

임금 상승과 물가 상승 간 관계*

강 신 혁**

본 연구는 장기 거시시계열 자료를 활용하여 임금 상승과 물가 상승 간 관계를 실증적으로 분석하였다. 3변수 구조적 벡터자기회귀(Structural Vector Auto-Regression : SVAR) 모형을 통해 물가 상승이 명목임금 상승을 야기하는 것은 비교적 강건하게 발견되었다. 반면에 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 물가 상승 수준에 따라 다른 상태의존적일 수 있음을 발견하였다. 상태의존적 국소투영법(State-Dependent Local Projection) 분석결과, 물가 상승 수준이 높을 때 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 물가 상승 수준이 안정되었을 때보다 양적으로 더 클 수 있다는 것을 보였다.

1. 머리말

본 연구는 임금 상승과 물가 상승 간 관계를 분석하였다. 이를 위해 1971년 1분기부터 2022년 1분기까지의 실질 국내총생산(GDP) 증가율, 물가 상승률, 월평균 임금 상승률 시계열 자료를 활용하여 분석하였다. 분석 결과, 물가 인플레이션을 증가시키는 양(+)의 구조충격은 비교적 강건하게 명목임금 상승 또는 임금 인플레이션을 증가시키는 반면, 임금 상승을 증가시키는 양(+)의 구조충격이 물가 상승에 미치는 효과는 표본 기간에서의 물가 상승 수준에 따라 달랐다. 1970년대 물가 상승이 높았던 기간을 포함하는 경우, 임금 상승 증가는 물가 상승 증가를 야기

* 본 연구에 도움을 주신 김유빈 동향분석실장(한국노동연구원), 성재민 본부장(한국노동연구원), 신선옥 전문위원(한국노동연구원), 오준석 교수(Freie Universitat Berlin), 장인성 선임연구위원(한국노동연구원), 정진호 선임연구위원(한국노동연구원), 홍민기 선임연구위원(한국노동연구원)을 비롯한 의견을 주신 모든 분께 감사드립니다. 특히 귀중한 조언을 주신 마은성 교수(연세대학교), 박광용 과장(한국은행)께 진심으로 감사의 말씀을 드립니다. 본 연구는 오로지 연구자 개인 의견일 뿐이며 본고에서의 모든 오류는 저자의 것임을 밝힙니다.

** 한국노동연구원 부연구위원(shinkang@kli.re.kr).

할 수 있음이 관측되었다. 인플레이션이 비교적 안정되었다고 볼 수 있는 1990년대 이후부터 분석하는 경우, 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않거나 유의하더라도 효과가 약해짐을 보였다. 상태의존적 국소투영법을 활용해 추가적으로 분석한 결과, 물가 상승이 높을 때 임금 상승 충격이 물가 상승에 미치는 양적 효과가 그렇지 않을 때보다 더 큰 것을 확인하였다. 이 결과들은 기존 미국 연방준비은행 혹은 유럽중앙은행, 그리고 최근 한국은행 연구 결과와 일관된 결과로 볼 수 있다. 본 연구 결과는 임금-물가 간 악순환(wage-price spiral)을 피하기 위해선 기대 인플레이션 조정 등을 통해 고물가 시대(high inflation regime)에 들어가지 않도록 하는 것이 중요할 수 있음을 시사한다.

관련된 기존 연구는 다음과 같다.¹⁾ 미국 자료를 활용해 실증적으로 임금 상승이 물가 상승을 야기하는지, 혹은 물가 상승을 예측하는 데 도움이 되는지 여부에 관해 분석한 연구들로는 Chang and Emery(1996), Banerji(2005), Hu and Toussaint-Comeau(2010), Knotek and Zaman(2014) 등이 있다. Banerji(2005)는 노동비용 인플레이션²⁾이 호황일 때는 가격 인플레이션보다 앞서 발생하지만(leading) 불황일 때는 가격 인플레이션 후 뒤따라서 발생함(lagging)을 보였다. Chang and Emery(1996)은 임금 상승이 물가 상승을 야기했다는 Granger 인과관계가 통계적으로 유의하지 않았음을, Hu and Toussaint-Comeau(2010)는 Granger 인과관계 검정 등을 이용해 1980년 중반 이후에 물가 상승이 임금 상승을 야기했다는 Granger 인과관계는 통계적으로 유의한 반면에 반대 방향은 유의하지 않음을 보였다. Knotek and Zaman(2014)은 임금과 물가 간 관계가 1980년 중반 이후로 약해졌음을 보였다. 특히 Peneva and Rudd(2017)는 노동비용 인플레이션의 물가 상승으로의 전파경로(pass-through)가 점차 기대 인플레이션이 낮은 수준으로 안착(anchoring inflation expectations)되면서 약해졌음을 보였다.

Bobeica, Ciccarelli, and Vansteenkiste(2019)는 독일, 프랑스, 이탈리아, 스페인 4개 국가 자료를 활용하여 미국과는 달리 노동비용 인플레이션이 물가 상승을 야기함을 3변수 SVAR을 활용해 보였다. 또한 임금과 물가 간 관계는 물가 상승이 클 때, 그리고 공급 충격이 아닌 수요 충격일 때 더 커짐을 보였다. Gumiel and Hahn(2018)과 Hahn(2021)은 베이지언 벡터자기회귀(Bayesian Vector-AutoRegression) 모형을 활용하여 마찬가지로 유럽 지역 물가와 임금 간 관계

1) 넓게는 Phillips(1985)가 제시한 Phillips 곡선을 포함하여 물가(가격변수)와 실업률(수량변수) 간 관계까지 포함하여 볼 수 있지만 본고에선 물가와 임금 간 관계에 집중하여 살펴본다. 유사하게, 가격 경직성과 임금 경직성 간 관계 역시 학계와 중앙은행 등에서 중요하게 다뤄졌던 연구 - Druant, et al.(2009) 등 - 지만 본고에선 자세히 다루진 않는다.

2) 본고에선 노동비용(labour cost) 혹은 단위노동비용(unit labour cost)을 동일한 의미로 취급하여 기술한다. 단위 노동비용은 총 인건비가 노동생산성에 비해 얼마나 큰지를 측정하는 지표로서 명목임금과는 실증분석 모형에서 갖는 함의점이 다르다. Peneva and Rudd(2017)와 Bobeica, Ciccarelli and Vansteenkiste(2019) 등을 포함한 기존 문헌에서 노동비용을 변수로 많이 활용하였지만 본 연구에선 제II장에서 상술하듯이 노동비용 기간이 길지 않기에 월평균 명목임금만을 고려한다.

는 수요충격/공급충격 여부와 함께 시간에 따라 달리짐을 보였다. Bobeica, Ciccarelli, and Vansteenkiste(2021)은 Peneva and Rudd(2017)와 유사하게 기대 인플레이션 정착이 미국에서 시간이 지남에 따라 임금 상승과 물가 상승 간 관계가 점차 약해지는 것을 설명하는 중요한 요소임을 보였다.

최근 코로나19 이후 임금-물가 악순환에 관해 살펴본 연구로는 국제결제은행(Bank for International Settlements : BIS)에서 발간한 Boissay et al.(2022) 보고서가 있다. Boissay et al. (2022)는 위 문헌과 유사하게 평균적으로는 물가-임금 간 악순환 발생 가능성이 크지 않을 수 있으나 최근에 높아진 물가 상승 기조에선 유의해야 할 수 있다고 하였다.

한국의 경우, 최근 한국은행에서 관련 주제로 많은 연구가 수행되었다. 김정성 외(2022)는 1990년대 소비자물가상승률, GDP갭률, 상용직 정액급여 상승률 등을 활용하여 임금 상승 충격이 물가 상승에 미치는 영향이 고인플레이션 국면에서 더 커짐을 보였다. 이는 본 연구와 유사하게 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과가 상태조건부일 수 있음을 보였다고 할 수 있다. 오삼일 외(2022)는 2003년 1분기~2021년 4분기 CPI 물가 상승률, GDP갭, 이직률 및 상용직 정액급여 상승률 자료를 이용해 VAR 모형을 활용하여 물가 상승과 임금 상승 간 관계를 살펴보았다.³⁾ 연구결과, 물가 상승이 임금 상승에는 유의한 영향을 미치는 반면 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않았음을 보였다. 해당 결과는 물가 상승이 안정된 기간 혹은 상태에선 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과가 그렇지 않을 때보다 작다는 본 연구결과와 일치한다. 이흥후 외(2022)는 미국 자료를 분석하여 한국 상황을 이해하고자 하였다. 이현창(2006)이 물가안정목표제 도입 이후에 임금과 물가 두 변수 간 설명력이 약해졌음을 보였다.⁴⁾

본 연구는 위 연구들과 비교하여 1970년대 물가 인플레이션이 높았던 기간까지 모두 포함한 장기시계열 자료를 활용하여 인플레이션이 높았던 기간과 안정되었던 기간 모두를 고려하는 3변수 SVAR 모형 분석과 함께 추가적으로 상태의존적 국소투영법을 이용하여 물가와 임금 간 관계를 더 깊게 이해하는 데 기여하고자 하였다.

보고는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서선 활용한 자료를 소개하고 제III장에서선 분석 결과를 보고한다. 제IV장에서선 소결하며, [부록]에서는 임금 상승과 물가 상승 간 관계를 실증적으로 살펴보기 위해 활용한 SVAR 모형과 상태조건부 국소투영법 모형에 관해 간단히 소개한다.

3) Moscarini and Postel-Vinay(2016, 2017)와 Karahan, et al.(2017)는 이직이 경기변동에서의 임금변화를 설명하는 중요한 요소일 수 있음을 분석한 것에 기반한 것이다.

4) 이 외에 보도자료에 따르면 「임금인상이 물가변동에 미치는 영향」(이승석, 2022), 한국경제연구원 연구보고서에서 임금이 1% 증가할 때 소비자물가가 0.6% 증가함을 보였다고 한다. 하지만 원고 작성 시점에 보고서 출판본 내용(활용자료, 식별방법 등)의 확인이 불가하여 인용하여 내용을 소개하지 못하였음을 밝힌다. 동 저자가 작성한 이승석(2022)에선 물가 상승 원인과 관련된 요소를 분석하였으나 임금이 고려되지 않았다.

II. 자료 소개 및 방법론

1. 자료 소개 : 월평균 임금, 실질 GDP 그리고 GDP 디플레이터

본 연구는 아직 전산화되지 않아 가용성이 낮았던 과거 월별노동통계 임금자료까지 모두 활용하여 실증분석을 수행하였다. 실증분석 부분에서 상술했듯이 장기시계열 가용 여부, 특히 1970년대 인플레이션이 높았던 기간과 이후 인플레이션 및 기대 인플레이션이 안정되었던 기간 포함 여부는 실증분석에서 중요한 부분이다.

전산화되어 공개적으로 접근 가능한 자료 기준으로는 실질 GDP와 물가지수 - 소비자물가지수(Consumer Price Index : CPI) 혹은 GDP 디플레이터 - 는 1960년 1분기부터 장기시계열 자료가 가용한 반면에, 임금자료 중 하나인 사업체노동력조사 당월평균 임금총액(전산업, 10인 이상, 이하 월평균 임금자료)은 1993년 1분기부터 가능하다.⁵⁾ 통상적인 거시시계열 연구에서 해당 기간은 짧다고 할 수는 없지만 기존 문헌에서 분석하였듯이 물가 상승이 높았던 1970년 자료 활용 여부는 중요한 요소일 수 있다. 따라서 본 연구는 고용노동부에서 제공하는 매월노동통계 자료를 전산화하여 분석에 활용하였다. 매월노동통계는 고용노동부 고용노동통계 홈페이지에서 1970년 1월부터 사업체노동력조사 시작 시점 이전인 1992년 12월까지의 스캔문서 자료로 제공되고 있다. 매월노동통계와 사업체노동력조사를 일관적으로 연결하기 위해 전산업 10인 이상 사업체를 대상으로 조사된 상용근로자 월평균 임금을 활용하였다.⁶⁾

다른 거시경제변수인 실질 GDP와 GDP 디플레이터는 1960년 1분기부터, 소비자물가지수(Consumer Price Index : CPI)는 1965년 1분기부터 원고작성 시점 최근 자료인 2022년 1분기까지 가용하다. 물가지수는 GDP 디플레이터와 CPI 중 GDP 디플레이터를 기준모형(benchmark

5) 물가지수와 임금자료 등은 월별자료가 가능하나 실증분석을 위해선 국내총생산 자료가 반드시 필요하다. 국내총생산 자료는 분기별 자료가 가장 높은 주기(high frequency) 자료이기에 실증분석에서 활용하는 자료는 모두 분기별 혹은 월별 자료를 분기화시킨 자료를 활용한다. 추가적으로 임금자료는 경제활동인구조사 등을 활용하면 1980년대 자료가 활용 가능하지만 후술할 월별노동통계와 연계하는 측면에서 사업체노동력조사를 활용하였다.

6) 매월노동통계 자료를 전산화하여 제공한 한국노동연구원 신선옥 전문위원께 감사의 말씀을 드린다. 스캔문서는 고용노동부 고용노동통계 홈페이지 과거통계보고서에서 다운로드 가능하다.(웹사이트 주소 : <http://laborstat.moel.go.kr/lsm/bbs/selectBbsList.do?bbsYn=Y>. 접속시점 : 2022. 7. 10.) 직종별임금조사 역시 1968년부터 자료가 수집 가능하고 직종별로 세부적인 임금자료가 가용하다는 측면이 존재하지만 연간자료라는 측면에서 경기변동 분석에 맞지 않기 때문에 본 연구에선 활용하지 않았다. 고용형태별근로실태조사(연간자료) 대신 사업체노동력조사(월별, 분기별 자료)를 활용한 이유와 유사하다. 실질 GDP, GDP 디플레이터 그리고 사업체노동력조사 월평균 임금 자료는 국가통계포털(KOrean Statistical Information Service : KOSIS)이나 한국은행 경제통계시스템(ECOnomic Statistics system : ECOS)에서 쉽게 취득할 수 있다.

model)에서 활용하였다. CPI가 생활물가를 더 비중 있게 반영한다는 점이 존재하지만 GDP 디플레이터가 가장 포괄적인 물가지수라는 점, 본 연구에선 다루지 않았지만 차후에 산업별·직종별로 세부분석을 하기 위해선 GDP 디플레이터가 부문별(sectoral) 디플레이터 합계지수로 참조 가능하다는 점, 그리고 GDP 디플레이터 기준 전년동기대비 물가상승률과 전년동기대비(명목)임금상승률 간 교차상관관계(cross-correlation)가 CPI 기준으로 하였을 때 교차상관관계보다 더 크기 때문에 GDP 디플레이터를 기준모형에서 활용하였다.

분석기간은 1971년 1분기부터 2022년 1분기까지이다. 모든 변수는 시계열 분석에서 흔히 발생 가능한 불안정성(non-stationarity)을 안전하게 해소하기 위해 전년동기대비 증가율로 사용하였다. Hodrick-Prescott(HP) 필터 등을 활용할 때 의도치 않은 정보를 잃을 수 있다는 거시계량경제학자들의 우려를 고려하여 HP 필터는 본 연구에서는 활용하지 않았다.

2. 추가 거시경제변수 가용 여부와 임금 자료 관련 논의

본 절에서는 1절에서 소개한 거시경제변수 적합성에 관해 추가적인 논의를 다룬다. 본 연구는 Bobeica, Ciccarelli, and Vansteenkiste(2019)와 유사하게 3변수 SVAR과 상태의존적 LP 모형을 기준모형으로 활용하고자 한다. 실질 GDP, 다른 거시경제변수를 추가적으로 포함하여 가능한 한 많은 정보를 활용하고 통제할 수 있는지 여부를 고려할 수 있다. 다른 경제변수로는 최근 문제가 되고 있는 세계 공급망 문제를 고려하기 위한 CRB 상품지수(CRB Commodity Index), 통화정책을 반영하는 한국은행 기준금리, 노동시장 현황을 반영하는 구인구직배율(labor market tightness, U-V ratio)⁷⁾ 등을 포함하여 다른 변수들이 존재한다.

해당 변수들을 기준모형에서 활용하지 않은 첫 번째 이유는 해당 자료들의 가용한 시계열이 길지 않다는 점이다. 서술하였듯이, 인플레이션이 높았던 기간과 안정된 기간에서의 임금 상승과 물가 상승이 달랐다는 것을 같이 고려하기 위해선 변수들의 시계열이 1970년부터 가용해야 한다. 하지만 위에 서술한 모든 변수들 중 1970년부터 가용한 자료는 존재하지 않는다.

다른 이유는 구조충격 식별 문제다. 당시 t 시점에 순수하게 발생한 임금(물가) 인플레이션 구조충격(structural shock)이 물가(임금) 인플레이션에 미친 영향을 분석하기 위해선 반드시 식별제약이 필요하다. 본 연구에서는 완벽하다고 할 수는 없지만 각 거시경제변수의 외생적인 정도를 가정하는 축차형 식별(recursive identification)을 활용한다. 3변수 모형에서조차 임금(물가) 인플레이션이 물가(임금) 인플레이션보다 더 내생적인지 이론적으로 증명하는 것은 매우 어렵다. 이런 상황에서 다른 거시경제변수를 고려하게 되는 경우, 구조충격을 식별하는 것은

7) Michaillat and Saez(2021, 2022)는 코로나19 감염확산이 안정된 이후에 노동시장 구인구직배율(실업률)이 효율적인 수준보다 과도하게 높은(낮은) 상황일 수 있음을 보이고 있다.

매우 어렵거나 더 제약적인 사전적 가정을 요구하게 된다. 따라서 본 연구에서 활용한 3변수 모형은 고려해야 하는 가장 필수적인 정보를 고려한 경제적인 모형(parsimonious model)으로 볼 수 있다.

또한 실질 GDP 증가율 대신 GDP 갭을 활용하거나, 소비를 추가적으로 통제하거나, GDP 디플레이터 대신 CPI를 활용하는 경우 등을 고려해 볼 수 있다. 강건성 검정을 위해 해당 사항들을 분석해 본 결과, 주요 결과는 GDP 갭, CPI 물가 증가율, 소비를 포함한 4변수 SVAR 등에 대하여 바뀌지 않아 강건함을 보였다.⁸⁾

마지막으로, 본 연구에서 명목임금 변수를 활용한 것에 관련된 논의를 하면 다음과 같다. Bobeica, Ciccarelli, and Vansteenkiste(2019), Peneva and Rudd(2017) 등은 명목임금 자료 대신 단위노동비용을 인건비 변수로 활용하였다. 단위노동비용은 인건비 지출을 노동생산성으로 정규화한 지표로서, 노동생산성 변화에 비해 인건비 지출이 변화한 정도를 나타낸다. 연구목적에 따라선 단위노동비용지수는 명목임금보다 더 나은 변수일 수 있다. 하지만 한국생산성본부(KPC)에서 공식적으로 발표하는 단위노동비용지수는 2011년부터 가용하기 때문에 이 변수 역시 활용이 어렵다. 또 다른 논의가 가능한 부분은 명목임금 대신에 실질임금을 활용하는 부분이다. 실질임금은 분석가능 기간 측면에서는 당연히 문제가 없지만 해석에 추가적인 주의를 요구한다. 실질임금 증가는 물가 상승보다 명목임금 상승이 더 크게 증가한 경우에 해당한다. 즉, 상대적인 증가 정도를 고려해야 하기 때문에 이론적 중요성에는 반론의 여지가 없지만 현실에서 단기적인 현상진단 측면에서는 분석결과 해석을 어렵게 하는 부분이 존재한다. 따라서 보고에서는 명목임금과 물가 간 관계를 집중적으로 살펴본다.⁹⁾

8) GDP 갭 추정에는 박양수 외(2013)에서 설명하였듯이 생산함수 접근법, 시계열 접근법, 구조모형 접근법 등이 존재한다. 본고에서 강건성 검증을 위해 추정한 GDP 갭은 이준석·장용성·최영두(2022)가 한 것과 같이 실제 GDP와 잠재 GDP(HP 필터 추세치) 간 차이로 측정한 것이다. 해당 결과는 Hu and Toussaint-Comeau(2010) 등 기존 문헌에서 GDP 갭을 활용한 연구가 있기에 강건성 차원에서 수행하였지만 GDP 갭 측정이 갖는 불확실성 등을 고려해야 할 수 있다. 이준석·장용성·최영두(2022)와 같이 과거지향적(backward-looking) 현재 인플레이션과 기대 인플레이션(과거지향적 기대 인플레이션은 직전 4분기 인플레이션 평균값으로 계산) 간 차이를 나타내는 인플레이션 서프라이즈는 본 연구 목적이 필립스 커브 추정이 아니고, 기존 문헌에서 활용한 사례도 없어서 고려하지 않았다.

9) 이 외에도 논의할 수 있는 사항은 다음과 같다. 자료를 활용함에 있어서 대안 중 하나는 월별자료 정보를 더 적극적으로 활용하는 혼합주기 벡터자기회귀(Mixed frequency VAR) 모형이 존재한다. 그리고 통화정책을 고려하기 위해 통화량 등의 자료를 활용하는 것을 검토할 수 있다(콜금리는 1995년부터 자료가 가용하다). 해당 사항들은 본 연구에서는 다루지 않고 후속연구에서 다루질 수 있을 것 기대한다.

III. 분석결과

제II장에서 논의한 변수들을 활용하여 제III장에서는 분석결과를 논의한다. 분석을 위해 활용한 3변수 SVAR 모형과 SVAR 모형에서 추출한 구조충격을 활용한 상태조건부 국소투영법(State-Dependent Local Projection, 이하 VAR-LP) 모형과 관련된 자세한 사항은 [부록]을 참고할 수 있다. 본 연구는 3변수 SVAR에서 구조충격을 식별하기 위해 출레스키 분해(Cholesky decomposition)를 통한 축차적 식별(Recursive identification) 방법을 활용하였다. 즉, 외생성 순서를 가정¹⁰⁾하여 실질 GDP 증가율이 가장 외생적이라고 가정하고 물가 상승률과 임금 상승률 간 외생성 정도는 강건성 검증을 위해 물가 상승률이 더 외생적인 경우와 임금 상승률이 더 외생적인 경우 모두를 고려하였다.

1. 3변수 SVAR : 충격반응함수(Impulse Response Functions)

본 장에선 3변수 SVAR 모형 분석 결과인 충격반응함수(Impulse Response Functions, 이하 IRF)를 보고한다. IRF는 각 거시경제변수에 구조적인 충격(structural shock)이 왔을 때 각 거시경제변수의 시점별 변화를 나타낸다. [그림 1]~[그림 4]는 식별방법별로 물가 상승과 임금 상승에 각각 1 표준오차(one standard deviation)만큼의 충격이 주어졌을 때 물가 증가율과 임금 증가율이 각각 어떻게 변화하는지를 나타낸 것이다.¹¹⁾

[그림 1-(1)], 즉 [그림 1] 왼쪽 그림은 물가 상승이 높았던 기간을 포함한 1971년 1분기~2022년 1분기까지 표본을 활용하여 임금 상승이 물가 상승보다 더 외생적이라고 가정하였을 때 그래프 0기(그래프 가로축 기준)에 1 표준오차 임금 상승 구조충격이 발생하였을 때 물가 상승의 동태적 반응을, [그림 1-(2)]는 1 표준오차 물가 상승 구조충격이 발생하였을 때 임금 상승의 동태적 반응을 나타낸다. [그림 2]는 물가 상승이 임금 상승보다 더 외생적이라고 가정하였을 때를 나타낸다. [그림 3]과 [그림 4]는 각각 [그림 1]과 [그림 2]와 같은 식별방법으로 표본기간을 1994년 1분기부터 2022년 1분기까지의 자료를 활용하여 충격반응함수를 도출한 것이다.

10) 예를 들어, t 기에 GDP 증가율에 충격이 왔을 때 물가 상승률은 t 기에 바로 반응하는 반면 t 기에 물가 상승률에 구조충격이 왔을 때 GDP는 반응하지 않는 경우, GDP가 물가 상승률보다 더 외생적이라고 한다. 단, 이는 충격이 발생한 당, t 기에만 해당하는 의미(contemporaneous)일 뿐이며 $t+1$ 기부터 VAR 특성상 서로의 변화가 서로에게 영향을 미침을 주의해야 한다.

11) 본고에선 관심변수, 물가 상승과 임금 상승에 대한 IRF들만을 보고한다. 다른 변수의 충격반응함수는 저자에게 요청 시 제공 가능하다.

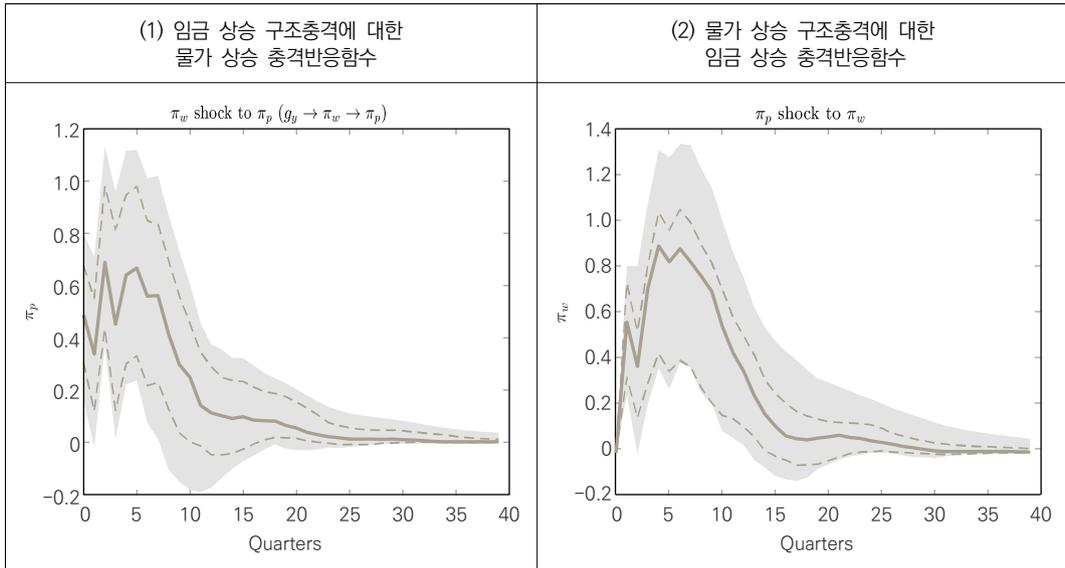
[그림 1]과 [그림 2]에서 볼 수 있듯이, 임금 상승과 물가 상승 외생성 정도에 대한 가정과 상관없이 인플레이션이 높았던 1970년대를 포함하여 분석하는 경우, 임금 상승과 물가 상승이 서로가 서로를 증가시킴을 보인다. 예를 들어, [그림 1] 왼쪽 그림, [그림 1-(1)]은 임금 상승 구조충격이 1 표준오차만큼 왔을 때 충격이 온 시기(가로축(=분기)에서 0기)에 물가 상승은 즉각적으로 68% 수준(금색 점선)과 90% 수준(회색음영) 모두에서 통계적으로 유의하게 증가하여 약 7~8분기 후까지 영향이 있다가 10분기 이후부터는 효과가 사라지는 것을 알 수 있다.

반면에 [그림 3]과 [그림 4]에서 볼 수 있듯이, 물가 상승이 상대적으로 안정된 1994년 1분기부터 추정하는 경우에는 외생성 순서와 관계없이 물가 상승 증가가 임금 상승 증가를 야기하는 것은 동일하나 임금 상승 증가가 물가 상승 증가를 야기하는 효과는 90% 신뢰구간 기준(회색음영)으로는 통계적으로 유의하지 않게 된다. [그림 3-(1)]과 [그림 4-(1)]은 임금 상승 구조충격 발생 후 5분기 전후로 물가 증가율이 유의수준에 따라 유의한 양(+)의 반응을 보이는 기간과 그렇지 않은 기간이 혼합되어 나타난다. [그림 3-(2)]와 [그림 4-(2)]는 물가 상승 구조충격 발생 후 약 5~10분기 사이에 임금 상승의 유의한 양(+)의 반응이 나타남을 보인다. 또한 Peneva and Rudd(2017)와 유사하게 전반적인 물가-임금 간 관계가 양적으로 약해졌다고도 볼 수 있다. 추가적으로 1994년 1분기보다 더 뒤의 표본기간, 즉 물가 상승이 더 안정된 기간을 고려할수록 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 점차적으로 약해지는 것을 볼 수 있다. 이는 오삼일 외(2022)와 유사한 결과로 볼 수 있다.

정리하면, 3변수 SVAR 분석 결과는 물가 상승이 임금 상승에 미치는 효과는 기간 혹은 경제 상황에 상관없이 강건한 반면, 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 상태의존적일 수 있음을 시사한다. 이는 김정성 외(2022)와 오삼일 외(2022)와 모두 일관되는 결과이다.

본 연구에선 3변수만을 활용하였기 때문에 정량적 분석 측면에선 한계가 존재할 수 있다. 예를 들어, 인플레이션이 높은 기간에는 한국은행 기준금리 인상을 통해 인플레이션 혹은 기대 인플레이션에 영향을 미칠 수 있고, 기대 인플레이션 변화를 통해 임금 인상에 미치는 전가효과가 별도로 존재할 수 있다. 또한 오삼일 외(2022)에서와 같이 이직률을 고려하는 경우, 경기 변동에서의 임금변화를 양적으로 더 정확하게 고려할 수 있다. 본 연구에선 서술한 상호작용을 고려하진 못하였지만 고려해야 하는 필수적인 정보는 고려한 상태에서 물가 상승률이 높았던 시기 모두 포함하는 장기시계열을 활용하여 물가가 높았던 기간과 안정된 시기 모두를 고려했다는 점에서 연구목적에 가장 잘 맞는 연구방법 및 분석결과라고 할 수 있다.

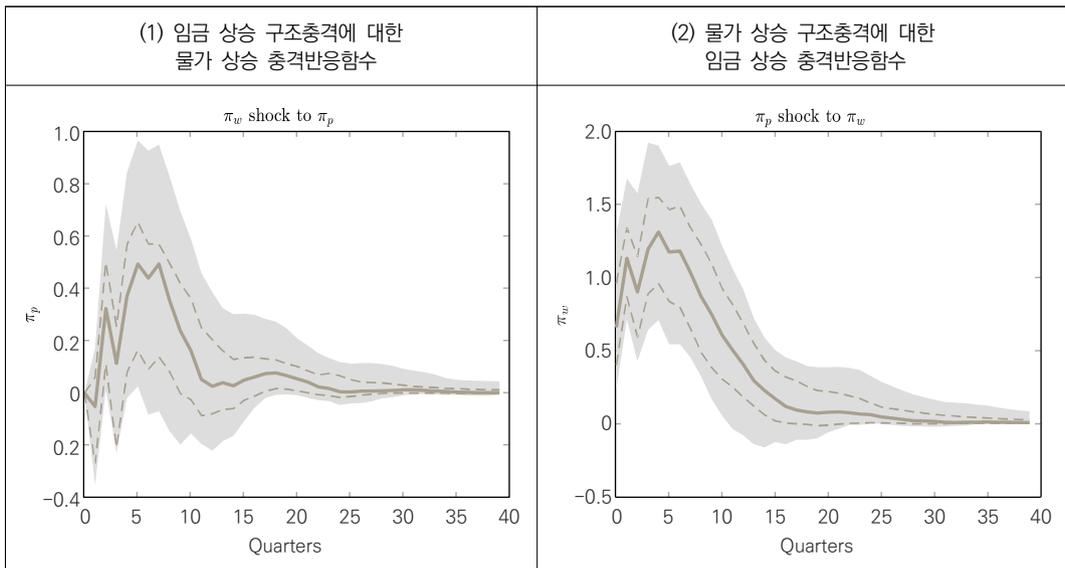
[그림 1] 3변수 SVAR(4) 모형 충격반응함수: 임금 증가율이 물가 증가율보다 더 외생적일 때



주: 가로축은 분기, 세로축은 %를 나타냄. 금색 실선은 충격반응함수 추정치, 금색 점선은 68% 구간 신뢰구간 그리고 회색 음영은 90% 신뢰구간을 나타냄. 신뢰구간은 100회 부트스트랩(bootstrap)을 구성. g_y 는 전년동기대비 실질 GDP 증가율, π_w 는 전년동기대비 임금 증가율, 그리고 π_p 는 전년동기대비 GDP 디플레이터 증가율을 나타냄.

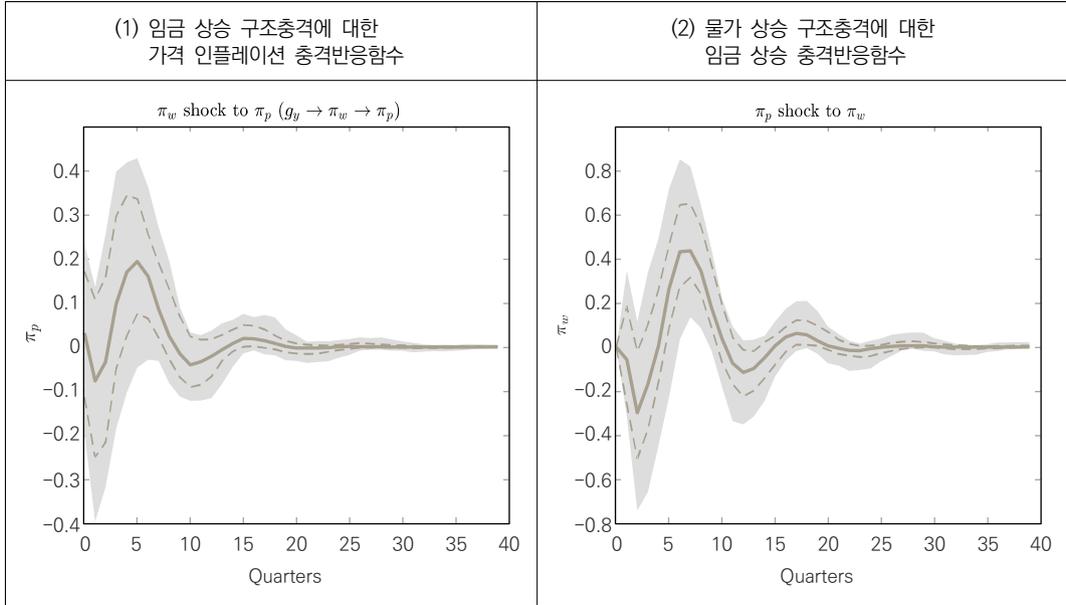
자료: 표본기간: 1971년 1분기~2022년 1분기. 모든 변수는 전년동기대비 증가율임. 전년동기대비 실질 GDP 증가율과 GDP 디플레이터 증가율 - KOSIS. 전년동기대비 월평균 임금 증가율 - 고용노동부 월별노동통계 기간(1970년 1분기~1992년 4분기) : 직접 계산, 고용노동부 사업체노동력조사(1993년 1분기~2022년 1분기) - KOSIS.

[그림 2] 3변수 SVAR(4) 모형 충격반응함수: 물가 증가율이 임금 증가율보다 더 외생적일 때



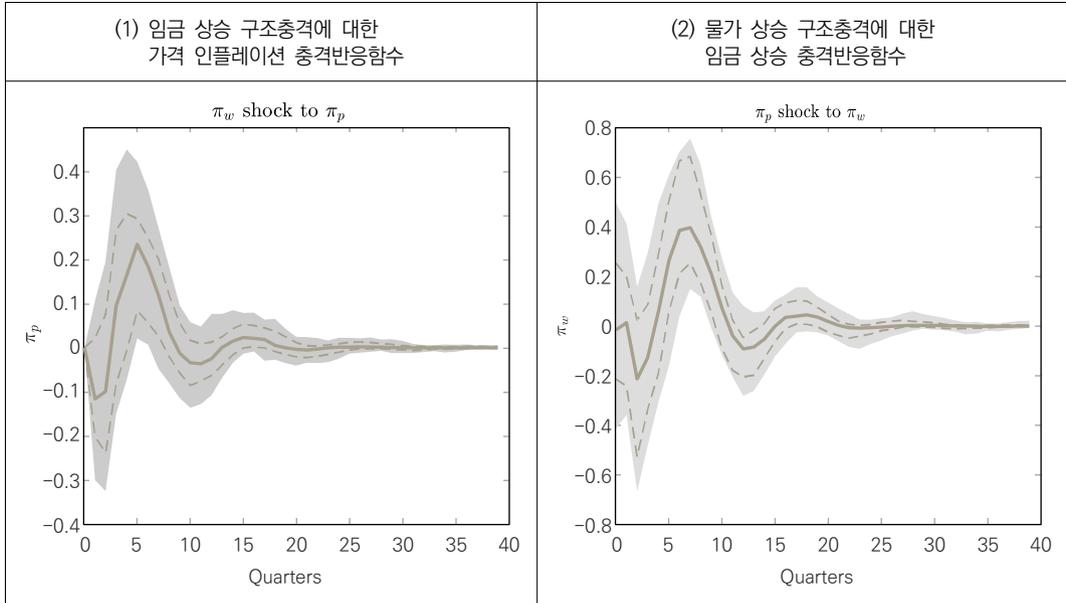
주 및 자료: 외생성 순서를 제외한 부분은 [그림 1]과 동일.

[그림 3] 3변수 SVAR(4) 모형 충격반응함수 : 1994년 1분기~2022년 1분기, 임금 증가율이 물가 증가율보다 더 외생적일 때



주 및 자료 : 표본기간을 제외한 다른 요소는 [그림 1]과 동일.

[그림 4] 3변수 SVAR(4) 모형 충격반응함수 : 1994년 1분기~2022년 1분기, 물가 증가율이 임금 증가율보다 더 외생적일 때



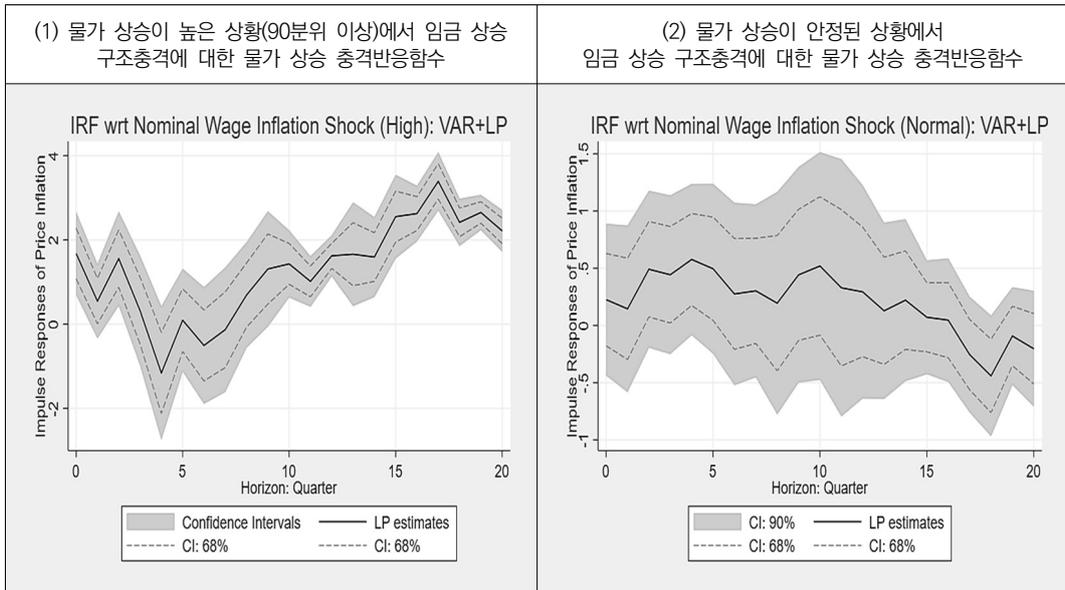
주 및 자료 : 표본기간을 제외한 다른 요소는 [그림 2]와 동일.

2. VAR-LP : 상태의존적 분석

제1절 분석결과는 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과가 물가 상승 수준에 상태의존적일 수 있음을 시사한다. 상태의존적 효과를 분석하기 위해 본 연구는 상태조건부 VAR-LP 모델을 고려한다. 서술하였듯이 VAR-LP는 특정 식별제약하에서 SVAR 모형 식 (2)를 추정하여 구조충격을 추출한 뒤, 추출한 구조충격을 상태의존적 LP 식 (3)에 대입하여 추정한다.

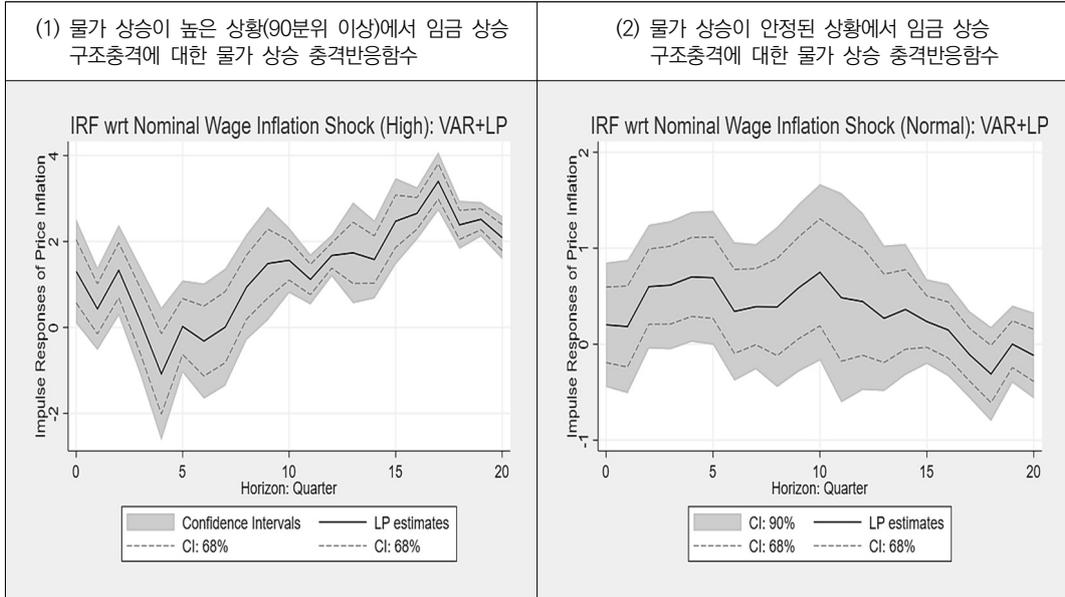
강건성 검정을 위해 두 가지 식별제약에 대해 각각 구조충격을 추출하여 LP를 추정하였다. [그림 5]~[그림 6]은 임금 상승 1%p 충격에 대한 물가 상승의 반응함수들을 나타낸다. [그림 5]는 SVAR에서 임금 상승이 물가 상승보다 더 외생적이라는 제약/가정하에서 임금 상승 구조충격을 추출한 뒤, [부록] 식 (3) 종속변수 y_t 에 물가 상승을, $shock_t$ 에 임금 상승 구조충격을 대입하여 $\{\hat{\beta}_{state,h}\}_{h=1}^H, state \in \{high, norm\}$ 를 추정한 결과를 나타낸다. [그림 6]은 SVAR에서 물가 상승이 임금 상승보다 더 외생적이라는 제약/가정하에서 임금 상승 구조충격을 추출한 뒤 동일한 작업을 수행한 결과를 나타낸다. [그림 5]와 [그림 6] 모두 물가 상승이 표본 중 90% 분위 이상인 경우(약 19.90%)에 고물가 시대(high-inflation regime)로 분석되었다.

[그림 5] VAR-LP 모형 : 상태의존적 분석 - 물가 증가율이 임금 증가율보다 더 외생적일 때



주 및 자료 : 가로축은 분기, 세로축은 %를 나타냄. 검은색 실선은 $\hat{\beta}_{t+h}$ 추정치, 회색 점선은 68% 신뢰구간, 회색 음영은 90% 신뢰구간. 신뢰구간을 위한 표준오차는 Newey and West(1987)로 구함. 전년동기대비 실질 GDP 증가율과 GDP 디플레이터 증가율 - KOSIS. 전년동기대비 월평균 임금 증가율 - 고용노동부 월별노동통계 기간(1970년 1분기~1992년 4분기) : 직접 계산, 고용노동부 사업체노동력조사(1993년 1분기~2022년 1분기) : KOSIS.

[그림 6] VAR-LP 모형 : 상태의존적 분석 - 임금 증가율이 물가 증가율보다 더 외생적일 때



주 및 자료 : 1단계 SVAR에서 구조충격 추출 시 외생성 가정을 제외하고 [그림 5]와 동일함.

[그림 5]와 [그림 6]에서 볼 수 있듯이 물가 상승이 높은 상황(왼쪽, 그림 (1))일 때 임금 상승이 물가 상승에 미치는 영향이 그렇지 않은 상황(오른쪽, 그림(2))보다 유의하게 큰 영향을 미치는 것을 관측할 수 있다. 물가 상승이 임금 상승보다 더 외생적이라는 제약하에서 SVAR 구조충격을 활용하는 경우엔 통제변수(VAR-LP에서 실질 GDP와 시차변수를 같이 통제하는 경우)와 높은 인플레이션 상황 기준을 80%(약 11.35%)와 85%(약 15.95%)로 하더라도 강건한 결과를 보인다. 임금 상승이 물가 상승보다 더 외생적이라고 가정하여 구조충격을 식별한 VAR-LP는 85%까진 통제변수에 강건하게 통계적으로 유의하게 동일한 결과가 도출된다.

해당 결과들은 SVAR 분석에서 도출한 가설인 물가 상승이 높은 상황에서 임금 상승 증가가 물가 상승 증가에 미치는 효과가 그렇지 않은 상황일 때보다 더 크고 유의한 것을 완벽하진 않지만 간접적으로 검증한 결과로 해석할 수 있다.

3. 논의

뉴케인지언(New Keynesian) 및 가격 - 노동탐색(Price - Labor search) 문헌에서 활용하는 모형들은 각 모형 특성에 따라 물가 상승과 임금 상승 간 관계가 어떠한 방향으로든 성립할 수 있음을 예측한다. 예를 들어, 뉴케인지언 기본모형은 선호 충격 등으로 인한 수요충격(demand

shock driven by preference shock)으로 인해 물가가 상승하는 경우, 실질임금 조정을 위해 명목임금이 단기에 부분적으로라도 조정될 수 있음을 예측한다. 탐색마찰이 존재하는 경우에는 임금 상승이 재화시장에서의 가격탐색 행위에 영향을 주거나, 기업 입장에서선 요소가격 상승 요인으로 물가 상승을 야기할 수 있다.

현재 한국을 비롯해 전 세계적으로 공급망 문제(공급측면) 및 코로나19 이후 수요회복(수요측면) 등의 이유로 물가 상승이 증가하는 추세를 관측하고 있기 때문에 높은 물가 상승을 방지하기 위해 노력 중이다. 우려되는 현상 중 하나인 임금-물가 악순환(wage-price spiral)은 기존 문헌 및 본 연구에서 보였듯이 물가 상승 수준이 높은 상황에서 발생할 확률이 더 높을 수 있다. 이 상황에서 중앙은행 및 정책당국이 목표할 수 있는 것은 기대 인플레이션(inflation expectations) 안정화를 통한 실제 인플레이션 안정을 꾀하는 것이다. 물가 상승과 기대 인플레이션이 함께 높은 상황이 지속되면 오늘 구입하는 것이 가장 저렴하다는 기대를 형성하게 되어 실제 물가 상승을 높이는 것이 가속화될 수 있다.¹²⁾ 이로 인한 명목임금 상승 혹은 상승 압박은 기업이 불완전경쟁시장에서 시장지배력(market power)을 가진 경우 물가 상승을 더욱 가속화시킬 수 있다.

IV. 결론 및 요약

본 연구는 임금 상승과 물가 상승 간 관계를 가용한 장기 거시시계열 자료를 활용하여 경제적인 3변수 SVAR 및 상태조건부 VAR-LP 모형을 통해 살펴보았다. 분석 결과, 물가 상승이 (명목)임금 상승에 미치는 효과는 상대적으로 강건한 반면, 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과는 상태의존적일 수 있음을 보였다. 본 연구는 장기시계열 자료를 활용해 인플레이션이 높았던 기간과 안정된 기간 모두를 고려하였다는 점에서 의의를 가지며, 이와 같은 분석을 위해 3변수만을 활용하였다는 점에서 한계를 동시에 갖는다.

한국은 아직까진 과거 1970년대 물가 상승이 굉장히 높았던 수준보다는 물가 상승이 높지는 않다. 하지만 물가 상승과 기대 인플레이션이 상승하는 현재 추세가 장기화된다면 임금-물가 악순환과 고물가 시대 고통을 동시에 겪을 수 있다. 정책적으로는 물가안정을 꾀하는 통화정책

12) 최근 연구로서 Moessner(2022)가 기대 인플레이션 증가가 실제 물가 상승을 높이는 효과가 물가 상승 수준이 높을수록 더 클 수 있음을 보인 것과 맥락을 같이한다고 볼 수 있다. Werning(2022)은 기대 인플레이션이 실제 물가 상승에 미칠 수 있는 효과의 상한선 등을 이론적으로 뉴케인지언(New Keynesian)에서 주로 활용하는 가격경직성 모형들을 활용해 보았다.

과 함께 포워드 가이드스(Forward Guidance) 등을 통해 경제주체들의 기대 인플레이션을 안정화시키는 것이 중요하다. 학술적으로는 기대 인플레이션 조정이 실제 인플레이션에 어느 정도 영향을 미치는지에 관한 지속적인 연구를 통해 정책입안자가 참고할 수 있는 기초자료 수립이 중요할 수 있다. **KLI**

[참고문헌]

- 김정성 · 임용지 · 오강현 · 최열매 · 김윤경 · 이재진(2022), 「우리나라의 물가-임금 관계 점검」, 『BOK 이슈노트』, 제2022-26호, 한국은행.
- 마은성 · 이우석(2020), 「경기변동에 따른 재정정책 효과의 비대칭성」, 『응용경제』, 22(2), pp.5~31.
- 박양수 · 장영재 · 구자현 · 김현수(2013), 「GDP갭 추정의 불확실성과 통화정책」, 『조사통계월보』, 67(4), 한국은행, pp.14~33.
- 손민규 · 이종욱(2014), 「우리나라 재정정책 효과의 비대칭성 분석」, 『금융연구』, 28(2), pp.45~74.
- 오삼일 · 이종하 · 배기원(2022), 「최근 노동시장 내 임금상승 압력 평가 및 시사점」, 『BOK 이슈노트』, 제2022-17호, 한국은행.
- 이승석(2022), 「최근 물가급등 현상의 원인분석 및 시사점」, 『KERI Insight』.
- 이준석 · 장용성 · 최영두(2022), 「생산, 고용, 물가 관계의 변화」, 『경제학연구』, 70(1), pp.33~51.
- 이현창(2006), 「저(低)인플레이션하의 임금과 물가의 관계에 대한 연구」, 『노동경제논집』, 29(3), pp.49~74.
- 이흥후 · 조주연 · 최재호 · 안시완(2022), 「미국의 임금-물가 간 관계 점검」, 『국제경제리뷰』, 2022-8호, 한국은행.
- Banerji, Anirvan(2005), *The Relationship Between Labor Costs and Inflation: A Cyclical Viewpoint*, U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Bobeica, Elena, Matteo Ciccarelli, and Isabel Vansteenkiste(2021), "The Changing Link between Labor Cost and Price Inflation in the United States," *European Central Bank Working Paper Series*.
- _____ (2019), "The Link between Labor Cost and Price Inflation in the Euro Area," *European Central Bank Working Paper Series*.

- Boissay, Frederic, Fiorella De Fiore, Deniz Igan, Albert Perres Tejada, and Daniel Rees (2022), *Are Major Advanced Economies on the Verge of a Wage-Price Spiral?*, BIS Bulletin No.53.
- Chang, Chih-Ping and Kenneth M. Emery(1996), “Do Wages Help Predict Inflation?,” *Economic and Financial Policy Review*, issue QI, pp.2~9.
- Druant, Martine, Silvia Fabiani, Gabor Kezdi, Ana Lamo, Fernando Martins, and Roberto Sabbatini(2009), “How Are Firms’ Wages and Prices Linked: Survey evidence in Europe,” *National Bank of Belgium Working Paper Research*.
- Filardo, Andrew J.(1998), “New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation,” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 83(3), pp.33~61.
- GonÁalves, Sílvia, Ana María Herrera, Lutz Kilian, and Elena Pesavento(2022), “When Do State-Dependent Local Projections Work?,” *Working Paper*.
- Gumiel, José Emilio and Elke Hahn(2018), *The Role of Wages in the Pick-up of Inflation*, European Central Bank ECB Economic Bulletin, Issue 5.
- Hahn, Elke(2021), “How Are Wage Developments Passed through to Prices in the Euro Area? Evidence from a BVAR model,” *Applied Economics*, 53(22), pp.2467~2485.
- Hu, L. and M. Toussaint-Comeau(2010), “Do Labor Market Activities Help Predict Inflation?,” *Economic Perspectives*, 34(QII), pp.52~63.
- Jordà, Òscar(2005), “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections,” *American Economic Review*, 95(1), pp.161~182.
- Kaplan, Greg and Guido Menzio(2016), “Shopping Externalities and Self-Fulfilling Unemployment Fluctuations,” *Journal of Political Economy*, 124(3), pp.771~825.
- Karahan, Fatih, Ryan Michaels, Benjamin Pugsley, Ayşegül Şahin, and Rachel Schuh(2017), “Do Job-to-Job Transitions Drive Wage Fluctuations over the Business Cycle?,” *American Economic Review*, 107(5), pp.353~357.
- Knotek, Edward S. and Saeed Zaman(2014), “On the Relationships between Wages, Prices, and Economic Activity,” *Economic Commentary*.
- Michaillat, Pascal and Emmanuel Saez(2022), “ $U^* = \sqrt{UV}$,” *Working Paper*.
- _____ (2021), “Beveridgean Unemployment Gap,” *Journal of Public Economics Plus*, 100009.
- Moessner, Richhild(2022), “Effects of Inflation Expectations on Inflation,” *CESifo Working Papers*.
- Moscarini, Giuseppe and Fabien Postel-Vinay(2017), “The Relative Power of Employment-to-Employment Reallocation and Unemployment Exits in Predicting Wage Growth,”

- American Economic Review*, 107(5), pp.364~368.
- _____(2016), "Wage Posting and Business Cycles," *American Economic Review*, 106(5), pp. 208~213.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West(1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55(3), pp.703~708.
- Peneva, Ekaterina V. and Jeremy B. Rudd(2017), "The Passthrough of Labor Costs to Price Inflation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(8), pp.1777~1802.
- Phillips, A. W.(1985), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, 25(100), pp.283~299.
- Plagborg-Møller, Mikkel and Christian K. Wolf(2021), "Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses," *Econometrica*, 89(2), pp.955~980.
- Ramey, Valerie and Sarah Zubairy(2018), "Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US historical data," *Journal of Political Economy*, 162(2), pp.850~901.
- Werning, Iván(2022), "Expectations and the Rate of Inflation," *Working Paper*.

[부록] 실증분석 모형 : 구조적 벡터자기회귀 모형 및 국소투영법

본 부록에서는 활용한 실증분석 모형인 구조적 벡터자기회귀(Structural Vector-Auto Regression : SVAR) 모형과 상태의존적 국소투영법(Local Projection : LP)을 소개한다.

먼저 3변수 VAR 모형을 소개한다. $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)'$ 로 ΔGDP_t 는 t 기의 전년동기대비 실질 GDP 성장률, ΔP_t 는 t 기의 전년동기대비 GDP 디플레이터 증가율(이하 물가 상승), 그리고 ΔW_t 는 t 기의 전년동기대비 명목임금 증가율(이하 임금 상승)을 나타낸다.¹³⁾ X_t 의 p 기간 길이 자기회귀모형, 즉 축약형(Reduced-form) VAR(p) 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$X_t = f(t) + \sum_{k=1}^p A_k X_{t-k} + u_t, \quad (1)$$

$f(t) = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_r t^r$: 시간추세 함수

$u_t \sim N(0, \Omega)$: 잔차항

위 모형은 통상적인 최소자승법(Ordinary Least Square : OLS)으로 쉽게 추정 가능하다. 본 연구는 1차 선형추세와 함께 시차변수 $p = 4$ 로 추정하였다.¹⁴⁾ 하지만 본 연구에서는 임금(물가) 인플레이션이 증가하였을 때 물가(임금) 인플레이션이 어떻게 변화하는지를 분석하고자 한다. 이 같은 인과관계 분석을 위해선 다음과 같이 t 기에 각 거시경제변수 간 관계를 고려한 구조적 VAR, SVAR 분석이 필요하다.

$$A_0 X_t = A_0 f(t) + \sum_{k=1}^p B_k X_{t-k} + e_t, e_t = (e_{\Delta GDP,t}, e_{\Delta W,t}, e_{\Delta P,t}) \quad (2)$$

$e_t \sim (0, \Sigma I)$; 구조충격, I 는 3×3 항등 행렬, Σ : 대각행렬

$u_t = A_0^{-1} \times e_t$

위 식 (2)에서 알 수 있듯이 임금 상승 구조충격 $e_{\Delta W,t}$ 이 1% 혹은 1 표준오차만큼 증가하였을 때 물가 상승이 변화한 정도를 알기 위해선 A_0 식별이 필연적이다. 하지만 데이터를 활용해

13) 후술하듯이 본 연구는 구조충격을 식별하기 위해 콜레스키 분해(Cholesky Decomposition)를 통한 축차적 식별 방법을 활용하기 때문에 변수 순서는 기준모형의 외생성 순서를 나타낸다. 즉, $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)$ 인 경우, 실질 GDP 증가율이 가장 외생적이고 물가 상승이 가장 내생적임을 의미한다. III장 분석결과에서 강건성 검정을 위해 임금 상승과 물가 상승 간 순서를 바꾼 결과를 보고한다. 분석결과, 순서보다 표본기간이 더 중요함을 보였다.

14) 시차변수는 Akaike Information Criterion(AIC)를 최적화하는 개수로 선택하였다. 시차변수 개수와 함께 시간추세 함수 형태 - 절편항만 있는 경우, 1차 함수, 2차 함수 - 에 대하여 주요결과는 강건하였다.

추정할 수 있는 회귀식은 식 (1) 축약형 VAR이고, 축약형 VAR을 통해 A_0 를 식별할 수 있는 모수 개수는 $(3 \times 4)/2 = 6$ 개인 반면에 식별해야 하는 모수 개수는 $3 \times 3 = 9$ 개이기 때문에 반드시 식별제약(Identification restriction) 혹은 가정이 필요하다.

여러 가지 식별제약 방법 중에서 본 연구는 관련 주제를 다룬 기존 문헌과 유사하게 가장 전통적인 방법에 해당하는 출레스키 분해를 통한 축차적 식별방법을 활용한다. 즉, 외생성 정도 순서를 실질 GDP 성장률이 가장 외생적이고, 그다음으로 임금 상승이 외생적, 마지막으로 물가 상승이 가장 내생적이라고 가정하였다.

물가 상승과 임금 상승 간 외생적인 정도는 이론적으로도 실증적으로도 통일된 의견이 존재한다고 보기 어렵다. 따라서 본 연구는 임금 상승이 더 외생적이라고 가정한 뒤, 강건성 검정(robustness check)을 위해 물가 상승을 더 외생적으로 가정한 경우의 충격반응 함수(impulse-response function)를 비교한다. 서술하였듯이, 이와 같은 시계열 연립구조방정식 모형을 고려해서 인과관계 추정(causal inference)을 하는 경우엔 식별을 위한 제약이 필연적으로 늘어나게 된다. 본 연구의 경우엔 다른 거시경제변수가 시계열이 충분히 길지 않은 자료 측면에서의 제약도 크지만, 설령 자료가 가용하다고 하더라도 변수를 추가함에 따라 구조충격 식별이 더 어렵게 되는 점이 존재한다.

서론에서 서술하였듯이, SVAR 분석 결과는 표본기간에 의존한다. 물가 상승이 높았던 기간을 포함하는 경우엔 임금 상승에 양(+)의 구조충격이 온 경우, 물가 상승 $\pi_{P,t}$ 은 증가한다. ($\Delta\pi_{P,t}/\Delta e_{\Delta W,t} > 0$) 하지만 물가 상승이 안정된 1990년대부터의 자료를 활용하는 경우엔 해당 반응은 통계적으로 유의하지 않다.

물가 상승이 높았던 상황과 그렇지 않았던 상황 간에 임금 상승 충격이 물가 상승에 미치는 상태의존적 효과를 더 구체적으로 살펴보기 위해 본 연구에선 상태의존적 국소투영법(LP)을 활용하였다. LP는 모형을 더 유연하게 목적에 맞게 변형하여 상태의존적 등 비선형분석이 가능하다는 장점이 있다.¹⁵⁾ Ramey and Zubairy(2018) 그리고 마은성·이우석(2020) 등에서 활용한 상태의존적 LP는 다음과 같이 묘사된다.¹⁶⁾

15) VAR 모형 역시 임계 VAR(Threshold VAR : TVAR)을 활용해 상태의존적 분석을 할 수 있다. 하지만 마은성·이우석(2020)에서도 언급하였듯이, TVAR은 경계가 주어진 상태를 일정기간 동안 지속해야 한다는 가정이 필요한 반면에 LP는 이런 가정을 필요로 하지 않아서 더 유연하다는 장점이 존재한다. Ramey and Zubairy(2018)가 상태의존적 LP를 활용해 경제상황에 따른 정부지출 승수를 추정한 바 있으며, 국내연구로는 마은성·이우석(2020)이 상태의존적 LP를 활용해, 손민규·이종욱(2014)이 TVAR을 활용해 상태의존적 정부지출 승수를 분석하였다. LP 활용에 관한 이론적인 논의에서는 긍정적인 측면과 부정적인 측면 모두 존재하는데 각 논의에 관한 자세한 내용은 Plagborg-Møller and Wolf(2021)과 GonÁalves et al.(2022) 등을 참조할 수 있다.

16) 강건성 검정을 위해 마은성·이우석(2020) 식 (7)과 같이 물가 상승이 임계치를 벗어난 정도를 고려할 수 있는 원활한 상태이행(smooth transition) 분석을 같이 수행한 결과, 분석결과에서 상술한 주요결과들은 강건하였다.

$$\begin{aligned}
 y_{t+h} &= D_{high,t-1} \left[\alpha_{high,h} + \sum_{k=1}^p \phi_{high,h} z_{t-k} + \beta_{high,h} shock_t \right] \\
 &\quad + D_{norm,t-1} \left[\alpha_{norm,h} + \sum_{k=1}^p \phi_{norm,h} z_{t-k} + \beta_{norm,h} shock_t \right] + \epsilon_{t+h} \\
 D_{high} &= \begin{cases} 1 & \text{if } \pi_p \geq \bar{\pi}_q, \pi_p: \text{물가 인플레이션, } \bar{\pi}_q: q\text{분위 물가 인플레이션 값} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\
 D_{norm} &= \begin{cases} 1 & \text{if } \pi_p < \bar{\pi}_q \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{3}$$

식 (3)에서 y_t 는 t 기 관심 반응변수(물가 상승)로서, z_t 는 통제 과거변수로서 본 연구에서는 y_t 의 과거치차 변수들, $shock_t$ 는 관심 구조충격(임금 상승)으로서, 관심 추정변수는 $\{\hat{\beta}_{state,h}\}_{h=1}^H$, $state \in \{high, norm\}$ 이다. 추가적으로 공통 선형 시간추세를 통제하였다. 위 식은 OLS로 쉽게 추정 가능하나 식 (3)은 구조상 자기상관(auto-correlation)이 존재하기 때문에 Jordà(2005)가 제시한 바와 같이 Newey and West(1987) 이분산 - 자기상관 교정 표준오차를 활용하였다.

추정변수 표준오차를 VAR과 마찬가지로 LP 역시 구조충격의 식별은 중요한 문제다. 통화정책 혹은 재정정책 효과를 분석하는 경우엔 의사록 등을 활용한 서술적 방법(narrative approach)도 존재하지만, 본 연구에선 마은성·이우석(2020)에서 활용한 방법을 이용하였다. 출레스키 분해를 통해 추정한 식 (2) SVAR에서 추출한 구조충격을 활용하여 식 (3) LP를 추정하였다. 즉, 임금 상승이 물가 상승에 미치는 동태적 영향을 분석하기 위한 LP는 식 (3)에서 $y_t = \Delta P_t$ (or $\pi_{p,t}$), $shock_t = \hat{e}_{\Delta W,t}$ 이 되는 것이다. 편의상 본고에서는 이와 같이 VAR과 LP를 조합한 모형을 VAR-LP 모형이라고 부른다.¹⁷⁾

17) 기술적으로 엄밀히 고려하면 이와 같이 출레스키 분해를 통해 식별한 구조충격을 LP에 넣고 이론상 해당 SVAR(p) 모형과 LP 모형과 동일하게 하려면 관심 구조충격 외에 다른 구조충격 역시 LP에 같이 반영해야 할 수 있다. 제III장에서 보고한 결과들은 모두 VAR(p) 모형과 동일하도록 LP에 구조충격을 반영하였다. 하지만 관심 구조충격(예를 들어, 임금 상승 구조충격)만을 반영하더라도 결과의 방향성은 강건하였다.