2019년도 연구용역보고서

통화정책이 부문별 인플레이션에 미치는 영향 분석

- 2019. 12. -

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서, 보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며, 국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

연구책임자

국민대학교 남재현

통화정책이 부문별 인플레이션에 미치는 영향 분석

2019년 12월

연구책임자 남재현 (국민대학교 경제학과)
공동연구원 김현학 (국민대학교 경제학과)

이 연구는 국회예산정책처의 연구 용역사업으로
수행된 것으로서, 본 연구에서 제시된 의견이나 대안 등은
국회예산정책서의 공식의견이 아니라 본 연구진의 개인
의견임

국회예산정책처
National Assembly Budget Office

요 약

1. 분석배경

□ 개별 물가지수의 움직임은 다양한 충격으로 인해 변동성이 총가격 지수보다 훨씬 큼

○ 특히 개별 물가지수는 통화정책뿐만 아니라 개별 시장 정책에 따라 변화할 수 있으므로 변동성이 더 큰 문제가 있음

— 그런데도 가격이라는 특성으로 통화정책에 의해 미치는 영향을 무시할 수 없으며, 이런 개별 물가지수의 반응은 향후 통화정책의 미시적 영향을 분석하는 데 매우 중요한 역할을 함

□ 단기에 있어 통화정책의 효과는 가격변수의 경직성 정도에 크게 영향을 받음

○ 기존 연구들은 통화정책에 대해 물가는 상당히 경직적으로 반응하며 이에 따라 소득, 고용 등 실물경제가 단기적으로 영향을 받는다는 점에 대체로 합의된 상태

— 일반적으로 민간부문에서는 기업의 상품판매나 고객의 요구 파악 및 전략 수립 등을 위해 빅데이터를 활용한 사례가 많은 상황

○ 현재까지 연구는 집계가격과 개별 가격의 반응패턴에 큰 차이가 없음을 암묵적으로 가정하면서 주로 통화정책의 전체 가격(aggregate price)과 총수요에 대한 효과에만 주목하고 개별 가격(disaggregated price) 및 부문별 생산에 대한 효과에 관한 연구가 별로 없음

— 이는 또한 개별기업의 가격 결정 행태 등 미시자료의 부족과 수많은 개별 가격을 모형 내에 수용할 만한 방법론이 부재하였기 때문이기도 함

□ 최근의 연구들은 집계가격의 분석만으로는 통화정책의 미시적 효과를 제대로 파악하는 데 한계가 있음을 시사

○ 개별 가격이 집계가격과 다른 변동패턴을 보인다는 최근의 연구들은 집계가격의 분석만으로는 통화정책의 미시적 효과를 제대로 파악하는 데 한계가 있음을 시사

— 최근 연구에서는 집계가격의 경직성을 강조했던 전통적 견해와 달리 개별가격변동의 신축성 및 이질성을 강조 (Bils and Klenow(2004), Klenow and Kryvtsov(2008), Gosolov and Lucas (2007) 등)

— 특정 부문의 개별 가격이 신축적이라면 통화정책이 신속하게 물가에 영향을 줌으로써 동 부문의 실물변수에 대한 통화정책 효과를 추정

○ 최근에는 미시적 한계를 극복하기 위한 대안으로 벡터 자기 회귀모형 (Factor-Augmented Vector Autoregression)을 이용하여 통화정책의 개별 인플레이션에 미치는 효과를 추정하고자 하는 연구가 있음 (Bernake et al. (2005)과 Boivin et al. (2009) 등)

2. 본문 요약

□ 최근의 연구 방향에 따라 개별 부문의 가격지수의 반응을 다수의 거시변수로부터 설명하기 위한 모형을 구축함

○ 다수의 개별 가격지수를 이용한다는 점에서 자유도의 제약 및 정보변수 선택의 자의성을 줄이고자 요인 추가 벡터 자기 회귀(FAVAR)모형을 도입 (Baumeister et al. , 2013)

○ 관측되지 않는 회귀계수에 동학을 추정하기 위해 회귀모형 내에 시변성을 고려하여 모형의 유연성을 더함

□ FAVAR모형을 이용한 통화정책 충격에 따른 우리나라 인플레이션의 영향은 기존에 작은 규모의 VAR를 활용한 모형과 달리 가격 퍼즐 현상을 보이지 않아 거시 이론들이 예측에 부합하는 결과를 보여줌

□ 부문별 인플레이션에 적용한 결과, 2010년 이후로는 시기별 통화정책의 효과는 거의 비슷한 것으로 나타남

○ 거시경제 자료가 조금 더 확보되거나, 제한된 입수 가능한 거시경제 자료만 사용한다면 분석 시기를 조금 더 확장해볼 수 있으나, 그렇게 되면 다시 부족한 자료로 인한 가격 퍼즐의 함정에 빠질 수 있음

□ 개별 가격들의 충격 반응은 가격 수준에서는 거의 모든 부문에서 금리 인상 충격에 부의 반응을 보였다.

○ 다만 그 정도가 시차가 지날수록 서로 다른 모습을 보여 횡단면적으로는 차이가 상당히 있는 것으로 나타났지만, 각 부문의 시기별 충격 반응은 2010년과 2018년의 차이가 크게 드러나지 않음

○ 금리 상승에 따른 소비량의 충격 반응은 필수적이지만 다양한 선택지가 있는 식품 및 비주류 음료, 주류 및 담배, 의류 및 신발, 오락 및 문화에서는 확실히 음의 충격을 주지만, 통신, 의료, 교육과 같은 부문에서는 충격에서 금세 회복하여 오히려 지출이 늘어나는 모습을 보임

○ 소비의 행태별 분류에서는 내구재, 준내구재, 비내구재, 서비스재 모두 가격 반응에서는 음의 반응을 보이나, 소비량에서는 비내구재와 서비스재가 모든 양의 반응을 보임

□ 본 연구는 다양한 거시경제 정보들을 반영하기 위해 샘플 기간을 2000년부터 설정하고 있지만, 조금 더 장기적인 통화정책의 영향력을 가격 퍼즐을 피하면서 연구하기 위해서는 추후 데이터가 더 축적된 후 이루어져야 할 것으로 보임

○ 그러므로 본 연구 방법론은 지속해서 업데이트되어 통화정책의 방향성을 수시로 확인할 수 있는 지렛대로 삼을 필요가 있다.

차 례

Ⅰ. 서론 ····· 1
1. 연구 배경 ····· 1
2. 기존 연구 ····· 7
3. 연구 내용 ····· 8

Ⅱ. 모형 ····· 10
1. 기본 이론 모형 ····· 10
2. 모형의 확장 ····· 13
3. 통화 공급 충격의 식별(identification) ····· 15

Ⅲ. 실증 분석 결과 및 시사점 ····· 18
1. 자료 ····· 18
2. 실증 분석 ····· 21
가. 집합 변수만의 결과 ····· 21
나. 최종소비지출 부문별 가격지수의 결과 ····· 24
다. 소비자 물가지수의 충격 반응함수 ····· 37
3. 소비자 물가지수(계층 4) 충격 반응함수 ····· 42
4. 요약 및 추후 연구 과제 ····· 57

Ⅳ. 결론 ····· 59

참고문헌 ····· 62

부록 ····· 65
1. Matlab 코드 (메인 프로그램) ····· 65
2. Matlab 코드 (그림 그리기 용) ····· 71
3. 변수 리스트 ····· 80

그림 차례

<그림 1> ····· 3
<그림 2> ····· 4
<그림 3> ····· 5
<그림 4> ····· 6
<그림 5> ····· 21
<그림 6> ····· 22
<그림 7> ····· 25
<그림 8> ····· 27
<그림 9> ····· 28
<그림 10> ····· 30
<그림 11> ····· 32
<그림 12> ····· 35
<그림 13> ····· 39
<그림 14> ····· 45

표 차례

<표 1> ····· 19
<표 2> ····· 20
<표 3> ····· 42

Ⅰ. 서론

1. 연구 배경

중앙은행이 통화정책을 결정하는 데 있어 총수요/총공급에 관한 정보뿐만 아니라 경제 부문별 정보를 수집하기 위해 BSI등을 조사하는 등 기업들의 가격 결정 행태를 염두에 두고 있다는 것은 이미 잘 알려진 사실이다. (Blinder, 1991). 마찬가지의 의미로 통화 당국은 정책이 시행되었을 때, 전체 충격뿐 아니라 개별 시장 혹은 개별 가격이 어떠한 영향을 받는지에 매우 관심이 많을 수밖에 없다. 최근 들어 Altissimo et al. (2009), Bils and Klenow (2004) 그리고 Clark (2006)의 연구에서 보듯이 인플레이션 동학이 전체 수준과 개별 수준에서 상당히 다르게 작동하고 있다는 것을 알 수 있다. 다른 한편으로 Boivin et al. (2009)는 총지수와 개별지수 간의 차이가 상당히 벌어져 개별 물가는 통화정책의 변화보다는 부문별 충격에 더 많은 영향을 받을 수 있다는 것을 보였다. 다만 통화정책의 변화는 부문별 충격이 중화될 때까지의 시간에는 영향을 받는 것으로 나타냈다.

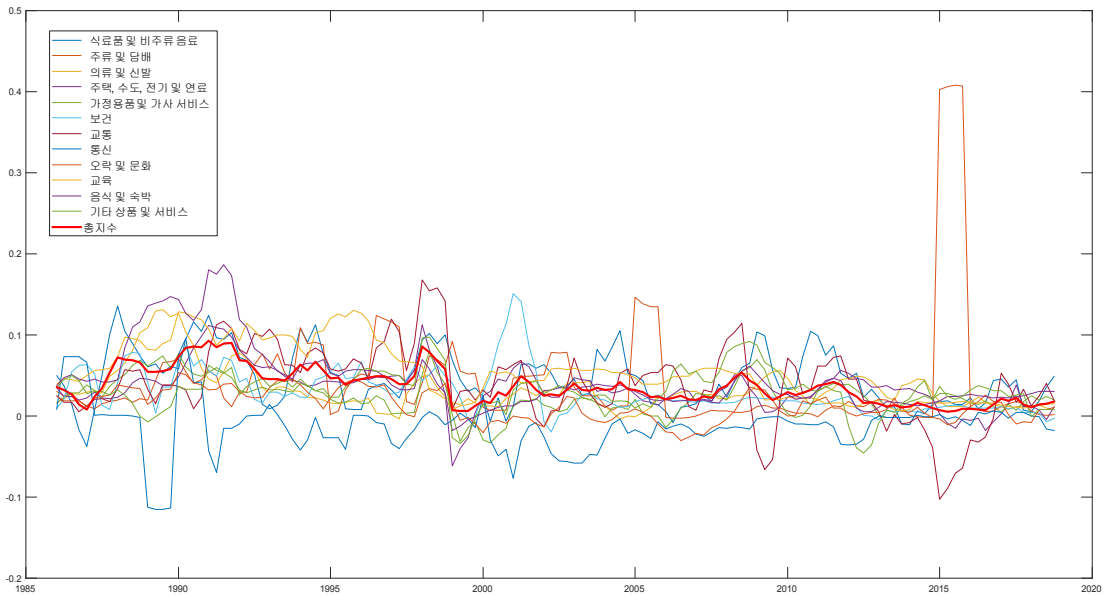
인플레이션에 관한 중요한 사실 중의 하나는 전 세계적으로 보면 1980년대 중반 이후 (즉, Volker가 이끄는 연준의 통화정책이 효과를 발휘한 이후로), 인플레이션과 총생산량의 변동성이 그 이전 기간보다 상당히 감소하고 있다. 우리나라의 경우에는 그 시기가 IMF 위기 이후라고 볼 수 있다. 이에 따라 인플레이션은 수준 측면에서나 지속성의 측면에서 사상 최저라고 볼 수 있는 시기이다. 이런 상황에 비해 물가지수를 이루는 개별 종목의 물가 행태에 대해서는 알려진 바가 많지 않다. 지난 몇십 년 동안 신뢰성 있는 통화정책의 정착 혹은 글로벌화로 인한 경쟁의 격화, 핀테크를 비롯한 금융 시장의 발전과 같은 굵직

한 거시경제 환경 변화는 기업들의 가격 결정 메커니즘을 바꾸어 놓았고, 그 결과 중앙은행의 통화정책이 미치는 영향 또한 세부적으로는 바뀌었을 수 있다. 본 연구는 이에 통화정책이 수행되었을 때 전체 가격지수가 아닌 개별 가격지수의 움직임을 알아보고자 한다. 대부분의 기존 연구들은 통화정책이 전체 가격지수에 미치는 영향만을 보고 있고 큰 틀에서는 통화정책의 메커니즘이 크게 변하지 않고 있다. 하지만, 앞서 언급한 다양한 환경 변화들이 개별기업들의 가격 결정 메커니즘을 통화정책으로 인해 변화시킬 수 있다. 본 연구에서는 이런 결정 행태의 변화를 알아보고자 한다.

통화정책이 개별 가격지수에 미치는 영향을 알아보기 위해서는 수많은 개별 가격지수에 미칠 수 있는 수많은 거시경제 정보들을 반영해야 하므로 이를 효과적으로 추적할 수 있는 요인첨가-VAR(일명 FAVAR, Factor-augmented VAR)모형을 분석에 사용하고자 한다. FAVAR모형은 Bernanke et al. (2005)에 처음으로 소개된 모형으로 많은 정보 아래에서 효과적으로 거시경제 변수 간의 관계를 보여준다는 장점이 있다. 개별 물가지수는 전체 물가지수에 비해 잡음들이 많이 존재하며 이에 따라 급격한 구조 변화 등을 겪기 쉽다. 이런 시간 흐름의 구조 변화 등을 확률적으로 알맞게 추정하기 위해, Baumeister et al. (2013)에 따라 FAVAR모형에 시변성을 도입하고자 한다. 인플레이션에 관련한 기존 연구들은 시변성을 포함하더라도 작은 규모의 VAR을 통해 통화정책이 가격에 미치는 메커니즘을 밝히고자 하였다. 이런 VAR은 보통 단기 이자율, GDP와 같은 실물 활동을 나타내는 변수, 그리고 인플레이션으로 이루어져 있다. 이런 연구 방법은 너무 적은 정보 집합으로 인해 여러 문제를 내포하고 있다. 변수들이 누락되었다고 한다면 이는 reduced-form VAR의 추정에 상당한 편의(bias)를 가져오게 된다. 이렇게 누락된 변수들은 구조 충격을 정확하게 인지

(identification)를 할 수 없게 만들어 버린다. 이런 문제점 아래에서 나온 결과는 충격 반응함수 분석에서 기존의 이론과는 동떨어진 결론을 내릴 가능성이 크다. 이에 Benrnake et al. (2015)는 이런 문제점을 지적하며 연구에서 사용되는 변수와 실제 중앙은행이 주목하는 변수에 괴리가 있고 이는 추후 통화정책의 신뢰성까지 흔들릴 수 있게 만든다고 지적하였다.

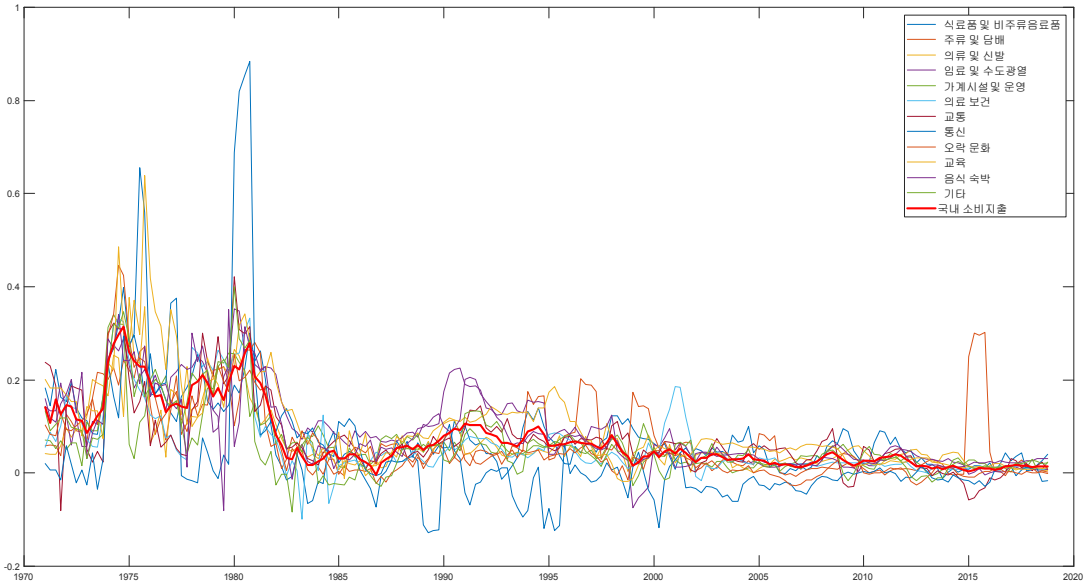
<그림 1> 총지수와 개별 소비자 물가지수 상승률(1986~2018)



출처: 한국은행 경제통계시스템(ecos)

<그림 1>은 소비자물가 상승률을 나타내는데, 2015년의 담배 가격 정책 변화로 주류와 담배 부문에서 이 상치에 가까운 가격 지수변화를 보였는데 반해, 전체 가격지수는 크게 영향을 받지 않은 모습이다. 이렇듯 전체와 개별 가격지수는 서로 다른 모습을 얼마든지 보여줄 수 있다. 더욱 정확한 분석을 위해서는 2015년 같은 극단적인 이상치를 확률보행 과정을 통해서 모형화할 수 있다.

<그림 2> 소비지출 기준 전체 물가와 개별 물가지수 상승률
(1971~2018)



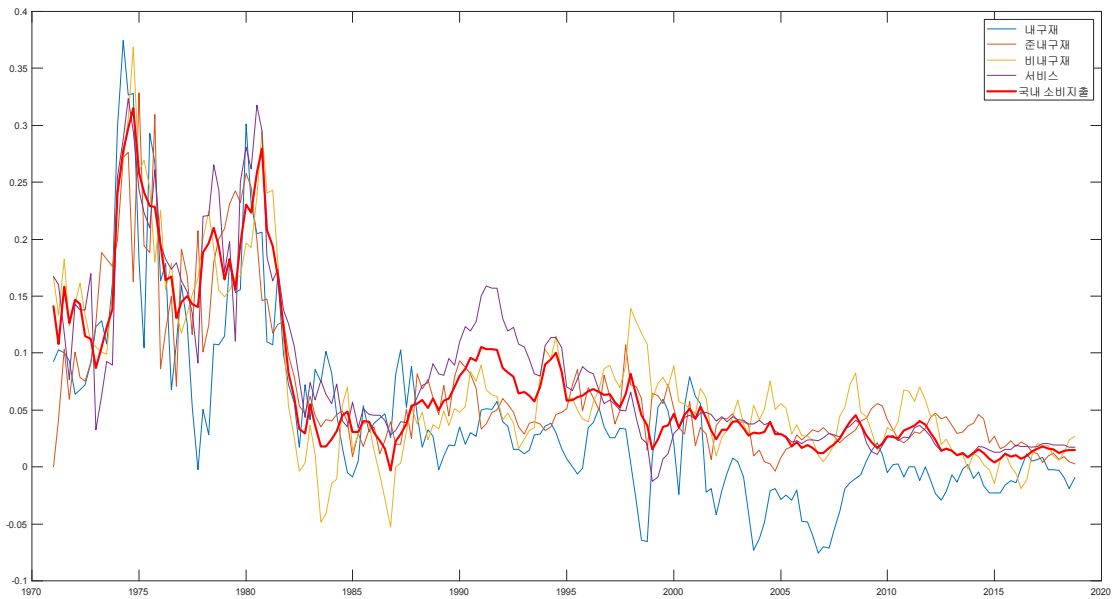
출처: 한국은행 경제통계시스템(ecos)

<그림 2>는 소비자물가상승률과의 비교를 위해 국민 계정상의 목적별 최종소비지출의 디플레이터를 바탕으로 시산한 물가상승률이다. 최종소비지출 물가상승률은 미국 Fed 등 여러 중앙은행에서 소비자물가 상승률의 대안으로 사용하고 있어 그 대표성이 있으며, 특히 물가 변화에 의한 소비지출의 변화까지 찾아낼 수 있다는 장점이 있다. <그림 3>은 최종소비지출은 형태별로 분류하였을 때 디플레이터를 이용하여 시산한 물가지수 상승률이다. 목적별 지출보다 적은 항목으로 이루어져 있으므로 더욱 안정적인 시계열을 보인다. 전체적으로 보면 내구재들의 물가 상승률이 전체 물가상승률보다 낮지만, 내구재는 조금 더 높은 수준을 보인다. 서비스 지출이 50%가 넘는 점을 감안하면 전체적인 물가상승률은 서비스 산업과 비슷한 모습을 보인다.

<그림 4>는 최종소비지출의 성장률과 부문별 소비지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비중을 나타내고 있다. 물가상승률에 비해 최종 소비지출은 조금 더

안정적인 모습을 보인다. 1997년 IMF 위기나 2008~09년 글로벌 금융 위기를 제외하면 큰 이상치 없이 변화한 모습을 볼 수 있다. 하지만 소비 목적 혹은 형태는 상당히 큰 폭의 변화를 겪고 있었음을 또한 알 수 있다. 목적별 지출에서 보면 70년대 식료품 및 비주류 음료품은 30%를 넘을 만큼 소비의 큰 부분을 차지하고 있다가 경제가 발전하면서 최소한의 의식주가 확보되면서 그 비중이 점점 줄어들었다. 그에 비해 임료 및 수도광열로 대표되는 에너지 소비가 늘어난 경향을 보였고, 거의 미미했던 통신비 지출은 이제는 소비의 중요한 요소가 되었음은 자명하다. 형태별 지출에서도 비내구재의 소비가 주류를 이루다가 점점 서비스 비중이 확대되었고 현재의 소비는 반 이상을 서비스재에 사용하고 있다. 통화 정책으로 인한 개별 품목들이 받는 영향은 기업들의 가격 결정 구조 뿐만 아니라 매출에도 영향을 받을 수 있기 때문에 본 연구에서는 물가상승률과 개별 품목들의 소비양까지 같이 고려하여 보도록 한다.

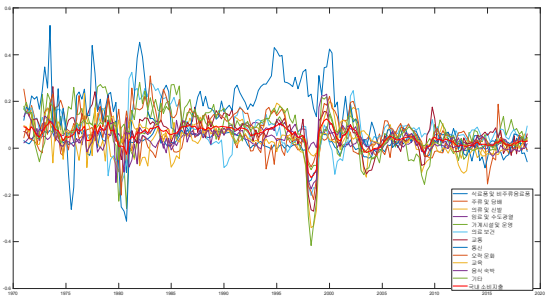
<그림 3> 소비지출 기준 전체 물가와 개별 물가지수 상승률
(1971~2018)



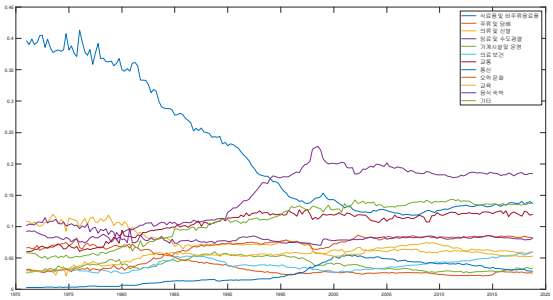
출처: 한국은행 경제통계시스템(ecos)

<그림 4> 최종소비지출과 전체소비지출에서 개별 소비지출의 비중

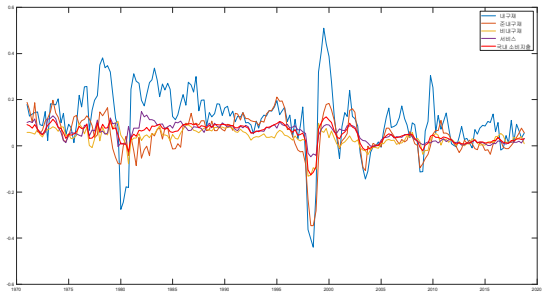
가. 목적별 소비지출 성장률



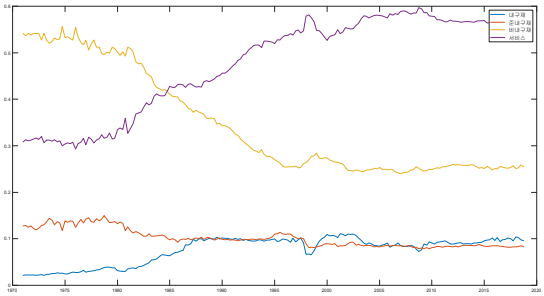
나. 목적별 소비지출/전체소비



다. 형태별 소비지출 성장률



라. 형태별 소비지출/전체소비



출처: 한국은행 경제통계시스템(ecos)

2. 기존 연구

단기에 있어 통화정책의 효과는 가격변수의 경직성 정도에 크게 영향을 받는다고 알려져 있다. 기존 연구들은 통화정책에 대해 물가는 상당히 경직적으로 반응하며 이에 따라 소득, 고용 등 실물경제가 단기적으로 영향을 받는다는 점에 대체로 합의하였다. 일반적으로 민간부문에서는 기업의 상품판매나 고객의 니즈 파악 및 전략 수립 등을 위해 빅데이터를 활용한 사례가 많아지면서 품목별 가격 결정 행태가 상당히 달라지고 있다.

현재까지 연구는 집계가격과 개별 가격의 반응패턴에 큰 차이가 없음을 암묵적으로 가정하면서 주로 통화정책의 전체 가격(aggregate price)과 총수요에 대한 효과에만 주목하고 개별 가격(disaggregated price) 및 부문별 생산에 대한 효과에 관한 연구가 별로 없었다. 이는 또한 개별기업의 가격 결정 행태 등 미시자료의 부족과 수많은 개별 가격을 모형 내에 수용할 만한 방법론이 부재하였기 때문이기도 하다. 최근의 연구들은 집계가격의 분석만으로는 통화정책의 미시적 효과를 제대로 파악하는 데 한계가 있음을 시사한다. 즉, 개별 가격이 집계가격과 다른 변동패턴을 보인다는 최근의 연구들은 집계가격의 분석만으로는 통화정책의 미시적 효과를 제대로 파악하는 데 한계가 있음을 시사하였다는 것이다. 최근 연구에서는 집계가격의 경직성을 강조했던 전통적 견해와 달리 개별가격변동의 신축성 및 이질성을 강조 (Bils and Klenow(2004), Klenow and Kryvtsov(2008), Gosolov and Lucas (2007))한 경우들도 있는데, 이들은 특정 부문의 개별 가격이 신축적이라면 통화정책이 신속하게 물가에 영향을 줌으로써 동 부문의 실물변수에 대한 통화정책 효과를 추정하였다.

최근에는 미시적 한계를 극복하기 위한 대안으로 벡터 자기 회귀모형(Factor-Augmented Vector Autoregression)을 이용하여 통화정책의 개

별 인플레이션에 미치는 효과를 추정하고자 하는 연구가 있다 (Bernake et al. (2005)과 Boivin et al. (2009) 등)

3. 연구 내용

최근의 연구 방향에 따라 개별 부문의 가격지수의 반응을 다수의 거시변수로부터 설명하기 위한 모형을 구축하였다. 다수의 개별 가격지수를 이용한다는 점에서 자유도의 제약 및 정보변수 선택의 자의성을 줄이고자 Baumeister et al. (2013)을 따라 요인 추가 벡터 자기 회귀(FAVAR) 모형을 도입하였다. 관측되지 않는 회귀계수에 동학을 추정하기 위해 회귀모형 내에 시변성을 고려하여 모형의 유연성을 더하였다.

통화정책충격이 기업의 가격 결정에 미치는 영향을 살펴보기 위해 2000.1/4~2018.4/4까지의 기본분류수준의 품목별 생산자 (혹은 소비자) 물가지수를 중심으로 분석하였고, 5년마다 기준이 바뀌는 소비자 혹은 생산자물가지수보다 국민 계정하의 최종소비지출의 가격지수 또한 고려하였다. 개별가격변동은 거시경제충격에 의한 부분과 개별 부문 충격에 의한 부분으로 분해하고 동 분해결과와 부문별 특성과의 관계를 분석하였다.

이 논문은 Nakajima et al.(2010)에서 Balke and Wynne (2007)에 기초한 대안적인 데이터 세트와 경험적 방법을 사용한 방법과 유사성이 있는데, Nakajima et al. (2010)은 긴축적인 통화정책 후에 개별 가격 수준에 미치는 가격 퍼즐의 존재에 대해 횡단면적인 이질성에 대해서 추정하였다. 하지만 본고의 분석은 Nakajima et al. (2010)과 여러 차원에서 다른 점을 보인다. 첫째, Nakajima et al. (2010)가 한 것처럼 개별과 전체 가격의 동학을 하나의 프레임워크(중간 규모의 VAR)로 구성하여 많은 정보들을 모으고자 한 방법 뿐만 아니라, 각 파라미터의 시변성을 고려하

여 그렇지 않았던 Nakajima et al. (2010)방법과는 차별성을 보인다. Nakajima et al. (2010)은 주로 기술 충격이나 통화 정책의 변화에 따른 개별 가격 수준의 변화에 초점을 맞춘 반면, 본고는 개별과 전체 가격의 가격 메커니즘의 설명에 더 초점을 맞추었다. Nakajima et al. (2010)가 제시한 개별 수준에서 이질적 가격 경직성과 개별 가격 수준이 통화 정책에 따라 시간에 따라 변하는 정도를 고려한 이론적 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형을 이용하여 개별 가격 수준이 통화 정책에 반응하는 정도를 시간에 따라 변화하는 모습을 측정하고자 하며 이런 분석은 임금의 반응 정도도 추정할 수 있는 곳에 활용할 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. Ⅰ장에서는 본 연구의 연구 배경 및 기존 문헌을 소개하고, Ⅱ장에서는 본 연구에서 사용하는 모형에 대한 소개와 추정방법을 설명하고, Ⅲ장은 모형으로부터 얻은 실증 분석 결과를 설명하고, Ⅳ에서는 본 연구의 결론을 맺는다.

Ⅱ. 모형

1. 기본 이론 모형

벡터 자기 회귀(VAR)모형은 통화정책 메커니즘을 설명하는데 매우 편리하고 유연한 프레임을 제공하지만 몇 가지 주의할 점이 있다. 특정한 VAR 모형이 경제학적인 관계를 정확히 설명하기 위해서는 특정 경제가 가진 정보 구조에 대한 정확한 가정이 필요하다. 또한, 내생 변수들에서 발생하는 측정 오류가 정확하게 VAR 모형에 반영되어야 각 변수의 동적인 관계들을 잘 설명할 수 있다. 본고는 통화정책에 대해 설명하는 만큼, 통화정책 당국자들이 실제 반영하는 데이터를 포함하여 모형을 구성하여야 정확한 결과 해석이 가능하고, 추정에 따른 편의를 회피할 수 있다.

먼저 Bernanke et al. (2005)가 제시한 FAVAR의 구조에 대해서 살펴보도록 한다. 예를 들어 Y_t 를 $M \times 1$의 관측가능한 벡터이고 경제동학을 이끄는 변수라고 한다. 일단 우리의 궁극적인 관심사는 Y_t를 예측한다거나 Y_t에 관련된 구조적인 관계를 밝히는 건 아니라고 가정하자. 일반적인 금융-통화 문헌에서 쓰이는 VAR에 따르면, Y_t는 정책을 대표하는 지수와 실물을 다루는 변수 그리고 가격으로 이루어져 있다. 이 모형의 전통적인 추정 방법은 구조적 벡터자기회귀모형, (Structural VAR) 혹은 Y_t 하나만을 종속 변수로 하는 다변수 시계열 모형들이 사용된다. 하지만, 많은 기존 연구들에서 확인된 바에 의하면 Y_t가 경제활동에 관련된 모든 정보들을 반영하지 못하여 추가적인 정보들이 Y_t와 관련된 변수들을 모형화 하는데 필요할 수 있다고 한다. 그래서 이런 추가적인 정보를 비관측 요인인 F_t로 하고, 이를 $K \times 1$벡터라 정의한다. 여기서 K는 적당히 작은 숫자로 적은 수의 요인을 도출하기 위함이다. 이들 비관측 요인 F_t는 이론적으로 보자면 “경제 활동”이나 “가격 압력” 혹은 “신용 상태”등을 나타낸다고 볼 수 있는데, 이

런 정보들은 한 개나 두 개의 변수로서 설명되지 않는 경제 활동 상태라고 할 수 있다.

F_t와 Y_t의 동학은 다음과 같은 전이 방정식으로 설명될 수 있다.

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} RIGHT] + \nu_t \tag{1}$$

여기서 $\Phi(L)$은 시차항을 나타내는 operator로 구조적 VAR에서 이미 알려진 제약 조건 등을 나타내기도 한다. 오차항 ν_t는 평균이 제로이고 공분산 행렬 Q를 갖는다고 한다. 식 (1)은 F_t와 Y_t로 나타낸 일종의 VAR이라고 할 수 있는데, 어떤 측면에서 비이론적인 예측 모형이라고도 할 수 있고 선형성을 가진 이성적인 기대 모형의 축약 형태라고도 할 수 있다. 이 모형은 Y_t가 F_{t-1}에 대한 $\Phi(L)$의 계수를 모두 0으로 제한시키게 된다면 우리가 익히 알고 있는 VAR형태가 되기 때문에 (1)과 같은 모형을 요인이 첨가된 벡터 자기회귀모형 (Factor Augmented VAR)라고 Bernanke et al. (2005)가 처음으로 제안하였다.

식 (1)은 F_t가 비관측되는 변수이기 때문에 바로 추정할 수 없다. 대신에 요인 F_t는 다양한 경제 활동을 반영하는 것이기 때문에 요인도 다양한 경제 활동 변수로부터 추출할 필요가 있다. 그래서 "정보를 포함하는" 시계열 X_t 벡터가 N개 존재한다고 하고, N이라는 숫자는 되도록 많을수록 좋아서 시계열의 길이 T보다도 더 큰 수 일 수 있다. 즉, 20년간의 분기별 자료라면 T는 4×20으로 80이 되는데 데이터의 개수 N은 100으로 설정하는 것도 가능하다. 이런 X_t는 비관측 변수인 F_t와 관측 되는 거시 변수인 Y_t와 연관되어 있는데 이에 관한 방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \tag{2}$$

여기서 Λ^f는 $N \times K$의 행렬로 요인의 로딩이라고 하며, Λ^y는 $N \times M$ 행렬로 Y_t에 관한 계수이며, e_t는 평균이 제로인 에러항으로 정규분포를 따르고 어떠한 변수와도 상관관계가 없는 것으로 가정한다. 식 (2)는 F_t와 Y_t가 일반적으로는 상관관계가 있고 경제 활동 전반을 나타내는 X_t를 이끄는 요인으로 해석할 수 있다. 다시, Y_t에 대한 조건부로 X_t는 관측되지 않는 F_t를 추정할 수 있는 일종의 노이즈가 섞인 정보의 집합으로 해석할 수 있다. 식 (2)에 따르면 X_t는 F_t의 현재항만으로 표현되어 있는데 실제 모형의 추정에 있어 꼭 그럴 필요는 없다. 일반적으로 시차항 없이 표현되게 되면 정적인 (static) 요인 모형으로 불리우고, F_t의 시차항을 고려하는 경우 동적(dynamic) 요인 모형으로 불리운다. 또한 동적인 요인 모형이 항상 정적인 요인 모형보다 우수한 성과를 보여주진 않는다. Kim and Swanson (2014)은 그 이유를 정적인 모형에서도 다양한 X_t가 이미 선행 지수와 후행 지수들을 다 포함함으로 이미 동차의 F_t에 이미 시차적인 정보들이 모두 반영되어 있을 수도 있기 때문이라고 한다.

Bernanke et al. (2005)가 제시한 방법에 따라 다양한 데이터로부터 얻어지는 공통요인 (common factor)에서 추출한 정보를 바탕으로 VAR 모형을 구성한 FAVAR모형에 계수들의 시변성과 오류항이 확률보행을 하도록 설정하였다.

$$X_{i,t} = \Gamma_i F_t + e_{i,t}, \tag{3}$$

$$F_t = \phi_1 F_{t-1} + \phi_2 F_{t-2} + \ldots \phi_L F_{t-L+} \nu_t \tag{4}$$

$$\nu_t = A_0 u_t \tag{5}$$

여기서 $X_{i,t}$는 관측 가능한 변수로서 한국 거시경제를 나타내는 N개의 데이터를 가리키며, 이는 다시 J개의 공통요인과 기준금리의 데이터인

$F_t = \{F_t^1, ..., F_t^j, R_t\}$로 설명이 가능하고, $X_{i,t}$와 F_t의 관계는 요인의 로딩인 Γ_i로 정의된다. 오류항인 $e_{i,t}$는 $i.i.d.$를 따르는 변수이며, $E(e_{i,t}^{'} e_{i,t}) = \Sigma$로 Σ는 대각 행렬이다. VAR 시스템의 동학은 차수 L에 의해 결정되며, 그 변화의 크기는 조직적 충격 변수 u_t에 의해 결정되고, 그 충격은 축소된 규모의 충격, ν_t와 구조를 나타내는 행렬 A_0에 의해 결정된다. 위와 같은 동학을 통해 외부 충격으로부터 요인 F_t의 충격 반응분석을 할 수 있다. FAVAR를 이용하여 다양한 정보들을 모형에 반영하게 되면 모형을 잘못 추정해서 발생하는 misspecification 문제나 포함되어야 할 변수를 놓치게 되는 omitted variable 문제를 줄일 수 있게 된다.

2. 모형의 확장

본고의 연구의 관심은 모형에서 얻어지는 충격 반응함수에 있으므로, FAVAR모형을 다음과 같은 두 방향으로 확장하고자 한다. 개별 가격 부문에서 변화나 통화정책의 변화로 오는 구조적 변화를 추적하기 위해 모형의 파라미터들이 시변할 수 있는 구조를 첨가하고, 개별 부문에서 같은 충격이 아닌 이질성 있는 충격에 따라 변수들의 반응들을 추적할 수 있도록 설계한다. 시변성을 고려하는 FAVAR모형은 기존 VAR연구에서 지적되고 있는 omitted variable 문제가 훨씬 더 적게 발생함으로 추정 결과가 훨씬 더 강건할 수 있다. 시변성을 고려하는 FAVAR모형은 다음과 같이 상태 공간 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{pmatrix} X_{1,t} \\ \vdots \\ \vdots \\ X_{N,t} \\ R_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda^{11} & \Lambda^{11} & \cdots & \Lambda^{11} & \Psi^{11} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \Psi^{21} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \Lambda^{Nj} & \Psi^{N1} \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^j \\ R_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_t^1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ e_{N,t} \\ 0 \end{pmatrix} \tag{6}$$

여기서 Λ와 Ψ는 요인 로딩 행렬인 Γ의 요소로서 Γ는 $(N+1)\times(J+1)$의 차원을 가지고, 로딩 행렬은 개별 거시경제 변수들이 각각 통화정책을 대표하는 금리 변수와 특정한 관계를 맺고 있음을 보여주게 된다. VAR 모형의 전이 방정식(transition equation)은 다음과 같이 설정된다.

$$Z_t = \sum_{l=1}^{L} \phi_{l,t} Z_{t-l} + \nu_t \tag{7}$$

여기서 $Z_t = \left\{F_t^1, F_t^2, R_t\right\}$ 이고 lag의 길이는 2로 설정하였다. Cogley and Sargent (2005)와 Primiceri (2005) 등에 따라 파라미터, $\phi_{1,t,\ldots,l,t}$ 의 law of motion을 벡터 θ를 사용하여 다음과 같이 설정한다.

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t \tag{8}$$

VAR 모형의 innovation을 담당하는 파라미터 ν_t의 공분산 행렬은 다음과 같이 정의된다.

$$Var(\nu_t) = ohm_t = A_t^{-1} H_t (A_t^{-1})' \tag{9}$$

여기서 H_t는 대각 행렬로서 대각요소가 확률보행변수이고, A_t는 하삼각 행렬로 내생 변수 간 동차적인 상호작용을 나타낸다.

$$H_t \equiv \begin{bmatrix} h_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & h_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & h_{4,t} \end{bmatrix} \tag{10}$$

$$A_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31,t} & \alpha_{32,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{41,t} & \alpha_{42,t} & \alpha_{43,t} & 1 \end{bmatrix} \tag{11}$$

여기서 $h_{i,t}$는 지수적인 임의 보행을 따른다고 하여, $\ln h_{i,t} = \ln h_{i,t-1} + \varepsilon_t$라고 설정할 수 있다. Primiceri (2005)를 따라 A_t의 non-zero와 non-one 요소들은 상수항이 없는 임의 보행을 따른다고 하면,

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \tau_t \tag{12}$$

라고 할 수 있다.

3. 통화 공급 충격의 식별(identification)

구조 분석을 하기 위하여 식 (7)에서 이자율을 가장 후순위에 두도록 하는데, 이는 Bernanke et al. (2005)에서 통화 정책의 효과를 알아보기 위해 사용한 방법이다. 그리고 이 통화정책 충격을 구조 모형의 유일한 충격으로 두고 한 분기 내에 잠재 요인 (latent factors)에는 영향을 주지 않는 것으로 설정하였다. 기호에 제한을 둔다거나 한 분기 내에서도 통화정책과 나머지 거시 변수 간의 상호 작용 등을 가정할 수도 있으나 본 연구의 취지와는 거리가 멀게 되므로 여기서는 오직 통화정책에만 집중하였다. 통화정책을 후순위에 두고 나머지 VAR식들은 축차적인 방법을 통해 추정하게 되는데 이렇게 하는 경우 Canova and Pina (2005)에서 지적하였듯이 일반균형모델에서 생성된 데이터생성 프로세스와 다른 시사점을 만들어 낼 수 있다는 점이 문제가 될 수

있다. 하지만 식(6)와 같은 관측 방정식에서 자산 가격과 같은 fast-moving 변수[1)]와 정책 금리와의 상관관계는 모두 요인의 loading에서 잡히게 되어 있어 데이터와 이론 간에 생기는 괴리는 미연에 방지할 수 있다.

이렇게 통화정책 변수를 유일한 충격으로 삼고 이를 바탕으로 충격 반응함수를 도출할 수 있다. 분기마다 통화정책 변화에 따른 F_t^K와 R_t의 충격 반응 Δ_t를 시산할 수 있는데, 충격은 표준화되어, 모든 충격 반응은 한국은행이 금리를 100bp 올릴 때의 반응으로 해석할 수 있다. 관측 시점에 따라 계수가 시변함으로 충격 반응함수 또한 시변하는 모습으로 구현할 수 있다. 즉, 데이터 $X_{1t},\ldots,X_{Nt}$의 충격 반응 Δ_t는 다음과 같이 표현할 수 있다

$$\begin{pmatrix} \Delta X_t^{1,t} \\ \vdots \\ \vdots \\ \Delta X_t^{N,t} \\ \Delta R_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Lambda^{11} & \Lambda^{11} & \cdots & \Lambda^{11} & \Psi^{11} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \Psi^{21} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \Lambda^{Nj} & \Psi^{N1} \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta_t^{F_t^1} \\ \Delta_t^{F_t^2} \\ \Delta_t^{R_t} \end{pmatrix} \tag{13}$$

전이 방정식에서 시변 계수가 있다는 점을 감안하면, 충격 반응함수의 계산은 충격 반응함수의 구간 내에 모수의 drift 가능성을 감안해야 한다. 그러므로 Koop et al. (1996)을 따라 충격 반응함수를 다음과 같이 재정의할 수 있다.

$$\Delta_{t+k} = E(Z_{t+k}|\Xi_t, Z_{t-1}, \mu_{MP}) - E(Z_{t+k}|\Xi_t, Z_{t-1}) \tag{14}$$

여기서 Ξ_t는 시점 t에서 VAR의 모든 모수의 집합을 나타내며, k는 충격 반응함수의 horizon이다. 식 (14)는 충격 반응함수가 두 개의 조건

1) 매일 가격이 변하는 주식 가격이 대표적인 fast-moving 변수이다

부 기대의 차이에 계산되어 진다는 것을 의미한다. 첫 번째 항은 통화정책 충격 μ_{MP}에 대해 내생 변수들의 예측을 나타내며, 두 번째 항은 통화정책 충격이 없는 상태에서 내생 변수들의 예측을 나타낸다. 식(14)에서 조건부 기댓값은 Gibbs sampler로 500번의 Monte Carlo 반복으로 시산할 수 있다.

Ⅲ. 실증 분석 결과 및 시사점

1. 자료

물가지수는 소비자 물가지수와 국민 계정상 최종소비지출의 디플레이터를 사용하였다. 소비자 물가지수는 1960년부터, 최종소비지출은 1970년부터 입수 가능하지만 다른 거시경제 변수들이 최대한 입수 가능하도록 설정하는 관계로 분석대상은 2000년 이후 분기 자료만 사용하였다. 소비자 물가지수의 경우 매우 세세한 개별 물가지수를 얻을 수 있지만, 분석의 편의를 위해 식료품 및 비주류 음료, 주류 및 담배, 의류 및 신발, 주택, 수도, 전기 및 연료, 가정용 및 가사 서비스, 보건, 교통, 통신, 오락 및 문화, 교육, 음식 및 숙박, 그리고 기타 등 12개 분야로 나누었다. 최종소비지출의 디플레이터는 최종소비지출 중 계절조정 시리즈를 기준으로 명목과 실질 지표의 조합으로 저자가 직접 시산하였다. 최종소비지출량은 실질(계절 조정)을 사용하였다. 최종소비지출은 목적별로 소비자 물가지수와 같은 12개의 분류를 그리고, 지출행태별로 4개의 분류를 포함하였고 기 세부 목록은 <표 1>에 정리되어있다.

<표 1> 최종소비지출의 세부 분류 및 비중

품목명	가중치
식료품 및 비주류음료품	137.2
주류 및 담배	25.9
의류 및 신발	59.0
임료 및 수도광열	184.2
가계시설 및 운영	32.5
의료 보건	59.6
교통	119.4
통신	28.7
오락 문화	82.5
교육	53.0
음식 숙박	80.7
기타	137.3
내구재	95.9
준내구재	83.8
비내구재	254.7
서비스	565.6

주: 오른쪽의 숫자는 부문별 비중(2018년 2분기 기준)을 나타낸다.

또한, 개별 소비자 물가지수가 금리 충격에 대한 반응을 알아보기 위해 <표 2>와 같은 개별 소비자 물가지수를 고려하였다.

인플레이션 행태를 설명할 거시변수 집합은 금리, 수출입, 통화, 환율, 고용 등을 나타내는 지표들이 사용되었고 자세한 변수 리스트는 부록 2에 수록하였다. 모든 자료는 한국은행 경제통계시스템에서 얻을 수 있었다.

<표 2> 소비자 물가 지수 세부 분류

품목명	가중치
곡물	6.7
채소	15.8
과실	15.6
기타농산물	2.8
축산물	24.5
수산물	11.7
가공식품	71.9
내구재	74.2
섬유제품	54.2
출판물	5.8
석유류	43.0
의약품	14.4
화장품	13.0
기타 공업제품	56.6
전기 · 수도 · 가스	38.3
집세	93.7
공공서비스	142.5
외식	126.6
외식제외개인서비스	188.7
신선식품	40.8
신선어개	9.7
신선채소	15.7
신선과실	15.4
기타신선	1.5
신선식품제외	959.2
농산물및석유류제외지수	908.0
식료품 및 에너지제외 지수	785.9
생활물가지수	532.8

주: 오른쪽의 숫자는 부문별 비중(2015년 기준)을 나타낸다.

2. 실증 분석

실증 분석은 수집된 자료를 모두 설명 변수로 하여 우리나라 거시경제 전체를 아우를 수 있는 잠재 요인을 PCA를 통해 추출하였다. Baumeister et al. (2013)과 기존의 연구들이 3변수 모형을 주로 사용하기 때문에 PCA로부터 추출한 요인은 2가지를 사용하였다. 이렇게 하면 금리-두 가지 요인으로 3변수 모형과 같은 형태를 가지게 된다. FAVAR 모형의 추정에 사용된 변수들은 2000년 1분기부터 2018년 4분기까지의 자료이며, 첫 10년 (40분기)은 training 샘플로 사용되었고, 나머지 기간들이 충격반응분석에 사용되었다. 모든 충격 반응함수 분석은 한국은행이 기준금리를 100bp 올렸을 때의 반응이다.

가. 집합 변수만의 결과

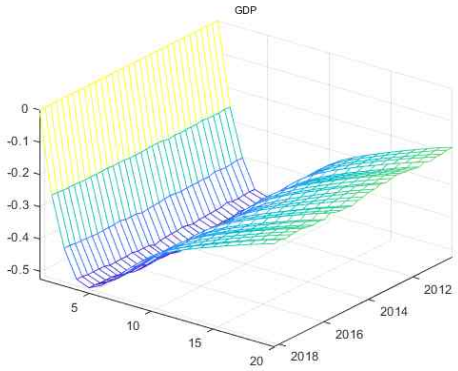
부문별 분석의 강건성을 확보하기 위해 집합 변수만의 결과가 기존 연구와 배치되지 않는 것을 확인하기 위해 먼저 집합 변수만의 결과를 보고하도록 한다.

<그림 5>는 금리를 100bp 올렸을 때 집합 변수들의 충격 반응이다. 예상한 바와 같이 모두 금리 충격으로 시기와 상관없이 GDP, 고용, 인플레이션들이 하락하는 반응을 보였다. 하지만 GDP는 초기 충격에 불구하고 충격이 1년 정도 후에는 회복하는 모습을 보여주었다. Boivin and Giannoni (2016)가 지적한대로 실물 변수(GDP, 고용)가 부의 반응을 보였다. 주목할 만한 결과는 두 가지 인플레이션 지표 모두에서 가격 퍼즐 (price puzzle)이 나타나지 않았다는 점이다. Castelnuovo and Surico (2010), Bernanke et al. (2005)는 구조적인 VAR에서 가격 퍼즐 현상이 나타나는 것이 샘플 기간과 변수의 누락으로 지적하였는 데,

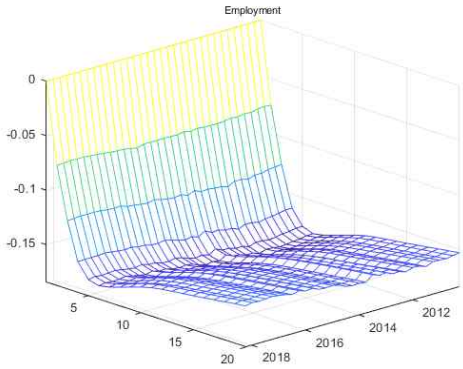
본 모형은 우리나라 거시경제를 나타내는 다양한 변수들을 사용하고 이를 요인으로 재정의하였음으로 가격 퍼즐이 나타나지 않은 것으로 해석할 수 있다.

<그림 5> 집합 변수의 누적 충격 반응함수

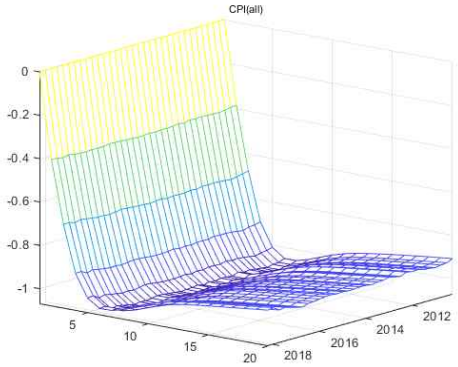
가. GDP



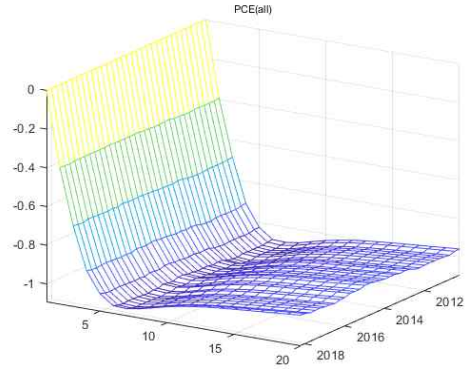
나. 고용



다. CPI 인플레이션



라. PCE 인플레이션

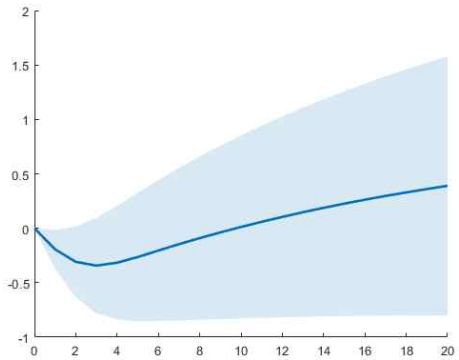


<그림 6>은 4개의 집합 변수를 시기별로 나누어 충격 반응함수의 시차별 분포를 나타낸 것이다. 예를 들어 패널 (가)는 2010년 2분기 기준에서 GDP의 충격 반응함수의 분포를 나타낸 것으로 실선은 <그림 5>에서와 같이 추정된 충격 반응함수의 중윗값을 나타내고, 빗금으로 표시된 영역은 충격 반응함수의 10%~90%의 분포를 나타낸다. 패널 (가)와 (나)를 비교하면 GDP에 대한 충격 반응함수의 분포 변화를 알

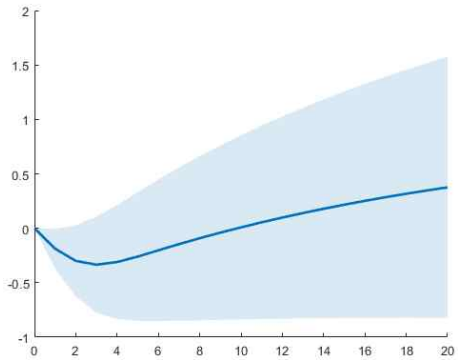
수 있는데, 2010년 2분기와 2018년 2분기는 training 샘플을 제외하고 실제 충격 반응함수가 추정된 구간의 시작점과 마지막 점이다. 모든 변수의 경우에서 볼 수 있듯이 두 시기가 그렇게 큰 차이는 없다. 이는 2010년 2분기부터 글로벌 금융위기의 여파가 감소하고 경기 변동의 상승 사이클상에 위치하는 구간이기 때문에 별다른 변화는 없는 것으로 나타났다. 다만 2018년이 될수록 대부분 데이터에서 분포의 넓이, 즉 분산이 조금씩 높아지는 모습을 보인다. 이런 점이 지속한다면 금리 충격에 따른 충격 반응의 불확실성이 점점 확대될 수 있다.

<그림 6> 충격 반응함수의 시기별·변수별 분포

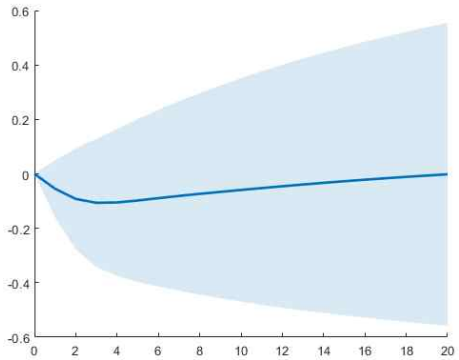
가. GDP(2010년 2분기)



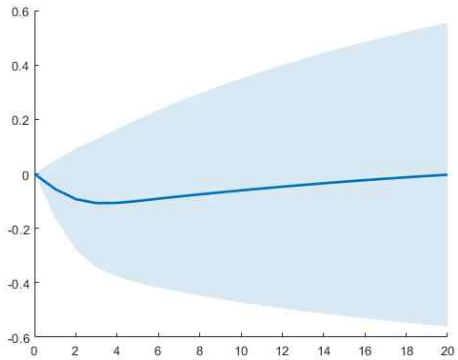
나. GDP(2018년 2분기)



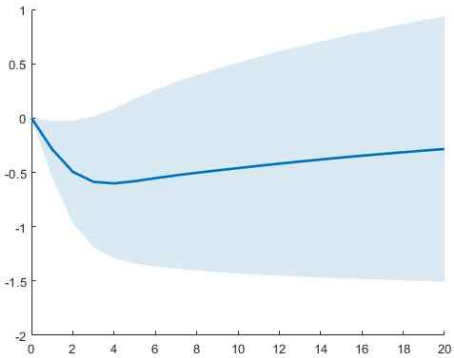
다. 고용(2010년 2분기)



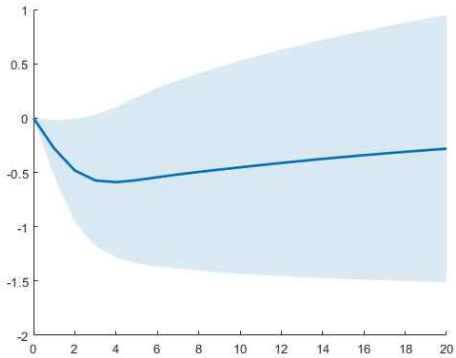
라. 고용(2018년 2분기)



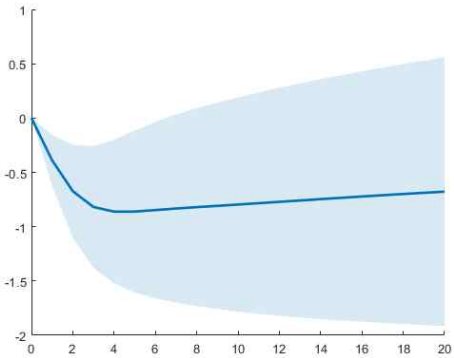
마. CPI(2010년 2분기)



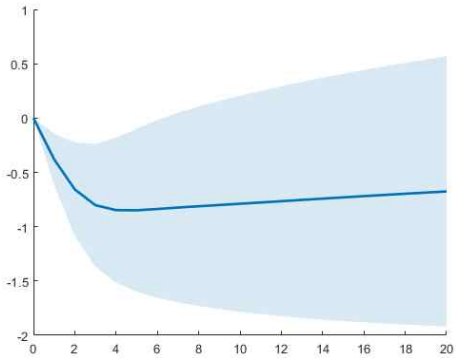
바. CPI(2018년 2분기)



사. PCE(2010년 2분기)



아. PCE(2018년 2분기)



주: 저자 시산

나. 최종소비지출 부문별 가격지수의 결과

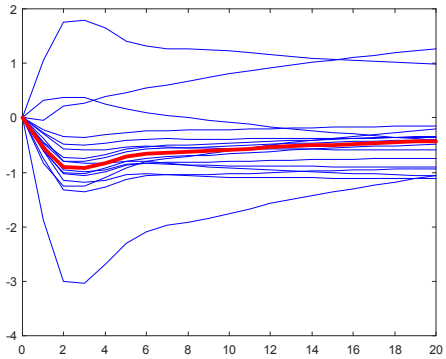
최종소비지출은 목적별 12개, 형태별 4개로 총 16개의 부문별 가격지수가 금리에 따른 충격 반을 추정하였다. 가격뿐만 아니라 실물에서의 변화도 알아보기 위해 16개 부문의 최종소비지출 또한 충격 반응함수를 조사하였다. 최종소비지출은 개인소비지출(Personal Consumption Expenditure, PCE)로도 불리기 때문에 앞으로는 간단히 PCE라고 칭한다.

<그림 7>은 16개 부문의 가격과 소비량의 충격 반응을 시기별로 정리한 것이다. 패널 (가)의 파란 실선은 16개 부문의 PCE 가격을 중첩

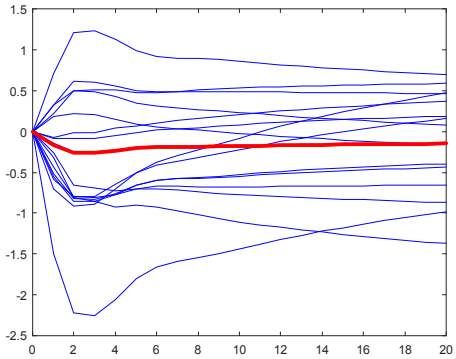
하여 나타낸 것이고, 굵은 붉은 선은 16개 부문의 충격 반응의 중윗값을 나타낸다. 패널 (나)는 16개 부문의 소비량의 충격 반응을 나타낸 것이다. 중윗값을 보면 가격에 비해 소비량은 충격 반응이 민감하지 않은 것으로 나타났지만, 충격 반응의 분포는 가격만큼이나 벌어져 있다. 즉 중윗값으로 본 소비량의 충격은 가격만큼은 아닌 것으로 보인다 하더라도 개별 부문의 소비량 충격은 그렇지 않을 수도 있음을 보여준다. 그리고 패널 (다)~(라)는 패널 (가)~(나)와 같은 그림을 2018.2분기에 표현한 것이다. <그림 6>의 경우와 마찬가지로 2010년 2분기와 2018년 2분기의 차이가 그리 크지 않은 것으로 나타나 본 연구의 샘플 기간 동안 큰 구조적 차이는 발견하지 못했다.

<그림 7> 최종 소비지출의 충격 반응함수 중윗값

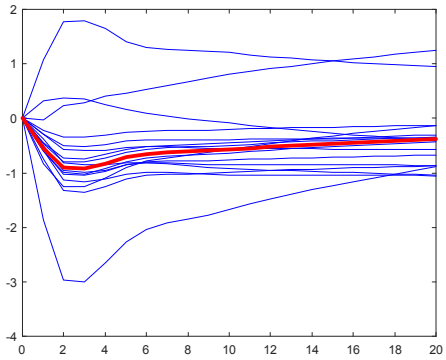
가. PCE 가격 (2010.2분기)



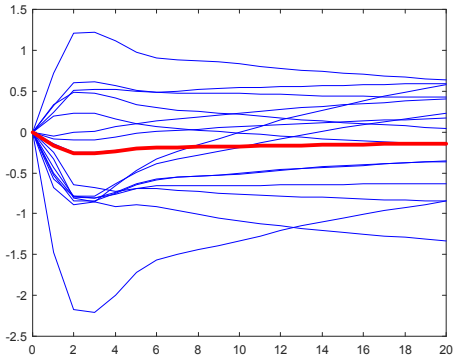
나. PCE 양(2010.2분기)



다. PCE 가격(2018.4분기)



라. PCE 양(2018.4분기)

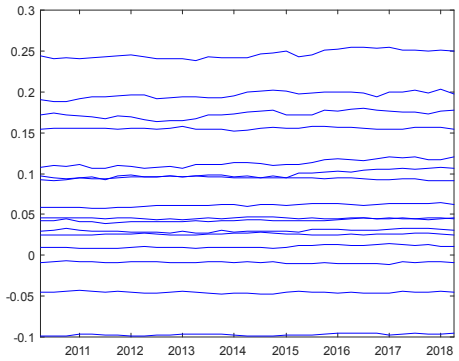


주: 저자 시산

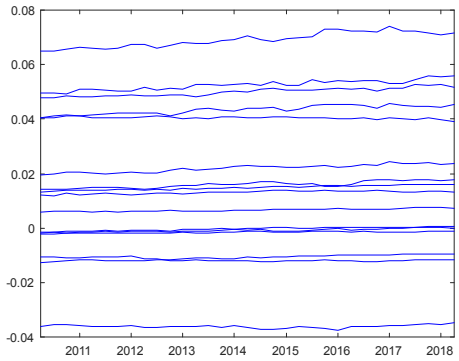
<그림 8>은 최종소비지출의 시간에 따른 4분기와 12분기의 충격 반응함수를 모아 나타낸 것이다. 즉, 패널 (가)는 PCE 가격의 4분기 이후 충격 반응의 중윗값이 추정 기간(2010.2분기~2018.2분기) 동안 어떻게 변화하는지 나타낸 것이다. 앞선 그림들과 마찬가지로 추정 기간 동안 극적인 변화는 없었던 것으로 보인다. 패널 (나)는 12분기 이후의 충격 반응의 중윗값을 나타낸 것으로 4분기에 비해 당연히 반응 폭이 점차 감소한다. 패널 (다)와 (라)는 소비량의 충격 반응을 나타낸 것으로 <그림 7>의 결과와 마찬가지로 가격보다 반응 폭이 작아 금리 충격에 가격보다 덜 민감한 것으로 나타났으며 추정 기간 동안 극적인 변화는 4분기, 12분기 이후 모두의 경우에서도 나타나지 않는다. 결론적으로 보면 금리 충격에 따른 가격과 소비의 반응은 부문별로 다르나 추정 기간 동안 시간에 따른 각 부문의 반응 정도는 일정한 것으로 보인다. 추후 추정 기간이 늘어나서 경기 변동의 한 주기 이상을 포함하게 되면 시간에 따른 충격 반응의 변화를 조금 더 잘 나타낼 수 있을 것으로 보인다.

<그림 8> 최종소비지출의 충격 반응함수 중윗값 (주기별)

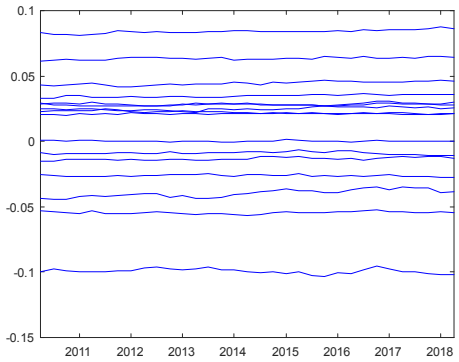
가. PCE 가격 (4분기 이후)



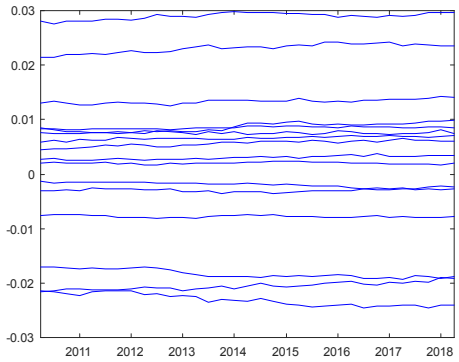
나. PCE 가격(12분기 이후)



다. PCE 양(4분기 이후)



라. PCE 양(12분기 이후)



주: 저자 시산

가격과 소비량이 통화정책 충격에 어떠한 관계를 맺고 있는지 조사하기 위해 가격과 소비량의 반응을 식 (13)과 같이 회귀분석하여 보았다.

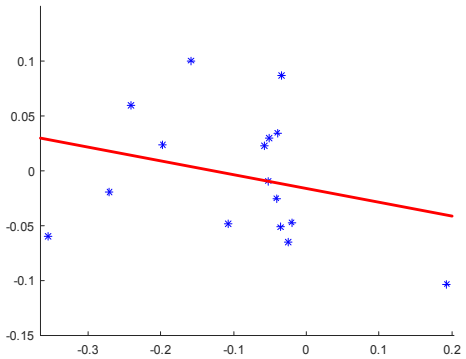
$$IRF_{q_{i,t+4}} = \alpha + \beta IRF_{p_{i,t+4}} \tag{13}$$

여기서 $IRF_{q_{i,t+4}}$는 4분기 이후 소비량에 대한 충격 반응을, $IRF_{p_{i,t+4}}$는 4분기 이후 가격에 대한 충격 반응을 나타낸다. <그림 9>는 4분기 이후의 두 지표의 충격 반응을 scatter plot으로 나타낸 것이다. 2010년 2분기와 2018년 4분기에 차이는 크지 않은 것으로 보인다. 패널 (다)에 식

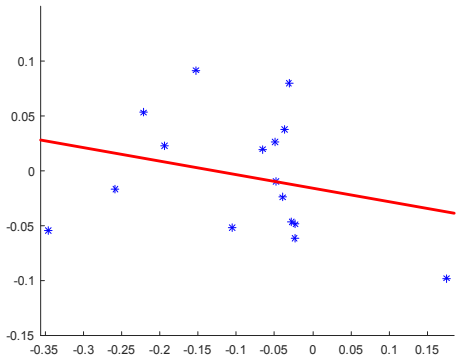
(13)을 추정하고 나온 β값을 시간에 따라 표현한 것인데, 두 지표의 관계는 -0.27 정도에서 크게 변화하지 않는 것으로 나타났다. 즉 가격 반응이 커질수록 소비 반응은 적게 나타난 것으로 나타나는데, 이는 재화들의 내구재-비내구재-서비스재와 같은 구성에서 통화 정책에 관계없이 지속적으로 소비되는 필수 서비스(통신, 교통)의 반응 정도가 약하기 때문에 나타난 것으로 풀이된다.

<그림 9> 통화 충격에 따른 부문별 물가지수와 소비량의 관계

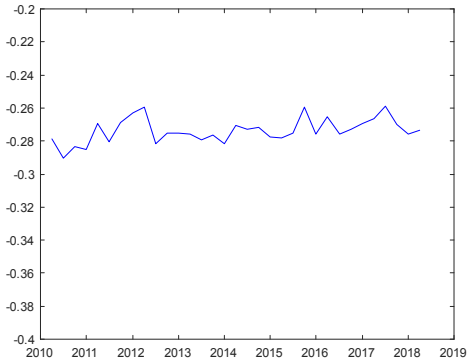
가. 2010.2분기



나. 2018년 4분기



다. 물가-소비량 회귀분석



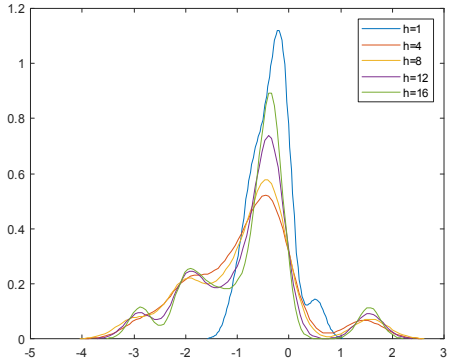
주: 저자 시산

<그림 10>은 부문별 가격의 충격 반응을 횡단면 적으로 분석해 본 것이다. 예를 들어 패널 (가)는 2010년 2분기의 부문별 충격 반응의 kernel 밀도 분포를 주기별로 나타낸 것이다. 즉 $h=1$를 나타낸 분포

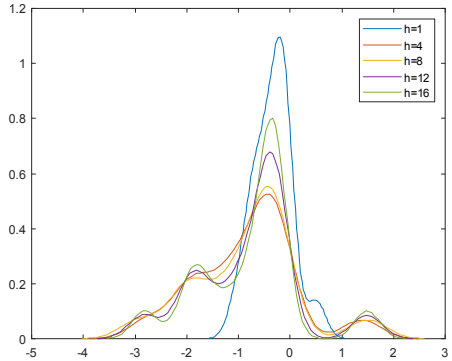
는 2010년 2분기 기준 1분기 이후에 16개 부문의 충격 반응 중윗값을 밀도 함수로 나타낸 것이다. 예상과 같이 주기가 낮을수록 분포의 폭은 작은 반면 주기가 늘어날수록 분포의 범위는 늘어난다. 그러나 4분기 이후에 분포의 폭은 그렇게 큰 폭으로 변하지 않는 점으로 보아, 금리 변화에 대한 반응은 지속적이기보다는 4분기 이후 일정할 것으로 해석된다. 패널 (다)~(라)는 각각 4분기, 16분기 이후 16개 부문의 분포를 다른 시기별로 분석한 것이다. 즉, 패널 (다)는 4분기 이후 16개 부문의 충격을 다른 시기별로 구한 후 이를 중첩한 결과이다. 4분기 이후와 16분기 이후 모두 시기에 따른 변화가 거의 없는 것으로 나타난 가운데, 아무래도 16분기 이후의 분포가 더 퍼져 있는 모습을 보인다. 또한, 공통적으로 두 패널 모두 왼쪽으로 기울어진 (skewed) 모습읍 보여 금리 충격에 대한 영향이 두 변수 모두에게 하락하는 방향으로 작용한다는 것을 알 수 있다.

<그림 10> 충격 반응함수의 횡단면 분석

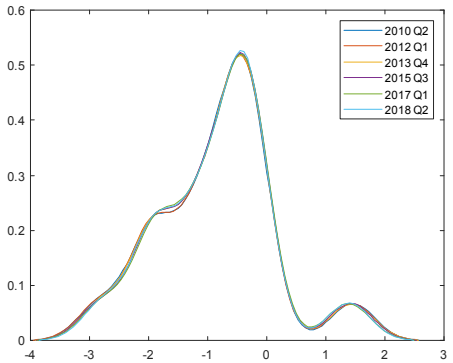
가. 2010.2분기



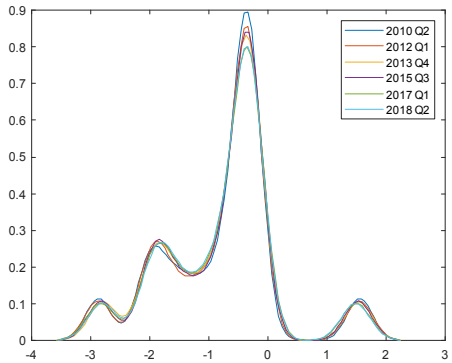
나. 2018년 4분기



다. 4분기 이후



라. 16분기 이후

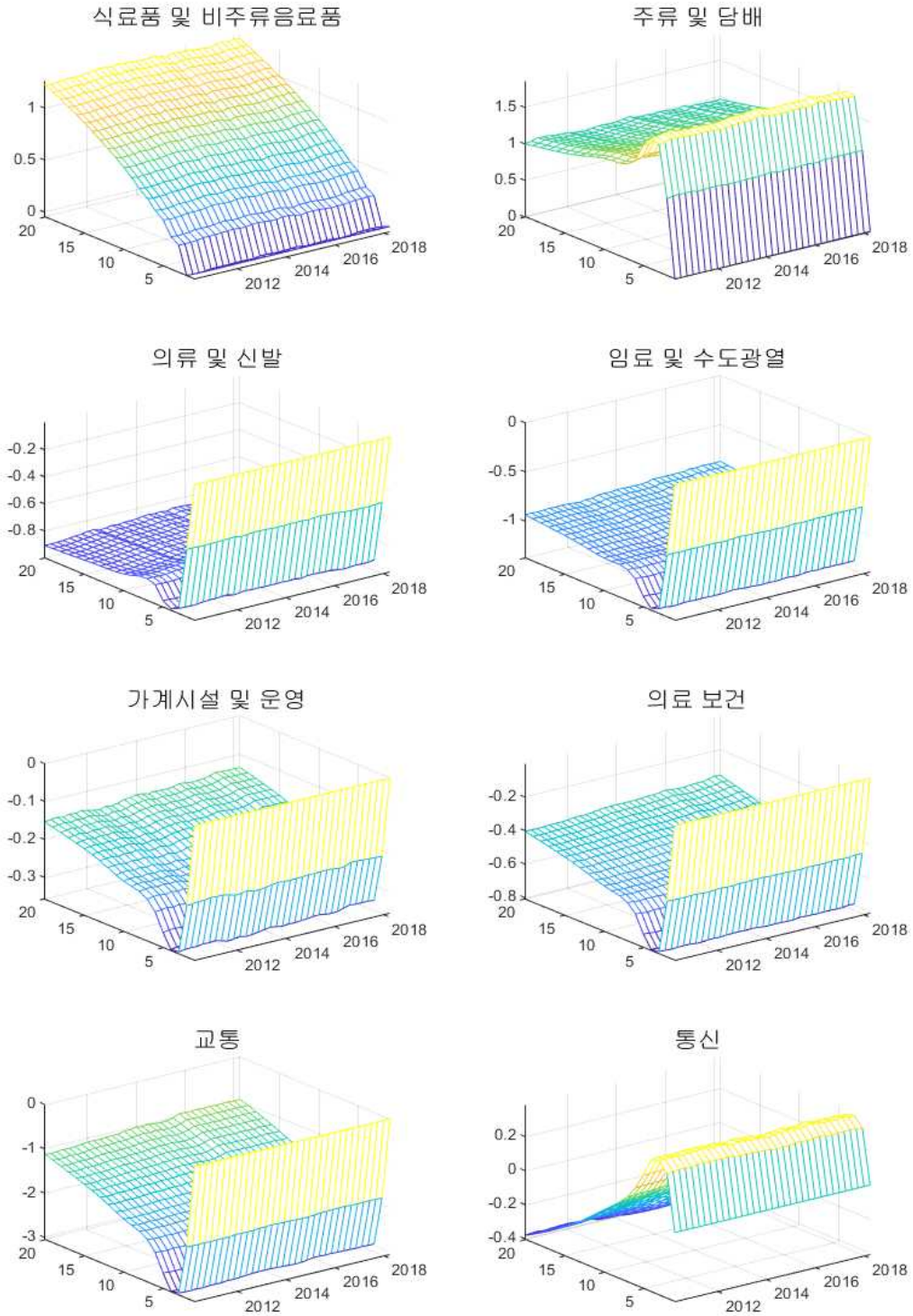


주: 저자 시산

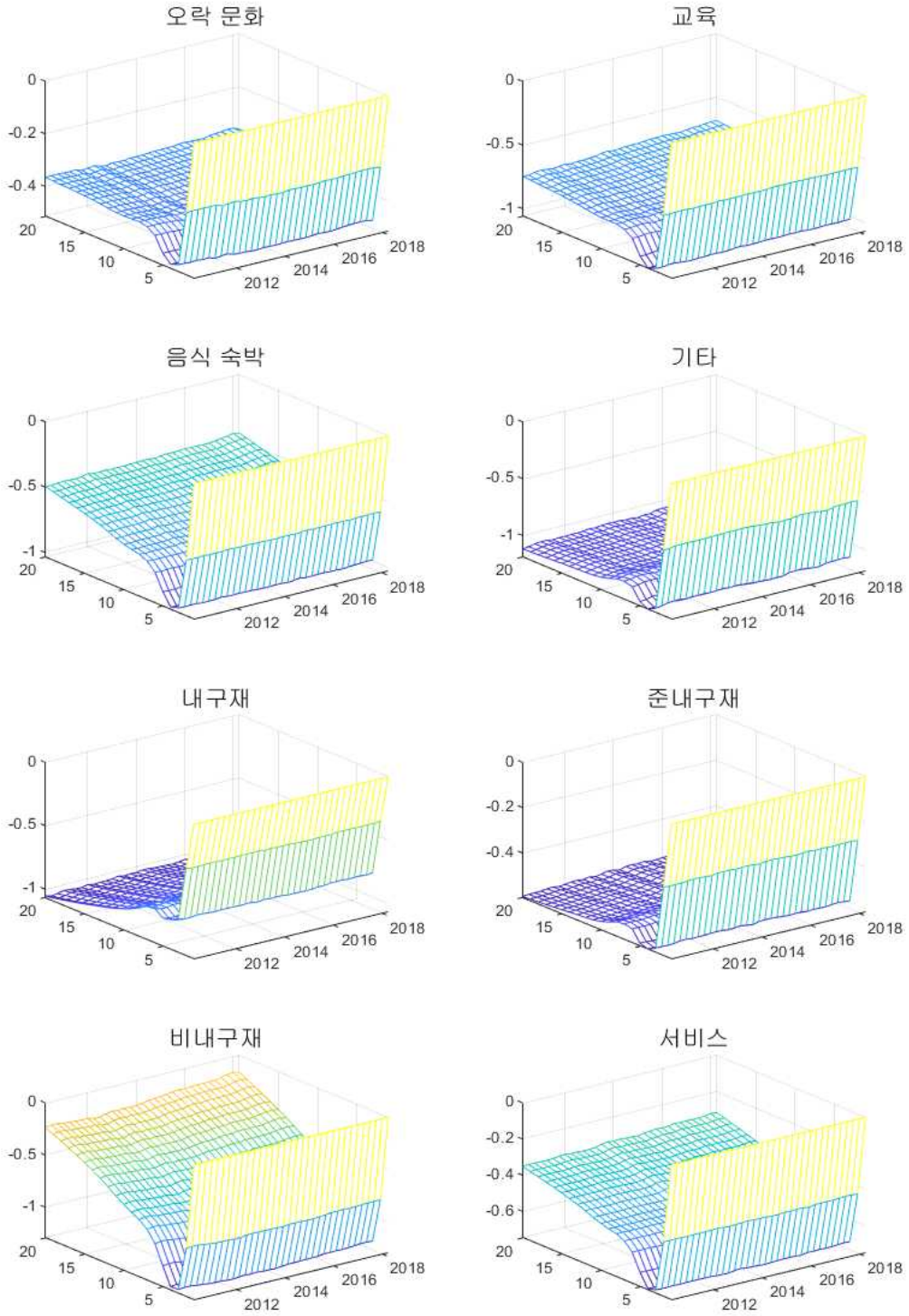
마지막으로 최종소비지출에 따른 개별 물가지수의 충격 반응함수는 <그림 11>에 나타내었다. 대부분의 개별 물가지수들은 통화 충격으로 인해 물가는 하락하는 모습을 보인다. 다만 부문별로 그 반응의 형태가 상당히 다르게 나타난다. 먼저 주류 및 담배는 물가가 상승하는 모습을 보이는 데, 이는 2015년에 있었던 담배 관련 세금 인상의 영향을 무시할 수 없기 때문으로 보인다. 의료 및 보건은 충격 후에 회복하는 모습을 보이는 반면, 교통은 통화 충격으로 인해 3% 가까운 물가 하락의 반응을 보인 후에 시간이 지날수록 회복하는 모습을 보이고는 있다. 교통비 대부분이 정책적으로 묶여 있어 상대적인 가격이 다른 부문에 비해 더욱 하락하는 것 때문으로 분석된다. 통신은 이와 반대로

통화 충격 때문에 초반에는 소폭 상승하다가 추후 하락하는 모습을 보인다. 이렇게 교통과 통신이 다른 반응을 보이는 것은 두 부문의 가격들이 대부분 정책적으로 고정되어 있다는 것이다. 그러므로 조금 더 일반적으로 이 부문의 충격 반응을 알아보기 위해서는 조금 더 많은 추정 기간이 필요할 것으로 보인다. 가장 특이한 반응(전체 물가지수의 충격 반응과는 다른 반응)을 보이는 경우는 식료품 및 비주류 음료의 경우인데 이들 품목은 긴축적인 통화정책에 오히려 물가가 상승하는 반응을 보였다. 그 반응 정도도 20기 이후 1%가 넘을 정도로 반응을 하는데 샘플 기간 등을 고려했을 때 이 부문의 가격이 긴축적 통화정책에 따라 상승한다기보다는 통화정책과는 무관하게 반응을 보이는 것으로 해석하는 것이 더 정확할 것으로 보인다. 나머지 세부 부문들은 1%p의 금리 변화에 전체 물가지수와 같은 방향이지만 그 반응 정도는 모두 1% 내로 전체적으로는 금리 변화에 따라 하락하는 반응을 보이지만 그 반응 정도는 금리 변화만큼은 아닌 것으로 나타났다. 최종소비지출을 목적별로 구분한 부문을 살펴보면, 내구재의 경우 물가하락이 상대적으로 높게 나타나는데, 내구재의 특성상 경기 변동에 따라 가격 탄력성이 더 심하므로 금리 상승에 따라 정직하게 반응하는 것으로 보인다. 그에 비해 비내구재 및 서비스재에 경우 경기 변동과는 무관하게 필수적인 소비품목들이 많이 들어감으로 가격 반응이 크지 않은 것으로 나타났다. 이런 품목별 가격 반응은 소비량의 반응을 같이 살펴보면 조금 더 명확하게 해석할 수 있다.

<그림 11> 개별 품목 PCE 인플레이션의 충격 반응함수



<그림 11> 개별 품목 PCE 인플레이션의 충격 반응함수 (계속)

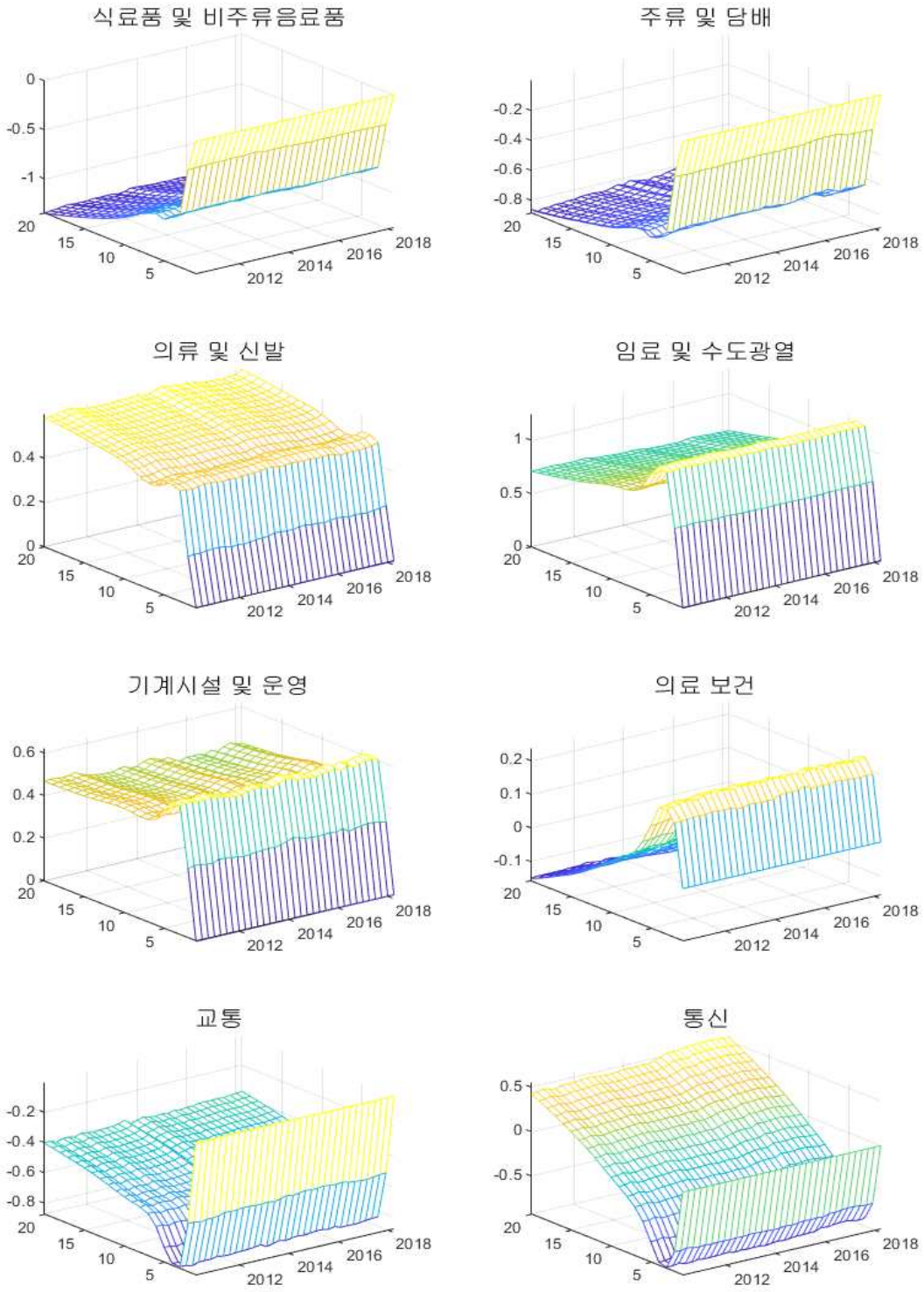


출처: 저자 시산

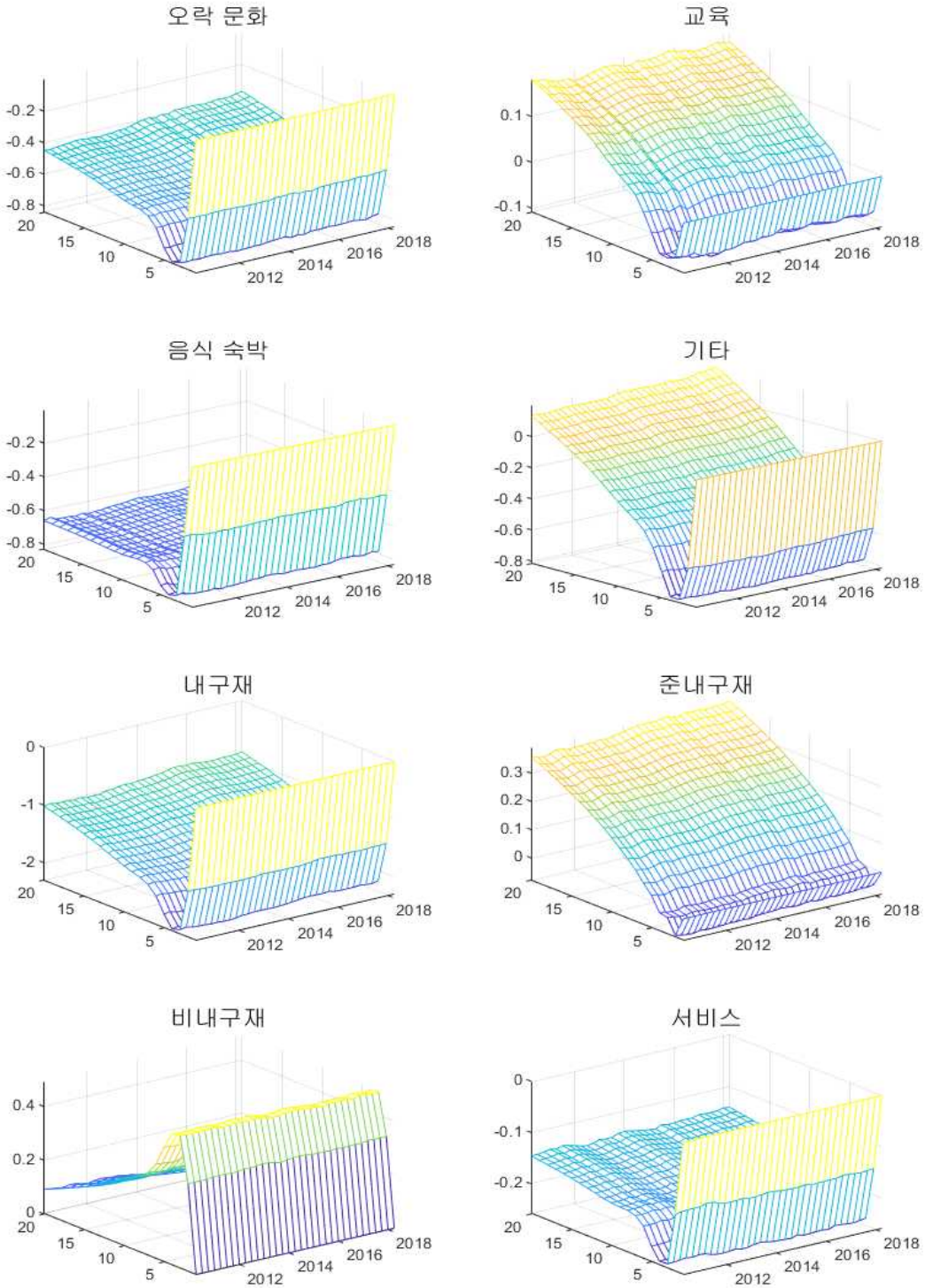
개별 품목 소비량의 충격 반응함수는 <그림 12>에서 나타내었다. 앞서 설명한 식료품 및 비주류 음료 부문에서 가격 반응은 금리 충격에 따라 상승하는 것으로 나타났는데, 소비량의 반응은 금리 충격에 하락하는 반응을 나타내며 시간에 따라 지속해서 하락하는 모습을 보인다. 주류 및 담배는 가격 반응보다 소비량이 큰 반응을 보이지는 않는 것으로 보이며, 의류 및 신발은 가격이 하락하는 반응에 비해 소비량은 늘어나 상대적으로 값이 싼 비내구재의 소비에는 금리 충격이 영향이 덜한 것으로 보인다. 주목할 만한 부문은 교통과 통신인데, 교통 같은 경우 금리 충격에 소비량이 하락하는 방향으로 반응을 보이지만 시간이 지날수록 하락 폭은 축소되는 경향을 보여 금리 상승에 따라 소비량이 많이 줄어드는 것은 아닌 것으로 보인다. 통신의 경우 오히려 소비량이 느는 것으로 보아 일종의 필수재가 되어 경기 변동에 상관없이 반응하는 것으로 보인다. 이런 점은 교육에서도 보이는데, 교육은 경기 변동과 상관없이 대학 등록금 동결 등으로 지속해서 가격 수준이 하락하는 모습을 보여왔다. 그에 비해 소비량은 금리 충격에도 불구하고 오히려 상승하는 모습을 보여 통신과 같은 성격을 띠고 있는 것으로 보인다.

이런 특성들은 목적별 분류에서는 잘 나타나는데, 금리 충격에 따라 내구재의 경우 소비량도 상당 폭으로 줄어드는 것으로 나타났지만, 비내구재의 소비는 오히려 상승하였고, 서비스재의 경우에도 하락 반응을 보이지만 그 강도는 그렇게 높지 않은 것으로 나타났다. 결론적으로 금리 충격에 대한 반응은 경기 변동에 조금 더 민감할 수 있는 내구재에서 더 잘 나타나고 경기와 무관하게 사용되는 비내구재 소비에서는 오히려 소비량이 상승하는 모습을 보인다.

<그림 12> 개별 품목 PCE 소비량의 충격 반응함수



<그림 12> 개별 품목 PCE 소비량의 충격 반응함수 (계속)



출처: 저자 시산

다. 소비자 물가지수의 충격 반응함수

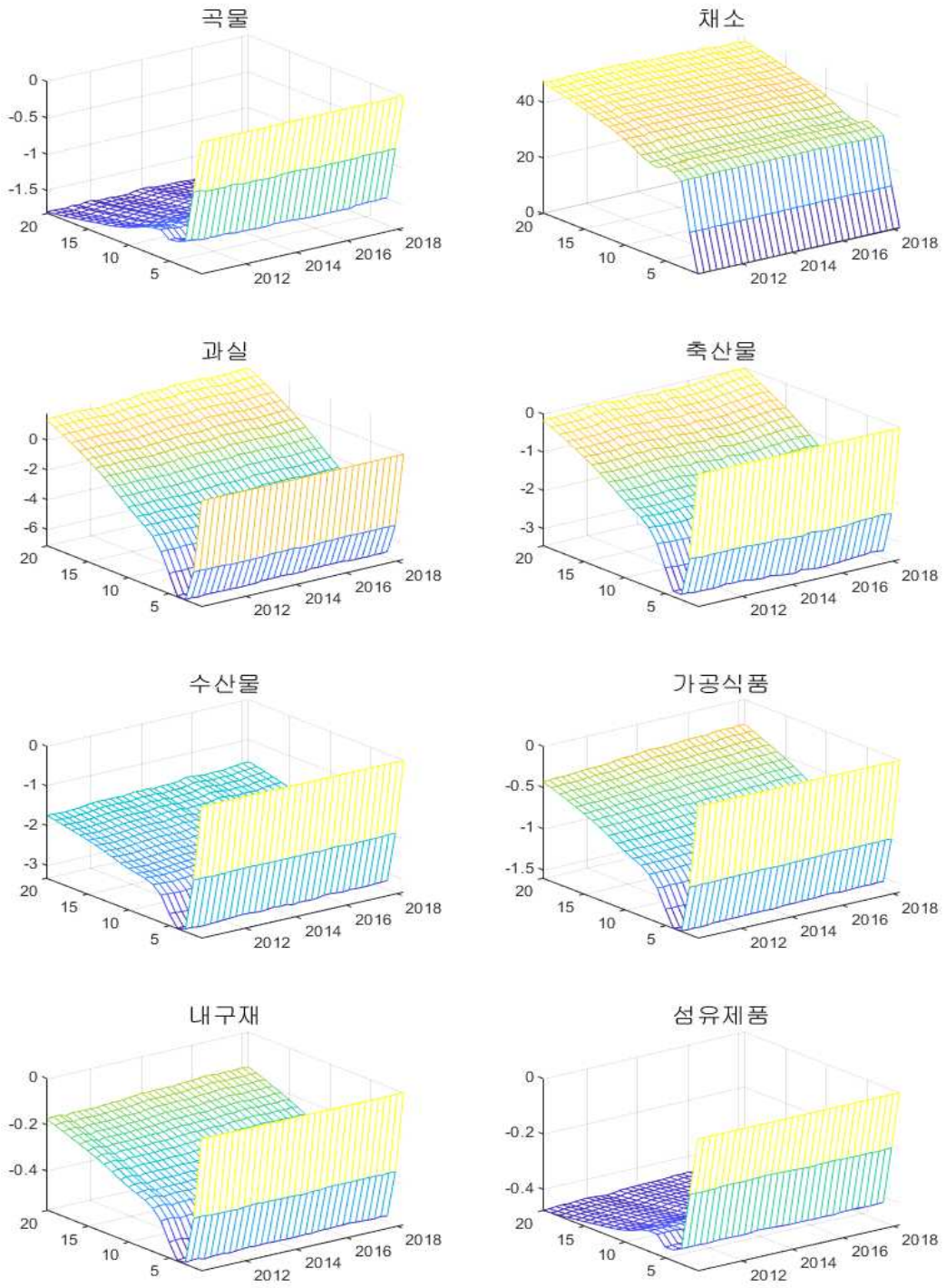
최종소비지출의 디플레이터를 이용하게 되면 물가와 실물 모두를 관찰할 수 있는 장점이 있지만, 최종소비지출의 하위분류들이 자세하지 않기 때문에 부문별 충격 반응함수가 더 이상 만들어지지 않는다. 또한, 한국은행과 정부 기관들이 표적으로 하는 물가지수는 소비자 물가지수이기 때문에 통화정책의 방향 또한 소비자 물가지수를 향하고 있다. <그림 13>은 소비자 물가지수의 충격 반응함수를 나타내는데, 소비자 물가지수의 특수분류에 따라 총 19개 품목의 소비자 물가지수와 변동성이 높은 식품 분야를 나타내는 6개의 지수 그리고 근원 인플레이션 등을 나타내는 특수 종합지수 3개(농산물 및 석유류 제외 지수, 식료품 및 에너지 제외 지수(근원 인플레이션), 생활물가지수)의 총 28개 지수의 충격 반응함수를 도출하였다. 이 중 비중이 상대적으로 적은 4개 분야[2]를 제외한 24개 부문의 충격 반응함수를 <그림 13>에 나타내었다.

먼저 농작물의 경우 대체로 전체 인플레이션과 비슷한 반응을 보이나 '채소'만큼은 통화정책의 결과와는 전혀 무관한 반응을 보인다. 다른 작물에 비하여 변동성이 높고 곡물과 같이 정부 추매와 같은 가격 안정화 정책이 별로 존재하지 않기 때문에 시기와 정책 모두 무관한 반응을 보인다. 과실 및 축산물의 경우 통화정책 충격에 초기에 반응을 보이지만 그 효과는 별로 지속하지 못하는 것으로 나타났지만 곡물은 통화정책의 효과에 따라 물가가 하락하는 것으로 나타났다. 수산물은 곡물보다 물가하락 효과가 더 크긴 했지만, 시간이 지남에 따라 어느 정도 회복하는 것으로 나타났다. 가공식품의 경우 1%p의 금리 충격에 그 이상의 반응을 보이긴 했지만, 시간이 지남에 따라 충격을 회복하

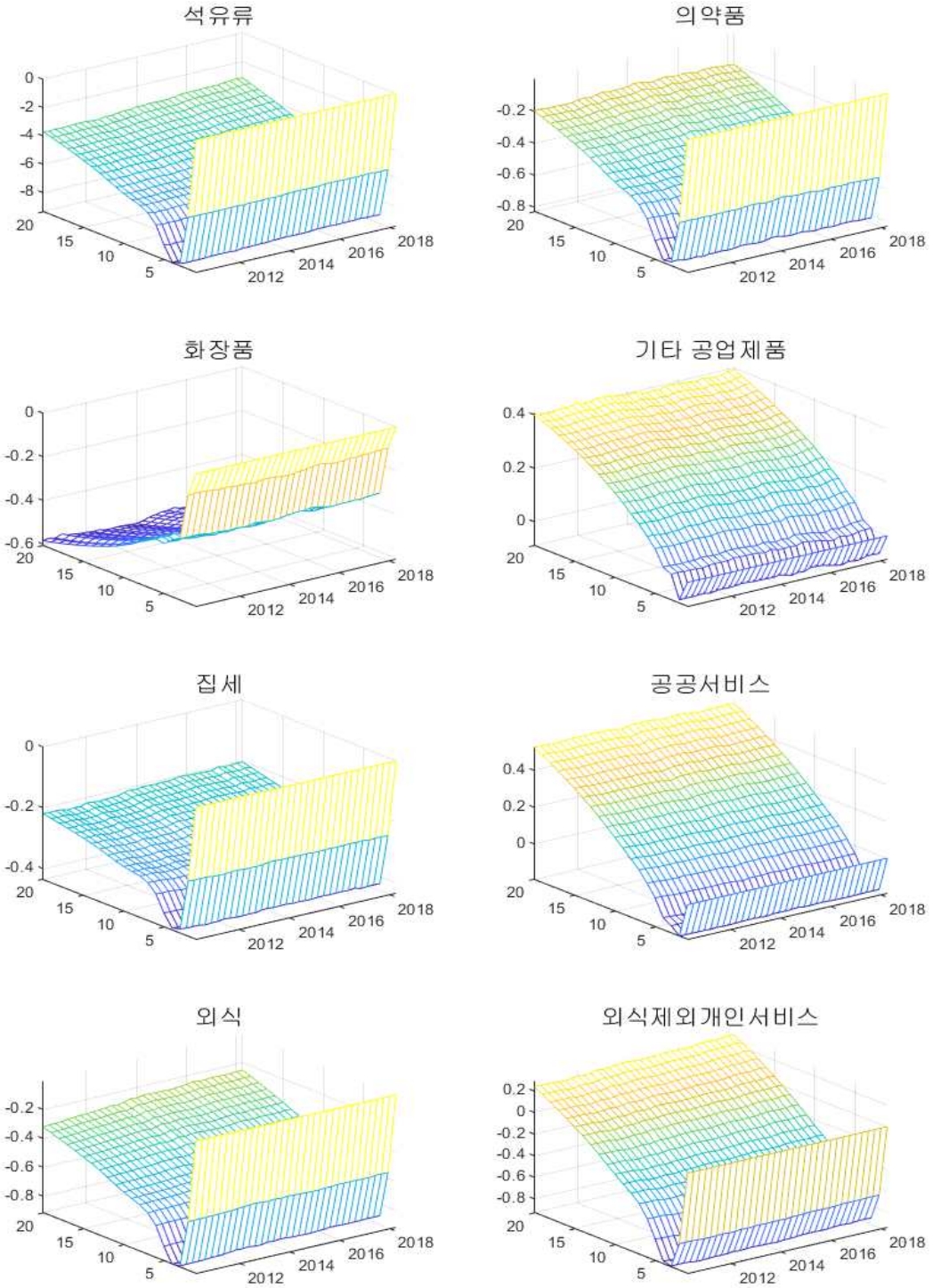
2) 기타농산물, 출판물, 신선어개, 기타신선

는 것으로 나타났다. 내구재의 경우, 최종소비지출 디플레이터와 마찬가지로 금리 충격에 따른 가격 충격이 그렇게 크지 않은 것으로 나타났다. 섬유제품, 의약품, 화장품 역시 금리 충격에 따른 물가하락의 영향은 있지만 시기에 상관없이 모두 1% 이하의 반응을 보여 그렇게 민감하지는 않은 것으로 나타났지만, 석유류는 금리 충격에 따른 물가하락이 상당하지만 민감한 정도는 시간이 흐름에 따라 조금씩 낮춰지는 것으로 보인다.

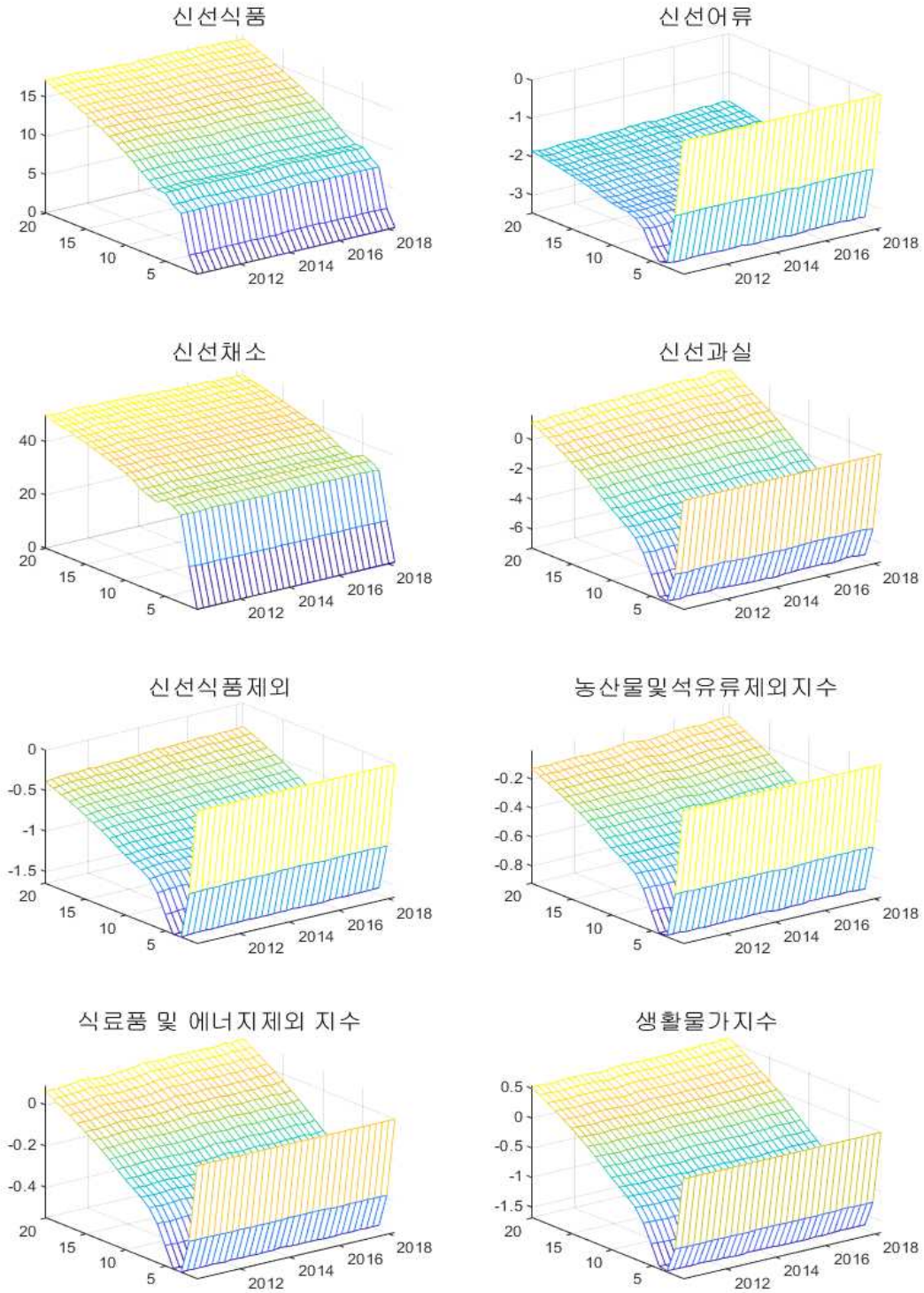
<그림 13> 소비자 물가지수의 충격 반응함수



<그림 13> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



<그림 13> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



출처: 저자 시산

3. 소비자 물가지수(계층 4) 충격 반응함수

본문에서는 논의의 편의를 위해 소비자 물가지수를 특수목적으로 분류한 품목을 사용하였는데 품목 수가 19개밖에 되지 않아 품목들의 개별 특성, 특히 가격 결정 메커니즘이 많이 드러나지 않았다. 그래서 이번 부록에서는 소비자 물가지수를 계층 4까지 나누어 금리 충격에 따른 충격 반응분석을 시행하였다. 계층 4까지 지수를 나누면 총 99개 섹터로 나누어진다. 집합 지수와 개별지수와의 차이 비교를 위해 본 부록에서는 99개 분야 모두의 충격 반응함수를 나타내었다. <표 A-1>은 99개의 소비자 물가지수 분류이고 오른쪽에 있는 숫자는 총 지수에서의 비중을 나타낸다.

<표 3> 소비자 물가지수 분류 (계층 4)

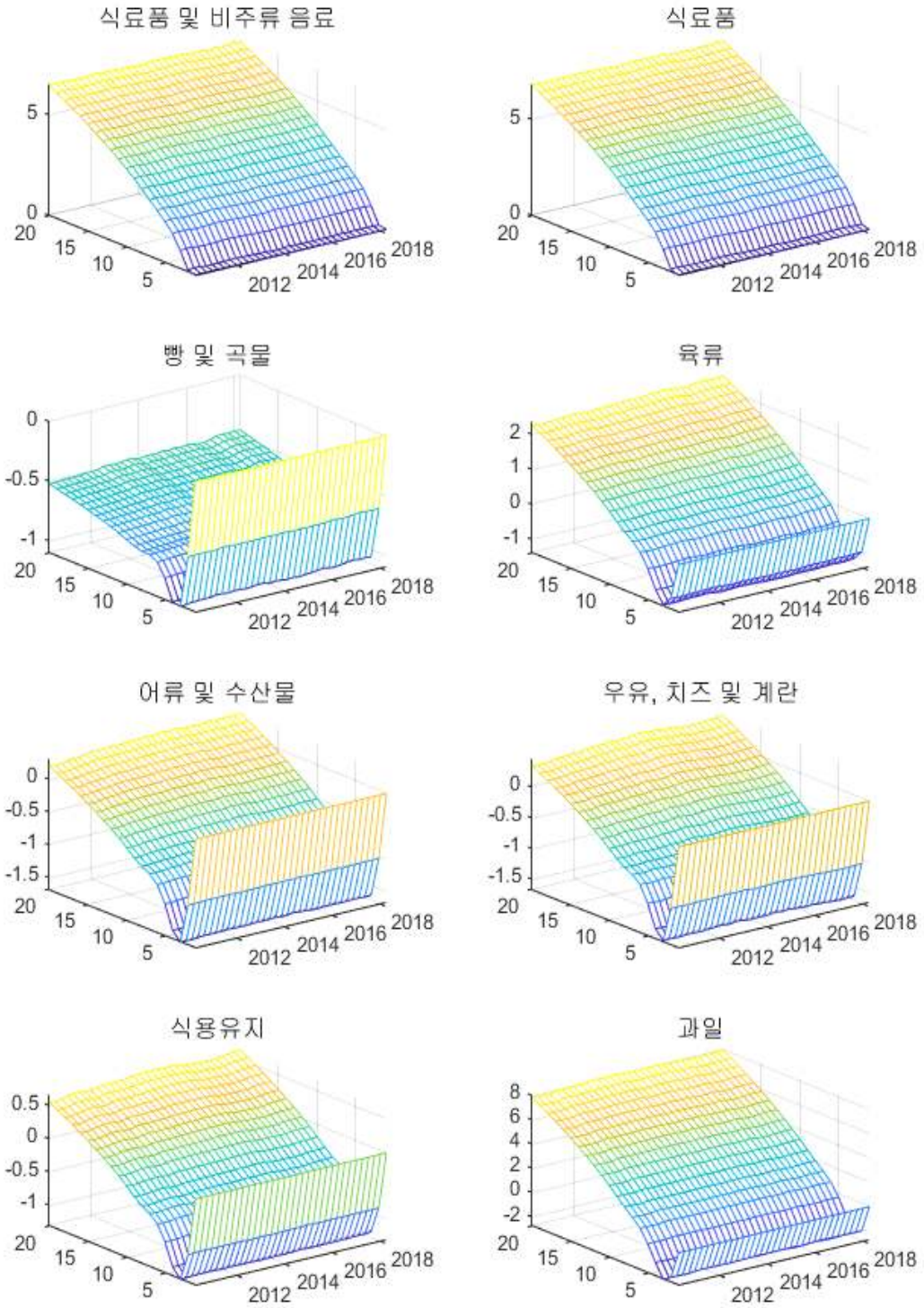
품목	가중치 (2015기준)
식료품 및 비주류 음료	137.6
식료품	128.7
빵 및 곡물	20.9
육류	25.8
어류 및 수산물	14.0
우유, 치즈 및 계란	10.2
식용유지	1.1
과일	16.8
채소 및 해조	17.5
과자, 빙과류 및 당류	10.3
기타 식료품	12.1
비주류 음료	8.9
커피, 차 및 코코아	3.1
생수, 청량음료, 과일주스 및 채소주스	5.8
주류 및 담배	15.8
주류	5.5
담배	10.3
의류 및 신발	61.1
의류	52.8
남자의류	10.9
여자의류	16.9
캐주얼의류	16.1
아동복 · 유아복	5.2

기타 의류 및 의류 장신구	1.9
의류 세탁, 수선 및 임차	1.8
신발	8.3
주택, 수도, 전기 및 연료	165.9
주택임차료	93.7
주거시설 유지·보수	8.2
수도 및 주거관련 서비스	28.0
상하수도료	7.7
기타 주거관련 서비스	20.3
전기, 가스 및 기타 연료	36.0
전기	17.0
가스	15.7
기타연료 및 에너지	3.3
가정용품 및 가사 서비스	44.2
가구, 가사비품 및 카페트류	8.6
가정용 섬유제품	3.2
가정용 기기	16.4
가정용 기구	13.0
가정용 기구 수리서비스	3.4
주방용품 및 가정용품	4.0
가정·정원용 공구 및 장비	2.4
일상 생활용품 및 가사 서비스	9.6
비내구성 가정용품	5.1
가구내 고용 및 가사 서비스	4.5
보건	69.8
의료용품 및 장비	27.3
의약품	19.9
의료용품 및 치료기기	7.4
외래환자 서비스	32.2
의료 서비스	20.4
기타 의료서비스	11.8
병원 서비스	10.3
교통	112.6
운송장비	31.9
개인운송장비 운영	53.8
개인운송장비 연료 및 윤활유	40.5
개인운송장비 소모품 및 유지·수리	8.4
개인운송장비 관련 기타 서비스	4.9
운송 서비스	26.9
철도 여객운송	5.5
도로 여객운송	14.8
항공 여객운송	3.5

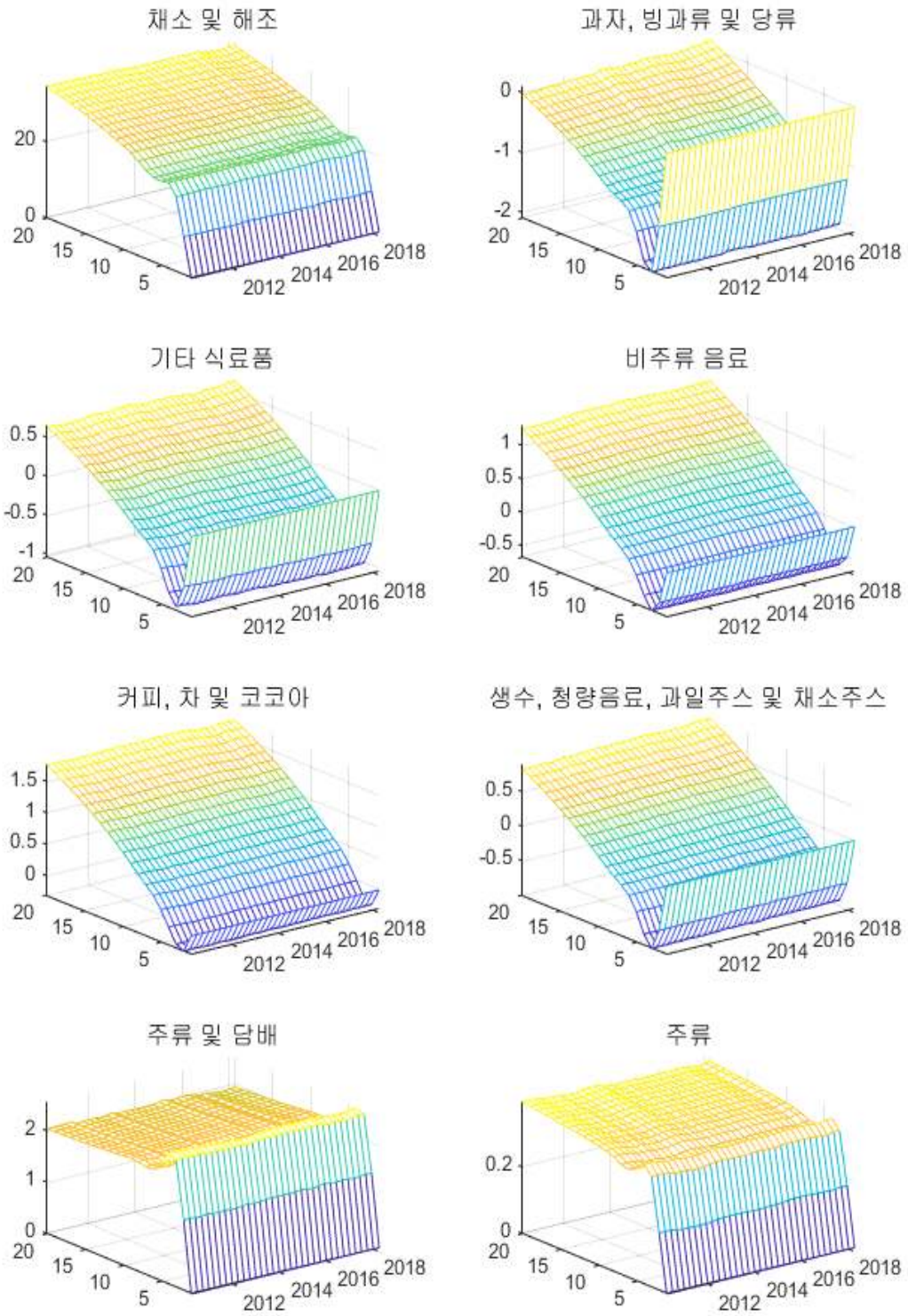
기타 여객운송	3.1
통신	53.5
우편 서비스	0.1
전화 및 팩스 장비	9.9
전화 및 팩스 서비스	43.5
오락 및 문화	61.2
음향, 영상, 사진 및 정보처리 장비	6.3
영상·음향기기	2.7
정보처리기기·소모품	3.6
기타 오락 및 문화용 주요 내구재	0.7
기타 오락용품, 조경용품 및 애완동물	8.7
오락 및 문화 서비스	21.9
오락 및 스포츠 서비스	8.0
문화 서비스	13.9
신문, 서적 및 문방구	7.1
서적	5.2
신문 및 정기간행물	0.6
문방구	1.3
단체여행	16.5
교육	89.6
유치원 및 초등교육	3.2
중등교육	4.9
고등교육	20.2
기타 교육	61.3
학원 및 보습교육	57.7
성인학원 및 기타교육	3.6
음식 및 숙박	131.8
음식 서비스	126.6
숙박 서비스	5.2
기타 상품 및 서비스	56.9
이미용 및 미용시설	13.7
개인용 전기용품 및 미용용품	16.1
기타 개인용품	7.4
기타 서비스	19.7

출처: 통계청

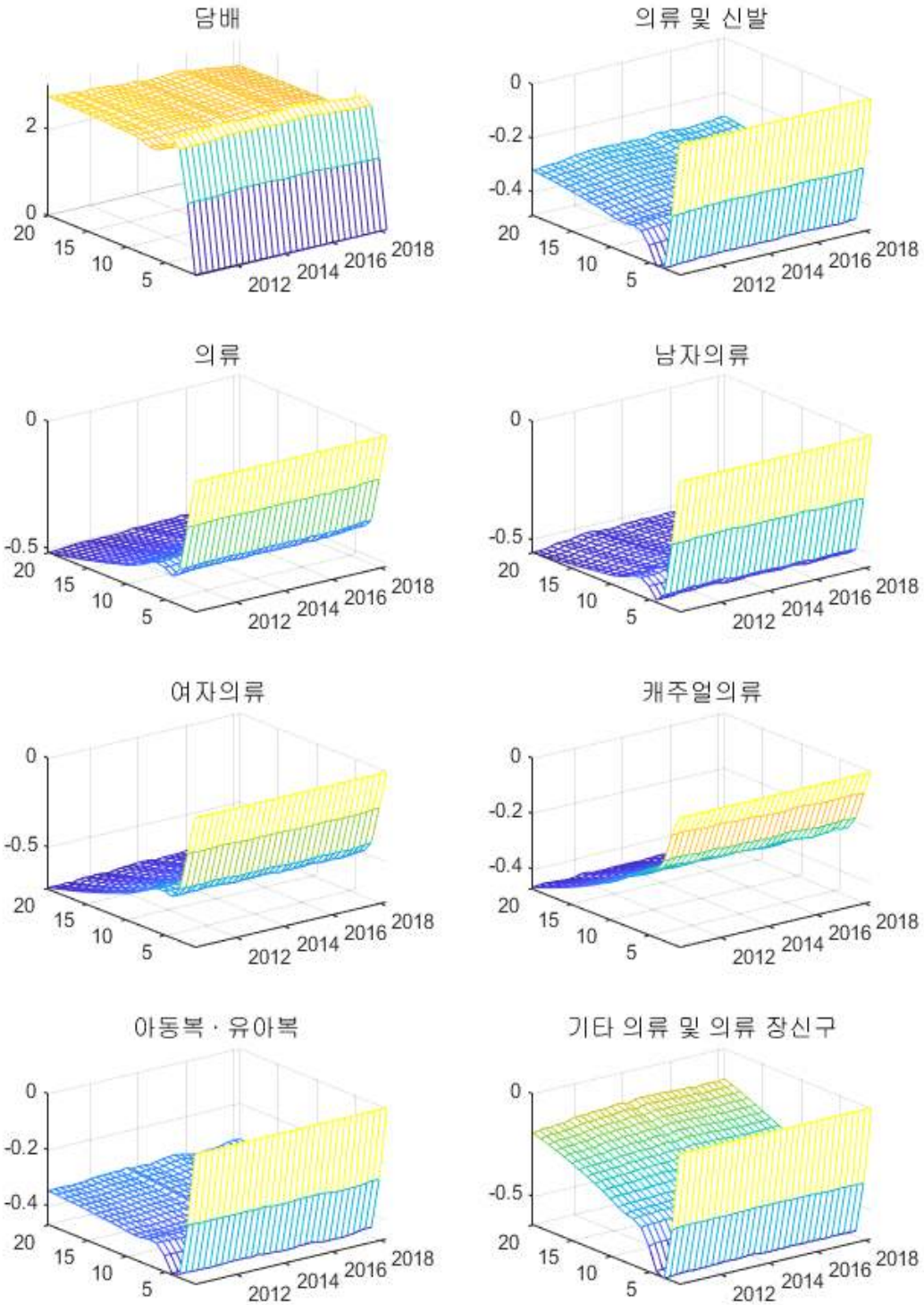
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수



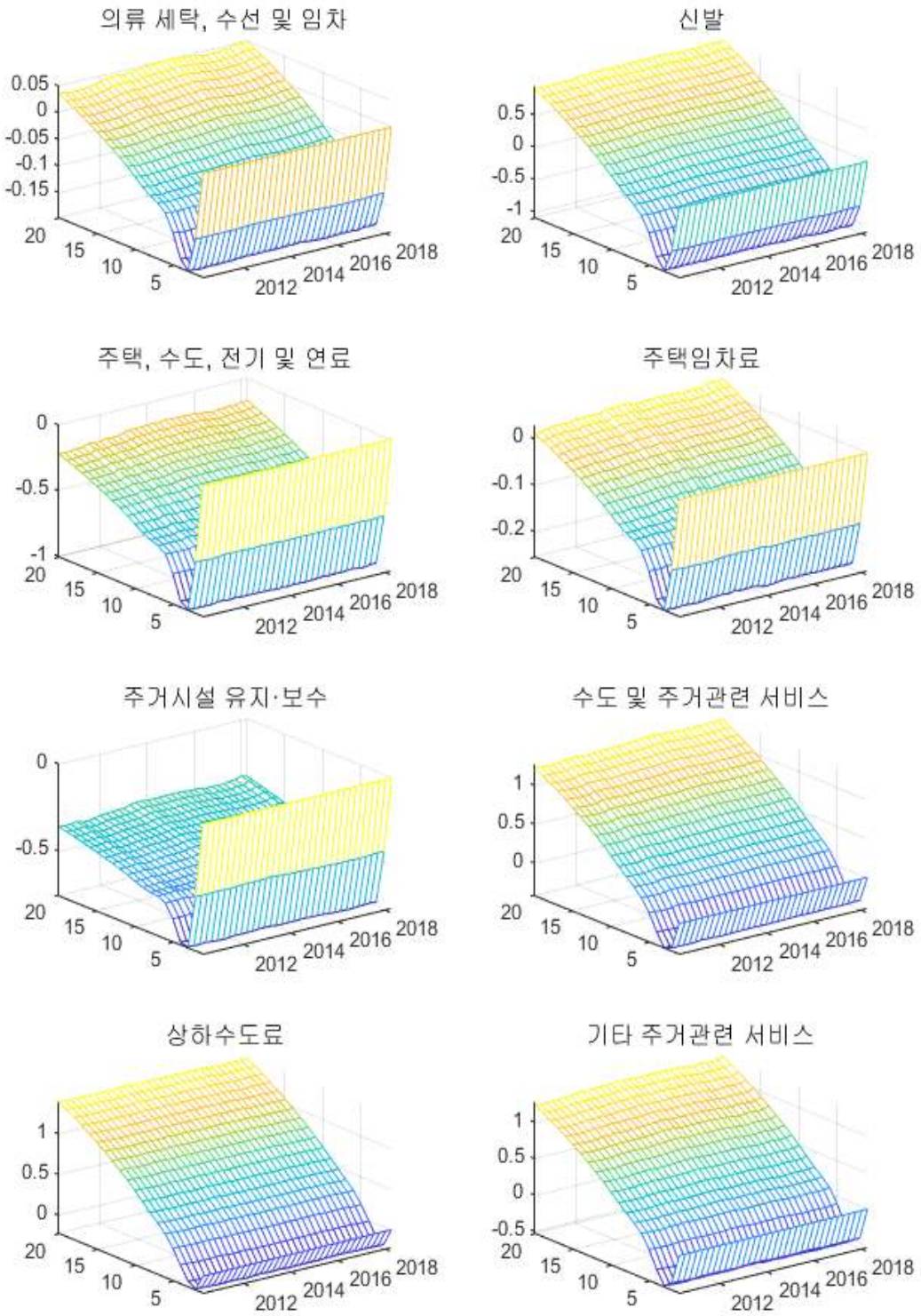
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



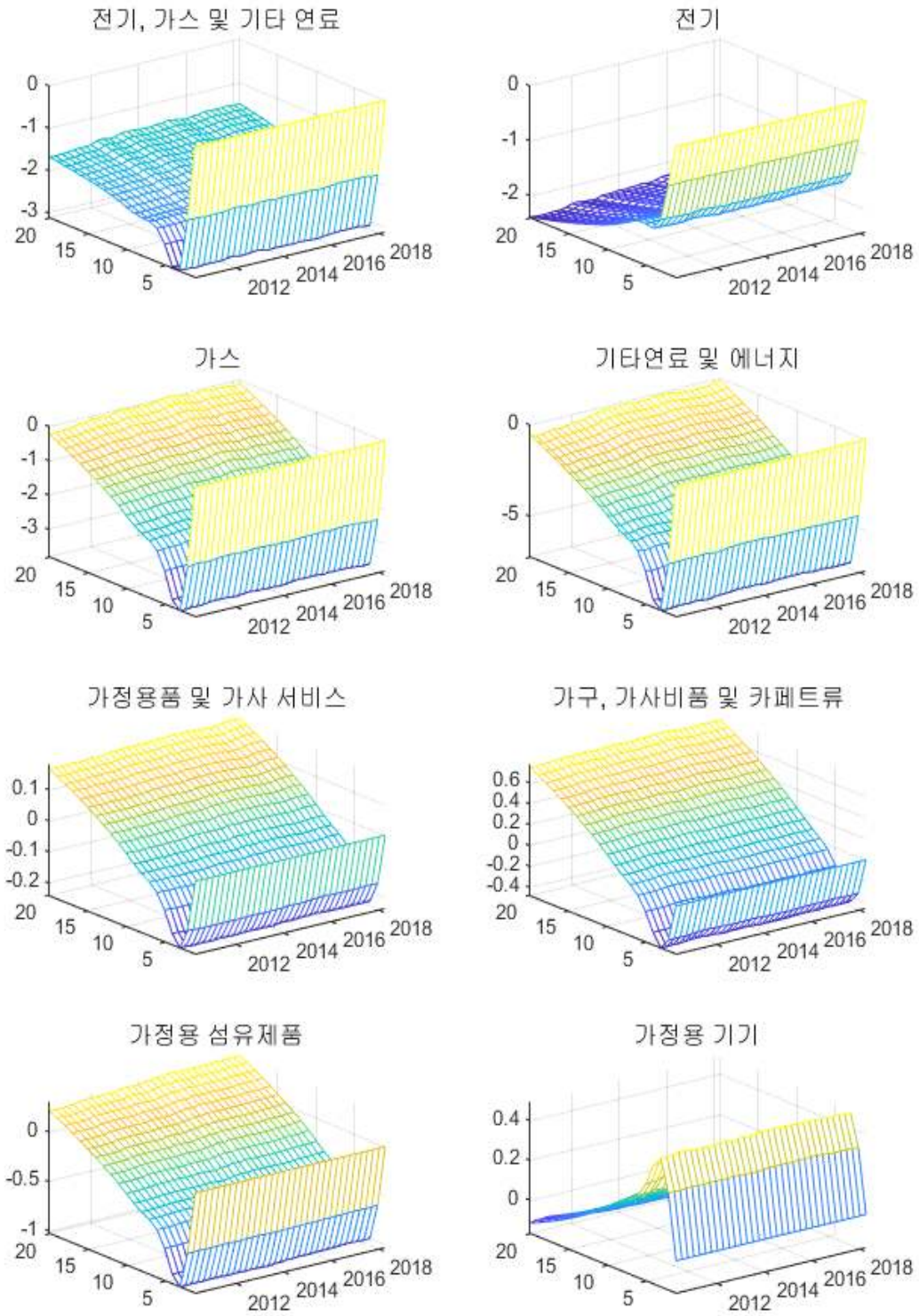
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



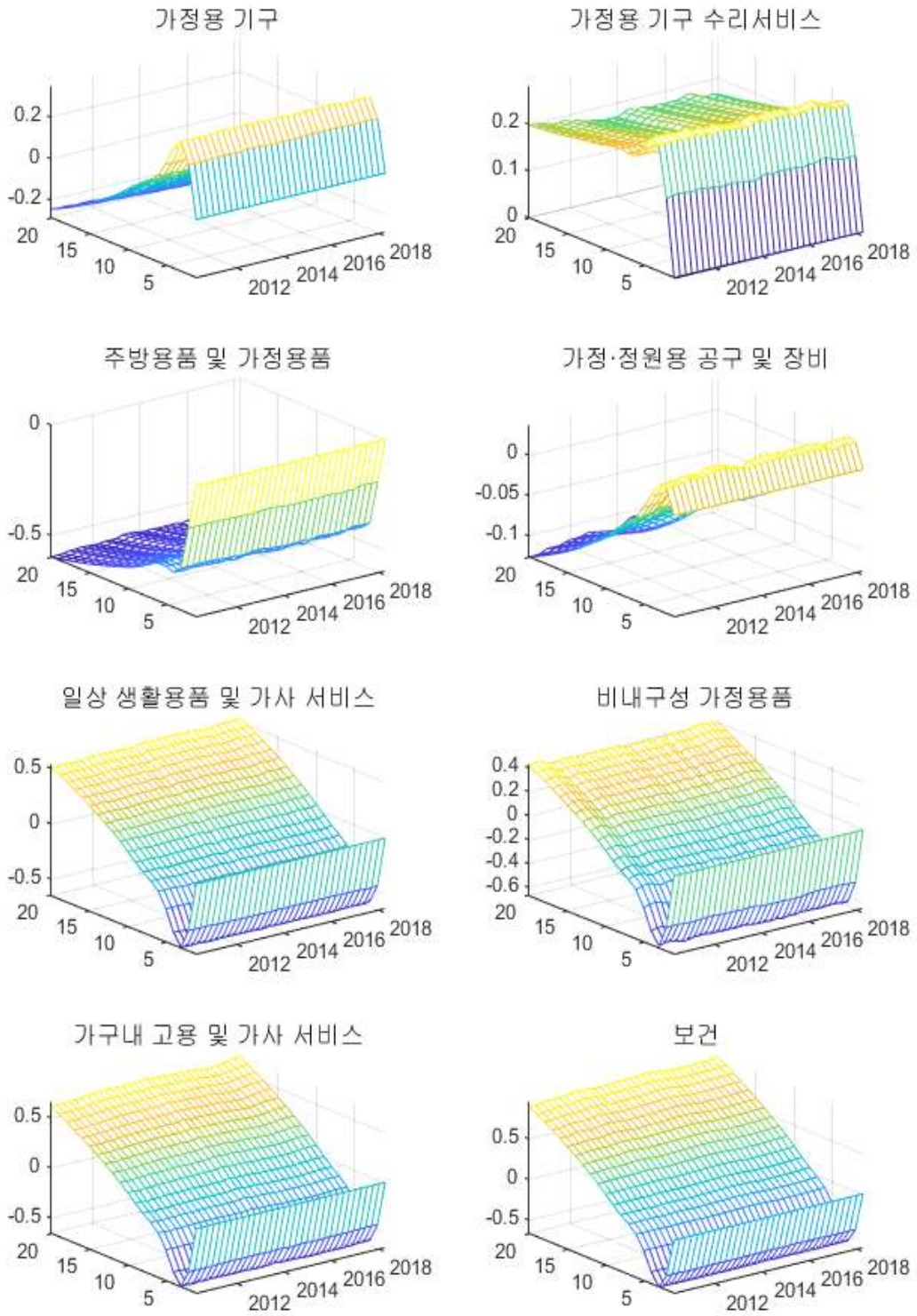
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



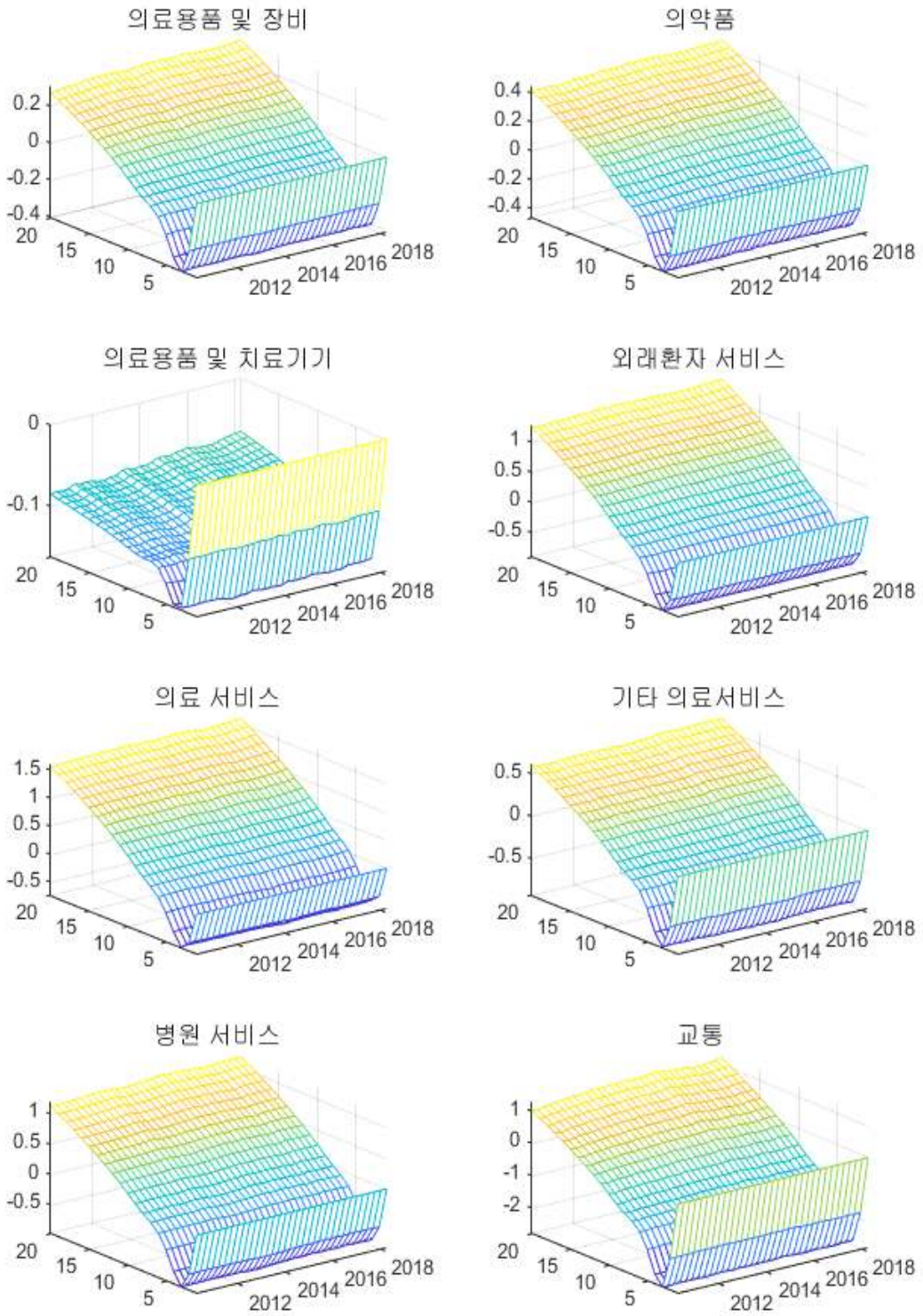
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



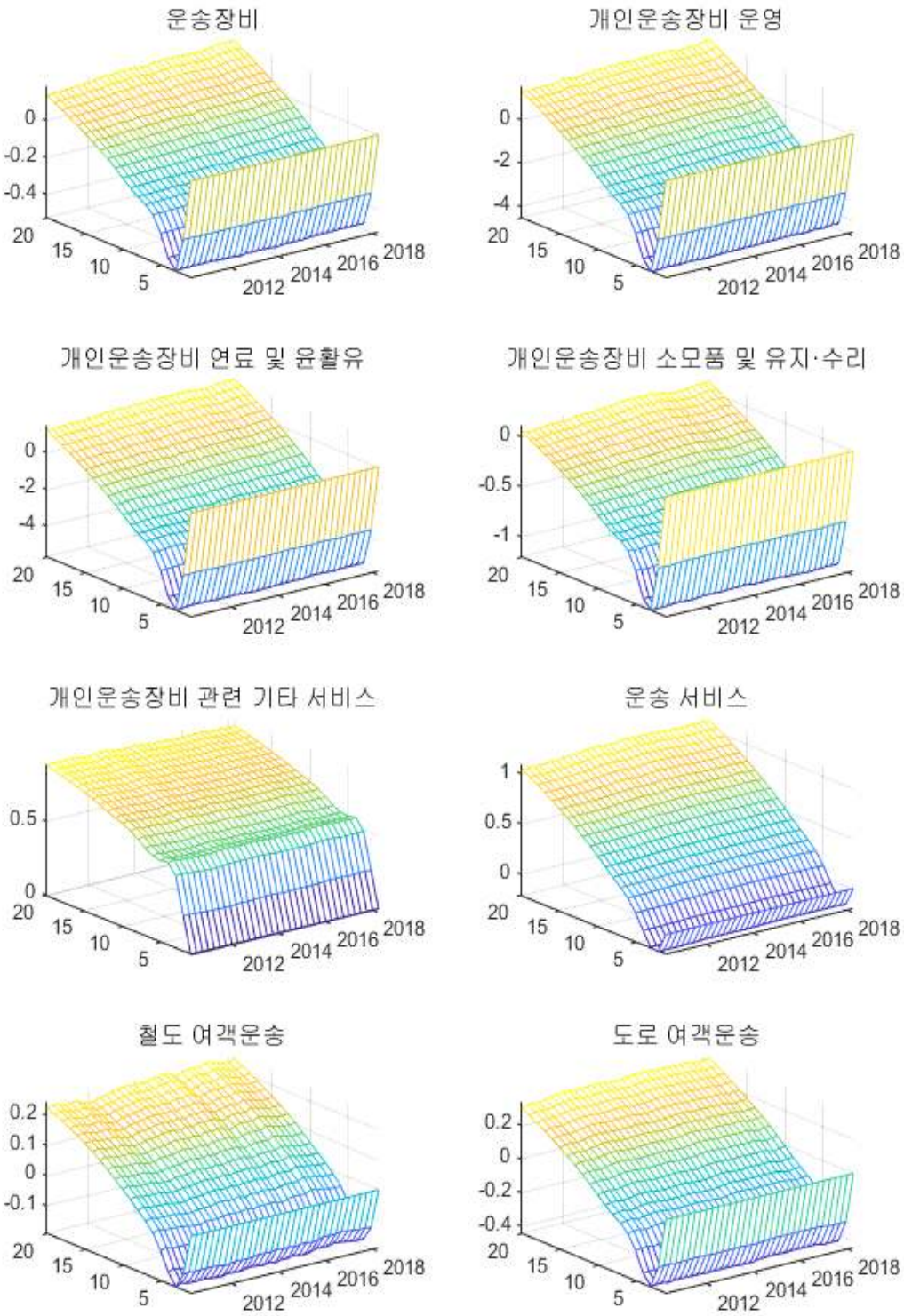
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



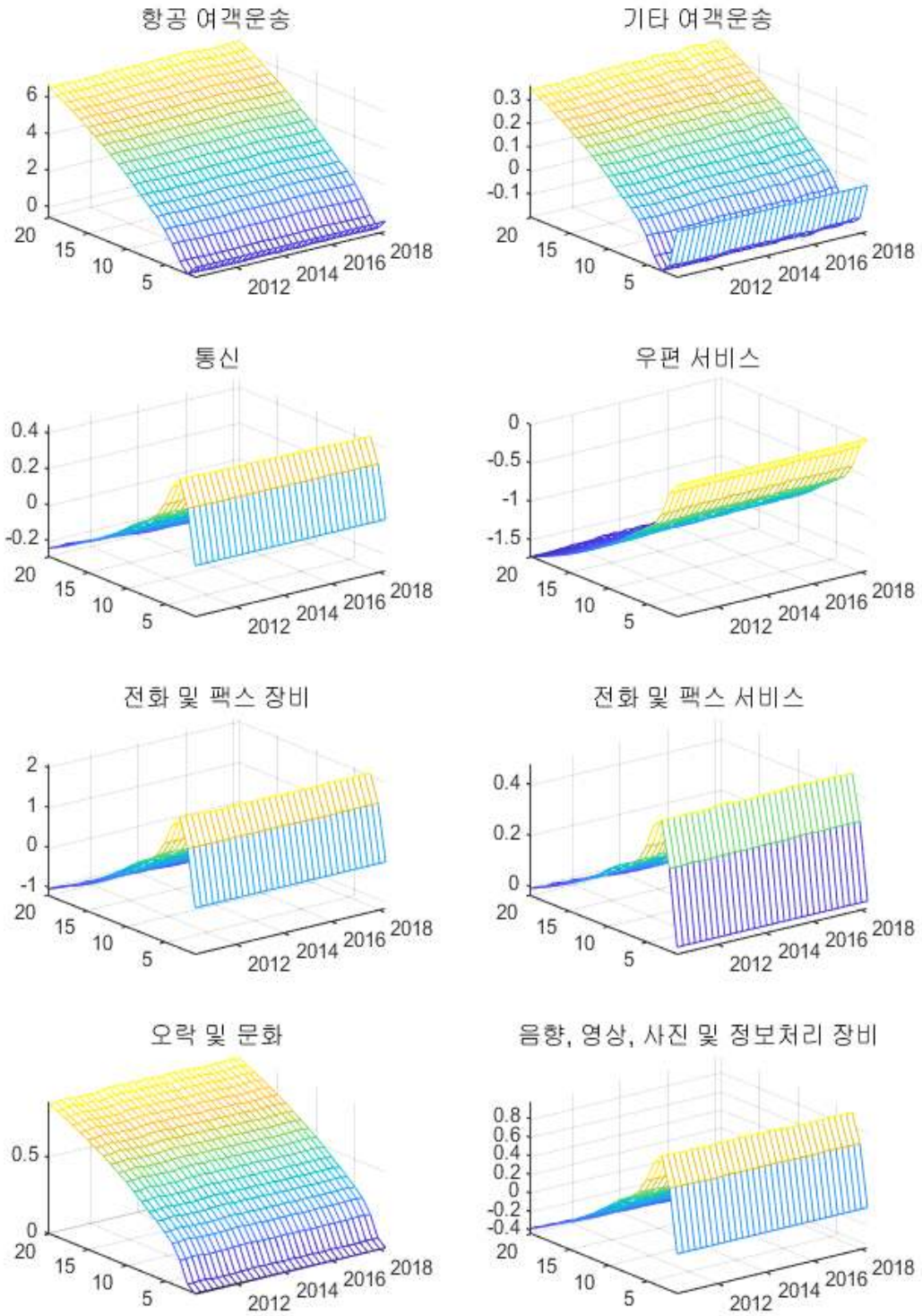
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



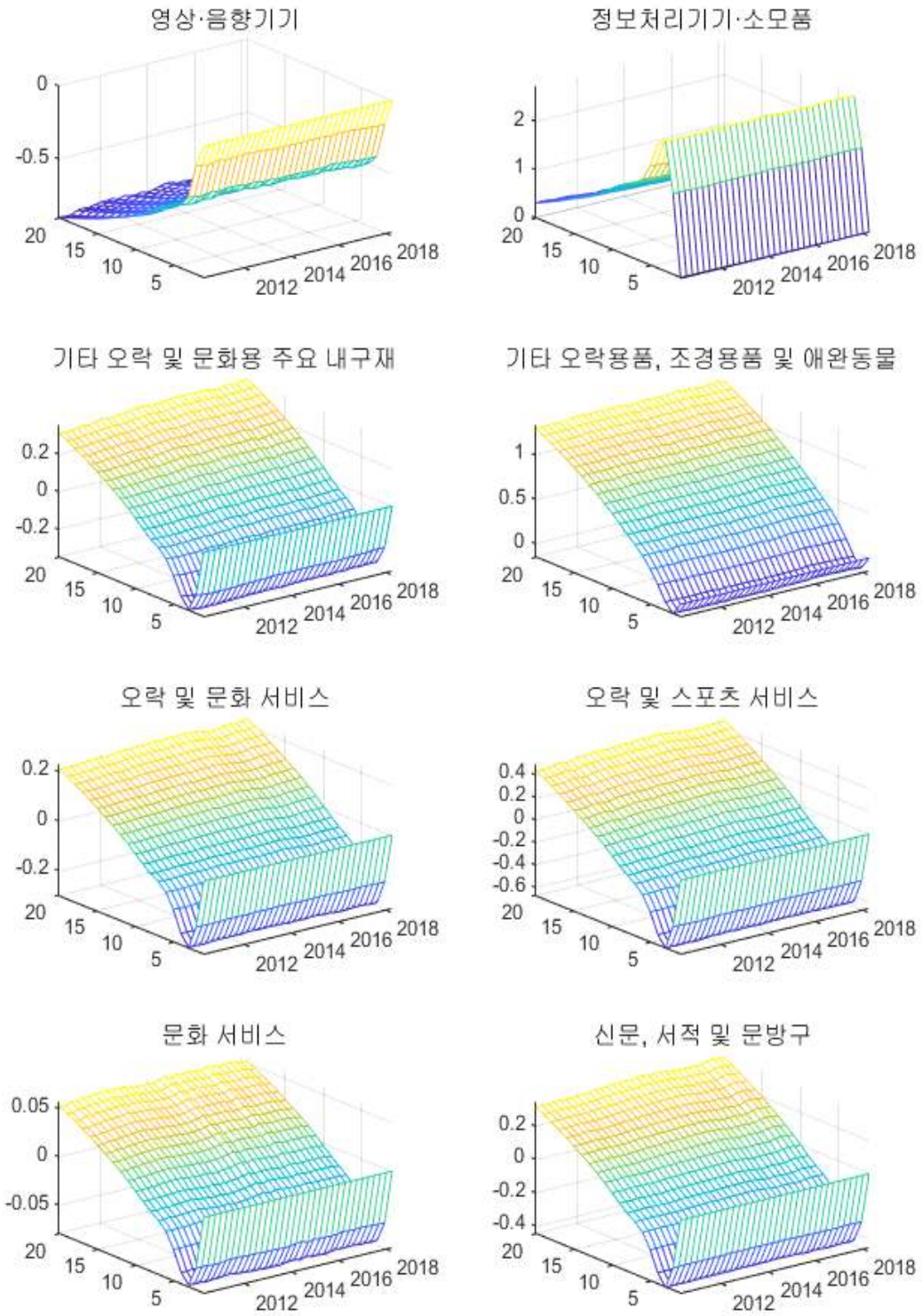
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



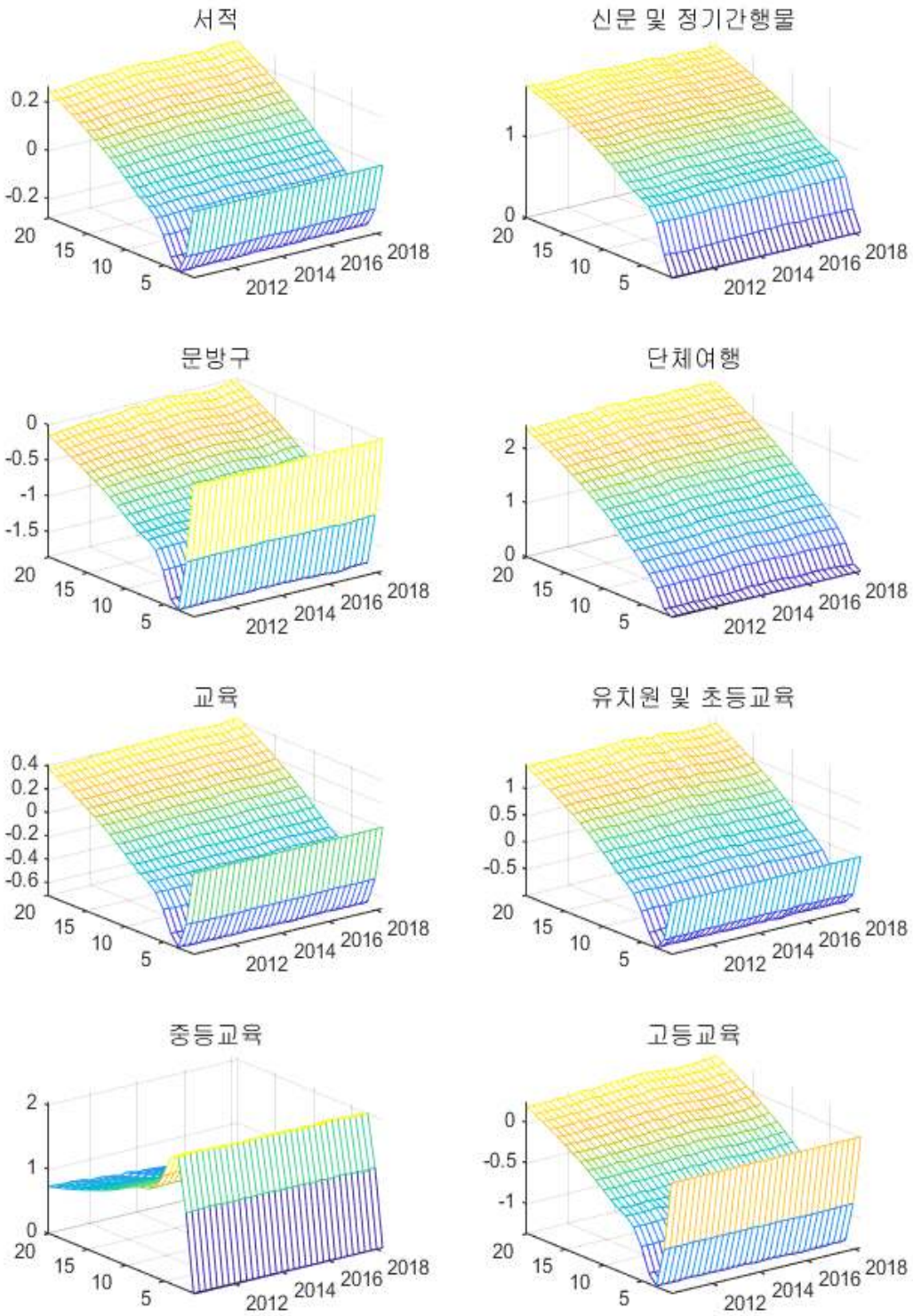
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



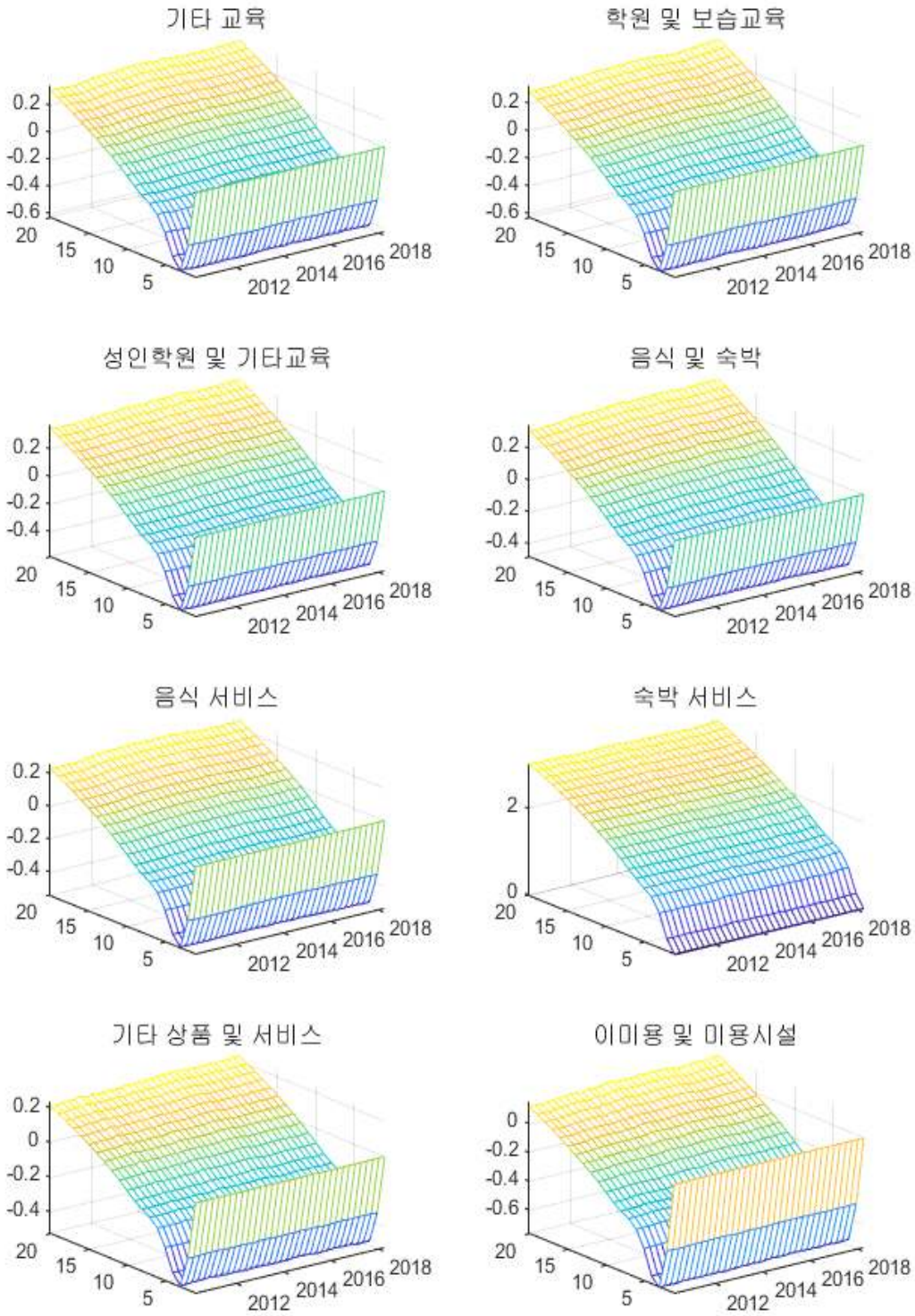
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



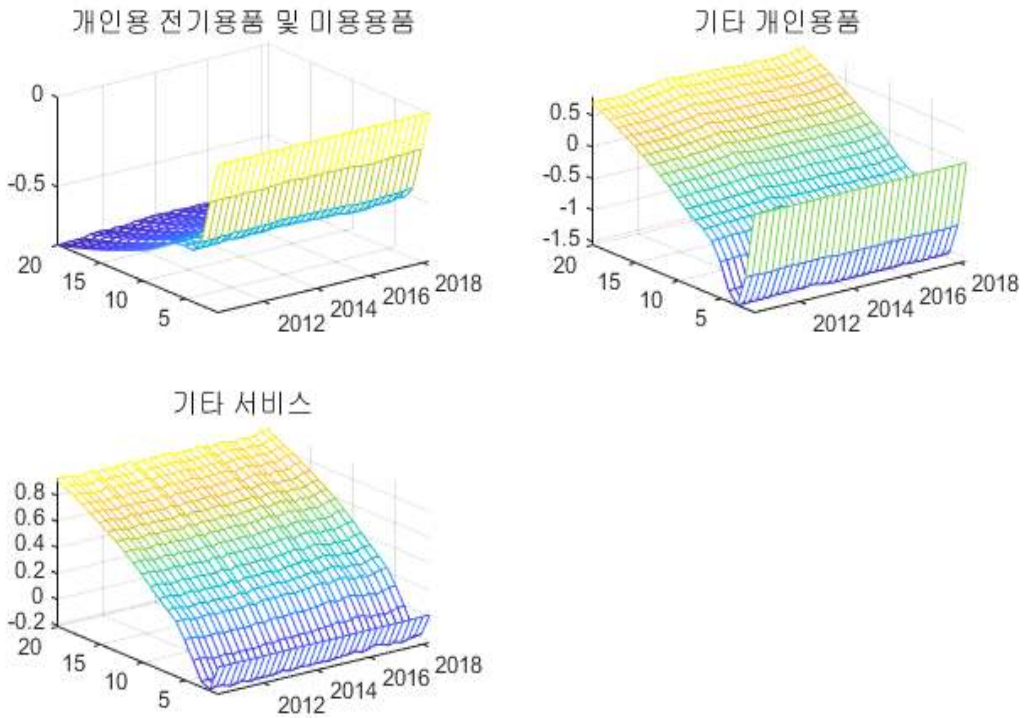
<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



<그림 14> 소비자 물가지수의 충격 반응함수 (계속)



출처 : 저자 시산

4. 요약 및 추후 연구 과제

FAVAR모형을 이용한 통화정책 충격에 따른 우리나라 인플레이션의 영향은 기존에 작은 규모의 VAR를 활용한 모형과 달리 가격 퍼즐 현상을 보이지 않아 거시 이론들이 예측에 부합하는 결과를 보여줬다. 이를 바탕으로 부문별 인플레이션에 적용한 결과, 2010년 이후로는 시기별 통화정책의 효과는 거의 비슷한 것으로 나타났다. 거시경제 자료가 조금 더 확보되거나, 제한된 입수 가능한 거시경제 자료만 사용한다면 분석 시기를 조금 더 확장해볼 수 있으나, 그렇게 되면 다시 부족한 자료로 인한 가격 퍼즐의 함정에 빠질 수 있다.

개별 가격들의 충격 반응은 가격 수준에서는 거의 모든 부문에서 금리 인상 충격에 부의 반응을 보였다. 다만 그 정도가 시차가 지날수록 서로 다른 모습을 보여 횡단면적으로는 차이가 상당히 있는 것으로 나타났지만, 각 부문의 시기별 충격 반응은 2010년과 2018년의 차이가 크게 드러나지 않았다. 금리 상승에 따른 소비량의 충격 반응은 필수적이지만 다양한 선택지가 있는 식품 및 비주류 음료, 주류 및 담배, 의류 및 신발, 오락 및 문화에서는 확실히 음의 충격을 주지만, 통신, 의료, 교육과 같은 부문에서는 충격에서 금세 회복하여 오히려 지출이 늘어나는 모습을 보인다. 소비의 행태별 분류에서는 내구재, 준내구재, 비내구재, 서비스재 모두 가격 반응에서는 음의 반응을 보이나, 소비량에서는 비내구재와 서비스재가 모든 양의 반응을 보인다.

본 연구는 다양한 거시경제 정보들을 반영하기 위해 샘플 기간을 2000년부터 설정하고 있지만, 조금 더 장기적인 통화정책의 영향력을 가격 퍼즐을 피하면서 연구하기 위해서는 추후 데이터가 더 축적된 후 이루어져야 할 것으로 보인다. 그러므로 본 연구 방법론은 지속해서 업데이트되어 통화정책의 방향성을 수시로 확인할 수 있는 지렛대로 삼을 필요가 있다.

Ⅳ. 결론

본 연구는 우리나라의 통화정책이 전체 물가 수준과 개별 물가 수준에 어떻게 영향을 미치는지를 Bernanke et al. (2005)가 제안한 요인이 첨가된 벡터자기회귀 모형, 일명 FAVAR 모형으로 조사한 것이다. 본 연구에서 사용된 실증 모형실험은 150여 개에 이르는 거시경제 변수와 물가지수의 세부 분야의 정보를 이용하여 우리나라 경제에 관련된 거의 모든 정보를 모아서 이루어졌다. 또한, 모형의 계수에 시변성을 그리고 모형의 분산 구조에 확률 과정을 도입함으로써 긴축적 통화정책이 수행되었을 때, 시차에 따라 최종소비지출 혹은 소비자 물가 지수에 미치는 동적 충격 반응을 조사할 수 있었다. 또한, 최종소비지출의 경우 소비량의 충격 반응을 알 수 있어 가격 수준뿐만 실물에 미치는 영향까지도 조사하였다. 이렇게 물가지수의 부문별 반응을 알아보는 것은 통화정책이 단순히 이 부문에 미치는 영향력에 대한 것뿐만 아니라, 해당 분야의 기업들 가격 설정 패턴까지 알아볼 수 있는 장점이 있다. 예를 들어, 소비가 비탄력적인 필수재 성격의 품목에서는 통화정책의 변화에 크게 반응을 하지 않는 것을 볼 수 있었다.

FAVAR모형을 이용한 통화정책 충격에 따른 우리나라 인플레이션의 영향은 기존에 작은 규모의 VAR를 활용한 모형과 달리 가격 퍼즐 현상을 보이지 않아 거시 이론들이 예측에 부합하는 결과를 보여줬다. 이를 바탕으로 부문별 인플레이션에 적용한 결과, 2010년 이후로는 시기별 통화정책의 효과는 거의 비슷한 것으로 나타났다. 거시경제 자료가 조금 더 확보되거나, 제한된 입수 가능한 거시경제 자료만 사용한다면 분석 시기를 조금 더 확장해볼 수 있으나, 그렇게 되면 다시 부족한 자료로 인한 가격 퍼즐의 함정에 빠질 수 있다.

개별 가격들의 충격 반응은 가격 수준에서는 거의 모든 부문에서

금리 인상 충격에 부의 반응을 보였다. 다만 그 정도가 시차가 지날수록 서로 다른 모습을 보여 횡단면적으로는 차이가 상당히 있는 것으로 나타났지만, 각 부문의 시기별 충격 반응은 2010년과 2018년의 차이가 크게 드러나지 않았다. 주목할 만한 것은 가격 반응과 달리 실물에 미치는 영향 (최종소비량)은 부문마다 가격과는 다른 모습을 보였다. 기본적으로 가격 반응과 실물반응은 음의 반응을 보여 상식과 부합하는 결과를 보였는데, 시간에 따른 반응의 차이도 지난 8년간은 그렇게 크지 않은 것으로 나타났다.

금리 상승에 따른 소비량의 충격 반응은 필수적이지만 다양한 선택지가 있는 식품 및 비주류 음료, 주류 및 담배, 의류 및 신발, 오락 및 문화에서는 확실히 음의 충격을 주지만, 통신, 의료, 교육과 같은 부문에서는 충격에서 금세 회복하여 오히려 지출이 늘어나는 모습을 보인다. 특이한 점은 교통에서 발생하는데 가격 충격에서도 다른 부문들보다 큰 반응을 보이며, 소비량에서도 음의 충격이 상당히 지속하는 것으로 나타난다. 이는 교통에서 차지하는 연료 (석유 포함)의 역할 때문으로 보인다. 가설을 확인하기 위해 더 자세한 분류의 소비지출이 필요하다.

소비의 행태별 분류에서는 내구재, 준내구재, 비내구재, 서비스재 모두 가격 반응에서는 음의 반응을 보이나, 소비량에서는 비내구재와 서비스재가 모두 양의 반응을 보인다. 즉, 통화정책에 내구재나 준내구재는 민감하게 반응하는 반면, 비내구재나 서비스재는 지속해서 사용되는 재화들이 많음으로 상대적으로 덜 민감한 반응을 보인다.

통화정책으로 인한 이자율의 변화는 경제 부문과 경제 주체에 상관없이 일관적으로 영향을 미친다. 통화정책 당국에서 이들 모두의 영향을 고려하기에는 금융 안정의 의무까지 떠안고 있는 상태에서 쉽지 않다. 그러므로 부문마다 다른 통화정책의 영향력을 재정 정책이나 정부

의 핀셋 정책에 따라 조정이 필요한 것으로 보인다. 특히 추후 경기가 회복하여 금리가 정상화 될 때 상대적으로 민감한 반응을 보이는 의류 및 신발, 음식 및 숙박 산업등을 보다 관리하여야 금리 충격에 따른 반응을 평탄화할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

Altissimo, Filippo, Benoit Mojon, and Paolo Zaffaroni. 2009. Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation? *Journal of Monetary Economics,* 56:231-241.

Balke, Nathan, and Mark Wynne. 2007. The Relative Price Effects of Monetary Shocks, *Journal of Macroeconomics*, 29:19-36.

Baumeister, Christiane and Philip Liu and Haroon Mumtaz, 2013, Changes in the effects of monetary policy on disaggregate price dynamics, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 37:543-556

Bernanke, B., Boivin, J., Eliasz, P., 2005. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive FAVAR Approach. *Quarterly Journal of Economics,* 120:387-422

Bils, M., Klenow, P., 2004. Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy,* 112:947-985.

Blinder, Alan. 1991. Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study, *American Economic Review*, 81:89-96.

Boivin, Jean, and Marc Giannoni. 2006. Has Monetary Policy Become More Effective?, *Review of Economics and Statistics*, 88:445-462.

Boivin, J., Giannoni, M., Mihov, I., 2009. Sticky prices and monetary policy: evidence from disaggregated U.S. data. *American Economic Review*, 99:350-384.

Clark, Todd. 2006. Disaggregate Evidence on the Persistence of Consumer Price Inflation. *Journal of Applied Econometrics*, 21:563-587.

Cogley, T., Sargent, T.J., 2005. Drift and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics* 8, 262 - 302.

Cogley, T., Primiceri, G.E., Sargent, T.J., 2010. Inflation-Gap persistence in the U.S. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2, 43 - 69.

Del Negro, M., Otrok, C., 2008. Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring Changes in International Business Cycles. Staff Reports 326, Federal Reserve Bank of New York.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L., 2000. The generalized dynamic factor model: identification and estimation. *Review of Economics and Statistics* 82, 540 - 554.

Golosov, Mikhail and Robert E. Lucas Jr., 2007, Menu Costs and

Phillips curve, *Journal of Political Economy*, 115(2):171-199

Kim, Hyun Hak and Norman R. Swanson., 2014, Forecasting Financial and Macroeconomics Variables Using Data Reduction Methods: New Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, 178(2):352-367

Klenow, Peter J. & Oleksiy Kryvtsov, 2008. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation?, *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3):863-904.

Nakajima, J., Sudo, N., Tsuruga, T., 2010. How Well Do the Sticky Price Models Explain the Disaggregated Price Responses to Aggregate Technology and Monetary Policy Shocks? IMES Discussion Paper Series 2010-E-22.

Primiceri, G.E., 2005. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies* 72, 821 - 852.

부록

1. Matlab 코드 (메인 프로그램)

```
clear
addpath('functions');
%[ data0 junk ]=xlsread('E:\GoogleDrive\106_Research\03_DATA\Data_Q_201909');
T1=xlsread('E:\GoogleDrive\106_Research\03_DATA\Data_Q_201909.xlsx');
T2=readtable('E:\GoogleDrive\106_Research\03_DATA\Data_Q_201909.xlsx');
cpi_pce = T1(3,:); % 1 for others, 0 for CPI, 2 for PCE

% Data without PCE when cpi_pce<2, without CPI when cpi_pce>0
index = T1(1:2,cpi_pce>-1)';
data0 = T1(4:end-3,cpi_pce>-1);
names = T2.Properties.VariableNames(2:end)'; names=names(cpi_pce>-1);

dindex=index(:,1);  %dindex=1  for  series  that  are  log  differenced  dindex=3
differencing without logs
index=index(:,2);  %index=1 for 'fast moving' series
dates = table2array(T2(3:rows(data0),1));

%load policy rate and standardize it
%z=xlsread('\data\baserate.xls');
z = T1(4:end-3,1);
z = z(2:end);
z=standardise(z);
clear T1 T2

reps=15000; %replications
burn=14500; %burn in
horizon=40;
T0=40;  %training sample
CHECK=1;
maxdraws=100;
%first difference the data where appropriate
data00=diffx(data0,dindex);
%standardise the data
data=standardise(data00);
betamat=getbeta(data,data00);%scaling factors to convert IRFs into original data
units
```

```
KK=2;  %number of factors
L=2;  %number of lags in the VAR
N=KK+1; %number of Variables in var K factors plus the interest rate
NN=cols(data);% size of the panel
T=rows(data);
%step 1 of the algorithm set starting values and priors

%get an intial guess for the factor via principal components
pmat=extract(data,KK);

%set priors for TVP parameters
Y=[pmat z];
X=[];
for j=1:L
X=[X lag0(Y,j) ];
end
X=[X ones(rows(X),1) ];
Y=Y(L+1:end,:);
X=X(L+1:end,:);

y0=Y(1:T0,:);
x0=X(1:T0,:);
b0=x0\y0;
e0=y0-x0*b0;
sigma0=(e0'*e0)/T0;
V0=kron(sigma0,inv(x0'*x0));

%priors for the variance of the transition equation
Q0=V0*T0*3.5e-04;  %prior for the variance of the transition equation error
P00b=V0;                    % variance of the intial state vector  variance of
state variable p[t-1/t-1]
beta0b=vec(b0)';      % intial state vector   %state variable  b[t-1/t-1]
Q=Q0;
%priors and starting values for aij
C0=chol(sigma0);
C0=C0./repmat(diag(C0),1,N);
C0=inv(C0)';
PC0=10;
amatx=zeros(1,N*(N-1)/2);
j=1;
```

```
for i=1:N-1
   temp=C0(i+1,1:i);
amatx(1,j:j+cols(temp)-1)=temp;
D0{i}=eye(cols(temp))*(10^(-3));
j=j+cols(temp);
end
DD=D0;

%remove training sample
data=data(T0+L+1:end,:);
z=z(T0+L+1:end,:);
Y=Y(T0+1:end,:);
X=X(T0+1:end,:);
pmat=pmat(T0+L+1:end,:);
T=rows(data);

beta0=Y(1,:);  %state vector S[t-1/t-1]
for i=1:L-1
   beta0=[beta0 zeros(1,N)];
end
ns=cols(beta0);
P00=eye(ns);  %P[t-1/t-1]
rmatin=ones(NN,1);  %arbitrary  starting  value  for  the  variance  of  the
idiosyncratic component
%prior for the factor loadings
fload0=zeros(KK+1,1);
vfload0=eye(KK+1);
vg=0.01;
tg=5;
%priors and starting values for the stochastic vol
hlast=(diff(Y).^2)+0.0001;
hlast=[hlast(1:2,:);hlast];  %rough intial guess for svol
g=ones(N,1);  %rough guess for the variance of the transition equation
g0=0.01^2;  %scale parameter for inverse gamma
Tg0=1;
mubar=log(diag(sigma0));
sigmabar=10;
%50 iterations to smooth initial estimates of stochastic volatility
epsilon=diff(Y);
epsilon=[epsilon(1,:);epsilon];
```

```
for m=1:50
  hnew=zeros(T+1,N);
  for i=1:N
      htemp=getsvol(hlast(:,i),g(i),mubar(i),sigmabar,epsilon(:,i));
      hnew(:,i)=htemp;
  end
hlast=hnew;
end

amat=repmat(amatx,T,1);
beta20=repmat(beta0b,T,1);

mm=1;
for m=1:reps;

%gibbs sampling
if (m/1000)==floor(m/1000)
 disp(strcat('REPS=',num2str(m)));
end

%step 1 sample factor loadings
[fload,floadr,rmat]=getobseqparameters(data,pmat,z,fload0,vfload0,vg,tg,rmatin
,index);
rmatin=rmat;

%step 2 sample VAR coefficients

[beta2,error,roots,epsilon,problem]=carterkohnvar(Y,X,Q,amat,hlast,beta0b,P00b
,L,CHECK,maxdraws);
if problem
    beta2=beta20;
else
    beta20=beta2;
end

% step 3 sample Q from the IW distribution
errorq=diff(beta2);
scaleQ=(errorq'*errorq)+Q0;
Q=iwpq(T+T0,invpd(scaleQ));
```

```
%step4 sample aij using the carter kohn algorithm
QA=zeros((N*(N-1))/2,(N*(N-1))/2);
j=1;
for i=2:N
    ytemp=error(:,i);
    xtemp=error(:,1:i-1)*-1;
    a0=C0(i,1:i-1);
    pa=PC0*diag(abs(a0));
    Qa=DD{i-1};
    [a1,trash]=carterkohn1(a0,pa,hlast(:,i),Qa,ytemp,xtemp);
    amat(:,j:j+cols(a1)-1)=a1;
    %sample Qa
    a1errors=diff(a1);
    scaleD1=(a1errors'*a1errors)+D0{i-1};
    DD{i-1}=iwpq(T+T0,invpd(scaleD1)); %draw from inverse Wishart
    QA(j:j+cols(a1)-1,j:j+cols(a1)-1)=DD{i-1};
    j=j+cols(a1);
end

%Step 5 sample stochastic vol for each epsilon using the MH algorithm
  hnew=zeros(T+1,N);
  for i=1:N
      htemp=getsvol(hlast(:,i),g(i),mubar(i),sigmabar,epsilon(:,i));
      hnew(:,i)=htemp;
       gerrors=diff(log(hnew(:,i)));
g(i)=IG(Tg0,g0,gerrors);  %draw from the inverse Gamma distribution
  end
hlast=hnew;

%matrix of factor loadings
H=zeros(NN,N*L);
H(1:rows(fload),1:KK+1)=[fload floadr];
H(rows(floadr)+1,KK+1)=1;
%matrix R
R=diag([rmat;0]);

pmat=getfactor(beta2,amat,hlast,H,R,data,z,beta0,P00,KK,ns,N,L);
```

```
%update data
Y=[pmat z];
Y=[Y(1:L,:);Y];
X=[];
for j=1:L
X=[X lag0(Y,j) ];
end
X=[X ones(rows(X),1) ];
Y=Y(L+1:end,:);
X=X(L+1:end,:);

if m>burn
    %compute impulse response
    for i=1:T
    iamat=invpd(chofac(N,amat(i,:)'));
    Sigma=iamat*diag(hlast(i+1,:))*iamat';
    A0=cholx(Sigma);
    beta1=reshape(beta2(i,:),N*L+1,N);
    shock=zeros(1,N);
    shock(end)=1;
    yhat=irfsim(beta1,N,L,A0,shock,horizon);
    yhat=yhat./yhat(1,end);
yhat1=yhat*H(:,1:KK+1)';  %impulse response for the panel


irfmat(mm,i,1:horizon,1:NN+1)=(yhat1);
    end
mm=mm+1;
end


end
```

2. Matlab 코드 (그림 그리기용)

```
%% 그림 5 (Figure 1 Aggeregate level)
agg_idx = [95,81,46,121];
name_agg={'GDP';'Employment';'CPI(all)';'PCE(all)'};

% 그림 가 GDP
figure(); i=1;
set(gcf,'renderer','zbuffer')
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,agg_idx(i)),[50],1));
temp0=(cumsum(irf.*betamat(agg_idx(i)),2));
temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
mesh(temp1',temp2',temp0)
title(strcat('\fontsize{8}', name_agg(i)))
axis tight

% 그림 나 고용
figure(); i=2;
set(gcf,'renderer','zbuffer')
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,agg_idx(i)),[50],1));
temp0=(cumsum(irf.*betamat(agg_idx(i)),2));
temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
mesh(temp1',temp2',temp0)
title(strcat('\fontsize{8}', name_agg(i)))
axis tight

% 그림 다 CPI
figure(); i=3;
set(gcf,'renderer','zbuffer')
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,agg_idx(i)),[50],1));
temp0=(cumsum(irf.*betamat(agg_idx(i)),2));
temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
mesh(temp1',temp2',temp0)
title(strcat('\fontsize{8}', name_agg(i)))
axis tight
```

```
% 그림 라 PCE
figure(); i=4;
set(gcf,'renderer','zbuffer')
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,agg_idx(i)),[50],1));
temp0=(cumsum(irf.*betamat(agg_idx(i)),2));
temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
mesh(temp1',temp2',temp0)
title(strcat('\fontsize{8}', name_agg(i)))
axis tight

%% 그림 6 - distribution
figure(); i=4;
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,agg_idx(i)),1:1:99,1));
t1=squeeze(irf(:,1,:)); temp0=(cumsum(t1.*betamat(agg_idx(i)),2));
plot_distribution(0:20,temp0)
%ylim([-2 1])
figure();
t1=squeeze(irf(:,end,:)); temp0=(cumsum(t1.*betamat(agg_idx(i)),2));
plot_distribution(0:20,temp0)
%ylim([-2 1])


%% 그림 7 PCE price (Figure 2)
PCE_idx = 122:137;
PCQ_idx = 139:154;
    % 패널 가 for the first time
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,PCE_idx),50,1));
    figure()
    t1=squeeze(irf(1,:,:));
    for i1=1:1:length(PCE_idx)
        %temp0=t1(:,i1).*betamat(PCE_idx(i1));
        temp0=cumsum(t1(:,i1).*betamat(PCE_idx(i1)));
        plot(0:20,temp0,'b')
        hold on
    end
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,min(PCE_idx)-1),50,1));
    temp0=cumsum(irf(1,:).*betamat(min(PCE_idx)-1));
    plot(0:20,temp0,'r','LineWidth',3)
    hold off
```

```
    % 패널 다 for the last time
    figure()
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,PCE_idx),50,1));
    t1=squeeze(irf(end,:,:));
    for i1=1:1:length(PCE_idx)
        %temp0=t1(:,i1).*betamat(PCE_idx(i1));
        temp0=cumsum(t1(:,i1).*betamat(PCE_idx(i1)));
        plot(0:20,temp0,'b')
        hold on
    end
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,min(PCE_idx)-1),50,1));
    temp0=cumsum(irf(end,:).*betamat(min(PCE_idx)-1));
    plot(0:20,temp0,'r','LineWidth',3)
    hold off

% PCE Quantity
    % 패널 나 for the first time
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,PCQ_idx),50,1));
    figure()
    t1=squeeze(irf(1,:,:));
    for i1=1:1:length(PCQ_idx)
        temp0=cumsum(t1(:,i1).*betamat(PCQ_idx(i1)));
        plot(0:20,temp0,'b')
        hold on
    end
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,min(PCQ_idx)-1),50,1));
    temp0=cumsum(irf(1,:).*betamat(min(PCQ_idx)-1));
    plot(0:20,temp0,'r','LineWidth',3)
    hold off

    % 패널 라 for the last time
    figure()
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,PCQ_idx),50,1));
    t1=squeeze(irf(end,:,:));
    for i1=1:1:length(PCQ_idx)
        temp0=cumsum(t1(:,i1).*betamat(PCQ_idx(i1)));
        plot(0:20,temp0,'b')
        hold on
    end
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,min(PCQ_idx)-1),50,1));
    temp0=cumsum(irf(end,:).*betamat(min(PCQ_idx)-1));
    plot(0:20,temp0,'r','LineWidth',3)
    hold off
```

```
%% 그림 8 : IRF overe time
% 패널 가
figure()
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,5,PCE_idx),50,1));
for i1=1:1:length(PCE_idx)
    plot(2010.25:0.25:2018.25,irf(:,i1),'b');
    xlim([2010.25 2018.25])
    hold on
end
hold off

% 패널 나
figure()
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,13,PCE_idx),50,1));
for i1=1:1:length(PCE_idx)
    plot(2010.25:0.25:2018.25,irf(:,i1),'b');
    xlim([2010.25 2018.25])
    hold on
end
hold off

% 패널 다
figure()
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,5,PCQ_idx),50,1));
for i1=1:1:length(PCQ_idx)
    plot(2010.25:0.25:2018.25,irf(:,i1),'b');
    xlim([2010.25 2018.25])
    hold on
end
hold off

% 패널 라
figure()
irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,13,PCQ_idx),50,1));
for i1=1:1:length(PCQ_idx)
    plot(2010.25:0.25:2018.25,irf(:,i1),'b');
    xlim([2010.25 2018.25])
    hold on
end
hold off
```

```
%% 그림 9 (% Figure 3)
% 패널 가 at the beginnig
irfE=squeeze(prctile(irfmat(:,1,5,PCE_idx),50,1));
irfQ=squeeze(prctile(irfmat(:,1,5,PCQ_idx),50,1));
figure(); ax=subplot(1,1,1);
scatter(ax,irfE,irfQ,'b*');
h1=lsline(ax); h1.Color='r'; h1.LineWidth = 2;
xlim([min(irfE)-0.01 max(irfE)+0.01])
ylim([-0.15 0.15])

% 패널 나 at the end
irfE=squeeze(prctile(irfmat(:,end,5,PCE_idx),50,1));
irfQ=squeeze(prctile(irfmat(:,end,5,PCQ_idx),50,1));
figure(); ax=subplot(1,1,1);
scatter(ax,irfE,irfQ,'b*');
h1=lsline(ax); h1.Color='r'; h1.LineWidth = 2;
xlim([min(irfE)-0.01 max(irfE)+0.01])
ylim([-0.15 0.15])

% 패널 다 Relation
rel_EQ = nan(size(irfmat,2),2);
for i2=1:1:size(irfmat,2)
    irfE=squeeze(prctile(irfmat(:,i2,5,PCE_idx),50,1));
    irfQ=squeeze(prctile(irfmat(:,i2,5,PCQ_idx),50,1));
    rel_EQ(i2,1) = corr(irfE,irfQ);
end
figure()
plot(2010.25:0.25:2018.25,rel_EQ(:,1),'b-')
ylim([-0.4 -0.2])
```

```
%% 그림 10 (Figure 4)
temp1=nan(size(irfmat,2),21,length(PCE_idx));
for i2=1:1:length(PCE_idx)
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:21,PCE_idx(i2)),50,1));
    %temp0=(cumsum(irf.*betamat(PCE_idx(i2)),2));
    temp0=(cumsum(irf,2));
    temp1(:,:,i2) = temp0;
end

% By horizon
hset=[2,5,9,13,17];
figure()
    for i1=1:1:length(hset)
        temp2=squeeze(temp1(1,hset(i1),:));
        [a,b]=ksdensity(temp2);
        plot(b,a)
        hold on
    end
    hold off
    legend('h=1','h=4','h=8','h=12','h=16')

figure()
    for i1=1:1:length(hset)
        temp2=squeeze(temp1(end,hset(i1),:));
        [a,b]=ksdensity(temp2);
        plot(b,a)
        hold on
    end
    hold off
    legend('h=1','h=4','h=8','h=12','h=16')

% By year
yset = [1 8 15 22 28 33];
figure()
    for i1=1:1:length(yset)
        temp2=squeeze(temp1(yset(i1),5,:));
        [a,b]=ksdensity(temp2);
        plot(b,a)
        hold on
    end
    hold off
    legend('2010 Q2','2012 Q1','2013 Q4','2015 Q3','2017 Q1','2018 Q2')
```

```
figure()
    for i1=1:1:length(yset)
        temp2=squeeze(temp1(yset(i1),17,:));
        [a,b]=ksdensity(temp2);
        plot(b,a)
        hold on
    end
    hold off
    legend('2010 Q2','2012 Q1','2013 Q4','2015 Q3','2017 Q1','2018 Q2')


%% 그림 11 (Figure 5)
PCE_name={'식료품 및 비주류음료품';'주류 및 담배';'의류 및 신발';'임료 및 수도광열';'
기계시설 및 운영';'의료 보건';'교통';'통신';'오락 문화';'교육';'음식 숙박';'기타';
         '내구재';'준내구재';'비내구재';'서비스'};
% Page 1
figure(); %i=1;
for i1=1:1:length(PCE_idx)/2
    subplot(4,2,i1)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,PCE_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(PCE_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', PCE_name(i1)))
    axis tight
end

% Page 2
figure()
for i1=9:1:length(PCE_idx)
    subplot(4,2,i1-8)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,PCE_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(PCE_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', PCE_name(i1)))
    axis tight
end
```

```
%% 그림 12
% Page 1
figure(); %i=1;
for i1=1:1:length(PCE_idx)/2
    subplot(4,2,i1)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,PCQ_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(PCQ_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', PCE_name(i1)))
    axis tight
end

% page 2
figure(); %i=1;
for i1=9:1:length(PCE_idx)
    subplot(4,2,i1-8)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,PCQ_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(PCQ_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', PCE_name(i1)))
    axis tight
end

%% 그림 13 Additional CPI
CPI_idx = [155:157,159:163,165:180];
CPI_name = {'곡물','채소','과실','축산물','수산물','가공식품','내구재','섬유제품','
석유류','의약품','화장품','기타  공업제품','집세','공공서비스','외식','외식제외개인서비
스','신선식품','신선어류','신선채소','신선과실','신선식품제외','농산물및석유류제외지수
','식료품 및 에너지제외 지수','생활물가지수'};
```

```
% page 1
figure()
for i1=1:1:8
    subplot(4,2,i1)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,CPI_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(CPI_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', CPI_name(i1)))
    axis tight
end

% page 2
figure()
for i1=9:1:16
    subplot(4,2,i1-8)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,CPI_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(CPI_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', CPI_name(i1)))
    axis tight
end

% page 3
figure()
for i1=17:1:24
    subplot(4,2,i1-16)
    set(gcf,'renderer','zbuffer')
    irf=squeeze(prctile(irfmat(:,:,1:20,CPI_idx(i1)),50,1));
    temp0=(cumsum(irf.*betamat(CPI_idx(i1)),2));
    temp1=(ones(size(temp0)).*[2010.25:0.25:2018.25]')';
    temp2=ones(size(temp0))'.*[1:1:20]';
    mesh(temp1',temp2',temp0)
    title(strcat('\fontsize{12}', CPI_name(i1)))
    axis tight
end
```

3. 변수 리스트

연번	대분류	중분류	변수이름	ECOS분류번호
1	금리	시장금리	무담보콜금리(1일물)	4.1.2
2			CD유통수익률(91일)	4.1.2
3			국민주택채권1종(5년)	4.1.2
4			국고채(1년)	4.1.2
5			국고채(3년)	4.1.2
6			국고채(5년)	4.1.2
7			국고채(10년)	4.1.2
8			통안증권(2년물)	4.1.2
9			회사채(장외3년,AA- 등급)	4.1.2
10			회사채(장외3년,BBB-등급)	4.1.2
11		주요국제금리	미국양도성예금증서(90일)	17.1.5
12			미국재무부증권(2년)	17.1.5
13			미국재무부증권(5년)	17.1.5
14			일본정부채(5년)	17.1.5
15	수출입	수입단가지수	수입단가지수	8.4.3
16			곡물	8.4.3
17			연료	8.4.3
18			원유	8.4.3
19			철강재	8.4.3
20			기계류와 정밀기기	8.4.3
21			전기·전자제품	8.4.3
22			반도체	8.4.3
23		국별수출	수입총액(미국)	8.3.2.1
24			수입총액(일본)	8.3.2.1
25			수입총액(중국)	8.3.2.1
26			수입총액(사우디)	8.3.2.1
27			수출총액(미국)	8.3.1.1
28			수출총액(일본)	8.3.1.1
29			수출총액(중국)	8.3.1.1
30			수출총액(홍콩)	8.3.1.1
31		수출단가지수	수출단가지수	8.4.1
32			석유제품	8.4.1
33			화공품	8.4.1
34			철강제품	8.4.1
35			기계류와 정밀기기	8.4.1
36			정밀기기	8.4.1
37			전기·전자제품	8.4.1

38			가전제품	8.4.1
39			정보통신기기	8.4.1
40			반도체	8.4.1
41			승용자동차	8.4.1
42	물가	생산자물가지수	총지수	7.1.1
43			상품	7.1.1
44			서비스	7.1.1
45			총지수	7.4.1
46			식료품 · 비주류음료	7.4.1
47			주택 ·수도 · 전기 및 연료	7.4.1
48			가정용품 및 가사 서비스	7.4.1
49			오락 및 문화	7.4.1
50			음식 및 숙박	7.4.1
51			기타 상품 및 서비스	7.4.1
52		주택매매가격지수	총지수	7.6.3
53			총지수(서울)	7.6.3
54			아파트	7.6.3
55			아파트(서울)	7.6.3
56	통화	주요 통화금융지표	화폐발행잔액(평잔)	1.1
57			본원통화(평잔)	1.1
58			계절조정M1(평잔)	1.1
59			계절조정M2(평잔)	1.1
60			계절조정Lf(평잔)	1.1
61			계절조정L(말잔)	1.1
62			예금은행총예금(평잔)	1.1
63			예금은행저축성예금(평잔)	1.1
64			예금은행대출금(평잔)	1.1
65			예금은행요구불예금회전율	1.1
66		예금은행 자금별 대출금(말잔)	총대출금	3.2
67			시설자금	3.2
68			운전자금	3.2
69			금융자금	3.2
70			재정자금	3.2
71	환율	대원화 환율	원/미국달러	8.8.2.1
72			원/일본엔(100엔)	8.8.2.1
73			원/유로	8.8.2.1
74	고용	실업인구	합계	16.6.1

75			6개월초과	16.6.1
76		경제활동인구 (신분류)	15세이상인구 (천명)	16.6.1
77			경제활동인구 (천명)	16.6.1
78			취업자 (천명)	16.6.1
79			실업자 (천명)	16.6.1
80			비경제활동인구 (천명)	16.6.1
81			경제활동참가율 (%)	16.6.1
82			실업률 (%)	16.6.1
83			고용률 (%)	16.6.1
84	금융	주가지수	(KOSDAQ) 코스닥지수	KOSPI
85			(KOSPI) 코스피 200	KOSPI
86			(KOSPI) 코스피	KOSPI
87	GDP	GDP	민간소비	10.2.2.2
88			정부소비	10.2.2.2
89			수출	10.2.2.2
90			수입	10.2.2.2
91			총자본형성	10.2.2.2
92			국내총생산	10.2.1.2
93			제조업	10.2.1.2
94			전기, 가스 및 수도사업	10.2.1.2
95			건설업	10.2.1.2
96			도소매및음식숙박업	10.2.1.2
97			정보통신업	10.2.1.2
98			사업서비스업	10.2.1.2
99			전기 및 전자기기제조업	10.2.1.2
100			부동산임대업	10.2.1.2
101	임금	시간당명목임금지수	제조업	16.6.10
102			전기, 가스 및 수도사업	16.6.10
103			서비스업	16.6.10
104			도매 및 소매업	16.6.10
105			숙박 및 음식점업	16.6.10
106			금융 및 보험업	16.6.10
107			부동산 및 임대업	16.6.10
108			전문 과학 및 기술 서비스업	16.6.10
109			교육서비스업	16.6.10