

交通改善に起因した観光地域の自然的土地利用 の変化に関する分析

土井健司¹・岡本直久²・村田朝雄³

¹正会員 工博 東京工業大学助教授 大学院情報理工学研究科 (〒152 東京都目黒区大岡山2-12-1)

²正会員 工博 運輸経済研究センター 運輸政策研究所研究員

³正会員 工修 住宅・都市整備公団

自然環境の豊かさは郊外観光地域における魅力度の重要な構成要素と考えられるが、多くの観光地域においては、観光需要の増加が開発面積の増加に支えられたものであり、その結果、森林・緑地等の減少を生じている。こうした自然的土地利用の減少の契機の一つは言うまでもなく交通改善であるが、如何なる条件下で交通改善が減少をもたらすかは明らかにされていない。本研究では、自然環境としての自然緑地の豊かさを魅力度指標として考慮した観光需要のモデル化とデベロッパーの観光開発行動のモデル化を行い、両者の同時決定システムとして地域毎の観光入り込み客数と自然緑地の賦存量の決定を表現する。これにより、交通改善の長期的な環境への影響に関する定量化方法を構築する。

Key Words: accessibility, recreational development, deforestation, land use analysis

1. はじめに

郊外観光地域においては、依然、道路整備を契機とした乱開発が見られ、自然緑地等の資源の減少に加え、単機能的に構成された開発空間の拡がりによりレクリエーション地域としての魅力低下が危惧される地域が少なくない。こうした問題への対応を考えるとき、まず道路整備と周辺の土地利用計画との連携の強化が必要とされ、さらに広域的には都市地域と農林地帯とを一体的に捉える中で、自然的土地利用の位置づけを問い直すことが必要と言えよう。

自然的土地利用を多機能かつ多義的に地域計画に位置づけようとの試みは、かつて東京緑地計画協議会を嚆矢とした戦前の議論に見られる¹⁾。しかし、急速な都市成長の下で、こうした計画思想は後退を余儀なくされ、都市地域においては緑地保全地区や生産緑地地区の指定という局所保全型の手法が都市計画に導入されているに過ぎない²⁾。加えて開発や転用への厳格な制限を伴う農林地帯においても、生産面が偏重されてきたことを反映し、多機能かつ多義的な空間形成という見地からは都市地域とは別の問題を抱えている。

今日、オートキャンプをはじめとする野外型レクリエーションに対する需要が高まりを見せ、余暇に関わる行動圏の拡大が著しい^{3),4)}。急増するレクリ

エーション需要に対応したアクセス整備が求められるとき、開発による魅力の創造と自然資源の消費に伴う魅力の低減とのバランスを総合的に捉えた上で交通整備のあり方が検討されるべきことは論を待たない。本研究はこうした検討に資することを目的として、交通整備に起因した、郊外地域での自然的土地利用の変化機構に関する分析を試みるものである。

従来においても、非都市的な土地利用から都市的利用への変容パターンに関する分析⁵⁾、郊外地域での観光立地の空間的変遷に関する分析⁶⁾、および土地利用計画や開発コントロールの実効性等に着目した分析等が見られる⁷⁾⁻¹⁰⁾。また、自然的土地利用への影響に主眼を置くものではないが郊外地域での交通整備と土地利用変化との関係を捉えたものとして、インターチェンジ整備に起因した非都市的利用から都市的利用への転換とそれに起因した用途混在地域の発生を扱った本多・川上らの研究¹¹⁾、バイパス周辺の土地利用状況を既存道路の市街化の進んだ沿道状況と比較調査し、今後の道路整備と併せた空間整備の方向性を示唆した小柳・山形らの研究¹²⁾、および観光地道路整備に伴う土地利用変化を動的に捉えた土井・岡本の分析¹³⁾などが見られる。

交通改善による自然的土地利用の変化を対象とする本研究においては、まず地域の自然緑地の賦存量とアクセシビリティとの関わりを分析する。次に観

光地魅力度に対する自然緑地量の寄与を明らかにした上で、旅行者の魅力度評価とそれを受けたデベロッパーの開発戦略のモデル化を行う。これにより観光需要集中と観光地開発との同時決定システムとして、交通改善に起因した自然緑地の賦存量変化に関する定量化手法を構築する。

2. 郊外観光地域での土地利用変化の実態

(1)対象地域とデータの概要

ここでは、豊富な観光資源を有しながらも交通施設整備の遅れからなお開発余地が高く、かつ今後の高規格道路の整備に伴い大きな変貌が予想される千葉房総地域を対象として、自然的土地利用の変化の実態を捉える。なお、本研究で対象とする房総地域とは、千葉市および東金市以南のエリアである。表-1は分析に用いたデータの概要を示している。土地利用変化については、国土数値情報の土地利用メッシュデータおよび千葉県土地利用現況調査、世界農林業センサス林業地域調査の結果を用い、観光開発の動向については千葉県観光協会による観光施設統計およびレジャーランド総覧を用いた。

a)開発と観光需要

図-1は対象地域における観光開発の動向を示している。1970年代以降、野外観光施設の開発を中心として観光開発が急速に進み、1970年からの20年間で開発面積は約8倍に拡大していることがわかる。ここで言う野外型観光施設とは、ゴルフ場、牧場、オートキャンプ場、運動公園等を含むものである。これらの野外観光施設のうち最も顕著な増加を示しているものはゴルフ場であり、全体の増加の65%を占めている。次に、図-2は房総地域を6つのゾーンに分割し、観光入り込み客数の推移を示したものである。入り込み客数は1980年頃を境として、北部地域の千葉および市原ゾーンで大きな増加を示しているものの、図-1の開発面積の推移と比べるとこの伸びは小さく、供給の伸びが需要の伸びを大きく上回っている状況が読みとれる。

b)土地利用変化

次に、房総地域における地目別の土地利用構成とその変化を示したものが図-3である。標準3次メッシュの土地利用データによれば、1991年時点では自然系の土地利用は、樹林・果樹園を含む森林系が51%、農地が32%という状況である。また、林業地域調査によれば、林野面積の48%が雑林を中心とする天然林であり、スギ、マツ、ヒノキの人工林がそれぞれ29%、7%および6%を占めている。

1976年から91年までの変化を見ると、房総全域で

表-1 使用データ

土地利用状況および土地利用規制 国土数値情報の土地利用面積ファイル 千葉県土地利用現況把握調査 世界農林業センサス林地域調査
観光施設の立地 千葉県観光協会による観光施設統計及びレジャーランド総覧
観光入り込み客数 千葉県観光統計概要（年間観光客入込調査） 主要施設の入込客数調べおよびヒアリング

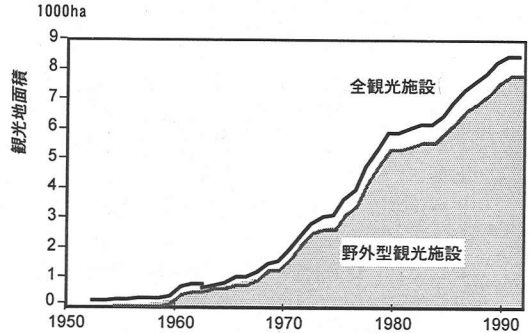
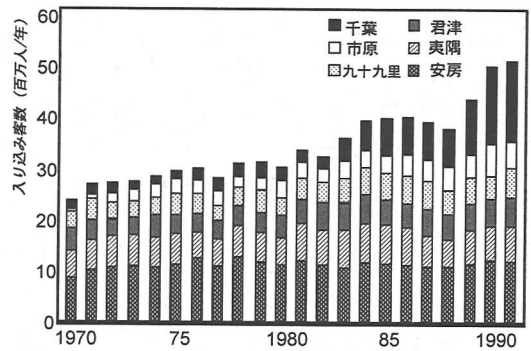


図-1 千葉房総地域における観光開発の動向



[対象地域のゾーン区分]

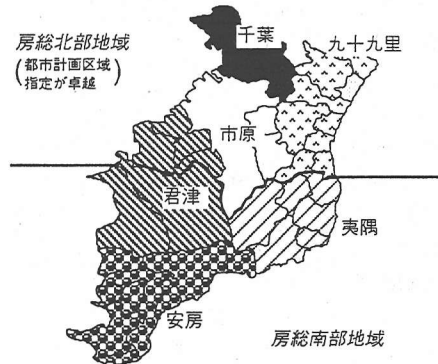


図-2 観光入り込み客数の推移

の森林系および農地の変化は面積シェアで共に-2.2%と顕著な減少は見られない。しかし、主要地方道以上の幹線道路に隣接したメッシュでの土地利用構成を見ると、森林系および農地の面積シェアはそれぞれ-4.3%および-6.6%の減少を示している。

(2)林地、農地の減少パターン

図-4は、幹線道路に隣接したメッシュのうち顕著な森林系(以下、林地)、農地の減少が見られた地域を対象として、その変化パターンを图示したものである。ここでは、1976年から91年にかけてメッシュ面積の5%以上の減少があった地域を抽出し、1)林地および農地のそれぞれの面積変化率、2)1976年の宅地面積比率、3)1976年から91年までの道路の供用・改良の有無、および4)都市計画法、農振法、森林法および自然公園法等の地域指定(卓越地域)を変数としたクラスター分析を実施した。その結果、土地利用変化の形態が次のように類型化された。

①市街地周辺の連担開発地域：市街化区域および既に市街化の進んだ市街化調整区域(以下、調整区域)において、道路の供用・改良に伴い林地、農地から宅地や公共用地への転用が道路沿いに進行した地域である。

②市街地周辺での林地転用地域：連担性は低いが林地の減少が顕著な地域である。房総北部地域の調整区域およびそれと農業振興地域(以下、農振地域)との重複地域に多く見られる。

③市街地周辺での農地転用地域：既存道路の周辺で農地の減少が顕著な地域である。房総北部の調整区域および未線引き区域において元来農地の割合の高かった地域に多く見られる。

④内陸丘陵部での飛び地的開発地域：南部の丘陵地域において、道路の整備・改良に伴い飛び地的な観光開発が生じた地域である。市原と勝浦とを結ぶ国道297号の周辺等において顕著であり、主として都市計画区域外に見られる。また、北部地域においても東金道路、外房有料道路等の供用に伴い同じような飛び地的開発が生じているが、ここでの開発は南部地域に比べ住宅地開発の比率が高いのが特徴である。

次に、林地面積の減少率を房総全域および幹線道路周辺地域毎に地域指定別に示したものが図-5である。林地の減少率は調整区域およびそれと農振地域との重複地域において6%を超える高い値を示しており、沿道地域に関しては調整区域と森林地域の重複地域においても3%を超えている。

調整区域においては、1982年に開発許可の対象となる開発行為が非農家の分家住宅、自然的土地利用

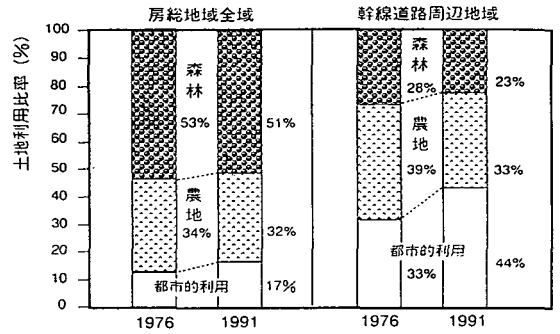


図-3 土地利用構成の変化

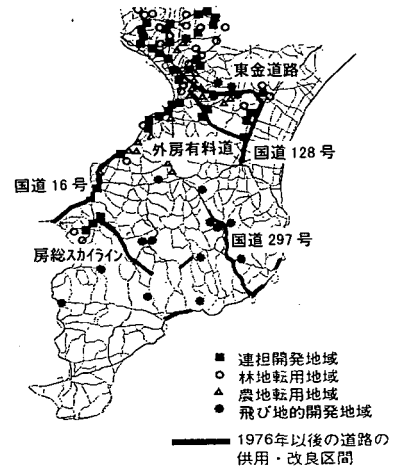


図-4 林地・農地の減少形態

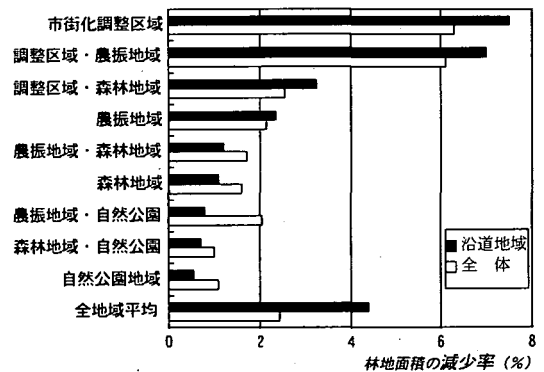


図-5 地域指定と林地面積の変化との対応

と調和のとれたレクリエーション施設に拡大されたことをはじめとして、1983年の開発の規模要件の緩和、1986年の開発許可の適用拡大等の一連の緩和措置が見られ¹⁰⁾、これに起因した規制効力の低下が林地の減少率の高さに反映されていると考えられる。

表-2 分析に用いた観測変数

観測外生変数:	
X1	都心部からの交通所要時間(分)
X2	地域固有の観光資源の有無(0,1) 名所・史跡, 温泉, 海レジャーの対象(海浜, 湖沼) 山レジャーの対象(山岳・高原, 渓谷等)
X3	法地域指定(市街化調整区域, 農業振興地域, 森林地域, 自然公園地域の指定面積比率)
観測内生変数:	
Y1	観光入り込み客数(千人)
Y2	観光開発面積(ha)
Y3	最寄りの幹線道路の平日交通量(千台/12hr)
Y4	周辺地域の市街化率(当該地域から10km圏内 でのDID面積比率)
Y5	自然緑地の賦存率(無次元)

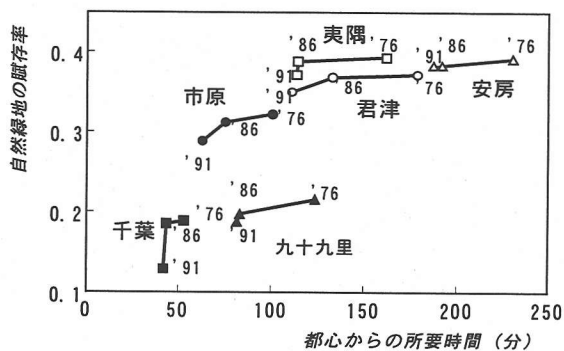


図-6 アクセシビリティの変化と自然緑地の賦存率



図-7 自然緑地の賦存状況と影響要因

また、農振地域については、既成市街地を除く房総半島の殆どの地域がこの指定対象となっているという実情を見れば、これと調整区域との重複地域での減少率が調整区域並みに高いことがうなずける。農振地域においても農用地区域とそれ以外のいわゆる農振白地地域では、開発や転用に対する規制力が大きく異なる。したがって賦存量の減少率を捉える上でこの両者は区別されるべきであるが、メッシュデータから農用地区域の指定に関する情報は得られていない。

3. 自然緑地の減少メカニズム

(1)アクセシビリティの改善と自然緑地量の変化

図-6は、房総地域の6つのゾーンについて、1976年から91年にかけての、都心部からの交通所要時間の変化と幹線道路沿いの自然緑地の賦存率の変化との関係を示したものである。ここでは森林、樹林・果樹園に加え草地・荒地を自然緑地と位置づけ、全面積に占める自然緑地面積の割合を賦存率と定義した。また、ゾーン毎の賦存率の算定にあたっては、幹線道路に対する隣接メッシュのみを対象とした。

図より、概ね所要時間の短縮により賦存率の低下がもたらされていることが示され、同じ時間短縮であれば都心部により近いゾーンでの賦存率の減少が大きいことが読みとれる。南部地域の君津、夷隅お

よび安房という都心からのももとの所要時間が2時間を超えていた地域においては、所要時間の短縮に対応した賦存率の低下は顕著ではない。このことは、アクセシビリティの改善が生じて、都市域からの市街化圧力の低い地域では自然緑地から都市的利用への転換は生じ難いことを示唆している。

そこで、自然緑地の賦存状況を図-7に示すようにアクセシビリティ、観光魅力度および市街化圧力という要因と関係づけ、これらの因果関係を線形システムとして記述することを試みる。

(2)線形構造モデルによる因果構造の把握

ここでは、次のような測定方程式と構造方程式を用意し、線形構造モデル(LISREL)による因果構造の分析を行う。

測定方程式

$$X = \Lambda_x \xi + \delta \quad (1)$$

$$Y = \Lambda_y \eta + \varepsilon \quad (2)$$

構造方程式

$$\eta = B \eta + \Gamma \xi + \zeta \quad (3)$$

ここに、 X および Y はそれぞれ観測外生変数と観測内生変数のベクトルであり、 ξ および η は潜在外生変数および潜在内生変数のベクトルを表す。 Λ_x および Λ_y は重み行列(因子負荷量)、 B は潜在内生変数間の関連を示す行列、 Γ は潜在外生変数と内生変数を結ぶ行列である。また、 δ 、 ε および ζ は誤差ベクトルである。

表-2は式(1)および式(2)に用いる観測外生変数 X および観測内生変数 Y を示している。また、式(3)の潜在内生変数 η として「観光魅力度」、「市街化圧力」および「自然的土地利用への適地度」を設定する。潜在内生変数である「自然的土地利用への適地度」は、

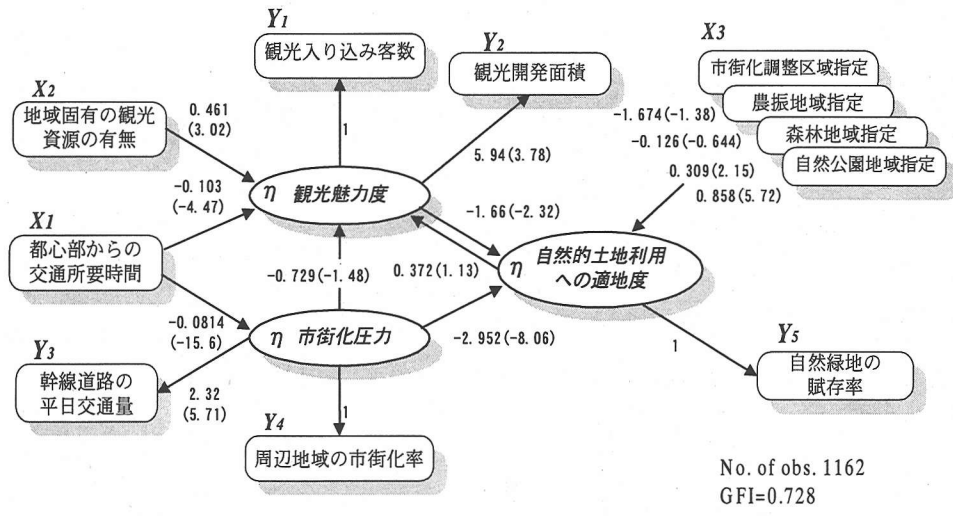


図-8 線形構造モデルに基づき推定された因果関係

観測内生変数である自然緑地の賦存率に反映され、また「観光魅力度」は年間の観光入り込み客数および観光開発面積の両者に反映されると考える。同様に、「市街化圧力」は周辺地域の市街化率に反映されると考え、潜在変数 η と観測変数 Y とを対応付ける。潜在変数間の相互関係については、地域の「観光魅力度」および「市街化圧力」は「自然的土地利用への適地度」に影響を及ぼし、「自然的土地利用への適地度」および「市街化圧力」は「観光魅力度」に影響を及ぼすという構造を想定する。なお、「観光魅力度」に影響を及ぼす土地利用としては自然的土地利用のみならず都市的土地利用の場合も考えられる。しかし、ここでは都市的土地の多さは自然的土地の少なさによって代理されると考え、都市的土地利用がもたらす観光魅力度については明示的に考慮しない。

幹線道路に隣接した1162個のメッシュ地域を対象として推定を行い、図-8の結果を得た。使用データは1991年の土地利用、観光施設立地、入り込み客数データおよび1990年道路交通センサスにおける交通量データである。パスダイアグラムの矢印に付した値は推定された係数値であり、括弧中の数値は有意性を示す t 値である。推定された係数の符号から、次のような因果関係が読み取れる。

①アクセシビリティは旅行者から見た「観光魅力度」を構成する要因であり、アクセシビリティの高い地域では観光魅力度もより高い水準を示す。

②地域の「観光魅力度」の高さは「自然的土地利用への適地度」の低下を生じている。

③しかし逆に、「自然的土地利用への適地度」の高さは「観光魅力度」を高める傾向にある。但し、この寄与関係は統計的な有意性を欠く。

④アクセシビリティの高い地域では周辺地域からの「市街化圧力」が高く、このことが「自然的土地利用への適地度」の低下に強く寄与している。また、「市街化圧力」の高い地域では「観光魅力度」が低いという傾向がうかがえる。

⑤都市計画法、農振法、森林法および自然公園法の下での地域指定は「自然的土地利用への適地度」に影響を及ぼしており、自然公園地域および森林地域の指定地域においては適地度が高められ、都市計画区域における市街化調整区域や農振地域の指定地域においては逆に適地度が低くなる傾向にある。

4. 自然緑地に対する旅行者の魅力度評価とそれを考慮した観光開発のモデル化

前節での線形構造モデルによる分析から、開発と保全とのバランスが問われる郊外観光地において、地域の観光需要と自然緑地の賦存状況との相互影響関係が捉えられた。しかし、そこでは観光魅力度に対する自然的土地利用の影響と都市的土地利用の影響とが区別されていないため、自然緑地の賦存率の高さが観光魅力度に寄与することが確認されたわけではない。また、観光魅力度が観光地域の土地利用に及ぼす影響についても、観光開発主体であるデベロッパーの行動を明示的に考慮していないことから不明確である。

こうした問題への対処として、以下では旅行者の自然緑地に対する魅力度評価を組み込んだ観光需要のモデル化およびデベロッパーによる観光開発行動のモデル化を行い、両者の同時決定問題の解を導出することにより、自然緑地の賦存状況と観光需要と

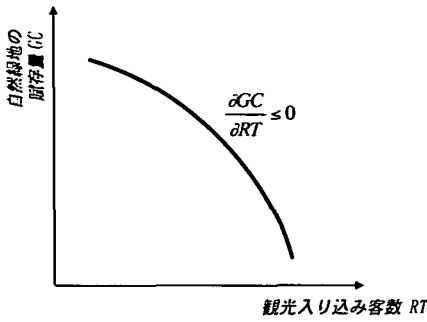


図-9 デベロッパーの自然緑地(素地)の需要

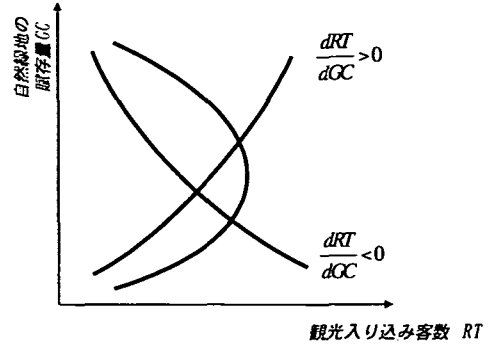


図-10 観光旅行者の自然緑地の賦存量への評価

の影響関係を理論的に解明し、かつ郊外観光地域におけるアクセシビリティの改善が両者に及ぼす影響に考察を加える。

(1)デベロッパーの観光開発行動

ここでは、デベロッパーによる観光開発地の供給を、利潤最大化の行動規範から導かれる次の供給関数によって表現する。

$$S = S(p, w) \quad (4)$$

ここに、 S は観光開発地の供給量、 p は開発地の価格指標たとえば客単価である。また、 w は1単位の開発素地の取得および開発に要する費用である。式(4)の供給関数は次の条件を満たす。

$$\frac{\partial S}{\partial p} \geq 0, \quad \frac{\partial S}{\partial w} \leq 0 \quad (5)$$

デベロッパーは自然緑地を開発素地として開発および供給を行うと考えれば、デベロッパーの自然的土地への需要 X は、供給関数と同様に p および w の関数として次のように表される。

$$X = X(p, w) \quad (6)$$

ここに、右辺の X は次式の条件を満たす開発素地需要関数である。

$$\frac{\partial X}{\partial p} \geq 0, \quad \frac{\partial X}{\partial w} \leq 0 \quad (7)$$

なお、ここではデベロッパーの開発行動において、素地のみを生産要素として考慮し、他の要素については明示的には扱わない。

式(5),(7)は観光開発地の価格が高く、素地の取得および開発に要する費用が小さいほど、観光開発量は増大し、自然緑地の消費量が増大することを意味している。ここで、デベロッパーは独占的に観光開

発地の供給を行い、その際の供給価格を開発地の集客力に応じて設定すると仮定すれば、式(6),(7)の p を観光入り込み客数 RT で置き換えることができる。

この時、式(7)の第一条件は、観光入り込み客数 RT の増加に伴いデベロッパーの自然緑地への需要量 X が増加することを意味し、これに伴い地域の自然緑地の賦存量は図-9のように減少することになる。次式は賦存量 GC (green conservation level)を、式(6)に基づき観光入り込み客数 RT 、素地の取得および開発費用 w および地域面積 L の関数として表わしたものである⁽¹⁾。

$$GC = GC(RT, w, L) \quad (8)$$

(2)観光需要の設定

観光需要のモデル化に際しては、観光地の環境質を魅力の一要因と位置づけ、自然緑地の賦存率 GC を環境質指標として考慮したグラビティモデルを採用し、これを次式のように表現する。

$$RT = RT(GC, RA, AC) \quad (9)$$

ここに、 RT は入り込み客数単位の観光需要、 RA は環境質以外の地域の観光魅力度、 AC は都心部からのアクセシビリティであり、

$$\frac{\partial RT}{\partial AC} > 0 \quad (10)$$

を仮定する。

上式においては、観光魅力度 RA は地域固有の観光資源量のみならずデベロッパーによる人為的な観光開発量にも依存すると考えられる。この時、観光開発量の増加は RA に影響を及ぼすだけでなく自然緑地の賦存量 GC の減少をもたらすことから、観光需要に対する自然緑地の賦存量の影響は、次式のように示される。

ケース1:

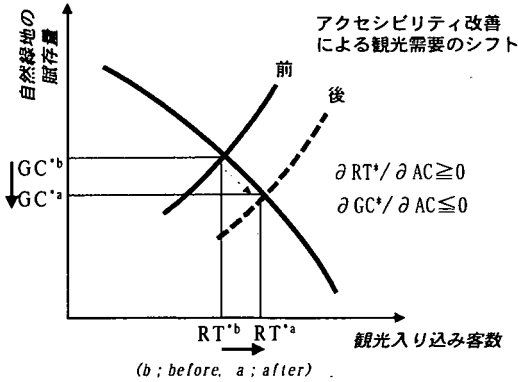


図-11 アクセシビリティ改善の影響 (1)

a) ケース2:

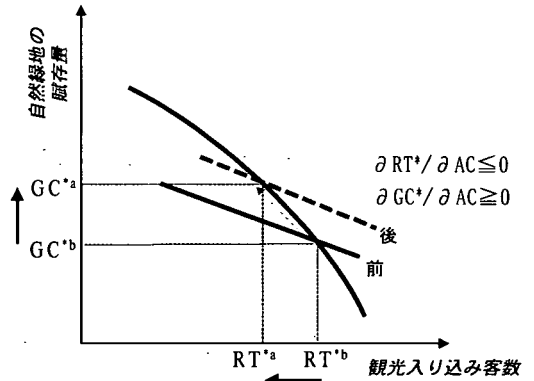


図-12 アクセシビリティ改善の影響 (2)

$$\frac{dRT}{dGC} = \frac{\partial RT}{\partial GC} + \frac{\partial RT}{\partial RA} \frac{\partial RA}{\partial GC} \quad (11)$$

ここに、上式の第1項は自然緑地の賦存量の変化で示される環境変化をもたらす影響であり、第2項は開発に伴う観光魅力度の変化を介した影響である。

図-10は、旅行者の自然緑地への魅力度評価を観光需要曲線として示したものである。ここでは、式(11)の第1項が卓越し賦存量の増加に対して観光需要が単調増加を示すケース、第2項が卓越し単調減少を示すケース、および両項のバランスから凸変化を示す3つのケースを描いている。前節の線形構造モデルにおいては $dRT/dGC > 0$ なる関係を得たが(図-8参照)、賦存量の観光需要への影響は図-10のように多様に想定されうる。

b) ケース3:

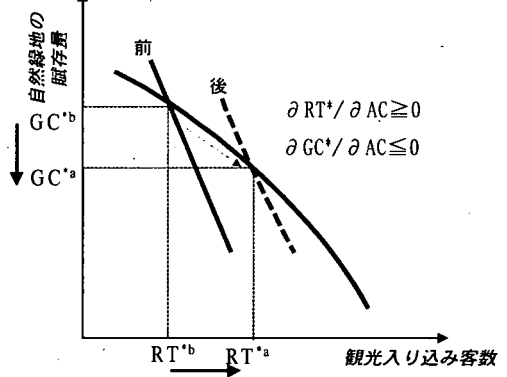


図-13 アクセシビリティ改善の影響 (3)

(3) アクセシビリティ改善の影響

以上の定式化に基づき、式(8)と式(9)との均衡解として自然緑地の賦存量と観光入り込み客数が決定される。また、外的要因としての素地の取得・開発費用 w やアクセシビリティ AC の変化に対応した式(8)、(9)の変化を考えることにより、均衡解の挙動が分析される。たとえば $\partial RT/\partial AC > 0$ の仮定から、交通整備によるアクセシビリティの改善は図-11の観光需要曲線を右方向に移動させることになるが、この時の均衡点の移動は次の3つのパターンに分類される。

まず、図-11のように均衡点の近傍で右上がりの需要曲線が想定される場合(ケース1)には、需要曲線のシフトにより均衡点は右下へ移動する。これにより観光入り込み客数は増加し、賦存量は減少すると考えられる。一方、図-12のように右下がりの需要曲線が想定され、かつ賦存量の変化に対する観光

需要の感度が大きい場合(ケース2)には、均衡点は左上へ移動することにより観光入り込み客数は減少し、賦存量は増加すると考えられる。また、賦存量の変化に対する観光需要の感度が小さい場合(ケース3)には、図-13に示すように均衡点は右下へ移動し、ケース1と同様に観光入り込み客数は増加し、賦存量は減少すると考えられる。観光需要が自然緑地の賦存量に対して凸変化を示す場合(図-10参照)は、曲線上のどの部分に着目するかによって挙動は異なるが、以上の分類パターンのいずれかが適用できる。

以上は均衡解の存在を前提とした議論であるが、特に観光需要が凸変化を示す場合には解の存在と一意性が問題となる。この点については、次節において特定化されたモデルの下で吟味する。

(4)モデルの特定

デベロッパーの生産関数においてCobb-Douglas型技術を仮定することにより、式(4)の供給関数および式(6)の自然緑地(素地)への需要関数はともに対数線形モデルとして導かれる。さらに、ある地域においてデベロッパーによって消費される素地量を、自然緑地の賦存率GCR(全面積に対する賦存量GCの比)および地域面積Lを用いて(1-GCR)Lと表すならば、式(6)の素地需要関数は次のように表現される。

$$\ln X = \ln(1 - GCR)L = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RT + \alpha_2 \ln w \quad (12)$$

ここに、 α_0, α_1 および α_2 はパラメータであり、式(7)の条件から $\alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \leq 0$ を満たす。

次に、式(9)の観光需要については、次のような対数線形モデル(Cobb-Douglas型モデル)によって表現する。

$$\ln RT = \beta_0 + \beta_1 \ln GCR + \beta_2 \ln RA + \beta_3 \ln AC \quad (13)$$

ここに、 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ および β_3 はパラメータである。さらに、上式の観光魅力度RAについては地域固有の観光資源量NRAおよびその周辺での人為的な開発率の結合として、次式のように表現する。

$$\ln RA = \ln NRA + \gamma \ln(1 - GCR) \quad (14)$$

ここに、1-GCRは開発率を表し γ は魅力度におけるその重みである。

集客力を高めるために、デベロッパーは観光資源の周辺開発を行い観光魅力度RAを高めることができるが、この開発行為は自然緑地の賦存率を低下させ、環境質という観光地のもう一つの魅力度を低下させるという帰結を生む。

(5)均衡解

自然緑地の賦存率と観光需要量は式(12)および式(13),(14)の均衡解として与えられる。これをGCR*およびRT*と表わす時、三つの式はGCRおよびRTに関する単純な線形構造にないことから一般的な方法でGCR*およびRT*の誘導型を導くことは困難である。そこで本研究では、モデルのパラメータ間に $\alpha_1(\beta_1 + \beta_2\gamma) = 1$ なる関係を設けることにより、GCR*の誘導型を次式のように得ている⁽²⁾。

$$GCR^* = \frac{1}{1 + e^{-\frac{1}{\alpha_1 \beta_1}(\lambda_0 + \lambda_1 \ln NRA + \lambda_2 \ln AC + \lambda_3 \ln w + \ln L)}} \quad (15)$$

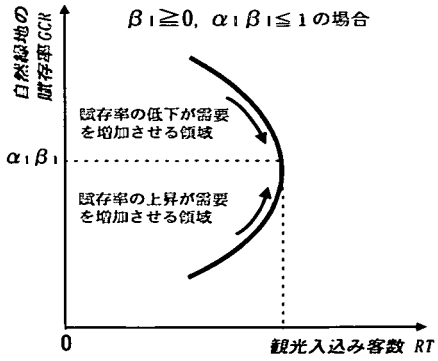


図-14 自然緑地の賦存率が観光需要に及ぼす影響

ここに、 $\lambda_0 = -\alpha_0 - \alpha_1 \beta_0, \lambda_1 = -\alpha_1 \beta_2,$
 $\lambda_2 = -\alpha_1 \beta_3, \lambda_3 = -\alpha_2 \quad (16)$

上式は、外生変数NRA, AC, wおよびLのみを説明変数として含むLogitモデルによって、賦存率GCR*の決定を表現したものである。デベロッパーおよび旅行者の行動を表現した式(12)~(14)が構造型モデルと呼ばれるのに対して、解として導かれたモデルは誘導型モデルと呼ばれる。

この時、観光需要に対する自然緑地の賦存率の影響は、次のように分析される。

$$\frac{dRT}{dGCR} = -\frac{1}{\alpha_1} \frac{GCR - \alpha_1 \beta_1}{1 - GCR} \frac{RT}{GCR} \quad (17)$$

ここで、式(12)における条件 $\alpha_1 \geq 0$ から、次の関係が成り立つ。

$$\frac{dRT}{dGCR} \begin{cases} > 0 & GCR < \alpha_1 \beta_1 \\ = 0 & \text{if } GCR = \alpha_1 \beta_1 \\ < 0 & GCR > \alpha_1 \beta_1 \end{cases} \quad (18)$$

上式の関係は β_1 の符号および $\alpha_1 \beta_1$ の大きさによって、次のように場合分けされる。

$$\frac{dRT}{dGCR} \begin{cases} \geq 0 & \beta_1 \geq 0, \alpha_1 \beta_1 > 1 \\ \geq 0 & \text{if } \beta_1 \geq 0, \alpha_1 \beta_1 \leq 1 \\ < 0 & \beta_1 < 0 \end{cases} \quad (19)$$

すなわち、観光需要モデルにおける賦存率のパラメータ β_1 が非負の値をとり、かつ $\alpha_1 \beta_1 > 1$ を満たす場合には、賦存率の増加に伴い観光需要は単調増加を示す。

次に、 β_1 が非負かつ $\alpha_1 \beta_1 \leq 1$ の場合、図-14に示すようにGCRが $\alpha_1 \beta_1$ 以下の領域ではGCRの増加に伴い観光需要は増加を示すが、 $\alpha_1 \beta_1$ より大きい領

域では観光需要は減少に転じる。この意味で、 $\alpha_1\beta_1$ は観光需要者側(旅行者)にとっての最適賦存率を表すものと解釈される。また、 β_1 が負の値をとる場合には、観光需要は単調減少を示す。

次に、式(15)で与えられた解の性質を検討する。そのためにデベロッパーの行動を表現した式(12)を観光需要関数と同様にRTを左辺に置いた形式に書き改め、旅行者側のRT^(D)からデベロッパー側のRT^(S)を差し引いた観光需要に関する超過需要関数E(GCR)を次のように表す。

$$E(GCR) = \ln RT^{(D)} - \ln RT^{(S)}$$

$$= \beta_1 \ln \frac{GCR}{1-GCR} - \frac{1}{\alpha_1} (\lambda_0 + \lambda_1 \ln NRA + \lambda_2 \ln AC + \lambda_3 \ln w + \ln L)$$

(20)

この時、右辺の第1項はGCRの定義域(0, 1)において(-∞, ∞)の値をとり、 $\beta_1 > 0$ の場合にはGCRの増加に対して単調増加を示す。したがって、超過需要関数も同様にGCRの増加に対して-∞から∞までの単調増加を示し、 $E(GCR) = 0$ を満たすGCR*は唯一解であることがわかる。 $\beta_1 < 0$ の場合も同様の手続きにより解の唯一性が示される。 $\beta_1 = 0$ の場合には解は存在しない。

5. モデルの適用

(1) モデルの推定

構造型モデルが線形の方程式体系で表される場合には、誘導型モデルと構造型モデルに対する2段階最小2乗推定、あるいはそれに一般化最小2乗推定を加えた3段階推定が適用される。しかし、ここで対象とする方程式体系式(12)および式(13),(14)は線形ではないことから、まず、誘導型モデル式(15)に対して次のような最尤推定法を適用し、パラメータ λ_0 、 λ_1 、 λ_2 および λ_3 の推定を行う。

$$\max \prod_i \left[\frac{1}{1 + e^{-\frac{1}{\alpha_i \beta_i} (\lambda_0 + \lambda_1 \ln NRA + \lambda_2 \ln AC + \lambda_3 \ln w + \ln L_i)}} \right]^{\overline{GCR}_i}$$

(21)

ここで \overline{GCR}_i は基準変量となる地域*i*の実際の自然緑地の賦存率である。

次に、式(21)から推定されたパラメータを用いて式(12)~(14)のパラメータ値を得ようとする、外生変数の数が多い過剰識別の状態となり、これを一意に特定することはできない。そこで、式(21)から得られたパラメータ値を用いたGCRおよびRTの計算

値を式(12)および式(13)に代入し、最小2乗推定(OLS)によりパラメータ α_0 、 α_1 、 α_2 および β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 の推定を行う⁽³⁾。この時、データ数が十分多ければGCRおよびRTの計算値はそれぞれ構造型モデル式(12)および式(13)で想定される誤差項と近似的に独立となる。

なお、方程式の誤差項間の相関が無視できない場合には、推定された各方程式の残差を利用して分散・共分散行列を導き、一般化最小2乗法(GLS)の適用により式(12)および式(13)を体系的に推定し直すことが必要となる⁽⁴⁾。

推定に用いるデータは、1991年の3次メッシュ単位での土地利用、観光資源数、観光入り込み客数、交通所要時間および土地利用規制に関するデータである。対象地域は、房総地域において名所・旧跡、温泉地、海レジャー、山レジャーに関わる観光資源の周辺(隣接1km²メッシュまでを含む)に位置し、かつ主要地方道以上の幹線道路に隣接した676メッシュである。また、現況の賦存率 \overline{GCR}_i の算定においては、前述のように自然緑地を森林、樹林・果樹園および草地・荒地と定義した。

a) 誘導型モデルの推定結果(賦存率モデル)

推定にあたっては、対象地域を図-2の地域区分に従い房総北部地域と南部地域に分け、パラメータ推定を行った。なお、式(21)のパラメータ λ_0 、 λ_1 、 λ_2 および λ_3 を推定しようとする場合、式形から明らかなようにこれらを $1/\alpha_i\beta_i$ と分離して推定することが困難である。従って、これらを $\lambda_0/\alpha_i\beta_i \sim \lambda_3/\alpha_i\beta_i$ として推定を行った。また、モデルの説明変数の一つとして、開発抵抗を表す土地利用規制を素地の取得・開発の単位費用*w*の代理変数として用いた。具体的には、市街化調整区域、農振地域、森林地域および自然公園地域の中で最も卓越した法地域指定をダミー指標として与えた。各地域でのモデルの推計結果を表-3、表-4に示す。

推定されたパラメータ値および*t*値を見ると、まず、両地域において観光資源数およびアクセシビリティのパラメータが負値となっており、観光資源数が多くアクセシビリティが高いほど自然緑地の賦存率は低下するという傾向が示されている。房総北部地域においてはアクセシビリティのパラメータの絶対値は大きく、*t*値も4.29と高い説明力を有する。南部地域においては、観光資源数は統計的に有意であるが、アクセシビリティは*t*値が2.0を下回り十分な有意性を持たない。

次に、法地域指定の影響に着目すると、房総北部地域においては森林地域の指定について正のパラメータ値が得られているのに対し、市街化調整区域

表-3 賦存率モデルの推定結果(房総北部地域)

説明変数	パラメータ値 (t値)
定数項	λ_0 1.39 (6.05)
周辺の観光資源数 NRA'	λ_1 -1.87 (-0.946)
アクセシビリティ AC''	λ_2 -6.55 (-4.29)
法地域指定 lnw'''	
市街化調整区域	λ_3 -0.457 (-1.64)
農振地域	-0.289 (-0.545)
森林地域	1.12 (2.28)
自然公園地域	- (-)
尤度比	0.211
サンプル数	372

表-4 賦存率モデルの推定結果(房総南部地域)

説明変数	パラメータ値 (t値)
定数項	λ_0 0.715 (8.51)
周辺の観光資源数 NRA'	λ_1 -3.04 (-2.56)
アクセシビリティ AC''	λ_2 -1.92 (-1.37)
法地域指定 lnw'''	
市街化調整区域	λ_3 0.072 (0.443)
農振地域	0.564 (0.281)
森林地域	3.57 (1.90)
自然公園地域	14.1 (6.85)
尤度比	0.258
サンプル数	304

* 当該メッシュおよび隣接メッシュに含まれる観光資源数

** $AC = 1/$ 都心からの交通所要時間(分)

*** 地域指定面積がメッシュ面積の50%を超える場合には lnw を1,それ以外には0とするダミー変数を設定した。なお,地域指定には重複があり,複数の地域指定が卓越地域指定となることがある。

および農振地域の指定については負のパラメータ値が得られている。このことは、先に線形構造モデルを用いた結果と同様に、森林地域の指定は自然緑地の賦存率を高めるように作用しており、後二者、特に市街化調整区域の指定は逆の作用をもつことを示している。南部地域においては、全ての地域指定について正のパラメータ値が得られている。

モデルの適合度については、房総北部地域では尤度比で0.211, 南部地域では0.258である。房総北部地域でのモデルの適合度が相対的に低い原因として、当該地域における賦存率の低下が観光開発に加えて住宅開発に起因したものであるにも拘わらず、モデルにおいてはこの影響が表現されていないことが指摘される。

b)構造型モデルの推定結果

以上の誘導型のパラメータ値に基づき、式(12)および式(13)のパラメータの最小2乗法による推定結果を示したものが表-5である。さらに、これらの推定値を用いて各方程式についての残差のベクトルを計算し、方程式間の誤差相互の共分散を推定した上で⁽⁴⁾, GLSによる式(12)および式(13)の体系的推定を試みた。その結果を表-6に示す。

表-5 OLS推定の結果

説明変数	パラメータ値 (t値)	
	房総北部地域	房総南部地域
定数項	α_0 -0.613(-14.8)	-0.247(-10.5)
開発素地需要関数	α_1 1.25 (5.42)	1.58 (3.29)
法地域指定		
市街化調整区域	α_2 0.116 (1.83)	-0.0547(-0.78)
農振地域	0.0733(0.69)	-0.371(-0.29)
森林地域	-2.07 (-2.59)	-2.35 (-2.12)
自然公園地域	---	-8.68 (-6.93)
寄与率	0.646	0.725
サンプル数	372	304
観光需要関数		
定数項	β_0 0.249 (8.52)	-0.137 (-5.08)
自然緑地の賦存率	β_1 0.201 (0.67)	0.393 (1.46)
周辺の観光資源数	β_2 0.382 (4.26)	1.27 (13.9)
開発率'	γ 1.57 (----)	0.189 (----)
アクセシビリティ (1/交通所要時間)	β_3 1.46 (5.18)	0.782 (1.63)
寄与率	0.591	0.624
サンプル数	372	304

表-6 GLS推定の結果

説明変数	パラメータ値 (t値)	
	房総北部地域	房総南部地域
定数項	α_0 -0.612 (-17.5)	-0.245 (-11.9)
開発素地需要関数	α_1 1.39 (6.34)	1.75 (4.34)
法地域指定		
市街化調整区域	α_2 0.121 (1.52)	-0.0467 (-1.05)
農振地域	0.0746 (0.62)	-0.366 (-0.57)
森林地域	-0.452 (-3.83)	-2.49 (-2.61)
自然公園地域	---	-9.23 (-8.44)
観光需要関数		
定数項	β_0 0.249 (10.8)	-0.136 (-7.12)
自然緑地の賦存率	β_1 0.192 (1.16)	0.379 (3.51)
周辺の観光資源数	β_2 0.359 (4.84)	1.14 (19.2)
開発率'	γ 1.47 (----)	0.169 (----)
アクセシビリティ (1/交通所要時間)	β_3 1.28 (7.24)	0.763 (2.25)
寄与率	0.652	0.703
サンプル数	372	304

* 開発率(1-GCR)のパラメータ γ は条件 $\alpha(\beta_1 + \beta_2 \gamma) = 1$ に基づき, α_1, β_1 および β_2 の推定値から算定される。

開発素地需要関数については、表-6において両地域で入り込み客数に関する正の有意なパラメータ値が得られており、現状までのデベロッパーの開発が観光需要量に強く依存したものであったことが示されている。法地域指定の影響については、北部地域においては森林地域の指定地域においてデベロッパーの自然緑地への需要が抑制され、南部地域においては調整区域、農振地域、森林地域および自然公園地域の各指定地域において需要が抑制されることが捉えられている。これは賦存率モデルの推定結果

(表-3, 表-4参照)と同じ傾向を示している。

観光需要関数については、両地域ともに観光資源数が多く、アクセシビリティが高いほど観光需要が大きいとの関係が示されている。観光資源数の説明力は両地域で共に高く、特に南部地域においてはそのt値が19.2と他の要因に比べて大きく支配的要因であることがわかる。なお、北部地域においてはアクセシビリティの説明力が観光資源数のそれを上回っている。自然緑地の賦存率の説明力はこれらよりも小さいものの、南部地域においては有意なパラメータ値が得られており、賦存率が高いほど観光需要量が大きいという傾向が捉えられている。

(2)自然緑地の賦存率、観光需要およびアクセシビリティの相互関係

以上で得られたパラメータ値を式(19)に当てはめることにより、自然緑地の賦存率の変化に対する観光需要量の変化を捉えることが可能である。まず、 $\alpha_1\beta_1$ の値は北部地域において0.267、南部地域において0.663と算定されることから、両地域とも図-14に示した凸型需要($\beta_1 \geq 0, \alpha_1\beta_1 \leq 1$)のケースに該当することがわかる。次に、この $\alpha_1\beta_1$ 値と各地域の賦存率の現況値とを対比させると、北部地域での現況賦存率0.274は $\alpha_1\beta_1$ 値0.267より若干高い値を示し、南部地域での現況賦存率0.463は $\alpha_1\beta_1$ 値0.663よりも低い値を示している。

これらの値を観光需要曲線上にプロットすると、図-15に示すように北部のサンプル地域においては現況値がピーク値($\alpha_1\beta_1$ 値)のやや上側に位置し、南部のサンプル地域においては現況値はピーク値($\alpha_1\beta_1$ 値)の下側に位置することがわかる。次に、図-15においてアクセシビリティ改善の影響を考えると、4.(3)に示したように観光需要曲線の右方向へのシフトが生じることから、開発素地需要曲線との交点は両地域とも右下方向へと移動することになり、観光入り込み客数の増加がもたらされる。しかしその一方で、自然緑地の賦存率は低下することが示される。この低下を軽減するためには開発抑止力の強化や、本研究では明示的に扱っていないが素地の取得・開発費用の負担増により、素地需要曲線を上方へとシフトさせることが必要である。

なお、賦存率の現況値が $\alpha_1\beta_1$ 値を大きく下回っている南部地域においては、アクセシビリティの改善と周辺開発の抑止とを組み合わせることにより、開発が放任される場合よりも更に追加的な観光入り込み客数が見込まれる。

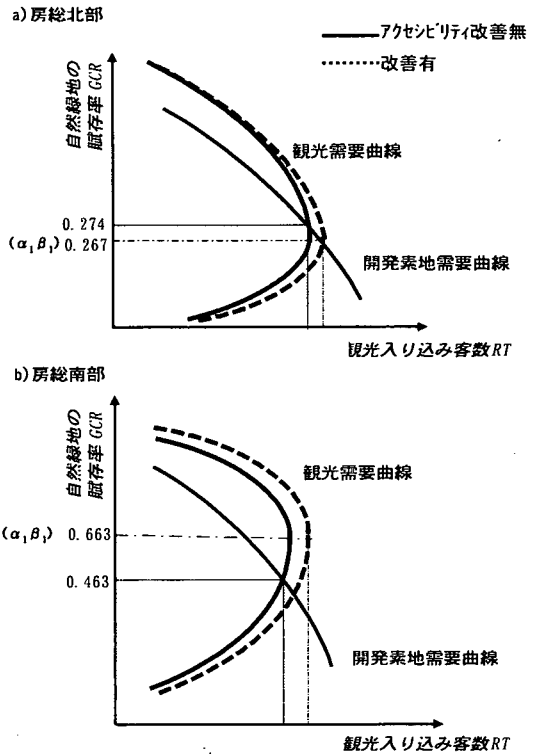


図-15 自然緑地の賦存率と観光需要

6. おわりに

本研究においては、まず千葉房総地域でのケーススタディから交通所要時間の短縮と自然緑地の賦存率の低下との間には明確な相関関係が存在することを示した。この関係をさらに線形構造モデルを用いて分析することにより、地域の自然緑地の賦存率は観光魅力度の形成に寄与しているにも拘わらず観光需要の大きな地域では賦存率の低下が見られ、さらにアクセシビリティの改善はこの低下の契機をもたらすことが把握された。

次に、こうした構造を説明するために、デベロッパーによる観光地開発を、1)人為的な観光魅力度の付加と2)自然緑地の消費による魅力度の低減という両面から捉えた上で、旅行者の郊外観光地に対する魅力度評価とデベロッパーの開発戦略の相互関係を考慮したモデルの構築を行った。その結果、自然緑地の賦存率の決定をアクセシビリティ、観光資源数および法地域指定状況によって説明するモデルを誘導し、アクセシビリティ変化が自然的土地利用に及ぼす影響の定量化を可能とした。

得られたモデルから、まず旅行者の自然緑地に対する魅力度評価の構造が、自然緑地の賦存率の変化に対する観光需要の凸変化として捉えられた。すなわち、観光開発による賦存率の低下を想定した場合、一定範囲までの開発は観光需要の増加に寄与するが、それを越える開発の進行はトータルな観光魅力度の低下を生じ需要を減少させるという関係が示された。また、旅行者の自然緑地に対する魅力度評価および法地域指定による開発抑止力が現状から変化しない場合、対象地域におけるアクセシビリティの改善は自然緑地の賦存率の低下をもたらすことが示された。

今後の課題としては、こうした関係を顕在化させないための交通体系の整備方策、観光需要の誘導および開発コントロール等の検討が挙げられる。また、本研究においては自然環境質を表現する上で、自然緑地の賦存率という指標を取り上げたが、郊外レクリエーション活動における環境ニーズの把握に基づく指標の再検討が不可欠と思われる。

謝辞：本研究を遂行するにあたり、(財)国際交通安全学会研究調査プロジェクトH726「地域保全からみた交通システムに関する研究」から研究費助成を頂いた。ここに記して謝意を表する。

補注

[1] 自然緑地は一度消費されると回復が困難と考えられるが、式(8)においては賦存量 GC が RT というフロー変数に依存して変動するという形をとっており、こうした不可逆性を反映したものではない。その意味で、ここでのモデル化は観光需要 RT の増加局面のみを想定していることになる。

[2] 条件式 $\alpha_1(\beta_1+\beta_2\gamma)=1$ は、自然緑地の賦存率 GCR に関するLogit変換、

$$\log\left(\frac{GCR}{1-GCR}\right) = \frac{1}{\alpha_1\beta_1}(\lambda_0 + \lambda_1 \ln NRA + \lambda_2 \ln AC + \lambda_3 \ln w + \ln L) \quad (22)$$

を施すための条件である。上式の右辺は、3(2)の線形構造モデルで用いた「自然的土地利用への適地度」という構成概念に相当するものと解釈される。

また、条件式 $\alpha_1(\beta_1+\beta_2\gamma)=1$ は賦存率 GCR および開発率 $DR=1-GCR$ と観光需要 RT との互いの弾力性を用いて次のように表される。

$$e_{DR,RT}(e_{RT,GCR} + e_{RT,DR}) = 1 \quad (23)$$

ここに、 $e_{DR,RT}$ は開発率 DR の観光需要 RT に関する弾力性、 $e_{RT,GCR}$ は RT の GCR に関する弾力性および $e_{RT,DR}$ は RT の DR に関する弾力性である。

なお、以上の条件の下で観光需要については、次のような誘導型のモデルが得られる。

$$RT^* = K \left[Lw^{-\alpha_2} (1-GCR^*) \right]^{\frac{1}{\alpha_1}} \\ = K \left[Lw^{-\alpha_2} \left(1 - \frac{1}{1+e^{-\frac{1}{\alpha_1\beta_1}(\lambda_0 + \lambda_1 \ln NRA + \lambda_2 \ln AC + \lambda_3 \ln w + \ln L)}} \right) \right]^{\frac{1}{\alpha_1}} \quad (24)$$

ここに、 $K = e^{-\frac{\alpha_0}{\alpha_1}}$

[3] 誤差項を含む形式での式(12)および式(13)の構造型モデルは、それぞれ次のように表される。

$$\ln(1-GCR) = \alpha_1 \ln RT + \alpha_2 \ln w + \alpha_0 + \varepsilon_s \quad (25)$$

$$\ln RT = \beta_1 \ln GCR + \beta_2 \gamma \ln(1-GCR) \\ + \beta_2 \ln NRA + \beta_3 \ln AC + \beta_0 + \varepsilon_d \\ = \beta_1 \ln \frac{GCR}{1-GCR} + \frac{1}{\alpha_1} \ln(1-GCR) \\ + \beta_2 \ln NRA + \beta_3 \ln AC + \beta_0 + \varepsilon_d \quad (26)$$

ここに ε_s および ε_d は供給者側および観光者側の構造モデルの誤差項である。また、すべてのサンプル地域について面積 L を等面積(1km²メッシュ)として基準化していることから、式(25)においては $\ln L$ の項を省略している。

なお、式(25)および式(26)の両式に含まれるパラメータ α_1 の推定にあたっては、まず式(26)の $1/\alpha_1$ を仮に β_4 と置いて、これを式(25)の α_1 とは独立なパラメータと見なして GLS 推定を実施する。その後、条件式 $\alpha_1(\beta_1+\beta_2\gamma)=1$ に基づき、 $\beta_1+\beta_2\gamma=1/\alpha_1(=\beta_4)$ を満たすように開発率パラメータ γ を決定するという手順をとった。

[4] OLS推定での式(25)および式(26)に関する残差のベクトルを $\hat{\varepsilon}_s, \hat{\varepsilon}_d$ とすれば、両式の誤差項間の共分散は次のように表される。

$$\hat{\sigma}_{sd} = \frac{1}{n} \hat{\varepsilon}_s' \hat{\varepsilon}_d \quad (27)$$

ここに n はサンプル数である。

参考文献

- 1) 井手久登：広域的な自然環境保全と緑地計画，都市計画 No. 176, pp. 93-96, 1992.
- 2) 浅田薫永, 佐々木葉, 木本 仁, 林 良嗣：都市の緑地計画・制度の変遷。土木計画学研究・講演集, No. 17, pp. 743-746, 1995.
- 3) 原 重一, 長谷川明弘：地域高規格道路と観光・リゾー

- ト開発, 道路 7月号, pp. 57-61, 1995.
- 4) 平野侃三: 緑地計画の展望, 都市計画 No. 176, pp. 89-92, 1992.
 - 5) 吉村健一, 藍沢 宏: 首都圏における土地利用構造とその変容に関する研究—都市計画法, 農振法との対応から見て, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 29, pp. 49-54, 1994.
 - 6) 滝沢克己, 徳丸秀夫, 堤喜久男: 関東周辺におけるゴルフ場立地の変遷, 日本不動産学会学術講演会梗概集, No. 1, pp. 117-120, 1985. など
 - 7) 木田 悟, 根上彰生, 戸谷有一, 釜谷智弘: 「重複地域」における土地利用の実態に関する研究, 日本不動産学会学術講演会梗概集, No. 2, pp. 59-62, 1986.
 - 8) 中村隆司: 国土利用に関する計画制度のあり方についての考察, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 29, pp. 61-66, 1994.
 - 9) 和多 治: 白地地域及び都市計画区域外における開発動向および開発コントロールに関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 29, pp. 259-264, 1994.
 - 10) 和多 治: 市街化調整区域等における開発許可制度による開発と樹林地の保全に関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 27, pp. 79-84, 1992.
 - 11) 田部井伸夫, 河野芳輝, 本多義明, 川上洋司: インターチェンジ周辺の土地利用実態に関する研究, 土木学会第50回年次講演会概要集, pp. 504-505, 1995.
 - 12) 小柳武治, 山形耕一, 笹谷康之, 志摩邦雄: バイパスおよび旧道の沿道土地利用と空間的特徴に関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 20, pp. 685-690, 1992.
 - 13) 土井健司, 岡本直久: 観光地域における道路整備のもたらす環境影響評価に関する試み, IATSS Review, Vol. 22, No. 2, pp. 4-11, 1996.
 - 14) Wonnacott, R.J. and Wonnacott, T.H. (国府田恒夫, 田中一盛共訳): 計量経済学序説, pp. 338-352, 培風館, 1992.

(1995.12.4 受付)

ANALYSIS ON RECREATIONAL DEVELOPMENT AND DEFORESTATION DUE TO ACCESSIBILITY IMPROVEMENT IN THE SUBURBAN AREAS

Kenji DOI, Naohisa OKAMOTO and Asao MURATA

In the suburban areas, the abundance of natural resources is essential for recreational activities. However, it is often observed that the increase in recreational travelers causes the degradation of natural environmental quality. The purpose of this study is to analyze the impact of transport improvement on development and the consequent decrease of natural green areas in suburban areas. A method of LISREL is adopted for identifying the contribution of green conservation to recreational attractiveness and the causalities among degradation of green conservation and accessibility improvement. A simultaneous equations system of recreational travel demand and developers' strategy is modeled and adopted for assessing the impact of accessibility improvement on the depletion of green areas.