

都心ビル容積率緩和の便益と交通量増大効果の測定

都市生産の基盤である都心のオフィスビジネスには集積の経済がある。このため、都心のオフィスビルの容積率規制を緩和して、オフィス集中を促進すると生産性が高まる。その一方で、企業集積は道路交通混雑に代表される外部不経済をも生み出す。本研究では、東京都23区のデータを利用して、容積率規制の緩和によって得られる便益とそれとともなって発生する道路交通量増大効果の計測を行う。千代田区において容積率規制水準を2倍にまで引き上げる緩和を行なうとき、オフィス用途に利用できる容積率は1,500%までとし、残りを住宅用途に割り当てるといった政策を想定して分析を行う。分析により、生産性の上昇による便益は6,492[億円/年]（都民所得の1.27%）、道路交通量の増大による費用は692.3[億円/年]（都民所得の0.13%）となり、便益から費用を差し引いた金額は5,799.7[億円/年]（都民所得の1.13%）となる。

キーワード | 容積率規制の緩和, 集積の経済, 道路交通量, 費用便益分析

八田達夫
HATTA, Tatsuo

Ph.D.国際基督教大学国際関係学科教授

唐渡広志
KARATO, Koji

博(経済学) 富山大学経済学部助教授

1—はじめに

都市生産の基盤である都心のオフィスビジネスには集積の利益がある。このため、都心のオフィスビルの容積率規制を緩和して、都心におけるオフィス集中を促進すると生産性が高まる。その一方で、オフィスビルの集中は交通混雑に代表される外部不経済を生み出す。

このような外部不経済を軽減するための都市計画上の主要な手段が容積率規制である。容積率規制は、建築物の敷地面積に占める延べ床面積の割合を法的に制限するものであり、都市環境、都市基盤インフラおよび交通への負荷軽減を目的として制定されている。規制の存在は土地の高密度利用を抑制するため、オフィスが集積する東京都心部の交通利便性の高い地域では、慢性的に床面積が不足し、オフィス賃料はきわめて高水準になる。

容積率規制緩和政策の最大のメリットは開発業者に利潤をもたらすことだけではない。床面積需要の高い地域への企業集積を促し、主に対面的接触によってなされる企業間の取引に要する時間費用を節約することを通じて都市全体の生産性を高める点にある。規制緩和の効果进行分析する場合には、この生産性の上昇によって得られる便益と、企業集積が進むことによってどの程度の外部不経済が生じるのかを同時に捉える必要がある。

本研究では、この観点から、東京都区部のデータを利用して容積率規制の緩和によって得られる企業集積の便益と発生する交通量の増大効果を測定し費用便益分析を行う。これまで、容積率規制の緩和がもたらす生産性

の上昇効果と便益を計測し、副次的に発生する通勤鉄道による混雑費用との比較をおこなった研究(寺崎[2006]¹⁾)はあるが、企業や家計の立地変化がもたらす道路交通の増大が都市にどの程度の負荷を与えるのかを明らかにしていない。この論文では、緩和の便益と費用を定量的に把握することを目的とする。

都心に立地するオフィス業務の生産性を計測するには、業務に必要な投入要素および付加価値を特定化して生産技術を推定する必要がある。しかしながら、オフィス(事業所)単位、あるいは小地域の付加価値に相当するデータはそもそも存在しないため、異なる手法を考える必要がある。そのため、本研究では都心のオフィス賃料と集積の経済の対応関係に注目して分析(ヘドニック・アプローチ)をおこなう。はじめに、オフィス賃料関数を個票データから推定し、オフィス賃料関数と生産技術の理論的な対応関係から生産技術パラメータを測定する。この結果を用いて、容積率緩和がもたらす便益をシミュレーション分析する。

八田・唐渡[2001]²⁾、唐渡・八田[2003]³⁾は、上記の分析方法を用いて容積率規制緩和の便益を計測した研究である。しかしながら、この研究では、規制緩和による便益だけに着目しており、どの程度の外部不経済が発生するのかを測定していない。また、唐渡・八田・寺崎[2006]⁴⁾は、先行研究の手法を利用して、容積率規制の緩和が集積の経済をもたらす、通勤鉄道の混雑費用がどの程度追加的に発生するのかを計測している。この場合、企業立地が変化すると、都市内部の道路交通量分布にも大きな影響があるものと予想できるが、道路交通につい

ては、その増大を考慮していない。

一般に、オフィス用途に対する支払い許容額（家賃や地代）は住宅用途のそれよりも高いことが統計的にも示される。このことは、現在の画一的な容積率規制のもとでは、都心部ほど住宅用途が必然的に排除されてしまうことを意味する。実際に、都心部の居住人口は過疎状態であり、夜間人口との差は極めて大きい。

そこで、都心部で容積率緩和を行なう場合、オフィス用途に対する容積率の上限をあらかじめ設定しておき、緩和によって余った容積率を住宅用途へ割り当てる政策コンテンツを想定する。例えば、居住人口がほとんど0に近く、ほとんどオフィス用途として土地利用されている地区において、1,000%に指定されていた容積率を2,000%まで引き上げる緩和政策を行なう場合、1,500%まではオフィス用途に、残りの500%は住宅用途に割り当てることを考える。

このようにして用途が割り当てられる場合、企業集積と同時に居住人口も増大する。容積率規制緩和のコストを測るために、オフィス従業者と居住人口が同時に増えることで、どの程度、道路交通量が増大するのかを測定しなければならない。そこで、発生交通量、労働者数および居住人口に関する同時方程式モデルを推定し、道路交通量の増大効果を測定する。なお、本研究では家計の立地行動を同時に扱わないので、交通量は鉄道を対象とせず、道路交通のみに着目する。したがって、限定的な政策効果についてのみ論じる。

本研究で扱う問題は企業の立地モデルをベースにしている。集積の経済と企業立地に関する先行研究については次のような理論的成果がある。CBD内部の企業立地に関する理論的な研究はO'Hara [1977]⁵⁾が先駆的である。同論文では企業間のフェイス・トゥ・フェイス・コンタクトが重要であるとして、取引費用の節約が都心の集積を発生させることを説明している。

同論文が企業のみを生産経済を考慮していたのに対して、Fujita and Ogawa [1982]⁶⁾、Imai [1982]⁷⁾は家計と企業の同時的な土地利用による立地均衡を描写している。任意の企業集積地点においてもたらされるコミュニケーションの便益・取引費用、家計の通勤費用などの外生パラメータの変動によって都市構造が遷移し、CBDが複数形成される可能性を示した。これら二つの論文は、企業集積の要因が企業間の相互的なコミュニケーションの便益や費用などの外部性によってもたらされるという点で特徴がある。

Mills and Hamilton [1994]⁸⁾では、企業間取引やコミュニケーションなどの経済活動が起こる根源的な要因として、企業間の取引やコミュニケーションに関する規模の

経済が普遍的に存在することを強調している。生産活動に何らかの固定費が存在するとき中間財としてのコミュニケーションに規模の経済が発生するので、企業は取引やコミュニケーションなどに要する機会費用を負担しても別の立地点にいる企業と取引をすることが望ましい場合がある。この点に着目した分析はTauchen and White [1984]⁹⁾、Kanemoto [1990]¹⁰⁾において、取引やコミュニケーションの頻度を内生化したモデルで分析されており、規模の経済が企業集積を過小にしていることを示唆している。同論文のように取引の頻度を内生的に決定する場合でも相互依存的な企業間のコミュニケーションが外部性をもたらす、これが企業集積の要因となっている。このとき、企業集積は過少になるため市場均衡は非効率的であり、都市全体の生産性を上昇させるために何らかの補助金政策が必要であることが示唆されている。

容積率が規制される場合には、企業集積はさらに過少になっている可能性がある。本分析ではこのことを踏まえて容積率規制下のオフィスビル開発の側面も同時に扱うことにする。

本稿の構成は次の通りである。第2節は、容積率規制の緩和による労働者分布と地代の変化を捉えるために、企業の立地行動とオフィスビル開发行動を示して市場均衡分析をおこなう。第3節は、便益および費用の上昇額を予測するための推定モデルおよび推定結果を示す。最後に、第4節において規制緩和の便益および交通量の増大による費用の計測結果を報告する。

2——容積率規制の緩和による労働者分布、地代の変化

特定地区で外生的にオフィス・スペースの供給が増えるとき、都市の労働者分布や都市全体の生産性は次のようなメカニズムで変化する。たとえば、ある地区でビルの建て増しが行われ床面積が増えると、これまでの雇用量的もとでは労働の限界生産性が上昇する。したがって、その地区の労働需要は増大し都市全体の賃金を引き上げ他の地区からの労働者の放出を促す。最終的には新しい賃金のもとで床面積供給が増大した地区の労働者数が増え、他の地区の労働者数が減って均衡が達成される。

このように容積率規制の緩和による労働者分布や生産性の変化を定量的に捉えるためには、都市に立地するオフィスの生産技術を推定し、オフィス床面積市場についての分析をおこなう必要がある。以下では、企業の立地とオフィスビル開发行動について描写する。

2.1.1節の企業の立地モデルは八田・唐渡 [2001]²⁾、唐渡・八田 [2003]³⁾と同一のものを利用する。同論文では

オフィス床面積の供給サイドについての行動が省捨されているが、本研究では、容積率規制下のオフィスビル開発業者の行動を新しく加えており、2.2節ではこのことを踏まえた市場均衡を描写する。

2.1 企業の立地とオフィスビル開発行動

2.1.1 企業の立地行動^{注1)}

企業が立地の対象として選ぶ都市のCBD(中心的業務地区)が J 個の格子状の区画で与えられているものとしよう。立地点によって業務の効率性に差異があることを想定して、オフィス・スペース s 、労働 n を投入して、付加価値 y を生産する代表的企業のオフィス業務生産関数は地区 $j=1, 2, \dots, J$ において $y_j = F^j(s, n)$ となる。具体的には実効単位で測った労働力 ℓ_j がそれぞれの地区によって異なる生産技術を考慮して次のようにオフィス業務生産関数を定義する。

$$y_j = F(s, \ell_j) \quad (1)$$

ここで地区 j に立地した企業の実行労働力を

$$\ell_j = v_j n \quad (2)$$

と定義しよう。 v_j は地区 j に立地した企業の労働の効率性指標である。実効労働力は雇用量に立地した地区における効率性指標を乗じたものとして定義される。

一般に企業間の取引や情報交換などは対面的な接触によってなされる場合が多い。他の企業との対面的な接触が重要であると考えれば、多数の企業が集積する地点やそのような場所へのアクセスが便利な地点に立地することで、移動に要する時間費用の節約が可能となり労働者の業務効率は改善される。このことを考慮して、同じ雇用量でもそれぞれの地区における集積の経済効果によって業務効率に差異があることを次の効率性指標関数を用いて表現する。

$$v_j = v(N_j, M_j) \quad (3)$$

ただし N_j は地区 j の集計された労働者数であり(n は個々の企業の雇用量) M_j は地区 j 以外の労働者数を任意の地区 k までの移動時間距離 d の δ 乗で割り引いたものをすべての地区について合計したもの(ポテンシャル)として定義している。すなわち都市全体の労働者数と近接性が労働効率を高めることを想定して

$$M_j = \sum_{k \neq j}^J \frac{N_k}{d_{jk}^\delta}$$

と定義する。 M_j は自地域の労働者数 N_j を含まないものとして定義されている。すなわち地区内部の移動時間と地区間の移動時間は質的にも異なるものと考えて N_j と M_j を明確に区別している。

個々の企業は市場オフィス賃料 R と賃金率 W に直面しており $v(N_j, M_j)$ を所与として費用最小化行動によりス

ペース s と雇用量 n を決定するものとしよう。(1), (2), (3) を用いて次のように問題を書くことができる。

$$\begin{aligned} \min_{s, n} \quad & R_j s + Wn \\ \text{s.t.} \quad & F(s, v(N_j, M_j)n) = y \end{aligned} \quad (4)$$

(4)の問題の解関数から間接目標関数である単位費用関数が定義できる。市場は競争的で企業数は十分多いものとしよう。この場合自由参入の結果達成される利潤はどこに立地しても0になる。すなわち、競争によって単位費用関数は財価格に等しくなる。財価格を1とするとき

$$c(R_j, W, v(N_j, M_j)) = 1 \quad (5)$$

が成立する。もし (W, N_j, M_j) が与えられたとき(5)の等式が成立しなければ、この地区のオフィス床面積への需給ギャップを解消するようにオフィス賃料が調整される。たとえばこの地区の集計的労働者数が増加すると業務効率が改善し、より低廉な費用で生産できるのでオフィス賃料が上昇しなければならない。

これを R_j について解くと次の付け値賃料関数が定義できる。

$$R_j = R(W, v(N_j, M_j)) \quad (6)$$

(6)式は市場オフィス賃料とゼロ利潤で企業が支払う付け値賃料とが等しいことを示している。このとき次が成立する。

$$\frac{v_j}{R_j} \frac{\partial R_j}{\partial v_j} = \frac{Wn}{R_j s} \quad (7)$$

すなわち労働の効率性が1%変化したときのオフィス賃料の変化率は二つの要素費用の比に等しいことを示している。

2.1.2 オフィスビル開発業者の行動

ビル開発において、容積率規制の水準が指定されている規制下で、資本と敷地面積を投入してオフィスビル(床面積)を建設する業者の行動を考える。開発業者の生産関数は資本と敷地面積の投入に関して1次同次であるものと仮定しよう。敷地面積あたりの床面積生産関数を $q = q(k)$ と書くことができる。ただし q は敷地面積あたり床面積(容積率) k は資本-土地比率である。

開発業者は市場で決まる資本のレンタル価格 r 、地代 ι に直面しておりビルの賃貸によって床面積あたり R の賃料収入を得る。規制された所与の指定容積率 \bar{q} のもとで (q, k) を選択するビル開発業者の利潤最大化問題は次のように描写できる。

$$\begin{aligned} \max_{q, k} \quad & Rq - \iota k - r \\ \text{s.t.} \quad & q(k) = q, \text{ and } q \leq \bar{q} \end{aligned}$$

対応する制約付最適化問題におけるラグランジュ乗数を

(λ_1, λ_2) とくと次の最適化条件が得られる。

$$\begin{aligned} (R - \lambda_2) q_k(k) &= \iota, \\ q(k) &= \bar{q}, \\ q - \bar{q} &\leq 0, \\ \lambda_2(q - \bar{q}) &= 0 \end{aligned}$$

ただし $q_k(k) = dq/dk$ である。 $\lambda_2 > 0$ のとき指定容積率 \bar{q} は拘束的 ($q = \bar{q}$) でありこのとき開発業者は規制の水準限度の床面積を供給するため $q(k) = \bar{q}$ が成立し資本-土地比率 k は指定容積率 \bar{q} によって一意に決まる。また $\lambda_2 > 0$ であるから $Rq_k(k) = \iota$ が成立する。 $\lambda_2 = 0$ のとき容積率規制は拘束的でないので資本-土地比率 k は指定容積率とは無関係に決まり

$$Rq_k(k) = \iota$$

が成立する。以上よりビル開発業者の資本-土地比率需要について次が成立する。

$$k = \begin{cases} k(\bar{q}) & \text{規制が拘束的なとき} \\ k(R, \iota) & \text{規制が非拘束的なとき} \end{cases}$$

市場が競争的ならば開発業者の利潤がゼロになるところで均衡が達成される。すなわち

$$r = \begin{cases} R\bar{q} - \iota k(\bar{q}) & \text{規制が拘束的なとき} \\ Rq(k(R, \iota)) - \iota k(R, \iota) & \text{規制が非拘束的なとき} \end{cases}$$

となる。事業所用に土地を開発しない場合の地代を r^A とすると、 $r < r^A$ のときにはそれ以外の用途に土地が用いられるので地主は r^A の収益を得る。また、地主は $r \geq r^A$ のとき開発業者に土地を賃貸することで土地市場の取引が成立する。

2.2 市場均衡と容積率規制緩和

2.2.1 市場均衡

企業の立地行動とオフィスビル開発行動とを統合して、都市における労働市場およびスペース市場の需給均衡を考える。ここで以下の仮定をおく。

仮定1. 都市外部からこの都市への労働人口の流入は自由であり全国水準の賃金率 W^* を所与とする。

仮定2. 資本の移動は完全に自由であり全国水準のレンタル価格 ι^* を所与とする。

仮定3. オフィスビルの開発業者は同質的であり床面積はそれぞれの地区において集計的に生産される。

仮定4. それぞれの地区で利用可能な敷地面積は一定で便宜上1に等しい。したがって任意の地区 j において床面積供給量は容積率 q_j に等しい。

まず、スペース市場の需要を定義する。(4)の費用最

小化問題における二つの解関数の比から一人あたり床面積需要は

$$\tilde{s}_j = \tilde{s}(R_j, W, N_j, M_j) \quad (8)$$

と書くことができる。企業がゼロ利潤で需要する一人あたりスペースは付け賃料(6)式を(8)式に代入することによって得られる。これを

$$\tilde{s}_j = \tilde{s}(W, N_j, M_j) \quad (9)$$

と表そう。このとき地区 j におけるオフィス・スペースの集計需要は $N_j \tilde{s}_j(W, N_j, M_j)$ と表現できる。

次に、スペース市場の供給は規制が拘束的なとき $q = \bar{q}$ であり、非拘束的なとき

$$q_j = q(R(W, \iota(N_j, M_j)), W^*)$$

である。いま J 個の区画のうち $j = 1, 2, \dots, B$ の区画において規制が拘束的で $B + 1, B + 2, \dots, J$ の区画において非拘束的であるものとし $B \leq J$ かつ少なくとも一つの区画で規制が拘束的であるものとしよう。このとき、仮定より、 $W = W^*$ および $\iota = \iota^*$ であるから地区 j のオフィス・スペースの需給均衡は

$$\begin{aligned} N_j \tilde{s}(W^*, N_j, M_j) &= \begin{cases} \bar{q}_j & (j = 1, \dots, B) \\ q(R(W^*, \iota^*(N_j, M_j)), \iota^*) & (j = B + 1, \dots, J) \end{cases} \quad (10) \end{aligned}$$

となる。(10)式における J 本の方程式システムから内生変数 (N_1, N_2, \dots, N_J) が決まる。すなわち規制が実効的な地区における指定容積率のベクトル $\bar{q}^B = (\bar{q}_1, \bar{q}_2, \dots, \bar{q}_B)$ を所与とすると、 $N_j^* = N^j(\bar{q}^B, W^*, \iota^*)$ によって解が特徴づけられる。これらの解が決まればオフィス賃料一人あたりオフィス・スペース、オフィス供給量および地代も自動的に決定される。

2.2.2 労働者分布の変化

任意の地区における指定容積率水準の規制緩和が労働者数の分布にどのような効果を与えるかを調べるために(10)式を全微分すると以下の式が得られる。

$$\hat{N}_j + (1 - \Gamma_j) \sum_{m=1}^J \varepsilon_{jm} \hat{N}_m = \begin{cases} \hat{q}_j & (j = 1, \dots, B) \\ 0 & (j = B + 1, \dots, J) \end{cases} \quad (11)$$

ただし、変数のハット記号は相対変化 ($\hat{x} = dx/x$) を示しており

$$\Gamma_j = \sigma_j + (\sigma_j + \eta_j) \zeta_j, \quad \varepsilon_{jm} = \frac{N_m}{v_j} \frac{\partial v_j}{\partial N_m}$$

と定義している。ここで、 σ_j : (8)式における代替の弾力性、 η_j : 床面積供給の価格 (R_j) 弾力性、 ζ_j : (7)式における要素費用の比率である。内生変数の相対変化 ($\hat{N} = dN/N$) である $(\hat{N}_1, \hat{N}_2, \dots, \hat{N}_J)$ に関する連立方程式を行列表

示すると以下の式が得られる。

$$E\hat{N} = \hat{q} \quad (12)$$

ただし、 E は係数行列である(付録1を参照)。このシステムは市場均衡においてそれぞれの地区の労働者数の変化率が容積率規制水準の変化に応じてどのように定まっているのかを示している。(12)式を解くと、 $\hat{N} = E^{-1}\hat{q}$ が得られる。これを利用して任意の区画における容積率変化に対応した労働者数の相対変化を求めることができる。これを以下の記号で定義する。

$$\psi_{jb} = \frac{\hat{N}_j}{q_b}, \quad (j=1, \dots, J, b=1, \dots, B, B \leq J) \quad (13)$$

ここで、 ψ_{jb} は地区 b において現状の容積率を1%増やしたときに、地区 j の労働者数が何%変化するかを示す弾性値である。

2.3 規制緩和による便益変化の定義

都市全体の総余剰を

$$S = \sum (N_j \tilde{y}_j - v^* k_j - r_j^A - C_j^T N_j)$$

と定義する。ここで \tilde{y}_j は地区 j の一人当たり付加価値、 r_j^A は都市的な土地利用がなされなかった場合の機会費用(農業地代)、 C_j^T は各地区の労働者一人あたりの交通によって生じる外生的な機会費用である。ここで、生産関数およびスペース市場の需給均衡条件を考慮すると、競争均衡における総余剰は

$$S = \sum_{j=1}^J (r_j - r_j^A + W^* N_j - C_j^T N_j) \quad (14)$$

である。総余剰の大きさは差額地代、賃金の分配額、交通の機会費用によって決まる。なお、仮定4において「敷地面積は一定で便宜上1に等しい」ことを仮定しているため、(14)式においても各地区の面積を1として差額地代を定義している。賃金率は外生的に一定であるから、総余剰の変化は、地代と労働者数の変化を観察することによって計測することができる。

床面積を \hat{q}^* ($\approx d\bar{q}_b/\bar{q}_b$) $\times 100\%$ 増やすときの総余剰の増加分を金銭換算した値が以下のように求められる(詳細は付録2を参照)。

$$\Delta S_b = \left(W^* \sum_j \sum_m N_j \varepsilon_{jm} \psi_{mb} + W^* \sum_j N_j \psi_{jb} + R_b \bar{q}_b - v^* k(\bar{q}_b) \theta_b - \sum_j C_j^T \psi_{jb} \right) \hat{q}^* \quad (15)$$

ただし、 $\theta_b = d \ln k(\bar{q}_b) / d \ln \bar{q}_b$ である。(15)式より、容積率規制を緩和したときに余剰が正となるための条件は、都市全体の労働効率性の上昇分の価値 $W^* \sum \sum N_j \varepsilon_{jm} \psi_{mb}$ 、労働者数の変化による賃金分配額の変化 $W^* \sum N_j \psi_{jb}$ および緩和前の家賃収入 $R_b \bar{q}_b$ の和が、緩和によって生じる追加的な建築費用と交通の機会費用の増加分を上回

ることである。したがって、都市全体の労働効率性を低下させるような雇用分布の変化が起こる場合や追加的な建築費用が大きい場合には余剰が減少する場合もある。便益と費用を測定するために、(15)式は次のように分解して再定義できる。

$$\begin{aligned} \Delta S_b &= \overbrace{\frac{\Delta R - \Delta C}{\Delta} + \Delta W}^{\text{便益}} - \underbrace{\frac{\Delta C^T}{\text{費用}}} \\ \Delta R &= (W^* \sum_j \sum_m N_j \varepsilon_{jm} \psi_{mb} + R_b \bar{q}_b) \hat{q}^* \\ \Delta C &= v^* k(\bar{q}_b) \theta_b \hat{q}^* \\ \Delta W &= W^* \sum_j N_j \psi_{jb} \hat{q}^* \\ \Delta C^T &= \sum_j C_j^T \psi_{jb} \hat{q}^* \end{aligned} \quad (16)$$

ここで、 $\Delta R, \Delta C, \Delta W, \Delta C^T$ はそれぞれ家賃収入の変化、建築費要の変化、分配賃金の変化、交通の機会費用の変化を示している。また、2.1.2節の議論からただちに分配地代収入の変化は $\Delta r = \Delta R - \Delta C$ と定義できる。

なお、完全に市場がクリアしていることを前提にしているため、仮定1より、労働者数の増大は開放都市で過大な推計値が出る可能性がある。閉鎖都市モデルでのシミュレーション結果と比較すると、開放都市では都市全体の労働者数が6.9%増大する。

このことから、容積率緩和の便益が存在するのかどうか調べるためには効率性指標関数から $[\varepsilon_{jm}]$ を確定し、比較静学分析によって雇用分布の変化 $[\psi_{mb}]$ を求める必要がある。また指定容積率の変更が資本投下をどの程度変化させるのかを推定しなければならない。また、交通の機会費用を計測するために交通量関数を測定し、容積率緩和によって交通量がどの程度増えるのかを計測する。これらの値を推定する方法および結果は3節において述べる。

3—容積率規制緩和の便益と交通量増大効果の推定

3.1 推定モデル

この節では前節の理論を用いて、データからオフィス業務生産関数や床面積生産関数の生産技術を特定し、容積率規制緩和の便益を推計するためのパラメータを求める方法について述べる。はじめにオフィス業務生産関数、床面積生産関数および交通量関数の推定モデルを示す。ついで、得られた推定結果を報告する。利用するデータの詳細は付録3にまとめた。

オフィス業務生産関数の推定方法は唐渡・八田[2003]³⁾と同一のものを利用する。本研究では交通量の増大がもたらす時間損失を推計するために、各地区の発生交通量をベースにした回帰モデルを推定する。集計データあるいは個票データを用いた従来の交通計画モデルでは、人口

や従業者数などの内生変数がモデル内に含まれており、推定量の同時バイアスが懸念される。また、空間的に緊密なデータを利用するため、攪乱項の空間的自己相関に対する配慮が必要である。そのため、本研究ではこれらの問題を解決しつつ発生交通量を推定するために、空間的な相互依存を考慮した同時連立方程式モデルを利用した。

3.1.1 オフィス業務生産関数

地区 j の物件 i をレンタルして立地する企業のオフィス業務生産関数を次のコブ・ダグラス型関数に特定化した。

$$y_{i,j} = A \{ \phi(Z_i) s_{i,j} \}^\alpha \{ v(N_j, M_j) n_{i,j} \}^{1-\alpha} \quad (17)$$

ただし効率性指標関数は

$$v_j = \exp(a_N N_j^{(\lambda)} + a_M M_j^{(\lambda)}) \quad (18)$$

と定義した。ここで A, α は生産技術パラメータであり a_N, a_M は近接性の利益(アクセシビリティ)を示すパラメータである。 Z_i は第 i タイプのオフィス物件を表わす属性ベクトルであり、また N_j, M_j は、関数の非線型性を考慮して、次のようにBox-Cox変換を行っている。

$$x^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \ln x, & \lambda \rightarrow 0 \end{cases}$$

ここで λ は未知パラメータである。特に $\lambda=1$ のとき $x^{(1)} = x-1$ である。

ビルの規模、所在階、床の仕様などの違いを示している。これを次の具体的な関数で特徴づける。

$$\phi(Z_i) = \exp(\beta_z Z_i) \quad (19)$$

ここで β_z は未知の係数ベクトルである。

生産技術を上記のように特定化するとき、オフィス賃料関数(6)式および一人当たりスペース需要関数(9)式から、同時連立の推定モデルを次のように記述できる。

$$\ln R_{i,j} = \ln C_R + \beta'_z Z_i + \beta_N N_j^{(\lambda)} + \beta_M M_j^{(\lambda)} + u_{i,j} \quad (20)$$

$$\ln \tilde{s}_{i,j} = \ln C_s - (\beta'_z Z_i + \beta_N N_j^{(\lambda)} + \beta_M M_j^{(\lambda)}) + v_{i,j} \quad (21)$$

ここで $u_{i,j}, v_{i,j}$ は攪乱項であり、

$$C_R = A^{1/\alpha} \alpha \left(\frac{1-\alpha}{W} \right)^{1-\alpha/\alpha}, \quad C_s = A^{-1/\alpha} \alpha \left(\frac{1-\alpha}{W} \right)^{-1/\alpha}$$

$$\beta_N = \frac{1-\alpha}{\alpha} a_N, \quad \beta_M = \frac{1-\alpha}{\alpha} a_M$$

である。(20)式または(21)式を単独で推定する場合パラメータ A, α および a_N, a_M を識別することができない。そこで二つの式における $\beta_z, \beta_N, \beta_M$ が共通であるという係数制約をおいた状態で2変量同時回帰推定を行なって、 $(C_R, C_s, \beta_z, \beta_N, \beta_M, \lambda)$ を求める。

同時回帰モデルの推定において、 N_j, M_j はスペース市

場において決められる内生変数であり、(20)および(21)式には需給均衡の制約が課されているものと考えられる。すなわち、推定モデルで観測された変数と攪乱項の間には一定の関係性があり、もし真のモデルを構成する変数が観測されておらず、それがモデル内の変数と関連していれば推定値にバイアスが生じる恐れがある。このことを考慮して操作変数を利用して、GMM(一般化積率法)によるシステム推定から全パラメータを同時推定する。

推定手順をまとめると次のようになる。まずBox-Cox変換による非線型性に関する検定を行う。すなわち、 λ を含むパラメータをGMMにより推定(制約なしモデル)し、次に $\lambda=1$ および $\lambda=0$ の制約を課したモデルを推定する。帰無仮説を $\lambda=1$ または $\lambda=0$ と設定した上で制約なしモデルと制約ありモデルの評価関数(連立方程式の共分散行列の一致推定量および操作変数で形成される射影行列からなる)から準尤度比検定を実行し、モデル選択が行われる。次いで選択されたモデルのもとでパラメータ $(C_R, C_s, \beta_z, \beta_N, \beta_M, \lambda)$ を求めこれらの値から最後に (A, α, a_N, a_M) の推定値とその標準誤差を計算する。なお、 M_j を形成する距離の減衰パラメータ δ はこれら一連のステップで直接推定をしない。パラメータを $(0, 4, 0)$ の区間で0.1ずつ動かし、評価関数を最小にする値をパラメータに設定する。以下の推定では $\delta=1$ と定めた。

3.1.2 床面積生産関数

オフィスビル開発業者の床面積生産関数を $Q = C_Q K^{\xi_1} \text{SITE}^{\xi_2}$ と特定化する。ここで、 (C_Q, ξ_1, ξ_2) は生産技術パラメータ、 K, SITE は資本および敷地面積である。この式の両辺の対数を取り、推定モデルを以下のように定義する。

$$\ln Q_i = C' + \xi_1 \ln K_i + \xi_2 \ln \text{SITE}_i + v_i^q \quad (22)$$

ここで $\xi_1 + \xi_2 = 1$ なる1次同次制約を課した式は

$$\ln q_i = C'' + \xi_1 \ln k_i + u_i^q \quad (23)$$

となる。ただし $q_i = Q_i/\text{SITE}_i, k_i = K_i/\text{SITE}_i$ である。1次同次制約が満たされるならば、供給の賃料弾力性の推定量は $\eta = \xi_1/1 - \xi_1$ より求めることができる。また、 $\theta_b = 1/\xi_1$ が得られる。

3.1.3 交通量関数

企業間の取引や情報交換などは対面的接触によってなされる場合が多い。これにともない、多数の企業が集積する地区では、発生ないし集中する交通量も増える。企業にとって、オフィスに勤務する労働者が対面的接触に費やす移動時間は勤務時間とトレードオフの関係にある。2節で示したように、オフィス立地の決定において、他の企業の労働者との対面的接触が活発な企業は、多数の企業が集積する地区やその近隣地区に立地することが望ま

しいので、同じ区内や近隣地区間の取引にともなう交通量は相対的に多くなることが予想される。また、居住人口が増えると日常生活における交通量も増大する。

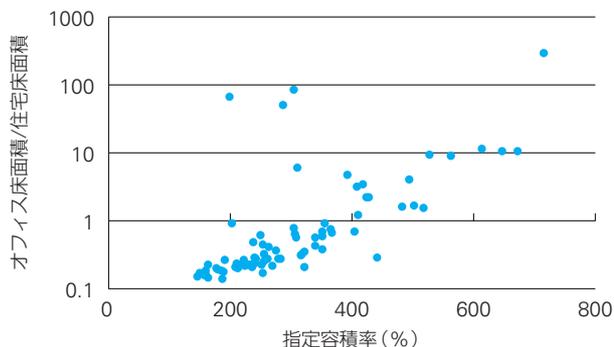
容積率規制をはじめとする形態制限の成立過程や変遷を概観すると、規制の算定基準は必ずしも明快ではない。「居住環境を担保する多少の理由はあるものの、現行の規制値の多くは過去に定められた規制値を引きずり、行政の連続性から定められていること」(浅見[1994], p.96)¹¹⁾が多く、特に現状の交通容量や発生交通量との関係がどの程度考慮されているのか不明である点が多い。

大方[1987]¹²⁾によると、街路、自動車交通と容積の関係や、公園と容積に係る関係についての研究蓄積を通じて、容積率規制の算定基準が確立された経緯が示されている。しかしながら、交通量との関係での具体的な数値の算定に関しては統一的な手法があるわけではなく、多くが現状を追認する形で規制値が示されているだけである(例えば、日笠・日端・渡辺[1978]¹³⁾)。

以下では、容積率水準が企業や家計の集積にどのような影響を与え、さらに自動車交通量にどの程度の影響をもつのかを推定するためのモデルを提示する。指定容積率は各地域で画一的に規制されるため、企業と家計が発生させる交通量を同じ容積率でコントロールすることになる。また、画一的な規制は家計の立地を相対的に強く排除している可能性がある。

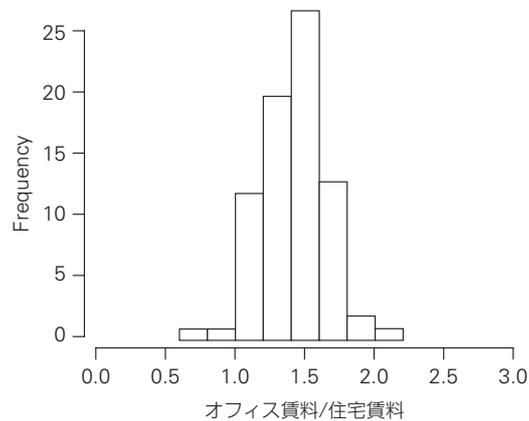
図一1は東京都区部を77の地区に分け、それぞれの地区平均の指定容積率とオフィスと住宅の床面積比(対数)をプロットしたものである。指定容積率の水準が400%未満の低い地区では、床面積比が1よりも小さな地区が多く住宅用途が支配的になる。一方、指定容積率の水準が高い地区では、オフィス用途が飛躍的に大きくなることが示されている。

床面積で測った用途比が各地区において異なるのは、床面積に対する支払い許容額(Willingness to pay)に違いがあるからである。図一2は東京都区部のオフィスと住宅の賃料比を77の地区ごとに観察したデータのヒ



出典：東京都都市計画局「平成13年 土地利用現況調査」

■図一1 指定容積率とオフィス-住宅床面積比



■図一2 オフィス-住宅賃料比の分布

ストグラムである。オフィスおよび住宅の家賃の比較を行なうために、ここでは、建築物の質をコントロールしたオフィスと住宅のヘドニック賃料関数を推定し、理論値をもとに同一の規模の床面積を賃貸するときに必要な単位面積あたりの家賃の比率を測っている。ほとんどの地区において、オフィス用途に対する家賃は住宅用途のそれよりも高いことがわかる。

これらのことから、指定容積率が高く設定されるような地区においてオフィス用途が多くなるのは、オフィス用途に対する支払い家賃が相対的に高いことで、家計の立地が排除されていることが大きな原因であると推論できる。したがって、統計の見かけ上、容積率の高い地区では、居住用の住宅床面積はオフィス用途の床面積に比べ相対的に少なくなり、居住人口もオフィスに従事する労働者数に比べて少なくなる。居住人口と労働者数の相互依存関係を考慮せずに、家計の自動車交通量を推定する場合、容積率の水準が居住人口に対して見かけ上影響をもたないばかりか、交通量に与える効果も推定できない可能性がある。

そこで、以下のように道路発生交通量 T 、オフィスで従事する労働者数 N^O 、居住人口 N^H を次の連立方程式で内生的に同時決定するモデルを考える。

$$\begin{aligned} T &= f^T(N^O, N^H, X) + u^T \\ N^O &= f^O(T, N^H, F^O) + u^O \\ N^H &= f^H(T, N^O, F^H) + u^H \end{aligned}$$

ここで、 X は適当な外生変数(例えば土地面積)、 F^O 、 F^H はオフィスと住宅の容積率水準、 u^T 、 u^O 、 u^H は攪乱的な要因である。 T 、 N^O 、 N^H は地区ごとに集計された変数であり、空間的に互いに隣接していることを考慮しなければならない。ここで、上記の式を次の線形回帰モデルで特定化する。

●交通量関数

$$T_i = \alpha_T + \rho_{1T} \sum_j w_{ij} T_j + \beta_{1O} N_i^O + \rho_{1O} \sum_j w_{ij} N_j^O + \beta_{1H} N_i^H + \rho_{1H} \sum_j w_{ij} N_j^H + \gamma_1 L_i + u_i^T \quad (24)$$

$$u_i^T = \lambda_T \sum_j w_{ij} u_j^T + \varepsilon_i^T, \quad (i=1,2,\dots,n)$$

●労働者数関数

$$N_i^O = \alpha_O + \rho_{2O} \sum_j w_{ij} N_j^O + \beta_{2T} T_i + \rho_{2T} \sum_j w_{ij} T_j + \beta_{2H} N_i^H + \rho_{2H} \sum_j w_{ij} N_j^H + \gamma_2 F_i^O + u_i^O \quad (25)$$

$$u_i^O = \lambda_O \sum_j w_{ij} u_j^O + \varepsilon_i^O, \quad (i=1,2,\dots,n)$$

●居住人口関数

$$N_i^H = \alpha_H + \rho_{3H} \sum_j w_{ij} N_j^H + \beta_{3T} T_i + \rho_{3T} \sum_j w_{ij} T_j + \beta_{3O} N_i^O + \rho_{3O} \sum_j w_{ij} N_j^O + \gamma_3 F_i^H + u_i^H \quad (26)$$

$$u_i^H = \lambda_H \sum_j w_{ij} u_j^H + \varepsilon_i^H, \quad (i=1,2,\dots,n)$$

i および j は地区の番号, $\alpha_k, \rho_{1k}, \rho_{2k}, \rho_{3k}, \lambda_k (k=T, O, H), \beta_{1O}, \beta_{1H}, \beta_{2T}, \beta_{2H}, \beta_{3T}, \beta_{3O}, \gamma_\ell (\ell=1, 2, 3)$ は推定すべきパラメータである. w_{ij} は空間ウエイト行列 w の要素であり, 次のように定義する.

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{(1/d_{ij})^\delta}{\sum_j (1/d_{ij})^\delta} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

ただし, d_{ij} は地区 ij 間 (重心) の距離であり, 行方向の総和が1になるように標準化された行列である. すなわち, 近接した地区の影響に対して大きなウエイトを与える. また, δ は距離の減衰パラメータである. ここでは, 攪乱項 $u_i^k (k=T, O, H)$ が空間的自己相関をもつ可能性を考慮して, 自己回帰過程を想定している. 誤差項 $\varepsilon_i^k (k=T, O, H)$ は標準的仮定を満たしているものと仮定する. 空間ラグ変数 $\sum_j w_{ij} T_j, \sum_j w_{ij} N_j^O, \sum_j w_{ij} N_j^H$ は内生変数の変動が地区を越えて影響するようなスピルオーバー効果を示す変数であり, 対応する回帰パラメータの推定結果によって, 空間的な相互依存関係の有無を判定できる.

(24), (25), (26) 式は相互に内生変数を含んでいるので, 推定量の同時バイアスを防ぐために操作変数を利用する. さらに, 連立方程式モデルであるので Kelejian and Prucha [2004]¹⁴⁾ で示された GS3SLS (一般化空間的三段階最小二乗法) を利用する. はじめに, 各方程式のラグ付き内生変数に対して適切な操作変数を利用してラグ係数を推定し (Kelejian and Prucha [1998]¹⁵⁾, 得られた残差系列から, 攪乱項の自己回帰パラメータ λ_k の一般化積率推定量を求める (Kelejian and Prucha [1999]¹⁶⁾).

これを用いて, コ克蘭・オーカット・タイプの変換で処理した回帰モデルで各方程式のパラメータを決定する (GS2SLS, 一般化空間的二段階最小二乗法). 最後に, 推定された攪乱項の自己回帰パラメータを所与として, 3本の方程式を完全情報下で再度同時推定する.

3.2 推定結果

3.2.1 オフィス業務生産関数の推定結果

(1) Box-Cox変換パラメータ

同時推定において Box-Cox変換パラメータの推定値は $\lambda=1.0289$ (標準誤差: 0.1285) となった. これを制約なしのモデルと考え $\lambda=1$ および $\lambda=0$ の制約を課したモデルとの比較をおこなった. 表—1は Box-Cox変換パラメータに関する検定結果を示している. 用いられる検定統計量は各方程式の攪乱項の共分散行列の一致推定量および操作変数の射影行列で構成される最小距離関数の評価値から計算される¹⁷⁾. $\lambda=0$ の帰無仮説は棄却されるが, $\lambda=1$ の仮説は確率値が十分に高く棄却できない. したがって変数変換を $N^{(1)}=N-1$ および $M^{(1)}=M-1$ で定義し改めて GMM推定を行った. この推定結果の詳細は付録4にまとめた.

■表—1 Box-Cox変換パラメータに関する仮説検定

帰無仮説	検定統計量	確率値
$\lambda = 1$	1.925	0.165
$\lambda = 0$	16.360	0.000

注: 検定統計量は自由度1の χ^2 分布にしたがう.

■表—2 オフィス業務の生産技術と近接性パラメータの推定値

	推定値	t値	確率値
A	201.0731	10.97	0.000
α	0.2032	8.50	0.000
a_N	0.0139	5.15	0.000
a_M	0.0015	15.00	0.000

注: (A, α, a_N, a_M) の標準誤差は (20), (21) 式の各パラメータ $C_R, C_S, \beta_N, \beta_M$ の非線型関数であることから母数の分散を1次近似したもので計算している.

(2) 生産技術および近接性パラメータ

$\lambda=1$ の制約をおいた同時推定の詳細な結果は付録で示される. この結果を利用して計算されたオフィス業務の生産技術および近接性パラメータの推定値を表—2に示した. この結果を利用して他の属性変数の効果をコントロールすると付加価値の理論値は次の式で与えられる.

$$y_{i,j} = 201.0731 \{ \varphi(Z_i) \}^{0.2032} \times \{ \exp(0.0139 N_j + 0.0015 M_j) \}^{1-0.2032}$$

この推定結果を用いると, 集積度の上昇に対する生産性上昇率を以下のように計測することができる.

$$\frac{N_j}{y_j} \frac{\partial y_j}{\partial N_j} = (1 - \alpha) a_N N_j = \frac{0.011072 N_j}{(0.0026910)}$$

$$\frac{M_j}{y_j} \frac{\partial y_j}{\partial M_j} = (1 - \alpha) a_M M_j = \frac{0.001219 M_j}{(0.0001322)}$$

ただし括弧内は標準誤差である。たとえば、平均的な地区 ($N=1.854$, $M=169.211$) で労働者が100%増加すると当該地区に立地する代表的企業の付加価値は2.1% ($= 0.011072 \times 1.854$) 上昇する。また、当該地区を除くすべての地区で労働者が100%増加すると当該地区の企業の付加価値は約20.6% ($= 0.001219 \times 169.211$) 上昇する。すなわち、都市全体の労働者が2倍になれば付加価値は約22.7%増えることがわかる。このことは、個別の企業の生産活動については収穫逓減であっても、都市全体の生産活動は収穫逓増であり、集積の経済が存在する可能性を示している。

3.2.2 床面積生産関数の推定結果

はじめに床面積生産関数の1次同次制約を帰無仮説とするWald検定を行ったところ、1%有意水準でも1次同次制約は棄却できないことがわかった。1次同次制約モデル(23)式の推定結果は表一3にまとめられる。分散均一性や定式化に関する帰無仮説は棄却されず、当該モデルには問題はみられない。この結果を用いると床面積供給のオフィス賃料弾力性は

$$\eta = 0.2454 \text{ (標準誤差: } 0.0600699)$$

となる。したがって、容積率の変化1%に対する資本の変化率は

$$\theta = 5.07498 \text{ (標準誤差: } 1.677561)$$

と計算できる。

■表一3 床面積生産関数の推定結果(1次同次制約型)

	推定値	t値	確率値
定数項	-1.0189	-1.504	0.140
対数資本-土地比率	0.1971	4.283	0.000
決定係数	0.2738		
White test	0.3011		0.583
Ramsey's RESET2	0.7483		0.392

注: White testは分散均一を帰無仮説とするラグランジュ乗数検定統計量である。
Ramsey's RESET2は推定モデルの関数型を帰無仮説とする検定統計量である。

3.2.3 交通量関数の推定結果

GS3SLSによる推定結果を表一4に示した。 $T=\ln$ (発生交通量)のように変数はすべて対数化している。2段階目の推定における過剰識別制約検定において検定統計量(F値)のp値は十分に高いので過剰識別条件は満たされている。また、誤差項の自己回帰パラメータの推定値は労働者数関数においてのみ有意な結果となった。

発生交通量関数においてw*交通量($\sum_j w_{ij} T_j$)の係数(ρ_{1T})の推定値が有意に正であることから、交発生交通量の増大は近隣にも波及していることが予想できる。また、

労働者数 N^o と居住人口 N^H が発生交通量に与える効果はどちらも正である。ただし、推定値の大きさ(弾性値)を比較すると、労働者数の集積が発生交通量に与える効果は居住人口より2.7倍も大きい。

■表一4 GS3SLSによる(24),(25),(26)式の推定結果

変数	交通量 (24)	労働者数 (25)	居住人口 (26)
	推定値 (t値)	推定値 (t値)	推定値 (t値)
交通量	-	1.428 (9.601)***	5526 (10.415)***
w*交通量	0.816 (2.798)***	-1.253 (-2.957)***	-4.368 (-2.864)***
労働者数	0.493 (8.937)***	-	-3.882 (-8.010)***
w*労働者数	-0.500 (-3.116)***	0.725 (3.353)***	2.431 (2.795)***
居住人口	0.182 (5.675)***	-0.257 (-3.627)***	-
w*居住人口	0.268 (-4.488)***	0.359 (3.398)***	1.399 (4.704)***
宅地面積	0.195 (2.506)**	-	-
オフィス容積率	-	0.637 (3.468)***	-
住宅容積率	-	-	0.752 (3.806)***
定数項	1.021 (2.061)**	-2.122 (-3.675)***	-7.504 (-2.480)**
λ_k	-0.287 (-1.063)	-0.682 (-2.644)***	-0.384 (-1.030)
F値	0.709	0.848	0.672
Adj. R ²	0.899	0.924	0.640

注: 上段は推定値, 下段の括弧内はt値である。***は1%有意水準, **は5%有意水準, *は10%有意水準で有意であることを示している。F値は過剰識別制約を帰無仮説とする検定統計量である。Adj. R²は自由度調整済み決定係数である。F値, Adj. R²はどちらも推定2段階目(GS2SLS)における結果である。

労働者数関数についてみると、発生交通量が労働者数に与える効果は有意に正である。この結果は発生交通量関数の推定結果と整合的である。また、w*労働者数 $\sum_j w_{ij} N_j^o$ の効果は有意に正であることから、企業集積にはスピルオーバー効果が観察できる。居住人口の推定値は有意に負であるのは、統計上の負の相関を反映しているものと考えられる。オフィス容積率の推定値より、容積率が2倍になると労働者数は63.7%増えることが示されている。

居住人口関数においても、発生交通量に与える効果は正であり、交通量関数の推定結果と整合的である。また、労働者数の推定値が有意に負であるのは労働者数関数の結果と整合的である。住宅容積率の推定値より、容積率が2倍になると居住人口は75.2%増えることが示されている。統計の見かけ上では、住宅容積率と居住人口は負の単相関をもつが、このモデルでは労働者数と居住人口の相関も内生的にコントロールしているため正の効果が推定できている注2)。以上の結果を利用すると、容積率緩和による発

生交通量の増大効果が計測できる。詳細は次節で述べる。

4——容積率規制緩和の便益と交通量増大効果

4.1 便益の計測

第3節の推定結果を利用して、容積率規制緩和の便益である(16)式を推計する。容積率緩和によって高まった集積の利益はオフィス賃料に反映されるが、このとき新しくオフィスビルを建築するための追加的な費用が発生する。したがって、便益は家賃収入 ΔR から建築費用 ΔC を差し引いた地代収入の変化 Δr と労働者の増加による賃金分配額の変化 ΔW を計測することで評価できる。

容積率緩和の便益と交通量増大によって発生する費用の比較おこなうにあたって、次の想定のもとで計測をおこなう。

- 規制が実効的な地区を千代田区と仮定する。
- 同区の指定容積率上限を2倍に引き上げる。
- オフィス用途に利用できる容積率は1,000%までとし、残りを住宅用途に割り当てる。

表—5は、以上の想定のもとでのフローの便益金額[億円/年]を(16)式より算出して示している。ただし、金額は1999年の名目値で示している。千代田区だけで容積率規制を緩和すると、賃料収入の増加額 ΔR は14,304[億円/年]であり、建築費用の増加額 ΔC は9,215[億円/年]となる。したがって、同地区の地代上昇額 Δr は差し引き5,089[億円/年]となる。また、労働者の増加によって賃金分配額は $\Delta W=1,403$ [億円/年]だけ上昇する。したがって、容積率緩和による追加的便

■表—5 規制緩和による便益

	年額, 単位: 1億円	[下限, 上限]
ΔR	14,305	[10,902 17,834]
ΔC	9,215	[3,123 15,307]
$\Delta r (= \Delta A - \Delta C)$	5,089	[2,527 7,779]
ΔW	1,403	[1,184 1,622]
$\Delta r + \Delta W$	6,492	[3,711 9,401]

注: 都民所得(区部)は513,125[億円/年]である。

■表—6 発生交通量の相対変化

区	$\hat{T}(\%)$	区	$\hat{T}(\%)$
千代田区	56.28	渋谷区	-0.05
中央区	0.51	中野区	-0.22
港区	0.21	杉並区	-0.02
新宿区	-0.04	豊島区	-0.23
文京区	0.08	北区	-0.03
台東区	0.03	荒川区	-0.01
墨田区	-0.06	板橋区	-0.07
江東区	-0.14	練馬区	-0.02
品川区	0.13	足立区	0.28
目黒区	0.13	葛飾区	0.29
大田区	0.39	江戸川区	0.11
世田谷区	0.21	23区全体	2.92

益 $\Delta r + \Delta W$ は6,492[億円/年]となる。「都民経済計算」(東京都)によると、平成11年の1年間の都民所得を区部と市部の就業者比率をもとに按分すると、その値はおよそ $S=513,125$ [億円/年]である。したがって、発生した便益は都民所得の1.27%になる。信頼区間を95%として計測すると、 $\Delta r + \Delta W$ は3,711[億円/年]以上9,401[億円/年]以下になる。

4.2 費用の計測

発生交通量の増大効果は次のようにして計測する。(24), (25), (26)式の推定結果(表—4)より発生交通量の相対変化の理論値は

$$\hat{T}_i = (\beta_{1O} \gamma_2 A_{bi}^O \hat{F}_b^O + \beta_{1H} \gamma_3 A_{bi}^H \hat{F}_b^H) A_{bi}^T \quad (27)$$

$(i = 1, 2, \dots, 77)$

より計測できる。ただし、 $A_{bi}^k (k = T, O, H)$ は行列 $A^k = (I - \rho_{ik} w)^{-1} (\ell = 1, 2, 3, k = T, O, H)$ の b 行 i 列要素である。(27)式を利用すると、本節で定めた政策を実行したときの交通量変化率は表—6で示すように計算できる。表—6は23区単位に集計し直した結果である。

表—6の交通量変化率を利用して旅行速度の変化を計測する。混雑度と旅行速度を次のように定義する。

$$\text{混雑度: } CONJESTION = \frac{T}{T} \left(= \frac{\text{交通量/時間}}{\text{交通容量}} \right)$$

$$\text{旅行速度: } V = \frac{D}{h} \left(= \frac{\text{旅行距離}}{\text{時間}} \right)$$

道路の混雑度によって旅行速度が決まる関係を次の回帰モデルで考える。

$\ln V_i = \text{定数項} + \beta_C \cdot \ln CONJESTION_i + \beta_D DUMMY + u_i$
ここで、 $DUMMY$ はその他の要因に関するダミー変数である。混雑度に対する推定値を $\tilde{\beta}_C$ と書くと、混雑度と旅行速度の定義より、旅行距離および交通容量が一定のもとで

$$\hat{h} = -\tilde{\beta}_C \hat{T} \quad (28)$$

が得られる。ただし、 $\hat{h} = d \ln h$, $\hat{T} = d \ln T$ である。したがって、交通量の変化率を内挿することで時間の変化率の理論値を計測できる。

「平成11年度 道路交通センサス」における23区内の一般国道のデータを利用すると

$$\ln V_i = -0.257 - 0.200 \ln CONJESTION_i + \beta_D DUMMY$$

(0.288) (0.1736)

$$adj.R^2 = 0.336, \text{ 観測データサイズ}=79$$

という結果が得られる。この結果を利用すると、表—6の交通量増大による一人あたり旅行時間の損失は、例えば千代田区では $\hat{h} = -(-0.200) \times 56.28 [\%] = 11.3 [\%]$ になる。これらの結果を表—7にまとめた。3.2.3節の分析結果より、規制緩和の影響は千代田区だけでなくその他の区へも波及する。23区全体では一人あたり0.58%の時間損失になる^{注1)}。また、「東京都市圏パーソントリップ調査」

■表一七 機会費用

	(a) \hat{h} [%]	(b) 追加的 旅行時間 [分/日,人]	(c) 機会費用 [円/月,人]	(d) 従業者数 規制緩和前 [万人]	(e) 従業者数 規制緩和後 [万人]	(f) 機会費用 [億円/月,区]
千代田区	11.26	3.42	4000.4	88.8	142.8	57.131
中央区	0.10	0.03	36.3	73.3	84.0	0.305
港区	0.04	0.01	15.1	81.3	84.1	0.127
新宿区	-0.01	0.00	-2.7	60.4	60.1	-0.016
文京区	0.02	0.00	5.8	20.9	21.4	0.012
台東区	0.01	0.00	2.2	25.3	25.6	0.006
墨田区	-0.01	0.00	-4.1	16.8	16.5	-0.007
江東区	-0.03	-0.01	-9.8	26.5	24.4	-0.024
品川区	0.03	0.01	9.3	30.6	28.6	0.026
目黒区	0.03	0.01	9.3	14.0	13.7	0.013
大田区	0.08	0.02	27.5	32.7	31.6	0.087
世田谷区	0.04	0.01	15.3	24.9	24.4	0.037
渋谷区	-0.01	0.00	-3.7	43.9	41.7	-0.015
中野区	-0.04	-0.01	-15.7	12.2	11.1	-0.017
杉並区	0.00	0.00	-1.1	17.4	17.4	-0.002
豊島区	-0.05	-0.01	-16.3	24.5	22.9	-0.037
北区	-0.01	0.00	-1.9	15.1	14.5	-0.003
荒川区	0.00	0.00	-0.5	9.9	9.9	0.000
板橋区	-0.01	0.00	-5.1	20.8	18.9	-0.010
練馬区	0.00	0.00	-1.3	18.2	16.6	-0.002
足立区	0.06	0.02	19.8	20.9	19.7	0.039
葛飾区	0.06	0.02	20.9	14.7	14.0	0.029
江戸川区	0.02	0.01	8.0	18.8	17.2	0.014
23区計	0.58			712.0	760.9	57.692

注：(a)：(28)式, (b)=30.4[分/日,人]×(a), (c)=38.95[円/分,人]×(b), (d)平成13年事業所企業統計, (e)：(d)と(13)式, (f)=(c)×(e)

(1998年, 東京都)によると旅行者の都内における平均交通時間は1日当たり30.4[分/日, 人]であった。この値は自動車を利用する場合の1人・1日あたりでの自家用自動車の利用に費やす時間である。これらの値より, 1日あたりの増加交通時間(旅行距離が一定のもと)は3.4分となる(表一七の(b)列)。旅行者の機会費用は「毎月勤労統計調査」(厚生労働省)の現金給与総額より1999年の名目値(東京都)で38.95(円/分, 人)となる(計測方法は国土交通省道路局[2003]¹⁸⁾に準拠した)。

したがって, 交通量の増大によって生じた追加的な機会費用は1日当たり133.3円, 1ヶ月当たり4,000円である(表一七(c)列)。3.2節の推定結果より規制緩和後の労働者数変化を(13)式から求めると(表一七)の(e)列の値が得られる。したがって, すべての労働者が毎日乗用車を利用している場合, 機会費用は各区で集計すると(f)列の値になる。23区全体では月額で57.7[億円/月]となり, 年額で $\Delta C^T = 692.3$ [億円/年]となる。1年間の都民所得は513,125[億円/年]に占める割合は0.13%になる。信頼区間を95%として計測すると, 87.0[億円/年]以上1298.2[億円/年]以下になる。

以上の便益と費用の推計値を表一八にまとめた。4.1節の計測で便益上昇は都民所得の1.27%であり, 発生する機会費用は0.13%であるから, 便益から費用を差し引いた値は都民所得の1.13%である。機会費用を道路交通の時間損失だけで見積もった場合, 便益から費用を差

し引いた値は年額で5799.7[億円/年]になる。

■表一八 便益と費用

	億円/年 [下限, 上限]	都民所得に 占める割合
便益 $\Delta r + \Delta W$	6,492 [3711, 9401]	1.27%
費用 ΔC^T	692 [87, 1298]	0.13%
便益 - 費用 ΔS	5799.7 [2413, 9314]	1.13%

注：便益および費用の金額計算には1999年の名目値を利用している。「都民経済計算」(東京都)によると, 区部と市部の就業者比率をもとに按分した1999年の1年間の都民所得は513,125[億円/年]である。下限および上限は推定値の95%信頼区間より求めた。

5—まとめ

本研究では, オフィス用途に利用できる容積率は1,000%までとし, 残りを住宅用途に割り当てるという政策を想定して, 容積率規制の緩和によって得られる便益とそれにとまって発生する交通量増大効果を計測した。規制緩和の対象地区を千代田区に限定して, 生産関数の推定結果より23区全体における便益を, 交通量関数の推定結果より機会費用を計測した。

都市全体の付加価値は, 差額地代と労働者の賃金率である。容積率規制が実効的な地区では, 規制の緩和によって労働の限界生産性が上昇するため企業集積が促進される。労働者の分布が効率的になった結果, 都市全体の生産性が高まる。これを金銭換算したのから容積率規制の緩和によって発生する新たな建築費用を差し引いたものが緩

和の便益である。本研究の分析では年額で6,492億円の便益が追加発生する。この値は都民所得の1.27%にあたる。

千代田区の規制緩和によって労働者数と居住人口が増大し、交通量は同区で約56%上昇する。その結果、旅行時間は11.3%だけ失われ、時間損失による1ヶ月当たりの機会費用は4,000円になる。23区全体で機会費用を合計すると、年額で692.3[億円/年]となる。

今後の検討事項として、本研究では便益および費用の計測を個別に行ったが、2.1.1節で展開されたモデルにおいて、任意の企業集積地点においてもたらされる取引やコミュニケーションの頻度を内生化した、便益と費用の計測を統一的に扱う必要がある。その際に、最も大きな問題はデータの整備である。付加価値に対応したデータは事業所単位ないし小地域で存在しないため、本研究ではヘドニック・アプローチを利用して生産性を測定した。対象地域を網羅する十分なオフィス賃料やその他の不動産価格データが利用可能であれば、精度の高い小地域ごとの価格インデックスを作成することができる。広

範な地域における、精度の高い不動産価格インデックスと交通データを利用することでこれらの問題は解決されることが期待できる。また、取引頻度を内生化した場合、3.1.1節で示した推定モデルはより複雑になり、生産関数の推定における工夫が必要である。

算出された機会費用は鉄道混雑やその他の外部不経済を考慮していない。また、「道路交通センサス」の平均旅行速度はオフィスアワー全体を代表するものではないので、より精緻な分析を行うために、時間帯別の混雑現象を把握する必要がある。

謝辞：本研究は筆者らが運輸政策研究所において客員研究員として在籍中に行ったものである。同所におけるセミナーにおいて、森地茂所長をはじめ所員の方々より貴重なアドバイスや有益な示唆をいただいた。また、同所には研究費等の多大なご助力をいただいた。3名の匿名査読員からはさまざまな指摘をいただいた。ここに記して謝意を表わしたい。

付録

(付録1) (12) 式の詳細

(12) 式における係数行列は次のように定義している。

$$E = I + \begin{pmatrix} 1 - \Gamma_1 & & & \mathbf{0} \\ & \ddots & & \\ & & \ddots & \\ \mathbf{0} & & & 1 - \Gamma_J \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{11} & \varepsilon_{12} & \cdots & \varepsilon_{1J} \\ \varepsilon_{21} & \varepsilon_{22} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \varepsilon_{J1} & \cdots & \cdots & \varepsilon_{JJ} \end{pmatrix}$$

(付録2) (15) 式の導出

地代関数(2.1.2節)の定義より、地代の変化を次のように書くことができる。

$$\frac{\partial r_j}{\partial \bar{q}_b} = \begin{cases} \frac{\partial R_b}{\partial \bar{q}_b} \bar{q}_b + R_b - \iota^* \frac{\partial k(\bar{q}_b)}{\partial \bar{q}_b}, & (j = b) \\ \frac{\partial R_j}{\partial \bar{q}_b} \bar{q}_b + \left(R_j \frac{\partial q_j}{\partial k_j} - \iota^* \right) \frac{\partial k_j}{\partial R_j} \frac{\partial R_j}{\partial \bar{q}_b} & (j = B+1, \dots, J) \end{cases}$$

規制が実効的でない地区 $j = B+1, \dots, J$ では、利潤最大化問題の1階の条件より $R_j(\partial q_j / \partial k_j) - \iota^* = 0$ である。すなわち、規制が非拘束的な地区では賃料の上昇だけを観察すればよい。また、規制緩和により、労働者分布が変化すると効率性指標も変わるため、各地区のオフィス賃料収入も変化する。これらのことを考慮すると、(14) 式の総余剰の微係数は次のようになる。

$$\frac{\partial S}{\partial \bar{q}_b} = \frac{W \sum_j \sum_m N_j \varepsilon_{jm} \psi_{mb}}{\bar{q}_b} + R_b - \iota^* \frac{\partial k(\bar{q}_b)}{\partial \bar{q}_b} + W \sum_{j=1}^J \frac{\partial N_j}{\partial \bar{q}_b}$$

これを、右辺をの相対変化で括ると(15)式が得られる。

■表—9 実際の事務所用床面積と抽出サンプルの比較

	サンプル物件 シェア (%)	事務所用床面積 シェア (%)	事務所用床面積 (ha)
千代田区	17.3	12.4	808.2
中央区	17.3	13.6	889.0
港区	12.9	16.7	1086.7
新宿区	8.6	9.1	595.8
文京区	4.2	3.0	196.3
台東区	4.6	4.1	268.9
墨田区	1.0	2.2	140.8
江東区	4.6	4.9	319.7
品川区	6.1	5.8	378.6
目黒区	2.3	1.8	117.5
大田区	1.9	3.1	200.7
世田谷区	0.8	2.5	162.1
渋谷区	3.8	6.5	420.8
中野区	1.0	1.3	82.8
杉並区	0.8	1.4	90.7
豊島区	8.2	3.5	228.1
北区	1.1	1.1	73.8
荒川区	0.0	0.9	57.5
板橋区	0.0	1.3	88.0
練馬区	0.0	0.9	59.7
足立区	0.2	1.4	88.9
葛飾区	2.3	0.9	56.7
江戸川区	1.1	1.7	110.2

出典：(株)三幸エステート「オフィスマーケット」(1998年11月号～2002年11月号)、東京都都市計画局「平成13年 土地利用現況調査」

(付録3) データ

オフィス物件データ

オフィス賃料関数を推定するために東京都心部をいくつかの区画に分けるために、行政区域ではなく格子状の

メッシュを一つの単位とした。具体的には総務省で定義している地域メッシュ統計における第4次区画(500mメッシュ)を一つの地区とした。労働者数データは総務省「平成13年 事業所企業統計」の従業者数(全産業)を地域メッシュデータにより特定化した^{注3)}。地区間の距離 d_{jk} は上下左右にだけ移動できるものと想定してメッシュ j, k 間の直線距離(km²)より求めている。

(20) および(21) 式の同時推定において用いるオフィス賃料データは「オフィスマーケット」(株式会社三幸エステート)に掲載された賃貸物件の募集賃料とビルの属性(床の仕様, ビル全体の総床面積, 最寄り駅までの徒歩時間, 築年数, 所在階など)である。ビル総床面積が変

■表—10 オフィス賃料データ(サンプルサイズ: 3184)

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
従属変数				
$\ln R$ (1000円/m ²)	1.604	0.345	0.553	3.505
$\ln \bar{s}$ (m ²)	3.213	0.837	0.526	6.905
独立変数				
N (万人)	1.854	1.347	0.023	6.226
M	169.211	32.467	92.770	216.188
対数総床面積(m ²)	8.342	1.076	6.085	12.464
築年数	13.487	8.861	-1	45
1階ダミー	0.080	0.272	0	1
地階ダミー	0.027	0.162	0	1
OAフロアダミー	0.257	0.437	0	1
最寄駅徒歩時間(分)	3.388	2.539	1	20
1999年ダミー	0.242	0.428	0	1
2000年ダミー	0.247	0.431	0	1
2001年ダミー	0.158	0.364	0	1
2002年ダミー	0.252	0.434	0	1
中央区	0.173	0.378	0	1
港区	0.129	0.336	0	1
新宿区	0.086	0.280	0	1
文京区	0.042	0.200	0	1
台東区	0.046	0.209	0	1
墨田区	0.010	0.100	0	1
江東区	0.046	0.209	0	1
品川区	0.061	0.240	0	1
目黒区	0.023	0.151	0	1
大田区	0.019	0.136	0	1
世田谷区	0.008	0.090	0	1
渋谷区	0.038	0.190	0	1
中野区	0.010	0.100	0	1
杉並区	0.008	0.088	0	1
豊島区	0.082	0.274	0	1
北区	0.011	0.103	0	1
足立区	0.002	0.047	0	1
葛飾区	0.023	0.151	0	1
江戸川区	0.011	0.103	0	1
事務所形態2	0.312	0.165	0	0.863
事務所形態3	0.028	0.039	0	0.278
事務所形態4	0.005	0.044	0	0.630
事務所形態5	0.000	0.001	0	0.016
事務所形態6	0.042	0.065	0	0.538
事務所形態7	0.050	0.029	0	0.320

注: 「区ダミー」は千代田区を基準に作成。「事業所形態」は形態が営業所・事務所(事務所形態1)の場合を除いている。事務所形態2は店舗・飲食店, 事務所形態3は工場・作業所・鉱業所, 事務所形態4は輸送・配送センター, 事務所形態5は自家用倉庫・油槽所, 事務所形態6は外見上一般の住居と区別しにくい事業所, 事務所形態7はその他である。

数リストに入っている理由は、大規模ビルの場合事業所を分割することなく同一のビル内に一括でフロアを賃貸したり、ビル内にあるロビーなどの共用部分を利用したりすることが期待できるからである。さらに同一ビル内に立地しているさまざまな事業所のサービスを手短かに受けられるというメリットも考えられる。よってビル総床面積は需要サイドにとって重要な代理変数となる。

23区内で得られたサンプル物件の割合と実際の事務所用床面積の割合を表—9にまとめた。実際の床面積に比べ、千代田区, 中央区は多く港区は少ない傾向はあるものの、23区単位での相関はきわめて高い^{注4)}ので、サンプリングには地域的な偏りはないものと考えて分析を行う。

推定ではオフィス物件のさまざまな属性をコントロールした回帰式を推定する。十分なサンプル数を確保するために1998年から2002年までの物件データをプーリングしている。そのため物件の募集時期の違いをコントロールするための時期別ダミー変数を利用する。また、モデル内で説明できない空間的要因を制御するために物件住所が属する区についてのダミー変数を作成し利用する。さらにオフィスの周辺に立地している事業所のタイプによっても影響が異なることを考慮して、特定の事業所形態(事務所・営業所を除く店舗工場倉庫配送センターなどの形態をとる事業所)が全体に占める割合を説明変数として用いる(「平成13年 事業所企業統計 地域メッシュ統計」)。以上の(20)および(21)の同時推定に用いられるデータの記述統計は表—10にまとめられる。オフィス物件データのサンプルは3,184であり、これに該当するメッシュ数は245である。

床面積生産データ

床面積生産関数のデータは社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」(第1-5集)から延べ床面積工事費および敷地面積について東京23区内の47地点を用いた(表—11)。データから計算できる容積率は390%から1,056%の範囲で散らばっている。

■表—11 床面積データ(サンプルサイズ: 47)

	平均	標準偏差	最小値	最大値
対数延べ床面積	10.170	0.956	8.357	12.628
対数工事費	23.007	1.162	20.413	25.631
対数敷地面積	8.288	0.900	6.565	10.626

出典: 社団法人全国市街地再開発協会「日本の都市再開発」(第1-5集)

交通量データ

(24), (25), (26) 式で示された労働者数および居住人口に対応する交通量を計測するために、「平成11年度 道路交通センサス」(国土交通省道路局)を利用する。東京都区部を対象地域として、同データをゾーンレベルCで

77地区間のOD表に集計した^{注5)}。利用するデータは全目的のトリップ数から集計した発生交通量である。データは町丁目単位で集計するため、メッシュデータを利用した容積率規制の緩和効果との接続を行うために、空間マッチングを行なった。表—12は、(24)、(25)、(26)式を推定するために利用するデータの記述統計である。

■表—12 77地区の記述統計

	平均	標準偏差	最小	最大
発生交通量	606	322	53	1424
労働者数(人)	92,464	92,995	725	420,049
居住人口(人)	100,339	69,922	31	252,449
宅地面積(ha)	461	276	24	1057
オフィス実効容積率(%)	247	140	42	886
住宅実効容積率(%)	219	156	77	1106

出典：国土交通省道路局「平成11年度 道路交通センサス」、東京都都市計画局「平成13年 土地利用現況調査」、総務省統計局「平成13年 事業所企業統計」、総務省統計局「平成12年 国勢調査」。

(付録4) (20), (21) 式の推定結果

生産技術パラメータ(A, α, a_N, a_M)を推定するために、オフィス賃料および一人あたりスペース需要の二変量同時推定を行なった(推定方法はGMM)。本文で示されたように、準尤度比検定によりBox-Cox変換パラメータが1であるという仮説が棄却できなかった。表—13は $\lambda=1$ の制約をおいた推定結果である。分散不均一性の疑いがあるため、標準誤差はWhiteの一致性のある共分散行列から再計算している。操作変数を用いているので、過剰識別条件が成立するという帰無仮説の検定を行ったところ、仮説は棄却されないという結果が得られた。

表—13のオフィスの属性についての結果をみると、対数ビル総床面積の値は有意に0.1071であるから、ビルの規模が2倍になるとオフィス賃料はおよそ10%上昇することが推測できる。

築年数の推定値は毎年0.57%ずつビルの価値が減価していることを示しており、明らかに法定の償却率に比べて小さな値である。利用したデータからは、どの程度ビルのメンテナンスや改修を行っているのかについて詳細な情報が得られていない。データの中にはメンテナンスを行った物件と行っていない物件が混在している可能性もある。したがって、メンテナンスによって価値の減価が抑制されることによってこのような小さな値が推定された可能性がある。

ビルの1階に立地すると道路前面にオフィスを構えることができるため、商業店舗やその他の事業所利用形態との競合が発生し、賃料は相対的に高くなることが予想できる。推定値は有意に正であり、期待どおりの符号である。

徒歩時間の推定値は-0.0178であり、最寄駅から1分遠ざかるにつれてオフィス賃料は1.78%ずつ低下していくことがわかる。

期間ダミーは募集時期1998年を基準に作成されてお

■表—13 (20), (21) 式の推定結果

変数	推定値	t値	確率値
(26)式定数項	-0.3696	-3.6120	0.000
(27)式定数項	5.1206	49.2820	0.000
N	0.0545	10.2730	0.000
M	0.0060	13.5630	0.000
対数ビル総床面積	0.1071	24.5260	0.000
築年数	-0.0057	-11.7570	0.000
1階ダミー	0.0876	5.4580	0.000
地階ダミー	-0.1938	-5.6310	0.000
OAフロアダミー	0.0153	1.4770	0.140
徒歩時間	-0.0178	-10.3050	0.000
1999年ダミー	-0.0259	-1.8670	0.062
2000年ダミー	-0.0552	-3.9540	0.000
2001年ダミー	-0.0414	-2.6400	0.008
2002年ダミー	-0.1134	-7.3680	0.000
中央区ダミー	-0.0951	-6.7680	0.000
港区ダミー	0.0253	1.9250	0.054
新宿区ダミー	0.1402	7.7710	0.000
文京区ダミー	-0.0707	-3.3040	0.001
台東区ダミー	-0.1187	-5.1500	0.000
墨田区ダミー	-0.1431	-3.7370	0.000
江東区ダミー	0.0777	2.6680	0.008
品川区ダミー	0.2107	7.6220	0.000
目黒区ダミー	0.3006	10.0600	0.000
大田区ダミー	0.0993	2.3190	0.020
世田谷区ダミー	-0.0888	-2.3240	0.020
渋谷区ダミー	0.2668	13.4130	0.000
中野区ダミー	0.0539	1.3820	0.167
杉並区ダミー	-0.1212	-2.9320	0.003
豊島区ダミー	0.0979	3.5480	0.000
北区ダミー	0.2403	7.5130	0.000
足立区ダミー	0.0768	1.6670	0.095
葛飾区ダミー	-0.0493	-1.3560	0.175
江戸川区ダミー	-0.4227	-5.5340	0.000
事務所形態2	-0.0319	-0.9830	0.326
事務所形態3	-0.7741	-6.0180	0.000
事務所形態4	0.3113	2.4770	0.013
事務所形態5	-30.6251	-7.8240	0.000
事務所形態6	0.3038	2.4810	0.013
事務所形態7	2.7690	13.5240	0.000
(20)式決定係数	0.5096		
(21)式決定係数	0.1439		
過剰識別制約検定	30.1313		0.155

注： $\lambda=1$ の制約をおいている。標準誤差はWhiteの一致性のある分散共分散から計算している。決定係数は二段階最小二乗法におけるものである。過剰識別制約の検定統計量は自由度39のカイ2乗分布に従う。

り、ビルの構造やその他の立地要因をコントロールした上で賃料インデックスの動きを示していると考えられる。たとえば1999年は1998年に比べインデックスは約2.59%下落しており、2000年にはそこからさらに2.92%下落する。2001年に入ってから前年より1.38%だけ上昇するが、2002年には7.21%も下落していることがわかる。なお2000年基準の消費者物価上昇率で実質化すると、この期間の実質変化率は、1999年：-1.9%、2000年：-1.9%、2001年：+2.3%、2002年：-6.2%となる。

区ダミーは千代田区を基準に作成されており、集積度以外の地理的な要因がこの区ダミーに反映されている。港区、新宿区、江東区、品川区、目黒区、大田区、渋谷区、豊

島区, 北区において有意に正であり, 中央区, 文京区, 台東区, 墨田区, 世田谷区, 杉並区において有意に負である。

区画内における事業所形態のうち工場・作業所・鉱業所, 倉庫・油槽所の割合が高い場合には賃料は低くなり, 輸送・配送センターの割合が高い場合には高くなっていることがわかる。

注

注1) コミュニケーションの回数を内生化したモデルとして次のものが想定できる。

$$\min R_j S_j + W(m_j + \sum_k C_{jk} d_{jk})$$

$$s.t. AS_j^\alpha m_j^\beta (\sum_k C_{jk}^\alpha N_k^{1-\delta})^\gamma = y_j$$

$$\text{ただし, } \alpha + \beta + \gamma\delta = 1$$

ここで, R_j , W はオフィス賃料, 賃金率, S_j , m_j は一人あたり床面積, 一人あたり労働時間, C_{jk} 地区 jk 間の一人あたりコミュニケーション頻度, d_{jk} は地区 jk 間の距離である。最終的なオフィス賃料関数は

$$\ln R_j = C^R + \frac{\gamma}{\alpha}(1-\delta)\log \sum_k N_k d_{jk}^{\delta/\alpha-1}$$

$$\text{ただし, } C^R = \ln \left[A^{1/\alpha} \alpha (1-\alpha-\gamma\delta)^{1-\alpha-\gamma\delta/\alpha} (\gamma\delta)^{\delta/\alpha} W^{\alpha-1/\alpha} \right]$$

となる。パラメータに関して高度に非線形であるため, 安定した推定結果が得られなかったため, 本分析ではコミュニケーション頻度は外生的に扱うことにした。外生にした場合, コミュニケーション頻度の変化に伴う交通量が把握できないので, 3.1.3節のように推定した。

注2) 地域によって鉄道の利用水準が異なる可能性があるため, 自動車利用と鉄道利用との間に負の相関がある場合には, 運行本数や駅までの距離等をコントロールする必要がある。

注3) オフィスの物件住所から緯度・経度を取得して500mメッシュのコードを特定すると245のメッシュが得られる。ただし, 分析対象地区を網羅する範囲の第1次-2次区画コードは, 5339-25(川崎), 5339-35(東京西南部), 5339-36(東京南部), 5339-44(吉祥寺), 5339-45(東京西部), 5339-46(東京主部), 5339-55(赤羽), 5339-56(草加)である。第2次区画はちょうど国土地理院発行「25,000分の1地図」の一図葉にあたる。

注4) 23区単位におけるサンプル物件シェアと事務所床面積シェアの相関係数は0.919である。相関が無いという帰無仮説は順位相関の検定において有意に棄却される。

注5) 実際のゾーンレベルCでの集計地区は87地区であるが, 労働者数や居住人口が観察できない地区を周辺地区と統合したため77地区となった。

参考文献

1) 寺崎友芳 [2006], “丸の内・大手町再開発による通勤疲労コスト増大効果”,

- 八田達夫編「都心回帰の経済学」第6章所収, 日本経済新聞社, pp.165-184.
 2) 八田達夫・唐渡広志 [2001], “都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果”, 「住宅土地経済」, NO.41, pp.20-27.
 3) 唐渡広志・八田達夫 [2003], “容積率緩和の便益”, 「住宅土地経済」, NO.50, pp.18-25.
 4) 唐渡広志・八田達夫・寺崎友芳 [2006], “丸の内・大手町再開発のメリットはコストを上回るか”, 八田達夫編「都心回帰の経済学」第7章所収, 日本経済新聞社, pp.185-210.
 5) O'Hara, D. J., [1977], “Location of firms within a square central business district”, *Journal of Political Economy*, vol.85, pp.1189-1207.
 6) Fujita, M. and H. Ogawa [1982], “Multiple equilibrium and structural transition of non-monocentric urban configurations”, *Regional Science and Urban Economics*, vol.12, pp.161-196.
 7) Imai, H., [1982], “CBD hypothesis and economies of agglomeration”, *Journal of Economic Theory*, vol.28, pp.275-299.
 8) Mills, E.S. and B. W. Hamilton [1994], “Urban Economics” 5th ed. Scott, foresman, Glenview.
 9) Tauchen, H., and A. D., White [1984], “Socially optimal and equilibrium distribution of office activity : Models exogenous and endogenous contacts”, *Journal of Urban Economics*, vol.15, pp.66-86.
 10) Kanemoto, Y., [1990], “Optimal cities with indivisibility in production and interaction between firms”, *Journal of Urban Economics*, vol.27, pp.46-59.
 11) 浅見泰司 [1994], “土地利用規制”, 八田達夫編「東京一極集中の経済分析」所収, 日本経済新聞社。
 12) 大方潤一郎 [1987], “容積率地域制の成立経緯と容積率指定の根拠について”, 「日本不動産学会昭和62年秋季全国大会(学術講演会)梗概集」3, pp.29-32.
 13) 日笠端・日端康雄・渡辺輝明 [1978], “住宅市街地の計画的制御の方策に関する研究”, 第一住宅建設協会。
 14) Kelejian, H. H. and I. R. Prucha [2004], “Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations”, *Journal of Econometrics*, 118, pp.27-50.
 15) Kelejian, H. H. and I. R. Prucha [1998], “A Generalized Spatial Two Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, pp.99-121.
 16) Kelejian, H. H. and I. R. Prucha [1999], “A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model”, *International Economic Review*, 40, pp.509-533.
 17) Gallant A. Ronald and Dale W. Jorgenson [1979], “Statistical Inference for a System of Simultaneous Non-linear Implicit Equations in the Context of Instrumental Variable Estimation”, *Journal of Econometrics* 11 pp.275-302.
 18) 国土交通省道路局 [2003], 「時間価値原単位および走行経費原単位(平成15年価格)の算出法」。

Determination of the benefit and the effect of traffic increase by deregulation of building Floor to Area Ratio in the center of a city

By Tatsuo HATTA, and Koji KARATO

Office business operations in the center of a city have the urban agglomeration economy. Therefore, Deregulated the building Floor to Area Ratio (FAR) in the center of a city, the greater the density of office working population and the greater the productivity of office operations. On the other hand concentration of office-firm cause the external diseconomy typified in road traffic congestion. This study determines the benefit and the effect of road traffic increase by deregulation of FAR, using the data of Tokyo 23 special wards. To be concrete our analysis, on the policy assumption that office building FAR have limited use until 1500% and the remaining FAR assign the housing space, deregulated of FAR in Tokyo Chiyoda-ward. The results of this study are that benefit from productivity increasing is 649.2 [billion per year] (1.27% of prefecture income), cost from road traffic increasing is 69.23 [billion per year] (0.13% of prefecture income), and that the value which deduct the cost from benefit is 579.97 [billion per year] (1.13% of prefecture income).

Key Words : deregulation of Floor to Area Ratio, agglomeration economy, road traffic, cost-benefit analysis

この号の目次へ <http://www.jterc.or.jp/kenkyusyo/product/tpsr/bn/no35.html>