



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](#)

경 영 학 석 사 학 위 논 문

중국의 부동산 가격 변동 요인에 관한 연구:
부동산 개발 과정 FDI를 중심으로



2017년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

경 영 학 과

YU TINGTING

(우 정 정)

경 영 학 석 사 학 위 논 문

중국의 부동산 가격 변동 요인에 관한 연구:
부동산 개발 과정 FDI를 중심으로

지도교수 최대영

이 논문을 석사 학위논문으로 제출함.

2017년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

경영학과

YU TINGTING

(우 정 정)

YU TINGTING의 경영학석사
학위논문을 인준함.



주 심 경영학박사 정형찬 (인)

위 원 경영학박사 김순호 (인)

위 원 경영학박사 최태영 (인)

목 차

제 I 장 서론	1
제1절 연구배경 및 목적	1
제2절 연구방법과 체계	2
제3절 선행연구	4
제 II 장 부동산분야 외국인직접투자의 현황	10
제1절 상품방의 분류	10
제2절 부동산분야 외국인직접투자의 현황	11
1. 중국 부동산시장의 현황	11
2. 중국 부동산분야에 대한 외국인직접투자의 현황	16
제3절 중국 부동산분야 외국인직접투자의 정책변화	18
제 III 장 실증분석을 위한 이론 연구	22
제1절 부동산 가격의 이론적인 배경	22
1. 부동산 가격의 수요 함수	22
2. 부동산 가격의 공급 함수	23
3. 부동산분야 외국인투자의 결정 함수	23
4. 시장 균형	24
제2절 단위근 검정	25
1. 단위근의 개념	25
2. Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정	26
3. Phillips-Perron(PP) 검정	27
제3절 공적분 검정	27
제4절 공적분 벡터의 추정	29

1. 완전수정 최소자승법(FMOLS) 모형	29
2. 동태적 최소자승법(DOLS) 모형	30
제Ⅳ장 실증분석	31
제1절 자료출처 및 기초통계량	31
1. 자료출처	31
2. 기초통계량	34
제2절 단위근 검정	37
제3절 공적분 검정	39
제4절 장기관계 분석	39
제Ⅴ장 결론	45
참고문헌	47



표 목 차

<표 1-1> 부동산 가격 결정요인에 대한 선행연구	9
<표 2-1> 2000년-2016년 중국 부동산시장의 발전현황	12
<표 2-2> 중국 부동산개발기업 실제이용자금 총액 및 부분별 비중	16
<표 2-3> 2000년-2015년 중국 업종별 외국인직접투자의 분포 비율	17
<표 4-1> 자료 출처	33
<표 4-2> 기초통계량	37
<표 4-3> 단위근 검정	38
<표 4-4> 공적분 검정결과	39
<표 4-5> 상품방에 대한 추정결과	41
<표 4-6> 주택에 대한 추정결과	42
<표 4-7> 사무용빌딩에 대한 추정결과	43
<표 4-8> 상업용부동산에 대한 추정결과	44

그림 목차

<그림 2-1> 2000년-2016년 중국 GDP와 부동산 가치 증가율	13
<그림 2-2> 중국 부동산 연도별 개발 면적 및 변화 추이	14
<그림 2-3> 2000년-2015년 중국 상품방 판매가격의 변화 추이	15
<그림 2-4> 중국 FDI와 부동산분야 FDI총액 및 변화 추이	18
<그림 4-1> 상품방의 시계열 추이	34
<그림 4-2> 환율의 시계열 추이	34
<그림 4-3> 공업성장률의 시계열 추이	35
<그림 4-4> 부동산분야 외국인직접투자의 시계열 추이	35
<그림 4-5> 이자율의 시계열 추이	36

A Study on Chinese Real Estate Change Factors:
Focus on FDI of Exploitation Process in Chinese Real Estate Market

YU TINGTING

Department of Business, Graduate School
Pukyong National University

Abstract

Since the reform and opening up, foreign capital has continuously flown into China's real estate market. Besides, the gradual appreciation of the RMB also led to a large-scale inflow of foreign capital. In recent years, real estate prices of major cities in China have been soaring, especially in 2015 when the investment to China's real estate market made up 23.73 percent of GDP. Thus, it is meaningful to examine the influence of foreign direct investment on real estate prices.

In the previous studies, many scholars showed that foreign direct investment facilitated the growth of China's real estate prices. This study aims to investigate the role of FDI in the growth of China's real estate prices in exploitation process.

In this study, the research results were analyzed by dividing commercial residential building into three categories including residence,

office and commercial business building by the period from July 2005 to December 2016. This paper also employed other macroeconomic variables including interest rate, exchange rate of RMB to US dollars, and industrial added value ratio which is the proxy variable of GDP. The unit root test was performed to find out whether the time series is stable. The Johansen cointegration test and bounds test were used to identify the long-run relationship between dependent variables and independent variables. Finally, cointegration vector estimation technique DOLS(dynamic ordinary least squares) and FMOLS(fully modified ordinary least squares) proved that FDI(foreign direct investment) has negative effect to China's real estate prices in exploitation process.

Key words: FDI, China's real estate prices, exploitation process, FMOLS, DOLS

제 I 장 서론

제1절 연구배경 및 목적

외국인직접투자(FDI)는 외국인이 국내 기업의 경영에 실질적인 영향력을 행사하며 지속적인 경제관계를 수립할 목적으로 투자하는 것을 뜻하는 말이다.¹⁾ 외국인간접투자와 근본적 차이는 외국인직접투자는 투자기업의 경영관리권을 얻을 수 있으며 기업의 미래발전을 결정하는 중요한 역할을 맡게 된다. 또한 외국인직접투자는 무형자본의 전이를 통하여 외국기업의 경영권을 얻으므로 장기적인 투자방식이 된다. 이로 인하여, 국제 증권시장에서 채권이나 주식 구매로 얻은 외국인간접투자를 기피하고 장기적으로 중국 부동산시장에 영향을 주는 외국인직접투자를 이용한다.

1990년대부터 중국은 급격한 경제 성장을 이룩하여 1인당 국민소득은 꾸준히 증가하고 있다. 또한 국민들의 쾌적한 거주환경에 대한 욕구도 증가하고 있다. 이에 따라 중국 부동산 시장은 빠르게 발전하고 있다. 국제통화기금(International Monetary Fund)이 발표한 자료에 따르면 2015년 중국 부동산 투자 금액이 GDP에 차지하는 비율이 23.73%였다. 그러나 부동산 투자 과열은 경제 위기를 일으킬 수도 있다. 예를 들어, 1930년대 미국 부동산 거품이 세계 금융위기의 도화선 되었고 1990년 일본에서 부동산으로 인한 경제위기가 15년간 지속되어 경기부진을 가져왔다. 또한 1980년대 동남아시아 경제위기도 부동산 과열이 원인이 되었다. 그러므로 부동산 발전은 한 국가의 금융안전과 거시경제와 아주 밀접한 관계가 있다.

한 나라의 경제는 급속하게 발전하기 때문에 많은 외국 회사들은 자본을

1) 중국 상무부 기준정약서

투자를 위해 준비를 한다. 1991년부터 중국은 개발도상국 중 부동산에 대한 외국인투자 흡수 총액이 제일 큰 나라이다. 그러므로 외국인직접투자가 중국부동산 시장에 미치는 영향을 연구하는 것은 매우 중요하다.

지금까지 외국인직접투자에 관한 부동산 관련 연구들은 대부분 수요과정에서 외국인투자가 부동산 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 부동산 개발과정에서 부동산에 직접 투자한 외국인투자자들이 중국부동산 시장에 미치는 영향에 관한 연구는 그리 많지 않다. 본 연구는 중국 부동산 개발과정에서 외국인직접투자가 중국부동산 가격에 어떤 영향을 미치는지에 관해 살펴보았다.

제2절 연구방법과 체계

본 연구에서는 중국 부동산 분야 외국인직접투자를 중심으로 중국의 부동산 가격 변동 요인을 연구하기 위하여 2005년 7월부터 2016년 12월까지 138개월 월별 자료를 사용하였다.

부동산 시장의 발전을 잘 반영한 부동산개발기업이 개발한 상품방 가격을 종속변수로 사용하였다. 또한, 상품방 분류 중의 주택, 사무용빌딩, 상업용부동산을 세 가지로 나눠서 연구결과를 분석하기로 한다.

FDI와 선행연구에서 많이 이용된 변수 이자율, 환율, 공업성장률을 독립변수로 사용하였다. 그 중에, FDI는 중국부동산분야 외국인직접투자라고 말한다. 梁立俊·操陳敏(2007), 최백렬·곽화빙(2011) 등의 연구에서는 FDI가 부동산가격에 정(+)의 영향을 주는 것으로 밝혔지만, 沉偉大(2013)는 부동산 개발과정에서 FDI가 도시 주택가격에 부(-)의 영향을 주고 있다는 것을 발견하였다. 본 연구는 부동산개발과정 이용한 FDI를 중심으로 연구하기 때문에 부동산가격과 부(-)의 상관관계를 예상하고 있다.

이자율은 국가 정부의 통화정책을 반영한다. 경기가 부진한 상황에서는 중앙은행은 이자율을 낮추어 통화량을 증가시키는 확장적 금융정책을 실행한다. 반대로 인플레이션 즉 경제가 과열되면 과열 현상을 막기 위해 중앙은행이 이자율을 인상함으로써 통화 공급량을 감소시키는 긴축 금융정책을 취한다. 이자율을 낮추게 되면 부동산 투자자 및 소비자가 대출하는 비용이 낮아서 부동산에 대한 수요가 많아지고 부동산의 가격이 상승하게 된다. 반면, 이자율이 상승하면 부동산 투자자 및 소비자가 은행 대출하는 비용이 높아져서 수요가 적어지고 부동산의 가격이 낮아지게 된다. 박헌수·안지아(2009)는 이자율이 주택매매 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 발견하였다. 본 연구에서는 이자율과 부동산가격이 부(-)의 상관관계를 예상하고 있다.

환율은 국제수지를 반영하여 부동산 가격에 간접적인 영향을 주는 것이다. 李夢珊(2014)의 연구에서는 환율이 부동산 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 밝혔다. 환율이 하락하면 부동산분야로 투입하는 외국인투자를 상승 시켜서 부동산 가격에 정(+)의 영향을 준다. 본 연구에는 이자율과 부동산가격이 부(-)의 상관관계가 있다고 예상하고 있다.

공업성장률은 GDP의 대리변수이며 경제발전수준을 반영한다. 중국 경제가 빠르게 발전하고 있기 때문에 부동산에 대한 수요가 증가하여 부동산 가격을 상승시킨다. 范東軍·單良(2009)는 패널모형을 이용하여 GDP가 부동산가격에 정(+)의 영향을 나타내는 것을 발견하였다. 본 연구에는 GDP의 대리변수 공업성장률을 이용하여 부동산가격과 정(+)의 상관관계를 예상하고 있다.

연구방법은 다음과 같다. 우선, 시계열의 안정성이 있는지 알아보기 위하여 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정방법은 Dickey and Fuller(1979)의 연구에서 제시된 ADF 단위근 검정과 Phillips and Perron(1988)에서 제

시된 PP검정을 사용하였다. 다음으로 종속변수와 독립변수간의 장기관계를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 본 연구에서는 Johansen 공적분기법뿐만 아니라 Pesaran, et al.(2001)의 한계검정법(bounds test)을 이용하여 공적분 검정으로 장기관계를 판단하였다. 변수 간의 장기관계가 있다고 확인한 다음에 외국인직접투자가 중국부동산시장에 어떤 영향을 미치는지 어느 정도로 영향을 주는 지를 확인하기로 하여 Stock and Watson(1993)의 DOLS와 FMOLS기법을 적용하여 장기관계의 벡터를 추정한다.

본 연구는 총 5장으로 구성된다. 제2장은 중국부동산 시장의 현황 및 외국인투자의 현황을 살펴본다. 또한 중국정부의 외국인투자에 대한 정책 변화를 검토한다. 제3장은 실증분석을 하기 위한 이론 연구를 살펴본다.

제4장에서는 실증분석을 다룬다. 제1절은 실증분석 중에 이용한 변수를 설명해서 기초통계량을 제시한다. 그 다음 절에서는 시계열 안정성을 판단하는 단위근 분석 및 장기균형관계를 판단하는 공적분 검정을 실시한다. 마지막으로, 벡터 추정을 위하여 Stock and Watson(1993)의 DOLS와 FMOLS기법을 적용하여 장기균형관계식을 추정한다. 제5장에서는 본 연구의 연구 결과를 요약하며 논문의 한계를 논의한다.

제3절 선행연구

1. 중국 국내 선행연구

范東軍·單良(2009)는 랜덤효과모형(random effect model)을 이용하여 1999년부터 2006년까지 각 성의 월별 자료를 통해서 외국인직접투자가 중국 부동산 가격 상승에 중요한 요인이라고 분석했다.

葉平(2015)는 선전통계연감에서 기록된 선전 부동산시장 개발과 투자 자금 출처를 분석한 결과를 보면 은행 대출과 자체자금이 합쳐서 54%가 부동산의 주요 자금원을 가자고 있음을 밝혔다. 부동산 분야에 있어서 외국인직접투자가 자금원의 1% 미만을 차지함으로 중국 부동산 가격에는 큰 영향을 주지 않다고 결론을 내렸다.

況偉大(2013)는 플로 모형을 바탕으로 1996년-2010년 중국 35개 대중도시의 주택가격지수와 FDI총액을 이용하여 단위근 검정과 단순회귀 분석한 결과 부동산 개발과정에서는 외국인직접투자가 도시 주택가격에 부(-)의 영향을 주고 있다는 것을 발견했다. 또한, 이자율 변수는 도시 주택가격에 영향을 주지 않지만 환율과 주택 가격은 부(-)의 상관관계를 있는 것으로 밝혔다.

宋勃·高波利(2007)는 중국 1998년-2006년 분기별 시계열 자료를 이용하여 오차수정모형(ECM)으로 분석한 결과 단기적으로는 주택가격 상승이 외국인직접투자를 증가시키는데, 장기적으로는 외국인직접투자의 증가가 주택가격 상승에 영향을 미치고 있다고 증명하고 있다.

李夢珊(2014)는 2002년부터 2010년까지 21개 성(省), 자치구(自治區), 직할시(直轄市)의 패널자료로 부동산분야에 있어서 외국인직접투자가 중국 전국의 주택가격에 미치는 영향을 분석한 결과에 의하면, FDI는 중국 주택가격의 상승을 정(+)의 영향을 미치는 걸로 나타났다. 또한, 가변수(dummy)를 통해서 중국을 동부와 중서부 2 지역으로 나눠서 분석한 결과는 중서부지역보다는 동부지역이 FDI에게 더 많은 영향을 받는다는 결과를 얻었다. FDI과열과 투기현상을 방지하기 위하여 중국 당국이 감독을 강화해야 한다고 제안했다.

梁立俊·操陳敏(2007)은 1998년 2월부터 2006년 5월까지 주택가격과 부동산분야 외국인직접투자 월별 자료를 이용하여 VAR모형을 통해서 시계열

분석한 결과에 의해, 외국인직접투자는 주택가격에 미치는 중요한 요인이고 당월 FDI의 유입이 그 다음 달 주택가격의 상승을 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 그랜저 인과관계 분석 결과를 통해서 주택가격의 상승도 FDI에게 정(+)의 영향을 준다고 나타났다. 주택가격은 장기적으로 FDI의 유입을 촉진하지만 단기적으로 FDI의 유입이 주택가격을 낮추는 영향을 준다는 결론을 얻었다.

邱櫟樺·王宏仙(2009)은 1987년부터 2007년까지 연도별 자료를 이용해서 ADF 단위근 검정, Engle와 Granger 공적분 검정, 그랜저 인과관계검정을 실시하였고 중국 상업용 부동산 가격과 FDI의 관계를 분석하였다. 공적분 검정 결과에 따르면, 중국 상업용 부동산 가격과 FDI 사이에 장기균형관계가 있다고 나타났지만 그랜저 인과관계 분석결과에 따르면 두 변수간의 인과관계 없다고 나타났다.

2. 해외 선행 연구

최백렬·곽화병(2011)은 중국 주택가격에 영향을 미치는 요인에 관한 실증 분석을 하기 위하여 2000년-2009년 연도별 자료로 중국 부동산분야 외국인직접투자(FDI), 부동산 대출총액, 이자율, 환율 등의 변수를 이용해서 중국 경제 발전이 앞선 동부 16개 도시와 중서부 19개 도시로 나누어 시계열분석을 실시했다. 이 연구에서는 연도별 자료의 단점을 피하고 표본자료 수량을 증가시키기 위하여 패널모형을 이용하였다. 또한 패널모형이 단순한 횡단면자료나 시계열 자료보다 신뢰도 높은 분석 결과를 얻을 수 있다. 외국인직접투자가 동부지역의 주택가격에 영향을 미치지 않지만 중서부지역의 주택가격에 긍정적으로 영향을 주는 결과로 나타났다.

정동문(2016)은 아파트 실거래가지수, 지가지수와 외국인직접투자 금액을 변수로 이용하여 한국 부동산시장과 외국인직접투자간의 인과관계를 분석

하기 위해서 2006년부터 2014년까지 월별 자료를 수집해서 시계열 분석의 불안정성을 제거하는 단위근 검정과 변수 간의 인과관계를 제시하는 그랜저 인과관계 분석을 통해 분석했다. 결과에 의하면 외국인투자가 부동산시장에 미치는 보다는 오히려 부동산시장의 활황으로 외국인직접투자가 부동산시장에 영향을 주는 인과관계가 있다고 분석 되었다. 마찬가지로 VAR모형의 충격반응분석결과에 의해 외국인직접투자가 한국 아파트 실거래지수에 단기적으로 정(+)과 부(-) 사이에 변동하고 장기적으로 0으로 수렴하는 결과로 나타났다.

Radelet et al.(1998)는 외국인투자의 수입과 수출은 급격한 부동산 가격 급격하게 변화의 원인이라고 분석했다.

Herring and Wachter(2002)는 금융자유화가 외국인투자를 증가시키는 바람에 부동산 가격 상승을 이끌고 있다고 밝혔다.

서화·심성훈(2013)는 ARDL(autoregressive distributed lag) 모형과 한계검정법을 통해서 2001년 1분기부터 2012년 2분기까지 분기별 자료를 이용하여 중국 주택가격과 거시경제변수 국내총생산(GDP), 통화량(M2), 주가지수, 주택투자액, 이자율 간의 관계를 분석하였다. 또한 결과에 의하면, 중국 각 도시의 주택가격과 경제 변수 사이에 장기적으로 균형관계가 있지만 단기적으로 각 지역의 주택가격이 GDP의 영향을 받지 않는 것으로 밝혔다.

박헌수·안지아(2009)는 VAR모형을 이용하여 2005년 12월부터 2009년 5월까지의 자료로 서울시 25개 구 지역의 부동산 가격 변동 요인을 시계열 분석을 실시했다. 또한 주택 매매가격에 영향을 주는 각 요인의 충격반응(impulse responses) 분석 결과를 보면, 이자율이 서울시 구별 주택매매 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 보인다.

조규진·강지은·장영(2015)는 2002년부터 2013년까지 월별 자료로 GDP,

환율 및 이자율이 중국 부동산 가격에 미치는 영향이 있는지 패널회귀분석을 했다. 결과에 의하여, 이상 3가지 변수가 중국 부동산 가격에 영향을 준다고 확인했다. 특히 환율 변수는 1% 유의수준에서 아주 높은 신뢰도를 나타내고 부동산 가격에 영향을 많이 미치는 것을 확인했다.

장병기(2010)는 국가별 자료를 이용하여 주가 및 부동산 가격 변화에 의한 화폐 수요함수의 자산효과를 분석하였다. ARDL한계검정 분석 결과에 의하면 12개 통화단위는 자산 가격을 포함하는 경우에만 공적분관계가 존재하는 것으로 분석되었다. DOLS에 의한 공적분 벡터의 추정결과에서도 주가와 부동산 가격이 매우 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

조생량(2015)는 1998년 1분기부터 2014년 3분기까지 분기별 자료를 이용하여 ARDL 한계검정법을 적용해서 분석한 결과, 화폐수요에 대한 장기균형관계에 있어서 자산시장(특히 부동산시장)의 중요성을 확인했다. 한계검정법으로 분석한 결과 자산 가격을 포함하는 경우에만 공적분관계(장기균형관계)가 존재하며 자산 가격을 포함하지 않을 때는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 밝혔다. 또한, DOLS와 FMOLS를 이용하여 공적분 벡터를 추정한 결과, 부동산 가격은 모든 모형에서 유의한 정(+)의 영향력을 보이는 것으로 나타나 화폐수요에 대한 부동산 시장의 소득효과를 결론 내릴 수 있다. <표 1-1>는 부동산 가격 결정요인에 대한 선행연구를 요약하고 있다.

<표 1-1> 부동산 가격 결정요인에 대한 선행연구

저자	연도	자료	연구방법	결론
宋勃·高波利	2007	1998-2006 분기별 자료	오차수정모형	단기적으로는 주택가격 상승이 외국인직접투자를 증가시키는데, 장기적으로는 외국인직접투자의 증가가 주택가격 상승에 영향을 미치고 있다고 증명하고 있다.
范東軍·單良	2009	1999-2006 월별 자료	랜덤효과모형 (random effect model)	외국인직접투자가 중국 부동산 가격 상승에 중요한 요인
邱櫟樺·王宏仙	2009	1987-2007 연도별 자료	ADF 단위근 검정, Engle와 Granger공적 분검정, 그랜저인과관 계검정	부동산 분야의 외국인 직접 투자가 자금원의 1% 미만을 차지해서 부동산 가격에 큰 영향을 주지 않다고 결론을 내렸다.
박헌수·안지아	2009	2005년 12월-2009 년 5월 월별 자료	VAR모형	이자율이 서울시 구별 주택매매 가격에 부(-)의 영향으로 해석했다.
況偉大	2013	1996-2010 월별 자료	단위근검정 및 단순회귀분석	개발과정에서는 외국인직접투자가 도시 주택가격에 부(-) 영향을 주고 있다.
서화·심성훈	2013	2001년 1분기- 2012년 2분기 자료	ARDL모형 및 한계검정법	중국 각 도시의 주택가격과 경제 변수 사이에 장기적으로 균형관계가 있지만 단기적으로 각 지역의 주택가격이 GDP의 영향을 받지 않는 것으로 밝혔다.
李夢珊	2014	2002-2010 연도별 자료	패널모형	FDI는 중국 주택가격의 상승을 정(+)의 영향을 미치는 걸로 나타났다.
조규진·강지은·장영	2015	2002-2013 월별 자료	패널회귀분석	GDP, 환율 및 이자율이 중국 부동산 가격에 미치는 것을 확인했다.
정동문	2016	2006- 2014 월별 자료	단위근검정 및 인과관계분석	외국인직접투자가 한국 아파트 실거래지수 충격에 대한 단기적으로 정(+) 과 부(-) 사이에 변동하고 장기적으로 0으로 수렴하는 결과로 나타났다.

제Ⅱ장 부동산분야 외국인직접투자의 현황

제1절 상품방의 분류

중화인민공화국도시부동산관리법(中華人民共和國城市房地產管理法)에 의
해 중국 부동산의 분류는 용도에 따라 주거용(residential) 부동산과 비주거
용(non-residential) 부동산으로 구분된다. 비주거용 부동산은 상품방, 공업
용부동산, 농업용부동산과 특수용도부동산으로 나눌 수 있다. 상품방
(commercial residential building)은 정부 허가하에 건설사에서 개발하여
정부정책의 규제를 받지 않고 자유로이 매매할 수 있는 집이라고 하며 회
사가 보유하면서 직원들에게 사용권을 부여하는 복지방(福利房)과 달리 상
업적 판매를 목적으로 건축되며 자유로운 매매가 가능한 주택을 의미한다.
상품방은 주택, 사무용빌딩, 상업용부동산, 별장과 고급아파트, 기타로 5가
지 분류하는데 본 연구에서는 부동산개발기업이 개발하는 상품방 중심으로
부동산분야 외국인직접투자가 중국부동산시장에 영향을 미치는지 확인하기
로 한다. 또한, 상품방 분류 중에 외국인 주로 투자하는 주택, 사무용빌딩
과 상업용부동산 세 부분에 나눠서 분석을 한다.

주택법에 따라 주택(residence)은 “가구의 세대원이 장기간 독립된 주택
생활을 영위할 수 있는 구조로 된 건축물의 전부 또는 일부 및 그 부속 토
지”를 말한다. 또한, 지방세법의 정의는 “주거용으로만 사용할 수 있도록
건축된 건물로서 주거를 위하여 쓰고 있는 건물”이며, 별장, 아파트, 학교
기숙사 등이 다 포함되어 있다.

사무용빌딩(office)은 특정한 의무를 가진 사업부서, 조직이나 기업의 직
원들이 일을 하는 장소를 뜻한다.

비즈니스영업용부동산(commercial business building) 혹은 상업용부동산이라고 부를 수 있으며, 소위 상점, 즉 점포를 낸 것을 말한다. 상업적으로 사용하기 위한 일종의 부동산이며, 소비자에게 상품 및 서비스를 제공하거나 거래하기 위한 장소이다.

제2절 부동산분야 외국인직접투자의 현황

1. 중국 부동산시장의 현황

1990년대 이후, 복지 주택(직원에게 제공하는 저가의 복지성 주택) 정책이 없어지게 되고 주택 상품화 형성하고 있다. 중국 정부의 적극적인 재정 정책을 실행하는 바탕에 중국 부동산시장의 고정투자가 급속한 성장을 이루게 되었다. 특히 2000년 이후, 중국의 도시화 과정이 가속발전 단계로 진입하여 도시 주민의 소득 수준이 계속 올라 국민은 쾌적한 거주환경에 대한 수요도 증가하고 있다. 2007년부터 부동산 가치 증가량 차지하는 비중이 GDP에서 5%넘어 국가 중견 산업이 되었다. <표 2-1>은 2000년-2016년 중국 GDP, 부동산 가치 증가량과 GDP에서 부동산 가치 증가량이 차지하는 비중을 보여준다.

<표 2-1> 2000년-2016년 중국 부동산시장의 발전현황

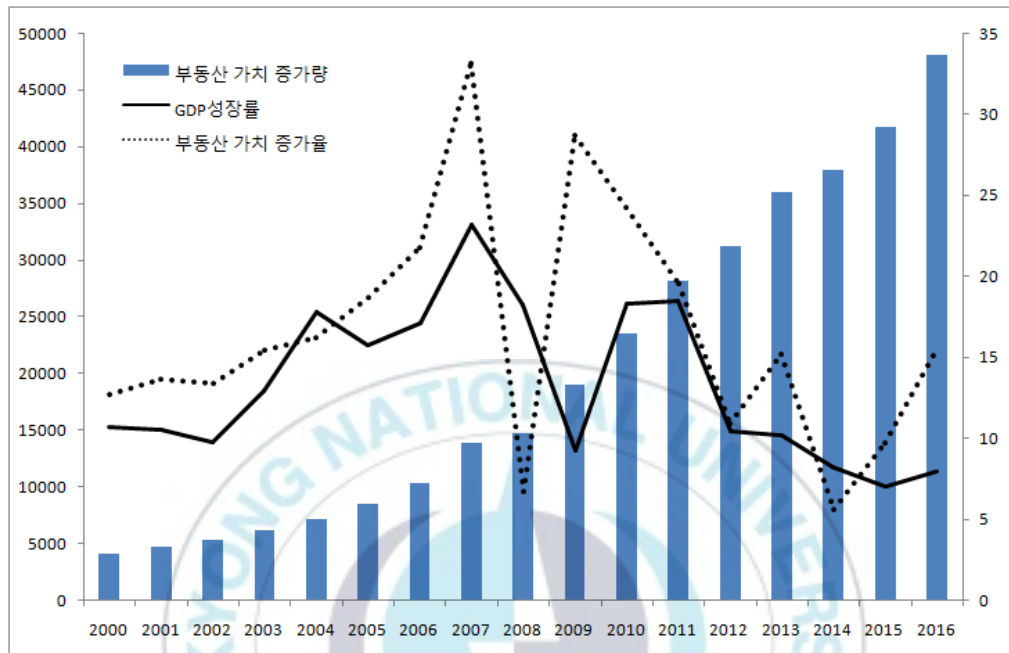
연도	GDP (억 위안)	부동산 가치 증가량 (억 위안)	GDP에서 부동산 가치 증가량이 차지하는 비중(%)
2000	100,280	4,149	4.14
2001	110,863	4,715	4.25
2002	121,717	5,346	4.39
2003	137,422	6,173	4.49
2004	161,840	7,174	4.43
2005	187,319	8,516	4.55
2006	219,439	10,371	4.73
2007	270,232	13,810	5.11
2008	319,516	14,739	4.61
2009	349,081	18,967	5.43
2010	413,030	23,570	5.71
2011	489,301	28,168	5.76
2012	540,367	31,248	5.78
2013	595,244	35,988	6.05
2014	643,974	38,001	5.90
2015	689,052	41,701	6.05
2016	744,127	48,133	6.47

자료: 중국국가통계청.

2001년부터 2013년까지, 중국 부동산 가치 증가율은 15%의 빠른 성장을 유지하며 GDP 성장률보다 높게 나왔다. 특히, 2005년부터 2007년 사이에 중국 부동산 가치 증가율은 20%로 급속한 성장을 유지했다. 2008년-2009년간 국제 금융위기로 인하여 부동산 가치 증가율이 상대적으로 낮지만 금융 위기 이후 부동산 가치 증가율은 고성장 상태를 다시 회복되었다. 2010년 이후 부동산 시장 과열 방지하기 위해 정부가 주거 제한 및 부동산 제어하는 정책을 채택하고, 수급 불균형을 완화해서 부동산 가치 증가율이 다시 하락하기 시작했다. 2014년 국가가 부동산 정책 중의 제한을 완화해서 부동산 업계가 다시 시장조절로 돌아왔다. <그림 2-1>는 2000년 2016년 중국 GDP와 부동산 가치 증가율을 보여준다.

<그림 2-1> 2000년-2016년 중국 GDP와 부동산 가치 증가율

(단위: 억 위안, %)



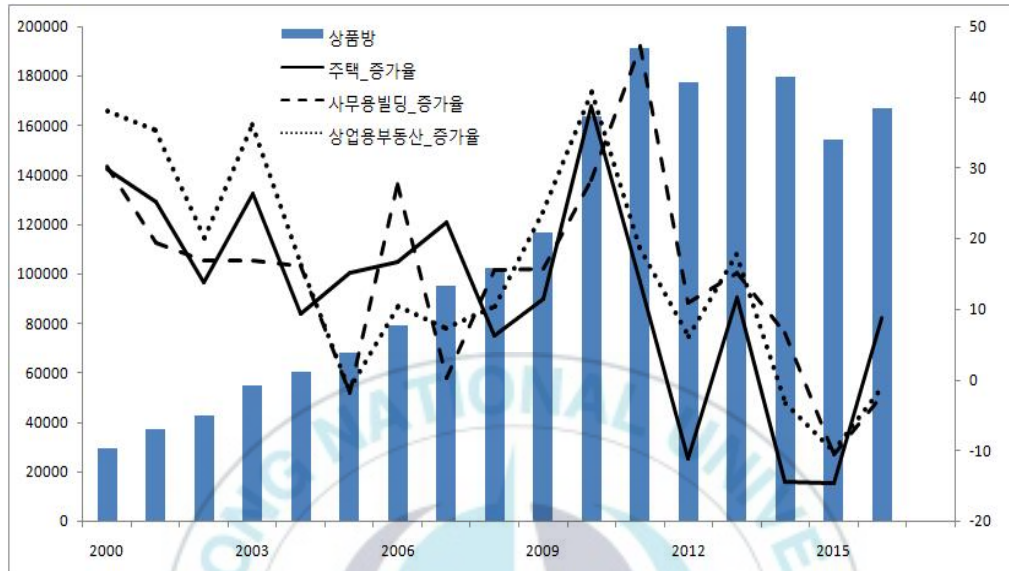
자료: 중국국가통계청.

2000년부터 상품방 연도별 개발 면적이 지속적으로 증가하면서 부동산 가격과 판매량이 급속하게 성장하고 있다. 2005년 이후, 부동산 업계의 건전한 발전을 촉진하기 위해, 국가는 부동산 업계에 규제 정책을 실시했다.

이 정책들이 부동산시장에 큰 영향을 미쳤다는 동시에 산업 규제 정책의 전반적인 급속한 성장을 유지하면서, 주기적으로 변동이 있었다. 2010년 4월 도입된 “주택구매 제한정책(限購政策)”에서는 부동산 가격 과열에 대해서 36개 도시가 규제완화 조치를 했다. 그 후에 상품방의 개발면적도 줄었다. 사무용빌딩과 상업용부동산보다 주택은 정책의 영향을 크게 받기 때문에 2010년 주택 구매제한정책이 나온 후에 개발면적 변화율의 변동이 크다. <그림 2-2>는 중국 상품방의 연도별 개발 면적 및 변화 추이를 제시한다.

<그림 2-2> 중국 부동산 연도별 개발 면적 및 변화 추이

(단위: 만 m^2 , %)

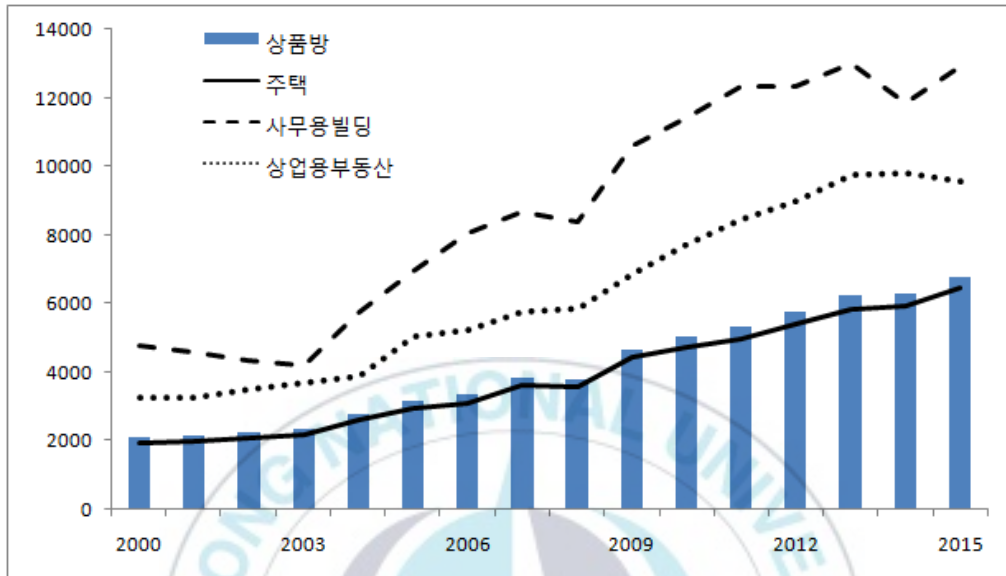


자료: 중국국가통계청.

2000년부터 중국 상품방 평균가격이 지속적으로 상승하여 2015년까지 두 배로 올랐다. 사무용빌딩 판매가격이 제일 높고 상업용부동산은 그 뒤를 차지하고 있다. 주택은 상품방 중에 차지하는 비중이 커서 평균판매가격이나 가격변화추이가 상품방과 비슷하다. 중국국가통계청의 통계결과에 따라, 2012년 전국 상품방 판매 가격 5,791위안/ m^2 , 2011년에 비하여 1.6%증가했다. 그 중에 주택 판매가격이 5,430위안/ m^2 , 전년 동월(前年同月)에 대비하면 8.7%, 2011년에 비하여 3.1%로 증가율이 제일 크게 나왔다. 2014년, 거시경제정책(macroeconomic control) 및 기타 요인으로 인해서 전국 상품방 평균판매가격의 연관상대비율이 점차 감소하며 2014년 5월부터 2014년 12월까지 8개월 지속적으로 떨어지고 있었다. 상품방가격도 점차 합리적으로 돌아왔다. <그림 2-3>는 2000년-2015년 중국 상품방판매가격의 변화추이를 보여준다.

<그림 2-3> 2000년-2015년 중국 상품방 판매가격의 변화 추이

(단위: 위안)



자료: 중국국가통계청.

현재, 국내 대출, 자기 자금 및 기타 자금(주로 예금 및 선금금) 세 가지가 차지하는 비중이 크면서 부동산 기업은 주로 은행 대출에 의존하여 은행 신용대출 자금이 토지 보유부터, 부동산 거래, 개발 및 판매 등 모두 과정에 관통한다. 중국 중앙은행과 중국 은행업감독관리위원회는 티베트 제외한 전국 30개 성(시)을 대상으로 조사 자료에 따르면 중국 부동산 개발 이용한 자금 중에 55% 넘게 은행에서 대출한 것이며 자체자금이 주로 상품방 판매하는 수입이라고 한다. 또한, 대부분 사람은 은행대출 하는 방식으로 상품방을 구매한다. 선불 계약금을 30%라고 하면, 나머지 70%는 은행에서 대출하는 자금이라고 말할 수 있다. 다시 말해 부동산개발기업이 이용한 자체자금 중에 은행대출이 70%를 차지하고 있다는 것이다. 기타자금에서 보증금 및 선금금도 30%정도를 은행대출로 얻었다. 부동산개발기업이 이용한 국내 대출 금액을 더하면 부동산개발에 도입하는 자금이

60%-70% 정도는 은행에서 대출하는 금액이다. 국제적으로 인정된 표준에 따라 은행대출 금액은 부동산 투자 총금액에 차지하는 비중이 40% 미만으로 중국 부동산기업이 은행에 의존도가 매우 높다. 즉, 부동산분야 경기 변동이 커지면 부동산기업의 경영 리스크가 은행 재무 위험으로 전이하여 국가 금융 보안에 큰 영향을 미친다. <표 2-2>는 중국 부동산개발기업 실제이용자금 총액 및 각 부분 차지하는 비중을 보여준다.

<표 2-2> 중국 부동산개발기업 실제이용자금 총액 및 부분별 비중

연도	부동산개발기업 실제이용자금 (억 위안)	국내대출 (%)	실제이용 외자 (%)	외국인 직접투자 (%)	자체자금 (%)	기타자금 (%)
2000	5,997.63	23.09	2.81	2.25	26.91	47.01
2001	7,696.39	21.99	1.76	1.38	28.38	47.69
2002	9,749.95	22.77	1.61	1.27	28.09	47.38
2003	13,196.92	23.78	1.29	0.88	28.57	46.27
2004	17,168.77	18.40	1.33	0.83	30.33	49.87
2005	21,397.84	18.31	1.20	0.80	32.72	47.77
2006	27,135.55	19.74	1.47	1.12	31.68	47.10
2007	37,477.96	18.72	1.71	1.30	31.41	48.16
2008	39,619.36	19.20	1.84	1.60	38.65	40.32
2009	57,799.04	19.66	0.83	0.70	31.05	48.45
2010	72,944.04	17.22	1.08	0.92	36.52	45.17
2011	85,688.73	15.24	0.92	0.80	40.85	43.00
2012	96,536.81	15.31	0.42	0.37	40.48	43.79
2013	122,122.47	16.11	0.44	0.38	38.83	44.62
2014	121,991.48	17.41	0.52	0.49	41.33	40.73
2015	125,203.06	16.15	0.24	0.23	39.17	44.45

자료: 중국국가통계청.

2. 중국 부동산분야에 대한 외국인직접투자의 현황

<표 2-3>에 제시된 바와 같이 2000년부터 2015년까지 15년간 중국의 외국인직접투자총액은 지속적으로 증가하고 있다. 중견 산업으로써 제조업에 투입하는 FDI가 각 업종 중에 계속 1위를 유지하였다. 특히, 2010년 이전

제조업 FDI 총액은 FDI 총액의 50% 이상 차지하였다. 그러나 경제의 발전과 다른 산업의 발전에 따라 제조업 FDI가 외국인직접투자총액에 차지하는 비율이 계속 줄고 있으며, 2015년까지 31.32%로 제시되었다. 부동산 분야 FDI는 외국인직접투자 총액에 차지하는 비중이 제조업의 뒤인 2위를 차지하고 있다. 또한 2008년과 2009년 세계 경제 공황으로 인하여 부동산 분야 FDI 차지하는 비중이 잠시 하락했지만 2005년부터 2015년까지 10년간에 상승하는 추세를 보여줬다.

<표 2-3> 2000년-2015년 중국 업종별 외국인직접투자의 분포 비율

(단위: %)

연도	외국인 직접투자 총액(억 달러)	제조 업	부동 산업	전기, 가스 수업	건축 업	농업, 축산업, 수산물 목업	광업	금융 업	교통 운송 업
2000	407.15	63.48	11.44	5.51	2.22	1.66	1.43	0.19	0.01
2001	468.78	65.93	10.96	4.85	1.72	1.92	1.73	0.08	0.02
2002	527.43	69.77	10.74	2.61	1.34	1.95	1.10	0.20	0.01
2003	535.05	69.03	9.79	2.42	1.14	1.87	0.63	0.43	0.03
2004	606.30	70.95	9.81	1.87	1.27	1.84	0.89	0.42	2.10
2005	603.25	70.37	8.98	2.31	0.81	1.19	0.59	0.36	3.00
2006	630.21	63.59	13.06	2.03	1.09	0.95	0.73	0.47	3.15
2007	747.68	54.66	22.86	1.43	0.58	1.24	0.65	0.34	2.68
2008	923.95	54.00	20.12	1.84	1.18	1.29	0.62	0.62	3.09
2009	900.33	51.95	18.66	2.35	0.77	1.59	0.56	0.51	2.81
2010	1,057.35	46.90	22.68	2.01	1.38	1.81	0.65	1.06	2.12
2011	1,160.11	44.91	23.17	1.83	0.79	1.73	0.53	1.65	2.75
2012	1,117.16	43.74	21.59	1.47	1.06	1.85	0.69	1.90	3.11
2013	1,175.86	38.74	24.49	2.07	1.04	1.53	0.31	1.98	3.59
2014	1,195.62	33.40	28.96	1.84	1.04	1.27	0.47	3.50	3.73
2015	1,262.66	31.32	22.96	1.78	1.23	1.21	0.19	11.86	3.32

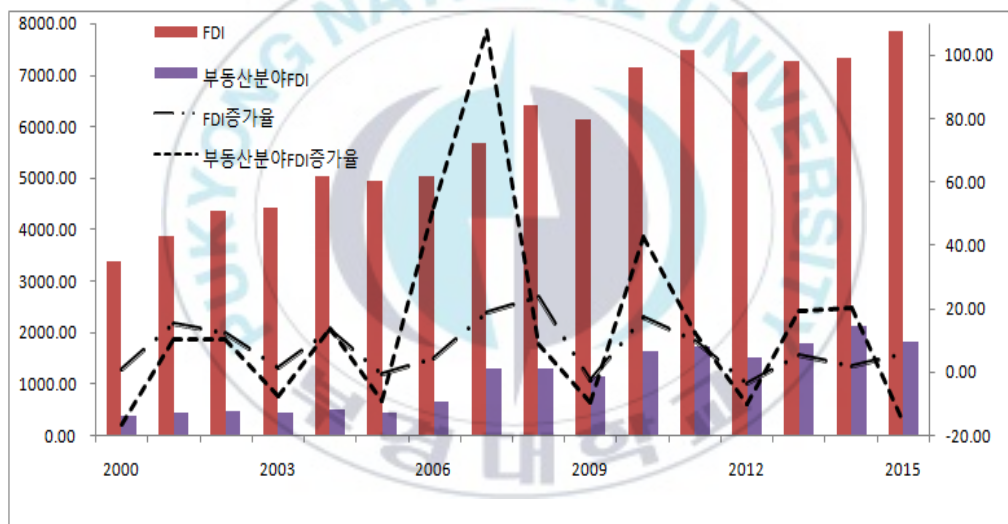
자료: 중국국가통계청.

2000-2015년간의 중국통계자료에 따르면 FDI 수치는 2000년도 약 3200억 위안으로 시작해 2015년 약 8000억 위안까지 매년 꾸준히 증가하였다.

부동산분야 FDI 역시 매년 지속적으로 증가했고 특히 2005-2007년 사이에 급증한 것으로 나왔다. FDI 증가율 곡선을 보면 상승 하강 곡선이 20% 내외로 움직였지만 부동산분야 FDI 증가율곡선 같은 경우에는 2004-2007년 사이에 엄청나게 증가했고 2007-2009년까지 증가율이 급감하였고 다시금 증가율이 안정된 것을 볼 수 있다. <그림 2-4>는 중국 FDI와 부동산분야 FDI 총액 및 변화 추이이다.

<그림 2-4> 중국 FDI와 부동산분야 FDI총액 및 변화 추이

(단위: 억 위안, %)



자료: 중국국가통계청.

제3절 중국 부동산분야 외국인직접투자의 정책변화

중국부동산분야 외국인직접투자에 대한 정책의 변화는 4단계로 나눌 수 있다, 수동적(受動的) 적응기(1990년 이전), 제한적 유인(誘引)기(1990년-2001년), 장려(獎勵)기(2002년-2006년), 제한기(2006년 이후).²⁾

2) 劉作麗, 賀燦飛, 王俊松(2009), p. 1513.

1986년 이전, 중국 전국 외국인직접투자의 규모가 크지 않아 투자도 주로 홍콩이나 마카오에게서 얻었다. 또한, 외국인투자를 하는 부동산개발회사가 많이 설립되지 않았으며 중국 정부가 부동산개발에 대한 정책도 거의 없었다. 1987년부터 1990년까지 전국 범위에서 외국인투자의 진입이 많아졌으면서 외국인투자를 하는 부동산개발기업 수량도 늘고 있었다. 외국인은 경제특구, 연해개방도시, 연해경제 개방구역에서의 대규모 토지 개발경영활동이 허가되었다. 1990년부터 2001년까지 이 단계에는 부동산분야의 외국인투자 규모가 급속하게 증가하여 외국인 단독 투자하는 부동산개발기업이 설립되었다. 정부는 부동산분야의 외국인투자를 규범적으로 인도하였다. 2001년 중국은 WTO 가입한 후에 외국인투자 유치하기 위하여 부동산 투자방식이 확대하게 되었다. 동시에 부동산분야 외국인투자의 인도와 감독을 강화하였다. 그러나 2006년 이후에 부동산 가격이 급격히 상승하기 때문에 부동산분야의 외국인투자를 제한할 수밖에 없었다. <표 2-4>는 중국부동산시장 정책의 주요변화를 제시하고 있다.

<표 2-4> 중국부동산시장 정책의 주요변화

단계	연도	정책 명칭	주요 내용
수 동 적 응 기	1979	중외합자경영기업법	30년간 토지무상 사용제도를 법의 형식으로 허용
	1980	중외합자기업, 화교 소요 부동산, 주택 및 국가토지용의 세무 문제에 관한 통지	중외합자기업의 중국내 주택 및 토지에 관한 세무와 비용을 명확히 규정
	1990	외국인투자 건축기업의 설립에 관한 약간 규정 및 실시의견	외국인의 경제특구, 연해개방도시, 연해경제 개방구역에서의 대단위 토지 개발경영활동을 허가
제 안 적 유 인 기	1991	외국인기업, 외국인과 화교, 홍콩, 마카오와 대만자매에게 부동산 취득세 징수하는 질문에 대한 회신	구매를 통해서 부동산 소유구권을 취득한 외국인이나 외국기업에게 부동산 취득세를 징수함
	1992	부동산시장 발전시키는 위한 통지	외국인투자가 고등급 부동산개발 프로젝트로 투입함
	1994	중국내에 공사하청 외국인기업의 자격에 관한 관리 참행관법 및 실시세칙	외국기업의 중국내 공자하청 범위를 엄격히 제한
	1995	고등급부동산개발 프로젝트를 억제함에 관한 통지	외국인투자를 오래된 도시 재건설과 보통주택 프로젝트로 인도함
	1995	외국인기업투자 건축기업의 설립에 관한 약간 규정 실시의견	외자기업의 자격등급, 기술 장비, 등록자본금 등에 대해 엄격한 요구를 규정
	1997 2000	외국인투자산업지도목록	대규모 토지개발, 골프장 건설, 대형 관광 오락 공원, 인공조경, 국가급 관광 지역 건설은 외국인 단독 경영 불허
	1998	성진 주택제도 개혁심화 및 주택건설 가속화에 관한 통지	주택실물 분배 중지, 주택분배 화폐화 실행
	2000	외국인투자기업에게 도시 부동산 세금을 징수함에 대한 통지	외국인투자기업에게 도시 부동산 세금을 징수함
	2001	WTO 가입의정서등	WTO 가입에 따라 부동산산업의 공간범위, 산업내용 기업성질이 진일보 개발

장 려 기	2002	북경시 상품방 관리에 대한 규칙	북경시 상품방 분류규칙을 수정함
	2002	외국인투자산업지도목록	외국인투자의 보통주택 개발건설 장려, 외국인투자 건설기업의 공사범위 확대
	2003	중국과 홍콩, 마카오 CEPA	홍콩, 마카오에게 부동산 시장 개방 확대: 홍콩, 마카오 자본은 단독투자의 형식으로 중국내에 건축 설계 서비스를 제공가능, 홍콩, 마카오가 중국내에 설립한 건축기업이 합영 건설공사를 진행하는 경우 공사의 중외 투자 비례 제한을 받지 않음, 등
제 한 기	2006	부동산시장의 외국인투자 진입 및 관리 규범에 관한 의견	감독관리 강화, 외국 핫머니 억제: 부동산 구입할 외국인은 중국에서 취직, 유학이나 창업한지 1년 넘은 경우. 외국인 투자 부동산 기업의 자본금 총액은 최저 천만 달러임.
	2006	부동산시장 외환관리 관련 문제의 규범화에 관한 통지	구매자금에 대한 외환입금과 결산의 관리 강화
	2007	중화인민공화국 물권법	주택건설용지의 사용기한(70년)이 완료되면 자동연장
	2007	외국인투자산업지도목록	투자개발은 부분 합작 또는 합자만 가능, 고급호텔과 오피스빌딩, 별장, 국제 회의전시장에 대한 투자제한, 임대 및 관리서비스 등의 부동산 관련 외국인투자기업의 투자 제한 항목 발표
	2009	제546호 국무원령	2009년 1월 1일부터 외국인투자기업, 외국기업과 조직, 외국개인이 <중화인민공화국 방지산세 점행조례>에 따라 부동산산세를 납부
	2010	부동산시장의 안정 지속 발전에 관한 통지	대출자금 흐름과 해외유자에 대한 관리강화, 대출자금의 부동산시장 불법진입 예방, 해외 “핫머니” 방지
	2015	부동산시장의 외국인투자 진입 및 관리 규범화에 관한 의견	중국에서 취직, 유학이나 창업한지 1년 이하 경우도 부동산 구매할 수 있음

자료: 劉作麗·賀燦飛·王俊松(2009), p. 1513.

제Ⅲ장 실증분석을 위한 이론 연구

제1절 부동산 가격의 이론적인 배경

부동산 가격의 이론적인 모형은 스톡 모형(stock model)과 플로우 모형(flow model)으로 나뉜다. 스톡 시장은 부동산의 가격 수준을 결정하고 플로우 시장은 부동산 투자 수준의 흐름을 결정한다. 이 논문은 부동산개발과정에서 외국인직접투자가 부동산 가격에 주는 영향을 연구하기 위해 플로우 모형을 이용한다.

1. 부동산 가격의 수요 함수

부동산에 대한 수요는 소비에 대한 수요와 투자에 대한 수요로 나뉜다. 그 중에, 소비에 대한 수요는 부동산의 현재 가격으로 표현할 수 있으며, 투자에 대한 수요는 부동산의 미래 가격으로 표현할 수 있다.³⁾ 부동산 수요의 플로우 모형은 다음과 같다.

$$D_t = a_0 + a_1 p_t + a_2 \Delta p_{t+1}^e + \sum_{j=3}^n a_j X_{jt} \quad (1)$$

단, $a_1 < 0, a_2 > 0$ 으로 정한다.

여기서, p_t 는 t 기간에 부동산의 가격, Δp_{t+1}^e 는 부동산 가격 변동에 대한 기대를 나타낸다. 또한, X_{jt} 는 소득 등 부동산 수요를 결정하는 외생변수(exogenous variable)이다. n 는 외생변수의 계수를 의미한다. $a_1 < 0$ 는 소비

3) S. Malpezzi and S. M. Wachter(2005), pp. 143-166.

에 대한 수요가 부동산 가격이 증가함에 따라 감소한다는 뜻이며, $a_2 > 0$ 는 투자에 대한 수요가 부동산 가격이 증가함에 따라 증가한다는 것을 나타낸다.

2. 부동산 가격의 공급 함수

당기 부동산의 공급은 지난 기간 부동산의 재고와 해당 기간 부동산 수량으로 구성된다. 부동산 가격의 공급 함수는 부동산의 당기 가격과 미래 가격으로 결정된다. 이는 바탕으로 부동산의 공급함수는 아래와 같이 표시된다.

$$S_t = S_{t-1} + NS_t = S_{t-1} + \beta_0 \Delta p_t^e + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jt} \quad (2)$$

단, $\beta_0 > 0$ 으로 정한다.

여기서 S_{t-1} 는 지난 기간 부동산 총 공급량이며, NS_t 는 당기 공급량으로 나타낸다. Δp_t^e 는 공급자 $t-1$ 기간에 t 기간 부동산 가격 변동에 대한 기대를 의미한다. Y_{jt} 는 비용, 토지 공급 면적 등 부동산 공급에 영향을 주는 외생변수이며, m 는 외생변수의 계수를 의미한다. $\beta_0 > 0$ 는 기대 부동산 가격이 개발 비용보다 높으면 부동산이 개발하게 된다는 뜻이다.

3. 부동산분야 외국인투자의 결정 함수

일반적으로, 외국인투자는 투기적인 자금이기 때문에 이 논문에서는 부동산분야 외국인직접투자가 부동산 가격의 변동에 달려 있음을 가설로 설정한다. 부동산 가격의 변동을 통해 외국인투자 변수가 부동산 수요 함수와 공급 함수로 들어간다. 부동산분야 외국인투자의 결정 함수는 아래와

같다.

$$FI_t^D = \lambda_0 \Delta p_{t+1}^e + \sum_{j=1}^k \lambda_j Z_{jt} \quad (3)$$

$$FI_t^S = \eta_0 \Delta p_{t+1}^e + \sum_{j=1}^q \eta_j Z_{jt} \quad (4)$$

단, $\lambda_0 > 0, \eta_0 > 0$ 으로 정한다.

여기서 FI_t^D 와 FI_t^S 는 부동산분야 수요과정과 개발과정에 투입하는 외국인투자를 의미한다. Δp_{t+1}^e 는 외국인투자자 $t+1$ 기간에 부동산 가격 변동에 대한 기대이며, 자본이익을 의미한다. Z_{jt} 는 금리, 환율 등 외국인투자에 영향을 주는 외생변수이며, k 와 q 는 외생변수의 계수를 의미한다.

수식 (1)과 (3), 수식 (2)와 (4)를 합치면 부동산분야 수요함수와 공급함수를 구할 수 있다.

$$D_t = a_0 + a_1 p_t + \frac{a_2 (FI_t^D - \sum_{j=1}^k \lambda_j Z_{jt})}{\lambda_0} + \sum_{j=3}^n a_j X_{jt} \quad (5)$$

$$S_t = S_{t-1} + NS_t = S_{t-1} + \frac{\beta_0 (FI_{t-1}^S - \sum_{j=1}^q \eta_j Z_{j,t-1})}{\eta_0} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jt} \quad (6)$$

4. 시장 균형

또한, 균형상태의 부동산 시장에서 $D_t = S_t$. 수용자와 공급자의 기대는 합리적인 기대라고 정한다. 즉 $p_t^e = p_t$ 를 정한다. 수식 (5)와 수식 (6)에 의해,

$$p_t^* = -\frac{a_0 + \sum_{j=3}^n X_{jt}}{a_1} - \frac{a_2 (FI^D - \sum_{j=2}^k \lambda_j Z_{jt})}{\lambda_0 a_1} + \frac{S_{t-1} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{jt}}{a_1} \quad (7)$$

$$+ \frac{\beta_0 (FI_{t-1}^S - \sum_{j=1}^q \eta_j Z_{jt-1})}{\eta_0 a_1}$$

$$\because a_1 < 0, a_2 > 0, \beta_0 > 0, \lambda_0 > 0, \eta_0 > 0$$

$$\therefore \frac{\partial p_t^*}{\partial FI_{t-1}^D} > 0, \frac{\partial p_t^*}{\partial FI_{t-1}^S} < 0$$

즉, 개발과정에서 투입하는 외국인투자가 부동산의 공급을 증가시키며, 결과적으로는 부동산 가격이 낮아지게 한다.

제2절 단위근 검정

1. 단위근의 개념

실증분석을 하기 전에 유효한 회귀모형을 세우기 위해서는 시계열자료에 대한 안정성(stationarity)을 확인해야 한다. 시계열자료에서 단위근의 존재는 경제학적으로 매우 중요한 의미를 가지고 있다. 개별 시계열에 있어서 단위근의 존재는 경제학적으로 매우 중요한 의미를 지닌다. 우선, 어떤 시계열은 단위근을 가지고 있으면 충격에 대한 반응(response to shock)에 있어서 정상시계열과 근본적으로 다른 성질을 가진다. 일례로 $AR(1)$ 시계열 $\{y_t\}$ 의 경우에 $t=0$ 에서 한 단위의 충격(unit shock)이 $\{\epsilon_t\}$ 로 가해졌다고 한다면, 이에 대한 $\{y_t\}$ 그 후 반응은 시간의 $t=0,1,2,\dots$ 로 경과함에 따라 $1, \alpha, \alpha^2, \dots$ 로 표시할 수 있다.

여기에서 $|\alpha| < 1$ 이라면 $\{y_t\}$ 가 정상시계열이 되어 충격의 반응들이 기하

학적(geometrically)으로 작아져서 끝내 소멸되지만, 이와 대조적으로 $\alpha=1$ 인 단위근 시계열의 경우에는 충격의 효과가 영구적으로 보존된다. 즉, 정상시계열의 모형에서는 외부에서 가해진 충격의 효과가 언제나 일시적(transient)인 데 반하여, 단위근 모형에서는 영구적(permanent)인 것이다. 따라서 우리가 어떤 경제 시계열을 단위근 시계열로 본다고 함은 그 시계열이 회귀할 정상수준이 의미 있게 존재하지 않음을 뜻한다.

2. Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정

AR(1) 모형 $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 의 두 변에서 Y_{t-1} 을 빼면 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

γ 의 추정치가 0과 같거나 크면, 그 시계열이 단위근을 가지고 있다고 결론을 내릴 수 있다.

Dickey and Fuller(1979)는 RW시계열의 시뮬레이션 식(8) 모형의 회귀 분석 및 $\hat{\gamma}$ 에 대한 t값의 계산 절차를 반복한 결과 t값의 확률분포를 도출하였다. 그 결과를 바탕으로 Dickey and Fuller는 1%, 5%, 및 10% 유의수준에서 검정통계량의 임계값을 제시하였다.

그리고 대부분 시계열은 드리프트(drift), 시간추세 또는 AR부분을 갖고 있다. 식 (9), 식 (10), 식 (11)는 차례대로 AR모형, 드리프트, 시간추세를 포함하고 있다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_P \Delta Y_t - P + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_P \Delta Y_t - P + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta_t \gamma Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_p \Delta Y_t - P + \varepsilon_t \quad (11)$$

단, ε_t 는 백색잡음.

식 (9), (10), (11)에 나와 있는 세 가지 모형은 차분항의 시차 값인 $\alpha_i \Delta Y_{t-1}$ 가 더해져 있다. 위 3가지 모형에 기초하여 이루어지는 단위근 검정⁴⁾을 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정이라고 한다.

3. Phillips-Perron(PP) 검정

Phillips(1987)는 ADF 검정에서처럼 오차항에 대한 보다 완화된 가정 하에서 적용가능한 단위근 검정법을 제시하였다. ADF 검정은 차분변수의 과거시차항(lagged differences)들을 회귀식에 포함시킴으로써 오차항의 계열상관(serial correlation)을 제거하는 반면, Phillips 검정은 비모수적 방법을 사용하여 오차항의 문제를 해결한다. Phillips and Perron(1988)은 오차항이 자기상관성과 이분산성(heteroscedasticity)을 가지고 있는 경우로 ADF 검정을 일반화하였다. PP검정의 검정통계량의 점근분포(asymptotic distribution)는 ADF와 동일하므로, PP검정의 임계값은 ADF의 그것과 동일한 값을 갖는다.

따라서, 개별 자료들의 시계열적 성격을 규명하기 위해 전통적인 단위근 검정방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정방법을 적용한다. 특히, Johansen(1988, 1991) 공적분 검정을 위해서 모든 변수들이 $I(1)$ 진행을 따르는지 확인해야 할 것이다.

제3절 공적분 검정

4) 조담(2006), 『금융계량분석』(제1판), 도서출판 청람, pp. 273-278; 박준용 등(2002), 『경제시계열분석』(초판), 도서출판 경문사, pp. 268-325.

공적분 검정(cointegration test)은 불안정한 시계열에서 변수사이에 장기적 균형관계가 존재하는지 확인하는 수단이다. 어떤 시계열 자료는 안정적이지 아니지만 시계열 변수 간의 선형결합(linear combination)이 안정적일 수 있다. 즉, 이 선형결합이 변수 간의 장기적으로 안정한 비례관계를 보여준다. 이 관계를 경제학에서는 공적분관계(cointegration)라고 부른다.

두 시계열 자료 y_t 와 x_t 사이에 장기균형관계가 있다면 충격이 있어도 단기적으로 떨어지지만 장기적으로는 다시 균형관계로 돌아온다. 만약에 y_t 와 x_t 가 공적분 관계 존재하지 않았다면, 시간이 경과됨에 따라 시계열자료 간격이 더욱더 멀어지게 된다. 이 경우 x_t 에 대해 y_t 를 회귀하면 가성적 회귀가 된다. 장기균형관계를 확인하는 방법은 오차 $e_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$ 가 안정적인지를 검정하는 것이다. 하지만 오차 e_t 을 관찰할 수 없기 때문에 ADF나 PP 단위근 검정을 이용하여 최소제곱 잔차인 $\hat{e}_t = y_t - b_1 - b_2 x_t$ 의 안정성을 확인하게 되는 것이다. 공적분 검정은 실제로 잔차의 안정성에 대한 검정이다. 잔차가 불안정한 경우에는 y_t 와 x_t 는 공적분되지 않았다고 하며 이 변수 사이는 허구적인 회귀이다.

공적분 검정방법은 Engle and Granger(1987)가 제시된 E-G검정법과 Johansen and Juselius(1990)가 제시된 Johansen 검정법 두 가지 있는데 E-G검정법이 한 개 이상의 단위근이 존재하는 경우에는 편차가 커서 Johansen 검정법을 많이 쓰게 된다. 공적분 검정을 실시하기 위하여, 귀무가설을 세워야 한다.

H_0 : y_t 와 x_t 는 공적분 되지 않다. (잔차가 불안정적이다.)

H_1 : y_t 와 x_t 는 공적분 되어 있다. (잔차가 안정적이다.)

귀무가설 H_0 를 기각하게 되면 최소제곱 잔차가 불안정하다는 귀무가설을 기각하고 y_t 와 x_t 는 공적분 되어 있다고 결론을 내리게 된다.⁵⁾

제4절 공적분 벡터의 추정

공적분 벡터 추정의 방법은 완전수정 최소자승법, 정준공적분 회귀추정(Canonical Cointegrating Regression), 동태적 최소자승법 등 세 가지가 있는데 본 연구에서 FMOLS와 DOLS를 사용하였다.

1. 완전수정 최소자승법(FMOLS) 모형

변수 간 장기관계가 존재 하는지를 조사하기 위하여 다양한 계량 경제학 기법을 도입하였다. 본 연구는 완전수정 최소자승법(FMOLS)과 동태적 최소자승법(DOLS)을 이용하여 중국 부동산 가격과 외국인직접투자의 장기관계를 분석하였다. FMOLS 방법은 Hansen에 의해 1990년에 이 1차 차분 후 안정된 시계열 표본 $I(1)$ 를 이용하여 변수 간의 장기 관계를 추정하기 위해 처음 소개되고 개발하였다. FMOLS 방법은 EG 방법에 비해서 추론 문제(inference problem)를 극복할 수 있으므로 장기관계를 예측하는 t 검정이 유효하다(Himansu, 2007). 또한, FMOLS 방법은 작은 표본 크기에 대한 신뢰할 수 있는 추정치를 추정하고 결과의 견고성(robustness)을 확인할 수 있다. 이 기법은 최소제곱법을 수정하였고 공적분관계의 존재로 인한 회귀 변수의 내생성을 피하였다. 추정 방법은 다음과 같다.

$$\hat{\beta}_{FM-OLS} = (X'X)^{-1} (X'y^+ - n\delta^+) \quad (12)$$

여기서

5) 이병락(2011), 『계량경제학』(제3판), pp. 454-459.

$$y_t^+ = y_t^t - \Delta x_t' \Omega_{22}^{-1} \omega_{21} \quad (13)$$

$$\delta^+ = \delta_{12} - \Delta_{22} \Omega_{22}^{-1} \omega_{21} \quad (14)$$

이다. 또한, δ^+ 는 편의 수정항이며 w_{21} 과 Ω_{22} 는 장기 공분상행렬의 각 요소에 대한 일치추정량을 의미한다.⁶⁾

2. 동태적 최소자승법(DOLS) 모형

Stock and Watson(1993)은 공적분관계가 있는 변수 사이에 장기 균형관계를 추정하기 위한 매개 변수 접근법을 제안하였다. 회귀변수 간 동시성 편의와 소표본 편의 문제는 시차를 통해서 처리된다. 이 방법은 Phillips and Loretan(1991) and Saikkonen(1991)의 연구 방법과 비슷하지만 실행 및 추정하는 것이 훨씬 더 효율적이다.

$$y_t^t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (15)$$

여기서 r 와 q 는 앞당긴 시차 리즈(leads)와 늦추는 시차 래그스(lags) 이다.

6) 김지연(1996), pp. 34-36.

제Ⅳ장 실증분석

제1절 자료출처 및 기초통계량

1. 자료출처

본 연구에서는 시계열 자료를 이용하여 중국 부동산분야 외국인직접투자가 중국 부동산시장에 미치는 영향을 분석하였다. 중국 국가통계국 보고서에 따르면 2005년부터 전국 부동산 가격의 통계대상은 35개 도시를 70개 대중도시로 증가되었으며, 표본도시 부동산 개발투자 총액이 전국 부동산 개발투자총액의 80% 이상 차지하여 신뢰도가 높은 자료 분석을 위해서 2005년 7월부터 2016년 12월까지 138개월의 월별 자료를 이용해서 시계열 분석을 실시하였다. 또한, 중국 매년 1월과 2월은 설날연휴 때문에 자료가 제시되어 있지 않아서 이 연구에서는 평균법을 통해서 1월과 2월의 누락한 자료를 구했다. 실증분석을 위하여 EVIEWS 9.0를 통계패키지로 사용했다.

종속변수 *commodity*, *residence*, *office*, *business*는 각각 부동산개발기업 상품방, 주택, 사무용빌딩과 상업용부동산의 평균매매가격을 의미한다. 평균가격은 부동산개발기업 당월 각 부동산판매총액 나누기 각 부동산판매면적으로 얻었다. *fdi*는 중국국가통계청 제시한 부동산분야 외국인직접투자 총액을 의미한다. 이자율(*rate*)은 중국인민은행에서 제공하는 3년 만기 단기예금이자율 자료를 사용하였다. *ex*는 중국인민은행이 제시한 위안/달러 환율을 의미한다. 분석기간은 2005년 07월부터 2016년 12월까지의 월별 자료를 이용하였으며 *ipi*지수는 전년 동월 대비 자료이다. 시계열분석에서 이 자료를 직접 응용하면 편의를 지닌 실증결과를 얻을 수 있다. 이런 문제를

극복하기 위해 본 연구에서는 각 변수는 2014년 1월을 100으로(2014년 =100)하여 중국통계청에서 발표된 전년 동월에 대비 자료의 증가율을 사용하여 시계열적인 자료를 정립하였다. 그 결과는 <표 4-1>에 제시되어 있다. 계절성을 가지는 변수들은 계절성을 제거한 후 분석을 실시하였다. 자료 출처는 <표 4-1> 주요 경제변수에 제시되어 있다. <그림 4-1>부터 <그림 4-5>는 종속변수 및 각 독립변수의 시계열 추이이다.



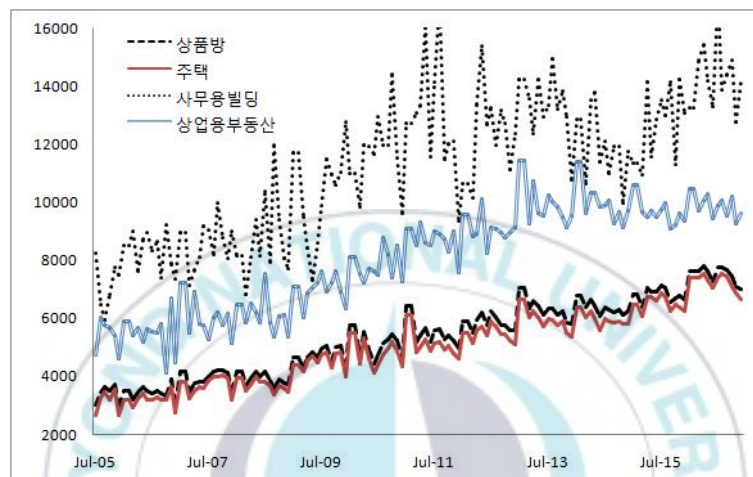
<표 4-1> 자료 출처

변수	정의	단위	출처
<i>commodity</i>	부동산개발기업 상품방 평균매매가격	위안/ m^2	중국 국가통계청
<i>residence</i>	부동산개발기업 주택 평균매매가격	위안/ m^2	중국 국가통계청
<i>office</i>	부동산개발기업 사무용빌딩 평균매매가격	위안/ m^2	중국 국가통계청
<i>business</i>	부동산개발기업 상업용부동산 평균매매가격	위안/ m^2	중국 국가통계청
<i>ipi</i>	공업성장률	%	중국 국가통계청
<i>ex</i>	환율	위안/달러	중국인민은행
<i>rate</i>	이자율(3년 만기)	%	중국인민은행
<i>fdi</i>	부동산분야 외국인직접투자	억(위안)	중국 국가통계청

2. 기초통계량

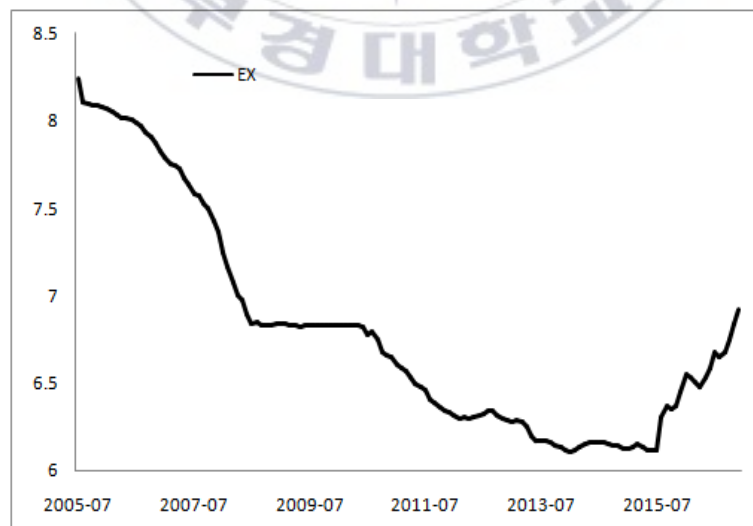
<그림 4-1> 상품방의 시계열 추이

(단위: 위안/ m^2)



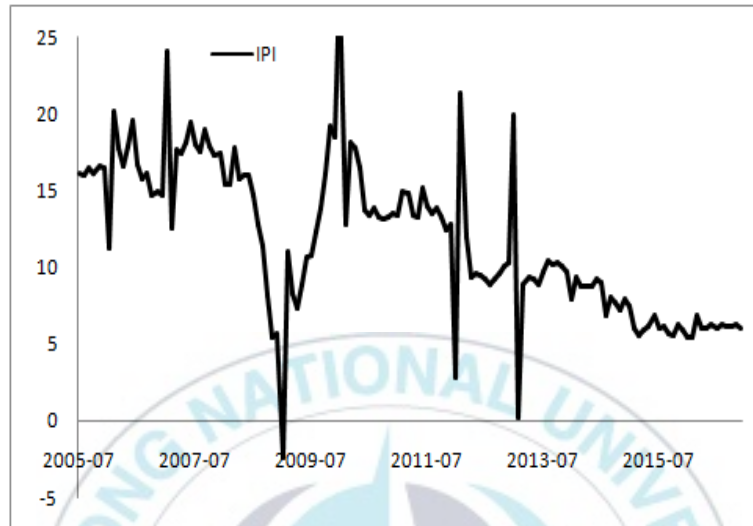
<그림 4-2> 환율의 시계열 추이

(단위: 위안/달러)



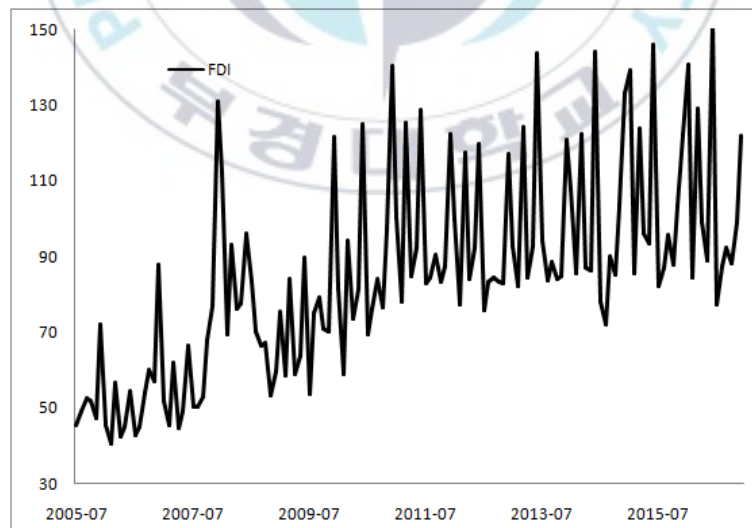
<그림 4-3> 공업성장률의 시계열 추이

(단위: %)



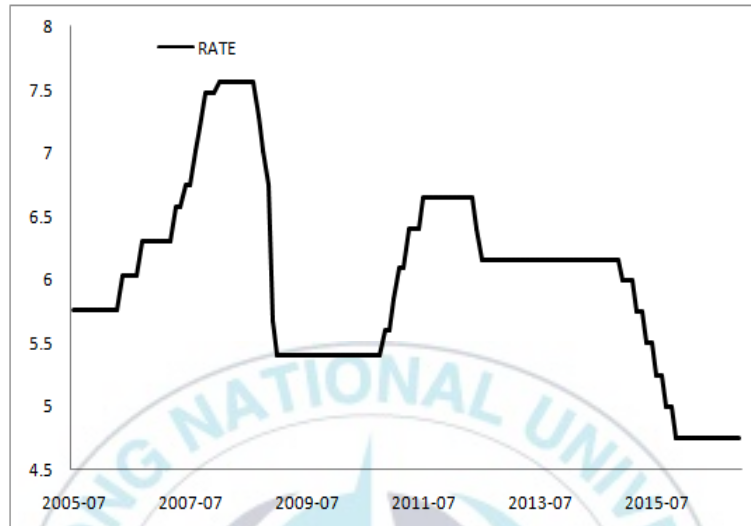
<그림 4-4> 부동산분야 외국인직접투자의 시계열 추이

(단위: 만 달러)



<그림 4-5> 이자율의 시계열 추이

(단위: %)



<표 4-2>는 각 계열 부동산 가격, 거시경제변수와 외국인직접투자에 대한 시계열자료의 기초통계 분석결과이다. 각 변수는 2014년 7월을 100으로 하여 표준화하였다. 기초통계량 분석결과에 의해 사무용빌딩은 평균 매매가격이 제일 높지만 표준편차가 0.23으로 나타났으며 가격 변동률이 제일 작다고 분석되었다. 주택가격의 평균치가 낮지만 표준편차는 0.27으로 제일 큰 것으로 나타났다. 또한, FDI의 표준편차가 크게 나타나므로 부동산분야 외국인직접투자총액이 외부적 영향을 많이 받는다고 결론 내릴 수 있다.

<표 4-2> 기초통계량

구분	상업용	상품방	주택	사무용	IPI	FDI	EX	RATE
평균	8.97	8.55	8.49	9.30	5.40	4.41	6.52	6.01
중앙값	9.05	8.60	8.53	9.35	5.45	4.52	6.50	6.12
최대값	9.34	8.96	8.93	9.74	5.95	4.87	6.71	7.75
최소값	8.33	7.99	7.88	8.69	4.71	3.69	6.41	4.72
표준편차	0.24	0.26	0.27	0.23	0.36	0.26	0.09	0.73
왜도	-0.52	-0.30	-0.31	-0.42	-0.31	-0.89	0.78	0.27
첨도	2.15	1.91	2.04	2.24	1.84	2.64	2.40	2.84
Jarque-Bera	10.37	8.92	7.43	7.29	10.04	18.97	16.03	1.76
관측수	138	138	138	138	138	138	138	138

제2절 단위근 검정

본 연구에서 사용한 자료는 시계열 자료이며 대부분의 시계열 자료가 불안정적이다. 즉, 확률변수가 안정적이지 않으면 회귀식을 추정할 때 잘못된 추정결과가 나오게 되고 단위근이 존재하면 허구적 회귀의 문제가 생길 수 있다. 따라서 시계열의 안정성을 알아보기 위하여 단위근 검정이 필요하다. 단위근 검정 방법은 조정된 디키-풀러검정(Augmented Dickey-Fuller test), 디키-풀러GLS검정(Dickey-Fuller GLS test), 필립스-페론 검정(Phillips-Perron test) 등이 있다. 본 연구에서는 선행연구에서 제일 많이 사용한 디키-풀러검정(ADF) 과 필립스-페론 검정(PP)을 함께 사용하여 단위근 검정을 실시하였다.

<표 4-3> 단위근 검정

변수	I(0)		I(1)	
	ADF	PP	ADF	PP
상품방	2.50	3.61	-2.66**	-24.97***
주택	2.34	3.41	-2.75**	-26.54***
사무용빌딩	0.91	1.84	-14.00***	-30.91***
상업용부동산	1.00	1.83	-15.87***	-32.88***
IPI	1.81	5.56	-1.15	-15.02***
RATE	-0.45	-0.53	-4.73***	-9.12***
EX	0.13	-1.41	-1.44	-7.57***
FDI	-0.50	-0.75	-9.48***	-46.62***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다; 2) I(0)는 수준변수이며, I(1)는 1차 차분변수이다.

<표 4-3>는 시계열 자료의 단위근 검정을 실시한 결과를 보여준다. 수준변수 같은 경우에는 모두 변수가 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타나므로 단위근이 존재한다고 분석되었다. 따라서 이 시계열 자료는 안정하지 않는 자료임을 알 수 있다. 반면, 1차 차분을 실시하는 경우에 모든 변수가 통계적으로 유의하므로 단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각되었다. 즉, 모든 변수는 1차 차분 하에서 안정적인 시계열이다.

제3절 공적분 검정

<표 4-4> 공적분 검정결과

모형	Jonhansen	Bounds test
<i>commodity</i>	124.94*** (0.000)	4.12***
<i>residence</i>	121.69*** (0.000)	3.95*
<i>office</i>	112.46*** (0.000)	4.41**
<i>business</i>	117.66*** (0.000)	4.63**

주: 1) 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준(upper critical bounds value)은 3.52(10%), 4.01(5%), 5.06(1%) 임.(pesanren et al. 2001, p300, Table CI(iii) case(III); 2) 괄호안은 p-value임; 3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄. 4) Jonhansen 검정 귀무가설은 공적분관계가 없음을 나타냄.

Jonhansen검정 분석결과와 Bounds test 분석결과를 보면, p 값은 전부 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타나서 y_t 와 x_t 는 공적분 되지 않는다는 귀무가설을 기각한다. 즉, 종속변수인 부동산 개발기업이 개발한 상품방, 주택, 사무용빌딩과 상업용부동산은 독립변수 환율, 이자율, 공업성장률과 부동산분야 외국인직접투자 간에는 장기적으로 균형관계가 존재하는 것으로 밝혀졌다.

제4절 장기관계 분석

공적분관계 벡터의 추정 방법은 완전수정 최소자승법, 정준공적분 회귀 추정, 동태적 최소자승법 등 세 가지가 있는데 본 연구에서 FMOLS와

DOLS를 이용하여 분석결과의 정확도를 확인하였다. 또한, DOLS 분석 방법은 시간변수 t 나 t^2 를 포함하는 경우와 시간변수 t 나 t^2 를 포함하지 않는 경우로 나뉘서 분석결과를 비교하였다.

<표 4-5>는 중국부동산 개발과정 상품방에 대한 FMOLS와 DOLS 추정 결과를 제시되었다. 이 연구결과는 況偉大(2013)의 연구결과와 동일하게 부동산개발과정에서 외국인직접투자가 상품방 가격에 부(-)의 영향력을 주는 것으로 나타난다. 환율과 이자율의 경우에는 FMOLS와 DOLS로 추정한 결과가 전부 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 시간변수를 포함하는 경우에는 공업성장률이 유의하지 않지만 시간변수를 포함되지 않는 경우의 추정경과는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 또한, 선행연구와 똑같이 이자율과 환율이 부동산 가격에 부(-)의 영향을 주면서 공업성장률이 부동산 가격의 상승에 정(+)의 영향을 주는 것으로 분석되었다. 개발과정에 외국인직접투자가 수입하여 부동산개발기업의 경쟁상대가 되기 때문에 부동산 가격을 낮추게 되었다.

<표 4-5> 상품방에 대한 추정결과

	Commodity			
	FMOLS	DOLS		
		t미포함	t	t ²
<i>C</i>	13.04*** (4.69)	14.27*** (4.48)	19.99*** (5.89)	10.95* (2.56)
<i>Rate</i>	-0.04** (-3.20)	-0.04*** (-3.36)	-0.04*** (-3.63)	-0.03** (-2.81)
<i>lnex</i>	-3.74** (-2.83)	-4.32** (-2.85)	-6.09*** (-4.05)	-0.92 (-0.42)
<i>lnipi</i>	0.53*** (10.17)	0.51*** (8.67)	0.01 (0.07)	-0.18 (-1.12)
<i>lnFDI</i>	-0.04*** (-3.58)	-0.04** (-2.93)	-0.03* (-2.16)	-0.03** (-2.94)
<i>t</i>			0.004** (2.98)	0.01*** (4.03)
<i>t²</i>				-3.30E-05** (-2.94)
<i>lag</i>		2	2	2
<i>R²</i>	0.917	0.938	0.934	0.938
<i>adjR²</i>	0.914	0.932	0.93	0.933

주: 1) DOLS의 선도-지연변수의 선택은 AIC(Akaike Information Criterion)를 극대화하는 모형으로 선택하였으며 선도-지연변수들의 계수는 보고를 생략함; 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함; 3) 괄호 안의 숫자는 *t*-value임.

<표 4-6>는 중국부동산 개발과정 주택에 대한 FMOLS와 DOLS 추정결과를 제시하고 있다. 표에 의하면 개발과정에서 외국인직접투자가 주택가격의 상승에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 상품방과 추정한 결과가 똑같이 환율과 이자율이 부동산 가격에 부(-)의 영향을 주면서 공업성장률이 부동산 가격의 상승에 정(+)의 영향을 주지만 시간변수를 포함하는 경우에는 공업성장률이 부동산 가격의 상승에 영향을 주지 않는다. FMOLS와 DOLS로 추정한 수정된 *R*²는 90% 넘는 수준으로 나타났다.

<표 4-6> 주택에 대한 추정결과

<i>Residence</i>				
	<i>FMOLS</i>	<i>DOLS</i>		
		t미포함	t	t^2
<i>C</i>	12.34*** (3.80)	15.25*** (4.17)	20.00*** (5.09)	9.56 (1.96)
<i>Rate</i>	-0.04** (-2.99)	-0.05*** (-3.75)	-0.05*** (-3.41)	-0.03** (-2.61)
$\ln ex$	-3.45* (-2.24)	-4.78** (-2.75)	-6.10*** (-3.51)	-0.14 (-0.06)
$\ln ipi$	0.55*** (9.10)	0.50*** (7.29)	0.01 (0.04)	-0.21 (-1.16)
$\ln FDI$	-0.04*** (-3.30)	-0.04** (-2.99)	-0.03* (-2.18)	-0.40** (-3.00)
<i>t</i>			0.004** (2.68)	0.01*** (3.97)
t^2				-3.81E-05*** (-2.97)
<i>lag</i>		2	2	2
R^2	0.909	0.921	0.926	0.931
$adjR^2$	0.906	0.916	0.921	0.926

주: 1) DOLS의 선도-지연변수의 선택은 AIC를 극대화하는 모형으로 선택하였으며 선도-지연변수들의 계수는 보고를 생략함; 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함; 3) 괄호 안의 숫자는 *t*-value임.

<표 4-7>는 중국부동산 개발과정 사무용빌딩에 대한 FMOLS와 DOLS 추정결과이다. 결과에 의하여 공업성장률이 5%유의수준에서 통계적으로 유의하여 사무용빌딩 가격의 상승에 정(+)의 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 이자율은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하며 사무용빌딩 가를 포함하는 경우에는 가격의 상승에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나, 시간변수인 t^2 를 포함하는 경우에는 변수의 설명력이 떨어졌다. 반면에 외국인직접투자와 환율이 사무용빌딩 가격에 미치지 않는 것으로 분석되었다. 또한, FMOLS와 DOLS로 추정한 수정된 R^2 는 70% 미만으로 이 모형은 상품방가격, 주택가격이나 상업용부동산 가격에 비해 사무용빌딩 가격의 변화에 대한 설명력이 떨어진다고 밝혔다.

<표 4-7> 사무용빌딩에 대한 추정결과

<i>Office</i>				
	<i>FMOLS</i>	<i>DOLS</i>		
		t미 포함	t	t^2
C	15.15* (2.40)	17.13* (2.38)	12.24 (1.59)	-10.15 (-1.03)
$Rate$	-0.05* (-1.99)	-0.06* (2.09)	-0.07* (-2.39)	-0.04 (-1.37)
$\ln ex$	-4.10 (-1.37)	-4.96 (-1.45)	-3.60 (-1.05)	9.21 (1.82)
$\ln ipi$	0.38** (3.22)	0.33* (2.50)	0.84* (2.21)	0.36 (0.98)
$\ln FDI$	0.02 (1.03)	0.01 (0.17)	-0.01 (-0.24)	-0.02 (-0.82)
t			-0.004 (-1.41)	-0.02** (2.24)
t^2				-8.18E-05** (-3.16)
lag		2	2	2
R^2	0.687	0.709	0.717	0.747
$adjR^2$	0.678	0.691	0.697	0.727

주: 1) DOLS의 선도-지연변수의 선택은 AIC를 극대화하는 모형으로 선택하였으며 선도-지연변수들의 계수는 보고를 생략함; 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함; 3) 괄호 안의 숫자는 t -value임.

<표 4-8>는 중국부동산 개발과정 상업용부동산에 대한 FMOLS와 DOLS로 추정결과이다. 위에 추정한 결과와 달리 이자율이 상업부동산에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 반면에 시간변수 포함하거나 시간변수 포함하지 않거나 FMOLS와 DOLS로 추정한 환율변수 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하는 것으로 나타났다. 시간변수 포함하지 않는 경우에 공업성장률이 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 상업용부동산 가격의 상승에 정(+)의 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 또한, FMOLS로 추정한 결과에 의하면 외국

인직접투자가 부동산 가격의 상승에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타나지만, DOLS로 추정한 결과에 의하면 외국인직접투자가 부동산 가격에 영향을 주지 않는 결과가 나왔다.

<표 4-8> 상업용부동산에 대한 추정결과

<i>Business</i>				
	<i>FMOLS</i>	<i>DOLS</i>		
		t미 포함	t	t^2
<i>C</i>	23.18*** (6.40)	25.00*** (5.97)	28.690*** (6.23)	26.66*** (4.01)
<i>Rate</i>	-0.02 (-1.27)	-0.03 (-1.86)	-0.03 (-1.57)	-0.02 (-1.30)
<i>lnex</i>	-8.38*** (-4.87)	-9.20*** (-4.61)	-10.22*** (-5.01)	-9.05** (-2.65)
<i>lnipi</i>	0.32*** (4.66)	0.27*** (3.52)	-0.11 (-0.46)	-0.15 (-0.60)
<i>lnFDI</i>	-0.03* (-2.16)	-0.03 (-1.75)	-0.02 (-1.18)	-0.02 (-1.23)
<i>t</i>			0.003 (1.78)	0.005 (1.11)
t^2				-7.43E-06 (-0.43)
<i>lag</i>		2	2	2
R^2	0.842	0.866	0.870	0.870
$adjR^2$	0.837	0.858	0.861	0.860

주: 1) DOLS의 선도-지연변수의 선택은 AIC를 극대화하는 모형으로 선택하였으며 선도-지연변수들의 계수는 보고를 생략함; 2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함; 3) 괄호 안의 숫자는 *t*-value임.

제 V 장 결 론

부동산 투자 과열 문제는 금융위기를 세 번이나 일으켰다. 부동산분야에 투자하는 자금이 중국 GDP의 20%를 차지하는 시점에 부동산 가격의 영향요인에 대한 연구는 아주 현실적이다. 또한, 경제의 글로벌화로 외국인 투자도 부동산 가격의 상승에 영향을 미친다. 본 연구는 부동산 개발과정에 참여하는 외국인직접투자가 중국 부동산 가격에 어떤 영향을 미치는지를 실증 검증하였다.

중국 부동산 개발과정 외국인직접투자(FDI)를 중심으로 중국의 부동산 가격 변동 요인을 연구하기 위하여 2005년 7월부터 2016년 12월까지 138개월 월별 자료를 사용하여 시계열 분석을 실시하였다. 부동산 시장의 발전을 제일 잘 반영하는 부동산개발기업이 개발한 상품방 가격을 종속변수로 사용하였다. 또한, 상품방 분류 중의 주택, 사무용빌딩, 상업용부동산을 세 가지로 나뉘서 연구결과를 분석을 했다. FDI와 이자율, 환율, 공업성장률을 독립변수로 사용하였다. 시계열의 안정성 여부를 알아보기 위하여 단위근 검정을 실시하였다. 다음은 종속변수와 독립변수간의 장기관계를 확인하기 위하여 Johansen 공적분 검정과 한계검정법을 실시하였다. 마지막으로, 공적분 벡터 추정 기법 DOLS와 FMOLS를 적용하여 장기관계의 벡터를 추정하였다.

추정결과는 다음과 같다. 첫째, 개발과정에 진입하는 외국인직접투자는 상품방과 주택가격의 상승에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 況偉大(2013)의 연구결과와 일치한다. 외국인직접투자가 사무용빌딩 가격에는 영향을 주지 않는다고 분석되었다. 상업용부동산의 경우에는 FMOLS로 추정한 결과가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하지만 DOLS 추정한 결과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 따라 개발과정의 외국인직접투

자가 부동산 과열 현상을 일으키는 원인이 아니라는 사실이 밝혀졌다. 따라서 정부는 부동산 개발과정에 진입하는 외국인투자를 장려해야 한다.

둘째, 시간 변수 포함하지 않는 경우에 GDP의 대리변수 공업성장률은 모두 10% 유의수준에서 유의하여 부동산가격에 정(+)의 영향을 주는 것으로 밝혔다. 이 결과는 范東軍·單良(2009)의 연구결과와 일치한다.

셋째, 환율 변수는 사무용빌딩 가격의 변화에 영향을 주지 않는 것으로 분석되었지만 상품방, 주택과 상업용부동산의 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 밝혔다. 이는 李夢珊(2014)의 연구결과와 동일하다. 특히, 상업용부동산의 경우에는 이자율이 통계적으로 유의하지 않지만 환율은 시간변수는 포함하거나 포함하지 않거나 상업용부동산 가격에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

마지막으로, 이자율은 상업용부동산 가격의 변화에 영향을 주지 않는 것으로 분석되었지만 상품방, 주택과 사무용빌딩의 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 발견하였다. 이자율에 대한 추정결과는 박헌수·안지아(2009)의 연구결과와 일치한다.

본 연구에 사용한 자료는 중국전체 범위의 자료를 이용하여 분석하였다. 그러나 외국인직접투자가 주요 중국 대도시로 진입하기 때문에 중국 전체 범위로 분석하면 오차가 있을 수 있다. 그러므로 향후 연구에서는 중국 일선도시⁷⁾(一線城市)를 대상으로 연구할 필요가 있다.

7) 중국 일선도시는 경제 발전 수준에 따라 구분된다. 일선도시는 북경, 상하이 등 발전 수준이 높은 도시이다.

참고문헌

- 김지연(1996). 『한국에서의 장기적 화폐수요함수의 효율적 추정에 관한 연구』, 이화여자대학교 석사학위논문.
- 맹월풍(2014). 『외국인투자가 중국 상업용 부동산 공급에 미치는 영향』, 건국대학교 석사학위논문.
- 박헌수·안지아(2009). “VAR 모형을 이용한 부동산 가격 변동요인에 관한 연구”, 『부동산연구』 19(1), pp. 27-49.
- 서화·섬성훈(2013). “중국의 주택가격과 거시경제변수 관계 분석”, 『아시아연구』 16(3), pp. 189-216.
- 이병락(2011). “계량경제학”, pp. 454-459.
- 장병기(2009). “주식 및 부동산 가격의 가계소비에 대한 부의 효과”, 『산업경제연구』 22(3), pp. 1111-1132.
- 장병기(2011). “주가 및 부동산 가격이 화폐수요에 미치는 부의효과: 국가간 비교분석”, 『국제지역연구』 15(1), pp. 219-240.
- 조규진·강지은·장영(2015). “GDP, 환율 및 금리가 중국 부동산 가격에 미치는 영향 연구”, 『질서경제저널』 18(3), pp. 01-18.
- 정동문(2016). 『부동산시장과 외국인직접투자간의 인과관계 연구』, 건국대학교 석사학위논문.
- 조생량(2015). “중국 화폐수요에 대한 부동산 및 주식시장의 영향력”, 『아시아연구』 18(3), pp. 125-148.
- 최백렬·곽화빙(2011). “중국 주택가격에 영향을 미치는 요인에 관한 실증분석: 중국에 대한 FDI를 중심으로”, 『국제지역연구』 15(3), pp. 263-283.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller(1979). "Distribution of the Estimators

- for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger(1987). "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, pp. 251-276.
- Johansen, S.(1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), pp. 231-254.
- Johansen, S.(1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59(6), pp. 1551-1580.
- Johansen, S., Juselius, K.(1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- J. Furman, J. E. Stiglitz, B. P. Bosworth, S. Radelet(1998). "Economic Crises: Evidence and Insights From East Asia," *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Phillips, P. C. B., Perron, P.(1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), pp. 335-346.
- Phillips, P. C. B.(1988). "Regression Theory for Near-Integrated Time Series," *Econometrica*, 56(5), pp. 1021-1043.
- Phillips, P. C. B.(1990). Hansen, B. E., "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with $I(1)$ Processes," *Review of Economic Studies*, pp. 99-125.

- R. J. Herring, S. Wachter(2002). "Bubbles in Real Estate Markets," Working Paper, No.402, Zell Real Estate Center, University of Pennsylvania.
- Rumi Masih, Abul M.M. Masih(1996). "Stock-Watson dynamic OLS (DOLS) and error-correction modelling approaches to estimating long and short-run elasticities in a demand function: new evidence and methodological implications from an application to the demand for coal in mainland China," *Energy Economics*, pp. 315-334.
- S. Malpezzi, S. M. Wachter(2005). "The Role of Speculation in Real Estate Cycles," *Journal of Real Estate Literature*, 13(2), pp. 143-166.
- 范東軍·單良(2009). “對我國房地產價格影響的實證研究-基於省際面板數據分析”,『雲南財經大學學報』, pp. 82-88.
- 胡锦涛(2007). “全国人民代表大会常务委员会关于修改〈中华人民共和国城市房地产管理法〉的决定”.
- 況偉大(2013). “FDI與房價”,『經濟理論與經濟管理』, pp. 51-58.
- 梁立俊·操陳敏(2007), “FDI對中國商品房價格影響的實證分析”,『中國物價』, pp. 54-57.
- 李夢珊(2014). “FDI對中國房地產價格的影響-基於中國21個省的面板數據”,『經營管理者』.
- 劉作麗·賀燦飛·王俊松(2009). “市場,制度與中國地產市場外資企業的區位選擇”,『經濟地理』 29(9), pp. 1512-1517.
- 邱櫟樺·王宏仙(2009). “FDI對中國房地產影響分析”,『現代商貿工業』, pp. 24-25.

宋勃·高波利(2007). “國際資本流動對房地產價格的影響-基於我國的實證檢驗”,『財經問題研究』.

石亞東(2005). “我國房地產開發資金來源結構狀況分析”,『中央財經大學學報』.

葉平(2015). “外商直接投資對房地產市場影響分析-以深圳市1996-2010房地產市場為例”,『時代金融』 1(2), pp. 79-80.

Estimating a cointegrating regression <http://www.eviews.com/>

