

원/달러환율이 국내물가에 미치는 영향

이근영*.장한익**

요약

본 연구에서는 TVP-VARX 모형을 이용하여 원/달러환율 변화가 국내물가에 미치는 영향을 동태적으로 살펴보았다. 실증분석결과에 따르면 원/달러환율 변화에 대한 국내물가의 반응은 일정하지 않고 시간에 따라 변화하는 것으로 나타났다. 특히 소비자물가는 글로벌 금융위기 이후 원/달러환율의 상승 충격에 하락하거나 거의 반응하지 않다가 2015년 이후부터 최근까지 지속적으로 상승하고 있다. 본 연구는 원/달러환율의 전가 효과가 가져오는 부작용이 큰 경우 이에 대한 시의적절한 통화 및 외환정책이 필요함을 보여주고 있다.

핵심용어: TVP-VARX, 환율전가, 원/달러환율, 소비자물가
JEL 분류기호: F3, F4

* 제1저자, 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: lky0614@skku.edu

** 교신저자, IBK기업은행 IBK경제연구소 연구위원, e-mail: hi.jang@hotmail.com

I. 서론

지금 전세계는 코로나 사태의 여파로 인한 경기침체를 완전히 극복하지 못한 상황에서 글로벌 인플레이션으로 몸살을 앓고 있다. IMF에 따르면 2021년에 4.7%였던 글로벌 인플레이션이 2022년에는 8.8%까지 상승한 후 2023년에는 6.5% 수준으로 하락할 것으로 예상되고 있다. 주요국의 경우를 살펴보면 우선 전세계 GDP의 1/4 정도를 차지하고 있는 미국의 경우 소비자물가상승률이 2021년 3월에 미연준의 인플레이션 목표인 2%를 초과한 후 점증적으로 상승하여 2022년 6월에는 9.1%를 기록하면서 정점에 도달하였다. 소규모 개방경제인 우리나라의 경우도 미국의 경우와 유사하게 1개월의 시차를 두고 소비자물가상승률이 2021년 4월에 인플레이션 목표 2%를 초과한 후 지속적으로 상승하여 2022년 7월에는 최고치인 6.3%를 기록하였다.¹⁾ 다른 나라들의 경우도 크게 다르지 않다.²⁾

이와 같이 2%를 훨씬 초과하는 글로벌 인플레이션은 2%의 인플레이션 목표를 채택하고 있는 미연준 등의 주요 선진국의 중앙은행들로 하여금 기준금리를 인상하지 않을 수 없게 만들었다. 더군다나 기축 통화국인 미국과 같은 국가의 기준금리 인상은 미국뿐만 아니라 다른 국가들에게도 부정적인 영향을 미친다. 자본이동이 자유로운 국가 간에 한 나라의 금리인상은 다른 나라의 자본유출을 가져옴으로써 자본유출국의 통화가치를 하락시킨다. 이는 그렇지 않아도 수요와 공급 불균형으로 인해 원유 등 주요 원자재의 달러 표시 가격이 올라가고 있는 상황에서 설상가상으로 자국통화표시 가격까지 상승시킴으로써 국내 인플레이션이 더욱 가속화되는 상황이 발생하고 있다.³⁾ 특히 원유 등 주요 원자재를 대부분 수입에 의존하고 있는 우리나라와 같은 경우 원/달러환율의 상승은 최근 물가뿐만 아니라 수출액보다는 원자재 수입액을 더 많이 증가시킴으로써 무역수지를 오히려 악화시키는 사태까지 발생했다.

미연준이 2022년 3월에 연방자금금리의 목표 수준을 코로나 사태 이후 유지하였던 0%-0.25%에서 0.25%-0.50%로 0.25%p 인상한 후 연말까지 4차례의 자이언트 스텝과 2차례의 빅스텝을 통해 연속적으로 금리인상을 함으로써 2022년 말 현재 연방자금금리의 목표 수준은 4.25%-4.50%에 이르고 있다.⁴⁾ 이에 따라 원/달러환율도 미국의 금리인상이 시작된 2022년 3월에 달러당 1,200원 이상으로 오른 후 지속적으로 상승하다가 2022년 10월에 달러당 1,426.66원(월평균 매매기준율)으로 정점에 도달한 다음 12월 말에는 달러당 1,200원대까지 하락한 상황이다. 미국금리인상은 자본유출과 원/달러환율을 상승시킬 뿐만 아니라 한국은행이 이들을 막기 위해 외환시장에 개입함에 따라 외환보유고를 감소시켰다.⁵⁾⁶⁾ 금리정책과 관련하여 테일러 준칙에 따르면 목표기준금리는 산출갭과 인플레이션갭을 통해 설정된다. 그러나 어느 중앙은행도 공식적으로 기준금리결정에 환율을 고려한다는 사실을 인정하지는 않고 있지만 기

1) 우리나라의 경우 부동산과 관련된 가격이 지출목적별 12개 대분류 중 하나인 ‘주택·수도·전기 및 연료’에 포함된 전세와 월세의 두 가지 품목을 통해 소비자물가지수 산정에 제한적으로 반영되고 있을 뿐만 아니라 미국, 영국 등과는 달리 자가주거비는 포함되지 않고 있다. 따라서 이들 가격들을 제대로 반영하고 전기요금 등과 같은 공공요금인상 억제책을 사용하지 않는 경우 우리나라의 소비자물가상승률은 미국의 경우와 큰 차이가 없을 것으로 보인다.

2) 다만 중국과 일본의 경우 인플레이션이 주요 선진국과는 다른 과정을 보이지만 두 나라 모두 다른 선진국들과 마찬가지로 2022년 하반기에는 정점에 도달하였다.

3) 천연가스, 밀 등 19개의 원자재 선물가격을 평균한 지수인 CRB 지수(Commodity Research Bureau index)의 최근 추이를 살펴보면 CRB 지수는 최고점에 도달했던 2008년 6월 이후 크게 하락과 상승을 반복한 후 2011년 4월 이후부터는 지속적으로 하락한다. 하지만 2020년 4월부터 다시 상승하기 시작하여 2022년 5월에 다시 정점에 도달하는데 이 시점들이 미국의 소비자물가상승률이 가장 높았던 시점이나 낮았던 시점과 일치하거나 선행한다. 이와 같이 CBR 지수는 인플레이션을 예측하는 데 유용한 지수이기 때문에 인플레이션 지수라고도 부른다.

4) 한국은행의 기준금리는 부동산 가격 폭등으로 2021년 8월부터 오르기 시작하였으나 미국의 금리인상과 더불어 그 상승폭이 더욱 가파라진다. 이근영(2022)에 따르면 미국금리의 충격에 대한 국내금리의 반응은 최근으로 올수록 더 커진다.

5) 외환보유고는 2021년 10월 이후 지속적으로 하락하여 2022년 10월에 4,140억 달러를 기록한 후 11월 이후 원/달러환율 하락과 함께 다시 상승하고 있다. 또한 현재 시점에서 2022년 3분기 자료까지 이용 가능한 대외채권과 순대외채권은 2022년 3분기 현재 각각 1조 186억 달러와 3,796억 달러로 그 이전 기간들에 비해 가장 낮은 수준을 유지하고 있다.

6) 일본 중앙은행 또한 엔/달러환율이 크게 상승함에 따라 과도한 엔화가치의 하락을 막기 위해 외환시장개입을 하였다. 하지만 일본 중앙은행의 확장적인 통화정책 기조에 따른 초기의 불태화 외환시장개입(달러매도+공개시장매입)은 일시적으로 엔화가치의 하락을 막을 수는 있으나 장기적으로 엔/달러환율에 영향을 줄 수 없을 뿐만 아니라 일본의 소비자물가상승률이 3%를 훌쩍 넘어감에 따라 결국 일본 중앙은행은 장기금리를 최근 들어 인상하기에 이르렀다.

존 실증연구들에 따르면 미국의 경우와 달리 한국, 일본 등의 국가들의 경우 환율이 금리결정에 영향을 미친다고 한다.

위에서 살펴본 바와 같이 원/달러환율은 금리 등 다른 변수들과 함께 물가와 직·간접적으로 밀접한 인과관계를 가지고 있으며 이러한 현상은 최근 들어 더욱 심화되고 있는 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 원/달러환율 변화가 지난 30년 동안 국내물가에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보고자 한다. 원/달러환율의 변화는 원화표시 수입물가에 영향을 주며 차례로 수입물가는 직접 또는 간접적으로 생산자물가와 소비자물가에 영향을 미친다. 또한 환율변화가 물가에 어느 정도 전가되는지는 여러 가지 상황과 기간에 따라 달라지기 때문에 본 연구에서는 대표적인 환율전가관련 이론모형을 바탕으로 시변적인 계량기법을 통해 이들 4변수 간에 인과관계를 동태적으로 분석하고자 한다. 또한 소규모 개방경제인 우리나라의 경우 원/달러환율과 국내물가가 글로벌 변수인 유가나 달러인덱스, 연방자금금리 등에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 여기서는 국내외 기존 연구들과 달리 이들 변수들을 외생변수로 가정한 Paul(2020) 타입의 TVP-VARX(time varying parameter VAR with exogenous variables) 모형을 추정함으로써 원/달러환율의 상승이 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 등에 미치는 영향을 살펴보고 이 실증분석결과가 우리 경제에 제시하는 시사점을 찾아보고자 한다.

실증분석결과에 따르면 원/달러환율 변화에 대한 국내물가의 반응은 일정하지 않고 시간에 따라 변화하는 것으로 나타났다. 특히 소비자물가는 글로벌 금융위기 이후 원/달러환율의 상승 충격에 오히려 하락하거나 거의 반응하지 않다가 2015년 이후부터 최근까지 지속적으로 상승하고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제II장에서는 국내외 기존 연구들을 살펴본 후 기존연구들과 본 연구의 차이점에 대해 논의한다. 제III장에서는 주요 변수들에 대한 단위근 및 공적분 검정을 실시하고 이들 변수들에 대한 기초통계량을 살펴본다. 제IV장에서는 Saygili and Saygili(2021)의 간단한 이론모형을 소개하고 외생변수를 포함한 Paul(2020)의 TVP-VARX 모형 및 추정방법 등에 관해 설명한다. 제V장에서는 파라미터가 상수인 VARX 모형과 TVP-VARX 모형을 통해 국내물가에 대한 환율전가효과를 동태적으로 살펴본다. 제VI장에서는 이 분석들이 제시하는 정책적 시사점에 대해 논의한다. 제VII장에서는 주요 연구내용을 요약하고 결론을 도출한다.

II. 기존 연구

환율전가와 관련된 기존 연구들은 주로 환율전가의 크기를 추정하거나 주요 거시경제변수가 환율전가에 미치는 영향 등을 살펴보고 있다. 특히 대부분 연구들은 환율전가효과가 국가별, 시기별, 산업별로 어떻게 다르며 환율전가가 어떤 방식으로 이루어지고 있는가를 분석하는 데 집중하고 있다.⁷⁾ 이는 환율변화가 에너지 및 원자재 가격, 수입가격, 임금, 수익, 무역마찰, 시장구조, 가격차별, 가격경직성 등의 차이로 국내물가에 완전히 전가되기보다는 부분적으로 또는 불완전하게 전가됨으로써 국가별, 시기별, 산업별로 환율전가의 정도가 다를 수 있기 때문에 이런 차별성을 검정하고자 활발하게 실증분석이 진행되고 있기 때문이다. 환율전가는 수입, 수출, 투자에 영향(Egert and MacDonald, 2009)을 미칠 뿐만 아니라 경상수지 불균형을 조정(Obstfeld, 2006; Obstfeld and Rogoff, 2007)함으로써 거시경제 전반에 중요한 영향을 미칠 수 있다.

환율이 물가에 미치는 영향을 분석하는 기존 연구들은 주로 VAR 타입의 모형을 이용하여 이루어지고 있다. 먼저 McCarthy(2007), Bhattacharya, Karayalcin and Thomakos(2008) 등은 VAR 모형을 통한 실증분석을 통해 환율전가가 국내물가에 영향을 미칠 수 있다고는 점을 보였다. 특히 McCarthy(2007)는 물가과급 연쇄경로(distribution chain of pricing) 모형을 기초로 환율, 수입물가, 수출물가, 소비자물가를 통한 직접 또는 간접적인 환율전가를 분석하고 있다.⁸⁾ Choudhri and Hakura(2015)는 VAR 모형을

7) PCP(producer currency pricing)와 LCP(local currency pricing) 방식에 대해서는 각각 Obstfeld and Rogoff(1995, 1998)와 Devereux(1997)를 참조하길 바란다.

통해 대다수 국가들에서 불완전한 환율전가가 일어나며 수입물가에 대한 환율전가가 수출물가에 대한 환율전가보다 크다는 사실을 발견하였다. Donayre and Panovska(2016)는 threshold VAR 모형을 통해 멕시코와 캐나다의 물가에 대한 환율전가의 행태를 살펴보고 있다. 그 결과 물가에 대한 환율전가는 비선형적 관계를 가지고 있으며 물가안정목표제가 실시된 이후도 멕시코의 경우 높은 환율전가가 나타나면서 경제 상태에 따라 환율전가가 비대칭적으로 발생할 수 있음을 보이고 있다. Razafindrabe(2016)는 Global VAR 모형과 DSGE 모형을 통해 EU지역에서 환율변화가 해외 마크업 충격보다 수입물가 상승에 큰 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 또한 가격경직성의 영향으로 인해 환율변화충격이 수입물가에 미치는 영향력이 약해졌음을 보여주고 있다. Jiménez-Rodríguez and Morales-Zumaquero(2016)는 VAR 모형 및 다중회귀분석 등을 통해 G7을 대상으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가에 대한 환율전가를 실증 분석하였다. 그 결과는 불완전한 환율전가가 나타나고 있으며 환율전가효과는 수입물가에서 가장 크고 소비자물가에서 가장 작은 것으로 확인되었다. 또한 지속적인 통화안정정책이 환율전가 수준을 낮추는 주요 결정요인이라고 분석하고 있다. Forbes, Hjortsoe, and Nenova(2017)는 SVAR 모형, 패널분석 등을 통해 26개 소규모 개방경제에서 소비자물가에 대한 환율전가의 결정요인을 분석하였다. 그 결과 물가상승의 평균 및 변동성, 환율변동성, 수입규모 등의 구조적 요소들이 환율전가효과를 결정하는 중요한 요인으로 작용한다고 보았다. 또한 통화정책 충격으로 환율이 변동할 때 환율전가효과가 커진다고 지적하였다. Forbes, Hjortsoe and Nenova(2018)는 소규모 개방경제를 기초로 SVAR 모형을 구축하고 영국 물가에 대한 환율전가를 분석하고 있다. 그 결과 국내 수요충격은 물가에 대한 환율전가효과에 크게 영향을 주지는 못하지만 국내 통화정책 충격은 물가에 대한 환율전가효과를 크게 높이는 것으로 나타났다.

Ha, Stocker, and Yilmazkuday(2020)는 FAVAR 모형을 통해 환율전가가 인플레이션에 미치는 영향을 분석하였다. 그들에 따르면 변동환율제와 물가안정목표제(inflation-targeting)를 함께 사용하는 국가의 경우 환율전가효과가 낮게 나타났다. 또한 중앙은행의 독립성이 클수록 물가안정을 위해 환율을 외부충격의 방어수단으로 활용 가능성이 크다고 보았다. Saygili and Saygili(2021)는 패널 VAR 모형을 통해 산업별 수입물가, 생산자물가, 소비자물가에 대한 환율전가의 비대칭성을 분석하였다. 환율변화로 인한 물가에 대한 직접적인 환율전가가 간접적인 환율전가보다 크게 나타나고 있음을 보였다. 또한 중간수입재 비중이 높은 산업일수록 수입물가와 생산자물가가 환율변화에 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. Comunale and Kunovac(2017), Corbo, and Di Casola(2022) 등도 Bayesian SVAR 모형을 통해 통화정책 충격이 물가에 미치는 환율전가효과를 증가시킨다고 분석하였다. Sasaki, Yoshida, and Otsubo(2022)는 TVP-VAR 모형을 통해 2013년부터 시행된 일본의 2% 물가안정목표제를 고려하여 수입물가, 생산자물가, 소비자물가(근원)에 대한 환율전가효과를 분석하고 있다. 분석결과 수입물가에 대한 환율전가가 가장 높게 나타났으며 물가수준이 낮아짐에 따라 환율전가효과도 축소된 것으로 확인되었다.⁹⁾

국내연구의 경우 이근영(2009), 주세우·이민환·황규선(2010), 장광수·김홍기(2017) 등이 SVAR 모형을 사용하고 있다. 특히 이근영(2009)은 소규모 개방경제인 국내경제 여건을 반영하여 해외요인을 block exogenous로 가정한 SVAR 모형을 통해 환율변화가 국내물가에 미치는 동태적 변화를 살펴보았다. 이를 통해 물가에 대한 환율전가효과는 단기보다 장기에 더 커지며 수입물가에 대한 환율전가효과는 환율상승 시보다 환율하락 시에 더 커진다고 분석하였다. 이근영(2009) 외에 장광수·김홍기(2017)가 환율변화가 수입물가, 생산자물가, 소비자물가로 전가되는 물가파급 연쇄경로를 분석하고 있다. 하지만 다른 대부분의 국내연구들은 수입물가 또는 개별 물가에 대한 환율전가효과만을 측정하는 데 그치고 있

8) 물가파급 연쇄경로는 국내물가인 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 간에서 나타나는 가격의 파급과정에 대한 경로를 의미한다. 이때 McCarthy(2007)는 물가파급 연쇄경로가 작동하는 외부충격(external shock)으로 환율충격, 공급충격, 수요충격 등을 고려하였으며, 공급충격과 수요충격에 대한 대체변수로 각각 유가변화, GDP갭 등을 선정하여 내생변수로 포함시키고 있다. 하지만 본 연구는 기존 연구를 토대로 유가변화는 외생변수로, GDP갭은 이론모형을 통해 환율변화로 전환할 수 있는 변수이기에 실증분석모형의 구성변수에서 제외하였다.

9) VAR 모형 이외의 방법론을 이용한 연구들로는 Gopinath and Itskhoki(2010)(패널모형), Amiri, Itskhoki and Konings(2014)(패널모형), Junttila and Korhonen(2012)(LSTR모형), Kiliç(2016)(LSTR모형), Cheikh and Zaid(2020)(비선형 PSTR 모형) 등이 있다.

다. 한편 주세우·이민환·황규선(2010), 장광수·김흥기(2017) 등은 유가를 외생변수가 아닌 내생변수로 포함하고 있으나 소규모 개방경제이고 석유를 전량 해외에서 수입하는 우리나라의 현실을 감안하면 유가를 내생변수로 활용하는 것은 적합하지 않다. 또한 이들 연구들은 환율전가효과의 비대칭성을 고려하지 못할 뿐만 아니라 국내물가에 대한 동시기 직·간접적 환율전가효과에 대한 정보를 제공하지 못하고 있다.

최근 국내물가에 대한 환율전가효과의 시간에 따른 변화를 살펴보고자 하는 요구가 국내외로 점차 커지고 있지만 기존연구의 경우 TVP-VAR 모형을 이용한 Sasaki, Yoshida, and Otsubo(2022)를 제외하면 표본이동회귀, 표본기간 구분 등을 통해 접근하고 있는 수준이다. 따라서 본 연구는 Paul(2020)의 TVP-VARX 모형을 통해 기존 연구들의 문제점을 극복할 뿐만 아니라 물가과급 연쇄경로를 고려하여 시간이 흐름에 따라 변하는 국내물가에 대한 환율전가의 효과를 측정하고자 한다. 또한 이러한 환율전가효과가 우리 경제에 시사하는 바를 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 검정 및 기초통계량

본 연구에서 사용되는 기본적인 월별 자료는 원/달러 환율(증가, 평균), 수입물가지수(IPI), 생산자물가지수(PPI), 소비자물가지수(CPI) 등이며 이 자료들은 모두 한국은행 경제통계시스템에서 구하였다. 이때 수입물가지수는 원화표시 물가지수이다. 분석기간은 1993년 11월부터 2022년 8월까지이며, 표본크기는 346개이다. 우선 모형을 본격적으로 추정하기 전에 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다.

1. 단위근 검정

먼저 <표 1>은 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 본 연구에서는 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)을 이용하여 단위근 검정을 실시한다. 2개와 4개의 시차를 사용하여 두 검정을 실시하였으며 Newey and West(1987) 방법을 통해 PP 검정통계량 추정 시 고려되는 오차항의 자기상관 시차수를 결정하였다. 로그를 취한 수준변수를 사용하는 경우 대부분의 변수가 5% 유의수준에서 단위근을 갖고 있는 것으로 나타났다. 그러나 차분변수를 사용하는 경우에는 각 변수가 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 모든 경우 1% 유의수준에서 기각한다. 이런 결과는 본 연구에서 외생변수로 다룰 유가, 달러인덱스 등에서도 동일하게 관측된다.

2. 공적분 검정

한편 단위근을 가진 시계열들이 공적분 관계를 가질 수 있기 때문에 여기서는 Johansen(1988) 검정방법을 이용해 원/달러 환율과 물가지수로 구성된 4변수 간에 공적분 관계가 존재하는가를 살펴보았다. 이때 본 연구의 4변수 VAR 모형은 AICc, SIC 등을 통해 시차가 2로 확인되어 <표 2>에서는 시차수가 2인 경우의 공적분 결과를 보여주고 있다. 일반적으로 Johansen 검정은 Trace와 Maximum Eigenvalue (λ_{max}) 검정통계치의 결과를 통해 공적분 관계의 유무를 확인하게 된다¹⁰. <표 3>은 원/달러 환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수 간 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설이 적어도 5% 유의수준에서 기각되지 않음을 보여준다. 그러므로 본 연구에서는 차분변수를 사용한 VAR모형을 살펴보기로 한다.

10) Johansen and Juselius(1990), Patterson(2000), Hjalmarsson and Österholm(2010) 등은 Maximum Eigenvalue 검정결과가 더 높은 검정력을 갖는다고 설명하는 반면 Lütkepohl, Saikkonen and Trenkler(2001) 등은 Trace 검정결과가 더 우수하다고 보고 있다.

3. 기초통계량

차분변수를 사용한 TVP-VAR 모형을 추정하기 전에 먼저 <표 3>을 통해 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수의 변화율(%)에 대한 기초통계량을 살펴보기로 한다.

먼저 평균을 살펴보면 원/달러환율은 1993년 11월부터 2022년 8월까지 매월 0.142%씩 상승하였으나 통계적으로 유의적이지 못하다. 한편 매월 평균적으로 수입물가지수는 0.308%, 생산자물가지수는 0.197%, 소비자물가지수는 0.240% 씩 상승한 것으로 나타나며 모두 적어도 5% 수준에서 통계적으로도 유의적이다. 표준편차는 원/달러환율 변화율의 경우 3.123으로 가장 크고 다음으로 수입물가상승률, 생산자물가상승률, 소비자물가상승률 순이다. 왜도는 모두 양(+)의 값으로 변화율의 분포가 오른쪽으로 기울어져 있음을 확인할 수 있다. 첨도는 모든 변수에서 정규분포의 첨도인 3보다 크게 나타나며, 특히 원/달러환율의 경우 60.841로 가장 크다. 최고치는 원/달러환율이 36.954로 가장 크며 다음으로 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수 순이다. 최저치는 수입물가지수, 원/달러환율, 생산자물가지수, 소비자물가지수 순으로 절대치가 큰 것으로 확인된다. 이와 같이 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수 변화율의 표준편차, 왜도, 첨도, 최고치가 큰 이유는 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기기간 동안 해당 지표들이 급격하게 상승했기 때문이다.

<그림 1>은 로그를 취한 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수와 그의 변화율(%) 추이를 보여주고 있다. 원/달러환율은 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기기간 급격히 상승한다. 그리고 최근 미국의 강력한 통화긴축이 지속되면서 다시 급등세를 보이고 있다. 글로벌 금융위기 이후 안정세를 보이던 수입물가지수와 생산자물가지수는 코로나19로 인한 공급 병목현상, 러시아-우크라이나 전쟁, 미·중 무역 분쟁 등으로 원자재, 운송비, 유가 등이 상승하면서 2021년 이후 급등세가 유지되고 있다. 한편 소비자물가는 외환위기, 글로벌 금융위기, 코로나19 등의 기간에도 그 상승폭이 다른 물가지수들에 비해 크지 않으나 최근 들어 그 상승 속도가 빨라지면서 주요 이슈로 주목받고 있다.

IV. 이론 및 추정 모형

1. 환율전가 이론모형

앞서 살펴본 기존 연구를 통해 물가과급 연쇄경로에 따른 환율전가 경로는 <그림 2>에서와 같이 크게 직접경로와 간접경로로 구분된다. 직접경로는 환율변화로 인한 수입가격을 통해 생산자가격 및 소비자가격이 변화하는 환율전가 경로이다. 이때 마크업과 한계비용이 고정되어 있을 경우에만 수입가격에 대한 완전한(100%) 환율전가가 발생한다. 하지만 실제로는 경기, 임금, 유통비용 등에 영향을 미치는 환율전가의 간접경로로 인해 마크업과 한계비용이 시간에 따라 변화할 수 있어 불완전한 환율전가가 더 현실적인 반응이라고 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 물가과급 연쇄경로를 토대로 구축한 실증모형분석의 당위성 및 타당성을 높이기 위해 다음과 같은 이론적인 논의를 기반으로 삼아 전개하고자 한다.

Saygili and Saygili(2021)는 Krugman(1987)의 부분균형을 토대로 환율, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 간의 연계성을 설명하고 있다. Saygili and Saygili(2021)는 우선 소규모 개방경제에서 일물일가의 법칙을 가정한 상태에서 t 시점에서 i 산업의 국내통화표시 수입가격 $P_t^{m,i}$ 을 아래와 같이 환율 e_t 와 외국통화표시 수입가격 $P_t^{f,i}$ 로 표시하고 있다.

$$P_t^{m,i} = e_t \times P_t^{f,i} \quad (1)$$

외국통화표시 수입가격 $P_t^{f,i}$ 는 해외 i 산업의 한계비용(marginal cost)과 총 마크업(gross markup)으로 구성되며 이를 고려하여 식(1)의 $P_t^{m,i}$ 을 다음과 같이 재구성할 수 있다.

$$P_t^{m,i} = e_t \times MKUP_t^{f,i} \times MC_t^{f,i} \quad (2)$$

식 (2)에서 환율이 상승하는 경우 $P_t^{m,i}$ 는 일차적으로 주어진 한계비용과 마크업만큼 변화한다. 또한 $P_t^{m,i}$ 는 가격변화로 인해 수요량이 변화함에 따라 마크업과 시장균형의 변화로 인한 한계비용의 조정을 통해 추가로 영향을 받게 된다¹¹⁾. 다음으로 식 (2)와 유사하게 국내 생산자물가 $P_t^{p,i}$ 을 아래와 같이 정의할 수 있다.

$$P_t^{p,i} = MKUP_t^{p,i} \times MC_t^{p,i}(P_t^{d,i}, P_t^{m,i}) \quad (3)$$

식 (3)에서 국내 i 산업의 생산자가격은 국내기업의 마크업과 한계비용으로 구성된다. 식 (2)에서 국내 통화표시 수입가격은 환율의 변화에 직접적으로 영향을 받지만 식 (3)의 생산자가격은 국내산업의 한계비용함수에 포함된 국내통화표시 수입가격 $P_t^{m,i}$ 를 통해 환율변화의 영향을 받는 것으로 표시된다. 그러나 우리나라와 같이 소규모 개방경제이며 수출 비중이 높은 경우 i 산업에 대한 국내 생산자가격 $P_t^{p,i}$ 는 아래와 같이 수출과 국내판매를 동시에 고려하는 형태로 나타낼 수 있다. 이때 국내 i 산업의 해외판매가격은 소규모 개방경제의 특성상 외생적으로 주어진다고 보고 $\bar{P}_t^{f,i}$ 로 표시한다.

$$P_t^{p,i} = \alpha^i \times (e_t \times \bar{P}_t^{f,i}) + (1 - \alpha^i) \times P_t^{p,i}, \quad 0 \leq \alpha^i \leq 1 \quad (4)$$

식 (4)와 같이 소규모 개방경제에서 수출과 국내판매가 같이 이루어지는 경우 식(3)과 달리 환율전가가 직접적으로 이루어진다($e_t \times \bar{P}_t^{f,i}$). 이때 국내 i 산업이 수출 비중이 높을수록 국내 생산자가격에 있어서 환율변화의 직접적 영향이 더욱 크게 반영되는 구조이다. 또한 $\alpha^i = 1$ 이면, 생산자가격이 PCP 방식을 따른다고 볼 수 있다. 이와 더불어 해외와 국내 투입요소 간 관계가 대체재인지 보완재인지에 따라 생산자가격에 나타나는 환율전가효과가 달라질 수 있다.

마지막으로 소비재가 수입품과 국내 완제품을 모두 포함하는 경우 소비자물가는 다음과 같이 표기될 수 있다.

$$P_t^{c,i} = (P_t^{m,i})^{w_t^{m,i}} (P_t^{p,i})^{w_t^{p,i}} (P_t^{pd,i})^{(1-w_t^{m,i}-w_t^{p,i})} \quad (5)$$

식 (5)에서 $0 < w_t^{m,i} < 1$, $0 < w_t^{p,i} < 1$ 이며 소비자가격 $P_t^{c,i}$ 는 순수 국내 완제품 가격 $P_t^{pd,i}$ 를 고려하지 않는다면 i 산업에 대한 수입품과 국내 완제품의 가격에 대한 가중평균으로 표현된다. 이처럼 식 (1)부터 식 (5)를 통해 수입가격, 생산자가격, 소비자가격 등이 환율변화에 비례적으로 변화하지 않는다는

11) 마크업($MKUP_t^{f,i}$)은 $\theta/(1+\theta)$ 이고, 한계비용($MC_t^{f,i}$)은 $P_t^{f,i} \times [1/(1-\theta)]$ 이다. 이때 $\theta \left(= \frac{dQ^{m,i}/Q^{m,i}}{dP^{m,i}/P^{m,i}} \right)$ 는 국내 i 산업에 있어 수입품에 대한 가격의 수요탄력성이며, 음(-)의 값으로 정의된다.

점을 확인할 수 있다. 또한 수입가격, 생산자가격, 소비자가격 간의 유기적 관계를 통해 직·간접적으로 환율전가가 이루어지고 있음을 확인할 수 있다.

이와 같은 모형을 바탕으로 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수 등의 자료를 사용하여 물가과급 연쇄경로를 반영한 실증분석모형이 설정된다¹²⁾. 또한 원/달러환율과 국내물가에 영향을 미치는 외생변수로는 최근 중요성이 높아지고 있는 유가, 달러인덱스 등이 사용된다.

2. TVP-VARX 모형

본 연구에서는 외생적인 해외요인의 변화를 고려하면서 원/달러환율 변화에 따른 국내물가의 변화를 동태적으로 살펴보기 위해 Paul(2020), Belomestny, Krymova, and Polbin(2021) 등에 기반한 다음과 같은 TVP-VARX 모형이 고려된다.

$$y_t = B_{0,t} + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + A_t z_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

여기서 y_t 는 $n \times 1$ 내생변수로 원/달러환율, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가의 변화율(%) 등이 사용된다($n=4$). $B_{0,t}$ 는 $n \times 1$ 벡터의 시간가변 상수항이며, $B_{j,t}$ 는 $n \times n$ 행렬로 j 번째 시차변수의 시간가변 추정계수이다. u_t 는 평균 0과 시간가변 공분산 행렬인 Σ_t 을 가진 오차항이다¹³⁾. 이때 식(6)은 외생변수로 $m \times 1$ 벡터인 z_t 와 외생변수의 시간가변 추정계수인 $n \times m$ 행렬 A_t 를 포함하고 있다. 식(6)의 $B_{0,t}$, $B_{1,t}$, \dots , $B_{k,t}$, A_t 등을 벡터 형태로 결합하여 B_t 로 정의하고 아래와 같이 상수항을 포함하지 않는 랜덤워크를 따른다고 가정한다.

$$B_t = B_{t-1} + v_t \quad (7)$$

또한 식(6)의 u_t 에 대한 공분산 행렬 Σ_t 는 Primiceri(2005)에 따라 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\Sigma_t = \Gamma_t^{-1} H_t (\Gamma_t^{-1})' \quad (8)$$

식 (8)에서 Γ_t 는 구조적(structural) VAR 모형에서 동시기적인 과급효과를 나타내는 계수이다. 하방삼각행렬(lower triangular)인 Γ_t 와 대각행렬인 H_t 는 각각 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Gamma_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_t^{21} & 1 & 0 & 0 \\ \gamma_t^{31} & \gamma_t^{32} & 1 & 0 \\ \gamma_t^{41} & \gamma_t^{42} & \gamma_t^{43} & 1 \end{pmatrix}, \quad H_t = \begin{pmatrix} h_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & h_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & h_{4,t} \end{pmatrix} \quad (9)$$

이를 바탕으로 식(6)의 u_t 는 다시 다음과 같이 표시될 수 있다.

12) 물가과급 연쇄경로를 기초로 구축된 실증분석모형 중 공급 또는 수요 충격에 대한 통제변수를 활용하는 경우가 있으나 위의 이론모형을 통해 원/달러환율이 국내물가에 미치는 영향을 분석하는 데 있어 공급과 수요충격은 환율변화를 구성하는 요인으로도 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 원/달러환율의 변화에 포함되어 있는 간접경로를 세분화하지 않고 이를 원/달러환율이 소비자물가에 직접적으로 전가되는 효과로 봄으로써 분석모형의 복잡성을 최대한 줄이고 원/달러환율이 국내물가에 미치는 영향을 분석하는 데 집중하였다.

13) 본 연구에서 공분산 행렬은 Primiceri(2005)를 참조하여 설정한다.

$$u_t = \Gamma_t^{-1} H_t^{1/2} \epsilon_t, \quad \text{Var}(\epsilon_t) = I_4 \quad (10)$$

식 (10)에서 ϵ_t 는 구조적 VAR 모형의 오차항이다. Γ_t 와 H_t 를 구성하는 요소를 Primiceri(2005)에 따라 식 (7)과 같이 벡터 형태로 전환하여 γ_t 와 $\ln h_t$ 가 추세를 갖지 않은 랜덤워크를 따른다고 가정한다.

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, S) \quad (11)$$

$$\ln h_t = \ln h_{t-1} + \tau_t, \quad \tau_t \sim N(0, W) \quad (12)$$

식 (6), (7), (11), (12)의 오차항인 u_t , v_t , ξ_t , τ_t 는 각각 0의 평균과 공분산 행렬 Ω , Q , S , W 를 갖는 벡터들이다. 또한 이들 벡터들인 $[u_t', v_t', \xi_t', \tau_t']'$ 는 평균 0과 다음과 같은 공분산 행렬을 갖는 결합정규분포를 따른다고 가정한다.

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \\ \xi_t \\ \tau_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (13)$$

식 (13)에서 Ω , Q , S , W 는 양의 정부호 행렬이며, 하이퍼파라미터이다. 여기서 해외요인으로는 유가(WTI, 현물)와 주요 선진국 대비 달러인덱스(NAFE, Nominal Advanced Foreign Economies Dollar Index)를 사용한다($m=2$). 여기서 두 외생변수가 과거 정보를 통해 예측할 수 없는 최근의 갑작스러운 변화만을 반영하도록 하기 위해 각 변수에 대해 SIC 및 AIC 기준에 따라 구한 시차(p)를 가진 ARIMA(p) 모형을 이용해 잔차를 먼저 구한다. 이렇게 추정된 각 잔차는 Paul(2020)에서 제안한 강외생성(Strong Exogeneity)을 충족하기 위해 아래와 같이 시차가 1인 내생변수를 설명변수로 하는 회귀모형을 추정함으로써 추출된 잔차들을 TVP-VARX 모형의 외생변수(z_t)로 사용한다.

$$\lambda_t = \beta y_{t-1} + z_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (14)$$

식(6)에 식(10)을 대입해 구조형 모형으로 전환하고 이를 다시 MA(moving average)의 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$Y_t = (\Gamma_t - C_{1,t}L - \dots - C_{p,t}L^p)^{-1} (C_{0,t} + D_t z_t + H_t^{1/2} \epsilon_t) \quad (15)$$

식 (15)에서 $C_{i,t} = \Gamma_t^{-1} B_{i,t}$ ($i = 1, \dots, p$)와 $D_t = \Gamma_t^{-1} A_t$ 이므로 $C_{i,t}$ 와 D_t 는 Γ_t , $B_{i,t}$, A_t 를 이용해 구할 수 있다. 식 (6), 식 (10), 식 (15) 등으로부터 추정된 모수를 통해 아래와 같이 충격반응함수를 구할 수 있다.

$$\Delta_{0,t} = \Gamma_t^{-1} \quad (16)$$

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

V. 추정결과

본 연구에서는 원/달러환율이 국내물가에 미치는 영향을 살펴보기 위해 원/달러환율, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 등의 4개의 내생변수와 해외요인으로 WTI와 달러인덱스 등의 2개의 외생변수를 고려하는 TVP-VARX 모형을 추정하였다. 이때 모형의 시차수는 AICc와 SIC 검정결과에 따라 2이다. 여기서 Primiceri(2005)를 토대로 분석대상기간인 1993년 11월 이전 40개 표본(1990년 6월-1993년 10월)을 이용하여 구한 VARX 모형의 OLS 추정치들을 사전분포로 사용한다. 변동성, 동시기 관계, 축약형 VARX 모형의 시간가변 계수, 하이퍼파라미터를 차례로 추출하기 위해 MCMC(Markov Chain Monte Carlo)의 변형인 Gibbs 표본추출이 단계별로 실시된다. 이때 변동성, 동시기 관계, 시간가변 계수는 초기의 사전분포가 정규분포를 따른다고 가정하며 하이퍼파라미터의 경우 사전분포가 독립적인 역의 Wishart 분포를 따른다고 가정한다¹⁴⁾. Gibbs 표본추출은 총 4,000회 실시하며 사후분포추정에 있어서 초기값의 영향을 최소화시키기 위해 초기 3,000개까지의 표본은 버리고 나머지 1,000개의 표본들을 이용한다.

1. 파라미터가 상수인 VARX 모형

먼저 TVP-VARX 모형을 살펴보기 전에 TVP-VARX 모형의 경우와 동일한 변수와 분석기간을 이용하여 파라미터가 상수인 VARX 모형을 추정한 후 원/달러환율이 국내물가에 미치는 동태적인 영향을 살펴보고자 한다.

<표 4>는 식 (8)의 $\Sigma_t = \Gamma_t^{-1} H_t (\Gamma_t^{-1})'$ 와 식 (16)의 $\Delta_{0,t} = \Gamma_t^{-1}$ 에서 파라미터가 상수 형태인 Γ 와 Δ_0 가 식 (9)와 같이 하방상각행렬이라는 가정하에서 추정된 후 Γ 와 Δ_0 의 대각항이 1로 정규화된 경우를 보여주고 있다. Γ 와 Δ_0 는 하방상각행렬이라는 가정을 하였기 때문에 원/달러환율은 동일한 달의 수입물가, 생산자물가, 소비자물가에는 영향을 주지만 국내물가는 동일한 달의 원/달러환율에 영향을 미치지 못한다. 여기서 Γ 은 동일한 시기의 직접적인 인과관계를 보여주고 있는 반면 Δ_0 은 동일한 시기의 직접적인 효과뿐만 아니라 다른 변수를 통한 간접적인 효과까지 포함한 전반적인 효과를 보여준다 ($u_t = \Gamma^{-1} H^{1/2} \epsilon_t = \Delta_0 H^{1/2} \epsilon_t$).

원/달러환율의 1% 증가는 동월의 생산자물가를 직접적으로 0.018% 상승시킨다. 한편 원/달러환율의 1% 증가는 동월의 수입물가를 직접적으로 0.668% 상승시키고 수입물가의 1% 증가는 생산자물가를 0.127% 상승시킨다. 따라서 원/달러환율의 1% 증가는 같은 기간의 생산자물가를 직접적으로 0.018% 상승시키는 동시에 수입물가를 통해 간접적으로 0.085%(=0.668%×0.127%) 상승시키므로 원/달러환율의 1% 증가는 전체적으로 같은 달에 생산자물가를 0.103% 상승시킨다. 한편 원/달러환율의 1% 증가는 직접적으로 같은 달의 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 각각 0.668%, 0.018%, -0.008% 변화시킨다. 또한 수입물가의 1% 증가는 동월 생산자물가와 소비자물가를 각각 0.127%, -0.005% 변화시킨다. 마지막으로 생산자물가의 1% 상승은 같은 달의 소비자물가를 0.480% 상승시킨다. 따라서 원/달러환율의 1% 상승으로 인해 같은 달의 소비자물가가 직접적으로 0.008% 하락하지만 수입물가와 생산자물가를 통한 간접적인 효과로 0.046%(0.668%×(-0.005%)+0.668%×0.127%×0.480%+0.018%×0.480%) 상승하면서 전체적으로 소비자물가는 0.038% 상승한다.

<그림 3>은 원/달러환율의 1% 상승충격이 국내물가에 미치는 영향을 보여준다. 먼저 원/달러환율의 1% 상승충격에 대해 즉각적으로 수입물가는 0.668%로 가장 크게 증가하고 그다음으로 생산자물가 0.103%, 소비자물가 0.038% 순으로 증가하고 있다. 장기적으로는 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 수입물가는 0.798% 상승한다. 이와 같이 수입물가에 대한 환율전가율이 1보다 낮다는 것은 수입품의 가격이 PCP 방식보다 LCP 방식에 따라 결정됨을 의미한다¹⁵⁾. 원/달러환율이 1% 상승하면 생산자물가와 소비자

14) 본 연구의 초기값 및 사전분포는 Primiceri(2005), Castillo et al.(2016) 등의 설정을 따르고 있다.

15) 이근영(2009)에서는 수입품의 가격이 PCP 방식에 따라 결정된다고 분석하였으나, 분석기간이 확대되고 최근 정보가 포함

물가는 각각 장기적으로 0.190% 와 0.094% 상승한다. 이처럼 생산자물가와 소비자물가는 수입물가보다 상대적으로 환율전가가 부분적이고 크지 않음을 확인할 수 있다. <그림 3>의 점선은 부트스트래핑(bootstrapping)을 1000회 반복함으로써 얻은 95% 신뢰구간이다. 위의 결과들은 이근영(2009)의 추정결과보다 줄어든 경향을 보인다. 이를 통해 2009년 이후 경제여건의 변화로 국내물가에 대한 원/달러환율의 전가효과가 다소 감소한 것을 확인할 수 있다. 수입물가의 1% 상승충격은 장기적으로 생산자물가와 소비자물가를 각각 0.428%와 0.121% 상승시킨다. 이런 반응은 대부분 수입물가의 1% 상승충격에 따른 0-6개월의 개별 반응이 누적된 결과이며, 이후 개별 반응은 0으로 수렴한다. 생산자물가의 1% 상승충격은 소비자물가를 장기적으로 0.728% 상승시킨다.

2. TVP-VARX 모형

(1) 충격반응 추정결과

파라미터가 상수인 VAR 모형의 추정결과 기존 연구들과 비교해 볼 때 추정기간에 따라 원/달러환율이 국내물가에 미치는 영향이 달라짐을 알 수 있다. 따라서 여기서는 TVP-VARX 모형을 통해 원/달러환율이 국내물가에 미치는 영향이 시간이 흐름에 따라 어떻게 달라지는지를 동태적으로 살펴보고자 한다.

<그림 4>는 <표 4>의 경우처럼 동시기의 직접적인 인과관계를 나타내는 Γ_t 와 전반적인 인과관계를 나타내는 $\Gamma_t^{-1}(=\Delta_{0,t})$ 의 추정결과를 보여주고 있다. 먼저 동일한 시점에서 1%의 원/달러환율 상승이 수입물가에 미치는 영향, 1%의 수입물가 상승이 생산자물가에 미치는 영향, 1%의 생산자물가 상승이 소비자물가에 미치는 영향 등의 경우에는 간접적인 효과가 0이기 때문에 직접적 효과(실선)와 전반적 효과(점선)가 동일하게 나타난다. 한편 1%의 원/달러환율 상승이 생산자물가에 미치는 직접적 영향($-\gamma_t^{31}$)은 2001년 이후 음(-)의 값으로 나타나고 있다. 하지만 원/달러환율의 1% 상승으로 인한 수입물가 변화가 생산자물가에 미치는 간접적 효과를 고려한 전반적 효과를 반영하면 원/달러환율의 1% 상승으로 생산자물가는 동시기에 상승하는 관계를 보인다($\delta_{0,t}^{31}$). 이를 통해 원/달러환율의 상승으로 생산자물가가 직접적으로 상승하기보다는 원/달러환율→수입물가→생산자물가로의 경로를 통해 생산자물가가 상승함을 알 수 있다.

1%의 원/달러환율 상승이 동일한 시점에서 소비자물가에 미치는 직접적 효과($-\gamma_t^{41}$)는 2010년 이전까지는 음(-)과 양(+)¹⁶⁾의 값을 반복적으로 갖다가 2010년 이후부터 최근까지 지속적인 상승세를 보이고 있다. 한편 전반적인 효과($\delta_{0,t}^{41}$)를 살펴보면 $\delta_{0,t}^{41}$ 의 등락 추이 자체는 $-\gamma_t^{41}$ 의 경우와 유사하다. 하지만 $\delta_{0,t}^{41}$ 의 추정치는 글로벌 금융위기 이전까지는 양(+)¹⁶⁾의 값을 갖다가 글로벌 금융위기 이후부터 음(-)의 값으로 전환된 후 2015년 이후 다시 지속적으로 상승하기 시작한다. 이와 같은 차이는 <표 4>에서 살펴본 바와 같이 원/달러환율이 수입물가와 생산자물가를 통해 소비자물가에 미치는 간접적인 효과 때문에 나타난다.

이 점을 좀 더 명확하게 살펴보기 위해 환율전가효과가 크게 높거나 낮았던 2001년 2월, 2010년 4월, 2022년 6월 등 세 시점에서 동시기의 인과관계가 어떻게 변하였는지를 <표 5>부터 <표 7>을 통해 <표 4>와 함께 살펴보고자 한다¹⁶⁾. <표 5>에 따르면 2001년 2월의 경우 1%의 원/달러환율 상승은 직접적으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 각각 동시기에 1.244%, 0.012%, 0.090% 상승시킨다. 하지만 수입물가와 생산자물가를 통한 간접효과로 생산자물가와 수입물가는 동시기에 전반적으로 0.691%와 0.448% 상승한다. 한편 <표 6>에 따르면 2010년 4월의 경우 1%의 원/달러환율의 상승은 직접적으로 수입물가를 0.906% 상승시키는 반면 생산자물가와 소비자물가를 0.643%와 0.284% 하락시킨다. 하지만 수

되면서 PCP 방식이 LCP방식으로 전환되었다고 볼 수 있다.

16) 해당 시점을 선정한 이유는 세 시점이 각각 <그림 6>에서 확인되는 외환위기 이후 가장 소비자물가에 대한 환율전가효과가 높았던 시점, 환율전가효과가 가장 낮았던 시점, 그리고 최근 가장 높은 환율전가효과를 보인 시점이기 때문이다.

입물가와 생산자물가를 통한 간접효과 또한 다르기 때문에 동일한 시점에서 전반적으로 생산자물가는 0.152% 상승하는 반면 소비자물가는 0.416% 하락한다. <표 7>에 따르면 2022년 6월의 경우 1%의 원/달러 환율의 상승은 직접적으로 수입물가와 소비자물가를 0.458%와 0.460% 상승시키는 반면 생산자물가를 0.049% 하락시킨다. <표 6>과 유사하게 수입물가와 생산자물가를 통한 간접효과가 다르기 때문에 동일한 시점에서 전반적으로 생산자물가와 소비자물가는 0.260%와 0.588% 상승한다.

<표 5>, <표 6>, <표 7>을 종합해 보면 원/달러 환율이 동시기에 소비자물가에 미치는 전반적인 영향이 세 기간 중 2022년 6월(0.588%)에 가장 큰데 이는 간접적인 영향, 다시 말하면 원/달러 환율이 수입물가와 소비자물가에 미치는 직접적인 영향(0.458%와 0.460%)과 생산자물가가 소비자물가에 미치는 직접적인 영향(1.104%)이 가장 크기 때문에 나타나는 현상이다. 특히 생산자물가가 1% 상승할 때 동월의 소비자물가가 그보다도 더 큰 1.104% 상승하는데 이 상승폭은 2001년 2월(0.320%)과 2010년 4월(0.665%)에 비해서도 2배에서 3배 정도 큰 수치이다. 한편 2010년 4월 기준 소비자물가의 경우 원/달러 환율 변화의 직접적 효과뿐만 아니라 수입물가지수와 생산자물가지수를 통한 간접적 효과로 인해 원/달러 환율의 상승에도 불구하고 감소하는 결과를 보여주고 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 세계 경제가 침체로 인한 메뉴비용 문제, 평균 인플레이션 수준 감소, 글로벌 물류비용 감소에 따른 높아진 유통마진 등이 소비자물가에 대한 환율전가효과를 줄인 것으로 볼 수 있다(차혜경, 2012, 2016). 이후 2010년부터 경기회복이 시작되면서 원/달러 환율 변화가 소비자물가에 직접적으로 미치는 영향은 다시 상승하는 것을 <그림 4>에서 확인할 수 있다. 또한 국내에서 소비자물가에 대한 환율전가효과가 낮은 원인으로 소비자물가지수 편제대상에는 원/달러 환율 변화에 직접적으로 영향을 받지 않는 서비스 및 비교역재 품목의 비중이 높아 소비자물가지수에 미치는 환율전가효과가 크지 않을 수 있음이 지적되고 있다(운기운, 2015). 이미 서론에서 언급한 바와 같이 CRB 지수가 글로벌 금융위기 이후 2015년까지 큰 폭으로 하락하였다. <그림 5>의 충격반응곡선들은 2001년 2월, 2010년 4월, 2022년 6월 등 세 시점에서 각 물가가 원/달러 환율의 1% 상승충격에 대해 어떻게 동태적으로 반응하는가를 보여주고 있다. 실선 위와 아래에 위치한 점선들은 각각 16번째 백분위수와 84번째 백분위수를 나타낸다.

<그림 6>은 원/달러 환율 1% 상승에 따른 소비자물가가 시간에 따라 어떤 변화를 보이는지 동태적으로 보여준다. 외환위기기간을 포함하는 경우 다른 기간들의 경우 국내물가의 반응이 미미하게 나타나기 때문에 <그림 6>은 외환위기기간을 제외한 경우를 보여준다. <그림 6>에서 2001년 2월까지 원/달러 환율의 1% 상승충격에 대해 소비자물가의 반응은 점점 더 커진다. 하지만 그 이후에는 소비자물가의 반응이 감소하기 시작하여 글로벌 금융위기와 더불어 소비자물가의 반응이 거의 없거나 음(-)의 값으로 변한다. 이미 앞에서 살펴본 바와 같이 2010년 4월에는 충격에 대한 동시기의 반응이 -0.416%까지 하락한다. 이후에는 소비자물가지수의 반응이 최근까지 지속적으로 상승한다.

(2) 비선형 및 비대칭 효과

여기서는 국내물가에 대한 환율전가가 비대칭성이나 비선형성을 보이고 있는지를 살펴보고자 한다. 먼저 <그림 7>을 통해 전체기간에 걸쳐 원/달러 환율의 상승(+) 시점과 하락(-) 시점을 구분하여 그룹화한 다음 두 그룹 각각에 대해서 원/달러 환율의 1% 상승 충격에 대한 각 물가의 평균 반응을 살펴봄으로써 국내물가에 대한 환율전가효과의 비대칭성을 비교한다. 수입물가와 소비자물가의 경우 원/달러 환율의 등락 기간에 관계없이 원/달러 환율 상승 충격에 평균적으로 유사한 반응을 보이는 반면 생산자물가는 원/달러 환율의 하락 기간에 더 크게 반응하는 것으로 나타났다. 실선 상하에 위치한 점선은 평균±1 표준편차의 신뢰구간을 보여준다.

<그림 8>은 국내물가에 대한 환율전가효과가 환율변동성의 크기에 따라 비선형적으로 달라지는가를 보여준다. 장봉규(2021)는 메뉴비용으로 인해 환율변동이 작아 시장가격 변화에 미치는 영향이 미미한 경우 환율변동이 시장가격에 반영되지 않아 국내물가에 대한 환율전가효과가 축소된다고 보았다. 또한 기업이 환율변동으로 인한 가격상승을 소비자에게 전가하는 경우 소비자가 대체재를 구매할 위험이 커

진다. 따라서 기업들은 이런 위험을 회피하기 위해 일정 수준까지 비용상승을 감내할 가능성이 있기 때문에 국내물가에 대한 환율전가효과가 낮아질 수 있음을 지적하고 있다. 이때 기준 변동성은 분석기간(1993년11월부터 2022년 8월) 중 외환위기기간(1997년 10월-1998년 4월)을 제외하고 구한 표준편차(2.138)이다. <그림 8>을 통해 원/달러환율 변동성이 2.138보다 커지는 경우 국내물가에 대한 원/달러환율의 전가효과가 다소 커지면서 일정부분의 비선형성이 나타난다.¹⁷⁾

위의 결과들을 종합해 보면 수입물가에 대한 환율전가효과는 비선형성, 생산자물가에 대한 환율전가효과는 비대칭성 및 비선형성을 갖고 있음을 알 수 있다. 반면 소비자물가의 비대칭성과 비선형성은 크지 않은 것으로 나타났다.

(3) 통화정책효과

Taylor(2000), Jiménez-Rodríguez and Morales-Zumaquero(2016), Forbes, Hjortsoe and Nenova(2017, 2018) 등은 안정적인 통화정책을 시행하는 경우 국내물가에 대한 환율전가효과가 줄어들음을 보여주고 있다. 본 연구에서도 한국은행의 기준금리 인상 또는 인하를 실행한 시점의 충격반응을 추출하여 한국은행의 기준금리 조정시점에 따라 환율전가효과가 달라지는지를 살펴보고자 한다. <그림 9>는 각 물가에 대한 환율전가효과가 기준금리 인상 시보다 인하 시에 더 크게 나타남을 보여주고 있다. 또한 <그림 10>은 기준금리를 조정한 시점과 조정하지 않은 시점에 따른 국내물가에 대한 환율전가효과를 보여주고 있다. 기준금리 조정이 있었던 시점에 환율전가효과가 평균적으로 더 크게 나타남을 확인할 수 있다. 하지만 두 경우 모두 통계적 유의성은 크지 않은 것으로 보인다.¹⁸⁾

(4) 해외변수 충격효과

본 연구에서는 외생변수로 미국 달러의 평균 가치를 지수화한 달러인덱스¹⁹⁾를 사용하고 있다. 이를 통해 최근 이슈가 되고 있는 달러강세의 영향이 원/달러환율에 미치는 영향을 <그림 11>을 통해 살펴보고자 한다. <그림 11>을 통해 먼저 달러인덱스의 1% 상승충격으로 인한 원/달러환율의 반응을 살펴보고 동시에 앞서 설정된 기준에 따라 2001년 2월, 2010년 4월, 2022년 6월 등 세 시점에서 충격반응에 대한 통계적 유의성을 검토하였다.²⁰⁾ <그림 11>은 자유변동환율제가 시행되고 주식시장이 완전히 개방되기 이전 기간에는 원/달러환율이 달러인덱스 충격과 반대 방향으로 움직이고 있음을 보여준다. 하지만 외환위기 이후 주식시장이 완전히 개방된 이후에는 달러인덱스의 상승 충격에 대한 원/달러환율의 반응이 양(+)의 값으로 변하고 시간이 흐름에 따라 최근까지 서서히 상승하는 추세임을 볼 수 있다. <그림 11>의 하단이 보여주는 바와 같이 달러인덱스 1% 상승 충격에 대한 24개월 후 원/달러환율의 장기적인 누적반응을 살펴보면 각각 2001년 2월 -0.020%, 2010년 4월 0.066%, 2022년 6월 0.108%이다. 하지만 달러인덱스가 원/달러환율에 미치는 영향은 안정적으로 변하고 있기 때문에 달러인덱스의 상승이 원/달러환율을 비정상적으로 상승시키지는 않을 것으로 보인다.

<그림 12>와 <그림 13>은 미국의 통화정책변경에 따른 환율전가효과를 보여준다. 먼저 <그림 12>는 연방자금금리가 인상(+)되는 시점과 인하(-)되는 시점에 따라 원/달러환율의 1% 상승충격에 각 물가가 평균적으로 어떻게 반응하는가를 보여주는데 통계적 유의성은 약하지만 모든 국내물가가 미국 금리 인상(+) 시점보다 인하(-) 시점에서 원/달러환율의 1% 충격에 더 크게 반응하는 것으로 나타났다. <그림 13>과 같이 연방자금금리 변경 여부로 구분하는 경우에는 미국이 연방자금금리를 조정하는 시점에 국내

17) 분석기간 원/달러환율 변동성이 2.138보다 높은 시점은 75개월, 낮은 시점은 283개월이다.

18) 한국은행은 1999년 5월부터 2008년 2월까지의 콜금리를 목표로 삼았으며 1999년 5월부터 2022년 8월까지 목표금리를 총 52회 조정하였다.

19) 사용된 달러인덱스는 유로, 캐나다, 일본, 영국, 스위스, 호주, 스웨덴 통화 대비 미국 달러화가 얼마나 강해졌는지를 보여주는 주요 7개 선진국 대비 달러인덱스이다.

20) 실선 위와 아래에 위치한 점선들은 각각 16번째 백분위수와 84번째 백분위수를 나타낸다.

소비자물가는 원/달러환율의 1% 상승충격에 더 크게 반응하는 것으로 나타났다.²¹⁾ 통계적 유의성은 높지 않지만 실증분석결과는 미국의 기준금리 인상이 2023년에도 지속될 것으로 전망되고 있어 본 연구의 분석기간 이후 수입물가나 생산자물가보다 국내 소비자물가에 대한 환율전가효과가 확대될 위험이 더 클 수 있음을 보여준다.

VI. 정책적 시사점

소규모 개방경제인 우리나라에서는 유가 등 국제 원자재 가격상승으로 글로벌 인플레이션이 일어나는 경우 이미 서론에서 살펴본 바와 같이 국내물가 또한 짧은 기간 내에 빠르게 상승하게 된다. 하지만 이러한 국내경제여건과 무관한 글로벌 요인에 의한 국내 인플레이션을 억제하기 위해 금리인상이란 통화긴축정책을 사용하는 데는 어려움이 있다. 왜냐하면 이 정책이 국내경제에 스테그플레이션을 가져올 수 있기 때문에 국내 통화당국은 경제성장을 포기하고 물가안정을 택해야만 하는 첫 번째 딜레마에 빠진다.²²⁾

게다가 글로벌 인플레이션의 영향으로 미국의 인플레이션이 상승하는 경우 미국금리가 상승하게 되고 이에 따라 국내외 금리차가 벌어지는 경우 높은 수익과 위험회피를 추구하는 국내외 자본의 해외유출이 가능해진다. 이는 바로 원/달러환율의 상승으로 이어지기 때문에 국내 통화당국은 이에 따른 문제들을 해소하기 위해 첫 번째 딜레마에도 불구하고 국내금리를 인상해야 하는 두 번째 딜레마에 빠진다. 본 연구에서 TVP-VARX 모형을 추정한 결과에 따르면 최근 들어 원/달러환율이 국내 소비자물가에 미치는 영향이 더욱 커지고 있음을 보여주고 있다. 2022년 하반기 이후 원/달러환율의 급격한 상승은 다른 선진국들과 마찬가지로 2%의 물가안정목표제를 채택하는 있는 국내 통화당국이 첫 번째 딜레마에도 불구하고 금리를 인상시키지 않을 수 없는 주요 이유 중의 하나일 것이다. 테일러준칙에 따르면 기준금리는 산출갭과 인플레이션갭에 의해 결정되는데 우리나라와 같은 개방경제국가는 두 변수 외에 환율에 의해 영향을 받는다는 기존의 여러 실증분석연구(예: Lee, 2018)들이 존재한다.²³⁾

미국의 인플레이션은 2021년 3월부터 미연준의 목표수준인 2%를 초과해 지속적으로 상승하나 미국의 정책금리인상은 2021년 12월에서야 이루어지기 시작했다. 외환 또는 금융위기와 같은 예상치 못한 만악의 사태에 대비하기 위해 미국의 금리정책을 따라가지 않을 수 없는 상황에서 미연준의 느장 대응과 급격한 금리인상은 우리경제가 당면한 세 번째 딜레마이다. 대응이 늦을수록 경제안정을 위한 경제적 비용은 더욱 크게 상승하며 큰 폭으로 급격하게 대응하는 경우 심각한 경기침체와 가계부채 부실화 등의 금융불안을 가져올 가능성이 크다.

원/달러환율의 상승은 소비자물가를 상승시킬 뿐만 아니라 국제 원자재 가격과 함께 상승하는 경우 평상시와 달리 수입액이 증가해 무역수지가 개선되기보다는 악화될 가능성이 크다. 또한 원/달러환율의 상승은 자본유출을 가져오고 자본유출은 다시 원/달러환율을 상승시키는 악순환을 가져올 가능성이 있다. 따라서 원/달러환율 상승을 적절하게 억제할 필요성이 존재하며 이는 금리인상이나 태화외환시장 개입 등을 통해 가능하나 이 정책들의 시행 여부는 이 정책들이 가져오는 긍정적인 효과와 부정적인 효과의 크기에 달려있다고 본다. 또한 우리나라는 순대외자산국이자 순대외채권국이기 때문에 원/달러환율이 급격하게 상승하는 경우 과거와 달리 국내 연·기금들이 해외투자자산을 회수함으로써 환차익을 실현하고 원/달러환율 안정에도 기여할 수 있을 것으로 본다.

요약하면 원/달러환율의 변화가 국내물가에 미치는 영향이 시간이 흐름에 따라 달라지기 때문에 정책

21) 분석기간 중 연방자금금리는 44회 인상, 30회 인하되었으며, 조정이 없었던 시점은 263개월로 확인된다.

22) 이근영(2020)에 따르면 무역자유화와 자본시장 개방도가 큰 나라일수록 글로벌 충격이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 더욱 커지는 반면 국내충격, 특히 통화정책충격이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 약해지고 있다고 한다.

23) 예를 들어 Lee(2018)는 2국 DSGE 개방경제모형을 통해 미국의 경우는 환율에 의해 미국금리가 영향을 받지 않지만 한국의 경우에는 국내금리가 크게 영향을 받고 있음을 보여주고 있다.

당국은 과도한 원/달러환율 상승 시 물가뿐만 아니라 금리, 경상수지 및 금융계정, 주택경기와 가계부채 등의 거시경제여건과 금융시장상황을 종합적으로 판단해 시의적절한 대응전략을 구사하여야 할 것이다.

VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 1993년부터 최근까지의 월별 자료와 TVP-VARX 모형을 이용하여 원/달러환율 변화가 국내물가에 미치는 영향을 동태적으로 살펴보았다. 본 연구에서는 물가파급 연쇄경로를 중심으로 원/달러환율, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 이용하였고 해외요인에 대한 통제변수로 유가(WTI)와 달러인덱스(선진국 대비 달러인덱스) 등이 외생변수로 사용되었다.

TVP-VARX 모형을 이용한 본 연구의 실증분석결과에 따르면 원/달러환율 변화에 대한 국내물가의 반응은 일정하지 않고 시간에 따라 변화하는 것으로 확인된다. 특히 소비자물가는 원/달러환율의 상승충격에 대한 반응이 2000년 이후 감소하다가 글로벌 금융위기 이후 최근까지 증가하고 있는 것으로 나타났다.

실증분석결과를 종합해 보면 글로벌 금융위기 이후 일정기간 동안은 소비자물가가 원/달러환율 변화의 직접적 효과뿐만 아니라 수입물가와 생산자물가를 통한 간접적 효과로 인해 원/달러환율의 상승에도 불구하고 거의 반응하지 않거나 오히려 하락한다. 이는 세계 경기침체로 인해 평균 인플레이션이나 글로벌 물류비용 등이 감소함에 따라 소비자물가에 대한 환율전가효과가 줄었기 때문이라고 볼 수 있다. 하지만 원/달러환율이 소비자물가에 미치는 전반적인 영향은 최근 들어 지속적으로 크게 상승하고 있는데 이는 원/달러환율이 동시기에 소비자물가에 미치는 직접적인 영향이 클 뿐만 아니라 간접적인 영향, 다시 말하면 원/달러환율이 수입물가에 미치는 직접적인 영향, 특히 생산자물가가 소비자물가에 미치는 직접적인 영향이 상대적으로 더 크기 때문에 나타나는 현상이다.

간단히 정리하면 본 연구는 소비자물가에 대한 원/달러환율의 전가 효과가 최근 상승하고 있고 이에 따른 부작용이 크기 때문에 거시경제와 금융시장의 안정을 위한 시의적절한 통화 및 외환정책이 필요함을 보여주고 있다.

참고문헌

- 온기운(2015), “원화환율 변동에 따른 수입물가 전가율 분석과 시사점,” 『국제통상연구』, 20(3), 57-83.
- 이근영(2009), “수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과,” 『경제학연구』, 57(4), 39-71.
- 이근영(2020), “금리중시 물가안정목표제는 유효한가?” 『경제학연구』, 제68집, 제2호, 37-71
- 이근영(2022), “저성장이 금리를 낮추는가?” 『금융연구』, 제36권, 제1호, 25-57
- 장광수·김흥기(2017), “원화환율 변동의 국내 물가에 대한 전가행태 비교분석: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로,” 『산업혁신연구』, 33(4), 255-288.
- 장봉규(2021), “우리나라 수입물가의 비대칭적 비선형적 환율전가 연구,” 『경제연구』, 39(3), 37-59.
- 주세우·이민환·황규선(2010), “구조적 VAR 모형을 이용한 환율전가 효과 분석: 한국의 수입물가와 소비자물가를 중심으로,” 『경제연구』, 28(2), 85-108.
- 차혜경(2012), “환율변동의 낮은 소비자물가의 전가요인 분석,” 『재정정책논집』, 14(3), 35-62.
- 차혜경(2016), “수입물가, 생산자물가, 소비자물가 단계별 장·단기환율전가에 관한 연구,” 『무역연구』, 12(3), 243-261.
- Amiti, M., O. Itskhoki and J. Konings(2014), “Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect,” *American Economic Review*, 104(7), 1942-78.
- Belomestny, D., E. Krymova and A. Polbin(2021), “Bayesian TVP-VARX Models with Time Invariant Long-Run Multipliers,” *Economic Modelling*, 101, 105531.
- Bhattacharya, P. S., C. A. Karayalcin and D. D. Thomakos(2008), “Exchange Rate Pass-Through and Relative Prices: An Industry-Level Empirical Investigation,” *Journal of International Money and Finance*, 27(7), 1135-1160.
- Castillo, P., J. Montoya and R. Quineche(2016), “From the “Great Inflation” to the “Great Moderation” in Peru: A Time Varying Structural Vector Autoregressions Analysis,” (No. 2016-003). Banco Central de Reserva del Perú.
- Cheikh, N. B. and Y. B. Zaid(2020), “Revisiting the Pass-Through of Exchange Rate in the Transition Economies: New Evidence from New EU Member States,” *Journal of International Money and Finance*, 100, 102093.
- Choudhri, E. U. and D. S. Hakura(2015), “The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice,” *Journal of International Money and Finance*, 51, 1-25.
- Comunale, M. and D. Kunovac(2017), “Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area,” Working Paper Series 2003, European Central Bank.
- Corbo, V. and P. Di Casola(2022), “Drivers of Consumer Prices and Exchange Rates in Small Open Economies,” *Journal of International Money and Finance*, 122, 102553.
- Devereux, M. B.(1997), “Real Exchange Rates and Macroeconomics: Evidence and Theory,” *Canadian Journal of Economics*, 30(4a), 773-808.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Donayre, L. and I. Panovska(2016), “State-Dependent Exchange Rate Pass-Through Behavior,” *Journal of International Money and Finance*, 64, 170-195.
- Égert, B. and R. MacDonald(2009), “Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Surveying the Surveyable,” *Journal of Economic Surveys*, 23(2), 277-327.
- Forbes, K., I. Hjortsoe and T. Nenova(2017), “Shocks Versus Structure: Explaining Differences in

Exchange Rate Pass-Through across Countries and Time," Discussion Papers 50, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.

Forbes, K., I. Hjortsoe and T. Nenova(2018), "The Shocks Matter: Improving our Estimates of Exchange Rate Pass-Through," *Journal of International Economics*, 114, 255-275.

Gopinath, G. and O. Itskhoki(2010), "Frequency of Price Adjustment and Pass-Through," *The Quarterly Journal of Economics*, 125(2), 675-727.

Ha, J., M. M. Stocker and H. Yilmazkuday(2020), "Inflation and Exchange Rate Pass-Through," *Journal of International Money and Finance*, 105, 102187.

Hjalmarsson, E. and P. Österholm(2010), "Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology When Variables Are Near-Integrated: Size Distortions and Partial Remedies," *Empirical Economics*, 39(1), 51-76.

Jiménez-Rodríguez, R. and A. Morales-Zumaquero(2016), "A New Look at Exchange Rate Pass-Through in the G-7 Countries," *Journal of Policy Modeling*, 38(5), 985-1000.

Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.

Junttila, J. and M. Korhonen(2012), "The Role of Inflation Regime in the Exchange Rate Pass-Through to Import Prices," *International Review of Economics & Finance*, 24, 88-96.

Kiliç, R.(2016), "Regime-Dependent Exchange-Rate Pass-Through to Import Prices," *International Review of Economics & Finance*, 41, 295-308.

Krugman, P.R.(1987), "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," in Real Financial Linkages Among Open Economies, ed. by Sven W. Arndt and J. David Richardson, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Laflèche, T.(1997), "The Impact of Exchange Rate Movements on Consumer Prices," *Bank of Canada review*, 1996(Winter), 21-32.

Lee, K. Y.(2018), "A Comparison Analysis of Monetary Policy Effect Under an Open Economy Model," *East Asian Economic Review*, 22(2), 141-176.

Lütkepohl, H., P. Saikkonen and C. Trenkler(2001), "Maximum Eigenvalue Versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process," *The Econometrics Journal*, 4(2), 287-310.

McCarthy, J.(2007), "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies," *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.

Newey, W. K. and K. D. West(1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55(3), 703-708.

Obstfeld, M.(2006), "Pricing-to-Market, the Interest Rate Rule, and the Exchange Rate," NBER Working Paper No. 12699.

Obstfeld, M. and K. Rogoff(1995), "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, 103(3), 624-660.

Obstfeld, M. and K. Rogoff(1998), "Risk and Exchange Rates," NBER Working Paper No. 6694.

Obstfeld, M. and K. Rogoff(2007), "The Unsustainable US Current Account Position Revisited," NBER Chapters, in: G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment, pages 339-376, National Bureau of Economic Research, Inc.

Patterson, K. D.(2000), "Which Vintage of Data to Use When There Are Multiple Vintages of Data?: Cointegration, Weak Exogeneity and Common Factors," *Economics Letters*, 69(2), 115-121.

- Paul, P.(2020), “The Time-Varying Effect of Monetary Policy on Asset Prices,” *Review of Economics and Statistics*, 102(4), 690-704.
- Phillips, P. C. and P. Perron(1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Primiceri, G. E.(2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.
- Razafindrabe, T. M.(2016), “A Multi-Country DSGE Model with Incomplete Exchange Rate Pass-Through: An Application for the Euro-Area,” *Economic Modelling*, 52, 78-100.
- Sasaki, Y., Y. Yoshida and P. K. Otsubo(2022), “Exchange Rate Pass-Through to Japanese Prices: Import Prices, Producer Prices, and the Core CPI,” *Journal of International Money and Finance*, 123, 102599.
- Saygılı, H. and M. Saygılı(2021), “Exchange Rate Pass-Through into Industry-Specific Prices: An Analysis with Industry-Specific Exchange Rates,” *Macroeconomic Dynamics*, 25(2), 304-336.
- Taylor, J. B.(2000), “Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms,” *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.

<표 1> 단위근 검정 결과

| 시차 | | 2 | | | | 4 | | | |
|------------------|--------|---------------------|-----------|-----------|-----------|---------------------|----------|---------------------|-----------|
| 검정방법 | | ADF | | PP | | ADF | | PP | |
| 검정모형 | | 상수 | 추세 | 상수 | 추세 | 상수 | 추세 | 상수 | 추세 |
| 수 준 변 수 | Won/\$ | -3.353* | -3.561* | -2.583 | -2.690 | -2.809 ⁺ | -2.929 | -2.686 ⁺ | -2.810 |
| | IPI | -1.732 | -2.605 | -1.423 | -2.071 | -1.492 | -2.216 | -1.464 | -2.165 |
| | PPI | -1.395 | -2.572 | -1.447 | -1.984 | -1.344 | -2.261 | -1.386 | -2.138 |
| | CPI | -2.794 ⁺ | -2.434 | -3.452* | -2.517 | -3.648** | -2.149 | -3.559** | -2.532 |
| 차 분 변 수 | Won/\$ | -13.069** | -13.055** | -11.821** | -11.807** | -9.084** | -9.076** | -11.234** | -11.218** |
| | IPI | -12.376 | -12.363** | -12.668** | -12.654** | -8.874** | -8.865** | -12.305** | -12.290** |
| | PPI | -9.708** | -9.712** | -9.875** | -9.885** | -7.805** | -7.826** | -9.688** | -9.698** |
| | CPI | -13.570** | -14.022** | -12.872** | -13.177** | -9.262** | -9.766** | -12.303** | -12.591** |

Note: ⁺, *, and ** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

<표 2> Johansen 공적분 검정 결과(시차=2)

| H_0 | Variables | Trend | λ_{\max} | Critical Value(95%) | Trace | Critical Value(95%) |
|---------|-----------------------|-------|------------------|---------------------|--------|---------------------|
| $r = 0$ | Won/\$, IPI, PPI, CPI | × | 22.288 | 27.586 | 48.469 | 47.856 |
| | | ○ | 29.873 | 32.119 | 57.737 | 63.877 |

Note: In the Table, $H_0 : r=0$ implies the null hypothesis that a cointegrating vector does not exist.

<표 3> 기초통계량

| 변수 | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 | 최대값 | 최소값 |
|------------|---------|-------|-------|--------|--------|--------|
| Won/Dollar | 0.142 | 3.123 | 5.327 | 60.841 | 36.954 | -8.571 |
| IPI | 0.308* | 2.882 | 1.521 | 15.608 | 22.437 | -9.586 |
| PPI | 0.197** | 0.687 | 2.634 | 23.914 | 6.309 | -2.353 |
| CPI | 0.240** | 0.426 | 0.901 | 6.283 | 2.498 | -0.747 |

Note: * and ** denote significance at the 5% and 1% levels, respectively.

<표 4> Γ 와 Δ_0 의 정규화

| | | $y_{\$/\$,t}$ | $y_{IPI,t}$ | $y_{PPI,t}$ | $y_{CPI,t}$ |
|-----------------------------------|---------------|---------------|-------------|-------------|-------------|
| Γ | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | -0.668 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | -0.018 | -0.127 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | 0.008 | 0.005 | -0.480 | 1.000 |
| Δ_0 ($= \Gamma^{-1}$) | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | 0.668 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | 0.103 | 0.127 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | 0.038 | 0.056 | 0.480 | 1.000 |

<표 5> $\Gamma_{2001:M02}$ 와 $\Delta_{0,2001:M02}$ 의 정규화

| | | $y_{\$/\$,t}$ | $y_{IPI,t}$ | $y_{PPI,t}$ | $y_{CPI,t}$ |
|---|---------------|---------------|-------------|-------------|-------------|
| $\Gamma_{2001:M02}$ | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | -1.244 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | -0.012 | -0.546 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | -0.090 | -0.110 | -0.320 | 1.000 |
| $\Delta_{0,2001:M02}$ ($= \Gamma_{2001:M02}^{-1}$) | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | 1.244 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | 0.691 | 0.546 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | 0.448 | 0.285 | 0.320 | 1.000 |

<표 6> $\Gamma_{2010:M04}$ 와 $\Delta_{0,2010:M04}$ 의 정규화

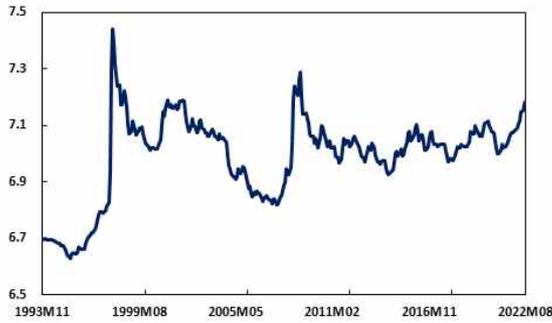
| | | $y_{\$/\$,t}$ | $y_{IPI,t}$ | $y_{PPI,t}$ | $y_{CPI,t}$ |
|---|---------------|---------------|-------------|-------------|-------------|
| $\Gamma_{2010:M04}$ | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | -0.906 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | 0.643 | -0.878 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | 0.284 | 0.257 | -0.665 | 1.000 |
| $\Delta_{0,2010:M04}$ ($= \Gamma_{2010:M04}^{-1}$) | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | 0.906 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | 0.152 | 0.878 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | -0.416 | 0.327 | 0.665 | 1.000 |

<표 7> $\Gamma_{2022:M06}$ 와 $\Delta_{0,2022:M06}$ 의 정규화

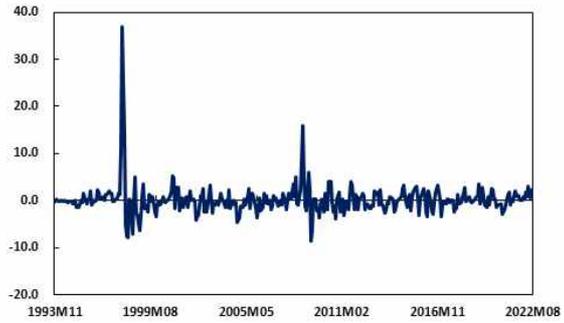
| | | $y_{\$/\$,t}$ | $y_{IPI,t}$ | $y_{PPI,t}$ | $y_{CPI,t}$ |
|---|---------------|---------------|-------------|-------------|-------------|
| $\Gamma_{2022:M06}$ | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | -0.458 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | 0.049 | -0.675 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | -0.460 | 0.348 | -1.104 | 1.000 |
| $\Delta_{0,2022:M06}$ ($= \Gamma_{2022:M06}^{-1}$) | $y_{\$/\$,t}$ | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{IPI,t}$ | 0.458 | 1.000 | 0.000 | 0.000 |
| | $y_{PPI,t}$ | 0.260 | 0.675 | 1.000 | 0.000 |
| | $y_{CPI,t}$ | 0.588 | 0.397 | 1.104 | 1.000 |

<그림 1> 원/달러 환율 및 국내 물가지수 추이 및 변화율(%)

원/달러



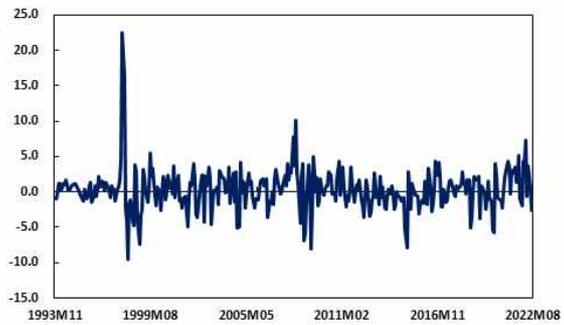
원/달러 변화율(%)



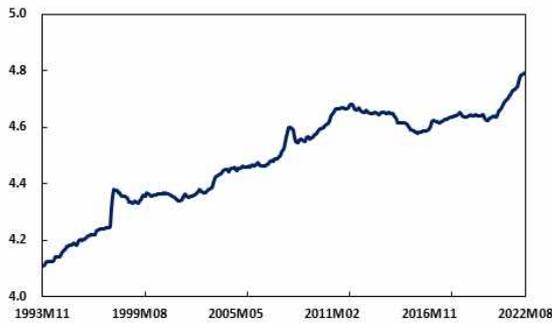
수입물가지수



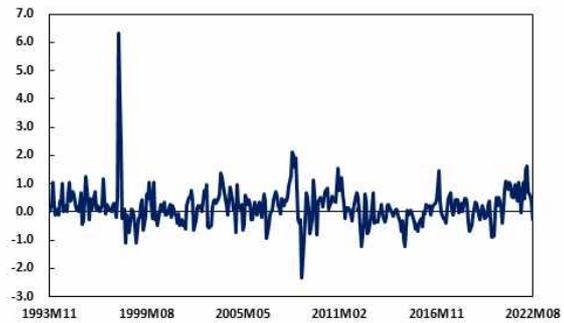
수입물가지수 변화율(%)



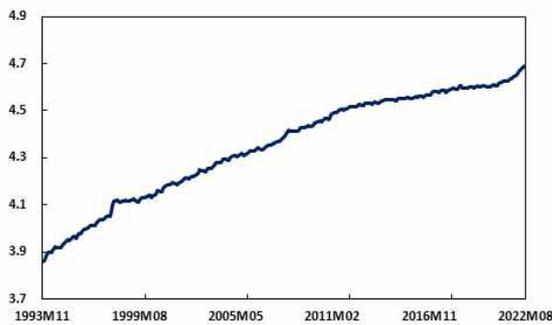
생산자물가지수



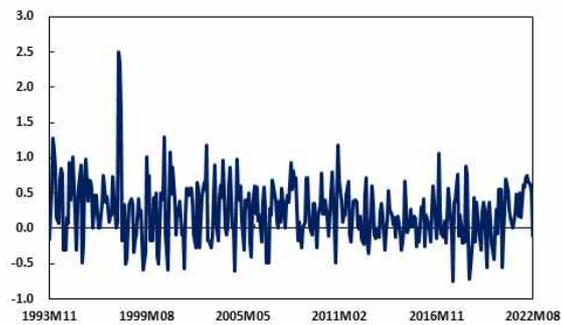
생산자물가지수 변화율(%)



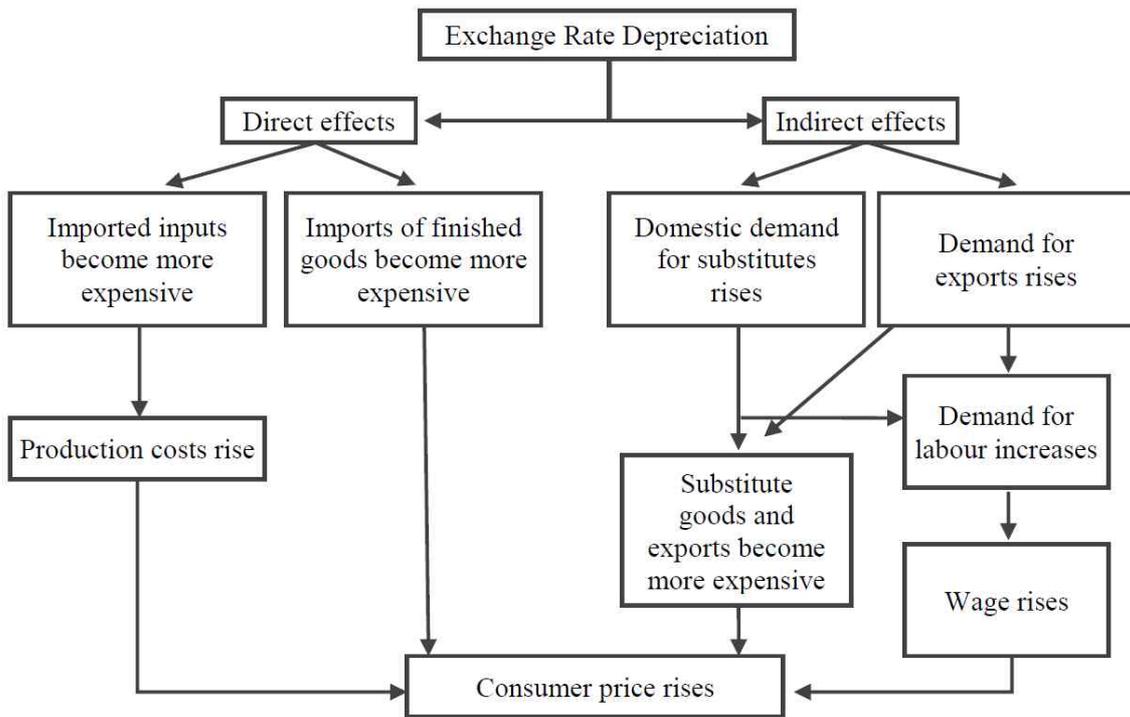
소비자물가지수



소비자물가지수 변화율(%)

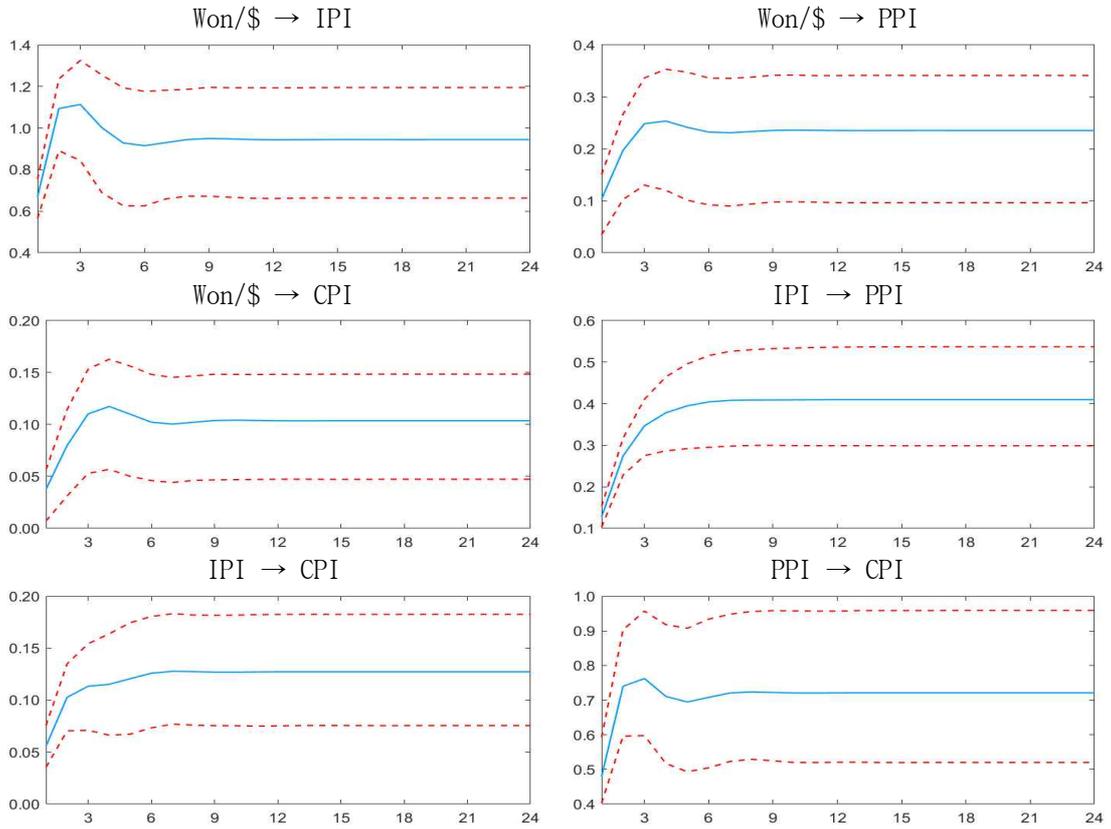


<그림 2> Pass-through from an exchange rate depreciation to consumer prices.

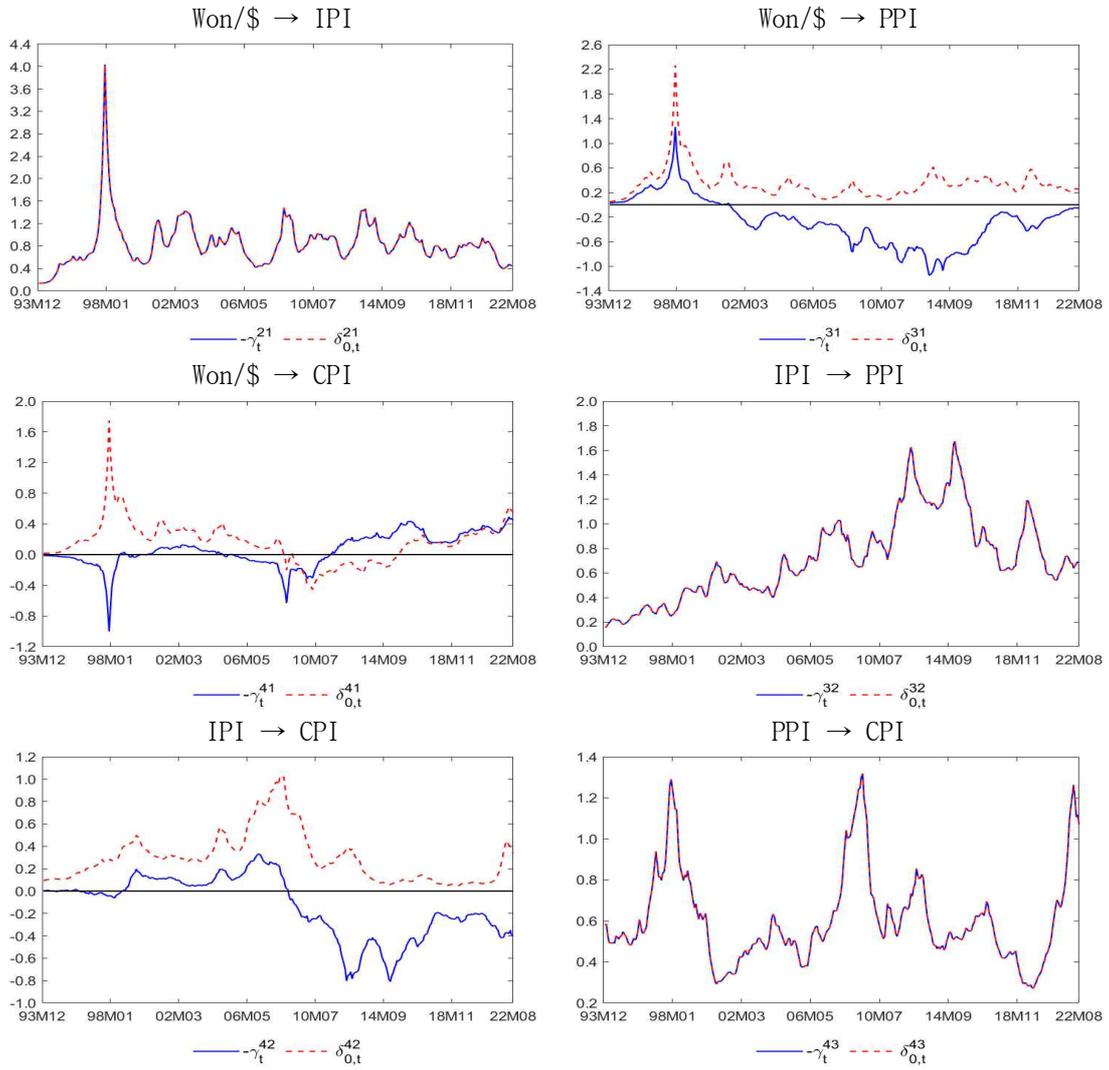


Source: Laf lèche(1997)

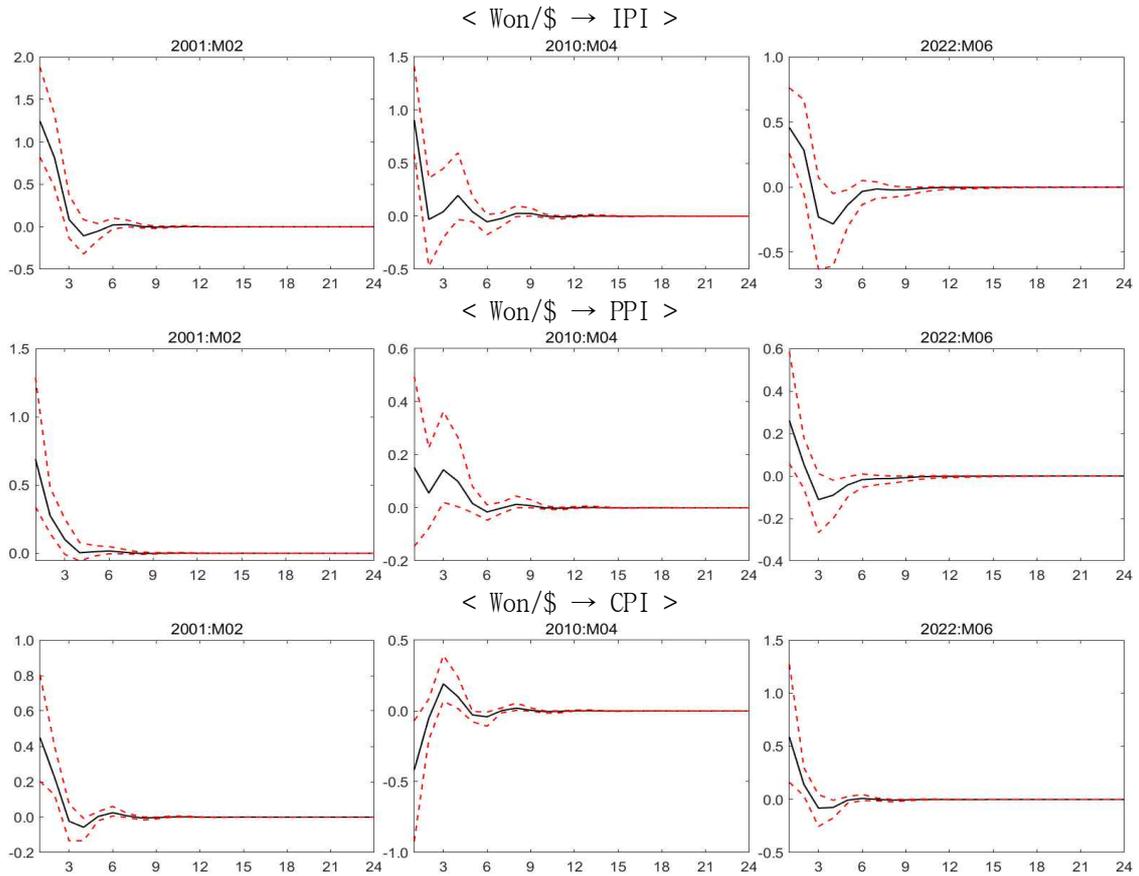
<그림 3> 내생변수의 누적충격반응



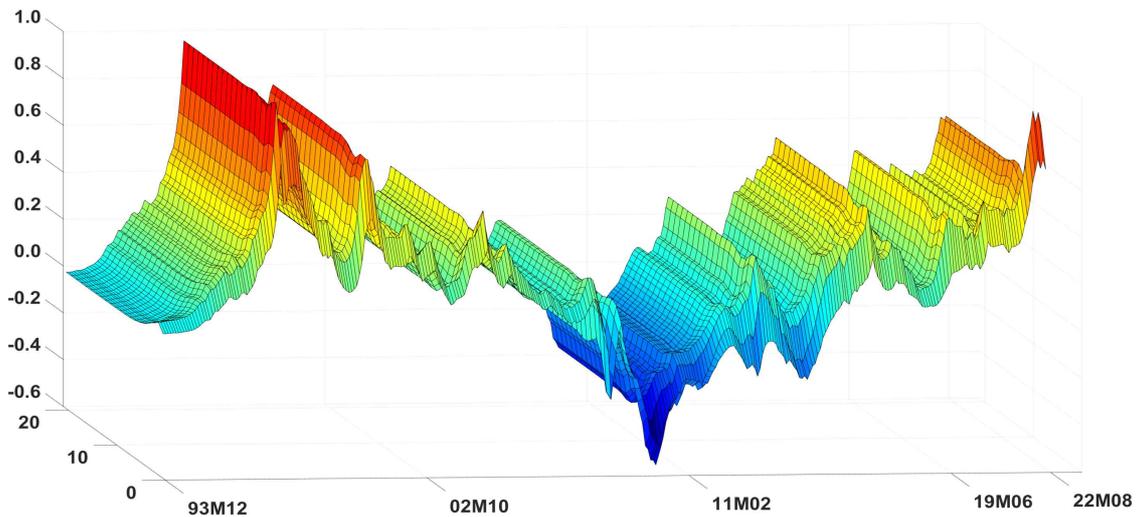
<그림 4> 동시기 관계: 직접적 효과와 전반적 효과, Time-Varying



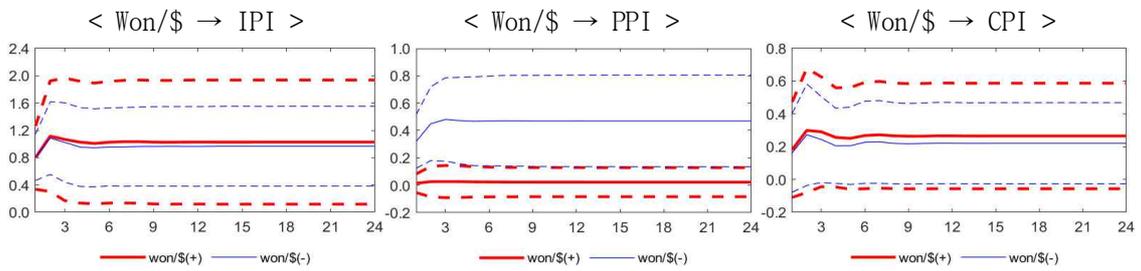
<그림 5> 원/달러 1% 상승충격에 대한 각 물가의 반응



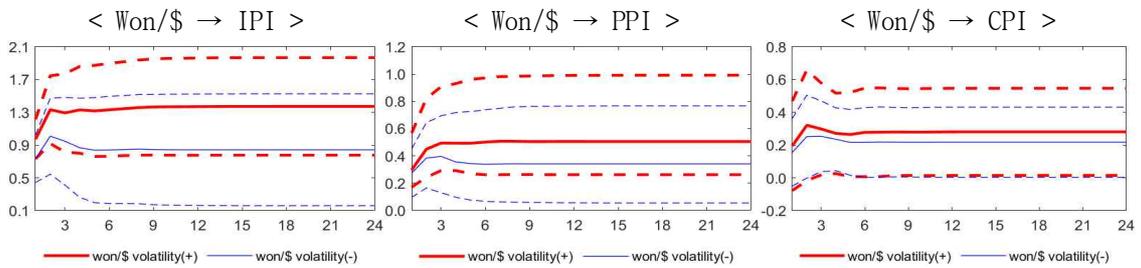
<그림 6> 원/달러 1% 상승충격에 대한 소비자물가의 반응: 시간가변(1997:M10-1998:M04 제외)



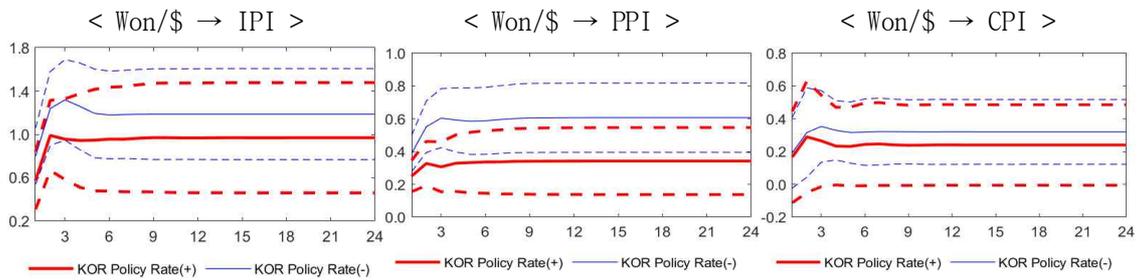
<그림 7> Won/\$ 1% 상승충격에 대한 등락 기간에 따른 각 물가의 평균 반응



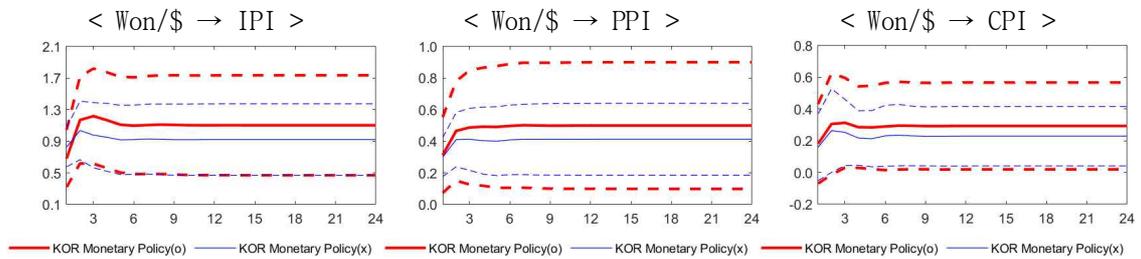
<그림 8> 변동성 크기에 따른 Won/\$ 1% 상승충격에 대한 각 물가의 평균 반응



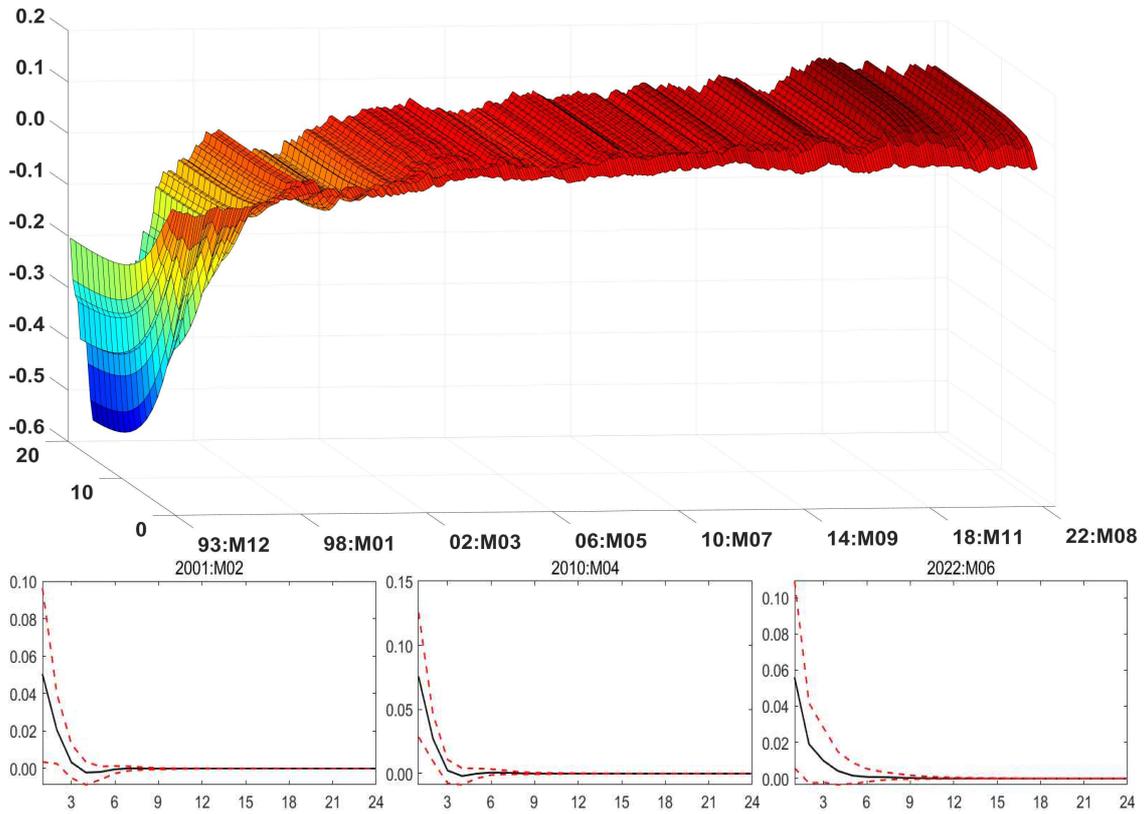
<그림 9> 기준금리 인상·인하 시 Won/\$ 1% 상승충격에 대한 물가의 평균 반응



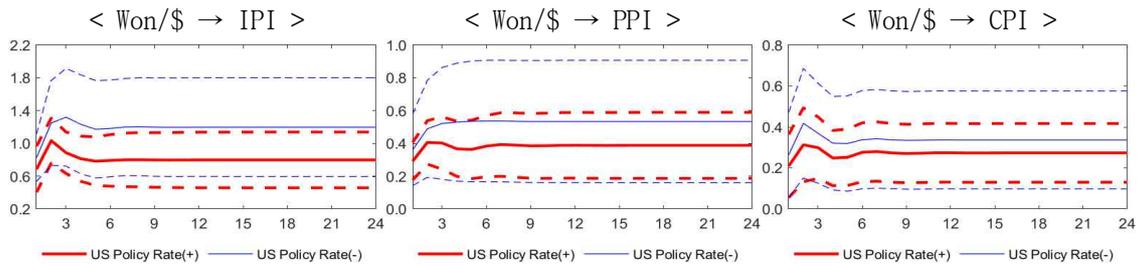
<그림 10> 기준금리 변경 여부에 따른 Won/\$ 1% 상승충격에 대한 각 물가의 평균 반응



<그림 11> 달러인덱스 1% 상승충격에 대한 원/달러환율의 반응



<그림 12> 연방자금금리 인상·인하 시 Won/\$ 1% 상승충격에 대한 각 물가의 평균 반응



<그림 13> 연방자금금리 변경 여부에 따른 Won/\$ 1% 상승충격에 대한 각 물가의 평균 반응

