (A.5)$$

23) 이에 따라 Bianchi (2011), Brunnermeier and Sannikov (2014), Guerrieri et al. (2022) 등은 금융위기 및 팬데믹 충격을 비선형 모형을 사용하여 분석하였다.

24) 상세한 모형의 도출과정은 Gali(2015)를 참고하기 바란다..



5. 잠재생산량:

$$Y_t^f = \left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right)^{\frac{1}{\sigma+\eta}} \exp(A_t)^{\frac{1+\eta}{\sigma+\eta}} \quad \dots \quad (\text{A.6})$$

6. 통화정책 :

$$R_t = \bar{R} \left(\frac{\Pi_t}{\bar{\Pi}}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^f}\right)^{\phi_y} \exp(m_t) \quad \dots \quad (\text{A.7})$$

7. 기업의 생산, 가격설정 최적화 :

$$G_{1,t} = C_t^{-\sigma} m_t Y_t + \beta \theta_t E_t [G_{1,t+1} \Pi_{t+1}^\epsilon] \quad \dots \quad (\text{A.8})$$

$$G_{2,t} = C_t^{-\sigma} Y_t + \beta \theta_t E_t [G_{2,t+1} \Pi_{t+1}^{\epsilon-1}] \quad \dots \quad (\text{A.9})$$

$$\Pi^* = \frac{G_{1,t}}{G_{2,t}} \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \quad \dots \quad (\text{A.10})$$

$$v_t^\theta = (1-\theta_t) (\Pi_t^*)^{-\epsilon} + \theta_t (\Pi_t)^\epsilon v_{t-1}^\theta \quad \dots \quad (\text{A.11})$$

$$1 = (1-\theta_t) (\Pi_t^*)^{-\epsilon} + \theta_t (\Pi_t)^{\epsilon-1} \quad \dots \quad (\text{A.12})$$

8. 기업의 가격조정:

$$\theta_t = f(\Pi_t) = \min[\bar{\theta}, \xi_1 + \xi_2 \Pi_t] \quad \dots \quad (\text{A.13})$$

일반적인 뉴케인지안 모형에서는 기업들이 가격조정이 3분기 혹은 1년에 한번씩 이루어지고, 이러한 행태는 거시경제 상황과 관계없이 불변한다고 가정한다. 구체적으로 기업이 특정 분기에 가격을 유지할 확률을 불변하는 모수인  $\theta$ 로 가정하고 0.66~0.75 사이의 값을 부여한다. 본고에서는 데이터에서 나타난 기업조정의 행태를 반영하여 기업이 가격을 유지할 확률을 인플레이션의 함수 형태로 나타내었다.  $\bar{\theta}$ 는 0.75로 설정하여 목표 수준의 물가에서 기업들은 최소 1년에 한 번 가격조정을 실시하지만, 인플레이션이 상승할수록 조정주기가 빨라지게 된다. 인플레이션이 목표보다 3%p 상회하는 수준일 경우(5%) 조정주기가 데이터에서 관측한 것처럼 6~7개월 정도로 단축되도록  $\xi_1, \xi_2$ 를 설정하였다.

9. 생산성( $A_t$ ), 수요( $q_t$ ), 비용( $z_t$ ), 통화정책( $m_t$ ) 충격 프로세스는 AR(1) 과정을 따르며  $\rho_j, \epsilon_t^j \sim N(0, \sigma_t^j), (j \in \{A, q, z, m\})$  는 각각 충격의 지속성과 분포를 나타낸다.

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \epsilon_t^A \quad \dots \quad (\text{A.14})$$

$$q_t = \rho_q q_{t-1} + \epsilon_t^q \quad \dots \quad (\text{A.15})$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \epsilon_t^z \quad \dots \quad (\text{A.16})$$

$$m_t = \rho_m m_{t-1} + \epsilon_t^m \quad \dots \quad (\text{A.17})$$

가격조정빈도 함수를 제외한 모수의 값들은 주요 기존 문헌에서 일반적으로 사용되는 값들을 참고 하였다.

<표 a1>

모수	설명	값
$\beta$	시간할인율	0.995
$\sigma$	상대적 위험기피도	0.5
$\eta$	노동공급에 대한 Frisch 탄력성의 역수	0.5
$\epsilon$	중간재 대체탄력성	7
$\phi_\pi$	통화정책 함수의 물가갭 가중치	1.5
$\phi_y$	통화정책 함수의 생산갭 가중치	0.2
$\theta$	가격유지 확률 상한	0.75
$\xi_1$	가격조정빈도 함수의 상수항	27.25
$\xi_2$	가격조정빈도 함수의 기울기	-26.5
$\rho_A, \rho_q, \rho_z, \rho_m$	충격의 AR(1) 지속성 계수	0.8

비선형모형은 주로 수치적으로 해를 근사(numerical solution)하는 방법을 사용한다. 이에 따르는 가장 큰 어려움은 다수의 미래의 내생적인 상태 변수와 미지수를 포함하는 여러 비선형방정식을 계산하는 과정이 매우 복잡하고 시간이 많이 소요된다는 점이다. 여기서는 Cao, Luo, and Nie (2023)가 소개한 Simultaneous transition and policy function iterations 방법을 사용하여 비선형모형을 풀고 시물레이션 하였다. 모형의 수치적 풀이를 위해 충격들의 AR(1) 프로세스를 Tauchen(1986)의 방법론을 통해 이산화(discretization)하였다.

분석에 사용한 충격반응함수는 다음과 같은 방법으로 계산하였다. ①. t=1 시점에 특정 충격이 발생했을 경우의 관심변수의 평균적인 반응을 계산한다. ②. t=1시점에 해당 충격이 발생하지 않았을 경우 평균적인 반응을 계산한다. ③. 단계① 에서 ②를 차감하여 조건부 충격반응함수(conditional IRF)를 도출한다. ④. 조건부 IRF를 장기안정 분포(ergodic distribution)에 대해 평균을 내어 무조건부 충격반응함수(unconditional IRF)를 도출 하고 이를 모형의 충격반응함수로 사용하였다.

<그림 15> <그림 16>은 인플레이션 수준에 따른 충격의 영향을 분석하였다. 모형에서 경제가 수요 및 공급 충격 등으로 인해 인플레이션이 상승한 상황에서 추가적으로 발생한 비용 충격의 영향을 계산하였다.

## 참고문헌

- 박형근, 김병국 (2008), “개별가격지수를 이용한 가격경직성 분석”, 한국은행, 조사통계월보 2008년 3월호, 51-80.
- 이지원, 강재훈 (2020), “저인플레이션 하에서 기업의 가격조정행태 분석”, 한국은행, 조사통계월보 2020년 5월호, 16-34.
- 최영준, 권오익 (2018), “기업 가격설정행태의 이질성과 통화정책에 대한 시사점”, 한국은행, 조사통계월보 2018년 5월호, 16-45.
- 황성윤, 정태훈 (2021), “스캐너 데이터를 이용한 가격경직성 측정”, 경제발전연구, 27(2), 101-125.
- Barbara Rudolf, Pascal Seiler (2022), “Price setting before and during the pandemic: evidence from Swiss consumer prices”, SNB Working Papers, 2022-12.
- Benigno, P., & Eggertsson, G. B. (2023), “It’s baaack: The surge in inflation in the 2020s and the return of the non-linear phillips curve”, National Bureau of Economic Research, No. w31197.
- Bianchi, J. (2011), “Overborrowing and systemic externalities in the business cycle”, American Economic Review, 101(7), 3400-3426.
- Brandt, L., Burr, N., Gado, K. (2024), “Patterns in UK Price Data at the Micro Level”, Bank of England: Bank Underground, 17th of Jan, 2024.
- Brunnermeier, M. K., & Sannikov, Y. (2014), “A macroeconomic model with a financial sector”, American Economic Review, 104(2), 379-421.
- Bunn, P., Anayi, L. S., Bloom, N., Mizen, P., Thwaites, G., & Yotzov, I. (2022). “Firming up price inflation”, National Bureau of Economic Research, No. w30505.
- Boehm, C. E., & Pandalai-Nayar, N. (2022). Convex supply curves. American Economic Review, 112(12), 3941-3969.
- Cao, D., Luo, W., & Nie, G. (2023), “Global DSGE models”, Review of Economic Dynamics.
- Cavallo, A., Lippi, F., & Miyahara, K. (2023), “Large shocks travel fast”, National Bureau of Economic Research, No. w31659.
- Davies, R. (2021), “Prices and Inflation in the UK-: A New Dataset. Centre for Economic Performance”, London School of Economics and Political Science.
- Davig, T. (2016), “Phillips curve instability and optimal monetary policy”, Journal of Money, Credit and Banking, 48(1), 233-246.

- Dhyne, Emmanuel, Luis J. Alvarez, Herve Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffmann, Nicole Jonker, Patrick Lunnemann, Fabio Rumler, and Jouko Vilmunen (2006), "Price changes in the euro area and the United States: Some facts from individual consumer price data", *Journal of Economic Perspectives*, 20(2), 171-192.
- Eggertsson, G. B., & Kohn, D. (2023), "The Inflation Surge of the 2020s: the role of monetary policy. Presentation at Hutchins Center", *Brookings Institution*, 23.
- Fabiani, S., Druant, M., Hernando, I., Kwapil, C., Landau, B., Loupias, C., ... & Stokman, A. (2006), "What firms' surveys tell us about price-setting behavior in the Euro area".
- Gagnon, E. (2009), "Price setting during low and high inflation: Evidence from Mexico", *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1221-1263.
- Galí, J. (2015), "Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications", *Princeton University Press*.
- Gasteiger, E., & Grimaud, A. (2023), "Price setting frequency and the Phillips curve", *European Economic Review*, 158, 104535.
- Gautier, Erwan and Conflitti, Cristina and Faber, Riemer P. and Fabo, Brian and Fadejeva, Ludmila and Jouvanceau, Valentin and Menz, Jan-Oliver and Messner, Teresa and Petroulas, Pavlos and Roldan-Blanco, Pau and Rumler, Fabio and Santoro, Sergio and Wieland, Elisabeth and Zimmer, Helene (2022), "New Facts on Consumer Price Rigidity in the Euro Area", *ECB Working Paper Series*, No. 2669.
- Goette, L., Minsch, R., & Tyran, J. R. (2005), "Micro evidence on the adjustment of sticky-price goods: It's how often, not how much", No 05-20, *Discussion Papers*, University of Copenhagen. Department of Economics.
- Greenslade, J., & Parker, M. (2010), "New insights into price-setting behaviour in the United Kingdom", *Bank of England, Quarterly Bulletin*, 50(3), 207.
- Guerrieri, V., Lorenzoni, G., Straub, L., & Werning, I. (2022), "Macroeconomic implications of COVID-19: Can negative supply shocks cause demand shortages?", *American Economic Review*, 112(5), 1437-1474.
- Karadi, P., Amann, J., Bachiller, J. S., Seiler, P., & Wursten, J. (2023), "Price setting on the two sides of the Atlantic-Evidence from supermarket scanner data", *Journal of Monetary Economics*.
- Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2010), "Microeconomic evidence on price-setting. In *Handbook of monetary economics*", Elsevier, Vol. 3, 231-284.

- Kuttner, K., & Robinson, T. (2010), "Understanding the flattening Phillips curve", *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(2), 110-125.
- Montag, Hugh, and Daniel Villar (2023), "Price-Setting During the Covid Era," FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, August 29, 2023, <https://doi.org/10.17016/2380-7172.3298>.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008), "Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models", *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1415-1464.
- \_\_\_\_\_ (2011), "Price setting in forward-looking customer markets", *Journal of Monetary Economics*, 58(3), 220-233.
- \_\_\_\_\_ (2013), "Price rigidity: Microeconomic evidence and macroeconomic implications", *Annu. Rev. Econ.*, 5(1), 133-163.
- Rotemberg, J. J. (2005), "Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy", *Journal of monetary economics*, 52(4), 829-852.
- Seiler, P., & Rudolf, B. (2022), "Price Setting Before and During the Pandemic: Evidence from Swiss Consumer Prices", *KOF Working Papers*, 506.
- Tauchen, G. (1986), "Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions", *Economics letters*, 20(2), 177-181.
- Wulfsberg, F. (2016), "Inflation and price adjustments: micro evidence from Norwegian consumer prices 1975 - 2004.", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(3), 175-194.

Copyright © BANK OF KOREA. All Rights Reserved

- 본 자료의 내용을 인용하실 때에는 반드시 "BOK 이슈노트 No. 2024-7에서 인용"하였다고 표시하여 주시기 바랍니다.
- 자료 내용에 대하여 질문 또는 의견이 있는 분은 커뮤니케이션국 커뮤니케이션기획팀(02-759-4759)으로 연락하여 주시기 바랍니다.
- 본 자료는 한국은행 홈페이지(<http://www.bok.or.kr>)에서 무료로 다운로드 받으실 수 있습니다.