

우리나라 노동시장 상황과 인플레이션 간의 관계 변화[†]

허준영 · 채민석*

본고는 최근 고물가와 견조한(tight) 고용시장 상황이 나타나면서 미국 등 선진국을 중심으로 논의되고 있는 노동시장과 인플레이션, 그리고 통화정책 간 관계의 시간에 따른 변화를 우리나라 데이터를 통해 연구하고자 한다. 먼저 2009년 7월부터 2023년 6월까지의 데이터를 분석한 결과, 노동시장의 상황을 포착하는 빈일자리율이 인플레이션에 미치는 영향은 시간에 따라 점점 증대되어 온 것으로 나타났다. 또한 인플레이션의 노동시장 상황 변화에 대한 반응도는 인플레이션 수준이 낮은 때보다는 높은 시기에 더욱 증가하는 것으로 도출되었다. 마지막으로 통화정책 변화가 빈일자리율에 미치는 영향은 불황기와 코로나19 팬데믹 이후 기간에 대해 더욱 도드라지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 우리나라에서 노동시장과 인플레이션 간의 관계가 볼록성(convexity)을 가질 가능성을 시사한다. 이 경우 인플레이션이 높을 때 금리를 인상하면 빈일자리율의 감소보다 인플레이션의 하락 효과가 상대적으로 클 것이기 때문에 통화정책 운용에 있어 유리한 상황으로 작용할 수 있다.

Key Word: 노동시장, 빈일자리율, 인플레이션, 통화정책

JEL Code: E31, E52, C32

* 허준영: 서강대학교 경제학부 부교수(E-mail: joonyhur@gmail.com); 채민석: 한국은행 조사국 고용분석팀 과장(E-mail: minsok.chae@bok.or.kr)

* Received: 2024. 6. 23

* Referee Process Started: 2024. 6. 26

* Referee Reports Completed: 2024. 8. 14

† 본 연구는 한국은행 조사국의 연구용역 사업으로 수행되었습니다. 다만 본 연구 결과는 집필자의 개인 연구 내용이며, 한국은행의 공식 견해와는 무관함을 밝힙니다. 아울러 본 연구에 소중한 조언을 아끼지 않으신 익명의 두 분 심사위원님과 한국은행의 장용성 금융통화위원, 이재원 경제연구원장, 이정익 정책보좌관, 오삼일 조사국 고용분석팀장, 이동재 조사국 물가동향팀 과장, 정선영 조사국 거시분석팀 차장 및 한국은행 세미나 참석자 여러분께 감사의 인사를 표합니다.

I. 서론

거시경제 수준에서 물가와 경기와의 상충관계(trade-off)는 중앙은행의 오랜 관심사였다. 통상적으로 필립스 곡선(Phillips curve)로 요약되는 이러한 상충관계는 통화정책이 인플레이션 및 실물경제에 미치는 영향에 대한 중요한 함의를 갖기 때문이다. 이러한 논의는 물가안정뿐만 아니라 금융안정을 추구하는 한국은행에도 적용된다. 물론 필립스 곡선은 물가와 경기 사이의 관계를 반영하므로 금융안정과 직접적인 관련은 없어 보일 수 있으나, 경기변동이 소득변동을 통해서 금융안정에 영향을 미친다는 점에서 간접효과가 존재할 수 있다는 점에서 더욱 그러하다.

학계나 정책당국에서는 2008~09년 글로벌 금융위기 이후 장기간 실업률이 자연실업률을 상회함에도 물가가 크게 하락하지 않는 현상들이 관측되면서 필립스 곡선의 관계가 유효한지에 대한 논의가 있어 왔다. 특히 최근 들어서는 미국을 중심으로 고물가와 견조(tight)한 고용시장 상황이 나타나면서 노동시장 상황과 인플레이션의 관계에 대한 활발한 연구가 진행중이다.¹

이러한 물가와 경기의 관계에 있어 특징 중 하나는 경기 국면이나 인플레이션 수준에 따라 해당 관계가 변할 가능성이 높다는 점이다. 특히 글로벌 금융위기 이후에는 위기 전후로 주요국에서 노동시장 상황으로 도출한 경기와 인플레이션 사이의 상충관계가 약화되는 등 경제구조 및 상황에 따라 해당 관계의 정도가 변한다는 견해가 널리 받아들여지고 있다. 예를 들어 IMF(2013)에서는 선진국을 대상으로 인플레이션과 실업률 간의 상충관계가 2008~09년 글로벌 금융위기 이후 약화된 것을 보고하고 있으며, Powell(2018)은 이러한 관계가 인플레이션 수준에 따라 변화되는 것을 강조한 바 있다. 이러한 맥락에서 Gagnon and Collins(2019)는 인플레이션 수준에 따라 해당 관계가 변화함을 실증적으로 보인 바 있다. 한편 Nalewaik(2016)이나 Babb and Detmeister(2017)와 같은 연구에서는 해당 관계의 정도가 실업률 등으로 나타나는 노동시장 상황에 따라 달라짐을 도출하였다.

나아가 최근 기간에 대해서는 코로나19 위기를 거치면서 노동시장과 인플레이션 사이의 관계가 이전 시기와는 달라지고 있는 특성이 관측된다. 예를 들어 2022년 이후 급격한 인플레이션 상승에 대응하기 위해 미국 연준은 기준금리를 빠르게 상승시켰는데, 이후 2023년 1/4분기에서부터 3/4분기까지의 기간 동안 인플레이션은 상당한 속도로 내려오고 있는데 비해 실업률은 전례 없이 낮은 상태로 유지되고 있다. 이러한 최근의 상황은 통화정책적 관점에서 노동시장과 인플레이션 간의 관계가 구조적으로 변화하였는지, 또한 이와 같은 관계가 어떤 유희노동력 지표를 통해 나타나는지 등과 같은 중요한 함의를 지닌다. 노동시장과 인플레이션 간의 구조적인 변화 여부는 통화정책의 실물경제에 대한 유효성 측면에서, 유희노동력 지표의 반응 여부는 정책 파급경로로서의 노동시장의 유용성 측면에서 의미가 있을 것이기 때문이다.²

¹필립스 곡선 추정에 관한 최근 미국 대상 문헌 흐름은 Hooper *et al.*(2020)에 잘 정리되어 있다.

²미국을 대상으로 코로나19 팬데믹 이전과 이후 노동시장 상황과 인플레이션 간 관계 변화에 대해 연구한 논문으로는

그러나 이렇게 노동시장과 인플레이션 간의 관계에 대한 다양한 연구가 진전되었던 미국 등 선진국과는 달리 우리나라를 대상으로 한 동 주제의 연구는 제한적인 것이 사실이다. 다만 우리나라 노동시장과 인플레이션 사이의 관계에 대한 연구는 최근 한국은행을 중심으로 이루어져 왔는데, 오삼일 외(2022)는 기존 필립스 곡선 논의에서 주로 사용되었던 변수인 실업률보다 빈일자리율이 노동시장 상황을 더 잘 반영하는 변수임을 보인 Barnichon and Shapiro(2022)에서와 같이 우리나라 빈일자리율 데이터를 사용하였을 때 해당 관계가 더욱 강건하게 도출됨을 보였다. 송상윤·배기원(2022)은 전국 단위 데이터에서는 잘 관측되지 않던 노동시장 상황과 인플레이션 간의 관계가 지역별로 세분화된 자료를 사용하였을 때 더 잘 추정되는 것을 보고하였다.

본고는 미국 등 선진국을 중심으로 논의되고 있는 노동시장과 인플레이션, 그리고 통화정책 간의 시간에 따른 관계 변화를 우리나라 데이터를 통해 연구하고자 한다. 구체적으로 본 연구의 첫 번째 관심사는 노동시장 상황의 변화가 인플레이션에 미치는 영향이 시간에 따라 변화해 왔는지, 그리고 해당 영향이 인플레이션 수준에 따라 달라지는지의 여부이다. 이를 위해 벡터자기회귀(Vector Autoregressive: VAR) 모형을 설정하고 노동시장 상황을 반영하는 변수에의 외생적 충격을 식별하여 인플레이션의 반응을 시산한다. 본 고에서는 기존 국내 연구인 오삼일 외(2022)와 송상윤·배기원(2022)을 따라 빈일자리율을 노동시장 상황을 반영하는 변수로 고려하고, 반응변수인 인플레이션과 함께 인플레이션에 영향을 줄 수 있는 변수인 수입물가 인플레이션과 기대인플레이션으로 구성된 4변수 VAR 모형을 설정한다. 월별 빈일자리율 데이터가 가용한 2009년 7월부터 2023년 6월까지 기간에 대해 노동시장 상황의 변화가 인플레이션에 미치는 영향의 시변패턴을 시산하기 위해 다음이 두 가지 VAR 방식을 원용한다. 첫 번째 접근법은 매기 VAR 모형의 모수가 변할 수 있는 것을 허용하는 시변모수 벡터자기회귀(Time-varying Coefficient VAR: TVC-VAR) 모형을 사용하는 것이며, 두 번째 접근법은 일반적인 고정계수 VAR 모형을 구간이동방식(rolling window)으로 추정하는 방식이다. 한편 이러한 노동시장이 인플레이션에 미치는 영향이 인플레이션 수준에 따라 다른지를 분석하기 위해 전년 동기 대비 인플레이션이 한국은행의 인플레이션 목표(target)보다 높았던 시기와 낮았던 시기를 나누어 고정계수 VAR 모형을 추정하여 충격반응함수를 비교한다.

본고의 두 번째 연구 주제는 통화정책이 노동시장에 미치는 효과의 시간변화 여부이다. 특히 외생적 통화정책 변화에 대한 노동시장에의 파급효과가 경기 팽창기·수축기나 코로나19 팬데믹 이전·이후 등 국면별로 달라지는지를 검증하고자 한다. 이를 위해 VAR 모형을 설정하여 외생적 통화정책 충격을 식별한 후 해당 충격 시퀀스(sequence)를 국소투영법(local projection: LP) 기법에 적용하여 통화정책 충격이 빈일자리율과 실질임금 등 노동시장 변수들에 미치는 영향과 해당 영향이 특정 거시경제 국면별로 어떻게 달라지는지를 시산한다.

실증분석 결과 TVC-VAR 및 rolling window VAR 모형은 노동시장 상황 변화가 인플레이션에 미치는 영향에 대한 일관된 결론을 제시해 주는 것을 확인하였다. 구체적으로 빈

일자리율이 상승하면, 즉, 노동시장이 보다 견조해지면 인플레이션은 단기적으로 상승하는데, 이와 같은 반응의 반응도가 2009년 이후 최근 기간까지 지속적으로 증가하면서 2010년대 후반부터는 통계적으로 유의미해진 것으로 나타났다. 이와 같은 결과를 미국과 비교하기 위해 TVC-VAR을 미국 데이터를 이용하여 추정한 결과 분석기간 동안 우리나라와 유사한 시변패턴이 관측되었다. 다만 우리나라의 경우 미국보다 평균적인 반응도가 크게 식별되며, 코로나19 팬데믹 이후 인플레이션의 반응도가 다시 낮아지는 추세를 보였던 미국과는 다르게 팬데믹 이후에도 반응도가 감소하지 않는다는 차이점도 보였다. 한편, 두 국가 모두 2009년 이후 2010년대 중반까지는 반응도가 통계적으로 유의하지 않은 것은, 이준석·장용성·최영두(2022)의 분석에서 1970~2014년 중 인플레이션과 실업률의 관계가 점차 평탄화 되었고 특히 2010~14년 중에는 한국과 미국 모두 그 관계가 통계적으로 유의미하지 않게 나타난 것과 일관되는 결과라고 볼 수 있다.

나아가 이와 같은 우리나라에서의 노동시장 상황 변화에 따른 인플레이션 반응도의 변화는 인플레이션 수준과 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 빈일자리율 증가에 대한 인플레이션의 반응은 인플레이션(YoY)이 한국은행의 인플레이션 목표를 상회하는 시기가 그렇지 않을 때보다 큰 것으로 추정되었다. 2021년 이후 인플레이션이 중앙은행의 목표를 지속적으로 상회하였다는 점에 비추어 볼 때, 이러한 결과는 TVC-VAR 및 rolling window VAR 모형에서 도출된 것처럼 최근 기간에 대해 노동시장 상황 변화가 인플레이션에 미치는 영향이 증대된 패턴과 부합한다. 또한 IMF(2013)나 Powell(2018)에서 보고된 노동시장과 인플레이션 간의 비선형적 관계가 우리나라 데이터에서도 관측됨을 시사한다.

마지막으로 LP 분석 결과는 외생적 통화정책 변화가 노동시장 변수 가운데 빈일자리율에 미치는 영향이 상태의존적(state dependent)임을 나타낸다. 긴축적 통화정책 충격 발생 시 불황기와 코로나19 팬데믹 이후 기간에 대해서는 빈일자리율이 단기적으로 유의하게 감소한다. 그러나 호황기나 코로나19 팬데믹 이전에 대해서는 해당 충격에 대한 빈일자리율의 반응이 충격 이후 대부분의 시계에 걸쳐 유의하지 않았다. 한편 통화정책 충격에 대한 실질 임금의 반응은 모든 국면에 대해 통계적으로 유의하지 않게 도출되었다.

본고는 크게 5장으로 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 노동시장 변수로 실업률 대신 빈일자리율을 고려하게 된 배경을 설명한다. III장에서는 먼저 TVC-VAR 모형과 해당 분석 결과를 제시하고, 이어서 고정계수 VAR 분석을 통해 TVC-VAR 모형 결과의 강건성을 검증한 후, 빈일자리율 변화에 대한 인플레이션 반응이 인플레이션 수준별로 다른지를 검증한다. IV장에서는 LP 기법을 사용하여 통화정책 충격에 대한 노동시장 변수들의 반응에 비선형성이 있는지 분석한다. 마지막으로 V장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하였다.

II. 노동시장 변수의 선택

일반적으로 노동시장 변수로 실업률이나 실업률 갭(unemployment gap)을 사용하는 것과 달리 본 고에서는 빈일자리를, 즉, '빈일자리수 / (임금근로자수+빈일자리수)'를 대신 사용하는데, 그 이유는 다음과 같다.

우선 Barnichon and Shapiro(2022) 등 여러 연구는 노동시장 상황을 대변하는 변수로 실업률이나 실업률 갭이 최선의 선택이 아닐 수 있음을 보이고 있으며, 특히 우리나라 실업률 지표는 노동시장 상황을 비대칭적으로 반영할 가능성이 크다. 즉 실업률이 하락에 있어서는 별다른 제약을 받지 않는 반면, 상승에 있어서는 상대적으로 강하게 제약을 받을 수 있다. 대표적인 예로 코로나19 팬데믹 기간 중 우리나라와 미국 모두에서 일시휴직의 형태로 노동시장 유희인력(slack)이 크게 증가하였는데 양국 실업률의 변화는 크게 달랐다. 미국의 경우 일정 기간 후 재고용을 약속받고 퇴직 처리된 일시휴직자를 실업자로 분류하고 실업급여를 제공하기 때문에, Figure 1에서 보듯이 코로나19 팬데믹 기간 중 실업률이 크게 상승하였다. 반면, 우리나라는 일시휴직자를 취업자로 분류함에 따라 동기간 중 실업률의 상승 폭이 크지 않았다. 이를 더 자세히 살펴보기 위해 일시휴직자를 실업자에 포함한 보정 실업률을 산출해 보면, 동기간 중 실업률의 상승 폭이 크게 확대되는 것을 확인할 수 있다. 아울러, 우리나라의 경우 경기수축으로 인한 불황기에 정부가 적극적으로 일자리를 창출함으로써 일자리 감소를 막는 정책을 펼치는 경향이 있는데, 이 또한 실업률의 상승이 제약되는 비대칭성을 초래할 가능성이 있다.

이와 같은 우리나라 실업률 지표의 특성 및 정책 여건은 실업률과 경기 간의 관계를 약화시키는 결과로 이어질 수 있다. 통상적으로 오쿤의 법칙(Okun's law)으로 요약되는 산출

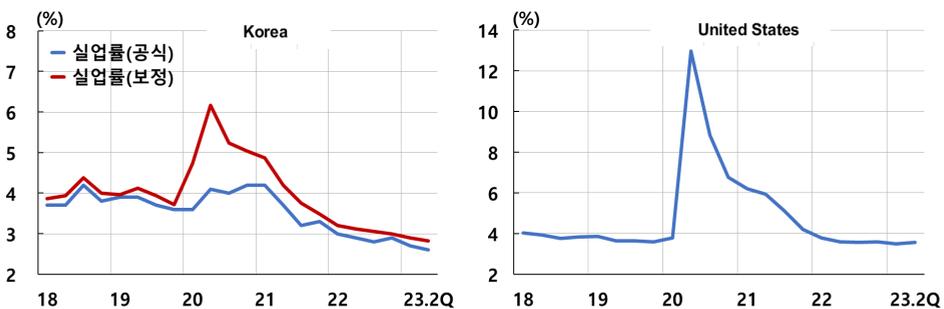


Figure 1. The Unemployment Rates in Korea and the U.S. Before and After the Pandemic

Note: Unemployment rate = Unemployed / Labor force \times 100; Adjusted unemployment rate = (Unemployed + Temporarily laid off) / Labor force \times 100

Source: Statistics Korea, Labor Force Survey, Author's calculation.

Note: Unemployment rate = (Unemployed, including temporarily laid off) / Labor force \times 100

Source: U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS), Current Population Survey.

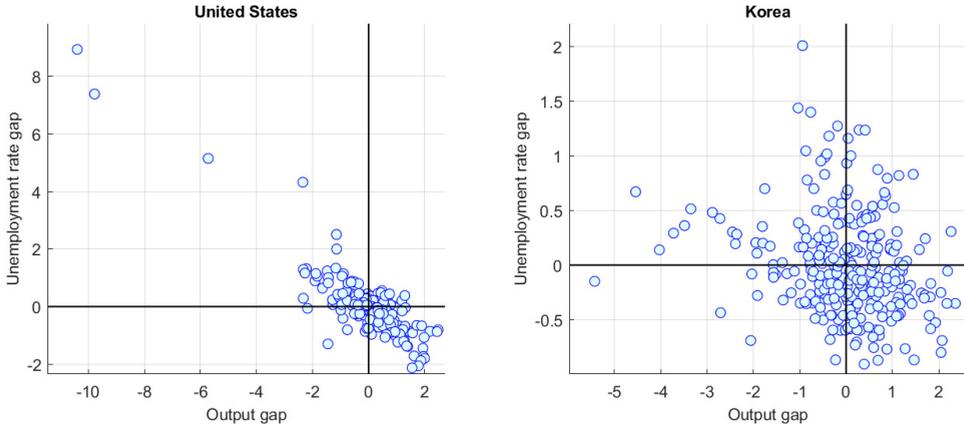


Figure 2. The Relationship Between the Output Gap and the Unemployment Rate Gap in the U.S. and Korea.

Note: The estimation of gap variables (i.e., real GDP growth rate) and the trend of the unemployment rate was performed using the Hodrick-Prescott filter.

Source: Statistics Korea, U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS), Author's calculation.

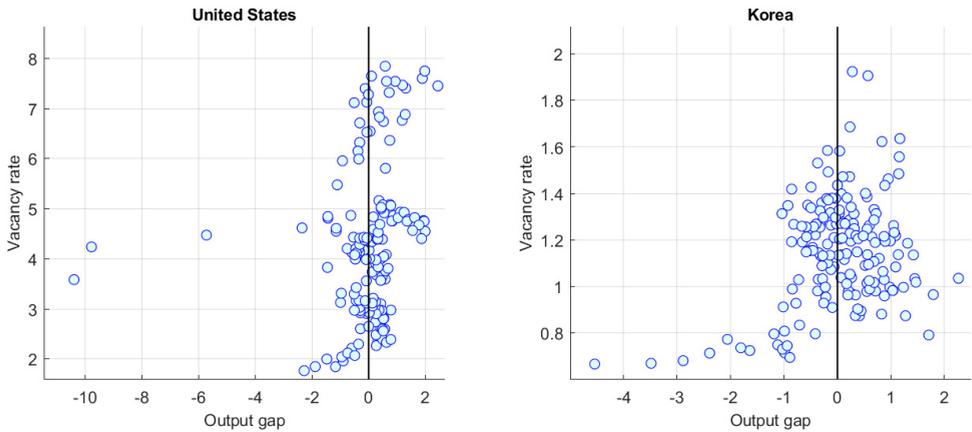


Figure 3. The Relationship Between the Output Gap¹⁾ in the U.S. and Korea and the Job Vacancy Rate²⁾.

Note: 1) The estimation of the output gap (i.e., real GDP growth rate) trend was performed using the Hodrick-Prescott filter; 2) Job vacancy rate = (Number of vacancies / (Number of wage workers + Number of vacancies)) × 100.

Source: Statistics Korea; Ministry of Employment and Labor; U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS), Author's calculation.

갭과 실업률 갭 간의 관계를 살펴보기 위해 2009년 7월부터 2023년 6월까지의 월별 데이터를 분석하였다. 갭 변수의 시산을 위해 산출과 실업률의 추세는 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 추정하였다. 이렇게 도출한 미국과 한국의 산출 갭과 실업률 갭 간의 관계는 Figure 2에 제시되어 있다. 이 그림을 통해 알 수 있듯이 미국의 경우 두 변수 사이의 음(-)

의 관계가 강하게 나타나는데 반해 우리나라에서는 미국만큼 강한 관계가 관측되지 않는다. 실제로 분석기간 동안 두 변수 사이의 상관관계는 미국이 -0.87 , 한국이 -0.22 로 도출되어 이와 같은 사실을 뒷받침한다.

이와 같이 노동시장 상황을 보여주는 데 많은 한계를 가진 실업률이나 실업률 겹에 대한 대안으로 몇 가지 변수들을 고려해 볼 수 있다. 예를 들어 우리나라 통계청은 공식 실업률에 대한 대안 지표로 고용보조지표들을 발표하고 있는데, 김태봉·이한규(2020)는 동 지표들이 공식 실업률 지표에 비해 오쿰의 법칙 또는 필립스 곡선과 같은 통계적 관계에서 그 유효성이 보다 높다는 실증분석 결과를 제시하였다. 그러나 이러한 고용보조지표들은 2015년부터 발표되기 시작하였기 때문에 분석에 사용하기에는 아직 시계열이 짧다는 단점이 있다.

반면, 본 고에서 선택한 빈일자리율의 경우 충분한 시계열이 제공되면서도 노동시장 상황을 잘 나타내는 변수이다. Domash and Summers(2022)는 노동시장과 물가의 관계를 추정함에 있어 빈일자리율이 실업률보다 낫다는 결과를 보였다.³ 비슷한 맥락에서 우리나라를 대상으로 한 오삼일 외(2022)에서도 빈일자리율이 여타 고용 지표에 비해 노동시장 상황을 잘 나타내는 것으로 나타났다. 또한 Figure 3을 보면 2009년 이후 우리나라의 빈일자리율과 산출 겹 간의 상관계수는 0.31 로 Figure 2에서 보았던 실업률과 산출 겹 간의 상관계수보다 다소 높은 것으로 나타났다.

Ⅲ. 노동시장이 물가상승률에 미치는 영향의 시변패턴: VAR 모형 및 추정결과

본 장에서는 위의 II장에서 살펴본 데이터를 바탕으로 노동시장 상황 변화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로는 VAR 모형을 사용하여 빈일자리율을 외생적으로 상승시키는 충격을 식별하고, 해당 충격에 대한 인플레이션의 반응을 시산함으로써 이와 같은 영향을 파악한다. 이러한 VAR 방법론은 Benati(2015)나 Ascari *et al.*(2023) 등의 기존 문헌에도 동 연구 주제 분석을 위해 사용된 바 있다.

1. 시변계수 VAR 모형 및 충격반응함수

먼저 다음과 같은 축약형 시변계수 VAR 모형을 상정한다.

³Barnichon and Shapiro(2022) 등에서 노동 수요 및 공급을 각각 반영한다고 할 수 있는 빈일자리수와 실업자 수 간의 비율을 노동시장 변수로 선택하고 있는 것과 비교하면, 본 고에서 빈일자리만 고려한 것은 실업률이 자연실업률 등 균형 수준에 머물러 있는 경우를 가정한 것이라고 해석할 수 있다. 이는 우리나라 실업률의 수준과 변동성이 미국 등에 비해서는 매우 낮다는 점에서 현실성 있는 가정이라고 볼 수 있으며, 특히 앞서 언급한 바와 같이 실업률이 노동시장 상황을 비대칭적으로 반영할 수 있다는 문제점을 피할 수 있다는 장점이 있다.

$$(1) \quad z_t = c_t + B_{1,t}z_{t-1} + \dots + B_{k,t}z_{t-k} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma_{u,t}$$

여기에서 z_t 는 n 개의 내생변수로 구성된 $n \times 1$ 차원의 내생변수 벡터이다. 식 (1)에 제시된 축약형 시변계수 VAR 모형은 일반적인 고정계수 모형에서 축약형 VAR 모형의 계수인 B 행렬과 축약형 오차의 분산-공분산 행렬인 Σ_u 가 시간에 따라 변할 수 있도록 한 것임을 — 따라서 B_t 와 $\Sigma_{u,t}$ 가 되는 것을 — 알 수 있다. 분석을 위해 먼저 내생변수 벡터를 $z_t = [v_t, \pi_t]'$ 와 같이 빈일자리율 v_t 와 연율화된 전월 대비 인플레이션을 π_t 로 구성된 2변수 모형을 고려하고, VAR 모형의 시차(lag)는 4로 설정하여 $k=4$ 가 된다.

위의 축약형 VAR에 구조식별제약을 부과하여 동 축약형 모형에 상응하는 시변모수 구조적 VAR 모형을 설정하면 다음과 같다.

$$(2) \quad A_t z_t = A_t (c_t + B_{1,t}z_{t-1} + \dots + B_{k,t}z_{t-k}) + e_t, \quad E(e_t e_t') = \Sigma_{e,t}$$

단, A_t 는 당기반응계수 행렬이며, e_t 는 $e_t = A_t u_t$ 인 구조적 충격이 되어 $\Sigma_{e,t}$ 의 비대각원소(off-diagonal element)들은 0이 된다.

구조적 VAR 모형의 식별을 위해 A_t 행렬을 Primiceri(2005)에서와 같이 내생변수들의 외생성 순서를 가정하여 도출하는 축차적 방식(또는 콜레스키 분해, Cholesky decomposition)을 사용할 수 있다. 이에 대한 자세한 설명을 위해 2변수 축약형 VAR 모형의 분산-공분산 행렬 $\Sigma_{u,t}$ 을 다음과 같이 나타내어 보자.

$$(3) \quad \Sigma_{u,t} = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t}^2 & \sigma_{1,t}\sigma_{2,t}\rho_{12,t} \\ \sigma_{1,t}\sigma_{2,t}\rho_{12,t} & \sigma_{2,t}^2 \end{bmatrix}$$

여기에서 $\sigma_{j,t}^2$ 는 j 번째 축약형 VAR 오차(residual)의 분산을 나타내며, $\rho_{ij,t}$ 는 i 번째와 j 번째 축약형 VAR 오차 사이의 상관계수(correlation coefficient)를 의미한다. 이때 해당 행렬의 콜레스키 분해를 통해 구해지는 A_t 행렬은 다음과 같이 나타내어짐이 잘 알려져 있다.

$$(4) \quad A_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 \\ \sigma_{2,t}\rho_{12,t} & \sigma_{2,t}\sqrt{1-\rho_{12,t}^2} \end{bmatrix}^{-1}$$

이때, 모형의 첫 번째 변수인 v_t 를 1만큼 증가시키는 다음의 충격을 고려해 보자.

$$(5) \quad e_{0,t} = \begin{bmatrix} 1/\sigma_{1,t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

이러한 충격에 대한 모형의 두 번째 변수인 π_t 의 당기(impact period) 충격반응함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(6) \quad z_{0,t} = A_t^{-1}e_{0,t} = \begin{bmatrix} 1 \\ \rho_{12,t} \times (\sigma_{2,t}/\sigma_{1,t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ cov(u_{1,t}, u_{2,t})/var(u_{1,t}) \end{bmatrix}$$

위 식 (6)에서 $\tilde{\beta}_t \equiv \rho_{12,t} \frac{\sigma_{2,t}}{\sigma_{1,t}} = \frac{cov(u_{1,t}, u_{2,t})}{var(u_{1,t})}$ 로 정의하면 $\tilde{\beta}_t$ 는 다음 회귀식의 계수 β_t 의 추정치에 상응하게 된다.

$$(7) \quad \pi_t = c_t + \beta_t v_t + \epsilon_t$$

여기에서 $\tilde{\beta}_t$ 는 위 필립스 곡선 식 (7)에서 기울기를 나타내는 항에 해당함을 알 수 있다. 결국, 본 고에서 축차적 방식을 통해 VAR 모형의 충격을 식별한 것은 빈일자리율 충격에 대한 인플레이션의 당기(impact period) 반응이 통상적인 회귀분석을 통한 필립스 곡선 기울기 추정치와 유사(analogous)하게 해석되도록 하기 위함이다.

다만, VAR에서의 충격반응함수는 기본적으로 외생적 충격에 대한 인과관계를 보는 것인 반면, 통상적인 필립스 곡선의 관계는 상관관계에 가깝기 때문에 VAR의 충격반응함수를 필립스 곡선의 기울기로 직접적으로 해석하기에는 무리가 있다.

2. 시변계수 VAR 모형의 충격반응함수 추정 결과

위의 시변계수 VAR 모형을 2009년 7월부터 2023년 6월까지의 미국 데이터를 사용하여 추정하였다. 구체적으로 Primiceri(2005) 및 Galí and Gambetti(2015) 등 기존 문헌에 따라 동 모형의 추정을 위해 베이지안(Bayesian) 방식을 사용하였다.⁴ 이렇게 추정된 빈일자리율에 대한 충격 후 인플레이션의 시점별 충격반응함수의 시변패턴은 Figure 4에 제시되어 있다. 중간값 추정치 기준 당기의 충격반응함수는 2009년 이후 2020년 초반까지 지속적으로 상승한 후 이후 약간 감소한 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 미국의 경우 2009년 이후 최근의 코로나19 기간 이전까지 노동시장 상황 변화가 인플레이션에 미치는 영향이 증가한 것을 시사한다. 한편 68% 밴드 추정치에 근거하면 이와 같은 영향이 2010

⁴시변계수 VAR 모형 추정에 관한 자세한 설명은 부록에 제시되어 있다.

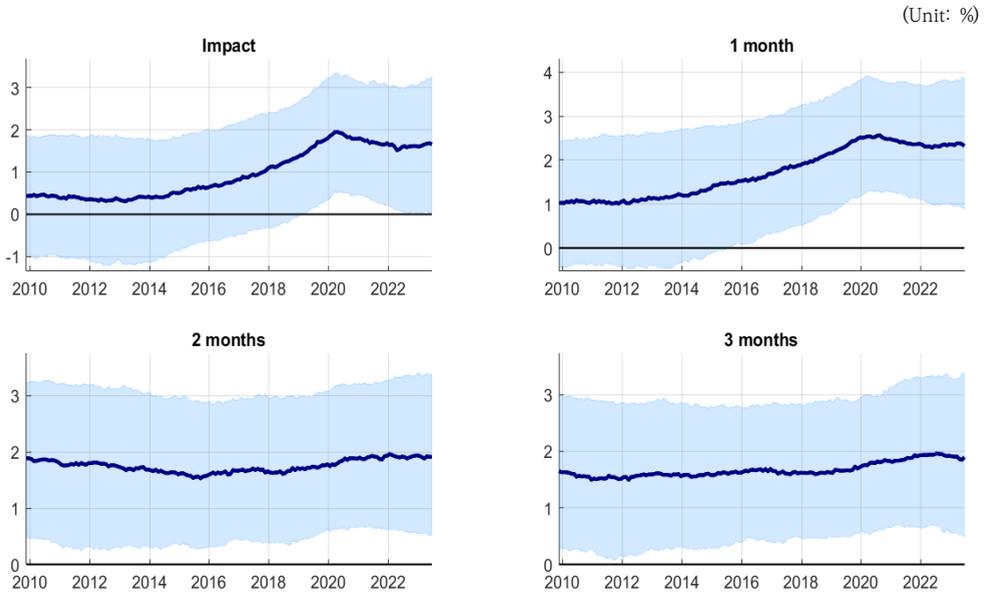


Figure 4. The Impulse Response Function of a Two-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Inflation After a Shock to the Job Vacancy Rate in the U.S.

Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

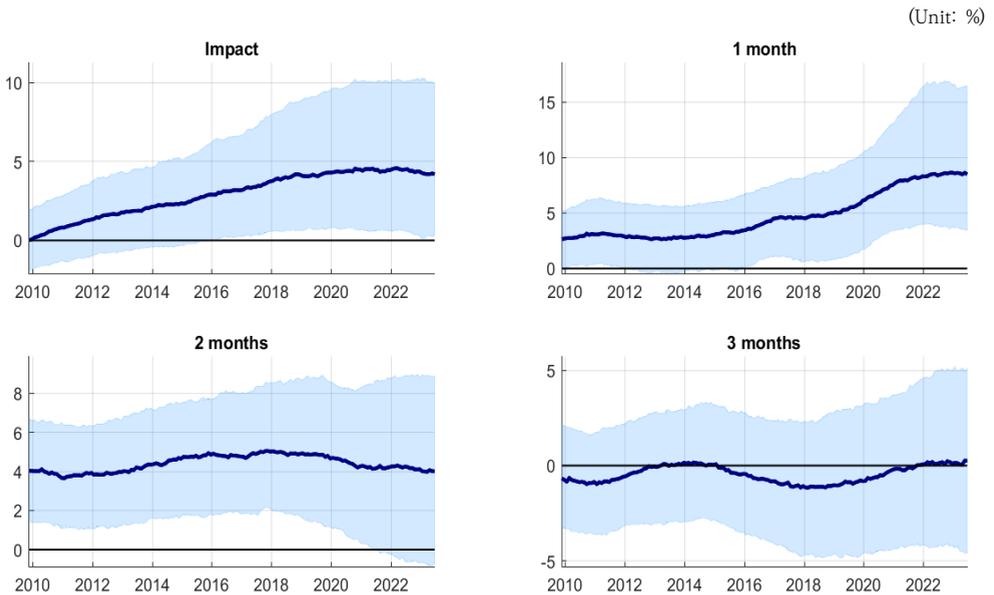


Figure 5. The Impulse Response Function of a Two-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Inflation After a Shock to the Job Vacancy Rate in Korea

Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

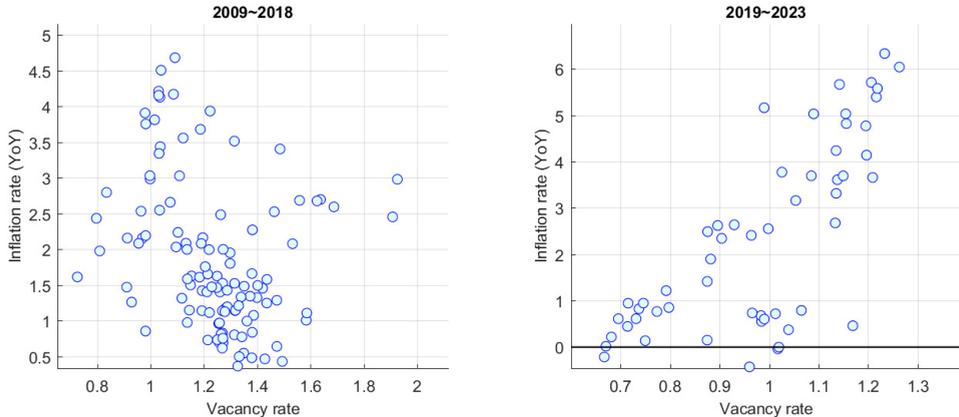


Figure 6. The Relationship Between the Job Vacancy Rate¹⁾ in Korea and Inflation²⁾ from 2009 to 2018 Compared to 2019 to 2023

Note: 1) Job vacancy rate = (Number of vacancies / (Number of wage workers + Number of vacancies)) × 100; 2) Year-on-year change rate of the consumer price index.

Source: Ministry of Employment and Labor; U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS), Author's calculation.

년대 말부터 최근 기간까지에 대해서 통계적으로 0과 다름을 알 수 있다.

해당 그림으로부터 얻을 수 있는 또 하나의 결론은 충격이 있는 당기보다 충격 1개월 이후 인플레이션의 반응이 크다는 점이다. 충격반응함수의 전반적인 시변패턴은 당기와 1개월 이후가 큰 차이가 없으나, 반응도에 있어 충격 1개월 이후가 당기보다 큰 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 노동시장의 변화가 인플레이션에 미치는 영향이 시차를 두고 나타날 가능성을 시사한다. 한편 충격 2~3개월 이후 반응은 특별한 시변패턴을 보이지 않으나, 반응 자체는 통계적으로 0과 다른 것으로 도출되었다.

동 모형을 동일한 기간 동안의 우리나라 데이터를 사용하여 추정한 결과는 Figure 5에 나와 있다. 미국과 유사하게 당기의 충격반응함수는 2009년 이후 지속적으로 증가해 온 것으로 나타났으며, 2017년경 이후부터는 통계적으로도 0과 다른 것으로 도출되었다. 다만 충격반응함수의 크기는 미국에 비해 훨씬 크며 2020년 코로나19 팬데믹 이후에도 미국과는 다르게 감소하는 패턴을 보이지 않는다는 차이점도 존재한다. 충격반응함수가 최근 기간으로 올수록 증가하는 모습은 충격 1개월 이후 충격반응함수에서 더 명확하게 관측되는데, 특히 1개월 이후 충격반응의 경우 팬데믹 이후 그 증가 폭이 오히려 확대되는 모습을 보인다. 반면 충격 2개월 이후의 충격반응에서는 특정한 시변패턴이 관측되지 않고 3개월 이후 반응의 경우 2009년 이후 모든 기간에 걸쳐 충격반응함수가 통계적으로 0과 다르지 않은 것을 알 수 있다. 한편, 두 국가 모두 2009년 이후 2010년대 중반까지는 반응도가 통계적으로 유의하지 않은 것은, 이준석·장용성·최영두(2022)의 분석에서 1970~2014년 중 인플레이션과 실업률의 관계가 점차 평탄화되었고 특히 2010~14년 중에는 한국과 미국 모두 그 관계가 통계적으로 유의미하지 않게 나타난 것과 일관되는 결과라고 볼 수 있다.

이와 같은 우리나라 추정 결과는 빈일자리율과 인플레이션 사이의 관계가 최근 기간에

대해 이전보다 더 강해졌을 가능성을 시사한다. 이를 자세히 살펴보기 위해 Figure 6은 우리나라 빈일자리율과 전년 동월대비(YoY) 인플레이션 간의 관계를 2009~18년과 2019~23년에 대해 대비하고 있다. 해당 그림에 나타나듯이 두 변수 사이의 관계는 두 시기에 대해 상당히 다른 양상을 보이고 있다. 2009~18년간에는 두 변수 사이의 상관관계가 음(-)에 가까운데 반해 이후 기간에 대해서는 강한 양(+)의 관계로 전환하는 것을 알 수 있다. 실제로 두 변수 간의 상관계수가 2009~18년과 2019~23년에 대해 각각 -0.29와 0.74로 나타나 이와 같은 변화를 뒷받침해 준다.⁵ IMF(2013)은 전세계적으로 경기와 물가 간의 관계인 필립스 곡선의 기울기가 인플레이션이 낮을 때는 관측되지 않다가 인플레이션이 높아질 때 다시 관측되는 경향이 있음을 보고하고 있다. 해당 연구에서는 경기를 반영하는 변수로 실업률 꺾음 고려하고 있기 때문에, 이와 같은 결과는 인플레이션이 낮을 때 실업률로 대표되는 노동시장 변수와 인플레이션 간의 관계가 약화되는 것으로 해석할 수 있다. 실제로 우리나라 데이터에서도 2009~18년의 평균적 인플레이션이 1.89%인데 비해 2019~23년에 대해서는 2.33%로 상승하는 경향을 보인다. 다음 절에서는 우리나라를 대상으로 이와 같은 인플레이션 수준에 따라 노동시장 상황과 인플레이션 사이의 관계가 변하는 비선형성을 자세하게 다룬다.

기존의 문헌에서는 노동시장 변수를 통해 반영된 현재 경기 상황과 물가 사이의 상관관계를 포착하는 필립스 곡선의 기울기 추정 시 인플레이션에 영향을 줄 수 있는 노동시장 상황 이외의 다른 변수를 통제한다. 예를 들어 IMF(2013)는 모형에 노동시장 상황 변수 및 인플레이션과 함께 수입물가 인플레이션과 기대인플레이션을 추가적으로 고려하였는데, 노동시장 변수로 빈일자리율을 사용한 송상윤·배기원(2022), 오삼일 외(2022)⁶ 등도 이와 유사하게 기대인플레이션을 등을 통제하고 있다. 뉴케인지안(New Keynesian) 필립스 곡선에서는 인플레이션 결정 요인 중 하나로 기대인플레이션이 포함되며, 이를 통해 통화정책의 기초나 방향성과 관련하여 기대경로에 따른 인플레이션의 변화를 통제할 수 있을 것으로 기대된다. 또한, 인플레이션은 단기적으로 원자재 가격의 변동에 의해서도 영향을 받게 되는데, 원자재는 국제적으로 거래되기 때문에 수입물가 인플레이션을 통해 그 영향을 상당 부분 통제할 수 있다.

이러한 연구를 따라 본 고에서도 VAR 모형의 내생변수를 $z_t = [v_t, \pi_t^m, \pi_t, \pi_t^e]'$ 4변수로 확장하여 모형을 재추정하였다. 여기서 v_t 와 π_t 는 앞의 VAR 모형에서와 같이 빈일자리율 및 연율화된 전월 대비 인플레이션율이다. π_t^m 은 수입물가 인플레이션율을, π_t^e 는 소비자동향조사 중 향후 1년간 기대인플레이션율을 의미하는데 모두 연율화된 전월 대비 변화율을 사용하였다. 일반적인 단일 방정식(single equation) 접근법과 달리 내생변수들의 외생성 순서를 가정하는 축차적 방식 VAR에서는 이 변수들의 순서가 결과에 영향을 줄 수 있다. 본 연구에서는 기대인플레이션이 동기(contemporaneous period)의 다른 세 변수가 먼저 결정된 후 가장 덜 외생적으로 결정된다고 가정하였다.

⁵전년 동월 대비가 아닌 전월 대비(MoM) 인플레이션과의 관계를 보았을 때도 두 시기에 대해 빈일자리율과의 상관계수가 각각 0.05와 0.34로 도출되어 이러한 패턴이 유지된다.

⁶기대인플레이션 외에도 인구증가율, 노동생산성 상승률 등의 변수를 추가로 고려하고 있다.

이렇게 확장된 모형을 미국 데이터를 이용하여 추정한 결과가 Figure 7에 요약되어 있다. Figure 4와 비교해 보면 충격반응함수의 시변패턴 및 반응도가 2변수 및 4변수 모형 간 유사함을 알 수 있다. 이러한 결과는 모형을 확장하더라도 2변수 VAR 모형의 충격반응 함수 추정치와 크게 달라지지 않음을 나타낸다.

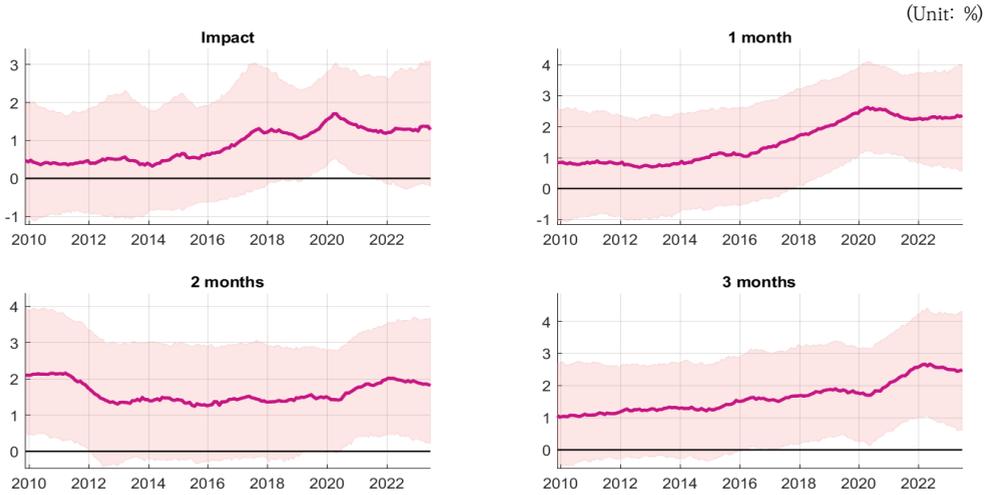


Figure 7. The Impulse Response Function of a Four-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Inflation Following a Shock to the Job Vacancy Rate in the U.S.

Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

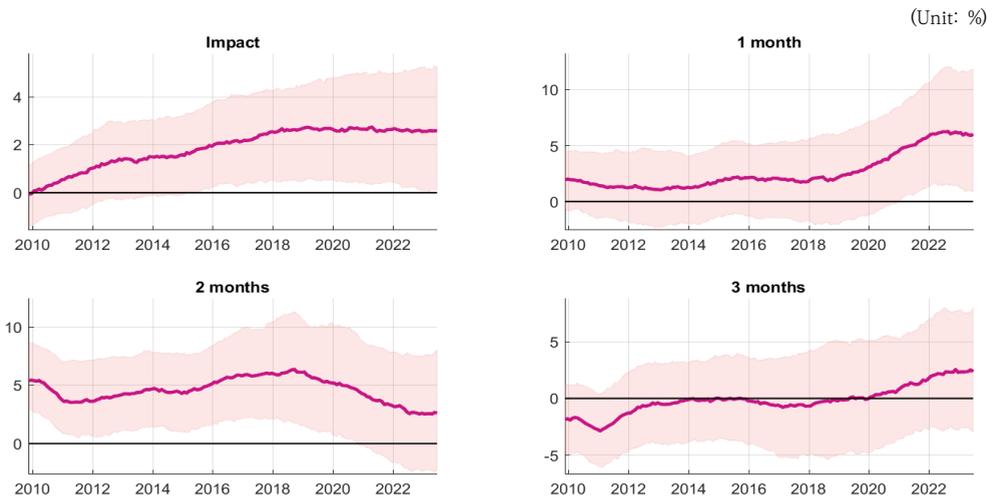


Figure 8. The Impulse Response Function of a Four-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Inflation Following a Shock to the Job Vacancy Rate in Korea

Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

확장된 4변수 시변계수 VAR 모형을 우리나라 데이터를 사용하여 추정한 충격반응함수는 Figure 8에 나와 있다. 전반적으로 충격반응함수의 시변패턴은 두 모형 간 큰 차이는 없으나, 충격 당기와 1개월 이후 반응의 경우 4변수 모형에서 2변수 모형보다 반응도가 훨씬 작아지는 현상이 관측되었다.⁷

3. 인플레이션 수준별 고정계수 VAR 모형의 충격반응함수 추정 결과

위 절에서는 시변계수 VAR 모형에 기반하여 노동시장 상황 변화가 인플레이션에 미치는 영향의 시간변화 패턴을 분석하였다. 그러나 위에서 언급한 것처럼 IMF(2013)은 실업률 꺾의 증대가 인플레이션에 미치는 효과가 인플레이션의 수준별로 달라질 수 있는 가능성을 제시한 바 있다. 이러한 가설을 검증하기 위해 본 장에서는 통상적인 고정계수 모형을 YoY 인플레이션 수준별로 샘플을 나누어 추정하는 방식을 사용한다. 이와 같은 이유로 다음과 같은 고정계수 VAR 모형을 설정한다.

$$(8) \quad z_t = c + B_1 z_{t-1} + \dots + B_k z_{t-k} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma_u$$

위 식에서 z_t 는 위 절의 4변수 모형과 같은 $z_t = [u_t, \pi_t^m, \pi_t, \pi_t^e]'$, 즉, 빈일자리율과 연율화된 전월 대비 인플레이션율, 수입물가 인플레이션율, 소비자동향조사 중 향후 1년간 기대인플레이션율 순서로 구성된 내생변수 벡터를 의미한다. 시변계수 모형과의 일관성을 위해 모형 추정시 Uhlig(2005)과 Mountford and Uhlig(2009) 등 선행연구를 참조하여 식 (8)에 주어진 축약형 VAR의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사전분포는 무한(infinite) 분산을 가지는 노말-위샤트(Normal-Wishart) 분포를 따른다고 가정하고 베이지안 방식으로 추정하였다. 추정된 축약형 모형의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사후분포에서 5천개의 표본을 추출한 후, 각 표본에 대해서 위의 축약적 충격 식별 방법을 적용하여 최종적으로 5천개의 충격을 도출하여 충격반응함수를 시산하였다.

Figure 9는 YoY 인플레이션 수준으로 나는 두 국면별 빈일자리율 충격에 대한 인플레이션의 충격반응함수를 보고하고 있다. 먼저 인플레이션이 높은(낮은) 국면은 해당 시점의 인플레이션이 한국은행의 인플레이션 목표보다 높은(낮은) 국면으로 정의하였다. Figure 9의 첫 번째 패널에 나와 있듯이 한국은행의 인플레이션 목표는 2009~16년에 대해서는 3%였으며 이후 기간에는 2%로 하향 조정되었다. 이러한 기준으로 보았을 때 인플레이션이 높았던 국면으로는 2010년대 초반과 2017년 대부분의 기간, 그리고 최근의 2021년 중반 이후가 식별되었다.

⁷ 한편 해당 결과가 본고의 내생변수 외생성 순서 가정에 따라 달라질 수 있는지에 대한 검증 또한 필요하다. 특히 기대인플레이션의 경우 본고의 벤치마크 모형에서는 가장 덜 외생적이라고 가정하고 있으나, 기존 문헌에서 이와 같은 외생성 가정에 대한 일관된 합의가 없는 것이 사실이다. 따라서 기대인플레이션이 가장 외생적이라고 가정하여 TVC-VAR 모형의 내생변수를 $z_t = [\pi_t^e, u_t, \pi_t^m, \pi_t]'$ 의 순서로 설정하고 모형을 재추정하였다. 해당 결과는 부록에 제시되어 있는데 Figure 8에 제시된 결과는 이와 같은 기대인플레이션의 외생성 순서 가정에 민감하지 않고 강건하게 유지되는 것으로 나타났다.

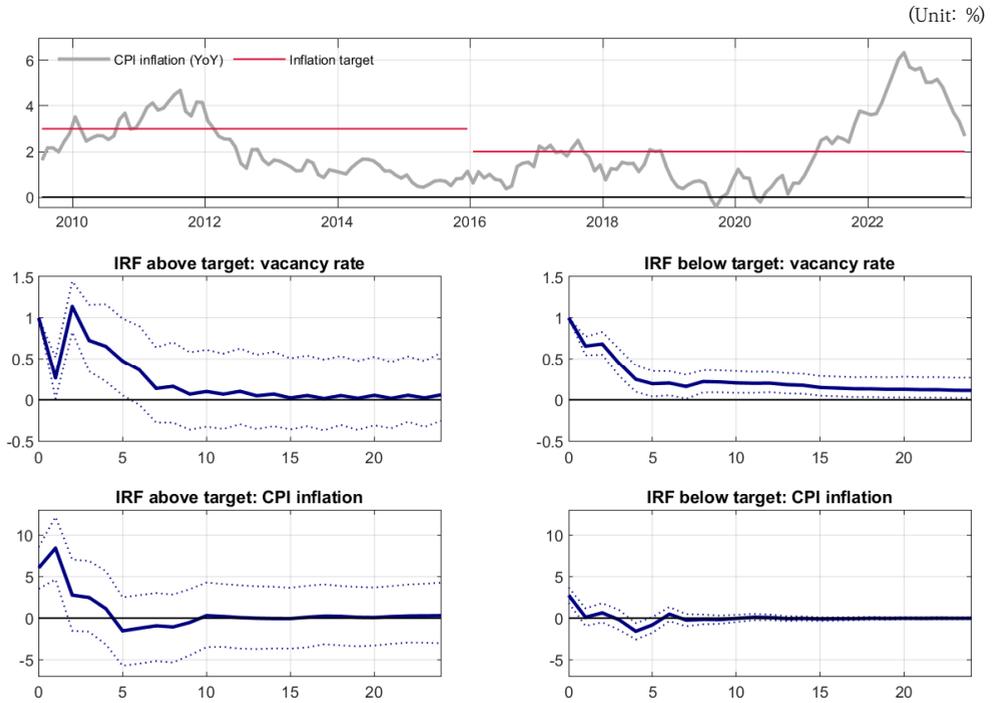


Figure 9. The Impulse Response Function of Inflation in Response to a Shock in the Job Vacancy Rate, Analyzed Across Different Inflation Regime Phases, Using a Four-Variable Fixed-Coefficient VAR Model for Korea

Note: In each figure, the solid line and dashed line represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

해당 그림의 맨 아래 두 패널에 나와 있는 국면별 1% 빈일자리를 충격에 대한 인플레이션의 충격반응함수를 보면 반응 패턴이 인플레이션 수준 국면별로 큰 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 인플레이션이 높을 때에는 당기 충격반응함수가 중간값 기준 5%를 상회하는데 반해 인플레이션이 낮은 국면에서는 그 절반 이하인 2.5% 정도의 값을 가진다. 충격기 이후의 반응 또한 인플레이션이 높은 국면에서 더 크고 오래 지속되는 것을 알 수 있으며, 이는 빈일자리의 상승이 인플레이션에 미치는 상방 압력이 인플레이션이 높은 국면에서 체계적으로 더 큰 것을 의미한다. 이와 같은 결과는 Figure 8에 나타나 있는 필립스 곡선 기울기 증가가 전반적인 인플레이션 수준의 상승과 밀접한 관련을 맺고 있을 가능성을 시사한다.

IV. 통화정책 충격이 노동시장에 미치는 효과: 국소투영법 모형 및 추정 결과

실증분석의 마지막으로 본 장에서는 외생적 통화정책 충격이 빈일자리와 실질임금 등

노동시장 변수들에 미치는 영향과 해당 영향이 특정 거시경제 국면별로 어떻게 달라지는지를 살펴본다. 이러한 분석은 두 단계로 이루어진다. 첫째로 고정계수 VAR 모형을 기반으로 외생적 통화정책 충격 시퀀스(monetary policy shock sequence)를 식별한다. 두 번째 단계에서는 이러한 외생적 통화정책 충격 시퀀스를 사용한 국소투영법을 바탕으로 해당 충격이 위의 두 노동시장 변수에 미치는 효과를 시산한다.

1. 통화정책 충격 식별을 위한 고정계수 VAR 모형

본 절에서 실증분석의 주목적은 금리인상 충격 발생 시 빈일자리율 및 실질임금이 해당 충격에 대해 어떻게 반응하는지를 시산하는 것이다. 이를 위해 가장 우선되어야 할 작업은 외생적 통화정책 충격의 식별이다. 이를 위해 다음의 식 (9)와 같은 고정계수 VAR 모형을 설정하고 해당 축약형 VAR의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사전분포는 무한 분산을 가지는 노말-위샤트 분포를 따른다고 가정하고 베이지안 방식으로 추정한다. 무한 분산을 가지는 노말-위샤트 분포 가정은 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 추정치가 통상적인 OLS 추정치와 가장 비슷하게 함으로써, 기존의 연구와 추정방법의 차이에서 오는 결과의 상이성을 최소화하기 위한 것이다.

$$(9) \quad z_t = c + Dx_t + B_1 z_{t-1} + \dots + B_k z_{t-k} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma_u$$

위 식에서 x_t 는 외생변수 벡터를 의미한다. Calza *et al.*(2013)이나 Han and Hur (2020)에 제시되어 있듯이 우리나라와 같은 소규모 개방경제(Small Open Economy)의 통화정책 분석 시 해외부문의 변수들을 통제해 주는 것이 중요하다. 모형의 외생변수 벡터는 이와 같은 특성을 반영하기 위해 포함되었다. 구체적으로 Han and Hur(2020)에서와 같이 미국 산출, 미국 연방기금금리, 원유가격 및 우리나라의 실질실효환율을 외생변수로 고려하였다.⁸ 미국 산출과 연방기금금리는 각각 글로벌 경기 및 글로벌 금융시장에 영향을 미치는 미국의 통화정책을 반영하는 변수로 포함되었다. 한편 원유가격 및 실질실효환율은 수입물가와 순수출 등에 영향을 미침으로써 소규모 개방경제인 우리나라 통화정책 결정에 판단 자료가 될 가능성을 상정하여 외생변수로 추가하였다.

식 (9)와 같은 축약형 VAR 모형을 바탕으로 통화정책 충격 식별을 위해 두 가지 충격 식별 방식을 사용한다. 먼저 내생변수 z_t 가 산출, 소비자물가지수(CPI) 및 기준금리 3변수로 구성된 모형을 설정하고 위 절에서와 같은 축차적 구조를 이용하여 통화정책 충격을 식별한다. 동 모형에서의 축차적 구조는 기준금리가 산출 및 CPI보다 덜 외생적이라는 가정이다. 이러한 3변수 모형과 함께 내생변수가 산출, CPI, 기준금리 및 본원통화(monetary base) 4변수로 구성된 모형을 상정하고 Uhlig(2005)에서와 같이 충격반응함수에 부호제약(sign restriction)

⁸구체적으로 미국 연방기금금리는 분석기간 동안의 제로금리하한(zero lower bound)을 반영하기 위해 Wu-Xia의 그림자 금리(shadow rate)를 사용하였다. 한편 원유가격은 두바이(Dubai)유 가격을 사용하였다.

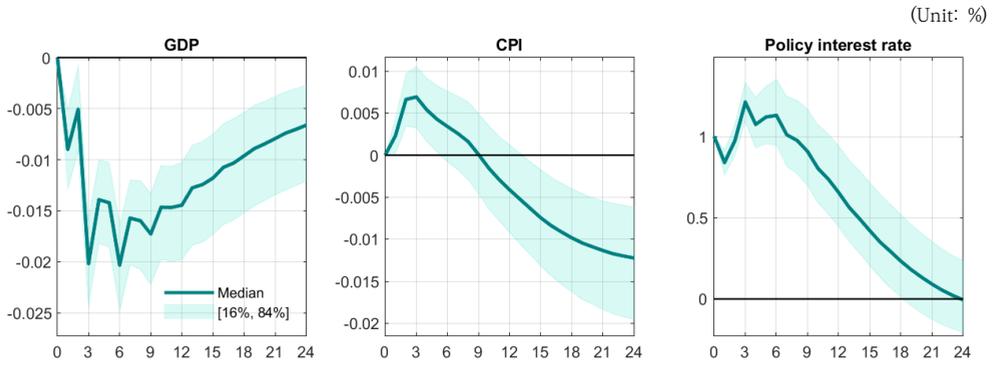


Figure 10. The Impulse Response Function of a Three-Variable Recursive VAR Model for Identifying Monetary Policy Shocks in Korea

Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

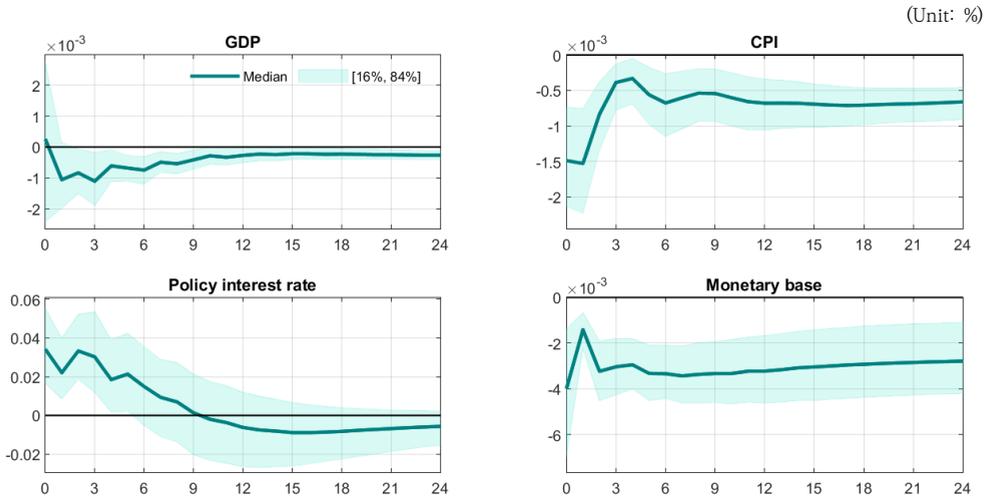


Figure 11. The Impulse Response Function of a Four-Variable Sign-Restricted VAR Model for Identifying Monetary Policy Shocks in Korea

Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

을 부여하여 통화정책 충격을 식별한다. 구체적으로 긴축적 통화정책 충격은 충격 이후 3개월 동안 기준금리를 상승시키는 동시에 CPI와 본원통화를 감소시키는 충격으로 정의한다. 이러한 충격식별 제약은 김소영·김지혜(2021)에서 원용된 바 있다. 이와 같은 방식으로 모형 모수 추정치의 사후분포로부터 5천개의 샘플을 도출하여 충격반응함수를 시산한다.

축차적 가정을 통해 도출한 외생적 통화정책 충격에 대한 충격반응함수는 Figure 10에 제시되었다. 금리인상 충격에 대해 산출은 감소하고 CPI는 단기적으로 증가하였다가 충격 1년여 이후부터 하락하는 모습을 보인다. 충격 이후 단기적 CPI의 상승을 제외하면 이와 같은 반응 패턴은 전반적으로 음(-)의 수요충격으로서의 긴축적 통화정책 충격의 효과와 부합한다.

한편 Figure 11은 충격반응함수에 부호제약을 부여하여 식별한 통화정책 충격에 대한 충격반응함수를 보고하고 있다. 금리인상 충격에 대해 산출은 충격 2개월여 이후부터 유의하게 감소하는 것으로 나타났으며, CPI 및 본원통화는 충격 직후부터 지속적으로 감소하는 것으로 분석되었다. 위의 축차적 제약 방식의 결과와 마찬가지로 이와 같은 부호제약 VAR 결과는 통화정책 충격 효과에 대한 경제학 이론의 예측과 일치한다.

식 (9)에 주어진 VAR 모형의 잔차항 u_t 를 선형변환(linear transformation)하면 이와 같은 외생적 통화정책 충격의 시계열을 얻을 수 있다. 이러한 통화정책 충격 시퀀스를 우리나라 기준금리와 함께 나타내면 Figure 12와 같다. 해당 시퀀스는 특정 시점에 어떠한 외생적 통화정책 충격(긴축적/완화적)이 어느 정도의 강도로 있었는지를 나타내는데, 축차적 제약 및 부호제약 모형 모두 충격 시퀀스의 증감이 전반적으로 기준금리 변동의 방향과 부합하는 모습을 나타낸다. 예를 들어 2010년 중반 이후의 금리상승기 및 2020년 전후의 금리인하기에 식별된 통화정책 충격 시퀀스가 주로 각각 양(+)과 음(-)의 값을 가지는 것을 알 수 있다. 또한 인플레이션 상승으로 인한 2022년 이후의 급격한 금리인상기에는 두 방법론으로 식별한 충격 시퀀스 모두 대부분 양(+)의 값을 나타낸다. 다만 중간값 기준 두 충격 시퀀스 간의 상관계수는 0.48로 분석되어 충격 식별 방식에 따라 식별된 통화정책 충격 시퀀스가 약간 달라질 수 있는 것으로 보인다.

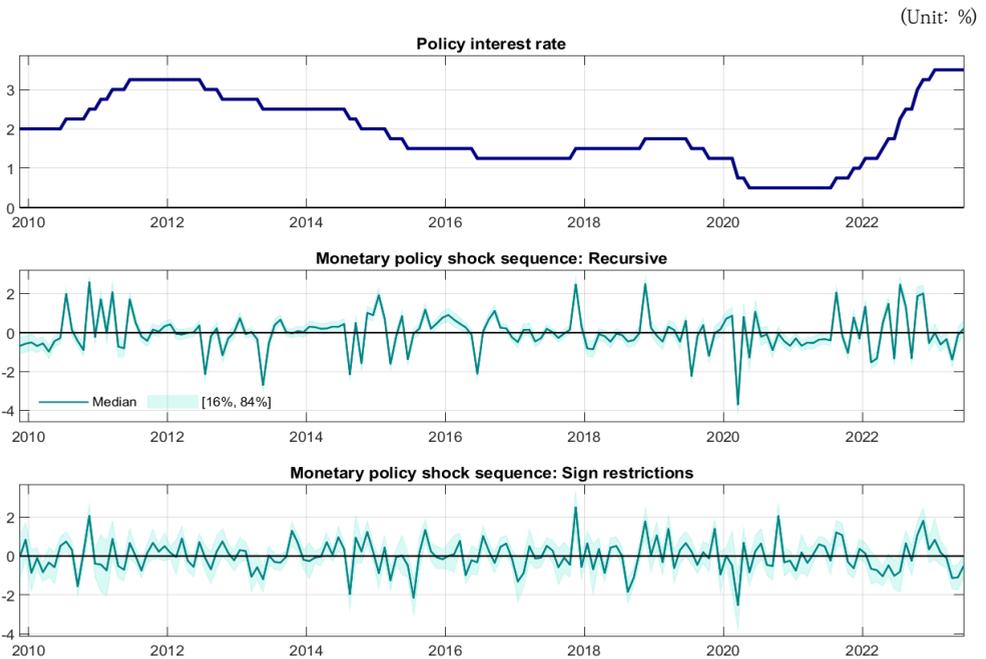


Figure 12. The Policy Interest Rate and Identified Monetary Policy Shocks in Korea

Note: In the two figures below, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

2. 국소투영법을 이용한 통화정책 충격의 노동시장에의 효과

위와 같이 식별된 통화정책 충격을 이용하여 통화정책 변화가 노동시장의 수량 변수인 빈일자리율과 가격변수인 실질임금에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다. 특히 해당 충격의 효과가 서로 다른 거시경제 국면별로 어떻게 달라지는지 분석하기 위해 국소투영법(Jordà, 2005)을 사용한다. 동 방법론은 Auerbach and Gorodnichenko(2012)나 Owyang *et al.* (2013) 등에서 미국을 대상으로 한 재정정책 변화의 경기 국면별 비선형적 효과 분석에 사용된 바 있다.

먼저 다음과 같이 주어진 선형(linear) 국소투영법 모형을 고려하자.

$$(10) \quad Z_{t+h} = \alpha_h + \beta_h S_t + \phi(L)X_{t-1} + X_t^{exo} + v_{t+h}$$

위 식에서 Z_{t+h} 는 반응변수(빈일자리율 및 실질임금)를 나타내며 $h = 0, 1, 2, \dots, H$ 이다. 한편 S_t 는 위 절에서 식별된 외생적 통화정책 충격 시퀀스를 의미하는데, 구체적으로는 식별된 충격 시퀀스의 중간값 추정치를 사용한다. X_{t-1} 및 X_t^{exo} 는 각각 통화정책 충격 식별 시 VAR 모형에 내생변수로 포함되었던 산출, CPI 및 기준금리와 반응변수 Z_t 의 시차(lagged) 변수와 VAR 모형의 외생변수를 나타낸다. 마지막으로 v_{t+h} 는 t 기부터 $t+h$ 기까지 예측오차의 이동평균(moving average)이다.

이러한 모형에서 β_h 는 충격 h 기 이후의 충격반응함수를 나타낸다. 국소투영법 방법론의 가장 중요한 가정은 v_{t+h} 가 모형에 포함된 독립변수(regressor)들과 상관관계를 가지지 않는다는 것이며, 이 경우 OLS를 통하여 β_h 를 추정할 수 있게 된다. 다만 시계열분석의 특성상 v_{t+h} 는 계열상관(serial correlation)을 가지고 있을 가능성이 높으며 이러한 이유로 Newey - West의 방식을 이용하여 해당 추정치의 표준오차를 구한다.

이와 같은 모형에 축차적 VAR 모형으로부터 도출한 통화정책 충격 시퀀스를 포함하여 시산한 충격반응함수가 Figure 13에 보고되어 있다. 금리인상 충격 발생에 대해 빈일자리율의 반응은 전반적으로 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 실질임금의 경우 충격 발생 5~8개월 후에 대해서만 유의하게 감소하는 것으로 분석되었다.

Figure 14에 제시된 부호제약 VAR 모형 충격 사용 시 결과 또한 위의 그림과 유사하다. 빈일자리율의 반응은 모든 시계에 걸쳐 통계적으로 유의하지 않으며 실질임금도 충격 6개월 이후 감소와 15개월 이후 증가를 제외하고는 전반적으로 유의성이 떨어진다.

그러나 통화정책이 거시경제에 미치는 효과는 경기 국면별 또는 경제 상황별로 달라질 가능성이 존재한다. 예를 들어 Alpanda *et al.*(2021)은 OECD 18개국 데이터를 이용하여 통화정책 변화의 효과가 호황과 불황 시에 달라짐을 보였다. 본 연구에서도 이와 같은 가능성을 점검하기 위해 위의 선형 국소투영법 모형과 함께 다음과 같은 상태의존적 국소투영법 모형을 고려한다.

(Unit: %)



Figure 13. The Impulse Response Function of a Linear Model Using the Local Projection Method in Response to Monetary Policy Shocks, Analyzed with a Recursive VAR Model for Korea
Note: In each figure, the solid line and shading represent point estimates and the 95% confidence intervals.

(Unit: %)



Figure 14. The Impulse Response Function of a Linear Model Using the Local Projection Method in Response to Monetary Policy Shocks, Analyzed with a Sign-Restricted VAR Model for Korea
Note: In each figure, the solid line and shading represent point estimates and the 95% confidence intervals.

(Unit: %)

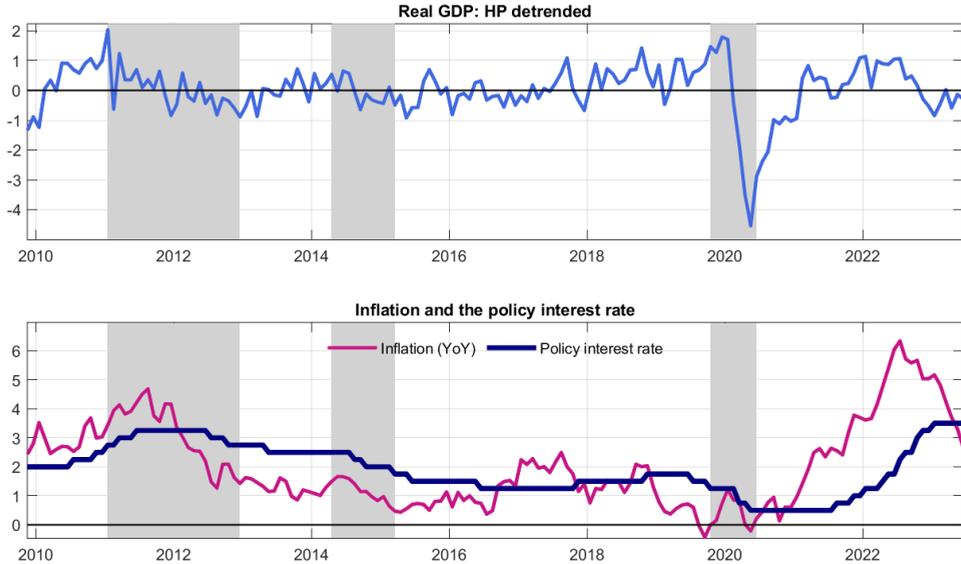


Figure 15. The Identified Recession Periods in Korea Based on OECD Data

Note: In each figure, the shaded areas indicate recession periods as defined by the OECD.

$$(11) \quad Z_{t+h} = I_t [\alpha_{A,h} + \beta_{A,h} S_t + \phi_{A,h}(L) X_{t-1}] + (1 - I_t) [\alpha_{B,h} + \beta_{B,h} S_t + \phi_{B,h}(L) X_{t-1}] + X_t^{exo} + v_{t+h}$$

위 식에서 I_t 는 특정 거시경제 상황을 나타내는 더미(dummy)변수이며 $I_t = 1$ 일 때 상태 A 를 나타내고 $I_t = 0$ 일 때 상태 B 를 나타낸다. 선형모형에서와 마찬가지로 $\beta_{A,h}$ 및 $\beta_{B,h}$ 는 각각 충격 h 기 이후 상태 A 와 B 에서 Z_t 의 충격반응함수를 의미하게 된다. 동 모형의 상태변수로 본 고에서는 다음의 두 가지를 고려한다. 첫 번째 상태변수로는 호황과 불황기를 나누어 분석한다. 이를 위해 Figure 15에 음영으로 표시된 바와 같이 OECD에서 제공하는 불황 지수(recession indicator)를 사용한다. 해당 자료상 2009년 이후 우리나라의 불황기는 2014년 전후, 2015년, 그리고 2020년 코로나19 팬데믹 발생 직후로 식별된다.

두 번째 상태변수로는 코로나19 팬데믹 발생 전과 후를 다룬다. 이를 위해 샘플을 2020년 이전인 2019년 12월까지와 이후 기간으로 나누어 국소투영법 분석을 시행한다.

먼저 Figure 16에는 축차적 VAR 모형으로부터 식별된 통화정책을 사용하여 호황·불황별 비선형성을 고려한 국소투영법 모형을 추정하여 얻은 충격반응함수를 나타낸다. 위의 선형모형 결과와는 다르게 호황·불황 간 충격반응함수의 상이성을 허용한 모형 결과는 경기 국면별로 강한 비선형성을 나타낸다. 호황의 경우 외생적 통화정책 충격에 대해 빈일자리율과 실질임금 반응 모두 대체적으로 유의하지 않다. 그러나 불황기에는 긴축적 통화정책으로 인해 빈일자리율이 충격 3~7개월 이후 동안에 대해 유의하게 감소하는 패턴을 나타낸다. 한편 불황 시의 실질임금의 반응은 대부분의 시계에 대해 유의하지 않은 것으로 도출된다.

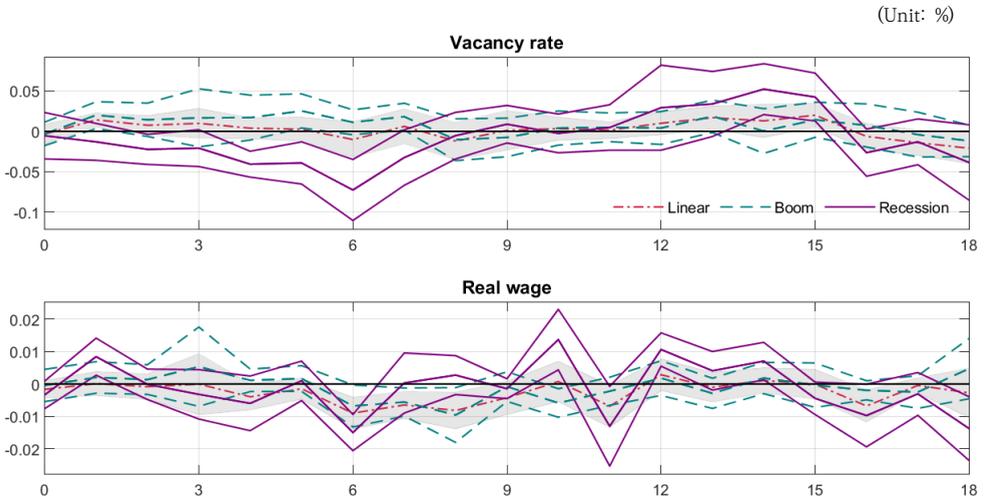


Figure 16. The Impulse Response Function of a Nonlinear Model Using the Local Projection Method in Response to Monetary Policy Shocks Identified by a Recursive Ordering, Analyzed Separately for Expansionary and Recessionary Periods in Korea

Note: 1) In each figure, the dotted line and shading represent point estimates and 95% confidence intervals for the linear model; 2) In each figure, the dashed line and solid line represent point estimates and 95% confidence intervals for expansionary and recessionary periods, respectively.

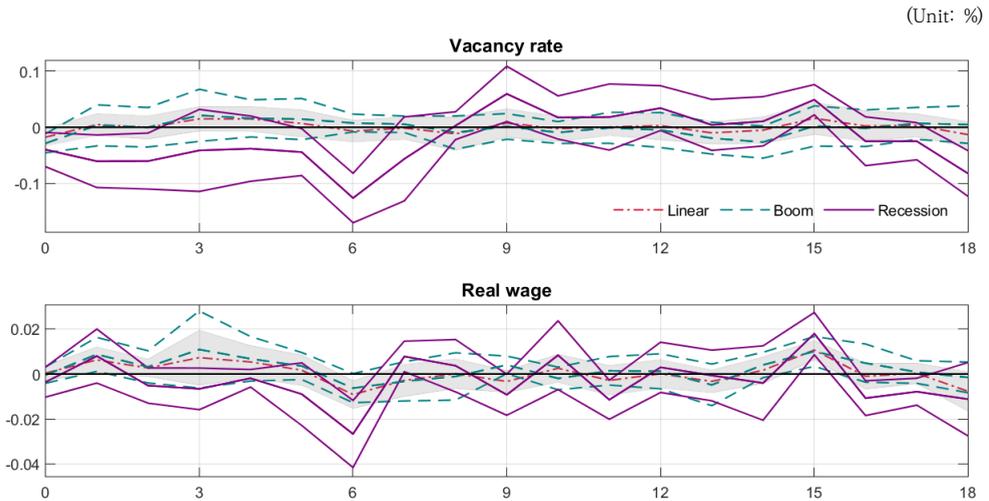


Figure 17. The Impulse Response Function of a Nonlinear Model Using the Local Projection Method in Response to Monetary Policy Shocks Identified by Sign Restrictions, Analyzed Separately for Expansionary and Recessionary Periods in Korea

Note: 1) In each figure, the dotted line and shading represent point estimates and 95% confidence intervals for the linear model; 2) In each figure, the dashed line and solid line represent point estimates and 95% confidence intervals for expansionary and recessionary periods, respectively.

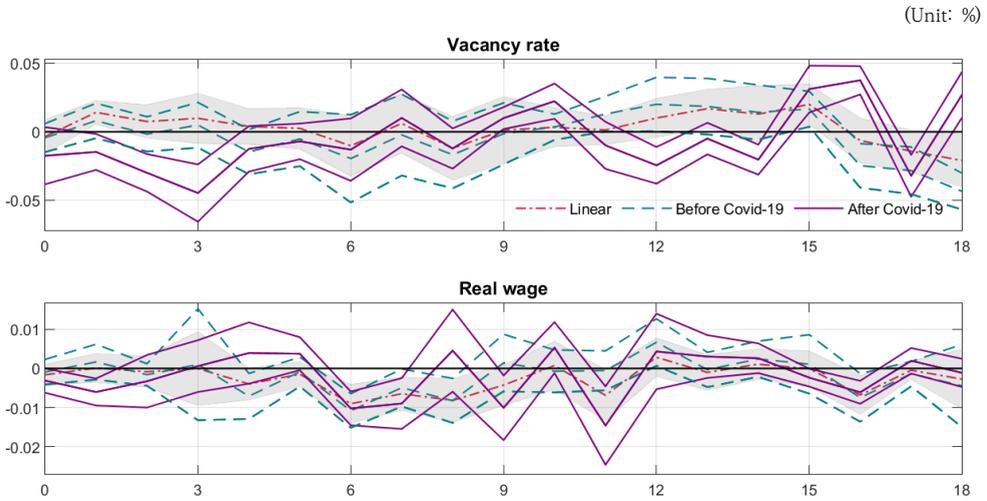


Figure 18. The Impulse Response Function of a Nonlinear Model Using the Local Projection Method in Response to Monetary Policy Shocks Identified by a Recursive Ordering, Analyzed Separately for Periods Before and After the COVID-19 Pandemic in Korea.

Note: 1) In each figure, the dotted line and shading represent point estimates and 95% confidence intervals for the linear model; 2) In each figure, the dashed line and solid line represent point estimates and 95% confidence intervals for periods before and after COVID-19, respectively.

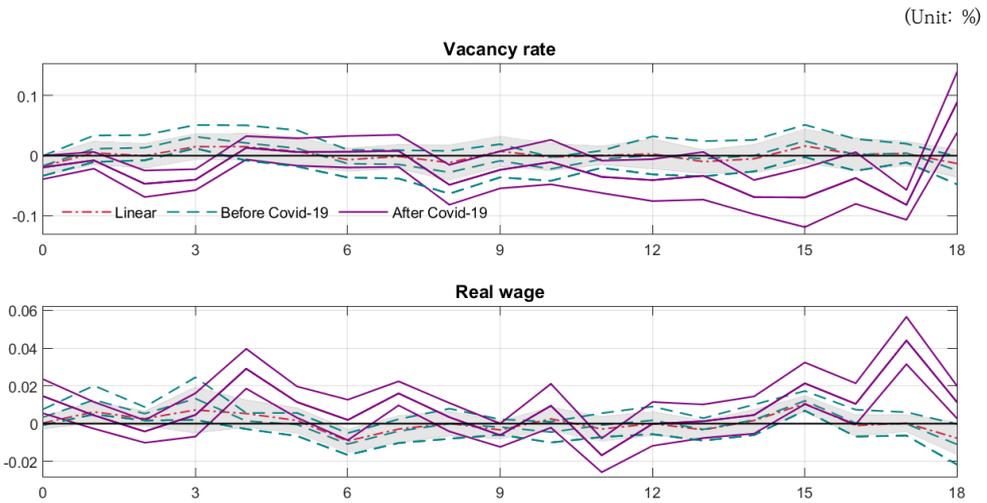


Figure 19. The Impulse Response Function of a Nonlinear Model Using the Local Projection method in Response to Monetary Policy Shocks Identified by Sign Restrictions, Analyzed Separately for Periods Before and After the COVID-19 Pandemic in Korea.

Note: 1) In each figure, the dotted line and shading represent point estimates and 95% confidence intervals for the linear model; 2) In each figure, the dashed line and solid line represent point estimates and 95% confidence intervals for periods before and after COVID-19, respectively.

불황기에는 일반적으로 통화정책이 완화적으로 운용되므로, 이러한 결과는 불황기 금리인하가 있을 시 빈일자리율은 단기적으로 유의하게 상승시킬 가능성을 시사한다.

이와 같은 결과는 부호제약 VAR로부터 식별된 통화정책을 사용하였을 때 다소 더 약하게 관측된다. 그럼에도 불구하고 Figure 17에 나타난 것처럼 긴축적 통화정책 충격이 충격 후 2개월 이내와 5~7개월 사이에서 빈일자리율을 유의하게 하락시키는 것을 확인할 수 있다. 따라서 통화 긴축이 빈일자리율의 유의한 감소를 일으킨다는 위의 결과는 충격 식별방식과 관계없이 유지된다고 볼 수 있다.

한편 코로나19 팬데믹 이전과 이후의 비선형성을 고려한 모형 결과는 Figure 18에 나와 있다. 먼저 축차적 VAR 충격을 사용했을 경우 긴축적 통화정책 시행 시 코로나19 이전 기간에 대해서는 빈일자리율의 반응이 1년 이내에는 전반적으로 유의하지 않은데 반해, 이후 시기에 대해서는 빈일자리율이 유의하게 감소하는 것을 확인할 수 있다. 실질임금의 반응은 두 시기 모두에 대해 충격 6~7개월 이후 기간에 대해 감소하는 것으로 나타나 시기별 차이가 크지 않은 것으로 보인다.

마지막으로 부호제약을 부여한 VAR 충격 결과는 Figure 19에 제시되어 있는데, 전반적으로 빈일자리율 반응도 패턴이 축차적 결과와 유사하다. 긴축적 통화정책 충격은 코로나19 이전 시기에 대해서는 빈일자리율을 유의하게 변화시키지 않으나 이후 기간에는 해당 변수를 단기적으로 유의하게 감소시킨다. 그러나 동 충격에 대한 실질임금의 반응은 두 국면 모두에서 단기적으로 증가하는 것으로 분석되어 축차적 VAR 결과와는 상이하다. 다만 코로나19 이전과 이후 시기에 대해 반응패턴이 유사하다는 공통점도 가진다.

V. 결론

본 연구는 우리나라에서 노동시장이 물가상승률에 미치는 영향이 시기에 따라 어떻게 변해왔는지와 통화정책 변화가 노동시장에 미치는 영향이 거시경제 국면별로 어떻게 달라졌는지를 분석하였다. 이를 위해 TVC-VAR을 포함한 VAR 모형 및 국소투영법을 사용하였다. 분석 결과 노동시장 상황이 인플레이션에 미치는 상방 압력은 최근 기간에 대해 증대되어 왔으며, 또한 이러한 상방 압력은 인플레이션 수준이 낮을 때 보다는 높을 때 더욱 큰 것으로 도출되었다. 통화정책이 노동시장에 미치는 효과 또한 경제 국면별로 다르게 나타났는데 불황기나 코로나19 팬데믹 이후 시기에 대해서는 외생적 금리인상이 빈일자리율을 단기적으로 유의하게 감소시키나, 호황기나 팬데믹 이전 시기에 대해서는 동 반응이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한편 통화정책 충격이 실질임금에 미치는 영향은 전반적으로 유의하지 않았다.

이와 같은 본 고의 결과는 우리나라에서 노동시장과 인플레이션 간의 관계가 볼록성(convexity)을 가질 가능성을 시사한다. 물가안정목표제 하에서의 통화정책이 일반적으로 인플레이션이 낮을 때에는 금리인하를, 높을 때에는 금리인상을 시행한다는 점에서 보면 이

러한 불록성은 통화정책 운용에 있어 유리한 상황을 제공한다. 인플레이션이 낮을 때 금리를 인하하면 인플레이션의 상승보다 빈일자리율 증가의 효과가 상대적으로 클 것이고, 인플레이션이 높은 시기에 금리를 인상하면 빈일자리율의 감소보다 인플레이션의 하락 효과가 상대적으로 클 것이기 때문이다. 물론 본 고의 이러한 결과는 앞으로 더욱 엄밀한 분석을 통해 검증되어야 할 것이다. 이러한 관점에서 본 연구 이후 노동시장, 인플레이션 및 통화정책 간 비선형적 관계에 대한 풍부한 논의를 기대한다.

부 록

1. 깃스 샘플링을 이용한 TVC-VAR 모형의 추정

부록의 본 장에서는 본 고의 분석대상 모형인 TVC-VAR 모형의 추정에 대한 자세한 설명을 제시하도록 한다.

(1단계: 사전분포 설정) 비관측인자 B^T , A^T , Ω^T 와 공분산계수 행렬 V 의 초모수(hyperparameter)¹ Q , W , S 에 대한 사전분포(prior distribution)를 설정. Primiceri(2005) 등 선행연구를 참조하여 초모수 Q , W , S 의 사전분포는 독립 역-위샤트(inverse-Wishart) 분포를 따르며, 나머지 모수들의 초기값 B_0 , α_0 , $\log \sigma_0$ 은 정규분포를 따른다고 가정. 그 결과 B , α , $\log \sigma$ 의 전체 시퀀스들은 (Q , W , S 값을 조건부로) 정규분포를 사전분포로 가지게 됨.

(2단계: 깃스 샘플링을 이용한 사후분포 추출) 추정모수의 조건부 결합확률분포를 조건부 확률분포들간의 곱으로 요인분해한 뒤 칼만 필터(Kalman filter) 및 평탄화(smoothing)를 이용하여 각각의 조건부 분포로부터 표본을 추출. 각 모수의 조건부 사후확률분포(conditional posterior distribution)는 모수별 사전분포에 데이터 Z 와 기타 모수값을 조건부로 반영하여 정규분포 또는 역-위샤트 분포로 도출 가능하게 된다. 이후 다음과 같은 과정을 거쳐 사후분포로부터 표본추출.

① 행렬 A^T , Ω^T , V 의 초기값을 설정한 뒤, 카터-콘(Carter-Kohn) 알고리즘을 이용하여 상태변수 행렬 B^T 의 조건부 사후분포를 ㉠, ㉢로 요인 분해한 뒤 칼만 필터를 적용.

$$p(B^T | Y^T, A^T, \Omega^T, V) = \underbrace{p(B_T | Y^T, A^T, \Omega^T, V)}_{\text{㉠ : Kalman filter}} \prod_{t=1}^{T-1} \underbrace{p(B_t | B_{t+1}, Y^t, A^T, \Omega^T, V)}_{\text{㉢ : backward recursion}}$$

㉠: 상태-공간모형에 칼만 필터를 순차적으로 적용해서 조건부 사후분포 $B_T | Y^T, A^T, \Omega^T$, $V \sim N(B_{T|T}, P_{T|T})$ 의 평균 $B_{T|T}$ 및 분산 $P_{T|T}$ 을 구한 뒤 동 분포로부터 표본 B_T 를 추출.

㉢: ㉠에서 얻은 B_T 을 토대로 칼만 평탄화(Kalman smoothing)를 $t = T-1, T-2, \dots, 1$ 에 대해 순차 적용하여 조건부 사후분포 $B_t | B_{t+1}, Y^t, A^T, \Omega^T, V \sim N(B_{t|t+1}, P_{t|t+1})$ 의 평균 $B_{t|t+1}$ 및 분산 $P_{t|t+1}$ 을 구한 뒤 동 분포로부터 표본 $B_{t|t+1}$ 을 추출.

¹ 사전분포 내 모수를 지칭하며 '모수의 모수(parameter of parameter)'라는 의미를 가짐.

② 주어진 B^T , Ω^T , V 값 하에서 ①을 적용하여 정규분포로부터 A^T 를 추출.

③ 변동성 모수행렬 Ω^T 의 조건부 사후분포를 선형 정규분포로 근사한 뒤 주어진 A^T , B^T , V 하에서 ①을 적용하여 정규분포로부터 Ω^T 를 추출.

④ 주어진 B^T , A^T , Ω^T 값 하에서 ①을 적용하여 역-위샤트 분포로부터 V 를 추출.

⑤ 동 체인이 수렴할 때까지 ①~④를 반복(N 회를 반복한 뒤 최초 N_0 회 추출 결과를 버리고 나머지 표본만을 사용).

2. 추가 결과

본 장에서는 본문에 포함되지 않은 추가 결과들을 제시한다. 먼저 Figure A1에는 우리나라 데이터를 이용한 4변수 TVC-VAR 모형에서 빈일자리율 대신 실업률을 노동시장 상황 변수로 사용했을 때의 충격반응함수를 나타내고 있다. 빈일자리율을 고려한 경우보다 전반적으로 반응의 유의성은 떨어지고 시변 반응패턴 또한 다르다. 그러나 충격 1개월 이후 반응의 경우 2010년대 들어 반응도가 증가하는 모습을 보이며 또한 2010년대 중반 이후부터는 반응이 통계적으로 0과 다른 것으로 도출되었다.

한편 본 고에서는 빈일자리율로 포착되는 노동시장 상황 변화에 대한 인플레이션의 반응을 고려했는데, 반대로 인플레이션의 변화에 대한 빈일자리율의 반응 또한 모형으로부터 산할 수 있다. Figure A2는 본문의 TVC-VAR 모형에서 외생적 양(+의 인플레이션에 충격에 대한 빈일자리율의 반응을 나타낸다. 분석 결과 인플레이션 상승에 대한 빈일자리율의 반응도는 2010년대 중반부터 코로나19 팬데믹 직후인 2020년대 초반까지 감소하는 것으로 나타났다. 특히 충격 3개월 이후 반응을 보면 이 기간 동안 유의하게 빈일자리율이 감소하며, 이는 해당 시점에서의 인플레이션 상승이 주로 수요 측면보다는 공급 측면에서의 충격에 기인한다는 점을 시사한다.

Figure A3에는 우리나라를 대상으로 한 본문의 벤치마크 4변수 TVC-VAR 모형에서 외생적 양(+의 빈일자리율 충격에 대한 인플레이션의 반응을 기대인플레이션을 가장 외생적으로 가정한 대안적 모형의 반응과 비교한다. 추정 결과 충격기 및 충격 1~3분기 이후 반응의 시변패턴 및 반응도가 두 모형 간 거의 차이가 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 우리나라 데이터를 추정된 본 고 4변수 TVC-VAR 모형 결과가 기대인플레이션에 대한 외생성 순서 가정에 대해 강건하게 성립함을 보여준다.

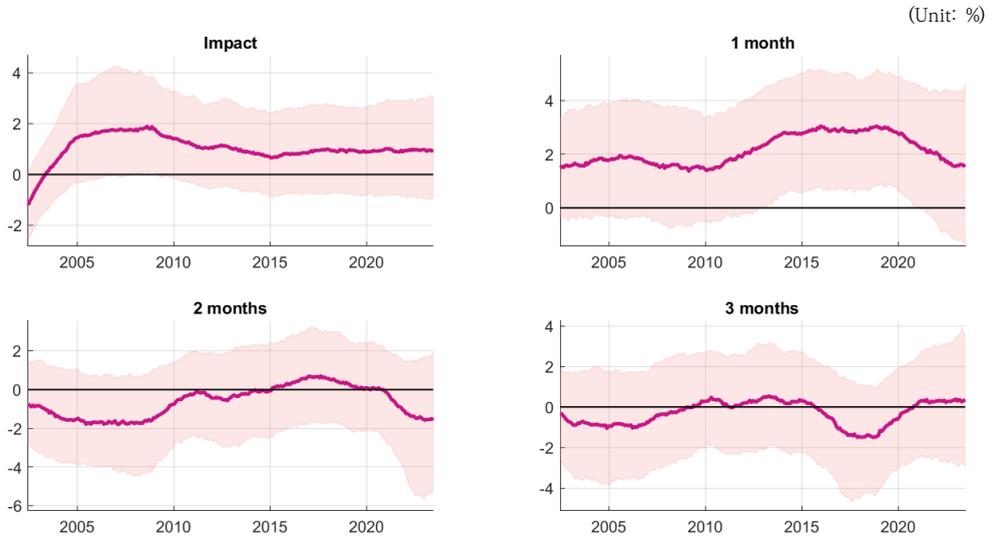


Figure A1. The Impulse Response Function of a Four-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Korea, Using the Unemployment Rate as a Labor Market Condition Variable
Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

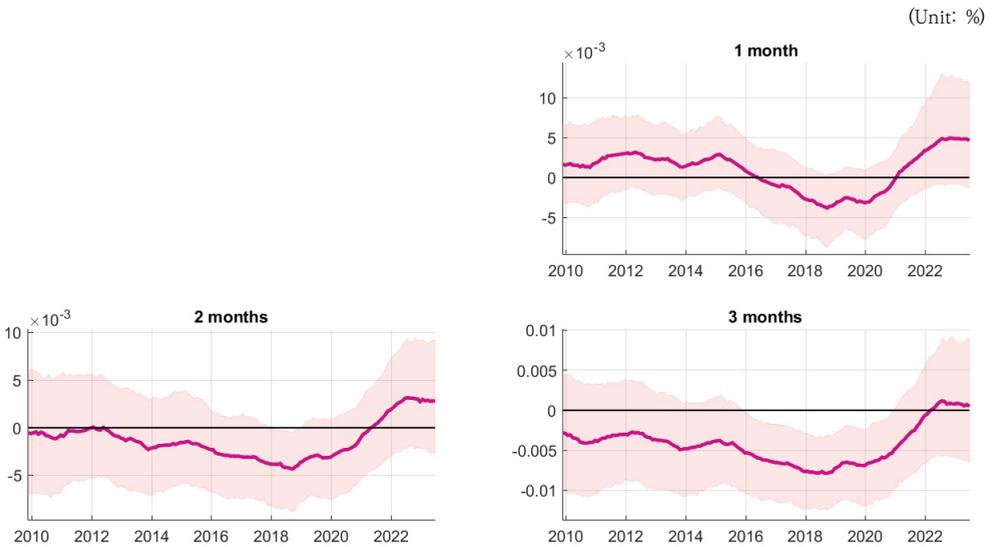


Figure A2. The Impulse Response Function of a Four-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Korea, Analyzing the Response of the Job Vacancy Rate to a Shock in Inflation
Note: In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

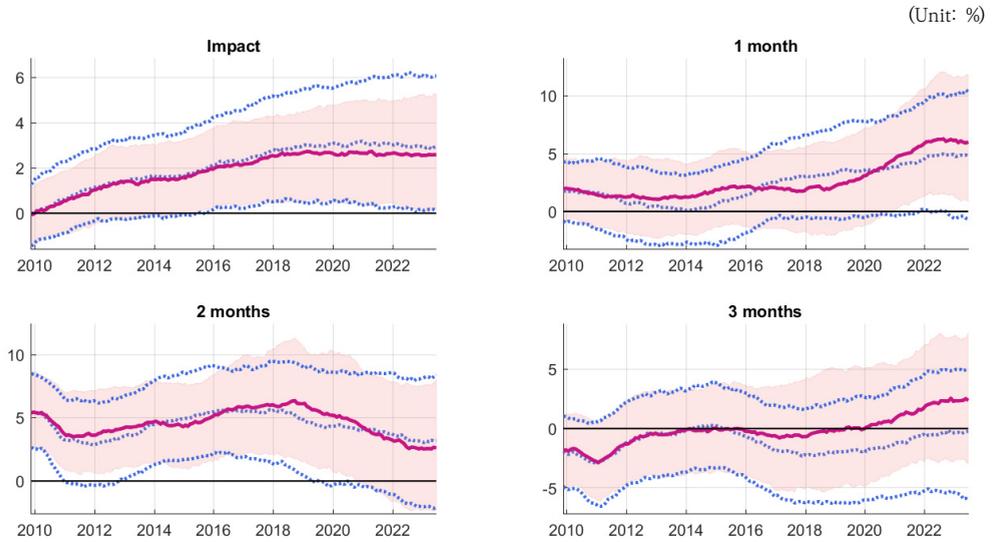


Figure A3. The Impulse Response Function of a Four-Variable Time-Varying Coefficient VAR Model for Korea, Comparing the Benchmark Model with a Model That Swaps the Order of Expected Inflation

Note: 1) In each figure, the solid line and shading represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates for the benchmark four-variable model; 2) In each figure, the dotted line represents the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates for the four-variable model that assumes the endogenous ordering of the variables as $z_t = [\pi_t^e, v_t, \pi_t^m, \pi_t^e]'$, with expected inflation treated as exogenous.

마지막으로 본문에서는 시변계수 VAR 모형에 기반하여 노동시장 상황 변화가 인플레이션에 미치는 영향의 시간변화 패턴을 분석하였다. 그러나 이와 같은 시변패턴 분석을 위해서 시변계수 모형 이외에도 통상적인 고정계수 모형을 샘플을 나누어 추정하는 방식 또한 기존 문헌에서 빈번히 사용되고 있다. 먼저 위 절의 시변계수 VAR 모형 결과의 강건성 검증을 위해 다음과 같은 고정계수 VAR 모형을 설정하고 구간이동방식(rolling window)으로 추정을 한다.

$$(A1) \quad z_t = c + B_1 z_{t-1} + \dots + B_k z_{t-k} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma_u$$

위 식에서 z_t 는 위 절의 4변수 모형과 같은 $z_t = [v_t, \pi_t^m, \pi_t^e, \pi_t^e]'$, 즉, 빈일자리율과 연율화된 전월 대비 인플레이션을, 수입물가 인플레이션을, 소비자동향조사 중 향후 1년간 기대인플레이션을 순서로 구성된 내생변수 벡터를 의미한다. 시변계수 모형과의 일관성을 위해 모형 추정시 Uhlig(2005)과 Mountford and Uhlig(2009) 등 선행연구를 참조하여 위 식 (A1)에 주어진 축약형 VAR의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사전분포는 무한(infinite)산을 가지는 노말-위샤트(Normal-Wishart) 분포를 따른다고 가정하고 베이저안 방식

(Unit: %)

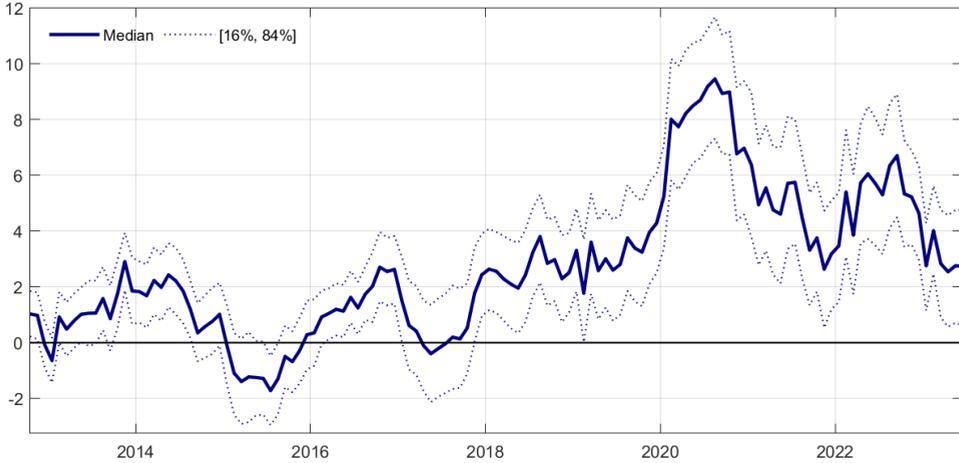


Figure A4. The Rolling Window Impulse Response Function of Current Inflation in Response to a Shock in the Job Vacancy Rate, Analyzed Using a Four-Variable Fixed-Coefficient VAR Model for Korea

Note: In the figure, the solid line and dotted line represent the median of the posterior distribution and the [16%, 84%] error band estimates.

으로 추정하였다. 추정된 축약형 모형의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사후분포에서 5천개의 표본을 추출한 후, 각 표본에 대해서 위의 축차적 충격 식별 방법을 적용하여 최종적으로 5천개의 충격을 도출하여 충격반응함수를 시사하였다.

이러한 모형의 관측 구간(window) 크기를 40으로 설정하고 우리나라 데이터를 사용하여 추정 후 1% v_t 충격에 대한 당기 π_t 의 충격반응함수를 구하면 Figure A4와 같다. 해당 그림에 제시된 rolling window 충격반응함수의 시변패턴은 위의 시변계수 VAR 모형 결과의 그것과 전반적으로 일치한다. 빈일자리율 충격에 대한 인플레이션의 반응도는 2018년경부터 이후 코로나19 발생 직후인 2020년 중반까지 지속적으로 증가해 왔으며 이후 기간에 대해 감소하였다가 2022년 중반 반등하는 추세를 나타냈다. 68% 밴드 기준 동 기간 동안의 충격반응함수는 통계적으로 0을 포함하지 않아 전반적으로 유의한 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 시변계수 VAR 모형과 같이 코로나19 팬데믹 발생 이후 최근 기간에 대해 우리나라에서 빈일자리율 상승이 인플레이션에 미치는 상방 압력이 증대되었을 가능성을 시사한다.

참고문헌

- Alpanda, Sami, Eleonora Granziera, and Sarah Zubairy.** 2021. "State Dependence of Monetary Policy Across Business, Credit and Interest Rate Cycles," *European Economic Review*, Vol. 140, 103936.
- Ascari, Guido, Paolo Bonomolo, and Qazi Haque.** 2023. "The Long-run Phillips Curve is... A Curve," Unpublished Manuscript.
- Auerbach, Alan J., and Yuriy Gorodnichenko.** 2012. "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, No. 2, pp.1-27.
- Babb, Nathan, and Alan K. Detmeister.** 2017. "Nonlinearities in the Phillips Curve for the United States: Evidence Using Metropolitan Data," *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ball, Laurence M., Daniel Leigh, and Prachi Mishra.** 2022. "Understanding US Inflation During the Covid Era," Working Paper No. 30613, National Bureau of Economic Research.
- Barnichon, Regis, and Adam Hale Shapiro.** 2022. "What's the Best Measure of Economic Slack?," *FRBSF Economic Letter*, No. 4, pp.1-5.
- Benati, Luca.** 2015. "The Long-run Phillips Curve: A Structural VAR Investigation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 76, pp.15-28.
- Benigno, Pierpaolo, and Gauti B. Eggertsson.** 2023. "It's Baaack: The Surge in Inflation in the 2020s and the Return of the Non-linear Phillips Curve," Working Paper No. 31197, National Bureau of Economic Research.
- Calza, Alessandro, Tommaso Monacelli, and Livio Stracca.** 2013. "Housing Finance and Monetary Policy," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 11, pp.101-122.
- Domash, A., & Summers, L. H.** 2022. "How tight are US labor markets?," National Bureau of Economic Research, No. w29739.
- Gagnon, Joseph, and Christopher G. Collins.** 2019. "Low Inflation Bends the Phillips Curve," Working Paper 19-6, Peterson Institute for International Economics.
- Gali, Jordi, and Luca Gambetti.** 2015. "The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 1, pp.233-257.
- Han, Jong-Suk, and Joonyoung Hur.** 2020. "Macroeconomic Effects of Monetary Policy in Korea: A Time-varying Coefficient VAR Approach," *Economic Modelling*, Vol. 89, pp.142-152.
- Hooper, Peter, Frederic S. Mishkin, and Amir Sufi.** 2020. "Prospects for Inflation in a High Pressure Economy: Is the Phillips Curve Dead or Is It Just Hibernating?," *Research in Economics*, Vol. 74, No. 1, pp.26-62.
- International Monetary Funds.** 2013. "The Dog That Didn't Bark: Has Inflation Been Muzzled or Was It Just Sleeping?," World Economic Outlook, Chapter 3.
- Jordà, Òscar.** 2005. "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, pp.161-182.

- Mountford, Andrew, and Harald Uhlig.** 2009. "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, No. 6, pp.960-992.
- Nalewaik, Jeremy.** 2016. "Non-linear Phillips Curves with Inflation Regime-switching," *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Owyang, Michael T., Valerie A. Ramey, and Sarah Zubairy.** 2013. "Are Government Spending Multipliers Greater During Periods of Slack? Evidence from Twentieth-century Historical Data," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 3, pp.129-134.
- Powell, Jerome H.,** 2018. "Revolution or Evolution? Reexamining Economic Paradigms," Remarks at the 60th Annual Meeting of the National Association for Business Economics.
- Primiceri, Giorgio E.** 2005. "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp.821-852.
- Uhlig, Harald.** 2005. "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, pp.381-419.

LITERATURE IN KOREAN

- 김소영 · 김지혜.** 2021. 『외환시장 개입 정책이 환율에 미치는 영향 분석』, 국제금융연구, Vol. 11, No. 2, pp.45-64.
- 김태봉 · 이한규.** 2020. 「우리나라 노동시장의 유희생산능력 추정 및 통화정책에 대한 시사점 분석」, 『노동경제논집』, 43(4).
- 송상윤 · 배기원.** 2022. 「지역별 자료를 이용한 필립스 곡선의 추정」, 한국은행, 『BOK 이슈노트』, 제2022-47호.
- 오삼일 · 송상윤 · 한채수 · 이종하 · 배기원.** 2022. 「최근 임금 흐름에 대한 평가 및 가격전가율 추정」, 한국은행, 『BOK 이슈노트』, 제2022-44호.
- 이준석 · 장용성 · 최영두.** 2022. 「생산, 고용, 물가 관계의 변화」, 『경제학연구』, 제70집 제1호, pp.33-51.

The changing relationship between labor market conditions and inflation in Korea[†]

By Joonyoung Hur · Minsok Chae^{*}

This paper examines the time-varying relationship between the labor market, inflation, and monetary policy, particularly in light of recent high inflation and a tight labor market, with a focus on data from Korea. Analyzing data from July 2009 to June 2023, we find that the impact of the job vacancy rate — an indicator of labor market conditions — on inflation has gradually increased over time. Furthermore, the responsiveness of inflation to changes in labor market conditions is found to be greater during periods of high inflation compared to low inflation. Lastly, the influence of monetary policy changes on the job vacancy rate is particularly pronounced during recessionary periods and after the COVID-19 pandemic. These findings suggest the possibility of convexity in the relationship between the labor market and inflation in Korea. In such a scenario, raising interest rates during high inflation could lead to a relatively larger decrease in inflation than in job vacancies, which could create a favorable situation for monetary policy management.

Key Word: Labor Market, Job Vacancy Rate, Inflation,
Monetary Policy

JEL Code: E31, E52, C32

* Joonyoung Hur: Associate Professor, Department of Economics, Sogang University (E-mail: joo-nyhur@gmail.com); Minsok Chae: Manager, Employment Analysis Team, Bank of Korea (E-mail: min-sok.chae@bok.or.kr)

* Received: 2024. 6. 23

* Referee Process Started: 2024. 6. 26

* Referee Reports Completed: 2024. 8. 14

† This research was conducted as part of a project by the Bank of Korea's Research Department. The views expressed in this paper are those of the authors and should not be interpreted as those of the Bank of Korea. We would like to thank the two anonymous referees for their valuable comments. We also thank Yongsung Chang, Jae Won Lee, Jeong Ick Lee, Samil Oh, Dongjae Lee, Sunyoung Jung, and all participants of the Bank of Korea seminar for helpful comments.