



Title	稲作兼業農家の形成過程と地域間較差：稲作所得造出関数からのアプローチ
Author(s)	近藤, 巧; KONDO, Takumi; 廣政, 幸生 他
Citation	北海道大学農経論叢, 42, 29-53
Issue Date	1986-02
Doc URL	<a href="https://hdl.handle.net/2115/11000">https://hdl.handle.net/2115/11000</a>
Type	departmental bulletin paper
File Information	42_p29-53.pdf



# 稲作兼業農家の形成過程と地域間較差

— 稲作所得造出関数からのアプローチ —

近 藤 巧・廣 政 幸 生

## 目 次

1 序	29
2 分析枠組み	30
(1) 労働供給理論の検討	30
(2) 稲作所得造出関数	36
3 兼業農家の形成要因	40
(1) 労働供給モデル	40
(2) 臨界作付面積	44
(3) 農家対応の可能性	47
4 結 び	51
参考文献	52

## 1 序

戦後、わが国の農業の特徴として、稲作農家における兼業化の著しい進展があげられる。これは、農家が外的与件の変化に対して経済合理的に対応した結果と考えることができる。

農家の兼業化は農業従事者の労働配分に関わる問題であり、兼業化の進展は、零細農家から大規模農家層への波及を意味している。

従来、稲作農家を対象とする労働配分に関するほとんどの計量経済学的分析は、農業従事者が農外就業を受諾するに至った意志決定プロセスや兼業農家の大規模農家への波及過程を明示的に分析してはいない。すなわち、それらの分析は、農業労働の派生需要関数を推定し、その最適投入に関する研究であり、労働供給を斟酌するものではなかったといえる。また、一般に農家にとっての外的与件は、地域によって異なる。したがって、これに対する適応過程である専業農家から兼業農家への形態変化に際して生じる問題も地域によって異なると考えられる。しかしながら、これらの地域差に関しても十

分な計量分析がなされたとは言い難い。

そこで本稿の目的は、稲作農家の労働供給モデルを呈示し、代表的稲作地帯である東北、北陸両農区を対象とした基幹労働力の恒常的雇用労働者化の形成過程並びに要因と地域差を価格理論の枠組みで明らかにすることにある。適用するモデルとしては、基幹労働力の恒常的賃労働の諾否を分析するために核所得<sup>1)</sup>最大化モデルを用いる。

以下2で労働供給理論、農家の就業機会について検討し、さらに、稲作部門へ労働投下した結果得られる稲作所得と恒常的賃労働への就業から得られる賃金所得との大小関係によって基幹労働者の恒常的賃労働の諾否を分析するために、稲作所得造出関数を設定しこれを計測する。3では、前章の稲作所得造出関数を用いて、労働供給モデルと臨界作付面積の概念を呈示し、稲作基幹労働力の恒常的賃労働者への転化とその大規模農家層への波及、及びその要因と地域差を分析し、臨界作付面積に対応する可能性についても検討する。

## 2 分析枠組み

### (1) 労働供給理論の検討

労働供給量の調整プロセスをどう考えるかによって、労働供給モデルは次の2つに大別される。1つは企業から年間労働日数、賃金率がセットで指定されそれを受諾するか否かを説明するモデルである。他の1つは、賃金率の変化に対し、弾力的な主体の労働供給時間の調整を容認してモデルを構築するものである。前者は、ストック量（人員単位）での調整しか容認しないのに対し、後者はフロー量（時間）での調整を前提としている。

第1の立場では、労働時間を自由に変更して賃金所得を決定することは、困難となる。したがって、労働供給主体を家計と考える場合、家計の所得・余暇選好は家計構成員の就業の諾否によって決定されるためその調整は、有業率の高低として発現することになる。この人員単位の供給行動に関する経験則は、ダグラス＝有沢の法則<sup>2)</sup>として知られている。

- 
- 1) 核所得者とは、家計維持に責任をもっている家計の主たる収入の稼得者を指しており、基幹的労働者よりは、抽象度の高い概念であるが本稿ではほとんど同義で使用する。
  - 2) ダグラス法則に関しては、小尾 [13] 参照。

家計構成員の就業メカニズムを論ずるに際し、第一の立場が核所得者の非核世帯員に対する一方的な作用を経験的に容認するストック調整モデルであるのに対して、第二の立場は、家計構成員の相互依存関係を前提とした主体の総労働時間の最適配分あるいは最適労働供給時間モデルである。

これまで、労働供給行動に関する研究は、勤労者家計を対象として有業率の研究に中心がおかれてきた<sup>3)</sup>。

一方、農業部門における計量分析においては、双対理論の成果を用いた最適要素投入量に関する分析の一環として農家の労働配分に関する実証分析が行われてきた。その多くは、連続的調整機構を容認した労働需要の視点からの分析であり、機械と労働の相対価格および機械使用的・労働節約的技術進歩が農家の労働配分に及ぼした影響<sup>4)</sup>、あるいは農家の労働投入水準が経済合理的であったかが分析の主題であった<sup>5)</sup>。

これに対し農家家計を対象に、ストック量での調整機構を容認した主体均衡論が石田〔3〕〔4〕によって呈示され、2時点間の横断面データからその現実的妥当性が示された。そこにおいては、ダグラス法則に類似した次の3命題が実証された。

- 1 核所得者は、農業か非農業かにフルタイム就業する。
- 2 そのさい自己の所得を最大にする就業先を選択する。
- 3 非核所得者の就業行動は核所得者の就業行動から一方的な影響を受ける。

である。

本稿においては、第1の立場であるストック調整労働供給モデルを採用することとし上記の命題1、2を前提としたモデルを作成する。その理由は以下の通りである。

- 1 戦後わが国の兼業化の進展は労働供給量をフロー量でみた場合、恒常

---

3) 梅村〔17〕はダグラスの経験則の検証を自営業世帯を対象として行い、そこにおける労働供給行動を一家総労働態勢の支配として説明した。さらに、就業構造の自営度の大小が労働供給の所得効果の大小を規定するという世帯就業構造仮説を呈示した。小尾〔14〕は、家計の所得余暇選好から、労働供給の人員単位と時間単位の両側面に関する総合的理論モデルを構築している。

4) 稲作技術進歩の偏向性の計測に関しては茅野〔16〕、加古〔5〕を参照。

5) 黒田〔8〕は、『農家経済調査』を用いて利潤最大化の検証をしている。

的雇用労働の増加によると認識されること。基幹労働力の通年兼業化による家族農業経営の労働力構成の劣弱化は、いわゆる「三ちゃん農業」として指摘されている。

- 2 兼業労働に占める臨時的雇用労働の比重は戦後一貫してごく僅かに過ぎないことである。

農家の労働配分の実態を分析するに先立ち、労働供給量の調整プロセスの制約から農家の直面する就業機会を第1図に整理した。フローの次元で、労働供給量の調整が可能な就業機会として自家農業、臨時的賃労働への就業があげられ、後者はさらに農業か非農業かによって2つの就業機会に大別される。ストックの次元での就業機会としては恒常的賃労働市場があげられる。

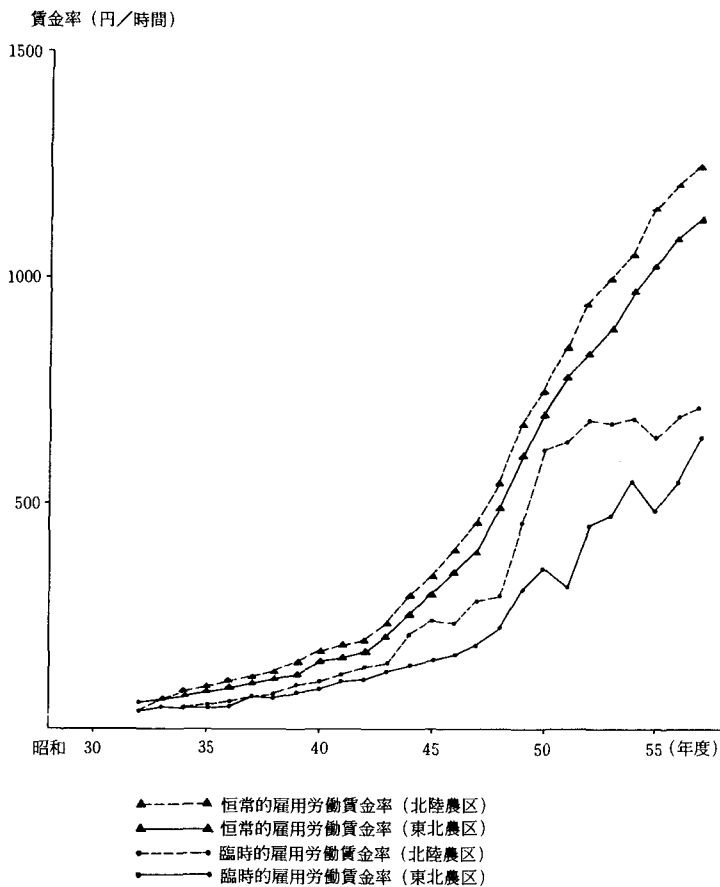
次に、両農区においてそれぞれの労働市場の賃金率の推移と労働配分の実態について見てみる<sup>6)</sup>。第2図より、両労働市場の間には戦後一貫して賃金率格差が存在していること、さらに格差が近年に至るほど拡大していることがわかる。また、賃金率の水準は東北農区よりも北陸農区の方が高い。

上記に示された、異質の就業機会の存在下における農家の労働配分の実態を示したのが第3、4図である。これによれば、両農区ともより高い賃金所得を獲得できる恒常的賃労働市場へ参入したことがみてとれる。さらにこの傾向は、年々大規模農家に波及していることがわかる。このような、農家の就業構造の変化を明らかにするようなモデルを次章において作成する。

第1図 農家の直面する就業機会の整理

		就業機会	賃金率	
連 統 調 整	臨時的賃労働	自家農業		← 平 準 化
		農業臨時雇用労働市場	$W_2$ ( $< W_1$ )	
	農外臨時雇用労働市場	$W_2$ ( $< W_1$ )		
不 連 統 調 整		恒常的賃労働市場	$W_1$	

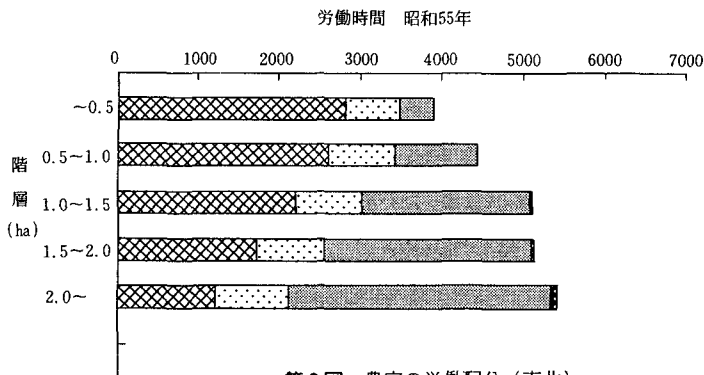
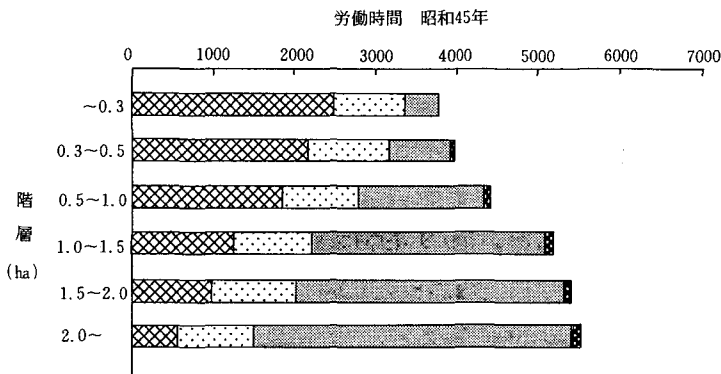
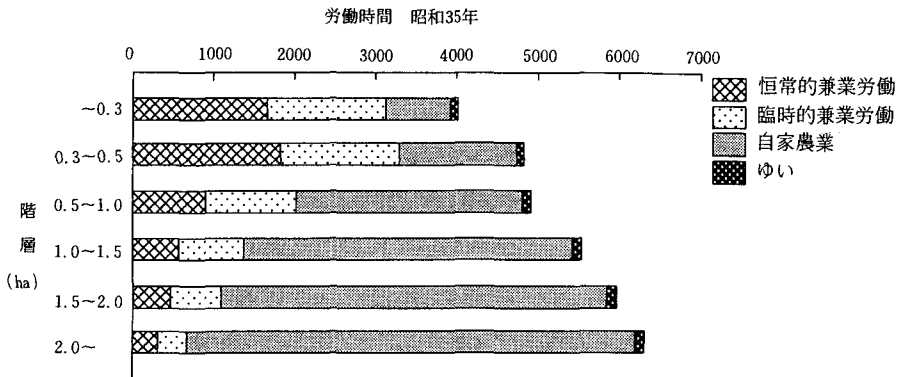
註)  $W_1$ ,  $W_2$  はそれぞれ恒常的賃労働, 臨時的賃労働の賃金率を表す。



第2図 賃金率格差

註 【農家経済調査】から作成した。

6) 恒常的雇用労働の賃金率は、【農家経済調査】農区平均の職員奉給、給料の合計を能力換算（男子1.0、女子0.8）した労働時間で割って求めた。臨時的雇用労働の賃金率は、【農家経済調査】農区平均の経営費である雇用労働費を能力換算した雇用労働時間で割って求めた。

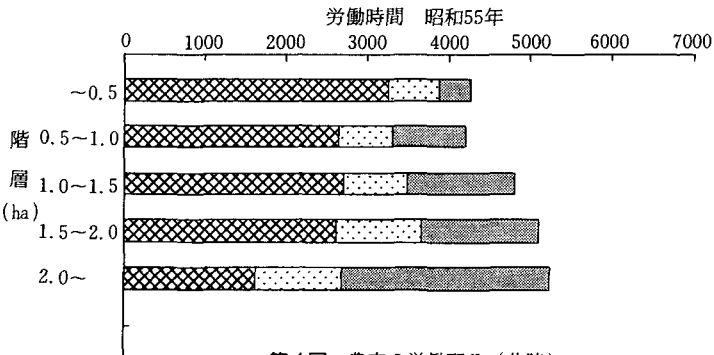
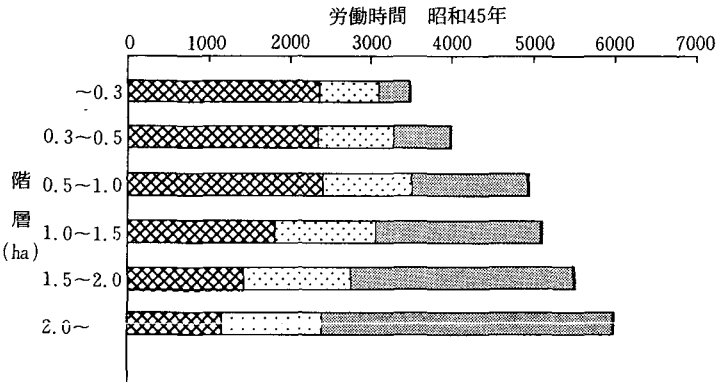
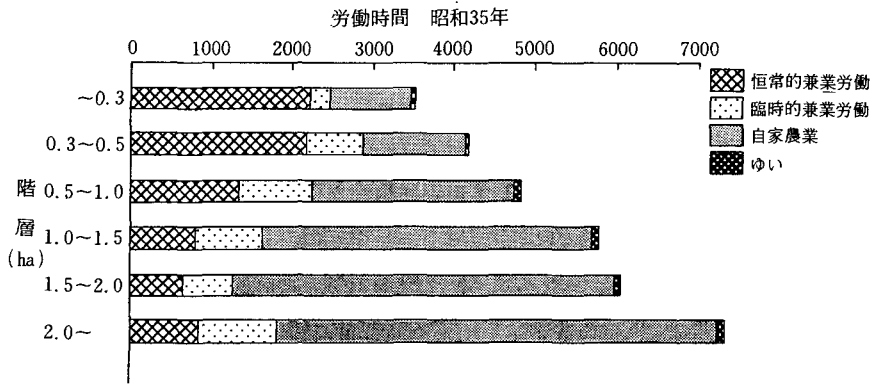


第3図 農家の労働配分 (東北)

註 a) 『農家経済調査』より作成した。

b) 恒常的兼業労働とは、『農家経済調査』の分類による恒常的賃労働、職員勤務を指す。

c) 臨時的兼業労働とは、『農家経済調査』の分類による臨時的賃労働を指す。



第4図 農家の労働配分 (北陸)

註 第3図に同じ。

## (2) 稲作所得造出関数

### (a) 定式化

以下稲作所得造出関数を定式化する。稲作所得造出関数を定式化する理由は、

- 1 伝統的新古典派労働配分のモデルの経験的妥当性を検証するため。
- 2 基幹労働力の労働を稲作部門に投下した場合得られる稲作所得と、それを農外部門に供給した場合得られる賃金所得との比較検討によって基幹労働力の就業先の選択を説明するには、稲作労働投入量と稲作所得との関係が必要になること。

の以上2点である。

稲作の生産関数を

$$Y = F(V, K, L, S) \quad (1)$$

但し V : 肥料  
K : 機械  
L : 労働  
S : 土地

とおく。

V, Kの投入要素に対して限界価値生産力と要素価格との均衡を仮定<sup>7)</sup>すれば

$$\frac{\partial Y}{\partial V} = \frac{P_v}{P_y}, \quad \frac{\partial Y}{\partial K} = \frac{P_k}{P_y} \quad (2)$$

但し P<sub>y</sub> : 生産物価格  
P<sub>v</sub> : 肥料価格  
P<sub>k</sub> : 機械の用役価格

が成立する。

(2)式を V, Kについて解いて

---

7) 資本財についての均衡を仮定することには問題がある。加古〔6〕はスタティックな観点から昭和52年において機械の投入は過剰であるとした。さらに〔7〕においては、北海道においては高い減反率のための農機具の投入水準は過剰であると指摘した。また荏開津, 茂野〔2〕は東北農区において資本の過剰はほとんど認められないとしている。

$$\frac{P_Y \cdot Y - P_V \cdot V - P_K \cdot K}{P_Y} \quad (3)$$

に代入すれば

$$\frac{P_Y \cdot \widehat{Y} - P_V \cdot \widehat{V} - P_K \cdot \widehat{K}}{P_Y} \equiv \frac{\pi(P_V^*, P_K^*, L, S)}{P_Y} \equiv \pi^*(P_V^*, P_K^*, L, S) \quad (4)$$

但し  $\pi$  : 稲作所得

$\pi^*$  : 生産物価格によって基準化された稲作所得

$$P_V^* = \frac{P_V}{P_Y} \quad P_K^* = \frac{P_K}{P_Y}$$

$\widehat{Y}$ ,  $\widehat{V}$ ,  $\widehat{K}$  は均衡産出量, 均衡投入量を表す。

が得られる。

(4)式は, 農家が購入資材の価格,  $P_K$ ,  $P_V$  を所与としての自己の経営内で調達可能な生産資源である土地と労働を投入した場合に得られる稲作所得を決定する関数である。よって以下(4)式を稲作所得造出関数とよぶ。

(b) 計測とデータ

関数形はコブ=ダグラス形とし

$$\pi^*(P_V^*, P_K^*, L, S) = \alpha_0 P_V^{*\alpha_V} P_K^{*\alpha_K} L^{\alpha_L} S^{\alpha_S} \exp(\alpha_T T) \quad (5)$$

なる特定化を行った。計測期間は昭和30年から57年であり, 全期間を5つに時期区分した<sup>8)</sup>。推定方法は, Hotellingのレンマより得られる。

$$\frac{P_V \cdot \widehat{V}}{\pi} = -\alpha_V' \quad \frac{P_K \cdot \widehat{K}}{\pi} = -\alpha_K'$$

と稲作所得造出関数

$$l_n \pi^* = \alpha_0' + \alpha_V' \cdot l_n P_V^* + \alpha_K' \cdot l_n P_K^* + \alpha_L' \cdot l_n L + \alpha_S' \cdot l_n S + \alpha_T' \cdot T$$

$$\text{但し } \alpha_j' = \alpha_{j1} + \sum_{i=2}^5 \alpha_{ji} D_i \quad j = V, K, L, S$$

$$D_i = \begin{cases} 1 & (i=l) \\ 0 & (i \neq l) \end{cases} \quad l=2, \dots, 5$$

8) 時期区分は稲作の機械化段階に応じて

第1期 昭和30年~35年

第2期 昭和36年~41年

第3期 昭和42年~47年

第4期 昭和48年~52年

第5期 昭和53年~57年

としてある。

との体系推定である。

データは、昭和30年から57年の『米生産費調査』各年版、東北、北陸農区の階層別の値を使用した。各変数の作成を以下に示す。

- $P_v$  : 自給肥料, 購入肥料, 農業薬剤, 種苗, 諸材料のデブジア価格指数。自給指数。自給肥料以外の各価格指数は『物質』の農業生産資材価格指数の全国系列を利用した。自給肥料価格指数は原単位表より, 堆きゅう肥の評価額を原単位量で割って求めた。
- $P_k$  : 畜力費, 減価償却費, 賃料料金よりデブジア価格指数を作成しこれを  $P_k$  とした。畜力価格指数は, 畜力費を畜力使用時間で割って求めた。他は, 『物質』の大農具価格指数, 賃料料金価格指数を利用した<sup>9)</sup>。
- L : 雇用, 家族の労働時間。ただし女子労働は男子の0.8として能力調整を行った。
- S : 作付面積。
- $P_y$  : 販売粗収益を収量で割って求めた。
- $\pi$  : 販売粗収益から自給肥料費, 購入肥料費, 農業薬剤費, 諸材料費, 賃料料金, 農機具費, 畜力費を引いて求めた。
- T : トレンド。

計測結果を第1, 2表に示す。パラメーターの符号条件は総て満たされている。さらに第3, 4表は推定結果より求めた生産弾性値を表す<sup>10)</sup>。従来の生産弾性値と比較すると計測結果の傾向としての土地の生産弾性値が高く, 労働の生産弾性値が低いことが見れる<sup>11)</sup>。また, 従来, 稲作の技術進歩はヒックスの分類による労働節約的, 機械使用的技術進歩と特徴づけられたが, 本分析結果も第3, 4表より労働と機械の生産弾性値の比の低下傾向から判断して同様の特徴を有するといえる。以上によって稲作所得造出関数の推定結果が従来の生産関数分析の成果と大きく矛盾するものではないことを確認できる。

---

9) 『米生産費調査』の大農具減価償却費の評価方法は取得価格表示であったり新調価格表示であったりする。こうした場合のデータ処理は李 [10] によった。

10) 稲作所得弾性値から生産弾性値の求め方は, 黒田 [8] を参照。

11) 稲作生産弾性値の値は, 対象農区および時期によって異なるが, 既往の計測結果としてLee [11] [12] の土地の弾性値0.456, 0.578労働の生産弾性値0.144, 0.132や新谷 [15] による土地の弾性値0.46, 労働の弾性値0.27が参考になろう。

第1表 稲作所得造出関数の推定結果(東北)

変数	パラメーター値	t-値
$\alpha_{v1}$	-0.214	-46.9
$\alpha_{v2}$	0.030	4.6
$\alpha_{v3}$	0.074	11.4
$\alpha_{v4}$	0.063	8.0
$\alpha_{v5}$	0.007	1.0
$\alpha_{k1}$	-0.123	-10.9
$\alpha_{k2}$	-0.001	-0.1
$\alpha_{k3}$	-0.026	-1.7
$\alpha_{k4}$	-0.012	-6.8
$\alpha_{k5}$	-0.266	-15.0
$\alpha_{L1}$	0.173	2.7
$\alpha_{L2}$	0.018	2.3
$\alpha_{L3}$	0.043	4.5
$\alpha_{L4}$	0.011	1.0
$\alpha_{L5}$	-0.050	-3.6
$\alpha_{S1}$	0.902	15.5
$\alpha_{S2}$	-0.019	-0.9
$\alpha_{S3}$	-0.041	-1.9
$\alpha_{S4}$	0.035	1.4
$\alpha_{S5}$	0.142	5.4
$\alpha_T$	-0.007	-2.2
C S T.	4.711	14.8

$R^2=0.9903$

註) C S T. は定数項の値である。

第2表 稲作所得造出関数の推定結果(北陸)

変数	パラメーター値	t-値
$\alpha_{v1}$	-0.202	-28.8
$\alpha_{v2}$	0.026	2.7
$\alpha_{v3}$	0.066	6.3
$\alpha_{v4}$	0.057	5.2
$\alpha_{v5}$	-0.022	-2.2
$\alpha_{k1}$	-0.103	-5.9
$\alpha_{k2}$	-0.038	-1.6
$\alpha_{k3}$	-0.079	-3.0
$\alpha_{k4}$	-0.192	-6.9
$\alpha_{k5}$	-0.366	-13.9
$\alpha_{L1}$	0.327	4.7
$\alpha_{L2}$	0.004	0.5
$\alpha_{L3}$	0.001	0.2
$\alpha_{L4}$	-0.047	-3.3
$\alpha_{L5}$	-0.135	-8.4
$\alpha_{S1}$	0.797	13.0
$\alpha_{S2}$	0.022	0.9
$\alpha_{S3}$	0.057	2.0
$\alpha_{S4}$	0.194	5.9
$\alpha_{S5}$	0.327	10.5
$\alpha_T$	-0.045	-1.1
C S T.	3.880	11.4

$R^2=0.9878$

註) C S T. は定数項の値である。

第3表 生産弾性値(東北)

	肥料	機械	労働	土地	弾性値の和	労働/機械	肥料/土地
1期	0.160	0.092	0.130	0.675	1.057	1.413	0.237
2期	0.141	0.095	0.147	0.674	1.057	1.547	0.209
3期	0.109	0.116	0.168	0.667	1.060	1.448	0.163
4期	0.108	0.175	0.133	0.673	1.089	0.760	0.160
5期	0.129	0.244	0.077	0.665	1.105	0.316	0.197

第4表 生産弾性値(北陸)

	肥料	機械	労働	土地	弾性値の和	労働/機械	肥料/土地
1期	0.155	0.080	0.246	0.611	1.092	3.075	0.254
2期	0.133	0.108	0.247	0.588	1.076	2.287	0.226
3期	0.103	0.139	0.245	0.648	1.048	1.763	0.145
4期	0.100	0.206	0.190	0.688	1.184	0.529	0.145
5期	0.133	0.278	0.110	0.664	1.185	0.396	0.200

### 3 兼業農家の形成要因

#### (1) 労働供給モデル

農家経済行動の合理性を前提とする伝統的新古典派労働配分モデルによると、臨時的雇用労働賃金率と稲作労働の限界生産力との均衡が達成されているはずであるが、現実にこのことが満たされているかどうかを検証する。検証方法は、(4)式の稲作所得造出関数を用いる。Hotellingのレンマより

$$\frac{\partial \pi^*}{\partial L} = \frac{\partial F}{\partial L} \quad (6)$$

を得る。よって最適労働投入量より現実の労働入量が過剰か不足かに応じて

$$\frac{\partial \pi^*}{\partial L} = \frac{\partial F}{\partial L} < \frac{W_2}{P_Y} \quad \text{過剰} \\ > \frac{W_2}{P_Y} \quad \text{不足} \quad (7)$$

但し、 $W_2$ は臨時的雇用労働賃金率を指す。

が成立する。

(7)式の両辺に  $\frac{L}{\pi^*}$  を乗ずると  $\pi^* P_Y = \pi$ ,  $\frac{L}{\pi^*} \frac{\partial \pi^*}{\partial L} = \alpha_L'$  より

$$\alpha_L' < \frac{LW_2}{\pi} \quad (8)$$

が得られる。

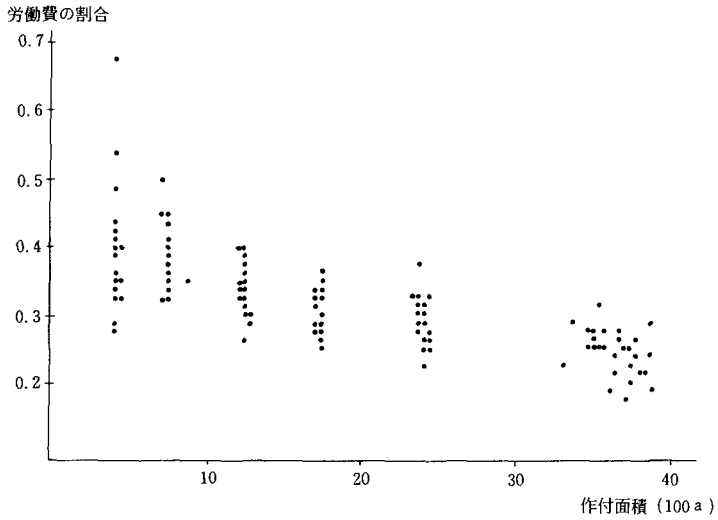
(8)式より稲作所得造出関数のパラメーター  $\alpha_L$  と稲作所得に対する労働費の割合を比較することによって、新古典派労働配分モデルの現実的妥当性が検証できる<sup>12)</sup>。

両農区における労働費のシェアを規模との対応で第5、6図に年次別推移を第7、8図に示す。第5、6図に示したように、労働費の割合と稲作作付面積とは、マイナスの相関を示している。すなわち、規模が小さくなるほどシェアは大きくなる。(8)式よりシェアが大なるほど労働投入水準が過剰になりやすいので、小規模農家は労働投入水準が過剰である可能性が高い。

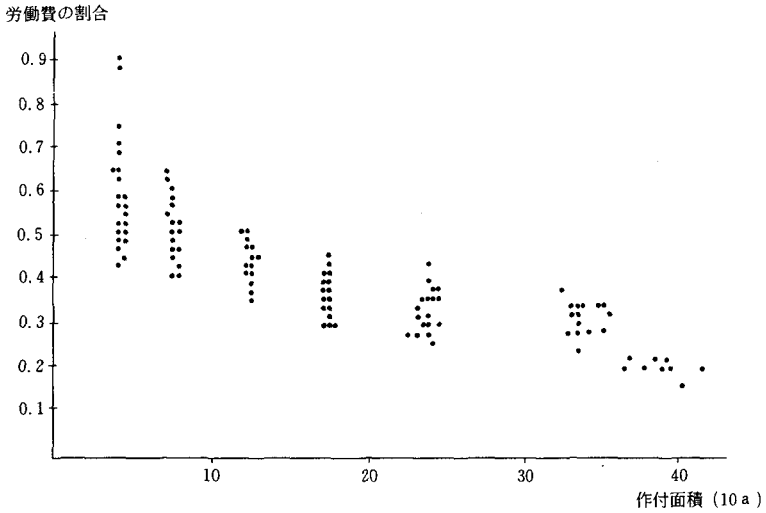
実際に過剰であったかどうかをみるために、東北、北陸両農区についてシェアを年次別にプロットした。更に、稲作所得造出関数のパラメーター  $\alpha_L$

---

12) 【米生産費調査】の労働費の評価方法が時期によって異なるために【農家経済調査】から作成した農業臨時雇用労働賃金率に稲作の労働時間を乗じた値を労働費とする。

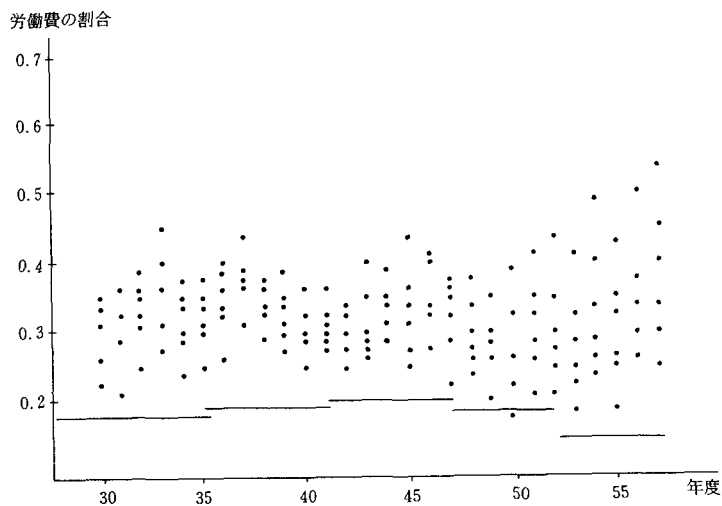


第5図 稲作所得に占める労働費の割合と規模との関係（東北）  
 註 観測値が重複する場合も・のシンボル1個で示してある。

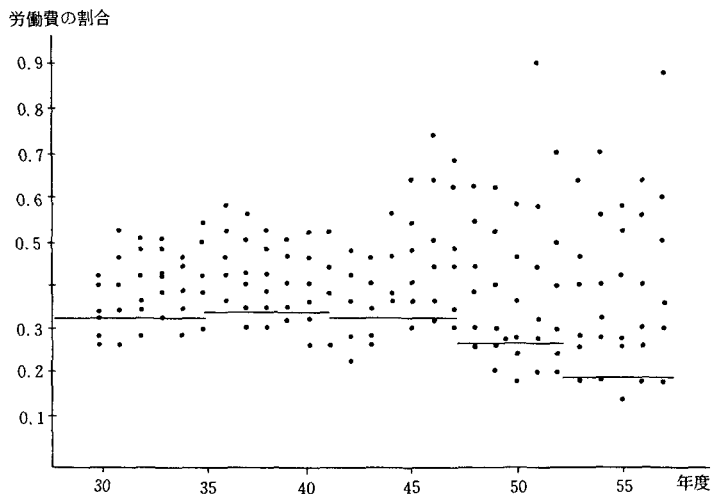


第6図 稲作所得に占める労働費の割合と規模との関係（北陸）  
 註 第5図に同じ。

を明示して(8)式の検証結果を示したのが第7, 8図である。



第7図 稲作所得に占める労働費の推移（東北）  
 註 a) 棒線は  $\alpha_L$  (労働の稲作所得弾性値) を示す。  
 b) 図5に同じ。



第8図 稲作所得に占める労働費の推移（北陸）  
 註 第7図に同じ。

東北農区においては、 $\alpha_L$ （図の棒線）よりも稲作所得に占める労働費の割合が大きく、労働投入量が過剰であることがわかる。北陸農区においては、一部の農家においては過剰労働は存在しないが、その他多数の農家においては過剰である。以上より稲作の技術構造をコブ＝ダグラス形とするならば農家は、伝統的新古典派労働配分モデルが想定するような労働配分を行っていないといえる。

稲作労働の限界価値生産力と臨時雇用労働賃金率の不均衡は、臨時的雇用労働の就業機会を農家は活用しないことを意味している。臨時雇用労働の就業機会が豊富に存在していないために求職費用が無視できぬ大きさであったり、就業機会が不安定である場合には、フローチームでの労働供給量の最適調整は不可能に近く、農家は自ら求職活動をしなければならない就業機会を積極的に活用しないと考えられる。すなわち、求職活動が一回ですむ恒常的雇用労働者への転化がより合理的な選択となる<sup>13)</sup>。

以上の分析によれば、対象農区では伝統的新古典派労働供給モデルの現実的妥当性が否定された。すなわち、農家は農家所得の獲得源として臨時的雇用労働の就業機会の活用を考えていない。<sup>14)</sup>そこで、オルタナティブな核所得最大化モデルを用い基幹労働力の恒常的賃労働の受諾を以下分析する。

核所得最大化モデルとは、核所得者が農業または非農業へのフルタイム就業のうちどちらの就業を選択するかを示すモデルである。それを本稿のモデルで示せば、 $W_1$ 、 $H$ を企業者側が指定する賃金率と年間労働時間とした場合、非農業へフルタイム就業すれば、 $W_1 \times H$ の賃金所得を獲得でき、他方稲作農業へフルタイム就業するならば本稿で定義した稲作所得造出関数(4)式により $\pi(P_v, P_k, H, \bar{S})$ の稲作所得が得られる。(但し $\bar{S}$ は個別農家の作付面積を表す。)

それゆえ、核所得者の就業選択は

$\pi(P_v, P_k, H, \bar{S}) > W_1 \cdot H$ ならば農業へフルタイム就業する。

$\pi(P_v, P_k, H, \bar{S}) = W_1 \cdot H$ ならばどちらの就業機会を受諾するかは

---

13) 石田〔3〕。

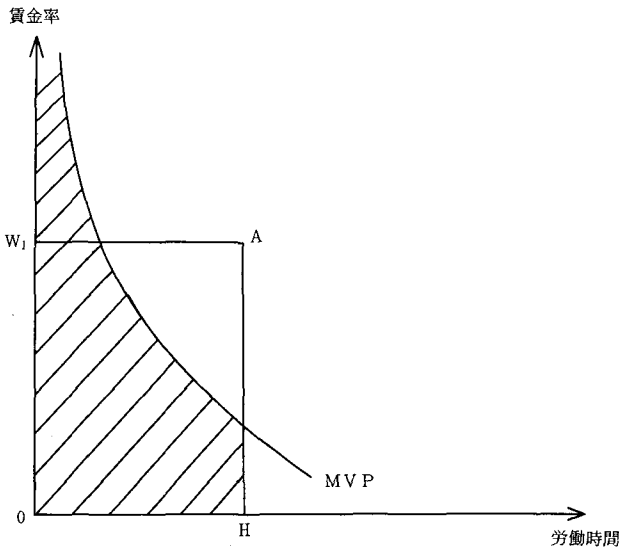
14) 草刈〔9〕は、臨時的就業機会の意義を農家所得構成要素としてよりも家計所得変動に対する緩衝的役割に求めている。

無差別。

$\pi(P_v, P_k, H, \bar{S}) < W_1 \cdot H$ ならば非農業へフルタイム就業する。  
と表わされるモデルである。

## (2) 臨界作付面積

ところで、肥料価格、機械の用役価格を一定とすれば、作付面積の大小に応じて稲作農業へのフルタイム就業から得られる所得が変化するので、非農業へのフルタイム就業から得られる所得と無差別になるような作付面積  $S^*$  が存在することになる。以下これを、臨界作付面積とよぶ。第9図が示すよ



第9図 基幹労働力の労働供給モデル

註  $W_1, H$ は企業者側が提示する賃金率、年間指定労働日数を表す。

うに、限界価値生産力曲線 (MVP) は、作付面積によりシフトし、稲作農業へのフルタイム就業から得られる所得は斜線部の面積で表され、非農業へのフルタイム就業から得られる所得は長方形  $W_1OHA$  の面積で表される。 $S^*$  において両面積は等しい。式で示せば、臨界作付面積は  $S^*$  は稲作所得造出関数(4)式より

$$\pi(P_v, P_k, H, S^*) = W_1 \cdot H \quad (9)$$

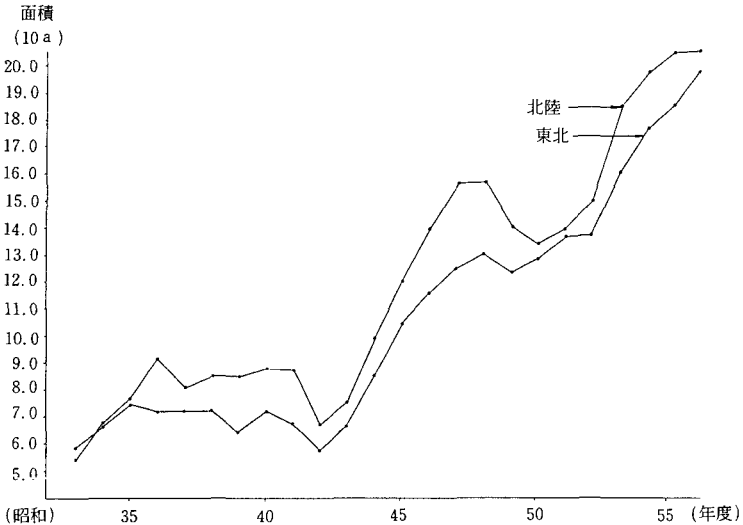
を満たす  $S^*$  で与えられる。(5)式より  $S^*$  は

$$\pi = \alpha_0 P_Y \left( \frac{P_V}{P_Y} \right)^{\alpha_V'} \left( \frac{P_K}{P_Y} \right)^{\alpha_K'} H^{\alpha_H'} S^{*\alpha_S'} \exp(\alpha_T' T) = W_1 \cdot H$$

を満すから

$$S^* = \left\{ \frac{W_1 \cdot H^{1-\alpha_H'}}{\alpha_0 \exp(\alpha_T' T) P_Y^{1-\alpha_V'-\alpha_K'} P_V^{\alpha_V'} P_K^{\alpha_K'}} \right\}^{\frac{1}{\alpha_S'}} \quad (10)$$

によって算出される。



第10図 臨界作付面積の推移

臨界作付面積の推移を示したのが第10図である。これによれば、東北、北陸両農区とも昭和30年代においては臨界作付面積は約7.0aで一定に推移してきた。その後、40年代にはいって着実に上昇をはじめ、現在にいたっては約2.0haと推定される。さらに、臨界作付面積は、東北農区よりも北陸農区のほうが大きいことがわかる。要するに、東北農区の臨界作付面積の変化は、北陸農区に対して約2～3年のラグをもっているのである。このような臨界作付面積の上昇は核所得者が恒常的賃労働者化したほうが合理的とされる規模が年々上昇し続けていること、そしてそれは、東北農区よりも北陸農区において大きいことを意味している。

以上で臨界作付面積の上昇傾向が明らかとなったが、次にその要因をみるこ

第5表 臨界作付面積の弾力性（東北）

	賃金率	米 価	肥料価格	機械価格
1 期	1.107	- 1.481	0.237	0.136
2 期	1.133	- 1.481	0.209	0.140
3 期	1.161	- 1.498	0.163	0.174
4 期	1.066	- 1.486	0.160	0.260
5 期	0.957	- 1.528	0.197	0.373

第6表 臨界作付面積の弾力性（北陸）

	賃金率	米 価	肥料価格	機械価格
1 期	1.253	- 1.637	0.254	0.130
2 期	1.290	- 1.700	0.227	0.183
3 期	1.169	- 1.542	0.159	0.214
4 期	1.008	- 1.453	0.146	0.299
5 期	0.888	- 1.506	0.200	0.418

とにする。まず(10)式の対数をとって偏微分することによって臨界作付面積の諸要因の弾力性を求めることができる。各農区ごとの値を第5, 6表に示す。表より臨界作付面積は、米価に対してきわめて弾力的（-1.4~-1.5）であり、恒常的賃金率に対してやや弾力的（1.0~1.1）である。

各期の弾力性値の変化を検討すると恒常的賃金率の効果は低下する傾向にあり、反面機械価格の効果が約3倍にも上昇しており稲作の技術変化の影響が徐々に強くなっていることが指摘できる。

各農区の諸弾力性値は、機械価格に対して北陸農区が相対的に弾力的である点を除いてほとんど等しい。

次に臨界作付面積上昇の要因分解を行なう。要因分解式は

$$\frac{\dot{S}^*}{S^*} = \frac{1}{\alpha_s'} \frac{\dot{W}_1}{W_1} - \frac{1 - \alpha_v' - \alpha_k'}{\alpha_s} \frac{\dot{P}_v}{P_v} - \alpha_v' \frac{\dot{P}_v}{P_v} - \alpha_k' \frac{\dot{P}_k}{P_k} + \text{技術変化} \quad (11)$$

で与えられる。その算出結果は第7, 8表に示してある。各期とも恒常的賃金率の上昇が最も寄与しておりこれを米価の上昇が相殺していることがわかる。すなわち、臨界作付面積の変化を規定しているのは、恒常的賃金率を米価で割った値である実質賃金率ではないかと考えられる。このことは第11図に示されるように両農区の実質賃金率の推移と臨界作付面積がパラレルに変化していることにより確認できる。また、近年の臨界作付面積上昇の要因と

第7表 臨界作付面積推移の要因分解（東北）

	臨界作付面積	貸金率	肥料価格	機械価格	米 価	技術変化
1期→2期	0.081	0.609	0.020	0.037	- 0.506	- 0.079
	100	753	24	45	- 626	- 97
2期→3期	0.279	0.905	0.025	0.027	- 0.592	- 0.083
	100	325	8	10	- 212	- 29
3期→4期	0.349	1.038	0.097	0.056	- 0.862	0.020
	100	297	28	16	- 247	5
4期→5期	0.338	0.427	0.051	0.039	- 0.302	0.122
	100	126	15	11	- 89	36

註 a) 要因分解するにあたり前期の臨界作付面積の諸弾力性を利用した。

b) 下段の数値は、臨界作付面積に対する%値である。

第8表 臨界作付面積推移の要因分解（北陸）

	臨界作付面積	貸金率	肥料価格	機械価格	米 価	技術変化
1期→2期	0.392	0.855	0.009	0.019	- 0.431	- 0.060
	100	218	2	5	- 110	- 15
2期→3期	0.246	1.054	0.021	0.017	- 0.656	- 0.190
	100	428	9	7	- 266	- 77
3期→4期	0.267	1.009	0.091	0.073	- 0.885	- 0.051
	100	378	34	27	- 332	- 19
4期→5期	0.329	0.408	0.043	0.047	- 0.324	0.155
	100	124	13	30	- 99	47

註 第7表に同じ。

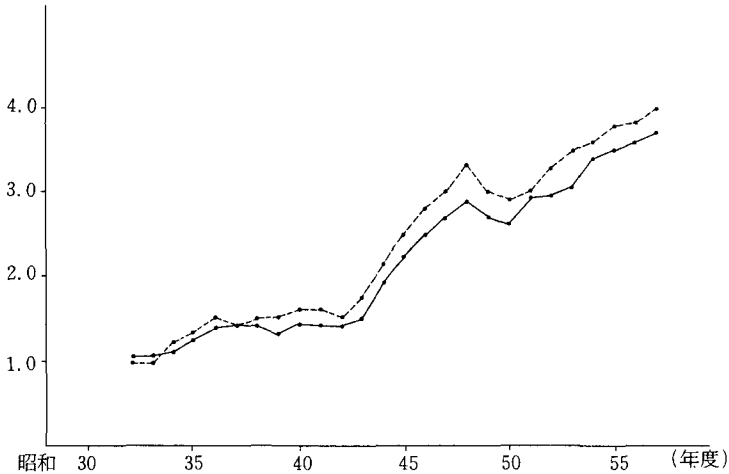
して、肥料価格、機械価格の上昇が相対的に寄与度を高めていることも表からうかがえる。

### (3) 農家対応の可能性

農家の外的与件変化によって臨界作付面積は、若干の年次を除き上昇し続け現在では約2.0haと推定された。ところで、『1980年センサス』によれば水稲単作農家で2.0ha以上の収穫面積をもつ農家は、東北13%、北陸7%にすぎない。したがって、水稲単作農家の基幹労働者はそのほとんどが恒常的賃労働者化せざるを得ないであろう。しかしながら、臨界作付面積の上昇に対する農家の適応方法は以上のような基幹労働力の恒常的賃労働者への転化だけとは限らない。そこで本節では、このような事態に対し農家はいかなる経済的対応の可能性があったかを分析する。ここで臨界作付面積の上昇に対して農家のとりうる選択の可能性は、つぎの3つであると仮定する。

1 臨界作付面積の上昇に対し農地の集積をはかり稲作専業農家であろう

実質賃金率



第11図 実質賃金率の推移

註 実質賃金率とは、恒常的雇用労働の賃金率を米価で割った値をいう。

----- 実質賃金率（北陸農区）

————— 実質賃金率（東北農区）

とすること。

- 2 核所得者が恒常的賃労働者に転化すること。
- 3 対応1, 2が不可能であるために、やむなく自家農業へ就業するか臨時的雇用労働市場への参入をはかること。

はじめに、農家対応1の可能性を農地流動化の経済的条件が満たされているかどうかにより検討する。農地流動化の可能性として、小規模農家の稲作所得を上回る地代負担力が大規模農家に存在するか否かの経済的判別基準を採用する<sup>15)</sup>。稲作所得造出関数(4)を用いてこの基準を表現すれば、Hotellingのレンマを適用して

$$P_v \frac{\pi^*}{S_{\text{⑤}}} \leq P_v \frac{\partial \pi^*}{\partial S} \Big|_{\text{④}} \quad (12)$$

$$\left( \begin{array}{l} \text{小規模農家の10 a 当り} \\ \text{稲作所得} \end{array} \right) \leq \left( \begin{array}{l} \text{大規模農家の土地の} \\ \text{限界価値生産力} \end{array} \right)$$

を得る。

15) 加古 [7]。

⑤①は小規模農家，大規模農家を指す。

(12)式は(5)式を用いて

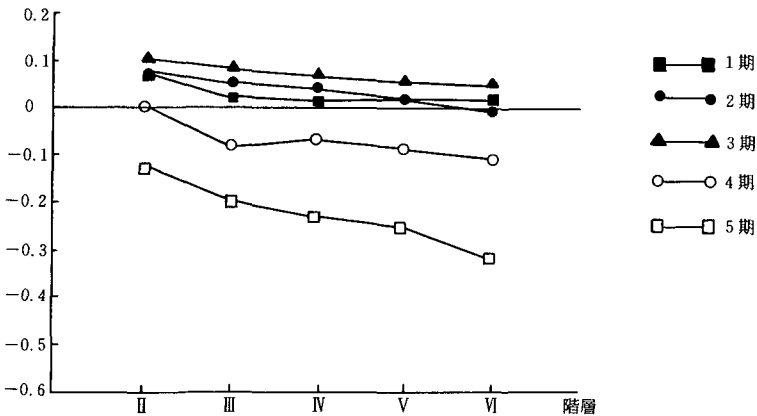
$$P_Y \frac{a_0' P_V^{*a_V'} P_K^{*a_K'} L_{\text{⑤}}^{a_L'} S_{\text{⑤}}^{a_S'}}{S_{\text{⑤}}} \leq P_Y a_S' a_0' P_V^{*a_V'} P_K^{*a_K'} L_{\text{⑥}}^{a_L'} S_{\text{⑥}}^{a_S'-1}$$

より，

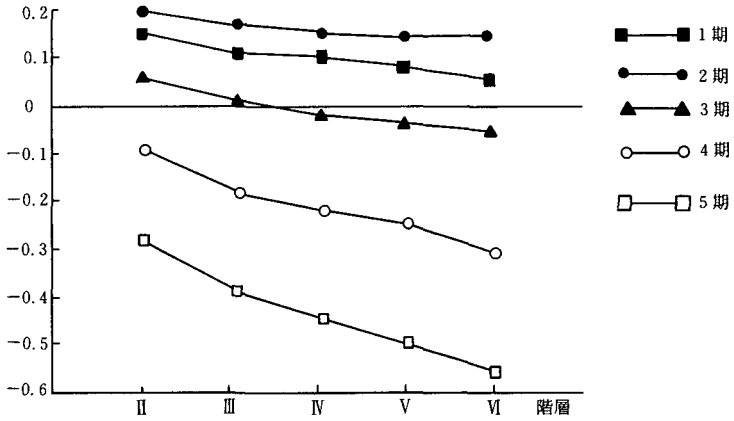
$$\left(\frac{L_{\text{⑤}}}{L_{\text{⑥}}}\right)^{a_L'} \left(\frac{S_{\text{⑤}}}{S_{\text{⑥}}}\right)^{a_S'-1} \leq a_S' \tag{13}$$

となる。

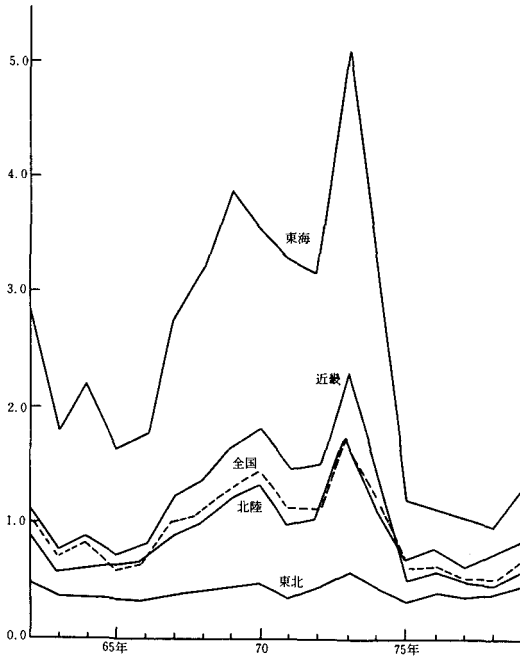
(13)式より(左辺-右辺)の値を経済的判別基準として，この値が負であれば，農地流動化の可能性があるとすることができる。稲作農家を水稲作付面積によって，Ⅰ階層(30~50 a)，Ⅱ階層(50~100 a)，Ⅲ階層(100~150 a)，Ⅳ階層(150~200 a)，Ⅴ階層(200~300 a)，Ⅵ階層(30~0 a)に階層区分し，第Ⅰ階層を基準として(左辺-右辺)の値を各階層ごとに算出したのが第12，13図である。東北農区では，1期から3期までは経済的判別基準は満たされていないが，北陸においては，第3期の第4階層以上においてこの基準は満たされている。全体的傾向として，東北農区よりも北陸農区において判別基準の値が低く流動化の可能性が高いことを表している。これを農家対応1の可能性として解釈するならば，東北農区は北陸農区に比べてその可能性は低いと考えられる。



第12図 経済的判別基準の結果(東北)  
註 縦軸は左辺-右辺の値を表す。



第13図 経済的判別基準の結果（北陸）  
 註 第12図に同じ。



第14図 求人倍率の推移

- 注1) 求人倍率は月間有効求人者数を月間有効求職者数で除した数値である。  
 2) 労働省【職業安定業務統計】より算出、作成。  
 3) 出所、青水〔1〕

次に、農家対応2の可能性について考察すると農家の核所得者が恒常的賃労働者に転化できるかどうかは、それぞれの農区の労働市場の発展度合、就業機会の状況によるであろう。これら諸状況は両農区の労働市場における求人倍率によって把握できると考えられる。第14図に示されるように北陸農区においては、戦後平均して約1.0の水準で推移してきたのに対し、東北農区においては一貫して1.0を下回っている<sup>16)</sup>。核世帯員は、恒常的賃労働者に転化できたと考えられるが、そのテンポと規模に関して、両農区の様相は異なる。臨界作付面積の上昇という事態に対し北陸農区では稲作専業層と兼業農家層への分化が容易であるが、東北農区にあっては困難であったといえることができる。

すなわち、東北農区においては核所得者の恒常的雇用労働者への転化は困難なものとなり必然的に対応3の自家農業への就業や、不安定な臨時雇用労働市場への参入をせまられることになったと解釈される。

## 5 結 び

本稿では、戦後稲作兼業農家の形成並びに地域差を稲作の代表地帯である東北、北陸農区を対象に計量分析を行った。

稲作所得造出関数を定式化したうえで伝統的新古典派労働配分モデルに代る核所得最大化モデルを呈示した。さらに、臨界作付面積の概念を定義し、それをういて稲作農家における核所得者が恒常的賃労働者へ転化する要因、大規模農家層の波及およびその地域差を明らかにした。

両農区とも臨界作付面積は上昇しており、東北農区よりも北陸農区において大きいことが判明した。臨界作付面積の上昇要因としては、恒常的就業機会の拡大に伴う賃金率の上昇が米価の上昇よりも相対的に大きかったことが第一にあげられる。

臨界作付面積の上昇への適応可能性も両農区で異なり、北陸農区にあっては、就業機会が相対的に多く農地流動化の経済的判別基準が満たされているため、兼業化が容易であり資源の再配分がスムーズに進行したと考えられる。他方、東北農区においては、これとは逆に兼業化の条件が北陸農区程満たされ

---

16) 青木 [1]。

ておらず臨界作付面積の上昇にうまく対応してゆけない農家が多く発生したと考えられる。

以上に示された両農区間の地域差は、稲作所得造出関数のパラメータの相違によって把握された稲作技術の地域差、さらに労働市場の発展度合の相違に帰着する。それゆえ、真に地域差を解明するには上述の農家にとっての外的与件の地域差を分析することが必要であり、これについては今後の課題としたい。

### 参考文献

- [1] 青木 紀「東北における労働市場の展開と兼業農家」『農業経済研究誌』東北大学農学研究所農業経済研究室，第3号1982。
- [2] 荏開津典生，茂野隆一「稲作生産関数の計測と均衡要素価格」，『農業経済研究』，第54巻，4号，1983。
- [3] 石田正昭「農家の労働供給モデル」，『農業経済研究』，第53巻，第1号，1981。
- [4] 石田正昭「農家の就業構造」，『三重大学農業学部学術報告』，第63号，1981。
- [5] Kako Toshiyuki “Decomposition Analysis of Derived Demand for Factor Inputs : Case of Rice Production in Japan”，*American Journal of Agricultural Economics* Vol. 6, 1978
- [6] 加古敏之「稲作における限界生産力の計測」，『経済経営論集』，第14巻，第4号，1980。
- [7] 加古敏之「稲作の生産効率と規模の経済性 ——北海道石狩地域の分析——」，『農業経済研究』，第56巻，第3号1984。
- [8] 黒田 誼「1960年代半ばにおける小規模および大規模農家の生産構造」，『農業経済研究』，第51巻，第1号，1979。
- [9] 草刈 仁「農家家計モデルによる農外就業機会の評価」『農経論叢』第40巻，北海道大学農学部紀要別冊，1984。
- [10] 李 貞換「微視データにおける生産要素投入量に関する覚書」『農業経営研究』第6号，北海道大学農業経営学教室，1979。
- [11] Jung Hawan Lea “Factor Relationship in Postwar Japanese Agriculture : Application of Ridge Regression to the Translog Production Function”，『季刊理論経済学』，Vol. 31, NO.1, 1980。
- [12] J. H. Lee “The Measurement and Sources of Technological Change Biases, with an Application to Postwar Japanese Agriculture,” *Economica*, Vol. 50, 1983.
- [13] 小尾恵一郎「臨界核所得分布による勤労家計の労働供給の分析」，『三田学会雑誌』，第62巻，第1号，1969。
- [14] 小尾恵一郎「家計の労働供給の一般関式について」，『三田学会雑誌』，第62巻，第8号，1969。
- [15] 新谷正彦『日本農業の生産関数分析』，大明堂，1983。
- [16] 茅野甚治郎「技術進歩の偏向性の計測——費用関数からの接近——」，『農経論叢』，第

38集, 1982。

- [17] 梅村又次「労働供給に及ぼす世帯就業構造の効果」, 西川俊作編『労働市場』第7章, 日本経済新聞社, 1971。