「人口構成の変化が賃貸住宅建設戸数に与える影響調査—都道府県別パネルデータを活用した実証分析—」 [報告書]

> 令和 4 年 3 月 一般財団法人 住宅改良開発公社

私が国土交通省地価調査課長に就任した 2015 年では、東京都などの一部地域では、地価が上昇しはじめていたが、多くの地域で地価が下落し続けていた。さらに調べてみると、地方においては、2000 年頃から長期間にわたって地価が下落し続けていた。なぜ、長期間にわたって地価が下落し続けるのかという問いに対して、そのときには答えを持ち合わせていなかった。

翌年、研究休職制度を活用して日本大学経済学部教授として研究することができるようになったので、この課題に取り組むことにした。東京大学大学院経済学研究科の修士課程を1996年3月に修了したときに、新築住宅市場の実証分析をテーマにしていたので、この修士論文を出発点として、先行研究のリサーチやここ20年にわたって著しく発展した計量経済学の手法を使うことにした。その後、5年以上かかってしまったが、2021年12月に日本不動産学会誌に「人口構造の変化と住宅地価格の関係性に関する一考察:住宅地価格の都道府県別パネル・データを用いた固定効果モデルによる実証分析」(査読付論文)を掲載することができた。長期間にわたって地方においてなぜ地価(住宅地価格)が下落し続けるかという経済現象の要因は、人口構成(高齢者依存率)の変化にあり、大都市圏(人口流入地域)と地方圏(人口流出地域)では地価(住宅地価格)に対する影響度合いが異なるというエビデンスを得ることができた。

最近、一般財団法人住宅改良開発公社様のホームページ上で「賃貸住宅市場の動向と将来 予測(展望)調査」(報告書)が掲載されるのを拝見した。そこでは、将来の賃貸住宅建設 戸数が将来人口の増減をベースに推計されており、将来的に人口が増える都県では、賃貸住 宅の建設戸数も増えるという予測であった。賃貸住宅市場においても人口構成の変化が影響している可能性があり、将来の賃貸住宅建設戸数を予測するうえで、これまでの研究成果 を活用できるのではないかと思い、一般財団法人住宅改良開発公社様にご提案したところ、 ご快諾いただき、今回の調査報告書を作成することになった。ここに厚く感謝申し上げます。

> 2022 年 3 月 博士 (不動産学) 上野 賢一

<目次>

要約 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 1
序章 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・
第1章 動向把握 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・
第2章 推計の方法と結果 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 14 1 推計方法 / 14 2 推計結果 / 16
第3章 シミュレーションと考察 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・
第4章 展望 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・
Appendix II / 38 Appendix III / 40 参考文献 / 55

人口構成の変化が賃貸住宅建設戸数に与える影響調査

―都道府県別パネルデータを活用した実証分析―

要約

高齢化は、これまで地方圏において急速に進んできたが、今後、大都市圏においても急速に進むことが見込まれる。このため、中長期的な貸家建設戸数(着エベース)を予測するに当たって、少子高齢化により貸家建設戸数がどのような影響を受けてきたかを調査することは重要である。「賃貸住宅市場の動向と将来予測(展望)調査(令和2年12月、一般財団法人住宅改良開発公社)」(以下「先行調査」という。)では、人口数の将来推計から世帯数の将来推計を行い、民間貸家着工戸数の将来推計を行っている。この推計をベースとして、本研究では、人口構成の変化が賃貸住宅建設戸数に与える影響はどの程度あるのか、将来推計において人口構成の変化を勘案する必要があるかを調査することが目的である。

第1章では、1980年から2019年までの人口構成の変化として、15歳から39歳までの人口割合、40歳から64歳までの人口割合、65歳以上の人口割合及び高齢者依存率(生産年齢人口に対する高齢者人口の割合)の変化について、全国平均、秋田県、東京都、熊本県で見たところ、それぞれの高齢化の進度が異なるために、グラフの変化の仕方がかなり異なることを見てきた。次に、散布図を見ながら、都道府県別の貸家建設戸数と、15歳から39歳までの人口割合又は40歳から64歳までの人口割合との間では正の相関があり、都道府県別の貸家建設戸数と、65歳以上の人口割合又は高齢者依存率との間では負の相関があることを確認した。

第2章では、ストック・フローアプローチを使って、被説明変数を貸家建設戸数、説明変数を高齢者依存率、金利、実質所得などにして推計式を導出し、都道府県別のパネルデータを活用して推計を行った。時間効果の入った固定効果モデル又は変量効果モデルによって得られた推計結果は、被説明変数の貸家建設戸数に対し説明変数の高齢者依存率の係数は $-0.6\sim-1.2$ で期待どおりの符号であり、ほぼ1%又は5%水準で有意であった(R-sqは、0.42程度)。

第3章では、高齢者依存率の係数を-0.6、-1とおいて、2045年までの将来貸家建設戸数を推計したところ、全国ベースで2045年は2015年と比して約25%減、約38%減となった。高齢者依存率の係数を-0.6とした場合に、47都道府県の将来貸家戸数と将来人口の推移とを比較して以下の4つの傾向にまとめられることがわかった。

分類 A: 貸家建設戸数の推計値が将来人口と同じ傾向で下落するもの

分類 B: 貸家建設戸数の推計値の下落率が将来人口の下落率よりも将来的に小さくなる

€0

分類 C: 貸家建設戸数の推計値が将来人口よりも大きく下落していくもの

分類 D: 将来人口が 2045 年頃まで 2015 年と比して下回らないで推移するが、貸家建設

戸数の推計値は減少することが見込まれるもの

分類 A は岡山県など 15 県、分類 B は北海道など 19 道県、分類 C は大阪府など 11 県、分類 D は東京都、沖縄県である。

一方、先行調査では、将来人口数から将来世帯数を推計して持借率を乗じて貸家建設戸数を算出している。つまり、65歳以上の人口が増加すれば、年齢階級別の世帯主率を乗じた分だけ将来世帯数も増加し、将来世帯増分に一定の持借比率(住宅着工戸数ベース)を乗じた分、貸家の着工戸数が増加することになる。本研究では、65歳以上の人口割合が増加すれば、貸家建設戸数が減少するという推計結果を基にシミュレーションしている点で異なる推計方法になっている。

第3章で得られた将来貸家建設戸数の推移の4つの傾向と先行調査の結果とを比較して 異なる点は、本研究では、東京都などの大都市圏においても2045年までには10%以上、 下落するのに対し、先行調査では東京都は増加、その他の大都市圏もほぼ10%以内の減少 にとどまるという結果である。また、本研究では、北海道のように先行して高齢化が進ん だ道県では、人口減少率よりも将来貸家建設戸数の減少率が小さくなることがあるが、先 行調査では、基本的に人口減少率並みである。なお、金利が将来貸家建設戸数に大きい影響を及ぼすことは、本研究及び先行調査で共通している。

都道府県別の貸家建設戸数と 65 歳以上の人口との間には負の相関がある一方、サービス付き高齢者向け住宅は、推計結果において 2012 年から貸家建設戸数に対してタイムダミーの係数からプラスの影響が確認できた。今後、大都市圏において 65 歳以上の人口割合が増加することが見込まれるため、サービス付き高齢者向け住宅の需要の増加も見込まれる。

第4章では、今後の展望として、先行調査が指摘するように、将来の貸家建設戸数が減少することが見込まれるなか、投資エリアの慎重な見極めは必要である。人口構成の変化を勘案すると、東京都などの大都市圏においても2035年以降は、貸家建設戸数の減少が見込まれることから、大都市圏においても投資エリアの慎重な見極めは必要と考える。

人口構成の変化が賃貸住宅建設戸数に与える影響調査

―都道府県別パネルデータを活用した実証分析―

序章

1 研究の背景及び目的

1990年に12.1%であった我が国の高齢化率は、2019年までの間に16.3ポイント上昇して28.4%に達し、平成の時代は急激な高齢化が進行した30年間であった 1 。一方、出生については、1990年には前年の合計特殊出生率がひのえうまの年(1966年)を下回る1.57と発表され、「1.57ショック」と言われ、その後も合計特殊出生率の低下傾向は続き、2019年の出生数は87万人と過去最少となった 2 。

高齢化の進行について地域的に見ると、2005年に65歳以上の高齢者が4人に1人以上の都道府県は、地方の5県であり、東京都など大都市圏の都府県では5人に1人未満である。これが、2035年になると全ての都道府県で4人に1人以上が高齢者となる。井上(2014)によれば、20世紀後半は「非大都市圏の高齢化の時代」であり、21世紀前半は「大都市圏の高齢化の時代」といえるとしている。

この間の賃貸住宅市場を見ると、貸家着工戸数は、1990年に80.6万戸、全住宅の約47.2%だったものが、2020年には30.6万戸、全住宅の約37.6%と、総戸数、全住宅に占める割合ともに減少している³。高齢化の進行によりサービス付き高齢者賃貸住宅などの建設が増加する可能性があり、少子化の進行により大都市圏の民間借家の建設が減少する可能性がある。今後、「大都市圏の高齢化の時代」になった場合に、貸家戸数はどの程度で推移するか、少子高齢化により貸家建設戸数がどのような影響を受けてきたかを調査することは、中長期的な民間貸家着工戸数を予測するに当たって重要である。

「賃貸住宅市場の動向と将来予測(展望)調査(令和2年12月、一般財団法人住宅改良開発公社)」では、人口数の将来推計から世帯数の将来推計を行い、民間貸家着工戸数の将来推計を行っている。この推計をベースとして、本研究では、人口構成(例えば、高齢者依存率⁴、全人口に占める、65歳以上、15歳から39歳、40歳から64歳の割合をいう。)の変化が賃貸住宅着工戸数に与える影響はどの程度あるのか、民間貸家着工戸数の将来推計において人口構成の変化を勘案する必要があるかを調査することが目的である。

2 既往研究の系譜と本研究の位置づけ

人口構成の変化が建設戸数に影響を与えたかどうかについて計量分析を行った先行研究は少ないが、人口構成の変化が住宅価格に影響を与えたかどうかについての先行研究については、ある程度の蓄積がある。人口構成の変化と住宅地価格の関係については、Mankiw and Weil(1989)が最初の研究であり、米国の住宅需要は、ベビーブーマー世代によって1980

年代をピークとして低下し、住宅価格は2007年までに実質的に47%下落するであろうと予見した。これに対し、DiPasquale and Wheaton(1994)などは、住宅供給は価格に対し短期的には非弾力的だが、長期的には弾力的であるため、人口動態の変化が住宅価格に対し影響を与えるのは、短期的にあっても長期的にはないと主張した。ただし、これらの実証研究は、1国のマクロデータを使って計量分析を行っている。

最近では、住宅資産価格について、Tákats(2012)が、21 か国のマクロデータ⁵を用いて、被説明変数を実質住宅価格の階差、説明変数を一人当たり GDP、高齢者依存率、総人口数のそれぞれの階差として推計している。推計結果は、高齢者依存率が住宅価格に有意に負の影響を及ぼすことを明らかにした。Tákats(2012)は、世代重複モデルを用いており、このモデルは、若い世代は住宅資産を購入し、高齢世代は購入しないため、住宅需要は、若い世代と高齢世代の比率と全人口に依存するので、人口構造の変化と住宅価格との間に相関が生じるというものである。

Saita, Shimizu and Watanabe(2016)は、日米におけるパネルデータを用いて、世代重複モデルに基づき推計を行い、両国ともに高齢者依存率が住宅価格に負の影響を及ぼし、日本にとっては今後30年にわたっては非常に大きい下落圧力となるという結果を得ている。日本の分析に当たっては、被説明変数として47都道府県における住宅地の公示価格、説明変数として一人当たりGDP、高齢者依存率、人口総数を用いた。これらの4つの変数の中に、単位根が含まれることから、共和分検定により4つの変数が共和分の関係にあることを確認したうえで、長期関係式、短期関係式から成る誤差修正モデルにより推計を行っている。推計結果は、高齢者依存率が住宅価格に有意に負の影響を及ぼし、Tákats(2012)よりも大きい影響を及ぼす結果となっている。この推計結果から、都道府県の将来の住宅地価格は、都道府県間の人口移動が従前の趨勢どおり行われると仮定して、2011年から2030年までに-34.1%(東京都)から-57.7%(青森県)まで、2011年から2040年までに-54.2%(滋賀県)から-70.8%(青森県)まで下落すると予測している。東京都などの大都市も地方都市と同様に住宅地価格が大幅に下落することを予測している。

清水・川村・西村(2015)は、Tákats(2012)と同じモデルで推計しており、住宅の資産価格を国土交通省の公示地価(住宅地)とし、時系列方向に1980年から2010年までの5年ごと(7時点)、クロスセクション方向に892市町村を使って消費者物価指数で実質化したデータを用いて分析している。高齢者依存率と住宅価格との関係性は負の相関となっている。

このように、人口構成の変化と住宅地価格との関係についての先行研究は、ある程度の蓄積があり、これらの知見をいかして、本研究では、人口構成の変化と貸家建設戸数との関係性について調査を行う。

3 研究の方法及び本論文の構成

本研究が着目する人口構成の変化は、高齢者依存率と、全人口に占める 15 歳から 39 歳までの人口の割合(以下、「15 歳から 39 歳までの人口割合」という。)、全人口に占める 40

歳から 64歳までの人口の割合(以下、「40歳から 64歳までの人口割合」という。)、65歳以上の人口の全人口に占める割合(以下、「65歳以上の人口割合」という。)の3つの人口割合の変化である。本研究では、これらの人口構成の変化が貸家建設戸数に影響を及ぼしているかどうかを調査する。

研究の方法としては、「人口推計(総務省)」における都道府県別人口数の時系列データから得られる人口構成に関するデータと、「建築着工統計(国土交通省)」における貸家住宅着工戸数の都道府県別時系列データをパネルデータとして、実証分析を行うものである。次章以降は、次のような構成である。

第2章では、人口構成が1980年から2019年に至るまで、都道府県別にどのように変化してきたかを調べるとともに、同期間の貸家建設戸数の動向を調べ、人口構成と貸家建設戸数との間の関係性を見出す。

第3章では、貸家着工戸数と人口構成の変化との相関関係を推計する。推計の結果、相関が確認できれば将来的な貸家建設戸数の予測を行う。

第4章では、第3章で得られた結果を基に、シミュレーションを行い、「賃貸住宅市場の動向と将来予測(展望)調査(令和2年12月、一般財団法人住宅改良開発公社)」の調査結果との比較を行う。

<脚注>

- 1, 2 令和2年版「厚生労働白書」(厚生労働省)
- 3 「建築着工統計」(国土交通省)
- 4 生産年齢人口(15歳から64歳までの人口)に対する高齢者人口(65歳以上の人口)の割合をいう。生産年齢人口1人当たり、何人の高齢者を支えているかを表している。
- 5 複数の観察個体を複数時点にわたって観察したデータのこと。

第1章 動向把握

1 人口構成の変化の動向

人口構成は都道府県別に 1980 年と 2019 年とを比較して、どのように変化してきたのであろうか。貸家の需要が強いと考えられる 15 歳から 39 歳までの人口の全人口に占める割合を 1980 年と 2019 年とで比較し、それぞれ年での上位 3、下位 3、中位 2 の都道府県を選んだものが図 1-1 である。この割合は、1980 年から 2019 年にかけて、少子化の影響により全体として 12%前後、低下している。また、この割合が最も大きい東京都以外は、すべて入れ替わっており、人口流出や流入の影響があることがわかる。

198	0年	
1	東京都	43.83%
2	神奈川県	41.89%
3	大阪府	41.08%
	•	
	•	
	•	
23	岐阜県	36. 83%
24	三重県	35.86%
	•	
	•	
	•	
45	長野県	33. 58%
46	鹿児島県	33. 27%
47	島根県	31. 59%



201	9年	
1	東京都	31.03%
2	愛知県	28. 29%
3	沖縄県	28.07%
	•	
	•	
	•	
23	熊本県	23. 97%
24	福井県	23. 95%
	•	
	•	
	•	
45	青森県	21. 99%
46	高知県	21. 34%
47	秋田県	19. 66%

図 1-1 15 歳から 39 歳までの人口の全人口に占める割合の変化 (1980 年と 2019 年の比較)

注)「人口推計(総務省)」により作成。図1-6まで同じ。

図 1-2 から図 1-5 は、人口構成がどのように変化してきたかをみるために、15 歳から 39 歳までの人口割合、40 歳から 64 歳までの人口割合、65 歳以上の人口割合の各々の推移をグラフで示したものである。全国平均と、図 1-1 において 2019 年で 1 位の東京都、23 位の熊本県、47 位の秋田県の 4 つを選んでいる。

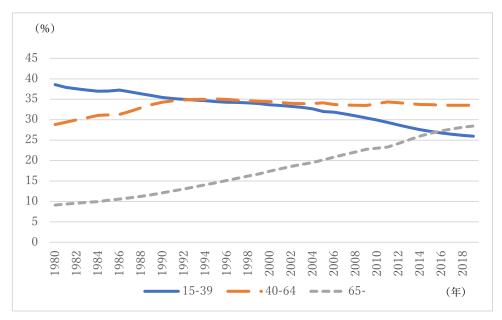


図1-2 全国の人口構成の変化

注)全国は、3つの年代毎の人口数の全人口数に占める割合である。

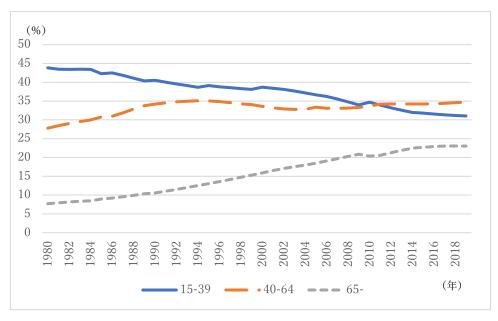


図1-3 東京都の人口構成の変化

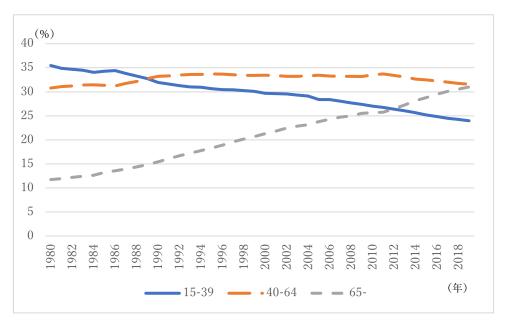


図1-4 熊本県の人口構成の変化

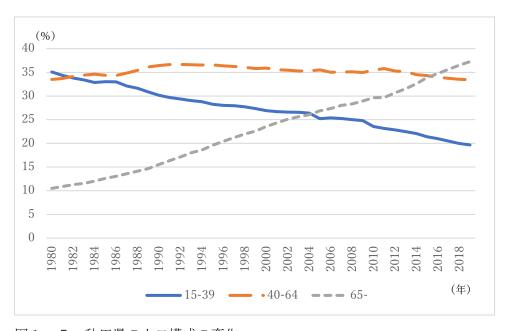


図1-5 秋田県の人口構成の変化

図1-2から図1-5までの4つの図を比べた場合に、相違点の一つとして、15 歳から 39 歳までの人口割合の曲線の位置が挙げられる。図1-3の東京都では、2010 年まで 15 歳から 39 歳までの人口割合の曲線は最も上に位置しており、40 歳から 64 歳までの人口割合の曲線と 2010 年と 2011 年の間で交差して、2011 年以降は、40 歳から 64 歳までの人口割合の曲線が最も上に位置している。図1-2の全国で見ると、15 歳から 39 歳までの人口割合の曲線と 40 歳から 64 歳までの人口割合の曲線の交差は、1992 年と 1993 年の間である。この両曲線が交差する年は、熊本県と秋田県において、もっと早く、最も早い秋田県では、

1981年と1982年の間である。15歳からの39歳までの人口割合は、人口移動が活発な世代であるため、人口流出が多い秋田県、熊本県ほど、両曲線の交差する年が早くなっているといえる。

15歳から39歳までの人口割合の曲線と65歳以上の人口割合の曲線との関係も、東京都だけが交差していないが、その他の図では、すべて交差している。これは、全国、熊本県、秋田県では、65歳以上の人口割合が15歳から39歳までの人口割合を2019年までに超えているということである。

40歳から64歳までの人口割合の曲線と65歳以上の人口割合の曲線が交差しているのは、図1-2から図1-5まででは秋田県のみである。2015年と2016年の間に、秋田県ではこの2つの曲線が交差している。秋田県が他と比べ最も高齢化の進行が速いということである。熊本県では、もう数年後には交差しそうであるが、全国や東京都は、まだ先の将来の見通しである。このように、若年世代の減少や高齢化の進行は、都道府県によってかなり異なることがわかる。

図1-6は、高齢者依存率の推移である。上から秋田県、熊本県、全国、東京都の順である。少子高齢化が進んでいるほど上に位置している。1990年代初めに熊本県と秋田県の位置が逆転しているが、それ以外は、上下の位置関係に変化はない。2012年頃から、秋田県、熊本県、全国の傾きが強くなる一方、東京都は緩やかになっている。地方から東京への人口移動が増加していることの表れである。

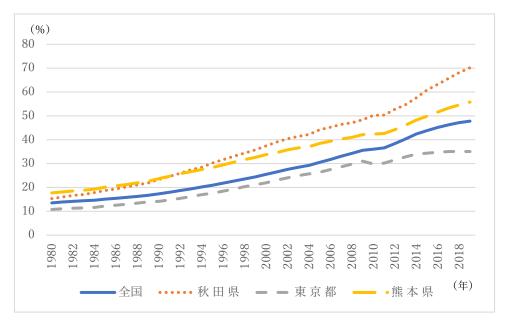


図1-6 高齢者依存率の推移

注) 全国は、65歳以上の人口数を15歳から64歳までの人口数で除して100を乗じたもの。

2 貸家建設戸数の動向

図1-7は、貸家建設戸数の推移である。1980年から1988年まで急上昇し、1988年を ピークに、景気の変動とともに上下しながら、長期的には低下傾向にあることがわかる。 2019年には1980年頃の貸家建設戸数の水準にまで落ちてきている。

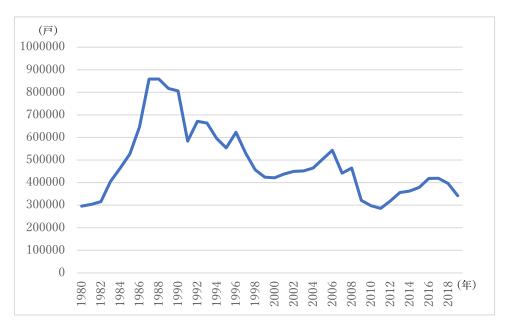


図1-7 貸家建設戸数の推移

注) 1988 年までは、国土交通省ホームページの「建築着工統計調査報告」、1987 年以前は、国土交通省「建築統計年報」のデータを使用した。

次に、都道府県別の貸家建設戸数と、15歳から39歳までの人口割合、40歳から64歳までの人口割合、65歳以上の人口割合、高齢者依存率との関係を見る。図1-8は、都道府県別の貸家建設戸数と15歳から39歳までの人口割合をプロットした散布図である。被説明変数を貸家建設戸数、説明変数を15歳から39歳までの人口割合として、0LSで推計したところ、決定係数¹(以下、「R-sq」という。)が0.54と、中程度の負の相関がある。図1-9は、都道府県別の貸家建設戸数と40歳から64歳までの人口割合をプロットした散布図である。同様に0LS推計したところ、R-sq=0.24とやや弱い正の相関がある。

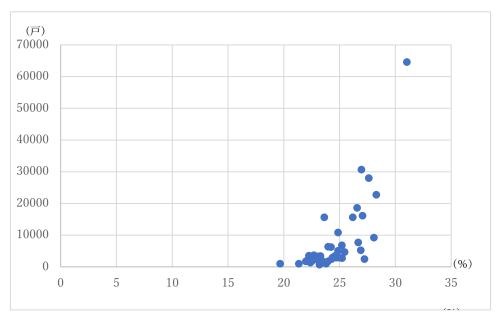


図1-8 都道府県別の貸家建設戸数と15歳から39歳までの人口割合との関係注)「人口推計(総務省統計局)」から作成。図1-9から図1-11まで同じ。

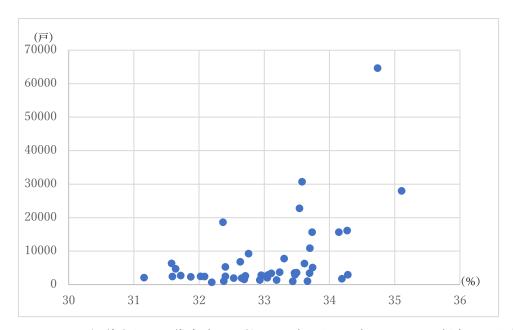


図1-9 都道府県別の貸家建設戸数と40歳から64歳までの人口割合との関係

図 1-10 は、都道府県別の貸家建設戸数と 65 歳以上の人口割合の散布図、図 1-1 は、都道府県別の貸家建設戸数と高齢者依存率の散布図である。それぞれ、R-sq=0.42 と、R-sq=0.44 と、負の相関があることが認められる。

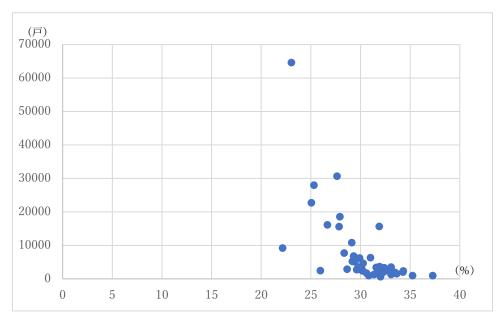


図1-10 都道府県別の貸家建設戸数と65歳以上の人口割合との関係

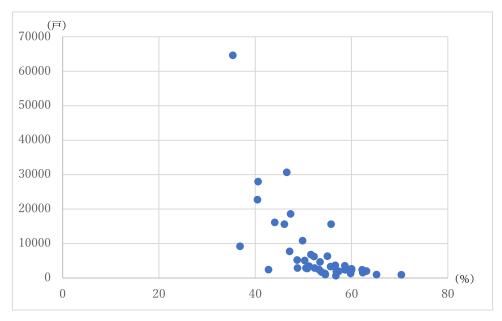


図1-11 都道府県別の貸家建設戸数と高齢者依存率との関係

3 貸家建設戸数と人口割合との関係性の考察

都道府県別の貸家建設戸数と、15 歳から 39 歳までの人口割合又は 40 歳から 64 歳までの人口割合との間には、図1-8、図1-9のように正の相関があり、都道府県別の貸家建設戸数と、65 歳以上の人口割合又は高齢者依存率との間には、図1-10、図1-11 のように負の相関があるのは、なぜであろうか。

図1-12は、家計を主に支える者の年齢別(14区分)の借家率であり、ストックベースである。家計を主に支える者の25歳未満の者の借家率が96.54%と最も高く、年代が高くなればなるほど借家率は下がり、85歳以上の者の借家率は16.21%である。また、住み替えを行う者も、65歳以上になると、15歳以上65歳未満よりも少なくなると思われる。したがって、65歳以上の者の人口割合が増えれば、全体の需要が減退して貸家建設戸数が減少し、15歳以上64歳未満の者の人口割合が増えれば、全体の需要が増大して貸家建設戸数が増大すると考えられる。

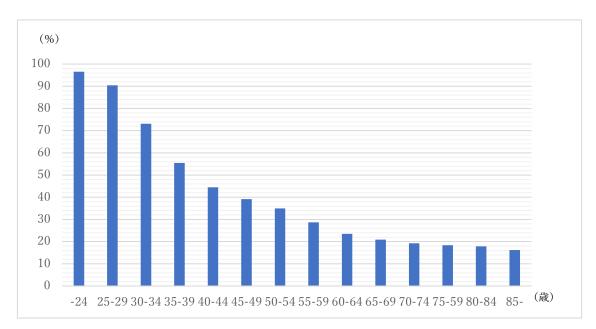


図1-12 家計を主に支える者の年齢別(14区分)の借家率

注) 平成30年「住宅・土地統計調査」(総務省統計局)の「住宅及び世帯に関する基本集計第40表」から作成。

<脚注>

1 被説明変数 Y、説明変数 X の場合、Y の変動のうち説明変数 X で説明される部分の割合をいう。当てはまりがよいほど、R-sq の値は大きくなり、すべてのデータが一直線上にあるとき、R-sq=1となる。

第2章 推計の方法と結果

1 推計方法

(1)モデル

モデルは DiPasquale and Wheaton(1994)のストック・フローアプローチを使う。このアプローチは、住宅の賃貸価格(家賃)は住宅ストック全体の需給関係によって決まり、それと資本コストの関係から住宅の資産価格が決まるとする。住宅の新築戸数は住宅ストック全体に比較すると少ないので、ストック市場の需給均衡では供給は固定しているとされる。フローの住宅投資は、ストック市場で決まる住宅の資産価格と住宅建設コストの間の相対的関係によって決定される¹。本研究では、フローの賃貸住宅投資は、ストック市場で決まる賃貸住宅の家賃と金利などの住宅建設コストの間の相対的関係によって決定されると考える。

以下では、ストック・フローアプローチを用いて、高齢者依存率と貸家建設戸数との関係 を表す推定式を導出する。

i は地域、t は時間(4 半期単位)を表し、 $House_{it}:1$ 年当たりの貸家建設戸数、 $y_{it}:1$ 人当たり年間家賃、 $H_{it}:$ 人口数、 $Wage_{it}:$ 一人当たり年間所得、Sit: 住宅総ストック、 $Rate_{i}:$ 長期金利、 $X_{it}^{year}:$ 総人口に対する一定の年齢層の人口割合を示す。 X_{it}^{year} の右肩の year は一定の年齢層を指し、例えば、15-39(15 歳から 39 歳まで)、40-64(<math>40 歳から 64 歳まで)、65-(65 歳以上)などが入る。In は、変数を対数変換することを示す。

住宅の総ストックと総需要が等しいので、

$$\bar{S}_{it} = H_{it} \times (\alpha Wage_{it} + \beta y_{it})$$
 (1)

が成り立つ。右辺は、総需要関数を簡略化したものである。これを yu について解くと、

$$y_{it} = a \bar{S}_{it} / H_{it} + bWage_{it}$$
 (2)
 $y_{it} = a \bar{S}_{it} / H_{it} \cdot H_{it} / (H_{it}^{-14} + H_{it}^{15-64} + H_{it}^{65-}) + bWage_{it}$ (3)
ただし、 $a = -\alpha/\beta$ 、 $b = 1/\beta$ である。

貸家建設主体は、家賃 y_{it} と長期金利 $Rate_i$ をみて貸家建設戸数を決定すると仮定する。 f を投資関数とすると、

$$House_{it} = f (y_{it}, Rate_i)$$
 (4)

(4)に(3)を代入して、14歳以下は貸家需要がないとして対数変換して線形化すると、

$$\begin{split} & lnHouse_{it} = \alpha_{i} + \beta_{1i}lnw_{it} + \beta_{2i}Rate_{t} + \beta_{3i}lnX_{it}^{15-64} + \beta_{4i}lnX_{it}^{65-} + \ \beta_{5i}ln\bar{S}_{it}/H_{it} + \ \varepsilon_{it} \\ & -\beta_{4i} = \beta_{3i} \ \xi + \ \xi \ \xi \ , \end{split} \tag{5}$$

$$lnHouse_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}lnw_{it} + \beta_2Rate_t + \beta_{3i}\ln\left(\frac{X_{it}^{65-}}{X_{it}^{15-64}}\right) + \beta_{5i}ln\bar{S}_{it}/H_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (6)
ここで $X_{it}^{65-}/X_{it}^{15-64}$ は、高齢者依存率である。

(6)式の階差をとると、

$$\triangle lnHouse_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} \triangle lnw_{it} + \beta_2 \triangle Rate_t + \beta_{3i} \triangle ln \left(\frac{X_{it}^{65-}}{X_{it}^{15-64}}\right) + \beta_{5i} \triangle lnH_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (7) 式が推定式である。

また、貸家建設主体が、建築コストに影響を受けるのであれば、(4)、(7)に建設コスト Cost_{it}を加えることができる。

(2)データ

被説明変数 $House_{it}$ は、すでに説明しているとおり「建築着工統計」(国土交通省)における貸家住宅着工戸数を用いる。説明変数として、1 人当たり実質所得金額である $Wage_{it}$ 、利子率である $Rate_t$ 、人口割合である X_{it} 、人口数 H_{it} を用いる。実質所得金額 $Wage_{it}$ は、内閣府公表の各都道府県ごとの一人当たり県内総生産を用いて、消費者物価指数で実質値にする。消費者物価指数は、総務省「消費者物価指数」における県庁所在市の消費者物価指数 (持家の帰属家賃を除く総合)と総務省「小売物価統計調査 (構造編)」の消費者物価地域差指数 (持家の帰属家賃を含まない総合)とから、都道府県別に作成した消費者物価指数を用いる。 $Rate_t$ は長期プライムレートを用い、その年の 12 月 31 日現在のレートとした。人口割合 X_{it}^{year} を得るための人口数は、総務省公表の「人口推計」の 5 歳階級別の都道府県人口数を用いる。建設コスト $Cost_{it}$ は、一般財団法人建設物価調査会の建設費接続指数 (2011年基準)の標準指数 (東京都)のうち集合住宅 (RC)の指数と、都市間格差指数 (東京都=100) 2 とで都道府県別のパネルデータを作成した。

表 2-1 は、各データの記述統計量である。表中の $01ddep_{it}$ は、高齢者依存率を指す。

表	2	— 1	記述統計量
1	_		

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$lnHouse_{it}$	1,880	8. 654	1. 014	6. 421	11. 97
$1n01ddep_{it}$	1,880	-1. 274	0. 429	-2. 384	-0.354
1nH _{it}	1,880	7. 576	0. 735	6. 320	9. 541
Rate_t	1,880	3. 62	2. 668	0. 95	8.8
Wage_{it}	1,880	1. 161	0. 212	0.508	1. 973
$Cost_{it}$	1,880	103. 53	9. 319	94.63	128. 7

(3)単位根検定

変数に単位根が含まれると、見せかけの相関³が生じる可能性があり、変数に定常性が あること、つまり単位根ではないことを確かめる必要がある。変数の定常性については、 Levin, Lin, and Chu (2002)による LLC 検定、Im, Perasan, and Shin(2003)による IPS 検定 (2003)、Pesaran (2007)による CIPS 検定の検定方法により確認した。LLC 検定は、自己回帰 係数に均一性を仮定するため、地域間の異質性が予想される都道府県データには不向きで ある。IPS 検定は自己回帰係数に均一性を仮定しないためこの問題はないが、クロスセク ション間の相関を考慮していない。都道府県データは変数の動向がシンクロしているた め、クロスセクション間の相関が強く懸念される。このため、IPS 検定をクロスセクショ ン間に相関がある場合へ拡張した Cross-sectionally augmented IPS 検定(CIPS 検定)を行った (千木良他(2011)参照)。LLC 検定は制約が強いため、基本的に IPS 検定、CIPS 検定で単位 根かどうかを判断する。検定結果はAppendixIのとおりであるが、InHuは階差をとっても IPS 検定におけるトレンドがない場合に「単位根あり」という帰無仮説が棄却されていな い。CIPS検定では全ての変数において「単位根あり」という帰無仮説が棄却されている。 $\triangle lnH_{it}$ は、推定式(7)を推定するに当たって重要な変数であるため、 $\triangle lnH_{it}$ がない場合の 推定を行って他の変数の係数に影響がないかを確かめながら推定結果を得ることにする。 △InH_{it}の係数そのものは過大になっている可能性を否めないので、第3章のシミュレーシ ョンには使用しない。その他の変数は、階差をとれば、トレンドの有無にかかわらず、定 常性を確認することができた。

2 推計結果

推定式(7)の推計に当たって、被説明変数 $\triangle House_{it}$ 、説明変数 $\triangle InOlddep_{it}$ 、 $\triangle InH_{it}$ 、 $\triangle Rate_{i}$ 、 $\triangle InWage_{it}$ として、プールド OLS 推定 4 、固定効果モデル 5 、変量効果モデル 6 で推計した。固定効果モデル、変量効果モデルでは、時間効果 7 の入ったモデルとするため、タイムダミーを入れている。推計結果は、表 2-2 の推定結果 1 である。期待される符号は、説明変数 $\triangle InOlddep_{it}$ の場合には、図 1-11 でみたように負である。説明変数 $\triangle InH_{it}$ の場合には、人口が増加すれば、貸家建設戸数の増加が見込まれるから、正である。説明変数 $\triangle Rate_{i}$ の場合には、長期金利が下がれば貸家建設戸数の増加が見込まれるから、負である。説明変数 $\triangle InWage_{it}$ の場合には実質所得が上昇すれば、新規家賃も上昇し、事業主は貸家建設を増やすであろうから、正である。

- (1) OLS 推定を見ると、 $\triangle Rate_t$ の符号が期待どおりではなく、 $\triangle InOlddep_{it}$ の係数も符号は期待どおりであるが、有意ではないという結果である。OLS 推定では時間効果が入っておらず欠落変数のバイアスが生じているためであろう。 $\triangle InH_{it}$ 、 $\triangle InWage_{it}$ は、係数の符号は期待どおりで、有意な結果となっている。
- (2)変量効果モデル、(3)固定効果モデルの係数は、4つの説明変数のすべてが期待どおりの符号で5%又は1%で有意である。

R-sq は、(1) OLS 推定で 0.066、(2) 変量効果モデルで、0.427 (Within)、(3) 固定効果モデルで、0.428 (Within) である。

F値(変量効果モデルの場合には Wald 検定量)から、すべての係数が 0 であるという帰無仮説は 1 %有意水準で棄却されている。

モデル選択であるが、プールド OLS 推定か固定効果モデルかでは、F値の大きさから固定効果モデルが支持される。時間効果の入った固定効果モデルの場合、分散不均一8に対して頑健性のある標準偏差を求めた場合には、そうでない場合と比べ、F値の大きさが大きくなり、プールド OLS 推定のF値のよりもかなり大きくなる。

表 2-2 推定結果 1

被説明変数 =	$\triangle House_{it}$		
	(1) OLS	(2) 変量効果モデル	(3) 固定効果モデル
A1 0111	-0. 209	-1. 079***	-0. 946**
$\triangle lnOlddep_{it}$	(0.339)	(0. 349)	(0. 463)
A 1 . 1 1	5. 438***	3. 150***	5. 792***
$\triangle lnH_{it}$	(0.866)	(0.571)	(1.858)
4 D . (0.016**	-0. 968****	-0. 752***
$\triangle Rate_t$	(0.006)	(0. 209)	(0. 274)
A 1 117	1. 192***	0.605**	0. 636**
$\triangle lnWage_{it}$	(0. 166)	(0. 278)	(0. 285)
タイムダミー	無	有	有
F値 ¹	28. 36***	41842. 82***	1172. 13***
		Within 0.427	Within 0.428
R-sq	0.066	Between 0.303	Between 0.303
		0verall 0.426	Overall 0.423
観測期間		1980-2019	1980-2019
観測数	1833	1833	1833

注1) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。次表において同じ。

固定効果モデルか変量効果モデルかでは、ハウスマン検定において検定量 5.47 で「変量効果モデルが誤りである」という帰無仮説が棄却できないので、変量効果モデルが支持される。しかし、西山他(2019)によれば、ハウスマン検定の問題点として変量効果モデルであるとの採択理由は単に固定効果モデルの分散が大きいということが原因であって、帰無仮説が棄却されていないだけとの解釈も考えられる場合があり、ハウスマン検定の問題点として変量効果モデルの分析結果(バイアスを含む。)を見誤る可能性があることが指

注2) 括弧内の数値は、分散不均一に対し頑健な標準偏差を示す。

注3) F値は、変量効果モデルの場合には、Wald 検定量である。

注1)~注3)は、次表において同じ。

摘されている。このため、本研究では、固定効果モデル、変量効果モデルの両方の結果を示す。なお、推計結果1を見ると、*△InOlddep_{it}*の係数は、(2)変量効果モデルと(3)固定効果モデルとを比較すると、符号や大きさがほとんど同じである。

推定結果 2 は、 $\triangle InH_{it}$ を抜いた形で推計した結果である。(2) 変量効果モデル、(3) 固定効果モデルを比較すると、 $\triangle InOIddep_{it}$ 、 $\triangle Rate_t$ の係数の絶対値がやや大きくなっており、 $\triangle InWage_{it}$ の係数はあまり変化していない。 $\triangle InH_{it}$ は IPS 検定で単位根であるものの $\triangle InOIddep_{it}$ 、 $\triangle Rate_t$ に対する影響は小さいと言える。また、 $\triangle InOIddep_{it}$ の係数は、(2) 変量効果モデルと(3) 固定効果モデルとを比較すると、符号や大きさほぼ同じである。

表 2-3 推定結果 2

被説明変数 =	$\triangle House_{it}$		
	(1) OLS	(2) 変量効果モデル	(3) 固定効果モデル
Al-Ollin	-0. 504	-1. 252***	-1. 380***
$\triangle lnOlddep_{it}$	(0.343)	(0.375)	(0.470)
A In III a a a	1. 326***	0. 559**	0.606**
$\triangle lnWage_{it}$	(0.165)	(0. 274)	(5. 605)
A.B. to	0.009	-1. 227***	-1. 240***
$\triangle Rate_t$	(0.006)	(0. 213)	(0. 214)
タイムダミー	無	有	有
F値	24. 24***	34979. 72***	385. 72***
		Within 0.424	Within 0.423
R-sq	0.043	Between 0.005	Between 0.006
		0verall 0.421	Overall 0.421
観測期間		1980-2019	1980-2019
観測数	1833	1833	1833

注) ハウスマン検定量 1.71 で変量効果モデルが誤りであるという帰無仮説は棄却されない。

表 2-4 は、建設コスト $\Delta Cost_{ii}$ を係数に入れて推計を行った結果である。いずれの推計結果も係数の値は 0 に近い。(1) プールド 0LS 推定では、有意な結果ではないが、(2) 変量効果モデル、(3) 固定効果モデルでは、1 %又は 5 %水準で有意な結果になっている。しかしながら、符号は正であり、期待される符号とは逆である。これは、説明変数である建設コスト $\Delta Cost_{ii}$ に内生性の問題がある可能性がある。つまり、被説明変数である、貸家建設戸数 $\Delta House_{ii}$ が増えれば $\Delta Cost_{ii}$ も増える可能性があるということである。金利水準が低下すると、貸家建設戸数が増加し、その結果、建築コストが上昇する現象は、観測期間中も数回生じている。この内生性の問題を解決するためには、適切な操作変数を見つけ出して操作変数を用いた二段階最小二乗法による推計が望ましい。しかし、 $\Delta Cost_{ii}$ と相関が強

く、 $\triangle House_{it}$ と相関の弱い適切な操作変数を見つけることは困難であるので、 $\triangle Cost_{it}$ と $\triangle House_{it}$ との関係は、本推計では不明であることにする。

表 2-4 推定結果 3

被説明変数 =	$\triangle House_{it}$		
	(1) OLS	(2) 変量効果モデル	(3) 固定効果モデル
A1 0111	-0. 231	-1.004***	-0.877*
$\triangle lnOlddep_{it}$	(0.330)	(0. 342)	(0.456)
A L. W.	1. 183***	0. 547**	0. 580**
$\triangle lnWage_{it}$	(0. 163)	(0. 265)	(0. 273)
A Pata	0.016	-0.828***	-0.639**
$\triangle Rate_t$	(0. 163)	(0. 230)	(0.289)
$\triangle lnH_{it}$	5. 454***	3. 208***	5. 589***
	(0.869)	(0.586)	(1.857)
	0.000	0.018***	0. 017**
$\triangle Cost_{it}$	(0.001)	(0.006)	(0.007)
タイムダミー	無	有	有
F値	22. 83***	77968. 25***	2532. 36***
		Within 0.430	Within 0.431
R-sq	0.066	Between 0.304	Between 0.3044
		0verall 0.429	Overall 0.427
観測期間	=	1980-2019	1980-2019
観測数	1833	1833	1833

注) ハウスマン検定量 4.49 で変量効果モデルが誤りであるという帰無仮説は棄却されない。

表 2-5、表 2-6 は、推定結果 1 (表 2-2)の結果に基づく感応度分析の結果である。年代を変えて、表 2-5 は変量効果モデルで推定した結果を、表 2-6 は固定効果モデルで推定した結果を示している。観測数が著しく減らないように、2019 年よりも 5 年前又は 9 年前、1980 年から 5 年後又は 9 年後にした観測期間で推定を行っている。

 $\triangle InOlddep_{it}$ の係数は、表 2-5 の変量効果モデルでは $1\% \sim 10\%$ 水準ですべて有意であるものの、-0.679 から-1.231 まで幅がある。表 2-6 の固定効果モデルでは、観測数が小さくなると有意でないこともある。ある程度の観測数が必要であると考える。

表2-5 感応度分析(変量効果モデル)

モデル	観測	R-sq	Δ	$\triangle lnPop_{it}$	Δ	$ riangle Wage_{it}$
	数		$lnOlddep_{it}$		Interest _t	
1980-2014	1598	0. 437	-0. 957***	3. 807***	0. 020	0. 658**
1980-2010	1410	0. 455	-0. 679*	4. 059**	0. 019	0. 403
1985-2019	1645	0. 425	-1. 231***	3. 200***	-0.047***	0.741**
1989-2019	1457	0.408	-0.858**	2. 548***	-0. 046***	0.704**

注1)***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

表2-6 感応度分析(固定効果モデル)

モデル	観測数	R-sq	$\triangle lnOlddep_{it}$	$\triangle lnPop_{it}$	\triangle Interest _t	\triangle Wage $_{it}$
1980-2014	1598	0. 438	-0.892*	6. 340***	-0. 087	0. 673**
1980-2010	1410	0. 456	-0. 531	6. 461**	-0.068	0. 426
1985-2019	1645	0. 427	-1. 040**	6. 513***	-0. 461***	0. 770**
1989-2019	1457	0. 411	-0. 355	6. 561***	-0. 095**	0. 678*

注1)***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

<脚注>

- 1 金本他(2016) P176 参照
- 2 都市間格差指数は、東京、大阪、名古屋、福岡、広島、高松、金沢、新潟、仙台、札幌の区分であるので、北海道は「札幌」、東北地方の県は「仙台」、関東地方の都県は「東京」、新潟県、長野県、山梨県は「新潟」、中部地域の県は「名古屋」、近畿地方の府県は「大阪」、中国地方の県は「広島」、四国の県は「高松」、九州地方の県は「福岡」とした。
- 3 説明変数と被説明変数が無関係であるにもかかわらず、回帰分析で統計的に有意な結果が得られてしまう現象をいう。
- 4 すべての観察個体 (N) と時点 (T) を一括してまとめ、サンプルサイズが N×T のデータとみなして 0LS 推定を行う。
- 5 回帰モデルに、観察できないが時間を通じて一定な変数である固定効果 (α_i) を加えたモデルである。
- 6 回帰モデルに、個体ごとに異なるが時間を通じて一定である要素を含むモデルである。しかし、固定効果モデルとは異なり、 α_i は説明変数とは無相関という仮定が置かれている。もし α_i がその性質を満たす場合には、 α_i が変量効果と呼ばれる。
- 7 時間効果は、観察個体間では一定であるが時間とともに変化していく要素をまとめた ものである。時間効果をモデルに含める理由は、欠落変数のバイアスを避けるためであ

注2) R-sq は、within の数値である。

注2) R-sq は、within の数値である。

- る。経済学の実証分析では、マクロ経済の影響や国レベルでの制度の変化の影響をコントロールするために、時間効果をモデルに含めることが多い。
- 8 被説明変数 (Y_i) を説明変数 (X_i) で回帰分析した結果生じる誤差 u_i が説明変数 (X_i) に依存する状況をいう。例えば、所得の大きいグループと所得の小さいグループ を比べると、前者の方の分散が大きいことが予想されるが、このような状況であれば、不均一分散と呼ばれる。

第3章 シミュレーションと考察

1 シミュレーション

前章で見たように、推計の結果、 $\triangle InOlddep_{it}$ の係数の大きさは、-0.6 から-1.2 まで幅がある。係数の大きさの違いによって、将来のシミュレーションを行ううえで、どのように結果が違ってくるかを見るために、係数の大きさを-1、-0.6 としてシミュレーションを行う。

推定式(7)で、 $\triangle InOlddep_{it}$ 以外の説明変数の係数は将来にわたって一定であると仮定すると、次の式が成り立つ。

$$\triangle \ln House_{it} = \beta_3 \triangle \ln Olddep_{it}$$
 (8)

例えば、2015年を基準として2045年を推計するためには、

 $lnHouse_{i2045} = lnHouse_{i2015} + \beta_3(lnOlddep_{i2045} - lnOlddep_{i2015})$

2015 年から 2045 年まで 5 年ごとの将来地域別人口推計は、国立社会保障・人口問題研究所(以下「社人研」という。)が作成しているので、そのデータを使って、 β_3 を-1、-0.6 としてシミュレーションを行う。なお、このシミュレーションは、将来貸家建設戸数そのものを求めるためのものではなく、人口構成の変化を勘案して将来貸家建設戸数を推計した場合に、人口数の変化のみで将来貸家戸数を推計した場合と比して、どのような差異があるかを明らかにするためのものである。

表 3-1 全国の貸家建設戸数 (House_{it}) のシミュレーション

(2015 年=100)

	2015年	2020年	2025 年	2030年	2035 年	2040年	2045 年
β ₃ = −1	100	89. 46	84. 74	80. 13	74. 35	66. 44	62. 31
β ₃ =−0.6	100	93. 54	90. 54	87. 55	83. 71	78. 25	75. 29

 $\beta_3 = -1$ の場合、2045 年に約 38%減、 $\beta_3 = -0.6$ の場合、2045 年に約 25%減となる。全人口数が、2015 年から 2045 年に 17%減であるので、全人口数の減少幅により近い $\beta_3 = -0.6$ を都道府県ごとのシミュレーションでは使うことにする。

47 都道府県の全てについて推計したところ、将来人口の推移と貸家建設戸数の推計値の 推移とを比較して、次の4つの傾向に分類できる。

分類 A: 貸家建設戸数の推計値が将来人口と同じ傾向で下落するもの

分類 B: 貸家建設戸数の推計値の下落率が将来人口の下落率より将来的に小さくなるも

 \mathcal{O}

分類 C: 貸家建設戸数の推計値が将来人口よりも大きく下落していくもの

分類 D: 将来人口が 2045 年頃まで 2015 年と比して下回らないで推移するが、貸家建設

戸数の推計値は減少することが見込まれるもの

4つの分類ごとに1つの都道府県を選んで、グラフで説明する。それ以外の都道府県のグラフは、AppendixⅢに掲載する。

図 3-1 は、岡山県で分類 A である。2015 年から 2045 年まで、人口数よりも貸家建設戸数の方がやや下落率が大きいものの、ほぼ同じ傾向で下落している。

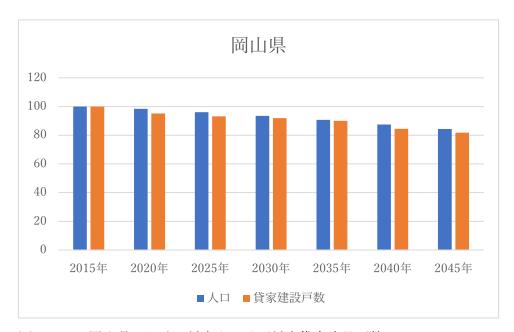


図 3-1 岡山県における将来人口及び将来貸家建設戸数 注) 2015年を100として2020年から2045年まで5年おきに予測した。

図3-2は、北海道で分類 B である。2025 年までは貸家建設戸数の減少率が将来人口の減少率を上回っているが、2030 年と2015 年と比べると、将来人口-10.97%、貸家建設戸数-10.02%と、将来人口の減少率が貸家建設戸数の減少率を上回り、2045 年までその傾向は続いている。2045 年に、将来人口-25.59%、貸家建設戸数-21.3%になっている。

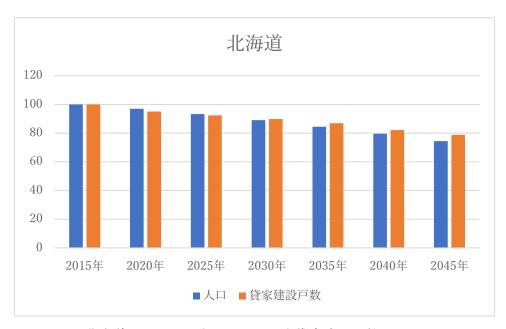


図3-2 北海道における将来人口及び将来貸家建設戸数 注) 2015年を100として2020年から2045年まで5年おきに予測した。

図3-3は、大阪府で分類 C である。2030 年は2015 年と比べて、人口数-2.7%、貸家建設戸数-8.51%と、貸家建設戸数が人口数の減少率を大きく上回って減少し、その傾向は2045 年まで続く。2045 年には、人口数-10.42%、貸家建設戸数-24.27%になっている。

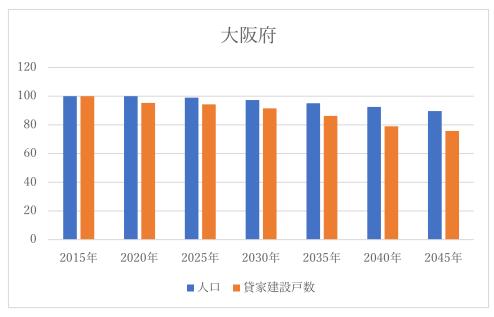


図 3 - 3 大阪府における将来人口及び将来貸家建設戸数 注) 2015年を100として2020年から2045年まで5年おきに予測した。

図3-4は、東京都で分類 D である。人口数が 2045 年まで 2015 年の人口を下回らない で推移する。一方、貸家建設戸数は、2030 年に-5.99%、2045 年に-22.08%まで下落する。

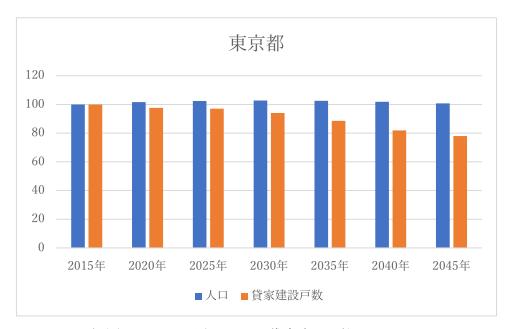


図3-4 東京都における将来人口及び貸家建設戸数

注) 2015年を100として2020年から2045年まで5年おきに予測した。

表3-2は、47都道府県を4分類に分けたものである。

表3-2 シミュレーション結果の分類

分類 A	福島県、茨城県、栃木県、石川県、福井県、山梨県、長野県、岐阜県、静岡
	県、三重県、京都府、奈良県、岡山県、佐賀県、熊本県(15)
分類 B	北海道、青森県、岩手県、秋田県、山形県、新潟県、富山県、和歌山県、鳥取
	県、島根県、山口県、徳島県、香川県、愛媛県、高知県、長崎県、大分県、宮
	崎県、鹿児島県(19)
分類 C	宮城県、群馬県、埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、滋賀県、大阪府、兵庫
	県、広島県、福岡県(11)
分類 D	東京都、沖縄県(2)

2 先行調査との比較

(1)ベースライン推計との比較

将来時点における賃貸住宅の着工戸数を推計した先行調査としては、「賃貸住宅市場の動向と将来予測(展望)調査」(令和2年12月、一般財団法人住宅改良開発公社)(以

下、「先行調査」という。)がある。この調査は、社人研の将来推計人口を基に将来世帯 数を推計しているので、将来推計人口のデータは、本研究と同じものである。

この調査の貸家着工戸数のベースライン推計の方法(都道府県別)の概略は次のとおりである。

「①世帯主率から将来世帯数を推計

・将来の着工戸数は、世帯数の増減分とストックの滅失分に応じて発生するとする。

住宅着工戸数=世帯数の増減+ストック滅失数増減

・平成 27 (2015) 年国勢調査から、都道府県別に、年齢 5 階級別の世帯主率を算出する。世帯主率は人口に占める世帯数の割合である。

世帯主率=世帯数 / 人口×100

・世帯主率は将来も変化しないと仮定して、社人研の将来人口に、世帯主率を乗じて、 市区別、年齢 5 階級別に、2020 年、2025 年、2030 年、2035 年、2040 年、2045 年の 将来世帯数を推計する。

将来世帯数=将来人口×世帯主率

•2020 年、2025 年、2030 年、2035 年、2040 年、2045 年の将来世帯数から、5 年間の世帯増減数を算出する。

t ~ t+5年の世帯増減数=t+5年の世帯数— t 年の世帯数

②持借比率

- ・将来世帯増分着工戸数(将来世帯増減数)の持借比率は、2016~2020 年住宅着工戸数 の平均持借比率を基本とする。
- ・平成 25 年~平成 30 年の 5 年間で、全国値の借家比率が 0.1%増加したことから、 5 年間の世帯増減数を算出する。
- ・これを、将来世帯増減数に乗じて、2020 年、2025 年、2030 年、2035 年、2040 年、 2045 年の世帯増分を新設戸数とする。」

以上の推定方法を見ると、将来人口数から将来世帯数を推計して持借率を乗じて貸家建設戸数を算出している。つまり、65歳以上の人口が増加すれば、年齢階級別の世帯主率を乗じた分だけ将来世帯数も増加し、将来世帯増分に一定の持借比率(住宅着工戸数ベース)を乗じた分、貸家の着工戸数が増加することになる。本研究では、65歳以上の人口割合が増加すれば、貸家建設戸数が減少するという推計結果を基にシミュレーションしている点で異なる推計方法になっている。

この推計方法の違いが、将来貸家着工戸数にどのように影響を及ぼすかを以下にまとめる。なお、先行調査ではストック滅失数増減を計算し、都道府県別・市町村別に世帯数を求めてかなり精緻な積み上げによる計算を行っているが、本研究では、人口構成の変化に着目してモデルにより推計したものであり、将来貸家着工戸数がどのように推移していくかについて、傾向的な相違点のみにとどめる。

- ① 表3-2の分類Bの道県では、2030年以降に人口減少率より小さい減少率で貸家 着工戸数が減少するが、先行調査では、人口減少率をベースとして貸家着工戸数が 減少しており、そのような減少傾向は見られない。
- ② 表 3 2 の分類 C の府県では、2035 年以降から、人口減少率よりも大きく貸家着 工戸数が減少するが、先行調査では、2040-2045 年において 2015-2020 年と比してそ の多くがおよそ 10%以内の減少にとどまっている。
- ③ 東京都は、2045年まで人口が増加し、沖縄県は2040年まで人口が増加する予測であり、先行研究では、東京都は、2041-2045年でも2015-2020年よりも貸家着工戸数が増加し、沖縄県では10%以内の減少という結果である。一方、本研究では、2045年は2015年と比して、東京都が12.1%減、沖縄県が31.6%減である。

65 歳以上の人口が増加した分、貸家着工戸数が増えるとみるか、65 歳以上の人口割合が増加した分、貸家着工戸数が減少するとみるかの違いから、このような将来貸家着工戸数の減少傾向の違いになっている。

(2)シナリオ設定した推計との比較

先行調査では、次の3つの分析結果に基づき設定したシナリオにより、ベースライン推 計を基に以下のように推計を行っている。

- 「・融資金利を重視している経営者はそうでない経営者と比べ、賃貸住宅の投資戸数が4 戸多い。
 - ・物件の建築費・取得費を重視している経営者はそうでない経営者と比べ、賃貸住宅の 投資戸数が3戸多い。
 - ・過去に賃貸住宅から賃貸住宅に転居した人について、年齢が10%高くなると、賃貸住 宅に転居する確率が1.6%上昇する。

〈シナリオ1〉

・2026 年以降、アパートローンの金利が引き下げられ、融資金利を重視する経営者により新規賃貸住宅投資がなされていく。

〈シナリオ2〉

・2026 年以降、建築費単価が下落し、物件取得費が低下したことから、物件価格を重視 する経営者により新規住宅投資がなされていく。

<シナリオ3>

・2026 年以降、賃貸住宅居住者の平均年齢が高くなり、賃貸住宅から持ち家ではなく賃 貸住宅への転居を希望する世帯が増加した。そうした需要増に伴い、新規の賃貸住宅 着工が増加していく。| これらのシナリオを設定したシミュレーション結果は、いずれのシナリオも 2026~2030 年にその効果が現れている。全国で見ると、ベースライン推計の 2026 年~2030 年の民間 貸家着工戸数は、167 万 1,107 戸であるのに対し、シナリオ 1 では 52 万 813 戸、シナリオ 2 では、52 万 813 戸、シナリオ 3 では、22 万 8,814 戸、ベースライン推計よりも多く、シナリオ 1 の効果が最も高いとしている。

これらの3つのシナリオを設定したシミュレーション結果を、本研究で得られた結果と 比較してみる。

表 $2-2\sim$ 表 2-4 の推計結果から、被説明変数を貸家建設戸数に対し、説明変数である金利(長期プライムレート)の係数は、 $-0.6\sim-0.12$ である。仮に-0.1 とおいて、金利水準が 2026 年 ~ 2030 年に-0.1%引き下げられ、他の条件は一定と考えて推計すると、2020 年の全国貸家建設数 306, 753 戸に対し、1 年当たり+10.5%増の 33, 914 戸増加する。 5 年間では、169, 570 戸増加することになる。先行調査のシナリオ 1 で得られた 52 万 813 戸と比較すれば少ない結果ではあるが、そもそも先行調査のシナリオ 1 は、何%金利水準が下がるという条件ではないので、比較をすることができない。いずれの結果にしても、金利水準の低下は、貸家建設戸数に及ぼす影響は大きい点で共通している。

シナリオ2の設定では、2026 年以降、建築費単価が下落することで、ベースライン推計よりも52万813 戸増の新規住宅投資がなされていくとされているが、本推計では、前述のとおり、貸家建設戸数に対する建築費単価の増減の影響は不明であり、コメントができない。これは、建築費コストの増加により経営者が新規投資意欲を高めることは確かであるものの、新規投資が活発になれば、マクロ的に建築費コストが増加し、その建設コスト増に対して、これから新規建設しようとする経営者にとって新規投資意欲が減退することを招くということである。

シナリオ3については、居住者が住み替えた場合におけるアンケート調査の中で、賃貸住宅から賃貸住宅へ移った人の今後の移転先を聞き、年齢が10%以上高くなると、賃貸住宅に移る確率が1.6%上昇する傾向にあるという結果が得られている。この結果を用いて将来の貸家建設戸数が増加すると予想している。しかし、先行調査の賃貸住宅住み替え層の選好分析では、「住替え層の年齢は20歳代~40歳代が68.3%を占めており、居住継続層の年齢は20歳代~40歳代が49.6%を占め、50歳代以上の割合が比較的高い。」としている。20歳代~40歳代は、今後も人口割合が減少していく年代層である。賃貸住宅から賃貸住宅へ移った人についても、年代層が20歳代から40歳代が多いことが予想され、「年齢が10%以上高くなると、賃貸住宅に移る確率が1.6%上昇する傾向」を今後も増加が見込まれる50歳代以上の年代にあてはめてしまうことは、過大な推計になるおそれがあると考える。

3 将来貸家着工戸数に影響を及ぼす他の要因

(1)人口移動

図 3-5 は、東京都と北海道の高齢者依存率を 1980 年から 2015 年までの 5 年ごとの実績値と 2020 年から 2045 年までの 5 年ごとの推計値で図示したものである。両者の差は、 2000 年以降に拡大し始め、 2045 年には、北海道で 88.72% 東京都で 52.04% と大きな差になっている。この高齢者依存率の推移の違いが、将来貸家建設戸数において図 3-2 と図 3-4 との違いをもたらしている。また、東京都においても 2035 年以降は、高齢者依存率の伸びが大きくなっているために、将来貸家建設戸数を 2035 年以降大きく減少させている。

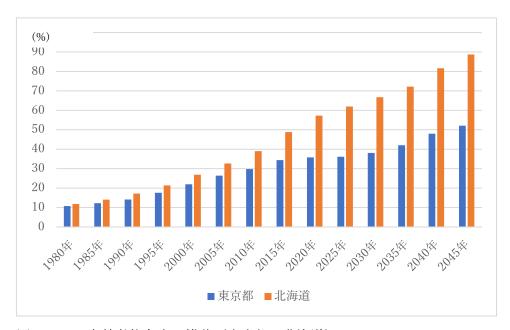


図3-5 高齢者依存率の推移(東京都・北海道)

北海道と東京都とで、高齢者依存率の推移が何故異なるのか。

2000 年以降に地方から東京への人口流入が継続的に続いていることが原因と考えられる。 2020 年以降の将来人口推計は、社人研によれば、市区町村別に、原則として、平成 22 (2010) →平成 27 (2015) 年(以下、「直近期間」という。)に観察された各地域の人口傾向移動傾向 を反映した移動率を設定している。ただし、直近期間における移動率が過去の趨勢と大幅に 乖離している場合にはその限りではないとしている。都道府県計については、県内各市町村 の値を合計したものとなっている。

図3-6は、東京都における毎年の人口移動の状況を1985年から2018年までグラフにしたものである。1997年以降は、人口流入が続いていることがわかる。一方、図3-7は秋田県からの人口流出の状況を1985年から2018年までグラフにしたものである。1985年以降人口流出が続いていることがわかる。このように、人口移動が地方から東京へ一極集

中する流れが、将来的にも継続するかどうかは、この将来人口推計、将来貸家建設戸数に強く影響を及ぼすことになる。

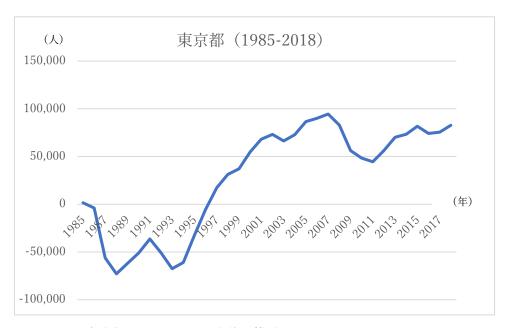


図3-6 東京都における人口移動の推移 注)住民基本台帳(総務省)から作成した。+が人口流入、-が人口流出である。



図3-7 秋田県における人口移動の推移 注)住民基本台帳(総務省)から作成した。-は人口流出である。

(2)サービス付き高齢者向け住宅

図 1-10 において、都道府県別の貸家建設戸数と 65 歳以上の人口割合との間に、負の相関関係があることを確認したが、高齢者が増えることへの対応として、高齢者が安心して住むことができるサービス付き高齢者向け住宅が整備されている。

サービス付き高齢者向け住宅とは、「高齢者の居住の安定確保に関する法律」の改正により創設された介護・医療と連携し、高齢者の安心を支えるサービスを提供するバリアフリー構造の住宅である。住宅としての居室の広さや設備、バリアフリーといったハードの条件を備えるとともに、ケアの専門家による安否確認や生活相談サービスを提供することなどにより、高齢者が安心して暮らすことができる環境が整えられた住宅である。図3-8は、サービス付き高齢者向け住宅の年末のストック数の推移である。2011年末からかなり伸びてきており、2021年末に27万2159戸のストックになっている。

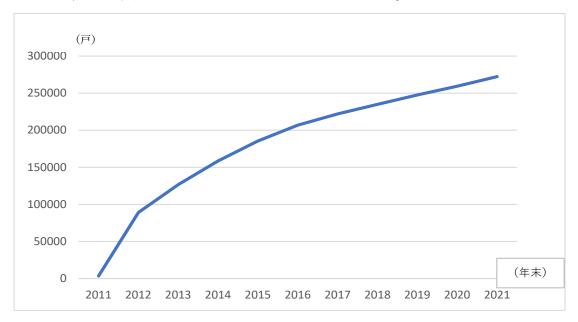


図3-8 サービス付き高齢者向け住宅の供給戸数

注) 国土交通省ホームページ上のデータから作成

表 2-2 の推計結果 1 の (2) 変量効果モデルにおいて、タイムダミー有としているが、その係数をすべて表記すると、表 3-3 のようになる。2012 年から 2018 年までの係数がすべてプラスであり 1 %水準で有意という結果になっている。それ以外の西暦を見ると、プラスとマイナスがまちまちである。2012 年から 2018 年までのように、長期間符号がプラスであるのは、他では見つけられない。図 3-8 において 2012 年末からサービス付き高齢者向け住宅のストックが増加していることからわかるように、この制度による貸家建設戸数の増加が表 3-3 における 2012 年から 2018 年までのタイムダミーの係数がプラスになっていると考えられる。

今後とも、人口割合が増加する高齢者が安心して生活できるために、サービス付き高齢者向け住宅が増えることが見込まれる。

表3-3 タイムダミーの係数(推定結果1の(2)変量効果モデル)

西暦	係数	標準偏差	年	係数	標準偏差
	0. 117***	0. 034	1998	-0. 054**	0. 025
	0. 225***	0.036	1997	-0. 113***	0. 027
	0. 154***	0.022	1996	0. 179***	0.021
	0. 232***	0.032	1995	-2. 076***	0.466
	0. 133***	0.027	1994	1. 571***	0. 324
	0. 337***	0.036	1993	-1. 702***	0.402
	0. 330***	0.049	1992	-1. 128***	0. 284
	-0. 275***	0.069	1991	-1. 292***	0. 225
	-0. 015	0.032	1990	1. 746***	0. 365
	-0. 901***	0. 132	1989	0. 942***	0. 202
	0. 342***	0.062	1988	0. 182***	0.042
	-0.001	0.024	1987	-0. 112	0. 091
	0. 722***	0.141	1986	-0. 708***	0. 193
	0. 534***	0.092	1985	-0. 134**	0.064
	0. 163***	0.025	1984	-0. 315***	0.099
	-0. 225***	0.065	1983	-0.020	0.064
	0. 299***	0.066	1982	0. 174***	0. 036
	0.017	0.030	1981	_	_
	0. 072***	0.023	1980	_	_
	0. 094***	0.034			

注1)標準偏差は、不均一分散に対し頑健性のある標準偏差である。

注2) 貸家建設戸数の2019年と2018年の階差に対応したタイムダミーが2018年である。

第4章 展望

1 これまでの総括

本節では、これまでの実証分析をまとめる。

第1章では、1980年から2019年までの人口構成の変化として、15歳から39歳までの人口割合、40歳から64歳までの人口割合、65歳以上の人口割合及び高齢者依存率の変化について、全国平均、秋田県、東京都、熊本県で見たところ、それぞれの高齢化の進度が異なるために、グラフの変化の仕方がかなり異なることを見てきた。次に、散布図を見ながら、都道県別の貸家建設戸数と、15歳から39歳までの人口割合又は40歳から64歳までの人口割合との間ではそれぞれ正の相関があり、都道府県別の貸家建設戸数と、65歳以上の人口割合又は高齢者依存率との間ではそれぞれ負の相関があることを確認した。

第2章では、ストック・フローアプローチを使って、被説明変数を貸家建設戸数、説明変数を高齢者依存率、金利、実質所得などにして推計式を導出し、都道府県別のパネルデータを活用して推計を行った。時間効果の入った固定効果モデル又は変量効果モデルによって得られた推計結果は、被説明変数の貸家建設戸数に対し説明変数の高齢者依存率の係数は $-0.6\sim-1.2$ で期待どおりの符号であり、ほぼ1%又は5%水準で有意であった(R-sq は、0.42 程度)。

第3章では、高齢者依存率の係数を-0.6、-1とおいて、2045年までの将来貸家建設 戸数を推計したところ、全国計で2015年と比して約25%減、約38%減となった。高齢者 依存率の係数を-0.6とした場合に、47都道府県の将来貸家戸数と将来人口の推移とを比 較して以下の4つの傾向にまとめられることがわかった。

分類 A: 貸家建設戸数の推計値が将来人口と同じ傾向で下落するもの

分類 B: 建設戸数の推計値が将来人口の下落率よりも将来的に小さくなるもの

分類 C: 貸家建設戸数の推計値が将来人口よりも大きく下落していくもの

分類 D: 将来人口が 2045 年頃まで 2015 年と比して下回らないで推移するが、貸家建設戸

数の推計値は減少することが見込まれるもの

分類 A は岡山県など 15 県、分類 B は北海道など 19 道県、分類 C は大阪府など 11 県、分類 D は東京都、沖縄県である。

一方、先行調査では、将来人口数から将来世帯数を推計して持借率を乗じて貸家建設戸数を算出している。つまり、65歳以上の人口が増加すれば、年齢階級別の世帯主率を乗じた分だけ将来世帯数も増加し、将来世帯増分に一定の持借比率(住宅着工戸数ベース)を乗じた分、貸家の着工戸数が増加することになる。本研究では、65歳以上の人口割合が増加すれば、貸家建設戸数が減少するという推計結果を基にシミュレーションしている点で異なる推計方法になっている。

第3章で得られた将来貸家建設戸数の推移の4つの傾向と先行調査の結果とを比較して 異なる点は、本研究では、東京都を含む大都市圏においても2045年までには10%以上、 下落するのに対し、先行調査では東京都は増加、その他もほぼ10%以内の減少にとどまっ ているという結果である。また、本研究では、北海道のように先行して高齢化が進んだ道 県では、人口減少率よりも将来貸家建設戸数の減少率が小さくなることがあるが、先行調 査では、基本的に人口減少率並みである。このほか、金利が将来貸家建設戸数に大きい影響を及ぼすことは、本研究及び先行調査で共通している。

また、サービス付き高齢者向け住宅は、推計結果において 2012 年から貸家建設戸数に対してプラスの影響が確認できた。今後、大都市圏において 65 歳以上の人口割合が増加することが見込まれるため、サービス付き高齢者向け住宅の需要の増加も見込まれる。

2 展望

先行調査が指摘するように、投資エリアの慎重な見極めは必要である。先行調査では、 以下のようにまとめている。

「貸家建設戸数将来推計は、今後25年間で5カ年平均30~35万台まで落ち込む結果となった。これは、長期的な世帯数減少に伴う需要の低下という影響が大きく、都道府県別、市町村別に見ても世帯数の減少幅がおおきいところほど着工が減少するとしている。

東京都や沖縄県を除き、向こう 20 年世帯数の減少が続き、全体として現状より需要が大きく改善することは考えにくく、新規の賃貸住宅投資はしづらい環境が継続する。そのような中で土地利用転換としての賃貸住宅投資や、新たに土地を取得しての賃貸住宅投資はリスクが高いと言えよう。」

この指摘に対して、本研究でもおおむね同じ方向である。ただし、東京都や沖縄県でも 2035 年以降に高齢化が進行することによって世帯数が増加しても将来の貸家建設戸数が減少する可能性があるという点で、東京都や沖縄県でも投資エリアの慎重な見極めが今以上に必要といえよう。また、大阪府のような大都市圏においても、今後高齢化の進行により、先行調査よりも将来の貸家建設戸数が減少する可能性も否めない点で、同様のことがいえる。

一方、先行調査における経営者アンケート結果では、駅から1kmなど不利な土地での投資を予定している経営者も全体の2割程度存在するとしている。太田・上野(2020)では、大都市圏において、駅から遠く、専有面積が広い賃貸住宅ほど空家継続期間が長いという推計結果がでている。好立地を選択することは重要である。また、賃貸住宅建設投資の判断に当たっては、1年後、2年後の景気などの短期的動向に加え、10年後、20年後の需要動向である、将来の世帯数に加え人口構成の変化を見極めることが必要になってくる。

最後に、本推計の課題としては、観測数が小さいということである。都道府県を市町村に拡大し、観測期間をより伸ばすことは可能である。観測数を増やせば、推計の精度が上がるであろう。また、先行調査と本推計との違いが生じるのは、貸家建設戸数が着工戸数ベースであり、何歳の者が入居するかは募集して入居者が決まってから明らかになるためであり、さらに新しいエビデンスを得ることは必要であろう。

Appendix I データのグラフ (本文中に掲載のないもの)

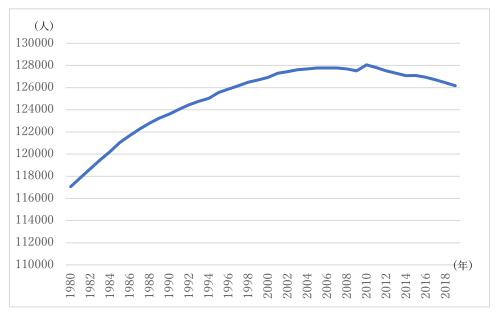


図 I - 1 全人口数の推移

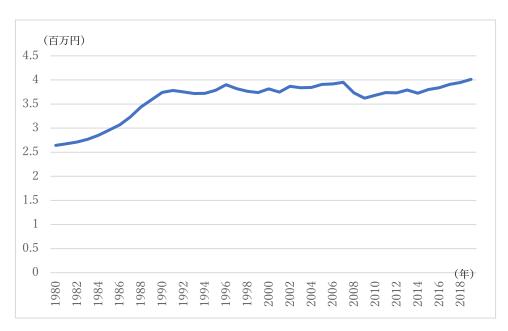


図 I -2 一人当たり実質所得金額の推移



図 I - 3 長期プライムレートの推移

Appendix II 単位根検定の結果

(トレンドなし)

	LLC	IPS	CIPS
lnHouse _{it}	-1.01	-2. 720***	-2. 908***
$lnOlddep_{it}$	-1. 294*	9.877	-1.893
$lnPop_{it}$	0.022	9. 187	-2. 065*
$Interest_t$	-9. 304***	-1. 423*	_
$Wage_{it}$	-12. 53***	-8. 416***	-2. 022
Costit	-5. 780***	-8. 249***	-1.860
\triangle ln $House_{it}$	-23. 14***	-25. 45***	-5. 476***
$ riangle lnOlddep_{it}$	-12 . 18***	-15. 45***	-4.14sz4***
$ riangle lnPop_{it}$	-4. 599***	0. 108	-4. 115***
\triangle Interest _t	-42 . 84***	-39. 67***	_
$\triangle Wage_{it}$	-23. 00***	-21. 85***	-5. 632***
$\triangle Cost_{it}$	-16. 69***	-15. 50***	-4. 144***

注1)***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注2) LLC、IPS のラグ数は AIC に基づき最大 10 の範囲で選択されるように指示した。IPS はデータの制約から最大9又は8の範囲のものもある。

注3) LLC、IPS では、トレンドなし、トレンドありともに、定数項をつけている。CIPS はトレンド項をつけられない。

注4) STATA15 を使用した。CIPS は、XTCIPS PPP, maxlags(2) bglags(1)というプログラムを用いた。

(トレンドあり)

	LLC	IPS	CIPS
lnHouse _{it}	-7. 991**	-7. 847***	_
$lnOlddep_{it}$	2. 213	-4. 975***	_
$lnPop_{it}$	1. 001	13. 10	_
$Interest_t$	-4. 202**	2. 248	_
$Wage_{it}$	-12 . 53***	0. 673	_
Costit	-3. 144***	-4. 538***	_
$\triangle lnHouse_{it}$	-19. 94***	-24. 32***	_
$\triangle lnOlddep_{it}$	- 7.418***	-10. 74***	_
$\triangle lnPop_{it}$	-16 . 92***	-18. 32***	_
\triangle Interest _t	-38. 26***	-38. 45***	_
$\triangle Wage_{it}$	-17. 57***	-19. 03***	_
$\triangle Cost_{it}$	-13. 60***	-10. 86***	_

注1)***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注 2) LLC、IPS のラグ数は AIC に基づき最大 10 の範囲で選択されるように指示した。IPS はデータの制約から最大 9 又は 8 の範囲のものもある。

注3) LLC、IPS では、トレンドなし、トレンドありともに、定数項をつけている。CIPS はトレンド項をつけられない。

注4) STATA15 を使用した。CIPS は、XTCIPS PPP, maxlags(2) bglags(1)というプログラムを用いた。

AppendixⅢ 人口推計と貸家建設戸数の推計値の推移(2015年から2045年まで)

2015 年=100 として、2020 年から 2045 年まで 5 年おきに人口推計と貸家建設戸数の推計値を図示した。

都道府県を以下のように分類 A から分類 D まで類型化し、図の左下に記した。

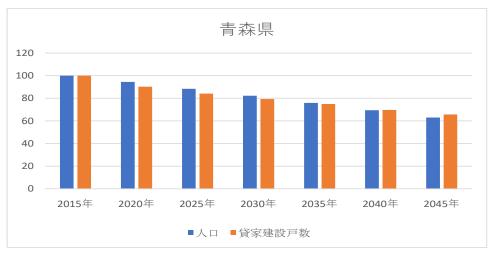
分類 A: 貸家建設戸数の推計値が将来人口と同じ傾向で下落するもの

分類 B: 建設戸数の推計値が将来人口の下落率よりも将来的に小さくなるもの

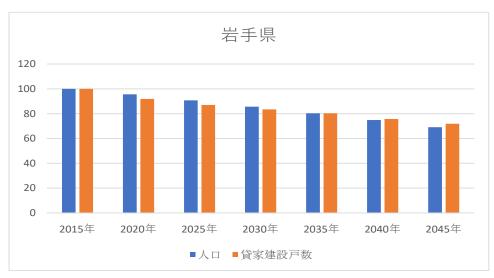
分類 C: 貸家建設戸数の推計値が将来人口よりも大きく下落していくもの

分類 D: 将来人口が 2045 年頃まで 2015 年と比して下回らないで推移するが、貸家建設戸

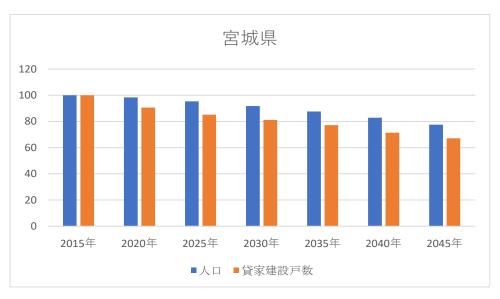
数の推計値は減少することが見込まれるもの



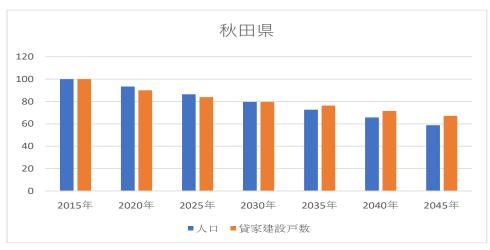
分類 B



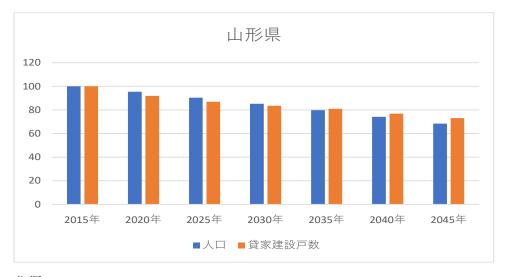
分類 B



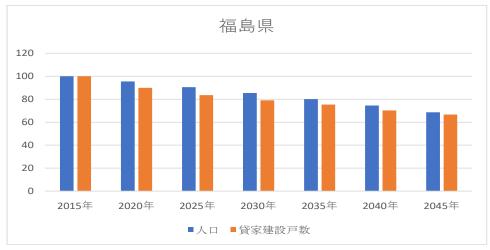
分類 C



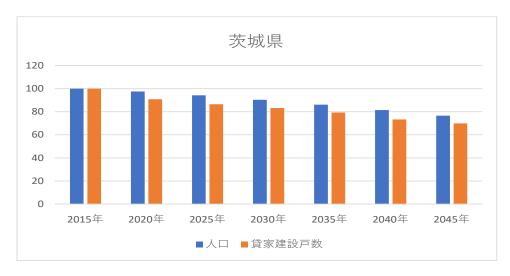
分類 B



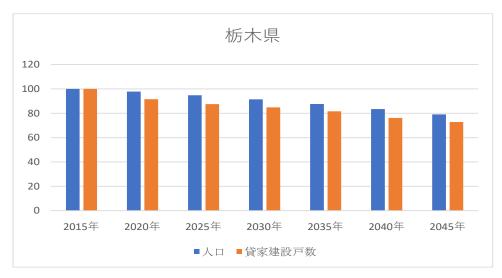
分類 B



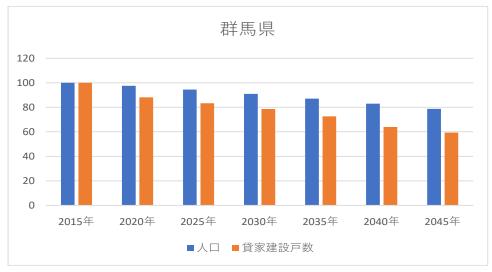
分類 A



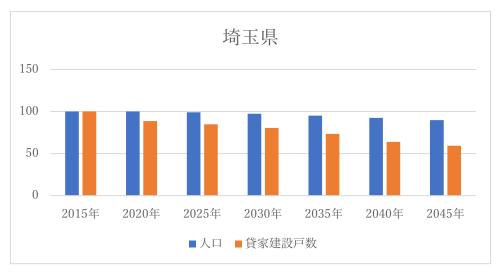
分類 A



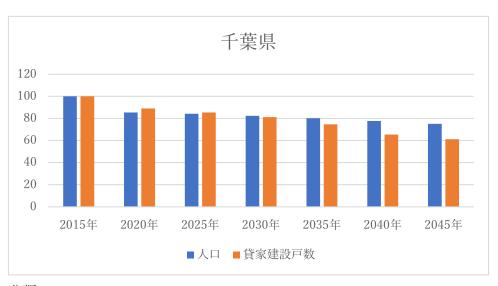
分類 A



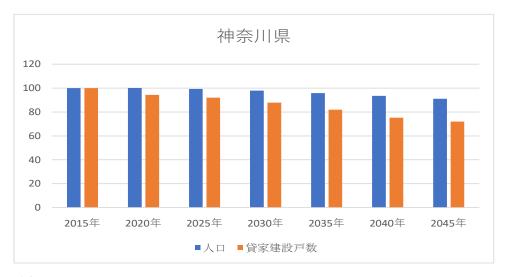
分類 C



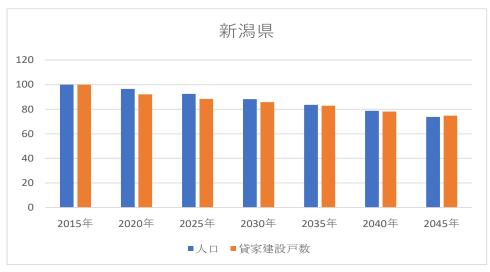
分類 C



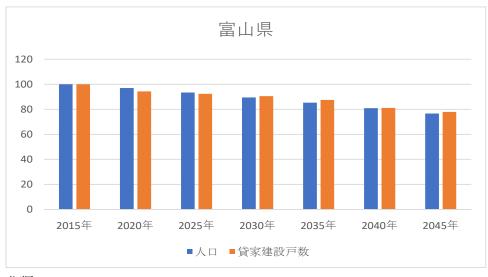
分類 C



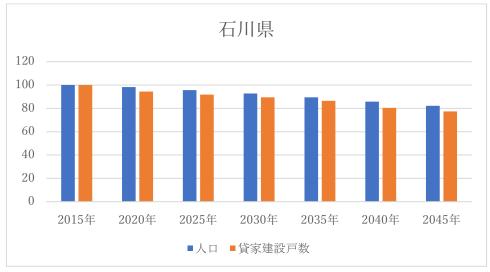
分類 C



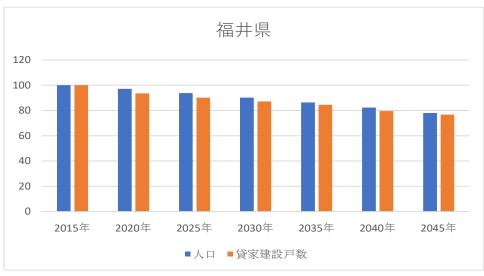
分類 B



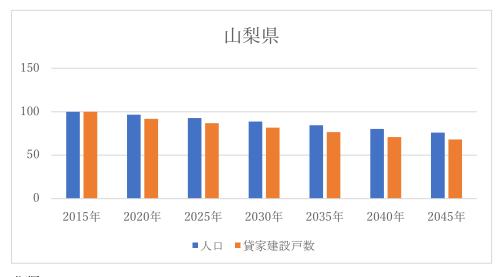
分類 B



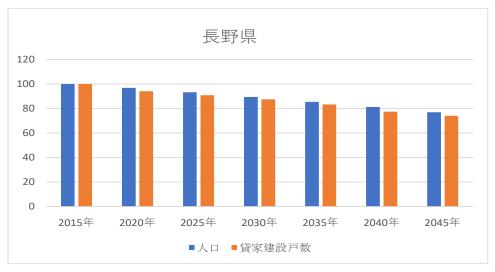
分類 A



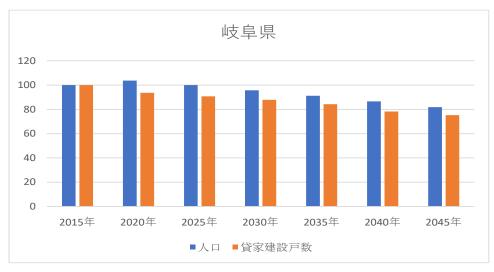
分類 A



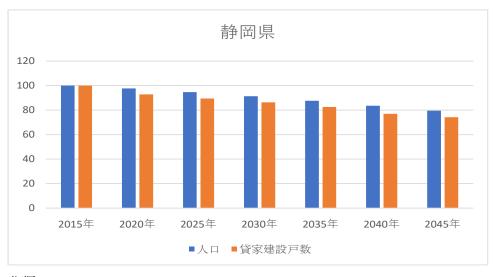
分類 A



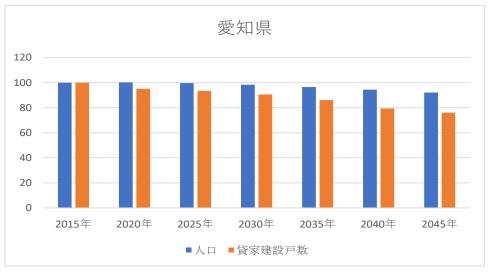
分類 A



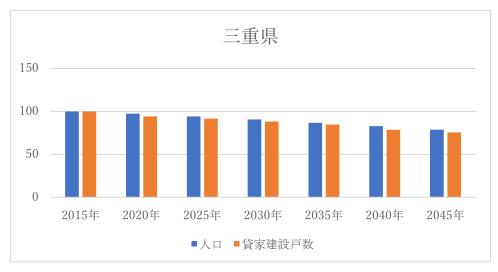
分類 A



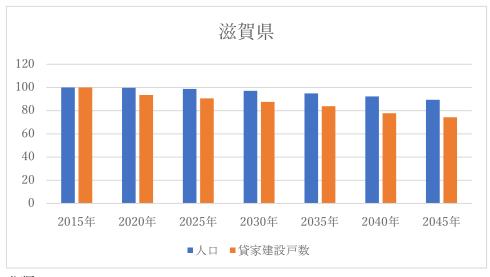
分類 A



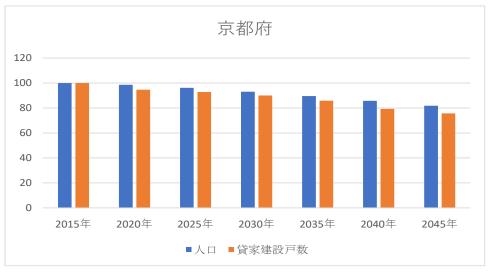
分類 C



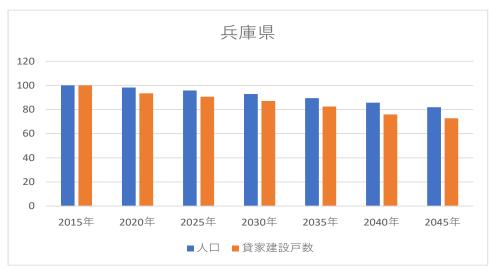
分類 A



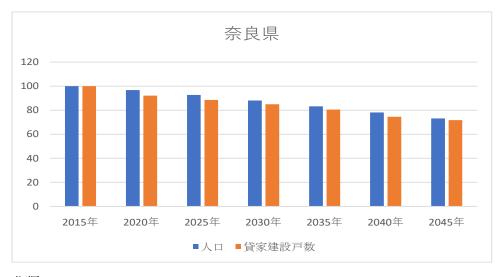
分類 C



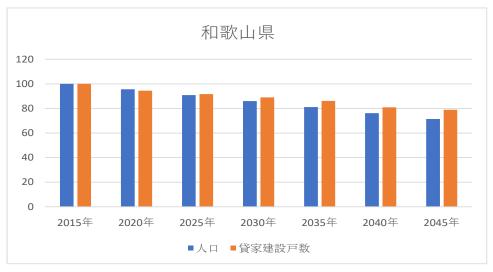
分類 A



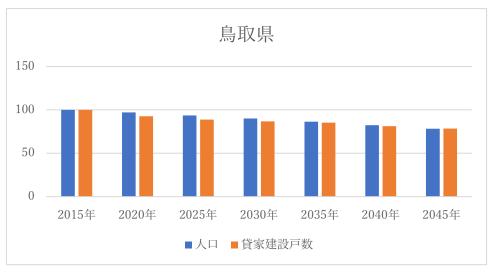
分類 C



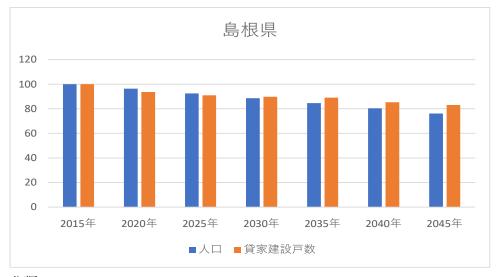
分類 A



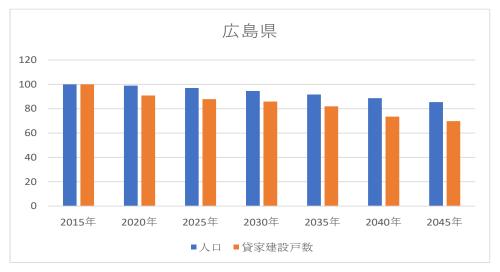
分類 B



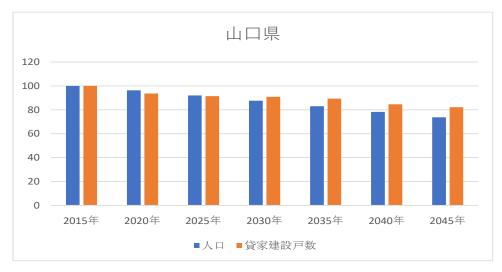
分類 B



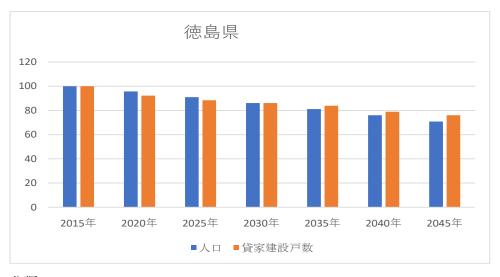
分類 B



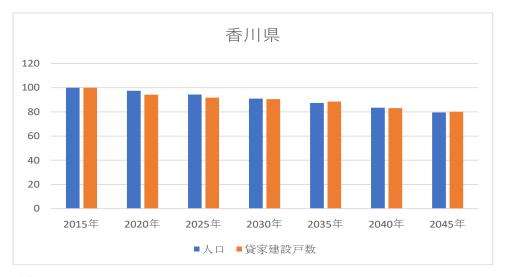
分類 C



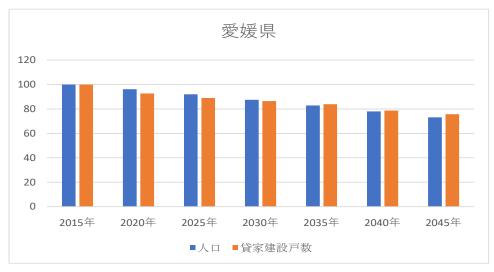
分類 B



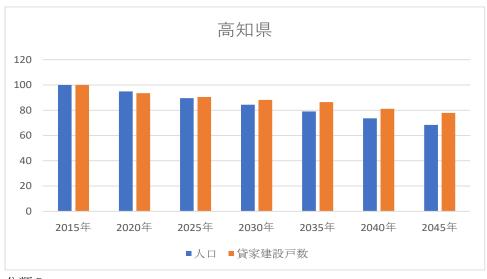
分類 B



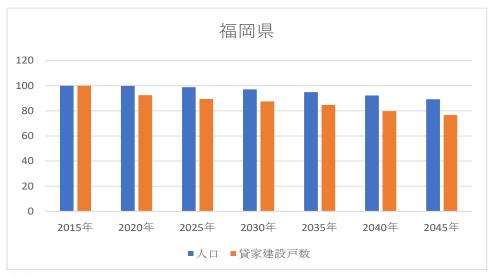
分類 B



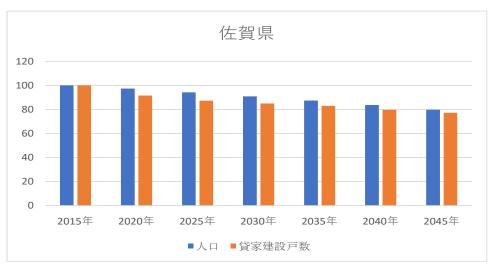
分類 B



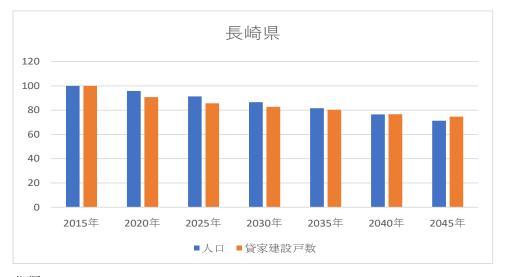
分類 B



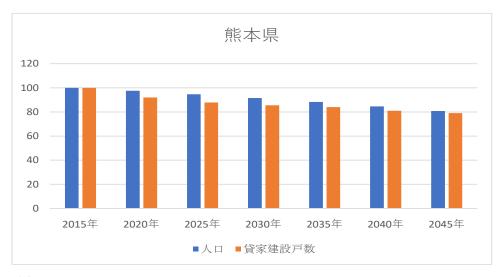
分類 C



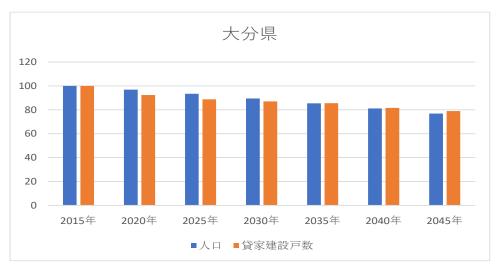
分類 A



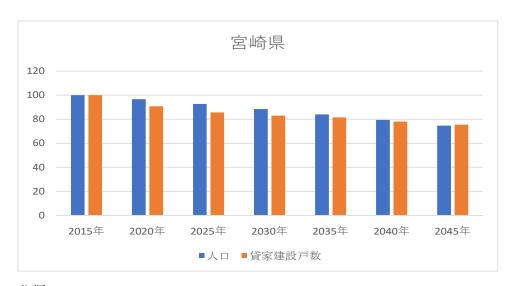
分類 B



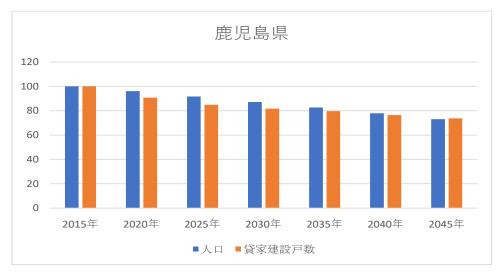
分類 A



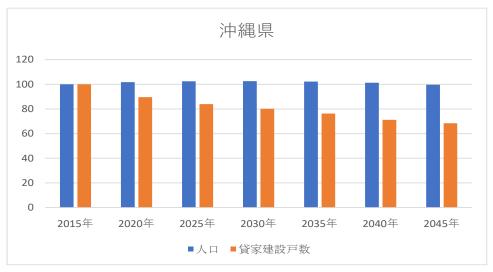
分類 B



分類 B



分類 B



分類 D

参考文献

- 井上孝(2014), 「首都圏における高齢化の進展」,『首都圏の高齢化 人口学ライブラリー 14』, 1, 1-27, 原書房.
- 太田秀也・上野賢一(2020),「放置空き家発生リスクに焦点をあてた賃貸住宅の空き家の実態分析」,住総研研究論文集・実践研究報告書 2019, 46, 61-72.
- 金本良嗣・藤原徹(2016), 『都市経済学』,176,東洋経済新報社.
- 清水千弘・川村雅人・西村清彦(2015),「誰に扉を開けばいいのか? Open the Door」, Reitaku International Journal of Economics Studies, 22, March 2015.
- 千木良弘朗・早川和彦・山本拓(2011),「第1世代の単位根検定と定常性検定」,「第2世 代の単位根検定と定常性検定」,『動学的パネルデータ分析』,5、6, 132-220,知泉書 館.
- 西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮(2019), 「パネルデータ分析」, 『計量経済学』, 6, 252-254, 有斐閣.
- Chihwa Kao (1999), "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", Journal of Econometrics, 90, 1-44.
- Denise DiPasquale and William C.Wheaton (1994), "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", Journal of Urban Economics, 35, 1-27.
- Im, K.S., M.H.Perasan, and Y.Shin (2003), "Testing for unitroots in heterogeneous panels, Journal of Economics 115, 53-74.
- Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S.J.Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymtotic and Finite-Sample Properities", Journal of Econometrics, 108, 1-24.
- Mankiw, N.G., and D. N. Weil (1989), "The baby boom, the baby bust, and the housing market", Regional Science and Urban Economics, 19, 235-258.
- M.Hashem Pesaran (2007), "A Simple Panel Unitroottest In The Presence Of Cross-Section Dependence", Journal of Applied Econometrics, 22, 265-312.
- Saita, Y., C.Shimizu and T.Watanabe (2016), "Aging and Real Estate Prices: Evidence from Japanese and US Regional Data", International Journal of Housing Markets and Analysis, 9, 1, 66-87.
- Tákats, E (2012), "Aging and house prices" Journal of Housing Economics, 21, 2, June, 131-141.

「人口構成の変化が賃貸住宅建設戸数に与える影響調査 一都道府県別パネルデータを活用した実証分析―」

[報告書]

2022年3月

◎研究主体

一般財団法人 住宅改良開発公社 〒102-0076 東京都千代田区五番町 14番地 1 国際中正会館ビル 3階

◎調査研究受託

上野 賢一