

土地利用変化の要因に関する統計的分析

— 広域土地利用モデル開発のための基礎的研究 —

STATISTICAL ANALYSIS ON FACTORS OF LAND-USE CHANGES

- Fundamental research for development of the global land-use change model -

星野 敏*

Satoshi HOSHINO

ABSTRACT Appropriate control of land use is the important key to solving global environmental problems. This analysis is a part of fundamental research for developing the global land-use model which would contribute to the establishment of sustainable land-use policies. Factors identified as important to farmland change and residential land change are examined by multiple regression techniques. The degrees of contribution of four indicator groups (natural conditions, socio-economic conditions at the beginning of the period, their temporal changes during the period and land-use at the beginning) are compared. A new conceptual scheme for land-use changes is proposed. This scheme consists of four parts: exogenous factors on the affecting side that are true “driving forces” in the ordinary sense, endogenous factors on the moderating side now termed “counter forces”, natural conditions, and land use in the base year of the study period. As expected, a variety of population factors and economic activities are detected as the driving forces. Some counter forces are also identified. The author believes that these results would be highly suggestive of building a global land-use model.

KEY WORDS : Statistical Analysis, Land-use Change, Driving Force, Counter Force, Global Land-use Model

1 はじめに

21世紀には、人口、エネルギーと並んで、土地利用の適切なコントロールがグローバルな人間生存環境の保全問題を解決する鍵となろう。ところで、従来の土地利用モデルの多くは、都市モデルとして開発されてきたため、都市＝小地域を対象範囲とする都市的土地利用モデルであった。一方、グローバルな環境問題との関係で土地利用モデルに期待される特性は、①広域性、②中長期の予測、③農林地を含む包括性などである¹。また、このようなモデルの開発にあたっては、土地利用変化のメカニズムが慎重に解明されねばならない。本論は、関西地域の一部を対象に、「土地利用変化をもたらす要因」を統計的に明らかにするものであるが、これは、このような広域土地利用モデル構築のための基礎的研究と位置づけられる²。

2 分析方法

2.1 分析の枠組み

図1は、分析の枠組みを示したものである。1970年から1990年の20年間の土地利用変化を被説明変数とし、その変動を説明する要因を重回帰分析法により明らかにする。変数選択には、ステップワイズ法を用いる。ステップワイズ法の変数選択基準は導入基準：F分布確率0.05、棄却基準：同0.10とする³。

分析期間を上記の20年間に設定する理由は、土地利用データの制約のためである。対象地域は大阪府と滋賀県、分析単位は市町村、サンプル数は94である⁴。

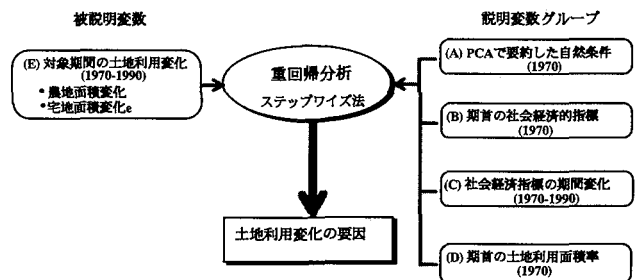


図1 分析の枠組み

* 岡山大学 農学部 地域資源管理学講座 Faculty of Agriculture, Okayama University

¹ グローバルな環境問題を念頭において広域土地利用モデルでは、地球全体ないしその一部(たとえばアジア地域など)をカバーする必要があるが、経済・社会・行政システム、環境措置などは国別に大きく異なるので、モデルの範囲を国レベルとすることが妥当であろう。また、予測目標年次は2050年が望ましいが、中間時点の2020年あたりが当面の目標となる。

² 本研究は、対象地域の範囲(関西地域)、分析期間(20年間)の両面で、必ずしも上述の広域土地利用モデルの要件を完全には満足していないが、広域モデルの構築に向けた基礎的知見の解明としての意義は備えている。

³ この基準は奥野らが推奨する水準よりもかなり厳しい(奥野他1971)。

⁴ 当初、兵庫県と京都府を加えた4府県を対象にデータベースを整備したが、京都府は1990年の市町村別土地利用データだけが取得でき

表1 土地利用変化の平均・標準偏差と相関関係。

	平均値(%)	標準偏差	相関係数			
			S_FARM	S_FOREST	S_URBAN	S_OTHERS
農地変化 : S_FARM	-4.58	3.01	1.00			
林地変化 : S_FOREST	-1.51	4.98	0.06	1.00		
宅地変化 : S_URBAN	1.74	5.12	-0.09	0.01	1.00	
その他・公共用地変化 : S_OTHERS	4.51	7.79	-0.38	-0.67	-0.63	1.00

表2 説明変数に用いた指標とその変数名。

指 標 ^{注)}	変数名	指 標 ^{注)}	変数名
Aグループ：自然条件 (1970 年)		期首の人口 1 人当たり農地面積*1	FLND70_P
傾斜 3 度未満積率	SLOPE1	期首の農地面積当たり農業就業人口*2	AGW70_FL
傾斜 3-8 度面積率	SLOPE2	期首の人口 100 人当たり総従業員数	NJOB70_P
傾斜 8-15 度面積率	SLOPE3	期首の 1 事業所当たり総従業員数	EMP70_FM
傾斜 15 度以上面積率	SLOPE4	大阪または京都市街中心までの距離	DISTANCE
標高 100m 未満面積率	ELEV1	Cグループ：社会経済的條件の期間変化(1970-1990)	
標高 100-200m 面積率	ELEV2	総人口の期間変化	S_TPOP
標高 200m 以上面積率	ELEV3	人口密度の期間変化	S_POPDEN
山地地形面積率	MOUNTAIN	年少人口率の期間変化*1	S_POP_14
丘陵地形面積率	HILLS	生産人口率の期間変化	S_POP_64
台地地形面積率	PLATEAU	老年人口率の期間変化*1	S_POP_65
低地地形面積率	LOWLAND	農家率の期間変化*2	S_FARMP
Bグループ：期首(1970 年)の社会経済的條件		専業農家率の期間変化*2	S_FULL_F
期首の総人口	TPOP70	第 2 種兼業農家率の期間変化*2	S_PART_F
期首の人口密度	POPDEN70	2 次産業就業者率の期間変化	S_SECOND
期首の年少人口率(15 歳未満)*1	POP70_14	3 次産業就業者率の期間変化	S_TERTIA
期首の生産人口率(15-64 歳)	POP70_64	就農女性率の期間変化	S_AG_WK
期首の老年人口率(65 歳以上)*1	POP70_65	建設業従業者率の期間変化	S_CONST
期首の農家率*2	FARMP70	製造業従業者率の期間変化	S_MANU
期首の専業農家率*2	FULL_F70	電気・ガス・水道業従業者率の期間変化	S_PUBLIC
期首の第 2 種兼業農家率*2	PART_F70	運輸・通信業従業者率の期間変化	S_TRANS
期首の 2 次産業就業者率	SECOND70	卸売・小売業従業者率の期間変化	S_SALE
期首の 3 次産業就業者率	TERTIA70	金融・保険業従業者率の期間変化	S_FINA
期首の就農女性率(農業就業者女性率)*2	AG_WK70	サービス業従業者率の期間変化	S_SERV
期首の建設業従業者率	CONST70	農地面積当たり耕種粗生産額の期間変化*2	S_FLD_FL
期首の製造業従業者率	MANU70	農地面積当たり園芸粗生産額の期間変化*1	S_HOR_FL
期首の電気・ガス・水道業従業者率	PUBLIC70	農地面積当たり畜産粗生産額の期間変化*1	S_ANI_FL
期首の運輸・通信業従業者率	TRANS70	農地面積当たり農業粗生産額の期間変化*2	S_AGR_FL
期首の卸売・小売業従業者率	SALE70	平均経営耕地規模の期間変化*2	S_FSIZ
期首の金融・保険業従業者率	FINA70	人口 1 人当たり農業粗生産額の期間変化*1	S_AGR_P
期首のサービス業従業者率	SERV70	人口 1 人当たり農地面積の期間変化*1	S_FLND_P
期首の農地面積当たり耕種粗生産額*2	FLD70_FL	農地面積当たり農業就業人口の期間変化*2	S_AGW_FL
期首の農地面積当たり園芸粗生産額*1	HOR70_FL	人口 100 人当たり総従業員数の期間変化	S_NJOB_P
期首の農地面積当たり畜産粗生産額*1	ANI70_FL	1 事業所当たり総従業員数の期間変化	S_EMP_FM
期首の農地面積当たり農業粗生産額*2	AGR70_FL	Dグループ：期首(1970 年)の土地利用指標	
期首の平均経営耕地規模*2	FSIZ70	期首の農地面積率*2	FARM70
期首の人口 1 人当たり農業粗生産額*1	AGR70_P	期首の宅地面積率*3	URBAN70
(続く)			

注) 指標に付けた記号の意味は以下の通り。* 1 : 強い内部相関のため、両方の説明変数から除外した指標。* 2 : 農地変化の場合だけ使用した指標。* 3 : 宅地変化の場合だけ使用した指標。無印 : 両方に使用した指標。

本分析では、利用可能な4種の土地利用(林地、農地、宅地、その他・公共用地)のうち、農地および宅地の変化を対象とする⁵。土地利用変化は(1)式のように2時点の面積率の差によって代表する。

$$i\text{種の土地利用変化指標} = 1990\text{年の}i\text{種の土地利用面積率} - 1970\text{年の}i\text{種の土地利用面積率} \quad (1)$$

表1は、各土地利用変化指標の単純平均、標準偏差、相関係数を示したものである。農地と林地が減少し、宅地とその他・公共用地が増加したが、分析期間は概ね安定成長期にあたり、変化量は大きくない。土地利用面積率の間には堅固な相関関係がみられたが(表は省略)、表1に示したように、変化指標間には強い相関は見られなかった。

表2は、分析指標のリストである。Aグループでは、傾斜、標高、地形条件等の自然条件が含まれる。ただし、後述のように、主成分分析で要約した合成変数でこれを代替する。Bグループでは、1970年時点の人口、世帯、就業構造、産業活動、そして、都市近接性等の社会経済的指標が含まれる。Cグループでは、都市近接性を除くBグループ指標の期間変化(1970年～1990年)が含まれる。なお、この期間変化も、(1)式と同様、2時点の指標値の単純差をあてる。Dグループは期首の土地利用度であり、農地変化の場合には、1970年の農地面積率が、宅地変化の場合には、同じく1970年の宅地面積率が該当する。以上の4グループにより、土地利用変化に関与する要因を概ねカバーしようと考える⁶。

2.2 説明変数の前処理

説明変数の数が多く、しかも、相関があるため、要因分析前に、主成分分析法を用いて各指標グループ単位にデータの縮約を試みた。

Aグループの場合には、変数相互の強い相関関係の故に、明解な意味づけのできる主成分が得られた。そこで、Aグループの11指標は下記の3主成分で代替した⁷。表3は、自然条件の11指標の主成分負荷量を示したものである。第1主成分(変数名はNATURAL1)では、山地地形、急傾斜(15度以上)、高標高(200m以上)の主成分負荷量がプラスで極めて高く、逆に、低地地形、緩傾斜(3度以内)、低標高(100m未満)がマイナスで高い。よって、第1主成分は、急傾斜の山地と平坦な低地の相違を示す「山地・平坦地成分」である。同様に、第2主成分(NATURAL2)では、丘陵地形と中傾斜(3-8度)が結びついた「丘陵成分」であり、第3主成分(NATURAL3)では、中標高(100-200m)と台地地形(ただし負荷量はマイナス)が結びついた「中標高非台地成分」である。

他方、B、Cグループに対しても同等の処置をしたところ、それなりに興味深い主成分が得られたが(略)、解釈が複雑になることを避けるために、この場合は、もとの指標をそのまま用いることにした。ただし、B、

表3 自然条件の主成分分析結果(バリマックス回転後)。

	第1主成分	第2主成分	第3主成分
(変数名)	NATURAL1	NATURAL2	NATURAL3
山地地形面積率	0.94		
標高200m以上面積率	0.94		
傾斜3度未満面積率	-0.92		
傾斜15度以上面積率	0.89		
低地地形面積率	-0.81		
標高100m未満面積率	-0.73		-0.59
傾斜8-15度面積率	0.45	0.44	
丘陵地形面積率		0.84	
傾斜3-8度面積率		0.83	
標高100-200m面積率			0.87
台地地形面積率			-0.47
寄与率	46.7%	17.4%	11.7%
累積寄与率	46.7%	64.2%	75.9%

注：主成分負荷量が0.4未満の場合は、表中に表示していない。

なかったため、対象から除外せざるをえなかった。また、兵庫県では、大震災の影響を受けて土地利用変化のメカニズムが不連続となるため、土地利用モデル(本研究の次のステップに相当)の対象には不適と考えた。そのため、変化要因の分析(本分析)からも除外した。

⁵ 理由は、農地、宅地が人間の能動的な活動を直接反映した土地利用であるため、変動を規定する要因を把握しやすいと考えられるためである。一方、対象地域内の林地は、生産活動の対象としての土地というよりも、自然にゆだねられた(放置された)土地という性格が強いので、人間活動と土地利用変化の関連性を明らかにする今回の分析対象から外した。また、その他・公共用地は、2時点の土地利用データの統一のためにやむなく設定した複合的なカテゴリであり、要因分析の被説明変数には適していない。

⁶ データの都合により、今回の分析では、都市計画、農振計画などのゾーニングに関する指標、農業生産基盤整備や都市基盤開発整備に関する指標等を含めることはできなかった。

⁷ ステップワイズ法で説明変数を厳しく選択した場合、最初の変数の組み合わせによって、最終的に選択される指標の顔ぶれが入れ替わることがある。主成分分析による指標の要約は、多重共線性を回避し、指標の選択を安定させる効果があった。

Cの各指標グループ内で、強い相関のある指標は慎重に除外した。さらに、宅地変化の場合には、明らかに農業的土地利用だけに関連する指標を説明変数から除外した(表2の注記を参照)。

2.3 ケース設定

各指標グループの個別の説明力⁸、期首情報からの説明力、社会経済的条件及びその期間変化による説明力、全指標による説明力などを明らかにするために、重回帰分析の被説明変数(農地変化と宅地変化)と説明変数(各指標グループ)を組み合わせ、各9ケース、合計18ケースを設定した。

3 農地変化の分析結果

表4は、農地および宅地の面積率の変化をそれぞれ被説明変数とした場合の分析結果を総括したものである。同表には、重相関係数、決定係数そして選択された指標の標準化回帰係数が示されている。農地変化に対して設定した9個のケースの分析結果を横断的にみて、各指標グループごとに選択された指標を把握する。

3.1 自然条件

自然条件を投入したケース⁹は、f-1、f-2、f-7、f-9である。急傾斜の山地か平坦な低地かを示すNATURAL1が、全てのケースで選択され、かつ、その回帰係数は大きかった。地形条件の悪い、傾斜地において、農地減少がむしろ緩やかであったことを示している。かかる自然条件が都市化の伸展を阻み、結果的に農地保全に貢献したという消極的な理由であると考えられる。また、ケースf-7とf-9では、中標高・非台地地形を示すNATURAL3も選択された。

3.2 期首の社会経済条件

期首の社会経済条件を投入したケースは、f-3、f-4、f-7、f-8、f-9である。このグループから多数の指標が選択されたが、よく見ると、ケースf-7、f-8、f-9で選択された指標は、おおむねケースf-3、f-4の指標の部分集合となっている¹⁰。

そこで、ケースf-3を例に、選択された指標をやや詳しくみていこう。期首の3次産業のシェアが高い(TERTIA70: -0.79)ほど、また、製造業の就業シェアが高い(MANU70: -0.40)ほど、農地減少が促進された。一方、農地当たりの農業粗生産額や農業従事者数が高く、「集約的な農地利用」がみられるところでは、農地減少が抑制された(AGR70_FL: 0.25とAGW70_FL: 0.27)。一方、期首の就農女性率、農家率、サービス業就業シェアの標準化回帰係数は、それぞれ0.42、-0.45、0.31であった。これらの回帰係数を文字通り解釈すると、農業部門に男子労働力を保有し、混住化が遅れ、都市的サービス産業が比較的遅れていた地域で、その後の農地減少がむしろ急激であったことになる。つまり、「期首にあたる1970年以前に、ある程度、都市化を経験していた地域では、その後の都市化のスピードが緩やかであったのに対して、その時点で都市化がまだ充分に行き渡っていなかった地域では、期間中の変化のスピードが大きくなり、従って、農地減少も著しかったこと」を表している。よって、これらの3指標が意味するところは、「都市化の履歴」である¹¹。

また、ケースf-3に土地利用を追加したケースf-4では、農家率やサービス業就業シェアなどの指標にかわって、2種兼業率と運輸・通信業就業シェアが追加された。両指標の符号は常識的な期待と整合する。

3.3 社会経済条件の期間変化

社会経済条件の期間変化は、ケースf-5、f-6、f-8、f-9に登場する。4つのケースに登場した指標は6種類であったが、そのうちの3指標は複数のケースで選択された。人口密度の増加(S_POPDEN)と就農女性率

⁸ 各モデルの決定係数の値を「説明力」と表現する。

⁹ 自然条件を用いるいくつかのケースで、主成分と元の変数の両方の結果を比較したが、両者の間に著しい相違はなかった。例えば、ケースf-1の場合、主成分ではなくて、自然条件の個別指標で行った場合の説明力は0.28であった。

¹⁰ ケースf-7の農地面積当たり耕種粗生産額(FLD_70FL)とケースf-9の建設業従業者率(CONST70)が例外であるが、前者については、f-3、f-4で選択された農地面積当たり農業粗生産額(AGR_70FL)と指標内容がかなり近い。

¹¹ かかる解釈は、各指標値の空間分布の検討や筆者の行った過去の研究等(星野1985)に基づいて得られた結論である。

表4 農地変化および宅地変化の重回帰分析の結果。

非説明変数	指標グループ	A 自然条件	A 自然条件 + D 土地利用	B 社会経済条件	B 社会経済条件 + D 土地利用	C 期間変化	C 期間変化 + D 土地利用	A 自然条件 + B 社会経済条件 + D 土地利用	B 社会経済条件 + C 期間変化 + D 土地利用	すべて
農地変化	ケース	f-1	f-2	f-3	f-4	f-5	f-6	f-7	f-8	f-9
	重回帰係数	0.52	0.52	0.68	0.78	0.48	0.71	0.78	0.84	0.78
	決定係数	0.27	0.27	0.46	0.61	0.23	0.50	0.61	0.70	0.61
	A 自然条件	NATURAL1 0.52	NATURAL1 0.52					NATURAL1 0.66 NATURAL3 0.17		NATURAL1 0.70 NATURAL3 0.20
	B 社会経済条件			FARM70 -0.45 TERTIA70 -0.79 AG_WK70 0.42	PART_F70 -0.31 TERTIA70 -0.41 AG_WK70 0.48			TERTIA70 -0.33	PART_F70 -0.42 AG_WK70 0.64	
				MANU70 -0.40 SERV70 0.31 AGR70_FL 0.25	MANU70 -0.38 TRANS70 -0.20 AGR70_FL 0.22			MANU70 -0.36 TRANS70 -0.23	SERV70 0.23 AGR70_FL 0.29	CONST70 0.25
				AGR70_FL 0.27	AGR70_FL 0.27			FLD70_FL 0.23 AGW70_FL 0.60		AGW70_FL 0.58
	C 社会経済条件の 期間変化					S_POPDEN -0.27 S_POP_64 -0.16			S_POPDEN -0.15	
						S_AG_WK -0.40 S_AG_WK 0.35			S_FARM70 0.21 S_TERTIA 0.21	
	D 土地利用				FARM70 -0.54				S_FSIZE 0.43 FARM70 -0.63	S_FSIZE 0.39
宅地変化	ケース	u-1	u-2	u-3	u-4	u-5	u-6	u-7	u-8	u-9
	重回帰係数	0.55	0.76	0.61	0.70	0.56	0.66	0.85	0.79	0.87
	決定係数	0.30	0.58	0.37	0.49	0.31	0.44	0.73	0.64	0.75
	A 自然条件	NATURAL3 0.55	NATURAL1 -0.61					NATURAL1 -0.61		NATURAL1 -0.56
	B 社会経済条件			TPOP70 -0.51 POP_64 0.26 SECOND70 -0.64	TPOP70 -0.41 POP70 0.85 SECOND70 -0.26			TPOP70 -0.34 POP70 0.82	TPOP70 -0.29 POP70 0.77 POP_64 0.37	TPOP70 -0.24 POP70 0.80
				NJOB70_P 0.40	EMP70 FM 0.45			TERTIA70 0.17	FINA70 -0.16 NJOB70_P 0.35	
	C 社会経済条件の 期間変化					S_TPOP 0.28 S_SECOND 0.54		EMP70 FM 0.24	S_TPOP 0.31 S_SECOND 0.37 S_TERTIA -0.22	EMP70 FM 0.25 S_TPOP 0.15 S_TERTIA -0.14
						S_TPOP -0.33 URBAN70 -0.61			URBAN70 -1.18	URBAN70 -1.61
	D 土地利用		URBAN70 -0.87		URBAN70 -1.20			URBAN70 -1.68		

注：表中の各指標の数値は標準化回帰係数を示す。また、網掛け部分は重回帰分析の説明変数となった指標グループをさす。

の増大 (S_AG_WK)¹²が農地減少を促進した。また、平均経営耕地規模の拡大(S_FSIZE)は逆に農地保全に貢献していた。このことは、農家数が減少する中で、離農農家の農地をスムーズに残存農家へ移行させるという「農業構造の改革」が、農地保全に貢献したことを示唆しており、大変、興味深い。

一方、1回だけ現れた3つの指標は、生産年齢人口の増加(f-6)、農家率の変化と3次産業シェアの変化(以上f-8)であった。期間中の生産年齢人口の増加が小さい地域ほど、農家率の減少が小さい(期間中の混住化の進展が小さい)地域ほど、そして、期間中の3次産業シェアの「伸び」が大きい地域ほど、それぞれ農地減少が抑制された。最後の指標のみ、一見、常識と矛盾するが、これについては、宅地変化のところ(4.3参照)で説明する。

3.4 期首の土地利用シェア

農地変化の場合の「期首の土地利用シェア」の指標は、1970年の農地面積率である。農地変化の自然条件および土地利用の欄を横断的に比較すると、自然条件がモデルにある場合(f-2, f-7, f-9)には、自然条件が優先的に採用され、それが無い場合(f-4, f-6, f-8)には、土地利用が採用された。よって、期首の農地面積率と自然条件は、後者を優先する代替関係にあることがうかがえる。係数の符号から、期首の農地面積率が高い地域ほど、農地減少が著しかったことがわかる。

3.5 説明力の比較(農地変化の場合)

上記4つの指標グループの単独説明力を比較してみよう¹³。第1に社会経済条件(ケースf-3, 0.46)、第2に自然条件(ケースf-1, 0.27)、第3に社会経済条件の期間変化(ケースf-5, 0.23)の順となり、期首の土地利用シェア(相関係数の二乗0.16)は最後であった。このように、期首における社会経済条件がその後の農地変化をもっとも強く規定していた。

また、ケース別の説明力ではf-8が最大であった。決定係数が0.70に達したことで、概ね農地変化の説明に成功したと判断する。全指標を投入したケースf-9の説明力はケースf-8を下回って、0.61に留まった。ステップワイズ法の変数選択基準を比較的厳しく設定したこと、少数個の有力変数(この場合には自然条件の指標)で重回帰係数が高くなったこと等が重なったことが理由であると考えられる。

4 宅地変化の分析結果

次に宅地面積率の変化を被説明変数とした場合の要因分析結果をみてみよう(表4の下半分を参照)。

4.1 自然条件

自然条件を投入したケースは、u-1, u-2, u-7, u-9である。u-2を除く3ケースで、NATURAL1が選択され、その係数はマイナスで、比較的大きかった。これは、「平坦な低地でその後の宅地の拡大が大きかったこと」を示している。農地および宅地変化の全ケースを通じて、急傾斜山地が平坦低地であるかの地形的な相違(NATURAL1)が土地利用変化のもっとも根幹的な自然条件であったといえる。

4.2 期首の社会経済条件

期首の社会経済条件は5つのケースで用いられた。合計8種類の指標が選択されたが、そのうち総人口規模(TPOP70)、人口密度(POPDEN70)、生産年齢人口シェア(POP_64)、2次産業(SECOND70)、人口当たりの総従業員数(NJOB70_P)、事業所当たりの総従業員数(EMP70_FM)の6指標は、複数のケースで選択された。人口的側面からみると、人口密度は高いが、人口規模が比較的小さい地域で、その後の宅地拡大が著しかった。また、経済活動の側面からみると、地域の非農業部門の雇用力と企業規模が大きく、経済活動を担っている人

¹² 期首の社会経済条件の場合には、期首の就農女性率を「都市化の履歴」と解釈したが、ここでは、同指標の「期間変化」を、本来の指標の意味である「農業労働力の弱体化」と解釈した。このように、同一指標であっても、期首水準と期間変化では解釈が大きく異なる場合があり得る点に留意する必要がある。同様のケースは、宅地変化の場合の第2次産業就業者率にもみられる。

¹³ 分析に用いた指標の必要十分性やステップワイズ法における説明変数の選択基準等によって、モデルの説明力は異なってくるため、各ケースの説明力の大きさを、直接、各指標グループの貢献度と見なすことには若干の問題がある。しかし、一つの目安にはなるであろう。

ロシェアの高いところで、宅地が拡大した¹⁴。これらの結果は経験とよく整合する。

一方、期首の2次産業就業シェアの回帰係数はマイナスであった。つまり、期首の2次産業の集積が弱いところで、逆に宅地拡大が促進されたことになる。期首の時点で、2次産業就業シェアは、1次産業の就業シェアと強い負の関係があり¹⁵、2次産業のシェアが低い地域は文字通り2次産業の集積が遅れた地域であると同時に、都市化があとからスタートした農村地域であったと推察される。よって、2次産業シェアは、農地変化で指摘した「都市化の履歴」と同じ性格を持った指標であると推定できる。

4.3 社会経済条件の期間変化

社会経済条件の期間変化の中では、総人口の変化、2次産業就業率の変化、3次産業就業率の変化の3指標が選択された。これらの指標は全て複数のケースに出現している。前の2指標は、「総人口の増加と2次産業の集積が宅地拡大に貢献している」ことを示している。

しかし、第3次産業の就業シェアの期間変化に対する回帰係数がマイナスであり、「3次産業シェアが期間中、大きく増加したところで、逆に宅地増加が停滞していた」ことを示している。しかも、同指標は3つのケース(u-6, u-8, u-9)で繰り返し選択されている。これは、どのように解釈すればよいのであろうか。表5は3次産業の就業シェアの期間変化(S_TERTIA)を基準に2つのグループに分類し、シェアの変化と実数の増減率を比較したものである。3次産業のシェアの期間増加が大きいグループ2の方が、就業者実数の伸びでは、むしろ小さかった。つまり、1次産業の就業者シェアは期間中、すべての市町村で大幅に減少したが、2次産業が大きく発展しなかった地域では、結果的に3次産業の就業シェアが高く算出されたのである。よって、この場合の3次産業の就業シェアの増加は、3次産業自体の活性化ではなくて、「期間中の産業活動の停滞」を意味しているといえる。更に、期間中に3次産業が大きく増加した地域を地図上に落として、以上の考察結果を具体的に確認した。

表5 3次産業就業者シェアの期間変化(S_TERTIA)によるグループ別増減率の比較

	就業者シェアの変化			就業者実数の増減率		
	1次産業	2次産業	3次(S_TERTIA)	1次産業	2次産業	3次産業
グループ1	-19.6%	6.3%	13.3%	-71.7%	93.3%	147.8%
グループ2	-27.8%	5.9%	21.9%	-72.7%	80.7%	114.2%

シェアの変化=1990年の就業シェア(%) - 1970年の就業シェア(%), 増減率 = (1990年の就業者数 ÷ 1970年の就業者数 - 1) × 100(%)。グループ1とグループ2は、S_TERTIAを基準に分類したもので、前者は3次就業者シェアの増加が小さいグループ、後者は3次就業者シェアの増加が大きいグループに属する。

4.4 期首の土地利用シェア

関係する6つのケースの全てで、標準化回帰係数はマイナスで、その絶対値は大きかった。つまり、現況の土地利用は、その後の土地利用変化に対して、強い負のフィードバック作用をもっていた。ただし、このような効果には、本分析では扱わなかった土地利用計画によるゾーニングの影響が反映されている可能性も考えられる。

4.5 説明力の比較(宅地変化の場合)

第1に社会経済条件(ケースu-3, 0.37)、第2に期間変化(ケースu-5, 0.31)、第3に期首の土地利用シェア(相関係数の二乗0.30)、最後に自然条件(ケースu-1, 0.30)の順であった。いずれの指標グループもそれなりに宅地変化に貢献していたが、農地変化(3.4参照)と同様、宅地変化の場合も、期首における社会経済構造がその後の変化をもっとも強く規定していた。一方、各ケースの説明力を比較すると、全ての指標を

¹⁴ 人口当たりの総従業員数は、市町村内に立地する全事業所の従業者数を合計した数値を当該市町村の人口で除した指標であり、当該地域の非農業部門の雇用力の大きさを示す。事業所当たり雇用者数は、従業者の側面からみた事業所(企業)の平均的な規模を示す。生産年齢人口シェアは、総人口に占める15歳以上64歳以下の人口の割合である。これは、経済的に活性化した人口のシェアであると共に、自然増加力をもった人口のシェアである。

¹⁵ 1次産業就業シェアと2次産業就業シェアとの相関係数は-0.86であった。なお、1次産業の就業シェアは、多数の指標と相関が強かったため、要因分析の対象から除外していた。

対象にしたケース u-9 が最大であった。決定係数は 0.75 と高く、宅地変化の説明におおむね成功している。

5 総括

指標グループ別に土地利用変化の要因を明らかにしたが、最後にその全貌を総括する。ステップワイズ法によって選ばれた指標の組み合わせは、ケース間で異なっているが、多くの指標は複数のケースで選択されていた。そこで、複数回(大部分は3回以上)選択された指標の和集合をもって、土地利用変化の要因を定性的に理解する。

5.1 土地利用変化要因の枠組み

重回帰分析で選択された指標は、何らかの形で土地利用変化に関与する要因である。しかし、3, 4章では、農地変化・宅地変化の双方で、従来の土地利用変化要因とは異なる要因も含まれていた。そこで、B, Cグループから抽出された要因を、次の2つのグループに分けることを提案したい。まず、第1は、土地利用変化を生み出す要因であり、本来の意味での(典型的な)土地利用変化の要因である。これを「ドライビング・フォース」と呼ぶことにする。ひとまとめに要約すれば、都市化・工業化にかかわる外発的要因である。もうひとつはそのようなドライビング・フォースを受容する地域の側の対応・受け入れ条件である。これは、外発的要因の作用を促進または抑制する内発的要因・主体的特性といえる。上記の「ドライビングフォース」に対して、このような要因を新たに「カウンター・フォース」と名付けることにしたい。たとえば、「人口密度の増加」は前者に、都市化の履歴を示す「期首の就農女性率」は後者に属する。また、自然条件及び期首の土地利用は、ともに土地利用変化に関与する重要な要因であったが、これらの要因が積極的に土地利用変化を誘発するわけではないので、独立した与件の条件として取り扱う。

結局、実際の土地利用変化は、与えられた自然条件と期首の土地利用シェアのもとで、外発的なドライビング・フォースと内発的なカウンター・フォースの相互作用の結果として定まるものとする(図2参照)。

5.2 農地変化の要因

図3は上述の枠組みにそって農地変化の要因を要約した図である。ドライビング・フォースでは、「産業活動の期首水準」と「人口密度の増加(期間変化)」が検出された。産業部門では、3次産業(全体)、製造業、運輸業の各就業人口シェアが選択された。次に、変化を受容する側、つまり、農地を利用する農業サイドのカウンター・フォースは4つ検出された。第1は「農地の利用集約度(期首水準)」である。農地当たりの農業従事者数ならびに農業粗生産額の高い地域では、その後の農地減少が抑制された。第2は、「都市化の履歴(期首水準)」である。期首の段階で就農女性率の高い地域(つまり、既に男子基幹労働力が流失した地域)で、その後の農地減少はむしろ小さかった。逆に、都市化の洗礼を経験していなかった地域では、その後の農地減少は大きかった。同様に、農家率(混住化水準を示す)やサービス業就業シェアなども過去の都市化の履歴を示す指標であると解釈できる。第3に、「農業構造の改善(期間変化)」である。スムーズな農地流動化による農業経営規模の増加は農地保全に大きく貢献した。第4は、「農業労働力の農外流出(期間変化)」である。期間中の兼業化や就農女性率の上昇によって、農業労働力が弱体化したところで、農地減少が著しかった。なお、就農女性率のように、同じ指標の期首水準と期間変化が異なる要因となっている点に留意する必要がある。このように、農地面積の変化(大土地利用)は、農地利用主体、つまり農家の状況と農地利用のあり方(小土地利用)に大きく左右されていることがわかる。自然条件では、山間・急傾斜地という性格が農地保全に「貢献」したが、これは、「都市化の波がこのような地域をさけて通った」ためである。

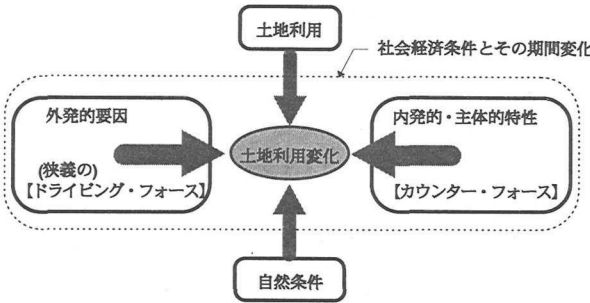


図2 土地利用変化要因の枠組み。

期首の農地面積率は，農地保全にマイナスに作用した。

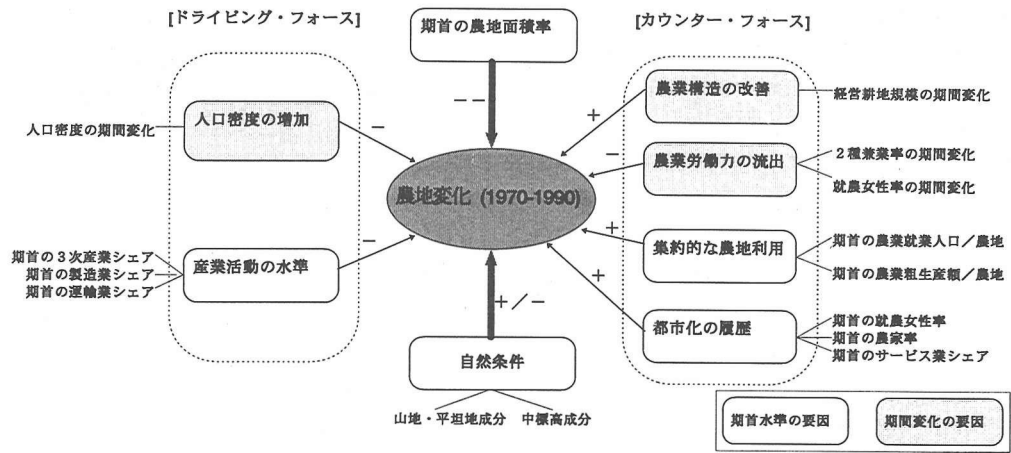


図3 農地変化の要因。

5.3 宅地変化の要因

図4は宅地変化の要因を要約した図である。ドライビング・フォースをみてみよう。期首水準では「高い人口圧」と「農外部門の雇用力」の2つが抽出された。つまり，期首の時点で既に人口密度や生産年齢人口シェアが高く，かつ，非農業部門の雇用規模と企業規模が大きかったところで，その後の宅地拡大が著しかった。一方，期間変化の指標グループからは，「期間中の総人口増加」と「2次産業の発展」が宅地拡大を促進した。3次産業の就業シェアの増加は，この「2次産業の発展」と裏腹の関係にあった。

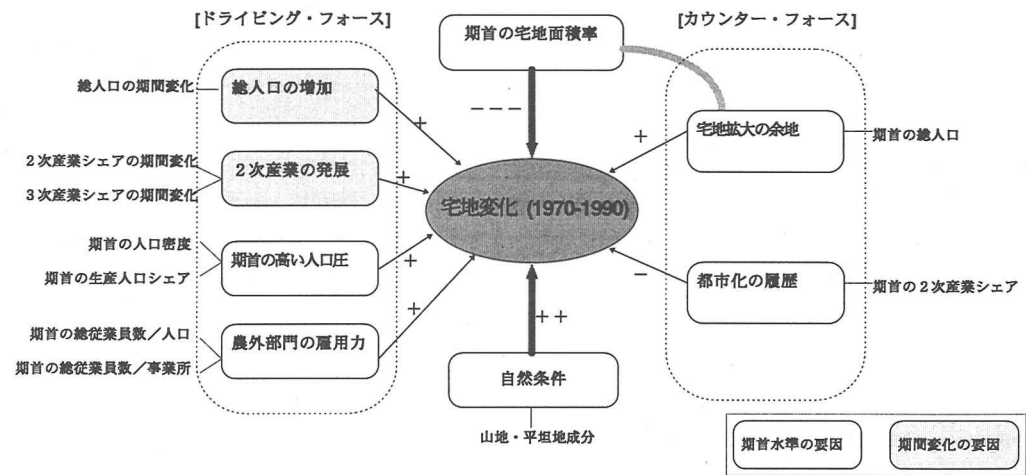


図4 宅地変化の要因。

次に，変化を受容する側のカウンター・フォースをみてゆこう。期首の社会経済条件としては，第1に，総人口規模が小さく，期首における宅地の面積率が比較的低いところで，その後の宅地拡大が著しかった。これらは「宅地拡大の余地」と読み替えられる。第2に，期首の2次産業の就業シェアが低いことが，宅地拡大を促進していた。これは，「産業構造からみた都市化の履歴」と解釈できた。自然条件では，「平坦な低地」を示す主成分が選択されたが，この指標は宅地拡大の地形的な適性を代表しているといえよう。結局，期首時点で，都市化のポテンシャル(期首の人口圧，農外部門の雇用力，期間中の2次産業の発展)が高く，宅地拡大の余地が残っていて，地形条件からみても適地(平坦地)でいるところで，宅地増加が著しかったことを表している。

6 おわりに

本論の分析結果を以下に要約する。

- (1) モデルの決定係数は、農地変化で最高 0.70、宅地変化で最高 0.75 に達した。また、選択された指標の中には、一見、意味づけが困難な指標も含まれていたが、詳細に検討することにより、経験的知見と矛盾しない解釈が可能であることを明らかにした。モデルの高い説明力と係数の高い合理性により、本分析は土地利用変化要因の抽出に成功したと言える。分析結果を要約した図 3 と図 4 は、当該地域の土地利用変化モデル設計に基礎的知見を提供するものである。
- (2) A 自然条件、B 社会経済条件、C 同期間変化、D 土地利用シェア (期首の土地利用面積率の 1 指標のみ) の 4 つの指標グループは、いずれもそれなりに農地と宅地の変化に貢献していたが、特に B 社会経済条件がグループ総体としてもっとも大きく貢献していた。また、単独指標では、期首の土地利用面積率のネガティブ・フィードバックがもっとも大きかった。土地利用予測に有用なデータが得にくい場所 (国) では、現況土地利用の活用を検討してみることも必要となろう。
- (3) 要因分析の結果を踏まえて、土地利用変化要因の枠組みを提案した。この中で、土地利用変化を生み出すドライビング・フォースに加えて、そのような変化のインパクトに対する地域的対応の差異を示す要因 (カウンター・フォース) の存在を示した。後者はこれまで明示的に取り扱われてこなかった要因群であるが、今回の分析で土地利用変化への関与が明らかにされた。
- (4) 「農業構造の改善」のように地域性を内包した要因や「都市化の履歴」のように時間依存性のある要因などが抽出されたことは、他地域への応用可能性に一定の限界があることを示している。むしろ、このような地域性のある土地利用変化要因を丁寧に抽出し、それを土地利用モデルに適切に反映させることが重要であるといえる。B. L. Turner II らは、グローバルな土地利用モデルを開発するにあたって、ローカルレベルでの土地利用変化メカニズムの相違に注目し、それをモデルに適切に反映させること、そのために、ケーススタディをシステムティックに行うことを主張している (B. L. Turner II et al. 1995) が、本論の結果はこれを支持するものである。

最後に、本論で用いたデータは、国立環境研究所の研究プロジェクト、「土地利用と地球環境変化 (LU/GEC)」で整備されたものである。また、本分析は、筆者が 1996 年に国際応用システム分析研究所 (IIASA) の土地利用変化プロジェクト (LUC) に滞在して実施した研究成果の一部である。LU/GEC 代表者の大坪国順氏 (国立環境研究所)、LUC プロジェクト・リーダー Günther Fischer 氏 (IIASA) ほか、関係各位にお礼申し上げる。

【参考文献】

- 大坪国順他 (1996) : 『アジア・太平洋地域の土地利用・被覆変化の長期予測』, 平成 7 年度報告書, システム総合研究所 pp. 1-45
奥野忠一他 (1971) : 『多変量解析法』, 日科技連, pp. 135 - 143
星野 敏他 (1985) : 農業的地区分級結果の動態的評価と変動の履歴による類型区分, 農村計画学会誌, Vol. 4, No. 3, pp. 5 - 19.
S. Hoshino (1996) : Statistical Analysis of Land-use Change and Driving Forces in Kansai District, Japan, WP-96-120, IIASA, pp. 1-40
B. L. Turner II et al. (1995) : Global Land-Use/Land-Cover Change : Towards an Integrated Study, AMBIO Vol. 23, No. 1, pp. 91 - 95.