

한국 경제의 경기변동요인 분석: 국내충격과 해외충격의 분해*

곽 노 선**

본 연구는 한국 경제의 경기변동요인을 해외충격과 국내충격으로 구분하여 상대적 중요성을 알아본다. 특히, 해외충격 및 국내충격이 단기와 장기에서 국민소득, 소비, 투자, 교역조건 등에 미치는 효과를 비교·분석한다. Mellander *et al.* (1992)과 같이, 이론적 소국 개방경제모형으로부터 도출된 공적분 관계를 적용하였으며 해외충격과 국내충격을 구분하는 식별조건으로서 ‘국내충격은 교역조건에 장기적으로 영향을 주지 않는다’는 조건을 이용하였다. 실증분석 결과 해외충격, 즉 교역조건 개선이 있을 경우 국민소득, 소비, 투자가 모두 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 투자의 해외충격에 대한 반응은 상당기간 동안 국내충격에 대한 반응에 비해 두 배 이상 큰 것으로 나타났다. 해외충격과 국내충격의 중요성을 비교해 보면, 투자의 변동에는 상당기간 동안 해외충격이 국내충격보다 중요한 것으로 나타났으며, 국민소득과 소비의 변동에서는 단기에서는 국내충격에 의해 설명되는 부분이 많고 중·장기에서는 해외충격에 의해 설명되는 부분이 증가하는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 해외충격, 국내충격, 경기변동요인, 구조적 벡터자기회귀모형
경제학문헌목록 주제분류: F41, E32, C32

I. 서 론

Sims(1980) 이래로 거시경제학의 실증연구에 있어 구조적 벡터자기회귀모형(structural vector autoregressive models: SVAR)이 널리 이용되고 있다. 기존의 거시계량모형들이 거시집계변수들 간의 관계를 나타내는 구조방정식을 직접 추정하려고 시도했던 것과 달리, 벡터자기회귀모형에서는 변수들 사이에 선형적

* 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 심사위원께 감사드린다. 본 연구는 2004년도 서강대학교 교내 연구비 지원에 의하여 이루어졌음을 밝힌다.

** 서강대학교 경제학과 부교수, 전화: (02) 705-8770, 팩스: (02) 704-8599, E-mail: kwark@sogang.ac.kr

논문투고일: 2007. 2. 6 수정일: 2007. 5. 10 게재확정일: 2007. 5. 14

인 관계를 가정하지 않고 경기변동의 요인인 충격의 식별을 통하여 구조적 충격의 효과 및 상대적 중요성을 분석한다. 그러나 초기의 벡터자기회귀모형들은 구조적 충격의 식별과정에서 자의적인 단기식별조건을¹⁾ 이용함으로써 이론적인 근거가 부족하다는 비판을 받아 왔다. 충격발생시점의 반응함수행렬이 하방삼각행렬의 모습을 갖는다는 식별조건보다는 경제학적인 이론모형에 기초하여 식별조건을 적용하려는 시도가 점차 확산되면서 거시모형에 기초한 장·단기 관계들을 이용하는 구조적 벡터자기회귀모형이 등장하게 되었다. 결국 구조적 벡터자기회귀모형의 실증결과들의 유용성은 식별조건이 얼마나 정당화될 수 있는가에 달려 있다고 볼 수 있다. 최근의 VAR모형들이 변동요인의 식별조건으로서 장기조건을 이용하고 있는 것은 단기조건보다는 장기조건을 경제이론으로 정당화하기가 용이하기 때문이다. 예를 들어, 거시경제의 장·단기 균형을 고려해 볼 때 장기적으로 국민소득을 변동시키는 요인은 공급 측면의 충격으로 이해될 수 있고, 일시적으로 국민소득을 변동시키는 요인은 수요 측면의 충격으로 해석될 수 있기 때문에 '수요 측면의 충격은 장기적으로 국민소득을 변화시키지 않는다'는 장기조건이 충격의 식별에 이용될 수 있는 것이다.

Shapiro and Watson(1988)은 국민소득의 변동을 설명하는 요인으로서 영구적 충격인 노동공급충격·유가충격과, 일시적 충격인 두 개의 수요충격으로 식별하고 노동공급충격이 경기변동을 설명하는 가장 중요한 요인이라는 것을 발견하였다. 한편, Blanchard and Quah(1989)는 실업률과 국민소득의 변수로 구성된 구조적 벡터자기회귀모형의 추정으로부터 경기변동의 많은 부분이 수요 측면에서 비롯된다고 주장하였다. 그러나 이후 King *et al.*(1991)의 연구에서는 벡터오차수정모형(vector error correction models)을 이용하여 일시적 충격과 영구적 충격을 나누고 경기변동의 많은 부분이 영구적 충격, 즉 수요 측면이 아닌 공급 측면의 충격에서 발생된다고 주장하고 있다.

경기변동요인들을 식별하려는 국내의 실증연구들에는 김권식(2005), 유병삼(1992, 1995), 박재하(1993), 김치호(1994) 등이 있으며, 실질환율의 변동요인을 분석한 논문으로는 정명철(2003) 등이 있다. 대부분의 실증연구들은 벡터자기회귀모형을 이용하여 경기변동요인들을 구조적으로 식별하였다. 한편, 이론적인 실물경기변동모형을 구축하여 한국의 경기변동을 시뮬레이션의 방법으로 설명

1) 초기의 벡터자기회귀모형들의 구조적 충격의 식별조건은 각 충격이 발생한 시점에서 일부 변수들에 영향을 주지 않는다고 가정하고 있는 것이 보통이다. 이러한 방법은 식별조건을 하방삼각행렬로 정할 경우 계량모형의 변수의 순서에 따라 모형의 결과가 달라진다는 점에서 기반이 취약한 약점이 있다.

하려는 시도로는 조하현(1991, 1996, 1997), 이중식(1996), 남광희·표학길(1997), 박형수(1999) 등이 있다. 특히, 김권식(2005)은 유가, 엔·달러 환율, 실질GDP, 원·달러 환율, 단기이자율, 소비자 물가지수로 구성된 구조적 벡터자기회귀모형을 구축하고 실질유가충격, 엔화충격, 공급충격, 원화충격, IS(총수요)충격, 인플레이션충격 등으로 구분하였다.

본 연구는 한국 경제의 변동요인을 해외충격과 국내충격으로 구분하여 상대적 중요성을 알아보려 한다. 특히, 해외충격 및 국내충격이 국민소득, 소비, 투자 등에 미치는 단기 및 장기 영향을 분석한다. 기존연구들이 구조적 벡터자기회귀모형을 구축, 계량모형을 적용하거나 또는 이론적인 실물경기변동모형을 시뮬레이션하는 방법을 취하고 있는데 반해, 본 연구는 변수들 간의 장기적 관계, 즉 공적분 관계를 이론모형으로부터 도출하여 적용하고 이를 통하여 계량모형을 구축하였다는 데 차이점이 있다. 해외충격과 국내충격을 구분하는 식별조건으로서 Mellander *et al.*(1992)에서와 같이 ‘국내충격은 교역조건에 장기적으로 영향을 주지 않는다’는 조건을 이론모형에 기초하여 제약식으로 이용하였다. 계량모형을 통한 실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 경기변동요인으로서의 상대적 중요성을 비교해 보면, 우선 투자에서는 충격 발생 후 상당한 기간 동안 해외충격이 국내충격보다 더 중요한 것으로 나타났다. 국민소득과 소비의 변동은 단기에서는 국내충격에 의해 설명되는 부분이 많지만, 중장기에서는 해외충격에 의해 설명되는 부분이 증가하는 것으로 추정되었다. 투자의 경우에 해외충격의 중요성이 국내충격보다 3~4배 이상인 것으로 나타난 것은 수출에 대한 의존도가 높은 한국 경제의 경우 교역조건의 변화가 기업의 투자에 큰 영향을 주는 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제I절 서론에 이어 제II절에서는 이후에 이용되는 계량모형의 기초가 되는 변수들 사이의 공적분 관계, 식별조건 등을 설명하는 이론모형을 제시한다. 제III절에서는 계량경제모형을 간단히 설명하고 한국 경제에 적용하여 이론모형에서 도출된 공적분 관계 등을 검정하고 식별과정을 제시한다. 해외충격과 국내충격에 대하여 교역조건, 국민소득, 소비, 투자 등의 반응함수와 예측오차 분산분해를 통하여 한국 경제의 변동요인으로서 해외충격과 국내충격의 상대적 중요성을 추정해 본다. 제IV절은 요약 및 결론이다.

II. 계량경제모형을 위한 경제이론모형

본절에서는 다음 절에 분석될 계량경제모형의 기초로서 경제이론모형을 설명하고자 한다. 경제이론모형으로부터 거시집계변수들 간의 장기적 관계를 도출하여 계량모형의 추정과 식별의 기반으로 삼으려 한다.

1. 一財貨 소국 개방경제모형

다음과 같은 소국 개방경제모형을 상정해 보기로 한다. 소국이라 함은 세계 경제규모와 비교하여 경제규모가 아주 작아서 이 나라의 수요 또는 공급의 변화가 세계시장가격에 영향을 주지 않는 경우를 의미한다. 세계시장에서는 재화와 무위험채권만이 거래된다고 가정한다.²⁾ 세계경제는 하나의 동일한 재화를 생산한다고 가정한다면 세계시장가격이란 현재의 재화와 미래의 재화 사이의 이자율로 생각해 볼 수 있다. 즉, 소국은 세계시장에서 주어진 세계균형이자율에서 마음대로 빌리고 빌려 주는 것이 가능하다. 국내의 대표 경제주체는 다음과 같은 효용극대화 문제를 가지고 있다.

$$\begin{aligned} \max_{C_t, B_{t+1}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t), \\ \text{s.t. } C_t + K_{t+1} - (1-\delta)K_t + B_{t+1} - (1+r_{t-1})B_t = Y_t. \end{aligned} \quad (1)$$

여기서, C_t : 국내소비

K_t : 자본

B_t : $t-1$ 기 말에 보유를 결정하여 보유하고 있는 채권

r_{t-1} : 무위험채권에 대한 $t-1$ 기에서 t 기까지의 이자율

β : 시간선호를 가리키는 할인율

Y_t : 국민소득

B_t 가 양수일 경우에는 순채권국임을 의미하고 음수일 경우에는 순채무국임을 의미한다. 생산함수는 다음과 같이 $I(1)$ 과정을 따르는 국내충격에 의한 생산성 충격(A_t)과 해외충격에 의한 생산성 충격(A_t^*)을 포함하고 있다고 가정한다.³⁾

2) 완전한 자본시장을 가정할 수도 있지만 이론적으로 완전한 자본시장이 가정될 경우 경상수지는 항상 0이 되기 때문에 비현실적이다.

3) 논의의 단순화를 위하여 노동투입은 생략한다. 균제상태에서 대표 개인의 노동시간은 일정한 것으로 가정되는 것이 일반적이므로 노동투입을 고려하더라도 계량모형을 위한 공적분

$$\begin{aligned}
 Y_t &= A_t A_t^* F(K_t), \\
 \log A_t &= \mu + \log A_{t-1} + \varepsilon_t, \\
 \log A_t^* &= \mu^* + \log A_{t-1}^* + \varepsilon_t^*.
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

여기서, *: 해외충격을 가리키는 변수를 의미
 $\varepsilon_t, \varepsilon_t^*$: 서로 독립적인 백색잡음(white noises)
 μ, μ^* : 각각 국내와 해외요인에 의한 생산성의 비확률적 추세
 (deterministic trend)

대표 경제주체의 예산제약조건 이외에 채무의 발산을 막는 폰지게임 제거조건(No Ponzi game condition) 또는 TVC(transversality condition)가 추가되어야 한다.⁴⁾ 한편, 경상수지는 다음과 같이 정의된다.

$$CA_t = Y_t - C_t - I_t + r_{t-1}B_t = B_{t+1} - B_t. \tag{3}$$

다음 절의 계량경제모형에서의 식별조건의 기초로서 이러한 경제에서 나타나는 균제상태를 살펴보기 위하여 매기의 효용함수는 상수의 상대적 위험기피계수(σ)를 갖는 효용함수로 가정하고 Cobb-Douglas 생산함수(α 는 자본소득비중을 의미)를 가정한다.

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad F(K_t) = K_t^\alpha. \tag{4}$$

이러한 경제에서 균제상태는 존재하며 비확률적 추세는 $\mu + \mu^*$ 와 같이 표현된다. 비확률적 추세만을 갖는 신고전과 성장모형의 균제상태에서는 소비, 투자, 소득 등의 변수들이 동일한 증가율, $\mu/(1-\alpha)$ 로 증가하게 된다. 마찬가지로 방법으로 영구적 충격이 있는 확률적 추세모형에서의 확률적 추세는 $(\log A_t + \log A_t^*)/(1-\alpha)$ 로 표현되며, 이 경우 확률적 추세의 증가율을 구해 보면 $(\mu + \mu^* + \varepsilon_t, \varepsilon_t^*)/(1-\alpha)$ 이 된다. 확률적 추세충격들인 $\varepsilon_t, \varepsilon_t^*$ 은 추세에 영구적 효과를 갖게 된다. 따라서 추세를 나타내는 성분, $(A_t A_t^*)^{1/(1-\alpha)}$ 으로 모든 변수들을 나누어 전환시키면 다음과 같은 정상성을 갖는 변수들을 얻게 된다.

$$y_t = \frac{Y_t}{(A_t A_t^*)^{1/(1-\alpha)}}, \quad c_t = \frac{C_t}{(A_t A_t^*)^{1/(1-\alpha)}}$$

관계는 변화하지 않는다.

4) TVC 조건은 $\lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^t B_{t+1} = 0$ 과 같다.

$$k_t = \frac{K_t}{(A_t A_t^*)^{1/(1-\alpha)}}, \quad i_t = \frac{I_t}{(A_t A_t^*)^{1/(1-\alpha)}}. \quad (5)$$

비확률적 추세만이 존재하는 균제상태에서 모든 변환된 변수들은 상수가 된다. 따라서 $\log C_t - \log Y_t$, $\log I_t - \log Y_t$ 는 정상성을 갖게 되며 이러한 관계로부터 소비와 소득, 투자와 소득 간의 공적분관계가 도출된다. 이러한 공적분 관계는 폐쇄경제에서의 확률적 추세모형을 분석한 King *et al.*(1990)에서와 동일하다. 다음 절에서는 二財貨 소국 개방경제모형을 살펴보고 계량모형에서 공적분 관계가 통계적으로 어느 모형을 지지하는지 살펴보고 그에 따른 공적분 관계 및 식별조건을 설정할 것이다.

2. 二財貨 소국 개방경제모형

국내에서 생산된 재화와 해외에서 수입하는 재화를 구분하는 다음과 같은 二財貨 소국 개방경제모형을 상정해 보자.⁵⁾ 대표적 경제주체는 국내에서 생산된 재화와 해외로부터 생산, 수입된 재화를 모두 소비하며 또한 국내와 해외로부터 구입한 자본재를 사용하여 최종재를 생산한다.

$$\begin{aligned} & \max_{C_{ht}, C_{ft}, B_{t+1}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_{ht}, C_{ft}), \\ & \text{s.t. } C_{ht} + K_{ht+1} - (1-\delta)K_{ht} + \frac{1}{P_t}(C_{ft} + K_{ft+1} - (1-\delta)K_{ft}) \\ & \quad + B_{t+1} - (1+r_{t-1})B_t = Y_{ht}. \end{aligned} \quad (6)$$

여기서, h : 국내변수

f : 해외변수

K_{ht}, K_{ft} : t 기의 국내에서 축적된 자본재와 해외로부터 구입하여 형성한 자본재

Y_{ht} : GDP

P_t : 국내재화와 해외재화 사이의 가격비율

$P_t = \frac{P_{ht}}{P_{ft}}$: 교역조건

생산함수의 투입요소는 국내에서 생산된 자본재와 해외로부터 수입된 자본재로 구성된다.

5) 기본적인 논의는 Mellander *et al.*(1993)에 기초하고 있다.

$$Y_{ht} = A_{ht} A_{ft} F(K_{ht}, K_{ft}). \tag{7}$$

앞에서와 마찬가지로 생산성 수준을 나타내는 A_{ht} , A_{ft} 는 $I(1)$ 과정을 따르며 각각 확률적 추세의 변동을 가져오는 국내 및 해외충격을 포함하고 있다고 가정한다. 확률적 추세의 단순화를 위하여 구체적인 효용함수와 생산함수를 다음과 같이 가정한다.

$$u(C_{ht}, C_{ft}) = \frac{(C_{ht}^\alpha C_{ft}^{1-\alpha})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma},$$

$$F(K_{ht}, K_{ft}) = K_h^{\theta_h} K_f^{\theta_f}. \tag{8}$$

일계조건으로부터 균제상태에서 만족하는 자본재를 표현하는 식을 다음과 같이 도출할 수 있다.⁶⁾

$$K_h = \omega [A_h A_f P^{\theta_f}]^{1/(1-\theta_h-\theta_f)},$$

$$I = I_h + \frac{1}{P} I_f = (g + \delta) \left(1 + \frac{\theta_h}{\theta_f}\right) K_h,$$

$$Y_h = A_h A_f K_h^{\theta_h + \theta_f} P^{\theta_f} \left(\frac{\theta_f}{\theta_h}\right)^{\theta_f}. \tag{9}$$

여기서, ω : 파라미터로 이루어진 상수

I_h, I_f : 해외 및 국내자본재에 대한 투자

g : 균제상태에서의 증가율

δ : 감가상각률

위 식들을 결합하면 $\log I_t - \log Y_t$ 이 정상성의 성질을 갖게 됨을 확인할 수 있다. 한편, 소비에 대하여는 결합소비(aggregate consumption, $C_{ht}^\alpha C_{ft}^{1-\alpha}$)에 대한 물가수준 P_{ct} 를 아래와 같이 정의하면

$$P_{ct} C_t = P_{ct} C_{ht}^\alpha C_{ft}^{1-\alpha} = C_{ht} + \frac{1}{P_t} C_{ft}. \tag{10}$$

물가수준 P_{ct} 는 다음과 같이 도출된다.⁷⁾

6) 자본의 한계생산이 국내자본재와 수입자본재 사이에 동일하다는 일계조건을 이용하고 균제상태(각 변수의 증가율이 일정한 경우)를 적용하면 도출할 수 있다.

7) Mellander *et al.*(1992)에서는 국제적 채권시장을 명시적으로 가정하고 균제상태에서의 이자율이 GDP 증가율과 같다는 가정(즉, no-Ponzi-게임조건)의 강한 형태)을 하고 있다. 본 논문에서 이론적 모형에 대한 논의는 실증분석을 위한 기초를 제공하는 데 그 목적이 있기 때문에 채권시장을 가정하지 않고 무역수지가 균형이 되는 균제상태를 상정하여 변수

$$P_{ct} = P_t^{\alpha-1} (1-\alpha)^{\alpha-1} \alpha^{-\alpha} \quad (11)$$

균제상태에서의 변수들 간의 관계를 통하여 $\log Y_t - \log P_{ct} - \log C_t$ 가 정상성을 갖는다는 것이 도출되며 이는 $\log Y_t + (1-\alpha)\log P_t - \log C_t$ 가 정상성을 갖는 것과 일치한다.⁸⁾ 이에 따라 집계변수들 간의 공적분 관계를 도출하였으며 다음 절에서 실제 한국의 데이터에 적용될 것이다.

III. 계량모형의 구축과 한국 경제에의 적용

1. 계량모형의 개관: 모형, 식별

벡터자기회귀모형의 출발점은 관심이 있는 변수들 간의 과거 값들이 현재의 값들에 선형으로 영향을 준다고 가정하는 데에 있다. n -차원 벡터로 이루어진 정상성을 확보한 시계열 자료, x_t 가 구조적 충격(structural shocks)의 Wold 이동평균식으로 표현될 수 있다고 가정하면 정상과정(stationary process)은 다음과 같이 Wold 이동평균 표현으로 나타낼 수 있다는 것은 잘 알려져 있다.⁹⁾

$$x_t = A(L)v_t, \\ A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i, \quad E[v_t] = 0, \quad E[v_t v_t'] = I_n. \quad (12)$$

여기서, L : 시차연산자

v_t : 구조적 충격 $n \times 1$ 벡터를 의미하는 백색잡음(white noise)

I_n : n 차원 단위행렬

벡터자기회귀모형의 핵심은 경제적 의미를 부여한 구조적 충격 v_t 에 대한 변수들의 반응함수를 찾아 내는 것이다. 이것은 $A(L)$ 을 구성하고 있는 각각의 A_i 행렬들을 찾아 내는 것과 같다. 일반적인 방법은 다음과 같이 먼저 유한한 시차(p)를 갖는 벡터자기회귀모형을 다음과 같이 추정하고 이에 대한 역을 구하면

들 사이의 관계를 도출하였다.

8) 식 (11)로부터 $\log P_{ct} = (\alpha-1)\log P_t + \text{상수}$ 이므로 이러한 관계를 도출할 수 있다.

9) 자세한 논의는 Hamilton(1994)을 참조하라. 구조적 충격의 공분산행렬을 단위행렬로 가정할 경우에는 한 단위 크기의 구조적 충격에 대한 반응함수는 한 단위 표준오차 크기만큼의 충격에 대한 반응함수를 가리키게 된다.

$$\begin{aligned}
 B(L)x_t &= \varepsilon_t, \\
 B(L) &= \sum_{i=0}^p B_i L^i, \quad B_0 = L_n, \\
 E[\varepsilon_t] &= 0, \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma, \\
 x_t &= C(L)\varepsilon_t = B(L)^{-1}\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i \varepsilon_t, \quad C_0 = I_n.
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

즉, 유한한 시차를 갖는 벡터자기회귀(VAR)모형을 추정한 식, $B_i(i=1, \dots, p)$ 와 오차항, ε_t 로부터 구조적 충격 ν_t 에 대한 반응행렬인 $A_i(i=1, 2, \dots)$ 를 복원하는 것이 바로 식별과정이다. 먼저 식 (12)의 A_0 에는 $n \times n$ 개의 미지수가 있고 $\varepsilon_t = A_0 \nu_t$ 관계로부터

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma = E[A_0 \nu_t \nu_t' A_0'] = A_0 A_0'. \tag{14}$$

$n(n+1)/2$ 개의 방정식이 도출된다. 따라서 $n(n-1)/2$ 개의 추가적인 제약조건이 있어야만 A_0 행렬을 구할 수 있는 것이며 이것이 바로 식별조건이다. 일단 A_0 행렬을 구하면 다른 행렬들, 즉 $A_j, j=1, 2, 3, \dots$ 행렬들은 다음으로부터 순환적으로 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 A_1 \nu_{t-1} &= C_1 \varepsilon_{t-1} = C_1 A_0 \nu_{t-1}, \\
 A_j \nu_{t-j} &= C_j \varepsilon_{t-j} = C_j A_0 \nu_{t-j}, \quad j=1, 2, 3, \dots
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

즉, $A_j = C_j A_0, j=1, 2, 3, \dots$ 으로 구해진다. A_0 행렬을 구하는 가장 단순한 방법은 A_0 행렬의 구조에 직접 제약을 주는 방법이다. 즉, 식별조건으로서 구조적 충격 사이의 충격발생 시점에서의 관계에 대한 제약으로서, 예를 들면 ‘특정 변수는 특정한 구조적 충격에 대하여 그 구조적 충격의 발생시점에는 반응하지 않는다’와 같은 것들이다.¹⁰⁾ 최근 구조적 벡터자기회귀모형들은 이러한 가정 또는 식별제약조건에 대한 자의성에서 벗어나고자 보다 경제적 의미가 있는 장기적 관계를 이용한 식별방법을 많이 이용하고 있다. 예를 들어, ‘수요 측면의 충격은 장기적으로 국민소득에 영향을 주지 않는다’, 또는 ‘통화량의 외생적 증가는 장기적으로 국민소득에 영향을 주지 않는다’ 등의 장기조건들이 이용되었다. 본 논문에서는 소국 경제모형을 상정하여 ‘국내충격은 장기적으로 교역조건에 영향을 주지 않는다’라는 장기조건을 식별조건으로 사용하고 있다. 이러한 장기조건들은 경제적 의미를 가지고 있을 뿐만 아니라 A_0 행렬에 직접 제약을 줄

10) 가장 흔히 사용되는 식별조건은 A_0 행렬이 하방삼각행렬이라고 가정하는 것이다.

필요가 없다는 점에서 자의성에서 다소 자유로울 수 있다.

만약 변수들이 정상성을 가지지 못한다면(예를 들어, 단위근이 존재하는 경우), 공적분 관계가 존재하지 않는 경우에 대하여 일차 차분한 변수를 가지고 동일하게 위와 같은 식별과정을 진행할 수 있다. 그러나 공적분 관계가 존재하는 경우에는 King *et al.*(1991)에서와 같이 벡터오차수정모형을 이용하거나 공적분 관계를 직접 추정식에 적용한 후에 벡터자기회귀모형을 추정하는 Mellander *et al.*(1992)의 방법이 이용될 수 있다. Mellander *et al.*(1992)는 공적분 관계가 직접 적용된 벡터자기회귀모형의 추정을 통하여 식별이 가능함을 보였다. 본 논문의 목적은 계량경제학적 방법론을 구체적으로 제시하는 데에 있는 것이 아니고, 한국 경제의 경기변동요인을 분석해 보는 데에 있으므로 자세한 논의는 생략하기로 한다.¹¹⁾

2. 단위근, 공적분 벡터의 검정과 구조적 충격의 장기적 효과

본절에서는 앞에서 개관한 이론적 모형에 기초한 공적분 관계와 계량경제학적 방법론을 한국 경제에 적용하려고 한다. 먼저 변수들 간의 공적분 관계를 찾아 내고 이론적으로 도출한 공적분 관계와 일치하는지 알아본다. 그 다음 단계에서는 도출된 공적분벡터를 직접 적용하여 제약된 벡터자기회귀모형의 추정을 통하여 구조적 충격의 식별을 시도한다.

본 연구에 사용된 데이터는 다음과 같다. 계량모형에 이용된 변수는 모두 네 개로서 교역조건, 국민소득, 소비, 투자 등이다. 즉, 앞절에서 대표 경제주체의 개념에 따라 이론적 논의를 전개하였으므로 동일하게 데이터에서도 교역조건을 제외한 모든 변수는 15세 이상 인구로 나누어 일인당 변수로 전환하였다.¹²⁾ 분석에 이용된 데이터의 기간은 1970년 1/4분기부터 2004년 1/4분기까지이다. 모든 자료들은 계절조정변동이 이루어진 실질변수들(2000년 가격기준)이며, 국민소득은 GDP, 소비는 민간소비지출, 투자는 총고정자본형성을 이용하였다. 교역조건은 수출물가지수와 수입물가지수의 비율로 표시된 순상품 교역조건지수를 이용하였다.¹³⁾ 과거의 교역조건을 제외한 모든 변수들은 한국은행과 통계청 홈페이지

11) 보다 자세한 논의는 Mellander *et al.*(1992)를 참조하라.

12) 15세 이상 인구는 1983년부터 존재하며 그 이전에는 14세 이상 인구자료가 이용가능하다. 따라서 15세 이상 인구로 비례적으로 전환하는 방법을 사용하였다. 또한 분기 말 자료만이 존재하는 경우에는 보간법을 이용하여 월 말 자료로 전환시킨 뒤에 분기평균을 구하는 방법으로 분기자료를 계산하였다.

페이지에서 이용가능하다. 본 연구에서 고려하고 있는 계량모형에 포함되는 변수들과 또한 이론모형에서 도출된 장기적 관계인 공적분벡터는 다음과 같이 표시된다.

$$x_t = [\log P_t \quad \log Y_t \quad \log C_t \quad \log I_t]'. \quad (16)$$

$$\gamma' = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & -1 \\ (1-\alpha) & 1 & -1 & 0 \end{bmatrix}. \quad (17)$$

한국의 외환위기 기간이었던 1997년 4/4분기와 1998년 1/4분기 사이에 일어났으리라고 예상되는 구조적 변화의 효과를 고려하기 위하여 더미변수를 추정식에 포함하였으며 추세는 포함하지 않았다.

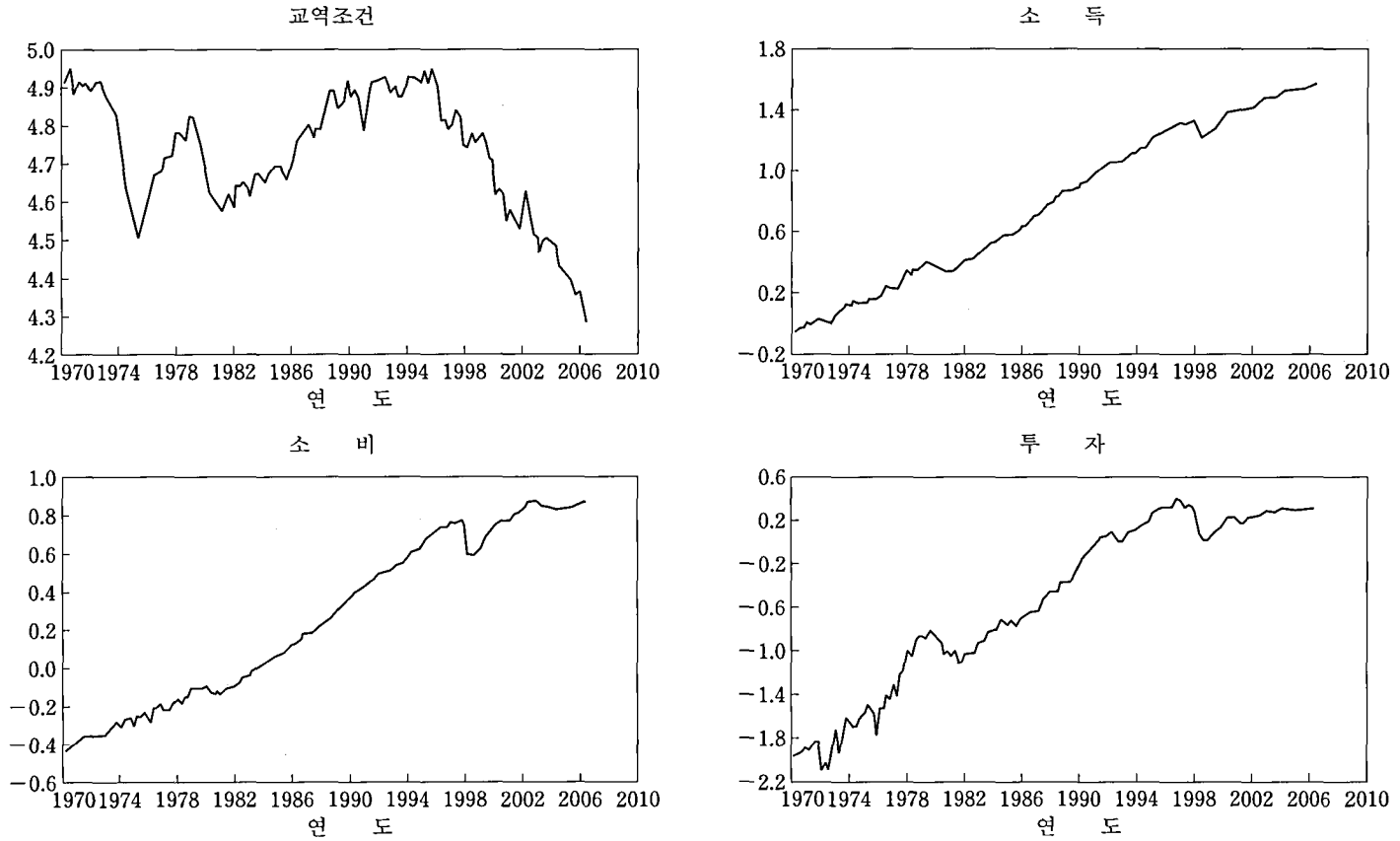
국민소득, 소비, 투자, 교역조건의 변동은 <그림 1>에 그려져 있다. 국민소득, 소비, 투자는 15세 이상 인구로 나누어 로그를 취한 값이고 교역조건은 로그를 취한 값이다. 국민소득, 소비, 투자 등은 서로 변동성은 다르지만 일정한 성장 추세를 보여 주고 있는 반면, 교역조건은 추세를 보이지 않고 상대적으로 매우 큰 변동을 보여 주고 있다. 교역조건이 1996년 이후 지속적인 악화추세를 보여 주고 있는 것은 특기할 만하다. 외환위기 기간이었던 1998년 이후에 변수들의 모습들은 이전과는 다르게 나타나고 있다. 외환위기 이후 새로운 추세선을 생각해 보면 국민소득, 소비, 투자의 추세선이 완만해진 것을 알 수 있다. 특히, 투자는 외환위기 이후 현저하게 기울기가 낮아진 모습을 보이고 있다.

먼저 변수들의 정상성을 검정해 보면 네 변수들이 모두 정상성을 갖지 못한 것으로 나타났다. <표 1>에서는 국민소득, 소비, 투자, 교역조건에 모두 단위근이 존재함을 보여 주고 있다. Phillips-Perron 단위근 검정통계량이 1%, 또는 5% 임계치보다 크게 나타나 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못하고 있다.¹³⁾ 또한 일차 차분한 자료들의 단위근 존재 여부를 검정한 결과 모두 단위근의 존재를 기각하고 있어 계량모형에서 고려하고 있는 변수들은 $I(1)$ 과정을 따르고 있다고 할 수 있다.

다음으로 벡터자기회귀모형에서의 공적분 관계의 검정과 구조적 충격의 식별

13) 교역조건지수의 기준연도는 2000년이다. 원자료에서 1988년 이전의 교역조건자료는 기준연도가 1985, 1980, 1975년으로 변경되어 왔기 때문에 비례적인 방법으로 변환하여 이용하였다.

14) 자기회귀식의 시차결정에서 일반적으로 이용되는 Akaike 기준이나 Schwarz 기준, 또는 우도비(Likelihood ratio) 검정 등은 서로 다른 결과를 보였다. <표 1>에서는 자기회귀추정식의 시차가 4로 결정되었을 경우의 검정통계량을 보여 주고 있는데 시차를 달리 하더라도 단위근 존재에 대한 검정결과는 바뀌지 않았다.



〈그림 1〉 소득, 소비, 투자, 교역조건 추세 및 변동

〈표 1〉 집계변수들의 Phillip-Perron 단위근 검정통계량

변수	추세가 없을 때	추세가 포함된 경우	변수	추세가 없을 때
logP	-0.29	-0.70	$\Delta \log P$	-10.05
logY	-0.68	-1.80	$\Delta \log Y$	-10.11
logC	-0.79	-1.69	$\Delta \log C$	-11.26
logI	-1.69	-1.29	$\Delta \log I$	-13.90

주: 1) Phillips-Perron 검정통계량은 시차 4까지의 자기회귀추정으로부터 계산되었음.
 2) 1%, 5% 임계값은 각각 추세가 없을 경우에는 -3.48, -2.88, 추세를 포함한 경우에는 -4.02, -3.44임.

과정을 살펴보기로 한다. 먼저 제약이 적용되기 전의 벡터자기회귀모형에서 최적의 시차를 선택하기 위한 Akaike 기준, Schwarz 기준, 우도비 검정을 적용한 결과 서로 다른 결과를 얻었기 때문에 임의적으로 시차 4를 선택하였고 다른 시차에 대하여 민감성이 있는지 조사하였다.¹⁵⁾ 다음으로 공적분벡터의 위수(rank)를 선택하기 위한 Johansen(1991) 우도비(Likelihood Ratio) 검정통계량을 계산한 결과는 다음 〈표 2〉와 같다.

〈표 2〉에 나타난 공적분벡터의 위수와 관련된 검정통계량을 분석하여 보면 LR_{trace} 통계량에서는 유의수준 5%에서 2개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났으나, LR_{max} 통계량에서는 유의수준 5%에서 1개의 공적분 벡터를 지지하는 것으로 보였다. 앞절의 이론모형에서 도출된 2개의 공적분벡터를 적용하기 위하여 LR_{trace} 검정통계량에 따라 2개의 공적분벡터가 존재한다고 가정하고 추정된 공적분벡터는 식 (18)과 같다. 괄호 안의 숫자는 표준오차이다.

$$\hat{\gamma}' = \begin{bmatrix} 0.295 & 1 & 0 & -0.640 \\ (0.234) & & & (0.044) \\ 0.182 & 1 & -1.181 & 0 \\ (0.054) & & (0.018) & \end{bmatrix} \quad (18)$$

위의 공적분벡터는 변수들 사이의 장기적 관계를 나타내고 있다. 두 개의 공

15) 제한되지 않은 벡터자기회귀모형(unrestricted VAR)에서 최적 시차를 선택하는 기준에는 여러 가지 방법이 있다. Akaike 기준은 시차 2, Schwarz 기준은 시차 1, Hannan-Quinn 기준은 시차 1, 우도비(LR) 검정은 시차 8이 최적으로 나타나 일관된 결과를 보이지 않기 때문에 임의적으로 시차 4(즉, 1년)를 선택하였으며 다른 시차에 대하여 추정결과가 변하는지 살펴보았다. 시차를 달리 했을 경우 반응함수나 예측오차 분산분해에서 큰 차이를 보이지 않았다. 이후에서 다른 언급이 없으면 시차 4인 자기회귀모형을 가리킨다.

〈표 2〉 공적분벡터의 위수에 대한 검정통계량

H_0	LR_{trace}				LR_{max}			
	H_1	통계량	95%임계치	99%임계치	H_1	통계량	95%임계치	99%임계치
$r=0$	$r \geq 1$	65.47	53.12	60.16	$r=1$	30.35	28.14	33.24
$r \leq 1$	$r \geq 2$	35.13	34.91	41.07	$r=2$	21.49	22.00	26.81
$r \leq 2$	$r \geq 3$	13.63	19.96	24.60	$r=3$	10.06	15.67	20.20
$r \leq 3$	$r=4$	3.57	9.24	12.97	$r=3$	3.58	9.24	12.97

주: LR_{trace} 는 대각원 검정통계량이며 LR_{max} 는 각 위수와 관련된 최대 특성근 검정통계량임.

자료: Johansen(1991) 참조.

적분벡터에서 각각 교역조건에 변화가 없다고 가정하면 국민소득과 투자, 국민소득과 소비 사이의 장기적인 양의 관계를 보여 주고 있다. 이것은 직관적으로 경제이론과 부합하는 것으로 쉽게 이해할 수 있다. 한편, 교역조건과의 관계에 대하여는 투자에 변화가 없다면 장기적으로 교역조건이 악화되고 국민소득의 증가가 관련되어 있다고 말할 수 있으며, 소비에 변화가 없다면 장기적으로 교역조건이 악화되고 국민소득의 증가가 관련되어 있다고 할 수 있다. 그러나 실제로는 투자, 또는 소비가 같이 변화하게 되므로 이러한 해석은 제한적일 수밖에 없으며 보다 자세한 분석은 보다 근원적인 외생적 충격을 식별하여 그에 대한 반응함수로부터 해석하는 것이 바람직할 것이다.

앞절의 이론모형에서 제시한 공적분벡터들을 검정해 보면 다음과 같다. 먼저 국민소득, 소비, 투자로 이루어진 3변수 모형을 가지고 一財貨 소국 개방경제모형에서 도출된 두 개의 공적분벡터, 국민소득-소비 사이, 그리고 국민소득-투자 사이의 공적분벡터, 즉, 식 (16)의 x_t 에 대하여 (0 1 -1 0)와 (0 1 0 -1)와 같은 두 공적분벡터를¹⁶⁾ 검정한 결과 p -값이 0.04로서 5%의 유의수준에서 기각되었다.¹⁷⁾ 추정된 공적분벡터를 살펴보면 국민소득과 투자 사이의 공적분벡터는 이론모형의 경우인 (1 -1)과 가깝게 나타났지만, 국민소득과 소비 사이의 공적분벡터는 이론모형의 경우인 (1 -1)과는 괴리가 있는 것으로 나타났다. 이

16) $\log Y_t - \log C_t$, $\log Y_t - \log I_t$ 가 정상성을 갖는다는 것을 의미하는 공적분벡터를 말한다.

17) 국민소득, 투자, 소비로 이루어진 3변수 모형에서 이론모형에 따른 두 개의 공적분벡터의 제약식에 대한 우도비 검정통계량은 $\chi^2(2)$ 분포를 따르게 되는데, 검정통계량은 7.66으로서 p -값이 0.022로 나타나 공적분벡터 제약식이 5% 유의수준에서 기각되었다. 그러나 국민소득과 투자 사이의 공적분벡터 (1 -1)만을 제약하였을 경우와, 국민소득과 소비 사이의 공적분벡터 (1 -1)만을 제약할 경우에는 각각 공적분벡터의 존재를 기각하지 못하였다(각각의 p -값은 0.89, 0.18이었다).

것은 二財貨 소국 개방경제모형에서 살펴본 것과 같이 국민소득과 소비 사이에 장기적인 일대일 관계를 괴리시키는 다른 요인이 있음을 추론해 볼 수 있다. 교역조건을 포함시켜 二財貨 소국 개방경제모형에서 도출된 공적분벡터, 식 (17)을 검정한 결과 공적분벡터의 계수를 정확히 식 (17)과 같이 만드는 제약은 기각되었으나 국민소득과 투자 사이의 공적분벡터만을 제약식으로 부과하고 검정한 경우에는 통계적으로 기각되지 않았다.¹⁸⁾ 아래의 식 (19)는 두 개의 공적분벡터가 존재한다는 전제 아래에서 국민소득과 투자 사이에 (1 - 1)의 공적분벡터가 존재한다는 제약을 부과하고 국민소득, 소비, 교역조건 사이에는 제약을 가하지 않고 추정한 경우의 공적분벡터이다.

$$\hat{\gamma}' = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & -1 \\ 0.212 & 1 & -1.126 & 0 \\ (0.044) & & (0.015) & \end{bmatrix} \quad (19)$$

즉, 국민소득과 투자 사이의 공적분벡터를 이론모형이 의미하는 바와 같이 (1 - 1)로 제약을 주었지만, 국민소득, 소비, 교역조건 사이의 공적분벡터는 (1 - 1 1 - α)로 제약을 주지 않고 소비의 계수에 대한 제약을 완화한 결과 검정통계량이 $\chi(2)=2.77$ 이고 p -값이 0.25로서 기각하지 못하는 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 이후의 계량모형분석에서는 식 (18)의 공적분벡터가 변수 사이에 존재하는 것으로 보고 변동요인을 식별한 후 영구적 충격의 장기적 효과, 충격반응함수, 예측오차 분산분해 등을 해석해 보고자 한다.

Stock and Watson(1988)에서 밝힌 바와 같이 단위근을 갖는 네 개(n)의 변수로 이루어진 계량모형에서 두 개(r)의 공적분벡터가 존재한다면 두 개($k=n-r=2$)의 영구적 충격(확률적 추세충격)과 두 개(r)의 일시적 충격을 분리해 낼

18) 식 (17)과 동일한 공적분벡터의 제약에 대한 검정통계량은 $\chi(3)=8.36$ 으로서 p -값이 0.04를 나타내 5% 유의수준에서 기각되었다.

19) 이론적으로 도출된 식 (17)과 같은 공적분벡터는 엄밀한 의미에서 데이터에서 기각되고 있는 것으로 나타났기 때문에 이에 대한 대응으로 두 가지 방법을 생각해 볼 수 있다. 하나는 이론적 공적분벡터를 가정하여 반응함수 및 분산분해를 하는 방법이고, 다른 하나는 일부 완화된 제약의 형태로 데이터에서 기각되지 않는 공적분벡터를 이용하는 것이다. 이론모형에서 도출된 공적분벡터를 적용하는 것은 이론적 기반이 있다는 점에서 해석상의 장점을 가지고 있으나 데이터의 성질과 다른 공적분벡터이기 때문에 반응곡선이 안정적이지 않을 수 있다는 한계가 있다. 반면, 완화된 제약하에서 추정된 공적분벡터는 공적분벡터 자체를 이론모형과 동일하게 할 수는 없지만 계량모형에서는 안정적인 반응함수를 나타내는 경향이 있다. 본 연구의 주요한 목적은 공적분벡터 자체보다는 안정적인 계량모형에서 구조적 충격의 거시경제변수에 대한 효과를 알아보는 데에 있기 때문에 완화된 제약하에서 추정된 공적분벡터를 이용하였다.

수 있다. 두 개의 영구적 충격을 서로 분리해 내기 위하여 한 개의 식별조건이 필요하다. 앞에서 이론모형으로 제시되었던 소국 개방경제모형에서는 소국 경제의 정의상 세계시장가격에 영향을 주지 못하는 것으로 가정하는 것이 일반적이다. 이와 같은 관점에서 본 계량모형에서의 식별조건은 교역조건이 세계시장에서 결정되는 것으로서 장기에서는 국내충격에 의해 영향을 받지 않는다고 가정하였다. 즉, 두 개의 영구적 충격을 해외충격(교역조건충격)과 국내충격으로 분리해 내기 위하여 국내충격의 교역조건에 대한 장기적 효과는 0으로 제약을 가하였다. 물론 단기에는 어떠한 요인이든지 모든 변수들에 영향을 줄 수 있다. 이러한 식별조건으로부터 도출된 구조적 충격의 장기적 효과는 다음과 같이 추정되었다.

$$\begin{bmatrix} \log P \\ \log Y \\ \log C \\ \log I \end{bmatrix} = x_0 + \begin{bmatrix} 0.0414 & 0 \\ 0.0112 & 0.0113 \\ 0.0177 & 0.0101 \\ 0.0112 & 0.0113 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_f \\ v_d \end{bmatrix}. \quad (20)$$

여기서, v_f : 해외충격

v_d : 국내충격

x_0 : 구조적 충격이 발생하기 이전의 각 변수들의 초기값을 가리키는 벡터

식별조건으로 부과된 것과 같이 교역조건에 대한 국내충격의 장기적 효과는 0이다. 국민소득과 투자에 대한 해외충격과 국내충격의 장기적 효과는 거의 대등하게 나타났지만 소비에 대한 장기적 효과는 해외충격의 경우가 훨씬 크게 나타났다. 각 구조적 충격의 국민소득과 투자에 대한 장기적 효과가 동일하게 나타난 것은 국민소득과 투자 사이에 존재하는 공적분벡터 때문이다.

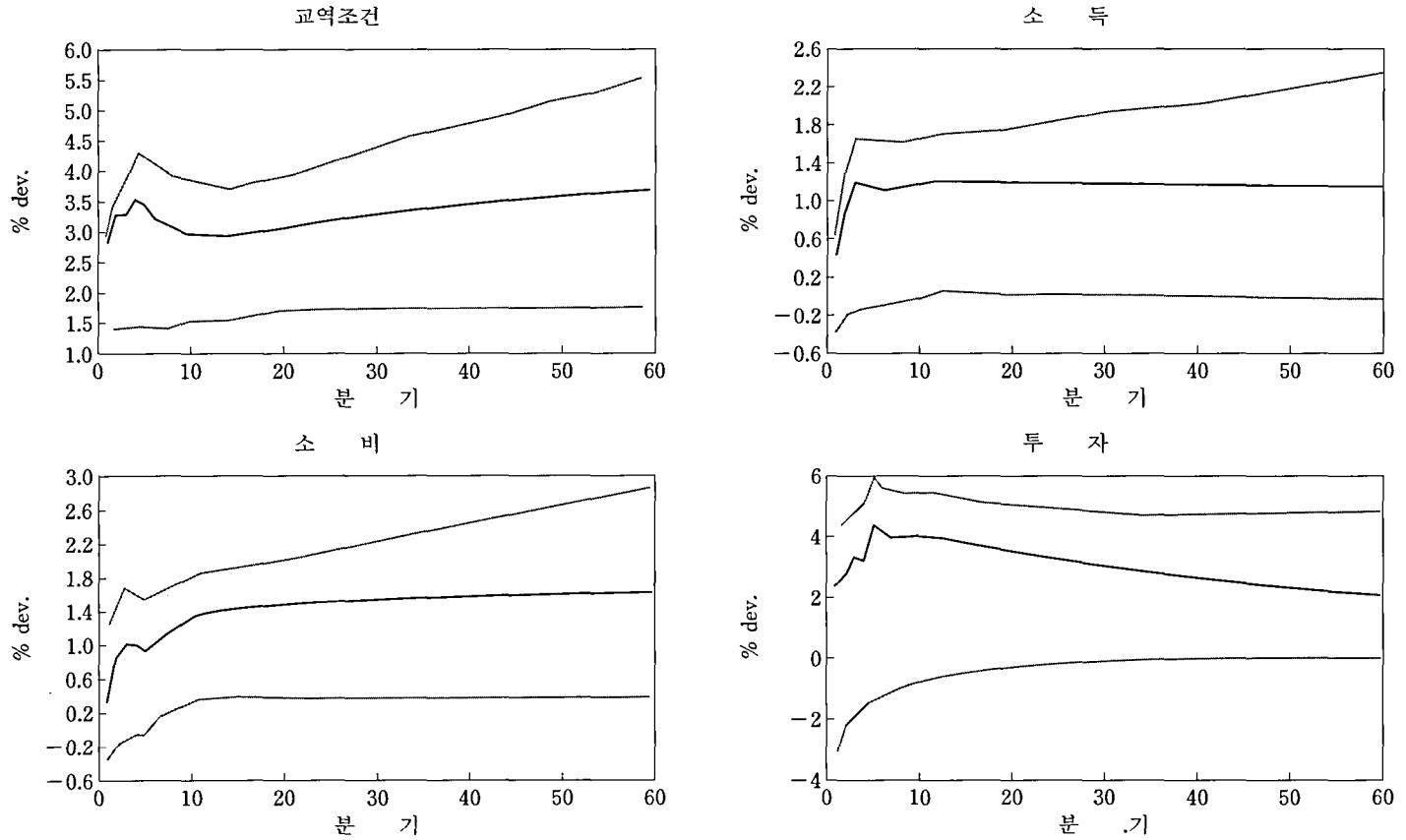
3. 한국 집계변수들의 변동요인 분석: 충격반응함수와 예측오차 분산분해

구조적 충격을 두 개의 영구적 충격과 두 개의 일시적 충격으로 나누고 영구적 충격을 다시 해외충격과 국내충격으로 나누었을 때의 각 구조적 충격에 대한 반응함수는 <그림 2>와 <그림 3>에 그려져 있다.²⁰⁾ 세로축은 로그값을 취한

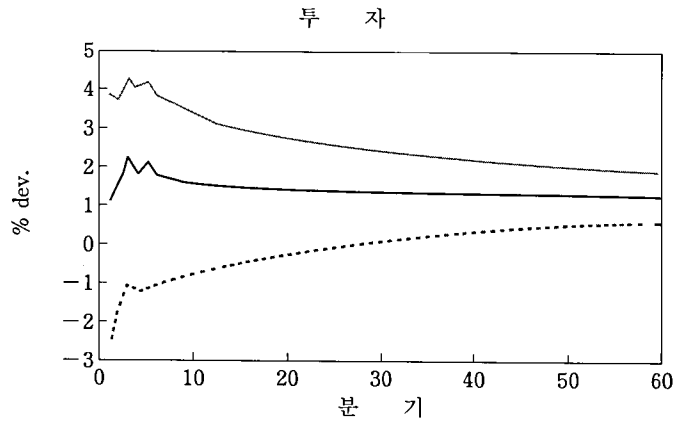
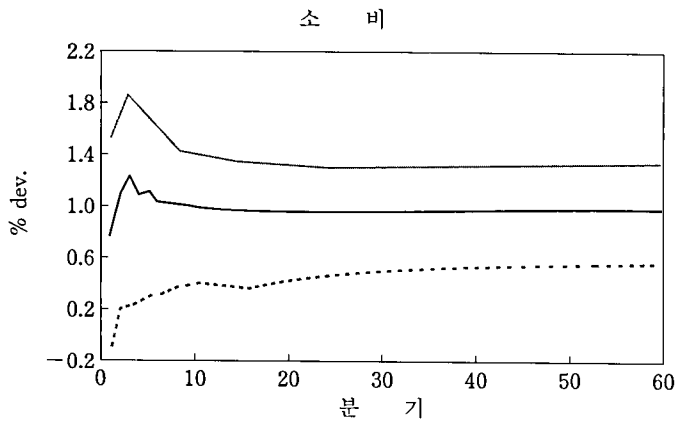
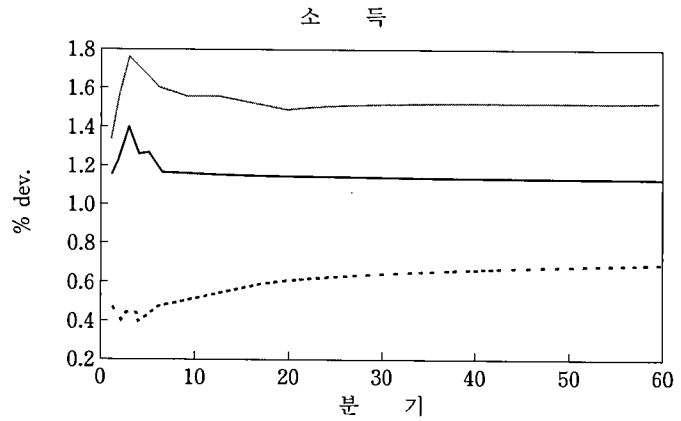
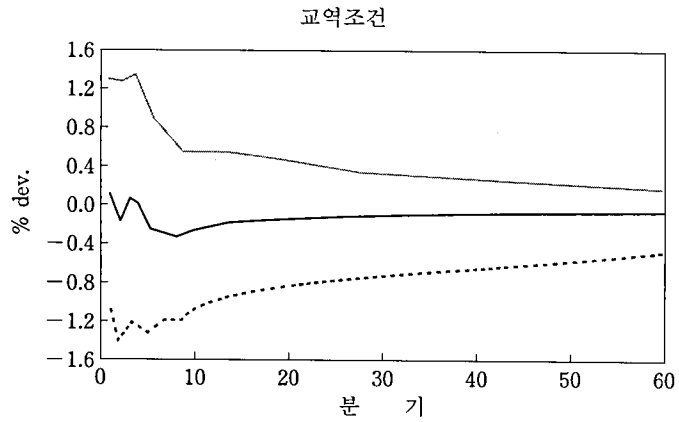
20) 영구적 충격과 일시적 충격이 서로 독립적이므로 일시적 충격의 식별과 영구적 충격의 식별은 서로 영향을 주지 않는다. 본 논문에서는 영구적 충격의 식별에 중점을 두고 있다.

후 차분한 변화율이므로 각 변수들의 퍼센트 변화를 의미한다. 각각의 반응함수는 해외충격과 국내충격이 각각 표준편차에 해당하는 크기의 충격이 발생하였을 경우에 대한 것이다. 김정실선은 해외충격과 국내충격에 대한 반응함수의 추정치이고 95% 신뢰구간은 점선으로 표시되어 있다. 95% 신뢰구간은 1,000번의 붓스트래핑(bootstrapping) 방법을 통해 계산되었다.²¹⁾ 해외충격이란 계량 모형의 구축으로부터 알 수 있듯이 교역조건이 외생적으로 변한 것을 의미한다. <그림 1>에서 보았듯이 교역조건은 매우 큰 변동성을 보이고 있기 때문에 표준편차에 해당하는 충격도 크게 나타나고 있다. <그림 2>를 보면 교역조건에 표준편차에 해당하는 충격이 발생하였을 경우 교역조건은 단기적으로 2.8~3.6%의 변화를 나타내며 장기적으로 4% 정도까지 변화한다. 교역조건의 외생적 변화를 의미하는 해외충격이 발생하였을 경우 장기적인 효과에 도달하기까지 매우 긴 기간이 걸리는 것으로 나타났다.²²⁾ 교역조건은 수입단가에 대한 수출단가의 비율로 계산되는 순상품교역지수이기 때문에 교역조건의 상승이라는 말은 우리 나라 수출상품의 가격이 수입상품에 비하여 가격이 상승한 교역조건의 개선을 의미한다. 교역조건의 개선은 국민소득을 증가시키는 것으로 나타났는데 1 표준편차 크기의 교역조건 개선이 발생하였을 경우, 국민소득은 충격발생 후 3분기 내에 장기적인 수준인 약 1.1~1.2% 증가에 도달하는 것으로 나타났다. 해외충격이 소비에 미치는 영향을 살펴보면 단기에는 1% 내외의 소비증가를 보여 주다가 장기에서는 1.7% 증가를 나타내고 있다. 교역조건의 개선이 국민소득보다 소비에 더 큰 영향을 준다는 것은 특기할 만하다. 교역조건의 상승이 국민소득과 소비에 미치는 중장기적 효과를 살펴보면, 국민소득을 약 1.2% 증가시키고 소비를 약 1.7% 증가시켜 소비에 대한 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 교역조건의 개선에 대한 투자의 반응은 7분기 후에 4% 이상 증가한 후 점차 장기적 효과인 1.2% 수준으로 회귀하는 모습을 보여 주고 있다. 교역조건의 충격 자체가 장기에 걸쳐 지속성을 보이고 있는 것과 비슷하게 투자의 반응함수도 장기수준에 도달하기까지 긴 시간이 소요되고 있다. 이것은 교역조건의 변화에 대한 국민소득, 소비의 반응에 비하여 투자의 대응이 더 짧은 시계

21) 일반적으로 벡터자기회귀모형에서 추정치의 신뢰구간은 넓게 나타나는 경향이 있다. 그러나 일부 경우를 제외하면 대체적으로 반응함수의 부호는 유지되고 있는 것으로 보인다.
 22) 장기적 수준에 도달하기까지 오래 걸린다는 것이 계량모형의 불안정성을 의미하는 것으로 해석되어 계량모형의 오류가능성이 제기될 수도 있으나 국내충격의 경우에는 안정적인 반응함수를 보이고 있기 때문에 교역조건 충격 자체의 지속성(persistence)이 높은 것으로 해석될 수 있을 것이다.



<그림 2> 해외총격에 대한 반응곡선



〈그림 3〉 국내충격에 대한 반응곡선

(horizon)를 가지고 있다고 추정할 수 있을 것이다.

〈그림 3〉에서는 국내충격이 발생하였을 경우 각 변수들의 반응곡선을 보여 주고 있다. 국내충격은 장기적으로 교역조건에 영향을 주지 않는 충격으로 제약을 주어 식별되었지만 단기에서는 영향을 미칠 수 있다. 그러나 국내충격이 교역조건에 미치는 영향은 매우 작은 것으로 나타났다. 국내충격이 발생하였을 경우 교역조건은 단기에서 악화되는 모습을 보여 주고 있는데 이것은 직관적으로 경제이론모형과 일치하는 해석을 생각해 볼 수 있다. 국내에 양의 총공급충격으로 호황이 발생하였을 경우 총수요-총공급모형으로 분석해 보면, 물가가 하락하여 수출품의 가격이 수입품에 비하여 떨어지게 된다는 것을 의미한다. 국내충격은 교역조건을 단기적으로 0.3% 정도 악화시킨 후에 점차 개선되어 원래의 교역조건으로 되돌아가는 모습을 보여 주고 있다.²³⁾

국내충격에 대한 국민소득의 반응함수는 뿔족한 말안장형태(hump-shaped)의 모습을 보여 주고 있다. 국민소득의 국내충격에 대한 즉시적인 효과는 1.16%이지만 그 이후 더 높은 수준인 1.40%까지 국민소득이 확대되었다가 15분기 정도 후에는 장기수준인 1.14%로 돌아오는 것으로 나타났다. 국민소득의 이러한 반응곡선은 다른 나라들에서도 일반적으로 관찰된다. 국내충격에 대한 소비의 반응함수는 국민소득의 반응함수와 비슷하지만 그 크기가 상대적으로 작다. 국내충격이 발생하면 소비는 1.2% 내외로 빠르게 증가했다가 7~8분기 후에는 장기수준인 1% 내외로 안정화되는 모습을 보여 주고 있다. 이에 비하여 국내충격에 대한 투자의 반응함수는 정점이 2.2%를 상회할 정도로 국민소득이나 소비에 비하여 높은 반응을 보여 주고 있다. 투자가 국민소득이나 소비에 비해 변동성이 심한 것을 반영하고 있다고 할 수 있다.

영구적 충격과 독립적이라고 가정된 두 개의 일시적 충격은 식별조건을 추가할 경우 분리해서 각각 식별할 수 있다. 그러나 본 논문의 초점은 영구적 충격을 해외충격과 국내충격으로 식별하는 데에 있기 때문에 일시적 충격에 대한 논의는 생략하기로 한다. 다만 임의의 식별조건을 적용해 본 결과, 교역조건, 국민소득, 소비는 일시적 충격에 대하여 반응 정도가 미약한 편이지만 투자는 일시적 충격에 대하여도 크게 반응하는 경향이 있다는 것을 발견하였다.

이상의 그림에서는 표준편차의 크기에 해당하는 구조적 충격이 발생했을 경우 각 변수들의 향후 예상되는 반응효과를 나타낸 것이다. 실제로 모든 구조적

23) 반응함수의 신뢰구간이 넓게 나타나고 0을 포함하고 있어 교역조건이 단기적으로 악화된다는 해석은 큰 의미가 없을 수 있다.

충격은 매기 동시에 발생하며 각 변수의 변동성에 대한 구조적 충격의 기여분을 보다 직접적으로 비교하기 위해서는 예측오차의 분산분해를 살펴볼 필요가 있다.

〈표 3〉에서는 k 분기 이후의 변동에 예측오차를 해외충격, 국내충격, 일시적 충격이 상대적으로 얼마나 설명할 수 있는가를 나타내고 있다. 해외충격만이 장기적으로 교역조건에 영향을 줄 수 있고 국내충격은 장기적으로 교역조건에 영향을 주지 않는다는 것이 식별조건이었기 때문에 장기로 갈수록 교역조건의 변동에 대한 해외충격의 비중이 커지는 것은 당연하다. 그러나 장기적으로 교역조건에 영향을 주지 않는다고 가정된 국내충격이 단기에서도 교역조건의 변동에 거의 기여를 하지 않는 것으로 나타났다는 점은 특기할 만하다. 즉, 〈표 3〉에 나타난 교역조건에 대한 k 분기 이후의 예측오차에 대한 국내충격의 비중이 0으로 나타난 것은 모형에서 제약된 가정이 아님에도 불구하고 0에 가까운 아주 작은 값으로 추정되었다. 이러한 결과는 소국 개방경제이론모형에서 일반적으로 가정되는 ‘소국 경제는 세계시장의 균형에 영향을 주지 못하는 경제를 의미한다’는 것과 일맥상통한다는 점에서 흥미로운 일이다. 교역조건의 변동은 해외충격(90% 내외)과 일시적 충격(10%)에 의해 설명되고 있으며 장기에서는

〈표 3〉 k 기 예측오차 분산분해

변수	충격	k 기 예측오차 분산분해							
		$k=1$	$k=4$	$k=8$	$k=12$	$k=16$	$k=24$	$k=40$	$k=60$
log P	해외충격	0.89	0.86	0.85	0.86	0.87	0.89	0.93	0.95
	국내충격	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	일시적 충격	0.11	0.14	0.15	0.14	0.13	0.10	0.07	0.05
log Y	해외충격	0.11	0.33	0.40	0.43	0.46	0.48	0.49	0.50
	국내충격	0.76	0.57	0.54	0.52	0.51	0.50	0.49	0.49
	일시적 충격	0.13	0.10	0.06	0.04	0.03	0.02	0.01	0.01
log C	해외충격	0.03	0.21	0.30	0.41	0.48	0.55	0.62	0.66
	국내충격	0.18	0.32	0.36	0.36	0.34	0.33	0.31	0.29
	일시적 충격	0.79	0.48	0.33	0.23	0.18	0.12	0.07	0.05
log I	해외충격	0.16	0.31	0.47	0.54	0.58	0.61	0.64	0.65
	국내충격	0.04	0.11	0.12	0.11	0.11	0.12	0.13	0.14
	일시적 충격	0.80	0.58	0.41	0.35	0.31	0.27	0.24	0.21

해외충격의 설명력이 점점 증가한다.

국민소득의 변동은 해외충격과 국내충격 모두에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 1분기 후의 GDP 변동의 예측오차에 대하여는 국내충격이 3/4 정도를 설명하지만, 예측기간이 점점 장기가 될수록 해외충격의 설명력이 높아져 중장기에서는 해외충격과 국내충격이 거의 대등하게 국민소득의 변동을 설명하고 있다. 국민소득의 변동에 대한 일시적 충격의 상대적 중요성은 작은 편으로 나타났다.

소비의 변동에 대한 구조적 충격의 상대적 중요성은 단기에서는 일시적 충격, 장기로 갈수록 해외충격이 큰 것으로 나타났다. 일반적으로 장기에 걸친 최적화 문제를 상정해 볼 때, 소비는 영구적 충격에 의해 많이 영향을 받고 일시적 충격에는 영향을 적게 받는 것이 일반적이나 한국의 경우에는 단기에서 그러한 현상이 나타나지 않고 있다. 이것은 한국과 같은 무역중심적인 소국 경제에서 일반적으로 소비의 변동성이 높게 나타나고 있는 현상과 일맥상통한다고 할 수 있다. 중장기에서 소비변동의 예측오차는 영구적 충격인 해외충격과 국내충격에 의해 기인하는 것으로 나타났다. 특히, 장기에서는 소비변동의 예측오차의 70% 정도가 해외충격에 의한 것으로 보인다. 투자의 변동도 소비와 비슷한 모습을 보이고 있으나 단기에서는 일시적 충격에 기인하는 정도가 소비보다 더 높고 국내충격보다는 해외충격에 의한 것이 크게 나타났다. 이것은 수출의존도가 높은 한국의 산업구조 특성상 투자가 교역조건 변화에 민감하게 반응한다고 해석할 수 있다.

IV. 요약 및 결론

본 논문은 구조적 벡터자기회귀모형을 통하여 경기변동을 가져오는 요인을 해외충격과 국내충격으로 분류하는 식별과정에 대하여 알아보고, 한국 데이터에 적용하여 해외충격과 국내충격이 교역조건, 국민소득, 소비, 투자에 어떻게 영향을 주는지 살펴보았다.

최근 장기조건을 이용한 구조적 벡터자기회귀모형이 널리 이용되고 있는 한 가지 이유는 경제학 이론에 기초한 장기조건을 식별과정에 적용하고 있다는 점이다. 과거의 벡터자기회귀모형은 이론적 기반 없이 단기적 식별조건을 자의적으로 이용함으로써 비판의 대상이 되기도 하였다. 그러나 단기조건보다는 장기

적인 조건들이 이론적 기반을 제시하기가 쉬우며 따라서 이론에 기초한 분석은 결과 해석에 있어서도 설득력을 가질 수 있게 되었다고 볼 수 있다.

변수들이 단위근을 가질 경우 변수들 사이에 공적분 관계가 없다면 일차 차분한 변수로서 Wold 이동평균 표현에 기초한 구조적 벡터자기회귀모형을 통하여 추정이 가능하지만, 변수들 간에 공적분 관계가 존재할 경우에는 벡터오차 수정모형을 추정하거나 공적분 관계를 직접 제약으로 가한 후에 제약된 벡터자기회귀모형을 추정하는 방법이 있다. 벡터자기회귀모형에서 가장 중요한 것은 어떻게 구조적 충격을 식별하는가의 문제이다. 즉, 어떠한 식별조건을 가지고 구조적 충격을 식별하였는가가 결국 구조적 충격에 대한 적절한 경제적 의미를 부여할 수 있는 관건이 되는 것이다. 본 논문에서는 ‘국내충격이 장기적으로 교역조건에 영향을 주지 않는다’는 소국 개방경제모형에 기초한 식별조건을 이용하였다.

반응곡선과 예측오차의 분산분해로부터 해외충격과 국내충격의 각 변수에 대한 효과를 요약해 보면 다음과 같다. 해외충격, 즉 교역조건이 개선이 있을 경우 국민소득, 소비, 투자 등이 모두 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 해외충격에 대한 투자의 반응은 상당한 기간 동안 국내충격에 대한 반응에 비해 두 배 이상 큰 것으로 나타났다. 경기변동요인으로서 해외충격과 국내충격의 상대적 중요성을 비교해 보면 투자에서는 상당한 기간 동안 해외충격이 국내충격보다 더 중요한 것으로 나타났지만, 국민소득과 소비의 변동에서는 단기에서는 국내충격이 중요한 요인을 차지하고 있고, 중장기에서는 해외충격의 중요성이 증대되는 것으로 추정되었다.

참 고 문 헌

- 김권식, 『해외충격이 국내경기변동에 미치는 효과 분석』, 대외경제정책연구원, 정책자료 05-06, 2005.
- 김치호, 「소규모 개방경제의 거시경제적 충격과 경기변동」, 『경제학연구』 제42집 제2호, 한국경제학회, 1994.
- 남광희·표학길, 「우리 나라 경기변동의 국제적 연계성」, 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원, 1997.
- 박재하, 「우리 나라의 경기변동요인」, 『금융연구』 제7권 제1호, 한국금융연구

- 원, 1993.
- 박형수, 「실물적 경기변동모형으로 본 우리 나라의 경기변동」 『경제분석』 제5권 제3호, 한국은행 금융경제연구소, 1999.
- 유병삼, 「수요 및 공급교란이 한국경제에 미치는 영향」, 『금융경제연구』 제39호, 한국은행 금융경제연구소, 1992.
- _____, 「소규모 개방경제로서의 한국경제의 경기변동」, 『경제분석』 제1권 제1호, 한국은행 금융경제연구소, 1995.
- 이중식, 「경기변동 요인분석」, 『경제분석』 제2권 제3호, 한국은행 금융경제연구소, 1996.
- 정명철, 「장기계약 VAR 모형에 의한 한국의 실질환율 변동요인과 균형실질환율」, 『경제분석』 9(3), 한국은행 금융경제연구소, 2003, 139~172.
- 조하현, 「균형경기 변동모형과 한국의 경기변동 현상: Time-to-build technology 모형」, 『KCCI 경제전망』 여름호, 대한상공회의소 한국경제연구센터, 1991.
- _____, 「시간비분리 효용함수와 한국의 경기변동」, 『계량경제학보』 제7권, 한국계량경제학회, 1996.
- _____, 「균형 경기변동 모형과 한국경제」, 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원, 1997.
- Ahmed, S., B.W. Ickes, P. Wang, and B. Yoo, "International Business Cycles," *American Economic Review*, 83, 1993, 335~359.
- Blanchard, O.J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79, 1989, 655~673.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, 251~276.
- Hamilton, J.D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey, 1994.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Test in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, 1551~1580.
- King, R.G., C.I. Plosser, J.H. Stock, and M.W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 81, 1991, 819~840.
- Mellander, E., A. Vredin, and A. Warne, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy," *Journal of Applied Econometrics*, 7, 1992, 369~394.
- Shapiro, M.D. and M.W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," in

- Stanley Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual*, 3, 1988, 111~148.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1980, 1~48.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1988, 1097~1107.

[Abstract]

Sources of Economic Fluctuations in Korea: Foreign Shocks vs. Domestic Shocks

Noh-Sun Kwark

This study examines the relative importance of foreign shocks and domestic shocks in explaining the fluctuations in the Korean economy. In particular, it is analyzed the short-run and long-run effects of foreign shocks and domestic shocks on real GDP, consumption, investment, and terms of trade. The identification restriction to decompose foreign shocks and domestic shocks is that 'domestic shocks do not have a long-run effect on terms of trade as suggested by Mellander *et al.*(1992) based on a small open economy model. In an empirical econometric model, in general, real GDP, consumption, and investment increase when there is a foreign shock implying an improvement of the terms of trade and especially the increase in investment in response to foreign shocks is twice as much as in response to domestic shocks. Domestic shocks have little effect on the terms of trade while. Foreign shocks are more important in explaining the fluctuations of investment while foreign shocks and domestic shocks in explaining the fluctuations of real GDP and consumption are equally important in the sense that domestic shocks are more important in the short-run but foreign shocks are more important in the medium and long-run.

Keywords: domestic shocks, foreign shocks, structural VAR model

JEL Classification: F41, E32, C32