

주택가격과 거시경제: 구조적 VEC모형

House Price and Macro-Economy in Korea: Structural VECM Analysis

최희갑 아주대학교 경제학과 교수
Choi Heegab Prof., Dept. of Economics, Ajou Univ.
(hgchoi@ajou.ac.kr)

목 차

I. 서론

II. 이론적 배경과 방법론: 구조적 오차수정모형

1. 모형의 설정
2. 공적분에 대한 가설

III. 실증분석

1. 분석 자료와 단위근 검정
2. 최적시차의 결정과 공적분 관계의 추정
3. VEC모형의 추정과 과도식별제약 검정
4. 충격반응 분석
5. 주택가격의 예측오차 분산 분해
6. 추가적 논의

IV. 요약 및 결론

I. 서론

본 논문은 한국경제에 대한 데이터를 사용하여 경제 변동을 야기하는 충격과 주택가격이 어떻게 상호작용하는가를 공적분된 자기회귀분석모형에 기초하여 분석하였다. 거시경제에 대한 벡터자기회귀(Vector Auto Regressive: VAR)모형에 주택가격을 포함하는 것은 다소 이례적으로 비칠 수도 있다. 그러나 한국의 경우 개인 부문 순자산의 상당부분은 주택과 토지 등 부동산으로 구성되어 있으며, 주택 자산의 시가총액은 GDP 규모를 넘어서고 있다. 자산가격의 변화는 총소비에 영향을 미치며 소비나 생산을 위한 차입능력에도 적지 않은 영향을 미친다. 따라서 주택가격이 거시경제의 단기적 변동에 있어 무시하기 어려운 요소라고 할 수 있다. 예를 들어 신용과 순자산 효과가 충격의 전달과정에서 중요한 역할을 한다고 생각한다면, VAR모형에 주택가격을 포함하는 설정은 국민경제가 다양한 경제적 충격에 어떻게 반응하는가를 이해하는 데 큰 도움을 줄 수 있다고 하겠다.

주택시장이 국민경제에서 차지하는 중요성에도 불구하고 주택가격과 국민경제의 상호관계에 대한 분석은 크게 활성화되어 있지 못하며, 그것도 주로 통화정책의 전달 메커니즘의 맥락에서 주택가격에의 파급효과를 중심으로 이루어져왔다. Chirinko et al.(2004)은 13개국에 7변수 구조 벡터자기회귀(Structural Vector AutoRegressive: SVAR)모형을 구성하여 주택가격과 소비의 관계를 분석해 대부분의 국가에서 주택가격 상승이 소비 증가를 초래한다고 보고하고 있다. 영국을 대상으로 한 Elbourne(2008)은 Kim and Roubini(2000)의 SVAR모형에 기초하여 주택가격 상승의 소비증대 효과를 확인하였다. Aoki et al.(2002)은 영국의 주택시장을 대상으로 축차적 VAR를 구축해 이자율 충격이 주택가격과 내구재 소비와 생산도 동시에 위축시킨다는 것으로 보였다. 한편 유럽 6개국을 대

상으로 한 Iacoviello(2002)은 King et al.(1991)의 식별 방식을 따르는 벡터오차수정(Vector Error Correction: VEC)모형을 기반으로 긴축적 통화정책이 주택가격을 위축시키며, 예측오차 분산 분해 결과 주택가격의 변동을 야기하는 가장 중요한 요인이 총수요충격임을 보였다. Iacoviello and Minetti(2008)는 VEC모형과 VAR모형을 4개 유럽국가에 적용해 금리 인상이 생산 감소와 주택가격 하락을 야기한다고 보고하고 있다. 한편 국내의 경우 심성훈(2006)은 VAR모형으로 주택가격 상승은 소비와 생산을 모두 증가시키는 효과를 갖는 것으로 분석하고 있으며, 이영수(2008)는 동시적 제약이 부과된 SVAR모형을 이용하여 주택가격과 거시경제의 관계를 분석해, 금리 상승이 주택가격 하락을 초래하고, 주택가격 하락이 소비와 생산의 감소로 이어지는 효과를 낳는다는 것을 밝혔다. 한편 최희갑·임병준(2011)은 축차적인 단기 제약과 장기(화폐중립성) 제약을 동시에 부과한 SVAR모형을 통해 이자율 변동에 대해 주택가격은 산업생산보다 즉각적이고 강하게 반응하며, 주택가격 하락 충격은 금리인상보다 더 큰 폭으로, 더 오랫동안 산출 위축을 야기하는 것으로 나타났다.

본 논문에서는 주택가격과 거시경제변수 간의 상호작용을 분석하기 위해 Pesaran and Shin(1998), Garratt et al.(1999, 2003, 2006) 등이 제안한 구조적 VEC모형을 사용하였다. SVAR모형은 제약되지 않은 순수한 통계적 모형인 VAR모형에 경제이론이 시사하는 구조적 관계를 포함하는 모형이다. 즉, 경제변수의 장기적 관계를 동태적 최적화 모형에서 유도하여 추정하고, 추정된 장기균형 관계로부터의 이탈 규모를 포함하는 차분변수로 구성된 VAR모형을 다시 구성하였다. 이렇게 설정된 구조적 VEC모형은 SVAR모형처럼 내생변수의 자의적 선정이라는 문제점도 해결하고 동시에 거시경제변수 간의 단기적 관계에 대한 경제이론의 모호함도 극복할 수 있다는 점에서

그 의미가 있다고 할 수 있다.

이하에서 본 논문은 다음과 같이 진행된다. 2장은 우선 소규모 개방경제에 대한 거시경제모형에 주택 시장을 포함하는 모형을 소개하고 이로부터 장기적인 구조적 관계를 유도하는 한편, 이를 추정하기 위한 계량경제 방법론을 제시한다. 3장은 데이터와 시계열적 속성을 소개하는 한편 이론에서 유도한 장기적 관계로 공적분 공간을 제약하는 VEC모형을 추정한다. 사용한 데이터는 1999년 1/4분기부터 2013년 2/4분기의 우리나라를 대상으로 한다. 일반화된 충격반응함수 분석과 예측오차 분산 분해 분석에 기초한 주요 실증분석 결과를 제시한다. 4장은 논의를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 이론적 배경과 방법론: 구조적 오차수정모형

1. 모형의 설정

본 논문은 실질 GDP y_t , OECD 전체의 GDP y_t^* (소비자 물가 기준), 인플레이션을 π_t , 국내외 소비자물가 격차 $p_t - p_t^*$, 원/달러 환율 e_t , 국내 단기자율 i_t , 해외 단기자율 i_t^* , 실질주택가격 p_t^h 으로 구성된 8변수 VAR모형을 고려하였다. 널리 알려져 있듯이 주택 가격을 포함한 많은 거시경제 시계열에는 단위근 불안정성이 나타나며, 동시에 이들 변수 간에는 공적분 관계도 존재한다. 이 경우 동태적 상호 작용을 소화할 수 있는 설정방식은 VEC모형이다. VEC모형은 기본적으로 차분변수들로 구성된 제약 없는 VAR모형에 오차수정항을 추가하며 장기제약을 추가한다. 이 경우 단기동학은 완전히 데이터에 의해 추정되며, 경제 이론에서 유도된 정상상태 조건은 공적분벡터의 추정에 있어서 식별제약으로 사용된다. I(1)변수의 정상상태 결합은 장기균형으로부터의 편차로 해석될 수 있다. Johansen(1988, 1991)은 <식 1>과 같은 일반

적인 VEC모형에 대한 최우추정량을 제안하였다.

$$\Delta z_t = \alpha - \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + u_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

한편 z_t 가 추세를 갖는다면 이에 상응하는 VEC 형태는 <식 2>와 같이 주어진다.

$$\Delta z_t = \alpha - \Pi(z_{t-1} - \tau(t-1)) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + u_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서 Δz_t 는 차분 형태의 내생변수로 $K \times 1$ 벡터이고 α 는 상수로서 $K \times 1$ 벡터다. 물론 본 논문의 경우 $K=8$ 이다. $K \times K$ 계수행렬 Γ_i 는 차분된 내생변수의 과거 변화에 대한 반응을 나타내며 p 는 수준변수로 표시된 VAR모형의 시차다. u_t 는 $i. i. d(0, \Sigma)$ 를 만족하는 $K \times 1$ 벡터 오차항이다. 행렬 Π 는 Δz_t 를 과거의 z_t 값에 연결시키며 z_t 의 원소들이 단위근을 갖고 $\text{rank}(\Pi) = r < K$ 를 만족할 때 오차수정항으로 작동한다. 이 경우 랭크가 r 이 되는 $K \times r$ 행렬 α 와 β 를 이용하여 $\Pi = \alpha\beta'$ 로 나타낼 수 있다. 한편 선형 공적분 관계 $\xi_t = \beta' z_{t-1}$ 는 $I(0)$ 이고 α 는 조정계수 행렬로서 시스템이 장기균형으로부터 이탈되었을 때($z_t \neq 0$)이고 그에 따라 $\xi_t \neq 0$ 일 때, r 개의 안정적 변수 $\beta' z_{t-1}$ 이 시스템에 피드백되어 얼마나 빨리 조정되는가를 나타낸다.

2. 공적분에 대한 가설

Π 를 α 와 β 로 분해하는 방식은 다양하므로 유일한 공적분 벡터를 식별하기 위해서는 r 개의 공적분 관계에 각각 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. Johansen(1988, 1991)은 β 에

대한 최우추정치를 구하기 위해 고유근 문제의 해에서 유도되는 통계적 제약을 사용하였다. 하지만 이러한 식별방식은 추정계수에 대한 사전적인 경제학적 정보를 무시할 뿐만 아니라 $r > 1$ 인 경우 공적분 벡터의 해석을 어렵게 만든다. 이 문제는 Johansen and Juselius(1992)에서 이미 지적된 바 있다. 이들은 구매력 평가와 같은 경제적 관계로부터 제약을 구한 후 관련된 최우비를 검정통계량을 제안하였다. 특히 이러한 접근방식은 Garratt et al.(1999, 2003, 2006), Pesaran and Shin(2002)에서 광범위하게 응용된 바 있다. 공적분 관계는 장기균형 관계를 중심으로 한 변동을 나타내므로 이론적인 동태적 모형으로부터의 정상상태 해가 적절한 제약을 제공한다고 할 수 있다. 이미 지적하였듯이 구조적 VAR모형이 제안하는 단기계약 대신 장기계약을 사용하는 것은 이러한 정상상태 조건의 타당성에 대해 경제학자들 사이에 광범위한 합의가 존재하기 때문이다.

본 논문에서 제시한 모형의 경우 공적분 관계의 제약에 사용하는 정상상태 조건은 항구적 삶을 살아가는 대표적 가계의 최적화문제, 생산함수 그리고 최적 주택투자 문제로부터 유도될 수 있다. 이를 위해 우선 소비 C_t , 노동시간 L_t , 자본스톡 K_t , 본국의 명목채권 B_t , 외국의 명목채권 B_t^* , 명목환율 e_t , 정부의 이진지출 T_t , 본국채권에 대한 이자율 i_t , 외국채권에 대한 이자율 i_t^* , 명목임금 w_t , 자본에 대한 실질임대율 r_t 를 지급한다. 자본스톡에 대한 감가상각률 δ , 할인인자 ρ , 국내물가지수 P_t 로 둔다. 또 E_t 는 $t=0$ 시점 기준의 정보를 조건부로 하는 기대연산자다. 가계는 예산제약 <식 3>하에서 기대효용 <식 4>를 극대화하기 위해 소비, 노동, 채권투자 규모를 결정한다.

$$C_t + K_{t+1} + \frac{B_t}{P_t} + \frac{e_t B_t^*}{P_t} = \frac{w_t L_t}{P_t} + (1 - \delta + r_t) K_t + \frac{(1 + i_{t-1}) B_{t-1}}{P_t} + \frac{(1 + i_{t-1}^*) e_t B_{t-1}^*}{P_t} + T_t \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t U(C_t, L_t),$$

$$\text{단, } U(C_t, L_t) = \frac{C_t^{1-\sigma_1}}{1-\sigma_1} + \frac{\sigma_2}{1+\sigma_2} \frac{(L_t)^{1-\sigma_2}}{1-\sigma_2} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

단, 여기서 외채는 외국통화로 표시되며, 이를 국내통화 표시로 전환하기 위해서는 외국통화를 구매하기 위해 지급되어야 하는 국내통화의 크기를 말해주는 명목환율을 e_t 로 표현하였다. 아울러 가계의 특정시점에서의 효용함수는 소비와 노동에 대해 가법적으로 분리되며(additively separable), 소비와 노동의 임의의 두 시점 간 대체탄력성은 각각 $1/\sigma_1$ 과 $1/\sigma_2$ 로 일정하게 주어진다. 이러한 동태적 최적화 문제에 대한 해는 이자율 평가와 피셔 평가를 얻을 수 있다. 즉, 동태적 문제의 최적화 조건은 정상상태 값 $\bar{c}, \bar{i}, \bar{i}^*, \bar{p}, \bar{r}, \bar{w}, \bar{\pi}$ 를 중심으로 로그-선형 형태로 나타내면 피셔방정식과 커버되지 않은 이자율 평가를 각각 <식 5, 6>으로 구할 수 있다.

$$\hat{i}_t = \frac{1}{1-\rho} \frac{\bar{\pi}}{1-\bar{\pi}} E_t[\hat{\pi}_{t+1}] + (1 - \bar{\pi}) E_t[\hat{r}_{t+1}] \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

$$\hat{i}_t - i_t^* = \frac{1}{1-\rho} (E_t[\hat{e}_{t+1}] - \hat{e}_t) \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

단, 여기서 $\pi = (P_{t+1} - P_t)/P_t$ 은 인플레이션율을 나타내며 $\hat{\cdot}$ 은 정상상태로부터의 퍼센트 편차를 나타낸다. 한편 본국과 외국 경제는 기호와 기대 형성에 있어 대칭적이라고 하면 균형에서의 소비 수준은 일치하고 결과적으로 구매력 평가조건이 성립하게 된다.

$$P_t = e_t P_t^* \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

한편 기술은 국제적으로 자유롭게 확산되어 장기적으로 국내 기술진보가 세계의 기술진보에 연계되지만, 기술확산의 정도는 불완전하여 본국과 외국의 기술수준에서의 격차가 계속된다고 하자. 두 국가의 생산함수, 노동, 자본 수준이 동일하다면 정상상태에서 본국의 산출과 외국의 산출 간에는 기술확산의 장애수준에 의존하며 일정한 격차를 유지한다고 볼 수 있어 <식 8>과 같이 설정할 수 있다.

$$y_t - y_t^* = \gamma \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

마지막으로 주택가격과 관련한 장기균형 관계를 Fry et al.(2012)를 따라 유도해보자. 주택가격 p^h , 주택스톡 h , 설치비용 함수 $\psi(I)$, 감가상각률 δ , 순명목이자율 i , 조이자율(gross interest rate) $R=1+i$ 로 둔다. 기업 중 일부는 부동산투자 전문기업으로 실질 총주거투자 I 를 선택하여 주택스톡 축적방정식 $h = \psi(I) - \delta h = \frac{1}{2} \mu I^2 - \delta h$ 의 제약하에서 미래 이윤 흐름의 현재가치 $II_0 = P^h \int_0^{\infty} e^{-(R-\pi)t} [ht - It] dt$ 를 극대화한다고 둘 수 있다. 이러한 동태적 문제의 최적화 조건에 대해 콤팩트클러스 형태의 주택생산함수의 모수를 ψ , 토지가격당 건축비용을 c 로 두면 주택가격(자연대수값)은 $p^h \cong \psi c - \ln(R)$ 와 같이 근사될 수 있으며 건축비용 c 를 실질산출(y)의 함수 $c = \phi y$ 로 둔다면 장기 주택가격은 실질산출과 명목이자율의 함수로 $p^h \cong \psi \phi y - \ln(R)$ 또는 로그변환의 특성에 따라 <식 9>와 같이 유도될 수 있다.

$$p^h \cong \psi \phi y - i \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

<식 5~9>는 두 국가의 경제가 장기적으로 수렴하는 5개의 장기균형 관계를 제공하며, 공적분 벡터에 대한 제약을 낳는다. 정상상태 조건에 나타난 모든 내생변수를 <식 10>과 같이 벡터로 나타내기로 한다.

$$z_t = (i_t^*, y_t^*, e_t, i_t, \pi_t, y_t, p_t - p_t^*, p_t^h)' \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

이 벡터는 본국과 외국의 실질산출 수준, 본국과 외국의 명목이자율, 본국의 인플레이션율, 본국과 외국의 물가 격차, 환율, 주택가격을 담고 있다.¹⁾ 이 모형의 공적분 벡터는 z_t 원소들의 안정적 선형 결합 $\beta' z_{t-1} = \xi_t$ 으로 정의된다. 단 여기서 균형오차 $\xi_t, i = 1, 2, \dots, 5$ 는 평균을 0으로 한다. 한편 기대오차와 실질 이자율이 안정적이라고 가정하면 <식 5, 6>의 기대연산자는 실제 관측치로 대체될 수 있으며 기대오차는 장기균형 오차 ξ_t 에 포함될 수 있다. 결국 정상상태 균형조건은 공적분벡터를 포함하고 있는 행렬 β 의 모수에 대한 다음의 제약을 시사한다.

$$i_t - \pi_t = b_{10} + \xi_{1,t+1} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

$$i_t - i_t^w = b_{20} + \xi_{2,t+1} \quad \langle \text{식 12} \rangle$$

$$p_t - p_t^w - e_t = b_{30} + \xi_{3,t+1} \quad \langle \text{식 13} \rangle$$

$$y_t - y_t^w = b_{40} + \xi_{4,t+1} \quad \langle \text{식 14} \rangle$$

$$p^h + i = \beta_{50} y + b_{50} + \xi_{5,t+1} \quad \langle \text{식 15} \rangle$$

여기서 <식 11, 12>의 관계는 각각 피셔방정식과 커버되지 않은 이자율 평가(Uncovered Interest Parity:

1) 이 모형에서는 정상상태에서 소비와 산출 간의 일정한 관계를 낳고 있으므로 내생변수에서 소비를 산출로 대체할 수 있음.

UIP) 관계다. 단, UIP 관계에서 환율 절하율이 누락되어 있는데, 이는 후의 단위근 검정 결과가 보여주듯이 환율 절하율이 단위근을 갖지 않는 안정적 변수로 간주할 수 있기 때문이다. <식 13>은 구매력 평가(Purchasing Power Parity: PPP) 관계로 단기적인 기대절하율 $E_t(\Delta e_{t+1}^*)$ 을 무시하여 장기적 관계를 나타내었다. 한편 이 식에 추세항을 포함하여 Harrod-Ballassa-Samuelson 효과, 즉 국가 간 생산성 증가율의 격차가 반영될 수 있다. <식 14>의 관계는 국내산출과 세계산출의 갭을 나타내는데, 기본적으로 국내산출과 세계산출은 장기적으로 수렴한다는 것을 반영한다. 마지막으로 <식 15>는 앞에서 다룬 주택가격과 산출 그리고 이자율 간의 장기적 관계를 나타낸다.

이제 8개의 변수를 가진 제약받지 않은 VAR모형은 <식 16>과 같이 설정할 수 있다.

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

$$z_t = (i_t^*, y_t^*, e_t, i_t, \pi_t, y_t, p_t - p_t^w, p_t^h)'$$

<식 16>

한편 앞에서 유도한 5개 로그선형 장기관계는 위의 제약받지 않은 VAR식의 공적분 벡터에 대해 <식 17>과 같은 (과도)식별제약을 부과한다.

$$\beta' = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \beta_{56} & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

<식 17>

III. 실증분석

이 장에서는 단위근 검정, 공적분 분석을 하고 구조적 VEC모형 내에서 충격반응함수를 해석한다.

1. 분석 자료와 단위근 검정

본 논문은 2장의 소규모 개방경제모형에 기초해 국내 변수로 국내 소비자물가 p_t (자연대수)와 인플레이션을 π_t , 원/달러 환율(자연대수) e_t , 실질 GDP(자연대수) y_t , 91일물 CD 명목이자율 $i_t [= 0.25 \times \ln(1 + CD\text{금리}/100)]$, 실질주택가격(자연대수) p_t^h 을 분석 대상으로 삼았다. 국외 변수로는 OECD 전체의 GDP y_t^* (자연대수), 미 재무부 91일물채권 이자율 $i_t^* (= 0.25 \times \ln(1 + \text{재무부채권금리}/100))$, OECD 소비자물가 p_t^* (자연대수)를 포함하였다. 아울러 소규모 개방국가로서 국제원자재시장이 우리 경제에 미치는 작지 않은 영향을 고려하기 위해 모형 내에 국제유가 p^o (자연대수)도 추가적으로 포함하였다. 분석기간은 외환위기 이후 구조변화를 반영하되 가급적 많은 자료를 포함하고자 1999년 1분기부터 2013년 1분기까지의 계절 조정된 분기 자료를 활용하였다.

추정에 앞서 모형을 적절히 설정하기 위해서는 본 논문에서 다루는 변수의 시계열 장기적 속성, 즉 단위근의 존재여부와 공적분 관계의 존재여부를 판단하여야 한다. 단위근 검정은 Augmented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정을 이용하였다. 우선 수준변수들에 대해 단위근 검정을 실시하고, 이어서 단위근을 가진다고 검정된 변수들을 대상으로 차분변수를 취해 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정시의 시차 선정은 Schwarz 기준 또는 Bartlett kernel을 사용한 Newey-West 기준에 근거하였으며, 검정 결과는 <표 1>에 요약되어 있다.

<표 1>의 검정 결과에 따르면 대부분의 수준 변수들은 ADF나 PP검정 모두에서 최소 5%의 유의수준으로 단위근이 있다는 귀무가설을 기각되지 못했다. 다만 국제유가, 국내총생산, 미국 단기국채이자율의 경우 ADF검정은 단위근이 존재하는 것을 보였고 PP검정은 단위근이 존재하지 않음을 나타냈지만, 절편

표 1 _ 단위근 검정 결과

구분	PP검정		ADF검정	
	$\hat{P}_T^{(3)}$	z_T	$\hat{P}_T^{(3)}$	z_{DF}
$y_t[C,T]$	-0.21(2)	-3.44*	-0.19(1)	-2.90
$\Delta y_t[C]$	-0.76(7)	-6.06***	-0.46(0)	-4.31***
π_t	-0.23(4)	-2.41**	-0.10(2)	-1.20
$\Delta \pi_t$	-1.43(8)	-17.15***	-2.01(1)	-10.09***
$P_t - P_t^*[C,T]$	-0.19(2)	-3.44*	-0.19(0)	-3.44*
$\Delta(P_t - P_t^*)$	-0.93(0)	-7.05***	-0.93(0)	-7.05***
i_t	-0.13(2)	-2.26	-0.15(1)	-2.31
Δi_t	-0.83(0)	-6.24***	-0.83(0)	-6.24***
$e[C]$	-0.10(2)	-2.06	-0.14(1)	-2.41
Δe	-0.69(2)	-5.36***	-0.69(0)	-5.34***
$y_t^*[C, T]$	-0.05(4)	1.84	-0.08(1)	-2.70
$\Delta y_t^*[C]$	-0.30(4)	-3.14**	-0.39(1)	-3.79***
$r_{us}[C,T]$	-0.05(5)	-1.99	-0.14(3)	-3.96**
$\Delta r_{us}[C]$	-0.45(5)	-4.03***	-0.45(0)	-3.93***
$P^h[C,T]$	-0.03(4)	-1.27	-0.05(1)	-1.53**
$\Delta P^h[C]$	-0.47(3)	-4.09***	-0.47(0)	-4.00***
$P^o[C,T]$	-0.24(0)	-2.88	-0.31(1)	-3.82**
ΔP^o	-0.67(8)	-5.19***	-0.86(1)	-5.64***

주: 1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서(단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이) 통계적 유의성이 있음을 뜻함.
 2) 괄호 안의 값은 Schwarz의 기준 또는 Bartlett kernel을 사용한 Newey-West 기준에 의해 선정된 시차 또는 bandwidth임.
 3) C는 단위근 검정 시 상수항을 포함한 경우, T는 추세항을 포함하였음을 의미함. 아울러 Δx_t 는 x_t 의 차분변수임을 나타냄.

이나 추세항을 변화시키거나 검정방법을 달리할 경우 단위근이 존재하는 것으로 검정되었다. 하지만 이들의 차분 변수들은 모두 1% 유의수준에서 단위근 가설이 기각될 수 있었다. 한편 인플레이션율의 경우 PP검정은 단위근이 존재하는 것을 보였고 ADF검정은 단위근이 존재하지 않음을 나타냈다. 아울러 절편이나 추세항을 변화시키고 검정방법을 달리하더라도 단위근 존재 여부에 대해 여전히 모호한 결과를 얻었다. 하지만 본 논문의 경우 순수한 통계모형이 아니고 소규모 개방경제에 대한 대표적 경제이론에 기초해 추정모형을 구축하였다는 점을 감안할 필요가 있다. 결과적으로 실증 분석은 변수의 통계적 속

성이 모호할 경우 가급적 경제이론이 시사하는 속성이 성립한다고 판단할 필요가 있다. 이론적 모형의 경우 인플레이션율은 모형 내의 다른 변수와 장기적 관계를 갖는 것으로 설정된다. 이에 따라 아래의 분석에서는 인플레이션율에 단위근이 존재한다는 검정 결과에 의존하여 실증 분석을 계속하였다.

2. 최적시차의 결정과 공적분 관계의 추정

모형에 포함된 변수의 단위근 존재를 확인하였으므로, Johansen and Juselius(1990)가 발전시킨 다변수 공적분 기법에 기초하여 공적분의 성립 여부를 확인하고 동시에 공적분 관계를 추정하여야 한다. 하지만 공적분 분석을 위해서는 그에 앞서 제약하지 않은 VAR모형을 추정해 모형 전체의 시차를 결정하여야 한다. 시차의 결정은 Schwarz Bayesian Information(SBI) 기준과 Akaike Information(AI) 기준에 기초하였는데, 최대 시차는 관찰치가 분기 자료라는 점을 감안해 4차로 두어 검정을 진행하였다. 주지하 다시피 SBI는 AI에 비해 더 단순한 모형이 선정 되도록 검정기준을 설정한다. 시차검정 결과를 보여주는 <표 2>에서 보듯이 본 논문에서도 실제 AI 기준은 최대시차인 $p=4$ 를 선정하고 있지만 SBI 기준은 $p=1$ 를 선정하고 있다. 이 중에서 자료의 제한성이나 단순한 모형의 선택이라는 관점에서 시차를 1로 두고 분석을 진행하였다.

VAR모형의 시차를 결정한 후 국내 인플레이션율, 원/달러 환율, 실질 GDP, 이자율, 주택가격, OECD 전체의 GDP와 소비자물가, 미국 이자율, 국제유가를 대상으로 Trace 검정과 Maximum Eigenvalue 검정통계량을 검토하여 Johansen의 공적분 랭크 검정을 실시하였다. 물론 공적분 랭크 검정에 앞서 공적

표 2_Johansen 공적분 검정 결과

귀무가설	대립가설	검정통계량	p값
Trace			
$r = 0^*$	$r \leq 1$	324.002	0.000
$r = 1^*$	$r \leq 2$	248.919	0.000
$r = 2^*$	$r \leq 3$	187.183	0.000
$r = 3^*$	$r \leq 4$	132.068	0.001
$r = 4^*$	$r \leq 5$	87.279	0.011
$r = 5$	$r \leq 6$	51.352	0.106
$r = 6$	$r \leq 7$	30.864	0.130
Max Eigenvalue			
$r = 0^*$	$r \leq 1$	75.08239	0.0017
$r = 1^*$	$r \leq 2$	61.73635	0.0112
$r = 2^*$	$r \leq 3$	55.11467	0.0121
$r = 3$	$r \leq 4$	44.78942	0.0352
$r = 4$	$r \leq 5$	35.92672	0.0689
$r = 5$	$r \leq 6$	20.48763	0.5118
$r = 6$	$r \leq 7$	13.79615	0.606

분 식에서의 상수항과 추세항의 포함 여부를 결정하여야 한다. 이를 위해 모형에 포함된 변수들의 추이를 검토하여 결정하였는데, 검토 결과 모든 장기관계식에서 상수항과 시간추세항을 설정하는 것이 적절하다고 판단되었다.

상수항과 시간추세항을 공적분 식에 포함한 모형에 대한 Johansen 방법을 따른 공적분 검정 결과는 <표 2>와 같다. <표 2>에 따르면 Trace 검정통계량은 8개 변수 중에서 5%의 유의수준에서 5개의 공적분 관계를 식별한다. 그러나 Maximal Eigenvalue 검정통계량은 5%의 유의 수준에서 3개의 공적분 관계가 존재함을 보이고 있다. 이 중 앞에서 설정한 소규모 개방경제의 모형과 일관성이 있도록 5개의 공적분 벡터가 존재한다는 가정하에서 분석을 진행하였다.

3. VEC모형의 추정과 과도식별제약 검정

이어서 <식 17>의 과도식별제약하에서 VEC모형을

추정하였다. β 에 대한 제약하에서 추정된 VEC모형은 다음과 같은 장기관계의 추정식을 제공하는데, [] 안에는 t통계량이 나타나 있다.

$$i_t - \pi_t = +0.0061 - 0.000099t + \xi_{1,t} \quad \langle \text{식 18} \rangle$$

[2.510]

$$i_t - i_t^* = -0.0033 + 0.000293t + \xi_{2,t} \quad \langle \text{식 19} \rangle$$

[-5.179]

$$p_t - p_t^* - e_t = -7.035 - 0.0046t + \xi_{3,t} \quad \langle \text{식 20} \rangle$$

[3.025]

$$y_t - y_t^* = -5.260 + 0.0064t + \xi_{4,t} \quad \langle \text{식 21} \rangle$$

[31.427]

$$p_t^h + i_t = -57.765 - 0.040t + 4.937yt + \xi_{5,t} \quad \langle \text{식 22} \rangle$$

[13.389] [-16.892]

<식 18>은 피셔 인플레이션 관계로 상수는 한국 경제의 장기적인 평균 실질이자율이 분기 기준으로 0.61%임을 시사한다. <식 19>는 이자율 평형조건으로 상수는 채권 및 외환 불확실성과 관련된 위험프리미엄을 나타내는데, 그 값은 -0.0033이어서 분기 기준으로 위험프리미엄보다는 0.3%의 위험할인이 존재함을 보여주며, 추정계수는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가져 국내외 이자율의 갭이 확대되어왔음을 보여준다. <식 20>은 구매력 평가관계로 음(-)의 추세를 보이고 있어 한국의 생산성이 감소하여 왔음을 보여 Harrod-Balassa-Samuelson(HBS)의 효과에 반하는 결과를 얻었다. <식 21>의 장기 산출관계는 OECD 국가 대비 한국경제의 평균 장기성장률을 보여준다. 국내산출의 추세치는 분기 기준 0.64%로서 경제성장 이론에 부합하며, 한국경제가 선진 경제 수준으로 점차 수렴해감을 알 수 있다. 물론 우리의 분석기간이 상대적으로 짧아 이러한 해석에는 어느 정도 제한이 따른다. <식 22>는 주택가격 균형식을 나타내는데, 주택가격은 소득의 상승추세에 따라 통계

적으로 동반 상승세를 보여왔음을 확인시켜준다. 한편 이자율은 주택가격과 음(-)의 관계를 갖는다고 해석할 수 있다.

이상 5개의 공적분 벡터의 추정 결과는 과도식별제약을 부과하여 얻어진 것이다. Pesaran and Shin (2000, 2002)의 분석을 따라 과도식별제약의 통계적 타당성을 χ^2 검정을 통해 검토하였다. 본 논문의 경우 앞에서의 공적분 검정에 의해 $r=5$ 개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 검정되었으므로 r 개의 벡터 각각에 r 개의 제약을 부과하여 총제약 $r^2=25$ 를 부과하면 적정 식별된 모형이 되며, 이때 $20(=Kr-r^2=45-25)$ 개의 제약받지 않은 모수가 존재한다. 따라서 적정식별 제약을 기준으로 할 때 <식 17>로 요약된 소규모 개방경제이론의 제약은 이들 자유모수 중 주택가격 산출 관계식의 산출변수의 모수를 제외하곤 나머지 14개 모수에 제약을 부과하는 셈이므로, 과도식별제약은 19개에 달한다. 이들 19개 제약에 대한 우도비율 검정통계량은 검정 결과 57.8405였는데, χ^2 분포에 상응하는 p 값은 0.0000으로 나타났다. 이는 경제이론이 부과한 귀무가설을 기각하는 것이다. 그러나 Haug(1996), Abadir et al.(1999) 등이 보여주듯이 상대적으로 변수가 많은 VAR모형의 경우 점근적 임계값이 유효하지 않을 수 있다. 이 경우 Garratt et al.(2003)이 지적하였듯이 부트스트랩 검정이 보다 적절하다. 실제로 β 행렬의 19개 제약에 대한 비모수 부트스트랩 검정을 시행하였다. 즉, 이론적 제약이 성립한다는 가정하에서 VEC를 추정하고, 그로부터 유도된 잔차 벡터에서 임의의 시계열을 추출한 뒤 부트스트랩 시계열을 재구축한 뒤 우도비율 검정통계량을 57.84로 계산(p 값 0.13)하였다. 이에 따르면 귀무

표 3_로그 우도 임계값 계산 결과

90%	95%	98%	99%	Empirical p-값	
				LR 검정통계량	p-값
60.33	65.06	71.96	76.34	57.84	0.13

가설하에서 1999회의 부트스트랩 반복을 사용하여 <표 3>과 같은 quantile이 계산되었다[60.33(90%), 65.06(95%), 76.34(99%)]. 이는 이론이 시사하는 과도식별제약을 기각할 수 없음을 다시 보여준다.

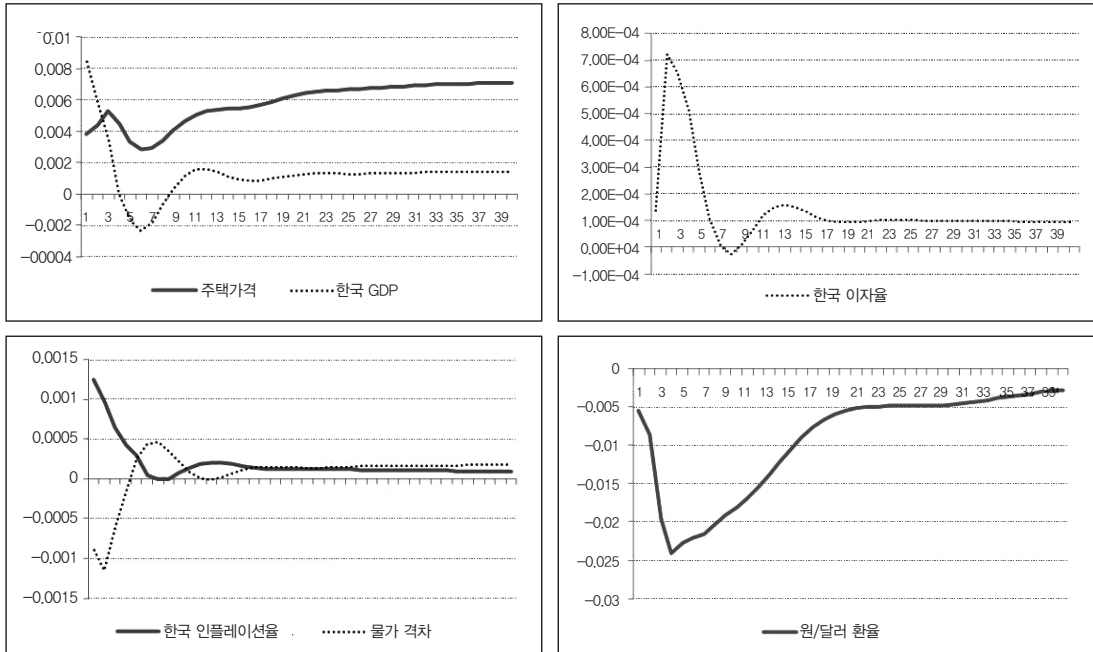
4. 충격반응 분석

이상의 검정 결과에 따라 우리는 과도식별제약이 부과된 VEC모형을 추정한 뒤,²⁾ 국내외 거시경제 변수나 주택가격에서 발생한 충격이 여타 거시변수나 주택가격에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보았다. 본 논문에서 제시한 모형의 경우 단기에 관해 이론적 제약이 부과되지 않은 모형이기 때문에 변수 간의 인과관계를 부여할 수 없고, 그에 따라 충격의 상호 독립성은 허용하지만 충격의 효과에 대해 구조적 해석을 부과하지 않는 Koop et al.(1996)과 Pesaran and Shin(1998)의 일반화된 충격반응함수(Generalized Impulse Response Function) 분석이 적절하다고 하겠다. 특히 일반화된 충격반응함수 분석은 변수들의 배열 순서에 의존하지 않기 때문에 일반적인 VAR모형에 대한 비판을 피할 수 있다는 장점을 갖는다고 할 수 있다.

<그림 1>은 주택가격 충격이 국내 변수에 미치는 파급효과에 대한 구조적 충격반응을 나타낸다. 개별 시계열에는 단위근이 존재하기 때문에 충격은 항구

2) VEC모형을 구성하는 각 방정식과 전체 방정식의 적정성을 검정한 결과, 잔차에 있어 계열상관, 이분산성, 정규성(Jaque-Bera 검정)에 있어 전반적으로 심각하게 유의성 있는 문제점은 없는 것으로 나타났다. 그러나 개별 방정식에 있어 원/달러 환율, 국내 이자율, 인플레이션을, 주택가격과 관련된 잔차항에 정규성 문제가 나타났고, 산출과 관련된 잔차항에 이분산성 문제가 나타났다.

그림 1 _ 주택가격 상승의 충격 반응



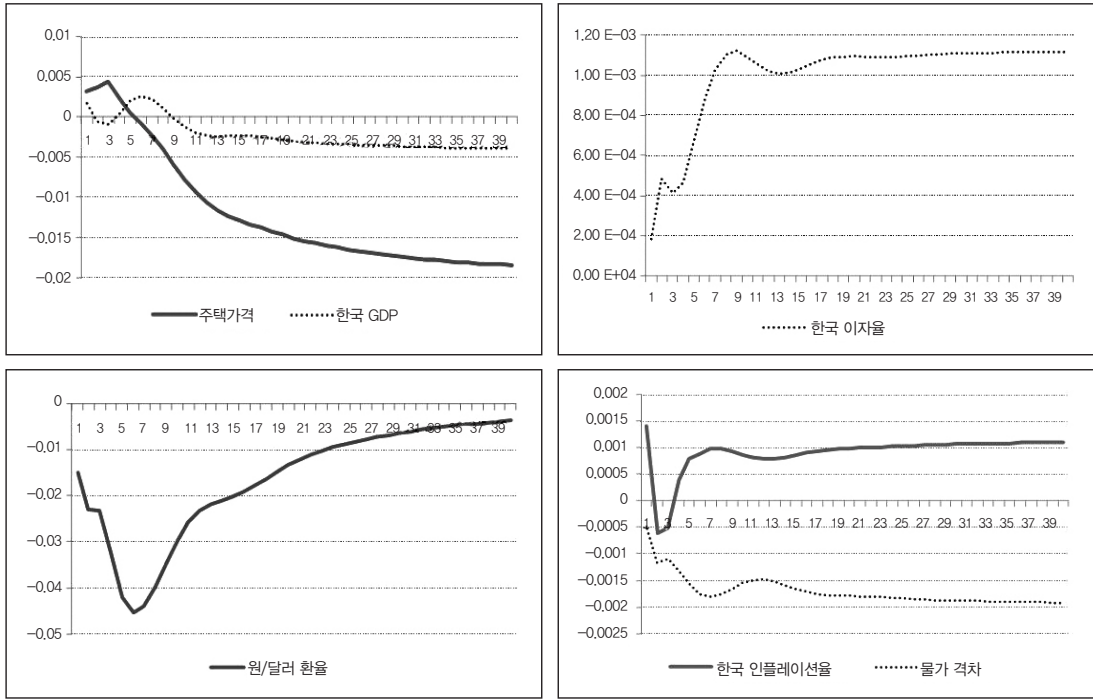
적인 파급효과를 낳는다. 우선 국내 산출은 주택가격 상승충격과 더불어 증가하고 장기적으로는 항구적으로 높아진다는 것으로 보여준다. 국내 인플레이션 역시 단기적으로나 장기적으로 모두 상승하는 반면 물가 격차는 단기적으로는 감소하지만 장기적으로는 커지는 것으로 나타난다. 환율은 단기적으로 큰 폭으로 절상되지만, 장기적으로 절상 폭이 점차 감소하고 있다. 이는 국내 물가상승률이 OECD의 물가상승률보다 큰 상황에서 명목환율이 PPP 관계가 유지되도록 하기 위해 국내외 상대가격의 변화를 반영하여 환율이 하락해야 하기 때문이다. 한편 주택가격 상승은 국내 이자율을 상승시키는데 이는 주택가격 상승이 낳은 장단기 인플레이션을 억제하기 위해 통화정책이 긴축적 기조를 지속하기 때문인 것으로 판단한다.

〈그림 2〉는 미국의 단기 이자율로 대표되는 세계 이자율 상승이 국내경제에 미치는 파급효과를 보여준다. 세계 이자율 상승은 외국의 긴축적인 통화정책

으로 간주될 수 있다. 세계 이자율 상승은 이자율 평가관계에 따라 국내 이자율의 항구적 동반상승을 유발하고 이는 산출을 위축시킨다. 이자율이 상승하지만 산출 위축이 지배적이어서 단기적으로 상승했던 주택가격은 지속적인 위축세를 보이고 있다. 한편 인플레이션은 단기에 소폭 상승 후 반락한 뒤 곧 상승 추세를 지속하는 것으로 나타난다. 이는 명목이자율이 항구적으로 상승한 상황에서 피셔 인플레이션 관계가 유지되어야 하기 때문이다. 마지막으로 세계 이자율 상승으로 OECD 전체에서의 인플레이션을 둔화시키는 반면 국내 인플레이션이 심화되므로 명목 환율은 PPP를 유지시키기 위해 절상을 지속하게 되는데, 이 역시 국내 산출을 침체시키는 요인으로 작용하는 것으로 판단된다.³⁾

〈그림 3〉은 세계 경기의 개선이 국내 경제에 미치는 파급효과를 보여준다. 세계 산출의 증가는 예상대로 국내 산출의 증가를 동반한다. 하지만 국내 인플레이션에 미치는 영향은 무시될 수 있어 이자율

그림 2_ 세계 이자율 상승의 충격 반응



의 변화 역시 단기의 상승기간을 제외하곤 무시할 수 있다. 결과적으로 주택가격은 꾸준히 상승세를 이어가는 것으로 나타난다. 한편 세계 인플레이션율이 높아지는 반면 국내 인플레이션은 안정적이어서 물가 격차는 감소하는 것으로 나타나며, 이에 따라 환율은 절상과 절하를 이어가다 장기적으로 소폭의 절상으로 귀결된다.

〈그림 4〉는 국내 총지출로 볼 수 있는 GDP의 변화, 즉 국내 수요 충격의 파급효과를 나타낸다. 국내 수요 증가는 인플레이션율의 상승을 동반하고, 피셔 인플레이션 관계에 의해 그에 상응하는 명목이자율 상승을 야기한다. 결과적으로 주택가격은 장기와 단기 모두에 있어 상승세를 보인다. 한편 국내 인플레이

션율은 세계 인플레이션을 상회함에 따라 물가 격차가 커지고 원/달러 명목환율은 단기를 제외하곤 절하세를 유지한다.

〈그림 5〉는 국내 이자율 상승 충격의 파급효과를 보여준다. 국내 이자율 상승의 긴축적 효과는 장기적으로 산출의 항구적 위축을 낳는다. 이에 따라 단기적으로 이자율 상승에 따라 상승했던 주택가격은 결국 산출을 따라 위축세를 지속한다. 본 논문의 모형은 ‘가격 퍼즐(price puzzle)’ 현상도 보여, 이자율 상승은 국내 인플레이션율을 위축시키기보다는 악화시킨다. 이렇게 상승한 국내 물가는 상대적으로 안정적인 OECD 물가와 격차를 확대시키지만 원/달러 명목환율은 절상세를 유지하고, 시간이 흐름에 따라 그

3) 국내 인플레이션은 상승하는데 OECD 인플레이션이 둔화되는 것은 국내외 이자율이 모두 상승한 상태에서 국내에 대해서만 피셔 방정식이 공적분 관계로 제약한 모형설정 방식에도 상당 부분 기인하는 것으로 보여짐. 이에 따라 본 논문의 다양한 충격반응 분석 결과는 모형설정 방식에 상당 부분 의존한다는 점에 주의할 필요가 있음.

그림 3_ 세계 산출 증가의 충격 반응

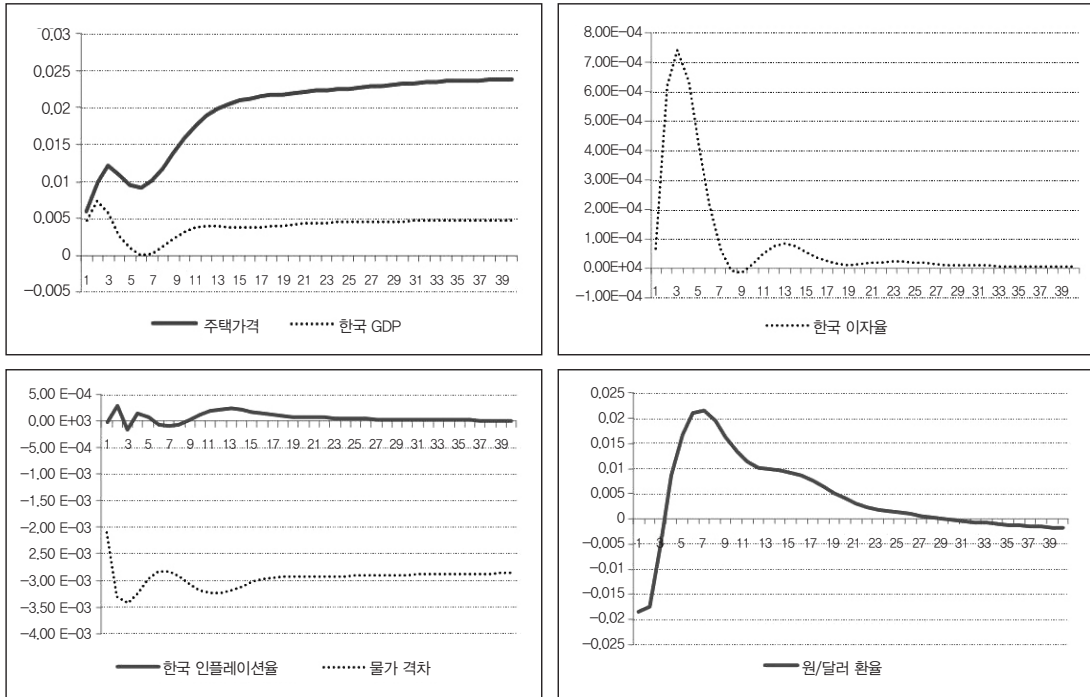


그림 4_ 국내 산출 증가의 충격 반응

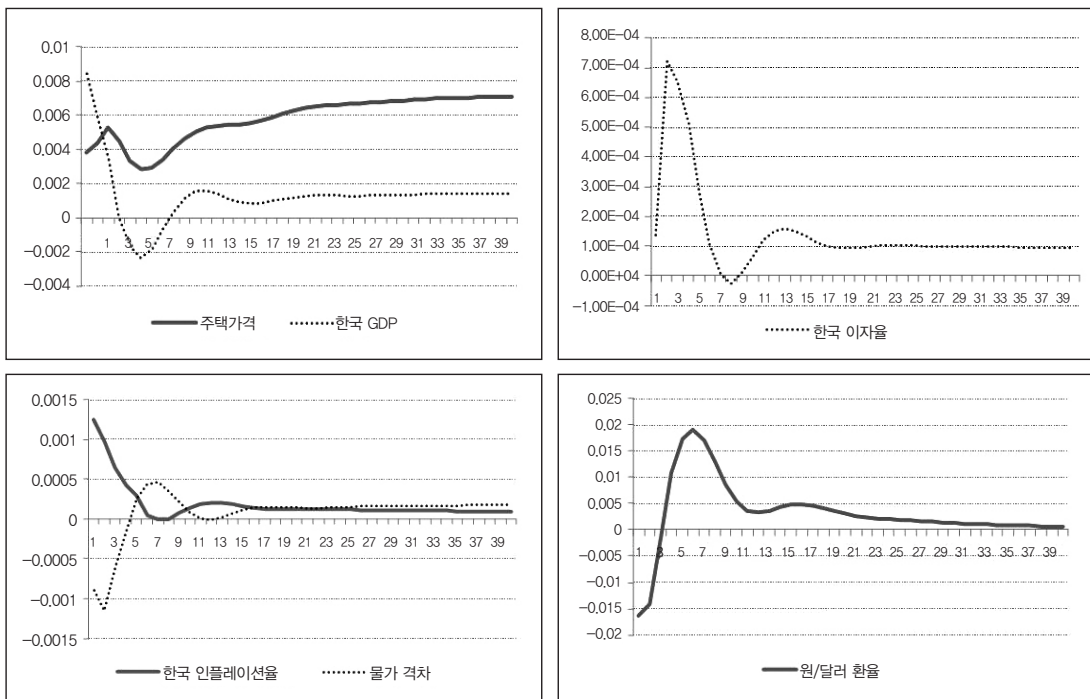


그림 5_ 국내 이자율 상승의 충격 반응

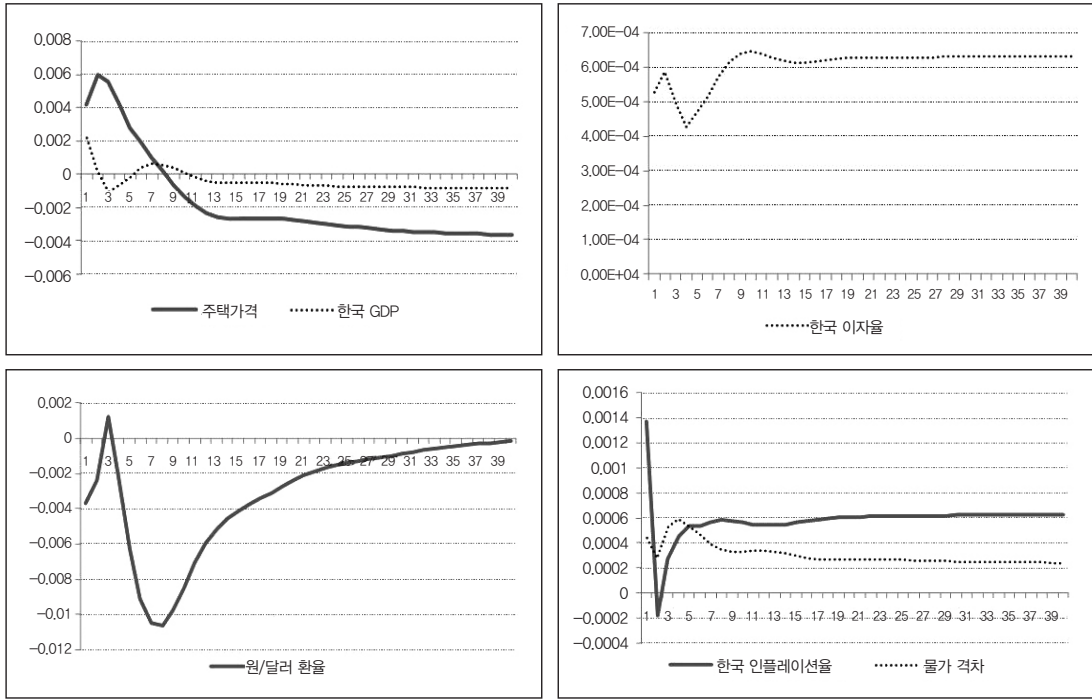
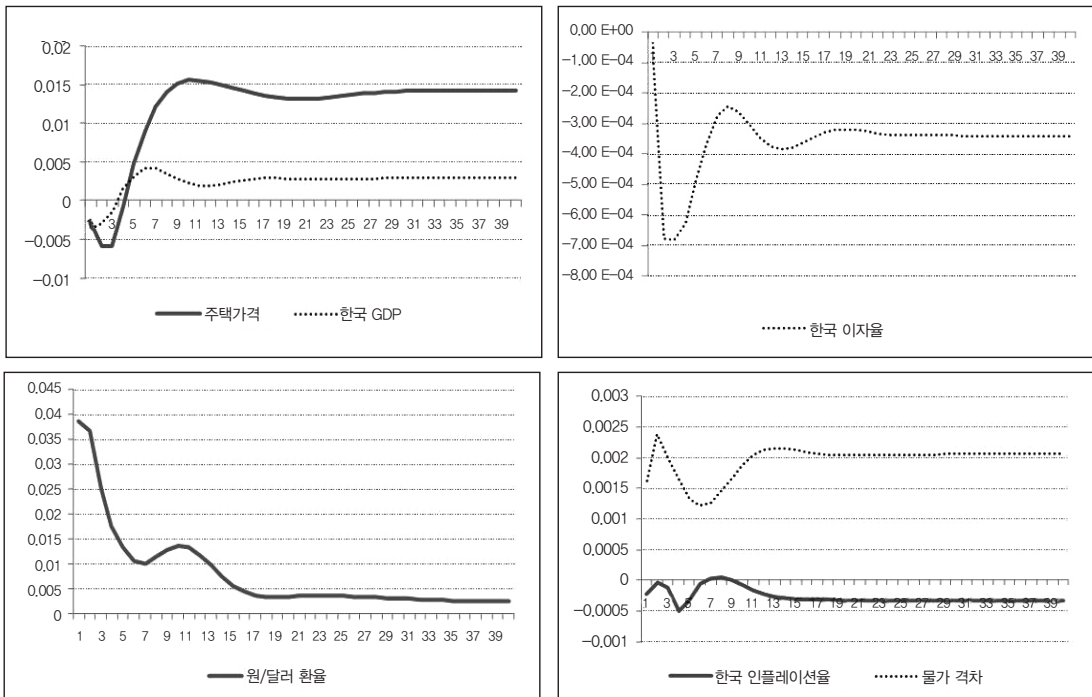


그림 6_ 환율 절하의 충격 반응



격차는 지속적으로 감소한다.

〈그림 6〉은 환율 절하 충격의 파급효과를 보여준다. 양(+의 환율 충격, 즉 원/달러 환율의 절하가 발생하면 국내 산출은 일시적으로 위축되지만 장기적으로 상승한 수준에서 안정화된다. 원/달러 환율의 절하가 발생했지만 이자율은 하락세를 지속한다. 원/달러 환율의 절하폭이 점차 감소하기 때문에 Interest Rate Parity가 유지되기 위해서는 이자율이 하락해야만 하기 때문이다. 이자율이 하락세를 유지하는 가운데 실질이자율의 안정화, 즉 피셔 인플레이션 관계의 유지를 위해서는 인플레이션을 역시 감소세를 유지하여야 한다. 산출 증가폭이 이자율 감소폭을 크게 상회하므로 주택가격은 산출 변화를 따라 단기에 일시 위축된 뒤에 장기적으로는 높아진 수준을 유지한다.

5. 주택가격의 예측오차 분산 분해

마지막으로 국내외 충격에 따라 주택가격의 예측오차 분산 분해를 하였다. 물론 분산 분해는 콜레스키(Cholesky) 분해에 근거하므로 변수의 순서를 달리할 경우 그 결과가 상이해질 수 있다는 점에 주의할 필요가 있다.

〈표 4〉가 보여주듯이 우선 단기에 있어 주택가격

표 4_ 국내 주택가격의 예측오차 분산 분해

시점(분기)	P^o	i^w	y^w	e	i	π	y	$P-P^w$	P^h
1	0.5	4.6	20.0	0.2	6.3	16.6	1.9	10.9	39.1
4	0.6	2.9	31.1	1.6	5.4	3.5	0.4	10.1	44.5
8	5.8	1.4	37.3	16.7	2.4	1.7	1.1	5.2	28.4
12	7.4	2.2	45.8	24.2	1.2	1.2	1.0	2.7	14.3
16	7.2	4.3	51.5	23.6	0.8	1.3	0.7	1.8	8.8
20	6.7	6.3	54.4	22.3	0.6	1.3	0.6	1.3	6.4
24	6.3	8.0	55.8	21.4	0.5	1.4	0.5	1.1	5.1
28	6.1	9.3	56.6	20.8	0.4	1.5	0.4	0.9	4.1
32	5.9	10.3	57.0	20.3	0.3	1.5	0.4	0.8	3.5
36	5.8	11.2	57.3	19.9	0.3	1.5	0.4	0.7	3.0
40	5.6	11.9	57.5	19.6	0.2	1.5	0.4	0.6	2.6

의 예측오차 분산에서 가장 기여도가 높은 것은 자기 충격이고 뒤이어 세계 산출과 국내 인플레이션을 그리고 국내외 물가 격차순으로 나타났다. 이외에 국내 이자율이나 세계 이자율 변화도 국내 주택가격 변화에 기여하지만 그 외 국내 산출과 환율의 변화는 주택가격 변화에 큰 기여를 하지 못하고 있다. 한편 장기적으로 주택가격 변화에 가장 큰 영향을 미치는 것은 세계산출(58%)로 나타났고 그 뒤를 원/달러 명목환율(20%) 그리고 세계 이자율(12%)이 잇고 있으며, 국제유가 충격(6%) 역시 일정한 설명력을 가진다는 것을 알 수 있다. 그러나 국내 산출(0.4%), 국내 이자율(0.2%), 국내 인플레이션율(1.5%) 등의 국내 변수나 자기 충격은 주택가격 변화에 있어 중요하지 않은 요인임을 보여주고 있다. 결과적으로 이 모형은 단기와 장기 모두에 있어 대외 충격, 특히 해외 경기가 주택가격 오차분산에 있어 가장 중요한 위치를 갖는다는 것을 보여준다. 해외경제 요인이 국내 주택시장에 미치는 영향을 무시할 수 없겠지만, 분산 분해 결과는 다소 과도하다고 하겠다. 이런 결과는 2000년대가 갖는 거시경제적 특징 때문이라고 생각된다. 즉, 2000년대 중 전 세계적인 주택시장 활황과 침체가 나타났고, 그에 병행하여 세계 전체적으로 산출 등 주요 거시경제 변수도 동행하는 모습을 보인 때문이라고 생각한다.

6. 추가적 논의

이상의 실증분석은 이론이나 사용변수 면에서 다소 경직적인 가정에 기초하였다. 특히 우리나라가 소규모 개방경제이므로 해외부문의 영향을 받겠지만, 우리 경제가 해외부문에 유사한 강도의 영향을 준다고 보기는 어렵다고 할 수 있다. 이런 점을 감안한 해외부문의 변수들 특

히 OECD 산출, 미국 국제이자율, 국제유가를 외생변수로 간주하여 실증분석을 시도하였다. 한편 환율의 경우 원/달러 환율보다는 OECD를 대상으로 하는 명목실효환율을 고려하는 것이 적절하고, 산출도 GDP 자체보다는 1인당 GDP를 대상으로 실증분석을 수행하는 것이 적절하다고 할 수 있다.

이에 따라 <표 5>에는 세계경제 관련 변수의 일부를 외생화하거나 GDP를 1인당 GDP로 바꾸고 원/달러 환율을 유럽, 미국, 일본의 1998년 수출입 비중을 기준으로 한 명목실효환율로 바꾼 뒤, 이론적 제약을 부과한 뒤 장기균형식을 추정한 결과를 보여주고 있다. 이에 따르면 추세항과 상수항의 경우 대부분 기준 모형의 추정 결과와 부호는 일치하고 있음을 알 수 있다. 하지만 주택가격 장기관계가 보여주듯이 추세항이나 상수항 또는 추정계수 값은 추정 모형에 따라 값의 변화가 매우 커 다소 불안정한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 무엇보다도 본 모형의 분석 기간이 1999년 1/4분기~2013년 1/4분기로 총 57분기인데 반해 변수의 수는 9개에 달하여 안정적인 추정계수 값을 얻는 데 일정한 한계가 있다는 것을 말해준다고 하겠다.

IV. 요약 및 결론

본 논문은 소규모 개방경제에 관한 경제이론이 시사하는 구조적 관계를 포함하는 VEC모형을 우리나라의 1999년 1분기~2013년 1분기의 분기자료를 이용하여 추정하였다. 이 과정에서 우리는 추정된 공적분 관계식을 통해 국내외 거시변수와 주택가격 간의 장기균형 관계를 분석하는 한편 오차수정모형의 추정과 일반화된 충격반응함수(General Impulse Response Functions: GIRF) 분석을 통해 국내외의 거시경제 변수나 주택가격에서 발생한 충격이 여타 거시변수나 주택가격에 어떤 영향을 미치는가를 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 장기균형 관계의 추정결과에 따르면 ① 국내의 산출 갭을 분석한 결과 한국 산출은 추세적으로 분기 기준 0.64%만큼 OECD 산출보다 빠르게 성장하며 선진 경제수준으로 점차 수렴해감을 관찰할 수 있었다. ② 그러나 PPP 관계의 추정 결과는 이와 모순되게 한국의 생산성이 점차 감소하여 Harrod-Balassa-Samuelson 효과에 반하는 모습을 보였다. ③ 피셔 관계는 우리나라의 실질이자율

이 분기 기준 0.61%이고 하락 추세에 놓여 있음을 시사하였고, ④ 이자율 평형관계에서는 OECD 국가와 비교해볼 때 우리나라 채권 및 외환시장에서 위험할인 현상이 나타나고 있지만, 점차 이러한 위험할인의 규모는 감소추세에 놓여 있음을 알 수 있었다. ⑤ 주택가격은 장기적으로 산출과 이자율에 대해 각각 유의한 양(+)과 음(-)의 관계를 가지고 있음을 관찰할 수 있었다.

표 5_ 외생변수 설정과 변수 변경에 따른 장기관계식 추정결과

구분		외생변수 설정 시		명목실효환율, 1인당 GDP	기준 모형
		이자율, 산출	산출, 유가		
FIP	추세항	0.000117	-0.0066	-0.00003	-0.0001
	상수항	-0.000193	0.1920	0.003684	0.00616
IRP	추세항	0.000254	-0.0044	0.000547	0.000293
	상수항	-0.002159	0.1254	-0.010404	-0.00332
PPP	추세항	-0.006461	-0.0260	-0.01604	-0.00458
	상수항	-6.980055	7.9372	-4.198065	-7.03548
GDP 격차	추세항	0.007298	0.0101	0.007151	0.006379
	상수항	-5.287448	4.7746	-3.888041	-5.26034
주택 가격 관계	계수	64.80562	17.903	6.915038	4.936744
	추세항	-0.482188	0.1722	-0.04768	-0.04001
	상수항	-781.426	-223.579	-28.7379	-57.7645

주: 공적분 관계의 추정계수는 초일치성(super-consistency)이 성립하므로 모두 유의하게 추정되었고, 이에 따라 표준편차 또는 t 통계량 값은 생략하였음.

둘째, 일반화된 충격반응함수의 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. ① 주택가격 상승 충격은 산출과 이자율 모두의 동반상승을 낳았으며, 인플레이션을 역시 높여지고 원/달러 환율에서는 원화가치의 절상이 생겨났다. ② 세계 이자율 상승이나 국내 이자율 상승 충격은 모두 주택가격의 위축과 산출의 위축을 동반하였다. 한편 통화긴축 정책으로 해석할 수 있는 이자율 상승 충격은 인플레이션율이 높아지는 가격퍼즐(price puzzle) 현상을 낳았다. ③ 세계 산출의 증가나 국내 산출의 증가 충격은 주택가격 상승과 이자율 상승을 동반하는 것으로 나타난다. 한편 세계 산출이 증가할 때 국내 인플레이션의 변화는 무시할 수 있었으나, 국내 산출 증가는 인플레이션율의 상승을 동반하였다. ④ 원/달러 환율의 상승, 즉 원화가치의 절하는 이자율 하락과 산출 증가를 동반하지만, 후자의 효과가 크기 때문에 주택가격은 장기적으로 높아지는 것으로 분석되었다.

마지막으로 주택가격의 예측오차 분산 분해를 분석한 결과 단기와 장기 모두에 있어 대외충격, 특히 그중에서도 해외 경기가 주택가격 오차분산에 있어 가장 중요한 위치를 갖는다는 것을 보여준다.

이상의 실증분석 결과는 예측오차 분산 분해 결과를 제외하곤 대부분 기존의 거시경제변수와 주택가격 간의 관계에 대한 일반적인 평가를 다시 확인시켜 주는 결과라고 할 수 있다. 예측오차 분산 분해는 주택가격 변화에 있어 국내 변수보다는 국외 변수가 지배적인 영향을 미치고 있음을 도출했다는 점이 기존 연구와는 다소 차별되는 결과라고 할 수 있다.

본 논문의 가장 큰 장점은 구조적 VEC모형을 사용한 결과 선행연구인 심성훈(2006), 이영수(2008), 최희갑·임병준(2011) 등과 비교할 때 주택가격 분석에 있어 국외 변수를 체계적으로 다양하게 포함할 수 있었다는 데 있다고 할 수 있다. 이러한 모형설정 결과 국외 변수의 국내 주택가격에 대한 영향도가 작

지 않다는 사실을 확인할 수 있었다. 이에 따라 본 논문은 주택가격을 분석할 경우 국외요인에 대한 고려가 긴요하다는 점을 제시한다고 할 수 있다. 그러나 이러한 실증분석 결과는 우리의 분석이 2000년대를 대상으로 하고 있다는 점에 상당 부분 기인한다고 볼 수 있다. 주지하다시피 2000년대에는 전 세계적으로 주택가격 상승과 하락이 나타났고 이를 중심으로 산출이 변화하였으며, 이자율과 통화정책도 움직여왔다. 글로벌 금융위기가 발생하고 그 후유증이 대부분의 국가에서 동시에 진행되었다. 결국 2000년대에 각국의 특수 상황보다는 글로벌 경제 환경 변화가 주택가격에 좀 더 긴밀한 관계를 가졌다고 볼 수 있다.

마지막으로 본 논문은 비록 최적화 문제에서 출발하여 부동산시장과 거시경제 간의 상호 관계에 대해 일관성 있는 실증분석을 하였지만, 다음과 같은 몇 가지 한계점을 가지며 연구과제를 남긴다고 하겠다.

첫째, 주택 관련 장기관계식을 유도하는 데 있어 최적화 문제와 관련해 기업 중 일부를 부동산투자 전문기업으로 가정하였으나, 이를 소비자의 선택 문제의 해로 도출하는 것이 이론적으로 보다 타당할 것으로 보인다. 이 경우 물가와 주택가격 간에도 장기적 관계를 도출할 수 있을 것이기 때문이다.

둘째, 본 논문에서 제시한 모형의 분석기간이 1999년 1/4분기~2013년 1/4분기로 총 57분기인데 반해 변수의 수는 9개에 달하여 장기관계 추정식의 상수항, 추세항, 계수들은 사용 변수를 달리하거나 외생변수를 설정할 경우 부호는 대체로 유지하였지만 그 값은 추정모형마다 상당한 격차가 나타났다. 향후 충분한 자료가 확보되는 상황에서 이 모형에 대한 추정을 다시 시도하여 안정적 관계를 확인할 필요가 있다고 하겠다.

셋째, 본 논문에서는 국내와 국외 변수 간의 3개의 장기관계식을 포함하고 국내 변수의 균형식으로는 실질이자율을 정의하는 피셔방정식과 주택가격

결정식만을 포함하고 있어, 통상적인 거시경제모형의 주요 균형식이라 할 수 있는 총수요관계 또는 IS 관계, 필립스곡선, 그리고 통화정책의 반응함수(이자율 결정)에 대해 고려하지 못하고 있다는 한계를 지니고 있다. 이런 면에서 본 논문은 비록 이론적 일관성을 유지하고 있지만, 거시경제학이 제공하는 표준적 이론을 충분히 반영하지 못했다고 하겠다. 이를 위해서는 이상의 관계를 VAR모형의 분산-공분산 행렬 또는 단기적 효과를 나타내는 계수에 구조를 부여(오차항의 직교화, orthogonalization)하는 방법을 찾아볼 수 있겠다. 따라서 본 논문의 변수에 대한 장기제약에 더해 단기제약을 추가로 부과하는 모형을 실증 분석하는 것도 추후의 연구과제로 남아 있다고 할 수 있다.

참고문헌 •••••

심성훈. 2006. “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전·후기간의 비교분석”. 부동산학연구 제12집 제1호, pp147-163.

이영수. 2008. “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석”. 부동산학연구 제14집 제3호, pp129-147.

최희갑 · 임병준. 2011. “통화정책 전달에서의 주택가격의 역할”. 부동산학연구 제17집 제4호, pp5-25.

Abadir, K. M., Hadri, K. and Tzavalis, E. 1999. “The Influence of VAR Dimensions on Estimator Biases”. *Econometrica* vol.67, pp163-181.

Aoki, K., Proudman, J. and Vlieghe, G. 2002. “House as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U.K. Changed?”. *Fed Reserve Bank New York Economic Policy Review* vol.8, no.1, pp163-177.

Chirinko, R. S., Haan, L. De. and Sterken, E. 2004. “Asset Price Shocks, Real Expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis”. *DNB Working Paper* no.14. Amsterdam : De Nederlandsche Bank.

Elbourne, A. 2008. “The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach”. *Journal of Housing Economics* vol.17, pp65-87.

Fry, R., Martin, Vance L. and Voukelatos, N. 2012. “Overvaluation in Australian Housing and Equity Markets: Wealth Effects or Monetary Policy?”. *Economic Record* vol.86, pp465-485.

Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H. and Shin, Y. 1999. “A Structural Cointegrating VAR Approach to Macroeconometric Modelling”. *ESE Discussion Papers* no.8. Edinburgh : Edinburgh School of Economics, University of Edinburgh.

_____. 2003. “A Long-run Structural Macroeconometric Model of the UK”. *Economic Journal* vol.113, no.487, pp412-455.

_____. 2006. *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-run Structural Approach*. Oxford : Oxford University Press.

Haug, A. A. 1996. “Tests for Cointegration: A Monte Carlo Comparison”. *Journal of Econometrics* vol.71, pp89-115.

Iacoviello, M. 2002. “House Prices and Business Cycle in Europe: A VAR Analysis”. *Boston College Working Paper in Economics* no.540. Chestnut Hill, USA : Boston College.

Iacoviello, M. and R. Minetti. 2008. “The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market”. *Journal of Macroeconomics* vol.30, pp69-96.

Johansen, S. 1988. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control* vol.12, pp231-254.

_____. 1991. “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica* vol.59, pp1551-1580.

Johansen, S. and Juselius, K. 1990. “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* vol.52, pp169-210.

_____. 1992. “Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK”. *Journal of Econometrics* vol.53, pp211-244.

Kim, S. and Roubini, N. 2000. “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach”. *Journal of Monetary Economics* vol.45, no.3, pp561-586.

King, R. C., Plosser, J., Stock, J. and Watson, M. 1991. “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”. *American Economic Review* vol.82, pp819-840.

Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M. 1996. “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”. *Journal of Econometrics* vol.74, pp119-147.

- Pesaran, M. H. and Shin, Y. 1998. "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economics Letters* vol.58. pp17-29.
- _____. 2002. "Long-Run Structural Modelling". *Econometric Reviews* vol.21, no.1. pp49-87.
- 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. pp293-343.

-
- 논문 접수일: 2013. 10. 10
 - 심사 시작일: 2013. 10. 16
 - 심사 완료일: 2013. 11. 25

House Price and Macro-Economy in Korea: Structural VECM Analysis

Keywords: House Price, Structural Vector Error Correction Model, General Impulse Response Functions, Variance Decomposition of Forecast Error

We identify the dynamic relations between house price and macroeconomic variables based on a vector error-correction model of a small open economy developed by Garratt et al.(2006). The dynamics of the short run are constrained only by adjustment to the long run equilibrium within a structural vector error-correction model and the long run equilibrium relation is derived from an dynamic optimization model. Using macroeconomic data over the period 1999 Q1~2013 Q1 in the Korean economy, we identify the long-run structure of the Korean economy and study the dynamic interrelations using the generalized impulse response functions. A long-run positive relation among house price, interest rate and output is identified significantly. Usual short-run relation among several macroeconomic variables and house price were able to be confirmed. However, the variance decomposition of forecast errors signified dominant influence of foreign variables on house price fluctuations.

주택가격과 거시경제: 구조적 VEC모형

주제어: 주택가격, 구조적 VEC모형, 일반화된 충격반응, 예측오차 분산 분해

본 논문은 공적분된 VEC모형을 중심으로 1999년 1분기~2013년 1분기에 걸친 한국경제의 거시경제 자료를 이용하여 주택시장과 거시경제 간의 상호관계를 분석하였다. 소규모 개방경제 모형을 구축하여 구매력 평가, 이자율평형, 피셔 인플레이션평형, 국가 간 산출 격차, 주택 산출 관계를 유도하였다. 이들은 구조적 VEC모형의 공적분 공간을 제약하는 관계로 활용되었다. 추정된 모형에 대해 일반화된 충격반응함수(*generalized impulse response*) 분석을 실시하였다. 실증 분석 결과는 장기적으로 주택가격과 이자율 및 국내 산출 간에는 각각 장기적으로 음(-), 양(+)의 균형관계가 존재하며 단기적으로 거시경제 변수와 주택가격 간의 통상적인 관계를 다시 확인할 수 있었다. 그러나 주택가격의 예측오차 분산 분해는 주택가격 변화에 있어 국내 변수보다는 국외 변수가 지배적인 영향을 미치고 있음이 나타났다.