



Title	北海道の農用地が持つ環境価値の評価
Author(s)	石田, 泰浩; 中谷, 朋昭
Citation	フロンティア農業経済研究, 17(2), 67-74
Issue Date	2014-02
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/66033
Type	journal article
File Information	17-2-10_ishida.pdf



北海道の農用地が持つ環境価値の評価

北海道大学農学院 石 田 泰 浩
北海道大学農学研究院 中 谷 朋 昭

A Hedonic Evaluation of Agricultural Lands in Hokkaido

Yasuhiro Ishida and Tomoaki Nakatani
Hokkaido University

Summary

The hedonic land-rent function was estimated to evaluate the external effects of agricultural lands in Hokkaido using municipality level four-year panel data from 1985 to 2000. As focus variables, the agricultural lands were classified into the five categories, namely, paddies, upland fields, lands under permanent crops, meadows and abandoned cultivated lands. Forest lands were also included in the model. The results show that the external effects of the paddies and lands under permanent crops were positive and remained roughly the same during the study period, whereas those of the upland fields and meadows were consistently decreasing.

I はじめに

農業・農村は、食料生産の場としてだけでなく、食料生産にともなう、国土の保全、水源の涵養、自然環境の保全、良好な景観の形成、文化の伝承などの機能を有している（食料・農業・農村基本法第三条）。このような機能は一般には外部経済効果として知られているが、食料生産にともなう外部経済効果は、特に農業・農村の多面的機能と呼ばれ、その貨幣的価値の評価がこれまで進められてきた（出村・山本・吉田〔2〕）。一方で、近年、農業者の高齢化や離農の加速と、それにとともなう耕作放棄地の増加に代表されるように、農業・農村の疲弊が進行しており、農業生産を継続していく上での厳しさが従前にも増して強まっているといえる。2010年には全国の農業産出額の約12%を占める北海道においても、経営規模などの面では府県と比較して優位にあるものの、同様の困難性に直面しているといえる。

そこで本稿では、近年における農業・農村を取り巻く情勢変化に起因して、農業・農村のもたらす外部経済効果にも何らかの変化が生じてきているのではないかという問題意識に基づき、その経年変化の様子を明らかにすることを目的とする。具体的には、外部経済効果の評価手法であるヘドニックアプローチを利用して、北海道内の市町村における農用地が持つ環境価値の変化を評価する。ヘドニックアプローチは、農用地がもたらす環境便益が地価に反映されるとするキャピタリゼーション仮説に基づいている^{※1)}。

環境価値という場合には、農用地がもたらす総便益額を指す場合がほとんどであるが、本稿では、ヘドニックアプローチで推定される地代方程式において、説明変数である農用地面積が被説明変数である地代に与える影響の大きさを指すものとする。これは、推定結果における農用地面積にかかるパラメータ推定値に表れる^{※2)}。

ヘドニックアプローチによる農業の外部経済効果は、従来では、1時点における横断面データによって評価されることがほとんどであった。しかし、本稿の目的を鑑みれば、時系列と横断面の両方向にわたって収集されたデータに基づく分析が望ましい。したがって本稿では、パネルデータを用いたヘドニックアプローチを採用する。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、既存研究について簡単に触れておく。Ⅲ節ではパネルデータモデルと分析に用いるデータについて説明し、Ⅳ節では地代方程式の推定結果を提示する。本稿のまとめと残された課題については、Ⅴ節で記述する。

注1) キャピタリゼーション仮説については、例えば金本[6]を参照。

注2) ヘドニックアプローチでは、農用地面積にかかるパラメータ推定値に、地代や可住地面積、農用地面積などを乗じて総便益が算出される。この場合、総便益の変化は、パラメータ推定値に乘じられる諸変数の変化をも含んでしまうことになる。これに対して、パラメータ推定値そのものは、農用地の単位面積あたりの環境価値を表すことになるので、本稿が目的とする環境価値の経年変化を比較する上で、総便益よりも望ましい指標であると考えられる。

Ⅱ 既存研究

ヘドニックアプローチによる農用地の外部経済効果の評価は、市町村や都道府県単位のデータを用いたものと、地域メッシュデータなどによるミクロレベルのものに分類できる^{注3)}。集計単位が大きい市町村・都道府県データを利用する場合、ローバックモデル^{注4)}に基づいて地代方程式と賃金方程式の2つを推定した上で、外部経済効

果による総便益を推定する手法が用いられることが多い。しかし、主に労働市場に関するデータ制約のために、地代方程式の推定結果のみから外部経済効果を評価する方法も採用されている(佐藤[11])。

ヘドニックアプローチにおけるパネルデータの利用は、それほど進んでいない。例えば、岡崎・松浦[8]は、1970年から1995年までの公示地価パネルデータを用いて、横浜市における土地の特性や環境要因の変化が地価形成に与える影響をランダム効果モデルによって分析している。農業の外部経済効果に関する分析では、渡邊・浅野[12]がある。渡邊・浅野[12]は、1985年と1995年の都道府県パネルデータから、水田がもたらす外部経済効果を固定効果モデルによって評価している。

パネルデータを用いたヘドニックアプローチの利点は、一般的にいわれるパネルデータの利点の他に、市町村固有の要因や、異時点間の属性変化をコントロールしつつ、農用地が持つ外部経済効果を評価できる点にある。岡崎・松浦[8]および渡邊・浅野[12]は、地価が観測された地点の差異から環境要因の評価をおこなうというヘドニックアプローチの特徴に基づいて、各地点で固有の要因をコントロールする重要性について述べている。パネルデータは時系列と横断面の双方からなるので、分析結果を時系列方向に見ることによって異時点間の外部経済効果の変化を抽出することが可能となる。

注3) 農業分野におけるヘドニックアプローチを用いた外部経済効果のサーベイについては、最近年のものではないが、佐藤[10]を参照のこと。

注4) ローバックモデル(Roback[9])は、地域間の環境質の差を考慮して、労働者が居住地選択をおこなうことにより、地価と賃金に環

境質の差が反映されるとする一般均衡モデルである。

Ⅲ 分析モデルとデータ

1. 分析モデル

本稿では、地代に反映される農用地が持つ環境価値の変化を明らかにするために、北海道の市町村パネルデータを用いたヘドニック地代方程式をモデリングする。前述のように、地代方程式のモデリングでは、通常観測不能な各市町村に固有な要因をコントロールする必要がある。このような固有要因を無視してパラメータ推定をおこなった場合、OLSにおける欠落変数のもたらす影響と同様に、パラメータ推定量はバイアスを持ち、その一貫性も保証されないからである。

パネルデータモデルにおける固有要因の取り扱いには単純ではないが、本稿では、Hsiao [4]の主張に従って、ランダム効果モデルを採用する。以下では、ランダム効果モデルによる地代方程式の推定について、簡単に説明しておく。

固有要因を含めた地代方程式を

$$y_{i,t} = \alpha + x_{i,t}\beta + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

と表す。ここで、 i と t はそれぞれ、市町村と時間を示すインデックスであり、 y は地代、 x は説明変数ベクトル、 ν は固有要因、 α と β は推定すべきパラメータである。(1)式が成り立つとき、両辺の時間平均をとった下式

$$\bar{y}_{i,\cdot} = \alpha + \bar{x}_{i,\cdot}\beta + \nu_i + \bar{\varepsilon}_{i,\cdot} \quad (2)$$

も成り立つ。市町村ごとの固有要因 ν_i をランダムな攪乱項と見なすランダム効果モデルは、ウェイト θ で(1)式と(2)式を重み付けした下式

$$(y_{i,t} - \theta \bar{y}_{i,\cdot}) = (1 - \theta)\alpha + (x_{i,t} - \theta \bar{x}_{i,\cdot})\beta + (1 - \theta)\nu_i + (\varepsilon_{i,t} - \theta \bar{\varepsilon}_{i,\cdot}) \quad (3)$$

によって推定される。ウェイトとなる θ は、

$\theta = 1 - \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 / (T\sigma_\nu^2 + \sigma_\varepsilon^2)}$ と定義される。ただし、 T は各市町村の時系列方向の観測数を表す。

ここで、 ν がランダムな要因ではない場合、 $\sigma_\nu^2 = 0$ であるから、 $\theta = 0$ となって、ランダム効果モデルによるパラメータ推定量は、(1)式のOLS推定量と等しくなる。本稿では、この点を確認するために、 $\sigma_\nu^2 = 0$ を帰無仮説とするBreusch and Pagan[1]のラグランジュ乗数検定（以下、BP検定と呼ぶ）を利用する。

農用地が持つ環境価値の変化は、環境要因として説明変数に含まれる農用地面積（田、普通畑、牧草専用地、樹園地）およびこれら農用地面積と各年ダミー変数との交差項にかかるパラメータ推定値によって評価する。耕作放棄地面積も同様にモデルに組み込まれている。また、森林についても、外部経済効果を発揮すると予想されることから、説明変数に採用している。

なお、ランダム効果モデルの推定に際して、サンプルから推定される θ が1または0に等しくなる確率はゼロである。そのため、ランダム効果モデルでは、時間によって変動しない地域ダミーなどを説明変数として採用することができるという利点がある。

2. データ

本稿で用いるデータは、2000年時点で存在した北海道212市町村の4カ年パネルデータ（1985年、1990年、1995年および2000年）である。対象年次を2000年までとしたのは、これ以降、市町村合併がおこなわれたために、データの連続性が保てなくなるからである。これら市町村について、以下のデータを収集した。

地代を算出する基礎となる地価は、『都道府県地価調査』から、住宅地、宅地見込地、市街化調整区域内宅地の平均地価(円/㎡)とした。説明変数については、表1に示したダミー変数を含む59変数を収集した^(註3)。変数の収集に当たっては、「生活環境の差異を表す変数をできるだけ多く検討し、取り込むことが望ましい」とする佐藤[11]

表1 分析に用いたデータの一覧と出所および定義

変数名	単位	年次	出所・定義
田面積	ha	85, 90, 95, 00	『農林業センサス』
普通畑面積 ^(注1)	ha	85, 90, 95, 00	『農林業センサス』
牧草専用地面積 ^(注1)	ha	85, 90, 95, 00	『農林業センサス』
樹園地面積	ha	85, 90, 95, 00	『農林業センサス』
耕作放棄地面積	ha	85, 90, 95, 00	『農林業センサス』
総人口	人	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
世帯数	世帯	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
総面積	km ²	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
可住地面積	km ²	85, 90, 95, 00	『国勢調査』、『農林業センサス』 『全国都道府県市区町村別面積調』
可住地の人口密度	人/km ²	85, 90, 95, 00	『国勢調査』、『農林業センサス』 『全国都道府県市区町村別面積調』
人口増減率	%	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
宅地面積	km ²	86, 90, 96, 99	『北海道市町村勢要覧』
DID人口	人	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
DID人口密度	人/km ²	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
生活圏ダミー	ダミー	85, 90, 95, 00	国土交通省の定義に基づく道内20生活圏。 該当する市町村は1、それ以外は0
小学校数	校	85, 90, 95, 00	『学校基本調査報告書』
小学校児童数	人	85, 90, 95, 00	『学校基本調査報告書』
小学校教員数	人	85, 90, 95, 00	『学校基本調査報告書』
中学校数	校	85, 90, 95, 00	『学校基本調査報告書』
中学校児童数	人	85, 90, 95, 00	『学校基本調査報告書』
中学校教員数	人	85, 90, 95, 00	『学校基本調査報告書』
都市公園面積	ha	86, 90, 96, 00	『北海道市町村勢要覧』
森林面積	ha	86, 90, 96, 00	『北海道市町村勢要覧』
上水道普及率	%	85, 89, 95, 00	『北海道市町村勢要覧』
下水道普及率	%	86, 90, 95, 00	『北海道環境白書』
老年人口	人	85, 90, 95, 00	『国勢調査』
刑法犯認知件数	件	85, 90, 95, 00	『犯罪統計書』
公害苦情件数	件	85, 90, 95, 00	『公害苦情調査』
財政力指数		85, 90, 95, 00	『市町村別決算状況調』
住民一人当たり歳出	円/人	85, 90, 95, 00	『国勢調査』、『市町村別決算状況調』
平均気温	度	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
降水量	mm	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
夏日日数	日	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
真冬日日数	日	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
日照時間	時間	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
不照日日数	日	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
最大積雪深	cm	85, 90, 95, 00	気象庁ホームページ『気象統計情報』 ^(注2)
D90、D95、D00	ダミー		該当する年は1、それ以外は0

注1：2000年における総農家の普通畑面積、牧草専用地面積は公表されていないため、普通畑面積は『総農家の畑面積』-『販売農家の牧草専用地面積』によって算出し、牧草専用地面積は『販売農家の牧草専用地面積』を用いた。

注2：ホームページのURLは(<http://www.jma.go.jp/jma/menu/report.html>)である。

の指摘に依拠することとした。

データ収集の結果、財政力指数で外れ値をとる泊村と、データ取得上の問題から、虻田町、歌志内市、上砂川町、神恵内村の5市町村を対象から除外した。また、1995年には37市町村において農用地面積が公表されていなかった。よって、分

析に用いるデータは、1995年が170市町村、それ以外の年は207市町村から構成される不完備パネルデータとなる。

渡邊・浅野[12]は、地代方程式に用いる環境要因の多くは、非競合性、非排除性をもつ「純粋公共財」ではなく、受益範囲が限定されたり、混雑

によって受益が低下したりする「準公共財」であると指摘し、説明変数として使用する際には、地域単位で基準化したものを用いている。本稿では、環境要因をはじめとする変数を各市町村の可住地面積あるいは総人口によって基準化した。

被説明変数となる地代は、渡邊・浅野[12]と同様に、地価に対応する年度の10年物国債の年平均利回りを割引率として乗じて算出した^{注5)}。異時点間の価格比較をおこなうためのデフレートについては、本稿が採用した片対数型では、渡邊・浅野[12]が指摘するように、地代方程式に年ダミーを説明変数として追加することで処理している。

注5) 気象変数の公表データが存在しない市町村は、属している生活圏の平均値によって代替した。

注6) 地代を求める際の割引率は、既存研究の間で必ずしも統一的な基準によって決定されているわけではない。例えば、佐藤[11]は、既存研究との比較から割引率を5%としている。

IV 推定結果

ランダム効果モデルに基づく地代方程式の推定結果を表2にまとめた。モデルに組み込む変数の選択は、まず表1に示した変数群を用いて推定をおこない、有意とならなかった変数を外して再推定していく方法を繰り返した。ただし、有意とならない場合でも、既存研究で利用されている変数や、市町村における生活環境の差異を反映すると考えられるものについては、極力採用することとした^{注7)}。モデル推定には、StataCorp社のStata Ver.12を利用した。

全般的な推定結果を見ると、市町村の固有要因が持つランダム性に関するパラメータである θ の

推定値は、市町村ごとに算出されるが、その中央値は、0.69であった。固有要因のランダム性が無いとする帰無仮説を検定するBP検定は、有意水準1%で帰無仮説を棄却している。モデルの当てはまりについてみると、全体的な決定係数は0.58、市町村間の差異を反映するグループ間決定係数は0.62、年時変化を反映するグループ内決定係数は0.36であった^{注8)}。

パラメータ推定の結果を見ると、農用地をはじめとする環境要因では、耕作放棄地以外すべて有意になっている。その他の変数では、財政力指数、都市公園面積の2つが地代に有意に正の影響を及ぼしている。有意に負の影響を及ぼす変数は、真冬日数、老年人口率、名寄、紋別、苫小牧の生活圏ダミーである。これらの結果は、既存研究とおおむね同一の傾向を示している。

年ダミーは、D90が正、D95、D00が負となっており、他の条件を一定とすれば、1985年と比較して、1990年は地代が上昇し、1995年および2000年は地代が低下していることを表している。

次に、農用地をはじめとする環境要因が地代に与える影響を、表2の推定結果に基づいて年次別にまとめ、表3に示した。各項目の値は、該当する変数のパラメータ推定値と、年ダミーの交差項にかかるパラメータ推定値を足しあわせた値である。変換後のパラメータがゼロと異なるかどうかを見るために、頑健標準誤差を利用してt検定もおこなっている。

全体を見ると、田、普通畑は着目した4カ年ともに、樹園地は1990年を除き、統計的に見て有意に正の影響を地代に及ぼしていることが分かる。牧草専用地と森林は、1985年是有意に正であったが、それ以外は影響を及ぼしていない結果となった。耕作放棄地は、着目した4カ年ともに、地代に影響を及ぼしてはいなかった。

田、普通畑、樹園地について外部経済効果の経

表2 地代方程式の推定結果

変数	係数	標準誤差	変数	係数	標準誤差
田面積	0.0092 ^a	0.0022	田面積	-0.0044 ^c	0.0024
普通畑面積	0.0088 ^a	0.0024	普通畑面積	-0.0017	0.0024
牧草専用地面積	0.0059 ^b	0.0027	牧草専用地面積	-0.0029	0.0022
樹園地面積	0.0152 ^b	0.0064	樹園地面積	-0.0014	0.0055
森林面積	0.0002 ^b	0.0001	森林面積	-0.0003 ^a	0.0001
耕作放棄地面積	0.0105	0.0183	耕作放棄地面積	0.0378	0.0326
財政力指数	1.9766 ^a	0.3271	田面積	-0.0014	0.0018
都市公園面積	0.0956 ^b	0.0372	普通畑面積	-0.0027	0.0018
犯罪率	-0.0011	0.0021	牧草専用地面積	-0.0049 ^b	0.0019
人口密度	0.0001	0.0003	樹園地面積	-0.0050	0.0035
下水道普及率	4.0*10 ⁻⁶	0.0006	森林面積	-0.0002 ^b	0.0001
平均気温	0.0298	0.0394	耕作放棄地面積	0.0210	0.0208
降水量	0.0000	0.0001	田面積	-0.0016	0.0017
夏日日数	0.0024	0.0021	普通畑面積	-0.0037 ^b	0.0018
真冬日日数	-0.0045 ^b	0.0019	牧草専用地面積	-0.0044 ^b	0.0017
老年人口率	-2.8639 ^a	0.7430	樹園地面積	0.0039	0.0041
人口増減率	-0.0038	0.0033	森林面積	-0.0002 ^b	0.0001
名寄生活圏ダミー	-0.3012 ^b	0.1503	耕作放棄地面積	-0.0199	0.0238
紋別生活圏ダミー	-0.3522 ^a	0.1194	D90	0.4630 ^a	0.1653
苫小牧生活圏ダミー	-0.6445 ^a	0.1687	D95	-0.2719 ^b	0.1295
定数項	5.9662 ^a	0.4099	D00	-0.8036 ^a	0.1278
サンプルサイズ	791	θ の中央値	0.6927	BP検定統計量	471.09 ^a
決定係数	0.5818	グループ間決定係数	0.6186	グループ内決定係数	0.3578

注1：面積に関わる変数は、すべて各市町村の可住地面積で基準化している。犯罪率は、人口1,000人あたりの刑法犯認知件数を表す。

注2：a、b、cはそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を指す。標準誤差は、White[13]に基づいて修正した頑健標準誤差である。

注3：ランダム効果モデルにおける決定係数は通常の決定係数とは異なり、元データと当てはめ値の相関係数を2乗した値として求められる。

表3 農用地をはじめとする環境要因が地代に与える影響の経年変化

	1985年	1990年	1995年	2000年
田	0.00922 ^a (0.00218)	0.00482 ^c (0.00273)	0.00779 ^a (0.00186)	0.00765 ^a (0.00205)
普通畑	0.00876 ^a (0.00237)	0.00707 ^a (0.00244)	0.00602 ^a (0.0018)	0.00503 ^a (0.00189)
牧草専用	0.00593 ^b (0.0027)	0.00308 (0.00246)	0.00104 (0.00187)	0.00156 (0.00223)
樹園地	0.01515 ^b (0.00641)	0.01372 (0.00864)	0.01013 ^c (0.00587)	0.01905 ^a (0.00684)
森林	0.00021 ^b (0.0001)	-0.00013 (0.0001)	0.00001 (0.00003)	0.00002 (0.00006)
耕作放棄地	0.01045 (0.01829)	0.04823 (0.03203)	0.03146 (0.02296)	-0.00947 (0.02277)

注1：a、b、cはそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。

注2：()内の数値は、パラメータの線形変換に基づいて算出した、White[13]の頑健標準誤差である。

年変化を見ると、田は1990年に低下したものの、1995年には上昇に転じ、2000年でもほぼ同水準にある。ただし、表2の結果から、1995年および2000年の値は、1985年と比較して有意差があるとはいえない。普通畑は、1985年以降、一貫して低下している様子が見て取れる。特に2000年になると、1985年と比較して有意に低下してきているといえる。樹園地は、1990年に統計的に見てゼロと有意差がなくなったが、1995年、2000年と上昇している。ただし、統計的に見れば、1985年と同程度の水準にとどまっている。

最後に田、普通畑、牧草専用地、樹園地の4つの農用地の外部経済効果を市町村別に算出し、上位2つの自治体名を表4に示した。田については空知・石狩支庁、普通畑については十勝支庁、牧草専用地については根室・日高支庁、樹園地については後志支庁にそれぞれ属する自治体が上位を占めている。これは、各自治体における農用地面積の大きさが反映された結果といえる。

注7) 有意とならなかった変数をすべて除外して推定した場合でも、得られたパラメータ推定値は、表2に示した結果と大幅に変化することはない。

注8) ランダム効果モデルにおける決定係数は通常の決定係数とは異なり、元データと当てはめ値の相関係数を2乗した値として求められる。

V おわりに

本稿の目的は、農業・農村のもたらす外部経済効果の経年変化の様子を、ヘドニックアプローチによって明らかにすることであった。1985年から2000年までの5年ごと4力年にわたる北海道の市町村パネルデータを用いて、地代に反映される農用地をはじめとする環境要因の外部経済効果の変化を計測したところ、次の点が明らかとなった。

田は、1985年から2000年までの間、1990年を除いておおむね同水準の外部経済効果をもたらしていた。樹園地の外部経済効果は1990年代に上昇していたが、統計的に見れば田と同様の傾向であった。普通畑は、分析期間を通じて外部経済効果が認められるものの、その水準は一貫して低下している。牧草専用地は、1985年には外部経済効果を発揮していたと見なされるが、それ以降は、統計的には外部経済効果が認められなかった。森林についても同様である。耕作放棄地については、分析期間を通じて、外部経済・不経済ともに生じているとはいえない結果となった。

以上の結果から、普通畑および牧草専用地がもたらす地代に反映される外部経済効果は、1985年から2000年までの間に低下していることを見出すことができる。本稿の分析対象期間以降には、中山間地域等直接支払制度や、農地・水保全管理支払交付金(旧農地・水・環境保全向上対策)などを通じて、地域資源の維持と向上を図ろうとする施策が展開されている。普通畑および牧草専用

表4 農用地の外部経済効果が地代に大きく反映された自治体

	1985年		1990年		1995年		2000年	
田	南幌町(9) (空知)	深川市(2) (空知)	旭川市(1) (上川)	深川市(2) (空知)	南幌町(9) (空知)	恵庭市(11) (石狩)	南幌町(9) (空知)	恵庭市(31) (石狩)
普通畑	帯広市(1) (十勝)	本別町(11) (十勝)	帯広市(1) (十勝)	芥更町(3) (十勝)	芥更町(3) (十勝)	千歳市(25) (石狩)	帯広市(1) (十勝)	音更町(3) (十勝)
牧草 専用地	枝幸町(15) (宗谷)	中標津町(3) (根室)	中標津町(3) (根室)	標茶町(2) (釧路)	中標津町(3) (根室)	浦河町(25) (日高)	中標津町(3) (根室)	浦河町(21) (日高)
樹園地	余市町(1) (後志)	仁木町(2) (後志)	余市町(1) (後志)	仁木町(2) (後志)	余市町(1) (後志)	仁木町(2) (後志)	余市町(1) (後志)	仁木町(2) (後志)

注1: 農用地の外部経済効果が大きい市町村を左から順に並べた。農用地の外部経済効果は
パラメータ×地代×農用地面積/可住地面積で求められる。

注2: () 内の数値は、北海道の市町村別にみた各農用地面積の順位を、◇内は該当する支庁(当時)を表す。

地の面積は、北海道の農用地の約8割を占めることから、上記施策によってこれらの農用地がもたらす外部経済効果が維持、回復されてきたのかどうか、近年の情勢を踏まえた評価が求められるといえる。

最後に、その他に残された課題について触れておく。分析手法の点では、ヘドニック価格関数の推定において、改良が進められている。例えば、地理的に近接する自治体間の空間的相関（空間的自己相関）を組み込んだ空間ヘドニックアプローチが提案されている（例えば、加藤[7]や星野[3]など）。パネルデータによる分析においても、被説明変数の自己相関を組み込んだモデル（動学的パネルデータモデル）や、空間自己相関をも考慮したモデルが開発されている。これらの改良は、データの特性に配慮したより柔軟なモデリングを可能とするものである。本稿では、市町村レベルのパネルデータによる分析をおこなったが、今後は、集計レベルのより低いメッシュデータや、地籍データなどを利用しつつ、上記の手法に基づいたより精緻な分析が望まれる。

【付記】

本稿は石田[5]の内容を大幅に改変し、加筆・修正したものである。

引用文献

- [1] Breusch, T.S. and Pagan, A.R., "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, Vol.47, 1980, pp. 239-253.
- [2] 出村克彦・山本康貴・吉田謙太郎『農業環境の経済評価—多面的機能・環境勘定・エコロジー—』、北海道大学出版会、2008。
- [3] 星野匡郎「顕示選好法の最新テクニック2：空間ヘドニック法」柘植隆宏・栗山浩一・三谷羊平編著『環境評価の最新テクニック』、勁草書房、2011、pp. 126-148。
- [4] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, 2nd edn., Cambridge, 2003.
- [5] 石田泰浩「北海道の農用地がもたらす外部経済効果の計測」北海道大学農学部農業経済学科卒業論文、2012。
- [6] 金本良嗣「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」『土木学会論文集』第449号、1992、pp. 47-56。
- [7] 加藤尚史「不動産価格関数の推定と利用について」『日本統計学会誌』第34巻第2号、2005、pp. 131-161。
- [8] 岡崎ゆう子・松浦克己「社会資本投資、環境要因と地価関数のヘドニックアプローチ：横浜市におけるパネル分析」『会計検査研究』第22号、2000、pp. 47-62。
- [9] Roßack, J., "Wages, Rents, and the Quality of Life", *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1982, pp.1257-1278.
- [10] 佐藤和夫「ヘドニック法」出村克彦・吉田謙太郎編著『農村アメニティの創造に向けて』、大明堂、1999、pp. 8-20。
- [11] 佐藤和夫「農業・農村における外部効果の経済的評価と費用負担に関する環境経済学的研究：北海道農業の公益的機能と外部不経済」『北海道大学大学院農学研究科邦文紀要』第23巻第2号、2000、pp.61-118。
- [12] 渡邊正英・浅野耕太「パネルデータを用いた水田の外部経済効果のヘドニック法による評価」『農村計画学会誌』第20巻第4号、2002、pp. 243-252。
- [13] White, H., "A Heteroskedasticity consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 817-838.