

코로나19 시기 물가동학 변화 분석 및 통화정책에 대한 시사점 연구

박용용

서울대학교 경제학부

2024년 1월 19일

Abstract

이 연구는 코로나19 대유행 시기 한국경제에 구조변화가 발생했는지 물가동학을 중심으로 분석하였다. 분석을 위해 경제구조 안정성을 가진 동적요인모형(DFM)과 경제구조가 점진적으로 변화할 수 있는 확률변동성 시변계수 자기회귀모형(SV-TVP-VAR) 모형을 상호보완적으로 이용하였다. 분석 결과, 물가동학과 주요 경제변수의 동학이 코로나19 대유행과 그 후 구조적으로 변화했다는 증거를 찾기 어려웠다. 코로나19 대유행 기간 동안 한국경제가 크게 변동하였으나, 이는 기존 경제구조를 반영하는 공통요인보다는 기존 경제구조가 설명하지 못하는 고유요인이 크게 변동하였기 때문으로 나타났다. 2021년부터 물가가 지속적으로 급등하였음도 불구하고 필립스곡선의 기울기 관련 통계량은 유의하게 변동하지 않았다. 물가동학에 구조적 변화가 발생했다고 보기 어려우므로, 통화정책은 기존의 정책 틀을 유지하되, 국제유가와 공급망 교란 등 최근 변동성이 확대된 물가상승요인을 면밀히 감시하고 필요한 경우 적극적으로 대응할 필요가 있다.

1 서론

최근 전세계에서 1980년대 초반 이래 경험하지 못했던 속도로 물가가 급등하였다. 코로나19 대유행이 마무리된 2023년 물가상승률은 다소 둔화되었으나 여전히 코로나19 대유행 이전에 비해 높은 수준에 머물러 있으며, 특히 한국을 비롯해 물가안정 목표제(inflation targeting)를 채택하고 있는 주요 국가에서 중앙은행의 목표를 상회하고 있다. 중앙은행이 긴축 정책을 이어감에 따라 이들 국가에서 물가상승률은 지속적으로 안정되어 결국 목표로 수렴해 가리라 예상된다. 그러나, 물가상승률이 목표를 향해 수렴하는 속도와 양상은 코로나19 대유행 이후 전개되는 거시경제적 환경, 특히 통화정책이 직면하게 될 환경에 의해 좌우될 것이며, 환경의 변화에 따라 물가안정 목표를 달성하고자 하는 통화정책의 구체적인 대응도

달라져야 할 것이다. 본 연구는 물가동학 혹은 인플레이션 동학(inflation dynamics)을 중심으로 코로나 19 대유행 시기 한국경제의 구조변화 가능성을 점검하고, 통화정책에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

최근의 극적인 인플레이션은 코로나19 대유행 직전까지만 하더라도 예상하기 어려웠던 현상이다. 2020년 코로나19 대유행이 시작되기 이전, 주요 선진국의 통화정책 당국은 균형금리(r^*)가 지속적으로 하락하여 낮은 수준에서 유지되는 저금리 환경(소위 뉴노말) 하에서 효과적인 정책 목표와 전략을 고민하고 있었다. 저금리 환경 하에서는 통화정책이 명목금리의 하방제약(ZLB)에 직면할 위험이 증대되고, ZLB에서는 전통적 통화정책이 효력을 발휘하지 못하기 때문이다. 코로나19 대유행 이전의 한국 기준금리와 인플레이션 상황을 복기해 보면 한국도 미국 등 주요 선진국과 유사하게 저금리 환경에 처해 있었다고 할 수 있다. 저금리 환경에서 효과적인 통화정책을 수립하고 전략을 마련하기 위해 고민한 예로, 2020년 여름 미국 연방준비제도(연준)의 장기 정책목표 및 전략 (Statement on Longer-Run Goals and Monetary Policy Strategy) 수정을 들 수 있다. 연준은 2020년까지 인플레이션이 인플레이션 목표를 상회하거나 하회할 가능성을 모두 경계하는 대칭적 인플레이션 목표제(symmetric inflation targeting)를 채택하고 있었다. 그러나 연준은 2020년 이를 평균 인플레이션 유연 목표제(flexible average inflation targeting)로 대체하면서, 인플레이션이 목표인 2%를 지속적으로 하회할 가능성을 주로 경계하고 그런 경우 목표를 초과하는 인플레이션을 상당 기간 허용할 수 있다고 밝힌 바 있다.

그러나 코로나19 대유행 시기 전세계적으로 인플레이션이 발생하여 빠른 속도로 물가가 상승하자, 저금리 환경 하에서 인플레이션 하방 위험을 경계하던 고민이 무색해진 형편이다. 최근 발생한 인플레이션의 주요 요인은 코로나19 대유행 전개 과정에 누적된 문제(예를 들어, 막대한 재정지출, 사회적 이동 제한이 해제되면서 나타난 수요 폭증 또는 공급망 교란)와 지정학적 갈등으로 초래된 문제(예를 들어, 무역 갈등 및 에너지 가격 상승)라고 할 수 있다. 만약, 경제의 구조적 변화 없이 이러한 요인이 일시적으로 작용하여 인플레이션이 발생하였다면, 강력한 긴축적 통화정책이 지속되는 가운데 이러한 요인이 해소될 때 물가는 다시 안정되고 경제는 코로나19 대유행 이전의 저금리환경(뉴노말)으로 회귀할 것으로 예상할 수 있다. 반면, 코로나19 대유행을 거치며 경제에 구조적인 변화가 발생했다면 앞으로 전혀 새로운 환경(소위 뉴-뉴노말)이 전개될 수 있다. 예를 들어, 코로나19 대유행 기간 중 미국 등 일부 선진국에서 발생한 베이비부머의 조기퇴직과 원격 노동의 활성화는 노동시장의 구조적 변화를 초래하여 인플레이션-실업률 간의 관계, 즉 필립스곡선의 기울기를 움직였을 가능성이 크다. 한국은 코로나19 대유행 시기 다른 선진국에 비해 노동시장이 큰 충격을 받지 않았기 때문에, 심대한 구조적 변화가 일어나지는 않았을 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고, 한국은 대외개방성이 높기 때문에 선진국 경제의 구조변화가 무역 및 금융 연계를 통해 한국에 영향을 미칠 가능성이 상존한다. 그 외에, 지정학적 갈등과 보호 무역주의 등장으로 인한 공급망 재편이 한국경제에 구조변화를 초래할 수도 있다.

이 연구에서는 우선 물가와 인플레이션에 대한 주요 거시경제학 이론을 바탕으로 코로나19 대유행 기간 인플레이션 동학에 구조변화가 발생했을 가능성에 대해 검토한다. 거시경제모형의 핵심 구조식으로서 인플레이션을 결정하는 필립스곡선을 통해 살펴 보면, 인플레이션을 결정하는 요인 중 기대인플레이션은 구조변화를 겪지 않은 것으로 보이지만 실업률갭 및 생산갭과 공급충격은 코로나19 대유행 기간 중 상당한 변동을 겪어 구조적 변화가 일어났을 가능성을 배제할 수 없다. 한국의 노동시장에 구조적 변화가 발생했을 가능성이 작기 때문에 필립스곡선의 기울기는 크게 변하지 않았다고 추론되고, 따라서 필립스곡선의 함수 형태가 구조적으로 변했을 가능성은 크지 않아 보인다. 실업률갭과 생산갭 및 공급충격이 코로나19 대유행 기간 중 구조적 변화를 겪었는지 아니면 일시적으로 큰 충격을 받은 것에 불과한지, 나아가 이들 변수의 변동이 인플레이션 동학에 어떤 영향을 미쳤는지 파악하기 위해서는 기술적 분석(descriptive analysis)을 넘어 체계적인 계량경제학적 분석이 요구된다.

다만, 코로나19 대유행 이후 시간이 충분히 지나지 않았기 때문에, 본 연구는 구조변화를 통계적으로 검정하기 위해 활용할 수 있는 표본의 크기가 작다는 한계를 가지고 있다. 표본의 크기가 충분히 크지 않기 때문에, 실제 변화가 발생했다더라도 연구에서는 통계적으로 유의한 정도의 증거를 발견하기 어려울 수 있다. 반대로 연구에서 변화가 발생했다는 통계적 증거를 얻더라도, 그 변화가 일시적이어서 시일이 지남에 따라 경제가 코로나19 대유행 이전의 구조로 회귀할 수도 있다. 이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 가용한 자료를 최대한 이용하여 인플레이션 동학을 중심으로 구조변화 가능성을 점검함으로써, 구조변화의 실마리를 조기에 찾고, 후속 연구를 위한 단초를 마련하고자 한다.

이 연구는 상호보완적인 두가지 접근법으로 계량경제학적 분석을 시도한다. 첫번째 접근법에서는 구조 안정성 가정 하에서 코로나19 대유행 이전의 자료를 이용하여 모형을 추정한 다음, 추정된 모형이 코로나19 대유행 기간과 그 후의 자료를 얼마나 잘 설명하는지 분석함으로써 한국경제의 변화 가능성을 추적한다. 추정된 모형이 코로나19 대유행 기간과 그 후의 자료를 제대로 설명하지 못한다면, 이는 구조변화가 발생했을 가능성을 시사한다. 분석을 위한 모형으로는 특정한 경제구조를 가정하지 않고 대규모 자료에서 통계적 관계를 포착하고자 하는 동적요인 모형(dynamic factor model, DFM)을 사용하였다. 두번째 접근법에서는 경제의 구조적 변화를 설명할 수 있는 모형을 이용하여 직접 구조변화를 추정하고 검정한다. 확률변동성 시변계수 자기회귀모형(stochastic volatility time-varying parameter vector autoregression, SV-TVP-VAR)은 거시경제변수 사이의 통계적 관계를 요약하는 데 유용한 VAR 모형을 확장하여 모형의 계수와 오차항의 변동성이 시간에 따라 변할 수 있도록 허용한 모형이다. 특히 모형의 계수가 자기회귀 과정(autoregressive process)을 따른다고 가정하기 때문에, 코로나19 대유행을 거치며 경제구조가 어떻게 변화하였는지 추적하기 용이한 장점을 가지고 있다. 이에 더해 변동성도 시간에 따라서 변할 수 있기 때문에, 경제적 충격의 변동 확대도 추정할 수 있다.

DFM을 이용한 분석 결과 코로나19 대유행 기간 중 인플레이션 동학을 비롯하여 한국경제에 중대한 구조변화가 발생했다는 증거를 발견하기 어려웠다. 코로나19 대유행 이전의 경제구조를 반영하는 공통요인들은 대유행 기간과 그 후에도 여전히 소득, 물가 및 생산과 같은 주요 변수를 잘 설명하였다. 다만 일부 변수에 대해서는 코로나19 대유행 기간 그 설명력이 크게 감소하였는데, 이러한 변수들은 대체로 가계소비나 수출과 같이 코로나19 대유행으로 인한 영향을 많이 받은 변수들이다. 즉, 이 변수들에 대해서는 기존의 경제구조로는 설명할 수 없는 변수별 고유요인이 크게 변동하여 공통요인의 설명력이 상대적으로 감소한 것이다. 변수별 고유요인은 대체로 대유행 초기인 2020년 1-3분기에 크게 변동하였으며 여러 변수에 걸쳐 상당한 공행성을 나타내었는데, 이는 이들 요인이 코로나19 대유행의 영향을 포착하였음을 의미한다. 확대된 고유요인의 변동성은 코로나19 대유행이 경과함에 따라 이미 축소되었고, 따라서 한국경제가 코로나19 대유행 시기 겪은 상당한 변동은 일시적이었다고 평가할 수 있다.

SV-TVP-VAR 모형을 활용한 분석 결과도 DFM을 활용한 분석 결과와 동일한 결론으로 이끈다. 추정된 계수와 주요 통계량을 검토해 보면 코로나19 대유행 기간 중 인플레이션 동학을 비롯하여 한국경제가 중대한 구조변화를 겪었다는 통계적 증거는 강하지 않으며, 코로나19 대유행 기간 중 주요 거시변수들이 보인 변동은 대체로 일시적 충격의 결과로 볼 수 있었다. 특히, 2021년부터 물가가 지속적으로 급등하였음도 불구하고 필립스곡선의 기울기 관련 통계량은 유의하게 변동하지 않았다. 축약형 충격의 변동성이 2008년 글로벌 금융위기 이후 코로나19 대유행 직전까지 상당히 안정되었다가 코로나19 대유행 기간 중 확대되어 이러한 결론을 뒷받침한다.

분석 결과 인플레이션 동학에 구조적 변화가 발생했다고 보기 어려우므로, 통화정책은 기존의 정책 틀을 유지하되, 국제유가와 공급망 교란 등 최근 변동성이 확대된 물가상승 요인을 면밀히 감시하고 필요한 경우 적극적으로 대응할 필요가 있다.

2 거시경제학 이론을 통한 구조변화 가능성 점검

본격적인 계량경제학적 분석에 들어가기 앞서, 이 장에서는 물가와 인플레이션에 대한 주요 거시경제학 이론을 바탕으로 코로나19 대유행 기간 인플레이션 동학에 구조변화가 발생했을 가능성에 대해 검토한다. 우선 통화정책의 파급경로를 설명할 수 있는 거시경제학 이론에서 인플레이션을 결정하는 식인 필립스 곡선을 통해 인플레이션 동학을 결정하는 요인을 분해하고, 그 구조변화 가능성을 검토한다. 이에 더해 화폐수량설을 기초로 한 통화주의 및 재정적물가이론을 통해 구조변화 가능성을 점검한다.

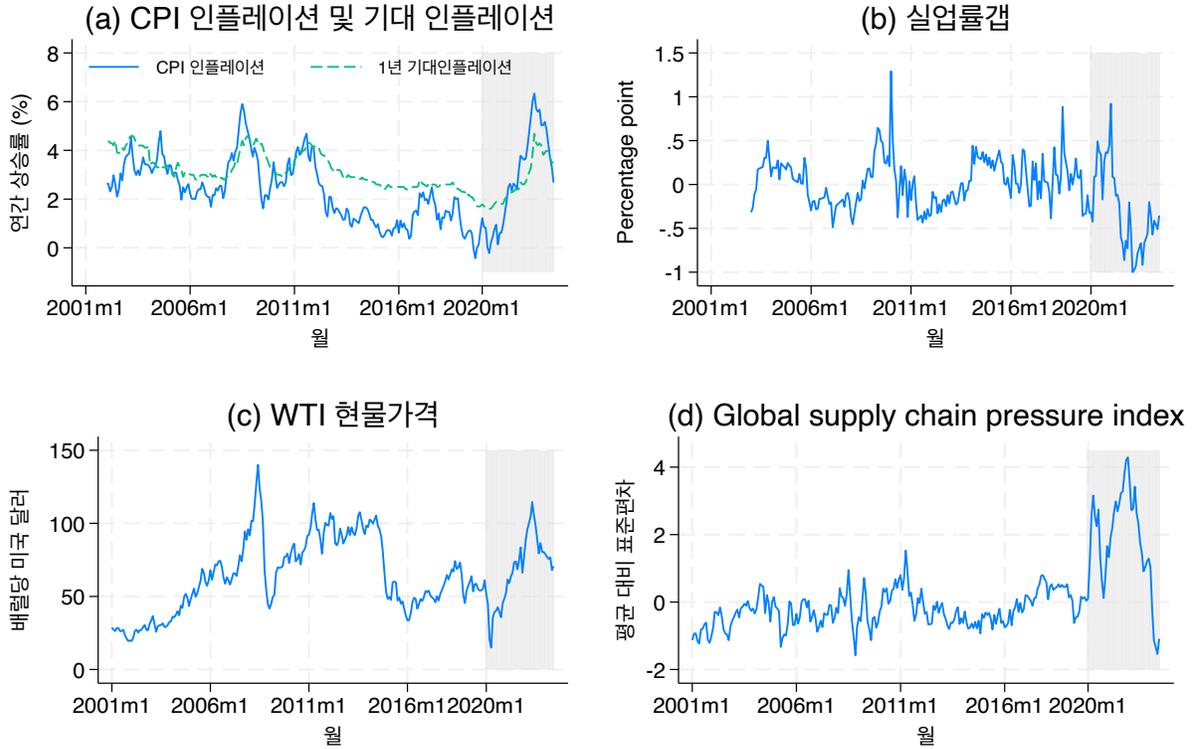


그림 1: 한국의 인플레이션 동학과 관련된 주요 변수 1

주: 인플레이션은 전년 동기비 소비자물가 상승률이며, 기대인플레이션은 한국은행 소비자동향조사에서 조사한 1년 후 기대인플레이션의 중간값이다. 실업률갭은 실업률과 자연실업률의 차이이며, 자연실업률은 직전월까지 24개월간 실업률의 이동평균으로 구했다. Global supply chain pressure index는 뉴욕 연방준비은행이 작성하는 자료이다.

2.1 실업률갭 필립스곡선을 통한 구조변화 가능성 점검

코로나19 대유행 시기 사회적 거리두기와 건강충격으로 노동시장에 상당한 충격이 가해졌다. 이에 따라 우선 실업률갭에 기반한 필립스곡선을 고려해보자:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \kappa^u (u_t - \bar{u}_t) + \epsilon_t. \quad (1)$$

여기서 π_t 와 $E_t \pi_{t+1}$ 은 각각 현재 인플레이션과 다음 기의 인플레이션에 대한 기대이고, u_t 와 \bar{u}_t 는 각각 실업률과 자연실업률을 의미하여 $u_t - \bar{u}_t$ 는 실업률갭 혹은 노동시장의 유향정도(slackness condition)를 나타낸다. 마지막으로 ϵ_t 는 기대인플레이션과 실업률갭 외에 인플레이션에 영향을 줄 수 있는 공급측 요인들을 종합하여 나타내는데, 비용상승 충격과 같은 공급충격이 대표적이다. 일반적으로 실업률갭이 상승하여 노동시장에 유향 노동력이 많아지면, 추가 고용에 따른 임금 상승압력이 작아져 상품과 서비스 가격 상승폭도 줄어들게 되므로, 필립스곡선은 음의 기울기($\kappa^u < 0$)를 가진다.

필립스곡선 (1)에 따르면, 인플레이션을 결정하는 요인은 크게 기대인플레이션, 실업률갭, 그리고 공급충격으로 나눌 수 있다. 이에 더해, 노동시장 유희정도의 변화가 인플레이션에 영향을 미치는 정도를 반영하는 필립스곡선의 기울기 κ^u 도 필립스곡선을 구성하는 중요한 요소이다.

먼저 기대인플레이션의 변화를 점검해 보자. <그림 1-a>는 한국의 소비자물가 인플레이션과 1년 후 인플레이션에 대한 소비자의 기대인플레이션을 비교하고 있다. 소비자의 기대인플레이션은 코로나19 대유행 직전 한국은행의 물가상승 목표치인 2%를 향해 수렴하다가, 2021년 들어 소비자물가를 후행하며 빠르게 상승하였다. 그러나 2022년 인플레이션이 정점을 찍고 하락하자 기대인플레이션도 곧바로 하락하여, 2023년 6월 기준 3%를 다소 상회하고 있다. 향후 소비자물가상승률이 점차 목표인 2%를 향해 안정되면서 기대인플레이션도 추세적으로 하락하여 코로나19 대유행 직전처럼 2%를 중심으로 안착(anchoring)될 것으로 예측된다. 가계와 기업 등 민간이 한국은행의 물가안정 의지에 대한 신뢰를 크게 바꾸었을 가능성이 높지 않으므로, 기대인플레이션의 동학에 구조적 변화가 일어났다고 보기는 어렵다. 한편, 미국 뉴욕 연방준비은행이 조사한 소비자기대조사(Survey of Consumer Expectations)에 따르면, 미국에서도 1년 후 기대인플레이션은 코로나19 대유행 기간 중 한국과 유사한 움직임을 보였으며, 비교적 장기인 5년 후 기대인플레이션은 2%를 조금 상회하는 수준에서 안정되어 있다.

다음으로 필립스곡선의 기울기에 대해 검토해 보자. 미국에서는 코로나19 대유행 기간 중 소위 대퇴직 현상(Great Resignation)이 일어나, 베이비부머가 조기에 대거 퇴직하고 그 외에도 많은 노동자들이 퇴직하여 노동시장의 경색정도(tightness)가 크게 증가하였다. 그 결과 특히 빈일자리율(vacancy rate)과 실업률의 관계를 나타내는 베버리지 곡선(Beveridge curve)이 기간 중 크게 상향이동하였다(Rodgers III and Kassens 2022). 경색된 노동시장에서는 추가적인 고용이 임금에 상대적으로 더 큰 상승압력을 가하기 때문에, 실업률갭 변화에 대한 인플레이션의 민감도가 증가하여 필립스곡선의 기울기가 커진다고 할 수 있다. 그러나 한국에서는 코로나19 대유행 기간 중 사회적 거리두기에도 불구하고 미국에 견줄만 한 노동시장의 충격은 없었던 것으로 보이며, 사회적 거리두기가 완화되면서 노동공급이 빠르게 회복되었다. 그 결과 한국에서는 베버리지 곡선이 오히려 소폭 하향이동한 것으로 드러났다(오삼일·이종하·배기원 2022). 따라서 한국에서는 미국과 달리 필립스곡선의 기울기가 크게 변하지 않았으리라 추정된다. [[취업시간 조정 반영]]

한국의 실업률은 코로나19 대유행 시기 서비스업을 중심으로 실업이 증가하면서 빠르게 증가하였다가, 코로나19에 대한 대응 수준이 향상되고 사회적 거리두기가 완화되면서 지속적으로 하락하였다. 이에 따라 <그림 1-b>에서 볼 수 있는 것처럼, 실업률갭도 상승하였다가 크게 하락한 후 균형 수준으로 회복하였다. 다만, <그림 1-b>의 자료를 바탕으로 실업률갭 동학에 구조적 변화가 있었고 이러한 변화가 인플레이션 동학에도 영향을 미쳤는지 파악하기는 쉽지 않다. 더구나, 실업률갭의 동학의 변화는 노동

시장 뿐만 아니라 거시경제의 구조변화나 충격에 의해서도 발생할 수 있다. 그러므로, 실업률갭 동학의 변화가 인플레이션 동학의 변화를 초래했는지 검증하기 위해서는 노동시장 관련 변수 뿐만 아니라 전체 거시경제변수를 포함한 체계적인 다변량 계량경제학적 분석이 요구된다. 해외변수도 물론 실업률갭의 동학에 영향을 미칠 수 있다.

다음으로 공급충격에 대해 검토해 보자. 코로나19 대유행 시기 인플레이션에 큰 영향을 미친 공급충격으로 국제유가 충격과 공급망 교란을 들 수 있다. 국제유가 충격은 러시아-우크라이나 전쟁과 같은 지정학적 갈등에 의해 촉발되어 국제유가를 상승시켰는데, <그림 1-c>에서 볼 수 있는 것처럼 국제유가는 2023년 들어 꾸준히 하락하고 있다. 그러나 최근 이스라엘의 대하마스 전쟁이 발발하고 중동 정세가 불안정해져 앞으로 상당기간 유가가 높은 변동성을 보일 가능성이 있다. 한편, <그림 1-d>에서 볼 수 있듯이 코로나19 대유행 기간 중 공급망 교란이 극심하였으나, 사회적 거리두기가 완화되고 세계 경제가 일상으로 돌아오면서 공급망 교란은 점차 해소되고 있다. 그러나, 전세계의 주요 국가들이 공급망 교란에 따른 피해를 축소하기 위해서, 혹은 지정학적 갈등에 따라 주요 제조업의 자국 유치를 추진하는 등 공급망을 재편하고 있어 공급망 교란은 앞으로 다른 양상으로 진행될 가능성이 크다. 이러한 공급충격의 동학이 구조적으로 변화했는지 파악하기 위해 정교한 계량경제학적 분석이 필요하다. 공급충격의 동학은 정치적, 군사적 갈등과 같은 비경제적 요인에 의해 상당 부분 결정되기 때문에 과거 자료를 이용한 계량경제학적 분석에 한계가 있다. 그러나, 계량경제학적 분석을 통해 적어도 변동성이 확대되어 유지되고 있는지는 파악할 수 있을 것으로 기대된다.

2.2 생산갭 필립스곡선을 통한 구조변화 가능성 점검

식 (1)과 달리, 생산갭(output gap)이 인플레이션의 주요 동인이 되도록 필립스곡선을 설정할 수도 있다. 이때 필립스곡선의 기울기는 기업들의 가격설정 행태와 인플레이션 수준을 반영한다. 미국과 유럽의 가격 미시자료를 이용한 최근의 연구에 따르면, 코로나19 대유행이 기업들의 가격설정 행태에 영향을 미친 것으로 드러났다. Montag and Villar (2022)는 미국의 기업들이 코로나19 대유행 당시 가격설정 빈도를 조정하기보다 가격조정 폭을 확대하여 대응했음을 밝혔다.¹ 유럽 여러 국가의 자료를 분석한 Henkel et al. (2023)에 따르면, 유럽 기업들의 가격설정 행태가 코로나19 대유행 당시 경제상황을 반영하여 변화하였으나, 그 정도는 국가와 경제 부문에 따라 상당히 달랐다. 한국에서는 상응하는 가격 미시자료가 공개되지 않아 기업들의 가격설정 행태를 구체적으로 분석하기 어렵다. 그러나 코로나 19 충격으로 기업들의 가격설정 행태가 변했다 하더라도, 그 변화는 일시적이어서 코로나19 대유행이

¹ 이는 인플레이션 수준과 기업들의 가격설정 행태에 대한 기존 연구와는 다른 결과이다. Nakamura and Steinsson (2008)에 따르면, 미국의 기업들은 과거 1970년대와 80년대 초반과 같은 고인플레이션 국면에서 가격을 좀 더 자주 상향 조정하는 경향이 있었다. 설사 최근 인플레이션 급등에 따라 기업들의 가격 조정 빈도가 증가했다 하더라도, 향후 인플레이션이 하향 안정됨에 따라 가격설정 빈도가 다시 코로나19 이전으로 회귀할 것으로 예상된다.

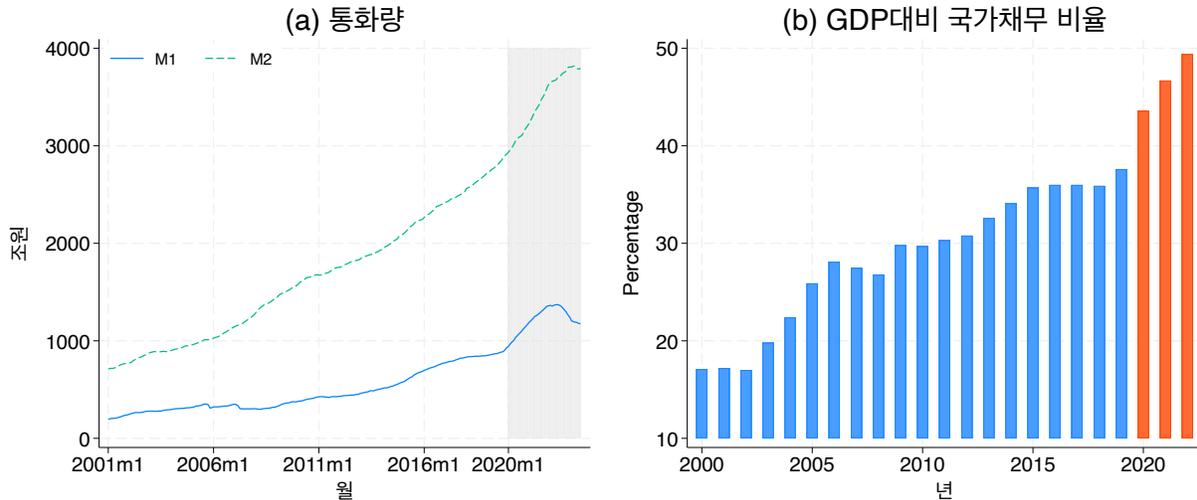


그림 2: 한국의 인플레이션 동학과 관련된 주요 변수 2

주: M1과 M2는 월별 평균잔액(계절조정)이다. 국가채무는 중앙정부와 지방정부의 채무의 합계로서, 국채, 차입금, 국고채 무부담행위를 포함한다. 국가채무 자료의 출처는 기획재정부 「국가채무」이다.

마무리되면서 다시 예전의 행태로 복귀할 것으로 예상된다.

생산갭의 동학은 실업률갭의 동학과 마찬가지로 거시경제의 전반의 구조변화나 충격에 의해서 영향을 받을 수 있다. 따라서, 생산갭 동학의 변화가 인플레이션 동학의 변화를 초래했는지 검정하기 위해서는 전체 거시경제변수를 포함한 체계적인 다변량 계량경제학적 분석이 필요하다.

2.3 통화주의에 따른 구조변화 가능성 점검

코로나19가 유행하기 시작하며 경제활동이 위축될 것으로 우려되자 한국은행은 기준금리를 빠른 속도로 하향조정하였으며, 정부와 함께 각종 금융시장 안정조치 및 소상공인과 중소기업 지원정책을 실시하였다. <그림 2-a>에서 볼 수 있듯이 이에 따라 예금을 중심으로 통화량이 더욱 빠르게 증가하였다. 신고전학과 또는 통화주의(monetarism)의 화폐수량설에 따르면, 화폐유통속도가 일정할 때 통화량의 급증은 물가의 급등을 초래하게 되므로 이를 이용하여 2021년 들어 물가가 빠르게 상승한 것을 설명할 수도 있다.

그러나 한국은행이 앞으로 통화량 증가속도를 계속해서 높게 유지할 가능성은 높지 않다. 오히려 한국은행이 2022년부터 긴축적 통화정책을 시행함에 따라 <그림 2-a>에서와 같이 이미 통화량 증가세가 둔화되고 다소 감소하기까지 하였다. 앞으로 인플레이션이 목표에 수렴함에 따라 기준금리가 중립금리 수준에 도달하고, 통화량 증가속도도 코로나19 대유행 이전과 유사한 수준에서 안정될 것으로 예상된다. 따라서, 통화주의에 따르더라도, 인플레이션 동학에 구조변화가 일어났을 가능성은 크지 않다.

2.4 재정적물가이론에 따른 구조변화 가능성 점검

일반적인 거시경제학 이론에서 물가가 통화정책에 의해 결정된다고 보는 것과 달리 재정적물가이론 (fiscal theory of the price level)에서는 재정 관련 변수가 물가 결정에 중요한 역할을 할 수 있다고 주장한다(Leeper 1991, Sims 1994, Woodford 1995). 특히, 재정정책이 정부부채의 장기적 안정성을 보장하지 않을 때 물가가 상승하여 정부부채를 평가절하(devaluation)할 필요가 있는데, 이 과정을 통해 정부 재정지출 및 부채가 물가 나아가 인플레이션을 결정하게 된다. 이는 정부 재정지출 증가가 총수요 확장을 통해 물가상승을 초래하는 총수요 경로와는 다른 경로이다. 최근 Barro and Bianchi (2023)는 37개 OECD 국가의 자료를 조사하여, 코로나19 대유행 기간 정부 지출 규모가 인플레이션에 대해 상당한 설명력을 가지고 있으며, 같은 기간 물가 급등이 정부부채의 실질가치를 절하시켜 실질적으로 정부재정의 40-50%를 조달한 효과를 가져왔다고 분석한 바 있다.

그러나, 전세계적으로 2020년부터 급증한 정부 재정지출 규모는 코로나19 대유행이 마무리되며 경제규모 대비 다시 대유행 이전의 수준으로 돌아갈 가능성이 높다. 당시 각국 정부가 코로나19 대유행에 따른 보건위협에 대응하고 위축된 경기를 부양하고자 일시적으로 재정지출을 크게 확장했기 때문이다. 더구나 빠르게 증가한 정부부채에 대한 정치적 경각심이 최근 고조되었다. 따라서 코로나19 대유행을 거치며 정부부채 동학 및 재정지출에 구조적인 변화가 발생하였다고 보기는 어렵다. 한국에서도 <그림 2-b>에서 볼 수 있듯이 2020년을 기점으로 국가채무가 크게 증가하였지만, 앞으로 국가채무 증가세는 둔화될 것으로 예상된다.

다만, 2022년 통과된 미국의 Inflation Reduction Act와 같이 세계 각국은 기후 변화에 대응하고 청정, 재생에너지 활용을 지원하기 위해 막대한 규모의 재정을 투입하고 있으며, 앞으로도 관련 분야에 대한 재정지출이 지속적으로 늘어날리라 예상된다. 이는 향후 정부부채의 꾸준한 증가를 초래하여 인플레이션에 대한 상방압력으로 작용할 가능성이 높다.

2.5 요약

주요 경제학 이론을 바탕으로 코로나19 대유행 시기 인플레이션 동학에 영향을 미친 요인들을 검토해 보면, 대유행 시기 물가 급등이 대체로 일시적이었을 가능성이 높으며 한국경제가 구조변화를 겪었을 가능성은 낮다고 판단된다. 특히, 기대인플레이션, 통화량 및 정부부채는 한국은행과 정부가 각각 물가안정과 재정안정을 추구함에 따라 다시 대유행 이전 동학으로 복귀할 가능성이 높다. 그러나 위에서 수행한 기술적 분석만으로는 실업률갭이나 생산갭 및 공급충격과 같은 변수가 코로나19 대유행 기간 구조적 변화를 겪었을 가능성을 배제하기 어렵다. 이에 한국경제 특히 인플레이션 동학이 코로나19 대유행 기간 중 구조적 변화를 겪었는지 아니면 일시적으로 큰 충격을 받은 것인지 확인하기 위해서는

체계적인 계량경제학적 분석이 요구된다. 다음 장에서는 이러한 분석을 수행한다.

3 실증분석을 위한 모형

이 연구는 다음과 같은 두가지 접근법을 시도한다. 먼저 구조 안정성 가정 하에서 코로나19 대유행 이전의 자료를 이용하여 DFM을 추정한다. 이렇게 추정한 모형이 코로나19 대유행 기간과 그 후의 자료를 얼마나 잘 설명하는지 점검하여 구조변화에 대한 증거를 찾고자 한다. 다음으로 시간이 흐름에 따라 모형의 계수와 오차항의 변동성이 변할 수 있는 SV-TVP-VAR 모형을 이용하여, 코로나19 대유행을 거치며 한국경제에 구조적 변화가 발생했는지 직접 추정한다.

아래에서는 각 모형을 소개하고, 모형의 추정방법과 추정에 사용한 자료에 대해 설명한다. 모형의 특성이 다르기 때문에 자료의 구성은 모형마다 상이하지만, 표본기간은 가급적 일치시키고자 하였다. DFM 추정을 위한 표본기간은 2000Q2부터 코로나19 대유행 직전인 2019Q4까지이다. DFM을 추정할 때 자료의 전처리 과정때문에 2000Q1 자료는 사용하지 않았다. 이렇게 추정한 모형이 2020Q1부터 2023Q2까지의 자료를 얼마나 잘 설명하는지 다각도로 분석하였다. DFM과 달리 SV-TVP-VAR 모형은 2000Q1부터 2023Q2까지의 자료를 모두 이용하여 모형을 추정하고, 2020Q1 이후 모형의 구조변화에 대해 분석하였다.

3.1 동적요인 모형 (DFM)

3.1.1 모형의 소개

DFM은 대규모 변수의 동학과 상관관계를 소수의 공통요인을 이용하여 설명하는 모형으로, 경제학 이론에 바탕을 둔 구조를 가정하지 않고 많은 경제변수들의 상관관계를 통계적으로 포착하기에 유용한 모형이다.² 구체적으로, DFM은 분석 대상 변수를 다음과 같이 비관측 공통요인(unobserved common factors)에 의해 결정되는 공통성분(common component)과 개별 변수에만 영향을 미치는 고유성분(idiosyncratic component)으로 분해한다:

$$X_t = \underbrace{\Lambda F_t}_{\text{공통성분}} + \underbrace{e_t}_{\text{고유성분}} \quad (2)$$

여기서, X_t 는 분석대상 변수로 구성된 $n \times 1$ 벡터이다. 그리고, F_t 는 r 개의 비관측 공통요인을 담은 $r \times 1$ 벡터이며, Λ 는 공통요인이 각 변수를 어떻게, 얼마나 움직이는지를 나타내는 $n \times r$ 행렬로 요인

²DFM에 대한 개괄적인 소개는 Stock and Watson (2011)을 참고하라.

계수(factor loadings)에 해당한다. 고유성분 e_t 는 개별 변수 고유의 변동(idiosyncratic disturbances)을 나타내는 $n \times 1$ 벡터이며, e_t 의 각 원소는 상호 독립이라고 가정한다. 일반적으로, $r \ll n$ 으로 두어 소수의 공통요인이 다수 변수의 공행성을 설명한다고 가정한다.

특히 본 연구에서는 한국이 개방경제라는 점을 명시적으로 반영하고자, 한국의 주요 무역상대국인 미국, 중국, 일본의 경제성장률과 미국의 5년물 국채수익률을 포함하여 국제 경기변동을 나타내는 국제 공통요인을 추정한다. 이때 한국은 소규모 개방경제로서 한국의 국내 요인이 다른 국가의 변수에 직접 영향을 주지는 않는다고 가정한다. 즉, X_t , F_t , 그리고 e_t 를 한국과 국제 변수나 요인으로 각각 분할하고, Λ 를 이에 맞추어 분할하여, 식 (2)에 아래와 같이 블록대각구조(block diagonal structure)를 가정한다:

$$\begin{bmatrix} X_{K,t} \\ X_{W,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_{KK} & \Lambda_{KW} \\ 0 & \Lambda_{WW} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{K,t} \\ F_{W,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{K,t} \\ e_{W,t} \end{bmatrix}.$$

이때 아랫첨자 K 는 한국의 변수나 요인을 나타내며 아랫첨자 W 는 해외의 변수나 요인을 나타낸다. 블록대각구조 가정에 따라 국제 공통요인 $F_{W,t}$ 는 한국과 해외에 모두 영향을 미치나, 국내 공통요인 $F_{K,t}$ 는 한국에만 영향을 미친다.

DFM은 비모수적 방법으로 추정하거나, 최우추정법(MLE)이나 베이지언 추정법과 같은 모수적 방법으로 추정할 수 있다. 이 연구에서는 Stock and Watson (2012)을 따라 추정이 비교적 용이한 비모수적 방법으로 DFM을 추정한다. 이에 따라 F_t 와 e_t 의 동학에 대한 가정이 추정 과정에서 필요하지 않다. DFM의 추정 과정에서 공통요인의 개수 선택이 중요하다. 이 연구에서는 국제 공통요인을 1개라고 두고, 한국의 국내 공통요인으로는 6개를 선정하였다. DFM을 활용한 문헌에서는 일반적으로 공통요인의 개수를 선택하기 위해 공통요인 개수와 전체 자료의 변동에 대한 설명력을 나타내는 그림(scree plot)과 함께 통계적 기준인 Bai-Ng 기준 (Bai and Ng 2002)을 활용한다. 본 연구에서는 Bai-Ng 기준을 따를 때 공통요인의 최적 개수가 1개에서 2개 정도로 작게 결정되는 것으로 나타났다. 그러나, 이 연구는 미래에 대한 전망보다 공통요인으로 구성되는 공통성분이 과거 자료의 변동을 충분히 잘 설명하는지에 관심이 있으므로, Stock and Watson (2012)을 따라 공통요인의 개수를 많은 쪽으로 결정하였다. 최종적으로 공통요인의 개수는 자료의 변동을 평균 50% 정도 설명하도록 결정하였다. 다만, 주요 결과는 공통요인의 개수의 변화에 민감하지 않았다.³

³공통요인의 개수 선택 과정과 공통요인의 개수에 따른 주요 결과에 대해서는 부록에 자세히 설명한다. [[추가]]

3.1.2 자료

DFM의 추정을 위해 한국경제의 14개 분야 137개 거시 및 금융 변수 분기자료를 이용한다. 실제 추정에서는 이중에서 집계변수(aggregate variable) 15개를 제외하고 나머지 122개의 구성변수(disaggregate variable)만 이용하였다. 이는 집계변수가 세부 구성변수의 합이므로 상호 완벽한 상관관계를 가지고 있기 때문이다. 구성변수 자료만 이용하여 DFM을 추정한 다음, 추정한 공통요인을 이용하여 집계변수에 대한 계수를 추정하였다. 일부 자료는 표본기간 초반에 자료가 제공되지 않기 때문에 이를 결측치(missing data)로 간주하고 결측치를 다룰 수 있는 EM 알고리즘(expectation-maximization algorithm)을 이용하여 DFM을 추정하였다. 모든 명목변수는 실질로 변환하였으며, 단위근 검정에서 단위근을 가진 것으로 검정된 자료는 정상성(stationarity)을 갖도록 Stock and Watson (2012)과 같은 선행연구를 참고하여 추정 전 적절하게 변환하였다. 계절조정되지 않은 변수 중 계절성을 가진 변수들은 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정하였다. 마지막으로, 관련 문헌을 따라 각 변수들의 평균이 0이고 표준편차가 1이 되도록 정규화하였다.⁴

DFM은 2000Q2-2019Q4 기간의 표본을 이용하여 추정하고, 이를 이용하여 코로나19 대유행 및 이후인 2020Q1-2023Q2 기간의 표본을 분석하였다. 먼저 코로나19 대유행 이전 자료를 이용하여 추정한 DFM을 바탕으로 코로나19 대유행 기간과 그 후 기간의 공통성분 추정치 $\hat{\Lambda}\hat{F}_t$ 를 계산하였다. 여기서 계수행렬 $\hat{\Lambda}$ 은 표본기간 2000Q2-2019Q4의 자료를 이용하여 추정한 요인 계수이며, 공통요인 \hat{F}_t 는 표본기간에서 추정된 방법을 그대로 적용하여 2020Q1-2023Q2 기간의 자료를 바탕으로 추정하였다. 이는 코로나19 대유행 이전 자료를 이용하여 추정한 한국경제의 구조가 코로나19 대유행과 그 이후에도 계속 유지되었다고 가정하는 셈이다. 만약 이렇게 추정한 공통성분이 표본기간 이후의 자료를 잘 설명하지 못한다면, 이는 코로나19 대유행을 거치며 한국경제의 구조가 변하여 경제변수들 간 관계가 변화했음을 시사한다.

자료 목록과 출처, 그리고 추정 전 자료 처리에 대한 상세한 설명은 부록에 제공한다.

3.2 확률변동성 시변계수 벡터자기회귀 (SV-TVP-VAR) 모형

3.2.1 모형의 소개

VAR 모형은 다수 경제변수의 동학이 변수들의 과거 값에 의해 결정되는 모형으로, 변수 간 관계를 통계적으로 포착하고 다양한 경제적 충격의 효과를 최소한의 경제적 구조만 가정하고 추정하기에 용이한 모형이다. 일반적인 VAR 모형은 모형의 계수가 변하지 않고 고정되어 있다고 가정한다. 이에 Primiceri

⁴Stock and Watson (2012)은 양방향 필터를 사용하여 자료에서 장기추세도 제거하였다. 그러나 본 연구에서는 표본기간이 상대적으로 짧고, 장기추세 제거 과정에서 발생하는 정보 손실 우려로 이를 따르지 않았다.

(2005)는 VAR 모형의 계수가 시간에 따라 계속 변할 수 있도록 기존의 VAR 모형을 확장하고, 이에 더해 오차항의 변동성도 시간에 따라 변할 수 있도록 허용한 SV-TVP-VAR 모형을 제안하였다. 이 모형은 경제의 구조가 점진적으로 변화하여 개별 변수의 지속성이 변하거나 변수 간 공행성이 변하는 경우를 포착할 수 있으며, 나아가 통화정책 충격과 같은 경제적 충격의 파급효과가 변하는 경우도 포착할 수 있다. 또한 오차항의 변동성도 시간이 흐름에 따라 변할 수 있기 때문에, VAR 모형의 계수는 고정되어 있으나 오차항의 변동성이 변하여 변수의 동학이 변하는 경우를 VAR 모형의 계수가 변하는 경우와 비교하여 구분할 수 있는 장점이 있다. 본 연구는 SV-TVP-VAR 모형의 수립과 추정을 위해 Primiceri (2005)와 Lubik and Matthes (2015)를 참고하였다.

분석 대상 변수가 n 개 있어 이를 벡터 y_t 에 모았다고 하자. SV-TVP-VAR 모형은 y_t 의 동학이 다음과 같이 y_t 의 L 개 과거 시차 변수에 의해 결정된다고 가정한다:

$$y_t = \sum_{j=1}^L B_{j,t}y_{t-j} + B_{w,t}w_t + e_t. \quad (3)$$

한국경제의 대외 개방성이 높아서 해외요인의 영향을 받을 수 있으므로, 이 연구에서는 이를 반영하기 위해 해외변수를 외생변수로 가정하고 우변의 벡터 w_t 에 포함하였다.⁵ 해외변수에 더해 상수항도 w_t 에 포함된다. 그리고, 오차항 혹은 충격형 충격 e_t 는 $\mathcal{N}(0, \Omega_t)$ 를 따른다.

식 (3)을 다음과 같이 벡터화하여 다시 쓸 수 있다:

$$y_t = X_t' \theta_t + e_t.$$

여기서 $X_t = I_n \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-L}, w_t)'$ 이며, $\theta_t = \text{vec}([B_{1,t}, \dots, B_{L,t}, B_{w,t}]')$ 는 모든 계수를 모아 벡터화한 것이다. SV-TVP-VAR 모형은 일반적으로 모형의 계수가 다음과 같이 단위근을 가진 자기회귀 과정(unitroot autoregressive process)을 따른다고 가정한다:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + u_t.$$

여기서 새로운 충격(innovation)인 u_t 는 $\mathcal{N}(0, Q)$ 를 따른다고 가정한다.

⁵ 해외변수와 한국경제의 변수를 묶어서 대규모 VAR 모형으로 표현할 수 있다. 여기에 DFM에서와 같이 블록대각구조를 이용하여 한국경제가 소규모 개방경제라는 가정을 도입한다면, VAR 모형 중 한국경제를 나타내는 부분은 식 (3)과 같이 표현된다. 이러한 전세계 대규모 VAR 모형으로부터를 설명하는 VAR 모형을 도출한다면, 우변에 해외변수의 과거 시차도 포함되어야 한다. 그러나, 이 연구에서는 추정을 용이하게 하기 위해 해외변수의 과거 시차는 포함하지 않았다.

한편, e_t 의 변동성의 변화를 설명하기 위해 우선 그 분산행렬을 다음과 같이 분해하자:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})'$$

이때,

$$\Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_t^1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \sigma_t^n \end{pmatrix},$$

는 대각원소 σ_t^i ($i = 1, 2, \dots, n$)의 값이 모두 양수인 대각행렬(diagonal matrix)이며, $i > j$ 인 $i, j = 1, 2, \dots, n$ 에 대해

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ a_t^{ij} & & 1 \end{pmatrix},$$

는 대각원소의 값이 모두 1인 하삼각행렬(lower triangular matrix)이다. 이는 오차항 e_t 가 백색잡음(white noise)인 $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, I_n)$ 과 다음과 같은 관계를 가진다고 두는 것과 동일하다:

$$e_t = A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t. \quad (4)$$

SV-TVP-VAR 모형에서는 변동성의 변화를 허용하기 위해, Σ_t 와 A_t 에서 확률변수인 원소들도 단위근을 가진 자기회귀 과정을 따른다고 가정한다. 우선 이 변수들을 다음과 같이 $n \times 1$ 벡터 σ_t 와 $n(n-1)/2 \times 1$ 벡터 α_t 에 모으자: $\sigma_t = (\sigma_t^1, \dots, \sigma_t^n)'$, $\alpha_t = (a_t^{21}, a_t^{31}, a_t^{32}, \dots, a_t^{(n-1)n})$. 그러면, σ_t 와 α_t 는 각각

$$\log(\sigma_t) = \log(\sigma_{t-1}) + \eta_t,$$

와,

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t,$$

와 같은 과정을 따른다.⁶ 이때 새로운 충격은 각각 $\eta_t \sim \mathcal{N}(0, W)$ 와 $\zeta_t \sim \mathcal{N}(0, S)$ 와 같은 분포를 따른다고 두자. 추정과정을 보다 용이하게 만들기 위해, 관련 문헌을 따라 $i \neq i'$ 에 대해 a_t^{ij} 와 $a_t^{i'j}$ 가 상호 관련이 없도록 S 에 블록대각구조 가정을 추가한다.

마지막으로, 변수 y_t 의 동학에 대한 오차항 e_t 와 각 계수 및 변동성에 대한 오차항 u_t, η_t, ζ_t 는 서로

⁶여기서 $\log(\cdot)$ 는 벡터의 각 원소에 작용한다.

상관계수가 0이라고 가정한다. 즉,

$$\text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_t \\ \eta_t \\ \zeta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I & & & 0 \\ & Q & & \\ & & W & \\ 0 & & & S \end{pmatrix},$$

라고 두자.

SV-TVP-VAR 모형은 그 계수와 오차항의 변동성이 변하기 때문에 추정이 까다로운데, Primiceri (2005)는 Gibbs 표본추출 알고리즘을 이용하는 Markov chain Monte Carlo (MCMC) 추정법을 개발하였다. 이는 베이지언 추론법으로서 모형에 대한 사전분포가 필요하다. 이 연구에서는 선행 연구를 따라 표본기간 이전의 자료를 이용하여 모형의 사전분포를 설정하였다. 모형의 시차는 선행 연구를 따라 $L = 2$ 로 설정하였다. 모형의 계수가 변하지 않는 일반적인 VAR 모형은 시차를 이보다 길게 설정한다. 그러나 SV-TVP-VAR 모형은 시차가 길어질 경우 추정 과정의 계산 부담이 지나치게 커지기 때문에 대체로 시차를 짧게 설정하는 편이다. 자세한 사전분포 내역에 대해서는 부록에 설명한다.

마지막으로 SV-TVP-VAR 모형에서 구조적 충격의 식별(identification)에 대해 논의한다. VAR 모형에서 구조적 충격을 식별하는 가장 기본적인 방법은 축차적 식별(recursive identification)이다. 그러나 관련 문헌에서는 축차적 식별방법이 단기 충격함수에 지나치게 강한 식별조건을 부과하여 적절하지 않다는 비판이 꾸준히 제기되어 왔다. 이에 따라 최근에는 부호 제약조건(sign restrictions)을 활용한 식별이나 외생 도구변수(external instruments)를 활용한 식별 방법 등 대안이 주로 활용되고 있다. 그럼에도 불구하고 Primiceri (2005)를 비롯하여 SV-TVP-VAR 모형을 활용한 문헌에서는 축차적 식별방법을 이용하고 있는데, 이는 SV-TVP-VAR 모형을 추정하는 데 계산 부담이 크기 때문이다. 이 연구는 통화정책 충격의 효과보다는 인플레이션 동학 및 한국경제의 구조변화를 검정하는데 관심이 있으므로, 구조적 충격을 제대로 식별하는 것이 꼭 필요하지는 않다. 따라서, 아래에서는 Primiceri (2005)와 관련 문헌을 따라 축차적 식별 방법을 이용하였다. 다만, 그 한계를 인식하고 결과 해석에 주의하였다.

3.2.2 자료

SV-TVP-VAR 모형의 추정을 위해 한국경제 변수로는 GDP, 소비자물가지수, 무담보콜금리 및 원달러 환율을 사용하였고 해외변수로는 미국의 GDP, 소비자물가지수, Wu and Xia (2016)의 Shadow FFR (federal funds rate, 연방준비기금 금리) 및 국제유가(WTI 유가)를 포함하였다. 추세를 가질 수 있는

한국과 미국의 실질 GDP와 소비자물가지수, 원달러 환율과 국제유가는 추정에 앞서 로그차분하여 증가율로 변환하였다. 소비자물가지수 상승률과 이자율은 관례에 따라 연율로 사용한다. 소비자 물가지수는 X-13ARIMA-SEATS을 이용하여 계절조정하였다.

자료는 분기자료이며, 표본기간은 2000Q1부터 2023Q2까지이고 1999Q3, 1999Q4 자료를 과거 시차변수를 위한 초기조건으로 사용하였다. 한편, 사전분포는 표본기간 이전인 1991Q1부터 1999Q4 기간의 자료를 이용하여 설정하였다. 한국의 이자율은 한국은행의 기준금리 대신 무담보콜금리를 사용하였는데, 이는 사전분포 설정 시 이용하는 표본과 모형 추정시 이용하는 표본에서 동일한 변수를 사용하기 위해서이다. 표본기간 중 상당 부분에서 미국의 FFR이 ZLB에 머무름에 따라 미국 연준은 다양한 비전통적 통화정책을 실시하였다. 이를 적절히 반영하기 위해 FFR 대신 Shadow FFR를 대신 사용하였다.

한편, 한국의 주요 무역상대국 자료를 이용한 DFM과 달리 SV-TVP-VAR 모형은 해외변수로 미국의 변수와 국제유가만 이용하였다. 이는 두가지 이유때문인데, 우선 SV-TVP-VAR 모형 추정과정에 계산 부담이 크기 때문에 해외변수의 수를 더 늘리기가 어렵다. 두번째로, SV-TVP-VAR 모형에서는 국제수지표 통계와 수출입물가지수를 사용하지 않으므로 해외 경제를 정밀하게 모형화할 필요가 없다는 점을 고려하였다.

SV-TVP-VAR 모형을 추정하기 위해 사용한 자료의 출처와 상세한 내역은 부록에 설명한다.

4 분석 결과

4.1 동적요인 모형 (DFM)

4.1.1 공통요인의 설명력 분석

먼저 DFM이 연구 목적에 적합한지 판단하기 위해 DFM이 코로나19 대유행 이전 표본기간 중 자료를 얼마나 잘 설명하는지 살펴보자.⁷ <표 1>은 기간별로 주요 변수의 변동에서 DFM의 공통성분 추정치 $\hat{\Lambda}\hat{F}_t$ 가 차지하는 비중, 바꿔 말하자면 공통요인 \hat{F}_t 이 주요 변수의 변동에 대해 가지는 설명력을 보고한다. 이는 DFM이 이들 변수의 동학을 설명하는 정도라고도 볼 수 있다. 표본기간인 2000Q2-2019Q4에 대한 설명력을 살펴보면, DFM에서 추정한 공통요인의 설명력이 대체로 50% 내외이거나 이를 초과한다. 특히 GDP, 산업생산지수, 소비자물가지수 및 주요 금리에 대해 70% 내외의 높은 설명력을 가지고 있어 DFM이 표본기간 중 자료의 변동을 비교적 잘 설명하고 있는 것으로 나타났다. 다만, 고용 및 실업과

⁷앞서 밝혔듯이, DFM 추정을 위해 각 변수가 정상성을 가지도록 전처리하고, 평균이 0이고 표준편차가 1이 되도록 정규화하였다. 따라서 아래 표와 그림을 해석할 때 주의가 필요하다.

표 1: (DFM) 주요 변수에 대한 공통요인의 설명력

변수명	2000Q2-2019Q4	2020Q1-2023Q2	2020Q1-2023Q2
	표본기간	코로나19 대유행	코로나19 요인추가
국내총생산에 대한 지출 (GDP)	0.75	0.87	0.93
민간소비	0.70	0.32	0.92
가계소비 내구재	0.46	-0.10	0.83
가계소비 서비스	0.49	0.10	0.95
정부소비	0.34	-0.10	-0.02
총고정자본 형성	0.47	-0.21	-0.12
건설투자	0.50	-0.98	-0.75
설비투자	0.47	-0.40	0.06
재화와 서비스의 수출	0.52	0.67	0.84
전산업 생산지수 (농림어업 제외)	0.79	0.79	0.90
광공업 생산지수	0.81	0.65	0.77
취업자	0.27	0.44	0.82
취업자: 광업및제조업	0.23	-0.33	-0.05
경제활동참가율	0.17	0.17	0.76
실업률	0.31	0.21	0.51
소비자물가지수 (총지수)	0.66	0.90	0.92
소비자물가지수 (식료품 및 에너지제외)	0.19	0.59	0.82
소비자물가지수 (교통)	0.71	0.56	0.73
생산자물가지수 (총지수)	0.77	0.60	0.60
한국은행 기준금리	0.70	0.08	0.23
91일 CD 금리	0.81	0.37	0.47
국고채 3년 금리	0.87	0.43	0.45
회사채 3년 AA 금리	0.73	0.60	0.65
본원통화	0.69	0.26	0.35
가계신용	0.61	0.43	0.60
KOSPI 증가	0.67	0.53	0.67
주택매매가격지수 (KB 전국)	0.67	0.53	0.58
원미국달러 환율	0.75	0.14	0.67
미국 수출총액	0.51	0.36	0.68
중국 수출총액	0.55	0.00	0.60

주: 단위는 %이다. DFM은 모두 표본기간 2000Q2-2019Q4의 자료를 이용하여 추정하였으나, 기간별 설명력은 해당 기간 각 변수의 변동을 공통요인이 얼마나 잘 설명하는지를 계산하였다. 공통요인의 설명력은 각 변수에 해당하는 DFM의 개별 식으로 구한 R^2 와 같다. DFM이 상수항을 포함하고 있지 않기 때문에 R^2 는 음의 값을 가질 수 있다. “코로나19 요인 추가” 행은 코로나19 대유행 기간 고유요인에서 추가로 추정된 코로나19 요인까지 포함하여 공통요인의 설명력을 계산하고 보고한다. 이에 대해서는 4.1.4절을 참고하라.

건설 분야에서는 DFM이 그다지 높지 않은 설명력을 가지고 있는 것으로 드러났다.⁸ 공통요인이 집계 변수에 대해 높은 설명력을 가지고 있으나, 취업자와 같은 일부 변수의 변동을 잘 설명하지 못한다는 점은 주요 변수의 실제치와 해당 변수에 대한 공통요소 추정치를 비교하는 <그림 3>-<그림 4>에서도 잘 확인된다.

이제 추정된 DFM이 코로나19 대유행 기간 및 이후인 2020Q1부터 2023Q2까지의 자료를 얼마나 잘 설명하는지 살펴보자. DFM은 코로나19 대유행 시기 주요 집계변수인 GDP, 전산업 생산지수, 광공업 생산지수, 소비자물가지수 (총지수) 등을 여전히 잘 설명하였거나, 오히려 더욱 잘 설명한 것으로 추정되었다. 이 점은 <그림 3>-<그림 4>에서도 잘 확인된다. 그러나 DFM은 구성변수의 변동은 집계변수의 변동만큼 잘 설명하지 못하였다. DFM의 설명력이 감소한 구성변수는 대체로 코로나19 대유행으로 인한 영향을 직접 받은 변수이다. 예를 들어, <표 1>에서 민간소비에 대한 설명력은 표본기간 중 70%에서 32%로 감소했는데, 민간소비의 구성요소 중에서 특히 가계의 내구재 소비와 서비스 소비에 대한 설명력이 큰 폭으로 떨어졌다. 코로나19 대유행 기간 중 사회적 거리두기로 인해 가계가 서비스 소비를 줄이고 내구재 소비를 늘렸으나, 코로나19 대유행 이전의 경제구조는 이러한 변동을 제대로 설명하지 못한다고 해석할 수 있다. <그림 3>-<그림 4>에서 공통성분 추정치가 2020년 초반 가계의 내구재 소비가 폭증한 것과 서비스가 폭락한 것을 잘 설명하지 못하고 있음을 확인할 수 있다.

DFM의 원달러 환율에 대한 설명력도 코로나19 대유행 기간 중 크게 떨어진 것으로 나타났다. <그림 3>에 따르면, 2020년 공통성분 추정치는 원화에 대해 큰 폭의 평가절하를 예측하였으나 실제 원달러 환율은 크게 변동하지 않았다. 투자의 경우 총투자(총고정자본 형성)와 건설투자 및 설비투자 모두 설명력이 급감하는데, 이는 투자의 변동성이 워낙 높기 때문인 것으로 보인다.

DFM은 표본기간 중 한국은행 기준금리의 변동을 상당히 잘 설명했지만, 코로나19 대유행 기간 중에는 그 변동을 잘 설명하지 못하였다. 기준금리 중에서 공통성분은 통화정책이 경제상황에 체계적으로 반응하는 부분, 즉 통화준칙에 의해 설명되는 부분이라고 볼 수 있다. 2020년 초반 공통성분 추정치는 당시 경제 상황을 반영하여 기준금리가 크게 하락할 것으로 예상하였지만, 실제 기준금리 하락폭은 이보다 작았다. 그 이유로는 과거 글로벌 금융위기와 달리 한국은행 기준금리가 이미 낮은 수준에 머물러 있었다는 점을 들 수 있다. 코로나19 대유행 초기 한국은행이 기준금리를 하향 조정하였지만, 곧 실효적인 ZLB에 도달하여 더 이상 기준금리를 낮출 수 없었던 것이다. 그러나 DFM은 선형모형으로서 ZLB를 고려하지 않으므로, 기준금리가 더 하향 조정된다고 예상하였다. 한국은행은 2022년 중반 금융 불균형에 대한 우려로 기준금리를 올리기 시작하고 이후 물가 불안정으로 기준금리를 연속하여 상향 조정했다. 한국은행 기준금리의 실제치와 공통성분 추정치를 비교한 <그림 3>는 한국은행의 대응이

⁸ 본 연구에서 추정한 변수와 부문별 설명력 크기는 Stock and Watson (2012)가 미국 자료에 대해 얻은 결과와 유사하다. Stock and Watson (2012)의 분석에서는 주택건설 관련 지표와 가격 자료에서 DFM의 설명력이 떨어지는 것으로 나타났다.

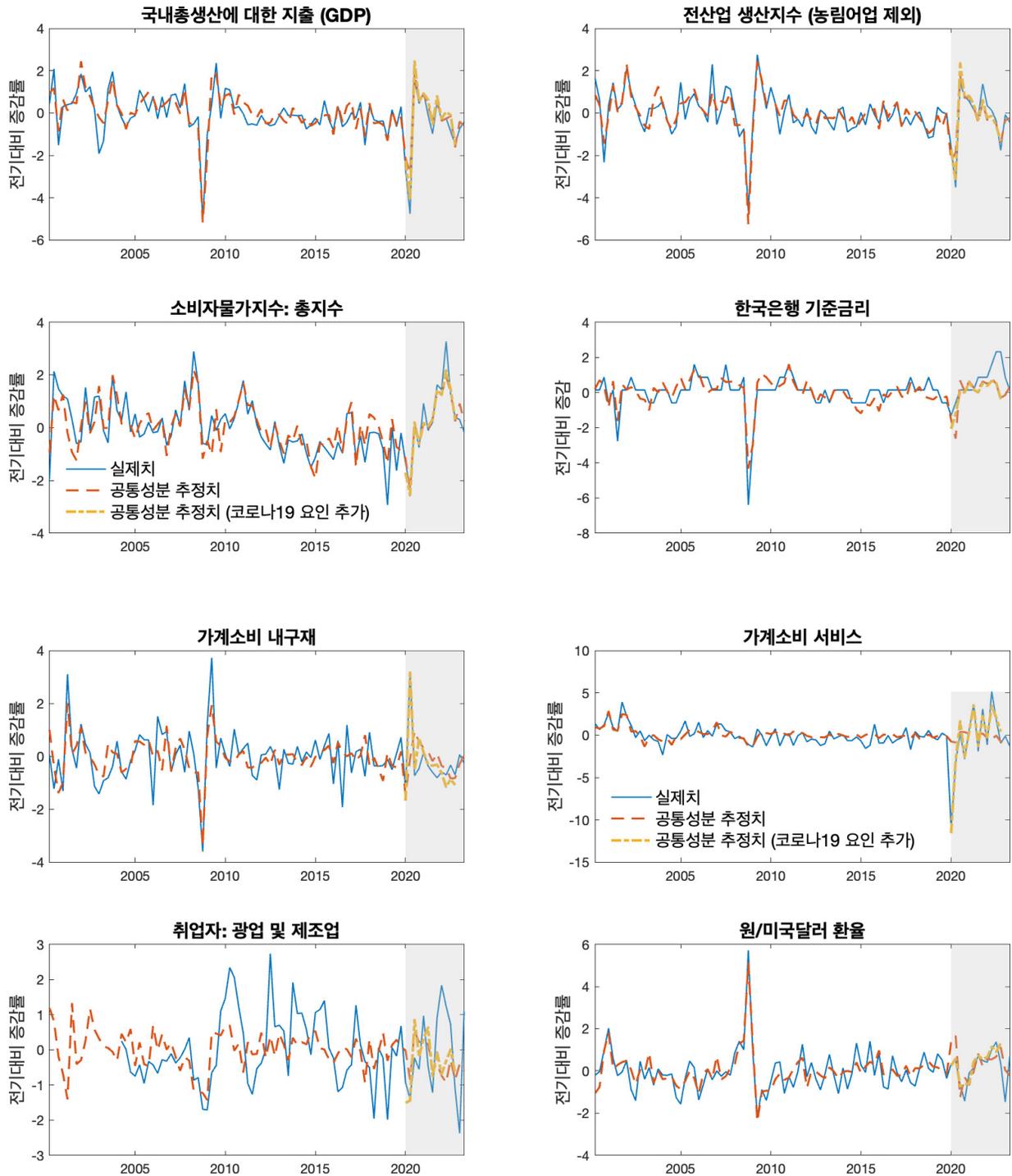


그림 3: (DFM) 주요 변수의 실제치와 공통성분 추정치 비교 1

주: 공통성분 추정치는 $\hat{\Lambda}\hat{F}_t$ 를 의미한다. 본문에서 설명한 바와 같이, DFM은 표본기간인 2000Q2-2019Q4의 자료를 이용하여 추정되었으며, 추정된 모형에 2020Q1부터 2023Q2까지의 자료를 투입하여 공통성분 추정치를 계산하였다. 자료는 추정 전 평균이 0이고 표준편차가 1이 되도록 정규화하였다. 음영은 코로나19 대유행 기간과 그 이후 기간(2020Q1-2023Q2)을 나타낸다. 공통성분 추정치는 표본기간 중 추정된 공통요인 7개로 계산한 공통성분이며, 코로나19요인 추가 공통성분 추정치는 2020Q1부터 2022Q4 기간 중 고유요인을 이용하여 추가로 추정된 코로나19 요인까지 포함하여 계산한 공통성분 추정치이다.

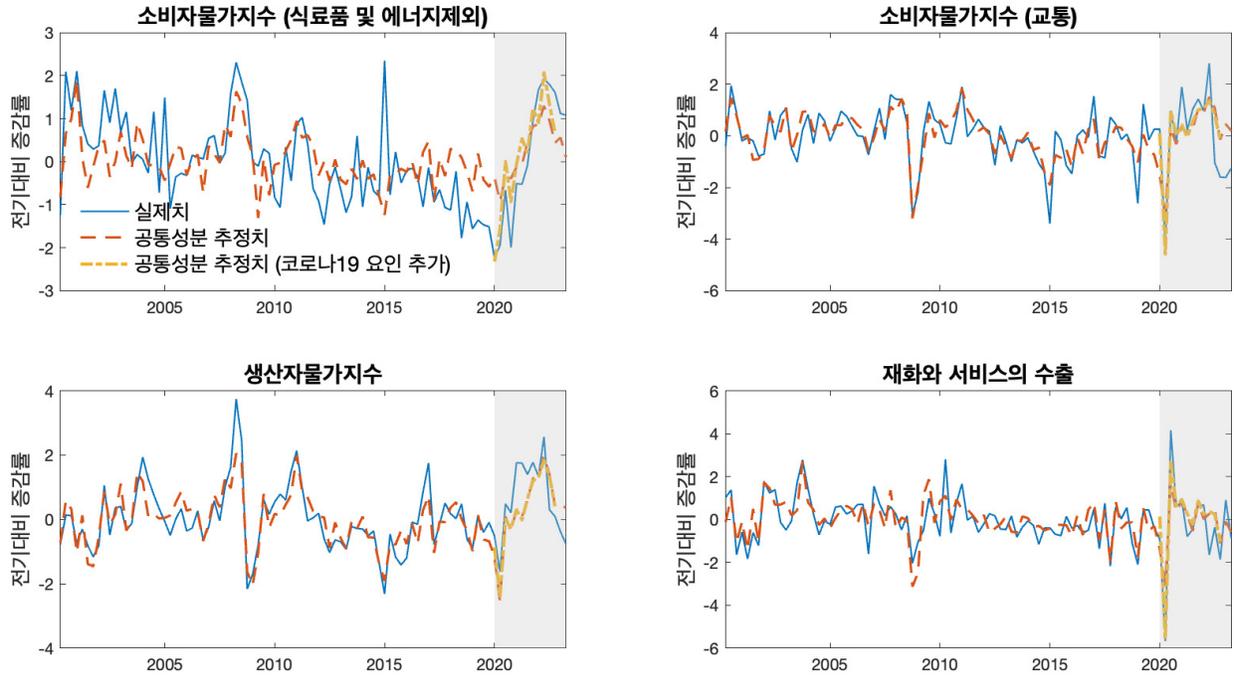


그림 4: (DFM) 주요 변수의 실제치와 공통성분 추정치 비교 2

주: <그림 3>의 주를 참고하라.

공통성분 추정치를 바탕으로 예상한 것보다 훨씬 더 적극적이었음을 시사한다.

한편, <표 2>는 모든 변수를 경제의 각 부문으로 분류하고 부문별 공통요인의 설명력을 제시한다. 부문별로 보더라도 DFM은 대체로 코로나19 대유행 이전인 표본기간 중 설명력이 높은 편이다. 개별 구성변수에 대한 결과에서 추론할 수 있듯이 고용 및 실업과 건설 부문에 대한 설명은 다른 부문보다 다소 낮다. 코로나19 대유행 기간과 그 후 기간 중 DFM의 설명력은 많은 부문에서 하락하고 있다. 이는 집계변수에 비해 DFM의 설명력이 크게 감소한 구성변수들이 각 부문에 포함되어 있기 때문이다.

요약하자면, 코로나19 대유행 이전과 동일한 경제구조를 반영하는 공통요인들은 대유행 기간과 그 후에도 여전히 소득, 물가 및 생산과 같은 집계변수를 잘 설명하는 것으로 나타났다. 그런데, 일부 구성변수들에 대해서는 그 설명력이 크게 하락하였다. 공통요인의 설명력이 감소한 구성변수는 대체로 코로나19 대유행으로 인한 영향을 많이 받은 변수들이다. 이는 코로나19 대유행 기간 중 이들 변수에 기존의 로는 설명할 수 없는 고유요인이 상대적으로 크게 작용하여, 즉 고유성분의 변동성이 크게 증가하여 공통요인의 설명력이 상대적으로 축소되었음을 의미한다.

Stock and Watson (2012)은 글로벌 금융위기에 대한 분석에서 유사한 양상의 결과를 얻었다. Stock and Watson (2012)에 따르면, 글로벌 금융위기 직전까지의 자료를 이용하여 추정된 DFM은 글로벌 금융위기 중에도 변수들을 대체로 잘 설명하였다. 다만 DFM이 통화 및 금융 관련 변수와 주택건설

표 2: (DFM) 부문별 공통요인의 설명력

부문	기간 변수 개수	2000Q2-2019Q4 표본기간	2020Q1-2023Q2 코로나19 대유행	2020Q1-2023Q2 코로나19 요인추가
국민계정	25	0.49	0.10	0.59
산업생산	15	0.47	0.30	0.47
고용 및 실업	12	0.32	0.15	0.32
건설	5	0.38	-0.34	-0.01
판매, 출하 및 재고	13	0.58	0.19	0.70
가격	18	0.38	0.32	0.57
임금 및 생산성	5	0.74	0.48	0.66
금리	8	0.78	0.42	0.47
통화금융	7	0.52	0.46	0.60
자산가격 및 가계 대차대조표	8	0.67	0.63	0.76
환율	4	0.70	-2.17	-1.80
대외부문	12	0.53	0.16	0.67
기타	1	0.63	0.28	0.70
해외	4	0.21	0.14	0.85

주: 부문별 설명력은 각 부문에 속하는 개별 변수 R^2 의 중간값이다. <표 1>와 <그림 3>의 주를 참고하라.

관련 변수의 변동은 잘 설명하지 못하였는데, 이는 부동산 시장에서 시작되어 금융 부문을 통해 전파된 금융위기의 특성을 잘 반영한다고 볼 수 있다. Stock and Watson (2012)은 이를 두고 금융위기 당시 발생한 사건들은 전례가 없었지만, 그 순효과는 미국경제가 이미 경험했던 충격이 더 강하게 발생한 결과로 이해할 수 있으며, 금융위기의 전개과정은 기존의 경제구조로 설명이 가능하다고 평가하였다.

글로벌 금융위기와 달리 코로나19 대유행은 경제의 특정 부문에서 시작되지 않고 경제 전반을 타격하였으며 다양한 부문에서 그 영향이 나타났다. 본 연구의 결과는 코로나19 대유행이 직접 영향을 미친 변수에는 큰 충격이 발생하였으나, 다른 변수 나아가 전체 한국경제가 그 충격에 반응하는 과정은 기존의 경제구조로 설명이 가능함을 의미한다. 코로나19 대유행이 전례없는 충격이었던 만큼 통화정책의 대응은 기존 자료로 예상을 뛰어넘는 정도로 이루어졌다.

4.1.2 변동성 변화 분석

이 절에서는 변수별 공통성분과 고유성분의 크기가 코로나19 대유행 이전과 대유행 기간 동안 어떻게 변했는지 살펴보자. <표 3>은 주요 변수의 변동 및 변수별 공통성분과 고유성분 변동의 크기를 기간별로 분해하여 보고한다.⁹ 표에서 볼 수 있듯이 대부분의 변수는 코로나19 대유행을 거치며 변동성이 크게 확대되었다. 수출과 민간소비 특히 가계소비 서비스는 코로나19 대유행의 직접적 영향으로, 그리고 가계 신용은 코로나19 대유행 시기 경기 부양을 위해 공급된 유동성과 주택 가격 상승 및 투자 열풍의

⁹코로나19 대유행 기간이 짧기 때문에 이분산성이나 자기회귀를 고려하지 않고 단순히 표준편차를 계산하였으며, 표준편차가 두 기간에 동일한지에 대한 검정도 실시하지 않았다. 실제 단변량 자기회귀모형의 최적시차를 Schwarz 정보기준 (information criterion)에 따라 구하면 거의 모든 변수에 대해 최적시차가 0으로 얻어진다.

영향으로 변동성이 두 배 이상 증가하였다. 건설투자는 예외적으로 변동폭이 줄었는데, 이에 따라 투자(총고정자본 형성)의 변동성이 축소되었다.

코로나19 대유행 이전과 비교하여 공통성분의 변동의 크기는 소폭 증가하거나 오히려 감소한 반면, 고유성분의 변동성은 소비자물가지수(총지수)를 제외하고 모두 증가했다.¹⁰ 그 뿐만 아니라, 많은 변수들에서 고유성분의 변동성이 공통성분의 변동성보다 더 커진 것으로 나타났다. 특히, 가계소비 서비스, 소비자물가지수(교통), 91일 CD 금리, 가계신용, 대중국 수출에 대해서는 고유성분의 크기가 두 배 이상 확대되었다. 이들 변수는 모두 코로나19 대유행의 직접적 영향을 받거나 해당 시기 발생한 사건의 영향을 받았기 때문에, 이들 변수에 대한 고유성분의 변동성 증대가 일시적이어서 코로나19 대유행이 종료되고 지정학적 갈등과 같은 충격들이 해소되면서 고유성분의 변동성이 다시 축소될 가능성이 높다.

<그림 5>는 모든 변수에 대해 변수의 변동성과 변수를 설명하는 공통성분 및 고유성분의 변동성의 상대적 변화를 보고한다. <그림 5-a>의 구성변수에 대해서는 변수의 변동성 증가가 고유성분의 변동성 증가와 강한 양의 상관관계를 가지고 있는 반면 공통성분의 변동성 변화와는 상관관계가 높지 않은 것을 볼 수 있는데, 이로부터 코로나19 대유행 시기 구성변수의 변동성 증가를 주로 고유성분의 변동성 증대가 초래했음을 확인할 수 있다. <그림 5-b>의 집계변수에 대해서는 고유성분의 역할이 비교적 크지 않은 것으로 나타났다.

위 결과는 코로나19 대유행 시기 대체로 고유요인의 변동성이 커져 이들 변수에 대한 공통요인의 설명력이 상대적으로 감소했다는 가설을 뒷받침한다.

4.1.3 표본 말기 구조안정성에 대한 검정

일부 구성변수에 대해 코로나19 대유행 시기 공통요인의 설명력이 급락하고 고유요인의 변동성이 크게 증가한 원인은 경제구조가 변화하지 않았다고 가정한 DFM이 이들의 변동을 제대로 설명하지 못하기 때문일 수 있다. 이러한 가설을 검정하기 위해, 아래에서는 코로나19 대유행 시기 공통요인의 계수 Λ 가 변화했는지 통계적으로 검정한다.¹¹

Andrews (2003) 검정은 표본 말기에 구조변화가 의심되지만 해당 기간이 너무 짧아 Chow 검정과 같은 전통적인 구조변화 검정법이 적절하지 않을 때 적용할 수 있는 방법이다. 이 검정은 DFM의 개별 식 각각에 대해 수행하는 단변량 검정법으로서, 각 변수에 대해 공통요인의 계수 Λ 가 표본 말기에 통계적으로 유의하게 변했는지를 검정한다.

¹⁰ 소비자물가지수(총지수) 뿐만 아니라 국내총생산에 대한 지출과 같은 집계변수는 대체로 고유성분의 크기 변화가 작은 것으로 나타났다. 이는 구성변수를 집계하는 과정에서 구성변수의 고유성분이 상호 상쇄되기 때문인 것으로 보인다.

¹¹ 경제구조의 변화는 두가지 경로를 통해 DFM에 영향을 미칠 수 있다. 먼저 변수 간 상관관계가 변하여 자료를 바탕으로 공통요인을 계산하는 함수가 달라질 수 있다. 그리고, 이들 공통요인이 개별 변수를 설명하는 정도인 공통요인 계수가 변할 수 있다. 첫번째 경로는 일반적으로 두번째 경로로 바꾸어 표현할 수 있다.

표 3: (DFM) 주요 변수에 대한 공통성분과 고유성분의 변동성 (표준편차) 변화

변수명	구분	변수				공통성분				고유성분			
		2000Q2-2019Q4		2020Q1-2023Q2		2000Q2-2019Q4		2020Q1-2023Q2		2000Q2-2019Q4		2020Q1-2023Q2	
		1	1.58	0.95	1.24	1.31	0.49	0.54	1.10	0.96	0.97	1.97	
국내총생산에 대한 지출 (GDP)	집계	1	1.58	0.95	1.24	1.31	0.49	0.54	1.10	0.96	0.97	1.97	
민간소비	집계	1	2.35	0.93	0.93	1.00	0.54	1.97	3.65	1.02	1.02	1.40	
총고정자본 형성	집계	1	0.74	0.60	0.68	1.13	0.73	0.81	1.11	0.62	0.62	1.38	
재화와 서비스의 수출	집계	1	2.14	0.90	1.16	1.29	0.69	1.25	1.81	0.73	0.73	1.34	
가계소비 내구재	구성	1	1.05	0.69	0.62	0.90	0.74	1.13	1.53	0.45	0.45	1.82	
가계소비 서비스	구성	1	3.87	0.69	0.49	0.71	0.71	3.70	5.21	0.85	0.85	1.65	
건설투자	구성	1	0.60	0.71	0.65	0.92	0.71	0.95	1.34	1.00	1.00	1.53	
설비투자	구성	1	0.94	0.68	0.85	1.25	0.73	1.02	1.40	0.91	0.91	1.81	
전산업 생산지수 (농림어업 제외)	집계	1	1.32	0.91	1.07	1.18	0.45	0.62	1.38	0.83	0.83	1.43	
광공업 생산지수	구성	1	1.28	0.89	1.08	1.21	0.44	0.80	1.82	0.58	0.58	0.84	
취업자	집계	1	1.78	0.63	0.71	1.13	0.85	1.40	1.65	0.90	0.90	1.08	
취업자: 광업및제조업	구성	1	1.24	0.48	0.48	1.00	0.88	1.35	1.53	0.95	0.95	1.81	
경제활동참가율	구성	1	1.76	0.43	0.41	0.95	0.91	1.65	1.81	0.53	0.53	1.43	
실업률	구성	1	1.22	0.57	0.53	0.93	0.83	1.19	1.43	1.12	1.12	0.84	
소비자물가지수 (총지수)	집계	1	1.37	0.86	1.12	1.30	0.58	0.49	0.84	1.10	1.10	1.08	
소비자물가지수 (식품 및 에너지제외)	집계	1	1.50	0.58	0.64	1.10	0.90	0.97	1.08	1.15	1.15	2.44	
소비자물가지수 (교통)	구성	1	1.80	0.83	1.15	1.39	0.54	1.32	2.44	1.14	1.14	1.81	
생산자물가지수 (총지수)	집계	1	1.20	0.83	1.14	1.37	0.48	0.87	1.81	0.83	0.83	1.78	
한국은행 기준금리	구성	1	1.01	0.83	0.96	1.16	0.54	0.96	1.78	0.91	0.91	2.26	
91일 CD 금리	구성	1	1.18	0.91	0.94	1.03	0.43	0.97	2.26	0.75	0.75	1.94	
국고채 3년 금리	구성	1	0.85	0.96	0.75	0.78	0.35	0.68	1.94	0.67	0.67	1.60	
회사채 3년 AA 금리	구성	1	1.19	0.86	0.67	0.78	0.52	0.83	1.60	0.80	0.80	1.94	
본원통화	구성	1	1.16	0.80	0.68	0.85	0.54	1.05	1.94	1.11	1.11	2.56	
가계신용	구성	1	2.24	0.74	1.11	1.50	0.61	1.56	2.56	0.70	0.70	1.00	
KOSPI 증가	구성	1	0.85	0.84	0.70	0.83	0.57	0.57	1.00	0.87	0.87	1.81	
주택매매가격지수 (KB 전국)	구성	1	1.79	0.83	0.87	1.05	0.57	1.03	1.81	0.85	0.85	1.62	
원미국달러 환율	구성	1	0.83	0.85	0.80	0.94	0.50	0.81	1.62	0.71	0.71	1.60	
미국 수출총액	구성	1	1.29	0.71	0.57	0.80	0.70	1.12	1.60	0.73	0.73	2.09	
중국 수출총액	구성	1	1.24	0.73	0.85	1.16	0.67	1.40	2.09				

주: 주요 변수 및 변수별 공통성분 $\hat{\Lambda}f_t$ 과 고유성분 $\hat{\epsilon}_t$ 의 표준편차를 코로나19 대유행 이전(2000Q2-2019Q4)과 코로나19 대유행 기간(2020Q1-2023Q2)에 대해 계산하여 제시한다. 코로나19 대유행 이전 모든 변수의 표준편차는 1로 정규화되었다. 공통성분과 고유성분의 마지막 행(상대적 변화)은 코로나19 대유행 이전 기간 대비 코로나19 대유행 기간 중 표준편차의 비를 나타낸다.

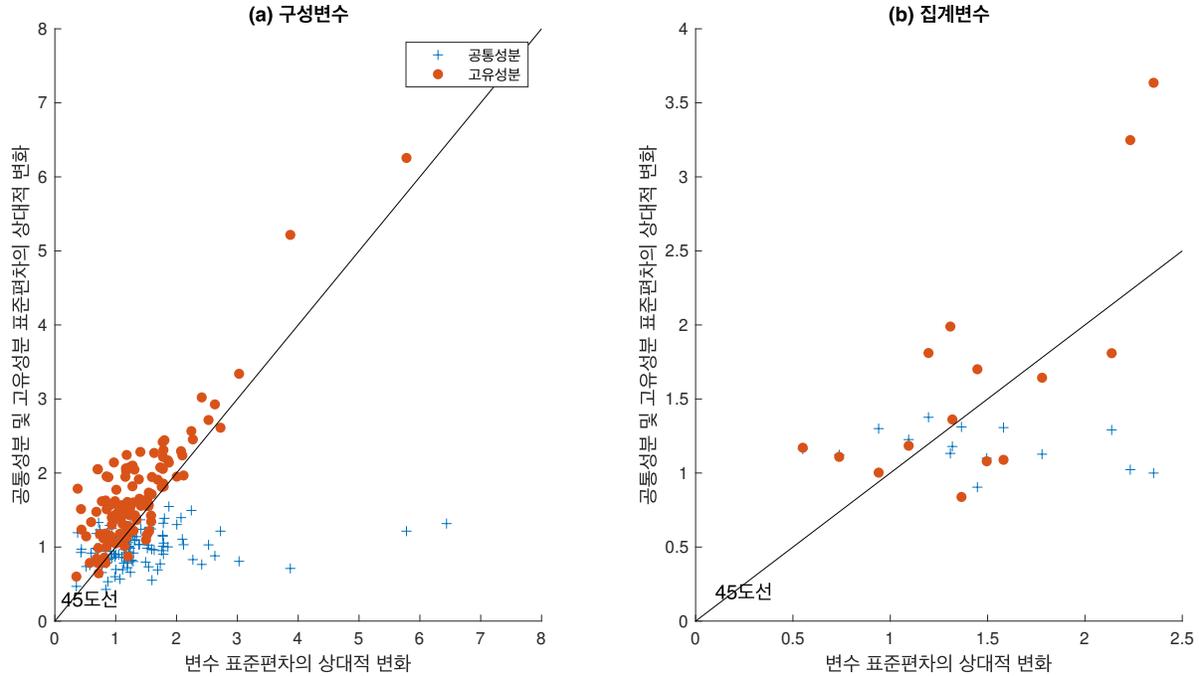


그림 5: (DFM) 공통성분과 고유성분의 변동성 (표준편차) 변화

주: 모든 변수에 대해, 코로나19 대유행 이전(2000Q2-2019Q4) 대비 코로나19 대유행 기간(2020Q1-2023Q2) 중 각 변수의 변동성(표준편차)과 변수별 공통성분 및 고유성분 변동성(표준편차)의 상대적 크기를 보고한다.

표 4: (DFM) 표본 말기 구조안정성 검정

부문	변수 개수	귀무가설 기각 변수 개수	기각 비중 (%)
국민계정	25	4	16.0
산업생산	15	1	6.7
고용 및 실업	12	0	0
건설	5	0	0
판매, 출하 및 재고	13	2	15.4
가격	18	1	5.6
임금 및 생산성	5	0	0
금리	8	1	12.5
통화금융	7	1	14.3
자산가격 및 가계 대차대조표	8	2	25.0
환율	4	1	25.0
대외부문	12	3	25.0
기타	1	0	0
계	133	16	12.0

주: Andrews (2003)의 표본 말기 구조 안정성 검정 결과이다. 코로나19 대유행 기간의 자료도 포함하여 전체 표본기간은 2000Q2부터 2023Q2까지이며, 귀무가설은 “2020Q1에 구조변화가 없었다”이다. 귀무가설 기각 여부는 신뢰수준 5%에서 판단하였다. 해외 변수 4개는 제외하였다.

<표 4>는 Andrews (2003) 검정 결과를 보고한다. 우선 공통요인의 계수에 대한 검정 결과 각 부문 별로 실제 구조변화가 없었다는 귀무가설을 5% 신뢰수준에서 기각한 변수의 비중은 높지 않았다. 가장 비중이 높은 부문의 경우에도 1/4 정도의 변수에 대해서만 귀무가설을 기각할 수 있었다. 전체 변수에 대해서는 12% 정도에 대해서만 귀무가설을 기각하였다. 따라서, 공통요인의 계수는 대체로 안정되어 한국경제 구조는 전체적으로 변하지 않았다고 볼 수 있다.

이러한 결과는 앞서 공통요인의 설명력을 분석해서 얻은 가설을 지지한다. 즉, 한국경제에 구조적 변화가 발생했다기 보다는 코로나19 대유행의 영향이 강했던 변수를 중심으로 고유요인의 역할이 일시적으로 커졌다고 볼 수 있다. 고유성분의 증대된 변동성은 그 요인이 해소됨에 따라 점차 축소될 것으로 예상된다.

4.1.4 코로나19 요인

DFM에서 고유요인은 변수의 변동에서 공통요소를 제거하고 남은 부분이므로 각 변수의 고유요인 사이에 상관관계가 크지 않아야 한다.¹² 그러나, 지금까지 수행한 분석은 코로나19 대유행의 영향을 직접 받은 변수의 고유요인에 코로나19 대유행의 충격이 공통적으로 작용하였을 가능성을 시사한다. 이 절에서는 앞서 코로나19 대유행 기간에 대해 구한 각 변수의 고유요인에서 소위 코로나19 요인이라고 부를 수 있는 공통적인 부분을 찾을 수 있는지, 그 특성은 무엇인지 분석한다.

구체적으로, 앞서와 같이 코로나19 대유행 이전의 자료로 추정된 DFM을 이용하여 2020Q1부터 2023Q2 기간 중 공통요소를 계산한 다음, 자료에서 공통요소를 제거하고 남은 고유요인에 대해 별도의 DFM을 추정하였다.¹³ 추정된 공통요인의 설명력을 조사한 결과 2개의 공통요인이 모든 고유요인의 변동을 55% 정도 설명하는 것으로 나타났다. <그림 6>은 추정된 새로운 공통요인을 보여준다. 이들 요인은 아래에서 설명하듯이 코로나19의 영향을 잘 드러내기 때문에 코로나19 요인으로 부르기로 한다.

그림에서 첫번째 요인은 코로나19 대유행이 시작된 2020년 1분기에 큰 충격을 받았으나 2020년 2분기에는 크게 반등하였다가, 2020년 3분기에 다시 한번 크게 하락하였다. 이러한 움직임을 보인 대표적인 변수로는 가계의 내구재 소비를 들 수 있다. 두번째 요인은 이와 달리 코로나19 대유행이 시작된 2020년 1분기 큰 충격을 받은 후 서서히 회복하여, 2020년 3분기부터는 그 영향이 미미해졌다. 가계의 서비스 소비가 대표적으로 이런 변동을 보였다.

¹²공통요소를 구성하는 공통요인의 개수가 변수의 개수보다 작으므로 일반적으로 고유요인에 변수간 상관관계가 여전히 존재한다.

¹³2020Q1부터 2023Q2 기간의 자료에서 얻은 고유요인을 \hat{e}_t^{20-23} 라고 두자. 이번에는 \hat{e}_t^{20-23} 에 대해

$$\hat{e}_t^{20-23} = \Lambda_e^{20-23} F_{e,t}^{20-23} + v_t^{20-23},$$

와 같은 새로운 DFM을 추정하였다. 그러면 $\hat{F}_{e,t}^{20-23}$ 는 고유요인 \hat{e}_t^{20-23} 에 존재하는 공통요인을 나타낸다. 자료의 개수는 122개이지만, 분석 기간 동안 자료의 길이가 14이기 때문에 최대 14개의 공통요인을 식별할 수 있다.

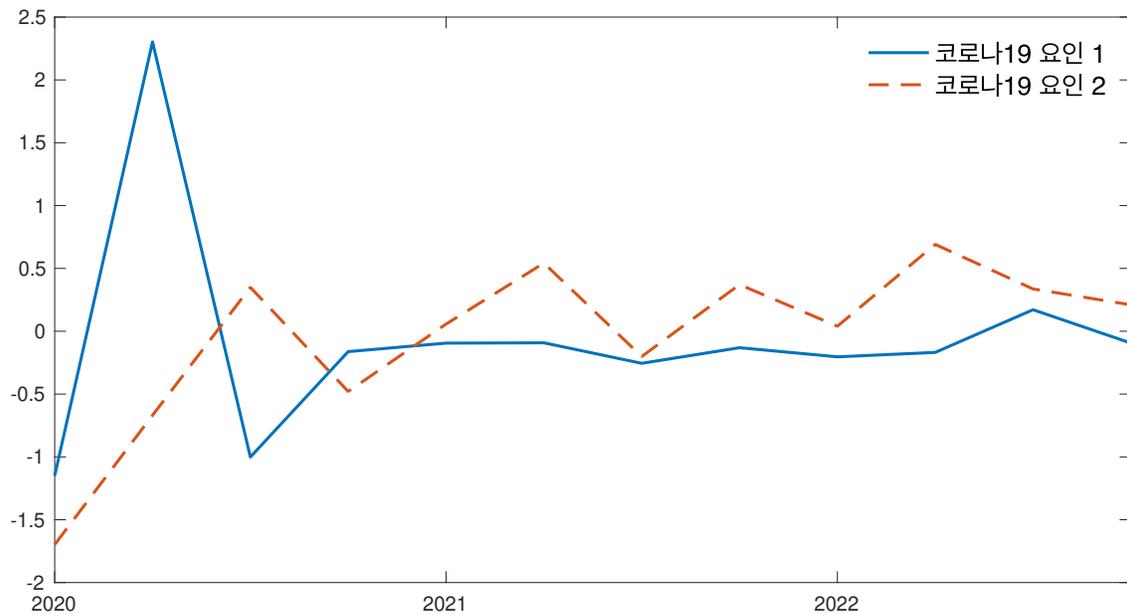


그림 6: (DFM) 코로나19 요인

주: 각주 13을 참고하라. 두번째 요인은 그 의미를 적절히 해석하기 위해 부호를 바꾸었다.

이 두 요인을 원래의 공통요인에 추가하는 경우, 코로나19 대유행 기간 DFM의 설명력이 낮았던 변수에 대해 DFM의 설명력이 크게 개선되었다. <표 1>에서 코로나19 요인을 추가한 경우와 그렇지 않은 경우의 설명력을 비교해 보면, 민간소비, 가계의 내구재 소비, 가계의 서비스 소비에 더해 소비자물가지수(교통), 환율, 대미국 및 대중국 수출에 대한 DFM의 설명력이 크게 개선되었다. 특히 이 변수들은 코로나19 대유행 기간 이전 DFM의 설명력이 높았으나 코로나19 대유행 기간 DFM의 설명력이 크게 악화된 변수들이다. 그 외 취업자수, 경제활동참가율, 소비자물가지수(식료품 및 에너지 제외) 등 변수에 대해서도 코로나19 요인을 추가하면 코로나19 대유행 기간 DFM의 설명력이 높아지는 것으로 나타났다. 다만, 이들 변수는 코로나19 대유행 기간 이전 DFM의 설명력이 낮았던 변수이기 때문에 일시적으로 설명력이 높아졌다고 보는 편이 타당하다. <그림 3>-<그림 4>과 <표 2>에서도 코로나19 요인의 추가 설명력이 잘 확인된다.

<그림 6>에서 볼 수 있듯이 두 코로나19 요인의 변동은 2020년 1-3분기에 집중되어 있고, 그 후에는 크게 변동하지 않고 있다. 즉, 코로나19 요인은 코로나19 대유행 초기 일시적으로 작용하고 지속되지 않았다. 이러한 결과는 앞서 분석의 결과와 일치한다. 즉, 한국경제에 구조적 변화가 발생했을 가능성은 낮으며, 코로나19 대유행의 영향이 강했던 변수를 중심으로 고유요인의 역할이 일시적으로 커졌다고 볼 수 있다. 고유성분의 증대된 변동성은 소위 코로나19 요인이라고 부를 수 있는 코로나19 대유행의 영향인데, 이미 그 영향력이 거의 없어졌다.

4.2 확률변동성 시변계수 벡터자기회귀 (SV-TVP-VAR) 모형

DFM은 코로나19 대유행 초기 한국경제가 겪은 대규모 충격을 분석하는 데 유용했으나 2021년부터 시작된 물가급등의 원인이나 지속성 여부에 대해서는 그다지 유용한 결과를 제공하지 않았다. DFM과 달리 SV-TVP-VAR 모형은 계수와 오차항의 변동성이 시간이 흐름에 따라 어떻게 변화하는지 직접 추정하기 때문에, 코로나19 대유행을 거치며, 특히 최근 급상승했다가 안정되고 있는 인플레이션 동학을 중심으로 한국경제에 구조변화가 있었는지 직접 추적할 수 있다. 이 장에서는 SV-TVP-VAR 모형의 추정 결과를 보고하고 해석한다.

<그림 7>은 SV-TVP-VAR 모형 (3) 중 인플레이션에 대한 식에서 각 계수의 사후분포 추정치를 보고한다.

일부 계수는 표본기간 중 상당한 변동을 보인 편이다. 예를 들어, 무담보 콜금리의 1차 시차변수에 해당하는 계수 $B_1(\pi, i)$ 는 코로나19 대유행 직전에 상승하다가 대유행 기간 중 다소 하락하는 모습을 보이고 있다. 그러나 무담보 콜금리의 2차 시차변수에 해당하는 계수 $B_2(\pi, i)$ 는 이와 반대로 움직여, 그 합이 대체로 일정하기 때문에 인플레이션과 무담보 콜금리의 상호 관계에 중대한 변화가 있어 보이지는 않는다. 무담보 콜금리의 시차변수에 대한 계수는 약한 유의성을 가진 양수($B_1(\pi, i)$)이거나 강한 유의성을 가진 양수($B_2(\pi, i)$)인데, 그 부호가 통화정책 당국이 기준금리를 상향 조정할 때 물가가 안정된다는 긴축적 통화정책의 물가에 대한 파급효과의 부호와 상반된다. 그러나, 이는 SV-TVP-VAR 모형이 축약형 모형이기 때문인 것으로 보인다. 즉, 양의 계수는 긴축적 통화정책의 효과보다 총수요가 확장되어 물가가 상승하고 이자율이 상승하는 관계를 반영하고 있을 가능성이 높다. 다음으로, 외생 변수인 미국 GDP 성장률의 경우 한국 인플레이션에 대한 계수 $B_w(\pi, dyUS)$ 가 2000년대 초반에는 작지만 양수였던 반면, 점차 하락하여 코로나19 대유행 시기에는 작지만 음수로 전환되었다. 그러나 전반적으로 해당 계수가 강한 유의성을 가지지 않아 분명한 결론을 내리기는 어려워 보인다.

다른 계수는 대체로 표본기간 중 큰 변화를 보이지 않았으며, 코로나19 대유행 기간 중에도 눈에 띄는 변화는 겪지 않았다. 이는 인플레이션의 동학이 코로나19 대유행 기간 중 중대한 구조변화를 거치지 않았음을 시사한다.¹⁴

VAR 모형은 다변량 시계열 모형으로서 많은 계수를 포함하고 있으며, 모든 내생변수들이 상호 영향을 주고 받기 때문에 계수를 개별적으로 해석하기 어려운 편이다. 따라서 이번에는 계수의 추정치를 바탕으로 좀 더 해석이 용이한 통계량을 계산해 보자. 우선, <그림 8-a>는 소비자물가 인플레이션 식에서 GDP 성장률의 두 시차변수에 대한 계수의 합의 추정치를 보고한다. 이 값은 다른 변수는 고정되어 있는 반면 GDP 성장률이 모든 시기에 1%p 상승하는 사고 실험을 할 때 인플레이션의 변화

¹⁴SV-TVP-VAR 모형에서 다른 식의 계수도 대체로 표본기간 중 크게 변화하지 않았고, 코로나19 대유행 기간 중에도 중대한 변동을 보이지 않았다. 지면 관계 상 다른 식의 계수 추정치는 부록에 보고한다.

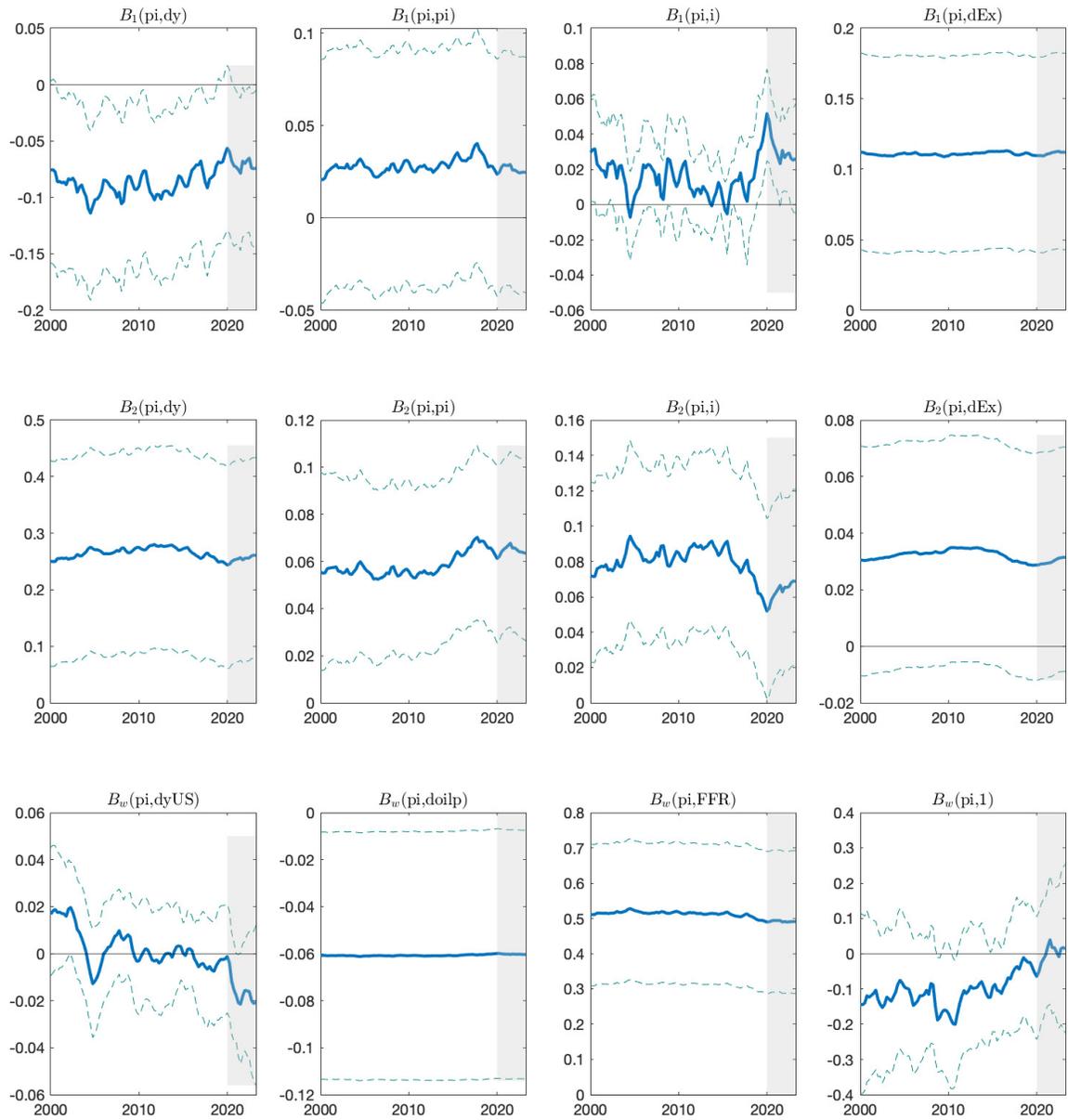


그림 7: (SV-TVP-VAR 모형) 소비자물가 인플레이션 식의 계수 추정치

주: SV-TVP-VAR 모형 (3) 중 인플레이션에 대한 식에서 계수의 사후분포 추정치를 보고한다. 실선은 각 시점마다 구해진 사후분포의 중간값이며, 중간값 아래와 위의 점선은 각각 16%와 84% 분위수를 나타낸다. B_1 은 1차 시차변수의 계수, B_2 는 2차 시차변수의 계수, B_w 는 외생변수의 계수이다. 내생변수와 외생변수는 기호로 표시되어 있다. dy는 GDP 성장률, pi는 소비자물가 인플레이션, i는 무담보 콜금리, dEx는 원달러 환율의 평가절하율(상승률)을 의미한다. 그리고 dyUS는 미국 GDP 성장률, doilp는 국제유가 상승률, FFR은 미국 연방준비기금 이자율, 1은 상수항을 의미한다.

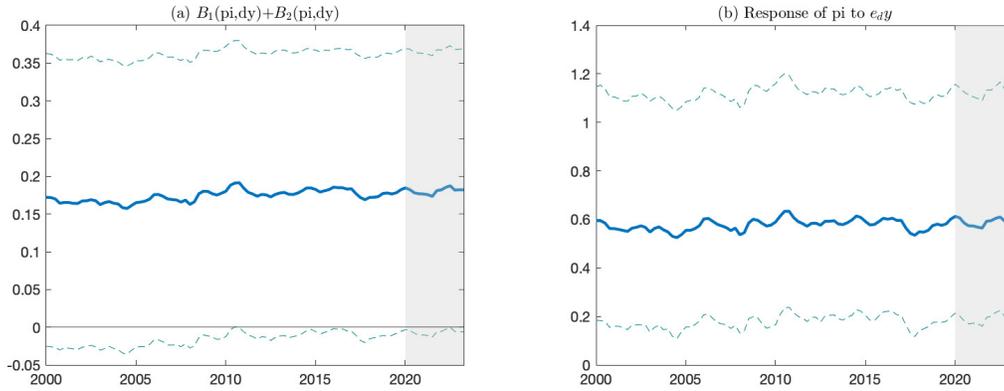


그림 8: (SV-TVP-VAR 모형) 필립스 곡선의 기울기 관련 통계량

주: 패널 (a)는 $B_1(\pi, \Delta y) + B_2(\pi, \Delta y)$ 의 사후분포 추정치이고, 패널 (b)는 인플레이션 장기반응의 사후분포 추정치이다. 실선은 각 시점마다 구해진 사후분포의 중간값이며, 중간값 아래와 위의 점선은 각각 16%와 84% 분위수를 나타낸다.

크기를 나타내므로, 근사적으로 구한 장기 필립스곡선의 기울기라고 볼 수 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 필립스곡선의 기울기는 표본기간 뿐만 아니라 코로나19 대유행 기간 중에도 큰 변동을 보이지 않았다. 다음으로, <그림 8-b>는 GDP 성장률에 대한 직교충격(orthogonal shock)이 현재부터 미래 모든 시기에 1단위 만큼 증가했을 때 인플레이션의 장기 반응(long-run responses)을 보고한다.¹⁵ 인플레이션의 GDP 성장률 충격에 대한 반응도 표본기간 중 크게 변동하지 않았으며 특히 코로나19 대유행 기간 중 구조적 변화를 겪은 것으로 보이지 않는다.

지금까지 검토한 SV-TVP-VAR 모형을 활용한 분석 결과는 앞서 DFM을 활용한 분석 결과와 동일한 결론을 시사한다. 즉, 코로나19 대유행 기간 중 인플레이션 동학을 비롯하여 한국경제가 중대한 구조변화를 겪었다는 통계적 증거는 강하지 않으며, 코로나19 대유행 기간 중 주요 거시변수들이 보인 변동은 대체로 일시적 충격의 결과로 볼 수 있다는 것이다. <그림 9>은 SV-TVP-VAR 모형 (3)의 각 식에 대한 축약형 충격의 변동성(e_t 의 각 원소의 표준편차)의 시간에 따른 추이를 보고한다. 모든 축약형 충격의 변동성이 2008년 글로벌 금융위기 이후 코로나19 대유행 직전까지 상당히 안정되었다가 코로나 19 대유행 기간 중 확대된 것을 확인할 수 있다. 그러나, 그 크기는 2000년대 후반 글로벌 금융위기 때보다는 훨씬 작은 것으로 추정되었다.

¹⁵ GDP 성장률에 대한 직교충격 $\varepsilon_{\Delta GDP, t+i}$ 은 식 (4)에서 ε_t 의 첫번째 충격이다. 이는 매 시점마다 축약적 식별방법을 이용하여 축약형 충격 u_t 를 식별한 것과 같다. 이때 변수의 순서는 앞서 밝힌대로, GDP 성장률, 소비자물가 인플레이션, 무담보콜금리, 원달러 환율 평가절하율이다. 인플레이션의 장기 반응은 다음과 같이 계산하였다:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{i=0}^j \frac{\partial y_{\pi, t+j}}{\partial \varepsilon_{\Delta GDP, t+i}}$$

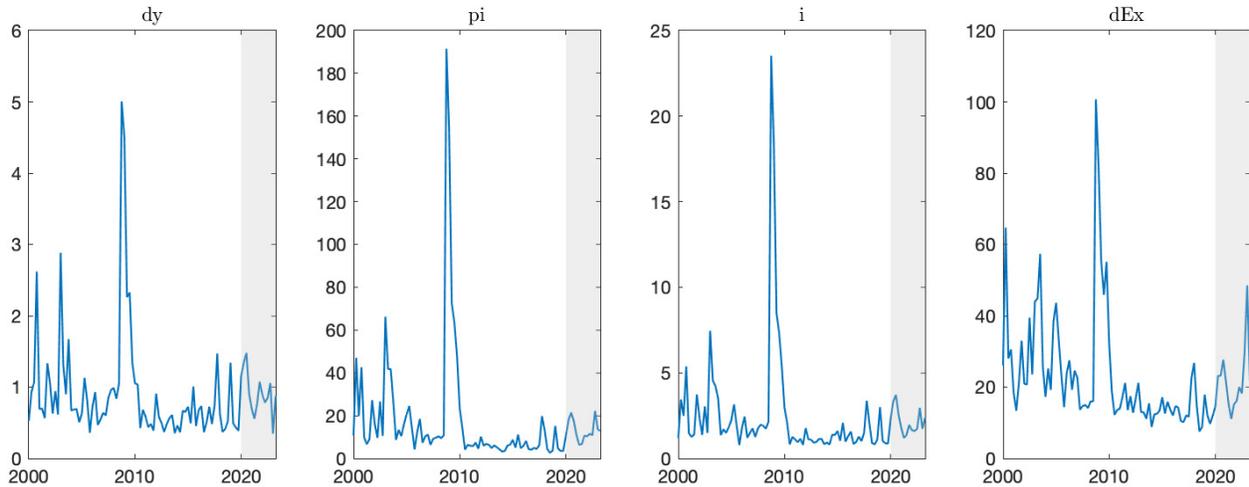


그림 9: (SV-TVP-VAR 모형) 축약형 충격의 변동성 추이

주: SV-TVP-VAR 모형 (3)에서 e_t 각 원소의 표준편차 사후분포의 중간값을 보고한다.

5 결과 논의

2장에서는 주요 경제학 이론을 통해 인플레이션 동학에 영향을 주는 요인을 식별하고, 각 요인의 구조변화 가능성을 점검하였다. 인플레이션 동학을 결정하는 요인 중 기대인플레이션과 필립스곡선의 기울기는 앞서 논의한 바와 같이 구조적 변화를 겪지 않은 것으로 보인다. 3장과 4장에서 각각 DFM과 SV-TVP-VAR 모형을 이용하여 분석한 결과를 종합하면, 한국경제에 구조변화가 발생했다는 통계적 증거는 약하거나 찾을 수 없었으며, 코로나19 대유행 기간 중 개별 변수에 대한 고유요인 혹은 충격이 일시적으로 크게 작용하여 한국경제가 크게 변동했을 가능성이 높다. 공급충격의 경우 코로나19 대유행 기간 중 변동성이 크게 증대된 것으로 보인다. 다만, 공급충격에 대해 증대된 변동성이 계속 유지될 지, 코로나19 대유행 기간 이전 수준으로 다시 소강될 지는 자료의 부족으로 명확히 결론을 내리기 어렵다.

이러한 결론이 통화정책에 대해 가지는 시사점은 무엇인가? 인플레이션 동학을 비롯해 한국경제가 구조적 변화를 겪지 않았다면, 통화정책도 구조적 변화를 도모해야 할 필요는 없을 것이다. 다만, 코로나 19 대유행 기간 중 일시적으로 큰 충격이 경제에 영향을 미쳤고, 일부 충격에 대해 증대된 변동성이 계속 유지되고 있다면, 통화정책 당국은 국제유가와 공급망 교란 등 공급충격을 초래할 수 있는 요인을 면밀히 감시하고 필요한 경우 적극적으로 대응하는 것이 필요하다.

최근 고 인플레이션이 지속되고 이를 통제하기 위해 각국 중앙은행이 강력한 긴축적 통화정책을 펼침에 따라 고금리가 장기화(higher for longer)될 것으로 예상하고, 중립금리 수준도 이에 따라 상향되었다는 논의가 있었다.¹⁶ 중립금리는 경제의 구조적 요인에 의해 결정되며 이에 따라 비교적 장기

¹⁶대표적으로, 미국 연준의 Powell 의장은 2023년 9월 FOMC 회의 후 기자회견에서 미국의 노동시장이 여전히 견조한 이유 중 하나로 중립금리 수준이 상승했을 가능성도 있다고 언급하였다. 다만 그는 중립금리 수준이 상향했는지는 모른다고

적용되는 개념이다. 따라서, 앞서 분석한 바와 같이 한국경제가 코로나19 대유행 시기 구조적 변화를 겪지 않았다면, 중립금리 수준도 코로나19 대유행 이전과 비교하여 그리 달라지지 않았다고 보는 편이 타당하다.¹⁷ 그에 반해 코로나19 대유행 이전에 한국의 중립금리에 하방 압력을 가하고 있었던 저출산 고령화와 생산성 저하 같은 구조적 요인은 코로나19 대유행 후에도 오히려 더 강하게 작용하고 있는 것으로 보이므로, 한국의 중립금리 수준이 상승했을 가능성은 더욱 작다고 판단된다.

6 결론

이 연구에서는 물가동학 혹은 인플레이션 동학을 중심으로 코로나19 대유행 시기 한국경제가 구조 변화를 겪었는지 분석하였다. 구조 안정성을 가진 DFM과 경제구조가 시변(time-varying)할 수 있는 SV-TVP-VAR 모형을 이용하여 분석한 결과, 인플레이션 동학과 주요 경제변수의 동학이 코로나19 대유행 시기 구조적으로 변화했다는 증거를 찾기 어려웠다. 코로나19 대유행 기간 동안 이들 변수가 크게 움직인 것은 개별 변수에 고유한 요인이나 구조적 충격의 변동성이 확대되었기 때문으로 추정된다. 다만, 코로나19 대유행 이후 경과한 기간이 짧기 때문에 결론을 뒷받침하는 통계적 증거가 강력하다고 단언하기는 어렵다.

참고문헌

- [1] 오삼일·이종하·배기원. 2022. “베버리지 곡선을 통한 노동시장 평가: 미국과의 비교를 중심으로,” BOK 이슈노트 No. 2022-32.
- [2] Andrews. 2003. “End-of-Sample Instability Tests,” *Econometrica*, 71(6).
- [3] Bai and Ng. 2002, “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models,” *Econometrica*, 70, 191-221.
- [4] Henkel, Wieland, Błażejowska, Conflitti, Fabo, Fadejeva, Jonckheere, Karadi, Macias, Menz, Seiler, and Szafranek. 2023. “Price Setting During the Coronavirus (COVID-19) Pandemic,” *ECB Occasional Paper* No. 2023/324.

덧붙였다.

¹⁷Holston, Laubach, and Williams (2023)은 기존의 뉴욕 연방준비은행 r^* 추정 모형을 코로나19 대유행의 충격을 반영할 수 있도록 수정하고 새롭게 r^* 추정치를 제시하였다. 이들의 연구 결과에 따르면, 미국, 캐나다, 유로 지역의 r^* 추정치는 코로나19 대유행 기간 중 다소 변동하였으나 크게 변하지는 않았다.

- [5] Holston, Laubach, and Williams. 2023. “Measuring the Natural Rate of Interest After COVID-19,” *FRB of New York Staff Report* No. 1063.
- [6] Montag and Villar. 2022. “Price-Setting During the Covid Era,” *BLS Economic Working Paper* WP-547.
- [7] Leeper. 1991. “Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies,” *Journal of Monetary Economics*, 27(1).
- [8] Lubik and Matthes. 2015. “Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an Application,” *Economic Quarterly*, 101(4).
- [9] Primiceri. 2005. “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, 72(3).
- [10] Rodgers III and Kassens. 2022. “What Does the Beveridge Curve Tell Us about the Labor Market Recovery?” *St. Louis Fed On the Economy*.
- [11] Sims. 1994. “A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy,” *Economic Theory*, 4(3).
- [12] Stock and Watson. 2011. “Dynamic Factor Models,” in *Oxford Handbook of Economic Forecasting* edited by Clements and Hendry, Oxford University Press.
- [13] Stock and Watson. 2012. “Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2012.
- [14] Woodford. 1995. “Price-level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43(1).
- [15] Wu and Xia. 2016. “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 48.

A 자료 설명

A.1 DFM

다음 <표 A.1>은 DFM에 사용한 자료의 목록과 전처리 방법 등을 설명한다. 자체 계절 조정은 X-13-ARIMA-SEATS 를 이용하여 수행하였다. 발표주기가 월인 자료는 표에 기록된 방법을 적용하여 분기 자료로 변환하였다. 추정포함 여부는, 1=포함, 2=집계변수로서 추정에는 사용하지 않음, 3=다른 변수 처리과정에 사용되고 추정에는 사용하지 않음을 의미한다. 전처리 방법은, 1=비처리, 2=차분, 3=로그, 5=1차 로그차분, 6=2차 로그차분을 각각 의미한다.

대부분의 자료는 한국은행 ECOS에서 구하였다. 산업별 취업자, 근로시간 및 임금총액, 건축착공 면적 자료 중 전반부 자료는 통계청 KOSIS에서 획득하여 ECOS에서 제공하는 후반부 자료에 붙였다. 중국 GDP 자료는 미국 애틀랜타 연방준비은행이 제공하는 데이터베이스에서 구하였다.

표 A.1: DFM 자료 목록과 설명

자료명	범목/세칭	자체개발조정	자료주기	분기자료 변환방법	추정포함여부	진처리 방법	비고
국민계정							
최종소비지출	R		Q		2	5	
민간소비	R		Q		2	5	
가계소비 내구재	R		Q		1	5	
가계소비 준내구재	R		Q		1	5	
가계소비 비내구재	R		Q		1	5	
가계소비 서비스	R		Q		1	5	
정부소비	R		Q		1	5	
총자본형성	R		Q		2	5	
총고정자본형성	R		Q		2	5	
건설투자	R		Q		1	5	
원비투자	R		Q		1	5	
지식재산생산물투자	R		Q		1	5	
재고증감 및 귀중품 수취득	R		Q		1	1	
제외와 서비스의 수출	R		Q		2	5	
제외 수출 (FOB 기준)	R		Q		1	5	
서비스 수출	R		Q		1	5	
(공제)제외와 서비스의 수입	R		Q		2	5	
제외 수입 (FOB 기준)	R		Q		1	5	
서비스 수입	R		Q		1	5	
국내총생산에 대한 지출실질	R		Q		2	5	
국내총생산에 대한 지출명목	N		Q		3		GDP 디플레이터 계산시 사용
총생산: 농림어업	R		Q		1	5	
총생산: 광업업	R		Q		1	5	
총생산: 건설업	R		Q		1	5	
총생산: 서비스업	R		Q		1	5	
총합재정수지 경상수입	N	V	M	SUM	3	5	명목GDP로 실질화
산업생산							
전산업 생산지수 (농림어업제외)	지수		Q		2	5	
광공업 생산지수	지수		Q		1	5	
건설업 생산지수	지수		Q		1	5	
서비스업 생산지수	지수		Q		1	5	
공공행정 생산지수	지수		Q		1	5	
자본재 생산지수	지수		Q		1	5	
중간재 생산지수	지수		Q		2	5	
중간재 생산지수: 제조업용	지수		Q		1	5	
중간재 생산지수: 건설용	지수		Q		1	5	
중간재 생산지수: 연료 및 전력	지수		Q		1	5	
중간재 생산지수: 기타	지수		Q		1	5	
소비재 생산지수	지수		Q		2	5	
소비재 생산지수: 내구소비재	지수		Q		1	5	
소비재 생산지수: 비내구소비재	지수		Q		1	5	
제조업 가동률 지수	지수		Q		1	1	
고용 및 실업							
취업자	천명		Q		2	5	
취업자: 농업, 임업 및 어업	천명	V	Q		1	5	
취업자: 광업	천명	V	Q		3	5	취업자: 광공업에 합산
취업자: 제조업	천명	V	Q		3	5	취업자: 광공업에 합산
취업자: 전기, 가스, 증기 및 공기조절공급업	천명	V	Q		3	5	취업자: 광공업에 합산
취업자: 광업 및 제조업	천명	V	Q		1	5	
취업자: 수도, 하수 및 폐기물처리, 원료 재생업	천명	V	Q		3	5	
취업자: 건설업	천명	V	Q		1	5	
취업자: 도매 및 소매업	천명	V	Q		3	5	과거 구분류에 참고임이 포함
취업자: 운수 및 정보통신업	천명	V	Q		3	5	
취업자: 숙박 및 음식점업	천명	V	Q		3	5	
취업자: 정보통신업	천명	V	Q		3	5	
취업자: 금융 및 보험업	천명	V	Q		3	5	
취업자: 부동산업	천명	V	Q		3	5	
취업자: 사업시설 관리, 사업지원 및 임대 서비스업	천명	V	Q		3	5	

표 A.1: DFM 자료 목록과 설명 (계속)

자료명	명목/실질	자료주기	분기자료 변환방법	추정포함여부	전처리 방법	비고
고용 및 실업						
취업자: 부동산업, 임대업, 시설관리 등	취업	Q		3	5	취업자: 부동산업+ 취업자: 사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업
취업자: 전문, 과학 및 기술 서비스업	취업	Q		3	5	
취업자: 운송, 과학 및 사회보장 행정	취업	Q		1	5	
취업자: 교육 서비스업	취업	Q		3	5	
취업자: 보건업 및 사회복지 서비스업	취업	Q		3	5	
취업자: 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	취업	Q		3	5	
취업자: 정보 및 통신, 우편 및 기타 개인 서비스업	취업	Q		3	5	
취업자: 가구 내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자기소비 생산활동	취업	Q		3	5	
취업자: 국제 및 외국기관	취업	Q		1	5	취업자: 서비스업합산 (산업분류 참고, 기타 제외)
취업자: 서비스업	취업	Q		1	2	
경제활동참가율	%	Q		1	2	
실업률	%	Q		1	2	
노동시간 (상용근로시간)	시간	Q		1	5	
노동시간 (임시일용근로시간)	시간	Q		1	5	
노동시간: 제조업 (상용근로시간)	시간	Q		1	5	
노동시간: 제조업 (임시일용근로시간)	시간	Q		1	5	
건설						
국내건설주액	백만원	Q		1	5	
건설기성액	백만원, 백만원	Q		1	5	
건축착공현황 (연번적) 증가용	Q	SUM		1	5	
마분양주택현황	m ²	M		1	5	
주택건설 인허가실적	호	M		1	5	
판매, 출하 및 재고						
소매 판매액: 총지수	지수, 불변	Q		2	5	
소매 판매액: 내구재	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 준내구재	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 미내구재	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 판매액: 백화점	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 판매액: 대형마트	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 판매액: 슈퍼마켓 및 잡화점	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 판매액: 편의점	지수, 불변	Q		1	5	
소매 판매액: 판매액: 무점포소매	지수, 불변	Q		1	5	
제조업 생산자 제품출가지수	지수	Q		1	5	
제조업 재고용	지수	M		1	2	
기업경기실사지수: 제조업 수출기업 신규수주	지수	M		1	2	
기업경기실사지수: 제조업 내수기업 신규수주	지수	M		1	2	
가격						
GDP 디플레이터	지수	Q		1	5	계절조정 명목 GDP/실질 GDP 로 계산
소비자물가지수: 총지수	지수	Q		2	5	
소비자물가지수: 식품 및 에너지제외 지수	지수	Q		2	5	
소비자물가지수: 식품 및 비주류음료	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 주류 및 담배	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 의류 및 신발	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 주택, 수도, 전기 및 연료	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 가형용품 및 가사 서비스	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 보건	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 교통	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 통신	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 오락 및 문화	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 오락 및 문화	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 교육	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 음식 및 숙박	지수	Q		1	5	
소비자물가지수: 기타 상품 및 서비스	지수	Q		1	5	
생산자물가지수: 총지수	지수	Q		2	5	
생산자물가지수: 상품	지수	Q		1	5	
생산자물가지수: 서비스	지수	Q		1	5	
임금 및 생산성						
상용임금총액: 비농 전산업 5인 이상	원	Q		3	5	CI로 실질화
임시일용임금총액: 비농 전산업 5인 이상	원	Q		3	5	CI로 실질화

A.2 SV-TVP-VAR 모형

SV-TVP-VAR 모형을 추정하기 위한 자료 중 한국 자료는 한국은행 ECOS에서 획득하였으며, 미국 GDP와 소비자물가지수는 St. Louis 연방준비은행의 FRED에서 구하였다. 미국의 Shadow FFR은 애틀랜타 연방준비은행에서 제공하는 자료를 구하였다.¹⁸ 국제유가는 WTI 유가이며, 한국은행 ECOS에서 구하였다. 추세를 가질 수 있는 한국과 미국의 실질 GDP와 소비자물가지수, 원달러 환율과 국제유가는 추정에 앞서 로그차분하여 증가율로 변환하였다. 소비자물가지수 상승률과 이자율은 관례에 따라 연율로 사용한다. 소비자 물가지수는 X-13ARIMA-SEATS을 이용하여 계절조정하였다.

SV-TVP-VAR 모형 추정을 위한 사전분포를 다음과 같이 설정하였다. 우선, 표본기간 이전인 1991Q1부터 1999Q4 기간의 자료를 이용하여 동일한 설정의 고정계수 VAR 모형을 OLS로 추정하여 각 계수와 변동성 관련 계수의 추정치를 구하였다. θ_t , α_t , 그리고 $\log(\sigma_t)$ 에 해당하는 OLS 추정치를 각각 $\hat{\theta}_{OLS}$, $\hat{\alpha}_{OLS}$, $\log(\hat{\sigma}_{OLS})$ 로 두자. 그러면, Kalman 필터를 계산하기 위한 이들 계수의 초기치는 다음과 같은 분포를 따른다고 가정하였다:

$$\begin{aligned}\theta_0 &\sim \mathcal{N}\left(\hat{\theta}_{OLS}, \text{Var}\left(\hat{\theta}_{OLS}\right)\right), \\ \alpha_0 &\sim \mathcal{N}\left(\hat{\alpha}_{OLS}, \text{Var}\left(\hat{\alpha}_{OLS}\right)\right), \\ \log(\sigma_0) &\sim \mathcal{N}\left(\log(\hat{\sigma}_{OLS}), I_n\right).\end{aligned}$$

이때 $\hat{\alpha}_{OLS}$ 와 $\log(\hat{\sigma}_{OLS})$ 의 분산은 부트스트래핑(bootstrapping)을 이용하여 계산하였다.

한편, θ_t , α_t , 그리고 $\log(\sigma_t)$ 의 새로운 충격(innovation)의 공분산행렬의 사전분포는 다음과 같이 설정하였다:

$$\begin{aligned}Q &\sim \mathcal{IW}(S_Q, 48 + 5), \\ W &\sim \mathcal{IW}(S_W, 4 + 5), \\ R_2 &\sim \mathcal{IW}(S_{R_2}, 1 + 20), \\ R_3 &\sim \mathcal{IW}(S_{R_3}, 2 + 20), \\ R_4 &\sim \mathcal{IW}(S_{R_4}, 3 + 20).\end{aligned}$$

¹⁸<https://www.atlantafed.org/cqer/research/wu-xia-shadow-federal-funds-rate>

여기서 48은 θ 에 포함된 모든 계수의 개수이다. 그리고,

$$\begin{aligned}S_Q &= 0.5^2 \times 4 \times \frac{\text{Var}(\hat{\theta}_{OLS})}{36^2}, \\S_W &= 0.5^2 \times 4 \times \frac{\text{Var}(\log(\hat{\sigma}_{OLS}))}{36^2}, \\S_{R_2} &= 0.1^2 \times 19 \times \frac{\text{Var}(\hat{\alpha}_{2,OLS})}{36^2}, \\S_{R_3} &= 0.1^2 \times 19 \times \frac{\text{Var}(\hat{\alpha}_{3,OLS})}{36^2}, \\S_{R_4} &= 0.1^2 \times 19 \times \frac{\text{Var}(\hat{\alpha}_{4,OLS})}{36^2},\end{aligned}$$

와 같다. 여기서 36은 사전분포를 설정하기 위해 사용한 자료의 개수이다. 그리고, $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 은 각각 A_t 행렬의 하삼각 원소 중 2, 3, 4 행렬의 원소의 집합이다.