

북한위협이 국내경제에 미치는 영향

장 한 익* · 김 옥 경**

논문 초록

본 연구에서는 외생변수인 북한위협이 국내경제에 미치는 영향을 외생변수가 고려되는 TVP-VAR 모델을 통해 살펴보았다. 이때 북한위협은 해외언론기사를 기초한 Caldara and Iacoviello(2022)의 한국 지정학적 위험지수(Geopolitical Risk Index)를 이용한다. 실증분석결과에 따르면 북한위협 증가는 물가, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가 등은 상승시키고, 산업생산은 감소시키는 결과를 보여준다. 이런 북한위협 증가로 인해 발생하는 국내경제의 부정적 영향은 특정시점에만 국한된 현상이 아니라 항시적으로 일정한 수준을 유지하고 있으며, 최근 부정적 영향의 파급력이 확대되는 추세를 보인다. 한편, 북한위협 증가는 2021년 6월 이후 대기업보다 중소기업의 제조업생산을 더 크게 감소시킨다. 또한 Caldara and Iacoviello(2022)와 함께 국내언론기사를 기초한 Jung, Lee, and Lee(2021)의 한국 지정학적 위험지수를 통해 국내보다 해외정보로 산출된 북한위협의 변동성이 더 크게 나타나면서 북한위협에 대한 국내 반응이 해외보다 다소 둔감한 것으로 분석된다. 마지막으로 북한위협 증가는 우선 국내금융시장에 부정적 영향을 미치고, 후행적으로 국내산업생산 등 실물경제에도 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 북한위협, 지정학적 위험지수, TVP-VAR, 외생변수 충격반응
경제학문헌목록 주제분류: D8, E2, E3

투고 일자: 2024. 12. 3. 심사 및 수정 일자: 2025. 1. 13. 게재 확정 일자: 2025. 1. 21.

* 제1저자, IBK기업은행 IBK경제연구소 연구위원, e-mail: hijang0375@gmail.com

** 교신저자, IBK기업은행 IBK경제연구소 북한경제연구팀장, e-mail: iamok@ibk.co.kr

I. 서론

2024년 10월 북한은 동해선 육로를 폭파함으로써 남측 국경을 영구적으로 폐쇄하고 차단하며, 북한 지역에 요새화 공사를 진행할 것을 예고하였다. 이는 2024년 1월 최고인민회의의 시정연설에서 김정은이 남북관계를 ‘더 이상 동족관계가 아닌 적대적이고 교전 중인 두 국가’로 규정하면서 예고한 남북 단절 조치의 일환으로 보여진다. 이를 통해 남북 간의 긴장이 수년 만에 최고조에 이르며, 일부에서는 북한이 핵전력 고도화를 통해 전면전도 불사할 수 있다고 언급할 만큼 북한의 군사적 위협이 어느 때보다 심화될 가능성이 높아지고 있다.

또한 최근 북한은 러시아-우크라이나 전쟁의 파병을 통해 추가적인 통치자금을 확보하고 동시에 러시아로부터 군사기술 지원을 받아 핵 프로그램이나 대량살상무기 개발 등의 고도화를 추진할 가능성이 확대되었다고 평가된다. 이를 통해 군사적 여력을 확보한 북한은 향후 우리나라뿐만 아니라 해외를 향한 교섭전략으로써 군사적 위협 수위를 현재보다 상향할 가능성이 크다. 이와 같이 최근 북한위험의 강도가 다시 커지고 있으며, 우리나라의 경우 해방 이후 항상 북한위험에 노출되어 왔다는 점에서 북한위험이 국내경제에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보는 것은 중요한 연구과제라고 볼 수 있다. 하지만 북한위험 변화가 국내경제에 미치는 영향에 대해 세밀하게 살펴본 실증분석연구는 극소수에 불과하다. 심지어 대부분의 기존연구들은 금융시장 중심으로 이루어지고 있어 실물경제에 대한 북한위험의 파급효과 연구는 전무한 상황이다. 이는 북한위험이 항상 존재하고 국내경제에 영향을 미치고 있지만 바로 이런 북한위험을 어떻게 측정할 것인가에 대한 문제에서 난관에 봉착하게 된다. 기본적으로 북한의 군사적 행동이 발생한 시점을 더미변수로 처리하는 방식으로 북한위험을 고려하는 경우가 많다. 하지만 더미변수로 처리된 북한위험의 경우 위험의 강도나 변화를 고려할 수 없다는 한계점이 있다. 이에 대한 대안으로 구글의 SVI(search volume index)를 이용하여 북한위험을 측정하기도 하지만, 연구자의 역량에 따라 측정되는 지표의 성격이 달라지고 측정된 지표가 갖는 노이즈를 통제하기 어렵다는 점에서 사용이 제한된다. 최근 Caldara and Iacoviello(2022)는 Baker, Bloom, and Davis(2016) 등을 바탕으로 주요 언론사의 보도자료를 이용하여 동일한 기준에 맞춰 지역별 지정학적 위험을 측정하고 이를 좀더 정교하게 정제하여 지수화한 지표를 제공하고 있다.

따라서 본 연구에서는 기존과 다른 방식으로 북한위험을 측정하는 접근 방법인

Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수를 소개하고 이를 통해 확인되는 북한위험 변화가 국내경제에 시간의 흐름에 따라 동태적으로 어떠한 변화를 미쳤는지를 TVP-VAR(time varying parameter vector autoregression) 모형을 이용해 분석하고자 한다. 이와 더불어 북한위험 중 가장 중요한 이슈로 알려진 북한의 핵실험과 미사일 도발 시점을 구분하여 국내경제에 미치는 평균적 파급력 차이를 살펴본다. 또한 북한위험 변화가 국내 대기업과 중소기업 제조업생산에 미치는 영향이 시변적으로 어떻게 변화해왔는지를 비교분석해 본다. 마지막으로 Caldara and Iacoviello (2022)와 달리 국내정보를 이용해 산출되는 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수를 통해 확인되는 북한위험이 국내경제에 미치는 영향을 분석하여 앞서 진행된 해외정보를 통해 산출되는 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수를 이용한 북한위험 변화가 국내경제에 미치는 영향과 어떤 차별성과 유사성을 보이는지 확인한다.

실증분석결과에 따르면 북한위험 증가로 인해 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가 등은 상승하고, 반면 산업생산은 감소한다. 이런 북한위험 증가로 인한 국내경제에 부정적 영향은 분석기간 일정한 수준을 유지하는 것으로 확인된다. 즉, 북한위험이 국내경제에 일시적으로 나타나는 이벤트성의 부정적 영향이 아니라 구조적으로 항시 부정적 영향을 미치는 충격임을 방증한다고 볼 수 있다. 한편, 북한위험 증가로 인한 산업생산 감소는 시간에 따라 확대되고 있으며, 제조업생산 기준 대기업보다 중소기업이 북한위험에 더 취약한 것으로 나타났다. Caldara and Iacoviello (2022)와 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수(geopolitical risk index)를 통해 북한위험 변화가 생산되고 소비되는 지역에 따라 국내경제에 미치는 영향이 달라진다는 점을 확인하였다. 이를 통해 북한위험 증가는 국내금융시장에 즉각적으로 부정적 영향을 미치며, 후행적으로 국내산업생산 등 실물시장에도 부정적 영향을 미치는 것으로 분석된다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성된다. 제Ⅱ장에서는 북한위험의 국내경제 파급효과와 관련된 선행연구들을 살펴보고 본 연구와 이들 연구들과의 차이점을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 핵심변수인 북한위험지표로 활용된 Caldara and Iacoviello (2022)의 지정학적 위험지수(geopolitical risk index)를 소개한다. 이와 함께 주요 변수들에 대한 단위근 및 공적분 검정을 실시하고, 분석대상 변수들의 특성 및 기초통계량 등에 대해 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 외생변수를 포함하는 TVP-VAR 모형과 충격반응의 추정방법을 설명한다. 제Ⅴ장에서는 TVP-VAR 모형을 통해 추정

된 북한위험 충격으로 인한 국내경제에 미치는 영향이 시간에 따라 어떻게 변해왔는지 분석해 보고 제Ⅵ장에서는 정책적 시사점을 찾아본다. 제Ⅶ장에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행연구

북한위험 증가로 인해 국내경제에서 나타나는 변화를 살펴보는 국내외 연구들은 대부분 먼저 북한의 위험 또는 위협을 어떻게 측정할 것인가를 제시하고, 다음으로 이렇게 측정된 위험지표의 변화로 발생하는 국내경제 변화를 추정하고 분석하는 방식으로 주로 이루어지고 있다. 우선, Kim and Roland (2014)는 북한위험을 더미변수로 측정하여 한국의 금융시장(주식시장, 채권시장, 외환시장 등)에 미치는 영향을 살펴보고 있다. 그 결과 2000년부터 2008년까지 기간에서 북한위험 발생은 한국의 금융시장에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못한다는 결과를 보여주었다. Dibboglou and Cevik (2016)는 2000년 1월부터 2014년 7월까지 기간을 대상으로 북한의 언론 기사를 이용해 북한위협지수를 자체적으로 측정하고, 이를 통해 북한위험 변화가 한국과 일본의 금융시장에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석결과 북한위험 변화가 한국과 일본의 주가수익률 및 환율변화율에 영향을 미치고 있음을 보였다. Huh and Pyun (2018)은 구글의 SVI(search volume index)를 통해 북한 핵위험 이벤트를 지수화하여, 이를 북한위험지표로 활용하였다. 이와 함께 표본이동, 블록외생성(block exogeneity) 등을 고려한 VAR 모형을 이용하여 북한위험 변화가 주식시장에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과 북한위험 증가는 주가를 하락시키는 것으로 나타났다. Jung, Lee, and Lee (2021)는 Baker, Bloom, and Davis (2016), Caldara and Iacoviello (2022) 등과 유사한 방법으로 북한의 도발과 관련된 국내 언론 기사 및 정보를 지수화하는 방법으로 북한의 위험을 측정하고, 이와 같이 측정된 위험지표 변화가 한국 주식시장에 미치는 영향을 파악하였다. 이를 통해 북한위험이 증가되면 한국 주식시장에 부정적인 영향을 미치며, 특히 국내투자자 비중이 큰 대기업 주가의 하락이 더 크게 나타났다.

다음으로 국내연구를 살펴보면, 이근영 (2006)은 국내 언론 기사를 기초로 측정되는 비수량화 된 정보, IV 및 GMM 계량기법 등을 이용해 북한위험을 추정하고, 이를 통해 북한위험이 증가하면 국내주가는 하락하고 원/달러환율은 상승한다는 결과를 보여주고 있다. 편주현·허인 (2014)는 2004년 1월부터 2012년 12월까지 기간에 대해

구글의 SVI를 이용해 북핵 관련 위험을 측정하고, 북핵 위험 증가가 국내금융시장에 미치는 영향을 블록외생성이 고려된 VAR 모형으로 분석하였다. 분석결과 북핵 위험 증가는 국내금융시장(외환, 채권, 주식) 중 주식시장에 가장 큰 영향을 주고 있지만, 이런 주식시장에 대한 북핵 위험의 영향력은 2008년 이후 크게 약화되었다고 분석하였다. 하지만 SVI를 이용하여 측정된 북한위험은 실제적 북한위험 증가로 인해 생산된 정보가 수집되는 것이 아니라 북한위험의 관심도를 수치화한 지표로 볼 수 있다. 또한 개별 연구자가 북한위험을 어떻게 정의할 것인지 또는 어떤 기준으로 정보를 수집할 것인지에 따라 측정되는 각각의 북한위험에 대한 SVI는 큰 격차를 보일 수 있다는 문제점이 있다.

이처럼 국내의 연구들은 대부분 국내경제 중 금융시장에 집중하여 북한위험으로 인한 파급효과를 분석하고 있으며, 분석기간에 따라 분석결과도 상이하다는 사실을 확인할 수 있다. 또한, 북한위험 지표의 특성과 설정 기준에 따라 이근영(2006)과 Dibboglou and Cevik(2016) 등은 변동성 중심으로 분석하였으나, Kim and Roland(2014), 편주현·허인(2014), Huh and Pyun(2018), Jung, Lee, and Lee(2021) 등은 변화율 중심으로 북한의 위험 또는 위험 변화가 국내금융시장에 미치는 영향을 보여주고 있다. 이를 통해 북한위험의 국내경제 파급효과를 분석하기 위해 가장 중요한 요소는 어떤 북한위험지표를 선택할 것인가라는 점으로 귀결된다.

따라서 본 연구는 선행연구들과 차별성을 확보하기 위해 한국과 북한의 언론기사가 아닌 주요 해외언론기사로부터 측정되는 Caldara and Iacoviello(2022)의 한국 지정학적 위험지수를 활용하여 북한위협 및 위험을 정의하고, 이를 통해 북한위협이 국내경제에 미치는 영향을 분석한다. 또한 본 연구는 금융시장에 초점을 맞춘 기존 연구들과 달리 실물경제인 산업생산 등에 초점을 맞추어 북한위협의 파급효과를 분석하고자 한다. 이와 함께 Caldara and Iacoviello(2022)와 유사한 방법으로 국내언론 기사를 기초하여 측정된 Jung, Lee, and Lee(2021)의 한국 지정학적 위험지수를 이용하여 북한위협이 국내경제에 미치는 영향을 동일하게 분석한다. 이를 통해 국내 및 해외 언론정보로부터 측정된 각각의 북한위협이 국내경제에 미치는 영향에서 어떤 차이점을 보이는지 살펴보고자 한다. 한편, 이런 북한위협이 국내경제에 미치는 영향이 시간의 흐름에 따라 변화하는지 아니면 일정하게 유지되는지 동태적으로 면밀하게 분석하기 위해 Primiceri(2005)의 TVP-VAR 모형을 이용한다. 이때 북한위협은 외생적으로 발생한다고 가정하고 TVP-VAR 모형은 외생변수를 포함한 형태로 확장하여 실증분석을 진행하고자 한다.

Ⅲ. 자료의 특성

북한위협이 국내경제에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 북한위협으로 Caldara and Iacoviello (2022) 가 제공하는 한국 지정학적 위험지수(geopolitical risk index)를 이용하며, 국내경제지표로 콜금리, 원/달러환율(종가, 평균), 생산자물가지수(2020=100), 소비자물가지수(2020=100), 전산업생산지수(농림어업 제외, 계절 조정) 등의 월별자료를 이용한다. 이때 국내경제지표의 경우 한국은행 경제통계시스템에서 추출하며, 분석기간은 2007년 1월부터 2024년 6월까지로 표본크기는 210개이다.

1. 북한위협측정지표: Geopolitical Risk Index

본 연구에서 사용되는 북한위협측정지표는 Caldara and Iacoviello (2022) 가 소개한 지정학적 위험지수(geopolitical risk index) 중 한국에 대한 지정학적 위험지수이다. Caldara and Iacoviello (2022) 의 지정학적 위험지수(geopolitical risk index)는 기본적으로 미국, 영국, 캐나다 등의 10개 주요 언론사¹⁾에서 발간하는 기사들에 대해 전쟁(war), 갈등(conflict), 위협(threat), 위험(risk), 핵 관련 위험(nuclear war, nuclear missile, nuclear bomb 등), 테러(terror), 위기(crisis) 등 부정적 키워드를 포함하는 기사가 어느 정도 빈도 또는 비율을 보이는지를 다양한 기준을 통해 측정하고 이를 계량 방법으로 검정을 거쳐 가공·산출된 지표이다. 이와 같이 측정되는 지정학적 위험지수에 한국(Korea) 또는 서울(Seoul) 등의 키워드를 추가하여 한국 지정학적 위험지수를 측정하게 된다.²⁾ 이렇게 측정된 한국 지정학적 위험지수는 <그림 1>과 같은 추세를 보이며,³⁾ 주로 북한 도발 및 위협 등의 시기와 맞물려 한국의 지정학적 위험지수도 상승하는 것을 확인할 수 있다.⁴⁾ 따라서 본 연구에서는 Caldara

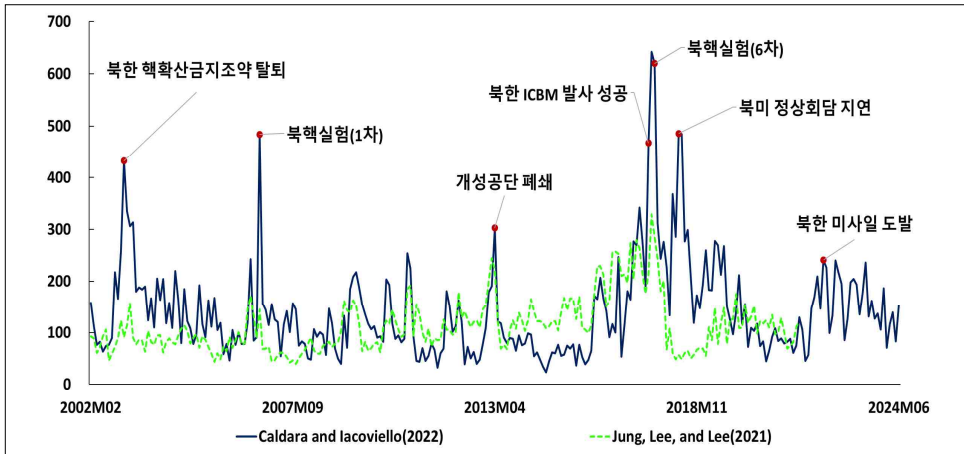
1) Chicago Tribune, Daily Telegraph, Financial Times, Globe and Mail, Guardian, Los Angeles Times, New York Times, USA Today, Wall Street Journal, Washington Post 등 10개 신문사를 대상으로 하며, 국가별로 미국 6개, 영국 3개, 캐나다 1개의 신문사로 구성된다.

2) 해외 주요 언론사에서 북한을 North Korea 또는 N. Korea 등으로 표기한다는 점에서 Korea로 검색되는 기사에서 당연히 북한도 함께 포함될 가능성이 크다. 이와 같은 이유도 한국 지정학적 위험이 북한위협과 높은 상관관계를 갖는다고 판단할 수 있는 주요한 근거로 볼 수 있다. 추가적으로 본 연구에서 이용한 Caldara and Iacoviello (2022) 의 한국 지정학적 위험지수는 1995년부터 2016년 평균을 100으로 설정하고 있다.

3) <그림 1>에서 점선은 Jung, Lee, and Lee (2021) 가 국내기사로 작성한 한국 지정학적 위험지수의 추이이다.

and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수(geopolitical risk index)를 북한위협의 대리변수로 이용하여 북한위협으로 인한 국내경제 변화에 대한 실증분석을 실시하고자 한다.

〈그림 1〉 한국 지정학적 위험지수(1995년~2016년 평균=100)



자료: Caldara and Iacoviello (2022), Jung, Lee, and Lee (2021).

여기서 제시한 한국 지정학적 위험지수는 그 토대가 Baker, Bloom, and Davis (2016)의 EPU(economic policy uncertainty index)와 그 궤를 같이한다. 이런 의미에서 김남현(2018)이 설명한 바와 같이 지정학적 위험지수도 불확실성(uncertainty)이자 위험(risk)으로 인식할 수 있을 것이다. 따라서 국내경제에 대한 또 다른 형태의 불확실성이자 위험으로 설명할 수 있는 한국 지정학적 위험지수(북한위협)가 증가되는 경우 기업은 위험을 회피하기 위해 생산성, 고용 등을 낮출 수 있으며, 금융시장에서는 위험이 사라질 때까지 기업 및 개인의 투자를 지연시켜 경기가 위축될 가능성이 있다. 즉, 북한위협 증가로 인해 금융시장에서 유동성이 축소되고 이로 인해 금리 및 원/달러환율 상승, 주가 하락 등을 예상할 수 있다. 다음으로 기업은 금융시장

- 4) 본 연구에서 Bai and Perron (2003)의 다중 구조변화 검정을 통해 한국의 지정학적 위험지수에 대한 구조변화를 추가로 간략하게 살펴보면, 2007년 1월부터 2024년 6월까지 표본에서 2010년 7월, 2013년 6월, 2016년 1월, 2019년 5월, 2021년 2월 등에서 구조변화가 관측된다. 이를 통해 약 30개월에서 40개월 주기에 따라 북한위협의 강도가 강화되었다가 약화되고 있는 것으로 확인된다. 이런 주기를 고려한다면 향후 북한위협이 현재보다 강화될 가능성이 크다고 예상할 수 있다. 이에 따라 현시점에서 북한위협 확대가 국내경제에 미치는 영향을 분석하고 대응력을 키울 수 있는 근거를 제공하는 연구가 더욱 필요하다.

위축으로 생산비용 및 판매가격이 상승하고 위험증가에 따른 소비심리 위축으로 국내외 신규주문이 감소하여 생산을 축소해야하는 상황에 직면할 가능성이 커진다. 이런 관계성에 따라 본 연구에서 고려하는 북한위험 증가는 기업생산, 소비, 고용 등 실물경제 및 채권, 외환, 주식 등 금융시장 위축으로 이어질 수 있는 경제적 관계가 성립한다고 가정하고 있다. 또한 2000년대 초반부터 현재까지 상당한 속도로 진행된 자본시장 개방, 글로벌 공급망 구축, 통신매체 발전 등과 함께 글로벌 금융위기를 겪으면서 국가 간의 실물시장 및 금융시장 연계성이 강화되어 왔다는 사실도 중요하게 작용한다. 김남현(2018)은 국가 간의 경제 및 금융시장에 대한 연계성 강화로 인해 소규모 개방경제인 우리나라에서도 산업생산, 물가, 장·단기금리, 원/달러환율 등과 같은 거시경제변수에 대한 불확실성의 영향력도 커졌음을 지적하였으며, 이런 불확실성과 유사한 방법을 추정되는 북한위험 증가로 인한 국내거시경제의 부정적 영향도 이전보다 민감하게 반응할 가능성이 함께 커졌다고 예상할 수 있다. 이와 더불어 이근영(2006)도 북한위험이 안보뿐만 아니라 경제와 직접 관련이 있음을 지적하고 있다.

이와 같은 경제적 이론 및 실증분석 등을 근거로 본 연구는 북한위험 증가가 국내경제에 미치는 영향을 분석하기 위한 실증분석모형을 설정한다. 이때 금융시장 지표로 콜금리, 원/달러환율, 실물경제 지표로 생산자물가지수, 소비자물가지수, 전산업생산지수 등을 고려한다. 이와 더불어 북한위험은 국내경제에 영향을 받지 않는 외생변수로 설정하였으며, 국내물가, 환율, 생산 등에 영향을 미칠 수 있는 주요 해외요인인 유가도 외생변수로 적용하여 모형의 강건성을 높이고자 한다.

2. 단위근 및 공적분 검정

본 연구에서는 콜금리를 제외하고 로그전환된 북한위험(한국 지정학적 위험지수)과 내생변수에 대한 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)의 단위근 검정결과를 <표 1>을 통해 보여준다. 이를 통해 북한위험을 제외한 내생변수들은 수준변수 상태에서 단위근을 갖지만 차분변수로 전환할 경우 1% 유의수준에서 안정적인 것으로 확인된다. 이와 함께 단위근을 갖는 수준변수인 내생변수들 간에 공적분 관계를 검정하기 위해 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시하고 <표 2>로 제시한 검정결과를 통해 내생변수들 간의 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($H_0: r = 0$)이 1% 유의수준에서 기각되지 않는다는 사실을 확인할 수 있다. 이와 같은 검정결과에 따라 본 연구는 차분변수인 변화율로 구성된 VAR 모

형을 기초한 TVP-VAR 모형을 실증분석모형으로 설정하고 분석을 진행한다. 한편, 수준변수에서 단위근이 없는 안정적인 변수로 확인된 북한위험도 변화율을 이용해 추정되는 분석결과의 용이한 설명을 위해 내생변수들과 동일한 변화를 형태로 전환하여 사용한다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

변수			ADF test		PP test	
			상수	추세	상수	추세
수준변수	외생	북한위험	-4.666***	-4.945***	-5.541***	-5.850***
	내생	콜금리	-2.200	-1.742	-1.671	-0.542
		원/달러환율	-2.232	-2.609	-2.315	-2.694
		생산자물가	-1.374	-2.022	-1.097	-1.627
		소비자물가	-1.077	-2.141	-1.405	-2.213
		산업생산	-0.996	-3.087	-1.281	-4.118***
차분변수	외생	북한위험	-	-	-	-
	내생	콜금리	-5.348***	-5.508***	-6.383***	-6.538***
		원/달러환율	-10.420***	-10.394***	-9.174***	-9.147***
		생산자물가	-7.291***	-7.273***	-6.497***	-6.483***
		소비자물가	-11.145***	-11.157***	-10.304***	-10.299***
		산업생산	-12.222***	-12.214***	-18.986***	-

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

〈표 2〉 Johansen 공적분 검정 결과

H_0	Variables	Trend	λ_{\max}	Critical Value (99%)	trace	Critical Value (99%)
$r = 0$	콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가, 산업생산	×	36.125	39.370	74.934	77.819
		○	38.034	44.016	85.556	97.597

주: $r = 0$ 은 공적분벡터가 없다는 귀무가설을 표시.

3. 기초통계량

〈표 3〉은 북한위험 및 내생변수인 국내경제변수의 월별 변화율(% , %p)에 대한 기초통계량을 보여준다.⁵⁾ 북한위험의 경우 수준변수에 대해 Chatziantoniou, Filis,

5) 원자료(Y_t)는 로그전환하여 수준변수($\ln Y_t$)로 구축하고, 이와 같이 로그전환된 수준변수를 이

and Floros (2017)를 기초한 AR(0)를 따르는 국면전환모형을 설정하고 이를 통해 북한위험이 평균(144.53)보다 증가(+)되는 시기와 감소(-)되는 시기를 확률적으로 구분한다.⁶⁾ 이로부터 북한위험이 평균보다 높았던 시기의 북한위험 변화율과 평균보다 작았던 시기의 북한위험 변화율에 대한 기초통계량도 추가적으로 살펴본다. 먼저 내생변수인 국내경제지표에 대한 평균을 살펴보면 콜금리(-0.01%p)를 제외한 원/달러환율(0.19%), 생산자물가(0.17%), 소비자물가(0.19%), 산업생산(0.20%) 등은 분석기간 평균적으로 상승한 것을 확인할 수 있다. 다만, 원/달러환율의 경우는 이런 변화율의 상승추세가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 다음으로 북한위험의 전체 분석표본에 대한 평균변화율은 0.13%로 나타나며, 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 확인된다. 반면, 이를 Chatziantoniou, Filis, and Floros (2017)의 국면전환모형으로부터 확인된 북한위험이 평균 수준(144.53)보다 증가(+)되는 시기와 축소(-)되는 시기로 구분하여 살펴보면, 북한위험이 평균 수준보다 크게 나타나는 시기에 북한위험은 월평균 19.23% 증가하며, 북한위험이 평균 수준보다 낮아지는 시기에서 북한위험은 월평균 10.56% 감소하는 것으로 나타났다. 이에 따라 본 연구에서는 이후 살펴볼 제 V장 추정결과와 충격반응 추정에서 북한위험의 1단위 증가충격을 1%가 아닌 현실적으로 나타날 수 있는 평균 수준인 20%로 적용한다.

〈표 3〉 기초통계량

변수		평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도
북한위험	평균	0.13	120.07	-152.46	45.11	0.02	3.31
	증가	19.23 ***	105.96	-68.72	41.82	0.34	2.49
	감소	-10.56 ***	120.07	-152.46	43.46	-0.11	3.45
콜금리		-0.01	0.43	-0.88	0.14	-2.60	17.90
원/달러환율		0.19	15.47	-8.40	2.37	1.24	11.56
생산자물가		0.17 ***	2.10	-2.35	0.59	0.02	5.37
소비자물가		0.19 ***	1.18	-0.75	0.34	0.11	2.99
산업생산		0.20 **	3.59	-4.36	1.25	-0.38	4.43

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

용해 로그수익률 또는 변화율(y_t)을 도출한다($y_t = 100 \times (\ln Y_t - \ln Y_{t-1})$). 단, 금리 또는 % 변수는 차분($Y_t - Y_{t-1}$, %p)하여 이용한다.

- 6) 북한위험이 AR(0)를 따르는 국면전환모형에서 확인되는 평균인 144.53보다 큰 시점은 210개 표본 중 75개 시점이며, 144.53보다 작았던 시점은 135개로 나타난다.

이처럼 북한위협의 변화는 비대칭적이며, 북한위협이 발생할 경우 변화폭이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 또한 표준편차를 통해 확인되는 국내경제지표 대비 북한위협 변화의 높은 변동성으로부터 북한위협은 예상하기 어렵고 외생성이 강하다는 사실을 보여준다고 설명할 수 있다.

IV. 모형설명

본 연구는 Primiceri(2005)가 제시한 시간가변계수와 시간가변 분산·공분산행렬 등을 모두 포함하고 있는 다변량 시계열 모형인 TVP-VAR 모형⁷⁾을 이용해 북한위협이 국내경제에 미치는 영향을 분석한다. 이때 북한위협을 나타내는 한국의 지정학적 위험지수, 유가 등은 외생변수로 포함되며, 이런 외생변수(x_t)를 포함할 경우 TVP-VAR 모형은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = c_t + \sum_{i=1}^p B_{i,t} y_{t-i} + \Gamma_t x_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

y_t 는 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가, 산업생산 등 국내경제 변수의 변화율로 구성된 5×1 벡터이다. $B_{i,t}$ 는 t 시점마다 추정되는 i 번째 시차변수(y_{t-i})의 시간가변 추정모수이며, 5×5 행렬이다. x_t 는 외생변수를 의미하며, 북한위협, 유가 등의 변화율로 구성된 2×1 벡터이다.⁸⁾ Γ_t 는 외생변수의 시간가변 추정

7) TVP-VAR 모형은 VAR 모형에 가변계수(drifting coefficients)를 적용함으로써 모형의 시차 구조에서 발생할 수 있는 비선형성 또는 시간에 따른 변화 등을 포착할 수 있다. 또한 다변량 확률변동성(multivariate stochastic volatility)을 고려함으로써 모형을 구성하는 변수 간의 동시기 관계에서 충격의 이질성과 비선형성을 포착할 수 있다. 추정계수와 분산·공분산행렬에 대한 시간에 따른 변화를 허용하면서 변수 간의 관계 변화가 충격 크기의 변화인지 아니면 파급 과정(propagation mechanism)의 변화에서 나타난 현상인지 분석할 수 있다.

8) 본 연구에서 외생변수인 북한위협과 유가 등이 국내경제에서 통제가 불가능하다는 점을 가정하고 사용한다. 실제 북한위협지수의 경우 위협이 실현될 때 확대되는 것으로 확인되며, 이근영(2006)도 북한위협정보에 대한 동시기 영향에 초점을 맞추고 있다. 유가의 경우도 양준모 외(2008), 이장우 외(2010) 등에서 외생변수로 적용하면서 시차변수를 고려하지 않고 동시기 변화만을 포함하고 있다는 점을 참고하여 시차변수를 추가하지 않는다. 이때 유가는 단위근 검정을 실시하고 검정결과에 따라 안정성을 확보하기 위해 차분한 로그변화율(%)을 이용한다. 따라서 본 연구는 이근영(2006), 양준모 외(2008), 이장우 외(2010) 등을 참고하여 두 외생변수는 시차변수를 포함하지 않는 형태로 식 (1)을 설정한다.

모수이며, 5×2 행렬이다. u_t 는 5×1 벡터이며, Primiceri (2005)의 가정에 따라 평균은 0이지만 시간에 따라 변화하는 분산·공분산 행렬 Ω_t 을 갖는 관측할 수 없는 이분산 충격(heteroskedastic unobservable shocks)이다. 여기서 Ω_t 는 Primiceri (2005)에 따라 식 (2)와 같이 정의되며, 식 (2)에서 Ω_t 를 구성하는 A_t 와 Σ_t 는 각각 하방삼각행렬(lower triangular matrix)과 대각행렬(diagonal matrix)로 식 (3)과 같이 표현된다.

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (2)$$

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31,t} & \alpha_{32,t} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{41,t} & \alpha_{42,t} & \alpha_{43,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{51,t} & \alpha_{52,t} & \alpha_{53,t} & \alpha_{54,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad \Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{4,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{5,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

식 (2)와 식 (3)을 u_t 에 적용하여 식 (1)을 아래와 같은 형태로 전환하여 새롭게 표현할 수 있다.

$$y_t = c_t + \sum_{i=1}^p B_{i,t} y_{t-i} + \Gamma_t x_t + A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t, \quad V(\epsilon_t) = I_5 \quad (4)$$

식 (4)의 c_t , $B_{i,t}$, Γ_t 등을 벡터 형태로 결합하여 B_t 로 정의하고, A_t 와 Σ_t 도 동일하게 벡터 형태로 전환하여 α_t 와 σ_t 로 정의한다. 이때, B_t 와 α_t 는 단순히 상수항을 포함하지 않는 임의보행(random walk)을 따른다고 가정한다. 다만, σ_t 의 경우 Primiceri (2005)가 geometric random walk로 가정하기 때문에 σ_t 는 자연대수(ln)를 취하고, 상수항을 포함하지 않는 임의보행(random walk)을 따른다고 가정한다.

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t, \quad \nu_t \sim N(0, Q) \quad (5)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, S) \quad (6)$$

$$\ln \sigma_t = \ln \sigma_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, W) \quad (7)$$

식 (3)에서 확인되는 구조적 VAR 모형의 오차항인 ϵ_t 와 식 (4)부터 식 (7)에서 확인되는 시간가변 추정계수의 오차항인 ν_t , ζ_t , η_t 는 각각 0의 평균과 공분산 행렬 I_5 ,

Q , S , W 를 갖는 벡터들이다. 또한 이들 벡터인 $[\epsilon_t', \nu_t', \zeta_t', \eta_t']'$ 는 평균이 0과 다음과 같은 공분산 행렬을 갖는 결합정규분포를 따른다고 가정한다.

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (8)$$

이때 I_5 는 5×5 단위행렬이고, Q , S , W 는 양의 정부호 행렬이며, 하이퍼파라미터이다. 위와 같은 과정으로 추정된 모수를 통해 아래와 같은 내생변수 간의 충격반응함수와 외생변수 충격에 대한 내생변수의 반응함수를 구할 수 있다.

$$\Delta_{t,0} = \begin{cases} A_t^{-1} & \text{if shocks from endogenous variables} \\ \Gamma_t & \text{if shocks from exogenous variables} \end{cases}$$

$$\Delta_{t,h} = \Phi_{t,h} \Delta_{t,0} \begin{cases} \text{if } h = 0, \Phi_{t,0} = I \\ \text{if } h > 0, \Phi_{t,0} = B_{1,t} \Phi_{t,h-1} + \dots + B_{p,t} \Phi_{t,h-p} \end{cases} \quad (9)$$

본 연구에서는 연구목적에 맞게 외생변수인 북한위험 변화가 국내경제에 미치는 영향을 살펴보기 위해 외생변수 충격에 대한 내생변수의 반응함수를 중심으로 분석을 진행한다.

V. 추정결과

본 연구에서는 2007년 1월부터 2021년 9월까지 총 177개의 표본을 이용하여 식 (1)과 동일한 파라미터가 상수인 VAR 모형을 추정하고 이들의 추정치를 이용하여 식 (1)의 TVP-VAR 모형의 사전분포를 구성한다.⁹⁾ 또한 하이퍼파라미터의 사전분포는

9) 본 연구에서는 TVP-VAR 모형 추정에 있어 Canova and Ciccarelli (2009) 등의 제안에 따라 사전분포를 설정할 때 사용된 표본은 제외하지 않고 재사용하고 있다. 이때 사전분포 설정에 있어 파라미터가 상수인 VAR 모형의 추정에 있어 전체 분석표본인 210개가 아닌 177개의 표본을 사용한 이유는 본 연구에서는 식 (1)과 동일한 형태로 Jung, Lee, and Lee (2021)의 국내기사로 북한위험을 측정할 지정학적 위험지수 변화가 국내경제에 미치는 영향을 분석하고 이를 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수가 국내경제에 미치는 영향과 비교분석을 수행하였다. 여기서 Jung, Lee, and Lee (2021)의 지정학적 위험지수는 2021년 9월 이후 표본의 이

Primiceri (2005)를 기초하여 독립적인 역의 Wishart 분포를 따른다고 가정한다. 이와 같이 구축된 사전분포를 기초하여 식 (1)의 TVP-VAR 모형을 추정하기 위해 마코프 체인 몬테칼로(MCMC: Markov Chain Monte Carlo)의 변형인 Gibbs 표본추출을 5,000번 실시한다.¹⁰⁾ 이렇게 축적된 표본 중 초기 3,000개는 사후분포 추정에 있어서 초기값의 영향을 최소화하기 위해 버리고 나머지 2,000개의 표본을 분석에 이용한다.¹¹⁾ 이때 TVP-VAR 모형의 시차는 파라미터가 상수인 VAR 모형에 대한 SIC 기준에 따라 1로 설정한다.

1. 북한위험 충격에 대한 국내경제 반응

〈그림 2〉는 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수를 이용한 북한위험 증가충격으로 국내경제 중 산업생산에서 확인되는 반응을 시변적으로 보여준다. 이때 북한위험 증가충격의 1단위는 앞서 Chatziantoniou, Filis, and Floros (2017)를 기초한 AR(0)를 따르는 국면전환모형을 통해 확인된 한국 지정학적 위험지수가 평균(144.53)보다 높았던 기간의 평균 변화율인 19.23%를 기준으로 분석결과에 대한 해석의 편의를 위해 20%로 설정한다¹²⁾. 분석기간 북한위험 증가(20%)로 산업생산은 감소한 것으로 나타났으며, 이와 함께 북한위험 증가(20%)에 따른 산업생산의 감소는 점진적으로 확대되고 있는 것으로 확인된다(0시점 기준: -0.047% (2007년 3월) → -0.0565% (2024년 6월)). 다만, 이런 감소폭 확대는 분석기간에서

용이 제한된다. 따라서 이런 점을 반영하여 사전분포의 표본규모를 Caldara and Iacoviello (2022)가 아닌 Jung, Lee, and Lee (2021)의 지수를 이용할 수 있는 최대 기간을 기준으로 설정하고 이를 동일하게 Caldara and Iacoviello (2022)의 지수를 이용한 본 연구의 TVP-VAR 모형에 대한 실증분석에도 적용하고 있다.

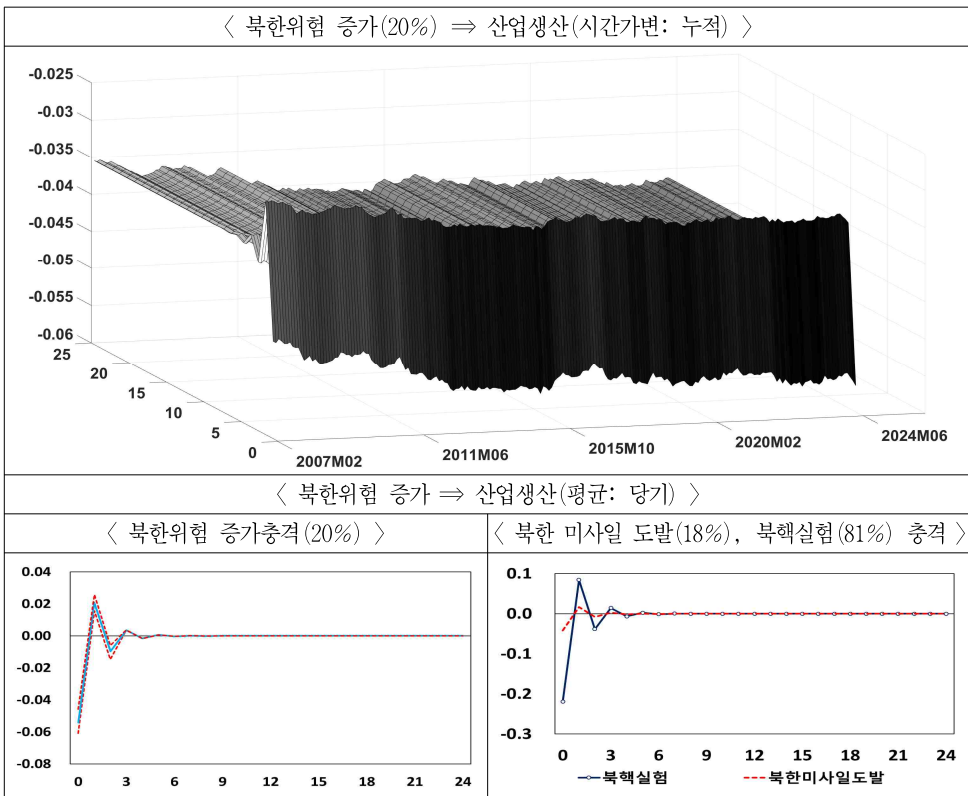
10) 본 연구에서의 Gibbs 표본추출 과정 및 방법은 Primiceri (2005)에 따라 진행한다.

11) Gibbs 추출표본에 대해 Geweke (1992)를 기초하여 유효성 검정을 실행하였으며, 대부분의 하이퍼파라미터에 대한 RNE (relative numerical efficiencies) 및 Inefficiency Factors (H_0 : 200보다 작으면 수렴) 검정결과는 5% 유의수준에서 유의미하게 나타나면서 본 연구에서 이용된 Gibbs 추출표본이 사후분포로 수렴한다는 사실을 확인할 수 있다(① $Q(\text{raw}, \text{column}) \Rightarrow Q(1,1)$: RNE (0.02), Inefficiency (42.32); $Q(2,2)$: RNE (0.07), Inefficiency (13.87) / ② $\Omega(\text{raw}, \text{column}) \Rightarrow \Omega(1,1)$: RNE (0.26), Inefficiency (3.82); $\Omega(2,2)$: RNE (0.197), Inefficiency (5.09)).

12) 이와 같이 북한위험 증가충격의 1단위 수준을 20%로 설정한 이유는 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수가 평균(144.53) 이상으로 나타날 경우 실질적인 북한위험이 발생한다고 판단하였기 때문이다.

확인되는 시간가변 충격반응의 평균결과(당기)에 대한 매우 좁은 95% 신뢰구간(점선)을 통해 급격한 변화없이 느리게 진행된 것으로 나타났다는 것을 추정할 수 있다. 또한 북한위험 증가충격은 평균적으로 6개월까지 산업생산에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 분석기간에서 거의 동일한 수준으로 확인되는 북한위험 증가에 따른 산업생산 감소 반응으로 인해 북한위험 변화가 국내산업생산에 미치는 파급력은 한국 지정학적 위험지수의 등락 수준에 따라 결정되는 것으로 이해할 수 있다. 또한 북한 미사일 도발과 북핵실험 이슈가 산업생산에 미치는 영향을 비교할 경우 한국 지정학적 위험지수의 상승폭이 크게 관측되는 북핵실험이 미사일 도발보다 국내산업생산을 더 크게 감소시키는 것으로 나타났다.¹³⁾

〈그림 2〉 북한위험 증가충격 ⇒ 산업생산(시간가변: 누적, 평균: 당기)

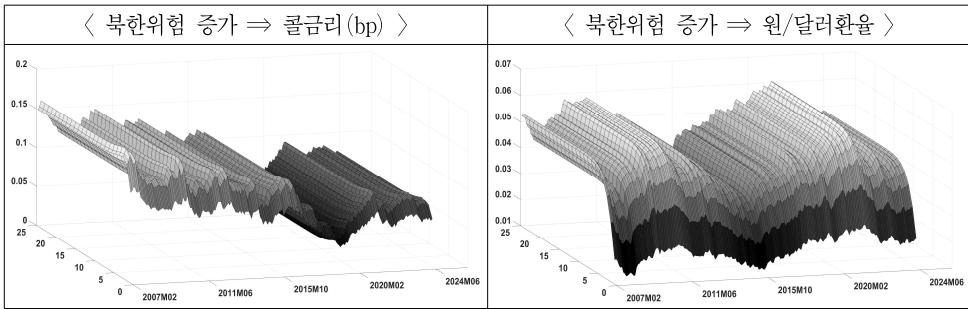


주: 북한위험 증가충격(20%)에 대한 산업생산(평균, 당기) 반응에서 점선은 95% 신뢰구간을 의미.

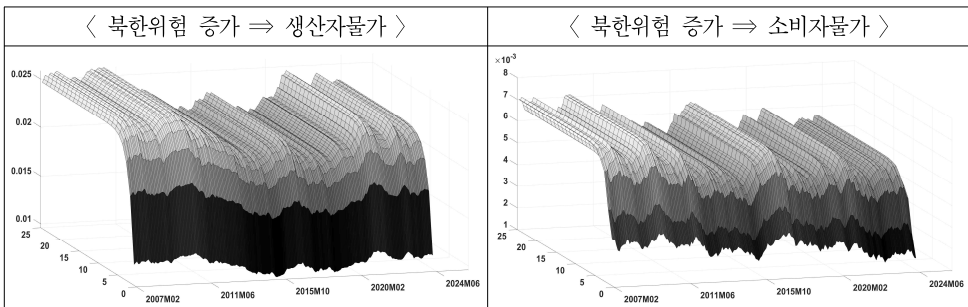
13) 북한 미사일 도발 시점과 북핵실험(2차-6차) 시점에서 한국 지정학적 위험지수(Caldara and Iacoviello, 2022)의 평균 변화율은 각각 18%와 81%로 확인되며, 이를 북한 미사일 도발 및 북핵실험 이슈의 충격 1단위로 이용한다.

다음으로 <그림 3>과 <그림 4>는 북한위험 증가로 인해 나타나는 국내금융시장 및 국내물가의 변화를 보여준다. 기본적으로 북한위험 증가는 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가 등을 상승시키는 것으로 나타났다. 시간가변적으로 북한위험 증가가 콜금리에 미치는 영향¹⁴⁾은 점차 약화되어 온 반면, 원/달러환율과 생산자물가에 미치는 영향은 최근 다시 강화된 것을 확인할 수 있다.¹⁵⁾ <그림 5>를 통해 분석 기간 북한위험 증가(20%)에 대한 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가의 평균(당기) 반응은 95% 신뢰구간에서 유의미한 상승이 확인되면서, 북한위험 증가

<그림 3> 북한위험 증가충격(20%) ⇒ 금융시장(누적)

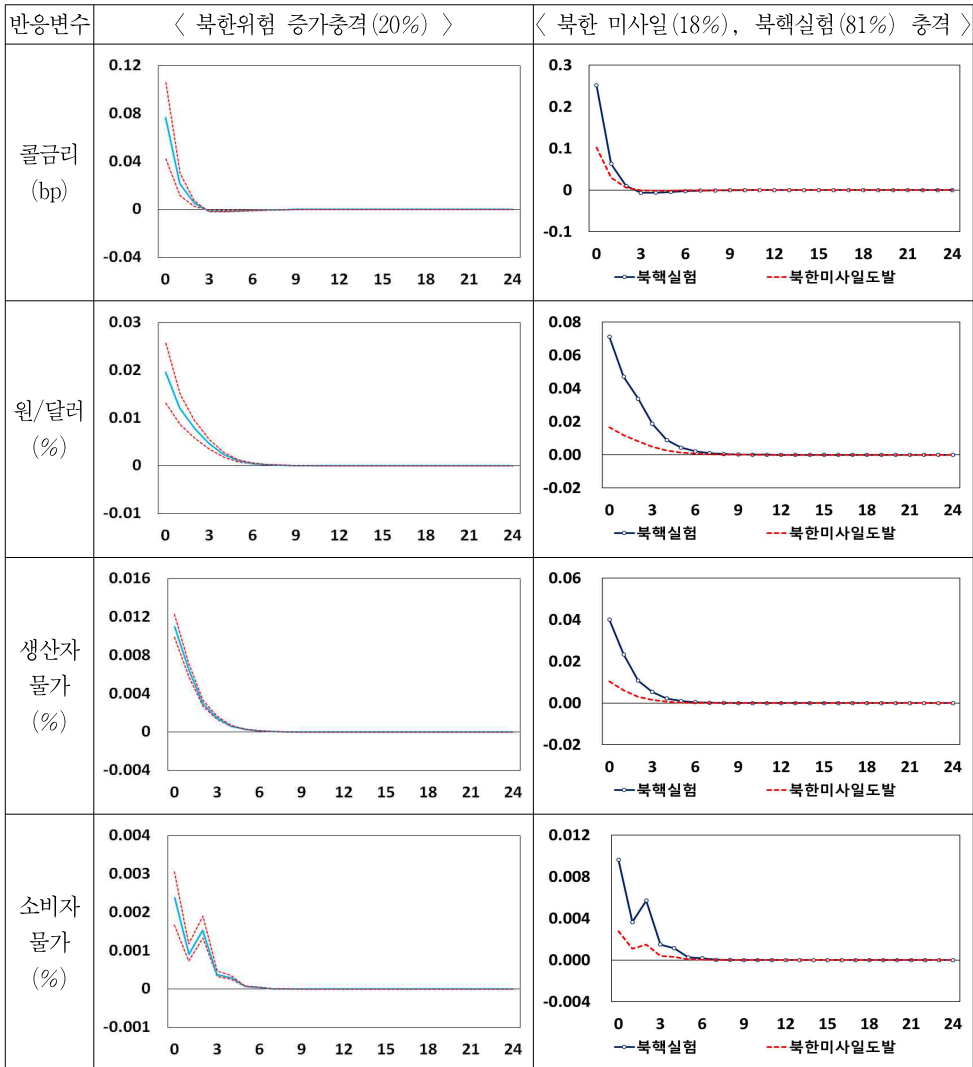


<그림 4> 북한위험 증가충격(20%) ⇒ 국내물가(누적)



14) <그림 3>에서 북한위험 증가충격(20%)에 대한 콜금리의 반응은 %p에 100을 곱한 bp로 표기하고 있다.

15) 북한위험이 증가(20%) 한 시점에 즉각적인 영향(0시점)을 기준으로 살펴보면, 콜금리는 2007년 3월 북한위험 증가(20%)로 인해 0.1151bp 상승했으나, 2024년 6월에는 0.0618bp 상승하며 북한위험 증가(20%)의 영향력이 감소한 것을 확인할 수 있다. 반면, 원/달러환율과 생산자물가는 북한위험 증가(20%)로 인한 즉각적 영향(0시점)이 2007년 3월 각각 0.0187%, 0.0117%였으나, 2015년 10월 0.0122%, 0.0098%로 축소되며, 2024년 6월 각각 0.0211%, 0.0110%로 다시 확대되는 것으로 나타나고 있다.

〈그림 5〉 북한위협 증가충격 \Rightarrow 국내경제(평균: 당기)

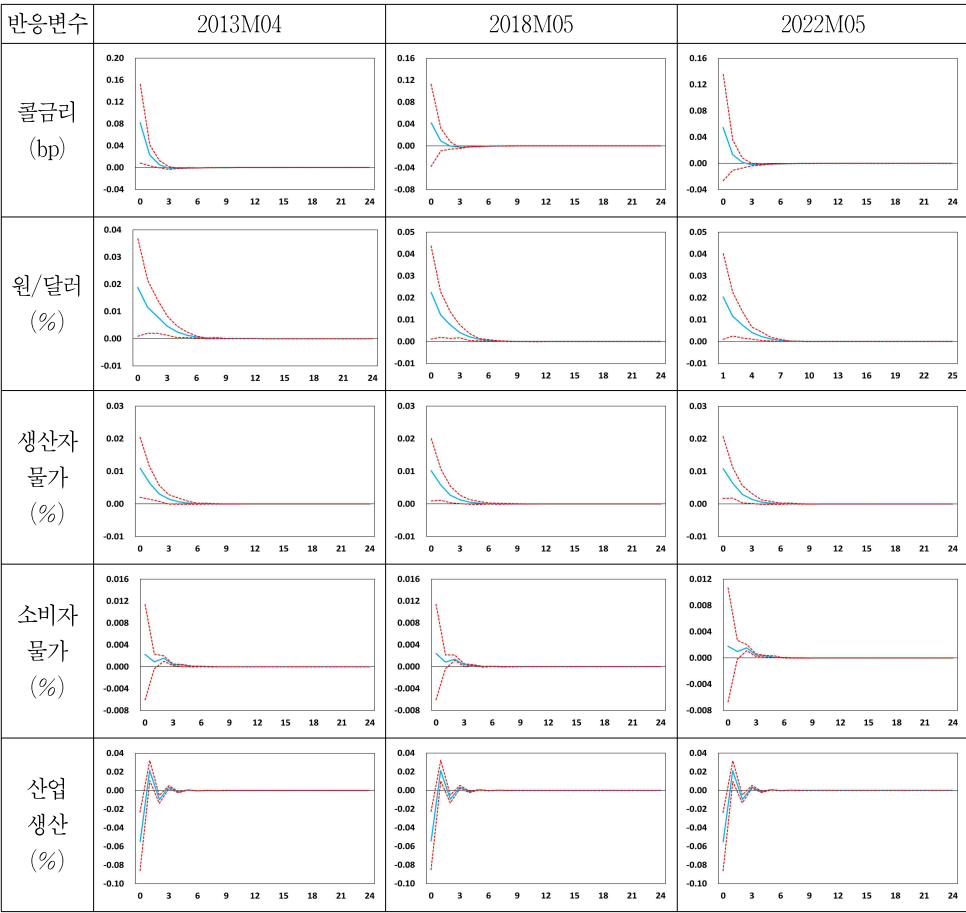
주: 북한위협 증가충격(20%)에 대한 각 변수의 반응에서 점선은 95% 신뢰구간을 의미.

가 국내경제에서 큰 구조적 변화없이 비용증가 요인으로 작용하고 있다는 사실을 확인할 수 있다. 이에 따라 북한위협 변화가 평균적으로 더 크게 관측되는 북핵실험 충격이 북한 미사일 도발로 인한 충격보다 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가에 더 큰 파급효과를 미쳤던 것으로 확인된다. 또한 〈그림 2〉와 〈그림 5〉를 통해 북한위협으로 발생한 충격의 파급력은 대부분 국내경제에 대략 6개월 정도 지속되는 것으로 나타났다.

2. 시점별 충격반응 비교

〈그림 6〉의 충격반응들은 〈그림 2〉, 〈그림 3〉, 〈그림 4〉와 같이 시간가변적으로 관측되는 북한위험 증가(20%)로 인한 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가, 산업생산 등의 반응 중 2013년 4월, 2018년 5월, 2022년 5월에 해당하는 세 시점에 대한 충격반응 결과를 보여주고 있다.¹⁶⁾ 이때 실선 위와 아래에 위치한 점선들은

〈그림 6〉 주요 시점별 북한위험 증가충격(20%) ⇒ 국내경제(평균: 당기)



주: 점선은 각각 16번째 백분위수와 84번째 백분위수이며, Primiceri (2005) 를 따라 충격반응 추정결과 의 신뢰구간을 의미.

16) 2013년 4월은 개성공단 폐쇄, 2018년 5월은 북·미 정상회담 마찰, 2022년 5월 북한 미사일 시험이 있었던 시기이며, 이때 한국 지정학적 위험지수(Caldara and Iacoviello, 2022)가 이전보다 크게 상승하며 북한 위험 또는 위험이 증가되던 시점이기도 하다.

각각 16번째 백분위수와 84번째 백분위수를 의미한다. 북한위협 증가(20%)에 대한 콜금리 반응을 제외하면, 모든 시점에서 유사한 결과를 확인할 수 있다. 결론적으로 북한위협 증가(20%)는 원/달러환율 상승, 생산자물가 상승, 소비자물가 상승, 산업 생산 감소 등을 통해 국내경제에 통계적으로 유의미한 부정적 영향을 미치고 있으며, 특히 소비보다 생산 측면에 대한 부정적 영향이 더 크게 작용하는 것으로 확인된다. 또한 이런 부정적 영향은 시기별로 유사하게 나타나고 있다.

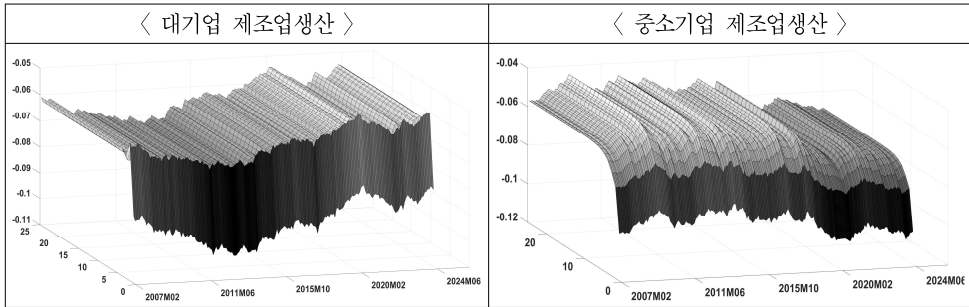
3. 북한위협 충격에 대한 기업규모별 제조업생산 반응

본 연구에서는 식 (1)에서 산업생산 대신 대기업 또는 중소기업 제조업생산을 포함하여 북한위협 증가(20%)가 기업규모별 제조업생산에 미치는 영향을 추가적으로 살펴본다.¹⁷⁾ 〈그림 7〉은 시간의 흐름에 따라 동태적으로 확인되는 북한위협 증가(20%)로 인한 대기업 또는 중소기업 제조업생산의 반응을 보여주고 있다. 공통적으로 북한위협 증가(20%)로 대기업 및 중소기업 제조업생산은 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 2021년 6월 이후 대기업의 경우 북한위협 증가(20%)로 인한 제조업생산의 감소폭은 축소되는 반면, 중소기업의 경우 북한위협 증가(20%)로 인한 제조업

17) 대기업 및 중소기업 제조업생산은 통계청 KOSIS를 통해 추출한 기업규모별 제조업생산지수(매출액 기준, 2020=100)이며, X-13-ARIMA를 통해 계절조정을 실시한 자료이다. 제조업생산지수는 실증분석에 앞서 단위근 검정을 통해 자료의 안정성을 검정하였으며, 검정결과에 따라 차분변수인 로그변화율로 전환하여 이용한다. 대기업 및 중소기업 제조업생산과 함께 제조업의 산업군(고위기술, 중고위기술, 중저위기술, 저위기술, 자료출처: ISTANS, 분석기간: 2007년1월-2024년2월)별 북한위협 증가의 파급효과를 추가로 살펴보았으며, 본 연구는 거시경제변수 분석에 집중하고 있어 산업군별 추정결과는 간략하게 정리하여 아래와 같이 제공하고자 한다. 분석기간 북한위협 1단위(20%) 증가충격으로 인해 평균적으로 중고위기술의 생산이 가장 많이 감소하는 것으로 나타났다(평균: 0기 -0.147%, 24기 -0.082%). 다음으로 고위기술(평균: 0기 -0.042%, 24기 -0.037%), 저위기술(평균: 0기 -0.010%, 24기 -0.010%), 중저위기술(평균: 0기 -0.002%, 24기 -0.002%) 순으로 북한위협 증가로 인한 파급효과가 큰 것으로 나타났다. 이처럼 북한위협 증가충격으로 인해 나타나는 제조업의 산업군별 파급효과는 산업군별로 차등적이며, 분석기간 큰 변화없이 일정한 수준을 유지하는 경향을 보인다(0기 기준 \Rightarrow 고위기술: (최대) -0.023% ~ (최소) -0.056%, 중고위기술: (최대) -0.135% ~ (최소) -0.157%, 중저위기술: (최대) 0.006% ~ (최소) -0.010%, 저위기술: (최대) -0.006% ~ (최소) -0.019%). 북한위협 증가충격에 대한 고위기술 생산반응은 대기업(상관계수 0.7), 북한위협 증가충격에 대한 중고위기술 생산반응은 중소기업(상관계수 0.5) 등과 유사성이 가장 크게 나타났다. 이외의 산업군별 북한위협 증가의 파급효과에 대한 분석결과는 거시경제변수로 제한한 본 연구가 아닌 향후 별도의 연구를 통해 세밀하게 살펴보고자 한다.

생산의 감소폭은 확대되는 경향을 보인다.¹⁸⁾ 이를 통해 대기업은 북한위험을 인지하고 판로 다각화, 생산시설 국외 분산 등의 위험관리를 통해 북한위험의 파급효과를 줄이는 노력을 기울인 반면, 중소기업은 대기업이 국외로 생산시설 분산하며 발생하는 국내생산의 감소분이 전가되어 북한위험의 파급효과가 확대되는 경향을 보인다고 예상할 수 있다.

〈그림 7〉 북한위험 증가충격(20%) ⇒ 제조업생산(시간가변: 누적)



4. Jung, Lee, and Lee(2021)의 지정학적 위험지수를 이용한 추정결과와 비교

앞서 소개한 바와 같이 Caldara and Iacoviello (2022)는 해외 언론사의 기사를 토대로 한국 지정학적 위험지수를 측정한 반면, Jung, Lee, and Lee (2021)는 국내 주요 언론사의 보도자료를 기반으로 북한 관련 한국 지정학적 위험지수를 측정하였다.¹⁹⁾ 따라서 본 연구는 국내 언론사의 보도자료 기반으로 작성된 한국 지정학적 위험지수를 통해 확인되는 북한위험 또는 북한위험의 변화가 국내경제에 미치는 영향을 추가로 분석하여 앞서 진행된 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지

18) 여기서 제시된 2021년 6월은 〈그림 7〉에서 확인되는 북한위험 증가충격(20%)에 따른 대기업 및 중소기업 제조업생산의 시변적 반응 중 동시기(충격반응 0기의 결과) 추정결과에 대해 Bai and Perron (2003)의 다중 구조변화 검정을 실행하고 확인된 시점이다.

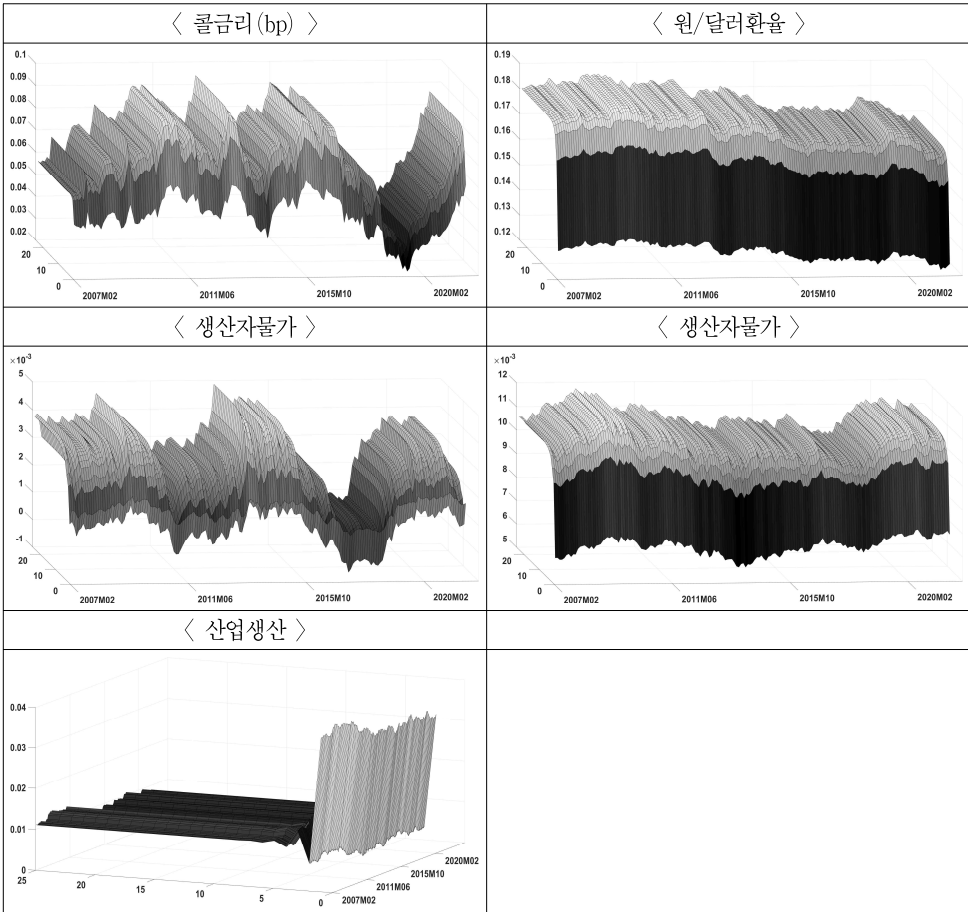
19) Jung, Lee, and Lee (2021)는 조선일보, 동아일보, 중앙일보, 경향신문, 국민일보, 문화일보, 서울신문, 세계일보, 한겨레, 한국일보, 매일경제, 머니투데이, 서울경제, 한국경제, 해럴드경제, KBS, MBC, SBS 등 18개 국내 언론사의 보도자료를 통해 북한과 관련된 한국의 지정학적 위험을 지수화하였으며, 1995년 1월부터 2021년 9월까지 표본을 EPU index 홈페이지 (https://www.policyuncertainty.com/korea_gpr.html)에서 'Inter-Korean Geopolitical Risk Index'라는 이름으로 제공하고 있다. 또한 이 지수는 1995년부터 2016년 평균을 100으로 설정하고 있다.

수로부터 추출한 북한위협 변화가 국내경제에 미치는 영향의 분석결과와 어떤 유사점 및 차이점을 갖는지 간략하게 살펴보고자 한다.

〈그림 8〉은 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수 변화가 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가, 산업생산 등에 미치는 영향을 보여주고 있다. 북한위협이 증가하면 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가 등은 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수를 이용할 때와 동일하게 상승한 것으로 나타났다. 반면, 산업생산은 Jung, Lee, and Lee (2021)의 지수를 이용할 경우 Caldara and Iacoviello (2022)의 지수를 이용한 결과와 반대로 북한위협이 증가하면 하락하지 않고 상승한다. 이를 통해 북한위협의 정보가 생성되고 제공되는 지역이 국내인지 해외인지에 따라 국내경제에 대한 북한위협 변화의 과급경로가 다를 수 있음을 예상할 수 있다. 한편, 북한위협 증가충격에 대해 같은 방향성을 갖는 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가 반응을 살펴보면, 콜금리와 생산자물가의 경우는 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수를 통해 확인되는 북한위협 1단위 증가변화(10%)보다 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수에서 확인되는 북한위협 1단위 증가변화(20%)에서 더 큰 변화가 확인된다. 반면, 원/달러환율과 소비자물가의 경우는 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수를 통해 확인되는 북한위협 1단위 증가변화(10%)가 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수에서 확인되는 북한위협 1단위 증가변화(20%)로 인해 발생하는 변화보다 더 크게 나타났다.²⁰⁾ 이때, 국내 언론의 보도자료

20) Caldara and Iacoviello (2022)와 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수를 통해 확인되는 북한위협 증가충격을 동일한 단위가 아니라 Caldara and Iacoviello (2022)는 20%, Jung, Lee, and Lee (2021)는 10%로 지수별로 차이를 준 것은 Chatziantoniou, Filis, and Floros (2017)의 계량기법으로 확인된 각 지표의 평균 수준이 다르며, 이때 확인되는 지표의 평균 수준 이상에서 확인되는 평균 변화율이 다르기 때문이다. 즉, 각 지표에서 판단되는 북한위협 수준이 다르다고 판단하여 본 연구는 이런 차별성을 적용하기 위해 두 지표에서 확인되는 북한위협의 증가충격 단위를 구분하여 적용하고 있다. 이와 함께 Jung, Lee, and Lee (2021)의 지수를 기초한 북한위협은 표준편차가 27.60이지만 〈표 3〉에서 확인되는 Caldara and Iacoviello (2022)의 지수를 기초한 북한위협은 표준편차가 45.11로 확인된다. 이를 통해 국내 언론이 해외 언론에 비해 북한 위협 또는 위협에 다소 둔감한 반응을 보인다고 볼 수 있으며, 다른 시각에서는 국내의 경우 북한 위협이나 위협에 대해 노출 수준이 과도하게 높아 추가적으로 나타나는 위협이나 위협의 변화폭이 작게 발현될 가능성도 있다. 따라서 국내에서 체감되는 북한위협은 해외에서 생산되고 체감되는 북한위협보다 상대적으로 작고 약할 수 있다. ① Caldara and Iacoviello (2022)와 ② Jung, Lee, and Lee (2021)의 북한위협 증가로 나타나는 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가, 산업생산 등의 동시기 반응(〈그림 2〉, 〈그림 3〉, 〈그림 4〉, 〈그림 9〉에서 확인되는 충격반응의 0시점 결과)에 대한 분석기간의 변화 범위

〈그림 8〉 북한위험 증가충격(10%, Jung, Lee, and Lee(2021) 지수) ⇒ 국내경제(시간가변: 누적)



- 주: 1) Jung, Lee, and Lee(2021)의 북한 관련 지정학적 위험지수를 이용한 식(1)을 통해 추정된 충격 반응 결과
2) Caldara and Iacoviello(2022)의 지정학적 위험지수에 적용했던 동일한 과정을 통해 북한위험 1단위 충격을 10%로 설정.

의 경우 국내에서 정보가 소비되고 해외 언론의 보도자료의 경우 해외에서 정보가 소비된다는 점에 주목할 필요가 있다. 이를 통해 국내에서 북한위험을 인식할 때 원/달

(최소값~최대값)를 간략히 살펴보면, a) 북한위험 ⇒ 콜금리(① $3.09bp \times 10^{-4} \sim 12bp \times 10^{-4}$, ② $2.16bp \times 10^{-4} \sim 6.34bp \times 10^{-4}$), b) 북한위험 ⇒ 원/달러환율(① $0.012\% \sim 0.027\%$, ② $0.122\% \sim 0.135\%$), c) 북한위험 ⇒ 생산자물가(① $0.010\% \sim 0.013\%$, ② $0.001\% \sim 0.002\%$), d) 북한위험 ⇒ 소비자물가(① $0.002\% \sim 0.003\%$, ② $0.006\% \sim 0.007\%$), e) 북한위험 ⇒ 산업생산(① $-0.056\% \sim -0.047\%$, ② $0.032\% \sim 0.040\%$) 등으로 확인된다.

리환율 변화가 가장 크다는 점은 북한위협이 발생하면 국내의 해외투자자들이 해외로 투자자본을 빠르게 유출시키는 것으로 이해할 수 있다. 또한 해외에서 북한위협을 인식하면 한국에서 북한위협을 직면할 때보다 콜금리, 생산자물가 등이 더 크게 상승하고 있어 이를 통해 해외에서 북한위협을 인식할 경우 국내로 유입되는 신규투자가 위축되고 생산비용이 더 크게 증가한다고 볼 수 있다. 이와 같은 해외에서 북한위협 현실화는 국내 투자위축, 생산비용 증가와 함께 국내산업생산을 악화시키는 요인으로 작동하는 점이 확인된다.

추가적으로 Caldara and Iacoviello (2022) 와 Jung, Lee, and Lee (2021) 간의 시차상관계수를 추정해보면 <표 4>와 같은 결과를 보여준다. <표 4>의 추정결과는 국내 언론사의 보도자료를 통해 구축된 한국 지정학적 위험지수의 변화가 해외 언론사의 보도자료로 구축된 한국 지정학적 위험지수 변화를 선행하여 움직일 가능성이 크다는 사실을 보여주고 있다.

<표 4> 시차상관계수

변수	$t-3$	$t-2$	$t-1$	t	$t+1$	$t+2$	$t+3$
Jung, Lee, and Lee (2021) 지수							
-	0.01	-0.01	-0.07	0.17**	0.19**	-0.15	0.04
Caldara and Iacoviello (2022) 지수 (i)							

주: **는 5% 수준에서 유의적임을 표시.

이런 결과들을 종합해보면 국내 언론사의 북한위협에 대한 생산 및 인지 속도가 해외 언론사보다 빠르며, 이렇게 보도된 국내 언론사 정보를 통해 국내에 투자되어 있던 해외자본이 빠르게 유출된다고 볼 수 있다. 다음으로 해외 언론사 정보가 해외에서 국내로 유입될 신규 투자를 축소시키고, 한국의 수출경쟁력 악화로 작용하여 국내 산업생산을 감소시키는 영향을 미치게 된다고 볼 수 있다. 위와 같은 내용을 좀더 세밀하게 살펴보면, 앞서 설명한 바와 같이 북한위협 역시 불확실성과 유사한 성격을 갖는다. 일반적으로 불확실성은 금융시장에서 투자를 먼저 자극하여 금융시장에서 투자를 축소시킨다. 이렇게 나타난 금융시장의 위축은 환율상승을 통한 물가상승으로 이어지고 이는 생산비용을 높여 국내기업의 생산성을 떨어트린다. 즉, 북한위협 증가(불확실성 증가) \Rightarrow 투자감소 \Rightarrow 금융시장 위축 \Rightarrow 물가상승 \Rightarrow 실물경제 축소가 순차적으로 발생할 가능성이 크다. 다만, 국내의 경우 항시적 북한위협에 대한 노출

로 인해 해외에서 인식되는 북한위험보다 평균적인 북한위험의 1단위 충격이 크지 않다는 사실, 금융시장보다 후행해서 위험이 전파될 수 있다는 이론적 관계성, 예측할 수 없는 북한위험 증가에 대한 정보의 소비가 국내에서 선행된다는 점 등으로 인해 국내정보를 이용해 작성된 한국 지정학적 위험지수의 변화는 산업생산을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다고 볼 수 있다. 그러나 <그림 8>을 통해 북한위험 증가로 인해 즉각적으로 늘어났던 산업생산은 향후 순차적으로 감소하는 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 예상하지 못한 북한위험 충격이 동시기(t)가 아닌 다음기($t+1$)의 산업생산에 영향을 준다고 해석할 수 있는 여지가 있다. 즉, 북한위험 증가는 국내에서 먼저 인지되며, 이는 금융시장을 거쳐 국내생산 등 실물시장에 후행적으로 영향을 주고 있는 것으로 해석할 수 있다. 또한 <표 4>의 시차상관계수 결과를 고려하면 다소 후행적으로 북한위험 증가의 정보를 생산·소비하는 해외에서 확인되는 북한위험 증가의 영향력이 실질적인 국내생산을 축소시킨다는 사실은 국내산업생산이 북한위험 증가에 즉각 반응하기보다는 시차를 두고 반응한다는 결과를 방증하고 있다. 따라서 북한위험 증가의 전파 속도를 고려한다면 해외언론기사를 중심으로 작성된 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수를 이용하는 것이 북한 위험 충격으로 인한 국내경제 파급효과를 설명하는 데 있어 더 바람직해 보인다.

다른 한편으로는 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수가 갖는 한계로 인한 결과로 이해할 수 있다. 먼저, 국내에서는 항상 대량의 북한위험 기사에 노출되기 때문에 사안의 중요성이 감안되지 않고 북한위험 정보가 포함될 가능성이 있다. 이에 반해 해외기사의 경우 상대적으로 중요도가 높은 북한위험 정보에 대해서만 기사의 집중도가 높을 가능성이 크다. 즉, 국내언론기사를 통해 산출된 한국 지정학적 위험지수의 경우 북한위험에 대한 노이즈(noise)가 해외언론기사를 이용할 때보다 상대적으로 많이 포함되었을 가능성이 있으며, 이런 현상은 국내언론기사로부터 산출된 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수보다 해외언론기사로부터 산출된 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수에서 확인되는 변동성이 더 크다는 점에서 일부 설명된다고 볼 수 있다. 여기서 Jung, Lee, and Lee (2021) 지수의 낮은 변동성이 의미하는 것은 국내에서 항상 많은 북한위험 관련 언론기사가 공급되고 있으며, 새롭게 발생한 정보들이 엄중한 사항이라고 해도 기존 정보량보다 급격하게 늘어나는 것이 제한되면서 변화율의 증가폭이 사항의 엄중성을 반영하지 못할 가능성이 크다. 이와 같은 국내언론기사를 기초하여 작성된 한국 지정학적 위험지수의 경우 노이즈가 항상 포함되어 현재의 북한위험을 과대 또는 과소하게 추

정할 가능성이 농후하며, 이런 노이즈 효과가 북한위험 증가로 인해 나타나는 산업생산 감소에 대한 설명력을 왜곡 또는 제한적인 영향만이 반영되도록 작용할 수 있다. 따라서 해외언론기사로부터 산출된 한국 지정학적 위험지수가 국내언론기사로부터 산출된 한국 지정학적 위험지수보다 북한위험 변화가 국내경제에 미치는 영향을 좀더 효과적으로 설명할 가능성이 큰 지표라고 평가할 수 있다.

Ⅶ. 정책적 시사점

최근 남·북한 관계는 그 어느 때보다 긴장감이 고조되고, 한치의 양보없이 상호 간의 비방 수준도 높아지고 있다는 점이 국내외 유수매체를 통해 지적되고 있다. 이런 상황의 조성은 북한의 7월 대규모 수해로 인해 만성적 경제난이 더욱 심각해지면서 서 민심 이반을 차단하고 내부결속을 강화하려는 의도로 이루어졌다고 풀이되고 있다. 이에 따라 군사적 위협도 강화될 수 있다는 전망도 확대되고 있다. 이와 같은 북한의 경제난과 군사위협 간의 악순환이 반복되는 이유는 바로 체제유지라는 선결과제 때문일 것이다.

실제 북한은 1995년부터 2000년 ‘고난의 행군’으로부터 계속되어 온 만성적 경제난에서 벗어나기 위해 조동호(2021)는 이미 2000년대 초반부터 북한은 경제 개혁·개방을 원했고 시도하였으나 외교력 부재와 체제유지라는 딜레마에 봉착하여 번번이 실패하였다고 설명하고 있다. 또한, 조동호(2021)는 2012년 김정은 집권이 시작되면서 경제문제를 더욱 강조하기 시작하였으며 2018년 이후 군사보다 경제를 우선으로 하는 노선으로 수정하였으나, 2019년 2월 하노이 북미 정상회담 결렬 이후 다시 군사적 긴장의 형성에 집중하는 모습을 보인다고 지적하고 있다. 정수현(2022)도 김정은 집권 이후 북한이 무역법, 기업소법, 중앙은행법, 상업은행 등 법률의 제·개정을 통해 경제주체들에 더욱 폭넓게 시장경제활동에의 참여를 ‘허가’하는 형태로 변화하고 있다고 보았다. 하지만 북한은 체제를 흔드는 대외 개혁·개방 요구는 격렬히 거부하고 있다.

이처럼 북한은 낙후되고 개선의 실마리가 보이지 않는 경제문제를 해결하고자 목표를 상징하여 계획수립, 정책개선 등을 추진하였지만, 체제유지라는 포기할 수 없는 확고한 목적을 고수하기 위해 외교보다는 군사적 위협이라는 도구를 통해 대외 긴장감을 높이고 이를 통해 내부적인 경제문제를 해결할 수 있는 기회를 얻어내고자 하는 경향을 보여왔다. 이런 군사적 위협을 통한 대외교섭 방법은 최근 북한과 러시아 간

의 관계가 밀착되면서 더욱 강화될 가능성이 농후해지고 있다. 최근 들어 우리나라의 경제규모가 지속적으로 확대되고, 북한위협이 빈번하게 발생하면서 <그림 1>과 같이 국내에서 확인되는 북한위협에 대한 반응이 해외 대비 둔감²¹⁾하게 나타나고 있어 북한위협의 부정적 파급효과를 간과하는 경향을 보이고 있다. 하지만 현시점에서 북한위협의 증가충격은 다른 외부요인보다 국내경제에 미치는 영향력이 다소 약할 수 있지만 항시 국내경제를 악화시키고 있다는 사실이 본 연구를 통해 재차 확인되면서 “가랑비에 옷 젖는 줄 모른다”는 이야기처럼 북한의 군사적 위협은 국내경제에서 무시할 수 있는 요인이 아닌 명확한 대응이 필요한 부정적 요인으로 설명된다.

위와 같이 본 연구에서는 실증분석을 통해 분석기간 북한의 군사적 도발을 통해 조성된 위협으로 생산되는 북한위협 증가가 국내경제에 대해 전반적으로 일정하게 악영향을 미치고 있음을 보이고 있다. 즉, 북한위협 증가에 따른 국내경제의 부정적 영향이 현실화되는 것을 막기 위해서는 북한의 군사적 도발이 발생하지 않게 유도하는 전략이 필요하다는 사실을 보였다. 또한 본 연구를 통해 북한위협이 국내에서 생산되고 소비되는 경우와 해외에서 생산되고 소비되는 경우 국내경제에 미치는 영향이 차이를 보이고 있으며, 이를 통해 소규모 개방경제인 우리나라 특성상 북한위협이 먼저 자본이탈을 통해 국내금융시장에 부정적 영향을 미치고 이후 후행적으로 나타나는 외국인 투자 및 수출 위축으로 인해 국내산업생산 등과 같은 실물경제에도 부정적 영향을 미칠 수 있다는 점이 확인된다.

2025년부터 트럼프 대통령 재집권이 시작되면 <그림 1>에서 확인되는 2017년부터 2020년의 이전 트럼프 대통령 집권시기와 같이 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수가 다시 급등할 가능성을 배제할 수 없다. 이는 최근 트럼프 정권 인수팀이 김정은과 직접 대화 추진하는 방안을 논의하고 있다는 해외보도가 이어지고 있어, 실제 북미정상회담 개최가 가시화될 경우 이전과 같이 북한은 회담에서 유리한 입장을 선점하기 위해 핵실험, 미사일 도발 등 강력한 군사적 위협을 사전적으로 감행할 위험이 커지고 있다.

21) 본 연구에서 해외 대비 국내의 북한위협에 대한 둔감하다는 표현은 국내정보로 작성된 북한위협 변동성이 해외정보로 작성되는 북한위협 변동성보다 작다는 사실에 근거하고 있다. 이와 같이 국내언론기사를 기초하여 작성된 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수가 해외 언론정보를 이용하여 작성된 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수보다 북한위협 변동성이 더 작게 나타나는 이유는 국내언론기사로 확인되는 북한위협 정보가 항시 대규모로 공급되고 있기 때문에 사안의 심각성을 감안하더라도 증가폭이 제한될 가능성이 크기 때문이다.

이에 따라 본 연구는 국내경제의 안정적인 성장과 개선을 위해서 북한위협을 축소하기 위해 타협없는 강경대북 정책보다 대화가 가능한 대북정책으로 전환이 필요하다고 분석된다. 물론, 이런 대북정책은 북한의 핵실험, 미사일 도발 등의 군사적 위협을 줄이는 방안이 실현될 수 있는 정책이어야 할 것이다. 단순히 대화를 위해 북한 도발을 용인하는 정책 또는 대화하지 않고 도발을 감행하게 만드는 정책 등은 본 연구의 실증분석결과를 통해 국내경제에 부정적인 영향을 줄이기보다 오히려 키울 수 있음을 보이고 있다. 따라서 현시점에서 우리나라는 안정적인 경제성장을 위해 정파적 논쟁보다 북한위협을 실질적으로 줄일 수 있는 현실적 해결방안을 수립·구축하고 대내외 외교력을 집중하는 노력이 필요하다.²²⁾

VII. 결 론

본 연구에서는 2007년부터 최근까지의 월별자료를 이용해 외생적으로 발생하는 북한위협이 국내경제에 미치는 영향을 외생변수가 포함된 TVP-VAR 모형을 통해 살펴 보았다. 이때 북한위협은 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수를 이용해 측정하였다.

실증분석결과에 따르면 북한위협 증가로 인해 콜금리, 원/달러환율, 생산자물가, 소비자물가 등이 상승하며, 이와 반대로 산업생산은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 이와 같은 북한위협 증가로 인한 국내경제의 부정적 영향은 특정시점에만 강화되는 일시적 현상이 아니며 항상 일정수준으로 유지되면서 나타나는 것으로 추정된다. 이에 따라 북한위협은 국내경제에 대한 충격구조의 변화보다 충격의 크기에 의해 국내경제에 미치는 영향이 더 크게 작용하는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 2021년 이후 원/달러환율, 생산자물가, 산업생산 등은 북한위협으로 인한 부정적 영향이 확대되는 경향을 확인할 수 있다. 한편, 북한위협 증가로 인해 나타나고 있는 산업생산 감소를 북한위협 증가가 대기업 및 중소기업 제조업생산에 미치는 영향으로 확장하여 살펴본 결과 2021년 6월 이후 북한위협 증가로 인한 제조업생산 감소에 있어 대기업은 감소폭이 축소되는 반면, 중소기업은 감소폭이 확대되는 것으로 나타났다. 즉, 북한위협 증가에 대해 중소기업이 대기업보다 점차 취약해지고 있다는 사실을 확인할

22) 최이섭·이윤석(2020) 등이 제시한 바와 같이 북한을 체제전환국으로 유도하여 음성적이고 폐쇄적인 북한경제를 글로벌 경제체제로 편입시켜 실질적으로 북한위협을 줄일 수 있는 외교정책 수립의 도모가 필요하다.

수 있다.

본 연구에서 북한위험 지표로 이용한 해외 언론의 보도자료를 기초해 작성된 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수와 한국 언론의 보도자료를 기초해 작성된 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수의 변화가 각각 국내경제에 미치는 영향 간의 차이점을 다음과 같이 확인하였다. 먼저 한국 언론의 보도자료로 측정된 북한위험 변화가 해외 언론의 보도자료로 측정된 북한위험보다 선행한다는 것으로 나타났다. 다음으로 한국 언론의 보도자료로 확인되는 북한위험의 증가는 국내금융시장에서 부정적 영향이 크게 나타나지만, 해외 언론의 보도자료로 확인되는 북한위험 증가는 국내산업생산에 더 강한 부정적 영향을 미치는 차이점을 확인할 수 있다. 즉, 북한위험 증가는 국내금융시장에 즉각적으로 부정적 영향을 미치며, 후행적으로 산업생산 등 실물시장에 부정적 영향을 미치는 것으로 파악된다. 이와 더불어 해외정보를 기초로 측정된 Caldara and Iacoviello (2022)의 한국 지정학적 위험지수에 대한 변동성이 Jung, Lee, and Lee (2021)의 한국 지정학적 위험지수보다 더 크게 관측되면서 국내의 경우 해외보다 북한위험 변화에 둔감하다는 사실을 확인할 수 있다.

요약하면 본 연구는 기존 연구들에서 금융시장에 집중되어 분석되던 북한위험으로 인한 부정적 영향을 산업생산 등의 실물경제로 확대하여 분석하였으며, 북한위험이 항상 국내경제에 부정적 영향을 미치고 있었다는 점과 함께 북한위험이 생산되고 소비되는 지역에 따라 국내경제에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 김남현, “미국 경제정책 불확실성이 국내 경제변수에 미치는 영향,” 『경제학연구』, 제66권 제4호, 2018, pp. 93-132.
2. 양준모 · 김영덕 · 유정식 · 이동우, “에너지거시경제모형을 이용한 유가상승 파급효과 추정,” 『에너지경제연구』, 제7권 제1호, 2008, pp. 1-44.
3. 이근영, “북한 핵관련 뉴스가 국내주식 및 외환시장에 미치는 영향,” 『동북아경제연구』, 제18권 제1호, 2006, pp. 61-90.
4. 이장우 · 지성권 · 신승재, “외부충격 및 외생변수를 고려한 주요국 주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 연구,” 『금융공학연구』, 제9권 제4호, 2010, pp. 31-56.
5. 정수현, “지대추구이론의 진화와 북한 정치경제에의 적용,” 『한국경제포럼』, 제16권 제1호, 2022, pp. 145-173.
6. 조동호, “김정은 시대 북한경제의 개혁 · 개방 평가,” 『한국경제포럼』, 제13권 제4호, 2021, pp. 1-37.

7. 최이섭 · 이운석, “주요 체제전환국 금융개혁 사례와 남북 금융협력에 대한 시사점,” 『한국경제포럼』, 제13권 제3호, 2020, pp. 47-70.
8. 편주현 · 허인, “북한의 핵 관련 리스크가 우리 금융시장에 미친 영향,” 『동북아경제연구』, 제26권 제4호, 2014, pp. 175-196.
9. Bai, J., and P. Perron, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 1, 2023, pp. 1-119.
10. Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4, 2016, pp. 1593-1636.
11. Caldara, D., and M. Iacoviello, “Measuring Geopolitical Risk,” *American Economic Review*, Vol. 112, No. 4, 2022, pp. 1194-1225.
12. Canova, F., and M. Ciccarelli, “Estimating Multicountry VAR Models,” *International Economic Review*, Vol. 50, No. 3, 2009, pp. 929-959.
13. Chatziantoniou, I., G. Filis, and C. Floros, “Asset Prices Regime-switching and the Role of Inflation Targeting Monetary Policy,” *Global Finance Journal*, Vol. 32, 2017, pp. 97-112.
14. Dibboglou, S., and E. I. Cevik, “The Effect of North Korean Threats on Financial Markets in South Korea and Japan,” *Journal of Asian Economics*, Vol. 43, No. 1, 2016, pp. 18-26.
15. Dickey, D. A., and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 1979, pp. 427-431.
16. Geweke, J., “Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculations of Posterior Moments,” *Bayesian Statistics*, Vol. 4, 1992, pp. 169-194.
17. Huh, I., and J. H. Pyun, “Does Nuclear Uncertainty Threaten Financial Markets? The Attention Paid to North Korean Nuclear Threats and Its Impact on South Korea’s Financial Markets,” *Asian Economic Journal*, Vol. 32, No. 1, 2018, pp. 55-82.
18. Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, 1988, pp. 231-254.
19. Jung, S., J. Lee, and S. Lee, “The Impact of Geopolitical Risk on Stock Returns: Evidence from Inter-Korea Geopolitics,” *IMF Working Paper* No. 2021/251, 2021.
20. Kim, B. Y., and G. Roland, “How Credible is the North Korean Threat?” *Economics of Transition*, Vol. 22, No. 3, 2014, pp. 433-459.
21. Phillips, P. C. B., and P. Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335-346.
22. Primiceri, G. E., “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, 2005, pp. 821-852.

The Impact of the North Korean Threat on the Korean Economy

Han Ik Jang* · Ok Kyung Kim**

Abstract

This study examines the impact of North Korea-related risks, an exogenous variable, on the domestic economy using the TVP-VAR model with exogenous variables. North Korea-related risk is using the Korea Geopolitical Risk Index, developed by Caldara and Iacoviello (2022), based on foreign news articles. The empirical analysis reveals that an increase in North Korea-related risks leads to rises in the call rate, won/dollar exchange rate, producer prices, and consumer prices, while industrial production declines. The negative impact on the domestic economy caused by the increasing threat from North Korea is not limited to specific periods but consistently persists at a certain level. Recently, the scope and intensity of these negative effects have been showing a trend of expansion. Furthermore, since June 2021, the increase in North Korea-related risks has caused a more significant reduction in manufacturing production for small and medium-sized enterprises (SMEs) than for large enterprises. In addition, using the Geopolitical Risk Index for South Korea developed by Jung, Lee, and Lee (2021) based on domestic news articles alongside the index by Caldara and Iacoviello (2022), it is observed that the volatility of North Korean risk calculated using foreign information is greater than that derived from domestic sources. This suggests that domestic responses to North Korean threats are somewhat less sensitive compared to those abroad. Finally, the increase in North Korea-related risks initially exerts negative impacts on domestic financial markets, followed by negative impacts on real markets such as industrial production.

Key Words: North Korean Threat, Geopolitical Risk Index, TVP-VAR, response to exogenous impulse

JEL Classification: D8, E2, E3

Received: Dec. 3, 2024. Revised: Jan. 13, 2025. Accepted: Jan. 21, 2025.

* First Author, Research Fellow, IBK Economic Research Institute, Industrial Bank of Korea, 79, Eulji-ro, Jung-gu, Seoul, 04541, Rep. of Korea, Phone: +82-2-729-6859, e-mail: jang.hi@hotmail.com

** Corresponding Author, Chief Deputy General Manager, IBK Economic Research Institute, Industrial Bank of Korea, 79, Eulji-ro, Jung-gu, Seoul, 04541, Rep. of Korea, Phone: +82-2-729-6252, e-mail: iamok@ibk.co.kr