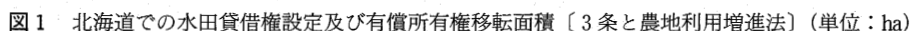


辻井 博

95 年からのコメ部分開放に対し、稲作経営規模の拡大による生産性の上昇と生産費の引き下げの重要性がいっそう大きくなっている。稲作の経営規模の拡大には、水田の購入や借入れが大きく貢献してきた。50 年代までは農地法の下、耕作目的の水田の売買と賃貸借は強く規制され、低水準にあった北海道の水田の売買（有償所有権移転）面積は、図 1 が示すように 60 年代から 76 年まで高水準になり、農地法の規制の下でも農家間の水田の売買が盛んに実施された。これは北海道では都府県のような兼業機会が少なく、水田に対する家産意識も弱く、経営主が高齢化し跡継ぎがいない稲作農家や累積債務に直面した農家が稲作の将来に見切りを付け挙家離農し、その水田を専業志向農家が購入する過程で実現された¹⁾。北海道で水田の有償所有権移転が稲作経営の規模拡大に最近でも大きく貢献していることは堀口が示している²⁾。都府県ではこのような傾向は認められず、50 年代から 70 年代中期まで水田の有償所有権移転面積は 3～4 万 ha の水準にあった。



70年代中期から北海道の水田有償所有権移転面積は、3条にかかるものは急減したが、80年から施行された農用地利用増進法にかかるものが急増し、合計の有償所有権移転面積は80年代に増加に転じた。都府県の同合計面積の総計は75年以後漸減し、平成4年には6万haになっている。農用地利用増進法にかかる有償所有権移転面積の増加は80年代に認められるが、北海道に比べ増加は少い。

北海道での水田に対する賃貸借権設定面積は図1に示されるように、60～70年代は微増傾向であった。しかし80年代には、農用地利用増進法の施行により同図が示すように3条にかかる面積を合わせた総設定面積は急増し、有償所有権移転面積を87年には追越し、90年には6千ha程になった。しかし賃貸借権設定には契約期間があり水田売買と比べ短期的性質を持ち、賃貸借権設定面積には以前に設定されたもので契約期間が来て再設定されたものを含み、この再設定と賃貸借権が解約された面積とを差し引いた面積が賃貸借による実質的水田流動化面積となることに留意しなければならない。都府県での水田の賃貸借権設定面積も北海道と同じような傾向を示したが、北海道より5年ほど前から急速に増加している³⁾。

筆者は最近、水田の販売供給行動と購入需要行動をそれぞれ独立に、水田価格が需給に短期には影響しないとの仮定の下、北海道の水田有償所有権移転の規定要因の計量分析を行なった⁴⁾。この分析ではしかし需要行動の計測結果が適切でなかった。

本稿では、北海道における水田の有償所有権移転が稲作経営の規模拡大に果たした大きな役割に注目し、有償所有権移転面積の変化が、60年以降どのような制度的、経済的要因に規定されていたかを計量的に明らかにし、その結果を基礎に政策的インプリケーションを明らかにすることを目的とする。基本的方法としては、後で詳述するように水田価格が水田売買需給に影響しないという上述の筆者の研究の仮定を外し、水田の購買農家ないし販売農家は水田売買市場の需給不均衡状態および水田価格期待、経済条件、政策条件に規定されながら、市場の長期均衡購買（販売）量従って長期均衡水田価格へ向かって購買量ないし販売量を時間的に調整するモデルをたてそのパラメーターを推計する。

- 1) 石井啓雄，河相一成(1)の102～103頁を参照。
- 2) 堀口健治(3)の3～4頁。
- 3) 辻井 博(4)の36～54頁参照。
- 4) 辻井 博(5)を参照。

2. 理論枠組と方法

(1) 理論枠組：基本モデル

本稿での基本的仮定は、北海道の水田購買農家群ないし販売農家群は、各時点での水田売買市場の需給不均衡状態および水田価格期待、経済条件、政策条件に規定されながら、市場

の長期均衡購買（販売）量従って長期均衡水田価格へ向かって時間的に調整することである。水田有償所有権移転の短期の社会的供給曲線と需要曲線は、図2に示されるようにそれぞれ右上がりの TS_s と右下がりの TS_D になる。この図で縦軸 PSR は水田売買価格、横軸 TS は土地有償所有権移転量である。

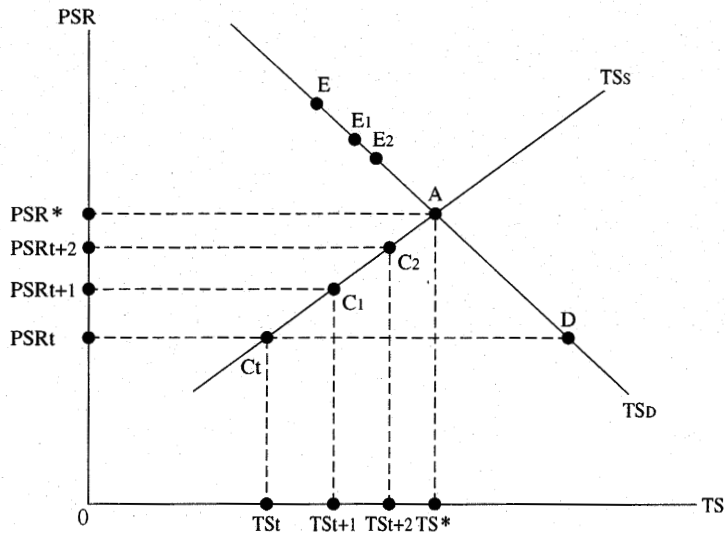


図2 水田有償所有権移転の時間調整モデル

水田売買市場が競争的なら長期の均衡点 A (TS^* , PSR^*) が速やかに実現される。しかし同市場は、制度的、経済要因のため競争的ではなく、売買量と売買価格は均衡へ瞬時には調整されず、リジディティーを持ち、時間をかけて調整される。かつ、時期や場所により水田有償所有権移転市場は超過需要ないし超過供給状態にある。超過需要状態の場合、売買価格は t 時点で長期均衡価格 PSR^* の下方例えば PSR_t に決定される。この水田価格水準では、水田販売希望量は C 点で水田購買希望量は D 点で決定される。この状態は売り手市場であり、供給曲線がこの時点 t での社会的水田有償所有権移転量を C 点に決めると考える。買い手は買いたくても買えないのであり、 C 点是不均衡状態である。

このような、 CD の量の水田需要超過がある場合、それが社会的プレッシャーとなって販売農家はそれに反応して毎年彼らの販売面積と販売価格を、短期供給曲線上を均衡点 A へ向かって調整的に修正して行くと考ええる。この調整過程が、図2の供給曲線上での C , C_1 , C_2 , …… で示されている。

また他の時期には、北海道の実際の水田価格水準が長期均衡水田価格水準より高く、水田有償所有権移転市場が超過供給すなわち買い手市場の状態の場合がありうる。実際の水田価格が図2の E 点で示されるような水準であるとき、 t 時点での売買量は短期需要曲線 TS_D

により決定され、同量はE点を示す売買量に決まる。農家の水田有償所有権移転に関するその後の調整は、この場合短期需要曲線上をE点からA点に向かって、E, E₁, E₂, …… というような毎年の調整ということになる。筆者は、統計的・文献的検討から北海道では、水田売買市場は戦後から70年代後半までの超過需要状態から70年代後半以降の超過供給状態に転換してきたと考えている。70年代後半は移行期間と考えられる。

上述のような理論枠組みと仮定から、本稿で計測される農家の行動は、水田売買市場の状態が超過需要ないし超過供給状態にある時、それぞれ水田売買の短期供給曲線ないし短期需要関数上での農家の水田有償所有権移転面積と水田価格に関する均衡へ向かっての調整行動である。北海道全体に関して、この稲作農家の毎年の調整行動を Nerlove の Rigidity Model¹⁾により示したのが次の基本モデルである。

$$TS^* = \alpha + \beta PSR \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$TS - TS_{-1} = \gamma (TS^* - TS_{-1}), \quad 0 < \gamma < 1 \quad \dots\dots\dots (2)$$

各変数の時点 t の添え字は省略しているが、 -1 の添え字は t 時点より1時点前の $t-1$ 時点を示す。(1)式は、各時点で稲作農家の総体が長期均衡と考える売買量 TS^* が、各時点で農家がこの長期均衡を考える場合に参考にする変数、例えば t 時点の水田価格水準 PSR 、水田価格期待、需給不均衡量、需給弾性、制度要因等のうち PSR によって決定されることを示す、長期売買量関数である。ここでは単純化のため PSR のみを考慮する。この関数は、上の説明から β が正と推定されれば図2の短期供給関数 TS_s 、負と推定されれば短期需要関数 TS_p が推定されたことになる。この長期均衡売買量 TS^* への、農家の超過売買需要ないし供給に反応した毎年の調整過程を示したのが(2)式である。この式は $t-1$ 時点の現実の売買量 TS_{-1} から TS^* への調整は1年で行なわれるのではなく、毎年両者の差の $\gamma\%$ だけ調整されることを示している。この γ は調整係数と呼ばれる。また Rigidity Model の枠組みはディストリビューテッド・ラグのモデルであり、過去多数年の水田価格 PSR など(1)式の長期均衡水田売買量 TS^* に影響を及ぼす変数値の等比級数的に時間とともに減衰する影響を推定することになる。

(1), (2)式で示されるモデルで、 TS^* は実際のデータとしては観測されないので、この問題に対する対応が必要である。これは(1)式を(2)式に代入することによって解決される。すなわち、この代入によって、統計的に推定されるべきモデルは

$$TS = \gamma\alpha + (1 - \gamma) TS_{-1} + \gamma\beta PSR \quad \dots\dots\dots (3)$$

となる。このモデルには TS^* は存在しない。このモデルの係数の計量経済的推定値から、(1), (2)式の係数、 α , β , γ も推定することができる。すなわち、(3)式右辺第2項の推定係数から調整係数 γ を推定でき、その値を使って(3)式第1項と第3項の推定係数から α と β が推定できる。

これら推定された係数の経済的意味は次の通りである。(1)式の β は水田価格 PSR に対する長期均衡水田有償所有権移転量 TS^* の反応係数である。(2)式の γ は調整係数で、上で

すでに説明した。(3)式は短期の反応関数であり、特に係数 $\gamma\beta$ は、水田価格 $P S R$ の変化に対する短期（1年）の水田有償所有権移転量の変化量を示す係数である。これらの係数を推計することによって、水田価格水準の変化によって引き起こされる短期と長期両方の水田有償所有権移転面積の変化量が明らかになる。

(2) 理論モデルと経済的・制度的要因

ここでは上の基本モデルを基礎に、計量経済分析の指針になる理論モデルとその説明変数としての経済的・制度的要因を検討しよう。

長期均衡水田売買量 TS^* を規定する経済的要因は上述したように、理論的には水田価格水準、水田価格期待値、需給不均衡量、需給弾性、それに小作するか売買するかの意志決定に影響する変数が考えられる。これら変数の内需給不均衡量と需給弾性は、前者はその値が理論モデルの枠組みでは推定不能であり、需給不均衡量はむしろ水田売買の時間的調整過程に反映される。後者は本研究の時系列データとして利用することは困難で、弾性はむしろ上で説明したところから明らかのように推計の結果として計測される値である。

水田価格水準 $P S R$ の係数は(3)式で示される形でモデルに取り入れられている。(3)式は図2で示される短期の水田購買需要ないし販売供給関数であり、故にその係数が正なら需要超過状態で調整は短期供給曲線上で行なわれ、負なら供給超過状態で調整は短期需要関数上で行なわれることになる。

水田価格期待値 $EPSR$ は、農家の水田価格の将来予測であり、その係数の符号は短期供給曲線上では負、短期需要曲線上では正になると考えられる。

稲作農家は水田を小作するか売買するかの選択ができるから、この選択を規定する変数として水田販売金額の機会利子の地代収入に対する比率 $PSIAR$ を取る。この変数の係数の符号は、水田売買市場が超過需要状態では調整は短期供給曲線上で行なわれるから正の符号を取り、超過供給状態では負の符号をとる。

その他の経済要因としては、稲作の土地純収益の規模間格差や稲作農家の兼業化や高齢化も考えられるが、今回はこれら要因には触れなかった。

制度要因としては、①農地制度により水田有償所有権移転が制度的および心理的に抑制されていたこと、②そしてこの抑制が、農地法の改正や農用地利用増進（事業）法によって緩和されて行ったこと、③北海道の転作面積の74年からの急増などが考えられる。図1の北海道の水田有償所有権移転面積の推移は、70年の農地法改正および80年からの農用地利用増進法の影響を示している。北海道開発公社の水田売買介入の水田売買合計量と水田価格への影響も指摘されている²⁾。これら制度変化は、上の制度変化の②に当たるが、これは図2の有償所有権移転面積の需給曲線を右方向へシフトさせ、水田取引量を増やし、その調整過程に影響を与える。③に分類される転作面積の急増は、稲作をあきらめる比較的小規模農家の増加によって、水田販売供給関数を右シフトさせるが、同時に比較的大規模な農家は転作

のよって縮小させられた経営規模を補うため、水田購入需要関数も右シフトさせるであろう。この制度変化の、調整過程従って売買面積と水田価格への影響も実証的に明らかにされねばならない。

これら制度的要因はDで表そう。これら制度変化は、水田売買需給関数のシフトや調整の出発点の移動により、水田価格と売買面積およびそれらの調整過程に影響を与える。

以上の経済的・制度的要因の他に機械化など技術的要因も長期均衡水田売買量に影響を与えと考えられるが、本稿では検討を除外した。

以上の検討を基礎に理論モデルを数式で示すと以下のようにになる。

$$TS^* = \alpha_0 + \alpha_1 PSR + \alpha_2 EPSR + \alpha_3 PSIAR + \alpha_4 D \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$TS - TS_{-1} = \beta (TS^* - TS_{-1}) \quad \dots\dots\dots (5)$$

(4)、(5)式は農用地利用増進（事業）法と農地法3条にかかる水田有償所有権移転供給ないし需要の合計面積TSの調整モデルである。 β は調整過程の調整係数であり、その他の係数は長期の反応係数である。(5)式は売買面積の調整式である。(4)式は農家が長期均衡値と考える水田売買量 TS^* が、実質市場平均水田価格 PSR 、同価格期待値 $EPSR$ 、小作するか売買するかの意志決定に影響する変数 $PSIAR$ と制度要因Dで決定されることを示している長期関数である。

(4)、(5)式からTSの長期均衡値 TS^* を除いた、調整係数と短・長期係数を推定する推定モデルが次のように導出される。

$$TS = \beta \alpha_0 + \beta \alpha_1 PSR + \beta \alpha_2 EPSR + \beta \alpha_3 PSIAR + \beta \alpha_4 D + (1 - \beta) TS_{-1} \quad \dots\dots\dots (6)$$

この各推定係数は、各式の右辺の各説明変数の変化に対する水田売買量の変化の短期反応係数である。(6)式の PSR の係数の推定値の符号が正か負かにより、TSの農家による調整が図2の短期供給関数 TS_s 上か短期需要関数 TS_d 上か、言いなおせば水田有償所有権移転市場が需要超過か超過供給かが分かる。(4)、(5)式と(6)式の係数を比較すると明かなように、推定されるこれら短期反応係数から上掲の理論モデルの調整係数 β と各長期反応係数が確定できる。

(3) 推定方法

図1が示すように北海道の普通田の実質価格は60年頃から82年までほぼ傾向的に上昇し続け、その後傾向的に低下している。また水田の有償所有権移転面積は74年以降急減している。これら転換点を基準に、60～81年を水田売買市場における超過需要の期間、73～92年を超過供給の期間とする。この二つの期間に関して上の水田有償所有権移転市場の上述の理論モデル(4)～(6)式を推定する。

各式を1次方程式で特定化し単純最小2乗法（OLS）で推定する。まず(6)式を推定する。 TS_{-1} の係数推定値から β の推定値を得、その値で(6)式の他の推定値を割って $\alpha_0 \sim \alpha_4$ の推定値が得られる。これで理論モデルの係数の全推定値が得られたことになる。

(6)式を OLS で推定した場合、式の右辺にラグ付き従属変数が含まれるから誤差項に自己回帰が発生し、係数の推定値が一致性（サンプル数が大きくなれば OLS 推定値が真の値に近づく）という望ましい性質が満たされない可能性がある。この自己回帰が発生しているかどうかは、ダービンの h 統計量をつかった検定が必要である。この検定で自己回帰ありとなれば、それを回避するため、コ克蘭ーオーカット法を用いる。

- 1) Marc Nerlove (2) のモデルによる。
- 2) 堀口健治 (3) を参照されたい。

3. 変数の定義と係数に期待される符号および統計データ

日本には、農地法と農用地利用増進法体制の下、筆者の知る限り外国には存在しない水田有償所有権移転に関する悉皆的統計が存在する。本稿ではこの統計とその他関連統計を利用する。推計に用いた変数とその係数（当該変数に関する偏微分係数）の符号の理論的期待値および各変数に対応する統計は下記の通りである。括弧内はデータ収集期間である。

T S (60-92)：水田売買量（有償所有権移転面積、ヘクタール）。農地法 3 条と農用地利用増進法とにかかるとの合計。

P S R (51-92)：北海道の普通田実質売買価格（円／10 a）。日本不動産研究所の北海道の普通田価格を農産物総合物価指数でデフレートしたもの。(4)、(6)式のこの係数の符号は、需要超過期間には正、供給超過期間には負となる。

EPSR (56-92)：ある年度の実質水田価格の期待上昇率（%）。この期待は、北海道普通田実質価格の当該年度より過去 5 年間の毎年の変化率を当該年度から初めて 5, 4, 3, 2, 1 のウェイトで加重平均したもので形成されたとした。当該年度により近い年度の実質水田価格の変化率が農家の期待する水田価格の将来変化率により強い影響を与えると仮定している。この変数は稲作農家のキャピタル・ゲインの予測を示しており、上述のように需要超過期間では水田販売農家が短期供給曲線を調整して行くとしたから、この変数の係数は負の値を取る。供給超過期間には正の符号を取る。

PSIAR (60-92)：水田販売金額に対する機会利子報酬の地代収入に対する比率。この値が増加すると販売側農家は水田を貸し出すよりも販売する方が経済的には有利となり、購買農家の場合逆になる。故にこの変数の(4)ないし(6)式の推定係数の符号は販売農家（需要超過）の場合正、購買農家（供給超過）の場合負であることが理論的に期待される。この変数の分子は農産物総合物価指数でデフレートした不動産研究所の北海道普通田実質価格（円／10 A）に機会利子率を掛けたもの。機会利子率には生産費調査で使われる 4 % の利子率を公定歩合の長期平均値からのかい離率で調整したものを使用。分母は実際に支払われた地代の統計データで閾小作料も反映している¹⁾、米生産費調査の北海道の全調査農家平均の水田地代

を農産物総合物価指数でデフレートしたものを使用。

コメ需給や水田売買に関する制度・政策変化も農家の水田売買に影響する。北海道の水田売買に影響し経営規模の拡大に資する制度変化としては「農地等適正移動対策」「農地利用合理化促進事業」「農用地利用増進法」、開発公社の水田売買量の急増などが考えられる。始めの3制度はそれらが実質的に機能し始めたと考えられる年から1の値をとる0-1ダミー変数として、それぞれその年をDの後に付けて、D65, D72, D82とする。開発公社の売買はその売買合計量が分かるのでそれをHKK (72-91) としヘクタール単位で示す。これら制度変数の係数は、それぞれの制度変化に伴う上掲図2の需給関数の右シフト意味し、上掲の理論モデルの(4), (6)式のDの係数の符号は正であると期待される。

1) 石井啓雄, 河相一成(1), 宇佐美繁, 石井啓雄, 河相一成(6)参照。

4. 推 定 結 果

上掲理論モデルである(6)の方程式の1次式を基本として、その色々なヴァリエーションの推定式に関して最小2乗法による推定を行なった。これら推定結果の内最善と考えられるもの、すなわち係数推定値の符号が理論的期待に一致し、かつ推定係数が統計的意味があり(t値が大きい)、推定式の説明力(修正R²)が大きいものを次の4表に示す。

① 61-81年

表1 有償所有権移転面積TS(6)式のOLSでの推定係数

	$\beta\alpha_0$	PSIAR	HKK	TS ₋₁
	-144.57	569.214****	0.211199	0.905867*
t-値	(-0.1324)	(1.3415)	(0.1280)	(6.3465)
t検定(両側検定において次の有意水準で各係数がゼロという帰無仮説を棄却)				
*: 1%, **: 5%, ***, 10%, ****, 20%				
修正R ² =0.6870 F=15.632			調整係数 $\beta=0.094133$	

表2 有償所有権移転面積の長期決定式(4)式の推定係数

	$\beta\alpha_0$	PSIAR	HKK
	-1535.81	6046.91	2.24362

表3 有償所有権移転面積TS(6)式のOLSでの推定係数

	$\beta\alpha_0$	PSR	HKK	TS ₋₁
	2638.35	-0.00449605	0.309492	0.741685*
t-値	(0.7752)	(-0.72783)	(0.59785)	(3.3502)
t検定(両側検定において次の有意水準で各係数がゼロという帰無仮説を棄却)				
*: 1%, **: 5%, ***, 10%, ****, 20%				
修正R ² =0.7510 F=20.106			調整係数 $\beta=0.258315$	

② 73-92 年

表 4 有償所有権移転面積の長期決定式(4)式の推定係数

$\beta\alpha_0$	P S R	H K K
10213.7	-0.0174053	1.19812

5. 推定式の統計的・経済的・制度的含意

① 61-82 年の期間の水田売買（有償所有権移転）行動

表 1 に示された推定結果は統計的・経済学的にほぼ適切であると考えられる。推定された各係数の符号は、この期間が需要超過状態であるという仮定に基づく理論的仮定と一致し、推定式の説明力を示す修正決定係数はかなりの大きさに、同表の説明変数が水田売買量の変動の 69% を説明する。ラグ付き従属変数が説明変数に入っているため、誤差項の系列相関を検定するための h 検定で 1% の有意水準で系列相関ありとの仮説が棄却された。各説明変数の係数値がゼロ、すなわちこれら変数が推定式に含まれるべきかどうかを検定する t 値は H K K を除いて表中の * 印の数で示される有意水準で含まれるべき事を示している。

61-82 年が水田売買市場において需要超過状態の期間と仮定したから、表 1、2 の係数は販売農家の短期と長期の行動を示している。PSIAR が水田販売額の機会利子収入の当該水田に対する地代収入との比率であるから、水田販売供給農家はこの変数値が上昇すると自家所有の水田を小作に出すよりも販売面積を増やそうとすると考えられる。推定係数値は、PASIR の比率が 0.1 上昇すると販売側農家は販売量を短期では 57 ヘクタール、長期では 605 ヘクタール増やすことを示している。上掲図 1 で特に 60～70 年代に調整利子率と水田販売量が正の相関を持っており、一般金利政策や農業金利政策が有償所有権移転に影響を与えることが分かる。以上から北海道の稲作農家は、彼らの水田販売を小作に出すことの経済的収入と比較しながら行っていたことが明らかになった。

調整係数は 9.4% であり、この時期には水田販売供給量の長期均衡値へ向かっての調整は年に 9% 強しか進まない、ゆっくりしたものであったことが分かる。

制度的要因である北海道開発公社の水田売買 H K K は、年 1000 ヘクタールそれが増える和水田有償所有権移転量は短期で 211 ヘクタール、長期で 2244 ヘクタール増大する。

② 73-92 年の期間の水田売買（有償所有権移転）行動

この期間が水田売買市場で供給超過状態、すなわち水田需要農家の時間的調整行動を示していると仮定しており、表 3 に示される推定係数の符号や値はこの仮定に適合している。統計的には修正決定係数は 75.1% でかなりの水準であるが、t 値はあまり高くない。誤差項の系列相関の h 検定では有意水準 1% で系列相関ありとする帰無仮説が棄却された。

推定係数の各々について若干の説明をしておく。表 3 の普通田実質価格 P S R の係数は負

で、この表の推定係数は需要農家が短期需要関数（上掲図1の TS_D ）上を長期均衡水田売買量 TS^* へ向かって毎年調整して行く様子を示している。PSRが10aあたり1万円下降すると、水田需要農家は短期では45a、長期では174ha水田の有償所有権買入れを行なうことが示された。北海道開発公社の水田売買HKKは、この時期の方が以前の時期より水田の有償所有権移転への影響が短期で50%ほど増加したことが明らかになった。HKKが1000ha増えると北海道の水田有償所有権移転面積は短期で309ha、長期で1198ha増加する。

調整係数は26%であり、水田購入需要量の長期均衡値へ向かっての調整は、前期には供給量の調節が年に9%強しか進まなかったのに対して、今期にはその約3倍の早い速度で行なわれるようになったことが分かる。

6. 結 論

筆者は最近、水田の販売供給行動と購入需要行動をそれぞれ独立に、水田価格が需給に短期には影響しないとの仮定の下、北海道の水田有償所有権移転の規定要因の計量分析を行なったが、その分析では需要行動の計測結果が適切でなかった。

本稿では、北海道における水田の有償所有権移転が稲作経営の規模拡大に果たした大きな役割に注目し、基本的方法としては水田価格が水田売買需給に影響しないという上述の筆者の研究の仮定を外し、水田の購買農家ないし販売農家は水田売買市場の需給状態および水田価格期待、経済・政策・制度条件に規定されながら、市場の長期均衡購買（販売）量従って長期均衡水田価格へ向かって購買量ないし販売量を時間的に調整するモデルをたてそのパラメーターを推計した。

推計はほぼ成功し、北海道の稲作農家は彼らの水田販売行動において長期均衡へ向けて時間調整的に行動していることが明らかにされた。特に水田売買需要超過期において、北海道の稲作農家は水田販売額の機会利子収入と地代収入を比較し、水田購買量を決定していたことが明らかになった。また北海道の稲作農家の水田売買における時間的調整速度が、60～70年代（前期）から70～80年代（後期）にかけてほぼ3倍になったことが明らかになった。

政策的インプリケーションは、第1に北海道開発公社の水田売買介入の稲作農家の合計水田売買に及ぼす影響は前期から後期にかけて50%ほど増大したことが明らかになったが、この経済的意義をさらに追求することが必要であること、第2に公定歩合政策や農業金利政策の水田の有償所有権移転への影響の程度があきらかになり、この情報の政策的利用が可能であることである。

引用文献

- [1] 石井啓雄, 河相一成, 『国土利用と農地問題』農山漁村文化協会, 1991 年刊, pp. 67 ~ 87, pp. 102 ~ 103, p. 163。
- [2] Nerlove, Marc, *Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural Commodities*, Washington, D. C.: U. S. Department of Agriculture, 1958.
- [3] 堀口健治「北海道にみる水田の農地流動化・地価の状況と農地保有合理化法人——北海道農地開発公社を中心に——」農政調査委員会『多様な経営体と農地の利用調整』, 農業の基本問題に関する調整研究報告書 20, 1994 年, 3 月, 1 ~ 24 頁。
- [4] 辻井 博「都府県における水田賃貸借の制度的・経済的規定要因」『農家・農村社会の変貌と農地問題(1)』, 農業の基本問題に関する調査研究報告書 18, 農政調査委員会, 1992 年 3 月刊, pp. 36 ~ 54, p. 52。
- [5] 辻井 博「北海道における水田売買（有償所有権移転）行動の計量経済学的分析」『農家・農村社会の変貌と農地問題(2)』, 農業の基本問題に関する調査研究報告書 19, 農政調査委員会, 1993 年 3 月刊, pp. 28 ~ 43。
- [6] 宇佐美繁, 石井啓雄, 河相一成著『工業化社会の農地問題』農山漁村文化協会, 1990 年刊, pp. 67 ~ 87。