



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

中国における住宅の資産効果

—機械学習を用いた世帯の特徴による異質性の推計—

平野竜一郎*

ryuuichirou.hirano@boj.or.jp

佐武恵梨**

eri.satake@boj.or.jp

崎山登志之*

toshiyuki.sakiyama@boj.or.jp

No.24-J-4
2024年5月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

* 国際局

** 国際局（現・鹿児島支店）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局（post.prd8@boj.or.jp）までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

中国における住宅の資産効果*

—機械学習を用いた世帯の特徴による異質性の推計—

平野 竜一郎[†]・佐武 恵梨[‡]・崎山 登志之[§]

2024年5月

【要旨】

本稿では、中国家計のパネルデータを使い、一般化ランダムフォレストという機械学習の手法による分析を通じて、住宅の資産効果を推計した。本稿の分析からは、中国においても、住宅価格上昇（下落）が家計の消費額を無視しえない規模で増加（減少）させる効果が確認された。また、こうした住宅の資産効果は、世帯によって相応に異なっており、資産に占める住宅の比率のほか、世帯人員、世帯主の年齢が、資産効果の異質性を説明するうえで重要度の高い属性であることが明らかとなった。すなわち、資産に占める住宅の割合が高い世帯や、世帯人員が多く先行きの世帯人員の減少が見込まれる世帯において、住宅の資産効果が大きいことが確認された。これは、資産効果の波及経路としては、住宅価格の変動を恒常所得と捉えて消費を増減させるという経路が強く働いていることを示唆している。

JEL 分類番号 : C49、D12、E21

キーワード : 住宅の資産効果、世帯属性、異質性、一般化ランダムフォレスト

* 本稿の執筆に当たっては、沖本竜義氏、開発壮平氏、平田渉氏、松永美幸氏、三木翔太氏および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿で示されている内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行国際局 (ryuuichirou.hirano@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行国際局 (現・鹿児島支店、eri.satake@boj.or.jp)

[§] 日本銀行国際局 (toshiyuki.sakiyama@boj.or.jp)

1. はじめに

住宅の資産効果は、家計ファイナンスというミクロの視点および景気変動というマクロの視点の両面において、経済研究の主要テーマの一つであり、さまざまな国を対象とした研究が続けられている。中国においても、1980年代後半以降、急速に住宅市場が発展してきた中、住宅の資産効果を研究する重要性が高まっている。実際、本稿の分析で示すとおり、中国では家計資産に占める住宅の割合が約80%と、先進国と比べても高いことから、住宅価格の変動は家計の消費行動に相応の影響を及ぼす可能性がある。中国における住宅の資産効果を子細に把握しておくことは、純粋な学術研究の観点だけでなく、政策当局者の視点からも有益と考えられる。

住宅の資産効果に関する近年の先行研究を振り返ると、先進国を対象とした多くの研究では、住宅価格の上昇により家計消費額が増加する効果（正の資産効果）が指摘されている（米国を中心とする資産効果の推計値のレンジについては、Cloyne et al. (2019)を参照）。また、Lee (2023)では投機目的として住宅を複数軒保有している世帯において、Aladangady (2017)では債務負担が高い世帯において、資産効果が大きいとの結果が得られており、資産効果は世帯属性によって異なることが示唆されている。中国を対象とする研究も、He, Ye, and Shi (2020)やWaxman et al. (2020)など徐々に増えているが、世帯の特徴による資産効果の異質性を推計した研究はPainter, Yang, and Zhong (2022)などごく一部に限られるうえ、これまでのところ、幅広い世帯属性を取り上げて資産効果との関係性を検証している研究は見当たらない。

住宅の資産効果と世帯属性との関係を明らかにすることは、資産効果の波及経路の特定にも役立つものと期待される。例えば、資産効果について、家計が住宅価格の上昇を恒常所得と捉えて消費を増やすという経路が重要であるとする、今後、子の結婚などで世帯人員が減少し、将来的に住宅を売却しより小規模な住宅に転居することが見込まれる世帯において、とりわけ高い正の資産効果が得られる可能性が考えられる。他方、担保として差し入れている住宅の価格上昇に伴い家計が銀行から追加で借り入れられることで消費を増やすという経路が重要であるとする、債務負担が重い世帯において、とりわけ高い正の資産効果が得られる可能性が考えられる。もっとも、中国では住宅金融が未発達であり住宅を担保とした借入などが活用されておらず、米国等で観察されるこうした経路は強くは働いていない可能性もある。

そこで、本稿では、中国家計のパネルデータを使い、機械学習の手法による分析を通じて、住宅の資産効果と世帯属性の関係を明らかにする。機械学習の手法

を用いる利点の 1 つは、さまざまな世帯属性と資産効果の関係を、恣意性を排除した形で比較できることにある。中国における住宅価格の資産効果に関してどの世帯属性が重要かは明確ではないため、恣意性を排除した形で分析できる機械学習の手法を用いることは有益と考えられる。具体的には、Khazra (2019) が米国家計のパネルデータを用いて、資産効果の異質性をもたらす世帯属性について、先験的なグループ分け——例えば世帯人員が重要であるという事前的信念に基づいてダミー変数を構築すること——に依存せず、一般化ランダムフォレストの手法により、遍く勘案しうる世帯属性を取り込みつつ個々の世帯をグループ分けし、世帯属性に応じた資産効果を効率的に推定している。本稿では、この分析の枠組みを中国家計のパネルデータに適用する。

本稿の主要な結果を纏めると、以下のとおりである。第 1 に、中国においても、住宅価格の上昇（下落）は消費額を増加（減少）させるという正の資産効果が確認された。その大きさには、相応の世帯属性による異質性が存在するが、平均的には住宅価格 1% の上昇に対して、家計は消費額を 0.15% 増加させることが分かった。この値（0.15）は、Cloyne et al. (2019) で纏められている先進国における住宅の資産効果のレンジ内に位置するほか、本稿が分析手法において参照した Khazra (2019) の米国における住宅の資産効果（0.08）よりも大きい。中国における住宅の資産効果が無視しえないほど大きいことを示唆する結果である。

第 2 に、住宅の資産効果は世帯属性によって異なっており、資産に占める住宅の比率や世帯主の年齢、世帯人員が、こうした資産効果の異質性を説明するうえで、重要度の高い属性であることが明らかとなった。例えば、資産に占める住宅の割合が大きい世帯は、そうでない世帯と比べて資産効果がおおよそ 0.1% ポイント大きいほか、世帯主年齢が若い世帯や世帯人員が多い世帯は、いずれもそうでない世帯と比べて、資産効果がおおよそ 0.05% ポイント大きいとの結果が得られた。また、負債を有する世帯は、そうでない世帯よりも資産効果が大きくなる傾向も示唆された。このほか、中国における都市と農村の経済特性や住宅市場に関する違いが数多く指摘されており、本稿の分析でも、都市戸籍の世帯において、複数軒の住宅を保有する世帯は住宅を 1 軒保有する世帯と比べて、資産効果がおおよそ 0.03% ポイント大きいとの結果が得られた。

第 3 に、以上の結果は、中国における資産効果の波及経路に対しても含意をもつ。具体的には、資産に占める住宅の比率が高い世帯や、世帯人員が多く先行きの世帯人員の減少が見込まれる世帯において、住宅の資産効果が大きいことから、住宅価格の変動を恒常所得と捉えて消費を増減させるという経路が強く働いていることが示唆される。また、世帯主が若年の世帯において、住宅資産の効果が大きめとなることは、将来の所得に対する不確実性が大きいこれらの世

帯において、住宅価値の変動が予備的に貯蓄する必要性を変化させることを通じて消費を増減させるという経路がいくらかは働いていると考えられる。さらに、負債を有する世帯において資産効果が相対的に大きいことから、銀行借入に対する担保価値の変動を通じた経路が機能している可能性も考えられる。ただし、これについては、住宅金融市場がさほど発達していない中国の現状に鑑みて解釈すると、その経路というよりは、将来の債務返済に備えて貯蓄する必要性の変化に伴い消費を増減させるという経路が働いている可能性が高い。

本稿の構成は、以下のとおりである。2節では、住宅の資産効果に関して、先行研究を参考にしつつ、波及経路や世帯属性の観点から整理する。3節では、実証分析に利用するデータを紹介したうえで、簡単に中国家計の住宅保有に関する特徴を確認する。4節で、分析の枠組みを説明した後、5節では、世帯ごとの住宅の資産効果を推計したうえで、資産効果と世帯属性に関する分析を行う。最後に6節では、本稿の纏めを示し、分析結果を評価する際の留意点にも言及する¹。

2. 住宅の資産効果

一般的に、資産効果とは、株価や住宅などの資産価格の変動が家計消費に与える影響を指す。先進国を対象とする住宅に関する資産効果の実証分析では、住宅価格の上昇（下落）により、消費額が増加（減少）する効果——正の資産効果——が多く指摘されている。英国を対象とした Campbell and Cocco (2007)を嚆矢に、近年、家計のパネルデータを用いた研究が急速に増えており、家計の異質性を考慮した資産効果に関する考察が深まっている。

中国家計を対象とする住宅の資産効果に関する研究については、これまでマクロのデータを用いて住宅価格と消費額の相関関係を捉える分析²が示されていたが、最近では He, Ye, and Shi (2020)や Waxman et al. (2020)など、地域別のパネルデータや家計のパネルデータを用いた研究も徐々に増えている。こうした研究における住宅の資産効果の推計値は、Waxman et al. (2020)などごく一部の研究において負の資産効果が報告されている³が、He, Ye, and Shi (2020)は0.30程度、

¹ 補論では、分析結果の頑健性検証も兼ねて、世帯属性を考慮せずに住宅の資産効果を推計する。

² 例えば Chen, Guo, and Zhu (2009)を参照されたい。

³ Waxman et al. (2020)は、地域別のパネルデータを用いて住宅の資産効果を推計しており、負の資産効果の理由として、分析対象に含まれる住宅を保有していない世帯が、住宅価格の上昇に伴い、将来の住宅購入に向けて消費の抑制を強めている可能性を指摘している。

Painter, Yang, and Zhong (2022)は0.14程度、Fang, Wang, and Yang (2022)は0.18～0.39程度と、正の資産効果を報告する研究が散見されている⁴。また、世帯属性による資産効果の異質性を考慮した研究は非常に限られるものの、Painter, Yang, and Zhong (2022)は、世帯主の就業先や教育水準という世帯の特徴に焦点を当てて、公的企業に就職する世帯と比べて民間企業に就職する世帯や世帯主の教育水準が低い世帯において大きな資産効果を指摘しているほか、Fang, Wang, and Yang (2022)は、住宅保有軒数や世帯主の年齢という世帯の特徴に焦点を当てて、複数軒の住宅を保有する世帯や世帯主が高齢の世帯において大きな資産効果を報告している。このほか、パネルデータを用いて住宅の資産効果を推計する際に論点となる住宅価格と消費額の内生性について、Waxman et al. (2020)やHe, Ye, and Shi (2020)は、地域別の住宅供給の弾力性を示す変数⁵を操作変数として、Sun et al. (2022)やPainter, Yang, and Zhong (2022)は、世帯が属する地域の住宅価格指数を操作変数として採用して、内生性に対処している。Fang, Wang, and Yang (2022)は、新規に設定された行政地域における住宅価格に着目して、操作変数を使わずに差分の差法により対応している。

(1) 波及経路

住宅の資産効果の子細に把握するためには、住宅価格が消費額に及ぼす波及経路を理解することが重要であり、波及経路については、数多くの先行研究によって理論面から整理されている。

多くの研究では、正の資産効果が働く経路として、次の3つが指摘されている。第1の経路は、住宅の評価損益を通じた最も基本的な経路であり、保有する住宅の価格が上昇すると、これを家計は恒常所得の増加と捉えて、消費を増やすことが想定されている。第2の経路は、予備的貯蓄の需要を通じた経路であり、保有する住宅資産の価格が上昇すると、将来の所得の不確実性などに備えて現在貯蓄を行う必要性が低下し、消費を増加させることが期待されている。第3の経路は、銀行借入に対する担保価値を通じた経路であり、担保として差し入れている住宅の価格が上昇すると、家計が銀行から追加で借り入れられることによ

⁴ 住宅の資産効果はいずれも、住宅価格が1%上昇(下落)した場合の消費額の増加(減少)率を示す。

⁵ 住宅地として適した土地が少ないなど住宅供給の弾力性が低い地域ほど、住宅価格が上昇しやすいことに着目して、いくつかの先行研究では、住宅価格の操作変数として住宅供給の弾力性を示す変数が用いられている。例えば、住宅供給の弾力性を示す変数として、Waxman et al. (2020)では地域内の標高差、He, Ye, and Shi (2020)では地域内の住宅面積比率が用いられている。

り、消費を増やすことが想定されている。

他方、負の資産効果が働く経路としては、住宅価格が上昇すると、将来に住宅購入する際の負担が増すことから、家計が貯蓄を選好して消費を減らすという経路が指摘されている⁶。

(2) 世帯属性

住宅の資産効果と世帯属性との関係に焦点を当てた実証分析も行われており、分析により得られた結果は、波及経路の特定にも活用されている。以下では、米国を対象とした Caceres (2019)および Khazra (2019)や中国を対象とした Painter, Yang, and Zhong (2022)などの先行研究を参考にしながら、住宅の資産効果に重要な影響を及ぼすと考えられている世帯属性を紹介する。

①住宅資産比率、住宅保有軒数

資産に占める住宅の比率が高い世帯は、住宅価格が上昇すると、今後に得られる利益（評価益）が大きくなることにより、消費を大きく増やす可能性がある。また、住宅を複数軒保有する世帯は、投機目的として住宅を保有している傾向があり、住宅価格が上昇すると、直ちに売却して利益を得られることから、消費を大きく増やす可能性がある。これらの場合、波及経路としては、住宅の評価損益（恒常所得の変動）を通じた経路が機能していると考えられる。中国家計においては、国際的にみても資産に占める住宅の比率が高いこと⁷を踏まえると、この評価損益を通じた経路が強く働いている可能性がある。

②世帯構成

世帯人員が多い世帯は、子の結婚等に伴い、いずれ住宅を売却してより小さな

⁶ 先進国を対象とした実証分析の中には、全体の世帯では正の資産効果が確認されるものの、賃貸住宅の世帯などの限定された世帯において、負の資産効果が報告されているものも散見される。例えば、Guren et al. (2021)は、米国を対象として、今後より大きな住宅への住み替えが見込まれる世帯において、負の資産効果を推計している。Lee (2023)は、韓国を対象として、賃貸住宅の世帯において負の資産効果を得ている。

⁷ 1980年代後半の住宅市場の民営化以降、国有企業が保有する住宅が従業員に割安価格で払い下げられたほか、住宅購入を補助する制度が拡充されるなど、家計の住宅取得に向けた取り組みが講じられてきた。こうした結果、結婚する際に住宅を取得することが社会的慣習として定着し、多くの家計が住宅を保有している。また、中国家計にとって、投資対象となる金融商品が限られていることも、資産に占める住宅の比率が高い理由の1つと指摘されている。中国住宅市場の歴史的経緯の詳細は、Clark, Huang, and Yi (2021)や Huang, Yi, and Clark (2020)を参照されたい。

もっとも、近年では、投機的な住宅需要などを背景に住宅価格が大きく上昇する中で、賃貸住宅を選択する世帯の割合が都市部を中心に増加傾向にある。

住宅に住み替える傾向がある。こうした世帯は、住宅価格が上昇すると、今後の住宅の住み替え時に売却益を得やすいことから、消費をより大きく増やす可能性がある。この場合、波及経路としては、①と同じく住宅の評価損益を通じた経路が機能していると考えられる。

子のいる世帯は、世帯人員が多い傾向にあり、上述の経路を通じて、住宅価格が上昇すると消費をより大きく増やす可能性がある。このほか、こうした世帯は、今後の教育費などに備えて、貯蓄を行う動機が強い傾向があり、予備的貯蓄の需要を通じた経路によっても資産効果が働くと考えられる。

世帯主が若年の世帯は、今後の所得に対する不確実性が大きく、将来に備えて貯蓄を行う誘因が強い傾向がある。これらの世帯においても、住宅価格の変動は、予備的貯蓄の需要を通じた経路によって資産効果を生じさせる可能性がある。

③ 社会保障の充実度

中国において、世帯主が民間企業に就職している世帯や、農村戸籍の世帯、就業していない世帯では、相対的に社会保障制度が充実しておらず、将来に備えて貯蓄する需要が大きい傾向がある。これらの世帯は、住宅価格が上昇すると、予備的に貯蓄を行う必要性が低下することから、消費をより大きく増やす可能性がある。この場合、波及経路としては、予備的貯蓄の需要を通じた経路が働いていると示唆される。

④ 負債有無

負債を有する世帯の中には、多額の借入により借入制約に直面している世帯が存在している。そうした世帯は、担保としての住宅価格が上昇すると、銀行から追加で借り入れられることから、負債を持たない世帯と比べて消費を大きく増やす可能性がある。この場合、波及経路としては、銀行借入に対する担保価値を通じた経路が働いていると示唆される。ただし、中国においては、先進国と比べて住宅金融が活用されておらず、担保価値の上昇に伴い家計が借入を増やすことは想定し難く、この経路を通じた資産効果は大きくないと考えられる⁸。

⁸ 例えば、Chen et al. (2020)やSufi (2023)は、中国の住宅金融について、住宅を担保とした消費者信用（ホームエクイティローン）や住宅ローンの借り換えは、原則として認められていないと指摘している。住宅を担保とする借入は主に住宅購入向けに限られているため、住宅価格の変動が担保価値の変動を通じて消費に及ぼす影響は大きくないと考えられる。もっとも、近年には試験的に住宅金融を導入する動きも見られている。例えば、2014年に、北京・上海等の一部の都市で、ホームエクイティローンの利用が試験的に導入されている。詳しくは、Fang and Feng (2018)を参照されたい。

このほか、負債を有する世帯は、長期にわたる返済に備えて貯蓄を行う動機が強い傾向がある⁹。こうした世帯は、住宅価格が上昇すると、予備的に貯蓄を行う必要性が低下することから、消費をより大きく増やす可能性がある。この場合、波及経路としては、予備的貯蓄の需要を通じた経路が働いていると示唆される。

⑤世帯主の教育水準

世帯主の教育水準が低い世帯は、今後の所得に対する不確実性が大きく、将来に備えて貯蓄を行う動機が強い傾向がある。こうした世帯は、住宅価格が上昇すると、貯蓄の必要性が低下することから、消費を大きく増やす可能性がある。この場合、波及経路としては、予備的貯蓄の需要を通じた経路が働いていると示唆される。

(3) 予想される影響に関する纏め

以上の考察をもとに、住宅の資産効果に関して、波及経路や世帯属性を整理すると、図表1のように纏めることができる。なお、同表は、ある経路を通じた資産効果が特定の特徴を有する世帯だけに発現することを意味してはいない点に留意されたい。例えば、住宅の評価損益を通じた経路は、多くの世帯に働きうるが、住宅資産比率が高い世帯や世帯人員が多い世帯などで特に強く働きうるという仮説を示すものである。次節では、実際のデータを使い、住宅の資産効果と世帯属性との関係を検証する。

3. データと事実整理

(1) データの内容

本稿では、中国の家計に関するパネルデータである China Family Panel Studies (CFPS) を使用する¹⁰。CFPS は、2010 年から 2020 年までの隔年 6 期間にわたって、每期約 1 万世帯を対象に、所得や消費、保有資産等を調査したマイクロデータである。分析では、対象から賃貸世帯を除いている¹¹ほか、転居に伴う住宅価格の変動の影響を避けるため、直近 2 年間に転居していない世帯に限定している。また、2010 年のデータは、一部の調査項目において定義が異なっており、

⁹ IMF (2022)では、中国の家計パネルデータを用いて、債務返済負担 (DTI 比率) が高い世帯ほど貯蓄率が高いことを指摘している。

¹⁰ CFPS は、北京大学社会科学調査研究所が北京大学 985 プログラムの資金で実施した調査に基づいて、作成されている。CFPS の詳細については、Xie and Hu (2014)を参照されたい。

¹¹ このため、賃貸世帯において、住宅価格が上昇した際に、将来購入する住宅のために消費を減らして貯蓄を増やす経路を検出する可能性は捨象されている。

分析には利用していない。要約統計量は図表 2 に、分析に際しての世帯の絞り込みについては図表 3 に纏めている。

(2) 事実整理

ここでは、パネルデータを用いて、中国家計の特徴を簡単に確認する(図表 4)。

- 住宅保有割合・住宅資産比率について確認すると、世帯主の年齢や戸籍、就業先などにかかわらず、住宅を保有している世帯が多いほか、資産に占める住宅の比率も高い。近年では、約 8 割の世帯が住宅を保有しているほか、資産に占める住宅の比率は 80%程度となっている。複数軒の住宅を保有する世帯は、全世帯の 18%程度を占めている。
- 世帯構成について、世帯人員は、都市では約 3 人、農村では約 4 人と、戸籍によって違いが窺われる。子のいる世帯は、全体の約 7 割であり、相対的に世帯人員が多い傾向がある。世帯年齢では、世帯主が 20~30 歳代の世帯の人員は多く、その後年齢が上がるに連れて、子の結婚等もあり人員が減少していくという傾向が見受けられる。
- 社会保障の充実度については、都市戸籍の保有者と比べて農村戸籍の保有者は社会保障制度が手薄であることや、公的企業と比べて民間企業は福利厚生が充実していないことが指摘されている。例えば、企業年金の加入率は、農村戸籍の世帯や民間企業就業の世帯ではっきりと低いほか、退職金についても、農村戸籍の世帯は都市戸籍の世帯と比べて、十分には受け取っていないことが分かる。
- 債務負担について、負債を有する世帯割合を確認すると、世帯主が 20~30 歳代の世帯や、株式などの金融資産を保有していない世帯において、負債を有している割合が高く、債務返済負担が重い傾向が窺われる。

4. 実証分析モデル

本節では、実際のパネルデータを使い、住宅の資産効果について、世帯属性との関係を意識しつつ考察する。資産効果と世帯属性に関する中国を対象とした先行研究では、Painter, Yang, and Zhong (2022)が世帯主の就業先や教育水準、年齢および世帯の債務負担を、Fang, Wang, and Yang (2022)が世帯の住宅保有軒数や世帯主の年齢を個別に取り上げて分析している。もっとも、数多くの世帯属性を同時に取り扱ってはならず、どの世帯属性が資産効果にとって重要かについては、明らかにされていない。そこで、米国家計を対象とした Khazra (2019)の手

法を、中国家計のパネルデータに適用することで、住宅の資産効果とさまざまな世帯属性の関係を明らかにする。

(1) 機械学習アプローチ

Khazra (2019)は、Athey, Tibshirani, and Wager (2019)が提案する一般化ランダムフォレストを用いて、米国家計を対象に住宅の資産効果とさまざまな世帯属性との関係を分析している。一般化ランダムフォレストとは、機械学習による分類手法であるランダムフォレストを用いて、データサンプルをいくつかのグループに分類することを繰り返したうえで、分類されたグループに基づいた因果効果を推計するアプローチである。

世帯属性ごとの異質性を検証する手法としては、一般化ランダムフォレスト以外にも、特定の世帯属性を持つ世帯だけを用いて推計する方法や、特定の世帯属性を示すダミー変数を用いて推計することが考えられる。もっとも、これらの手法では、例えば子のいる農村世帯で、世帯人数が多く、負債を有する世帯のように複数の世帯属性を、同時に検証すると、分析の対象となる世帯数が少なくなる、あるいは推計するパラメータの数が多くなることで、結果の信頼性を担保しえないことから、事前に検証したい少数の世帯属性を特定しておく必要がある。この点、一般化ランダムフォレストは、数多くの世帯属性を同時に検証することができるほか、各世帯属性の資産効果に関する重要度について恣意性を排除した形で比較できるという利点がある。

(2) 世帯属性ごとの資産効果を推計するモデル

まず、以下の部分線形モデルを考える¹²。

$$\Delta c_i = \theta \Delta hp_i + v(W_i) + \epsilon_i$$

ここで、 Δc_i は世帯*i*の消費額（実質）の変化率、 Δhp_i は住宅価格（実質）の変化率、 W_i はコントロール変数、 ϵ_i は誤差項である。コントロール変数としては、世帯所得（実質）の変化率、世帯主の年齢、世帯人員の増減、省別 GDP（実質）の変化率を使用した。変化率はいずれも2年前比¹³とし、実質化には省別 CPI を用いた。 $v(\cdot)$ は非線形関数である¹⁴。

¹² 説明では、時間 *t* の表記は簡単のため省略している。

¹³ 本稿で用いた CFPS は隔年調査であることから、推計に用いた変数も2年前比としている。

¹⁴ 推計においては、 $v(\cdot)$ を直接的には求めずに、 Δc_i と Δhp_i のそれぞれについてコントロール変数 W_i との非線形な関係をランダムフォレストの手法を用いて推計している。

世帯ごとのパネルデータを用いて住宅の資産効果を推計する際には、住宅価格と消費額の内生性に対処する必要があり、本稿では Sun et al. (2022) や Painter, Yang, and Zhong (2022) に倣い、ある世帯の住宅価格に対してその世帯が属する地域自治組織（コミュニティ）の平均的な住宅価格指数を操作変数として用いることで、内生性に対処している¹⁵。

次に、世帯属性についての定義を行う。3節でみたとおり個々の世帯は、資産に占める住宅の比率や世帯主の年齢、世帯人員など、さまざまな属性から成る経済的・社会的特徴を有している。そこで、実証分析を実施するに当たり、CFPSにおいて取得できる世帯の特徴を表す変数を世帯属性と定義し、その組合せにより、世帯*i*に関する世帯属性ベクトル x_i を作成する。世帯属性ベクトルに含まれる世帯属性は、住宅資産比率、住宅保有軒数、世帯人員、子の有無、世帯主の年齢、戸籍（都市・農村別）、就業先（民間・公的別）、就業の有無、負債の有無、教育水準である¹⁶。本稿では、一般化ランダムフォレストにより、それぞれの世帯属性ベクトルに対応する住宅の資産効果を推計する。以下では、世帯属性ベクトル x に対応する資産効果の推計方法について記述する。

住宅の資産効果について、 Δhp_i に対する操作変数 Z_i を用いて推計する場合、2つの直交制約 $E[Z_i \epsilon_i | x_i = x] = 0$ 、 $E[\epsilon_i | x_i = x] = 0$ から、以下のモーメント条件が得られる。

$$\psi_{\theta, v} = \begin{pmatrix} Z_i(\Delta c_i - \theta \Delta hp_i - v(W_i)) \\ \Delta c_i - \theta \Delta hp_i - v(W_i) \end{pmatrix}$$

このモーメント条件の期待値を最小化することで、住宅の資産効果 θ が推計される。一般的な部分線形モデルでは、個々の世帯を均等に重み付けして推計を行い、世帯属性ベクトル x に依存しない資産効果 θ を推計するが、一般化ランダムフォレストでは、以下の式で示すランダムフォレストによる分類結果に基づいて得られる重み付け $\alpha_i(x)$ を導入することで、世帯属性ベクトル x ごとに異なる資産効果 $\theta(x)$ を推計することができる¹⁷。

¹⁵ 補論では、住宅価格と消費額の内生性について、操作変数の選択も含めて詳しく考察したうえで、頑健性分析として線形モデルによる推計を行っている。

¹⁶ 調査年による住宅の資産効果の違いを捉えるため、世帯属性ベクトルに調査年を含めている。

¹⁷ ランダムフォレストにおける分類作業の分割基準は、グループ間における資産効果推計値の差としている。

$$(\hat{\theta}(x), \hat{v}(x)) = \operatorname{argmin}_{\theta, v} \left\| \sum_{i=1}^n \alpha_i(x) \psi_{\theta, v} \right\|_2$$

$$\alpha_i(x) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \frac{1(\{x_i \in L_b(x)\})}{|\{i: x_i \in L_b(x)\}|}$$

ここで、 B はランダムフォレストにおける分類作業の回数（ツリー数）、分子はある分類作業 b において x_i という世帯属性ベクトルを有する世帯 i が、世帯属性ベクトル x を有する世帯が分類されるグループと同じグループに分類されると 1、分類されないと 0 を示す指示関数である。分母は、ある分類作業 b において世帯属性ベクトル x を有する世帯が分類されるグループと同じグループに分類される世帯の総数を示す。したがって $\alpha_i(x)$ は、ランダムフォレストにより分類作業を繰り返し行う際に、世帯 i が、世帯属性ベクトル x を有する世帯が分類されるグループと同じグループに分類された頻度を示す。このような $\alpha_i(x)$ によって重み付けしたモーメント条件の期待値を最小化することで、 x という特徴を持つ世帯における住宅の資産効果 $\theta(x)$ が求められる¹⁸。

5. 実証結果

（1）住宅の資産効果の平均値と異質性

4 節の手法から、各世帯に固有の住宅の資産効果が得られる。その分布をみると、住宅の資産効果は、おおよそ 0.05～0.25 程度まで幅広く分布しており、その平均値は 0.15 程度となっている（図表 5）。この結果は、中国のパネルデータを用いた近年の実証分析の結果よりもやや小さいものの、Cloyne et al. (2019)で纏められている先進国における住宅の資産効果のレンジ内に位置するほか、本稿が分析手法において参照した Khazra (2019)における米国の結果よりも大きく、中国においても住宅の資産効果が無視しえないほど大きいことを示している。また、分布が相応に広がっていることから、世帯属性に応じて住宅の資産効果が大きく異なりうることが示唆される。

（2）住宅の資産効果の異質性を峻別する際の各世帯属性の重要度

次に、世帯間の住宅の資産効果の相違を説明するうえで、それぞれの世帯属性

¹⁸ 一般化ランダムフォレストにおけるツリー数などのパラメータ設定は、Khazra (2019)を参考にしている。

—— 例えば住宅資産比率や世帯主の年齢 ——がどの程度の重要性を有しているのか、別の言い方をすると、資産効果の異質性がどの世帯属性により明瞭に説明されるのかについて、世帯属性の重要度に関する指標を導入して考察する。

イ. ランダムフォレストによる分類作業での使用頻度

ここでは、ある世帯属性の重要度を、ランダムフォレストにおいて世帯を分割する際に、その属性が分割に使われた回数が分割回数の総数に占める割合としている。

それぞれの世帯属性の重要度を比較すると、特に資産に占める住宅の比率や世帯主の年齢、世帯人員といった属性が、住宅の資産効果の異質性を峻別するうえで重要度が高い。すなわち、これらの属性が違うと、住宅の資産効果が明確に異なる可能性が高いことが示唆される（図表6）。

ロ. 世帯属性の相違に伴う住宅の資産効果の差異

もっとも、世帯属性は相互に関連しているため、ある属性が、ランダムフォレストによる分類作業での使用頻度の点において重要度が高いとされた背景が、実際に重要な他の属性と相関していることによるという可能性も考えられる。すなわち、さまざまな世帯属性が相関している中で、特定の世帯属性の違いだけで住宅の資産効果が大きく異なるかどうかを検証することはなかなか困難である。これを解決する一つの手段として、本分析では Khazra (2019) に倣い、着目する特定の世帯属性の情報だけを変更した 2 つの疑似的な家計パネルデータを人工的に構築し、その資産効果の差を、着目した世帯属性の重要度と解釈した¹⁹。例えば、世帯主の年齢については、全世帯の世帯主年齢を疑似的に 35 歳としたパネルデータから得られる資産効果と、疑似的に 64 歳としたパネルデータから得られる資産効果の差異を、重要度として解釈している²⁰。

この切り口から、それぞれの世帯属性の重要度を比較すると、特に資産に占める住宅の比率や世帯主の年齢、世帯人員、債務負担、就業先といった属性の重要度が高いことが確認される（図表7）。すなわち、住宅資産比率が高い世帯は同比率が低い世帯と比べて、資産効果がおおよそ 0.1%ポイントはつきりと大きい

¹⁹ 2 つの疑似的な値として、住宅資産比率などの連続値をとる世帯属性については、20%点と 80%点を選定した。推計値の差の信頼区間については、ブートストラップ法により算出した。なお、この意味での重要度は、比較する疑似的な値の設定に依存することに留意が必要である。この点、2 つの疑似的な値として、15%点と 75%点を選定した場合でも、住宅資産比率や世帯主年齢の重要度が高いなど、本稿の分析結果と同様の結果が得られた。

²⁰ これ以外にも、重要度を表す代表的な指標として、Permutation Importance (PI) も活用されている。

ことが示された。また、世帯主の年齢が若い世帯や世帯人員が多い世帯、負債を有する世帯は、いずれもそうではない世帯と比べて、資産効果が約 0.05%ポイント明確に大きいとの結果が得られた。さらに、民間企業に就業する世帯は公的企業に就業する世帯よりも、資産効果が約 0.02%ポイント大きいことも確認された。それら以外の世帯属性については、それだけでは資産効果の異質性に影響を及ぼさないことも明らかにされた。

ハ. 波及経路との関係

2 節、特に図表 1 で整理した住宅の資産効果の波及経路との関係では、住宅資産比率が高い世帯や世帯人員の多い世帯において、資産効果が相対的に大きいとの結果は、住宅価格の変動が家計資産の評価額に及ぼす影響が大きく、かつ将来の住み替えによりその評価損益を実現させる可能性が高い世帯において、資産効果が大きくなりやすいことを示唆しており、中国においては住宅の評価損益を通じた経路（恒常所得仮説）が強く働いている可能性を示している。また、世帯主が若年の世帯や民間企業に勤める世帯において、資産効果が大きいとの結果は、相対的に所得変動が大きく将来の所得に不確実性が高い世帯や、中国企業の特徴を踏まえると福利厚生が十分ではない勤務先に就業する世帯において、資産効果が大きくなりやすいことを示唆しており、予備的貯蓄を通じた経路もいくらかは働いていることを意味している。最後に、負債を有する世帯において資産効果が相対的に大きいことから、予備的貯蓄の需要を通じた経路や、銀行借入に対する担保価値を通じた経路が機能している可能性も考えられる。ただし、中国において住宅金融がそれほど活用されていないことも踏まえると、銀行借入に対する担保価値を通じた経路が強く働いているというよりも、中国の場合には予備的貯蓄を通じた経路が働いていると考えられる。

（3）追加分析

イ. 戸籍別にみた複数軒保有世帯と一軒保有世帯における住宅の資産効果

本分析では、複数軒の住宅を保有する世帯とそうではない世帯について、住宅の資産効果の差異は限定的との結果が得られた²¹。この点、先行研究では、Lee (2023)は韓国を対象とした分析を行い、住宅を複数保有する世帯において資産効果が大きくなることを指摘しているほか、中国を対象とする分析においても、Fang, Wang, and Yang (2022)は複数軒の住宅を保有する世帯において大きな資産効果を報告している。

²¹ この要因の一つには、補論で述べるとおり、分析において 2 軒目以降の住宅価格を適切に取り扱えていない可能性も考えられる。

そこで、ここでは、住宅保有軒数という属性に焦点を当てて、やや詳しく分析する。中国においては、都市戸籍世帯は農村戸籍世帯よりも、世帯所得が多いほか世帯人員が少なく、都市で複数軒の住宅を保有する世帯は、投機目的として保有している割合が相対的に高いという可能性が考えられる。こうした点を踏まえて、都市戸籍と農村戸籍に分けて推計を行ったうえで、住宅を複数軒保有する世帯の資産効果と一軒保有する世帯の資産効果との差異を比較する。分析結果は、都市戸籍の世帯では、住宅を複数軒保有する世帯はそうではない世帯と比べて、資産効果はおおよそ0.03%ポイント大きい一方、農村戸籍の世帯では、住宅保有軒数による明確な差異は見られないことを示している（図表8）。

ロ. 基礎的支出・選択的支出別の分析

住宅の資産効果について、こういった消費項目に対してより大きな影響を及ぼすかという観点から、住宅価格の変動に対する家計の消費行動を把握することは、経済活動を判断するうえで重要である。この点、中国家計を対象とした Pan and Wu (2021)は、住宅価格の変動は家計消費のうち基礎的支出よりも選択的支出に大きな影響を及ぼすと指摘している。

そこで、ここでは、家計消費を基礎的支出と選択的支出²²に分けて、それぞれの住宅の資産効果を推計する。分析結果は、先行研究と同様に、選択的支出を対象とした資産効果の方が大きいことを示している（図表9）。中央値で比較すると、基礎的支出を対象とする資産効果がおおよそ0.07%、選択的支出を対象とした資産効果はおおよそ0.24%との結果が得られている。もっとも、基礎的支出や選択的支出を回答している世帯に限ると世帯数が大きく減少することもあり、結果については相当の幅を持ってみる必要がある。

ハ. 住宅の資産効果の非線形性に関する考察

先進国を対象とする先行研究では、住宅価格が上昇する局面と下落する局面において、住宅の資産効果は異なるかどうかという視点からの研究も散見される。例えば、Guerrieri and Iacoviello (2017)は、米国家計を対象として住宅価格の下落局面において資産効果が大きいと指摘している一方、Guren et al. (2021)は、住宅価格の上昇局面と下落局面において、それぞれの資産効果に有意な差異は見られないと報告している。

ここでは、中国家計を対象として、こうした住宅の資産効果の非線形性について考察する。中国においては、本格的な住宅価格の調整を経験しておらず、住宅価格の下落局面について示唆を得ることは難しい。そこで、住宅価格が多くの世

²² ここでは、選択的支出を娯楽・旅行・教育・運輸・耐久財消費としている。

帯において大きく上昇した 2014 年の資産効果と、それ以外の時期の資産効果を比較する（図表 10）。具体的には、推計した世帯ごとの住宅の資産効果を調査年別に分けて、それぞれの中央値を比較すると、住宅価格が幅広く上昇した 2014 年の資産効果が他の年と比べて、中央値でみて 0.03~0.05%ポイントほど大きいとの結果が得られた。ただし、各調査年の推計値の分布の幅は相応に広く、本分析だけでは、住宅価格が幅広く上昇する局面とそうでない局面とで、資産効果が明確に異なると断定することは難しいと考えられる（図表 11）。

6. 結語

本稿は、中国の住宅市場や家計の特徴を確認したうえで、住宅の資産効果において、どのような世帯属性が重要なのかを分析した。分析に当たっては、2012 年から 2020 年までの中国家計に関するパネルデータ（CFPS）を用いて、一般化ランダムフォレストという機械学習の手法を活用し、恣意性を排除した形でさまざまな世帯属性の資産効果に関する重要度を比較した。

本稿の分析では、第 1 に、中国においても、住宅価格の上昇（下落）により消費額が増加（減少）するという正の資産効果が存在することが示された。平均的には住宅価格 1%の上昇に対して、家計は消費額を 0.15%増加させることが明らかにされた。これは、中国における住宅の資産効果が無視しえないほど大きいことを示唆する結果である。第 2 に、住宅の資産効果は世帯属性によって相応に異なっており、資産に占める住宅の比率や世帯主の年齢、世帯人員が重要度の高い属性であることが明らかにされた。例えば、資産に占める住宅の割合が大きい世帯は、そうでない世帯と比べて資産効果がおおよそ 0.1%ポイント大きいほか、世帯主年齢が若い世帯や世帯人員が多い世帯は、いずれもそうでない世帯と比べて、資産効果がおおよそ 0.05%ポイント大きいとの結果が得られた。第 3 に、資産に占める住宅の割合が高い世帯や、世帯人員が多く先行きの世帯人員の減少が見込まれる世帯において、住宅の資産効果が大きいという分析結果は、中国における資産効果の波及経路としては、住宅価格の変動を恒常所得と捉えて消費を増減させるという経路が強く働いていると考えられる。

最近、中国では、不動産開発業者の資金繰り問題に端を発した不動産市場の調整が続くもとの、住宅価格に弱めの動きが窺われている²³ほか、中長期的には、人口減少などを背景に、住宅価格が下落しやすい地合いが続くとの見方も根強い。本稿の分析結果を踏まえると、こうした住宅価格の下落は、先行きの世帯人

²³ 近年の中国不動産市場の動向については、阿由葉・川上・神保・松永・平田(2023)を参照されたい。

員の減少が見込まれる若中年層世帯を中心に、消費の下押しとして作用すると考えられる。

もともと、住宅価格の下落局面における資産効果を評価するうえでは、長い目で見て中国の住宅価格が、経済成長に伴う都市化の進展などを背景に上昇基調を続けてきており、本格的な住宅価格の調整を経験していない点には留意が必要である。住宅の資産効果に非線形性が存在し、住宅価格の下落局面において、資産効果が大きくなることも考えられる。この点、本稿の分析においても、住宅価格が幅広く上昇した局面とそうではない局面とに分けた推計などを行い、将来への含意を導くことを試みたが、いくつかの限界にも直面した。住宅価格の下落局面における資産効果を子細に把握するには、データの蓄積を待つ必要がある。このほか、中国において、住宅価格の高騰に伴い賃貸住宅を選択する家計が増えているほか、住宅金融の活用も一部地域で試験的に導入されているなど、住宅保有を巡る状況にも変化が生じている。さらに、若年層の失業率が高い状況が続くと、子の結婚や独立が遅れることで、世帯人員の減少に伴うより小さな住宅への住み替えが今までどおりには進まない可能性もある。こうした中国の住宅市場が転換点を迎えている可能性にも留意しつつ、住宅価格やそれが中国経済に及ぼす影響を丁寧に把握していくことが重要である。

参考文献

- 阿由葉舞・川上淳史・神保真宏・松永美幸・平田渉、「中国の不動産市場を巡る動向」、日銀レビュー、No. 23-J-10、2023 年
- Aladangady, A. (2017), "Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically Linked Microdata," *American Economic Review*, 107(11), 3415-3446.
- Athey, S., Tibshirani, J., and Wager, S. (2019). "Generalized random forests," *The Annals of Statistics*, 47(2), 1148.
- Caceres, C. (2019). "Analyzing the effects of financial and housing wealth on consumption using micro data," International Monetary Fund.
- Campbell, J. Y., and Cocco, J. F. (2007). "How do house prices affect consumption? Evidence from micro data," *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591-621.
- Chen, J., Guo, F., and Zhu, A. (2009). "Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption in China," *China & World Economy* 17 (3): 57–74.
- Chen, K., Wang, Q., Xu, T., and Zha, T. (2020). "Aggregate and Distributional Impacts of LTV Policy: Evidence from China's Micro Data (No. w28092)," National Bureau of Economic Research.
- Clark, W. A., Huang, Y., and Yi, D. (2021). "Can millennials access homeownership in urban China?," *Journal of Housing and the Built Environment*, 36, 69-87.
- Cloyne, J., Huber, K., Ilzetzi, E., and Kleven, H. (2019). "The effect of house prices on household borrowing: A new approach," *American Economic Review*, 109(6), 2104-2136.
- Fang, H., and Feng, J. (2018). "The Chinese Pension System (No. w25088)," National Bureau of Economic Research.
- Fang, H., Wang, L., and Yang, Y. (2022). "Housing Wealth and Online Consumer Behavior: Evidence from Xiong'an New Area in China (No. w30465)," National Bureau of Economic Research.
- Guerrieri, L., and Iacoviello, M. (2017). "Collateral constraints and macroeconomic asymmetries," *Journal of Monetary Economics*, 90, 28-49.

- Guren, A. M., McKay, A., Nakamura, E., & Steinsson, J. (2021), "Housing Wealth Effects: The Long View," *The Review of Economic Studies*, 88(2), 669-707.
- He, Z., Ye, J., and Shi, X. (2020). "Housing wealth and household consumption in urban China," *Urban studies*, 57(8), 1714-1732.
- Huang, Y., Yi, D., and Clark, W. A. (2020). "Multiple home ownership in Chinese cities: An institutional and cultural perspective," *Cities*, 97, 102518.
- International Monetary Fund. (2022). "Household Savings and its Drivers: Some Stylized Facts," People's Republic of China: Selected Issues, IMF Staff Country Reports, 2022(022), A002.
- Khazra, N. (2019). "Heterogeneities in the house price elasticity of consumption," Available at SSRN 3483279.
- Lee, S. (2023). "House prices, homeownership, and household consumption: Evidence from household panel data in Korea," *Economic Modelling*, 126, 106355.
- Liu, X., Li, X., Dong, J., and Ji, K. (2022). "Housing Prices, Homeownership and Urban Household Financial Assets Investment: A Micro Level Study of China," *Homeownership and Urban Household Financial Assets Investment: A Micro Level Study of China*.
- Painter, G., Yang, X., and Zhong, N. (2022). "Housing wealth as precautionary saving: Evidence from urban China," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(2), 761-789.
- Pan, X., and Wu, W. (2021). "Housing returns, precautionary savings and consumption: Micro evidence from China," *Journal of Empirical Finance*, 60, 39-55.
- Rogoff, K. S., and Yang, Y. (2022). "A Tale of Tier 3 Cities (No. w30519)," National Bureau of Economic Research.
- Sufi, A. (2023). "Housing, Household Debt, and the Business Cycle: An Application to China and Korea (No. w31489) ," National Bureau of Economic Research.
- Sun, X., Su, Y., Liu, H., and Li, C. (2022). "The impact of house price on urban household consumption: Micro evidence from China," *Sustainability*, 14(19), 12592.

Waxman, A., Liang, Y., Li, S., Barwick, P. J., and Zhao, M. (2020). "Tightening belts to buy a home: Consumption responses to rising housing prices in urban China," *Journal of Urban Economics*, 115, 103190.

Xie, Y., and Hu, J. (2014). "An introduction to the China family panel studies (CFPS) ," *Chinese sociological review*, 47(1), 3-29.

補論 Campbell and Cocco (2007)等に倣った線形モデルの推定

(1) 分析の枠組み

ここでは、英国家計を対象に住宅の資産効果を分析した Campbell and Cocco (2007)等に倣い、次式に基づいて推計を行う。

$$\Delta c_{it} = \theta \Delta hp_{it} + \beta X_{it} + \alpha_t + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

ここで、 Δc_{it} は世帯*i*の*t*期における世帯消費（実質）の変化率、 Δhp_{it} は世帯*i*の*t*期における住宅価格（実質）の変化率、 X_{it} は世帯*i*の*t*期におけるコントロール変数、 α_t は時間効果、 α_i は世帯の固定効果、 ϵ_{it} は誤差項である²⁴。住宅の資産効果 θ は、住宅価格変化率に対する消費額変化率の弾性値として推計される。

家計のパネルデータを用いて住宅の資産効果を推計する場合には、住宅価格と消費額の内生性に対応する必要がある。本稿では、分析に用いるデータの制約により、Sun et al. (2022)や Painter, Yang, and Zhong (2022)と同様に、世帯が属する地域の住宅価格指数を操作変数として使用した。具体的には、以下の3つの方法——(1) 操作変数を導入せずに世帯の住宅価格をそのまま使用、(2) 同じコミュニティ²⁵に属する世帯の住宅価格指数を操作変数として使用、(3) コミュニティより広い地域区分である県²⁶の住宅価格指数を操作変数として使用——により、住宅の資産効果を推計した。なお、(2)、(3)における住宅価格指数は、Liu et al. (2022)を参考に、世帯の居住する地域の単位面積当たりの住宅価格を刈り込み平均して算出した。ただし、ある世帯において、操作変数である住宅価格指数は居住する地域の住宅価格を基に算出されることから、別の地域に2軒目を保有していたとしても、その地域の住宅価格は操作変数に反映されていない。

(2) 線形モデルの分析結果

推計結果は補論図表1のとおり、(1)～(3)のいずれの方法でも、住宅の資産効果は、正として有意に推計された²⁷。この結果は、住宅を保有する世帯では、住宅価格の上昇(下落)が消費額の増加(減少)に作用することを示唆している。

²⁴ コントロール変数には世帯所得（実質）の変化率、世帯主の年齢、世帯人員の増減、省別GDP（実質）変化率とした。変化率はいずれも2年前比とし、実質化には省別CPIを用いた。世帯別の変数については、上下2.5%の値をウィンザー化している。

²⁵ 中国には、約66万のコミュニティが存在し、平均人口は約2,000人である。

²⁶ 中国には、約2,800の県・県級市が存在し、平均人口は約50万人である。

²⁷ (1)～(3)における住宅の資産効果を比較すると、(1)は(2)や(3)よりも小さく推計されている。この点、家計の計数に報告誤差が存在する場合に操作変数を用いずに推計すると、推計値が下方バイアスを持つ傾向が指摘されている。

操作変数を用いた (2)、(3) では、住宅の資産効果 (1%の住宅価格の変化に対する消費額の変化率) が 0.16~0.18%と推計されている。なお、本稿の一般化ランダムフォレストを用いた分析では、(2) と同様に、同一コミュニティの住宅価格指数を操作変数に使っており、住宅の資産効果はおおよそ 0.15%と推計されている²⁸。

(3) 住宅の資産効果のラグに関する分析

実証分析の中には、住宅価格の変動がラグを伴って、家計の消費額に影響すると指摘する分析も存在する。例えば、Caceres (2019)は、米国のマクロデータを用いて実証分析を行い、住宅価格が上昇すると、家計はその後 3 年にわたって消費を増加させることを指摘している。そこで、分析に用いる住宅価格の変化率を、1 期間ずらした 4 年前から 2 年前の変化率として推計すると、(1) では負の資産効果が推計されたほか、操作変数を用いた (2)、(3) では、住宅の資産効果は有意には確認されないと結果が得られた (補論図表 2)。ただし、結果を解釈する際には、1 期間ずらさない場合と比べて、推計期間が短期間に限られていることや分析対象の世帯数が大きく減少していることに留意する必要がある。

²⁸ (3) と同じ操作変数を使って一般化ランダムフォレストを用いた分析を行った場合も、世帯主の年齢や世帯人員が資産効果の異質性を説明するうえで重要度の高い世帯属性であるなど、本稿の分析結果と同様の結果が得られた。

図表 1 世帯属性と予想される波及経路の関係

	住宅の評価損益 を通じた経路	予備的貯蓄の需要 を通じた経路	銀行借入に対する 担保価値を通じた経路
住宅資産比率	○		
住宅保有軒数	○		
世帯人員	○		
子の有無	○	○	
世帯主の年齢		○	
戸籍		○	
就業先		○	
就業の有無		○	
負債の有無		○	○
教育水準		○	

図表 2 要約統計量

	平均値	25%点	中央値	75%点	標準偏差
世帯消費額（千元）	47.1	19.3	35.9	63.5	38.1
住宅資産額（千元）	345.2	50.0	150.0	400.0	464.9
世帯所得（千元）	59.8	21.6	47.3	83.0	50.8
世帯主の年齢（歳）	47.8	35.0	47.0	60.0	14.9
世帯人員（人）	3.8	2.0	3.0	5.0	1.4

	複数住宅 保有世帯	子のいる 世帯	農村戸籍 世帯	公的企業 就業世帯	非就業 世帯	負債を有 する世帯	大卒・院 卒の世帯
世帯割合	17.5%	66.2%	69.9%	10.5%	43.1%	48.7%	37.1%

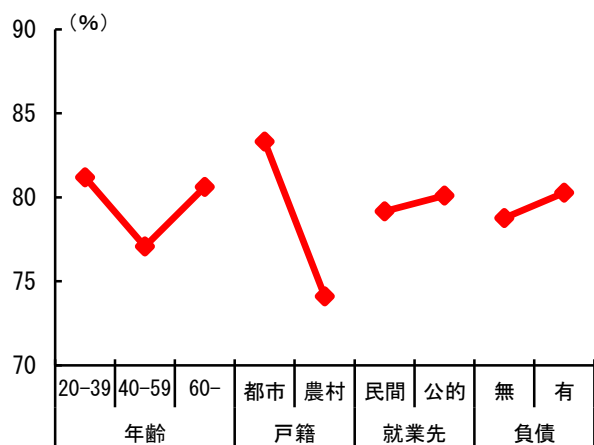
（注）平均値、標準偏差は上下 2.5%を除いて算出。（出所）CFPS

図表 3 分析対象世帯の絞り込み

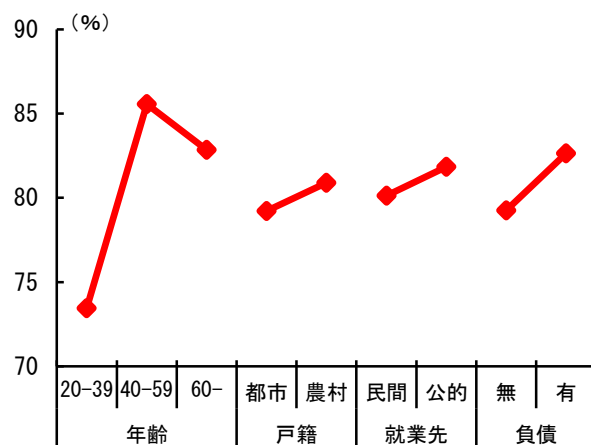
絞り込みの順序	世帯数
① CFPS 調査対象の世帯（2012、2014、2016、2018、2020 年）	18,174
② 連続した 2 期間において CFPS 調査対象の世帯	13,560
③ 直近 2 年間に転居していない世帯	12,981
④ 住宅を保有する世帯（除く賃貸住宅世帯）	11,940
⑤ 住宅の資産効果を推計するための世帯属性情報が取得できる世帯	8,957

図表4 中国家計の特徴

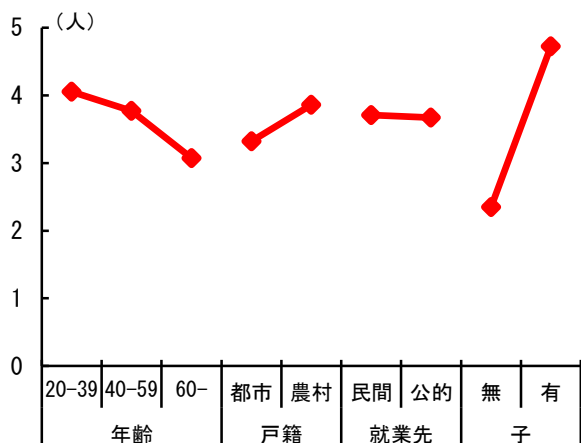
(A) 住宅資産比率



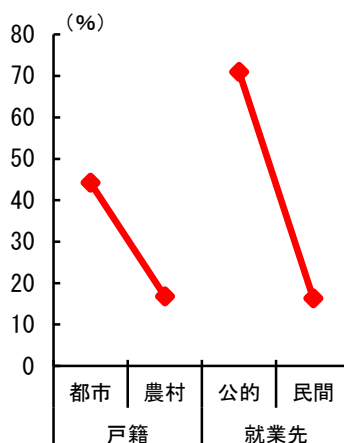
(B) 住宅を保有する世帯の割合



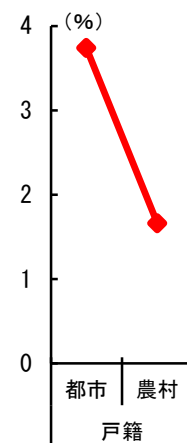
(C) 世帯人員



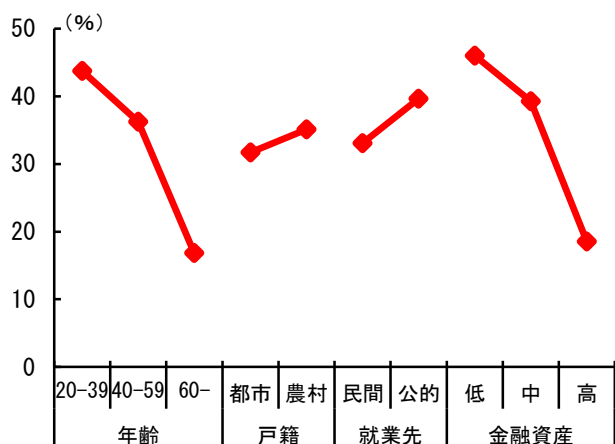
(D) 企業年金加入割合



退職金比率



(E) 負債を有する世帯の割合

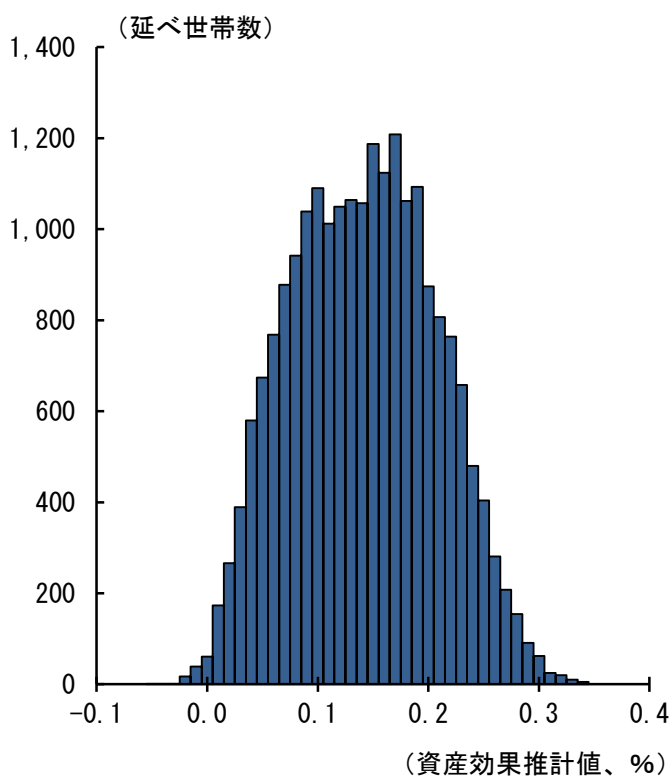


(注) いずれも 2020 年時点。各グループにおける平均値。住宅資産比率・退職金比率は総資産対比。

退職金比率は世帯主年齢が 60 歳以上の世帯を対象。

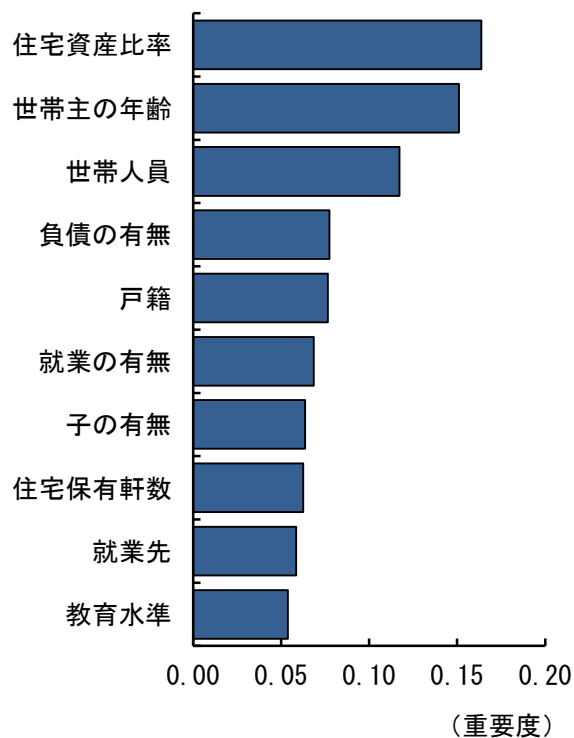
(出所) CFPS

図表5 世帯ごとの住宅の資産効果



(出所) CFPS

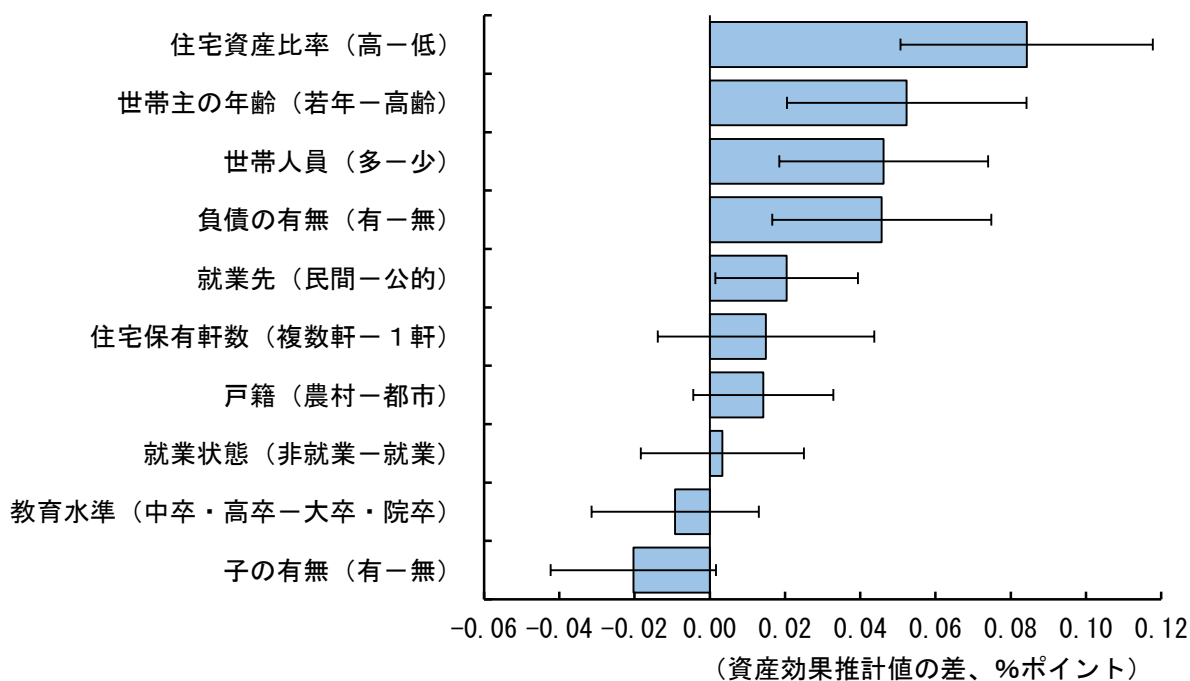
図表6 世帯属性の重要度



(注) 重要度はランダムフォレストで世帯の分割に用いられる回数に応じて計算。

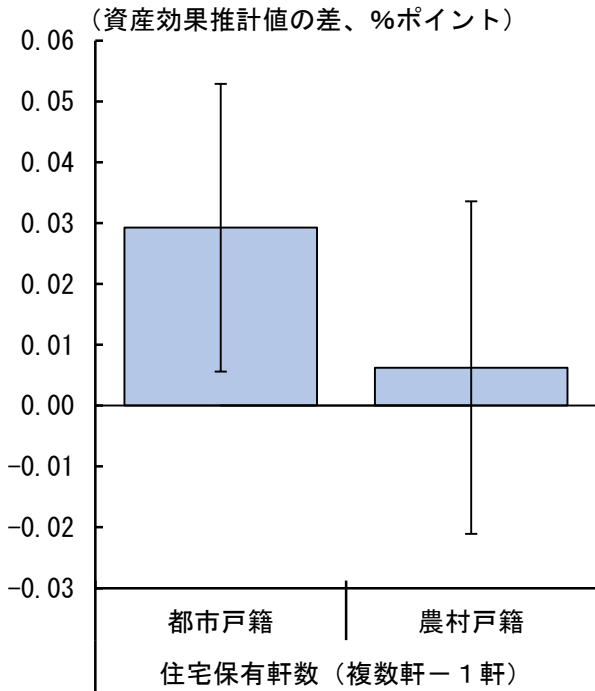
(出所) CFPS

図表7 世帯属性の相違に伴う住宅の資産効果の差異



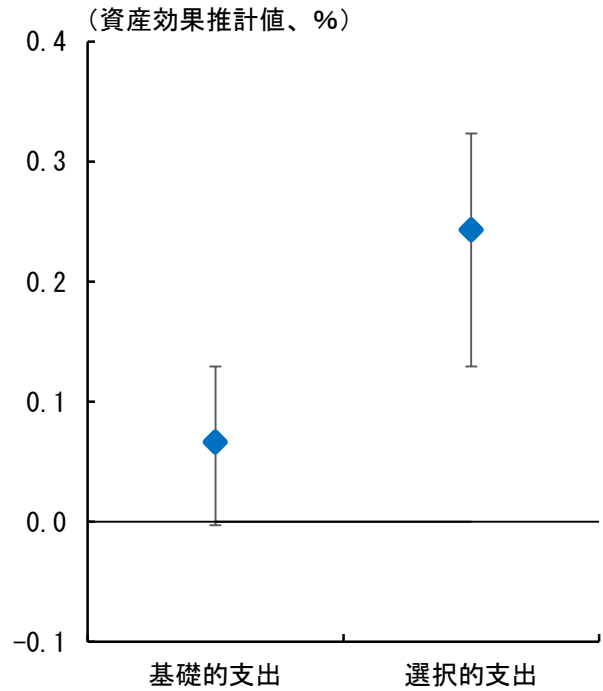
(注) 各世帯属性においてその属性だけを変更した2つの疑似的なパネルデータを構築し、それぞれのパネルデータを用いて推計された資産効果の差を示す。バンドは1標準偏差区間。(出所) CFPS

図表 8 住宅保有軒数の相違に伴う
住宅の資産効果の差異（戸籍別）



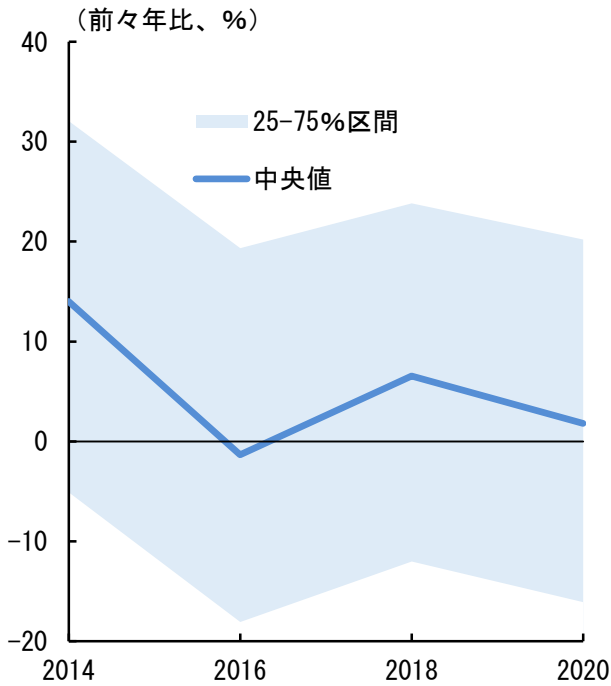
(注) 図表 7 の注釈を参照。
(出所) CFPS

図表 9 基礎的・選択的支出別の
住宅の資産効果



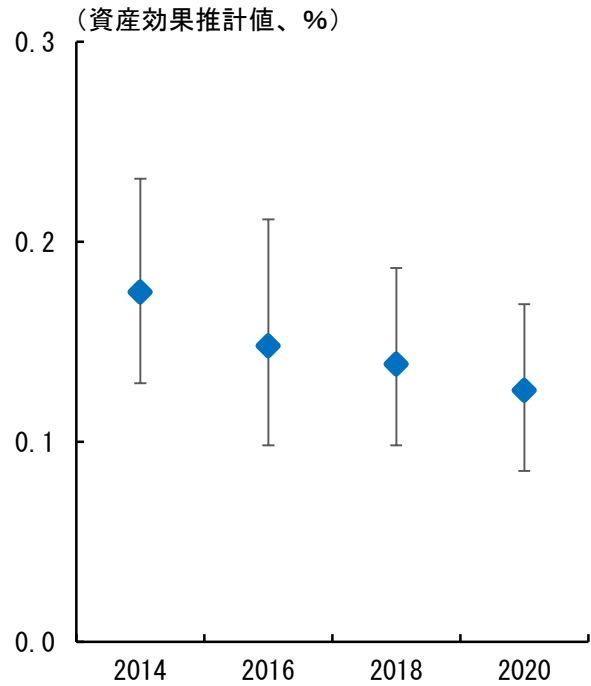
(注) 対象は基礎的・選択的支出が取得できる世帯
(延べ 15,951 世帯)。マーカーは中央値、バンド
は 25-75% 区間。(出所) CFPS

図表 10 住宅価格指数



(注) 各世帯に対して同じコミュニティに属する世帯の住宅価格指数を算出し、その指数の 2 年前比を示す。(出所) CFPS

図表 11 調査年別の住宅の資産効果



(注) マーカーは中央値、バンドは 25-75% 区間。
(出所) CFPS

補論図表 1 線形モデルの推計結果

	推計式 (1) OLS	推計式 (2) TSLs	推計式 (3) TSLs
住宅価格変化率	0.084***	0.162***	0.178***
世帯所得変化率	0.092***	0.080***	0.083***
世帯主年齢	-0.001	0.000	0.000
世帯人員増減	0.098***	0.099***	0.095***
省別 GDP 変化率	-0.190	-0.339*	-0.226
＜一段階目推計＞			
世帯が属する地域の住宅価格指数			
コミュニティレベル		0.478***	
県レベル			0.929***
世帯固定効果	有	有	有
年固定効果	有	有	有
延べ世帯数	26,861	22,015	24,317

(注) ***, *は、それぞれ1%、10%有意を示す。(出所) CFPS

補論図表 2 1期前の住宅価格を用いた線形モデルの推計結果

	推計式 (1) OLS	推計式 (2) TSLs	推計式 (3) TSLs
1期前の住宅価格変化率	-0.042***	-0.063	-0.096
世帯所得変化率	0.123***	0.118***	0.119***
世帯主年齢	0.001	0.001	0.001
世帯人員増減	0.116***	0.122***	0.114***
省別 GDP 変化率	-0.143	-0.183	-0.214
＜一段階目推計＞			
世帯が属する地域の住宅価格指数 (1期前)			
コミュニティレベル		0.511***	
県レベル			0.912***
世帯固定効果	有	有	有
年固定効果	有	有	有
延べ世帯数	15,374	13,512	14,456

(注) ***は、1%有意を示す。(出所) CFPS