

日本経済政策学会中部部会Online ワーキングペーパー

No 011

掲載決定日：2021 年 1 月 3 日

家計内生産を含んだ地代決定の分析

An analysis of land rent considering household production

竹中昂平（京都産業大学大学院経済学研究科博士後期課程）

Kohei TAKENAKA, Graduate School of Economics, Kyoto Sangyo University

<日本経済政策学会中部部会 Online ワーキングペーパー：推薦理由>

まず、既存の都市経済学の主だった理論を丁寧に紹介し、家計内生産関数を含んだ付け値分析の理論を紹介しており、理論の資料として学会誌において掲載する価値がある。

独自に提案する 3 要素家計内生産アプローチを展開している点でも評価でき興味深い。しかし、仮定が強く、提案している「3 要素家計内生産アプローチ」が強い仮定のもとで展開されていることから、既存の都市経済学のモデルに比べ優れているかに関しては疑問が残る。

家計内生産を含んだ地代決定の分析

An analysis of land rent considering household production

竹中昂平（京都産業大学大学院経済学研究科博士後期課程）

Kohei TAKENAKA, Graduate School of Economics, Kyoto Sangyo University

要約

これまでの標準的な都市経済学では効用関数から直接的に付け値関数を導出していたのに対し、本稿では Becker [1965] に準拠し、市場財・家計内時間・敷地面積の 3 要素を投入要素とする家計内生産関数から付け値関数を導出することを試みる。加えて、1970 年度から 2013 年度までの愛知県のデータをもとに敷地面積の所得弾力性を推定した上で、名古屋圏の仮想の所得分布データを作成し、都市全体の地代曲線をシミュレーションによって作成した。

Abstract

In contrast to standard urban economics, which derives the bid rent function directly from the utility function, this paper follows Becker [1965] and attempts to derive the bid rent function from the household production function, which has three input factors: composite consumer good, household time, and land. In addition, I estimated the income elasticity of the lot size of the house based on data from Aichi Prefecture from 1970 to 2013, created hypothetical income distribution data for the Nagoya area, and created a citywide land rent curve by simulation.

キーワード：付け値関数、家計内生産関数、時間の機会費用

Keywords: bid rent function, household production function, opportunity cost of time

JEL 区分：R10, R20

1. はじめに

都市経済学の標準的な住宅立地の理論では、通勤費用と敷地面積をパラメーターとして、消費財と敷地面積をインプットとする効用関数から付け値関数を導出している。しかし、付け値関数の導出方法は、経済学者によって異なっており、統一されていない。

さらに、標準的アプローチにおける CBD までの通勤費用には、電車代やガソリン代といった直接費用だけが含まれており、時間費用は含まれていない。時間費用を含めた形で付け値関数を導出するには、予算制約だけでなく、時間制約をも踏まえる必要がある。Henderson [1985]や Fujita [1989]は時間費用を含んだモデルを提示しているが、時間費用は余暇に対する効用の貨幣価値で測られており、家計は市場財と余暇時間を消費する主体と見なされている。

他方で、Becker [1965]による家計内生産モデルでは、家計は単に余暇を需要するのではなく、市場財と家計内時間を組み合わせて家計内生産財を生産するとされている。そして、Hockman and Ofek [1977]は、Becker [1965]のモデルをもとに地代の分析を行っている。しかし、Hockman and Ofek [1977]の分析対象と分析手法には、拡張の余地があると思われる。Hockman and Ofek [1977]の分析対象は住宅需要の所得弾力性であるが、それだけに留まらず都市全体の地代の分析へと拡張できると考えられる。

本稿では、まず都市経済学の標準的な住宅立地の理論を概観する。その上で、Becker [1965]および Hockman and Ofek [1977]を踏まえ、家計内生産モデルから導出した付け値関数によって都市全体の地代曲線および都市規模を分析する。

2. 都市経済学の立ち位置

都市経済学は、古典派地代論および空間経済学と隣接する分野である。ここでは、古典派地代論の成り立ちを振り返ることで、都市経済学の立ち位置を確認する¹。

古典派地代論は、農地の地代を分析対象としており、Ricardo の差額地代論および von Thünen の農地利用モデルに始まっている。Ricardo は肥沃度の違いが、地代の差額を生み出していると考えた²。他方で von Thünen は、市場への距離（移動費）が、地代の差額を生み出していると考えた³。これらのモデルは、農業経済学に引き継がれている。

都市経済学は、von Thünen のモデルを応用して住宅地の地代を分析した Alonso [1964]に始まっている。Alonso は市場への移動費を、CBD（中心業務地区）の通勤費と解釈し直し、通勤費の違いが住宅地の地代の差を生み出していると考えた。von Thünen のモデルが市場の存在を与件としているように、都市経済学では CBD の存在を与件としており、CBD の形成過程は明

¹ 本節の内容は、主に Fujita [1989]および DiPasquale & Wheaton [1996]に拠っている。

² Smith は、鉱山の地主が得る地代は相対的肥沃度に比例し、地表上の所有地の地代は絶対的肥沃度に比例すると述べている。対して Ricardo は、鉱山に限らずすべての土地の地代は、絶対的肥沃度ではなく、相対的肥沃度によって決まると述べている。

³ von Thünen は Ricardo より 10 歳ほど若く、Ricardo の著作は知っていた。しかし、von Thünen は自身のモデルについて、Smith の著作をもとに研究して作り上げたものであり、Ricardo を参考にはしていないと述べている。

らかにしていない。

空間経済学は、Fujita や Krugman らによる研究に始まっており、CBD の形成過程を分析対象としている⁴。主には、収穫増の独占的競争モデルなどを用いて、集積のメカニズムが研究されている。

本稿は、CBD を与件として都市における地代曲線の分析を試みているため、古典派地代論ないし空間経済学ではなく、都市経済学の研究である。

3. 都市経済学の立ち位置

都市経済学では、これまで経済学者によって異なるモデルで付け値関数を導出してきた。主要な文献 4 本における導出を表 1 にて比較しており、記号の意味は表 2 のように統一している⁵。なお、表 1 には含めていないが、Bruekner [2011]および O’Sullivan [2019]は、DiPasquale & Wheaton [1996]と同様の付け値勾配 $d\psi/dD$ を用いている。また、Fujita [1989]の導出は、Fujita and Thisse [2013]にも同様の導出が記載されている。

付け値関数が中心的役割を果たす都市経済学の理論は、ミクロ経済学における標準的な消費者行動の理論とは異なることに注意が必要である。その相違点のため、付け値関数は一般的に具体的な値を導き出すことができない。

3.1 消費者行動の理論と都市経済学の理論の違い

ミクロ経済学における標準的な消費者行動の理論では、予算（貨幣所得） I および財価格を所与として、式 1 の効用最大化問題を解いている⁶。式 1 は 2 財モデルであるが、 n 財モデルであっても基本的な構造は変わらない。式 1 では、変数が 2 財（ x_1 と x_2 ）の量であり、式が 2 本ある。変数の数と式の数が等しいため、標準的な消費者行動の理論は、解を得ることができる。

$$\begin{cases} \max u = u(x_1, x_2) \\ \text{s.t. } I = P_1 x_1 + P_2 x_2 \end{cases} \quad (1)$$

他方で、都市経済学の理論では式 2 を解いている⁷。都市経済学のモデルは表 1 にある通り統一されていないが、出来る限り単純化すると式 2 のようになる。敷地以外の市場財 x の価格は、ヒックスの合成財定理によって 1 としている。

$$\begin{cases} \max u = u(x, q) \\ \text{s.t. } I - c(D) = x + P_T q \end{cases} \quad (2)$$

式 2 では、変数が敷地以外の市場財 x と敷地面積 q と地代 P_T の 3 つであり、式が 2 本ある。変数の数に対して式の数不足しているため、DiPasquale & Wheaton [1996]が q を一定（ $q = \bar{q}$ ）

⁴ 例えば Fujita, Krugman and Venables [1999]や Fujita and Thisse [2013]を参照のこと。

⁵ 付け値勾配 $d\psi/dD$ とは、ある個人の居住立地が変わり通勤距離 D が変化したときの、その個人の付け値 ψ の変化を意味する。同様に、敷地面積勾配 $d\varphi/dD$ は、ある個人の通勤距離 D が変化したときの、その個人の敷地面積 φ の変化を意味する。

⁶ 財 x_1 の価格は P_1 であり、財 x_2 の価格は P_2 としている。

⁷ 記号の意味は表 2 を参照のこと。

と仮定しているような追加の条件がなければ、式 2 を解くことはできない。

以上の、消費者行動の理論と都市経済学の理論との違いを踏まえて、表 1 で取り上げた四者のモデルの違いを考察する。

3.2 効用関数および予算制約の比較

表 1 の四者では、効用関数 $u(\cdot)$ の形がそれぞれ異なっている。Fujita [1989]は敷地以外の市場財 x と敷地面積 q を効用関数 $u(\cdot)$ のインプットとしているが、Alonso [1964]はさらに CBD までの距離 D を加えており、Henderson [1985]は余暇時間 t_ℓ を加えている。DiPasquale & Wheaton [1996]は効用関数 $u(\cdot)$ を明示していないが、おそらく Fujita [1989]と同じ形を想定していると思われる。なお、Fujita [1989]は Henderson [1985]と同様、余暇時間 t_ℓ を含めたモデルも紹介している。

Alonso [1964]は、効用関数 $u(\cdot)$ のインプットに通勤距離 D を含めた上で、敷地面積と立地が補完的であるとしている。もし敷地面積と立地が完全に補完的であれば、この 2 財の代替効果はゼロとなり、消費者はあたかも地代+通勤費用の価格を持つ一つの財を消費することとなる。しかし、敷地面積と立地は別々に消費することはできないが、より広い敷地面積と共に、どのような立地を需要するかは定かではない。言い換えれば、より CBD に近い立地と共に、より広い土地を需要するかは定かではない。Fujita [1989]は Alonso [1964]のモデルについて、家計の立地に関する一般的な結論を得ることは困難であると述べている。

予算制約については、四者の間で大きく異なっていない。Fujita [1989]と DiPasquale & Wheaton [1996]は同じ予算制約である。Alonso [1964]は敷地以外の市場財 x の価格 P_x を 1 とは置いていないが、それ以外については Fujita [1989]および DiPasquale & Wheaton [1996]と同じ形である。Henderson [1985]は、余暇時間 t_ℓ を効用関数の変数としているため、予算制約に加えて時間制約を設定している。

3.3 付け値関数の比較

Alonso [1964]および Henderson [1985]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ は、具体的な形になっていない。加えて 2.1 節で言及したように、変数の数に対して式の数が少ないため解が得られない。

Fujita [1989]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ は、Alonso [1964]および Henderson [1985]に比べれば明確であり、 x および q による $(I - c(D) - x)/q$ の最大化という条件を加えているため、解を得られている。しかし、解には効用水準が含まれているため、具体的にどのような値を取るのかは不明である。(詳細は付論 A を参照のこと。)

他方で DiPasquale & Wheaton [1996]は敷地面積 q を一定と仮定しているため、付け値関数 $\psi(\cdot)$ から具体的な値を導出できる。

3.4 敷地面積関数の比較

Henderson [1985]の敷地面積関数からは、具体的な値は得られない。何故なら、付け値関数 $\psi(\cdot)$ として地代 P_T を変数としている以上、変数である P_T をもとに変数である敷地面積 q を求めることはできないからである。

Fujita [1989]の敷地面積関数は、上述の付け値関数と同様の理由によって具体的な値を得ることができない。(詳細は付論 A を参照のこと。)

対して、Alonso [1964]および DiPasquale & Wheaton [1996]においては、所得が増加すれば、敷地面積は増大すると述べるに留まっており、敷地面積の所得弾力性についての具体的な言及はない。

したがって、表 1 の四者では敷地面積の具体的な値を導出できないことから、都市規模についても具体的な値を導出できないと言える。

3.5 付け値勾配および敷地面積勾配の比較

Alonso [1964]の付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ は、具体的に求めることができない。何故なら、敷地面積 q が変数であるため、敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ が付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ に影響するからである。Alonso [1964]は、敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ は一般化しえないと述べているため、同様に付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ も一般的に求めることはできない。Henderson [1985]も同様に、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ および敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ を求めることはできない。

Fujita [1989]が導出した付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ および敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ は、符号は判明している。しかし前述の通り、付け値関数 $\psi(\cdot)$ および敷地面積関数 $\varphi(\cdot)$ の具体的な値は得られない。そのため、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ および敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ についても、具体的な値は得られない。

DiPasquale & Wheaton [1996]は、敷地面積 q は一定であるため、敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ は 0 となると考えられる。そのため、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ は具体的に求められている。

表 1：標準的な都市経済学の理論の比較

項目	Alonso [1964]	Henderson ⁸ [1985]	Fujita [1989]	DiPasquale & Wheaton [1996]
効用関数	$u = u(x, q, D)$ $(\frac{\partial u}{\partial D} < 0)$	$u(D) = u\{x(D), q(D), t_\ell(D)\}$	$u = u(x, q)$	記載なし (おそらく Fujita と同じ効用関数を想定している)
予算制約	$I = P_x x + P_T(D)q + c(D)$	$I = P_x x + P_T(D)q$ $\bar{t} = t_\ell + \tau D + t_w$ (通勤費用は時間費用のみ)	$x + P_T(D)q = I - c(D)$	$I = x + P_T(D) + c(D)$ $c(D) = c_c D$ (q は一定と仮定)
付け値関数	$\psi(x, q, D)$	$\psi(I, P_x, t_\ell, u)$	$\psi(D, \bar{u}) = \max_{x, q} \left\{ \frac{I - c(D) - x}{q} \mid u = \bar{u} \right\}$	$\psi(D) = P_T^a + \frac{c_c(D_f - D)}{\bar{q}}$
付け値勾配	$\frac{d\psi}{dD} = \frac{P_T(D)}{q} \frac{u_D}{u_q} - \frac{1}{q} \frac{dc(D)}{dD}$ (q は一定と仮定)	$\frac{\partial \psi}{\partial D} = -\frac{1}{q} P_{t_\ell} \tau$ $P_{t_\ell} = \frac{1}{\mu} \frac{\partial u}{\partial t_\ell}$	$\frac{\partial \psi(D, \bar{u})}{\partial D} = -\frac{dc(D)}{dD} \frac{1}{q} < 0$	$\frac{dP_T(D)}{dD} = -\frac{c_c}{\bar{q}}$
敷地面積	q は所得とともに増加すると仮定	$\varphi(I, P_T, P_x, t_\ell, u)$	$\varphi(D, \bar{u})$	$\bar{q}$ は所得とともに増加すると仮定
敷地面積勾配	一般化しえないと述べている	仮定を追加しなければ分析できないと述べている	$\frac{\partial \varphi(D, \bar{u})}{\partial D} > 0$	記載なし (0 となると考えられる)

⁸ 原書では土地以外の市場財が 2 種類あるとしているが、付け値勾配 $\partial \psi / \partial D$ などの導出には影響しないため、ここでは 1 種類にしている。

表 2：表 1 にある記号の意味

記号	意味
x	敷地面積以外の市場財（合成財）
P_x	敷地面積以外の市場財の価格（貨幣単位）
q	敷地面積
φ	敷地面積関数
P_T	土地 1 単位当たりの地代（貨幣単位）
ψ	付け値関数
$c(D)$	通勤費用（貨幣単位）
D	通勤距離（CBD までの距離）
I	貨幣所得（貨幣単位）
W	賃金（貨幣単位）
V	非労働所得（貨幣単位）
t_ℓ	余暇時間
t_w	労働時間
τ	距離 1 単位あたりの移動に要する時間
$\bar{t}$	時間賦存量
P_{t_ℓ}	余暇時間の貨幣価値
μ	所得の限界効用
c_c	距離 1 単位あたりの電車代やガソリン代などの直接費用（通勤費）
P_T^a	農業地代
D_f	CBD から都市境界までの距離

4. 家計内生産関数を含んだ付け値関数の理論

前節では、DiPasquale & Wheaton [1996]のように敷地面積 q を一定と仮定しなければ、具体的な付け値の値を導出できないことを確認した。ここで注意すべきは、敷地面積 q が一定という仮定は、さらに 2 つの仮定に分解できるという点である。すなわち、敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ が 0 という仮定と、敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi/\partial \ln I$ が 0 という仮定である⁹。しかし、敷地面積は正常財であると考えられるため、後者の敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi/\partial \ln I$ がゼロという仮定は現実的ではないと思われる。

他方で、Becker [1965]の家計内生産モデルでは、人々は家計内生産財 z から効用を得るとしており、家計内生産関数のインプットは、それぞれ独立ではなく、技術係数によって結び付いている。すなわち家計内生産関数のアプローチでは、敷地面積以外の市場財 x と敷地面積 q は独立ではなく、家計内生産関数の技術によって結び付いている¹⁰。

⁹ 敷地面積の所得弾力性がゼロということは、 $\partial\varphi/\partial I = 0$ となることを意味する。

¹⁰ 敷地面積以外の市場財 x および敷地面積 q は、ともに正常財として扱われる。

加えて、家計内生産関数のアプローチでは、DiPasquale & Wheaton [1996]が考慮していない通勤の時間費用を含めることができる¹¹。Henderson [1985]および Fujita [1989]が展開したように、通勤の時間費用を考慮するには、時間制約を分析に含める必要がある。ただし、Henderson [1985]および Fujita [1989]のモデルでは、労働時間と移動時間以外の時間は余暇時間であり、家計内生産は考慮されていない。しかし、Becker [1965]が述べているように、実際の家計は市場財を消費しているのではなく、市場財と家計内時間を組み合わせた家計内生産財を消費していると考えられる。

表 3 では Becker [1965]のモデル、Becker [1965]をもとに地代を分析している Hockman and Ofek [1977]のモデル、および本稿で提案する敷地面積以外の市場財 x ・家計内時間 t_h ・敷地面積 q の 3 要素を投入財とする家計内生産モデル（以下、3 要素家計内生産アプローチとする。）を比較している¹²。3 要素家計内生産アプローチでは、家計内生産関数の技術係数を付け値関数 $\psi(\cdot)$ に取り入れることで、敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi / \partial \ln I$ をゼロと仮定することなく、付け値関数 $\psi(\cdot)$ を導出することができる。また、通勤の時間費用も含めて分析することができる。

4.1 Becker [1965]のモデル

Becker は、家計を「小さな工場」と捉え、市場財 x_i と家計内時間 t_{hi} を組み合わせる家計内生産財 z_i を生み出していると考えた。家計内生産財とは、料理や掃除、レクリエーション、睡眠といったものである。そして、家計は家計内生産財から効用を得ていると考えた。言い換えれば、生の野菜や肉、魚といった市場財から直接に効用を得るのではなく、生の野菜や肉、魚と家計内時間を組み合わせて生産した料理という家計内生産財から効用を得ているとしている¹³。

Becker [1965]のモデルでは、家計内生産財 z は m 種類あるとして、効用関数は $u = u(z_1, z_2, \dots, z_m)$ と仮定されている。また、家計内生産関数は、Becker [1965]では分析を簡単にするため、固定係数を仮定している。そのため、市場財 x_i と家計内時間 t_{hi} は一定割合で組み合わせられることとなる。

Becker [1965]のモデルでは、予算制約についても、ミクロ経済学の消費者行動の理論とは扱いが異なる。家計は貨幣所得 I の制約と、時間制約 $\bar{t}$ の 2 つの制約のもとで、家計内生産を行うこととなる。市場財 x_i の消費額の合計額 $\sum_i^m P_{xi}x_i$ が貨幣所得 I に等しくなり、労働時間と家計内時間の合計時間 $t_w + \sum_i^m t_{hi}$ が時間制約 $\bar{t}$ に等しくなる。完全所得 S は、家計が持っている全ての時間 $\bar{t}$ を労働に投入した場合の貨幣所得であり、家計内時間 t_{hi} の価値を賃金 W で測った場合の所得である¹⁴。家計は、完全所得 S の制約の中で家計内生産財 z を生産する。

¹¹ A. C. Harberger は UCLA における高速道路建設の費用便益分析の講義にて、交通の費用の大半は時間費用であると述べている。その講義資料は、彼のホームページに掲載されている。
(<http://www.econ.ucla.edu/harberger/>)

¹² Becker [1965]のモデルの表記については、Becker [1971]に準拠している。内容は同じであるが、Becker [1971]の方がよりシンプルな表記となっている。

¹³ 睡眠も家計内生産財の 1 つである。Becker [1965]では、ベッド、家屋、家計内時間が投入されて睡眠が生産されると述べられている。

¹⁴ Varian [2014]によると、完全所得は潜在所得とも呼ばれる。時間賦存量を労働時間と家計内

4.2 Hockman and Ofek [1977]のモデル

Hockman and Ofek [1977]は家計内生産関数を用いたモデルで分析を行っている。ただし、Hockman and Ofek [1977]は時間費用のみを通勤費用と見なしており、直接費用（交通費）は無視している。また、Hockman and Ofek [1977]では、個人は家計内生産財 z および敷地面積 q から効用を得ると仮定している。しかし、Becker [1965]による家計内生産モデルの観点からすれば、敷地面積 q そのものも家計内生産財 z の生産要素の一つであると考えられる。言うまでもなく、料理やレクリエーションといった家計内生産には敷地面積 q が必要である。

さらに、Hockman and Ofek [1977]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ には効用水準が含まれているため、具体的な値を導出することができない。高所得者と低所得者との間の効用水準の差が具体的に分からないため、異なる所得の人々で構成された都市全体の地代曲線を導出することはできない。

4.3 3要素（市場財・家計内時間・敷地面積）家計内生産アプローチ

以上の議論より本稿では以下の6つの仮定を置き、市場財 x ・家計内時間 t_h ・敷地面積 q を投入要素とする家計内生産関数を用いた3要素家計内生産アプローチで分析を行う。

- ① 市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ および家計内時間 t_h は一定である。
- ② 敷地面積と市場財は完全に補完的であり、敷地面積の市場財弾力性 δ は一定である。
- ③ ヒックスの合成財定理より、 $P_z = P_x = 1$ 円とする。
- ④ 家計は自宅からCBDまで一日1往復する。
- ⑤ 敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ はゼロである。
- ⑥ 時間の機会費用は賃金に等しい。

時間とにどれだけ配分するかに関わらず、家計は潜在的に $W\bar{t} + V$ という所得を持っていると考えられる。ただし Varian [2014]は家計内生産を考慮せず、賃金を余暇の機会費用（すなわち価値）と見なして完全所得を計算している。

表 3 : Becker [1965]、Hockman & Ofek [1977]、および 3 要素家計内生産アプローチの比較

項目	Becker [1965]	Hockman & Ofek [1977]	3 要素家計内生産アプローチ
効用関数	$u = u(z_1, z_2, \dots, z_m)$	$u = u(z, q)$	$u = u(z_1, z_2, \dots, z_m) = u(z)$
家計内生産関数	$z_i = f(x_i, t_{hi}) = \frac{1}{2a_i}x_i + \frac{1}{2b_i}t_{hi}$	$z = f(x, t_h)$	$z = f(x, \bar{t}_h, q \mid q = \mathcal{C}x^\delta, x = \kappa W\bar{t}_h)$ $\kappa \equiv \frac{P_x x}{W\bar{t}_h} = \frac{x}{W\bar{t}_h}$
予算制約	$S = W\bar{t} + V = \sum_{i=1}^m P_{zi}z_i$ $I = Wt_w + V = \sum_{i=1}^m P_{xi}x_i$ $\bar{t} = t_w + \sum_{i=1}^m t_{hi}$	$W\bar{t} + V - c(D) = P_z z + P_T(D)\bar{q}$ $c(D) = W\tau$	$S = W\bar{t} + V = P_z z$ $S = P_x x + W\bar{t}_h + P_T(D)q + c(D)$ $= x + W\bar{t}_h + P_T(D)q + c(D)$ $c(D) = 2(W\tau + c_c)D$
付け値関数	—	$\psi = \max_{z,q} P_T = \frac{u_q}{u_z} P_z$	$\psi = \frac{S - x - W\bar{t}_h - c(D)}{q}$ $= \frac{S - \kappa W\bar{t}_h - W\bar{t}_h - 2(W\tau + c_c)D}{\mathcal{C}(\kappa W\bar{t}_h)^\delta}$
付け値勾配	—	$\frac{\partial \psi}{\partial D} = -\frac{W\tau}{q}$	$\frac{\partial \psi}{\partial D} = -2\frac{W\tau + c_c}{\mathcal{C}(\kappa W\bar{t}_h)^\delta}$
敷地面積	—	記載なし (ただし q は所得とともに増加すると仮定)	$\varphi = \mathcal{C}x^\delta = \mathcal{C}(\kappa W\bar{t}_h)^\delta$
敷地面積勾配	—	記載なし	$\frac{\partial \varphi}{\partial D} = 0$

仮定①は、Becker [1965]に準じており、市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ は固定係数として仮定した¹⁵。また、家計内時間の決定のメカニズムは本稿では言及せず、家計内時間は一定 ($t_h = \bar{t}_h$) とする¹⁶。仮定②については、家計内生産に敷地面積を要することから、敷地と市場財が完全補完財であるというのは強い仮定ではないと考える。ここでは単純に、一定の敷地面積と市場財の弾力性 δ および係数 C が一定であるとして、 $\varphi = Cx^\delta$ と仮定している。仮定③は、都市経済学で一般に見られる仮定である。仮定④は、分析を簡単にするための仮定である。DiPasquale & Wheaton [1996]のモデルは片道の移動費用しか考慮していないが、より現実に近いためには往復の移動費用を考慮する必要がある。仮定⑤は、DiPasquale & Wheaton [1996]に準じている。ただし、敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ はゼロと仮定しているが、敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi / \partial \ln I$ をゼロと仮定することはしていない¹⁷。仮定⑥は、Becker [1965]に準じている。

以上の仮定から、家計の付け値関数 $\psi(\cdot)$ が式 3 のように得られる。表 1 にある主要な文献と同様に、移動時間は距離に比例するとしている。式 3 では、貨幣所得および完全所得が高いほど、付け値は高くなる。

$$\psi = \frac{S - x - W\bar{t}_h - c(D)}{q} = \frac{S - \kappa W\bar{t}_h - W\bar{t}_h - 2(W\tau + c_c)D}{C(\kappa W\bar{t}_h)^\delta} \quad (3)$$

式 3 は、CBD への移動手段は 1 つしかないことを含意している。移動手段が複数あるとき、移動の時間費用は、CBD までの距離には比例するとは限らない。Fujita and Thisse [2013]によると、米国では、高所得層は郊外に住み、低所得層が CBD 付近に住んでいる現象がみられる。しかし、Glaeser, Kahn and Rappaport [2008]によると、この米国の現象は時間費用によって説明できる。公共交通より自動車通勤の方が通勤時間を要さないため、低所得層は公共交通を使い、高所得層は自動車を使って通勤している¹⁸。移動手段が複数あるため、米国では CBD までの距離と時間費用は単純な比例関係にはない。一方で、日本の三大都市圏では地下鉄およびバスなど

¹⁵ 市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ は $P_x x / W\bar{t}_h$ と定義している。さらに、ヒックスの合成財定理より $P_x = 1$ であるため、 $\kappa = x / W\bar{t}_h$ となる。

¹⁶ Becker [1965]において、時間配分の具体的な値は導出されていない。その理由の一つとして、家計内での分業が挙げられる。すなわち、夫婦間で比較優位があり、家計内生産が夫婦各々の時間について代替的であれば、一方は市場での労働に特化し、他方は家計内生産に特化すると考えられる。夫婦間での比較優位は、生物学的な差異だけでなく、人的資本投資にも左右される。(一方が市場での労働に特化した人的資本を多く蓄積しており、他方は家計内生産に特化した人的資本を多く蓄積している場合、夫婦間で比較優位が生じると考えられる。しかし、夫婦各々の人的資本が、同程度に特化している場合、比較優位は生じない可能性がある。) また、夫婦各々の時間は完全に代替的ではない。例えば出生行動は、夫婦の時間が補完的である。したがって、時間配分の具体的な値を導出するには、人的資本投資をモデルに内生化し、さらに夫婦各々の時間の代替の程度を理論化する必要がある。加えて、人的資本投資の多くは親から子へとなされるため、2 世帯モデルにする必要があると考えられる。これらの分析は本稿の範囲を超えているため、時間配分の具体的な値をモデルから内生的に導出することは試みていない。

¹⁷ 敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi / \partial \ln I$ は、 $\delta I / W$ であり、正の値を持つ。

¹⁸ Glaeser, Kahn and Rappaport [2008]は通勤手段ごとの移動時間を推定している。自動車では固定的に 5.6 分要し、1 マイルごとに 1.6 分要する。バスでは固定的に 22.2 分、1 マイルごとに 2.95 分要する。地下鉄では固定的に 18.4 分、1 マイルごとに 3.32 分要する。

の公共交通が主な通勤手段であるため、式 3 は妥当すると考えられる。

また、式 3 の付け値関数は、あくまで需要側の値付けである。他方で、土地の供給は、不在地主が誰に貸すかの問題となる。標準的な都市経済学に従い、最高の付け値を提示した家計に不在地主が貸し出すとすれば、CBD から都市境界に向かって所得の高い順に各家計の付け値を並べた場合の付け値曲線が、均衡の地代曲線と等しくなる。

5. 名古屋圏の地代曲線のシミュレーション

本稿では、標準的な都市経済学に従い円形の単一中心都市を仮定して、3 要素家計内生産アプローチにもとづき、シミュレーションによって 2014 年の名古屋圏の地代曲線を導出する¹⁹。まず第一に、シミュレーションに用いるパラメータを得るために、4.1 節では愛知県の 1970 年から 2013 年にかけてのデータをもとに、敷地面積の所得弾力性を推定し、敷地面積の消費財弾力性 δ を得ている。4.2 節では、実際のデータをもとに、仮想の所得分布データを作成している。4.3 節では、敷地面積の消費財弾力性 δ および仮想の所得分布データをもとに、シミュレーションによって地代曲線を導出している。

5.1 敷地面積の所得弾力性の推定およびグレンジャー因果性検定

パラメータの一つである敷地面積の消費財弾力性 δ は、式 4 より、敷地面積の賃金弾力性とも言える。したがって、式 5 より、敷地面積の消費財弾力性 δ と、敷地面積の所得弾力性との関係が導出できた。

$$q = x^\delta = (\kappa W \bar{t}_h)^\delta = (\kappa \bar{t}_h)^\delta W^\delta = (\kappa \bar{t}_h)^\delta W^\delta \quad (4)$$

$$\delta = \frac{\partial \ln q}{\partial \ln W} = \frac{\partial \ln q}{\partial \ln I} \frac{\partial \ln I}{\partial \ln W} = \frac{\partial \ln q}{\partial \ln I} \frac{W t_w}{W t_w + V} \quad (5)$$

今回の敷地面積の所得弾力性の推定では、利用可能なデータに限りがあり、一部データの脱落がある²⁰。推定にあたって回帰式は式 6 のように設定した。被説明変数は対数化された一人当たり畳数 $\ln q_{it}$ であり、説明変数は対数化された一人当たり貨幣所得 $\ln I_{it}$ および対数化された 1 世帯当たり人員 $\ln M_{it}$ であり、 i は標本主体を、 t は時点を表している。世帯人員が増えると共用可能なスペースが増えるという規模の経済が働く可能性があると考え、式 6 の説明変数には貨幣所得だけでなく、1 世帯当たり人員も入れている。

今回の目的は名古屋圏における地代曲線を分析することであるため、愛知県の市町村を、より大きい母集団からのランダムなサンプルと見なすことはない。そのため、 i 方向の変量効果モデルではなく、 i 方向の固定効果モデルを採用している。また、式 5 は、時間変量効果および時間固定効果はないと仮定している。用意できたデータは t 方向に 11 個しかなく、時間変量効果お

¹⁹ 日本の三大都市圏のうち、今回のモデルが想定している円形の単一中心都市の仮定に最も近いと考えたため、本稿では名古屋圏について分析している。また、直近の愛知県の所得分布データは 2014 年のデータであったため、2014 年の地代曲線を導出している。

²⁰ データの詳細は付論 B を参照のこと。脱落はあるものの、 i 方向に 51 個、 t 方向に 11 個のパネルデータとなった。

よび時間固定効果の有無を検定するにはデータが少ないと考えられる。

$$\ln q_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln I_{it} + \beta_2 \ln M_{it} + u_{it} \quad (6)$$

表 5-1 は推定結果であり、敷地面積の所得弾力性 β_1 はおよそ 39%と推定されている²¹。一般に経済データの計量分析では不均一分散があるため、頑健推定の結果を表 5-2 にまとめている²²。頑健推定においても、敷地面積の所得弾力性 β_1 の信頼性は保たれていることが分かる。また、分散拡大係数（VIF）は、頑健推定か否かに関わらず 10 を下回っており、多重共線性はないと考えられる。ただし、ダービン＝ワトソン統計量は 1 に近く、系列相関はあると考えられる。表 5-3 は F 検定およびハウスマン検定の結果である。F 検定およびハウスマン検定では、i 方向について固定効果モデルが妥当するという結果となっている。

ここで得られた敷地面積の所得弾力性 39%は先行研究を上回っている。森泉・高木 [1983]は、1974 年と 1978 年の神奈川県データを用いて世帯主年齢層・世帯人員別に住宅延べ床面積の所得弾力性を推定しており、11.79%から 37.5%という結果を得ている²³。

表 5-1：敷地面積の所得弾力性の推定

変数	係数	標準誤差	t 値	P 値
定数項 α_i	0.459708	0.160220	2.869235	0.0043***
敷地面積の所得弾力性 β_1	0.389676	0.016465	23.66764	0.0000***
敷地面積の世帯人員弾力性 β_2	-1.015074	0.030484	-33.29816	0.0000***

自由度調整済み決定係数：0.946012 ダービン＝ワトソン統計量：0.925193

分散拡大係数（VIF）：2.321111

表 5-2：敷地面積の所得弾力性の頑健推定（ホワイトのクロスセクション法）

変数	係数	標準誤差	t 値	P 値
定数項 α_i	0.459708	0.292523	1.571528	0.1169
敷地面積の所得弾力性 β_1	0.389676	0.031911	12.21128	0.0000***
敷地面積の世帯人員弾力性 β_2	-1.015074	0.064803	-15.66412	0.0000***

分散拡大係数（VIF）：1.150492

²¹ P 値について、「***」は 1%以下、「**」は 5%以下、「*」は 10%以下を示している。

²² 用意できたデータは t 方向に 11 個しかないため、信頼できる t 方向の頑健標準誤差は得られないと考え、i 方向の頑健標準誤差のみ載せている。

²³ 付論 C に、森泉・高木 [1983]の推定結果を載せている。

表 5-3：F 検定およびハウスマン検定の結果

検定	統計量		P 値
F 検定	F 統計量	47.281021	0.0000***
	カイ二乗統計量	865.923892	0.0000***
ハウスマン検定	カイ二乗統計量	83.066169	0.0000***

表 5-4 は、各市町村の固定係数と、名古屋都心までの距離との相関係数を示している²⁴。全市町村を対象とした場合、相関係数はおよそ 0.45 であり、弱い正の相関が見出せる。また、名古屋都心からの距離を限定して相関係数を調べたところ、60km 圏内、50km 圏内、40km 圏内および 30km 圏内では弱い正の相関があったが、20km 圏内ではやや正の相関があると言える結果が得られた。

したがって、敷地面積と CBD までの距離とは相関している可能性がある。しかし、ダービン＝ワトソン統計量より系列相関があると考えられること、相関係数が高くないこと、および式 6 の回帰式の変数が少ないことから、交絡因子が存在する可能性をさらに調べる必要がある。

表 5-4：各市町村における固定係数と名古屋都心までの距離との相関係数

対象の市町村	相関係数	t 値	P 値	i 方向のデータ数
全市町村	0.454760	3.574301	0.000801***	51
60km 圏内	0.469549	3.567574	0.000869***	47
50km 圏内	0.414282	3.019327	0.004206***	46
40km 圏内	0.216181	1.400361	0.169115	42
30km 圏内	0.303685	1.831011	0.076141*	35
20km 圏内	0.571117	3.478734	0.001862***	27

表 6-1 はラグ 2 のグレンジャー因果性検定の結果であり、式 5 における $\ln q_{it}$ 、 $\ln I_{it}$ および $\ln M_{it}$ のいずれについても双方向のグレンジャー因果性が認められた。表 6-2 はラグ 8 の検定結果であり、 $\ln I_{it}$ および $\ln M_{it}$ は、 $\ln q_{it}$ に対してグレンジャー因果性が認められた。表 6-1 および表 6-2 は、 $\ln I_{it}$ と $\ln M_{it}$ によって $\ln q_{it}$ が決まるという式 5 を支持している。ただし、t 方向に 11 個しかデータがないため、信頼できる検定結果であるとは言い難い。

表 6-3 はラグ選択の検定結果であり、選択されたラグに「*」を付している。LR（尤度比検定統計量）および AIC（赤池情報量規準）ではラグ 8 が、BIC（ベイズアン情報量規準）および HQC（ハンナン＝クインの情報量規準）ではラグ 2 が選択されている。

表 6-4 は単位根検定の結果であり、 $\ln M_{it}$ のみ単位根を持っていることから、グレンジャー因

²⁴ 総務省「住宅・土地統計調査」に倣い名古屋圏の中心を名古屋市役所とし、各市役所ないし各町村役場と、名古屋市役所との間の距離を、「各市町村の名古屋都心までの距離」と見なしている。なお、北名古屋市は本庁が存在しないため、西庁舎（旧西春町役場）と名古屋市役所との距離を使用している。

果性検定が適用できる VAR モデルであることが確認された。なお、経済データの多くは不均一分散があると考えられることから、ここでは PP（フィリップス＝ペロン）検定を用いている。

表 6-1：ラグ 2 のグレンジャー因果性検定の結果

帰無仮説	F 統計量	P 値
$\ln I_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	10.7179	3.E-05***
$\ln q_{it}$ は $\ln I_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	11.7891	1.E-05***
$\ln M_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	23.0688	5.E-10***
$\ln q_{it}$ は $\ln M_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	18.4634	3.E-08***
$\ln M_{it}$ は $\ln I_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	6.37463	0.0019***
$\ln I_{it}$ は $\ln M_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	12.1944	8.E-06***

表 6-2：ラグ 8 のグレンジャー因果性検定の結果

帰無仮説	F 統計量	P 値
$\ln I_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	4.32307	0.0003***
$\ln q_{it}$ は $\ln I_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	2.87832	0.0079***
$\ln M_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	3.06397	0.0051***
$\ln q_{it}$ は $\ln M_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	1.29453	0.2607
$\ln M_{it}$ は $\ln I_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	2.42762	0.0224**
$\ln I_{it}$ は $\ln M_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	1.46042	0.1876

表 6-3：ラグ選択の検定結果

ラグ	LR	AIC	BIC	HQC
0	NA	-6.365839	-6.259264	-6.324326
1	271.4396	-11.08215	-10.65585	-10.91610
2	58.89471	-11.92661	-11.18058*	-11.63602*
3	7.197959	-11.76622	-10.70047	-11.35109
4	25.47049	-12.02189	-10.63641	-11.48222
5	14.83931	-12.06486	-10.35966	-11.40065
6	12.40579	-12.07261	-10.04769	-11.28386
7	11.96084	-12.09451	-9.749868	-11.18122
8	25.31642*	-12.55133*	-9.886964	-11.51351
9	4.504439	-12.39113	-9.407043	-11.22877

表 6-4：単位根検定（PP 検定）の結果

帰無仮説	統計量	P 値
$\ln q_{it}$ は単位根を持つ	173.725	0.0000***
$\ln I_{it}$ は単位根を持つ	270.914	0.0000***
$\ln M_{it}$ は単位根を持つ	0.58314	1.0000

推定された $\beta_1 = \partial \ln q / \partial \ln I = 39\%$ を式 4 に代入することで、式 4' が得られる²⁵。

$$\delta = 39\% \frac{Wt_w}{Wt_w + V} \quad (4')$$

$\frac{Wt_w}{Wt_w + V}$ は、いわゆる労働分配率と考えることができる。2014 年度の愛知県の労働分配率は約 65%

であったため、式 4' より敷地面積の消費財弾力性 δ が得られる²⁶。

$$\delta = 39\% \times 65\% = 25.3\%$$

表 5-2 の通り頑健推定では信頼性が低いものの、定数項 α_i はおよそ 0.46 であることから、敷地面積関数 φ の係数 C が得られる。

$$C = e^{0.46} = 1.58$$

したがって、敷地面積関数 φ が得られた。

$$\varphi = 1.58(\kappa W \bar{t}_h)^{0.253} \quad (7)$$

5.2 所得分布のシミュレーション

3 要素家計内生産アプローチにもとづいて、名古屋圏の地代曲線を導出するために、2014 年度の所得分布をシミュレーションによって作成した²⁷。所得分布の作成にあたっては、年間収入階級ごとの平均年間収入と標準偏差をもとに、乱数を用いて仮想データを作成した。

表 7 には、シミュレーションの元となっているデータと、著者が作成したデータ（年間収入階級ごとの人口 1 万分比、平均年間収入および標準偏差）をまとめている。

人口 1 万分比は、世帯年間収入階級ごとに平均世帯人員と世帯数 1 万分比を乗じて、1 万分比に割りなおした数値である。1 人当たり平均年間収入は、世帯平均年間収入を平均世帯人員で除して導出した。1 人当たり年間収入の標準偏差は、1 人当たり平均年間収入に 58.5% を乗じて計算した。この 58.5% という数値は、元データの世帯平均年間収入と世帯数 1 万分比から導出された標準偏差 4,010 千円を、収入階級全体の世帯平均年間収入 6,850 千円で除すことで求められた。収入階級ごとに標準偏差は異なると考えられることから、ここでは各々の収入階級ごとに、平均値の 58.5% の標準偏差があると仮定している。

²⁵ 前述の通り、敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln q / \partial \ln I$ に時間効果はないと仮定している。

²⁶ 愛知県「2014 年度 あいちの県民経済計算」では県民雇用者報酬が 17,455 十億円であり県民所得は 26,871 十億円である。よって労働分配率は $17,455 \div 26,871 \approx 65\%$ となる。

²⁷ 総務省「平成 26 年全国消費実態調査（愛知県）」のデータを用いた。この調査における年間収入は、平成 25 年 12 月～26 年 11 月における収入である。

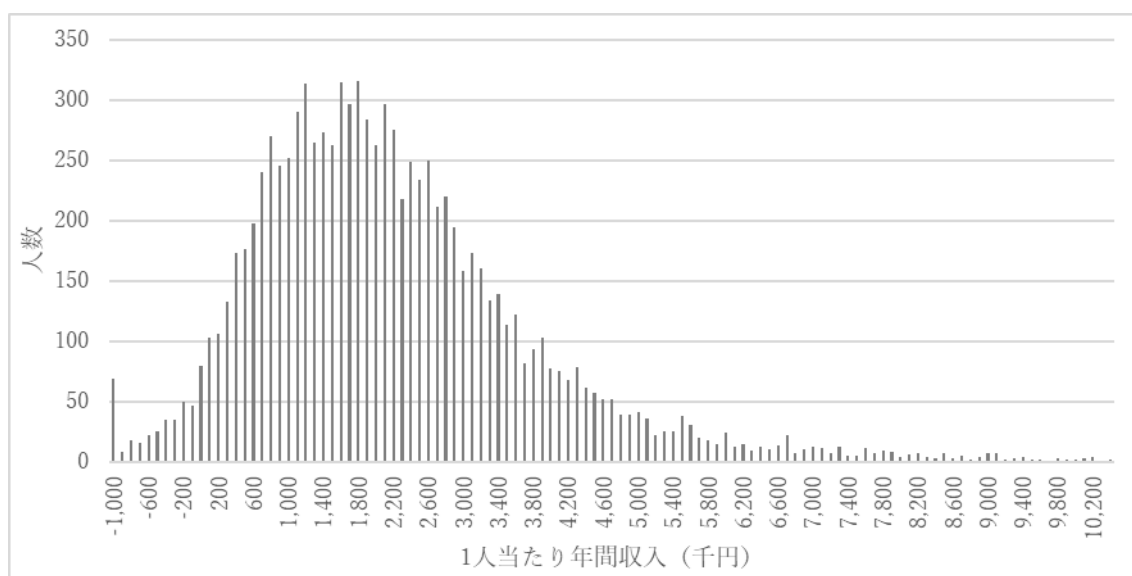
以上より、各々の収入階級ごとの平均値と標準偏差をもとに、正規分布を仮定して仮想所得データをシミュレーションによって作成したところ、図 1 のような所得分布が得られた。

表 7 から得られた所得分布では、労働所得と非労働所得が分かれていないため、所得金額の 65% を労働所得、35% を非労働所得と仮定した²⁸。また、年間労働時間は 2000 時間として時間当たりの賃金を計算し、1 年当たりの完全所得 S を式 8 のように求めた²⁹。

$$S = \frac{0.7I}{2000 \text{ 時間}} \times 24 \text{ 時間} \times 365 \text{ 日} + 0.3I \quad (8)$$

式 8 で得られた完全所得をもとに、3 要素家計内生産アプローチにもとづいて敷地面積に対する付け値を導出する。

図 1：1 万人の所得分布（シミュレーション）



²⁸ 前述の通り、2014 年度の愛知県の労働分配率は約 65% であった。

²⁹ 厚生労働省の 2014 年度労働力調査における、全産業の 2014 年平均月間就業時間は 162.8 時間であった。年換算すると 162.8 時間×12 ヶ月＝1954 時間である。よって本稿では、年間労働時間をおおよそ 2000 時間と仮定して分析した。

表 7：所得分布シミュレーションのために作成された人口 1 万分比、一人当たり平均年間収入および一人当たり年間収入の標準偏差

(金額：千円単位)		年間収入階級											
項目	データの 出所	全体	2,000 未満	2,000- 3,000	3,000- 4,000	4,000- 5,000	5,000- 6,000	6,000- 8,000	8,000- 10,000	10,000- 12,500	12,500- 15,000	15,000 以上	
世帯平均年間収入 (A)	元データ	6,850	1,474	2,586	3,468	4,459	5,409	6,876	8,798	11,054	13,589	21,576	
平均世帯人員 (B)		3.16	2.28	2.38	2.54	2.96	3.18	3.37	3.64	3.53	3.74	3.68	
世帯数1万分比 (C)		—	393	663	1276	1279	1253	2186	1292	931	387	341	
平均世帯人員×世帯数1万分比 (D=B×C)	著者 作成	—	896	1578	3241	3786	3985	7367	4703	3286	1447	1255	
人口1万分比 (Dの1万分比) (E)		—	284	500	1027	1200	1263	2335	1491	1042	459	399	
一人当たり平均年間収入 (F=A÷B)		—	646	1,087	1,365	1,506	1,701	2,040	2,417	3,131	3,633	5,863	
一人当たり年間収入の標準偏差 (F×58.5%)		—	378	636	799	881	995	1,194	1,414	1,832	2,126	3,430	

元データの出典：総務省「平成 26 年全国消費実態調査（愛知県）」（抜粋）

5.3 都市全体の地代曲線（付け値曲線）

3要素家計内生産アプローチでは、4.1節で得られた $\delta = 25.3\%$ および $c = 1.58$ の他に、距離1単位あたりの移動に要する時間 τ 、距離1単位あたりの直接費用 c_c 、市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ 、および家計内時間 $\bar{t}_h$ の4つのパラメータがある。本稿でのシミュレーションでは、 $\tau = 0.0001$ 、 $c_c = 0.01$ 、 $\kappa = 0.4$ 、 $\bar{t}_h = 6760$ と仮定して、地代曲線を導出した¹。 $\tau = 0.0001$ は時速10kmの通勤速度を、 $c_c = 0.01$ はkm当たり10円の直接費用を意味している²。以上のパラメータについての仮定を式7に代入すると、敷地面積関数は式7'のようになる。

$$\varphi = 1.58(\kappa W \bar{t}_h)^{0.253} = 1.58(0.4 \times 2000W)^{0.253} = 8.59W^{0.253} \quad (7')$$

よって、4.2節で作成した1万人の仮想の所得分布データから、各々の所得に対応する敷地面積が得られ、付け値関数が以下のように表される。

$$\psi = \frac{S - \kappa W \bar{t}_h - W \bar{t}_h - 2(W\tau + c_c)D}{q} = \frac{S - 9464W - 2(0.0001W + 0.01)D}{8.59W^{0.253}}$$

さらに、都市の土地利用には住宅地以外に、道路や公園などが存在する。そのため、都市住人の敷地面積需要の合計より都市規模は大きくなる。本稿でのシミュレーションにおける都市規模は、都市住人の敷地面積需要の合計の3.05倍と仮定した³。通勤距離 D は、自分より所得の高い人（自分よりCBDに近い立地に居住する人）の敷地面積の総合計を Q とすると、 $D = \sqrt{3.05Q/\pi}$ という形で求められる。

以上の手順で行ったシミュレーションによって、地代曲線が導出できた（図2）。地代曲線は右下がりとなり、都市境界はおよそ750mとなった。このシミュレーションでは、実際の都市人口より極めて少ない1万人という都市人口を仮定しているため、図2の都市境界は実際の都市と比べて極めて小さくなっている⁴。

図2で得られた地代曲線を実際のデータと比較すべきであるが、残念ながら日本には利用可能な地代についてのデータは存在しない。一般に観察される家賃には、住宅の質が反映されており、住宅の質の効果を除いた家賃を算出することができないからである。そのため参考として、2014年1月1日基準の愛知県の公示地価の分布図を作成した⁵（図3）。図3では、表5-4と同様に、総務省「住宅・土地統計調査」に倣い、名古屋圏の中心を名古屋市役所としている。ただし、地代と地価は異なる概念であり、地代と地価の比率の決定のメカニズムは定かではない。地価には、地代だけでなく期待や時間選好率が影響するため、一般的にどのような値を取るかは不明である。

図2と図3を比較すると、おおよそ近い形であると考えられる。両者とも右下がりであり、傾きはCBDから離れるにしたがって緩やかになっている。

¹ 上述の通り、2014年度労働力調査によると年間労働時間がおおよそ2000時間であることから、家計内時間を24時間×365日－2000時間＝6760時間と仮定した。

² 通勤距離 D は、m単位を想定している。

³ 愛知県「平成27年度版 土地に関する統計年報」によると、平成26年10月1日時点における名古屋市の行政面積は32,644haであり、住宅地は10,710haである。そのため、居住密度を $32,644 \div 10,710 \approx 3.05$ として、シミュレーションを作成した。

⁴ 本稿でのシミュレーションでは、全ての住宅は1階建てと仮定しているため、高層住宅があれば、都市境界は図3より小さくなる。

⁵ 国土交通省の土地総合情報システム（<https://www.land.mlit.go.jp/webland/>）を用いて公示地価データを入手した。ただし、公示地価はあくまで参考値であり、市場で決まる実勢価格とは異なることには留意が必要である。

図 2：仮想の所得分布データにもとづきシミュレーションによって作成された地代曲線

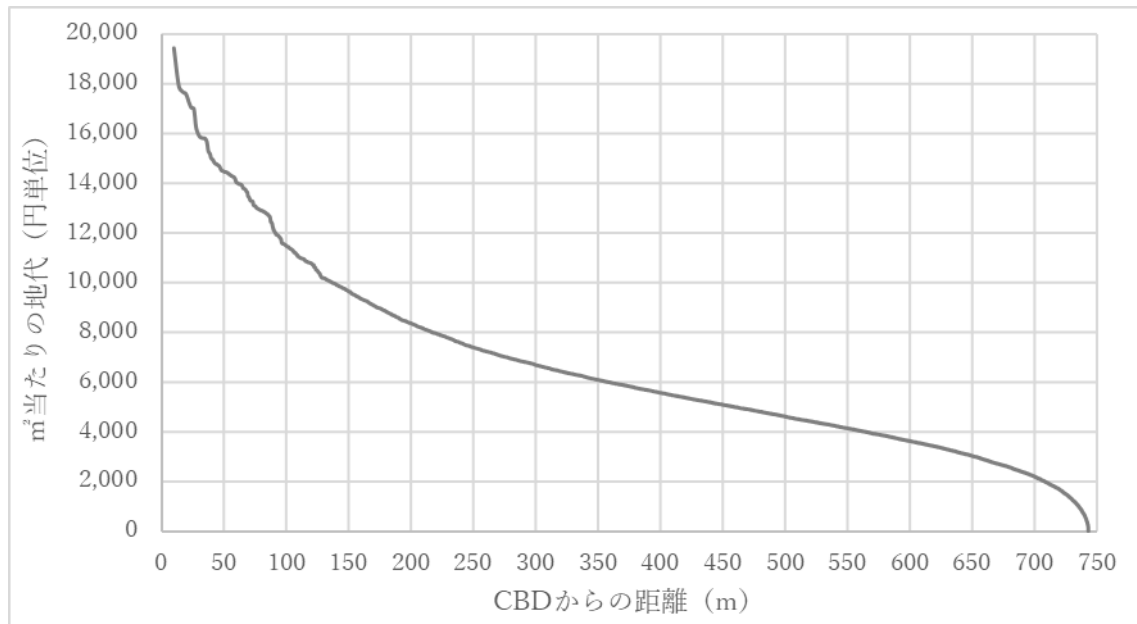
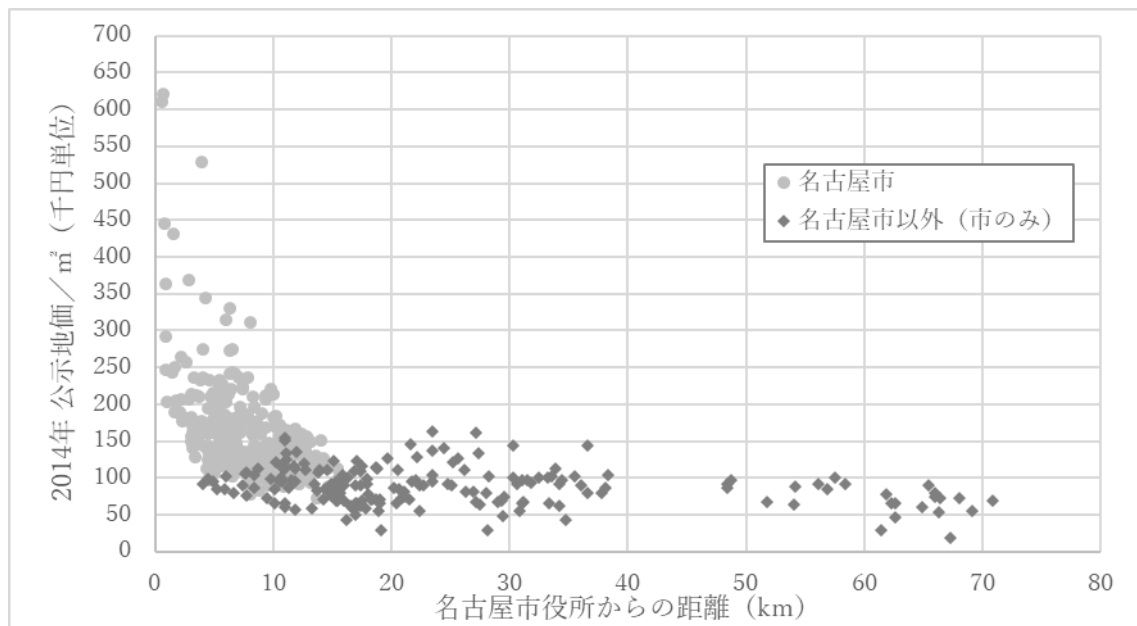


図 3：愛知県の公示地価分布（2014 年 1 日 1 日基準）



6. 結論

本稿では、都市経済学の成り立ちを概観し、標準的な都市経済学では付け値関数が一般的に具体的な値を示すことがないことを確認した。本稿では、具体的な付け値の値を導出するために、Becker [1965]の家計内生産モデルにもとづき、市場財、家計内時間および敷地面積の3要素を家計内生産関数の投入要素とする3要素家計内生産アプローチを用いた。このことで、図2のように都市全体の地代曲線を導出することができた。

ただし、実際の地代の決定においては、固定資産税や公営住宅（家賃補助）、所得税など様々な税制・補助金が存在するため、シミュレーションの結果と現実のデータには相違があると考えられる。

加えて本稿では、敷地面積関数（敷地面積の消費財弾力性 δ と係数 c ）を推定した。しかし、頑健推定における係数 c のP値は0.1を超えており、ダービン＝ワトソン統計量が1に近いことから、説明変数を追加するなど修正が必要である。また、固定係数と名古屋都心からの距離との間の相関関係についても、更なる検討が必要である。

さらに、他の3つのパラメータ（距離1単位あたりの移動に要する時間 τ ・距離1単位あたりの直接費用 c_c ・および市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ ）については実証分析ができていないため、今後の課題となっている。

付論 A

Fujita [1989]では、効用関数を具体的に、対数線形型と仮定した場合の付け値関数 $\psi(\cdot)$ および敷地面積関数 $\varphi(\cdot)$ を示している。そのとき、個人は式A-1を解くこととなる。

$$\begin{cases} \max u = \alpha_q \log q + \alpha_x \log x \\ \text{s.t. } x + P_T(D)q = I - c(D) \end{cases} \quad (A-1)$$

式A-1について、ラグランジュ未定乗数法を用いると、以下のように解くこととなる。

$$\mathcal{L} = \alpha_q \log q + \alpha_x \log x + \mu \{I - c(D) - x + P_T(D)q\}$$

一階の条件が以下のように得られる。

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x} = \frac{\alpha_x}{x} - \mu = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial q} = \frac{\alpha_q}{q} - \mu P_T(D) = 0$$

解として、式A-2が得られる。 μ は所得の限界効用である。

$$\begin{cases} P_T(D) = \frac{\alpha_q x}{\alpha_x q} \\ \mu = \frac{\alpha_x}{x} \end{cases} \quad (A-2)$$

ここで、効用水準を固定的（ $u = \bar{u}$ ）として、効用関数から式A-3を得る。

$$x = \exp \left\{ \frac{\bar{u} - \alpha_q \log q}{\alpha_x} \right\} = q^{-\frac{\alpha_q}{\alpha_x}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_x}} \quad (A-3)$$

また、付け値関数 $\psi(\cdot)$ は式A-4のように定義されている。

$$\psi(D, \bar{u}) = \max_{x, q} \left\{ \frac{I - c(D) - x}{q} \left| \alpha_q \log q + \alpha_x \log x = \bar{u} \right. \right\} \quad (A-4)$$

式A-3を代入して式A-4を解くことで、敷地面積関数 $\varphi(\cdot)$ が得られる。

$$\begin{aligned} \max_{x, q} \left\{ \frac{I - c(D) - x}{q} \left| \alpha_q \log q + \alpha_x \log x = \bar{u} \right. \right\} &= \max_q \left[\frac{I - c(D)}{q} - q^{-\frac{\alpha_q}{\alpha_x} - 1} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_x}} \right] \\ \therefore \frac{\partial \psi}{\partial q} &= -\frac{I - c(D)}{q^2} + \left(\frac{\alpha_q}{\alpha_x} + 1 \right) q^{-\frac{\alpha_q}{\alpha_x} - 2} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_x}} = 0 \\ \therefore q &= \left(\frac{\alpha_q + \alpha_x}{\alpha_x} \frac{1}{I - c(D)} \right)^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \end{aligned}$$

この式を式A-4に代入することで、付け値関数が得られる。

$$\psi(D, \bar{u}) = \frac{I - c(D) - \left(\frac{\alpha_q + \alpha_x}{\alpha_x} \frac{1}{I - c(D)} \right)^{-1}}{\left(\frac{\alpha_q + \alpha_x}{\alpha_x} \frac{1}{I - c(D)} \right)^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_q}}} = \frac{\alpha_q}{\alpha_q + \alpha_x} \left(\frac{\alpha_x}{\alpha_q + \alpha_x} \right)^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{\frac{\alpha_q + \alpha_x}{\alpha_q}} e^{-\frac{\bar{u}}{\alpha_q}}$$

以上をまとめると、付け値関数 $\psi(\cdot)$ および敷地面積関数 $\varphi(\cdot)$ が式A-5のように得られる。

$$\begin{cases} \psi(D, \bar{u}) = \frac{\alpha_q}{\alpha_q + \alpha_x} \left(\frac{\alpha_x}{\alpha_q + \alpha_x} \right)^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{\frac{\alpha_q + \alpha_x}{\alpha_q}} e^{-\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \\ \varphi(D, \bar{u}) = \left(\frac{\alpha_q + \alpha_x}{\alpha_x} \frac{1}{I - c(D)} \right)^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \end{cases} \quad (A-5)$$

式A-5には $\bar{u}$ が含まれており、 $\bar{u}$ は具体的にどのような値を取るのか分からないため、Fujita [1989]のモデルからは具体的な付け値および敷地面積の値は得られない。

付論 B

第4節における推定において、データの引用元は表B-1のようになる。北設楽郡設楽町、東栄町および豊根村はデータがなく分析の対象外とした。一人当たり畳数の調査は、5年毎に実施されている国勢調査および住宅統計調査のみであるため、データの時系列方向の間隔は不均一となっている⁶。また、国勢調査は、1990年より「居住室の畳数」から「住宅の床面積」に調査項目が変更されたため、1990年以降は住宅統計調査の数値のみを分析対象とした⁷。

なお、回帰分析の際に、名古屋市の2015年基準消費者物価指数を用いて一人当たり所得は実質化している⁸。

北設楽郡設楽町、東栄町および豊根村以外の市町村についても、一部データから脱落している年がある。脱落している市町村について、表B-2にまとめてある。

さらに、同じ市町村でも、1970年から2013年にかけて、合併によってエリアが変わっている場合がある。そのため、一部のエリアについては脱落している年があり、標本主体は1970年から2013年まで一貫して同一にはなっていない。しかし、一部のエリアが脱落しているために異なる標本主体と見えず、あるいはダミー変数を置くといった処理は行っていない。脱落しているエリアの人口は少なく、影響は無視できる程度と考えたためである。脱落しているエリアについて表B-3にまとめてある。

⁶ 「住宅統計調査」は1998年より名前が変わり、「住宅・土地統計調査」となった。

⁷ 「住宅の床面積」は「居住室の畳数」と異なり、台所や風呂などの面積も含んでいる。

⁸ 総務省「消費者物価指数」より引用した。

表 B-1：データの引用元

年度	一人当たり畳数・1世帯当たり人員	一人当たり所得
1970 年度	総理府「国勢調査報告」 (1970/10/1 時点)	愛知県「昭和 45 年度 市町村民所得統計」
1975 年度	総理府「国勢調査報告」 (1975/10/1 時点)	愛知県「昭和 50 年度 愛知の市町村民所得」
1980 年度	総理府「国勢調査報告」 (1980/10/1 時点)	愛知県「愛知の市町村民所得（昭和 55 年度～昭和 60 年度）」
1983 年度	総務庁「住宅統計調査報告」 (1983/10/1 時点)	愛知県「愛知の市町村民所得（昭和 55 年度～昭和 60 年度）」
1985 年度	総務庁「国勢調査報告」 (1985/10/1 時点)	愛知県「愛知の市町村民所得（昭和 55 年度～昭和 60 年度）」
1988 年度	総務庁「住宅統計調査報告」 (1988/10/1 時点)	愛知県「平成元年度 市町村民所得推計結果報告書」
1993 年度	総務庁「住宅統計調査報告」 (1993/10/1 時点)	愛知県「あいちの市町村民所得」
1998 年度	総務庁「1998 年住宅・土地統計調査」 (1998/10/1 時点)	愛知県「あいちの市町村民所得」
2003 年度	総務省「2003 年住宅・土地統計調査」 (2003/10/1 時点)	愛知県「あいちの市町村民所得」
2008 年度	総務省「2008 年住宅・土地統計調査」 (2008/10/1 時点)	愛知県「あいちの市町村民所得」
2013 年度	総務省「2013 年住宅・土地統計調査」 (2013/10/1 時点)	愛知県「あいちの市町村民所得」

表 B-2：データから脱落している市町村

年度	データから脱落している市町村
1970 年度	—
1975 年度	—
1980 年度	—
1983 年度	日進市、田原市、愛西市、清須市、北名古屋市、弥富市、みよし市、あま市、長久手市、東郷町、豊山町、大口町、扶桑町、大治町、蟹江町、飛島村、阿久比町、東浦町、南知多町、美浜町、武豊町、幸田町
1985 年度	—
1988 年度	1983 年と同様
1993 年度	清須市、北名古屋市、弥富市、みよし市、あま市、長久手市、東郷町、豊山町、大口町、扶桑町、大治町、蟹江町、飛島村、阿久比町、東浦町、南知多町、美浜町、武豊町、幸田町
1998 年度	同上
2003 年度	豊山町、大口町、扶桑町、大治町、蟹江町、飛島村、阿久比町、東浦町、南知多町、美浜町、武豊町、幸田町
2008 年度	同上
2013 年度	同上

表 B-3：データから脱落しているエリア

年度	脱落しているエリア
1970 年度	—
1975 年度	—
1980 年度	—
1983 年度	岡崎市の額田町、一宮市の木曽川町、豊川市の一宮町・音羽町・小坂井町・御津町、豊田市の藤岡町・小原村・足助町・下山村・旭町・稲武町、西尾市の一色町・吉良町・幡豆町、稲沢市の平和町・祖父江町、新城市の鳳来町・作手村
1985 年度	—
1988 年度	1983 年と同様
1993 年度	岡崎市の額田町、豊川市の一宮町・音羽町・御津町、豊田市の藤岡町・小原村・足助町・下山村・旭町・稲武町、西尾市の幡豆町、稲沢市の平和町、新城市の鳳来町・作手村、田原市の渥美町・赤羽根町、愛西市の立田村・八開村、清須市の春日村、弥富市の十四山村
1998 年度	同上
2003 年度	岡崎市の額田町、豊川市の音羽町・御津町、豊田市の小原村・足助町・下山村・旭町・稲武町、西尾市の幡豆町、稲沢市の平和町、新城市の鳳来町・作手村、愛西市の立田村・八開村、清須市の春日村、弥富市の十四山村
2008 年度	西尾市の幡豆町、清須市の春日村
2013 年度	—

付論 C

森泉・高木 [1983]の、1974 年および 1978 年の、住宅の延べ床面積の所得弾力性の推定結果を表 C-1 および表 C-2 にまとめている。森泉・高木 [1983]は世帯人員別に所得弾力性を推定したが、本稿では世帯人員を説明変数の一つとして推定を行っている。世帯主年齢の効果は、本稿での回帰分析では考慮していない。

表 C-1：1974 年の住宅の延べ床面積の所得弾力性

世帯主年齢・ 世帯人員	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人以上
～29 歳	X	X	X	X	X
30～34 歳	0.2448	X	0.1408	0.2320	X
35～39 歳	X	0.2862	0.2600	0.2278	0.2532
40～44 歳	0.2552	0.2242	0.2297	0.2526	0.1847
45～49 歳	0.3642	X	0.1588	0.2145	0.3269
50 歳～	X	0.1517	0.1179	0.1810	0.1923

(X は t 値が 5%水準で有意ではなかったものである)

表 C-2：1978 年の住宅の延べ床面積の所得弾力性

世帯主年齢・ 世帯人員	2 人	3 人	4 人	5 人	6 人以上
～29 歳	0.205	0.151	0.201	X	X
30～34 歳	0.280	0.315	0.223	0.210	0.185
35～39 歳	0.375	0.297	0.283	0.267	0.253
40～44 歳	X	0.240	0.224	0.259	0.260
45～49 歳	0.271	0.272	0.171	X	0.219
50 歳～	0.234	0.146	0.218	0.170	0.172

(X は t 値が 5%水準で有意ではなかったものである)

参考文献

- Alonso, W. [1964] *Location and Land Use*, Harvard University Press.
- Becker, G.S. [1965]. “A Theory of the Allocation of Time.” *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517.
- Becker, G.S. [1971]. *Economic Theory*, New York: Knopf.
- Bruekner, J. K. [2011] *Lectures on Urban Economics*, The MIT Press.
- DiPasquale, D. and Wheaton, W. C. [1996] *URBAN ECONOMICS AND REAL ESTATE MARKETS*, Prentice-Hall, Inc.
- Fujita, M. [1989]. *URBAM ECONOMIC THEORY*, Cambridge University Press.
- Fujita, M., Krugman, P. and Venables, A.J. [1999] *The spatial economy. cities, regions and international trade*, Cambridge, MA: MIT Press.

- Fujita, M. and Thisse, J. [2013] *ECONOMICS OF AGGLOMERATION*, 2nd, Cambridge University Press.
- Glaeser, E. L., Kahn, M. E. and Rappaport, J. [2008] “Why do the Poor Live in Cities? The Role of Public Transportation.” *Journal of Urban Economics*, 63, no. 1, pp. 1-24.
- Henderson, J.V. [1985] *ECONOMIC THEORY AND THE CITIES*, ACADEMIC PRESS, INC.
- Hochman, O. and Ofek, H. [1977]. “The Value of Time in Consumption and Residential Location in an Urban Setting,” *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 5, pp. 996-1003.
- 森泉陽子、高木新太郎 [1983] 「日本における住宅需要の所得弾力性について」季刊 理論経済学 34 巻 1 号 p.70-86.
- O’Sullivan, A. [2019] *Urban Economics*, 9th ed, McGraw-Hill Education.
- Ricardo, D. [1819]. *On the Principles of Political Economy, and Taxation*, 2nd ed., London: John Murray.
- Saiz, A. [2010]. “The Geographic Determinants of Housing Supply,” *The Quarterly Journal of Economics*, 125, no. 3, pp. 1253-96.
- Smith, A. [1879] *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, London: W. Stahan & T. Cadell.
- Straszheim, M. R. [1975]. "Estimation of the Demand for Urban Housing Services from Household Interview Data," *The Review of Economics and Statics*, Feb., Vol. 55, No 1, pp. 1-8.
- Varian, H. R. [2014]. *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach*, 9th ed., W. W. Norton & Company.
- von Thünen, J. H. [1826]. *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationaleconomie*. Hamburg.