

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

限界家賃指数の推計： 消費者物価指数の改善に向けて

よしだじろう
吉田二郎

Discussion Paper No. 2022-J-10

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<https://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

限界家賃指数の推計： 消費者物価指数の改善に向けて

よしだじろう*
吉田二郎*

要 旨

本研究では、日本の消費者物価指数の主要項目である家賃指数が、現状では著しく平滑化されかつ上昇率を過小評価していることを示す。まず現行の家賃指数に対する限界家賃指数の優位性を論じた後、東京都市圏、大阪都市圏、名古屋都市圏の住宅賃貸標本を用いて限界家賃指数を推計し現行の消費者物価指数との差を示す。指数構築に際して、賃貸物件と住宅ストックの属性分布の差異を傾向スコア・マッチングにより軽減したうえでヘドニック家賃関数を推計することで、標本特性を一定に保ち経年減価を排除した家賃指数を構築する。分析の結果、賃貸募集されている物件と住宅ストック全体とでは特性が大きく異なること、消費者物価の家賃指数とは異なり限界家賃指数には国民総生産と関連した上昇率変動が見られること、限界家賃は都市圏によらず平均的に上昇し一年あたり約 1.3%ずつ消費者物価の家賃指数と乖離していること、乖離の主要要因は年率約 1%の経年減価であること、民営家賃と持家帰属家賃がほぼ同様に変動すること、が明らかになった。この結果は金融政策、経済統計の実質値の推計、年金受給者の厚生、将来の社会保障費の見積もりなど広範に含意をもつ。

キーワード：インフレーション、消費者物価、不動産、家賃、傾向スコア・マッチング、ヘドニック、経年減価

JEL classification: E01、E31、R31

* ペンシルベニア州立大学スミール経営学カレッジ准教授および東京大学大学院経済学研究科招聘准教授 (E-mail: jiro@psu.edu)

本研究は、筆者が日本銀行金融研究所の海外客員研究員として行った研究をまとめたものである。本研究は、西村清彦、岡本千草、山岸敦、櫻川幸恵と共同で行っているプログラムの一部で、国立情報学研究所の IDR データセット提供サービスにより株式会社 LIFULL から提供を受けた「LIFULL HOME'S データセット」を利用した。日本銀行金融研究所、総務省、東京大学政策評価研究教育センター、東京大学金融教育研究センター、渡辺努研究室、ペンシルベニア州立大学ボレリ不動産研究所から多大な協力を得たことをここに謝する。ただし、本稿で示されている意見は、筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは筆者個人に属する。

はじめに

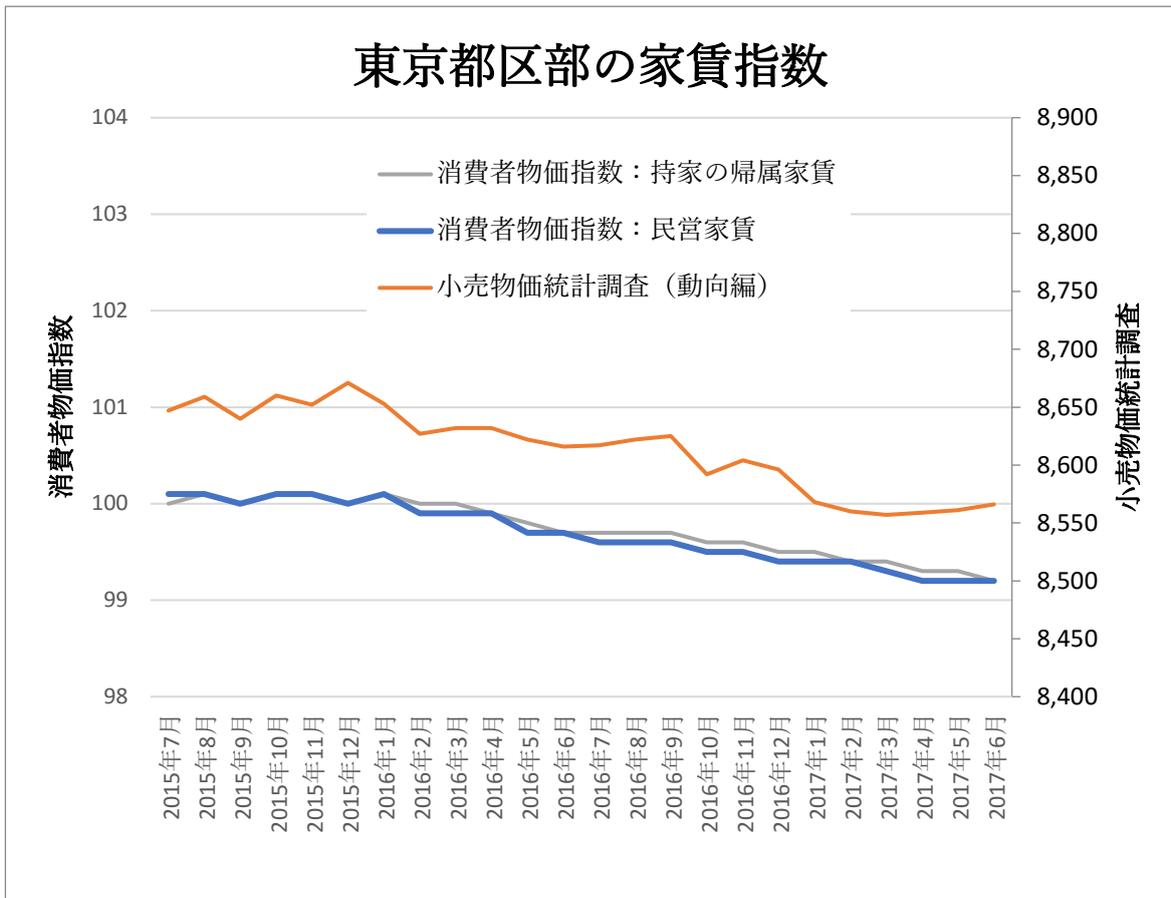
どの国においても家計消費に占める住居費の割合は大きい、日本においては約 21%に達する。住居のうち借家は全住戸数の約 36%、全住戸延べ床面積の 24%でしかなく、より主要な形態は持家で、住戸数で全体の約 61%、延べ床面積で約 79%を占める（平成 30 年住宅・土地統計調査）¹。したがって持家の帰属家賃をどう扱うかは極めて重要である。Cecchetti（2007）は、中央銀行によるインフレターゲットの重要性が増していることを指摘し、「インフレ測定に残る問題は、住宅をどう扱うかである」と述べている。特に、持家の価格と帰属家賃の比率は、利用費用率と呼ばれ物価と資産価格をつなぐ重要な指標となる。

図 1 は、消費者物価指数における民営家賃指数と持家の帰属家賃指数、およびこれらの指数を構築する際に用いられる小売物価統計調査の家賃を、本研究の対象期間である 2015 年 7 月から 2017 年 6 月までの 24 か月間についてグラフ化したものである。第一の特徴は、対象期間を通じて家賃が下落していることである。例えば、当初 100 であった消費者物価指数の持家の帰属家賃は、2 年後には 99.2 まで下落している。第二の特徴は、民営家賃と帰属家賃には大きな差がないことである。第三には、小売物価統計調査の結果に比べて消費者物価指数では月ごとの変動が小さいことである。消費者物価指数は、ほぼ直線的に低下している。

上記の第三の特徴は、金融政策に大きな意味を持っている。ケインジアンあるいはニュー・ケインジアンモデルを前提とすると、金融政策が短期的に雇用などの実態経済に影響するのは、価格が硬直的な場合である。言い換えると、仮に価格が完全に伸縮的であれば、実体経済の分析に金融政策を考慮する必要がない。消費者物価の家賃指数が大きく変動しないのが、硬直的な家賃設定（Shimizu, Nishimura, and Watanabe, 2010）を反映するためだとすると、住宅消費は金融政策が実態経済に影響する際の重要な経路になりうる。しかし、消費者物価の家賃が調査標本の特性や指数構築方法により実態よりも平滑化されており、実際の家賃も指数から示唆されるものよりも伸縮的であるとすると、金融政策上の含意も異なったものになる。

¹ 住戸数の残り 3% は所有形態不詳。

図1：東京都区部の家賃指数



計測される家賃指数が適切かを検討するのに重要な視点が二つある。一つ目は、どの標本の調査を行いどのような集計を行うかである。むろん、消費者物価指数の目的からは、高頻度の全数調査が理想であるが、それができない以上、調査の対象と頻度を適切に設定しなくてはならない。二つ目は、異なる調査間で物件の品質調整をどう行うかである。脱落や新規の調査対象の追加なしに調査を繰り返すことはできない。したがって、異時点の調査では対象となる住宅属性が変化したり、継続的に対象となる住宅が選択的に調査されたりする問題がある。更に、同一住宅であっても時間が経過すると建物劣化や機能陳腐化により家賃が経年減価するため、単純に家賃の変化を比較しただけでは同一品質の住宅を比較していることにならない。

本研究では、まず現行の消費者物価指数における家賃の取り扱いと比べて、限界家賃指数が民営家賃にも持家の帰属家賃にも適切であることを論じた後、上記の二つの視点から新たな家賃指数を推計し現行の消費者物価指数との差を示す。東京都市圏、大阪都市圏、名古屋都市圏の市場を用い、第一に賃貸募集広告から取り除かれる直前の新規募集賃料のみを用いて限界家賃の標本を構築する。第二に、市場で新規に賃貸される住宅の属性分布は、市場に出てこない住宅を含む住宅ストック全体の属性分布と異なるため、観察される新規賃貸住宅を再加重して民営借家と持家のストックをより代表する標本を

構築する。具体的にはロジットモデルで計算した傾向スコアを用いて民営借家と持家のストックにマッチさせることで賃貸標本の荷重を行う。第三に、標本特性を一定に保ち経年減価を排除した家賃変化を構築するためにヘドニック家賃関数を推計する。

本研究で家賃推計する際の基礎データは民営借家家賃である。しかし、民営借家には30平方メートル以下のワンルームマンションが多く、平均延べ床面積が約130平方メートルに達する戸建て持家とは、住宅の広さ、立地、住戸タイプ、品質などにおいて大きな差がある。そして、地域間人口移動、新規住宅開発によって、住宅の需要と供給の長期的な変化は立地や住宅特性によって大きく異なる。したがって、家賃の変化を計測する際には、立地や住戸タイプにより需給が多様に変化していることを念頭におく必要がある。また、日本の住宅価格や家賃は大きな経年減価を特徴としており、住宅サービスの品質を一定に保った上での家賃上昇率を把握しようとするならば、経年減価の補正は他国と比較できないほど重要である。

分析により以下の点が明らかになった。第一に、賃貸募集されている物件と住宅ストック全体とでは特性が大きく異なることである。したがって、募集賃料の単純な平均値や中央値に該当する賃貸物件は、住宅ストックの代表的な物件とはならない。特に、持家の属性と賃貸物件の属性には大きな開きがある。賃貸物件は住宅ストックに比べて、都市圏によらず、鉄骨造の比率が高いこと、築浅（0-12年）の比率が高いこと、駅から中距離（200m-1,000m）の比率が高いこと、40㎡以下の小規模物件の比率が高いこと、共同住宅の比率が高いこと、平屋建てが少なく10階建以上の比率が高いこと、が確認される。

第二に、消費者物価の家賃指数がほぼ一定の比率で（直線的に）推移するのに対し、限界家賃指数の変化率には上下変動が見られる。都市圏によらず概ね2015年7月から12月までは限界家賃指数は横ばいで推移したあと、一旦3-4ヶ月間上昇する。その後2016年の下半期まで停滞あるいは低下局面に入ったあと、上昇局面に入る。これらの変動は、季節性のような定期的な変動ではなく、国民総生産（名目および実質）とおおむね同様の動態を示している。したがって、限界家賃指数は同時期の国内総生産と比較的高い相関を持つことが示唆される。

第三に、2年間の分析期間を通じた家賃累積変化率が、都市圏によらず消費者物価指数では約-0.6%から-0.7%なのに対し、限界家賃指数では2年間でおおよそ+2%である。一年あたり凡そ1.3%ほどの乖離であり、仮に10年間同じ乖離が続けば家賃指数には約14%の乖離が生じることとなり、無視できない差異である。

第四に、消費者物価指数と限界家賃指数の変化率の差をもたらす主要な要因は賃料の経年減価である。限界家賃指数では、経年減価を排除して同一築年数の家賃変化率を推計

しているが、消費者物価指数では同一物件の経年減価を含んだ家賃変化率だからである。家賃変化率の差約 1.3%のうち 0.9%から 1.1%が、経年減価によって説明できる。

第五に、2年間の家賃累積変化率には、マッチングの有無の影響はさほど大きくないことである。これは、民営借家の平均的な特性を有する物件の家賃も、持家の平均的特性を有する物件の家賃も、分析期間においてはほぼ同様の変動をしていることを意味する。住宅賃貸市場の需給が専有面積や建て方によって分断されているのではなく、共通の要因（例えば国内総生産に代表されるような住宅需要要因）が幅広い住宅の家賃を動かす主要因となっていると考えられる。ただし、より短期間の変動、特に家賃が天井と底を付ける時期には推計方法の差が現れる。

本研究は、日本の消費者物価指数の主要な項目である家賃指数が、現状では著しく平滑化されているために経済環境を反映した限界家賃指数と大きく乖離していること、および平均的インフレ率を過小評価していることを示している。家賃上昇率の下方バイアス 1.3%に住宅の重み 21%を乗じれば、消費者物価上昇率は平均して一年あたり 0.2–0.3%程度の過小に推計されていたことになる。この結果は金融政策のターゲットと効果の両方に大きな含意を持つ。特にデフレ環境から安定的な 2%の物価上昇率を実現しようとする日本の金融政策にとり、消費者物価指数の下方バイアスは重要な問題である。更に、家賃が消費者物価指数に基づき認識されていたのよりも経済環境に応じて大きく変動しているということは、金融政策運営においても重要な含意を与えるものである。また、実質国内総生産は名目値を価格指数で割り引いて推計するため、価格指数の下方バイアスは、推計される実質国内総生産成長率の上方バイアスを示唆する。また年金受給者の過去の実質所得は従来の認識よりも毎年 0.2-0.3%低い伸びで、また将来の社会保障費の見積もりは年間 0.2-0.3%過小であることになる。

賃料測定の方法と限界家賃指数の意義

International Monetary Fund et al. (2020)によれば、持家の住宅サービスの扱いについて、推奨される唯一の方法は存在しない。付加価値の測定という意味では、自家消費のために持家により住宅サービスを生産することは、家計内で他の種類の自家生産を行うことと変わらない。自己勘定による持家サービスの生産と消費を消費者物価指数で扱うには 3つの主要な選択肢がある。一つは、持家によって消費される住宅サービスの生産物を価格化する家賃同等性法、二つ目は資本サービスの投入を含む投入量を価格化する使用者費用法、三つ目は住居の価格を含める取得法である (Diewert and Nakamura, 2009; Diewert et al., 2020)。

生産物を価格化する場合、その価格は、同種の賃貸住宅に支払われる市場賃料を使用して推計することができる。これは家賃同等性アプローチと呼ばれる。本研究はこのアプ

ローチをとっている。この方法の課題の一つは、持家と同等の賃貸住宅が市場に多く存在しないかもしれないことである。もう一つの課題は、住宅契約にはいくつかの種類があることである。日本では、普通借家契約と定期借家契約で賃借人の持つ権利に違いがある。またグロス賃料（粗賃料）と呼ばれる様々な運営経費を含む家賃を契約する場合と、ネット賃料（純賃料）を契約してその他の水道光熱費や他の運営経費は別途賃借人が負担する場合がある。持家を賃貸するケースに合致する家賃情報を用いる必要がある。

他方、投入量を価格化する場合、修繕、メンテナンス、保険などの中間消費に加え、資本サービスのコストを推定し、その価格を消費者物価指数に含めなければならない。投入物の費用を積み上げた費用は使用者費用（user cost）と呼ばれ、期間 t における使用者費用を式であれわすと、

$$UC_t = cc_t + mr_t + in_t + nd_t,$$

となる。ただし、 UC_t は住宅の使用者費用、 cc_t は住宅の資本コスト、 mr_t は維持費・修繕費、 in_t は保険料、 nd_t は純減価である。保険料は、災害や火災などの際に必要となる修繕費用を事前に積み立てているような性格を有するため、維持費・修繕費とともに考慮する必要がある。これらの投入物の計測には観測が容易なものと難しいものがある。維持費、修繕費、保険料などは、記録保持の煩雑さはあるものの、原理的には単純である。しかし、資本コストはより観念的で、経済学の概念を要する。持家の資金調達方法は住宅ローンの借り入れだけでなく、自己資本も投入しているため、自己資本のコストを無視してしまうと資本コストは過小評価となる。したがって、資本コストを正しく計測するには、直接計測される住宅ローン金利を考慮するだけでなく、住宅に「投資」している自己資本のリスクに見合った機会費用を含めて慎重に推計する必要がある。また、純減価は、企業会計や税制にもとづいて便宜的に一律に決められた減価償却ではない。土地と建物からなる住宅資本は、経年により物理的に毀損したり機能陳腐化したりする一方で、経済的には価値が増加する局面もあるため、経済的価値の減少と増加を相殺した純減価を把握する必要がある。使用者費用法は、過去に米国や日本で消費者物価指数構築のために用いられたが、資本コストが金融政策に影響されて大きく変動するため、この方法で作成した消費者物価指数をもとに金融政策を決定すると内生性の問題が生じることなどから、現在では用いられていない。

第三の方法である住居の資産価格を用いる取得法は、自動車など住宅以外のほとんどの耐久消費財に用いられている方法で、単純に取得時の支払い費用を用いる。オーストラリアとニュージーランドは住宅にもこの方法を用いている。持家の取得価格はサービス価格よりも容易に観察できる面でメリットがある。例えば、家具や自動車の価格指数を計算するには、同等の家具や自動車の販売価格の変化を捉える。しかし実際には耐久財

は5年、10年など1年を超えて使用されるため、毎年の使用サービスの価格を必ずしも捉えている訳ではない。特に、住宅は他の耐久財に比べて耐用年数が圧倒的に長い
ため、資産価格を消費者物価指数として用いることの問題が先鋭化してくる。具体的
には、将来の賃料フローの割引現在価格としての住宅価格は、現在の賃料が一切変わら
ない場合でも、来季以降の期待賃料の変化や割引率の変化によって大きく変動する。し
たがって、賃借人の家賃が安定している期間でも、持家の資産価格だけが大きく変動
することになる。更に、その変動の要因は金利の変化が主要因となることも多く、消
費者物価指数にもとづいて金融政策を決定しようとする大きな内生性の問題が生じ
る。

現在日本で採用されている方法は、第一の賃貸同等性法である。この方法は米国を
含む多くの国で採用されており、現状で標準的な方法である。概念的には、持家と
同等の家を今市場で賃借するとすれば今月いくらの賃料を支払う必要があるかを測
る方法である。あるいは、同じことを別な方向から見れば、保有している住宅を今
市場で賃貸すれば得ていたはずの賃料を得ずに自分で使用していることのお
機費用を測ることになる。更に無裁定が実現している競争市場においては、持家
の帰属家賃と借家の家賃は一致する。

では、消費者物価の計測を目的として家賃を計測する場合、どの標本の平均を取
ればよいのだろうか。現状の消費者物価指数では日本においても米国においても、
調査対象の民営借家の平均家賃の変化率を、民営家賃と持家帰属家賃の両方
の変化率として使用している。調査に基づく平均家賃は、長期間更新を繰り返
している借家人の継続家賃に偏ったものとなっているが、これには二つの問題
がある。

まず持家の機会費用としての帰属家賃は、概念として市場で新たに賃貸ある
いは賃借する際の家賃、すなわち限界家賃である。継続家賃で新たな契約を結
ぶことはできないので、調査に基づく平均家賃を持家の帰属家賃として用い
るのは概念上の齟齬がある。次に民営借家家賃の変化を計測するには、全
物件の家賃調査を毎月実施するのが理想である。全物件の月次変動は、継
続家賃の小さな変化だけでなく、従前の賃借人の家賃から新規賃借人に
変わる際の大きな変動も含むので、全物件の平均としては限界家賃の毎
月の変動に概ね等しくなる。したがって、持家の帰属家賃の変化にも民
営家賃の平均的な変化にも、新規契約に基づく限界家賃の変化を用いる
ことが適切であることがわかる。限界家賃の変化に比して、継続家賃に
偏った家賃指数の変化は、家賃上昇局面では過小となり逆に下落局面
では過大となる傾向にある（Ambrose, Coulson, and Yoshida, 2022;
Suzuki, Asami, and Shimizu, 2021）。

日本

日本の消費者物価指数の構築は、1946年8月に始まった。以来、消費者物
価指数の算出方法は14回改訂され、現在の方法は2020年基準となっ
ている（総務省統計局, 2021）。

世帯が借家と持家で構成されているため、住宅消費には2つの構成要素がある。借家の賃借人の住宅消費支出は、毎月の賃借料を把握すれば良いので測定は容易である。しかし、持家の住宅消費は小売物価統計調査で直接測定されていないため、その測定はより間接的で複雑であり時に議論を呼ぶ。

持家の住宅消費の価格、すなわち持家の帰属家賃を推計して指数に算入するのは我が国では1970年に始まった。持家に居住している場合、市場で他者に家賃を支払っているわけではないが、所有者自ら住宅サービスを生産し、消費している（家事生産）と考えることができる。この暗黙の家賃を評価し家計の支出として捕捉しようとするのが帰属家賃の概念である。帰属家賃を認識しない場合には、賃借から持家に移行すると同時に消費が大幅に減ることとなり、持家世帯の消費を、賃借世帯の消費と同じ基準で認識していないことになり問題が大きい。持家所有者による住宅サービスの生産は、食事の準備、育児、家の維持や掃除など、幅広い家事生産の一部である。

日本の消費者物価指数における民営家賃は、小売物価統計調査の一環として調査される。小売物価統計調査は、消費者物価指数やその他物価に関する基礎資料として、毎月店舗及び事業所を対象に全国的規模で行なわれている調査である。小売物価統計調査は、「価格調査」及び「家賃調査」に大別され、家賃調査は、全国の167市町村から選定した一定の統計上の抽出方法に基づき全国1,221の家賃調査地区の中の約7,000事業所から、家賃の月額を調査している。都道府県知事が任命した統計調査員が、その家賃調査地区に所在する全ての世帯について住宅の所有関係を確認し、民営借家世帯を対象に、3か月に1度訪問して、月額家賃、延べ面積などの住居に関する事項を質問する。したがって、各調査地区の世帯は「1, 4, 7, 10月」グループ、「2, 5, 8, 11月」グループ、「3, 6, 9, 12月」グループに分類される。

消費者物価指数における民営家賃指数は、下記の手順で計算されている。対象調査地区にある民営借家世帯について、面積が30平米以上かどうかで二分、および構造が木造かどうかで二分し、全体として4区分に分類する。3ヶ月に一度調査される各世帯の家賃は、それぞれの面積—構造区分ごとに集計される。もし調査時点で空き家となっている場合には、一定期間は前回調査の家賃をそのまま用いる。

調査単位の各面積—構造区分ごとの価格指数は、過去三ヶ月分調査による家賃金額を合計したものを、過去3ヶ月に対象となった住宅の総面積で除したものとなる。それを各区分の重みを用いて加重平均して市町村の価格指数を計算する。

我が国の不動産に関する統計をめぐる課題は西村（2018）に詳しいが、この方法には課題がいくつかある。第一に、3ヶ月に一度の調査では、その期間に家賃更改がなければ同一金額を報告することになる。実際に支払家賃が変わっていないので、その方法自体

には問題が無いが、問題は、前回と今回調査の間に賃借人が変わった場合である。賃借人が変わった場合の前世帯の家賃と新世帯の家賃の変化を全数捕捉できていれば、ただし全体を反映した平均家賃変化率を推計できる。しかし、賃借人変化時の家賃変化の一部が補足できない場合、家賃変化率平均は同一の住居に住み続けている世帯を中心とした標本の平均となる。日本の普通借家契約の更新においては、標準慣行として大幅な家賃変更を行わない。これは、過去の判例において大家の大幅な家賃更改については正当事由が求められてきた事により、大家としては制約的な改定しか行わないことが多いためであると考えられている。大家としては、賃借人が変わるときこそが貴重な家賃変更の時なのであり、主要な家賃変更は賃借人変更時に起きると考えられる。また、家賃の大幅な値上げを提示された賃借人は、小さな値上げを提示された賃借人よりも、転居する可能性が大きくなる。したがって、事後的に転居しなかった賃借人のサンプルには値上げが小さかった住居がより多く含まれるという標本のセレクションの問題がある。これはより一般的には、物価指数における標本代表性の問題に当てはまる（Gordon, Davis and Rich, 1993; Griliches and Cockburn, 1994; Shapiro and Wilcox, 1996）。

第二に、空き家となっている場合に同一家賃を適用、すなわち変化率 0%としている。実際には家賃を支払った家計はいないのに、同額の家賃を払っている家のような集計が行われている。その後、新しい賃借人が入ったときの家賃変化を捕捉できれば、時点ラグはあるにしろ、まだ大幅な家賃変更が記録されることとなる。しかし、一定期間空き家で 0%の変化とみなし続けた後に標本から脱落した場合、最後の一定期間の 0%の変化の情報は実態と乖離して過小な推計となる。

第三に、3ヶ月の平均家賃の平均単価により家賃価格指数を計算している。例えば、昨年1年間は坪1万円で、今年の1月1日に6%の値上げが全住戸で起きた場合には、現行価格指数は1月調査で1万200円、2月調査で1万400円、3月調査で1万600円となり、毎月調査ではあるものの3ヶ月間にわたり変化が平滑化される。

第四に、調査標本の属性の均質性は、面積が30平米以上かどうかと構造が木造かどうかの4区分で調整しているだけであり、その他の標本の属性が時間経過とともに変化している可能性がある。したがって、賃借人の家計の属性分布も調査月によって変化している可能性が高い。これはより一般的には、物価指数における既存財の品質変化の問題に該当する（Moulton and Moses, 1997; Shapiro and Wilcox, 1996; Lebow and Rudd, 2003）。

第五に、家賃総額を合計したうえで総面積で除しているため、住戸の広さに応じた加重平均家賃となっており、専有面積の大きな物件の重みが大きくなっている。加重平均は必ずしも不適切ではないが、所得や資産の大きな世帯の住む大きな住宅に重みを置いた指数となっていることを意識する必要がある。

米国

米国労働統計局（BLS）は、消費者物価指数（CPI）のシェルターと個人消費支出（PCE）価格指数の住宅サービスの費用を、既存賃借人に反復調査する CPI 住宅調査によって推定している。調査対象となる賃借人の標本パネルを 6 つ設定し、1 月と 7 月、2 月と 8 月、といったように 6 か月に一度調査員が賃借人から現況と家賃の情報を得る。ある月の調査、例えば 7 月調査を終えた後には、その月の調査対象世帯の賃料の加重平均を地域の重みに基づいて計算し、7 月の加重平均賃料と前回の 1 月の加重平均賃料の比率の六乗根を 7 月の賃料変化率として、消費者物価指数に使用する。この際、1 月調査と 7 月調査の両方の対象となった世帯のみを集計対象とする。

この調査集計のすぐれている点は、同一物件の家賃変化を補足することで標本の物件特性の変化の影響を排除している点と、標本の地域分布再加重を緻密に行っている点である。他方欠点は二回分連続した調査が行えない場合はその物件が標本から除外されることである。つまり、従前の賃借人が調査に協力してきても、新しく入った賃借人が調査に協力しなければ、賃借人変化前後の家賃変化は標本から脱落してしまう。したがって、この調査は既存賃借人の継続家賃を過度に用いる傾向がある。すなわち CPI と PCE の価格指数は、主に既存の賃借人の家賃の緩やかな変化を捉え、賃借人の入れ替えに伴うより大きな家賃の更新を見落としている。

Ambrose, Coulson and Yoshida (2015, 2018, 2022) が詳細に論じているように、この集計方法で計算された家賃変化率にはいくつかのバイアスをもたらす。第一に、既存賃借人の更新賃料を主に反映するため、景気拡大期には賃料上昇を過小評価し、景気後退期には過大評価する傾向がある。Crone, Nakamura and Voith (2010) は、賃借人の入れ替わりによる家賃の変化の欠落が、1940 年から 1985 年にかけて CPI を年率 1.4 パーセント下方へ偏らせた可能性があるとして指摘しており、また Lane, Randolph and Berenson (1988) 及び Gordon and vanGoethem (2007) も下方バイアスを支持する証拠を示している。第二に、BLS 家賃指数の構築方法は、各調査月の家賃を平均したうえで 6 ヶ月の平均成長率を計算するため、二種類の平滑化が生じている (Verbrugge, 2010)。Crone, Nakamura and Voith (2010) は、CPI 住宅調査の大幅な改訂によってこれらの問題が一部解決されたとしているが、Ambrose, Coulson and Yoshida (2015) は、2000 年代においても大きなバイアスが存在することを実証している。第三に、CPI 家賃指数は同時期の家賃指数に比べラグがある。例えば、すべてのリースが年額である場合、BLS サンプルの 12 分の 1 しか市場環境を反映しないことになり、1 年近く前の経済環境を反映する観測値もある。したがって、BLS の賃料指数は、市場情報を徐々に取り込むだけで、同時期の市場賃料に 1 年程度遅れをとることになる。

こうしたバイアスを克服するために、Ambrose, Coulson and Yoshida (2015) は、物件毎に新規賃借人が賃貸借契約を締結した場合の限界賃料を測定する品質調整済み賃料指数 (Repeat Rent Index, RRI) を提案している。RRI のデータは家主への賃貸料に基づいているため、対象施設の賃借人の一部が調査から外れる懸念がない。RRI は大不況期には大幅な賃料の下落を示し、CPI 賃料よりもボラティリティが高く、また CPI 賃料に 7 か月先行している。

データ

本研究で用いるデータは、平成 25 年度住宅・土地統計調査、LIFULL HOME'S データセットである。家賃指数を推計した後で、消費者物価指数と小売物価統計指数を用いて比較検討を行っている。

住宅土地統計

5年に一度実施される住宅・土地統計調査がある。この調査は、我が国における住宅と居住する世帯に関する現状と推移を、全国及び地域別に明らかにするものである。平成 30 年調査においては、市区町村の人口規模別に調査区抽出率を設定し、約 22 万調査区、約 370 万住戸・世帯をベースに、層化した上で抽出した約 3 万調査区に設定された約 50 万住戸・世帯を抽出し調査が行われている。この調査では、世帯が自ら記入する調査票に加え、調査員が記入する建物調査票が含まれており、住居の情報が豊富である。また、調査標本の選定に当たっては、全数調査である国勢調査にもとづいた層化が行われているため、住宅ストック全体の分布を反映した標本となっている。住宅に関する調査項目は、国勢調査の項目に加え、居室の数及び広さ、家賃又は間代、床面積、建築時期、設備、住宅の建て替え、増改築及び改修工事、耐震などを含んでいる。我々は、住宅ストック標本として、平成 25 年住宅土地統計を用いる。標本数は 3,451,893 件で、うち持家は 2,001,932 件、民営借家は 668,399 件である。ただし、所有区分がその他の 213,545 件と、所有区分の情報がない 548,017 件は分析から除く。

LIFULL HOME'S データセット

国立情報学研究所が株式会社 LIFULL (旧社名 株式会社ネクスト) から提供を受けて研究者に提供しているデータセットで、不動産・住宅情報サイト LIFULL HOME'S に掲載されたデータである (株式会社 LIFULL, 2015)。その中で、2015 年 7 月から 2017 年 6 月までの 24 ヶ月分の賃貸・売買物件月次データを用いた。データセットには、賃料もしくは価格、面積、立地 (市区町村、郵便番号、最寄り駅、徒歩分、緯度・経度)、築年数、間取り、建物構造、諸設備などが含まれる。複数仲介業者により掲載されている同

一物件については機械的な戸寄せ処理がなされている。外れ値の除去などをする前の標本数は 12,661,863 件である。

分析の方法

限界家賃指数の構築にはいくつかの方法がある。Ambrose, Coulson, and Yoshida (2015) は同一物件の新規契約家賃のみを用いて、品質調整済みの限界家賃指数である Repeat Rent Index を構築している。しかし日本の普通借家契約では同一物件の観測数が多くない。代替的に Shimizu, Nishimura, and Watanabe (2010) が採用する方法は、賃貸募集サイトに複数月掲示された最後の募集賃料をもって限界家賃とするものである。

本研究における実証面での課題は、賃貸募集の対象となっている標本が市場全体の住宅ストックを代表していないことである。具体的には2つの課題がある。第一に、賃貸募集物件の標本は、より短期間に頻繁に賃貸市場に出てくる物件をより多く含んでいる。例えば、学生あるいは若年労働者などの単身者向けの小規模住戸である。これに類似する課題は、リピートセールやリピートレントなどの新規契約に対象を絞った標本では共通して見られる。第二に、持家物件は賃貸住宅市場の標本には含まれていない。しかしながら、持家比率は日本において約 60%と住宅ストックの中心を占める。

もし家賃変動が物件特性によらず共通であれば、標本特性のずれによらず代表性のある家賃指数を構築できるが、一般的にそれは期待できない。したがって、単純に賃貸募集されている毎月の標本の平均賃料または賃料中央値を用いると、住宅ストック全体の家賃の統計量とは一致しない。さらに、月によって標本に含まれる物件の特性が変動するため、物件属性の変化が家賃変動に影響する。極端な例を想定すれば、仮に前月の賃貸標本がすべて新築物件で今月の賃貸標本がすべて築年数 30 年の物件だとすると、家賃変動は新築と築年数 30 年の家賃の差を含むことになる。

この問題を解決するにはいくつかの方法がある。一つ目の方法は、物件特性の要素価格をヘドニック法により推計し、それらの要素価格では説明できない賃料の変化を見ることである。推計式としては、

$$\ln R_{it} = X_i\beta + \gamma_t + \delta_j + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

が考えられる。ここで、 $\ln R_{it}$ は年月 t に募集された物件 i の家賃の自然対数、 X_i は物件属性のベクトル、 β は物件属性の要素価格ベクトル、 γ_t は年月固定効果（各年月を示す指示変数）、 δ_j は場所固定効果、 ε_{it} は誤差項である。この方法で、月によって標本の属性が変化する問題は解決できる。しかし、最小二乗法では賃貸標本の誤差の二乗の平均を最

小化して要素価格を推計するため、賃貸標本が住宅ストックとずれていることの影響は排除できない。特に、モデル推計に用いる賃貸標本と、分析対象である住宅ストック標本とで、属性分布に重なりが小さい場合には推計バイアスが大きくなる。

二つ目の方法は、ストック標本に含まれる物件と類似の属性を持つと考えられる物件を賃貸標本から選び出し（マッチングし）、ストック標本と類似の属性分布となるような物件に限って平均家賃を推計する方法である。多次元の属性の類似性を評価する方法として、マハラノビス距離を用いる方法のほかに、非線形のロジットモデルやプロビットモデルを用いて「ストック標本らしさ」（傾向スコア）を計算する方法が一般的に用いられる。傾向スコアは、賃貸標本とストック標本をプールした標本から推計されるストック標本らしさの指標で、多次元属性を集約する十分統計量として用いる。ただしこの方法だと、賃貸標本とストック標本の両方に含まれる属性情報しかコントロールできない制約が生じる。また非線形のロジットモデルなどを数値計算で推計する際に、多次元のダミー変数やカテゴリー変数があると計算が収束しない問題も生じやすい。

本研究では三つ目の方法、すなわち上記の二つの方法の組み合わせを用いる。まずロジットモデルによってストック標本らしさの傾向スコアを推計し、その傾向スコアを用いてマッチングした賃貸標本を用いてヘドニック賃料関数を推計する。賃料関数(1)の年月固定効果が家賃指数となる。マッチングにおいては、同じ物件が複数回マッチされることを許容する（matching with replacement）ため、マッチされた回数に応じて物件を複製したサンプルを用いて(1)式を推計する²。その結果、賃貸標本の中で住宅ストック標本より高い比率を占めるタイプの物件の重みを減らし、低い比率を占めると考えられる物件の重みを増やすことになる。(1)式において、 $\ln R_{it}$ は年月 t に募集された物件 i の管理費込みの家賃の自然対数を用いる。物件属性のベクトル X_i は、カテゴリー変数としては建物構造（木造、鉄筋・鉄骨コンクリート造、鉄骨造、その他）、建て方（一戸建、共同住宅、その他）、間取り（ワンルーム、1K、2LDK など）、即入居可否、連続変数としては、最寄り駅からの距離、二番目に近い駅からの距離、専有面積、建物総階数、住戸階数、築年数を用いる。場所固定変数としては郵便番号を用いる。

² これはヘドニック家賃関数を加重最少二乗法で推計することと同じである。すなわち、マッチングの結果得られたウェイトを w_{it} としたとき、 $\sqrt{w_{it}} \ln R_{it} = \sqrt{w_{it}} (X_i \beta + \gamma_t + \delta_j + \varepsilon_{it})$ を推計する。

傾向スコアによるマッチングの結果

賃貸物件の広告データ（賃貸標本）と、住宅ストック母集団とのずれを小さくするために、傾向スコア分析（Propensity score matching (PSM)）により、賃貸サンプルの加重調整を行い、再加重後の賃貸標本の属性と、我が国の住宅ストックの属性がより近いものになるようにする。

住宅ストックの全件調査としては、国勢調査を用いることが考えられる。その場合、国勢調査には住居の情報としてつぎのものが含まれている：住居の位置、住居の種類、住宅の所有の関係、住宅の建て方、建物の階数、世帯が住んでいる階。しかし、近年の国勢調査には住居の面積の情報は含まれていない。

代替的な住宅ストックの標本調査として、5年に一度実施される住宅・土地統計調査がある。この調査は、我が国における住宅と居住する世帯に関する現状と推移を、全国及び地域別に明らかにするものである。平成30年調査においては、市区町村の人口規模別に調査区抽出率を設定し、約22万調査区、約370万住戸・世帯をベースに、層化した上で抽出した約3万調査区に設定された約50万住戸・世帯を抽出し調査が行われている。この調査では、世帯が自ら記入する調査票に加え、調査員が記入する建物調査票が含まれており、住居の情報が豊富である。また、調査標本の選定に当たっては、全数調査である国勢調査にもとづいた層化が行われているため、住宅ストック全体の分布を反映した標本となっている。住宅に関する調査項目は、国勢調査の項目に加え、居住室の数及び広さ、家賃又は間代、床面積、建築時期、設備、住宅の建て替え、増改築及び改修工事、耐震などを含んでいる。我々は、住宅ストック標本として、平成25年住宅・土地統計を用いる。

賃貸標本と住宅ストック標本のマッチングには、ロジットモデルによって傾向スコアを計算する。

$$\Pr(I_i = 1|X_i) = \frac{\exp(X_i\beta)}{1 + \exp(X_i\beta)} + \varepsilon_i. \quad (2)$$

ただし、 I_i は物件*i*が住宅ストック標本の一部であれば1を、賃貸標本の一部であれば0をとるダミー変数、 X_i は上記のマッチングに利用する変数である。ロジットモデルには、賃貸標本と住宅ストック標本の双方で利用可能な共通の変数を用いる。ただし、モデルの推計には数値計算の収束が必要となるため、利用可能なすべての変数を最も詳細な区分であるいは連続変数として用いることができない場合がある。本研究では、表1にまとめられているカテゴリー変数を用いる。

表 1：変数リスト（マッチングに使用）

変数名	カテゴリ
築年数	0-4、5-12、13-22、23-32 年、33 年以上
構造	木造、鉄筋・鉄骨コンクリート造、鉄骨造、その他
駅距離	200m 未満、200-500、500-1000、1000-2000、2000m 以上
面積	10-20、20-40、40-60、60-80、80-100、100 m ² 以上
建て方	共同住宅、共同住宅以外
建物階数	0-1、2-3、4-5、6-7、8-9 階、10 階以上
市区町村	図 2 参照

マッチングには最近傍法による 1 対 1 マッチングを用いる。他に 1 対 2、1 対 4 マッチング等も用いて頑健性を確認したが、1 対 1 マッチングに対して大きな改善は見られなかった。Cohen (1988) によれば、1 対 1 マッチングは検出力の低下が最も少ない方法である。マッチングにおいては、Replacement を行うことで、同じ賃貸標本が複数回選択されることを許容し、選択された回数に応じて加重を行ってマッチさせた標本を生成する。

各月の賃料指数の品質を均一に保つため、各月の賃貸標本と住宅ストック標本とをマッチさせる。本研究ではまず、住宅ストック標本全体を毎月の賃貸標本とマッチさせる方法を採用した。しかし、この方法だと表 2 のパネル A に見られるように、特定の物件が選択される回数が多くなる。したがって、代替的方法として、住宅ストック標本からランダムに選んだ 10% 標本と各月の賃貸標本とをマッチさせて賃料指数を推計する作業を 100 回繰り返し、100 回推計した賃料指数の平均を用いる。このブートストラッピングにより、特定の物件が選択される回数はパネル B の通り減少する。

表 2：マッチングの結果単一物件が複数回利用される頻度

A. 全サンプル				
	観測数	平均	第三分位	最大
民営家賃				
東京	6,307,244	0.7	0.0	991
大阪	3,136,268	0.6	0.0	661
名古屋	872,934	1.3	0.0	1,481
帰属家賃				
東京	6,307,244	1.6	0.0	15,559
大阪	3,136,268	1.8	0.0	19,437
名古屋	872,934	3.5	0.0	16,947
B. ブートストラップ				
	観測数	平均	第三分位	最大
民営家賃				
東京	6,307,244	0.1	0.1	72
大阪	3,136,268	0.1	0.1	40
名古屋	872,934	0.1	0.1	141
帰属家賃				
東京	6,307,244	0.2	0.0	1,350
大阪	3,136,268	0.2	0.0	1,720
名古屋	872,934	0.3	0.0	1,682

図 2-4 は、都市別にマッチングに用いた各変数の分布を、賃貸標本と住宅ストック標本のそれぞれについて、ヒストグラムにしたものである。右側のグラフはマッチングを行う前の分布を、左側のグラフはブートストラッピング法により傾向スコア・マッチングを行った後の標本の分布を表している。

図 2 の東京圏は、東京都（23 区, それ以外）、埼玉県（さいたま市, それ以外）、千葉県（千葉市, それ以外）、神奈川県（横浜市, 川崎市, 相模原市, それ以外）からなる。図 3 の大阪圏は、大阪府（大阪市, 堺市, それ以外）、京都府（京都市, それ以外）、兵庫県（神戸市, それ以外）、奈良県（全域）からなる。図 4 の名古屋圏は、愛知県（名古屋市, それ以外）、三重県（全域）からなる。

図 2 のパネル A の東京圏の民営借家についてマッチングの前（右側のグラフ）の属性分布の傾向を見ると、以下の特徴がみられる。賃貸に出されている民営借家の標本においては住宅ストック標本に比べて、鉄骨造の比率が高いこと、築浅（0-12 年）の比率が高いこと、駅から中距離（200m-1,000m）の比率が高いこと、40 m²以下の小規模物件の比率が高いこと、共同住宅の比率が高いこと、平屋建てが少なく 10 階建以上の比率が高いこと、である。マッチングの後（左側のグラフ）では、これらの分布のずれが大幅に

解消されている。図3の大阪圏と、図4の名古屋圏においても、おおむね同様の傾向がみられる。

パネルBの持家においては、上記の属性のずれがより顕著である。特に、持家のストックにおいて、木造、築年数33年以上、駅からの距離2,000m以上、専有面積60㎡以上、戸建ての割合が圧倒的に多いが、それらの特性を有する賃貸物件は極めて限られているので、マッチングの難易度が非常に高い。その結果、表1にみられるように、同じ物件が推計に使用される頻度が多くならざるを得ず、推計誤差が拡大する傾向にある。

図2：マッチングの前後での建物特性の分布（東京）

A. 民営借家



B. 持家

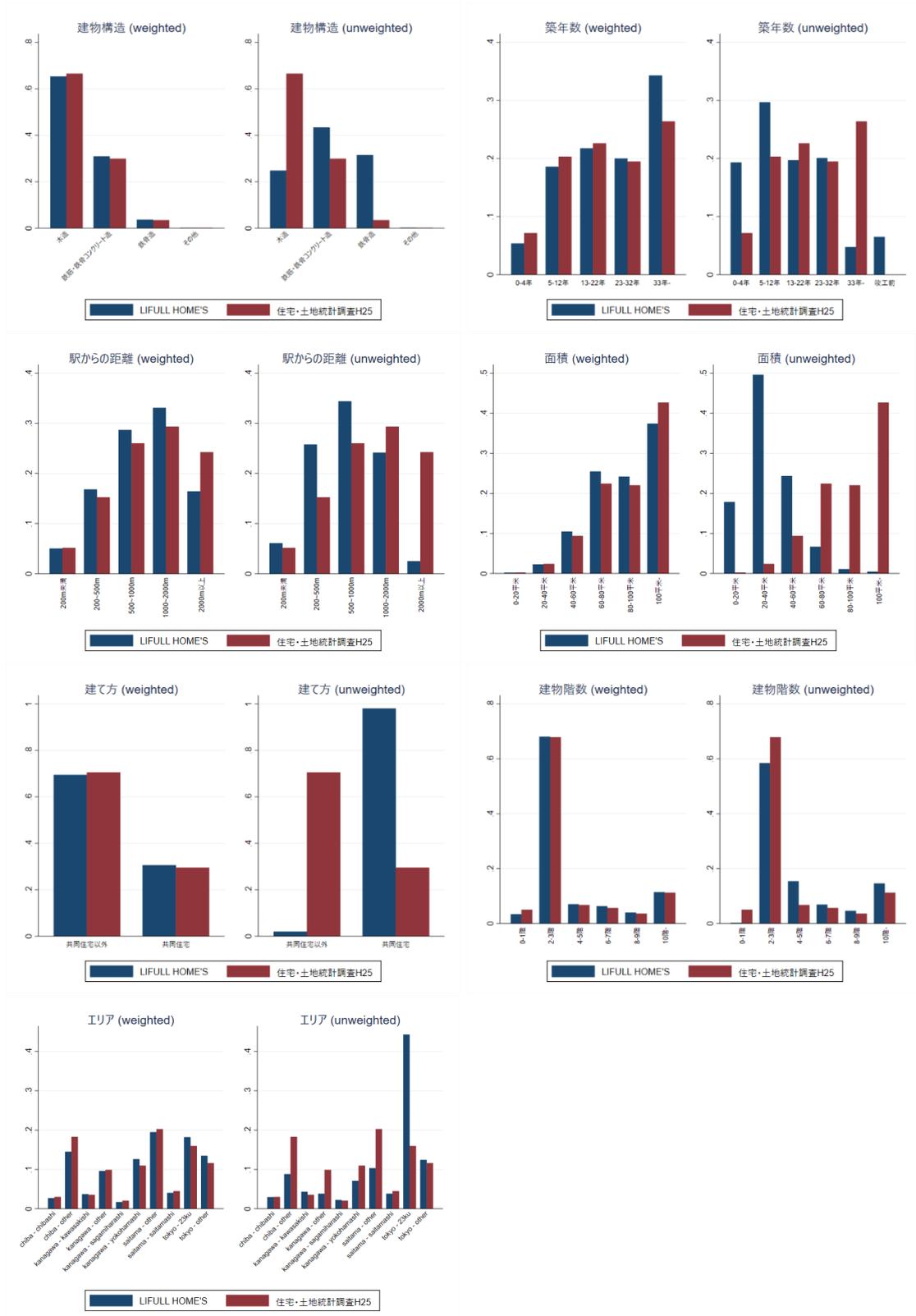


図3：マッチングの前後での建物特性の分布（大阪）

4. 民営借家



B. 持家



図4：マッチングの前後での建物特性の分布（名古屋）

A. 民営借家



B. 持家



表3は、分析に用いた連続変数の記述統計を東京圏、大阪圏、名古屋圏別にまとめたものである。左の4列はマッチングする前の賃貸標本の統計量、中央の4列は民営借家にマッチングした標本の統計量、右の4列は持家にマッチングした標本の統計量を示している。上記のヒストグラムで確認されるのと同様の加重補正が加えられていることがわかる。例えば、東京圏での平均専有面積はマッチング前では33.09 m²だが、民営借家ストックにマッチした標本では37.45 m²、持家ストックにマッチした標本では63.74 m²となっている。これは、ワンルームマンションの割合が、住宅ストックよりも賃貸標本において高いためである。

表3：マッチングの前後での連続変数の記述統計

A. 東京圏												
VARIABLES	Original LIFULL				Weighted LIFULL (民営借家)				Weighted LIFULL (持ち家)			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
駅距離1	742.6	459.0	80	2,294	766.5	506.3	80	2,294	813.5	507.6	80	2,291
駅距離2	1,184	670.8	80	4,000	1,246	671.7	80	4,000	1,262	690.3	80	4,000
専有面積	33.09	14.93	13.27	86.12	37.45	16.74	13.27	86.12	63.74	14.65	13.27	86.12
建物階数	4.698	3.631	2	21	4.099	2.840	2	21	6.301	4.097	2	21
部屋階数	2.850	2.350	1	14	2.574	1.906	1	14	3.575	2.880	1	14
築年数	13.60	10.68	-0.197	44.78	19.56	10.76	0	44.78	22.61	11.70	0	44.78
賃料+管理費 (ln)	11.28	0.379	9.680	18.19	11.26	0.376	9.852	15.77	11.66	0.351	9.903	12.97

B. 大阪圏												
VARIABLES	Original LIFULL				Weighted LIFULL (民営借家)				Weighted LIFULL (持ち家)			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
駅距離1	695.3	451	80	2,480	721.2	536.3	80	2,480	844.9	559.5	80	2,480
駅距離2	1,109	622	80	3,440	1,167	647.3	80	3,440	1,255	677.1	80	3,440
専有面積	34.71	15.73	15	86.89	40.47	17.93	15	86.88	66.43	13.11	15	86.89
建物階数	5.289	3.518	2	15	5.14	3.117	2	15	6.497	4.349	2	15
部屋階数	3.245	2.397	1	13	3.179	2.223	1	13	3.663	3.051	1	13
築年数	15.83	11.21	-0.241	47.2	21.84	11.3	0	47.2	24.57	12.17	0	47.2
賃料+管理費 (ln)	11.07	0.317	9.616	20.72	11.08	0.35	9.616	20.24	11.42	0.322	9.903	12.98

C. 名古屋圏												
VARIABLES	Original LIFULL				Weighted LIFULL (民営借家)				Weighted LIFULL (持ち家)			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
駅距離1	825.8	590.2	80	3,280	973.3	730.0	80	3,280	1,002	748.1	80	3,280
駅距離2	1,326	740.6	160	4,240	1,486	802.1	160	4,240	1,456	846.4	160	4,160
専有面積	40.39	16.18	16.50	85.94	42.97	16.86	16.50	85.94	70.37	12.39	16.50	85.91
建物階数	4.867	3.492	2	15	4.122	2.629	2	15	6.242	4.194	2	15
部屋階数	2.976	2.304	1	12	2.594	1.815	1	12	3.494	2.976	1	12
築年数	14.59	10.40	-0.282	44.04	18.19	10.63	0	44.04	21.96	11.63	0.00274	44.04
賃料+管理費 (ln)	11.05	0.288	9.629	15.19	10.99	0.309	9.798	12.39	11.39	0.306	9.798	12.39

推計結果

消費者物価の家賃指数との比較

図5-7は、ブートストラッピング法により傾向スコア・マッチングした賃貸標本を用いて推計した限界家賃指数を、消費者物価指数における家賃指数と比較したものである。図5は東京圏、図6は大阪圏、図7は名古屋圏の結果で、それぞれの図においてパネルAは民営家賃、パネルBは持家の帰属家賃の指数を示している。図6の大阪圏においては2016年10月から12月までの3か月のデータが欠損しているため、内挿したグラフを示している。消費者物価指数は、関東大都市圏、近畿大都市圏、中京大都市圏の家賃指数を用いている。

第一の特徴は、消費者物価の家賃指数はほぼ一定の比率で（直線的に）推移しているのに対して、限界家賃指数には数ヶ月単位で上昇率の大きな時期と小さな（あるいは減少する）時期が見られることである。例えば、東京圏の民営家賃（図5のパネルA）は、2015年7月から12月まで横ばいで推移したあと2016年4月まで1.34%上昇し、その後2016年8月まで下落・停滞している。2016年9月から2017年6月までは凡そ上昇傾向となる。大阪圏（図6）、名古屋圏（図7）でも類似の傾向が見られ、やはり2015年12月までは家賃は横ばいで推移した後、2016年4月近辺までは上昇するが、その後2016年7月頃までは下落・停滞している。2016年8月頃からは大阪圏では横ばいだが、名古屋圏ではおおむね上昇基調にある。

持家の帰属家賃も、三大都市圏においてある程度共通の変動を示している。2015年11月から12月までは家賃はほぼ横ばいで推移し、そこから一旦上昇した後、停滞あるいは低下局面に入る。東京圏では2016年9月まで、大阪圏では2016年6月まで、名古屋圏では2016年10月までである。その後はどの地域も上下はありながらも、2017年6月にはより高い賃料水準に達している。

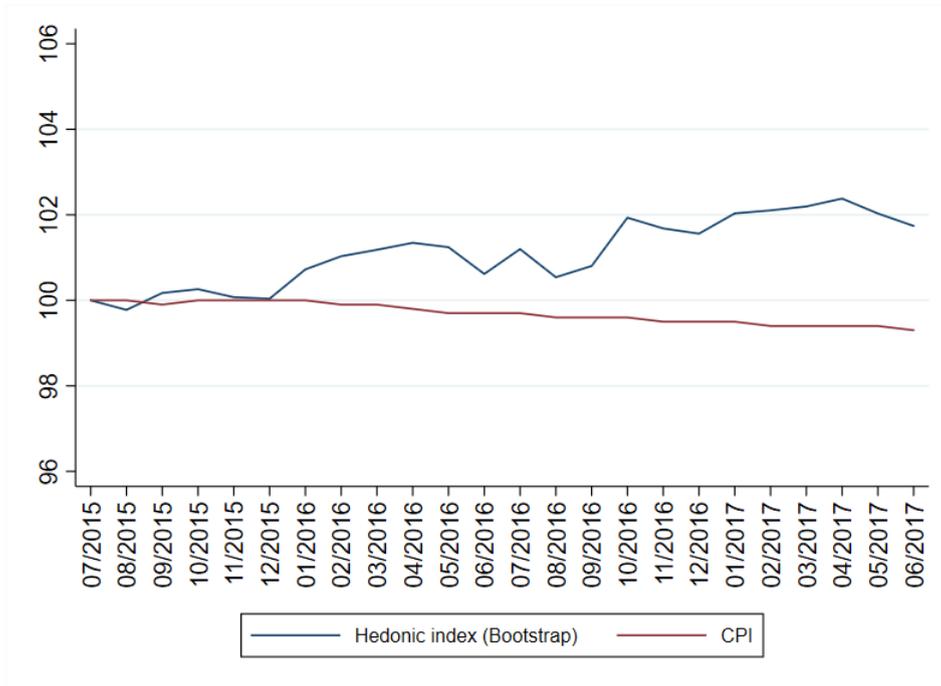
これらの変動は、季節性のような定期的な変動ではなく、日本の住宅市場の主に需要変動を反映しているものと類推される。分析期間が短いため確たる時系列分析や要因分析は困難だが、限界賃料は国民総生産（名目および実質）とおおむね同様の動態を示している。図8は分析期間の四半期ごとの名目国民総生産を示している。国民総生産は、2015年第3、第4四半期は、約540兆円で停滞した後、2016年第1四半期には約545兆円に増加している。しかしその後、1ドル100円に達する円高などによる日本経済の変調から2016年第2四半期に国民総生産が減少した後2016年第4四半期までは545兆円に達することなく低迷した。その後2017年第1四半期になって高い成長を見せるようになり、2017年第2四半期には551兆円に達している。2年間の四半期データからは確たる結論は導けないものの、限界家賃指数の変化は同時期の国内総生産の変化と比較的高い相関を持つことが示唆される。

第二の特徴は、分析期間を通して消費者物価の家賃指数が約 0.6%から 0.7%低下しているにも関わらず、限界家賃指数は概ね上昇傾向にあり、2015年7月から2016年6月までの2年間でおおよそ2%の家賃上昇がみられることである。一年あたり凡そ1.3%ほどの乖離であり、仮に10年間同じ乖離が続けば家賃指数には約14%の乖離が生じることとなり、無視できない大きさである $((1 + 0.02 + 0.006)^{\frac{120}{24}} - 1 \approx 0.14)$ 。

この差には、家賃の経年減価の影響が含まれていると考えられる。ヘドニック家賃関数では築年数の賃料への影響を排除して家賃指数を計算しているのに対し、現行の我が国の消費者物価指数では、米国の消費者物価指数とは異なり家賃の経年減価の補正を行っていない。具体的には、同一物件の家賃の変化率は、計測期間に物件の築年数が増加するため、経年劣化や機能陳腐化により消費者物価指数が補足しようとする家賃の変化率よりも低くなる (Randolph, 1988; Lane, Randolph, and Berenson, 1988; Lopez and Yoshida, 2022)。したがって次節では、ヘドニック家賃関数の経年減価率を検討する。

図5：限界家賃指数と消費者物価指数の比較（東京圏）

A. 民営



B. 帰属

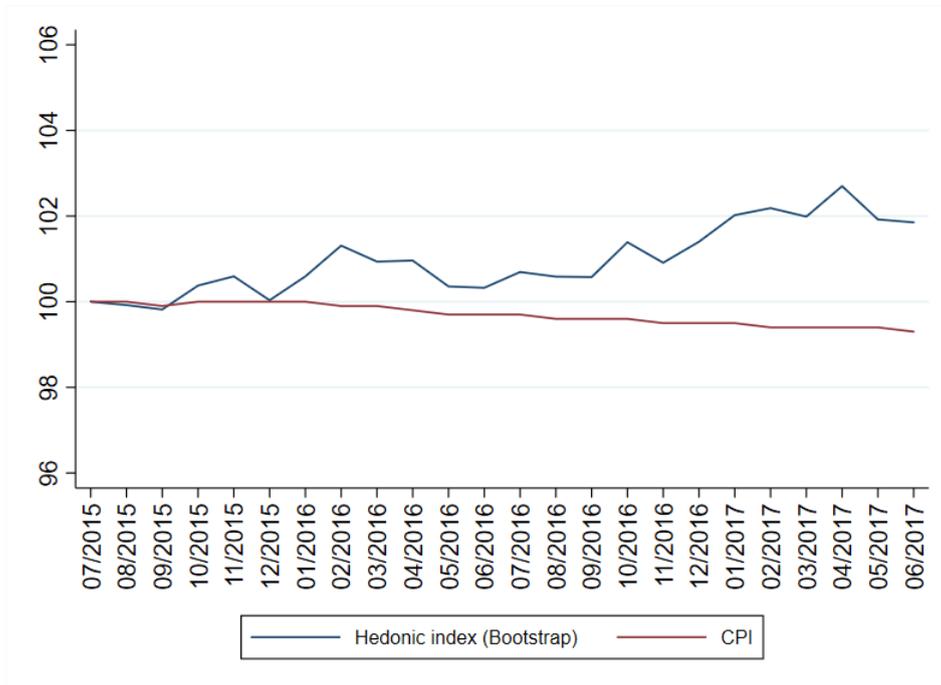
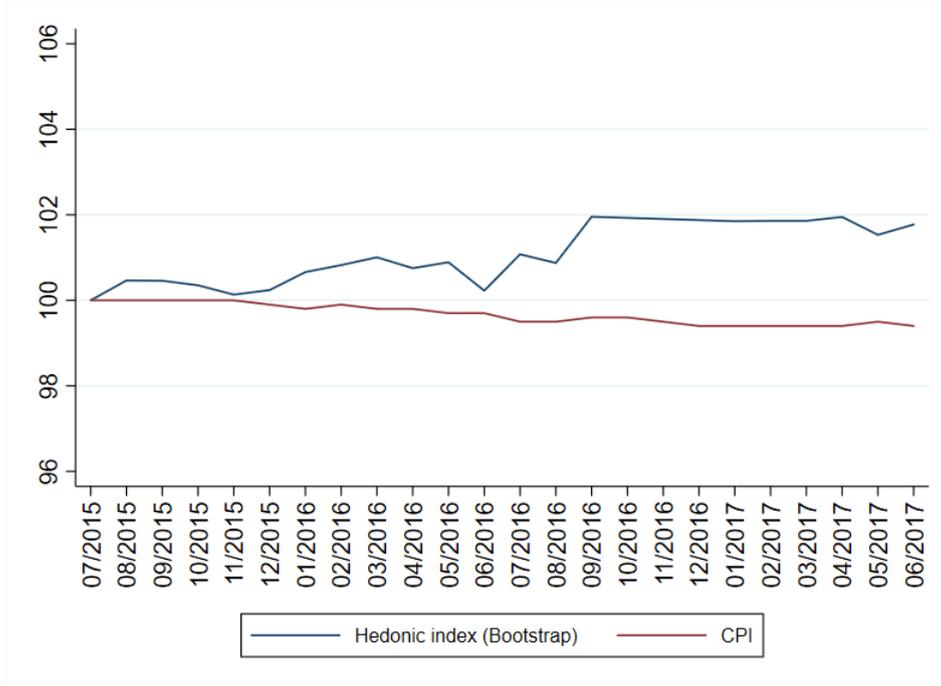


図 6：限界家賃指数と消費者物価指数の比較（大阪圏）

A. 民営



B. 帰属

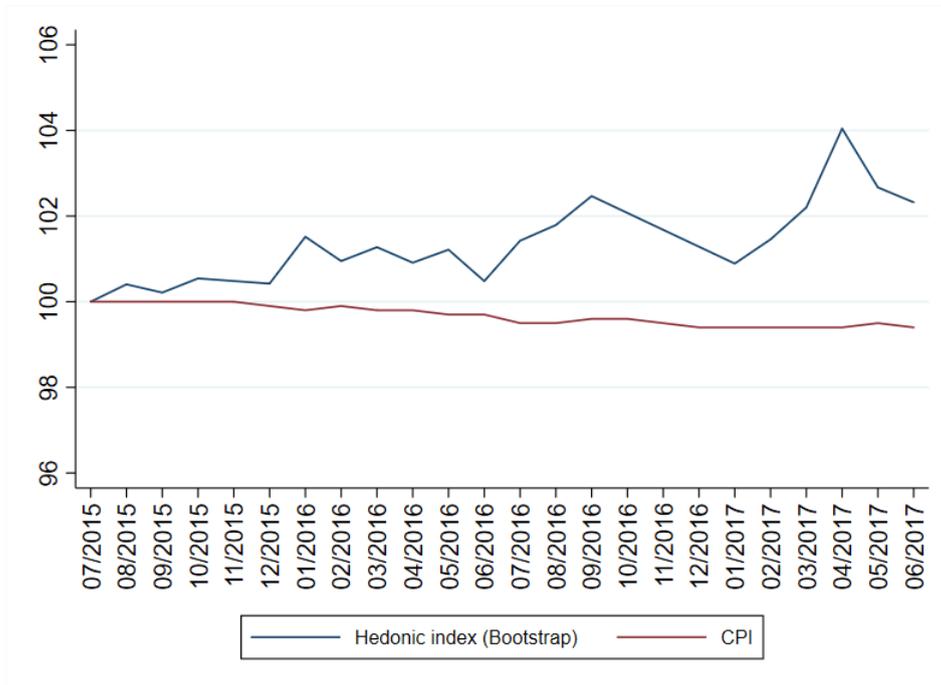
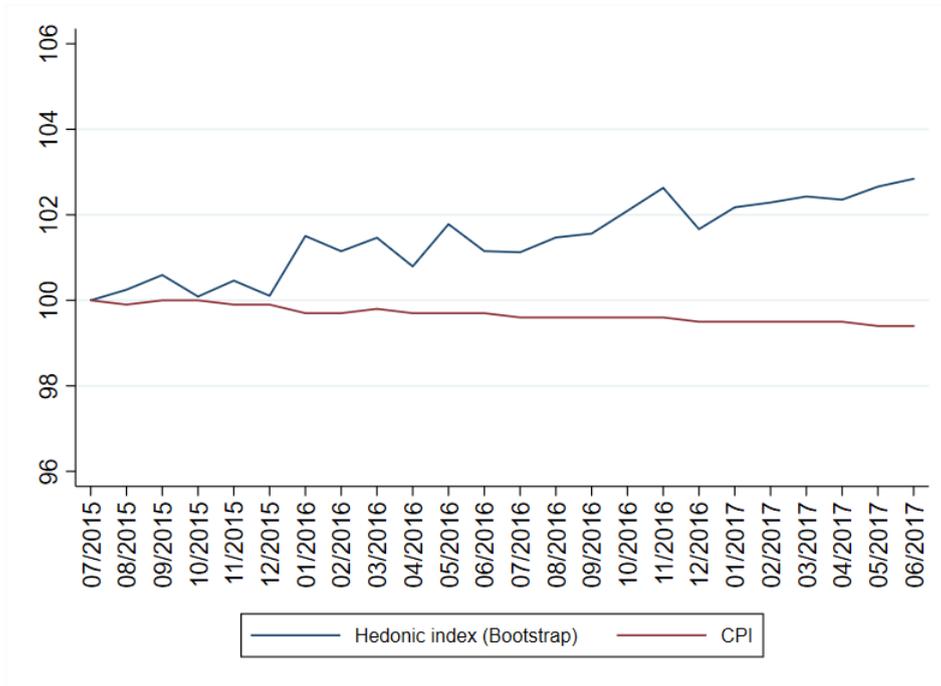


図 7：限界家賃指数と消費者物価指数の比較（名古屋圏）

A. 民営



B. 帰属

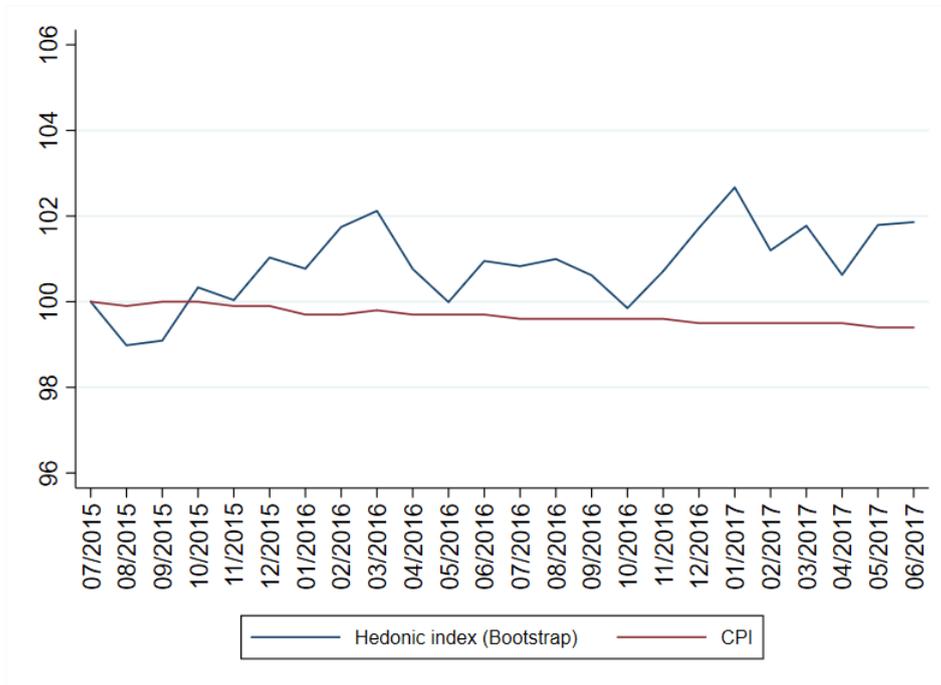
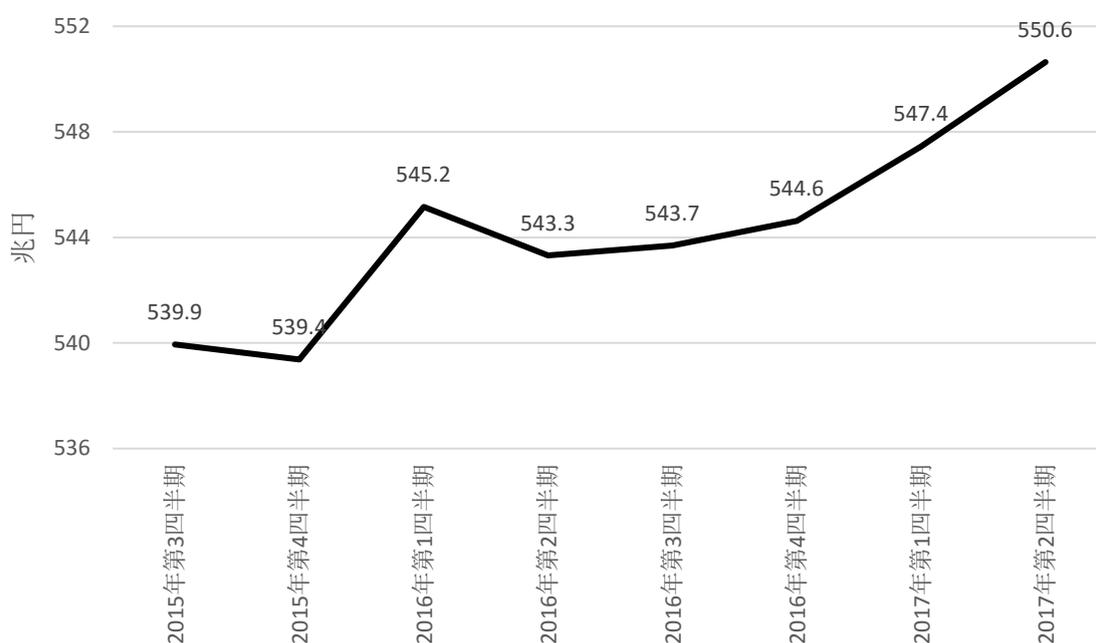


図 8：名目国民総生産



経年減価調整

ヘドニック家賃関数における家賃経年減価の年率は次の表4の通りである。減価率の大きさは名古屋圏で約 1.13%、大阪圏で約 1.02%、東京圏で約 0.94%の順で、どの都市圏でもおおよそ年率 1%程度である。この推計値はヘドニック推計によるものなので、観測される特性は 1 年の築年数の違いを除きすべて同一の二物件の間には、約 1%の家賃の差があることを意味している。本研究での経年減価率の推計値は、総務省統計局物価統計室(2018)が 2008 年、2013 年の住宅・土地統計調査を用いて推計した値とほぼ一致している。したがって、限界家賃指数の伸び率と消費者物価指数の伸び率の間の年平均約 1.3%の乖離のうちの約 1%分は、経年減価によって説明できる。残りの約 0.4%の違いが、この分析期間に特有のものなのか、時期によらず常に存在するのかの検証は、今後の研究に俟たなくてはならない。

表 4：家賃の経年減価率（築年数の係数）

	民営家賃	持家の帰属家賃
東京圏	0.0096	0.0091
大阪圏	0.0098	0.0105
名古屋圏	0.0114	0.0112

推計方法による指数の差

図9-11は、推計方法による家賃指数の差を示したものである。Full sample (unweighted)は、民営借家および持家のストックへのマッチングを行わず、賃貸標本全体からヘドニック家賃関数を推計したものである。東京圏（図9）を見ると、マッチングを行わない指数は総じてマッチングを行った指数よりも高い水準にあり、また指数の上下動が大きいため、国民総生産との関係が若干明確ではない。特に、2016年2月から10月までの動きは荒く、Bootstrapで見られるような継続的な家賃の停滞は確認できない。

Full sample (weighted)は、ストック標本全体に毎月の賃貸標本をマッチさせたもので、民営借家（パネルA）ではBootstrapと近い動きをしているが、持家の帰属家賃では上下動が大きい。しかし、2年間の平均家賃変化率としては、総じて推計方法の影響は大きくないことが確認される。これは、それぞれの都市圏において、民営借家の平均的な特性を有する物件の家賃も、持家の平均的特性を有する物件の家賃も、分析期間においてはほぼ同様の変動をしていることを意味する。住宅賃貸市場が、専有面積や建て方によって分断されていれば家賃変動に大きな差が出ることもありうるが、我が国においては共通の要因（例えば国内総生産に代表されるような住宅需要要因）が幅広い住宅の家賃を動かす主要因となっていると考えられる。

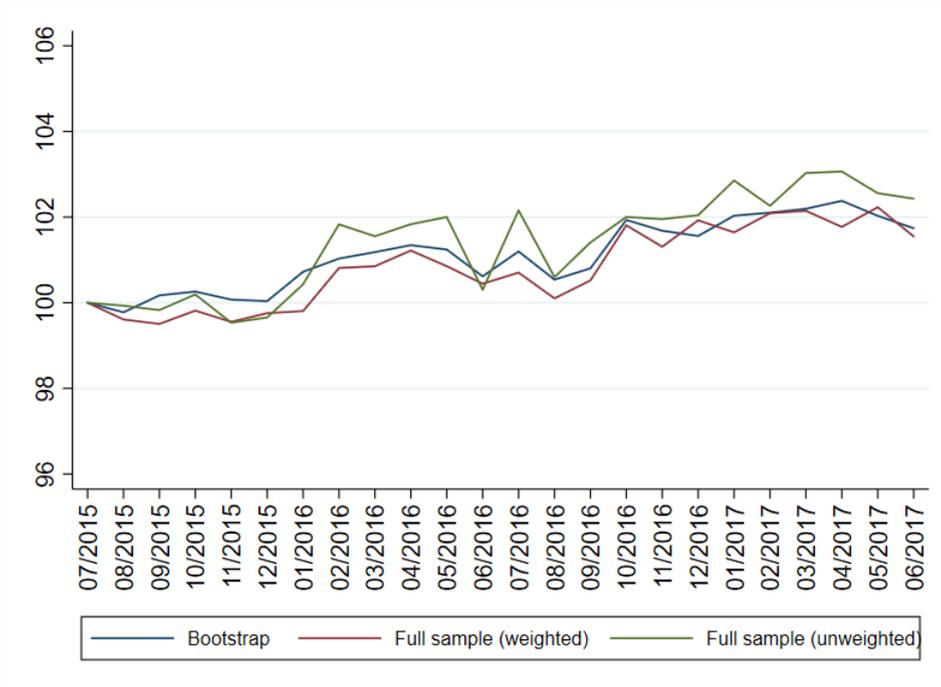
同様の傾向は、大阪圏（図10）。名古屋圏（図11）でも見られるが、東京圏でよりも差異が大きい。特に大阪圏では2016年1月から2016年9月までの期間、および2017年1月の水準が、三つの手法により大きく異なっている。特に家賃が天井と底を付ける時期がずれているため、市場環境の分析に影響するものと考えられる。名古屋圏においても、天井と底のタイミング、指数のボラティリティなどが手法により大きく異なっている。例えば、持家の帰属家賃（図11パネルB）において、2016年10月には、マッチングなしのFull Sample (unweighted)では家賃上昇局面となっているのに対し、マッチングしたBootstrapでは2015年7月と同じ水準で底を付けている。さらに、ストック全標本とマッチさせたFull Sample (weighted)では、毎月繰り返される上下2%の変動の底で指数が約98となっている。

全体として、マッチングの有無で、家賃指数の短期的な変動は異なる挙動を取る。また、ストック標本全体にマッチさせた指数は、特定の物件への高い依存によって指数が不安定化する。したがって、ブートストラップでストック標本にマッチさせたうえでヘドニック家賃関数を推計する手法の優位性が確認される。

表5は、推計された家賃指数の数値を、ブートストラップと全サンプルの別に掲載したものである。表6は全サンプルでマッチングした標本のヘドニック家賃関数推計結果である。

図 9：推計方法による指数の差（東京圏）

A. 民営



B. 帰属

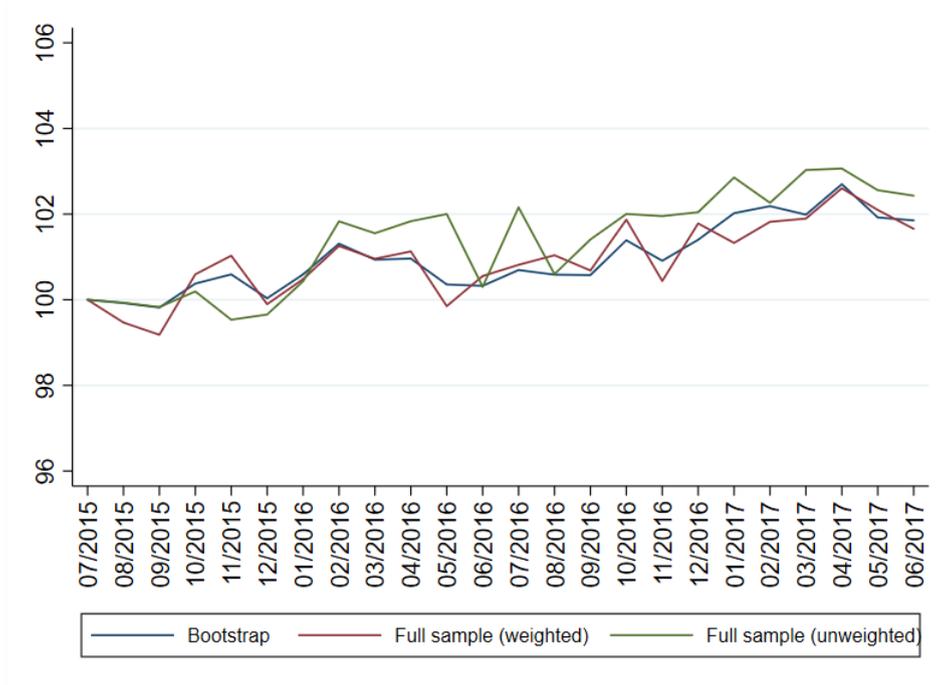


図 10：推計方法による指数の差（大阪圏）

A. 民営



B. 帰属

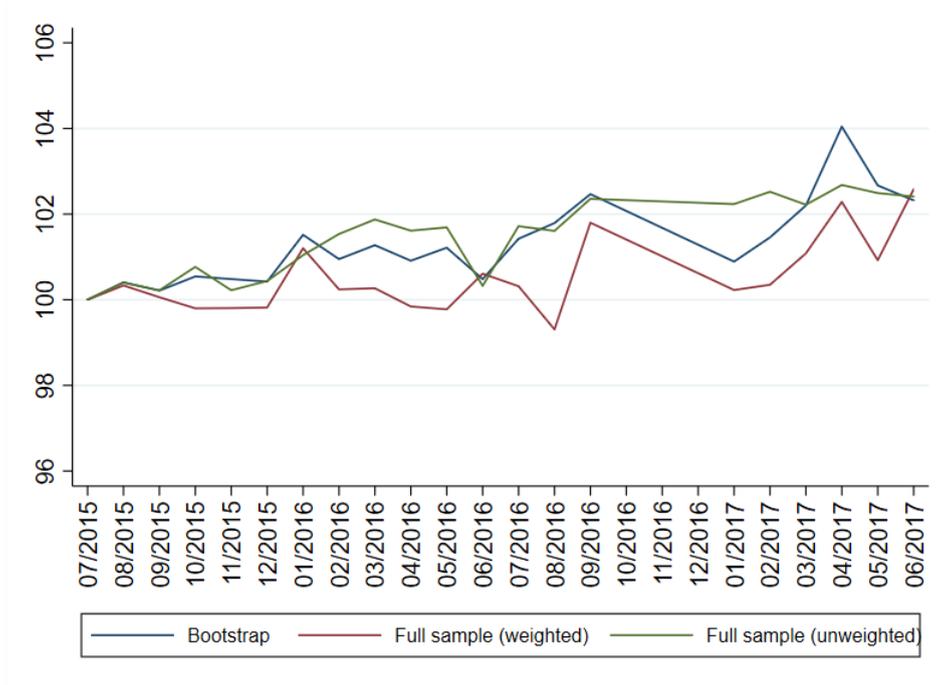


図 1 1 : 推計方法による指数の差 (名古屋圏)

A. 民営



B. 帰属

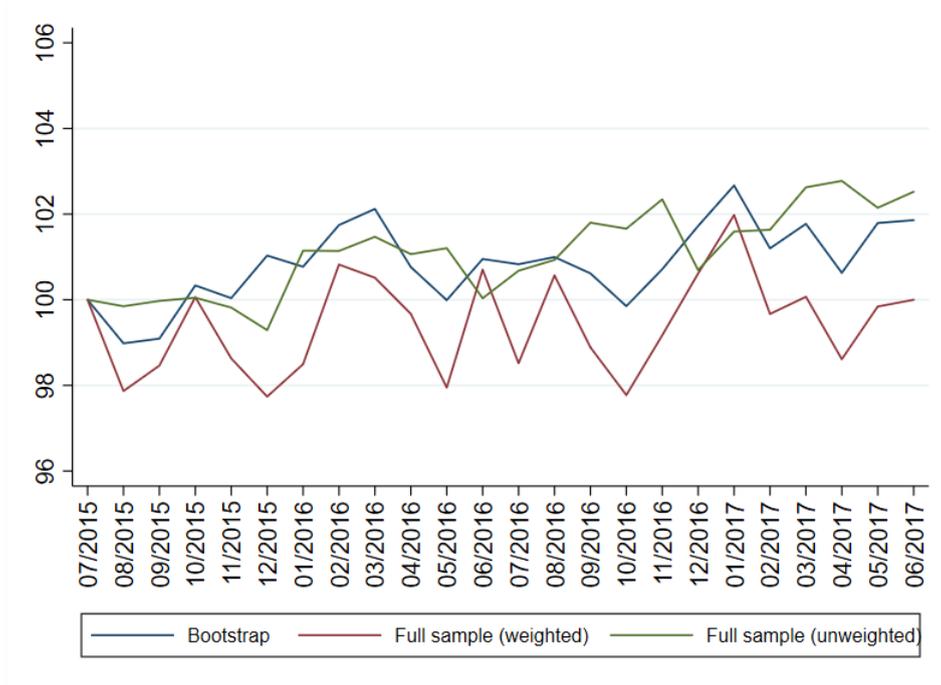


表5：限界家賃指数

A. ブートストラップ

	東京圏		大阪圏		名古屋圏	
	民営	持家帰属	民営	持家帰属	民営	持家帰属
2015/07	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2015/08	99.78	99.92	100.46	100.41	100.25	98.98
2015/09	100.17	99.82	100.46	100.21	100.59	99.09
2015/10	100.26	100.38	100.35	100.54	100.09	100.33
2015/11	100.07	100.59	100.13	100.48	100.46	100.04
2015/12	100.04	100.03	100.24	100.42	100.11	101.03
2016/01	100.72	100.59	100.66	101.52	101.50	100.77
2016/02	101.03	101.31	100.82	100.95	101.15	101.74
2016/03	101.18	100.94	101.01	101.27	101.46	102.12
2016/04	101.34	100.96	100.75	100.91	100.79	100.76
2016/05	101.24	100.36	100.89	101.21	101.78	99.99
2016/06	100.62	100.33	100.23	100.48	101.15	100.95
2016/07	101.20	100.69	101.08	101.42	101.12	100.83
2016/08	100.54	100.59	100.87	101.79	101.47	101.00
2016/09	100.80	100.58	101.95	102.47	101.56	100.62
2016/10	101.93	101.39			102.09	99.85
2016/11	101.68	100.91			102.63	100.71
2016/12	101.56	101.40			101.66	101.72
2017/01	102.03	102.02	101.85	100.89	102.18	102.67
2017/02	102.10	102.19	101.86	101.46	102.29	101.20
2017/03	102.20	101.99	101.86	102.20	102.43	101.77
2017/04	102.38	102.70	101.95	104.04	102.35	100.63
2017/05	102.03	101.92	101.53	102.67	102.66	101.79
2017/06	101.74	101.85	101.77	102.32	102.84	101.86

B. 全サンプル (マッチング)

	東京圏		大阪圏		名古屋圏	
	民営	持家帰属	民営	持家帰属	民営	持家帰属
2015/07	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2015/08	99.61	99.47	101.38	100.33	100.36	97.87
2015/09	99.50	99.18	100.29	100.06	99.52	98.46
2015/10	99.82	100.59	100.50	99.80	99.47	100.06
2015/11	99.55	101.03	100.73	99.80	99.93	98.63
2015/12	99.76	99.90	100.55	99.82	98.86	97.74
2016/01	99.80	100.48	101.39	101.20	100.10	98.50
2016/02	100.81	101.26	101.25	100.24	101.45	100.82
2016/03	100.85	100.96	100.68	100.27	100.68	100.51
2016/04	101.22	101.13	100.80	99.84	100.03	99.67
2016/05	100.85	99.85	100.71	99.78	100.68	97.95
2016/06	100.44	100.55	100.29	100.61	101.32	100.70
2016/07	100.70	100.82	100.58	100.32	100.06	98.52
2016/08	100.10	101.04	101.01	99.31	100.49	100.57
2016/09	100.52	100.68	101.77	101.80	100.38	98.89
2016/10	101.81	101.87			101.52	97.77
2016/11	101.31	100.44			101.71	99.17
2016/12	101.92	101.78			100.57	100.61
2017/01	101.64	101.33	101.98	100.23	101.67	101.98
2017/02	102.09	101.82	101.83	100.35	101.50	99.67
2017/03	102.15	101.90	102.15	101.08	101.61	100.07
2017/04	101.77	102.60	101.94	102.29	101.25	98.61
2017/05	102.23	102.10	101.16	100.92	102.08	99.84
2017/06	101.55	101.66	102.00	102.58	102.70	100.00

表6：ヘドニック家賃関数の推計結果

4. 東京圏

	東京圏					
	民営借家 (マッチ後)			持家 (マッチ後)		
	Coef.	Std. Err.	p-value	Coef.	Std. Err.	p-value
駅からの距離1	-0.00006	0.00000	0	-0.00008	0.00000	0
駅からの距離2	-0.00001	0.00000	0	-0.00001	0.00000	0
専有面積	0.01566	0.00001	0	0.01188	0.00001	0
建物階数	0.00499	0.00004	0	0.00682	0.00004	0
部屋階数	0.01002	0.00005	0	0.00569	0.00003	0
築年数	-0.00977	0.00001	0	-0.00921	0.00001	0
建て方 (ベース：共同住宅)						
アパート	-0.00095	0.00046	0.037	-0.01501	0.00072	0
一戸建	0.07388	0.00081	0	0.07807	0.00069	0
テラスハウス	-0.01379	0.00065	0	0.01419	0.00064	0
タウンハウス	-0.00461	0.00259	0.075	0.02679	0.00116	0
建物構造 (ベース：木造)						
ブロック	0.05445	0.00439	0	-0.03125	0.01098	0.004
鉄骨造	0.05039	0.00046	0	0.02537	0.00069	0
RC	0.06321	0.00048	0	0.06257	0.00064	0
SRC	0.05786	0.00057	0	0.05423	0.00068	0
PC	0.03039	0.00086	0	0.02083	0.00113	0
HPC	0.10332	0.00161	0	0.02221	0.00606	0
その他	0.04834	0.00161	0	0.04442	0.00300	0
軽量鉄骨	0.02358	0.00027	0	-0.00938	0.00046	0
ALC	0.00065	0.00101	0.518	-0.02135	0.00219	0
鉄筋ブロック	0.03404	0.00638	0	-0.08775	0.02364	0
間取りタイプ (ベース：1R)						
1#K	0.05200	0.00023	0	0.00934	0.00063	0
1#DK	0.08341	0.00036	0	0.08941	0.00077	0
1#LDK	0.12983	0.00037	0	0.19159	0.00059	0
2#R	-0.62092	0.01194	0	-0.72076	0.04603	0
2#K	0.09256	0.00045	0	0.10953	0.00090	0
2#DK	0.10113	0.00036	0	0.15894	0.00060	0
2#LDK	0.07840	0.00047	0	0.19917	0.00061	0
3#R	0.00000 (empty)			0.00000 (empty)		
3#K	0.05990	0.00113	0	0.15321	0.00090	0
3#DK	0.05377	0.00052	0	0.16466	0.00064	0
3#LDK	0.04182	0.00060	0	0.19892	0.00065	0
4#R	0.00000 (empty)			0.00000 (empty)		
4#K	0.06290	0.00307	0	0.21835	0.00124	0
4#DK	0.00683	0.00143	0	0.17125	0.00084	0
4#LDK	0.00181	0.00140	0.197	0.18994	0.00081	0
即入居可						
相談	-0.00960	0.00026	0	-0.00041	0.00026	0.112
期日指定	0.01195	0.00017	0	-0.00016	0.00019	0.395
定数	10.75297	0.00072	0	10.88012	0.00097	0
N	3,376,282			3,115,544		
Adj. R-squared	0.9162			0.9137		

B. 大阪圏

	大阪圏					
	民営借家 (マッチ後)			持家 (マッチ後)		
	Coef.	Std. Err.	p-value	Coef.	Std. Err.	p-value
駅からの距離1	-0.00003	0.00000	0	-0.00004	0.00000	0
駅からの距離2	-0.00001	0.00000	0	0.00000	0.00000	0
専有面積	0.01522	0.00002	0	0.01071	0.00001	0
建物階数	0.00611	0.00007	0	0.00914	0.00006	0
部屋階数	0.00727	0.00007	0	0.00770	0.00005	0
築年数	-0.00983	0.00001	0	-0.01021	0.00001	0
建て方 (ベース : 共同住宅)						
アパート	0.01632	0.00083	0	-0.03583	0.00142	0
一戸建	0.05324	0.00117	0	0.00327	0.00091	0
テラスハウス	-0.00286	0.00119	0.016	-0.02587	0.00090	0
タウンハウス	0.00353	0.00277	0.204	-0.02993	0.00128	0
建物構造 (ベース : 木造)						
ブロック	0.09892	0.01143	0	0.11980	0.01372	0
鉄骨造	0.03295	0.00087	0	-0.01416	0.00089	0
RC	0.05972	0.00091	0	0.00543	0.00087	0
SRC	0.04732	0.00106	0	-0.02145	0.00093	0
PC	0.08493	0.00282	0	0.00670	0.00199	0.001
HPC	0.06799	0.00370	0	-0.05236	0.02182	0.016
その他	0.00208	0.00283	0.462	-0.00930	0.00232	0
軽量鉄骨	0.02861	0.00070	0	0.02727	0.00075	0
ALC	0.01772	0.00135	0	-0.01856	0.00306	0
鉄筋ブロック	0.01046	0.01015	0.302	0.04738	0.06533	0.468
間取りタイプ (ベース : 1R)						
1#K	0.04874	0.00047	0	-0.03655	0.00132	0
1#DK	0.09497	0.00061	0	0.04337	0.00153	0
1#LDK	0.15569	0.00065	0	0.15175	0.00110	0
2#R	0.41536	0.12611	0.001	0.00000 (empty)		
2#K	0.07259	0.00100	0	0.02652	0.00201	0
2#DK	0.10763	0.00068	0	0.11163	0.00113	0
2#LDK	0.09388	0.00079	0	0.16112	0.00107	0
3#R	0.00000 (empty)			0.00000 (empty)		
3#K	0.09474	0.00183	0	0.10715	0.00149	0
3#DK	0.06602	0.00092	0	0.11913	0.00112	0
3#LDK	0.04380	0.00096	0	0.15606	0.00109	0
4#R	0.00000 (empty)			0.00000 (empty)		
4#K	0.10847	0.00345	0	0.15721	0.00172	0
4#DK	0.02289	0.00185	0	0.13407	0.00122	0
4#LDK	0.01328	0.00167	0	0.15331	0.00119	0
即入居可						
相談	0.00882	0.00050	0	0.00818	0.00039	0
期日指定	0.01173	0.00034	0	0.00666	0.00034	0
定数	10.51836	0.00133	0	10.75636	0.00162	0
N	1,556,616			1,536,535		
Adj. R-squared	0.8704			0.9155		

C. 名古屋圏

	名古屋圏					
	民営借家 (マッチ後)			持家 (マッチ後)		
	Coef.	Std. Err.	p-value	Coef.	Std. Err.	p-value
駅からの距離1	-0.00003	0.00000	0	-0.00001	0.00000	0
駅からの距離2	0.00000	0.00000	0	0.00000	0.00000	0.832
専有面積	0.01406	0.00002	0	0.01288	0.00002	0
建物階数	0.00972	0.00008	0	0.01051	0.00009	0
部屋階数	0.00648	0.00009	0	0.00582	0.00007	0
築年数	-0.01138	0.00001	0	-0.01201	0.00002	0
建て方 (ベース : 共同住宅)						
アパート	-0.00364	0.00055	0	-0.00314	0.00157	0.045
一戸建	0.14832	0.00131	0	0.17192	0.00121	0
テラスハウス	-0.02211	0.00095	0	0.00062	0.00100	0.534
タウンハウス	-0.04100	0.00186	0	0.00741	0.00136	0
建物構造 (ベース : 木造)						
ブロック	-0.02844	0.00667	0			
鉄骨造	0.02680	0.00059	0	0.03675	0.00111	0
RC	0.03245	0.00070	0	0.03299	0.00105	0
SRC	0.02097	0.00099	0	0.01560	0.00124	0
PC	-0.02218	0.00195	0	-0.00978	0.00444	0.028
HPC	0.01873	0.01168	0.109	0.18521	0.06342	0.003
その他	0.05878	0.00434	0	0.06459	0.01237	0
軽量鉄骨	0.04936	0.00056	0	0.04249	0.00105	0
ALC	0.03297	0.00279	0	0.00532	0.01050	0.612
鉄筋ブロック	-0.01364	0.01275	0.285			
間取りタイプ (ベース : 1R)						
1#K	0.03192	0.00052	0	-0.06077	0.00210	0
1#DK	0.04563	0.00074	0	-0.03939	0.00261	0
1#LDK	0.10076	0.00067	0	0.07382	0.00192	0
2#R	0.00000 (empty)			0.00000 (empty)		
2#K	0.05017	0.00109	0	0.01570	0.00342	0
2#DK	0.06328	0.00076	0	0.04552	0.00203	0
2#LDK	0.03378	0.00084	0	0.02722	0.00189	0
3#R	0.40248	0.04857	0	0.45037	0.03648	0
3#K	0.05623	0.00295	0	0.04817	0.00337	0
3#DK	0.00682	0.00094	0	-0.00789	0.00199	0
3#LDK	0.00918	0.00104	0	0.01094	0.00195	0
4#R	0.00000 (empty)			0.00000 (empty)		
4#K	-0.00900	0.00670	0.179	-0.02108	0.01004	0.036
4#DK	0.02912	0.00193	0	0.01164	0.00219	0
4#LDK	0.05564	0.00170	0	0.03417	0.00210	0
即入居可						
相談	0.00739	0.00068	0	0.01022	0.00079	0
期日指定	0.00217	0.00028	0	-0.00461	0.00041	0
定数	10.48868	0.00130	0	10.59983	0.00248	0
N	945,916			563,534		
Adj. R-squared	0.9044			0.9283		

おわりに

消費者物価の変動性と変化率を適切に把握できる指数の構築は、金融政策、各種取引、労働契約、設備投資決定、消費決定、社会保障制度、など広範な社会活動に必須である。しかし、本研究で構築した限界家賃指数により明らかになったのは、消費者物価指数の主要項目である家賃指数が、現状では著しく平滑化されかつ上昇率を過小評価していることである。マクロ統計に関する従来の認識とは異なり、限界家賃指数には国内総生産と関連した上昇率変動が見られること、限界家賃は都市圏によらず平均的に上昇し一年あたり約1.3%ずつ消費者物価の家賃指数と乖離していること、乖離の主要要因は年率約1%の経年減価であること、民営家賃と持家帰属家賃がほぼ同様に変動すること、が明らかになった。分析対象とした期間は、データ制約により2015年から2017年の2年間だけであるが、本研究が導入した概念と手法を用いて、全国を対象としてより長期間の限界家賃指数の構築が望まれる。

参考文献

- Ambrose, B. W., Coulson, N. E., & Yoshida, J. (2015). THE REPEAT RENT INDEX. *The Review of Economics and Statistics*, 97(5), 939–950. <http://www.jstor.org/stable/43830288>
- Ambrose, Brent W. & Coulson, N. Edward & Yoshida, Jiro, 2018. "Reassessing Taylor rules using improved housing rent data," *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 56(C), pages 243-257.
- AMBROSE, B.W., COULSON, N.E. and YOSHIDA, J. (2022), Housing Rents and Inflation Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12971>
- Cecchetti, S. (2007). Housing in inflation measurement. VOX CEPR's Policy Portal June 13, The Centre for Economic Policy Research.
- Crone, T. M., Nakamura, L. I., and Voith, R. (2010). Rents have been rising, not falling, in the postwar period. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3):628 {642.
- Diewert, W. Erwin, Nakamura, Alice O., 2009. Accounting for Housing in a CPI. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Papers 09-4.
- Diewert, W.E., Nishimura, K.G., Shimizu, C., Watanabe, T., 2020. Measuring the services of durables and owner occupied housing. *Property Price Index: Theor. Pract.* 223–298 Tokyo: Springer Japan.
- Gordon, R. J., Davis, R. G., and Rich, G. (1993). Price Stabilization in the 1990s: Domestic and International Policy Requirements, chapter Measuring the Aggregate Price Level: Implications for Economic Performance and Policy, pages 233 {276. Palgrave Macmillan UK, London.
- Gordon, R.J., van Goethem, T., 2007. Downward bias in the most important CPI component - the case of rental shelter, 1914-2003. In: Vol. 67 of National Bureau of Economic Research Conference Report, University of Chicago Press, pp. 153–195.
- Griliches, Z. and Cockburn, I. (1994). Generics and new goods in pharmaceutical price indexes. *The American Economic Review*, 84(5):1213 {1232.
- International Monetary Fund, International Labour Organization, Statistical Office of the European Union (Eurostat), United Nations Economic Commission for Europe, Organisation for Economic Co-operation and Development, and The World Bank (2020), *The Consumer Price Index Manual: Concepts and Methods*.
- Lane, W.F., W.C. Randolph, and S.A. Berenson, (1988). Adjusting the CPI shelter index to compensate for effect of depreciation. *Mon. Labor Rev.*, pp. 34-37
- Lebow, D. E. and Rudd, J. B. (2003). Measurement error in the consumer price index: Where do we stand? *Journal of Economic Literature*, 41(1):159 {201.
- Lopez, L.A. and J. Yoshida, 2022. Estimating housing rent depreciation for inflation adjustments. *Regional Science and Urban Economics* 95. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2021.103733>.
- Moulton, B. R. and Moses, K. E. (1997). Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index. *Brookings Papers on Economic Activity*, 28(1):305 {366.
- Randolph, W.C., (1988). Housing depreciation and aging bias in the consumer price index. *J. Bus. Econ. Stat.*, 6 (3), pp. 359-371.
- Shapiro, M. D. and Wilcox, D. W. (1996). Mismeasurement in the consumer price index: An evaluation. Working Paper 5590, National Bureau of Economic Research.

Shimizu, C., K. G. Nishimura and T. Watanabe (2010), “Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences,” *Journal of Japanese and International Economy*, 24, 282-299. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jjie.2009.12.006>.

Suzuki, M., Y. Asami, and C. Shimizu (2021) “Housing rent rigidity under downward pressure: Unit-level longitudinal evidence from Tokyo”, *Journal of Housing Economics*, 52, 101762. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhe.2021.101762>.

Shimizu, C., K.G. Nishimura, and T. Watanabe (2016), House prices at different stages of the buying/selling process. *Regional Science and Urban Economics* 59: 37-53. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.04.001>.

Verbrugge, R., Poole, R., 2010. “Explaining the rent–OER inflation divergence, 1999–2007. *Real Estate Econ.* 38 (4), 633–657.

株式会社 LIFULL (2015), LIFULL HOME'S データセット. 国立情報学研究所情報学研究データリポジトリ. <https://doi.org/10.32130/idr.6.0>

総務省統計局 (2021), 2020年基準消費者物価指数の解説

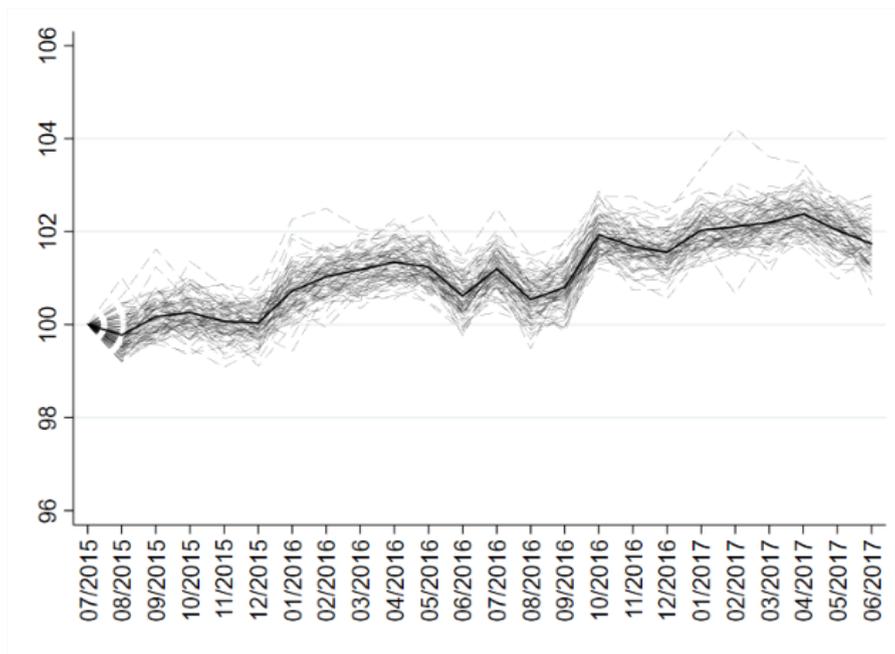
総務省統計局物価統計室 (2018), 借家家賃の経年変化について－消費者物価指数における家賃の品質調整に関する調査研究－

西村清彦 (2018) 不動産価格統計を取り巻く国際的議論. *土地総合研究* 2018年秋号 3-7.

Appendix

図 A1：ブートストラップによる家賃指数の推計結果（東京圏）

A. 民営



B. 帰属

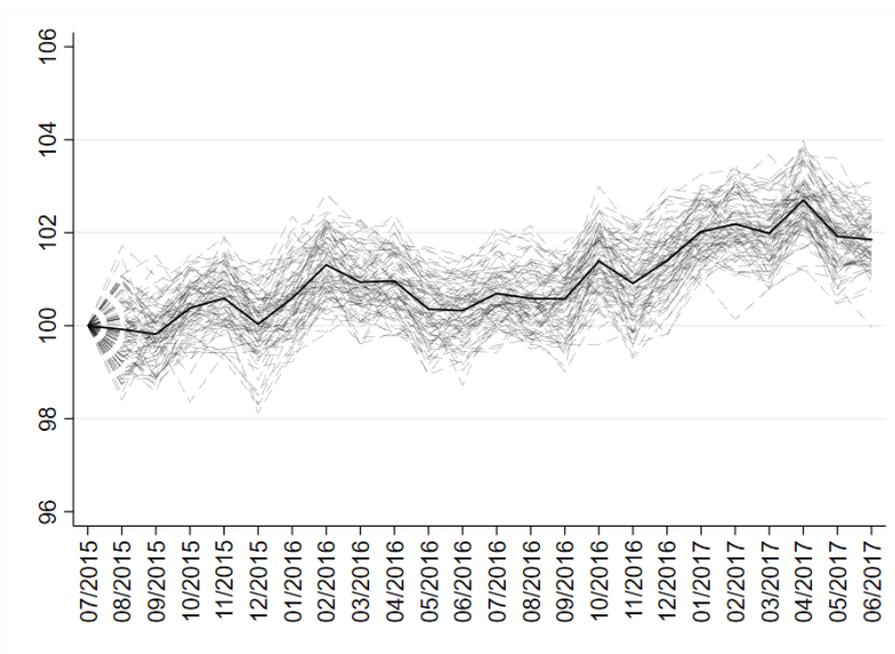
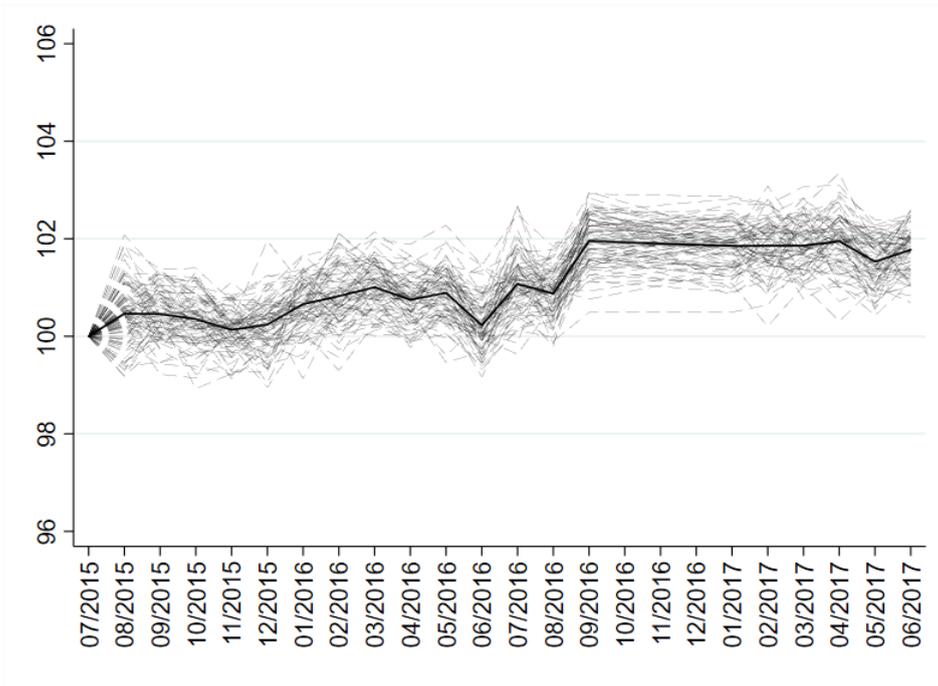


図 A2：ブートストラップによる家賃指数の推計結果（大阪圏）

A. 民営



B. 帰属

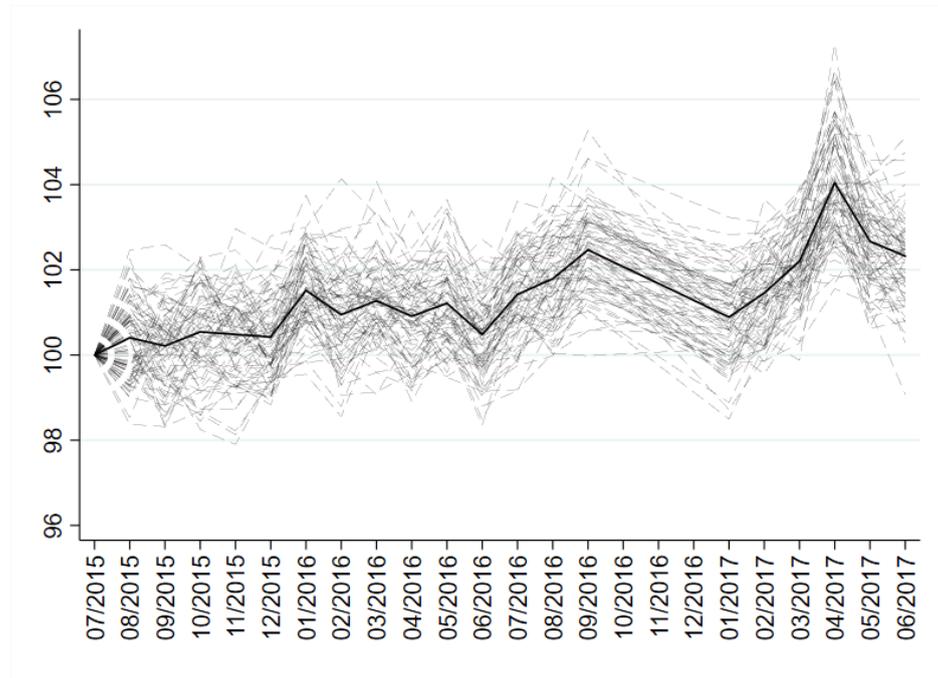
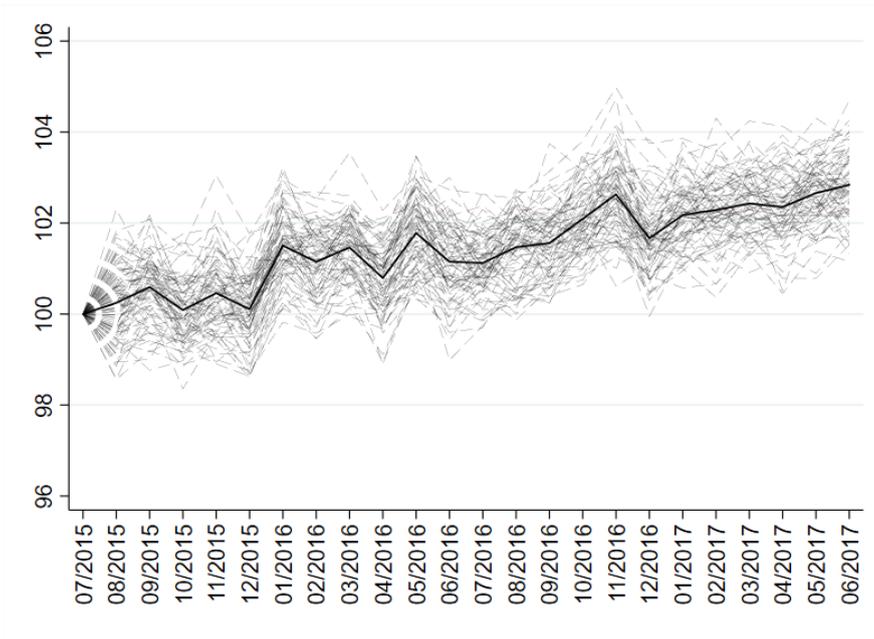


図 A3：ブートストラップによる家賃指数の推計結果（名古屋圏）

A. 民営



B. 帰属

