

주거용 부동산 자본환원율과 자산시장의 균형관계에 관한 분석*

A Study on the Capitalization Rate of Residential Real Estate
and the Balance of the Asset Market

하 서 진 (Ha, Seo-Jin)**
노 승 한 (Ro, Seung-Han)***

< Abstract >

This study is based on changes in the residential real estate market, where increasing number of Jeonse are changing into normal monthly rents. Unlike other countries where enterprise-class home rental businesses dominate, Korean housing rental markets usually rent houses owned by individuals for operational profit. The continued low interest rate and the accelerated change in rental system may have resulted in the conversion of residential real estate to monthly rent and has increased importance of return on capital.

Analysis has analyzed the balance between the capitalization rate of monthly rent and the asset market. The time series analysis has looked at the balance between the capitalization rate of residential real estate and the yield rate of other financial assets: the three-year bond rate, the three-year treasury bond rate and the interest rate for mortgage loans. The analysis has showed that it was in balance with the three-year interest rate for corporate bonds, the three-year interest rate for treasury bonds, and the interest rate for mortgage loans. Although previous research on capitalization rate was limited to commercial real estate, this study also analyzes of the return rate of residential real estate.

주 제 어 : 주거용 부동산, 월세, 자본환원율, 가계 자산 포트폴리오, 자산시장의 균형관계
Keyword : Residential Real Estate, Monthly Rent, Capitalization Rate, Household Asset Portfolio, Balance of Asset Market

I. 서론

최근 주택임대시장에서 가장 큰 변화 중 하나가 바로 전세의 월세화에 따른 운영수익(임대료) 중심의 임대시장이 되었다는 것이다. 이러한 변화는 저금리로

인해 시장이자율이 하락함에 따라 전세금의 운용수익이 감소하였고, 월세로 전환하면 상대적으로 높은 수익을 얻을 수 있게 된 상황을 배경으로 한다(이호진·고성수, 2015). 가계 내 개인 투자자들에게는 주거용 부동산 자본환원율이 월세 주거용 부동산에 투자하는 동기가자 판단 기준 중 하나일 것이다(하서진 외, 2018).

* 이 논문은 하서진(2018)의 박사학위논문을 일부 수정·편집한 것임.

** 건국대학교 부동산학과 박사, 부동산·도시연구원, rotanev@konkuk.ac.kr, 주저자

*** 건국대학교 부동산학과 부교수, shro@konkuk.ac.kr, 교신저자

주거용 부동산의 월세 거래 및 운용으로 인해 형성되는 자본환원율은 전세 중심이던 이전과 달리 전세의 월세화에 따라 그 중요성이 대두되었다.

운영수익(임대료)을 바탕으로 한 운영 목적 주거용 부동산은 자본환원율을 판단근거로 가계 자산 포트폴리오로 구성된다. 그리고 가계 내 개인 투자자는 이러한 부동산자산이 지닌 위험을 최소화하기 위해 채권, 주식, 펀드 등과 같은 금융자산, 토지, 상업용 부동산과 같은 실물자산 등과 함께 포트폴리오를 운용한다. 각 자산들은 운용 결과에 따라 수익을 창출, 수익률을 실현할 것이다. 특히 주택의 임대소득이 연간 2,000만 원 이하인 경우 비과세 혜택(과세유예)이 존재해, 월세 임대주택은 가계 포트폴리오로 구성하기에 상대적으로 부담이 적은 자산이었을 것으로 판단된다.

그리고 주거용 부동산 자본환원율을 투자의 판단근거로 이용해 투자했을 때, 합리적인 투자자는 동일한 자본으로 채권이나 주식 등에 투자했을 때와 동일한 성과를 기대·예측한다. 하지만 주거용 부동산의 자본환원율과 기타 다른 자산의 수익률 간 균형관계가 성립하지 않고 동일 단위 투자 시 기타 다른 자산에서 더 많은 수익 성과가 창출된다면 주거용 부동산에 대한 투자는 경제 원리에 따라 감소할 것이다. 그리고 이러한 투자감소는 주거용 부동산 수요 및 가격의 하락으로 이어질 것이다(임정호, 2006).

본 분석에서는 투자자들이 투자지표로 활용할 수 있는 자산들의 수익률 간 균형관계를 분석하고자 한다. 가계 내 개인 투자자들이 투자를 고려할 수 있는 투자 자산으로는 부동산, 주식, 채권, 펀드 등이 있다. 투자자가 월세 부동산을 포트폴리오 내 자산으로 선택하여 이미 운용하고 있는 것으로 가정하여 주거용 부동산 자본환원율과 기타 자산의 수익률 간 자산시장 균형조건을 검증하고자 한다.

따라서 투자자들이 포트폴리오 위험을 최소화하기 위해, 투자를 고려할 수 있는 기타 다른 자산으로 채권을 선정, 대표적인 수익률로 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리와 주거용 부동산 자본환원율에 대해 각각 균형조건을 분석하고자 하였다. 월세 부동산과 함께 가계 자산으로 구성될 수 있는 채권은 고정된 수익금 및 만기가 존재해 상대적으로 위험이 낮은 투자자산이라는 점을 고려하였다. 그리고 부동산 자산을 세분화하여 운용 목적 월세 부동산 자본환원율과 보유 목적 부

동산의 수익률로 가정한 주택담보대출금리 간 균형조건을 분석하고자 하였다.

또한 2018년 세법개정안(기획재정부, 2018)에 따라 2019년부터 주택의 임대소득에 대해서도 단일세율 14%가 과세되기에(다만 임대소득 연 2,000만 원 이하인 경우 분리과세와 종합과세 중 선택 가능), 자산 수익률 간 균형관계를 확인하여 다른 자산의 수익에 과세하는 것과 같이 주택의 임대소득에도 과세하는 것에 이론적 토대가 존재하는지를 분석하고자 한다.

II. 관련 이론 및 선행연구 검토

1. 자산시장 균형조건

자산시장 균형조건은 손재영(2000)의 자산시장 균형식에서 유래하는데, 주택시장은 장기적으로는 균형 시장이며 최소한 균형에 접근해가는 과정이라고 파악한다.

이자율을 r^1), 매 기의 임대료를 R , 부동산의 매매가격을 P , 매매가격의 상승률을 $\frac{\Delta P}{P}$ 라고 표시할 때, 그리고 미래에 대해 아무런 불확실성 및 거래비용, 조세가 없다고 가정하면 <식 1>로 정리할 수 있다.

$$r = \frac{R}{P} + \frac{\Delta P}{P} \quad \text{식 (1)}$$

부동산의 소유에 따른 매 기의 수익이 운영수익(임대료)과 자본이득(매매차익)으로 구성되어있으며 이들의 합이 기타 자산의 수익률(시장이자율)과 동일해야 자산시장 간에 균형관계가 이루어짐을 나타낸다.

이 때 $\frac{R}{P}$ 을 월세 임대주택의 자본환원율이라 가정하여 이에 대해 다시 식을 정리한다면 아래 <식 2>와 같이 정리할 수 있다.

$$\frac{R}{P} = r - \frac{\Delta P}{P} \quad \text{식 (2)}$$

1) <식 1>에서 이자율 r 은 이자율에 해당하는 배수인 것으로 보았음.

자산시장 균형조건에 바탕하여 본다면 월세 임대주택의 자본환원율에 대해 기타 자산의 수익률은 양(+)의 값으로, 매매가격의 상승률은 음(-)의 값을 나타내야 할 것이다.

이와 같은 과정으로 도출되는 자산시장 균형조건은 토지, 주택 등을 매입하여 일정기간 이용하고 매각하는 경우에서도 도출될 수 있다(노형규·정의철, 2012). 특정 주택에서 y 만큼 매년 지속적으로 동일한 금액의 임대소득을 얻을 수 있다고 가정하고 할인율을 i 라고 한다면 토지 이용자가 특정 토지를 통해 얻을 수 있는 소득의 현재가치 V 는 <식 3>과 같이 표현할 수 있다.

$$V = \frac{y}{1+i} + \frac{y}{(1+i)^2} + \dots = \frac{y}{i} \quad \text{식 (3)}$$

매년 발생하는 임대소득을 할인율 i 로 나누면 임대소득 흐름의 현재가치 V 를 구할 수 있다. 합리적인 토지 매입자라면 현재가치 V 만큼의 금액만 지불할 것이다. 현재가치 V 는 토지가격이 되고, 지가는 매 기간 발생하는 지대소득의 크기와 할인율에 의해서 결정된다. 만일 임대소득이 매년 a 라는 비율로 증가한다면 주택가격은 <식 4>와 같이 표현할 수 있다.

$$V = \frac{y}{1+i} + \frac{(1+a)y}{(1+i)^2} + \frac{(1+a)^2y}{(1+i)^3} + \dots = \frac{y}{i-a} \quad \text{식 (4)}$$

주택을 매입하여 일정기간 동안만 이용하고 매각하는 경우는 아래 식과 같이 정리할 수 있다. 1년 동안 주택이 a 라는 비율로 증가할 것으로 가정한다면 주택가격 V 는 아래 <식 5>, <식 6>과 같다.

$$V = \frac{y}{1+i} + \frac{(1+a)y}{1+i} \quad \text{식 (5)}$$

$$V = \frac{y}{i-a} \quad \text{식 (6)}$$

주택자산보유자는 자산을 주택에 투자할 때의 수익률과 기타 자산에 투자할 때의 수익률을 비교하여 최적 자산을 구성할 것이다. 주택투자의 수익률이 기타 자산투자의 수익률보다 높다면 주택에 대한 투자를 증

가시킬 것이다. 결국 두 수익률이 같아질 때 자산시장의 균형이 달성된다. 주택에 투자하여 1년 동안 운영한 y 만큼의 소득을 얻고, 1년 후 a 의 비율로 가격이 상승한 주택을 매각하는 경우를 생각해보면 주택 투자에 대한 수익률은 $\frac{y+aV}{V}$ 가 될 것이다. 자산시장 균형조건에 근거해 정리하면 <식 7>과 같다.

$$i = \frac{y+aV}{V} = \frac{y}{V} + a \quad \text{식 (7)}$$

2. 선행연구 검토

1) 자산시장 균형조건 관련

임정호(2006)는 전세가격과 월세가격 간에는 공적분 관계가 존재하지만 매매가격과는 공적분 관계가 존재하지 않는 것을 제시하였다. 매매시장이 전세시장과 월세시장에 대해 상위시장으로 선호도를 가지며 매매시장이 갖는 자본이득에 대한 욕구가 전세시장과 월세시장이 가지는 실질적인 주거서비스에 대한 욕구보다 우월하기 때문인 것으로 분석하였다.

문규현(2010)은 매매수익률과 전세수익률 간에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 분석하였다. 충격반응분석 결과, 매매가격은 전세가격에 유의한 영향을 끼치지 않았으며, 분산분해 결과 장기적으로 전세가격은 대부분 자기 자신에 의해 설명되는 반면 매매가격은 50% 이상이 전세가격에 의해 설명된다는 결론을 얻었다.

이영수(2010)는 외환위기 전후로 분석의 시간적 범위를 나누어 VECM을 실시하였다. 그 결과, 외환위기 이전에는 주택가격과 전세가격 간에 장기균형관계가 존재하지 않았으나 외환위기 이후에는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 오차수정항을 통한 단기조정속도를 분석한 결과, 장기균형관계 이탈 시 주로 주택가격의 변화를 통해 균형관계를 회복하는 것으로 분석되었다.

2) 수익률 간 시계열 분석 관련

임병진(2009)은 부동산 시장과 채권시장과의 관계에 관해 분석하였다. 1997년 1월부터 2007년 6월까지의 시계열을 구축, 월별 국고채 3년 금리와 전국 주택매매가격 종합지수 간 상호 관련성을 분석한 결과, 금

리의 변화는 금리자체의 내재적 변화가 거의 대부분을 설명한다고 제시하였다. 하지만 전국 주택매매가격 종합지수의 경우, 금리의 영향이 확대되는 것으로 분석하였다. 금리의 변화율은 주택매매가격 종합지수의 변화율에 그랜저 인과관계가 존재하는 것을 확인하였으며 과거 국고채 3년 금리와 전국 주택매매가격 종합지수 간 음(-)의 관계가 있는 것으로 분석하였다.

이와 유사하게 임병진·한성운(2009)은 부동산시장 지수와 주식시장 지수의 시계열 특성비교 및 관계에 대해 분석하였다. 1986년 1월부터 2007년 6월까지의 월별 자료를 통해 주가와 주택매매가격 종합지수 자료 간 동조화 현상이 존재함을 제시하였다. 또한 주가의 변화는 주가자체의 내재적 변화가 거의 대부분을 설명하고 있으나 주택매매가격 종합지수의 경우 주가의 영향이 확대되고 있음을 확인하였다. 그리고 과거의 주가와 주택매매가격 종합지수 간에 정(+)의 관계가 있음을 분석하였다.

이수정·조주현(2010)은 한국에서 발생한 오피스빌딩 투자 거래 사례를 대상으로 자본시장의 거시결정요인들이 자본환원율에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 벡터오차수정모형을 이용해 분석한 결과, 서울 오피스빌딩의 자본환원율은 거시경제변수 중 회사채의 영향을 받으며, 부동산 관련변수 중에서는 오피스 공급의 영향을 받는 것으로 나타났다. 자본환원율에서 무위험이자율(Risk free rate)을 차감한 값인 자본환원율 스프레드는 거시경제변수 중 코스피의 영향과 부동산 관련변수 중 오피스 공급의 영향을 받는 것으로 분석되었다.

장영길·이춘섭(2010)은 상업용 부동산과 거시경제시장의 연관관계를 분석하여 부동산이 거시경제시장과 연계되어있는지 여부를 통해 부동산과 금융자산의 포트폴리오 효과를 검정하고 투자자산의 운영과 관리, 부동산 정책 수립에 기여하고자 하였다. 2000년 1분기부터 2009년 4분기까지 분기별 시계열 자료를 구축, 거시변수로 경제성장률, 무위험수익률, 주식수익률을, 부동산변수로 오피스가격, 임대료, 공실률을 변수로 구성하였다. 분석결과, 금융위기에 상업용부동산과 경제변수들 간 추세가 거의 일치하였으며 상관관계도 높아졌으며 주식시장과 채권시장은 부동산시장에 영향을 끼쳐 자본시장과 부동산시장은 단기적인 균형관계가 있음을 확인하였다. 하지만 거시경제와 주거용 부동산 간의 연관관계는 나타나지 않아 주택시장은

단기적으로 거시경제시장의 영향을 받지 않음을 분석하였다.

문흥식·조주현(2012)은 2000년부터 2011년까지 서울과 분당에서 발생한 오피스 매매사례 중 반복매매 사례를 대상으로 오피스빌딩 투자수익률을 소득수익률과 자본수익률로 구분, 각각의 결정요인 연구를 위한 조건으로 자본환원율을 실증분석하였다. 분석결과, 소득수익률은 부동산 일반특성, 투자행태, 거시경제변수 변화에 비슷하게 영향을 받으나 자본수익률과 총수익률은 주로 투자행태와 거시경제변수에 의해 영향을 받는 것으로 분석하였다.

서도희·김종진(2015)은 오피스시장이 부동산시장과 자본시장의 결합이라고 판단하고 공간시장과 자본시장에 대한 이론 모형을 바탕으로 거시경제변수를 이용해 오피스빌딩 소득수익률 결정모형을 구축하였다. 분석 결과, 경제성장률의 증가는 오피스빌딩 소득수익률을 상승시키는 주요한 원인이며 소비자물가지수, 환율의 상승은 소비자의 소비능력을 위축시키고 우리경제에 대한 불안요인으로 작용하여 오피스빌딩 소득수익률을 하락시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 그리고 총통화량의 증가는 일반적으로 소비자의 구매력을 높이고 생산 활동을 활발하게 하여 오피스빌딩 소득수익률에 긍정적 효과를 가져오지만 오피스시장의 수요와 공급이 어느 정도 균형을 이루었을 경우에만 가능한 것으로 분석하였다.

3) 선행연구와의 차별성

그동안 진행된 선행연구에서는 부동산 관련 자료와 다른 거시변수들 간의 실증관계 분석이나 상업용 부동산(오피스빌딩)의 자본환원율과 다른 거시변수들 간 실증관계를 분석하는 연구가 진행되었다. 주거용 부동산의 자본환원율을 중심으로 자산 간 균형조건을 검증하는 분석은 수행되지 않았다. 본 연구에서는 주거용 부동산의 자본환원율의 시계열을 구축하여 주거용 부동산의 자본환원율과 균형관계를 분석할 기타 다른 자산의 수익률로서 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리, 주택담보대출금리를 설정하였다. 가계 내 개인 투자자들이 월세 부동산 외에 투자를 고려할 수 있는 투자자산 중 채권을 선택하여 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리를 설정하였다. 그리고 운용 목적 부동산과 보유 목적 부동산을 구분하여 자산을 구성할 가능성이 있음을 고려하여, 월세 부동산의 자본환원율과 보유 목적

부동산의 수익률로 가정한 주택담보대출금리 간 균형 관계를 분석하고자 하였다. 이와 같이 가계 자산으로 구성될 수 있는 투자자산의 수익률로 구성된 변수들 간의 균형관계를 확인해, 가계 내 개인투자자들이 투자하여 포트폴리오로 구성할 수 있는 자산의 수익률 간 균형관계를 분석할 수 있다는 점이 기존의 선행연구와 차별된다.

세가격 증감률 간 영향관계를 분석하기 위해 <표 1>과 같이 3개의 model을 구성하였다. 이를 통해 시계열 분석을 수행하여 자산 간 균형관계를 확인하고자 한다. 주거용 부동산 자본환원율에 대해 model 1에서는 회사채 3년 금리와 매매가격 증감률을, model 2에서는 국고채 3년 금리와 매매가격 증감률을, model 3에서는 주택담보대출금리와 월세가격 증감률을 변수로 구성하였다.

III. 분석모형

1. 분석 자료

주거용 부동산의 시계열 분석을 수행하기 위해 부동산114에서 제공하는 매매가격 대비 연세 비율 자료를 분기별 자료로 구축하여 분석자료로 사용하였다. 지역적 범위로는 서울시로 한정하였으며 시간적 범위로는 2005년 1분기부터 2017년 4분기까지로 한정하였다.

기타 자산으로서 회사채 3년 금리와 국고채 3년 금리, 주택담보대출금리는 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 자료를 활용하였으며 매매가격증감률과 월세가격증감률은 부동산114에서 제공하는 매매가격지수, 월세가격지수의 증감률을 계산해 활용하였다.

2. 변수 설정

주거용 부동산의 자본환원율과 기타 자산, 매매·월

3. 분석 모형

다변량 시계열분석은 2가지 이상의 시계열 변수가 포함된 시계열 모형을 추정하고 예측하는 실증분석모형이다.

1) 단위근 검증

경제시계열자료는 계절적 추세나 확률행보를 따르는 불안정한 시계열일 가능성이 높아 허구적 회귀의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 이러한 위험을 제거하기 위해 시계열 자료의 안정성을 확보하여야 한다(이수정·조주현, 2010). 따라서 분석하고자 하는 시계열 자료의 불안정성을 파악하기 위해 일반적으로 단위근 검정을 수행한다. 본 연구에서 단위근 검정을 위해 활용한 ADF(Augmented dickey-fuller)검정법은 <식 8>과 같이 나타낼 수 있다(이종원, 2006).

<표 1> 분석모형 변수설정

구분	변수명		단위	출처
model 1	$\frac{R}{P}$	주거용 부동산 자본환원율	%	부동산114
	r	회사채 3년 금리		한국은행 경제통계시스템
	$\frac{\Delta P}{P}$	매매가격 증감률		부동산114
model 2	$\frac{R}{P}$	주거용 부동산 자본환원율	%	부동산114
	r	국고채 3년 금리		한국은행 경제통계시스템
	$\frac{\Delta P}{P}$	매매가격 증감률		부동산114
model 3	$\frac{R}{P}$	주거용 부동산 자본환원율	%	부동산114
	r	주택담보대출금리		한국은행 경제통계시스템
	$\frac{\Delta RP}{RP}$	월세가격 증감률		부동산114

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_j \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad \text{식 (8)}$$

Y_t : 분석대상인 시계열

α : 상수

β : 추세계수

ϵ_t : 백색잡음

2) 공적분 검증

단위근 검정결과 불안정 자료가 판명되었을 경우, 대체로 자료의 차분과정을 통해 안정화된 자료를 사용하여 분석한다. 하지만 차분하여 시계열 분석을 하는 경우 시계열에 포함된 정보를 손실할 뿐만 아니라 변수들 간의 장기적 균형관계에 대한 모델 설정의 오류를 범할 수 있는 가능성을 갖고 있기 때문에 변수들 간에 장기적 균형관계를 살펴볼 수 있는 공적분 검정을 실시한다. 공적분 검정은 단위근 검정을 통해 불안정한 시계열로 판명된 개별 수준의 변수들 간에 장기적 균형관계 존재의 가능성을 검정하는 방법이다(박은경 외, 2011).

공적분 검정에 있어서 중요한 시차는 VAR(p) 모델을 추정하여 일반적으로 사용하는 SBC 정보기준과 AIC 정보기준을 고려하여 적정시차를 설정한다. 본 연구에서 활용한 Johansen의 공적분 검정은 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있으며, 이를 <식 9>와 같이 표현할 수 있다(김명직 · 장국현, 2009).

$$\Delta X_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = Ax_{t-1} + v_t \quad \text{식 (9)}$$

3) VECM 분석

공적분 관계의 성립은 변수들 간에 적어도 한 방향으로 인과관계가 존재함을 보여주지만, 변수들 간의 균형관계로부터 이탈한 경우 이에 반응하여 한 변수가 균형적으로 수렴하는 조정속도와 변수들 간의 인과관계의 방향에 대한 정보는 제공하지 못한다는 한계점을 지니고 있다. 따라서 이러한 정보를 도출하기 위해서는 VECM으로 구성하여 분석하여야 한다(최봉호 · 김상춘, 2010). VECM은 시계열 변수들의 장기균형을 나타내고 단기적 동태정도를 파악할 수 있다.

따라서 이를 감안하여 아래의 식들을 살펴보면 <식 10>과 <식 11>의 오차수정계수인 α_1 , α_2 는 변수들 간

인과관계의 방향을 파악하고 장기균형관계에서 이탈한 편차들이 부분적으로 단기 조정되어 수렴되는 추정 속도를 의미한다. <식 12>의 Z_{t-1} 은 불균형오차를 반영한 오차수정항, b_1 은 장기승수를 의미한다(김경수 · 이유, 2009). VECM을 통해 공적분항에서는 변수들 간의 장기적 인과관계를, 차분항에서는 단기적 인과관계를 살펴볼 수 있다.

$$\Delta Y_{1,t} = \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,1}^i \Delta Y_{1,t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,2}^i \Delta Y_{2,t-2} + \epsilon_{1,t} \quad \text{식 (10)}$$

$$\Delta Y_{2,t} = \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,2}^i \Delta Y_{1,t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{2,2}^i \Delta Y_{2,t-2} + \epsilon_{2,t} \quad \text{식 (11)}$$

$$Z_{t-1} = Y_{1,t-1} - b_1 Y_{2,t-1} \quad \text{식 (12)}$$

4) 그랜저 인과검정

그랜저 인과성 검증은 한 변수가 다른 변수의 예측에 도움이 되는지를 검정하는 방법이다. 만일 X_t 의 시차값들이 다른 변수 Y_t 를 예측하는데 도움이 된다면, 'X는 Y를 그랜저 인과한다'라고 한다. 반면에 예측에 도움이 되지 않는다면 'X는 Y를 그랜저 인과하지 않는다'라고 한다(조담, 2006). 그랜저 인과성 검증에 대한 모형은 <식 13, 14>와 같다.

$$Y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} Y_{t-1} + \dots + \beta_{11} X_{t-1} + \dots + \beta_{1p} X_{t-p} + \epsilon_{1t} \quad \text{식 (13)}$$

$$Y_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} Y_{t-1} + \dots + \alpha_{2p} Y_{t-p} + \epsilon_{2t} \quad \text{식 (14)}$$

<식 13>의 모수 $\beta_{11}, \dots, \beta_{1p}$ 가 0이 아니라면 X는 Y를 그랜저 인과하는 것이므로 X_t 의 시차값들은 Y_t 를 예측하는데 유용하다. <식 14>은 모수 $\beta_{11}, \dots, \beta_{2p}$ 가 모두 0이라는 제약 하의 제약모형이다.

그랜저 인과성 검증은 X가 Y를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설($H_0: \beta_{11} = \dots = \beta_{1p} = 0$)을 검정하는 것이다. <식 7>에서 X_{t-1}, \dots, X_{t-p} 가 독립변수로 포함됨으로써 적합도가 증가한다면 위의 귀무가설은 기각되어야 한다. 그랜저 인과성 검증을 실행하기 위해

서는 OLS에 의해 제약모형인 <식 14>를 먼저 추정하고 R^2 를 계산하여야 한다. 차수 p의 결정에는 아무런 제약과 규칙이 없으나 p를 충분히 큰 값으로 선택하는 것이 좋다. 만일 무제약모형인 <식 13>의 R^2 이 제약 모형인 <식 14>의 R^2 보다 유의하게 크다면 귀무가설은 기각된다. 검정통계량은 <식 15>의 F값이다.

$$F = \frac{(R_u^2 - R_R^2)/2}{(1 - R_R^2)/(T - 2p - 1)} \quad \text{식 (15)}$$

인과성이라는 단어는 검증결과를 해석할 때 상당한 혼란을 가져다 줄 수도 있다. 그랜저 인과 검증의 결과는 X의 선행성과 정보내용만을 나타낸다(조담, 2006).

4. 분석 결과

1) 기술통계량

<표 2>와 같이 시계열 분석을 위해 활용하는 주거용 부동산의 자본환원율, 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리, 매매가격 증감률의 기술통계량을 제시하였다. 월세가격 증감률은 완전연세 평당 가격으로 증감률을 계산한 값을 사용하였다. 2005년 1분기부터 2017년 4분기까지의 자료에 대한 자본환원율의 평균은 3.604로 나타났으며 기타 다른 수익률인 회사채 3년 금리와 국고채 3년 금리의 평균은 4.133, 3.426, 매매가격 증감률의 평균은 4.505로 나타났다.

<표 2> 기술통계량

구분	최소값	최대값	평균	표준편차
주거용 부동산 자본환원율	3.000	4.470	3.604	0.332
회사채 3년 금리	1.670	8.290	4.133	1.572
국고채 3년 금리	1.254	5.850	3.426	1.287
주택담보 대출금리	-6.650	32.578	4.505	8.471
매매가격 증감률	-6.650	5.850	4.505	8.554
월세가격 증감률	-0.016	5.850	0.004	0.013

2) 변수의 추이

<그림 1>과 같이 주거용 부동산 자본환원율의 경우 2013년 이후 지속적으로 하락하고 있음을 확인할 수 있다. 회사채 3년 금리는 2009년 이후, 국고채 3년 금리와 주택담보대출금리는 2008년 이후 하락 추이를 나타내고 있다. 매매가격 증감률은 이와 반대로 2013년 이후 반등하여 상승하고 있는 것으로 나타났다.

<그림 1> 변수의 추이



주: 왼쪽 열은 원 시계열의 추이를, 오른쪽 열은 원 시계열을 차분한 추이를 그래프로 나타낸 것임. 위부터 주거용 부동산의 자본환원율, 매매가격 증감률, 월세가격 증감률, 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리, 주택담보대출금리임.

3) 분석 결과 검토

(1) model 1

본 연구에서는 시계열 자료의 안정성을 확보하기 위해 ADF, PP 단위근 검정방법을 실시하였다. 그 결과, <표 3>에서와 같이 원시계열에서는 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나(PP 검정법 기준) 차분 후 시계열에서는 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단되었다.

<표 3> 단위근 검정 결과(r =회사채 3년금리)

구분	변수명	ADF (t-statistic)	PP (t-statistic)
원 시계열	주거용 부동산 자본환원율	-3.017**	-2.271
	회사채 3년금리	-0.795	-0.919
	매매가격 증감률	-1.209	-1.838
차분 후 시계열	주거용 부동산 자본환원율	-5.028***	-4.990***
	회사채 3년금리	-6.237***	-5.984***
	매매가격 증감률	-5.486***	-6.360***

주1: 단위근 검정방법으로는 ADF검정방법을 채택하였음.
 주2: ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

시계열 간 장기적인 균형관계가 존재하는지를 확인하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 본 연구에서는 Johansen 공적분 검정을 채택하였으며 그 결과는 <표 4>와 같다. 그 결과, 1개의 공적분이 존재하는 것으로 나타나 VECM을 분석방법으로 활용하였다.

<표 4> 공적분 검정 결과(r =회사채 3년금리)

공적분 수	Trace statistic	Prob.
None*	37.451	0.005
At most 1	12.328	0.142
At most 2	1.789	0.181

주: *: 5% 수준에서 유의함.

이어서 시차를 4로 설정해 VECM을 수행하였다. 그 결과 공적분 관계에서 주거용 부동산(월세 아파트)의 자본환원율이 1일 때 회사채 3년금리와 매매가격 증감률이 유의하게 나타나 월세 부동산의 자본환원율과 회사채 3년금리 간 균형관계가 있음을 확인하였다. 이는 월세 부동산과 회사채가 함께 가계 자산으로 구성되는 경우, 투자자가 합리적인 투자성과를 예측할 수 있음을 의미한다.

<표 5> VECM 분석(r =회사채 3년금리)

구분	CointEq1		
주거용 부동산 자본환원율(-1)	1.000		
회사채 3년 금리(-1)	-0.337 (-3.373)		
매매가격 증감률(-1)	0.124 (2.809)		
C	-2.772		
CointEq1	주거용 부동산 자본환원율	회사채 3년만기 수익률	매매가격 증감률
CointEq1	-0.082 (-3.518)	0.168 (1.687)	-0.016 (-0.037)
D(주거용 부동산 자본환원율(-1))	0.231 (1.580)	-0.451 (-0.723)	-32.175 (-11.760)
D(주거용 부동산 자본환원율(-2))	-0.264 (-1.103)	-0.787 (-0.771)	8.468 (1.893)
D(주거용 부동산 자본환원율(-3))	-0.342 (-1.471)	0.730 (0.735)	13.228 (3.040)
D(주거용 부동산 자본환원율(-4))	-0.102 (-0.500)	-2.194 (-2.532)	-1.670 (-0.440)
D(회사채 3년 금리(-1))	0.012 (0.358)	-0.010 (-0.067)	-0.874 (-1.344)
D(회사채 3년 금리(-2))	-0.014 (-0.416)	-0.394 (-2.758)	-0.238 (-0.380)
D(회사채 3년 금리(-3))	0.009 (0.302)	-0.017 (-0.133)	-1.970 (-3.464)
D(회사채 3년 금리(-4))	-0.048 (-1.533)	0.067 (0.503)	-0.053 (-0.091)
D(매매가격 증감률(-1))	0.009 (1.833)	-0.009 (-0.440)	0.287 (3.143)
D(매매가격 증감률(-2))	-0.003 (-0.589)	-0.013 (-0.581)	0.271 (2.753)
D(매매가격 증감률(-3))	0.002 (0.346)	-0.059 (-2.683)	0.117 (1.216)
D(매매가격 증감률(-4))	0.007 (1.658)	-0.031 (-1.631)	-0.599 (-7.178)
C	-0.044 (-2.849)	-0.129 (-1.936)	-0.491 (-1.683)
R-squared	0.505	0.513	0.871
Adj. R-squared	0.335	0.346	0.826
F-statistic	2.978	3.080	19.655
Log likelihood	62.695	-12.751	-89.613
Akaike AIC	-1.873	1.029	3.985
Schwarz SC	-1.348	1.554	4.510

<표 6>과 같이, 그랜저 인과검정을 실시하여 표본기간(2005년 1분기~2017년 4분기)동안 변수들 간의 선후관계를 확인하였다. 주거용 부동산 자본환원율에 대해서 매매가격 증감률이 1~4시차 동안 유의해 선후관계가 있는 것으로 나타났으며 회사채 3년 금리에 대해서도 주거용 부동산 자본환원율에 비해 매매가격 증감률이 더 높은 유의수준으로 선후관계가 있는 것으로 나타났다. 매매가격 증감률에 대해서는 주거용 부동산 자본환원율이 2시차 이후 높은 유의성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 주거용 부동산 자본환원율이 매매가격 증감률에 우선하고, 매매가격 증감률이 회사채 3년 금리에 우선하는 것으로 볼 수 있다.

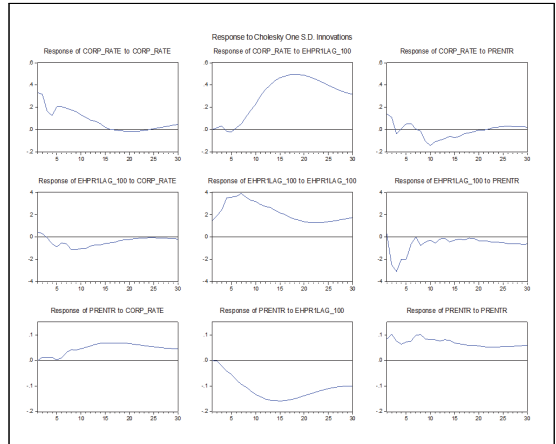
<표 6> 그랜저 인과검정 결과(r =회사채 3년금리)

구분	시차			
	1	2	3	4
회사채 3년금리 ⇒ 주거용 부동산 자본환원율	0.522	0.218	0.170	0.235
매매가격증감률 ⇒ 주거용 부동산 자본환원율	5.422**	7.742***	5.120***	3.872***
주거용 부동산 자본환원율 ⇒ 회사채 3년금리	0.008	2.689*	3.508**	2.481*
매매가격증감률 ⇒ 회사채 3년금리	3.589*	1.230	3.511**	4.032***
주거용 부동산 자본환원율 ⇒ 매매가격 증감률	1.110	33.269***	30.100***	29.543***
회사채 3년금리 ⇒ 매매가격 증감률	1.763	0.660	0.561	0.773

주: ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

<그림 2>와 같이 어느 특정 변수에 대해 일정한 크기의 충격이 가해질 경우, 모형 내 변수들의 기간 경과에 따른 반응 정도를 분석하는 충격반응분석을 실시하였다. 그 결과, 주거용 부동산의 자본환원율은 회사채와 자체 시계열에 의한 충격에 충격반응을 지속적으로 나타내나 매매가격 증감률에 의한 충격에는 큰 폭으로 하락하여 장기 지속성을 갖는 것으로 나타났다.

<그림 2> 충격반응분석 결과(r =회사채 3년금리)



주: PRENTR: 주거용 부동산 자본환원율, CORP_RATE: 회사채 3년 금리, EHPR1LAG_100: 매매가격 증감률.

<표 7>, <표 8>, <표 9>와 같이, 표본기간 이후 각 변수에 대한 설명력을 분석하기 위해 분산분해분석을 실시하였다. <표 7>에서는 주거용 부동산 자본환원율에 대해 분산분해분석을 실시하였는데, 초기에는 주거용 부동산 자본환원율에 대해 주거용 부동산 자본환원율 자체 시계열이 가장 높은 설명력을 끼치는 것으로 나타났다. 그러나 기간이 지날수록 매매가격 증감률의 설명력이 증가하여 30기간 기준 62.203%만큼 주거용 부동산 자본환원율에 대해 설명력을 지니는 것으로 분석되었다.

<표 7> 주거용 부동산 자본환원율에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	회사채 3년금리	매매가격 증감률
1	1.586	84.571	15.231	0.198
2	3.536	78.741	21.142	0.116
3	5.304	75.963	22.573	1.464
4	6.695	71.266	22.547	6.187
5	7.907	68.222	20.129	11.649
...
26	13.968	13.982	23.834	62.184
27	14.062	13.829	23.945	62.226
28	14.166	13.716	24.048	62.236
29	14.280	13.634	24.140	62.225
30	14.402	13.575	24.222	62.203

<표 8> 회사채 3년금리에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	회사채 3년금리	매매가격 증감률
1	0.085	0.000	100.000	0.000
2	0.134	0.201	99.692	0.107
3	0.156	3.922	95.696	0.382
4	0.174	4.268	95.260	0.472
5	0.197	4.001	95.456	0.543
...
26	0.765	4.854	11.775	83.370
27	0.775	4.694	11.412	83.894
28	0.785	4.557	11.118	84.325
29	0.795	4.438	10.880	84.682
30	0.805	4.335	10.682	84.983

<표 9> 매매가격 증감률에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	회사채 3년금리	매매가격 증감률
1	0.362	0.000	11.605	88.395
2	0.493	50.369	6.089	43.543
3	0.523	52.719	8.488	38.794
4	0.538	40.035	9.162	50.803
5	0.579	33.145	10.634	56.220
...
26	1.949	11.652	8.488	79.861
27	1.982	11.665	8.422	79.912
28	2.012	11.666	8.357	79.976
29	2.039	11.662	8.298	80.039
30	2.064	11.632	8.236	80.132

(2) model 2

자본환원율과 매매가격 증감률의 합과 균형관계를 이를 기타 다른 자산의 수익률로서 국고채 3년 금리를 설정하였다. 회사채보다 무위험 자산 수익률에 가까운 수익률로서 가계 내 개인 투자자가 가계 자산으로 구성할 수 있는 자산일 것으로 판단하였다.

<표 10>과 같이 원 시계열의 경우(PP 검정법 기준), 모든 시계열에서 단위근이 있는 것으로 판단되었으나 원 시계열에 차분을 실시, 단위근 검정을 실시한 결과 모든 증감률 시계열에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단되었다.

<표 10> 단위근 검정 결과(r =국고채 3년금리)

구분	변수명	ADF (t-statistic)	PP (t-statistic)
원 시계열	주거용 부동산 자본환원율	-3.017**	-2.271
	국고채 3년금리	-0.669	-0.761
	매매가격 증감률	-1.209	-1.838
차분 후 시계열	주거용 부동산 자본환원율	-5.028***	-4.990***
	국고채 3년금리	-6.456***	-6.428***
	매매가격 증감률	-5.486***	-6.360***

주1: 단위근 검정방법으로는 ADF검정방법을 채택하였음.
주2: ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

시계열 간 장기적인 균형관계가 존재하는지를 확인하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 본 연구에서는 Johansen 공적분 검정을 채택하였으며 그 결과는 <표 11>과 같다. 그 결과, 1개의 공적분이 존재하는 것으로 나타나 VECM을 분석방법으로 활용하였다.

<표 11> 공적분 검정 결과(r =국고채 3년금리)

공적분 수	Trace statistic	Prob.
None*	68.591	0.000
At most 1	14.565	0.069
At most 2	0.250	0.617

주: *: 5% 수준에서 유의함.

<표 12>는 시차를 3으로 설정한 VECM 분석 결과이다. 회사채 3년 금리를 투입한 model 1의 결과와 같이 model 2에서도 주거용 부동산(월세 아파트)의 자본환원율이 1일 때 국고채 3년 금리와 매매가격 증감률이 유의하게 나타났다. 이는 곧 월세 부동산의 자본환원율과 국고채 3년금리 간 균형관계가 성립하며 함께 가계 자산으로 구성되는 경우, 투자자가 합리적인 투자성과를 기대할 수 있는 것으로 해석된다.

<표 12> VECM 분석(r =국고채 3년금리)

구분	CointEq1		
주거용 부동산 자본환원율(-1)	1.000		
국고채 3년 금리(-1)	-6.606 (-2.827)		
매매가격 증감률(-1)	4.889 (8.603)		
C	-2.163		
CointEq1	주거용 부동산 자본환원율	국고채 3년금리	매매가격 증감률
CointEq1	-0.001 (-1.718)	-0.002 (-0.925)	-0.098 (-8.288)
D(주거용 부동산 자본환원율(-1))	0.331 (2.180)	-0.912 (-1.735)	-33.359 (-11.821)
D(주거용 부동산 자본환원율(-2))	-0.049 (-0.176)	-1.833 (-1.889)	-9.185 (-1.764)
D(주거용 부동산 자본환원율(-3))	-0.276 (-1.297)	-0.009 (-0.012)	-6.849 (-1.732)
D(국고채 3년 금리(-1))	0.008 (0.173)	0.068 (0.437)	0.026 (0.031)
D(국고채 3년 금리(-2))	0.022 (0.518)	-0.233 (-1.622)	2.187 (2.833)
D(국고채 3년 금리(-3))	0.006 (0.125)	0.098 (0.618)	0.212 (0.250)
D(매매가격 증감률(-1))	0.011 (2.111)	-0.031 (-1.705)	0.127 (1.295)
D(매매가격 증감률(-2))	-0.008 (-1.653)	-0.005 (-0.278)	0.199 (2.197)
D(매매가격 증감률(-3))	0.000 (0.029)	0.026 (1.629)	0.392 (4.638)
C	-0.029 (-1.760)	-0.104 (-1.845)	-1.063 (-3.529)
R-squared	0.376	0.313	0.839
Adj. R-squared	0.223	0.145	0.800
F-statistic	0.344	4.118	118.647
Log likelihood	0.092	0.317	1.701
Akaike AIC	2.467	1.867	21.413
Schwarz SC	56.679	-7.852	-95.232
Log likelihood	62.695	-12.751	-89.613
Akaike AIC	-1.873	1.029	3.985
Schwarz SC	-1.348	1.554	4.510

<표 13>과 같이, 그랜저 인과검정을 통해 표본기간 (2005년 1분기~2017년 4분기)동안 변수들 간의 선후 관계를 확인하였다. 주거용 부동산 자본환원율에 대해서 매매가격 증감률이 2~4시차 동안 유의해 선후관계가 있는 것으로 나타났으며 국고채 3년 금리에 대해서는 주거용 부동산 자본환원율이 2~4시차 동안 유의해 선후관계가 존재하는 것으로 나타났다. 매매가격 증감률에 대해서는 주거용 부동산 자본환원율이 2시차 이후 높은 유의성이 있는 것으로 나타났다.

주거용 부동산 자본환원율이 매매가격 증감률에 우선하고, 매매가격 증감률이 국고채 3년 금리에 우선하는 것으로 분석된다.

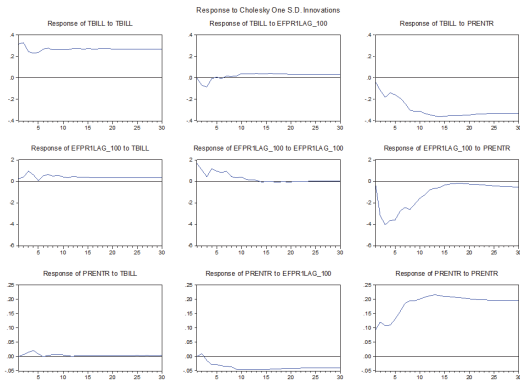
<표 13> 그랜저 인과검정 결과(r =국고채 3년금리)

구분	시차			
	1	2	3	4
국고채 3년금리 ⇒ 주거용 부동산 자본환원율	0.454	1.044	0.407	0.490
매매가격증감률 ⇒ 주거용 부동산 자본환원율	5.422	7.742***	5.120***	3.872***
주거용 부동산 자본환원율 ⇒ 국고채 3년금리	0.913	5.147***	3.349**	2.444*
매매가격증감률 ⇒ 국고채 3년금리	1.197	1.377	2.031	1.523
주거용 부동산 자본환원율 ⇒ 매매가격 증감률	1.110	33.269***	30.100***	29.543***
국고채 3년금리 ⇒ 매매가격 증감률	0.515	0.520	0.901	1.184

주: ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

<그림 3>과 같이, 특정 변수의 충격이 모형 내 변수들에게 어떠한 충격효과를 발생시키는지 분석하기 위해 충격반응분석을 실시하였다. 분석결과, 주거용 부동산의 자본환원율은 국고채의 충격에는 상대적으로 미미한 충격반응을 나타냈으나 자체 시계열의 충격에 의해서는 높은 충격반응이 지속되는 것으로 나타났다. 다만, 매매가격 증감률에 의한 충격에 의해서는 주거용 부동산 자본환원율이 하락하는 것으로 나타났다.

<그림 3> 충격반응분석 결과(r =국고채 3년금리)



주: PRENTR: 주거용 부동산 자본환원율, TBILL: 국고채 3년 금리, EFPRLAG_100: 매매가격 증감률.

<표 14>, <표 15>, <표 16>에 분산분해분석 결과를 제시하였다. 주거용 부동산 자본환원율에 대해 주거용 부동산 자본환원율 자체 시계열이 가장 높은 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 국고채 3년 금리에 대해서는 초기에는 국고채 3년 금리 자체 시계열이 가장 높은 설명력을 지니나 30기간에 가까울수록 주거용 부동산 자본환원율이 44%까지 설명력이 상승하는 것으로 나타났다. 마지막으로 매매가격 증감률에 대해서는 2기간 이후부터 주거용 부동산 자본환원율이 높은 설명력을 지니는 것으로 나타났다.

<표 14> 주거용 부동산 자본환원율에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	국고채 3년금리	매매가격 증감률
1	1.701	98.274	1.211	0.515
2	3.792	99.158	0.650	0.192
3	5.642	98.066	0.449	1.485
4	6.849	95.613	0.476	3.911
5	7.798	94.562	0.398	5.040
...
26	9.901	91.770	0.846	7.384
27	9.918	91.771	0.846	7.383
28	9.937	91.773	0.846	7.382
29	9.956	91.773	0.846	7.381
30	9.976	91.774	0.846	7.381

<표 15> 국고채 3년금리에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	국고채 3년금리	매매가격 증감률
1	0.092	0.000	100.000	0.000
2	0.152	3.040	95.205	1.756
3	0.187	9.780	87.404	2.816
4	0.220	11.099	86.593	2.308
5	0.257	12.680	85.346	1.974
...
26	0.974	43.644	54.698	1.658
27	0.994	43.801	54.547	1.652
28	1.014	43.948	54.406	1.646
29	1.034	44.083	54.277	1.641
30	1.053	44.207	54.157	1.636

<표 16> 매매가격 증감률에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	국고채 3년금리	매매가격 증감률
1	0.317	0.000	2.972	97.028
2	0.476	64.238	4.419	31.343
3	0.572	76.000	8.179	15.821
4	0.632	77.070	7.772	15.158
5	0.694	79.492	6.384	14.124
...
26	2.077	77.831	9.965	12.204
27	2.120	77.731	10.101	12.168
28	2.163	77.636	10.234	12.130
29	2.204	77.538	10.371	12.090
30	2.245	77.442	10.507	12.051

(3) model 3

model 3에서는 기타 다른 자산의 수익률로서 주택 담보대출금리를 설정하여 자산 간 균형관계를 분석하였다. 부동산 자산을 세분화하여 운용 목적 월세 부동산의 자본환원율과 보유 목적 부동산의 수익률로 가정한 주택담보대출금리 간 균형조건을 분석하고자 하였다.

<표 17>과 같이, 원 시계열의 경우 PP검정법 기준으로, 월세가격 증감률을 제외한 시계열에서 단위근이 있는 것으로 판단되었다. 시계열 자료의 안정성을 확보하기 위해 원 시계열에 차분을 실시, 단위근 검정을

실시한 결과 모든 증감률 시계열에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단되었다.

<표 17> 단위근 검정 결과(r =주택담보대출금리)

구분	변수명	ADF (t-statistic)	PP (t-statistic)
원 시계열	주거용 부동산 자본환원율	-3.017**	-2.271
	주택담보대출금리	-0.740	-0.749
	월세가격 증감률	-4.544***	-4.509***
차분 후 시계열	주거용 부동산 자본환원율	-5.028***	-4.990***
	주택담보대출금리	-6.422***	-6.381***
	월세가격 증감률	-8.262***	-22.938***

주1: 단위근 검정방법으로는 ADF검정방법을 채택하였음.
 주2: ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

시계열 간 장기적인 균형관계가 존재하는지를 확인하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 본 연구에서는 Johansen 공적분 검정을 채택하였으며 그 결과는 <표 18>과 같다. 그 결과, 1개의 공적분이 존재하는 것으로 나타나 가정회귀문제를 해결할 수 있을 VECM을 시계열 분석방법으로 활용하였다.

<표 18> 공적분 검정 결과(r =주택담보대출금리)

공적분 수	Trace statistic	Prob.
None*	32.372	0.025
At most 1	9.065	0.359
At most 2	0.355	0.551

주: *: 5% 수준에서 유의함.

<표 19>와 같이, 시차를 2로 설정하여 VECM을 수행하였다. 부동산의 목적을 구분하여 자산 구성을 할 수 있음을 고려해 운영 목적 부동산의 수익률로 월세 부동산 자본환원율을, 보유 목적 부동산의 수익률로 주택담보대출금리를 가정해 균형관계를 분석하였다. 그 결과, 주거용 부동산(월세 부동산)의 자본환원율이 1일 때 주택담보대출금리와 월세가격 증감률이 유의하게 분석되었다. 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리와 같이 부동산의 목적을 구분하여 자산을 운용하는 경우에도 자산 간 균형관계가 성립할 수 있음을 확인하였다.

<표 19> VECM 분석(r =주택담보대출금리)

구분	CointEq1		
주거용 부동산 자본환원율(-1)	1.000		
주택담보대출금리(-1)	-0.493 (-2.919)		
월세가격 증감률(-1)	126.099 (5.662)		
C	-1.789		
CointEq1	주거용 부동산 자본환원율	주택담보대 출금리	월세가격 증감률
CointEq1	-0.025 (-1.653)	0.084 (1.764)	-0.006 (-4.204)
D(주거용 부동산 자본환원율(-1))	0.511 (2.895)	-1.726 (-3.137)	-0.032 (-1.870)
D(주거용 부동산 자본환원율(-2))	-0.130 (-0.603)	-0.527 (-0.785)	-0.037 (-1.760)
D(주택담보대출 금리(-1))	-0.031 (-0.686)	0.001 (0.010)	-0.002 (-0.369)
D(주택담보대출 금리(-2))	0.086 (2.070)	-0.283 (-2.190)	0.008 (2.062)
D(월세가격 증감률(-1))	2.191 (1.157)	-5.374 (-0.910)	-0.008 (-0.045)
D(월세가격 증감률(-2))	-1.403 (-1.081)	-0.222 (-0.055)	0.009 (0.074)
C	-0.016 (-1.091)	-0.122 (-2.685)	-0.001 (-0.862)
R-squared	0.315	0.358	0.623
Adj. R-squared	0.206	0.255	0.563
F-statistic	0.378	3.668	0.004
Log likelihood	0.093	0.289	0.009
Akaike AIC	2.888	3.498	10.369
Schwarz SC	54.263	-4.840	175.388
Log likelihood	0.092	0.317	1.701
Akaike AIC	2.467	1.867	21.413
Schwarz SC	56.679	-7.852	-95.232
Log likelihood	62.695	-12.751	-89.613
Akaike AIC	-1.873	1.029	3.985
Schwarz SC	-1.348	1.554	4.510

<표 20>과 같이, 그랜저 인과검정을 통해 표본기간 (2005년 1분기~2017년 4분기)동안 변수들 간의 선후 관계를 확인하였다. 월세가격 증감률에 대해 주거용 부동산 자본환원율이 2시차 이후부터 그랜저 인과하는 것으로 나타났으며, 주택담보대출금리 또한 1시차 부터 월세가격 증감률에 대해 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 주거용 부동산 자본환원율이 주택담보대출금리에 대해 2시차 이후부터 그랜저 인과하는 것으로 나타나 변수들 간의 선후관계는 주거용 부동산 자본환원율이 주택담보대출금리에 우선하고, 주택담보대출금리가 월세 가격 증감률에 우선하는 것으로 분석된다.

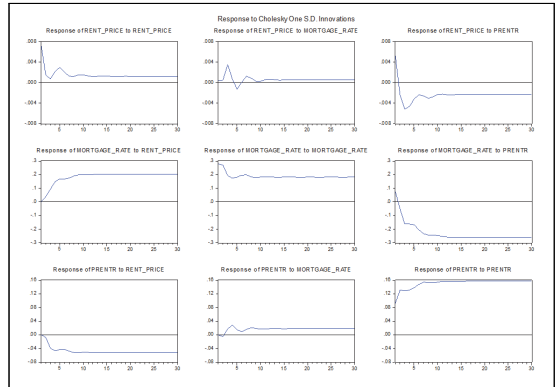
<표 20> 그랜저 인과검정 결과(r =주택담보대출금리)

구분	시차			
	1	2	3	4
주택담보대출금리 ⇒ 주거용 부동산 자본환원율	0.472	0.214	0.608	1.302
월세가격 증감률 ⇒ 주거용 부동산 자본환원율	0.237	3.198	1.945	0.961
주거용 부동산 자본환원율 ⇒ 주택담보대출금리	0.308	7.110***	5.423***	3.992***
월세가격 증감률 ⇒ 주택담보대출금리	0.001	0.067	0.403	0.390
주거용 부동산 자본환원율 ⇒ 월세가격 증감률	3.510	10.000***	7.502***	5.474***
주택담보대출금리 ⇒ 월세가격 증감률	3.925*	2.766*	3.582**	2.498*

주: ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

<그림 4>와 같이, 충격반응분석에서는 주거용 부동산 자본환원율의 충격이 자체 시계열에 높은 충격반응을 일으키는 것으로 분석되었다. 주택담보대출금리에 의한 충격에는 상대적으로 미미한 충격반응이 지속되는 것으로, 월세 가격 증감률에 의한 충격에는 주거용 부동산의 자본환원율이 하락해 그 충격이 지속되는 것으로 나타났다.

<그림 4> 충격반응분석결과(r =주택담보대출금리)



주: PRENTR: 주거용 부동산 자본환원율, MORTGAGE_RATE: 주택담보대출금리, EHPR1LAG_100: 매매가격 증감률.

표본기간 이후, 자본환원율에 대한 각 변수들의 설명력을 분석하기 위해 <표 21, 22, 23>과 같이 자본환원율 증감률에 대한 분산분해분석을 실시하였다. 그 결과, 주거용 부동산 자본환원율에 대해서는 주거용 부동산 자본환원율 자체 시계열이 가장 높은 설명력을 지니는 것으로 보였다. 주택담보대출금리에 대해서는 초기에는 주택담보대출금리가 높은 설명력을 지녔으나 30기간에 가까울수록 주거용 부동산 자본환원율이 가장 높은 설명력을 지니는 것으로 나타났다. 월세가격 증감률 또한 초기에는 월세가격 증감률 자체 시계열이 가장 높은 설명력을 지녔으나 30기간에 가까울수록 주거용 부동산 자본환원율이 가장 높은 설명력을 보였다.

<표 21> 주거용 부동산 자본환원율에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	국고채 3년금리	월세가격 증감률
1	0.009	63.994	2.278	33.728
2	0.009	68.215	1.699	30.085
3	0.011	73.049	5.129	21.822
4	0.012	74.352	8.274	17.374
5	0.013	76.201	8.288	15.511
...
26	0.018	81.543	8.787	9.670
27	0.019	81.579	8.794	9.627
28	0.019	81.612	8.801	9.587
29	0.019	81.643	8.807	9.550
30	0.019	81.671	8.813	9.517

<표 22> 주택담보대출금리에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	주택담보 대출금리	월세가격 증감률
1	0.289	0.000	96.156	3.844
2	0.400	9.245	88.643	2.113
3	0.482	27.901	70.617	1.482
4	0.558	41.067	57.436	1.497
5	0.633	49.831	48.435	1.734
...
26	1.815	86.088	13.346	0.565
27	1.854	86.334	13.108	0.558
28	1.892	86.561	12.889	0.551
29	1.929	86.769	12.686	0.544
30	1.966	86.963	12.499	0.538

<표 23> 월세가격 증감률에 대한 분산분해분석

구분	S.E.	주거용 부동산 자본환원율	주택담보 대출금리	월세가격 증감률
1	0.093	0.000	0.000	100.000
2	0.161	9.065	0.015	90.919
3	0.210	28.315	4.812	66.873
4	0.254	40.100	4.069	55.831
5	0.292	44.289	6.306	49.405
...
26	0.811	69.885	3.620	26.495
27	0.828	70.464	3.547	25.989
28	0.845	71.020	3.477	25.503
29	0.861	71.554	3.410	25.036
30	0.877	72.068	3.346	24.586

IV. 결론

주택임대시장 내 임대인은 주로 가계 내 개인 투자자로서 가계 자산 중 일부인 부동산 자산을 운용하여

임대수익을 창출한다. 그동안 주택임대시장에서 주된 임대형태가 전세였기에 임대인들은 전세물량을 공급하고, 보유기간에 따른 매매차익을 실현하였을 것으로 판단된다. 이러한 임대인들의 역할 및 주택임대시장 내 우위를 고려하여 주택 임대소득에 대한 비과세 혜택이 지속되었을 것이다. 하지만 저금리 기조로 인해 전세의 월세화가 가속되고 운영수익(임대료) 중심인 월세의 비중이 주택임대시장 내에서 증가하게 되었다. 이를 통해 자본환원율이 임대인들에게 주택 임대형태를 전세에서 월세로 전환하게 하는 판단근거로 작용했음과 동시에 그만큼 비과세 혜택을 받는 임대인 또한 증가하였을 것으로 추측된다. 그 결과, 가계 자산의 포트폴리오가 전세보다는 월세의 비중이 높은 구성으로 변화하였으며 주택의 임대소득 비과세 혜택 폐지 또한 계속해서 논의·유예되었다. 하지만 2018년 7월, 기획재정부는 「2018년 세법개정안」을 발표하여 2019년부터는 주택 임대소득에 대해서도 과세하며 다만 임대소득이 연간 2,000만 원 이하인 경우에는 분리과세 또는 종합과세를 선택할 수 있도록 하였다. 근로소득, 금융소득과 달리 비과세 혜택으로 인해 비과세되던 주택 임대소득에도 과세하여 과세의 공평성을 높이고 '세금 사각지대'를 줄이겠다는 정책이다. 이와 같은 과세체계를 구축함에 있어서는 주택 임대소득과 다른 자산 소득 간의 균형관계를 살펴볼 필요가 있다.

따라서 본 연구에서는 자산 간 균형관계를 검증하기 위해 주거용 부동산의 자본환원율에 대한 시계열 분석을 실시하였다. 주거용 부동산(서울 소재 아파트)의 자본환원율의 시계열을 구축하였으며, 기타 다른 자산의 수익률로서 회사채 3년 금리, 국고채 3년 금리, 주택담보대출금리를, 증감률로서는 매매가격 증감률과 월세 가격 증감률을 구성하여 실증관계를 분석하고자 하였다. 이를 통해 부동산 관련 자료와 다른 거시변수들 간의 실증관계 분석이나 상업용 부동산(오피스빌딩)의 자본환원율과 다른 거시변수들 간 실증관계분석만 존재했던 기존의 선행연구와의 차별성을 지니고자 하였다. 2005년 1분기부터 2017년 4분기까지 서울시의 주거용 부동산 자본환원율 자료를 구축하였고, 주거용 부동산의 자본환원율이 기타 다른 자산의 수익률과 균형관계를 이루는지 분석하였다.

분석 결과, 주거용 부동산의 자본환원율, 회사채 3년 금리, 매매가격 증감률 간 균형관계를 살펴본 model 1, 주거용 부동산의 자본환원율, 국고채 3년 금

리, 매매가격 증감률 간의 균형관계를 살펴본 model 2, 주거용 부동산의 자본환원율, 주택담보대출금리, 월세가격 증감률 간 균형관계를 살펴본 model 3에서 자산 간 균형관계가 존재하고 있음을 확인하였다. 이를 통해 보유하고 있는 월세 아파트로 운영수익을 창출하는 경우, 월세 아파트 수익률과 아파트의 매매가격 증감률을 합산하면 채권(회사채, 국고채)의 수익률과 유의한 범위 내에서 자산균형 조건을 충족함을 알 수 있다. 월세 아파트에 투자한 개인 투자자가 다른 자산에 투자한 것과 같은 투자성과를 기대, 예측할 수 있어 합리적인 투자를 하고 있음을 알 수 있다(model 1, 2). 또한 월세 투자자의 월세 수익과 월세가격 증감률만을 고려하더라도 아파트 보유 시, 최소한의 수익률(주택담보대출금리)과 유의한 범위 내에서 균형을 이루는 것으로 분석되어(model 3), 아파트를 보유하지 않은 투자자가 임대수익만을 창출하는 경우에도 다른 자산에의 투자결과와 같은 투자성과를 기대, 예측할 수 있는 합리적인 투자가 가능함을 알 수 있다.

위와 같은 분석결과를 종합하면, 동일한 자본을 투자하는 경우에 다른 자산에서 합리적으로 기대할 수 있을 만큼의 수익을 월세 아파트에서도 기대할 수 있다. 이는 가계 내 개인 투자자가 주거용 부동산의 월세 자본환원율로 (다른 자산에 투자한 투자성과만큼을 기대할 수 있는) 합리적인 자산 투자를 실현할 수 있다는 것으로 해석된다. 그렇기에 가계 내 개인 투자자들은 월세 아파트와 다른 자산을 함께 가계 자산으로 구성하면서 자산이 지닌 위험을 최소화하며 투자성과를 높일 수 있었던 것으로 보인다.

특히 주택 임대소득이 연 2,000만 원 이하인 경우 비과세 혜택이 존재했기에, 개인 투자자가 투자 자산으로 구성하기에 상대적으로 부담이 적었을 것으로 판단된다. 하지만 이러한 주택 임대소득에 대한 비과세 혜택은 2019년부터 폐지될 예정이다. 소득분배의 개선, 과세의 형평성 제고와 함께 가계 자산 수익률 간 균형관계가 존재함을 고려한다면, 주택 임대소득에 대한 과세 또한 고려될 수 있을 것이다. 하지만 새롭게 시행되는 주택 임대소득에 대한 과세가 주택임대시장에 과도한 규제로 작용하지 않도록, 그리고 임대인의 과세부담이 임차인에게 전가되지 않도록 충분한 논의와 그에 맞는 대안 또한 고려되어야 할 것이다.

분석을 수행함에 있어 기타 다른 자산의 수익률로서 회사채, 국고채, 주택담보대출금리만을 고려해 다양한

변수를 고려하지 못했다는 한계가 있다. 또한 주택 임대소득에 대한 과세와 함께 고려되어야 하는 부분(과도한 규제 가능성 및 임대인의 과세부담 전가 등)에 대한 심화된 논의가 진행되지 않았다는 점도 한계가 될 것이다.

논문접수일 : 2018년 10월 22일

논문심사일 : 2018년 10월 29일

게재확정일 : 2018년 11월 2일

참고문헌

1. 김경수·이유, "벡터오차수정모형(VECM)과 다변량 GARCH 모형을 이용한 KOSPI200 현물과 선물간의 선도지연관계에 관한 연구", 「대한경영학회지」, 제22권 제4호, 대한경영학회, 2009, pp. 1991-2015
2. 김명직·장국현, 「금융시계열분석」, 경문사, 2009
3. 노형규·정의철, 「도시경제학」, 한국방송통신대학교출판부, 2012
4. 문규현, "국내 주택시장의 가격발전: 매매가격/전세가격을 중심으로", 「산업경제연구」, 제23권 제2호, 한국산업경제학회, 2010, pp. 797-811
5. 문홍식·조주현, "오피스 자본환원율 분석을 통한 리스크프리미엄 연구", 「국토계획」, 제47권, 대한국토·도시계획학회, 2012, pp. 345-361
6. 박은경·금기용·이충기, "VECM을 이용한 주요 경제변수와 관광수요간 영향관계 분석", 「관광레저연구」, 제23권 제1호, 한국관광·레저학회, 2011, pp. 45-64
7. 서도희·김종진, "거시경제변수와 오피스시장의 수익률 관계에 관한 연구", 「주거환경」, 제13권 제3호, 한국주거환경학회, 2015, pp. 265-279
8. 손재영, "주택 매매가격과 전세가격의 상관관계", 「사회과학논총」, 제24권, 건국대학교 사회과학연구원, 2000, pp. 139-163
9. 이수정·조주현, "벡터오차수정모형을 이용한 서울 오피스시장의 Cap Rate 결정요인 분석", 「부동산연구」, 제20권 제2호, 한국부동산연구원, 2010, pp. 133-152
10. 이영수, "주택가격과 전세가격: VECM 분석", 「부동산학연구」, 제15권 제3호, 한국부동산분석학회, 2010, pp. 21-32
11. 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 2006
12. 이호진·고성수, "주택 임대인의 전·월세 공급 선택요인", 「주택연구」, 제23권 제4호, 한국주택학회, 2015, pp. 23-45
13. 임병진, "부동산 시장과 채권시장과의 관계에 관한 실증적 연구", 「한국산업경제저널」, 제1권 제1호, 전북대학교 산업

- 경제연구소, 2009, pp. 59-81
14. 임병진 · 한성윤, “주식시장 지수와 부동산시장 지수의 시계열 특성비교와 관계에 관한 실증적 연구”, 「산업경제연구」, 제22권 제4호, 한국산업경제학회, 2009, pp. 2065-2083
 15. 임정호, “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장 간의 상호연관성에 관한 연구”, 「주택연구」, 제14권 제1호, 한국주택학회, 2006, pp. 165-193
 16. 장영길 · 이춘섭, “상업용부동산시장과 거시경제변수의 연관성에 관한 연구”, 「부동산연구」, 제20권 제1호, 한국부동산연구원, 2010, pp. 87-113
 17. 조담, 「금융계량분석」, 청람, 2006
 18. 최봉호 · 김상춘, “부산항, 광양항, 인천항의 물동량간 인과관계 분석”, 「한국항만경제학회지」, 제26권 제1호, 한국항만경제학회, 2010, pp. 61-82
 19. 하서진, “주거용 부동산의 임대유형 선택과 자본환원율 결정요인에 관한 연구”, 건국대학교 박사학위논문, 2018
 20. 하서진 · 한광호 · 노승한, “주거용 부동산의 자본환원율 결정요인 연구: 서울 월세 아파트를 중심으로”, 「주택연구」, 제26권 제2호, 한국주택학회, 2018, pp. 105-132
 21. 기획재정부, 「2018년 세법개정안」, 2018
 22. 부동산114, www.r114.com
 23. 한국은행 경제통계시스템, <http://ecos.bok.or.kr>