

외국인직접투자가 중국 부동산시장에 미치는 효과에 관한 실증 연구

우정정 · 최태영[†]
부경대학교(학생) · [†]부경대학교(교수)

An Empirical Study on the Effects of FDI in the Chinese Real Estate Markets

Tingting YU · Tae-Yeong CHOI[†]
Pukyong National University(student) · [†]Pukyong National University(professor)

Abstract

In this paper, we attempt to examine the effects of foreign direct investment in real estate (FDIRE) on the housing prices in China. We employ ARDL (AutoRegressive Distributed Lag) bound test (Pesaran et al. 2001) to investigate the long-run relations between macroeconomic variables. We use FMOLS (Phillips and Hansen, 1990) and DOLS (Stock and Watson, 1993) to calculate the individual cointegration vectors. We select four categories of commercial residence buildings as dependent variables, namely, business, commodity, residence and office buildings. Based on existing literature, we employ four macroeconomic variables as independent variables, i.e. interest rate, exchange rate of RMB to US dollars, FDIRE and industrial growth ratio as proxy variable of GDP. We find that the FDIRE has a significant negative effect on the real estate prices in China. This implies the Chinese government should keep providing favorable conditions for more FDIRE to stabilize the booming real estate market in China.

Key words : Bound test, Johansen cointegration, FDIRE, China's real estate prices, FMOLS, DOLS

I. 서론

중국 헌법 9조와 10조는 토지의 소유권과 사용권을 엄격히 분리하고 있다. 이에 따라 중국의 부동산시장은 아파트를 비롯한 국가 소유의 주택을 개인이 사용권을 매입하는 구조이며, 주택의 사용기한은 70년이다. 개인의 토지 및 주택소유권을 인정하지 않음에도 불구하고 중국 주요 도시에서는 부동산 투자 열풍이 불고 있다. 그 결과, 소득 대비 집값 비율(Price Income Ratio :

PIR) 기준으로, 선전(세계 2위, 47.27) 홍콩(세계 3위, 45.44) 베이징(세계 4위, 41.59) 상하이(세계 7위, 36.55) 등 중국 주요 도시의 집값이 서울(세계 14위, 28.71), 뉴욕(세계 217위, 9.92), 런던(세계 75위, 15.65), 도쿄(세계 78위, 15.40) 등에 비해 훨씬 높다(Park, 2020).

중국 부동산시장은 1970년대 개혁개방 이후 1990년 복지주택정책의 폐지, 2001년 세계무역기구(WTO) 가입, 정부의 적극적인 재정정책, 가속화된 도시화 과정과 도시주민의 소득수준 향상

[†] Corresponding author : 051-629-5729, tychoi@pknu.ac.kr.

* 이 논문은 제1저자 우정정의 석사학위 논문을 바탕으로 추가 연구하여 작성하였습니다.

등의 영향으로 급성장하였다. 2001년 이후 부동산시장의 연간 성장률은 15%를 웃돌고 있고, 2007년 이후 부동산 가치증가액은 GDP의 5%를 넘어서고 있다. 2017년 부동산 투자 금액이 GDP에서 차지하는 비중은 23.73%에 달했다. 그 결과 중국의 부동산 산업은 명실상부한 국가 중견 산업으로 자리를 잡게 되었다(중국국가통계국·CSSB).

중국 부동산시장을 견인하는 원동력으로써 외국인직접투자(FDI)는 2001년 WTO 가입 이후 꾸준히 증가해왔다. 중국은 1991년부터 개발도상국 중에서 부동산에 대한 FDI 총액이 가장 큰 국가가 되었다(Kan, 2017). 이에 따라 FDI와 중국 부동산시장의 발전에 관한 주제는 학계의 지대한 관심을 받게 되었다. 대다수 연구는 중국경제에 대한 FDI의 효과를 고찰하고자 하고자 하였다. 예를 들어 Choi and Guo(2011)는 중국 부동산분야 FDI, 부동산 대출총액, 이자율, 환율 등의 변수를 이용해서 동부 16개 도시와 중서부 19개 도시로 나누어 시계열분석을 실시하였고, FDI가 동부지역의 주택가격에는 유의한 영향을 미치지 않았지만, 중서부지역의 주택가격에는 정(+)의 영향을 미치고 있음을 밝혔다. Cho et al.(2015)은 환율변수가 중국 부동산 가격에 큰 영향을 미치고 있음을 보고하였다. 李夢珊(2014)는 중국 21개 성(省), 자치구, 직할시의 패널자료를 이용해서 FDI가 중국 주택가격에 정(+)의 영향을 미치며, 동부지역이 중서부지역에 비해 FDI의 영향을 더 크게 받고 있음을 보여주었다.

이처럼, FDI와 중국 부동산 관련 대다수 연구는 수요과정에서 외국인투자가 부동산가격에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 반면, 부동산 개발과정 외국인투자가 중국부동산 시장에 미치는 영향에 관한 연구는 더뎠다. 특히 상품방을 대상으로 연구한 논문은 거의 없는 실정이다. 상품방은 정부허가를 받은 부동산개발기업이 개발하여 정부정책의 규제를 받지 않고 자유롭게 매매할 수 있는 부동산이다. 상품방은 주택, 사무

용빌딩, 상업용부동산, 별장, 고급아파트, 기타 등 다섯 가지로 세분된다(중화인민공화국도시부동산관리법·中華人民共和國城市房地產管理法). 1992~2010년 기간 상품방의 주택매매 면적은 약 24배로 증가하였고, 1992년 이후 상품방의 총매매금액 중에서 주택 매매금액이 차지하는 비중이 80%를 상회하였다. 이에 따라 상품방 중에서 주택시장은 중국 부동산시장에서 가장 큰 비중을 차지하게 되었다(Xu and Sim, 2013, pp. 194~195).

본 연구에서는 상품방을 중심으로 부동산분야 외국인직접투자(Foreign Direct Investment in Real Estate : FDIRE)가 중국 부동산시장의 가격에 미치는 영향을 실증적으로 고찰해보고자 한다. 상품방 중에서도 FDI의 비중이 상대적으로 높은 주택, 사무용 빌딩, 상업용 부동산 등 세 종류에 중점을 둔다. 실증분석을 위해, 첫째, 시계열 안정성 여부를 확인하기 위해 ADF 단위근 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 단위근 검정(Phillips and Perron, 1988)을 실시한다. 둘째, Pesaran et al.(2001)의 한계검정법을 통해 종속변수와 독립변수 간 장기균형관계의 존재 여부를 확인한다. 셋째, 변수 간 장기균형관계가 존재한다면, Stock and Watson(1993)에 근거해서 장기균형 벡터를 추정하고, 이를 통해 상품방을 중심으로 부동산분야 외국인직접투자가 중국 부동산시장의 가격에 미치는 영향을 살펴본다. 본 연구는 중국 부동산시장 관련 실증연구를 위해 분기별 자료(Zhao et al., 2015; Xu and Sim, 2013; Chang, 2011) 혹은 연도별 자료(Choi and Guo, 2011)를 이용한 논문들과는 달리 월별 자료를 사용하여 분석의 정확성을 높이고자 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장에서는 연구배경 연구목적 연구방법을 간단히 정리한다. 제2장에서는 이론적 배경을 살펴본다. 제3장에서는 자료 및 실증분석 방법에 대해 설명한다. 제4장에서는 실증분석 결과를 요약하고, 제5장에서는 연구의 결과와 한계점 등을 논의한다.

II. 이론적 배경

본 연구에서 사용할 실증분석 모형을 도출하기 위해, 부동산가격 변동에 영향을 미치는 거시경제적 요인들을 먼저 살펴볼 필요가 있다. 여러 유형의 거시경제변수 중에서 본 연구에서 산업성장률, 부동산개발기업 외국인직접투자, 환율과 금리를 독립변수로 선정한 이론적 배경은 다음과 같다.

국내총생산(GDP)은 부동산가격에 직접 영향을 미치는 변수이다. 일국의 경제가 성장하면 더 많은 사업기회가 창출되고 이는 주택수요의 증가와 부동산가격의 상승으로 이어지기 때문이다(Hui and Chan, 2014). Zhao et al.(2015)은 분기별 실질 GDP를 사용해서 중국 화폐수요에 대한 부동산 및 주식시장의 영향력을 분석하였다. 하지만 중국 GDP의 월별 자료가 존재하지 않으므로, Liu and Jo(2017)에 근거해서 월별 산업성장률을 월별 GDP의 대용변수(proxy variable)로 이용하였다.

부동산개발기업에 대한 외국인직접투자(FDI)는 중국의 부동산가격 변동에 유의한 영향을 미친다. 2000년 이후 부동산업종 FDI는 업종별 FDI 규모 비교에서 제조업에 이어 줄곧 2위를 차지할 정도로 중국의 경제성장에 지대한 이바지를 해오고 있다. FDI의 증가는 중국 동부지역의 주택 가격에는 영향을 미치지 않았지만, 중국 중서부지역의 주택가격에는 정(+의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다(Choi and Guo, 2011).

환율은 간접적으로 부동산 시장가격 변동에 영향을 미친다. 중국 위안화의 실질실효환율 상승(위안화 절상)은 일정 기간 후 부동산분야 외국인직접투자에 유의한 정(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 이유는 위안화 절상에 따른 미래 가치 절상 기대로 인해 FDI 유입이 증가하기 때문이다(Liu and Jo, 2017).

금리는 부동산의 수요와 공급 측면에 영향을 미쳐 부동산가격을 변동시킬 수 있다. 부동산수

요 측면에서는, 금리가 상승(하락)하면 부동산수요 및 부동산가격이 하락(상승)하게 될 것이다. 반면, 부동산공급 측면에서는, 금리가 상승(하락)하면 부동산공급은 하락(상승)하고 부동산공급가격은 상승(하락)하게 될 것이다. 부동산가격에 대한 금리의 이중적인 효과는 탄력성과 기간에 따라 최종적으로 결정된다(Yoon et al., 2016).

III. 분석 방법

외국인직접투자가 중국의 부동산시장 가격에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 먼저 변수 간 장기균형식을 설정해야 한다. 이를 위해 산업성장률, 부동산개발기업에 대한 외국인직접투자, 환율, 금리 등을 독립변수로 선택하였다. 중국 부동산시장의 가격변동 과정을 가장 잘 반영하고 있는 상품방 부동산의 평균매매가격을 종속변수로 선정하였다. 또한 상품방 부동산을 상업용 부동산, 주택, 사무용 빌딩으로 세분해서 추가분석을 시행하였다.

상술한 논의에 근거해서, 아래 식(1)과 같이 중국 부동산가격의 장기균형식을 설정하였다.

$$\ln HP_t = \beta_0 + \beta_1 IGR_t + \beta_2 \ln FDIRE_t + \beta_3 \ln EX_t + \beta_4 Rate_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 \ln 은 산업성장률과 이자율을 제외한 각 변수의 자연로그값이며, ϵ_t 는 오차항이다. 종속변수인 HP는 중국의 부동산가격을 의미한다. IGR은 중국의 산업성장률(IGR : industrial growth rate)을 나타내고, FDIRE는 부동산개발기업에 대한 외국인직접투자(FDIRE : foreign direct investment in real estate)을 나타낸다. EX는 외국 통화표시 환율(exchange rate)로, 환율상승은 중국 통화의 가치상승을 의미한다. Rate는 이자율(interest rate)로, 중국인민은행의 3년 만기 정기에 금금리 자료를 이용하였다. 상품방 부동산의 평균매매가격(Commodity), 상업용 부동산의 평균매

매가격(Business), 주택의 평균매매가격(Residence), 사무용 빌딩의 평균매매가격(Office) 등 부동산가격들은 중국 국가통계국보고서(CSSB : China State Statistical Bureau) 자료로부터 구했다. 산업성장률(IGR)과 외국인직접투자(FDIRE) 역시 중국 국가통계국보고서 자료를 이용하였다. 자료의 이용가능성과 신뢰도를 고려해서 2005년 7월부터 2016년 12월까지 138개의 월별 자료를 실증분석에 사용하였다. 중국 국가통계국보고서에 따르면, 2005년부터 전국 부동산가격의 통계수집대상이 35개 도시에서 70개 도시로 확대되었고, 표본도시 부동산 개발투자총액이 전국 부동산개발투자총액의 80% 이상을 차지하게 되었다. 실증분석에 사용된 변수의 정의 및 출처는 아래 <Table 1>에 요약되어 있다.

위 식(1)에 기초해서, 부동산가격과 경제변수들과의 장기공적분 관계를 아래 식(2)와 같이 설정하였다. 이 식은 Pesaran and Shin(1999)에 근거한 ARDL-UECM(AutoRegressive Distributed Lag-Unrestricted Error Correction Model) 모형이다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln HP_t = & b_0 + \sum_{i=1}^n b_{1i} \Delta \ln HP_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{2i} \Delta IGR_{t-i} \quad \cdot (2) \\ & + \sum_{i=0}^n b_{3i} \Delta \ln FDIRE_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{4i} \Delta \ln EX_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n b_{5i} \Delta Rate_{t-i} + \delta_1 \ln HP_{t-1} + \delta_2 IGR_{t-1} \\ & + \delta_3 \ln FDIRE_{t-1} + \delta_4 \ln EX_{t-1} + \delta_5 Rate_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

여기서 Δ 는 각 변수의 차분된 값을 의미하며, u_t 는 오차항을 나타낸다. 변수 간 공적분 검정을 위해, 식(2)로부터 1시차 수준변수들이 제외된 RECM(Restricted Error Correction Model·제한오차수정모형)을 고려하고, Pesaran et al.(2001)이 제시한 Wald 검정에 기초한 한계검정법(bounds test)을 실시하였다. 계산된 F-통계량이 시뮬레이션을 통해 설정한 상한유의수준보다 큰 경우, ‘공적분관계가 존재하지 않는다’는 귀무가설은 기각되고, ‘공적분관계가 존재한다’는 대립가설은 채택된다. 한계검정법은 기존의 다변량-대표본 분석인 Johansen(1988) 검정법에 비해 적분차수가 I(0)이거나 I(1)에 무관하고 소표본인 경우에도 검정할 수 있다는 장점을 지니고 있다(Zhao et al., 2015; Xu and Sim, 2013).

<Table 1> Variable definitions and sources

| Category | Variable | Definition | Unit | Sources |
|----------------------|------------------|---|---------------------|------------------------|
| Dependent variable | <i>Commodity</i> | Average selling price for commodity real estate | Yuan/m ² | CSSB* |
| | <i>Business</i> | Average selling price for business real estate | Yuan/m ² | CSSB |
| | <i>Residence</i> | Average selling price for residential real estate | Yuan/m ² | CSSB |
| | <i>Office</i> | Average selling price for office real estate | Yuan/m ² | CSSB |
| Independent variable | <i>IGR</i> | Industrial growth rate | % | CSSB |
| | <i>FDIRE</i> | FDI in real estate | 100 mil. yuan | CSSB |
| | <i>EX</i> | Exchange rate | Yuan/USD | People’s Bank of China |
| | <i>Rate</i> | 3-year interest rate | % | People’s Bank of China |

Note : *CSSB : China State Statistical Bureau.

Source : Yu(2017).

공적분관계가 확인되면, 공적분 벡터 추정을 통해 이들 변수 간 장기균형관계를 보다 정확하게 규명할 수 있다. 본 논문에서는 Phillips and Hansen(1990)의 완전수정 최소자승법(Fully Modified Ordinary Least Squares : FMOLS)과 Stock and Watson(1993)의 동태적 최소자승법(Dynamic Ordinary Least Squares : DOLS)을 이용해서 공적분 벡터를 추정하였다.

IV. 분석 결과

1. 단위근 검정

변수 간 동태적 분석을 시행하기 전에 자료의 안정성 여부를 먼저 확인해야 한다. 불안정적 시계열자료가 회귀분석에 이용될 경우 연관이 없는 자료로부터 명백하게 유의한 회귀분석 결과를 얻을 위험, 즉 허구적 회귀(spurious regression)의 위험이 발생하기 때문이다. 본 논문에서는 개별 시계열자료의 안정성 여부를 파악하기 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF)와 Phillips-Perron(PP) 단위근 검정법을 실시하였다.

<Table 2>에 제시된 단위근 검정결과는 모든 수준변수 I(0)에 대해서는 “단위근이 존재한다”는 귀무가설이 채택되고, 모든 1차 차분변수 I(1)에 대해서는 귀무가설이 기각되었음을 보여준다. 이

에 따라 모든 수준변수는 단위근을 가지는 불안정적인 시계열이지만, 모든 1차 차분변수는 단위근을 가지지 않는 안정적인 시계열자료인 것으로 판단된다.

2. 공적분 검정

본 논문에서는 추정 상의 오류를 방지하기 위해, 적분차수가 I(0)이거나 I(1)에 관계없이 공적분 검정이 가능한 Pesaran et al.(2001)의 한계검정법을 적용하였다. 부동산가격과 경제변수들 간 장기 공적분 관계를 확인하기 위해, Pesaran et al.(2001)이 제시한 Wald 검정을 실시하였다. 위 식(2)에서, Wald 검정을 위한 결합유의수준(joint significance level)에 대한 귀무가설과 대립가설은 다음과 같다.

$$\text{귀무가설}(H_0) : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

(공적분 관계가 존재하지 않는다)

$$\text{대립가설}(H_a) : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

(공적분 관계가 존재한다)

공적분의 존재 여부는 계산된 F-통계량과 상한 유의수준(Upper Bound : UB) 혹은 하한유의수준(Lower Bound : LB)과의 대소 관계에 따라 결정된다.

<Table 2> Results of unit root tests

| Category | Variables | I(0) | | I(1) | |
|----------------------|--------------------|-------|-------|-----------|-----------|
| | | ADF | PP | ADF | PP |
| Dependent variable | <i>lnCommodity</i> | 2.50 | 3.61 | -2.66** | -24.97*** |
| | <i>lnBusiness</i> | 1.00 | 1.83 | -15.87*** | -32.88*** |
| | <i>lnResidence</i> | 2.34 | 3.41 | -2.75** | -26.54*** |
| | <i>lnOffice</i> | 0.91 | 1.84 | -14.00*** | -30.91*** |
| | <i>IGR</i> | 1.81 | 5.56 | -1.15 | -15.02*** |
| Independent variable | <i>lnFDIRE</i> | -0.50 | -0.75 | -9.48*** | -46.62*** |
| | <i>lnEX</i> | 0.13 | -1.41 | -1.44 | -7.57*** |
| | <i>Rate</i> | -0.45 | -0.53 | -4.73*** | -9.12*** |

Notes : 1. *Significance at the p <0.10 level; ** significance at the p <0.05 level; *** significance at the p <0.01.

2. I(0) is integrated of order zero and I(1) integrated of order one.

Source : Yu(2017).

즉, 계산된 F-통계량 > UB ⇒ 귀무가설이 기각되고, 공적분이 존재한다. 다음으로 F-통계량 < LB ⇒ 귀무가설이 채택되고, 공적분은 존재하지 않는다. 마지막으로 LB < F-통계량 < UB ⇒ 공적분 존재에 대한 결론을 내릴 수 없다.

<Table 3>은 Wald 검정에 기초한 한계검정법 결과를 보여주고 있다. Commodity(상품방 전체가격), Business(상품방 중 상업용부동산 가격), Office(상품방 중 사무용빌딩 가격)에서 계산된 F-통계량(4.12, 4.63, 4.41)이 5%일 때의 상한유의수준(UB) 4.01보다 크므로 귀무가설이 기각되었다. Residence(상품방 중 주택 가격)에 대해서도, 계산된 F-통계량(3.95)이 10%일 때의 상한유의수준(UB) 3.52보다 크므로 귀무가설이 기각되었다. 이러한 결과는 상품방 부동산가격과 경제변수 간에 공적분 관계가 형성되어 있음을 의미한다.

본 논문에서 사용한 ARDL모형, 즉 식(1)의 적합성 여부를 진단하기 위해 Zhao et al.(2015)과 Yang and Choi(2020)에 따라 진단테스트를 실시하였다. 테스트 결과는 상품방 평균매매가격에 관련된 네 가지 모형 모두 잔차항의 자기상관이나 이분산성 등의 문제점을 가지지 않고 있음을 보여주었다. 또한 연구모형의 계수가 모두 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 사용된 연구모형은 적합한 것으로 판단하였다.

3. 공적분 벡터 추정

한계검정법에 따른 공적분 검정결과는 상품방 가격과 설명변수 간 공적분 관계를 확인시켜 주었다. 하지만 이 결과가 모형 내 모든 설명변수가 유의한 장기영향력을 가지고 있음을 의미하지는 않는다. 일부 설명변수의 장기영향력이 존재하지 않더라도 모형 내 다른 설명변수들의 영향력에 의해 공적분 관계가 형성될 수 있기 때문이다(Zhao et al., 2015; Chang, 2011). 따라서 본 논문의 연구목적인 외국인직접투자가 상품방 가격에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 개별 설명변수들의 장기영향력 행사 여부를 파악해야 한다. 이를 위해 본 연구에서는 Phillips and Hansen (1990)의 완전수정 최소자승법(FMOLS)과 Stock and Watson(1993)의 동태적 최소자승법(DOLS)을 이용하여, 장기균형 공적분 벡터를 추정하였다. 시간변수를 포함시키지 않은 경우와 포함시킨 경우를 구분해서 FMOLS와 DOLS를 추정하였다.

<Table 4>는 Commodity(상품방 가격)에 대한 FMOLS와 DOLS 추정결과를 보여주고 있다. 부동산개발기업에 대한 외국인직접투자(FDIRE)와 금리(Rate)의 경우 모든 유형에서 유의한 부(-)의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 이는 부동산 개발과정에서 유입된 FDI가 기존 부동산개발기업과의 경쟁을 통해 상품방 부동산 가격을 하락시

<Table 3> Cointegration estimation results (Bounds test)

| Computed <i>F</i> -statistics : | <i>Commodity</i> | <i>Business</i> | <i>Residence</i> | <i>Office</i> |
|--|------------------------|-----------------|------------------------|---------------|
| $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ | 4.12** | 4.63** | 3.95* | 4.41** |
| Critical value bounds | Lower bounds(LB), I(0) | | Upper bounds(UB), I(1) | |
| 10% | 2.45 | | 3.52 | |
| 5% | 2.86 | | 4.01 | |
| 1% | 3.74 | | 5.06 | |

Notes : 1. *, ** and *** indicate significance at the p<0.10 level, p<0.05 level and at the p<0.01 level, respectively.

2. The asymptotic critical value bounds for the *F*-statistic testing for the existence of a level relationship are from Table CI(iii) Case III : Unrestricted intercept and no trend in Pesaran *et al.* (2001, p. 300). In this paper, the number of independent variables is four, or k=4.

Source : Yu(2017).

<Table 4> Estimation results of FMOLS and DOLS for Commodity

| Variables | FMOLS | | DOLS | |
|----------------------------|------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| | Without <i>t</i> | With <i>t</i> | Without <i>t</i> | With <i>t</i> |
| <i>C</i> | 13.04*** (4.69) | 14.27*** (4.48) | 19.99*** (5.89) | 10.95* (2.56) |
| <i>IGR</i> | 0.53*** (10.17) | 0.51*** (8.67) | 0.01 (0.07) | -0.18 (-1.12) |
| <i>lnFDIRE</i> | -0.04*** (-3.58) | -0.04** (-2.93) | -0.03* (-2.16) | -0.03** (-2.94) |
| <i>lnEX</i> | -3.74** (-2.83) | -4.32** (-2.85) | -6.09*** (-4.05) | -0.92 (-0.42) |
| <i>Rate</i> | -0.04** (-3.20) | -0.04*** (-3.36) | -0.04*** (-3.63) | -0.03** (-2.81) |
| <i>t</i> | | 0.004** (2.98) | | 0.01*** (4.03) |
| <i>t</i> ² | | -4.20E-05** (-3.14) | | -3.30E-05** (-2.94) |
| <i>Lag</i> | | | 2 | 2 |
| <i>R</i> ² | 0.917 | 0.938 | 0.934 | 0.938 |
| <i>Adj. R</i> ² | 0.914 | 0.932 | 0.93 | 0.933 |

Notes : Selection of leads and lags for DOLS is based on the maximization of AIC(Akaike Information Criterion); *Significance at the p <0.10 level; ** significance at the p <0.05 level; *** significance at the p <0.01 level; t-statistics are in parentheses.

Source : Yu(2017).

키고, 금리와 부동산 가격 간에 역관계가 존재하고 있음을 보여준다. 환율(EX)의 경우 FMOLS의 두 유형과 시간변수를 포함시키지 않은 DOLS 유형에서 유의한 부(-)의 영향력이 나타났고, 산업성장률(IGR)의 경우 FMOLS의 두 유형에서만 정(+)의 영향력이 확인되었다. 이는 외국통화가치의 상승이 중국통화에 대한 수요감소로 연결되었고, 산업성장률의 증가가 부동산 가격 상승으로 이어졌기 때문이다.

한정된 지면으로 인해, Business(상업용부동산 가격), Office(사무용빌딩 가격), Residence(주택 가격)에 대한 공적분 벡터 추정결과를 표로 제시하지 않았다. 하지만 5장 결론에서는 세 가지 모형에 대한 추정결과를 서술적으로 요약하였다.

V. 결론

중국 부동산시장은 1990년 복지주택정책의 폐지, 2001년 WTO 가입, 정부의 적극적인 재정정책, 가속화된 도시화 과정과 도시주민의 소득수준 향상 등의 영향으로 급성장하였다. 중국 부동산분야에 대한 외국인직접투자는 WTO 가입(2001

년) 이후 꾸준히 증가해왔고, 이는 중국부동산 시장을 견인하는 원동력이 되어 왔다.

이에 따라 본 연구에서는 상품방을 중심으로 부동산분야 외국인직접투자(FDIRE)가 중국 부동산시장의 가격에 미치는 영향을 실증적으로 고찰하였다. 상품방 전체 가격과, 상품방 중에서 상대적으로 비중이 높은 주택, 사무용빌딩, 상업용부동산 가격을 종속변수로 선택하였다. 한편 FDIRE와 이자율, 환율, 산업성장률을 독립변수로 사용하였다.

실증분석을 위해, 먼저 단위근 검정을 통해 시계열의 안정성을 확인하였고, 다음으로 한계검정법을 이용해서 종속변수와 독립변수 간의 장기관계를 분석하였다. 마지막으로, DOLS와 FMOLS를 적용하여 장기 공적분 벡터를 추정하였다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 개발과정에 진입하는 FDI는 상품방과 주택가격의 상승에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 沈偉大(2013)의 연구결과와 일치한다. 반면 FDI는 사무용빌딩 가격에는 영향을 주지 않는 것으로 분석되었다. 상업용부동산의 경우 FMOLS로 추정된 결과가 10% 유의수준에서 통계적으로 유

의하였지만 DOLS 추정된 결과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이 결과는 개발과정에 유입된 FDI가 부동산 과열 현상을 조장하는 원인이 아니라는 점을 의미한다. 따라서 중국정부가 부동산 개발과정에 유입되는 외국인투자를 장려해야 함을 시사한다. 둘째, 시간변수를 포함하지 않는 경우 GDP의 대용변수인 산업성장률은 부동산가격에 유의한 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

셋째, 환율은 사무용빌딩의 가격변화에 유의한 영향을 미치지 않았지만, 상품방과 주택 그리고 상업용부동산의 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 이는 李夢珊(2014)의 연구결과와 일치한다. 상업용부동산의 경우, 이자율은 통계적으로 유의하지 않았지만 환율은 시간변수의 포함여부와 관계없이 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 마지막으로, 이자율은 상업용부동산의 가격변화에 유의한 영향을 미치지 않았지만, 주택과 사무용빌딩의 가격변화에는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

본 논문은 중국 전체 부동산시장을 연구범위로 삼았다는 한계점을 지니고 있다. 하지만 FDI가 중국 내 주요 대도시를 중심으로 유입되고 있다는 현실을 고려할 때, 중국 전체 부동산시장을 연구범위로 설정하는 것은 바람직하지 않을 수도 있다. 이러한 한계점을 극복하기 위해 향후 연구에서는 연구범위를 중국 일선도시(一線城市)로 한정할 필요가 있다.

References

Chang BY(2011). The change of liquidity and money demand function, *Economic Research* 29(1), 53~86. (in Korean).

China State Statistical Bureau(CSSB). Various issues of China Statistical Yearbook. Beijing: China Statistical Publishing House.
http://www.stats.gov.cn/.

Cho G, Kang J and Chang Y(2015). A study on the impact of GDP, exchange rate and interest rate

over the real estate price in China, *Economic Journal* 18(3), 1~18. (in Korean).

Choi BR and Guo HB(2011). An Empirical analysis about effect factors of Chinese housing price: focusing on FDI into China, *International Regional Studies* 15(3), 263~283.
https://doi.org/10.1007/s00168-009-0341-4.(in Korean).

Dickey DA and Fuller WA(1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427~431.

Ding D, Huang X, Jin T and LamWR (2017). Assessing China's residential real estate market, *IMF Working Paper* No. 17/248.

Johansen S(1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(2), 231~254.

Kan K(2017). The (geo)politics of land and foreign real estate investment in China: the case of Hong Kong FDI, *International Journal of Housing Policy* 17(1), 35~55.
https://doi.org/10.1080/14616718.2016.1248607.

Liu GD and Jo GJ(2017). Impact of the renminbi's real exchange rate on foreign direct investment, *Journal of Asia-Pacific Studies* 24(2), 245~264.

Park SY(2020). Although land use and ownership are separated, the housing prices in major cities in China are higher than those of New York and London, *Korean Economic Daily*, December 29, 2020, p. A8.

Pesaran MH, Shin Y and Smith RJ(2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 289~326.

Phillips PCB and Hansen BE(1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes, *Review of Economic Studies* 57, 99~125.

Phillips PCB and Perron P(1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika* 75(2), 335~346.

Stock JH and Watson M(1993). A simple estimator of cointegration vectors in higher order integrated systems, *Econometrica* 61, 783~820.

Xu H and Sim SH(2013). The Relationship between

- Chinese house price and macroeconomic variables, *Asia Research* 16(3), 189~216. (in Korean).
- Yang Z and Choi TY(2020). The relationship between travel consumer price index and macroeconomic variables in China: an application of ARDL bound test, *Journal of Fisheries and Marine Sciences Education* 32(2), 489~498.
<https://doi.org/10.13000/JFMSE.2020.4.32.2.489>.(in Korean).
- Yoon SM, Sohn SH and Lee JI(2016). Empirical analysis on the long-run and short-run determinants of regional house price dynamics, *Real Estate Review* 67, 198~211. (in Korean).
- Yu T(2017). A study on Chinese real estate change factors : focus on FDI of exploitation process, *MA thesis*, Graduate School, Pukyong National University, Korea. (in Korean).
- Zhao S, Park JL and Chang BK(2015). The effect of stock and real estate prices on money demand in China, *Asia Research* 18(3), 125~148. (in Korean).
- 況偉大(2013). FDI 與房價, *經濟理論與經濟管理*, 51~58.
- 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*.
- 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), 79~80.
-
- Received : 09 February, 2021
 - Revised : 22 February, 2021
 - Accepted : 18 March, 2021