奄美大島におけるハブ捕獲数の周期的変動（第二報）

水上 惟文*・藤井 光昭**・田中 満**

Cyclic Fluctuation in Number of Habu Caught on Amami Oshima (Second Report).

Korebumi MINAKAMI, Mituaki HUZII and Mitsuru TANAKA

The existence of cyclic fluctuation in the number of habu, *Trimeresurus flavoviridis*, caught on Amami Oshima was examined with a computer. The spectral analysis represented statistically periodical properties of a time series. Regarding the yearly fluctuation of the number of habu caught in the period from 1954 through 1977 as a realization of a stationary time series, we tried to obtain estimates of the spectral density by two methods: (1) Blackman and Tukey's estimate, and (2) fitting to an autoregressive model. Through the latter method, we found peaks appearing at about 4 and 8 year cycles. The existence of these cycles was ascertained by simulation, notwithstanding our limited data of only 24 observations. It appears that a change of sugarcane yield at a given time negatively correlates with the number of captured of habu 7 years later.

水上ら（1978）は、1954年から1977年までの24年間に奄美大島において捕獲されたハブの年間総捕獲数をグラフに図示し、捕獲数は約5年の周期で変動し、更に約9年周期の変動もみられることを報告した。このたび、上記データを統計学的に処理し、周期性をコンピューターを用い分析したところ、前報で報告したのに近い値、4年周期と8年周期が明確に認められ、周期性の存在が明らかになったので、再び報告する。

材料および方法

ハブ捕獲数は、ハブセンターと名瀬保健所の資料を用いた。これは、水上ら（1978）と全く同じ資料である。

周期性分析は、FACOM 230 OS 2/VS 型コンピューターを用いて、主として田中が当たった。まず、1954年から1977年までの24年間の毎年のハブ捕獲数を藤井（1974）に従って24個のデータ系列とし、そのスペクトルを Hanning のウィンドーを用いた推定量と自己回帰モデルのあてはめによる推定量のふたとおりで計算した。

自己回帰モデルのあてはめによるスペクトル推定量は、 t 年の値 $X(t)$ に、

$$X(t) + a_1 X(t-1) + \dots + a_K X(t-K) = \varepsilon(t)$$

* 894 鹿児島県名瀬市平田町3-1 鹿児島大学医学部附属熱帯医学研究施設
Research Institute of Tropical Medicine, Kagoshima University, Hirata-cho 3-1, Naze-shi,
Kagoshima, 894 Japan.

** 152 東京都目黒区大岡山2-12-1 東京工業大学理学部情報科学科
Department of Information Science, Tokyo Institute of Technology, O-okayama 2-12-1, Meguro-
ku, Tokyo, 152 Japan.

という次数 K 次の自己回帰モデルを、最小二乗法であてはめて、 $a_1, \dots, a_K$ の推定量 $\hat{a}_1, \dots, \hat{a}_K$ を求め

$$\hat{f}(\lambda) = \hat{O}_\varepsilon^2 / \left| \sum_{k=0}^K \hat{a}_k e^{2\pi i k \lambda} \right|^2$$

ここに、 $\hat{a}_0 = 1$

$$\hat{O}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-K} \sum_{t=K+1}^T \{X(t) + a_1 X(t-1) + \dots + a_K X(t-K)\}^2$$

T はデータの個数

という式から求めたものである。

また、一般に“ウィンドー”を用いたスペクトル推定量は、ウィンドーの長さを L としたとき

$$\hat{f}(\lambda) = \sum_{k=-L}^L w_k \hat{C}_k \cos 2\pi k \lambda$$

で求められる。ここに、 $\hat{C}_k$ はデータによる自己共分散の推定量で、データの数 T とすると、

$$\hat{C}_k = \frac{1}{T-|k|} \sum_{t=1}^{T-|k|} X(t) X(t+|k|)$$

また、 w_k というウェイトづけが、いわゆるウィンドーであり、ここでは、Hanning のウィンドーを用いた。即ち、

$$w_k = \frac{1}{2} \{1 + \cos(\frac{\pi k}{L})\} \cdot \frac{T-|k|}{T}, \quad (|k| \leq L)$$

で与えられるものである。

データの個数 T が 24 と少いため、推定量の精度が問題である。そのため、シミュレーションにより、ふたつの推定量について比較、検討を行った。

奄美大島におけるサトウキビの年収穫量についても、ハブ捕獲数同様、自己回帰モデルのあてはめによる周期性の検討を行った。また、ハブ捕獲数とサトウキビの年収穫量との相互関係については、 t 年のサトウキビの年収穫量 $X(t)$ 、ハブ捕獲数 $Y(t)$ とするとき、時間差 h の相互共分散の値を

$$\sum_{t=1}^{N-h} \{Y(t+h) - \bar{Y}\} \{X(t) - \bar{X}\} / (N-h), \quad (h \geq 0 \text{ のとき})$$

$$\sum_{t=|h|+1}^N \{Y(t+h) - \bar{Y}\} \{X(t) - \bar{X}\} / (N-|h|), \quad (h < 0 \text{ のとき})$$

として計算した。ただし、 $\bar{X} = \sum_{t=1}^N X(t) / N$, $\bar{Y} = \sum_{t=1}^N Y(t) / N$, N はデータの数。

年度のとり方は、ハブ捕獲数が暦年、サトウキビ収穫年度は、鹿児島県の糖業年度（12月～5月）を用いた。糖業年度は、例えば、昭和50年12月～昭和51年5月の場合、昭和50～51年期というが、前報同様本報でも、この場合、昭和50年の収穫量とした。

結果および考察

上記データの解析に際し、統計処理上、常法とされているスペクトル分析を用いた。しかし、データ数が少いために、この手法を用いることの根拠と、そこで得られた結果の妥当性は薄弱である。そこでスペクトル分析でよく用いられる Hanning のウィンドーを用いた Blackman-Tukey 形の推定量と、それとは別に自己回帰モデルのあてはめによる推定量のふたとおりで、ハブ捕獲数変動のスペクトル密度を計算したものを図 1 に示した。

横軸には周波数（周期の逆数、従って単位は〔年〕⁻¹）、縦軸には、各周波数に対して計算されたスペクトル密度の値、即ち、この周波数に対してデータのもつ周期性の強さをとっている（片対数グラフ）。

この図から、4 年周期、8 年周期という周期性がかなり強いことが判る。また、自己回帰モデルのあてはめによる推定量からは、3 年周期、24 年周期という周期性も認められる。

これらの結果の信頼性をシミュレーションにより検討した。図 2 には、4 年・8 年の、図 3 には、4 年・8 年・24 年の周期性を持つように、乱数を使って合成した 24 年の系列に対して、ふたつの推定量を用いて計算したスペクトル分布のシミュレーションの結果が示される。

図 1 ハブの年間捕獲数（1954年～1977年）の変動に対するスペクトル分布。
破線：11次の自己回帰モデルをあてはめた推定量；実線：Hanning のウィンドーを用いた Blackman-Tukey 形の推定量（ウィンドーの長さ12）。

図 2 8 年、4 年の周期性（振幅2500, 1500）をもつように乱数を使って合成した 24 年の系列に対して、2つの推定量を用いて計算したスペクトル分布のシミュレーションの結果（雑音の平均 0；標準偏差1000）。
破線：11次の自己回帰モデルをあてはめた推定量；実線：Hanning のウィンドーを用いた Blackman-Tukey 形の推定量（ウィンドーの長さ12）。

これより、データ数が24個と少ない場合でも、自己回帰モデルのあてはめによる推定量を用いると、4年周期、8年周期の検出が可能であることがわかる。それゆえ、24年という短期間のデータからでも、奄美大島におけるハブ捕獲数には、4年周期、8年周期が存在すると判断することが可能であろう。

図1の約24年の周期性、図4の約40年の周期性については、ハブ捕獲数が全体として減少傾向にあるように思われるので、これが、24年、40年といった周期性の検出という形で現われた可能性がある。しかし、24年周期という周期性の検出は、自己回帰モデルのあてはめによる推定量を用いると、必ずしも不可能ではないようである。

ハブ捕獲数変動と関係していると推定されたサトウキビの年収穫量（耕作面積10アール当りの糖茎収量：トン、水上ら，1978）のスペクトル分析を同様にを行った結果は図4に示される。約3年と約4年の周期が認められた。ハブ捕獲数とサトウキビの年収穫量の変動には、同一の4年周期があり、ハブとサトウキビとの関連性も示唆されているので（水上ら，1978），サトウキビの年収穫量とハブ捕獲数との相関について検討した。

図3 8年，4年，24年の周期性（振幅2500，1500，1000）を持つように乱数を使って合成した24年の系列に対して，2つの推定量を用いて計算したスペクトル分布のシミュレーションの結果（雑音の平均0，標準偏差1000）．破線：11次の自己回帰モデルをあてはめた推定量；実線：Hanningのウィンドーを用いた Blackman-Tukey 形の推定量（ウィンドーの長さ12）．

図4 サトウキビの年収穫量(1954—1977年)の変動に対するスペクトル分布．破線：11次の自己回帰モデルをあてはめた推定量；実線：Hanningのウィンドーを用いた Blackman-Tukey 形の推定量（ウィンドーの長さ12）．

図5は、サトウキビの年収穫量とハブの捕獲数の相関図で、+7年、-8年に絶対値の大きな相関があり、サトウキビの年収穫量、ハブの捕獲数がともに多い年が、7~8年毎に来ることを示している。従って、サトウキビの4年周期とハブの8年周期が同調していることが、統計的に推測された。このことは、ハブがサトウキビ畑に生息するネズミを主食とするため、サトウキビの豊作の年にネズミが増えると、これを餌とするハブも増えるとの推定を裏付けるものであろう。

文 献

藤井光昭. 1974. 時系列解析. コロナ社, 大阪.
p.88-165.
水上惟文・小野継男・中本英一. 1978. 奄美大島におけるハブ捕獲数の周期的変動. 爬虫両棲類学雑誌 7 (4) : 81-84.

図5 ハブ捕獲数とサトウキビ収穫量との相互相関。
縦軸：相互相関の大きさ（絶対値の大きさ）；横軸：周期。符号は時間的前後関係を示す。