

住宅價格과 變動要因間의 因果性에 관한 實證分析

이 광택 *

I. 序 論	1. 住宅價格과 巨視經濟變數間의 因果性 檢證
II. 分析模型의 設定과 分析體系	2. 住宅賣買價格과 傳賃價格과의 相關性
1. Granger 인과관계 檢證법	3. 綜合的 解釋
2. 檢定方法 및 節次	IV. 結 論
III. 實證分析結果 및 解釋	

I. 序 論

주택경기 안정적 움직임은 국민경제 전반에 대한 부정적 파급효과의 방지 및 안정적인 주택수급에 중요한 관건이 된다. 본 연구는 우리나라의 주택가격이 어떠한 요인에 의해 변동되는가에 대하여, 그리고 주택가격 변동은 주변의 어느 부문에 영향력을 행사하는가에 대한 각 상호간의 인과성을 찾고자 하는데 목적이 있다. 나아가 본 연구는 이 같은 주택가격들 즉, 주택매매가격과 전세가격에는 어떠한 인과관계가 나타나는가를 가려내려고 하고 있다.

따라서 주택가격에 관한 여러 논의에서 보이는 주택가격 변동의 원인과 결과에 대한 다양한 주관적인 믿음들을 계량적인 방법으로 검증하여, 과연 그러한 믿음들이 정책수립의 근거로서 이용될 가치가 있는가를 밝히려 하고 있다. 즉, 통화량, 물가지수, 주택건설허가량, 실질생산량, 이자율, 주가지수 등의 변화와 주택매매가격 및 전세가격지수의 변화 사이의 인과관계를 검증하고 그 정책적 의미를 검토할 수 있다면, 향후의 주택정책은 보다 확실한 논리적·경험적 근거 위에 수립될 수 있을 것이다.

* 본학회 정회원, (주) 대한개발컨설팅 연구실장, 행정학박사

본 연구의 목적은 주택가격과 변동요인들 자체가 내포하고 있는 상호간의 관련성을 검토하여 그들간의 시차적 인과성을 규명하고, 인과관계의 방향성과 독립변수들의 상대적 중요성을 분석하는 것이다.

이와 같은 연구목적에 근거한 본 연구는, 도시지역의 주택가격지수와 전국의 거시경제 데이터를 이용한 실증분석으로 이루어 진다. 즉, 개별 주택가격에 영향을 미치는 평수, 접근도, 편의시설 등과 같은 미시적 결정요인에 대한 고찰은 본 연구에서는 취급하지 않는다. 왜냐하면 이같은 미시적 변수들은 단일 주택의 가치부여에나 영향을 미칠 뿐, 전체적인 주택시장의 주택가격 변동에는 영향을 줄 수 없는 요인이기 때문이다.

분석에 이용된 대상 자료의 시간적 범위는 1986년부터 1995년까지 10개년으로 한정한다. 이같은 시간적 범위의 한정 이유는 자료수집의 제약성 때문이다. 구체적으로 설명한다면, 본 연구에 사용되는 변수 중 종속변수인 주택매매가격과 전세가격에 관한 공식데이터가 1986년부터 공표되어져 오고 있기 때문이다.

한편 본 연구의 실증분석을 위해 사용한 통계적 기법으로는 'Granger 인과관계 검정법'이며, 통계프로그램으로는 'RATS version 4.2'를 사용하였다.

I. 分析模型의 設定과 分析體系

1. Granger 인과관계 검정법

어떤 질문이 "왜(why) ..."라는 형태로 제기되는 경우에 그에 대한 대답은 보통 "그 이유(because)는 ..."라는 형태의 문장으로 표현된다. 예를 들면 "올해 주택가격은 왜 인상되었는가?" 라는 질문에 대한 답을 생각해 보자. "그 이유는 자산증식의 수단 중 하나인 투기를 목적으로 한 가수요현상 때문에"와 같이 대답할 수 있다.

이와 같이 왜 어떤 현상이 발생했는지를 설명하기 위해서는 그 원인(causes)을 찾아서 제시하여야 한다. 이때 원인이란 어떤 현상을 일으키거나 변화시키는 요인,¹⁾ 또는 어떤 현상이 일어나기 위해 반드시 존재해야 하는 선행요인(uniform antecedent)²⁾을 의미하

1) D. Cook, Thomas & Donald T. Campbell, 1979, Quasi-Experimentation, Boston, Houghton Mifflin Company, chapter 1. 이지훈(의 역), 1988, 사회과학연구의 기초, 서울, 대영문화사, p.13에서 재인용.

2) J. S. Mill의 정의이다. A. Simon, Herbert, 1968, Causation, International Encyclopedia of the Social Sciences, Vol. 2, p.350. 南宮權, 1994, 行政調查方法論 - 經驗的 研究의 設計와 分析 -, 서울, 法文社, pp.153~154에서 재인용.

는 것으로 정의된다.³⁾ 과학적 설명에서의 핵심적인 과제는, 인과관계 즉 원인과 결과 사이의 관계를 밝혀서 그 결과로 발생하는 현상을 설명하는 것이다.

원래 회귀분석에서는 어느 것이 원인변수(설명변수)이고 어느 것이 결과변수(종속변수)인지 하는 문제는 이미 경제이론에 의해 미리 정해진 것으로 보고, 그러한 인과관계를 현실적 자료를 이용하여 확인하는 것이 관행으로 되어 있다. 그러나 회귀분석은 원인과 결과가 불투명한 함수관계에 관해서는 뚜렷한 판정을 내릴 수 없다는 데에 문제가 있다. 이러한 문제에 대해서 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과를 확인할 수 있는 간편한 검정방안이 Granger에 의해 개발되었다. 최근 많은 학자들은 인과관계의 개념으로 「Granger의 인과관계 검정법(Granger's test of causality)」을 흔히 원용하고 있다.⁴⁾

「Granger의 인과관계 검정법」을 적용한 최근의 연구로는 국민소득과 정부지출 간의 관계를 규명한 Ahsan · Kwan · Sahn⁵⁾와 Singh · Sahni,⁶⁾ 국방비와 경제성장 간의 관계에 활용한 LaCivita · Frederiksen,⁷⁾ 통화와 이자율 및 가격수준 사이의 관계를 분석한 Yang,⁸⁾ 경상수지와 자본수지와의 관계를 규명한 Faroque · Veloce⁹⁾ 등이 있다. 한편 국내의 연구로는 주택투자 및 부동산가격의 결정에 관한 요인을 찾고자 한 서승환¹⁰⁾과 地價와 거시경제변수간의 인과관계를 규명하고자 한 孫在英¹¹⁾ 등이 있다. 이처럼 선행연구에서 활용된 사례에 비추어 볼 때, 「Granger의 인과관계 검정법」은 X와 Y 양자간의 인

- 3) Bunge에 의하면, 과학자들이 사용하는 原因이란 말의 가장 핵심적인 요소는 '創出하는 것(producing)'이라는 아이디어이며, 이 말은 기본적으로 '일으키는 것(forcing)'이라는 개념과 유사하다고 주장한다. Mario Bunge, 1959, Causality Cambridge, Harvard University Press, pp.46~48. 原因의 개념과 관련하여 H. M. Blalock은, 만일 변수 X가 변수 Y의 하나의 원인이라고 한다면, X의 변화가 Y의 변화를 가져왔다고 마음 속으로 생각하는 것이지, 단순히 X의 변화가 있을 다음에 Y의 변화가 있었다거나 또는 X의 변화가 Y의 변화와 관련이 있다고 생각하는 것은 아니라는 것이다. H. M. Blalock, Jr., 1964, Causal Inferences in Nonexperimental Research, New York, W.W. Norton & Company, Inc., p.9. 盧化俊, 1989, 政策分析論, 서울, 博英社, p.278에서 재인용.
- 4) 이종원, 1994, 계량경제학, 서울, 박영사, pp.569~570. 또는 이종원 · 이상돈, 1995, RATS를 이용한 계량경제분석, 서울, 박영사, pp.760~775, 그리고 RATS Version 4.2 - Getting Started, pp.6~10~11, p.8~7 참조.
- 5) S. Ahsan, A. Kwan, and B., Sahni, 1989, Causality between Government Consumption Expenditure and National Income : OECD Countries, Public Finance, Vol. 44, No.2, pp.204~224.
- 6) B. Singh, and B. Sahni, 1984, Causality between Public Expenditure and National Income, The Review of Economics and Statistics, Vol. LXVI, pp.630~644.
- 7) C. LaCivita, and P. Frederiksen, 1991, Defense Spending and Economic Growth : An Alternative Approach to the Causality Issue, Journal of Development Economics, Vol. 35, pp.117~126.
- 8) Y. H. Yang, 1990, Causality between Money, Interest Rates and Prices in Taiwan : A Multivariate Time-series Analysis, Applied Economics, Vol. 22, pp.1739~1749.
- 9) A. Faroque, and W. Veloce, 1990, Causality and the Structure of Canada's Balance of Payments : Evidence from Time Series, Empirical Economics, Vol. 15, pp.267~ 283.
- 10) 서승환, 1994, 한국부동산시장의 거시계량분석, 서울, 弘文社.
- 11) 孫在英, 1993, 地價와 巨視經濟變數間的 因果關係에 관한 實證分析, 土地市場의 分析과 政策課題, 韓國開發研究院, pp.21~45.

과성을 검정하는 데에는 적절한 모형으로 사료된다. 따라서 본 연구에서도 주택매매가격과 전세가격간의 인과성은 물론, 양 가격과 변수간의 인과성을 검정하는데 이 모형을 사용한다.

한편 Granger¹²⁾는 다음과 같이 인과관계(Granger causality)를 정의하고 있다.

A_t 를 안정적 확률과정(stationary stochastic process)이라고 할 때, A 는 \bar{A} 의 과거 값들의 집합 $\{A_{t-j}, j=1, 2, 3, \dots, \infty\}$ 을 나타내고 \bar{A} 는 A 의 과거와 현재값의 집합 $\{A_{t-j}, j=1, 2, 3, \dots, \infty\}$ 을 나타낸다고 하자. 또한 $P_t(A | B)$ 를 B_t 값들을 이용한 A_t 의 최소자승예측치라고 하자. 그러면 예측오차계열은 $\epsilon_t(A | B) = A_t - P_t(A | B)$ 로 나타낼 수 있다. 또한 $\sigma^2(A | B)$ 를 $\epsilon_t(A | B)$ 의 분산이라고 하고 U_t 를 t 시점까지 축적된 정보라고 할 때,

인과성(causality) : 만약 $\sigma^2(Y|U) < \sigma^2(Y|\bar{U}-\bar{X})$ 이면 X 가 Y 의 원인이 된다.

피드백(feedback) : 만약 $\sigma^2(X|\bar{U}) < \sigma^2(Y|\bar{U}-\bar{Y})$ 이고,

$\sigma^2(Y|\bar{U}) < \sigma^2(Y|\bar{U}-\bar{X})$ 이면 X 와 Y 는 피드백 관계에 있다고 말한다.

2. 檢定方法 및 節次

가. 檢定方法

설명상의 편의를 위해 구체적인 예를 중심으로 Granger 검정법을 살펴보기로 하자. 먼저 변수 X 와 변수 Y 간에 어떤 것이 원인인지를 확인하기 위한 분석모형으로, 다음의 두 회귀방정식을 대칭적으로 설정한다

$$X_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^l \beta_j X_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad \dots\dots\dots (2)$$

12) C. W. J. Granger, 1969, Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37, pp.424~438.

여기서, 귀무가설은 식 (1)의 경우 $H_{01} : \alpha_i = 0$, 식 (2)는 $H_{02} : \delta_j = 0$ 이다. 그리고 X_i 또는 Y_i 는 변수 X 와 Y 의 시계열 자료이고, $\alpha_i \sim \delta_j$ 는 분석결과 도출되는 회귀계수이며, ϵ_{1t} 또는 ϵ_{2t} 는 오차항이다. 단, 절대량 X 나 Y 대신 변화율 개념인 DX 나 DY 를 대신 사용하기도 한다.¹³⁾

일단 시차의 길이를 적절히 두고 추정하되 두 식을 각각 한 번은 그대로 추정하고, 또 한 번은 $\alpha_i = 0 \forall i \cdot \delta_j = 0 \forall j$ 라는 조건 하에 추정한 다음, 이러한 조건의 현실성 여부를 검정한다.

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_{UR})/q}{(SSE_{UR})/(n-k)}$$

단, n : 총관측치수

k : 제약조건이 없을 때 회귀계수의 수

q : 제약조건이 부과된 회귀계수의 수

위의 식에서 SSE_R 과 SSE_{UR} 은 $\alpha_i = 0$ 또는 $\delta_j = 0$ 이란 조건을 부과했을 때와, 부과하지 않고 추정했을 때의 SSE(sum of squared errors : 오차자승합) 값을 각각 나타낸다.¹⁴⁾ 이 검정통계량의 값이 임계치보다 크면, 조건부여가 SSE를 증가시키므로 조건제거가 타당할 것이다. 따라서 귀무가설 $H_{01} : \alpha_i = 0$ 또는 $H_{02} : \delta_j = 0$ 을 기각하게 된다.

예를 들어, 변수 $X \rightarrow$ 변수 Y 방향으로 일단 이러한 검정과정을 거치면, 검정통계량이 유의하거나 비유의한 결과가 도출된다. 이때 검정통계량이 비유의하면 $H_{02} : \delta_j = 0$ 을 채택하고, 검정통계량이 유의하면 $H_{02} : \delta_j = 0$ 을 기각한다.

한편 이러한 검정과정을 통해 나타나는 결과로서, 일반적으로 봉착하게 되는 상황은 다음의 4가지 경우의 수로 대별된다. 각 상황에 대응한 결론은 다음과 같이 요약할 수 있다.

- ① $H_{01} : \alpha_i = 0$ 기각, 그리고 $H_{02} : \delta_j = 0$ 채택
: 인과관계는 Y에서 X쪽으로 일방통행적이다.
- ② $H_{01} : \alpha_i = 0$ 채택, 그리고 $H_{02} : \delta_j = 0$ 기각
: 인과관계는 X에서 Y로 일방통행적이다.
- ③ 두 가설 모두 기각 : 인과관계는 쌍방통행적이다.

13) 변화율 개념인 DX 와 DY 에 대해서는 이후에 자세히 언급될 것임.

14) 귀무가설로 설정된 사전적 정보를 미리 활용하여 회귀분석한 다음 활용한 정보의 신뢰성을 추후로 검정하는 방법이다. 이러한 과정을 制限條件附最小自乘法(restricted least squares)이라 한다. 이종원·이상돈, 전계서, pp.625~627.

④ 두 가설 모두 채택 : 두 변수간에는 인과관계가 없으며 상호 독립적이다.

나. 檢定簡次

Granger의 인과관계 검정을 실시하기 위해서는, 예를 들어 주택매매가격이 주택전세가격에 영향을 미치는가를 살펴본 후, 다음 단계에서 주택전세가격이 주택매매가격에 영향을 미치는가를 살펴보고, 두 경우를 모두 고려하여 쌍방간의 인과관계를 파악해야 한다. 이러한 두 변수간의 인과관계를 살펴보기 위해서는 제약조건의 검정이 필수적인 바, 본 연구에서 활용하고 있는 통계패키지인 'RATS'에서는 'EXCLUDE'라는 명령을 이용하여 제약조건의 검정을 간단하게 처리할 수 있다.

한편 검정과정에서 흔히 당면하게 되는 문제는 각 변수의 시차(lag)를 어떻게 정하는가 하는 문제다. 흔히 $k=l=m=n$ 이라는 자의적인 가정 하에 임의로 그 길이를 정하기도 한다. 地價와 거시경제변수 사이의 인과관계를 검증한 바 있는 孫在英(1993)은 이 문제의 해결을 위해 두 가지 방법을 사용하였는데, 그 하나는 $k=l, m=n (< = 4)$ 이라는 가정 아래 각 시차의 최적 길이를 Schwartz의 기준에 의해 정한 것이다.¹⁵⁾ 그리고 다른 하나는 Hsiao¹⁶⁾의 방법과 유사한 것으로서, 우선 종속변수를 자신의 시차에만 회귀분석할 때의 최적 시차길이를 Schwartz의 기준에 의해 정하여 고정시키고, 이후에 다른 변수를 포함시켜 그 시차길이를 정하는 방법이다. 이같은 기준에 의해 시차를 결정한 孫在英¹⁷⁾은, 국내 자료의 시계열이 짧은 관계로 될 수 있는 대로 작은 시차를 선택하고 싶었던 때문이라고 그 결정 이유를 밝히고 있다.

하지만 이렇게 일정 기준에 맞추어 시차를 정하는 방법은 기계적일 수 밖에 없다. 또한 검정결과, F-통계량이 비유의하게 추정되었을 경우, 단지 그 결과만으로 종속변수와 설명변수간에는 유의성이 없다는 결론을 내린다는 것은 곤란하다. 왜냐하면 불필요한 변수가 모형에 포함됨으로써 낮은 F값을 만들어 냈을 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 그러므로 시차의 선정은 매우 중요하다. 따라서 본 연구에서는, 우선 4기의 시차를 정하여 1차 분석을 행한 후, 개별 계수를 면밀히 관찰하여 유의한 것만 남기고 비유의한 것을 제거시킨 후, 다시 분석하여 F값을 추정함으로써 보다 안정적인 결론을 얻고자 했다.

이같은 검정과정을 예를 들어 설명하면 다음과 같다. 주택매매가격(HP)이 주택전세가격(CP)에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한다고 했을 때, 다음과 같은 검정절차를 거친다.

15) Schwartz의 기준 또는 Akaike의 기준(Akaike Information Criterion) 등은 시차의 수를 늘려가는데 대해 일정한 penalty를 줌으로써 설명되지 않는 오차가 줄어드는 효과와 균형을 이루하는 것이다. 즉, 추정오차의 자승합을 RSS, k를 우항변수의 수, T를 자료의 수로 할 때 Schwartz의 기준은 $\log(RSS) + (k \log)/T$ 를, Akaike의 기준은 $\log(RSS) + (2k)/T$ 를 극소화하는 시차를 택하는 것이다.

16) C. Hsiao, 1981, Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection, Journal of Monetary Economics, 7, pp.85~106.

17) 孫在英, 1993, 前掲論文.

$$CP_t = b_0 + \sum_{i=0}^3 \alpha_i HP_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \beta_j CP_{t-j} + \varepsilon_t$$

위의 수식은 3기 前에서 현재까지의 주택매매가격(HP)이 주택전세가격에 어떠한 영향을 미치는가와, 4기 전부터 1기 전까지의 주택전세가격(CP)이 자체적으로도 주택전세가격에 영향을 주는가를 동시에 검정하는 회귀방정식이다. 이는 주택매매가격의 경우에는 HP_{t-1} 부터 HP_{t-3} 까지, 주택전세가격의 경우에는 CP_{t-1} 부터 CP_{t-4} 까지를 설명변수로 사용하고 있음을 나타낸다. 분석결과, 회귀계수가 유의하지 않은 변수는 제거하여 다시 분석하고, 그 결과에서 常數項(constant)이 유의하지 않을 경우, 상수항을 제거하여 재분석함으로써 보다 유의한 결과를 얻고자 한다.¹⁸⁾

그리고 검정과정에서는 각 변수의 총량을 직접 이용하거나 변화율, 즉 증가율 단위로 전환하여 검정할 수 있다. 이 경우 모형의 수식은 다음과 같다.

$$D(X_t) = b_0 + \sum_{j=1}^m a_j D(X_{t-j}) + \sum_{j=1}^k b_j D(Y_{t-j}) + V_t, \dots\dots\dots (3)$$

$$D(Y_t) = c_0 + \sum_{j=1}^k c_j D(X_{t-j}) + \sum_{j=1}^l d_j D(Y_{t-j}) + U_t, \dots\dots\dots (4)$$

여기서 $D(X_t) = (X_t | X_{t-1}) - 1$ 이며, $D(Y_t) = (Y_t | Y_{t-1}) - 1$ 이 된다. 즉 $D(X_t)$ 는 X 의 t 기 變動率, $D(Y_t)$ 는 Y 의 t 기 變動率이 된다. 그리고 U_t, V_t 는 상호간 그리고 시계열간에 상관관계가 없는 잔차항이다

즉, Y 를 주택매매가격지수 혹은 전세가격지수라 하고, X 를 그 원인 또는 결과로 생각되는 다른 변수라 할 때, 위와 같은 두 식을 추정하여 계수값에 대해 검정을 하는 것이다. 위의 수식에서 제시된 ' U_t, V_t 는 상호간 그리고 시계열간에 상관관계가 없는 잔차항이다'라는 가정의 만족여부는 Q-검정(Q-test)을 통해 이루어질 수 있다. Box-Ljung의 Q-통계량은 추정식의 잔차항에 시계열상관(serial correlation)이 없다는 가정 아래서 χ^2 -분포를 한다. 이 통계량은 특정 對立假說에 대한 검증력은 낮지만, 2개 이상의 시계열상관을 포착하는 데에는 유효한 지표로 활용된다.

예를 들어, 주택매매가격(HP)의 증가율을 나타내는 (DHP)라는 새로운 변수를 창출하기 위해서는, 'RATS'에서는 다음과 같은 간단한 작업을 수행하면 된다.

18) 간혹 常數項을 제거하지 않은 경우가, 제거한 경우보다 유의한 결과를 도출하기도 한다. 이때는 이 둘 중, 유의성이 높은 결과를 채택한다.

$$\text{SET DHP} = (\text{HP} - \text{HP} \{1\}) / \text{HP} \{1\}$$

이같은 작업이 의미하는 수식은 다음과 같다.

$$\text{DHP}_t = \frac{\text{HP}_t - \text{HP}_{t-1}}{\text{HP}_{t-1}}$$

증가율을 이용한 검정에서는 시계열자료가 내포할 가능성이 있는 통계적 문제들, 예를 든다면 잔차항간의 시계열상관 등을 피할 수가 있다. Granger 인과검정에서 통상 요구하고 있는 변수의 1차 차분(difference)은, 이같은 잔차항간의 시계열상관 등을 피하고자 하는데서 그 이유가 비롯된 것이다. 따라서 증가율을 나타내는 새로운 변수(DHP)는 기존의 변수를 1차 차분한 변수가 된다.

증가율을 이용한 추정식 및 검정결과의 의미는, “변수 X가 주택가격 상승을 유발한다”라기 보다는 “변수 X의 증가가 주택가격상승률의 증가를 유발한다” 또는 “변수 X의 증가가 주택가격상승을 가속화한다”는 쪽으로 해석되어야 한다.

본 연구에서는 각 변수의 수준을 직접 이용하는 분석방법(이후의 검정결과 설명에서는 이를 ‘분석방법 I’이라 한다)과 증가율 단위로 전환하여 검정하는 분석방법(이후의 검정결과 설명에서는 이를 ‘분석방법 II’라 한다) 두 가지 모두를 적용하여 검정해 봄으로써, 보다 의미있는 설명력을 찾고자 한다.

다. 資料

본 연구에서 사용하게 될 주택매매가격(HP)과 주택전세가격(CP)에 관한 자료는 한국주택은행에서 매월 발표하는 ‘도시주택가격동향조사’ 각 년도 각 월호의 지수자료이다.

이같은 주택가격지수가 우리나라의 주택가격동향추세를 올바르게 반영하고 있는가에 대해서는 지수산정 과정에서의 가중치가 적정한가의 문제, 표본의 대표성 및 가격조사의 정확성 문제 등으로 이의를 제기할 수도 있겠으나, 본 연구에서는 유일한 공식통계로서 이를 받아들였다.

통화량(M1·M2), 실질생산(GNP·GDP), 물가지수(생산자물가지수 RPI·전도시 소비자물가지수 ACI), 이자율(예금은행 정기예금금리 TDR·예금은행 일반대출금리 LR)¹⁹⁾, 주가지수(SPI), 주택건설허가량(DCP), 지가지수(전국평균 지가 LP·전국 주거지역 평균 지가 RLP), 그리고 임금(WAG) 등의 자료는 『조사통계월보』,²⁰⁾ 『조사월보』,²¹⁾

19) 예금은행의 일반대출금리(LR)의 경우, 가장 높은 금리(HLR)와 가장 낮은 금리(LLR) 두 가지를 변수로 선정, 각각 분석을 행하고자 한다.

20) 한국은행, 1986~1995. 조사통계월보.

21) 한국산업은행, 1986~1995. 조사월보.

『증권조사월보』²²⁾ 및 『주택금융』²³⁾ 각 년도 각 월호의 통계지표를 이용하였다.

수집된 각 변수는 1986년 1월부터 1995년 12월까지의 120개 월별 시계열자료이다. 그러나 국민총생산(GNP)과 국내총생산(GDP), 지가지수(LP·RLP), 임금(WAG), 그리고 주가지수(SPI)의 경우, 공표된 자료의 한계로 숫자상 약간의 차이가 있다. 즉 국민총생산(GNP)과 국내총생산(GDP), 임금(WAG), 그리고 주가지수(SPI)에 대한 자료는 1986년 1월부터 1995년 9월까지의 자료이고, 지가지수(LP·RLP)는 1987년 1/4분기에서 1995년 4/4분기까지의 자료이다. 이같은 차이가 전체 분석결과에 큰 영향을 주지 않을 것으로 판단되므로 이에 대한 우려는 가치가 없는 것으로 사료된다.

한편 실제 분석에는 120개의 월별 자료를 40개의 분기별 자료로 전환하여 사용하였다. 그 이유는 국민총생산(GNP)과 국내총생산(GDP), 그리고 지가지수(LP·RLP) 등의 자료가 분기별로 공표되어 오고 있는 관계로, 시계열상 일치의 필요성이 대두되었기 때문이다.

Ⅲ. 實證分析結果 및 解釋

1. 住宅價格과 巨視經濟變數間的 因果性 檢證

가. 통화량

먼저, 통화량이 주택가격에 어떠한 영향을 미치고 있는가에 대한 검정결과, 분석방법 Ⅱ에서만 '통화량(DM1) → 주택매매가격(DHP)'의 방향으로 유의한 결과가 도출되었다. 즉 F검정 통계량의 값은 4.42722이고, 이 때의 한계유의수준은 0.04262379로 설정된 유의수준($\alpha = 5\%$) 보다 작아 귀무가설($H_0 : \delta_j = 0$)은 기각되었다. 즉 현재의 통화량은 주택매매가격에 영향을 미친다는 것이다. 그리고 1기 전의 주택매매가격이 자체적으로 주택매매가격에 영향을 미치고 있음을 보여 주고 있다.

한편 주택매매가격이 통화량에 어떠한 영향을 행사하는가에 대해서는 분석방법 I 과 분석방법 Ⅱ 모두에서 유의한 반응을 보이고 있다. 분석방법 I 과 Ⅱ에서 각각 F검정 통계량이 10.04806, 5.98031이고, 한계유의수준 역시 각각 0.00335035와 0.00651913으로 나타남으로써 귀무가설($H_0 : \delta_j = 0$)이 기각된 것이다. 즉 분석방법 I 에 의하면 3기 전의 주택매매가격이 통화량에 영향을 미치고 있으며, 1기 전부터 3기 전까지의 통화량

22) 증권감독원, 1986~1995, 證券調查月報.

23) 한국주택은행, 1986~1995, 주택금융.

도 자체 통화량에 영향을 미친다는 것이다. 분석방법 Ⅱ에 의하면 현재와 3기 전의 주택 매매가격과 2기 전, 그리고 4기 전의 통화량도 역시 통화량에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

‘주택매매가격 → 총통화(M2)’의 방향으로는 분석방법 Ⅱ에서만이 유의한 결과를 도출하였다. 즉 3기 전의 주택매매가격과 2기 전의 총통화량이 총통화량에 영향을 미친다는 것이다.

그러나 분석방법 I·Ⅱ 모두에서 ‘주택전세가격 → 통화량’, ‘통화량 → 주택전세가격’, 그리고 ‘총통화량 → 주택전세가격’ 방향으로는 귀무가설($H_{01} : \alpha_j = 0$)을 채택함으로써 상호간에는 인과성이 없다는 결과를 보여 주었다.

결국 부분적으로는 통화량의 증가가 주택가격의 변동을 가져 오기도 하지만, 주택가격의 상승이 통화량의 증가를 야기시키기도 한다는 것이다. 즉 주택매매가격의 상승은 주택투자에 대한 자본이득을 추구하고자 하는 수요를 증대시킨다는 가설을 뒷받침하고 있다. 따라서 이같은 수요의 증대는 공급자들로 하여금 활발한 공급활동을 갖도록 유도하게 될 것인 바, 이 과정에서 통화의 증가가 야기되는 것이다.

〈표 III-1〉 주택가격과 통화량간의 인과성 추정결과

※ 통화(DM1) → 주택매매가격(DHP)	
II : $DHP = .009275258 + .601463227DHP_{t-1} - .107004630DM1_t$	
(.03858571) (2.14953)	(.00002592) (4.84090)
(.04262379) (-2.10410)	
F = 4.42722, 한계유의수준 = .04262379, $\bar{R}^2 = .461855$, Q(9) = 15.542944	
※ 주택매매가격(HP · DHP) → 통화(M1 · DM1)	
I : $M1 = -2075.018858 + .900728M1_{t-1} - .650067M1_{t-2}$	
(0.01979146) (-2.45318)	(.00000011) (6.80759)
(.00105475) (-3.60229)	
+ .738751M1 _{t-3} + 42.214604HP _{t-3}	
(.00000259) (5.70035)	(.00335035) (3.16987)
F = 10.04806, 한계유의수준 = .00335035, $\bar{R}^2 = .992036$, Q(9) = 4.400773	
II : $DM1 = .043268330 - .311109907DM1_{t-2} + .312364960DM1_{t-4}$	
(.01067406) (2.72306)	(.04467248) (-2.09547)
(.04976841) (2.04448)	
- .910564255DHP _t + .989967459DHP _{t-3}	
(.01018449) (-2.74246)	(.00478972) (3.04679)
F = 5.98031, 한계유의수준 = .00651913, $\bar{R}^2 = .577995$, Q(8) = 11.310288	
※ 주택매매가격(DHP) → 총통화(DM2)	
II : $DM2 = .066207981 - .626768583DM2_{t-2} + .245649182DHP_{t-1}$	
(.00000000) (11.13303)	(.00001666) (-5.03453)
(.00983374) (2.74007)	
F = 7.50799, 한계유의수준 = .00983374, $\bar{R}^2 = .494778$, Q(9) = 14.581216	

▶ 각 계수 밑의 첫번째 ()는 '유의수준', 두번째 ()는 'T- 통계량'이다.

나. 주택건설 허가량

주택매매가격과 주택건설 허가량간의 인과관계에 대하여 분석방법 I 과 II는 '주택건설 허가량 → 주택매매가격' 방향으로 유의하다는 결과를 도출하고 있다. 〈표 III-2〉에서 보듯이, 각각 F검정 통계량이 9.77985와 8.37125로 나타났으며, 한계유의수준도 각각 0.00374317과 0.00643368로 나타나 귀무가설은 기각되었다.

그러나 역의 방향으로서는 분석방법 I 에서만 유의한 결과를 보여 주고 있다. 즉 현재의 주택매매가격이 즉각적으로 주택건설 허가량에 영향을 미친다는 것으로, F검정 통계량이 418.27598로 이 때의 한계유의수준은 0.00000000으로 매우 높은 반응을 보여 주고 있다. 이러한 결과는 다음과 같이 설명된다.

수요자의 증가로 인한 주택시장이 활기를 띠게 된다면, 아무래도 이윤추구를 목적으로 하는 주택건설업자들은 시장의 호황에 동승하여 자가소유주택 혹은 임대주택건설 공급에 주력하고자 하는 의사결정을 내릴 것이고, 이같은 의사결정은 곧 주택건설허가량의 증가를 의미하기 때문이다. 설명의 편의상 다음과 같은 가설을 한번 제시해 보자.

“주택가격 상승은 주택건설 총생산액 변화에 단기의 경우에 한해 정의 영향을 줄 것이다.

하지만 장기라는 긴 시차를 두고 판단해 본다면 주택가격의 급격한 상승은 오히려 주택건설에 負의 효과로 나타날 것이다.

‘주택매매가격 → 주택건설 허가량’의 방향에 대한, 현재의 주택매매가격이 즉각적으로 주택건설 허가량에 영향을 미친다는 결과는, 주택시장이 안정국면을 벗어나 활기를 띠게 되면 주택건설 허가량 역시 이에 걸맞은 변화를 보인다고 풀이할 수 있다. 다만 그 이상의 긴 시차를 두고는 주택가격변동이 주택건설허가량에 負의 영향을 가진다는 위의 가설을 입증해 준다. 즉, 주택시장 경기가 다소나마 안정국면에 접어들면, 이 여파가 주택건설활동에 영향을 미쳐 주택건설허가량이 감소된다고 해석할 수 있다.

상기의 방향을 제외한, 주택전세가격과 주택건설 허가량 사이의 양 방향으로는 분석방법 I 과 II 모두에서 아무런 인과성을 찾을 수 없다는 결과를 도출하였다. 따라서 분석결과를 종합해 보면 다음과 같다.

분석방법 I 에서는 주택매매가격과 주택건설 허가량간의 인과관계는 쌍방 통행적이며, 그 외의 변수간에는 인과관계가 없으며, 상호 독립적이다. 분석방법 II 에 의하면 주택매매가격과 주택건설 허가량간에는 인과관계가 주택건설 허가량이 주택매매가격 쪽으로 일방통행적이며, 그 외의 변수간에는 인과관계가 없으며 상호 독립적이다.

〈표 Ⅲ-2〉 주택가격과 주택건설 허가량간의 인과성 추정결과

※ 주택건설 허가량(DCP · DDCP) → 주택매매가격(HP · DHP)				
I : $HP = 7.469013449 + 1.071909154HP_{t-1} - .188077457HP_{t-4} + .000019166DCP_t$				
	(.00026215)	(.00000000)	(.00033512)	(.00374317)
	(4.10280)	(18.42377)	(-4.01569)	(3.12728)
F = 9.77985, 한계유의수준 = .00374317, $\bar{R}^2 = .987526$, Q(9) = 16.205374				
II : $DHP = .6238152933DHP_{t-1} + .0235313109DDCP_t$				
	(.00000245)	(.00643368)		
	(5.59100)	(2.89331)		
F = 8.37125, 한계유의수준 = .00643368, $\bar{R}^2 = .490674$, Q(9) = 13.187868				
※ 주택매매가격 → 주택건설 허가량				
I : $DCP = 1753.2048248HP_t$				
	(.00000000)			
	(20.45180)			
F = 418.27598, 한계유의수준 = .00000000, $\bar{R}^2 = .475066$, Q(10) = 15.597082				

다. 국민총생산

먼저 분석방법 I의 결과를 살펴 보자.

‘국민총생산 → 주택전세가격’ 방향에서 2기와 3기 전의 국민총생산(GNP)과 1기 전의 주택전세가격이 주택의 전세가격에 영향력이 있다고 말해 준다. 그리고 ‘주택매매가격 → 국민총생산’이란 방향에서는 3기 전의 주택매매가격이 국민총생산에 영향을 미치고 있으며, 국민총생산도 4기의 시차를 두고 자체 국민총생산에 영향을 준다는 것이다. 그러나 그 외의 방향에서의 변수들간의 관계는 기각되었다.

분석방법 II는 오직 국민총생산에서 주택가격 방향으로만 의미를 부여하고 있다. 즉 국민총생산은 2기의 시차를 두고 주택매매가격과 주택전세가격에 영향을 주고 있다는 결과를 끌어 내었으며, 주택매매가격과 주택전세가격도 각각 1기의 시차를 두고 스스로에게 영향력을 행사하는 것으로 나타났지만, 그 외의 변수간의 관계 여부는 모두 기각되었다.

분석방법 II의 이같은 결과가 의미하는 바는 다음과 같다. 즉 실질생산의 증가는 생산요소의 증가 및 생산성의 증가에 의한 것이고, 따라서 자본의 축적이 그간 가장 두드러진 성장요인이었음을 감안해 본다면, 이에 의해 주택생산성 및 가격도 증가해 왔을 것으로 예상되었던 가설을 뒷받침해 준다.

분석방법 I의 결과에서, 주택매매가격의 변동이 국민총생산에 영향을 준다는 것은 주택경기의 활성화 여부에 따라 실질생산도 변하게 된다는 것으로 설명이 가능할 것이다.

그러나 주택이라는 한 산업분야의 경기활성 여부가 전 산업분야에 파급되어 국민총생산에 영향을 미치기에는 아무래도 설득력이 부족하다.

따라서 분석방법 I 과 분석방법 II 의 ‘국민총생산 → 주택매매가격·주택전세가격’ 방향으로의 검정결과가 현실에 부합하는 설명력을 갖는 것으로 판단 된다.

〈표 III -3〉 주택가격과 국민총생산간의 인과성 추정결과

※ 국민총생산(GNP) → 주택전세가격(CP)			
I :	$CP = 1.370104325CP_{t-1} - .000339093GNP_{t-2} - .000810118GNP_{t-3}$		
	(.00000000)	(.02604263)	(.00000259)
	(33.88546)	(-2.33046)	(-5.66550)
	F = 72.22151,	한계유의수준 = .00000000,	$\bar{R}^2 = .912101, Q(9) = .22.661734$
※ 주택매매가격(HP) → 국민총생산(GNP)			
I :	$GNP = .85509248GNP_{t-4} + 126.97587227HP_{t-3}$		
	(.00000000)	(.00022808)	
	(12.49023)	(4.13639)	
	F = 17.10976,	한계유의수준 = .00022808,	$\bar{R}^2 = .913616, Q(8) = 22.621692$
※ 국민총생산(DGNP) → 주택매매가격(DHP)			
II :	$DHP = .7399685981DHP_{t-1} + .0949396918DGNP_{t-2}$		
	(.00000002)	(.00011656)	
	(7.30730)	(4.35275)	
	F = 18.94641,	한계유의수준 = .00011656,	$\bar{R}^2 = .588362, Q(9) = 10.635835$
※ 국민총생산(DGNP) → 주택전세가격(DCP)			
II :	$DCP = .5359758894DCP_{t-1} + .1619259584DGNP_{t-2}$		
	(.00000799)	(.00000205)	
	(5.25595)	(5.71039)	
	F = 32.60853,	한계유의수준 = .00000205,	$\bar{R}^2 = .446146, Q(9) = 5.699942$

라. 국내총생산

〈표 III -4〉에 결과가 정리된 것을 살펴 보면, 2기의 시차를 두고 국내총생산(GDP)이 주택매매가격에 선행한다고 분석방법 III 은 밝히고 있다. 역의 관계에서는 분석방법 I 에서 유의한 결과를 도출하고 있다.

국내총생산과 주택전세가격간의 관계에 대해서는 ‘국내총생산 → 주택전세가격’ 방향으로 분석방법 I 과 II 모두에서 유의한 결과를 보여 주고 있다. 특히 분석방법 II 에서는 F검정 통계량이 32.80522로 나타났고, 이 때의 한계유의수준은 0.00000195라는 매우 높은 유의성을 보여줌으로써 설정된 유의수준($\alpha = 5\%$)보다 작아 귀무가설($H_0 : \delta_j = 0$)은 기각되었다. 따라서 2기 혹은 2기와 3기 전의 국내총생산이 선행하면서 주택전

세가격의 변화에 영향력을 행사한다는 것이다.

〈표 III-4〉 주택가격과 국내총생산간의 인과성 추정결과

※ 국내총생산(DGDP) → 주택매매가격(DHP)			
II :	$DHP = .7119466844DHP_{t-1} + .0958458237DGDP_{t-2}$		
	(.00000002)	(.00010902)	
	(7.33658)	(4.37559)	
	F = 19.14580,	한계유의수준 = .00010902,	$\bar{R}^2 = .589906, Q(9) = 10.627708$
※ 국내총생산(GDP · DGDP) → 주택전세가격(CP · DCP)			
I :	$CP = 1.033353419CP_{t-1} + .000198164GDP_{t-2} - .000243468GDP_{t-3}$		
	(.00000000)	(.01992227)	(.00447814)
	(45.59154)	(2.44646)	(-3.05095)
	F = 4.66247,	한계유의수준 = .01646793,	$\bar{R}^2 = .987965, Q(9) = 14.655627$
II :	$DCP = .5382266299DCP_{t-1} + .1630684129DGDP_{t-1}$		
	(.00000730)	(.00000195)	
	(5.28631)	(5.72758)	
	F = 32.80522,	한계유의수준 = .00000195,	$\bar{R}^2 = .447776, Q(9) = 5.763916$
※ 주택매매가격(HP) → 국내총생산(GDP)			
I :	$GDP = .82589557GDP_{t-4} + 142.74574053HP_{t-4}$		
	(.00000000)	(.00006866)	
	(12.02891)	(4.55178)	
	F = 20.71869,	한계유의수준 = .00006866,	$\bar{R}^2 = .918934, Q(8) = 20.328846$

마. 임금

임금의 상승이 향상된 주거서비스를 향유하고자 하는 의욕을 북돋울 가능성을 고려했을 때, 임금과 주택가격간에는 正의 효과가 기대된다는 가설을 세워 보았다. 반면에 ‘물가 - 임금의 악순환(wage - price spiral)’이 계속되게 된다면, 기대되는 正의 효과와는 달리 임금과 주택가격과의 관계에서는 그 어떤 의미를 찾을 수 없을 것이라는 예상도 가능해진다는 가설도 아울러 세워 보았다.

분석방법 I의 결과에 의하면, 주택가격과 임금 사이에는 아무런 관계성립이 이루어지지 않는다는 것이었다. 그러나 변수들의 변화율을 통한 분석방법 II에 의하면, 임금은 2기의 시차를 두고 주택전세가격에 영향을 미친다는 결과만을 도출하였다. 즉, 2기의 시차를 두고 임금이 주택전세가격 변화에 선행한다는 것이다.

〈표 Ⅲ-5〉 주택가격과 임금간의 인과성 추정결과

※ 임금(DWAG) → 주택전세가격(DCP)

$$\text{II} : DCP = .5638864113DCP_{t-1} + .2086267871DWAG_{t-2}$$

(.00001961)

(.00009703)

(4.95568)

(4.41538)

$$F = 19.49559, \text{한계유의수준} = .00009703, \bar{R}^2 = .310384, Q(9) = 10.572333$$

바. 지가

분석결과에 대한 설명의 편의를 위하여, '지가 → 주택가격', '주택가격 → 지가'의 방향으로 대별한다.

지가상승의 가속화는 주택건설의 원가상승으로 작용할 것이고, 이러한 주택건설의 원가상승은 주택매매가격을 인상시키는 원인이 될 것이다. 그리고 인상된 가격으로 주택을 구입하게 되는 주택구입자는 주택구입가격의 인상률을 상쇄할 정도로 전세가격을 인상시킬 것이라는 가설을 이미 세워 보았다. 이 부문에 대한 결론을 미리 내린다면, 이같은 가설이 현실에 부합되는가에 대한 긍정적인 답변이 검정결과에서 찾을 수 있었다.

먼저 '주거지역 지가(RLP·DRLP) → 주택매매가격(HP·DHP)' 방향의 관계를 살펴 보자. 분석방법 I 은 2기와 3기 전, 그리고 현재의 주거지역 지가가, 분석방법 II의 결과들은 현재를 포함한 1기와 2기 전처럼 3기에 걸친 주거지역 지가가 주택매매가격에 상당한 영향력을 행사한다라고 말해 주고 있다. 또한 두 분석방법 모두에서 1기 전의 주택매매가격이 스스로 자신에게 영향을 준다고 밝히고 있다. F검정 통계량만 하더라도 각각 34.75400과 38.75247을 나타내고 있으며, 이 때의 한계유의수준 역시 각각 0.00000000과 0.00000000을 나타냄으로써 그 영향력의 정도를 짐작케 한다.

분석방법 III에 의하면, 주거지역의 지가는 주택매매가격에 못지 않게 현재를 포함해서 3기에 걸친 주거지역 지가가 현재의 주택전세가격에 매우 높은 영향을 미친다는 결과를 보여 주고 있다. 그러나 분석방법 I에서의 이 방향에 대한 검정결과는 기각되었다.

'전국 평균 지가 → 주택매매가격' 방향에서도 '주거지역 지가 → 주택매매가격'에서와 마찬가지로 분석방법 I과 III는 각각 F검정 통계량과 이 때의 한계유의수준이 각각 21.59480, 0.00000019와 34.41895, 0.00000000로 관계의 정도가 매우 높은 결과를 보여줌으로써 귀무가설($H_{02} : \delta_j = 0$)을 기각시키고 있다.

또한 '전국 평균 지가 → 주택전세가격'이라는 방향도 두 분석방법 모두에서 유의한 결과를 끌어 내고 있다.

결국, '주거지역 지가 → 주택전세가격'의 방향에서 분석방법 I에서만 그 결과가 기각되었을 뿐, 그 외의 모든 방향에서 주택매매가격 및 주택의 전세가격에 대한 지가의

영향력이 어느 정도인지를 실감케 하고 있다. 그리고 이같은 결과들은 제시된 가설을 확연히 입증해 주는 결과임을 쉽게 파악할 수 있을 것이다.

한편 '주택매매가격 → 주거지역 지가'의 관계를 살펴 보자. 분석방법 I 이든 분석방법 II 이든 어느 방법을 채택하든 간에 모두 높은 관계성을 인정하고 있다. 두 분석방법은 각각 F검정 통계량을 118.18829와 21.34987로, 한계유의수준 역시 각각 0.00000000과 0.00000171을 나타내고 있으며, 따라서 귀무가설은 기각되었다.

'주택매매가격 → 전국 평균 지가'의 방향에서도 분석방법 I 과 II 모두 주택매매가격이 전국 평균 지가에 매우 큰 영향력을 행사한다는 결과를 도출해 내었다.

한편, '주택전세가격 → 주거지역 지가'와 '주택전세가격 → 전국 평균 지가'라는 두 방향에 대해서는 단지, 분석방법 II의 경우에서만 의미있는 결과를 보여 주고 있는 반면, 분석방법 I 에서는 이 두 방향의 검정결과가 모두 기각되었다.

'주택가격 → 지가'에 대한 이상의 결과들, 특히 주택매매가격의 변화가 주거지역 지가 및 전국 평균 지가의 변화를 야기시킨다는 것은 다음과 같이 설명될 수 있을 것이다.

공급에 비해 수요의 증가는 당연히 가격을 인상시킨다. 주택수요의 증가로 인해 주택시장이 활기를 띠게 되면, 주택건설업자들은 기업의 목적인 이윤추구를 위하여 주택공급에 주력할 것이며, 이 과정에서 주택건설의 기본이 되는 토지는 역시 수요의 급격한 증가로 말미암아 가격 상승의 기회를 맞게 된다고 할 수 있다. 따라서 이같은 논리를 근거로 한다면, 주택매매가격의 변화가 지가의 변화를 초래하였다라는 상기의 분석결과는 더 이상의 설명이 불필요한 당연한 결과라 할 수 있을 것이다.

〈표 III-6〉 주택가격과 지가간의 인과성 추정결과

※ 주거지역 지가(RLP · DRLP) → 주택매매가격(HP · DHP)			
I : $HP = 1.0545923HP_{t-1} + .4534990RLP_t - 1.0203697RLP_{t-2} + .5136275RLP_{t-3}$			
(.00000000)	(.00001035)	(.00000079)	(.00009409)
(28.68039)	(5.32250)	(-6.25472)	(4.52756)
F = 34.75400, 한계유의수준 = .00000000, $\bar{R}^2 = .989410$, Q(8) = 33.712010			
II : $DHP = .5118463DHP_{t-1} + .3755029DRLP_t + .40916DRLP_{t-1} - .5326967DRLP_{t-2}$			
(.00016535)	(.00000609)	(.00000678)	(.00000037)
(4.32314)	(5.51378)	(5.47478)	(-6.54086)
F = 38.75247, 한계유의수준 = .00000000, $\bar{R}^2 = .871397$, Q(8) = 6.448458			
※ 주거지역 지가(DRLP) → 주택전세가격(DCP)			
II : $DCP = .37682115DRLP_t + .5465468DRLP_{t-1} - .37308347DRLP_{t-2}$			
(.03388962)	(.00350905)	(.03118129)	
(2.22310)	(3.16882)	(-2.26086)	
F = 12.57233, 한계유의수준 = .00001701, $\bar{R}^2 = .328710$, Q(8) = 27.064391			
※ 전국 평균 지가(LP · DLP) → 주택매매가격(HP · DHP)			
I : $HP = 1.5641045HP_{t-1} - .5870482HP_{t-2} + .490618LP_t$			

$$\begin{array}{ccc}
 (.0000000) & (.00010115) & (.00000353) \\
 (12.88767) & (-4.52626) & (5.75612) \\
 - 1.159652476LP_{t-2} + .690695758LP_{t-3} \\
 (.00000007) & (.00000342) \\
 (-7.24834) & (5.76881)
 \end{array}$$

F = 21.59480, 한계유의수준 = .00000019, $\bar{R}^2 = .991413$, Q(8) = 18.996534

II : $DHP = .5841574DHP_t + .3983645DLP_t + .4272578DLP_{t-1} - .6012313DLP_{t-2}$

$$\begin{array}{cccc}
 (.00003246) & (.00002139) & (.00001438) & (.00000043) \\
 (4.91126) & (5.06126) & (5.20417) & (-6.48158)
 \end{array}$$

F = 34.41895, 한계유의수준 = .00000000, $\bar{R}^2 = .858755$, Q(8) = 32.359708

※ 전국 평균 지가(LP · DLP) → 주택전세가격(CP · DCP)

I : $CP = .99248246CP_{t-1} + .49557903LP_t - 1.01784906LP_{t-2} + .54292164LP_{t-3}$

$$\begin{array}{cccc}
 (.00000000) & (.00060731) & (.00363755) & (.02236229) \\
 (21.04177) & (3.84567) & (-3.16399) & (2.41314)
 \end{array}$$

F = 6.07319, 한계유의수준 = .00244437, $\bar{R}^2 = .984626$, Q(8) = 25.255734

II : $DCP = .43274459DCP_{t-1} + .48464369DLP_t + .44308971DLP_{t-1} - .58440216DLP_{t-2}$

$$\begin{array}{cccc}
 (.01203023) & (.00791349) & (.01587737) & (.00296428) \\
 (2.67929) & (2.85272) & (2.56171) & (-3.24408)
 \end{array}$$

F = 10.00985, 한계유의수준 = .00010829, $\bar{R}^2 = .490620$, Q(8) = 13.616295

※ 주택매매가격(HP · DHP) → 주거지역 지가(RLP · DRLP)

I : $RLP = .6806242324RLP_{t-2} + .3542562956HP_t$

$$\begin{array}{cc}
 (.00000000) & (.00000000) \\
 (21.04749) & (10.87144)
 \end{array}$$

F = 118.18829, 한계유의수준 = .00000000, $\bar{R}^2 = .984658$, Q(8) = 42.337811

II : $DRLP = .7805917DRLP_{t-2} + 1.0642422DHP_t - .7435498DHP_{t-1}$

$$\begin{array}{ccc}
 (.00000500) & (.00000036) & (.00850568) \\
 (5.54550) & (6.48868) & (-2.92483)
 \end{array}$$

F = 21.34987, 한계유의수준 = .00000171, $\bar{R}^2 = .737243$, Q(8) = 10.574851

※ 주택매매가격(HP · DHP) → 전국 평균지가(LP · DLP)

I : $LP = .6675794905LP_{t-2} + .3673391223HP_t$

$$\begin{array}{cc}
 (.00000000) & (.00000000) \\
 (21.72496) & (11.85259)
 \end{array}$$

F = 140.48397, 한계유의수준 = .00000000, $\bar{R}^2 = .986828$, Q(8) = 34.921575

II : $DLP = .6388881DLP_{t-2} + .7761205DHP_t - .5961855DHP_{t-1} + .3968271DHP_{t-3}$

$$\begin{array}{cccc}
 (.00009501) & (.00004989) & (.01127639) & (.00915509) \\
 (4.54327) & (4.78521) & (-2.71294) & (2.80000)
 \end{array}$$

F = 17.91709, 한계유의수준 = .00000109, $\bar{R}^2 = .802225$, Q(8) = 6.048503

※ 주택전세가격(DCP) → 주거지역 지가(DRLP)

II : $DRLP = .39439897DRLP_{t-2} + .33182749DCP_t + .50062650DCP_{t-3}$

$$\begin{array}{ccc}
 (.00032986) & (.00935450) & (.00022076) \\
 (4.07094) & (2.78399) & (4.21788)
 \end{array}$$

F = 18.44848, 한계유의수준 = .00000678, $\bar{R}^2 = .724132$, Q(8) = 4.553798

※ 주택전세가격(DCP) → 전국 평균 지가(DLP)

II : $DLP = .41943265DLP_{t-2} + .29166384DCP_t + .46292506DCP_{t-3}$

$$\begin{array}{ccc}
 (.00010339) & (.01426551) & (.00016488) \\
 (4.49346) & (2.60735) & (4.32418)
 \end{array}$$

F = 17.62059, 한계유의수준 = .00000981, $\bar{R}^2 = .739329$, Q(8) = 3.700320

사. 물가

주택매매가격과 물가와의 관계에 대해서는 분석방법 I 과 II 모두에서, 그리고 양 방향 모두에서 기각되었다. 따라서 주택매매가격과 물가간에는 인과관계를 인정할 수 없다는 결론에 이르게 된다.

생산자물가(RPI)와 쉐 도시소비자물가(ACI)는 주택의 전세가격에 아무런 영향을 미치지 않는다는 것이 두 분석방법 모두에서 나타난 결과였다.

'주택전세가격 → 생산자물가'의 방향에서는 분석방법 II에서 3기 전의 주택전세가격이 생산자물가에 영향을 준다는 결과를 보이고 있으며, 분석방법 I은 이 방향에 대한 결과가 기각되었다.

그러나 '주택전세가격 → 쉐 도시소비자물가'의 방향에서 분석방법 I 과 II는 다 같이 유의성이 있다는 결과를 나타내고 있는 바, 분석방법 I은 3기 전의 주택전세가격이 소비자물가에 영향을 준다는 것이며, 분석방법 II에 의하면 1기의 시차를 두고 주택전세가격이 선행하면서 소비자물가에 영향을 준다는 것이다. 이 방향의 이러한 결과에 대한 적절한 설명이 있다면 다음과 같을 것이다. 즉, 주택전세가격의 상승이 물가의 상승을 부추길 가능성이 더 높게 작용할 수 있을 것이고, 따라서 주택전세가격 상승이 소비자의 실질자산증가를 가져오고, 이 때문에 소비와 투자가 증가하여 경제가 가열될 수도 있다는 가설을 뒷받침해 주는 것으로 해석된다.

<표 III-7> 주택가격과 물가간의 인과성 추정결과

※ 주택전세가격(CP · DCP) → 전도시 소비자물가(ACI · DACI)	
I : $ACI = 3.615025379 + .913623377ACI_{t-1} + .078426242CP_{t-3}$	
(.00392406)	(.00000000) (0.0275492)
(3.09498)	(30.94314) (3.22873)
F = 10.42473, 한계유의수준 = .00275492, $\bar{R}^2 = .997993$, Q(9) = 22.926870	
II : $DACI = .2928095966DCP'_{t-1}$	
(.00000689)	
(5.23119)	
F = 27.36536, 한계유의수준 = .00000689, $\bar{R}^2 = -.976067$, Q(9) = 28.023540	
※ 주택전세가격(DCP) → 생산자물가(DRPI)	
II : $DRPI = .1503831386DCP_{t-3}$	
(.00022351)	
(4.11506)	
F = 16.93376, 한계유의수준 = .00022351, $\bar{R}^2 = -.251651$, Q(9) = 2.018133	

아. 주가지수

地價와 주가지수와의 관계를 분석한 바 있는 孫在英(1993)의 연구결과에 의하면, 상호간의 변동에 대한 명확한 결론을 내릴 수 있는 의미를 찾을 수 없었다고 주장했다. 지가와 마찬가지로 주택가격은 주가와 함께 자산형태를 취하고 있다. 그렇다면 주택가격과 주가의 변동간에서도 그 어떤 의미를 끌어낼 수 없을 것인가?

이 두 자산형태간의 代替的 성격 즉, 주가가 오르면 자금이 주식시장으로 몰리고, 따라서 주택가격상승을 둔화시킨다. 반대로 주택투자에 대한 수익률이 높아지면 주식시장에서 자금이 유출되어 주가가 하락할 것이라는 代替關係의 포착이 가능할 것이라는 것이 가설이었다. 그러나 분석방법 I 과 분석방법 II 를 통한 분석 결과, '주택매매가격 - 주가', '주택전세가격 - 주가' 양 방향 모두에서 기각되어 위와 같은 가설이 성립될 것이라는 기대를 무산시켰다.

결국 이러한 가설은 이론적으로나 성립 가능할 뿐, 현실 경제에서는 자산으로서의 주택에 대한 투자만이 아닌 다른 방향으로의 투자행태도 산재하고 있다는 것으로 설명되어질 수 밖에 없겠다.

자. 이자율

이자율은 '예금은행 정기예금금리(TDR)'와 '예금은행 일반대출금리(LR)'를 변수로 선정하여 분석하였다. 특히 '예금은행 일반대출금리(LR)'의 경우는 최고금리(HLR)과 최저금리(LLR)로 분리하여 분석함으로써 결과에 대한 명확성을 기하고자 하였다. 결과는 사의 '주가지수'에서와 마찬가지로 두 모형과 각 방향 모두에서 인과관계를 발견할 수 없었다. 첫째, 예금금리가 낮을 경우, 이자소득을 배제하고 주택투자를 통한 자산증식을 피할 것이다. 둘째, 대출금리가 낮을 경우, 은행으로부터 대출을 받아 주택에 투자하고 임대함으로써 자산증식의 수단화로 이자율을 활용할 것이다라는 기대로 이어지는 가설은 현실에 부합되지 않는다는 것이다.

2. 住宅賣買價格과 傳賃價格과의 相關性

'주택매매가격 → 주택전세가격'의 방향에서 분석방법 I 에 의한 F검정 통계량은 14.68418이고, 이 때의 한계유의수준은 0.00002172를 나타냄으로써 설정된 유의수준($\alpha = 5\%$)보다 작아 귀무가설($H_{02} : \delta_j = 0$)은 기각되었다. 아울러 이 분석결과에서 현재와 1기 전의 주택매매가격이 주택전세가격에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 분석방법 I 에 비해 분석방법 II 는 보다 높은 설명력을 갖추고 있다. 분석결과에 의한 F검정 통계량과 한계유의수준은 각각 30.71953과 0.00000002의 매우 높은 유의성을 나타내면서 귀무가설을 기각시켰다. 또한 현재의 주택매매가격과 1기 전의 주택매매가격은 지체없이 주택전세가격에 영향을 미친다는 것이다. 이같은 결과는 다음과 같은 '할인현금수지분석법

(discounted cash flow analysis)²⁴⁾을 통해 설명될 수 있다.

‘할인현금수지분석법’이란 장래 예상되는 현금수입과 지출을 현재가치로 할인하고, 이것을 서로 비교하여 투자판단을 결정하는 방법을 말한다. 이 방법은 장래 기대되는 세후 소득의 현재합과 처음에 투자비용으로 지출된 지분(equity)의 합계를 서로 비교하는 ‘순현재가치법(net value method : NPV법)’과 투자에 대한 내부수익률과 요구수익률을 서로 비교하여 투자결정을 하는 내부수익률법(internal rate of return method : IRR법)으로 나뉘어지는데, 그 모형은 다음과 같다.

$$NPV = -EQ + \sum_{t=1}^n \frac{ATCF_t}{(1+k)^t} + \frac{ATER_n}{(a+k)^t}$$

NPV : 순현재가치(순현재가)

EQ : 지분투자액

ATCF_t : t연도에 해당되는 세후현금수지

ATER_n : n연도(기간말) 처분시의 지분복귀액

n : 예상보유기간

k : 요구수익률

‘할인현금수지분석법’에서 시사하는 바와 같이 주택에 대한 투자는 장래 예상되는 현금수입과 지출을 현재가치로 할인하고, 이것을 서로 비교판단한 결정의 소산이다. 그러므로 주택의 구입자는 주택가격이 상승할 경우에도 기간 말의 대상주택의 豫想再賣渡 가격에 대한 기대치가 높아지므로, 매 기간의 임대료 수입은 크게 올리지 않더라도 요구수익률을 충분히 확보할 수 있다. 그러나 이후 주택경기가 안정되어 오히려 주택가격이 하강 추세를 나타내게 되면, 주택구입자는 투자자본의 수익률이 저하되는 것을 방지하기 위하여 전세금을 인상시킴으로써 안정된 수익성을 확보하고자 한다는 것이다. 따라서 이같은 논리는 주택매매가격이 전세가격에 영향을 미친다는 상기의 검정결과가 타당성이 있음을 확인케 해 주는 것이다.

한편, ‘주택매매가격 → 주택전세가격’에 대한 역의 방향인 ‘주택전세가격 → 주택매매가격’의 검정결과를 살펴보면 다음과 같다.

분석방법 I 과 II 의 검정결과, 모두 유의한 결과를 도출하고 있다. F검정 통계량이 각각 13.57452와 48.82683, 그리고 이 때의 한계유의수준 역시 각각 0.00004044와 0.00000003을 나타내면서 설정된 유의수준($\alpha = 5\%$)보다 작아 귀무가설($H_{02} : \delta_j = 0$)은 기각되었다. 이처럼 주택매매가격이 주택전세가격에 매우 강한 영향을 미친다는 분석결과는 다

24) ‘할인현금수지분석법’에 대한 구체적인 설명은 安正根, 1995, 現代不動產學, 서울, 法文社, pp. 281~283, 그리고 安正根, 1994, 不動產評價理論, 서울, 法文社, 제18장을 참조.

음과 같이 설명된다.

예를 들어 주택매매가격이 하향 안정국면에 접어들었다고 가정한다면, 이 말은 곧 수요자가 절대적으로 감소했음을 의미한다. 따라서 주택매매시장은 경기가 둔화됨으로써 거래량 역시 현저히 감소하게 된다. 이때 실수요자, 특히 주거의 이동이 많거나 가까운 미래에 이동이 예상되는 수요자들은 원활한 자금의 실물화를 위해 전세를 선호하게 된다. 전세공급에 비해 이러한 전세선호 수요자들이 증가하게 되면, 상대적으로 전세가격은 인상되기 마련이다. 그러므로 주택매매가격이 안정될 경우, 오히려 주택전세가격이 인상되는 것은 물론 강한 상승곡선을 그리는 것은 이같은 현상이 빚어낸 결과라 하겠다.

이상의 논리가 '주택매매가격 → 주택전세가격'에 대한 검정결과를 뒷받침하는 설명이 될 것이다.

여기서 주택매매가격과 주택전세가격에 대한 지금까지의 분석결과들을 종합하여 인과관계를 정리하면 다음과 같다.

* 분석방법 I 에서 :

- ① 주택매매가격과 주택전세가격간의 인과관계는 쌍방 통행적이다.

* 분석방법 II 에서 :

- ① 주택매매가격과 주택전세가격간의 인과관계는 쌍방 통행적이다.

〈표 III-8〉 주택매매가격과 주택전세가격간의 인과성 추정결과

* 주택매매가격(HP · DHP) → 주택전세가격(CP · DCP)	
I : $CP = .981490612CP_{t-1} + .716320132HP_t - .681939085HP_{t-1}$	
(0.0000000)	(0.0001734) (0.0010514)
(31.0052)	(4.95305) (-4.35671)
F = 14.68418, 한계유의수준 = .00002172, $\bar{R}^2 = .992960$, Q(9) = 33.079274	
II : $DCP = 1.249967469DHP_t - .387435192DHP_{t-1}$	
(0.0000003)	(0.3695690)
(6.98765)	(-2.16667)
F = 30.71953, 한계유의수준 = .00000002, $\bar{R}^2 = .445992$, Q(9) = 26.775151	
* 주택전세가격 → 주택매매가격	
I : $HP = 1.014113184HP_{t-1} + .565780748CP_t - .581471713CP_{t-1}$	
(0.0000000)	(0.0001734) (0.0000820)
(32.27742)	(4.95305) (-5.19769)
F = 13.57452, 한계유의수준 = .00004044, $\bar{R}^2 = .986658$, Q(9) = 30.802183	
II : $DHP = .4676754368DHP_{t-1} + .4604967546DCP_t$	
(0.0000328)	(0.0000003)
(5.49620)	(6.98762)
F = 48.82683, 한계유의수준 = .00000003, $\bar{R}^2 = .733582$, Q(9) = 3.607028	

3. 綜合的 解釋

앞의 검정결과 부문에서 이미 각 변수별로 설명이 이루어졌다. 이를 종합적으로 정리하면 다음과 같다.

첫째, 주택매매가격과 주택전세가격은 상호 영향을 주고 받는 밀접한 인과관계를 가지고 있다.

둘째, 주택매매가격과 주택전세가격의 변동에 가장 큰 영향을 미치는 거시경제변수는 地價로 나타났다. 또한 지가 역시 주택매매가격과 주택전세가격으로부터 영향을 받아 변동해 왔다. 따라서 주택가격과 지가는 상호 영향을 주는 인과관계를 가진다.

셋째, 그 외의 변수들은 주택가격으로부터 영향을 받거나 반대로 영향을 미치는 인과성을 보여주고 있다. 그러나 종합주가지수와 이자율의 변동은 주택가격에 아무런 영향을 미치지 않았으며, 또한 주택가격도 이들에게 그 어떤 영향을 주지 않았던 것으로 확인되었다.

한편 Granger 인과검정에서 대체적으로 요구하고 있는 변수의 1차 차분(difference)은 시계열자료가 내포할 가능성이 있는 통계적 문제들, 예를 든다면 잔차항간의 시계열상관 등을 피하기 위함이다. 분석방법 Ⅱ가 바로 변수를 1차 차분한 방법임은 이미 앞에서 설명되어진 바 있다.

이처럼 두 가지의 분석방법을 통한 결과들을 종합해 보면, 분석방법 Ⅰ의 결과들에 비해 분석방법 Ⅱ의 경우가 다소나마 보다 명확한 결과를 도출하였다. 그러나 분석방법 Ⅰ의 결과가 그렇다고 해서 설명력을 구하기 힘들 정도의 미흡한 수준은 아니었다. 오히려 \bar{R}^2 값이 분석방법 Ⅱ에 비해 거의 두배에 가까운 수치를 나타냄으로써 설명력이 높다고 할 수 있을 것이다. 그러나 본 연구는 각 변수간의 인과관계를 찾고자 하는데 목적이 있었으므로, 이같은 \bar{R}^2 값의 의미는 본 연구에서 주목할 정도의 중요성을 갖지 못한다 하겠다.

검정과정에서 각 변수의 시차(lag)를 어떻게 선정하는가 하는 문제는 매우 중요하다. 本章 앞 부분의 검정방법에서 이미 설명된 바와 같이, 본 연구는 우선 4기의 시차를 정하여 1차 분석을 행한 후(즉 3기 前에서 현재까지의 실면변수가 1기 전부터 4기 전까지의 종속변수에 어떠한 영향을 미쳤는가를 먼저 회귀분석한 후), 분석결과에서 유의한 변수를 제외한 나머지를 제거하여 다시 분석하고, 그 결과에서 常數(constant)를 제거하여 재분석함으로써 보다 유의한 결과를 얻고자 하였다. 그 결과, 불필요한 변수들로 인해 야기되었던 기존의 불명확한 결과도출의 가능성이 해소되었으며, 따라서 안정적인 결과를 얻을 수 있었다.

결국, 분석에서 변수를 어떻게 이용하느냐라는 문제보다는 시차를 어떻게 정하느냐가 더 중요한 문제가 된다는 것이 본 연구의 실증분석 과정에서 드러났다.

IV. 結 論

본 연구는 우리나라의 주택가격이 어떠한 요인에 의해 변동되는가에 대하여, 그리고 주택가격변동은 주변의 어느 부문에 영향력을 행사하는가에 대한 각 상호간의 인과성을 찾고자 하는데 목적을 두었다. 아울러 본 연구는 이같은 주택가격들 즉, 주택매매가격과 전세가격에는 어떠한 인과관계가 나타나는가를 가려내고자 하였다. 이같은 목적을 두게 된 배경은, 주택가격의 변동이 현실 주택시장의 모든 동태를 파악케 하는 명확한 근거가 되기 때문이다. 또한 주택가격의 변동을 통해 비로소 주택의 생산, 분배, 소비 등과 관련된 시장내부의 제반 움직임이 드러나게 되면, 정부는 시기적으로 걸맞는 주택정책을 항상 펼 수 있을 것이며, 나아가 주택건설업체들 역시 주택건설사업의 방향 모색에 적절한 도움을 주게 된다.

‘Granger의 인과관계검정’을 실증분석해 본 결과, 본 연구에서 채택한 각종 거시경제 변수들 중 주택매매가격에 영향을 미치고 있는 것으로 드러난 변수는 통화량(M1), 주택건설 허가량(DCP), 국민총생산(GNP), 국내총생산(GDP), 주거지역 지가(RLP), 그리고 전국 평균 지가(LP)였다. 주택의 전세가격 변화에 영향을 주는 요인으로서는 국민총생산, 국내총생산, 주거지역 지가, 그리고 전국 평균 지가 등으로 드러났다. 반대로 주택매매가격과 주택전세가격의 변동은 거시경제의 어느 부문에 영향을 미치는지에 대한 분석결과, 주택매매가격은 통화량, 총통화량(M2), 주택건설 허가량, 국민총생산, 국내총생산, 주거지역 지가, 전국 평균 지가, 그리고 임금(WAG)에 영향력을 행사하고 있으며, 주택전세가격은 주거지역 지가, 전국 평균 지가, 생산자물가(RPI), 그리고 全都市消費者物價(ACI)의 변화에 대해 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

〈참고문헌〉

I. 國內文獻

1. 南宮 謹(1994), 「行政調查方法論-經驗的研究의 設計와 分析」, 서울, 法文社.
2. 盧化俊(1989), 「政策分析論」, 서울, 博英社.
3. 서승환(1994), 「한국부동산시장의 거시계량분석」, 서울, 弘文社.
4. 安正根(1994), 「不動產評價理論」, 서울, 法文社.
5. 安正根(1995), 「現代不動產學」, 서울, 法文社.
6. 이종원(1994), 「계량경제학」, 서울, 박영사.
7. 이종원·이상돈(1995), 「RATS를 이용한 계량경제분석」, 서울, 박영사.

8. 이지훈의 역(1988), 「사회과학연구의 기초」, 서울, 대영문화사.
9. 서승환(1993), “부동산가격과 부동산정책”, 「주택금융」, 한국주택은행.
10. 孫在英(1993), “地價와 巨視經濟變數間的 因果關係에 관한 實證分析”, 「土地市場의 分析과 政策課題」, 韓國開發研究院, pp.21~45.
11. 이광택(1995), “住宅價格과 傳賃價格과의 關係에 관한 序說의 研究”, 「不動產學研究」, 韓國不動產分析學會, 제1집 제1호, pp.91~104.
12. _____ (1996), “都市住宅價格變動의 因果性 分析에 관한 研究”, 大邱大學校 大學院 博士學位論文.
13. 주택은행, 1996. 1 ~ 1996. 1, 「도시주택가격동향조사」.
14. 한국은행, 1986. 1 ~ 1996. 1, 「조사통계월보」.
15. 한국산업은행, 1986. 1 ~ 1996. 1, 「조사월보」.
16. 증권감독원, 1986. 1 ~ 1996. 1, 「證券調查月報」.
17. 한국주택은행, 1986. 1 ~ 1996. 1, 「주택금융」.

I. 外國文獻

1. Blalock, Jr., H. M.(1964), *Causal Inferences in Nonexperimental Research*, New York, W.W. Norton & Company, Inc..
2. Mario Bunge(1959), *Causality*, Cambridge, Harvard University Press.
3. Thomas D. Cook & Donald T. Campbell(1979), *Quasi-Experimentation*, Boston, Houghton Mifflin Company.
4. Ahsan, S., A. Kwan, and B., Sahni.(1989), “Causality between Government Consumpyion Expenditure and National Income : OECD Countries”, *Public Finance*, Vol.44, No.2, pp.204~224.
5. Faroque, A. and W. Veloce(1990), “Causality and the Structure of Canada’s Balance of Payments : Evidence from Time Series”, *Emoirical Economics*, Vol. 15, pp.267~283.
6. Granger, C.W. J.(1969), “Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods”, *Econometrica*, 37, pp.424~438.
7. Herbert A. Simon(1968), *Causation, International Encyclopedia of the Social Sciences*, Vol. 2.
8. Hsiao, C.(1981), “Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection,” *Journal of Monetary Economics*, 7.
9. LaCivita, C. and P. Frederiksen(1991), “Defense Spending and Economic Growth : An Alternative Approach to the Causality Issue”, *Journal of Development Economics*, Vol. 35, pp.117~126.

10. Singh, B. and B. Sahni(1984), "Causality between Public Expenditure and National Income", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVI, pp.630~644.
11. Yang, Y. H.(1990), "Causality between Money, Interest Rates and Prices in Taiwan : A Multivariate Time-series Analysis", *Applied Economics*, Vol. 22, pp.1739~1749.
12. RATS Version 4.2 - Getting Started.