

VAR 모형을 이용한 부동산가격결정요인의 상대적 효과에 대한 연구

김 세 완* · 박 기 정**

요약

본 연구에서는 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)에 근거하여 투자자산인 부동산의 기본가치(fundamental value)를 구성하는 요인(factors)들이 부동산 자산가격에 미치는 영향에 대해 벡터자기회귀(VAR)모형을 통해 실증분석하였다. 실증분석 결과 주요 변수들의 부호는 자산가격결정이론에서의 상관관계와 비교적 일치하였고 주택매매가격은 전기의 주택매매가격 그 자체가 미치는 영향이 매우 크게 나타났으며 외환위기 이후 시장기본가치 구성요인인 경제변수가 주택매매가격에 미치는 영향이 점차 증가하고 있다는 연구들과도 결과를 같이하였다.

주제분류 : B030907

핵심 주제어 : 부동산가격, 자산가격결정이론, VAR

I. 서 론

부동산(real estate)은 포트폴리오 구성에서 주식 및 채권과 대체성을 가지는 투자자산(investment asset)이며 경기변동과 시장이자율의 변화에 따라 자산구성에 핵심적인 위치를 차지한다. 우리나라의 경우 2006년 현재 국민의 자산구성에서 부동산이 차지하는 비중은 약 90% 수준에 이르고 있다. 그러나 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)은 주로 전통적인 CAPM(Capital Asset Pricing Model)과 차익거래가격결정모형

* 제1저자, 이화여자대학교 경제학과 부교수, e-mail: swan@ewha.ac.kr

** 제2저자, 한국은행 금융경제연구원 전문연구원, e-mail: kijeong21c@hanmail.net

인 APT(Arbitrage Pricing Theory) 및 파생금융상품의 가격결정모형식(Black Scholes formula)을 중심으로 주식(stocks), 채권(bonds), 선물(futures), 옵션(options) 등 자본시장과 금융시장에 대한 실증분석이 주를 이루고 있다. 2000년대 초 우리나라 금융시장과 자본시장에서의 저금리와 증시침체로 대체투자상품인 부동산에 대한 수요가 증가하면서 특히 부동산증권화, RIETs 등으로 부동산시장이 점차 금융시장에 연계되어짐에 따라 부동산시장의 자산가격에 대한 연구는 매우 큰 의미를 가진다고 볼 수 있다.

부동산은 소비자에게 주거서비스를 제공하는 내구소비재임과 동시에 자본수익을 가져다주는 투자자산이다. 이에 본 연구에서는 DiPasquale-Wheaton-Colwell(2002)모형에 기초하여 부동산시장을 주거서비스의 소비재화로서 거래되는 임대시장(rental market)과 부동산이 투자자산으로 거래되는 매매시장(asset market)으로 구분하여 분석하였고 부동산의 자산가격은 이를 보유함으로써 기대되는 미래의 편익을 적정한 할인율로 환산한 현재가치의 값을 기본가치(fundamental value)로 정의하는 자산가격결정이론에 근거하여 시장이 효율적 균형상태일 때 시장에서 자산의 시장가치(market value)는 자산의 기본가치와 일치한다고 보았다.

그동안 이루어진 부동산 자산가격에 대한 경제학적 연구들 가운데 투자자산으로서 자본시장과 금융시장을 함께 고려하는 부동산시장에 대한 연구는 매우 희소하였다. 본 연구에서는 벡터자기회귀모형(VAR: Vector Autoregression Model)을 통해 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)으로 도출되는 부동산의 기본가치(fundamental value) 구성요인인 거시경제변수들이 부동산 자산가격에 미치는 효과를 실증분석하였다.

우리나라의 부동산 가격의 결정과 변동요인에 대한 연구들은 크게 다음과 같이 3가지 분야로 나누어 볼 수 있다. 이는 ① 부동산가격의 결정과 가격변동 연구 ② 부동산가격의 거품이론 분석 ③ 부동산시장에 대한 CAPM과 자산수익률 분석 등으로 각 분야별 연구 내용과 실증분석의 결과를 정리해 보면 다음과 같다.

먼저 부동산가격의 결정과 가격변동요인에 대한 선행연구들은 김경환(1991), 허재완(1991), 박원암(1992), 손재영(1993), 김용철(1996), 이주용(1992), 김종일·송의영·이우현(1998), 서승환(1999), 윤주현

(2001) 등으로 주로 우리나라 부동산시장에서 주택가격과 토지가격 결정에 영향을 미치는 거시 경제변수들에 대한 실증분석이 이루어졌다. 주택가격결정에 영향을 미치는 경제변수들로는 GNP, 통화량, 소비자물가, 증가, 이자율, 건축자재가격, 임금, 인구, 택지비, 건축연허가면적, 주택자금대출액, 전세-매매가 비율, 조세, 정부주택부문투자비 등이 검토되었다. 실증연구의 결과들을 종합해 보면 첫째, 부동산시장의 경기변동 주기가 장기적 순환주기를 가지기 때문에 부동산가격의 변동에 대한 실증분석 결과를 도출하기에는 우리나라의 부동산 시장의 시계열자료가 매우 짧다는 한계가 존재하였다. 둘째, 1990년대 초까지의 연구들에서는 주로 시장의 유동성 지표인 총통화량, 국제수지 흑자 등 주된 경기변동 요인들이 부동산의 수요와 공급에 영향을 미쳤으며 가격 상승의 주요 원인으로 분석되었던 반면 1990년대 말 연구들은 부동산 가격의 변동이 실질경제성장과 국민소득, 이자율 등 시장기본가치의 구성요인인 거시변수들이 부동산 가격변동과 연관된다는 결론을 내리고 있다. 셋째, 매매가격의 변동폭이 크고 불안정적인 것에 비해 전세가격의 변동은 소비자 물가지수의 추세를 크게 벗어나지 않고 있으며, 이는 전세가격이 주택서비스에 대한 임대료로서 기초적인 변수에 의해 가격결정이 이루어진다는 점이 반영되고 있음을 알 수 있다. 넷째, 전세-매매 가격비율은 시장에서 형성된 매매가격의 평가 지표로서 의미를 가지나 매매가격 변동의 선행지표로서 설명력이 검증되고 있지는 못하는 것으로 나타났다.

다음으로 부동산가격의 거품이론에 대한 연구들에서는 가격거품(price bubble)을 시장기본가치와 자산의 실제가격 사이의 괴리를 지칭하는 개념으로 제기하고 있다. 외국의 경우 Abraham & Hendershott(1996), Bourassa & Hendershott(1997), Noguchi(1994), Boone & Sachs(1989), Edelstein & Paul(2000) 등은 자산가격의 폭락으로 인한 경제적 충격에 대한 연구를 시작으로 부동산 자산가격결정 모형식에 설명변수로서 거품항을 포함시켜 이를 분석하고 그에 대한 설명력을 검증하고 있다. 우리나라에서 이루어진 부동산 가격거품에 대한 연구들은 김정환·서승환(1990), 박원암(1992), 이용만(2002), 이준희(2006) 등으로 이들 연구 결과를 종합해 보면 일본과 미국 등 외국사례에 대한 연구들에서는 부동산가격 결정에 기대가격상승률이라는 거품항이 설명력을 자기는

반면 우리나라의 실증 분석에서는 유효성을 보이지 못하고 있었으며 그 원인에 대하여 현재 사용되어진 거품함에 대한 추정 방법이 실제 기대상승률을 반영하지 못하기 때문이라고 분석하고 있으나 외국의 부동산 가격 거품 현상을 우리나라 부동산의 가격에 대한 거품분석과 동일시하기에는 여러 가지 차별성이 존재하고 있음이 고려되어야 한다는 문제의식과 함께 거품이론에 대한 검증은 우리나라 부동산시장에 대한 분석의 차이에서 여전히 이점이 존재하는 것으로 보인다.

마지막으로 부동산시장에 대한 CAPM과 자산수익률에 대한 실증분석에 대한 연구들은 아쉽게도 지극히 미비한 상태이다. 이와 관련된 연구는 주로 아파트 투자수익률과 회사채수익률 및 주식수익률들을 비교 검토하면서 자산 간의 대체성이 존재하는지에 대한 분석이 주를 이룬다. 이민원(1996)은 주식보유자와 비보유자의 소비행태가 서로 다름을 발견하고 Campbell(1997)의 소비자료 없는 자산가격결정식을 분석 모형으로 하여 전통적 CAPM에 부동산자산과 거품을 포함시켜 VAR 모형을 분석한 결과 부동산자산은 분산이 아주 적은 안정적인 투자대상이었고 주가지수수익률과 부동산수익률의 대체관계가 존재함을 확인할 수 있었다. 서승환(1994)은 주택의 자본수익률을 주택소유 방식으로 전세주택과 자가주택을 구분하여 자본수익률을 상호 비교하였으며 김종일·송의영·이우현(1998)은 전세-매매가격비율을 통한 아파트 수익률예측성을 검증하고 시장의 효율성을 분석하였다. 정지만(1999)은 주택가격과 전세가격 간의 차익거래(APT)모형을 통하여 전세가격 비율의 변동성이 작고 부동산가격의 실질상승률과 초과상승률 등도 확률적 임의보행(random walk)가설이 기각되는 등 효율적 시장사설에 위배되는 현상이 광범위하게 존재함을 보였다. 박준용·이우현·남창우(2002)는 주식시장에서 사용되는 Fama & French(1992)의 주식요인을 포함하여 부동산요인, 채권요인, 거시요인 등으로 변수를 분류하고 이를 분석한 결과 주식요인을 제외한 모든 변수 특히 금리 변화가 주택의 초과수익률에 유의하게 영향을 미침을 보였다. 서후석(1999)은 아파트 가격지표로서 매매가격 중위수법, 단순헤도닉 모형, 반복매매모형, 혼합접근법 등을 비교하고 아파트수익률 예측성 분석을 위하여 자기회귀분석과 ARIMR 모형 분석을 하였으나 아파트수익률과 주식수익률간의 상관관계가 통계적으로 유의하지 않았으며 주가지수와 아파트수

익지수 및 회사채수익률간의 교차상관관계도 통계적으로 유의하지 않았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 부동산시장 분석의 기본 모형과 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)을 고찰하고 III장에서는 시계열 자료에 근거하여 우리나라 부동산 가격의 기본가치 구성요소들에 대해 실증분석하고 IV장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 결론지으며 향후 연구과제들을 개괄한다.

II. 부동산시장 분석과 자산가격결정이론

1. 부동산시장 분석의 기본 모형

부동산(real estate)이란 '토지와 건물 및 정착물'을 의미한다. 토지는 영원히 존속되는 영속성(indestructibility)을 가지고 있어 이는 부동산을 투지자산으로 인기를 끌게 하는 주된 요인이 되기도 한다. 그러나 부동산은 투자자산임과 동시에 소비자에게 주거서비스를 제공하는 내구소비재이다. 부동산은 주식이나 채권과 같은 금융자산과는 달리 위치성(situs), 고정성(immobility), 부증성(unproductivity), 개별성(heterogeneity), 지역성(regionality)을 가지는 물리적 특성에 의하여 표준화가 어렵고 사회제도에 영향을 받는 제도적 특성(institutional characteristics)을 가지고 있어 지리적, 경제적, 행정적, 문화적, 공간적, 제도적 특성들이 부동산의 자산가격에 모두 복합적으로 결합되어 있다.

부동산시장(real estate market)은 여러 가지 측면에서 양적, 질적, 위치적으로 유사한 부동산에 대한 유사가격이 정해지는 지리적 구역(geographical area)으로서 지리적 공간과 밀접하게 결부되어 지역에 따라 여러 개의 부분시장(sub-market)으로 나누어진다. 그러나 부동산시장은 일반 재화시장과는 달리 수요와 공급의 시차조절이 쉽지 않고 공급이 비탄력적이기 때문에 초과수요가 상당기간 존재함으로써 가격의 왜곡(price distortion)이 발생하기도 한다. 또한 부동산 시장은 시장의 분화(market segmentation)¹⁾로 인해 고도로 국지화되어 있을 뿐만 아니라

1) 부동산 시장은 그 용도에 따라 주거용부동산, 상업용부동산, 공업용부동산 등으로

거래가격도 잘 공개되지 않아 정보가 비대칭적이고 할당효율적²⁾이지 못한 불완전경쟁시장의 특성을 가진다. 특히 부동산의 고가성(expensiveness)으로 인해 유효수요³⁾를 갖추지 못할 경우에는 시장에 진입할 수가 없어 진입과 탈퇴가 자유롭지 못하고 생산자와 소비자의 수가 상대적으로 제한되어 있다는 점도 부동산 시장을 더욱 불완전하게 만드는 요인이 된다.

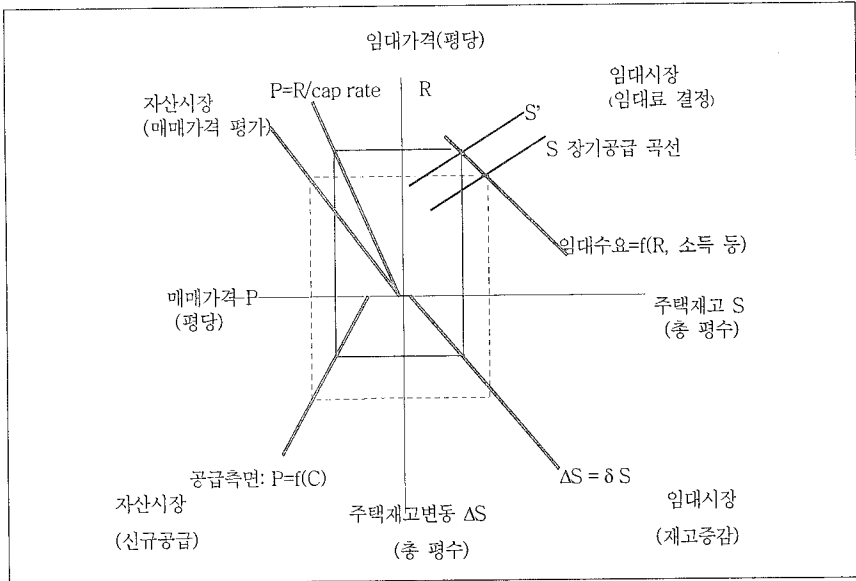
일반적으로 부동산시장의 균형분석에는 DiPasquale-Wheaton(1996)과 Colwell(2002)의 분석 모형인 DiPasquale-Wheaton-Colwell 모형⁴⁾이 널리 사용된다. 여기서는 분석의 편의상 주택시장을 지칭하지만 동일한 원리가 상업용, 공업용 부동산 시장에서도 동일하게 적용되어 진다. 주택시장분석의 경우 공급의 기본단위는 주택단위(housing unit)이며 이는 주택소비자가 수면, 식사, 목욕 등 정상적인 생활기능을 영위하기 위하여 점유하는 공간이자 소비자에게 제공하는 단위당 효용 즉 주택서비스(housing service)라는 추상적 개념의 분석 단위이다. 그러나 주택은 그 자산의 특성상 주거서비스를 제공하는 소비의 대상인 동시에 중요한 투자 자산이므로 주택시장은 주거서비스의 소비재화로서 거래되는 임대시장(rental market)과 투자자산으로 거래되는 매매시장(asset market)으로 구분되어진다.

DiPasquale -Wheaton-Colwell 모형에서는 제4사분면의 그래프를 이용하여 주택시장의 매매시장과 임대시장의 장기균형을 설명하고 있다.

구분되어 각각의 시장을 형성하고 있다. 예를 들어 같은 주택시장이라 하더라도 단독주택시장, 공동주택시장 등으로 나누어지고, 단독주택시장도 자가시장(owner occupied housing market)과 차가시장((renter occupied housing market)으로 나누어지기도 한다. 이처럼 부동산 시장이 여러 개의 부분시장으로 나누어지는 현상을 시장의 분화라 한다.

- 2) 할당효율적시장(allocationally efficient market)이란 투자자들이 정보를 획득하기 위해 지불하는 기회비용과 초과이윤이 동일해지는 시장을 의미한다. 부동산 시장에서 특정한 투자자가 초과이윤을 획득할 수 있었던 것은 시장이 불완전하기 때문이 아니라 할당효율적이지 못하기 때문이다. 정보가 소수의 사람들에게만 독점되어 있거나 기회비용 보다 적은 비용으로 우수한 정보를 보다 빠르게 획득할 수 있다면 초과이윤이 발생하는 것은 너무도 당연하다고 할 수 있다.
- 3) 유효수요란 살 의사(willingness to buy)와 지불능력(ability to pay)을 모두 구비한 수요이다.
- 4) Denise DiPasquale and Wiliam C. Wheaton. 1992. *The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework*, Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, V20.

【그림 1】 DiPasquale-Wheaton-Colwell의 장기균형 모형



이를 그래프를 통해 설명하면 <그림 1>과 같다.⁵⁾ 먼저 <그림 1>의 제1사분면과 제4사분면은 임대시장의 장기균형을 보여준다. 제1사분면은 주택 임대시장(property market: rent determination)의 균형을 나타낸다. 임대시장에서는 주택 연면적에 대한 임대 수요와 주어진 주택 재고에서 나오는 주택 서비스 공급량이 일치하는 수준에서 임대 가격이 결정된다. 제4사분면은 임대시장(property market: stock adjustment)에서 신규 공급량과 기존 주택 재고 증감을 연결시켜 준다. 장기 공급 곡선은 이러한 조건을 충족하는 임대료와 주택 스톡의 관계를 나타낸다.

<그림 1>의 제2사분면과 제3사분면은 매매시장의 장기 균형을 보여주고 있다. 제2사분면은 매매시장(asset market: valuation)에서 임대 가격으로부터 매매 가격(P)이 결정되는 과정, 즉 자산 가치 평가 과정을 보여준다. 여기서 매매가격에 대한 임대가격의 비율을 capitalization rate(cap rate)이라고 하는데 이것은 투자자들이 주택을 보유하기 위해서 요구하는 요구수익률(required rate)을 말한다. 또 제3사분면은 매매시장(asset market: construction)에서 매매 가격과 주택 신규 공급량의 관계를 나타낸다. $f(c)$ 는 신규 주택 C 평을 건설할 때의 생산비용

5) 김경환 '부동산시장의 현황과 정책과제'(2005) 참조.

(replacement cost)을 의미하며 신규 주택 공급량은 주택 매매 가격과 생산 비용이 같은 점, 즉 $P=f(c)$ 되는 점에서 결정된다. 이상을 수식으로 정리하면 다음과 같다.

【식 1】 주택시장의 장기균형 formula

| | |
|-----------------------|-------------------------------|
| $D(y, R) = S$ | 임대 수요=임대 공급 |
| $R = cap \cdot P$ | cap rate=임대 가격/매매 가격 |
| $C = c_0 + c_1 P$ | 신규 공급은 매매 가격의 증가함수 |
| $\Delta S = \delta S$ | 채고 변동=감가상각(δ : 감가상각률) |

DiPasquale-Wheaton-Colwell 모형에서 장기균형은 두 시장에서 수요 곡선과 장기 균형 곡선이 만나는 점으로서 이는 네 사분면의 균형을 동시에 만족시키는 장기 균형점이 된다. 장기균형함수는 감가상각으로 인한 채고 변동이 신규 공급량과 같다는 조건, 즉 $\Delta S = C$ 에 $R = cap \cdot P$ 과 $C = c_0 + c_1 P$ 식을 대입하여 S 에 대해 풀면 식 (1)로 나타낼 수 있다.

$$LRS = \frac{c_0}{\delta} + \frac{c_1}{\delta cap} R \quad (1)$$

이 모형을 이용하면 소득이나 금리, 그리고 다른 금융자산의 수익률 등의 변동이 주택 매매 가격, 임대 가격, 그리고 장기 균형 주택 채고에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 또한 최근 우리나라에서 나타난 저금리와 가계 대출의 급격한 증가가 주택 가격의 상승의 중요한 원인이 된다는 사실을 이 모형을 통해 설명할 수 있으며 주택 수요가 증가할 때 가격이 얼마나 오를지는 공급 곡선의 기울기에 달려 있다는 것을 알 수 있다.

2. 부동산 기본가치와 자산가격결정모형(Asset Pricing Theory)

미국의 부동산평가협회인 Appraisal Institute에서는 부동산의 시장가치(market value)란 왜곡되지 않은 전형적인 시장(undistorted typical market)에서 적절한 시간동안 팔려고 내놓은 부동산에 대하여 성립될 가능성이 가장 많은 매매가격(the most probable selling price)⁶⁾으로 정의하고 있다.⁷⁾ 부동산의 시장가치를 추계하는 현행 부동산가치평가(real estate appraisal)방법에는 부동산의 최고최선의 이용(highest and best use)⁸⁾을 전제로 한 ① 시장접근법(market approach), ② 비용접근법(cost approach), ③ 소득접근법(income approach) 등이 있다.⁹⁾

그러나 주식이나 부동산의 가격결정에 있어서 기본가치(fundamental value)에 대한 평가는 매우 중요하다. 부동산은 앞서 논의된 바와 같이 내구재임과 동시에 투자자산으로서의 특징을 가진다. 따라서 투자자산으로서 부동산의 기본가치는 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)에 따라 부동산을 보유함으로써 기대되는 미래의 편익에 대해 적정한 할인율로 환산된 현재가치(present value)의 값으로 정의될 수 있으며 시장이 효율적 균형상태일 때 시장에서 거래되는 자산의 시장가치(market value)는 자산의 기본가치와 일치한다. 이는 자산가격결정이론에 따른 부동산시장 분석의 내용이다.

자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)은 합리적 경제주체가 미래의 불확실한 소비를 위해 현재의 확실한 소비를 희생함으로써 최적소비경

6) Richard U. Ratcliff, A Restatement of Appraisal Theory(Madison: University of Wisconsin, 1963).

7) Appraisal Institute, The Appraisal of Real Estate, 12th ed. (Chicago: Appraisal Institute, 2001).

8) 최고최선의 이용(highest and best use)은 최고최적의 이용 또는 최우효 이용이라고도 쓰여 진다. 최고최선의 이용이란 부동산에 대해 합리적이고 합법적으로 이용이 가능한 대안 중에서 물리적으로 채택이 가능하고 경제적으로도 타당성이 있다고 판명되는 최고의 가치를 창출하는 이용이다.

9) 우리나라의 경우 현행 부동산의 가치평가는 주로 건설교통부에서 발표하는 매 분가별 표준지공시지가 산정 등으로 이루어지고 있다. 이러한 부동산의 가치평가 기준액은 부동산의 시장가격, 과세표준, 보상액 산정시 등에 중요한 지표가 되고 있으며 우리나라의 경우 부동산 가치평가의 3방식이 법으로 규정되어 있으며 평가 부동산에 따라 적절한 평가방법을 2개 이상 병행하여 검토하도록 정하고 있다.

로를 결정하고 이를 만족시키는 조건하에서 자산균형가격을 도출한다.¹⁰⁾

무한기간을 생존하는 경제주체가 매기 마다 노동소득 y_t 를 얻고, c_t 만큼을 소비하며 자산 A_t 를 축적한다고 가정하자. 이때 합리적인 경제주체가 풀어야할 최적소비경로는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \text{Max } E\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t)\right] \\ & \text{s.t. } A_{t+1} = R_t(A_t + y_t - c_t) \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 β 는 미래의 효용에 대한 할인계수이며 $R_t = 1 + r_t$ 로서 총실질이 자율(gross real return)을 의미한다. 실질이자율 r_t 는 t 시점의 보유자산에 대한 수익률을 재화단위로 표시한 것이다. 이때 소비자의 효용함수는 다음과 같다고 가정한다.

$$\begin{aligned} U(c_t) &= \frac{1}{1-\gamma} C_t^{1-\gamma} \\ \text{where, as } \gamma \rightarrow 1, \quad U(c) &= \ln(c) \end{aligned}$$

효용극대화를 만족시키는 해를 구하여 정리하면 다음과 같다.

$$P_t = E_t \left[\beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} (P_{t+1} + d_{t+1}) \right] \quad (3)$$

위의 식 (3)에서 미래의 소비가 주는 효용에 대한 할인계수(stochastic discount factor)인 $E_t \left[\beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \right] = m_{t+1}$ 라 하고, 미래에 예상되는 수익(payoff)을 $P_{t+1} + d_{t+1} = x_{t+1}$ 라 하면 다음과 같은 자산가격결정식이 도출된다.

$$P_t = E_t (m_{t+1} \cdot x_{t+1}) \quad (4)$$

10) John H. Cochrane, Asset Pricing, Princeton University, 2001, pp.5-35.

위의 식 (4)을 자산가격결정식(asset pricing formula)이라 한다. 즉, 자산의 가격이 소비자의 효용극대화 과정에서 도출될 때, 자산가격 P_t 은 미래의 기대수익(payload)인 x_{t+1} 에 대하여 적정한 할인계수(discount factor)인 m_{t+1} 로 환원한 값이 됨을 의미한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 벡터자기회기모형(Vector Autoregression) 구성

VAR(Vector Autoregression)모형은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 다른 변수들의 과거 관측치를 설명변수로 구성된 n 개의 선형회귀방정식 시스템을 통하여 시계열과정을 추론한다. 따라서 VAR 모형은 통계적인 시계열 모형으로 변수들 간의 상관관계에 근거하여 모형작성자의 선형적인 주관을 가급적 배제하고 지극히 일반화된 형태로 모형을 작성한다. VAR모형은 특별히 정의되지 않은 구조적 계량모형으로부터 도출된 축약형 모형이므로 VAR모형으로부터 추정되는 계수들보다 이로부터 추론되는 모형내의 변수들 간의 내재적 상관관계가 중요한 의미를 가진다. 즉 충격반응함수 등을 통해 각각의 변수의 변화가 다른 변수들에 시간의 흐름에 따라 어떤 변화를 주는지를 분석할 수 있다.

본 연구에서는 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)에 근거하여 부동산 자산의 기본가치 구성요소인 거시경제변수로서 시장이자율(MR), 실질주택매매가격(RHP), 실질주택전세가격(RRP), 실질국민총생산(GDP) 4가지 경제변수에 기초하여 VAR모형을 구축하였다(〈표 1〉 참고).

VAR모형 실증분석에서 사용된 통계자료는 한국은행과 국민은행에서 제공하는 1987년 1사분기부터 2004년 4사분기의 72분기에 걸친 시계열자료이다. 먼저 주택매매가격과 주택전세가격은 국민은행에서 매월 발표하는 '도시주택가격동향조사' 결과에 따른 전국주택가격지수의 시계열자료를 활용하였다. 그리고 VAR 모형 분석에서는 물가상승에 의한 주택가격의 상승분을 제거시켜주기 위해 소비자물가수준(CPI)을 고려한 실질주택매매

【표 1】 VAR모형 통계변수 구성표

| 구성변수 | 거시경제변수자료 | 기호 | 출처 |
|----------------|----------|-----|------|
| 할인율(β) | 회사채수익률 | MR | 한국은행 |
| 가격지수(P_t) | 실질주택매매가격 | RHP | 국민은행 |
| 임대수익(d_t) | 실질주택전세가격 | RRP | 국민은행 |
| 소득변수(y_t) | 실질국민총생산 | GDP | 한국은행 |

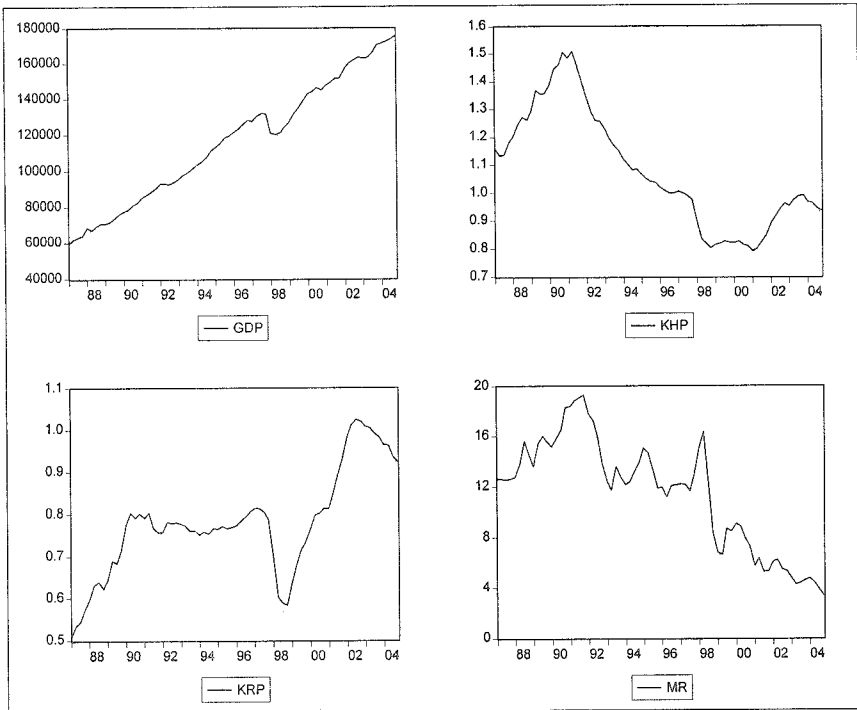
주: Asset Pricing Theory에 따른 부동산의 기초가치는 $P_t = E_t[\beta \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} (P_{t+1} + d_{t+1})]$ 이고 이때 예산제약식은 $A_{t+1} = R_t(A_t + y_t - c_t)$ 이다.

가격(RHP)과 실질주택전세가격(RRP) 지수를 사용하였다. 또 시장금리(MR)는 1987년부터 1992년까지는 3년 만기 회사채수익률을 사용하였으며, 1993년 이후에는 회사채 시장의 축소로 국고채수익률이 더 시장금리를 잘 반영하고 있어 1993년부터 2004년까지는 3년 만기 국고채수익률로 구성하였다. 실질국민총생산(GDP)은 한국은행 경제통계시스템 시계열 자료에 기초하였다.

VAR 모형의 주요경제변수 원계열 자료의 시계열 변화 추이는 <그림 2>과 같다. <그림 2>에서 1987년에서 2004년까지 4개의 거시경제변수의 시계열 자료에서 실질주택매매가격(KHP), 실질주택전세가격(KRP), 실질 GDP는 모두 꾸준히 상승하였고 시장금리(MR)도 1987년 1사분기 12.7%에서 2004년 4사분기 3.4%로 지속적으로 하락하는 추세가 존재하는 불안정한 시계열을 보이고 있다.

부동산 자산가격의 기본가치 구성요소인 이들 4가지 경제변수간의 상관관계를 분석해 보면 <표 2>와 같다. <표 2>는 자산가격의 기초가치 구성 주요 경제변수들 간의 상관관계를 분석한 결과를 나타내고 있다. 여기서 GDP는 실질국내총생산, RHP는 실질주택매매가격, RRP는 실질주택전세가격, MR은 3년 만기 회사채수익률로서 시장금리 지표를 각각 나타낸다. <표 2>의 Correlation Matrix(1)에서와 같이 각 주요 경제변수간의 상관관계는 매우 높게 나타났으며 각 변수들의 시계열자료 또한 불안정시계열(nonstationary time series)로서 추세를 제거하지 않은 가공되지 않은 원계열 자료는 VAR 모형 분석을 위한 시계열자료로서 부적합하

【그림 2】 자산가격 구성변수의 시계열 변화추이



주) MR(시장금리, 회사채수익률), KRP(실질주택전세가격), GDP(실질GDP), KHP(실질주택매매가격)이다.

였다. 그러나 VAR 모형 분석을 위해서는 시계열자료의 안정성이 요구되므로 각 거시 경제변수의 증감률인 시장금리증감률(DMR), 실질주택매매가격증감률(DHP), 실질주택전세가격증감률(DRP), 실질국민총생산증감률(DGDP)로 검증해 보았다.

여기서 실질주택매매가격의 증감률(DRHP)은 국민은행에서 제공하는 전국 아파트매매가격지수의 전년 동기대비 실질 증감률 자료를 사용하였고 실질주택전세가격 증감률(DRRP) 또한 국민은행에서 제공하는 전국 아파트전세가격지수의 전년 동기대비 실질 증감률 자료를 사용하였다. 따라서 각 거시변수들의 증감률인 시계열 자료는 먼저 <표 2>의 상관관계 분석결과인 Correlation Matrix(2)에서와 같이 각 변수 간 상관관계도 매우 적게 나타났으며 다음 <그림 3>에서와 같이 그 시계열도 매우 안정적임을 알 수 있었다.

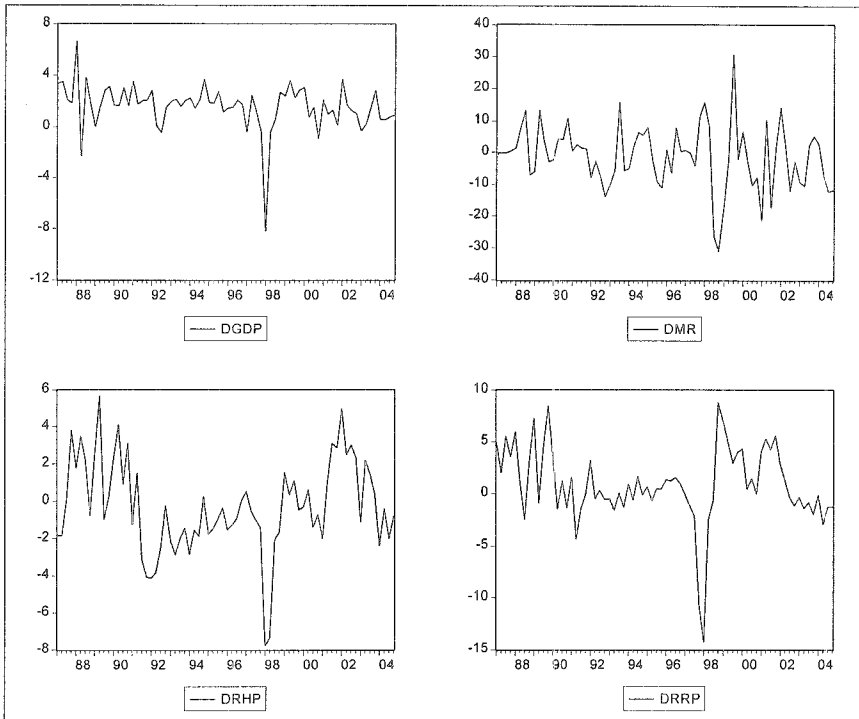
【표 2】 자산가격 구성변수간 상관관계 분석

| Correlation Matrix(1) | | | | |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|
| | GDP | RHP | RRP | MR |
| GDP | 1.0000 | -0.7736 | 0.7630 | -0.8356 |
| RHP | -0.7736 | 1.0000 | -0.2357 | 0.7804 |
| RRP | 0.7630 | -0.2357 | 1.0000 | -0.5608 |
| MR | -0.8356 | 0.7804 | -0.5608 | 1.0000 |

| Correlation Matrix(2) | | | | |
|-----------------------|---------|--------|---------|---------|
| | DGDP | DRHP | DRRP | DMR |
| DGDP | 1.0000 | 0.2747 | 0.5663 | -0.0437 |
| DRHP | 0.2747 | 1.0000 | 0.3162 | 0.1199 |
| DRRP | 0.5663 | 0.3162 | 1.0000 | -0.2660 |
| DMR | -0.0437 | 0.1199 | -0.2660 | 1.0000 |

주) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률)이다.

【그림 3】 증감률 변수의 시계열 변화추이 (단위:%)



주) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률)이다.

VAR 모형 구축을 위한 구성변수로서 자산가격의 기본가치 구성변수인 시장금리증감률(DMR), 실질매매가격증감률(DHP), 실질전세가격증감률(DRP), 실질국민총생산증감률(DGDP) 4가지 변수들의 시계열 자료를 기초로 하여 VAR 모형을 구축하였다.¹¹⁾

먼저 각 변수에 대한 안정성 검증(stationary test)을 위해 ADF 단위근 검정(unit root test)을 하였고 자산가격의 기본가치 구성변수들 간의 그랜저 인과관계(Granger Casualty Test) 분석을 기초로 p차 벡터자기회귀모형(VAR)을 구축하였다. 적정시차 p는 AIC(Akaike Information Criteria) 정보기준과 SC(Schwartz Bayesian Criteria) 정보기준을 이용하여 결정하고 각 변수들 간의 충격반응함수(impulse response function analysis)와 콜레스키(Cholesky) 분산분해를 분석하였다.

2. 단위근 검정(Unit Root Test)

VAR과정이 안정적이기 위해서는 시계열자료가 정상성을 가지고 있어야 한다. 시계열자료의 정상성(stationarity)이란 시계열자료가 단기적 충격에 의해 균형(equilibrium)으로부터 이탈하더라도 장기적으로는 다시 균형으로 돌아가려는 경향을 말한다. 즉, 시계열자료를 생성하는 확률과정(stochastic process)이 관측시점에 관계없이 시간의 변화에 따라 일정하다면 이러한 확률과정을 정상적 확률과정이라 한다. Dickey-Fuller 검정(이하 DF 검정)은 시계열자료의 안정성을 검증하는 단위근검정방법의 하나이며 본 연구에서는 ADF (Augmented Dickey Fuller) 단위근검정 방법을 사용하였다.

자산의 기본가치 구성요소인 4가지 경제변수들의 분기별 증감률의 ADF 단위근 검정결과는 <표 3>와 같이 ADF 단위근검정 결과 시장금리증가율(DMR), 실질주택가격증가율(DRHP), 실질주택전세가격증가율(DRRP), 실질국민총생산증가율(DGDP) 등 4가지 변수 모두 1% 유의수준에서 '단위근이 존재한다'는 귀무가설이 기각되어 안정적인 시계열로 나타났다.

11) 실증분석을 위한 통계적 계량 검증으로 Eviews 4.1 통계프로그램을 주로 사용하였으며 추가적인 자료의 정리와 그래프 등은 Excel 프로그램을 사용하였다.

【표 3】 ADF 단위근 검정결과

| | DMR | DRHP | DRRP | DGDP |
|-------------|---------|---------|---------|---------|
| level 1% | -3.5315 | -3.5256 | -3.5256 | -3.5256 |
| level 5% | -2.9055 | -2.9029 | -2.9029 | -2.9029 |
| level 10% | -2.5902 | -2.5889 | -2.5889 | -2.5889 |
| t-Statistic | -4.0958 | -4.2193 | -4.4154 | -7.3519 |

주) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률)이다.

3. 그랜저 인과관계검정(Granger Causality Test)

본 연구에서는 각 경제변수들에 대해 시차를 1분기에서 4분기까지로 하여 각 시차별 그랜저 인과관계검정(Granger Causality Test)을 하였다. 이때 X가 Y를 그랜저 인과 한다는 것은 즉, X의 과거치가 Y의 과거치와 함께 외생변수 Y를 예측하는데 도움이 된다는 것을 의미하므로 '그랜저 인과관계가 없다'는 귀무가설(null hypothesis)이 기각되는 경우에 그랜저 인과관계가 성립된다. 그랜저인과관계 검증 결과는 <표 4>과 같다. <표 4>에서와 같이 1%의 유의수준에서 실질주택전세가격(DRRP)은 실질주택매매가격(DRHP)에 시차 1에서 시차 4에 이르기까지 모두 강한 그랜저인과 관계를 보여주었다. 이는 주택전세가격이 주택가격 구성의 중요한 요소로서 기능하고 있음을 보여주고 있다. 또한 실질주택전세가격(DRRP)은 실질국내총생산(DGDP)에 시차 1과 시차 2에서 그랜저 인과 하는 것으로 나타났으며 실질국내총생산(DGDP)은 시장금리(DMR)에 시차 3과 시차 4에서 강하게 그랜저 인과 하는 것으로 나타났다.

그랜저 인과관계 분석결과에 따르면 실질주택전세가격(DRRP)은 실질주택매매가격(DRHP)에 강하게 그랜저 인과 하는 것으로 나타났다. 이는 주택전세가격이 주택매매가격의 기초가치 구성변수로서 영향을 크게 미치고 있음을 보여주고 있으며 주택전세가격의 변화가 주택매매가격의 변화에 높은 예측력을 보임을 알 수 있다. 그러나 주택매매가격(DRHP)은 주택전세가격(DRRP)에 그랜저 인과관계가 나타나지 않았다. 이는 주거서비스라는 내구소비재로 거래되는 주택임대(전세)시장과 투자자산으로 거래되는 주택매매시장이 서로 구분되어 주택매매가격과 주택전세가격이 각각의 시

【표 4】 그랜저 인과관계 검정 결과

| Null Hypothesis | lags1 | | lags2 | | lags3 | | lags4 | |
|-----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | F-Statistic | Probability | F-Statistic | Probability | F-Statistic | Probability | F-Statistic | Probability |
| DMR→DGDP | 0.0003 | 0.9859 | 0.0555 | 0.9459 | 0.1256 | 0.9445 | 0.1815 | 0.9470 |
| DGDP→DMR | 0.8475 | 0.3604 | 3.4489 | 0.0377 | 4.6649 | 0.0052 | 3.8204 | 0.0079 |
| DRHP→DGDP | 3.5307 | 0.0645 | 2.5571 | 0.0853 | 1.9040 | 0.1381 | 2.0540 | 0.0983 |
| DGDP→DRHP | 2.0623 | 0.1555 | 0.9804 | 0.3806 | 0.8626 | 0.4653 | 1.4287 | 0.2357 |
| DRRP→DGDP | 12.078 | 0.0008 | 5.4957 | 0.0062 | 3.6083 | 0.0180 | 3.1785 | 0.0196 |
| DGDP→DRRP | 0.4765 | 0.4923 | 1.5604 | 0.2178 | 2.7970 | 0.0474 | 3.1369 | 0.0209 |
| DRHP→DMR | 3.9840 | 0.0499 | 4.6054 | 0.0134 | 2.6007 | 0.0599 | 1.9446 | 0.1149 |
| DMR→DRHP | 4.8850 | 0.0304 | 2.9750 | 0.0580 | 2.3752 | 0.0786 | 3.6380 | 0.0102 |
| DRRP→DMR | 0.5788 | 0.4493 | 3.2517 | 0.0450 | 3.3632 | 0.0241 | 2.5747 | 0.0467 |
| DMR→DRRP | 0.5762 | 0.4504 | 1.1947 | 0.3093 | 1.8549 | 0.1465 | 1.3882 | 0.2490 |
| DRRP→DRHP | 70.4022 | 0.0000 | 51.656 | 0.0000 | 36.7914 | 0.0000 | 25.8779 | 0.0000 |
| DRHP→DRRP | 0.1085 | 0.7428 | 0.4735 | 0.6249 | 0.5914 | 0.6229 | 0.9257 | 0.4552 |

주) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률)이다.

장에서 서로 다른 시장요인들에 의해 변동되어진다는 논의를 뒷받침해 주는 근거로 제시될 수 있겠다.

그랜저 인과관계 분석 결과 자산가격결정의 기초 요인이 거시경제변수들은 실질주택전세가격(DRRP) → 실질국민총생산(DGDP) → 시장금리(DMR)로 그랜저 인과 한다고 볼 수 있으며 이는 향후 VAR 모형 구성에서 내생변수의 배열 순서를 결정하는데 중요한 정보를 제공한다.

4. 벡터자기회귀모형 추정

VAR(p) 모형의 적정 시차 p는 AIC(Akaike Information Criteria) 정보기준과 SC(Schwartz Bayesian Criteria) 정보기준을 이용하여 최소가 되는 곳에서 차수 p를 결정하게 된다. 경제변수들의 변수의 배열순서는 그랜저인과관계 검정 결과에 따라 외생성(exogeneity)이 큰 순서대로 실질주택전세가격(DRRP) → 실질국민총생산(DGDP) → 시장금리(DMR) → 실질주택매매가격(DRHP)으로 하였다. 각 시차별 AIC 정보기준과 SC

정보기준의 검정 결과는 <표 5>와 같으며 시차가 1일 때 최소값을 가짐에 따라 적정시차는 $p=1$ 로 결정하였다.¹²⁾

【표 5】 AIC-SC정보기준 검정결과

| lag | Akaike Information Criteria | Schwartz Criteria |
|-----|-----------------------------|-------------------|
| 1 | 19.9115 | 20.5489 |
| 2 | 19.9959 | 21.1522 |
| 3 | 20.3341 | 22.0177 |
| 4 | 20.8348 | 23.0544 |

적정시차를 $p=1$ 로 한 벡터자기회귀모형인 VAR(1)모형을 구축하였고 그 추정결과는 다음과 같다. 부동산자산의 기본가치 구성요소인 주요거시경제변수로서 시장이자율(DMR), 실질국민총생산(DGDP), 실질주택전세가격(DRP), 실질주택매매가격(DHP) 4개의 내생변수로 구축된 VAR(1)모형에 대해 1987년 1사분기부터 2004년 4사분기의 시계열자료를 이용한 VAR(1)모형 추정 결과는 다음 <표 6>과 같다.

VAR(1) 모형 추정결과 자산의 기본가치 구성변수들의 부호는 자산가격 결정이론(Asset Pricing Theory)에서의 상관관계와 비교적 일치하고 있음을 알 수 있었다. 특히 주택매매가격(DRHP)은 전기의 주택전세가격(DRRP), 실질국민총생산(DGDP), 주택매매가격(DRHP)에 의한 추정치가 1% 수준 범위에서 유의성을 보이며 결정계수 값 또한 0.7015의 높은 설명력을 보여주고 있었다. 따라서 주택전세가격, 실질국민총생산, 주택매매가격의 변화가 다음기의 주택매매가격의 변화에 대해 높은 예측력을 보임을 알 수 있다.

12) 적정시차는 $p=1$ 로 결정하였으나 부동산 자산의 가격의 변동과 순환주기가 장기적임을 고려할 때 2분기와 3분기를 고려한 경우의 VAR 모형도 추정하였으나 1분기의 경우와 큰 차이를 보이지 않았다.

【표 6】 VAR(1)모형 추정결과

| Vector Autoregression Estimates | | | | |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|------------|
| | DRRP | DGDP | DMR | DRHP |
| DRRP(-1) | 0.5907*** | 0.2305*** | -0.0754 | 0.5014*** |
| | (0.1314) | (0.0707) | (0.4241) | (0.0589) |
| | [4.4943] | [3.2574] | [-0.1779] | [8.5011] |
| DGDP(-1) | -0.1436 | -0.1692 | 0.3430 | -0.3285*** |
| | (0.2505) | (0.1348) | (0.8084) | (0.1124) |
| | [-0.5733] | [-1.2547] | [0.4243] | [-2.9224] |
| DMR(-1) | -0.0242 | 0.0181 | 0.2238** | 0.0010 |
| | (0.0388) | (0.0209) | (0.1252) | (0.0174) |
| | [-0.6257] | [0.8702] | [1.7874] | [0.0591] |
| DRHP(-1) | -0.0168 | 0.0936 | 0.8982** | 0.4259*** |
| | (0.1577) | (0.0849) | (0.5088) | (0.0707) |
| | [-0.1066] | [1.1025] | [1.7650] | [6.0186] |
| C | 0.4787 | 1.6488 | -1.2687 | -0.0818 |
| | (0.5102) | (0.2747) | (1.6466) | (0.2289) |
| | [0.9382] | [6.0014] | [-0.7705] | [-0.3573] |
| R-squared | 0.3337 | 0.1952 | 0.1181 | 0.7185 |
| Adj. R-squared | 0.2934 | 0.1464 | 0.0646 | 0.7015 |
| Sum sq. resids | 610.5811 | 176.9959 | 6358.123 | 122.9628 |
| S.E. equation | 3.0415 | 1.6376 | 9.8150 | 1.3649 |
| F-statistic | 8.2666 | 4.0032 | 2.2104 | 42.1322 |
| Log likelihood | -177.1311 | -133.1720 | -260.3103 | -120.2413 |
| Akaike AIC | 5.1304 | 3.8921 | 7.4735 | 3.5279 |
| Schwarz SC | 5.2897 | 4.0515 | 7.6328 | 3.6872 |
| Akaike Information Criteria | 19.9115 | | | |
| Schwarz Criteria | 20.5489 | | | |

주 : 1) Standard errors in () & t-statistics in []
 2) 각 추정치가 ***은 1%에서, **은 5%에서 유의함을 뜻한다.

5. 충격반응함수(Impulse Response Function Analysis) 분석

변수의 나열순서(ordering)에 따라 직교충격반응함수(OIRF)의 순서가 달라진다. 다만 실증분석에 있어서 직교화 하는 경우 외생성(exogeneity)이 큰 변수부터 순서대로 나열하는 것이 보통이다. 본 연구에서는 특정 변수로부터의 충격(shock)이 그 변수 자신과 모형 안의 다른 변수에게 어떻게 영향을 미치는지를 관찰하기 위하여 가장 일반적인 출레스키 분산분해

에 따른 충격반응함수 분석을 하였다.

다음 <그림 4>과 <그림 5>는 VAR(1) 모형 분석에 기초한 각 변수간의 충격반응을 보여주고 있으며 이를 정리하면 다음과 같다.

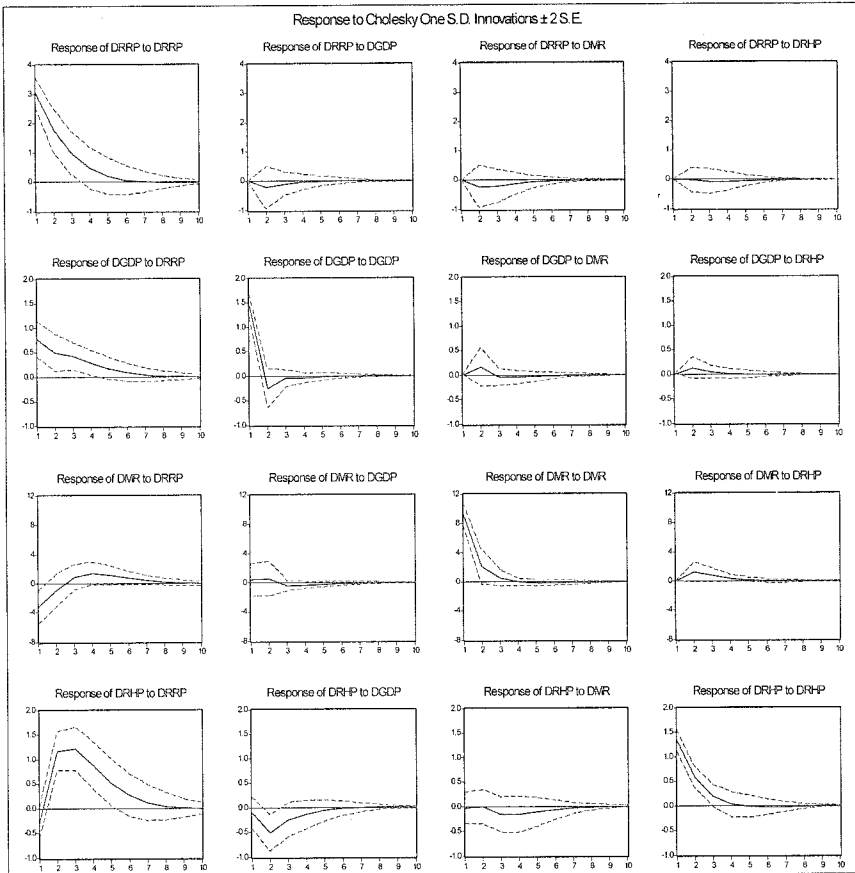
첫째, 각 변수들의 변화에 따른 충격반응함수의 결과를 살펴보면 대부분 제1분기에서 제2분기까지 혹은 제1분기에서 제3분기까지는 각 변수들의 충격에 양(+) 또는 음(-)의 반응을 보이다가 그 이후부터는 다시 역의 반응을 보이며 제5분기나 제6분기 이후에는 대부분 충격이 사라져 0에 수렴하는 것으로 나타났다.

둘째, 그러나 각 변수의 충격에 대한 주택매매가격의 충격반응에 있어서는 다른 변수간의 충격반응 보다 그 자신의 충격반응이 더 오랫동안 지속되는 것을 알 수 있다. 주택매매가격의 충격반응함수 결과에 따르면 가격결정의 4가지 주요거시경제변수들 중에서 무엇보다도 주택매매가격 자체의 충격반응이 가장 크고 오랫동안 지속되는 것을 알 수 있었다. 그만큼 주택매매가격 자체의 변동이 주택매매시장에서 미치는 영향이 더 크다는 것을 확인할 수 있었다.

셋째, 주택매매가격과 주택전세가격의 충격반응함수를 살펴보면 주택매매가격의 변동에 대한 주택전세가격의 충격반응 보다 주택전세가격변동에 대한 주택매매가격의 충격반응이 훨씬 크고 강하게 나타났다. 이는 주택전세가격이 주택매매가격의 기본가치 구성요소 중의 하나로서 주택전세가격의 변동이 주택매매가격 변동에 강하게 영향을 미치는 반면, 주택전세가격은 주택매매시장과는 구분되는 주택임대시장에서 주택서비스를 제공하는 재화의 공급과 시장 수요 요인들에 의해 더 많은 영향을 받는다는 사실을 뒷받침해주는 근거가 될 수 있겠다.

넷째, 주택매매가격의 각 변수들에 대한 충격반응을 살펴보면 전체적으로 주택매매가격에 미치는 영향은 전세가격과 매매가격 그 자체의 영향이 뚜렷한 가운데 주택매매가격에 주는 충격도 양(+)으로 크고 지속적이었다. 또한 주택매매가격에 대한 충격반응에서 GDP의 영향은 음(-)으로 나타나고 있으며 회사채수익률도 표시된 시장금리의 영향은 시차를 두고 음(-)으로 나타났다. 이는 2000년 이후 시장금리의 인하가 주택매매가격의 상승을 지속적으로 유도했다는 최근의 연구들을 뒷받침하고 있는 결과라 하겠다.

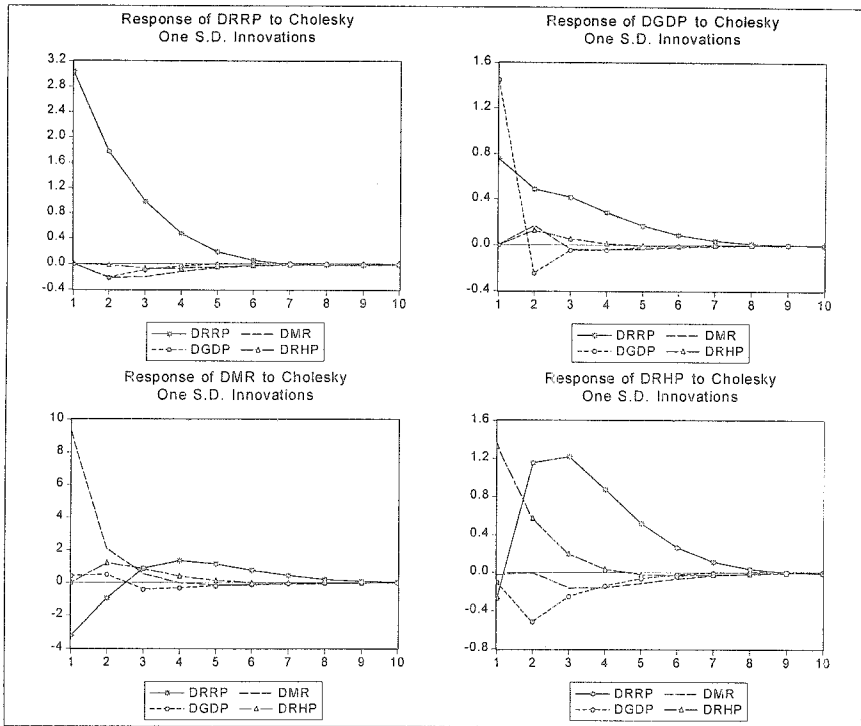
【그림 4】 VAR(1) 모형 충격반응함수



주) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률)이다.

다섯째, 주택전세가격의 각 변수들에 대한 충격반응을 살펴보면 주택매매가격의 반응과 비슷한 면도 있지만 상당히 다른 모습도 발견된다. 주택전세가격의 경우에는 주택전세가격 자체의 충격이 양(+)으로 가장 크고 강하게 나타났으며 그 다음으로 GDP, 시장금리가 모두 (-)의 영향을 주고 있었으며 주택매매가격에 의한 전세가격의 충격은 큰 영향을 미치고 있지 못하나 (-)의 방향으로 효과를 미치고 있었다. 이는 정부의 주택정책 효과를 분석함에 있어서 매매가격에 대한 정책보다는 전세가격에 대한 정책이 더 큰 영향을 미치며 특히 전세가격에 대한 효과는 다시 주택매매가격의 변화에도 영향을 미친다는 연구들과도 결과를 같이 한다 하겠다.

【그림 5】 VAR(1) 모형 충격반응함수



주) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률) 이다.

여섯째, VAR모형 분석을 통한 충격반응함수의 결과 중 한 가지 주목할 점은 외환위기 이후 자산가격의 시장기본가치 구성변수들인 실질국민총생산이나 시장금리가 주택매매가격에 미치는 영향이 점차 증가하고 있다는 주택매매가격에 대한 선행 연구들과 그 결과를 같이하고 있다는 점이다. 특히 실물경제변수인 실질국민총생산과 시장금리에 대한 주택매매가격과 주택전세가격의 충격반응은 모두 음(-)으로 크고 강하게 나타났으며 장기간에 걸쳐 영향을 받는 것으로 나타났다. 이처럼 시장기본가치 구성요인인 경제변수가 차지하는 중요성이 커지고 있음을 보여주는 분석결과는 외환위기 이후 주택매매시장에 구조적 변화(structural break)가 발생하였다고 주장하는¹³⁾ 근거로 제시되기도 한다.

13) 서승환·김갑성 'IMF이후의 부동산시장의 구조변화'(1999)에서는 1997년 2/4분기를 전환점으로 하여 부동산시장에 구조변화가 있음을 통계적으로 보이고 있으며, IMF이후 부동산 자산가격의 결정과정에 시장기본가치(market fundamental value)의 역할이 증가하였다고 분석하고 있다.

【표 7】 VAR(1) 모형 출레스키(Cholesky) 분산분해 결과표

| Response of DRRP: | | | | 시 차 | Response of DRHP: | | | |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|--------|-------------------|-----------|-----------|-----------|
| DRRP | DGDP | DMR | DRHP | | DRRP | DGDP | DMR | DRHP |
| 3.041583 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 1 | -0.272810 | -0.097719 | -0.026730 | 1.333561 |
| (0.25524) | (0.00000) | (0.00000) | (0.00000) | | (0.16036) | (0.15851) | (0.15828) | (0.11191) |
| 1.770956 | -0.217010 | -0.224415 | -0.022420 | 2 | 1.156525 | -0.518076 | -0.001848 | 0.568017 |
| (0.36877) | (0.36555) | (0.36078) | (0.21031) | | (0.20101) | (0.18203) | (0.17517) | (0.10573) |
| 0.979338 | -0.096219 | -0.206123 | -0.069818 | 3 | 1.219167 | -0.247756 | -0.165700 | 0.190918 |
| (0.36791) | (0.19948) | (0.28434) | (0.20776) | | (0.22087) | (0.17091) | (0.17845) | (0.11385) |
| 0.477213 | -0.035624 | -0.125736 | -0.071430 | 4 | 0.874328 | -0.138596 | -0.159354 | 0.031171 |
| (0.35270) | (0.13033) | (0.18389) | (0.15295) | | (0.24245) | (0.14528) | (0.18200) | (0.12642) |
| 0.193297 | -0.004338 | -0.064263 | -0.053116 | 5 | 0.519452 | -0.062452 | -0.115794 | -0.024947 |
| (0.31433) | (0.08064) | (0.10354) | (0.09330) | | (0.23758) | (0.10719) | (0.14561) | (0.11083) |
| 0.053324 | 0.006393 | -0.026967 | -0.032727 | 6 | 0.264073 | -0.022587 | -0.069674 | -0.034468 |
| (0.24986) | (0.04920) | (0.05613) | (0.04756) | | (0.21653) | (0.07077) | (0.09662) | (0.07989) |
| -0.003879 | 0.007875 | -0.007995 | -0.017315 | 7 | 0.111873 | -0.004107 | -0.036026 | -0.027469 |
| (0.17653) | (0.02876) | 0.03376) | (0.02016) | | (0.18201) | (0.04433) | (0.05672) | (0.04883) |
| -0.019962 | 0.006081 | 7.51E-06 | -0.007751 | 8 | 0.034169 | 0.002605 | -0.015636 | -0.017523 |
| (0.11121) | (0.01572) | (0.02304) | (0.00948) | | (0.13912) | (0.02678) | (0.03185) | (0.02542) |
| -0.019104 | 0.003810 | 0.002415 | -0.002665 | 9 | 0.001047 | 0.003882 | -0.005046 | -0.009533 |
| (0.06228) | (0.00801) | (0.01571) | (0.00819) | | (0.09622) | (0.01548) | (0.01910) | (0.01142) |
| -0.013398 | 0.002040 | 0.002451 | -0.000376 | 10 | -0.009216 | 0.003158 | -0.000422 | -0.004411 |
| 0.03066) | (0.00405) | (0.00988) | (0.00711) | | (0.06009) | 0.00843) | (0.01262) | (0.00571) |

주 : 1) Cholesky Ordering: DRRP DGDP DMR DRHP. Standard Errors: Analytic.
 2) DRRP(실질주택전세가격증감률), DGDP(실질GDP증감률), DRHP(실질주택매매가격증감률), DMR(시장금리증감률) 이다.

IV. 결 론

본 연구에서는 자산가격결정이론(Asset Pricing Theory)에 근거하여 투자자산으로서 주식, 채권 등과 상호대체성을 가지는 부동산의 자산 특성에 대해 고찰하고 부동산의 기본가치(fundamental value) 구성요소인

거시경제변수들이 부동산 자산가격에 미치는 영향에 대해 벡터자기회귀(VAR)모형을 통해 실증분석하였다.

부동산의 기본가치(fundamental value) 구성요소인 거시경제변수들과 부동산의 가격변동에 대한 벡터자기회귀(VAR) 모형 분석을 위해 ① 회사채수익률로 표현된 시장이자율, ② 실질국민총생산, ③ 실질주택전세가격, ④ 실질주택매매가격 등으로 벡터자기회귀모형(VAR)을 구축하였고 이에 대한 계량적 통계검증 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, VAR 모형 분석을 위해 구성된 부동산 자산가격의 기본가치 구성요소인 4가지 거시경제변수의 원계열은 모두 불안정한 시계열을 보이고 있었으며 이에 각 분기별 증감률을 주요변수로 하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 실시한 결과 모두 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되는 안정적인 시계열로 나타났다. 둘째, 그랜저 인과관계(Granger Casualty Test)분석 결과 1%의 유의수준에서 주택전세가격(DRRP)은 주택매매가격(DRHP)에 강하게 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 그러나 주택매매가격은 주택전세가격에 강한 그랜저 인과관계가 나타나지 않았다. 이는 주택전세가격이 주택매매가격의 중요한 구성 변수로서 기능하고 있으며, 주거서비스라는 내구소비재로 거래되는 주택임대시장과 투자자산으로 거래되는 주택매매시장이 서로 구분되어 주택매매가격과 주택전세가격이 각각의 시장에서 서로 다른 시장요인들에 의해 변동되어진다는 논의를 뒷받침해 주는 근거로 제시될 수 있겠다. 셋째, VAR(1)모형 추정 결과 주요 변수들의 부호는 자산가격결정이론에서의 상관관계와 비교적 일치하고 있었고, 주택매매가격에 대한 예측에 있어서 전기의 주택전세가격, 실질국민총생산, 주택매매가격 그 자체가 미치는 영향이 매우 크게 나타났으며 이에 대한 추정치도 1% 유의수준에서 0.7015의 높은 결정계수 값을 보였다. 넷째, VAR(1) 모형의 충격반응함수(impulse response function) 분석 결과 각 변수들의 변화에 따른 충격반응은 제1분기에서 제2분기와 제3분기까지 가장 큰 반응을 보이다 점차 시간이 지남에 따라 다시 제6분기를 전후로 하여 충격의 효과가 사라져 대부분 0에 수렴하는 것으로 나타났다. 주택매매가격은 4가지 주요거시경제변수들 중에서 무엇보다도 주택매매가격 자체의 충격이 양(+)으로 가장 크고 오랫동안 지속되는 것을 알 수 있었다. 그리고 주택매매가격은 전세

가격의 변화에 강한 양(+)의 충격 반응을 보이고 있었으며 다음으로 GDP와 회사채수익율로 표시된 시장금리의 변화에 시차를 두고 모두 음(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 다섯째, 주택매매가격과 주택전세가격 간의 충격반응에서는 주택매매가격의 변동에 대한 주택전세가격의 충격 반응 보다는 주택전세가격변동에 대한 주택매매가격의 충격반응이 훨씬 크고 강하게 나타났다. 이는 주택매매가격의 기본가치 구성요소 중의 하나인 주택전세가격이 주택매매가격에 강하게 영향을 미치는 반면, 주택전세가격은 주택매매시장과는 구분되는 주택임대시장에서 주택서비스의 가격결정요인에 의해 더 영향을 받는다는 사실을 뒷받침해주는 근거가 될 수 있겠다. 또한 이는 정부의 주택정책 효과를 분석함에 있어서 매매가격에 대한 정책보다는 전세가격에 대한 정책이 더 큰 영향을 미치며 특히 전세가격에 대한 효과가 다시 주택매매가격의 변화에도 영향을 미친다는 연구들과도 결과를 같이 한다. 여섯째, 실물경제변수인 실질국민총생산과 회사채수익률로 표시된 시장금리에 대한 주택매매가격과 주택전세가격의 충격반응이 모두 장기간에 걸쳐 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이후 실질국민총생산이나 시장금리와 같은 시장기본가치 구성요인인 경제변수가 주택매매가격 변동에 미치는 영향이 점차 증가하고 있다는 연구들과 함께 외환위기 이후 주택매매시장에 구조적 변화가 존재한다는 주장의 근거로 제시될 수 있겠다.

앞으로 본 연구는 경제의 국면전환에 따르는 비선형성을 포함하는 VAR 모형으로 확장될 수 있을 것이다. 특히 부동산시장이 경기변동과 주고받는 영향이 지대함을 고려할 때 국면전환을 고려한 비선형 연구는 우리나라 부동산시장에 대한 이해를 높여줄 것이라 기대된다.

◆ 참고문헌 ◆

- 김경환 (1991), "부동산투기와 부동산가격," 학술연구보고서, 『한국경제연구원』.
 _____ (2005), "부동산 시장의 현황과 정책 과제," 『서강대학교 출판부』.
 김경환·서승환 (1990), "부동산투기와 자산가격거품," 『한국경제연구』.
 김용철 (1996), "주택가격과 관련 경제변수간의 상관관계에 관한 연구," 『국토계획』, 제31집 제5호, pp.67-82.

- 김종일 · 송의영 · 이우현 (1998), "서울아파트시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성," 『한국경제의 분석』, 제4집 제1호, pp.50-107.
- 박원암 (1992), "지가, 환율과 거품," 『한국개발연구』, 제14권, 제4호, pp.27-49.
- 박준용 · 이우현 · 남창우 (2002), "한국 주식시장에서 거시요인은 유의한가?" 『경제학연구』, 제50집 제4호, pp.101-139.
- 손재영 (1993), "토지정책의 분석과 정책과제," 연구보고서, 『한국개발연구원』.
- 서승환 (1994), "주택의 자본수익률의 변화와 결정요인," 『지역연구』, 제10권 제2호, pp.53-70.
- _____ (1999), "외환위기와 부동산 가격의 행태변화," 『주택연구』, 제 7권, 제 2호, pp.5-24.
- 서후석 (1999), "아파트 투자지표 개발과 아파트 수익률의 예측성 검증," 『재무연구』, 제12권 제2호, pp.281-314.
- 윤주현 (2001), "VAR 모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망 연구," 연구보고서, 『국토연구원』.
- 이민원 (1996), "부동산자산 및 인적자산과 거품을 고려한 자산가격결정 연구," 『증권금융연구』, 제2권 제2호, pp.1-49.
- 이용만 (2002), "시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대상승률 추정," 『부동산학연구』, 제8집 제2호, pp.21-28.
- 이주용 (1992), "주택가격변동요인에 관한 실증분석," 『주택금융』, 제142호, pp.33-52.
- 이준희 (2006), "주택가격의 거품여부에 대한 평가," 『금융경제연구』, 제248호.
- 정지만 (1999), "부동산시장의 효율성과 공분산비 분석," 『금융학회지』, 제4권 제2호, pp.169-204.
- 허재완 (1991), "주택가격상승률의 결정요인에 관한 분석," 『국토계획』, 제60호, pp.141-151.
- Abraham, Jesse M., and Patric H. Hendershott (1996), "Bubbles in Metropolitan Housing Markets," *Journal of Housing Research*, Vol. 7, Issue 2, pp.191-207.
- Appraisal Institute (2001), "The Appraisal of Real Estate," *12th Edition, Chicago, Appraisal Institute*.
- Boone, P. and J. Sachs (1989), "Is Tokyo Worth Four Trillion Dollars?: An Explanation for High Japanese Land Prices," Papers and Proceedings of the 7th EPA International Symposium, Economic Planning Agency, Tokyo.
- Bourassa, S.C. and Patric H. Hendershott (1997), "Bubbles in Real

- Metropolitan Housing Price, *Real Estate Research Unit Working Paper*, 5.
- Campbell, John Y, Lo, Andrew W. and MacKinlay A. Craig (1997), "The Econometrics of Financial Markets," *Princeton University Press*.
- Capozza, D.R. and G. Schwann (1989), "The Asset Approach to Pricing Urban Land: Empirical Evidence," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 17, Vol. 17, Issue 2, p161-174.
- Danthine, Jean-Pierre (2002), "Intermediate Financial Theory, Pearson Education, Inc.
- Denise DiPasquale and Wiliam C. Wheaton (1992), "The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 20, Issue 2, pp.181-198.
- Edelstein, R.H. and J.M. Paul (2002), "Are Japanese Land Price Based on Expectation?," *Asia's Financial Crisis and the Role of Real Estate*, M.E. Sharpe.
- Fisher, Ronald (1996), "State and Local Public Finance," *Second Edition*, Irwin.
- John H. Cochrance (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Lucas, Robert, E. Jr. (1978), "Aseet Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, 46, pp.1429-45.
- Miles, M. (1990), "What Is the Value of All U.S. Real Estate?," *Real Estate Review*, Vol. 2, Issue 2, pp.69-77.
- Noguchi, Y. (1994), "Land Prices and House Prices in Japan," *Housing Markets in the United States and Japan*, NBER.

Study on Real Estate Market Factors' Relative Effect

Seiwan Kim* · Kijeong Park**

Abstract

This paper studies dynamic inter-relationship between the housing price and economic factors which are related to fundamental value of real estate market. Using the vectorautoregressive (VAR) model and quarterly data over 1987 to 2004, we find the following results. First, impulse response analysis shows that housing prices are affected by its lagged values and rental prices significantly. Secondly, interest rates and GNP negatively affect the housing prices. Our empirical results correspond with previous studies, however, we feel that more researches on this issue should be pursued with more sophisticated models like nonlinear model in the future.

KRF Classification: B030907

Key Words: housing price, asset pricing theory, VAR

* Ewha Womans University, Department of Economics

** Institute for Monetary and Economic Research, Bank of Korea