



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

碩士學位論文

원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률의
相關관계에 대한 연구

A study on correlation between the won-dollar
exchange rate and investment earnings rate of
commercial properties

韓國外國語大學校 經營大學院

國際金融學 專攻

姜 貞 玉



원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률의
相關관계에 대한 연구

A study on correlation between the won-dollar
exchange rate and investment earnings rate of
commercial properties

指導 李 蒼 俊 教授

이 論文을 經營學 碩士學位 請求論文으로 提出합니다.

2017年 6 月 2 日

韓國外國語大學校 經營大學院

國際金融學 專攻

姜 貞 玉



이 論文을 姜貞玉의 碩士學位 論文으로 認准함.

2017年 6 月 2 日

審査委員長_____ (인)

審査委員_____ (인)

審査委員_____ (인)

韓國外國語大學校 經營大學院



【목 차】

[목차]	i
[표 목차]	ii
[그림 목차]	iii
제1장 서론	1
1.1 연구 배경	1
1.2 연구 목적	8
1.3 연구 구성	14
제2장 선행연구	16
2.1 선행연구 분석	16
2.1.1 국내연구	16
2.1.1.1 조철우의 연구(2016)	16
2.1.1.2 성용림·유정석의 연구(2013)	17
2.1.1.3 박성균의 연구(2011)	18
2.1.1.4 임병진의 연구(2010)	19
2.1.1.5 최차순의 연구(2010)	20
2.1.1.6 장영길·이춘섭의 연구(2010)	20
2.1.1.7 홍정효·문규현의 연구(2009)	22
2.1.1.8 임대봉의 연구(2009)	23
2.1.1.9 김진·민규식·김행종의 연구(2007)	24
2.2 선행연구들에 대한 이론적 고찰	24
2.3 연구질문	26



제3장 연구방법론(시계열 분석 모형)	28
3.1 분석자료	28
3.1.1 원/달러 환율 통계자료	28
3.1.2 상업용부동산(오피스용, 중대형 매장용) 투자수익률 자료	29
3.2 분석방법	31
3.2.1 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model)	31
3.2.2 VAR 모형의 구축	33
3.2.2.1 단위근 검정	33
3.2.2.2 시차의 결정	34
3.2.2.3 그랜저 인과관계 검정	36
3.2.2.4 충격반응함수 및 분산분해분석	37
제4장 연구결과	41
4.1 기초통계량 분석결과	41
4.2 단위근 검정결과	42
4.3 시차결정	44
4.4 그랜저 인과관계 검정결과	45
4.5 VAR 분석결과	47
4.5.1 충격반응분석	48
4.5.2 예측오차 분산분해 분석	51
제5장 결론 및 향후과제	54
5.1 연구결과 요약	54
5.2 연구의 한계점	56
5.3 연구의 향후과제	57



[참고문헌]	58
[Abstract]	61



【표 목차】

<표 1> 금융자산 투자수익률과 비교	3
<표 2> 아시아, 오세아니아 주요 도시의 대형빌딩 투자수익률(2016년 3분기 기준) ...	4
<표 3> Moodys, Green Street CPPI, 원/달러 환율	13
<표 4> 원/달러 환율	28
<표 5> 오피스용, 중대형 매장용 투자수익률	29
<표 6> 기초통계량 분석 결과	42
<표 7> 단위근 검정 결과	43
<표 8> SBC(Schwarz-Bayesian Information Criterion) 추정결과	44
<표 9> 그랜저 인과관계 분석 결과	45
<표 10> 원/달러 환율과 오피스용 투자수익률의 분산분해 분석결과	51
<표 11> 원/달러 환율과 중대형매장용 투자수익률의 분산분해 분석결과	52

【그림 목차】

<그림 1> 국내 외국인투자 추이	2
<그림 2> 상업용 부동산의 투자수익률	3
<그림 3> 연도별 서울 시내 대형 빌딩 거래액과 외국인 투자액	4
<그림 4> 국내 오피스빌딩 외국인 투자 비중	5
<그림 5> 아시아 주요 도시 오피스 빌딩 투자수익률	6
<그림 6> 아시아태평양 도시 상업용 부동산 거래 순위	6
<그림 7> 원/달러 환율	7
<그림 8> Moodys/REAL Commercial Property Price Index(CPPI)	11
<그림 9> Green Street U.S. Commercial Property Price Index(CPPI)	12
<그림 10> 원/달러 환율	12
<그림 11> 투자수익률 추계절차	30
<그림 12> 원/달러 환율과 오피스용 투자수익률의 충격반응함수결과	49
<그림 13> 원/달러 환율과 중대형매장용 투자수익률의 충격반응함수결과	49

제1장 서론

1.1. 연구배경

지금은 모두가 인정하는 글로벌 시대이며, 실물자산은 통화로 결제된다. 다시 말해 실물자산의 가격은 통화가치에 영향을 받는다. 따라서 통화가치의 변동은 실물자산의 가격변동에 많은 영향을 미치게 된다.

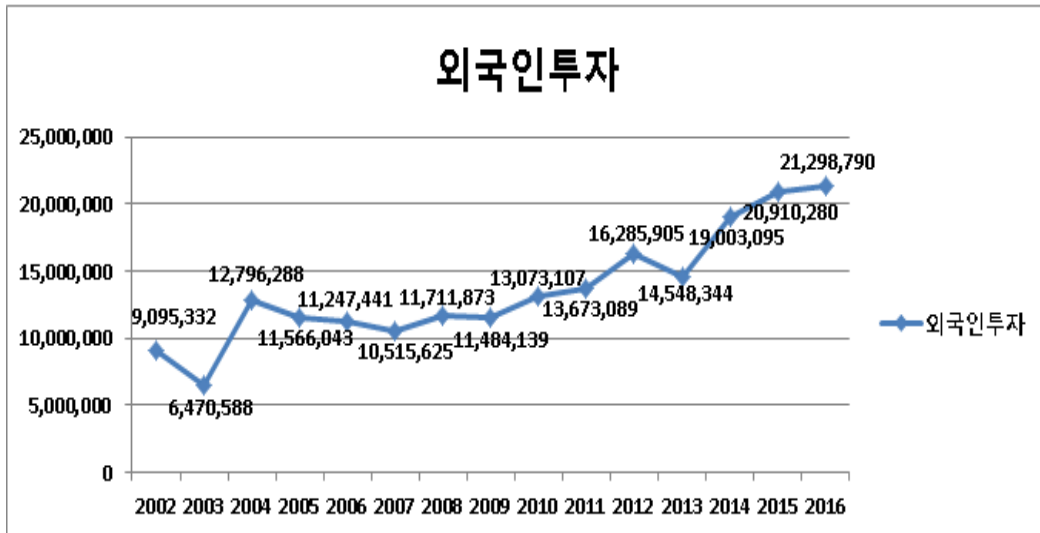
전 세계경제는 기축통화인 달러로 연결되어 있고, 전 세계가 환율이라는 가격을 통해 하나의 연결된 시장으로 서로 연관관계가 형성되어 있다.¹⁾ 그리고 환율은 모든 경제부문들과 상호 밀접하게 연관되어 있다. 아울러 지구촌의 모든 환율은 우선 美 달러화의 방향성에 따라 결정된다. 왜냐하면, 美달러화가 모든 통화의 교환에 중심에 위치해 있고, 그 기준점 역할을 달러화가 해 주기 때문이다.

1997년 12월 16일 이후 대한민국은 자유변동환율제가 실시되어 왔다. 이에 따라 국내 자산가격들에 대한 환율의 영향력은 양과 질에서 직접적으로 확대 및 강화되어 왔다. 그리고 2008년 금융위기 이후 미국의 양적완화와 유럽(EU)과 일본까지 가세한 전 세계적인 양적완화로 인해 최근의 국제금융시장은 풍부한 유동성과 함께 저금리, 심지어는 마이너스 금리까지 형성되어있다. 그 여파로 우리나라에도 많은 외국계 자금이 유입되어 각 분야에 투자되어 있다. <그림1>에서 확인되듯이 국내에 대한 외국인 투자는 2002년 이후 지속적으로 그 규모와 분야가 확대되어 왔다.

이러한 외국인 투자는 금융시장, 즉 주식시장과 채권시장에도 많이 투자되어 있지만, 불확실한 미래 투자 전망과 종합주가지수가 오랜 기간 동안 박스권에 갇혀 있던 관계로 증시 상황에서 만족할만한 수익률을 달성하지 못하였다.

1) 우병선(2015), 국제금융시장에서의 통일소요자금 조달과 헤지(hedge)의 유효성에 관한 연구, 한국외국어대학교, 석사학위논문, p28

<그림 1> 국내 외국인투자 추이(단위 : 천 달러)



출처 : 한국은행 경제통계시스템(ecos.bok.or.kr)

<표1>에 나와 있는 2016년 금융자산 투자수익률을 비교해봤을 때 채권, 금융상품의 투자수익률이 年1~2%대인 반면에 상업용 부동산의 투자수익률은 年5~7%대 인 것을 알 수 있다. 그 결과 외국계 자금들은 <그림2>에서 보는 것처럼 처음부터 비교적 고수익률을 기록하고 있는 부동산상품, 그 중에서도 상업용 부동산에 대한 투자를 목표로 국내에 투자되고 있다. 특히, 국외 대형 연기금 및 투자자들은 비교적 고수익을 위한 대안투자로 상업용 부동산, 특히 오피스용 빌딩들과 매장용 빌딩들에 대해 많은 투자들을 하고 있다.

<표 1> 금융자산 투자수익률과 비교

(단위:%)

구 분	상업용부동산				채권		금융상품	
	오피스	중대형 매장용	소규모 매장용	집합 매장용	국고채 (3년)	회사채 (3년)	정기예금	CD (91일)
2002	12.15	13.02	-	-	5.78	6.56	4.71	4.81
2003	11.81	14.09	-	-	4.55	5.43	4.15	4.31
2004	9.42	9.54	-	-	4.11	4.73	3.75	3.79
2005	8.53	8.66	-	-	4.27	4.68	3.57	3.65
2006	9.23	8.14	-	-	4.83	5.17	4.36	4.48
2007	9.28	8.20	-	-	5.23	5.70	5.01	5.16
2008	13.74	10.91	-	-	5.27	7.02	5.67	5.49
2009	4.77	5.19	-	-	4.04	5.81	3.23	2.63
2010	6.86	6.85	-	-	3.72	4.66	3.18	2.67
2011	6.97	6.66	-	-	3.62	4.41	3.69	3.44
2012	5.55	5.25	-	-	3.13	3.77	3.43	3.30
2013	5.29	5.17	-	-	2.79	3.19	2.70	2.72
2014	5.91	6.16	-	6.39	2.59	2.98	2.44	2.49
2015	5.93	6.24	5.85	7.32	1.80	2.08	1.72	1.77
2016	5.80	6.34	5.93	6.93	1.44	1.89	1.48	1.49

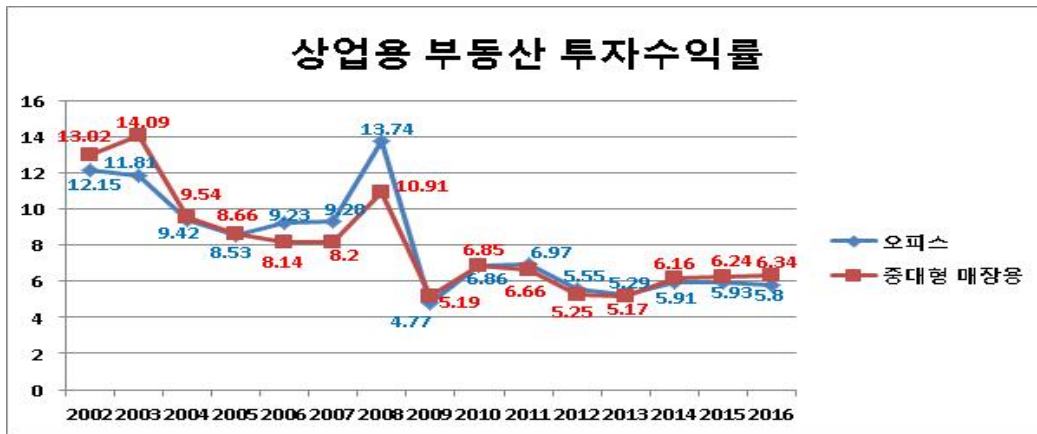
출처 : 한국은행 경제통계시스템(ecos.bok.or.kr),

한국감정원 부동산통계정보시스템(www.r-one.co.kr),

한국거래소(www.krx.co.kr)

<그림 2> 상업용 부동산의 투자수익률

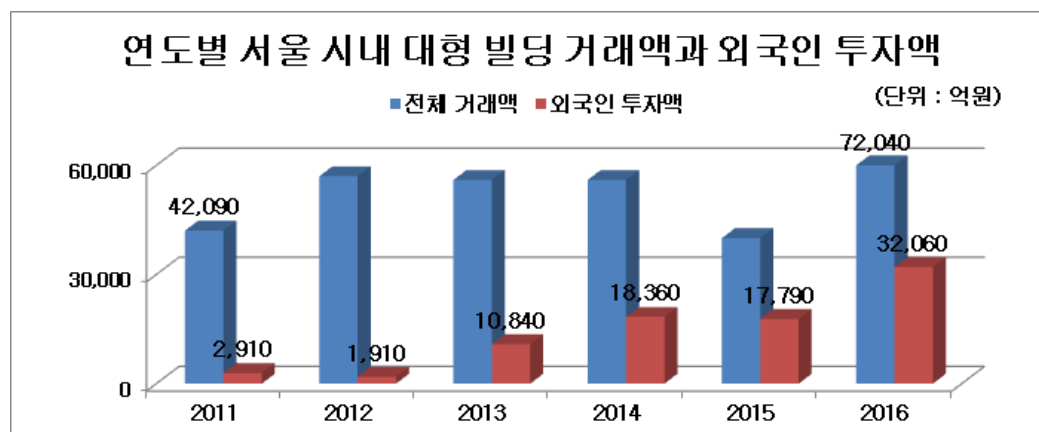
(단위 : %)



출처 : 한국감정원 부동산통계정보시스템

<그림3>의 ‘연도별 서울 시내 대형 빌딩 거래액과 외국인 투자액’과 ‘아시아-오세아니아 주요도시의 대형빌딩 투자수익률(2016년 3분기 기준)’에서 볼 수 있듯이 2016년 서울 시내 연면적 3만㎡ 이상 대형빌딩 거래 총액 7조2천여억원 중 절반 가까운 3조 2천억원 어치를 외국계 개인 또는 법인이 사들였다. 이는 해외 투자자들이 세계적인 저금리 속에서 年5%의 투자수익을 올릴 수 있는 서울 상업용 부동산의 가치를 높게 평가하는 것이다. 그 이유는 국내 상업용 부동산 시장이 상대적으로 안전하고 기대수익이 높기 때문이다.

<그림 3> 연도별 서울 시내 대형 빌딩 거래액과 외국인 투자액



출처 : 장상진(2017.01.04.), 세계 최고 부자는 왜, 가로수길 5층 건물을 샀나, 조선경제

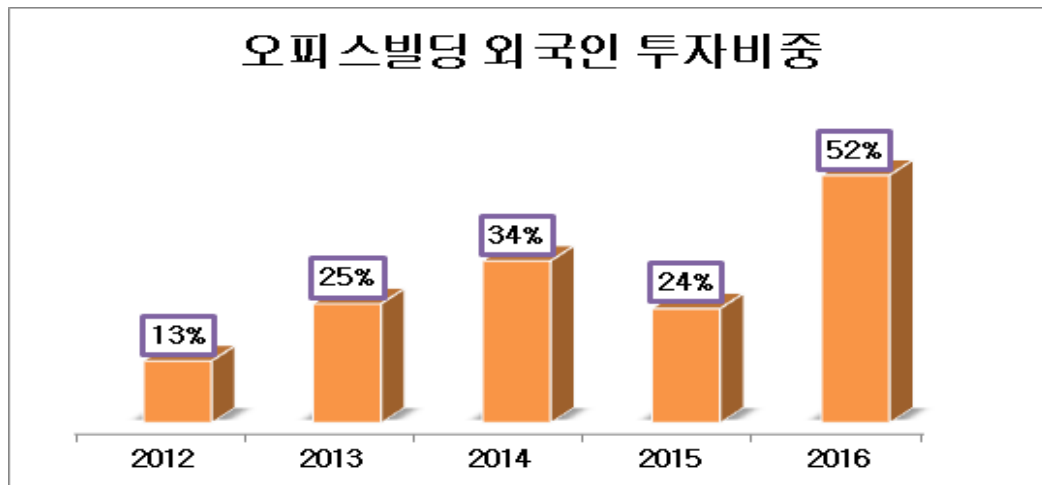
<표 2> 아시아.오세아니아 주요 도시의 대형빌딩 투자수익률(2016년 3분기 기준)

베이징	상하이	홍콩	도쿄	싱가포르	시드니	서울
4.32%	4.16%	3.09%	3.3%	3.4%	5.38%	5%

자료 : 세빌스

또한 <그림 4>에서 볼 수 있듯이 국내 오피스빌딩 시장에서 외국계 큰 손의 투자 비중이 금액 기준으로 50%를 넘어섰다. 세계적인 부동산서비스회사인 쿼시먼앤드웨이크필드에 따르면, 2016년 오피스빌딩 거래 규모(연면적 3,300㎡이상 건물 기준)는 역대 최대인 9조 5,000억원이었고 이 중 52%인 5조원 가까운 규모의 건물들을 외국계 투자자들이 사들였다고 한다.²⁾

<그림 4> 국내 오피스빌딩 외국인 투자 비중



출처 : 윤아영(2017.02.03), 외국계 큰손, 오피스빌딩 쓸어담는다, 한국경제

말레이시아 연기금은 한국 부동산 투자수익률이 검증됐고 변동성도 크지 않아서 안정적이라는 이유로 한국 상업용 부동산에 1조원 투자를 결정하기도 했다.³⁾

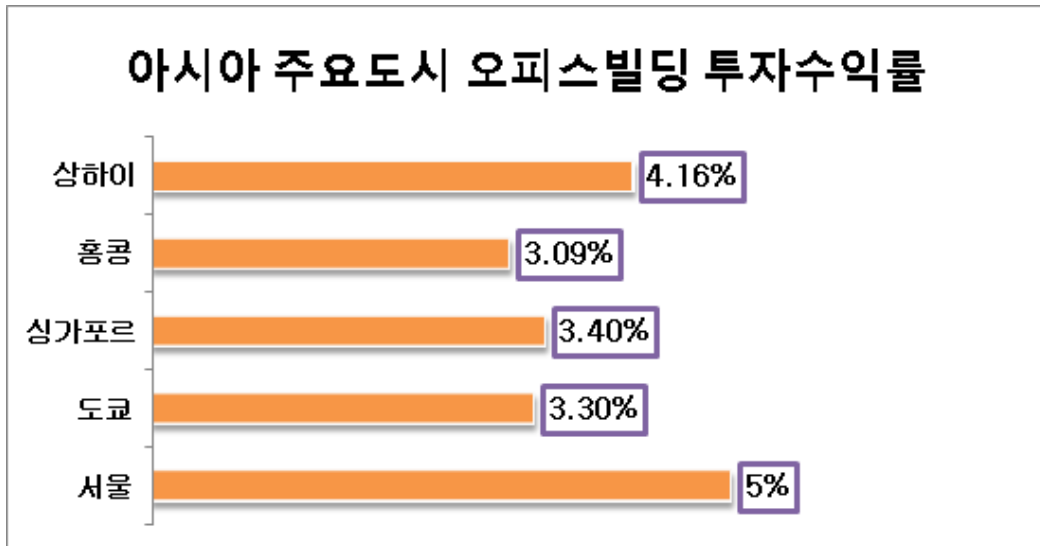
글로벌 투자은행 골드만삭스도 최근들어 ‘한국 부동산 사냥’에 적극적으로 나섰다는 보도도 있었다.⁴⁾ <그림5>와 <그림 6>에서 나타나듯이, 서울의 오피스빌딩 투자수익률은 年 5%로 도쿄, 싱가포르, 홍콩보다 높고 거래 순위로 보아 세계 자본시장 큰손들의 한국 투자 행렬은 계속될 것으로 보인다.

2) 김대훈(2017.02.03), 한국 오피스 年5%+α 수익률 가능...美·유럽 큰손 10년 만에 귀환, 한국경제

3) 고병기(2017.02.10), 말레이시아 연기금 “한국 부동산에 1조 투자”, 서울경제

4) 고병기(2017.03.03), ‘한국 부동산 사냥 나선 골드만삭스’, 서울경제

<그림 5> 아시아 주요 도시 오피스 빌딩 투자수익률



출처 : 고병기(2017.02.09),
한국 부동산은 수익률 검증된 곳“...
글로벌 큰손 투자 행렬 이어진다. 서울경제

<그림 6> 아시아태평양 도시 상업용 부동산 거래 순위

2016년 아시아 태평양 도시 상업용 부동산 거래 순위(단위 : 억 달러, %)

전년대비 증감률

①도쿄	거래금액 163	-40
②상하이	147	-1
③홍콩	135	15
④서울	99	142
⑤시드니	90	-21

출처 : 고병기(2017.02.09),
한국 부동산은 수익률 검증된 곳“...
글로벌 큰손 투자 행렬 이어진다. 서울경제

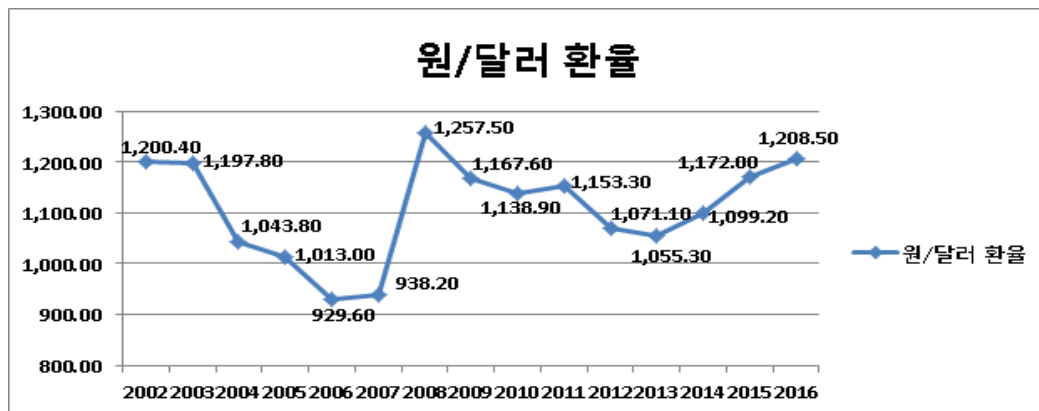
이러한 국내외 금융환경과 외국인 투자자들의 상업용 부동산 거래환경에 비추어 볼 때 원/달러 환율이 우리 경제에 미치는 영향은 대단하다.

세계 금융위기를 겪으면서 부동산과 자본시장은 연관성이 더 높아졌고 우리나라 부동산 시장에서도 많은 규제들이 폐지, 완화되었고 법률이 제정되면서 부동산시장과 자본시장의 통합이 진전되었다. 1998년부터 담보부증권제도(ABS), 주택저당증권(MBS)을 통한 부동산 유동화, 부동산투자회사법을 제정해서 REITs제도 등이 도입되었고 2009년부터는 자본시장통합법이 시행되어 부동산 상품개발이 활발해져서 부동산 증권화가 진전되었다. 이와 같이 자본시장과 부동산시장은 같이 변화하며 연관성이 점점 증대되어 왔다.

상업용 부동산의 투자수익률 변화에 미치는 변수들은 정부의 정책, 금리, 유동성, 환율, 무역수지의 흑(적)자, 외국인 국내투자 등이 있다. 하지만 최근에 우리경제와 금융에 가장 많은 영향을 끼치고 파급효과가 큰 환율 부분을 주목하지 않을 수 없다. 그 중에서도 <그림7>에서 볼 수 있는 원/달러 환율은 1997년 대한민국이 외환 자유화가 시작된 이래 국내경제에 미치는 영향이 실로 지대하다.

<그림 7> 원/달러 환율

(단위 : 원)



출처 : 한국은행 경제통계시스템

신흥국에 대한 국제금융자본의 잦은 유출입으로 그 영향은 나날이 증대되어 환율과 국내 자산시장들 간의 상호연관성을 체계적으로 분석해야 할 필요성이 커지고 있다. 특히 우리나라에서 환율은 내·외생적으로 부동산 등 실물시장에 직·간접적인 영향을 주게 되므로 부동산 연구를 함에 있어 환율이 부동산 투자수익률에 미치는 영향에 대한 분석은 꼭 필요하다. 하지만, 대부분의 기존 선행연구들은 환율, 이자율 및 통화량 등 거시 경제 변수들과 부동산 가격, 그 중에서도 주택 매매가격과 지가 등의 상호영향에 관한 연구들이 거의 대부분이었다. 환율 그 중에서도 대한민국 경제에 가장 많은 영향을 끼치는 핵심적인 “원/달러 환율”과 부동산의 여러 분야 중에서 자본주의 시장의 핵심인 “상업용부동산 투자수익률”의 상관관계에 관한 연구는 전무하였다.

외국인의 많은 국제자금이 국내의 상업용 부동산에 투자되는 현실을 살펴볼 때, 원/달러 환율과 상업용 부동산⁵⁾ 투자수익률의 相關관계에 대한 연구는 꼭 필요하다.

바로 이 부분이 본 논문의 연구배경이다.

1.2 연구 목적

외국인자금의 상업용 부동산에 대한 투자가 나날이 증가하는 상황에서 투자과정 중 반드시 거쳐야 할 단계인 환전하는 단계에서 원/달러 환율의 상승과 하락이 상업용 부동산의 투자수익률 증감과는 어떠한 상관관계가 있는지를 규명해 볼 필요가 있다.

그런데 지금까지의 관련된 선행연구들을 조감 해 볼 때, 조철우(2016)는 거시경제변수가 아파트가격(서울, 부산)에 미치는 영향에 관한 분석을 했고, 성용림·유정석(2013)은 주택 가격에 대한 환율의 동태적 파급효과 분석을 했고, 박성균(2011)은 주거용 부동산을 대표하는 상품인 아파트의 매매가격 및 전세가격과 상업용 부동산을 대표하는 상품인 오피스의 임대료 데이터를 사용하여 시계열적 거시경제변수들의 영향과 공간효과를 고려한 분석을

5) 본 연구에서 상업용 부동산은 오피스용빌딩과 중대형 매장용빌딩을 의미한다.



통해 두 부동산 시장의 유사점과 차이점을 비교·분석하고자 하였다.

임병진(2010)은 한/미 환율과 전국 주택 매매가격 종합지수를 변수로 하여 1996년 1월부터 2008년 2월까지의 기간동안 한/미 환율과 주택 매매가격간의 상호 영향력을 분석하기 위해 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 그랜저인과관계 검정을 이용하였다. 그 결과 과거 月別 한/미 환율과 전국주택매매가격 종합지수 간의 음(-)의 관계가 있고, 月別 한/미 환율의 변화율은 전국주택매매가격 종합지수의 변화율에 그랜저 인과관계가 존재하며, 전국주택매매가격 종합지수의 경우는 月別 한/미 환율의 영향이 확대 되고 있다고 보았다.

최차순(2010)은 토지가격의 예측모형에 관한 연구를 하였다.

장영길·이춘섭(2010)은 상업용부동산(오피스)시장과 거시경제변수의 연관성에 관한 연구를 통해 거시경제시장과 상업용 부동산 시장의 연관관계에 중점을 두고 대체관계나 동조 관계가 존재하는지를 규명해 보고자 했다

홍정표·문규현(2009)은 국내 부동산 시장과 거시경제지표 사이의 선행행성을 연구하였다.

임대봉(2009)은 주택에 대한 수요측면에서 주택가격과 경제변수들의 관계를 분석하였다.

김잔·민규식·김행중(2007)은 6대 광역시를 중심으로 거시경제변수가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구를 하였다.

이상의 개략적인 선행연구들을 검토 해 본 결과, 거시경제변수와 연관해서 주택시장 및 아파트 매매 가격, 地價 등에 대한 선행연구들은 있었다. 하지만 외국계 자금들이 국내 투자시 자본주의 경제 시장의 가장 중요한 귀결지로서 수익을 거두어 가는 상업용부동산(월세수입과 매매차익)에 직접적으로 투자하여 거래되는 것에 대한 연구와 이와 관련하여 외국인 직접투자와 연결된 원/달러 환율과 투자상품인 상업용부동산(오피스용, 중대형 매장용)의 투자수익률의 상관관계에 대한 연구는 全無하였다.

투자수익률은 종합수익률과 같은 의미로, 자산가액 변동에 따른 자본수익률과

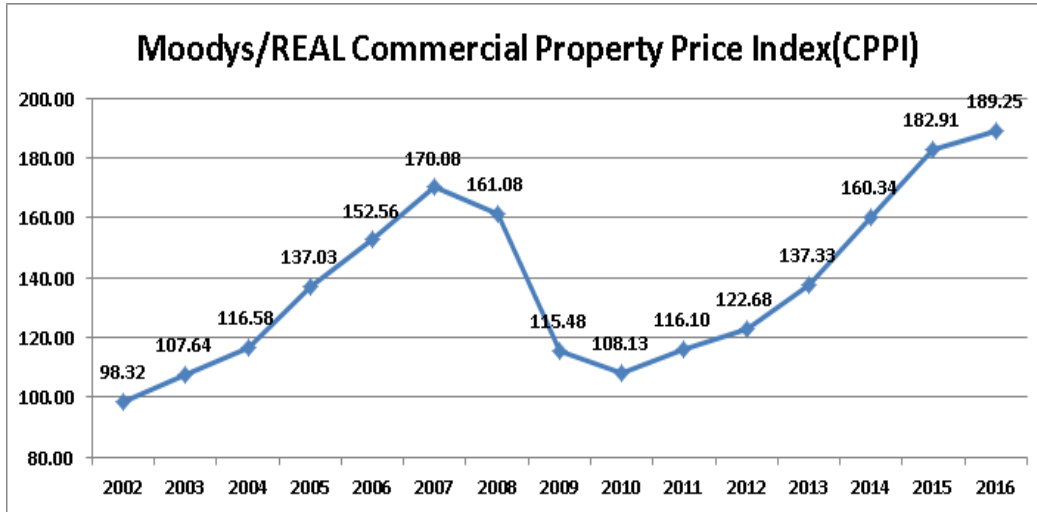
순영업소득 증감에 따른 소득수익률을 합한 개념으로 투자전략에서는 핵심이다. 국외연구로 원/달러 환율과 상업용 부동산의 투자수익률과 관계된 연구자료를 찾는데 한계가 있었다. 그래서 상업용 부동산 거래가 가장 활발한 미국을 기준으로, 객관적인 2종류의 상업용 부동산 가격지수들의 추이를 나타내는 자료들과 원/달러 환율과 비교해서 상관관계를 파악해 보기로 했다. 상업용부동산 가격 지수가 상승한다고 해서 반드시 투자수익률이 상승하는 것은 아니지만, 가격은 가치를 나타내는 것으로 전제해 볼 때, 상업용 부동산 매매가격 상승은 투자 수익률 상승으로 귀결되는 것이 상례인 만큼 비교대상으로 삼기로 했다.

상업용 부동산과 관련한 지수로는 대표적으로 신용평가 기관인 무디스사의 The Moodys/REAL Commercial Property Price Index(CPPI)가 있다. The Moodys/Real CPPI는 동일시점의 품질을 통제하여 시차 집계 또는 시차 오류를 최소화함으로써 부동산 시장 상황을 비교적 정확히 반영하는 실거래가격 자료에 기초한 반복매매모형에 근거하고 있다. 무디스에서 발표한 미국 상업용 부동산 지수(CPPI)를 그래프로 나타내보면 <그림 8>과 같다.



<그림 8>The Moodys/REAL Commercial Property Price Index(CPPI)

(단위 : %)

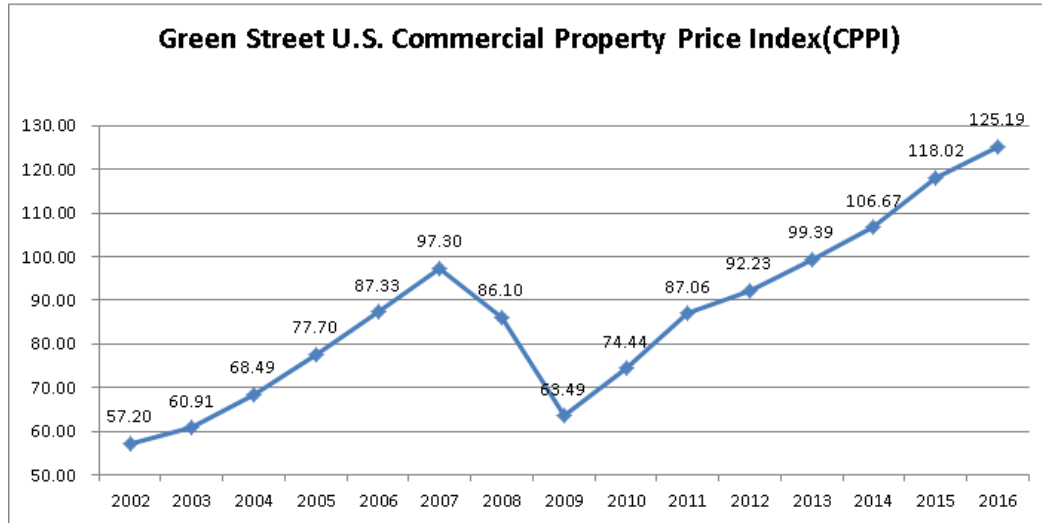


출처 : <https://classic.rcanalytics.com>

또 미국 부동산 통계분석 전문회사(Real estate analytics) '그린 스트리트 어드바이저(Green Street Advisors)'가 집계하는 Green Street U.S. Commercial Property Price Index가 있다. 이는 오피스, 상가, 공장 등 수익형 부동산의 가치를 합산해 산출하는 미국 '상업용 부동산 지수(CPPI)'이다. Green Street에서 발표한 미국 상업용 부동산 지수를 그래프로 나타내보니 <그림 9>와 같았다.

<그림 9>Green Street U.S. Commercial Property Price Index(CPPI)

(단위 : %)



출처 : <http://www.greenstreetadvisors.com>

또한 원/달러 환율을 그래프로 나타내보니 <그림 10>과 같았다.

<그림 10> 원/달러 환율

(단위 : 원)



출처 : 한국은행 경제통계시스템

Moodys, Green Street에서 각각 발표한 CPPI와 원/달러 환율 수치를 비교해 보면 다음과 같다.

<표 3>Moodys, Green Street CPPI, 원/달러 환율

	Moodys CPPI	Green Street CPPI	원/달러 환율
2002	98.32%	57.20	1,186.2
2003	107.64%	60.91	1,192.6
2004	116.58%	68.49	1,035.1
2005	137.03	77.70	1,011.6
2006	152.56	87.33	929.8
2007	170.08	97.30	936.1
2008	161.08	86.10	1,259.5
2009	115.48	63.49	1,164.5
2010	108.13	74.44	1,134.8
2011	116.10	87.06	1,151.8
2012	122.68	92.23	1,070.6
2013	137.33	99.39	1,055.4
2014	160.34	106.67	1,099.3
2015	182.91	118.02	1,172.5
2016	189.25	125.19	1,208.5

<표 3>의 2002년~2007년 수치를 살펴보면 원/달러 환율은 하락했고 CPPI는 상승했다. 2008년에는 세계금융위기로 인해 원/달러 환율이 급격히 상승했고 이 때 CPPI는 급격히 하락했다. 2009년부터는 원/달러 환율은 점진적으로 하락했고, CPPI는 점진적으로 상승했음을 알 수 있다.

이러한 수치들을 봤을 때, 원/달러 환율과 미국의 CPPI들은 음(-)의 관계를 가지고 있다고 할 수 있다.

본 연구에서는 첫째, 2009년부터 2016년까지 원/달러 환율의 상승과 하락에 대한 자료를 선택하고, 둘째, 부동산의 가격 공시 및 통계·정보·조사업무 수행을 목적으로 설립되어 국내최고의 공신력을 지닌 정부출자기관인 한국감정원에서 자체 조사한 상업용 부동산의 오피스용과 중대형 매장용의 투자수익률 데이터를 분석근거로 채택하였다. 셋째, 선택한 원/달러 환율자료와 상업용 부동산 중에서 오피스용과 중대형 매장용 투자 수익률 등을 상호 연관대상으로 선정해서 시계열 모형의 단위근 검정 · Granger 인과관계 검정 · 벡터자기회귀모형의 분석 · 충격반응함수 분석 · 예측오차의 분산분해 방법 등을 분석하여 그 연관관계를 규명함을 목적으로 한다.

국내에서는 처음으로 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률의 상관관계를 시계열 분석 모형의 기법을 활용하여 연구하는 것으로, 본 연구가 국내외 투자자나 많은 시장 참여자들의 상업용 부동산 투자에 대한 매매의사결정과 전략수립에 활용될 것으로 기대하며, 이러한 내용들이 본 논문의 연구목적이다.

1.3 연구의 구성

제1장에서는 자유변동환율제가 실시된 이후 외국인의 국내투자 증가 추이를 통계로 살펴보면서, 국내 금융자산 투자수익률 즉, 채권(국고채, 회사채)수익률과 금융상품(정기예금, CD)수익률보다 수익률이 더 높은 상업용 부동산의 투자수익률 들을 상호비교하여 제시하였다. 연도별 서울시내 대형빌딩 거래액과 외국인투자액의 증가를 나타냈으며, 2016년 3분기 기준 아시아·오세아니아 주요도시의 대형빌딩 투자수익률 중 서울이 年5%로 가장 높음도 함께 표시하였다.

또 나날이 증가하는 국내 오피스용 빌딩의 외국인 투자비중과 아시아태평양 도시 상업용 부동산 거래 순위도 함께 기록해 놓았다.

비교적 고수익을 나타내는 국내의 상업용 부동산에 투자하기 위해서 거쳐야 하는

환전, 즉 원/달러 환율의 상승·하락은 외국인들의 투자전략에서는 매우 중요하다. 이러한 관점에서 원/달러 환율자료와 상업용 부동산(오피스용, 중대형매장용) 투자 수익률의 상관관계를 규명하기 위한 연구는 꼭 필요하다는 연구배경을 밝혔다.

기존 선행연구로서 국외연구로는 원/달러 환율과 상업용 부동산의 투자수익률과 관계된 연구자료를 찾는데 한계가 있어, 미국의 상업용 부동산의 양대가격지수인 The Moodys/REAL Commercial Property Price Index(CPPI)와 Green Street U.S. Commercial Property Price Index(CPPI)와 원/달러 환율변화의 수치를 비교하였다.

제2장에서는 국내 부동산 시장 특히, 주택시장과 토지시장과 환율, 통화량, 이자율과 같은 거시경제변수와의 인과관계 분석을 한 다양한 논문들을 분석했고, 주택시장 및 아파트 매매 가격, 地價 등에 대한 선행연구들은 있었지만, 원/달러 환율과 상업용 부동산의 투자수익률과 관련된 선행연구는 전혀 없었다는 것을 알 수 있었다.

제3장에서는 분석자료로 한국은행의 원/달러 환율자료와 한국감정원에서 자체 조사한 상업용 부동산(오피스용, 중대형매장용)의 투자수익률 등을 선택했다.

연구방법으로 시계열모형의 단위근검정 · Granger 인과관계 검정 · 벡터 자기회귀모형의 분석 · 충격반응함수 분석 · 예측오차의 분산분해 분석 등을 제시하였다.

제4장에서는 분석자료들에 대하여 시계열모형의 단위근 검정 · Granger 인과관계 검정 · 벡터 자기회귀모형의 분석 · 충격반응함수 분석 · 예측오차의 분산분해 분석 등의 분석과정과 그로써 추출된 결과를 제시하였다.

제5장에서는 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률의 相關관계에 대한 연구 주제를 검증하기 위해 시계열모형의 여러가지로 분석한 연구결과를 요약했다.

연구의 한계점으로 분석의 기초자료가 되는 데이터의 부족 등을 기술했으며, 향후과제로는 심층분석을 위해 자료증가와 다양한 분석기법의 필요성을 제시했다.

제2장 선행연구

2.1 선행연구 분석

2.1.1 국내연구

2.1.1.1 조철우의 연구(2016)

조철우(2016)는 “거시경제 변수가 부동산 가격에 미치는 영향에 관한 연구 : 환율, 이자율 및 통화량을 중심으로”에서 거시경제변수의 변동에 따른 지역 부동산시장의 파급효과를 예측하고 부동산 시장의 안정과 정책수립을 위한 시사점을 제공하기 위해 환율, 이자율, 소비자물가지수(CPI), 통화량(M1), 통화량(M2), 국고채 금리, 회사채 금리 같은 거시경제 변수가 서울 및 부산 아파트가격에 미치는 영향을 이론적으로 설명하였고, 2006년 1분기부터 2015년 1분기까지의 부동산 가격지수들에 대해 거시경제를 변수로 사용하여 벡터자기 회귀모형 및 충격반응분석, 분산분해 등을 통해 분석하였다.

이론적으로 통화량의 증가는 단기적으로 이자율을 하락시켜 부동산 가격을 상승 시키게 되는데, VAR분석의 추정결과, 통화량의 증가와 이자율의 하락은 서울과 부산의 부동산 가격들을 모두 상승시키는 것으로 나타났고, 서울 부동산 가격의 경우에는 통화량 증가가 중장기적으로 부동산 가격에 큰 영향을 준다는 것으로 분석하였다. 또한 통화량에 대한 부동산 가격의 반응은 부산이 보다 지속적인 것으로 나타났고, 이 가운데 부산의 부동산가격은 통화량보다는 환율이나 서울 부동산가격의 영향을 가장 크고 지속적으로 받는 것으로 나타났다.

이는 무역도시로서의 부산의 입지적 산업적 특징에 기인한 것으로 해석되었다. 이 외에도 부동산 가격의 상승을 소비자물가를 상승시키는 원인으로 분석됐다. 이자율의 부동산 가격에 대한 효과는 단기적 효과를 갖는다는 것을 나타내며 이자율인상, 대출억제 정책은 부동산시장의 유동성을 감소시켜서 매우 효과적인 부동산가격 억제정책이 될 수 있지만, 반대로 이자율 하락은 중기적으로 부동산

가격상승에 크게 영향을 미치지 않는다는 것을 분석하였다. 중장기적으로는 이자율보다는 공급확대와 같은 부동산 시장구조의 근본적 조정이 시장안정을 위해 중요한 정책이라는 것을 나타냈다.

2.1.1.2 성용림·유정석의 연구(2013)

성용림과 유정석은 “주택가격에 대한 환율의 동태적 파급효과 분석”에서 주택가격에 대한 환율의 동태적 파급효과를 분석하였다. 첫째 부동산시장과 외환시장간의 동태적 관계를 분석하기 위하여 관련 이론을 검토하였으며, 이론적 검토결과로부터 외환시장 및 부동산시장에 영향을 미치는 거시경제변수들을 2단계에 걸쳐 도출하였다.

둘째, 실증적으로 환율이 과연 주택가격에 영향을 주고 있는가를 알아보기 위하여 주택가격에 대한 주요 거시경제변수의 영향 분석을 수행하였다.

셋째, 외환시장과 부동산시장 간 동태적 관계에 어떠한 변화가 있는가를 파악하기 위하여 각 기간별로 Granger 인과관계, 충격 반응함수, 예측오차의 분산분해 등을 통해 실증분석을 하였다. 이론적 검토 결과로부터 외환시장 및 부동산시장 관련 주요 거시경제변수는 환율, 금리, 경제성장률, 통화량, 국민소득(GDP) 및 부동산 가격인 것을 파악했다. 이러한 변수들에 대한 Granger인과관계검정 결과 주택가격에 영향을 미치는 주요 변수는 환율과 금리이며, 실증적으로 환율이 주택가격에 지속적으로 가장 영향을 주고 있는 것으로 밝혔다. 또한 외환위기 이전에는 환율 상승시 주택가격도 상승하여 양(+)의 상관관계를 보였으며, 외환위기 이후에는 음(-)의 상관관계로 변화되었고, 국제금융위기 이후에는 상관관계가 적었으나 음(-)의 상관관계 기조는 유지되고 있는 것으로 나타났다고 밝혔다. 아울러 환율은 금리와 상관관계가 존재하므로 주택정책 수립 시 금리와 환율을 함께 고려해야 할 것이라고 주장했다.

2.1.1.3 박성균의 연구(2011)

박성균은 “주거용과 상업용부동산의 가격 결정 요인에 관한 연구”에서 주거용 부동산을 대표하는 상품인 아파트의 매매가격 및 전세가격과 상업용 부동산의 대표 상품인 오피스의 임대료 데이터를 사용하여 시계열적 거시경제변수들의 영향과 공간 효과를 고려한 분석을 통해 두 부동산 시장의 유사점과 차이점을 비교·분석하고자 하였다. 두 부동산 시장에 대한 시계열적 거시경제변수들의 영향을 보기 전에 두 부동산 시장의 연관성을 Granger 인과관계 검정과 Geweke인과관계 검정을 이용하여 분석하였다. 홍콩의 부동산 시장과 달리 우리나라의 주거용 부동산 시장과 상업용 부동산 시장 사이에는 인과관계가 존재하지 않았다. 주거용 부동산과 상업용 부동산에 영향을 주는 요인을 알아보기 위해 Granger 인과관계 검정을 수행하였다.

주거용 부동산 시장에는 생산소득 지표나 통화금융지표와 같은 거시경제변수가 영향을 주었고, 상업용 부동산 시장에는 경제활동지표와 같은 거시경제변수가 영향을 주었다. 앞의 Geweke 인과관계 검정에서도 나타난 바와 같이 각각의 부동산 시장에 영향을 주는 거시경제변수들의 차이가 존재하였다. 공간효과를 포함한 헤도닉 모형의 비교분석을 위해 공간계량모형을 이용하였다. 서울시 아파트의 매매가격과 전세가격 및 오피스 임대료는 모두 0.5 이상의 비교적 높은 값의 공간자기상관을 나타내고 있었다.

적절한 공간계량모형의 선택을 위해 OLS의 잔차에 대해 공간자기상관을 검증하였다. 프라임 오피스 임대료를 제외하고 모두 공간자기상관의 존재가 검증되었고 robust-LM 분석 결과 거리제곱에 반비례하는 공간가중치 행렬을 적용한 공간시차모형이 적절한 것으로 분석되었다.

공간시차모형을 이용한 결과 모든 경우에서(프라임 등급 오피스 빌딩만 제외됨) 공간자기상관계수의 존재가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 서울시의 부동산 가격(임대료)은 실질적인 공간적 의존성이 존재하며 이에 따라 가격(임대료)의 지역적 차별화 현상이 나타나는 것으로 분석되었다.

주거용 부동산은 공간자기상관의 변화와 주거용 부동산 시장의 변화가 비교적 유사하였으나, 상업용 부동산은 공간자기상관의 변화와 상업용 부동산 시장의 변화가 유사하지 않았다. 본 연구는 기존에는 완전히 분리된 시장으로 다루어졌던 주거용 부동산과 상업용 부동산을 시간적인 측면과 공간적인 측면에서 비교분석하여 향후 부동산 시장변화에 대한 분석의 틀을 제공한 데에 의의가 있다.

2.1.1.4 임병진의 연구(2011)

임병진은 “부동산 시장과 외환시장의 상호영향력에 관한 연구 : 부동산과 환율을 중심으로”에서 환율과 주택매매가격 종합지수간의 관계를 분석을 하였다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 사용하고 있었다.

문헌적 연구방법을 통해 경제변수들과 월별 한/미 환율 및 주택매매가격 종합 지수와 경제변수에 대한 기존 연구를 검토했고, 실증적 연구방법을 사용하기 위한 분석 자료는 월별 한/미 환율과 전국주택매매가격 종합지수와의 관계 분석을 위해 1996년 1월부터 2008년 2월까지의 월별 한/미 환율과 전국주택매매가격 종합지수 146개 자료를 이용했다. 분석방법으로는 시계열 자료라는 특성을 감안한 분석 방법들을 사용했다. 이 연구에서 사용된 연구모형으로는 시계열의 안정성 여부의 판정을 위해서는 단위근 검정과 주가 주택매매가격 종합지수간 상호영향력 분석을 위해서는 VAR모형을 이용한 예측오차의 분산분해기법과 Granger인과관계 검정을 이용하였다. 연구의 주요 결과들로는 월별 한/미 환율과 전국주택매매가격 종합지수 자료의 1차 차분시계열 자료에 안정성 검정결과는 모두 안정적임을 알 수 있었다. 1996년 1월 이후 주가와 주택매매가격 종합지수 간에는 음(-)의 관계가 존재하고 환율의 변화율은 전국주택매매가격 종합지수의 변화율에 그랜저 인과관계가 존재한다는 것을 제시했다. 실증분석 결과들을 종합해 볼 때, 과거의 환율과 전국 주택매매가격 종합지수 간에는 음(-)의 관계가 있고, 환율의 변화는 환율 자체의

내재적 변화가 거의 대부분을 설명하고 있으나 전국 주택매매가격 종합지수의 경우는 환율의 영향이 확대되고 있는 것을 밝혔다.

2.1.1.5 최차순의 연구(2010)

최차순은 “토지가격 예측모형에 관한 연구”에서 1997년 말 IMF 외환위기 이후 토지시장을 둘러싼 사회·경제적 환경변화를 반영한 토지가격 예측모형을 VAR 모형을 통해 구축하였다. 분석결과 VAR모형의 예측력은 다소 떨어졌으나 설명 변수의 계수나 부호의 유의성에 있어서 일반 경제이론과 일치하는 것으로 나타났다. VAR모형의 충격반응분석 결과, 토지가격은 회사채수익률에 대해서는 음(-)의 반응을 보이고, 실질GDP 성장률에 대해서는 양(+)의 반응을 보이는 것으로 나타났다.

그리고 부동산정책은 장기적으로 시장기능을 제고하는 방향으로 추진되어야 하며, 토지시장은 여전히 수요자의 기대와 자산선택행위 등에 의해 영향을 받고 있기에 토지시장 안정을 위해 국토이용의 효율성 제고와 점진적인 토지공급이 이루어져야 한다고 봤다.

본 연구는 인과관계분석 등을 바탕으로 IMF 이후 부동산시장의 환경변화를 반영한 예측모형을 구축하고, 충격반응분석 및 분산분해분석 등을 통해 회사채수익률, 실질GDP 등과 같은 시장 기본요인 보다 토지시장 자체의 예상하지 못한 충격이 토지가격에 더 높게 영향을 주고 있다는 것을 실증적으로 분석하였다는 것에 큰 의미를 부여할 수 있으며, 분석 결과의 도출이 제한적이거나 과거의 연구와 차별성이 있다는데서 그 의의를 찾을 수 있다.

2.1.1.6 장영길·이춘섭의 연구(2010)

장영길과 이춘섭은 “상업용 부동산시장과 거시경제변수의 연관성에 관한 연구”

에서 투자 목적으로서의 자본재인 상업용 부동산(오피스)과 주거 목적으로서 소비재인 주거용 부동산의 영향이 상이할 것으로 보고 이에 대한 이론적 근거와 실증적 근거를 제시하였다. 연구목적은 상업용 부동산과 거시경제시장의 연관관계 검정을 통하여 부동산이 거시경제시장과 연계되어 있는지 아니면 독립되어 있는지를 분석하여, 부동산과 금융자산의 포트폴리오 효과를 검정하고 투자자산의 운영과 관리 및 부동산 정책수립에 기여할 것에 목적을 두고 있었다.

방법론은 변수들의 변화를 추이와 상관관계를 파악하고, 수익환원법과 CAPM을 이용하여 부동산 자산가격 결정모형을 설정하고, 시계열분석의 인과관계, VAR, 충격반응, 분산분해 등을 이용하여 상업용 부동산 가격, 임대료, 공실률의 요인과 거시경제의 영향력을 실증 분석하였다. 자료는 2000년 1분기부터 2009년 4분기까지 분기별 시계열자료이고 거시경제변수로는 경제성장률과 무위험수익률, 주식수익률을 부동산변수로 오피스가격, 임대료, 공실률의 변수를 이용하였다.

결과는 첫째 경기변동이 안정적인 시기에는 상관관계는 낮고 추세는 개별적이었으나, 금융위기에는 상업용 부동산과 경제변수들 간의 추세는 거의 일치하고 상관관계도 아주 높아졌다. 또한 주식시장, 채권시장은 부동산시장에 영향을 주고 있어 자본시장과 부동산시장은 단기적인 균형관계가 있음을 확인하였다.

주택 시장은 단기적으로 거시경제시장의 영향을 받지 않음을 제시했다.

종합적으로 상업용 부동산시장이 주택시장에 비해 거시경제시장과 연관관계를 가지고 이러한 차이는 순수한 투자자산으로서 상업용 부동산이 내구소비재인 주택에 비해 자본시장에 더 많은 영향을 받기 때문이라고 밝혔다. 또한 연관성 방향은 상업용 부동산시장은 채권시장에 대해 후행하는 대체관계이고 주식시장에 대해서는 후행하는 동조관계가 있음을 밝혔다. 상업용 부동산은 주식시장과 동조관계로 인해 포트폴리오 효과가 적을 것으로 예상하였다.



기존연구가 주택매매가격을 대상으로 거시경제시장과의 장기균형관계에 치중하였
다면, 본 연구는 주로 상업용 부동산을 대상으로 단기균형관계를 분석했다.

2.1.1.7 홍정효·문규현의 연구(2009)

홍정효와 문규현은 “국내 부동산시장과 주요 거시경제지표들 간의 선후행성 연구”에서
월별 아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리, CD 및 국민주택 채권금리를
이용하여 IMF 외환위기 전·후로 나누어 분석하였다. Granger 인과 관계 및 분산
분해분석을 하여 금리와 부동산시장의 경우, 피드백적인 관계가 존재하고 있으며,
장기금리보다는 단기금리와 부동산시장사이의 영향력이 강하게 존재하고 부동산과
주식시장의 경우, 전반적으로 주식시장과 부동산시장 사이의 상호의존성은 거의
존재하지 않는 것으로 나타났으나, 외환위기 이후 주식시장이 부동산시장에 대하여
다소 영향력을 미치고 있는 것을 밝혔다. 또한 부동산과 외환시장의 경우, 외환
시장은 부동산시장에 대한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나 그 반대현상은
존재하지 않았고 금리와 주가는 피드백적인 관계가 존재하고 있다.

금리와 외환시장의 경우에는 단기금리와 외환시장사이에는 피드백적인 관계가 존재
하고 있으나, 장기금리는 외환시장에 영향력이 거의 없는 것을 밝혔다.

환율과 주가사이에도 피드백적인 예측력이 존재하고 있으며 이러한 현상은 IMF 외환
위기이후에 더욱 강해졌고 전반적으로 시간이 경과 할수록 부동산시장과 주요거시
경제지표 사이의 상호의존성이 증가하고 있으며 단기금리와 환율이 주요거시경제에
대한 영향력이 지배적인 것을 밝혔다.

2.1.1.8 임대보증의 연구(2009)

임대보증은 “주택가격과 경제변수의 관계분석”에서 주택담보대출은 교차상관분석, 그랜저 인과관계 분석, 충격반응 분석에서 주택가격에 대해 직접적으로 가장 밀접한 관련이 있는 변수인 것으로 분석되었다. 또한 통화지표인 M2(광의통화)와 주택가격은 교차상관분석에서 동행관계가 있는 것으로 나타났으며, 그랜저인과관계분석에서도 쌍방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타난 반면, 충격반응분석에서 M2의 충격은 주택가격에 미미한 반응을 보임에 따라 주택가격상승은 통화량의 증가요인으로 작용하는 것으로 판단된다.

그리고 CD금리와 주택가격의 관계는 금리가 주택가격에 영향을 미치기 보다는 주택가격이 CD금리에 영향을 미치는 변수인 것으로 나타났는데, 이는 주택가격의 급등을 연착륙시키기 위해서 금리를 변동하게 된 것으로 파악된다.

산업생산지수와 주택가격은 유의한 관계가 존재하였지만 그 영향력은 주택담보대출보다 미미한 수준인 것으로 분석되었다.

따라서 주택가격이 상승한 것은 주택의 수요측면에서 주택담보대출이 중요한 요인으로 작용하였으며, 주택담보대출의 확대는 유동성이 주택시장으로 유입하게 되어 주택가격 상승요인으로 작용한 것으로 판단된다. 이러한 주택의 수요측면의 요인을 바탕으로 주택의 투기적인 수요에 의해 시장가격이 정상가격보다 높게 형성된 것으로 보이며, 그리고 주택가격의 상승은 또 다시 주택담보대출 상승을 초래하기 때문에 시중의 유동성이 증가하게 되는 요인으로 작용하는 것으로 파악된다고 보고 있다.

2.1.1.9 김진·민규식·김행종의 연구(2007)

김진·민규식·김행종은 “거시경제가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구-6대 광역시를 중심으로-”에서 교차분석결과, 회사채수익률과 주택매매가격은 부산, 인천은 정(+)의 방향의 상관을 보였으나, 대구·광주·대전·울산은 부(-)의 상관을 보였다.

주택자금대출은 6대 광역시 모두 정(+)의 상관을 보였다. 전국주택매매가격과 각 광역시의 주택매매가격은 정(+)의 상관으로 동행하고 있었으며 높은 상관관계임이 나타났다. 그랜저 인과관계분석 결과, 서울 주택매매가격과 부산 주택 매매가격 모두 양방향으로 그랜저 인과하고 있었으며, 대구와 광주의 주택매매 가격은 전국주택매매가격에 영향을 주고 있지 않는 것으로 나타났다. 충격반응 분석 결과, 회사채 수익률에 대한 반응은 지역별로 다르게 나타났으며, 주택자금대출 충격은 시차를 보이지만 모든 지역에서 정(+)의 반응을 보였다.

본 연구의 시사점으로는 주택가격에 영향을 미치는 요인으로 거시적인 경제변수가 영향을 미치며, 그 중에서도 주택자금대출이 가장 유효한 영향력을 지니고 있었다는 결론을 얻었다고 분석하고 있었다.

2.2 선행연구들에 대한 이론적 고찰

지금까지의 관련된 선행연구들을 조감 해 볼 때, 국내연구에서 조철우(2016)는 원/달러 환율과 아파트가격(서울, 부산)에 대한 분석을 했고, 성용림·유정석(2013)은 주택가격에 대한 환율의 동태적 파급효과 분석을 했고, 박성균(2011)은 주거용과 상업용 부동산(오피스)의 가격결정 요인에 관한 비교연구를 했고 임병진(2010)은 한/미환율과 전국 주택 매매가격 종합지수를 변수로 하여 1996년 1월부터 2008년 2월까지의 기간 동안 한/미환율과 전국주택매매가격간의 상호영향력을 분석하기 위해 VAR모형을 이용한 충격반응 분석과 그랜저 인과관계분석을 수행하였다. 최차순(2010)은 1997년말 IMF

외환위기 이후 토지시장을 둘러싼 사회·경제적 환경변화를 반영한 토지가격 예측 모형을 VAR모형을 통해 구축하였다. 본 연구는 인과관계분석 등을 바탕으로 충격 반응분석 및 분산분해분석 방법 등을 통해 회사채수익률, 실질 GDP 등과 같은 시장 기본요인 보다 토지시장 자체의 예상하지 못한 충격이 토지가격에 더 높게 영향을 주고 있다는 것을 실증적으로 분석하였다. 장영길·이춘섭(2010)은 투자 목적으로서의 자본재인 상업용 부동산(오피스)과 주거 목적으로서 소비재인 주거용 부동산의 영향이 상이할 것으로 보고 이에 대한 이론적 근거와 실증적 근거를 제시하였다.

홍정표·문규현(2009)은 국내 부동산 시장과 주요 거시경제지표들 간의 선후행성 연구에서 월별 아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리, CD 및 국민주택채권 금리를 이용하여 IMF외환위기 전·후로 나누어 분석하였다.

임대봉(2009)은 주택가격과 경제변수의 관계분석에서 주택담보대출은 교차상관분석, 그랜저 인과관계 분석, 충격반응 분석에서 주택가격에 대해 직접적으로 가장 밀접한 관련이 있는 변수인 것으로 분석하였다.

김진·민규식·김행중(2007)은 6개 광역시를 표본으로 정하여 거시경제변수를 변수로 정하여 주택매매가격에 어떤 영향을 주는지를 교차분석과 그랜저 인과관계분석, 충격반응분석 등의 연구방법을 통해 분석하였다.

대부분의 기존 연구들이 주요 거시 경제변수와 연관해서 주택시장 및 아파트매매 가격, 地價 등 자산가액변동들에 대한 선행연구들은 많았지만, 투자수익률에 관련된 연구는 없었다.

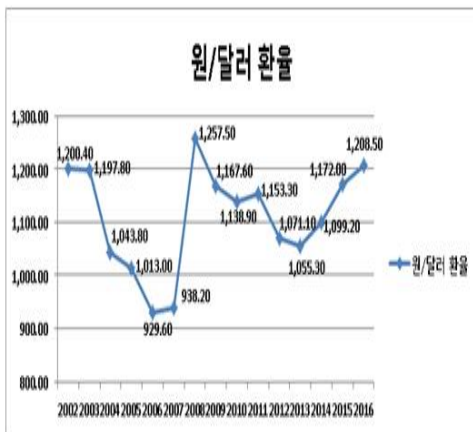
이상의 선행연구들에 대한 이론적 고찰을 종합해 볼 때, 원/달러 환율과 상업용 부동산(오피스용, 중대형매장용)의 투자수익률과 관련된 선행연구는 전혀 없었다.

2.3 연구질문

원/달러 환율이 **상승(하락)**하는 시기에는
 상업용부동산의 투자수익률도 **상승(하락)**한다.

〈그림 1〉 원/달러 환율변화

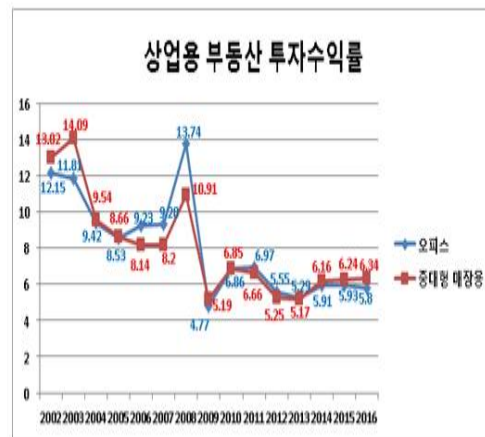
(단위 : 원)



출처 : 한국은행 경제통계시스템

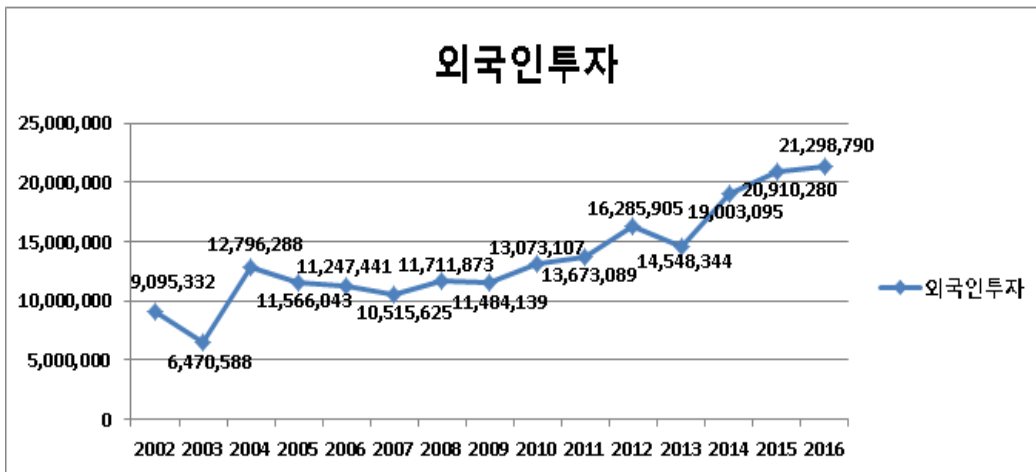
〈그림 2〉 상업용 부동산의 전국 평균 투자수익률

(단위 : %)



출처 : 한국감정원 부동산통계정보시스템

〈그림 1〉 국내 외국인투자 추이(단위 : 천 달러)



출처 : 한국은행 경제통계시스템(ecos.bok.or.kr)

위의 원/달러 환율과 상업용부동산 투자수익률의 상관관계를 보면 2009년~2012년 원/달러 환율 상승시기에는 상업용부동산 투자수익률도 상승했고, 외국인 투자도 증가했다. 2012년~2013년 원/달러 환율 하락시기에는 상업용 부동산 투자수익률도 하락했고, 외국인 투자도 감소했다. 2013년~2016년 원/달러 환율 상승시기에는 상업용 부동산 투자수익률도 상승했고, 국내에 외국인 투자도 증가 했다.

이와 같이 원/달러 환율이 상승하는 시기에는 상업용 부동산 투자수익률도 상승하고, 원/달러 환율이 하락하는 시기에는 상업용 부동산 투자 수익률도 하락하는 등의 동일한 패턴을 볼 수 있다.



제3장 연구방법론(시계열 분석 모형)

3.1 분석자료

3.1.1 원/달러 환율 통계자료

<표 4> 원/달러 환율 (단위 : 원)

연도별, 분기별	원/달러 환율
2009년 1분기	1,377.10
2009년 2분기	1,284.70
2009년 3분기	1,188.70
2009년 4분기	1,167.60
2010년 1분기	1,130.80
2010년 2분기	1,210.30
2010년 3분기	1,142.00
2010년 4분기	1,138.90
2011년 1분기	1,107.20
2011년 2분기	1,078.10
2011년 3분기	1,179.50
2011년 4분기	1,153.30
2012년 1분기	1,137.80
2012년 2분기	1,153.80
2012년 3분기	1,118.60
2012년 4분기	1,071.10
2013년 1분기	1,112.10
2013년 2분기	1,149.70
2013년 3분기	1,075.60
2013년 4분기	1,055.30
2014년 1분기	1,068.80
2014년 2분기	1,014.40
2014년 3분기	1,050.60
2014년 4분기	1,099.20
2015년 1분기	1,105.00
2015년 2분기	1,124.10
2015년 3분기	1,194.50
2015년 4분기	1,172.00
2016년 1분기	1,153.50
2016년 2분기	1,164.70
2016년 3분기	1,096.30
2016년 4분기	1,208.50



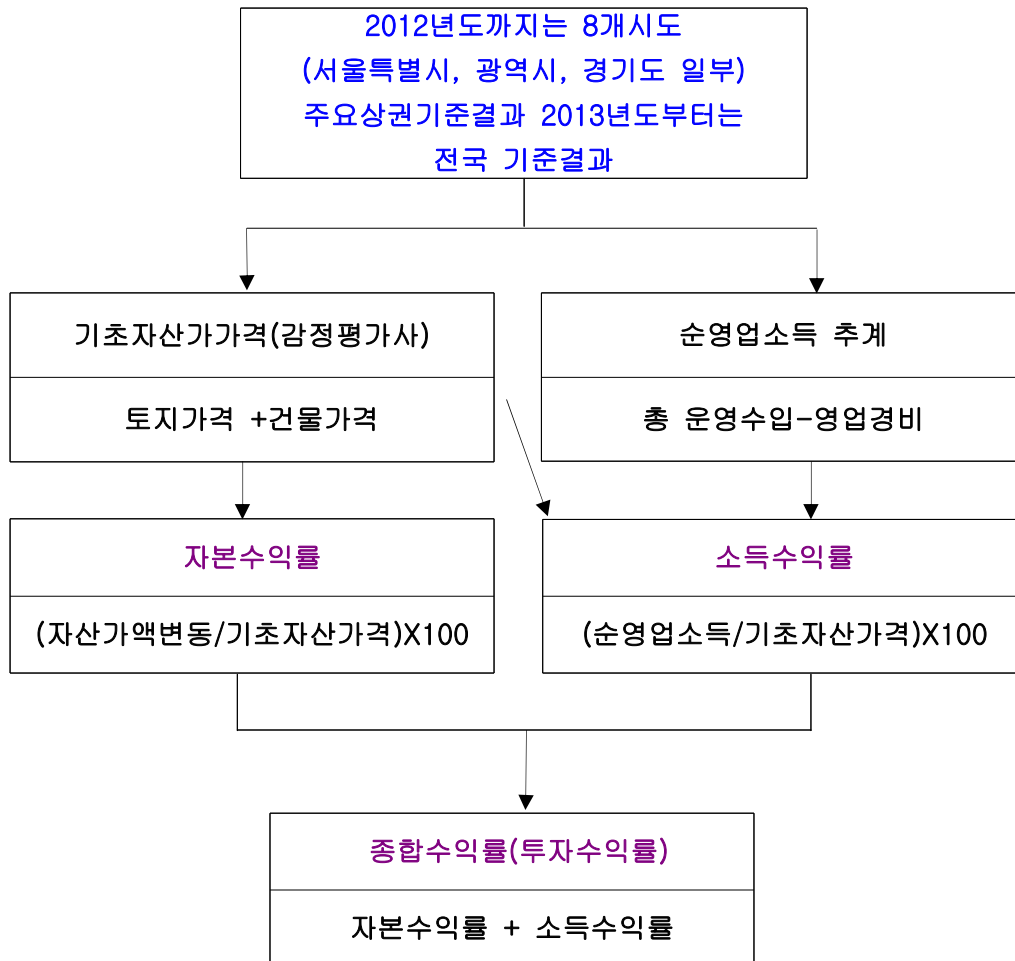
3.1.2 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용) 투자수익률 자료

<표 5>오피스용, 중대형 매장용 투자수익률 (단위 : %)

연도별, 분기별	투자수익률	
	오피스용	중대형 매장용
2009년 1분기	-0.40%	0.18%
2009년 2분기	1.93%	1.71%
2009년 3분기	1.48%	1.40%
2009년 4분기	1.69%	1.81%
2010년 1분기	2.43%	2.23%
2010년 2분기	1.83%	1.71%
2010년 3분기	1.16%	1.14%
2010년 4분기	1.31%	1.62%
2011년 1분기	1.88%	1.87%
2011년 2분기	2.00%	1.85%
2011년 3분기	1.39%	1.28%
2011년 4분기	1.53%	1.50%
2012년 1분기	1.78%	1.66%
2012년 2분기	1.73%	1.59%
2012년 3분기	0.21%	0.47%
2012년 4분기	1.73%	1.43%
2013년 1분기	1.67%	1.61%
2013년 2분기	1.04%	1.25%
2013년 3분기	0.95%	0.85%
2013년 4분기	1.53%	1.53%
2014년 1분기	1.45%	1.50%
2014년 2분기	1.59%	1.66%
2014년 3분기	1.20%	1.22%
2014년 4분기	1.53%	1.64%
2015년 1분기	1.46%	1.49%
2015년 2분기	1.51%	1.55%
2015년 3분기	1.23%	1.34%
2015년 4분기	1.60%	1.71%
2016년 1분기	1.51%	1.62%
2016년 2분기	1.52%	1.65%
2016년 3분기	1.26%	1.38%
2016년 4분기	1.39%	1.55%

국내 최고의 공신력을 지닌 정부출자기관인 한국감정원에서 자체 조사한 상업용 부동산의 오피스용과 중대형 매장용의 투자수익률 자료 <표 4>, <표 5> 등을 선택 하였다. 투자수익률 산정을 위해서는 기본적으로 임대료 및 기타수입 등 수입자료, 영업경비자료, 투하자본 자료가 필요하며, 투하자본은 부동산 가치평가 금액으로 하는 것이 일반적이다.

<그림 11> 투자수익률 추계절차



<표4>의 투자수익률은 종합수익률로 자산가액변동에 따른 자본수익률과 순영업 소득증감에 따른 소득수익률의 합계로, 그 추계절차는 <그림11>과 같다.

3.2 분석방법

본 연구는 상업용 부동산시장에 영향을 미치는 대표적인 거시경제변수 중의 하나인 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 사이의 동태적 상호관계를 살펴보기 위하여 벡터자기회귀모형을 이용하여 전체적인 추정과정을 세 가지 단계로 분석해본다.

첫째, 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 모두 시계열 데이터이기 때문에 시계열 데이터의 안정성 여부를 먼저 판단하기 위해서 단위근 검정을 한다. 둘째, 벡터자기회귀모형(VAR)을 구성하여 적정시차를 확인한 후 그랜저 인과관계모형을 통해 변수들 사이의 인과관계를 살펴본 후 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 간의 장기균형관계가 존재하는지 여부를 살펴본다. 셋째, VAR모형을 바탕으로 충격 반응함수 그리고 분산분해분석을 통하여 변수간의 관계를 살펴본다.

3.2.1 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model)

VAR모형은 Box and Jenkins(1976)의 ARIMA모형이 변수들 사이의 상호작용을 무시하고 일변량 분석이라는 한계점을 보완한 모형으로 Sims(1980) 연구에서 처음 소개되었다. VAR모형은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속 변수로 하고, 자신과 여타 변수들의 과거 관측치를 설명변수로 구성하여 n 개의 선형 회귀방정식을 통하여 시계열의 확률과정을 추정하는 분석방법이다. 분석방법이 연립방정식 체계와 비슷하지만 모형의 오차항을 구조적으로 해석하며 식별제약의 일부가 오차항의 공분산행렬에 가해진다는 특징을 가지고 있어 충격반응분석을 통하여 어떠한 한 변수의 변화가 내생변수에 미치는 동태적 효과를 파악할 수 있고, 분산분해분석을 통하여 각각의 내생변수의 변동 중에서 이들 변수들이 전체변동에 기여한 부분의 상대적 크기를 분석할 수 있다(문권순, 1997).

또한, VAR모형은 내생변수와 외생변수간의 주관적인 구분이 필요치 않고 모형에 포함되는 변수가 많지 않아 실제 예측을 수행하는데 비용과 시간이 절약되며, 대규모 모형에서 제기되는 자료의 수집과 변형의 번거로움을 피할 수 있다는 장점이

있지만 모형 내의 변수에 따라서 추정결과가 민감하게 변화하며, 이론적 근거를 무시한 채 설정되므로 구조모형을 이용할 경우 가능한 정책효과분석에 많은 제약을 받는다는 단점 역시 존재한다.

n 개의 변수 다변량 정상시계열로 구성된 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$ 가 p 시차인 자기회귀과정으로 구성된 벡터자기회귀모형을 VAR(p)라 하며 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$Y_t = C + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1)$$

$$= C + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{즉, } \begin{pmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{1,t} \\ \vdots \\ Y_{N,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_N \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} \Phi_{11} \Phi_{12} \dots \Phi_{1N} \\ \Phi_{21} \Phi_{22} \dots \Phi_{2N} \\ \dots \dots \dots \\ \Phi_{N1} \Phi_{N2} \dots \Phi_{NN} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-i} \\ Y_{1,t-i} \\ \vdots \\ Y_{N,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N,t} \end{pmatrix}$$

여기서 계수인 $(N \times N)$ 행렬, ε_t 는 $(N \times 1)$ 의 벡터백색잡음과정으로 모든 t 에 대하여 $E(\varepsilon_t) = 0$ 이며, $E(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = \Omega$ 이다. 식 (3-1)의 VAR(p) 모형은 안정성 유지가 중요한데 조건은 다음과 같다. 첫째, 모든 t 에 대하여 $E(Y_t) = \mu$ 를 만족해야 하며, 둘째, 모든 변수 n 및 t 에 대하여 $var(Y_{n,t}) < \infty$ 를 만족해야 한다.

마지막으로 모든 t 에 대하여 $cov(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$ 를 만족해야 한다. γ_k 는 자기공분산 행렬을 의미하며 위 조건은 분석대상 시계열자료가 추세, 계절성 또는 시변분산이 없어야 함을 의미한다(이근규, 연세대학교).

3.2.2 VAR 모형의 구축

3.2.2.1 단위근 검정

일반적으로 경제변수간의 인과관계 성립 여부를 판단하는 방법으로 계량분석을 이용한다. 전통적인 계량분석에서는 분석에 사용되는 시계열 자료가 안정적(stationary)이라는 가정 하에 분석이 실시되었다. 그러나 현실에서는 오히려 대부분의 시계열 자료가 불안정성을 띄기 때문에 시계열 자료의 안정성 확인 여부는 변수들 간의 상관관계 분석에 앞서 기본으로 수행되어야 하는 과정이라 할 수 있다.

시계열 자료의 안정성이란, 시계열 자료의 평균이 시간의 흐름과 관련 없이 일정하며 평균을 중심으로 하는 분산이 표본기간에 상관없이 일정한 성격을 갖는 것을 의미한다. 즉, 안정적인 시계열 자료를 이용하여 분석할 경우에는 회귀분석 결과가 변수간의 인과관계를 설명하는데 유의적이라 할 수 있으나, 불안정한 시계열 자료를 이용하여 분석할 경우에는 실제 변수 간에 아무런 상관도 없음에도 불구하고 외견상 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 허구적 회귀(spurious regression) 문제가 발생할 수 있다. 또한 안정적인 시계열 자료는 평균, 분산 등에 체계적이고 주기적인 변화가 없는 확률과정을 따르는 반면, 불안정한 시계열 자료는 확률적 추세(trend)를 가지고 있고 시간이 지날수록 불규칙한 변동이 증폭되는 특성을 지닌다.

따라서 분석에 이용되는 시계열 자료가 불안정한 경우, 변수변환이나 차분 등의 방식으로 안정적인 시계열로 변환하여 분석하여야 한다.

본 연구에서는 시계열 자료의 단위근 존재 유무를 검정하기 위해 일반적으로 널리 사용되고 있는 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검정과 Phillips -Perron(PP) 검정을 이용한다.

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha + \delta T + \gamma_1 Y_{i,t} + \sum_{j=1}^p \gamma_1 \Delta Y_{i,t-j} + \epsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

여기서, $\Delta Y_{i,t} : Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$ 로 정의되며, T는 시간추세, ϵ_t 는 백색잡음 오차항을 의미한다. 위 식(3.2)에서, p 는 최적시차를 의미하며, 본 연구에서는 SBC(Schwarz Bayesian information criterion) 정보기준에 의거하여 차수를 결정하였다.

최적시차(p)는 SBC 값을 최소화하는 숫자로써 SBC 기준 외에 AIC 정보기준이 존재하지만 AIC는 소표본에서 일치성을 띠지 않을 수 있으며 래그 p 를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경우가 종종 발생하기 때문에 SBC 기준을 선택하였다.

위 모형에서의 상수와 추세를 포함하는 경우, 귀무가설은 시계열 자료가 불안정적이라는 것으로 $H_0 : \gamma_1 = 0$ 이며 대립가설은 $H_1 : \gamma_1 < 0$ 가 된다.

만일, Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) 검정 통계량이 Mackinnon의 임계치보다 작을 경우에는 본 연구에서 이용되는 시계열 자료가 단위근을 가지고 있어 불안정한 시계열 자료라는 귀무가설을 기각하게 되며, 반대로 검정 통계량이 Mackinnon의 임계치보다 클 경우에는 시계열 자료가 불안정함을 의미한다.

3.2.2.2 시차의 결정

분석하고자 하는 시계열 데이터의 정상성(안정성)을 단위근 검정을 통해서 판단한 이후, VAR(p) 모형을 구축하기 위해서는 적정차수 p 를 결정해야 한다. 왜냐하면 본 연구에 사용되는 VAR(p)는 차수의 결정에 따라 결과가 상이하게 나타나며 적정시차를 사용않고 분석을 실시할 경우, 통계적 왜곡이 발생하게 된다는 것이다. 일반적으로 단일변량인 경우는 AR(p)의 적절한 차수를 편상관계수(partial auto correlations)를 이용하여 판단하게 된다. VAR(p) 모형의 경우에도 편상관계행렬(partial autocorrelations matrices)를 이용하여 시각적으로 혹은 경험에 의해 결정할 수 있다. 그러나 일반적으로 VAR(p) 모형의 시차 p 결정은 AIC (Akaike Information Criteria) 정보기준과 SBC(Schwarz Bayesian Criteria) 정보 기준을 이용하여 최소가 되는

곳에서 차수 p 를 결정하게 된다.

각각의 정보규준은 다음과 같이 정의된다.

$$AIC(p) = \ln|\Omega_p| + \frac{2n^2p}{T} \quad (3.3)$$

$$SBC(p) = \ln|\Omega_p| + \frac{2n^2p(\ln T)}{T} \quad (3.4)$$

위의 식 (3.3)과 식 (3.4)에서 n^2p 는 추정해야할 계수행렬의 피라미터의 수이며, Ω_p 는 VAR(p)를 가정하고 최우수추정법(MLE : maximum likelihood estimator)으로부터 구한 오차항벡터의 공분산행렬이다. 따라서 적정시차는 AIC 정보기준 또는 SBC 정보기준을 고려하여 차수 p 가 결정되는데 불안정한 시계열 데이터를 이용하게 되면 AIC와 SBC 정보기준에 따라 적정차수가 결정되었다 하더라도 VAR(p) 모형의 설정에 오류가 발생할 가능성이 존재한다.

본 연구에서는 적정시차를 판단하는 근거로 SBC 기준을 선택하였다.

그 이유는 AIC 정보기준의 경우, 소표본에서 일치성을 띠지 않을 수 있으며 래그 p 를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경우가 종종 발생하기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 VAR(p) 모형의 적정시차 p 를 SBC(Schwartz Bayesian Criteria) 정보기준을 이용하여 최소가 되는 차수를 적정시차로 적용한다.

3.2.2.3 그랜저 인과관계 검정

그랜저 인과관계 검증은 Granger(1969)에 의해 개발된 것으로 두 개 이상의 시계열자료에 대해 벡터 형태의 회귀분석 식으로 구성하여 두 시계열의 상호 영향관계를 살펴보는 방법으로 한 변수의 가격변화가 다른 변수의 가격변화에 영향을 미치는지를 살펴보는 것으로 일반적으로 선도-지연 관계를 분석하는데 가장 많이 이용된다.

그랜저 인과관계 검정은 시차분포모형⁶⁾을 이용하여 한 변수가 다른 한 변수를 예측하는데 도움이 되지 않는다는 귀무가설에 대한 F통계량을 이용하는 방법이다.

본 연구의 질문인 환율이 상업용 부동산 시장에 미치는 영향을 살펴보기 위한 검정 식을 나타내면 다음과 같다.

$$Y_t = \gamma + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.5)$$

$$X_t = \varphi + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i Y_{t-i} + \eta_t \quad (3.6)$$

위 식 (3.5)와 (3.6)에서, γ 와 φ 는 상수항이며, ϵ_t 와 η_t 은 백색잡음 오차항, k 는 각 시계열의 최대 시차를 의미한다. 여기서, 'X가 Y를 그랜저 인과한다'는 것은 Y의 과거치에 X의 과거치가 외생변수로서 Y를 예측하는데 도움이 된다는 것을 의미한다. 즉, $H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$ 을 검정하며 귀무가설이 기각될 경우, X가 Y를 그랜저 인과한다는 결론을 얻게 된다.

반대로 위 식(3.6)에서는 $H_0 : \lambda_1 = \dots = \lambda_k = 0$ 이 기각되지 않아야 X가 Y를 일방적으로 그랜저 인과한다고 할 수 있다.

6) 시차분포모형이란 회귀모형이 설명변수의 현재 관측 값과 과거 관측 값을 포함하고 있는 설명변수들로 정의된 경우의 모형을 의미한다.

3.2.2.4 충격반응함수 및 분산분해분석

안정된 단변량 AR(p)모형이 무한차수를 가진 이동평균의 형태로 표현되는 것처럼 VAR모형 역시 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive)에서 VMA모형으로 변환될 수 있다.(Box and Jenkins; 1976, Hamilton; 1994).

본 모형에서 충격 반응분석은 벡터자기회귀 모형의 오차항을 직교한 후, 이동 평균확률과정으로 분해 그리고 이동평균확률과정의 시차계수들을 이용하여 변수에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때, 모형내의 모든 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 충격에 반응하는지를 분석하는 방법이다.

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots \quad (3.7)$$

$$= \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s \varepsilon_{t-s}$$

$$= \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11} \Phi_{12} \dots \Phi_{1N} \\ \Phi_{21} \Phi_{22} \dots \Phi_{2N} \\ \vdots \\ \Phi_{N1} \Phi_{N2} \dots \Phi_{NN} \end{pmatrix}^s \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t-s} \\ \varepsilon_{2t-s} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt-s} \end{pmatrix}$$

후행연산자를 이용하여 표현하면 다음과 같다.

$$Y_t = \mu + \Psi(B) \varepsilon_t \quad (3.8)$$

여기서, $\Psi(B)$ 계수는 시간 s 의 함수로 ε_t 의 충격에 대한 Y_t 의 효과를 나타내며, 이를 충격반응함수(impulse response function)이라 한다. $\Psi(B)$ 의 개별 원소인 $\Phi_{ik(s)}$ 는 ε_j 가 1단위 변화했을 때, i 번째 변수 Y_t 에 s 시점 1기간동안 미치는

충격계수 혹은 innovation계수이다. 또한 ε_t 에 의한 단위충격의 누적효과는 충격 반응계수의 누적합인 $\sum_{s=0}^{\infty} \psi_{ij}^s$ 에 의해 추정할 수 있다. 위 모형에서 만일 오차항(ε_t)이 독립적이지 않다면, 한 변수에 충격이 발생하면 이로 인해 다른 변수가 변하고 이는 다시 처음 충격이 시작된 원래 변수에 영향을 미치는 순환작용이 발생하게 된다. 이러한 순환작용을 제거하기 위해서 식(3.8)에서 추정된 잔차항인 ε_t 이 계열상관이 없고 충격(innovation)들 간에 독립적이게 되도록 하는 다음 조건(3.9)을 만족하는 콜레스키 요인분해를 통해 ε_t 을 분해한다.

$$\begin{aligned} U_t &= S^{-1} \varepsilon_t \\ SS' &= \sum \\ E(U_t U_t') &= E(S^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t' S^{-1}) = 1 \end{aligned} \quad (3.9)$$

앞선 조건을 만족하여 대각행렬이 1인 하삼각행렬(lower triangular matrix) S를 구하게 되면, U_t 가 독립인 벡터이동평균모형으로 변환 가능하다 (Sims, 1980; 문권순, 1997).

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu + \Psi(B) S S^{-1} \varepsilon_1 \\ &= \mu + H(B) U_t \end{aligned} \quad (3.10)$$

여기서, H(B) 행렬은 직교화(o)된 충격반응함수로 어떠한 변수에 충격 U_i 가 주어질 때, s 시점인 Y_{t-s} 에 대한 반응결과를 나타낸다. 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition)은 종속변수의 변화가 변수 자체의 충격에서 기인한 것인지 아니면 다른 설명변수의 충격에 기인한 것인지에 대한 비율을 나타낸다.

즉, 위 식(3.10)을 전개의 편리상 $\mu=0$ 이라 가정하자.



이때, Y_{t+k} 와 이에 대한 예측값 $\widehat{Y_{t+k}}$ 는 다음과 같다

(Hamilton; 1994, 문권순; 1997 연구 참조).

$$X_{t+k} = \Psi_0 \varepsilon_{t+k} + \Psi_1 \varepsilon_{t+k-1} + \dots + \Psi_k \varepsilon_t + \Psi_{k+1} \varepsilon_{t+1} + \dots \quad (3.11)$$

$$E(X_{t+k} | X_t, X_{t-1}, \dots) = \Psi_k \varepsilon_t + \Psi_{k+1} \varepsilon_{t+1} + \dots$$

이때, $\Sigma = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ 이며, ε_t 는 식(3.12)에 의해서 $\varepsilon_t = S U_t$ 이다. s_i 를 S 행렬의 i번째 열이라며 U_i 는 서로 상관관계를 갖고 있지 않으므로

$$\Sigma = E[S U_t U_t' S'] \quad (3.12)$$

$$= \sum_{i=1}^N s_i \text{VAR}(U_i) s_i'$$

따라서, Y_{t+k} 의 예측오차 $MSE(\hat{X}_{t+k})$ 는 다음과 같다.

$$MSE(\hat{Y}_{t+k}) = E[(Y_{t+k} - \widehat{Y_{t+k}})(Y_{t+k} - \widehat{Y_{t+k}})'] \quad (3.13)$$

$$= \Sigma + \Psi_1 \Sigma \Psi_1' = \Psi_2 \Sigma \Psi_2' + \dots + \Psi_{k-1} s_i s_i' \Psi_{k-1}'$$

$$= \sum_{i=1}^N \text{VAR}(U_i) [s_i s_i' + \Psi_1 s_i s_i' \Psi_1' + \dots + \Psi_{k-1} s_i s_i' \Psi_{k-1}']$$

위 식에서 $H = \Psi S$ 이고 $\Sigma = E(S U_t U_t' S')$ 이므로



$$\Psi_s \sum \Psi'_s = \sum_{i=0}^N h_i^s \text{Var}(U_i) h_i'^s \quad (3.14)$$

$$MSE(\widehat{Y_{t+k}}) = \sum_{s=0}^{k-1} \sum_{i=1}^N h_i^s \text{Var}(U_i) h_i'^s$$

위 식에 의해서 k기간 예측오차에 대한 j 번째 잔차항의 충격(innovation)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(U_j)[s_j, s'_j + \Psi_1 s_j s'_j \Psi'_1 + \dots + \Psi_{k-1} s_j s'_j \Psi'_{k-1}] \\ = \sum_{s=0}^{k-1} \text{Var}(U_j) h_j^s h_j^s \end{aligned} \quad (3.15)$$

a번째 변수의 예측오차 분산 중에서 b번째 변수가 차지하는 비율, 즉 b번째 변수의 기여도 C_{ab} 는 다음과 같다.

$$C_{ab} = \frac{\sum_{s=0}^{k-1} (h_{sab})^2 \text{VAR}(U_b)}{\sum_{s=0}^{k-1} \sum_{i=1}^N (h_{sai})^2 \text{VAR}(U_i)} \quad (3.16)$$

제4장 연구결과

4.1. 기초통계량 분석결과

변수간의 관계를 분석함에 앞서 본 연구에 사용되는 자료들의 기초통계량을 살펴보면 다음과 같다. 분석결과 <표 6>를 살펴보면, 분석 기간 동안 원/달러 환율, 오피스용 투자수익률, 그리고 중대형 매장용 투자수익률의 경우 각각의 평균은 -0.0016, 0.0144, 0.0146 이며, 오피스용 투자수익률과 중대형 매장용 투자수익률의 변화는 거의 동일한 것을 확인할 수 있다. 자료의 분포에서는 원/달러 환율의 경우 왜도(skewness) 값이 양(+)로 꼬리부분이 오른쪽으로 치우친(skewed to the right) 형태를 보이고 있으나, 오피스용 투자수익률 및 중대형매장용 투자수익률의 경우는 왜도(skewness) 값이 음(-)으로 꼬리부분이 왼쪽으로 치우친 (skewed to the left) 형태를 보이고 있다. 또한 첨도의 경우, 원/달러 환율은 3보다 작은 값을 보이면서 자료의 분포가 정규분포를 따르는 형태를 보여주고 있으나, 오피스용 투자수익률 및 중대형 매장용 투자수익률은 첨도 값이 3보다 훨씬 큰 값을 가지게 되어 정규분포보다 더 뾰족한 형태임을 보여주고 있다.

추가적으로, 표본의 정규성(normality)을 의미하는 Jarque-Bera 검정에서도 원/달러 환율은 “실증분포가 정규분포 한다.”는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 분포가 정규분포임을 통계적으로 보여주고 있으며, 오피스용 투자수익률 및 중대형 매장용 투자수익률은 1% 유의수준에서 “실증분포가 정규분포 한다.”는 귀무가설을 기각하여 각 시계열의 분포가 정규분포가 아님을 확인할 수 있었다.

<표 6> 기초통계량 분석 결과

변수	원/달러 환율	오피스용 수익률	중대형 매장용 수익률
Mean	-0.0016	0.0144	0.0146
Median	-0.0157	0.0151	0.0155
Max	0.1023	0.0024	0.0223
Min	-0.0747	-0.0040	0.0018
Std.	0.0490	0.0050	0.0039
Skew	0.5742	-1.7367	-1.5164
Kurt	2.4582	7.7346	6.1775
J-B	2.2175	45.976***	25.726***
N	32	32	32

1. 표본 수 : 32EA(분기별 투자수익률)
2. *** : 1% 신뢰수준에서 유의함을 의미
3. J-B(Jarque-Bera)는 자료의 정규성(Normality)을 검정하는 것으로 시계열 자료가 정규분포임을 검정 하기 위한 수치이다.

$$J - B = T \left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right)$$

4.2. 단위근 검정결과

시계열 데이터를 이용하여 회귀분석을 실시할 때, 가장 우선적으로 확인해야 할 사항은 각 변수의 시계열 자료가 안정적(stationary)인지를 먼저 확인하여야 한다.

단위근을 가지고 있는(non-stationary) 즉, 불안정한 시계열 자료를 가지고 회귀 분석을 실시할 경우, 실제 미치는 영향보다 더 높게 나타나는 가성적 회귀문제와 같은 통계적 왜곡이 발생하게 된다. 일반적으로 거시경제변수를 이용한 분석에서는 각 거시경제변수들의 원자료에서 단위근이 존재하는 것으로 나타나 불안정한

시계열임을 보여주는데, 본 연구에서는 원/달러 환율과 한국감정원에서 공시하는 상업용 부동산 투자수익률 자체의 자료를 이용하기 때문에 수익률 변환과정에서 1차 적분[I(1)]된 상태라 할 수 있으며, 안정성 검증 결과는 <표 7>에 나타나있다.

<표 7> 단위근 검정 결과

변수	Augmented Dickey-Fuller Test		Phillips-Perron Test	
	상수항	상수항+추세	상수항	상수항+추세
원/달러 환율	-8.625***	-8.436***	-7.848***	-9.343***
오피스용 수익률	-6.001***	-5.830***	-21.906***	-20.214***
중대형매장용 수익률	-6.732***	-6.550***	-16.266***	-15.216***

주) 1. Mackkinon 임계치 : 1% level: -4.296, 5% level: -3.568,

10% level: -3.218. PP: -3.661, -2.960, -2.619

<표6>을 살펴보면, 원/달러 환율, 오피스용 및 중대형 매장용 투자수익률의 ADF (Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 통계량이 Mackkinon 임계치 보다 낮게 나타나 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열임을 보여주고 있다. 만일, 수준변수가 비안정적인 시계열이라 하더라도 두 수준변수간의 선형결합함수가 안정적이라면 허귀적 회귀문제가 발생하지 않을 수 있고 두 변수 사이에 공적분이 존재함에도 불구하고 차분된 자료를 분석에 사용할 경우 정보 유실문제가 나타날 수 있기 때문에 공적분 검정을 통하여 두 변수의 관계를 살펴보아야 한다.

그러나 본 연구에서는 앞서 언급한 바와 같이 한국감정원에서 공시하는 투자수익률 데이터를 이용하여 원/달러 환율과의 관계를 살펴 보고자 하였기 때문에 공적분 검정은 진행되지 않는다.

4.3. 시차결정

본 연구는 차후 분석으로 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률의 관계를 살펴보기 위하여 Granger 인과관계분석을 시작으로 충격반응함수 및 분산분해 분석을 실시하였다. 분석에 앞서, VAR 모델을 이용하여 변수간의 관계를 살펴볼 때, 차수의 결정에 따라 분석결과 차이가 상이하게 발생하기 때문에 시차변수의 적정차수를 결정하는 것이 가장 중요하다.

본 연구에서는 SBC(Schwarz Bayesian information criterion) 정보기준에 의거하여 차수를 결정하였다. 최적시차(p)는 SBC 값을 최소화하는 숫자으로써 SBC 기준 외에 AIC 정보기준이 존재하지만 AIC는 소표본에서 일치성을 띠지 않을 수 있으며 래그 p 를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경우가 종종 발생하기 때문에 SBC 기준을 선택하였다.⁷⁾ SBC값 추정결과, <표 8>에 의하면 VAR모형에 상수항을 포함하는 VAR(1)의 SBC값이 가장 낮은 것으로 나타났다. 따라서 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 사이의 충격반응함수, 분산분해 분석을 위한 VAR모형 추정시 시차는 1로 설정하였다.

<표 8> SBC(Schwarz-Bayesian Information Criterion) 추정결과

Panel A. 원달러 환율변화와 상업용부동산(오피스용) 투자수익률									
상수항		시차							
		1	2	3	4	5	6	7	8
SBC	포함	-11.364*	-10.995	-10.537	-10.580	-10.17 0	-9.748	-9.366	-9.293
	불포함	-10.759*	-10.507	-10.426	-10.698	-10.30 8	-9.900	-9.457	-9.428
Panel B. 원달러 환율변화와 상업용부동산(중대형 매장용) 투자수익률									
SBC	포함	-11.599*	-11.181	-10.738	-10.966	-10.65 3	-10.226	-9.954	-9.745
	불포함	-11.179*	-10.863	-10.611	-11.107	-10.78 3	-10.351	-9.962	-9.838

7) 김명직, 장국현(2002), 『금융시계열 분석』, p.380 참조

4.4. 그랜저 인과관계 검정결과

앞선 분석을 토대로 본 연구에 이용되는 원/달러 환율과 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용)의 투자수익률 시계열 자료가 안정적임을 확인하였다. 따라서 두 변수들이 서로 영향을 미치는지 여부는 그랜저 인과관계 검정을 통하여 살펴본다.

본 논문의 연구질문은 “원/달러 환율이 상승(하락)하면 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용)의 투자수익률도 상승(하락)한다”는 것인데, 원/달러 환율상승은 원화가치가 하락한 것으로 환율상승은 해외 투자자들이 국내 부동산 시장으로의 접근을 유인하게 되며 수요증가는 상업용 부동산의 투자수익률 상승으로 이어진다.

반대로, 원/달러 환율 하락은 원화가치가 상승한 것으로 해외투자자들의 국내 상업용 부동산에 대한 투자는 감소하게 되고 이는 국내 상업용 부동산의 투자수익률 하락으로 이어진다. 따라서 원/달러 환율은 국내 상업용 부동산 투자수익률과 밀접한 관계가 있으며, 상관관계를 살펴봄으로써 향후 상업용 부동산 투자전략 구성에 크게 도움이 될 것이라 판단된다. 원/달러 환율이 상업용 부동산 투자수익률에 미치는 영향을 살펴보는 그랜저 인과관계 검정결과는 <표 9>에 제시되어 있다.

본 연구는 상업용 부동산을 오피스용, 중대형매장용 으로 세분화하여 각각의 수익률과 원/달러 환율사이의 관계를 살펴보고자 하였다.

<표 9> 그랜저 인과관계 분석 결과

Granger Causality 귀무가설	F-value	Granger Causality 귀무가설	F-value
오피스 수익률 \Rightarrow 원/달러 환율변화	1.083	원/달러 환율변화 \Rightarrow 오피스 수익률	2.740*
중대형 매장 수익률 \Rightarrow 원/달러 환율변화	1.108	원/달러 환율변화 \Rightarrow 중대형매장 수익률	2.308

주: ***, ** 그리고 *는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

먼저 원/달러 환율과 상업용 부동산중 오피스용 투자수익률의 관계를 살펴 보면, 오피스용 투자수익률이 원/달러 환율을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하는 반면, 원/달러 환율은 오피스용 투자수익률을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설을 10% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다.

본 결과는 원/달러 환율이 오피스용 투자수익률에 일방적으로 직접적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있으며 또한 원인변수임을 확인할 수 있다.

그러나 환율이 부동산 수익률에 상당한 영향을 미친다는 선행연구들에 비해 유의성이 낮게 나타난 이유는, 분석 표본 주기가 분기별 자료이며 따라서 표본 수가 적음에 따라 유의성 또한 낮게 나타난 것으로 판단한다.

다음으로는 원/달러 환율과 중대형 매장용 투자수익률의 관계에서는 양쪽에서 통계적으로 유의한 설명력이 나타나지 않고 있다. 하지만 앞선 결과와 마찬가지로 원/달러 환율이 중대형 매장용 투자수익률을 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설은 통계적으로 유의하지 않지만 10% 유의수준에 근접한 것으로 나타나 수집 자료의 추가 여부에 따라 유의성이 증가될 것이라 기대된다.

결론적으로, 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용)투자수익률은 원/달러 환율에 직접적인 영향을 미치지 못하지만, 원/달러 환율은 상업용 부동산 투자수익률에 영향을 미치는 것으로 확인되었다.



4.5. VAR 분석결과

Vector Autoregression Estimates			
Sample (adjusted): 3 32			
Included observations: 30 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	EXCHANGE	OFFICE	RETAIL
EXCHANGE(-1)	-0.296703	-0.016756	-0.011864
	-0.22329	-0.02022	-0.01658
	[-1.32875]	[-0.82887]	[-0.71551]
EXCHANGE(-2)	-0.114689	-0.029081	-0.033186
	-0.19949	-0.01806	-0.01481
	[-0.57492]	[-1.61030]	[-2.24025]
OFFICE(-1)	5.733207	-0.368442	-0.414148
	-4.36413	-0.39509	-0.32407
	[1.31371]	[-0.93256]	[-1.27794]
OFFICE(-2)	2.616894	-0.589102	-0.530532
	-4.37373	-0.39596	-0.32479
	[0.59832]	[-1.48779]	[-1.63347]
RETAIL(-1)	-4.14858	0.375566	0.566019
	-4.85032	-0.4391	-0.36018
	[-0.85532]	[0.85530]	[1.57149]
RETAIL(-2)	-1.066002	0.619892	0.46749
	-5.06609	-0.45864	-0.3762
	[-0.21042]	[1.35160]	[1.24266]
C	-0.06548	0.018004	0.015485
	-0.04872	-0.00441	-0.00362
	[-1.34397]	[4.08187]	[4.27990]
R-squared	0.172157	0.239684	0.359536
Adj. R-squared	-0.043802	0.041341	0.192458
Sum sq. resids	0.050862	0.000417	0.00028
S.E. equation	0.047025	0.004257	0.003492
F-statistic	0.797175	1.208432	2.151909
Log likelihood	53.12951	125.1915	131.1355

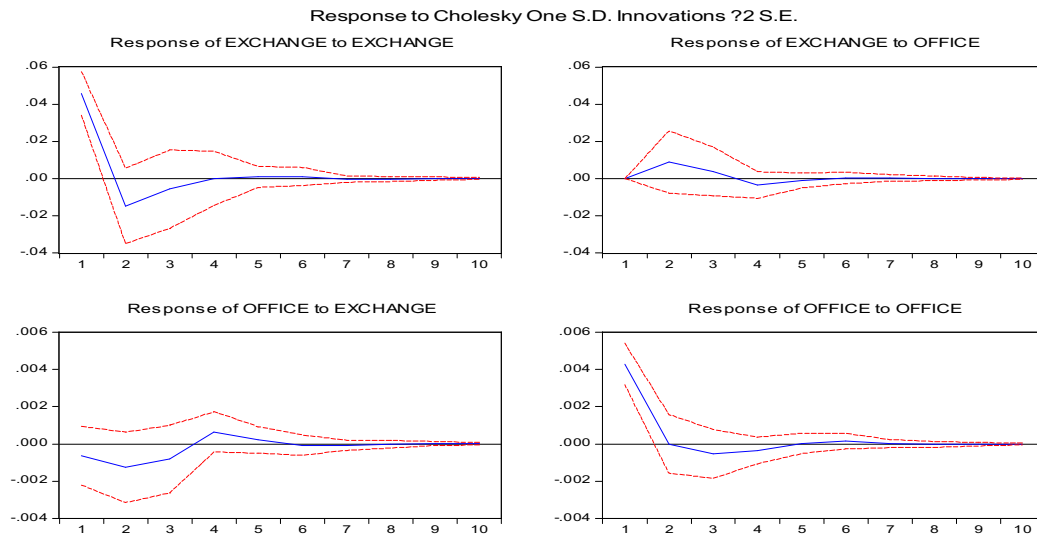
Akaike AIC	-3.075301	-7.879431	-8.275702
Schwarz SC	-2.748355	-7.552485	-7.948756
Mean dependent	-0.00077	0.01723	0.015553
S.D. dependent	0.046028	0.004348	0.003886
Determinant resid covariance	5.75E-14		
Log likelihood	329.5934		
Akaike information criterion	-20.57829		
Schwarz criterion	-19.5929		

4.5.1 충격반응분석

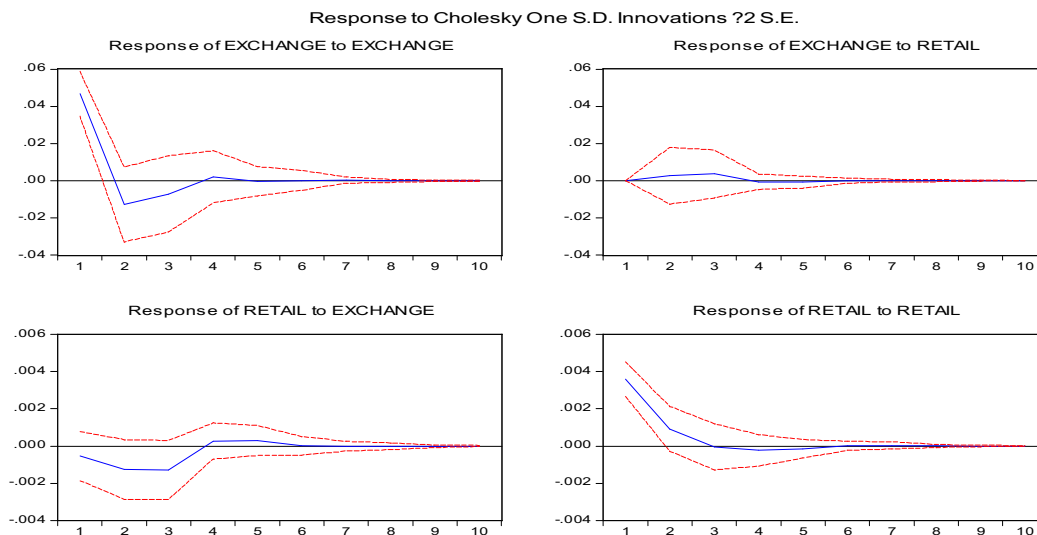
차후로, 본 연구에서는 VAR모형을 바탕으로 충격반응함수와 분산분해 분석을 실시하였다.

충격반응 함수는 VAR모형의 추정결과를 바탕으로 모형내의 어떤 변수에 대하여 표준편차 충격(one-standard deviation shock)을 가할 때 모형의 다른 변수들이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는가를 나타내 주는 것으로 이는 변수간의 상호인과관계를 분석하고, 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석하는 데 용이하다. 따라서 본 연구의 목적인 원/달러 환율이 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용) 투자수익률에 어떠한 형태로 영향을 미치는가를 분석하는데 매우 적합하다고 할 수 있다.

<그림 12> 원/달러 환율과 오피스용 투자수익률의 충격반응함수 결과



<그림 13> 원/달러 환율과 중대형 매장용 투자수익률의 충격반응함수 결과



변수들 상호간의 표준편차 충격(one-standard deviation shock)에 대한 상대적인 반응을 의미하는 충격반응함수의 결과는 <그림 12>, <그림 13>에 나타나 있다.

먼저 <그림 12>의 원/달러 환율과 상업용 부동산 중 오피스용 투자수익률을 살펴보면, 원/달러 환율과 오피스용 투자수익률은 환율 혹은 오피스용 투자수익률 자체변화에 초기에 즉각적인 반응을 보인 후, 점차 영향력이 감소하는 것으로 나타나면서 원/달러 환율 및 상업용 부동산 투자수익률 변화 자체에 크게 영향을 받는 것으로 밝혀졌다.

그러나 환율충격에 대한 오피스용 투자수익률의 반응을 나타내는 <그림 12>의 우상단 그림을 살펴보면, 초기에 아주 약한 반응을 보이고 그 영향력은 사라지는 것으로 보여진다. 이는 그랜저 인과관계 검정결과와 동일하게 통계적으로 강하게 유의한 반응이 나타나지 않았다. 또한 <그림 13>의 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 중 중대형 매장용 투자수익률과의 관계를 살펴보면 앞선 결과와 동일하게 각 변수들이 자체의 충격에 크게 영향을 받지만 상대적인 충격에서는 유의한 반응을 보이지 않는 것으로 나타났다.

결론적으로 VAR 모형을 기반으로 한 충격반응분석에서도 분기별 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 사이에서는 유의한 상관관계를 발견할 수 없었다.

또한 본 결과는 선행연구들과 상반된 결과를 보여주고 있으며 원인으로서는 한국감정원에서 발표하는 부동산 투자수익률 자료는 분기별 자료이나, 환율의 경우 기본적으로 일별로 변동이 이루어지고 분기별 변화는 상대적으로 큰 변동률을 보이고 있기 때문인 것으로 판단된다.



4.5.2 예측오차 분산분해 분석

예측오차의 분산분해(variance decomposition)는 VAR 모형 내에 포함되어 있는 각 변수 간의 상대적 중요성을 살펴보는 분석방법으로, 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 주는가를 알 수 있게 해준다.

따라서 상업용 부동산 실물투자수익률에 영향을 주는 요인(원/달러 환율)의 상대적인 중요성을 알 수 있다. 본 모형에서는 예측오차분산분해의 분석결과에 의해 부동산 실물 투자인 오피스용과 중대형 매장용 투자수익률의 예측 오차 분산의 변동요인 원/달러 환율이 어느 정도 기여하는지 파악하는 것이다.

<표 10> 원/달러 환율과 오피스용 투자수익률의 분산분해 분석 결과

Panel A. Variance Decomposition of Exchange:			
Period	S.E.	Exchange	Office
1	0.045224	100.0000	0.000000
2	0.048881	94.86274	5.137262
3	0.049187	94.54033	5.459669
4	0.049446	93.55413	6.445874
5	0.049471	93.52041	6.479593
6	0.049496	93.48697	6.513032
7	0.049503	93.47442	6.525584
8	0.049505	93.47449	6.525512
9	0.049506	93.47176	6.528242
10	0.049506	93.47179	6.528215
Panel B. Variance Decomposition of Office:			
Period	S.E.	Exchange	Office
1	0.003803	0.462206	99.53779
2	0.003913	5.759820	94.24018
3	0.004040	7.913140	92.08686
4	0.004090	9.823490	90.17651
5	0.004097	9.963540	90.03646
6	0.004102	10.02086	89.97914
7	0.004103	10.04751	89.95249
8	0.004103	10.04568	89.95432
9	0.004103	10.05101	89.94899
10	0.004103	10.05101	89.94899

<표 11> 원/달러 환율과 중대형 매장용 투자수익률의 분산분해분석 결과

Panel A. Variance Decomposition of Exchange:			
Period	S.E.	Exchange	Retail
1	0.045522	100.0000	0.000000
2	0.048614	96.83629	3.163707
3	0.049178	95.78261	4.217394
4	0.049320	95.24129	4.758709
5	0.049343	95.16207	4.837928
6	0.049357	95.15946	4.840537
7	0.049359	95.15226	4.847736
8	0.049361	95.15169	4.848312
9	0.049361	95.15114	4.848864
10	0.049361	95.15092	4.849076
Panel B. Variance Decomposition of Retail:			
Period	S.E.	Exchange	Retail
1	0.003208	0.072920	99.92708
2	0.003348	7.896758	92.10324
3	0.003416	10.02680	89.97320
4	0.003453	11.17944	88.82056
5	0.003456	11.34752	88.65248
6	0.003458	11.34728	88.65272
7	0.003459	11.36286	88.63714
8	0.003459	11.36389	88.63611
9	0.003459	11.36498	88.63502
10	0.003459	11.36544	88.63456

본 연구에서 추정한 VAR모형으로부터 분석된 예측오차의 분산분해 결과는 <표 10>과 <표 11>에 나타나 있다. <표 10>의 수치는 원/달러 환율 및 오피스용 투자수익률에 대한 예측오차의 분산 중에서 각 충격변수들에 의해서 설명되어지는 부분(%)을 의미⁸⁾ 한다. 먼저, 원/달러 환율 함수의 분산분해 결과를 살펴보면, VAR(1) 모형으로 예측할 때 발생하는 예측오차의 총 분산을 100%라 하면, 예측오차의 분산

8) 문권순(1997), ‘벡터자기회귀(VAR)모형의 이해(Vector Autoregressive Model: VAR)’, 통계청 『통계분석연구』 제2권 제1호. 참조

중 원/달러 환율자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 1기간 100% 이상 발생하고 10기간 최대 93% 이상 자체충격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 상업용부동산 중 오피스용 투자수익률에 의해서는 10기간 최대 7% 미만인 것으로 나타나고 있다. 또한 상업용 부동산 중 오피스용 투자수익률 함수에서는 마찬가지로 오피스용 투자수익률 자체의 변화에 의해서 대략 90% 이상 발생하며 원/달러 환율에 의해서는 10% 정도 발생함을 볼 수 있다. 이는 원/달러 환율이 오피스용 투자수익률의 예측오차 분산에 기여하는 것으로 보기가 힘들며, 오히려 자체 충격에 크게 기여하는 것으로 밝혀졌다.

따라서 충격반응 분석 결과와 마찬가지로 원/달러 환율은 오피스용 투자수익률에 충격은 줄 수 있으나, 중장기적으로는 영향을 미치지 않는다고 판단한다.

<표 11>은 원/달러 환율 및 상업용 부동산 중 중대형 매장용 투자수익률에 대한 예측오차의 분산 중에서 각 충격변수들에 의해서 설명되어지는 부분(%)을 의미한다. 원/달러 환율의 분산분해 결과를 살펴보면, 예측오차의 분산분해 중, 원/달러 환율 자체에 내재된 변화(충격)에 의해서 1기간 100% 이상 발생하고, 10기간 최대 95% 이상 자체충격에 영향을 받는 것으로 밝혀졌으며, 상업용 부동산 중 중대형 매장용 투자수익률에 의해서는 10기간 최대 5% 미만인 것으로 나타났다. 또한 상업용 부동산 중 중대형 매장용 투자수익률 예측오차 분산 중에서는 마찬가지로 중대형 매장용 투자수익률 자체의 변화에 의해서 10기간 대략 88% 이상 발생하며, 원/달러 환율에 의해서는 11% 정도 발생함을 볼 수 있다. 이는 또한 원/달러 환율이 중대형 매장용 투자수익률의 예측오차 분산에 기여하는 것으로 보기가 힘들며, 충격반응분석 결과와 마찬가지로 원/달러 환율은 중대형 매장용 투자수익률에 일시적인 충격은 줄 수 있으나, 미미할뿐더러 중장기적으로는 영향을 미치지 않는다고 판단한다.



제5장 결론 및 향후과제

5.1 연구결과 요약

본 논문에서는 원/달러 환율과 상업용부동산 투자수익률의 상관관계에 대한 연구를 시계열분석모형의 기법을 활용하여 파악해 보았다.

첫째, 변수간의 관계를 분석함에 앞서 본 연구에 사용되는 자료들의 기초통계량을 살펴보면, 원/달러 환율은 “실증분포가 정규분포 한다.”는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열 분포가 정규분포임을 통계적으로 보여주고 있으며, 오피스용 투자수익률 및 중대형 매장용 투자수익률 1% 유의수준에서 “실증분포가 정규분포 한다.”는 귀무가설을 기각하여 각 시계열의 분포가 정규분포가 아님을 확인할 수 있었다.

둘째, 시계열 데이터를 이용하여 회귀분석을 실시할 때, 가장 우선적인 확인사항은 각 변수의 대한 시계열 자료가 안정적(stationary)인지를 먼저 확인하여야 하는데, 단위근 검정결과를 살펴보면, 원/달러 환율, 오피스용 및 중대형 매장용 투자수익률의 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron)통계량이 Mackinnon 임계치 보다 낮게 나타나 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열임을 보여주고 있다.

셋째, 차후 분석으로 본 연구는 Granger 인과관계분석을 시작으로 충격반응함수 및 분산분해분석을 실시하였다. 분석에 앞서, VAR 모형을 이용하여 변수간의 관계를 살펴볼 때, 차수의 결정에 따라 분석결과 차이가 상이하게 발생하기 때문에 시차변수의 적정차수를 결정하는 것이 가장 중요하다.

본 연구에서는 SBC(Schwarz Bayesian information criterion) 정보기준에 의거하여 차수를 결정하였다.

넷째, 앞선 분석을 토대로 본 연구에 이용되는 원/달러 환율과 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용)의 투자수익률 시계열 자료가 안정적임을 확인하였다.

따라서 두 변수들이 서로 영향을 미치는지 여부는 그랜저 인과관계 검정을 통하여 살펴보면, 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용)투자수익률은 원/달러 환율에 직접적인 영향을 미치지 못하지만, 원/달러 환율은 상업용 부동산 투자수익률에

영향을 미치는 것으로 확인되었다.

다섯째, VAR모형을 바탕으로 충격반응함수 분석을 실시하였다. 충격반응함수는 VAR모형의 추정결과를 바탕으로 모형내의 어떤 변수에 대하여 표준편차 충격(one-standard deviation shock)을 가할 때, 모형의 다른 변수들이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는가를 나타내 주는 것으로 이는 변수간의 상호 인과관계를 분석하고, 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석하는 데 용이하다.

본 연구의 목적인 원/달러 환율이 상업용 부동산(오피스용, 중대형매장용) 투자 수익률에 어떠한 형태로 영향을 미치는가를 분석하는데 매우 적합하다고 할 수 있는데, 결론은 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률 사이에서 초기에는 아주 약한 반응을 보이다가 시간이 흐름에 따라 그 영향력은 차츰 사라지는 것으로 나타났다. 여섯째, 예측오차 분산분해(variance decomposition)분석은 각 변수별 예측오차의 분산이 자체변수 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명되는가를 알아보는 것이다. 따라서 상업용 부동산 실물투자 수익률에 영향을 주는 변동요인(원/달러 환율)의 상대적인 중요성을 알 수 있다. 본 모형에서는 예측오차 분산분해의 분석 결과를 토대로 부동산 실물투자인 오피스용빌딩 투자수익률과 중대형매장용 투자 수익률의 예측오차 분산의 변동요인인 원/달러 환율이 어느 정도 기여하는지 파악하는 것이다.

본 논문의 연구질문과 관련하여 VAR모형의 기법을 활용해서 분석해 본 연구결과, 첫째, 상업용 부동산(오피스용, 중대형 매장용)투자수익률은 원/달러 환율에 직접적인 영향을 미치지 못하지만, 원/달러 환율은 상업용부동산 투자수익률에 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

둘째, 시간의 흐름에 따라서 두 변수간의 상호 인과 관계에 따른 파급효과를 분석하는 충격반응함수분석에서 원/달러 환율(상승/하락)과 상업용 부동산 투자수익률(상승/하락)에서는 초기에 약한 반응을 보이다가 시간이 흐름에 따라 그 영향력은 차츰 사라지는 것으로 나타났다.

셋째, 예측오차 분산분해 분석에서는 원/달러 환율은 오피스용 투자수익률과 중대형 매장용 투자수익률에 일시적인 충격은 줄 수 있으나 미미할뿐더러, 중장기적으로는 영향을 미치지 않는다고 판단되었다.

5.2 연구의 한계점

첫째, 무엇보다도 시계열분석에 기초가 되는 데이터의 부족함을 언급할 수 있다. 원/달러 환율의 자료는 2002년부터 2016년까지의 15년 동안, 월별로는 180개의 자료를 구할 수 있다. 하지만 상업용 부동산의 투자수익률 자료들에 대해서는 여러 경로를 통하여 구체적인 자료들을 확보하려고 노력하였지만, 자료 자체들이 많지 않았다.

미국과 영국 등 선진외국의 경우는 이미 1980년대 초반부터 상가·오피스·상업용·호텔 등과 같은 수익성 부동산과 주거용 부동산에 대하여 투자수익률과 부동산 지수 등 객관적이고 정교한 부동산투자정보 및 시장지표를 발표하고 있으나, 대한민국은 2002년부터 2006년까지는 연1회씩, 2007년부터 2008년까지는 연2회씩, 그리고 2009년부터는 매 분기별로 연 4회씩 투자수익률을 조사 발표해 왔다.

이러한 상황에서 연구의 일관성을 기하기 위하여 환율기간과 투자수익률 기간의 단위가 일치하는 ‘분기별’에 초점을 맞추고 기준을 정하여 2009년부터 2016년까지의 8년간 32개의 분기별 원/달러 환율자료와 상업용 부동산 투자수익률 자료들을 선택하였다. 그에 따라 자연적으로 분석 자료가 충분치 못하게 된 어려움이 있었다. 둘째, 실증분석에 사용된 자료로서 원/달러 환율과 상업용 부동산 투자수익률이 가지는 한계점이 있을 수 있다. 환율과 상업용 부동산 투자수익률 각각의 경우 다양하게 상이한 요인에 따라 민감하게 변화하는 경제지표들이기 때문이다. 원/달러 환율 결정요인이 미국을 중심으로 한 선진각국의 금리 및 재정통화정책, 무역수지, 국내외의 다양한 경제상황들, 외환보유고, 통화량, 경제성장률, 금리, 경기, 소득, 실물경제 등 국내외적으로 아주 광범위 하고 다양한 요소들인데 반해 상업용 부동산 투자수익률의



결정요인은 국내외 경기상황에 따라 상업용 부동산의 수요·공급, 매매가와 임대료의 상승하락, 공실률, 건물유지관리의 제반비용 등 각각의 자료들이 갖는 한계점들을 들 수 있다. 셋째, 본 연구에서 실증분석에 사용된 분석기법으로서의 VAR모형 자체가 가지는 한계점이 있을 수 있다. VAR모형 분석 시 동반되는 문제로서, VAR모형은 변수 선정, 배열순서, 시차길이 등을 선택하는데 있어 분석자의 자의성이 내포될 수 있다.

5.3 연구의 향후과제

연구배경에서 서술한 바와 같이, 2016년 오피스빌딩 거래 규모(연면적 3,300㎡ 이상 건물 기준)는 9조 5,000억원이었고, 이 중 52%인 5조원 가까운 규모의 건물들을 외국계 투자자들이 사들였다고 한다. 서울의 대형빌딩 투자수익률은 연5%로 도쿄, 싱가포르, 홍콩보다 높고 거래순위로 보아 세계 자본시장 큰 손들의 한국투자행렬은 계속될 것으로 보인다. 이러한 외국인들의 투자전략에 있어서 가장 중요한 것이 “원/달러 환율”과 “상업용부동산 투자수익률”이다.

즉, 내가 얼마를 가져와서 투자하여 어느 정도의 이익을 거두냐가 투자의 핵심이다. 따라서 핵심적인 전략요소들이 어떤 상관관계가 있는지를 규명하는 것은 이해관계 당사자들이 점증하는 이 시점에서 꼭 필요하고 매우 의미있고 가치있는 연구라고 사료된다. 이러한 이유들로 분석자료가 부족함에도 불구하고 본 연구를 하지 않을 수 없었다. 본 연구에서는 금융위기 이후 세계화가 본격적으로 시작하는 2009년부터 2016년까지 8년의 상관관계를 분석해 보았다.

향후 과제로서는 첫째, 부동산 경기변동의 장기순환주기를 생각해 볼 때, 더 많은 상업용 부동산의 월별 투자수익률을 산출하여 자료로 삼아 분석한다면 좀 더 유의한 분석결과들을 얻을 수 있을 것으로 상정된다.

둘째, 본 연구에서는 분석방법으로 시계열분석 모형을 적용하였지만, 좀 더 다양하면서도 심층적인 분석기법을 통하여 결과를 도출해 낸다면, 훨씬 더 정교한 상관관계를 규명할 수 있다고 본다.

[참고문헌]

[국내문헌]

- 김명직, 장국현(2003), 『금융시계열 분석』, 경문사.
- 김진, 민규식, 김행중(2007), “거시경제가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구 -6대 광역시를 중심으로-”, 한국지적학회지 제23권 제2호, pp103-116.
- 문권순(1997), “벡터자기회귀(VAR)모형의 이해(Vector Autoregressive Model: VAR)”, 통계청, 통계분석연구 제2권 제1호.
- 박성균(2011), “주거용과 상업용부동산의 가격 결정 요인에 관한 연구”, 건국대학교 부동산학과, 박사학위 논문.
- 성용림, 유정석(2013), “주택가격에 대한 환율의 동태적 파급효과 분석”, 부동산학보 제 54집, pp.244-257.
- 우병선(2015), “국제금융시장에서의 통일소요자금조달과 헤지(hedge)의 유효성에 관한 연구”, p28.
- 이근규(2007), “부동산정책이 주택가격에 미치는 영향 분석”, 연세대학교 석사학위논문.
- 임대봉(2009), “주택가격과 경제변수의 관계분석”, 부동산학보 제 39집, pp288-301.
- 임병진(2010), “부동산시장과 외환시장의 상호영향력에 관한 연구: 부동산과 환율을 중심으로”, 한국경영교육학회, 한국경영교육학회 학술발표대회논문집, pp1-14.
- 장영길, 이춘섭(2010), “상업용부동산시장과 거시경제 변수의 연관성에 관한 연구”, 부동산연구, 제20집 제1호, pp87-113.
- 조철우(2016), “거시경제 변수가 부동산가격에 미치는 영향에 관한 연구: 환율, 이자율 및 통화량을 중심으로”, 부산대학교 일반대학원 부동산학과 석사학위 논문.

최차순(2010), “토지가격 예측모형에 관한 연구”, 부동산학보, 41, pp289-303.
홍정효, 문규현(2009), “국내 부동산시장과 주요 거시경제 지표들 간의 선-후행성 연구”, 금융공학연구 제8권 제2호, pp97-125.

[해외문헌]

- Box, G.E.P and G.M. Jenkins(1976), “Time Series Analysis forecasting and control”, 1st, Holden-Day Inc. San Francisco.
- Chan, K. (1992), “A Further Analysis of the Lead/Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Markets”,
Review of Financial Studies, 5(1), pp123-152.
- Chan, K., K. C. Chan and G. A. Karolyi (1991), “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market”, Review of Financial Studies, 4(4), pp657-684.
- Dicky, D. A. and W. A. Fuller(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, Journal of American Statistical Association, 74, pp427-431.
- Engle, R. F. and C. Granger (1987), “Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing”, Econometrica, 55(2), pp251-276.
- Granger, C. W. (1969), “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”, Econometrica: Journal of the Econometric Society, pp424-438.
- Granger, C. and P. Newbold(1974), “Spurious Regression in Econometrics”, Journal of Econometrics, 2, pp111-20.
- Hamilton, J. D.(1994), “Time series analysis,” Princeton university press.

- Johansen, S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autogressive Methods," *Econometrica*, 59, pp1551-1580.
- Naranjo, A., & Ling, D. C.(1997), "Economic risk factors and commercial real estate returns", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14(3), pp283-307.
- Myer, F. N., & Webb, J. R.(1994), "Statistical properties of returns: financial assets versus commercial real estate", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 8(3), pp267-282.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, pp335-346.
- Quan, D. C., & Titman, S.(1997), "Commercial real estate prices and stock market returns: an international analysis", *Financial Analysts Journal*, pp21-34.
- Ross, Stephen A., and Randall C. Zisler(1991), "Risk and Return in Real Estate", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 4, pp175-190.
- Sims, C. A.(1980), "Macroeconomics and reality", *Journal of the Econometric Society*, pp1-48.
- Tucker, Alan L., and Lallan Pond(1988), "The Probability Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Tests of Candidate Processes", *Review of Economics and Statistics* 70, pp638-647.

< Abstract>

A Study on correlation between the won-dollar exchange rate and investment earnings rate of commercial properties

Kang Jung-ok

Department of International Finance

The Graduate School of Hankuk

University of Foreign Studies

With the increase of the investment in commercial properties by overseas investors, investigating relations between the won-dollar exchange rate and investment earnings rate of commercial properties is very meaningful. Even though previous studies have examined the link between won-dollar exchange rate and real estate price, and changes of major macro economic variables and real estate price, little is known between the won-dollar exchange rate and investment earnings rate of commercial properties. To fill this gap, this study examines the won-dollar exchange rate and investment earnings rate of commercial properties using vector autoregressive model, and empirical findings are summarized as follow. First, investment earnings rate of commercial properties does not have a direct impact on the won-dollar exchange rate, but we find that the won-dollar exchange rate affects investment earnings rate of commercial properties. Second, impulse response function analysis suggests that changes on won-dollar exchange rate

affect investment earnings rate of commercial properties in the early stage, and over time, the influence gradually disappears. Third, forecasting error variance decomposition analysis indicates that the won-dollar exchange rate has temporary shock to investment earnings rate of office properties and medium to large -sized stores investment earnings rate, but it has no mid-to-long term effect. This study helps foreign investors as well as domestic investors establishing investment decision on commercial properties.

Key Words: the won-dollar exchange rate, commercial properties, investment earnings rate, vector autoregressive model.