

# 부동산 자산시장 균형 조건과 기대인플레이션 결정요인 분석<sup>1)</sup>

조덕상<sup>2)</sup>

2024년 1월

**요약:** 본 연구는 인플레이션 전파경로로서 토지를 중심으로 한 부동산 자산시장을 분석한다. 토지는 대한민국의 과반을 차지하는 대규모 자산인 동시에 노동처럼 경제활동에 필수적인 재화이지만 공급이 비탄력적인 생산요소라는 점에서, 노동시장에서 관찰할 수 있는 수요와 인플레이션 사이의 상관관계, 즉 필립스곡선과 같은 규칙성이 부동산 자산시장에서도 관찰되는지를 살펴본다. 주요 연구 내용은 다음과 같다. 첫째, 토지의 상대가격이 증가할 때 시차를 두고 인플레이션이 발생할 수 있음을 보인다. 둘째, 기존의 기대인플레이션 지표와 부동산 자산시장에서 추출한 기대인플레이션 지표를 비교하여, 부동산 자산시장에서 추출한 기대인플레이션 지표가 유의미한 추가 정보를 제공할 수 있음을 논한다. 셋째, 이론적 분석을 통해 일반균형에서 토지의 상대가격과 기대인플레이션이 양의 상관관계를 가질 수 있음을 보인다.

---

1) 본 논문은 “부동산 자산시장 균형 조건과 기대인플레이션 결정요인 분석, 2023(근간), 조덕상, KDI 정책연구시리즈”의 내용을 2024 경제학공동학술대회 발표 논문의 형태로 편집한 것임을 밝힌다.

2) 한국개발연구원(KDI), email: [dscho@kdi.re.kr](mailto:dscho@kdi.re.kr)

## 1. 서론

기대인플레이션은 어떻게 형성될까? 생산량이 충분히 탄력적이지 않은 상황에서, 급격한 자산가격 상승은 부(wealth)의 효과를 통해 지속적인 수요 증가 압력과 기대인플레이션 상승으로 이어지지 않을까? 본 연구에서는 이와 같은 질문에 답하기 위해, 또는 이와 같은 가설을 검증하기 위해 인플레이션 전파 경로로서 자산시장의 역할을 분석한다. 특히, 토지를 중심으로 한 부동산 자산시장의 역할에 주목하였다. 토지는 대한민국 순국부의 과반을 차지하고 있는 자산인 동시에, 마치 노동처럼 경제활동에 필수적인 재화이지만 공급이 비탄력적인 생산요소이기 때문이다.

수요와 인플레이션을 연결하는 필립스곡선의 핵심 아이디어에는 노동 공급의 비탄력성이 자리 잡고 있다. 총수요가 확대되는 경기 확장기 때, 노동의 수요가 늘어나더라도 인구는 외생적으로 주어진 수준에서 단기적으로 고정되어 있으므로 노동과 상품의 공급이 수요만큼 충분히 탄력적으로 증가하지 않고, 그 결과 임금과 상품가격 상승압력이 발생할 수 있다.

유사한 논리로 경기 확장기 때, 부동산에 대한 수요가 늘어나더라도 부동산 공급은 단기적으로 비탄력적(특히 토지는 장기적으로도 공급이 비탄력적)이기 때문에, 총수요의 증가는 자산가격 상승으로 이어질 수 있다. 이때, 경제의 총생산량(공급) 대비 부동산 자산 가치(수요)가 더 크게 상승할 경우, 가계가 인지하는 가계의 순부(net wealth) 또는 현재가치로 환산한 가계의 항상소득이 증가하여 소비수요가 확대될 수 있다. 따라서 어떠한 이유든 부동산 자산시장에 수요압력이 반영될 경우, 부동산 자산의 공급이 충분히 탄력적이지 않다면, 부동산 자산의 가격 상승은 인플레이션과 연결되어 있을 가능성이 있다.<sup>3)</sup>

이와 같은 아이디어에 기반하여, 본 연구는 토지의 상대가격이 증가할 때 시차를 두고 인플레이션이 발생할 수 있음을 보인다. 또한 기존에 널리 활용되는 기대인플레이션 지표와 부동산 자산시장에서 추출한 기대인플레이션 지표를 비교하여, 부동산 자산시장에서 추출한 기대인플레이션 지표가 인플레이션 동학에 유의미한 추가 정보를 제공할 수 있음을 논하고, 간단한 이론적 분석을 통해 효율적이고 경쟁적인 자산시장에서 토지의 상대가격과 기대인플레이션이 양의 상관관계를 가질 수 있음을 보인다. 마지막으로 부동산 자산시장에서 추출한 기대인플레이션 지표가 어떤 정책적 시사점을 갖는지를 검토하고, 본 연구가 갖는 한계와 후속 연구에 대해 살펴본다.

## 2. 부동산 자산시장과 인플레이션의 상관관계

2장에서는 부동산 자산의 상대적 가치를 나타내는 변수  $v$ 를 정의하고,  $v$ 가 인플레이션 또는 기대인플레이션과 높은 상관관계가 있음을 논한다. 이를 통해 부동산 자산시장과 인플레이션 또는 기대인플레이션 사이에 밀접한 관계가 있을 가능성에 대해 직관적으로 이해하고자 한다.

### 2.1. 국내총생산 대비 국부의 배율로서 부동산 자산의 상대적 가치, $v$

부동산 자산의 상대적 가치를 측정하기 위해 다음과 같은 변수  $v$ 를 정의하자.  $v$ 는 명목 국내총생산 대비

---

3) 실질적으로 생산을 통한 축적이 극히 제한적이고 감가상각이 발생하지 않는 비생산자산(non-produced asset)인 토지와 달리, 주택은 경직적이긴 하지만 공급과 축적이 가능한 생산자산(produced asset)이라는 점에서, 주택가격 상승은 토지가격 상승과는 달리 주택 공급 또는 주택 공급에 대한 기대와 같은 좀 더 다양한 요인에 의해 결정되는 것으로 판단된다. 따라서 비록 아파트를 중심으로 한 주택시장이 일반적으로 더 직관적인 부동산 자산시장이지만, 본 연구에서는 좀 더 이론적으로 명확한 토지를 분석대상으로 한다. 다만, 본 보고서의 분석 내용 중 일부는 토지가 아닌 아파트 또는 주택가격을 사용하여도 유사한 결과를 얻을 수 있으며, 저자에게 요청할 경우 결과를 공유할 수 있음을 밝힌다.

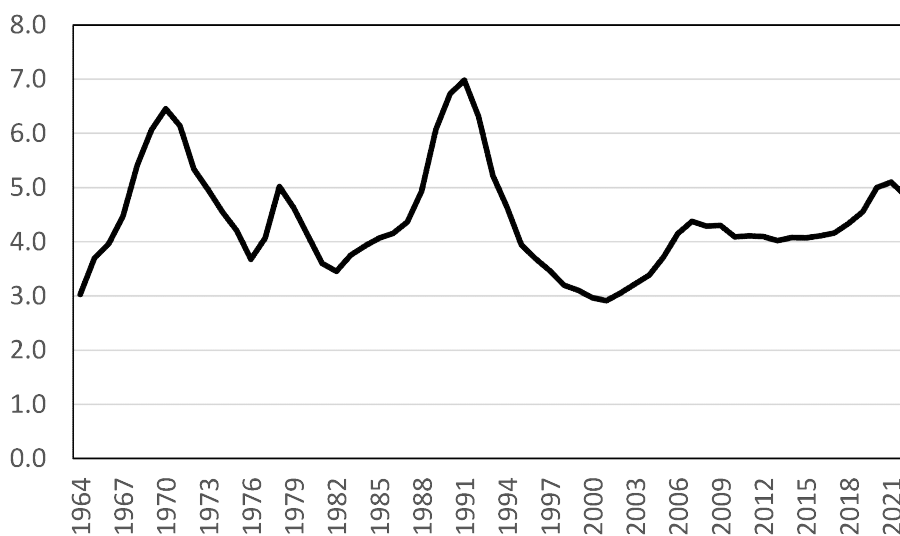
명목 토지가치 총량의 배율로서 한국경제의 생산량(유량) 대비 부(저량)의 상대적 가치를 나타낸다.

$$v = \frac{\text{명목 토지가치 총액}}{\text{명목 국내총생산}}$$

토지는 대한민국 국부(net national wealth)의 과반을 차지하는 자산이다. 토지가 한국경제 전체 비금융자산에서 차지하는 비중은 한국은행 국민대차대조표 통계가 시작되는 1995년 이후 2022년 현재까지 평균적으로 54.2%를 기록하고 있다. 금융자산은 금융부채와 상계된다는 점에서 국부 또는 국내경제의 순자산 총량은 비금융자산과 큰 차이가 없다. 또한 토지는 생산을 통해 축적하기 매우 어려운 비탄력적 재화이기 때문에 토지가치 총량은 주로 토지가격의 변화로 이루어진다는 점에서, 대한민국 국부 증가의 과반 가량은 토지가격 상승으로 나타난다고 할 수 있다.

본 연구가 토지에 주목한 이유는 토지가치가 부동산 자산가격 자체와 부동산 자산가격 변동의 대부분을 포착하기 때문이다. 부동산 가격은 건물과 토지의 가격으로 나눌 수 있는데, 건물은 위치와 관계없이 동일한 가치를 가지고 시간이 흐름에 따라 고정자본소모가 발생하지만, 토지는 위치에 따라 그 가격이 크게 달라지고 고정자본소모가 발생하지 않으며 시기에 따라 가격이 변동한다. 결과적으로 토지는 명목가치로 측정한 한국의 국부 중 가장 비중이 높은 구성요소(54.2%)인 동시에 부동산 자산가격과 자산가격 변동의 대부분을 설명하는 자산이다.<sup>4)</sup>

[그림 2-1] 부동산 자산의 상대적 가치,  $v$  = 명목 토지가치 / 명목 국내총생산



주: 1995년 이전 값은 1995년에 측정된 비공식 통계 값 대비 한국은행 공식통계 값 배율을 비공식통계에 곱하여 접속하였다.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.), Cho et al.(2015)

[그림 2-1]은  $v$ 의 장기간에 걸친 시간적 변화(1964~2022년)를 나타낸 그래프이다.  $v$ 를 계산하기 위해 두 가지 명목 토지가치 데이터틀 사용하였다. 1995년부터 2022년까지는 한국은행 국민대차대조표의 공식통계를 사용하였고, 1964년부터 1994년까지는 한국은행 국민대차대조표를 작성하였던 연구자들의 논문(Cho et al., 2015)에 수록된 비공식 통계값을 한국은행 통계값에 접속하여 사용하였다.

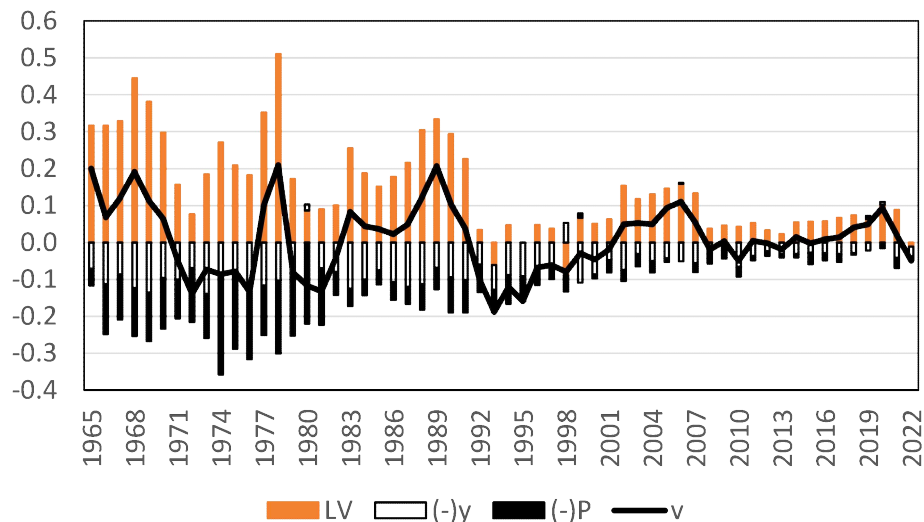
4) 한국은행 대차대조표에서 건설자산이 비금융자산에서 차지하는 비중은 33.0%이고, 주거용 건물이 차지하는 비중은 10.2%이다. 전체 비금융자산에서 토지와 건물을 합한 부동산 자산이 차지하는 비중은 87.2%이다.

$v$ 는 비교적 긴 시계에서 증가와 감소를 반복하고 있다.<sup>5)</sup>  $v$ 의 평균값은 전체 표본기간(1964~2022년) 동안은 4.4이고, 한국은행 공식통계가 존재하는 표본기간(1995~2022년) 동안은 소폭 낮은 3.9이다.  $v$ 가 국소적 최댓값(local maximum)을 기록한 시기는 강남개발이 본격적으로 추진되기 시작했던 1970년( $v = 6.5$ ), 잠실지구 개발이 완료되었던 1978년( $v = 5.0$ ), 수도권 1기 신도시 개발로 아파트가 공급되기 시작했던 1991년( $v = 7.0$ ), 2기 신도시와 행정중심복합도시(세종시)를 포함한 비수도권 신도시 건설계획이 추진되었던 2007년(4.4), 그리고 경기도를 중심으로 건설경기 호황이 이어지고 코로나19 팬데믹이 발생하며 집값이 높은 상승률을 나타내었던 2021년( $v = 5.1$ )이다. 대체로 경기가 상승하고 주택수요가 높았던 시기와 유동성이 증가했던 시기에 명목 GDP 대비 명목 토지가치 배율인  $v$ 가 높은 값을 나타낸 것으로 판단된다.

반대로  $v$ 가 국소적 최솟값(local minimum)을 기록한 시기는 석유파동(1973년 1차 석유파동, 1979년 2차 석유파동) 이후인 1976년( $v = 3.7$ )과 1982년( $v = 3.5$ ), 그리고 외환위기(1998년) 이후인 2001년( $v = 2.9$ )이다.  $v$ 의 분자인 명목 토지가격 총액이 경기침체로 정체 또는 하락한 뒤,  $v$ 의 분모인 명목 국내총생산이 경기회복으로 증가하던 시점에 부동산 자산의 상대적 가치를 나타내는  $v$  값이 낮은 수준을 기록한 것으로 보인다.

$$v = \frac{LV}{y \times P}, \quad \dot{v} = \frac{\dot{LV}}{LV} - \frac{\dot{y}}{y} - \frac{\dot{P}}{P}$$

[그림 2-2]  $v$  증가율의 분해



주: LV는 명목 토지가치 증가율을, (-)y는 실질 GDP 증가율에 (-1)을 곱한 값을, (-)P는 GDP 디플레이터 증가율에 (-1)을 곱한 값을 나타낸다.  $v$ 는 LV, (-)y, (-)P를 모두 합한 값이다.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.), Cho et al.(2015)

$v$  값의 시간적 변동은 주로 어떤 요소에 의해 이루어졌는지 살펴보자. 명목 토지가치 총량을  $LV$ , 실질 GDP를  $y$ , GDP 디플레이터를  $P$ 라고 표시하면,  $v$ 의 증가율은 위 수식처럼 분해할 수 있다. [그림 2-2]는 위 수식을 토대로  $v$ 의 연간 증가율(실선)과 연간 증가율을 분해한<sup>6)</sup> 누적 막대그래프로서, 다음과 같은 사실을 관찰할 수 있다. 첫째,  $v$  값의 변동(검은색 실선)은 시간에 따라 그 크기가 감소하고 있다. 둘째,  $v$  값의 변동은 명목 토지가치 총량 변화(주황색 막대)와 가장 유사한 흐름을 나타내고 있다. 셋째, 실질

5) 전체 기간(1995~2022년)을 기준으로 ADF 검증을 해보면  $v$  값은 unit-root를 갖는다는 귀무가설을 기각( $p=0.03$ )하여 정주성(stationarity)을 갖는 것으로 추정된다.

6) 분해의 합이 일관성을 유지하기 위하여 증가율은 자연로그값의 차이로 계산하였다.

GDP(흰색 막대)와 GDP 디플레이터(검은색 막대)의 절대적인 변화 폭은 명목 토지가치가 증가할 때 함께 증가하여  $v$ 의 변화폭을 감소시키는 역할을 하고 있는데, 그 결과  $v$ 는 긴 시계에서 증가와 감소를 약 10년 이상의 느린 주기로 반복하고 있다.

$v$ 의 변동에 기여한 요소를 정량적으로 살펴보기 위해,  $v$  증가율을 아래 수식처럼 분해하고,  $v$  구성성분 증가율의 분산-공분산 행렬(<표 2-1>)을 도출하면,  $v$ 의 변동에 어떤 성분이 얼마나 기여했는지를 알 수 있다.<sup>7)</sup>

$$\begin{aligned} \text{var}\left(\frac{\dot{v}}{v}\right) &= \text{var}\left(\frac{\dot{LV}}{LV}\right) + \text{var}\left(\frac{\dot{y}}{y}\right) + \text{var}\left(\frac{\dot{P}}{P}\right) \\ &\quad - 2*\text{cov}\left(\frac{\dot{LV}}{LV}, \frac{\dot{y}}{y}\right) - 2*\text{cov}\left(\frac{\dot{LV}}{LV}, \frac{\dot{P}}{P}\right) + 2*\text{cov}\left(\frac{\dot{y}}{y}, \frac{\dot{P}}{P}\right) \end{aligned}$$

<표 2-1>  $v$ 의 연간증가율 구성요소 간 분산-공분산 행렬

(단위:  $v$ 의 연간증가율에 대한 분산을 100으로 했을 때의 상대적 값)

	LV	y	P
LV	181.9	37.5	48.9
y		18.5	12.0
P			48.2

주: 1) 대각행렬성분은 분산을 나타내고, 나머지는 공분산을 나타낸다.  
 2) 모든 값은  $v$ 의 연간증가율 분산을 100으로 표준화한 값이다.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.), Cho et al.(2016).

<표 2-1>를 보면, 명목 토지가치( $LV$ ) 증가율의 분산이  $v$  변동에 기여한 정도가 181.9%로 가장 큰 것을 확인할 수 있다. 특히, 명목 토지가치 총량( $LV$ ) 증가율과 실질 GDP( $y$ ) 증가율의 공분산은 비교적 큰 양의 값(37.5%)을 나타내며  $v$ 의 변동을 75%가량 상쇄하였다. 명목 토지가치 총량( $LV$ ) 증가율과 GDP 디플레이터( $P$ ) 증가율의 공분산도 큰 양의 값(48.9%)을 기록하며  $v$  변동을 98%가량 상쇄한 것으로 나타난다.

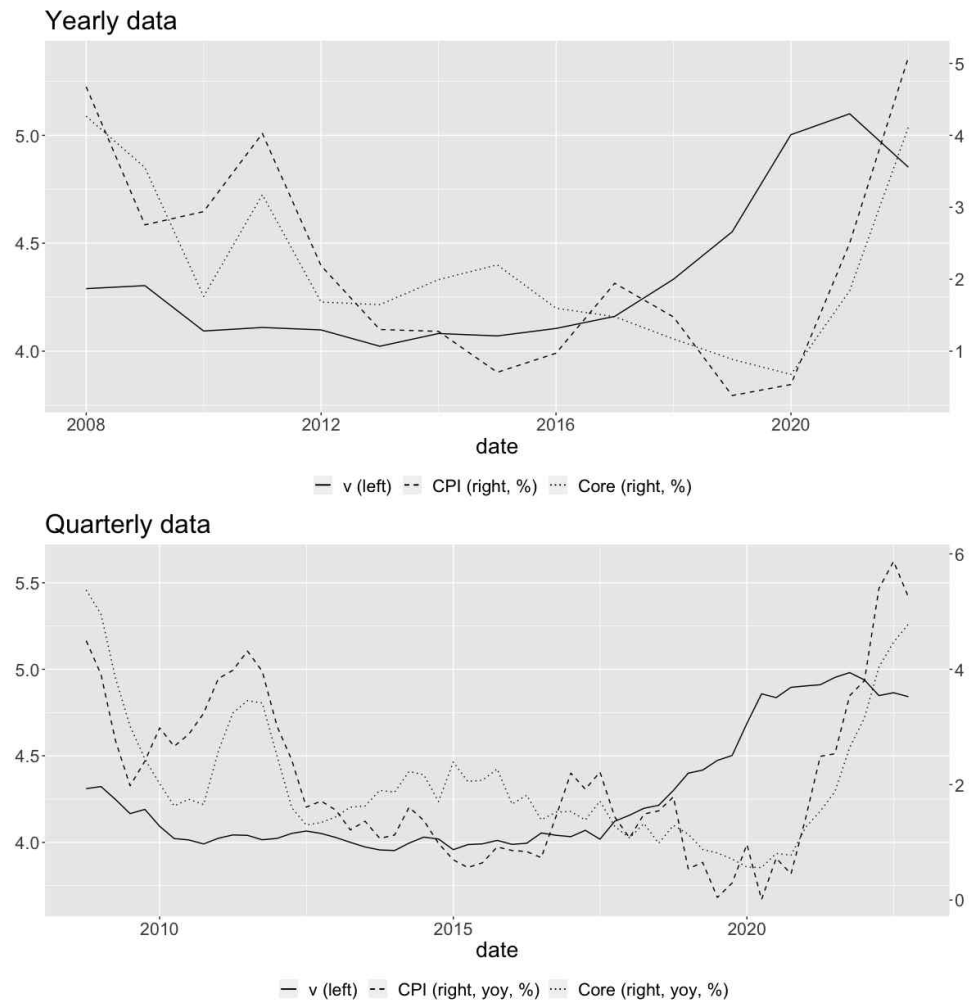
이제까지의 관찰 사실을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 국부의 상대적 총량 비중, 그중에서도 토지가치 총량의 국내총생산 대비 배율인  $v$ 는 10년 이상의 매우 긴 주기로 증가와 감소를 반복하고 있으며,  $v$ 의 변동 폭은 점차 줄어들고 있으나 2010년대 후반 이후  $v$  값이 다시 상승하였다. 둘째,  $v$ 의 변화는 주로 명목 토지가치 총량( $LV$ )의 변동에 기인한다. 셋째, 실질 GDP( $y$ )와 GDP 디플레이터( $P$ )의 증가율이  $v$ 의 증가율과 높은 양의 공분산을 가지면서,  $v$ 가 증가하는 기간에 실질 GDP가 증가하고 GDP 디플레이터가 증가하는 경기확장과 수요견인 인플레이션이 나타날 확률이 높은 것으로 판단된다.

## 2.2. 시각적 단서

명목 가치로 측정한 국내총생산 대비 토지가치 배율인  $v$ 는 인플레이션과 어떤 상관관계를 갖고 있을까? [그림 2-3]은 글로벌 금융위기 이후인 2008년부터 2022년까지  $v$ (굵은 실선)와 소비자물가 상승률(굵은 점선), 그리고 근원물가 상승률(얇은 점선 그래프)을 나타낸 것이다.

7)  $v$  증가율에 대한 기여도를 살펴보기 위해 모든 값은  $v$  증가율 분산의 퍼센티지로 표현하였다.

[그림 2-3]  $v$ 와 물가상승률 (2008~22년)



주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[그림 2-3]의 위쪽 패널은 연간 증가율을 나타낸 그림이고, 아래쪽 패널은 분기자료의 전년동기대비 증가율(yoy)을 나타낸 그림이다. 명목 토지가치 통계는 연간 자료만 존재하기 때문에  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산하였다.

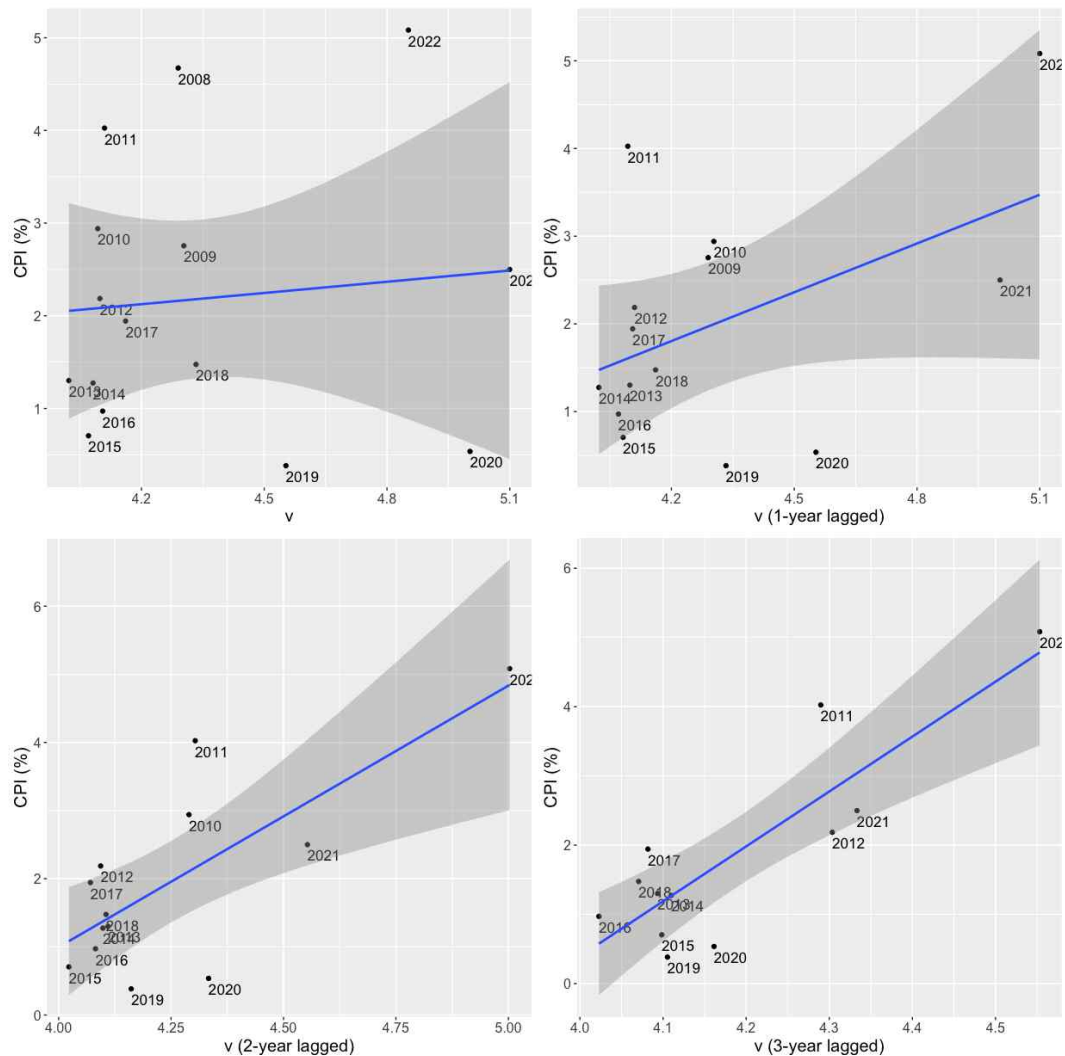
부동산 자산의 상대적 가치( $v$ )는 소비자물가(CPI) 및 근원물가(CORE) 상승률과 2008년 이후 양의 상관관계를 가지고 유사한 흐름을 나타내고 있음을 확인할 수 있다. 부록에 수록된 [부도 1]은 좀 더 장기간의 시계에 걸쳐 1985년부터 2022년 현재까지  $v$ 와 물가상승률의 시간적 흐름을 나타내고 있으며, [그림 2-3]과 마찬가지로  $v$ 와 물가상승률 간에 양의 상관관계를 갖는 것을 관찰할 수 있다.<sup>8)</sup>

$v$ 와 물가상승률 사이의 상관관계를 이용해 물가상승률을 예측할 수 있을까? [그림 2-4]는 2008년부터 2022년까지 부동산 자산의 상대적 가치( $v$ )와 소비자물가(CPI) 상승률의 연간 증가율을 산포도로 표현한 것으로, 왼쪽 위 패널은  $v$ 의 현재값을, 오른쪽 위 패널은 1년 이전(1-year lagged)  $v$  값을, 왼쪽 아래 패널은 2년 이전(2-year lagged)  $v$  값을, 오른쪽 아래 패널은 3년 이전(3-year lagged)  $v$  값을 나타내고 있다. 점에 표시된 연도는 소비자물가(CPI)를 기준으로 한 현재의 연도이다.

8) 자료의 기간을 2008년 이후로 설정한 이유는, 널리 사용되는 기대인플레이션 지표인 BEI와  $v$ 를 비교하기 위해서이다. BEI 자료는 2008년 이후부터 확보할 수 있다.

$v$  값의 지연(lagged) 기간이 증가할수록  $v$ 와 소비자물가 상승률 사이의 상관관계가 강해지는 것을 눈으로 확인할 수 있다. [그림 2-4]에 표시된 직선은 CPI 증가율을  $v$ 에 회귀한 결과이고, 회색 음영으로 표시된 영역은 95% 신뢰구간을 나타낸다. 가장 상관관계가 강하게 나타나는 오른쪽 아래 패널(3년 이전  $v$  값을 사용한 패널)의 결과를 기계적으로 해석해 보면, 2011년과 2012년의 높은 소비자물가 상승률은 2008년과 2009년에 증가한  $v$  값에 의해 예측되고, 2021년과 2022년의 높은 소비자물가 상승률은 2018년과 2019년에 증가한  $v$  값에 의해 예측된다고 할 수 있다.

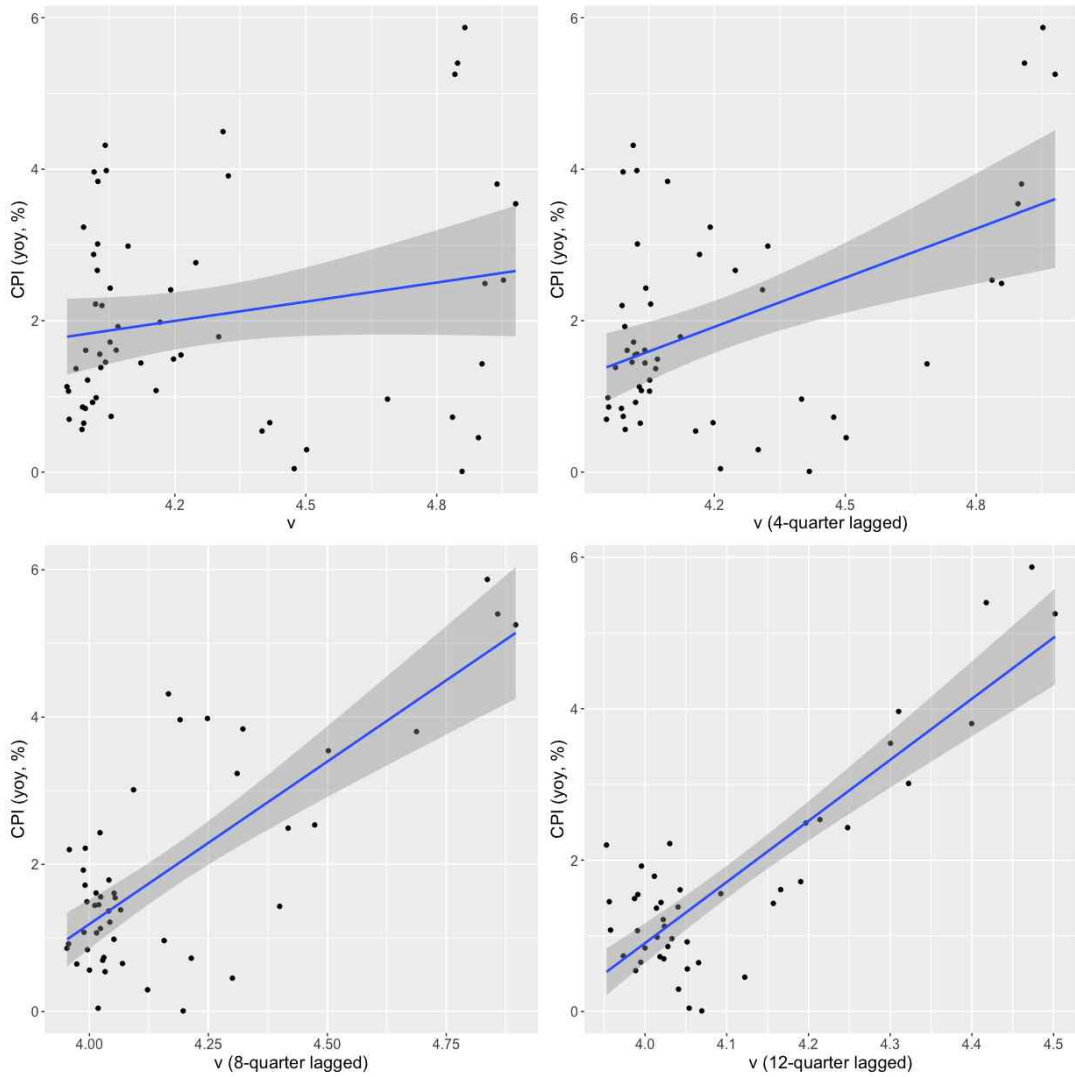
[그림 2-4]  $v$ 와 소비자물가(CPI) 상승률의 산포도 (2008~22년)



주: 파란색 직선은 CPI 증가율을  $v$ 에 회귀한 결과이고, 회색 음영으로 표시된 영역은 95% 신뢰구간을 나타냄.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[그림 2-5]는  $v$ 와 CPI 증가율의 산포도를 분기자료를 사용하여 다시 그린 것으로, 연간자료와 동일하게 12분기 이전(12-quarter lagged)  $v$  값이 현재의 CPI 증가율과 강한 양의 상관관계를 갖는 것을 확인할 수 있다. 특이한 점은  $v$  값이 4 근처인 경우와 더 큰 경우에  $v$  값과 CPI 증가율과의 상관관계가 구조적으로 달라지는 것처럼 보인다는 것인데, 이는 두 지표 사이에 비선형적 관계가 있을 가능성을 시사한다. 이에 대한 자세한 분석은 3장에 수록하였다.

[그림 2-5]  $v$ 와 소비자물가(CPI) 상승률의 산포도 (2008q4~2022q4, yoy)



주: 파란색 직선은 CPI 증가율을  $v$ 에 회귀한 결과이고, 회색 음영으로 표시된 영역은 95% 신뢰구간을 나타냄.  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

<표 2-2> 지연된(lagged)  $v$  값과 CPI 증가율의 상관관계

lags	-8	-4	0	4	8	9	10	11	12	13	14
상관관계	-0.52	-0.31	0.21	0.48	0.75	0.80	0.82	<b>0.86</b>	<b>0.86</b>	0.82	0.73

주: CPI는 분기자료 yoy 증가율을 이용하였고,  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 분기 자료를 사용함.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.).

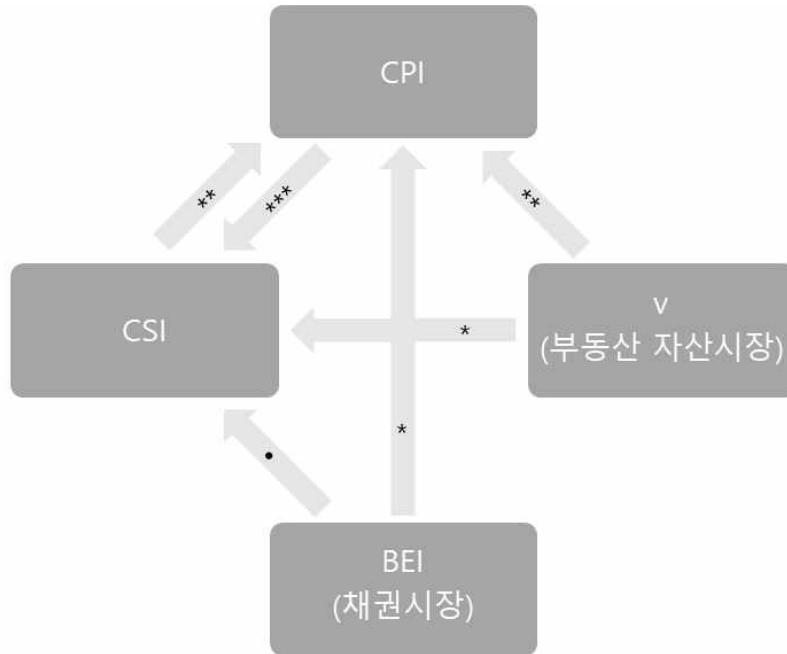
마지막으로  $v$ 와 CPI 증가율의 상관관계를 정리한 <표 2-2>를 보면 3년 혹은 11~12분기 이전  $v$ 와 CPI 증가율의 상관관계가 0.86으로 가장 높게 나타난다. 3년간량 지연된 (3-year lagged)  $v$  값과 CPI 증가율이 양의 상관관계를 나타낸다는 점은  $v$ 가 기대인플레이션을 나타내는 유의미한 지표일 가능성을 시사한다.

$v$ 가 CPI를 예측하는 데 유의미한 지표인지를 좀 더 형식적인 방법으로 검증해 보기 위해,  $v$ 와 함께 일반적으로 널리 사용되는 기대인플레이션 지표인 소비자동향조사 기대인플레이션율(CSI), 그리고 채권시장에



서 추출한 기대인플레이션율(BEI)을 이용해 Granger causality test를 시행하였다. [그림 2-6]은  $v$ , CSI, BEI, 그리고 CPI 간의 Granger causality test 결과를 그림으로 표현한 것이다.

[그림 2-6] Granger causality test



주: CPI, CSI, BEI는 분기자료 yoy 증가율을 이용하였고,  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절 조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함. \*\*\*는 0.001 이하, \*\*는 0.01 이하, \*는 0.05 이하, .는 0.1 이하의 p-값을 나타냄.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[그림 2-6]을 보면,  $v$ 는 CSI와 CPI를 Granger cause 하지만, BEI를 Granger cause 하지는 않는 것으로 나타난다. 한편, BEI는 CSI와 CPI를 Granger cause 하지만,  $v$ 를 Granger cause 하지는 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는  $v$ 와 BEI, 그리고 CSI가 각각 기대인플레이션에 대해 서로 다른 유의미한 정보를 제공하고 있을 가능성을 시사한다.<sup>9)</sup>

최근 기대인플레이션 관련 연구에서는 가계의 기대인플레이션이 다양한 형태의 이질성을 가지고 있다고 보고되고 있는데(e.g. Weber et al. 2022), 이러한 측면에서  $v$  값은 이제까지 경제학계와 실무에서 주목하지 않았던 기대인플레이션에 대한 유의미한 정보를 제공할 수 있으리라 판단된다. 다음 장에서는 이러한 가능성에 대해 좀 더 자세히 살펴본다.

### 3. 기대인플레이션 지표로서의 부동산 자산의 상대적 가치

기대인플레이션은 ‘향후 물가상승률에 대한 경제주체의 주관적인 전망을 나타내는 개념’<sup>10)</sup>으로 거시경제정책의 핵심 지표 중 하나다. 3절에서는 기대인플레이션을 측정하는 지표로서  $v$ 가 얼마나 적합한지를 현재 널리 사용되고 있는 기대인플레이션 지표인 CSI 및 BEI와 비교하여 살펴보고,  $v$  값이 증가하는 충격이 발생했을 때 수요가 증가하고 인플레이션 압력이 발생할 수 있음을 계량적 방법론을 사용하여 논한다.

9) CSI는 다른 기대인플레이션 지표들과는 달리 CPI에 의해 Granger cause 됨을 알 수 있는데, 이는 CSI가 미래를 예측하는 합리적 기대(rational expectation)와 과거를 반영하는 적응적 기대(adaptive expectation)가 모두 반영된 지표일 가능성을 시사한다.

10) 한국은행, 경제용어사전 (최종 접속일: 2023.11.07.)

### 3.1. 미래 인플레이션에 대한 예측과 설명력

$v$ 와 CSI, 그리고 BEI 중 어떤 지표가 미래에 발생할 인플레이션을 가장 잘 설명할까? 바람직한 기대인플레이션 지표가 가져야 할 특성은 여러 가지가 있을 수 있으며, 미래에 발생할 인플레이션을 얼마나 잘 설명하는지도 이러한 기준 중 하나이다. 기대인플레이션 지표가 미래에 발생할 인플레이션을 얼마나 잘 예측 혹은 설명하는지를 측정하기 위하여 다음과 같은 간단한 in-sample prediction 회귀모형을 설정하자.

$$\text{소비자물가} = \alpha + \beta \text{lag}(\text{기대인플레이션}, 4) + \text{lag}(\text{통제변수}, 4)\gamma$$

종속변수는 전년동기대비 소비자물가 상승률이고, 설명변수는 4분기 이전 기대인플레이션 지표( $v$ , CSI, 또는 BEI)와 통제변수(시간추세, 4분기 이전 소비자물가 상승률, 4분기 이전 실업률, 4분기 이전 수입물가 상승률)이다. 테스트를 진행한 기간은 2008년 4/4분기부터 2022년 4/4분기까지다.<sup>11)</sup>

<표 3-1>는 in-sample prediction 회귀모형의 결과로 1년 전 기대인플레이션 지표가 현재의 인플레이션을 얼마나 잘 설명하는지를 결정계수(R-squared) 값으로 표시하고 있다. 괄호 안의 숫자는 수정된 결정계수(adjusted R-squared) 값이다. 두 번째에서 네 번째 행까지는 서로 다른 기대인플레이션 지표를 하나만 포함하고 있는 모형의 결과이고, 마지막 행은 모든 기대인플레이션 지표를 함께 사용하여 추정한 결과이다. 두 번째에서 다섯 번째 열까지는 서로 다른 통제변수를 포함하고 있는 모형이고, 마지막 열은 모든 통제변수를 사용한 모형이다.

<표 3-1> In-sample prediction 회귀모형의 결정계수(R-squared) 값

	I Time trend only	II Time trend and lag(CPI,4)	III Time trend and lag(u,4)	IV Time trend and lag(import,4)	V All controls
lag( $v$ ,4)	0.467 (0.445)	0.539 (0.511)	0.467 (0.434)	0.603 (0.579)	0.605 (0.563)
lag(CSI,4)	0.011 (-0.029)	0.455 (0.422)	0.025 (-0.034)	0.184 (0.134)	0.470 (0.413)
lag(BEI,4)	0.141 (0.107)	0.311 (0.269)	0.179 (0.129)	0.205 (0.156)	0.348 (0.279)
All inflation expectations	0.509 (0.468)	0.681 (0.647)	0.509 (0.457)	0.640 (0.602)	0.682 (0.632)

주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 확보 가능한 BEI 시계열이 2008년 4/4분기부터 시작되어 분석 기간을 2008년 4/4분기부터 시작하는 것으로 설정함.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.).

<표 3-1>를 보면, 모든 열 또는 모형에서  $v$  값이 미래의 실현된 인플레이션을 가장 잘 설명하고 있음을 알 수 있다. 특히, 시간적 추세를 제외한 어떠한 통제변수도 포함하지 않은 두 번째 열(모형 I)에서도  $v$  값을 이용한 회귀모형은 미래 인플레이션을 약 47%가량 설명하는 것을 알 수 있으며, 이는 CSI(1%)와 BEI(14%)를 사용한 모형 I의 결과와 비교했을 때 상당한 크기임을 알 수 있다.

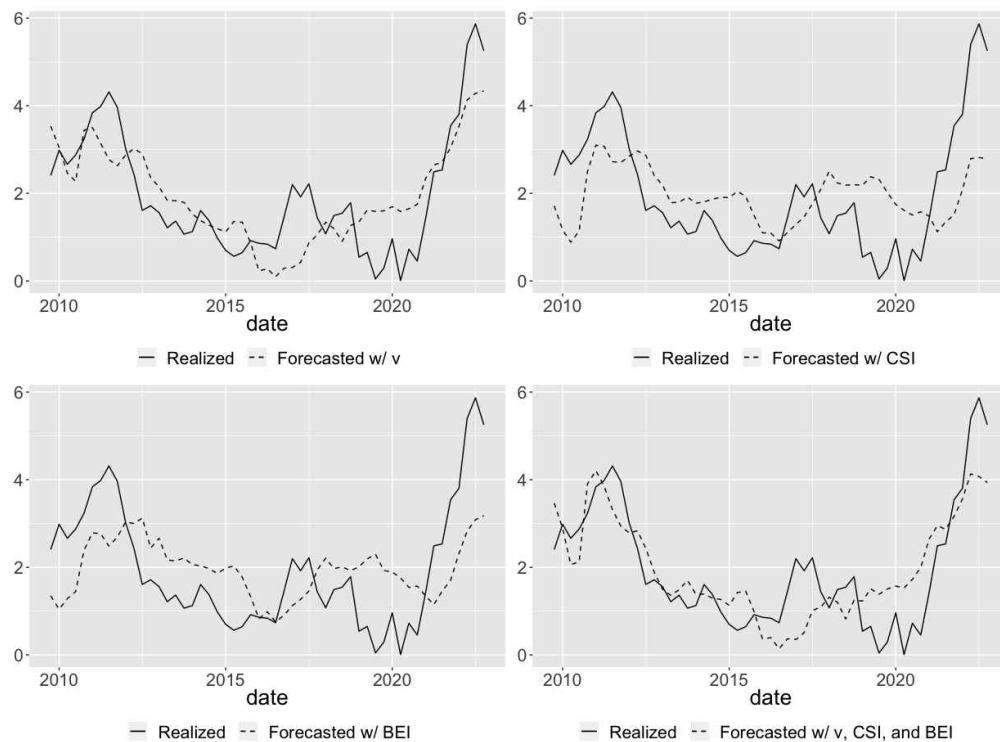
11) 확보 가능한 BEI 시계열이 2008년 4/4분기부터 시작되어 분석 기간을 2008년 4/4분기부터 시작하는 것으로 설정하였다.

모든 통제변수를 포함한 마지막 열(모형 V)에서도  $v$  값을 이용한 회귀모형은 미래 인플레이션을 약 61% 설명하고 있는데, 이 역시 CSI(47%)와 BEI(35%)를 사용한 모형 V의 결과보다 10%p 이상 더 높은 값이다.

한편, 모든 기대인플레이션 지표를 모형에 사용했을 때의 결과인 마지막 행을 보면 모든 모형에서 하나의 기대인플레이션 지표를 사용한 결과보다 설명력이 더 높다는 점을 알 수 있다.  $v$ 만 사용한 결과(두 번째 행)와 비교하면 모형 I과 모형 V에서 설명력을 각각 4%p와 8%p(Adj. R-squared 기준으로는 2%p와 7%p)가량 높이는 것으로 나타난다. 이는 각각의 기대인플레이션 지표가 미래의 인플레이션에 대해 서로 다른 추가적인 정보를 제공하고 있을 가능성을 시사한다.

[그림 3-1]과 [그림 3-2]는 모형 I과 모형 V의 결과를 좀 더 직관적으로 살펴보기 위해 in-sample prediction 회귀모형의 결과를 그림으로 표시한 것이다. 실선은 실현된 소비자물가 상승률을, 점선은 모형으로 예측된 소비자물가 상승률이다. [그림 3-1]은 모형 I의 결과이고 [그림 3-2]는 모형 V의 결과이다.

[그림 3-1] In-sample prediction 회귀모형 I

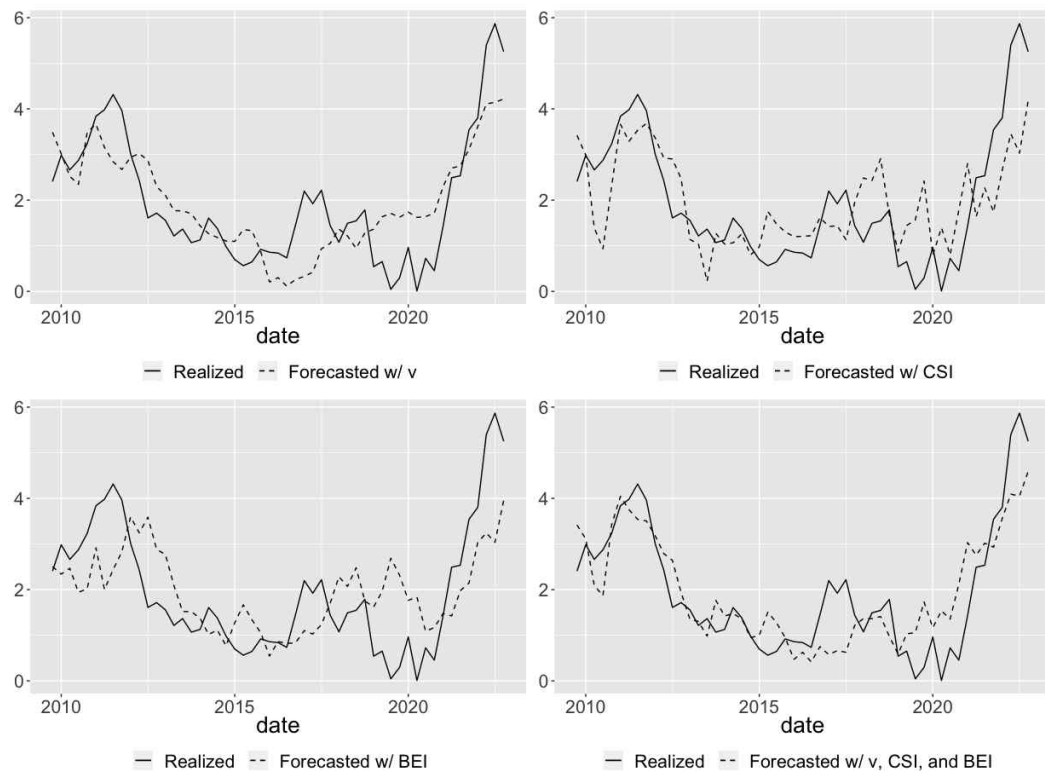


주: CPI, CSI, BEI는 분기자료 yoy 증가율을 이용하였고,  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절 조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

두 그림의 왼쪽 위 패널은  $v$ 를 기대인플레이션 지표로 사용한 결과인데, 예측된 소비자물가 상승률(점선)이 실제 실현된 소비자물가 상승률(실선)을 CSI(오른쪽 위 패널)나 BEI(왼쪽 아래 패널)를 사용한 모형보다 더 잘 근사함을 눈으로 확인할 수 있다.

특히  $v$ 를 기대인플레이션 지표로 사용한 왼쪽 위 패널은 통제변수가 없는 모형 I의 결과인 [그림 3-1]과 통제변수를 모두 포함한 모형 V의 결과인 [그림 3-2]가 크게 다르지 않음을 확인할 수 있다. 이는  $v$ 가 모형의 구성(model specification)과 관계없이 강건하게 일정한 기대인플레이션을 형성하는 지표로 사용될 수 있음을 시사한다.

[그림 3-2] In-sample prediction 회귀모형  $v$



주: CPI, CSI, BEI는 분기자료 yoy 증가율을 이용하였고,  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절 조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

한편,  $v$ 를 제외한 나머지 두 기대인플레이션 지표인 CSI(오른쪽 위 패널)와 BEI(왼쪽 아래 패널)를 사용한 모형의 경우, 예측된 인플레이션 값이 실현된 인플레이션을 후행하며 쫓아가는 경향을 보인다. 이는 앞서 Granger causality test에서 도출한 결과와 유사하게, CSI와 BEI 지표에 적응적 기대(adaptive expectation)가 반영되었을 가능성을 시사한다.

실제로 여러 선행연구(e.g. Coibion and Gorodnichenko, 2012; Coibion and Gorodnichenko, 2015)에서는 설문조사로 작성한 기대인플레이션 지표가 새로운 정보를 완전히 반영하지 못하고 과거의 정보에 유의미하게 의존한다는 결과를 보고하고 있다. 이러한 기대인플레이션의 후행적 경향성은 정보의 경직성(information rigidities)이나 부정확한 정보(noisy inflation), 또는 합리적 부주의(rational inattention) 이론 등을 통해 설명되곤 한다(e.g. Mankiew and Reis, 2002; Carroll, 2003).

이러한 관점에서 본 연구를 통해 새롭게 관찰할 수 있는 사실은  $v$  값을 이용한 인플레이션 예측 결과는 CSI나 BEI와는 달리 정보의 경직성이 작동하지 않고 있다는 점이다. 이러한 관찰 결과는 앞서 “2절 시각적 단서”에서 확인한 것처럼  $v$  값이 상당한 시차(11~12분기)를 두고 실제 인플레이션에 선행하여 변화한다는 사실과 부합한다. 따라서  $v$ 는 CSI나 BEI보다 미래에 실현되는 인플레이션에 더 잘 부합하고 예측 오차를 예측할 수 없는 기대인플레이션 지표라는 점에서 합리적 기대(rational expectation) 가정에 더 근접한 결과를 도출하고 있다고 해석할 수 있다.

### 3.2. 기대인플레이션을 고려한 뉴케인지언 필립스곡선과의 정합성

거시경제 변동과 물가를 설명하는 현대 경제학의 대표적인 모형으로 뉴케인지언 모형을 꼽을 수 있다. 그

중에서도 기대인플레이션을 고려한 뉴케인지언 필립스곡선(Expectation-Augmented New Keynesian Phillips Curve, 이하 NKPC)은 명목 변수와 실질변수를 연결하고, 기대인플레이션이 물가상승 압력으로 연결되는 경로를 제공하며, 수요압력 또는 경기침체의 강도(economic slack)가 인플레이션을 발생시킬 수 있게 만드는 뉴케인지언 모형의 핵심적 구성요소이다.

NKPC를 추정하기 위해서는 기대인플레이션을 무엇으로 측정할 것인지를 결정해야 한다. Coibion et al. (2018)은 설문자료를 사용하여 수집한 CSI 지표가 기대인플레이션을 (실질적으로) 미래에 실현된 물가상승률로 대체하는 Full Information Rational Expectation (FIRE)보다 NKPC의 기대인플레이션과 더 잘 부합한다는 점을 보고하였다. 특히, NKPC를 추정할 때 생기는 다양한 문제점(e.g. Mavroeidis, Plagborg-Moller, and Stock, 2014)은 이론적 정합성을 위해 발전해 온 강한 형태의 FIRE 가정을 완화하고 좀 더 현실에 부합하는 Michigan Survey of Consumers (MSC)와 같은 기대인플레이션 지표를 도입하면 많은 경우 해결될 수 있음을 보고하고 있다.<sup>12)</sup>

선행연구(Coibion et al., 2018)의 방법론을 차용하여,  $v$ 와 CSI, 그리고 BEI 중 어떤 기대인플레이션 지표가 NKPC와 가장 잘 부합하는지를 살펴보자.

$$\pi_t = \alpha + \beta u_t + \gamma E_t[\pi_{t+1}] + X_t \delta + \epsilon_t$$

위 수식은 NKPC를 표현한 것으로,  $\pi_t$ 는 이번 분기( $t$ )의 물가상승률을,  $u_t$ 는 실업률로서 경기침체의 강도(economic slack)를,  $E_t[\pi_{t+1}]$ 는 이번 분기에 형성된 다음 분기( $t+1$ )의 물가상승률에 대한 기대를,  $X_t$ 는 통제변수를,  $\epsilon_t$ 는 예측하지 못한 충격 또는 공급측 충격(cost-push shock)을 나타낸다. 통제변수로 수 입물가 상승률과 전분기( $t-1$ )의 물가상승률을 사용한다.<sup>13)</sup>

<표 3-2> 기대인플레이션 지표에 따른 NKPC 추정 결과

	I	II	III	IV	V	VI	VII
u	-0.674 (0.235)	-0.787 (0.243)	-0.912 (0.261)	-0.645 (0.206)	-0.807 (0.210)	-0.770 (0.245)	-0.818 (0.146)
v	0.341 (0.096)			0.565 (0.193)	0.273 (0.088)		0.763 (0.113)
CSI		-0.602 (0.135)		0.317 (0.223)		-0.420 (0.136)	0.863 (0.154)
BEI			-0.326 (0.116)		-0.202 (0.077)	-0.002 (0.106)	-0.376 (0.112)
lag(cpi)	0.901 (0.087)	1.151 (0.093)	0.970 (0.099)	0.643 (0.129)	0.936 (0.058)	1.027 (0.065)	0.482 (0.074)
Observations	52	52	52	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0.905	0.884	0.895	0.913	0.903	0.893	0.915
Sample Period	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4

주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. GMM 모형으로 추정하였으며, 각 변수의 1~4분기 지연값(lagged values)을 도구변수로 활용함. 모든 모형에서 수입물가상승률을 통제변수로 사용하였음. 괄호안 숫자는 Newey-West robust standard errors (five lags)임.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.).

12) 표준적인 NKPC는 이론적으로 FIRE 가정하에서 도출되지만, Adam and Padula (2011)는 경제주체들이 FIRE보다 완화된 Law of Iterated Expectations 가정을 만족할 때 이론적으로 NKPC를 도출할 수 있음을 보여준다.

13) 전분기 물가상승률을 통제변수로 사용한다는 점에서 본 보고서의 NKPC 모형은 과거지향적(backward looking) 기대를 반영한 hybrid NKPC라고 할 수 있다(e.g. Fuhrer and Moore, 1995; Gali and Gertler, 1999).

<표 3-2>는 서로 다른 기대인플레이션( $E_t[\pi_{t+1}]$ )을 사용하여 추정한 NKPC의 결과값이다. 내생성 문제를 제어하기 위하여 GMM 추정방법을 사용하였고, 각 변수의 1~4분기 지연값(lagged values)을 도구변수로 활용하였다. 괄호 안 숫자는 Newey-West robust standard errors (five lags)를 나타낸다.

<표 3-2>의 두 번째에서 네 번째 열(모형 I~Ⅲ)은 각각  $v$ , CSI, 그리고 BEI를 기대인플레이션의 대용변수로 사용하여 추정한 NKPC의 결과값이다. 세 개의 모형 중에서  $v$ 를 기대인플레이션으로 사용한 두 번째 열(모형 I)의 설명계수(R-squared) 값이 CSI를 사용한 세 번째 열(모형 II)이나 BEI를 사용한 네 번째 열(모형 III)의 설명계수 값보다 근소하게 높은 것을 확인할 수 있다.

<표 3-2>에서  $v$ 가 CSI나 BEI보다 더 선호되는 기대인플레이션 지표일 수 있다는 단서는 근소한 설명계수의 차이보다는 이론과의 정합성이다. 모형 I에서는 기대인플레이션( $v$ )이 현재 인플레이션에 미치는 영향이 통계적으로 유의한 수준에서 양수로 추정되어 이론에 부합하지만, 모형 II와 III의 경우 기대인플레이션(CSI 또는 BEI)이 현재 인플레이션에 미치는 영향이 유의한 수준에서 음수로 추정되어 이론과 부합하지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 CSI와 BEI가 갖는 과거지향적 성격으로 인해 평균으로 회귀하려는 힘이 작용했기 때문일 수 있다.

<표 3-2>의 모든 열 또는 모형을 살펴봐도,  $v$ 는 계수값이 통계적으로 유의한 수준에서 양수를 갖는 것으로 나타난다. 반면, CSI와 BEI는 다수의 모형에서 계수값이 음수로 추정되고 있으며, 통계적으로 유의하지 않은 경우도 발견된다.

CSI와 BEI 값이 이전 분기 물가상승률에 유의미하게 영향을 받는다면, <표 3-2>에서 CSI와 BEI의 계수값이 음수로 추정된 이유는 전분기 물가상승률을 통제변수로 사용했기 때문일 수 있다. <표 3-3>은 통제 변수에서 이전 분기 물가상승률을 제외하고 추정한 NKPC의 결과이다. <표 3-2>와 달리, CSI의 계수값이 모든 모형에서 통계적으로 유의미한 양수를, BEI 계수값은 모형 III과 V에서 통계적으로 유의미한 양수를 보여주고 있다.  $v$ 의 계수는 여전히 모두 양수로 추정되며 두 번째 열(모형 I)을 제외하면 통계적으로 유의한 수준으로 나타난다.

<표 3-3> 기대인플레이션 지표에 따른 NKPC 추정 결과 (과거 물가상승률 제외)

	I	II	III	IV	V	VI	VII
u	-2.318 (0.397)	-1.143 (0.324)	-1.581 (0.345)	-0.362 (0.229)	-1.317 (0.324)	-1.005 (0.323)	-0.552 (0.163)
v	0.214 (0.327)			1.303 (0.166)	0.444 (0.199)		1.377 (0.135)
CSI		0.788 (0.130)		1.401 (0.113)		1.039 (0.217)	1.844 (0.144)
BEI			0.423 (0.128)		0.581 (0.147)	-0.197 (0.225)	-0.500 (0.144)
Observations	53	53	53	53	53	53	53
R <sup>2</sup>	0.667	0.811	0.731	0.904	0.759	0.823	0.909
Sample Period	2008Q4~2022Q4	2008Q4~2022Q4	2008Q4~2022Q4	2008Q4~2022Q4	2008Q4~2022Q4	2008Q4~2022Q4	2008Q4~2022Q4

주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. GMM 모형으로 추정하였으며, 각 변수의 1~4분기 지연값(lagged values)을 도구변수로 활용함. 모든 모형에서 수입물가상승률을 통제변수로 사용하였음. 괄호안 숫자는 Newey-West robust standard errors (five lags)임.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.).

특히, CSI를 기대인플레이션 지표로 사용한 <표 3-3>의 모형(Ⅱ,Ⅳ,Ⅵ,Ⅶ)은 이전 분기 물가상승률을 포함한 NKPC 추정결과인 <표 3-2>와 가장 작은 설명계수 격차를 보여주고 있다. 이는  $v$  값을 제외한 나머지 기대인플레이션 지표, 그중에서도 CSI에는 과거 인플레이션을 반영하는 적응적 기대(adaptive expectation)와 부합하는 기대인플레이션 경로가 작동하고 있을 가능성을 시사하며, 앞서 2장에서 도출한 결과와도 일치한다.

이상의 결과를 요약하면,  $v$ 는 과거 물가상승률을 통제변수로 활용한 (hybrid) NKPC 추정에 사용할 수 있는 강건한 기대인플레이션 대용변수로 판단된다. CSI나 BEI는 적응적 기대(adaptive expectation) 또는 과거에 대한 정보를 상당량 포함한 기대인플레이션 지표로 보이고,  $v$ 는 합리적 기대(rational expectation) 또는 미래에 실현될 인플레이션과 정합성이 높은 기대인플레이션 지표로 판단된다.

### 3.3. 소비와 인플레이션에 미치는 영향

만약 명목 생산량(유량) 대비 명목 부(저량)의 배율인  $v$  값을 기대인플레이션 지표로 해석할 수 있다면,  $v$  값이 증가하는 충격이 발생했을 때 인플레이션 압력이 관찰되어야 한다. 국부의 과반을 차지하고 있는 부동산 자산의 상대적 가치가 상승하는 충격( $v$  값의 증가 충격)은 부의 효과(wealth effect)를 통해 민간소비 수요를 증가시키고 그 결과 인플레이션 압력을 발생시킬 수 있다. 이를 확인하기 위하여 다음과 같은 국소투영(local projection) 모형을 설정하고 충격반응함수를 추정해보자.

$$y_{t+h} = \alpha^h + B_1^h y_{t-1} + \dots + B_p^h y_{t-p} + u_{t+h}^h, \quad h = 0, 1, \dots, H-1$$

$y_{t+h}$ 는  $t+h$  기의 실질 민간소비 증가율 및 소비자물가 상승률, 그리고  $v$  값으로 구성된  $3 \times 1$  벡터이고,  $\alpha^h$ 는  $3 \times 1$  상수 벡터,  $B_i^h$ 는  $i$ 기 만큼 지연된  $y_{t-i}$  변수와  $h$ 기 이후 투영시점 변수인  $y_{t+h}$ 를 연결하는  $3 \times 3$  매개변수 행렬이다. 충격반응함수를 추정하기 위한 식별방법으로 Cholesky decomposition을 사용하였으며, 민간소비 증가율, 소비자물가 상승률,  $v$  순으로 배열하였다.<sup>14)</sup> 소비자물가 상승률에 미치는 외부적 요인을 통제하기 위하여  $t$ 기의 달러표시 수입물가 증가율을 외생적인 통제변수로 사용하였고, 대한민국의 성장률과 소비자물가 상승률은 관찰기간동안 추세적인 하락세를 나타낸다는 점을 감안하여 선형 시간 추세를 통제하였다. 모든 변수는 분기자료 기준이며  $v$  값은 레벨이고, 민간소비와 소비자물가는 전년동기 대비증가율(yoy, %)이다.

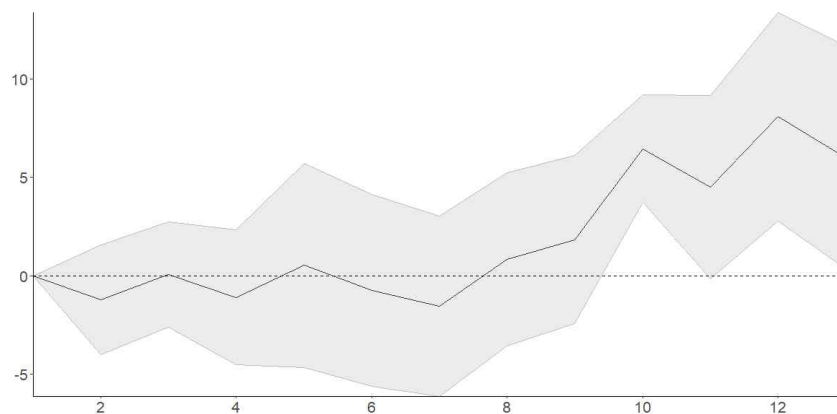
[그림 3-3]은 2008년 4분기부터 2022년 4분기까지 자료를 이용하여 추정한  $v$  증가 충격에 대한 소비자물가 상승률의 충격반응함수이다. 실선은  $v$  값이 1 증가했을 때 발생하는 소비자물가 상승률의 평균적인 반응이고, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간이다. 가로축은 충격 발생 이후 분기이고, 세로축은 인플레이션 증가분(%p)이다. 지연변수의 기간은 HQ와 FPE를 기준으로 도출한 1~6분기로 설정하였다.

[그림 3-3]에 나타난 충격반응함수에 따르면  $v$ 가 1분기 동안 1만큼 증가하는 충격이 발생한 이후 10분기가 지나서 소비자물가 상승률이 6.5%p 증가하는 것으로 추정된다. 충격반응함수를 살펴보면, 충격이 발생한 뒤 9분기까지는 통계적으로 유의하지 않은 상태를 지속하다가 10분기와 12분기에 통계적으로 유의한 수준의 영향이 발생함을 알 수 있다. 이는  $v$  값의 변화가 소비자물가 상승률에 11~12분기가량 선행한다는

14) 세 개의 변수로 구성할 수 있는 Cholesky ordering은 여섯 개이고, 모든 경우에 정성적으로 동일한 충격반응함수를 관찰할 수 있다. 본문에서 사용한 베이스라인 모형의 경우 신뢰구간이 넓게 형성된 모형 중 하나여서 추정 결과는 Cholesky ordering에 큰 영향을 받지 않는 것으로 판단된다.

2장의 분석과 부합하는 결과이다.

[그림 3-3]  $v$  충격이 인플레이션에 미치는 영향

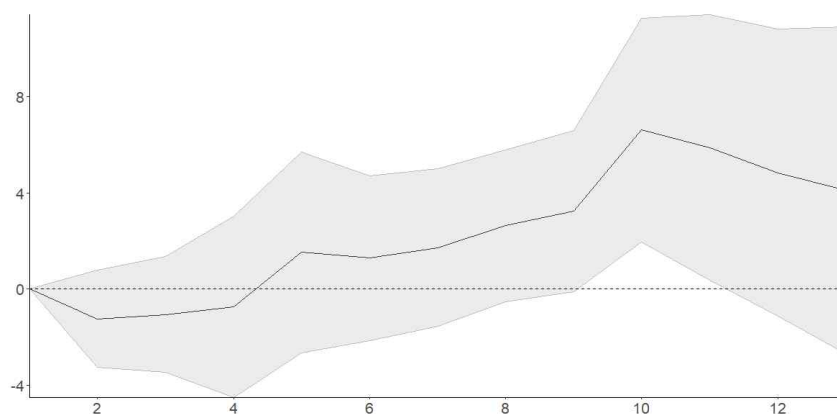


주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함. 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

충격반응함수가 추정기간(2008~22년)이 변하였을 때도 강건하게 나타나는지 살펴보자.<sup>15)</sup> 2016~21년 기간 동안  $v$  값은 4.1에서 5.1로 가파르게 상승하였는데, 이 시기는 코로나19 팬데믹에 대응하기 위한 거시경제 정책으로 인해 유동성이 가파르게 증가한 시기이기도 하다. 따라서 충격반응함수가 이 시기에만 특이하게 유의미한 결과를 나타내었을 수도 있으므로 좀 더 장기간에 걸쳐 안정적으로 추정되는지 확인하기 위해 분석 기간을 1986~2022년으로 확대하여 동일한 분석을 수행하였다.

[그림 3-4]는 분석기간을 1986~2022년으로 확대하여 추정한  $v$  증가 충격에 대한 소비자물가 상승률의 충격반응함수이다.<sup>16)</sup>  $v$  값이 1 증가할 때 발생하는 소비자물가 상승률의 평균적인 반응은 10분기 이후 6.6%p 증가하는 것으로 추정된다(실선). 전반적으로 회색 음영으로 표시된 신뢰구간이 넓어진 것을 제외하고는 [그림 3-3]과 유사한 충격반응함수가 추정된 것으로 보인다.<sup>17)</sup>

[그림 3-4]  $v$  충격이 인플레이션에 미치는 영향 (1986~2022년)



주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 1986q1~2022q4 자료를 사용함. 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

15) 앞선 장에서 분석기간을 2008년 이후로 설정한 이유는 기존의 기대인플레이션 지표인 BEI가 2008년 이후부터 확보가능하기 때문이다.

16) 지연변수의 기간은 AIC와 FPE를 통해 도출한 1~9분기로 설정하였다.

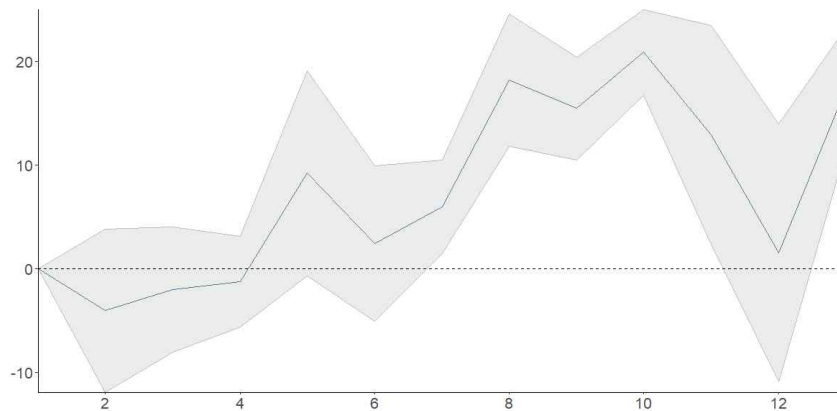
17)  $v$  충격에 대한 소비자물가 상승률의 반응 이외의 충격반응함수는 부록의 [부도 2](2008~22년)과 [부도 5](1986~2022년)에 수록하였다.



앞서 2장의 [그림 2-5]에서  $v$  값이 인플레이션과 비선형적인 관계를 가질 수도 있으리라 추측했는데, 실제로 그러한지 확인해 보자. Auerbach and Gorodnichenko (2012, 2013)는 경기 확장기와 침체기에 확장적 재정정책의 효과가 다를 수 있음을 상태변화(regime change)를 활용한 국소투영법 모형을 통해 보여주었다. 이들의 방법론을 준용하여  $v$  값이 높은 시기(상태 1)와  $v$  값이 낮은 시기(상태 2)를 두 개의 상태로 설정하고 앞서와 동일한 국소투영법 모형을 통해 충격반응함수를 도출하였다. 선행연구를 따라서 hp-filter를 사용하여 추세를 제거하였고, 분기자료를 사용하였음을 감안하여 smoothing parameter는 1600으로 설정하였다. 비선형성을 확인하기 위하여  $y_{t-i}$ 의 제곱항을 추가하였으며 제곱항의 지연변수 기간은 1~4분기로 설정하였다.

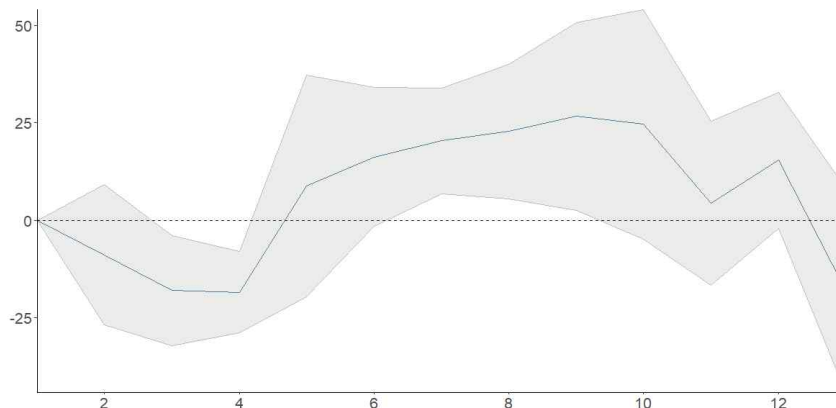
[그림 3-5]는 2008~22년 기간동안의 자료를 이용하여 추정한  $v$  값이 높은 시기(상태 1)에  $v$ 가 1 증가하는 충격이 발생했을 때 소비자물가 상승률의 충격반응함수이다. 선형 국소투영 모형으로 추정한 결과보다 더 선명하게  $v$  증가 충격이 물가상승 압력으로 이어짐을 알 수 있다.  $v$  충격은 7분기 이후부터 11분기까지 소비자물가 상승률을 통계적으로 유의한 수준으로 증가시키는 것으로 나타난다.

[그림 3-5]  $v$  충격이 인플레이션에 미치는 영향 ( $v$ 가 높은 상태)



주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함. 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임. 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[그림 3-6]  $v$  충격이 민간소비에 미치는 영향 ( $v$ 가 높은 상태)



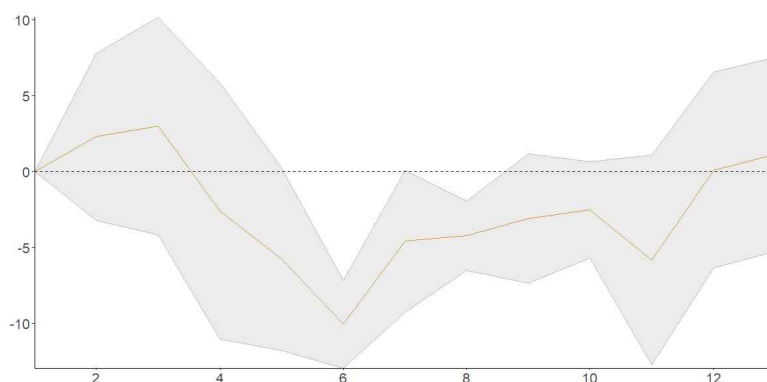
주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함. 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임. 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

$v$  값의 증가는 어떤 경로를 통해 인플레이션 압력을 발생시키는 것일까? 이러한 경로로 가장 쉽게 추측할 수 있는 것은 부동산 가격 상승에 따른 부의 효과로 소비가 증가하면서 총수요가 증가하고, 그 결과 인플레이션 압력으로 이어지는 경로이다.

[그림 3-6]은  $v$  값이 큰 상황(상태 1)에서  $v$ 가 1 증가하는 충격이 발생했을 때 민간소비 증가율의 충격반응함수이다. 충격이 발생한 7~9분기 이후 민간소비 증가율이 통계적으로 유의미한 수준으로 증가하는 것을 관찰할 수 있다. 소비자물가 상승률의 충격반응은 민간소비가 증가하고 난 이후인 7~11분기 이후에 관찰된다는 점을 감안할 때, 이러한 결과는  $v$  증가 충격이 소비를 증가시키고 그 결과 인플레이션 압력이 발생하는 경로가 작동한다는 가설과 부합한다.

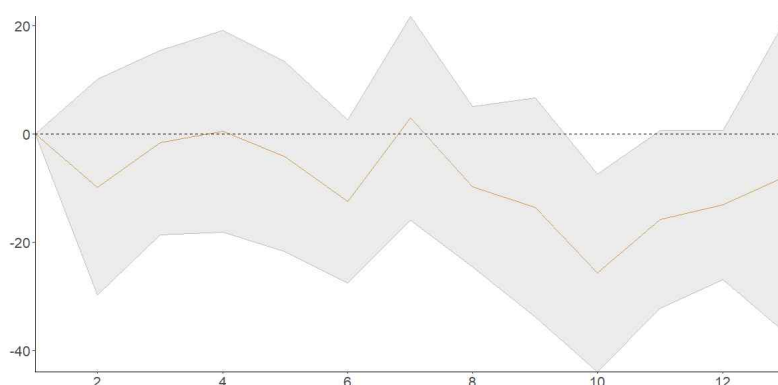
$v$  값이 낮은 상황(상태 2)에서 충격반응함수는 [그림 3-7]에 나타나 있는데,  $v$  증가 충격 이후에도 물가가 상승하지 않는다. 오히려 6분기 이후에는 물가가 하락하는 경향이 나타난다.  $v$  값이 낮은 시기(상태 2)에서  $v$  증가 충격이 인플레이션 압력으로 이어지지 않는 이유는 부의 효과가 충분히 발생하지 않아서 소비의 증가로 이어지지 않기 때문일 수 있다.

[그림 3-7]  $v$  충격이 인플레이션에 미치는 영향 ( $v$ 가 낮은 상태)



주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함. 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[그림 3-8]  $v$  충격이 민간소비에 미치는 영향 ( $v$ 가 낮은 상태)



주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함. 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[그림 3-8]은  $v$  값이 낮은 상황(상태 2)에서  $v$  증가 충격이 발생했을 때 민간소비 증가율의 충격반응함수

이다. 예상대로  $v$ 가 증가하더라도 민간소비가 증가하지 않음을 확인할 수 있다. 오히려 10분기 이후에 소비가 감소하는 것으로 나타난다.

앞서 2장에서 살펴본 바에 따르면 경제침체가 발생하여 부동산 가치가 낮아지면서  $v$  값이 낮아지는 경향성을 확인하였다.  $v$  값이 낮은 시기(상태 2)는 이와 같은 시기를 포착한 것인데, 이처럼 부동산 가격이 감소하는 시기는 일반적으로 디레버리징이 이루어지는 시기이고 그 결과 소비가 위축되는 시기이기도 한 것으로 판단된다.

부동산은 주거서비스 등 경제활동에 필수적인 재화이기 때문에 디레버리징 시기에 발생하는  $v$  충격, 즉 부동산의 상대가격 상승은 비용압박으로 작용할 수 있다. 만약  $v$  값이 낮은 시기(상태 2)에  $v$  증가 충격이 부의 효과보다는 비용상승 압박으로 이어진다면, 소비가 위축되고([그림 3-8]) 디플레이션 압력이 발생([그림 3-7])할 수 있다.

마지막으로 관찰기간을 확대(1986~2022년)하더라도 앞서 관찰한 상태변화(regime change)를 포함한 비선형 국소투영법의  $v$  충격에 대한 소비자물가 상승률의 충격반응함수는 정성적으로 동일한 결과를 나타낸다는 점을 확인하였다(부록에 수록된 [부도 6]과 [부도 7]의 마지막 행 가운데 패널을 참조). 다만, 민간소비 증가율의 충격반응함수는 신뢰구간이 확대되어 통계적 유의성이 사라지는 것으로 나타난다(부록에 수록된 [부도 6]과 [부도 7]의 마지막 행 왼쪽 패널을 참조).  $v$  충격에 대한 인플레이션과 소비에 대한 충격반응함수를 포함한 모든 경우의 충격반응함수는 부록의 [부도 2] ~ [부도 7]에 수록하였다.

## 4. 이론적 논의

“인플레이션은 언제 어디서나 화폐적 현상이다(Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon).” 밀턴 프리드먼이 1969년 런던에서 개최된 원콧 기념 강연에서 남긴 말이다. 프리드먼은 인플레이션을 ‘상품에 비해 돈이 너무 많은 현상(too much money chasing too few goods)’으로 표현했다. 경제 전체의 생산량은 고정되어 있는데 화폐공급이 계속해서 늘어난다면 물가는 상승한다. 개인 입장에서 돈이 많으면 많을수록 좋지만 경제 전체적으로 돈이 늘어나면 인플레이션이 발생하는 것이다.<sup>18)</sup>

### 4.1. 부동산 자산가격, 가계신용, 그리고 화폐수량설

$v$ 는 명목 생산량 대비 토지가치로 측정한 명목 부의 비율이다. 개별 가구는 부가 증가하면 소비를 늘린다. 그러나 경제 전체의 생산이 비탄력적인 상황에서 모든 가구가 소비를 늘린다면, 실질 생산량을 초과하여 발생한 소비 수요는 가격 상승으로 이어질 수 있다.

이러한 관계를 수식으로 살펴보면 다음과 같다. 명목 생산량은 실질 생산량( $y$ )과 상품가격( $P$ )의 곱이고, 토지로 측정한 명목 부는 토지가치 총액( $LV$ )이다. 따라서  $v$ 는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$v = \frac{LV}{y \times P}$$

2장에서 살펴본 것처럼 대한민국 경제에서  $v$ 의 증가는  $LV$  증가 때문에 주로 발생하여 왔고(분자의 증가),  $v$ 의 감소는 주로  $LV$ 의 변동이 억제된 상태에서  $y$ 와  $P$ 가 증가하면서 나타났다(분모의 증가).<sup>19)</sup> 이는 3장

18) KDI 경제정보센터 클릭경제교육 (김훈민/KDI 경제정보센터, 2011.07.27.)에서 발췌. (최종접속일:2023.11.9. [https://eiec.kdi.re.kr/material/clickView.do?click\\_yymm=201108&cid=1553](https://eiec.kdi.re.kr/material/clickView.do?click_yymm=201108&cid=1553))

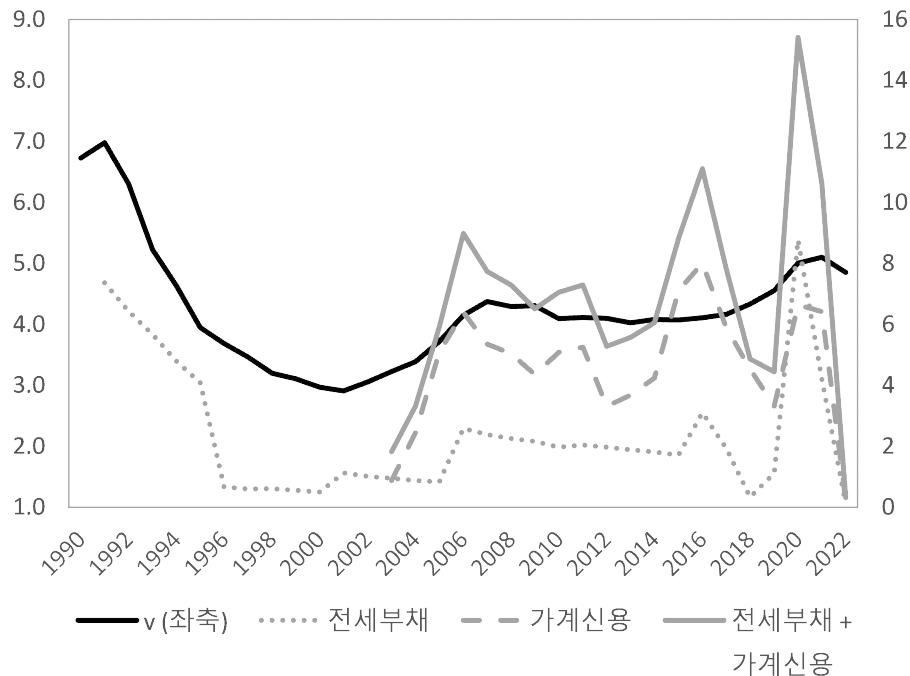
19) [그림 2-2] 참조

에서 살펴본 것처럼  $v$  증가 충격이 시차를 두고  $y$ 와  $P$ 의 증가로 나타날 수 있다는 결과와 부합한다.  $v$ 는 이러한 과정을 거쳐 1965년부터 2022년 현재까지 비교적 안정적인 정주성(stationarity)을 유지하고 있다.<sup>20)</sup>

다시 말해, 토지가치가 상승하여 가계의 부가 증가하면( $v$ 의 증가), 가격의 경직성이 존재하는 상황에서 개별 가구는 부의 효과를 통해 소비를 늘린다( $y$ 의 증가). 그러나 경제 전체의 생산량이 충분히 탄력적으로 반응하지 않고<sup>21)</sup> 상승한 토지가격이 빠르게 하락하지 않을 경우<sup>22)</sup> 물가 상승압력이 발생( $P$ 의 증가)할 수 있다.

인플레이션이 언제 어디서나 화폐적 현상이라면,  $v$  증가 충격이 실제 화폐량 증가와 연결되어 있어야 한다. 이론적으로는  $v$ 의 증가는 명목 부의 총량 증가와 담보대출 등을 통해 화폐량 증가로 이어질 수 있다. 반대로 화폐량 증가는 자산에 대한 수요를 증가시켜  $v$ 의 증가 또는 자산가격 상승으로 이어질 수 있다. 자산가격 상승과 화폐량 증가 중 무엇이 원인이고 무엇이 결과인지를 알아내기는 쉽지 않고 사안마다 다를 수 있다. 다만 본 연구에서는 자산가격 상승과 밀접한 연관이 있는  $v$  변수의 증감이 가계의 신용과 높은 상관관계가 있음을 보임으로써  $v$  증가 충격이 화폐량 또는 가계신용 증가를 통해 인플레이션 압력으로 이어질 수 있음을 논하고자 한다.<sup>23)</sup>

[그림 4-1]  $v$  값과 가계신용



주: 전세부채는 전세보증금과 보증부 월세 보증금 추정치를 합친 금액으로 1990, '95, '00, '05, '10, '15, '16년 값은 김세직·고제현(2018)에서, 2017~22년 값은 이상호(2023)에서 발췌하였음. 1991~2014년 기간 중 자료가 누락된 부분은 선형보간을 통해 추산함.  $v$  값을 제외한 모든 수치는 연간 증감액을 명목 GDP 대비 퍼센티지로 표준화한 수치임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

- 20) 전체 기간(1995~2022년)을 기준으로 ADF 검증을 해보면  $v$  값은 unit-root를 갖는다는 귀무가설을 기각( $p=0.03$ )하여 정주성(stationarity)을 갖는 것으로 추정된다. (독자의 편의를 위해 각주 2의 내용을 중복하여 수록함.)
- 21) 생산을 위해서는 노동과 자본이 필요한데, 노동의 근본적 공급체인 인구수는 단기적으로 고정되어 있고, 자본을 확대하기 위한 투자에도 시간이 필요하기 때문에, 실질 생산량은 단기적으로 충분히 탄력적이지 않을 수 있다.
- 22) 토지는 생산을 통해 축적을 하기 매우 힘든 비탄력적인 재화이며, 국민대차대조표에서도 비금융비생산자산(non-finance, non-produced good)으로 분류된다. 따라서 면적을 기준으로 한 토지가치 총량 변화는 대부분 (용도변경 등을 포함한) 토지가격 변동에 의해 결정된다.
- 23)  $v$  증가 충격의 근본적 원인이 통화량 증가 충격일 수도 있으나, 본 논의에서는 근본 원인이 무엇인지에 대한 논의는 하지 않는다.

[그림 4-1]은 1990년 이후  $v$  값과 가계신용의 증감(명목 GDP 대비 퍼센티지 비율로 표준화함)을 나타낸 그래프이다.  $v$  값은 명목 GDP 대비 명목 토지가치 총액이기 때문에 [그림 4-1]은 토지가격과 가계신용 증감을 GDP 대비 비율로 표준화하여 비교한 그래프라고 할 수 있다.

가계신용은 제도권 금융기관을 통해 생성된 가계의 신용증감 규모이다.<sup>24)</sup> 전세부채는 금융기관을 경유하지 않고 임대인과 임차인이 맺은 가계 간 담보대출의 증감액이다.<sup>25), 26)</sup> 본 연구에서 한국은행 공식 통계인 가계신용뿐만 아니라 전세부채 추산액을 사용한 이유는 금융권을 통해 창출된 가계신용뿐만 아니라 금융권을 통하지 않고 발생한 가계신용 또한 실질적인 인플레이션 압력으로 이어질 수 있기 때문이다. 실제로 김세직·고제현(2018)은 전세부채를 추산하여 한국은행 가계신용 통계에서 집계되지 않는 전세부채 규모가 실제 가계부채의 절반가량을 차지할 수 있음을 보고하였고, 이상호(2023)는 김세직·고제현의 방법론을 이용해 2010년대 후반 이후 전세부채가 빠르게 증가하였음을 보고하였다.

[그림 4-1]을 보면, 2000년대 초중반 이후  $v$  값은 모든 유동성 증감 지표(전세부채, 가계신용, 그리고 전세부채+가계신용의 증감)와 유사한 흐름을 나타내고 있다. 전세부채 증감 자료만 존재하는 1990~2000년 기간에도 전세부채 증감과  $v$  값은 상당히 유사한 흐름을 나타내고 있다. 은행권을 통한 가계신용 창출 규모는 2000년대 이후에 크게 확대되었음을 감안하면, 2000년 이전에는 전세부채가 가계신용의 주요 구성요소였던 것으로 보이며(e.g., 김세직·고제현, 2018), 인플레이션 압력 형성에도 큰 기여를 하였을 것으로 짐작할 수 있다. 실제로 전체 기간(1990~2022년) 중  $v$  값과 전세부채 증감은 0.77의 높은 상관관계를 나타내고 있다.<sup>27)</sup>

이상의 관찰 결과는  $v$  증가 충격이 전세부채 증가를 통해 금융권과 비금융권의 가계신용 총량을 확대시키고 인플레이션 압력으로 이어질 수 있다는 가설과 부합하는 것으로 판단된다.

본 연구는  $v$  값의 증가 충격이 근본적으로 어디에서 비롯되었는지에 대해서 말하지 않는다는 한계를 갖는다. 완화적 통화정책 충격이  $v$  값을 변화시키는 원인일 수 있으며, 본 연구에서는 이러한 가능성을 배제하지 않는다. 본 연구의 목적은 어떤 이유에서든  $v$  증가 충격이 발생할 경우, 중장기적으로 인플레이션 압력이 지속될 가능성이 높아질 수 있음을 보이는 데 있다.<sup>28)</sup>

## 4.2. 부동산 자산시장 균형 조건과 기대인플레이션

이제껏 관찰한  $v$ 와 인플레이션의 관계를 거시경제 이론의 틀에서 살펴보자. 먼저 장기간에 걸친  $v$  값의 안정성(stationarity)을 성장이론의 관점에서 해석해보자. Caselli and Feyrer (2007)는 표준적인 고전학파 성장모형에서 임의적으로 생략하고 있는 비생산자산(non-produced capital or nonreproducible capital), 즉 토지를 생산요소로 고려할 경우 균제성장경로를 따르는 경제는 명목 GDP와 명목 토지가치 총액이 같은 비율로 증가할 수 있음을 보고하고 있다. 이들은 표준적인 성장모형에 토지를 포함할 경우, 부유한 국가와 생산자본(produced capital or reproducible capital)이 부족한 개발도상국 사이의 한계 자본생산성(MPK) 격차가 크게 줄어들어, 국제적인 자본흐름이 부유한 국가에서 개발도상국으로 흘러 들어

24) [그림 4-1]에서 가계신용은 한국은행 금융기관 여수신 항목에서 취득한 가계신용 총액의 연간 증감액을 해당 연도 명목 GDP 대비 퍼센티지로 나타낸 값이다.

25) [그림 4-1]에서 전세부채는 전세보증금과 보증부 월세 보증금을 추산한 금액의 증감을 해당 연도 명목 GDP 대비 퍼센티지로 나타낸 값이다.

26) Kim and Shin (2013)은 한국의 전세제도를 일종의 repo-contract로 소개한다.

27) 관찰 가능한 모든 정보를 활용할 경우,  $v$ 와 가계신용 증감의 상관관계는 0.27이고,  $v$ 와 가계신용+전세부채 증감과의 상관관계는 0.44이다.

28)  $v$  값이 증가(토지가치 총액이 명목 GDP 대비 증가)하여 통화량이 증가하는 경로는 기존 주택에 대한 가계의 주택담보대출 이외에도 다양한 가능성이 있을 수 있다. 예를 들어, 택지개발은  $v$  값을 크게 높이는 요소인데, 이 경우 토지보상금, 선분양, 프로젝트파이낸싱 등 다양한 경로를 통해 유동성이 먼저 증가하고, 그 결과 소비 증가와 인플레이션 상승으로 이어질 수 있다.

가지 않는 현상(e.g. Reinhart and Rogoff, 2004)을 자연스럽게 설명할 수 있음을 보고하고 있다.

Caselli and Feyrer (2007)의 아이디어는 국제적인 자본흐름뿐만 아니라  $v$  값이 장기간에 걸쳐 안정적인 이유를 설명할 수 있다. 토지를 고려한 아래와 같은 규모에 따른 수확불변(constant return to scale) 생산함수와 완전경쟁시장을 가정하자.<sup>29)</sup>

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^\beta X_t^\gamma \quad (\alpha, \beta, \gamma > 0, \alpha + \beta + \gamma = 1)$$

$Y_t, A_t, K_t, N_t, X_t$ 는 각각  $t$ 기의 실질 생산(실질 GDP), 총요소생산성(TFP), 실질 생산자본(설비, 건설, 그리고 지식재산생산물), 노동력 혹은 인구, 그리고 실질 비생산자본(토지)을 나타낸다.  $\alpha, \beta, \gamma$ 는 각각 실질 생산자본과 노동력, 그리고 토지의 생산에 대한 탄력성(또는 소득분배율)이다.

토지( $X_t$ )를 한 단위 더 이용하여 토지의 한계생산량만큼 실질 생산을 증가시킬 때 얻을 수 있는 수익은 다음과 같다.

$$\frac{P_t \cdot MPX_t + E_t[Q_{t+1} - Q_t]}{Q_t} = E_t[r_{t+1}]$$

$Q_t, P_t, MPX_t, r_{t+1}$ 는 각각  $t$ 기의 토지가격,  $t$ 기의 상품가격,  $t$ 기의 토지한계생산량, 그리고  $t+1$ 기의 실질수익률이며, 실질수익률은 토지가격 증가에 따른 자본이득을 포함한다. 완전경쟁시장을 가정하였으므로 실질기대수익률( $E[r_{t+1}]$ )은 주어져 있다고 가정한다. 실제로 장기간에 걸쳐 자본의 실질수익률은 6~7% 정도 수준에서 안정적으로 유지되고 있는 것으로 알려져 있다.

한편, 자본시장이 효율적이라면, 장기적으로 토지명목소득은 토지가 실질 생산에 이바지한 양( $MPX_t \cdot X_t$ )에 상품가격을 곱한 명목금액( $P_t \cdot MPX_t \cdot X_t$ )만큼 분배되고, 토지소득분배율  $\gamma$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\gamma = \frac{P_t \cdot MPX_t \cdot X_t}{P_t \cdot Y_t}$$

앞서 도출한 두 식을 연결하면 다음과 같은 식을 유도할 수 있다.  $E_t[\hat{q}_{t+1}]$ 은  $t$ 기에 형성된 토지가격의 기대 상승률이다.

$$\gamma \frac{P_t \cdot Y_t}{Q_t \cdot X_t} = \frac{P_t \cdot MPX_t}{Q_t} = E_t[r_{t+1}] - E_t\left[\frac{Q_{t+1} - Q_t}{Q_t}\right] = E_t[r_{t+1} - \hat{q}_{t+1}]$$

$v_t$ 는 명목 총생산 대비 명목 토지가치 총액으로 정의되므로, 위 수식을 이용하면  $v_t$ 를 다음과 같은 부동산 자산시장 균형조건으로 표현할 수 있다.

$$v_t = \frac{\gamma}{E_t[r_{t+1} - \hat{q}_{t+1}]}$$

위 수식은 장기적으로 토지소득분배율( $\gamma$ )과 자본의 실질기대수익률  $E_t[r_{t+1}]$ , 그리고 기대 토지가격 상승률  $E_t[\hat{q}_{t+1}]$ 이 일정하게 유지될 경우,  $v_t$  값은 장기간에 걸쳐 일정하게 유지될 수 있음을 의미한다. 위 수식에서  $v_t$ 가 안정적으로 유지될 수 있는 이유는, 유도 과정에서 규모에 따른 수확 불변인 고전학과 생산함수

<sup>29)</sup> 독자의 이해를 돕기 위해 Cobb-Douglas 생산함수를 가정하였으나, 규모에 따른 수확불변(CRS) 생산함수일 경우 이하의 논의는 모두 성립한다. 자세한 내용은 Caselli and Feyrer (2007)를 참조.

와 완전경쟁시장, 그리고 효율적 자본시장을 가정하였기 때문이다. 이와 같은 가정은 토지소득분배율( $\gamma$ ), 자본의 실질 기대수익률( $E[r_{t+1}]$ ), 그리고 기대 토지가격 상승률( $E_t[\hat{q}_{t+1}]$ )이 경제를 구성하는 근본적 요인(총요소생산성( $A_t$ )과 노동력( $N_t$ )의 변화과정, 그리고 소비자의 선호)에 의해 일반균형에서 결정됨을 의미한다. 특히 대한민국과 같은 소규모개방경제에서는 자본의 실질 기대수익률이 국제적인 자본흐름에 의해 외부적 요인에 의해 고정되어 있을 가능성이 더 크다고 할 수 있다. 즉, 우변이 고정되어 있으므로 좌변이 일정하게 유지될 수 있다.

다음으로 단기적인 측면에서  $v$  값과 기대인플레이션이 연결되는 이유를 살펴보자. 앞서 유도한 부동산 자산시장 균형조건은 장기적 관점에서  $v$  값의 안정성을 나타내기도 하지만, 단기적으로는  $v$  값과 기대인플레이션을 연결해 주는 수식이기도 하고, 화폐수량설의 다른 표현이기도 하다.

$v$  증가 충격이 인플레이션 압력으로 이어지는 동태적 과정을 다음과 같은 시나리오를 통해 살펴보자. 자본의 실질수익률( $r_{t+1}$ )은 명목수익률( $R_{t+1}$ )에서 인플레이션율( $\pi_{t+1}$ )을 제거한 값이다. 따라서 위에서 도출한 부동산 자산시장 균형조건을 아래와 같이 다시 쓸 수 있고,  $v_t$  값과 기대인플레이션  $E_t[\pi_{t+1}]$  사이에 성립하는 양의 상관관계를 도출할 수 있다.

$$v_t = \frac{\gamma}{E_t[R_{t+1} - \pi_{t+1}] - E_t[\hat{q}_{t+1}]}, \quad \therefore v_t \propto E_t[\pi_{t+1}]$$

$t$ 기에 기대 토지가격 상승 충격이 발생( $E_t[\hat{q}_{t+1}] > \hat{q}_{LongRun}$ )할 경우, 다른 모든 값이 일정하다면  $v_t$  값이 증가하여( $\Delta v_t > 0$ ) 부동산 자산시장의 균형조건(위 수식)을 만족시킨다. 부의 상대적인 총량은 늘어났으나  $t$ 기에는 실질적인 소비 압력으로 이어지지 않았기 때문에 인플레이션 압력은 발생하지 않고  $v_t$  값이 증가할 수 있다.

$t+1$ 기에 토지가격 상승에 대한 기대가 장기적인 수준으로 회귀할 경우( $E_{t+1}[\hat{q}_{t+2}] = \hat{q}_{LongRun}$ )를 생각해 보자. 부동산 자산시장 균형 조건(위 수식)이 유지되기 위해서는 장기적 균형 수준 이상으로 증가한  $v_{t+1}$  값이 충분히 감소할 때까지 기대인플레이션 압력이 발생( $\Delta E_{t+1}[\pi_{t+2}] > 0$ )하여야 한다.<sup>30)</sup> 또한  $t+1$ 기에는 부의 상대적 총량이 증가한 효과로 소비 수요와 실질 생산이 증가( $\Delta y_{t+1}$ )하고 인플레이션이 발생함에 따라( $\Delta P_{t+1}$ ) 토지가격에 변화가 발생하지 않더라도  $v_{t+1}$  값이 감소할 수 있다.

다시 말해 토지가격의 변화는 균형에서 상품가격의 변화를 통해 상대가격이 일정하게 유지되는 방향으로 조정된다. 왜냐하면 자본의 실질 기대수익률과 토지에 대한 소득분배율이 일정하게 유지되는 상황에서, 토지의 수량이 고정되어 있고( $X_t \approx \bar{X}$ ) 총생산량이 탄력적이지 않다면( $Y_t \approx \bar{Y}$ ), 토지가격 상승( $\Delta Q$ )에 따른  $v$  증가 충격은 상품가격 상승( $\Delta P$ )을 통해 상쇄되어야 하기 때문이다.

$$\Delta v \approx \Delta(Q \cdot \bar{X}) / \Delta(P \cdot \bar{Y}) \approx \Delta Q - \Delta P$$

이는 균형에서 화폐수량설이 작동하는 원리이고, 프리드먼이 말했던 “인플레이션은 상품에 비해 돈이 너무 많은 현상”이라는 말과 본질적으로 같은 경제적 직관을 포착하고 있다.

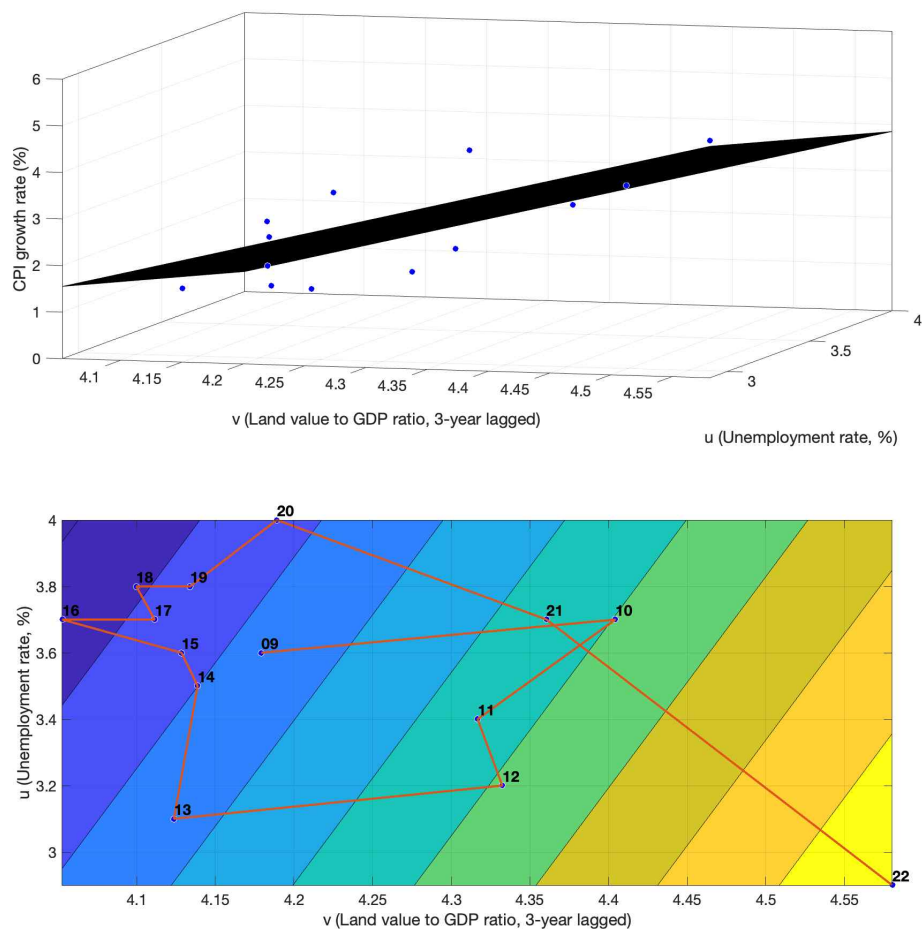
30) 기대인플레이션 압력이 발생하지 않더라도 자본의 기대명목수익률( $E_t[R_{t+1}]$ )이 감소하면 균형이 유지될 수 있다. 따라서 기대인플레이션 압력이 발생하기 위해서는 자본의 기대명목수익률보다 기대인플레이션율이 더 탄력적으로 반응해야 한다. 실제로 이러한 현상이 나타나는지는 실증의 영역으로 본 논문의 분석 범위를 벗어난다. 다만, 주식시장에서는 단기적으로 실질기대수익률과 기대인플레이션율 사이에 음의 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있다. 이러한 음의 상관관계는 기대명목수익률보다 기대인플레이션율이 더 탄력적으로 움직일 때 나타날 수 있다. (본 각주의 내용은 실질기대수익률과 기대인플레이션율 사이의 관계에 대한 KDI 이승협 박사님의 논평에 바탕을 두고 있으며, 건설적인 의견을 주신 이승협 박사님께 감사드립니다.)

## 5. 결론

본 연구에서는 자본시장과 기대인플레이션 사이의 관계에 대해 살펴보았다. 생산량(유량, 공급) 대비 부(저량, 수요)의 비율을 나타내는 지표로서 명목 GDP 대비 토지가치 배율인  $v$ 를 정의한 다음,  $v$  값이 증가할수록 소비 수요와 인플레이션 압력이 높아질 가능성에 대해 분석하였다. 또한  $v$ 와 널리 사용되는 기대인플레이션 지표인 CSI 및 BEI를 비교하고, 새로운 기대인플레이션 지표로서  $v$ 가 가지는 실증적, 이론적 특성에 대해 논하였다.

Phillips(1958) 이후 실업률과 아웃풋 갭은 각각 노동시장과 상품시장에서의 경제적 부진(economic slack)을 측정하는 지표로서 인플레이션 압력을 설명하는 주요 변수로 사용되고 있다. 본 연구의 실무적, 학술적 기여는 인플레이션 압력과 관련된 새로운 지표인  $v$ 를 통해 그동안 활발히 논의되지 않았던 자본시장 균형조건과 인플레이션 사이에 유의미한 상관관계가 있음을 보여주었다는 데 있다.

[그림 5-1] 필립스 곡면: 선형 추정(1-d fitted surface)



주:  $v$ 는 3년 지연된(3-year lagged) 값을 사용함. 아래 패널의 등고선은  $u$ 와  $v$ 로 선형 추정한 소비자물가상승률이고 밝은색일수록 더 높은 소비자물가상승률임.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).



기대인플레이션 지표로서  $v$ 가 가지는 정책적 유용성은 일종의 확장된 필립스곡선인 [그림 5-1]을 통해 직관적으로 이해할 수 있다. [그림 5-1]은 실업률( $u$ )과 인플레이션의 관계를 포착하는 곡선(1-d Phillips curve)을 확장하여,  $u$ 와  $v$ (3-year lagged)가 인플레이션과 가지는 관계를 곡면(2-d Phillips surface)으로 표현한 것이다. 위쪽 패널은  $u$ ,  $v$ (3-year lagged), CPI 증가율에 대한 3차원 산포도와 산포도를 선형 추정한 곡면이고, 아래쪽 패널은 위쪽 패널의 곡면을 등고선으로 표시한 것이다. 밝은 노란색일수록 더 높은 소비자물가 상승률을 뜻한다. 아래쪽 패널에서 우하향하는 방향, 즉 현재의 실업률( $u$ )이 낮거나 3년 전 명목 GDP 대비 토지가치 배율( $v$ )이 높을수록 소비자물가 상승률이 높게 나타난다.<sup>31)</sup>

[그림 5-1]을 통해 살펴볼 수 있는 본 연구의 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 정책지표로서  $u$ 와  $v$ 의 변화를 함께 고려하면,  $u$ 만을 고려했을 때는 불충분했던 인플레이션 압력 변화에 대한 해석을 좀 더 설득력 있게 전개할 수 있다. 예를 들어, 2010~12년, 2014~2020년 기간에는 노동시장( $u$ )과 자본시장( $v$ )에서 발생한 인플레이션 압력이 대체적으로 반대로 작용한 가운데, 소비자물가 상승률은 크게 변화하지 않았다. 만약  $u$  및  $v$ 와 인플레이션의 관계를 인과관계로 해석한다면,  $u$ 가 감소한 시기(2010~12년)에는  $v$ 가 감소하여 노동시장에서 발생한 인플레이션 압력을 상쇄하였고,  $u$ 가 증가한 시기(2014~20년)에는  $v$ 가 증가하여 인플레이션 압력을 유지하였다고 해석할 수 있다. 반대로,  $u$ 와  $v$ 가 모두 같은 방향으로 인플레이션 압력을 변화시켰을 것으로 추정되는 기간(2009~10년, 2012~14년, 2020~22년)에는 소비자물가 상승률이 빠르게 상승(2009~10년, 2020~22년)하거나 빠르게 하락(2012~14년)한 것을 확인할 수 있다.

최근 미국(1990~2020년)과 한국(2000년대 이후)에서 필립스곡선의 평탄화, 즉 실업률과 물가상승률 사이의 상관관계가 약화되었을 가능성이 제기되었고, 이를 해석하는 방법에 대한 논의가 진행 중이다. 예를 들어, Stock and Watson(2019)과 이준석 외(2022)는 인플레이션과 실업률 사이의 상충관계 차제가 약화되었을 가능성을, Hazell et al.(2022)은 필립스곡선 추정에 수반되는 내생성을 통제하지 않았기 때문일 가능성을 제시한다.

[그림 5-1]은 필립스곡선 평탄화 논쟁을 이해하는 한 가지 방법일 수 있다. 만약  $v$  충격이 시차를 두고 인플레이션에 영향을 준다는 본 논문의 결과를 받아들인다면,  $v$  값이 크게 변화할 때 필립스곡선 자체의 이동으로 인해 인플레이션과 실업률 사이의 상충관계가 약화하거나 때에 따라서는 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 추정될 수 있다. Hazell et al. (2022)은 미국의 지역별 데이터를 이용해 필립스곡선 추정에 수반되는 내생성을 통제하면, 필립스곡선은 평탄화되지 않았고 과거에 추정되었던 것처럼 가파르지도 않을 수 있다는 결과를 보고하였다. 이러한 결과는 필립스곡선의 기울기를 추정할 경우,  $u$ 와  $v$ 가 동일한 물가 상승 압력을 발생시킬 때는 가파르게, 그 반대의 경우에는 완만하게 또는 양수(+)로 나타날 수 있다는 본 논문의 시사점과 다르지 않은 것으로 판단된다.

둘째, 현재 시점에서 발생한 금융시장 불안정과 실물경제의 괴리<sup>32)</sup>는 시차를 두고 인플레이션에 반영될 수 있다. 따라서,  $v$  증가 충격이 3년가량의 시차를 두고 중기적으로 물가 상승을 유발한다면, 현재의 금융시장 안정을 추구하는 통화정책은 중기적 물가안정에 도움을 줄 수 있다. 이러한 해석은 금융시장 안정과 물가안정이 서로 상충하는 통화정책 목표라기보다는, 서로 다른 시계에서 작동하는 같은 정책목표(물가안정을 통한 거시경제의 변동성 완화)일 가능성을 시사한다.

셋째, 대한민국 경제의  $v$  값이 2021년에 국소적 최댓값(5.1)을 기록하였다는 점에서, 부동산 가격이 빠르게 하락하거나 실업률이 급격히 상승하지 않는 이상, 2023년 현재 높은 수준으로 상승한 기대인플레이션이 통화당국의 정책목표 수준(2%)으로 안착하기까지 예상보다 더 긴 시간이 소요될 수 있다. 특히, 코로나 19 팬데믹 전후로 빠르게 상승한 자산가격은 한국뿐만 아니라 미국을 비롯한 주요 국가에서도 인플레이션

31)  $u$ ,  $v$ (3-year lagged), CPI 증가율에 대한 3차원 산포도를 선형보간한 곡면과 비선형 항으로 추정된 곡면은 각각 [부도 8]과 [부도 9]에 수록하였다.

32) 실물경제는 침체되어 있는 상황(e.g., 높은  $u$ )에서 금융시장 활황으로 자산가격이 상승하는 상황(e.g., 높은  $v$ )

압력으로 작용하고 있을 수 있다. Cho (2023)는 자산시장 균형조건과 실업률을 통해 추정된 미국의 인플레이션 압력이 2022년 현재 역사적으로 매우 높은 수준(강한 인플레이션 압력을 경험한 1970년 및 2006년과 유사한 수준, [부도 10] 참조)에 있음을 보여주고 있다. 따라서 현재 한국의 물가상승요인 중 하나인 수입물가 상승이 대외부문의 기대인플레이션 증가 압력에 일정 부분 기인하고 있다면, 통상적으로 공급측 충격이었던 과거의 수입물가 상승과는 달리 빠르게 해소되지 않을 수 있다.

마지막으로 본 연구의 한계를 밝히고 후속 연구에 대한 의견을 제시하고자 한다. 먼저 본 연구의 가장 큰 한계는  $v$  값의 증가가 근본적으로 어디에서 비롯되었는지 모른다는 데 있다. 다양한 형태의 분석을 시도했음에도 불구하고, 본 연구의 결과만으로는  $v$  충격이 얼마나 독립적으로, 어떤 경로를 통해 기대인플레이션에 영향을 미치는지 아직 명확하지 않다. 다만, 인플레이션은 언제 어디서나 화폐적 현상이라는 점에서,  $v$  값은 근본적으로 통화정책의 결과일 가능성이 크다. 인구가 더 이상 증가하지 않거나 혹은 감소하는 단계로 진입한 대한민국 경제에서는 과거처럼 주택수요 증가와 건설투자를 통해  $v$  값이 증가할 가능성은 작아지고, 통화정책 변화에 기인한  $v$  값 변동이 발생할 가능성이 커지고 있다고 판단된다.

<표 5-1> 통화량과  $v$ 의 상관관계

	본원통화	M1	M2	L(광의의 유동성)	전세부채
1972~2022	0.40	0.07			
1991~2022	0.52	0.09			0.77
1996~2022	0.65	0.11		0.42	0.58
2003~2022	0.80	0.42	0.74	0.79	0.51

주: 전세부채는 전세보증금과 보증부 월세 보증금 추정치를 합친 금액으로 1990, '95, '00, '05, '10, '15, '16년 값은 김세직·고제현(2018)에서, 2017~22년 값은 이상호(2023)에서 발췌하였음. 1991~2014년 기간 중 자료가 누락된 부분은 선형보간을 통해 추산함. 본원통화와 M1, M2, L(광의의 유동성)은 연평균 잔액의 증감을 해당연도와 전연도의 평균 명목 GDP로 나눈 값을 사용함.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

실제로  $v$  값과 통화량의 상관관계를 시기별로 표시한 [표 5-1]을 보면,  $v$  값은 본원통화 증감과 높은 상관관계를 가짐을 알 수 있다. 특히, 최근으로 올수록 본원통화뿐만 아니라 M1과 L(광의의 유동성)도  $v$  값과의 상관관계가 점차 높아짐을 확인할 수 있는데, 이는 주택 증가 속도가 감소함에 따라 전세부채를 통한 비금융권의 가계신용창출 비중이 작아진 가운데, 2000년대 이후 금융권의 주택담보 대출이 확대되면서 통화량과  $v$  값의 상관관계가 높아졌기 때문일 수 있다.

후속 연구에서는  $v$ 가 변화하는 근본 원인이 무엇인지,  $v$ 와 인플레이션 사이에 비선형성이 관찰되는 이유는 무엇인지,  $v$ 와 통화량 사이의 상관관계가 최근 들어 강화되는 이유와 그 파급효과가 무엇인지, 통화정책의 파급경로로서  $v$ 의 질적·양적 특성이 무엇인지 등을 좀 더 자세히 살펴볼 필요가 있다.<sup>33)</sup> 부동산 자산시장과 인플레이션 동학 사이의 관계에 대한 연구가 축적된다면, 정책당국이 통화정책을 수행할 때 더 많은 정보와 정책수단을 가지고 물가와 거시경제 안정이라는 목표를 달성할 수 있으리라 기대된다.

통화정책 이외에 발생할 수 있는  $v$  충격과 그 파급효과에 대한 연구도 중요한 정책적 의미를 가질 수 있

33)  $v$  충격의 근본 원인으로서는 통화정책 또는 통화정책의 구체적 파급경로로서  $v$ 에 대한 분석은 본 논문의 범위를 벗어나는 내용으로 판단하여 추가적인 분석 내용을 수록하지 않았다. 다만, 고빈도 자료를 활용하여 통화정책 충격을 식별(e.g., 안중섭 외, 2021)하여 통화정책 충격에 대한  $v$ 의 충격반응함수를 도출할 경우, 확장적 통화정책은 시차를 두고  $v$  값을 유의미하게 증가시킬 수 있는 것으로 보인다. (본 각주의 내용은 익명의 검토자가 제시한 추가분석 내용을 토대로 작성하였다. 후속 연구에 대한 구체적 단서를 공유해 준 검토자분께 감사드린다.)

다. [그림 2-1]을 보면,  $v$  값이 크게 증가하고 장기적 균형으로 회복되기 시작한 기간은 1970년과 1978년(향촌이도를 통한 서울의 확대와 강남개발), 1991년(수도권 집중으로 인한 1기 신도시 건설), 2007년(2기 신도시와 세종시로 대표되는 지역개발), 2021년(경기도를 중심으로 한 대규모 주택공급과 가계부채 확대) 전후이다. 모두 인구이동 압력과 부동산 개발이 연관된 시기임을 알 수 있으며, 이는 부동산 수요압력과 대규모 부동산 개발이  $v$  값의 변화와 연관되어 있을 가능성을 시사한다. 그런데 최근 대한민국 인구는 감소하고 있으며 출산율이 급격히 하락하고 있다는 점을 감안하면, 향후에는 특정 지역에 국한된 부동산 수요압력과 이에 대응하기 위해 주택공급을 크게 확대하는 대규모 신도시 개발 정책이 오히려 전국적인  $v$  값의 감소충격으로 작용할 가능성을 배제할 수 없으며, 이 경우 기대인플레이션에 미치는 영향이 어떠한지에 대한 연구가 필요하다.

다음으로 자산시장에서 인플레이션 압력이 발생할 가능성에 대해 좀 더 자세한 검토가 필요하다. 통화정책을 결정할 때 자산가격 변동을 고려해야 하는가에 대해서는 서로다른 견해가 존재하며, 과거에는 부정적 의견이 조금 더 많았던 것으로 보이지만 이론적으로나 실증적으로 아직 명확하지 않은 부분이 많다(e.g., Bernanke and Gertler, 2001; Mishikin, 2001; Gilchrist and Leahy, 2002; Cho, 2006; Caballero and Simsek, 2019; 이동진·함준호, 2021).

본 연구에서는 부동산, 그중에서도 토지자산이 기대인플레이션에 미치는 영향을 살펴보았다. 토지는 대한민국 순국부의 절반가량을 차지하는 대규모 자산이자, 실제 생산에 직간접적으로 사용되는 실물자산인 동시에 신용을 창출할 수 있는 금융자산이고, 공급이 비탄력적인 자산이라는 점에서 여타의 자산과는 차별점을 갖는다. 후속 연구에서는 여타의 자산과는 다른 토지자산의 어떤 특징이 기대인플레이션에 영향을 주는데 역할을 하는지를 좀 더 자세히 분석할 필요가 있다. 더불어 부동산 이외의 자산시장에서도 유의미한 기대인플레이션 압력이 발생할 수 있는지에 관해서도 후속연구가 이루어지길 기대한다.

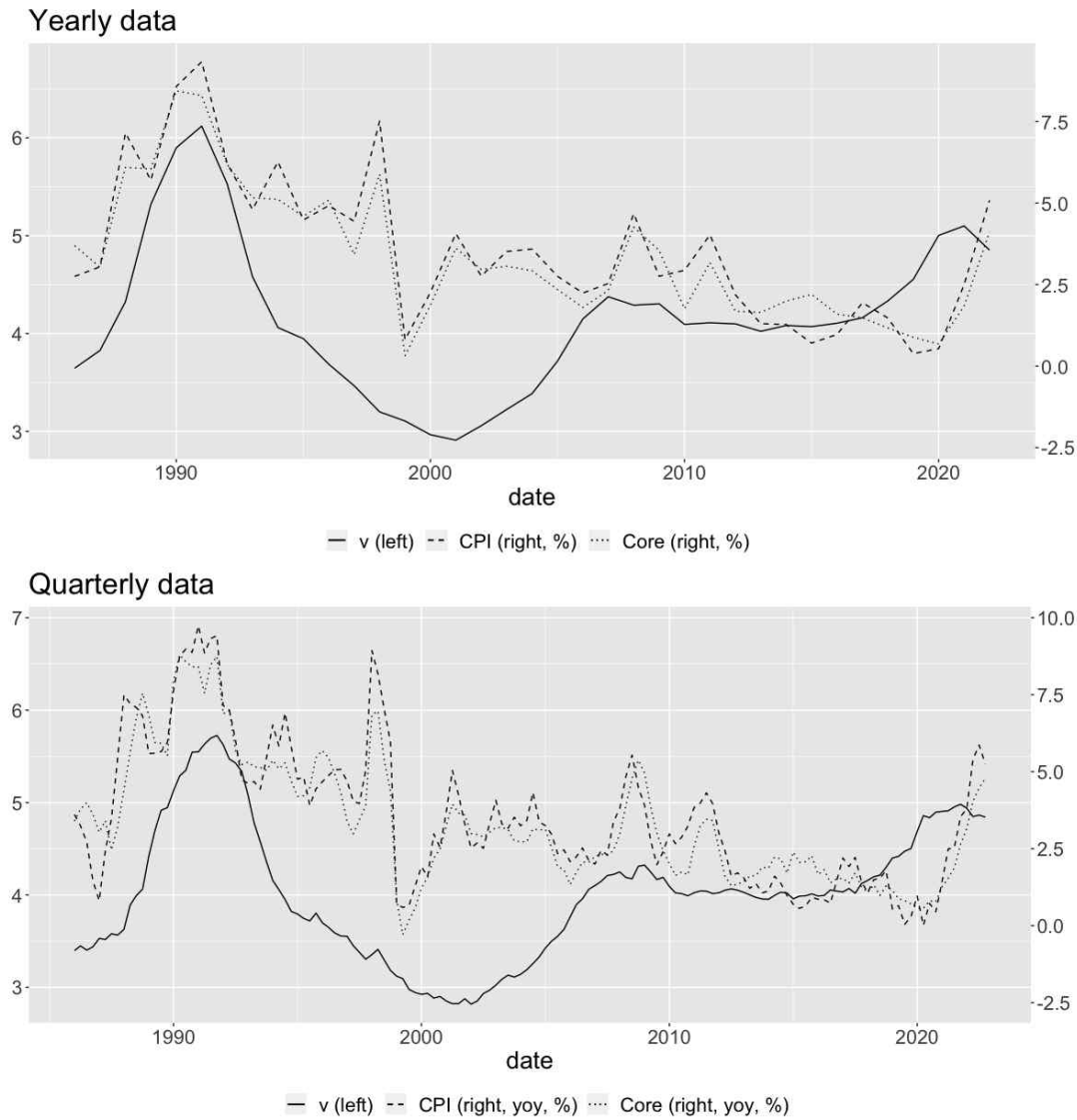
## 참고문헌

- 김세직·고제현, “한국의 전세금융과 가계부채 규모,” *경제논집*, 57(1), 2018, p.39-65.
- 안중섭·김주완·이병호, “고빈도 데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별,” *경제학연구*, 69(4), 2021, p.45-116.
- 이동진·함준호, “대내외 금융순환과 중기시계의 경기변동 위험: 통화정책 운영에 대한 시사점,” *한국경제의 분석*, 27(1), 2021.
- 이상호, “전세보증금을 포함한 가계부채 추정 및 시사점,” *한국경제연구원*, 보도자료, 2023.
- 이준석·장용성·최영두, “생산, 고용, 물가 관계의 변화,” *경제학연구*, 70(1), 2022, p.33-51.
- Adam, Klaus and Mario Padula, “Inflation Dynamics and Subjective Expectations in the United States,” *Economic Inquiry*, 49(1), 2011, p.13-25.
- Auerbach, Alan J. and Yuriy Gorodnichenko, “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 2012, p.1-27.
- Auerbach, Alan J. and Yuriy Gorodnichenko, “Output Spillovers from Fiscal Policy,” *American Economic Review*, 103(3), 2013, p.141-46.
- Bernanke, Ben S. and Mark Gertler, “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?,” *American Economic Review*, 91(2), 2001, p.253-257.
- Binder, Carola and Rupal Kamdar, “Expected and Realized Inflation in Historical Perspective,” *Journal of Economic Perspectives*, 36(3), 2022, p.131-156.
- Caballero, Ricardo J. and Alp Simsek, “Prudential Monetary Policy,” NBER Working Paper no. 25977, 2019.
- Carroll, Christopher D., “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters,” *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 2003, p.269-298.

- Caselli, Francesco and James Feyrer, "The Marginal Product of Capital," *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 2007, p.535-568.
- Cho, Dongchul, "Interest Rate, Inflation, and Housing Price: With an Emphasis on Chonseil Price in Korea," *Monetary Policy with Very Low Inflation in the Pacific Rim.*, University of Chicago Press, 2006, p.341-370.
- Cho, Duksang, "Inflation Expectation Through the Lens of the Slack in the Real Estate Asset Market," Working Paper, 2023. (available upon request)
- Cho, Taehyoung, Byoung Choi, Kyeongcheol Jang, and Eunwoo Kim, "Estimating the Value of Land for Korea Since 1964," *BOK Discussion Paper*, 2015, (Revised in 2016).
- Coibion, Olivier and Yuriy Gorodnichenko, "What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?," *Journal of Political Economy*, 120(1), 2012, p.116-159.
- Coibion, Olivier and Yuriy Gorodnichenko, "Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts," *American Economic Review*, 105(8), 2015, p.2644-2678.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Rupal Kamdar, "The Formation of Expectations, Inflation, and the Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 56(4), 2018, p.1447-1491.
- Fuhrer, Jeff and George Moore, "Inflation Persistence," *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 1995, p.127-159.
- Gali, Jordi and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 1999, p.195-222.
- Gilchrist, Simon and John V. Leahy, "Monetary Policy and Asset Prices," *Journal of Monetary Economics*, 49(1), 2002, p.75-97.
- Hall, Robert E., "The Routes Into and Out of the Zero Lower Bound," *Economica*, 1958, p.283-299.
- Hazell, Jonathon, Juan Herreno, Emi Nakamura, and Jon Steinsson, "The Slope of The Phillips Curve: Evidence from U.S. States," *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 2022, p.1299-1344.
- Kim, Se-Jik and Hyun Song Shin, "Financing Growth without Banks: Korean Housing Repo Contract," 2009, 2013, Working paper.
- Mankiw, N. Gregory and Ricardo Reis, "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 2002, p.1295-1328.
- Mavroeidis, Sophocles, Mikkel Plagborg-Møller, and James H. Stock, "Empirical Evidence on Inflation Expectations in the New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 52(1), 2014, p.124-88.
- Mishkin, Frederic S., "The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy," NBER Working Paper No. 8617, 2001.
- Phillips, A. W., "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, 1958, p.283-299.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff, "Serial Default and the "Paradox" of Rich-to-Poor Capital Flows," *American Economic Review*, 94(2), 2004, p.53-58.
- Stock, James H. and Mark W. Watson, "Slack and Cyclically Sensitive Inflation," NBER Working Paper no. 25987, 2019.
- Weber, Michael, Francesco D'Acunto, Yuriy Gorodnichenko, and Olivier Coibion, "The Subjective Inflation Expectations of Households and Firms: Measurement, Determinants, and Implications," *Journal of Economic Perspectives*, 36(3), 2022, p.157-184.

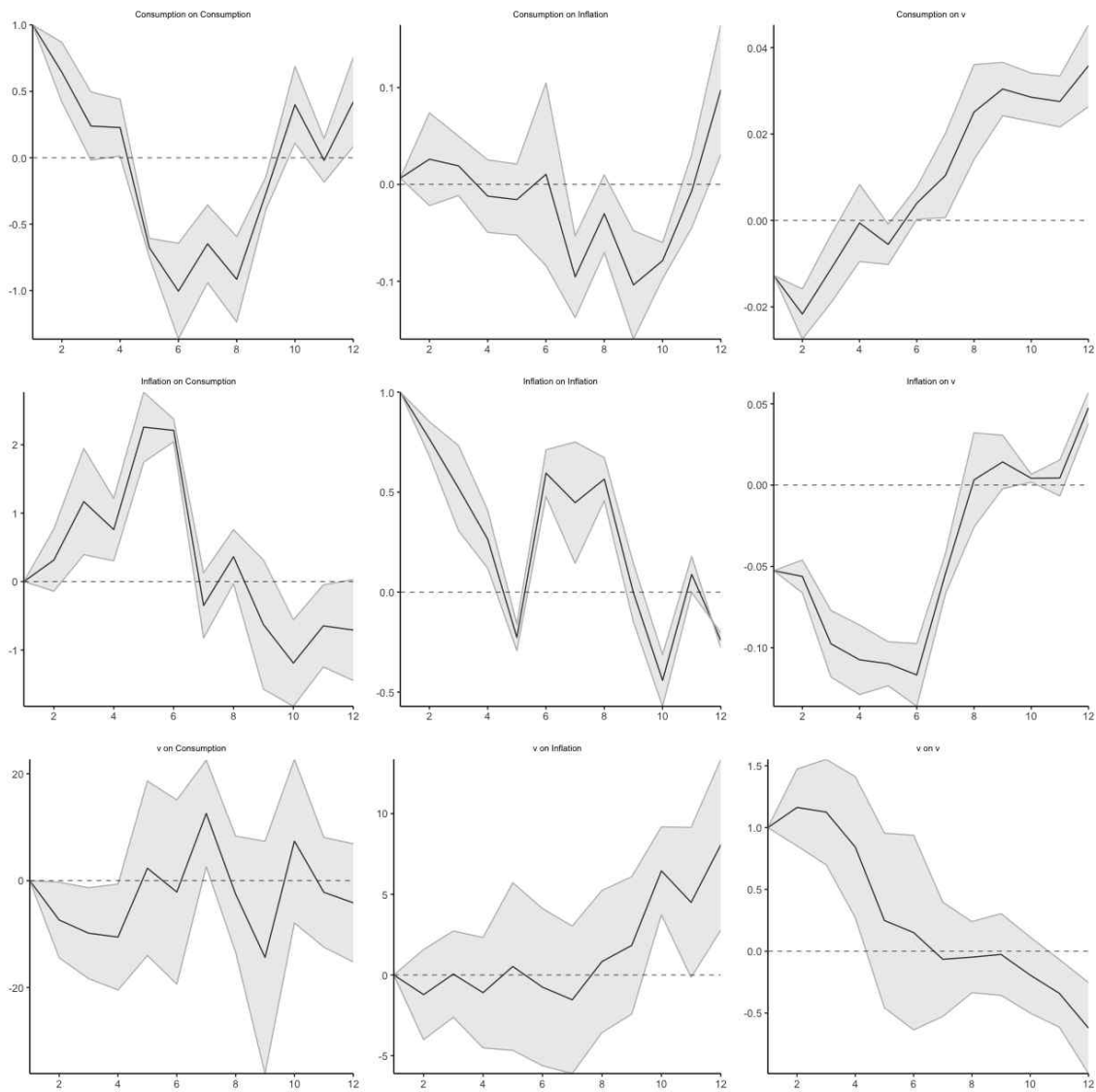
## 부록

[부도 1]  $v$ 와 물가상승률 (1986~2022년)



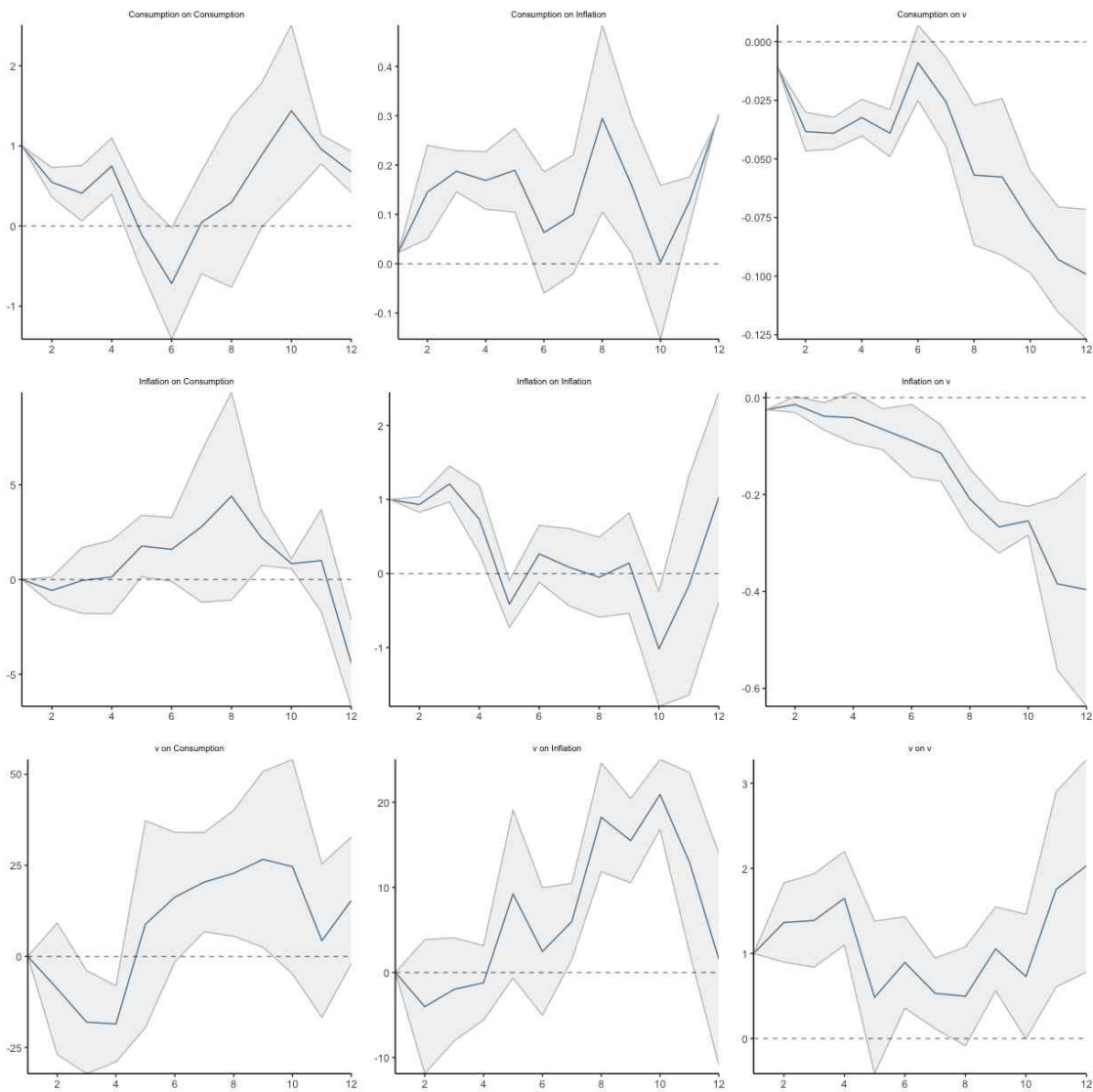
주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[부도 2] Linear local projection impulse response functions



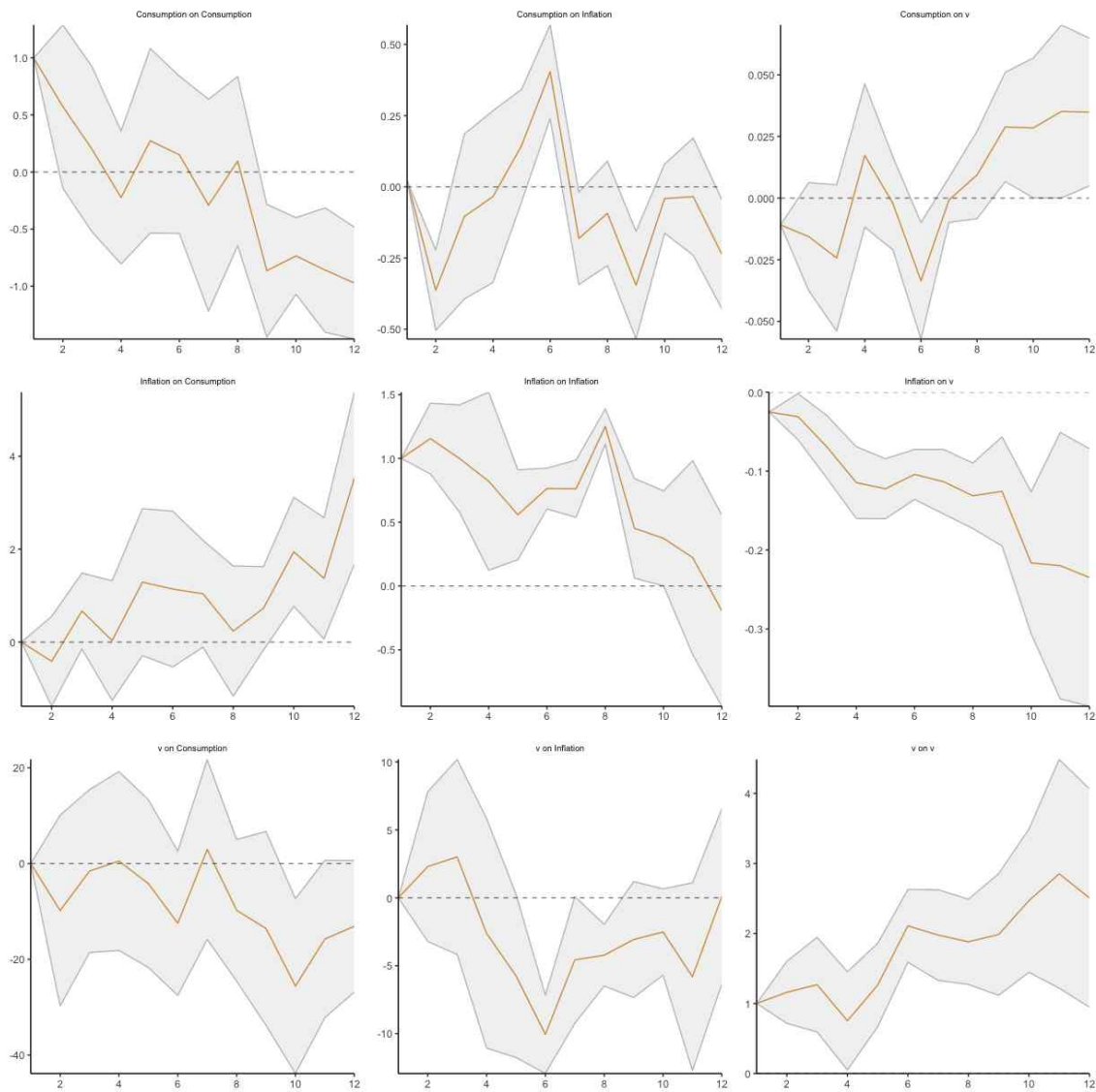
주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함.  
 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[부도 3] Non-linear local projection impulse response functions (state 1)



주:  $v$ 의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함.  
 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

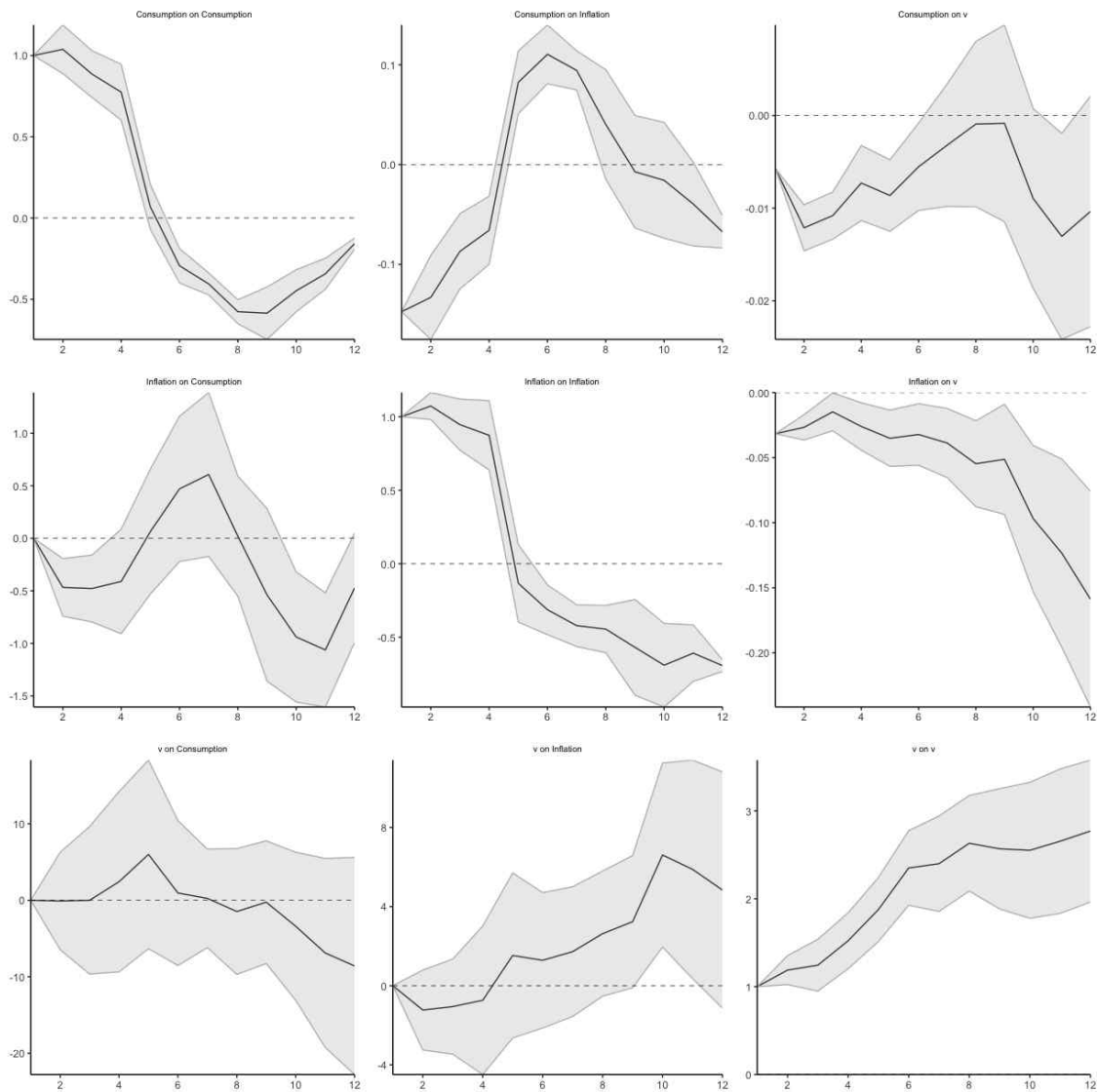
[부도 4] Non-linear local projection impulse response functions (state 2)



주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 2008q4~2022q4 자료를 사용함.  
 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

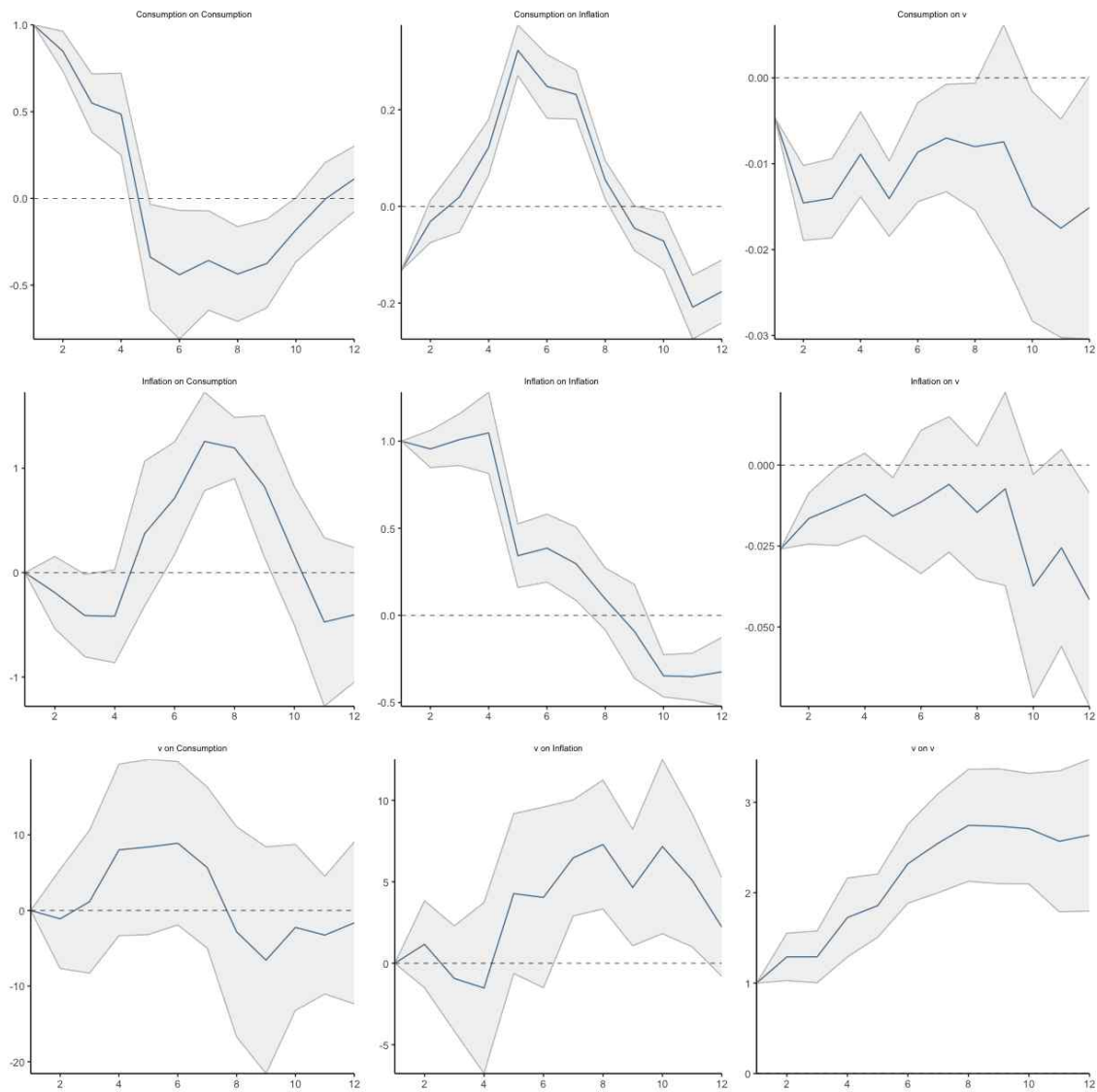


[부도 5] Linear local projection impulse response functions (1986~2022)



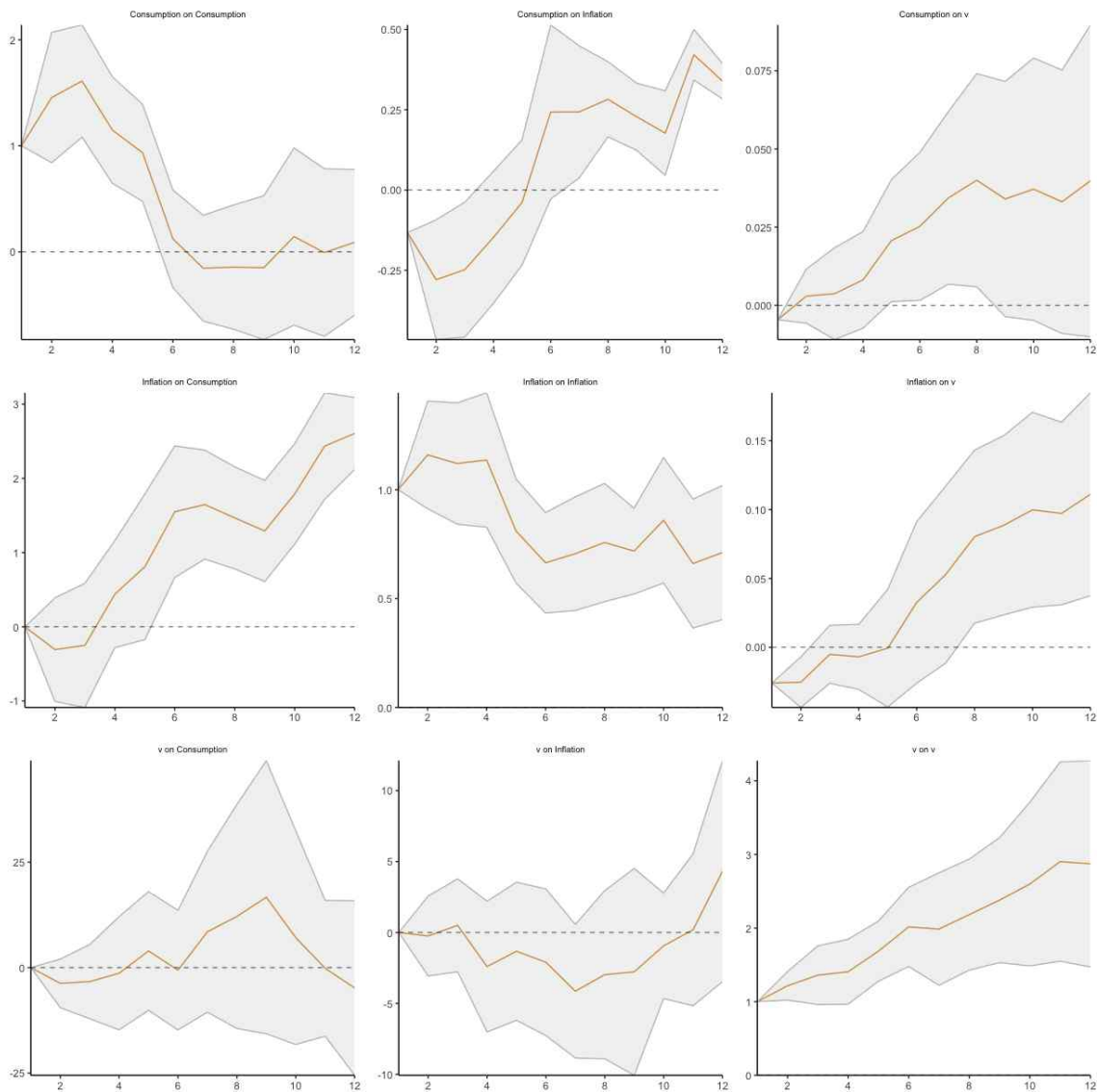
주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 1986q1~2022q4 자료를 사용함.  
 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[부도 6] Non-linear local projection impulse response functions (1986~2022, state 1)



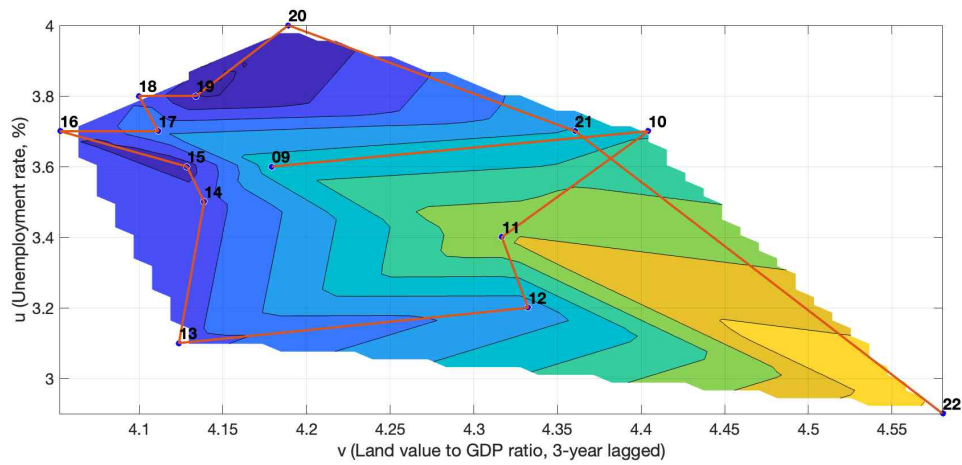
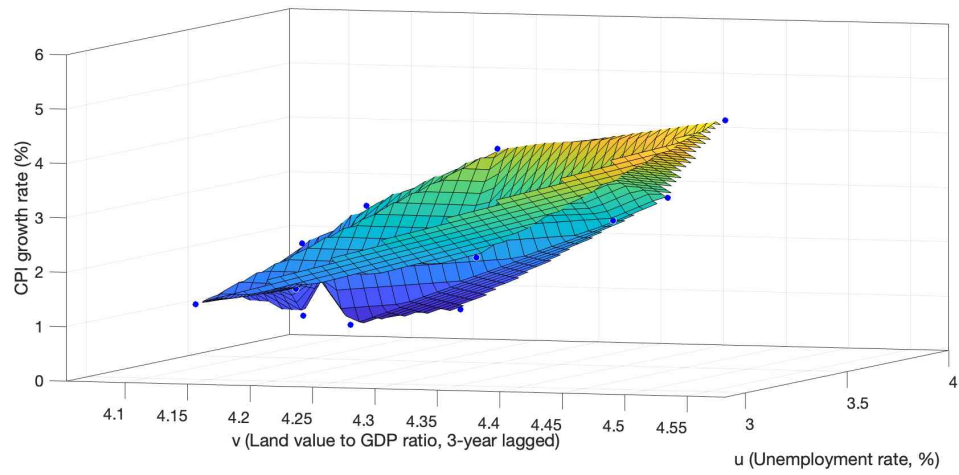
주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 1986q1~2022q4 자료를 사용함.  
 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[부도 7] Non-linear local projection impulse response functions (1986~2022, state 2)



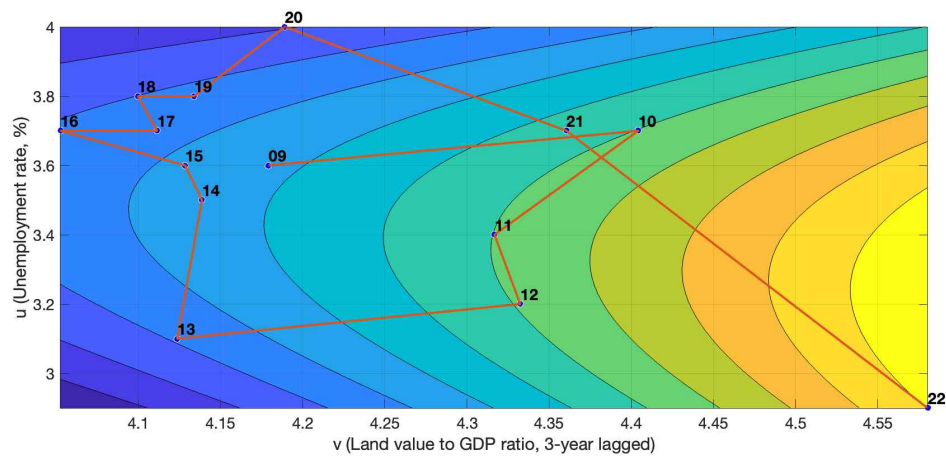
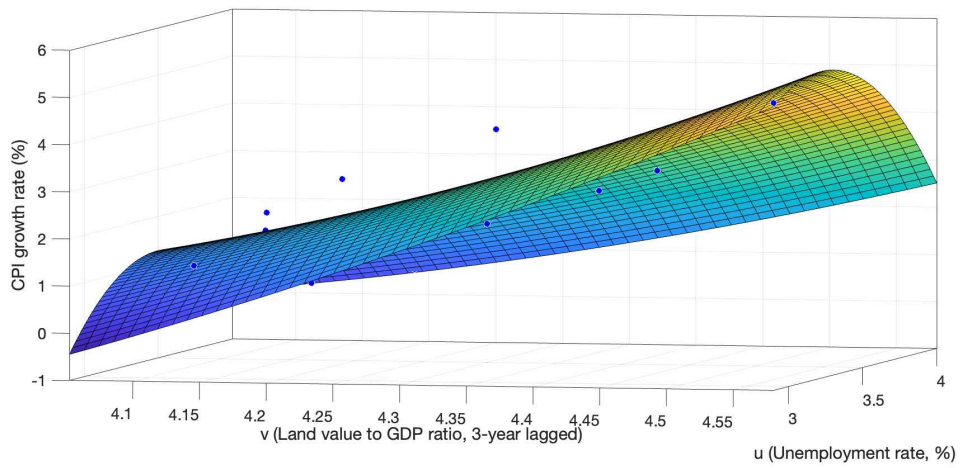
주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. 1986q1~2022q4 자료를 사용함.  
 실선은 충격반응의 평균값, 회색 음영은 Newey-West robust standard error를 통해 구한 95% 신뢰구간임.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[부도 8] 필립스 곡면: 선형보간(linear interpolated surface)



주: v는 3년 지연된(3-year lagged) 값을 사용함. 아래 패널의 등고선은 2차원 선형보간한 소비자물가 상승률이고 밝은색일수록 더 높은 상승률을 의미함.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

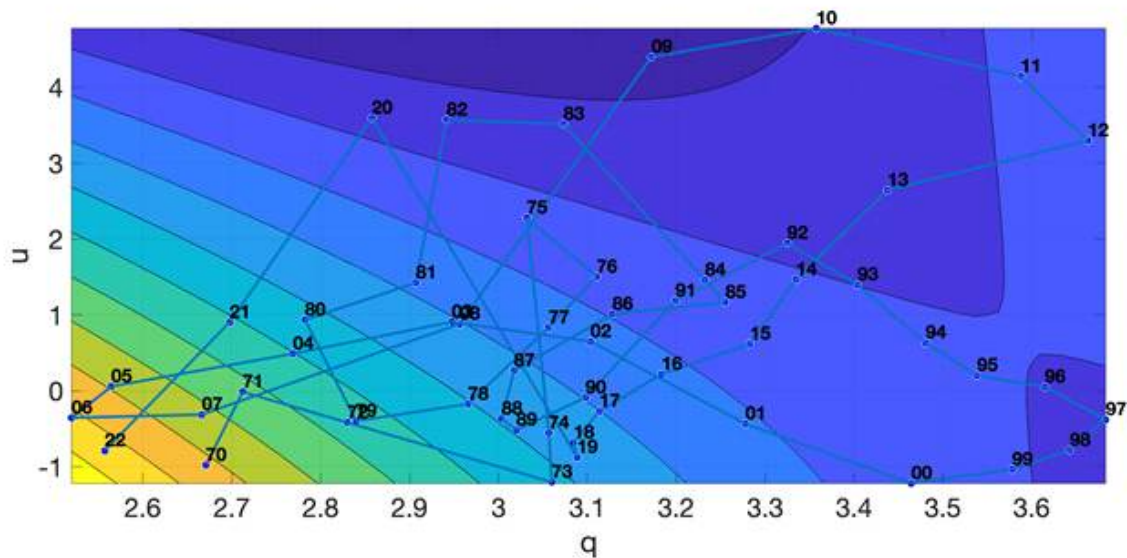
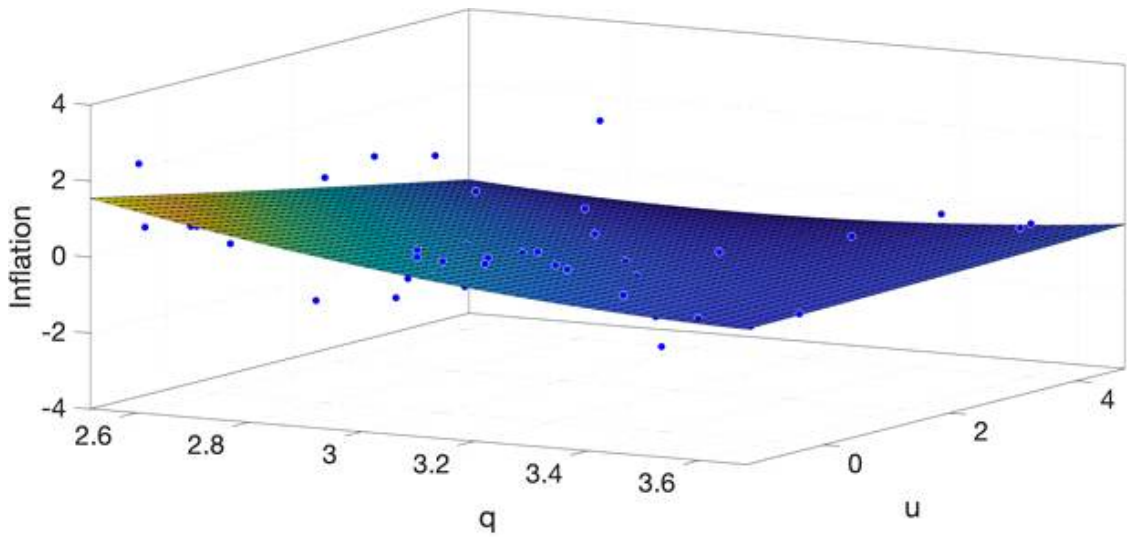
[부도 9] 필립스 곡면: 비선형 추정(2-d fitted surface)



주: v는 3년 지연된(3-year lagged) 값을 사용함. 아래 패널의 등고선은 u와 v의 2차 항까지 사용하여 추정한 소비자물가상승률이고 밝은색일수록 더 높은 소비자물가상승률임.

자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.10.31.).

[부도 10] 미국의 필립스 곡면: 비선형 추정(2-d fitted surface)



주: Inflation is the deviations of annual core PCE growth rates from their 5-year backward moving averages. u is the cyclical unemployment rate from FRED, and q is the nominal GDP per capita divided by the Case-Shiller nominal home price index. In the bottom panel, the yellowish color shows higher inflation, and the bluish color shows lower inflation.

자료: Cho(2023), Figure 9: Core PCE and 2-D inflation surfaces of u and q with 2nd-order polynomials.

<부표 1> 근원물가 상승률을 이용한 NKPC 추정 결과

	I	II	III	IV	V	VI	VII
u	-0.684 (0.108)	-0.664 (0.124)	-1.114 (0.193)	-0.405 (0.142)	-0.853 (0.121)	-0.775 (0.143)	-0.525 (0.112)
v	0.434 (0.077)			0.312 (0.061)	0.318 (0.077)		0.600 (0.055)
CSI		-0.382 (0.109)		-0.165 (0.099)		-0.193 (0.151)	0.618 (0.128)
BEI			-0.410 (0.096)		-0.177 (0.057)	-0.157 (0.111)	-0.363 (0.059)
lag (core1)	0.860 (0.057)	1.125 (0.066)	0.937 (0.066)	1.058 (0.045)	0.885 (0.047)	1.061 (0.072)	0.713 (0.043)
Observations	52	52	52	52	52	52	52
R <sup>2</sup>	0.861	0.842	0.815	0.859	0.857	0.842	0.872
Sample Period	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4

주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. GMM 모형으로 추정하였으며, 각 변수의 1~4분기 지연값(lagged values)을 도구변수로 활용함. 모든 모형에서 수입물가상승률을 통제변수로 사용하였음. 괄호안 숫자는 Newey-West robust standard errors (five lags)임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.).

<부표 2> 근원물가 상승률을 이용한 NKPC 추정 결과 (과거 물가상승률 제외)

	I	II	III	IV	V	VI	VII
u	-2.00 (0.333)	-0.815 (0.457)	-1.884 (0.473)	-0.686 (0.211)	-1.558 (0.262)	-1.401 (0.328)	-0.707 (0.121)
v	0.009 (0.256)			0.928 (0.126)	0.147 (0.171)		1.116 (0.081)
CSI		0.816 (0.199)		1.045 (0.078)		1.319 (0.157)	1.960 (0.102)
BEI			0.114 (0.163)		0.245 (0.105)	-0.753 (0.181)	-0.853 (0.100)
Observations	53	53	53	53	53	53	53
R <sup>2</sup>	0.438	0.607	0.444	0.693	0.485	0.637	0.745
Sample Period	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4	2008Q4~ 2022Q4

주: v의 분기 값은 연말기준 명목 토지가치 총액을 선형보간한 값과 계절조정 명목 GDP를 이용하여 계산함. GMM 모형으로 추정하였으며, 각 변수의 1~4분기 지연값(lagged values)을 도구변수로 활용함. 모든 모형에서 수입물가상승률을 통제변수로 사용하였음. 괄호안 숫자는 Newey-West robust standard errors (five lags)임.  
자료: 한국은행 경제통계시스템(최종접속일: 2023.11.1.).