

한국 장기 임금 자료를 활용한 임금-물가 악순환(Wage-Price Spiral) 분석*

강 신 혁**

논문 초록 본 연구는 인플레이션이 높았던 기간을 포함하는 1970년 대부터의 장기 임금시계열 자료를 활용하여 코로나19 이후 우려되었던 임금-물가 악순환 가능성을 구조적 벡터자기회귀 모형과 상태의존적 국소투영법을 이용해 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 물가 인플레이션과 명목임금 인플레이션 수준이 모두 높았던 1970년 대 자료 활용 여부에 따라 명목임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 영향의 유의성 여부가 달라짐을 보였다. 또한 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과는 물가 인플레이션 수준이 높을 때 더 커지는 상태의존적인 현상임을 보였다.

핵심 주제어: 임금-물가 악순환, 구조적 벡터자기회귀, 상태조건부 국소투영법

경제학문헌목록 주제분류: E, E3, J3

투고 일자: 2023. 10. 13. 심사 및 수정 일자: 2024. 1. 12. 게재 확정 일자: 2024. 2. 13.

* 이 논문은 노동리뷰 “임금 상승과 물가 상승 간 관계”(2022년 8월호) 내용을 수정·보완한 것이다. 장기임금 자료를 구축하는데 도움을 주신 신선옥 전문위원(한국노동연구원)과 자료를 활용하는데 도움을 주신 정진호 선임연구위원(한국노동연구원)께 깊은 감사의 말씀을 드린다. 당시 연구를 진행할 때 귀중한 조언을 주신 마은성 교수(연세대학교)와 박광용 교수(서강대학교)께 진심으로 감사의 말씀을 드린다. 그리고 당시 연구를 진행할 때 제언을 주셨던 김유빈 선임연구위원(한국노동연구원), 성재민 선임연구위원(한국노동연구원), 오준석 교수(University of Southampton), 이승호 연구위원(한국노동연구원) 그리고 홍민기 선임연구위원(한국노동연구원)께도 감사의 말씀을 드린다. 본 연구는 오로지 연구자 개인 의견일 뿐이며 모든 오류는 저자의 것이다.

** 한국노동연구원 동향분석실장/연구위원, e-mail: shinkang@kli.re.kr

I. 서 론

코로나19 감염위기 이후, 전세계적으로 높은 물가 인플레이션이 우려됨과 동시에 명목임금 인플레이션과 물가 인플레이션이 서로를 높이는 임금-물가 악순환 혹은 임금-물가 나선현상에 대한 우려가 있었다. 특히 미국은 구인구직배율, 구직자 1인당 평균 구인공고 수)과 시간당 명목임금 상승률이 코로나19 회복시기에 코로나19 감염위기 전보다도 크게 상승하는 모습이 높은 물가 인플레이션과 같이 관측되었기에 학계에서도 임금-물가 악순환 현상에 대해 실증적 및 이론적 분석이 같이 진행되었고, 아직까지도 더 깊은 이해를 위한 연구가 진행 중이다.¹⁾

본 논문에서는 임금 인플레이션과 물가 인플레이션 간 관계를 지금까지 활용되지 않았던 장기임금 시계열 데이터를 활용하여 실증적으로 분석하였다. 구체적으로, 전산화가 되어있지 않은 매월노동통계를 이용해 1970년부터 10인 이상 사업체의 평균 임금총액을 사업체노동력조사의 임금총액과 연결하여 활용하였다. 이 장기시계열 자료 활용의 가장 큰 의의는 Ramey and Zubairy (2018)에서 장기 거시시계열 자료를 활용해 제로금리 시기를 더 많이 관측하여 제로금리 시기에서의 재정정책 효과를 본 것과 유사하게 물가 인플레이션과 명목임금 인플레이션이 모두 높았던 1970년 대 거시시계열 정보를 활용하여 상태의존적 임금-물가 간 관계를 실증적으로 더 엄밀하게 파악할 수 있게 되었다는 점이다.

위 자료를 활용하여 구조적 벡터자기회귀 (Structural Vector AutoRegression, 이하 VAR) 분석과 상태의존적 국소투영법 (State-Dependent Local Projection, 이하 상태의존적 LP) 분석을 통해 임금 상승과 물가 상승 간 관계를 분석하였다. 분석 결과, 물가 인플레이션 증가는 비교적 강건하게 임금 인플레이션을 높이는 반면에 임금 인플레이션이 물가 인플레이션을 높이는 것은 상태의존적일 수 있음을 보였다. 구체적으로, VAR 분석에서는 물가 인플레이션이 높았던 1970년 대를 포함한 경우에는 양(+)의 임금 인플레이션 구조충격이 물가 인플레이션을 유의하게 높인 반면, 1990년 대 이후 기간에서는 식별 방법과 무관하게 임금 상승이 물가 상승에 미치는

1) 코로나19 이후 미국 노동시장 동향에 대해선 백예인 외 (2022) pp. 23-32 “미국 노동시장 동향과 물가 동향”(강신혁) 부분을 참조할 수 있다. 미국 구인구직 자료는 미국 세인트루이스 연방준비은행에서 제공하는 FRED를, 시간당 명목임금 자료는 미국 애틀란타 연방준비은행에서 제공하는 자료를 참고할 수 있다.

효과는 매우 작거나 유의하지 않았다. 반면에 양(+)의 물가 인플레이션 구조충격이 임금 인플레이션에 미치는 효과는 1990년 대 이후에 상대적으로 크기가 작아진 모습을 보여주지만 유의한 모습을 보였다. 물가 인플레이션 혹은 임금 인플레이션 상태에 따라 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과가 다를 수 있다고 해석할 수 있다는 결과이기에, 이를 바탕으로 상태조건부 LP를 이용해 상태조건부 효과 여부를 분석하였다. 별도로 구조충격을 식별하지 않은 LP 모형, 그리고 VAR에서 식별한 구조충격을 LP에 적용한 VAR-LP 모형 모두 상태조건부 효과가 존재할 수 있음을 보였다.

본 연구의 기여도와 시사점은 다음과 같다. 본 연구는 기존에 활용되지 않았던 장기 임금시계열 자료를 활용하여 인플레이션이 심했던 1970년 대 시기까지 활용하여 임금 상승과 물가 상승 간 상태조건부 효과를 기존 연구보다 더 엄밀하게 식별하고 분석하였다. 본 연구가 식별한 상태조건부 효과는, 물가 혹은 임금 인플레이션이 높은 상태일 때 임금-물가 악순환 혹은 나선효과가 더 심해질 수 있음을 의미한다. 과거와 비교하여 상대적으로 기대 인플레이션이 안정되고 통화정책 및 재정정책이 더 고도화 되었기에 임금-물가 악순환과 같이 폭발하는 균형은 현재로선 가능성이 높진 않을 수 있다. 또한 실질임금은 최근에 하락하는 모습을 보이고 있다. 단, Lorenzoni and Werning(2023)에서 이론적으로 보였듯이 실질임금이 하락하더라도 시차를 두고 명목임금과 물가가 같이 상승을 보일 수 있다. 중앙은행에서 지속적으로 물가안정을 위해 노력하는 것이 필요할 것으로 보인다.

관련된 해외자료를 이용한 기존 연구는 다음과 같다.²⁾ 미국 자료를 활용해 실증적으로 임금 상승이 물가 상승을 야기하는지, 혹은 물가 상승을 예측하는데 도움이 되는지 여부에 관해 분석한 연구들로는 Emery and Chang(1996), Banerji(2005), Hu and Toussaint-Comeau(2010), Knotek and Zaman(2014) 등이 있다. 미국 자료를 활용하여 분석한 연구들은 분석 방법은 각각 다르지만 대체로 임금 상승이 물가 상승을 야기했다는 실증 근거는 약한 것으로 나왔다. Emery and Chang(1996)은 임금 상승이 물가 상승을 야기했다는 Granger 인과관계가 통계적

2) 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.

으로 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) 는 임금과 물가 간 관계가 1980년 중반 이후로 약해졌음을 보였다. 특히 Peneva and Rudd (2017) 는 노동비용 인플레이션의 물가 상승으로의 전파경로가 점차 기대 인플레이션이 낮은 수준으로 안착되면서 약해졌음을 보였다. 추가적으로 Banerji (2005) 는 노동비용 인플레이션³⁾이 경기변동에 따른 상태의존적 효과 분석을 하였다. 즉, 호황일 때는 가격 인플레이션보다 앞서 발생하지만 불황일 때는 가격 인플레이션 후 뒤따라서 발생함을 보였다

유럽 국가를 대상으로 분석한 연구의 경우, 미국과는 달리 임금 인플레이션이 물가 인플레이션을 야기하였을 수 있음을 시사하는 실증 근거를 보고하면서 기대 인플레이션의 중요성은 똑같이 강조되었다. Bobeica, Ciccarelli and Vansteenkiste (2019) 는 독일, 프랑스, 이탈리아, 스페인 4개 국가 자료를 활용하여 3변수 SVAR 을 활용하여 미국과는 달리 노동비용 인플레이션이 물가 상승을 야기함을 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 모형을 활용하여 마찬가지로 유럽 지역 물가와 임금 간 관계는 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.

코로나19 이후 임금-물가 악순환에 관해 실증적으로 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

3) 단위노동비용은 총 인건비가 노동생산성에 비해 얼마나 큰지를 측정한 지표로써, 총 인건비를 고려한 명목임금과는 달리 노동생산성 대비 상대적인 인건비를 고려한 개념이기에 실증분석 모형에서 갖는 함의점이 다르다. Peneva and Rudd (2017) 와 Bobeica, Ciccarelli and Vansteenkiste (2019) 등을 포함한 기존문헌에서 단위노동비용을 변수로 많이 활용하였지만 본 연구에선 제Ⅱ장에서 상술했듯이 가용한 단위노동비용 자료 시계열이 길지 않기에 월평균 명목임금만을 고려한다.

유의해야 할 수 있다고 하였다. 해당 연구 결과들은 다른 국가에서도 본 연구 결과와 유사하게 임금과 물가 간 관계는 기대 인플레이션을 비롯한 다른 거시경제 상황에 따라 다를 수 있는 상태의존적일 수 있음을 시사한다.

한국 자료를 활용해 분석한 문헌 역시 앞선 연구들과 유사하게 한국에서의 임금-물가 악순환 가능성 여부 역시 물가 인플레이션 정도에 따른 상태의존적임을 시사한다. 최근 한국은행에서 관련 주제로 많은 연구가 수행되었다. 김정성 외(2022)는 소비자물가상승률, GDP갭률, 상용직 정액급여 상승률 등을 활용하여 임금 상승 충격이 물가 상승에 미치는 영향이 고물가상승 국면에서 더 커짐을 보였다. 이는 본 연구와 유사하게 임금 상승이 물가 상승에 미치는 효과가 상태조건부일 수 있음을 보였다고 할 수 있다. 해당 연구에서는 1990년 대 물가와 임금 상승률이 2000년 대에 비해서 높았다는 것을 이용하여 높은 물가인플레이션 국면을 식별하였다. 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.⁴⁾ 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.⁵⁾ 본 연구는 앞선 연구들에서는 활용하지 못했던 1990년 대보다 물가 및 임금 인플레이션이 더 높았던 1970년 대 자료를 활용하였기에 상태조건부 효과를 더 엄밀하게 식별하였다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 장기임금시계열을 활용하여 1994년 이후 기간만 활용하는 경우 임금 인플레이션의 구조충격이 물가 인플레이션에 미치는 영향이 유의하지 않은 반면, 1970년 대 전체 기간을 활용하였을 때에는 해당 영향이 유의함을 보임으로써 장기임금시계열 자료를 활용하였을 때의 장

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

5) 이외에 보도자료에 따르면 “임금인상이 물가변동에 미치는 영향”(이승석, 2022) 한국경제연구원 연구보고서에서 임금이 1% 증가할 때 소비자물가가 0.6% 증가함을 보였다고 하였다. 2024년 현재 논문 작성 시점에서 보고서 원문을 통한 자세한 내용 확인이 어렵기에 본 논문에서도 주석을 통해서 보도자료 내용을 소개하였다.

점을 분명하게 보였다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에선 활용한 자료를 소개하고 제Ⅲ장에선 분석 모형을 설명하고 제Ⅳ장에선 주요 결과를 보고하면서 결과를 논의하였다. 그리고 제Ⅴ장에서는 논문을 마무리하였다.

Ⅱ. 자료 및 물가·임금 인플레이션 장기추세

본 장에서는 모형에서 활용한 거시시계열 자료, 특히 임금 자료에 관해 자세하게 설명하고 물가 인플레이션과 임금 인플레이션의 코로나19 전후 추세를 소개하였다.

1. 데이터: 월별노동통계 및 다른 거시시계열 자료

본 연구는 아직 전산화되지 않아 가용성이 낮았던 과거 매월노동통계조사 임금자료를 활용하였다. 보편적으로 임금 시계열정보를 활용하는 경우, 고용노동부에서 조사하는 사업체노동력조사를 활용한다. 해당 자료는 월별로 수집된다는 점과 함께 임금, 고용현황, 사업체 단위 평균 근로시간, 빈 일자리 등 다양한 사업체 단위에서의 고용정보를 제공한다는 점에서 매우 유용하지만 공식적으로 가용한 시계열 기간은 1993년부터이다. 그 이전 기간의 임금·근로시간을 파악하기 위해 본 연구에서는 간행물/스캔자료 등만 존재하고 전산화가 되지 않은 매월노동통계조사를 활용하였다. 매월노동통계조사 역시 사업체 단위로 조사되었으며, 1970년 1월부터 전산업 10인 이상 사업체에 대한 평균 임금총액 정보가 가용하다. 따라서 본 연구에서는 1970년 1분기에서 1992년 4분기까지의 매월노동통계조사를 1993년 1분기부터 2023년 2분기까지의 사업체노동력조사와 연결하여 장기 임금시계열 자료를 구축하였다. 사업체노동력조사는 5인 이상, 2020년부터는 1인 이상 사업체 정보까지 가용하지만 매월노동통계조사와 일관성있게 연결하기 위하여 전산업 10인 이상 임금총액 자료를 활용해 연결하였다.⁶⁾ 유사하게 전산화되지 않았지만 직종별 임금실태

6) 매월노동통계 자료를 전산화하여 제공한 한국노동연구원 신선옥 전문위원께 감사의 말씀을 드린다. 스캔문서는 고용노동부 고용노동통계 홈페이지 과거통계보고서에서 다운로드 가능하다. 웹사이트 링크로 직접 접속하는 경우 접속이 불가능하기에 수록하지 않았다. 사업체노동력조사 자료는 국가통계포털(KOrean Statistical Information Service, KOSIS)이나 한국은행

보고서를 활용하여 직종별임금조사와 연결하는 대안이 가능하다. 이 경우, 시계열이 1968년부터도 가능할 수 있지만 해당 자료는 연간 자료라는 측면에서 경기변동주기에서의 분석이 어렵기에 본 연구에서 활용하지 않았다. 매월노동통계조사와 사업체노동력조사의 임금자료는 월별자료지만 실질 GDP와 같이 활용하기 위해 분기별 정보를 활용하였다. 사업체노동력조사에서는 분기단위 임금자료를 KOSIS 등에서 제공하기에 공식적으로 제공하는 분기정보를 활용하였으며, 1970년 1월 - 1992년 12월까지의 매월노동통계조사 임금자료는 3개월 평균값으로 분기별 임금총액을 계산하였다.

다른 거시시계열 자료로는 실질 GDP와 GDP 디플레이터를 주로 활용하였다. 안정화된 시계열 분석을 위해 임금을 비롯한 거시경제 변수들의 전년동기대비 증가율 변수를 모형에서 활용하였다. 따라서 기준모형(Benchmark model) 분석은 3변수 VAR 혹은 LP 모형으로 이루어졌으며, 1971년 1분기부터 2023년 2분기까지의 전년동기대비 증가율 변수가 활용되었다. 추가적으로 강건성 검정을 위하여 민간소비지출과 취업자 수를 추가하여 분석하였지만 주요 결과에 큰 영향이 없었다.⁷⁾

2. 데이터 관련 논의: 가능한 추가변수와 강건성 검정

우선 기준모형에서는 소비자물가지수(CPI) 대신 GDP 디플레이터로 물가 인플레이션을 측정하였다. CPI가 생활물가를 더 비중있게 반영한다는 점이 존재하지만 GDP 디플레이터가 가장 포괄적인 물가지수라는 점, 본 연구에선 다루진 않았지만 차후에 산업별·직종별로 세부분석을 하기 위해선 GDP 디플레이터가 부문별(sectoral) 디플레이터 합계지수로 참조 가능하다는 점, 그리고 다음 항에서 후술하듯이 GDP 디플레이터 기준 전년동기대비 물가상승률과 전년동기대비 (명목)임금상승률 간 교차상관관계가 CPI 기준으로 하였을 때 교차상관관계보다 더 크기 때문에 GDP 디플레이터를 기준모형에서 활용하였다. CPI를 활용해 물가 인플레이션을 측정하여 분석한 경우에도 주요 결과는 강건하였다. 본 논문에서는 본 연구의 관심사는 물가 인플레이션과 임금 인플레이션 간 관계를 분석하는 것이기 때문에 전년동기대비 증가율로 시계열 변수들을 안정화하여 분석하였다.

경제통계시스템 (EConomic Statistics system, ECOS)에서 쉽게 취득할 수 있다.

7) 총 취업자 수와 임금취업자 수를 별도로 나누어 분석하였지만 결과는 크게 달라지지 않았다.

본 연구는 Bobeica, Ciccarelli and Vansteenkiste (2019) 와 유사하게 3변수 SVAR과 상태의존적 LP 모델을 기준모형으로 활용하였다. 본 연구와 같이 임금-물가 악순환을 실증적으로 분석하는 경우, 3변수 분석도 많이 이루어지지만 다른 거시경제변수 통제여부에 따른 강건성 검토가 필요하다. 본 연구에서는 민간소비지출, 취업자 수와 같은 재화시장과 노동시장을 나타내는 거시경제변수를 포함하더라도 주요 결과는 여전히 강건함을 보였다. 하지만 중요하고 흥미롭지만 시계열이 길지 않아서 제한적인 분석 혹은 분석이 불가능하여 활용하지 못한 변수 역시 존재하였다. 가장 대표적으로 통화정책을 고려하기 위해 기준금리 혹은 콜금리 등을 활용하거나 공급망 문제를 고려하기 위한 CRB 상품지수 활용 또는 구인구직배율⁸⁾ 등을 고려할 수 있었다.

기준모형에서는 통화정책을 고려하지 않았다. 그 대신, 강건성 검토의 일환으로 한국은행 기준금리나 무담보 콜금리 등은 1994년부터 시계열 자료가 가용하기에 1994년 이후 기간에서 다른 거시경제변수와 함께 통화정책이 같이 통제하여 주요 결과의 강건성을 검토하였다. CRB 상품지수와 구인구직배율 혹은 빈 일자리 수 역시 시계열 문제로 본 연구에서 활용하지 않았다. 또한 실질 GDP 증가율 대신 GDP 갭을 활용할 수 있는데 GDP 갭을 활용하여도 주요 결과는 강건하였다.⁹⁾

단위노동비용 대신 명목임금을 활용한 것에 관련된 논의를 하면 다음과 같다. Bobeica, Ciccarelli and Vansteenkiste (2019), Peneva and Rudd (2017) 등은 단위노동비용을 인건비 변수로 활용하였다. 단위노동비용은 인건비 지출을 노동생산성으로 정규화한 지수로써, 노동생산성 변화에 비해 인건비 지출이 변화한 정도를 나타낸다. 연구 목적에 따라선 단위노동비용 지수는 명목임금보다 더 나은 변수일 수 있지만 한국생산성본부에서 공식적으로 발표하는 단위노동비용지수는 2011년부터 가용하여 활용이 어렵다. 또 다른 논의가 가능한 부분은 명목임금 대신에 실질

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

9) GDP 갭 추정론 박양수 외 (2013)에서 설명하였듯이 생산함수 접근법, 시계열 접근법, 구조모형 접근법 등이 존재한다. 본고에서 강건성 검토를 위해 추정된 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 기존문헌에서 GDP 갭을 활용한 연구가 있기에 강건성 차원에서 수행하였지만 GDP 갭 측정이 갖는 불확실성 등을 고려해야 할 수 있다.

임금을 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 실증분석 결과 해석을 어렵게 하는 부분이 존재한다. 단, Lorenzoni and Werning (2023)에서 보인 바와 같이 실증분석을 넘어 앞으로 추가적인 임금-물가 악순환 가능성을 더 깊이 이해하기 위해선 실질임금의 움직임에도 초점을 맞춰야 하며, 실질임금과 노동 비용 격차(labor wedge)를 더 깊이 분석할 필요가 있다.

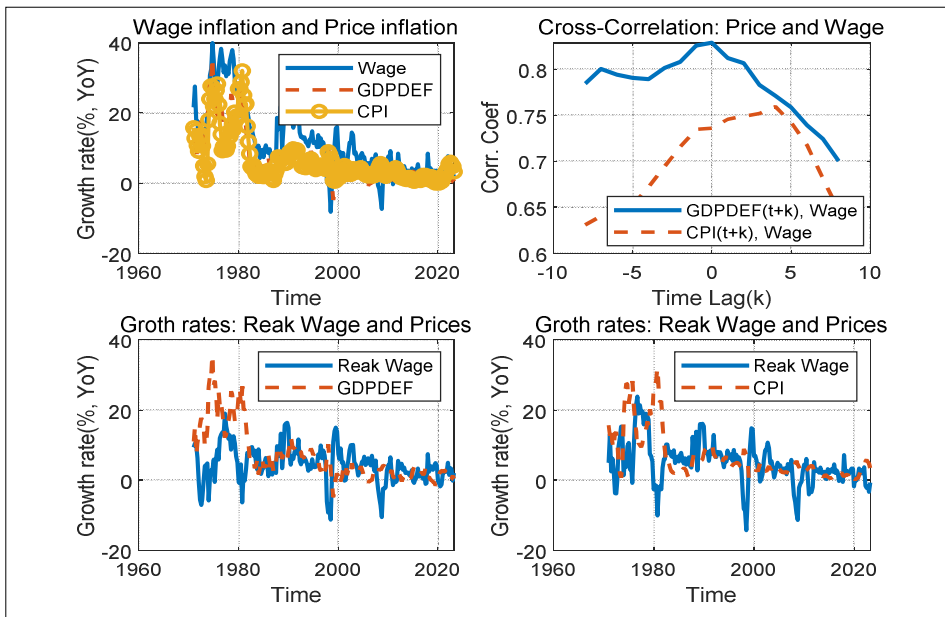
3. 임금 인플레이션과 물가 인플레이션 간 관계와 정형화된 사실

본 항은 본 연구에서 활용한 주요 변수의 시계열 추이 그리고 서술하였듯이 GDP 디플레이터와 CPI로 측정한 물가 인플레이션과 임금 인플레이션 간 시차 상관계수를 비교하여 GDP 디플레이터를 기준모형에서 활용한 이유를 보이하고자 하였다.

〈Figure 1〉은 GDP 디플레이터와 CPI로 측정한 물가 인플레이션과 임금 인플레이션 추이와 함께 각 물가 인플레이션과 임금 인플레이션 간 상관계수를 보여준다. 우선 한국의 경우, 분기별 자료로 살펴보았을 때는 물가 인플레이션이 코로나19 이후, 감염위기 전보다는 높은 수준임을 보여주지만 1970 - 1990년 대보다는 그 정도가 작음을 보인다. 또한 서술하였듯이 GDP 디플레이터로 측정한 물가 인플레이션과 CPI로 측정한 그것 중, GDP 디플레이터로 측정한 물가 인플레이션과 임금 인플레이션 간 상관계수가 모든 시차 k 에 대해서 더 크며 동행적인 관계를 가짐을 보였다. CPI의 경우에는 4분기 후 물가 인플레이션과 임금 인플레이션 간 상관계수가 가장 높아서 물가 인플레이션이 임금 인플레이션에 후행하는 모습을 보였다. 이 〈Figure 1〉 좌측 상단 결과에 의거하여 기준모형에서는 GDP 디플레이터로 측정한 물가 인플레이션을 활용하였다.

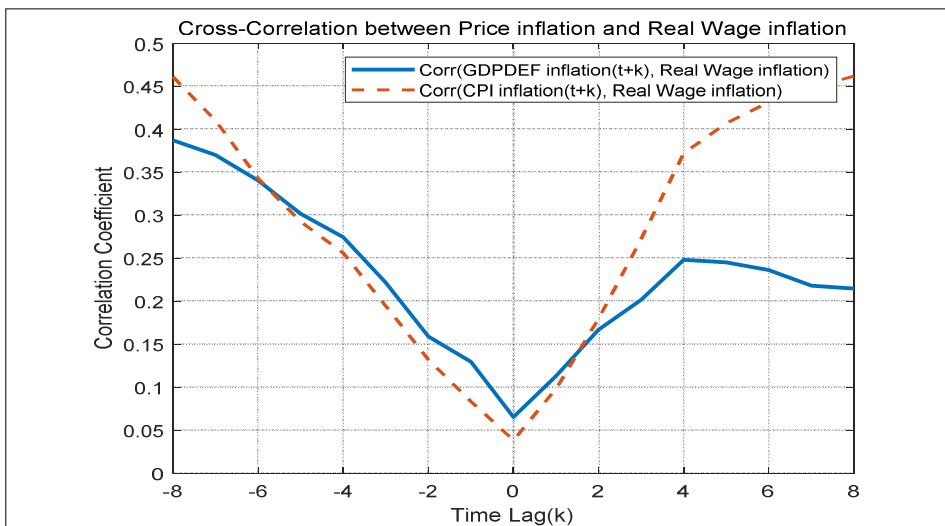
〈Figure 1〉 하단과 〈Figure 2〉는 실질임금 증가율과 물가 인플레이션 간 (무조건부) 상관관계를 나타낸다. 특히 〈Figure 2〉로부터 알 수 있는 것은 실질임금 증가율과 인플레이션 간 관계는 명목임금과는 달리 동행적인 관계가 아닐 수 있음을 보인다. 실질임금 증가율은 명목임금 증가가 물가 상승보다 큰 정도를 나타내기 때문에,

〈Figure 1〉 Nominal Wage, Price and Real Wages: Trend and Correlations



Note: Upper-left figure shows year-over-year (YoY) growth rates of nominal wage, GDP Deflator(GDPDEF) and CPI, Upper-right figure shows cross-correlations between nominal wage growth (YoY) and GDPDEF/CPI growth (YoY). In the lower-left figure, the real wage is normalized by GDPDEF and it is normalized by CPI in the lower-right figure.

〈Figure 2〉 Cross-Correlation between price inflation and real wage inflation



이 두 거시경제변수가 시차를 두고 무조건부 상관관계를 갖는다는 것은 Lorenzoni and Werning (2023) 이 주장한 바와 같이 실질임금이 감소하고 있다고 해서 임금-물가 악순환 가능성이 없어졌다고 단언하기 어려울 수 있음을 나타낸다.

Ⅲ. 실증분석 모형: 구조적 벡터자기회귀 모형과 국소투영법

1. 구조적 벡터자기회귀 모형과 구조충격 식별

먼저 기준모형에 해당하는 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, ΔW_t 는 t 기의 전년동기대비 명목임금 증가율, 그리고 ΔP_t 는 t 기의 전년동기대비 GDP 디플레이터 증가율로 측정한 물가 인플레이션을 나타낸다. X_t 의 p 기간 시차를 갖는 벡터자기회귀모형, 즉 축약형(Reduced-form) VAR(p) 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다. 본 연구에서는 시간 추세가 부재한 상수항만 존재하는 $f(t) = a_0$ 를 기준모형에서 고려하였으며, 시차 $p = 8$ 로 설정하였다.¹⁰⁾

$$\begin{aligned}
 X_t &= f(t) + \sum_{k=1}^p A_k X_{t-k} + u_t, \\
 f(t) &= a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \dots + a_r t^r : \text{시간추세 함수} \\
 u_t &\sim N(0, \Omega) : \text{잔차항}
 \end{aligned} \tag{1}$$

식 (1) 추정 차체는 통상적인 최소자승법(Ordinary Least Square, OLS)을 통해 쉽게 추정 가능하다. 하지만 본 연구의 관심사인 임금/물가 인플레이션 구조충격이

10) 시차변수는 Akaike Information Criterion(AIC)를 최적화하는 값으로 선택하였다. 선형 시간 추세가 있는 경우에는 주요 결과는 바뀌지 않았다. 단, 2차 이상 시간 추세가 고려되는 경우에는 주요 결과가 바뀌었는데 차분을 한 변수들을 활용하고 있기 때문에 2차 시간 추세보다는 선형 혹은 상수항만 존재하는 모형이 더 신뢰도가 높다고 판단하였다. 단위근 검정 결과, 추세가 없는 변수 역시 안정적인 시계열 변수임을 보였다. 강건성 검증을 위해 민간소비지출, 취업자 수, 콜금리 등을 추가할 때 역시 상수항만을 포함하는 모형에서 AIC를 최적화하는 시차 p 를 설정하였으며, 1차 시간추세를 고려하였을 때와 결과는 일치하였다. 시차 p 는 4 이상 일 때는 주요 결과들은 강건하였다.

물가/임금 인플레이션에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 다음 식 (2)를 추정해야 한다.

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

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

$$u_t = A_0^{-1} \times e_t \quad (2)$$

A_0 는 축약형 모형에서는 제약없이 식별/추정이 불가능한 모수 행렬으로써, t 시점에 거시경제변수들 간 상호작용을 나타낸다. 이 A_0 를 같이 고려하였을 때, 식 (2)상에서의 오차항 e_t 가 바로 각 거시경제변수의 순수한 구조충격이 될 수 있으며, 식 (1)의 u_t 는 거시경제변수 간 상호작용이 혼합되어 있는 단순한 잔차항일 뿐이다. 이 구조충격을 올바르게 식별해야 거시시계열 모형에서 흔히 이루어지는 충격반응함수(Impulse Response Functions, IRF) 추정이 편의(bias) 없이 이루어질 수 있다. 하지만 식 (1)에서 식별 가능한 모수는 $(3 \times 4)/2 = 6$ 개인 반면 식별해야 하는 모수는 $3 \times 3 = 9$ 개이기 때문에 제약없이 식 (1) 추정을 통한 임금(물가) 인플레이션이 증가하였을 때 물가(임금) 인플레이션이 어떻게 변화하는지의 인과관계 분석은 불가능하다. 즉, 구조충격을 식별하기 위해서는 필수적으로 제약 혹은 도구변수 혹은 다른 데이터로부터의 구조충격을 직접 식별하는 등의 방법이 필요하다. 본 연구에서는 전통적인 방법 중 하나인 축차적 식별 방법을 활용하였다. 즉, 식 (2)에서 A_0 또는 구조충격 e_t 를 식별하기 위해 본 연구에서는 축차적 식별방법, 즉 거시경제변수 간 외생성 순서를 가정하였다.

또한 추가적으로 반사실적 분석(Counterfactual analysis)을 통해 임금 인플레이션과 물가 인플레이션 간 상호작용이 각 구조충격에 대한 반응에 어떤 영향을 미치는지를 파악하고자 하였다. 구체적으로, 출레스키 분해를 통해 식별된 구조충격의 비대각항을 0으로 추가로 제약하였다. 단, 해당제약은 충격이 발생한 시점에서만의 효과(contemporaneous effect)에만 국한하였다. 예를 들어 임금 인플레이션이 물가 인플레이션보다 더 외생적이라고 제약된 경우, 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 영향 또한 동시기에는 없다고 가정하였을 때의 동태적 효과를 기준모형 결과와 비교하여 임금-물가 악순환을 더 잘 이해하고자 하였다.

기준모형에서 $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)'$ 로 정의하였는데 이 변수 순서가 바로 본 연구에서의 외생성 순서에 대한 가정을 나타낸다. 즉, 실질 GDP가 가장 외생적이고, 그 다음이 임금 인플레이션이 외생적이고 물가 인플레이션이 가장 내생적이라고 가정하였다. 실질 GDP가 가장 외생적이라고 가정한 것은 동태적확률일반균형(DSGE) 모형에서 흔히 가정되는, 생산함수에서의 기술충격이 경기변동의 주 원인 중 하나라고 보는 관점에서 비롯한 것이다. 그리고 기존문헌과 유사하게 임금 인플레이션이 물가 인플레이션보다 더 외생적이라는 제약 하에서 각 구조충격을 식별하여 임금/물가 인플레이션 구조충격이 물가/임금 인플레이션에 어떤 영향을 미치는지 살펴보았다. 강건성 검정을 위해 외생성 순서를 바꾼 분석도 <Figure 4>에서 보고하였다.

다음으로 구조충격 식별을 위해 활용한 축차적 식별의 적정성에 관해 논의한다. 본 논문에서 축차적 식별방법 외에 다른 식별방법은 고려하지 않았는데 이유는 다음과 같다. 예를 들어 부호제약을 통한 구조충격 식별의 경우, 본 연구의 목적이 임금 인플레이션과 물가 인플레이션이 서로가 서로에게 미치는 영향을 보고자 하는 것인데 부호제약은 특히 기준모형(3변수 VAR 모형)에서 그 제약이 본 연구의 목적과 맞지 않게 될 수 있다. 도구변수 등 외부정보를 활용하는 방법은 임금 혹은 물가 인플레이션 구조충격을 식별할 수 있는 적절한 도구변수를 찾기 어렵다. 따라서 축차적 식별제약은 강건성 검정을 충분히 한다는 전제하에서 본 연구의 목적과 가용한 데이터 제약 하에서 가장 최적의 방법 중 하나라고 할 수 있다.¹¹⁾

2. 상태의존적 국소투영법

다음으로 상태의존적 국소투영법 모형을 소개하고자 한다. Jordà(2005) 이후, 국소투영법(LP) 모형은 그 유연함과 편의성, 그 뒤 지속적으로 밝혀진 이론적 배경을 바탕으로 VAR과 함께 거시경제 단위에서의 동태적 인과관계를 분석할 때 많이 쓰인 모형이다. 무엇보다도 LP는 본 연구에서 활용한 바와 같이 유연하게 목적에 맞게 변형하여 상태의존적 등 비선형분석이 가능하다는 장점이 있다.¹²⁾ Ramey

11) VAR 추정에는 Ambrogio Cesa-Bianchi가 제공하는 toolbox를 활용하였다. 출처: <https://github.com/ambropo/VAR-Toolbox> (접속일자: 2023년 10월 12일).

12) VAR 모형 역시 임계 VAR(Threshold VAR, TVAR)을 활용해 상태의존적 분석을 할 수 있

and Zubairy (2018) 그리고 마은성 · 이우석 (2020) 등에서 활용한 상태의존적 LP는 다음과 같이 묘사된다.¹³⁾

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

식 (3)에서 y_t 는 t 기 관심 반응변수(물가 상승)로써, z_t 는 통제 과거변수로써 본 연구에서는 y_t 의 과거시차 변수들, $shock_t$ 는 관심 구조충격(임금 상승)으로써, 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.

VAR과 마찬가지로 LP 모델을 활용할 때에도 구조충격 식별, 즉 식 (3)에서 ϵ_t 와 독립적인 $shock_t$ 선정은 중요한 문제다. 통화정책 혹은 재정정책 효과를 분석하는 경우엔 의사록 등을 활용한 서술적 방법(narrative approach)으로 구조충격을 식

다. 하지만 마은성 · 이우석 (2020)에서도 언급하였듯이 TVAR은 경제가 주어진 상태를 일정 기간 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.

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

별하는 방법 등이 존재한다. 본 연구에선 이전기 임금 인플레이션을 구조충격으로 가정하여 물가 인플레이션 수준에 따라 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과를 분석하였다. 또한 강건성 검정을 위해서 마은성·이우석(2020)와 같이 출레스키 분해를 통해 식 (2)에서 식별한 임금 인플레이션의 구조충격을 식 (3)에서의 $shock_t$ 로 직접 활용하여 충격반응함수를 추정하였다. 편의상 본 논문에서는 이와 같이 VAR과 LP 모형을 결합한 모형을 VAR-LP 모형이라고 부른다.¹⁴⁾

IV. 분석 결과

1. SVAR 모형 분석 결과: 임금 인플레이션과 물가 인플레이션 간 관계

〈Figure 3〉은 3변수 $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)'$ 로 구성된 SVAR 모형 식 (2)를 식별 및 추정한 결과를 바탕으로 충격반응함수(IRF) 결과를 나타낸 것이다. 이전장에서 서술하였듯이 해당 모형은 경제성장률이 가장 외생적, 임금 인플레이션이 2번째로, 그리고 물가 인플레이션이 가장 내생적이라고 가정하여 구조충격을 식별하였다. 총 9개의 IRF 그래프 중 관심사인 두 개 변수, 임금/물가 인플레이션 구조충격에 대한 임금/물가 인플레이션의 반응함수 4개를 보고하였다. 분석에서 신뢰구간은 모두 부트스트랩을 통해 계산되었다.¹⁵⁾

〈Figure 3〉에서 확인할 수 있듯이, 전기간, 즉 1971년 1분기부터 2023년 2분기까지의 자료를 활용하였을 때 임금 인플레이션의 1 표준편차 구조충격은 물가 인플레이션을 유의하게 증가시키는 모습(π_w shock to π_p , 〈Figure 3〉 (1, 2) 성분)을, 또한 물가 인플레이션 1 표준편차 구조충격 역시 임금 인플레이션을 유의하게 증가시키는 모습(π_p shock to π_w , 〈Figure 3〉 (2, 1) 성분)을 보인다.¹⁶⁾ 즉, 표본기간

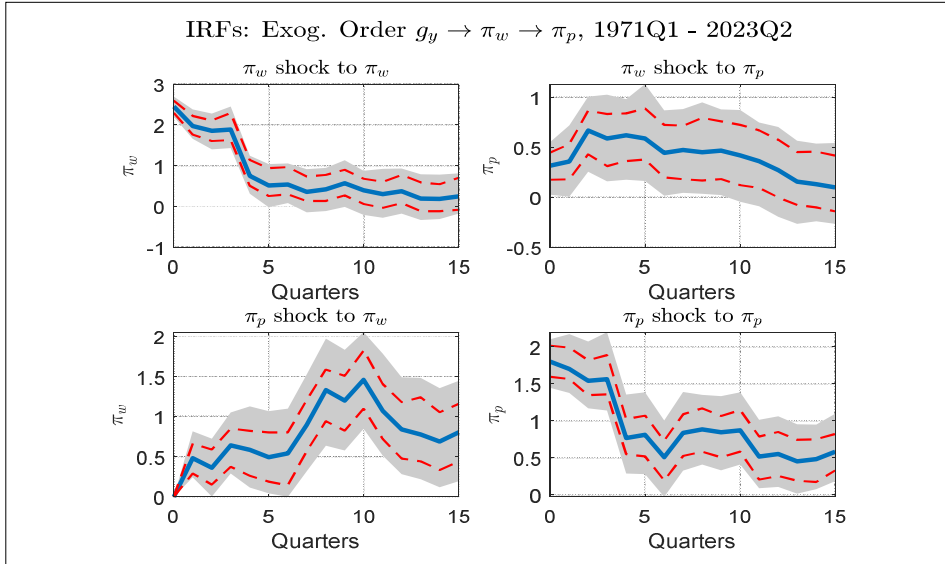
14) 기술적으로 엄밀히 고려하면 이와 같이 출레스키 분해를 통해 식별한 구조충격을 LP에 넣고 이론상 해당 SVAR(p) 모형과 LP 모형과 동일하게 하려면 관심 구조충격 외에 다른 구조충격 역시 LP에 같이 반영해야 할 수 있다. 관심 구조충격(예를 들어 임금 상승 구조충격)만을 식별해서 투입한 경우와 다른 구조충격을 모두 식별해서 투입한 경우 모두 결과의 방향성은 강건하였다.

15) 〈Figure 3〉을 포함하여 모든 분석에 대해 추가적인 IRF 그래프는 요청시 바로 제공 가능하다.

16) 본 논문에서는 1 표준편차 충격을 기준으로 결과를 보고하였다. 이 경우, 물가 인플레이션 구조충격의 크기와 임금 인플레이션 구조충격의 크기가 서로 다름으로써 각 구조충격에 대한 교

전부를 활용하여 임금-물가 간 악순환을 서로 간의 구조충격에 대한 인과관계로 살펴해보았을 때는 가능성이 존재한다고 할 수 있었다.

〈Figure 3〉 SVAR, Impulse Responses: $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)'$, 1971 Q1 - 2023 Q2



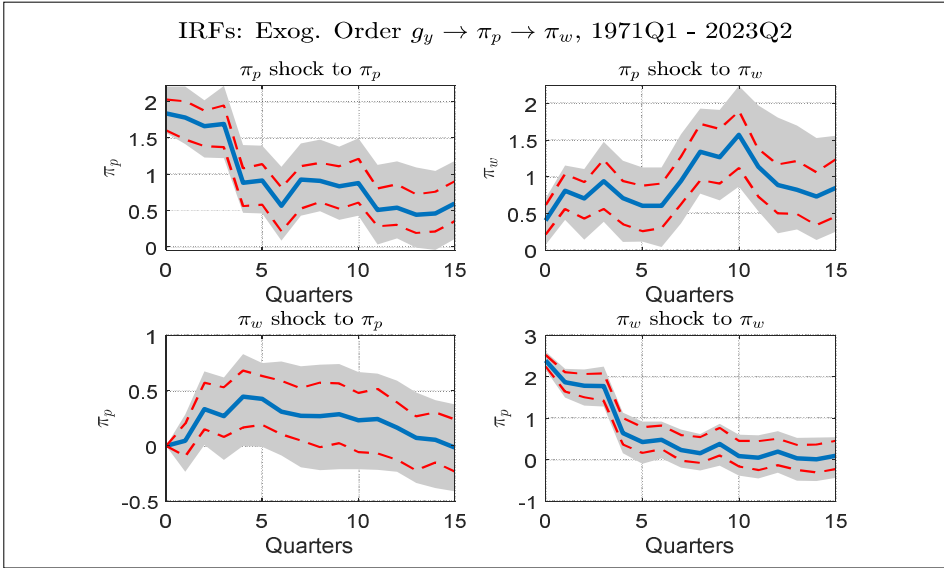
Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

〈Figure 4〉는 해당 결과가 오로지 외생성 순서를 제약한 가정 때문만이 아니라는 것을 보여준다. 〈Figure 4〉에서는 물가 인플레이션이 임금 인플레이션보다 더 외생적이라고 가정하였을 때의 충격반응함수를 나타낸다. 우선 물가 인플레이션 구조충격은 여전히 임금 인플레이션을 유의하게 증가시킴을 보인다(〈Figure 4〉 (1, 2) 성분). 또한 임금 인플레이션 구조충격은, 정도는 작아졌지만 68% 수준에서는 여전히

차반응이 달라질 수 있다. 강건성 검정으로써 1 단위충격(1 unit shock)에 대한 반응에 대한 충격반응함수를 〈부록〉의 〈Appendix Figure 3〉 - 〈Appendix Figure 6〉에 수록하였으며, 주요결과는 동일함을 알 수 있다. 다른 거시경제변수를 추가한 확장모형(〈Figure 7〉 - 〈Figure 9〉) 경우에도 1 단위충격으로 구조충격을 바꾸어도 결과는 모두 동일하였다.

히 유의하게 물가 인플레이션을 증가시킴을 보인다.

〈Figure 4〉 SVAR, Impulse Responses: $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta P_t, \Delta W_t)'$, 1971 Q1 - 2023 Q2



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

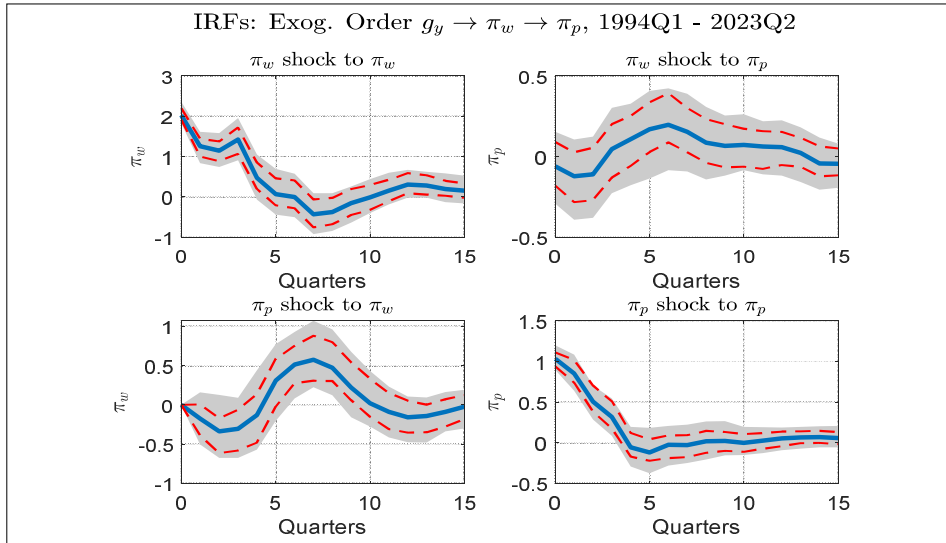
〈Figure 5〉와 〈Figure 6〉은 각각 〈Figure 3〉과 〈Figure 4〉에서의 동일한 식별전략을 활용하되 표본을 1994년 1분기부터 2023년 2분기까지를 활용하여 추정한 충격반응함수 결과를 나타낸다. 이는 임금 상승과 물가 상승이 서로가 서로를 야기하는 현상이 식별전략 뿐만 아니라 표본기간에도 강건한 것인지를 보기 위함이다. 〈Figure 1〉과 〈Figure 11〉에서 확인할 수 있듯이 1990년대부터 상대적으로 인플레이션 수준 및 변동성이 안정되는 모습을 보였기 때문에 1994년을 기준으로 하였다.¹⁷⁾ 또한 한국에서의 임금-물가 악순환을 분석한 문헌에서 흔히 활용 가능한 기간과 그전에 물가 및 임금 인플레이션이 높았던 기간 간 차이를 비교함으로써 장기

17) 1990년 대 기간 이후를 고려하면 1994년 외 다른 연도에서도 주요 결과는 강건하였다.

임금시계열 활용의 중요성을 보여주기 위함이기도 하다. 즉, 임금-물가 악순환은 물가 인플레이션이 높을 때 더 잘 발생할 수 있다는 것을 시사하며, 이를 간접적으로 검정하기 위해 국소투영법(LP) 모형을 활용한 상태조건부 효과 여부를 분석하였다. 분석결과는 물가 인플레이션이 임금 인플레이션에 미치는 효과는 유의하지만 양적으로 작아졌고, 임금 인플레이션이 물가 인플레이션을 증가하는 것은 통계적으로 유의하지 않았다.

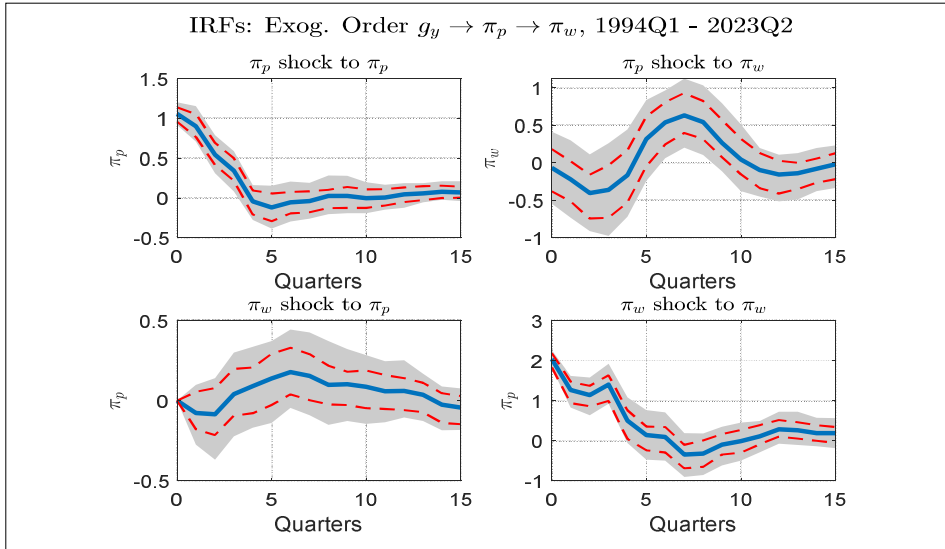
추가적으로 반사실적 분석을 통해 임금/물가 인플레이션이 물가/임금 인플레이션에 미치는 동시적 효과를 제거함으로써 서로가 서로한테 미치는 동태적 효과를 살펴보고, 이를 통해 임금-물가 악순환에 대한 이해를 돕고자 하였다. 이와 같은 분석은 외생성 순서를 제약하는 축차적 식별에서는 다소 제약적일 수 있지만 본 연구에서 결과를 보고함으로써 후속연구에서 더 나은 방법이 제시될 수 있을 것으로 기대한다.

〈Figure 5〉 SVAR, Impulse Responses: $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)'$, 1994 Q1 - 2023 Q2



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

〈Figure 6〉 SVAR, Impulse Responses: $X_t = (\Delta GDP_t, \Delta P_t, \Delta W_t)'$, 1994 Q1 - 2023 Q2



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

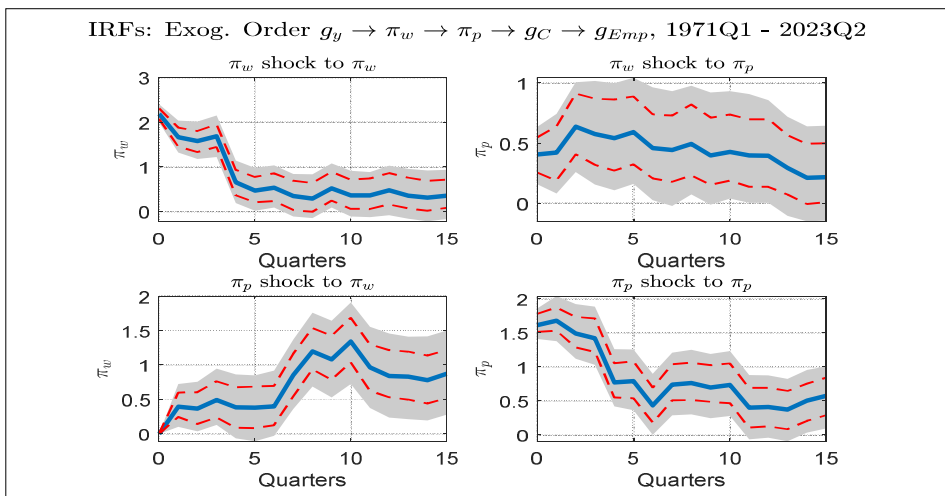
해당 분석을 위해서 출레스키 분해를 통해 식별된 구조충격에 비대각항(off-diagonal term), 정확하게는 3행 2열에 해당하는 항을 0이라고 제약하였다. 해당 결과는 부록의 〈Appendix Figure 7〉과 〈Appendix Figure 8〉에 보고하였다. 〈Appendix Figure 7〉과 〈Appendix Figure 8〉에서 볼 수 있듯이, 통계적 유의성 측면은 동일하지만 같은 1 표준편차 충격에 대한 반응들이 유의하게 작아짐을 볼 수 있다. 이는 서로 간 내생적 반응이 정량적 효과에는 중요한 요소가 될 수 있음을 시사한다.

해당 결과들은 3변수 SVAR 모형 분석 결과이기 때문에 서술하였던대로 강건성 검토가 필요하다. 결론적으로 〈Figure 3〉 - 〈Figure 6〉은 다른 거시경제변수, 민간소비지출과 취업자 수 등을 통제하더라도 방향성은 강건하다. 또한 통화정책을 고려하였을 때 물가 및 임금 인플레이션 동학이 어떻게 변하는지를 이해하는 것 역시 중요하지만 가용한 자료 시계열 때문에 콜금리를 제외한 다른 거시경제변수를

통제한 분석 결과를 <Figure 7> (전체 기간) 과 <Figure 8> (1994년 1분기부터), 그리고 1994년 1분기부터 콜금리를 포함한 분석 결과를 <Figure 9>를 통해 보고하였다.

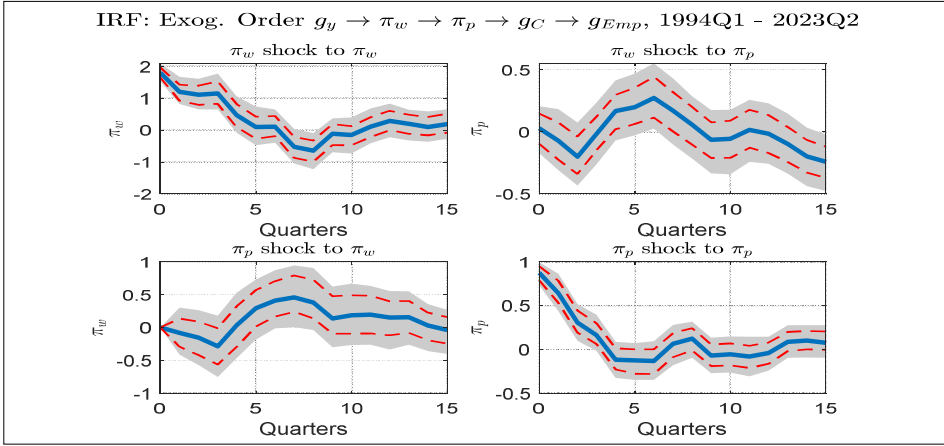
<Figure 7>과 <Figure 8>은 <Figure 3>과 <Figure 4>와 방향이 일치하는 모습을 보인다. 단, 1994년 이후 물가 인플레이션이 임금 인플레이션에 미치는 효과는 추정치 자체는 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과보다 큰 것을 보이지만 신뢰구간이 더 넓어서 68% 수준에서 그 차이가 나는 것을 볼 수 있다. <Figure 9>는 <Figure 8>의 분석에 통화정책을 고려한 결과로, 전반적으로 가격 인플레이션 충격에 대한 반응 정도를 정량적으로 낮추고 있는 것을 볼 수 있다. 또한 임금 인플레이션 구조충격이 물가 인플레이션에 영향을 주는 정도와 물가 인플레이션 구조충격이 임금 인플레이션에 영향을 주는 정도 모두 그 변동성이 양적으로 약화된 것을 볼 수 있다. 이는 통화정책의 경기안정화 기능을 고려하면 직관적이며 방향성 자체는 기준모형 결과와 다르지 않기 때문에 임금 상승과 물가 상승 간 관계는 표본 기간에 따라 달라졌다는 주요 결과는 강건하다고 볼 수 있다.

<Figure 7> Extended Model: $X_t = [\Delta Y_t, \Delta W_t, \Delta P_t, \Delta C_t, \Delta Emp_t]'$, 1971 Q1 - 2023 Q2



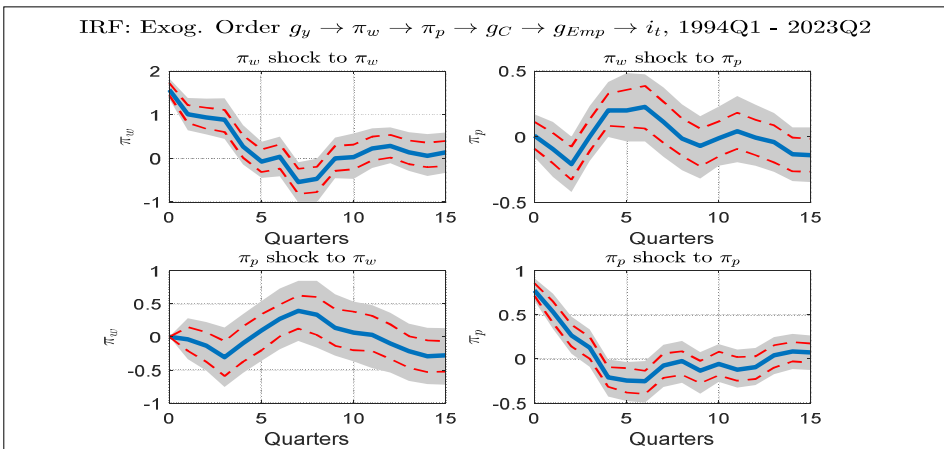
Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

〈Figure 8〉 Extended Model: $X_t = [\Delta Y_t, \Delta W_t, \Delta P_t, \Delta C_t, \Delta Emp_t]'$, 1971 Q1 - 2023 Q2



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

〈Figure 9〉 Extended Model: $X_t = [\Delta Y_t, \Delta W_t, \Delta P_t, \Delta C_t, \Delta Emp_t, CallRate_t]'$, 1994 Q1 - 2023 Q2



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Blue solid line: Median of Bootstrap. The vertical axis represents the %p responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. g_y : Real GDP growth rate, π_w : Nominal wage inflation and π_p : GDP deflator inflation.

2. LP 모형 분석 결과: 상태의존적 효과

앞선 분석결과로부터 추측할 수 있는 것은 임금/물가 인플레이션이 물가/임금 인플레이션에 미치는 효과는 상태의존적일 수 있다는 것이다. 즉, 1970년 대와 같이 물가 및 임금 상승률이 20%를 넘었던 기간을 포함하는 경우에는 임금 상승률과 물가 상승률이 서로가 서로를 유의하게 증가시키는 효과가 존재했던 반면, 1990년 대 이후 가격 변동성이 안정되기 시작한 시기부터는 그 효과가 약해짐을 볼 수 있다. 따라서 본 항에서는 상태조건부 효과를 분석하기에 유용한 LP 모형을 활용하여 특히 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과가 상태의존적인지를 보고자 하였다.

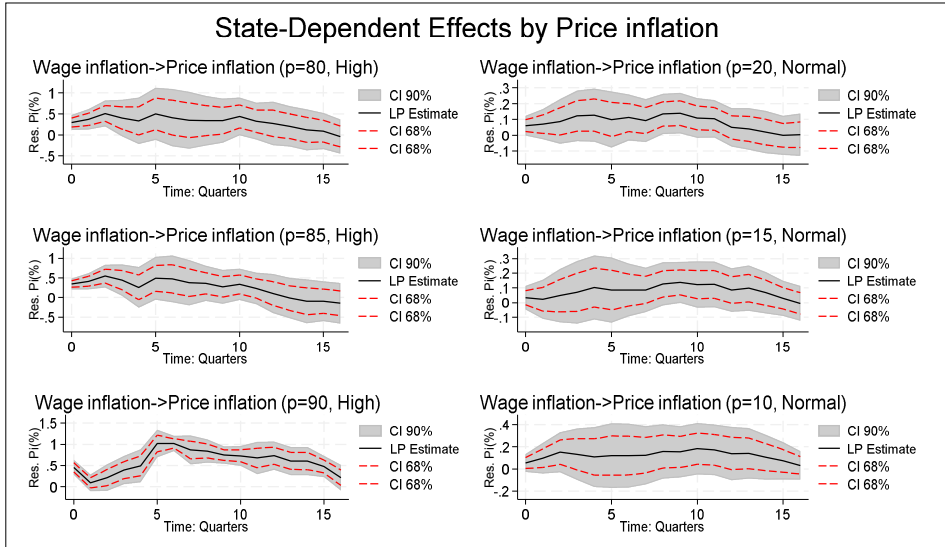
식 (3) 추정을 통해 물가 인플레이션 수준에 따라 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과가 달라지는지를 살펴보았다. 〈Figure 10〉은 그 결과를 나타낸다. 1열 좌측 상단 그림은 물가 인플레이션 π 가 $p = 80$ 분위 이상의 값을 지닐 때의 LP 추정 결과를 나타내며, 우측 상단 그림은 그 외의 경우일 때의 LP 추정 결과를 나타낸다. 2행의 그림들은 $p = 85$ 이상일 때(좌측)와 그렇지 않을 때(우측)의 임금 인플레이션 변화에 대한 물가 인플레이션 반응, 그리고 3행 그림들은 $p = 90$ 을 기준으로 하였을 때의 물가 인플레이션 반응을 나타낸다.¹⁸⁾ 좌측 그림들이 물가 인플레이션이 일정 이상 수준일 때 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과를, 우측 그림들이 각 좌측 그림의 이외 경우에서의 임금 인플레이션이 물가 인플레이션에 미치는 효과를 나타낸다. 결과는 명확하게 물가 인플레이션 수준이 높을 때 임금 상승률이 물가 상승률에 미치는 효과가 더 크다는 것을 의미한다. VAR-LP 모형을 통해 분석한 결과 역시 결과의 방향성은 일치한다.¹⁹⁾

〈Figure 10〉의 결과를 엄밀하게 분석하기 위해서는 p 분위 이상이 되는 구간이 어떻게 되는지를 파악할 필요가 있다. 〈Figure 11〉은 물가 인플레이션과 p 값에 따른 구간이 어떻게 되는지를 보여준다. 〈Figure 11〉에서 볼 수 있듯이, 전체 표본기간을 활용하였을 때는 본 연구에서 추가적으로 활용한 1970 - 1980년 대에 주로 집중되어 있음을 알 수 있다.

18) 가독성을 위해 $p \geq 80$ 인 경우에 한정해서 보고하였지만 75인 경우에도 결과는 유사하다.

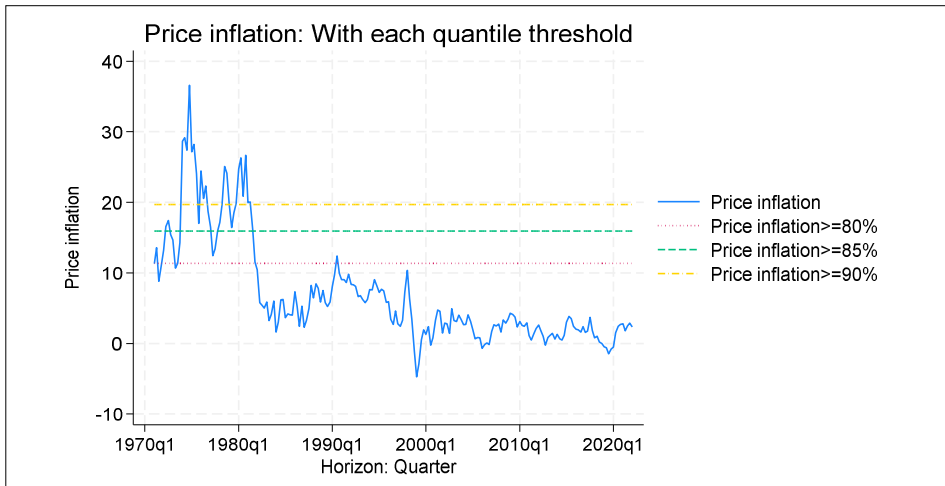
19) VAR-LP 결과와 함께 임금 인플레이션을 기준으로 한 결과들은 〈부록〉〈Appendix Figure 2〉에 수록하였다.

〈Figure 10〉 State-Dependent LP, by Price inflation level: 1971 Q1 - 2023 Q2



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Black solid line shows $\hat{\beta}_k$. The vertical axis represents the % responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. p means quantile.

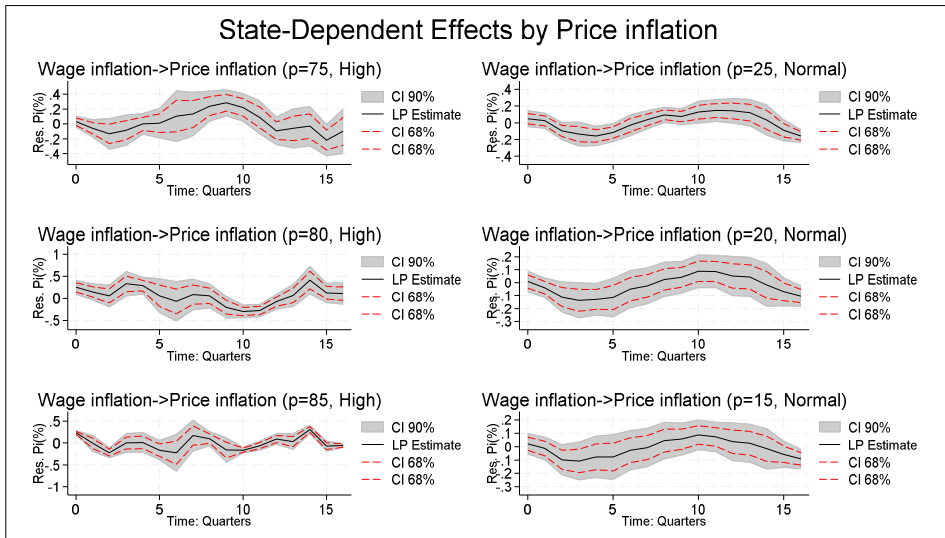
〈Figure 11〉 Trend of Price Inflation and its regions for each quantile



Note: Sample period is from 1971 Q1 to 2023 Q2. Blue solid line shows price inflation, red dot shows $p=80$ quantile of price inflation, green dotted line shows $p=85$ quantile of price inflation and yellow line with dots show $p=90$ quantile of it.

따라서 <Figure 12>에서 2000년 1분기 이후부터의 기간에서도 이와 같은 상태조 건부 효과가 존재하는지를 살펴보았다. 적어진 표본수를 보완하기 위해 $p = 75 - 85$ 분위 기준에서의 상태조건부 효과를 살펴보았으며, 분석 결과는 전체 표본을 활용 한 <Figure 10>과 비교해서 같은 크기의 임금 인플레이션 충격에 대한 반응 정도가 전반적으로 작아졌지만 물가 인플레이션 수준이 높을 때와 낮을 때의 상태의존적 현상은 여전히 정성적으로 존재함을 확인할 수 있었다.

<Figure 12> State-Dependent LP, by Price inflation level: Including $p = 75$



Note: Red-Dotted line: 68% Confidence Interval, Shaded area: 90% Confidence Interval and Black solid line shows $\hat{\beta}_k$. The vertical axis represents the % responses with respect to the impulse, one standard deviation structural shock, and the horizontal axis represents response horizon, from 0 (Occurrence Timing of Structural Shock) to 16 quarters. p means quantile.

V. 결 론

본 논문에서는 매월노동통계조사와 사업체노동력조사 임금자료를 연결한 장기임금 시계열 데이터를 활용하여 임금-물가 나선효과 여부를 구조적 벡터자기회귀 모형과 상태의존적 국소투영법을 활용하여 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 물가 인플레이션 증가는 비교적 강건하게 임금 인플레이션을 높이는 반면, 임금 인플레

이선이 물가 인플레이션을 높이는 것은 상태의존적일 수 있음을 보였다.

본 연구는 기존에 활용되지 않았던 장기 임금시계열 자료를 활용하여 인플레이션이 심했던 1970년 대 시기까지 활용하여 임금 상승과 물가 상승 간 상태조건부 효과를 기존 연구보다 더 엄밀하게 식별하고 분석하였다. 다른 연구에서도 상태조건부 효과에 관해 논의한 바가 있지만 1970년 대, 인플레이션이 지금보다 유의하게 높았던 시기를 포함하여 실증적으로 분석한 연구는 저자가 아는 바로는 본 연구가 처음이다. Ramey and Zubairy (2018) 연구와 유사하게 특이한 상황이 발생(제로금리 시기 등) 하였던 시기를 더 많이 포착하여 상태조건부 효과를 식별하는데 필요한 검정력을 확보하였다는 것에 그 의의가 있다.

실증분석 결과는 현재 한국은 과거에 인플레이션이 높았던 기간에 비해서는 아직 여력이 있다고 할 수 있지만 Lorenzoni and Werning (2023)이 이론적으로 보였듯이 기대 인플레이션이 안정화된 상황에서도 임금-물가 악순환이 발생 가능하다. 그렇다고 하여도 중앙은행은 지속적으로 기대 인플레이션을 안정화시키고 적절한 통화정책을 통해 실제 물가를 같이 안정화하고자 하는 지속적인 노력이 필요하다는 것에는 변함이 없다. 앞으로 후속 연구에서 지금까지 제시된 이론적 분석을 실제 데이터를 활용하여 실증적으로 검증하는 작업들이 이루어지길 기대한다.

■ 참 고 문 헌

1. 강신혁, “임금 상승과 물가 상승 간 관계,” 『노동리뷰』, 한국노동연구원, 2022, pp.61-79.
(Translated in English) Kang, ShinHyuck, “The Relationship between Wage Inflation and Price Inflation,” *Monthly Labor Review*, The Korea Labor Institute, 2022, pp.61-79.
2. 김정성 · 임용지 · 오강현 · 최열매 · 김윤경 · 이재진, “우리나라의 물가-임금 관계 점검,” 제 2022-26호, BOK 이슈노트, 한국은행, 2022.
(Translated in English) Kim, Jeongsung, Kanghyun Oh, Yeolmae Choi, Yunkyung Kim and Jaejin Lee, “Investigation of Price - Wage Relationship in South Korea,” 2022-26, BOK Issue Note, Bank of Korea, 2022.
3. 마은성 · 이우석, “경기변동에 따른 재정정책 효과의 비대칭성,” 『응용경제』, 2020, pp.5-31.

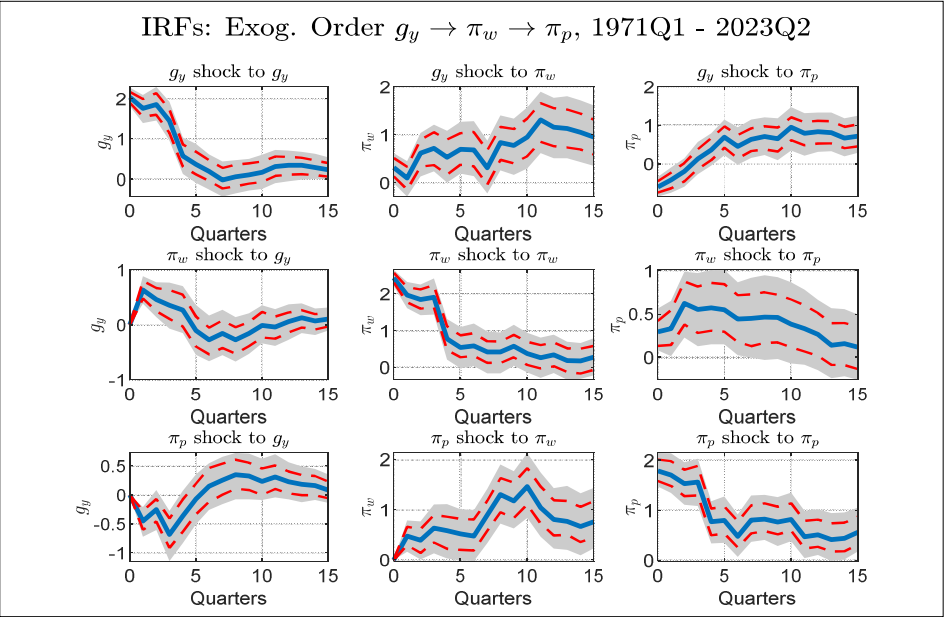
- (Translated in English) Ma, Eunseong and Woo Suk Lee, "Asymmetric Effects of the Fiscal Policy in Korea," *Applied Economics*, 2022, pp. 5-31.
4. 박양수 · 장영재 · 구자현 · 김현수, "GDP갭 추정의 불확실성과 통화정책," 한국은행 조사통계월보, 2013, pp. 14-33.
(Translated in English) Park, Yangsoo, Youngjae Chang, Jahyeon Koo and Hyunsoo Kim, "Uncertainty in Estimating of GDP Gap and Monetary Policy," Statistics Monthly Report, Bank of Korea, 2013, pp. 14-33.
 5. 백예인 · 허윤지 · 강신혁 · 김석관 · Nicholas Eberstadt · Evan Abramsky · 박진호 · 왕승혜 · 이기태 · 김재열, "글로벌 인플레이션 이슈와 진단," Global Issue Brief, Vol. 3, 경제 · 인문 사회연구회, 2022.
(Translated in English) Baek, Yaein, Yoonji Hur, ShinHyuck Kang, Sukgwan Kim, Nicholas Eberstadt, Evan Abramsky, Seunghye Whang, Kitae Lee and Jaeyul Kim, "Issue of Global Inflation and investigation," Global Issue Brief, Vol. 3, 2022.
 6. 손민규 · 이종욱, "우리나라 재정정책 효과의 비대칭성 분석," 『금융연구』, 2014, pp. 45-74.
(Translated in English) Son, Min Kyu and Jeong Wook Lee, "Measuring the Nonlinear Impacts of Government Spending on Output in Korea," *Journal of Money & Finance*, 2014, pp. 45-74.
 7. 오삼일 · 이종하 · 배기원, "최근 노동시장 내 임금상승 압력 평가 및 시사점," 제2022-17호, BOK 이슈노트, 한국은행, 2022.
(Translated in English) Oh, Samil, Jongha Lee and Kiwon Bae, "Investigation of Wage Inflation Pressure in the Recent Labor Market and Implications," 2022-17, BOK Issue Note, Bank of Korea, 2022.
 8. 이승석, "최근 물가급등 현상의 원인분석 및 시사점," KERI Insight, 2022.
(Translated in English) Lee, Seungsuk, "Analysis of the Causes of Recent Inflation and Implications," KERI Insight, 2022.
 9. 이준석 · 장용성 · 최영두, "생산, 고용, 물가 관계의 변화," 『경제학연구』, 2022, pp. 33-51.
(Translated in English) Lee, Junseok, Yongsung Chang and Youngdoo Choi, "Changes in the Macroeconomic Relationships among Output, Employment and Prices," *The Korean Journal of Economic Studies*, 2022, pp. 33-51.
 10. 이현창, "저(低)인플레이션하의 임금과 물가의 관계에 대한 연구," 『노동경제논집』, 2006, pp. 49-74.
(Translated in English) Yi, Hyun Chang, "The Relation between Wage and Price Under Low Inflation Rate," *Korean Journal of Labor Economics*, 2006, pp. 49-74.
 12. 이흥후 · 조주연 · 최재호 · 안시완, "미국의 임금-물가 간 관계 점검," 한국은행 국제경제리뷰 2022-8호, 2022.
(Translated in English) Lee, Heunghoo, Jooyeon Cho, Jaeho Choi and Siwan Ahn, "Analysis of the Relationship between Wage-Price in the United States in America," 2022-8, Review of Global Economics, Bank of Korea, 2022.
 13. Banerji, Anirvan, *The Relationship Between Labor Costs and Inflation: A Cyclical Viewpoint*, U.S. Bureau of Labor Statistics, 2005.
 14. Bobeica, Elena, Matteo Ciccarelli, and Isabel Vansteenkiste, "The Changing Link between

- Labor Cost and Price Inflation in the United States,” *European Central Bank Working Paper Series*, 2021.
15. _____, “The Link between Labor Cost and Price Inflation in the Euro Area,” *European Central Bank Working Paper Series*, 2019.
16. Boissay, Frederic, Fiorella De Fiore, Deniz Igan, Albert Perres Tejada, and Daniel Rees, *Are Major Advanced Economies on the Verge of a Wage-price Spiral?* BIS Bulletin No. 53, 2022.
17. Chang, Chih-Ping, and Kenneth M. Emery, “Do Wages Help Predict Inflation?” *Economic and Financial Policy Review*, 1996, pp.2-9.
18. Druant, Martine, Silvia Fabiani, Gabor Kezdi, Ana Lamo, Fernando Martins, and Roberto Sabbatini, “How are Firms’ Wages and Prices Linked : Survey Evidence in Europe,” *National Bank of Belgium Working Paper Research*, 2009.
19. Filardo, Andrew J., “New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation,” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 1998, pp.33-61.
20. Gonçalves, Sílvia, Ana María Herrera, Lutz Kilian, and Elena Pesavento, “When do State-dependent Local Projections Work?” *Working Paper*, 2022.
21. Gumiel, José Emilio, and Elke Hahn, *The Role of Wages in the Pick-up of Inflation*, European Central Bank ECB Economic Bulletin, Issue 5, 2018.
22. Hahn, Elke, “How are Wage Developments Passed Through to Prices in the Euro Area? Evidence from a BVAR Model,” *Applied Economics*, 2021, pp.2467-2485.
23. Hu, L., and M. Toussaint-Comeau, “Do Labor Market Activities Help Predict Inflation?” *Economic Perspectives*, 2010, pp.52-63.
24. Jordà, Òscar, “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections,” *American Economic Review*, 2005, pp.161-182.
25. Kaplan, Greg, and Guido Menzio, “Shopping Externalities and Self-Fulfilling Unemployment Fluctuations,” *Journal of Political Economy*, 2016, pp.771-825.
26. Karahan, Fatih, Ryan Michaels, Benjamin Pugsley, Ayşegül Şahin, and Rachel Schuh, “Do Job-to-Job Transitions Drive Wage Fluctuations over the Business Cycle?” *American Economic Review*, 2017, 353-357.
27. Lorenzoni, Guido, Iván Werning, “Wage-Price Spirals,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2023.
28. Knotek, Edward S., and Saeed Zaman, “On the Relationships between Wages, Prices, and Economic Activity,” *Economic Commentary*, 2014.
29. Michaillat, Pascal, and Emmanuel Saez, “Beveridgean Unemployment Gap,” *Journal of Public Economics Plus*, 2021, 100009.
30. _____, “ $U^* = \sqrt{UV}$,” *Working Paper*, 2022.
31. Moessner, Richhild, “Effects of Inflation Expectations on Inflation,” *CESifo Working Papers*, 2022.
32. Moscarini, Giuseppe, and Fabien Postel-Vinay, “The Relative Power of Employment-to-Employment Reallocation and Unemployment Exits in Predicting Wage Growth,” *American*

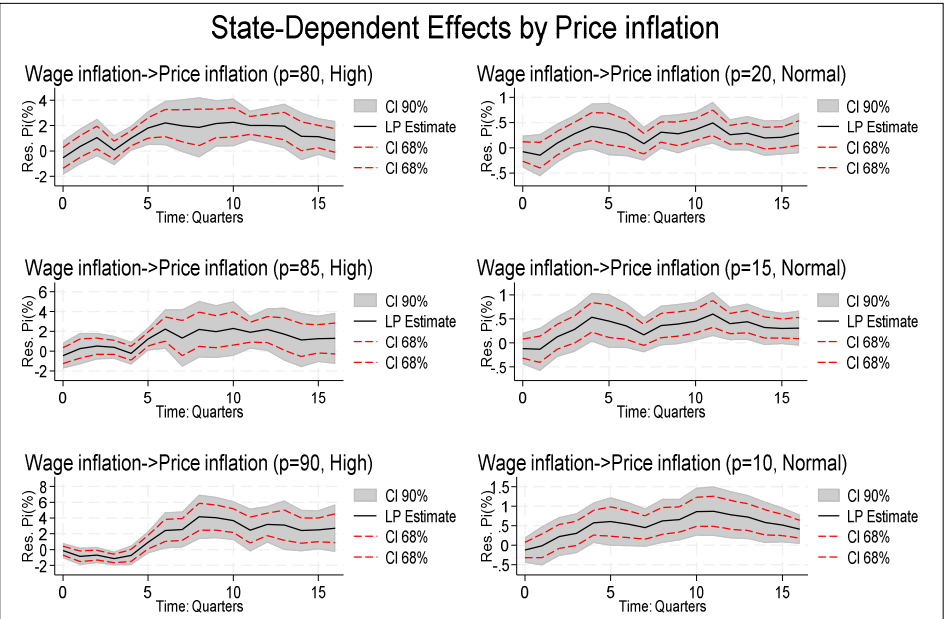
- Economic Review*, 2017, pp. 364-368.
33. _____, "Wage Posting and Business Cycles," *American Economic Review*, 2016, pp. 208-213.
 34. Newey, Whitney K., and Kenneth D. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 1987, pp. 703-708.
 35. Peneva, Ekaterina V., and Jeremy B. Rudd, "The Passthrough of Labor Costs to Price Inflation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 2017, pp. 1777-1802.
 36. Phillips, A. W., "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, 1985, pp. 283-299.
 37. Plagborg-Møller, Mikkel, and Christian K. Wolf, "Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses," *Econometrica*, 2021, pp. 955-980.
 38. Ramey, Valerie A., "Macroeconomic Shocks and Their Propagation," *Handbook of Macroeconomics*, 2016, pp. 71-162.
 39. Ramey, Valerie, and Sarah Zubairy, "Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data," *Journal of Political Economy*, 2018, pp. 850-901.
 40. Werning, Iván, "Expectations and the Rate of Inflation," *Working Paper*, 2022.

〈부 록〉

〈Appendix Figure 1〉 3-Variable Benchmark SVAR model: Whole Impulse Responses

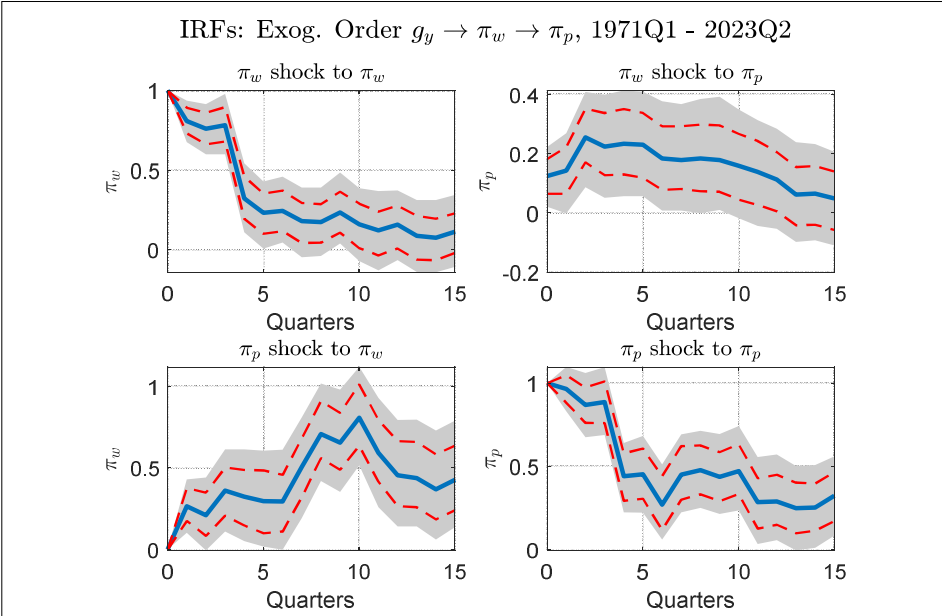


〈Appendix Figure 2〉 VAR-LP model: State-Dependent Effects by Price inflation



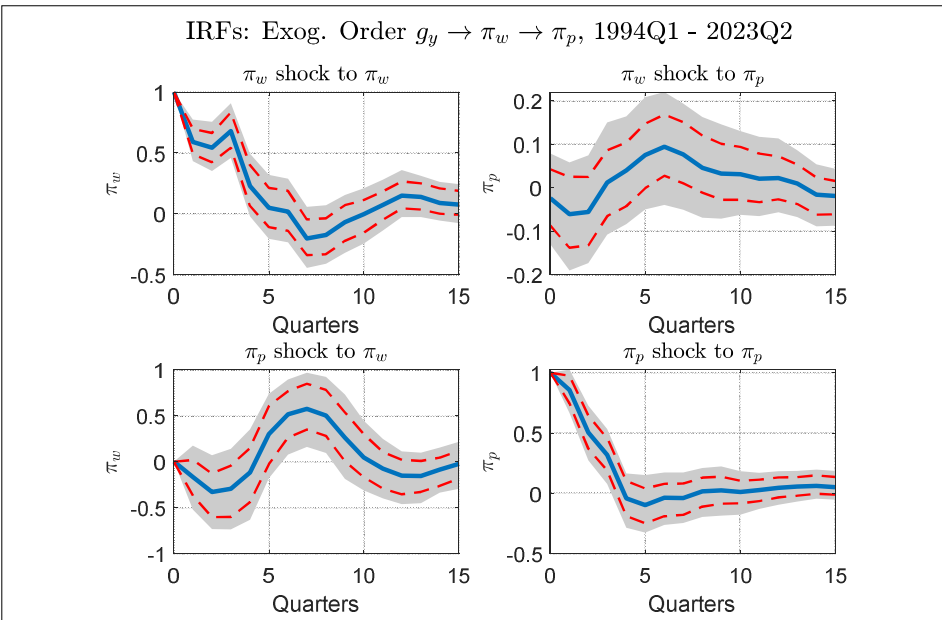
〈Appendix Figure 3〉 3-Variable SVAR 1-unit shock Impulse Responses:

$$X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)', \text{ whole periods}$$



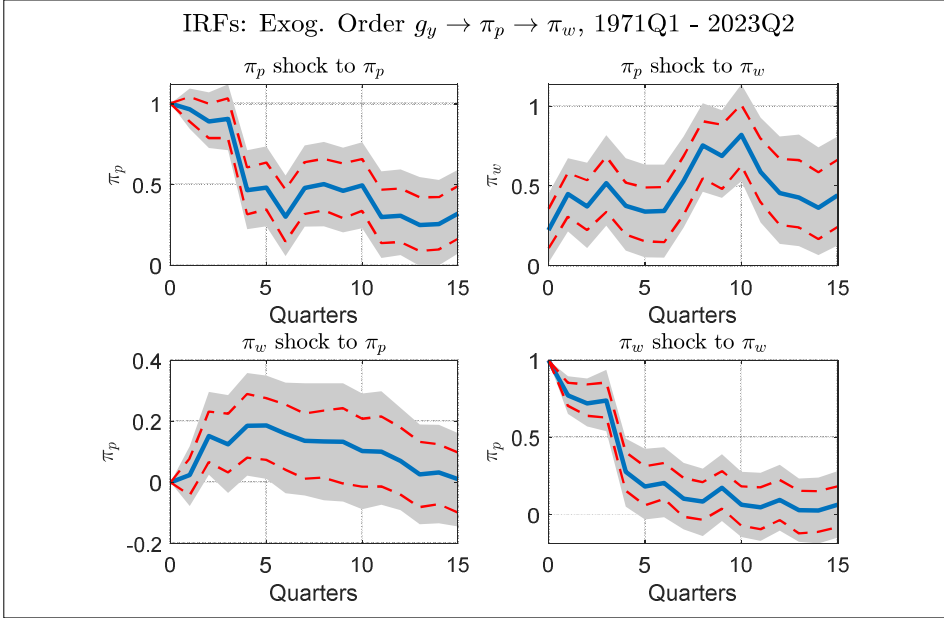
〈Appendix Figure 4〉 3-Variable SVAR 1-unit shock Impulse Responses:

$$X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)', \text{ subsample periods}$$



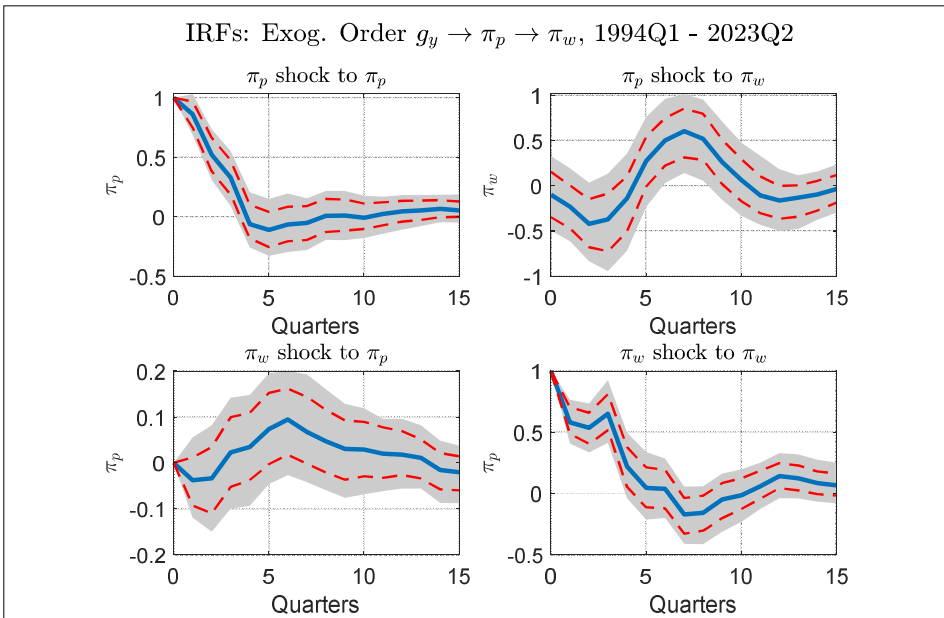
〈Appendix Figure 5〉 3-Variable SVAR 1-unit shock Impulse Responses:

$$X_t = (\Delta GDP_t, \Delta P_t, \Delta W_t)', \text{ whole periods}$$



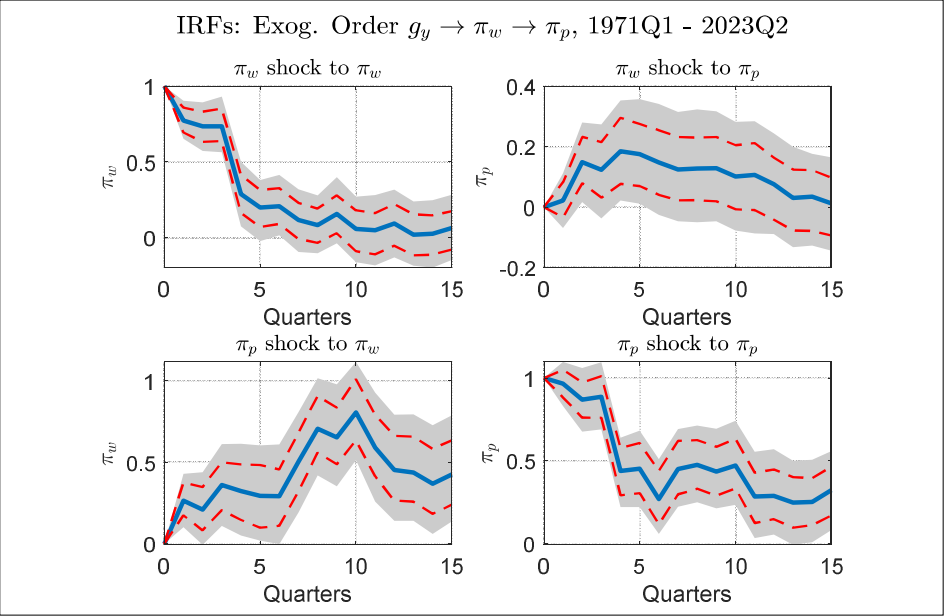
〈Appendix Figure 6〉 3-Variable SVAR 1-unit shock Impulse Responses:

$$X_t = (\Delta GDP_t, \Delta P_t, \Delta W_t)', \text{ subsample periods}$$



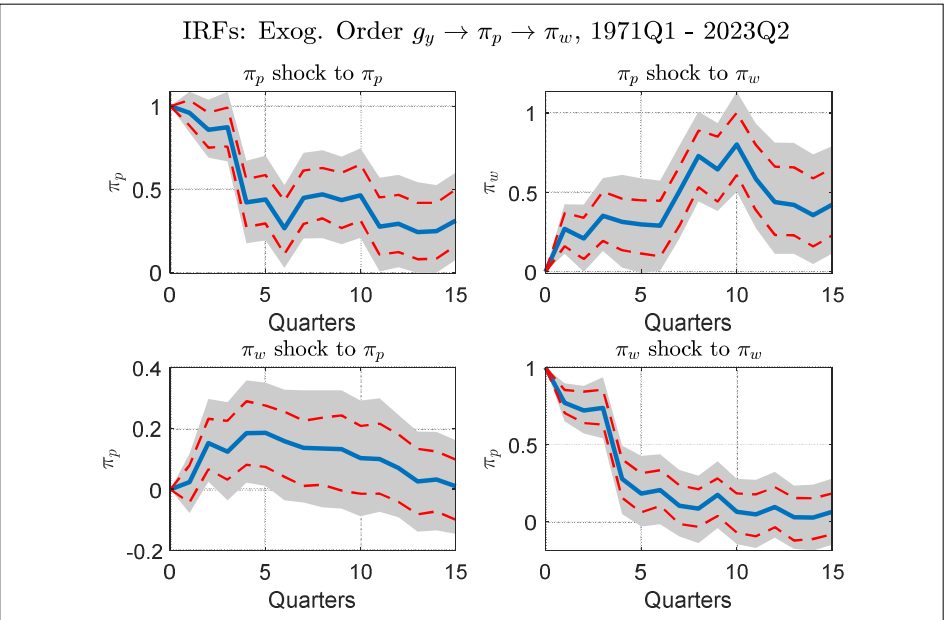
〈Appendix Figure 7〉 3-Variable SVAR Counter-factual analysis Impulse Responses:

$$X_t = (\Delta GDP_t, \Delta W_t, \Delta P_t)'$$



〈Appendix Figure 8〉 3-Variable SVAR Counter-factual analysis Impulse Responses:

$$X_t = (\Delta GDP_t, \Delta P_t, \Delta W_t)'$$



Empirical Investigation of Wage-Price Spiral Using Long-time Series Wage Data*

ShinHyuck Kang**

Abstract

This paper empirically analyzes the potential wage-price spiral concern after the COVID-19 period, using novel long-term wage time-series data including periods of high inflation. Results from the structural vector autoregression model and state-dependent local projection show that the significance of the impact of nominal wage inflation on price inflation varies depending on the inclusion of data from the high inflation period of the 1970s. I also show that the effect of wage inflation on price inflation is state-dependent, with a stronger impact when the level of price inflation is higher.

Key Words: wage-price spiral, structural vector autoregression, state-dependent local projection

JEL Classification: E, E3, J3

Received: Oct. 13, 2023. Revised: Jan. 12, 2024. Accepted: Feb. 13, 2024.

* This paper revises the content of the Labor Review article titled “The Relationship between Wage Increases and Inflation” (August 2022 issue). I would like to sincerely thank Eunseong Ma (Yonsei University) and Kwangyong Park (Sogang University) for their invaluable advice. I also extend deep gratitude to Specialist Seonn-ok Shin (Korea Labor Institute) for her assistance in building long-term wage data and Jin-ho Jeong (Korea Labor Institute) for his help in utilizing the data. Furthermore, I would like to express my thanks to Yoo-Bin Kim (Korea Labor Institute), Jae-min Sung (Korea Labor Institute), Joonseok Oh (University of Southampton), Seungho Lee (Korea Labor Institute), and Minki Hong (Korea Labor Institute) for their suggestions. The paper reflects only author’s view and any error is mine.

** Director of Labor Trends Analysis/Research Fellow, Korea Labor Institute, Korea Labor Institute, Building C, Sejong National Research Complex, 370, Sicheong-daero, Sejong-si 30147, Korea, Phone: +82-44-287-6323, e-mail: shinkang@kli.re.kr