博士論文

令和3年度

家計内生産を含んだ地代決定の分析

京都産業大学大学院 経済学研究科 博士後期課程3年 980021 竹中 昂平 本論文を執筆するに当たり、主査および副査の先生に感謝申し上げます。並松信久 先生には、農業経済学に始まる地代論の系譜をまとめる際に幅広く実に多くのアドバ イスを頂きました。藤井秀昭先生からは、統計処理の手法およびシミュレーションに よる分析の方向性について多くのことを学ぶことができました。並松先生および藤井 先生には、最終稿までお読み頂き修正点をご教示頂きました。心より感謝申し上げま す。主査の荒山裕行先生には名古屋大学経済学部時代より公私両面に渡ってご指導を 賜りました。荒山先生が京都産業大学に移られた折、通信教育課程(修士課程)にチャレンジしてみないかとお誘いいただき、並松先生に主指導教員をお引き受け頂けた ことがきっかけとなり、後期課程に進学できたことが博士号の取得に繋がりました。

学部長・研究科長の大坂仁先生、副学部長・副研究科長の田中寧先生、岑智偉先生ならびに京都産業大学経済学部の諸先生方には、中間報告会および予備調査委員会において貴重なコメントを頂戴しました。

教務委員長の大川良文先生には経済学部研究会での報告の機会を頂き、京都産業大学論集に投稿する機会を頂きました。経済学部研究会では、とりわけ寺崎友芳先生より有益なコメントを頂いたことが理論構成の明確化に繋がりました。また、大学院生活にあたり、事務長の安井様、および吉見様よりひとかたならぬ援助ならびにお力添えを頂きました。

本研究についてこれまで日本経済政策学会にて報告の機会を頂きました。実践女子大学の角本伸晃先生には日本経済政策学会 2020 年全国大会にて、椙山女学園大学の前川俊一先生には日本経済政策学会 2020 年中部部会にて、神戸市外国語大学の田中悟先生には日本経済政策学会 2021 年全国大会にて、それぞれ討論者をお引き受け頂き、貴重なコメントを頂戴いたしました。

日本経済政策学会中部部会には、2020年1月にOnLine ワーキングペーパーとして掲載させて頂きました。掲載にあたり、椙山女学園大学の前川俊一先生には原稿をご精読頂き、多くのアドバイスを頂きました。日本経済政策学会中部部会長であられる名古屋学院大学の小林甲一先生、常務理事の愛知学院大学の渡邊隆俊先生および名古屋学院大学の伊沢俊泰先生には掲載にあたりサポートを頂きました。

末筆になりますが、京都産業大学から奨学金を頂きました。京都産業大学に対し、 心より感謝申し上げます。

最後に、大学院生活の大きな支えとなった家族に感謝したいと思います。

	}	欠

目次		
要約		1
はじぬ	5 KC	2
第1章	重 地代論の変遷と都市経済学	4
第 2 章	軍 標準的な都市経済学の理論	9
第	節 消費者行動の理論と都市経済学の理論の違い	9
第 2	2節 効用関数および予算制約	12
第3	3節 付け値関数	12
第4	上節 敷地面積関数	14
第5	5節 付け値勾配および敷地面積勾配	14
第6	6節 本研究における都市経済学の考え方	16
第 3 章	室 家計内生産関数を含んだ付け値関数の理論	17
第1	. 節 Becker [1965]のモデル	17
第 2	2節 Hockman and Ofek [1977]のモデル	21
第3	3	25
第 4 章	至 名古屋圏の地代曲線のシミュレーション	32
第1	節 敷地面積の賃金弾力性の推定およびグレンジャー因果性検定	32
第 2	2節 通勤費用の推定	38
第3	3節 所得分布のシミュレーション	41
第4	節 都市全体の地代曲線(付け値曲線)	44
第 5 章	5 結論および残された研究課題	50
第1	節 結論	50
第 2	2節 残された研究課題	51
付論 A	A Henderson [1985]のモデル	52
付論 I	3 Fujita [1989]のモデル	54
付論(こ 家計内時間が固定的な場合の付け値関数	57
付論 I) 敷地面積のデータについて	58
付論 I	E 森泉・高木 [1983]の推定結果	62
付論 I	F 階層ベイズ推定	63
参考了	で献	67
引用1	たデータ	68

要約

18世紀の経済学の黎明期から、地代は関心の高い経済学のトピックの一つであった。 18世紀後半から 19世紀にかけては農業地代が主要な関心事であり、20世紀に入ると 米国において都市計画の発展に伴い都市における製造業や小売業の地代の研究が盛ん になった。

Alonso は米国の土地の相当部分が住宅地として使われていることに着目し、消費者が住宅地に支払う地代を研究した。この Alonso の研究が先駆となり、都市経済学として住宅地の地代決定についてこれまで多くの研究がなされてきた。

都市経済学では地代を分析するために、地代の支払意思額を示す付け値関数という 道具が用いられる。しかし、都市経済学の標準的なモデルでは、付け値関数が効用関 数から導出されているため、付け値には必然的に効用水準が含まれることとなる。た だし、一般に言われているように、経済学では効用水準に具体的な値を当てはめるこ とをしてこなかった。そのため、効用水準を含む付け値関数から、具体的な付け値の 値を求めることはできない。敷地面積を一定と仮定することで具体的な付け値の値を 得ることができるアプローチもあるものの、この場合敷地面積が正常財ではなくなる という課題が残る。その理由は、敷地面積が一定であると、敷地面積の所得弾力性が ゼロとなることによる。

本研究では、効用関数ではなく、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。このことで、効用水準を含まず、具体的な値を示す付け値関数を導出することができる。また、家計内生産関数から一人当たりの敷地面積関数を導出し、敷地面積を正常財として取り扱うことができている。

また、家計内生産関数から導出した付け値関数をもとに、名古屋圏の地代曲線をシミュレーションによって作成し、実際に観察される地価の分布と形状が類似していることを確認している。名古屋圏の地代曲線の作成にあたっては、付け値関数のパラメーター(敷地面積関数、通勤費用および市場財消費額・家計内時間機会費用比率)を推定し、加えて仮想の所得分布データを作成している。

はじめに

都市経済学の標準的なモデルでは、市場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。また、後述するように標準的な都市経済学のモデルから導出した付け値関数は、具体的な付け値の値を導出できない、あるいは敷地面積が正常財ではないという課題がある。具体的な付け値の値が得られない場合、付け値そのものではなく付け値勾配の大小によって分析することとなる。

さらに、標準的アプローチにおける通勤費用には、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の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]の分析対象は相対的な所得の違いと住宅立地との関係であるが、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。

本研究では、効用関数ではなく、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で、具体的な付け値および一人当たり敷地面積の値を求めている。このことで、具体的な地代曲線を導出することが可能となり、観察可能なデータと比較することが可能となっている。加えて、一人当たりの敷地面積関数が導出できることから、都市人口と所得分布を与えることで都市境界を内生的に決定することができる。そのため、本研究のモデルでは都市規模の変化を分析することができることとなる。

本研究の第 1 章では、地代論の変遷をサーベイし、農業地代論、土地経済学および都市経済学の地代論の系譜をまとめている。とりわけ Alonso [1964]のモデルの基礎となっている von Thünen [1826]のモデルについて考察している。第 2 章では、都市経済学の主要な文献である Alonso [1964]、Henderson [1985]、Fujita [1989]およびDiPasquale and Wheaton [1996]のモデルを比較し、それぞれの特徴と課題を明らかにしている。第 3 章では、Becker [1965]の家計内生産モデルと、Becker [1965]をもとに付け値関数を導出している Hockman and Ofek [1977]のモデルについて考察し、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について説明している。効用関数ではなく家計内生産関数から付け値関数を導出することで、具体的な付け値の値が得られ、なおかつ敷地面積を正常財として取り扱うことが可能となった。第4章では、名古屋圏の地代曲線を導出するため、3要素家計内生産アプローチにおいて外生的に与えられているパラメーター(敷地面積関数、通勤費用および市場財消費額・家計内時間機会費用比率)を推定し、加えて仮想の所得分布データを作成している。第5章では、結論および残された研究課題について述べている。付け値関数を効用関数ではなく家計内生産関数から導出することで、敷地面積を正常財として取り扱うことが可能となり、また付け値の具体的な値を得ることができた。そのため、名古屋圏のデータをもとにパラメーターを推定することで、名古屋圏の地代曲線を求めることができた。残された研究課題としては、第一に市場財と家計内時間が代替する家計内生産関数の具体化、第二に容積率のシミュレーション分析、第三に敷地面積勾配の正負の判定、第四に都市人口および所得分布の内生化が挙げられる。

第1章 地代論の変遷と都市経済学

都市経済学は、都市における住宅地の地代を分析する分野であり、古典派における 農業地代の研究を踏まえている。本節では、住宅地に限らず地代論の変遷を概観し、 都市経済学の成り立ちを確認する。

古典派における地代論では Ricardo [1819]の差額地代論が有名であるが、Ricardo [1819]の差額地代論以前に Smith [1779]が農業地代について分析を行っており以下のように述べている 1 。

The rent of land not only varies with its fertility, whatever be its produce, but with its situation, whatever be its fertility. Land in the neighbourhood of a town gives a greater rent than land equally fertile in a distant part of the country. (...) The value, both of their produce and of their rent, is in proportion to their absolute, and not to their relative fertility. The land which produces a certain quantity of food, cloaths, and lodging, can always feed, cloath, and lodge a certain number of people; and whatever may be the proportion of the landlord, it will always give him a proportionable command of the labour of those people, and of the commodities with which that labour can supply him. The value of the most barren land is not diminished by the neighbourhood of the most fertile. On the contrary, it is generally increased by it.

すなわち、何を生産するかに関わらず、肥沃度が高いほど収穫物が増え農業地代は高くなり、都市の近くに位置しているほど市場への運搬費が抑えられ農業地代は高くなる。また、農地の地代は相対的肥沃度ではなく絶対的肥沃度に比例し、痩せた土地の地代が最も肥沃な土地のために押し下げられることはない。なお、上記で引用はしていないが、鉱山の地代は相対的肥沃度に比例するとしている。何故なら、鉱山から掘り出される貴金属は、その希少性の故に価格が高いため、希少ではない金属、すなわちいたるところで豊富に産出される金属が埋まっている鉱山の地代は低くなるためである。他方で、農産物の価値は希少性の故ではなく、人々に食料や衣服、住宅を与えられることそのものが農産物の価値である。したがって、豊富に農産物が産出されるほど、その農地の地代は増加することとなる。

以上の Smith [1779]の見方に対し、Ricardo [1819]は市場との距離には言及していない。また、鉱山に限らず全ての土地の地代は、絶対的肥沃度ではなく相対的肥沃度によって決まると Ricardo [1819]は述べている。人口が少ないときは肥沃な土地が耕

4

¹ Smith [1779] Book I, Chapter XI より引用。

作されるが、人口の増加とともにこれまで耕作されなかった痩せた土地が耕作されるようになる。痩せた土地から得られる農産物は少ないため、その少ない農産物が賃金に見合うように農産物価格は上昇し、結果として肥沃な農地の地代は上昇する。農業地代を農産物の量で捉えれば Smith [1779]のように絶対的肥沃度によって決まると言えるが、Ricardo [1819]は農業地代を価格で捉えているため、相対的肥沃度によって決まると述べている。

von Thünen [1826]は Ricardo [1819]が言及しなかった都市への距離を分析に含め、相対的な肥沃度および距離によって地代が決まるとしている。さらに von Thünen [1826]は都市への距離が地代の差額を生み出すだけでなく、最大の地代を生み出す農法にその土地が利用されるとして、都市への距離と農地利用との関係を導き出した。 von Thünen [1826]自身は、地代は農産物の販売額から生産費を差し引いた残余であるとして、図 1.1 のように自由式農業、林業、輪栽式、穀草式、三圃式、畜産圏の順に都市から遠ざかる形で農地が耕作されるとした。

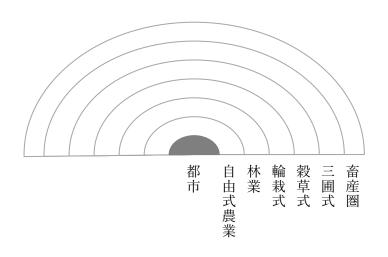


図 1.1 von Thünen のモデル

- (出典) von Thünen [1826]をもとに著者作成。
- (注)図1.1は、原書に掲載されている図をよりシンプルにしている。

自由式農業とは、新鮮なうちに売る必要のある作物や、長距離輸送に耐えられない 牛乳などの生産であり、von Thünen [1826]は輸送距離が最も短い地点、すなわち最も 都市に近いエリアで耕作されるとした。木材は都市の必需品であるため、木材価格が

高価であっても需要される。そのため、都市に販売するための木材を生産する林業は、 自由式農業の次に都市に近いエリアで展開される。林業の外側では、輪栽式・穀草式・ 三圃式の農地が位置する。輪栽式は休閑のない耕作法であり、穀草式および三圃式は 休閑のある耕作法である。von Thünen [1826]は輪栽式について、農地を 6 区画に分 け、バレイショ・大麦・刈取クローバ・ライ麦・青刈用ウィッケン・ライ麦を耕作する 輪栽式を仮定している²。穀草式では、農地を7区画に分け、休閑・ライ麦・大麦・エ ンバク・放牧・放牧・放牧として使用する穀草式を仮定している。三圃式では、農地を 3区画に分け、ライ麦・大麦・休閑として使用する。輪栽式・穀草式・三圃式はいずれ も、農地を区分けして耕作する農法である。生産費と運送費の条件次第であるが、von Thünen [1826]の仮定のもとでは、輪栽式・穀草式・三圃式の順番に都市から遠ざかる とされた。そして、最も都市から遠いエリアでは、畜産によってバターが生産される。 バターの運送費は他の農産物より低く、von Thünen [1826]の例において 30 マイルの 運送費が市場価格に占める割合は、ライ麦は約1/3であり、バターは約1/8である。他 方で、郊外であるほど畜産の生産費は減少する。結果として、都市からの距離が長く なるほど運送費は増加するが、生産費は大幅に下落するために、畜産における地代は 郊外にて最大になり、都市の近傍でマイナスになる。

林業の取り扱いから、von Thünen [1826]は作物ごとの需要の価格弾力性の違いを明確に意識していたことが分かる。Ricardo [1819]は抽象的に農産物一般から生じる農業地代を分析しているが、von Thünen [1826]は作物ごとの違いを考慮しており、需要の価格弾力性が低い必需品(von Thünen [1826]のモデルでは木材)を生産する土地は都市の近くに位置すると結論付けている。

木材を都市の必需品としている点は、von Thünen [1826]の生きた時代(1783 年から 1850 年)と同時期の江戸時代の日本にも通じている。徳川林政史研究所 [2012]によると、江戸時代には都市人口の増加に伴い薪炭の需要が増加し、都市周辺の農村において薪炭が生産された。ただし、需要超過によって雑木林は伐り尽くされ、樋口 [1993]によると米価が下落傾向であったのに対し木炭価格は上昇傾向にあった。山林については幕府直轄林ないし領主所有であったため、幕府役人ないし領主によって植栽が行われた。ただし、領民の生活維持のために領主が利用を許していたケースもあり、そのような山林は村持山として入会(共同利用)がなされ、領民たちによって維持および管理がなされた。また 18 世紀以降には、領主が農民・商人・武士に植林を奨励し、収穫された木材を予め定めた割合で領主と植林者が分け合う部分林(ぶわけばやし)が各所で見られた。

Smith [1779]、Ricardo [1819]および von Thünen [1826]の研究から分かる通り、古典派経済学では農地が主要な研究対象の一つであり、生産要素を労働・資本・土地の

-

² ウィッケンとは、エンドウの一種である。

3 要素としていた。しかし新古典派経済学では、生産要素は労働・資本の 2 要素であり、土地は資本に含まれている。この立場に対して Schultz [1953]は、土地を資本に含めると、土地に関する多くの知識が失われてしまうと述べている。また、Smith [1779]、Ricardo [1819]および von Thünen [1826]は農業地代論に大きく貢献したが、都市の地代についての言及は少ない。Smith [1779]は都市における家賃の(建物部分を除いた)地代部分について、地主は独占者として行動し、賃借人の所得や好みによって地代が決定するとした。一方で、Ricardo [1819]および von Thünen [1826]は都市の地代については言及していない3。

都市の地代の研究は、都市計画の発展に伴い 1920 年代以降の米国にて盛んになっ た。ただし、当時の研究対象は主に製造業や小売業といった企業が利用する土地であ り、宅地ではなかった4。Alonso [1964]は、都市における企業の土地利用についての研 究を「土地経済学(land economics)」として、主要な研究に Haig [1926]を挙げてい る。Haig [1926]は製造業および小売業は都市において利潤を最大化するように行動す るが、製造業は都市内の立地と収入(売上額)が無関係である一方で、小売業は立地 によって収入(売上額)が変化すると述べている。よって製造業と小売業とではモデ ルが異なるが、いずれにおいても立地によって地代および交通費が異なる点で von Thünen [1826]の影響を受けていると言える。また、Marshall [1890]の第 5 巻第 11 章 においては、von Thünen [1826]のモデルを踏まえて、都市内の製造業および小売業の 土地利用について分析がなされている。他方で Chamberlin [1962]は、都市内の企業 の土地利用に農業地代論をそのまま応用することに対して批判的である。農業地代は 立地および肥沃度によって変化するが、土地経済学における都市内の企業用地の地代 は立地のみに依存しているからである。加えて、都市内の小売業における販売価格は 立地によって変化するような単純なモデルではなく、需要曲線に直面する独占的競争 者であると主張している。

Alonso [1964]は、米国における土地の相当部分を宅地が占めているにも関わらず、それ以前の土地研究は宅地を無視してきたと指摘している。そして、von Thünen [1826]のモデルにおける都市への運送費を、都市の中心部である CBD 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して理論を展開した。von Thünen [1826]のモデルが都市の存在を与件としているように、Alonso [1964]では CBD の存在を与件としている。Alonso [1964]に始まる都市の宅地を研究する学問は都市経済学と名付けられ、その他の主要な文献として Henderson [1985]、Fujita

³ von Thünen は都市の地代について言及はしていないが、「いかなる理由が人々を大都市へ集中させるか。いかなる工場が首都に立地するのが当然か。」という、新経済地理学に繋がる問いを表明している。

⁴ Alonso [1964]による。

[1989]および DiPasquale and Wheaton [1996]が挙げられる。

なお、都市経済学に隣接する分野として新経済地理学および空間経済学が挙げられる。新経済地理学は、新貿易理論を発展させた Krugman らによって始まった分野であり、経済活動の地域間分布を分析対象としている。そのために、収穫逓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おり、都市経済学が与件としている CBD の形成過程を明らかにしている5。また、空間経済学は、Fujita and Thisse [2013]によれば都市経済学および新経済地理学、貿易理論などを包摂する分野である。本研究では、CBD を与件として都市における地代曲線の分析を試みており、都市経済学の研究である。

-

⁵ Fujita, Krugman and Venables [1999]や Fujita and Thisse [2013]を参照のこと。

第2章 標準的な都市経済学の理論

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 2.1 にて比較しており、記号の意味は表 2.2 のように統一している。なお、表 2.1 には含めていないが、Bruekner [2011]および O'Sullivan [2019]は、DiPasquale and Wheaton [1996]と同様の付け値勾配 $d\psi/dD$ を用いている6。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。

第1節 消費者行動の理論と都市経済学の理論の違い

$$\max_{s.t.} u = u(x_1, x_2)
s.t. I = P_1 x_1 + P_2 x_2$$
(2-1)

他方で、都市経済学の理論では式2-2を解いている8。都市経済学のモデルは表 2.1 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2-2のようになる。敷地以外の市場財xの価格は、Hicks の合成財定理によって 1 としている。

$$\max_{s.t.} u = u(x,q)$$

$$s.t. I - c(D) = x + P_T q$$
(2-2)

9

⁶ 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。

⁷ 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。

⁸ 記号の意味は表 2.2 を参照のこと。

表 2.1 標準的な都市経済学の理論の比較

項目	Alonso [1964]	Henderson [1985]	Fujita [1989]	DiPasquale and 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	$I = P_X x + P_T(D)q + c(D)$	$I = P_X x + P_T(D) q$ $ar{t} = ar{t}_w + t_\ell + \tau D$ (通勤費用は時間費用のみ)	$x + P_T(D)q = I - c(D)$	$I = x + P_T(D)\overline{q} + c(D)$ $c(D) = c_c D$ $(qは一定と仮定)$
付け値関数	$\psi(x,q,D)$	$\psi(I, P_X, t_\ell, u)$	$\psi(D, \bar{u}) = \max_{x,q} \left\{ \frac{I - c(D) - x}{q} u = \bar{u} \right\}$	$\psi(D) = P_T^a + \frac{c_c(D_f - D)}{\bar{q}}$
付け値勾配	$\frac{d\psi}{dD} = \frac{P_T(D)}{q} \frac{u_D}{u_q} - \frac{1}{q} \frac{dc(D)}{dD}$ $(qは一定と仮定)$	$\begin{split} \frac{\partial \psi}{\partial D} &= -\frac{1}{q} P_{t_{\ell}} \tau \\ P_{t_{\ell}} &= \frac{1}{\mu} \frac{\partial u}{\partial t_{\ell}} \end{split}$	$\frac{\partial \psi(D, \bar{u})}{\partial D} = -\frac{dc(D)}{dD} \frac{1}{q} < 0$	$\frac{dP_T(D)}{dD} = -\frac{c_c}{\bar{q}}$
敷地面積	qは所得とともに増加す ると仮定	$\varphi(I, P_T, P_X, t_\ell, u)$	$arphi(D,ar{u})$	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)

⁽注)Henderson [1985]において、原書では敷地面積以外の市場財が 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。また、原著では敷地面積ではなく住宅サービスと定義されているが、ここでは他との比較のために敷地面積と読み替えている。

表 2.2 本文中の記号の意味

₹ 2.2 平入 1	
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)
$c_p(D)$	通勤費用c(D)のうち金銭的な直接費用(貨幣単位)
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)
D	通勤距離(CBD からの距離)
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
t_c	通勤時間
t_h	家計内時間
$ar{t}$	時間賦存量
P_{t_ℓ}	余暇時間の限界効用の貨幣価値
μ	所得の限界効用
P_T^a	農業地代
D_f	CBD から都市境界までの距離(都市規模)
Z	家計内生産財
P_z	家計内生産財の価格(貨幣単位)
S	完全所得
К	市場財消費額・家計内時間機会費用比率
С	敷地面積関数φの係数
δ	敷地面積の市場財弾力性
•	

式2-2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が不足しているため、DiPasquale and Wheaton [1996]が敷地面積qを一定 ($q=\bar{q}$) と仮定しているような追加の条件がなければ、式2-2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 2.1 で取り上げた四者のモデルの違いを考察する。

第2節 効用関数および予算制約

表 2.1 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] にはさらに CBD からの距離Dがあり、Henderson [1985]には余暇時間 t_ℓ がある。DiPasquale and 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] と同様に余暇時間 t_ℓ を含めたモデルも紹介しているが、Henderson [1985]は労働時間 t_w を固定している一方で、Fujita [1989]は労働時間 t_w を可変的に取り扱っている。

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はいない。Fujita [1989]と DiPasquale and 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 and 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。

第3節 付け値関数

付け値関数 $\psi(\cdot)$ は、敷地に対する単位面積当たりの支払意思額を示しており、CBDからの距離Dに関して効用水準が一定という前提で導出されている。ある都市圏において、もし地点 A に居住した場合の効用水準が地点 B より低ければ、地点 A に支払っても良いと思える価格は地点 B より低くなるであろう。よって地点 A への支払意思額は押し下げられ、結果として地点 A と地点 B とで効用水準が等しくなるように支払意思額が示されることとなる。地点 A と地点 B の 2 地点に限らず、都市のあらゆる地点

で効用水準が等しくなるような支払意思額が、付け値関数 $\psi(\cdot)$ から導出されることとなる。この点に関し Fujita [1989]は付け値関数の表記において $u=\bar{u}$ と明記しているが、Alonso [1964]、Henderson [1985]および DiPasquale and Wheaton [1996]においても Fujita [1989]と同じ効用水準の取り扱いをしていることに注意が必要である。

Alonso [1964]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ は、具体的な形になっていない。また、Henderson [1985]は効用関数を線形対数型と仮定して付け値関数を導出しているものの、前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(Henderson [1985]の導出の詳細は付論 Λ を参照のこと)。

Fujita [1989]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ は、Alonso [1964]および Henderson [1985]に比べて明確であり、von Thünen が示した地代を踏襲していると言える。von Thünen は地代を農産物の販売額から生産費を差し引いた残余としているのに対し、Fujita [1989]は所得から通勤費c(D)および市場財消費額xを差し引いた残余を敷地面積で除すことで付け値地代を求めているからである。また、Fujita [1989]は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、変数の数に対して式の数が不足することなく、解を得ることができている。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。また、Fujita [1989]は線形対数型の効用関数を仮定した場合の付け値関数を導出しているが、求められた付け値は所得の多寡に関わらず一定である。他方で、実際の都市では高所得者と低所得者とで付け値は異なり、高所得者は低所得者より支払意思額は高いと考えられる(詳細は付論 Bを参照のこと)。

DiPasquale and Wheaton [1996]は敷地面積qを一定と仮定しているため、CBD からの距離Dに関して効用水準が一定という前提から、市場財消費額xについても CBD からの距離Dに関して一定となるg。したがって、 $I-c_cD=\bar{x}+P_T(D)\bar{q}$ という予算制約式を満たすように付け値関数 $\psi(\cdot)$ が導出され、図 2.1 のようになる。DiPasquale and Wheaton [1996]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ からは具体的な値を導出できるが、農業地代 P_T^a および都市境界 D_f が外生的に与えられていなければ、付け値の値を得ることはできない。

13

⁹ DiPasquale and Wheaton [1996] はおそらく、効用関数として Fujita [1989] と同じu=u(x,q)を想定している。敷地面積および効用水準が一定($u(x,\bar{q})=\bar{u}$)であれば、市場財消費額も一定($x=\bar{x}$)となる。

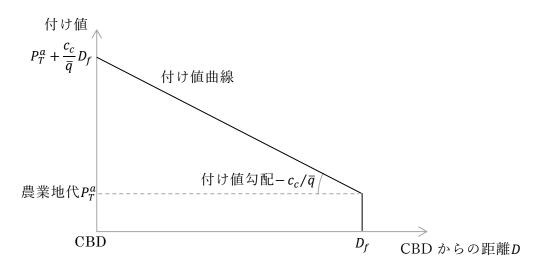


図 2.1 DiPasquale and Wheaton [1996]の付け値曲線

第4節 敷地面積関数

Alonso [1964]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く、敷地面積関数は明確ではない。また、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(詳細は付論 A を参照のこと)。

Fujita [1989]の敷地面積関数は、上述の付け値関数と同様に、効用水準を含むために具体的な値を得ることができない(詳細は付論 B を参照のこと)。

DiPasquale and Wheaton [1996]は、仮定よりあらゆる都市住人の敷地面積は等しく、都市全体で所得が増加すれば各々の敷地面積は増大すると述べるに留まっている。そのため、比較的広い敷地面積を需要する高所得者と、比較的狭い敷地面積を需要する低所得者とで構成された都市を考えることはできない。

Alonso [1964]、Henderson [1985]および Fujita [1989]については、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 D_f についても具体的な値を導出できない。また、前述の通り DiPasquale and Wheaton [1996]のモデルでは都市規模 D_f が外生的に与えられているため、どのような要素が都市を拡大あるいは縮小させるのかについて分析することはできない。

第5節 付け値勾配および敷地面積勾配

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]は付け値関数 $\psi(\cdot)$ の解が得られていないため、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(詳細は付論 A を参照のこと)。

Fujita [1989]については、付け値関数 $\psi(\cdot)$ および敷地面積関数 $\varphi(\cdot)$ と同様に効用水準を含むため、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ および敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ の具体的な値は得られない。なお、高所得者が低所得者より CBD の近くに居住するのか、あるいは郊外に居住するのかという問いに対しては、付け値の比較ではなく、付け値勾配の比較によって答えている。Fujita [1989]は最大の付け値を提示する者がその土地(立地)に居住するとしているため、図 2.2 のように距離 D_0 にて付け値曲線が交差する場合、付け値勾配の高い者は低い者より CBD の近くに居住することとなる 10 。非労働所得の高い者の付け値勾配は比較的低くなるが、賃金の高い者の付け値勾配が比較的高くなるのか低くなるのかはパラメーター次第となる。なお、付け値曲線が交差しない場合の住宅立地については、Fujita [1989]は言及していない。

DiPasquale and Wheaton [1996] は敷地面積qが一定であるため、敷地面積勾配 $\partial \varphi/\partial D$ は 0 となる。よって付け値勾配 $\partial \psi/\partial D$ は $-c_c/\bar{q}$ という具体的な値となっている。 CBD からの距離Dが増えることによる通勤費用の増加分を補償するように、付け値は減少することとなる。すなわち、CBD からの距離Dに関わらず $\psi(D)\bar{q}+c(D)$ は一定となる。

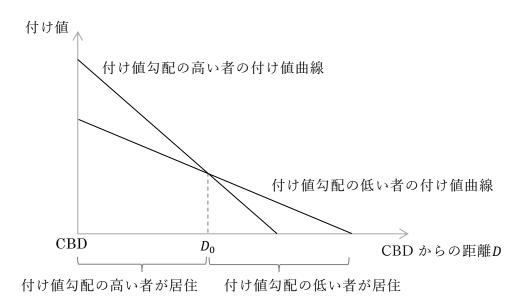


図 2.2 Fujita [1989]の付け値勾配と住宅立地

-

¹⁰ 最大の付け値を提示する者がその土地(立地)に居住するという取り扱いは、最大の地代を生み出す農法にその土地が利用されるとした von Thünen と同様である。

第6節 本研究における都市経済学の考え方

具体的な付け値の値を導出するには、DiPasquale and Wheaton [1996]のように敷地面積qを一定と仮定する必要がある。敷地面積qが一定という仮定は、さらに敷地面積勾配 $\partial \varphi/\partial D$ 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 という仮定に分解できる 11 。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。加えて、DiPasquale and Wheaton [1996]のモデルでは、都市境界 D_f を内生的に決めることができない。

他方で、Fujita [1989]の付け値関数は効用水準を含むため、具体的な値を得ることができない。しかし、Fujita [1989]のアプローチに準じて、付け値関数を効用関数ではなく家計内生産関数から導出することで、具体的な付け値の値を求めることができ、さらに都市人口および所得分布を与えることで都市境界 D_f を内生的に決定することができる。

 11 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。

第3章 家計内生産関数を含んだ付け値関数の理論

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くこととなる 12 。そのため、付け値関数を家計内生産関数から導出した場合、家計内生産関数の技術係数はパラメーターとして含まれるが、効用水準は付け値関数に含まれない。

加えて、家計内生産関数のアプローチでは、DiPasquale and 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。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、労働時間と通勤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 3.1 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、および本研究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 13 。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。

第1節 Becker [1965]のモデル

Becker [1965]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} を組み合わせて家計内生産財 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るとしている 14 。

¹² 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。

¹³ 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。

¹⁴ 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。

表 3.1 Becker [1965]、Hockman and 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 and 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)
家計内生産 関数	$z_i = f(x_i, t_{hi})$ $x_i = a_i z_i, \ t_{hi} = b_i z_i$	$z = f(x, t_h)$	$z = f(x, t_h, q q = Cx^{\delta}, x = \kappa W t_h)$
予算制約	$S = W\bar{t} + V = \sum_{i=1}^{m} P_{zi}z_{i}$ $I = Wt_{w} + V = \sum_{i=1}^{m} P_{Xi}x_{i}$ $\bar{t} = t_{w} + \sum_{i=1}^{m} t_{hi}$	$S = P_z z + P_T(D)\overline{q} + c(D)$ $S = W\overline{t} + V$ $c(D) = W\tau D$	$S = W\bar{t} + V$ $I = W\bar{t}_w + V = x + P_T q + c_p(D)$ $\bar{t} = \bar{t}_w + t_h + t_c(D)$ $c(D) = c_p(D) + Wt_c(D)$
付け値関数	_	$\psi = \max_{z,q} P_T = \frac{u_q}{u_z} P_z$	$\psi = \frac{I - \kappa W(\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D)) - c(D) + Wt_c(0)}{C(\kappa W)^{\delta}(\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{\delta}}$
付け値勾配	_	$rac{\partial \psi}{\partial D} = -rac{W au}{q}$	$\frac{\partial \psi}{\partial D} = \frac{\left\{ \delta \frac{I - c(D) + Wt_c(0)}{\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D)} + (1 - \delta)\kappa W \right\} \frac{dt_c(D)}{dD} - \frac{dc(D)}{dD}}{\mathcal{C}(\kappa W)^{\delta} \left(\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D)\right)^{\delta}}$
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)	$\varphi = \mathcal{C}x^{\delta} = \mathcal{C}(\kappa W)^{\delta} (\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{\delta}$
敷地面積 勾配	_	記載なし	$\frac{\partial \varphi}{\partial D} = -\delta \mathcal{C}(\kappa W)^{\delta} \left(\bar{t} - \bar{t}_{w} - t_{c}(D) \right)^{\delta - 1} \frac{dt_{c}(D)}{dD}$

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 $u=u(z_1,z_2,...,z_m)$ と仮定されている。m種類あるうちのi番目の家計内生産財を生産するためには、市場財 x_i と家計内時間 t_{ni} を投入することとなる。加えて、Becker [1965]では解を得るために市場財と家計内時間の間の固定係数を仮定している。すなわち、市場財 x_i と家計内時間 t_{ni} は一定割合で組み合わされることとなる。

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。ミクロ経済学の消費者行動の理論では貨幣所得Iの制約のみであるが、Becker [1965]のモデルでは貨幣所得Iの制約に加え、時間制約 \bar{t} 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 15 。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。

第2章第1節の通り、ミクロ経済学の標準的な消費者行動の理論における2財モデルの場合、図3.1のように予算制約Iのもとで消費者は効用を最大化する。財の消費量は無差別曲線と予算制約線の接点で決まり、図3.1ではx₁*およびx₂*が解となる。

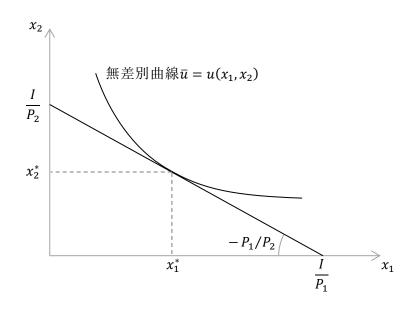


図 3.1 消費者行動の理論における効用最大化

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。

19

 $^{^{15}}$ 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]は家計内生産を考えておらず、

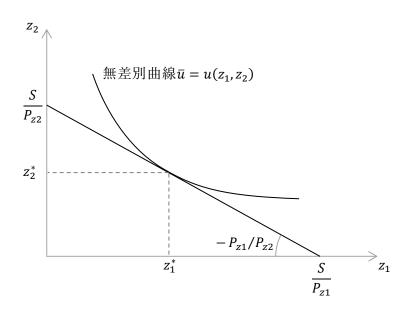


図 3.2 Becker [1965] における効用最大化

他方で、Becker [1965]のモデルにおける効用最大化は、家計内生産財が z_1 と z_2 の 2 財である場合は図 3.2 のようになる。金銭的な所得Iではなく、完全所得Sの制約のもとで家計は効用を最大化する。図 3.1 では所得Iおよび財価格(P_1 と P_2)がパラメーターであり、2 財の消費量(x_1 と x_2)が変数である。図 3.2 では完全所得Sおよび家計内生産財価格(P_{z_1} と P_{z_2})がパラメーターであり、2 財の消費量(z_1 と z_2)が変数となっている。

以上の Becker [1965]のモデルに対して、Pollak and Wachter [1975]はモデルが成り立つためには家計内生産関数 $f(x_i,t_{hi})$ が規模に対して収穫一定でなければならないと指摘している。家計内生産関数が規模に対して収穫一定でなければ、生産量の多寡によって家計内生産財 z_i の価格 P_{zi} が変化することとなる 16 。言い換えれば、規模に対して収穫逓増であれば生産量が増えるほど価格 P_{zi} が下落し、規模に対して収穫逓減であれば生産量が増えるほど価格 P_{zi} は上昇する。しかし、生産量によって価格 P_{zi} が変わるとすると、価格 P_{zi} を所与として効用 $u(z_1,z_2,...,z_m)$ の最大化を図ることはできない。よって、家計内生産関数が規模に対して収穫一定でなければ、Becker [1965]のモデルは成立しないこととなる。以上の Pollak and Wachter [1975]の指摘を踏まえてか、次節で説明する Hockman and Ofek [1977]における家計内生産関数は、規模に対して収穫

20

¹⁶ 厳密に言えば、収穫一定・収穫逓増・収穫逓減のいずれの場合でも価格と限界費用は等しくなるが、規模に対して収穫一定でなければ限界費用と平均費用が一致しない。

一定であると仮定されている。ただし、Pollak and Wachter [1975]の批判は家計内生産財が複数ある場合にのみ妥当するため、Hockman and Ofek [1977]のように家計内生産財が1種類であれば問題にはならない。

なお、家計内生産財が1つである場合、完全所得8は式3-1のように表される。

$$S = P_z z = P_X x + W t_h \tag{3-1}$$

式3-1の両辺を家計内生産財zで割ると、式3-2が得られる。

$$P_{z} = P_{X} \frac{x}{z} + W \frac{t_{h}}{z} = \frac{S}{z}$$
 (3 - 2)

式3-2より、家計内生産財zが 1 種類である場合の家計内生産財の価格 P_z が求められた。次節で紹介する Hockman and Ofek [1977]では、家計内生産財zは 1 種類とされている。

第2節 Hockman and Ofek [1977]のモデル

Hockman and Ofek [1977]は、Becker [1965]の家計内生産モデルに基づいて地代を分析しており、賃金および非労働所得の多寡と住宅立地との関係について議論している。以下、Hockman and Ofek [1977]における付け値関数の導出を示す。式3-3は効用関数であり、式3-4は規模に対して収穫一定(一次同次)の家計内生産関数である。式3-3および式3-4より、家計は敷地面積qから直接的に効用を得ており、敷地面積qは家計内生産関数のインプットではないと仮定されている。言い換えれば、敷地面積qは効用には必要であるが、家計内生産には必要ではないと見なされている。また、式3-4は家計内生産財が 1 種類しかないことを含意している17。

$$u = u(z, q) \tag{3-3}$$

$$z = f(x, t_h) \tag{3-4}$$

ここで Hockman and Ofek [1977]は式3-4の家計内生産関数が一次同次であることから、式3-5のように家計内生産財の価格 P_z の変数を賃金Wのみとして取り扱っている。

¹⁷ 家計内生産財が 1 種類しかないため、Pollak and Wachter [1975]の批判は、Hockman and Ofek [1977]のモデルには該当しない。

$$P_z = P_z(W) \tag{3-5}$$

ただし、式3-2から明らかなように、Becker [1965]に準じれば市場財xの価格 P_X が上昇すると家計内生産財の価格 P_Z は上昇するため、式3-5は市場財xの価格 P_Z が変化しないという仮定を含んでいる。完全所得は、家計内生産財、敷地面積および通勤費用に費やされ、所得制約式は式3-6のように表される。なお式3-6は、Henderson [1985] と同様に通勤の金銭的な直接費用がゼロであることを含意している。

$$P_T q + P_z z = W(\bar{t} - \tau D) + V \tag{3-6}$$

式3-3および式3-6より、ラグランジュ未定乗数法を用いて解くこととする。

$$\mathcal{L} = u(z,q) + \mu \{ W(\bar{t} - \tau D) + V - P_T q - P_z z \}$$

一階の条件が以下のように得られる。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial z} = \frac{\partial u}{\partial z} - \mu P_z = 0\\ \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial q} = \frac{\partial u}{\partial q} - \mu P_T = 0 \end{bmatrix}$$

解として、式3-7が得られる。

$$P_T = \frac{\partial u}{\partial q} P_z / \frac{\partial u}{\partial z} \tag{3-7}$$

式3-5の仮定に基づき式3-6を CBD からの距離Dで微分すると、式3-8が得られる。 さらに、式3-8における地代 P_T を付け値関数 ψ に書き換えられると式3-8が得られる。 式3-8は完全所得を満たしながら距離Dを変化させる場合の支払意思額を示している。

$$P_T \frac{\partial q}{\partial D} + q \frac{\partial P_T}{\partial D} + P_Z \frac{\partial Z}{\partial D} = -\tau W \tag{3-8}$$

$$\psi \frac{\partial q}{\partial D} + q \frac{\partial \psi}{\partial D} + P_z \frac{\partial z}{\partial D} = -\tau W \tag{3-8'}$$

また、標準的な都市経済学と同様に、居住地(すなわち CBD からの距離D)に関わらず効用水準は一定であるという条件を設けると、式3-9が得られる。

$$\frac{\partial u}{\partial q}\frac{\partial q}{\partial D} + \frac{\partial u}{\partial z}\frac{\partial z}{\partial D} = 0 \tag{3-9}$$

式3-9を式3-7に代入して得られた式を、さらに式3-8'に代入することで式3-10が得られる。

$$\frac{\partial P_T}{\partial D} = -\tau \frac{W}{g} \tag{3-10}$$

式3-10はまさしく付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ を示している。非労働所得Vが増えた場合、正常財である敷地面積qは増加し付け値勾配は減少する。したがって Hockman and Ofek [1977]は、非労働所得の高い個人は、低い個人より郊外に居住すると結論付けている。任意の距離 D_0 において非労働所得の高い者と低い者の付け値が交差する場合、両者の付け値曲線は図 3.3 のようになる。

ただし図 3.3 は、非労働所得の高い者と低い者の付け値が交差する距離 D_0 が存在するという仮定に基づいているため、両者の付け値が交差しなければ図 3.3 のようにはならない。図 3.4 は、非労働所得の高い者と低い者の付け値が、都市境界でともにゼロになる場合の図である。図 3.4 の場合に、非労働所得の高い者と低い者のいずれがより郊外に居住するかについて、 $Hockman\ and\ Ofek\ [1977]$ は言及していない。

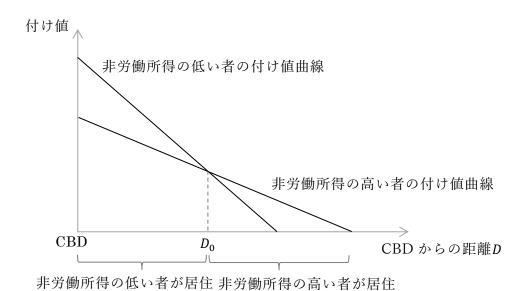


図 3.3 Hockman and Ofek [1977] における付け値曲線 (非労働所得の多寡)

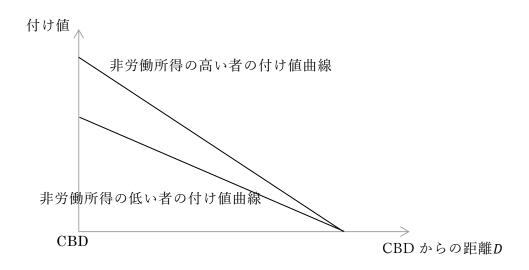


図 3.4 非労働所得の高い者と低い者の付け値曲線(付け値が交差しない場合)

また、Hockman and Ofek [1977]は賃金の高い者と低い者のいずれかがより郊外に居住するかについて、敷地面積の所得弾力性と、敷地面積と家計内生産財の代替の弾力性の次第であると結論づけている。ここで、敷地面積と家計内生産財の代替の弾力性のを式3-11のように定義されている。敷地面積の所得弾力性と敷地面積と家計内生産財の代替の弾力性のがともに 1 より大きい場合、賃金の高い者は低い者より郊外に居住する。逆に、敷地面積の所得弾力性と敷地面積と家計内生産財の代替の弾力性のがともに 1 より小さい場合、賃金の高い者は低い者より CBD の近くに居住する。Fujita [1989]は、日本では高所得者は低所得者より CBD の近くに居住する傾向があると述べているため、Hockman and Ofek [1977]に従えば、敷地面積の所得弾力性と敷地面積と家計内生産財の代替の弾力性のがともに 1 より小さいと考えられる。ただし、非労働所得の多寡についての議論と同様に、高所得者と低所得者の付け値の交差点が存在するという前提に基づいていることには注意が必要である。

加えて、式3-7の通り、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。

$$\sigma = \frac{d \ln z/q}{d \ln P_T/P_z} \tag{3-11}$$

第3節 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

Hockman and Ofek [1977]および Fujita [1989]の付け値関数は効用水準を含むため、具体的な付け値の値を導出できない。そのため Hockman and Ofek [1977] および Fujita [1989]は、付け値の値 ψ ではなく付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ によって住宅立地(高所得者は低所得者より CBD の近くに居住するか、あるいは郊外に居住するか)を分析している。

他方で、効用関数ではなく家計内生産関数から付け値関数を導出することにより、効用水準を含まない具体的な付け値の値を求められるようになる。本節ではこれまでの議論を踏まえ以下の 6 つの仮定を置き、敷地面積以外の市場財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。Hockman and Ofek [1977]は敷地面積qを家計内生産関数のインプットとして取り扱ってはいないが、3 要素家計内生産アプローチでは家計内生産関数のインプットとしている。

- ① 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および敷地面 積関数φの係数Cは一定である。
- ② 労働時間は、は一定である。
- ③ 市場財消費額・家計内時間機会費用比率κは一定である。
- ④ Hicks の合成財定理より、 $P_X = 1$ 円とする。
- ⑤ 家計は自宅から CBD まで一日 1 往復する。
- ⑥ 時間の機会費用は賃金Wに等しい。

仮定①は、家計内生産に敷地面積を要することから、市場財xと敷地面積q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。例を挙げると、料理であれば台所が必要であるが、台所を設けるには敷地面積qが必ず必要である。コンロやフライパンといった市場財xで構成されている台所と敷地面積qは補完的となっている。洗濯であれば洗濯機が必要となるが、洗濯機を設置するには敷地面積qが必ず必要である。洗濯機という市場財xと敷地面積qは補完的になっている。以上のように、家計内生産において市場財xと敷地面積qは補完関係にあり、本研究では解を得るために市場財xと敷地面積qが完全補完財であり、敷地面積の市場財弾力性 δ および係数Cが一定であるとして、 $\phi = Cx^\delta$ と仮定している。

仮定②は、Henderson [1985]に準じている。ただし、現実には子育て世帯など、一定の家計内時間 t_h を必要とするために労働時間 t_w が変動的な労働者も存在する。労働時間 t_w ではなく、家計内時間 t_h が固定的な場合の付け値関数の導出については、付論 Cを参照のこと。

仮定③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 18 。ここでは市場財消費額・家計内時間機会費用比率 $\kappa=P_{XX}/Wt_h$ と定義している。さらに、Hicks の合成財定理より $P_X=1$ であるため、 $\kappa=x/Wt_h$ となる。Becker [1965]において解を得るために、市場財と家計内時間について固定係数を仮定しているように、本研究においても解を得るために同様の仮定を置いている。

仮定④は、都市経済学で一般に見られる仮定である。 $P_X = 1$ であるために、xは市場財の量であり、かつ市場財消費額を示す。

仮定⑤は、都市経済学で一般に見られる仮定である。実際には、CBD 以外の場所に勤務先がある家計も存在する。また、実際の家計の住宅立地の意思決定においては、通勤費用だけでなく、例えば消費財を購入するための小売店までの移動費用などを考慮する可能性がある。しかし、一般の都市経済学では分析を簡単にするため、都市における全ての家計の勤務先は CBD に存在すると仮定する。加えて、全ての家計は通勤のための移動費用のみが存在し、他の目的の移動費用は存在しないものとしている。本研究においても同様の仮定を置くが、より現実に近づけるために片道ではなく往復の移動費用を考慮する¹⁹。

仮定⑥は、Becker [1965]および Hockman and Ofek [1977]と同様の仮定である。時間の機会費用(価格)は賃金Wに等しいものとして、家計内時間 t_h および通勤時間の価値を計算する 20 。

以上の仮定の下で、Fujita [1989]のモデルに準じて家計内生産関数から付け値関数を導出する。式3-12は3要素家計内生産アプローチにおける効用関数であり、式3-13は家計内生産関数である。式3-13では仮定③および仮定④に基づき、市場財消費額 $P_{X}x=x=\kappa Wt_{h}$ である。また、仮定①に基づき、家計内生産関数の技術係数である敷地面積の市場財弾力性 δ および係数cが含まれている。

$$u = u(z) \tag{3 - 12}$$

$$z = f(x, t_h, q | q = \mathcal{C}x^{\delta}, x = \kappa W t_h)$$
(3 – 13)

¹⁸ Becker [1965]においては、市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ は企業ない し産業の生産関数における資本労働比率に相当しており、家計内生産関数のインプッ ト間の比率を示している。なお仮定③は、非労働所得がゼロということを意味しては いない。

¹⁹ DiPasquale and Wheaton [1996]は、片道の移動費用のみ考慮しており、往復の移動費用は考慮していない。

 $^{^{20}}$ Henderson [1985]は通勤時間の費用を、賃金Wではなく余暇時間の限界効用の貨幣価値 $(\partial u/\partial t_\ell)/\mu$ で測っている。

通勤費用c(D)は、式3-14のように金銭的な直接費用 $c_p(D)$ と、時間費用 $Wt_c(D)$ に分けられると考える。 $t_c(D)$ は往復の通勤に要する時間であり、仮定⑥より時間の機会費用は賃金Wに等しいことから、 $Wt_c(D)$ が通勤時間の費用となる。

$$c(D) = c_p(D) + Wt_c(D)$$
 (3 – 14)

また、所得制約Iおよび時間制約 \overline{t} は式3-15および式3-16のようになる。所得制約Iは、市場財x、敷地面積qおよび金銭的な直接費用 $c_p(D)$ に費やされる。時間制約 \overline{t} は、固定的な労働時間 \overline{t}_w 、家計内時間 t_h および通勤時間 $t_c(D)$ に分けられる。

$$I = W\bar{t}_w + V = x + P_T(D)q + c_p(D)$$
 (3 – 15)

$$\bar{t} = \bar{t}_w + t_h + t_c(D) \tag{3-16}$$

完全所得Sは、Becker [1965]において $S=W\bar{t}+V$ と定義されている。しかし、ここで通勤費用c(D)を考慮した場合、家計内生産関数に寄与しないために $W\bar{t}+V$ から通勤費用c(D)を控除することが考えられる。本研究では、最低限必要な通勤費用、すなわち CBD からの距離Dがゼロである場合に要する通勤費用c(0)を差し引き、式3-17-1のように完全所得Sを定義する。

$$S = W\bar{t} + V - c(0) \tag{3 - 17 - 1}$$

DiPasquale and Wheaton [1996]では、Ricardo および von Thünen の発想に基づき、CBD からの距離Dが増えると通勤費用c(D)の増加分を補償するように単位面積当たりの付け値 $\psi(D)$ が下がり、よって地代総額の支払意思額 $\psi(D)\bar{q}$ が減少するとしている。よって、地代総額の支払意思額 $\psi(D)\bar{q}$ と通勤費用c(D)の総額である $\psi(D)\bar{q}+c(D)$ は CBD からの距離Dに関わらず一定となる。 $\psi(D)\bar{q}+c(D)$ が一定であれば、所得制約 $I=x+P_T(D)\bar{q}+c(D)$ より、市場財xの消費量も CBD からの距離Dに関わらず一定となる。本研究で提案する 3 要素家計内生産アプローチにおいても DiPasquale and Wheaton [1996]と同様に、通勤費用c(D)の増加分を補償するように地代総額の支払意思額 $\psi(D)\varphi(D)$ が下がると考える 21 。すなわち、式3 21 8が満たされることとなる。

$$\psi(0)\varphi(0) + c(0) = \psi(D)\varphi(D) + c(D) \tag{3-18}$$

 $^{^{21}}$ 地代総額の支払意思額は、単位面積当たりの敷地面積への支払意思額である付け値関数 $\psi(D)$ に、敷地面積関数 $\varphi(D)$ を乗じることで求められる。

Fujita [1989]は地代総額の支払意思額 $\psi \varphi$ を、貨幣所得から通勤費用および市場財消費額を差し引いた残余として取り扱っている。Fujita [1989]に準じると、CBD に居住している (D=0) 場合の地代総額の支払意思額 $\psi(0)\varphi(0)$ は式3 -19-1のようになる。

$$\psi(0)q(0) = \underbrace{W\bar{t} + V - c(0)}_{S} - x - Wt_h = I - x - c_p(0)$$
 (3 - 19 - 1)

CBD に居住している(D=0)場合と、CBD からの距離がDである地点に居住している場合の通勤費用の差額はc(D)-c(0)となる。式3-18が満たされるためには、CBD からの距離がDである地点に居住している場合の地代総額の支払意思額 $\psi(D)q(D)$ が、CBD における地代総額の支払意思額 $\psi(0)q(0)$ より通勤費用の差額分c(D)-c(0)だけ少なくなる必要がある。したがって、距離Dにおける地代総額の支払意思額 $\psi(D)q(D)$ は、式3-19-2のようになる。

$$\psi(D)q(D) = I - x - c_p(0) - \{c(D) - c(0)\} = I - x - c(D) + Wt_c(0)$$
 (3 - 19 - 2)

付け値関数は式3-19-2の両辺を敷地面積関数 φ で除すことで、式3-20のように導出できる。

$$\psi = \frac{I - x - c(D) + Wt_c(0)}{\varphi}$$
 (3 – 20)

DiPasquale and Wheaton [1996]では都市境界を基準に付け値 ψ を考えている。一方で、式3-20では CBD を基準に付け値を考えており、このことで都市境界を所与とせずに付け値の値を得ることができる。また、式3-20に家計内生産関数の技術および式3-16を代入することで、式3-21が得られる。

$$\psi = \frac{I - x - c(D) + Wt_c(0)}{\varphi} = \frac{I - \kappa W(\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D)) - c(D) + Wt_c(0)}{C(\kappa W)^{\delta}(\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{\delta}}$$
(3 – 21)

式3-21は 3 要素家計内生産アプローチによる付け値関数であり、家計内生産関数から導出されているため効用水準を含んでいない。そのため、具体的な値を導出できないという Hockman and Ofek [1977]および Fujita [1989]にあった課題が解決されている。また、敷地面積関数 φ は式3-22のようになる。式3-22より賃金Wが増加すると敷地面積 φ は増加するため、敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi/\partial \ln I$ は正の値を取る。すなわち敷地面積は正常財として扱われ、DiPasquale and Wheaton [1996]の課題であ

った敷地面積の所得弾力性 $\partial \ln \varphi/\partial \ln I$ がゼロになるという課題が解決される。

$$\varphi = \mathcal{C}x^{\delta} = \mathcal{C}(\kappa W)^{\delta} (\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{\delta}$$
 (3 – 22)

式3-21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、地主が誰に貸すかの問題となる。von Thünen および Fujita [1989]は、最大の地代を支払うことのできる農法ないし消費者が、その土地を使用するとした。3 要素家計内生産アプローチにおいても、von Thünen および Fujita [1989]に準じた取り扱いとする。しかし、高所得者が低所得者より CBD の近くに居住するのか、あるいは郊外に居住するのかという問題に対しては、Fujita [1989]と3 要素家計内生産アプローチでは取り扱いが異なる。

Fujita [1989]は図 2.2 の通り、距離 D_0 にて付け値曲線が交差する場合、付け値勾配の高い者は低い者より CBD の近くに居住することとなると結論づけた。しかし、3 要素家計内生産アプローチでは、次章で推定されたパラメーターを入れると、図 3.5 のように付け値曲線が表される。図 3.5 においては、高所得者は低所得者より付け値 ψ は高く、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ の絶対値は低くなっており、図 2.2 で見られた付け値曲線の交差点 D_0 は存在しない。

都市の全域において高所得者の方が付け値が高いため、いずれの地主も高所得者に貸すことを希望すると考えられる。しかし、高所得者が無限にいるわけではないため、一部の地主は高所得者に貸し、一部の地主は低所得者に貸すこととなる。したがって、地主間で高所得者に貸すための競争がある。

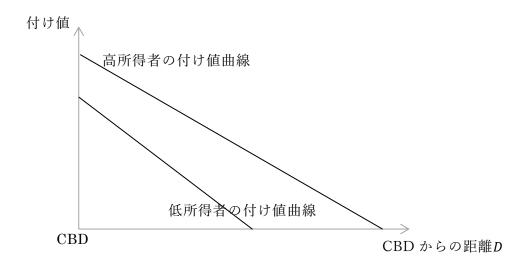


図3.5 所得の高い者と低い者の付け値曲線

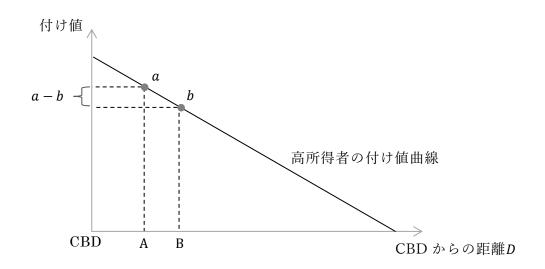


図3.6 所得の高い者と低い者の付け値曲線

図 3.6 のように、限りある高所得者に貸すために、地点 A と地点 B の地主が競争しているとする。ある高所得者の地点 A の付け値がa、地点 B の付け値がbとすると、付け値の差額はa-bとなる。このとき、地点 A の地主はaより若干低く、しかしbより高い地代を提示することができる。地点 B の地主も提示する地代をbより下げることができるが、地点 A の方がa-bだけ有利な状況にある。もし地点 A と地点 B の地主が値下げを繰り返せば、最終的にいずれの地代もゼロに近づくこととなる。しかし、地主間で競争があるように、借主も 1 人ではなく借主間で競争があるため、実際には地点 A の地主がaより僅かに低い地代を提示することで競争に勝ち、地点 B の地主は残った低所得者に貸す他ない。

したがって、高所得者は低所得者より CBD の近くに居住することとなる。このことがあらゆる所得間で生じるため、地主がより高所得者に貸すために値下げする幅は限りなく小さくなる。結果として、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ときの付け値曲線が、均衡の地代曲線と等しくなる。

また、式3-21および式3-22を CBD からの距離Dで微分することで、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ および敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ が得られる。式3-23で示された付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ の 正負はパラメーター次第であるが、第 4 章で推定されたパラメーターを代入すること で負になることが確かめられる。式3-24で示された敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ は負になるが、後に推定されたパラメーターを代入することでほとんどゼロに近いことが分かる 22 。

²² Fujita [1989]における敷地面積勾配は正の値を取るが、推定されたパラメーターを入れることでほとんどゼロとなることが次章で確かめられる。

$$\frac{\partial \psi}{\partial D} = \frac{\left\{ \delta \frac{I - c(D) + W t_c(0)}{\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D)} + (1 - \delta) \kappa W \right\} \frac{dt_c(D)}{dD} - \frac{dc(D)}{dD}}{C(\kappa W)^{\delta} (\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{\delta}}$$
(3 - 23)

$$\frac{\partial \varphi}{\partial D} = -\delta \mathcal{C}(\kappa W)^{\delta} \left(\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D) \right)^{\delta - 1} \frac{dt_c(D)}{dD}$$
 (3 - 24)

なお、式3-14は、CBD への移動手段が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、通勤費用c(D)の変数は CBD からの距離Dのみとは限らない。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 23 。移動手段が複数あるため、米国における通勤費用c(D)の変数は、CBD からの距離Dのみではない。一方で、日本の三大都市圏では鉄道およびバスなどの公共交通機関が主な通勤手段であるため、式3-14は妥当すると考えられる。

²³ 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。

第4章 名古屋圏の地代曲線のシミュレーション

本章では、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基づき、シミュレーションによって 2019 年の名古屋圏の地代曲線を導出する 24 。第一に、モデルにとって外生的に与えられているパラメーターを得るために、第 1 節では愛知県の 1970 年から 2018 年にかけてのデータをもとに、敷地面積の市場財弾力性 δ および敷地面積関数 φ の係数cを求めている。第 2 節では、鉄道利用における移動時間および直接費用のデータをもとに、名古屋圏の通勤費用c(D)を推定している。第 3 節では、2019 年の愛知県の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。第 4 節では、敷地面積関数 φ 、通勤費用c(D)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。

第1節 敷地面積の賃金弾力性の推定およびグレンジャー因果性検定

パラメーターの一つである敷地面積の市場財弾力性 δ は、式4-1より、敷地面積の賃金弾力性とも言える。したがって式4-2のように、対数化した敷地面積と賃金によって、敷地面積の市場財弾力性 δ を推定できる。

$$\varphi = \mathcal{C}x^{\delta} = \mathcal{C}(\kappa W)^{\delta} (\bar{t} - \bar{t}_{w} - t_{c}(D))^{\delta} = \mathcal{C}\kappa^{\delta} (\bar{t} - \bar{t}_{w} - t_{c}(D))^{\delta} W^{\delta}$$
(4-1)

$$\delta = \frac{\partial \ln q}{\partial \ln W} \tag{4-2}$$

今回の敷地面積の賃金弾力性の推定では、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 25 。推定にあたって回帰式は式 4 - 3 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 $\ln q_{it}$ 、説明変数は対数化された一人当たり賃金 $\ln W_{it}$ おび対数化された 1 世帯当たり人員 $\ln M_{it}$ 、誤差項は u_{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 4 - 3 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 26 。

²⁴ 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、本研究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 2019 年のデータであったため、2019 年の地代曲線を導出している。

²⁵ データの詳細は付論 C を参照のこと。脱落はあるものの、i 方向に 51 個、t 方向に 12 個のパネルデータとなった。

²⁶ 森泉・高木 [1983]を踏まえて、回帰式を式4-3のように設定した。詳細は付論 D

ただし、賃金のデータは直接得られなかったため、一人当たり所得から式4-4のようにして一人当たり賃金を算出した。2018年度の愛知県の労働分配率は約 66.9%であったため、 $0.669 \times I_{it}$ によって労働所得のパネルデータが得られる 27 。また、年間労働時間は2000時間として、労働所得を2000で除すことで賃金 W_{it} を求めた 28 。

$$\ln q_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln W_{it} + \beta_2 \ln M_{it} + u_{it}$$
 (4 – 3)

$$W_{it} = \frac{0.669 \times I_{it}}{2000} \tag{4-4}$$

本研究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4-3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 12 個しかなく、時間変量効果お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からである 29 。

表 4.1 は推定結果であり、敷地面積の賃金弾力性 β_1 はおよそ 0.405 と推定されている 30 。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 4.2 にまとめてある 31 。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

を参照のこと。

 27 愛知県「 2018 年度 あいちの県民経済計算」では県民雇用者報酬が $^{18.8}$ 兆円であり、県民所得は $^{28.095}$ 兆円である。よって労働分配率は $^{18.8}$ ÷ $^{28.095}$ ≈ $^{66.9}$ %となる。本稿では 2019 年の名古屋圏の地代曲線を導出するため、 2018 年度の労働分配率を採用している。なお、 2019 年度の愛知県の県民経済計算は、本稿執筆時点でまだ公開されていない。

²⁸ 総務省統計局「2019 年労働力調査結果」における、全産業平均年間就業時間(15 ~64 歳)は 1929.9 時間であった。よって本研究では年間労働時間をおおよそ 2000 時間と仮定した。

 29 タイムダミーを加えて推定したところ、敷地面積の賃金弾力性 β_1 は-0.084898となった。負の値であるため、この推定結果は賃金が増えると敷地面積が縮小することを意味しており、現実と非整合的であると考えられる。データ数が少ないことが、このような推定結果となった理由の一つであると考えられる。

30 P値について「***」は 1%以下、「**」は 5%以下、「*」は 10%以下を示す。以下 の表においても同様である。

31 用意できたデータは t 方向に 12 個しかないため、漸近理論に基づく頑健推定において信頼できる結果は得られないと考え、i 方向の頑健推定のみ載せている。

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32。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 4.3 は固定効果検定およびハウスマン検定の結果である。固定効果検定およびハウスマン検定では、i 方向についての固定効果モデルが妥当するという結果となっている。

表 4.1 敷地面積の賃金弾力性の推定

変数	係数	標準誤差	t 值	P値
定数項 α_i	0.727340	0.141858	5.127241	0.0000***
敷地面積の賃金弾力性β1	0.405006	0.017003	23.81917	0.0000***
敷地面積の世帯人員弾力性β2	-0.971289	0.027002	-35.97143	0.0000***
統計量				
自由度調整済み決定係数	0.939717			
ダービン=ワトソン統計量	0.865386			
分散拡大係数 (VIF)	2.245786			

表 4.2 敷地面積の賃金弾力性の頑健推定 (ホワイトのクロスセクション法)

変数	係数	標準誤差	t 值	P値
定数項 α_i	0.727340	0.390249	1.863784	0.0630*
敷地面積の賃金弾力性β1	0.405006	0.049623	8.161700	0.0000***
敷地面積の世帯人員弾力性β2	-0.971289	0.049122	-19.77282	0.0000***
統計量				
分散拡大係数 (VIF)	2.423843			

表 4.3 固定効果検定およびハウスマン検定の結果

検定	統計量	P値	
固定効果検定	F統計量	42.212482	0.0000***
回足効未快足	カイ二乗統計量	866.358087	0.0000***
ハウスマン検定	カイ二乗統計量	143.570737	0.0000***

なお、今回推定された敷地面積の賃金弾力性 0.405 は、敷地面積の所得弾力性と一致しており、先行研究で推定されている敷地面積の所得弾力性を上回っている³³。森

_

³² 説明変数間の相関係数は-0.632である。

³³ 本研究で推定された敷地面積の所得弾力性は、敷地面積の賃金弾力性と同じく 0.405 となる。何故なら、賃金のデータが直接得られなかったために、一人当たり所

泉・高木 [1983]は、1974年と 1978年の神奈川県の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 (詳細は付論 E を参照のこと)。

表 4.4 は、各市町村の固定係数と、名古屋都心までの距離との最小二乗法の決定係数および相関係数を示している³⁴。全市町村を対象とした場合、決定係数はおよそ 0.20、相関係数はおよそ 0.44 である。名古屋都心までの距離は、各市町村の固定係数の多くを説明できてはいないが、正の相関はあると言える³⁵。また、名古屋都心からの距離を限定して調べたところ、全市町村を対象とした場合と大きく変化することはなかった。ただし、40km 圏内および 30km 圏内における相関係数の P値は高く、信頼性は低いと言える。加えて、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、決定係数および相関係数が高くないこと、および式4-3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がある。

表 4.4 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	最小二乗法の	相関	i方向のデータ数	
対象の川間川州	決定係数相関係数		P値	1万円のテーク数
全市町村	0.195438	0.442083	0.001162***	51
60km 圏内	0.205136	0.452919	0.001390***	47
50km 圏内	0.152500	0.390513	0.007293***	46
40km 圏内	0.038790	0.196952	0.211241	42
30km 圏内	0.079314	0.281628	0.101216	35
20km 圏内	0.305221	0.552468	0.002806***	27

得から式4-4のようにして一人当たり賃金を算出しているからである。

³⁴ 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。なお、名古屋都心までの距離と1世帯当たり人員は相関しており多重共線性が起きるため、式4-3の説明変数に1世帯当たり人員を加えることはできない。

³⁵ 式4-3における $\ln q_{it}$ を被説明変数とし、対数化した CBD からの距離 $\ln D$ を説明変数として単回帰分析を行った結果、 $\ln D$ の係数は 4.26%となった。P 値は 5%以下であるものの、自由度調整済み決定係数は 0.01 であり、敷地面積についての説明力は少ないと考えられる。

定数項および固定係数の性質を調べるにあたって、ベイズモデルを用いることが考えられる。付論 F では階層ベイズモデルに基づき、マルコフ連鎖モンテカルロ法によって導出した固定係数の分布を確認している。

表 4.5 は単位根検定の結果であり、式4-3における $\ln q_{it}$ および $\ln W_{it}$ は単位根を持たないが、 $\ln M_{it}$ は単位根を持つことが分かる。そのため、 $\ln M_{it}$ の 1 階の階差($d\ln M_{it}$)を用いてグレンジャー因果性検定を行う必要がある。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 4.6 はラグ 2 のグレンジャー因果性検定の結果であり、表 4.7 はラグ 5 の検定結果である。ラグ 2 およびラグ 5 のいずれにおいても、 $\ln W_{it}$ の $\ln q_{it}$ に対するグレンジャー因果性が認められることから、賃金を敷地面積の要因として扱っている 3 要素家計内生産アプローチを支持していると考えられる。ただし、t 方向に 12 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 36 。

表 4.5 単位根検定 (PP 検定) の結果

帰無仮説	統計量	Ρ値
$\ln q_{it}$ は単位根を持つ	246.497	0.0000***
$\ln W_{it}$ は単位根を持つ	290.541	0.0000***
$\ln M_{it}$ は単位根を持つ	8.23173	1.0000
$d\ln M_{it}$ は単位根を持つ	130.334	0.0000***

表 4.6 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
$\ln W_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	11.5513	1.E-05***
$\ln q_{it}$ は $\ln W_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	21.4215	2.E-09***
$d \ln M_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	6.53559	0.0017***
$\ln q_{it}$ は $d \ln M_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	19.0955	2.E-08***

 $^{^{36}}$ 式 $_{4}-1$ の敷地面積関数 $_{\varphi}$ は、賃金を原因として敷地面積が決まるという因果関係が存在することを含意している。そのためグレンジャー因果性検定をするべきというコメントを頂いたこともあり、 $_{t}$ 方向のデータ数が少ないものの本論文では時系列分析を行っている。

表 4.7 ラグ 5 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
$\ln W_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	3.45501	0.0052***
$\ln q_{it}$ は $\ln W_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	8.93899	1.E-07***
$d \ln M_{it}$ は $\ln q_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	1.77780	0.1202
$\ln q_{it}$ は $d \ln M_{it}$ に対しグレンジャー因果性を持たない	2.18051	0.0588*

表 4.8 ラグ選択の検定結果

ラグ	AIC	BIC	HQC
0	-8.477662	-8.371087	-8.436149
1	-11.60869	-11.18239	-11.44264
2	-12.55087	-11.80485*	-12.26028*
3	-12.35998	-11.29424	-11.94485
4	-12.20146	-10.81599	-11.66179
5	-12.66623*	-10.96103	-12.00202
6	-12.55965	-10.53474	-11.77091
7	-12.48697	-10.14233	-11.57369
8	-12.37441	-9.710046	-11.33659
9	-12.65504	-9.670950	-11.49268

表 4.8 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。AIC (赤池情報量規準) ではラグ 5 が、BIC (ベイジアン情報量規準) 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 4.1 で得られた推定結果を式4-3に代入すると、式4-3'のようになる。

$$\ln q_{it} = 0.727 + 0.405 \ln W_{it} - 0.971 \ln M_{it} + u_{it}$$
 (4 - 3')

一人当たり敷地面積は、世帯人員 M_{it} に1 を代入することで求められる。 $\ln 1$ はゼロであるため、よって式4-3′は式4-3″のように書き換えられる。

$$\ln q_{it} = 0.727 + 0.405 \ln W_{it} + u_{it} \tag{4 - 3''}$$

誤差項 u_{it} を無視した上で式4-3"と式4-1を比べた場合、式4-5が成り立つことが分かる。

$$e^{0.727} \approx 2.070 = C\kappa^{0.405} (\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{0.405}$$
 (4-5)

詳細は本章第4節にて後述するが、市場財消費額·家計内時間機会費用比率κは0.311 と仮定される。年間労働時間₹wは、上述の通り2000時間と仮定される。

総務省「2018 年 住宅・土地統計調査」によると、家計を主に支える者(雇用者)の名古屋市における通勤時間(片道)の中位数は 29.5 分であるため、往復の通勤時間は59 分となる。年間の勤務日数(通勤日数)が 250 日と仮定すると、年間の通勤時間 $t_c(D)$ の中位数は $59 \times 250/60 = 246$ 時間となる。よって、距離Dによって異なるものの、おおよその通勤時間 $t_c(D)$ は 246 時間と仮定できる。以上のことから、式4-6が成り立つ。年間の時間賦存量 \bar{t} は、24 時間×365 日より、8760 時間である。

$$2.070 = \mathcal{C}0.311^{0.405}(8760 - 2000 - 246)^{0.405} = 21.848\mathcal{C} \tag{4-6}$$

式4-6より $C \approx 0.095$ となる。この係数Cを式4-1に代入することで、式4-7が得られる。

$$\varphi = 0.095 x^{0.405} = 0.095 \kappa^{0.405} (\bar{t} - \bar{t}_w - t_c(D))^{0.405} W^{0.405}$$
(4 - 7)

ここで、本章第 4 節にて後述するように市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ は 0.311 とする。加えて、上述のように年間の時間賦存量 \bar{t} は 8760 時間、年間労働時間 \bar{t}_w は 2000 時間とすると、式4 - 8が得られる。式4 - 8によって、通勤時間 $t_c(D)$ および賃金Wと、敷地面積との関係が求められた。

$$\varphi = 0.095 \times 0.311^{0.405} (8760 - 2000 - t_c(D))^{0.405} W^{0.405}$$
$$= 0.059 (6760 - t_c(D))^{0.405} W^{0.405}$$
(4-8)

第2節 通勤費用の推定

本節では、通勤費用 c(D)を推定する。しかし残念ながら、距離 Dと移動時間および直接費用との関係を直接示すデータは存在しない37。ただし、前述の通り、総務省「2018年住宅・土地統計調査」によると、家計を主に支える者(雇用者)の名古屋市におけ

37 総務省「住宅・土地統計調査」では名古屋市役所から半径 50km 圏内における距離 帯ごとの通勤時間が調査されているが、距離帯が 10km ごとであるため、名古屋市内における距離と通勤時間との関係は分からない。名古屋市役所から半径 10km 圏内には名古屋市の大半が含まれるため、より細かい距離帯での調査データでなければ名古屋市内の距離と通勤時間との関係を示すことができないからである。なお、総務省「住宅・土地統計調査」では、緑区を除く名古屋市は半径 10km 圏内に含まれているとしている。

る通勤時間(片道)の中位数は29.5分である。

そのため本研究では、名古屋圏の主要な通勤手段である鉄道利用に焦点を当て、主要路線における移動時間および直接費用と距離との関係を分析している³⁸。データの制約上、直接費用は鉄道利用のみに要すると仮定する。また、鉄道利用以外の通勤手段に要する移動時間は鉄道利用に比例するとし、名古屋市役所から 5km の地点における通勤時間が 29.5 分になると仮定する³⁹。

鉄道利用における距離Dと移動時間および直接費用との関係を分析するにあたり、名古屋市営地下鉄の東山線・名城線・鶴舞線・桜通線、名古屋鉄道株式会社の名古屋本線・常滑線・犬山線、東海旅客鉄道株式会社の東海道線・中央本線、および近畿日本鉄道株式会社の名古屋線を取り上げる40。これらの路線の各駅からの目的地は、名古屋市役所の最寄りである市役所駅、利用者数の多い名古屋駅および栄駅、およびそれらの近隣の駅(伏見駅・大須観音駅・矢場町駅・上前津駅・久屋大通駅・丸の内駅・国際センター駅)とした。なお、移動に要する時間は、どの駅で乗り換えるかや列車種別(普通列車、急行列車など)によって異なるため、平日の午前9時に目的地に到着するための最短ルートおよび最短時間を採用している。以上より、最小二乗法によって距離と移動時間および直接費用について回帰分析したところ、表4.9 および表4.10 のようになった。

表 4.9 より、CBD から 5km の地点における通勤時間は係数 0.87×5km+定数項 6.15=10.5 分となる。前述の通り、名古屋市における通勤時間(片道)の中位数は 29.5 分であるため、10.5 分との間には 19 分の乖離がある。この 19 分は、自宅から駅までの移動などの、鉄道利用以外の通勤時間であると考えられる。本研究では、鉄道利用以外の通勤手段に要する通勤時間は、鉄道利用に比例すると仮定する41。

38 総務省「平成 22 年国勢調査結果(従業地・通学地集計)」によると、名古屋市役所が位置する名古屋市中区に名古屋市内から通勤する者は 113,454 人おり、うち77,932 人が通勤手段に鉄道を利用している。名古屋市外からの利用交通手段別就業者・通学者数は記載されておらず不明である。なお、平成 27 年国勢調査では、利用交通手段別自宅外就業者・通学者数は集計されていない。

³⁹ 前述の通り、総務省「2018 年 住宅・土地統計調査」によると名古屋市の通勤時間の中位数は 29.5 分である。名古屋市の大半は半径 10km 圏であることから、本研究では 10km の半分である半径 5km における通勤時間が中位数 29.5 分であると仮定する。

40 国土交通省「平成 27 年大都市交通センサス 中京圏報告書」において事業者別路線別利用者数について 1 日当たりの定期券利用者数が 10 万人を超える路線の、愛知県内の駅のみを対象としている。移動時間および直接費用は、各事業者の時刻表および料金表を参照した。

⁴¹ 通勤手段ごとの通勤時間を調査した統計データは、今回見つけられなかった。

表 4.9 目的地までの移動時間(分)と距離(km)

変数	係数	標準誤差	t 值	P値
定数項	6.146495	0.446333	13.77110	0.0000***
係数	0.870385	0.019411	44.84075	0.0000***

表 4.10 目的地までの直接費用(円)と距離(km)

変数	係数	標準誤差	t 値	P値
定数項	148.3636	5.729374	25.89526	0.0000***
係数	15.15190	0.249165	60.81074	0.0000***

鉄道利用以外を含む通勤時間が鉄道利用に比例的であるとすると、表 4.9 の係数 0.87 および定数項 6.15 から計算される通勤時間の 2.81 倍が、通勤時間 $t_c(D)$ となる 42 。 よって通勤時間 $t_c(D)$ は、式4-9のようになる。式4-9の係数の 2 は往復を示しており、250 は年間の勤務日数(通勤日数)を 250 日と仮定しているためである。また、分単位を時間単位にするために、60 で除している。距離Dは km 単位である。

$$t_c(D) = 2 \times 250 \frac{(0.87 \times 2.81)D + (6.146 \times 2.81)}{60} = 20.381D + 143.928$$
 (4 - 9)

また同様に、金銭的な通勤の直接費用は表 4.10 より式4-10のようになる。

$$c_n(D) = 2 \times 250(15.15D + 148.36) = 7575.95D + 74181.8$$
 (4 – 10)

したがって式3-14より、通勤費用c(D)は式4-11のようになる。

$$c(D) = c_p(D) + Wt_c(D) = (20.381W + 7575.95)D + 143.928W + 74181.8$$
 (4 – 11)

また、式4-9を式4-8に代入することで、式4-12が得られる。式4-12によって、3要素家計内生産アプローチに基づく距離Dおよび賃金Wと敷地面積 φ との具体的な関係が示された。

$$\varphi = 0.059(6760 - 20.381D - 143.928)^{0.405}W^{0.405}$$

= 0.059(6616.072 - 20.381D)^{0.405}W^{0.405} (4 - 12)

⁴² 仮定より、 $29.5\div 10.5=2.81$ 倍した値が鉄道利用以外を含む通勤時間 $t_c(D)$ となる。

第3節 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き名古屋圏の地代曲線を導出するため、2019年度の所得分布をシミュレーションによって作成した⁴³。所得分布の作成にあたり、勤労者世帯の年間収入階級ごとの 1 人当たり平均年間可処分所得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 4.11 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 人当たり平均年間可処分所得および標準偏差)をまとめている。

人口は、世帯年間収入階級ごとに勤労者世帯数に平均世帯人員を乗じて小数点以下を四捨五入した値であり、全体で約 451 万人である。1 人当たり平均年間可処分所得は、1 世帯当たり 1 か月間の可処分所得を平均世帯人員で除して導出した。1 人当たり平均年間可処分所得の標準偏差は、1 人当たり平均年間可処分所得に 0.221 を乗じて計算した。この 0.221 という数値は、世帯年間収入階級ごとの人口と 1 人当たり平均年間可処分所得から導出された標準偏差 405,000 円を、収入階級全体の 1 人当たり平均年間可処分所得 1,829,000 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、ここでは各収入階級ごとの標準偏差は、平均値の 0.221と仮定している44。以上より、各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の所得分布データをシミュレーションによって作成したところ、図 4.1 が得られた。

今回のシミュレーションで得られた所得分布は労働所得と非労働所得が分かれていない。そのため前述と同様に、2018年度の愛知県の労働分配率より、所得金額の66.9%を労働所得、33.1%を非労働所得と仮定し、年間労働時間は2000時間とすることで、時間当たりの賃金および1年当たりの完全所得Sが式4-13のように求められた。

$$S = \frac{0.669I}{2000} \times 24$$
 時間 $\times 365$ 日 + 0.331 I (4 – 13)

式4-13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。

_

⁴³ 総務省「2019 年全国家計構造調査(愛知県)」における、勤労者世帯の 2018 年 11 月から 2019 年 10 月までの可処分所得の数値を用いた。

⁴⁴ 収入階級間で変動係数が等しいと仮定していることとなる。

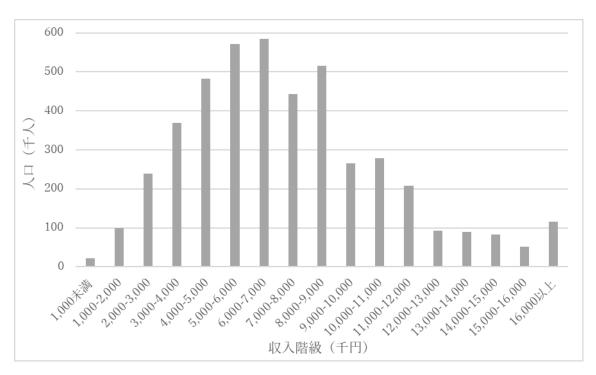


図 4.1 451 万人の年間収入階級別の 1 人当たり平均年間可処分所得分布 (シミュレーション)

(出典)総務省「2019年全国家計構造調査(愛知県)」より著者作成

(注)人口は、勤労者世帯数に平均世帯人員を乗じて算出した。1人当たり平均年間可処分所得は、各収入階級ごとの1人当たり平均年間可処分所得の平均値と標準偏差をもとに、正規分布を仮定した乱数によって作成した。各収入階級ごとの標準偏差は、平均値に変動係数0.221を乗じて算出した。

表 4.11 所得分布シミュレーションのために作成された人口、一人当たり平均年間可処分所得および一人当たり平均年間可処分所得の標準偏差

(金額:千円単位)		データの 出所	合計	1,000 未満	1,000- 1,500	1,500- 2,000	2,000- 2,500	2,500- 3,000	3,000- 3,500	3,500- 4,000	4,000- 4,500	4,500- 5,000	5,000- 5,500	5,500- 6,000	6,000- 6,500	6,500- 7,000
勤労者世帯数	(A)		1,851,772	17,489	65,559	14,469	72,779	88,828	130,563	104,019	132,471	93,693	117,070	113,995	164,187	88,409
平均世帯人員	(B)	元データ	2.46	1.23	1.18	1.48	1.41	1.54	1.31	1.91	2.29	1.92	2.45	2.5	2.03	2.84
1世帯当たり1か月間の可処分所得	(C)		375	115	129	153	193	228	208	283	297	314	330	367	365	368
人口	(A×B)		_	21511	77360	21414	102618	136795	171038	198676	303359	179891	286822	284988	333300	251082
1人当たり平均年間可処分所得	(D=C×12÷B)	著者 作成	1,829	1,121	1,316	1,238	1,643	1,777	1,909	1,776	1,555	1,963	1,616	1,760	2,158	1,556
1人当たり平均年間可処分所得の標 準偏差	(D×0.221)	1177	_	248	291	274	364	393	423	393	344	435	358	390	478	344
		データの	7 000-	7 500-	8 000-	8 500-	9 000-	9 500-	10 000-	10 500-	11 000-	11 500-	12 000-	12 500-	13 000-	13 500-

		データの 出所	7,000- 7,500	7,500- 8,000	8,000- 8,500	8,500- 9,000	9,000- 9,500	9,500- 10,000	10,000- 10,500	10,500- 11,000	11,000- 11,500	11,500- 12,000	12,000- 12,500	12,500- 13,000	13,000- 13,500	13,500- 14,000
勤労者世帯数	(A)		62,636	74,623	71,631	85,752	40,519	45,414	49,390	29,783	42,131	15,316	15,288	8,994	11,507	13,685
平均世帯人員	(B)	元データ	3.38	3.11	3.43	3.15	3.25	2.94	3.37	3.77	3.5	3.98	3.76	3.99	3.24	3.76
1世帯当たり1か月間の可処分所得	(C)		420	382	464	505	495	509	491	578	569	603	590	747	749	699
人口	$(A \times B)$		211710	232078	245694	270119	131687	133517	166444	112282	147459	60958	57483	35886	37283	51456
1人当たり平均年間可処分所得	(D=C×12÷B)	著者 作成	1,490	1,473	1,624	1,923	1,829	2,076	1,748	1,840	1,949	1,818	1,882	2,247	2,773	2,230
1人当たり平均年間可処分所得の標 準偏差	(D×0.221)		330	326	359	426	405	460	387	407	432	403	417	497	614	494

		データの 出所	14,000- 14,500	14,500- 15,000	15,000- 15,500	15,500- 16,000	16,000- 16,500	16,500- 17,000	17,000- 17,500	17,500- 18,000	18,000- 18,500	18,500- 19,000	19,000- 19,500	19,500- 20,000	20,000 以上
勤労者世帯数	(A)		10,708	14,111	8,103	4,730	5,861	1,614	2,821	2,915	8,602	5,522	1,176	1,255	14,153
平均世帯人員	(B)	元データ	3.48	3.27	3.51	5	2.9	X	3.05	X	3.07	2.88	X	X	3.35
1世帯当たり1か月間の可処分所得	(C)		683	764	731	803	816	X	575	X	978	501	X	X	1,020
人口	(A×B)		37264	46143	28442	23650	16997	X	8604	X	26408	15903	X	X	47413
1人当たり平均年間可処分所得	(D=C×12÷B)	著者 作成	2,355	2,802	2,499	1,927	3,376	X	2,263	X	3,823	2,086	X	X	3,654
1人当たり平均年間可処分所得の標 準偏差	(D×0.221)		521	620	553	427	747	X	501	X	846	462	X	X	809

(元データの出典) 総務省統計局「2019年全国家計構造調査(愛知県)」

(注) X はサンプル数が少ないために秘匿されている情報である。

第4節 都市全体の地代曲線(付け値曲線)

前節までで、敷地面積関数 φ および通勤費用c(D)を推定した。前節までで明らかになっていないパラメーターは市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ である。

総務省統計局「2019 年全国家計構造調査(愛知県)」における全収入階級平均の勤労者世帯1世帯当たり1か月間の消費支出は254,427円であったため、254,427円×12ヶ月より勤労者世帯1世帯当たり年間消費支出は3,053,124円となる。他方で、1世帯当たり1か月間の可処分所得は374,986円であるため、374,986円×12ヶ月より年間の勤労者世帯1世帯当たり可処分所得は4,499,832円である。この4,499,832円のうち前節同様に66.9%が年間労働所得であると考えられ、式4-14のように年間労働所得を年間労働時間(2000時間)で除すことで賃金Wが分かる45。

$$W = 4.499.832 \times 66.9\% \div 2000 = 1.505$$
 (4 – 14)

式4-14で得られた賃金Wに、年間の家計内時間 t_h をかけることで式4-15のように年間の家計内時間機会費用 Wt_h が分かる 46 。

$$Wt_h = 1,505 \times 6514 = 9,805,449$$
 (4 – 15)

年間消費支出(3,053,124 円)を、式4-15で得られた家計内時間機会費用 Wt_h で除すことで、市場財消費額・家計内時間機会費用比率 κ が分かる。式4-16を式4-5に代入することで式4-6が求められ、式4-12のように具体的な敷地面積関数 φ が求められた。

$$\kappa = 3,053,124/9,805,449 = 0.311$$
 (4 – 16)

式3-21に式4-12を代入し、上述のように年間の時間賦存量 \bar{t} は 8760 時間、年間労働時間 \bar{t}_w は 2000 時間とすることで、式4-17が得られる。

$$\psi = \frac{I - \kappa W (6760 - t_c(D)) - c(D) + W t_c(0)}{0.059(6616.072 - 20.381D)^{0.405}W^{0.405}}$$
(4 - 17)

式4-17に、式4-9で得られた通勤時間 $t_c(D)$ 、式4-11で得られた通勤費用c(D)およ

⁴⁵ 前述と同様に、年間労働時間は 2000 時間と仮定する。

⁴⁶ 式4-6と同様に、時間賦存量(8760 時間)から労働時間(2000 時間)および通勤時間(246 時間)を差し引くことで、家計内時間 6514 時間が求められる。

び式4-16で得られた市場財消費額・家計内時間機会費用比率κを代入することで、式 4-18が得られる。

$$\psi = \frac{I - 2060.047W - 7575.95D - 14.035DW - 74181.8}{0.059(6616.072 - 20.381D)^{0.405}W^{0.405}}$$
(4 - 18)

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、都市住人の住宅の敷地面積の合計より都市規模は大きくなる。本研究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 2.97 倍と仮定した 47 。また、名古屋市内の住宅地では建ぺい率が定められており、本研究では建ぺい率を 0.6 と仮定した 48 。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)の敷地面積の合計をQとすると、 $D=\sqrt{2.97Q/0.6\pi}$ という形で求められる 49 。以上の手順で行ったシミュレーションによって、図 4.2 のように地代曲線が得られた。地代曲線は右下がりとなり、都市境界はおよそ 14km となった 50 。

 $^{^{47}}$ 愛知県「2020 年版 土地に関する統計年報」によると、2019 年 10 月 1 日時点における名古屋市の行政面積は 32,650 ha であり、住宅地は 11,006 ha である。そのため、居住密度を $32,650 \div 11,006 \approx 2.97$ として、シミュレーションを作成した。

⁴⁸ 建ペい率は、用途地域および市町村によって異なっている。名古屋市「名古屋市都市計画決定一覧 地域地区 用途地域(最終告示:令和3年9月9日)」では、第1種住居地域(7,193ha)、第2種住居地域(3,135ha)および第2種中高層住居専用地域(1,953ha)の建ペい率は0.6以下である。一方で、第1種低層住居専用地域(4,958ha)および第2種低層住居専用地域(90ha)の建ペい率は0.3、0.4、0.5のいずれかであり、第1種中高層住居専用地域(1,006ha)は0.5ないし0.6である。本研究では、面積の多くを占める第1種住居地域および第2種住居地域の建ペい率である0.6に準じた。

⁴⁹ データの制約上、一人当たり畳数が敷地面積に等しいと仮定している。実際には「居住室の畳数」だけでなく台所や風呂などの敷地面積が存在するため、式4-12で求められる面積より実際の敷地面積の方が広いと考えられる。

⁵⁰ 本研究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。なお、実際の都市においては、CBD付近は郊外に比べて容積率が高くなる傾向があるため、地代曲線の傾きは図3より高くなると考えられる。しかし、建物の高さと建築費用との関係を示すデータに今回アクセスできず、建物の高さの決定をモデル内で取り扱うことができなかったため、本稿では全住宅が1階建てと仮定している。建物の高さの決定モデルについては、O'Sullivan [2019]を参照のこと。

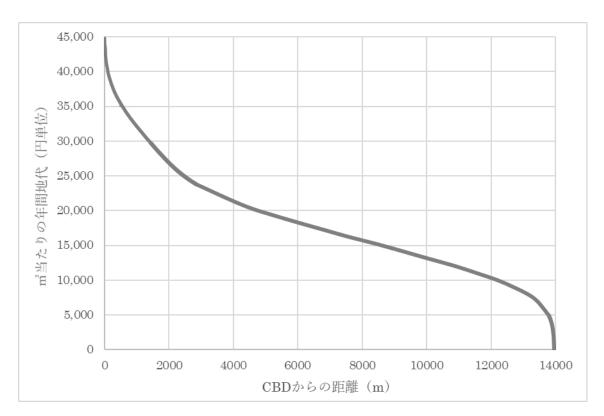


図 4.2 仮想の所得分布データにもとづいて作成された地代曲線 (出典) 451 万人の仮想の所得分布データをもとに著者作成

図 4.2 で得られた地代曲線を実際のデータと比較するべきであるが、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、図 4.3 および図 4.4 のように 2019 年 1 月 1 日基準の愛知県内の標準地のうち、住宅地の公示地価の分布図を作成した⁵¹。

図 4.3 は、名古屋市役所を中心とする 20km 圏内のサンプルのうち、100 万円以下の地点についてプロットしている52。少数の極めて地価の高い地点を省くことで、図

51 国土交通省のホームページによると、公示地価とは、国土交通省土地鑑定委員会が毎年1回公示する標準地の価格である。標準地は、区域全体の地価水準をできる限り代表していることや、土地の利用状況・環境・地積・形状等が中庸であることに留意して選定されている。本研究では、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、愛知県内の標準地の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注意が必要である。

⁵² 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。

4.3 より地価と CBD からの距離Dとの関係を把握することができる。図 4.4 は参考として、20km 圏内の全サンプルをプロットしている。なお、地価が 100 万円以上の地点は全体の 3.5%である。

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53。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 4.2 と図 4.3 を比較すると、おおよそ近し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。図 4.2 では都市境界付近で地価がゼロになっているが、実際には公営住宅(家賃補助)や生活保護などの制度によって地価がゼロになることはないと考えられる。

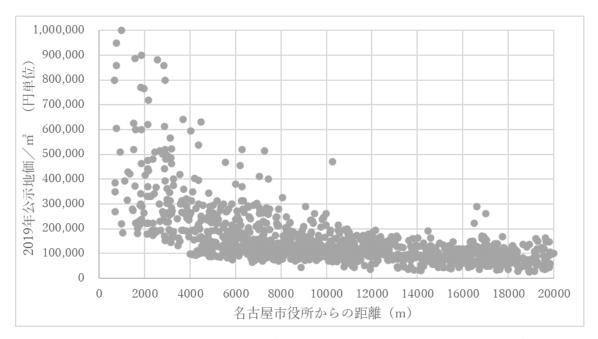


図 4.3 愛知県内の標準地の公示地価(2019年1日1日基準、100万円以下)

(出典) 国土交通省「土地総合情報システム」より著者作成

(注)用途地域は住宅地に限定している。著者は「土地総合情報システム」に掲載されている標準地の住所をもとに、名古屋市役所からの距離を計算した。また、地価が100万円以上の地点は省略している。

は図 4.2 より高くなると考えられる。詳細は O'Sullivan [2019]を参照のこと。

⁵³ 図 4.2 における最高年間地代は 45,000 円ほどである。仮に割引率が年率 10%であれば年間地代 45,000 円の土地の地価は 450,000 円になり、年率 5%であれば地価は 900,000 円になると考えられ、公示地価と大きく乖離してはいないと考えられる。ただし、図 4.2 は全ての住宅が 1 階建てである場合であり、高層住宅のある土地の地代

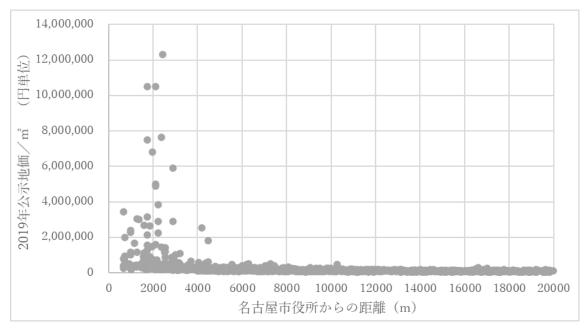


図 4.4: 愛知県内の標準地の公示地価(2019年1日1日基準)

(出典) 国土交通省「土地総合情報システム」より著者作成

(注)用途地域は住宅地に限定している。著者は「土地総合情報システム」に掲載されている標準地の住所をもとに、名古屋市役所からの距離を計算した。

また、式4-12を距離Dで微分することで式4-19のように具体的な敷地面積勾配 $\partial \varphi/\partial D$ が得られる。CBD に居住している場合は $\partial \varphi/\partial D=-0.0026W^{0.405}$ であり、CBD から 50km の地点に居住している場合は $\partial \varphi/\partial D=-0.0029W^{0.405}$ である。すなわち、CBD に居住している場合は 1 時間当たり賃金Wが 242 万円超、CBD から 50km の地点に居住している場合は 1 時間当たり賃金Wが 189 万円超の場合に敷地面積勾配 $\partial \varphi/\partial D$ の絶対値が 1 以上となる。 1 時間当たり賃金Wが 242 万円以上あるいは 189 万円超というのは現実的ではないため、式4-19より、3 要素家計内生産アプローチでは敷地面積勾配 $\partial \varphi/\partial D$ はほとんどゼロであると言える。

$$\frac{\partial \varphi}{\partial D} = -0.487 \frac{W^{0.405}}{(6616.072 - 20.381D)^{0.595}} \tag{4-19}$$

愛知県の実際のデータから観察される敷地面積勾配については本章第 1 節の表 4.4 の通り、各市町村の固定係数と、名古屋都心までの距離との最小二乗法の決定係数はおよそ 0.20 であり、P 値も低いとは言えず、データから決定的なことは言えない。

他方で、Fujita [1989]のモデルにおける敷地面積勾配 $\partial \varphi(D, \bar{u})/\partial D$ を正の値を取るが、

効用水準を含んでいるため具体的な値は分からない⁵⁴。また前述の通り、DiPasquale and Wheaton [1996]のモデルでは、敷地面積勾配はゼロとなっている。Hockman and Ofek [1977]のモデルでは、敷地面積勾配の具体的な値は示されていない。

さらに、Fujita [1989]、DiPasquale and Wheaton [1996] および Hockman and Ofek [1977] のいずれの研究においても、敷地面積関数ないし敷地面積勾配の実証分析はなされていない。

⁵⁴ 詳細は付論 B を参照のこと。

第5章 結論および残された研究課題

第 1 章では地代論の変遷を概観し、とりわけ都市経済学の基礎となっている von Thünen [1826]のモデルについて確認した。第 2 章では、Fujita [1989]のモデルでは 具体的な付け値の値が得られないこと、DiPasquale and Wheaton [1996]のモデルでは 敷地面積が正常財にならず、さらに都市境界を内生的に決定できないことを確認した。第 3 章では、Becker [1965]および Hockman and Ofek [1977]を踏まえ、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について説明した。第 4 章では、地代曲線および敷地面積勾配について統計分析を行った。地代曲線については、地代を直接示すデータがないことから、 地代曲線についての直接的な実証分析はできない。代わりに 3 要素家計内生産アプローチによる地代曲線を示した図 4.2 と、公示地価の分布を示す図 4.3 の形状が近しいことを確認している。

第1節 結論

本研究では、標準的な都市経済学の問題点を踏まえ、効用関数ではなく家計内生産 関数から付け値関数を導出することを試みた。Fujita [1989]は付け値関数の導出にあ たり、貨幣所得から通勤費用および市場財消費額を除いた残余を敷地面積で除してい る。本研究の3要素家計内生産アプローチでは、Fujita [1989]に準じ、貨幣所得では なく完全所得から、通勤費用の増加分、市場財消費額および家計内時間機会費用を除 いた残余を敷地面積で除すことで付け値関数を求めている。

3 要素家計内生産アプローチにおける通勤費用の取り扱いについては、DiPasquale and Wheaton [1996]に準じている。DiPasquale and Wheaton [1996]においては、通勤費用の差額が地代総額の支払意思額の差額に等しくなるとされている。言い換えれば、より郊外に向かうことで CBD からの距離が増え、通勤費用は増加するが、その通勤費用の増加分を補償するように地代総額の支払意思額は減少するとされている。3要素家計内生産アプローチにおいても、通勤費用の増加分を補償するように地代総額の支払意思額は減少するとして、付け値関数を導出している。

効用関数ではなく家計内生産関数から付け値関数を導出することで、具体的な付け値の値が得られ、敷地面積を正常財として取り扱うことが可能となり、なおかつ図 4.2 のように都市全体の具体的な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)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。

第2節 残された研究課題

残された研究課題としては、第一に、家計内生産関数における市場財と家計内時間の代替が挙げられる。本研究における3要素家計内生産アプローチでは、Becker [1965]と同様、解を得るために市場財と家計内時間における固定係数を仮定している。他方で、実際の家計内生産においては市場財と家計内時間との間に代替が存在すると考えられる。さらに単身世帯か否かなどの世帯の家族類型によって代替の弾力性は異なると考えられる。本研究では、市場財と家計内時間が代替する家計内生産関数の具体化には至っておらず、ゆえに解を得るために固定係数を仮定している。固定係数を仮定していることで、本研究の3要素家計内生産アプローチでは労働時間と家計内時間の時間配分を内生的に決定することができていない。固定係数を仮定しない家計内生産関数、すなわち市場財と家計内時間が代替する家計内生産関数の推定および具体化は、今後の課題となっている。

第二に、容積率のシミュレーション分析が挙げられる。第 4 章のシミュレーションでは、全ての住宅は 1 階建てと仮定されている。他方で、実際の都市では CBD 付近は郊外に比べて高層住宅が多く、容積率が高くなっている。 O'Sullivan [2019]は建物の高さを決定するモデルを提示しているが、O'Sullivan [2019]のモデルを具体的に応用するには、建築費用のデータが必要となる。今回、建築費用のデータにアクセスできなかったため、本研究のシミュレーションでは全ての住宅が 1 階建てであり、容積率が都市圏内で一様と仮定されている。建築費用のデータの収集し、モデル内で建物の高さを決定することは今後の課題となっている。

第三に、敷地面積勾配の正負の判定が挙げられる。本研究で行った愛知県のデータ分析では、表 4.4 の通り、敷地面積勾配の正負について決定的なことを言うことはできなかった。他方で、3 要素家計内生産アプローチに基づく敷地面積勾配は、ほぼゼロであることを式4-19によって確認した。なお、Alonso [1964]、Hockman and Ofek [1977]、Henderson [1985]、Fujita [1989]、DiPasquale and Wheaton [1996]、Bruekner [2011]および O'Sullivan [2019]において、地代曲線および敷地面積勾配についての実証分析は示されていない。敷地面積勾配は Fujita [1989]のモデルが示しているように正の値を取るのか、あるいは 3 要素家計内生産アプローチが示すようにほぼゼロの値を取るのかは、愛知県以外のデータも含めて検証する必要があり、今後の課題となっている。

第四に、都市人口および所得分布の内生化が挙げられる。本論文の 3 要素家計内生産アプローチは動学モデルではないため、第 4 章のシミュレーションでは、都市人口および所得分布を所与として名古屋圏の地代曲線を導出している。都市の成長を分析する上で必要となる都市人口と所得分布の内生化については、今後に残された研究課題となっている。

付論 A Henderson [1985]のモデル

Henderson [1985]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 $\psi(\cdot)$ および付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ を示している。そのとき、個人は式A-1を解くこととなる。なお、Henderson [1985]の原書では敷地面積以外の市場財が 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、式A-1では 1 種類にしている55。また、原書では敷地面積ではなく住宅サービスと定義されているが、ここでは他のモデルとの比較のために敷地面積と読み替えている。

$$\begin{bmatrix} \max u = Aq^{\alpha_q}x^{\alpha_x}t_{\ell}^{\alpha_{\ell}} \\ s.t. & I = P_Tq + P_xx, \ \bar{t} - \bar{t}_w = t_{\ell} + \tau D \end{bmatrix}$$
 (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。

$$\mathcal{L} = Aq^{\alpha_q} x^{\alpha_x} t_{\ell}^{\alpha_{\ell}} + \mu (I - P_T q - P_x x) + \lambda (\bar{t} - \bar{t}_w - t_{\ell} - \tau D)$$

一階の条件が以下のように得られる。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x} = \alpha_x A q^{\alpha_q} x^{\alpha_x - 1} t_{\ell}^{\alpha_{\ell}} - \mu P_x = 0 \\ \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial q} = \alpha_q A q^{\alpha_q - 1} x^{\alpha_x} t_{\ell}^{\alpha_{\ell}} - \mu P_T = 0 \\ \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial t_{\ell}} = \alpha_{\ell} A q^{\alpha_q} x^{\alpha_x} t_{\ell}^{\alpha_{\ell} - 1} - \lambda = 0 \\ \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial D} = \frac{\partial u}{\partial t_{\ell}} \frac{\partial t_{\ell}}{\partial D} - \mu q \frac{\partial P_T}{\partial D} - \lambda \left(\frac{\partial t_{\ell}}{\partial D} + \tau \right) = 0 \end{bmatrix}$$

解として、式A-2が得られる。 μ は所得の限界効用を、 λ は余暇時間の限界効用を示す。

$$P_{x} = \frac{\alpha_{x}}{\alpha_{q} + \alpha_{x}} \frac{I}{x}$$

$$P_{T} = \frac{\alpha_{q}}{\alpha_{q} + \alpha_{x}} \frac{I}{q}$$

$$\left[q\frac{\partial P_{T}}{\partial D} = \frac{1}{\mu} \left\{ \frac{\partial u}{\partial t_{\ell}} \frac{\partial t_{\ell}}{\partial D} - \lambda \left(\frac{\partial t_{\ell}}{\partial D} + \tau \right) \right\} = -\frac{\tau}{\mu} \frac{\partial u}{\partial t_{\ell}}$$

$$(A - 2)$$

式A-2の第3式における地代 P_T を付け値 ψ と読み替えて変形すると式A-3が得られる。

⁵⁵ 表 2.1 と同様の取り扱いである。

$$\frac{\partial \psi}{\partial D} = -\frac{1}{q\mu} \frac{\partial u}{\partial t_{\ell}} \tau = -\frac{1}{q\mu} \lambda \tau \tag{A-3}$$

式A-3は付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ を示しているが、敷地面積qの値は解けておらず、また所得の限界効用 μ および余暇時間の限界効用 λ の具体的な値は分からない。そのため、式A-3で示された付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ について、具体的な値を得ることはできない。敷地面積qの値が解けていない理由は、式A-1において、変数の数に対して式の数が不足していることにある。

付論 B Fujita [1989]のモデル

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B-1を解くこととなる。ただし $\alpha_q+\alpha_x=1$ である。

$$\begin{bmatrix} \max u = \alpha_q \log q + \alpha_x \log x \\ s.t. & x + P_T(D)q = I - c(D) \end{bmatrix}$$
 (B-1)

式B-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。

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

一階の条件が以下のように得られる。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x} = \frac{\alpha_x}{x} - \mu = 0\\ \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial q} = \frac{\alpha_q}{q} - \mu P_T(D) = 0 \end{bmatrix}$$

解として、式B-2が得られる。 μ は所得の限界効用である。

$$P_T(D) = \frac{\alpha_q x}{\alpha_x q}$$

$$\mu = \frac{\alpha_x}{r}$$
(B-2)

個人は CBD からの距離Dに関わらず一定の効用水準 $(u = \bar{u})$ を得られるとすると、効用関数から式B - 3を得る。

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

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

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

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

$$\max_{x,q} \left\{ \frac{I - c(D) - x}{q} \middle| \alpha_q \log q + \alpha_x \log x = \bar{u} \right\} = \max_q \left[\frac{I - c(D)}{q} - q^{-\frac{\alpha_q}{\alpha_x} - 1} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_x}} \right]$$

$$\therefore \frac{\partial \psi}{\partial q} = -\frac{I - c(D)}{q^2} + \left(\frac{\alpha_q}{\alpha_x} + 1 \right) q^{-\frac{\alpha_q}{\alpha_x} - 2} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_x}} = 0$$

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

この式を式B-4に代入することで、付け値関数 $\psi(\cdot)$ 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B-5のように得られる。

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

$$(B - 5)$$

式B-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。 式B-2に式B-3および式B-5を代入することで、所得の限界効用が得られる。

$$\mu = \frac{\alpha_x}{x} = \alpha_x e^{-\frac{\overline{u}}{\alpha_x}} \frac{1}{I - c(D)} e^{\frac{\overline{u}}{\alpha_x}} = \frac{1}{I - c(D)}$$

$$(B - 6)$$

式B-5を所得Iで微分することで、式B-7が得られる。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \psi(D, \bar{u})}{\partial I} = \alpha_x^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{-\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \left[1 - \frac{\partial \bar{u}}{\partial I} \{I - c(D)\}\right] \\ \frac{\partial \varphi(D, \bar{u})}{\partial I} = \alpha_q^{-1} \alpha_x^{-\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{-\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \left[\frac{\partial \bar{u}}{\partial I} - \frac{\alpha_x}{I - c(D)}\right] \end{cases}$$

$$(B - 7)$$

式B-7における所得の限界効用 $\partial \bar{u}/\partial I$ に、式B-6を代入することで、式B-8が得られる。

$$\begin{bmatrix}
\frac{\partial \psi(D, \bar{u})}{\partial I} = \alpha_x^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{-\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} (1 - 1) = 0 \\
\frac{\partial \varphi(D, \bar{u})}{\partial I} = \alpha_q^{-1} \alpha_x^{-\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{-\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \left\{\frac{\alpha_q}{I - c(D)}\right\} > 0
\end{bmatrix} (B - 8)$$

式B-8より、所得の増加とともに、敷地面積は増加するが、付け値は変わらないことが示された。しかし、一般に高所得者層の支払意思額は低所得者層より高いと言えるため、Fujita [1989]の付け値関数 $\psi(\cdot)$ の妥当性には留意が必要である。

また、式B-5を CBD からの距離Dで微分することで、式B-9が得られる。式B-9は、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ および敷地面積勾配 $\partial\varphi/\partial D$ を示している。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \psi(D, \bar{u})}{\partial D} = -\alpha_x^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \{I - c(D)\}^{\frac{\alpha_x}{\alpha_q}} e^{-\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \frac{\partial c(D)}{\partial D} < 0 \\ \frac{\partial \varphi(D, \bar{u})}{\partial D} = \alpha_x^{1 - \frac{\alpha_x}{\alpha_q}} \frac{1}{\alpha_q} (I - c(D))^{-\frac{1}{\alpha_q}} e^{\frac{\bar{u}}{\alpha_q}} \frac{\partial c(D)}{\partial D} > 0 \end{bmatrix}$$
(B - 9)

式B-9より、CBD からの距離Dが増えるとともに、すなわち CBD から郊外に向かうとともに、付け値は低下し、敷地面積は増加することが示された。

付論 C 家計内時間が固定的な場合の付け値関数

第3章第3節で述べた3要素家計内生産アプローチでは、仮定②として労働時間 t_w を固定的に扱っていた。他方で、子育て中などの理由によって家計内時間 t_h が固定的であり労働時間 t_w が可変的な個人も存在する。家計内時間 t_h が固定的である場合、式3-12の効用関数、式3-13の家計内生産関数および式3-14の通勤費用c(D)は共通であるが、式3-15の所得制約および式3-16の時間制約は、式3-15′および式3-16′のように書き換えられる。式3-15′および式3-16′より、郊外に居住することで通勤時間が増加すると、労働時間 t_w が減少し、所得Iが減少する。

$$I = Wt_w + V = x + P_T(D)q + c_n(D)$$
 (3 – 15')

$$\bar{t} = t_w + \bar{t}_h + t_c(D)$$
 (3 – 16')

同様にして、式3-20は式3-20'のように書き換えられる。式3-20(労働時間 t_w が固定的な場合の付け値)に比べて、式3-20'(家計内時間 t_h が固定的な場合の付け値)が高いか低いかは、家計内時間 t_h の値に依存する。

$$\psi = \frac{I - x - c(D) + Wt_c(0)}{\varphi} = \frac{W(\bar{t} - \bar{t}_h - t_c(D)) + V - \kappa W\bar{t}_h - c(D) + Wt_c(0)}{\mathcal{C}(\kappa W\bar{t}_h)^{\delta}}$$
(3 – 20')

式3-20'より、付け値勾配 $\partial\psi/\partial D$ を示す式3-23についても、式3-23'のように書き換えられる。

$$\frac{\partial \psi}{\partial D} = -\frac{W \frac{dt_c(D)}{dD} + \frac{dc(D)}{dD}}{C(\kappa W \bar{t}_h)^{\delta}}$$
(3 – 23')

第4章で推定されたパラメーターを入れると、式3-22(労働時間 t_w が固定的な場合の付け値勾配)に比べて、式3-23′(家計内時間 t_h が固定的な場合の付け値勾配)の方が低いことが分かる。すなわち、図 2.2 のような Fujita [1989]の分析に準ずると、家計内時間 t_h が固定的な個人は、労働時間 t_w が固定的な個人に比べてより郊外に居住することとなる。ただし、図 2.2 の分析は付け値の交差点 D_0 が存在するという前提があることに注意が必要である。

付論 D 敷地面積のデータについて

第4章第1節における推定において、データの引用元は表 D.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⁵⁶。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⁵⁷。

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58。

56 「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。

⁵⁷ 「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。

⁵⁸ 総務省「消費者物価指数」より引用した。

表 D.1 第4章第1節の推定におけるデータの引用元

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	総理府「国勢調査報告」	愛知県「昭和 45 年度 市町村民所				
年度	(1970/10/1 時点)	得統計」				
1975	総理府「国勢調査報告」	愛知県「昭和 50 年度 愛知の市町				
年度	(1975/10/1 時点)	村民所得」				
1980	総理府「国勢調査報告」	愛知県「愛知の市町村民所得(昭和				
年度	(1980/10/1 時点)	55 年度~昭和 60 年度)」				
1983	総務庁「住宅統計調査報告」	愛知県「愛知の市町村民所得(昭和				
年度	(1983/10/1 時点)	55 年度~昭和 60 年度)」				
1985	総務庁「国勢調査報告」	愛知県「愛知の市町村民所得(昭和				
年度	(1985/10/1 時点)	55 年度~昭和 60 年度)」				
1988	総務庁「住宅統計調査報告」	愛知県「平成元年度 市町村民所得				
年度	(1988/10/1 時点)	推計結果報告書」				
1993	総務庁「住宅統計調査報告」	愛知県「あいちの市町村民所得」				
年度	(1993/10/1 時点)					
1998	総務庁「1998 年住宅・土地統計調査」	愛知県「あいちの市町村民所得」				
年度	(1998/10/1 時点)					
2003	総務省「2003 年住宅・土地統計調査」	愛知県「あいちの市町村民所得」				
年度	(2003/10/1 時点)	タ州ホーのいりの中町代氏が待」				
2008	総務省「2008 年住宅・土地統計調査」	愛知県「あいちの市町村民所得」				
年度	(2008/10/1 時点)	タ州ホーのいりの中門で氏が行.				
2013	総務省「2013 年住宅・土地統計調査」	愛知県「あいちの市町村民所得」				
年度	(2013/10/1 時点)	タ州ホーのいりの中門門以内(1付)				
2018	総務省「2018 年住宅・土地統計調査」	愛知県「あいちの市町村民所得」				
年度	(2018/10/1 時点)					

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 D.2 にまとめてある。

表 D.2: 第4章第1節の推定における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	_					
	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					
1983 年度	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					
	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、					
1993 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					
1998 年度	同上					
9009 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、					
2003 年度	南知多町、美浜町、武豊町、幸田町					
2008 年度	同上					
2013 年度	同上					
2018 年度	飛島村					

さらに、同じ市町村でも、1970年から 2018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 2018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なす、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 D.3 にまとめてある。

表 D.3: 第4章第1節の推定における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	_
2018 年度	_

付論 E 森泉・高木 [1983]の推定結果

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 E.1 および表 E.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、本研究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、本研究での回帰分析では考慮していない。

表 E.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 E-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)

付論 F 階層ベイズ推定

階層ベイズ推定を行うにあたり、式F-1から式F-10のように事前分布を仮定した。式F-1は、 $\ln q_{it}$ が平均 μ_{it} 、標準偏差 σ 0正規分布から生成されたことを意味している。式F-2は、 μ_{it} を構成する要素を示している。式F-3は、 σ が0から10までの一様分布から生成されたことを意味している。今回得られたデータにおける $\ln q_{it}$ の最大値は 2.42、最小値は 1.74 であるため、式F-3は σ についておおよそ無情報事前分布となっている。式F-4は、 α_i が-10から10までの一様分布から生成されたことを意味している。式F-3と同様に、式F-4はおおよそ無情報事前分布となっている。式F-5は、 β_1 が平均 μ_1 、標準偏差 σ_1 の正規分布から生成されたことを意味している。式F-6は、 β_2 が平均 μ_2 、標準偏差 σ_2 の正規分布から生成されたことを意味している。式F-7は、 μ_1 が0から1までの一様分布から生成されたことを意味している。すなわち、敷地面積の所得弾力性は 1以下であると仮定している。式F-8は、 μ_2 が-2から0までの一様分布から生成されたことを意味している。表F-8は、 μ_2 が-2から0までの一様分布から生成されたことを意味している。式F-9および式F-10は、 σ_1 および σ_2 が0から10までの一様分布から生成されたことを意味している。式F-9および式F-10は、 π_1 および π_2 が0から10までの一様分布から生成されたことを意味している。式 π_1 0は、 π_2 0から10までの一様分布から生成されたことを意味している。式 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のから10までの一様分布から生成されたことを意味している。式 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_1 1のは、 π_2 1のから10までの一様分布から生成されたことを意味している。式 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_1 1のは、 π_1 1のは、 π_2 1のから10までの一様分布から生成されたことを意味している。式 π_2 1のは、 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_1 1のは、 π_2 1のは、 π_2 1のは、 π_1 1のは、

$$\ln q_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma^2) \tag{F-1}$$

$$\mu_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln I_{it} + \beta_2 \ln M_{it} \tag{F-2}$$

$$\sigma \sim U(0,10) \tag{F-3}$$

$$\alpha_i \sim U(-10,10) \tag{F-4}$$

$$\beta_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2) \tag{F-5}$$

$$\beta_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \tag{F-6}$$

$$\mu_1 \sim U(0,1) \tag{F-7}$$

$$\mu_2 \sim U(-2,0)$$
 (F – 8)

⁵⁹ もし敷地面積の世帯人員弾力性が-2未満であれば、世帯人員が 2 倍になるとその世帯の需要する一人当たり敷地面積は 1/4 未満になる。

$$\sigma_1 \sim U(0,10) \tag{F-9}$$

$$\sigma_2 \sim U(0,10) \tag{F-10}$$

今回は、繰り返し数 2000 個、バーンイン 500 個、チェーン数 4 個で乱数生成を行った。結果として、いずれの \hat{R} も 1 に近く、収束したと考えられる。図 F.1 は β_1 と β_2 の事後分布であり、図 F.2 は α_i の事後分布である。表 F.1 は β_1 、 β_2 および α_i の推定結果であり、表 F.2 は図 F.2 における各 α_i と市町村名との対応表である。 β_1 の事後平均は0.37であり、表 4.1 の敷地面積の所得弾力性0.405とおおよそ近くなっている。また、 β_1 の事後平均は-0.72であり、表 4.1 の敷地面積の世帯人員弾力性-0.97とおおよそ近くなっている。他方で β_1 および β_2 とは異なり、 α_i の事後分布はほとんど一様となっているが、 α_{51} のみ標準偏差が小さくなっている。 α_{51} のみ標準偏差が小さく、他の α_i の標準偏差が大きくなっている要因を明らかにするには、今後のさらなる検討を要する。

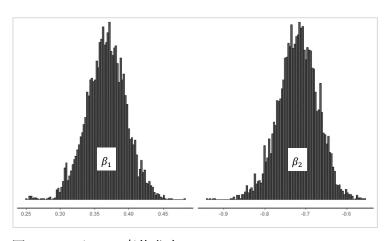


図 $F.1: \beta_1 と \beta_2$ の事後分布

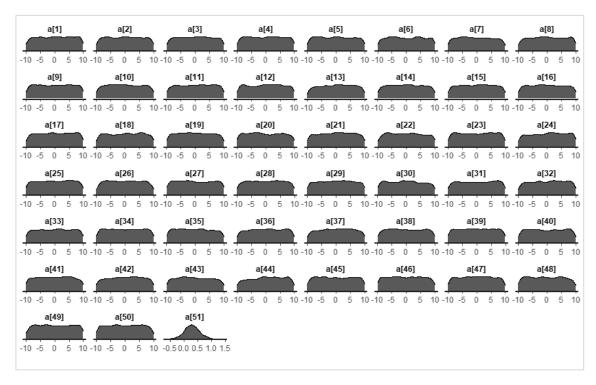


図 F.2: α_iの事後分布

表 F.1: 階層ベイズ推定結果

	事後標準		95%信章	95%信頼区間		
変数	平均	偏差	下限	上限	Ŕ	
β_1	0.37	0.00	0.31	0.42	1.01	
β_2	-0.72	0.00	-0.82	-0.63	1.00	
a[1]	0.14	0.17	-9.49	9.44	1.00	
a[2]	0.02	0.15	-9.44	9.60	1.00	
a[3]	0.03	0.17	-9.43	9.43	1.00	
a[4]	0.04	0.15	-9.49	9.57	1.00	
a[5]	-0.11	0.16	-9.52	9.58	1.00	
a[6]	0.03	0.14	-9.53	9.53	1.00	
a[7]	-0.27	0.14	-9.54	9.36	1.00	
a[8]	0.15	0.13	-9.49	9.52	1.00	
a[9]	0.06	0.15	-9.46	9.57	1.00	
a[10]	-0.06	0.15	-9.57	9.55	1.00	
a[11]	0.09	0.14	-9.54	9.43	1.00	
a[12]	0.06	0.16	-9.47	9.65	1.00	
a[13]	0.24	0.14	-9.39	9.49	1.00	
a[14]	-0.06	0.14	-9.47	9.44	1.00	
a[15]	0.03	0.14	-9.44	9.46	1.00	
a[16]	0.00	0.14	-9.49	9.62	1.01	
a[17]	0.25	0.16	-9.38	9.61	1.01	
a[18]	0.12	0.15	-9.42	9.57	1.00	
a[19]	-0.15	0.16	-9.44	9.39	1.00	
a[20]	-0.21	0.17	-9.61	9.55	1.00	
a[21]	0.12	0.12	-9.43	9.55	1.00	
a[22]	-0.04	0.14	-9.33	9.53	1.00	
a[23]	0.00	0.15	-9.43	9.36	1.00	
a[24]	0.40	0.16	-9.37	9.69	1.00	
a[25]	-0.01	0.15	-9.61	9.43	1.00	

	主 纵		050//合:	超口钼		
変数	事後	標準	95%信		R	
r1	平均	偏差	下限	上限		
a[26]	-0.01	0.14	-9.28	9.42	1.00	
a[27]	-0.09	0.15	-9.55	9.61	1.00	
a[28]	0.01	0.16	-9.51	9.45	1.00	
a[29]	0.07	0.15	-9.53	9.56	1.00	
a[30]	-0.27	0.13	-9.52	9.49	1.00	
a[31]	0.13	0.15	-9.50	9.51	1.00	
a[32]	0.30	0.14	-9.33	9.56	1.00	
a[33]	0.05	0.15	-9.55	9.52	1.00	
a[34]	-0.05	0.16	-9.54	9.48	1.01	
a[35]	-0.25	0.16	-9.45	9.50	1.00	
a[36]	0.15	0.14	-9.44	9.45	1.00	
a[37]	0.16	0.13	-9.43	9.51	1.00	
a[38]	-0.05	0.14	-9.58	9.49	1.00	
a[39]	-0.02	0.14	-9.48	9.48	1.00	
a[40]	0.00	0.15	-9.44	9.41	1.00	
a[41]	-0.08	0.16	-9.52	9.53	1.00	
a[42]	0.11	0.14	-9.50	9.42	1.00	
a[43]	-0.22	0.14	-9.51	9.50	1.00	
a[44]	0.39	0.14	-9.41	9.37	1.00	
a[45]	-0.06	0.18	-9.50	9.40	1.01	
a[46]	-0.20	0.16	-9.59	9.44	1.00	
a[47]	-0.09	0.16	-9.55	9.37	1.00	
a[48]	-0.28	0.17	-9.64	9.41	1.00	
a[49]	0.16	0.15	-9.41	9.61	1.00	
a[50]	-0.12	0.15	-9.48	9.28	1.00	
a[51]	0.29	0.01	-0.24	0.83	1.01	

表 F.2: 各 α_i と市町村名との対応表

a_i	市町村名	a_i	市町村名	a_i	市町村名	a_i	市町村名
a[1]	名古屋市	a[14]	西尾市	a[27]	高浜市	a[40]	豊山町
a[2]	豊橋市	a[15]	蒲郡市	a[28]	岩倉市	a[41]	大口町
a[3]	岡崎市	a[16]	犬山市	a[29]	豊明市	a[42]	扶桑町
a[4]	一宮市	a[17]	常滑市	a[30]	日進市	a[43]	大治町
a[5]	瀬戸市	a[18]	江南市	a[31]	田原市	a[44]	蟹江町
a[6]	半田市	a[19]	小牧市	a[32]	愛西市	a[45]	飛島村
a[7]	春日井市	a[20]	稲沢市	a[33]	清須市	a[46]	阿久比町
a[8]	豊川市	a[21]	新城市	a[34]	北名古屋市	a[47]	東浦町
a[9]	津島市	a[22]	東海市	a[35]	弥富市	a[48]	南知多町
a[10]	碧南市	a[23]	大府市	a[36]	みよし市	a[49]	美浜町
a[11]	刈谷市	a[24]	知多市	a[37]	あま市	a[50]	武豊町
a[12]	豊田市	a[25]	知立市	a[38]	長久手市	a[51]	幸田町
a[13]	安城市	a[26]	尾張旭市	a[39]	東郷町		

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.
- Chamberlin, E. H. [1962] The Theory of Monopolistic Competition A Re-orientation of the Theory of Value, 8th, Harvard University 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.
- Haig, R. M. [1926] "Toward an Understanding of the Metropolis," *The Quarterly of Economics*, Feb., Vol. 40, No.2, pp. 179-208.
 - —— [1926] "Toward an Understanding of the Metropolis," *The Quarterly of Economics*, May, Vol. 40, No.3, pp. 402-434.
- Henderson, J.V. [1985] *ECONOMIC THEORY AND THE CITIES*, ACADEMIC PRESS, INC. (邦訳 折下功訳 [1987] 『経済理論と都市』勁草書房.)
- 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.
- Marshall, A. [1920] Principles of Economics, 8th ed, London: Macmillan.
- O'Sullivan, A. [2019] Urban Economics, 9th ed, McGraw-Hill Education.
- Pollak, R. A., and Wachter, M. L. [1975] "The Relevance of the Household Production Function and Its Implications for the Allocation of Time," *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 2, pp. 255-278.
- Ricardo, D. [1819] On the Principles of Political Economy, and Taxation, 2nd ed., London: John Murray.

- Smith, A. [1779] An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations, London: W. Stahan and T. Cadell.
- Varian, H. R. [2014] Intermediate Microeconomics: A Modern Approach, 9th ed., W. W. Norton and Company.
- von Thünen, J. H. [1826] Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalekonomie. Hamburg. (邦訳 近藤康男、熊代幸雄訳 [1989] 『近代経済学古典選集—1 チューネン 孤立国』日本経済評論社.)
- 徳川林政史研究所[2012]『徳川の歴史再発見 森林の江戸学』東京堂出版.
- 樋口清之[1993] 『日本木炭史 新装版』講談社.
- 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.

引用したデータ

愛知県「昭和 45 年度 市町村民所得統計」(愛知県図書館にて閲覧)

愛知県「昭和50年度 愛知の市町村民所得」(愛知県図書館にて閲覧)

愛知県「愛知の市町村民所得(昭和55年度~昭和60年度)」(愛知県図書館にて閲覧)

愛知県「平成元年度 市町村民所得推計結果報告書 | (愛知県図書館にて閲覧)

愛知県「あいちの市町村民所得(1993年度)」

(https://www.pref.aichi.jp/toukei/jyoho/topic/tokushu.html#keizai 閲覧日: 2021年10月16日)

愛知県「あいちの市町村民所得(1998年度)」

(https://www.pref.aichi.jp/toukei/jyoho/topic/tokushu.html#keizai 閲覧日: 2021年10月16日)

愛知県「あいちの市町村民所得(2003年度)|

(https://www.pref.aichi.jp/toukei/jyoho/topic/tokushu.html#keizai 閲覧日: 2021年10月16日)

愛知県「あいちの市町村民所得(2008年度)」

(https://www.pref.aichi.jp/toukei/jyoho/topic/tokushu.html#keizai 閲覧日: 2021年10月16日)

愛知県「あいちの市町村民所得(2013年度)」

(https://www.pref.aichi.jp/toukei/jyoho/topic/tokushu.html#keizai 閲覧日: 2021年10月16日) 愛知県「あいちの市町村民所得(2018年度)」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toukei/2018incom1.html 閲覧日:2021 年 10月16日)

愛知県「2018年度 あいちの県民経済計算」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toukei/0000088177.html 閲覧日:2021 年 10月16日)

愛知県「2020年版 土地に関する統計年報」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toshi/2020toukeinenpou.html 閲覧日:2021年 10月 16日)

近畿日本鉄道株式会社 時刻表・料金表

(https://www.kintetsu.co.jp/ 閲覧日:2021年10月16日)

国土交通省「平成27年大都市交通センサス中京圏報告書」

(https://www.mlit.go.jp/common/001179749.pdf 閲覧日:2021年10月16日)

国土交通省「土地総合情報システム」(https://www.land.mlit.go.jp/webland/ 閲覧日: 2021 年 10 月 16 日)

名古屋市営地下鉄 時刻表・料金表

(https://www.kotsu.city.nagoya.jp/jp/pc/subway/ 閲覧日:2021年10月16日) 名古屋市「名古屋市都市計画決定一覧 地域地区 用途地域(最終告示:令和3年9月9日)|

(https://www.city.nagoya.jp/jutakutoshi/cmsfiles/contents/0000058/58864/211 202_tokeikettei_ichiran.pdf 閲覧日:2021年10月16日)

名古屋鉄道株式会社 時刻表・料金表

(https://top.meitetsu.co.jp/ 閲覧日:2021年10月16日)

総理府統計局「昭和 45 年国勢調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総理府統計局「昭和 50 年国勢調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総理府統計局「昭和 55 年国勢調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総務庁統計局「昭和 60 年国勢調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総務庁統計局「昭和 58 年住宅統計調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総務庁統計局「昭和 63 年住宅統計調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総務庁統計局「平成 5 年住宅統計調査報告」(愛知県図書館にて閲覧)

総務庁統計局「1998 年住宅・土地統計調査」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toukei/0000019936.html 閲覧日:2021年10月16日)

総務省統計局「2003年住宅・土地統計調査」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toukei/0000007864.html 閲覧日:2021 年 10月16日)

総務省統計局「2008年住宅・土地統計調査」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toukei/0000058714.html 閲覧日:2021 年 10月16日)

総務省統計局「2013年住宅・土地統計調査」

(https://www.pref.aichi.jp/soshiki/toukei/nenkan2016nd-15.html 閲覧日: 2021年10月16日)

総務省統計局「2018年住宅・土地統計調査」

(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei= 00200522&tstat=000001127155&cycle=0&tclass1=000001129435&tclass2=00 0001129436&cycle_facet=tclass1%3Acycle&tclass3val=0 閲覧日:2021 年 10 月 16 日)

総務省統計局「平成 22 年国勢調査結果(従業地·通学地集計)」

(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei= 00200521&tstat=000001039448&cycle=0&tclass1=000001049567&tclass2=0000 01051130&tclass3=000001051153&tclass4val=0 閲覧日:2021年10月16日) 総務省統計局「2019年全国家計構造調査(愛知県)」

(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei= 00200564&tstat=000001139024&cycle=0&tclass1=000001150335&tclass2=0000 01150339&tclass3=000001150418&tclass4=000001150419&cycle_facet=tclass1% 3Atclass2%3Atclass3%3Acycle&tclass5val=0 閱覧日:2021 年 10 月 16 日)

総務省統計局「2019年労働力調査結果」

(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei= 00200531&tstat=000000110001&cycle=7&year=20190&month=0&tclass1=000 001040276&tclass2=000001040283&tclass3=000001040284&result_back=1&t class4val=0 閲覧日:2021年10月16日)

東海旅客鉄道株式会社 時刻表・料金表

(https://jr-central.co.jp/ 閲覧日:2021年10月16日)