

한·미, 한·중, 한·일 간의 경기동조화 분석*

이 근 영** · 김 남 현***

논문 초록 | 연간 자료와 경기동조화 계수가 시변적인 2국면 레짐 스위칭 모형을 이용한 실증 분석결과 한국-중국의 경우 동조화의 상승 추세가 한국-미국 또는 한국-일본의 경우보다 훨씬 클 뿐만 아니라 최근 동조화의 하락 추이가 2010년 전후로 나타나는 두 나라의 경우와 달리 2016년 이후에 나타난다. 한국-미국, 한국-일본의 경우 우리나라 전체 교역에서 차지하는 각국 수출입 비중과 동조화 계수 간 양(+)의 상관관계가 1981년-2000년 사이에 높은 반면 한국-중국의 경우에는 2000년-2019년 사이에 더 높다. 또한 우리나라 GDP대비 전체 무역비중을 사용하는 경우에는 전체 기간에 걸쳐 이들 간의 양(+)의 상관관계가 국가에 관계없이 높게 나타난다. 한편 2010년 이후 대미 또는 대한 직접투자 증가율과 한국에 대한 각국의 직접투자 비중이 경기동조화 확률과 같이 하락한다.

핵심 주제어: 경기동조화, 불확실성, 레짐 스위칭, 무역과 직접투자

경제학문헌목록 주제분류: E4, E5

투고 일자: 2021. 6. 30. 심사 및 수정 일자: 2021. 8. 30. 게재 확정 일자: 2021. 10. 7.

* 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사를 드립니다.

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

*** 교신저자, 예금보험공사 부연구위원, e-mail: kimnh0335@gmail.com

I. 서 론

2008년 글로벌 금융위기로부터 벗어나 정상궤도로 진입하던 세계경제는 2020년 들어 전혀 예상치 못했던 코로나 사태의 여파로 다시 급격한 경기침체에 빠져들었다. 이와 같이 최근 들어 한 국가에서 시작된 경제적 또는 비경제적 악재들은 무역, 금융, 여행 등이 개방되고 자유화됨에 따라 다른 국가들로 급속하게 전이되어 전세계적인 악재로 확산되었을 뿐만 아니라 각국의 심각한 경기침체를 동시다발적으로 유발하였다. 하지만 무역과 자본 및 인력 이동의 자유화는 이러한 부정적인 효과에도 불구하고 각국의 물적 및 인적 자원을 효율적으로 이용할 뿐만 아니라 전체 국민들의 후생수준을 높이는 등의 더 많은 긍정적인 효과를 가지고 있기 때문에 과거에 해왔던 것처럼 속도 조절을 해가며 앞으로도 계속 진행될 것으로 보인다.

특히 우리나라와 같이 자원이 부족한 소규모 개방경제인 경우 대외 교역을 통해 국민들이 소득을 증대시키고 부를 축적하는 것이 가능하기 때문에 무역과 자본이동의 자유화는 일시적인 부정적 효과에도 불구하고 앞으로도 계속 추구해야 할 과제이다. 과거 1997년 외환위기가 과도한 경상수지적자와 경기침체로 발생했지만 그 이후 지속적인 경상수지흑자로 외환위기는 물론 글로벌 금융위기까지 극복하고 지금 우리나라는 순대외자산 및 순대외채권 국가가 되었다. 한편 무역과 국제자본이동의 규모는 각국의 경제규모에 의존하기 때문에 상대국의 GDP가 어떻게 움직이느냐가 중요하다. 뿐만 아니라 세계경제가 글로벌화 됨에 따라 세계 각국의 경기가 전반적으로 과거보다 동조화될 가능성이 크게 증가하는데 이 동조화의 상대적 크기는 무역이나 자본이동과 밀접한 연관을 가지고 있을 것으로 보인다.

우리나라가 무역에 크게 의존하는 소규모 개방경제임은 이미 잘 알려져 있다. 〈Figure 1〉은 우리나라의 명목 GDP 대비 수출입 비중(원화표시)을 보여주고 있다. 수출/GDP, 수입/GDP, (수출+수입)/GDP 모두 1971년부터 2011년까지 전반적으로 상승하는 추세를 보인다. 특히 2011년과 2012년에는 수출과 수입이 GDP에서 차지하는 비중이 50%를 초과하여 대외개방도를 나타내는 (수출+수입)/GDP가 100%를 넘어섰다가 이후 하락하여 최근 70%대를 유지하고 있다. 한편 〈Table 1〉은 1971년부터 2020년까지 연도별로 우리나라가 가장 많이 수출 또는 수입한 국가들을 보여주고 있다. 수출의 경우 일본이 최대 수출대상국이었던 1973년을 제외하고는 1971년부터 2002년까지 미국이 최대 수출대상국이었다. 하지만 2003년부터

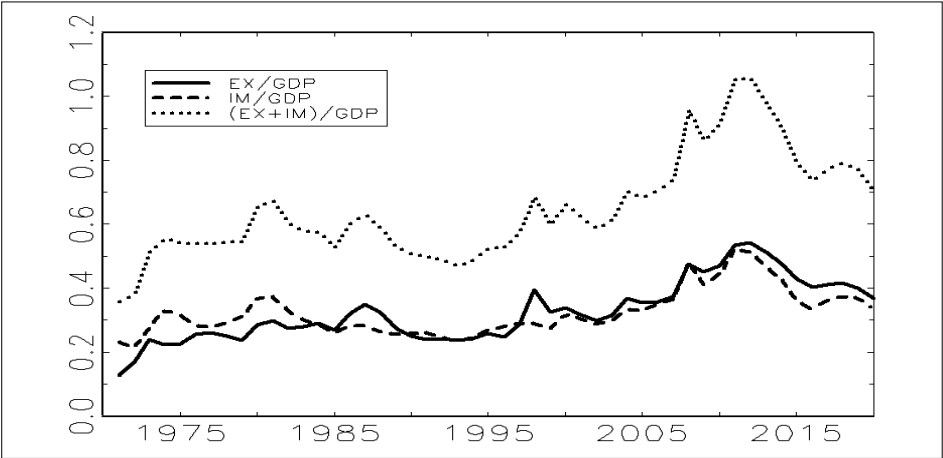
미국을 제치고 중국이 최근까지 우리나라의 최대 수출대상국이 되었다. 한편 수입의 경우에는 미국이 최대 수입대상국이었던 1982년과 1983년을 제외하고는 1971년부터 1995년까지 일본이 최대 수입대상국이었다. 이후 1996년부터 1999년까지 미국, 2000년부터 2006년까지 다시 일본, 2007년부터는 일본을 제치고 중국이 최근까지 우리나라의 최대 수입대상국이 되었다. 요약하면 과거 50년 동안 우리나라의 주요 수출입국은 미국, 중국, 일본이며 2007년 이후에는 중국이 수출과 수입 부문에서 모두 우리나라의 최대교역국이 되었다. <Figure 2>는 우리나라와 최대교역국들인 미국, 중국, 일본의 실질 GDP 성장률을 보여주고 있다. 1997년 외환위기기간을 제외하고는 한, 미, 일의 GDP 성장률이 전반적으로 유사하게 움직이고 있으며 특히 최근 들어 이전 기간들에 비해 하락하였음을 알 수 있다.

본 연구에서는 위에서 살펴본 그림과 표를 바탕으로 우리나라의 최대교역국들인 미국, 중국, 일본과 우리나라의 경기가 각각 어느 정도 동조화되어 있는가를 살펴보고자 한다. 여기서는 그림과 표를 통해 확인할 수 있는 바와 같이 경기동조화가 일정하기보다는 시간에 따라 변할 가능성이 크기 때문에 동조화 계수가 상수인 Bengoechea, Camacho, and Perez-Quiros(2006) 모형보다는 시간에 따라 변하는 Levia-Leon(2017), Camacho Caro, and Lopez-Buenache(2020) 등의 모형을 이용한다. 또한 소규모 개방경제인 우리나라의 경우 상대국가와의 교역규모가 두 나라의 경기동조화에 영향을 줄 가능성이 크기 때문에 이들 변수 간의 상관관계를 살펴본다. 교역뿐만 아니라 자본이동규모 또한 경기동조화에 영향을 줄 수 있기 때문에 해외직접투자자와 외국인직접투자자와의 상관관계도 짚어본다. 끝으로 미, 중, 일의 호황확률이 각각 국내 호황확률과 수출입에 어느 정도 영향을 미치는가를 VAR 모형을 통해 분석해보고자 한다.

실증분석결과 한국-중국의 경우 동조화의 상승 추세가 한국-미국 또는 한국-일본의 경우보다 훨씬 클 뿐만 아니라 최근 동조화가 2010년 전후로 하락하는 두 나라의 경우와 달리 2016년 이후에 하락한다. 한국-중국의 경우 우리나라 전체 교역에서 차지하는 각국 수출입 비중과 동조화 계수 간 양(+)의 상관관계가 2000년-2019년 사이에 더 높은 반면 미국과 일본의 경우에는 1981년-2000년 사이에 높다. 또한 우리나라 GDP대비 전체 무역비중을 사용하는 경우에는 전체 기간에 걸쳐 이들 간의 양(+)의 상관관계가 국가에 관계없이 높게 나타난다. 한편 2010년 이후 대미 또는 대한 직접투자 증가율과 한국에 대한 각국의 직접투자 비중이 경기동조

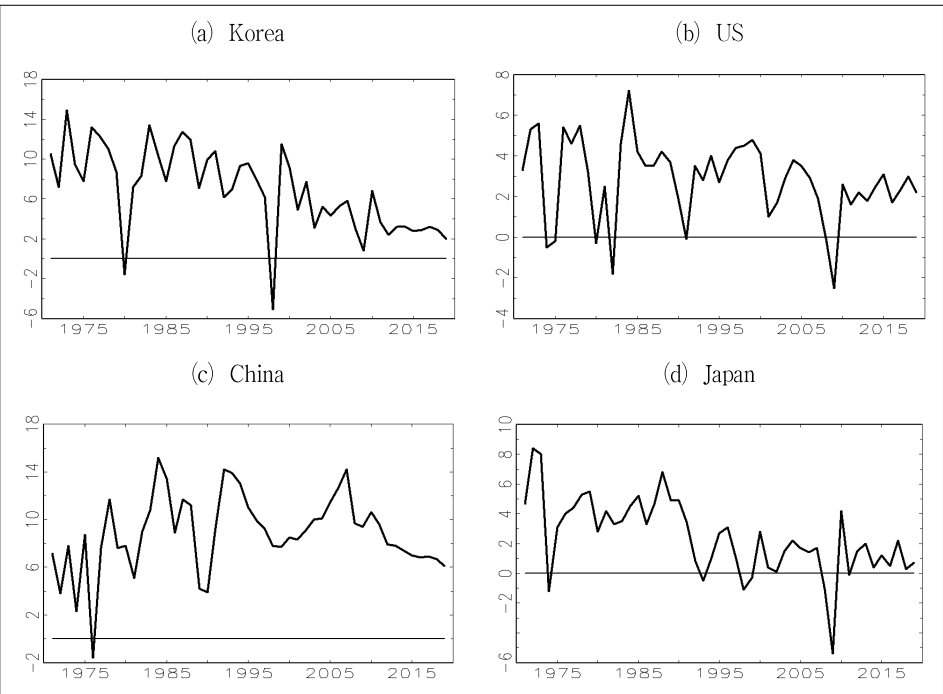
화 확률과 같이 하락한다.

〈Figure 1〉 Ratio of Exports and Imports to Nominal GDP (in Korean Won)



Note: The solid and dashed lines indicate the proportions of exports and imports in nominal GDP, respectively, and the dotted line indicates the sum of the two proportions.

〈Figure 2〉 Real GDP Growth Rate



〈Table 1〉 Largest Export and Import Countries

Year	Export Country	Import Country	Year	Export Country	Import Country
1971	US	Japan	1996	US	US
1972	"	"	1997	"	"
1973	Japan	"	1998	"	"
1974	US	"	1999	"	"
1975	"	"	2000	"	Japan
1976	"	"	2001	"	"
1977	"	"	2002	"	"
1978	"	"	2003	China	"
1979	"	"	2004	"	"
1980	"	"	2005	"	"
1981	"	"	2006	"	"
1982	"	US	2007	"	China
1983	"	"	2008	"	"
1984	"	Japan	2009	"	"
1985	"	"	2010	"	"
1986	"	"	2011	"	"
1987	"	"	2012	"	"
1988	"	"	2013	"	"
1989	"	"	2014	"	"
1990	"	"	2015	"	"
1991	"	"	2016	"	"
1992	"	"	2017	"	"
1993	"	"	2018	"	"
1994	"	"	2019	"	"
1995	"	"	2020	"	"

본 연구는 서론을 포함한 7개의 장으로 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 경기동조화 자체 또는 교역과의 관계를 분석한 기존연구들을 소개하고 본 연구가 이들 연구들과 어떤 면에서 유사하거나 다른가를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 경기동조화가 시간에 따라 변하는(time-varying) 레짐 스위칭 모형을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 이들 국면 전환모형의 추정결과를 보여주고 경기동조화와 수출입 또는 직접투자와의 상관관계를 살펴본다. 제Ⅴ장에서는 VAR 모형을 통해 각각 미, 중, 일의 호황확률이 국내 호황확률과 수출입에 미치는 동태적인 영향을 살펴본다. 제Ⅵ장에서는 이들 분석들

이 제시하는 정책적 시사점에 대해 논의한다. 제Ⅶ장에서는 주요 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존 연구

본 연구와 밀접한 관련을 가진 기존 연구들은 크게 두 가지 관점에서 살펴볼 수 있다. 먼저 기존연구들은 방법론적인 측면에서 경기동조화 현상을 마코프 스위칭 모형이나 구조적 VAR 모형, 그리고 DSGE (dynamic stochastic general equilibrium) 모형 등을 통해 분석하고 있다. 본 연구에서는 각국의 경기변동을 분석하는 데 일반적으로 사용되어 왔던 마코프 스위칭 모형을 더욱 확장시킨 모형들을 이용해 우리나라와 주요국 간의 경기동조화 현상을 살펴보고자 한다. 이 분야 주요 연구들로는 먼저 Hamilton (1989)이 마코프 스위칭 모형을 소개한 이래 Phillips (1990, 1991)가 이 모형을 2국 마코프 스위칭 모형으로 확장시켰으며 실증분석을 통해 한국-미국 등의 경기변동이 독립적인지 여부를 살펴보고 있다. Phillips (1990, 1991)는 경기변동의 전이과정이 완전히 독립적인 경우와 동조화된 경우로 나누어 분석하는 반면 Bengoechea et al. (2006), Camacho and Perez-Quiros (2006) 등은 Phillips (1990, 1991) 모형을 확장시켜 전이과정이 완전히 독립적인 경우와 동조화된 경우가 동조화 계수로 선형 결합된 모형을 살펴보고 있다. 이들 모형에서는 동조화 계수가 상수인 반면 Levia-Leon (2017)는 한 걸음 더 나아가 동조화 계수가 상수가 아닌 2국면 마코프체인에 따라 전개되는 모형을 통해 미국 49개 주의 경기동조화 현상을 분석하고 있다. 한편 Levia-Leon (2017)에서는 양국의 분산 또한 레짐 스위칭한다고 가정한 반면 Camacho et al. (2020)는 이 가정을 완화한 동일한 모형을 통해 유로지역 회원국 간 경기동조화에 글로벌 금융위기와 유럽재정위기가 어떤 영향을 미쳤는가를 고찰하고 있다. 국내연구로는 이근영·김남현 (2013)이 동조화 계수가 상수인 Bengoechea et al. (2006) 모형을 이용하여 한·미·일 간의 산업생산 동조화 현상을 분석하고 있다.

내용적인 측면에서 어떤 경제변수들이 국가 간 경기동조화와 깊은 관련이 있는가를 분석한 기존 연구들로는 먼저 Frankel and Rose (1998)을 들 수 있다. Frankel and Rose (1998)은 20개국의 경제지표들을 이용해 국가 간 무역의 연계성이 높을수록 이들 국가들이 경기가 더욱 동조화됨을 보여주고 있다. 또한 Imbs (2011), Saiki

and Kim(2014), Nguyen, Hoang, and Nguyen(2020) 등은 동아시아 국가들의 경우 경기동조화에 무역 또는 금융의 연계성이 큰 영향을 미친다는 사실을 발견했다. 국내 연구로는 김경훈·김성현(2015)이 동아시아 9개국 자료들을 이용하여 금융시장 통합이 교역시장의 통합보다 국가 간 경기동조화에 더 큰 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 그 밖에 김동환·이홍식(2015)과 Gong and Kim(2018) 등이 각각 글로벌 생산 네트워크 또는 무역 및 금융통합이 경기동조화에 미치는 영향을 살펴보고 있다.

본 연구에서는 기존의 국내연구에서는 아직 사용되지 않았던 Levia-Leon(2017)과 Camacho et al. (2020)의 다변량 마코프 스위칭 모델을 이용해 우리나라의 주요 교역국인 미국, 중국, 일본과의 경기동조화 현상을 분석하고자 한다. 레짐 스위칭 모델은 1990년대를 전후로 주요 선진국들이나 한국 등에서 고성장에서 저성장으로 경제성장에 국면전환이 일어났을 뿐만 아니라 시계열 자료에서 나타나는 자기회귀 관계를 표준적인 자기회귀계수보다 국면전환을 통해 더 잘 포착할 수 있기 때문에 이들 국가들의 경기변동과 동조화 현상을 살펴보는 데 다른 모형들보다 유용하다. 특히 Levia-Leon(2017)과 Camacho et al. (2020)의 2변수 2국면 마코프 스위칭 모형은 동조화 확률이 기존 모형들과 달리 시간이 흐름에 따라 변하기 때문에 우리나라와 주요 교역국 간의 경기동조화가 표본기간 전체에 걸쳐 매 시점마다 동태적으로 어떻게 변해왔는가를 살펴보는 것을 가능하게 한다. 또한 본 연구에서는 이들 모형들로부터 추출된 불확확률이나 시변적인 동조화계수가 수출입이나 직접투자와 어떤 상관 또는 인과 관계를 가지고 있는가를 이론적이고 실증적인 측면에서 고찰하고자 한다.

Ⅲ. 분석모형

k 국의 실질 경제성장률($y_{k,t}$, $k = D, F$)은 경기가 호황국면에 있느냐 또는 불황국면에 있느냐를 보여주는 비관찰 상태변수($S_{k,t}$)와 고유 구성요소($\epsilon_{k,t}$), 그리고 파라미터 집합(θ_k) 등의 함수로서 모형화된다고 가정하자. 상태변수 $S_{D,t}$ 와 $S_{F,t}$ 는 각각 2국면 마코프 체인에 따라 전개되며 2국면 마코프 체인의 전이확률은 다음과 같이 주어진다.

$$\Pr(S_{k,t} = j | S_{k,t-1} = i) = P_{k,ij}, i, j = 0, 1 \quad (1)$$

Owyang, Piger, and Wall (2005), Hamilton and Owyang (2012), Levia-Leon (2017), Camacho et al. (2020) 등의 기존연구들을 따라 다음과 같은 2변수 2국면 마코프 스위칭 모형이 두 상태변수 간의 상호작용을 살펴보기 위해 고려된다.

$$\begin{bmatrix} y_{D,t} \\ y_{F,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{D,0} + \mu_{D,1} S_{D,t} \\ \mu_{F,0} + \mu_{F,1} S_{F,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{D,t} \\ \epsilon_{F,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{D,t} \\ \epsilon_{F,t} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_D^2 & \sigma_{DF} \\ \sigma_{DF} & \sigma_F^2 \end{bmatrix} \right) \quad (3)$$

만약 상태변수 $S_{k,t} = 0$ 이라면 $y_{k,t}$ 는 평균이 $\mu_{k,0}$ 과 동일한 국면 0에 있는 반면 $S_{k,t} = 1$ 이라면 $y_{k,t}$ 는 평균이 $\mu_{k,0} + \mu_{k,1}$ 과 같은 국면 1에 있다. 여기서는 2국면을 갖는 D, F 양국이 다른 국면을 통해 취할 수 있는 가능한 조합을 고려하기 위해 새로운 비관찰 상태변수 S_{DF} 가 다음과 같이 표시된다.

$$S_{DF,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } S_{D,t} = 0, S_{F,t} = 0 \\ 2 & \text{if } S_{D,t} = 0, S_{F,t} = 1 \\ 3 & \text{if } S_{D,t} = 1, S_{F,t} = 0 \\ 4 & \text{if } S_{D,t} = 1, S_{F,t} = 1 \end{cases} \quad (4)$$

Phillips (1991), Harding and Pagan (2006) 에서와 같이 양국의 경기변동이 완전히 독립적인 경우 $S_{D,t}$ 와 $S_{F,t}$ 는 다음과 같이 독립적인 과정을 따른다.

$$\Pr(S_{D,t} = j_D, S_{F,t} = j_F) = \Pr(S_{D,t} = j_D) \Pr(S_{F,t} = j_F) \quad (5)$$

반대로 양국의 경기변동이 완전히 동조화되어 있는 경우 양국의 경기순환국면은 동일하며 $S_{D,t} = S_{F,t} = S_t$ 를 의미한다.

$$\Pr(S_{D,t} = j_D, S_{F,t} = j_F) = \Pr(S_t = j) \quad (6)$$

Levia-Leon (2017) 는 경기순환국면이 동조화 국면에 있을 때 1인 반면 독립적인 국면에 있을 때는 0인 값을 갖는 새로운 잠재변수 V_t 을 도입하였다. 잠재변수 V_t 는 $S_{D,t}$ 또는 $S_{F,t}$ 와 마찬가지로 2국면 마코프 체인에 따라 전개되며 2국면 마코프 체인의 전이확률은 다음과 같다.

$$\Pr(V_t = j_V | V_{t-1} = i_V) = P_{V,ij}, \quad i_V, j_V = 0, 1 \quad (7)$$

새로운 잠재변수의 도입은 식 (4)의 국면 집합을 다음과 같이 8가지 경우로 확장시킨다.

$$S_{DF,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } S_{D,t} = 0, S_{F,t} = 0, V_t = 0 \\ 2 & \text{if } S_{D,t} = 0, S_{F,t} = 1, V_t = 0 \\ 3 & \text{if } S_{D,t} = 1, S_{F,t} = 0, V_t = 0 \\ 4 & \text{if } S_{D,t} = 1, S_{F,t} = 1, V_t = 0 \\ 5 & \text{if } S_{D,t} = 0, S_{F,t} = 0, V_t = 1 \\ 6 & \text{if } S_{D,t} = 0, S_{F,t} = 1, V_t = 1 \\ 7 & \text{if } S_{D,t} = 1, S_{F,t} = 0, V_t = 1 \\ 8 & \text{if } S_{D,t} = 1, S_{F,t} = 1, V_t = 1 \end{cases} \quad (8)$$

$S_{D,t}$ 와 $S_{F,t}$ 의 결합동학은 완전 동조화된 경우와 완전 독립적인 경우의 가중평균으로 다음과 같이 표시된다.

$$\Pr(S_{D,t} = j_D, S_{F,t} = j_F) = \Pr(V_t = 1)\Pr(S_t = j) + (1 - \Pr(V_t = 1))\Pr(S_{D,t} = j_D)\Pr(S_{F,t} = j_F) \quad (9)$$

여기서 $\Pr(V_t = 1) = \delta_t$ 는 $S_{D,t}$ 와 $S_{F,t}$ 사이의 동태적인 동조화를 측정하고 각 시나리오에 기인한 가중치를 결정한다. 한편 Bengoechea et al. (2006)은 δ_t 가 상수인 경우를 분석하고 있다.

IV. 실증분석결과

1. 자료의 특성

경기동조화를 분석하기 위한 자료로 OECD가 제공하는 한국, 미국, 중국, 일본의 연간 실질 GDP 성장률이 사용된다. 분석기간은 1971년 2019년으로 표본크기는 49개이다. <Figure 2>와 <Table 2>가 실질 GDP 성장률의 추이와 기초통계량을 보여주고 있다.¹⁾

<Table 2>에서 1971년부터 2019년에 걸친 평균성장률은 중국이 8.824%로 가장 높고 다음 한국, 미국, 일본의 순으로 낮아진다. 표준편차는 한국이 4.139로 실질 GDP 성장률의 변동성이 가장 큰 것으로 나타났다. 한국의 경우 제3차 경제개발 5개년 계획을 통해 수출주도형 경제성장에 매진하던 1973년에 실질 GDP 성장률이 14.9%로 가장 높았고 외환위기 직후인 1998년에 -5.1%로 가장 낮았다. 미국과 일본의 경우에는 글로벌 금융위기 직후인 2009년에 경제성장률이 각각 -2.5%와 -5.4%로 가장 낮았던 반면 일본은 우리보다 1년 앞선 1972년에 8.4%, 미국은 디스인플레이션정책의 효과가 나타나기 시작한 1984년에 7.2%로 성장률이 가장 높았다. 중국의 경우에는 1979년 미중 국교수립 이후인 1984년에 15.2%로 미국과 마찬가지로 가장 높은 성장을 한 반면 아시안 외환위기 기간이나 글로벌 금융위기 기간이 아닌 1976년에 성장률이 -1.6%로 가장 낮았다.

모형설정과 관련하여 <Figure 2>의 GDP 성장률 추이를 보면 한국, 미국, 일본의 경우 대략 1997년 아시아 외환위기를 전후로 고성장에서 저성장으로 경제성장에 국면전환이 일어났음을 알 수 있다. 또한 한, 미, 일의 경우 성장률이 전반적으로 하락하는 추세를 보여주고 있다. 반면 중국의 경우 국면전환과 추세가 한, 미, 일의 경우와는 다른 양상을 보여주고 있다. 여기서는 좀 더 이를 명확하게 살펴보기 위해 간단한 OLS를 통해 세 가지 기간에 걸쳐 추세선을 추정하였다.

1) 중국의 연도별 GDP 성장률 자료는 미국이나 일본과 마찬가지로 1971년부터 이용 가능한 반면 중국의 전기 대비 성장률 자료는 다른 국가들과 달리 2011년 1분기부터 이용 가능하다. 본 연구에서 연간 자료를 이용하는 주요 이유는 한국과 중국과의 경제관계가 본 논문의 핵심적인 내용 중의 하나이나 이용 가능한 중국의 분기별 자료 기간이 너무 짧기 때문이다.

〈Table 2〉 Basic Statistics of Real GDP Growth

	Mean	Standard Deviation	Maximum	Minimum
Korea	6.927**	4.139	14.900	-5.100
US	2.816**	1.949	7.200	-2.500
China	8.824**	3.222	15.200	-1.600
Japan	2.422**	2.559	8.400	-5.400

Note: ** denotes statistically significant at the 1% level.

〈Table 3〉은 이에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 1971년부터 2019년 전체 기간에 걸쳐 상수항과 추세항의 추정치는 한국의 경우 11.541과 -0.185이며 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 한편 1997년 아시아 외환위기의 여파로 우리나라는 11월 20일 IMF에 구제금융을 신청하고 12월 16일 자유변동환율제로 이행하였다. 이에 따라 1997년을 기준으로 기간을 1971년-1997년과 1998년-2019년으로 구분하는 경우 상수항의 추정치는 각각 10.360과 5.627로 외환위기 이후 반으로 줄어드는 반면 추세항의 추정치는 두 기간 모두 10% 수준에서도 유의적이지 못하다. 미국과 일본의 경우에도 약하지만 우리나라의 경우와 유사하다. 하지만 중국의 경우에는 전체기간에는 추세가 통계적으로 유의적이지 않은 반면 기간을 1997년을 기준으로 나누는 경우 추세항의 추정치의 부호가 반대 방향을 가질 뿐만 아니라 둘 다 통계적으로 유의적이다.

추세선과 마찬가지로 GDP 성장률이 자기회귀과정을 따를 가능성이 있는데 우리나라의 경우 전체 기간에 걸쳐 상수항을 가진 AR(1) 모형을 추정해보면 1기 시차를 가진 성장률의 파라미터 추정치가 0.400으로 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 하지만 앞의 경우와 같이 기간을 둘로 구분하는 경우 파라미터 추정치가 각각 0.767과 -0.114로 반대 방향이며 10% 수준에서도 유의적이지 못하다. Camacho and Perez-Quiros(2007)는 거시경제 시계열에서 나타나는 자기회귀관계가 표준적인 자기회귀계수보다 경기순환국면의 이동에 의해 더 잘 포착될 수 있음을 보여주고 있다. 또한 Kim, Morley, and Piger(2006) 등은 비선형성이 올바르게 설정되는 경우 성장률에서 자기회귀계수는 필요하지 않음을 발견하였다. 이와 같은 이유들로 본 연구에서는 다른 기존 연구들과 마찬가지로 간단한 식 (2)의 모형을 추정한다.

〈Table 3〉 Trend Term Estimates

Country	Period	Constant	Trend
Korea	1971-2019	11.541 (0.935) **	-0.185 (0.033) **
	1971-1997	10.360 (1.276) **	-0.077 (0.080)
	1998-2019	5.627 (1.400) **	-0.139 (0.107)
US	1971-2019	3.626 (0.555) **	-0.032 (0.019) +
	1971-1997	3.200 (0.872) **	0.0002 (0.054)
	1998-2019	3.138 (0.683) **	-0.069 (0.052)
China	1971-2019	8.003 (0.935) **	0.033 (0.033)
	1971-1997	5.350 (1.399) **	0.244 (0.087) **
	1998-2019	10.403 (0.842) **	-0.131 (0.064) **
Japan	1971-2019	5.163 (0.593) **	-0.110 (0.021) **
	1971-1997	5.466 (0.821) **	-0.121 (0.051) *
	1998-2019	0.535 (0.840)	0.020 (0.064)

Notes: 1) The numbers in parentheses indicate the standard deviation.

2) **, *, and + denote significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2. 경기동조화 모형 추정결과

〈Table 4〉는 동조화 계수가 시간의 흐름에 따라 변화하는 Camacho et al. (2020)의 2변수 2국면 마코프 스위칭 모형에 대한 추정결과를 보여준다. 〈Table 4〉의 경우에는 Owyang et al. (2005), Hamilton and Owyang (2012), Levina-Leon (2017)을 따라 전이확률의 사후분포를 추출하는 과정에서 베타분포의 하이퍼 파라미터로 $u_{k,00} = 8$, $u_{k,01} = 2$, $u_{k,10} = 1$, $u_{k,11} = 9$ ($k = D, F, V$) 등이 사용된다. 최우추정법(MLE)을 사용하여 파라미터의 수가 많은 모형을 추정하는 경우 글로벌 극대값을 얻기가 쉽지 않기 때문에 본 연구에서는 기존연구들을 따라 베이지언 추정법을 사용한다. 사전분포의 영향을 최소화하기 위하여 20,000번의 표본을 추출한 후 앞의 10,000개 표본은 버리고 나머지 10,000개의 표본을 이용한다. 〈Table 4〉는 이를 통해 구한 추정치의 중위수, 평균, 표준편차를 보여주고 있다.

먼저 한국과 미국을 이용한 모형에 대한 추정결과를 살펴보면 한국의 경우 $\mu_{D,0}$ 와 $\mu_{D,1}$ 추정치의 중위수가 각각 3.405%와 7.116%로 불황국면의 중위수는 3.405%인 반면 호황국면의 중위수($\mu_{D,0} + \mu_{D,1}$)는 10.521%이다. 불황에서 불황으로 전이될 확률($P_{D,00}$)은 0.878인 반면 호황에서 호황으로 전이될 확률($P_{D,11}$)

은 0.892이다. 미국의 경우 $\mu_{F,0}$ 와 $\mu_{F,1}$ 추정치의 중위수가 각각 1.689%와 2.290%로 불황국면의 중위수가 1.689%인 반면 호황국면의 중위수($\mu_{F,0} + \mu_{F,1}$)는 3.979%이다. 불황에서 불황으로 전이될 확률($P_{F,00}$)은 0.885인 반면 호황에서 호황으로 전이될 확률($P_{F,11}$)은 0.897이다. 또한 양국의 경기변동이 불황국면에서 불황국면으로 이행할 확률(P_{00})은 0.875인 반면 호황국면에서 호황국면으로 이행할 확률(P_{11})은 0.883이다. 한편 양국의 경기변동이 독립적인 국면에서 독립적인 국면으로 이행할 확률($P_{V,00}$)은 0.825인 반면 동조화 국면에서 동조화 국면으로 이행할 확률($P_{V,11}$)은 0.892이다. σ_D^2 , σ_F^2 , σ_{DF} 추정치의 중위수는 각각 7.635, 3.083, 1.214이다. 또한 <Table 4>에서 추정치의 평균은 중위수와 큰 차이는 없으며 표준편차는 공분산 추정치를 제외한 나머지 파라미터 추정치들이 통계적 유의성이 높음을 보여준다.²⁾

한국과 중국을 이용한 모형에 대한 추정결과에 따르면 $\mu_{k,0}$ 와 $\mu_{k,1}$ 추정치의 중위수가 한국의 경우 각각 6.225%와 8.767%이며 중국의 경우에는 8.493%와 10.367%이다. $P_{D,11}$, $P_{D,00}$, $P_{F,11}$, $P_{F,00}$, P_{11} , P_{00} , $P_{V,11}$, $P_{V,00}$ 는 각각 0.911, 0.965, 0.919, 0.969, 0.919, 0.969, 0.932, 0.840이다. 마지막으로 한국과 일본을 이용한 모형에 대한 추정결과를 살펴보면 $\mu_{k,0}$ 와 $\mu_{k,1}$ 추정치의 중위수가 한국의 경우 각각 4.074%와 6.951%이며 일본의 경우에는 0.925%와 3.647%이다. $P_{D,11}$, $P_{D,00}$, $P_{F,11}$, $P_{F,00}$, P_{11} , P_{00} , $P_{V,11}$, $P_{V,00}$ 는 각각 0.902, 0.916, 0.922, 0.936, 0.904, 0.920, 0.920, 0.810이다.

<Table 4>에서 한국-중국의 2변량 모형 추정결과 중 한국의 $\mu_{D,0}$ 와 $\mu_{D,1}$ 추정치가 한국-미국 또는 한국-일본의 2변량 모형의 추정치보다 큰 것으로 나타난다. 한편 Camacho et al. (2020)의 경우 Owyang et al. (2005), Hamilton and Owyang (2012), Levia-Leon (2017) 등과 달리 전이확률의 사후분포를 추출하는 과정에서 베타분포의 하이퍼 파라미터로 $u_{k,00} = 8,000$, $u_{k,01} = 2,000$, $u_{k,10} = 1,000$, $u_{k,11} = 9,000$ ($k = D, F, V$) 등을 사용함에 따라 <Table 5>는 이에 대한 추정결과

2) Levia-Leon (2017)의 경우처럼 공분산행렬이 레짐 스위칭하는 모형을 추정할 결과 이들 공분산 추정치들의 통계적 유의성이 매우 낮은 것으로 나타나 본 연구에서는 더 이상 이 모형의 추정결과를 언급하지 않는다. 공분산행렬이 2국면을 가진 경우 식 (8)에서 국면 집합은 16가지 경우로 확장되며 추정해야 할 파라미터 수는 15개에서 20개로 증가한다.

를 보여준다. 이 경우 전이확률은 0.8과 0.9와 거의 유사하므로 지면절약 상 〈Table 5〉에서 이에 대한 추정결과는 생략하였다. $\mu_{k,0}$ 와 $\mu_{k,1}$ 추정치의 중위수가 한국-미국과 한국-일본의 경우에는 〈Table 4〉와 유사하다. 한국-중국의 경우에는 〈Table 4〉의 그것보다 $\mu_{k,0}$ 와 $\mu_{k,1}$ 추정치의 중위수가 작게 나타나며 특히 한국의 $\mu_{k,0}$ 와 $\mu_{k,1}$ 추정치가 한국-미국, 한국-일본의 경우와 유사한 것으로 나타났다. 여

〈Table 4〉 Parameter Estimates ($u_{k,00} = 8$, $u_{k,01} = 2$, $u_{k,10} = 1$, $u_{k,11} = 9$)

Parameter	Korea-US			Korea-China			Korea-Japan		
	Median	Mean	Standard Deviation	Median	Mean	Standard Deviation	Median	Mean	Standard Deviation
$\mu_{D,0}$	3.405	3.440	0.623	6.225	6.084	0.830	4.074	4.047	0.626
$\mu_{D,1}$	7.116	7.118	0.625	8.767	8.750	1.103	6.951	6.953	0.697
σ_D^2	7.635	8.057	2.283	17.495	17.780	4.510	9.918	10.339	3.093
$P_{D,11}$	0.892	0.882	0.060	0.911	0.888	0.093	0.902	0.892	0.063
$P_{D,00}$	0.878	0.870	0.064	0.965	0.956	0.035	0.916	0.906	0.057
$\mu_{F,0}$	1.689	1.700	0.394	8.493	8.468	0.488	0.925	0.926	0.348
$\mu_{F,1}$	2.290	2.272	0.588	10.367	10.344	1.103	3.647	3.624	0.549
σ_F^2	3.083	3.185	0.944	10.806	11.148	2.488	3.626	3.759	0.957
$P_{F,11}$	0.897	0.885	0.070	0.919	0.893	0.095	0.922	0.911	0.058
$P_{F,00}$	0.885	0.875	0.069	0.969	0.963	0.028	0.936	0.927	0.048
σ_{DF}	1.214	1.237	0.993	0.575	0.616	2.456	1.492	1.545	1.170
P_{11}	0.883	0.873	0.066	0.919	0.893	0.094	0.904	0.893	0.064
P_{00}	0.875	0.867	0.063	0.969	0.962	0.031	0.920	0.910	0.056
$P_{V,11}$	0.892	0.869	0.100	0.932	0.905	0.089	0.920	0.895	0.089
$P_{V,00}$	0.825	0.806	0.114	0.840	0.814	0.121	0.810	0.791	0.121

Notes: 1) $u_{k,00}$, $u_{k,01}$, $u_{k,10}$, and $u_{k,11}$ are hyperparameters of the beta distribution.

- 2) μ and σ^2 represent the mean and variance, respectively.
- 3) D and F indicate home country and foreign country, respectively.
- 4) V is a latent variable that is 1 when the business cycle is in the synchronized phase, while 0 when it is in the independent phase.
- 5) $P_{j,00}$ ($P_{j,11}$) ($j = D, F$) indicates the probability of transition from recession (boom) to recession (boom).
- 6) $P_{V,00}$ ($P_{V,11}$) indicates the probability that economic fluctuations will transition from an independent (synchronized) phase to an independent (synchronized) phase.

〈Table 5〉 Parameter Estimates ($u_{k,00}=8000$, $u_{k,01}=2000$, $u_{k,10}=1000$, $u_{k,11}=9000$)

Parameter	Korea-US			Korea-China			Korea-Japan		
	Median	Mean	Standard Deviation	Median	Mean	Standard Deviation	Median	Mean	Standard Deviation
$\mu_{D,0}$	3.282	3.289	0.541	4.765	4.856	1.185	3.788	3.793	0.631
$\mu_{D,1}$	7.149	7.152	0.601	7.479	7.651	1.130	6.976	6.979	0.646
σ_D^2	7.308	7.609	1.907	12.585	13.315	5.230	8.361	8.788	2.573
$\mu_{F,0}$	1.630	1.636	0.357	7.469	7.468	0.952	0.886	0.886	0.356
$\mu_{F,1}$	2.359	2.344	0.547	7.972	8.284	1.732	3.576	3.552	0.574
σ_F^2	2.963	3.066	0.877	9.241	9.552	2.829	3.580	3.756	1.071
σ_{DF}	1.203	1.243	0.892	-0.454	-0.431	2.328	1.281	1.325	1.103

- Notes: 1) $u_{k,00}$, $u_{k,01}$, $u_{k,10}$, and $u_{k,11}$ are hyperparameters of the beta distribution.
 2) μ and σ^2 represent the mean and variance, respectively.
 3) D and F indicate home country and foreign country, respectively.
 4) V is a latent variable that is 1 when the business cycle is in the synchronized phase, while 0 when it is in the independent phase.
 5) $P_{j,00}(P_{j,11})$ ($j = D, F$) indicates the probability of transition from recession (boom) to recession (boom).
 6) $P_{V,00}(P_{V,11})$ indicates the probability that economic fluctuations will transition from an independent (synchronized) phase to an independent (synchronized) phase.

기서 $\mu_{k,0}$ 와 $\mu_{k,1}$ 추정치는 10,000번의 시뮬레이션을 통해 구한 중위수이기 때문에 같은 국가들의 자료들을 이용할 때도 추정할 때 마다 추정결과가 같을 수는 없다. 또한 상호 영향을 미치는 2국 모형에서 상대 국가가 달라짐에 따라 호황확률과 불황확률이 변해 우리나라가 처한 국면 또는 상태가 달라지기 때문에 파라미터 추정치가 다르게 나타날 수 있다. 특히 상대적으로 중국의 경우가 미국과 일본의 경우와 다르게 나타나는 이유는 소표본 편의(small sample bias)가 존재할 뿐만 아니라 앞에서 살펴본 바와 같이 한, 미, 일의 성장률은 상대적으로 유사한 반면 중국의 성장률은 다른 추이를 보이기 때문인 것으로 보인다.

〈Figure 3〉은 불황확률과 동조화 추정치를 보여주고 있다. 자국(한국)의 불황확률은 식 (8)에서 비관찰 상태변수 $S_{DF,t}$ 가 1, 2, 5, 6일 때 각각의 확률을 매기마다 더한 것으로 표시되며 자국(한국)의 호황확률은 1에서 매기의 불황확률을 뺀 것이 된다. 한편 미, 중, 일 등 외국의 불황확률은 식 (8)에서 비관찰 상태변수 $S_{DF,t}$ 가 1, 3, 5, 7일 때 각각의 확률을 매기마다 더한 것으로 표시된다. 또한 동

조화가 시간이 흐름에 따라 어떻게 변하냐 하는 것은 $\Pr(V_t = 1) = \delta_t$ 로 측정된다. 〈Figure 3〉에서 실선은 중위수, 점선은 5번째와 95번째 백분위수를 각각 나타낸다. 이 그림에서는 베타분포의 하이퍼 파라미터로 실제 추정결과 일관성과 신뢰성이 보다 높아 보이는 $u_{k,00} = 8,000$, $u_{k,01} = 2,000$, $u_{k,10} = 1,000$, $u_{k,11} = 9,000$ ($k = D, F, V$)가 사용되었다.³⁾

먼저 한국-미국의 경우를 살펴보면 1970년대 1, 2차 유가파동, 1980년대 초 미국의 디스인플레이션정책, 1990년 미국-이라크전쟁, 1997년 한국을 포함한 동아시아 외환위기, 글로벌 금융위기 등으로 양국의 불황이 심화됨을 볼 수 있다. 또한 연간 자료를 사용하고 있기 때문에 2000년대 이후 이전 기간에 비해 상대적으로 불황이 지속됨으로써 저성장이 고착화되고 있음을 확인할 수 있다.^{4) 5)} 한국-중국의 경우를 살펴보면 중국이 개방되기 이전인 1970년대에는 중국이 한, 미, 일과 달리 경기불황확률이 매우 높으며 그 이후에는 1980년대 초 미국의 디스인플레이션정책, 1990년 미국-이라크전쟁, 1997년 한국을 포함한 동아시아 외환위기 등으로 양국의 불황확률이 크게 증가한다. 한편 2000년대 초반부터 글로벌 금융위기 직전까지 중국의 불황확률은 중국당국의 적극적인 내수증대정책으로 한, 미, 일의 경우와 달리 낮게 나타난다. 〈Figure 3〉이 보여주는 바와 같이 한국-중국의 경우 한국-미국이나 한국-일본의 경우보다 5번째 백분위수와 95번째 백분위수로 표시한 신뢰구간이

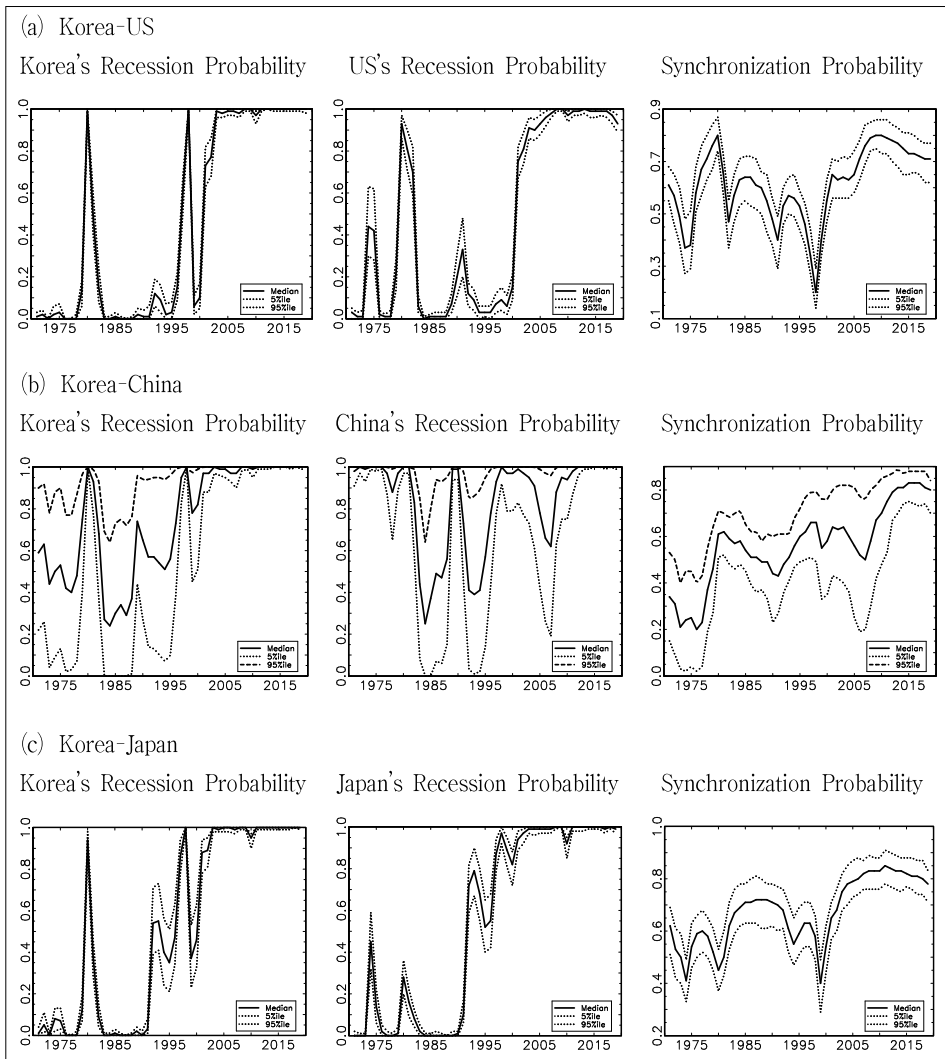
3) 한국-미국, 한국-일본의 경우에는 하이퍼 파라미터에 따라 평균항 파라미터뿐만 아니라 불황 확률과 동조화 추이가 크게 다르지 않다. 반면 한국-중국의 경우에는 평균항 파라미터가 큰 값으로 추정되거나 불황확률이 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 하지만 불황확률이나 동조화의 전반적인 추세 자체는 크게 다르지 않다.

4) 이미 앞에서 언급한 바와 같이 중국의 연도별 GDP 성장률 자료는 미국이나 일본과 마찬가지로 1971년부터 이용 가능한 반면 중국의 전기 대비 GDP 성장률 자료는 2011년 1분기부터 이용 가능하기 때문에 본 연구에서는 연간 자료를 사용하고 있다. 본 연구에서 연간 자료를 이용하는 주요 이유 중의 하나가 한국과 중국과의 관계가 본 논문의 핵심적인 내용 중의 하나이나 이용 가능한 중국의 분기별 자료 기간이 너무 짧기 때문이다. 1960년 2분기부터 전기 대비 분기별 자료를 이용하는 것이 가능한 한국-미국의 경우를 추정해 보면 동조화 계수가 변동폭이 좀 더 크다는 것을 제외하고는 연간 자료를 이용한 경우와 전반적으로 유사하게 움직이고 있다.

5) 한국과 미국의 GDP 성장률대신 Hodrick-Prescott (HP) 필터를 이용해 추세를 제거한 자료를 이용하여 추정하는 경우 동조화 계수의 전체적인 움직임은 1980년대에 동조화 계수가 최근보다 조금 더 크다는 것 외에는 유사하다. 1980년대에 동조화 계수가 최근보다 조금 더 크다는 사실은 양국의 추세가 제거됨에 따라 나타나는 현상이라 보이는데 추세 문제에 대해서는 이미 자료의 특성에서 설명한 바 있다.

상대적으로 넓어 추정결과의 신뢰성이 떨어짐을 알 수 있다. 한국-일본의 경우에는 1970년대 유가과동, 1980년대 초 미국의 디스인플레이션정책 등의 여파로 양국의 불황확률이 상승하며 특히 일본경제가 1990년대 초 부동산과 금융시장 버블이 터지면서 장기침체에 들어감에 따라 다른 국가들에 비해 이른 시기부터 불황확률이 크게 증가한다.

〈Figure 3〉 Probability of Recession and Synchronization



Note: The solid line indicates the median, and the dotted lines above and below the solid line indicate the 5th and 95th percentiles, respectively.

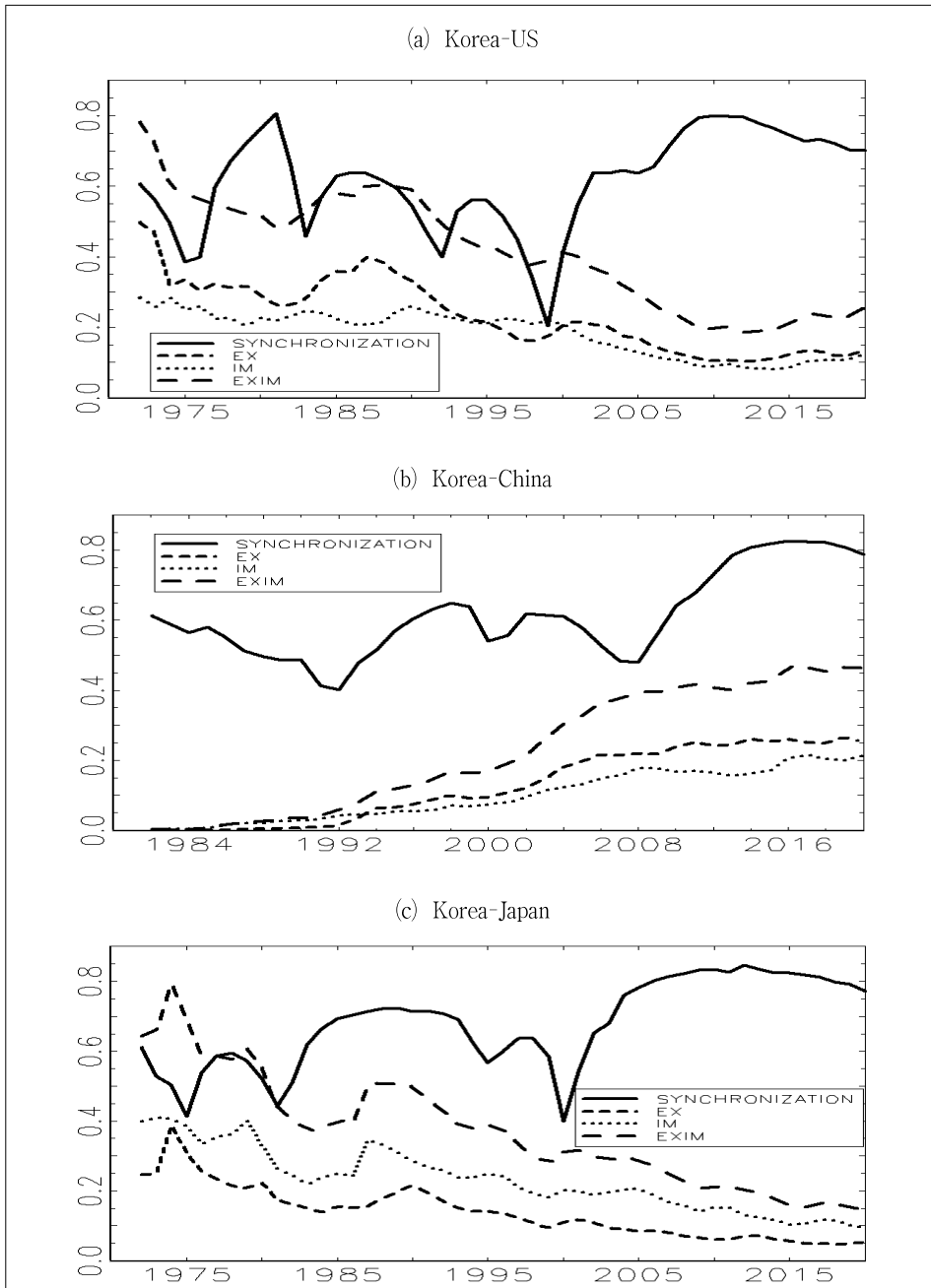
〈Figure 3〉은 양국의 불황확률뿐만 아니라 동조화 추이도 보여주고 있다. 한국-미국의 경우 양국의 경기동조화가 1970년대 중반 이후 상승하다가 1980년대부터 외환위기 때까지 하락과 상승을 반복하면서 지속적으로 하락한다. 이후 상승하기 시작하다가 글로벌 금융위기 이후 다시 하락하는 추세를 보여주고 있다. 한국-중국의 경우에는 1970년대부터 최근까지 경기동조화가 상승과 하락을 반복하면서 지속적인 상승세를 보이다가 2016년부터 하락세로 돌아 선 상태이다. 한국-일본의 경우에는 경기동조화가 1970년대보다 1980년대 상승하나 1990년대 하락세로 돌아서며 1997년 외환위기 이후 다시 상승세로 돌아서나 2011년부터 하락하기 시작한다.

3. 경기동조화와 무역 간의 상관관계

지금까지 우리나라와 지난 50년 동안 최대 교역국들인 미, 중, 일과의 경기동조화 현상을 살펴보았는데 국가 간 또는 기간별로 기복이 있으나 장기적으로 세계경제의 글로벌화에 따라 경기동조화 현상이 증가했음을 확인할 수 있었다. 하지만 최근 들어 〈Figure 3〉이 보여주는 것처럼 우리나라의 최대 교역국이자 최대 경제 강국인 이들 국가들과의 경기동조화 현상이 미국(2009년), 일본(2011년), 중국(2016)의 순으로 하락하는 추세로 돌아섰다. 이와 같이 경기동조화 현상은 시간이 흐름에 따라 변하고 있는데 과연 어떤 경제적 요인들이 이러한 변화를 가져오는지 살펴볼 필요가 있다.

〈Figure 1〉에서 살펴본 바와 같이 소규모개방경제인 우리나라의 경우 수출과 수입이 GDP에서 차지하는 비중이 매우 크기 때문에 주요 교역국가와의 경기동조화 현상은 수출입과 밀접한 상관관계를 가지고 있을 가능성이 크다. 〈Figure 4〉는 1971년부터 2019년까지 동조화 확률과 수출입 비중의 추이를 보여주고 있다. 실선(STNCHRONIZATION)은 시변적인 동조화계수의 추정치를 보여주며 중간 점선(EX)은 우리나라 전체 수출에서 차지하는 각국에 대한 수출비중을 나타낸다. 마찬가지로 짧은 점선(IM)은 우리나라 전체 수입에서 차지하는 각국에 대한 수입비중을 보여주며 긴 점선(EXIM)은 수출비중과 수입비중의 합을 나타낸다. 먼저 (a) 한국-미국의 경우를 살펴보면 1970년대 초 우리나라 전체 수출에서 대미 수출이 차지하는 비중이 50%에 이르렀으나 그 이후 전반적으로 하락하는 추세를 보이다가 2010년대에 들어 일정 수준을 유지하고 있다. 수입비중의 경우에는 대부분의 기간

〈Figure 4〉 Synchronization Coefficient and Export and Import Share



Note: The solid line indicates the synchronization coefficient, the middle dotted line indicates the export (import) share of each country in the total export (import) of Korea, and the dashed line indicates the sum of the export and import proportions.

동안 수출비중보다 작으나 <Table 1>이 보여주는 바와 같이 미국이 우리의 최대 수입대상국이었던 1996년부터 1999년까지는 오히려 큰 것으로 나타났다. 최근 대미 수입 비중은 환율관찰대상국 지정 등과 같은 미국의 대외통상정책 강화로 증가하고 있다. 한국-미국의 경우 동조화 확률과 수출입 비중은 1980년대부터 1990년대 말까지는 같은 방향으로 움직이나 2000년대 이후부터 최근까지는 반대 방향으로 움직이고 있다. (b) 한국-중국의 경우를 살펴보면 동조화 확률과 수출입 비중이 1990년대 이후부터 2010년대 중반까지 전반적으로 같은 방향으로 움직이다가 최근 들어 그 관계가 약해짐을 볼 수 있다. (c) 한국-일본의 경우에는 동조화 확률과 수출입 비중이 미국의 경우와 유사하게 1990년대 말까지 같은 방향으로 움직이다가 2000년대 들어 반대 방향으로 움직인다. 하지만 2010년대 이후 다시 같은 방향으로 하락하기 시작한다.

<Table 6>은 동조화 계수와 전체 무역에서 차지하는 각국 무역 비중 간의 상관계수 추정치를 보여준다. 중국의 경우 수출입 자료가 1980년부터 이용가능하기 때문에 1980년 이후 기간만을 분석대상으로 삼는다. <Figure 4>에서 두 변수의 움직임을 감안하여 기간을 1981년-2000년, 2000년-2019년, 2010년-2019년 등으로 구분하였다. 먼저 한국과 미국의 경우 동조화 계수와 수출비중 간의 상관계수 추정치는 1981년-2000년의 경우 0.676으로 이미 <Figure 4>에서 확인한 바와 같이 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 반면 2000년-2019년의 경우에는 -0.924로 높은 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. 수입의 경우에는 수출의 경우와 달리 1981년-2000년의 경우에도 높은 양(+)의 상관관계를 가지지 않는다. <Figure 4>는 1980년대 대미 무역수지흑자가 엄청나게 큰 수준이며 동조화 계수가 수출비중과 유사하게 움직이고 있음을 보여준다.⁶⁾ 한국-중국의 경우 동조화 확률과 수출비중 간의 상관계수 추정치는 1981년-2000년의 경우 0.466으로 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 미국의 경우와 달리 2000년-2019년의 경우에도 상관계수 추정치는 0.611로 더 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있으나 2010년-2019년의 경우에는 이 관계가 다시 약해진다. 수입의 경우에도 수출과 마찬가지로 2000년-2019년의 경우 높은 양(+)의 상관관계를 가진다. 한국-일본의 경우 동조화 계수와 수출비중 간의 상관계수 추정치는 1981년-2000년의 경우 0.640으로 미국의 경우와 같이 <Figure 4>가 보여

6) 1986년과 1987년의 경우 대미수출액이 대미수입액의 5배를 초과한다.

주는 것처럼 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 2000년-2019년의 경우에는 상관계수 추정치가 -0.774로 높은 음(-)의 상관관계를 가지고 있으나 2010년-2019년의 경우만 살펴보면 상관계수 추정치가 0.760으로 다시 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 미국과 달리 수입의 경우에도 수출과 유사한 상관관계를 가지고 있으며 기초 자본재에 대한 대일의존도가 매우 높음에 따라 전체기간에 걸쳐 수입비중이 수출비중보다 높게 나타난다.

(Table 6) Estimates of the Correlation Coefficient between Coefficient of Synchronization and Each Country's Trade Share

Country	Share	1981-2019	1981-2000	2000-2019	2010-2019
Korea	EX	-0.392**	0.676**	-0.924**	-0.845**
	IM	-0.776**	0.010	-0.929**	-0.817**
US	EX+IM	-0.574**	0.623**	-0.935**	-0.892**
Korea	EX	0.632**	0.466*	0.611**	0.435
	IM	0.608**	0.172	0.584**	0.529 ⁺
China	EX+IM	0.625**	0.360	0.616**	0.593*
Korea	EX	-0.509**	0.640**	-0.774**	0.760**
	IM	-0.471**	0.649**	-0.568**	0.615*
Japan	EX+IM	-0.497**	0.686**	-0.661**	0.749**

Notes: 1) **, *, and ⁺ denote significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2) EX represents the proportion of exports to each country in Korea's total exports.

3) IM indicates the proportion of imports from each country in Korea's total imports.

4) EXIM is the sum of EX and IM.

〈Table 6〉은 미국과 일본의 경우 전체 교역에서 차지하는 이들 국가와의 교역 비중과 경기동조화 간 상관관계가 2000년대 이전보다 이후에 많이 약해짐을 보여주고 있다. 하지만 이들 국가들이 글로벌 경기를 주도하고 우리나라가 소규모개방경제이기 때문에 우리의 무역과 경제상황이 이들 국가들의 경기, 더 나아가 세계경기와 밀접하게 연관되어 있을 것으로 보인다. 예를 들어 우리의 대중 수출품 중 상당 부분이 중국 내에서 소비되기보다는 중국의 대미 수출의 중간재로 사용되고 있다. 또한 우리나라가 일본으로부터 기초 자본재를 대량 수입함에 따라 수출이 증가하거나 경기가 활황을 보일 때 일본으로부터 수입이 더욱 증가한다. 이와 같이 세계 각국이 교역을 통해 점점 더 밀접해짐에 따라 주요국이 차지하는 교역비중보다는 전체

GDP에서 차지하는 수출입 비중을 보여주는 대외무역 의존도가 주요 교역국과의 경기동조화와 더 높은 상관관계를 가지고 있을 가능성이 있다. 이미 <Figure 1>에서 살펴본 명목 GDP 대비 수출입 비중이 <Figure 4>의 경기동조화 계수와 유사하게 움직임을 알 수 있다. <Table 7>은 동조화 확률과 GDP대비 전체 무역비중 간의 상관관계수 추정치를 보여주고 있다. 한국-미국의 경우 <Table 6>과 달리 전체 기간 뿐만 아니라 2010년 이후에도 높은 상관관계를 보이고 있다. 1981년-2000년에는 음(-)의 상관관계를 보이나 이런 현상은 표본수가 작고 <Figure 1>과 <Figure 4>에서 확인할 수 있는 바와 같이 1997년 외환위기로 여파로 나타남을 알 수 있다. 한국-일본의 경우도 한국-미국의 경우와 유사하다. 한국-중국의 경우에는 미국이나 일본과 달리 중국이 아시안 외환위기의 영향을 받았을 뿐만 아니라 2010년 이후 우리나라의 대중국 수출입 의존도가 크게 증가함에 따라 기간별로 한국-미국 또는 한국-일본과 다른 관계를 보여준다.

<Table 7> Estimates of the Correlation Coefficient between the Coefficient of Synchronization and the Total Trade Share to GDP

Country	Share	1981-2019	1981-2000	2000-2019	2010-2019
Korea	EX*	0.665**	-0.185	0.827**	0.860**
-	IM*	0.702**	0.053	0.813**	0.856**
US	EX*+IM*	0.696**	-0.098	0.828**	0.863**
Korea	EX*	0.630**	0.250	0.522**	-0.447
-	IM*	0.562**	0.486*	0.325	-0.566
China	EX*+IM*	0.611**	0.416 ⁺	0.429*	-0.516
Korea	EX*	0.655**	-0.193	0.668**	0.869**
-	IM*	0.610**	-0.355	0.614**	0.781**
Japan	EX*+IM*	0.647**	-0.311	0.648**	0.826**

Notes: 1) **, *, and ⁺ denote significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2) EX*(IM*) represents the total share of exports(imports) in Korea's GDP.

3) EXIM* is the sum of EX* and IM*.

4. 경기동조화와 직접투자 간의 상관관계

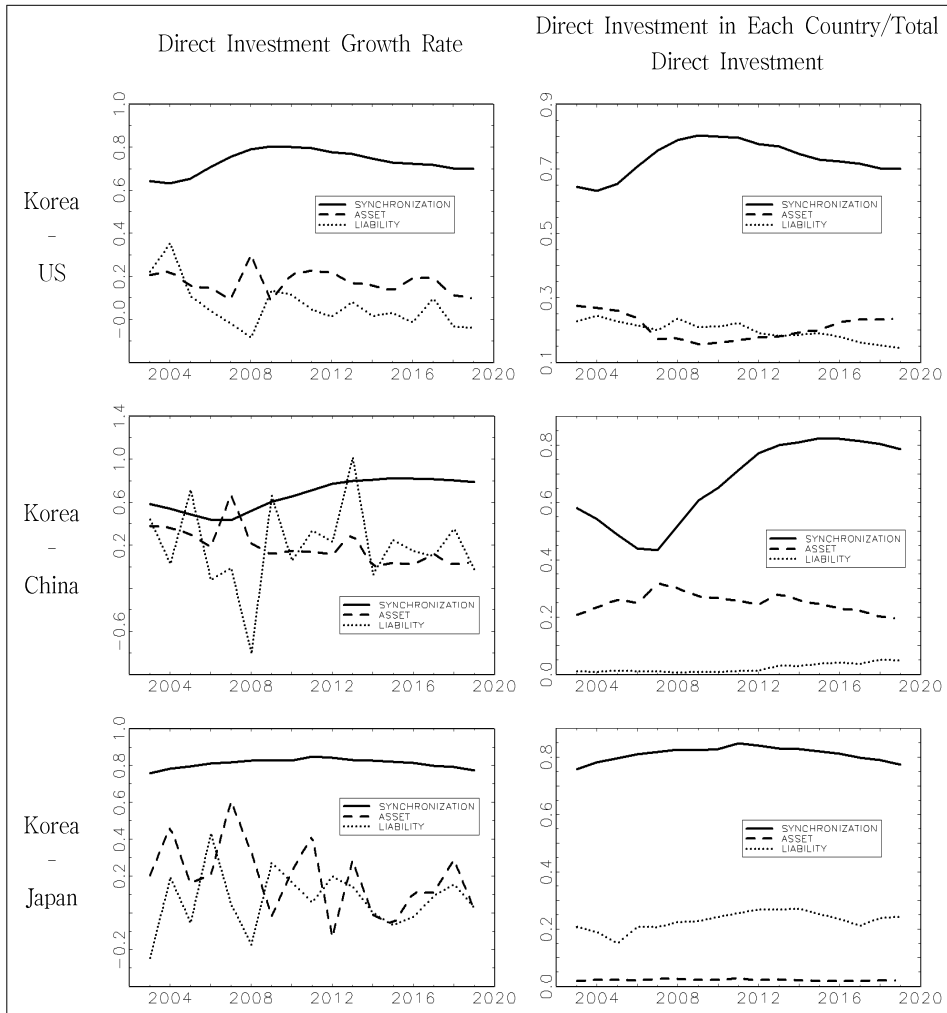
여기서는 과연 경기동조화가 교역뿐만 아니라 직접투자와의 밀접한 연관성을 갖고 있는가에 대해 살펴보고자 한다. 국가별 직접투자관련 연간 자료(한국은행, 경제

통계시스템)가 2002년부터 이용 가능하기 때문에 <Figure 5>는 2002년부터 2019년까지의 각국의 직접투자 증가율과 전체 직접투자에서 각국의 직접투자가 차지하는 비중을 동조화 확률과 함께 보여주고 있다. 실선은 경기동조화 계수, 긴 점선은 해외 직접투자 증가율 또는 비중, 짧은 점선은 외국인 직접투자 증가율 또는 비중을 나타낸다. 먼저 한국-미국의 경우 2010년 이후에는 첫 번째 열의 그림이 보여주는 바와 같이 한국의 대미 직접투자 증가율과 미국의 대한 직접투자 증가율이 경기동조화 확률과 같이 하락하는 추세를 보이고 있다. 2010년부터 2019년까지 기간 동안 이들 간의 상관계수는 각각 0.772(3.439)와 0.604(2.145)로 나타났다(괄호 안의 값은 t 값). 두 번째 열의 경우에는 우리나라 전체 해외 또는 외국인 직접투자에서 차지하는 미국의 비중을 보여주는데 미국의 대한 직접투자의 경우 2010년 이후 경기동조화 확률과 같이 하락하는 추세를 보이고 있다. 이 기간 동안 이들 간의 상관계수는 0.902(5.907)에 이른다. 전반적으로 미국의 대한 직접투자 비중은 감소하는 반면 한국의 대미 직접투자 비중은 2010년대 이후 상승하는 추세이다.

한국-중국의 경우 한국의 대중 직접투자 증가율과 중국의 대한 직접투자 증가율이 경기동조화 계수와 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지고 있지 않다. 또한 한국의 대중 직접투자 비중의 경우에도 유사한 반면 중국의 대한 직접투자 비중의 경우에는 분석기간에 걸쳐 경기동조화 계수와 상관계수가 0.769(4.656)로 높은 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 미국의 경우와 달리 한국의 대중 직접투자 비중은 감소하고 있다.

한국-일본의 경우 한국의 대일 직접투자 증가율 또는 일본의 대한 직접투자 증가율과 경기동조화 계수 간의 상관계수는 2010년 이후 양(+)의 값을 가지나 통계적 유의성은 낮은 것으로 나타났다. 또한 한국의 대일 직접투자 비중과 일본의 대한 직접투자 비중의 경우에는 분석기간에 걸친 경기동조화 확률과의 상관계수가 각각 0.556(2.589)과 0.545(2.516)로 5% 수준 하에서 통계적으로 유의적이다. 중국의 경우에는 한국의 대중 직접투자 비중이 중국의 대한 직접투자 비중보다 훨씬 큰 반면 일본의 경우에는 한국의 대일 직접투자 비중보다 일본의 대한 직접투자 비중이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 2010년 이후 각국에 대한 한국의 직접투자 비중보다는 한국에 대한 각국의 직접투자 비중이 경기동조화와 더 큰 양(+)의 상관관계를 가지고 있음을 알 수 있다.

(Figure 5) Synchronization Coefficient and Direct Investment



Note: The solid line indicates the synchronization coefficient, the dashed line indicates the growth rate or proportion of foreign direct investment by Koreans, and the dotted line indicates the growth rate or proportion of domestic direct investment by foreigners.

V. 인과관계분석

여기서는 경기와 무역 간의 상관관계뿐만 아니라 인과관계를 좀 더 고찰하기 위해 4변수 VAR 모델을 통해 충격반응분석을 살펴보고자 한다. 간단한 한 가지 이론적인 예로 IS-LM-BP(BP: 외환시장 균형조건)를 이용한 먼델-플레밍 모형에 따르

면 완전자본이동과 변동환율제를 가정한 2국 모형의 경우 외국의 확장적 재정정책은 외국의 소득을 증가시키는 반면 금리상승을 통해 자본유입이 이루어짐에 따라 외국 통화가치가 상승하고 외국의 수입(자국의 수출)이 증가함에 따라 폐쇄경제의 경우보다 외국의 IS곡선이 우측으로 덜 이동한다. 한편 외국의 금리상승은 자국의 자본유출과 통화가치 하락을 통해 자국의 금리상승(BP곡선 상향 이동)과 함께 순수출 및 소득을 증대(자국의 IS곡선 우측 이동)시킨다. 이는 다시 자국의 수입을 증가시켜 외국의 소득을 상승시키는 상승작용을 가져온다. 따라서 여기서는 미, 중, 일 3국의 GDP 크기가 EU를 제외할 경우 1, 2, 3위이고 수출과 수입은 각각 외국소득과 자국소득의 함수이기 때문에 변수의 순서는 외국의 호황확률, 수출증가율, 한국의 호황확률, 수입증가율 등의 순으로 정하였다. 여기서 수출입 증가율은 각국에 대한 한국의 수출입 증가율을 의미한다. 미국과 일본의 경우에는 1971년부터 2019년, 중국의 경우에는 1981년부터 2019년까지의 자료가 사용되었다. VAR의 시차수는 AICC와 SIC의 기준에 따라 1이 사용된다.

먼저 파라미터가 상수인 축약형 4변수 VAR을 OLS로 추정한 후 출레스키 분해를 통해 구조형 VAR의 동시기적인 인과관계를 나타내는 파라미터 A 을 도출한 다음 충격반응분석을 실시한다. 핵심적인 내용을 간단하고 효율적으로 설명하기 위해 한국-미국의 경우에 대한 A 와 A^{-1} 의 추정결과만을 다음과 같이 살펴보고자 한다.

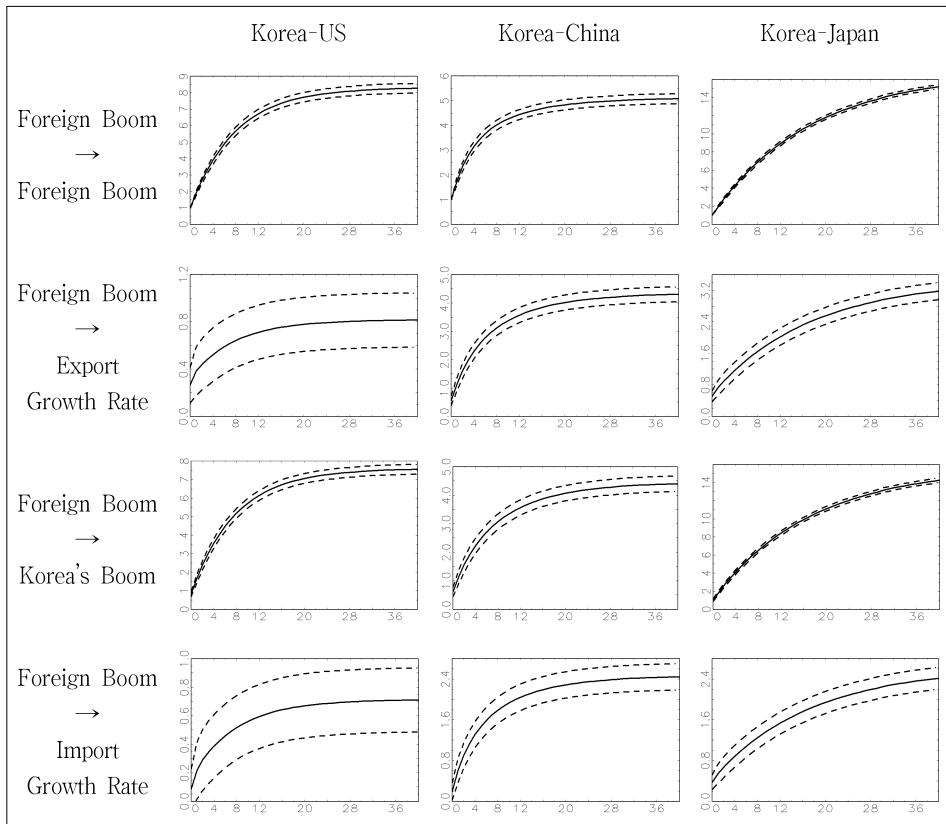
$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.265 & 1 & 0 & 0 \\ -0.774 & -0.244 & 1 & 0 \\ 0.339 & -0.529 & -0.341 & 1 \end{pmatrix},$$

$$\begin{pmatrix} \epsilon_{US,t} \\ \epsilon_{EX,t} \\ \epsilon_{KR,t} \\ \epsilon_{IM,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.265 & 1 & 0 & 0 \\ 0.838 & 0.244 & 1 & 0 \\ 0.087 & 0.612 & 0.341 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{US,t} \\ u_{EX,t} \\ u_{KR,t} \\ u_{IM,t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

식 (10)에서 ϵ_t 와 u_t 는 각각 축약형과 구조형 VAR 모형의 오차항($\epsilon_t = A^{-1}u_t$)을 표시한다. 미국의 호황확률이 1%p 상승하면 같은 시기에 한국의 대미 수출증가율이 0.265%p 증가한다. 또한 미국 호황확률의 1%p 상승은 한국의 동 시기 호황확률을 직접적으로 0.774%p 증가시킬 뿐만 아니라 수출증가율을 통해 간접적으로 0.065%p(0.265%p×0.244%p)을 증가시켜 전체적으로 0.838%p 증가시킨다. 한

편 미국 호황확률의 1%p 상승은 직접적으로 한국의 동 시기 대미 수입증가율(미국의 대한 수출증가율)을 달라가치 상승 등의 영향으로 0.339%p 감소시키는 반면 한국의 수출증가율과 호황확률을 통해 간접적으로 0.426%p 증가시키기 때문에 전체적으로는 동 시기에 0.087%p($0.265\% \times 0.529\% + 0.265\% \times 0.244\% \times 0.341\% + 0.774\% \times 0.341\%$) 증가시킨다. 이들이 〈Figure 6〉에서 한국-미국의 경우 0 시점에서 반응의 크기를 나타낸다.

〈Figure 6〉 Cumulative Impulse Response (1%p Shock)



Note: The solid line indicates the cumulative response of each variable over 40 years to the shock of a 1%p rise in the probability of a foreign boom, and the dotted lines above and below the solid line indicate the cumulative response ± 1 standard deviation.

〈Figure 6〉은 외국 호황확률의 1%p 상승충격에 대한 각 변수들의 누적반응을 보여주고 있다. 먼저 각국의 호황확률에 대한 1%p 충격이 한국의 호황확률에 미치

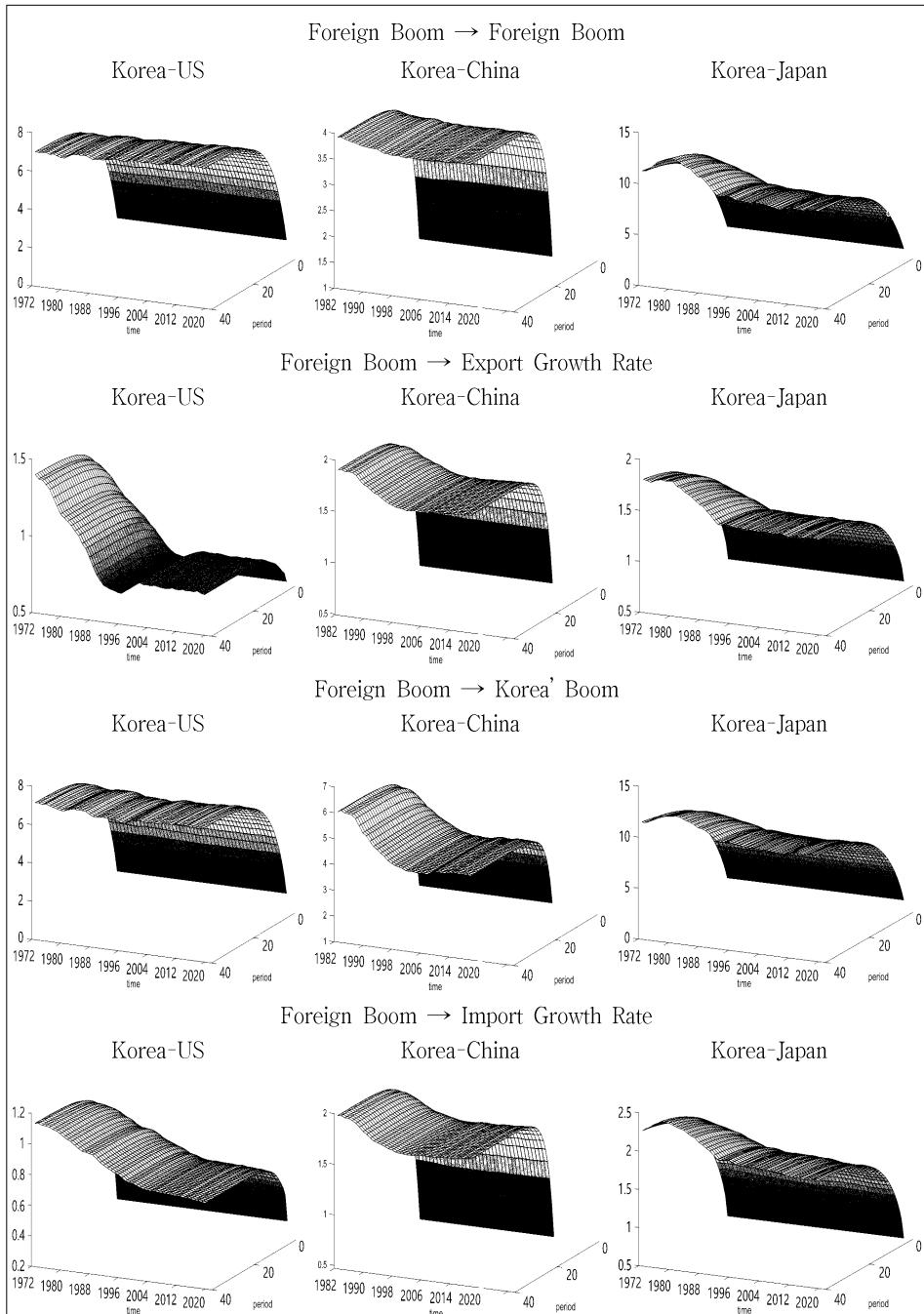
는 영향의 크기는 장기적으로 일, 미, 중의 순으로 나타나는데 이는 일본의 장기불황으로 전체 성장률이 상대적으로 낮기 때문인 것으로 보인다. 각국의 호황확률에 대한 양(+)의 1%p 충격은 미, 중, 일에 대한 한국의 수출증가율을 장기적으로 각각 0.793%p, 4.128%p, 2.716%p 상승시킨다. 또한 한국의 수입증가율은 장기적으로 각각 0.687%p, 2.344%p, 1.772%p씩 상승한다. 3국 모두 수출증가율이 수입증가율보다 높으며 특히 중국의 경우 수출증가율과 수입증가율의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다. 우리나라가 1998년 이후 지속적인 무역수지 흑자를 내고 있으며 중국이 2008년을 제외한 2003년부터 2018년까지 우리나라의 최대 무역수지 흑자국가라는 사실과 일맥상통한다.⁷⁾ 간단한 먼델-플레밍 모형의 경우 자본이동이 완전한 변동환율제 하에서 외국의 확장적 재정정책은 외국의 순수출을 감소시키는 반면 확장적 통화정책은 외국의 순수출을 증가시킨다. 하지만 비교역제가 존재하고 국내외 채권이 불완전 대체관계에 있는 포트폴리오균형 모형에서는 확장적 통화정책이 장기적으로 상품수지적자를 가져올 뿐만 아니라 확장적 재정정책 또한 국내채권과 국내통화 간의 대체성이 국내외 채권 간의 대체성보다 큰 경우 상품수지적자를 초래한다.

〈Figure 7〉은 베이지안 추정⁸⁾을 이용한 시간변동계수(TVP, time varying parameter) VAR 모형을 추정한 후 얻은 외국 호황확률의 1%p 상승충격에 대한 각 변수들의 반응을 보여주고 있다. 식 (10)에서 구조형 VAR의 동시기적인 인과관계를 나타내는 파라미터 A 가 상수가 아니라 A_t 로 랜덤워크를 따르는 경우(참조: Primiceri, 2005)로 추정결과가 전반적으로 〈Figure 6〉의 결과와 유사하게 나타난다. 각국의 호황확률에 대한 1%p 충격이 한국의 호황확률에 미치는 영향은 미국의 경우 큰 변화가 없지만, 일본은 소폭 감소하고, 중국은 꾸준히 감소하다가 외환위기 이후 소폭 상승하고 있다. 각국의 호황확률에 대한 양(+)의 1%p 충격은 미, 중, 일에 대한 한국의 수출증가율을 증가시키나 외환위기 이후 그 영향이 줄어들고 있다. 특히, 미국호황에 대한 한국의 수출증가율의 반응은 외환위기까지 큰 폭으로

7) 2008년, 2019년, 2020년에는 홍콩이 우리나라의 최대 무역수지 흑자국가이다.

8) VAR 모형의 추정에 이용되는 외국의 호황확률(1-불황확률), 수출증가율, 한국의 호황확률, 수입증가율 중 호황확률은 0에서 1사이의 유계(bounded) 변수이므로 OLS 추정 시 편의가 발생할 여지가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 prior를 통해 변수의 안정성을 일부 보장하여 상대적으로 전통적인 VAR 모형에 비해 시계열의 안정성 문제에서 자유로운 베이지안 추정도 실시했으나, 추정결과에 큰 차이가 없어 본문에서는 충격반응함수만 제시하기로 한다.

〈Figure 7〉 Cumulative Impulse Response (1%p Shock)



Note: The cumulative response magnitude (Z-axis) of each variable over 40 years (Y-axis) to the shock of a 1%p rise in the probability of a foreign boom in each year (X-axis).

감소하고 이후 큰 변화가 없으며, 중국호황에 대한 한국의 수출증가율의 반응은 외환위기 이후 다시 소폭 증가하고 있다. 이러한 영향은 수입증가율의 경우에도 유사하게 나타난다. 먼델-플레밍의 소규모개방경제 모형에 따르면 해외수요가 상승하는 경우 고정환율제 하에서는 자국소득이 증가하는 반면 변동환율제 하에서는 환율변동으로 인한 방어막효과 때문에 자국소득이 변하지 않는다. 마찬가지로 해외이자율의 하락하는 경우 고정환율제 하에서는 소득이 증가하는 반면 변동환율제 하에서는 금리와 환율의 변동으로 오히려 자국소득이 감소한다. 이와 같이 외국의 호황확률을 충격에 대한 자국의 반응이 최근에 작아지는 이유는 분석기간 동안 한국의 환율제도가 고정환율제, 복수통화바스켓제, 시장평균환율제, 자유변동환율제 등으로 변해왔을 뿐만 아니라 국내외 자본이동이 시간이 흐름에 따라 점진적으로 자유로워졌기 때문인 것으로 보인다.⁹⁾

VI. 정책적 시사점

본 연구에서는 우리나라와 미, 중, 일 간의 교역이 우리나라와 이들 국가들과의 경기동조화에 큰 역할을 하고 있음을 보여주고 있다. 1980년대부터 1990년대 말까지는 교역규모에 따라 한국과 미국 간 또는 한국과 일본 간의 경기동조화가 크게 일어난 반면 2000년 이후부터 최근까지는 상대적으로 한국과 중국 간의 경기동조화가 커졌음을 알 수 있다. 또한 2010년대 이후 전반적으로 이들 세 국가들과 경기동조화 현상이 약화되는데 이는 GDP에서 차지하는 전체 수출입 비중이 줄어든 것과 밀접한 연관이 있는 것으로 판단된다. 세계경제의 분업화와 글로벌화로 세계 각국 경제가 서로 밀접하게 연결되어 있기 때문에 양국 간의 교역 문제는 양국만의 일로 끝나지 않는다. 한편 GDP에서 차지하는 전체 수출입 비중이 줄어든 이유 중의 하나는 생산비 절감이나 각국의 규제 또는 인센티브 등으로 현지 또는 제3국 생산이 크게 증가했기 때문이라고 보인다. 본 연구에서는 전체 직접투자에서 차지하는 미, 중, 일 3국의 대한 직접투자 비중이 2010년대 이후 동조화 확률과 유사하게 움직임을 보여준다.

1970년대부터 1990년대 말까지 우리나라의 최대 수출국가와 수입국가는 각각 미

9) 최근까지 IMF는 한국의 환율제도를 자유변동환율제가 아닌 관리변동환율제로 분류하고 있으며 2016년 이후미국은 한국을 환율관찰대상국으로 지정하고 있다.

국과 일본이었다. 뿐만 아니라 전체 교역에서 차지하는 이들 국가들의 비중이 너무 커서 수출입선을 다양화함으로써 이들 양국에 대한 무역의존도를 낮추는 것이 1990년대 말까지 우리나라 무역정책의 최대 과제였다. 다행히도 2000년대 들어와 정부 및 수출기업들의 노력과 중국의 부상으로 해결이 불가능해보였던 이러한 미·일 양국에 대한 무역의존도는 크게 낮아졌다. 하지만 인접국이자 대국인 중국이라는 한 국가와 교역이 집중되는 새로운 문제가 잉태되었다. 이 문제는 경제적으로 뿐만 아니라 정치적, 역사적, 지리적, 이념적으로 복잡하게 엉켜있기 때문에 미, 일에 대한 과도한 무역의존도보다 더 심각한 난제로 보인다.

하지만 2020년 우리나라의 최대 무역수지 흑자국은 홍콩에 이어 중국이 아니라 베트남이다. 또한 우리나라의 최대 해외직접투자 대상국은 미국 다음으로 중국, 일본, EU가 아니라 동남아시아 국가이다. 이는 작은 불씨에 불과해 보이지만 우리나라의 수출뿐만 아니라 해외 직접투자가 다양화되고 있다는 것을 의미한다. 게다가 대중 직접투자 비중이 줄어들 뿐만 아니라 <Figure 4>가 보여주는 바와 같이 대중 수출입 증가세가 멈추고 중국과의 경기동조화 현상이 감소하고 있다는 사실은 위험 분산이라는 측면에서 바람직한 현상이라고 본다. 앞으로도 특정국가에 대한 과도한 수출입이나 해외투자 의존도를 지속적으로 줄이는 일은 정부나 수출기업들이 계속 추구해야 할 무역 및 대외투자 방향이라고 판단된다.

VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 1971년부터 2019년까지의 연간 자료와 경기동조화 계수가 시변적인 2국 2국면 레짐스위칭 모형을 이용하여 우리나라의 최대교역국들인 미국, 중국, 일본과 우리나라의 경기가 각각 어느 정도 동조화되어 있는가를 고찰하였다. 또한 이들 동조화 계수가 수출입 또는 직접투자와 어떤 상관관계를 가지고 있으며 VAR 모형을 통해 이들 국가들의 호황확률이 국내 경기와 수출입에 미치는 영향을 동태적으로 살펴보았다.

연간 자료를 이용한 실증분석결과 한, 미, 중, 일 모두 1990년대 후반을 기준으로 이전보다 이후 기간 동안에 불확확률이 매우 높아졌음을 알 수 있다. 동조화 계수는 한국-미국과 한국-일본의 경우 1980년 초반 또는 중반, 1997년, 2010년경을 기준으로 상승, 하락, 상승, 하락을 반복하나 전체 기간에 걸쳐 대략 상승 추세를

보이고 있다. 한국-중국의 경우에는 한국-미국, 한국-일본의 경우와 전체적인 변동이나 추세는 유사하나 동조화의 상승 추세가 훨씬 클 뿐만 아니라 최근 동조화의 하락 추이가 2010년 전후로 나타나는 두 나라의 경우와 달리 2016년 이후에 나타난다.

한국-미국, 한국-일본의 경우 우리나라 전체 교역에서 차지하는 각국 수출입 비중과 동조화 계수 간 양(+)의 상관관계가 1981년부터 2000년 사이에 높게 나타나는 반면 한국-중국의 경우에는 1981년부터 2000년은 물론 2000년부터 2019년 사이에 더 높게 나타난다. 한국-일본의 경우 한국-미국과 달리 2010년 이후 높은 양(+)의 상관관계를 보인다. 또한 우리나라 전체 교역에서 차지하는 각국 수출입 비중대신 GDP대비 전체 무역비중을 사용하는 경우에는 본문의 표와 그림이 보여주는 바와 같이 전체 기간에 걸쳐 이들 간의 양(+)의 상관관계가 세계 교역의 글로벌화 현상으로 국가에 관계없이 높게 나타남을 알 수 있다. 한편 한국-미국의 경우 2010년 이후 경기동조화와 교역 간의 양(+)의 상관관계는 사라지는 반면 한국의 대미 직접투자 증가율과 미국의 대한 직접투자 증가율은 경기동조화 확률과 같이 하락한다. 또한 2010년 이후 각국에 대한 한국의 직접투자 비중보다는 한국에 대한 각국의 직접투자 비중이 경기동조화와 더 큰 양(+)의 상관관계를 가지고 있다.

마지막으로 VAR의 충격반응분석결과 미, 중, 일 각국의 호황확률에 대한 1%p 상승충격은 국내 호황확률뿐만 아니라 수출입 증가율을 크게 상승시킨다. 또한 3국의 충격 모두 수출입 증가율을 상승시키는데 수출증가율이 수입증가율보다 높으며 특히 중국의 경우 이 수출증가율과 수입증가율의 차이가 가장 큰 것으로 나타났다.

■ 참 고 문 헌

1. 김경훈·김성현, “동아시아 지역에서의 무역 및 금융시장 통합과 경기변동 동조성,” 『국제경제연구』, 제21권 제4호, 2015, pp. 29-54.

(Translated in English) Kim, Kyoung Hoon and Sunghyun Kim, “Trade Integration, Financial Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia,” *KUKJE KYUNGJE*

- YONGU, Vol. 21, No. 4, 2015, pp.29-54.
2. 김동환 · 이홍식, “글로벌 생산네트워크가 산업간 경기동조화에 미치는 영향 분석,” 『국제경제연구』, 제21권 제1호, 2015, pp.55-81.
(Translated in English) Kim, Donghwan and Hongshik Lee, “The Effect of Global Production Network on Inter-Industry Business Cycle Synchronization,” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 21, No. 1, 2015, pp.55-81.
 3. 이근영 · 김남현, “한·미·일간의 산업생산 동조화 분석,” 『동북아경제연구』, 제25권 제3호, 2013, pp. 29-62.
(Translated in English) Lee, Keun Yeong and Nam Hyun Kim, “An Analysis of Industrial Production Synchronization between Korea, U.S., and Japan,” *The Journal of Northeast Asian Economic Studies*, Vol. 25, No. 3, 2013, pp.29-62.
 4. Bengoechea P., M. Camacho, and G. Perez-Quiros, “A Useful Tool for Forecasting the Euroarea Business Cycle Phases,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 22, 2006, pp.735-749.
 5. Camacho, M., A. Caro, and G. Lopez-Buenache, “The Two-Speed Europe in Business Cycle Synchronization,” *Empirical Economics*, Vol. 59, No. 3, 2020, pp. 1-16.
 6. Camacho M. and G. Perez-Quiros, “A New Framework to Analyze Business Cycle Synchronization,” In C. Milas et al. (Eds.), *Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles*, Elsevier’s Contributions to Economic Analysis Series, 2006.
 7. Camacho, M. and G. Perez-Quiros, “Jump-and-Rest Effect of U.S. Business Cycles,” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 11, 2007, pp.1-39.
 8. Frankel J. A. and A. K. Rose, “The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria,” *The Economic Journal*, Vol. 108, No. 449, 1998, pp.1009-1025.
 9. Gong, C., and S. Kim, “Regional Business Cycle Synchronization in Emerging and Developing Countries: Regional or Global Integration? Trade or Financial Integration?” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 84, 2018, pp.42-57.
 10. Hamilton, J., “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycles,” *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp. 357-384.
 11. Hamilton, J. D., and M. Owyang, “The Propagation of Regional Recessions,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 4, 2012, pp.935-947.
 12. Harding, D. and A. Pagan, “Synchronization of Cycles,” *Journal of Econometrics*, Vol. 132, 2006, pp.59-79.
 13. Imbs, J., “What Happened to the East Asian Business Cycle?” in Devereux, Michael, Park, Cyn-Young and Sang-Jin Wei (Eds.), *The Dynamics of Asian Financial Integration*, 2011, pp.284-310.
 14. Kim, C., J. Morley, and J. Piger, “Nonlinear and the Permanent Effects of Recessions,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, 2005, pp.291-309.
 15. Leiva-Leon, D., “Measuring Business Cycles Intra-Synchronization in US: A Regime-Switching Independence Framework,” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 79, 2017, pp. 513-545.
 16. Nguyen, V. T. H., T. T. T. Hoang, and S. M. Nguyen, “The Effect of Trade Integration

- on Business Cycle Synchronization in East Asia,” *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, Vol. 7, No. 8, 2020, pp.225-231.
17. Owyang, M., J. Piger, and H. Wall, “Business Cycle Phases in U.S. States,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 4, 2005, pp.604-616.
 18. Phillips K., “Business Cycle Transmission in Large-Small Country Pairs,” Working Paper, 1990.
 19. Phillips K., “A Two-Country Model of Stochastic Output with Changes in Regime,” *Journal of International Economics*, Vol. 31, 1991, pp.121-142.
 20. Primiceri, G., “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, 2005, pp.821-852.
 21. Saiki, A., and S. H. Kim, “Business Cycle Synchronization and Vertical Trade Integration: A Case Study of the Eurozone and East Asia,” DNB Working paper, De Nederlandsche Bank, 2014.

Analysis of Business Cycle Synchronization between Korea-US, Korea-China, and Korea-Japan*

Keun Yeong Lee** · Nam Hyun Kim***

Abstract

As a result of empirical analysis using annual data and a two-phase regime switching model with time-varying coefficients of synchronization, the upward trend of synchronization in Korea-China is much greater than in Korea-US or Korea-Japan. Also, unlike the latter case, where the recent decline in co-movement occurs around 2010, in the former case, it appears after 2016. In the case of Korea-US and Korea-Japan, the positive correlation between each country's share of imports and exports in Korea's total trade and the co-movement coefficient was high between 1981 and 2000, while in the case of Korea-China, it was high between 2000 and 2019. In addition, when the total trade ratio to GDP of Korea is used, the positive correlation between them over the entire period is high regardless of the country. On the other hand, since 2010, the growth rate of US direct investment in Korea and the share of the US in total direct investment in Korea have declined along with the probability of business cycle synchronization.

Key Words: business cycle synchronization, recession probability, regime-switching, trade and direct investment

JEL Classification: E4, E5

Received: June 30, 2021. Revised: Aug. 30, 2021. Accepted: Oct. 7, 2021.

* We would like to thank the anonymous referees for their valuable comments.

** First Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul 03063, Korea, Phone: +82-2-760-0614, e-mail: lky0614@skku.edu

*** Corresponding Author, Research Fellow, Korea Deposit Insurance Corporation, Cheonggyecheon-no 30, Jung-gu, Seoul 04521, Korea, Phone: +82-2-758-1035, e-mail: kimnh0335@gmail.com