

メッシュデータを用いた土地利用遷移確率の推定方法

1. はじめに
2. 敷地単位の土地利用遷移確率
3. 安定地点を考慮した土地利用遷移
4. 遷移確率の時間的变化
5. まとめ

大 佛 俊 泰*
 倍 田 賢 一**
 青 木 義 次***

要 約

土地利用メッシュデータを用いて遷移確率行列を推定し、これをもとに土地利用転換の構造を分析する様々な手法が提案されている。本研究では、従来の土地利用遷移確率の推定方法に関する問題点を克服する方法について検討すると同時に、現実の土地利用メッシュデータを用いた分析をとおして以下の結果を得た。1) 土地利用変化の最小単位である敷地の大きさ(敷地面積)は、都心からの距離や用途によって大きく異なるという事実を考慮して、土地利用遷移確率を推定する方法を提案した。2) 確率的には変化しない安定地点の存在を考慮した遷移確率モデルを構築し、空地系用途の安定地点の割合はどの地点でも低く、住宅用地や商業業務用地のそれは、都心部では高いが、郊外へ向かうにつれて低くなることが判明した。3) 遷移確率と土地利用効用との関係をロジットモデルで表現し、遷移確率の時間的变化を記述するモデルを構築した。さらに、現実のデータを用いて分析し、用途指定の違いが土地利用効用に作用し、結果的に遷移確率の差となって現れることを示した。

1. はじめに

土地利用変化の予測や転換構造の分析は、今後の計画案策定時の基礎資料となるだけでなく、過去の土地利用政策の評価を行う際にも重要である。そのため、都市・地域計画の分野においては、

土地利用の転換構造をいかに分析するかという点に関して様々な手法の提案がなされてきた。例えば、金ほか(1991)は、土地利用遷移確率行列を用いて土地利用転移の予測を試みている。石坂(1992)はこれを発展させ、遷移確率行列の固有値・固有ベクトルを用いて土地利用転換の構造について検討している。また、青木ほか(1994)は、

*東京工業大学大学院情報理工学研究所

**株式会社パスコ

***東京工業大学工学部建築学科

遷移確率行列を用いた土地利用分析において生じる予測誤差を評価する方法を提案している。一方、大佛ほか(1996)は、遷移確率と土地利用効用の関係をモデル化し、現実の土地利用変化のデータを用いて各地点の土地利用効用を計量化し、さらに、土地利用遷移のシミュレーションを試みている。

ただし、これらの研究で用いられてきた土地利用遷移確率は、いずれも土地利用メッシュデータを用いて、ある 2 時点間で変化した面積を求め、これをもとに推定されてきた。こうした方法は非常に簡便であるものの、様々な問題点を内包しているように思われる。例えば、対象地域内には確率的には変化せず、安定的に存在しつづけるような地点（以下、安定地点と呼ぶ）を含む可能性がある。つまり、対象地域内のすべての地点が確率的に変化することを仮定した従来のモデルでは誤った予測結果をもたらす危険性がある。さらに、吉川(1994)も指摘するように、土地利用変化の基本単位は敷地であり、変化した面積をもとに推定する従来の方法では、真の遷移構造を見失ってしまう危険性がある。また、今までは、データ制約などの問題から、遷移確率は時間的に安定しているものと仮定して議論していたが、中長期的な土地利用動向について検討する際には、遷移確率自身の時間的な変化構造についても議論しておく必要がある。さらに、土地利用の変化の仕方は地点によって異なり、例えば、様々な土地利用規制の遷移確率に及ぼす影響などについても検討しておく必要がある。

そこで、本研究では上記の課題について以下のように議論する。まず、第 2 章において敷地単位での土地利用遷移確率行列をメッシュデータを用いて推定する方法について検討し、第 3 章では安定地点を考慮した土地利用遷移モデルを提案する。また、第 4 章では土地利用効用の概念を用いて、遷移確率行列の時間的な変化を表現するモデルを構築する。さらにここでは、用途指定が土地利用遷移確率に及ぼす影響について数値分析の結果をもとに考察する。

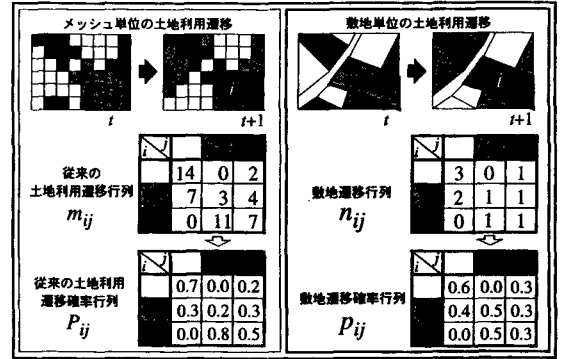


図 1 土地利用遷移確率行列

2. 敷地単位の土地利用遷移確率

(1) 敷地単位の遷移確率行列

従来の土地利用遷移モデルにおいては、土地利用項目が j から i へ遷移する確率 P_{ij} を、次式のように推定していた。

$$P_{ij} = \frac{m_{ij}}{\sum_i m_{ij}} \tag{1}$$

ここで、 m_{ij} は対象地域内において、過去 2 時点間に土地利用が j から i に変化した面積の合計値である。すなわち、都市空間内のすべての地点がそれぞれ独立に変化するものと考え、変化した面積から遷移確率を推定していた。

しかし、現実の土地利用変化について考えると、各地点はばらばらに変化するのではなく、基本的にはある大きさをもつ敷地を一つの単位として変化している。例えば、図 1 の単純な例をみても分かるように、変化した面積から求める方法と、敷地単位で求める方法とでは明らかに異なる遷移確率行列が得られてしまう。遷移確率の構造を、より現実に即したかたちで把握するためには、敷地単位で遷移確率をとらえる方が望ましいと考えられる。そこで、今までの推定式(式(1))を、土地利用が j から i に変化した全敷地数 n_{ij} を用いて、

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_i n_{ij}} \tag{2}$$

と表すことにする。

本研究では式(2)における n_{ij} を行列表示したものを敷地遷移行列、また、これを確率として表示したものを敷地遷移確率行列と呼ぶことにする。

(2) メッシュデータを用いた推定方法

上記の敷地遷移行列は、敷地単位でデータ化されたポリゴンデータなどを用いて求めることが望ましい。しかし、現在のところ数時点にわたり整備されているデータはメッシュ型のデータに限られているので、ここではメッシュデータをもとに敷地遷移確率行列を推定する方法について考えたい。

対象地域内において土地利用項目が j から i に変化する敷地数 n_{ij} は、土地利用 j が i に変化する際の平均敷地面積 a_{ij} が得られれば、先の面積 m_{ij} を用いて次式から推定することができる。

$$n_{ij} = \frac{m_{ij}}{a_{ij}} \quad (3)$$

そこで、平均敷地面積 a_{ij} を、図2に示す方法により推定することにする。すなわち、2時点間の土地利用メッシュデータにおいて、まったく同じ変化過程をたどった地点が隣接して存在する場合に、それらはひとつの敷地を構成しているものとみなすことにする（このとき、メッシュの大きさが十分に小さいことが要求されるが、データの制約から、本研究では10m×10mのメッシュを用いている）。つまり、土地利用が j から i に変化する際の平均敷地面積 a_{ij} を、

$$a_{ij} = \frac{m_{ij}}{n'_{ij}} \quad (4)$$

と推定することにする。ただし、 n'_{ij} は土地利用項目が j から i に変化した敷地数を図2下のようにして数えた値である。

一方、土地利用が j のまま変化しなかった敷地の大きさについては、上記の方法では把握できない。そこで、この面積 a_{jj} の値は j から他の項目 i に変化する全敷地の平均面積に等しいものと仮定し、

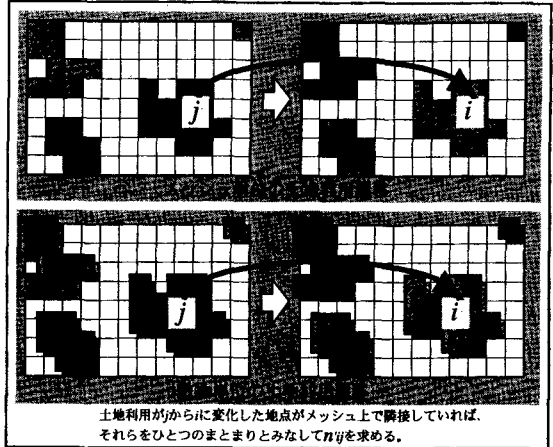


図2 敷地単位の推定方法

表1 使用データ

使用データ：細密数値情報 (国土地理院発行) 年次：1974,1979,1984,1989 メッシュサイズ：10m×10m	
小分類	大分類
山林荒地	山林農地
田	
畑	
造成中地	空地
空地	
工業用地	工業用地
一般低層住宅地	住宅用地
密集低層住宅地	
中・高層住宅地	
商業・業務用地	商業業務用地
道路用地	公共用地
公園・緑地	
公共用地	

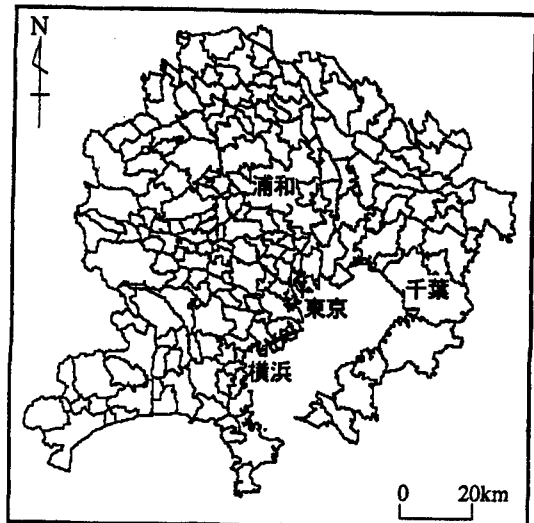


図3 対象地域

表2 平均敷地面積 a_{ij} の推定結果

$i \setminus j$	山林荒地	田	畑	造成中地	空地	工業用地	一般低層	密集低層	中・高層	商業業務	道路	公園緑地	他公共
山林荒地	9.9	9.7	9.0	26.3	4.9	6.0	2.8	1.4	1.9	3.6	1.7	4.3	5.6
田	7.6	7.1	11.6	120.8	4.2	11.6	2.1	1.3	1.1	2.8	1.6	2.1	3.5
畑	8.5	9.1	5.2	16.7	5.4	4.1	2.0	1.4	1.7	2.0	1.5	3.6	1.8
造成中地	61.6	40.3	20.0	18.0	28.9	24.9	5.7	2.8	6.3	6.2	2.6	19.2	14.2
空地	9.9	8.5	5.3	37.7	4.9	6.6	2.5	1.9	2.8	3.3	1.5	4.3	3.9
工業用地	10.7	6.7	5.8	27.9	7.3	7.4	3.1	1.8	2.0	6.4	1.5	5.7	8.1
一般低層	4.8	3.4	4.1	13.0	3.8	3.5	2.6	2.1	3.7	2.2	1.4	2.7	1.8
密集低層	4.4	5.4	4.6	4.7	1.8	6.9	2.6	1.9	2.9	1.9	1.5	1.5	1.3
中・高層	12.3	6.1	6.3	44.8	9.3	14.2	5.6	2.6	3.0	4.5	1.7	7.4	3.9
商業業務	8.2	5.7	5.3	30.6	5.8	10.5	2.8	2.0	2.7	3.4	1.5	6.1	5.3
道路	2.8	2.4	2.4	4.2	2.2	2.6	1.9	1.6	2.0	2.5	1.6	3.7	2.7
公園緑地	15.3	11.5	9.1	61.2	15.5	14.6	2.6	1.8	3.8	5.6	2.0	5.2	12.7
他公共	19.5	13.4	10.3	85.0	8.5	13.6	3.3	2.0	2.9	5.7	2.2	11.9	4.4

単位: $\times 100m^2$

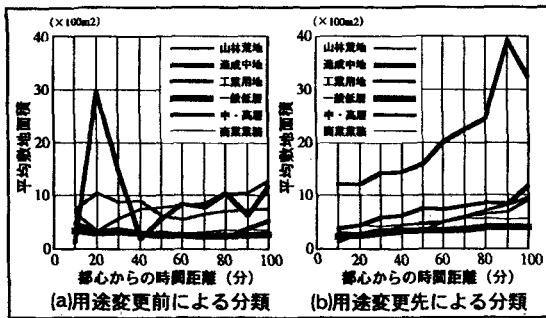


図4 距離圏別の平均敷地面積

$$a_{ij} = \frac{\sum_{i \neq j} m_{ij}}{\sum_{i \neq j} n_{ij}} \quad (5)$$

と求めることにする。

以上の方法で2時点のメッシュデータより a_{ij} が求められれば、式(3)より敷地移行行列 n_{ij} を推定することが可能となる。

(3) 平均敷地面積の推定結果

既存の土地利用データ(表1)を用いて、図3に示す対象地域において土地利用が変化した敷地の平均敷地面積 a_{ij} を推定した。その結果を表2に示してある。対象地域全体の中では造成中地や山林荒地、あるいは工業用地に関わる土地利用において、比較的大きな面積がまとまって変化している。これに対して、住宅用地に関しては平均敷地面積が小さいことがわかる。

さらに、この平均敷地面積の特徴について詳細に考察するため、都心からの時間距離圏ごとの値

を求め図4に示した。変更前の土地利用分類に着目すると(図4(a))、造成中地が20分圏で高い値を示していることがわかる。これは、臨海部における大規模開発の結果であると思われる。工業用地については、都心部から郊外にかけて比較的広い面積単位で変化している。一方、住宅用地や商業業務用地の平均敷地面積は距離圏によらずほぼ一定であり、ここでの分類の中では最も小さいことがわかる。さらに、変化先の土地利用分類に着目してみると(図4(b))、平均敷地面積は各項目とも都心から遠ざかるにしたがって幾分大きくなる傾向がうかがえる。すなわち、変化前の単位敷地面積は、都心部と郊外部で大きな違いはないものの、変化後に形成される単位敷地は郊外の方が幾分大きいと言える。

以上のように、土地利用が変更される際の平均敷地面積は、変更前後の用途によって大きく異なり、また、都心からの距離圏によってもバラエティをもつ。メッシュデータを用いて敷地移行確率行列を推定する際にはこれらの事実を反映させることが必要であると考えられる。

3. 安定地点を考慮した土地利用遷移

(1) モデルの定式化

安定地点を考慮した土地利用遷移モデルの必要性と有効性については既に検討した(大佛ほか、1996)。しかし、従来までは遷移確率行列に定常性を仮定しており、また、変化した面積から直接遷移確率を求める方法をとっていた。そこで、この定常性の仮定をゆるめ、また、敷地単位の変化に基づくモデルへと拡張しておきたい。

時点 $t+1$ での土地利用 i の敷地数 $x_i(t+1)$ は、従来の方法によれば、式(2)に示した遷移確率 p_{ij} を用いて次のように記述されてきた。

$$x_i(t+1) = \sum_j p_{ij} x_j(t) \quad (6)$$

しかし、対象地域内には、われわれが観測したい時間範囲内においては、土地利用が他の用途へ確率的には変化しない地点(安定地点)も存在する

可能性がある。つまり、土地利用が項目 j として安定している敷地が対象地域内に s_j だけ存在する場合には、上記のモデルは次のように書き換える必要がある。

$$x_i(t+1) = s_i + \sum_j q_{ij}(t) (x_j(t) - s_j) \quad (7)$$

ここで、 $q_{ij}(t)$ は時刻 t において安定的に存在する敷地数を除外して、すなわち、確率的に変化する地点のみから求められる敷地遷移確率である。また、この遷移確率は一定ではなく、時刻 t によって異なるものと考えているので、時刻 t の関数となっている。つまり、遷移確率 $q_{ij}(t)$ の推定値は次式で与えられる。

$$q_{ij}(t) = \frac{n_{ij}(t)}{\sum_i n_{ij}(t) - s_j} \quad (i \neq j) \quad (8)$$

$$q_{jj}(t) = \frac{n_{jj}(t) - s_j}{\sum_i n_{ij}(t) - s_j} \quad (9)$$

ここで、 $n_{ij}(t)$ は時刻 t から $t+1$ の間に土地利用が j から i へ変化した全敷地数である。

さらに、対象地域の中の土地利用分類が j である敷地で、時刻 t から $t+2$ までまったく変化しなかった敷地の数を $r_j(t)$ とすると、 $r_j(t)$ は先の $q_{ij}(t)$ を用いて、

$$r_j(t) = s_j + (\sum_i n_{ij}(t) - s_j) q_{jj}(t) \quad (10)$$

と表すことができる。ここで、式(9)、(10)より $q_{ij}(t)$ 、 $q_{ij}(t+1)$ を消去すると、次式が得られる。

$$s_j = \frac{r_j(t) \sum_i n_{ij}(t+1) - n_{jj}(t) n_{jj}(t+1)}{r_j(t) + \sum_i n_{ij}(t+1) - n_{jj}(t) - n_{jj}(t+1)} \quad (11)$$

すなわち、図5に示すように、3時点の土地利用メッシュデータから、各時点間の敷地単位の遷移行列 $n_{ij}(t)$ と、3時点間変化しなかった敷地数 $r_j(t)$ が求められれば、各土地利用についての安定地点の敷地数 s_j と、確率的に変化する地点の敷地遷

移確率 $q_{ij}(t)$ 、 $q_{ij}(t+1)$ を推定することができる。

(2) 実データを用いた安定地点数の推定

以下では、第2章、第3章で構築した土地利用遷移モデルを用いて実際の土地利用データを分析し、安定的に存在する敷地数の推定を試みた。ただし、平均敷地面積 a_{ij} の値については、より安定した値を得るために、3時点のデータを用いて、

$$a_{ij} = \frac{m_{ij}(t) + m_{ij}(t+1)}{n'_{ij}(t) + n'_{ij}(t+1)} \quad (12)$$

$$a_{ij} = \frac{\sum_{i \neq j} (m_{ij}(t) + m_{ij}(t+1))}{\sum_{i \neq j} (n'_{ij}(t) + n'_{ij}(t+1))} \quad (13)$$

と推定している。また、対象地域内に大規模な面的開発が実施された地点が存在すると平均敷地面積が大きく揺らぎ、分析結果に影響する危険性が

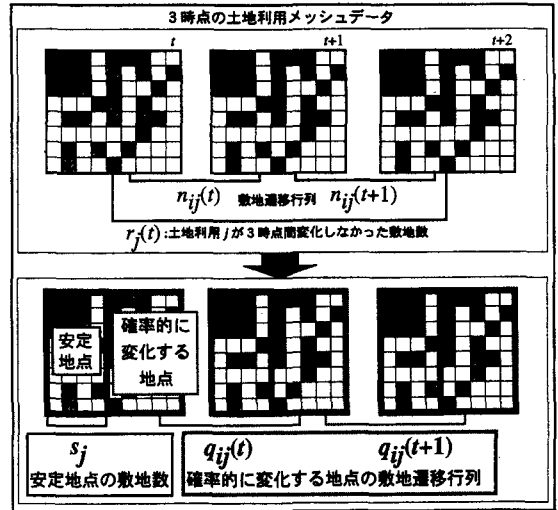


図5 安定地点を考慮した土地利用遷移モデル

表3 安定地点の敷地割合の推定結果

項目	山林荒地	田	畑	造成中地	空地	工業用地
安定地点の敷地割合	0.811	0.785	0.668	0.175	0.381	0.693
	一般低層	密集低層	中・高層	商業業務	道路	公園緑地
	0.719	0.791	0.689	0.530	0.694	0.439

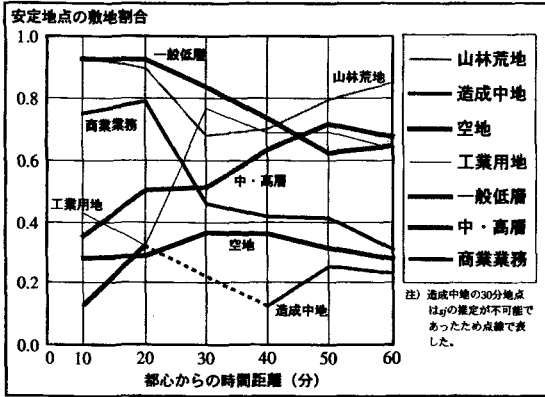


図6 距離圏別の安定地点の敷地割合

ある。そこで、以降では敷地面積が1 ha以上のまとまりで変化した敷地は除外して検討することにした。

まず、図3の対象地域において各土地利用項目ごとに安定地点の敷地割合を推定し、その結果を表3に示した。造成中地や空地の安定地点の割合は他の項目に比べて低く、これらの土地利用は、ほとんどすべての地点で変化しやすく、過渡的な土地利用形態であることが確認できる。

つぎに、安定地点の空間的な分布特性について検討するため、都心からの時間距離圏別に安定地点の敷地割合を推定した。図6には結果の一部を示してある。空地系の用途は距離圏によらずほぼ一定の低い値を示すのに対し、一般低層住宅地や商業業務用地では都心では高く、郊外へ向かうにつれて低くなるのがわかる。一般的に、都心ほど土地利用変化は激しいものと考えられるが、確率的に変化する可能性の有無で評価すると、むしろ都心部の方が変化する地点は少ないことがわかる。この結果は、一種住専や商業地域など、土地利用の転換の方向を規定する働きが都心部においてより明確に機能している可能性を示唆しているものと考えられる。

(3) 土地利用遷移における単純マルコフ性の確認

マルコフ連鎖を用いる多くのモデルでは、理論的な議論を単純化するために、単純マルコフ性を仮定している。単純マルコフ性とは、時点 $t+1$ に

おける状態は、時点 t だけの状態に依存し、時点 $t-1$ 以前の状態には無関係であるという性質である。これに対して、時点 $t-1$ 以前の状態にも依存する性質は多重マルコフ性と呼ばれている。

現実の土地利用遷移は、厳密には多重マルコフの性質を持つと考えられることから、次のような分析を試みた。すなわち、過去の履歴が異なるふたつのグループ（地点の集合）から推定される推移確率行列を比較することで、多重マルコフ的性質の存在を確認した。具体的には、図7に示すように、1979～84年の敷地遷移確率行列を、1時点前の1974～79年において土地利用変化がなかった地点と、土地利用変化のあった地点とに分けて、別別に推定した。前者には安定地点の成分が含まれている可能性があるため、上述したモデルを用いて推定し、一方、後者には安定成分が含まれていないので、敷地単位の変化からそのまま推移確率を推定した。それぞれの敷地遷移確率行列を $qA_{ij}(t)$ 、 $qB_{ij}(t)$ と表し、両者の成分を図8に示した。この結果を見る限りにおいては、両者の値にはそれほど大きな乖離は見られない。つまり、本研究で対象としているデータに関しては、土地利用遷移は単純マルコフ的と考えても大きな誤りはなさそうである。

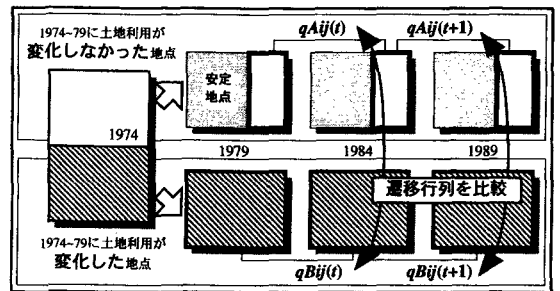


図7 単純マルコフ性の確認方法

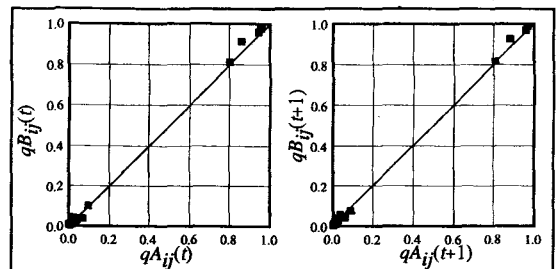


図8 $qA_{ij}(t)$ と $qB_{ij}(t)$ の成分比較

4. 遷移確率の時間的变化

(1) モデルの定式化

従来のマルコフ連鎖型土地利用モデルにおいては、遷移確率は時間によらず一定であることを仮定している。しかし、遷移確率の定常性に関する仮定は、現実にはそぐわない可能性がある。そこで、以下では土地利用効用の概念を用いて、遷移確率行列の時間的な変化を記述するモデルの構築を試みる。

まず、時点 t において土地利用項目を j から i に変更する際に得られる効用を $U_{ij}(t)$ と表すことにする。 $U_{ij}(t)$ は確定項 $U_{ij}(t)$ と確率的な不確定項 $e_{ij}(t)$ の和に分離できるものとし、 $e_{ij}(t)$ にガンベル分布を仮定すると、以下のようなロジットモデルを得る。

$$q_{ij}(t) = \frac{\exp[U_{ij}(t)]}{\sum_k \exp[U_{kj}(t)]} \quad (14)$$

ただし、 $q_{ij}(t)$ は時点 t における敷地遷移確率である。

ここで、土地利用効用の変化が時間に対して直線的であると仮定すると、連続する3時点 $t, t+1, t+2$ における土地利用効用の関係は、

$$U_{ij}(t+2) = 2U_{ij}(t+1) - U_{ij}(t) \quad (15)$$

と書くことができる。式(14)と式(15)を用いて簡単な数式展開を行うと、次の関係式を得る。

$$G_{ij}(t+n) = \left[\frac{G_{ij}(t+1)}{G_{ij}(t)} \right]^n G_{ij}(t) \quad (16)$$

ただし、

$$G_{ij}(t) = \frac{q_{ij}(t)}{q_{jj}(t)} \quad (17)$$

である。ここで、式(17)の両辺の i についての和を求めると、右辺の分子は1に等しくなるから、時点 $t+n$ における遷移確率行列の対角成分は、 $G_{ij}(t+n)$ を用いて、

$$q_{jj}(t+n) = \frac{1}{\sum_i G_{ij}(t+n)} \quad (18)$$

と書くことができる。また、非対角成分についても同様に、式(17)から、

$$q_{ij}(t+n) = \frac{G_{ij}(t+n)}{\sum_i G_{ij}(t+n)} \quad (19)$$

と書くことができる。

すなわち、連続する3時点の土地利用データより二組の推移確率行列を推定し、式(17)にしたがい $G_{ij}(t), G_{ij}(t+1)$ を構成すれば、式(16)、式(18)、式(19)より、時点 $t+n$ における土地利用遷移行列 $q_{ij}(t+n)$ を推定することが可能となる。

(2) 実データを用いたモデルの検証

現実のデータを用いて前節で構築したモデルの適合性を検証する。検証の方法を図9に示してある。すなわち、既存の土地利用データのうち、1974、79、84年の3時点のデータを用いて、まず、第3章までに述べた方法により確率的に変化する地点の遷移確率 $q_{ij}(1), q_{ij}(2)$ を求め、これをもとに

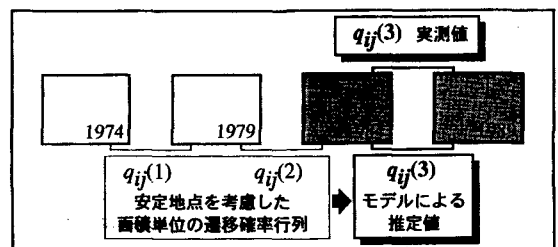


図9 遷移確率行列予測モデルの検証方法

84~89年の遷移行列 $q_{ij}(3)$ を前節の方法で推定した。この結果と、1979、84、89年のデータを用いて推定される遷移確率行列 $q_{ij}(3)$ の値とを比較し、図10(a)に示した。また、推移確率行列の時間的な変化を確認するため、遷移確率 $q_{ij}(1)$ と $q_{ij}(3)$ の値を比較し、図10(b)に示した。図10(b)をみると、時間を経ると遷移確率行列が大きく変化してしまうことがわかる。つまり、遷移確率行列に定常性

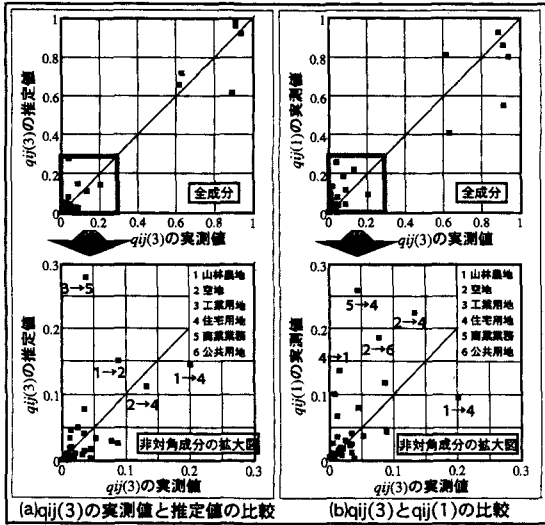


図10 モデルの適合性

を仮定することは難しいことが分かる。これに対し、前節の方法で遷移確率行列を推定すると、定常性を仮定するよりは現実に近い遷移確率となることがわかる。すなわち、上記のモデルを用いれば遷移確率行列の時間的な変化をある程度考慮した分析が行える可能性がある。

しかし、モデルの適合度は必ずしも良好ではなく、部分的には乖離の大きい土地利用遷移もある。そこで、次節ではこの原因について考察したい。

(3) 用途地域指定が遷移確率に及ぼす影響

用途指定ごとに遷移確率行列を求め、相互に比較してみた(図11)。同じ住居系の用途指定である1種住専と2種住専では、その遷移構造はよく似

ているが、商業地域と比較すると大きく異なる。前者では対角成分が大きく土地利用の変化が穏やかであるのに対して、後者では非対角成分が大きく、特に、空地や商業業務用地への遷移が大きい。すなわち、前節のモデルの不備は、各地点の持つ場所性を取り込んでいないことに起因するものと思われる。そこで、次のように考えた。

そもそも土地利用効用が都市空間内で一様であるとは考えにくい。式(14)では遷移確率を土地利用効用を用いて記述したが、各地点のもつ場所性によって、効用が変動すれば遷移確率も変動する。そこで、土地利用効用が、場所の特性に応じてどのように異なるかについて検討しよう。吉川ほか(1990)も同様の観点から用途地域指定ごとの土地利用遷移の違いについて検討している。

土地利用効用を計量化するモデル(大佛ほか、1996)を応用して、用途指定が土地利用効用に及ぼす影響を計測した。その結果を図12に示している。

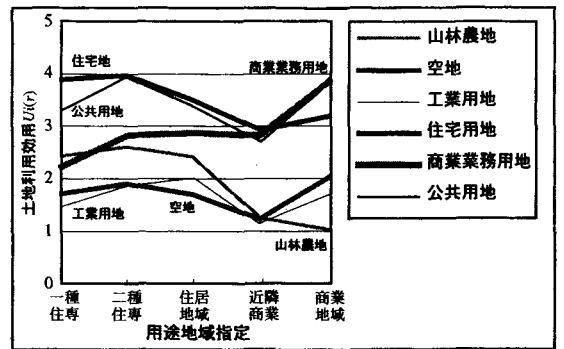


図12 用途地域指定別の土地利用効用

第1種、第2種住専では、住居系の土地利用効用が高く、むしろ商業業務活動の効用は低い。一方、商業地域においては、この傾向は逆転し、商業業務の効用が高くなるのがわかる。

以上のように、土地利用効用は地点の特性に応じて大きく異なり、その結果、式(14)から分かるように、土地利用遷移確率の違いとなって現れる。すなわち、土地利用遷移確率を推定する際には、土地利用特性の類似する地点ごとに推定する必要があると言える。

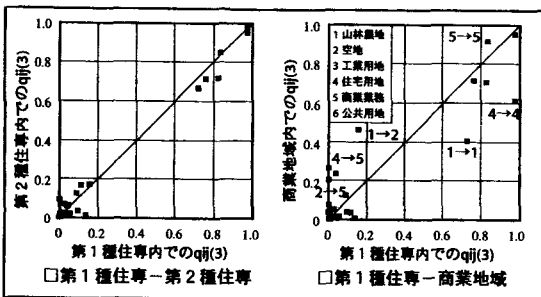


図11 用途地域指定間での遷移行列推定結果比較

5. まとめ

本研究では、従来の土地利用遷移確率の推定方法に内在する問題点を整理すると同時に、新たな推定方法の提案を行った。具体的には、土地利用遷移確率行列を推定する際には、1) 変化した面積ではなく、敷地単位に遷移を捉える必要があること、2) すべての地点が確率的には変化しておらず、安定的に存在する地点(安定地点)の存在を考慮する必要のあること、3) 土地利用効用の概念を用いたモデルによれば、土地利用遷移確率の時間的変化をある程度記述できること、4) 遷移確率を規定する土地利用効用は用途規制をはじめとする場所の特性に大きく依存しているため、場所の特性を勘案しながら対象地域を分類し、その中で推定する必要のあることなどを示した。

参考文献

1) 金俊栄・萩島哲・大貝彰・岩尾襄・黒瀬重幸「土

地利用遷移行列による都市の土地利用用途転移の分析」、『日本建築学会計画系論文報告集』424, p.69-78, 1991.

2) 石坂公一「土地利用遷移行列の分析手法に関する考察」、『日本建築学会計画系論文報告集』436, p.59-69, 1992.

3) 青木義次・永井明子・大佛俊泰「遷移確率行列を用いた土地利用分析における誤差評価」、『日本建築学会計画系論文集』456, p.171-177, 1994.

4) 大佛俊泰・栗崎直子「効用概念に基づく土地利用遷移確率モデルの構築とその応用」、『GIS-理論と応用』4(2), p.7-14, 1996.

5) 吉川徹「多項分布による敷地土地利用転換モデルに関する考察」、『総合都市研究』53, p.113-121, 1994.

6) 大佛俊泰・倍田賢一「安定地点を考慮した土地利用予測モデル」、『GIS-理論と応用』4(2), p.1-6, 1996.

7) 吉川徹・岡部篤行・浅見泰司・金子忠明「用途地域指定の主旨からみた土地利用遷移の分析-神奈川県川崎市を対象とした実態分析-」、『日本都市計画学会学術研究論文集』25, p.373-378, 1990.

Key Words (キー・ワード)

Land Use (土地利用), Transition Probability (遷移確率), Markov Chain (マルコフ連鎖), Urban Raster Data (都市メッシュデータ)

An Estimating Method of the Land Use Transition Probability

Toshihiro Osaragi*, Kenichi Masuda** and Yoshitsugu Aoki***

*Department of Mechanical and Environmental Informatics, Tokyo Institute of Technology

** Pasco Corporation

***Department of Architecture, Tokyo Institute of Technology

Comprehensive Urban Studies, No.65, 1998, pp.25-34

Many studies on land use conversion have been carried out using the Markov chain model. In this paper we discuss the following three features of land use conversion and propose an estimating method of land use transition probability using urban raster data.

First, in the previous studies the transition probability matrix on land use has been estimated from the time series raster data, by counting the number of cells which changed from one land use category to the other. However, the spatial unit of land use conversion is a parcel. Therefore, the transition probability matrix should be estimated by counting the number of parcels whose land use categories are changed in a unit time. We propose a method for estimating the number of parcels using land use raster data.

Second, it must be noted that there are some places whose land use conversion dose not follow the stochastic process. This fact requires us to exclude these places from the study area. Hence we noted the places whose land use are in steady state, and propose a method to estimate the amount of places in steady state.

Last, it must be also considered that the land use transition probability is never constant in time. We therefore introduce the concept of land use utilities and construct a model which express the change of transition probability matrix.

The above ideas are combined and applied to the actual urban raster data. The effectiveness of proposed methods and some new findings on land use conversion are shown.