

우리나라 주택시장의 매매·전세 가격변동 거시결정요인의 동태분석*

김 윤 영**

논문 초록

본고는 전세가 주택구입에 레버리지로 이용되는 기능을 감안하여 이자율과 물가 등 거시변수들이 주택가격과 전세가격 변동에 미치는 영향을 단일 방정식 모형과 VAR 모형 두가지 틀을 통해 외환위기 전, 후, 글로벌 금융위기 이후 및 외환위기 이후 최근(확장 외환위기 이후) 기간 구분 분석하였다. 주택투자수익률 결정모형 추정결과 이자율은 외환위기 전과 후 음의 계수를 보였으며 전세 레버리지를 통한 비용 절감 변수의 경우 양의 계수값을 보였다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 두 변수 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났는데 이는 최근 통화의 양적완화 과정에서의 저금리 기조와 관련이 있는 것으로 보인다. 한편 거시 설명 변수들 중에는 글로벌 금융위기 이후엔 인플레이션이 통계적 유의성을 보였다. 이는 글로벌 금융위기 이후의 유동성 팽창에 따른 물가상승 요인이 주택가격 변동에 반영되고 있음을 나타낸다. 전세가 변동을 결정모형 추정 결과, 전 기간에 걸쳐 인플레이션이 통계적으로 유의하며 계수 값도 매우 큰 것으로 나타났으며 이는 물가 상승의 부담이 전세가격에 빠르게 반영되는 데 기인한 것으로 판단된다. 마지막으로 주택·전세가격의 공적분 불균형 오차가 모형의 거시경제변수들과 동태적으로 어떻게 연결되는 지를 파악하기 위하여 일반적인 VAR 모형을 구축 분석하였다. 추정결과 주택 및 전세가격의 불균형 오차에 물가, 환율, 주가 등 거시변수가 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 글로벌 금융위기 이후 전세계적인 확대 통화정책 추이 하에서 인플레이션 억제 노력이 특히 전세가격 안정을 위해 중요함을 시사하고 있다.

핵심 주제어: 주택·전세 가격, 통화정책, 거시 경제변수, 인플레이션

경제학문헌목록 주제분류: C53

투고 일자: 2012. 2. 23. 심사 및 수정 일자: 2012. 6. 11. 게재 확정 일자: 2012. 9. 13.

* 세분의 익명 심사자 분들의 조언에 진심으로 감사드립니다.

** 단국대학교 무역학과 부교수, e-mail: yunyeongkim@ dankook.ac.kr

I. 도 입

글로벌 금융위기 이후 우리나라의 주택가격은 안정세를 보이고 있으나 아직 주거 서비스 공급의 상당부분을 차지하고 있는 전세가는 급등하여 경제정책 수행의 부담으로 작용하고 있다. 물론 주택 등 자산가격 안정은 중앙은행 등 정책당국의 주된 목표 중 하나이며 이를 달성하기 위한 선제적 조치의 필요성은 매우 중요한 것으로 인정된다. 이와 관련하여 글로벌 금융위기 이후 전세계적인 양적완화 정책으로 초과공급된 유동성이 향후 인플레이션과 자산가격 앙등의 요인으로 잠복되어 있다. 이에 따라 최근 주택시장의 매매·전세가격의 변동이 글로벌 금융위기 이후 어떤 구조로 정착되어 있는지를 구명하는 것은 학문적 관심을 넘어 정책적으로도 중요성이 매우 높다 하겠다.

잘 알려져 있듯이 우리나라의 경우 주택 보급률¹⁾이 높아지면서 주택가격 상승기에는 주택보유가 거주 수단과 함께 자본이득을 얻기 위한 투자수단으로 활용되고 있다. 최근에는 주택점유 형태 중 전세 비율이 하락 추세를 보이고 있지만 주택 보급률이 상승하면서 전세가 주택 투자의 레버리지 수단으로 사용되는 비중은 일정수준을 유지하고 있는 것으로 판단된다. 전세를 레버리지로 하는 주택구입의 경우 자가보유 주택 외에 전세 임대를 조건으로 별도의 주택을 매입하면서 일정기간이 지난 후 매각하여 매매 차익을 얻을 수 있다.²⁾

그 동안 주택가격에 대한 연구는 특히 버블 가능성을 중심으로 이루어져 왔는데 Abraham and Hendershott(1996), DiPasquale and Wheaton(1994), Meen(2001)은 주택시장의 수요 및 공급 균형에, Campbell and Shiller(1987, 1988), Wang(2000) 등은 현재가치모형과 공적분 관계에 초점을 맞추어 분석하고 있다. 오차수정모형을 이용한 분석으로는 Stevenson(2000), Gallin(2008) 등이 있다. 국내에서는 김봉한(2004), 이준희(2006) 등이 VAR 모형과 공적분 개념을 적용하여 주택 가격 버블 문제 등을 다루고 있다.

이와 함께 주택가격과 전세가격을 동시에 고려한 연구는 이용만(2000), 조동철·성명기(2004), 임규채·기석도(2006), 임정호(2006), 박현수·안지아(2009),

1) 국토해양부 자료에 따르면 2010년 현재 101.9%임.

2) 한국인구학회(2010) 등에 따르면 주택점유 형태 중 전세 비율은 2000년 이후 20~30% 내외인 것으로 추정된다.

문규현(2010) 등이 있으며 특히 이영수(2010)는 주택가격, 전세가격 및 이자율로 구성된 오차수정모형을 통하여 분석하고 있다.

그러나 기존 국내 연구들은 다음의 측면에서 보완의 필요성이 제기된다. 첫째, 자료 분석 대상기간이 2009년 이전 자료를 이용하여 글로벌 금융위기 이후의 통화정책 기조 변경 등 변화 가능성을 감안하지 못하고 있다. 둘째, 주택가격과 전세가격의 상호연계성을 고려하지 못하거나 고려하는 경우에도 인플레이션, 증가, 환율, 산업생산 등 거시경제변수의 역할을 좀 더 심층 분석할 필요가 있다.

셋째, 이에 추가하여 본고는 전세의 주택구입 레버리지 기능을 감안하여 이자율과 물가 등 거시변수 충격이 주택·전세 가격 변동에 미치는 영향을 살펴보고, 주택·전세 가격 불균형의 동태적 상호관계를 VAR 모형 하에서 분석하도록 한다. 이를 위하여 Kim and Park(2008), Kim(2012a, b), 김운영(2011)을 따라, 거시 펀더멘탈 변수들로 구성된 부동산 가격 장기균형과 이에서 정의된 오차항으로 구성된 VAR 모형을 분석에 사용하였다. 이와 같은 방식은 유사한 분석에 일반적으로 사용되는 오차수정모형(error correction model)에서 부동산 가격의 불균형 오차가 부동산 가격변동을 설명하는 시차 변수로만 처리되고 있어 불균형 오차 자체가 어떤 요인에 의해 결정되는 지를 명시적으로 분석하기 어려운 한계점을 극복할 수 있다. 분석기간은 외환위기 전, 후 그리고 글로벌 금융위기 이후로 구분하였다.

본고는 모두 4장으로 구성되어 있다. 먼저 제2장에서는 분석모형을 제시하고, 제3장에서는 제시된 모형을 통해 부동산 가격 불균형의 동태분석을 실시한다. 끝으로 제4장에서는 이러한 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 분석 모형

본장에서는 주택·전세가격 변동을 설명하는 축약형 모형을 먼저 제시하고 이와는 좀 더 다른 관점에서 주택·전세가격의 공적분의 불균형과 설명변수들로 구성된 VAR 모형을 구축 동태분석을 수행하는 과정을 설명하기로 한다.

1. 매매 및 전세 변동률 결정 모형

먼저 전세가격을 고려하는 경우 어떻게 주택가격 기대수익률³⁾이 결정되는 지를

먼저 살펴보기로 한다. 우선 t 기에 P_t 의 가격으로 주택구입 후 J_t 의 가격으로 전세 서비스를 제공하고 미래의 $t+1$ 기에 P_{t+1} 의 가격으로 주택을 매각하는 경우를 살펴보자.

이 경우 주택구입의 수익은 주택 가격 상승 $(P_{t+1} - P_t)$ 에 따른 매매 차익에서 주택구입 비용 즉 구입가에서 전세가를 차감한 후 이자율(r_t)을 곱하여 $r_t(P_t - J_t)$ 로 결정된다. 이에 따라 주택 구입의 기대 수익은 다음으로 주어진다.

$$E_t(P_{t+1} - P_t) - r_t(P_t - J_t) \quad (1)$$

여기서 E_t 는 t 기의 정보집합 Ω_t 이 주어졌을 때 조건부 기대 $E[P_{t+1}|\Omega_t]$ 를 나타낸다.

다음으로 식 (1)을 기대 수익률 형태로 표현하기 위해 P_t 로 나누어 주면 다음 식을 얻는다.

$$E_t(P_{t+1} - P_t)/P_t - r_t(P_t - J_t)/P_t \quad (2)$$

그러나 주택구입은 자가 거주나 월세임대 목적으로 구입할 수도 있다. 만일 주택구입이 自家 거주 목적이라면 $J_t = 0$ 이며 기대 수익률 식 (2)는 다음으로 전환된다.

$$E_t(P_{t+1} - P_t)/P_t - r_t$$

월세임대 목적의 경우 이자율(r_t) 만큼의 월세임대료를 수취한다고 가정⁴⁾하면 식 (2)는 다음으로 바뀐다.

$$E_t(P_{t+1} - P_t)/P_t$$

3) 수익률은 가격의 로그 차분으로 근사된다는 것이 잘려져 있으며 이는 다시 가격의 변동률과 동일하다.

4) 월세 임대 시장과 자금대부 시장 등 자산 시장이 경쟁적인 경우 이자율과 월세 임대 수익률이 근접할 것이다.

이에 따라 $0 \leq \theta_1, \theta_2 \in R \leq 1$ 일 때, 국민 경제 내에 $\theta_1, \theta_2, (1 - \theta_1 - \theta_2)$ 의 비율로 각각 전세 제공 주택구입, 自家 거주, 월세투자 목적으로 주택을 구입하는 경우를 가정하자. 이 경우 국민 경제 전체 구성원의 평균 주택 기대수익률(ρ_t)은 다음으로 주어진다.

$$\rho_t \equiv E_t(P_{t+1} - P_t)/P_{t+1} - (\theta_1 + \theta_2)r_t + \theta_1 r_t J_t/P_t \quad (3)$$

여기서 식 (3)의 변수 $r_t J_t/P_t$ 는 투자가가 전세로 얻는 주택구입의 비용절감 효과 [이하 ‘전세 비용절감 효과’로 약칭]를 나타낸다. 국민경제 평균적으로는 전세 투자가 차지하는 비중 만큼 조정되어 $\theta_1 r_t J_t/P_t$ 로 나타나게 될 것이다.

한편 t 기의 기대 주택가격은 t 기의 정보집합 Ω_t 에 의해 조건부 기대 $E[P_{t+1}|\Omega_t]$ 로 같이 결정되는 데 Ω_t 에는 주택가격에 영향을 미치는 모든 $h \times 1$ 변수 x 즉 인플레이션, 경제성장률 등 시차 거시 경제변수와 자산 포트폴리오 상의 주택 투자에 대한 대체 효과(substitution effect)를 반영할 수 있는 추가 등을 포함할 수 있다. 만일 조건부 기대의 선형성을 가정하는 경우 기대 주택가격 변동률은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$E_t(P_{t+1} - P_t)/P_t = \sum_{i=0}^p \beta_i' x_{t-i} \quad (4)$$

여기서 β_i 는 $h \times 1$ 의 계수를 나타낸다.

다음으로 기대주택가격 변동률 $(P_{t+1} - P_t)/P_t$ 이 평균 주택 기대수익률의 $\lambda > 0$ 를 계수로 한 선형관계로 가정 (즉 기대 수익률이 상승하면 가격 변동률 역시 상승) 하자.

$$(P_{t+1} - P_t)/P_t = \alpha + \lambda \rho_t + \eta_t \quad (5)$$

여기서 식 (4)를 식 (3)에 대입한 후 다시 식 (5)에 삽입하면 실제 주택 기대수익률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(P_{t+1} - P_t)/P_t = \alpha + \sum_{i=0}^p \lambda \beta_i x_{t-i} - \lambda(\theta_1 + \theta_2)r_t + \lambda\theta_1 r_t J_t/P_t + \eta_t \quad (6)$$

여기서 η_t 는 기대 오차항을 나타낸다.

위의 식 (6)은 실제 주택가격 변동률에 대한 설명변수들의 영향에 대한 다음의 이론적 예측을 제공한다.

〈가설 2-1〉

(A) 이자율은 음의 계수 ($-\lambda(\theta_1 + \theta_2) < 0$)를 예측한다.

(B) 주택구입의 전세비용절감 변수($r_t J_t/P_t$)은 양의 계수($\lambda\theta_1 > 0$)를 가질 것으로 예측된다.

다음으로 전세 가격을 결정하는 변수를 선정하기 위하여 전세의 수요와 공급 곡선이 어떤 요인들에 의해 결정되는지를 먼저 살펴보기로 하자. 전세 수요는 자가거주 목적 주택구입의 대체재로서 전세자가 부담하는 전세 비용절감 효과 변수 $r_t J_t/P_t$ 가 높아질수록 하락하며 전세가격 하락을 유도한다. 한편 전세 공급은 식 (2)의 전세 제공 주택구입 기대수익률이 높아질수록 증가하므로 이는 다시 전세 가격의 하락을 유도한다.⁵⁾

이를 감안하며 전세가격 상승률 모형은 다음과 같이 주어진다.

$$(J_{t+1} - J_t)/J_t = \gamma + \delta[E_t(P_{t+1} - P_t)/P_t - r_t(P_t - J_t)/P_t] + \mu r_t J_t/P_t + \psi_t \quad (7)$$

여기서 앞의 논의에 따르면 $\delta < 0$ 및 $\mu < 0$ 가 이론적으로 예상된다. 다음으로 식 (7)에 식 (4)를 대입한 후 정리하면 다음과 같다.

5) 여기서 장기적으로 전세가격이 인구 구성 변화 주택공급의 영향을 받을 수 있으나 신규 주택 건설 공급에 일정 기간이 소요되는 것을 감안하면 단기적으로 거시변수가 균형 전세가격 결정의 중요한 요소일 수 있다.

$$(J_{t+1} - J_t)/J_t = \gamma + \sum_{i=0}^p \delta \beta_i x_{t-i} - \delta r_t + (\delta + \mu) r_t J_t / P_t + \psi_t \quad (8)$$

위의 식 (8)은 실제 전세가격 변동률에 대한 설명변수들의 영향에 대한 다음의 이론적 예측을 제공한다.

〈가설 2-2〉

- (A) 이자율은 양의 계수($-\delta > 0$)를 예측한다.
- (B) 주택구입의 전세비용절감 변수($r_t J_t / P_t$)은 음의 계수($\delta + \mu < 0$)를 가질 것으로 예측된다.

한편 식 (6)과 (8)과 같은 주택·전세가격 모형은 논리적 기초를 지니고 있으나 계수제약이 있다. 이에 따라 계수제약이 없는 보다 일반적인 VAR 모형 내에서 분석하는 것은 강건성 확인과 충격반응 등 동태 분석을 위해서도 유용하다. 다음 절은 이에 대해 논의하기로 한다.

2. 일반화된 동태모형: 공적분을 고려한 VAR 모형

이번 절에서는 주택·전세가격을 위의 모형보다 제약이 적은 VAR 모형의 틀 안에서 충격 반응 분석 등 동태분석을 실시하는 방법을 제시하고자 한다. 특히 본고는 주택·전세가격 자체에 대한 분석 보다는 주택·전세가격이 공적분 장기균형에서 벗어난 부분 (불균형 오차)에 대한 분석에 초점을 맞추기로 한다. 이는 주택·전세가격이 상승하는 부분이 물가 상승 등 펀더멘탈 요인에 기인한다면 이는 경제정책 적으로 감안해야할 중요한 의의를 갖기 때문이다.

이를 위하여 주택·전세 등 부동산 가격(y_t)과 이를 결정하는 거시 펀더멘탈 변수들의 $m \times 1$ 의 벡터 $z_t = (x_t', y_t')'$ 로 이루어진 VAR(p) 모형을 다음과 같이 상정하기로 하자.

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \epsilon_t \quad (9)$$

또는

$$z_t = \Gamma z_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Theta_k \Delta z_{t-k} + \epsilon_t$$

여기서 A_1, \dots, A_p 는 자기회귀계수, ϵ_t 는 독립 동일 분포(i. i. d.)의 분산 Σ 를 갖는 오차항, $\Gamma = \sum_{k=1}^p A_k$ ⁶⁾ 및 $\Theta_k = -(A_{k+1} + A_{k+2} + \dots + A_{k+p})$ 이다.

그런데 위의 식 (9)와 같은 VAR 모형은 추가적인 계수제약이 없을 경우 변수 z_t 의 동학을 나타내는 가장 일반적인 동태선형 방정식이라고 할 수 있다.

여기서 부동산 가격 y_t 가 펀더멘탈로 간주되는 비정상 변수 벡터 x_t 에 의해 영향 받는 부분은 Engle-Granger의 공적분 이론에서 정의되는 부동산 가격과 펀더멘탈 간의 장기균형($\gamma'x_t$)으로 정의하고자 한다. 이에 따라 $(I_2, -\gamma)'$ 가 공적분 벡터, $u_t = y_t - \gamma'x_t$ 는 부동산 가격 장기 균형의 불균형 오차(비펀더멘탈 결정요소)가 된다. 따라서 부동산 가격은 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$y_t = \gamma'x_t (\text{장기균형}) + u_t (\text{불균형 오차})$$

여기서 비펀더멘탈 요소로부터 결정되는 u_t 의 분석은 우선 VAR 모형 (9)를 변환한 다음과 같은 통상적인 오차수정모형(vector error correction model, VECM)을 통해 분석하는 것을 우선 고려할 수 있다.

$$\Delta z_t = \alpha u_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Theta_k \Delta z_{t-k} + \epsilon_t \quad (10)$$

그런데 식 (10)의 VECM 모형은 종속변수가 안정시계열인 부동산 가격의 불균형 오차 u_t 를 포함하고 있지 않은 한계를 지니고 있으며 따라서 u_t 가 받는 동태적 영향을 직접적으로 분석할 수 없는 단점을 지닌다.⁷⁾

6) Γ 는 장기충격행렬(long run impact matrix)이라고 불린다.

7) Pesaran and Shin(1996) and Hansen(2005) 등을 따라 불균형 오차 u_t 의 이동평균(moving average) 표현을 유도하여 충격반응 분석 등 동태분석을 수행할 수도 있지만 아래에 소개하는

이를 감안하여 아래에서는 통상적인 오차수정모형(error correction model)과 달리 u_t 가 종속변수로서의 역할을 수행할 수 있도록 Kim and Park(2008), Kim (2012a, b), 김윤영(2011)을 따라 VAR 모형을 변환하는 방법을 소개하고자 한다.

이를 위하여 공적분 벡터를 마지막 행(rows)으로 하는 다음과 같은 $m \times m$ 비특이 정방행렬을 먼저 정의하기로 하자.

$$T = \begin{pmatrix} I_{m-2} & 0 \\ -\gamma & I_2 \end{pmatrix} \quad (11)$$

여기서 이 행렬 T 를 변수 z_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 z_t 는 다음과 같이 부동산 가격 펀더멘탈 y_t 와 여기에서 결정되는 부동산 가격 장기균형과의 괴리를 나타내는 불균형 오차 u_t 로 구성된 다음과 같은 변수 w_t 로 변환된다.

$$w_t \equiv Tz_t = (x_t', u_t)'$$

여기서 식 (11)의 변환행렬 T 를 식 (9)의 VAR 모형의 좌측에 곱하고 또 모형의 자기회귀계수들을 변환하면 변수 z_t 의 VAR 모형은 변수 w_t 의 VAR 모형으로 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$w_t = \Phi_1 w_{t-1} + \dots + \Phi_p w_{t-p} + e_t$$

또는

$$w_t = \Psi w_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} A_k \Delta w_{t-k} + e_t \quad (12)$$

여기서 $\Phi_k = TA_k T^{-1}$; $k=1, 2, \dots, p$ 및 $e_t = T\epsilon_t$ 이며 $\Psi = \sum_{k=1}^p \Phi_k$ 이고 $A_k = -(\Phi_{k+1} + \Phi_{k+2} + \dots + \Phi_{k+p})$ 이다. 한편 위 식 (12)는 불균형 오차를 피설명변수로 하고 있다는 점에서 Engle-Granger의 오차수정모형에서와 다르다.

그런데 모형 (12)의 종속변수 w_t 와 1기 시차 설명변수 w_{t-1} 이 I(1)인 변수 x_t 를 포함하고 있어 계수의 가설 검정 등에 있어 추정량이 비표준분포를 갖는다는 어려움이 있다. 이와 관련하여 Kim(2012a, b)은 위 식 (11)가 변수 Δy_{t-p} 의 계수가 0이며 $\tilde{w}_t \equiv (\Delta x_t', u_t)'$ 로 정의되는 안정변수 시계열의 VAR 모형으로 다음과 같이 변환될 수 있음을 보이고 있다.⁸⁾

$$\tilde{w}_t = \sum_{k=1}^p \Pi_k \tilde{w}_{t-k} + e_t \quad (13)$$

그런데 위 식 (13)에서 공적분 벡터 γ 가 알려져 있지 않은 경우 $\hat{\gamma}$ 와 같이 추정되며 장기 불균형 오차는 $\hat{u}_t = y_t - \hat{\gamma}'x_t$ 으로 정의된다. 이들 추정치를 사용하더라도 원래의 알려진 것을 사용한 경우와 동일한 충격반응 분석, 예측, 그랜저 검정 및 분산 분해 등 수행할 수 있는데 이는 공적분 벡터 $\hat{\gamma}$ 가 초일치성(super-consistency)을 가지기 때문에 가능해진다.

III. 실증 분석

이번 장에서는 앞서 제시된 구조방정식과 VAR 모형을 우리나라 자료를 이용 추정하기로 한다. 주택·전세가격의 결정 거시변수로는 이자율(CD 3개월물), 산업생산지수(전산업), 통화량(M1, 평잔), 물가(소비자물가지수), 환율(대미달러, 종가 평균), 주가(KOSPI), 주택 매매 및 전세가격지수 (2011.6=100)을 고려한다.⁹⁾ 한편 계절성이 의심되는 M1, 산업생산지수는 계절조정을 하였으며¹⁰⁾ 이자율을 제외한 모든 변수 들은 자연로그로 변환하였다. 이들 변수들에 대한 통상적인 단위근 검정

8) 모형 (9), (10) 및 (13)은 오차항의 정규분포 가정 하에서 관측적으로 동일(observationally equivalent)하다. Hsiao(1983) 참조.

9) CD 3개월물과 M1 등 단기금리와 협의의 통화량을 모형변수로 사용한 것은 (VAR 분석에서) 전달경로 상의 통화정책 충격을 VAR 등 동태 분석에서 좀 더 직접적으로 반영하기 위해서이다. 주택·전세가격 지수는 주택 및 아파트를 모두 포함한 총지수이다.

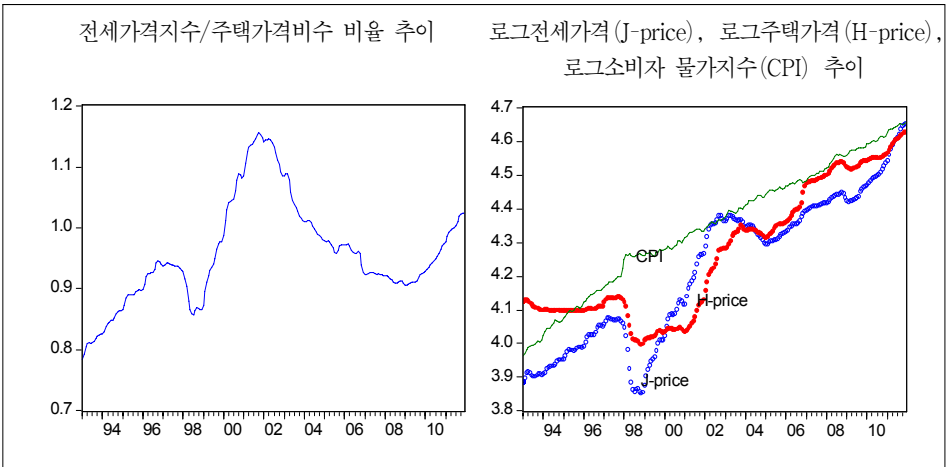
10) 국제적인 소비자물가지수 매뉴얼인 국제노동기구(ILO) 매뉴얼에도 일반적으로 소비자물가지수는 계절조정을 하지 않는 것으로 알려져 있다.

결과 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.

자료원은 한국은행의 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>)이다. 분석기간은 1993년 1월에서 2011년 12월까지이며 외환위기로 인한 구조변동 가능성을 고려하여 외환위기 기간을 제외하고 외환위기 이전 기간(1993.1~1997.9), 외환위기 이후 기간(1999.3~2007.7) 및 글로벌 금융위기 이후 기간(2007.8~2011.12)으로 구분 비교하였다.¹¹⁾ 또한 전반적인 경향을 살피기 위하여 확장 외환위기 이후 기간(1999.3~2011.12)에 대하여도 추가 분석하였다.¹²⁾

이들 기간은 다음의 <그림 1> 외환위기 이전 기간의 경우 주택가격지수가 전세가격 지수를 초과, 외환위기 이후 기간의 경우 전세가격지수가 주택가격 지수를 초과, 글로벌 금융위기 이후 기간의 경우 다시 주택가격지수가 전세가격지수를 초과하는 것과 대체로 일치한다(아래 <그림 1> 좌측 참조). 한편 주택·전세가격지수는 물가지수와 동행성을 지님을 볼 수 있다(아래 <그림 1> 우측 참조).

<그림 1>



이를 바탕으로 아래에서 모형 추정을 수행하기로 한다.

- 11) 홍승제·강규호(2004)의 마르코프 스위칭 모형을 통한 연구에 따르면 외환위기에 의해 금융 시장이 크게 영향을 받은 시기는 1997년 10월에서 1999년 2월까지로 추정된다. 글로벌 금융위기 이후 기간은 유복근·최경욱(2009)을 따랐다.
- 12) 글로벌 금융위기 이후 기간 샘플 수인 46개가 공적분을 정의하기에 결코 작은 수가 아니라는 심사자의 권고가 있었다.

〈표 1〉 주택투자수익률방정식 모형 추정 결과

설명변수	외환위기 전		외환위기 후		글로벌 금융위기 후		확장 외환위기 후	
	OLS	TSLs	OLS	TSLs	OLS	TSLs	OLS	TSLs
const	-0.001 (-0.641)	-0.003 (-0.990)	0.001 (0.689)	0.001 (0.618)	-0.000 (-0.270)	-0.000 (-0.071)	0.001 (0.815)	0.001 (0.800)
rJ/P_0	0.136** (2.418)	0.130** (2.014)	0.278* (1.914)	0.309** (2.075)	0.229 (1.037)	0.195 (0.872)	0.024** (2.104)	0.225** (2.286)
r	-0.107** (-2.030)	-0.090 (-1.548)	-0.296* (-1.888)	-0.325** (-2.013)	-0.205 (-1.079)	-0.181 (-0.945)	-0.208** (-1.998)	-0.228** (-2.154)
$[\Delta\log(cpi)]_{-1}$	0.047 (0.698)	0.054 (0.771)	0.071 (0.591)	0.069 (0.570)	0.209** (3.160)	0.216** (3.234)	0.103 (1.240)	0.102 (1.224)
$[\Delta\log(ipi)]_{-1}$	-0.003 (-0.228)	-0.003 (-0.274)	0.013 (0.555)	0.013 (0.565)	0.003 (0.477)	0.002 (0.300)	0.007 (0.541)	0.007 (0.543)
$[\Delta\log(kospi)]_{-1}$	-0.008 (-1.423)	-0.007 (-1.202)	0.011 (1.488)	0.012 (1.550)	0.005 (0.996)	0.005 (1.040)	0.009 (1.655)	0.009 (1.727)
$[\Delta\log(FX)]_{-1}$	0.020 (0.570)	0.025 (0.697)	-0.020 (-0.740)	-0.020 (-0.676)	-0.010 (-1.257)	-0.009 (-1.118)	-0.009 (-0.640)	-0.007 (-0.552)
$[\Delta\log(M1)]_{-1}$	-0.010 (-0.324)	-0.013 (-0.392)	-0.007 (-0.280)	-0.008 (-0.308)	0.005 (0.163)	0.004 (0.136)	-0.009 (-0.482)	-0.009 (-0.482)
$[(P_1 - P_0)/P_0]_{-1}$	0.479** (4.044)	0.500** (3.821)	0.690** (9.327)	0.687** (9.224)	0.747** (8.529)	0.762** (8.596)	0.707** (12.59)	0.703** (12.48)
R^2	0.609	0.608	0.555	0.553	0.825	0.828	0.586	0.586

- 주: 1) **, * 표시는 5%, 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.
2) r : 이자율, cpi :물가지수, ipi :산업생산지수, $kospi$: 주가지수, FX : 원/달러 환율, $M1$: 통화량.
3) Δ 는 차분을 나타냄.
4) () 내는 t-값을 나타냄.

1. 주택투자수익률 및 전세가 변동률 방정식 모형 추정 결과

식 (6) 을 추정하기 위하여 먼저 통상최소자승법 (OLS) 와 2단계최소자승법 (TSLs) 를 병행하였다.¹³⁾ TSLs 추정은 변수 r_t 와 r_tJ_t/P_t 가 오차항과 상관관계를 가질 가능성이 고려하는데 이들 변수가 주택가격 수익률에 영향을 미치면서 동시

13) 통화량, 인플레이션, 이자율 간 다중공선성 여부를 확인하기 위한 상관계수 분석 등에서 다중 공선성의 소지는 적은 것으로 확인되었다.

(contemporaneously)에 주택가격 수익률이 이자율에 영향을 미치는 내생성 문제를 반영하는 것이다. 여기서 도구변수는 설명변수의 2기 시차변수까지를 사용하였다.

추정결과는 대체로 상기한 이론 〈가설 2-1〉에 부합하는 것으로 나타났다. 우선 아래의 〈표 1〉의 주택투자수익률 추정 결과를 보면 이자율의 경우 외환위기 전, 후 및 확장 외환위기 이후 음의 계수를 보였으며 전세 비용절감 변수 ($r_t J_t / P_t$)의 경우 양의 계수값을 보였다.

그러나 글로벌 금융위기 이후 두 변수 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났는데 이는 동 기간 동안 양적완화 과정에서의 저금리 기조와 관련이 있는 것으로 보인다. 한편 거시 설명 변수들 중에는 글로벌 금융위기 이후엔 인플레이션이 통계적 유의성을 보였다. 이는 글로벌 금융위기 이후의 유동성 팽창에 따른 물가상승 요인이 주택가격 변동에 반영되고 있음을 나타낸다. 즉 저금리 기조에 따른 인플레이션 상승이 주택가격 상승에 주요 요인으로 작용하고 있는 것이다.

한편 OLS과 TSLS 추정 결과 간에 큰 차이는 발견할 수 없었다.

다음으로 전세가 변동률 식 (8)을 추정하기 위하여 먼저 통상최소자승법(OLS)와 2단계최소자승법(TSLS)을 병행하였다. 아래 〈표 2〉의 추정 결과를 보면 모든 기간에 걸쳐 인플레이션이 통계적으로 유의하며 계수 값도 매우 큰 것을 볼 수 있다. 전세가 변동률과 물가변동률 간의 그랜저 검정을 실시한 결과(〈표 3〉)도 외환위기 후를 제외하고는 물가상승이 전세가 상승을 그랜저 인과한다는 가설을 지지하고 있다.¹⁴⁾ 이는 물가 상승의 부담이 전세가격에 빠르게 반영되고 있으므로 전세가 안정을 위해서는 물가안정이 긴요함을 시사한다.

그러나 이자율과 전세 비용절감 변수 (rJ/P_0)의 경우 통계적인 유의성을 찾을 수 없었으며 따라서 〈가설 2-1〉은 기각 또는 채택되지 않았다. 한편 흥미롭게도 외환위기 이후 및 확장 외환위기 이후 주가 상승률도 전세가격을 인상시키는 요인으로 작용하였는데 이는 주택 구입자 입장에서 상승기의 주식과 전세가 포함된 주택 구입이 자산 포트폴리오 과정에서 경합하였음을 시사한다. 즉 주가가 오르는 경우 전세가 포함된 주택구입이 상대적인 기대수익률 저하로 줄어들게 되어 전세공급이 줄어들고 이는 결과적으로 전세가격 상승 요인으로 작용하게 된다.

14) 보다 일반적인 분석은 다음 장의 VAR 모형을 통해 수행하기로 한다.

〈표 2〉 전세가 변동률방정식 모형 추정 결과

설명변수	외환위기 전		외환위기 후		글로벌 금융위기 후		확장 외환위기 후	
	OLS	TSLS	OLS	TSLS	OLS	TSLS	OLS	TSLS
const	-0.009 (-1.501)	-0.013* (-1.947)	-0.006** (-2.325)	-0.006** (-2.386)	0.001 (0.625)	0.001 (0.958)	-0.001** (-1.001)	-0.001** (-1.129)
rJ/P_0	0.023 (0.227)	0.090 (0.857)	0.241 (1.435)	0.222 (1.280)	0.516 (1.217)	0.364 (0.853)	0.151 (1.274)	0.123 (1.024)
r	0.057 (0.591)	0.027 (0.274)	-0.113 (-0.640)	-0.088 (-0.485)	-0.510 (-1.358)	-0.391 (0.306)	-0.115 (-0.909)	-0.083 (-0.643)
$[\Delta\log(cpi)]_{-1}$	0.435** (2.945)	0.469** (3.252)	0.461** (3.168)	0.461** (3.141)	0.422** (3.683)	0.441** (3.805)	0.412** (3.941)	0.411** (3.918)
$[\Delta\log(ipi)]_{-1}$	0.005 (0.175)	0.009 (0.314)	0.006 (0.234)	0.006 (0.210)	0.014 (1.037)	0.011 (0.811)	0.008 (0.499)	0.008 (0.486)
$[\Delta\log(kospi)]_{-1}$	-0.016 (-1.274)	-0.010 (-0.805)	0.029** (3.268)	0.030** (3.260)	-0.001 (-0.145)	-0.001 (-0.116)	0.021** (3.122)	0.022** (3.143)
$[\Delta\log(FX)]_{-1}$	0.115 (1.442)	0.101 (1.297)	-0.020 (-0.603)	-0.018 (-0.522)	-0.019 (-1.289)	-0.016 (-1.104)	-0.005 (-0.293)	-0.004 (-0.256)
$[\Delta\log(M1)]_{-1}$	-0.123* (-1.759)	-0.107 (-1.573)	0.003 (0.097)	0.003 (0.101)	0.018 (0.348)	0.008 (0.168)	0.013 (0.565)	0.014 (0.600)
$[(P_1 - P_0)/P_0]_{-1}$	0.451** (4.046)	0.382** (3.356)	0.607** (8.032)	0.609** (7.872)	0.653** (6.573)	0.679** (6.776)	0.665** (11.74)	0.671** (11.63)
R^2	0.504	0.487	0.618	0.614	0.776	0.780	0.614	0.612

- 주: 1) **, * 표시는 5%, 10% 수준에서 각각 유의함을 나타냄.
2) r : 이자율, cpi :물가지수, ipi :산업생산지수, $kospi$: 주가지수, FX : 원/달러 환율, $M1$: 통화량.
3) Δ 는 차분을 나타냄.
4) () 내는 t-값을 나타냄.

〈표 3〉 전세가 상승률과 물가상승률 간 그랜저 검정 결과(p-value)

	모형 시차	2	3	4	5	6
외환위기전	물가→전세가	0.004*	0.010*	0.023*	0.024*	0.079
	전세가→물가	0.113	0.405	0.650	0.646	0.488
외환위기 후	물가→전세가	0.006*	0.005*	0.063	0.153	0.202
	전세가→물가	0.002*	0.000*	0.037*	0.168	0.132
글로벌 금융위기 이후	물가→전세가	0.001*	0.006*	0.037*	0.095	0.145
	전세가→물가	0.081	0.448	0.537	0.767	0.873
확장 외환위기 후	물가→전세가	0.000*	0.000*	0.013*	0.050*	0.041*
	전세가→물가	0.001*	0.000*	0.025*	0.176	0.151

주: * 표시는 5%수준에서 유의함을 표시.

2. VAR 모형 분석 결과

먼저 주택 가격과 거시 펀더멘탈 간의 장기 공적분 관계를 분석하기 위하여 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과 아래 <표 4>에서 보듯 글로벌 금융위기 이후엔 1% 유의수준에서 공적분 벡터가 2개 이상, 여타 기간에서는 1% 유의수준에서 공적분 벡터가 1개 이상 존재하는 것으로 나타났다.^{15) 16)}

<표 4> Johansen 공적분 검정 결과

Number of cointegration	외환위기 전		외환위기 후		글로벌 금융위기 후		확장 외환위기 후	
	Max-Eigen 통계량	p-value	Max-Eigen 통계량	p-value	Max-Eigen 통계량	p-value	Max-Eigen 통계량	p-value
None	55.4	0.003**	80.6	0.000**	79.0	0.000**	113.2	0.000**
At most 1	41.2	0.036*	44.7	0.013*	57.9	0.000**	50.5	0.000**
At most 2	26.2	0.303	28.1	0.206	35.0	0.035*	33.5	0.019*
At most 3	18.1	0.479	25.6	0.087	20.0	0.335	23.7	0.056
At most 4	13.9	0.370	16.2	0.209	15.1	0.275	14.3	0.153
At most 5	12.0	0.108	8.7	0.305	6.4	0.552	10.0	0.080
At most 6	0.02	0.869	0.3	0.582	0.0	0.897	6.1	0.016

주: **표시는 1%, *표시는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

이에 따라 Engle and Granger(1987)을 따라 주택가격 또는 전세가격을 종속변수로 하여 OLS로 공적분 벡터를 추정해 보았다. 여기서 외환위기 전의 경우 전세가격, 주가, 원/달러 환율, 외환위기 후의 경우 전세가격, 소비자물가지수 및 원/달러 환율, 글로벌 금융 위기 이후엔 전세가격, 이자율과 물가가 t -값이 큰 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 여기서 추정된 공적분 잔차를 대상으로 단위근 검정을 실시한 결과 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 이와 같은 잔차 기초 공적분 검정(residual based co-integration test) 결과는 공적분 벡터의 존재를

15) VAR 모형의 시차는 Schwartz 기준을 고려하여 $p=2$ 로 선택하였다.

16) 글로벌 금융위기 이후 기간은 상대적으로 자료수가 적어 장기 공적분 관계가 안정적인지 불분명하다. 이에 따라 공적분 오차 분석이나 충격반응 분석에 대한 해석은 주의를 요하며 확장 외환위기 기간 추정결과와 비교할 필요가 있다.

17) 그러나 여기서의 t -값이 추정계수의 표준적인 유의성을 나타내지는 않는데 이는 물론 모형변수가 비정상성을 갖기 때문이다.

확인하는 것이다.

다음으로 <표 5>의 추정 공적분 벡터로 산출한 <그림 2>의 불균형 오차 그래프를 보면 전 구간에 걸쳐 대체로 안정적인 시계열의 모습을 보여 추정 오차가 공적분 오차임을 나타내고 있다. 한편 확장 외환위기 이후 기간을 대상으로 한 추정 그래프 중 글로벌 금융위기 이후 구간의 경우 주택가격 불균형이 음의 방향으로 확대되고 있는 것을 알 수 있는데 이는 주택가격이 펀더멘탈 수준보다 낮은 것을 의미한다. 그러나 같은 기간 전세가격 불균형이 양의 방향으로 확대되고 있는 것을 알 수 있는데 이는 전세가격이 펀더멘탈 수준보다 높은 것을 의미한다.

<표 5> 공적분 방정식 추정 및 잔차 단위근 검정 결과

(a) 주택 가격

설명변수	외환위기 전		외환위기 후		글로벌 금융위기 후		확장 외환위기 후	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
$iog(J)$	1.286	8.534*	0.638	11.07*	0.106	3.020*	0.487	9.182*
r	-0.085	-0.817	-0.794	-1.880	0.946	12.02*	-1.176	-4.062*
$\log(cpi)$	-0.591	-3.153*	1.163	7.359*	0.910	10.47*	1.142	8.836*
$\log(ipi)$	-0.288	-4.346*	-0.394	-3.964*	-0.045	-2.063*	-0.264	-3.643*
$\log(kospi)$	0.084	7.419*	0.085	4.416*	0.007	0.575	0.064	3.036*
$\log(FX)$	0.292	6.193*	-0.335	-6.545*	0.003	0.156	-0.291	-7.633*
ADF test p-value (no-intercept)	0.002		0.004		0.000		0.038	

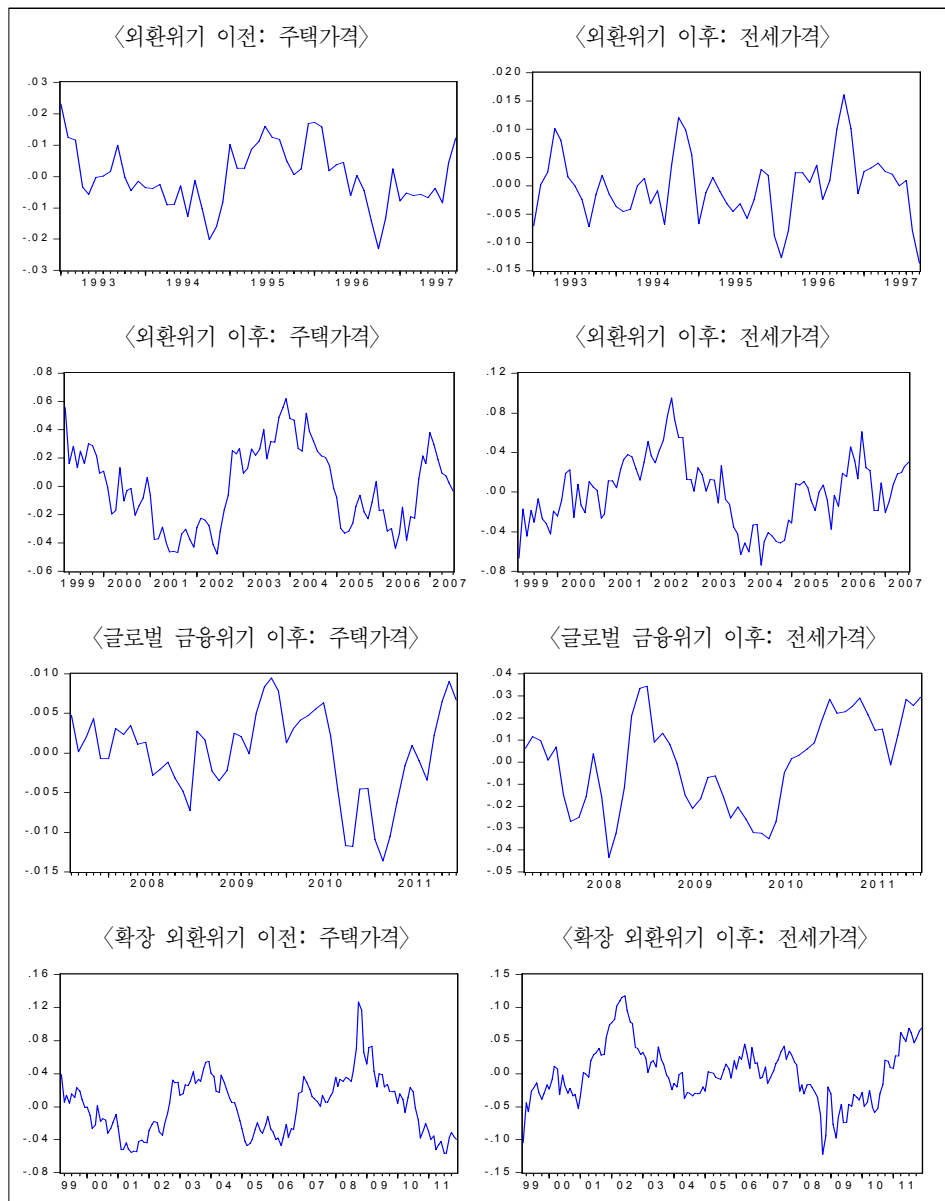
주: * 표시는 통상적인 기준으로 1% 수준에서 유의함을 표시.

(b) 전세 가격

설명변수	외환위기 전		외환위기 후		글로벌 금융위기 후		확장 외환위기 후	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
$iog(P)$	0.457	8.534*	0.882	11.07*	0.507	3.020*	0.744	9.182*
r	0.023	0.382	-0.870	-1.748	-1.465	-2.592*	0.594	1.590
$\log(cpi)$	0.610	0.087	-1.286	-6.707*	0.219	0.364*	-0.453	-2.243*
$\log(ipi)$	0.138	3.290*	0.802	8.353*	0.148	1.738	0.560	6.884*
$\log(kospi)$	-0.053	0.006	-0.113	-5.167*	-0.192	-4.756*	-0.174	-7.554*
$\log(FX)$	-0.084	-2.395*	0.483	9.144*	-0.388	-5.162*	0.236	4.541*
ADF test p-value (no-intercept)	0.000		0.005		0.005		0.002	

주: * 표시는 통상적인 기준으로 1% 수준에서 유의함을 표시.

〈그림 2〉 공적분 불균형 오차 그래프



3. VAR 모형을 통한 충격반응 분석 결과

다음으로 식 (13)에 제시된 대로 정상인 변수들로 구성된 VAR 모형을 이용하여 주택 및 전세 가격 불균형 오차와 여타변수들 간의 동태분석을 수행하였다. 먼저

식 (9)의 VAR 모형의 시차는 SIC 기준으로 2로 설정하였다.¹⁸⁾

다음으로 식 (13)에 제시된 VAR 모형을 기초로 충격반응 및 분산분해 분석을 실시하였으며 구조모형의 식별순서는 이자율, 산업생산지수, 소비자물가지수, 주가, 환율, 전세가격 (글로벌 위기 이후 기간은 전세가격 불균형), 주택 가격 불균형 오차로 하였다.¹⁹⁾

먼저 <부록>의 충격반응함수 분석 결과를 보면 물가지수의 경우 주택가격 오차를 충격 초기에 음의 방향으로 떨어뜨리는 효과를 가져오나 3개월여의 시차를 두고 그 효과가 사라지는 것으로 나타났다. 이는 주택가격 상승이 초기 물가 상승에 못 미치다가 이를 따라잡는 것으로 볼 수 있다.²⁰⁾ 그러나 전세가격 오차의 경우 물가 지수 충격에 초기부터 거의 반응하지 않아 전세가격 상승이 초기 물가 상승에 바로 반응하고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 주택 가격의 경우 매입자와의 관계에 의해 결정되어 전세가격에 대하여 주택소유주가 주도적으로 행사하는 가격 결정의 경우보다 반응이 느릴 수 밖에 없는 상황을 반영하고 있는 것으로 보인다.

한편 주가상승 충격의 경우 전세가격 오차를 양의 방향으로 주택가격 오차는 음의 방향으로 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 앞의 전세가격 변동률 방정식에서 주가 상승률이 전세가격을 인상시키는 요인으로 작용한 것으로 추정한 것과 맥을 같이하는 것이다. 즉 주택 구입자 입장에서 상승기의 주식과 전세가 포함된 주택구입이 자산 포트폴리오 과정에서 경합하였으며 주가가 오르는 경우 전세가 포함된 주택구입이 상대적인 기대수익률 저하로 줄어들게 되어 (주택가격 오차를 음의 방향

18) 모형의 시차를 확장하는 경우 우리의 모형 변수가 7개인 점을 감안하면 'curse of dimensions'가 우려된다. 모형 시차를 1개 늘리는 경우 49개의 모형 자유도(degree of freedom)가 줄어들게 된다.

19) 이와 같은 순서는 (i) 통화량 변동이 이자율과 산업생산 및 물가에 영향을 미치며 이는 다시 주가에 파급효과를 가지며 (ii) 상대적 구매력평가설(relative PPP)에 따르면 인플레이션이 환율을 결정하며 (iii) 전세 가격이 주택가격을 동시적 인과한다는 최근의 연구결과 (이영수, 2010)에 따른 것이다. VAR 모형의 시차와 식별순서를 변화(예: 산업생산지수를 물가지수 앞에 위치)시키더라도 분석결과와 큰 차이는 발생하지 않았다.

20) 오차에 대한 충격(ϵ_t) 반응은 $\partial u_t / \partial \epsilon_t = \partial y_t / \partial \epsilon_t - \gamma' \partial x_t / \partial \epsilon_t$ 로 분해된다. 예를 들면 물가 충격에 대한 주택가격오차의 반응은 주택가격의 직접반응 ($\partial y_t / \partial \epsilon_t$)과 주택가격의 장기균형을 이루는 변수의 반응 ($-\gamma' \partial x_t / \partial \epsilon_t$)의 합으로 구성된다. 반응초기 직접반응이 미미 ($\partial y_t / \partial \epsilon_t \approx 0$)한 대신 물가 같은 장기균형의 비중이 크면 ($\gamma' \partial x_t / \partial \epsilon_t > 0$, $\gamma > 0$ <표 7> 참조) 오차는 음의 방향을 보이게 된다.

으로 확대) 전세공급이 줄어들고 이는 결과적으로 전세가격 상승 요인으로 작용하게 된다.

한편 산업생산 충격은 초기 주택가격 오차는 양의 방향으로 증가시키는 반면 전세가격 오차는 음의 방향으로 증가시키는 것으로 나타났으며 이는 주택가격이 산업생산 증가에 따라 빠르게 상승하나 전세가격은 상대적으로 느리게 반응하는 것을 의미한다. 여기서 주택가격이 산업생산 등 실물 경기변동에 대한 반응성이 전세가격에 비해 상대적으로 큰 것은 주택가격이 자산가격으로서의 성격을 갖고 있어 실물경기가 주택투자 기대수익률에 영향을 미치기 때문으로 보인다.

다음으로 환율 충격은 주택가격 오차를 양의 방향으로 상승시키는 것으로 나타났는데 이는 산업생산 충격과 마찬가지로 환율상승이 수출 진작 효과를 통해 산업생산 증가를 가져오며 결과적으로 주택가격을 상승시키는 것으로 판단된다.²¹⁾

마지막으로 주택·전세가격 오차는 이자율, 산업생산, 주가 등 거시변수에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 우리 경제가 이미 글로벌화 되어 있어 주택·전세 부문이 거시 경제에서 차지하는 상대적 규모가 작기 때문으로 풀이된다.

IV. 결론 및 시사점

본고는 전세가 주택구입에 레버리지로 이용되는 기능을 감안하여 이자율과 물가 등 거시변수 들이 주택가격과 전세가격 변동에 미치는 영향을 구조 방정식 모형과 VAR 모형 두가지 틀을 통해 외환위기 전, 후, 글로벌 금융위기 이후 및 외환위기 이후 최근(확장 외환위기 이후) 기간 구분 분석하였다. 추정결과 주택투자수익률 결정모형 추정의 경우 이자율은 외환위기 전과 후 음의 계수를 보였으며 전세 레버리지를 통한 비용 절감 변수의 경우 양의 계수값을 보였다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 두 변수 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

한편 거시 설명 변수들 중에는 글로벌 금융위기 이후엔 인플레이션이 통계적 유의성을 보였다. 이는 최근 글로벌 금융위기 이후의 유동성 팽창에 따른 물가상승요인이 주택가격 변동에 반영되고 있음을 나타낸다. 전세가 변동을 결정모형 추정결과, 전 기간에 걸쳐 인플레이션이 통계적으로 유의하며 계수 값도 매우 큰 것으

21) 환율이 부동산 가격에 영향은 Aizenman and Jinjark (2008)의 견해와 같이 경상수지를 통한 경로도 주목할 필요가 있다.

로 나타났으며 이는 물가 상승의 부담이 전세가격에 빠르게 반영되는 데 기인한 것으로 판단된다. 마지막으로 주택·전세가격의 공적분 불균형 오차가 모형의 거시경제변수들과 동태적으로 어떻게 연결되는 지를 파악하기 위하여 일반적인 VAR 모형을 구축 분석하였다. 추정결과 주택 및 전세가격의 불균형 오차에 물가, 환율,주가 등 거시변수가 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

분석결과와 글로벌 금융위기 이후 주택 및 전세가격에 영향을 미치는 주요 요소는 인플레이션이므로 이를 억제하는 것이 부동산 가격 안정에 긴요할 것으로 판단되나, 금리 자체의 변동은 당분간 유효한 수단이 되기가 어려울 것으로 판단된다.

■ 참 고 문 헌

1. 김봉한, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용,” 『주택연구』, 제12권 제1호, 한국주택학회, 2004, pp. 71-96.
(Translated in English) Kim, Bong Han, “The Rise in House Price of Korea: Bubble, Fad and Fundamentals,” *Housing Studies Review*, Vol. 12, No. 1, 2004, pp. 71-96.
2. 김윤영, “글로벌 금융위기 이후 거시경제 불균형의 한·미간 전이효과 분석: 물가·환율을 중심으로,” 『금융연구』, 제25권 제4호, 한국금융학회, 2011, pp. 95-124.
(Translated in English) Kim, Yun-Yeong, “Transmission of Macro-economic Disequilibrium Between Korea and the United States After Global Financial Crisis: Focusing on Price and Exchange Rate,” *Journal of money and Finance*, Vol. 25, No. 4, 2011, pp. 95-124.
3. 문규현, “국내 주택시장의 가격발견 -매매가격/전세가격을 중심으로,” 『산업경제연구』, 23-2, 2010, pp. 797-811.
(Translated in English) Mun, Kyu hyun, “Price Discovery of Korean Housing Price -Rent/Housing Ratio Approach,” *Industrial Economy Journal*, Vol. 23, No. 2, 2010, pp. 797-811.
4. 박헌수·안지아, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구,” 『부동산연구』, 19-1, 2009, pp. 27-49.
(Translated in English) Park, Heon Soo and Ji A An, “The Sources of Regional Real Estate Price Fluctuations,” *Korea Real Estate Review*, Vol. 19, No. 1, 2009, pp. 27-49.
5. 유복근·최경욱 “국내외 금융시장의 연계성 변화 분석: 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중

심으로,” 『금융경제연구』, 제408호, 한국은행 금융경제연구원, 2009.

(Translated in English) Yoo, Bok Keun and Kyoung Wook Choi, “The Rise in House Price of Korea: Bubble, Fad and Fundamentals,” *Bank of Korea Discussion Paper*, No. 408, 2009.

6. 이영수, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』, 제16집 제4호, 2010, pp. 21-32.

(Translated in English) Lee, Young Soo, “Housing Price and Chonse Price: VECM Analysis,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 16, No. 4, 2010, pp. 21-32.

7. 이준희, “주택가격의 거품여부에 대한 평가,” 『금융경제연구』, 제248호, 한국은행 금융경제연구원, 2006.

(Translated in English) Lee, Joon Hee, “The Rise in House Price of Korea: Bubble, Fad and Fundamentals,” *Bank of Korea Discussion Paper*, No. 248, 2006.

8. 이용만, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가? -전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석,” 『부동산학연구』, 6-1, 2000, pp. 9-22.

(Translated in English) Lee, Yong Man, “Structural Change or Price Rising?: An Interpretation of Rent/Housing Ratio Increase,” *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, Vol. 6, No. 1, 2000, pp. 9-22.

9. 임규채 · 기석도, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 19-3, 2006, pp. 1203-1223.

(Translated in English) Lim, Kyu Chae and Suk Do Ki, “A Study on Interrelationship of Buying and Selling and a Contract to Rent a House in the Housing Market,” *Industrial Economy Journal*, Vol. 19, No. 3, 2006, pp. 1203-1223.

10. 임정호, “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장간의 상호연관성에 관한 연구,” 『주택연구』, 14-1, 2006, pp. 165-193.

(Translated in English) Lim, Kevin Jeong Ho, “A Study on the Time-series Analysis of the Relationship among Housing Price, Chonse Price, and Rental Price,” *Housing Studies Review*, Vol. 14, No. 1, 2006, pp. 165-193.

11. 조동철 · 성명기, “실질금리, 부동산가격과 통화정책,” 『KDI정책연구』, 26-1, 2004, pp. 4-33.

(Translated in English) Cho, Dongchul and Myung-Kee Sung, “Real Interest, Real Estate Prices and Monetary Policy,” *KDI Policy Study*, Vol. 26, No. 1, 2004, pp. 4-33.

12. 홍승제 · 강규호, “마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정,” 『금융경제연구』, 제172호, 한국은행 금융경제연구원, 2004.

(Translated in English) Hong, Seung Jae and Gyu Ho Kang, “Estimation of Structural Break on Asian Financial Crisis: A Markov Switching GARCH Approach,” *Bank of Korea Discussion Paper*, No. 172, 2004.

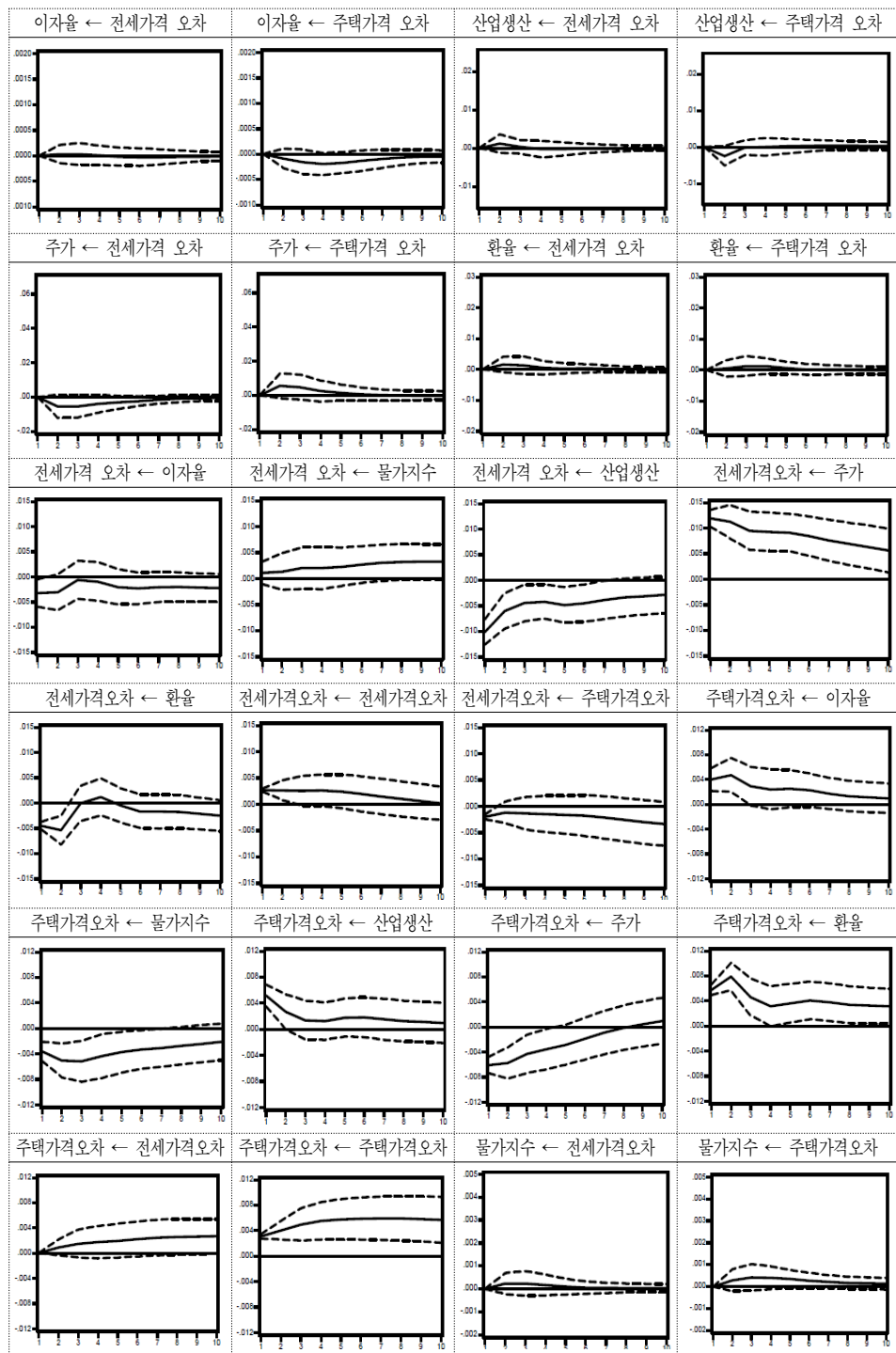
13. Abraham J. M. and P.H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research*, 7(2), 1996, pp. 191-207.

14. Aizenman, J. and Y. Jinjark, “Current Account Patterns and National Real Estate Markets,” NBER Working Paper, No. 13921, 2008.

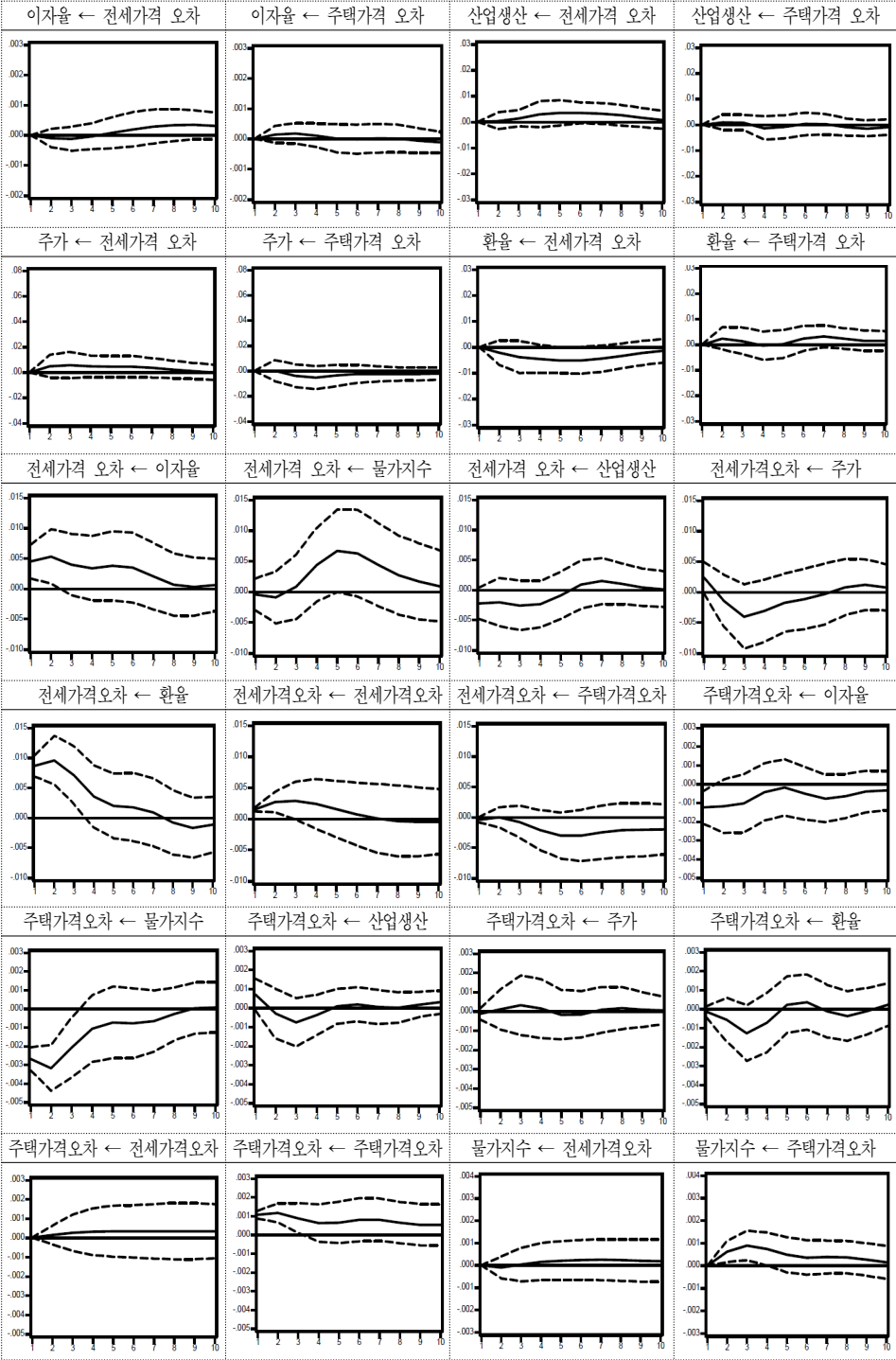
15. Campbell, J. and R.J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *The*

- Journal of Political Economy*, 95 (5), 1987, pp.1062-1088.
16. _____, "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *The Review of Financial Studies*, 1(3), 1988, pp.195-228.
17. DiPasquale, D. and W.C. Wheaton, "Housing Market Dynamics and the Future of Housing," *Journal of Urban Economics*, 35, 1994, pp.1-22.
18. Engle, R. and C.W.J. Granger, "Co-integration and an Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp.251-276.
19. Gallin, J., "The Long-run Relationship between House Prices and Rents," *Real Estate Economics*, 36-4, 2008, pp.635-658.
20. Hsiao, C., "Identification," *Handbook of Econometrics*, Volume 1, Elsevier, 1983.
21. Kim, Yun-Yeong, "Stationary Vector Autoregressive Representation of Error Correction Models," *Theoretical Economics Letters*, Vol. 2, No. 2, 2012a, pp.152-156.
22. Kim, Yun-Yeong, "Dynamic Analysis of Trade Balance and Real Exchange Rate: A Stationary VAR Form of Error Correction Model Approach," *Seoul Journal of Economics*, Vol. 25, No. 3, 2012b, pp.317-337.
23. Kim, Yun-Yeong and Joon Y. Park, "Testing Purchasing Power Parity in Transformed ECM with Nonstationary Disequilibrium Error," *Economic Papers*, 11(2), 2008, pp.75-95.
24. Meen, G., "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?," *Journal of Housing Economics*, 11, 2001, pp.1-23.
25. Stevenson, S., "A Long-Term Analysis of Regional Housing Markets and Inflation," *Journal of Housing Economics*, 9, 2000, pp.24-39.
26. Wang, P., "Market Efficiency and Rationality in Property Investment," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21 (2), 2000, pp.185-201.

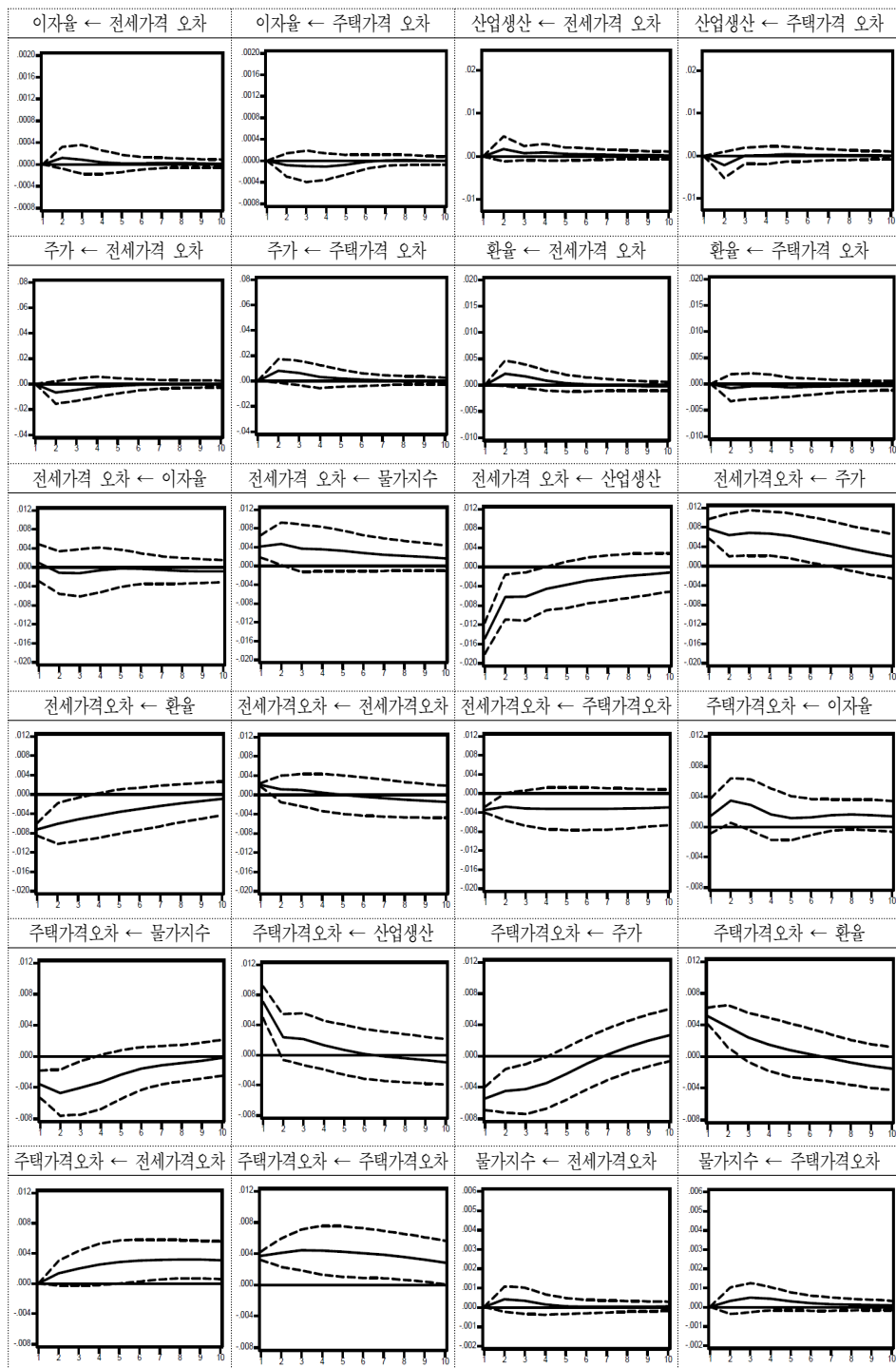
〈부록 그림 1〉 충격반응함수(확장 외환위기 이후)



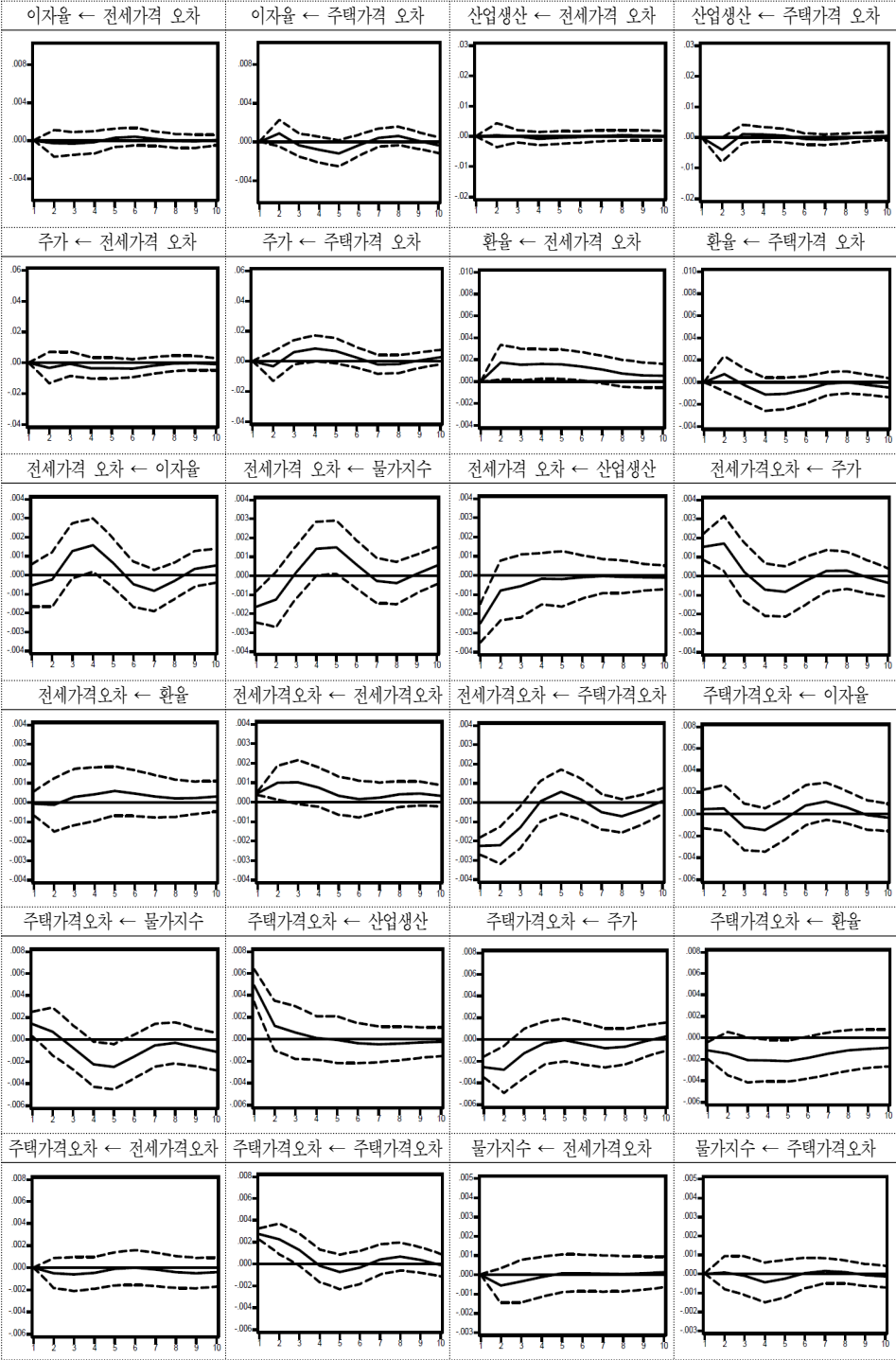
〈부록 그림 2〉 충격반응함수(글로벌 금융위기 이후)



〈부록 그림 3〉 충격반응함수(외환위기 이후)



〈부록 그림 4〉 충격반응함수(외환위기 이전)



Macroeconomic Determinants of Housing and Housing Lease Prices' Dynamics in Korea

Yun-Yeong Kim*

Abstract

The paper analyzes how the changes of macro-economic variables including interest rate, price level, stock price, industrial production and foreign exchange rate dynamically affect to the Korean housing price/housing lease price changes. For this, we considered the leverage effect of housing lease during the purchasing of housing. Then we conducted the empirical analyses for the four separate periods; before the Asian financial crisis, after Asian financial crisis, after global financial crisis and after Asian financial crisis until 2011. According to the OLS and TSLS estimation results for the housing price return, the interest rate showed negative effect during before and after Asian financial crisis; however the OLS and TSLS estimation results showed the positive effect for the housing lease price change during the same period. Further inflation showed the statistical significance for housing price and housing lease price after global financial crisis, which probably reflects global quantitative easiness of monetary policy. Finally, in a VAR model, we analyzed the dynamic impulse effects of macroeconomic variables to the co-integration disequilibrium error of housing price/housing lease price. According to the impulse-response analyses, these disequilibrium errors were significantly affected by the inflation, foreign exchange rate and stock price.

Key Words: housing price, monetary policy, macro-fundamentals, inflation

Received: Feb. 23, 2012. Revised: June 11, 2012. Accepted: Sept. 13, 2012.

* Associate Professor, Department of International Trade, Dankook University, Room 671, Economics and Business Hall, 126, Jukjeon-dong, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi Do 448-701, Korea, Phone: +82-31-8005-3402, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr