

No. DP 20-015

SSPJ Discussion Paper Series

戸建住宅建築デフレーターの推計

才田 友美

2021年1月



Grant-in-Aid for Scientific Research (S) Gran Number 16H06322 Project

Service Sector Productivity in Japan

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University

2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603 JAPAN

<http://sspj.ier.hit-u.ac.jp/>

戸建住宅建築デフレーターの推計

2021年1月

才田 友美

(大阪大学大学院国際公共政策研究科)

1 はじめに

デフレーターとして利用する物価指数は、対象となる財・サービス金額の名目額と、算出範囲において平仄が合っていることが重要な条件である。しかし、第三章で論じたように、我が国建設業の物価指数は投入コスト型（インプット型）建設物価指数¹しか存在していない。つまり、建築物という生産物をデフレートする際に、中間投入と雇用者報酬のみを対象範囲（産出額の86%<2016年>）として物価指数を作成している。本来、デフレーターとして求められるアウトプット型指数との対比においては、営業余剰、固定資本減耗、税等の、残る付加価値部分（同14%）は、物価指数の対象外になってしまっており、結果として、物価指数と名目産出額では、算出範囲が一致していないことになる。建設業は、GDPに占めるシェアが高く、資本ストックに占める建設投資のシェアも高いことから、建設業の価格指数の歪みがSNA全体の歪みとなって表れているといえる。

また、全要素生産性（TFP）の計算においても、投入コスト型物価指数の使用は問題がある。TFPは、実質生産量の成長率と実質投入量の成長率の差と定義されるが、産出＝投入アプローチでアウトプットを計測する場合には、TFPの上昇率は定義によりゼロになる。従って、このアプローチには、生産性を計測する上で根本的な制約がある。

このように、産出物そのものの価格の推移を捉えるアウトプット型の価格指数が必要であることは認識されてきたものの、指数作成における様々なハードルが存在するため、これまでは投入コスト型で代用されてきたという背景がある。第三章で、我が国について作成可能な価格指数を検討した結果、現時点では、アウトプット型価格指数の作成へ向けたハードルは低くないものの、住宅・非住宅建物については、「層別化アプローチ」ないしは「ヘドニック・アプローチ」が有望であり、一定精度の物価指数が作成できる可能性があるとの結論を得た。

そこで、本章においては、有望なアプローチの中から、ヘドニック・アプローチを採用し、国土交通省の「不動産取引価格情報」の個票データを用いて、戸建住宅の建築デフレーター推計を試みることにした²。

¹ 具体的には、総生産コストを名目生産額とし、また生産のために投入された生産要素価格（賃金率、資本コスト、中間投入の価格）の加重平均値を物価指数として、総生産コストをこの物価指数で割ることで算出した生産要素投入指数を実質生産指数の代わりに使っている。

² アウトプットベースの価格指数の作成方法としては、建設業者へのアンケート調査などのマイクロ情報を用いて、価格情報及び建設業者の利潤を積み上げて作成する方法（モデル価格アプローチ、細分化アプローチ等）もあるが、本稿では、取引データからのアプローチを採った。「不動産取引価格情報」のデータは不動産開発業者の分譲マージンを含めた価格であるため、産出物価としての解釈には一定の留保が必要であるが、現存する統計データの中でも、カバレッジやデータ件数の豊富さを勘案すると、当該価格情報をデフレーターの推計へ活用することは、検討に値すると考えられる。

2 海外における不動産価格指数

政府機関によってヘドニック・アプローチにより品質を調整した不動産物価指数が作成されている国は複数ある（表1）。ヘドニック・アプローチとは、ある基準時点から財の品質を一定に保った場合の物価変動を捕捉する「品質調整済み物価指数」を算出する枠組みの1つである。具体的には、財の価格はその財の品質を表す様々な属性に依存していると考え、属性ごとの金額換算値を求め、品質調整を行う。

もっとも、いずれの地域においても、土地と建物を一体として扱った住宅の価格指数であり、建築物自体の指数ではない。また、GDPの計測に直接用いられている国は、米国とフランス（住宅のみ）、カナダ（住宅のみ）に限定されているのが現状である。わが国でも、国土交通省による「不動産価格指数」はヘドニック法により質の調整が行われているものの、GDPの計測には直接用いられていない。

表1 各国におけるヘドニック型住宅価格指数

| 地域 | 名称 | 作成機関 |
|-----|--|--------------------------------|
| 米国 | Census Bureau price index for new one-family/multifamily houses under construction | Census Bureau |
| 英国 | House Price Indexes | Office for National Statistics |
| カナダ | New Housing Price Index | Statistics Canada |
| ドイツ | Residential Property Price Indices | Federal Statistical Office |
| E U | House price index | Eurostat |
| 日本 | 不動産価格指数（住宅） | 国土交通省 |

3 先行研究

各国で建設関連のデフレーターを推計する際に採用しているヘドニック関数は、いずれも土地と建物を一体として扱っており、下記のような関数形に基づき、属性としては、土地および建物の特性を表す変数が使用されている。

$$p_i = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,j} + \sum_{k=1}^m \delta_k d_{i,k} + \sum_{t=1}^T \gamma_t TD_{i,t} + u_i$$

p_i : 建築物*i*の平米単価、 α : 定数項、 $x_{i,j}$: 土地/建築物*i*の第*j*番目の属性（数値）、

β_j : 数値データのパラメーター、 $d_{i,k}$: 土地/建築物*i*の第*k*番目の属性 (ダミー)、
 δ_k : ダミー変数のパラメーター、 $TD_{i,t}$: 土地/建築物*i*の調査時点 *t* (タイムダミー)、
 γ_t : タイムダミーのパラメーター (品質調整済みの物価をあらわす)、
 u_i : 誤差項

近年、我が国でも、ヘドニック・アプローチによるアウトプット型建築物価指数の推計が試みられている。舘・清水・肥後 (2019) は、国土交通省「建築着工統計」の月次データ (非公表の個票データ、2005 年~2018 年) を用いて、住宅・木造/非木造、非住宅・木造/非木造の物価指数の試算を行っている³。関数形は片側対数線形で、被説明変数は、工事費予定額/床面積である。説明変数は、例として表 2 に住宅・木造に用いられているものを掲載する。

表2 住宅・木造の説明変数

| |
|---|
| <ul style="list-style-type: none"> ・タイムダミー ・都道府県ダミー ・用途ダミー (使途別には分割せずに、産業分類ごとに変数を定義) ・建築主ダミー ・資本金区分ダミー ・都市計画区分ダミー ・建築工法ダミー ・新設住宅の資金ダミー ・建て方ダミー ・利用関係ダミー ・除去住宅ダミー ・棟区分ダミー ・小番号ダミー ・地下階数ダミー (地下1階以下ダミー、2階以下ダミー) ・地上階数ダミー (2階以上ダミー、3階以上ダミー) |
|---|

³ 彼らは、ヘドニック・アプローチに加え、細分化アプローチでも建築物価指数の試算を行っている。このアプローチは、建築物の工法や構造などの属性を基準として、データを層化・細分化し、セグメントごとに、該当する全物件の工事費予定額と床面積を合計し、価格データを算出、指数化するものである。ヘドニック・アプローチよりも、更に詳細な建築物の属性情報が必要である。建築着工統計は、建築工事届を基礎資料とする悉皆統計であり、データ件数が多いことや建物だけの産出価格データが利用可能であるのが大きなメリットである。本稿で利用した取引事例データからは、建築着工統計に匹敵する詳細な属性データは得られないため、細分化アプローチは適用できない。

- 工事予定期間(数値データ)
- 床面積の合計(数値データ)
- 敷地面積(数値データ)
- 住宅の戸数(数値データ)
- 除去住宅ダミー×床面積の合計(数値データ)

こうして試算された指数のうち、本稿の分析対象である木造住宅については、2014年頃までは、建設工事費デフレーターよりも高い水準であったものの、それ以降は、相対的に水準が低いという結果が得られている。

一方、土地と建物を明示的に分離したモデルに基づき、指数を算出する試みが近年活発化してきており、代表的な研究として Diewert, de Haan and Hendriks(2011)、Diewert and Shimizu(2015, 2016, 2017)などが挙げられる。上述の先行研究内で用いられている住戸の売却価格を建物部分と土地部分に分離した推計モデル (Builder's model と呼ばれる) は以下のとおりである。

$$p_n^t = \beta^t L_n^t + \gamma^t S_n^t + \varepsilon_n^t$$

$$L_n^{t*} = \left[1 + \sum_{k=1}^K X_{nk}^t \mu_k \right] L_n^t$$

$$S_n^{t*} = \left[1 + \sum_{m=1}^M Y_{nm}^t \gamma_m \right] S_n^t$$

いずれも t 年の不動産 n について、 P_i^t は価格、 L_n^t は土地面積、 S_n^t は建物延べ床面積、 X_{nk}^t は土地の属性、 Y_{nm}^t は建物の属性である。

実際にカナダでは Builder's model に基づき、コンドミニアムの価格指数を導出する試みを行っている⁴。しかし、安定的な推計値が得られず、更なる検討が必要であるとの見解を示しており、当該手法の実用は発展途上である (Burnett-Isaacs et al. (2015))。更に、この手法はこれまで土地の価格指数を得ることを目的とする研究で採用されており、建物の価格指数を求める手法として適しているのか、という検証も残っている。本研究ではこのモデルに基づいた推計も行ったが、安定的な結果は得られなかった。こういった状況を踏まえ、本研究ではドイツ等に倣い、立地の影響を明示的に扱ったシンプルなヘドニック関数での推計を報告することとした。

⁴作成機関：Statistics Canada、指数名：New Condominium Apartment Price Index (NCAPI)、対象データ：Canadian real board database (2005-2009年の4階以上のマンション)

4 分析手法

上述の通り、我が国の不動産価格の指数の一つに、「国土交通省・不動産価格指数（住宅・商業不動産）」がある。当該指数は、年間 20 万件を超える不動産の取引価格情報を下に、全国・ブロック別・都市圏別・都道府県別に不動産価格の動向を指数化したもので、不動産の取引状況を把握するうえで非常に有用な指標である。ただし、当該指数の利用は、(1) 現行 SNA の建設デフレーターと対象品目が異なること、(2) 価格指数に地価要因が含まれていること、から現行 SNA の建設デフレーターとの比較に於いて適していない。については、「不動産価格指数」の基となる「不動産取引価格情報」の個票データを用い、戸建物件について、立地属性情報を活用したヘドニック・アプローチで地価要因を除いた建築デフレーターを直接的に計測する。

4.1 使用データ

本分析で使用するデータは、国土交通省「不動産取引価格情報」の 2008 年 4 月～2016 年 6 月（登記原因日ベース）の「宅地・宅地見込み地」のデータであり、全国がカバーされている。不動産の登記情報に基づき、国土交通省が登記を行なった主体にアンケートを送付し、記入してもらったものをデータベース化したものである。収録されている取引価格は、(1) 土地のみ、(2) 土地及び建物、(3) 建物のみ の 3 パターンである。また、不動産仲介料は含まない、つまり、構築物の「購入者」価格ではなく、「生産者」価格のデータとなっており、産出物価の概念と一致している。

○データ件数

各年約 20 万件を超える取引事例データの提供を受け、そのうち築年数が把握できるサンプルは、およそ半数の各年 10 万件程度であった（図 2）。2016 年は 6 月までのデータであるため、データ件数が少なくなっており、分析結果の解釈には一定の留保が必要となる。

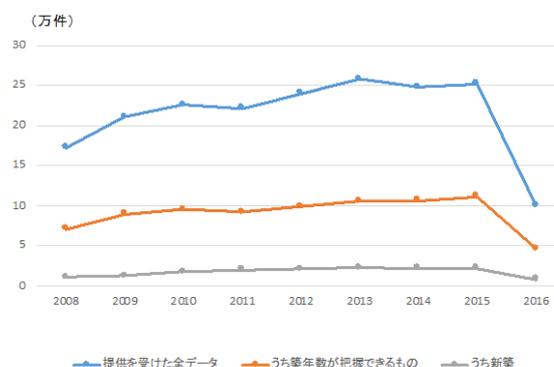


図 2 データ件数

本研究では、減耗による建物価格の変動の影響を除去するため、新築物件（築年数がゼロ年）に対象を限定する。また、アウトライヤーとして（1）「特殊な取引事情あり」との記載（買進み、売急ぎなど）があるもの、（2）物件の平米単価が100万円未満もしくは10億円以上のもの、（3）土地の平米単価が1万円未満もしくは80万円以上のもの、（4）建物の延べ床面積が200㎡以上のものをサンプルから除去した。以降、これらを除去したデータについて、特性をみていく。

○都道府県別データ数

首都圏を中心とした大都市のサンプルが相対的に多い。また、建物の種別にみると、木造住宅のサンプルが大部分を占めている（表3）。

表3 都道府県別・建物種別のデータ件数

| | 住宅計 | 住宅 | |
|------|-------|-------|------|
| | | 木造 | 非木造 |
| 北海道 | 3886 | 3886 | 350 |
| 青森県 | 248 | 248 | 45 |
| 岩手県 | 347 | 347 | 52 |
| 宮城県 | 2969 | 2969 | 290 |
| 秋田県 | 360 | 360 | 22 |
| 山形県 | 316 | 316 | 21 |
| 福島県 | 1147 | 1147 | 205 |
| 茨城県 | 2059 | 2059 | 450 |
| 栃木県 | 2155 | 2155 | 180 |
| 群馬県 | 2246 | 2246 | 160 |
| 埼玉県 | 18536 | 18536 | 571 |
| 千葉県 | 9847 | 9847 | 553 |
| 東京都 | 25632 | 25632 | 640 |
| 神奈川県 | 21305 | 21305 | 574 |
| 新潟県 | 666 | 666 | 35 |
| 富山県 | 416 | 416 | 33 |
| 石川県 | 143 | 143 | 8 |
| 福井県 | 192 | 192 | 26 |
| 山梨県 | 406 | 406 | 81 |
| 長野県 | 698 | 698 | 214 |
| 岐阜県 | 1747 | 1747 | 145 |
| 静岡県 | 3147 | 3147 | 480 |
| 愛知県 | 17097 | 17097 | 1540 |
| 三重県 | 1361 | 1361 | 320 |
| 滋賀県 | 1653 | 1653 | 213 |
| 京都府 | 4588 | 4588 | 225 |
| 大阪府 | 14560 | 14560 | 814 |
| 兵庫県 | 7581 | 7581 | 767 |
| 奈良県 | 2060 | 2060 | 125 |
| 和歌山県 | 825 | 825 | 95 |
| 鳥取県 | 46 | 46 | 16 |
| 島根県 | 98 | 98 | 8 |
| 岡山県 | 678 | 678 | 233 |
| 広島県 | 2403 | 2403 | 488 |
| 山口県 | 416 | 416 | 205 |
| 徳島県 | 184 | 184 | 9 |
| 香川県 | 589 | 589 | 60 |
| 愛媛県 | 667 | 667 | 112 |
| 高知県 | 277 | 277 | 32 |
| 福岡県 | 5527 | 5527 | 707 |
| 佐賀県 | 212 | 212 | 44 |
| 長崎県 | 289 | 289 | 52 |
| 熊本県 | 1101 | 1101 | 135 |
| 大分県 | 497 | 497 | 123 |
| 宮崎県 | 400 | 400 | 30 |
| 鹿児島県 | 582 | 582 | 67 |
| 沖縄県 | 2 | 2 | 16 |

○ 築年数

築年数の分布をみると、築0年～1年の物件の取引が占める割合が最も多いことがわかる（図3）。前述の通り、減耗やメンテナンスによる価格変動を除いた、建物の純粋な価格変動を捉えるため、推計には新築物件（築0年）のサンプルのみを使用した。

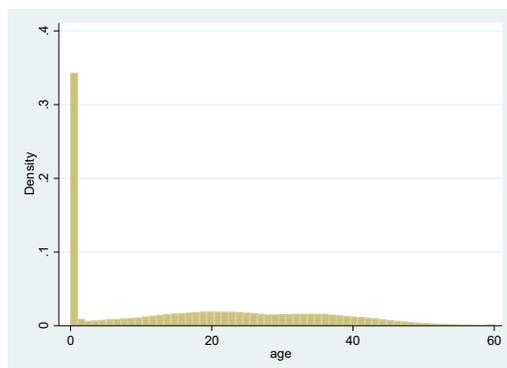


図3 築年数の分布

| | 平均 | 標準誤差 | 最小値 | 最大値 |
|-----|-------|-------|-----|-----|
| 築年数 | 17.04 | 16.16 | 0 | 90 |

○ 建物延べ床面積

図4から分かるように、平均を100㎡とする分布となっている。平成28年国土交通省「住宅着工統計」による着工新設住宅の一戸当たり床面積は、持ち家は121.8㎡、分譲は91.0㎡であり、本分析のサンプルは分譲型に近い性質を持っている。この、サンプルの大部分を占める都市圏で、分譲住宅の持家住宅に対する割合が相対的に高いことから、サンプルにおいても分譲住宅の割合が高くなっていると考えられる（表3）。

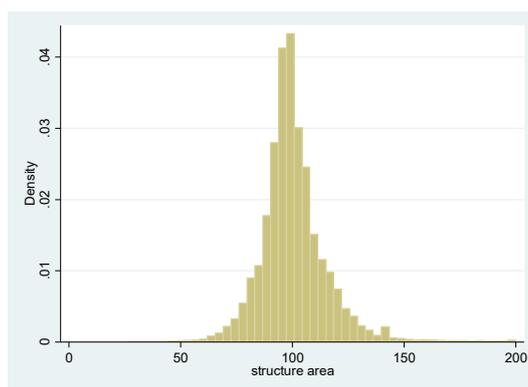


図4 建物延べ床面積のサンプル分布

| | 平均 | 標準誤差 | 最小値 | 最大値 |
|---------|--------|-------|-------|-----|
| 建物延べ床面積 | 100.74 | 15.33 | 26.61 | 200 |

表3 分譲・持家比率（倍）

| | |
|-------|------|
| 首都圏 | 1.62 |
| 中部圏 | 0.55 |
| 近畿圏 | 0.95 |
| その他地域 | 0.37 |

（資料）住宅着工統計「着工新設住宅床面積：利用関係別・都道府県別表」平成30年3月分を元に筆者が算出。

○ 建物価額

建物価額の推移をみると、2013年に底を打ったのち2015年より上昇に転じている（図5）。

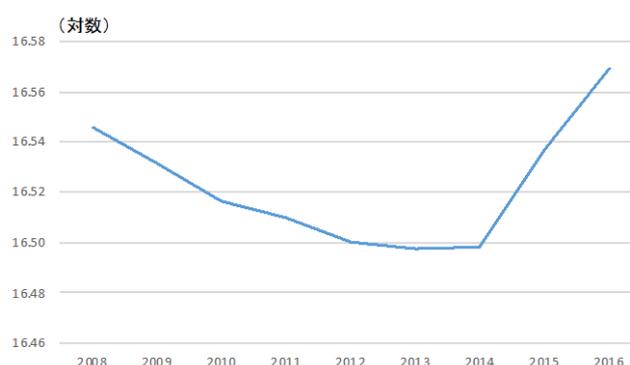


図5 建物価額（対数）

4.2 推計式

ヘドニック法は、その関数形に関する先験的な制約を理論的に与えていないため、多くの可能性が考えられる。白塚（1994、1995、1997）では Box=Cox 変換形と尤度比検定に基づき関数形を決定しているが、ここでは、Diewert (2003)に倣い、対数変換値を使用する。実務上の利便性や、推計結果の解釈の容易さから、線形や対数線形といった、パラメトリック・アプローチが用いられることが一般的となっている。

$$\log(p_i) = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \sum_{k=1}^m \delta_k D_{ik} + TD_i + e_i$$

ただし、 p_i は、不動産*i*の建物価額、 X_{ij} は*j*番目の連続数で表される属性変数、 D_{ik} は*k*番目のダミーで表される属性情報、 TD_i はタイムダミー、 e_i は誤差項を表す。

属性変数として、建物階数、間口の広さ、建物延べ床面積、六大都市ダミー、非木造ダミー、公的購入ダミー⁵を説明変数に採用した。これらの説明変数（属性情報）によって物件ごとの品質の違いがコントロールされ、タイムダミーに品質調整済みの価格の推移が反映されることになる。

5 推計結果

推計結果をまとめたものが表5である。

表5 推計結果

| | 係数 | 標準誤差 | t値 | p値 |
|----------|--------|-------|--------|-------|
| 階数 | 0.176 | 0.005 | 32.35 | 0 |
| 間口の広さ | 0.055 | 0.002 | 34.57 | 0 |
| 延床面積 | 1.055 | 0.006 | 182.31 | 0 |
| 六大都市ダミー | 0.050 | 0.002 | 30.63 | 0 |
| 非木造ダミー | 0.416 | 0.003 | 125.87 | 0 |
| 公的購入ダミー | 0.158 | 0.015 | 10.84 | 0 |
| 2009年ダミー | -0.001 | 0.004 | -0.24 | 0.813 |
| 2010年ダミー | -0.008 | 0.004 | -2.16 | 0.03 |
| 2011年ダミー | -0.011 | 0.004 | -2.92 | 0.003 |
| 2012年ダミー | -0.018 | 0.004 | -4.97 | 0 |
| 2013年ダミー | -0.017 | 0.004 | -4.56 | 0 |
| 2014年ダミー | -0.016 | 0.004 | -4.46 | 0 |
| 2015年ダミー | 0.016 | 0.004 | 4.43 | 0 |
| 2016年ダミー | 0.042 | 0.005 | 9.03 | 0 |
| 定数項 | 11.344 | 0.027 | 425.86 | 0 |

サンプルサイズ : 145, 999 Adj. R-squared: 0.336

推計結果をみてみると、建物の属性を示す変数の係数はいずれも有意となっている。また、建築材の価格には地域による差異がみられることから、地域性を示す変数として六大都市圏ダミー（東京、神奈川、愛知、京都、大阪、兵庫）を取り入れているが、こちらも係数が有意となっており、六大都市において建設価格が相対的に高いことを示唆している。価格の推移を示すタイムダミーも各年有意な結果が得られており、この係数を用いて次節で価格指数を作成する。なお、説明変数間で多重共線性が発生していないかどうか確認する VIF 検定を行った結果、いずれの変数の統計量も 6 以下の値を示しており、発生している可能性は低いと言える。

⁵ 当該不動産の購入者が公的機関である場合に 1 を取るダミー。

6 アウトプット型価格指数の推移

続いて、推計されたタイムダミーの係数を元に、価格を指数化した。図 6-1 では、基本モデル（建物価額を被説明変数とする関数）をベースに 2011 年を 100 とした指数を、図 6-2 ではその変化率（前年比、%）を示している。2012 年まで緩やかな下落を続けたのち、上昇に転じている姿が見てとれる。

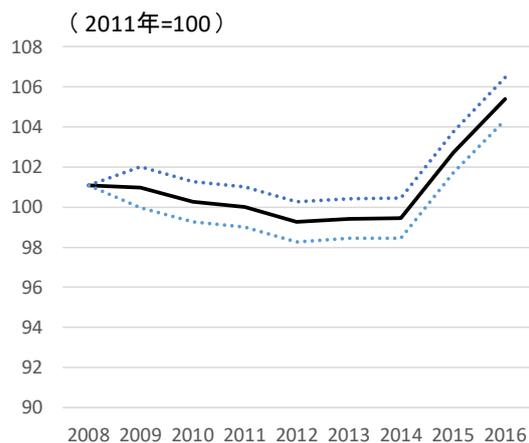


図 6-1 指数の推移



図 6-2 指数の変化率の推移

次に、推計された指数と既存の関連指標を比較した（図 7-1、7-2）。

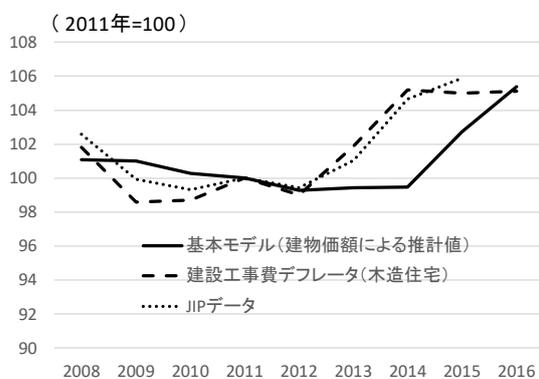


図 7-1 指数の推移

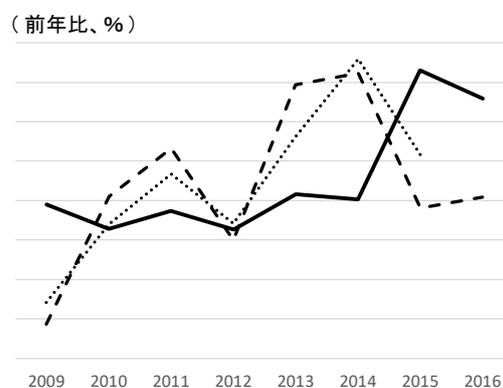


図 7-2 指数の変化率の推移

(資料) 国土交通省「建設工事費デフレーター」、経済産業研究所 JIP データベース 2018 年版・産業別総生産<グロスアウトプット>デフレーター

(注) いずれの価格指数も、消費税を含むベースであり、2014 年 4 月に実施された消費税率の引き上げの影響が含まれている⁶。

⁶ ただし、価格指数ごとに取り込む税金の範囲は同一ではないため、価格指数に与える影響も異なっている（例えば、建設工事費デフレーターは、中間投入費用に付加される消費税や間接税のみ含まれている）。

2011 年を 100 とした指数で建設工事費デフレーター（木造住宅）の指数⁷および JIP データベースの建設業デフレーターと比較すると（図 7-1）、2013 年以降、建設工事費デフレーターと JIP データが上昇する中、推計値は上昇せず、2015 年に遅れて上昇し始めていることがわかる。この結果は、舘・清水・肥後（2019）と、ほぼ整合的である。

建設工事費デフレーター、JIP データベースのいずれも、投入コストアプローチに基づく価格指数である。前者は、「建設部門分析用産業連関表」の結果をウェイトとし、それぞれのウェイトに対応する指数をラスパイレス方式で統合する「投入コストアプローチ」により作成されている。JIP データベースは、国民経済計算（2005 年基準改定）に基づいているため、投入コストアプローチに基づいて推計された国民経済計算の値を反映していることを前提とすると、特に 2013 年以降、建築業アウトプットの価格上昇を過大評価し、このため実質生産の拡大を過小に評価している可能性が高い。

もっとも、我々の分析が戸建て住宅の建築のみを対象としているのに対し、JIP データベースの建築業にはマンションや事業所の建築活動を含んでいる。このため、新築のマンション・事業所の市場価格（土地を除く）が戸建て住宅価格（土地を除く）よりも上昇している場合には⁸、我々のデフレーターは JIP 建築業に比して産出価格上昇を過小に評価している可能性も否定できない。

7 建設業 TFP への影響

6 節では、投入コスト型の物価指数を用いることで、実質生産の拡大を過小に評価している可能性を指摘したが、7 節では実際に推計された戸建建築デフレーターを用いて建設業の TFP を試算し、既存の統計（ベースライン）との差異がどの程度見られるか確認する。ここでベースラインとするのは、JIP データベース（JIP2018）である。JIP データベースでは、グロスアウトプットベースの TFP が計算されており⁹、その計算式の内容もエクセルファイルとして公表されているため、生産関数の要素を変化さ

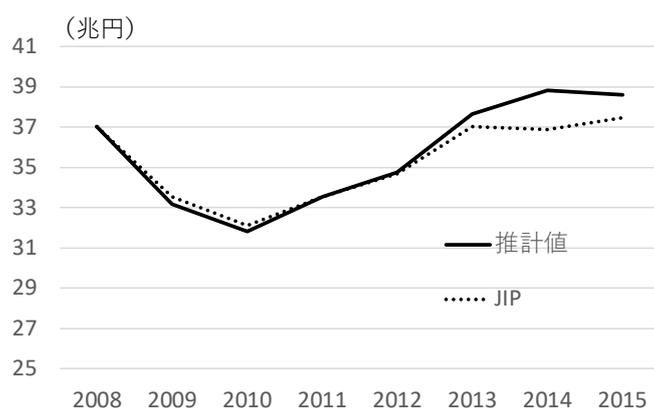
⁷ 建設工事費デフレーターには、木造住宅と非木造住宅の指数がある。本分析でも非木造住宅は分析対象であるが、あくまでも戸建の非木造住宅である。建設工事費デフレーターの非木造住宅には集合住宅が含まれているため、ここでの比較には適さない。

⁸ その原因としては、例えばマンションブームによって、マンション建設には投入されるが戸建て住宅建設にはあまり投入されないようなタイプの資本財や労働者についてボトルネックが生じ、その投入コストの上昇が生じている可能性が指摘できよう。

⁹ 付加価値ベースでも計算されている。

せた場合の TFP の変化を観察することが可能である。ここでは、デフレーターを変更することで変化した実質産出量を反映することで、TFP の変化をみていく。

まず、図 8 では、本稿で推計されたアウトプット型価格指数を用いて実質化した建設業産出額（図中：推計値）と、JIP データによる実質産出額を比較している。JIP データベース（JIP2018）は、2015 年の値までの公表であるため、比較が 2015 年までとなっている。



（資料）経済産業研究所 JIP データベース（JIP2018）

図 8 建設業実質産出額の推移

推計されたデフレーターが JIP データに比べ、低水準で推移していることを反映し、2014 年以降、推計による実質産出額が上振れている。

この実質産出額を用いて、TFP を計測するが、あらかじめ JIP データベースで実際に行われている成長会計の計算を確認すると、下記の通りとなる。

i 産業の TFP (A_G) の上昇率は以下のように定義する。

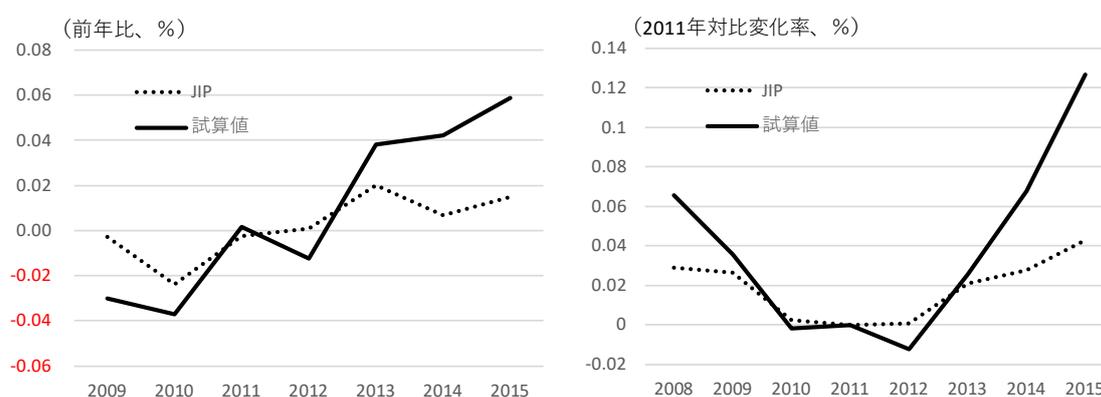
$$\hat{A}_{G,i} = \hat{Q}_i - \bar{s}_{i,L} \hat{L}_i - \bar{s}_{i,K} \hat{K}_i - \bar{s}_{i,M} \hat{X}_i$$

ただし、 \wedge は対数階差、 $\bar{\cdot}$ は当期と前期の平均値を表す。 s は総コストに占める当該投入コストシェア、 X は i 産業における総中間投入のラスパイレス連鎖実質指数である。 Q は実質産出額、 L および K は KLEMS¹⁰ タイプの集計方法で算出した生産要素サービス

¹⁰ KLEMS とは、「EU-KLEMS」を指す。欧州連合（EU）を中心に立ち上げられたプロジェクトであり、資本、労働等各分野でのアウトプットとインプットに関する情報に基づき TFP を測定する各国共通のデータベースが作成され、TFP 上昇や成長要因の分析が行われている。

(労働および資本) の投入である。

上記の式の \hat{Q}_i に、推計された実質産出額を代入することで、デフレーターを変更した場合の TFP ($\hat{A}_{G,i}$) を求めることができる。その結果を JIP2018 の TFP と比較したものが、図 9 である。



(資料) 経済産業研究所 JIP データベース (JIP2018)

図 9 建設業 TFP 成長率の推移

前年比で見ると、2012 年頃までは、推計値が実績値より低め、もしくは同程度の成長率を示していたが、2013 年以降、相対的に高い成長率を示している。デフレーター基準年である 2011 年対比でも、2014 年以降の両者の乖離は大きく、この間、投入コストベースのデフレーターを用いた場合、TFP を過小に評価している可能性が示唆された。

8 結論

本稿では、新たな手法による戸建建築デフレーター推計 (2008 年～2016 年) を試みた。現行の投入コスト型の推計手法における数々の問題点を踏まえ、「不動産取引価格情報」を用いて推計を行った。その結果、戸建建築デフレーターは、投入コスト型で計測された既存のデフレーターに比べ、伸び率が低い期間が 2011 年から 2014 年にかけて見られた。このことは、同期間における建築業の労働生産性や TFP の上昇が過小に推計されていた可能性を示唆する。

残された課題としては、地価の影響の除去方法の改善が挙げられる。不動産は、土地と建物が一体で取引されることがほとんどであり、不動産取引事例データに収録されている建物価格のデータの多くは、土地・建物一体の価格から土地の鑑定価格を控除して作成されているため、鑑定バイアスが存在している可能性が否めない。Diewert

and Shimizu(2017)等で採用されている Builder's model は、これまで土地の価格指数の構築を目的として用いられてきており、建物の価格指数の構築を目的として用いられた研究は、筆者らが知る限り、未だ報告がない。今後、当該モデルによる安定的な推計の可能性を探って行きたい。また、今回は戸建のみを分析対象としており、マンションや事業所といった構築物の価格変化を捉えられておらず、これらの価格の計測も今後の課題である。

補論

本稿では、建築物のデフレーターを作成するにあたり、「不動産取引情報」に掲載されている「建物」価額のデータを利用して分析を行った。当該データベースには、「土地+建物」価額の情報も掲載されており、補論ではこの変数を被説明変数とした関数の推定結果を報告する。ここでは、本論で用いた建物の属性変数に加え、土地の属性を表す、最寄り駅までの距離、主要駅までの距離、東京都ダミー、前面道路幅、優良住宅地ダミー¹¹、南向きダミー、地価を説明変数に加えている。

立地の属性をコントロールする変数として、「最寄り駅までの距離」及び「主要駅までの所要時間」を採用しているが、「最寄り駅までの距離」は、取引事例データベースに記載がある直線距離（m）を用いた。「主要駅までの所要時間」は、各都道府県における主要駅を「乗降者数が最も多い駅」と定義し、各主要駅から物件の最寄り駅までの「所要時間（分）」のデータを「ヴァル研究所」から入手した。

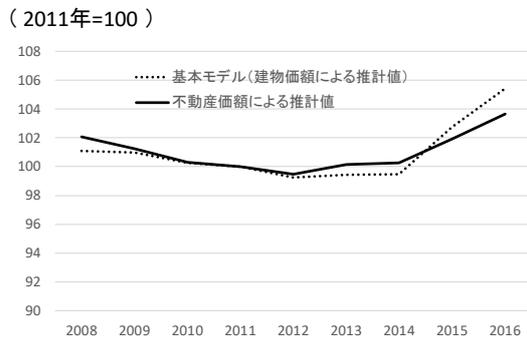
| | 平均 | 標準誤差 | 最小値 | 最大値 |
|--------------|---------|---------|-----|-------|
| 最寄り駅までの距離（m） | 1367.34 | 1350.65 | 1 | 48000 |
| 主要駅まで所要時間（分） | 49.44 | 50.74 | 5 | 942 |

続いて、推計結果を見てみたい。被説明変数が土地を含むことから、説明変数として、土地の属性及び土地単価も追加することで、地価の変動の影響を除去しようとするものである。建物の階数については、符号が基本モデルと異なりマイナスで有意となったため、推計から除外している。最寄り駅から主要駅までの距離については、二乗項も取り入れている。その結果、主要駅までの距離が離れば離れるほど、不動産価格は低水準となるが、一定程度の距離を超えると、不動産価格への影響が低減していくことが示唆された¹²。価格の推移を示すタイムダミーも各年有意な結果が得られている。なお、説明変数間で多重共線性が発生していないかどうか確認する VIF 検定を行った結果、いずれの変数の統計量も 6 以下の値を示しており、発生している可能性は低いと言える。

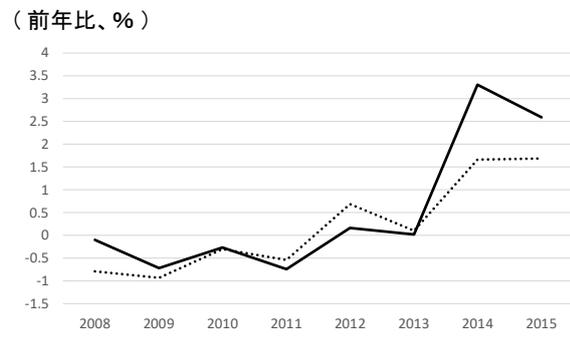
なお、建物価額を被説明変数とする関数をベースにした指数と比較すると（補論図 1、2）、振れ幅が小さいものの、2015 年以降上昇ペースが高まるなど、趨勢的な動きは同様である。

¹¹ 土地の種類で優良住宅地となっている場合に 1 を取るダミー。

¹² なお、最寄り駅までの距離については、二乗項は有意とならなかった。



補論図1 指数の推移



補論図2 指数の変化率の推移

参考文献

- 白塚重典 (1994) 「物価指数に与える品質変化の影響 —ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済みパソコン物価指数の推計—」日本銀行金融研究所『金融研究』第 13 巻第 4 号 (平成 6 年 12 月) .
- 白塚重典 (1995) 「乗用車価格の変動と品質変化 —ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測と C P I への影響—」日本銀行金融研究所『金融研究』第 14 巻第 3 号 (平成 7 年 9 月) .
- 白塚重典 (1997) 「ヘドニック・アプローチによる品質変化の捕捉 —理論的枠組みと実証研究への適用—」IMES Discussion Paper No.97-J-6.
- 舘祐太・清水千弘・肥後雅博 (2019) 「建築着工統計の個票データを用いた建築物価指数の作成」総務省統計委員会担当室ワーキングペーパー 2019-WP01.
- Burnett-Isaacs, Kate (2015), “Using Hedonics to Create Land and Structure Price Indexes for the Ottawa Condominium Market,” Ottawa Group Meeting.
- Diewert, W. E. (2003) “Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues”, Paper presented at the 7th Meeting of the Ottawa Group, Paris, May 27–29.
- Diewert, J. d. Haan. and R. Hendriks (2011), “The Decomposition of a House Price Index into Land and Structures Components: A Hedonic Regression Approach”, The Valuation Journal 6, pp.58-106.
- Diewert, E. and C. Shimizu (2015), “Residential Property Price Indices For Tokyo,” Macroeconomic Dynamics, 19, pp.1659-1714.
- Diewert, E. and C. Shimizu (2016), “Hedonic Regression For Tokyo Condominium Sales,” Regional Science and Urban Economics, 60, pp.300-315.
- Diewert, E. and C. Shimizu (2017), “Alternative Land Price Indexes for Commercial Properties in Tokyo,” Review of Income and Wealth, Vol. 63, Issue 3, pp. 492-519.