

# タイ、インドネシアにおける米単収の変動性について

中川 光弘

1. はじめに
2. タイ、インドネシアの米生産、米貿易の動向

3. 単収の変動性
4. 単収変動の周期性
5. おわりに

## 1. はじめに

タイとインドネシアは、東南アジアを代表する米生産国であるが、タイは世界最大の米輸出国として、インドネシアは1980年代初めまでは世界最大の米輸入国として、世界米市場の動向に大きな影響を与えてきた。この両国の米貿易量は、国内の米需給情勢、米需給政策、米の国際価格等の影響を受けつつ推移してきたが、特に各年毎の米貿易量の変化には、その年の米単収の変化の影響が大きかったように思われる。

そこで、本稿では、タイとインドネシアにおける米単収の変動性について、若干の分析を試みることにしたい。

以下、まず第2節では、タイ、インドネシアの米生産と米貿易の動向を概観し、この両者の推移に米単収の変化が大きな影響を与えてきたことを確認する。次の第3節では、各年の米単収を作柄指数に直すことによって、単収変動の規則性を確率的に検討する。

第4節では、作柄指数の推移にスペクトル分析を適用することによって、これまでしばしば指摘されてきた単収の周期変動について検討する。最後の第5節では、本稿での知見を整理するとともに、その意味合いについて考察することにしたい。

## 2. タイ、インドネシアの米生産、米貿易の動向

1951～88年間に粳ベースで、タイの米生産量は733万tから2,049万tへ2.8倍に、インドネシアの米生産量は934万tから4,160万tへ4.5倍に増加した。他方、人口は、1950～87年間に、タイが2,030万人から5,310万人へ2.6倍に、インドネシアが7,950万人から1億7,230万人へ2.2倍に増加したので、国民1人当たり米生産量は、タイで若干増加し、インドネシアでは約2倍に増加した（第1表参照）。

第1表 タイ・インドネシアの米生産量、人口、国民1人当たり米生産量（粳ベース）

	タイ			インドネシア		
	米生産量 (千t)	人口 (百万人)	国民1人当たり 米生産量 (kg/人年)	米生産量 (千t)	人口 (百万人)	国民1人当たり 米生産量 (kg/人年)
1950	6,782	20.3	334	8,615	79.5	108
1955	7,334	23.3	315	10,968	86.6	127
1961	10,150	27.7	366	12,084	98.3	123
1965	11,164	31.2	358	12,975	107.0	121
1970	13,850	36.4	381	19,331	120.3	161
1975	15,300	41.4	370	22,340	135.7	165
1980	17,368	46.5	374	29,652	151.0	196
1985	20,120	51.4	391	39,033	166.4	235
1987	18,042	53.1	386	40,078	172.3	233

資料：FAO, *Production Yearbook*, various issues.

タイの国民1人当たり米生産量は、1950年の時点で既に334kg/人年に達しており、タイはこれまで伝統的に米輸出を行なってきた。タイの米輸出量は、精米ベースで、1960年代までは100万t台で推移していたが、70年代後半には200万t台に増加し、80年代に入ってから輸出奨励策が採用されたこともあって一

挙に400万t台に増加した<sup>(1)</sup>。1982年以降、タイはアメリカ合衆国に代わって世界第1位の米輸出国の地位を占めている(第2表参照)。

インドネシアの国民1人当たり米生産量は、1960年代半ば以降、人口増加を上回る急速な米増産に支えられて、順調に増加を続けてきた。1985年の国民1人当たり米生産量は235kg/人年に達し、70年代後半には200万t前後の米を輸入していたインドネシアが自給を達成した。しかし、最近では、作付面積の伸び悩みと近代稲作技術の一巡化、所得上昇に伴う需要増加等のため、再び米需給が逼迫化し、1988年には10万tの米輸入が行なわれた。

第1-(1)、(2)図には、タイとインドネシアの米生産量、収穫面積、単収の推移が、1970年値を100とする指数で示されている。これによると、両国とも米増産の背景には収穫面積の増加と単収の上昇があったが、タイでは1960年代後半以後は収穫面積の増加が米増産に大きく貢献し、インドネシアでは1960年代後半以降単収の上昇が米増産に大きく貢献したことがわかる。

1951~88年間に、タイでは収穫面積が1.7倍に増加し、単収も1.7倍に上昇したのに対して、インドネシアでは収穫面積が1.7倍に増加し、単収が2.6倍に上昇した。特に、インドネシアの単収の上昇が著しかった。

1960年代後半以降、インドネシアでの単収の上昇が著しかった背景には、国の数次の増産計画にもとづく普及制度、農業金融制度の整備、その下での近代品種、化学肥料、農薬の普及等があった<sup>(2)</sup>。第3表、第4表には、タイ、インドネシアにおける近代品種の作付面積、化学肥料の消費量の推移が示されている。

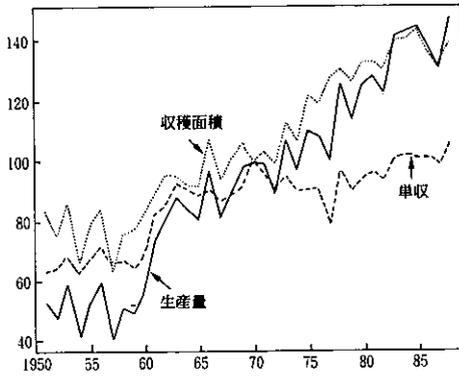
これによると、タイに比べて、インドネシアでは近代品種、化学肥料の普及が急速に進み、単収の急速な上昇が実現されたことがわかる。インドネシアでは1969年には6%にすぎなかった近代品種作付面積率が84年には72%にまで高まっている。これに対して、タイ

第2表 タイ、インドネシアの米貿易

(精米ベース)

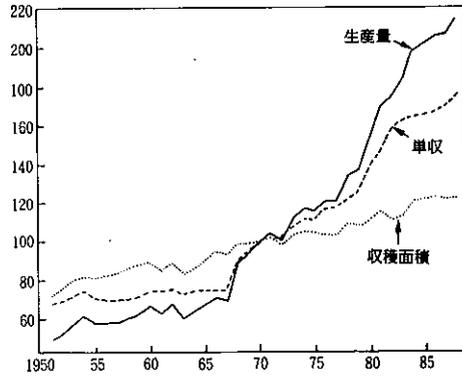
	タイ米輸出 (千t)	インドネシア米輸入 (千t)
1951	1,471	409
1952	1,549	760
1953	1,358	358
1954	1,000	259
1955	1,233	127
1956	1,258	763
1957	1,564	563
1958	1,130	682
1959	1,086	869
1960	1,221	962
1961	1,574	1,064
1962	1,271	1,096
1963	1,418	1,075
1964	1,896	1,024
1965	1,895	193
1966	1,508	306
1967	1,482	347
1968	1,078	707
1969	1,023	605
1970	1,064	956
1971	1,591	509
1972	2,113	734
1973	849	1,863
1974	1,046	1,132
1975	951	693
1976	1,925	1,301
1977	2,932	1,973
1978	1,607	1,842
1979	2,797	1,922
1980	2,797	2,012
1981	3,027	538
1982	3,783	310
1983	3,476	1,169
1984	4,616	414
1985	3,993	34
1986	4,321	28
1987	4,355	155
1988	4,791	100

資料：FAO, *Trade Yearbook*, various issues.,  
USDA, *Rice : Situation and Outlook Report*,  
April 1989.



注：1970年値を100とした指数表示。  
資料：FAO, Production Yearbook, various issues.

第1-1)図 タイの米生産量、収穫面積、単収の推移



資料：第1-1)図に同じ。

第1-2)図 インドネシアの米生産量、収穫面積、単収の推移

第3表 近代品種の作付面の推移

	タイ		インドネシア	
	近代品種 作付面積 (千ha)	近代品種 作付面積 率(%)	近代品種 作付面積 (千ha)	近代品種 作付面積 率(%)
1969	3	0	482	6
1970	30	0	779	10
1971	100	1	1,094	13
1972	300	4	1,382	18
1973	400	5	2,250	27
1974	450	6	2,840	33
1975	600	7	2,869	34
1976	960	11	2,922	35
1977	960	11	3,309	40
1978	1,100	12	3,812	43
1979	800	9	3,975	45
1980	1,100	12	4,533	50
1981	1,200	13	5,199	55
1982	NA	NA	5,565	62
1983	NA	NA	5,903	64
1984	NA	NA	7,044	72

資料：International Rice Research Institute,  
World Rice Statistics 1987.

第4表 化学肥料(N, P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>, K<sub>2</sub>O)  
消費量の推移

	タイ (千t)	インドネシア (千t)
1950	1	14
1955	6	32
1960	17	41
1965	34	95
1970	81	237
1975	180	489
1980	301	1,173
1985	411	1,977

資料：FAO, Production Yearbook, various issues, FAO, Annual Fertilizer Review, various issue., FAO, Fertilizer Yearbook, various issues.

での近代品種作付面積率は1981年時点でも13%にすぎない。

化学肥料消費量においても、耕地面積の違いがあるが、1985年時点でインドネシアは、タイの5倍近くの化学肥料を消費している。絶対量でみて1960年代半ば以降の化学肥料消費量の伸びが著しく、1965~85年間にインドネシアでは20.8倍に、タイでは12.1倍に増加

した。

第5表には、1970年以降の米生産量、収穫面積、単収間の相関係数行列が示されている。これによると、タイでは米生産量の変化が収穫面積の変化と高い相関性を持っているのに対して、インドネシアでは米生産量の変化が単収の変化とともに収穫面積の変化とも高い相関性を持っていることがわかる。

インドネシアでは収穫面積の変化と単収の変化との間にも高い相関性が認められるのに対して、タイではこの両者間の相関性は低い。これは、タイでは1期作で干ばつによる不作や収穫放棄が起こった場合には、2期作で作付拡大が図られる傾向があるためと推測される。

第5表 米生産量、収穫面積、単収間の相関係数行列 (1970~88年間)

		生産量	収穫面積	単収
タイ	生産量	1.000	0.915	0.729
	収穫面積	0.915	1.000	0.392
	単収	0.728	0.392	1.000
インドネシア	生産量	1.000	0.973	0.995
	収穫面積	0.973	1.000	0.947
	単収	0.995	0.947	1.000

資料：第1-(1)図に同じ。

### 3. 単収の変動性

特にインドネシアでは米生産量の変化と単収の変化との間に高い相関性が認められたが、では単収変動にはどのような規則性があるのだろうか。

まず、米単収の推移には、技術進歩を主体とした単収の長期的上昇効果と各年毎の気象条件、病虫害発生等による短期的変動効果が含まれている。そこで、前者の効果を取り除くために、作柄指数を求めることにし、この作柄指数の変動パターンの特徴を検討するこ

とにした。

1951~88年間のタイ、インドネシアの米単収の推移に、次の回帰式を当てはめ、この回帰式より求めた推計値を平年単収と仮定し、これで実績値を割って100倍し、作柄指数を求めた。回帰式の括弧内の値はt値を、 $\bar{R}^2$ は自由度調整済決定係数、DWはダービンワトソン比を示している。

タイ、1951~88年間：

$$Y T = 1.30382 - 0.0275783 \times T + (12.7741) (-0.782215) \\ 0.00855033 \times T^2 - 0.000395874 \times T^3 (2.36873) (-2.86414) \\ + 0.00000542756 \times T^4 (3.08567)$$

$$\bar{R}^2 = 0.8446, \quad DW = 1.39$$

インドネシア、1951~88年間：

$$Y I = 1.62486 + 0.0243536 \times T - (16.0027) (0.694367) \\ 0.00430811 \times T^2 + 0.000315588 \times T^3 (-1.19974) (2.29522) \\ - 0.00000453563 \times T^4 (-2.59208)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9850, \quad DW = 0.69$$

ただし、YT：タイの米単収 (t/ha)

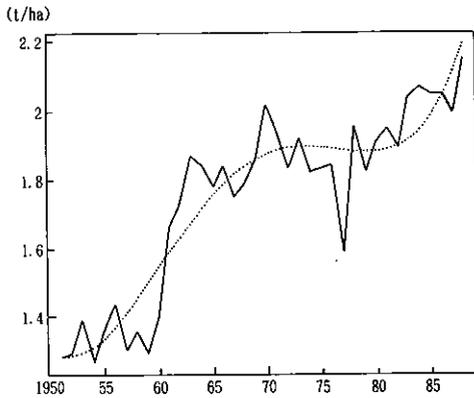
YI：インドネシアの米単収 (t/ha)

T：タイムトレンド (1951年=1, …, 88年=38)

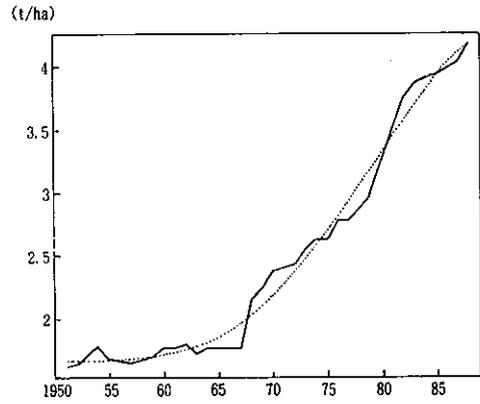
第2-(1), (2)図には、タイ、インドネシアの米単収の推移が示されている。実線は単収の実績値、破線は回帰式より求めた推計値(平年単収)を示している。

これによると、タイの米単収は、1960年代前半に顕著な上昇を示し、その後しばらく停滞していたが、80年代に入って再び上昇傾向を示していることがわかる。これに対して、インドネシアの米単収は、1960年代後半以降ほぼ一貫して急速な上昇を示している。

第6表には、上の回帰式を使って求めたタ



第2-1)図 タイの米単収の推移 (1951~88年間)



第2-2)図 インドネシアの米単収の推移 (1951~88年間)

第6表 タイ、インドネシアの米単収、  
年平均単収、作柄指数

	タイ			インドネシア		
	単収 (t/ha)	年平均単収 (t/ha)	作柄指数 (%)	単収 (t/ha)	年平均単収 (t/ha)	作柄指数 (%)
1951	1.28	1.28	99.66	1.61	1.65	97.86
1952	1.29	1.28	100.80	1.63	1.66	98.26
1953	1.39	1.29	107.94	1.70	1.67	101.96
1954	1.26	1.31	96.45	1.78	1.67	106.44
1955	1.36	1.33	101.98	1.67	1.68	99.67
1956	1.44	1.37	105.29	1.66	1.68	98.92
1957	1.30	1.41	92.40	1.64	1.68	97.53
1958	1.36	1.45	93.80	1.67	1.69	98.99
1959	1.29	1.50	86.28	1.69	1.70	99.68
1960	1.39	1.54	90.17	1.76	1.71	103.06
1961	1.66	1.59	104.56	1.76	1.73	102.02
1962	1.72	1.63	105.35	1.79	1.75	102.40
1963	1.87	1.68	111.60	1.72	1.78	96.78
1964	1.84	1.72	107.24	1.76	1.81	97.07
1965	1.78	1.75	101.56	1.77	1.86	95.35
1966	1.84	1.79	103.04	1.77	1.91	92.81
1967	1.75	1.81	96.45	1.76	1.97	89.55
1968	1.79	1.84	97.35	2.14	2.03	105.33
1969	1.85	1.86	99.54	2.25	2.11	106.84
1970	2.02	1.87	107.80	2.38	2.19	108.79
1971	1.94	1.88	102.93	2.41	2.28	105.84
1972	1.83	1.89	96.74	2.43	2.37	102.39
1973	1.92	1.89	101.33	2.56	2.48	103.37
1974	1.82	1.90	96.04	2.64	2.59	102.10
1975	1.83	1.89	96.68	2.63	2.70	97.39
1976	1.84	1.89	97.40	2.78	2.82	98.59
1977	1.59	1.88	84.36	2.79	2.94	94.80
1978	1.96	1.88	104.20	2.89	3.07	94.16
1979	1.82	1.88	96.87	2.99	3.20	93.53
1980	1.91	1.88	101.62	3.29	3.33	98.94
1981	1.95	1.88	103.46	3.49	3.45	101.08
1982	1.89	1.90	99.68	3.74	3.58	104.53
1983	2.04	1.92	106.52	3.85	3.70	104.07
1984	2.07	1.94	106.49	3.91	3.82	102.48
1985	2.05	1.98	103.31	3.94	3.92	100.40
1986	2.05	2.04	100.56	3.98	4.02	98.90
1987	1.99	2.11	94.37	4.04	4.11	98.22
1988	2.15	2.20	97.85	4.18	4.19	99.79

イ、インドネシアの作柄指数の推移が示されている。この両国の作柄指数の平均値、標準偏差、Geary 検定統計値は、第7表にまとめられている。

第7表 作柄指数の平均値、標準偏差、  
Gearyの検定統計量 (1951~88年間)

	タイ	インドネシア
平均値	100	100
標準偏差	5.9	4.2
Geary 値 <sup>1)</sup>	0.782	0.792

$$\text{Geary 値} = \frac{\sum_{i=1}^n |X_i - \bar{x}|}{n \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x})^2}$$

Geary 検定統計値は観測値の分布の正規性を検定するための1つの統計値である。ここでの値は、タイ、インドネシアともに、その作柄指数分布の正規性の仮定を10%の有意水準で棄却できないことを示している。

タイの作柄指数は平均値100、標準偏差5.9の正規分布に、インドネシアの作柄指数は平均値100、標準偏差4.2の正規分布にほぼ従って変動していることがわかる。

タイの米作柄指数の変動が、インドネシアに比べて大きい理由の1つに、タイの米生産が天水田に大きく依存している点あげられる。第8表には、タイとインドネシアの米作

第8表 タイ、インドネシアの灌漑面積率

	タイ		インドネシア	
	灌漑面積 (千ha)	灌漑積率 (%)	灌漑面積 (千ha)	灌漑積率 (%)
1972	1,791	26	5,736	72
1975	1,845	22	5,608	66
1980	2,006	22	5,928	66
1983	2,109	22	6,489	71

資料：International Rice Research Institute,  
World Rice Statistics 1987.

における灌漑面積率の推移が示されている。

これによると、1983年にインドネシアでは米生産の71%が灌漑条件下で行なわれていたのに対して、タイではこの割合が僅か22%であったことがわかる。灌漑面積そのものは、両国とも増加を続けているが、全体の作付面積も増加したたために、灌漑面積率は1972~83年間にタイが26%から22%へ、インドネシアが72%から71%へそれぞれ低下した。

第3-(1)、(2)図には、タイの作柄指数が平均値100、標準偏差5.9で、インドネシアの作柄指数が平均値100、標準偏差4.2で正規分布することを仮定した場合の作柄指数とその作

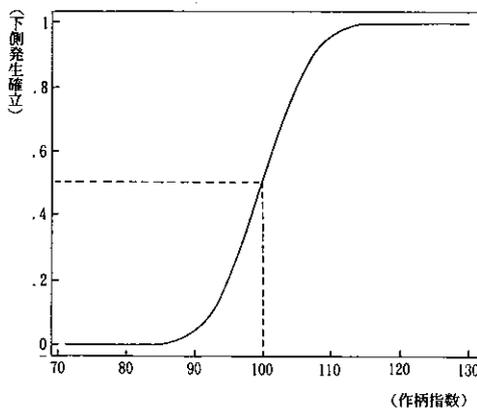
柄指数以下の不作年が発生する確率との関係がプロットされている。

これによると、タイでは作柄指数96以下の不作年が発生する確率は0.25で、4年1度の割合であることがわかる。同様に、作柄指数93以下の不作年が発生する確率は8.3年に1度であることがわかる。作柄変動の小さいインドネシアでは、作柄指数96以下の不作年が発生する確率は5.9年に1度、作柄指数93以下の不作年が発生する確率は20年に1度の割合となっている。

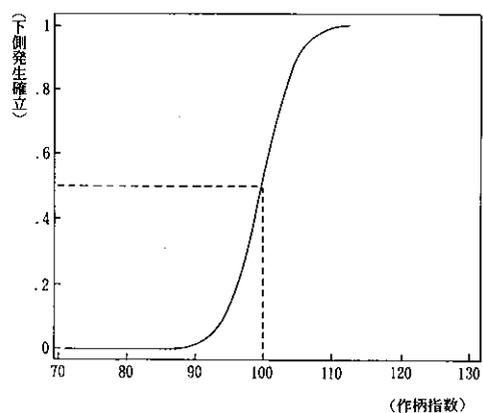
#### 4. 単収変動の周期性

タイ、インドネシアの米単収の変動には周期性がみられるであろうか。第4-(1)、(2)図には、1951~88年間の作柄指数の推移より計測した自己相関係数をプロットしたコレログラムが示されている。

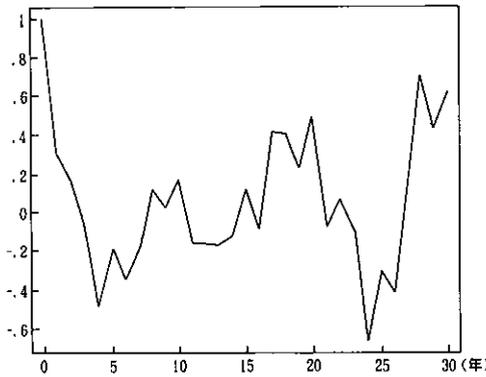
これによると、タイではタイムラグ4年目、17年目、18年目、20年目、24年目、26年目、28年目、30年目にピークがみられる。インドネシアではタイムラグ1年目、5年目、6年目、25年目、28年目、29年目、30年目にピークがみられる。このことより、タイ、インド



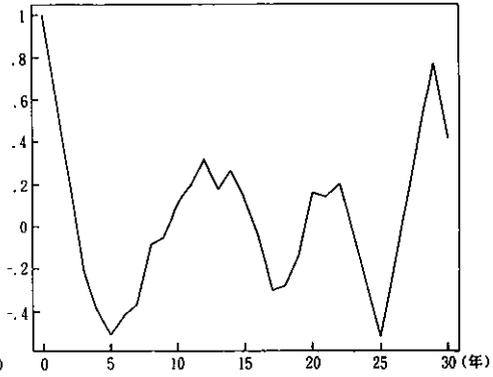
第3-(1)図 タイの米作柄指数とその作柄指数以下の不作年の発生確率  
(1951~88年間、平均値100、標準偏差5.9)



第3-(2)図 インドネシアの米作柄指数とその作柄指数以下の不作年の発生確率  
(1951~88年間、平均値100、標準偏差4.2)



第4-1)図 タイの米作柄指数のコレログラム (1951~88年間)



第4-2)図 インドネシアの米作柄指数のコレログラム(1951~88年間)

ネシアとも単収変動における周期性の存在が示唆された。

そこで、単収変動の周期性をさらに詳しく調べるために、スペクトル分析を行なってみた。第5-1), (2)図には、同期間の作柄指数の推移に有限離散方のスペクトル分析を適用して求めたパワースペクトルの値がプロットされている<sup>(3)</sup>。パワースペクトルの値は、全変動の中での各周期変動の相対的強さを示している。

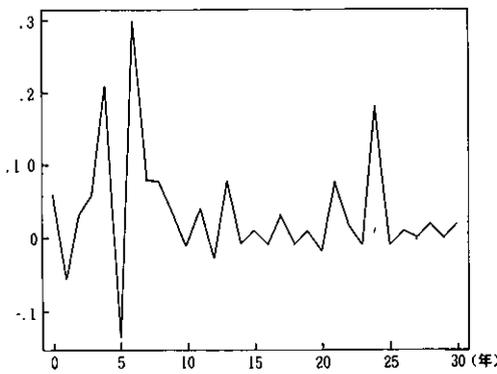
これによると、タイでは単収変動の中に4年、5年、6年、24年の弱い周期変動が、インドネシアでは4年、5年、6年、8年の弱い周期変動が認められることがわかる。

## 5. おわりに

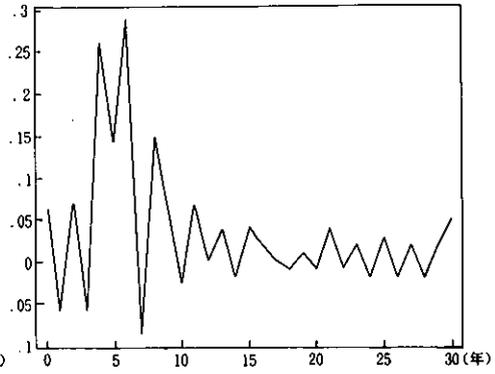
以上、タイ、インドネシアの米単収の変動性について検討した。

タイ、インドネシアの米生産量は、1951~88年間に2.8倍、4.5倍に増加したが、人口も1950~87年間に2.6倍、2.2倍に増加したので、国民1人当たり米生産量は、タイで若干増加し、インドネシアでは約2倍に増加した。このため、インドネシアは1985年に自給を達成し、タイは1982年以降アメリカ合衆国に代わって世界第1位の米輸出国となっている。

1951~88年間にタイでは収穫面積が1.7倍に、単収も1.7倍に増加したのに対して、イン



第5-1)図 タイの米作柄指数のパワースペクトル



第5-2)図 インドネシアの米作柄指数のパワースペクトル

ドネシアでは収穫面積が1.7倍に、単収が2.6倍に増加し、インドネシアでは単収の増産効果が顕著であった。タイの単収は1960年代前半に顕著な上昇を示し、その後停滞して、80年代に入って再び上昇傾向を示しているが、インドネシアの単収は、1960年代後半以降ほぼ一貫して急速な上昇を示している。

タイ、インドネシアの米単収は一見不規則に変動しているようにみえるが、1951～88年間の単収の推移を作柄指数に直して分析してみると、タイでは作柄指数が平均値100、標準偏差5.9の、インドネシアでは平均値100、標準偏差4.2の正規分布をしていることが認められた。

この正規分布を仮定すると、タイでは作柄指数96以下の不作年が4年に1度、作柄指数93以下の不作年が8.3年に1度発生する可能性があり、作柄変動の小さいインドネシアでは作柄指数96以下の不作年が5.9年に1度、作柄指数93以下の不作年が20年に1度発生する可能性がある。

作柄指数の推移にスペクトル分析を適用した結果、タイでは単収変動の中に4年、5年、6年、24年の弱い周期変動が、インドネシアでは4年、5年、6年、8年の弱い周期変動が認められた。

東南アジアの米生産については、これまで

モンスーンの影響による7年周期の不作説がいわれてきたが<sup>(4)</sup>、タイ、インドネシアの米単収についての本稿での分析結果では、両国の米単収の変動には複数の周期変動が関与している可能性が示唆された。

また、タイ、インドネシアの作柄指数の標準偏差5.9、4.2は、筆者が計測した日本の作柄指数の標準偏差4.7に比べても、比較的小さな値である<sup>(5)</sup>。これは、2期作や収穫放棄のために単収の値が平準化されるため、両国の米生産量の変動性についてさらに理解を深めるためには、収穫面積の変化についての分析も深める必要があることを示唆している。

注(1) タイの米貿易の歴史的推移については次の文献を参照されたい。全国農業協同組合中央会『タイの米事情』1987年。

(2) インドネシアにおける米生産の近代化の概要については次の文献を参照されたい。国際農林業協力協会『インドネシアの農業—現状と課題—』(海外農業開発調査研究・国別研究シリーズNo.30, 1987年)。

(3) 自己相関係数を使った離散型スペクトル分析によるパワースペクトルの値は、次の式で求められる。

$$P_k = \frac{1}{n} \left\{ r_0 + 2 \sum_{i=1}^{n-k} r_i \cos \left( \frac{\pi i k}{n} \right) + (-1)^k r_n \right\}$$

ただし

$r_i$  : 時差  $i$  の自己相関係数

$n$  : データ個数

(4) 例えば、辻井博『世界コメ戦争』家の光協会、1988年。

(5) 中川光弘『米需給の展望—転作と在庫管理—』(全国農業協同組合中央会『水田農業確立後期対策の検討と課題』, 1989年)。