

VEC모형에 기초한 한일 경제의 상호관계 분석

An Analysis of Interrelations between Korea and Japan: Evidence
from a Structural VEC Model

최 희갑*

目 次

I. 서론

III. 실증분석

II. 이론적 배경

IV. 요약 및 결론

I. 서론

소규모 개방경제의 경제적 성과는 주변 국가에 의해 영향을 받는다. 이 연구에서는 우리의 주된 주변국 중 하나인 일본에서 발생하는 경제적 충격이 우리나라에 미치는 파급효과를 분석하여 한일간 상호관계와 충격의 전달메커니즘을 분석한다.

이종윤·김현성(2010)이 잘 개관하고 있듯이 한국과 일본 간의 경제적 상호의존 관계는 실물거래와 금융거래 양면에서 긴 역사를 가지고 있으며 또한 나날이 깊어지고 있다. 우선 실물측면을 보자. 중국에 대한 무역 의존도의 심화로 한일간 무역 비중이 감소해 온 것은 사실이다. 하지만 한일간 무역의 절대 규모는 꾸준히 확대되어 한일 양국의 무역액은 2011년에 처음으로 1천억 달러를 돌파하는 등 더욱 더 긴밀해지고 있다. 아울러 일본 기업은 오래전부터 한국 기업의 제조에 필요한 소재와 부품, 제조 장치를 공급하여 왔으며, 최근에는 한국기업의 글로벌화가 심화됨에 따라 일본 기업에 있어 한국기업의 위상이 커지고 있다고 할 수 있다. 더불어 한국의 소득수준 상승으로 자동차 수출이 증가하는 등 소비재 시장으로서의 한국의 위치도 강화되고 있다. 마지막으로 아직 한일 간 FTA는 성사되고 있지 않고 있으나, 한국은 ASEAN, 싱가포르 등과 양자간 FTA를 체결하고 있고, 일본 역시 싱가포르, 태국, 인도네시아, 말레이시아 등과 양자간 FTA를 체결하고 있어 아시아 역내국으로

* 아주대학교 사회과학대학 경제학과 교수, E-mail: hgchoi@ajou.ac.kr
이 논문은 한일경상논집(한일경상학회)에 투고된 원고입니다.

서 무역협정을 통해 간접적으로나마 그 관계가 심화되고 있다. 한일 간 경제관계는 금융 면에서도 찾아볼 수 있다. 일본은 오래전부터 우리나라 민간기업의 자금공급원을 해왔으며, 특히 1997년 외환위기 이후에는 통화스와프 협정 등을 통해 일본은 국내 금융 불안을 해소하는데 있어서 일정한 역할을 하고 있다고 평가할 수 있다.

이러한 사실에도 불구하고 한국과 일본 간의 상호의존성을 거시경제 측면에서 충분히 검토해오지 못한 것도 사실이다. 본 연구와 같이 2000년대에 이루어진 연구만 하더라도 일본의 FDI의 한국경제성장애의 파급효과를 검토한 강한균(2008), 강한균·이경규(2006), 한일 양국의 주가지수 동조화를 살펴본 윤종인(2008), 일본의 경제변동이 한국에 미치는 영향을 분석한 이재기(2005) 등이다. 우리는 최근의 한일경제 관계에 대한 현실과 연구 간의 큰 갭을 소규모 개방경제에 관한 이론적 모형을 제시하고 추정한 뒤 이를 바탕으로 한일 양국에서 발생한 이자율, 수요, 원/엔 명목환율 충격 등의 파급효과를 분석함으로써 메꾸고자 한다.

한일 경제간의 상호작용을 분석하기 위해 본 연구에서 사용하는 접근 방식은 Pesaran and Shin(1998), Garratt et al.(1999, 2003, 2006) 등이 제안한 구조적 벡터오차수정(Vector Error Correction, VEC) 모형이다. 이들은 이론적으로 일관성 있는 소규모 개방경제 모형을 제시하였는데, 생산함수, 차익 거래조건, 지급가능 조건, 포트폴리오 균형 조건 등 경제이론에 기초한 장기적 관계로 구성되었다. 이들 장기적 관계는 로그-선형화(log-linearization)된 뒤 상수항과 추세항이 추가되어 제약 없는 벡터오차수정 모형에서 오차항의 장기적 관계를 식별하는데 사용되었다. 이러한 접근방식에서 중요한 요소는 경제이론이 시사하는 장기적 제약의 타당성을 정식으로 검정 가능하고, 이렇게 검정된 추정모형에 기초하여 파급효과를 분석한다는 데 있다. 이에 따라 이들은 장기적 관계가 성립한다는 가정 하에서 이론이 제시하는 과도식별제약에 대한 우도비율검정을 시행하여 추정된 모형이 이론이나 자료와 일관성이 있는가를 검토하였다.

이들이 제시한 구조적 오차수정모형의 장점은 다양하지만 무엇보다도 이론에 기반을 둔 정상상태 조건에서 경제의 장기적 행태가 유래하므로 모형 설정의 자의성을 줄일 수 있다는 점이 부각된다. 이들이 제시한 구조적 오차수정모형은 내생변수의 순서가 공적분 공간의 설정이나 충격반응 함수의 분석에 영향을 미치지 않기 때문에 연구자의 자의적인 모형 선택과도 독립적이라는 점에서 장점을 갖는다. 아울러 이 모형의 경우 단기적 행태는 경제이론보다는 통계자료를 통해 분석된다. 반대로 Blanchard and Quah (1989), Christiano et al. (1999) 등이 제시하는 SVAR모형은 IS/LM모형 등 단기경제 이론에 기초하여 당기계수에 대한 식별제약을 유도하지

만, SVECM모형의 경우 이러한 단기제약이 반드시 필요한 것은 아니다. 이 역시 모형설정의 자의성을 줄여줄 수 있다. 왜냐하면 국민경제에 있어 단기적인 이론적 관계의 타당성에 대해서는 경제학자들 간에 상당한 이견이 존재할 수 있기 때문이다.

SVEC 모형 중에서 Garratt et al. (2006)의 모형은 외국경제와의 상호작용을 연구하는데 자주 사용되어온 모형이다. 우선 Garratt et al. (2006)은 영국에 초점을 맞추고 외국 경제는 OECD국가들을 포함하고 있다. 그러나 이 연구가 국내외 경제 간의 상호작용을 연구할 수 있는 모형체계를 제시하기는 하였지만, 영국 경제의 중요한 거시경제시계열의 예측을 도모할 수 있는 모형을 발전시키는데 주 목적이 있었고 외국경제와의 상호작용에는 큰 비중을 두지 않았다. 반면 Gaggli et al. (2008)는 선진국의 지배적인 경제지역인 EU와 미국 경제의 동태적 상호작용을 명시적으로 다루고 있다. 이들은 유로존을 외국경제로 설정한 미국 모형의 충격반응함수와 미국 경제를 외국경제로 설정한 유로존 모형의 충격반응함수를 비교한 바 있다. 우리는 이들의 분석 체계를 따르되 주로 한국경제를 중심으로 한일 경제 간의 상호작용을 검토하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장은 실증분석의 대상이 되는 소규모 개방경제 모형을 소개하고 최적화 조건으로부터 장기적인 구조적 관계를 유도한다. 아울러 장기관계를 오차항에 반영하는 구조적 벡터오차수정모형을 소개한다. III장은 외환 위기 이후에 속하는 기간인 2000년 1분기~2013년 1분기를 대상으로 거시계량 모형의 실증분석을 수행한다. 실증 분석후 국내공급, 수요, 통화, 환율충격이 한국경제에 미치는 파급효과를 충격반응 분석을 통해 검토한다. IV장은 논의를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 이론적 배경

1. 소규모 거시모형

Garratt et al.(2006)의 모형은 거시경제 변수의 장기적 관계에 주목하여 국가 간 거시경제적 상호작용을 검토하였지만, 이들 장기적 관계에 대한 미시경제적 기초를 제공하지 못하고 있다. 이러한 한계점을 극복하고자 이 연구에서는 Prettnner and Kunst(2011)를 따라 가계의 최적 소비-저축 의사결정모형과 신고전파적 생산함수를

소개하여 구조적 벡터오차수정모형의 공적분 공간에 부과될 장기제약을 도출한다. 우선 무한생애에 걸쳐 생애효용의 현재가치

$$\max_{C_t, C_t^*} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t C_t^\alpha C_t^{*1-\alpha} \quad (1)$$

를 극대화하기 위해 국내외 소비재의 흐름을 선택하는 대표적 가계를 고려하자. 이 식에서 $\beta = 1/(1+\rho)$ 는 주관적 할인인자($\rho > 0$ 는 할인율)이며 t 는 시간지수이며 $t=0$ 은 현재시점을 나타낸다. C_t 는 국내재에서 생산된 소비재로서 numéraire가 되는 재화이다. $*$ 는 일본을 나타내는 표시이어서 C_t^* 는 일본 소비재를 나타낸다. 효용함수는 콥-더글라스 형태로서 $0 < \alpha < 1$ 는 국내재에서 생산된 소비재의 소비비중을 나타낸다. 한편 가계는 예산제약을 만족해야하므로 t 시점의 지출과 저축은 당기의 소득과 일치하여야 한다. 더욱이 가계는 Clower(1967)의 화폐선불 제약(Cash-in-advance constraint) 하에서 당기에 보유한 현금을 이용해서만 소비할 수 있으며 실물자본이나 채권을 이용하여 재화구매는 할 수 없다. 이들 두 제약은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_t + e_t P_t^* C_t^* + K_t + B_t + e_t B_t^* + M_t = w_t L_t + (1+r_t)K_{t-1} + \frac{1+i_t}{1+\pi_t} B_{t-1} + \frac{(1+i_t^*)}{1+\pi_t^*} e_t B_{t-1}^* + \frac{M_{t-1}}{1+\pi_t} \quad (2)$$

$$C_t + e_t P_t^* C_t^* \leq \frac{M_{t-1}}{1+\pi_t} \quad (3)$$

여기서 P_t^* 는 외국에서 생산된 소비재의 물가이며, K_t 는 실질자본 스탁, B_t 는 정부에서 발행한 실질채권이다. e_t 는 명목환율로서 원/엔 환율, 즉 외국, 즉 일본통화 1 엔으로 국내통화를 몇 단위를 구매가능한가를 나타낸다. M_t 는 개인의 실질화폐잔고, r_t 는 자본에 대한 실질수익률(감가상각을 무시하므로 이는 실질이자율과 일치한다). i_t 는 국채에 대한 명목이자율이며 π_t 와 w_t 는 각각 인플레이션율과 실질 임금이며, L_t 는 노동공급으로서 가계의 시간제약에 의해 비탄력적으로 주어진다. 가계는 합리적이므로 t 기의 최적소비를 조달하기 위해 필요한 규모이상으로 화폐는 보유하려하지 않을 것이다. 결국 CIA제약은 등식으로 성립한다. 결국 최적화 문제는 다음과 같은 해를 포함하게 된다.

$$CPI_t = e_t CPI_t^* \quad (4)$$

$$\frac{1+i_t}{1+\pi_t} = \frac{1+i_t^*}{1+\pi_t^*} \frac{e_t}{e_{t-1}} \quad (5)$$

$$1+r_t = \frac{1+i_t}{1+\pi_t} \quad (6)$$

여기서 CPI_t 와 CPI_t^* 는 한국과 일본의 소비자물가지수를 나타낸다. 첫 번째 (4)식은 명목환율을 고려하였을 때 양국의 물가는 일정한 관계를 가지며 움직인다는 것을 시사하는데, 구매력평가(Purchasing Power Parity, PPP) 관계에 해당한다. 두 번째 (5)식은 이자율평형(Interest Rate Parity, IRP) 관계로서 국내채와 외국채의 수익률에 격차가 없어야 함을 말한다. 세 번째 (6)식은 피셔인플레이션 평형(Fisher Inflation Parity, FIP) 관계로서 국채에 대한 투자와 실물자본은 동일한 수익률을 낳아야 함을 말한다.

생산측면과 관련하여 우선 한국에서의 산출은 다음의 생산함수

$$Y_t = A_t L_t f(k_t) \quad (7)$$

를 따라 이루어진다. 여기서 Y_t 는 실질산출, f 는 집약형 생산함수로서 Inada조건을 만족한다. 한편 A_t 는 경제의 기술수준을 나타내며 k_t 는 유효노동 단위로 나타낸 자본스톡이다. Garratt et al.(2006)을 따라 취업자수는 총인구 N_t 의 일정비율로 나타낸다:

$$L_t = \delta N_t \quad (8)$$

따라서 고용률은 $1-\delta$ 이다. 더욱이 기술의 수용에는 일정한 장벽이 존재해서 (Parente and Prescott, 1994)

$$\eta A_t = \theta A_t^* = \bar{A}_t \quad (9)$$

이 성립한다. 여기서 \bar{A}_t 는 세계 전체적인 기술 수준이며 $\eta, \theta > 0$ 는 기술 수용과

확산에 있어 불완전성을 측정한다. 이 때 국내외 산출 간에는 다음의 관계가 성립한다.

$$\frac{y_t}{y_t^*} = \frac{\theta \delta}{\eta \delta^*} \frac{f(k_t)}{f(k_t^*)} \quad (10)$$

여기서 y_t 는 일인당 산출이다. (10)식은 산출 격차관계이다. 한일 간 1인당 산출의 격차는 기술수용 확산 모수의 상대적 규모, 고용률, 자본집약도 격차에 의존한다. 방정식 (4), (5), (6), (10)의 로그를 취해 정리하면

$$\log(CPI_t) = \log(CPI_t^*) - \log(e_t) \quad (11)$$

$$\log(1+i_t) - \log(1+i_t^*) = \log(1+\pi_t) - \log(1+\pi_t^*) + \log(e_t) - \log(e_{t-1}) \quad (12)$$

$$\log(1+i_t) - \log(1+\pi_t) = \log(1+r_t) \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \log(y_t) - \log(y_t^*) &= \log(f(k_t)) + \log(\theta) + \log(\delta) \\ &\quad - \log(f(k_t^*)) - \log(\eta) - \log(\delta^*) \end{aligned} \quad (14)$$

이상은 장기균형에서 성립하는 확정적 관계이다. 단기적으로 조정과정에서 이들 식은 등식으로 성립하지 않을 수 있다. 대신 이들 장기적 관계로부터의 단기적 편차를 측정하는 ϵ_t 로 나타낸 장기오차가 존재한다. (11)~(14)식의 확률적 표현을 SVEC모형의 내생변수로 나타내면 다음과 같다.

$$p_t - p_t^* + e_t = b_{1,0} + \epsilon_{1,t+1} \quad (15)$$

$$i_t - \Delta p_t = b_{2,0} + \epsilon_{2,t+1} \quad (16)$$

$$i_t - i_t^* = b_{3,0} + \epsilon_{3,t+1} \quad (17)$$

$$y_t - y_t^* = b_{4,0} + \epsilon_{4,t+1} \quad (18)$$

여기서 $b_{1,0}$ 와 $b_{2,0}$ 는 0에 근접하며, $b_{3,0}$ 의 추정치는 실질이자율의 로그값을 반영해야 하며, $b_{4,0}$ 의 추정치는 한일 간 산출격차의 구조적 결정변수의 로그값의 격차를 반영한다.

2. 벡터오차수정모형

한국경제의 거시계량모형 구축에 사용될 계량모형을 소개하고자 한다. 장기 모형의 추정은 제약이 존재하지 않는 벡터자기회귀(vector autoregression, VAR) 모형에서 출발한다. VAR(p)시스템은 $K \times 1$ 내생변수 벡터($t=1,2,\dots,T$) z_t 에 대해

$$A(L)z_t = u_t$$

로 둘 수 있다. 여기서 시차 연산자 L 의 행렬다항식 $A(L)$ 이다. K 개의 변수는 직면한 문제에 의해 정의되지만 사전적으로 내생변수와 외생변수의 구분은 없어 모든 변수는 대등하게 내생변수로 다루어진다. 이 모형의 충격반응은 다음과 같은 이동평균식을 활용해 구해진다:

$$z_t = A(L)^{-1}u_t = C(L)u_t$$

여기서 $C(1)$ 은 항등행렬이고, $K \times 1$ 벡터 u_t 의 원소 간에는 상관관계가 존재하므로 $E(u_t u_t') = \Omega$ 는 직교관계에 있지 않다. 이에 따라 Sims 등은 시스템의 동태적 행태를 파악하기 위해서는 직교형태로 변화하는 것이 적절하다고 주장하였다. 앞의 VAR(p) 모형 (6)은 다음과 같이 VECM($p-1$) 모형으로 다시 정렬될 수 있다.

$$A^*(L)\Delta z_t = -\Pi z_{t-1} + u_t$$

또는

$$\Delta z_t = -\Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + u_t$$

여기서 $\Pi = A(1)$ 이고 $A^*(L)$ 은 $p-1$ 의 시차 수를 갖는다. z_t 의 원소들이 $I(1)$ 이고 $\text{rank}(\Pi) = r$ 을 가지고 공적분된다면, 랭크 r 인 $K \times r$ 행렬 α 와 β 에 대해 $\Pi = \alpha\beta'$ 로 표현되어 다음과 같은 VECM($p-1$)이 구해진다:

$$\Delta z_t = -\alpha\beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + u_t$$

이 때 z_t 가 추세를 갖는다면 이에 상응하는 벡터오차수정 형태는 다음으로 주어진다:

$$\Delta z_t = -\alpha\beta'(z_{t-1} - \gamma(t-1)) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + c_0 + u_t$$

이제 Π 를 α 와 β 로 분해하는 방식은 다양하므로 유일한 공적분 벡터를 식별하기 위해서는 r 개의 공적분 관계의 각각에 최소한 r 개의 식별제약을 부과할 필요가 있다. 하지만 정규화를 통해 r 개의 조건이 부과될 수 있으므로 유일한 식별을 위해서는 추가적인 $r^2 - r$ 개의 제약이 요구된다.

이렇게 구성된 구조적 오차수정모형의 내생변수 벡터 z_t 는 앞 절에서 유도한 장기관계에 등장하는 변수들로 구성된다. 즉, 한국 실질산출, 일본 실질산출, 한국 인플레이션율, 한국 이자율, 일본 이자율, 한일 간 물가 격차, 원/엔 환율을 포함하였다.

III. 실증분석

이 절에서는 단위근 검정, 공적분 분석을 하고 구조적 벡터 오차수정 모형 내에서 충격반응함수를 해석한다.

1. 분석 자료와 통계적 속성

실증분석의 대상기간은 외환위기가 낳은 구조적 변화를 감안하여 1999년 1분기~2013년 1분기 간으로 계절 조정된 분기 자료를 활용하였다.

한국의 물가 p_t 는 소비자 물가지수(한국은행 경제통계시스템의 물가통계)에 자연대수를 취한 값을 선정하였고 한국의 인플레이션율 π_t 은 이의 분기간 증가율로 계산되었다. 한국의 실질산출 y_t 는 실질GDP(한국은행 경제통계시스템의 국민계정 통계)의 자연대수를 취한 값이고 한국의 명목이자율 i_t 는 91일물 CD의 유통수익률(한

국은행 경제통계시스템의 해외/북한/주요국제통계)에 기초하여 $i_t = 0.25 \times \ln(1 + CD\text{금리}/100)$ 로 계산되었다. 한편 일본 경제와 관련된 거시경제 변수에 있어 일본의 실질산출 y_t^* 은 실질GDP(OECD.StatExtracts의 National Accounts)의 자연대수를 취한 값이고 일본의 명목이자율 i_t^* 는 91일물 CD의 유통수익률(한국은행 경제통계시스템의 해외/북한/주요국제통계)에 기초하여 $i_t^* = 0.25 \times \ln(1 + \text{일본}CD\text{이자율}/100)$ 로 계산되었으며, 일본의 물가(OECD.StatExtracts의 Prices and Purchasing Power Parities) p_t^* 는 소비자 물가지수에 자연대수를 취한 값이다. 원/엔 환율 e_t 는 원/엔 환율(한국은행 경제통계시스템의 해외/북한/주요국제통계)에 자연대수를 취한 값이다. 마지막으로 우리는 일본과 한국의 국제유가에 대한 의존성을 감안하여 국제유가 p^o 를 모형 내에 포함시켰는데¹⁾, 이는 우리나라의 국가에너지통계종합시스템에서 제공하는 월간에너지가격/석유가격이 제공하는 두바이유, 브란트유, 서부 텍사스산 중질유에 대한 월별국제유가를 평균한 자연대수 값이다.

실증분석에 앞서 먼저 분석에 사용된 변수들에 대해 단위근 검정을 시행하여 변수들의 안정성을 검토하였다. 단위근 검정은 통상적인 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips-Perron(PP) 검정에 기초하였다. 시차길이는 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의해 선정하였다. 검정결과는 <표 1>에 요약되어 있는데, 이에 따르면 한국의 인플레이션율을 제외한 모든 수준 변수들은 ADF나 PP 검정 모두에서 단위근이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없어 불안정적 시계열로 나타났다. 차분 변수에서는 단위근이 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각할 수 없었다.

<표 1> 단위근 검정결과

1) 실증분석 모형에 이론적 모형의 변수에 추가하여 국제유가 변수를 고려한 것은 두 가지 이유에서이다. 첫째, 국제유가를 제외할 경우 모형이 시사하는 제약을 부과한 뒤 과도식별 제약을 검정할 경우, 과도식별제약의 통계적으로 유의하게 기각되었지만, 국제유가를 포함할 경우 과도식별제약이 통계적으로 유의하게 기각될 수 없었다. 이는 국제유가를 포함한 국제원자재 시장의 변화가 해외원자재에 크게 의존하는 한국과 일본 모두에게 중요한 영향을 미쳐, 거시경제변수들과 관련된다는 것을 시사한다. 둘째, 같은 이유에서 기존의 Garratt et al. (2006) 등을 따르는 대부분의 실증분석모형에서도 이론적 모형의 변수에 추가하여 국제유가 변수를 대부분 포함하여 실증분석을 수행하고 있다.

	Phillips-Perron 검정		Augmented DF 검정	
	$\hat{\rho}_T$	z_T	$\hat{\rho}_T$	z_{DF}
한국GDP y_t [C,T]	-0.21(2)	-3.44*	-0.19(1)	-2.90
Δ GDP Δy_t [C]	-0.76(7)	-6.06***	-0.46(0)	-4.31***
이자율 i_t [C,T]	-2.258(2)	-0.130	-0.155(1)	-2.318
Δ 이자율 Δi_t [C]	-0.83(0)	-6.241***	-0.83(0)	-6.241***
일본GDP y_t^* [C,T]	-0.13(1)	-2.23	-0.18(1)	-2.72
Δ 일본GDP Δy_t^* [C]	-0.72(3)	-5.39***	-0.72(0)	-5.43***
일본CD이자율 i_t^* [C]	-0.08(1)	-1.72	-0.1(1)	-2.08
Δ 일본CD이자율 Δi_t^*	-0.67(7)	-5.37***	-0.67(0)	-5.45***
원/엔환율 e_t [C]	-0.06(4)	-1.60	-0.06(0)	-1.27
Δ 원/엔환율 Δe_t	-0.80(4)	-6.16***	-0.8(0)	-6.07***
한일간 물가격차 $p_t - p_t^*$ [C,T]	-0.10(4)	-1.80	-0.10(0)	-1.59
$\Delta(p_t - p_t^*)$ [C]	-1.05(4)	-7.64	-1.05(0)	-7.61
한국 인플레이션율 π_t	-0.23(4)*	-2.42	-0.10(2)	-1.20
Δ 인플레이션율 $\Delta \pi_t$	-1.43(8)	-17.2***	-2.01(1)	-10.1***
국제평균유가 p^o [C,T]	-0.24(0)	-2.88	-0.31(1)	-3.82**
국제유가 변화 Δp^o [C]	-0.67(8)	-5.19***	-0.86(1)	-5.64***

주 1) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 (단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이) 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

2) 괄호안의 값은 Schwarz의 기준 또는 Bartlett kernel을 사용한 Newey-West 기준에 의해 선정된 시차 또는 bandwidth이다.

3) C는 단위근 검정시 상수항을 포함한 경우, T는 추세항을 포함하였음을 의미한다.

우리나라의 인플레이션율의 경우 검정방식에 따라 단위근 존재여부에 대해 모호한 결과를 얻었다. 이 연구가 소규모 개방경제 모형에 기초하여 구조적 벡터오차수정 모형을 구축하였으므로, 가급적 경제이론이 시사하는 관계에 의거하여 실증분석을 수행할 필요가 있다고 판단하여, 우리는 인플레이션율에 단위근이 존재한다는 검정 결과에 의존하여 실증분석을 수행하였다.

구조적 오차수정모형의 실증분석을 위해서는 우선 제약이 없는 벡터자기회귀 모형을 추정하여 모형 전체의 시차를 결정해야 한다. 우리의 경우 관찰치가 분기자료임을 고려하여 최대 시차는 선형적으로는 4차로 두었고, 최종적인 시차의 결정은 Schwarz Bayesian Information Criterion(SBIC)와 Akaike Information Criterion(AIC)에 기초하였다. SBIC는 AIC에 비해 더 단순한 모형을 선호한다. <표 2>에는 시차 검정결과를 보여주고 있는데, 예상대로 AIC는 가장 큰 시차인 $p=4$ 를 선택하였고, SBIC는 $p=1$ 로 가장 낮은 시차를 선택하고 있다.

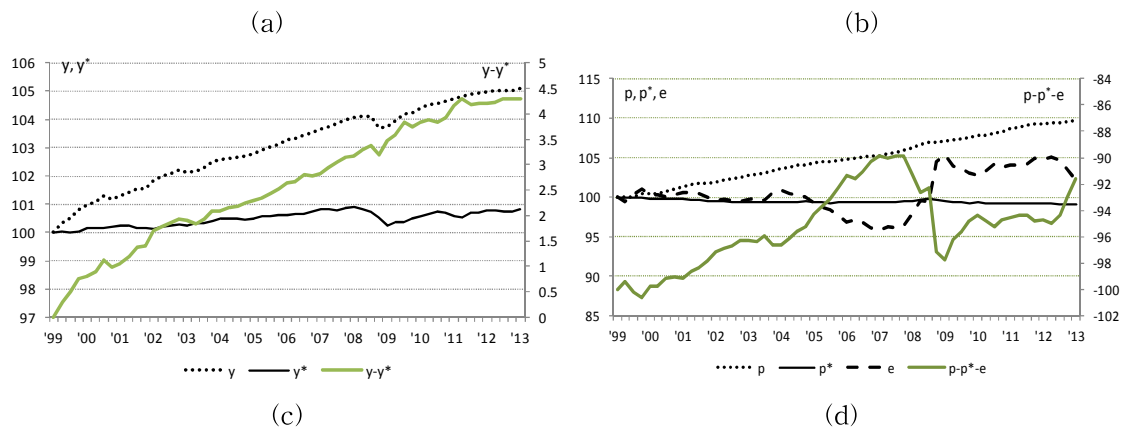
<표 2> 시차 결정

Lag	0	1	2	3	4
AIC	-46.4	-60.8	-61.5	-61.3	-62.8*
SBIC	-46.1	-58.7*	-57.6	-55.5	-55.1

주: *는 각 시차선정기준에 의해 선택된 시차를 나타낸다.

VAR모형의 시차 선정 후 우리는 trace와 maximum eigenvalue 통계량을 사용하여 Johansen의 공적분 랭크 검정을 실시하였다. 이들은 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설과 최소 $r+1$ 개의 공적분 벡터가 존재한다는 대립가설을 검정하는데, 점근적 임계값은 Johansen (1991)에 나타나 있다. 공적분랭크 검정에 앞서 공적분 식에서의 상수항과 추세항의 포함여부를 결정하여야 하는데, 이를 위해 <그림 1>에서는 모형에 포함된 변수들의 추이를 검토하여, 이들 변수들 중에는 장기 균형관계의 성립여부와 추세의 존재 여부 등을 식별하였다. 우선 그림 (a)는 국내 산출과 일본의 실질GDP의 로그값과 이들의 차로 정의되는 한일간 산출 격차(output gap)를 보여준다. 한국과 일본의 산출 변수는 모두 상승 추세를 보여주는데, 한국의 산출이 외국 산출보다 다소 빠르게 상승하여 한일간 산출격차 역시 완만한 상승 추세를 보인다. 그림 (b)는 한국 소비자물가와 일본 소비자물가, 원/엔 명목환율 그리고 이들 세 변수의 차를 보여주고 있다. 여기서 한국과 일본의 소비자물가는 2000년대 초반을 제외하곤 모두 상승추세를 보이지만 원/엔 명목환율의 경우 뚜렷한 추세를 찾아보기 어려움을 알 수 있다. 그러나 이들의 차인 $p_t - p_t^w - e_t$ 는 상승 추세를 찾아볼 수 있다.

<그림 1> 주요 변수의 장기적 추이



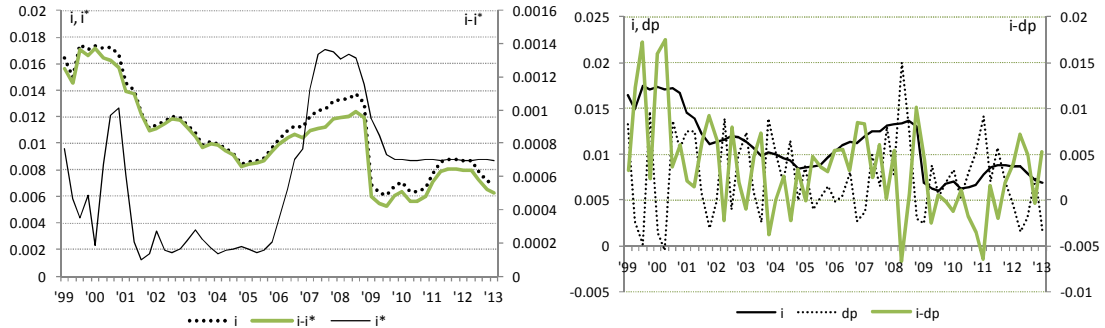


그림 (c)는 국내 이자율, 일본 이자율과 그 격차가 나타나 있다. 그 동안 한국에서의 저금리 기조를 반영하여 한국의 이자율은 하락 추세가 관찰되지만, 대신 일본의 이자율은 다소 모호한 추세를 보여주고 있다. 그러나 우리나라 이자율의 하락세가 큰 탓에 이자율 격차는 한국의 이자율 추세를 따라 완만한 하락세를 보이고 있다. 마지막으로 그림 (d)는 국내이자율, 인플레이션을 그리고 그 격차로 정의되는 (사후적) 실질 이자율을 보이는데 물가상승률에 있어서는 뚜렷한 추세를 찾아보기 어려워 실질이자율은 명목이자율의 하락세를 재현하고 있음을 알 수 있다. <그림 1>에 나타난 변수들의 추이에 따라 우리는 실증분석에 있어 공적분 식에서의 상수항과 추세항의 포함하기로 하고 (15)~(18)을 다음과 같이 조정하였다.

$$p_t - p_t^w - e_t = b_{10} + b_{11}t + \xi_{1,t+1} \quad (19)$$

$$i_t - i_t^w = b_{20} + b_{21}t + \xi_{2,t+1} \quad (20)$$

$$i_t - \pi_t = b_{30} + b_{31}t + \xi_{3,t+1} \quad (21)$$

$$y_t - y_t^w = b_{40} + b_{41}t + \xi_{4,t+1} \quad (22)$$

이들 4개의 장기 관계는 국제유가를 포함한 변수를 $z_t = (p_t^o, i_t^*, y_t^*, e_t, i_t, \pi_t, y_t, p_t - p_t^w)'$ 로 둘 경우 다음처럼 간단히 나타낼 수 있다:

$$\xi_t = \beta' z_{t-1} - b_0 - b_1(t-1)$$

$$\text{단, } b_0 = (b_{10}, b_{20}, b_{30}, b_{40})',$$

$$b_1 = (b_{11}, b_{21}, b_{31}, b_{41})',$$

$$\xi_t = (\xi_{1t}, \xi_{2t}, \xi_{3t}, \xi_{4t})'$$

$$\beta = \begin{bmatrix} 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad (23)$$

여기서 행렬 β' 은 소규모 개방경제 모형의 최적화 및 균형조건에서 유도한 장기 관계에 상응하는 모든 제약을 부과하고 있으며, 그에 따라 우리의 모형은 과도 식별되는데, 후에 우리는 장기이론이 시사하는 과도식별제약을 별도로 검정하여 타당성을 검토할 것이다. Johansen 방법을 따른 공적분 검정결과는 <표 3>에 나타나 있다. <표 3>에 따르면 trace검정 통계량은 7개 변수 중에서 5%의 유의수준에서 3개의 공적분 관계를 식별한다. 그러나 Maximal eigenvalue 검정통계량은 5%의 유의 수준에서 4개의 공적분 관계가 존재함을 보이고 있다. 4개의 공적분 관계는 장기이론에 기초한 선험적 기대와 일관성이 있으므로 4개의 공적분 벡터가 존재한다는 가정 하에서 분석을 이어간다.

<표 3> Johansen 공적분 검정결과

귀무가설	대립가설	검정통계량	MacKinnon-Haug-Michelis p값
Trace검정			
$r = 0^*$	$r \leq 1$	2099.43	0.0000
$r = 1^*$	$r \leq 2$	190.5057	0.0000
$r = 2^*$	$r \leq 3$	134.0884	0.0031
$r = 3$	$r \leq 4$	86.12208	0.0769
$r = 4$	$r \leq 5$	46.21702	0.5901
극대 고유근 검정			
$r = 0^*$	$r \leq 1$	56.70519	0.0000
$r = 1^*$	$r \leq 2$	50.59985	0.0112
$r = 2^*$	$r \leq 3$	56.78476	0.0201
$r = 3^*$	$r \leq 4$	44.49720	0.0327
$r = 4$	$r \leq 5$	32.11832	0.3844

주: 괄호 () 안은 t통계량이다.

4개의 공적분 벡터가 존재한다는 것을 결정하였으므로 이제 적정 식별된 장기관계를 추정하여 공적분 벡터에 대한 과도식별 제약을 검정하자. 즉, Pesaran and Shin (2002)과 Pesaran, Shin and Smith (2000)의 분석을 따라 적정식별 제약과 과도식별 제약을 부과한 모형에 대해 ML추정을 하여 그 자유도가 과도식별제약 수인

χ^2 검정을 하자. 이를 위해 우선 적정식별 제약을 고려해보자. 우리의 경우 앞에서의 공적분검정에 의해 $r=4$ 개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 검정되었으므로 r 개의 벡터 각각에 r 개의 제약을 부과하여 총 $r^2=16$ 제약을 부과하면 적정 식별된 모형이 되며, 이 때 $16(=Kr-r^2=32-16)$ 개의 제약받지 않은 모수가 있다. 적정식별 제약을 기준으로 할 때 (10)으로 요약된 소규모개방경제 이론의 제약은 이들 자유모수에 16개 모수에 제약을 부과하는 셈이므로, 과잉식별제약은 16개에 달한다. 이들 16개 제약에 대한 우도비율 검정통계량은 97.13이다. $\chi^2(16)$ 분포에 상응하는 p 값은 0이다. 이는 경제이론이 부과한 귀무가설을 기각하는 것이다. 그러나 Haug(1998), Abadir, Hadri and Tzavalis(1999) 등이 보여주듯이 상대적으로 변수 수가 많은 VAR모형의 경우 점근적 임계값이 유효하지 않을 수 있다. 이 경우 Garratt et al. (2003)이 지적하였듯이 부트스트랩 검정이 보다 적절하다. 실제로 β 행렬의 16개 제약에 대한 비모수 부트스트랩 검정을 시행하였다. 즉, 이론적 제약이 성립한다는 가정 하에서 VECM을 추정하고, 그로부터 유도된 잔차 벡터에서 임의의 시계열을 추출한 뒤 부트스트랩 시계열을 재구성한 뒤 우도비율 검정통계량을 53.71로 계산(p-value 0.1031)하였다. 이에 따르면 귀무가설 하에서 1999회의 부트스트랩 반복을 사용하여 다음의 quantile이 계산되었다: 53.84(90%), 58.66(95%), 69.54(99%). 이는 이론이 시사하는 과도식별제약을 기각할 수 없음을 보여준다.

<표 4> 과도 식별 제약에 대한 로그 우도 임계값 계산 결과

	80%	90%	95%	98%	99%	Empirical p-값	
						LR 검정통계량	p-값
β	48.15	53.84	58.66	65.84	69.54	53.71	0.1031

2. 벡터 오차수정모형의 추정

이어서 우리는 과도식별제약 하에서 VECM를 추정하였다. β 에 대한 제약하에서 추정된 VECM모형은 다음과 같은 장기 관계의 추정식을 낳았다. 괄호 []안에는 t 통계량이 나타나있다.

$$i_t - \pi_t = 0.0034 - 0.000005t + \hat{\xi}_{1,t+1} \quad (24)$$

$$[-0.1158]$$

$$i_t - i_t^* = 0.0126 - 0.00008t + \hat{\xi}_{2,t+1} \quad (25)$$

$$[2.1020]$$

$$p_t - p_t^w - e_t = -6.833 + 0.0098t + \hat{\xi}_{3,t+1} \quad (26)$$

$$[3.4178]$$

$$y_t - y_t^* = -3.089 + 0.0078t + \hat{\xi}_{4,t+1} \quad (27)$$

$$[-25.8667]$$

(24)는 FIP관계를 정의하는데 상수는 한국경제의 장기적인 평균 실질이자율이 분기 기준 0.3%임을 시사하며, 감소추세에 놓여있음을 보여준다. (25)식은 이자율 평형 조건으로서 절편은 채권 및 외환 불확실성과 관련된 위험프리미엄의 확정적 요소로서 해석될 수 있다. 그 값은 0.0126로서 분기 기준 1.3%의 위험프리미엄의 존재를 시사하지만, 감소추세에 놓여있음을 보여준다. PPP관계인 (26)식은 양(+)의 추세를 보이고 있어 한국의 생산성이 Harrod-Balassa-Samuelson(HBS)의 효과를 따라 일반적으로 증가하여 왔음을 알 수 있다. (27)식의 장기 산출관계는 일본 대비 한국경제의 평균장기성장률을 보여준다. 국내 산출의 추세치는 분기 기준 0.78%로서 경제 성장 이론에 부합하며, 한국경제가 일본경제 수준으로 점차 수렴해 감을 알 수 있다.

한편 <표 5>의 각 열은 벡터 오차수정모형을 구성하는 각 방정식의 추정결과를 보여주고 있다.

<표 5> 벡터 오차수정모형의 추정 결과

	dpo식	di*식	dy*식	de식	di식	dp식	dy식	d(p-p*)식
$\hat{\xi}_1(-1)$	0.077 (0.085)	0.000 (0.000)*	0.009 (0.008)	0.023 (0.043)	0.001 (0.000)**	0.003 (0.003)	-0.001 (-0.008)	-0.004 (-0.003)
$\hat{\xi}_2(-1)$	-50.823 (10.038)***	-0.010 (0.012)	-1.620 (0.881)*	22.435 (5.080)***	-0.053 (0.057)	-1.436 (0.398)***	-4.325 (0.899)***	-0.209 (0.399)
$\hat{\xi}_3(-1)$	-28.292 (6.947)***	-0.022 (0.008)***	-1.607 (0.610)***	9.156 (3.516)***	0.006 (0.040)	-1.300 (0.275)***	-2.825 (0.622)***	-0.132 (0.276)
$\hat{\xi}_4(-1)$	-0.935 (1.371)	0.001 (0.002)	0.177 (0.120)	1.163 (0.694)*	-0.001 (0.008)	0.037 (0.054)	-0.138 (0.123)	0.041 (0.054)
$dp^0(-1)$	0.482 (0.178)***	0.000 (0.000)	0.034 (0.016)**	-0.048 (0.090)	0.003 (0.001)***	0.019 (0.007)***	0.023 (0.016)	0.003 (0.007)
$di^w(-1)$	17.746 (143.148)	0.065 (0.172)	10.870 (12.571)	-51.719 (72.441)	1.280 (0.817)	3.034 (5.674)	-7.521 (12.824)	0.320 (5.683)
$dy^w(-1)$	1.230 (1.635)	0.000 (0.002)	0.243 (0.144)*	0.308 (0.827)	0.001 (0.009)	-0.007 (0.065)	0.173 (0.146)	-0.033 (0.065)
$de(-1)$	0.935 (0.343)***	-0.001 (0.000)*	-0.007 (0.030)	0.130 (0.173)	-0.002 (0.002)	0.033 (0.014)**	0.028 (0.031)	0.023 (0.014)**
$di(-1)$	-13.527 (18.688)	0.030 (0.022)*	-3.499 (1.641)**	5.652 (9.457)	-0.133 (0.107)	-0.554 (0.741)	-0.334 (1.674)	-0.515 (0.742)
$d\pi(-1)$	8.309 (5.412)*	0.001 (0.007)	0.039 (0.475)	-2.674 (2.739)	-0.013 (0.031)	0.008 (0.215)	0.678 (0.485)	0.004 (0.215)
$dy(-1)$	2.775 (2.150)	-0.001 (0.003)	0.123 (0.189)	0.245 (1.088)	0.035 (0.012)***	-0.021 (0.085)	0.021 (0.193)	0.058 (0.085)
$d(p-p^w)(-1)$	11.205 (7.462)	0.003 (0.009)	1.174 (0.655)*	-7.841 (3.776)**	-0.020 (0.043)	0.029 (0.296)	1.277 (0.668)*	-0.218 (0.296)
상수항	-0.118 (0.071)*	0.000 (0.000)	-0.011 (0.006)*	0.066 (0.036)*	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.006)	0.009 (0.003)***
\bar{R}^2	0.440	0.286	0.374	0.323	0.668	0.521	0.388	0.020
S.E.	0.105	0.000	0.009	0.053	0.001	0.004	0.009	0.004
JB정규성 (p값)	2.428 (0.297)	0.025 (0.987)	1.449 (0.484)	4.595 (0.101)	3.934 (0.140)	4.009 (0.135)	1.963 (0.375)	4.570 (0.102)
이분산성 (p값)	27.16 (0.297)	41.915 (0.013)	19.645 (0.716)	30.308 (0.174)	26.164 (0.345)	31.682 (0.135)	35.536 (0.061)	28.717 (0.231)
잔차이분산성	Chi-sq(자유도864) = 890.909, p값 = 0.2557							
잔차 계열상관	Breusch-Godfrey LM검정통계량(p값): 1차 80.05(0.085), 2차 62.83(0.518), 3차 60.63(0.597), 4차 90.20(0.017) Portmanteau 검정통계량(p값): 2차 81.31 (0.071), 3차 139.97(0.221), 4차 224.82(0.053)							
잔차 정규성	Jarque-Bera검정통계량(p값): 22.97(0.11-Lutkepohl), 311.56(1.000-Urzuu)							

주 1) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

이 표에서 첫 4행은 로딩행렬 α 를 나타내며, 나머지 행은 단기 모수(1차 시차의 차분변수의 계수)의 추정치와 잔차항에 대한 진단 테스트 결과를 보여주고 있다. 잔차항에 대한 검정 통계량은 각 방정식에 대한 \bar{R}^2 , 정규성(Jaque-Bera 검정)과 이분산성 검정, 그리고 SVEC 모형 전체에 대한 정규성(Jaque-Bera 검정), 이분산성 검정, 계열상관 검정 결과를 보여주고 있다. 이에 따르면 우선 \bar{R}^2 에 의하면 양국의

물가 갭에 대한 방정식을 제외하곤 대체로 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. 한편 모두 방정식에 있어서 잔차항의 비정규성 문제는 없는 것으로 나타났지만, 이분산성의 경우 일본 이자율 식과 원/엔 식에 있어 5% 유의수준에서 이분산성 문제가 존재하는 것으로 나타났다. 한편 SVEC모형 전체에 대한 이분산성과 비정규성 문제는 관찰되지 않았으나 계열상관 문제가 부분적으로 드러나고 있음을 알 수 있다. 이상의 결과에 비추어볼 때 우리의 이론적 모형은 어느 정도 통계적 타당성이 있다고 판단할 수 있다.

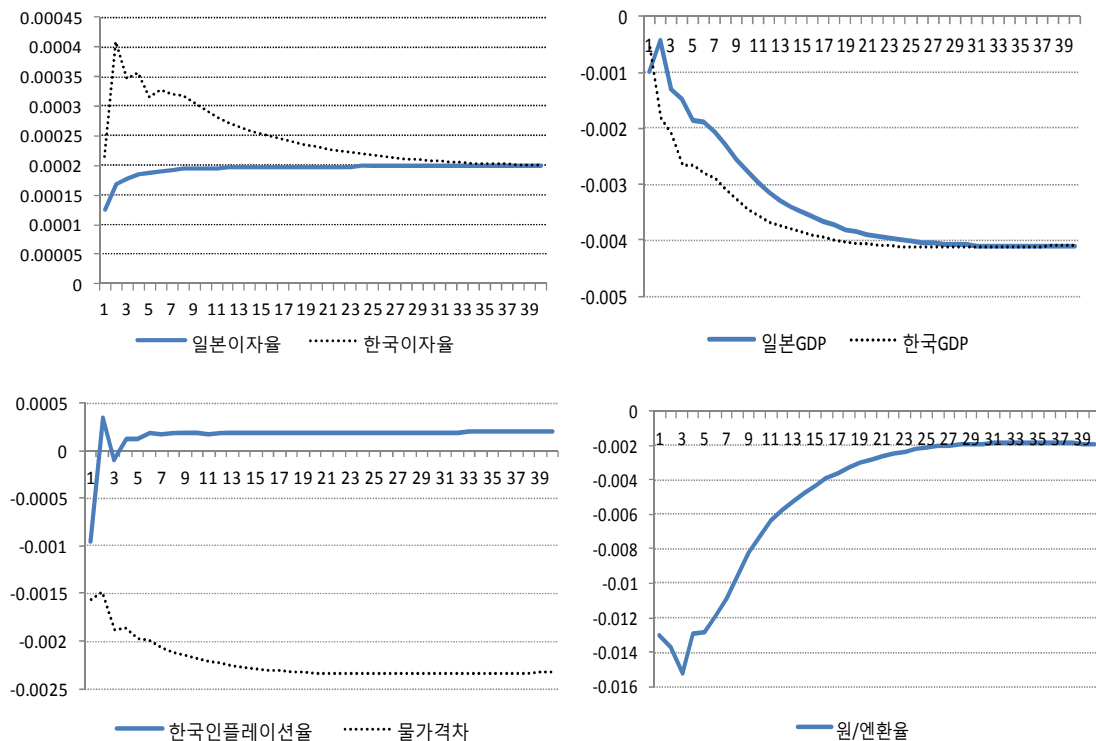
3. 충격반응분석

이제 이상에서 추정된 구조화된 벡터 오차수정모형에 기초하여 한국과 일본에서 발생한 충격이 한국과 일본의 주요 거시변수에 어떤 영향을 미치는 가를 살펴보자. 우리는 충격반응함수를 Koop et al.(1996)과 Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화된 충격반응함수(Generalised Impulse Response function)를 사용하고자 한다. 우리 모형의 경우 단기에 관해 이론적 제약이 부과되지 않은 모형이기 때문에 변수간의 인과관계를 부여할 수 없고, 그에 따라 충격의 상호독립성은 허용하지만 충격의 효과에 대해 구조적 해석을 부과하지 않는 일반화된 충격반응함수 분석이 적절하다고 하겠다. 특히 일반화된 충격반응함수 분석은 변수들의 배열 순서에 의존하지 않기 때문에 일반적인 벡터자기회귀모형에 대한 비판을 피할 수 있다는 점에서 장점을 갖는다고 할 수 있다.

<그림 2>는 일본의 단기 이자율 상승에 따른 파급효과에 대한 충격반응을 보여준다. 일본 단기이자율의 상승은 일본에서의 긴축적인 통화정책으로 간주될 수 있다. 일본 이자율 상승은 국내 이자율에 항구적 파급효과를 낳고 이는 일본뿐만 아니라 한국의 산출에 대해서도 위축 요인으로 작용한다. 이자율이 단위근을 갖는 것으로 검정되었으므로 이자율에 발생하는 충격은 항구적 충격으로 작용하여 한국과 일본 이자율 모두 항구적으로 상승하며 이에 따라 단위근을 갖는 한국과 일본 산출 역시 모두 항구적으로 낮아지는 것이다. 한국의 인플레이션율은 매우 짧은 기간 동안 음(-)의 값을 보이지만 지속적인 상승 추세를 이어간다. 한국과 일본 간의 물가 격차는 음의 값을 갖게 되므로 일본에서의 물가상승률이 우리보다 더 높게 나타난다는 것을 알 수 있다. 결과적으로 우리 모형은 이자율 상승 충격이 인플레이션율 상승을 낳는다는 ‘가격 퍼즐(price puzzle)’ 현상을 재현하고 있다. 이러한 가격퍼즐 현상이 발생하는 이유는 우리 모형에서 피셔 인플레이션 관계가 성립하기 때문이

다. 한편 원/엔 환율은 하락하여 원화가치 절상이 나타나는데, 이는 한일간 물가격차가 감소하는 상황에서 PPP관계가 유지되기 위해서는 원/엔 명목 환율이 하락하여야 하기 때문이다. 물론 이로 인해 국내 산출이 위축되는 과급효과가 생겨난다.

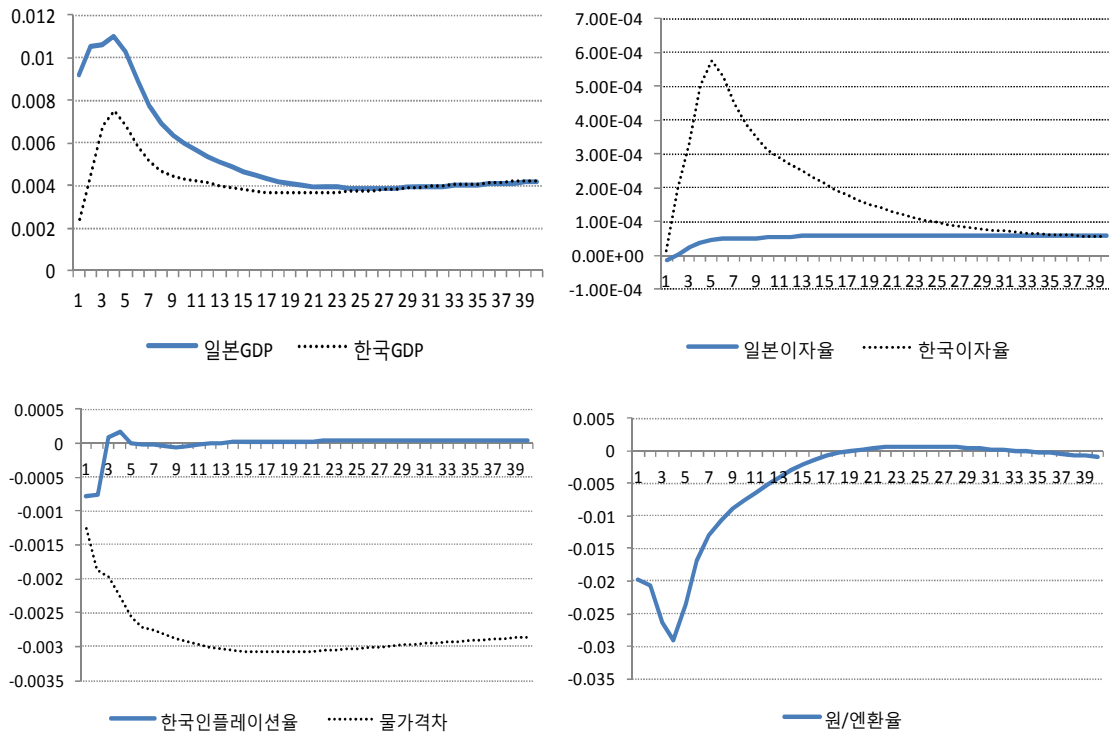
<그림 2> 일본금리 상승에 따른 주요 거시변수의 충격반응분석



<그림 3>은 일본의 총지출 수준을 대표하는 GDP의 변화가 한국과 일본의 거시변수에 미치는 과급효과에 대한 충격반응을 보여준다. 일본에서의 수요증가 충격이 발생하면 일본에서 산출이 항구적으로 높아질 뿐만 아니라 한국의 산출도 동시에 높아지게 되며, 장기적으로 한국과 일본의 산출은 모두 동일한 수준만큼 항구적으로 상승한다. 일본에서의 산출 증가는 일본에서의 인플레이션을 상승을 동반한다. 모형 내에 일본의 인플레이션의 움직임을 판단하는 직접적 변수가 존재하지 않아, 이 점을 직접 확인하는 것이 쉽지 않다. 그러나 한국의 경우 인플레이션을 상승이 발생하지 않고 동시에 한국과 일본 간의 물가격차가 커지므로 일본에서 인플레이션율이 크게 높아진다고 추론할 수 있다. 이는 일본 이자율의 상승은 상대적으로 경미한데 비해 한국에서의 이자율 상승은 상대적으로 매우 큰데 기인하는 것으로 보인다. 한편 한일 간 물가 격차가 커지는 가운데 한일 간의 PPP가 유지되기 위해서

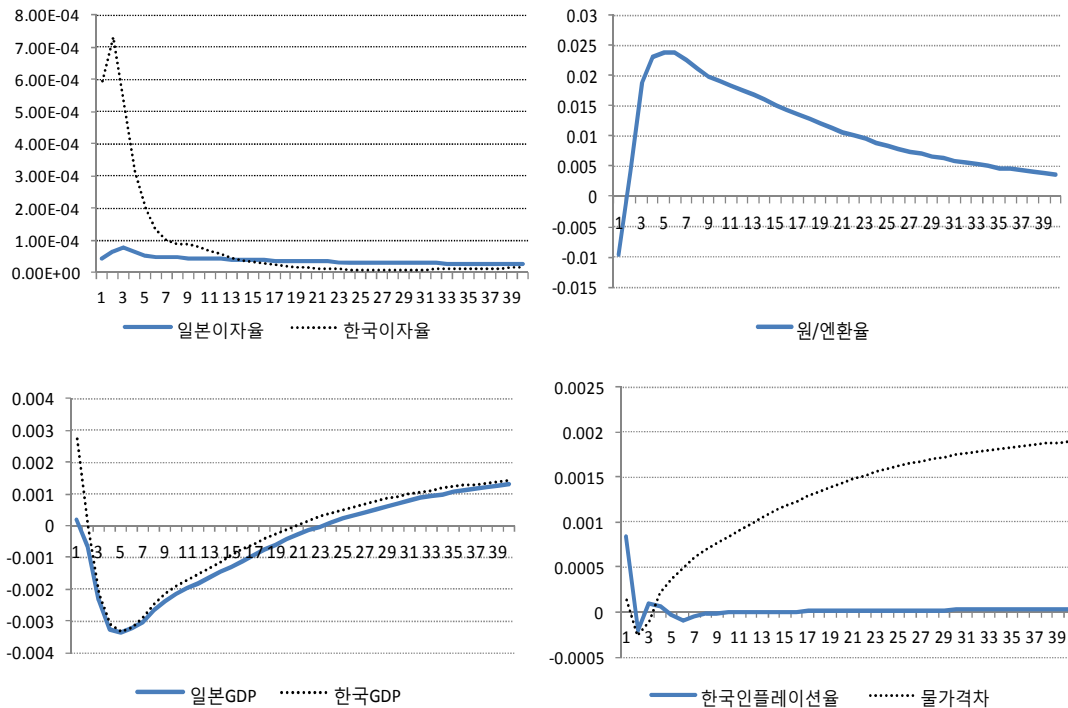
원/엔 명목환율은 단기적으로 절상을 보이지만, 장기적으로 원화가치의 절상은 점차 약화된다.

<그림 3> 일본 수요 충격에 따른 주요 거시변수의 충격반응분석



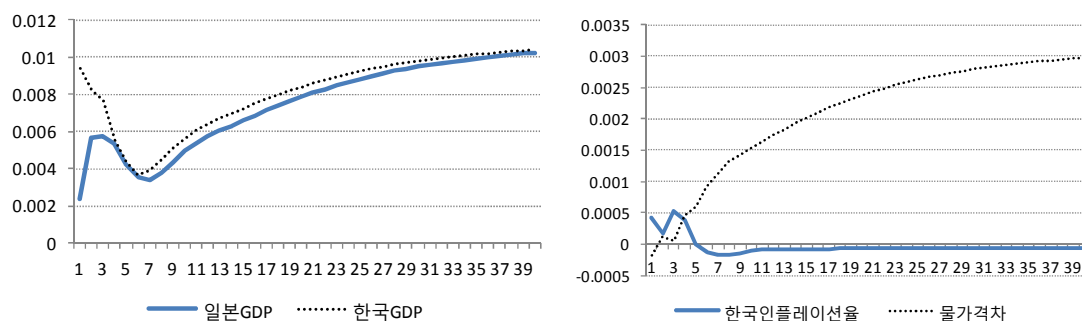
<그림 4>는 한국 이자율 충격의 파급효과에 대한 충격반응을 보여준다. 한국 이자율 상승은 일본이자율의 상승을 동반하지만 일본에서의 이자율 상승의 규모는 단기적으로 한국에 비해 상당히 작다. 국내이자율 상승의 긴축적 효과는 거의 즉각적으로 나타나 한국의 산출이 위축되며 상당기간 위축세를 지속하며, 일본 역시 한국 산출의 궤적을 답습하여 동반 위축된다. 한국에서의 이자율 상승에 따른 인플레이션을 상승현상, 즉 ‘가격 퍼즐’ 현상은 극히 일시적으로만 발생하고 곧 인플레이션은 안정화되지만, 일본에서는 디플레이션을 경험하는데, 이에 따라 한일간 물가격차는 단기에 일시 감소하다 다시 상승세로 반전된다. 한일간 물가격차를 반영하여 원/엔 명목환율은 일시적으로 하락하여 원화가치의 절상을 단기적으로 경험하지만 곧 절하세로 반전되어 원/엔 명목환율의 상승이 지속된다.

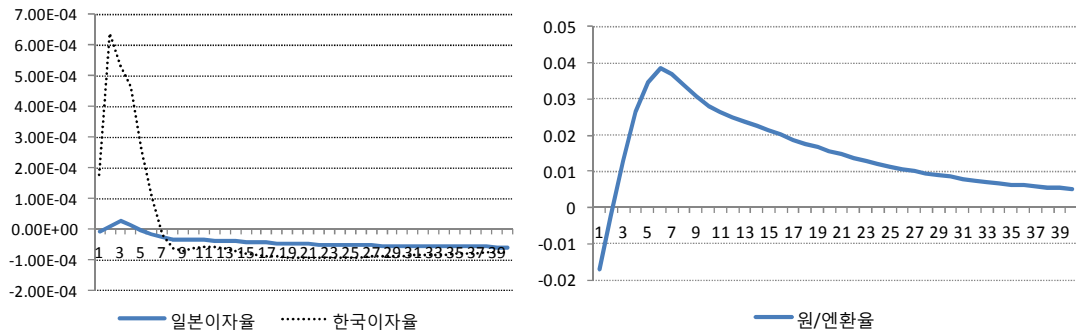
<그림 4> 한국에서의 이자율 충격에 따른 주요 거시변수의 충격반응분석



<그림 5>는 한국 GDP의 변화, 즉 국내수요 충격의 과급효과에 대한 충격반응을 보여준다. 한국에서 수요증가 충격이 발생하면 국내 산출은 증가하며 이는 곧바로 일본에도 전파되어 일본GDP의 동반상승을 야기한다. 한국의 경우 단기적으로 인플레이션의 심화와 이자율의 상승이 야기된다. 한편 일본의 경우 단기적으로 인플레이션이 높아지고 이자율도 상승도 상승하지만 그 폭은 한국에 비해 상대적으로 지속적이지도 못하고 크지도 않다. 결과적으로 한일 간의 물가격차는 커지고 일시적으로 절상되었던 원/엔 환율은 곧 절하세를 이어간다.

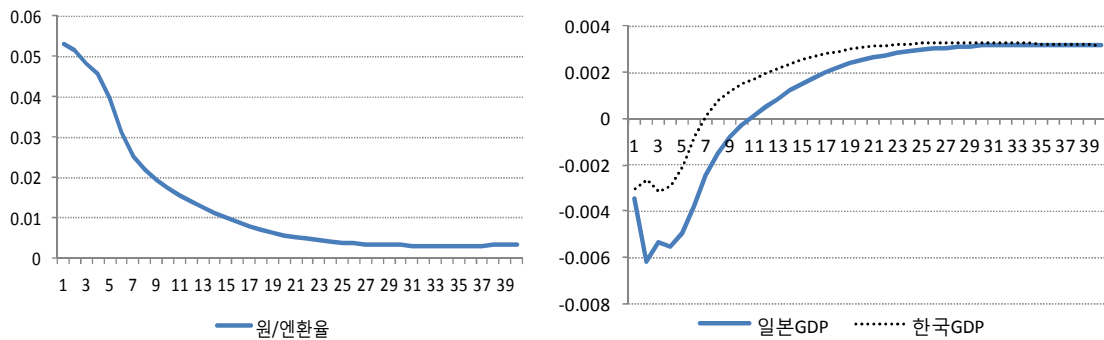
<그림 4> 한국에서의 수요 충격에 따른 주요 거시변수의 충격반응분석

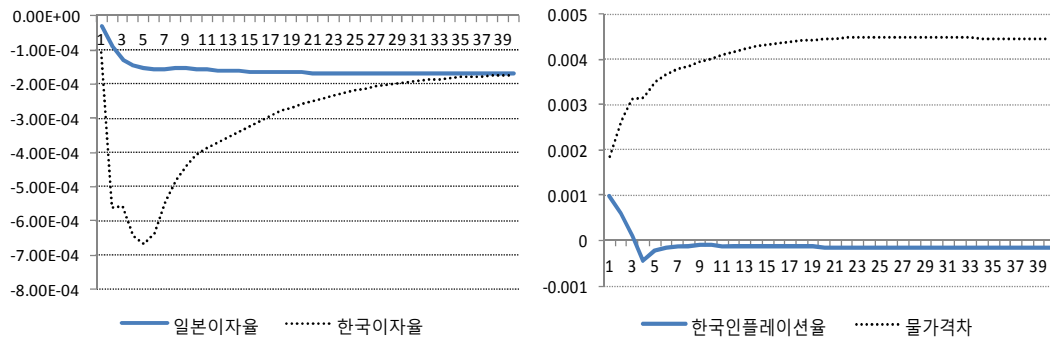




<그림 6>은 원/엔 명목환율의 상승충격이 한일 양국의 거시경제변수에 미치는 파급효과에 대한 충격반응을 보여준다. 원/엔 환율의 절하가 발생하면 J-곡선 효과와 유사한 현상이 발생하여 국내 산출은 일시적으로 위축되지만 장기적으로 높은 수준에서 안정화된다. 원/엔 명목환율은 장기적으로 항구적인 절하를 보여주는데, 결과적으로 PPP관계가 유지되기 위해 한일간 물가격차는 커져야만 한다. 한편 원/엔 환율이 절하될 경우 한국의 이자율은 하락하게 되는데 이에 따라 일본의 이자율도 동반하락하게 되며, 이에 따라 장기적으로 한국에서는 디플레이션을 경험하게 된다. 한일간의 물가격차가 커지는 가운데 한국에서는 디플레이션이 발생하므로 일본 역시 디플레이션을 한국보다 더 크게 경험하게 된다는 것을 알 수 있다.

<그림 6> 원/엔 환율 충격에 따른 주요 거시변수의 충격반응분석





IV. 요약 및 결론

이 논문은 1999년 1분기~2013년 1분기에 걸친 한국과 일본의 거시경제 자료를 이용하여 소규모 개방경제에 관한 경제이론이 시사하는 구조적 관계를 포함하는 벡터 오차수정(Vector Error Correction) 모형을 추정하였다. 이 과정에서 우리는 추정된 공적분 관계식을 통해 한국과 일본의 거시경제 간의 장기 균형관계를 분석하는 한편 오차수정모형의 추정과 일반화된 충격반응함수(general impulse response functions, GIRF) 분석을 통해 한국과 일본 양국에서 발생하는 거시경제 충격의 한일 양국 경제에서의 파급효과를 검토하였다. 이러한 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 장기균형 관계의 추정결과에 따르면 (1) 한일 간의 산출 갭을 분석한 결과 한국 산출은 추세적으로 분기 기준 0.78%만큼 일본 산출보다 빠르게 성장하며 일본 경제 수준으로 점차 수렴해 감을 알 수 있었다. (2) 이는 PPP관계에서도 그대로 나타나 한국의 생산성은 Harrod-Balassa-Samuelson 효과를 따라 증가하는 추세를 보여 왔다. (3) 피셔관계는 우리나라의 실질이자율이 분기기준 0.3%이고 하락 추세에 놓여있음을 시사하였고, (4) 이자율 평형관계에서는 일본과 비교해 볼 때 우리나라 채권 및 외환시장에서 위험프리미엄이 존재하며 그 수준은 분기기준으로 1.3%에 달한다는 것을 알 수 있었다. 아울러 이러한 위험프리미엄은 감소추세에 놓여 있었다.

둘째, 일반화된 충격반응함수의 분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. (1) 일본에서의 이자율상승 충격은 한국과 일본 모두에서의 산출 위축을 낳는다. 하지만 인플레이션율은 한일 양국 모두에서 상승하는데, 이는 통화긴축 정책에도 불구하고 인플레이션율이 높아지는 가격퍼즐(price puzzle) 현상이 우리 모형에서도 나타나고

있음을 보여준다. 가격퍼즐 현상은 한국보다 일본에서 더 크게 나타나 결과적으로 한일 간의 물가격차는 감소하며 이에 따라 PPP가 유지되기 위해 원/엔 명목환율은 절상된다. (3) 일본에서의 수요증가의 충격은 한일 양국 모두에서 산출 증가와 이자율 상승을 야기하는 것으로 나타난다. 한일 간의 물가 격차 역시 감소하여 원/엔 명목환율은 상당기간 동안 하락, 즉 원화가치가 절상되는 것으로 나타난다. (4) 국내 이자율 상승 충격은 단기적으로 한국과 일본의 산출을 모두 동반 위축시키고 인플레이션율도 높여 가격 퍼즐 현상을 보여준다. (3) 한국에서의 수요증가 충격은 단기적으로 산출과 인플레이션을 동시에 높이고 원/엔 명목환율은 하락한다. 그러나 장기적으로 한국이자율이 하락하여 한국 인플레이션율은 음(-)의 값을 보이며, 한일 간 물가격차가 확대되며 한국의 물가상승률이 상대적으로 높게 나타남에 따라 원/엔 환율은 상승하게 된다. (5) 원/엔 환율의 상승은 J-곡선 효과에 따라 한국의 산출을 위축시키지만 인플레이션율은 높이게 된다. 그러나 장기적으로 한국 산출은 상승하며 일본의 산출 수준 역시 높아진다.

소규모 개방경제에 관한 동태적 경제이론이 시사하는 장기관계에 기초한 구조적 벡터오차수정모형에 의한 이상의 실증분석의 결과는 한일 양국 간의 경제관계를 분석하는데 있어 이론적 실증적 기반을 제공한다고 볼 수 있다. 특히 장기적 관계에 대한 분석은 한일 양국 금융시장 간에 존재하는 위험프리미엄의 크기를 수량적으로 확인하게 하였으며, 한일 간 생산성 격차 그리고 한일 경제간 수렴현상도 보여주었다.

그러나 이러한 결과에도 불구하고 일반화된 충격반응함수에 기초한 단기적 상호관계에 대한 실증분석결과는 우리 모형의 한계점을 드러내고 있다. 무엇보다도 추정식에서 개별 방정식에 이분산성이 부분적으로 나타나고 있으며, 시차상관관계도 미약하게나마 존재하는 것으로 나타났다. 아울러 한국에서 총수요 증가충격이 발생할 때 한국의 인플레이션율이 장기적으로 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나는 점도 의외의 결과로 받아들여진다. 이러한 결과는 아마도 이 연구가 변수들간의 단기적 관계에 대해 아무런 제약도 부과하지 않은 데서 부분적으로 기인하는 것으로 판단된다. 추후 단기적 관계에 대한 제약을 명시적으로 부과한 실증분석이 요청된다고 할 수 있다.

참고문헌

- 강한균(2008), “인적자본과 미국/일본 직접투자의 한국 경제성장에 미치는 효과,” 한일경상학회, **한일경상논집**, 40권. pp. 183-204
- 강한균 · 이경구(2006), “일본의 대 한국직접투자의 특성과 경제적 효과,” 한일경상학회, **한일경상논집** 35권. pp. 209-230
- 윤종인(2008), “한일 주가지수는 동조화되어 있는가.” 한국국제경제학회, **국제경제연구** 14권 2호. pp. 161-197
- 이재기(2005), “한국경제에 대한 일본경제변동의 영향성에 대한 실증연구,” 한일경상학회, **한일경상논집** 30권. pp. 267-284
- 이종윤 · 김현성 (2010) “한,일 경제 65년의 회고와 금후의 협력방향,” 한일경상학회, **한일경상논집** 49권. pp. 71-95
- Abadir, K. M., Hadri, K. and Tzavalis, E.(1999), “The Influence of VAR Dimensions on Estimator Biases,” *Econometrica*, vol. 67, pp. 163~181.
- Blanchard, O. J. and Quah, D.(1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Sisturbances. *American Economic Review*, vol. 79(4), pp. 655~673.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L.(1999), “Monetary Policy Shocks: What have We Learned and to What End?” In *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, pp. 65~148. North Holland.
- Gaggl, P., Kaniovski, S., Prettnner, K., and Url, T.(2009), “The Short and Long-run Interdependencies Between the Eurozone and the USA,” *Empirica*, vol. 36(2) pp. 209~227.
- Garratt A, Lee K, Pesaran MH, Shin Y.(1999), A Structural Cointegrating VAR Approach to Macroeconometric Modelling. Mimeo, <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ni99.pdf>
- Garratt A, Lee K, Pesaran MH, Shin Y.(2003), “A Long-run Structural Macroeconometric Model of the UK,” *Economic Journal* vol. 113(487): pp. 412~455
- Garratt A, Lee K, Pesaran MH, Shin Y.(2006) *Global and National Macroeconometric Modelling: a Long-run Structural Approach*. Oxford University Press, Oxford
- Haug, A. A.(1996). “Tests for Cointegration: a Monte Carlo Comparison,” *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 89~115.
- Johansen, S.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, vol. 59, pp. 1551~1580.
- Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M.(1996), “Impulse Response Analysis in

- Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, vol. 74, pp. 119~47.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y.(1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, vol. 58, pp. 17~29.
- Pesaran, M. H. and Smith, R. P.(1998), "Structural Analysis of Cointegrating VARs," *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, pp. 471~506.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J.(2000), "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables," *Journal of Econometrics*, vol. 97, pp. 293~343.
- Prettner, Klaus and Robert Kunst(2012), "The Dynamic Interrelations between Unequal Neighbors: an Austro-German Case Study," *Empirical Economics*, Springer, vol. 43(2), pp. 741-761.
- Parente, S. T. and Prescott, E. C.(1994), "Barriers to Technology Adoption and Development," *The Journal of Political Economy*, vol. 102(2), pp. 298~321.
- Yongcheol Shin(2009), "The Cointegrating VAR Modelling Approach to the Korean Macroeconomy in the Presence of Structural Breaks," *The Korea Journal of Economics* vol. 16(2), pp. 175~241.

Abstract

An Analysis of Interrelations between Korea and Japan: Evidence from a Structural VEC Model

Heegab Choi

We investigate the dynamic interrelations between Korean economy and Japanese economy. We set up a small open economy model to derive the purchasing power parity, the interest rate parity, the Fisher inflation parity, and an output gap relation. They are used as restrictions on the cointegration space of a structural vector error correction model. We then employ generalized impulse response analysis to assess the dynamic effects of shocks in output and interest rates from Japan. Generalized impulse response functions reveal that there are significant spillover effects of shocks to the Japan economy on Korea.

Key words: Korean economy, Japanese economy, Structural vector error correction model, Generalized impulse response analysis