

동아시아 경기동조화와 지역통화통합에 대한 시사점*

송 원 근** · 허 현 승*** · 현 예 슬****

논문초록

본 연구는 동아시아 주요 10개국을 대상으로 지역 내 통화통합을 위한 핵심적 선결조건인 경기동조화를 분석한다. 기존의 연구와는 다르게 블록 VAR모형을 도입하여 국가간 경제교류에 중요한 역할을 하는 변수들을 다수 포함하며 이들 간 상호작용을 명시적으로 반영한다. 실증분석 결과 각 국가 GDP의 변동은 주로 아시아GDP교란에 의해서 설명되었다. 또한 대부분 국가의 GDP는 가장 큰 영향력을 보인 아시아 및 세계GDP교란에 대해서 유사한 반응을 보이며 경기변동 구간에서 국가 간 높은 상관도를 보였다. 이러한 결과는 경기동조화 차원에서 동아시아 통화통합의 가능성을 긍정적으로 평가한다. 현재의 지역 내 경기동조화 수준은 유로화 출범이전의 유로존 국가 간 경기동조화 수준과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 경기동조화, 동아시아 통화통합, 블록VAR

경제학문헌목록 주제분류: C3, E3, F4

투고 일자: 2014. 7. 9. 심사 및 수정 일자: 2014. 8. 16. 게재 확정 일자: 2014. 9. 5.

* 유익한 논평을 해 주신 강삼모 교수, 한국경제연구원 연구진, 익명의 두 분 심사자께 감사의 말씀을 전한다. 본 연구는 한국연구재단의 지원을 받아 수행되었다(NRF-2012S1A5A2A010116560).

** 전국경제인연합회 경제본부장, e-mail: wsong@fki.or.kr

*** 교신저자, 연세대학교 경제학부 교수, e-mail: hshuh@yonsei.ac.kr

**** 미국 Boston University 경제학과 박사과정, e-mail: yhyun@bu.edu

I. 서 론

1990년 이래 동아시아 국가의 지역 내 경제통합이 빠른 속도로 진행되어 왔다. 이런 현상은 주로 역내 국가들 간의 교역 증대에 기인하였고 특히 중국과 역내 국가들과의 교역이 핵심적인 역할을 하였다. 그러나 1999년 미국 시애틀에서 개최된 WTO 장관회의에서 세계무역자유화에 대한 합의 도출에 실패하고 2001년 카타르 도하에서 시작된 DDA협상도 난항을 거듭하면서 동아시아 국가들의 성장전략에 수정이 불가피해졌다. 만약 무역자유화가 지속되지 않는다면 수출에 크게 의존하는 동아시아 국가들의 경제성장에 악영향을 미칠 수 있기 때문이다. 또한 기존의 동아시아 교역패턴을 유지하면서 성장을 지속하기 위해서는 역외 선진국들의 지속적인 수요 증가가 전제되어야 한다. 그러나 2008년 글로벌 금융위기와 더불어 찾아온 선진국의 경기침체는 역외 의존도가 높은 동아시아 국가들에 위기로 다가왔다. 세계 무역자유화의 지체 그리고 글로벌 금융위기로 인한 선진국의 경기침체 지속은 동아시아 국가들에게 제도적인 경제통합을 통한 역내 시장 및 수요 확대의 필요성을 제시한다. EU가 동유럽 및 중앙유럽 국가들로 확장되고 NAFTA 및 남미국가간의 가속화되는 경제통합은 동아시아의 지역경제 통합이 더 이상 선택사항이 아니라는 인식조차 가지게 된다.

동아시아 경제통합에 대해서는 역내 무역자유화를 위한 역내포괄적경제동반자협정(RCEP) 논의가 진행되어 왔다. 이미 ASEAN 국가들은 AFTA를 체결하였고, 한국, 중국, 일본 등 동북아 국가들은 ASEAN과 혹은 ASEAN 개별 국가들과 FTA를 체결하고 있다. 동아시아 경제통합에 대한 논의는 1997~98년 아시아외환위기를 겪으면서 지역 내 환율의 안정성과 통화정책 공조의 필요성을 제기하며 궁극적으로 유로화와 같은 통화통합의 가능성을 타진하게 된다. 2000년 ASEAN+3(한국, 중국, 일본)가 합의한 양자 간 통화스왑 Chiang Mai Initiative(CMI), 2005년 다자간 통화스왑 Chiang Mai Initiative Multilateralization(CMIM) 그리고 Asian Bond Markets Initiative(ABMI) 등을 동일한 선상에서 볼 수 있다. 2011년 ASEAN+3는 CMIM의 이행을 감독할 Macroeconomic Research Office(AMRO)을 설립하였다. 2006년 한국, 중국, 일본의 재무장관회의에서는 동아시아지역에 공통통화 도입이 바람직하다고 합의하고 ASEAN 특히 ASEAN5(인도네시아, 말레이시아, 태국, 싱가포르, 필리핀)을 포함하는 통화통합에 대한 연구를 지시했다.¹⁾

통화통합은 거래비용의 대폭 축소와 환율의 변동성 제거 등으로 국제무역을 촉진시킨다. 동아시아 지역 내 대부분의 국가는 수출이 경제성장의 핵심 동력으로 수출 시장 확대는 필수적인 수밖에 없다. 그러나 WTO가 주관하는 전세계적 무역자유화의 추진이 지체되고 있고 글로벌 금융위기로 인한 서구 선진국의 수요가 정체되고 있는 상황에서 동아시아 국가들이 수출시장을 확대하는 데는 어려움이 많다. 더욱이 동아시아 역내교역의 특징은 산업 내 비교우위에 따른 국가간 수직적 결합이 강하다.²⁾ 다른 선진 경제권과는 다르게 수평적 산업 내 무역의 비중이 미미하여 역내 시장 확대에 한계가 있었다(송원근, 2009). 동아시아 통화통합은 인구수에서 세계 1위, 경제규모에서는 미국 및 EU에 동등한 거대한 경제공동체를 제공하고 역내 시장 통합에 따른 수요 창출로 회원국 간 수평적 무역을 활성화하며 수출시장 확대에 획기적인 전기를 마련할 것이다. 완제품의 교역뿐만 아니라 교역장벽을 낮추며 국가 간 수직적 결합도 촉진시켜 제품의 생산비용을 절감할 수 있으며 기업의 수익성 개선에도 일조할 것으로 보인다. 외부에서 파생되는 경제/금융위기에 회원국들이 유기적으로 공동대처할 수 있어 기업이나 국가 경제 전체에 안정적인 사업환경을 구축할 수 있는 것도 중요한 효과이다.³⁾

그러나 지역 내 국가의 금융시장과 경제발전의 성숙 정도가 상이하여 이러한 이질성은 통화통합의 가능성에 대해 여러 의문을 제기한다. 또한 한때 기축통화인 미국 달러와 경쟁할 수 있을 정도로 그 가치가 부상했던 유로화의 경우 그리스를 비롯한 유로존 일부 국가들의 재정위기의 주요 원인으로 지목되면서 지역 통화통합에 대한 부정적인 시각을 확산시키고 있다. 현재도 진행 중인 유로존의 경제적 혼란은 통화통합을 고려하는 국가에 중요한 교훈을 제공하는바 무엇보다도 성공적인 통화통합을 위해서는 선결조건에 대한 철저한 검증이 우선되어야 함을 재확인할 수 있다.

유로화 출범에 이론적 토대가 되었던 Mundell(1961)과 McKinnon(1963)의 OCA(Optimal Currency Area)연구는 성공적인 통화통합을 위해 선결되어야 하는

-
- 1) 2006년 5월5일자 New York Times 기사 "Asian finance ministers seek common currency" 참조.
 - 2) 대표적인 예로 역내 다른 국가들이 부품, 소재, 중간재를 생산하여 중국에 수출하고, 중국은 완제품을 생산하여 수출하는 형태를 들 수 있다.
 - 3) 동아시아 통화통합에 따른 경제적 편익 및 비용에 대한 자세한 논의는 Choi(2002) 및 강삼모(2007) 참조.

필요조건들을 제시하였다. 그 중 많은 연구에서 특히 주목하고 있는 선결조건은 경기변동의 동조화(business cycle synchronization)이다.⁴⁾ 통화통합의 가장 큰 손실은 각 국가가 독자적인 통화정책을 포기하고 초국가적인 역내 중앙은행의 통제를 받는다는 것이다. 국내 경제여건에 맞추어 인플레이션 또는 실업률 저감 등의 경기안정화를 위한 독자적인 통화정책을 더 이상 집행할 수 없으며, 수출, 수입 및 국제금융시장에서 발생할 수 있는 갑작스러운 교란에 대해 환율은 조정자의 역할을 상실한다. 만약 역내 국가 간 경기동조화 정도가 낮아 서로 비대칭적인 경기변동을 겪는다면 독자적인 통화정책을 수행할 수 없음으로써 발생하는 손실은 클 것이다. 반면에 경기동조화 정도가 높으면 손실은 적거나 미미하여 통화통합에 따른 혜택으로 상쇄될 수 있을 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구는 동아시아 주요 10개국의 경기변동 동조화를 실증분석하며 지역 내 통화통합의 가능성에 대한 시사점을 도출한다. 대상 국가는 한국, 중국, 일본, ASEAN5(인도네시아, 말레이시아, 싱가포르, 태국, 필리핀), 타이완, 홍콩 등 모두 10개국이다. II장에서 논의하겠지만 경기 동조화에 기반한 아시아지역의 통화통합에 대한 선행연구는 대부분 소규모 VAR 또는 GDP의 동적요인모형(dynamic factor model)에 의존하고 있다. 모두 소수의 변수만 포함하기 때문에 경제 내 다양한 동적 상호작용을 충분히 반영하기에는 제약이 있으며 이는 경기변동을 연구하는 경우 특히 바람직하지 않을 수 있다.

본 연구는 선행연구와 차별하여 Cushman and Zha(1997), Zha(1999), Peersman(2004), Lastrapes(2005) 등에서 제시한 블록VAR(Block Vector Auto Regression)를 이용하여 다수의 변수로 모형을 구성한다. 각 국가 모형에 포함되는 변수는 국제유가, 세계GDP, 세계이자율, 아시아GDP, 아시아물가 및 국내 변수인 대미실질환율, 수출, 이자율, GDP, 물가이다. GDP뿐만 아니라 국가 간 경제교류의 연결고리역할을 하는 변수들을 대폭 반영하여 경제 내 상호작용을 명시적으로 내포한 점이 특징이다. 각 변수는 또한 출처에 따라 세계, 지역 그리고 국내 등 3개의 블록으로 구분되며 블록들은 경제이론에 부합하는 외생성(exogeneity) 조건을 이용하여 식별한다. 모형의 구조상 모든 국가는 동일한 세계 및 지역 교란에 의해 영

4) 경기변동 동조화는 통화통합을 위해 선결 되어야 하는 필요조건인 하나이며 물론 충분조건은 아니다. 다른 경제학적 필요조건으로는 지역 내 자유무역, 노동 및 정부의 이전거래를 포함하는 자금의 이동성 등이 있다.

향을 받도록 편성되어 있어 변수들의 반응을 동일한 잣대로 국가 간 비교·평가할 수 있고 경기 동조화에 대한 직접적인 해석이 가능하다. 핵심적인 이슈는 세계와 지역교란에 대한 경기변동의 동조화 수준이다. 만약 이들 교란이 국가별 GDP에 유사한 효과를 미치고 그 영향력이 크다면, 지역 내 경기변동의 동조화가 높으며 통화통합의 긍정적인 증거로 간주 할 수 있다. 반면에 GDP에 대해 세계 및 지역교란이 기여하는 바가 작고 국내 교란에 의해서 주로 영향을 받는다면 각국의 경기변동은 비대칭적일 가능성이 높으며 따라서 독자적인 통화정책을 포기하고 통화통합 하에서 단일화된 정책을 따르는데 수반되는 비용은 클 수 있다.

이하 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 아시아지역의 통화통합에 관한 선행연구를 간략하게 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에서 이용할 블록VAR모형을 설정한다. 제Ⅳ장에서는 분석결과를 보고하고 지역 내 통화통합에 대한 가능성을 논의하며 몇 가지 모의실험을 통해서 도출된 결과의 견고성을 검증한다. 제Ⅴ장에서는 1999년 유로화 출범 이전의 기간에 유로존 국가 간 GDP의 동조화 정도를 동일한 모형을 이용하여 추정한다. 그 결과에 기초하여 동아시아 국가의 경기동조화가 현재 어느 수준인지 여부를 비교 평가한다. 마지막 제Ⅵ장에서는 실증분석 결과에 기초하여 정책적 함의를 제시하며 논문을 마무리한다.

Ⅱ. 아시아 통화통합에 대한 선행연구

통화통합의 선결조건으로 경기변동의 동조화를 분석하는 연구는 유로체제와 관련하여 주로 유럽국가를 대상으로 진행되어 왔다. 아시아 통화통합에 대한 논의는 지역 내 경제교류가 활성화되기 시작한 90년 이후 시작하여 1997~98년 아시아의 환위기를 겪으면서 본격화 되었으나 이에 대한 연구는 여전히 미흡한 상황이다. Bayoumi and Eichengreen(1994)은 아시아지역 통화통합에 대한 선구자적인 연구를 제시하였다. GDP와 인플레이션으로 구성된 2변수 VAR모형에서 Blanchard and Quah(1989) 방식의 장기계약조건을 이용하여 수요와 공급교란을 식별한다. 식별된 교란의 아시아국가 간 상관계수를 경기 동조화의 지표로 상정하여 지역 내 통화통합에 어떤 국가들을 포함할 것인지 판정하였다. 동아시아 국가 전체 보다는 일본, 한국, 타이완의 한 축과 홍콩, 인도네시아, 말레이시아, 싱가포르를 다른 한 축으로 구성하는 두 개의 통화통합이 유리하다고 나타났다. 그 이후 Bayoumi et

al. (2000), Kim (2007), Rana (2007), Lee and Koh (2012) 등은 유사한 방법의 연구를 통하여 아시아 통화통합의 가능성을 검증하였고, Zhang *et al.* (2004) 과 Huang and Guo (2006) 는 각각 3변수 및 4변수 모형으로 확장하였다.

기존연구의 양자간 상관계수에 기반한 분석방식에 대해 Lee *et al.* (2003) 과 Lee and Azali (2012) 는 몇 가지 문제점을 지적하였다. 먼저 통화통합에 수반되는 득과 실은 지역 전체를 대상으로 평가하는 것이 필요하여 양자 간 상관계수보다는 다자간 동조화에 대한 분석이 적합하다고 주장한다. 또한 국가별로 교란이 상이하게 추정되어 변수들의 반응을 상호 비교하기 어렵다는 문제가 있다. 상관계수는 일반적으로 교란의 원천에 대한 정보를 제공하지 못하는 점도 지적되었는데 예를 들어 국가 간 높은 상관계수는 세계교란과 같은 제 3의 공통요인에 의해 유발될 수 있다.

Lee *et al.* 와 Lee and Azali는 이러한 단점을 보완하기 위해 Kose *et al.* (2003) 가 제시한 동적요인모형을 이용하여 아시아지역 내 GDP를 연립으로 포함하였다. 세계, 지역 및 국내요인을 식별한 후 그 중 어느 요인이 GDP에 대한 설명력이 높은지에 기초하여 경기변동의 동조화 수준을 평가했다. 실증분석 결과는 지역요인이 동아시아 국가 GDP의 변동을 가장 잘 설명하며 통화통합의 선결조건에 부합한다고 나타났다. 같은 방법에 기초하여 Moneta and Ruffer (2009) 는 동아시아 국가가 유사한 경기변동을 공유하며, He and Liao (2012) 는 아시아 경기변동은 미국 및 유럽과 상이하다고 보고했다. 동적요인모형은 지역 내 GDP를 동시에 포함할 수 있다는 장점이 있으나 최우도추정방법의 제약으로 다른 종류의 변수를 다수 추가하여 변수간의 상호작용을 충분히 반영하는 것은 제한적이다. 가능하더라도 식별된 요인은 일반적으로 구조적인 해석을 갖지 못한다는 단점이 있다.

Ⅲ. 분석모형

본 연구에서 이용하는 블록VAR모형은 관련된 다수의 변수를 포함하여 경제 내 동적상호작용을 반영하고 이에 기초하여 경기변동의 동조화를 측정한다. 국가별 블록VAR모형은 세계, 지역 그리고 국내 등 3개의 블록으로 구분된다. 세계블록(X_1)은 세계경제의 여건변화를 반영하는 국제유가(POILUS), 세계GDP(UU_GDP), 그리고 세계이자율(LIBOR1)로 구성된다. 지역블록(X_2)은 아시아경제를 대표하는 변수로 아시아GDP(AS_GDP)와 아시아물가(AS_DEF)를 포함한다. 국내블록(X_3)

은 개별국가의 핵심적인 거시변수인 대미실질환율(REX), 수출(EXT), 이자율(INT), GDP(GDP), 물가(DEF)로 편성된다. 모든 국가의 모형은 세계경제와 지역경제 블록 X_1 과 X_2 를 공유한다.

블록들은 외생성가정을 이용하여 식별한다. 구체적으로 세계블록은 지역블록과 국내블록에 외생적이고 지역블록은 국내블록에 대해서 외생적이라 가정한다. 따라서 지역블록과 국내블록에서 파생되는 교란은 세계블록에 소속된 변수에 아무런 영향을 미치지 못하며, 국내블록에서 파생되는 교란은 지역블록에 소속된 변수에 아무런 영향을 미치지 못한다. 이를 정리하여 식으로 표기하면 다음과 같다.

$$\Phi X_t = \Pi(L)X_{t-1} + \varepsilon_t$$

또는

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11} & 0 & 0 \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & 0 \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \\ X_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pi_{11}(L) & 0 & 0 \\ \Pi_{21}(L) & \Pi_{22}(L) & 0 \\ \Pi_{31}(L) & \Pi_{32}(L) & \Pi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \\ X_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

여기서 $X_1=(\text{POILUS}, \text{UU_GDP}, \text{LIBOR1})'$, $X_2=(\text{AS_GDP}, \text{AS_DEF})'$, $X_3=(\text{REX}, \text{EXT}, \text{INT}, \text{GDP}, \text{DEF})'$ 이다. Φ 는 당기($t=0$)에서 변수들의 상호교류작용을 표기하며 L 은 시차 조정자, $\Pi_{..}(L)$ 은 시차에 대한 다항함수⁵⁾ 그리고 ε_t 는 구조적 교란을 표기한다. 세계블록에는 국제유가교란, 세계GDP교란, 세계이자율교란, 지역블록에는 아시아GDP교란과 아시아물가교란, 국내블록에는 실질환율교란, 수출교란, 국내GDP교란 그리고 국내물가교란이 포함된다.

식 (1)에 내재된 블록외생성에 의해 각 국가는 동일한 세계 및 지역 교란에 의해 영향을 받도록 구성되었다. 이는 Lee *et al.* (2003)와 Lee and Azali(2012)의 권고에 부합하며 변수들의 반응을 동일한 잣대로 국가 간 비교할 수 있기 때문에 경기동조화에 대한 직접적인 해석이 가능하다. 또한 블록외생성 가정은 추정해야 할 계수의 수를 감소시켜 자유도 보존에 일조하며 특히 시계열자료의 기간이 짧은 아시아국가 연구의 경우 유용하다. 블록내의 교란식별은 Choleski유형의 당기제약조건

5) 예를 들어 $\Pi_{11}(L)=\Pi_{11,1}+\Pi_{11,2}L+\Pi_{11,3}L^2+\dots$.

을 이용한다. 즉 Φ_{11} , Φ_{22} , Φ_{33} 는 모두 하방삼각형 구조를 가정하며 따라서 Φ 또한 하방삼각형 행렬이 된다. Φ_{33} 가 하방삼각형 형태를 갖기 때문에 국내블록에서 실질환율교란과 수출교란은 다른 국내변수의 당기에 영향을 미치나 다른 국내교란들은 실질환율과 수출의 당기에 영향을 미치지 못한다. 분석대상인 아시아 국가 대부분은 수출이 핵심적인 성장동력이며 실질환율과 수출의 많은 부분이 해외요인에 의해 결정된다는 점을 감안하면 큰 무리가 없는 설정으로 사료된다. 또한 국내GDP를 Choleski유형의 순차적 구조에서 끝부분에 위치시켜 국내물가교란을 제외한 다른 모든 국내교란이 당기에 영향을 미칠 수 있도록 구성한 것은 본 연구의 핵심이 국내GDP의 변동을 설명하는 것이라는 취지와 부합한다.⁶⁾ 식 (1)은 Zeller (1962)가 개발한 SUR기법으로 추정한다. 모든 변수는 수준형태로 포함되며 시계열자료가 단기간인 관계로 공적분 분석은 포함하지 않는다. 그러나 수준변수를 이용하여 모형을 추정하기 때문에 존재 할 수 있는 공적분 관계를 암묵적으로 반영하며 추정된 계수는 일관성을 갖는다(Sims *et al.*, 1990; Peersman, 2004).

IV. 실증분석 결과

실증분석은 동아시아 지역 내 경제적 중요성이 높은 한국(KR), 중국(CN), 일본(JP), ASEAN5(인도네시아(IN), 말레이시아(MY), 싱가포르(SG), 태국(TH), 필리핀(PH)), 타이완(TW), 홍콩(HK) 등 10개국을 대상으로 수행한다. 이들 국가들은 타이완을 제외하면 Chiang Mai Initiative에 서명한 바 있다. ASEAN5는 ASEAN 설립 초기부터 참여한 국가로 지역 내 자유무역협정, 정책공조, 금융시장 통합 등을 선도하여 왔다. ASEAN은 현재 모두 10개국으로 확대되었으나 나머지 5개국은 경제적 비중이 상대적으로 작고 가용할 수 있는 시계열자료도 제한되어 본 연구에 포함하지 않는다.⁷⁾ 중국, 홍콩, 타이완은 언어와 문화 등 여러 공통점을 공유하나 경제적 구조에서는 서로 다른 특성을 동시에 보인다. 일본과 한국은 지리적 근접성

6) 국내블록에 소속된 변수의 순서를 변경하더라도 세계블록과 지역블록에서 파생되는 교란들이 국내변수에 미치는 영향은 외생성가정에 의해 변화가 없다.

7) 나머지 5개국은 ASEAN의 최빈국들인 CLMV(캄보디아, 라오스, 미얀마, 베트남)과 브루나이로 경제규모가 미미하고 분석기간 동안 베트남을 제외하고는 교역량도 유의미한 자료가 존재하지 않는다.

과 경제적으로 여러 공통점을 가진 산업국가이다. 2010년 IMF 통계에 따르면 동아시아 10개 국가의 GDP총합은 세계 GDP의 약 25%로 19%의 유로지역 GDP 총합보다 크다.

분석기간은 1993년 1분기부터 2010년 4분기이다. 1993년 이전 분기별 자료는 많은 경우 부재하여 포함하지 않았다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 동아시아 국가들이 1990년대 초기부터 본격적인 경제교류를 시작했다는 점에서 큰 무리는 없다고 보인다. 본 연구에서 활용하는 시계열자료의 정의와 출처는 다음과 같다. 세계블록부터 시작하여 국제유가는 영국 브랜트유, 두바이유, 서부텍사스 중질유의 평균가격이다. 세계GDP는 OECD국가들의 실질 GDP를 합산한 수치를 대용한다. 세계이자율은 국제금융시장의 대표적 이자율인 LIBOR 1개월물이다. 이들 자료는 OECD Main Economic Indicators (MEI) 에서 구했다. 아시아 지역블록의 GDP와 물가는 각각 실질GDP와 GDP deflator로 Global Insight (<http://www.ihs.com>) 에서 2005년 기준으로 연쇄평균(chain-weighted) 한 통계치를 이용한다. 국내블록에 포함된 대미실질환율, 실질수출액, 단기이자율, 실질GDP 및 GDP deflator로 측정한 물가는 모두 Global Insight와 IFS에서 구했다.⁸⁾ 이들 자료는 각각 ID_REX, ID_EXT, ID_INT, ID_GDP, ID_DEF로 표기하며 ID에는 위에서의 표기한 국가식별자가 삽입된다(예를 들어 한국의 경우 KR_REX, KR_EXT, KR_INT, KR_GDP, KR_DEF). 이자율(LIBOR1과 ID_INT)을 제외한 모두 변수는 로그형태를 취하며 계절조정이 필요한 경우는 X-11를 적용하였다. 식 (1)의 블록VAR모형은 상수와 선형추세변수를 포함하여 국가별로 추정하며 시차는 모든 경우에 대해 3으로 설정하였다.

1. 분산분해(Variance Decompositions)

분산분해는 식별된 구조적 교란 각각이 변수의 변동을 얼마나 설명하는 지 분석한다. <Table 1>은 경기변동 동조화에서 가장 핵심적인 변수인 GDP의 분산분해 결과를 보고하며 교란의 기여도는 백분율로 표기하였다.⁹⁾ 앞에서 설명한 바와 같

8) 대미실질환율의 상승은 해당 아시아국가 통화의 절상을 의미한다.

9) 다른 변수의 분산분해 결과는 지면 제약상 보고하지 않았으나 저자에게 개별적 요청이 가능하다.

(Table 1) Forecast error variance decompositions of GDP for each country in East Asia

Country	Qtrs	Structural shocks									
		POILUS	UU_GDP	LIBOR1	AS_GDP	AS_DEF	ID_REX	ID_EXT	ID_INT	ID_GDP	ID_DEF
China	0	0.1 (0.1)	0.1 (2.8)	0.1 (0.1)	22.1 (4.4)	0.1 (0.2)	0.1 (0.2)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	77.6 (5.2)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	4.2 (2.9)	0.1 (0.1)	49.8 (13.8)	0.2 (0.7)	0.1 (0.6)	0.4 (1.0)	0.1 (0.1)	45.1 (13.4)	0.2 (2.4)
	8	0.1 (0.1)	4.6 (2.7)	0.1 (0.1)	50.4 (16.6)	0.7 (0.9)	0.1 (0.7)	0.7 (1.2)	0.1 (0.1)	43.3 (15.7)	0.2 (3.5)
	12	0.1 (0.1)	4.6 (2.7)	0.1 (0.1)	50.2 (17.7)	0.9 (1.0)	0.1 (0.7)	0.8 (1.3)	0.1 (0.1)	43.3 (16.9)	0.2 (3.7)
	24	0.1 (0.1)	4.6 (2.6)	0.1 (0.1)	50.2 (19.2)	0.9 (1.3)	0.1 (0.8)	0.8 (1.3)	0.1 (0.1)	43.2 (18.3)	0.2 (3.6)
Hong Kong	0	0.1 (0.1)	11.4 (5.2)	0.1 (0.1)	41.3 (8.0)	0.1 (0.4)	4.5 (7.7)	1.1 (0.7)	0.1 (0.1)	41.7 (10.9)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	9.0 (3.9)	0.1 (0.1)	64.9 (15.9)	0.1 (1.0)	5.0 (12.8)	0.9 (1.3)	0.1 (0.1)	19.8 (15.0)	0.3 (7.6)
	8	0.1 (0.1)	10.1 (3.5)	0.1 (0.1)	63.9 (17.8)	0.1 (1.2)	5.1 (13.4)	0.8 (1.4)	0.1 (0.1)	19.3 (15.3)	0.5 (8.9)
	12	0.1 (0.1)	10.0 (3.4)	0.1 (0.1)	64.0 (18.6)	0.2 (1.4)	5.2 (13.5)	0.8 (1.4)	0.1 (0.1)	19.2 (15.5)	0.6 (9.3)
	24	0.1 (0.1)	10.0 (3.3)	0.1 (0.1)	63.9 (19.6)	0.2 (1.6)	5.3 (13.6)	0.8 (1.3)	0.1 (0.1)	19.1 (16.0)	0.6 (9.8)
Indonesia	0	0.2 (0.1)	5.2 (7.2)	0.1 (0.1)	2.6 (9.2)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	0.4 (0.1)	0.1 (0.1)	91.6 (10.8)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	12.8 (6.0)	0.1 (0.1)	32.8 (20.0)	3.6 (1.8)	1.9 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	48.0 (18.4)	0.6 (1.5)
	8	0.1 (0.1)	11.7 (5.5)	0.1 (0.1)	45.2 (21.6)	2.9 (2.4)	1.8 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	37.2 (19.4)	0.9 (1.8)
	12	0.1 (0.1)	11.1 (5.3)	0.1 (0.1)	50.4 (22.0)	2.6 (2.5)	1.7 (0.1)	0.3 (0.2)	0.1 (0.1)	32.5 (19.7)	1.4 (1.8)
	24	0.1 (0.1)	10.5 (5.4)	0.1 (0.1)	52.2 (22.6)	2.7 (2.9)	1.9 (0.2)	0.4 (0.2)	0.1 (0.1)	30.3 (20.1)	2.0 (1.8)
Japan	0	0.1 (0.1)	2.4 (3.7)	0.1 (0.1)	59.7 (5.6)	0.1 (0.3)	0.1 (0.1)	0.3 (0.5)	0.1 (0.1)	37.4 (6.6)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	5.0 (3.1)	0.1 (0.1)	60.1 (13.5)	0.3 (0.8)	0.1 (0.2)	0.8 (0.9)	0.1 (0.1)	28.4 (17.8)	5.3 (19.6)
	8	0.1 (0.1)	4.9 (2.7)	0.1 (0.1)	56.1 (16.6)	0.5 (1.1)	0.1 (0.2)	1.5 (0.9)	0.1 (0.1)	31.5 (18.1)	5.4 (20.9)
	12	0.1 (0.1)	4.7 (2.6)	0.1 (0.1)	52.4 (17.9)	0.5 (1.3)	0.1 (0.2)	1.8 (0.9)	0.1 (0.1)	32.6 (18.2)	7.9 (21.1)
	24	0.1 (0.1)	3.7 (2.5)	0.1 (0.1)	43.6 (18.9)	0.4 (1.9)	0.1 (0.2)	2.0 (0.9)	0.1 (0.1)	32.3 (18.6)	17.9 (21.4)
Korea	0	0.3 (0.1)	0.2 (5.8)	0.1 (0.1)	21.6 (7.7)	0.3 (0.3)	0.6 (0.2)	1.3 (0.5)	0.1 (0.1)	75.8 (9.2)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	19.6 (5.0)	0.1 (0.1)	36.8 (17.4)	3.4 (1.1)	2.2 (0.4)	1.4 (0.9)	0.1 (0.1)	33.0 (16.6)	3.5 (5.6)
	8	0.1 (0.1)	14.5 (4.3)	0.1 (0.1)	50.4 (19.7)	3.1 (1.4)	2.0 (0.5)	1.5 (1.0)	0.1 (0.1)	24.8 (18.2)	3.7 (6.7)
	12	0.1 (0.1)	14.3 (4.2)	0.1 (0.1)	51.2 (20.1)	3.6 (1.5)	1.9 (0.5)	1.4 (1.1)	0.1 (0.1)	23.8 (18.5)	3.8 (6.9)
	24	0.1 (0.1)	14.0 (4.1)	0.1 (0.1)	51.7 (20.4)	3.8 (1.7)	1.9 (0.5)	1.4 (1.1)	0.1 (0.1)	23.5 (18.7)	3.7 (7.2)

〈Table 1〉 Continued

Malaysia	0	0.1 (0.1)	0.1 (6.6)	0.1 (0.1)	27.6 (9.1)	0.1 (0.4)	0.1 (0.3)	0.4 (0.5)	0.1 (0.1)	71.7 (10.6)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	19.8 (5.1)	0.1 (0.1)	22.7 (19.1)	4.4 (1.5)	10.2 (0.9)	1.1 (1.1)	0.1 (0.1)	41.7 (17.0)	0.1 (5.4)
	8	0.1 (0.1)	18.7 (4.5)	0.1 (0.1)	28.9 (21.1)	4.8 (1.9)	10.8 (1.0)	1.8 (1.3)	0.1 (0.1)	32.8 (17.7)	2.1 (6.7)
	12	0.1 (0.1)	13.3 (4.4)	0.1 (0.1)	46.2 (21.5)	4.0 (2.1)	8.1 (1.0)	1.3 (1.3)	0.1 (0.1)	23.2 (17.9)	3.9 (7.2)
	24	0.1 (0.1)	9.9 (4.3)	0.1 (0.1)	55.7 (21.9)	4.1 (2.6)	6.4 (1.1)	1.0 (1.6)	0.1 (0.1)	17.3 (18.4)	5.6 (7.6)
Philippines	0	0.1 (0.1)	0.9 (7.8)	0.1 (0.1)	8.9 (9.0)	0.8 (0.5)	0.1 (0.3)	0.4 (0.8)	0.1 (0.1)	89.0 (11.0)	0.00 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	3.4 (6.1)	0.1 (0.1)	31.7 (19.5)	0.8 (1.5)	1.2 (0.8)	0.2 (1.6)	0.1 (0.1)	61.7 (17.3)	1.0 (3.0)
	8	0.1 (0.1)	3.4 (5.5)	0.1 (0.1)	36.0 (21.5)	1.9 (2.0)	1.1 (0.9)	0.2 (1.6)	0.1 (0.1)	56.3 (18.3)	1.2 (3.4)
	12	0.1 (0.1)	3.8 (5.3)	0.1 (0.1)	41.5 (21.9)	2.4 (2.2)	1.0 (1.0)	0.2 (1.6)	0.1 (0.1)	50.1 (18.5)	1.1 (3.4)
	24	0.1 (0.1)	4.2 (5.2)	0.1 (0.1)	42.7 (22.5)	2.3 (2.4)	0.9 (1.0)	0.2 (1.6)	0.1 (0.1)	48.6 (18.9)	1.1 (3.5)
Singapore	0	0.1 (0.1)	45.2 (11.8)	0.1 (0.1)	29.8 (15.1)	1.0 (0.9)	0.1 (1.9)	0.4 (1.0)	0.1 (0.1)	23.5 (16.1)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	47.7 (7.7)	0.1 (0.1)	29.1 (22.2)	2.2 (2.2)	1.5 (3.4)	0.5 (1.7)	0.1 (0.1)	11.6 (15.0)	7.4 (11.9)
	8	0.1 (0.1)	46.0 (6.7)	0.1 (0.1)	30.6 (22.7)	2.1 (2.8)	1.5 (3.3)	0.5 (1.9)	0.1 (0.1)	11.4 (13.6)	8.0 (12.8)
	12	0.1 (0.1)	46.0 (6.4)	0.1 (0.1)	30.6 (22.6)	2.1 (3.2)	1.5 (3.2)	0.5 (1.8)	0.1 (0.1)	11.4 (13.2)	8.0 (12.9)
	24	0.1 (0.1)	46.0 (6.3)	0.1 (0.1)	30.5 (22.4)	2.1 (3.4)	1.5 (3.2)	0.5 (1.7)	0.1 (0.1)	11.4 (13.1)	8.0 (12.7)
Taiwan	0	0.1 (0.1)	34.0 (5.1)	0.1 (0.1)	8.7 (7.3)	0.1 (0.4)	0.2 (0.7)	2.8 (0.5)	0.1 (0.1)	54.2 (8.6)	0.00 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	47.1 (4.3)	0.1 (0.1)	21.6 (16.4)	0.7 (1.2)	0.5 (1.6)	1.3 (1.2)	0.1 (0.1)	27.0 (14.8)	1.8 (5.7)
	8	0.1 (0.1)	46.0 (3.9)	0.1 (0.1)	23.0 (18.7)	0.7 (1.7)	0.5 (1.8)	1.3 (1.4)	0.1 (0.1)	26.3 (16.1)	2.1 (6.5)
	12	0.1 (0.1)	45.9 (3.7)	0.1 (0.1)	23.0 (19.4)	0.7 (1.8)	0.5 (1.9)	1.3 (1.4)	0.1 (0.1)	26.2 (16.6)	2.3 (6.7)
	24	0.1 (0.1)	45.8 (3.6)	0.1 (0.1)	23.2 (20.3)	0.7 (1.9)	0.5 (2.0)	1.3 (1.4)	0.1 (0.1)	26.1 (17.4)	2.3 (6.9)
Thailand	0	0.1 (0.1)	1.2 (8.1)	0.1 (0.1)	11.1 (10.9)	2.4 (0.5)	0.6 (0.3)	0.7 (0.8)	0.1 (0.1)	84.0 (12.3)	0.00 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	33.1 (6.6)	0.1 (0.1)	23.3 (20.3)	1.8 (1.7)	5.3 (0.7)	0.3 (1.8)	0.1 (0.1)	28.0 (16.9)	8.3 (8.5)
	8	0.1 (0.1)	23.2 (6.0)	0.1 (0.1)	37.1 (21.2)	3.1 (2.3)	4.5 (0.7)	0.6 (1.9)	0.1 (0.1)	19.8 (16.1)	11.7 (9.3)
	12	0.1 (0.1)	20.4 (5.8)	0.1 (0.1)	44.7 (21.4)	3.0 (2.5)	3.8 (0.7)	0.5 (1.8)	0.1 (0.1)	15.8 (16.1)	11.7 (9.4)
	24	0.1 (0.1)	21.0 (5.7)	0.1 (0.1)	46.2 (21.9)	2.8 (2.7)	3.5 (0.7)	0.5 (1.7)	0.1 (0.1)	14.9 (16.4)	11.1 (9.6)

Notes: The table reports the percentage contribution of the shocks to the forecast error variance in GDP. Figures in parentheses are one-standard errors computed using 500 bootstrap replications of the model. The figure 0.1 denotes the one-standard error that is less than or equal to 0.1 percent but greater than zero.

이 모든 국가의 GDP는 동일한 세계 및 지역교란에 영향을 받도록 설정되어 있다. 유의 정도를 파악하기 위해 구조적 모형을 500번 부스트랩으로 도출한 추정오차를 같이 보고한다. 분산분해 결과 GDP의 당기 변동은 홍콩, 일본, 싱가포르를 제외하면 주로 국내GDP교란에 의해서 설명된다. 홍콩은 국내GDP교란과 더불어 아시아GDP교란이 동일하게 가장 큰 설명력을 보였다. 일본과 싱가포르는 각각 아시아GDP교란과 세계GDP교란이 당기 GDP변동의 가장 결정적인 요인으로 나타났으나 이 경우에도 국내GDP교란의 기여도는 두 번째로 크다. 국내GDP교란의 영향력이 큰 이유는 여러 가지가 있겠으나 그 중 하나는 각 국가가 경제상황에 대응하여 독자적으로 시행한 경기안정화정책에 기인할 수 있다.

시간이 경과함에 따라 국내GDP교란의 영향은 급격히 감소하며 대부분의 국가에서 아시아GDP교란의 중요도가 크게 증가한다. 특히 중국, 인도네시아, 한국, 말레이시아, 필리핀, 타이완, 태국의 경우 아시아GDP교란의 기여도가 두 배 이상 증가한다. 마지막 기간인 24분기에서는 필리핀, 싱가포르, 타이완을 제외한 나머지 7개국에서는 아시아GDP교란이 GDP를 설명하는 가장 중요한 요인으로 나타났다. 필리핀은 국내GDP교란이 가장 큰 영향력을 가지나 아시아GDP교란도 거의 동등한 기여도를 보인다. 싱가포르와 타이완에서는 세계GDP교란이 가장 중요한 결정요인으로 GDP 변동의 45%이상을 설명하여 다른 국가에 비해 미국과 EU경제에 밀접하게 연계되어 있는 것으로 해석된다. 두 나라의 경우 아시아GDP교란의 기여도는 각각 31%와 23%로 나타났다. 세계GDP교란은 홍콩, 인도네시아, 한국 및 태국의 GDP도 10%이상 설명한다. 반면에 세계블록에 소속된 국제유가와 세계이자율 교란은 모든 국가에 걸쳐 GDP 변동에 대한 설명력이 거의 없었다. 또한 국내교란 중 GDP교란을 제외한 다른 교란들은 GDP 변동에 미치는 영향력이 미미하거나 유의하지 않은 것으로 나타났다.

2. 충격반응(Impulse Responses)

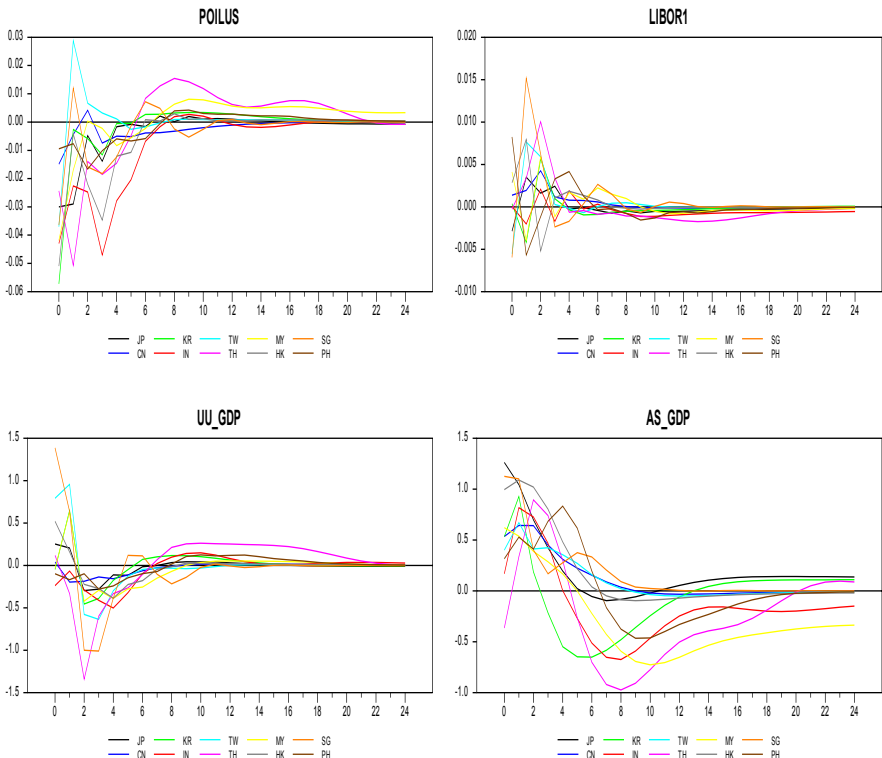
〈Figure 1〉부터 〈Figure 3〉까지는 구조적 교란이 한 단위 증가할 경우 각 국가 GDP가 어떻게 반응하는지를 도식한 충격반응 분석결과이다.¹⁰⁾ 분산분해에서

10) 다른 변수의 충격반응 결과는 지면 제약상 보고하지는 않지만 저자에게 개별적 요청이 가능하다.

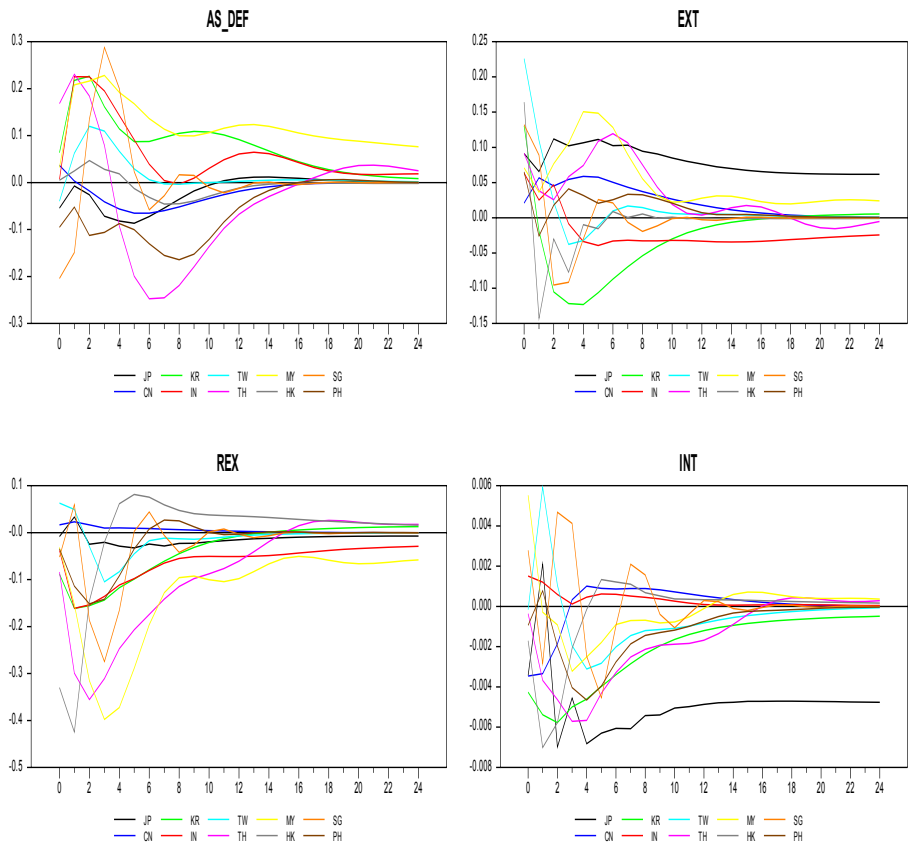
GDP의 결정요인으로 판정된 국내GDP, 아시아GDP 그리고 세계GDP 교란에 대한 반응을 먼저 살펴보겠다. 긍정적인 국내GDP교란과 아시아GDP교란에 대해 모든 국가의 GDP는 증가한다. 시간이 경과함에 따라 그 효과는 점차 축소된다. 세계 GDP교란에 대한 GDP의 반응도 대부분의 국가에서 양수로 나타난다. 싱가포르와 타이완의 경우 단기 GDP의 증가가 특히 크며 이들 국가의 분산분해 결과에서도 세계GDP교란은 단기 GDP 결정에 중요한 요인으로 확인된다. 인도네시아와 필리핀의 GDP는 다른 국가의 경우와는 상이하게 충격 직후에는 감소하나 시간이 경과함에 따라 증가로 반전된다.

이외의 교란들에 대한 GDP의 반응을 살펴보면, 국제유가를 상승시키는 유가교란은 모든 국가에 공통되게 GDP를 감소시켰고, 긍정적인 수출교란은 GDP를 증가시킨다. 실질환율교란은 해당국가의 대미실질환율을 절상시키며 수출을 위축시켜 GDP도 감소된다. 중국, 일본, 타이완의 경우는 GDP를 단기에 일시적으로 증가시

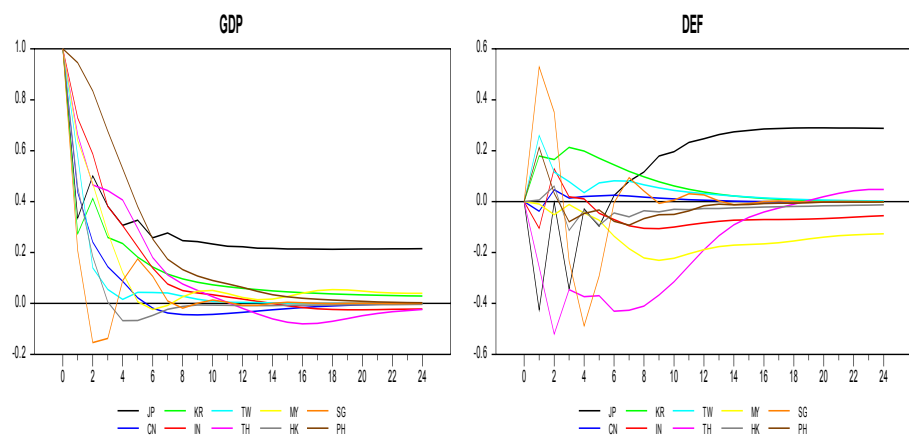
〈Figure 1〉 Responses of GDP to structural shocks



〈Figure 2〉 Responses of GDP to structural shocks



〈Figure 3〉 Responses of GDP to structural shocks



키는 J-curve효과를 보였다. 나머지 교란들의 GDP에 미치는 영향은 국가별로 상이하게 나타났다. 예를 들어 국내물가 상승교란은 일부 국가에서 GDP를 하락시키는 모습을 보였다. 해외수입의 의존도가 높은 홍콩, 싱가포르, 필리핀에서 특히 현저한 바 이는 상대적으로 저렴해진 수입품의 유입증가가 국내 생산품을 대체하며 발생될 수 있다. 세계이자율과 국내이자율을 상승시키는 교란들의 경우에도 일부 국가에서 GDP가 증가하는 생산량 puzzle이 관찰되었다. 지면상의 이유로 여기서 보고하지 않았지만 이러한 GDP 증가의 대부분은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

다음으로 국가 간 경기변동의 동조화를 평가하기 위해 Historical decomposition 기법을 이용하여 GDP의 시계열자료를 각 교란에 의해 설명되는 부분으로 분리한다. 이 자료에 Frankel and Rose (1998) 및 Galí (1999) 에서와 같이 Hodrick and Prescott필터를 적용하여 추세를 제거한 후 남은 경기변동 구간에서의 움직임을 대상으로 10개국 상관계수의 평균치를 도출하여 <Table 2>에 보고한다. 경기변동 구간에서는 세계GDP교란에 대한 GDP변동의 국가 간 상관계수가 0.67로 가장 높았으며 아시아GDP교란에 대한 GDP변동은 0.65로 거의 같은 수준의 높은 상관도를 보였다. 세계블록과 지역블록에 속한 다른 교란들에 대해서도 상관계수는 양의 값을 보여 정도에 차이는 있으나 각국 GDP는 평균적으로 동일한 방향으로 반응했다. 반면에 국내GDP교란에 대한 GDP의 변동은 경기변동 구간에서 상관계수가 -0.01으로 계산되어 연관 정도가 전무한 것으로 판정되었다. 각 국가에 고유한 GDP교란에 대한 반응이기 때문에 국가별로 공통성이 없는 것은 자연스러운 결과일 것이다. 동일한 맥락에서 국내블록에 속한 다른 교란에 대한 GDP의 변동도 국가 간 상관 정도가 거의 없는 것으로 나타났다. 분산분해분석에 따르면 각국 GDP변동은 주로 아시아GDP교란과 세계GDP교란에 의해서 설명되었다. 이들 교란에 대한 충격반응 분석에서는 아시아 국가들의 GDP가 유사한 반응을 보였으며 경기변동 구간에서 변동간의 상관 정도는 <Table 2>에서와 같이 높게 나타났다. 이러한 결과를 종합하면 아시아 10개국의 경기변동이 상당부분 동조화되어 있는 것으로 판정된다. 특히 아시아GDP교란이 경기변동 동조화의 핵심적인 역할을 하는 것은 그만큼 지역 내 경제통합이 진전되었음을 입증한다.

한 가지 유의할 점은 현재 논의가 진행되고 있는 동아시아 경제통합의 범위와 본 연구에서 분석 대상인 국가의 범위가 다르다는 것이다. 동아시아 무역자유화 논의

〈Table 2〉 Average cross-country correlations of the GDP responses

Structural shocks										
East Asia	POILUS	UU_GDP	LIBOR1	AS_GDP	AS_DEF	ID_REX	ID_EXT	ID_INT	ID_GDP	ID_DEF
Main model	0.57 (0.02)	0.67 (0.01)	0.45 (0.02)	0.65 (0.02)	0.23 (0.01)	0.10 (0.01)	0.06 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.01)
Robust test 1	0.51 (0.03)	0.59 (0.01)	0.33 (0.02)	0.66 (0.02)	0.39 (0.02)	0.19 (0.01)	0.05 (0.02)	-0.02 (0.01)	0.04 (0.04)	-0.04 (0.01)
Robust test 2	0.55 (0.01)	0.68 (0.02)	0.63 (0.02)	0.59 (0.02)	0.32 (0.02)	0.06 (0.01)	0.08 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.03)	-0.03 (0.01)
Robust test 3	0.57 (0.02)	0.68 (0.01)	0.49 (0.02)	0.66 (0.02)	0.21 (0.01)	0.12 (0.01)	0.09 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.03 (0.01)
Robust test 4	0.57 (0.01)	0.67 (0.03)	0.45 (0.02)	0.65 (0.01)	0.23 (0.01)	0.08 (0.01)	0.12 (0.01)	0.10 (0.01)	0.01 (0.03)	0.01 (0.01)
Structural shocks										
Eurozone	POILUS	UU_GDP	LIBOR1	EU_GDP	EU_DEF	ID_REX	ID_EXT	ID_INT	ID_GDP	ID_DEF
	0.26 (0.02)	0.33 (0.01)	0.69 (0.01)	0.68 (0.02)	0.10 (0.01)	0.06 (0.01)	0.09 (0.01)	0.08 (0.01)	-0.01 (0.03)	-0.02 (0.01)

Notes: The cross correlation is calculated as the average of the pairwise correlations between the response of one country and the response of another country to a certain shock. Figures in parentheses are one-standard errors computed by using 500 bootstrap replications of the model.

는 ASEAN+3(한중일)을 기본으로 시작되었으며 양자 간 통화스왑인 CMI나 다자간 통화스왑 CMIM도 대상 국가가 ASEAN+3이다. 반면 본 연구의 분석 대상은 ASEAN 10개국 중 주요 5개국과 한중일 3국이다. 자료의 제약으로 인해 다른 ASEAN 5개국을 분석에서 제외했으나 이들 국가들은 경제규모도 작고 대부분 최빈국으로 다른 지역 내 국가들과는 경제적 격차가 심하다. 따라서 통화통합이라는 높은 단계의 경제통합에 포함시키는 것은 이 국가들과 더불어 지역 내 모든 다른 국가들에게 높은 비용을 부담시킬 수 있는 개연성이 높다. 이와 같은 우려는 그리스 등 재정위기를 겪은 유로존의 국가들과 재정위기가 유로존 전체에 미친 부정적 파급효과를 예로 통해서도 발생 가능한 시나리오임을 알 수 있다. ASEAN+3가 아닌 본 연구에서 분석한 바와 같은 ASEAN의 주요 5개국과 한중일 혹은 그보다 작은 범위의 동질성이 높은 국가들부터 통화통합을 시작하는 것이 잠재적인 비용을 최소화하는 차원에서 바람직할 수 있다. 이에 대한 연구는 향후 과제로 남겨둔다.

3. 견고성 검증(Robustness Tests)

모형설정이 변경되면 실증분석결과도 다르게 도출될 수 있다. 따라서 앞에서 보고한 결과가 상이한 설정에 대해 얼마나 견고한지 확인하는 것은 중요하다. 본 절에서는 견고성 검증을 위해 기본모형을 네 방향으로 변경하여 추정하였다. 첫 번째 실험은 경제규모가 상대적으로 큰 한국, 중국, 일본의 GDP 합이 동아시아지역 전체GDP의 80%정도를 차지하여 세 국가가 결국 분석결과 전체를 지배할 수 있다는 개연성에 주목한다. 즉 한국, 중국, 일본 3국의 경기변동 동조화가 압도적이라면 나머지 국가들을 포함한 분석에서도 같은 결론이 나올 수 있다. 이를 통계적으로 검정하기 위해 한국, 중국, 일본을 제외한 나머지 7개 국가를 대상으로 GDP변동의 상관계수를 교란별로 추정하였다. <Table 2>에 ‘견고성 검증 1’으로 표기된 분석 결과는 기본모형과 크게 다르지 않게 나타났다. 한국, 중국, 일본을 제외하더라도 지역 내 GDP변동의 아시아GDP교란에 대한 상관계수는 0.66으로 거의 변화가 없으며 세계GDP교란에 대해서는 0.59로 기본모형에 비해 다소 감소했으나 변화의 폭은 크지 않음을 알 수 있다. 한국, 중국, 일본을 제외한 분석 결과가 이들 3국을 포함한 분석 결과와 경기변동 동조화를 평가하는데 있어서는 차별성이 없음을 보여주고 있다.

두 번째 실험은 1997~98년 지역 내 많은 국가에 심각한 경기침체를 초래했던 동아시아 외환위기의 효과를 분석한다. 일부 논문에서는 외환위기 기간에 공통적으로 겪은 경기침체는 결국 지역 내 교란의 중요성을 세계 교란에 비해 과대평가하게 만들었다고 주장한다. Zhang *et al.* (2004) 와 Lee and Koh (2012) 는 아시아경제가 위기이전의 수준으로 회복되면 세계교란의 중요성이 다시 부각될 것이라고 예견했다. 두 번째 실험에서는 기본모형에 동아시아 외환위기를 반영하기 위해 1997년 3분기부터 1998년 4분기까지 기간에 더미변수를 추가하여 추정을 하였으며 그 결과는 <Table 2>의 '견고성 검증 2'에서 찾아 볼 수 있다. 아시아GDP교란에 대한 10개국 GDP변동의 상관계수는 기본모형의 0.65에서 0.59로 소폭 감소하였고, 세계GDP교란에 대해서는 기본모형의 상관계수와 차이가 없었다. 세계이자율교란에 대한 상관계수가 0.63으로 유의적으로 증가하였으나 전체적으로는 기본모형의 결과를 번복할 강력한 증거는 발견되지 않았다.

세 번째 실험은 2007~2008년에 세계경제를 강타한 미국 발 금융위기가 어떤 영향을 미쳤는지 여부를 검증한다. 많은 선진국과 개발도상국에 심각한 경기침체를 초래했으며 이에 기인하여 세계 경기의 동조화를 강화시켰을 가능성이 있다. 두 번째 실험과 유사하게 2007년 3분기부터 2008년 4분기까지 기간에 더미변수를 추가한 후 모형을 추정하고 그 결과를 <Table 2>의 '견고성 검증 3'에 보고한다. GDP변동의 세계이자율교란에 대한 상관계수가 미세하게 증가한 것을 제외하면 모든 결과가 기본모형과 거의 동일했다. 본 연구의 결과는 금융위기에 대해 견고하다는 것을 의미한다.

마지막 실험은 분석모형의 국내블록에서 교란의 식별방법에 대한 견고성 검증이다. 국내블록에 속한 변수들은 실질환율, 수출, 이자율, GDP 및 물가 순서로 배열되었고 각 교란은 Choleski유형의 순차적 당기제약조건을 가정하여 식별하였다. III장에서 논의한 바와 같이 본 연구의 취지에 부합하는 타당한 설정이라 사료된다. 그러나 Choleski기법은 구조상 변수의 순서가 바뀌면 교란이 상이하게 식별되고 분석결과에 영향을 미칠 수 있다. 특히 기존연구에서 이자율이나 환율에 연계된 교란은 GDP에 당기보다는 시차를 가지고 영향을 미치고 반면에 GDP교란은 이자율이나 환율에 즉각적인 효과를 미칠 수 있다고 밝히고 있다. 이와 같은 설정을 반영할 경우 결과에 영향을 미칠 수 있는지 여부를 확인하기 위해 네 번째 실험에서는 국내블록의 변수순서를 수출, GDP, 물가, 실질환율 및 이자율로 변경하여 모형을 추

정하였다. <Table 2>의 ‘견고성 검증 4’에 보고한 바와 같이 국내블록에 소속된 교란을 다르게 식별하여도 결과는 기본모형과 다르지 않았다. 세계블록과 지역블록에서 파생되는 교란들이 국내변수에 미치는 영향은 외생성가정에 의해 국내교란의 식별방법과 무관하기 때문에 전혀 변화가 발생하지 않는다. 변동될 수 있는 것은 국내교란의 GDP에 대한 영향이다. <Table 2>에서 GDP변동의 국내교란에 대한 국가간 상관계수는 거의 변화가 없다고 나타나 결국 상이한 식별방법에도 본 연구의 결과는 큰 변화 없이 견고하다고 할 수 있다.

V. 유로존의 사례

동아시아 통화통합에서 거론되는 대표적인 방안은 통화동맹이다. 지역 내 국가들이 지역중앙은행을 설립하여 단일 통화를 공급하고 통화정책을 담당하는 경우를 통화동맹이라고 볼 수 있다. 동카리브해 중앙은행과 서아프리카통화동맹 등이 통화동맹의 한 예라고 볼 수 있는데 여기서 한 발 더 나아간 형태가 유로존의 경제통화동맹(Economic and Monetary Union: EMU)이다. EMU의 경우는 하나의 경제공동체를 형성하여 단일한 통화정책을 수립하고 집행하며 단일한 통화를 유통시키는 경우를 말한다. 또한 EMU는 고정환율에 일원적 중앙은행제도, 단일 통화까지 도입되는 완전한 환율동맹이다. 외환위기 이후 동아시아 통화통합의 방안으로 제시된 통화동맹 방안은 대체로 EMU 방식에 준거한 완전한 환율동맹이다. EU는 1979년 정상회담에서 EMS(European Monetary System)의 발족 등 단일경제권 구축을 위해 노력하기로 합의하였고 1992년 Maastricht조약으로 EMU와 유로화 도입의 법적 근거를 마련하였다. 1995년 EU정상회담에서 1999년 1월에 EMU를 출범하기로 결정하였고 1999년 1월부터 유로화가 도입되었다. 23개의 EU국가 중 영국, 스웨덴, 덴마크 등 6개국을 제외한 17개국이 현재 유로화를 사용하고 있다.

V장에서는 1999년 유로화 도입 이전의 기간에 유로존 국가 간 GDP의 동조화 정도를 추정하고 그 결과에 기초하여 동아시아의 현재 경기동조화가 어느 수준인지를 여부를 평가한다. 실증분석은 오스트리아, 벨기에, 핀란드, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이태리, 네덜란드, 포르투갈, 스페인 등 유로존 주요 10개국이며 이들 국가는 유로화를 원년에 도입한 회원국이기도 하다. 분석기간은 유로화에 대한 논의가 본격화된 1980년 1분기부터 유로화 시행 직전인 1998년 4분기까지다. 직접적인 비교

를 위해 동아시아 경제에 적용했던 III장의 블록VAR모형을 동일하게 이용하여 각 블록은 블록외생성, 블록 내 교란은 Choleski유형의 순차적 구조를 가정하며 식별하였다. 변수들도 동일하게 정의된 자료를 취합하였으며 지역블록은 유럽GDP (EU_GDP)와 유럽물가(EU_DEF)로 편성하여 OECD국가 중 유럽국가들만 합산한 통계치를 대응했다. 유럽GDP 및 유럽물가 그리고 유로존 10개국의 국내블록에 포함된 변수들에 대한 자료는 모두 OECD MEI를 이용하였다. 따라서 $X_1=(POILUS, UU_GDP, LIBOR1)'$, $X_2=(EU_GDP, EU_DEF)'$ 그리고 $X_3=(REX, EXT, INT, GDP, DEF)'$ 이다.

〈Table 3〉은 유로존 국가별 GDP의 분산분해 결과를 보고한다. 모든 국가의 GDP는 동일한 세계 및 지역교란에 영향을 받도록 구성되어 있다. 동아시아 경우와 유사하게 GDP의 단기변동은 주로 국내GDP교란에 의해서 설명되며 이는 각 국가가 경제상황에 대응하여 독자적으로 시행한 경기안정화정책에 기인할 수 있다. 독일은 예외로 유럽GDP교란이 GDP변동의 68%이상을 설명하고 있는 바 유럽GDP에서 독일이 차지하는 비중을 반영한 것으로 볼 수 있다. 시간이 경과함에 따라 국내GDP교란의 영향은 급격히 감소하는 반면 독일을 포함한 대부분 국가에서 유럽GDP교란의 중요도가 증가한다. 유럽GDP교란은 프랑스, 아일랜드, 네덜란드, 포르투갈을 제외한 나머지 6개국에서 장기 GDP변동을 결정하는 가장 중요한 요인으로 나타났다. 프랑스는 장기에서도 국내GDP교란이 가장 큰 영향력을 보였으나 유럽GDP교란의 기여도도 유의적이며 두 번째로 컸다. 아일랜드와 네덜란드는 유럽GDP교란의 GDP변동에 대한 기여도가 전 구간에 걸쳐 20%이하로 작게 나타났다. 포르투갈은 유럽GDP교란이 중기에서 가장 큰 영향력을 보였으나 장기로 감에 따라 기여도가 큰 폭으로 감소하였다. 아일랜드, 네덜란드, 포르투갈의 경우 유럽물가교란이 장기 GDP변동을 결정하는 가장 중요한 요인이었다. 여기에서 보고하지 않았으나 유럽물가교란은 이들 3개국의 실질환율과 수출의 변동을 설명하는 핵심적인 요인으로 나타나 수반되는 수출 및 수입시장 경쟁력 변화가 국내GDP에 영향을 미친 것으로 보인다.

유로존 국가의 충격반응분석 결과는 지면관계상 보고하지 않았으나 Historical decomposition과 Hodrick and Prescott필터를 이용하여 경기변동 구간에서 GDP변동의 국가 간 상관계수의 평균치를 교란별로 추정하여 〈Table 2〉하단에 보고한다. 국제유가교란과 세계GDP교란에 대한 유로존 국가의 GDP변동 상관계수는 각

〈Table 3〉 Forecast error variance decompositions of GDP for each country in Eurozone

Country	Qtrs	Structural shocks									
		POIUS	UU_GDP	LIBORI	EU_GDP	EU_DEF	ID_REX	ID_EXT	ID_INT	ID_GDP	ID_DEF
Austria	0	0.1 (0.1)	0.4 (0.2)	0.1 (0.1)	23.6 (4.5)	3.3 (15.7)	0.5 (1.3)	0.7 (0.4)	0.1 (0.1)	71.5 (15.5)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.4 (0.2)	0.1 (0.1)	37.3 (9.5)	15.6 (22.5)	1.1 (2.6)	0.8 (0.9)	0.1 (0.1)	44.2 (18.0)	0.6 (8.9)
	8	0.1 (0.1)	0.3 (0.1)	0.1 (0.1)	40.4 (12.0)	29.0 (23.9)	0.7 (2.8)	0.6 (0.9)	0.1 (0.1)	28.6 (16.7)	0.5 (9.8)
	12	0.1 (0.1)	0.4 (0.1)	0.1 (0.1)	42.8 (13.1)	29.3 (24.2)	0.6 (2.9)	0.5 (0.9)	0.1 (0.1)	25.8 (15.9)	0.5 (9.9)
	24	0.1 (0.1)	0.4 (0.1)	0.1 (0.1)	42.8 (14.0)	30.5 (24.1)	0.6 (2.6)	0.5 (0.8)	0.1 (0.1)	24.4 (15.4)	0.8 (9.7)
Belgium	0	0.1 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	45.2 (4.6)	0.3 (14.8)	0.1 (1.0)	0.1 (0.3)	0.1 (0.1)	54.4 (14.5)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	50.8 (10.2)	25.0 (23.2)	0.4 (2.2)	0.1 (0.7)	0.1 (0.1)	23.0 (18.4)	0.7 (8.1)
	8	0.1 (0.1)	0.2 (0.1)	0.1 (0.1)	55.0 (11.8)	23.3 (23.4)	0.4 (2.3)	0.1 (0.7)	0.1 (0.1)	20.3 (16.8)	0.7 (8.7)
	12	0.1 (0.1)	0.2 (0.1)	0.1 (0.1)	54.7 (12.5)	24.9 (23.5)	0.4 (2.2)	0.1 (0.7)	0.1 (0.1)	19.0 (15.9)	0.7 (8.7)
	24	0.1 (0.1)	0.2 (0.1)	0.1 (0.1)	53.8 (13.6)	26.3 (23.3)	0.4 (2.2)	0.1 (0.6)	0.1 (0.1)	18.5 (15.2)	0.8 (8.4)
Finland	0	0.1 (0.1)	0.5 (0.3)	0.1 (0.1)	0.3 (6.4)	1.7 (19.4)	0.9 (0.5)	0.1 (0.1)	0.1 (0.1)	96.6 (18.8)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.5 (0.2)	0.1 (0.1)	53.6 (12.9)	4.8 (24.8)	2.2 (0.9)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	35.6 (19.2)	3.1 (3.9)
	8	0.1 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	78.7 (14.2)	2.4 (24.5)	1.2 (1.0)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	16.1 (17.3)	1.4 (4.2)
	12	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	84.3 (14.7)	4.9 (24.0)	0.7 (1.0)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	9.2 (16.0)	0.7 (4.2)
	24	0.1 (0.1)	0.1 (0.1)	0.1 (0.1)	82.4 (15.4)	13.5 (23.1)	0.3 (1.0)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	3.4 (14.8)	0.3 (4.1)
France	0	0.1 (0.1)	0.5 (0.1)	0.1 (0.1)	20.7 (1.5)	1.5 (6.3)	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	77.2 (6.4)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.5 (0.1)	0.1 (0.1)	23.6 (5.2)	18.2 (15.3)	0.9 (0.5)	1.1 (0.7)	0.1 (0.1)	54.4 (15.4)	1.3 (5.5)
	8	0.1 (0.1)	0.4 (0.1)	0.1 (0.1)	27.0 (6.8)	24.5 (18.8)	0.9 (0.6)	1.3 (0.8)	0.1 (0.1)	44.6 (18.0)	1.3 (7.1)
	12	0.1 (0.1)	0.4 (0.1)	0.1 (0.1)	29.4 (7.5)	24.0 (20.3)	0.8 (0.6)	1.2 (0.8)	0.1 (0.1)	42.4 (19.0)	1.7 (7.7)
	24	0.1 (0.1)	0.4 (0.1)	0.1 (0.1)	29.2 (8.4)	28.2 (21.5)	0.7 (0.6)	1.1 (0.8)	0.1 (0.1)	38.7 (20.0)	1.6 (8.0)
Germany	0	0.1 (0.1)	0.1 (1.4)	0.1 (0.1)	68.1 (7.6)	3.3 (22.1)	1.2 (1.5)	0.6 (0.3)	0.1 (0.1)	26.7 (20.8)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	80.2 (13.8)	3.6 (24.8)	1.2 (2.7)	0.3 (0.6)	0.1 (0.1)	12.9 (15.7)	1.5 (8.9)
	8	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	83.1 (15.4)	2.5 (24.1)	0.8 (2.6)	0.2 (0.6)	0.1 (0.1)	10.8 (12.6)	2.5 (10.1)
	12	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	84.1 (15.8)	1.7 (23.8)	0.6 (2.6)	0.1 (0.5)	0.1 (0.1)	10.1 (11.4)	3.2 (10.0)
	24	0.1 (0.1)	5.1 (0.1)	0.1 (0.1)	84.0 (16.2)	2.2 (23.2)	0.4 (2.5)	0.1 (0.5)	0.1 (0.1)	9.0 (10.5)	4.1 (9.9)

〈Table 3〉 Continued

Ireland	0	0.1 (0.1)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	17.2 (7.8)	0.8 (21.3)	0.1 (0.7)	16.3 (1.3)	0.1 (0.1)	65.4 (20.8)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.1 (0.3)	0.1 (0.1)	7.7 (14.8)	59.8 (24.6)	0.1 (1.3)	5.0 (1.8)	0.1 (0.1)	24.7 (18.1)	2.7 (6.2)
	8	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	7.5 (16.0)	77.7 (24.2)	0.1 (1.1)	2.3 (1.7)	0.1 (0.1)	10.6 (15.0)	2.1 (5.9)
	12	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	10.3 (16.5)	80.4 (23.6)	0.1 (1.0)	1.2 (1.7)	0.1 (0.1)	6.5 (13.7)	1.5 (5.4)
	24	0.1 (0.1)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	19.5 (17.3)	74.1 (23.7)	0.1 (1.0)	0.8 (1.6)	0.1 (0.1)	4.3 (12.9)	1.2 (5.2)
Italy	0	0.1 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	25.1 (4.4)	25.9 (15.0)	0.1 (0.3)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	48.8 (14.8)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.4 (0.2)	0.1 (0.1)	43.9 (10.7)	38.8 (23.2)	0.1 (0.5)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	16.1 (19.3)	0.6 (3.6)
	8	0.1 (0.1)	0.6 (0.1)	0.1 (0.1)	48.8 (13.0)	35.4 (23.7)	0.1 (0.6)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	14.3 (18.1)	0.8 (4.1)
	12	0.1 (0.1)	0.6 (0.1)	0.1 (0.1)	49.8 (13.5)	34.6 (23.1)	0.1 (0.6)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	14.1 (17.3)	0.8 (3.9)
	24	0.1 (0.1)	0.6 (0.1)	0.1 (0.1)	50.0 (14.2)	34.5 (22.9)	0.1 (0.7)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	13.4 (17.1)	0.8 (3.6)
Netherlands	0	0.1 (0.1)	0.3 (0.2)	0.1 (0.1)	19.5 (5.4)	11.3 (18.6)	0.6 (1.1)	0.1 (0.7)	0.1 (0.1)	68.2 (17.8)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	20.0 (11.3)	54.4 (23.8)	0.9 (1.6)	0.7 (1.0)	0.1 (0.1)	22.8 (17.4)	1.0 (7.2)
	8	0.1 (0.1)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	20.4 (13.2)	60.6 (23.7)	0.7 (1.6)	0.6 (1.0)	0.1 (0.1)	16.3 (15.4)	1.2 (7.4)
	12	0.1 (0.1)	0.2 (0.1)	0.1 (0.1)	16.1 (13.7)	69.0 (23.3)	0.6 (1.6)	0.5 (1.1)	0.1 (0.1)	12.4 (14.5)	1.2 (7.2)
	24	0.1 (0.1)	0.2 (0.1)	0.1 (0.1)	18.1 (14.3)	69.6 (22.9)	0.5 (1.6)	0.4 (1.3)	0.1 (0.1)	10.1 (13.9)	1.0 (6.9)
Portugal	0	0.1 (0.1)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	27.8 (7.6)	23.2 (20.8)	0.1 (0.7)	0.2 (0.5)	0.1 (0.1)	55.9 (9.3)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.8 (0.3)	0.1 (0.1)	75.4 (14.1)	10.4 (25.6)	0.2 (1.0)	1.1 (0.8)	0.1 (0.1)	27.9 (16.5)	2.5 (6.0)
	8	0.1 (0.1)	0.7 (0.2)	0.1 (0.1)	57.5 (16.0)	35.1 (24.6)	0.3 (1.1)	0.9 (0.9)	0.1 (0.1)	27.0 (17.9)	2.8 (6.9)
	12	0.1 (0.1)	0.6 (0.2)	0.1 (0.1)	48.3 (16.5)	45.5 (23.8)	0.6 (1.0)	0.6 (0.9)	0.1 (0.1)	27.0 (18.5)	2.8 (6.9)
	24	0.1 (0.1)	0.5 (0.2)	0.1 (0.1)	32.0 (16.9)	63.1 (22.8)	0.7 (0.9)	0.7 (0.9)	0.1 (0.1)	27.0 (19.6)	2.9 (6.9)
Spain	0	0.1 (0.1)	0.1 (0.3)	0.1 (0.1)	43.2 (6.2)	9.0 (18.9)	0.1 (0.6)	0.1 (0.2)	0.1 (0.1)	47.6 (18.5)	0.0 (0.0)
	4	0.1 (0.1)	0.6 (0.2)	0.1 (0.1)	70.8 (12.1)	4.3 (24.1)	0.2 (0.9)	0.1 (0.4)	0.1 (0.1)	33.3 (19.1)	4.1 (8.5)
	8	0.1 (0.1)	0.9 (0.1)	0.1 (0.1)	73.8 (13.7)	4.5 (23.7)	0.2 (1.0)	0.1 (0.5)	0.1 (0.1)	17.0 (14.7)	3.6 (9.1)
	12	0.1 (0.1)	0.9 (0.1)	0.1 (0.1)	66.4 (14.1)	14.2 (23.4)	0.1 (1.0)	0.1 (0.5)	0.1 (0.1)	14.9 (13.6)	3.4 (8.9)
	24	0.1 (0.1)	0.5 (0.1)	0.1 (0.1)	51.7 (15.1)	36.4 (23.3)	0.1 (0.9)	0.1 (0.5)	0.1 (0.1)	8.9 (12.9)	2.4 (8.4)

Notes: The table reports the percentage contribution of the shocks to the forecast error variance in GDP. Figures in parentheses are one-standard errors computed using 500 bootstrap replications of the model. The figure 0.1 denotes the one-standard error that is less than or equal to 0.1 percent but greater than zero.

각 0.26 및 0.33으로 동아시아 경우와 비교하면 낮은 수준이다. 반면에 세계이자율 교란에 대해서는 상대적으로 높은 상관계수를 보였다. 분산분해결과에 따르면 이들 3개의 교란은 유로존 국가의 GDP변동을 설명하는데 그 역할이 미미했다. 가장 중요한 결정요인인 유럽GDP교란에 대한 국가 간 상관계수는 0.68로 높게 나타나 유로화 출범이전에 상당한 수준의 지역 내 경기동조화가 진척되었음을 의미한다. 이와 같은 결과는 동아시아 경우와 매우 유사하다. 아시아GDP교란이 지역 내 국가의 GDP변동에 가장 영향력이 높은 결정요인이었으며 GDP변동의 국가 간 상관계수는 0.65로 추정되었다. 유로존의 경우 다수 국가에서 유럽물가교란도 GDP변동에 중요한 영향을 미치는 요인이었으나 변동의 국가 간 상관계수는 매우 낮게 나타나 지역 내 이질성이 높은 것으로 보인다. 정리하면 동아시아지역의 현재 경기동조화 수준은 유로화 출범 이전의 기간에 유로존 국가 간 경기동조화 수준과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

VI. 결 론

본 연구는 동아시아 주요 10개국을 대상으로 지역 내 통화통합의 가능성을 가늠해 보기 위해 핵심적 선결조건인 국가 간 경기동조화를 분석하였다. 소규모의 모형에 의존하는 기존의 연구와는 다르게 블록VAR모형을 도입하여 국가 간 경제교류에 중요한 역할을 하는 변수들을 다수 포함하였으며 이들 간 상호작용을 명시적으로 반영하였다. 각 국가의 모형은 국제유가, 세계GDP, 세계이자율, 아시아GDP, 아시아물가 및 국내변수인 대미실질환율, 수출, 이자율, GDP, 물가 등 모두 10개 변수로 구성되어 있다. 이들 변수들은 출처에 따라 세계, 지역 그리고 국내블록으로 구분되며 블록의 식별은 경제이론에 부합하는 외생성조건을 이용하였다. 모든 국가는 동일한 세계교란과 지역교란에 의해 영향을 받도록 구성되어 국가별 반응을 동일한 잣대로 비교할 수 있다. 경기변동에서 핵심변수인 GDP가 세계교란, 지역교란 및 국내교란에 어떻게 반응하는지를 도출하며 이에 기반하여 지역 내 국가들의 경기동조화 수준을 평가하였다.

실증분석 결과 GDP의 변동은 당기를 제외한 모든 기간에서 주로 아시아GDP교란에 의해서 설명되었다. 싱가포르와 타이완은 예외로 세계GDP교란이 가장 중요한 요인이었으며 이 교란은 다른 국가의 경우도 유의적인 설명력을 보였다. 아시아

GDP교란과 세계GDP교란에 대한 10개국 GDP반응은 모두 같은 방향이었으며 경기변동 구간에서 GDP변동의 국가 간 상관도는 각각 0.65과 0.67의 높은 수준을 나타냈다. 지역 내 국가들의 경기변동이 상당부분 동조화되어 있음을 시사하며 통화통합에 긍정적인 증거로 간주할 수 있다. 본 연구에서는 또한 비교를 위해 1999년 유로화 출범 이전의 기간에 유로존 주요 10개 국가 간 GDP의 동조화 수준을 추정하였다. 유럽GDP교란이 각 국 GDP변동에 가장 높은 영향력을 보였으며 GDP변동의 국가 간 상관도는 0.68로 나타났다. 동아시아지역의 현재 경기동조화 수준은 유로화 출범 이전의 유로존 국가 간 경기동조화 수준과 큰 차이가 없음을 의미한다.

본 연구의 실증분석결과가 동아시아의 통화통합이 준비 완료되었다는 것을 시사하는 것은 아니다. 다른 많은 경제적 요인들이 여러 각도에서 고려되어야 한다. 예를 들어, 정부부채 수준, 재정건전성의 국가 간 동조화도 통화통합의 성공을 위한 핵심조건 중 하나이다. Darvas, Rose, and Szapary (2005)에 따르면 정부재정 수준의 동질성이 높을수록, 그리고 재정적자가 적을수록 경기변동의 동조화는 심화된다.¹¹⁾ 따라서 동아시아 지역 통화통합의 가능성과 필요성을 더 심도 깊게 검증하기 위해서는 재정변수도 고려되어야 한다. 동아시아 국가들의 경우 정부재정에 관련된 분기별 시계열자료가 매우 부족하여 본 연구에서는 포함하지 못하였으나 향후 신뢰성 높은 자료의 축적과 더불어 이에 대한 연구가 진행되어야 할 것이다.

통화통합으로의 전환을 위해서는 해당국가들의 정치적 협조 및 제도적 지원도 필수적이다. 불행하게도 이러한 국가 간 협업은 동아시아지역에서 아직 미흡한 상황이며 통화통합에 중요한 장애가 될 수 있다. Bayoumi *et al.* (2000)는 통화통합을 위해서는 정치적 결단이 필요함을 강조하였고 Willet *et al.* (2010)은 이에 더불어 통화, 재정, 환율정책에서 국가 간 공조를 우선 시행할 것을 권고했다. 실제로 지역 내 국민적 단합, 정치적 지지, 체계적인 제도적 개선 없이는 통화통합이 불가능하다는 점은 의심할 여지가 없다. 당연히 통화통합 이전에 다양한 연구가 지속적으

11) 이 연구결과는 Maastricht조약에 따른 EU의 재정규칙이 재정수준의 수렴을 가져오고 이는 유로존 역내 경기변동의 동조화를 강화시킬 것이라는 주장의 근거로 제시될 수 있을 것이다. 그러나 Maastricht조약에도 불구하고 통합 이후 유로존 국가들 간의 재정 상태는 차별성이 더욱 확대되었으며 이는 지역 내 경기 변동의 동조화를 제약하는 요인으로 작용했을 개연성이 높다.

로 선수되어야 하며 현재도 진행 중인 유로존의 고통스러운 전철을 되풀이 하지 않기 위해서 더욱 그러하다.

■ 참 고 문 헌

1. 강삼모, “동아시아 통화통합과 ACU의 역할,” 한국금융연구원, 2007.
(Translated in English) Kang, Sammo, “Currency Union and ACU in East Asia,” Korea Institute of Finance, 2007.
2. 송원근, “동아시아 교역패턴에 대한 분석 및 경제통합에 대한 시사점,” 한국경제연구원, 2009.
(Translated in English) Song, Wongun, “An Analysis of the Trade Patterns and its Implications for Economic Integration in East Asia,” Korea Economic Research Institute, 2009.
3. Bayoumi, T. and B. Eichengreen, “One Money or Many? Analyzing the Prospects for Monetary Unification in Various Parts of the World,” Princeton Studies in International Finance, No. 76, 1994.
4. Bayoumi, T., B. Eichengreen and P. Mauro, “On Regional Monetary Arrangements for ASEAN,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 2000, pp.121-148.
5. Blanchard, O. and D. Quah, “Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, 79, 1989, pp.655-673.
6. Choi, C-K., “The benefits and Costs of an East Asia Currency Union,” in Choo, H-G. and Wang Y-J. (eds), *Currency Union in East Asia*, Korea Institute for International Economic Policy, Policy Analyses 02-01, 2002.
7. Cushman, D. and T. Zha, “Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates,” *Journal of Monetary Economics*, 39, 1997, pp.433-448.
8. Darvase, Z., A. Rose and G. Szapary, “Fiscal Divergence and Business Cycle Synchronization: Irresponsibility is idiosyncratic,” NBER Working Paper No. 11580, 2005.
9. Frankel, J. and A. Rose, “The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria,” *Economic Journal*, 108, 1998, pp.1009-1025.
10. Gali, J., “Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?” *American Economic Review*, 89, 1999, pp.249-271.
11. He, D. and W. Liao., “Asian Business Cycle Synchronization,” *Pacific Economic Review*, 17, 2012, pp.106-135.

12. Huang, Y. and F. Guo, "Is Currency Union a Feasible Option in East Asia? A Multivariate Structural VAR Approach," *Research in International Business and Finance*, 20, 2006, pp. 77-94.
13. Kim, D., "An East Asian Currency Union?: The Empirical Nature of Macroeconomic Shocks in East Asia," *Journal of Asian Economics*, 18, 2007, pp. 847-866.
14. Kose, A., C. Otrok, and C. Whiteman, "International Business Cycles: World, Region, and Country-specific Factors," *American Economic Review*, 93, 2003, pp. 1216-1239.
15. Lastrapes, W., "Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions," *Economics Letters*, 87, 2005, pp. 75-81.
16. Lee, G. and M. Azali, "Is East Asia an Optimum Currency Area?" *Economic Modelling*, 29, 2012, pp. 87-95.
17. Lee, G. and S. Koh., "The Prospects of a Monetary Union in East Asia," *Economic Modelling*, 29, 2012, pp. 96-102.
18. Lee, J-W., Y-C. Park, and K-H. Shin, "A Currency Union in East Asia," ISER Discussion Paper No. 571, 2003.
19. McKinnon, R., "Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, 53, 1963, pp. 717-725.
20. Moneta, F. and R. Ruffer, "Business Cycle Synchronization in East Asia," *Journal of Asian Economics*, 20, 2009, pp. 1-12.
21. Mundell, R., "A Theory of Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, 51, 1961, pp. 657-665.
22. Peersman, G., "The Transmission of Monetary Policy in the EURO Area: Are the Effects Different across Countries?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, 2004, pp. 285-308.
23. Rana, P., "Economic Integration and Synchronization of Business Cycles in East Asia," *Journal of Asian Economics*, 18, 2007, pp. 711-725.
24. Sims, C., J. Stock and M. Watson, "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, 58, 1990, pp. 113-144.
25. Willet, T., O. Permpoon and L. Srisorn, "Asian Monetary Cooperation: Perspectives from the Optimum Currency Area Analysis," *Singapore Economic Review*, 55, 2010, pp. 103-124.
26. Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association*, 57, 1962, pp. 500-509.
27. Zha, T., "Block Recursion and Structural Vector Autoregressions," *Journal of Econometrics*, 90, 1999, pp. 291-316.
28. Zhang, Z., K. Sato and M. McAleer, "Asian Monetary Integration: A Structural VAR Approach," *Mathematics and Computers in Simulation*, 64, 2004, pp. 447-458.

Business Cycle Synchronization in East Asia and Implications for a Regional Currency Union*

Wongun Song** · Hyeon-seung Huh*** · Yeseul Hyun****

Abstract

This paper empirically examines how closely East Asian economies move together in response to world, regional and country shocks, with a view to gauging the feasibility of a regional currency union. Unlike previous studies, a block vector autoregression (VAR) model is employed to analyze a large set of macroeconomic variables for 10 major countries in the region. Results suggest that regional GDP shocks play a pivotal role in accounting for the variation in individual countries' GDP. The majority of the GDPs in East Asia exhibit similar responses to the two major determinants of regional and world GDP shocks. Overall, the evidence presents positively for consideration of a regional currency union in East Asia. For comparison, the paper also estimates the degree of business cycle synchronization across Eurozone countries for the period prior to the launch of the euro in 1999.

Key Words: business cycle synchronization, Asian currency union, block VAR

JEL Classification: C3, E3, F4

Received: July 9, 2014. Revised: Aug. 16, 2014. Accepted: Sept. 5, 2014.

* The authors thank Professor Sam-Mo Kang, seminar participants at the Korea Economic Research Institute, and two anonymous referees for their constructive comments. This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2012S1A5A2A010116560).

** Senior Vice President, Federation of Korean Industries, FKI Tower, 24 Yeoui-daero, Yeongdeungpo-gu, Seoul 150-881, Republic of Korea, Phone: +82-2-3771-0021, wsong@fki.or.kr

*** Corresponding Author, Professor, School of Economics, Yonsei University, Yonsei-ro 50 Seodaemun-gu, Seoul 120-749, Republic of Korea, Phone: +82-2-2123-5499, e-mail: hshuh@yonsei.ac.kr

**** PhD Candidate, Boston University, 270 Bay State Road, Boston, MA 02215, U.S.A., e-mail: yhyun@bu.edu