

中国の不動産バブルと金融リスク : Dynamic Spatial Dubin Modelに基づいた実証研究

夏, 貝貝 / XIA, Beibei / WANG, Jingbin / 王, 京濱

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経済志林 / The Hosei University Economic Review

(巻 / Volume)

89

(号 / Number)

2

(開始ページ / Start Page)

617

(終了ページ / End Page)

671

(発行年 / Year)

2022-03-20

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00025164>

中国の不動産バブルと金融リスク

—Dynamic Spatial Dubin Modelに基づいた実証研究

王 京 濱

夏 貝 貝

I. はじめに

中国経済は2015年から「ニュー・ノーマル」に転換するにつれ、成長率の鈍化、産業構造の調整及び成長牽引力の交替といった特徴が表れている。一方、国際政治経済環境の複雑化とコロナ禍の衝撃により、世界各国で実体経済は停滞し、金融リスクは発生しやすい状況が続いている。そうした中、中国政府は、金融リスクの防止とその解消を最重要の政策課題に据えている。2017年7月に開かれた全国金融会議において、習近平総書記は「金融システミックリスクの発生を防止するのが金融政策の永遠の主題である。積極的に金融システミックリスクを未然に防止することをもっと高い政策順位に挙げ、科学的な防止、迅速的な識別、事前的予測と警鐘、早い段階での発見と早い段階での処理が必要である」と指摘した。これをうけ、12月に開かれた中国共産党中央経済会議においては、重大リスクの防止と解消は「三つの最重要政策課題」のトップに位置付けられた。ここで重大リスクとは、とりわけ金融リスクを指している。2021年に公表された「第十四回五ヵ年企画」では、「金融リスクの予防、前もっての予告、処理および責任追及制度を構築し、システミックリスクを発生させないこと」は、

再度強調されている。

近年、中国経済にとって、最大の「灰色のサイ」とされる不動産バブルは、内外に注目され、研究者の関心を惹き付けている。その背景には、改革開放以来、土地使用制度や住宅政策の市場化にともない、中国の不動産業は空前の好調をしめし、関連産業や労働力市場、投資が投資を呼ぶ効果などを通して中国の経済構造において大きなウェイトを占めるようになったことがある。しかし、世界金融危機後、中国は積極的な財政政策と緩和した金融政策を実施したため、住宅価格は各地で暴騰しつづけた。2009年に、中国の住宅価格は、全国平均で前年より23.1%上昇したほか、2016年と2018年においても10%強の上昇を記録した。また、2019年に北京、上海、広州および深圳の四つの大都市では、住宅価格の都市就労者年収に対する倍率は、それぞれ31.95, 29.59, 28.00, 62.86にのぼった¹⁾。高すぎた住宅価格を抑えようとし、2016年10月から各地域の政府は、続々と住宅購入および住宅ローンに関する制限策を打ち出した。2017年に中国共産党第十九次全国代表大会が開催され、習近平総書記は報告において「住宅は住むためのものであり、投機の対象ではない」と不動産に対する位置づけを明確にした。

不動産価格の急速な上昇過程において、資本の大量流入はバブルに拍車をかけた。家計部門と銀行のレバレッジ率は高まり、金融の「脱実体経済化」は大幅に進んだ。その結果、金融システムには、かつてない金融リスクは累積していた。これに対して、「第十四回五ヵ年企画」では、「金融の実体経済への流れを促す」、「不動産市場の穏健かつ健全な長期的発展体制を実施し、不動産市場と実体経済の均衡的発展を促進する」、「住宅の居住

1) 国家統計局『中国統計年鑑2020』より計算。また、国務院の公表した『住宅価格を安定させるための意見』（(2005) 26号）によると、「建築面積120m²未満で、団地の容積率1.0以上、実際の取引価格が同類地上住宅価格の平均取引価格の1.2倍以下を満たした住宅は普通住宅」と定義されるが、各地域政府が実際の状況に合わせ、これの1.2倍を上限に建築面積を拡大させても良い。そのため、ここで住宅価格を144m²の建築面積で計算した。

目的を堅持するうえで、供給主体や供給チャネルの多様化を通して、賃貸と持ち家とともに重視する住宅制度の構築を速める」、「不動産金融のマクロコントロールを強化し、投機的需要を抑える」といった方針が打ちされた。

こうした現実を前に、中国における不動産バブルと金融リスクについては、様々な視点で検討されるようになった。その中で、中国の不動産市場にすでに深刻なバブルが発生しているとする見解（Liu et al. 2016, Zhao et.al 2017, Mao and Shen 2019）や、不動産バブルの持続的な膨張が金融システムの安定（張, 潘2013, 沈 2019, 沈2020）を脅かし、金融システムリスクを引き起こす最大の要因、（蔡 2018, 李など 2018, 白など 2020）だ、といった研究が出されている。経済学的に不動産バブルとは、不動産の価格がそのファンダメンタル価格をはるかに上回ること（Stiglitz 1990, Joyeux and Milunovich 2015, Liu et al. 2017）を言う。しかし、ファンダメンタル価格は、市場の需給状況のみならず、経済成長率や可処分所得、建造原価、金利といった経済の諸要因によって決定されるため（姜 2005）、不動産価格が高いこと自体はバブルと断じることができない。目下の中国経済のように、ファンダメンタルズはそれほど良くないにもかかわらず、不動産価格が暴騰し続ける現象はバブルと呼ばれ、金融システムリスクの発生に繋がる（鄭 2021）。したがって、各地域の不動産価格と金融リスクを正確に計測し、不動産バブルの金融リスクに与える影響を明らかにすることは、金融システムリスクの防止にとって極めて重要な意味を持つ。また、改革の進展にともない、生産要素の地域間における移動は加速し、各地域において不動産市場と金融市場との癒着関係は深まり、不動産バブルの近隣地域への波及効果は急速に拡大している。こうした空間的波及効果をめぐり、孫, 張（2016）は、空間計量モデルに基づき、不動産バブルは地理的、経済的および金融的拡散チャネルを通して、地域間の連動効果と空間的波及効果を持つことを明らかにした。劉, 呂（2018）は「都市圏」、「経済ベルト」といったいわゆる地域間の経済一体化の進展により

不動産バブルの地域間波及に条件を整えたと指摘している。

また、一部の地域での不動産バブルがまずその地域において金融リスクを引き起こした後、金融リスクの空間波及効果を通じて近隣地域の金融リスクに大きな影響を与える。王、曹（2017）の指摘したように、中国における省レベルの地域間金融リスクは相当強い伝染性を持つが、省と省が空間的に離れるにつれ、その伝染効果も弱まっていく。

このように、不動産バブルの地域間金融リスクに対する伝染効果について、ある程度の研究は蓄積しているなか、その波及の経路や理論的メカニズムについてはまだ十分に解明されていない。それに、2017年から中国政府は不動産市場に対し厳しいマクロコントロール政策を実施している。これらの政策が不動産バブルの金融リスクを軽減する効果があるかどうかについても検討する必要がある。

そこで、本稿は中国30の省レベルの地域を中心に、金融地理学的視点により不動産バブルの金融リスクに与える影響メカニズムと空間的波及効果について理論的に検討する。また、空間動学モデル(Dynamic Spatial Dubin Model)を導入し、上述した効果について計量的に検証を行なう。

本稿の構成は以下の通りである。続くⅡ節では、既存研究について批判的に検討を行ない、本稿の研究目的を明確にする。Ⅲ節では、理論と実証の両方から不動産バブルの金融リスクにもたらす影響メカニズムに接近する。Ⅳ節では、中国各地域の不動産バブルと金融リスクについて測定を行なう。Ⅴ節では空間動学パネルモデルを構築し、計測モデルの定式化を行なう。Ⅵ節ではDubinモデルに基づく実証結果を紹介し、その含意について検討を行なう。おわりにでは本稿の結論をまとめ、残された課題について展望を行なう。

Ⅱ．既存研究についての検討

2007年にアメリカのサブプライムローンを発端に勃発した金融危機は

世界を席卷した。それ以降、不動産バブル、金融リスクに対しては学界と規制当局の両方から熱い視線が注がれた。中国においても金融リスクの測定とその空間的波及効果をめぐり、多くの検討が残されている。例えば、沈（2017）は、中国の31の省レベルの地域に関する金融システミックリスクの測定方法を考案したうえで、マルコフ連鎖モデルに基づき、異なる地域間におけるリスクの波及メカニズムについて検討した。沈など（2019）は空間計量モデルを構築し、金融リスクの空間的波及およびその要因について考察した。その結果、経済発展レベルの類似する地域同士の間には金融リスクの相関性が高く、隣り合う地域間における金融リスクの波及効果が顕著であることを明らかにした。張、潘（2013）はシャドー・バンキング、伝統的銀行システム、金融政策環境およびマクロ経済環境の四つの側面を変数を選択し、階層分析法により金融圧力指数を開発したうえで中国の金融システミックリスクの水準について計測した。また、王、曹（2017）は、不良債権率を地域金融リスクの代理変数としたうえで、社会ネットワーク分析法により、中国の省間における金融リスクの伝染メカニズムをめぐり分析を行なった。その結果、省間の金融リスクは密接に関連したネットワーク構造を示し、強い伝染性をもちつつ、省間の空間距離が遠のくにつれ伝染効果が逡減していくことは明らかとなった。

上述したマクロ側面に着目した研究に比べ、ミクロの側面に注目し金融リスクを計測しようとする研究も多岐にわたっている。その中で、楊など（2018）はVaR、MES、CoVaRおよび Δ CoVaRといった四種類のリスク測定法を用い、中国のA株で上場する56社の金融機関と不動産会社を対象に金融システミックリスクについての識別と測定を試みた。また陳、王（2014）は極端分位点回帰法を用い、中国の各種金融機関におけるリスクを測定した。曹、原（2017）は、正準相関分析法により中国の16の上場銀行の金融リスク水準について計測した。王、梁（2020）は確率的コピュラモデルに基づき、中国の14社の上場銀行の金融リスクについて検証を行った。

多くの研究が示したように、不動産リスク、地方債務リスクおよびシャドー・バンキングなどは、中国の金融システミックリスクの根源である（駱など 2017, 魏など 2018）。楊など（2020）はメタ分析により、金融危機を引き起こす原因を資産価格バブルにする研究が全体の54.84%を占めたことを明らかにした。また、王, 李（2021）は、都市商業銀行本店と不動産価格の最も高騰した四大都市（北京, 上海, 広州と深圳）との距離を指数化したうえで、それがいかに金融リスクに影響を与えかについて実証研究を行なった。その結果、都市商業銀行が経済の発達した地域で過度の業務集中は過度競争を招き、規模の小さく、流動性の悪い都市商業銀行のリスクな貸出行動を誘発し、結局、不動産産業に対する「過度の融資支援」を提供したことを明らかにした。

張, 潘（2013）は、シャドー・バンキングは伝統的な銀行業務に寄生しつつも、銀行手形の割引や信託貸出し、委託貸出しなどの融資方法で不動産産業に大量の資金を提供し、バブルを発生させたことを明らかにした。馬（2020）は、地方債務は本質的に地方政府が土地や公的信用を担保に地方融資プラットフォームを通して銀行から借り入れた資金に過ぎず、それが不動産市場や不動産関連の社会インフラに投下されるにつれ、地方における債務と土地譲渡収入との間に相互促進的なマタイ効果が発生したため、地方債務規模の拡大と不動産価格の高騰を引き起こしたと指摘した。地方政府の政治的動機と利益追求動機の二重の政策目標の下、伝統的な商業銀行やシャドー・バンキングシステムは、地方債務を大量に受け入れた結果、地方債務リスクは信用リスクに転化してしまった。

このように、多くの研究成果がすでに存在しているにもかかわらず、学界では不動産価格の高騰またはバブルの金融リスクに与える具体的な影響メカニズムに関して共通した認識を持っていない。まず、抵当物の価値上昇説を主張する研究では、不動産価格の上昇が金融リスクを軽減するという結論を出している。そこでは、不動産価格の上昇は住宅所有者にとってローンの抵当物の価値上昇を意味するため、ローン返済のデフォルトリス

クを引き下げる効果があると主張する。もちろん、銀行にとっても抵当物価値の上昇にともない、住宅ローンの貸倒損失が減少すると思われる (Shin 2008)。Daglish (2009) は実物オプションの方法に基づき、サブプライムローン所持者のデフォルトについて検討した結果、住宅価格の上昇は借入人の抵当物価値の上昇を通じてサブプライムローン者のデフォルト確率を低下させ、銀行の貸出しリスクを低めたことを明らかにした。また、Pan and Wang (2013) は、アメリカの1990～2010年の286の地域の四半期データに基づき、パネル閾値モデルにより、住宅価格が銀行の健全性に対する収入の閾値効果を明らかにした。Moscone et al. (2014) は、アメリカの不動産市場を繁栄期 (2000～2005年) とバブル崩壊期 (2006～2011年) にわけ、それぞれの時期における住宅価格と銀行の事後的リスク (不良債権率) との関係について検討した。その結果、両方の時期においても顕著なマイナスの相関関係は検出された。つまり、住宅価格の急騰する時期においては、住宅の抵当物価値効果が働き、金融リスクは低くなったが、バブル崩壊にともない、住宅の市場価格が取得価格を下回り、ローンの所有者は資金を返済する意欲や能力がなくなるか、或いは住宅が短期間に売り出せないため、ローンのデフォルトは増える。しかし、中国の不動産業について考察した郭、梁 (2011) は、これと異なる結論を出した。不動産業の繁栄期において、開発業者が将来における収益増を期待し、投資額を拡大するため、銀行貸出しに対する需要は増えた結果、企業の財務リスクは大きくなった。そのもとで、銀行も積極的に貸出し行動をとるため、金融リスクは不動産の繁栄期においてむしろ拡大する傾向にある。

一方、住宅価格の持続的な上昇は金融リスクを増大させると言う説も少なからず存在する。つまり、住宅価格が持続的に上昇する過程においては、不動産融資リスクが感知されにくく、銀行は低コストの大口融資案件に過度に貸出しを行う傾向がある (Dell'Ariccia and Marquez 2006)。また、資産価格の上昇時に、金融機関のバランスシートでは貸出債権は増加するとともに、負債率は低くなるため、金融機関の貸出し態度は積極的になる。

なお、住宅価格の持続的な上昇は投資者にさらなる上昇期待を持たせ、銀行融資に対する需要を拡大させる。結局、銀行はハイリスクの貸出債権を大量に抱えてしまい、金融リスクは高くなる (Moscone et al. 2014)。Niinimäki (2009) は、銀行、借入者および規制当局の三者を含む分析フレームワークを考案し、不動産の抵当物の価値上昇効果は借入者のモラルハザードを助長し、銀行のハイリスク案件への融資を拡大させたため、銀行業における金融リスクを大きくしたと論じている。もっとも住宅価格の持続的上昇に伴い、住宅を抵当にローンを組んでいる一部の借入者は、二番抵当するまで銀行から融資して不動産を購入するため、負債率が引き上げられ、最終的に金融リスクにつながった (Khandani et al. 2013)。Cerutti et al. (2017) も不動産市場の繁栄は借入者の信用と抵当物価値を高めるにつれ、銀行の貸出基準を満たすローン申請者は増加するとともに、もっと多くの投資が不動産市場に流れ、不動産価格と抵当物価値のさらなる上昇をもたらしたと指摘し、こうした家計部門と企業部門の負債の増加は最終的に金融システムの脆弱性をもたらした。司 (2019) は、住宅価格の上昇は銀行のリスク・プレミアムおよびレバレッジ率の著しい上昇をもたらしたため、金融システムの不安定を招いたことを明らかにした。また、曹など (2020) は、住宅価格の暴騰は不動産市場により大きな資金の流入およびバブルを意味するため、その他の産業や企業による不動産業への参入を誘発するとともに、家計部門の負債状況もより厳しくなるため、商業銀行を中心とする金融システムの貸出しリスクは高く、最終的に金融システムリスクの発生、伝染、累積と勃発に導くと論じた。

また、高い不動産価格は抵当物価値やローン所持者の純財産額を増やし、返済不履行の確率を減少させる効果を持つ一方、住宅価格のそのファンタメンタルズからの絶えぬ乖離は、銀行にハイリスクの借入申請者に対する逆選択を行わせるため、銀行はジレンマに陥りかねない。上記のロジックについて、Koetter and Poghosyan (2010) は、ドイツの不動産市場と銀行データに基づいて実証分析をした。その結果、住宅価格のそのファンダメ

ンタルズからの乖離は、銀行経営の不安定を招いたが、住宅価格の変動そのものは銀行経営の安定との間に統計的に支持されるような相関関係が存在しないことを明らかにした。その後、金融リスクをめぐる多くの研究は、住宅価格それ自体より、住宅価格とそのファンダメンタルズとの乖離に焦点を当てるようになった。譚、陳（2012）は、17の先進国を対象にパネルデータロジットモデルにより、住宅価格の上昇また乖離のいずれも金融危機勃発の確率を高めたが、乖離のほうがより強力な効果があることを発見した。沈など（2019）は、不動産バブルの金融安定に与える衝撃には潜伏期間が存在する可能性が高く、短期的には不動産の抵当物価値が上昇し、抵当借入は安全な債務に見えるが、理性なき繁栄の表面下で増大したリスクは、不動産バブルの持続的膨張にともない、徐々に現れると主張した。彼らはさらにPVARモデルにより、中国の不動産バブルは金融の安定性をそこнаっていること、しかも金融の深化が進んでいる都市部ほどその効果はより深刻であることを明らかにした。

このように、高い住宅価格と金融リスクに関して、沢山の研究が蓄積されてきたが、以下の側面において掘り下げて検討する必要がある。まず、高い住宅価格そのものが金融リスクに与えた影響について多く議論されたが、実際に金融リスクは住宅バブルの発生およびその進行過程においてすでに潜在的に存在しているため、バブルの水準を測定したうえで、金融リスクに及ぼす影響についての解明を行なう必要性がある。次に、現存する研究は住宅バブルの金融リスクに対する空間的波及効果についてあまり検討されてこなかった。さらに、中国の住宅バブルと金融リスクを射程にした研究の大半は、中国全土を一つの経済システムとして取り上げているが、実際、地域的な住宅価格の暴騰と金融リスクの高まりこそが最も重要な現実問題である。

したがって、本稿では、住宅バブルが金融リスクに与える影響メカニズムについて理論的に検討を行ったうえで、中国30の省レベルの地域における2006～2019年のパネルデータを収集し、不動産市場の部分均衡モデルに

に基づき、各地域における金融リスクとバブルの水準について測定を行なう。そして、中国の実情に即したDSDMモデルを構築し、住宅バブルと金融リスクの空間的波及効果について明らかにする。

Ⅲ. 住宅バブルの金融リスクに与える影響メカニズムについての理論的検討

空間的波及効果を分析枠組みに入れた場合、地域内における住宅バブルの金融リスクに与える直接的な影響メカニズムのみならず、地域間における空間的波及という間接的影響メカニズムも含めて検討することが必要である。

Ⅲ-1. 直接的な影響メカニズム

(1) 富効果と家計部門負債

住宅は中国の家計部門にとって実物資産の最も重要な部分である。2019年に、中国都市住民の実物資産は家庭平均で187.8万元にのぼり、そのうち74.2%は住宅で占めた。それと同時に、住宅は家計総資産の59.1%を占めている¹⁾。こうした中、住宅価格がそのファンダメンタルズから乖離し、持続的に上昇することは、富効果を通して住宅をもつ家計の資産価値を高め、家計部門のバランスシードを改善し、その住宅ローンのデフォルト確率を低めることができる。しかし、バブルが存在する不動産市場においては、住宅価格がすでにゆがめられ、住宅の流動化は必ずしも容易なことではないため、富効果はそれほど顕著に現れるものではない。

一方、住宅を持たない家計にとっては、住宅価格の上昇は新規購入者に巨額の負債を負わせ、住宅関連支出においては収入をはるかに上回る。要

1) 中国人民銀行調査統計司城鎮居民家庭資産負債調査課題組（2020）『2019年中国城鎮居民家庭負債情況調査』、中国人民銀行。

するに、バブルは住宅を持たない家計により多くの頭金とより多くのローンを抱えさせたため、家計部門の負債率を引き上げ、金融リスクをもたらしした。中国では、住宅購入時の頭金でも「頭金貸出し」や「頭金割賦方式」もしくは「消費貸出し」といった信用方式により銀行貸出しで賄えるため、2017年に中国の家計部門の負債額残高はGDPに対して48%、可処分所得に対して107.2%を占めるようになった²⁾。

(2) 抵当物の価値上昇効果

住宅価格の水準は、銀行の持つ抵当物の価値を決めている。バブルの時期において、住宅価格の急騰は、銀行の抵当物の価値上昇を意味するため、銀行の信用リスクは下がるものと考えられる。一方、住宅価格の急速な上昇に釣られ、金融機関は高収益の不動産融資を拡大する。そこで、金融機関はハイリスクの債権を大量に抱えるようになり、金融リスクは高まる。

(3) 可処分所得の相対減少効果

住宅バブルにともなう住宅価格の上昇は、住民の可処分所得の上昇を上回り、住宅購入者の返済能力を弱めてしまう。それにより、住宅ローンにおける不良債権は増え、最終的に金融リスクは拡大する。中国経済は、ニュー・ノーマル局面を迎えるにつれ、GDP成長率および一人当たり可処分所得の成長率はともに減速した。こうした状況で、住宅価格の上昇率が可処分所得の上昇率を上回るとは、住宅購入者のローン返済能力を制約し、銀行の不良債権は増加する。2011年以来、中国の家計住宅ローンの残高と増加率は大きく拡大したのを背景に、2016年には住宅ローンにおける不良債権残高は607.1億元に上った。つまり、住宅価格のバブルが進むにつれ、莫大な住宅ローンの違約リスクは蓄積するようになった。

(4) クラウディングアウト効果

住宅バブルは家計消費や実体経済への投資を抑圧し、経済成長に直接的

2) 上海財経大学高等研究院 (2018)『政策研究報告——警惕家庭債務危機及其可能引発的系統性金融風險』, 2018年第3期。

にマイナスの影響を与えるとともに、間接的に金融の安定を脅かす (Crowe et al. 2013, Li et al. 2018)。Chen and Liu (2015) は、上昇し続ける住宅価格は、より多くの投資を不動産業に流入させ、その他の産業への融資を減少させたと指摘し、土地を持つ企業と持たざる企業との間に融資能力の格差を拡大させ、資金配分の均衡を乱したと同時に、実体経済の効率を低下させたと論じた。Zhang and Meng (2021) は、クラウドディングアウト効果をGSDEモデルに導入し、不動産市場の繁栄は企業投資に全く相反する二種類の異なる影響を与えたと指摘した。言わば、住宅価格の上昇は企業の予算制約を緩和することを通じて企業投資の拡大をもたらした一方、家計貸出の高収益化による代替効果で銀行が企業への融資を減らし、企業投資を減少させた。結局、住宅バブルの企業投資への影響は、住宅市場の繁栄の下でのクラウドディングアウト効果が大きかった。

(5) 逆選択とモラル・ハザード

住宅価格は過度にそのファンタメンタルズを乖離して上昇し続けると、住民には将来も上昇するであろうという期待を形成させるのみならず、将来の住宅価格は彼らの購買能力で到底負担しえないものと思わせる。そうしたなかで、低所得者や信用リスクの大きな投資者は、住宅購入や投資を実施するために銀行借入れを拡大する (Li et al. 2018)。しかし、情報の非対称性の下、金融機関は融資申請者の返済能力を正確に判断することができず、市場状況と潜在的申請者の平均的な信用状況に基づいて貸出金利を決めざるを得ない。こうして決められた金利水準は、往々にして信用度の良い申請者の期待する金利より高くなるため、優良の借入者は市場から退出することになる。このように、逆選択のメカニズムは働き、返済能力に問題のある借入者のみ市場に残るため、金融機関は高い信用リスクに直面せざるを得なくなる。

(6) 再融資のラチェット効果 (Ratchet Effect)

住宅は固定資産として重要な抵当物である。住宅価格バブルの下では、その抵当物価値は上がり、所有者は資産価値の再評価を通じて抵当借入を

増やすことができる。Khandani et al. (2013) は、再融資のラチェット効果という概念を打ち出し、住宅価格の上昇や金利の引き下げといった再融資コストは実質的に減少する場合、住宅所有者は住宅の値上がり益をもとに銀行に再融資を申し込むと指摘した。そして、この種の再融資は、住宅価格の持続的な上昇に伴い、ラチェット効果は強く表れ、融資需要拡大の一方向に動くため、住宅購入者の負債率を高め、最終的にシステミックリスクの発生と拡大を引き起こす。

総じて、金融リスクにマイナスの影響をもたらす富効果や抵当物価値効果、プラスの影響を与える所得の相対的剥奪効果、クラウディングアウト効果および逆選択とモラルハザード、再融資のラチェット効果などは同時に働き、地域内金融リスクの発生要因となる。以上の分析からは、住宅バブルの拡張期にプラスに働く諸効果は主導的となり、金融リスクは容易にコントロールされることができない。

Ⅲ-2. 空間的波及とそのメカニズム

住宅バブルの金融リスクに与える影響としては、隣接する地域におけるバブルの波及効果がその一つであり、一種の複雑かつ間接的な影響メカニズムにほかならない。具体的には、波及効果とそのメカニズムは次のような二つの側面が含まれる。第一に、隣り合う地域の住宅バブルは空間的波及により、当地域の住宅バブルに影響を及ぼし、当地域の内部波及メカニズムを通じて当地域の金融リスクに影響を与える。第二に、隣り合う地域の住宅バブルは内部波及メカニズムを通して当地域の金融リスクに対して影響を与え、そして地域間のリスク拡散効果を通して近隣地域における金融リスクに影響を及ぼす。

多くの研究結果が示しているように、住宅バブルと金融リスクは空間的波及効果を持ち、しかもそれは地理的距離、経済発展度合いの類似性および金融市場の類似性などと密接にかかわっている（李，張 2019，孫，張 2016，沈など 2017，王，曹 2017）。しかし、これまでの研究は地域内部の

発生メカニズムをめぐり検討が行われてこなかった。これをうけ、本稿は地域経済の視点を導入し、資本移動と金融機関のネットワークの二つに焦点を当て、資金と金融機関の空間的分布からバブルと金融リスクの空間的波及メカニズムについて分析を試みる。

(1) 資金移動効果

過度の金融支持は住宅バブルを引き起こした最も重要な要因である（周 2006）。いうまでもなく、資金の地域間移動は、住宅バブル伝染の媒介となり、金融リスクの空間的波及の要因を成す。インターネット金融やブロックチェーンといった新しい金融形式の出現は、地域経済の一体化を進展させたのみならず、地域間市場を急速に統合した。資金は利益を追求しつつ、とりわけ近い距離にあり、経済発展水準の類似する地域または貸出し資源の関連性が高い地域間で移動するため、資金移動の空間的分布は独特な特徴を持っている。例えば、資金は経済発展水準の高く、投資収益の高い地域へ流入する傾向を持つため、隣接する地域はともに経済発展水準が高い場合、資金の空間的分布には正の相関関係が見られる。逆に隣り合う地域において資本移動の空間的分布は負の相関関係にあるならば、隣地域の当地域に対するサイフォン効果を持つことになる。よって、こうした正の相関関係もしくは負の相関関係は、隣地域で発生する住宅バブルが当地域の金融リスクに影響をもたらしめ、すなわち空間波及効果である。

(2) 金融機関のネットワーク関連効果

金融イノベーションと銀行間業務の急速な発展に伴い、金融機関のバランスシードでの相互関連は密接になり、銀行間におけるリスクの共振性をもたらした。また、資金の地域間移動は債務債権の需給チェーンを伸ばし、そのネットワークを複雑化した（沈など 2019）。Allen and Gale（2000）は、銀行間ネットワーク構造に関して研究を行ない、銀行がその他の銀行において地域を跨って債権を持つことは、金融リスクの伝染における重要な要因の一つであると明らかにした。とりわけ、大型金融機関は往々にして経済発展水準の高く、金融ネットワークのより緊密な地域に立地し、リ

スクの拡散に有利な条件を提供した。賈（2011）は、金融ネットワーク構造に基づき、金融リスクを測定した結果、金融機関間の相互関連はシステムミックリスクの発生、累積およびその拡散の過程において重要な推進力となったことを指摘した。また、金融機関の資産ポートフォリオの同質化も金融リスクを一つの分野に集中させ、リスクの拡散を幫助した。

IV-1. 総合指標に基づく金融リスクの測定と分析

(1) 金融リスクをめぐる総合指標の開発

現存する文献では、金融リスクを測定する方法としてすでに少なからず存在している。マクロ的には、エントロピー法、構造分析法、主成分分析法または因子分析法などにより開発された総合的指標、銀行の不良債権率を金融リスクの代理変数などはそれである。ミクロ的には、VaR（バリュー・アット・リスク法）、MES（限界期待損失法）、CoVaR（条件付きバリュー・アット・リスク法）およびCCAなどにより特定分野における金融リスクについての測定方法が挙げられる。本稿は中国の省レベルの地域を研究対象としたため、マクロ的な測定方法を用いて地域の金融リスクを測る。それで、陳（2020）や沈（2017）などを参考に、エントロピーウェイト法を採用し、各地域の金融リスク変数について測定を行う。主成分分析法や因子分析法などの多変量解析における次元数を下げる操作または階層分析法における主観的ウェイト付けとは異なり、エントロピーウェイト法は主に各変数の観測値の大きさに即してそのウェイトを決めるため、変数に含まれる情報の大きさはその変数自身の変動で決められ、変数間の相関と関わらない利点がある。そのため、エントロピーウェイト法は客観的なウェイト付けとしてより厳密的である。本稿では、各地域の金融市場状況を考慮したうえで、保険市場、株式市場、銀行貸出市場および不動産市場の主要な変数を総合して金融リスク指標を開発する。具体的な変数選択は、下記の表1に示した通りである。

表1 各地域における金融リスク変数の測定

変数カテゴリ	変数名	変数の計測方法	リスクへの影響
保険市場	保険料収入	保険料収入/GDP	マイナス
株式市場	株式時価総額	株式時価総額/GDP	マイナス
	不良債権率	(サブプライム債権+要注意債権+破綻債権)/総与信額*100%	プラス
銀行貸出市場	預貸率	貸出総額/預金総額	プラス
	銀行短期貸出	銀行短期貸出総額/GDP	プラス
不動産市場	不動産投資	不動産開発企業投資総額/GDP	プラス
	不動産企業負債率	企業負債総額/企業総資産額*100%	プラス

エントロピーウェイト法による各指標の計算方法は以下のとおりである。
まず、プラス指標とマイナス指標に対してそれぞれ標準化処理を行う。

$$\text{プラス指標：} X'_{ij} = \frac{X_{ij} - \min\{X_j\}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}}$$

$$\text{マイナス指標：} X'_{ij} = \frac{\max\{X_j\} - X_{ij}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}}$$

ただし、 i は年を表し、 $i=2006, 2007, \dots, 2019$ とする。 J は本稿で選択した7つの変数を表し、 $j=1, 2, \dots, 7$ 。

次に、第 i 年次における第 j 項の変数のウェイトを決める。

$$p_{ij} = \frac{X'_{ij}}{\sum_{i=1}^n X'_{ij}}, \quad n \text{ はサンプルの年次数を表し、} n=14.$$

第三に、第 j 変数の情報エントロピーを計算する。

$$E_j = -\ln(n)^{-1} \sum_{i=1}^n (p_{ij} \times \ln p_{ij})$$

第四に、各指標のウェイトを計算する。

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^m (1 - e_j)}, \quad m \text{ はサンプルのクロスセクションを表し, } m=7.$$

最後に、各指標のウェイトに基づき、各時期における銀行業のリスク水準を計算する。

$$R_i = \sum_{j=1}^m w_j X_{ij}'$$

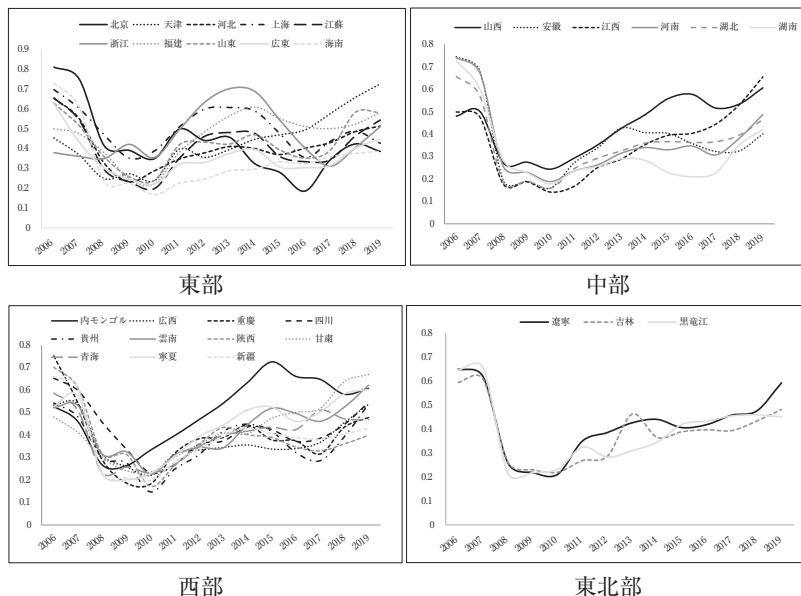
IV-2. 各地域におけるリスク水準の測定と分析

上記した諸指標に基づき、エントロピーウェイト法により中国の30の省レベルの地域における2006～2019年のリスク水準を測定した¹⁾。ここでまず、各地域の金融リスクにおける時系列的推移および地域分布の特徴については、以下の通りである。

本稿では中国30の省レベルの地域を中国国家统计局の分類法に従い、東部、中部、西部と東北部に分けた。図1にそれぞれの地域における金融リスクの時系列的な変化を示した。明らかに、全体的に各地域の2019年における金融リスクは、世界金融危機時のそれより高い水準にあり、東部、中西部および東北部ではそれぞれ異なる特徴を示した。その中で、東部地域における金融リスクはW字型を示したのに対して、中部や西部および東北部のそれはU字型の趨勢を辿った。

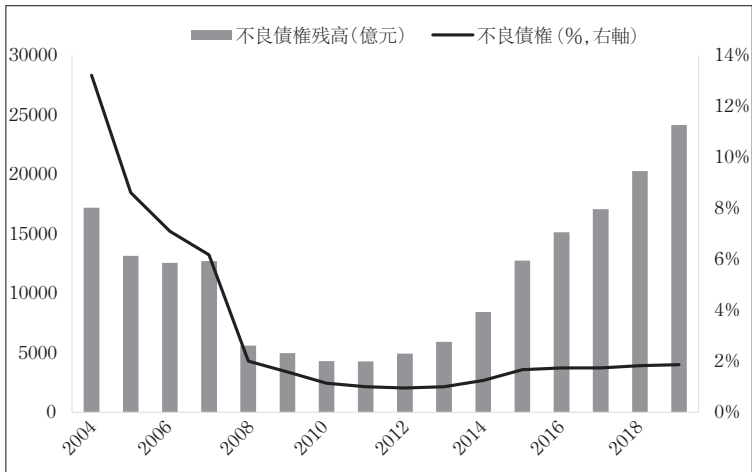
1) データはWindデータベース、中国国家统计局および中経ネットデータベースより収集した。

図1 中国各地域における金融リスクの変化



もっと具体的には、まず2009年までの中国各地域の金融リスクは、持続的な下落傾向にあった。これは中国政府が1999年に始まった不良債権処理策と密接にかかわっていると思われる。つまり、銀行貸出残高の22.5%に上る巨額の不良債権を抱えていた1990年代の後半に、中国財政部は四つの金融資産管理会社（AMC）を立ち上げ、それぞれの資産管理会社に100億元の資本を注入し、中国工商銀行、中国農業銀行、中国銀行、中国建設銀行および国家開発銀行の不良債権処理にあたった。それは奏功して中国商業銀行の不良債権残高や不良債権率は下落した（図2）。次に、世界金融危機後の段階（2009～2013年）では、各地域における金融リスクは上昇する傾向を示した。2014年以降、中国の金利市場化改革や金融業の実体経済離れが進み、資金は不動産市場へ流入し、住宅バブルを引き起こしたとともに、不良債権率も上昇した。

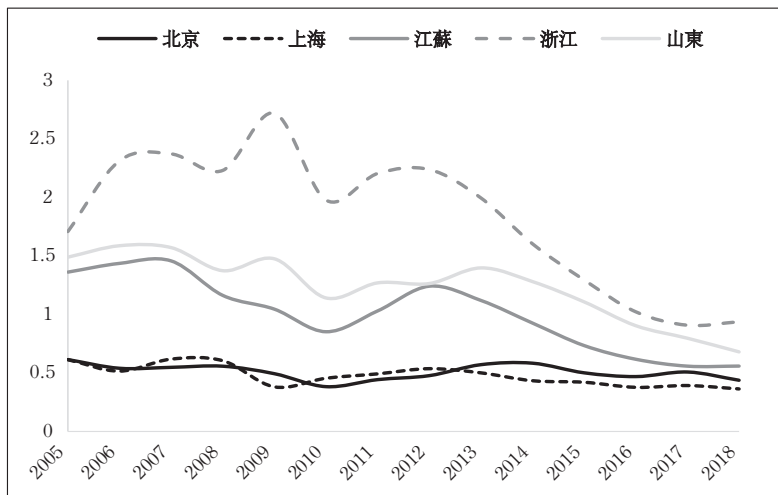
図2 中国における不良債権の推移



出所：中国銀行保険監督管理委員会。

しかし、地域別には2014年から2016年にかけて、東部における金融リスクは、一時的に小さくなったことに注意を払う必要がある。それは、東部地域では金融機関は、企業の「短期貸出を長期資金として使う」行動を制限する措置を実施したためである。図3には、短期貸出に対する長期貸出の比を東部地域の省別に示した。その傾向からは、とりわけ浙江省、山東省と江蘇省においては、短期貸出は相対的に著しく減少したことが明らかである。これは企業の「資金を短期に借りて長期投資に使う」という融資行動がある程度是正され、資金の期間転換によるリスクが減少したことを物語っている。

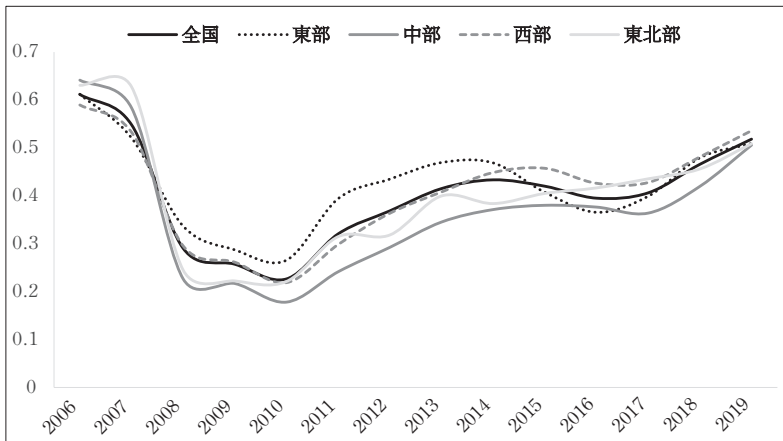
図3 地域別短期貸付対長期貸付の比



出所：Windデータベース，中国国家统计局および中経ネットデータベースより収集した。

また，図4に地域平均の金融リスク水準を示した。明らかに，東部と西部で高く，中部で低いという二極化現象は見て取れる。沈（2017）の指摘したように，資本が収益率の高い東部地域に集中することになったが，金融リスクももたらした。西部地域では金融資源が欠乏しているにもかかわらず，経済発展水準も遅れているため，高い金融リスクを抱えてしまった。

図4 中国の地域別金融リスクの推移



出所：Windデータベース、中国国家统计局および中経ネットデータベースより収集した。

IV-3. 部分均衡モデルに基づく住宅バブルの測定

1) 住宅のファンタメンタズとバブル

不動産バブルの測定について主に次の三つの方法に要約することができる。

まずは、指標警戒値による測定法である。それは国際的にコンセンサスが得られている価格収入比や賃貸販売比、空家率、投資用居住用の比率といった指標を以てバブルを認識するものである。一般的にそうした指標の長期的平均値を警戒値と見なされ、実際の価格はそれを超えた場合、バブルが存在すると思われる (Otto 2007, 梁, 高2007, Brunnermeier and Julliard 2008, 呂 2010)。しかし、住宅は移動不可能性や土地に対する従属性などの特質を持っているため、住宅市場は強い地域性を持っている。それに、中国において土地の国有性と合わせて考えると、指標警戒値によるバブルの測定は必ずしも中国現状に適した方法ではない。呂 (2010) は上記の方法で中国の不動産市場に関して検証したところ、価格収入比という指標以

外のものはほとんど意味を持たないと結論を下した。Mao and Shen (2019) も中国の地域の空間的距離や経済の発展水準の違いなどを考慮すると、各省レベルの地域はもちろん、各都市の間にも大きな異質性を持つため、指標警戒値によるバブル測定は適切ではないと指摘した。

次に、単位根検定や共和分検定といった統計検証法がよく用いられる。これらは1980年代に精緻化された測定法（Hamilton 1986, Diba and Grossman 1988, Phillips and Yu 2011, Phillips et al. 2015）ではあるが、曾、李（2011）に中国の不動産市場に関する実証研究に採用される。彼らはCIPSパネル単位根検討とPedroniパネル共和分検討を用いて、2003～2009年の中国の35の大都市における住宅価格バブルについて検証を行い、住宅の販売価格指数と賃貸価格指数の間に共和分関係を検出されなかったとした上で、バブルが存在すると結論付けた。しかし、このような検定法は、バブルが存在するか否かまでの検証に留まり、バブルの程度およびその動的变化については検証されていない。

最後に、モデルによる測定である。モデル法は主に二種類に分けられる。一つには、住宅の需給均衡モデルを構築し、需給双方の効用最大化になる均衡価格を求め、それをファンダメンタルズとしたうえで、実際の販売価格と比較する（Gale 2000, 袁、樊2003, 姜 2005, 周 2006, 劉, 呂2018）。たとえば、姜（2005）は、住宅のファンタメンタルズは金融介入の存在しない条件下で市場の需給関係に基づいた一般均衡価格であると考えたうえで、中国の住宅バブルは市場価格の10%を超えていることを明らかにした。今一つには、割引現在価値による測定法である。つまり、住宅の将来にわたる収益流列の割引現在価値の総和をファンダメンタルズとしたうえで、市場価格と比較する方法である（Gürkaynak 2008, Ahujia et al. 2010, Costello et al. 2011, 王, 劉 2014, 劉, 呂 2018）。しかし、Ren et al. (2012)の指摘したように、住宅の将来収益は常に経済成長率や金利などの変動に伴って変化するため、不確実的で正確に測定しがたいという欠点を持っている。

本稿では、市場収益情報の乏しい前売り住宅も検討対象に含まれていることを考慮し、一般均衡モデルに基づいた測定方法を採用し、中国の住宅バブルについて測定してみる。そこで、姜（2005）、周（2006）を参考に、金融介入のない一般競争均衡状態における住宅価格を住宅価格のファンダメンタルズとする。

住宅バブルは以下のように定義する。

$$b_{it} = p_{it} - fp_{it} \quad \text{式 (1)}$$

ただし、式（1）では、 i は異なる省レベルの地域、 t は異なる年次、 b_{it} はバブルの水準、 p_{it} は住宅の平均価格、 fp_{it} は住宅のファンダメンタルズ、をそれぞれ表す。

まず、消費者にとっては与えられた可処分所得 y_{it} の下、効用最大化を求めるものとする。可処分所得のうち、一部を住宅消費 $p_{it}^h x_{it}^h$ に費やし、残りの部分をその他の財の消費 $p_{it}^g x_{it}^g$ に充てる。ここで、 p_{it}^h 、 p_{it}^g 、 x_{it}^h 、 x_{it}^g はそれぞれ住宅、その他の財の価格と消費量を表している。

消費者の効用関数はコブ・ダグラス型効用関数 $U = (p_{it}^h x_{it}^h)^k (p_{it}^g x_{it}^g)^{1-k}$ と仮定する。また、住宅消費による効用は期間ごとに実現され、かつ各時期における割引率を 1 に、総効用は各時期の効用の総和とする。上記の効用関数に対し、自然対数をとると、

$$\ln U = \sum_{t=0}^{\infty} \{k \ln p_{it}^h x_{it}^h + (1-k) \ln p_{it}^g x_{it}^g\}$$

になる。そこで、消費者は予算制約（可処分所得 y_{it} ）の下、住宅とその他の財を購入し、期待最大効用は、

$$\max_{(x_{it}^h, x_{it}^g)} \ln E_t U = \sum_{t=0}^{\infty} \{k \ln E_t p_{it}^h x_{it}^h + (1-k) \ln E_t p_{it}^g x_{it}^g\}, s.t.: E_t (p_{it}^h x_{it}^h + p_{it}^g x_{it}^g) = y_{it}$$

ただし、 k は可処分所得のうち、住宅購入に使われる所得の割合を表す。一般的な消費者は、分譲方式による住宅購入を好むため、 k は家計の毎月の住宅負債比率を表す。中国で金融機関は、住宅ローンの毎月の返済額が

家計収入に占める比率を40%以下に抑えるべく指導を行っていて、一般的に20~35%の場合は通常生活を行うに支障のない水準、20%以下の場合はゆとりのある生活をする水準とされる。これをうけ、本稿では k を0.2（回帰分析）または0.3（ロバストチェック）とする。なお、 $1-k$ は可処分所得のうち、住宅以外のその他の財の消費に充てる割合を表す。

ラグランジュ関数を導入し、予算制約の下、効用最大化の一回条件は

$$E_t p_{it}^h x_{it}^h = k y_{it} \quad \text{式 (2)}$$

となる。

一方、住宅の供給側にある不動産会社にとって、資金総額 m_{it} の下、住宅開発を行い、利潤 Π の最大化を図るものとする。不動産市場は完全競争市場と仮定し、不動産会社の各時期の利潤割引率を1とし、総利潤は各時期の利潤の総和とする。総資金 m_{it} の機会費用は、社会平均利潤率 r_{it} とし、住宅建設の単位コストは c_{it} かつ総コストは建設した住宅数の二次関数、すなわち、 $C_{it} = c_{it}(x_{it}^h)^2/2$ とする。それで、不動産会社は与えられた資金総額の下、利潤最大になる住宅数を決める。

$$\max_{x_{it}^h} E_t \pi = \sum_{t=0}^{\infty} E_t (p_{it}^h x_{it}^h - c_{it}(x_{it}^h)^2/2 - r_{it} m_{it}), s.t.: E_t c_{it}(x_{it}^h)^2/2 = m_{it}$$

上式の予算制約付き最大化の一回条件は

$$E_t p_{it}^h = c_{it} x_{it}^h (1 + r_{it}) \quad \text{式 (3)}$$

そこで、式 (2) と (3) を連立させ、住宅の市場均衡価格を求めると、

$$f p_{it} = \sqrt{k y_{it} c_{it} (1 + r_{it})} \quad \text{式 (4)}$$

が得られる。

式 (4) は、住宅のファンダメンタルズを決める諸要素（収入、社会平均利潤率、住宅建設コスト）にかかわる長期的関係を示しているが、住宅の開発サイクルが長く、土地の取得から前売り段階まで1年ほどの期間を要

することを考えると、1年ラグをとり、

$$fp_{it} = \sqrt{ky_{it-1}c_{it-1}(1+r_{it-1})} \quad \text{式 (5)}$$

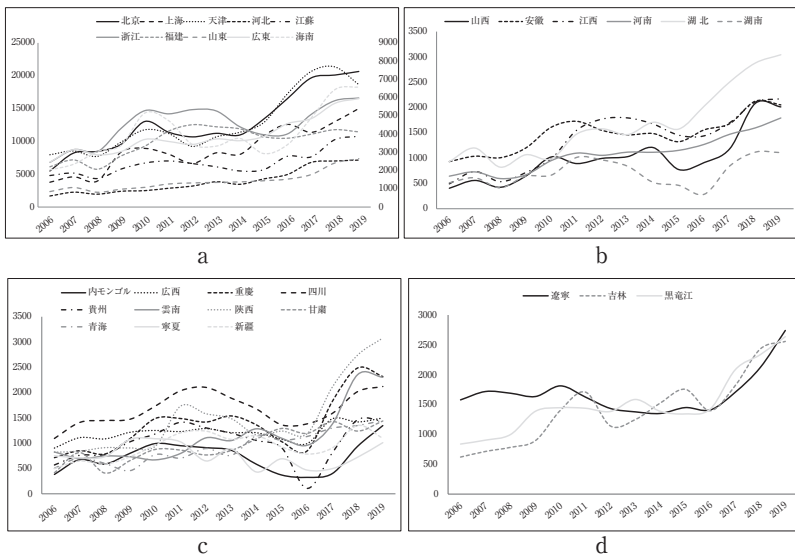
に変更する。したがって、住宅バブルは最終的に、下記の式に変換できる。

$$b_{it} = p_{it} - \sqrt{ky_{it-1}c_{it-1}(1+r_{it-1})} \quad \text{式 (6)}$$

2) 中国各地域における住宅バブルの計測

式 (6) に基づき、中国30の省レベルの地域における2006～2019年の住宅バブルを計測した結果を図5に示した¹⁾。a, b, c と d に、それぞれ東部地域、中部地域、西部地域と東北部地域に関する計測結果をまとめた。

図5 中国各地域における住宅バブルの水準



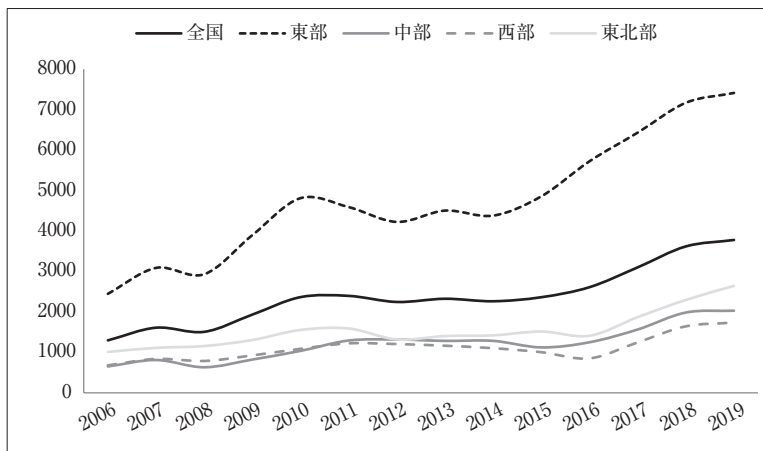
注：住宅バブルの単位は元/平米，aで北京や上海について左軸目盛である。

出所：中国国家统计局の『中国統計年鑑』、『国家データ』；

中経ネットデータベースによる。また、安全資産金利 r はCSMAR（国泰安）による。

- 1) データは中国国家统计局の『中国統計年鑑』、『国家データ』，中経ネットデータベースによる。また、安全資産金利 r はCSMAR（国泰安）による。

図6 地域別の平均的な住宅バブルの水準



出所：中国国家统计局の『中国統計年鑑』、『国家データ』；
中経ネットデータベースによる。また、安全資産金利 r はCSMAR（国泰安）による。

全体的に、中国の住宅バブルは、三つの波を打って拡大してきたなか、東部地域ではとりわけ深刻な状況になっている。具体的には、次のような三つの時期に分けて検討していく。

まずは、2008年までの発生期。中国政府は1998年に住宅の実物配給制度を廃止して以来、住民に住宅の買い替えや新規購入を励ますため、相次いで緩和的なマクロコントロール政策を打ち出し、住宅価格の上昇を黙認していた。しかし、住宅価格上昇はあまりにも速かったため、中央政府は2005年から2007年にかけて不動産市場の過熱を厳しく制限する方針に転換した。そうした中で、2005年に、国務院が「住宅価格を安定化させるための意見」（「關於做好穩定住房工作的意見」）を実施し、八項目の内容が含まれることから俗に「国八条」と呼ばれている。2006年に国務院は再度「住宅の供給構造を調整し、住宅価格を安定化させる意見」（「關於調整住房供給結構穩定住房價格的意見」）を下達し、六項目の内容が含まれるため、俗に「国六条」と呼ばれている。これらに続いて、2007年9月27日に、「九・

二七住宅ローンニューディール」と呼ばれる一層厳しい住宅ローン制限策が打ち出された。この時期においては、バブルの発生期でもあり、図5に示したように、東部の北京では1平米当たり5000元ほどのバブルを持つ以外に、その他の地域でのバブルは1平米当たり2000元以下であった。中西部や東北部ではさらに低く、1平米当たり300～1000元程度のバブルしかなかった。

次には、2008年から2015年にかけての段階はバブルの持続的拡大期である。2008年に世界金融危機への対抗策として、中国は4兆元の積極財政政策を打ち出したことを契機に、不動産市場に対し数回にわたって貸出金利や取引税を引き下げ、住宅消費を助長しようとしていた。この時期に、バブルは持続的に拡大し、東部地域の北京や上海では1平米当たりのバブルは10000元までに膨れ上がったほか、その他の地域では2000～4000元、中西部と東北部地域でも1000～1500元に上がった。

最後に、2016～2019年の期間はバブルの急速な膨張期である。中国政府は世界金融危機に対する過度の警戒があったがゆえに、緩和したマクロコントロール政策を実施し、住宅バブルを煽ったが、その効果は持続的に働いた。2015年から中国経済は高度成長から安定的な成長に移り、いわゆる「ニュー・ノーマル」を迎えたにもかかわらず、住宅価格の暴騰は止まらなかった。この時期において、北京や上海におけるバブルは1平米当たり15000～20000元に拡大し、その他の地域でも4000～7000元に膨れ上がった。究極的に、銀行貸出の不動産市場への大量の流入は、バブルを拡大させた根本的な原因である。結局、開発業者と住宅の購入者の負債比率を大きく引き上げ、金融リスクはこれまでのない深刻な状況に陥った。

こうした中、2017年に、中国共産党第十九回全国代表大会は、住宅の居住性を強調し、投機性を否定するような内容を打ち出し、不動産市場における歪みの是正に乗り出した。図6から明らかなように、2019年に各地域における住宅バブルの水準は縮小し始め、中国政府のマクロコントロール政策は機能しているように見える。もちろん、こうした傾向は直ちに金融

リスクのコントロールに直結するとは思えず、一步踏み込んだ検討が必要である。

V. 動学的空間パネルモデルによる金融リスクの検討

V-1. DSDM (Dynamic Spatial Dubin Model) について

DSDMは説明変数のみならず、被説明変数の時間ラグ項について検証可能であるため、各変数の空間的波及に関する時間と空間効果について考察することができる。本稿は説明変数と被説明変数の空間的相互関係に着目し、各地域における金融リスクと住宅バブルの波及メカニズムについての解明を研究目的とするため、以下のような時間効果と空間効果を同時に含まれるDSDMを採用し、実証研究を行なう。

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{it} + \theta_1 W X_{it} + \theta_2 W Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{モデル (1)}$$

ただし、 y_{it} は n 次元ベクトルであり、各地域の金融リスクを表す。 y_{it-1} は金融リスクの時間ラグ項、 W は空間ウェイトマトリックス、 X_{it} は住宅バブル、 Z_{it} はコントロール変数、 $W y_{it}$ 、 $W X_{it}$ 、 $W Z_{it}$ はそれぞれ被説明変数 y_{it} 、説明変数 X_{it} およびコントロール変数の Z_{it} の空間的ラグ項をあらわす。

本稿は空間ウェイトマトリックスを導入し、地域間の住宅バブルと金融リスクの連動および波及効果について検証することによって、各地域間の連動メカニズムおよび連動の程度を明らかにする。理論的には、北京と天津、上海と江蘇省といった近隣地域の間で金融リスクや住宅バブルの波及効果はより大きいと考えられる。また、経済発展水準や不動産金融条件の類似する地域間での波及効果はより強いと思われる。そのため、本稿では王、沈（2007）、孫、張（2016）などを参考に、次の三種類の空間ウェイトマトリックスを構築する。

(1) 地理的空間ウェイトマトリックス

地理的空間ウェイトマトリックスは二進法の空間隣接マトリックスで構築する。すなわち、仮に地域 i と地域 j は隣接するなら、 w_{ij} を 1 に、隣接しないなら、 w_{ij} を 0 にする。次のように定義する。

$$w_{ij}^g = \begin{cases} 1, \text{地域 } i \text{ と地域 } j \text{ は共通の境界線を有する} \\ 0, \text{地域 } i \text{ と地域 } j \text{ は共通の境界線を有せず} \end{cases}$$

(3) 経済的空間ウェイトマトリックス

各地域の経済発展水準を総合的に表すGDPを変数として採用する。その発展水準の差が大きければ大きいほど、経済的類似性が低く関連効果が小さくなる。次のように定義する。

$$w_{ij}^f = \begin{cases} \frac{1}{|\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}$$

ただし、 $\overline{GDP}_i$ と $\overline{GDP}_j$ はそれぞれ地域 i と地域 j の実質GDPに関するサンプルの平均値を表す。

(3) 金融的空間ウェイトマトリックス

不動産業は、主に銀行といった金融機関から融資を行うため、ここで住宅開発業者の資金調達総額における国内金融機関からの借入金の比率を採用する。そうした借入金の比率が大きければ、不動産業の受けた金融支持が大きいのと思われるが、地域間における金融支持の差は大きければ大きいほど、地域間の金融的類似度が小さいと考えられる。次のように定義する。

$$w_{ij}^f = \begin{cases} \frac{1}{|\overline{Fin}_i - \overline{Fin}_j|}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}$$

ただし、 $\overline{Fin}_i$ と $\overline{Fin}_j$ はそれぞれ地域 i と地域 j に関するサンプルの平均値を表す。

V-2. 変数の選択とデータ

本稿は、よりの確に経済発展水準、投資、産業構造および経済主体の各地域金融リスクに与える影響を把握するため、既往の研究結果を踏まえ、

一人当たりGDP、経済開放度、インフレーション、固定資産投資、産業構造、財政赤字および年売上高500万元を超える工業企業の負債比率といった変数をコントロール変数とした。詳細は表2にまとめた。また、各変数の基礎統計量は表3に示した通りである。

表2 変数選択とその定義

変数カテゴリー	変数名	変数表記	変数の定義
被説明変数	金融リスク	<i>risk</i>	エントロピーウェイト法より算出
説明変数	住宅バブル	<i>lnbubble</i>	式(6)より計算し、対数をとったもの
コントロール変数	一人当たりGDP	<i>lnGDP</i>	一人当たりGDPの対数値
	経済開放度	<i>ope</i>	輸出入総額/GDP
	固定資産投資	<i>inv</i>	社会固定資産投資額/GDP
	インフレーション	<i>inf</i>	CPIの増加率
	産業構造	<i>ind</i>	第二産業の付加価値額/GDP
	財政赤字	<i>fin</i>	(財政支出－財政収入)/GDP
	工業企業負債率	<i>alr</i>	企業の負債総額/資産総額

表3 各変数の基礎統計量

変数名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<i>risk</i>	420	0.405	0.137	0.141	0.810
<i>lnbubble</i>	420	7.392	0.807	4.676	9.936
<i>lnGDP</i>	420	10.322	0.547	8.657	11.694
<i>ope</i>	420	0.309	0.355	0.013	1.711
<i>inv</i>	420	0.769	0.281	0.212	1.597
<i>inf</i>	420	0.027	0.018	-0.023	0.101
<i>ind</i>	420	0.453	0.086	0.162	0.615
<i>fin</i>	420	0.136	0.131	-0.011	1.273
<i>alr</i>	420	0.583	0.055	0.389	0.761

注：1) インフレーションの影響を取り除くため、付加価値類のデータについて2006年を基礎年とする消費者物価指数により実質化した。2) 変数の絶対値の大きさによる分散部均一性を回避するため、住宅バブルと一人当たりGDPについて対数値をとった

出所：中国国家统计局『中国統計年鑑』、中国金融学会『中国金融年鑑』、Windデータベース。

VI. 実証結果と検討

VI-1. 空間的自己相関分析

伝統的パネルモデルと異なり、空間パネルモデルは主要な経済変数にかかわる空間的自己相関を検討対象の一つにしている。したがって、本稿ではまず金融リスクと住宅バブルについて、空間的自己相関分析を行った。そこでグローバル・モーラン指数（global Moran's I）に基づき、観測値およびその空間ラグ項に関する相関関数を推定した。ちなみに、（global Moran's Iは次の式により定義する。

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (risk_i - \overline{risk})(risk_j - \overline{risk})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

ここで、 $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (risk_i - \overline{risk})^2}{n}$ はサンプルの分散を表す。 w_{ij} は空間ウェイトマトリックスであり、地域 i と地域 j との空間的距離を表す。 N はサンプル数を表す。

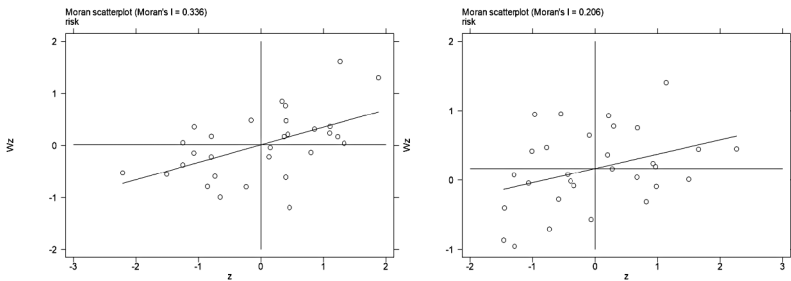
表4 地理的空間ウェイトマトリックスにおける金融リスクのMoran's I

年	Moran's I	Z値	P値
2006	0.336	3.060	0.001
2007	0.322	2.974	0.001
2008	-0.039	-0.035	0.486
2009	-0.047	-0.110	0.456
2010	-0.159	-1.054	0.146
2011	-0.058	-0.194	0.423
2012	0.049	0.723	0.235
2013	0.024	0.508	0.306
2014	0.144	1.508	0.066
2015	0.143	1.534	0.063
2016	0.041	0.646	0.259
2017	0.123	1.317	0.094
2018	0.098	1.101	0.135
2019	0.206	1.984	0.024

注: モーラン指数は一般的に-1と1の間の値をとり、0より大きい場合は各地域の金融リスクに正の相関関係を持つことを表す。つまり、リスクの高い地域同士もしくはリスクの低い地域同士が隣接していることを示す。逆に0より小さい場合は、地域間金融リスクに負の相関関係を示し、リスクの高い地域と低い地域が隣接することを示唆する。0に等しい場合は、空間的自己相関関係がないことを表す。

表4にまとめた検証結果からは、2008年から2011年までの期間において負の係数が検出されたのを除いて、ほかの年次ではすべて正の係数が検出されている。2008～2011年においては、中国政府は世界金融危機への対応策として4兆元に上る景気浮揚投資を実施したことを考慮すると、この時期における住宅バブルは政府の政策目的で意図的に引き起こされた可能性が高かった。そのため、地域間金融リスクの相関はそれほど強くなかった。こうした特殊な時期以外、中国の各地域で金融リスクは空間的な正の相関を持っていることは明らかである。

図7 2006年, 2019年における各地域の金融リスクのモーラン散布図



また、各地域における金融リスクの空間的相関についてモーラン散布図に描いたのは図7である。図には金融リスクの観測値とその空間的ラグ項との間における関係を2006年と2019年別に示した。そこで、第一象限は当該地域のみならず、隣接地域も高い金融リスクを持つことを意味し、HH型と呼ぶ。第二象限は当該地域における金融リスクが低く、隣接する地域における金融リスクが高いLH型を表す。同じように、第三象限は隣接同士の地域とも金融リスクの低いLL型、第四象限は当該地域における金融リスクが高く隣接する地域における金融リスクが低いHL型を表す。明らかなように、2006年にせよ、2019年にせよ、散布点は第一象限と第三象限に集中していて、中国各地域の金融リスクに空間的に正の相関関係にあることを示唆している。

VI-2. 住宅バブルの金融リスクに対する直接影響と空間拡散効果

一般的に、動学空間パネルデータの計測においてGMMまたはMLEの二種類の推定方法がよく用いられるが、本稿はサンプル数が少ないことを考えるとMLEを採用する。また、ゴースマン検定の結果は帰無仮説を棄却することとなったため、固定効果を採用する。地理的空間ウェイトマトリックス、経済的ウェイトマトリックスおよび金融的ウェイトマトリックスについて、DSMDによる検定結果を表7にまとめた。三種類の空間ウェイトマトリックスの下、6種類のモデル検定を行ったが、すべて地域固定効果

によりコントロールした。そのうち、モデル (1), (3), (5) は説明変数と被説明変数の空間ラグを取り入れたほか、モデル (2), (4), (6) はコントロール変数である経済発展水準の空間ラグを取り入れた。モデル (1)～(6) は直接効果 (β_{bubble})、ラグ効果 ($\beta_{L1, \text{risk}}, \rho$) および拡散メカニズム (θ_{bubble}) の三種類の検定を含み、それぞれ当該地域の住宅バブルによる地域内の金融リスクに与える影響、金融リスクの時間と空間でのラグ効果、隣接地域の住宅バブルの当該地域の金融リスクに与える影響について考察する。

実証結果の示したように、すべての空間ウェイトマトリックスの下で、モデル (1)～(6) における住宅バブルの金融リスクに与える直接的な影響は正となり、当該地域での住宅バブルは地域内の金融リスクを高める働きを持つことを示唆する。また、ラグ効果は時間的にも空間的にも顕著な正の相関を示し、金融リスクは顕著な累積効果を持ち、しかも地理的、経済発展水準、金融発達度の類似する近隣地域の金融リスクは当該地域の金融リスクに対して顕著な伝染効果を持つことを示唆する。波及メカニズムの検証結果からは、住宅バブルは金融リスクに対し、顕著な空間波及効果を持ち、すなわち近隣地域の住宅バブルは当該地域の金融リスクを高めることを示唆している。

なお、経済発展水準の金融リスクへの直接的な影響は負であり、その空間ラグ項がモデル (2), (4), (6) において高い有意水準で正となった。これは、当該地域の経済発展水準の上昇は地域内の金融リスクを抑制する効果を持つと同時に、近隣地域の経済発展水準の上昇は逆に当該地域の金融リスクを引き上げる効果を持つことを示唆する。つまり、近隣地域の経済発展が当該地域の経済発展に対しクラウディングアウト効果、言い換えれば近隣地域によるサイフォン効果は働き、当該地域の資本や人的資源などの生産要素が近隣地域へ流入し、当該地域の経済発展を阻害することにより、金融リスクの上昇を招くことになる。このほか、固定資産投資や第二次産業付加価値のGDPに占める比率、工業企業の負債率は高いほど金融リ

表5 DSDMの推定結果

係数	地理的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^g)		経済的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^e)		金融的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^f)	
	モデル (1)	モデル (2)	モデル (3)	モデル (4)	モデル (5)	モデル (6)
ρ	0.438*** (0.037)	0.474*** (0.037)	0.432*** (0.039)	0.471*** (0.039)	0.546*** (0.038)	0.538*** (0.037)
$\beta_{LI,risk}$	0.585*** (0.034)	0.597*** (0.033)	0.612*** (0.033)	0.537*** (0.033)	0.578*** (0.031)	0.576*** (0.031)
$\beta_{lnbubble}$	0.039*** (0.012)	0.036*** (0.012)	0.034*** (0.012)	0.025** (0.012)	0.023** (0.012)	0.024** (0.012)
β_{lnGDP}	-0.015 (0.021)	-0.131*** (0.033)	0.015 (0.020)	-0.066* (0.035)	-0.022 (0.020)	-0.113*** (0.035)
β_{ope}	0.055* (0.033)	0.093*** (0.035)	0.008 (0.033)	0.042 (0.034)	-0.004 (0.032)	0.024 (0.033)
β_{inv}	0.048** (0.023)	0.064*** (0.023)	0.082*** (0.023)	0.082*** (0.023)	0.074*** (0.023)	0.073*** (0.022)
β_{inf}	-0.574*** (0.204)	-0.262 (0.201)	-0.046 (0.201)	0.041 (0.200)	-0.151 (0.198)	-0.168 (0.197)
β_{ind}	0.272*** (0.100)	0.517*** (0.102)	0.352*** (0.098)	0.358*** (0.111)	0.437*** (0.095)	0.520*** (0.101)
β_{fin}	0.001 (0.053)	0.031 (0.052)	0.033 (0.052)	0.028 (0.052)	0.030 (0.051)	0.003* (0.052)
β_{air}	0.405*** (0.122)	0.488*** (0.122)	0.632*** (0.121)	0.533*** (0.126)	0.679*** (0.119)	0.603*** (0.120)
$\theta_{lnbubble}$	0.116*** (0.019)	0.118*** (0.018)	0.117*** (0.020)	0.099*** (0.020)	0.150*** (0.019)	0.137*** (0.019)
θ_{lnGDP}		0.161*** (0.035)		0.105*** (0.040)		0.126*** (0.040)
Fixed Effects	はい	はい	はい	はい	はい	はい
R^2	0.639	0.649	0.639	0.641	0.644	0.651

注：***，**と*はそれぞれ1%，5%と10%水準で有意であることを示す。カッコ内は標準偏差である。

スクのコントロールに不利であった。

しかし、DSDMでは空間ウェイトマトリックスを導入しているため、計測結果に誤差が発生しやすい。それを是正するには、説明変数の影響効果について直接効果と間接効果（すなわち空間波及効果）に分解し、それぞれの計測結果の和を総効果とする方法を取り入れる。表6にそうした検証結果をまとめた。

明らかなように、短期的にはすべてのウェイトマトリックにおいて住宅

バブルの金融リスクに及ぼす直接的、間接的效果は高い有意水準でプラスである。一方で、長期的にはそのプラスの効果は弱まり、高い有意水準での推計結果とならなかった。これは長期的に住宅バブルの金融リスクに与える影響は頑健ではないことを示唆する。それで、以下において地理的空間ウェイトマトリックスを中心に短期的な効果について検討する。

まず、直接的効果については、当該地域の住宅バブルが当該地域での金融リスクに対し、1%の高い水準で有意となり、プラスの効果を持つことを意味する。具体的な程度としては、地理的空間ウェイトマトリックスの下では、当該地域の住宅バブルは1%増加すると、当該地域における金融リスクを0.055%を上昇させてしまうことになる。経済的空間ウェイトマトリックスと金融的空間ウェイトマトリックスの下ではそれぞれ0.046%と0.055%ほど上昇させる効果を持っている。

次に、間接的效果については、隣接地域の住宅バブルは当該地域における金融リスクに1%の高い有意水準で正の影響を持っている。具体的な程度としては、地理的空間ウェイトマトリックスの下では、隣接地域の住宅バブルは1%ほど拡大すると、当該地域における金融リスクは0.219%ほど上昇させることになる。また、経済的空間ウェイトマトリックスと金融的空間ウェイトマトリックスの下では、その効果はそれぞれ0.218%と0.336%となっている。つまり、住宅バブルの金融リスクに対する空間的波及効果は大きいことが言えよう。

最後に、総効果については、1%水準で有意な推計結果となり、プラスに働く効果と言えよう。その具体的な程度としては、住宅バブルは1%ほど拡大するにつれ当該地域における金融リスクは0.274%ほど上昇することになる。

表6 空間効果回帰結果についての分解

係数		短期効果			長期効果		
		直接効果	間接効果	総効果	直接効果	間接効果	総効果
地理的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^g)							
モデル (1)	<i>lnbubble</i>	0.055*** (0.012)	0.219*** (0.031)	0.274*** (0.036)	0.329 (6.166)	-1.673 (174.608)	-1.345 (180.622)
モデル (2)		0.055*** (0.012)	0.240*** (0.035)	0.295*** (0.041)	0.689 (24.637)	-3.086 (36.873)	-2.397 (28.405)
経済的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^e)							
モデル (3)	<i>lnbubble</i>	0.046*** (0.012)	0.218*** (0.032)	0.264*** (0.035)	0.219 (2.262)	-0.099 (48.596)	0.120 (50.236)
モデル (4)		0.036*** (0.012)	0.200*** (0.035)	0.236*** (0.039)	0.010 (2.301)	-3.804 (48.814)	-3.795 (50.469)
金融的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^f)							
モデル (5)	<i>lnbubble</i>	0.044*** (0.012)	0.336*** (0.043)	0.380*** (0.047)	0.146 (1.029)	-1.846 (2.230)	-1.699 (2.064)
モデル (6)		0.043*** (0.012)	0.310*** (0.045)	0.353*** (0.050)	-0.273 (7.475)	-1.388 (7.514)	-1.661* (1.002)

注：***，**と*はそれぞれ1%，5%と10%水準で有意であることを示す。カッコ内は標準偏差である。

Ⅵ-3. ロバストネス・チェック

1) 世界金融危機後における住宅バブルと金融リスク

2008年の世界金融危機という外的ショックが中国の金融リスクに与えた影響を実証結果から取り除くため、ここでサンプルの期間を2010～2019年に調整し、ロバストネスチェックを行った。

表7 世界金融危機後の住宅バブルが金融リスクに与えた影響に関する回帰結果

	地理的空間ウェイトマト リスク (w_g^g)		経済的空間ウェイトマト リスク (w_g^e)		金融的空間ウェイトマト リスク (w_g^f)	
	モデル (1)	モデル (2)	モデル (3)	モデル (4)	モデル (5)	モデル (6)
ρ	0.111* (0.060)	0.108* (0.059)	0.100 (0.070)	0.093 (0.070)	0.178*** (0.065)	0.166** (0.065)
$\beta_{LI,risk}$	0.857*** (0.046)	0.825*** (0.046)	0.840*** (0.046)	0.830*** (0.046)	0.826*** (0.044)	0.807*** (0.044)
$\beta_{lnbubble}$	0.049*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.041*** (0.011)	0.040*** (0.011)	0.038*** (0.012)	0.038*** (0.011)
β_{lnGDP}	-0.029 (0.033)	-0.043 (0.035)	-0.046 (0.031)	-0.055 (0.036)	-0.037 (0.030)	-0.070* (0.039)
β_{ope}	0.110*** (0.042)	0.132*** (0.043)	0.086** (0.041)	0.091** (0.041)	0.108*** (0.040)	0.116*** (0.040)
β_{inv}	0.052** (0.021)	0.052** (0.021)	0.074*** (0.021)	0.075*** (0.021)	0.056*** (0.020)	0.062*** (0.021)
β_{inf}	1.459*** (0.354)	1.495*** (0.357)	1.239*** (0.347)	1.271*** (0.360)	1.330*** (0.349)	1.405*** (0.356)
β_{ind}	0.079 (0.098)	0.136 (0.110)	0.135 (0.098)	0.175 (0.127)	0.125 (0.096)	0.178* (0.105)
β_{fin}	-0.012 (0.048)	-0.003 (0.048)	0.006 (0.047)	0.009 (0.047)	-0.009 (0.047)	-0.014 (0.047)
β_{air}	0.217 (0.146)	0.245* (0.146)	0.222 (0.142)	0.228 (0.142)	0.223 (0.142)	0.221 (0.141)
$\theta_{lnbubble}$	0.045** (0.018)	0.041** (0.018)	0.082*** (0.021)	0.081*** (0.021)	0.070*** (0.019)	0.068*** (0.019)
θ_{lnGDP}		0.069 (0.052)		0.034 (0.061)		0.081 (0.059)
Fixed Effects	はい	はい	はい	はい	はい	はい
R^2	0.697	0.704	0.716	0.718	0.709	

注：***, **と*はそれぞれ1%, 5%と10%水準で有意であることを示す。
カッコ内は標準偏差である。

表7の示したように、ポスト世界金融危機期において、いかなるウェイトマトリスクの下でも住宅バブルは、金融リスクに対して1%の高い有意水準で正の係数が得られた。また、空間波及効果も顕著に正となり、つまり近隣地域の住宅バブルが当該地域の金融リスクに対するプラスの影響は頑健であることが言える。さらに、上述した6種類のモデルにおける住宅バブルの回帰係数について空間効果の分解を行い、その結果を表8にまとめた。短期的には住宅バブルの金融リスクに対する影響の直接効果、間接効果および総効果はいずれも正である。長期的には住宅バブルの金融リ

スクに与える影響メカニズムは頑健的とは言えなかった。上記の結果はメイン回帰の結論と一致しているため、本稿の結論は頑健性を持つと思われる。

表8 ポスト世界金融危機期における住宅バブルの空間効果の分解

		短期効果			長期効果		
		直接効果	間接効果	総効果	直接効果	間接効果	総効果
地理的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^g)							
モデル (1)	<i>lnbubble</i>	0.050*** (0.011)	0.055*** (0.019)	0.105*** (0.022)	0.392 (5.151)	-0.544 (84.749)	-0.152 (87.550)
モデル (2)		0.049*** (0.011)	0.051** (0.020)	0.100*** (0.022)	0.403 (1.237)	1.554 (20.476)	1.957 (21.156)
経済的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^e)							
モデル (3)	<i>lnbubble</i>	0.042*** (0.011)	0.093*** (0.020)	0.135*** (0.022)	0.314 (1.301)	1.444 (16.976)	1.758 (17.520)
モデル (4)		0.041*** (0.011)	0.092*** (0.021)	0.133*** (0.023)	-1.983 (50.414)	1.878 (51.515)	-0.105 (12.349)
金融的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^f)							
モデル (5)	<i>lnbubble</i>	0.040*** (0.011)	0.091*** (0.022)	0.131*** (0.023)	0.030 (4.605)	-5.666 (103.795)	-5.636 (107.324)
モデル (6)		0.040*** (0.011)	0.087*** (0.022)	0.127*** (0.023)	-0.026 (4.525)	-8.946 (130.197)	-8.972 (134.676)

注：***、**と*はそれぞれ1%、5%と10%水準で有意であることを示す。

カッコ内は標準偏差である。

2) 異なる負債比率での住宅バブルの直接的影響と空間波及効果

前述したように、住宅購入者の負債比率は各地域の住宅バブルに大きな影響を及ぼしうることから、ここで k を0.3にし、各地域のバブル水準について計測したうえで、ロバストネスチェックを行う。回帰結果は表9に示した。明らかなように、負債比率を変えて計測しても、すべての変数は1%の高い統計有意水準で正の係数を検出した。これは、住宅バブルには金融リスクに正の影響を与えることを示唆しているのみならず、近隣地域の住宅バブルによる当該地域の金融リスクへの空間波及効果も正かつ頑健的

表9 負債比率を0.3にした際のロバストネス・チェック

	地理的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^g)		経済的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^e)		金融的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^f)	
	モデル (1)	モデル (2)	モデル (3)	モデル (4)	モデル (5)	モデル (6)
ρ	0.109* (0.059)	0.107* (0.059)	0.104 (0.069)	0.096 (0.070)	0.170*** (0.065)	0.157** (0.065)
$\beta_{LI,risk}$	0.860*** (0.046)	0.828*** (0.046)	0.841*** (0.045)	0.831*** (0.046)	0.830*** (0.044)	0.810*** (0.044)
$\beta_{lnbubble}$	0.072*** (0.016)	0.070*** (0.016)	0.060*** (0.016)	0.060*** (0.016)	0.055*** (0.016)	0.056*** (0.016)
β_{lnGDP}	-0.026 (0.033)	-0.039 (0.035)	-0.044 (0.031)	-0.053 (0.035)	-0.033 (0.030)	-0.070* (0.039)
β_{ope}	0.131*** (0.042)	0.153*** (0.044)	0.105** (0.042)	0.109*** (0.042)	0.124*** (0.041)	0.133*** (0.041)
β_{inv}	0.052** (0.021)	0.052** (0.021)	0.074*** (0.021)	0.075*** (0.021)	0.057*** (0.020)	0.063*** (0.021)
β_{inf}	1.351*** (0.357)	1.387*** (0.361)	1.135*** (0.350)	1.167*** (0.363)	1.246*** (0.352)	1.326*** (0.359)
β_{ind}	0.065 (0.097)	0.121 (0.109)	0.127 (0.097)	0.168 (0.126)	0.112 (0.095)	0.170 (0.104)
β_{fin}	-0.005 (0.048)	0.004 (0.048)	0.012 (0.047)	0.014 (0.047)	-0.004 (0.047)	-0.009 (0.047)
β_{air}	0.226 (0.146)	0.254* (0.146)	0.229 (0.142)	0.236* (0.142)	0.230 (0.142)	0.228 (0.141)
$\theta_{lnbubble}$	0.042** (0.018)	0.038** (0.018)	0.079*** (0.021)	0.078*** (0.021)	0.068*** (0.019)	0.065*** (0.019)
θ_{lnGDP}		0.068 (0.052)		0.034 (0.061)	0.170*** (0.065)	0.088 (0.058)
Fixed Effects	はい	はい	はい	はい	はい	はい
R^2	0.699	0.705	0.718	0.720	0.710	0.716

注：***，**と*はそれぞれ1%，5%と10%水準で有意であることを示す。
カッコ内は標準偏差である。

であることを示している。

また、負債比率を変えて空間的効果を分解したのは表10である。明らかに、短期的にはいずれの空間ウェイトマトリックスの下でも住宅バブルの金融リスクに与える直接影響は正であるが、空間波及効果（間接効果）は地理的空間ウェイトマトリックスと金融的空間ウェイトマトリックスの場合に限り顕著な正となっている。

表10 負債比率を0.3にした際の空間効果の分解

		短期的効果			長期的効果		
		直接効果	間接効果	総効果	直接効果	間接効果	総効果
地理的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^g)							
モデル (1)	<i>lnbubble</i>	0.071*** (0.015)	0.008* (0.005)	0.079*** (0.017)	0.790 (5.456)	2.997 (84.344)	3.787 (92.296)
モデル (2)		0.070*** (0.015)	0.008 (0.005)	0.078*** (0.017)	1.047 (11.533)	1.941 (87.429)	2.988 (89.693)
経済的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^e)							
モデル (3)	<i>lnbubble</i>	0.060*** (0.015)	0.007 (0.005)	0.066*** (0.017)	0.473 (1.066)	1.165 (24.395)	1.638 (25.218)
モデル (4)		0.059*** (0.011)	0.007 (0.005)	0.066*** (0.017)	0.263 (1.836)	0.694 (9.146)	0.958 (9.356)
金融的空間ウェイトマトリックス (w_{ij}^f)							
モデル (5)	<i>lnbubble</i>	0.055*** (0.015)	0.011** (0.005)	0.067*** (0.018)	0.074 (4.448)	-8.471 (55.955)	-0.803 (57.884)
モデル (6)		0.056*** (0.015)	0.011* (0.006)	0.127*** (0.023)	-0.026 (4.525)	-8.946 (127.335)	-8.397 (131.711)

注：***，**と*はそれぞれ1%，5%と10%水準で有意であることを示す。
カッコ内は標準偏差である。

Ⅵ-4. 一歩踏み込んだ検討——2017年以降の引き締め政策とその影響

周知のように、マクロコントロール政策は不動産市場の安定的な発展にとって極めて重要である。Glaeser et al. (2017) は、アメリカのサブプライムローン危機を先例に、米中両国の不動産市場の繁栄期における住宅価格や住宅の建設規模、空家率および政府政策について比較し、米中両国の住宅市場に深刻なバブルが存在していることを指摘した。そのうえで、中国の地方政府の経済成長追求目標と中央政府の住宅価格安定目標の矛盾は、中国の住宅市場における需給均衡を乱したと結論付けた。世界金融危機後、中国の不動産価格は急騰し続けているにもかかわらず、それをめぐるマクロコントロール政策は「緩和（2008～2009年）→緊縮（2010～2013年）→緩和（2014～2016年）→緊縮（2017年から現在に至る）」という方向性の定まらない悪循環に陥っていた。2017年に、住宅の居住性を強調し、

住宅投機行動を抑えるようなマクロコントロール政策の方向性は初めて明確にされた。この時期から、各地域政府は住宅購入にかかわる制限策を矢継ぎ早に打ち出し、住宅バブルを締め出し、金融システムリスクの発生を防ごうとしている。そうした政策は果たして住宅バブルの金融リスクに対する直接与え効果と空間波及効果を有効に働いたのか。

上述したマクロコントロール政策の有効性を確認するため、ダミー変数 *policy* をモデルに取り入れ、2017年以降の年を1とし、2017年以前の年を0としたうえで、住宅バブルと政策変数の交叉項により政策効果について検証してみた。表11の回帰結果にしめたように、住宅バブルと政策ダミー変数との交叉項は、高い有意水準で負の係数が検出された。2017年以来の緊縮的なマクロコントロール政策により、当該地域の住宅バブルが当該地域の金融リスクに対する正の影響は有効に軽減されたことを示唆する。また、交叉項のラグ項についても顕著な負の係数が検出されたため、持続的な緊縮政策は住宅バブルの空間的波及効果を抑えている、すなわち2017年以降、近隣地域における住宅バブルによる当該地域の金融リスクに対する正の影響は軽減されたことを意味している。

表11 政策調節効果についての回帰結果

	地理的空間ウェイトマト リスク (w_{ij}^g)		経済的空間ウェイトマト リスク (w_{ij}^e)		金融的空間ウェイトマト リスク (w_{ij}^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ρ	0.454*** (0.037)	0.441*** (0.036)	0.660*** (0.039)	0.467*** (0.039)	0.755*** (0.038)	0.506*** (0.037)
β_{Lrisk}	0.587*** (0.033)	0.623*** (0.033)	0.628*** (0.033)	0.604*** (0.033)	0.658*** (0.031)	0.573*** (0.031)
$\beta_{Inbubble}$	0.058*** (0.013)	0.058*** (0.013)	0.050*** (0.014)	0.034** (0.014)	0.051*** (0.013)	0.033*** (0.013)
$\beta_{Inbubble*policy}$	-0.032*** (0.010)	-0.027*** (0.010)	-0.023** (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.035*** (0.010)	-0.020** (0.010)
β_{lnGDP}	0.002 (0.022)	-0.111*** (0.035)	0.009 (0.022)	-0.058 (0.037)	-0.034 (0.022)	-0.064* (0.038)
β_{lope}	-0.026 (0.037)	0.044 (0.039)	-0.061 (0.037)	0.049 (0.040)	-0.113*** (0.036)	-0.024 (0.037)
β_{Inv}	0.052** (0.023)	0.079*** (0.022)	0.077*** (0.023)	0.054** (0.023)	0.062*** (0.022)	0.073*** (0.022)
β_{Inf}	-0.032 (0.201)	0.260 (0.198)	-0.243 (0.201)	-0.069 (0.200)	-0.416** (0.197)	0.373* (0.195)
β_{Ind}	0.203* (0.114)	0.437*** (0.118)	0.476*** (0.114)	0.249* (0.129)	0.686*** (0.110)	0.440*** (0.120)
β_{fin}	0.028 (0.052)	-0.014 (0.051)	0.050 (0.052)	-0.013 (0.052)	0.036 (0.051)	0.022 (0.050)
β_{alr}	0.440*** (0.125)	0.595*** (0.123)	0.575*** (0.126)	0.409*** (0.128)	0.603*** (0.123)	0.766*** (0.121)
β_{policy}	0.205*** (0.073)	-0.010 (0.000)	0.154** (0.073)	-0.007 (0.000)	0.238*** (0.072)	1.180*** (0.161)
$\theta_{Inbubble}$	0.125*** (0.018)	0.203*** (0.022)	0.114*** (0.020)	0.187*** (0.025)	.165*** (0.019)	0.246*** (0.025)
θ_{lnGDP}		0.113*** (0.035)		0.081** (0.040)		0.031 (0.042)
θ_{policy}		0.938*** (0.131)		0.859*** (0.157)		0.019 (0.000)
$\theta_{Inbubble*policy}$		-0.100*** (0.016)		-0.112*** (0.021)		-0.140*** (0.020)
Fixed Effects	はい	はい	はい	はい	はい	はい
R^2	0.654	0.648	0.599	0.666	0.586	0.643

注：***, **と*はそれぞれ1%, 5%と10%水準で有意であることを示す。
カッコ内は標準偏差である。

上記の政策調節効果を可視的にするため、地理的空間ウェイトマトリスクを例に、モデル(2)に政策調節変数が取り入れられた際の直接効果と空間的拡散効果を図8にした。明らかなように、政策調節変数が取り入れら

れたあと、住宅バブルの金融リスクに対する直接影響および空間的波及効果の傾きは緩やかになっていて、マクロコントロール政策はある程度有効的であることを物語っている。

図8 政策の調節効果（直接影響）

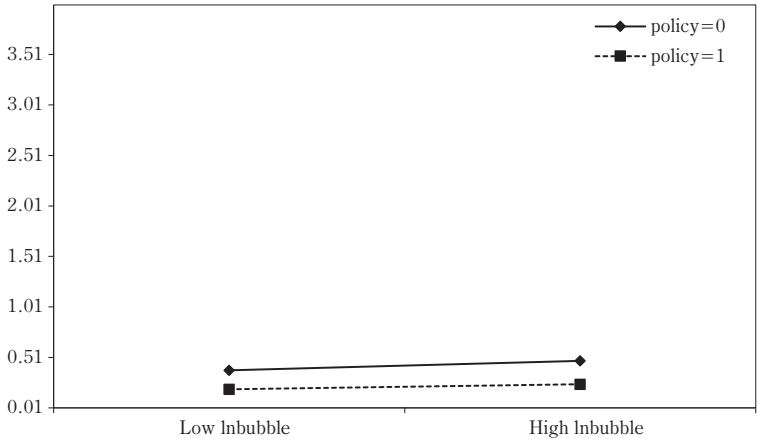
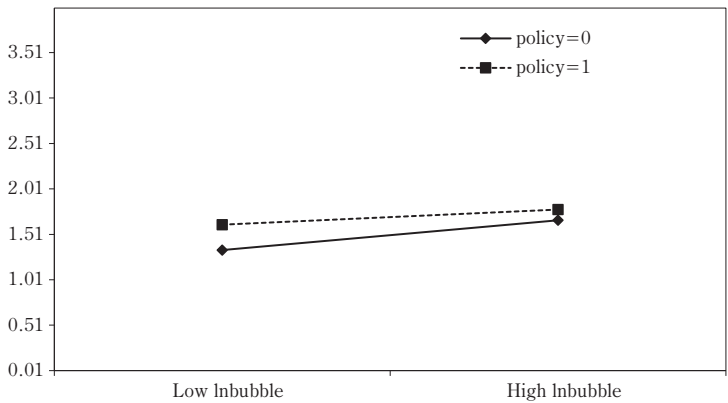


図9 政策の調節効果（空間的波及効果）



VII. おわりに

本稿は、住宅バブルの金融リスクに与える直接影響と空間的波及効果をめぐり、まず金融リスクに関する総合的指標および不動産市場の部分均衡モデルの構築を通じて計測を行った。それに続き、各地域の住宅バブルと金融リスクの地域間連動性および空間的波及チャネルについて、中国30の省レベルの地域のパネルデータを収集し、DSDMモデルに基づき検証した。検証の結果は次の通りである。

まず、エントロピーウェイト法による金融リスクの計測においては、中国各地域における金融リスクは、2019年で今までのない高い水準に達している。その中で、東部地域のそれが中西部と東北部地域のそれと異なる特徴を示し、東部地域はその他の地域に比べ、より高い金融リスクに直面している。また、Moran's I 指数の示したように、全体的に中国各地域の金融リスクは、空間的な正の相関関係、かつ顕著な累積効果を持っていることが明らかである。

次に、部分均衡モデルに基づき、住宅バブルを計測した結果、中国各地域での住宅バブルは2006年から拡大し続けている。世界金融危機の勃発する2008年までは、バブルの緩やかな拡大期、2009～2015年は持続的な拡大期、2016～2019年は急速な膨張期となっている。また、中国の住宅バブルは、東部地域でのそれが東北部や中西部地域でのそれより高く、地域的異質性を持っている。

さらに、DSDMによる回帰結果は、当該地域での住宅バブルは当該地域の金融リスクを顕著に高める効果を持っている。具体的には、地理的、経済的、金融的空間ウェイトマトリックスの下、当該地域における住宅バブルの1%の拡大は当該地域での金融リスクをそれぞれ0.055%、0.046%と0.044%を高めた。また、住宅バブルの金融リスクへの影響は著しい正の空間的波及効果を持っている。すなわち、三種類の空間ウェイトマトリックスの下、近隣地域での住宅バブルは1%ほど拡大すると、当該地域での金

融リスクを0.219%、0.218%と0.336%ほどを引き上げる。

最後に、2017年に開かれた中国共産党第十九回党大会は不動産市場に対して厳しい引き締め政策を実施するようになり、そうしたマクロコントロール政策の有効性について検証した結果、住宅バブルの金融リスクに対する直接影響と空間的波及効果のいずれも小さくなった。

目下、中国では「重大なリスクの発生を未然に防止」することが最大の政策課題とされている。重大なリスクとは金融システミックリスクのことを言い、それは住宅バブルと密接にかかわっている。本稿の実証結果が示唆するように、金融リスクを防ぐために住宅バブルを解消させなければならず、継続的なマクロコントロール政策は有効的である。中国は不動産市場に対し、住宅の居住性を堅持し、過度の投機をコントロールするような長期策を必要としている。また、不動産市場で発生しうる金融リスクについては、銀行貸出しの審査の厳格化や、開発業者の自己資金や消費者の負債比率に対するチェックなどを通して、銀行資金の不動産市場への過度の流入を是正しなければならない。

いずれにせよ、すでになりに深刻な住宅バブルを抱えている中国にとって不動産市場の不良債権処理を速めることは喫緊の課題となっている。コロナ禍により経済成長の鈍化に伴い、政府財政資金の投下による不良債権処理は限界が見えた今、いかに市場メカニズムを健全化し、その役割を果たすか、真価の問われるところである。

〈参考文献〉

- [1] 白鶴祥, 劉社芳, 羅小偉, 劉蕾蕾, 郝威臣 (2020), 「基於房地產市場的我国系統性金融風險測度與預警研究」『金融研究』, 2020年第8期, 第54-73頁。
- [2] 蔡真 (2018), 「我国系統性金融風險與房地產市場的關聯, 伝染途徑及对策」『中国社会科学院研究生学報』2018年第5期, 第42-61頁。
- [3] 曹琳, 原雪梅 (2017), 「基於或有權益分析法的中国銀行業系統性風險測度」『金融經濟学研究』, 2017年第3期, 第75-84+116頁。
- [4] 曹曉飛, 趙芬芬, 万月亮 (2020), 「房地產價格波動與系統性金融風險」『技術經濟與管理研究』, 2020年第2期, 第71-76頁。
- [5] 曾五一, 李想 (2011), 「中国房地產市場價格泡沫的檢驗與成因機理研究」『数量經濟技術經濟研究』, 2011年第1期, 第140-151頁。
- [6] 陳守東, 李卓, 林思涵 (2020), 「地方政府債務風險對区域性金融風險的空間的溢出效应」『西安交通大学学報 (社会科学版)』, 2020年第6期, 第33-44頁。
- [7] 陳守東, 王妍 (2014), 「我国金融機構的系統性金融風險評估——基於極端分位数回歸技術的風險度量」『中国管理科学』, 2014年第7期, 第10-17頁。
- [8] 郭娜, 梁琪 (2011), 「我国房地產市場周期與金融穩定——基於隨機游走濾波的分析」『南開經濟研究』, 2011年第4期, 第98-107頁。
- [9] 郭樹清 (2020), 「完善現代金融監管体系」『經濟日報』, 2020年12月17日。
- [10] 國務院發展研究中心「經濟轉型期的風險防範與应对」課題組 (2018), 「打好防範化解重大風險攻堅戰——思路與对策」『管理世界』, 2018年第1期, 第1-15頁。
- [11] 賈彥東 (2011), 「金融機構的系統重要性分析——金融網絡中的系統風險衡量與成本分担」『金融研究』, 2011年第10期, 第17-33頁。
- [12] 姜春海 (2005), 「中国房地產投機泡沫实证分析」『管理世界』, 2005年第12期, 第71-84+171-172頁。
- [13] 李斌, 蘆明煒, 張所地, 范新英 (2019), 「房地產業對中国城市金融穩定的影響研究——基於空間計量模型的比較分析」『数理統計與管理』, 2019年第2期, 第343-356頁。
- [14] 李倫一, 張翔 (2019), 「中国房地產市場價格泡沫與空間伝染效应」『金融研究』, 2019年第12期, 第169-186頁。
- [15] 梁雲芳, 高鉄梅 (2007), 「中国房地產價格波動区域差異的实证分析」『經濟研究』, 2007年第8期, 第133-142頁。

- [16] 劉海雲, 呂龍 (2018), 「城市房價泡沫及其傳染的『波紋』效應」『中國工業經濟』, 2018年第12期, 第42-59頁。
- [17] 呂江林 (2010), 「我國城市住房市場泡沫水平的度量」『經濟研究』, 2010年第6期, 第28-41頁。
- [18] 馬樹才, 華夏, 韓雲虹 (2020), 「地方政府債務影響金融風險的伝導機制——基於房地產市場和商業銀行視角的研究」『金融論壇』, 2020年第4期, 第70-80頁。
- [19] 沈麗, 張影, 李文君, 劉媛 (2019), 「我國區域金融風險的時空演化及驅動機制——基於經濟四部門視角」『南方經濟』, 2019年第9期, 第1-18頁。
- [20] 沈悅, 李博陽, 張嘉望 (2017), 「系統性金融風險——測度與時空格局演化分析」『統計與信息論壇』, 2017第12期, 第42-51頁。
- [21] 沈悅, 李博陽, 張嘉望 (2019), 「城市房價泡沫與金融穩定性——基於中國35個大中城市PVAR模型的實証研究」『當代財經』, 2019年第4期, 第62-74頁。
- [22] 沈悅, 李博陽, 張嘉望 (2020), 「金融杠杆率, 房價泡沫與金融穩定性」『大連理工大學學報(社會科學版)』, 2020年第3期, 第25-35頁。
- [23] 司登奎, 葛新宇, 曾濤, 李小林 (2019), 「房價波動, 金融穩定與最優宏觀審慎政策」『金融研究』, 2019年第11期, 第38-56頁。
- [24] 孫艷霞 (2015), 「金融網絡理論與應用綜述」『金融發展研究』, 2015年第4期, 第28-34頁。
- [25] 孫焱林, 張攀紅 (2016), 「房地產泡沫測度及區域間聯動與傳染」『金融學季刊』, 2016年第1期, 第1-19頁。
- [26] 譚政勛, 陳銘 (2012), 「房價波動與金融危機的國際經驗証据——抵押效應還是偏離效應」『世界經濟』, 2012年第3期, 第146-159頁。
- [27] 王輝, 梁俊豪 (2020), 「基於動態因子 Copula 模型的我國銀行系統性風險度量」『金融研究』, 2020年第11期, 第58-75頁。
- [28] 王火根, 沈利生 (2007), 「中國經濟增長與能源消費空間面板分析」『數量經濟技術經濟研究』, 2007年第12期, 第98-107+149頁。
- [29] 王錦陽, 劉錫良 (2014), 「住宅基本價值, 泡沫成分與區域溢出效應」『經濟學(季刊)』, 2014年第4期, 第1283-1302頁。
- [30] 王京濱, 李博 (2021), 「銀行業務地理集中是否降低了金融風險?——基於中國城市商業銀行微觀數據的研究」『管理世界』, 2021年第5期, 第87-97+127+7頁。
- [31] 王宮, 曹廷求 (2017), 「中國區域性金融風險的空間關聯及其傳染效應——基於社會網絡分析法」『金融經濟學研究』, 2017年第3期, 第46-55頁。

- [32] 魏偉, 陳驍, 張明 (2018), 「中国金融系統性風險——主要来源, 防範路徑與潛在影響」『國際經濟評論』, 2018年第3期, 第125-150+7頁。
- [33] 楊海珍, 程相娟, 李妍, 王俏, 向悅 (2020), 「系統性金融風險關鍵成因及其演化機理分析——基於文獻挖掘法」『管理評論』, 2020年第2期, 第18-28頁。
- [34] 楊子暉, 陳雨恬, 謝銳楷 (2018), 「我國金融機構系統性金融風險度量與跨部門風險溢出效應研究」『金融研究』, 2018年第10期, 第19-37頁。
- [35] 袁志剛, 樊瀟彥 (2003), 「房地產市場理性泡沫分析」『經濟研究』, 2003年第3期, 第34-43+90頁。
- [36] 張宝林, 潘煥学 (2013), 「影子銀行與房地產泡沫——誘發系統性金融風險之源」『現代財經 (天津財經大學學報)』, 2013年第11期, 第33-44頁。
- [37] 鄭挺国, 龔金金, 宋濤 (2021), 「中国城市房價泡沫測度及其時變傳染效應研究」『世界經濟』, 2021年第4期, 第151-177頁。
- [38] 周京奎 (2006), 「房地產泡沫生成與演化——基於金融支持過度假說的一種解枳」『財貿經濟』, 2006年第5期, 第3-10+96頁。
- [39] Adrian T, Shin H S. Liquidity and leverage [J]. Journal of financial intermediation, 2010, 19 (3) : 418-437.
- [40] Ahuja M A, Cheung L, Han G, et al. Are house prices rising too fast in China? [M]. International Monetary Fund, 2010.
- [41] Allen F, Gale D M. Financial Contagion [J]. Journal of Political Economy, 2000, 108(1): 1-33.
- [42] Brunnermeier M K, Julliard C. Money illusion and housing frenzies [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21 (1): 135-180.
- [43] Brunnermeier M, Rother S, Schnabel I. Asset price bubbles and systemic risk [J]. The Review of Financial Studies, 2020, 33 (9) : 4272-4317.
- [44] Cerutti E, Dagher J, Dell' Ariccia G. Housing finance and real-estate booms: A cross-country perspective [J]. Journal of Housing Economics, 2017, 38: 1-13.
- [45] Chen T, Liu L X, Zhou L A. The crowding-out effects of real estate shocks—evidence from china [J]. Available at SSRN 2584302, 2015.
- [46] Costello G, Fraser P, Groenewold N. House prices, non-fundamental components and interstate spillovers: The Australian experience [J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(3): 653-669.
- [47] Crowe C, Dell' Ariccia G, Igan D, et al. How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences [J]. Journal of Financial Stability, 2013, 9

- (3): 300-319.
- [48] Daglish T. What motivates a subprime borrower to default? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (4): 681-693.
 - [49] Dell’Ariccia G, Marquez R. Lending booms and lending standards [J]. *The journal of finance*, 2006, 61 (5): 2511-2546.
 - [50] Diba B T, Grossman H I. Explosive rational bubbles in stock prices? [J]. *The American Economic Review*, 1988, 78 (3): 520-530.
 - [51] Gale A D. Bubbles and Crises. [J]. *Economic Journal*, 2000, 110 (460): 236-255.
 - [52] Glaeser E, Huang W, Ma Y, et al. A real estate boom with Chinese characteristics [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31 (1): 93-116.
 - [53] Goetzmann W N, Peng L, Yen J. The subprime crisis and house price appreciation [J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2012, 44 (1-2): 36-66.
 - [54] Gürkaynak R S. Econometric tests of asset price bubbles: taking stock [J]. *Journal of Economic surveys*, 2008, 22 (1): 166-186.
 - [55] Hamilton J D. On testing for self-fulfilling speculative price bubbles [J]. *International Economic Review*, 1986: 545-552.
 - [56] Joyeux R, Milunovich G. Speculative bubbles, financial crises and convergence in global real estate investment trusts [J]. *Applied Economics*, 2015, 47 (27): 2878-2898.
 - [57] Khandani A E, Lo A W, Merton R C. Systemic risk and the refinancing ratchet effect [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108 (1): 29-45.
 - [58] Koetter M, Poghosyan T. Real estate prices and bank stability [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34 (6): 1129-1138.
 - [59] Li J, Ji J, Guo H, et al. Research on the influence of real estate development on private investment: a case study of China [J]. *Sustainability*, 2018, 10 (8): 2659.
 - [60] Liu F, Liu D, Malekian R, et al. A measurement model for real estate bubble size based on the panel data analysis: An empirical case study [J]. *Plos one*, 2017, 12 (3): e0173287.
 - [61] Liu T Y, Chang H L, Su C W, et al. China’s housing bubble burst? [J]. *Economics of Transition*, 2016, 24 (2): 361-389.
 - [62] Mao G, Shen Y. Bubbles or fundamentals? Modeling provincial house prices in China allowing for cross-sectional dependence [J]. *China Economic*

- Review, 2019, 53: 53-64.
- [63] Mian A, Sufi A. House prices, home equity-based borrowing, and the US household leverage crisis [J]. *American Economic Review*, 2011, 101 (5): 2132-56.
 - [64] Moscone F, Tosetti E, Canepa A. Real estate market and financial stability in US metropolitan areas: A dynamic model with spatial effects [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2014, 49: 129-146.
 - [65] Niinimäki J P. Does collateral fuel moral hazard in banking? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (3): 514-521.
 - [66] Otto G. The growth of house prices in Australian capital cities: What do economic fundamentals explain? [J]. *Australian Economic Review*, 2007, 40 (3): 225-238.
 - [67] Pan H, Wang C. House prices, bank instability, and economic growth: Evidence from the threshold model [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (5): 1720-1732.
 - [68] Phillips P C B, Shi S, Yu J. Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500 [J]. *International economic review*, 2015, 56(4): 1043-1078.
 - [69] Phillips P C B, Yu J. Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis [J]. *Quantitative Economics*, 2011, 2 (3): 455-491.
 - [70] Ren Y, Xiong C, Yuan Y. House price bubbles in China [J]. *China Economic Review*, 2012, 23 (4): 786-800.
 - [71] Samuelson P A. Indeterminacy of development in a heterogeneous capital model with constant saving propensity [J]. *Essays on the theory of optimal economic growth*, 1967: 219-231.
 - [72] Shell K, Stiglitz J E. The allocation of investment in a dynamic economy [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1967, 81 (4): 592-609.
 - [73] Shin H S. Risk and liquidity in a system context [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2008, 17 (3): 315-329.
 - [74] Stiglitz J E. Symposium on bubbles [J]. *Journal of economic perspectives*, 1990, 4 (2): 13-18.
 - [75] Zhang D, Cai J, Liu J, et al. Real estate investments and financial stability: evidence from regional commercial banks in China [J]. *The European Journal of Finance*, 2018, 24 (16): 1388-1408.
 - [76] Zhang H, Meng X. The crowding out channel: Housing boom and

- investment in China [J]. Finance Research Letters, 2021: 101959.
- [77] Zhao S X B, Zhan H, Jiang Y, et al. How big is China's real estate bubble and why hasn't it burst yet? [J]. Land Use Policy, 2017, 64: 153-16.
- [78] 伊藤正直 (2010), 『なぜ金融危機はくり返すのか——国際比較と歴史比較からの検討』, 旬報社。
- [79] 伊藤正直 (2012), 『金融危機は再びやってくる』, 岩波書店。
- [80] 植田和男 (1990), 「日本株の株価収益率, 株価・配当比率について」, 『金融研究』(日本銀行金融研究所), 第9巻第1号, 第27-40頁。
- [81] 大野早苗, 胥鵬 (2013), 「国際的流動性の中国住宅価格高騰への影響—金融政策, 住宅融資, 海外資本流入の検証」, 大野早苗, 黒坂佳央『過剰流動性とアジア経済』第5章所収, 日本評論社。
- [82] 王京濱 (2014), 「金融制度—独立性なき金融システムの限界」, 中兼和津次編著『中国経済はどう変わったか』第9章所収, 国際書院。
- [83] 王京濱 (2018), 「グローバル金融危機と中国経済の構造的脆弱性」, 河村哲二編『グローバル金融危機の衝撃と新興経済の変貌』, ナカニシヤ出版。
- [84] 王京濱, 湊照宏 (2015), 『中国におけるシャドー・バンキングの構造的特質と日本経済への影響』, 『大阪産業大学経済論集』第17巻第1号。
- [85] 岡本登 (1993), 「近年における地価上昇とバブル現象について: 東京圏住宅地のミクロ・データによる実証分析」, 『フィナンシャル・レビュー』(大蔵省財政金融研究所), 第6巻。
- [86] 経済企画庁 (1993), 『バブルの教訓と新たな発展への課題』, 大蔵省印刷局。
- [87] 香西泰, 白川方明, 翁邦雄 (2001), 『バブルと金融政策: 日本の経験と教訓』, 日本経済新聞社。
- [88] 小峰隆夫 (1989), 『株価・地価変動と日本経済: 資産インフレの経済学』, 東洋経済新報社。
- [89] 内閣府経済社会総合研究所企画・監修, 深尾京司 (2009), 『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1 マクロ経済と産業政策』, 慶応義塾大学出版会。
- [90] 内閣府経済社会総合研究所企画・監修, 吉川洋 (2009), 『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 2 デフレ経済と金融政策』, 慶応義塾大学出版会。
- [91] 内閣府経済社会総合研究所企画・監修, 伊藤元重 (2009), 『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 3 国際環境の変化と日本経済』, 東京: 慶応義塾大学出版会。
- [92] 内閣府経済社会総合研究所企画・監修, 池尾和人 (2009), 『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 4 不良債権と金融危機』, 慶応義塾大学出版会。

- [93] 村松岐夫, 奥野正寛編 (2002), 『バブルの発生とその背景構造 (上・下)』, 東洋経済新報社。
- [94] 吉川洋 (2002), 「土地バブル—原因と時代背景」, 村松岐夫, 奥野正寛編 『バブルの発生とその背景構造 (上)』 第9章, 東洋経済新報社。

China's Housing Price Bubble and Financial Risks
——Based on the Empirical Test of the Dynamic Spatial
Dubin Model (DSDM)

WANG Jingbin, XIA Beibei

《Abstract》

The explosive growth of regional housing prices in China has led to the rapid accumulation of housing bubbles, and the potential financial risks caused by the risk of the bubble have become an area of concern for the Chinese government. This paper analyzes the direct impact and spatial spillover effects of housing bubbles on the regional financial risks in China. The research found that: (1) From 2006 to 2019, the financial risks generally appeared to be declining and then began to gyrate up. The regional financial risks are spatially significantly positively correlated, and the level of financial risks in 2019 is higher than the level during the financial crisis. (2) Since 2006, the regional housing bubble in China has shown a fluctuating upward trend. The level of the housing bubble has shown a "stepped" spatial distribution form in which the eastern region is higher than the national level, and the northeastern region is higher than the central and western regions. (3) The key factor giving rise to the housing bubble is the continuous rise in housing price, and the housing bubble has a spatial spillover effect on financial risks. (4) During the post-financial crisis period and under different debt ratios, the direct impact and the spatial spillover effects remain stable. (5) The continued tightening of macroeconomic policies after 2016 significantly suppressed the direct impact and the spatial spillover effects. Therefore, this paper proposes maintaining the stickiness of the continuous tightening of macro-control policies, formulating "inter-regional linkage" macro-control policies, and improving the pre-and post-control policies for preventing real estate

financial risks. This paper also provides new empirical evidence for the relationship between the housing bubble and financial risks and provides an empirical basis and decision-making reference for implementing tighter macro-control policies to curb real estate financial risks.