【論文】

農業センサス集落地図データを利用した耕作放棄地の要因分析

川島滋和
(宮城大学)

Spatial Regression Analysis on Abandoned Farm Land using
Agricultural Census and its Map Data

Shigekazu KAWASHIMA (Miyagi University)

Classic *Ricardian* model indicates that the costs of farming are strongly associated with geographical factors including location, steepness, and fertility of farm land. Accordingly, when outputs price falls down, farm economy located at remote and marginal areas with the higher costs may become unprofitable, possibly leading to the abandonment of farm land.

The objective of this paper is to explore this *Ricardian's* assertion and analyze the factors affecting the formation of abandoned farm land. Spatial regression model is employed using agricultural census and its map data for Miyagi Prefecture, Japan.

The results of analysis indicate that the

major factors of abandoning farm land are its geographical conditions, namely, the distance to city and the steepness of non-paddy fields. The estimation results also suggest that leasing of farm land be one of promising countermeasures to the abandonment problem. The higher rate of leasing farm land is expected to decrease the future abandonment more, thereby allowing for sustaining agricultural activities at remote and marginal areas. Further research is needed to observe the spatial and temporal effects of recent government policy that aims at reducing the abandoned farm land through leasing.

1. はじめに

1985年に13.5万haであった耕作放棄地は、農地利用の後退とともに上昇し、2005年には38.5万haにまで拡大している(農林水産省〔6〕)。全国農業会議所が実施した「地域における担い手・農地利用・遊休農地の実態と農地の利用集積等についての農業委員調査結果」によると、①高齢化・労働力不足(88.0%)、②価格の低迷(43.4

%)、③農地の受けてがいない(26.5%)、④生産調整で不作付け(24.1%)、⑤基盤整備が進んでいない(22.9%)、⑥土地条件が悪い(22.0%)が耕作放棄地の主な理由として挙げられている(全国農業会議所〔11〕)。小田切他〔8〕は2005年農業センサスデータを用いて、地域別や経営主体別にみた耕作放棄地の要因を分析している。その中で、東北地方は、東山、東海、山陰、北九州

と並んで耕作放棄地面積増加率の高い地域として挙げられている。耕作放棄地面積の増加率は2000年から2005年にかけて低減しているものの、耕作放棄地率で見た場合には全国平均で10%を超え、耕作放棄地の問題が農業・農村の現場において喫緊の課題であることを示唆している。安藤〔2〕は不在地主の存在に着目し、農地の利用権設定、また、集落協定や土地改良事業への合意形成を阻害していると指摘している。

耕作放棄地の発生メカニズムは、リカードの差額地代論に基づく土地条件の差異から捉えることができる(秋山〔1〕)。つまり、農業経営の限界費用は遠隔地や中山間地域等の立地条件や土地条件が悪いところほど高くなるため、同じ生産物価格で販売することを前提とすれば、農産物価格の低迷は限界費用の高い地域から経営困難な状況に陥り、結果として耕作放棄地の発生を招くというものである。耕作放棄地の発生要因については、全国農業会議所がおこなった前述の調査結果のように、一定程度特定されてきてはいるが、リカード的な土地条件の違いが耕作放棄地の発生に影響を及ぼしているのか、経営状況の改善や農地の賃貸借は耕作放棄地問題の対抗策となり得るのかといったミクロレベルでの実証的な研究は限られているのが現状である。

本研究は、農業センサスの集落データと地図情報を用いて、耕作放棄地の発生状況を視覚的に捉え、またその要因を空間計量経済の枠組みで分析しようとするものである。既存研究がマクロレベルでの分析や制度・政策的な問題点を議論しているのに対して、農地の地理的特性を考慮したミクロレベルの分析を試みる。

2. データ・分析手法

農林業センサスの集落カードのデータを用いて、宮城県を対象に分析を行った(農林統計協会〔7〕)。分析に用いたデータは、耕作放棄地率、人口集中地域(DID)までの時間距離、耕作地の傾斜度、農地の賃貸借率、農家一戸あたりの事業収入、経営構造の同質性である。耕作放棄地率は、耕作放棄地面積/(経営耕地面積+耕作放棄地面積)

から算出した。人口集中地域までの時間距離と耕作地の傾斜度は、集落データの平均値を用いて、旧市町村地域に対応する新たなダミー変数を作成した。DID_30とDID_60は、それぞれ人口集中地域までの所要時間が平均して15分以上30分未満と30分以上60分未満を表わしているダミー変数となっている。また、傾斜度を表わす変数では、集落データの緩傾斜地域を1、急傾斜地域を2とし、旧市町村域内の平均が0.5以上であるか否かにおいて、その地域の傾斜度ダミー変数を作成した。農地の賃貸借率は、(借入耕地面積+貸付耕地面積)/経営耕地面積から算出した。本来であれば、集落内あるいは旧市町村地域でみた場合、借入耕地面積と貸付耕地面積の合計値はほぼ等しくなると想定されるため、借入か貸付のどちらか一方を用いれば済むと考えられる。しかしながら、集落データを見る限り借入耕地面積の方が貸付耕地面積に比べて極端に多くなっているため、農地の賃貸借率を表わす指標として上記の定義とした。

農家一戸あたりの事業収入の計算には、農業経営体調査の事業収入規模別経営数を利用した。事業収入規模の中央値(例えば、200万円～300万円では250万円)とその規模に属する経営体数を乗じていき、集落内の事業収入の合計値を計算し、それを販売農家数の総数で除した。経営構造の同質性を表わす指標には、事業収入規模別のシェアを計算し、その2乗した値の合計値を用いた。例えば、集落内全ての経営体の事業収入が200万円から300万円に属する場合には、規模別事業収入シェアは1となり、2乗した値も1となる。同様に、集落内の経営体の事業収入のシェアが、200万円～300万円と300万円～500万円に2分されるときに、それぞれのシェアは0.5となるため、 $0.5^2+0.5^2=0.5$ となり、1よりも小さい値となる。このように、経営構造の同質性を表わす指標では、事業収入の規模が集落内で比較的同じである場合には高い値をとるように、また、事業収入に集落内格差がある場合には低い値をとるようなデータとなっている。この経営構造の同質性を表わす指標の推計値が正でかつ統計的に有意に計測されるとき、集落内の事業収入が同じ地域であるほど、

耕作放棄地率が高いと判断できる。

土地利用や立地条件に関するものは販売農家を対象にしたデータを用い、農家 1 戸あたりの事業収入と経営構造の同質性指標には経営体調査を用いた。なお、このデータは 2005 年のみ利用可能である。

宮城県内の農業集落データ数は 2385 である。分析では、この集落別データを旧市町村別に 221 に集計し、そのデータを旧市町村地図（ポリゴン）データと照合させた。旧市町村ポリゴンデータ数は 234 である。

耕作放棄地率を被説明変数 (y)、人口集中地域までの時間距離、耕作地の傾斜度、農地の賃貸借率、農家一戸あたりの事業収入、経営構造の同質性を説明変数 (X) とする (1) 式を計測することにより、耕作放棄地率を規定している要因の特定を試みる。耕作放棄地率のように土地条件に強く規定される変数をクロスセクションデータとして分析すると、隣接する地域との位置関係や隣接効果が考慮されていないため、誤差項が空間的相関を持ちやすいことが既存研究から明らかにされている (Anselin et.al. [3])。そのため、本稿では隣接効果を考慮した空間計量経済モデルを用いた。

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式は通常の回帰分析に、隣接する地域からの空間的影響を考慮した第 1 項 (ρWy) が加えられている。第 1 項の W は、近接行列 (234×234) と定義され、全ての旧市町村ポリゴンデータ数 (234) の隣接関係を表わしている。隣接する地域に限り 1 の値を取り、さもなければ 0 の値となる。例えば、ある地域の耕作放棄地率 (y) が隣接行列を通じて、隣接する地域の耕作放棄地に影響を及ぼしているとき、第 1 項の ρ は正でかつ有意に推計される。一般的な線形回帰モデルに隣接効果を表わすパラメーター (ρ) を加え、空間的な位置関係とその波及効果をコントロールしようとしている点が一般的な回帰分析と異なっている²⁾。

3. 分析結果

1) 宮城県の耕作放棄地率地図

図 1 は農業センサスデータに基づき作成した耕作放棄地率を表わしている。2005 年の宮城県内の耕作放棄地率は平均 7.1% であり、2000 年の値 6.9% より若干上昇している。図 1 から分かるように、

図 1 宮城県の耕作放棄地率 (%)

資料：農業集落カードを基に、R2.7.1, Maptools を用いて作成した [9]。

耕作放棄地率は仙台市を中心とした都市部で低く、それを取り囲むかのように沿岸部や山間地域において高いことが分かる。これらは宮城県山間地域の農業構造を、主成分分析を用いて地域区分した長谷部他〔5〕と整合的な結果となっている。2000年と2005年の耕作放棄地率のMoran's I 統計量を計算すると、それぞれ0.08 ($p<0.01$)と0.13 ($p<0.01$)となった。耕作放棄地率には一定の空間的相関があると判断できる³⁾。また、農地の賃貸借率等の説明変数にも空間的相関は存在し、農業経営や農家経済の分析にも地域的な集積性を考慮する必要があることを示唆している(杉浦〔10〕)。

2) 空間計量経済分析の推計結果

(1) 式の推計結果は表1にまとめられる。人口集中地域までの時間距離と耕作地の傾斜度が耕作放棄地の主な要因であることが明らかになった。特に、人口集中地域までの距離を表わす DID_60 の推計値は、宮城県全体での耕作放棄地率の平均値

とほぼ同じ値であり、遠隔地であることが耕作放棄地の主な要因になっていることを示している。稲作地での傾斜度と耕作放棄地率の間には明確な関係は見出せなかったが、畑作地での傾斜度は正でかつ有意な結果となった。つまり、傾斜度が高い畑作地域、具体的には中山間地域において耕作放棄地が進んでいることを示しており、図1の耕作放棄地率地図と整合的な結果となっている。これら土地条件に帰属する説明変数の推計結果を合計すると、約12-13%となり、中山間地域や海岸部での高い耕作放棄地率は土地条件によってその多くを説明され、リカード的な地理的特性の影響が大きいことがわかる。

第二に、農家一戸あたりの事業収入と経営構造の同質性も統計的に有意な結果となった。しかしながら、農家一戸あたりの事業収入の推計値は小さく、例えば、農家一戸あたりの事業収入が数百万円伸びても、耕作放棄地率は1%以下しか減少しないことになる。

表1 耕作放棄地率の要因分析

被説明変数	耕作放棄地率					
	1式	2式	3式	4式	5式	
切片	-0.499 (-0.54)	-1.239 (-0.96)	0.561 (0.59)	-3.958 (-2.98)	*** (-3.04)	***
DID_60	8.766 *** (6.78)	8.720 *** (6.74)	9.052 *** (7.19)	7.766 *** (6.15)	7.730 *** (6.55)	***
DID_30	2.297 ** (2.21)	2.267 ** (2.18)	2.251 ** (2.22)	2.281 ** (2.27)	2.162 ** (2.30)	**
傾斜度— 稲作	-1.469 (-1.26)	-1.468 (-1.26)	-0.938 (-0.82)	-1.838 (-1.63)	-1.167 (-1.09)	
傾斜度— 畑作	2.448 ** (2.23)	2.482 ** (2.26)	2.510 ** (2.34)	2.057 * (1.91)	2.047 ** (1.99)	**
賃貸借率		0.038 (0.83)			0.047 (1.12)	
農家一戸あたり収入			-0.005 *** (-3.54)		-0.008 *** (-5.59)	***
経営構造の同質性				1.327 *** (4.30)	1.886 *** (6.15)	***
Rho	0.780 ***	0.791 ***	0.781 ***	0.684 ***	0.654 ***	***
logL	-784.54	-784.20	-778.45	-775.85	-760.73	

註1: ()内は数字はt値を表わす。

註2: *, **, ***はそれぞれ、統計的有意水準10%, 5%, 1%を表わす。

このように農家経済の改善は耕作放棄地率の解消に寄与できると期待されるが、推計結果を見る限り、その影響は極めて軽微であると言わざるを得ない。経営構造の同質性の推計結果は正の値となった。地域内の経営規模が同質である地域ほど耕作放棄地率が高いことになる。このことは、耕作放棄地率を解消させるためには、地域内の経営構造に大きな変化が必要であることを示唆しているであろう。リカード理論によれば、農産物価格の上昇や経営改善によって耕作放棄地は解消されることが考えられるが、本稿のように地域別データを用いた場合には、地域内の経営規模に関する構造改革も必要不可欠であることが明らかになった。

第三に、地域間の隣接効果の影響を表わす ρ は全ての推計結果において正でかつ有意となった。耕作放棄地の問題は、当初想定されていたように隣接する地域への波及効果が存在することが確認された。耕作放棄地率データに存在する空間的相関は、その対策を講じる点においても留意されなければならない。地域間がより密接に連携し、ネットワークが形成されれば、その政策的効果もまた面的な広がりも持って浸透すると考えられるからである。

第四に、農地の賃貸借が進んでいる地域ほど、耕作放棄地率が低く抑えられているという仮説は確認できなかった。但し、耕作放棄地の発生を農地の賃貸借によって軽減しようとする試みには時間的遅れ（ラグ）が存在するにも関わらず、(1)式ではそのような動学的な影響は考慮されていない。そこで、耕作放棄率と農地の賃貸借率の動学的な関係を組み込んだモデルを再度計測した（表2参照）。

3) 農地の賃貸借率と耕作放棄地率の関係

耕作放棄地率と賃貸借率は、分析する時間軸によって、捉えられる関係が異なる。例えば、ある地域において賃貸借率が高い場合、耕作放棄地率の上昇した結果として、賃貸借率が上昇したと解釈できる。このような場合、両者には正の関係が想定される。また一方で、農地の賃貸借率の上昇は将来の耕作放棄地率は減少させるだろうと推察

する場合には、両者には負の関係が存在していることになる。本稿では、農地の賃貸借率が耕作放棄地率に与える影響について分析しているため、後者の負の関係が時間的遅れ（ラグ）を置いて存在しているか否かを検証する。

表2には、(1)式を動学モデルに修正した推計結果を示している。6式と7式は、耕作放棄地率と農地の賃貸借率の両方の変数とも2000年と2005年の差を取って計測した。8式は、被説明変数は差を取っているが、説明変数では2000年と2005年の賃貸借率データをそのまま使っている。9式と10式では、被説明変数は2005年の耕作放棄地率であるが、2000年と2005年の賃貸借率データに加えて、2000年の耕作放棄地率も説明変数として加えてある。クロスセクションデータにおける自己相関の影響をコントロールするためである。

表2と表1の推計結果は大きく異なる。表2では、土地条件を表わす変数が10式のDID_6Qを除き全て統計的に有意な結果となっていない。つまり、耕作放棄地率の「大きさ」は土地条件や立地条件に強く規定されているのに対し、これらの地理的属性は耕作放棄地率の「変化」に影響を与えない。

耕作放棄地率と賃貸借率の差分したデータを用いた6式と7式は共に有意な結果となっておらず、耕作放棄地率の変化と賃貸借率の変化は直接的に連動していないことがわかる。「耕作放棄地率_2000」は、9式と10式において、0.690と0.648とそれぞれ計測された。2000年の耕作放棄地率の約6割半から7割が2005年にも引き継がれることを意味している。8、9、10式の2000年の賃貸借率（賃貸借率_2000）は全ての推計値において負でかつ有意な結果となった。2000年の段階で農地の賃貸借率が高い地域ほど、2005年の耕作放棄地率が低いことを示している（9、10式）。また、2000年から2005年にかけての耕作放棄地率の変化分にも、2000年の耕作放棄地率は統計的に有意な影響を及ぼしており（8式）、農地の賃貸借率は将来の耕作放棄地の減少に寄与するという結果を支持するものである。推計結果から判断すれば、

表2 耕作放棄地率と農地の賃貸借率の関係

被説明変数	Δ 耕作放棄地率			耕作放棄地率,2005		
	6式	7式	8式	9式	10式	
定数項	-0.079 (-0.20)	0.265 (0.50)	3.081 (3.80)	*** 1.716 (1.87)	0.857 (0.85)	
DID_60		-1.103 (-1.16)	-1.167 (-1.27)		2.573 (2.99)	***
DID_30		-0.683 (-0.88)	-0.303 (-0.41)		0.935 (1.42)	
傾斜度__畑作		0.206 (0.24)	0.332 (0.40)		0.152 (0.21)	
傾斜度__稲作		-0.079 (-0.10)	-0.362 (-0.46)		0.389 (0.55)	
耕作放棄地_2000				0.690 (20.95)	*** 0.648 (18.47)	***
Δ 賃貸借率	0.026 (0.62)	0.029 (0.69)				
賃貸借率_2000			-0.208 (-3.69)	*** -0.250 (-5.09)	*** -0.238 (-4.89)	***
賃貸借率__2005			0.000 (0.00)	0.049 (1.36)	0.047 (1.34)	
Rho	0.810 ***	0.824 ***	0.739 ***	0.455 ***	0.481 ***	***
logL	-715.98	-715.15	-705.52	-675.36	-669.90	

註1: ()内は数字はt値を表わす。

註2: *, **, ***はそれぞれ、統計的有意水準 10%, 5%, 1%を表わす。

2000年の農地の賃貸借率が5%高まれば、2005年に耕作放棄地率が約1%減少することが予想される。

4. まとめと結語

分析の結果は以下にまとめられる。第一に、人口集中地域(DID)までの時間距離と耕作地の傾斜度等の地理的特性が耕作放棄地の主な要因であることが明らかになった。また、隣接する地域からの影響も統計的に有意な結果となり、耕作放棄地データには空間的相関が存在していることを示している。第二に、農家一戸あたりの事業収入と経営構造の同質性も係数の値は小さいものの、統計的に有意な結果となった。耕作放棄地率の解消には、地域の経営規模に異質性、つまりは経営構造改革が必要であることを示唆している。第三に、農地の賃貸借率と耕作放棄地率の間には明確な関係は見出せなかったが、2変数の動学的な関係を

考慮したモデルを再度計測したところ、農地の賃貸借率は将来の耕作放棄地の軽減に貢献するという結果を得た。

耕作放棄地問題の対策として、農地制度の基本を「所有」から「利用」に転換させる方針が示され、その政策効果が期待されている。本稿での分析結果を鑑みれば、その政策効果もまた農地の地理的条件によって大きく左右されることが予想され、今後は人口集中地域までの時間距離や畑作地での傾斜度等で区分したより詳細な分析が必要になるであろう。

また、経営状況が耕作放棄地に与える影響は軽微であるとの結論に至ったが、本稿ではデータの不足から時間的な影響は考慮されていない。経営状況と耕作放棄率の両方が異時点と比較可能になるのは次回の農業センサスからである。経営状況、経営構造等地域ごとにパネルデータ化を進め、その時間的な変化を正確に捉える必要がある。

このように耕作放棄地の発生要因には、農地の地理的特性に帰属する時間に対して比較的不変なものと、農地の賃貸借率や経営状況等のように時間とともに変化するものがある。その両者を峻別するためにも、空間的、時間的構造変動を視覚的にかつ数量的に分析することが益々重要になるであろう。

注

- 1) データは販売農家を対象にしたものである。そのため、経営耕地面積が 30 a 未満や年間農産物販売金額が 50 万円未満の農家による貸付面積は反映されず、借入面積に比べ貸付面積が少なくなっていると考えられる。
- 2) 空間的影響を考慮した他のモデルについては、Bivand [4] 等を参照されたい。
- 3) Moran's I 統計量の概念については、Bivand [4] 等を参照されたい。

引用・参考文献

- [1] 秋山邦裕「耕作放棄地解消のための現実的な対応策はあるのか？」『農政調査時報』第 559 号 pp.20-29. 2008 年
- [2] 安藤 光義「不在地主農地所有の管理実態に関する調査結果の概要」『農政調査時報』第 558 号 pp.54-66. 2007 年
- [3] Anselin, L. and N. Lozano-Gracia. "Errors in

Variables and Spatial Effects in Hedonic House Price Models of Ambient Air Quality." *Empirical Economics*, 34(1): pp.5-34. 2008.

- [4] Bivand, R. S. et. al. *Applied Spatial Data Analysis with R*, Springer. 2008.
- [5] 長谷部正, 伊藤房雄, 齋藤和佐「宮城県における中山間地の類型化と地域区分」『農業経済研究報告』第 31 号 pp.37-68, 1999 年
- [6] 農林水産省『平成 20 年度 食料・農業・農村の動向 平成 21 年度 食料・農業・農村施策 概要』2008 年
- [7] 農林統計協会 『2005 年農林業センサス 農業集落カード』『2005 年農林業センサス地図データ』2008 年
- [8] 小田切徳美編『日本の農業 -2005 年農業センサス分析-』農林統計協会, 2008 年
- [9] R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
URL <http://www.R-project.org>. 2008.
- [10] 杉浦芳夫編『地理空間分析』朝倉書店, 2002 年
- [11] 全国農業会議所「平成 14 年地域における担い手・農地利用・遊休農地の実態と農地の利用集積等についての農業委員調査結果」2002 年

[2010 年 2 月 19 日受理]