Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-09

中国の不動産市場に関する実証研究

張, 炎珺

(Degree)
博士（経済学）
(Date of Degree)
2019-03-25
(Date of Publication)
2021-03-25
(Resource Type)
doctoral thesis
(Report Number)
甲第7404号
(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1007404

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。

博　士　論　文

平成 30 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員　梶谷　懷

張　炎珺

博　士　論　文

中国の不動産市場に関する実証研究

平成 30 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員　梶谷　懐

張　炎珺

目　　次

はじめに 1
第一章　中国不動産市場の改革及び発展 3
第一節、中国不動産市場の出現と発展 3
1.1 不動産市場の初期形成（1978 年-1991 年） 3
1.2　住宅開発ブームの発生（1992 年、2002 年） 10
第二節、中国不動産市場の現状 15
第二章　中国不動産価格と地方政府土地財政依存度の関係 17
第一節、背景と問題意識 17
1.1　不動産市場の発展及び財政制度の改革 17
1.2　地方政府の土地財政問題の発生 22
1.3　土地財政問題と不動産価格 26
第二節、PVAR モデルと実証研究 28
2.1　PVAR(Panel Vector Autoregression)モデル 28
2.2　実証研究 30
第三節、結論 39
第三章 中国の不動産価格と自然環境の関係性について 41
—大気汚染を中心に— 41
第一節、背景と問題意識 41
1.1　中国の大気環境悪化問題 41
1.2　大気汚染が不動産市場への影響 46
第二節、実証研究 48
2.1　先行研究 48
2.2　パネルデータ分析 49
第三節、結論 56
第四章　中国の不動産価格と個人収入及び家計消費の関係 60
第一節、背景と問題意識 60
第二節、実証研究 63
2.1　先行研究 63

2.2　パネルデータ分析 64
第三節、結論 77
第五章、 結論 79
参考文献 82

はじめに

1979 年改革開放後、著しく成長してきた中国不動産市場をめぐって三つの側面から実証研究を行い、中国の不動産「過熱化」問題を引き起こす原因を探り、判明しょうと考える。本文は 5 章により構成する。

第一章では中国の不動産市場は改革開放後から生まれ、一連の改革、それに伴い政策の実施の中で成長してきた。改革開放からの 40 年間の中、中国の不動産市場はどのような発展を経って、現在中国経済の重要な柱の一つになったのかを明確にする。中国の不動産市場は政府主導のもとで生まれ、著しく成長してきた。現在、中国の不動産産業は中国経済の重要な柱になった。不動産「過熱化」問題の裏には政府の要因を無視することができない。

第二章では不動産「過熱化」問題の裏にある政府の要因について中国独特の地方政府の「土地財政」問題を取り入れ、1999 年から 2013 年の 15 年間の中国都市レベルデータを利用し、PVAR モデルで実証研究を行い、その結果、不動産価格、土地価格の変化は地方政府及び土地財政への依頼と緊密に関連していることが分かる。だが第二章の研究では地方政府は土地の供給側として不動産価格にどのような影響を与えるのかについてまだ解明できないが、今後この部分について研究を深まる必要がある。そして 2008 年リーマン・ショックを境に、中国の不動産価格と地方政府の土地財政問題の関係性は変化があるのかも今後課題として残されている。

第三章において環境の悪化は不動産価格にどのような影響を与えるのかについて研究を行った。経済の高度成長とともに、近年中国の自然環境の悪化、特に、PM2.5 による大気汚染問題は世界中に注目されている。特に、北京や上海などのような政治かつ経済的に重要な地位のある都市では、地方政府は既に対策を立っていた。消費者がより良い自然環境を持つ住宅への需要が日々上昇している。第三章の研究は大気汚染に着目して、中国 30 都市のパネルデータ分析を行った。結果としては大気汚染、特に工業 SO2 の汚染は不動産価格と負の関係性を持ち、大気汚染の状況の軽いところでは住宅の価格が比較的に高いと考える。これは先行研究と異なる実証研究の結果である。一方、グリーンスペースの多い都市では、不動産価格がより高くなる傾向があると判明した。一都市のライフクォリティーの重要な要素として、自然環境は重要な役割を

果たしている。よって、政府は PM2.5 をはじめ工業 SO2 などの改善に対して力をいれるべきであると考える。

第四章では中国の不動産価格と個人収入及び家計消費の関係について分析した。中国の住宅制度改革と伴い、一般家庭の住宅購入する意欲が刺激された。そして、経済成長の成果を恵まれ、個人収入が大幅に増加した。データの制約を考量した上で、第四章では中国国家統計局が公表したデータと各年の統計年鑑から収集したデータを中心にパネルデータのグレンジャー因果関係テストを行い、不動産価格（HP）、土地価格（LP）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）及び鎮居民 1 人当たり消費支出（Expenditure）の四者の間の因果関係を明確にした。更に PVAR モデルで推計を行った。結果としては不動産価格（HP）の都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）の関係を判明した。だが、本章ではマクロレベルのデータを利用した、今後課題として中国全国範囲のミクロデータを収集しさらに検討する必要があると考える。

第五章において、前四章の分析を踏まえて本文の結論を取り上げた。中国の不動産市場は政府主導のもとで生まれ、成長してきた。不動産市場の健全性を向上し、国民のライフクォリティーを高まるため、中国の不動産「過熱化」問題を解消する必要がある。これを実現するために、不動産市場自らの調整だけではなく、中央政府の役割を果たし、中央政府が不動産市場の状況を正確に把握した上で、土地市場に関する規制の強化や低収入家庭向けの住宅開発計画への支援、住宅購入補助金に関する政策などをめぐって各方面制度や政策の調整をしなければいけないと考える。

第一章　中国不動産市場の改革及び発展

中国の不動産市場は改革開放後から生まれ、一連の改革、それに伴い政策の実施の中で成長してきた。本章では改革開放からの 40 年間の中、中国の不動産市場はどのような発展を経って、現在中国経済の重要な柱の一つになったのかを明確にする。

第一節、中国不動産市場の出現と発展

1.1　不動産市場の初期形成（1978 年-1991 年）

1.1.1　住宅制度の改革

経済改革開放前、計画経済時代の中国では不動産産業はまだ発展していない。この時期の住宅制度は建てた住宅を販売せずに、単位（=企業など）[1]では、職務、学歴などの基準で分配される仕組みが存在した。各個人に分配された住宅に対して、政府はわずかな家賃しか徴収しないが、これは住宅の建築コストと比べるとあまりにも少ないため、ほぼないと同様であると考える[2]。このような住宅制度の中、政府が住宅の建設と管理に大量の資金を投入したが、資金の回収が殆どないため、住宅分配は政府の大きな負担になった。一方、個人にとって、住宅を購入する必要はないため、住宅に対する投入も低い。結果都市住宅供給バランスが崩れてきて、都市住居問題が深刻した。1949 年と比べると、都市住民の 1 人当り住居面積は 1.9 ㎡下がってしまった[3]。1980 年 4 月、鄧小平は当時の建築業と住宅問題についての講話[4]を発表した。この後、中央政府が住宅制度改革を行う意思を明確にした。その後、中国共産党、国務院が『全国基本建設工作会議報告提網』の中において、住宅の商品化政策、個人向けの住宅売買について詳しく書かれた。さらに、1991 年、国務院が公表した「関于全面進行城鎮住房制度改革的意見」（以下「意見」で略する）[5]は住宅制度改革の目標を明確にした。

---

[1] 計画経済時期、公有制のもとで、学校、工場、政府機関などはすべてと「単位」と呼ばれていた。
[2] 人民綱：http://theory.people.com.cn/GB/49154/49155/8108609.html 2018/11/14 確認。
[3] 鄒東涛、欧陽日輝（2008）『発展和改革藍皮書―中国改革開放 30 年』、社会科学文献出版社、第 19 章、参照。
[4] 中国共産党新聞網：「鄧小平関于建築業と住宅問題的談話」発表紀実、参照。（http://theory.people.com.cn/GB/11497206.html2018/11/14 確認）
[5] 国務院（1991）「関于全面進行城鎮住房制度改革的意見」、国発〔1991〕30 号、参照。

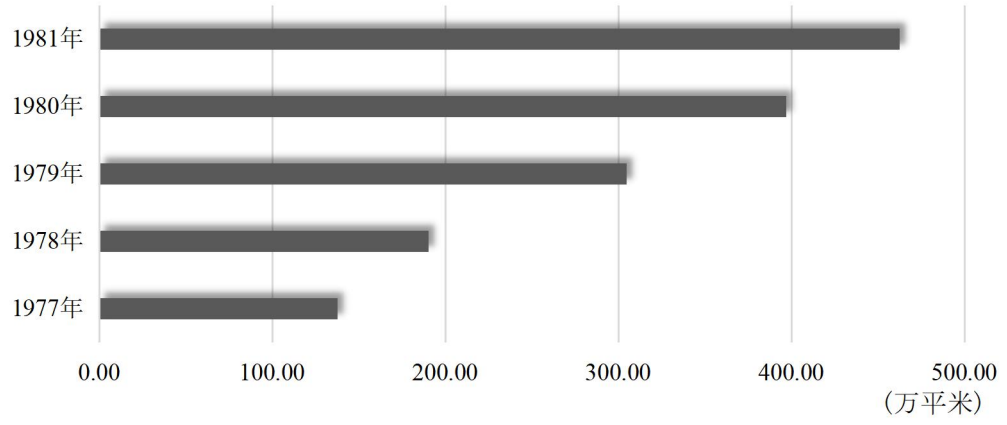
それは住宅を商品として消費市場に参入して、住宅に関する資金の循環を実現する。さらに、城鎮住宅の供給問題を解決し、住宅産業の発展によって、建築業またそれに関連する各産業の発展を促す。

1979 年において、中国では住宅改革が正式的に始まった。住宅制度改革は 1979 から 1991 年の 12 年間で行われた。住宅制度改革は具体的に三つの段階に分けられる。

(1)　公有住宅販売の試行

1978 年、中国では新築の住宅の販売が政府主導のもとで始まった。国家都市建設総局は鄧小平の意見に沿って、新築の住宅を建築コストに相当する価格で一般住民に向けて販売することにして、西安、南寧、柳州、桂林、梧州という 5 つの都市で住宅販売の試行を行った。その後、全国 23 省、自治区及び直轄市の計 60 都市で住宅の販売を実施した。北京市の新築住宅のデータ（図 1-1）が示されるように、1977 年の際、北京市の住宅の新築面積はわずか 137.8 万平米であったが、1978 年の 1 年を経って、52.6 万平米が増えた。さらに、1981 年まで、北京市の住宅新築面積は 462.6 万平米まで増え、2.4 倍弱の成長を達成した。住宅市場改革の初期段階の試しとしては、新築住宅販売が一般市民の住宅購入意欲を満たし、住宅市場の発展に一定の刺激を与えたと考える。

図1-1　1978年-1981年北京市住宅新築面積の推移



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

1982 年 4 月、当時の経験を踏まえて国家建設委員会及び国家都市建設総局は“三三制”という新たな住宅販売政策を実施した。“三三制”とは、住宅購入する際の総額は、政府、単位、個人が各 1/3 を負担することである。最初は鄭州、常州、四平、沙市の四つの都市で試して展開した。結果、一般市民が住宅の購入に対して需要があり、一定の支払い能力があることを示された。1984 年　城郷建設環境保護部は「関于拡大城市公有住宅補貼出售試点的報告」を国務院へ提出した。その後、“三三制”実施範囲がさらに拡大した。1985 年年末、全国 27 省、自治区、直轄市を含め、160 市、300 県において、この政策を実施した。

ところが、“三三制”のような政策のもとでは、政府の負担の深刻化が一向に改善できず、長期的には、政府だけではなく、単位の負担も重くなる恐れがある。1986 年の初め頃、この政策の実施が中止された。

(2)　提租補貼（Housing Rent Subsidy）の試し

“三三制”などの政策の経験を参考に、住宅制度の改革は「提租補貼」の方向へ進んでいった。「提租補貼」の具体的なやり方とは「提租」=家賃の引き上げ、「補貼」=補助金の寄付、即ち、家賃の引き上げの部分と単位（=企業など）側が寄付する部分のバランスが維持することを前提で、公有住宅の家賃を大幅に引き上げ、それを賃貸する人に対して単位（=企業など）側が補助金を寄付する制度である。1988 年、公有住宅の賃金の引き上げる幅は毎月 1.00yuan/㎡以上であることを明確に規定した[6]。この基準は当時の公有住宅の現在割引費用、管理費、修繕費、投資利子および住宅財産税の 5 つの要素[7]で計算できたものである。一方、公有住宅販売については、公有住宅の建築費用、土地徴用費用、撤去補償金などで計算された価格を基準で販売すると規定された。

1988 年の「方案」は住宅制度改革の目標、「提租補貼」を中心とする住宅制度改革の方向性を明確にした。それに、「方案」の中では「提租補貼」の基準を詳細に決めた。これは住宅制度改革を全国に進む可能性が高まった。「提租補貼」制度は 2013 年に定年した人或いは「提租補貼」制度が既に適用できない人という一部の対象に対

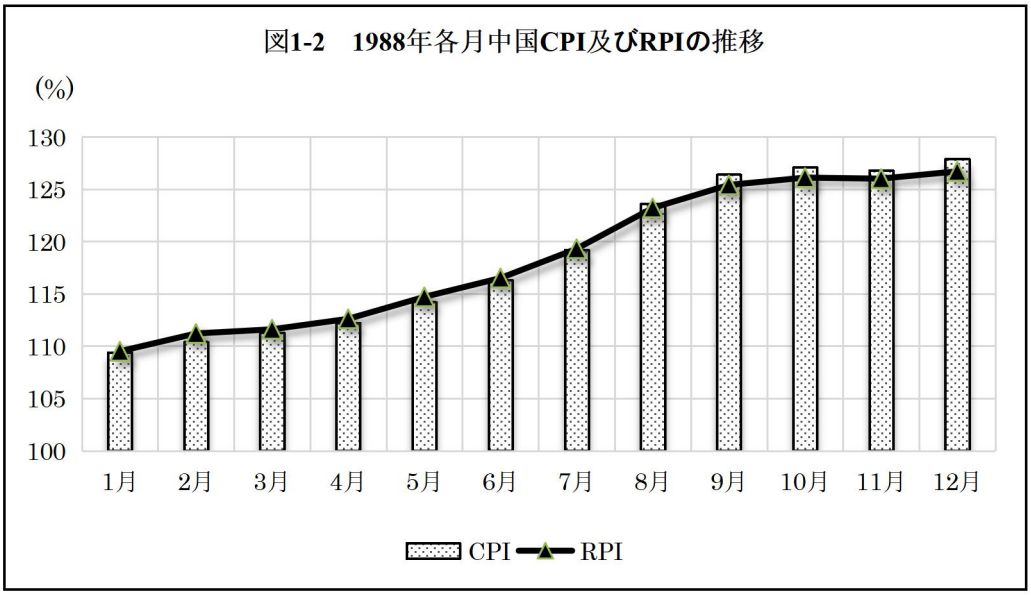
[6] 国務院（1988）「国務院住房制度改革領導小組関于在全国城鎮分期分批推行住房制度改革的実施方案」、国発〔1998〕11 号（本文で「方案」と略する）、参照。

[7] 同上、参照。

して終止された[8]。2013 年までの約 25 年間、「提租補貼」制度は中国の全国で実施され、一般市民の住宅購入意欲を刺激し、住宅の商品化を加速させ、住宅制度改革に大きな影響を与えた。

（3）住宅制度改革の全面的な発展

住宅制度改革が進んで行く中、1988 年後半、中国経済がインフレ問題を抱えるようになった。図 1-2 が示されるように、1987 年各月と比べると、消費者物価指数（CPI）が 1987 年の各月より上昇し、小売価格指数（RPI）の推移も似たような動きが示された。1988 年の平均小売価格指数（RPI）は前年度より 18.5%上昇した。「提租補貼」制度を中心となる住宅制度改革の計画の実施はこのようなインフレ問題が深刻していった中、政府の予測通りの成果が上げられなかった。



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

このような状況の中、住宅制度の改革を促進するために、1991 年後半、国務院が「関于継続積極穏妥地推進城鎮住房制度改革的通知」（以下「通知」で略する）と「意見」

[8]中央紀委監察部（2013）が公表した「違規発放津貼補貼行為処分規定」（監察部令 2013 年第 31 号）の指示で「提租補貼」制度の対象範囲を明確にした。

を公表して、住宅制度の改革の目標を明確し、住宅制度改革は計画的に進見べきであること指示した。

特に 11 月に公表された「意見」は、住宅制度改革の各段階の目標を明確にして、改革の方向性の確定に重要な影響を与えた。具体的な目標は以下のようである。

（一）「八五」計画期間の目標

「*以改变低租金、无偿分配为基本点，公房租金计租标准力争达到实现简单再生产的三项因素(维修费、管理费、折旧费)的水平，逐步增加家庭收入中住房消费支出的比重；紧紧围绕“解危”，“解困”，重点解决危险住房和人均居住面积在 3 至 4 平方米以下的住房困难户以及无房户的住房问题，使人均居住面积达到 7. 5 平方米，住房成套率达到 40％至 50％；房改方案正式出台的城市，要建立城市、单位和个人三级住房基金，并使之合理化、固定化、规范化，保证住房建设有稳定的资金来源，通过改革奠定机制转换的基础。*」[9]

「．．．危機の解決を中心にして、住居問題を優先に解決し、1 人当たりの住居面積を 7.5 ㎡に達し、持家率は 40％-50％を実現するようになる．．．住宅建設の安定的な資金来源を確保する．．．」

（二）十年目標

「*到 2000 年，公房租金计租标准要努力达到包括五项因素(维修费、管理费、折旧费、投资利息和房产税)的成本租金水平；住房成套率达到 60％至 70％，城镇人均居住面积达到 8 平方米，群众居住条件和居住环境得到明显改善；发展房地产市场，建立和健全住房资金的融资体系，加速机制的转换，逐步实现住房建设资金投入产出的良性循环。*」[10]

「．．．1 人当たりの住居面積を 8 ㎡に達し、持家率は 40％-50％を実現するようになり、住居条件と住居環境の改善を図る；不動産市場の発展を促進し、住宅資金の融資環境を整える、住宅建設に関する資金の循環を実現する。」

---

[9] 国務院（1991）「関于全面進行城鎮住房制度改革的意見」、国発〔1991〕30 号、引用、著者翻訳。
[10] 同上、引用　著者翻訳。

（三）長期目標

「*住房租金计租标准要达到包括八项因素(在前述五项因素基础上再增加土地使用费、保险费和利润)的商品租金水平；住房成套率大大提高，每户有一套舒适的住房；健全房地产市场，完善住房融资体系，完成住房商品机制的转换，实现住房商品化、社会化。*」[11]

「．．．不動産市場の健全性を向上し、住宅の商品化、社会化が実現できるように」

その後、中国各省、各都市は「意見」の指示を従い、各自の状況によって自ら住宅制度改革の計画を建てた。この「意見」は 90 年代の中国住宅制度改革及びその短期・長期的目標を提出し、改革の原則などを明確にした上で、各地方の省政府や都市政府に自らの状況で改革計画を作る自主性を与えた。それは住宅制度改革の持続性を確保し、不動産市場全体の発展には深く影響を与えた。

1979 年から 1991 年までの 22 年間は中国の住宅制度改革は試しの段階であった。この段階では従来の単位（=企業など）を中心となる住宅分配制度を破棄し、市場経済に応ずる住宅の「商品化」が始まり、不動産市場が生まれてきた。1987 年、中国では不動産取引所または取引センターが設立されるようになった。1991 年以降、中央政府の指示の下で中国住宅制度改革と不動産市場の発展は新たな展開へ進むようになった。

1.1.2 土地使用制度の改革

1979 年、中国では住宅制度の改革の幕が挙げた。その後、中央政府の一連の政策の下で、一般住民に向ける住宅の販売が進んできた。ところで、住宅の販売に伴うに一つの重要な問題も現れた。それは住宅の基礎となる土地の所有権と使用権の問題である。中国の場合、1949 年以降、土地の国有制が決められたため、住宅の販売に関連するのは土地の使用権問題である。住宅制度改革を促進するために、土地制度改革も行われた。

経済改革開放以前、国有土地使用制度の特徴は政府分配の形で、土地を無償に土地使用者に提供することである。土地使用者にとって土地使用期限はないが、土地の譲

[11] 国務院（1991）「関于全面進行城鎮住房制度改革的意見」、国発〔1991〕30 号、引用、著者翻訳。

渡が禁止されている[12]。このような土地使用制度の下で、土地の使用権と所有権が区別してなかったため、土地の無償使用の混乱を招いた。それに、政府側にとって土地を持つものの、土地が齎した利益が確保できず、都市のインフラ建設などにも影響を与えた。これらのような問題に向いて、土地使用制度の改革が始まった。

（一）場所使用費用を徴収する段階

土地使用制度改革の最初の一歩は合資企業を対象にして踏み出した。1982 年深圳では、合資企業に対して土地[13]の使用費用を徴収し始めた[14]。それ以降深圳市をはじめ、広州市、撫順市などの都市においてもこのような土地使用費用の徴収が始まった。この時期、土地使用権は合資企業の出資する中国企業側の投資資本として認められる[15]。ところが、このような費用徴収は各地方政府が実施した政策であり、中央政府による正式的な政策はまだ立てなかった。1988 年 9 月には「中華人民共和国城鎮土地使用税暫行条例」[16]（以下「条例」で略する）が国務院によって公表された。これを以て、同年の 11 月から各地現行の様々な土地使用費用の徴収政策を終止し、「条例」に統一された。

（二）　土地使用権の有償譲渡の段階

1987 年 4 月、国務院は土地使用権の有償譲渡の許可を下した。12 月、深圳市では国有土地の使用権の公開オークションが行われた[17]。これは 1949 年以来、中国では初めて国有土地使用権の公開オークションであった。翌年の 4 月では第七回全国人民代表大会では『憲法』の中で、土地に関する内容を修正した。同年 12 月において『土地管理法』の修正も行われ、土地使用権の譲渡の合理性が法律において認められた。その後、土地制度の改革は土地使用権の有償譲渡の段階へ進んできた。

---

[12] 人民綱：http://cpc.people.com.cn/GB/64156/64157/4512167.html　2018/11/22 確認、参照。
[13] 1982 年当時、場所使用費用の名目で費用を徴収していた。
[14] 1981 年広東省第五回人民代表大会常任委員会会議において「深圳市経済特区土地管理暫行規定」の実施を許可した。1982 年から深圳市政府が実施し始まった。
[15] 人民綱：http://cpc.people.com.cn/GB/64156/64157/4512167.html　2018/11/22 確認、参照。
[16] 国務院（1988）「中華人民共和国城鎮土地使用税暫行条例」国発〔1988〕17 号、参照。
2006 年-2013 年の 7 年の間、国務院の指示で修正されていた。
[17] 加藤弘之（2016）『現代中国経済学入門』名古屋大学出版会、p.63 参照。

1990 年 5 月、「中華人民共和国城鎮国有土地使用出譲和転譲税暫行条例」[18]など一連の条例や管理方法の公表により、土地使用権の有償譲渡が中国全土での展開がさらに促進された。

土地使用権の有償譲渡の中心は「招・拍・掛」制度である。即ち国有地の使用権が政府に入札募集・オークション・公示の方法による譲渡されることである。

「招・拍・掛」を中心となる土地使用権の有償譲渡制度のメリットは、まず、土地市場の情報公開を促進し、情報の非対称性の解消及び市場競争の公平性を向上に大きな影響を与える。また地方政府にとって、土地使用権の有償譲渡から一定の利益が獲得でき、地方政府のインセンティブを高まるようになる。また地方政府は土地資源の管理や土地使用権の譲渡の実施において重要な役割をはたしているため、土地使用権の有償譲渡制度の実施は地方政府に計画性や効率性の向上が求められる。更に、土地制度の改革もまた不動産市場の改革と発展を促進した。「招・拍・掛」などの形でより多くの不動産開発会社は土地が獲得できるようなった。一方、不足としては、情報の公開性と市場競争の公平性を無視し、見せかけの「招・拍・掛」を行う地方政府はまだ存在している。それに、地方政府は自らの財政問題を解決するために、土地使用権の有償譲渡でもたらした利益に頼りすぎるような地方政府土地財政問題も現れた。

土地使用権の有償譲渡制度の形成は土地制度改革の重要な一環であり、この制度は現在でも重要な役割を果たしている。

1.2　住宅開発ブームの発生（1992 年、2002 年）

1.2.1　第一次住宅開発ブーム（1992 年-1993 年）

住宅土地取引に関わる法律規定などの整備が行われて行き、土地使用権の譲渡が大幅に増加し、銀行などの金融機関は不動産開発に対しての貸出に関して緩くなった。さらに鄧小平の「南巡講話」[19]の影響で 1992 年には第一次不動産開発ブームが起きた[20]。

人民網によれば、1992 年末、不動産会社の数が一気に増加し、1991 年末と比べると

---

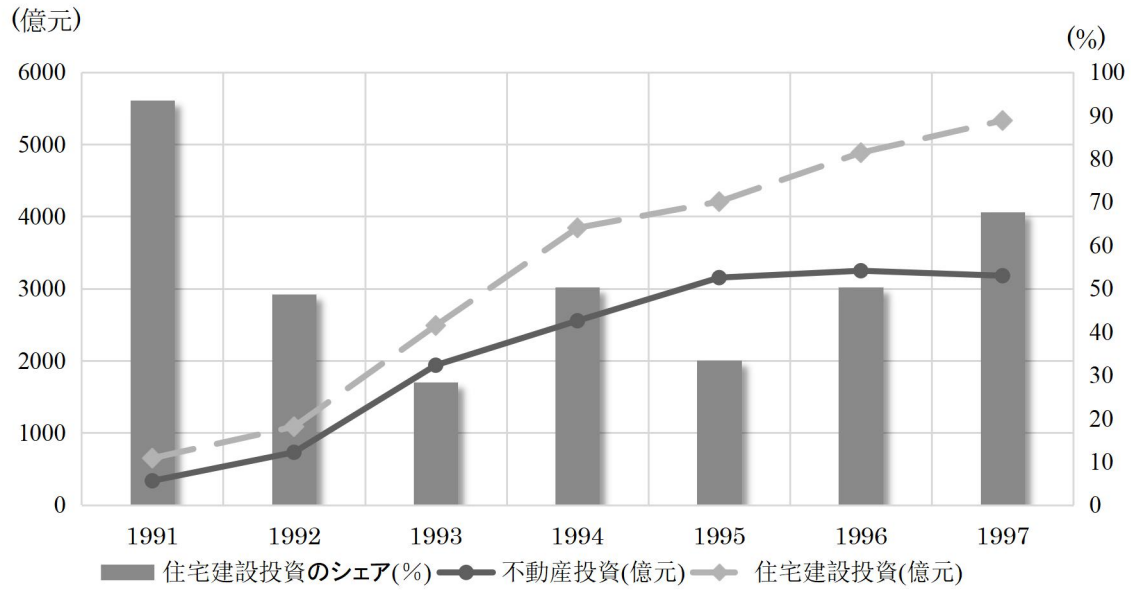
[18] 国務院（1990）「中華人民共和国城鎮国有土地使用出譲和転譲税暫行条例」国発〔1990〕15 号、参照。

[19] 1992 年 1 月 18 日から 2 月 21 日、鄧小平は武昌、深圳、珠海、上海などへ視察に行き、改革開放に関する一連の講話を公表した。

[20] 加藤弘之（2016）『現代中国経済学入門』名古屋大学出版会、p.63 参照。

3 倍ぐらい伸びでいた[21]。新しく増加した不動産会社が特に沿海地域に集中している傾向が見えた。土地使用権譲渡の方では、1992 年全国の土地譲渡総量は 2.2 万ヘクタールであり、前年度の 11 倍に達した。それに、住宅の販売面積が 4,288.86 万平米まで増長した[22]。この勢いは 1993 年の前半までキープした。

図1-3　1991年－1997年　全国不動産投資状況



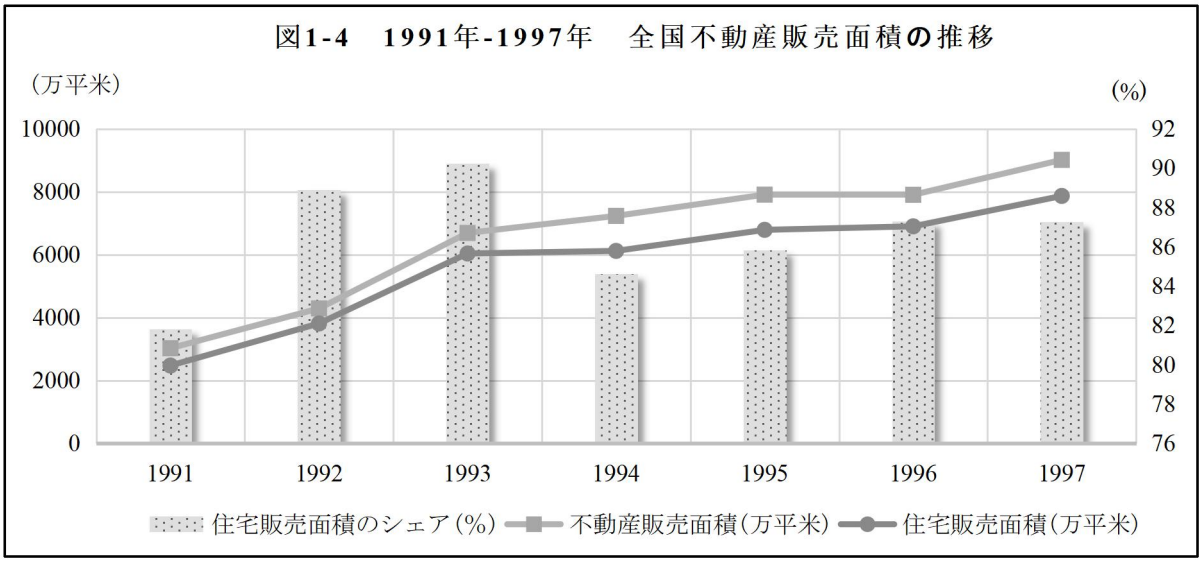
出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）、各年『中国統計年鑑』により著者作成

第一次住宅開発ブームでは大量の資金は沿海地域へ流れ込み、内陸地域の資金不足問題を招いた。大量の資金は住宅開発に投入したため、国家プロジェクトの資金にも影響を与えた。1993 年末、海南市をはじめ、住宅バブルの崩壊が始まった。その後、不動産市場は一時的な不況に陥っていた。

第一次住宅開発ブームで現れた不動産市場の過熱問題は中央政府の注目を浴びた。国務院は一連の政策を実施し、1993 年の年末から 1997 年をかけて、不動産市場に対して調整した。その結果、不動産市場は一時的な不況から回復してきた。住宅市場の方を見れば、住宅建設への投資が不動産投資に占める比率は 93.4%から 28.4%へ下落し、1994 年から回復して 1997 年の統計では 67.7%まで戻って来た。住宅の販売面積

[21] 人民綱：http://theory.people.com.cn/GB/49154/49155/8108609.html　2018/11/26 確認、参照
[22] 中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）

は 91 年から上昇が加速して、93 年の 6,035.19 万平米を到着した。その後、上昇の勢いを保つものの、スピードが落としたが、1997 年住宅の販売面積は 7,864.3 万平米であり、不動産販売面積の 87.3%を占めた。不動産市場全体において、住宅に対する投資や需給は依然として大きなシェアを占めていた。



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）、各年『中国統計年鑑』により著者作成

注：ここでの「不動産販売面積」は統計上は商品化された不動産物件を指す。

第一次住宅開発ブームに対して、中央政府から一連の政策を公表した。その中、1994 年が公表した「深化城鎮住房制度改革的決定」[23]では新たな城鎮住宅制度について明確な指示が示された。その内、中低収入層と高収入層に向けの住宅提供は保障性住宅と商品化住宅を区別する必要であると書かれた。この内容はその後の経済保障性住宅制度の設立に大きな影響を与えた。

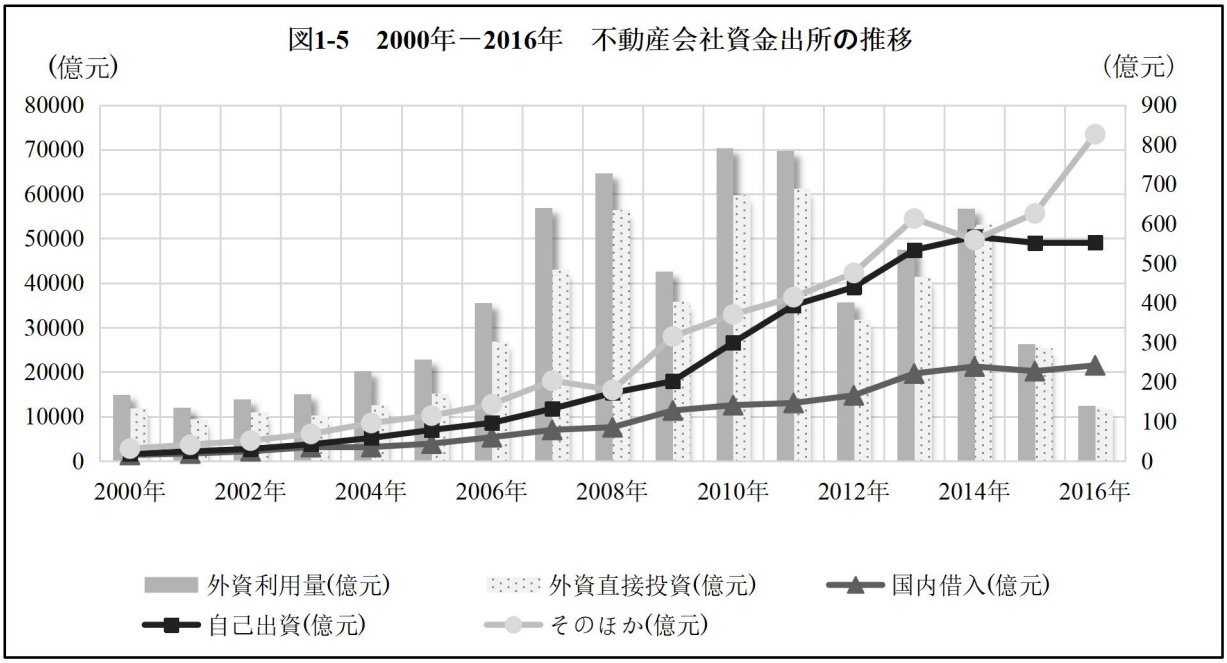
1.2.2　第二次住宅開発ブーム（2002 年-）

1998 年 7 月、国務院は「関于進一步深化城鎮住房制度改革加快住房建設的通知」[24]を公表され、住宅を新たな経済成長の柱になれるように育つべきであると指示した。この後、住宅の「商品化」が一層加速した。それ以来、都市住宅の取引が大幅に増加し、

[23] 国務院（1994）「国務院深化城鎮住房制度改革的決定」、国発〔1994〕43 号。
[24] 国務院（1998）「関于進一步深化城鎮住房制度改革加快住房建設的通知」国発〔1998〕23 号。

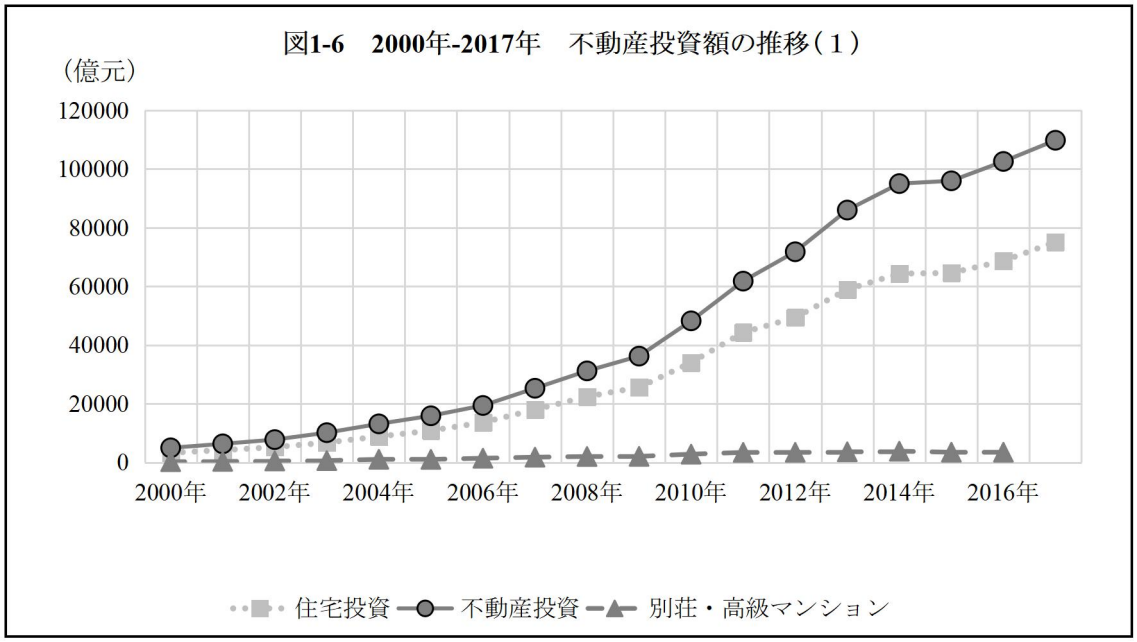
2002 年からは第二次不動産開発ブームの到来であった。

1998 年の 4 月、中国人民銀行から不動産開発に対する貸出の規制を緩和しようと各銀行に指示を与え、四大国有銀行の個人住宅ローンの貸出増加率は一気に上昇し、1999 年は 1998 年の 1.6 倍近いの貸出額が増えた。図 1-5 で示されるように 2002 年から不動産会社が獲得できた資金の中、2008 年のリーマン・ショックの影響で国内やや減少したが、国内借入は依然として不動産開発の重要な資金の源の一つと考えられる。また、中国内の資金不足や国内貸出規制が厳しい際、外国投資は不動産開発の資金の提供に重要や役割を果たしている。

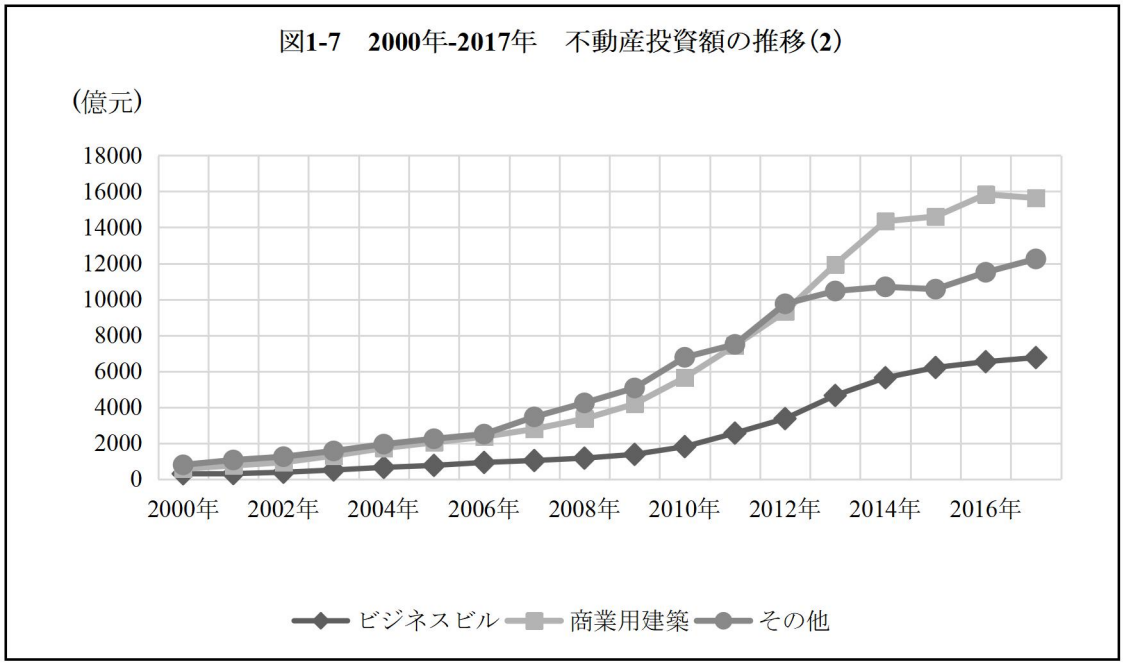


出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）、各年『中国統計年鑑』により著者作成

2000 年以降の不動産投資の推移から見れば(図 1-6,図 1-7)、不動産投資額は住宅投資を中心にして成長することが明らかである。2007 年リーマン・ショックが発生する前、不動産開発投資は前年の同期と比べると、成長率は 30.15%であった。また 2002 年から中国全国の住宅販売面積は、リーマン・ショックの影響を受けたにも関わらず、上昇しつつある。住宅価格の面では、2000 年の 1,948 元/平米から 2007 年の 3,645.18 元まで上昇した。そしで、その後も上昇する勢いを保っていた。



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）、各年『中国統計年鑑』により著者作成



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）、各年『中国統計年鑑』により著者作成

2002 年からの第二次住宅開発ブームは現在でも持続している。1992 年の第一次住宅開発ブームと比べると、第二次住宅開発ブームは中央政府が不動産産業を経済発展の

柱として育つという指示を前提にして、中央銀行をはじめ、各政府期間の力のもとで発生したことである。それに、1992 年のブームは 2 年も経たず破綻し、その後、不動産市場は政府の政策調整で不況から回復してきた。2002 年からの住宅開発ブームの中、中国では不動産に関連する規制は着々と整え、保障性住宅制度も設立されるようになった。だが、2002 年から、15 年間の間いくつかの政府政策調整を経っても住宅開発ブームは現在でも持続的に発生している。

第二節、中国不動産市場の現状

1979 年の改革開放からの 40 年間、中国の不動産市場は一連の改革を経って、成長してきた。特に、住宅市場の成長は不動産市場の発展に重要な影響を与えた。2017 年、不動産投資総額は 109,798.53 億元に対して、住宅に対する投資は 75,147.88 億元であり、半分以上の投資額を占めている。一方、高級マンションや別荘、ビジネスビールなどに対する投資は毎年伸びているが、住宅投資と比べたら、まだ少ない。住宅の販売面積も 2000 年以降に入ってから増加しつつ、2017 年、すでに 144,788.77 万平米に達し、2002 年の販売面積の 6 倍である。

中国不動産市場の成長は政府主導ものとで成長してきたものであり、不動産市場の活性化は国民経済全体の成長をもたらした。だが、近年、中国不動産市場の「過熱化」問題は注目を浴びている。

2003 年から中国人民銀行は土地開発、不動産投資貸出、個人住宅ローンなど不動産に関連する規制を公表した[25]。「121 号」をはじめ、その後「国八条」、「国六条」[26]など一連の不動産市場の「過熱化」問題に巡る政策が公表され、実施した。これらの政策の目的は不動産市場の「過熱化」を抑制しようとする同時に、不動産市場の健全性も求めることである。更に不動産税も試しに実行されたが、その結果はまだ明確でない。

住宅市場の発展は一般居民の生活に深く関わっている。中国の不動産市場の健全性

---

[25] 中国人民銀行(2003)「関于進一歩加強房地産信貸業務管理的通知」、銀発〔2003〕、121 号、参照。本文では「121 号」と略する。

[26] 「国八条」とは国務院(2005)が公表した「関于切実穏定住房価格的通知」の中で住宅価格の上昇を抑制するための 8 か条である。「国六条」は国務院(2006)が 2006 年 5 月公表された政策である。

と国民経済の持続的な成長を求めるために、不動産市場の「過熱化」問題を解決しないといけないが、この問題の解決には政府側の要因を追求する必要があると考える。

第二章　中国不動産価格と地方政府土地財政依存度の関係

1979 年には中国において住宅制度改革を提出した。その後、一連の改革を経て住宅の商品化を進み、不動産市場も成長し、発展してきた。住宅の商品化や市場化の発展とともに不動産価格の上昇が段々激しくなり、不動産市場の過熱という問題が現れた。中国不動産価格高騰の原因について、異なる視点から検討する研究がある。不動産産業側の要因を分析する研究もあるが、政府側の要因を分析する研究もある。これらの研究の中、地方政府の行動を中心として展開されたものは少なくはない。さらに、地方政府の行動は不動産にどのような影響を与えるかと議論する際、地方政府の財政問題がよく注目を浴びている。そしてこれらの研究において「土地財政」という中国独特の概念をめぐって、地方政府財政の土地財政への依存度を考慮することが多い。

本章においては、上述のような地方政府財政の土地財政への依存度を用いて、地方政府の「土地財政」問題は不動産価格の高騰とどのような関係を持つのかを探求するため、Panel Vector Autoregression（PVAR）といった計量方法により検討し、明確にする。

第一節、背景と問題意識

1.1　不動産市場の発展及び財政制度の改革

1.1.1　不動産市場の発展

1979 年改革開放以来、中国の経済発展が著しい成果を表している。1979 年、市場経済体制改革を更に深化し、日々高まる住宅に対する需求に対応するために、1991 年、国務院が公表した「関于全面進行城鎮住房制度改革的意見」[27]を公表し、住宅制度改革は正式的に全国で展開した。その結果，従来の国有企業を中心となる住宅分配制度を破棄し、市場経済に応ずる住宅の「商品化」が始まり、不動産市場が生まれてきた。

それ以来、中国市場経済改革の進展とともに、中国の不動産市場は素早く成長し、

[27] 国務院（1991）「関于全面進行城鎮住房制度改革的意見」、国発〔1991〕30 号、参照。

2016 年、中国不動産産業の付加価値は国内総生産（GDP=Gross Domestic Product）の 6.5%を占めるようになった[28]。更に 2008 年のリーマン・ショック以降、中国不動産価格が高騰しつつあり、中国不動産市場の「過熱化」について国内外から異なる視点から分析し、検討している。そのうち、中国不動産市場の「過熱化」問題は土地問題には深く関わっているという解説もある。

1986 年、「中華人民共和国土地管理法」が実施されたことにより、中国において、土地に関する土地管理の法律が整備されるようになった。さらに、翌年には年における国家所有の土地の使用権の有償譲渡が深圳において初めで行われた[29]。その後、土地取引に関わる法律規定などの整備が行われて行き、1992 年には第一次不動産開発ブームが起きた[30]。

1998 年 7 月、国務院は「関于進一步深化城鎮住房制度改革加快住房建設的通知」[31]を公表され、住宅を新たな経済成長の柱になれるように育てるべきであると指示した。この後、住宅の「商品化」が一層加速した。それ以来、都市住宅の取引が大幅に増加し、2002 年からは第二次不動産開発ブームの到来であった。

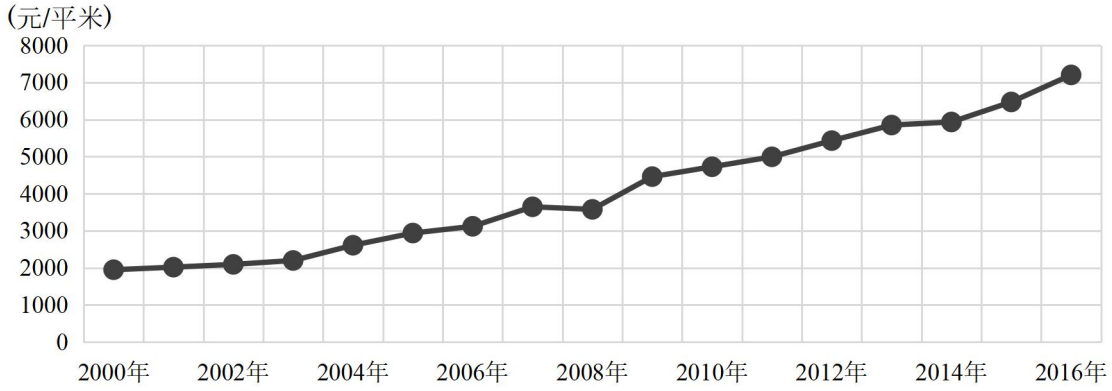
出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

[28]人民綱：http://finance.people.com.cn/n1/2017/0120/c1004-29039005.html__2017/03/10 確認。
[29]加藤弘之（2016）『現代中国経済学入門』名古屋大学出版会、p.63 参照。
[30]同上 p.63 参照。
[31] 国務院（1998）「関于進一步深化城鎮住房制度改革加快住房建設的通知」国発〔1998〕23 号

図 2-1 で示されるように、2000 年に入ってから、2008 年のリーマン・ショックの影響を受け、住宅販売面積はやや減っていたが、住宅に対する需求が減らずに住宅の販売は好調で、販売面積は上昇し続けていて、2017 年 144,788.77 万平米に達した。

一方、住宅平均販売価格の推移（図 2-2）から見れば、2016 年、中国において住宅の平均販売価格はすでに 1 平米あたり 7,023 元まで高騰してきた。特に、北京や上海などのような経済発達地域では、住宅の平均販売価格は 1 平米あたり 18,000 元を突破し、全国の 3 倍近く越えた。中国において不動産市場の「過熱化」は中央政府からの一連に抑制政策の実行にも関わらず、年々深刻になってきた。

図2-2　2000年-2016年　中国全国住宅平均販売価格の推移



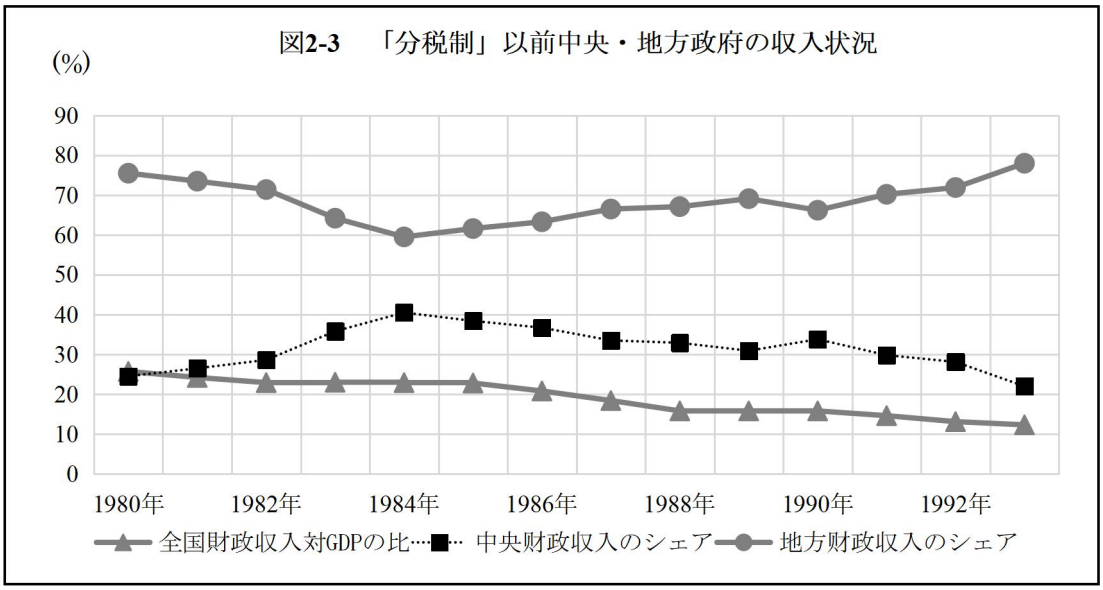
出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

1.1.2　財政制度の改革

1979 年改革開放政策が実施され、市場経済制度が導入された。中国経済体制改革と合わせるように財政制度も大きく改革された。

1978 年、「増収分成、収支関連」の財政が一部の都市を対象にして施行され、地方政府のモチベーションが高まった。其後、1980 年から 1985 年を経て、中国の財政制度の中心は「財政請負制」へ移行した。ところが、市場経済の進展とともに、それまで実施された「財政請負制」による中央政府のコントロールの弱体化が問題になり、中央政府の財政収入が持続的に減少し、地方とのバランスが崩されていた。図 2-3 で示されるように、中央の財政収入が占めるシェアは 1980 年の 24.5％であり、84 年に

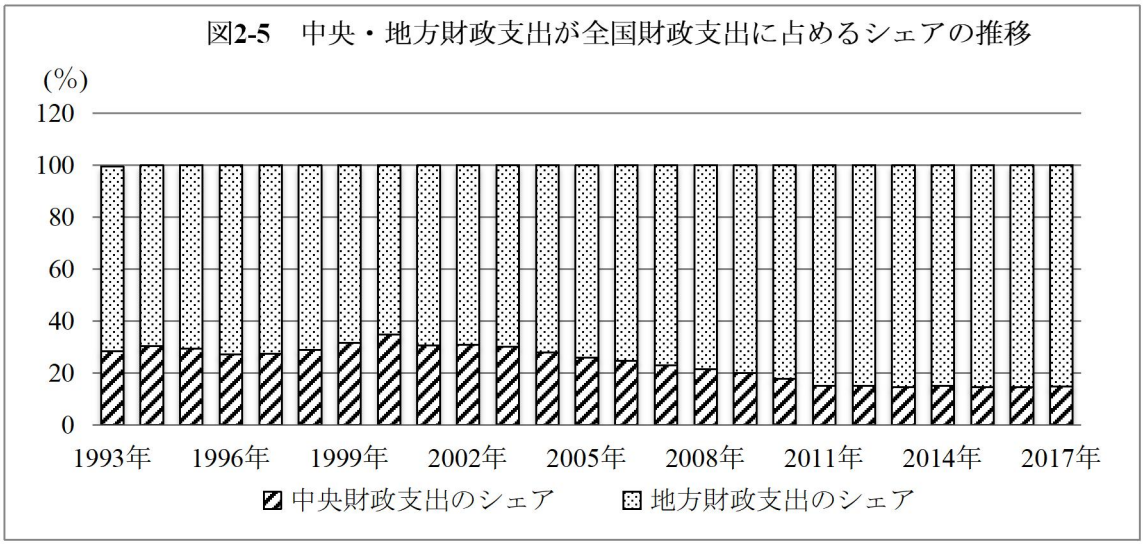
ピークの 40.5%を迎え、93 年の時わずか 22%しかなかった。



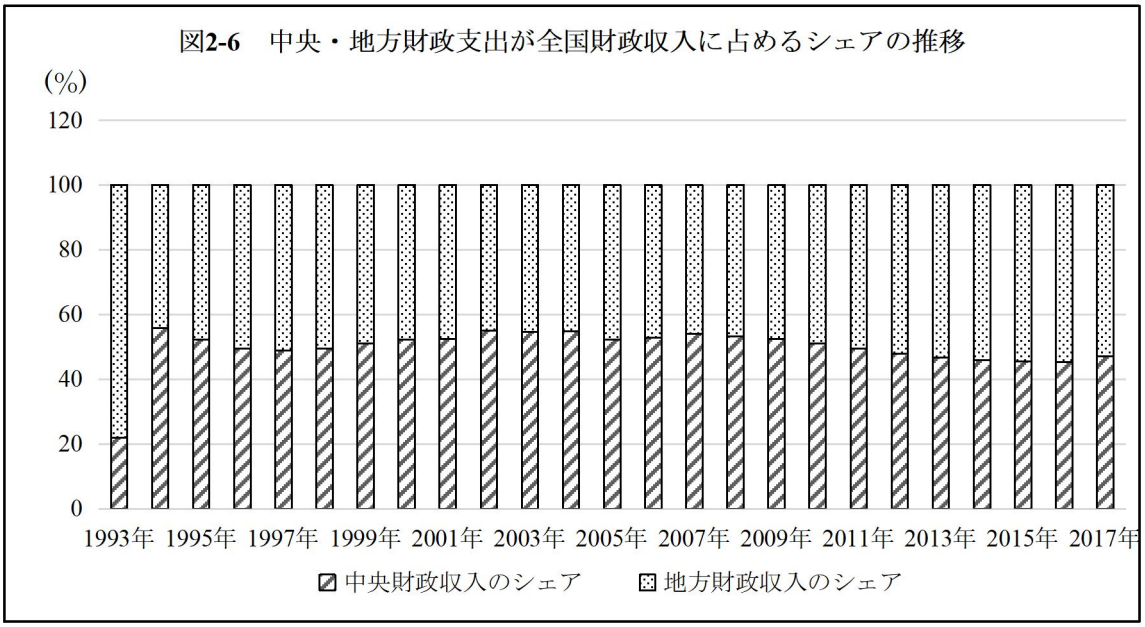
出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

これを改善するために、1994 年、中国では「分税制」という新たな財政制度を実施した。「分税制」のもとで、地方政府の財政収入構造が大きく変化した。地方政府の財政収入部分を地方公共予算収入と政府性基金予算収入に分け、地方公共予算収入が更に税金収入及び非税金収入という二つの部分に分けられた[32]。税金収入の部分が「中央固定収入」、「中央・地方調節収入」及び「地方固定収入」という三つの部分に分けられた。ところが、分税制によって中央の収入が拡大する一方、地方の財政は下級政府ほど逼迫する状況となった。この状況を緩和するために、地方政府はできる限り多くの自主財源を獲得しょうとしている[33]。

[32]中国財政部（http://www.mof.gov.cn/index.htm）資料参照。
[33]加藤弘之・上原一慶（2011）『現代中国経済論』ミネルヴァ書房、p.134 参照。



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

図 2-5 及び図 2-6 により、「分税制」を実施した後、1993 年 2017 年まで、地方政府の財政支出対全国財政支出比が 93 年の 71.1%であったが、2017 年、地方政府の財政支出が全国財政支出の 85.3%まで占めたが、一方収入が占めるシェアが 93 年の 78%から翌年の 44.3%へ減り、その後少しずつ増えてきが、2017 年地方政府の財政収入は全国財政収入の 53.0%を占め、わずか 8.7%しか増えていないことが明らかである。

中央政府の把握できる財政収入の増加とともに地方政府はより深刻の財政問題を直面していた。

1.2　地方政府の土地財政問題の発生

1.2.1　土地財政問題の発生の背景

「分税制」が実施された後、各種税収の配分は表 2-1 のように示されている。中央政府は中央管轄企業所得税だけではなく、鉄道・銀行本店・その他の金融機関の企業営業税、所得税、利潤と都市維持建設税も所有している。さらに、中央・地方調節収入の部分では、1993 年から 2016 年までの 13 年間、付加価値税の 75%が中央政府所有され、地方政府享有できるのは 25%しかない[34]。一方、企業所得税の部分に関しては、すでに獲得した中央固定収入以外に、中央政府はさらに企業所得税の 60%を占める。証券印花税の部分は地方政府はわずか 6%しか所有できない。地方政府が獲得できる収入の大きな部分は地方固定収入であり、その中では土地や不動産と関わる部分が含まれている。

1996 年、中央財政赤字は-1,509.8 億元であることに対して、地方財政赤字は 2039.36 億元であった。一方、2015 年度の統計データにより、中央財政赤字は-43725.04 億元であり、地方財政赤字はすでに 67,333.58 億元に突破した（図 2-7）。請負制から分税制への改革目的は中央政府による財政資金の再分配を通じて、中央・地方のバランスを是正することであったが、結果としては、地方政府の財政負担が重くなり、長期財政赤字の困境に追い込まれた。『中国統計年鑑』のデータによると、「国防」、「外交」を除くなら、中央政府に負担される財政支出がわずか 10%しかない、「教育」、「住宅保証」などの基礎的な公共サービスに関する財政支出の 90%[35]を負担するのは地方政府である。

---

[34] 2016 年付加価値税に関する改革を行った後、中央・地方の共有収入となる付加価値税について各 50%を所有することになった。

[35] 中華人民共和国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）及び『中国統計年鑑 2016』のデータによる計算。

表 **2-1** 分税制の下での各種税収の配分[36]

分類	税収	中央政府所有	地方政府所有
中央固定収入	関税		
	消費税		
	中央管轄企業所得税		
	鉄道・銀行本店・その他の金融機関の企業営業税、所得税、利潤と都市維持建設税		
中央・地方調節収入	営業税		中央固定収入の除いた部分
	付加価値税	75%→50%	25%→50%
	自然資源税	海洋石油企業が納税の部分	そのほか
	証券印花税	94%	6%
	地方企業所得税	中央固定収入の除いた企業の納税の60%	中央固定収入の除いた企業の納税の40%
	個人所得税	60%	40%
地方固定収入	都市維持建設税		
	都市土地使用税		
	土地付加価値税		
	不動産税		
	車両・船舶使用税		
	耕地占用税		
	農牧業税（2006年廃止）		
	印紙税		
	遺産税・相続税		
	酒席税及び屠殺税		
	国有土地有償使用収入		

出所：加藤弘之・上原一慶（2011）『現代中国経済論』、ミネルヴァ書房、p.130、表 6-1、参照。

国務院（1993）「国務院関于実行分税制税制管理体制的決定」、国発〔1993〕85 号、参照。

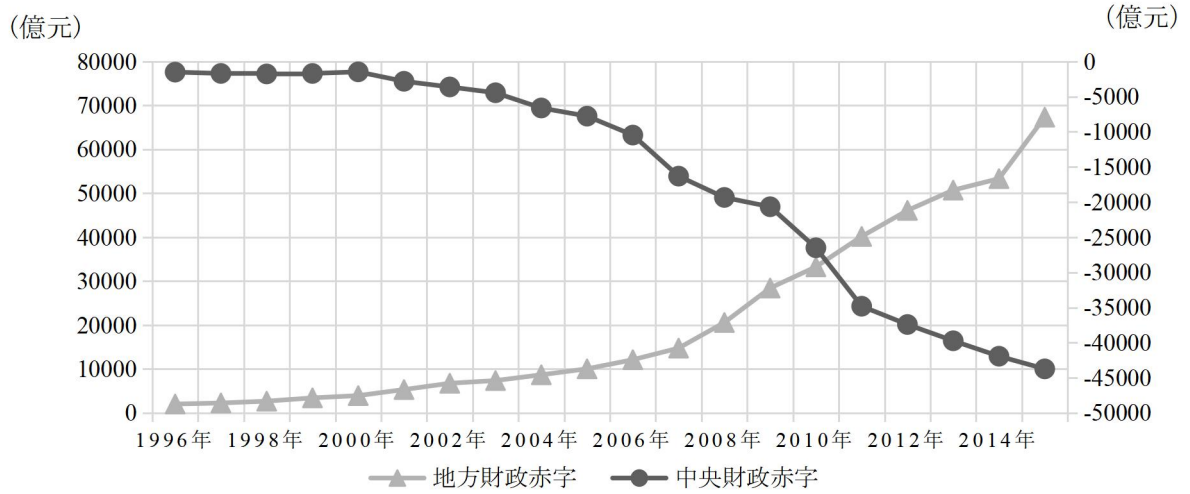
財政部、国家税務総局（2016）「営業税改徴増値税試点実施方法」、財税〔2016〕36 号、参照[37]

[36] ①個人所得税ならびに地方企業所得税は当初は地方固定収入であったが、2002 年以降の改革により中央—地方調節収入に組み入れられた、中国の「消費税」は奢侈品の購入に対する課税のであり、日本でいう物品税にあたる。

②2016 年付加価値税に関する改革を行った後、中央・地方の共有収入となる付加価値税について各 50%を所有することになった。

[37] 財政部は日本の大蔵省に相当し、増値税は日本の付加価値税に相当する。

図2-7　1996年-2015年　中央・地方財政赤字の推移



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）により著者作成。

一方、1979 年の経済体制改革とともに中国の不動産市場も成長し、1995 年、「中国不動産管理法」が実施され、中国の不動産市場に関する法律が備えるようになり、不動産市場の成長が更に加速した。不動産市場の成長の影響を受け、開発ブームが起き、土地への需要が増えた。

1990 年に土地譲渡に関する「招・拍・掛」[38]制度の改革が行われることで、中国では土地使用権の有償譲渡制度がさらに完備になった。これをきっかけに、地方政府のモチベーションが高くなり、「招・拍・掛」を中心となる土地使用権の有償譲渡制度を積極的に利用し、土地の使用権の有償譲渡を通じて、地方財政の赤字問題を緩和しょうとしていた。劉（2012）はこういった地方財政を「土地・不動産依存型」[39]と表現したが、中国では「土地財政」と呼ばれている。2006 年、中国土地勘測規画院地政研究センターが行われた研究の中でも土地財政という概念を提出した。

[38]「招・拍・掛」とは、国有地の使用権が政府に入札募集・オークション・公示の方法による譲渡されることである。

[39] 劉家敏（2012）「土地・不動産依存の中国財政―安定財源の確保に向けた対策と今後の課題」、みずほ総合研究所 Channel to Discovery,2013 年 1 月 10 日,参照。

1.2.2 「土地財政」の定義

中国の地方政府の財政問題、土地価格、不動産価格などの研究では、よく「土地財政」という言葉が使われているが、これに関する具体的な定義はまだまとまっていない。一般的には「土地財政」は劉(2012)が書かれたように、地方財政の赤字問題を緩和するために、地方政府は「招・拍・掛」を中心となる土地使用権の有償譲渡制度を積極的に利用している行為から生まれた。先行研究においては、一般的には 2 つの解釈がある。1 つは地方政府が土地を譲渡する際獲得可能の土地譲渡金収入であり、もう 1 つは地方政府が土地および不動産を通じて獲得可能の全ての収入である。だが、実証研究を行う際、どのように「土地財政」を量的に定義するのか。この問題については、劉ら(2012)[40]の研究では、データ収集の可能性を考慮した上で、以下の式通りの定義をあげた。

土地財政＝土地譲渡収益+耕地占用税+城鎮土地使用税+契税+土地増値税+不動産税

ところで、先行研究において実証研究を行ない際、土地財政のデータを直接に計算に投入することなく、代わりに「土地財政依存度」という指標を使った場合が多い。劉ら(2012)、唐ら(2014)[41]、呉ら(2015)[42]などの論文では実証研究を行ない際、「土地財政依存度」を使っていた。「土地財政依存度」の計算式は以下のようである。

土地財政依存度=土地譲渡金収入/地方政府公共予算収入（一般予算内収入）

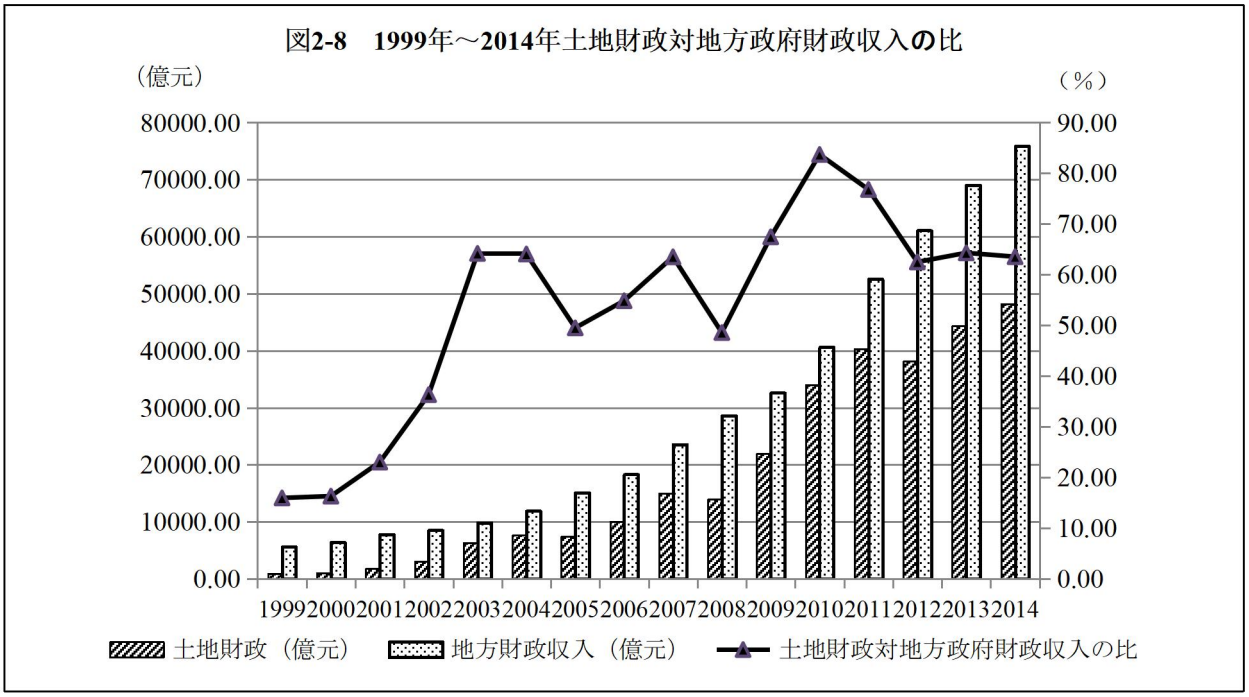
そして先行研究により、「土地財政依存度」の数字が大きければ大きいほど、地方政府が土地財政への依頼も強くなっていく。

---

[40] 劉玉萍、郭郡郡 、李馨鸞(2012)「経済成長中的に土地財政依存度量、変化及後果」、雲南大学学報、2012 年第 1 期、p.65-、p.70、参照

[41] 唐鵬、周来友、石暁平(2014)「地方政府対土地財政依頼的影響要素研究－1998-2010 的省際面板数据研究」、『資源科学(Resources Science)』、2014,36(7):1374-1381、参照

[42] 呉冠岑、牛星、王洪強(2015)「城市特性差異下的土地財政依存度与房地産価格関係」、『国土資源科技管理』、2015,32(1):40-44、参照



出所：中国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）『中国国土資源年鑑』、『中国国資源統計年鑑』　により著者作成。

中国国家統計局のデータ（図 2-8）から見れば、1999 年から 2014 年までの 16 年間、土地財政の規模は 1999 年の 514.3 億元から 48196.06 億元まで増加して、対地方政府財政の比は 15.59％から 63.53％まで拡大した。そして、この比率は 2010 年ピークの 83.70%に達した。一方、地方政府の財政収入も土地財政の増加とともに増加していて、土地財政は地方政府の財政収入に大きな影響を与えていることが著しく見える。

1.3　土地財政問題と不動産価格

1.3.1　先行研究

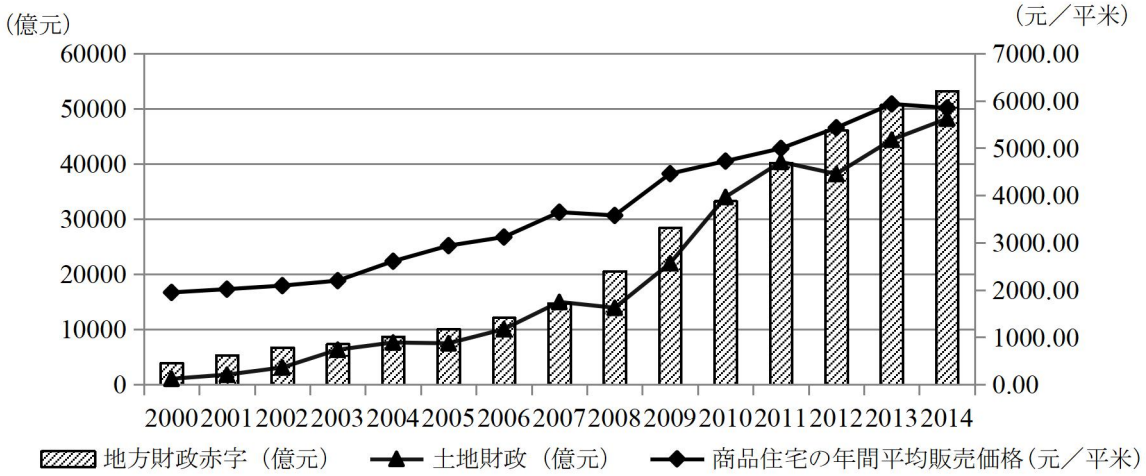
劉（2012）[43]の研究では中国の土地財政を「土地・不動産依存型」の地方財政かと書かれた。中国において土地財政問題は不動産価格との間どのような関係性を持つのかについて多数の先行研究がある。中国土地勘測規画院地政研究センター（2006）[44]が

[43] 劉家敏（2012）「土地・不動産依存の中国財政—安定財源の確保に向けた対策と今後の課題」、みずほ総合研究所 Channel to Discovery,l2013 年 1 月 10 日,参照

[44] 中国土地勘測規画院地政研究センター(2006)「从体制上消除地方過度依頼“土地財政”」、『中国土地』2006.7:11-22,参照

制度の視点からこの問題を研究して、土地制度及び現行の財政制度をめぐって改革の必要性を提唱した。王（2011）が土地財政の形成要因を分析して、似たような政策提言をした。実証研究の面では、Wu(2015)[45]は地方財政赤字を説明変数として、住宅価格への影響を研究し、地方政府の財政赤字問題は住宅価格の上昇の要因の 1 つであると結論を取り上げた。そのほか、劉ら(2012)、唐ら(2014)[46]、呉ら(2015)[47]は財政赤字の代わりに土地財政依存度を説明変数にして、実証研究を行った。これらの先行研究は土地財政依存度というツールを利用して、土地財政問題と住宅価格の正の関係性を明確にした。

図2-9　2000年-2014年地方政府財政赤字、土地財政及び全国住宅価の推移



出所：中国人民共和国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）、『中国国土資源年鑑』、『中国国資源統計年鑑』、『中国不動産統計年鑑』により著者作成

図 2-9 で示されるように土地財政と不動産市場を関連して見れば、2000 年-2014 年地方政府財政赤字、土地財政及び全国住宅価格の推移により、土地財政が地方政府の財政赤字の規模の拡大とともに増加している。さらに、全国商品住宅の年間平均販

[45] Wu, G. L., Feng, Q., & Li, P. (2015). Does local governments' budget deficit push up housing prices in China?. *China Economic Review*, 35, 183-196.参照

[46] 唐鵬、周来友、石曉平(2014)「地方政府対土地財政依頼的影響要素研究－1998-2010 的省際面板数据研究」、『資源科学(Resources Science)』、2014,36(7):1374-1381、参照

[47] 呉冠岑、牛星、王洪強(2015)「城市特性差異下的土地財政依存度与房地産価格関係」、『国土資源科技管理』、2015,32(1):40-44、参照

売価格の推移では、土地財政の推移と似たような変動をしている。実際のデータからみれば、土地財政の膨大と不動産価格の高騰の間には一定の関係があるとも考えられる。

1.3.2　先行研究の不足

土地財政問題は中国の土地国有及び使用権のみ譲渡可能といった前提のもとで発生した問題であるため、日本や欧米など参考になれる先行研究は少ない。一方、中国国内では地方政府の「土地財政」問題と不動産価格の関係を中心に展開した研究が数多くあるが、そのうち資料の分析、或いはパネルデータの分析が多い。それに中国国内の研究ではパネルデータで実証研究を行う場合、省（＝日本の県）レベルの検証または 4 つの直轄市に関する検証が多いが、都市レベルに関する実証研究はまだ少ない。

研究方法としてはパネルの方に集中しているが、税金制度の改革などの影響でデータベースの不足問題がある。更に、地方政府の財政収入のデータを統計する際、「分税制」改革前後の基準が変更するところもあるため、この部分データを統一することも難しい。そのため、本文では不動産改革を行った後の 1999 年からのデータを用いて市レベルで土地財政依存度と住宅価格関係性を再検討する必要があると考えている。

第二節、PVAR モデルと実証研究

2.1　PVAR(Panel Vector Autoregression)モデル

2.1.1　PVAR(Panel Vector Autoregression)モデルの基本

本文では先行研究の不足に対して、PVAR(Panel Vector Autoregression)モデル[48]を利用して研究を行う。此モデルを利用するメリットはパネルデータと VAR の分析プローチを組み合わせ、実証分析する際のデータ不足問題を解消できることであり、更にインパルス応答により、各主体のダイナミックの変化も観察できることである。

[48] オリジナルプログラムコードは Inessa Love 氏によって提供する。Inessa Love 氏は世界銀行に所属する。

PVAR モデルの一階条件は以下のように表示される。

$$y_{it} = b_1 y_{it-1} + \eta_i + \gamma_t + \mu_{it}$$

y_{it} は四つのベクトル $\{HP, LP, DEP, \mathrm{GRP}\}$ を示し、HP 、LP 、DEP 、GRP は其々住宅価格（Housing Price）、土地価格（Land Price）、土地財政依存度（Dependence of land financial）、域内総生産（Gross Regional Product）を示している。 η_i 、γ_t は個別効果及び時間効果を表示する。μ_{it} は誤差項であり、$E(\mu_{it} | \eta_i, \gamma_t, y_{it}) = 0$ 及び $E(\mu_{it} | \eta_i, \gamma_t, y_{it-1}) = 0$ という二つの条件を満たす。b_1 は係数で、GMM 過程により推計する。

2.1.2　パネルデータの処理

パネルデータを時系列推計に用いるためには、時間効果と個別効果を取り除くことが必要である。具体的なステップは以下の通りである。

ステップ 1：時間効果を取り除く

一階条件の式を①式とする

$$y_{it} = b_1 y_{it-1} + \eta_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad ①$$

①式に対して、N 個の主体[49]があると仮定し、平均をとると、②が得られる。

$$\bar{y}_{it} = b_1 \bar{y}_{it-1} + \bar{\eta}_i + \gamma_t + \bar{\mu}_{it} \quad ②$$

さらに①式－②式から③式が得られる:

$$\tilde{y}_{it} = b_1 \tilde{y}_{it-1} + \tilde{\eta}_i + \gamma_t + \tilde{\mu}_{it} \quad ③$$

ステップ 2：個別効果を取り除く

まず、$(t+1)$ から T まで時間区間を仮定し、時間効果を処理した後得られた③式に対して、以下のように処理する。

$$\bar{\bar{y}}_{it} = (T-t)^{-1} \sum_{s=t+1}^{T} \tilde{y}_{it}$$

[49] 本文では、N 個の主体というのは、N 個の都市と指す。

を通じて④が得られる。

$$\overline{\overline{y}}_{it} = b_1 \overline{\overline{y}}_{it-1} + \overline{\overline{\eta}}_i + \overline{\overline{\mu}}_{it} \quad ④$$

さらに④式－③式により⑤式が得られる。

$$y^*{}_{it} = b_1 y^*{}_{it-1} + \mu^*{}_{it} \quad ⑤$$

⑤式をさらにベクトルの形で展開されると、以下のようになる。

$$\begin{bmatrix} HP^*_{it} \\ LP^*_{it} \\ DEP^*_{it} \\ GRP^*{}_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} HP^*_{it-1} \\ LP^*_{it-1} \\ DEP^*_{it-1} \\ GRP^*{}_{it-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu^*_{1,it} \\ \mu^*_{2,it} \\ \mu^*_{3,it} \\ \mu^*_{4,it} \end{bmatrix}$$

ステップ 1 及び 2 により、時間効果と個別効果を取り除くことができる。更に定常条件として、次の式を成立する必要がある。

$$\left| b_1 - \lambda I \right| = \left| \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda \end{bmatrix} \right| = 0$$

即ち$\lambda < 1$を満たすことが必要である。

2.2　実証研究

2.2.1　仮説

本文において不動産価格[50]、土地価格及び地方政府の土地財政依存度という三者の関係を明らかにするために,1999 年から 2013 年に十年間のデータを用いて、主要の 35 都市[51]のサンプルを収集し実証研究を行う。

記述統計（表 2-2）の方を見れば、土地使用権の有償譲渡から得られる土地財政収入の最大値は北京市 2013 年に達した 1.78 兆元に対して 1999 年西寧市の土地財政収入

[50] 本文では住宅価格を不動産価格の代表として使われている。
[51] 注:実際のデータ収集の完成度による本文では 31 都市のサンプルを利用した。

はわずか 659.46 万元であり、最小値である。更に土地財政依存度の方見ると、土地依存度の最大値は 2007 年成都市の 4.8 弱である。一方、最小値としては瀋陽市は 1999 年の不動産市場改革後の土地財政依存度は 0.0996 ぐらいである。いずれのデータは 1999 年を境に著しく増長したことは明らかであった。またデータは基本都市市内のデータ土地価格のデータについては、中国国家統計局が公表した『国土資源統計年鑑』では都市全体のデータだけは収録していて、先行研究ではこのデータを土地価格として使われるため、本文においてもこのデータを使うことになる。

さらに、国民経済全体の状況は不動産価格を左右する要因の一つとして、コントロールする必要があると考え、実証研究の中国域内総生産（GRP）を取り入れている。この部分のデータについては、中国国家統計局が公表したデータ、各年度の『中国都市統計年鑑』及び『中国統計年鑑』で載せたデータが使われている。

表 2-2　記述統計

Variables	Unit	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
Land financial revenue	ten thousand yuan	465	1830993	2671993	659.46	17820964.21
Revenue	ten thousand yuan	465	2940244	5285267	43767	40689368
Expenditure	ten thousand yuan	465	3375855	5873947	17269	44096266
Dependence		465	0.7256487	0.682849	0.0099578	4.778979
Landprice	yuan/sq.m	465	949.8802	1245.593	4.469142	10209.85
Average real residential housing price	yuan/sq.m	465	4528.684	3505.01	1077	23427
GRP	ten thousand yuan	465	25695434.42	33596050	571125	213391800

また、実証研究について 2 つ仮説を以下のように立つ：

仮説 1：土地価格と地方政府の土地財政依存度が不動産価格に与える影響については、住宅開発ブームの中、住宅市場においてより多くの住宅を提供するために、住宅開発に必要な土地需要が上昇する。地方政府は土地の供給側としては、財政赤字を解消するために、土地価格の上昇及び土地供給の拡大を通じてより多くの土地譲渡収入を獲

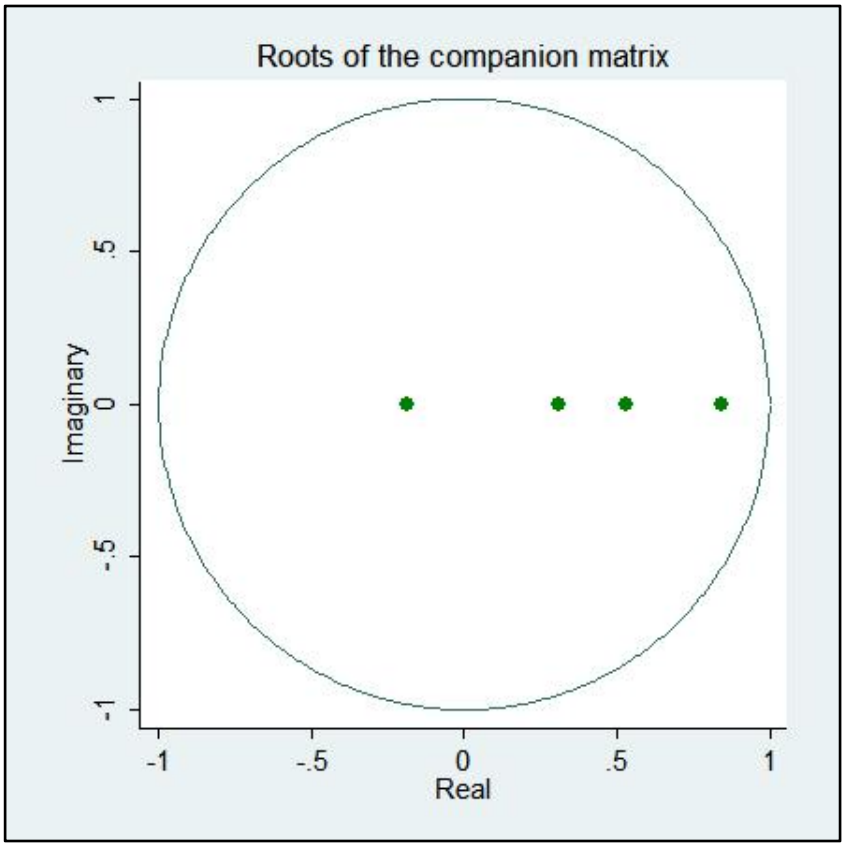
得することを図ろうとする。この場合、土地財政依存度は地方財政の土地財政への依存を反映し、土地価格の上昇は、不動産価格に制の影響を与えると考える。

仮説 2：仮説 1 が想定した住宅開発ブームの中、土地価格や不動産価格が上昇することで地方政府の土地財政問題をさらに深刻化させ、地方政府による土地の過剰提供が発生する恐れがあると考える。即ち、土地価格や住宅価格の高騰は地方政府の土地財政依存度を高まると想定する。

2.2.2　実証結果

まず、定常条件のチェックについて、結果は図 3-1 で示されるように $\lambda < 1$ という条件を満たし、定常条件を達している。

図 2-10　PVAR モデルの定常条件



次はインパルス応答の結果が図 2-11 のように示される。

仮説 1 に関しては結果を見れば、

①土地財政依存度（DEP）は不動産価格（HP）への影響については、ショックの時点で、不動産価格（HP）は初期において正の反応が現れ、その後も上昇をキープし、第 3 期で 0.0171 のピークバリューに達した。これは、土地財政依存度が不動産価格に正の影響を与え、地方政府の土地財政依存度が高くなることで不動産価格の上昇という結果をもたらしたと判明した。

②土地価格（LP）は不動産価格（HP）への影響については，不動産価格（HP）は初期では正の反応が現れ、第 1 期から上昇するスピードが一気に加速して、第 2 期でピークバリューに達した。即ち、土地価格も不動産価格に正の影響を与え、土地価格が上昇することで、不動産価格も上昇することになると言える。

仮説 2 については結果の方を見れば、

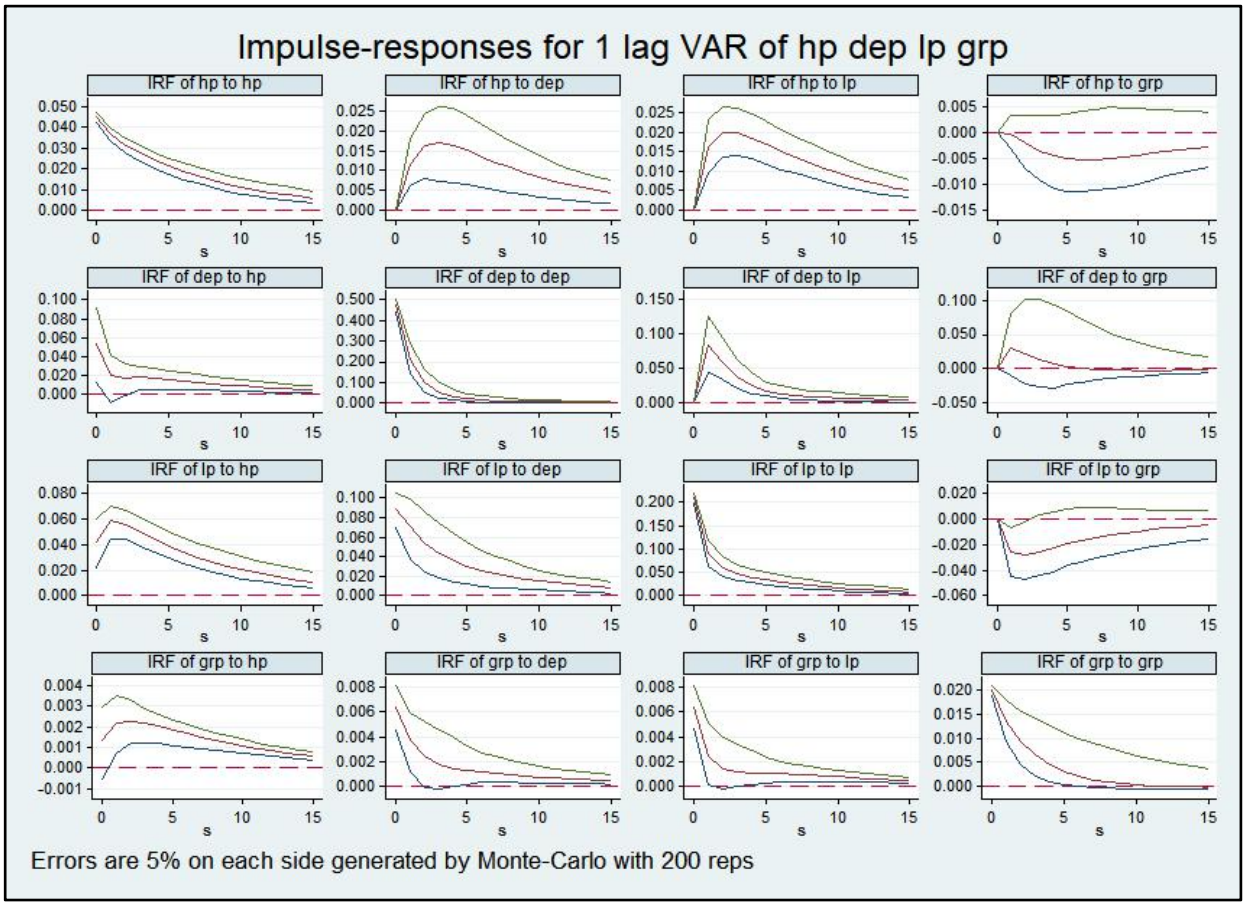
①土地価格（LP）にショックを与えると、土地財政依存度（DEP）は初期から速いスピードで上昇して第 2 期に 0.0838 のピークバリューに達してその後徐々に下がって行くことになった。これに対して、土地価格（LP）は土地財政依存度（DEP）へのショックに対しても正かつ有意の反応が見られている。土地価格の上昇は地方政府の土地財政依存度を高まる原因の一つであると言える。

②同じく不動産価格（HP）のショックに対しても、土地財政依存度（DEP）にはすぐに正かつ有意な反応が現れ、これは不動産価格の高騰は地方政府の「土地財政」問題を更に深刻かせると意味する。

これをもって、仮設 1 と仮説 2 が検証できたと考える。

ところが、不動産価格（HP）、土地財政依存度（DEP）及び土地価格（LP）は域内総生産（GRP）に対して正かつ有意の影響を与えることに対して、域内総生産（GRP）は三者に与える影響はいずれにも有意の結果が見られなかった。

図 2-11　インパルス応答の結果



注:ラグ次数が BIC 基準によって 1 期である

表 **2-3**　不動産価格（**HP**）のインパルス応答の結果

varname	**s**	不動産価格（**hp**）	土地財政依存度（**dep**）	土地価格（**lp**）	域内総生産（**grp**）
hp	0	0.0451	0	0	0
hp	1	0.0367	0.0117	0.0163	-0.0001
hp	2	0.0315	0.0162	0.0199	-0.002
hp	3	0.0275	0.0171	0.0198	-0.0035
hp	4	0.0241	0.0164	0.0185	-0.0045
hp	5	0.0212	0.015	0.0169	-0.005
hp	6	0.0187	0.0136	0.0152	-0.0052
hp	7	0.0165	0.0121	0.0135	-0.0051
hp	8	0.0145	0.0107	0.012	-0.0049
hp	9	0.0128	0.0095	0.0106	-0.0047
hp	10	0.0112	0.0084	0.0094	-0.0043
hp	11	0.0099	0.0074	0.0083	-0.004
hp	12	0.0087	0.0065	0.0073	-0.0036
hp	13	0.0077	0.0057	0.0064	-0.0033
hp	14	0.0067	0.0051	0.0057	-0.0029
hp	15	0.0059	0.0045	0.005	-0.0026

表 2-4　土地財政依存度（DEP）のインパルス応答の結果

varname	s	不動産価格（hp）	土地財政依存度（dep）	土地価格（lp）	域内総生産（grp）
dep	0	0.0534	0.4757	0	0
dep	1	0.0198	0.2084	0.0838	0.0308
dep	2	0.0179	0.0998	0.0599	0.0223
dep	3	0.0183	0.0522	0.0375	0.0129
dep	4	0.0177	0.0304	0.0247	0.0067
dep	5	0.0164	0.0198	0.0178	0.0028
dep	6	0.0149	0.0144	0.014	0.0005
dep	7	0.0133	0.0113	0.0116	-0.0009
dep	8	0.0118	0.0094	0.01	-0.0017
dep	9	0.0104	0.008	0.0087	-0.0022
dep	10	0.0092	0.007	0.0076	-0.0024
dep	11	0.0081	0.0061	0.0067	-0.0024
dep	12	0.0072	0.0054	0.006	-0.0024
dep	13	0.0063	0.0047	0.0053	-0.0022
dep	14	0.0056	0.0042	0.0047	-0.0021
dep	15	0.0049	0.0037	0.0041	-0.0019

表 2-5　土地価格（LP）のインパルス応答の結果

varname	s	不動産価格（hp）	土地財政依存度（dep）	土地価格（lp）	域内総生産（grp）
lp	0	0.0416	0.089	0.2102	0
lp	1	0.0578	0.0708	0.092	-0.0266
lp	2	0.0553	0.0543	0.0601	-0.0283
lp	3	0.0497	0.0433	0.0472	-0.0258
lp	4	0.044	0.0359	0.0395	-0.0227
lp	5	0.0388	0.0305	0.034	-0.0198
lp	6	0.0342	0.0264	0.0295	-0.0173
lp	7	0.03	0.0229	0.0258	-0.015
lp	8	0.0264	0.0201	0.0226	-0.0131
lp	9	0.0232	0.0176	0.0198	-0.0115
lp	10	0.0204	0.0154	0.0174	-0.01
lp	11	0.0179	0.0136	0.0153	-0.0088
lp	12	0.0158	0.0119	0.0134	-0.0077
lp	13	0.0139	0.0105	0.0118	-0.0067
lp	14	0.0122	0.0092	0.0104	-0.0059
lp	15	0.0107	0.0081	0.0091	-0.0052

表 **2-7**　国内総生産（**GDP**）のインパルス応答の結果

varname	**s**	不動産価格（**hp**）	土地財政依存度（**dep**）	土地価格（**lp**）	域内総生産（**grp**）
grp	0	0.0013	0.0064	0.0064	0.0202
grp	1	0.0022	0.0037	0.0024	0.0136
grp	2	0.0023	0.0024	0.0014	0.0094
grp	3	0.0022	0.0018	0.0012	0.0065
grp	4	0.002	0.0014	0.0011	0.0045
grp	5	0.0018	0.0012	0.0011	0.0031
grp	6	0.0017	0.0011	0.001	0.0021
grp	7	0.0015	0.001	0.001	0.0014
grp	8	0.0013	0.0009	0.0009	0.0009
grp	9	0.0012	0.0008	0.0009	0.0005
grp	10	0.0011	0.0007	0.0008	0.0003
grp	11	0.0009	0.0007	0.0007	0.0001
grp	12	0.0008	0.0006	0.0006	0
grp	13	0.0007	0.0005	0.0006	0
grp	14	0.0006	0.0005	0.0005	-0.0001
grp	15	0.0006	0.0004	0.0005	-0.0001

第三節、結論

中国において土地使用権しか譲渡できないといった独特の譲渡制度のもとで、中地方政府は財政赤字の拡大にもたらされた財政困難を解決するために、土地譲渡制度を生かし、積極的に土地使用権の譲渡取引を推進している。この中から生まれた土地財政により地方政府に膨大な利益を獲得できる。したがって地方政府は土地財政に対して、強く依存している。

本章では、先行研究の不足に対して、1999 年から 2013 年の 15 年間の中国都市レベルデータを利用し、PVAR モデルで実証研究を行った。実証研究を通じて、不動産価格、土地価格の変化は地方政府及び土地財政への依頼と緊密に関連していることが分かる。

地方政府は住宅開発ブームが齎した住宅開発の必要な土地需要の上昇というきっかけを掴み、「招・拍・掛」を通じて土地の譲渡を促進し、より多くの土地譲渡収入を獲得することを図ろうとする行動は不動産価格に影響を与え、不動産価格の高騰を招いた一つの重要な原因であると考えられる。それに地方政府は不動産産業の成長に依頼過ぎることは不動産産業の過剰成長を引き起こす要因の一つとも考えられる。

ところが、不動産価格の上昇に頼って、土地使用権の有償譲渡制度を利用し、より多くの資金を手に入れるようと考える地方政府の行動の裏には地方政府財政赤字の問題の深刻化問題がある。

このような現状に対して、中央政府にとっては地方政府にはより多くの自主財源を獲得させるように、現在実施された財政制度を改善する必要がある。例えば、中央と地方政府の調節収入に対する分配比率の調整について検討する。また土地使用権の有償譲渡制度の乱用を防ぎ、土地取引市場の健全性を向上させるように、関連する規制の作成が必要であると考える。更に、地方政府が地使用権の有償譲渡以外の事業に対するインセンティブを高める新たな政策についても中央政府が検討すべきであると考える。

一方、地方政府自身は土地からの収入以外の新たな財政収入を増加する方法を自ら探りべきであると考える。具体的には、現地中小企業へのサポートを積極的に実施し、当地経済の全体的の発展を促進することなどと考えられる。

また本章の実証研究では地方政府は土地の供給側として財政赤字を解消するために、土地供給を拡大すると、土地市場には過剰の供給が発生し、逆に土地価格を下げる際、不動産価格にどのような影響を与えるのかについて解明できないが、今後この部分について研究を深まろうと考えられる。

第三章　中国の不動産価格と自然環境の関係性について
—大気汚染を中心に—

近年中国の自然環境の悪化、特に、PM2.5 による大気汚染問題は世界中に注目されている。特に、北京や上海などのような政治かつ経済的に重要な地位にいる都市では、各地方政府は既に対策を立っていた。不動産開発会社側は、消費者がよりきれいな自然環境を持つ住宅への需要に対して環境改善などを行ない、この部分の開発コストが発生する。このような状況の中で、中国の不動産価格と自然環境の間にはどのような関係性を持つのかについて、本章では大気汚染に着目して、中国 30 都市のパネルデータを用いて、中国の都市を一線、二線、三線都市に分け、ダミ変数や交差項を導入して計算し、中国の全体状況と各レベルの都市の状況を明確しょうと考える。

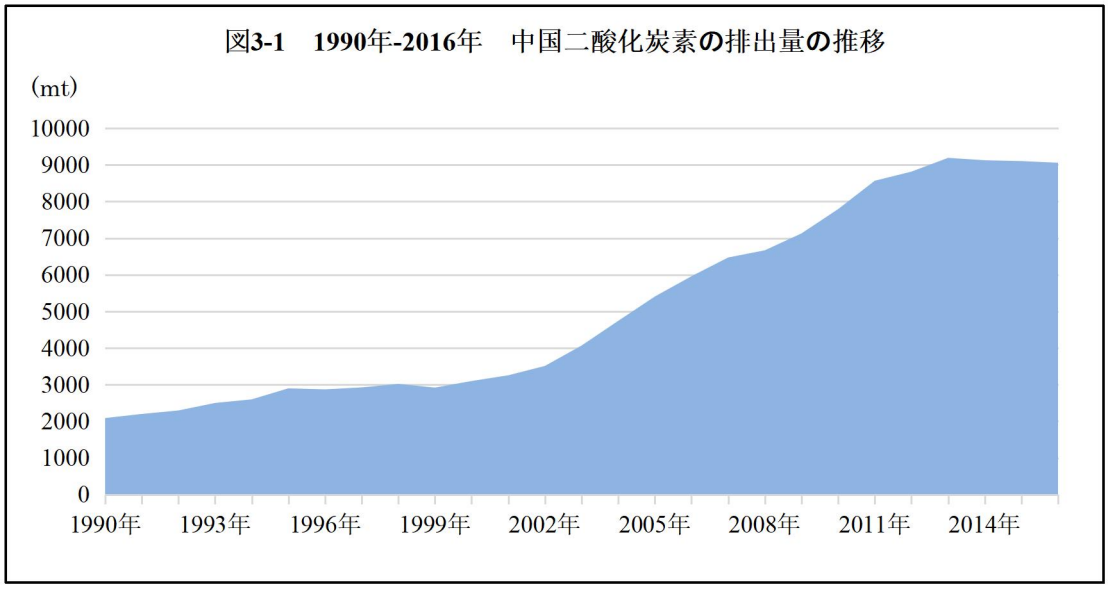
第一節、背景と問題意識

1.1　中国の大気環境悪化問題

国際エネルギー機関（International Energy Agency(IEA)）の調査によれば、2016 年、中国の二酸化炭素（CO2）の排出量はすでに 9057mt であり、年間平均伸び率は 6%である。それに 1 ドルの GDP に対して二酸化炭素の排出量は 0.95kg である。アジア全体の二酸化炭素の排出量のうちの半分以上は中国が占めている[52]。1977 年の「京都議定書」及び 2015 年の「パリ協定」によれば、中国は 2030 年まで二酸化炭素の排出量が GDP に対する比率は 2005 年の数字より 60%-65%を下げるという目標を設定した。図 3-1 から見れば、1990 年から二酸化炭素の排出量がずっと伸び続けていて、2013 年ではピークを迎え、9190.74mt の排出量を達し、近年まだ下がる傾向が見えるようになる。ところが、丸川（2015）[53]によれば、2030 年の中国の一国の排出量は 2010 年の世界全体の 9 割を占める可能性があると考える。2015 年、中国全国環境保護工作会議を開催し、中国の環境問題に関する対策を討論した。その後、北京をはじめ、各省や著轄市大気汚染の改善を中心にする環境改善政策を公表し、実施したが、現在、中国の大気環境の悪化は一向に改善できず、深刻化が進んでいる。

---

[52] 国際エネルギー機関：https://www.iea.org/2018 年 12 月 06 日確認
[53] 丸川知雄（2015）『現代中国経済』有斐閣、p.309、参照

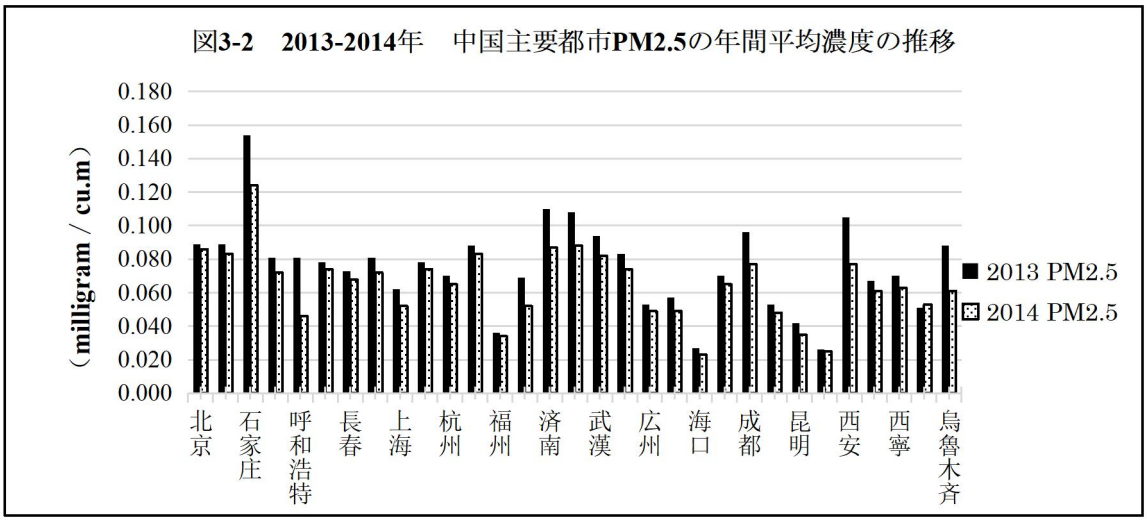


出所：国際エネルギー機関(https://www.iea.org/)の公表データによ著者作成。

それに、近年中国の大気環境については二酸化炭素の問題だけではなく、PM2.5（微小粒子状物質）による大気の汚染問題の深刻化も注目を浴びている。PM2.5 は、大気中に浮遊している直径 2.5μm 以下の非常に小さな粒子であり、吸入すれば、ぜんそくや気管支炎などを患うリスクを上昇させると考えられる[54]。それに PM2.5 は工場や自動車、船舶、航空機などから排出されたばい煙や粉じんなどに存在している[55]。北京市環境保局 2012 年の統計によれば、北京市の PM2.5 の内、22.2%は自動車の排気に由来するもので、16.7%は石炭の燃焼に由来するものである。

図 3-2 で示されるように、各都市の PM2.5 の年間平均濃度はともに 2013 年が 2014 年より高い。特に石家庄市のデータでは 2013 年 PM2.5 の濃度は 0.154milligram/cu.m まで到達した。2014 年には北京市をはじめ、各都市は PM2.5 の汚染問題の対策を出したため、PM2.5 の年間平均濃度はやや減少したが、全体的にはまだ深刻である。

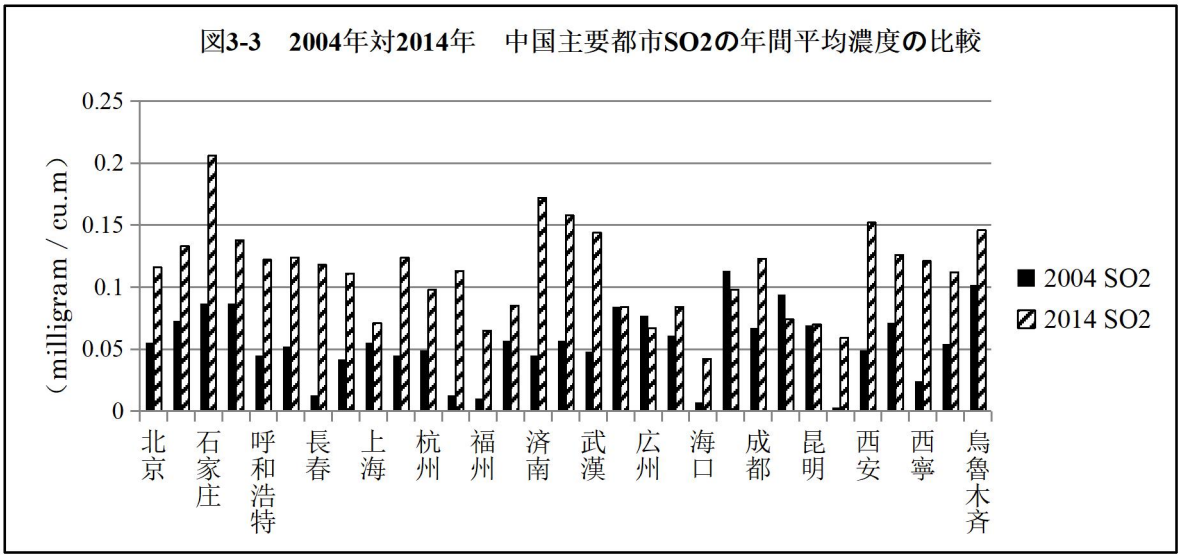
[54] 日本政府広報オンライン（https://www.gov-online.go.jp/useful/article/201303/5.html2018 年 12 月 06 日確認）、引用。
[55] 同上、参照。



出所：「中国環境統計年鑑」（2013-2015）著者より作成。

更に、PM2.5 の問題が深刻化する前に、二酸化硫黄（SO2）に関する汚染問題は既に存在していた。図 3-3 では、2004 年と 2014 年の中国主要都市二酸化硫黄の年間平均濃度を比較した[56]。データから見れば、二酸化硫黄の年間平均濃度は 2014 年では PM2.5 と似たような変化が見える。石家ソウ市の場合、二酸化硫黄の濃度は 2004 年の 0.087milligram/cu.m に対して、2014 年は 0.206milligram/cu.m であった。そして、都市レベルで比べれば、石家ソウ市の状況はより深刻であると考える。PM2.5 や SO2 については各都市での年間濃度の差異が明らかである。

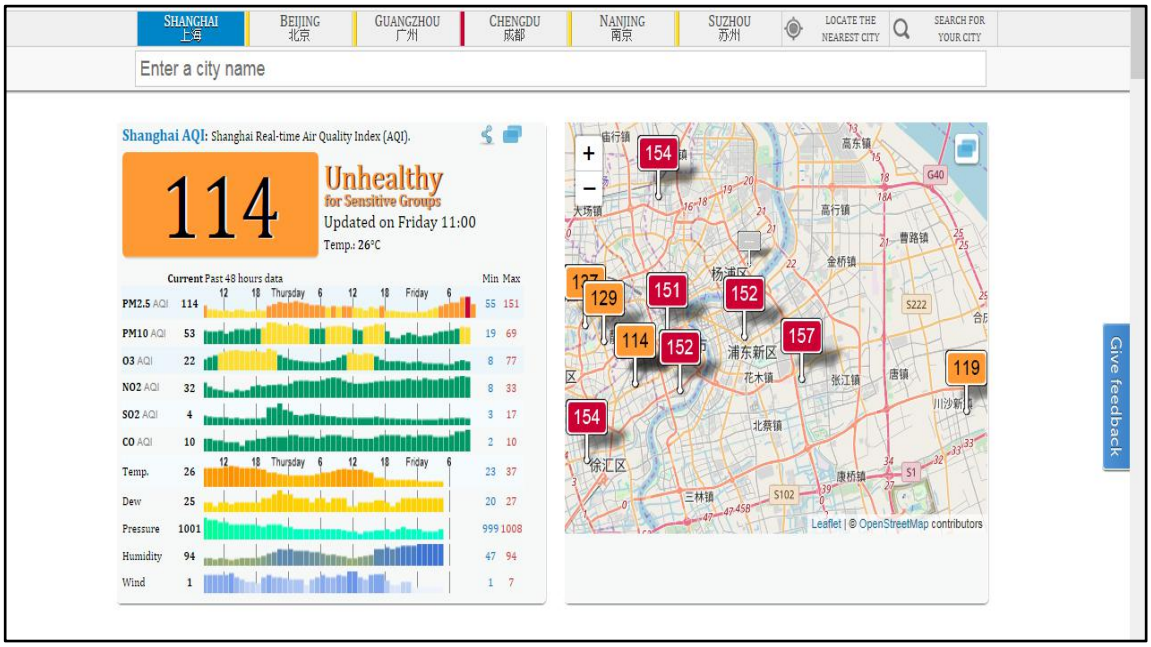
[56]「中国環境統計年鑑」では S02 に関する統計では工業 SO2 の排気量も別のカテゴリに収録しているが、こちらのデータは全体の S02 の濃度のデータである。

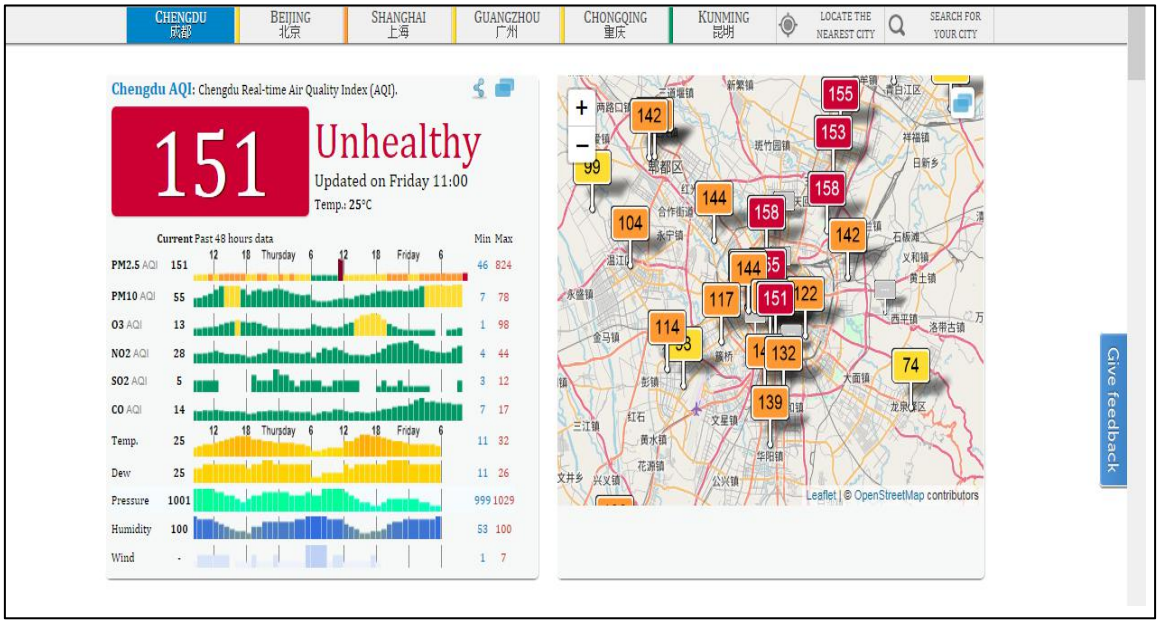


出所：「中国環境統計年鑑」（2013-2015）著者より作成。

またリアル・タイムのデータを見れば、6 月の時点で梅雨の季節で雨の影響あることにもかかわらず、南部地域にいる上海市や成都市の大気汚染の状況がずつと悪化していることが見える。そして、12 月に入ると、季節、気温の変化の影響で北部地域では、北京市、石家庄市の大気状況も決して良いとは言えない。中国の大気汚染の問題は地域に問わずに存在していて、且つ気温などの影響で変化していく。

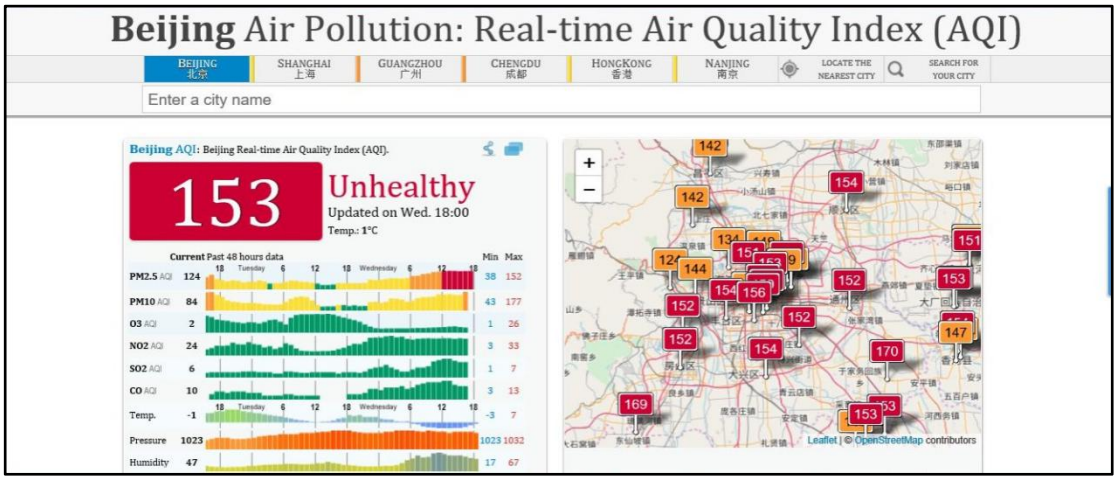
図 3-4　上海市・成都市のリアル・タイム大気質量

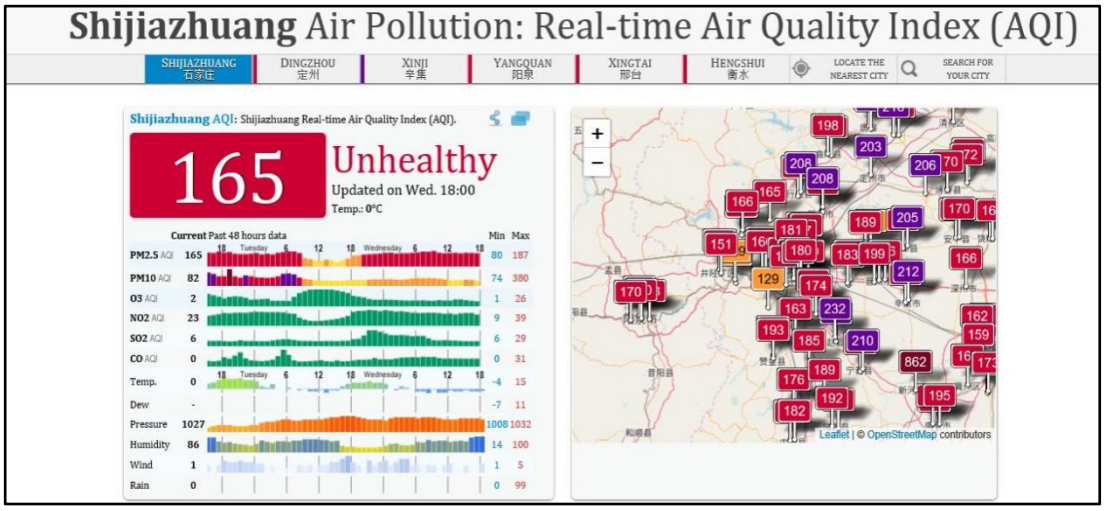




出所:http://aqicn.org/city 20018 年 12 月 06 日確認

図 3-5　北京市・石家ソウ市のリアル・タイム大気質量





出所:http://aqicn.org/city 2018 年 12 月 06 日確認

1.2　大気汚染が不動産市場への影響

このような大気汚染が年々悪化していることが国民の生活などには大きな影響を与えている。住宅を購入する際、交通の便利さ、学校や病院の存在などのような周辺環境要素を考慮した上、より良い自然環境を求める消費者も増えてきた。SOHU ネットサイトの記事では、2018 年中国人が住宅を購入する際、9 つのキーワードがある。そ

れぞれは政治、経済、文化、スポーツ、交通、医療、環境、中心、全国である[57]。具体的な意味合いは以下のようである。

1) 政治：都市の政府機関に近いの住宅を望む
2) 経済：金融機関の近いの住宅を望む
3) 文化：学校、図書館、文化センターに近いの住宅を望む
4) スポーツ：スポーツセンターに近いの住宅を望む
5) 交通：バス停、地下鉄、新幹線もしくは交通センターに近いの住宅を望む
6) 医療：病院や医療センターに近いの住宅を望む
7) 環境：湖、山、公園に近いの住宅を望む
8) 中心：政治中心、都市部の中心、経済発展の中心に近いの住宅を望む
9) 全国：海南、北海など住宅価格の高騰する都市の住宅を投資対象として望む

環境というキーワードの意味合いを見れば、消費者が住宅周辺の緑地環境や空気の質を重視する意識が明確に見える。このような需要に対応できるように、不動産開発会社側も自然環境を重視するようになり、近年、キャッチコピーに関しては自然要素を強くアピールしていることはよく見られている。更に、2016 年 6 月 14 年には中国科学院は「住むことに最適な都市ランキング」[58]を発表した。ランキングは都市の安全性、経済の発展程度、自然環境、文化の発展程度など計 129 の指標を基準にアンケート調査を展開し、採点した。結果としては中国では経済発展程度のもっとも高い都市―北京は 40 都市のうち、40 位になり、特に大気汚染の深刻化、生活コストの上昇の影響を受け、これらに関連する得点も低くなってきた。Shapiro, J. M. (2006)は住居の環境はライフクォリティーの重要な一環である。よい住居環境はより多くの人的資源を獲得することができる。更に、都市の経済発展に影響を与える[59]。

[57]SOHU ネットサイト：http://www.sohu.com/a/239656911_100075862 2018 年 12 月 06 日確認　参照。
[58] 出所: http://politics.people.com.cn/n1/2016/0615/c1001-28445439.html 2018 年 12 月 04 日確認　参照。
[59] Shapiro, J. M. (2006). Smart cities: quality of life, productivity, and the growth effects of human capital. *The review of economics and statistics,* 88(2), 324-335.参照

第二節、実証研究

2.1　先行研究

不動産物件の価格に関わる諸要素をめぐって展開する先行研究が数多くあるが、環境との関係性をテーマにする研究は主にヘドニック・モデルを用いて特定の都市もしくは特定の物件に関する実証研究である。

Ma（2003）は北京のデータを用いて、ヘドニック・モデルで計算し、立地、内装、物件の周辺環境などが不動産価格に与える影響が著しい[60]と結論した。中国全国の状況に関しては、Zheng et.al(2010) は空気質量を着目し、 ヘドニック不動産価格指数を計算した上で pooled OLS regression により、FDI（Foreign Direct Investment）の流れと不動産価格の関係性について実証研究を行った。結論としては環境要素は不動産価格によって表現できる。また、FDI の流入を受ける都市にはより低いレベルの空気汚染があると考えられる[61]。さらに Huang（2015）は 1999 年から 2012 年の都市レベルのデータを使い、銀行貸出及び環境諸要素が不動産価格に対して、どう影響しているのかを実証研究を行った。結果としては、教育程度、ヘルシーケア、温度、緑地の面積など、不動産価格と正の関連性を持つことが明らかである[62]。ところが、Huang（2015）の論文の実証分析では、大気汚染と不動産価格の間には有意な結果が得られなかった。

そのほか、Wang,Potoglou (2015)の論文ではバス停、資産価格及び土地にかかる税金の関係について UK のデータを用いて、多重ヘドニック(multilevel hedonic) の分析を行った。その結果、バス停に近く物件は住宅市場においてはより高い価格が得られると判明した[63]。

先行研究ではヘドニック・モデルで実証研究を展開する際、基本的には時系列データの分析もしくは cross section のデータで pooled OLS regression の方法で特定都市について実証研究を行う。ただ、これらの研究はある一つの都市もしくは中国全体を対象として、観察している論文が多い。中国では国が広いため、異なるタイプの都市が

---

[60] Ma(2003).“ House price and its determinations in Beijing based on hedonic model ” CHINA CIVIL ENGINEERING JOUR NAL Vol.36(2003),参照。

[61] Zheng, S., Kahn, M. E., & Liu, H. (2010). Towards a system of open cities in China: Home prices, FDI flows and air quality in 35 major cities. *Regional Science and Urban Economics,* 40(1), 1-10.参照。

[62] Huang, D. J., Leung, C. K., & Qu, B. (2015). Do bank loans and local amenities explain Chinese urban house prices?. *China Economic Review,* 34, 19-38.参照。

[63] Wang, Y., Potoglou, D., Orford, S., & Gong, Y. (2015). Bus stop, property price and land value tax: A multilevel hedonic analysis with quantile calibration. *Land Use Policy*, 42, 381-391.参照。

存在している。政治経済など総合的に発達している都市があるが、軽工業や重工業を中心として発展している都市もある。したがって、タイプ別の都市に関して環境要素を中心に実証研究を行う必要があると考える。また、先行研究では、都市のグリーンスペースを反映する変数はよく都市緑地面積や緑地のカーバー率を利用したが、中国統計局64の説明では都市緑地面積では公園緑地、生産緑地、付属緑地、防護緑地及びその他の緑地が全部含まれている。公園緑地とは都市の中で環境改善、都市美化などに使われた公園公共用緑地であり、総合公園、団地公園などにより構成される。よって、公園緑地の方がより説明力があると考え、本文の実証研究では一人当たりの公園緑地面積を用いて計量分析を行う。

2.2　パネルデータ分析

2.2.1　仮説

不動産価格と自然環境の状況の関係性について以下のような仮説を立つ。

仮説 1：大気汚染や自然環境の状況改善のため、不動産開発会社にとって追加的なコストが発生するため、環境負荷が大きい地域の不動産価格はより低くなると考えられる。

仮説 2：都市の経済や政治などの発展規模が其々異なるため、自然要素が不動産価格に与える影響は都市の規模によって異なると考えられる。

2.2.3 データベース

データベースは中国国家統計局がネットで公表されたデータ及び 2004 年～2014 年までの『中国環境統計年鑑』、『中国国土資源統計年鑑』、『中国都市統計年鑑』及び『中国区域統計年鑑』の統計データによって構成される。具体的な基本統計量は表 3-2 のように示されている。不動産価格の平均は 5,055.93(yuan/㎡)であるが、最大値は 20,000(yuan/㎡)ぐらいに近い。これは北京、上海などのような不動産価格が非常に高い都市が存在しているからである。そして緑地の人当たりの面積の差の激しいもデータから見られる。平均値は 9.9899(hectare)であるものの、最大値は 30.826(hectare)であ

---

[64] 中国国家統計局：http://www.stats.gov.cn/tjsj/zfjs/201310/t20131029_449484.html2018 年 12 年 06 日確認

り、平均値より 21(hectare)ぐらい大きい。これのよって各都市のグリーンスペースの面積の格差の大きいことが得られる。グリーンスペースの大きさは地方政府が環境改善、都市住民のライフクォリティーを重視するかどうかを表している。小学校のデータから都市間の教育の資源の格差も見られる。データから見れば、教育の資源の豊富の都市には 10,409 校があることに対して、小学校を 7,626 校持つ都市も存在する。だが、今回中国直轄市、各省の省政府のいる都市及び政治経済など総合的によく発展した都市を対象としてデータを統計したが、これらの都市以外の地域と比べれば、教育の資源の格差が更に拡大していると考える。

また、中国統計局の統計基準により、一線都市をダミー 1 で、二線都市はダミー 2 である。都市分類について具体には一線都市（直轄市）、二線都市（各省の省政府のいる都市及び政治・経済・文化が発達していると都市）、三線都市（経済・文化が比較的に発達している都市）を分ける。具体的な都市の分類は表 3-1 の通りである。

表 3-1　一線・二線・三線都市分類

都市分類	
一線都市(4)	北京、天津、　上海、広州
二線都市(11)	瀋陽、南京、杭州、合肥、済南、鄭州 武漢、長沙、重慶、成都、西安
三線都市(15)	石家庄、太原、呼和浩特、長春、哈爾浜、福州、南昌、南寧、海口、貴陽、昆明、蘭州、西寧、銀川、烏魯木斉

出所：中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）により著者作成。

注：都市分類は中国国家統計局の「35 の主要都市」の基準によるものであるが、欠損値やデータの収集を考えた上で、本章では 30 都市のデータを中心に実証研究を行う。

表 3-2　基本統計

Variable		Unit	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
不動産価格	in_hpr	yuan/sq.m	300	8.372487	0.5285441	7.265542	9.789983
工業SO2	pm10	milligram／cu.m	300	0.1062333	0.0484325	0.03	0.76
PM10	in_so2i	milligram／cu.m	297	11.21815	1.251716	4.521789	13.98206
NO2	no2	milligram／cu.m	300	0.0421167	0.0127443	0.012	0.073
年間平均気温	atem	℃	300	14.49633	5.063049	4.3	25.4
二級以上晴好天気の年間比率	daqp	%	300	82.96448	13.90885	13.42466	100
非農業産業がGDP全体に占めるシェア	nong_p	%	300	97.80007	1.923304	91.57	100
土地平均価格（譲渡全体）	in_lpy	yuan/sq.m	299	6.72738	0.8638429	3.19693	9.132467
インフレ率	inflation	%	296	9.989358	3.880203	2.576022	30.82581
市轄区公園緑地面積(1人当たり)	park_gp	hectare	300	2.998994	1.991403	-2.45	8.483334
人口成長率	person_g	%	300	2.920161	0.3226486	2.139879	4.017409
個人収入(1人当たり)	in_income	yuan	259	1.560892	0.5289106	0.30103	2.628389
小学校	primaryschool	school	299	4.640736	3.203759	-8.4	24.68
陸橋	intersection		300	9.752993	0.4063157	8.939319	10.68855
地価指数（市場全体）	lpindexz	%	300	1.704333	0.491605	1.04	4.06
地価指数（住宅用地）	lpindexr	%	300	1.927767	0.6604346	1.02	4.78
ダミー1（一線都市）	d1	city	300	0.1333333	0.3405026	0	1
ダミー2（二線都市）	d2	city	300	0.3666667	0.4826996	0	1

出所：「中国環境統計年鑑」、「中国国土資源統計年鑑」、「中国都市統計年鑑」及び「中国区域統計年鑑」（2004-2014）、中国地価監測網（www.landvalue.com.cn）　及び中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）

2.3　パネルデータ分析

2.3.1　推計式

本文では中国 30 都市のパネルデータを用いて実証研究を行う。まず、中国全体の状況を把握するために、交差項なしのパネルモデルで推計する。また、都市の経済や政治などの発展規模の差異により、自然要素が不動産価格に与える影響の差異を明確にするために交差項を加え、更に推計を行う。推計式は次のようである。

①モデル 1：パネルモデル

$$
\begin{aligned}
in_hpr_{it} = {} & a_1 pm10_{it} + a_2 in_so2i_{it} + a_3 no2_{it} + a_4 atem_{it} + a_5 daqp_{it} + a_6 park_gp \\
& + a_7 nong_p_{it} + a_8 in_lpy_{it} + a_9 \inf lation \\
& + a_{10} primaryschools_{it} + a_{11} \operatorname{int} er \sec tion_{it} \\
& + a_{12} person_g_{it} + a_{13} in_income_{it} \\
& + a_{14} lpindexz_{it} + a_{15} lpindexr_{it} + a_{16} d_1 + a_{17} d_2 + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

ε_{it}：誤差項　$d_1 = 1 or 0$　$d_2 = 1 or 0$

②モデル 2：交差項あり

$$
\begin{aligned}
& in_hpr_{it} = a_1 pm10_{it} \times D + a_2 in_so2i_{it} \times D + a_3 no2_{it} \times D \\
& + a_4 atem_{it} \times D + a_5 daqp_{it} \times D + a_6 park_gp \times D + \varepsilon_{it}
\end{aligned}
$$

$$D : d_1 or d_2$$

そして Shapiro, J. M. (2006)[65]や Huang(2015)[66]の論文を参考して、各変数は次のように分ける。

・自然環境要素変数：①大気汚染変数：pm_{10} in_so2i $no2$

②気候変数：$daqp$ $atem$

③グリーンスペース変数：$park_gp$

・都市経済発展変数：$nong_p$ in_lpy $\inf lation$ $primaryschools$

$\operatorname{int} er \sec tion$ $person_g$ in_income

・地価変動[67]を表す変数：$lpindexz$ $lpindexr$

・都市ダミー変数：d_1 d_2

---

[65] Shapiro, J. M. (2006). Smart cities: quality of life, productivity, and the growth effects of human capital. *The review of economics and statistics,* 88(2), 324-335.参照。

[66] Huang, D. J., Leung, C. K., & Qu, B. (2015). Do bank loans and local amenities explain Chinese urban house prices?. *China Economic Review,* 34, 19-38.参照。

[67] 地価指数=報告期の地価/基準期の地価×100%（中国地価監測網（www.landvalue.com.cn）及び中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）による）

2.3.2　モデルの選択

プーリング回帰モデル、固定効果モデル、変量効果モデルの選択についてはF検定、Breusch and Pagan 検定、Hausman 検定を行なった。F検定ではP値は0であり、100%の水準で固定効果モデルが正しいと判断する。Breusch and Pagan 検定の結果は表3-3が示されるように100%の水準で帰無仮説を棄却し、プーリング回帰モデルより変量効果モデルの方を選択する。

表 3-3　Breusch and Pagan 検定の結果

Var	sd = sqrt(Var)	
in_hpr	.2518673	.5018639
e	.009742	.0987015
u	.0035135	.0592747
Test: Var(u) = 0		
chibar2(01) = 202.51		
Prob > chibar2 = 0.0000		

更に固定効果モデルと変量効果モデルの選択についてはHausman 検定を行なった結果は表3-4であり、固定効果モデルが正しいと判断された。従って、三つのモデルの中、固定効果モデルを採用することになる。

2.3.3　実証結果

パネルデータ推計結果は表3-5と表3-6までが示されるようである。

(1) モデル1の推計結果（表3-5）

モデル1で示された結果は固定効果モデルによる推計された結果である。大気汚染変数の内、工業排気汚染（in_so2i）は不動産価格（in_hpr）と1%に有意水準で負の相関関係を持ち、即ち、工業による SO2 の汚染が深刻になればなるほど、不動産価格は下げて行く傾向があると示す。

そして、気候変数である年間の好天気シェア（daqp）は不動産価格と1%に有意水準で正の相関関係を持つことが明確になった。

また、都市のグリーンスペースを表す変数（park_gp）と不動産価格の間では正でかつ有意の結果が得られた。即ち、グリーンスペースの多い都市では、不動産価格がより高くなる傾向があると考える。これは先行研究の結果と異なる部分である。

(2) モデル 2（交差項あり）の推計結果（表 3-6）

都市の発展規模の差異により、自然要素が不動産価格に与える影響にも差異が存在するという想定については、一線都市ダミーの交差項が取り入れる場合、いずれの交差項も有意の結果が出られなかった。

だが、二線都市ダミーの交差項入りの推計結果では二酸化窒素（no2）と不動産価格（in_hpr）は 5%の有意水準で正の関係性を持つことが見える。即ち、二線都市では、二酸化窒素（no2）の濃度の高い都市では不動産価格が上昇する傾向がある。更にグリーンスペース（park_gp）は不動産価格（in_hpr）と 5%の有意水準で正の関係性を持つことが判明された。これは固定効果モデルと似たような結果であると考える。よって、グリーンスペースの多い二線都市では、不動産価格がより高くなる傾向があると言える。

従って、パネルデータの推計結果は仮説 1 と仮説 2 が確認できたと考えられる。

表 3-4　Hausman 検定の結果

in_hpr	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pm10	0.1015945	-0.0914619	0.1930564	0.0356943
in_so2i	-0.0524098	-0.0517934	-0.0006165	0.016881
no2	-0.134045	2.746318	-2.880363	1.09401
atem	-0.0019041	0.0035388	-0.0054428	0.0144966
daqp	0.0024017	0.0025506	-0.0001489	0.0003546
park_gp	0.0108836	-0.0016822	0.0125658	0.0023772
nonag_p	0.013824	0.0129576	0.0008665	0.0177961
in_lpy	0.0603011	0.1093948	-0.0490937	0.0074031
inflation	-0.0001508	0.0007349	-0.0008857	0.0005275
primaryschools	0.1049046	-0.1090959	0.2140006	0.1019297
intersection	-0.0318092	0.0452107	-0.07702	0.0354383
person_g	0.0031028	0.0009752	0.0021277	0.0017406
in_income	0.8866483	0.8643835	0.0222647	0.0356829
lpindexz	-0.2820274	-0.3060706	0.0240432	0.1064264
lpindexr	0.2469536	0.2340714	0.0128823	0.0826618

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B =inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:　Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(14) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)

=86.03

Prob>chi2 = 0.0000

第三節、結論

近年中国の自然環境の悪化、特に、PM2.5 による大気汚染問題は世界中に注目されている。特に、北京や上海などのような政治かつ経済的に重要な地位のある都市では、地方政府は既に対策を立っていた。不動産開発会社側は、消費者がより良い自然環境を持つ住宅への需要に対して環境改善などを行ない、この部分の開発コストが発生する。よって環境状況重視の場合、綺麗な環境を持つ土地の開発コストが比較的に高く、不動産価格の価格もそれなりに高くなると考えられる。このような状況の中で、中国の不動産価格と自然環境の間にはどのような関係性を持つのかについて、本文では大気汚染に着目して、中国 30 都市のパネルデータ分析を行った。

分析の結果から見れば、大気汚染、特に工業 SO2 の汚染は不動産価格と負の関係性を持ち、即ち、大気汚染の状況の軽いところでは住宅の価格が比較的に高いと考える。これは Zheng et al.(2010)[68]との実証の結果と異なっている。

Zheng et al.(2010)は Shapiro(2006)[69]論文を参考にして、1997 年から 2006 年の 10 年間のデータを使って実証研究を行ない、FDI（Foreign Direct Investment）の流れと不動産価格の関係性を明確にしたが、気候の変数について気温だけで、大気汚染の方が PM10 を用いた。そして、気候と不動産価格の関係性を明らかにならなかった。本文の結果によると、不動産価格と気候の間、明確の正の関係性を持つことを示した。一方、都市のグリーンスペースと不動産価格の間では正でかつ有意の結果が得られた。即ち、グリーンスペースの多い都市では、不動産価格がより高くなる傾向があると考える。そして、都市ダミー×自然環境要素の交差項を取り入れて推計した。交差項モデルの推計結果では都市の発展規模の差異が齎した自然要素の影響の差異が明確に観察できた。

一都市のライフクォリティーの重要な要素として、自然環境は重要な役割を果たしている。よって、政府は PM2.5 をはじめ工業 SO2 などの改善に対して力をいれるべきであると考える。だが、北京や上海のような深刻な環境問題を抱える都市一線都市ではなぜ自然要素の影響が明確に観察できず、しかも不動産価格は上昇し続けるのか。

---

[68] Zheng, S., Kahn, M. E., & Liu, H. (2010). Towards a system of open cities in China: Home prices, FDI flows and air quality in 35 major cities. *Regional Science and Urban Economics,* 40(1), 1-10.
[69] Shapiro, J. M. (2006). Smart cities: quality of life, productivity, and the growth effects of human capital. *The review of economics and statistics,* 88(2), 324-335.

これはこのような都市において不動産価格を変動させる要素がより複雑であり、環境要素が不動産価格に与えた影響は他の要素の影響と相殺する可能性があると考える。そして、不動産価格が一線、二線、三線都市により、自然要素が不動産価格に与える影響が異なる表現を持つことで、不動産価格の高騰問題に対して政策を立つ際中央政府は各地域の地方政府に一定の自主性を与え、各自政策を立つことが重要であると考える。

表 3-5　パネルデータ推定結果（固定効果）

不動産価格（in_hpr）	モデル 1 （交差項なし）	不動産価格 （in_hpr）	モデル 1 （交差項なし）
pm10	0.102	primaryschools	0.105
	-0.664		-1.142
in_so2i	-0.052***	intersection	-0.032
	(-2.935)		(-0.772)
no2	-0.134	person_g	0.003
	(-0.101)		-0.922
atem	-0.002	in_income	0.887***
	(-0.160)		-17.192
daqp	0.002***	lpindexz	-0.282**
	-3.543		(-2.503)
park_gp	0.011***	lpindexr	0.247***
	-3.199		-2.867
nonag_p	0.014	d1	0
	-0.871		(.)
in_lpy	0.060***	d2	0
	-3.688		(.)
inflation	-0.0001508	Constant	-1.996
	(-0.047)		(-1.208)

Notes: t statistics in parentheses,* p < .10, ** p < .05, *** p < .01.

表 3-6　パネルデータ推計結果（交差項入り）

不動産価格（in_hpr）	一線都市交差項モデル	不動産価格（in_hpr）	二線都市交差項モデル
pm10*d1	1.515	pm10*d2	2.678
	-0.467		-1.621
in_so2i*d1	-0.063	in_so2i*d2	-4.829
	(-1.028)		(-0.408)
no2*d1	0.262	no2*d2	5.096**
	-0.037		-2.113
atem*d1	-0.016	atem*d2	-0.003
	(-0.718)		(-0.368)
daqp*d1	0.003	daqp*d2	0.009***
	-0.9		-3.337
park_gp*d1	0.009	park_gp*d2	0.021**
	-0.863		-2.568
Constant	-0.93	Constant	-2.580***
	(-1.104)		(-3.085)
N	251	N	251
r2	0.895	r2	0.896
F	88.146	F	89.007
ll	100.001	ll	101.093
Notes: t statistics in parentheses,* p < .10, ** p < .05, *** p < .01.			

第四章　中国の不動産価格と個人収入及び家計消費の関係

1979 年、中国が改革開放を行い、その後、一連の改革の実施とともに中国経済が高速成長期を迎えてきた。その中、中国の住宅制度改革と伴い、住宅の商品化や市場化が始まり、一般家庭の住宅購入する意欲を刺激した。不動産市場が著しく成長してきた中、1992 年及び 2002 年に起こした住宅開発ブーム住宅開発ブームを経て、不動産市場の過熱という問題が現れ、現在でも深刻化し続けている。このような状況の中、高騰し続いた不動産価格は一般家庭の家計消費の間にはどのような関係性を持つのか。本章においては不動産市場の過熱で年々上昇してきた不動産価格は中国の家計消費にどのような影響を与えるのかを明確にする。

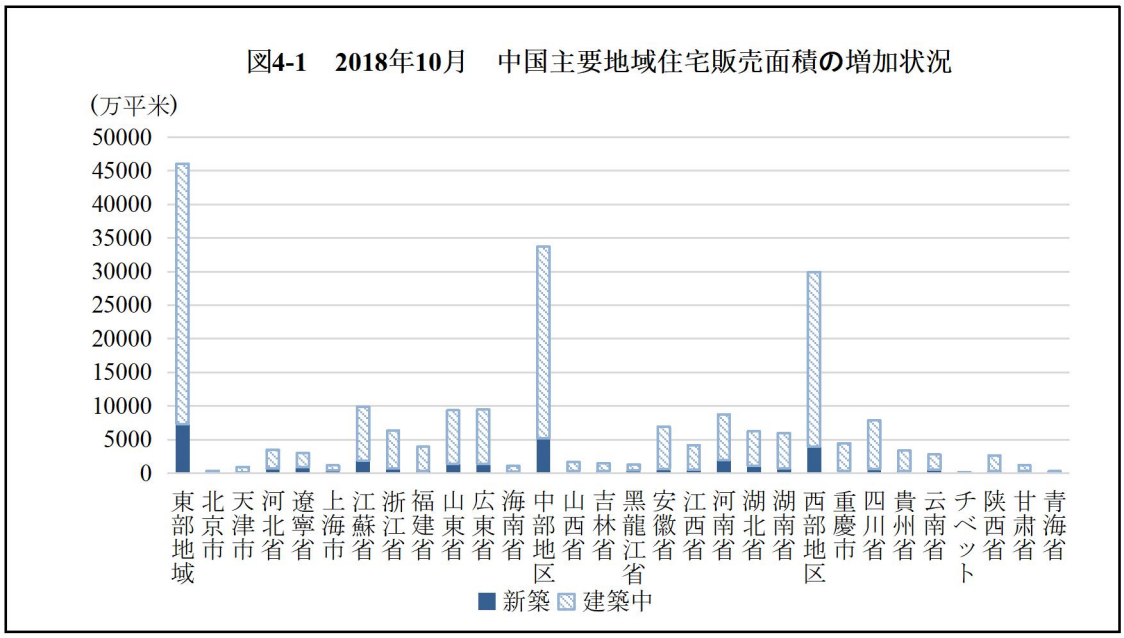
第一節、背景と問題意識

1978 年、中国では政府主導のもとで公有住宅の販売が始まった。その後、住宅制度の改革を進み、「三三制」や「提租補貼」などの政策実施の中、中国では住宅の「商品化」が始まり、一般家庭が従来の公有住宅分配制度の時代から個人住宅購入の時代へ歩き出した。中国国家統計局 2018 年 10 月の統計では、中国全国の住宅販売面積の増加分はすでに 115,432.29 万平米であり、その内、新築住宅の面積の増加分は 18,159.80 万平米、建築中の住宅の面積は 97,272.49 万平米が増えた[70]。図 4-1 で示されるように、建築済みの新築住宅と比べると建築中の住宅の方が増加面積の半分以上を占めていた。住宅に対する需要がまだ上昇していると考えられる。

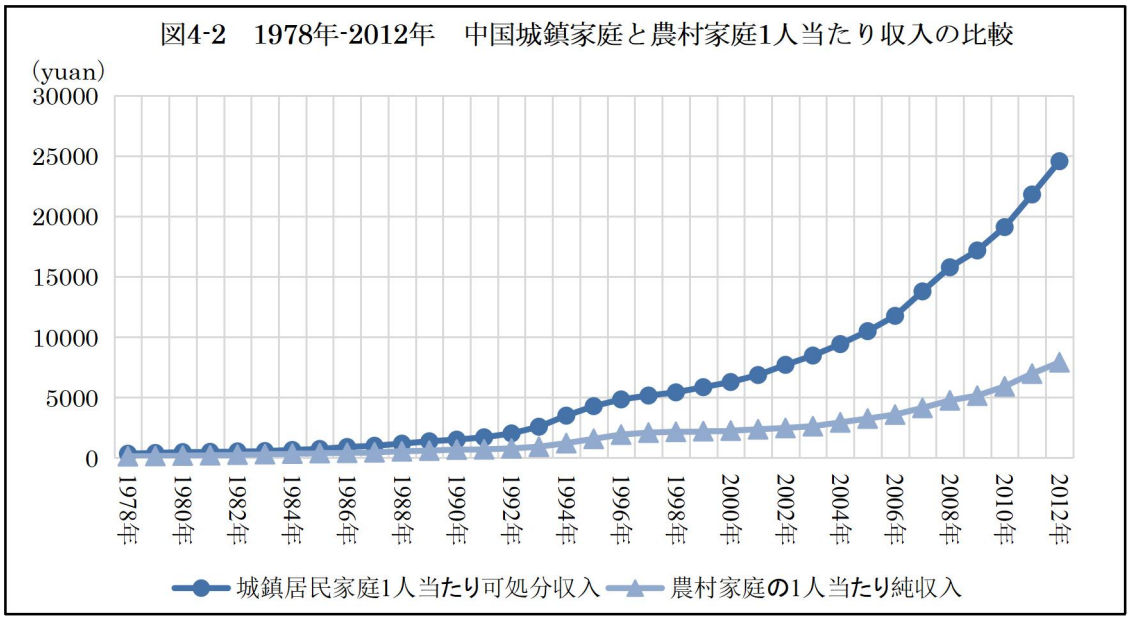
一方、経済の高速成長とともに、都市住民家庭 1 人当たり可処分収入も増加してきた。1978 年の都市住民家庭 1 人当たり可処分収入はわずか 343.4 元であり、農村の家庭の 1 人当たり純収入は 133.6 元であった[71]。そして、エンゲル係数の方から見れば、1978 年の統計では、鎮居民家庭の方が 57.5 であり、農村の方は 67.7 である。城鎮家庭も農村家庭の消費はまだ基本生活保障の方に集中していたと考える。図 4-2 により、2012 年の統計では都市住民家庭 1 人当たり可処分収入は 24,564.7 元で、農村の家庭の

[70] 中国国家統計局（www.stats.gov.cn/tjsj/）は 2018 年 12 月公表されたデータ　引用。
[71] 中国国家統計局（www.stats.gov.cn/tjsj/）が統計する際、この二つの名目が異なっている。二つの名目の統計データは全部「人民生活」の中の「収入」一欄に収まっている。

1 人当たり純収入は 7916.6 元である。城鎮でも農村でも家庭 1 人あたりの収入がともに増加しているが、城鎮と農村が格差も徐々に拡大していく傾向が見える。

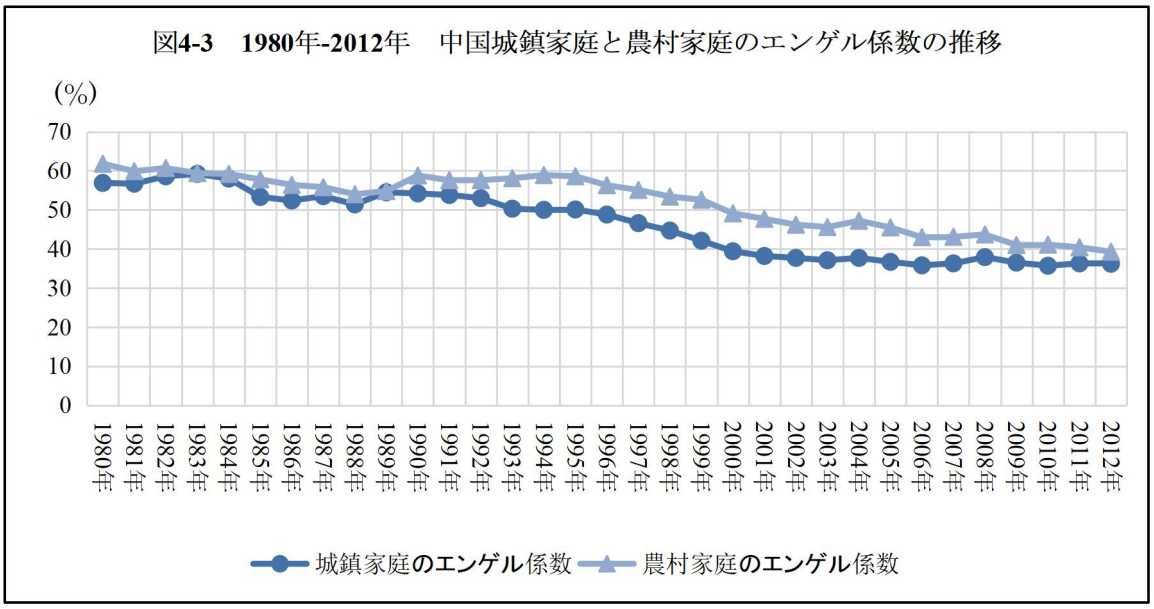


出所：中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）により著者作成。



出所：中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）により著者作成。

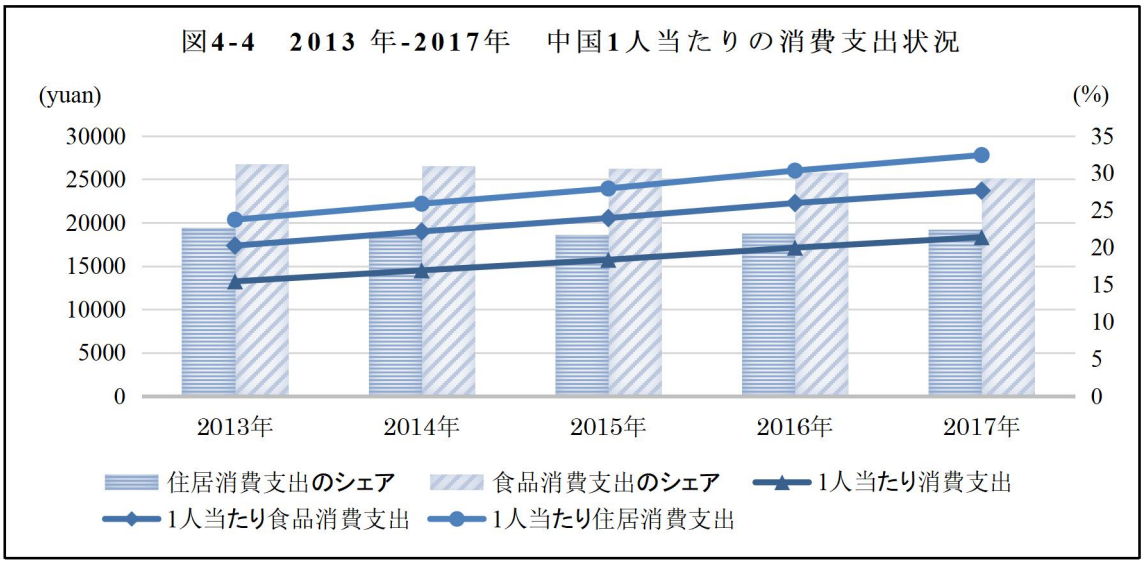
一方、エンゲル係数の推移（図 4-3）を見れば、農村の方が 12 年間ずっと上回っている。そして 2012 年の統計では城鎮家庭のエンゲル係数は 36.2 であることに対して、農村家庭のエンゲル係数は 39.3 である。



出所：中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）により著者作成。

消費支出の面では、2017 年中国の 1 人当たり消費支出は 18,322 元であり、食品消費の 1 人当たり支出は 5,374 元、住居面に 1 人当たり支出は 4,107 元である。図 4-4 で示されるように、1 人当たりの消費支出について、食品消費支出も住居支出も同じ傾向で上昇して行くが、二つの消費支出が占める割合が年々接近していくと見える。2017 年の統計では住居消費支出のシェアの 22.4%に対して、食品消費支出のシェア 29.3%である。食品消費支出のシェアは初めて 30%以下まで下がった。城鎮家庭でも農村家庭でも家計消費の中心は食品などからほかの面へ移転していくことが明らかである。

このような状況の中、高騰し続いた不動産価格は一般家庭の家計消費の間にはどのような関係性を持つのかを明確にする必要性があると考える。



出所：中国国家統計局：（www.stats.gov.cn/tjsj/）により著者作成。

第二節、実証研究

2.1　先行研究

不動産価格と家計の間の関係性については数多くの先行研究がある。その内、欧米の家計消費をめぐる研究が多数ある。石川（2004）は住宅価格変動と家計の消費の関係について日本、米国および英国の状況を比較し、住宅価格の変動は家計消費のバランスシートに大きな影響を与えると結論した[72]。更に細尾（2009）は米国で起こした資産バブルの崩壊後、資産価格の下落と個人消費の関係について検討した[73]。細尾（2009）の研究では、米国が経験した資産バブルに関しては一度上昇した資産価値は大きく下落し、住宅資産価値や非居住住宅の資産価値なども減少していた。ところが、バブル時期に形成、拡大した家計の債務を保有した米国家計は、住宅ローンの返済などの問題を直面し、消費低迷の状態に落ち込んでいたと解釈、住宅価格の下落は個人消費を抑制するメカニズムを解明した。

[72] 石川達哉（2004）「住宅価格変動と家計消費および資産・負債-日本・米国・英国の比較」、ニッセイ基礎研レポート 2004.2、参照。
[73] 細尾忠生（2009）「米国の資産下落と個人消費―住宅価格の下落はなぜ個人消費の抑制要因などか-」、三菱 UFJ リーサチ＆コンサルティング　調査レポート 09/26、参照。

中国の場合、欧米諸国や日本と異なり、土地国有制の下で、住宅の使用権 70 年の期間制限を付いている。中国に関する先行研究の中、Du.etc(2017)は江蘇省の都市に対してアンケート調査を行ない、住宅への消費需要は住宅価格の上昇から影響を受け、更に拡大する結論を取り上げた[74]。それに Tang and Coulson(2017)は山東省の済南市のデータと 2011 年の中国家庭金融調査のデータを利用し、1988 年以降に実施した「提租補貼」政策の中心となる「住宅積立金ファンド」（Housing Provident Fund （HPF））の効果について実証研究を行った[75]。その結果、HPF の実施は一般家庭の住宅購入へ意欲を刺激し、住宅所有率の改善の面では一定の効果が見えると考える。

不動産価格の変動と家計消費の関係に関する研究では、ミクロレベルのデータを用いた実証研究が多いが、中国の場合、先行研究の多数が自らアンケート調査を行いた上で、中国家庭金融調査[76]などの研究機関の調査データを合わせて、一つの都市の状況に関して実証研究を行いる。データの制約を考量した上で、本章では中国国家統計局が公表したデータと各年の統計年鑑から収集したデータを中心に実証研究を行う。

2.2　パネルデータ分析

2.2.1　データベース

本章の実証研究で使われたデータベースは中国国家統計局がネットで公表されたデータ及び 2000 年～2014 年までの『中国国土資源統計年鑑』、『中国都市統計年鑑』及び『中国区域統計年鑑』の統計データによって構成される。具体的な基本統計量は表 4-1 のように示されている。不動産価格については前の 2 章と同様に住宅の平均価格のデータを使い、城鎮住民 1 人当たり消費支出（expenditure）は『中国地域経済統計年鑑』で統計された都市データである。基本統計量によれば、都市住民 1 人当たり消費支出（expenditure）の平均は 11,877.05 元であり、最大値は 33,157 元である。また同じデータソースにより都市住民の 1 人当たり可処分所得のデータが使われる。そし

---

[74] Jing Du, Yifan Yang Dezhi Li, Jian Zuo(2017).“Do Investment and improvement demand outweight basic consumption demand in housing market?Evidence from small cities in Jiangsu,China” *Hanitat International* 66(2017)24-31,参照。

[75] Mingzhe Tang，N.Edward Coulson(2017) “The impact of China's housing provident fund on homeownership,housing consumption and housing investment” *Regional Science and Urban Economics*63(2017)25-37,参照。

[76] 中国西南財経大学に所属する中国家庭金融調査と研究センターが主催するアンケート調査である。

て、本章で使われるデータは都市レベルのデータで中国の主要都市の 35 都市データを収集し、欠損値の影響を考慮に 3 都市のデータを利用しないようにした。

表 4-1　基本統計量

Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
不動産価格（hp）	yuan/sq.m	480	4492.359	3465.197	1077	23427
都市住民 1 人当たり消費支出（expenditure）	yuan	480	11877.05	5736.055	3498	33157
都市住民 1 人当たり可処分所得（income）	yuan	480	16134.52	8820.6	4532	44653
土地価格（lp）	yuan/sq.m	480	940.42	1231.056	4.469142	10209.85

2.2.2 実証研究

本章で取り入れたモデルはパネルデータのグレンジャー因果関係テストと第二章で紹介した PVAR(Panel Vector Autoregression)モデル[77]である。

1.　パネルデータのグレンジャー因果関係テスト

マクロレベルのパネルデータを用いて、パネルのデータのグレンジャー因果関係テストを行い不動産価格（Housing Price）、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）及び土地価格（Land Price）の間の因果関係を探る。

[77] オリジナルプログラムコードは Inessa Love 氏によって提供する。Inessa Love 氏は世界銀行に所属する。

パネルデータのグレンジャー因果関係テストはXとYの2変数の間には因果関係を存在するかどうかについて以下の2つの推計式がある[78]。

$$Y_{i,t} = \sum_{k=1}^{m} \alpha^{(k)} X_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{m} \beta^{(k)} Y_{i,t-1} + \nu_{i,t}$$

$$X_{i,t} = \sum_{k=1}^{m} \delta^{(k)} X_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{m} \lambda^{(k)} Y_{i,t-1} + \mu_{i,t}$$

そして帰無仮説は以下のようである：

H_0 : Excluded variable does not Granger-cause Equation variable

H_a : Excluded variable Granger-cause Equation variable

時系列データのグレンジャー因果関係テストの手順と同様に、パネルデータのグレンジャー因果関係テストは三つのステップがある。

ステップ 1. 単位根が存在すると仮定し、単位根検定を行う:

単位根検定の結果は本章の最後にある表4-2から表4-5まで示されるように何れの検定結果も帰無仮説を拒否し、単位根がないという結果を示した。

ステップ 2. 共和分関係が存在しない、定常でないと仮定し、共和分検定を行う:

ステップ1の結果を踏まえて、単位根がないため定常条件を満たすため、このステップを略する。

ステップ 3. グレンジャー因果関係テスト

不動産価格（HP）と都市住民1人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民1人当たり可処分所得（Income）の間の因果関係を明確に示すように、パネルデータを消

[78] B Venet, C Hurlin(2001). "Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients" *Document De Recherche Leo* , 2001,参照。

費組と収入組という 2 つの組に分けて、其々のグレンジャー因果関係テストを行う。推計の結果は表 4-6 と表 4-7 で示される。

表 4-6　Granger causality Wald tests for Panel VAR　(Expenditure)

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
h_hp	h_exp	4.68	2	0.096
h_hp	h_lp	41.952	2	0.000
h_hp	ALL	45.349	4	0.000
h_exp	h_hp	12.341	2	0.002
h_exp	h_lp	27.841	2	0.000
h_exp	ALL	45.755	4	0.000
h_lp	h_hp	3.6472	2	0.161
h_lp	h_exp	0.31241	2	0.855
h_lp	ALL	14.198	4	0.007

表 4-6 の消費の結果では、不動産価格（HP）は 1%の有意水準んで帰無仮説を拒否し、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）の原因であると判断された。だが、両者の間にはその逆の因果関係性を持つことが観察できなかった。

そして、収入組となる表 4-7 の結果を見れば、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）は 5%の有意水準で帰無仮説を拒否し、不動産価格（HP）の原因であると判断された。そして、1%の有意水準で不動産価格（HP）は都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）の原因であると確認され、両者の間には相互的な因果関係が存在すると考えられる。

更に、二組の結果ともに不動産価格（HP）と土地価格（LP）の間では相互的な因果関係が成立すると確認された。

表 4-7　Granger causality Wald tests for Panel VAR　(Income)

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
h_hp	h_income	5.1486	1	0.023
h_hp	h_lp	34.651	1	0.000
h_hp	ALL	39.553	2	0.000
h_income	h_hp	12.226	1	0.000
h_income	h_lp	42.076	1	0.000
h_income	ALL	44.867	2	0.000
h_lp	h_hp	1.1103	1	0.292
h_lp	h_income	0.13433	1	0.714
h_lp	ALL	30.119	2	0.000

だが、パネルデータのグレンジャー因果関係テストの結果は計量上の変数の間にはこのような因果関係が存在すると示したものである。実際この四つ変数にはどのような関係性を持つのか、この問題を解明するために、PVAR モデルで更に推計を行う。

2.　PVAR モデルによる実証分析

(1)　PVAR モデルの一階条件

PVAR モデルの一階条件は以下のように表示される。

$$y_{it} = b_1 y_{it-1} + \eta_i + \gamma_t + \mu_{it}$$

y_{it} は四つのベクトル $\{HP, EXPENDITURE, INCOME, LP\}$ を示し、HP、$EXPENDITURE$、$INCOME$、LP、は其々不動産価格（Housing Price）、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）及び土地価格（Land Price）を示している。 η_i、γ_t は個別効果及び時間効果を表示する。μ_{it}

は誤差項であり、$E\left(\mu_{it}\middle|\eta_i,\gamma_t,y_{it}\right)=0$ 及び $E\left(\mu_{it}\middle|\eta_i,\gamma_t,y_{it-1}\right)=0$ という二つの条件を満たす。b_1 は係数で、GMM 過程により推計する。

PVAR モデルに応用するパネルデータ処理は第二章が紹介する二つのステップにより、処理する。

(2) 仮説

不動産価格と個人収入及び家計消費[79]の関係については、以下のような仮説を立てる。

仮説 1：改革開放後、個人収入が増加し、結婚、出産などの影響で住宅を購入しようと考え、住宅への購入需要が上昇し、不動産の価格の上昇をもたらす。これの影響によって、家計消費の支出も拡大すると考える。

仮説 2：不動産産業の発展は中国経済の発展を加速し、労働に対する需要も増え、個人収入の増加という結果をもたらすと考える。即ち、不動産価格が上昇することに対して、家計消費及び個人収入も上昇すると想定する。

(3) 推計結果

① 定常条件検定

PVAR モデルでの推計はまず定常条件を満たす必要があるため、定常条件検定[80]の結果は図 4-5 のようであり、四つのベクトルを持つモデルは定常条件を満たすと考える。

不動産価格（HP）と都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）の間の関係性をより明確に観察するために $\{HP, EXPENDITURE, LP\}$、$\{HP, INCOME, LP\}$ の二組で推計を行う。この二組の定常条件検定は図 4-6、図 4-7 で示された。いずれの組でも定常条件を満たしている。

[79] 個人収入＝都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）、家計消費＝都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）と取り扱う

[80] 定常条件の詳細については本文第二章 28 ページを参照する。

図 4-5　PVAR モデルの定常条件（消費組）

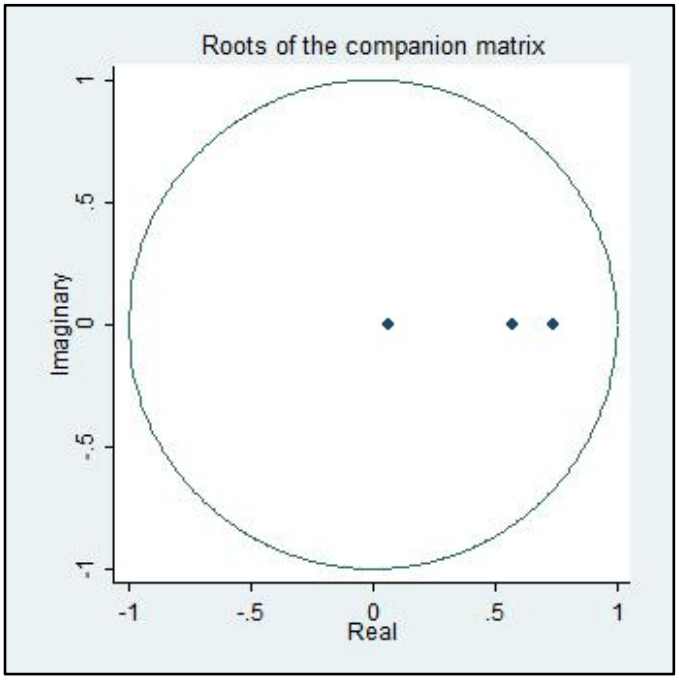
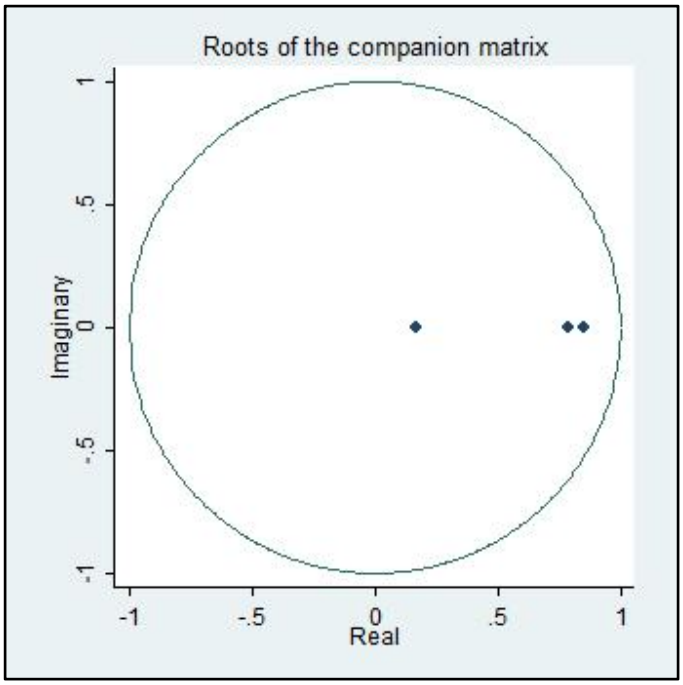


図 4-6　PVAR モデルの定常条件（収入組）



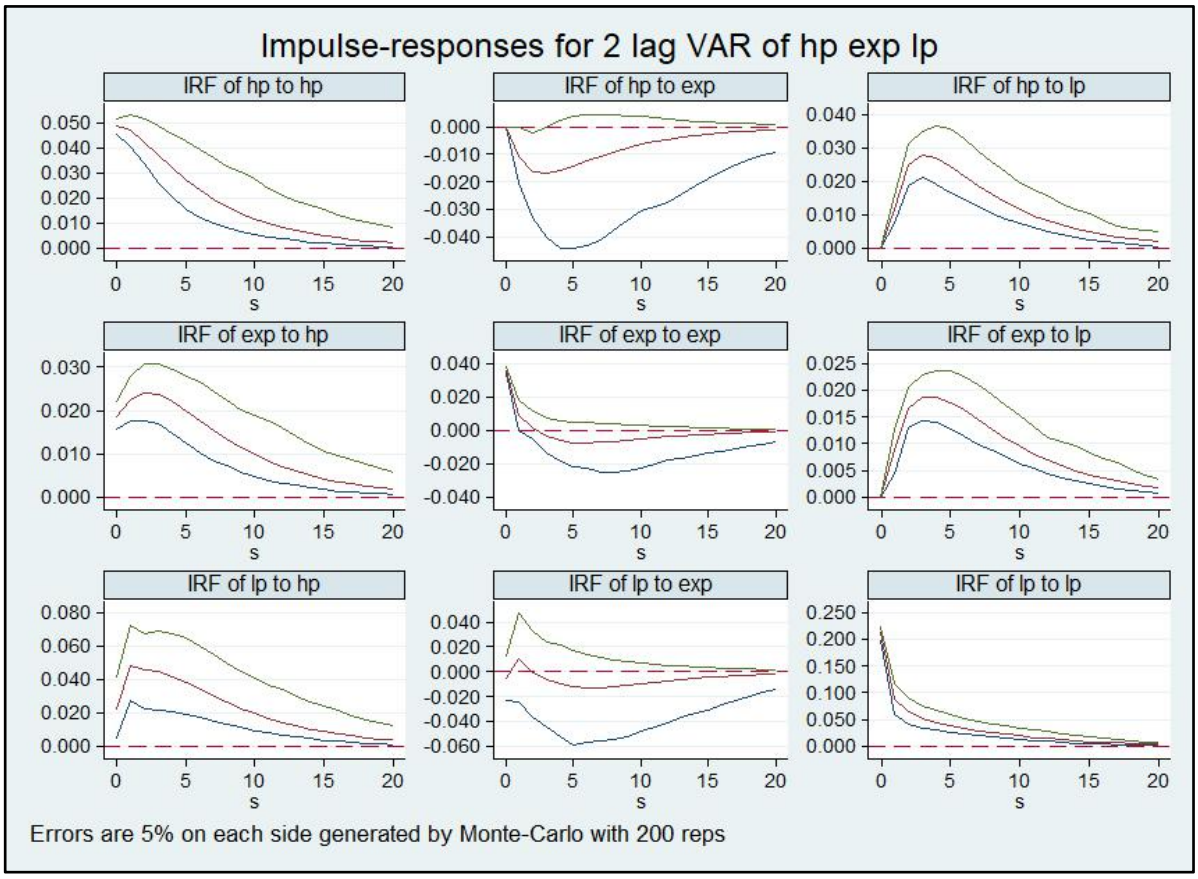
② インパルス応答の結果

不動産価格（HP）と都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）に関するインパルス応答の結果は図 4-7 と図 4-8 のように示されている。

消費組の結果では不動産価格（HP）の都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）に対する反応は有意な結果が得られない。だが、不動産価格（HP）にショックを与えると、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）はこのショックに対して反応し、正かつ有意の反応が観察できた。これは住宅価格が上昇する場合、家庭消費も拡大する傾向があることを示したと思われる。これをもって仮説 1 を証明できたと考える。

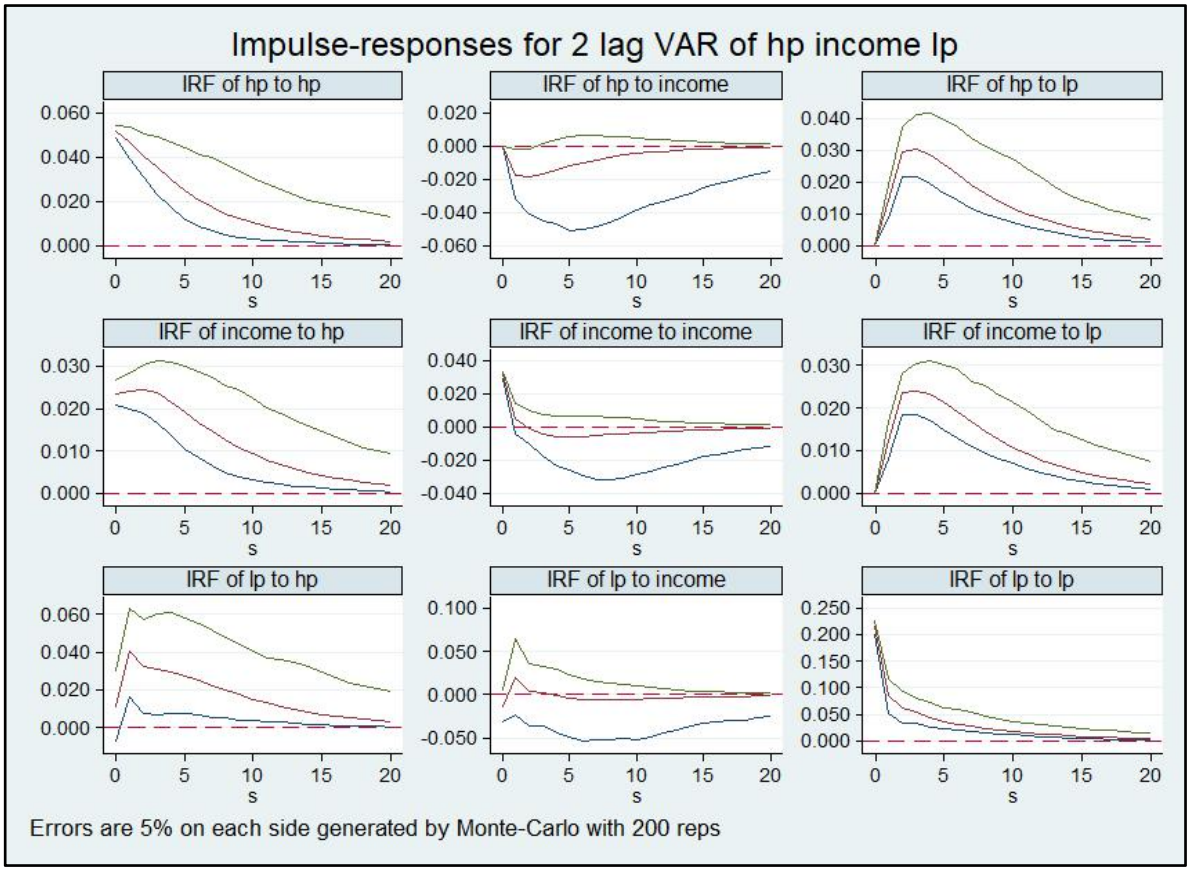
また、市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）のショックに対して、土地価格（LP）は初期の短い期間だけ正かつ有意な反応が観察されたが、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）は土地価格（LP）に対して正の反応が示した。

図 4-7　インパルス応答の結果（消費組）



また仮説 2 については、収入組の結果を見れば、不動産価格（HP）と都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）の関係性については図 4-8 で示されるようである。都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）は住宅価格（HP）、土地価格（LP）のショックに対して、有意かつ正の反応が現れた。一方、不動産価格（HP）は都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）のショックに対して、マイナスの反応が示した。そして、土地価格（LP）は都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）に与えるショックに対しても初期の短い期間だけ正かつ有意な反応が現れた。

図 4-8　インパルス応答の結果（収入組）



インパルス応答の結果をもって、不動産価格と個人収入及び家計消費の関係性をめぐる仮説 1 と仮説 2 ともに証明できたと考えられる。

表 4-2　単位根検定の結果（**HP**）

Panel unit root test: Summary of HP

Sample: 1999 2013

Exogenous variables: Individual effects

User-specified lags: 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-6.60164	0.0000	32	384
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.08255	0.0000	32	384
ADF - Fisher Chi-square	127.346	0.0000	32	384
PP - Fisher Chi-square	236.303	0.0000	32	416

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

表 4-3　単位根検定の結果（LP）

Panel unit root test: Summary of LP

Sample: 1999 2013

Exogenous variables: Individual effects

User-specified lags: 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-12.4697	0.0000	32	384
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-11.8510	0.0000	32	384
ADF - Fisher Chi-square	254.518	0.0000	32	384
PP - Fisher Chi-square	577.281	0.0000	32	416

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

表 4-4　単位根検定の結果（**Income**）

Panel unit root test: Summary of Income

Sample: 1999 2013

Exogenous variables: Individual effects

User-specified lags: 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-7.51766	0.0000	32	384
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.19213	0.0000	32	384
ADF - Fisher Chi-square	153.504	0.0000	32	384
PP - Fisher Chi-square	281.086	0.0000	32	416

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

表 4-5　単位根検定の結果（Expenditure）

Panel unit root test: Summary of EXP

Sample: 1999 2013

Exogenous variables: Individual effects

User-specified lags: 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-5.86130	0.0000	32	384
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.87402	0.0000	32	384
ADF - Fisher Chi-square	143.305	0.0000	32	384
PP - Fisher Chi-square	305.721	0.0000	32	416

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

第三節、結論

1979 年、中国が改革開放を行い、その後、一連の改革の実施とともに中国経済が高速成長期を迎えてきた。その中、中国の住宅制度改革と伴い、住宅の商品化や市場化が始まり、一般家庭の住宅購入する意欲を刺激した。不動産市場が著しく成長してきた中、不動産市場の過熱という問題が現れ、現在でも深刻化し続けている。一方、経済成長の成果を恵まれ、個人収入が大幅に増加し、都市や農村にもかかわらず、エンゲル係数が 30%台まで下げ、家計消費の中心の移転が明らかである。このような状況の中、高騰し続いた不動産価格は一般家庭の家計消費の間にはどのような関係性を持つのか。多数の先行研究があり、その中、中国の場合、欧米諸国や日本と異なり、土地国有制の下で、住宅の使用権 70 年の期間制限を付いている。中国の不動産価格の変動と家計消費の関係に関する先行研究の殆どはミクロレベルのデータを用いた実証研究であり、先行研究の多数が自らアンケート調査を行いた上で、研究機関の調査データを合わせて、一つの都市の状況に関して実証研究を行いる。データの入手ルートを考量した上で、本章では中国国家統計局が公表したデータと各年の統計年鑑から収集したデータを中心にパネルデータのグレンジャー因果関係テストを行い、不動産価格（HP）、土地価格（LP）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）及び鎮居民 1 人当たり消費支出（Expenditure）の四者の間の因果関係を明確にした。そして、グランジャー因果関係テストの結果を踏まえて、四つ変数にはどのような関係性を持つのか、この問題を更に解明するために、PVAR モデルで更に推計を行った。結果としては不動産価格（HP）の都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）に対する反応は有意な結果が得られないが、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）は不動産価格（HP）のショックに対して正かつ有意の反応が観察できた。即ち、住宅価格が上昇する場合、家庭消費も拡大する傾向があることを示したと思われる。そして、都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）と土地価格（LP）の間にもこのような関係性があると観察できた。また都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）は住宅価格（HP）、土地価格（LP）のショックに対して、有意かつ正の反応が現れた。

実証研究の結果は不動産価格と個人収入及び家計消費支出に関する仮説が証明できたと考える。不動産市場の過熱問題は家計消費に大きな影響を与え、上昇し続ける不

動産価格は家計消費に負担を掛かっている。だが、中国家庭の伝統的な考えでは結婚や就職などのために、住宅物件を購入する必要性は変わりはないと考える。この問題に対して、不動産開発会社は既に頭金に対する優遇政策を出しているが、支払い能力の異なる消費者ニーズに対して多様な開発計画を立つ必要があると考える。特に、低収入家庭向けの住宅開発への需要が高いと考える。だが、低収入家庭向けの住宅開発は不動産会社側の責任だけではなく、政府側から積極的な土地提供や開発支援などの政策サポートを提供する必要がある。更に銀行側は初めて住宅を購入する場合、住宅ローンの金利優遇条件も既にある。そして、「住宅積立金ファンド」（Housing Provident Fund （HPF））という既存制度を利用して住宅を購入する家庭も多いが、「住宅積立金ファンド」（Housing Provident Fund （HPF））のない就職先で働いている人に対して、政府はこれに相当する新たな政策を立つ必要があるかを検討すべきであると考える。本章ではマクロレベルのデータを利用して計算したが、今後の課題としては、中国全国のミクロレベルのデータを収集した上で、更なる検証を行う必要があると考える。

第五章、結論

本文では 1979 年改革開放後、著しく成長してきた中国不動産市場をめぐて三つの側面から実証研究を行い、中国の不動産「過熱化」問題を引き起こす原因を探り、判明した。

中国において不動産市場市場の発展は1980年4月の鄧小平の建築業と住宅問題についての講話をきっかけに幕を挙げた。その後、住宅制度改革をはじめ、一連の改革を経て、「提租補貼」を中心とする住宅制度を形成していくのに伴い、中国の不動産市場も生まれて、成長してきた。そして、住宅制度改革と伴い、従来の土地制度改革も行われ、「招・拍・掛」を中心となる土地使用権の有償譲渡制度が形成した。1986 年、「中華人民共和国土地管理法」が実施されたことにより、中国において、土地に関する土地管理の法律が整備されるようになったその後、土地取引に関わる法律規定などの整備が行われて行き、1992 年には第一次不動産開発ブームが起きた。その後中国の不動産市場は一時的な不況を経験し、その後徐々回復してきた。

1998 年 7 月、国務院は「関于進一步深化城鎮住房制度改革加快住房建設的通知」を公表され、住宅を新たな経済成長の柱になれるように育つべきであると指示した。この後、住宅の「商品化」が一層加速した。それ以来、都市住宅の取引が大幅に増加し、2002 年からは第二次不動産開発ブームが発生した。2016 年、中国不動産産業の付加価値は国内総生産（GDP=Gross Domestic Product）の 6.5%を占めるようになり、不動産産業の成長は中国経済の重要な柱になったと考える。

中国の不動産「過熱化」問題の原因について多数の研究があるが、政府側の要因について中国不動産価格の高騰は中国独特の地方政府の「土地財政」問題と関連すると指摘する先行研究が多い。本文では 1999 年から 2013 年の 15 年間の中国都市レベルデータを利用し、PVAR モデルで実証研究を行い、その結果、不動産価格、土地価格の変化は地方政府及び土地財政への依頼と緊密に関連していることが分かる。

地方政府は不動産価格の上昇に頼って、土地使用権の有償譲渡制度を利用し、より多くの資金を手に入れるようと考える。この地方政府の行動の裏には地方政府財政赤字の問題の深刻化問題がある。

中央政府にとっては地方政府にはより多くの自主財源を獲得させるように、現在実施された財政制度を改善する必要がある。また土地使用権の有償譲渡制度の乱用を防

ぎ、土地取引市場の健全性を向上させるように、関連する規制の作成が必要であると考える。更に、地方政府が地使用権の有償譲渡以外の事業に対するインセンティブを高める新たな政策についても中央政府が検討すべきであると考える。一方、地方政府自身は土地からの収入以外の新たな財政収入を増加する方法を自ら探りべきであると考える。だが地方政府は土地の供給側として不動産価格にどのような影響を与えるのかについて解明できないが、今後この部分について研究を深まる必要がある。そして2008年リーマン・ショックを境に、中国の不動産価格と地方政府の土地財政問題の関係性は変化があるのかも今後課題として残されている。

ところが、経済の高度成長とともに、近年中国の自然環境の悪化、特に、PM2.5による大気汚染問題は世界中に注目されている。特に、北京や上海などのような政治かつ経済的に重要な地位のある都市では、地方政府は既に対策を立っていた。消費者がより良い自然環境を持つ住宅への需要が日々上昇している。このような状況の中、環境の悪化は不動産価格にどのような影響を与えるのか。本文では大気汚染に着目して、中国30都市のパネルデータ分析を行った。

分析の結果では大気汚染、特に工業SO2の汚染は不動産価格と負の関係性を持ち、即ち、大気汚染の状況の軽いところでは住宅の価格が比較的に高いと考える。先行研究と異なる実証研究の結果が得られた。一方、グリーンスペースの多い都市では、不動産価格がより高くなる傾向があると判明した。そして、不動産価格は一線、二線、三線都市では異なる表現を持つことも明らかにした。

一都市のライフクォリティーの重要な要素として、自然環境は重要な役割を果たしている。よって、政府はPM2.5をはじめ工業SO2などの改善に対して力をいれるべきであると考える。そして、不動産価格が一線、二線、三線都市により、異なる表現を持つことで、不動産価格の高騰問題に対して政策を立つ際中央政府は各地域の地方政府に一定の自主性を与え、各自政策を立つことが重要であると考える。

中国の住宅制度改革と伴い、一般家庭の住宅購入する意欲が刺激された。そして、経済成長の成果を恵まれ、個人収入が大幅に増加し、都市や農村にもかかわらず、エンゲル係数が30%台まで下げ、家計消費の中心の移転が明らかである。このような状況の中、高騰が続いた不動産価格は一般家庭の家計消費の間にはどのような関係性を持つのか。この問題を解明するために、データの制約を考量した上で、第四章では中国国家統計局が公表したデータと各年の統計年鑑から収集したデータを中心にパネル

データのグレンジャー因果関係テストを行い、不動産価格（HP）、土地価格（LP）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）及び鎮居民 1 人当たり消費支出（Expenditure）の四者の間の因果関係を明確にした。更に PVAR モデルで推計を行い、不動産価格（HP）の都市住民 1 人当たり消費支出（Expenditure）、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）の関係を判明した。推計の結果としては宅価格が上昇する場合、家庭消費も拡大する傾向があることが確認できた。そして、都市住民 1 人当たり可処分所得（Income）は住宅価格（HP）及び土地価格（LP）の間には正の関係性が存在することも確認できた。だが、本章ではマクロレベルのデータを利用したため、今後課題として中国全国範囲のミクロデータを収集しさらに検討する必要があると考える。

中国の不動産市場は中国政府の主導の下で成長してきた。現在問題となった中国不動産「過熱化」問題の裏には政府の要因が存在する。地方政府の側面では「土地財政」問題が存在し、不動産価格に影響を与えている。この部分の要因を解消するために、土地市場や不動産市場への規制を見直す必要がある。それに、現在の税収制度の改善の必要性もある。不動産価格の高騰は一般家庭の生活に緊密な関係性を持ちと考える。自然環境が日々悪化している現在不動産物件、特に住宅を購入する際、自然環境が益々重視されるようになる。よりきれいな自然環境を持つ住宅の価格も高くなる傾向は消費者側の自然環境改善への需要を示している。国民のライフクォリティーを向上するために、中央政府から地方政府まで、この問題をどう解決するのかによって、不動産市場にも影響を与える。また、個人収入が大幅に増加し、結婚や出産などの原因で住宅への需要は以前として好調している現在、不動産価格の変動は家計消費にも緊密に関連している。よって、本文の結論としは不動産市場の健全性を向上し、国民のライフクォリティーを高まるため、中国の不動産「過熱化」問題を解消する必要がある。これを実現するために、不動産市場自らの調整だけではなく、中央政府の役割を果たし、中央政府が不動産市場の状況を正確に把握した上で、土地市場に関する規制の強化や低収入家庭向けの住宅開発計画への支援、住宅購入補助金に関する政策などをめぐって各方面制度や政策の調整する必要があると考える。

参考文献

和文文献

1. 石川達哉（2004）「住宅価格変動と家計消費および資産・負債-日本・米国・英国の比較」ニッセイ基礎研レポート 2004.2
2. 上田隆穂, 藤井信之,竹内俊子（1993）「バブル経済崩壊後の消費者行動」 學習院大學經濟論集, 30(1), 1-51.
3. 加藤弘之・上原一慶（2011）『現代中国経済論』ミネルヴァ書房
4. 加藤弘之（2016）『現代中国経済学入門』名古屋大学出版会
5. 梶谷懐（2012）「中国経済の動学的非効率性に関する実証分析」国民経済雑誌、206（5）、65-84
6. 細尾忠生（2009）「米国の資産下落と個人消費—住宅価格の下落はなぜ個人消費の抑制要因などか」、三菱 UFJ リーサチ＆コンサルティング　調査レポート 09/26
7. 丸川知雄（2015）『現代中国経済』有斐閣
8. 劉家敏（2012）「土地・不動産依存の中国財政—安定財源の確保に向けた対策と今後の課題」　みずほ総合研究所 Channel to Discovery,2013 年 1 月 10 日

中国語文献

1. 連玉君（2009）『中国上市公司投資効率研究』、経済管理出版社、第 4 章
2. 劉玉萍,郭郡郡,李馨鸞(2012)　「経済成長中的に土地財政依頼:度量、変化及後果」、雲南大学学報、2012 年第 1 期
3. 中国土地勘測規画院地政研究センター(2006)　「从体制上消除地方過度依頼“土地財政”」、『中国土地』2006.7:11-22
4. 唐鵬,周来友,石暁平(2014)　「地方政府対土地財政依頼的影響要素研究－1998-2010 的省際面板数据研究」、『資源科学(Resources Science)』、2014,36(7):1374-1381
5. 　呉冠岑,牛星,王洪強(2015)　「城市特性差異下的土地財政依頼度与房地産価格関係」、『国土資源科技管理』、2015,32(1):40-44
6. 鄒東涛、欧陽日輝（2008）『発展和改革藍皮書—中国改革開放 30 年』、社会科学文献出版社
7. 『中国統計年鑑』(1999-2016)

8. 『中国環境統計年鑑』(1999-2016)
9. 『中国国土資源統計年鑑』(1999-2016)
10. 『中国杭域統計年鑑』(1999-2016)

英文文献

1. Hurlin, C., & Venet, B. (2001). Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients. *Cahier de Recherche EURISCO, September, Université Paris IX Dauphine*.
2. Davidoff, T. (2006). Labor income, housing prices, and homeownership. *Journal of urban Economic*s, 59(2), 209-235.
3. Doerner, W. M., & Ihlanfeldt, K. R. (2011). House prices and city revenues. *Regional Science and Urban Economics, 41(4),* 332-342.
4. Du, J., Yang, Y., Li, D., & Zuo, J. (2017). Do investment and improvement demand outweigh basic consumption demand in housing market? Evidence from small cities in Jiangsu, China. *Habitat International*, *66*, 24-31.
5. Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2005). Why have housing prices gone up?. *American Economic Review, 95(2)*, 329-333.
6. Grossmann, A., Love, I., & Orlov, A. G. (2014). The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *33*, 1-27.
7. Harrison Jr, D., & Rubinfeld, D. L. (1978). Hedonic housing prices and the demand for clean air. *Journal of environmental economics and management,* 5(1), 81-102.
8. Hilber, C. A., Lyytikäinen, T., & Vermeulen, W. (2011). Capitalization of central government grants into local house prices: Panel data evidence from England. *Regional Science and Urban Economics, 41(4),* 394-406.
9. Huang, D. J., Leung, C. K., & Qu, B. (2015). Do bank loans and local amenities explain Chinese urban house prices?. *China Economic Review*, *34*, 19-38.
10. Hoffmann, R., Lee, C. G., Ramasamy, B., & Yeung, M. (2005). FDI and pollution: a granger causality test using panel data. Journal of International Development: *The Journal of the Development Studies Association, 17(3),* 311-317.

11. Jim, C. Y., & Chen, W. Y. (2006). Impacts of urban environmental elements on residential housing prices in Guangzhou (China). *Landscape and Urban Planning,* 78(4), 422-434.
12. Kane, T. J., Riegg, S. K., & Staiger, D. O. (2006). School quality, neighborhoods, and housing prices. *American law and economics review*, 8(2), 183-212.
13. Kónya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Economic Modelling, 23(6),* 978-992.
14. Narayan, P. K., & Smyth, R. (2009). Multivariate Granger causality between electricity consumption, exports and GDP: evidence from a panel of Middle Eastern countries. *Energy Policy, 37(1),* 229-236.
15. Pollakowski, H. O., & Wachter, S. M. (1990). The effects of land-use constraints on housing prices. *Land economics, 66(3),* 315-324.
16. Shapiro, J. M. (2006). Smart cities: quality of life, productivity, and the growth effects of human capital. *The review of economics and statistics*, *88*(2), 324-335.
17. Wu, G. L., Feng, Q., & Li, P. (2015). Does local governments' budget deficit push up housing prices in China?. *China Economic Review*, *35*, 183-196.
18. Tang, M., & Coulson, N. E. (2017). The impact of China's housing provident fund on homeownership, housing consumption and housing investment. *Regional Science and Urban Economics*, *63*, 25-37.
19. Zheng, S., Kahn, M. E., & Liu, H. (2010). Towards a system of open cities in China: Home prices, FDI flows and air quality in 35 major cities. *Regional Science and Urban Economics*, *40*(1), 1-10.
20. Wang, Y., Potoglou, D., Orford, S., & Gong, Y. (2015). Bus stop, property price and land value tax: A multilevel hedonic analysis with quantile calibration. *Land Use Policy*, *42*, 381-391.
21. Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2005). Why have housing prices gone up?. *American Economic Review*, *95*(2), 329-333.
22. Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.

ネットサイト

中華人民共和国国家統計局（http://data.stats.gov.cn/index.htm）

中華人民共和国財政部（http://www.mof.gov.cn/index.htm）

中国地価監測網（www.landvalue.com.cn）

国際エネルギー機関(https://www.iea.org/)

SOHU ネットサイト：http://www.sohu.com/a/239656911_100075862 2018 年 12 月 06 日確認

人民網： http://politics.people.com.cn/n1/2016/0615/c1001-28445439.html 2018 年 12 月 04 日確認

人民綱：http://theory.people.com.cn/GB/49154/49155/8108609.html 2018/11/14 確認

日本政府広報オンライン：（https://www.gov-online.go.jp/useful/article/201303/5.html 2018 年 12 月 06 日確認）

リアルタイム観測：http://aqicn.org/city 2018 年 6 月 29 日確認