

# 農地制度が土地利用と生物多様性に 与える影響の実証的検討

今野 悟<sup>1</sup>・福本 潤也<sup>2</sup>

<sup>1</sup>非会員 東北大学大学院情報科学研究科 博士課程前期 (〒980-8577 宮城県仙台市青葉区片平2-1-1)  
E-mail: satoru\_konno@plan.civil.tohoku.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 准教授 東北大学大学院情報科学研究科 (〒980-8577 宮城県仙台市青葉区片平2-1-1)  
E-mail: fukumoto@plan.civil.tohoku.ac.jp

本研究では、農地制度が都市内農地の宅地転用と生物多様性に与える影響を実証的に明らかにする。1991年の農地制度改革を事例として取り上げ、以下の二つの分析を行う。第一に、1991年の農地制度改革において現行制度とは異なる制度が導入されていた場合を想定し、都市内農地の宅地転用確率の変化量を推計する。第二に、都市内土地利用と環境指標生物の生息確率の関係式を推計し、第一の分析結果と組み合わせ、1991年の農地制度改革が環境指標生物の生息確率に与えた影響を推計する。

**Key Words :** *Farmland system, Firmland conversion, Propensity score, Biodiversity*

## 1. 序論

### (1) 背景と目的

都市内農地は二つの機能を有する。第一に、宅地の潜在的な供給源としての機能である。1980年代後半の地価上昇期には、増大する宅地需要に対して多くの都市内農地が宅地転用された。第二に、食料供給・都市環境保全・防災等の多面的機能である。都市内環境アメニティの向上や生物多様性の保全にも寄与する。都市内農地のあり方をめぐり、宅地化を促進すべきか、それとも保全すべきか、という意見の大きな対立がある。

都市内農地の動向は農地制度の影響を強く受ける。都市内農地に係る農地制度に、都市計画法(1968年)・生産緑地法(1969年)・土地税制(固定資産税, 相続税)等がある。1960年代後半、都市計画法が施行され、都市部は「市街化区域」と「市街化調整区域」に分けられた。その際、長期営農の意欲を持った農家が保有する優良農地も市街化区域に取り込まれた。1973年には市街化区域内の農地に宅地並み課税が課されることになり、優良農地の存続が困難になると予想された。農業者からの減税等の要請があり、多くの自治体は宅地並み課税の払い戻し措置や減額制度を施行した。国も長期営農継続農地制度を創設した。同制度は、長期営農意思のある農家に対して、宅地並み課税水準の固定資産税の納税を一旦猶予し、一定期間経過後に納税を免除する仕組みである。こ

れにより、優良農地は保全されることになったが、同時に、本来宅地化されるべき農地も宅地並み課税を回避することが可能になった。結果的に宅地化促進を阻害することになった。こうした問題を受け、1991年には長期営農継続農地制度の撤廃・生産緑地法の改正が行われた。宅地並み課税の回避要件を厳しくする改正であり、市街化区域内農地に対して、長期的に保全するか、宅地化するかの二択を迫る方向へ改正であった。農地制度のあり方を議論する前段において、1991年の農地制度改革が都市内農地の宅地転用と保全に与えた影響を明らかにすることは有益であると考えられる。

以上の問題意識のもと、本研究では、1991年の農地制度改革に着目し、農地制度が都市内農地の農地転用と生物多様性に与えた影響を定量的に明らかにする。具体的には、以下の二つの分析を行う。第一に、1991年の農地制度改革において現行の制度とは異なる制度が導入されていた場合を想定し、その後の宅地転用確率の変化量を推計する。第二に、都市内土地利用と環境指標生物の生息確率の関係式を推計し、第一の分析結果と組み合わせ、1991年の農地制度改革が環境指標生物の生息確率に与えた影響を推計する。

### (2) 関連研究

清水(1997)は、1991年に改正された生産緑地法による農地所有者の意思決定に関する因子分析を行っている。

また、自治体及び農業関連団体を対象とするヒアリングを行っている。低未利用地問題や制度実施に伴う都市計画変更などの問題に触れ、保全する農地と宅地化する農地の最適な配分を実現するには都市計画の介入が必要であると問題提起している。

Erwin and Bocksteal (2002)は、外部性を導入した付け値地代の理論モデルで予測される土地開発パターンが実証データに当てはまるかどうか、生存時間解析手法であるCox比例ハザードモデルを用いて検証した。小長井(2013)は、Erwinらと同様の手法を用いて、宅地並み課税が三大都市圏特定市の市街化区域内農地の宅地転用に与えた影響を推計した。

## 2. 市街化区域内農地に係る農地制度

### (1) 1991年以前の農地制度

1973年、宅地化促進のため、三大都市圏特定市の市街化区域農地に対して、宅地並みの課税水準の固定資産税が課されることになった。当該地域内では優良農地の存続も困難になると予想され、市町村は独自の税還元措置を導入した。また、国も生産緑地法を1974年に施行した。同法により、「良好な都市環境の形成に資する」と見なされる地区を生産緑地地区として都市計画決定することが可能になった。生産緑地に指定された農地は宅地並み課税を免除されたが、生産緑地地区への指定は十分に行われなかった。理由として、以下の二つが考えられる。

第一に、指定要件が厳しく農家や農業団体の理解が得られなかった事、指定期間が最長で20年もあった事が考えられる。また、一定期間が経過した後指定解除を目的に買取り請求を行った場合に、公共用地として市町村に買収される可能性があったため、農家が財産処分の自由度の制限を避けた事も理由として考えられる。

第二に、既に市町村が独自の税還元措置を実施しており、制限の緩い市町村の施策を選択した農家が多かった事も理由として考えられる。これらの減額措置の期限が切れた後、1982年に国が長期営農継続農地制度を創設した。同制度の要件は生産緑地制度よりも緩く、農家には生産緑地指定を受けるインセンティブが働かなかった。

長期営農継続農地制度の要件が緩かったため、長期営農の意欲を有する農家だけでなく、長期営農意欲の乏しい農家も同制度を利用することができた。その結果、本来宅地化されるべき農地も宅地並み課税を回避できる抜け道が用意されてしまい、宅地並み課税制度と生産緑地制度の機能が損なわれる事になった。

### (2) 1991年の農地制度改革

それ以前の問題を受け、1991年に農地制度が大幅に改正された。改正点は大きく二つあり、第一点は長期営農継続農地制度の完全撤廃であり、第二点が生産緑地制度の大幅改正である。新生産緑地制度では面積要件を500㎡以上にする等、旧生産緑地制度と比較して多くの農家が生産緑地指定を受けやすくなるように改正した。その一方で、相続税納税猶予については、免除までの営農期間を20年間から終生営農へと条件を厳しくした。これにより、強い長期営農の意欲を有する農家には生産緑地指定を受けるインセンティブが働き、長期営農の意欲が乏しい農家にはインセンティブが働かない制度へと変更された。

## 3. 本研究の位置づけ

### (1) 先行研究の概要

本研究では小長井(2013)(以下、先行研究)の分析枠組みを拡張する。先行研究では、三大都市圏特定市街化区域内農地への宅地並み課税がその後の宅地転用に与えた影響を定量的に推計している。具体的には、生存時間解析手法の一つであるCox比例ハザードモデルを用いた実証分析を行っている。

#### a) 宅地転用確率のモデル化

先行研究では、宅地転用確率をCox比例ハザードモデルを用いて定式化している。具体的には、時点 $t$ まで農地として残存していた共変量 $X$ の土地が時点 $t$ に宅地に転用する確率 $h(t|Z)$ を以下のように表す。

$$h(t|Z) = h_0(t) \exp(\beta X) \quad (1)$$

式(1)の通り、宅地転用確率 $h(t|Z)$ を、共変量 $X$ を含まないベースラインハザード $h_0(t)$ と共変量 $X$ を含む $h(\beta X)$ の積で表している。

#### b) 使用データとパラメータ推定

使用データを表-1に示す。土地利用状況には細密数値情報の10mメッシュデータ(1979年、1984年、1989年、1994年)及び数値地図5000の土地利用データ(2000年、2005年)を用いている。分析対象地域は茨城県の3市3町(取手市、坂東市、つくばみらい市、守谷市、利根市、五霞町、境町)と千葉県の5市(野田市、柏市、松戸市、流山市、我孫子市)の市街化区域である。当該地域内で1979年に農地であった地点をデータサンプルとしている。ただし、1991年以降に生産緑地指定を受けた地点はサンプルから除外している。表-1に示した共変量も土地利用状況データと同様、1979年から2005年まで六年代分のデータを10mメッシュ毎に作成している。

表-1 ハザードモデルのパラメータ推定で用いる変数

使用用途	項目名	備考	
共変量	税額	税額差	
	宅地収益	最寄駅までの距離[m]	宅地相当税額－農地相当税額
		主要駅までの所要時間[min]	最寄駅から上野駅間の所要時間
		周辺宅地割合[%]	周辺の宅地面積の割合
		周辺農地割合[%]	周辺の農地面積の割合
		商業立地ダミー	商業立地可能=1, 不可能=0
		工業立地ダミー	工業立地可能=1, 不可能=0
	開発費用	傾斜度[%]	
	オプション価値	地価分散	
		地価成長率	
その他	特定市ダミー	特定市=1, 特定市以外=0	
被説明変数	土地利用状況	農地=1, 宅地=0 それ以外は打ち切り	
独立変数	生産緑地指定ダミー	生産緑地指定=1, 未指定=0	

パラメータは部分尤度最大化法により推計している。部分尤度は、時点 $t_i$ の直前まで転用していないサンプルの内の一つが時点 $t_i$ に転用するという条件下で、時点 $t_i$ にサンプル $i$ が転用する確率（条件付き確率）を、全てのサンプルについて掛け合わせた積として定義される。具体的には、次式で表される

$$L(\beta) = \prod_i \left[ \frac{\exp(\beta X_{(i)})}{\sum_{j \in R_i} \exp(\beta X_j)} \right] \quad (2)$$

式(2)を対数化した対数部分尤度関数を最大化することで式に含まれるパラメータ $\beta$ を推計する。

$$LL(\beta) = \sum_{i=1}^D \beta^T X_{(i)} - \sum_{i=1}^D \ln \left[ \sum_{j \in R(t_i)} \exp(\beta^T X_{(i)}) \right] \quad (3)$$

### c) 農地生存率の予測

先行研究では、農地に対する課税水準について複数のシナリオを用意し、それぞれのシナリオに対応する共変量データ（具体的には、税額差データ）を作成した。そして、作成した共変量データをCox比例ハザードモデルに入力して、農地税制の変更による農地生存率の変化量を推計した。

## (2) 先行研究の課題

先行研究は、多様な農地税制シナリオのもと、農地生存率の変化量を推計している。ただし、先行研究では生産緑地指定を受けなかった農地のサンプルのみ用いており、生産緑地指定制度改正の影響を分析することはできない。

その理由は以下の通りである。農家による生産緑地指定の有無の意思決定をモデル化する場合、相続税納税猶予の効果を考慮する必要があると考えられる。しかし、

相続税率は土地所有者の資産額によって異なる。一般に利用可能なデータから土地所有者の資産額を知ることが不可能である。そのため、相続税納税猶予の効果を明示的に考慮した実証分析を行うことは難しい。生産緑地指定の有無の意思決定と宅地転用の意思決定は独立ではない。そこで、先行研究では生産緑地指定を受けなかったサンプルに限定し、それらのサンプルは生産緑地指定を決して受けないという前提条件で農地税制の影響について分析している。先行研究の分析結果を生産緑地指定を受けたサンプルに適用すると、セレクションバイアスが生じてしまう。

## (3) 本研究のアプローチ

1991年の農地制度改正の影響を定量的に評価する本研究では、生産緑地制度改正の影響についても分析する。分析手順の説明の前段として、まず、図-1を参照された。同図は観測可能なデータと観測不可能なデータの集合を表している。図の上段左側と上段右側は、現行制度下で生産緑地指定を受けた農地と受けなかった農地の土地利用を表している。当然のことながら、現行制度下の土地利用は全ての農地について観測されている。一方、図の中段は、現行制度とは異なる制度が導入されていた場合の農地の土地利用を表す。現行制度下で生産緑地制度を受けた農地の土地利用を左側が、受けなかった場合の土地利用を右側が表している。それらの土地利用は仮想制度下での土地利用であり、データとして観測されない。それらを推計することこそが本研究の目的である。図の最下段は土地利用以外の共変量である。共変量は全てのサンプルについてデータが観測されている。

本研究では、生産緑地制度の改正が無かった場合の土地利用を以下の手順に従って推計する。第一に、現行制度下で生産緑地指定を受けない農地については、制度改正が無かった場合についても同じ土地利用が実現すると

	生産緑地指定を受けた農地 $z=1$	生産緑地指定を受けない農地 $z=0$
現行制度での土地利用 $y_1$	$(y_1   z=1, \mathbf{x})$	$(y_1   z=0, \mathbf{x})$
制度改正なしの場合の土地利用 $y_0$	$(y_0   z=1, \mathbf{x})$	$(y_0   z=0, \mathbf{x})$
共変量項目 $\mathbf{x}$	全対象に共通して得られている値	

図-1 欠測データ構造

仮定する。指定要件が緩和された現行制度下でも生産緑地指定を受けないならば、指定要件が厳しい改正前の生産緑地制度を活用しないという仮定は、直感的には妥当であると考えられる。第二に、生産緑地指定を受けたサンプルについては、因果推論の分野で提案され、セレクション問題への対処法としても利用される傾向スコア法を用いて推計する。傾向スコア法は、無作為割り当てが不可能な相関研究において、因果効果を推定する方法として提案された手法である。複数の共変量を一つの変数に集約することで、その1変数上で層別化や均衡化（マッチング）を行う手法である。

#### 4. 都市内農地の農地残存率の推計法

##### (1) 分析目的とシナリオ

本研究では、1991年の農地制度の改正に着目し、農地制度が都市内農地の土地転用状況に及ぼす影響を推計する。現行とは異なる農地制度のシナリオとして表-2の三つのシナリオを想定する。シナリオ1の分析結果とシナリオ2の分析結果の比較から宅地並み課税制度が農地残存率に及ぼした影響を推計する。シナリオ2の分析結果とシナリオ3の分析結果の比較から生産緑地制度が農地残存率に及ぼす影響を推計する。

##### (2) 分析手順

シナリオ1について、2つの手法で推計する。第一に、セレクションバイアス問題に対処するため、傾向スコア法を用いる。第二に、セレクション問題を無視して先行研究の推計結果を用いて推計する。両者の分析結果を比較して、セレクションバイアスの大きさを把握する。

シナリオ2とシナリオ3については、シナリオ1の分析結果でセレクションバイアスの大きさが小さいことを確認した後に、先行研究の推計結果を用いて推計する。

表-2 想定する農地税制シナリオ

シナリオ	宅地並み課税制度	生産緑地制度	市街化区域内農地の課税標準
1	有り	無し	宅地並み
2	無し	無し	農地並み
3	無し	有り	農地並み

##### (3) データ

分析対象地域は千葉県内の三大都市圏特定市5市(野田市, 柏市, 松戸市, 流山市, 我孫子市)である。使用サンプルは、対象地域の市街化区域内で、1989年時点で農地であった地点である。使用する変数は表-1と同じである。

##### (4) シナリオ1

宅地並み課税制度を導入するが、生産緑地制度が導入されない場合を想定する。その場合、市街化区域内農地の全ての課税標準は宅地並みとなる。

##### a) 傾向スコア法

最初に、傾向スコア法の概要を簡単に説明する。第*i*対象の傾向スコア  $e_i$  を共変量  $\mathbf{x}_i$  を用いて次式の通り定義する。

$$e_i = p(z_i = 1 | \mathbf{x}_i) = \frac{1}{1 + \exp\{-\boldsymbol{\alpha}'\mathbf{x}_i\}} \quad (4)$$

式(4)は第*i*対象が生産緑地指定を受ける確率を表す。また、割り当てに関する尤度は以下のように表され、これを最大化する最尤推定値  $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$  を用いる。

$$\prod_{i=1}^N \left( \frac{1}{1 + \exp\{-\boldsymbol{\alpha}'\mathbf{x}_i\}} \right)^{z_i} \left( 1 - \frac{1}{1 + \exp\{-\boldsymbol{\alpha}'\mathbf{x}_i\}} \right)^{1-z_i} \quad (5)$$

以上で求めた傾向スコア  $e_i$  は共変量  $\mathbf{x}_i$  と独立変数  $z$  を一つに集約したものである。傾向スコアを用いた共変量調整では“強く無視できる割り当て”条件を一般に仮定する。“強く無視できる割り当て”条件は以下の通りである。

$$p(z | y_1, y_0, \mathbf{x}) = p(z | \mathbf{x}) \quad (6)$$

式(6)は生産緑地か否かは、共変量  $\mathbf{x}_i$  に依存し、結果変数  $y$  には依存しないことを意味する。この仮定を置くことで次式が成り立つ。

$$\begin{cases} E(y_1 | e) = E(y_1 | e, z = 1) \\ E(y_0 | e) = E(y_0 | e, z = 0) \end{cases} \quad (7)$$

式(7)を用いると、生産緑地制度の改正が農地残存率に与えた効果を以下のように書き換えられる。

$$E(y_1) - E(y_0) = E_e[E(y_1 | e, z = 1) - E(y_0 | e, z = 0)] \quad (8)$$

式(8)は傾向スコア  $e$  で条件付ける事が出来るならば、各群から得られた結果変数  $y_0, y_1$  より生産緑地制度の効果を推定できることを表している。

以上の傾向スコア法により、農地制度改正の影響を推計する。図-1と同様の欠測構造を考える。  $y_1$  については実測値を用いる。上述の通り、  $z = 0$  のサンプルについては生産緑地制度改正の有無により土地利用が変化しないと仮定する。一方、  $z = 1$  のサンプルの  $y_0$  については傾向スコアと  $z = 0$  のサンプルの推計値を用いて推計する。傾向スコアの利用法として、最近傍マッチング法、カーネルマッチング法、IPW推定法の3種類をそれぞれ適用する。

最近傍マッチング法は、別の群の結果変数のうち、傾向スコアが一番近い対象の結果変数を用いて欠測を補う方法である。具体的には、  $z = 1$  のサンプル  $i$  の傾向スコア  $e_{i0}$  と最も近い傾向スコアの値を持つ  $z = 0$  のサンプル  $j$  の結果変数  $y_{j0}$  を用いて  $\hat{y}_{i0} = y_{j0}$  とする。

$$\hat{y}_{i0} = y_{j0}, \quad j^* = \arg \min_j (e_i - e_j), \quad z_i = 1, z_j = 0 \quad (9)$$

カーネルマッチングは、ガウスカーネルをカーネル関数として利用した重みで観測値を重み付け、欠測値の推計値として利用する。バンド幅（平滑化パラメータ）を  $h$  と定義するとカーネル関数は以下に表せる。

$$K_{ij} = K_h(\hat{e}_i, \hat{e}_j) = \frac{\exp\left\{-\left((\hat{e}_i - \hat{e}_j)^2 / h\right)^2 / 2\right\}}{\sqrt{2\pi}} \quad (10)$$

式(10)を用いると、推計すべき結果変数は次式で表される。

$$\hat{y}_{i0} = \frac{\sum_{j=1}^{N_j} K_{ij} y_{j0}}{\sum_{j=1}^{N_j} K_{ij}} \quad (11)$$

IPW推定量は傾向スコアの逆数による重み付け平均として定義され、以下の式で表される。

$$\hat{E}(y_0) = \sum_{i=1}^N \frac{(1 - z_i) y_{i0}}{1 - \hat{e}_i} / \sum_{i=1}^N \frac{(1 - z_i)}{1 - \hat{e}_i} \quad (12)$$

## b) 先行研究の分析結果の適用

先行研究の分析結果を生産緑地を含めた全サンプルに

単純に適用して、農地制度改正がなかった場合の土地利用を推計する。先行研究で求めた生存関数を  $S(t)$  で表し、宅地転用時点  $T$  における土地転用状況を次式で表す。

$$S(t | T > 1989) = \frac{S(t)}{S(1989)} \quad (13)$$

## (5) シナリオ 2

宅地並み課税制度、生産緑地制度ともに導入されない場合を想定する。この場合、市街化区域内農地と生産緑地の全てが農地課税となり、改正前と同じ農地制度となる。  $x$  を宅地並み課税が導入されない場合の税額差として定義すると、土地転用状況は以下に表せる。

$$S(t | T > 1989, x) = \frac{S(t, x)}{S(1989, x)} \quad (14)$$

## (6) シナリオ 3

宅地並み課税制度が導入されず、生産緑地制度が改正された場合を想定する。この場合、市街化区域内農地と生産緑地は農地並み課税であり、生産緑地指定を受ければ、相続税猶予を受けることが出来る。

### a) 生産緑地指定意思決定モデル

共変量  $\mathbf{x}$  の農地が、生産緑地指定を受ける確率  $\lambda(\mathbf{x})$  をロジスティック回帰モデルを用いて表す。傾向スコアモデルと同じ式になるので、傾向スコア法で構築した傾向スコアモデルを用いる。

### b) 生産緑地指定を受けない場合の土地転用状況

ハザードモデルによって、条件付き生存関数を導出する。これは式(14)と同様のものである。

### c) 土地転用状況の推計値

生産緑地指定を受けた農地は、転用規制を厳しく受け、長期的に農地として利用される。シナリオ3の土地転用状況は式(14)を用いて、次式で表せる。

$$\lambda(\mathbf{x}) \times 1 + (1 - \lambda(\mathbf{x})) \times S(t | T > 1989, x) \quad (15)$$

また、式(15)に宅地並み課税時の税額差データを代入すれば、現行制度下の土地利用を再現することが出来る。

## 5. 環境指標生物の生息確率の推計法

### (1) 分析目的

環境指標生物は環境の変化に敏感な生物である。本研究では、同生物の生息状況を生物多様性の指標とする。まず、環境指標生物の生息状況と土地利用状況との関係を、ロジスティック回帰モデルで定式化する。前章で求めた都市内の土地転用状況の分析結果と定式化したロジ

スティック回帰モデルを組み合わせ、1991年の農地制度改正が生物多様性に与えた影響を明らかにする。

## (2) 分析方法

ロジスティック回帰モデルの定式化に表-3の変数を用いる。変数選択にはステップワイズ法を用いる。定式化したロジスティック回帰モデルに前章で推計した都市内の土地転用状況の分析結果を代入する。以上により、表-2で想定した各シナリオ下での環境指標生物の生息確率を推計する。

## (3) データ

分析対象の環境指標生物は表-4の通りである。データの出典は表-3に示す通りである。いずれも3次メッシュデータである。共変量として生物の生息に影響を及ぼすと思われる、気候と標高と土地利用を変数として用いる。

## 6. 分析結果

### (1) 実証モデルの生産緑地への適用可能性

#### a) 傾向スコア法の推計結果

図-2は傾向スコア法で推計した農地制度改正後、土地利用の変化を表す。表-5は傾向スコアモデルの推定結果である。図-2より三つの傾向スコア法の推定結果がほとんど一致している事が確認できる。また、表-5より傾向スコアモデルの多くのパラメータ推定結果が0.001%有意である。以上より、傾向スコア法による推定が頑健である事を示した。

#### b) 傾向スコア法と先行研究の推定結果の比較

図-3に1989年以降に生産緑地指定を受けた土地について、傾向スコア法と先行研究の推定結果をそれぞれ用いて推計した農地残存率の変化を示す。1994年と2005年において両モデルの推計結果が若干異なるが、先行研究の推定結果を生産緑地指定を受けた地域に適用しても大きなバイアスはないと判断できる。

### (2) 都市内農地の農地残存率の推計結果

#### a) モデルの現況再現性

先行研究の推計結果の現況再現性を図-4に示す。

図-4より1994年は過小推計ではあるが、概ね現況を再現できることが分かる。

#### b) 各シナリオの比較

全てのサンプルについて、三つのシナリオのもとで推計した農地残存率の変化を図-5に示す。シナリオ1の分析結果とシナリオ2の分析結果では、2005年時点で約6%の差がある。これは宅地並み課税の宅地化促進効果を示している。一方、シナリオ2の分析結果とシナリオ

表-3 生息確率の推計に用いる変数

使用用途	項目名	出展
共変量	年降水量[0.1 mm]	国土交通省 国土政策局 国土数値情報 ダウンロード サービス 平年値 (気候) メッシュ
	年最高気[0.1°C]	
	年最低気[0.1°C]	
	年平均気[0.1°C]	
	年最深積雪[cm]	
	年合計日照量 [0.1hour]	
	年平均全天日射量 [0.1MJm <sup>-2</sup> ]	
	最大傾斜角[度]	国土交通省 国土政策局 国土数値情報 ダウンロード サービス (標高 ・傾斜度3次 メッシュデータ)
	最小傾斜角[度]	
	被説明変数	農地[m <sup>2</sup> ]
森林[m <sup>2</sup> ]		
荒地[m <sup>2</sup> ]		
建物用地[m <sup>2</sup> ]		
河川湖沼[m <sup>2</sup> ]		
被説明変数	環境指標種 生息状況	環境省自然環境局 生物多様性センタ ー

表-4 対象環境指標生物一覧

種類	名称
植物	スギナ
	キブシ
	オオイヌノフグリ
	カタクリ
	オミナエシ
	ヒガンバナ
	セイヨウタンポポ
	アカミタンポポ
鳥類	アオバズク
	ヒバリ
	オオヨシキリ
虫	ギンヤンマ
	オニヤンマ
	カブトムシ

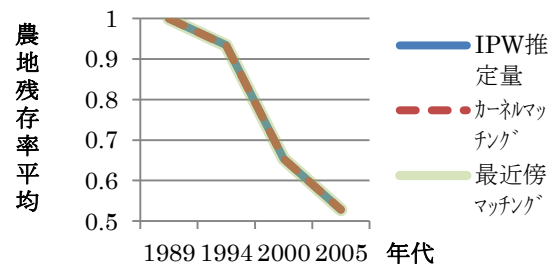


図-2 傾向スコア法の推計結果

3の分析結果では2005年時点に約6.4%の差がある。これは生産緑地制度による固定資産税減免と相続税猶予の長期的な農地保全効果を示している。シナリオ2は、1991年で農地税制改正を行わなかった場合に相当する。現況を再現した結果との比較より、農地税制改正によって農地が約2%長期的に保全されたことが分かる。

表-5 傾向スコアモデルのパラメータ推計結果

	パラメータ	標準誤差	z 値	p 値
切片	-1.67E+01	5.08E+01	-0.328	0.743
最寄駅までの距離	-8.09E-05	1.04E-05	-7.753	8.94E-15
主要駅までの所要時間	-2.94E-02	1.77E-03	-16.623	<2e-16
主要駅までの乗り換え回数	-1.28E-01	1.94E-02	-6.628	3.41E-11
地価成長率	1.99E-06	8.07E-08	24.612	<2e-16
地価分散	-6.87E-01	1.53E-01	-4.487	7.21E-06
傾斜度	-2.02E-01	2.65E-02	-7.626	2.42E-14
周辺宅地割合	-1.79E-02	6.30E-04	-28.394	<2e-16
周辺農地割合	1.30E-02	4.46E-04	29.035	<2e-16
税額差	-1.31E-03	6.45E-05	-20.25	<2e-16
商業立地ダミー	2.23E-01	5.36E-02	4.154	3.27E-05
工業立地ダミー	-1.36E+00	1.19E-01	-11.382	<2e-16
特定市ダミー	1.69E+01	5.08E+01	0.334	0.739

AIC: 121283

c統計量=0.696

### (3) 環境指標生物の生存確率への影響

ギンヤンマとセイヨウタンポポの生存確率の分析結果を示す。図-6,7に対象地域全体における両生物の生息確率の平均値の推計値を示す。ギンヤンマはきれいな水がある場所に産卵し、自然の豊かな地域にしか生息しない。結果より、農地が減少すると生息確率も減少している。一方、セイヨウタンポポは都市化の指標とも言われ、宅地が増える程生息確率は大きくなっている。また、シナリオの間での生息確率に差異がなく、農地制度から受ける影響も小さい。

全14種類の環境指標生物について同じ分析を行い、環境指標生物が農地制度から受ける影響を定量的に把握することが出来た。表-8に環境指標生物が農地制度から受ける影響度の強さを示す。

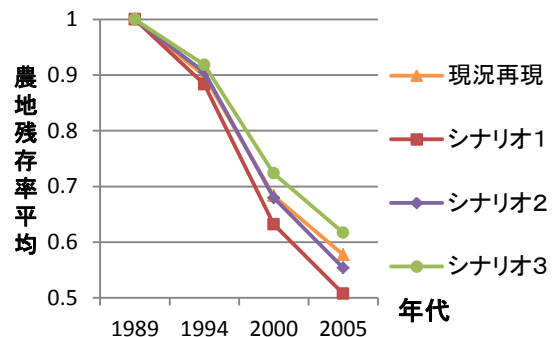


図-5 各シナリオの農地残存率の変化

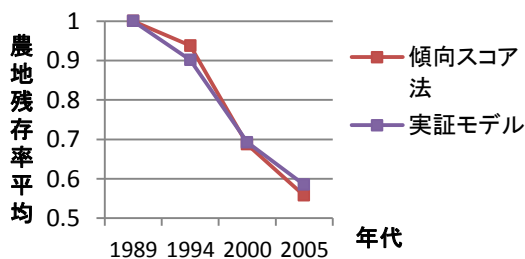


図-3 傾向スコア法と実証モデルの比較

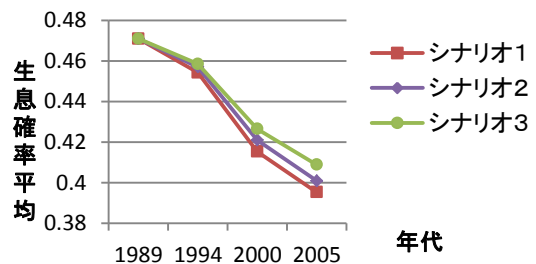


図-6 ギンヤンマの生息確率平均

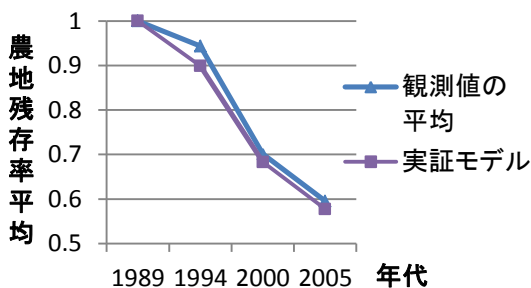


図-4 観測値と実証モデルの比較

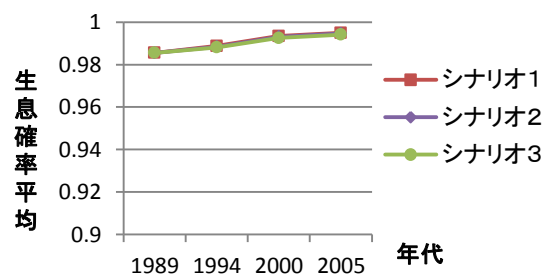


図-7 セイヨウタンポポの生息確率平均

表-8 農地制度が生息確率及ぼす影響の度合い

種類	名称	影響度
植物	スギナ	小さい
	キブシ	小さい
	オオイヌノフグリ	小さい
	カタクリ	大きい
	オミナエシ	小さい
	ヒガンバナ	小さい
	セイヨウタンポポ	小さい
	アカミタンポポ	小さい
鳥類	アオバズク	小さい
	ヒバリ	大きい
	オオヨシキリ	大きい
虫	ギンヤンマ	大きい
	オニヤンマ	大きい
	カブトムシ	大きい

## 7. 結論

分析結果より、都市内の農地は農地制度の改正により明らかに影響を受けていた。宅地並み課税制度は都市内農地の早急な宅地化に効果を発揮し、他方で、生産緑地制度は長期的な農地の保全に効果を発揮している事を示した。1991年の農地制度改正は早急な宅地供給・都市内農地の有効利用を行いつつも、優良農地の長期保全に効果を発揮していることを定量的に明らかにした。また、農地制度改正による都市内農地の農地残存率の変化は、当該地域の生物多様性に影響を与えている事を実証的に明らかにした。影響が環境指標生物ごとに大きく異なる事を示し、かつ、農地制度が環境に与える影響を定量化することが出来た。

今後の課題としては、本研究では1989年～2005年しか分析を行えなかったため、さらに長期に渡る変動シナリオを分析する事が挙げられる。また、共変量として周辺土地利用割合を用いたが、分析中の都市内農地の農地残存率の変化を無視し、観測値のまま使用した。周辺土地利用割合は農地残存率と相互に影響しあうので、今後考慮する必要がある。

## 付録

分析結果として掲載したギンヤンマとセイヨウタンポポの生息モデルのパラメータ推計結果を表-9,10に示す。灰色塗りつぶし部分、ステップワイズ法による変数選択によって排除されたものである。パラメータより、ギンヤンマの生息確率は農地面積が多い程大きくなり、建物用地面積が多い程小さくなる事が分かる。セイヨウタンポポの生息確率については、ギンヤンマとは正反対の結果となる。

表-9 ギンヤンマ生息確率モデルのパラメータ

	パラメータ	標準誤差	z 値	p 値
切片	6.00E-01	3.06E-01	1.963	0.049631
年降水量	-5.60E-06	3.54E-06	-1.583	1.13E-01
年最高気温	1.07E-02	7.62E-04	14.015	<2e-16
年最低気温				
年平均気温				
年最深積雪				
年合計日照時間				
年平均全天日射量	-1.71E-02	2.79E-03	-6.132	8.69E-10
最大傾斜角	5.12E-03	2.35E-03	2.182	0.029121
最小傾斜角	-4.93E-03	2.67E-03	-1.85	0.064272
農地	5.65E-07	5.98E-08	9.44	<2e-16
森林	5.84E-07	7.57E-08	7.712	1.24E-14
荒地				
建物用地	-1.93E-06	5.83E-07	-3.305	0.000951
河川湖沼	3.05E-06	6.42E-07	4.748	2.06E-06

表-10 セイヨウタンポポ生息確率モデルのパラメータ

	パラメータ	標準誤差	z 値	p 値
切片	1.33E+01	6.48E-01	20.522	<2e-16
年降水量	-9.91E-06	5.50E-06	-1.802	7.16E-02
年最高気温	-1.31E-02	3.87E-03	-3.382	0.000719
年最低気温				
年平均気温	-8.54E-03	3.75E-03	-2.281	0.022538
年最深積雪				
年合計日照時間	4.51E-04	3.45E-05	13.077	<2e-16
年平均全天日射量	-1.16E-01	8.36E-03	-13.876	<2e-16
最大傾斜角	-2.92E-02	3.33E-03	-8.757	<2e-16
最小傾斜角	2.34E-02	3.83E-03	6.101	1.05E-09
農地	-7.33E-07	1.14E-07	-6.449	1.12E-10
森林	-6.72E-07	1.20E-07	-5.58	2.4E-08
荒地	-1.39E-06	2.90E-07	-4.812	1.5E-06
建物用地	6.16E-06	9.96E-07	6.186	6.17E-10
河川湖沼				

## 参考文献

- 1) 清水 千弘: 農地所有者の意思決定行動に関する統計的検討—生産緑地法改正による農地転用問題を課題として—, 都市総合研究, No.62, pp31-45, 1997.
- 2) Erwin, E.G. and Bockstael, N.E.: Land Use Externalities, Open Space Preservation, and Urban Sprawl, Regional Science and Urban Economics, Vol.34, pp.705-725, 2004.
- 3) 小長井遥: 三大都市圏市街化区域の土地税制が農地転用に与える影響の実証的検討, 東北大学大学院情報科学研究科修士論文, 2013.

(2014. 4. 25受付)