

ローカルサービス従業者率の推定*

An Estimation of the Rate of
Local Services Workers to Households

柏 谷 増 男**

1. はじめに

経済理論にもとづく単純な都市モデルでは、都心での基礎的産業部門とともに居住世帯に財やサービスを供給する活動が取り入れられる。この活動は、housing service とともに local goods production と呼ばれるが、ここではローカルサービスと呼ぶこととする。産業部門についてのこの分類は、ベーシック・ノンベーシック分析における都市活動の階層性ととも、都心での広域的経済活動と郊外での局所的経済活動という空間的階層性をも表現しており、簡明な都市モデルを考える場合に有益である(例えば, Lowry,¹⁾ Mills,²⁾ Bruckner,³⁾ Fujita and Kashiwadani.⁴⁾)

しかしながら、ローカルサービス従業者が都市の全従業者に対してどれほどの割合を示すのか、あるいは、1世帯あたり何人のローカルサービス従業者が存在するかといった数量的把握を行なった研究例は少なく、このため、理論モデルの成果と実現象との比較研究が困難であった。ローカルサービスという概念は、単純化されたモデルにおけるものであるが、産業分類的な性格と空間階層的な性格とを併せ持つため、一般的な統計指標値での特定化は困難である。筆者の知る限りでは、Lowry の研究が最初の試みと思われる。その後、我が国においても、いくつかの研究においてそれぞれ独自の特定化によって、この指標値の算出が行なわれている。

本研究では、ローカルサービス従業者率について、2つのアプローチがとられている。ひとつは、理論モデルでの概念に近い指標値を採用するものであり、他は従業者数の分布と世帯数の分布との関係に着目して統計的にパラメーター値を推定しようとするものである。指標値の計測は、昭和30年から55年までの6時点において行なわれ、2種類の測定値の比較や経年変化の考察、また、過去の研究での測定値との比較等を行なう。本研究は、ローカルサービス概念に対する現象的な特性の理解を進め、都市モデルの作成や運用に関する基礎的な知識を深めようとするものである。

2. ローカルサービスの概念と従業者率の推定

ここでは、ローカルサービスに関連する過去の研究について述べ、概念と測定例を示す。

(1) 経済理論的都市モデルにおけるローカルサービス概念

ローカルサービス活動は世帯の居住に必要な消費財やサービスを供給する。需要は居住世帯で発生し、生産技術の地域差はないと仮定される。世帯の種類が実質上単一であるような単純なモデルでは、ローカルサービスの活動水準は居住世帯数に比例し、その立地点は居住世帯のすぐそばとなるため、世帯部門と同一視される。²⁾ Bruckner は明示的にローカルサービス部門を導入している。³⁾ここではローカルサービスは居住世帯の日常生活のための消費財やサービスを扱うものとされ、耐久消費財のような高度の財は含まれない。彼は、都市郊外では小売業従業者密度は一樣であると想定して、都心からの距離に関する回帰分析を行なっているが、実証分析の結果はその想定に反し、有意水準の高い負のパラメーター値が得られている。

(2) Lowry モデル¹⁾におけるローカルサービス概念

脚注

* 都市計画

** 愛媛大学 工学部

Lowry は、彼のモデルにおける Retail 部門を、活動の空間的拡がりによって、Neighborhood Facilities, Local Facilities, Metropolitan Facilities の3つのクラスターに分けている。ここで、Neighborhood Facilities は小規模の近隣商店や小・中学校などを含み、一方、Metropolitan Facilities は、デパートや政府行政部門など地域全体にかかわる Retail 部門を含んでいる。Local Facilities は、両者の中間的なもので、飲食店、病院等が属している。彼は各クラスターそれぞれについて、同じ数式形の商業ポテンシャルモデルを作成している。

Pittsburgh での適用結果を見ると、Neighborhood と Local とについては、計算値は実績値に良く適合している。一方、Metropolitan Facilities では実績値が都心に集中しているのに対して、計算値の方は地区間の差が少ない分布を示し、適合性は低い。また、前2者については計算された商業ポテンシャルの値では、当概地区もしくは隣接地区の世帯数が大きく寄与しているのに対し、数マイル離れた地区の影響はほとんど見られない。Lowry は、この後 Neighborhood と Local とを一括して取り扱い、両クラスターに属する従業者の居住世帯数に対する比の値をはじめとして、さまざまな考察を行なっている。このなかで、Pittsburg での適用結果に対する彼の考察を見ると、彼は Neighborhood と Local とを同一視し、Metropolitan をまったく別のものとして考えようとしていると推察される。前2者を一体化したものは、本論分というローカルサービスに近いものと考えられる。なお、上に述べた、これら両クラスター従業者数の居住世帯数に対する比の値は、ほぼ0.2~0.3であり、地域全体での値は0.28であった(1958年)。

(3) 多階層都市モデルとローカルサービス概念

このモデルは、都市の階層構造を重視したもので、地域を3つのレベルでとらえ、種々の都市活動をその活動範囲の空間的拡がりの程度によって、地域レベルに対応する3種に分類している。モデルは関東圏域を対象としており、この3種の活動は、圏域全体もしくは国全体で需給のバランスがとれる圏域レベル活動、都県程度の拡がり度でバランスがとれる地域レベル活動、および日常生活に関連した活動で、おおむね市区町村の範囲内で活動の需給バランスが保たれる地区レベル活動である。このうち地区レベル活動がここでいうローカルサービスに該当すると考えられ、それは、百貨店以外の小売業、飲食店、対個人サービス業、市区町村が行なう公共事業や行政サービスなどを含んでいる。産業分類細目表等を用いて、従業者数が算出されており、地区レベル活動従業者数の居住世帯数に対する比の値は、昭和45年時点で、埼玉県0.322、千葉県0.367、東京都0.467、神奈川県0.384であった⁸⁾。

(4) 空間的依存関係に着目した商業業務活動予測モデル⁷⁾

商業業務活動が、地区内活動のみに依存する近隣型と周辺地区にも依存する地区中心型に分けられると考え、農業および製造業以外の各業種について、地区従業者数の推定式を得ている。近隣型の活動水準は地区内活動日常生活水準に対して原单位的に増加すると仮定されており、近隣型の概念は、本論分でのローカルサービスの概念にきわめて近いものと言える。推定に際しては、対象とした9業種のうち7業種で、地区内他活動として人口を取りあげ、他の2業種では小売業従業者数を取りあげている。推定時の重相関係数はすべて0.96以上であり、T値も大きい。なお、すべての業種で近隣型項のT値は地区中心型項のT値よりも小さい。近隣型の項を全業種について加えると、 $0.11084 \times \text{人口} + 0.0558 \times \text{小売従業者数}$ となる。小売従業者数の近隣型項が $0.0461 \times \text{人口}$ であるので、これを代入すると、近隣型の商業業務活動従業者数は人口の0.1134倍となる。さらに、推定時点昭和50年での南関東地域1世帯あたり人口3.23人/世帯を考えると、1世帯あたりのこの従業者数の値は0.3663人となる。

(5) 東京西郊の動学的都市モデル⁹⁾とローカルサービス従業者率の測定

都市郊外の居住世帯が、農業従業世帯、工業従業世帯、ローカルサービス従業世帯、都心通勤者世帯で構成され、都心通勤者以外はすべて同一地区内で従業するとの仮定のもとで、動学的都市モデルを設定し、その解と実現象との比較を行なっている。上記の仮定のもとでは、ローカルサービス従業者数は、全従業者数から農業従業者数と工場従業者数を引いた値となる。この値を居住世帯数で除した値をローカルサービス従業者率とした。首都圏西郊での計算結果は、0.960(昭和30年)、0.907(昭和35年)、0.855(昭和40年)、0.794(昭和45年)、0.691(昭和50年)、であった。

(6) まとめ

以上をまとめると、概念としては、ローカルサービスは、居住世帯の日常生活に密接に結びついた消費財やサービスの供給活動であり、地区内の活動水準は地区内居住世帯数に比例し、地区内で活動の需給バランスがとれるものと言える。この概念は多くの研究者にとって共通であるが、指標の特定化は指標値の推定方法とも関連して、さまざまである。Lowryの研究と多階層都市モデルとでは、産業活動をその空間的拡がりによって分類してローカルサービス活動を規定しようとしている。商業業務活動予測モデルでは従業者数推定式における地区内活動水準(多くの場合人口)の係数によって、ローカルサービス従業者率が推定されている。東京西郊都市モデルでは、モデルのフレームにもとずいた推定がなされている。

このうち、東京西郊都市モデルのフレームについては、ローカルサービス従業者率の値が過大に推定されているが、他の研究については、いずれが適切であるとは断じられない。現時点ではむしろさまざまなアプローチの測定結果を比較して、ローカルサービス概念をより豊かに理解することが必要と考えられる。本研究では、次に述べる2つのアプローチによる測定結果を示し、特に、その経年的変化にも焦点をあてて考察する。

3. 首都圏におけるローカルサービス従業者率の測定

(1) 推定のための2つのアプローチ

ローカルサービス従業者率の推定に際して2つのアプローチが考えられる。そのひとつは、ローカルサービス活動が居住世帯に不可欠であり、地区内で需給バランスがとれるものという点に重きをおくものである。つまり、純粋な住宅地区を考えれば、従業者はローカルサービス従業者しか存在しなく、その場合にはローカルサービス従業者率の測定が可能であろうと考えるわけである。もうひとつの考え方は、ベシック・ノンベシック分析の考え方を参考にして、いわば要因別に従業者数を分類しようとするものである。具体的には従業者発生要因と思われる変数についての従業者分布の回帰分析を行ない、地区世帯数に対するパラメーターの値をローカルサービス従業者率とみなすこととなる。

(2) 地区内バランスを重視した推定法

農業、工場を明らかにローカルサービスとは異なるものとして分離し、ある地区の従業者が、農業、工場、ローカルサービス、その他の活動の4部門に分類されるとしよう。地区を1で表わし、従業者総数を E_1 、農業従業者数を E_1^a 、工場従業者数を E_1^m 、ローカルサービス従業者数を E_1^s 、その他の活動の従業者数を E_1^o とすると、定義より次式が成立する。

$$E_1 = E_1^a + E_1^m + E_1^s + E_1^o \quad (1)$$

ローカルサービス活動の需給バランスが地区内でとれており、技術が地区によらず一定、また1世帯あたりのローカルサービス需要も一定と仮定すると、居住地区1世帯あたりのローカルサービス従業者数は地区によらず一定となる。いま、この値を β とし、地区1の世帯数を H_1 とすると、この仮定のもとでは、次式が成立する。

$$E_1^s = \beta H_1 \quad (2)$$

式(2)を式(1)に代入して変形すると、次式を得る。

$$\beta = (E_1 - E_1^a - E_1^m - E_1^o) / H_1 \quad (3)$$

ここで、 E_1 、 E_1^a 、 E_1^m 、 H_1 は測定可能であるが、 E_1^o の値を直接知ることができない。式(3)で E_1^o を除いたものを考えて、測定可能な値として $\hat{\beta}_1$ を式(4)で定義する。

$$\hat{\beta}_1 = (E_1 - E_1^a - E_1^m) / H_1 \quad (4)$$

$E_1^o \geq 0$ のため、 β と $\hat{\beta}_1$ とには次式の関係が成立する。

$$\beta \leq \hat{\beta}_1 \quad (5)$$

次に、 $E_1^0 = 0$ となる地区が都市圏内に存在する。つまり、従業者が、農業、工業、もしくはローカルサービスのいずれかに従業している地区が存在していると仮定する。そうすると、 $\beta = \hat{\beta}_1$ となる。大都市の郊外にはこの仮定をほぼ満足する地区があると思われるので、分析対象となるすべての地区にわたる $\hat{\beta}_1$ の最小値は、 β の近以値を与えと考えられる。

首都圏181市区町村について、昭和30年から昭和55年まで、5年毎に $\hat{\beta}_1$ の値を算出した。結果を見ると、他の地区に比べて極端に低い値を示す地区がいくつか見られた。それらの地区について各指標値の経年変化をしらべたところ、それは、急激な世帯数増加に対してローカルサービスの供給が一時的に遅れた結果とわかった。そこで、 $\hat{\beta}_1$ に関する地区の累積分布曲線を作成し、このような例外的地区を除いて、できるだけ小さい $\hat{\beta}_1$ の点を見い出だすべく検討した。その結果、この累積分布の下限から5%に相当する地区の値を β の推定値として採用することとした。表-1は、こうして推定した β の値を示したものである。これを、ケース1の推定値と呼ぶ。推定された β の値は経年的に増加しており、しかも近年の増加が顕著である。なお、 $\hat{\beta}_1$ の小さい値を示す地区の多くは、都心から遠く離れた。農村の性格の強い地区であった。

ところで、 β の値の経年変化を見る場合には、都市圏の拡がりの経年変化を考えねばならない。調査対象地域は、昭和50年時点での東京23区の通勤圏(23区への通勤者が就業者数の5%を越える地区)であるため、対象期間の初期には通勤圏に属さない農村が含まれている。一般に農業世帯は、都市居住世帯に比べて、消費財やサービスの購入額は低いと考えられる。このため、ケース1の推定値は、初期においては過少となっている可能性が強い。そこで、各年度ごとに通勤圏を設定し、通勤圏内の各地区についての $\hat{\beta}_1$ の分布の下限5%値を推定値として採用することとした。表-2はその結果を示したものであり、これをケース2の推定値と呼ぶ。この推定値は昭和30年から40年にかけて若干低下するが、その後上昇する。また、初期には、ケース1に比べてかなり大きい値を示している。

一方、 $\hat{\beta}_1$ の値は地区の空間的大きさにも依存すると考えられる。そして、このことは、市街化の遅れている遠郊の地区でより強く作用すると思われる。そこで、郊外の地区をいくつかまとめて集約ゾーンを作ることとした。図-1は、集約ゾーンのゾーニングを示したものである。集約ゾーンについて、これまでと同様に $\hat{\beta}_1$ の値を算出した。この場合の $\hat{\beta}_1$ 分布の5%下限値をケース3の推定値と呼び、その値を表-3に示す。この推定値はケース1および2に比べてかなり大きい。これは、遠郊部において地域中心都市と周辺の地区とを同一の集約ゾーンに含んだため、 $\hat{\beta}_1$ の分布形が、地区町村単位の $\hat{\beta}_1$ 分布の下方をカットした形になったためである。ケース3の推定値の経年変化は、ケース1よりもむしろケース2に良くにている。 $\hat{\beta}_1$ の小さい値を示すゾーンは、必ずしも遠郊部には現われない。図-1のはん点部で示したゾーンは $\hat{\beta}_1$ の値が5%下限値を下まわるゾーンをである。このうち、ゾーンA、B、は、昭和30年から昭和55年までの各期において、常にその時の5%下限値以下を示している。この場合の下位の $\hat{\beta}_1$ を示す地区の順位は

表-1 の推定値(ケース1)

昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年	昭和50年	昭和55年
0.3558	0.3518	0.3729	0.3966	0.4470	0.5121

表-2 の推定値(ケース2)

昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年	昭和50年	昭和55年
0.4030	0.3961	0.3870	0.4222	0.4406	0.5043

表-3 の推定値(ケース3)

昭和30年	昭和35年	昭和40年	昭和45年	昭和50年	昭和55年
0.5261	0.5138	0.5299	0.5389	0.5773	0.6401

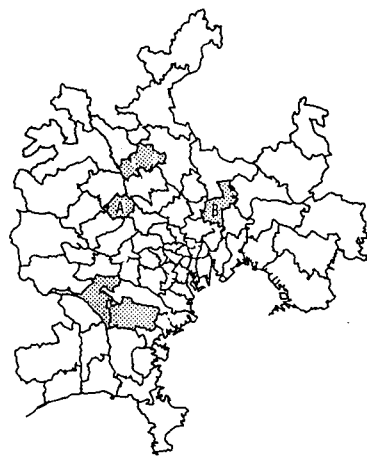


図-1 集約ゾーンのゾーニング

経年的に安定しており、その安定度は、市区町村の分析の場合にくらべて大きい。

ケース1, 2, 3を比較すると、全般的に見て、 β の推定値はケース3, 2, 1の順に大きい。5%下限値をとるこの方法では、分布形のわずかな変化によって推定値がかなり大きい影響を受けることとなる。 $\hat{\beta}_1$ の小さい値は、ケース1, 2では、遠郊の比較的面積の小さい地区に現われている。こうした地区では、農村的な生活形態、あるいは近くの地域中心都市への強い依存などが考えられる。これに対して、ケース3では、 $\hat{\beta}_1$ の値が小さい地区にほとんどは郊外の新興住宅地である。したがってローカルサービスの概念により近いと考えられる。しかしながら、ケース3での推定値を β の値とした場合には市区町村単位の分析に支障が生じる。すなわち、その値を用いて式(2)でローカルサービス従業者数を推定すると、それに農業、工場各従業者を加えた値は従業者数を越えることとなる。集約ゾーン単位の分析では、ケース3の値を用いるが、市区町村単位の分析では、ケース1または2の値を用いた法が良い。

なお、 $\hat{\beta}_1$ の値が推定された β より小さい地区では例外的に取り扱い、 $E_1 - E_1^a - E_1^m$ の値を E_1^s の値とすべきであろう。

(3) 従業者分布の回帰分析による方法

大都市の活動を支えている基礎的な産業は、おおまかに言えば、都心の中枢管理機能と工場とであろう。中枢管理機能とそれに関連した各種の業務・サービス機能は、集積の利益を求めて都心に集中しようとする。したがって、その従業者密度分布は都心からの距離に関する指数関数で表わされると考えられる。工場自身とともに、工場に関連した財やサービスを提供する活動が考えられる。一方、非基礎的な産業については、居住世帯と密接に関連したローカルサービス活動は居住世帯数に比例して活動水準がきまり、都市圏全体を市場とするような高度な商業・サービス活動は都心に立地しようとするであろう。結果として、農業、工場以外の従業者は、都心志向型のビジネス・商業活動従業者、工場関連従業者、ローカルサービス従業者に分けられることになる。さらに、県庁所在地を示すダミー変数と都心2区(千代田区、中央区)にダミー変数を加えると、農業、工場以外の従業者分布について、以下に示す推定式が得られる。

$$E_1 - E_1^a - E_1^m = a_0 + a_1 \exp(-a_2 X_1) S_1 + a_3 E_1^m + a_4 D_1 P_1 + a_5 D_2 + a_6 H_1 \quad (6)$$

ここで、 X_1 は都心から地区1までの時間距離、 S_1 は地区1の利用可能面積、 D_1 は県庁所在地ダミー(県庁所在市区では1、その他は0、都庁所在地は除く)、 P_1 は県庁所在地1に対応する県人口、 D_2 は都心ダミー(千代田区、中央区では1、その他は0)

181市区町村と75の集約ゾーンのそれぞれに対して、昭和30年から昭和55年までの各5年毎に、式(6)の回帰推定を行なった。なお、式(6)は非線形のため、 a_2 の値をあらかじめ与えて重回帰分析を行ない、それらのうちで重相関係数をもっとも大きいものを推定結果とした。表-4は181市区町村についての推定結果を示したものであり、表-5は、集約ゾーンについての結果である。なお、重共線性の検討のため、任意の1説明変数と他の説明変数との重相関係数を求めたところ、181市区町村の場合、各年の最大値は、0.7845~0.8380であり、75集約ゾーンの場合、各年の最大値は、0.5999~0.7567であった。この重相関係数が0.9を越えてないこと、また、年度やゾーン数によっても推定値の値があまり変わらないことから、重共線性の問題は生じてないと考えられる。

推定結果の内容について検討する。重相関係数、F値から、回帰式の推定精度はかなり大きいといえる。各ケースとも、パラメーター推定値はすべて符号条件を満たしている。T値については、181市区町村の場合、定数項の値は小さく50%の危険率でも棄却しえないのに対し、パラメーター a_1, a_4, a_5, a_6 はいずれの年も0.1%以下の有意水準を持ち、 a_3 は5%以下または1%以下の有意水準を示している。75集約ゾーンの結果では、意味のあるパラメーターのT値は、181市区町村の場合に比べてやや小さいが、ほぼ同様な傾向を示している。各パラメーターの値は、昭和30年での値を除けば、経年的に見てさほど大きい変動を示していない。これらの結果から判断すると、式(6)による従業者の分類は有効であると考えられる。

パラメーター a_6 の値について検討する。181市区町村の場合では、昭和30年での値がそれ以後の値はほとんど変わらない。75集約ゾーンでの推定値は、昭和50年での値を除いて、181市区町村の場合とほぼ同様な動きを示している。181市区町村の場合と、75集約ゾーンの場合とで結果に大きい相違が見られないことは、

式(6)の推定では、従業者の多い地区のデータがその少ない地区に比べてより大きく推定結果に影響するため、従業者の少ない地区をまとめてもその影響が少ないことによるものと考えられる。181市区町村の場合のパラメーターの推定値をケース4の推定値、また、75集約ゾーンの場合のパラメーターの推定値をケース5の推定値と呼ぶ。

4. 推定結果に関する比較考察

図-2は、本研究で算出したケース1からケース5までのローカルサービス従業者率の推定値と従来の研究での推定値とを合わせて示したものである。東京西郊での推定値がもっとも大きく、次にケース4,5が続き、ケース1,2,3が相対的に小さい値のグループを作っている。多階層都市モデルでの推定値は、ケース1,2とはほぼ同様な位置にある。商業業務活動予測モデルの結果から筆者が算定した推定値は、ケース1,2よりも小さい値となっている。なお、Lowryの推定値はまったく参考までに示したものであり、ここで論評はしない。一方、経年変化については、東京西郊での値が年と

ともに低下し、ケース4,5はほぼ安定、ケース1,2,3は年とともに上昇しており、対照的である。東京西郊都市モデルでの値が大きいのは、式(3)における E_1^0 を0と置いた推定法をとっているためである。この場合の経年的な低下現象は、ある程度の独立性を持つ都市を含んでいた当地域が、平均的な都市郊外地域に転化してゆく過程を示したのと考えられる。多階層都市モデルでの推定値はケース4,5,さらにケース3よりも小さいが、これは、多階層都市モデルが3段階で考えており、地区レベル活動の範囲が、本研究での推定対象となる活動の範囲よりもさらに小さいためであろう。商業業務活動モデルの結果から推定した値は、算出方法の似たケース4,5の値に比べてかなり小さい値となっている。この原因のひとつとして、推定式における他の項の影響が考えられるが、詳しい検討は今後の課題としたい。

さて、今回推定したケース1から6までの推定値について、より詳しく考察しよう。ケース4,5での推定値は、ケース1,2,3での推定値に比べて明らかに大きい。この相違は、都市圏内のどの地域が推定値を決定づけているかの相違によるものと考えられる。すなわち、ケース1,2,3では、郊外の市街地成熟度の低い地区の β_1 の値が β の値として採用されているのに対し、ケース4,5では、最小二乗法推定の性

表-4 従業者分布回帰推定結果(181市区町村)

year	1955	1960	1965	1970	1975	1980
R	0.9738 [641.3]***	0.9792 [816.5]***	0.9837 [1046.9]***	0.9827 [986.1]***	0.9778 [762.3]***	0.9735 [635.4]***
a ₂	0.11	0.10	0.11	0.11	0.12	0.12
a ₀	323.5 (0.326)	626.1 (0.545)	-24.0 (-0.019)	-738.4 (-0.496)	-1121.6 (-0.585)	464.2 (0.210)
a ₁	66840. (15.280)***	79180. (18.890)***	131550. (24.582)***	151349. (25.566)***	226762. (25.150)***	248927. (24.565)***
a ₃	0.325 (3.057)**	0.171 (2.462)*	0.238 (3.296)**	0.256 (3.296)**	0.324 (2.704)**	0.290 (1.977)*
a ₄	136.9 (5.314)***	158.9 (5.842)***	175.0 (7.326)***	149.6 (6.879)***	156.3 (6.851)***	137.2 (5.840)***
a ₅	225444. (23.492)***	308471. (27.480)***	340054. (27.358)***	354711. (25.315)***	346341. (19.376)***	331706. (16.386)***
a ₆	0.741 (10.062)***	0.644 (10.729)***	0.681 (14.159)***	0.680 (15.719)***	0.667 (14.746)***	0.682 (14.130)***

表-5 従業者分布回帰推定結果(75集約ゾーン)

year	1955	1960	1965	1970	1975	1980
R	0.9633 [177.5]***	0.9714 [230.9]***	0.9762 [279.2]***	0.9733 [247.7]***	0.9653 [188.7]***	0.9572 [151.0]***
a ₂	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.12
a ₀	1344.6 (0.346)	2549.0 (0.600)	887.8 (0.183)	-1320.2 (-0.219)	-423.6 (-0.052)	6601.9 (0.690)
a ₁	66325 (9.474)***	95040 (11.791)***	131584 (15.249)***	152581 (15.922)***	185633 (15.718)***	247618 (15.132)***
a ₃	0.323 (1.892)	0.187 (1.669)	0.245 (2.090)*	0.260 (2.064)	0.319 (1.667)	0.256 (1.115)
a ₄	134.1 (3.188)**	153.1 (3.453)***	174.5 (4.436)***	152.1 (4.236)***	161.5 (4.331)***	134.4 (3.540)***
a ₅	225455. (14.328)***	302009. (16.255)***	339194. (16.650)***	353558. (15.374)***	358790. (12.594)***	328918. (10.114)***
a ₆	0.731 (5.210)***	0.670 (6.096)***	0.665 (7.636)***	0.671 (8.596)***	0.616 (7.681)***	0.647 (7.511)***

注: R: 重相関係数, パラメーター推定値

[]内数字はF値, ()内数値はT値を示す

* 5%以下, ** 1%以下, *** 0.1%以下

質上従業者の多い地区、また世帯数の多い地区、すなわち市街地成熟度の高い地区のデータがパラメーター a_6 の値の決定により強く影響している。このことは、経年変化にも現われている。ケース4、5の結果は、当初から市街地化の進んでいた地区では、地区の性格は経年的にさほど変わらず、したがって、推定値も安定的であることを示している。一方、ケース1、2、3では郊外の値を反映しているため、郊外地域の市街地としての発展が、この値の上昇として現われていると言える。

昭和35年から昭和55年にかけて、ケース4、5での β の推定値は安定的であり、昭和50年でのケース5の値を除けば、推定値はほぼ0.64~0.68の間にある。この間首都圏内の世帯数分布は大きく変動している。したがって、この推定値は、見かけの相関によるものでなく、世帯数とそれに密接に関連した従業者数との固有な関係を示していると考えられる。つまり、成熟した市街地でのローカルサービス従業者率は首都圏の場合ほぼ0.64~0.68であると考えてよからう。

一方、郊外地域でのローカルサービス従業者率を考えることは、容易ではない、その第1は、住宅立地に比べて、ローカルサービス活動の立地は相対的に遅れがちなことである。すなわち、郊外での状態は過渡的であり、安定的でないといえる。第2の問題点は農家世帯の存在である。農家世帯は、都市世帯に比べてローカルサービスの需要量が少ないと考えらる。郊外では農家世帯と都市世帯とが共存しており、そのことがローカルサービス従業者率を低下させているとも考えられる。これらの点について近年の動向を考えると、住宅立地については、住宅需要の構成においてマンション等のアパートに比重が移りつつあること、また住宅公団の活動が相対的に低下したこと等により、郊外での急激な住宅立地現象は見られなくなっている。このため、住宅立地に対してローカルサービスが追いつかないという状況はかなり改善されていると思われる。一方、農家世帯の数は減少しつつけており、かつその生活内容も都市世帯に近くなっている。これらの点からみると、ケース1、2、3に見られる近年のローカルサービス従業者上昇率は、納得しうものと言える。なお、ケース3の値が、ケース4、5の値に近づいており、今後の推移に注目したい。

5. おわりに

本研究では、居住世帯の日常生活に必要な財やサービスを供給する活動をローカルサービス活動と名づけ、その従業者数の居住世帯数に対する比の値、すなわちローカルサービス従業者率の値を算出することを試みた。本研究で用いた例に限って言えば、成熟した市街地でのこの値は経年的に安定しており、ほぼ0.64~0.68といえる。しかしながら、郊外での値はそれより低く、経年的には増加傾向にあると考えられる。

一般に、消費財購買行動の空間的拡がりは、財やサービスの水準が上昇するとともにより広域的になる。ローカルサービスの概念を持ち込むことは、本来的には多段階的なこの関係を、近隣で供給される基礎的水準のものと都心で供給されるような高水準のものとに二分しようとするものである。しかし、それは容易ではない。成熟した市街地での推定値と郊外での推定値の相違は、既成市街地の世帯が近隣で得ている財やサービスを、郊外の世帯は他の地区で得ていることを示唆している。このことは、ローカルサービス概念の解釈そのものにも、幅を生じる。郊外の居住世帯が現に居住している以上、彼らは近隣で必要不可

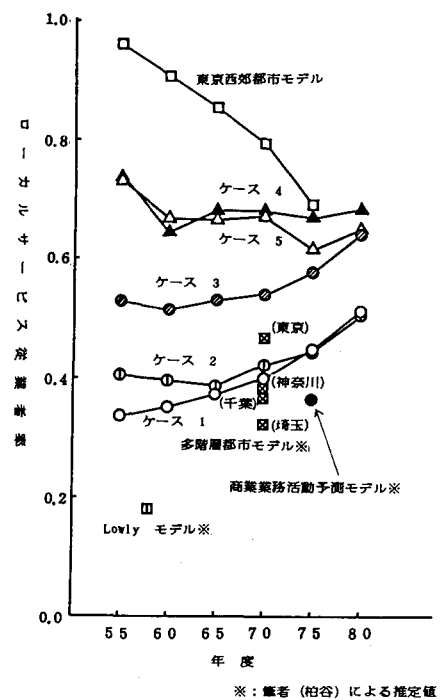


図-2 ローカルサービス従業者率の推定値

欠なサービスを得ているはずであり、郊外での水準をローカルサービスと認めるべきとの考え方も成立する。一方、通常・近隣で供給される財やサービスという意味では、成熟した市街地での推定値をローカルサービス従業者率と認めるべきとも考えられる。

静学的な都市モデルを考える場合には、本研究の結果に限れば、ローカルサービス従業者率を0.64~0.68と考えて差しつかえないと思われる。しかしながら、都市郊外のように動学的な変化の過程に置かれている地区を対象とする分析にかんしては、現段階では確定的なことは言えない。

今後の研究課題としては、以下のものが考えられる。第1は、ローカルサービスと都心での高度な商業・サービス活動という2分法よりもむしろ地域拠点を考慮して3分法的に考えた方が良いかも知れないということである。さらに一般化すれば、中心地理論との関連を考えるべきであろう。第2は、既存の研究成果との関係をさらに検討することである。特に、商業業務活動予測モデルについては、推定法が本研究のものに似た性格を持つものの結果においてはかなりの相違があり、可能であればより詳しい比較考察を行ないたい。

参考文献

- 1) Lowry, I.S., Model of Metopolice, Santa Monica, Calif.: Rand Corporation, 1964
- 2) Mills, E.S., studies in the Structure of the Urban Economy, The Johns Hopkins Press, Baltimore, 1972
- 3) Bruckner, J.K., Urban General Equilibrium Models with Non-Central Production, Journal of Regional Science Vol.18, No.2, pp. 203-215, 1978
- 4) Bruckner, J.K., A Model of Non-Central production in a Monocentric City, Journal of Urban Economics, Vol.6, pp. 444-463, 1979
- 5) Fujita, M. and Kashiwadani M., The Spatial Growth of Tokyo, in "Structural Economic Analysis and planning in Time and Space" (Isard, Anderson, Puu, Schweizer eds), North-Holland (forthcoming)
- 6) Ando, A, Amano, K, and Kashiwadani, M., A Simulation Model on Urban Use in a Metropolitan Area-with Environmental Reflections, in "Urban, Regional and National Planning" (Hasegawa and Inoue eds.), Pergamon Press, pp. 101~108, 1978
- 7) 宮本和明, 中村英夫, 林良嗣, 山中芳朗, 斎藤俊樹, 大都市圏における商業業務活動予測モデル, 土木計画学研究発表会講演集 Vol.3, pp. 41~47, 1981
- 8) 安藤朝夫, 活動連関を考慮した都市圏シミュレーションシステムの構成に関する研究, 京都大学大学院修士論文 1976