農家の投資行動

伊藤順 一

- 1. 序
- 2. 資本ストックの推計および推計結果 の考察
 - (1) 生産要素としての資本およびその評価
 - (2) 推計方法と推計結果

- (3) 資本蓄積, その過程と要因
- 3. 投資関数
 - (1) 理論モデル
 - (2) 投資関数の推計
 - (3) 推計結果の考察
- 4. 結 語

1. 序

高度経済成長期から今日に至るまで、農業労働力の流出と、農業機械装備の 進展は顕著である。技術進歩の資本使用的バイアスと、労働・資本の相対価格 の上昇がこうした要素代替を促進したことは周知の事実であり、それが農家の 主体的な意志決定により達成されたことも異論のないところであろう。

日本農業における機械化の進展に対し、従来行なわれてきた研究は、主体均 衡論的見地から農家の最適化行動を想定した場合の資本ストックを導出し、それを現実の資本ストックと比較することで、農家がある時点に保有する農機具 ストックの経済合理性を判断するといった静学的分析が主流だったように思える(1)。

本稿は以上の考えとは若干視点を異にし、農機具投資行動そのものに焦点を 当て、実際の投資がどのように行なわれてきたかを比較静学的に探り⁽²⁾、その 行動原理の解明を課題としている。

後にみるように、農機具資本ストックは過去二十余年間、一貫して増加傾向で推移してきた。しかし、投資は都府県各階層農家で1976年度前後をピークとして、1981年度前後まで減少、その後再び上昇傾向を辿るといった循環的動きをみせる。こうした変動を新古典派の投資関数を用いて説明し、農機具投資を

56 農業総合研究 第41巻第1号

規定している要因を定量的に把握することが具体的な目的である。

農業分野における投資関数の計測例は、必ずしも豊富ではない。泉田 [13]、市岡 [11]、長南 [17] によって、農業固定資本すべてを集計した投資関数が計測されているが、その分析モデルは「いわば直観的モデルであって、生産者の最適行動から演繹されるような理論を欠いている」(3)。本稿で展開する投資関数は、生産コストの割引現在価値を極小化するといった通常の生産者行動から導出される点にその特徴がある。

以下第2章では、投資関数の計測に不可欠な農機具資本ストック額の推計結果を示し、それに対し若干の考察を加える。続く第3章で投資関数の推計を試みる。

- 注(1) 例えば、荏開津[9]の第10章を参照。また、新谷[19]は第10章で、農機具の生産弾力性と分配率を比較することで、機械資本投入の経済合理性を検討している。 さらに土屋[20]は、資本ストックの代わりに機械利用時間を用い、同様の分析を行なっている。
 - (2) 投資行動分析は、本来経済動学に属する。しかし現代の投資理論は依然として比較静学的接近法に大きく依存している。詳細は本稿3章1節。
 - (3) 泉田「13、22ページ」。

2. 資本ストックの推計および推計結果の考察

投資関数の定式化のために使用するデータは『農家経済調査』(以下『農経調』と略記する。)の各年度版「都府県」階層別データである。ここでは,資本ストック額,投資額の推計方法および推計結果を示す。なお,都府県稲作農家,都府県専・兼業農家についても同様に推計を試みる。ただし,稲作農家,専・兼業農家の投資関数は賃金データ欠如のため計測は行なわない。

(1) 生産要素としての資本およびその評価

農機具資本ストック (K) は投資関数の定式化の際、重要な説明変数として採用される。その場合、Kとはまさに資本の正確な生産能力を表現するもので

なくてはならない。

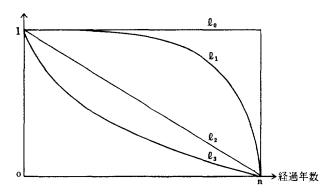
農家の資本財に対する需要は、資本そのものへの需要ではなく、資本が生みだすサーヴィス・フローに対する需要である。したがって、生産要素としての資本という場合、資本ストックの稼働率の系列が必要となる。マクロレベルにおける資本の稼働率は、製造業については、ウォートン方式、バーント方式、通産省方式によって計測されているが、農業固定資本の、しかも農機具に限定した場合の稼働率の測定は、技術的に困難を極める。したがって資本ストックとそのストックから実際に発生するサーヴィス・フローの比率は一定であると仮定して、この問題を回避する。

資本ストックを扱う場合、さらに困難な問題は減価償却の評価方法である。 減価は物的な減耗は勿論のこと、機能的減価(陳腐化)によっても生じ、しか も単位期間の減価が不可視的に行なわれる。それらをすべて考慮して正確な減 価を計上することは、まず不可能といってよい。そこで農業固定資本の償却方 法は『農経調』、各『生産費調査』においては定額法が採られ、この減価償却費 を粗固定資本額から差し引いた純固定資本額が各統計に表示してある。

ところで、生産要素の1つとして固定資本を考える場合、粗資本ストック、 純資本ストック、どちらを選ぶべきであろうか。定額法による減価が会計上の ものであり、これが実際の減耗分を表わさないことは明らかである。

第1図はアメリカの754戸の農家を対象として、農業用トラクター1台当たりの経過年数に対応する減価の推移を、修繕費の時系列データを基に推計した結果である(1)。横軸が購入からの経過年数(n)は耐用年数で(16)年)、縦軸はトラクターの価値比率で、購入時を(1)2としている。(1)1。曲線が計測結果、(1)2、(1)3はそれぞれ廃棄価値=(1)0とした場合の定額法、定率法による減価である。(1)1。曲線に従うと、トラクター購入(1)5年後で、購入価値(1)4年能力)の(1)99%、(1)10年後でも(1)2%が維持され、one-hoss-shayの仮定(1)3。曲線に従う減価)を概ね満足させていることになる。以上のことがすべての農機具について正当であると仮定して、ここでは粗固定資本ストックが生産能力を表わすと考える。

最後に資本を取得価格で評価するか、再取得価格で評価するかの選択である。



第1図 農業用トラクターの生産能力の低下

出所:引用文献[7].

注. l_1 曲線について:購入からの経過年数をmとすると,m年後の残存価値 R_m は次式で表わされる。

$$R_m = 1 + \frac{0.01172 \text{m}^2 - 0.00049 \text{m}^3}{1 - (0.01172 \text{m}^2 - 0.00049 \text{m}^3)} \cdot \frac{6 \text{m}^2 - 100 \text{m} + 49}{10^4}$$

これについて問題はなかろう。取得価格で評価した場合,全く同一の生産能力を有する資本財が,価格変動だけでその評価が異なってしまう。したがって, 当然再取得価格評価の資本ストックが選ばれる。

以上の点を勘案し、次節で推計される資本ストックは、再取得価格評価の粗 資本ストックであり、それは資本が生みだすサーヴィス・フローと比例関係に あると仮定する。

注(1) Penson, J. B. [7] 参照。

(2) 推計方法と推計結果

『農経調』の固定資本は一貫して純額表示であるが、1961 年度から 1966 年度までおよび 1973 年度から今日に至るまでは取得価格評価、それ以外の年度は再取得価格評価である。したがって時系列分析の際、上記の資本評価方法の変更を無視し、『農経調』のデータをそのまま用いることは避けなくてはならない。さらに、投資額、資本ストック額を分析対象として同時に扱う場合、t 期首実質粗資本ストック額 (K_t)、t 期実質粗投資額 (GI_t)、t 期実質除却額 (B_t) の

間に以下の関係が成立していることを必要とする。

$$K_{t+1} = K_t + GI_t - B_t$$
(2.1)

そこで本稿では、泉田[12]の農業用建物資本ストック額の推計方法をもと に農機具資本ストック額について独自の推計を行ない、投資関数を計測する際 のデータとする。

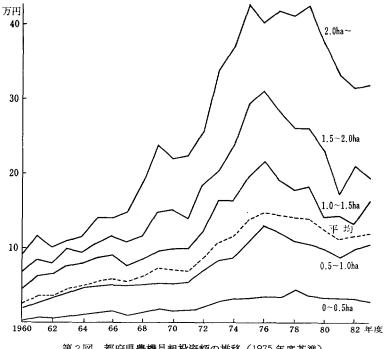
まず粗投資額(農機具購入額-売却額)を粗資本形成デフレーターを用いて 第1表 都府県平均農家における農機具粗資本ストック額(K), 粗投資額(GI), 除却額(B), 純投資額(NI)(1975年度基準)

(単位:1,000円)

K	GI	В	NI
442. 9	28.7	28.3	0.4
443.3	38.1	28.3	9.8
453.0	39.6	29.0	10.6
463. 7	47.4	29.7	17.7
481.4	50. 7	30.8	19. 9
501.3	57. 1	32. 1	25.0
526. 4	60.8	33. 7	27. 1
553. 5	57. 3	35. 4	21.9
575. 4	63.6	36.8	26.8
602. 2	75. 3	38. 5	36.8
639.0	72. 4	40. 9	31.5
670.5	70.8	42. 9	27.9
698.5	87.6	44.7	42.9
741.4	109.9	47.4	62. 5
803. 9	117.1	51.4	65. 7
869. 6	138.6	55.6	83.0
952. 6	149.0	60. 9	88. 1
1,040.6	147.0	66.5	80. 5
1, 121. 1	141.8	71.7	70. 1
1, 191. 2	141.3	76.2	65. 1
1, 256. 3	124. 9	80.3	44.6
1, 300. 9	113.0	83. 2	29.8
1, 330. 7	116.2	85. 1	31.1
1,361.8	120, 2	87. 1	33. 1
	442. 9 443. 3 453. 0 463. 7 481. 4 501. 3 526. 4 553. 5 575. 4 602. 2 639. 0 670. 5 698. 5 741. 4 803. 9 869. 6 952. 6 1, 040. 6 1, 121. 1 1, 191. 2 1, 256. 3 1, 300. 9 1, 330. 7	442.9 28.7 443.3 38.1 453.0 39.6 463.7 47.4 481.4 50.7 501.3 57.1 526.4 60.8 553.5 57.3 575.4 63.6 602.2 75.3 639.0 72.4 670.5 70.8 698.5 87.6 741.4 109.9 803.9 117.1 869.6 138.6 952.6 149.0 1,040.6 147.0 1,121.1 141.8 1,191.2 141.3 1,256.3 124.9 1,300.9 113.0 1,330.7 116.2	442. 9 28. 7 28. 3 443. 3 38. 1 28. 3 453. 0 39. 6 29. 0 463. 7 47. 4 29. 7 481. 4 50. 7 30. 8 501. 3 57. 1 32. 1 526. 4 60. 8 33. 7 553. 5 57. 3 35. 4 575. 4 63. 6 36. 8 602. 2 75. 3 38. 5 639. 0 72. 4 40. 9 670. 5 70. 8 42. 9 698. 5 87. 6 44. 7 741. 4 109. 9 47. 4 803. 9 117. 1 51. 4 869. 6 138. 6 55. 6 952. 6 149. 0 60. 9 1,040. 6 147. 0 66. 5 1,121. 1 141. 8 71. 7 1,191. 2 141. 3 76. 2 1,256. 3 124. 9 80. 3 1,300. 9 113. 0 83. 2 1,330. 7 116. 2 85. 1

出所:『農家経済調査』各年度版. 『昭和 45 年国富調査』.

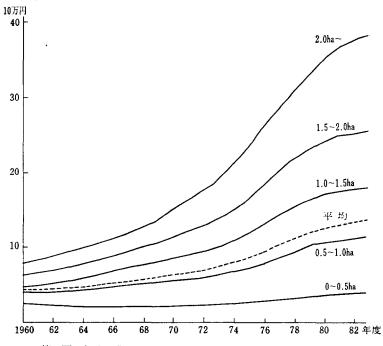
注. 転換倍率は大農具で2.004, 集合農具で2.728, 除却率は6.395%。



第2図 都府県農機具粗投資額の推移(1975年度基準)出所、注 第1表と同じ.

実質化する。次に 1970 年度の『国富調査(1)』の粗資本ストック額と純資本ストック額から転換倍率をもとめ、これを 1967 年度から 1972 年度にかけての転換倍率の値とする。大農具の転換倍率は 2.004 であった。『農経調』が減価償却を定額法で評価していることからすると、これは極めて妥当な数字である。『農経調』の資本評価は 1967 年度から 1972 年度まで再取得価格評価の純資本ストック額であるので、これに先ほどもとめた転換倍率を乗ずれば、再取得価格評価の粗資本ストック額(2)が得られる。

さらに、(2.1) 式から 1968 年度から 1971 年度までの実質除却額をもとめ、この期間の除却率(実質除却額が期首の実質粗資本ストック額に占る割合: B_t / K_t)の平均値をすべての年度の除却率の値とする。この仮定は資本ストック



第3図 都府県農機具資本ストック額の推移 (1975 年度準) 注. 出所,注は第1表と同じ.

の推計にとってかなり厳しいものであり、改善の余地があろう(3)。

最後に、1970 年度を基準年度(bench mark year)として、各年度の期首 資本ストック額、粗投資額、除却額、純投資額を(2.1)式から推計した。基準 年度は 1967 年度から 1972 年度のいずれでもよいが、ここでは 1970 年度を選んだ。なお『農経調』は調査期間が4月1日から3月31日であるため、期首とは4月1日時点である。また、最下層農家 $(0\sim0.5\ ha)$ については、1971年度以前の階層区分が $0\sim0.3\ ha$, $0.3\sim0.5\ ha$ に分割されているため、それぞれの集計農家戸数をウエートとして、 $0\sim0.5\ ha$ 階層の値とした。

さらに同様な方法で稲作農家についても推計を試みる。ただし、1966 年度以前の粗投資額のデータが欠如しているため、粗資本ストック額、除却額、純投

資額の系列も1967年度以降しか得られない。除却率は都府県平均よりやや過大であった。また専・兼業農家については、1969年度以前の粗投資額のデータが欠如しているため、1967年度から1969年度の粗資本ストック額は、転換倍率を『農家の形態別にみた農家経済』表示の純資本ストック額に乗じ、さらに都府県データから得られた除却率をもとに、(2.1)式を満たす系列を作成した。第1表、第2、3図、付図が推計結果である。

- 注(1) 『国富調査』における農業固定資本額の基礎データは『農経調』であるため、転 換倍率を『国富調査』からもとめたとしても問題なかろう。
 - (2) 名目粗資本ストック額を実質化するのは粗資本形成デフレーターでよいことが証明されている。泉田 [12, 159ページ] 参照。
 - (3) 例えば、農機具の出荷台数、普及台数統計および『農村物価賃金統計』から、各年度の除却率をもとめることも不可能ではない。ただし、各種農機具の普及、出荷、価格の対応が明確でなく、正確な除却率は計測できないと考えた。

(3) 資本蓄積、その過程と要因

第2表は都府県各階層農家における実質農業粗生産額(Q,以下「生産額」と略記する。),自家農業労働投下時間(L,以下「労働時間」と略記する。), 農機具資本額(K,以下「資本額」と略記する。),K/Q,K/Lおよび Q/Lの 年当たりの成長率を1963年度から1983年度にかけて計算した結果である。な お,専・兼業農家,稲作農家については付表に示す。

K/Q, K/L, Q/L は, それぞれ農機具資本係数(以下「資本係数」と略記する。), 農機具資本装備率(以下「資本装備率」と略記する。), 労働生産性を表わし

第2表 都府県各階層農家における生産額 (Q), 労働時間 (L), 資本額 (K)の年当たり成長率

(単位:%)

		Q	L	K	K/Q	K/L	Q/L
		(1)	(2)	(3)	(3)-(1)	(3)-(2)	(1)-(2)
平	年度 1963~1969	3. 24	-1.78	4. 46	1. 22	6. 24	5.02
•	1970~1976	2.01	-3.06	6.96	4. 95	10.02	5.07
14	1977~1983	0.62	-1.80	4. 64	4.01	6. 44	2. 43
均 	全期間	1.60	-2.48	5.51	3.91	7. 99	4. 08
0	1963~1969	- 0. 77	-5.31	-0.20	0.58	5. 12	4. 54
}	1970~1976	0.70	-2.06	4. 25	3.55	6.85	3.30
0.5	1977~1983	-0.94	-2.93	4.11	5.05	7.03	1. 98
ha	全 期 間	-0.59	-4.01	2. 78	3. 37	6. 79	3, 42
	1963~1969	1.53	-2.89	4. 19	2.66	7.08	4. 42
0.5	1970~1976	1.66	-3. 10	5. 90	4, 24	9.00	4. 76
≀ 1. 0	1977~1983	-1.41	-2. 86	4. 34	5. 75	7. 20	1.45
1.0	全期間	0.15	-3.29	4. 94	4. 79	8. 23	3. 44
	1963~1969	3, 08	— 1.54	6.31	3. 23	7.85	4. 62
1.0	1970~1976	1.74	-2.94	7.56	5.82	10.50	4. 68
≀ 1.5	1977~1983	-1.69	-3. 25	3. 79	5. 47	7.04	1.57
	全期間	0.91	2.71	5. 99	5.08	8. 70	3, 62
	1963~1969	3. 18	-1.77	6.12	2, 94	7.89	4. 95
1.5	1970~1976	1.89	-2.77	8. 27	6.37	11.04	4. 66
2. 0	1977~1983	0. 82	-1.64	4. 02	3. 21	5. 66	2. 45
2.0	全 期 間	1.64	-2.26	6. 33	4. 69	8. 59	3. 91
	1963~1969	3.06	-2.19	6. 57	3.51	8. 76	5. 25
2.0	1970~1976	4.46	—1.87	9.56	5. 10	11.43	6 . 33
₹	1977~1983	1.62	-0.99	5.01	3, 39	6.00	2. 62
	全期間	2. 67	-1.70	7. 25	4. 58	8. 95	4. 36

出所:『農家経済調査』.

注. 原系列をすべて3年間移動平均した後に期間内の年当たり成長率をもとめる. ただ し 1962 年度以前の 労働投入時間データは 明らかにそれ以降と 不連続が生じているた め、1963年度のLの値は移動平均せずに成長率を計算した.

64 農業総合研究 第41巻第1号

第3表 生産物価格 (p), 農機具価格 (p_M), 賃金 (W) 等の変化率

(単位:%)

	Þ	W	₽м	Рм/Р	p_M/W
	(1)	(2)	(3)	(3)-(1)	(3)-(2)
年度 年度 1963~1966	8. 22	12.05	0. 51	-7.70	— I I. 54
1966~1969	5. 10	14.48	1. 13	-3,97	- 13.35
1970~1973	10. 17	19. 26	7. 21	-2.96	-12.05
1973~1976	12. 96	16.65	9. 22	-3.74	— 7.43
1977~1980	3. 37	6.99	2. 13	-1.24	- 4.85
1980~1983	0.82	4. 59	1.68	0.86	- 2.92
全 期 間	6. 42	12. 26	3. 46	-2.96	- 8.80

出所. 『農家経済調査』, 『農村物価賃金統計』.

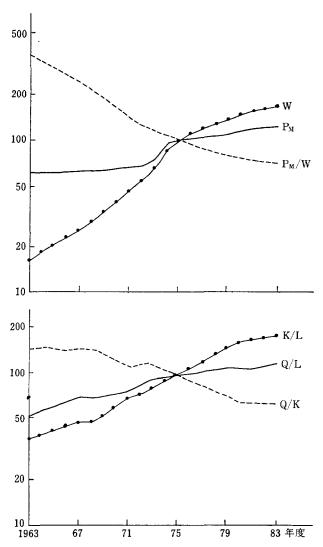
注. 変化率の値は年率換算してある.

ている。さらに第4図は都府県平均農家について、要素価格、資本装備率等の推移を1975年度を100として図示したものである。それぞれの曲線の勾配は、第2、3表の成長率に対応している。

投資関数を計測する前に、相対価格、生産額等の推移と、前節で推計した粗 投資額および資本ストック額の推移の関連について考察を加えておきたい。

労働から資本の代替、すなわち資本装備率の上昇が、 p_M/W の下落によってもたらされたというのは通説である。高度経済成長期の賃金上昇率は 15 %前後を維持し、 p_M/W の下落率は 10 %を超えていた。低成長期に入り、賃金上昇の鈍化を反映し、 p_M/W の下落割合が小さくなると、粗投資額は 1976 年度を境に減少傾向をたどり始める。その結果、都府県平均農家について、1970 年度からの 6 年間と翌年度からの 6 年間の資本装備率の成長率は年率にして 10.0 %から 6.4 %へと大きく低下している。 1963 年度からの 20 年間で上層農家ほど資本の集約化を達成していることも第 2 表より看取できるが、労働から資本への要素代替が急激に進展したのは、各階層とも相対価格(p_M/W)の下落が著しい高度経済成長期であったことが指摘できる。

次に生産額(Q)と粗投資額の推移に注目する。生産額と資本蓄積について



第4図 要素価格,資本・労働比率等の推移 (1975年度 100,都府 県平均,縦軸は対数目盛)

出所:第3表と同じ.

注. K/Q については、その逆数である資本生産性を示す。

は一方的な因果関係を規定することはできない。投資が一定の懐妊期間を経た 後に増産に寄与する側面と、生産量、または生産計画に基づいて生産者が資本 財を購入するといった側面、相互の影響が存在するからである。投資関数にお ける生産額の扱いについては次章以降で検討する。

0~0.5 ha 層農家を除いた生産額の正確な推移は後に示す第5図のとおりである。1.5 ha以下の2階層の農家については、粗投資額、生産額ともに1975年度前後を1つのピークとして推移するが、1.5 ha以上の2階層の農家については、分析期間内における生産額は停滞、ないし増加傾向で推移するものの、粗投資額は小規模階層同様、1975年度前後以降減少している。したがって、投資の減少局面においては経営耕地面積の大小により生産量の変動が、投資に異なった影響を及ぼしていることが予想される。

もちろん機械化の進展は相対価格、生産額だけによって説明されるものではない。 1970 年度から 1976 年度にかけての資本ストックの急激な増加(第2表参照)は石油ショック期におけるインフレーションがもたらした技術進歩の資本使用的バイアスの結果である可能性も強い(4)。すなわち、名目利子率が政策的に硬直化されている場合、インフレーションの進展が実質利子負担の軽減をもたらし、資本の集約化を招くのである。有名なフィッシャー方程式として定義される実質利子率(=名目利子率ー期待インフレ率)が資本蓄積にとって重要な役割を果たしている。投資関数の推計においては、名目利子率を農業近代化資金利子率で代表させ(5)、期待インフレ率については、過去3カ年の価格上昇率を仮定した。

最後に機械化による農業生産への貢献について触れておきたい。資本係数 (K/Q)は資本生産性の逆数であり、この値が小さいほど資本の生産効果は大きいことになる。また、(2.3)式より資本係数の成長率は労働生産性 (Q/L) の成長率に対し、マイナスの効果として作用する。しかし、資本装備率の成長率がどの階層区分、どの時期区分をとっても資本係数の成長率を上回っているため、労働生産性の成長率は正値を維持している。ただし、近年における労働生産性の成長率の停滞は、どの階層でも著しい。

- 注(1) K/L, K/Q のKは建構築物,動植物等を含めたすべての固定資本として定義されるのが一般的であるが,(2.2) (2.3) の関係式はKとして農機具資本だけを取り上げても変わるものではない。農業における労働から資本への代替過程が農機具導入によってなされてきたことを勘案すると,固定資本として農機具固定資本のみを取り出す方が,K/L のもつ意味を明確化できると考える。
 - (2) 農業労働賃金として何を採るかは、農業経済における課題の1つであるが、ここでは一応、農業労働の機会賃金として、兼業労働の報酬を採った。具体的には、『農経調』表示の「労賃手当等収入(農外収入)」を「家族員賃労働時間」で除したものである。以下、本稿の賃金とは、この兼業賃金を指す。
 - (3) ただし、農機具購入に際しての交易条件(農機具と農業生産物の相対価格)はこ 数年で悪化した。
 - (4) インフレーションが機械化を推進するメカニズム (inflation induced bias in technology) については、前掲荏隔津 [9, 176~194ページ] 参照。
 - (5) ここでは資金のコストとして借入金利子率を考えており、自己資金利子率を含めた資金コストの問題には立ち入らなかった。これは主に資金コストについて理論的な整理がなされていない点を考慮してのことである。詳しくは小宮、岩田 [15,73~79ページ] を参照。

3. 投資関数

(1) 理論モデル

ジョルゲンソンに代表される新古典派の投資関数は以下,(i)~(vi)の仮定の下に導出される(1)。

- (i) 生産物市場、生産要素市場は完全競争市場であり、生産者は価格を所 与として行動する。
- (ii) 資本が生みだすサーヴィス・フローはストックに比例すると仮定し、 収穫逓減の生産関数

- (iii) 資本は可塑的であり売買可能である。
- (iv) 生産者は企業利潤の割引現在価値の極大化,ないしは生産コストの割引現在価値の極小化を目的に行動する。

- (v) 毎期毎期の名目利子率(i)は一定と仮定され、生産物価格(p)、賃金(W)、資本財価格 (p_M) の予想系列は与えられる。
- (vi) 資本市場は完全競争であり、資本の外部制限は存在しない。

以上より(t+1)期首における最適資本ストック K_{t+1} * が c_t/W_t , Q_t の関数として与えられる $^{(3)}$ 。ここで, $c_t=p_{Mt}\{\delta+i-(p_{Mt+1}-p_{Mt})/p_{Mt}\}$ であり, δ は減価償却率である。 c_t は一般に資本の user cost または新古典派変数とよばれ,文字どおり資本財使用の代価である。資本の user cost を減価償却費と利子費用の和とするのは当然の考え方であるが,capital gain (p_{Mt}/p_{Mt}) を以上2つの和から控除する点については説明を要する。capital gain とは資産の価格変動によって生じる所得のことで,その資産を売却せずに保有し続けても発生する稼得である。

ジョルゲンソン〔4〕はこの capital gain を考慮した user cost と capital gain を無視した user cost の双方を投資関数の推計に用い,前者の説明力がより高いことを検証し,capital gain の項をいれた user cost の正当性を証明した。しかし,土地以外の固定資本の保有について capital gain を含めた user cost が現実の生産者行動を規定しているとは考え難い。例えば,農機具等が一度購入されると,それは capital gain を得るための資産というよりは単なる生産資材として農家に固定化してしまう。すなわち仮定(iii)は明らかに非現実的なものとなる。

そこで、実際の最適資本ストックの決定要因としては、user cost の $i-\dot{p}_{Mt}$ / p_{Mt} の部分を独立に取りだし、これを実質利子率 (r_t) と考え投資関数の一説 明変数とする。ただし、その場合 \dot{p}_{Mt}/p_{Mt} は資本財価格の期待上昇率 (\dot{p}_{Mt}/p_{Mt}) であることが望ましいため、ここでは前述のとおり過去 3 カ年の価格上昇率の平均を仮定した。(第 4 表参照。)

以上より (t+1) 期首における最適資本ストック K_{t+1} * を以下のように定式化し、関数型は線型を仮定する(4)。

 K_{t+1} *= $f(p_{Mt}/W_t, r_t, Q_t)$ -------------(3.2) 次に実際の投資支出を以下 (3.3) 式のように捉える。

第4表	農業近代化資金利子率 (i) ,	大農具価格上昇率 (p_M/p_M) ,	実質利子率 (r)
			(単位:%)

			(+ = - /6)
	i	Рм/Рм	r
1967年度	6.00	1.32	4.86
68	6.00	0.00	4, 99
69	6.00	1.30	5. 13
70	6.00	2. 75	4. 65
71	6.00	1.79	4, 05
72	6.00	2. 63	3.61
73	5. 50	11.28	0. 27
74	6.00	25. 81	-7. 24
75	6. 50	5. 49	-7.69
76	6. 50	2. 66	-4. 82
77	6. 50	1.69	3. 22
78	5. 50	2. 33	3. 27
79	5.00	2.06	2. 97
80	6.00	6. 16	2. 48
81	6.50	2. 30	2. 99
82	6.00	2. 35	2. 40
83	6.00	0. 86	4. 16

出所:『農村物価賃金統計』,『農林水産金融の動向』。

注. rは $i - \sum_{k=0}^{2} (\dot{p}_{M}/p_{M})_{t-k}/3$ としてもとめた.

$$GI_t=W(L)(K_{t+1}*-\mu K_t)+\delta K_t$$
(3.3)
 L はラグ演算子で $L^nx_t=x_{t-n}$ 等の性質をもつ一種のダミー変数であり, μ は
資本ストックの最適稼働率を表わしている。(3.3) 式の $W(L)$ は確率分布関

資本ストックの最適稼働率を表わしている。(3.3)式の W(L)は確認数と考えてよく,(3.3)式は以下の(3.4),(3.5)式と同値である。

$$GI_t = \sum_{k=0}^{\infty} w_k (K_{t+1-k} * - \mu K_{t-k}) + \delta K_t \cdots (3.4)$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} w_k = 1 \qquad (3.5)$$

すなわち、 t 期の粗投資を過去の最適資本ストックと現実の資本ストックと の差の加重平均に減価償却を加えたものと考えるのである⁽⁵⁾。また(3.4) 式が 投資支出に伴うタイム・ラグそのものを表現しているといってよい。確率分布 の型は様々考えられるが, 一般的には有理型分布

$$W(L) = \frac{\alpha_0 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \cdots}{\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \cdots}$$

である。 w_k の系列および (3.5) 式と W(L) については以下の対応関係が存在する。

$$w_k = \frac{\partial^k W(0)}{\partial L^k} / k!$$
 $(k=0, 1, 2, \cdots)$ (3.6)
 $W(1)=1$

現実の w_k については、 $w_0 > w_1 > w_2 > \cdots$ を想定して、本稿では、

$$W(L) = \frac{1-\lambda}{1-\lambda L}$$
 (0 < \lambda < 1)(3.7)

という, コイック・ナーロブ (Koyck・Nerlove) 分布を仮定する。したがって(3.6) 式より

$$w_k = (1-\lambda)\lambda^k \quad (k=0,1,2,\cdots) \quad \cdots \qquad (3.8)$$

となる。さらに (3.7) 式を (3.3) 式へ代入し

$$GI_{t} = \frac{1-\lambda}{1-\lambda L} (K_{t+1}* - \mu K_{t}) + \delta K_{t}$$
(3.9)

を得る。(3.9) 式の δK_{t} を移項して

$$NI_t = \frac{1-\lambda}{1-\lambda L} (K_{t+1}^* - \mu K_t)$$

としてもよいが、 NI_t (純投資)の系列が除却率の値によって若干変動してしまうため、(3.9) 式を推計式とする。(3.9) 式を整理して次式を得る。

$$GI_{t} = \lambda GI_{t-1} + (1-\lambda)K_{t+1}^* + (\delta + \lambda \mu - \mu)K_t - \lambda \delta K_{t-1}$$

上式の最終項について λδ≒0 と見なすことで

$$GI_t = \lambda GI_{t-1} + (1-\lambda)K_{t+1}^* + (\delta + \lambda \mu - \mu)K_t \cdots (3. 10)$$
となる。

以上の理論構成はジョルゲンソン・モデルと必ずしも同一ではないが⁽⁶⁾,実際の投資が企業の最適化行動から演繹された最適資本ストックへの調整過程に おいて発生するという点において、新古典派の考え方は共通している。

- 注(1) 養谷 [16, 34ページ] および浜田 [10] 参照。
 - (2) 経営耕地面積階層ごとのデータを時系列で扱っているため、土地投入量は一定であると仮定されている。したがって労働、資本の投入に関しては収穫逓減である。
 - (3) t期の利潤 (R_t) および粗投資額は次式で与えられる。

$$R_t = p_t \cdot Q_t - W_t L_t - p_{Mt} \cdot GI_t$$
 ①
$$GI_t = K_{t+1} - K_t + \delta K_t - 2$$
 ② (δ は償却率)

仮定より

$$\begin{cases} \operatorname{Max} V = \sum_{t=1}^{T} \frac{R_t}{(1+i)^t} \\ \text{s. t} \quad (3.1), ② \end{cases}$$

が企業の最適行動である。 1 階条件は $\partial V/\partial K_t=0$ $\partial V/\partial L_t=0$ $(t=1,2,\cdots T)$ であり,これを整理して $\partial F/\partial K_t=c_t/p_t$ $\partial F/\partial L_t=W_t/p_t$ を得る。これらをKについて解くことで最適資本ストックが得られる。前掲養谷 $(16,35\sim37 < - \lor)$ 参照。ただし本稿の実証で用いられる K^* は,資本のユーザーコストを既知とした上で生産コストを最小化することから導出されるため,相対価格と生産額の関数となる。

- (4) K_{t+1} * の specification については Nadiri, M. I., and Rosen. S. [6], Rayer, A. J., and Cowling. K. [8] を参照。なお生産額 Q_t は利潤極大化の仮定の枠内では内生変数であり,その場合, K_{t+1} * は価格だけの関数となる。 Q_t の取り扱いについては次節で検討する。
- (5) 新古典派における最適粗投資額 GI_t^* は次式で与えられる。

$$GI_{\iota}*=K_{\iota+1}*-K_{\iota}+\delta K_{\iota}$$

ところが, GI_t^* をどの程度の時間をかけて実現すべきかが理論的に定まらない。そこで新古典派は(3.3)式のような調整方程式を導入することで投資を説明しようとしたのである。すなわち K_{t+1}^* が決まった後に調整メカニズムを付加的に仮定するといった二本立の理論構造になっている。しかし,実際の企業行動としては,投資支出に対しても何らかの価値判断が働いているはずであり,それを内生的に説明できない点がこのモデルの欠点となっている。詳細は前掲養谷[16,206~232~~-ジ]。

(6) ジョルゲンソン・モデルは以下で定式化される。Jorgenson, D. W. [3] 参照。 $GI_t=W(L)(K_{t+1}*-K_t*)+\delta K_t$

本稿のモデル

$$GI_t = W(L)(K_{t+1}^* - K_t) + \delta K_t$$

は Griliches, Z. [2] に近い。

72 農業総合研究 第41巻第1号

(2) 投資関数の推計

(3.2) 式を(3.10) 式へ代入して

$$GI_t = a_1 + a_2 r_t + a_3 (p_M/W)_t + a_4 Q_t + a_5 GI_{t-1} + a_6 K_t$$
 …………(3. 11) を得る。満たすべき符号条件は

$$a_2 < 0$$
 $a_3 < 0$ $a_4 > 0$ $0 < a_5 = \lambda < 1$ $a_6 < 0$

である。 $a_6<0$ についてであるが,これは資本が増加すると,生産設備をそれ以上拡張する必要が減少し資本ストックの増加は通常,投資に負の効果をもつと考えられているためである。しかし,(3.10) 式よりわかるとおり $a_6(=\delta+\mu(\lambda-1))$ の符号条件については必ずしも理論的説明付けがなされているわけではない。

さてここでは最適資本ストックの決定要因の1つである実質農業粗生産額 (Q_t) の取り扱いについて、検討してみたい。一般に費用最小化問題は、生産要素価格、生産量を所与として、生産関数を制約条件とすることで解くことができる。さらにその一階条件から要素価格、生産量を外生変数とする条件付要素需要関数が導出される。その場合 K_{t+1} * の決定要因として、t 期の生産量 (Q_t) が実証において最適か否かが問題となる(1)。 すなわち生産者が今期末の最適資本ストック $(K_{t+1}$ *) を決定する場合、今期中における生産量の偶発的な変動は K_{t+1} * とは無関係であり、したがって (3.11) 式の Q_t は生産者が通常予想するであろうある程度恒常的な生産量 (Q_t^E) であることが望ましい。これは消費関数における恒常所得仮説に近い考えであり、具体的な予想生産量としては、主に過去の生産量の推移等を想定する。

今, Q_t^E と Q_t との間に次式が成立すると仮定する。

$$Q_t = Q_t^E + e_t$$

上式の e_t は気象変動等の影響による予想し得ないランダムな生産量の変動である。さらに以下 (3.12) 式が Q_t を決定しているものとする。

$$Q_{t}^{E} = g\left(\frac{3Q_{t-1} + 2Q_{t-2} + Q_{t-3}}{6}, \frac{Q_{t-1} - Q_{t-2}}{Q_{t-2}}, p_{t} p_{t_{1-1}}\right) \dots (3.12)$$

pは生産物価格指数を農村物価指数で除したものである。 $Q\iota^E$ の系列としては

	定数項	$\frac{3Q_{-1} + 2Q_{-2} + Q_{-3}}{6}$	$\frac{\Delta Q}{Q}$	P	P_{-1}	₽²	D•W
0.5~1.0	280, 06	0. 6129 (2. 04)	7. 4251 (1. 88)	14. 4335 (2. 19)		0. 6542	2. 168
1.0~1.5	193. 56	0. 7425 (5. 41)	13. 0486 (1. 84)			0. 6959	1.923
1.5~2.0	1,494.50	0. 7602 (5. 75)	12. 3211 (1. 87)	17. 9355 (2. 09)	-24. 2773 (2. 78)	0. 6986	2. 474
2.0~	1, 173. 25	0. 9207 (6. 62)	14.6064 (1.05)	15. 9336 (0. 54)		0. 7987	1. 996

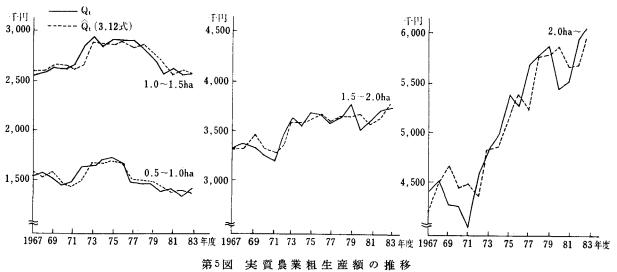
第5表 (3.12) 式の推計結果

出所:『農家経済調査』,『農村物価賃金統計』.

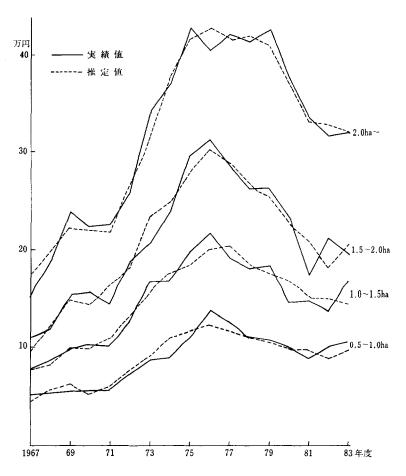
注. () 内は t 値である.

(3.12) 式の $Q_t^{\mathcal{B}} \sim Q_t$ を代入した上で,線型回帰を実行し Q_t の推定値 \hat{Q}_t を $Q_t^{\mathcal{B}}$ と見なすのである $^{(2)}$ 。生産者が Q_t の期待形成に際し,過去を全く顧みないのであれば,(3.12) 式の仮定は無意味なものとなってしまう。したがって以上の考えが意味するところは,生産者が (3.12) 式で表現されるような期待形成を行なっていると想定した場合の試算にすぎない。生産者が実際に行なう期待形成については,投資に係わる本質的な問題であり,さらに検討を要する課題として残される。(3.12) 式の計測結果と \hat{Q}_t の系列は,それぞれ第 5 表,第 5 図に示すとおりである。 投資関数の推計段階では, $Q_t^{\mathcal{B}}$ として \hat{Q}_t の他に Q_{t-1} , $\sum_{i=1}^{2}Q_{t-k}/3$ も考慮した。

以上の準備段階を経て投資関数を推計した結果が第 6 表である(3)。自由度を確保するため 2 つの階層ごと $[0.5\sim1.0$ ha層と $1.0\sim1.5$ ha層(以下階層 I) および $1.5\sim2.0$ ha層と 2.0 ha~層(以下階層 I)] にデータをプールしてパラメータの推計を行なった(4)。また計測期間は 1967 年度から 1983 年度に限定した(5)。 回帰式 $(i)\sim(v)$ は説明変数に若干の変化をもたせた結果である。階層 I について,実質利子率,資本ストックの回帰係数の t 値が小さい点など改善の余地はあるが,それ以外はほぼ満足すべき結果が得られた。なお第 6 図に回帰式 (v) の内挿結果と実績値を示した。



出所:第5表と同じ.



第6図 都府県農機具粗投資額(1975年度基準)

出所:『農家経済調査』.

76 農業総合研究 第41巻第1号

- 注(1) Nadiri, M. I., and Rosen. S. [5, 464ページ] 参照。
 - (2) Birch, E. M., and Siebert, C. D. [1] を参照。なお、(3.12) 式の説明変数として、トレンド項、AQ/Q の代わりに AQ をいれて回帰を実行したが、 \hat{Q}_t の系列は大きく変わるものではなかった。
 - (3) Q_t^B が実際の K_{t+1}^* の決定要因であるにもかかわらず、(3.11) 式で Q_t^B の代わりに Q_t を説明変数として得られた推定バラメータは一致性をもたない。ピンディック [18, 153 ページ] 参照。また (3.11) 式に系列相関が存在する場合, GI_{t-1} がた決されるという考えは成立しない。この点については,ダービン・ワトソン統計量に代わり,h統計量で系列相関の有無が検定可能である。
 - (4) $0 \sim 0.5$ ha 層農家の投資関数は推定パラメータが不安定であるため、 計測の対象 からはずしてある。
 - (5) 本稿では投資関数を単一方程式で推定するため、農機具供給側の条件を一様にする意味から、農機具の新機種登場以降にのみ注目し、投資関数の計測期間を1967年度から1983年度に限定した。これは『農経調』の標本替えも考慮した上での処理である。なおここでいう農機具の新機種とは、乗用トラクター、バインダー、コンバイン、田植機等を指す。

(3) 推計結果の考察

1) 分布ラグ

(3.3) 式,または(3.4) 式で表現されるような投資支出に伴うタイム・ラグが、何故発生するかについては、資本財を購入する際の技術的要因、例えば設備の見積り、発注、引渡等の遅れをその原因の1つとして挙げることができる。しかし、タイム・ラグ発生の最大の要因は、資本財需要において生産者自らが行なう内部制限であろう。農業における資金の外部制限は、財政資金、系統資金等の制度融資の充実により、ほぼ消滅したことが通説となっているが(1)、資本(または資金)の内部制限は、生産量、価格の不安定性といった農業固有の経済環境の下では、早々に解消される問題ではない。

生産者にとって、投資の決定は同時に将来の資本ストックを決定することでもある。 t 期末の最適資本ストック (K_{t+1} *) と t 期首の現実の資本ストック (K_t) との差を丁度埋め合わすべき投資が行なわれ、 K_{t+1} *= K_{t+1} を達成したとしても、 K_{t+1} が t+1 期以降の生産水準に最適であるか否かは不確実である。

第	6	表	投	資	関	数	Ø	推	計	結	果

			定数項	r_t	$(p_M/W)_t$	Q_t	GI_{t-1}	K_t	階 層	タイムダミー	\bar{R}^2	S•E	ん 統計量
	i)	Q_t	49. 002	-0. 7714 (1. 07)			0. 5126 (4. 90)	5.62×10^{-3} (0.32)	-57.602 (1.72)		0. 9334	11. 654	0. 291
階	ii)	$Q_t \rightarrow Q_{t-1}$	17.822	-1.3104 (1.69)			0. 5131 (3. 64)	-8.61×10^{-3} (0.47)	(0.00)		0.9184	12. 899	-0. 725
層	iii)	$Q_t \rightarrow \underbrace{\sum_{i=0}^{2} Q_{t-i}}_{3}$	— 13. 965	-1. 1647 (1. 53)	-0. 1443 (2. 05)		0. 4764 (3. 48)	-3.76×10^{-3} (0.20)			0.9223	12. 590	0.079
Ι	iv)	Q_t	- 1.563	-0. 7314 (1. 02)	-0. 2480 (2. 08)		0. 5083 (4. 90)	−8. 35×10 ⁻³ (0. 40)		-15. 454 (1. 21)	0.9345	15. 565	-0. 126
	v)	$Q_t \rightarrow \hat{Q}_t$	-38. 986	-0. 7265 (0. 95)			0. 4532 (3. 72)	-3.98×10^{-3} (0.24)			0.9298	11.961	-0.041
	i)	Q_t	45. 890	-1.5969 (1.43)							0.9616	18, 584	-1.789
階		$Q_t \rightarrow Q_{t-1}$	87.097	-2. 6817 (2. 08)	-0. 4132 (3. 10)		0. 5951 (5. 64)	-0.06227 (3.26)	17. 249 (0. 83)		0.9445	22. 329	-2.047
層	iii)	$Q_t \rightarrow \frac{\sum_{i=0}^{2} Q_{t-i}}{3}$	29. 561	-2. 4050 (1. 99)	-0. 4831 (3. 76)		0. 5425 (5. 35)	-0.08437 (4.06)			0.9520	20. 776	-0. 770
11	iv)	Q_t	150. 951	-1.3801 (1.31)	-0. 6748 (4. 68)		0. 6706 (9. 08)			-37. 438 (2. 20)	0.9664	17. 385	-2.029
	v)	$Q_t \rightarrow \hat{Q}_t$	58. 509	-2. 4287 (1. 86)	-0. 4161 (3. 15)	0. 06233 (2. 74)	0. 6442 (6. 63)	-0. 06729 (3. 34)			0.9452	22. 202	— 1 . 975

注.()内は t値、ダミー変数については本文参照.

78 農業総合研究 第41巻第1号

したがって K_{t+1} * $-K_t$ を一挙に解消しようとせず、生産者自身が自己抑制しながら、部分的に最適資本ストックへ向けての調整を行なうことは、むしろ生産者の合理的な投資行動と考えてよいであろう(2)。

第6表に示した各回帰式の GI_{t-1} の回帰係数(これは (3.11) 式の a_s であり, (3.8) 式の λ に等しい。)が分布ラグを決定する値である。この値が小さいほど, 投資支出に伴うタイム・ラグが短縮されることを意味している。第7表に (3.8) 式から計算した分布ラグを示す(3)。例えば,階層 II の回帰式 (i) 式に 従うと, t 期の粗投資は次式で与えられることになる。

$$GI_t = 0.345(K_{t+1}^* - K_t) + 0.226(K_t^* - K_{t-1}) + 0.148(K_{t-1}^* - K_{t-2}) + \cdots + \delta K_t$$

また第7表の $\sum w_k$ の欄から今期の純投資の大半(階層 I では 90% 以上,階層 II では $80\sim90\%$)が,今期も含めた過去3年間の最適資本ストックへの調整過程で発生していることも明らかとなった。

	階層		階 層	∌ I			階	a II			
, <u>,</u>	回帰式		(i)		(v))	(iii)			
		w_k	$\sum w_k$	w_k	$\sum w_k$	w_k	$\sum w_k$	wk	$\sum w_k$		
k =	0	0. 4874	_	0. 5468	-	0. 3449		0. 4575	_		
	l	0. 2498	0. 7372	0. 2478	0. 7946	0. 2259	0. 5709	0, 2482	0. 7057		
	2	0.1281	0. 8653	0.1123	0. 9069	0.1480	0.7189	0.1347	0.8403		
	3	0.0656	0. 9310	0.0509	0. 9578	0.0970	0.8158	0. 0731	0.9134		
	4	0.0337	0. 9646	0.0231	0. 9809	0.0635	0.8794	0.0396	0. 9530		
	5	0.0172	0. 9819	0.0105	0. 9913	0.0416	0. 9210	0.0215	0. 9745		
	6	0.0088	0.9907	0.0047	0. 9961	0.0273	0. 9482	0.0117	0. 9862		
	7	0.0045	0. 9952	0.0021	0. 9982	0.0179	0. 9661	0.0063	0. 9925		
	8	0.0023	0. 9976	0.0010	0. 9992	0.0117	0. 9778	0.0034	0. 9959		
	9	0.0012	0. 9987	0,0004	0. 9996	0.0077	0. 9854	0.0019	0.9478		
	10	0.0006	0. 9994	0.0002	0. 9998	0.0050	0. 9905	0.0010	0. 9988		
	 ∞	0	i	o l	1	0	i	0	i		

第7表 投資支出に伴うタイム・ラグ

注. (3.8) 式および第6表の回帰式における GI_{t-1} の係数から計算した。

		()	階 層 I		層Ⅱ		В	
		a	V(a)	階 ———— a	V(a)	$a_{\bar{1}}-a_{\bar{1}}$	$\frac{\sqrt{V(a_1)}}{+V(a_1)}$	t
	(i)	0.5126	0.0110	0. 6551	0.0062	-0. 1425	0. 1371	1.04
	(iii)	0. 4764	0.0187	0. 5425	0.0103	-0.0661	0. 1702	0. 39
	(v)	0. 4532	0.0148	0. 6442	0.0095	-O. 1881	0. 1558	1.21
	$a_{i}-a_{i1i}$	0.0	362	0. 1126 0. 1282	126			
-	$\sqrt{V(a_1)+V(a_{111})}$	0. 1	722					
A	t	0.2	1	0.88				
A	$a_{i}-a_{v}$	0.0	594	0.0	109			
	$\sqrt{V(a_1)+V(a_v)}$	0.1	605	0.1	250			
	t	0.3	7	0.0	9			

第8表 $a_5(GI_{t-1}$ の回帰係数)の有意差検定

注(1) V(a) は回帰係数 a_5 の分散を表わす.

- (2) A欄のa_iとは第6表の回帰式(i)のGI_{t-1}の係数、他も同様。
- (3) B欄の a_I とはI階層の回帰式の GI_{t-1} の係数,他も同様.

第8表は回帰係数 a_s について有意差検定を行なった結果である。A欄が同一階層における第6表の回帰式(i)と(iii)および(i)と(v)の検定,B欄が同一回帰式における階層 IとIIの検定である。(iii)、(v)の回帰式における生産量は,前節で導出された $\sum_{k=0}^{2}Q_{t-k}/3$, \hat{Q}_t に対応しており,実際の生産量から,ランダムな変動を控除した,ある程度安定的な推移をもっている。生産者が \hat{Q}_t 、ないし $\sum_{k=0}^{2}Q_{t-k}/3$ を基に K_{t+1} * を決定し,実際の投資支出がその均衡へ向けての調整過程で発生していると仮定するならば,生産量の推移が安定化しているほどその均衡への収斂速度は早く,投資支出に伴うタイム・ラグも短縮されることが予想される。計測結果からは確かに(iii),(v)における a_s の値が(i)式のそれより小さいことが看取できるが,そこには統計的に有意な差は存在しない。

次に階層の相違による投資のタイム・ラグについてである。第6表より5本の回帰式いずれも階層 IIのa5の値は階層 I0それを上回っているが,第8表から少なくとも(i),(iii),(v)の各式について有意な差は検定できなかった。経営耕地面積と投資のタイム・ラグの関連については,投資関数の推計だけか

ら考察を加えることは困難である。

2) 投資変動の要因分析

(3.11)式の各変数について差分をとり、それを AGI_t で除すと以下の式が得られる。

$$1 = a_1 \frac{\Delta r_t}{\Delta G I_t} + a_3 \frac{\Delta (p_{Mt}/W_t)}{\Delta G I_t} + a_4 \frac{\Delta Q_t}{\Delta G I_t} + a_5 \frac{\Delta G I_{t-1}}{\Delta G I_t} + a_6 \frac{\Delta K_t}{\Delta G I_t}$$

上式より、ある期間内の投資変動に対する各変数の寄与率をもとめることができる。投資関数の計測期間の内 1967 年度から 1981 年度の 15 年間を 1976 年度で2区分し、回帰式(v)を用い各変数の寄与率を計算した結果が第9表である。計測期間のAは投資の増加期間であり、Bは減少期間である。

第9表 投資変動の要因分析

(単位:%)

		Δr	$\Delta\left(\frac{p_M}{W}\right)$	ΔQ	∆GI−₁	ΔK
	0.5 ~ 1.0ha	9. 53	48.80	9. 35	33. 85	- 1.52
\boldsymbol{A}	1.0 ~ 1.5	5, 83	34.84	22. 39	38. 86	- 1.91
•	1.5 ~ 2.0	11.49	49.60	11.83	55. 99	-28.91
	2.0 ~	8, 29	34.08	27. 08	64. 79	- 34. 24
	0.5 ~ 1.0	20. 82	-20.89	81.24	14.80	4.04
В	1.0 ~ 1.5	10. 34	10. 65	51.57	45. 68	3.05
	1.5 ~ 2.0	19. 99	-16.80	6. 69	43. 12	46.99
	2.0 ~	20. 98	-17.81	18. 64	37.76	77.71

注. A: 1967~1976年度. B: 1976~1981年度.

 ΔGI_{t-1} の寄与率を除くと、期間Aにおける投資の増加の大半は相対価格(p_M /w)の下落がもたらした結果である。既に本稿2章3節でみたとおり期間Aは p_M /w が年率にして 10% 内外で下落した時期であり、これにより相対価格の寄与率が実質利子率、生産額のそれを凌駕したものと思われる。期間Bではいずれの階層も実質利子率の貢献度が、期間Aと比較して増加している。また階層 I については生産額の減少がこの期間の投資の減少に大きく影響しているのに対し、階層 II については資本蓄積が投資誘因を弱めていることも明らかとな

った。

第10表 粗投資支出の短期弾力性

	よひ	・タ	` ₹		変	数	の	解	粎
第	6 表	きの	II	帰	式	(1	7)	ょ	ŋ
階層	Ι,	П	に	つ	い	て	各	変	数
に対	する	投	資	支	出	の	弾	力	性
を計	算し	た	結	果	,	そ	の	絶	対
値の	大き	t	は	,	生	産	額	,	相
対価	格,	実	質	利	子	率	の	順	で
あっ	た (第	10) ∄	長参	果会	()	0	ع

3) 投資支出の弾力性お

		I 階 層	II 階 層		
	\overline{GI}	116.4	263. 1		
	$ ilde{r}$	1.72	1. 72		
	$(\overline{p_M/W})$	166. 3	203. 1		
	\hat{Q}	2, 128. 0	4, 341. 5		
弾	η_r	-0.0107	-0.0159		
カ	$\eta(p_M/W)$	-0.262	-0. 321		
性	ηê	1. 449	1.028		

注(1) 回帰式(v)を用いて計算した.

(2) *GI* は 1967 年度から 1983 年度までの実質 粗投資額の平均値. 他も同様.

りわけ、投資支出の生産額に対する弾力性は、相対価格、実質利子率に対する 弾力性と比較して格段に大きく、投資が生産額の変化に対して最も弾力的に反 応することが確認された。

最後に、第6表の回帰式(iv)に戻り、タイムダミー(1967~1969年度:0。1970~1983年度:1)の解釈である。このダミー変数は生産調整が農機具投資に及ぼした影響をみる目的で(3.11)式へ付加されたものである。計測結果によると、階層 I、II ともダミー変数の回帰係数は負であり、特に階層 IIについては生産調整以降の投資の落ちこみを有意に説明している。都府県各階層農家について、農業粗収益に占める稲作収入の割合は生産調整以降急減するものの、米は依然として基幹的作物であり、農家にとっては最も安定的な収入源である。また日本農業における機械化の進展が稲作部門を中心に展開したことを考え合わせると以上の結果は、生産調整による農家の投資誘因の減少を示唆しているものと思われる。

- 注(1) 例えば、加藤「14、233~238ページ」参照。
 - (2) 投資支出に伴う調整費用 (adjustment cost) の存在から、ラグの発生をモデル 内で説明づけたのは、アイスナー=ストロッツである。このことは新古典派の投資 関数の欠点でもあった二本立ての理論構造 (本稿3章1節) を理論面で克服したことになるが、調整費用の実体的把握が困難であり、完全な実証には至っていない。
 - (3) 農業投資に伴うタイム・ラグの計測は前掲長南[17] でも行なわれている。ただ

82 農業総合研究 第41巻第1号

し分析手法は本稿とは異なる。

4. 結 語

本稿では新古典派のフレームワークを借りて、農機具投資を規定する要因の定量的把握と、実際の投資支出に伴うタイム・ラグの計測を試みた。

1967 年度以降の農機具投資は、1975 年度前後をピークとして、都府県各階層農家でほぼ一律の動きをみせている。投資関数の推計により、1975 年度前後までの投資の増加は各階層とも相対価格(pm/W)の大幅な下落によってその大半が説明されることを知ったが、それ以降、1981 年度までの投資の減少は、階層Iについては生産額の減少、階層IIについては資本蓄積による投資誘因の低下がそれぞれ影響していたことが示された。すなわち、農機具投資の減少局面では、経営耕地面積によって分類された2つの階層について、投資変動の要因が全く異なっていたことが指摘できる。

最適資本ストックへの調整過程で投資が発生するという仮定の下に計測された分布ラグは、タイムシリーズ・データの多重共線性を回避する意味から、比較的単純な分布ラグ関数を想定した上で推計された。しかし、分布ラグの計測を目的とする投資関数が、農業部門については殆ど推計されていないため、本稿の分析により計測された投資の調整速度に対し、客観的評価を与えることは困難である。

最後に付表および付図に示したように経営形態別の生産動向,資本蓄積の様相は経営間で大きく異なる。第 I 種兼業農家の生産額は唯一高い成長率を維持し、投下労働時間も 1977 年度以降,一貫して増加傾向で推移している。1970年度に農機具資本ストックが,専業農家のそれを上回ると,その格差は年々拡大する一方である。それとは対称的に稲作農家の生産額,投下労働時間は過去二十余年間で激減し、1976年度以降の農機具投資の減少も顕著である。以上の点についてさらに詳細な分析は別稿へ譲る課題となる。

付表 都府県専・兼業農家、稲作農家における生産額 (Q)、労働時間 (L)、

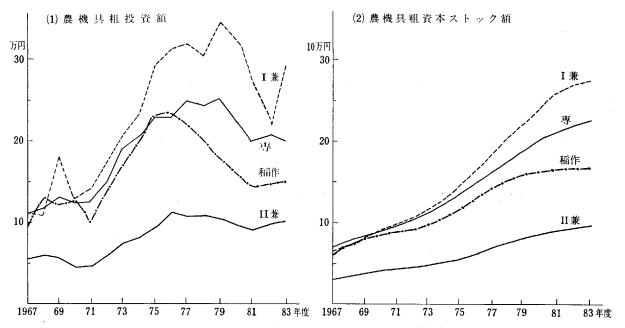
資本額(K)の年当たり成長率

(単位:%)

		Q	L	K	K/Q	K/L	Q/L
		(1)	(2)	(3)	(3)-(1)	(3)-(2)	(1)-(2)
専	年度 1967~1969	4. 82	0. 65	9.07	4. 25	8. 42	4. 17
	1970~1976	3. 50	-1.48	8.76	5. 26	10. 23	4.97
	1977~1983	1.80	-1.63	5. 47	3.67	7. 10	3. 43
業	全期間	3. 09	-1.18	7. 58	4. 50	8. 76	4. 26
兼	1967~1969	0.64	-1. 48	8. 45	7.81	9. 93	2. 12
	1970~1976	2. 19	-3. 10	7.71	5. 52	10.81	5. 29
	1977 ~ 1983	0.51	-1.42	5. 33	4. 82	6.75	1.93
業	全期間	0.82	-2. 49	6.88	6.06	9. 37	3. 31
I	1967~1969	4. 97	1. 21	9. 58	4.61	8. 37	3. 77
	1970~1976	6. 47	-0.22	10. 65	4. 19	10.87	6, 69
	1977 ~ 1983	5. 52	1.74	6.97	1. 45	5. 23	3.77
兼	全期間	5. 82	0. 78	9.42	3. 60	8. 64	5. 04
п	1967~1969	3.04	0. 34	10.73	7.69	10. 38	2. 70
_	1970~1976	1.86	-2. 95	7. 37	5.51	10.32	4.81
	1977~1983	2, 24	-0. 21	5. 93	3. 69	6. 14	2, 45
兼	全期間	1. 99	-1.50	7. 37	5. 38	8. 87	3. 49
稲	1967~1969	-3.17	-5. 24	7. 47	10.64	12.71	2.07
	1970~1976	-0.46	-6.85	7. 47	7. 93	14.32	6. 39
	1977~1983	−1.7 5	-4. 11	2. 77	4.52	6. 87	2.36
作	全期間	-2.56	-6.29	5.72	8, 28	12.01	3. 73

出所:『農家経済調査』.

注. 稲作農家の生産額は他作物収入も含む.



付図 都府県稲作農家,専・兼業農家における農機具粗投資額および**農機**具粗資本ストック額 (1975 年度基準) 出所:付表と同じ。

〔引用文献〕

- [1] Birch, E. M., and Siebert, C. D. "Uncertainty, Permanent Demand, and Investment Behavior." The American Economic Review 66 (March 1976): 15-27.
- [2] Griliches, Z., and Wallace, N. "The Determinations of Investment Revisited." *International Economic Review* 6 (September 1965): 311-329.
- [3] Jorgenson, D.W. "Capital Theory and Investment Behavior." American Economic Review 53 (May 1963): 247-259.
- [4] Jorgenson, D. W., and Siebert, C. D. "Optimal Capital Accumulation and Corporate Investment Behavior." *Journal of Political Economy* 76 (November 1968): 1123-1151.
 - [5] Nadiri, M. I., and Rosen, S. "Interrelated Factor Demand Functions."

 American Economic Review 59 (September 1969): 457-471.
 - [6] Nadiri, M. L., and Rosen, S. A Disequilibrium Model of Demand for Factor of Production. New York: Columbia University Press, 1973.
 - [7] Penson, J. B. "Measurment of Capacity Depreciation Based on Engineering Data." American Journal of Agricultural Economics 59 (May 1977): 321-329.
 - [8] Rayer, A. J., and Cowling, K. "Demand for Farm Tractors in the United State and the United Kingdom." American Journal of Agricultural Economics 50 (November 1968): 896-912.
 - 〔9〕 荏開津典生『日本農業の経済分析』(大明堂,1980年)。
 - [10] 浜田文雅『設備投資行動の計量分析』(東洋経済新報社, 1971年)。
 - [11] 市岡幸三「農業投資と資金需要」(『農業総合研究』第 16 巻第 2 号, 1962 年 4 月), 1 ~30 ページ。
 - [12] 泉田洋一『資本及び投資の収益率に関する理論的,実証的分析』(東京大学提出 学位論文,1985年)。
 - [13] 泉田洋一「農業における価格変化と資本形成」(『農村研究』第61号, 1985年9月, 14~22ページ
 - [14] 加藤譲『農業金融論』(明文書房, 1983年)。

- 86 農業総合研究 第41巻第1号
- [15] 小宮隆太郎,岩田規久男『企業金融の理論』(日本経済新聞社,1973年)。
- [16] 養谷千凰彦『経済分析における時間要素』(東洋経済新報社,1981年)。
- [17] 長南史男「農業の部門別投資の効果測定手法について」(『部門別農業投資経済効果調査報告書』,調査資料 No.113,農村金融研究会,1984年3月),1~28ページ。
- [18] ピンディック, ルビンフェルド著, 金子敬生監訳『計量経済学 (上)』(マグロウヒル好学社, 1981年)。
- [19] 新谷正彦『日本農業の生産関数分析』(大明堂, 1983年)。
- [20] 土屋圭造「小農経営における機械化の経済性」(川野重任・加藤譲編『日本農業と経済成長』,東京大学出版会,1970年),115~135ページ。

(研 究 員)

農家の投資行動

伊藤順 一

日本農業における機械化の進展に対し、従来行なわれてきた研究は、農家が実際に保有する農機具資本ストックをその最適水準と比較することで、投資行動の経済合理性を判断することに主眼が置かれていた。本稿は以上の考えとは視点を異にし、投資そのものに焦点を当て、現実の投資がどのように行なわれているかを探り、その行動原理の解明を課題としている。具体的には投資関数の計測をとおして、投資支出に伴うタイム・ラグおよび投資を規定している要因の定量的把握が目的である。

計測の準備段階として,第2章でデータの整備を行なった。「農家経済調査」を用い, 農機具投資額,資本ストック額の間に整合性が保たれるよう推計を試み,その結果,都 府県各階層農家について 1976 年度前後を中心とする資本ストックの急激な増加を観察 した。資本・労働の相対価格の下落が資本装備率の上昇をもたらしたことは通説である が,石油ショック期におけるインフレーションの進展が,資本使用的技術進歩を惹き起 こした可能性も強い。

以上の考察をもとに、第3章では新古典派の考えを踏襲した投資関数を推計した。最適資本ストックへの調整過程として投資が発生するという発想の下に理論モデルが構築されているため、投資の分布ラグの計測が一義的な目的となる。計測結果によると、今期も含めた過去3年間の調整過程で今期の純投資の少なくとも80%以上を説明できることが明らかとなった。さらに、分析期間(1967~1983年度)を1976年度で2区分し、投資変動の要因分析を行なった結果、前半は各階層とも、資本・労働の相対価格の下落がこの時期の投資の増加に大きく貢献しているのに対し、後半は小規模階層については生産額の減少が、また大規模階層については資本蓄積が、それぞれ投資誘因を弱めていることが確認された。