

石垣島におけるマラリア流行解析のための統計モデリング

植木 優夫* 中川 祐希* 笛田 薫* 石川 洋文*

Statistical modeling for analysis of malaria epidemic behavior at Ishigaki Island

Masao UEKI*, Yuuki NAKAGAWA*, Kaoru FUEDA*
and Hirofumi ISHIKAWA*

It is necessary to consider a stochastic variability in modeling malaria epidemic behavior since the malaria infection cycle essentially depends on stochastic elements. For this requirement, we need to construct an appropriate statistical model from available data in advance. In this report, we provide some statistical models for the analysis of malaria epidemic behavior at Ishigaki Island. These models can be used for recurrence of past malaria epidemic and prediction of future malaria epidemic at Ishigaki Island.

Key words: *Anopheles minimus*, generalized liner model, Ishigaki Island, malaria epidemic behavior, prediction, stochastic model

1 はじめに

マラリアの感染サイクルには確率変動する要素が含まれるため、その流行をモデル化する際、確率的変動を取り入れることは実際の現象を捉えるために必要である。そのためには前もって、入手可能なデータから統計モデルを適切に構築することが必要とされる。統計モデルを構築することで、過去のマラリアの流行の再現や将来のマラリアの流行予測に利用することが可能となる。本研究報告の第一の目的は、マラリアを媒介するハマダラカの人刺咬数を観測データに基づいてモデル化することである。第2節ではToma *et al.* (2002)の調査データに基づき、一般化線型モデル (GLM; McCullagh and Nelder, 1989) を用いてモデル化する。

研究対象地として第2次世界大戦終結まで、及び1950年代に激しいマラリア流行があった八重山群島、なかでも石垣島を選んだ。モデリングは石垣島の西浜川におけるコガタハマダラカ (*Anopheles minimus*) の幼虫および成虫の発生密度、加えてシナハマダラカ (*Anopheles sinensis*) の発生密度を対象に行った。西浜川は1960年代に *An. minimus* が多く分布し、かつ熱帯マラリアが多発していた野底地域の主発生源である。

第3節では、第2節で構築した *An. minimus* 幼虫密度モデルを用いて熱帯熱マラリア (*Plasmodium falciparum*) の流行を予測する方法について述べる。また実際のマラリア流行モデルでは蚊の一人当りの人刺咬数を求める必要がある。第4節において *An. minimus* の幼虫密度から一人当りの人刺咬数を推定する方法を述べる。

第5節では、過去の流行状況再現のために必要な1945-1960年での熱帯熱マラリア患者数を推定する方法を議論する。

近年、石垣島への観光客は過去に比べて増加しており、マラリア伝播に無視できない影響をもたらす可能性がある。そこで観光客の動きをモデルに取り入れる必要が生じる。第6節では観光客の動態をモデル化する際に必要となる観光客の滞在日数分布を構成する。

2 一般化線型モデルによるマラリア媒介蚊密度のモデリング

ここでは石垣島のマラリア媒介蚊発生密度をデータに基づいてモデル化することが目標である。用いるデータはToma *et al.* (2002)によって、1998年11月から1999年11月の間に採取された *An. minimus* の幼虫および成虫捕獲数および *An. sinensis* の成虫捕獲数を利用する。特に今回は西浜川での観測データを

*岡山大学大学院環境学研究所

用いた。

Toma *et al.* (2002)では、マラリア媒介蚊密度が西浜川の水温および降水量と相関があることが示唆されている。水温と石垣島の気温は非常に相関が高く、水温よりも入手しやすい石垣島の気温を利用した。Fig. 1は一ヶ月を前期と後期にそれぞれ分割し、石垣島における、各期間の平均気温および各期間の合計降水量を示す。

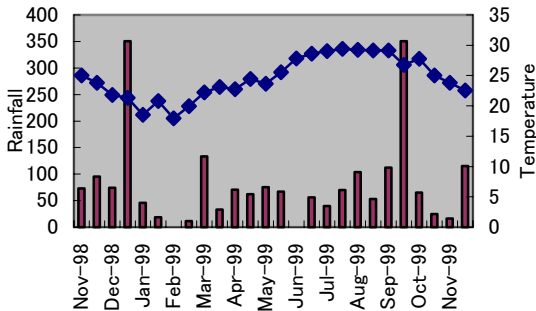


Fig. 1 Rainfall and temperature at Ishigaki Island (Temperature: line with points; Rainfall: bar plot). Data are derived from Japan Meteorological Agency.

気温と降水量を説明変数、マラリア媒介蚊密度を応答変数とした回帰モデリングを行なう。ここでマラリア媒介蚊密度データは非負であり、また散布図からマラリア媒介蚊密度が大きい値において分散が大きくなっている。例として西浜川の降水量、気温、*An. minimus* 幼虫密度の散布図行列を Fig.2 に示す。他のデータに関しても同様の図が得られる。したがって、通常の線型回帰モデルを当てはめるのは好ましくない。

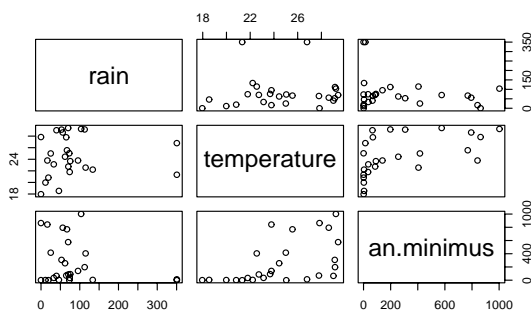


Fig. 2 Scatterplot of *An. minimus* immatures density at Nishihama stream, rainfall and temperature at Ishigaki Island

我々はガンマ分布族による一般化線型モデル (GLM; McCullagh and Nelder, 1989) を当てはめることを考えた。GLM とは、線型回帰モデルを指数型分布族に拡張し、平均関数 (またはその非線形変換) に線形関係を仮定したものである。これは現在広く利用されている一般的な手法である。今回用いたモデルではマラリア媒介蚊密度の平均関数を m で表し、以下の形のを仮定する：

$$m(\text{rain}, \text{temp}) = \exp(a + b \times \text{rain} + c \times \text{temp})$$

すなわち対数リンク関数を用いるガンマ分布族 GLM である。

ここで a, b, c は回帰係数を意味し、後に最尤法によって推定する。パラメータの推定は統計ソフト R の関数 `glm` により行なう。得られたモデルは以下のとおり：

An. minimus 幼虫密度

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
a	-2.593596	2.325966	-1.115	0.27634
b	-0.010293	0.003745	-2.748	0.01145 *
c	0.345780	0.093566	3.696	0.00119 **

An. minimus 成虫密度

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
a	-0.6552805	2.3105212	-0.284	0.7792
b	-0.0006102	0.0037202	-0.164	0.8712
c	0.1995631	0.0929448	2.147	0.0426 *

An. sinensis 成虫密度

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
a	-1.561854	1.364899	-1.144	0.264269
b	-0.001251	0.002198	-0.569	0.574703
c	0.232638	0.054906	4.237	0.000312 ***

(p 値の傍の記号は有意性を示す：**** は 0.1%，*** は 1%，** は 5%有意)

An. minimus 幼虫の結果のみが降水量を係数として有意となり、成虫密度の結果では気温のみが係数として有意となった。

すべてのモデルで降水量の係数 b は負、気温の係数 a は正となった。つまり、降水量が多いと蚊の数は減少し、気温が高ければ蚊の数は増加することを意味する。これは実際の状況をよく説明していると言える。Fig. 3-5 は得られたモデルの当てはめ結果を示している。

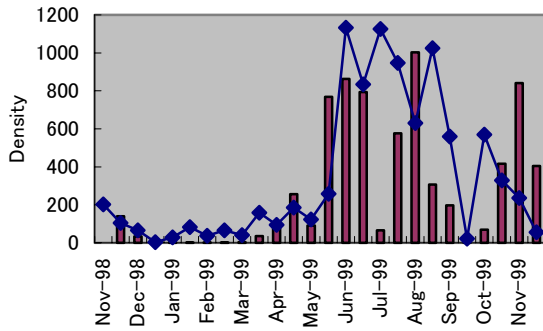


Fig. 3 *An. minimus* immatures density at Nishihama stream with fitted line (Observations: bar plot)

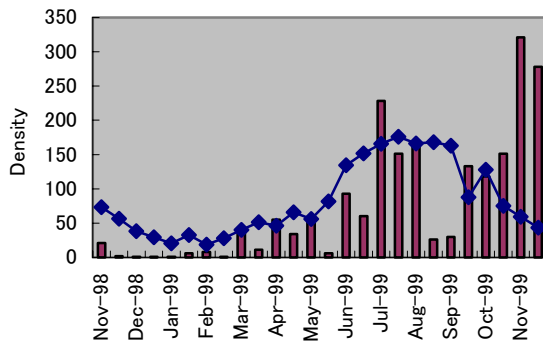


Fig. 4 *An. minimus* adults density at Nishihama stream with fitted line (Observations: bar plot)

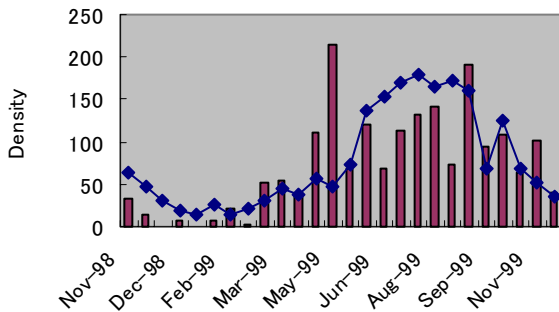


Fig. 5 *An. sinensis* adults density at Nishihama stream with fitted line (Observations: bar plot)

3 降水量と気温の将来予測

2 節では気温と降水量の関数としてマラリア媒介蚊の密度を推定する式を得た. この式を用いて将来の予測を行いたい. そのためにはまず石垣島における降水量と気温の動向を予測する必要がある. 気象庁統計データベース (<http://www.jma.go.jp>) から石垣島の 1947 年 1 月–2007 年 9 月の降水量および気温を採取した. 手始めに, 時系列データを「24 期の季節成分+トレンド+誤差」に分解する. トレンドを求めるため, R の関数 `stl` を利用する. これは Cleveland *et al.* (1990) で提案された従来の移動平均による分解の代わりに `loess` (Cleveland, 1979; Cleveland and Devlin, 1988) による分解を行なう手法である.

3.1 降水量

Fig. 6 は, 石垣島における過去の降水量を「季節成分+トレンド+誤差」と分解したものを表す. 上から生データ, 季節成分, トレンド, 誤差の順で与えられている. また Fig. 7 は分解における「誤差」の正規 Q-Q プロットである.

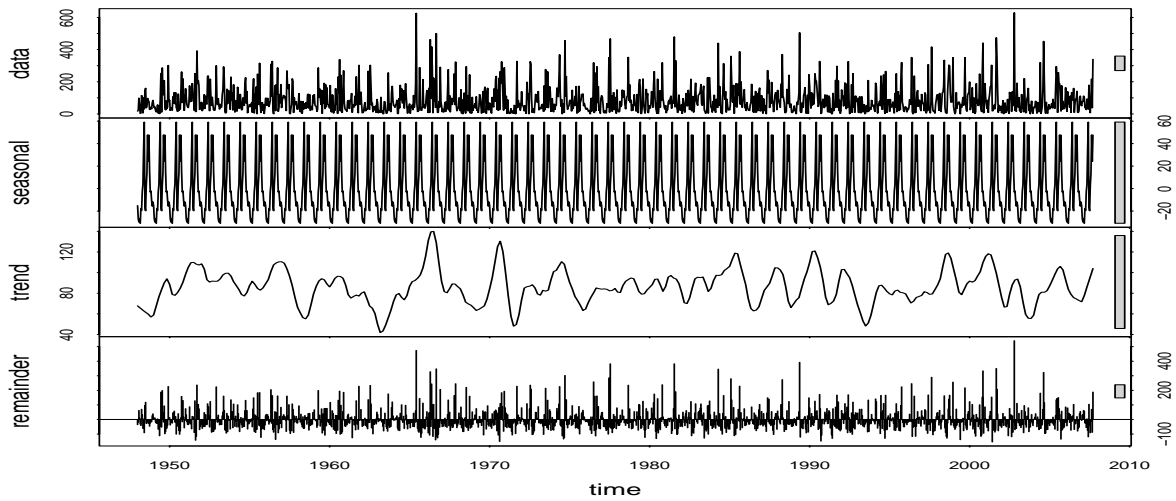


Fig. 6 Decomposition of rainfall at Ishigaki Island.

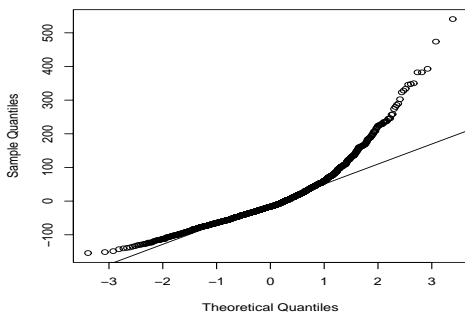


Fig. 7 Normal Q-Q plot of remainders in decomposition of rainfall

トレンドは存在しないが、誤差は正規からかなり外れている。このことは予測する上であまり好ましくない。そこで誤差がなるべく正規分布に近くなるような降水量データの変換を模索する。以下の Box-Cox べき変換を利用する：

$$g_{\lambda}(y) = \begin{cases} (y^{\lambda} - 1) / \lambda & (\lambda \neq 0) \\ \log y & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

0 値は許されないで、 $\mathbf{Y} = \text{降水量} + 0.1$ とおき、 \mathbf{Y} の各成分に関する Box-Cox べき変換を考える。変換パラメータ λ は次の対数尤度関数を λ について最大化するものを採用する：

$$l(\lambda; \mathbf{Y}) = \text{Const} - 0.5n \log \left(\|\mathbf{e}_{\lambda}\|^2 / n \right) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \log Y_i$$

ここで \mathbf{e}_{λ} はパラメータ λ で Box-Cox 変換した \mathbf{Y} の分解「季節成分+トレンド+誤差」における誤差の n 次元ベクトル。 λ は -1 から 2 の範囲を 0.1 刻みで動かし、上式の対数尤度関数をプロットしたものが Fig. 8 である。

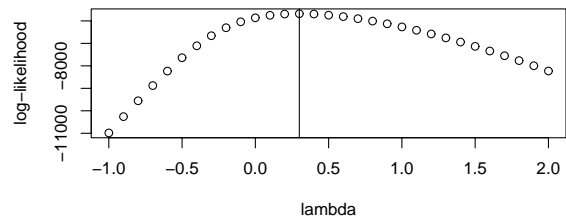


Fig. 8 Log-likelihood values

Fig. 8 の解析の結果 $\lambda = 0.3$ が選ばれた。 $\lambda = 0.3$ で変換した \mathbf{Y} の分解「季節成分+トレンド+誤差」を Fig. 9 に示す。

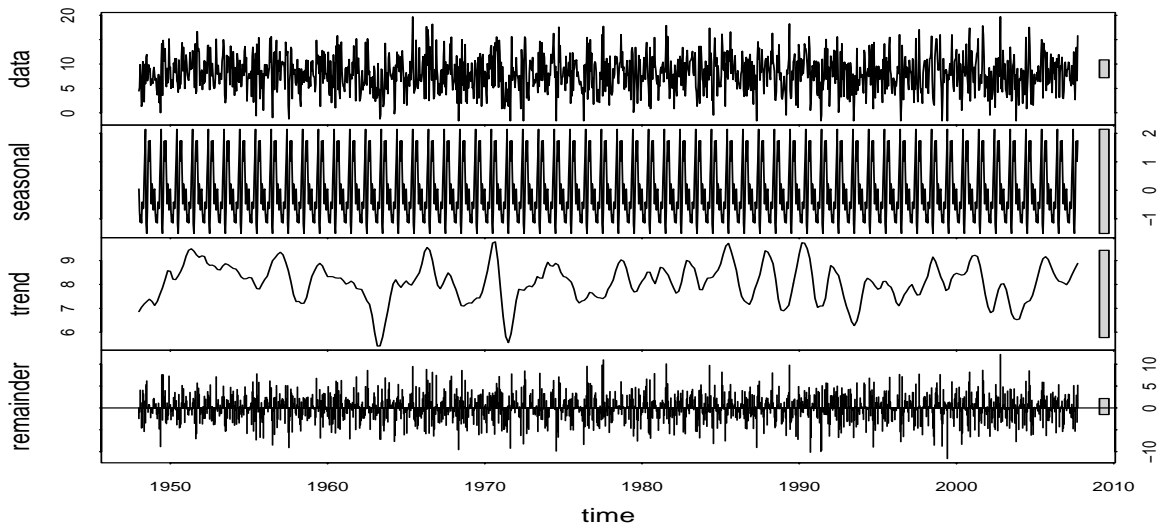


Fig. 9 Decomposition of Box-Cox transformed rainfall + 0.1 with lambda=0.3

Fig. 10 の正規 Q-Q プロットは正規近似が Fig. 7 に比べて改良されたことを意味する。

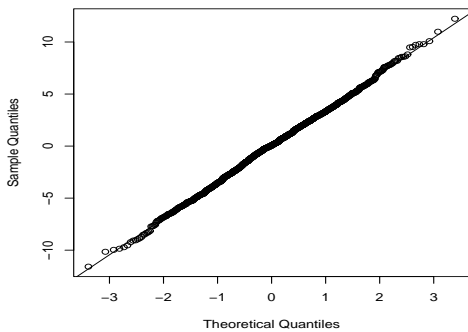


Fig. 10 Normal Q-Q plot of remainders in decomposition of transformed rainfall

変換したデータにおける「誤差+トレンド」に直線を当てはめた結果は以下の通り。仮説：傾き=0 は棄却できない。したがってトレンドは存在しないと言える。

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
切片	15.091383	10.883764	1.387	0.166
year	-0.003546	0.005503	-0.644	0.519

3.2 気温

loess によりトレンドを推定し、データをトレンド+24期の季節成分+残差に分解した結果を Fig. 11 に示す。

1975 年まではトレンドがなく、それ以降は緩やかな上昇トレンドがあるように見える。したがって、データから季節成分を除いた、季節調整済みデータに 2 次曲線を当てはめる。Fig. 12 はその結果であり、誤差項に正規性を仮定したときの 95%上側分位点関数を併記した。得られた結果は以下の通り：

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
切片	1.768e+03	4.099e+02	4.313	1.72e-05 ***
year	-1.778	4.145e-01	-4.290	1.91e-05 ***
year ²	4.533e-04	1.048e-04	4.326	1.63e-05 ***

下に凸の 2 次関数が得られ、すべての係数で有意性が高く、上昇トレンドは存在していると言える。これは近年の温暖化現象を反映したモデルとなっている

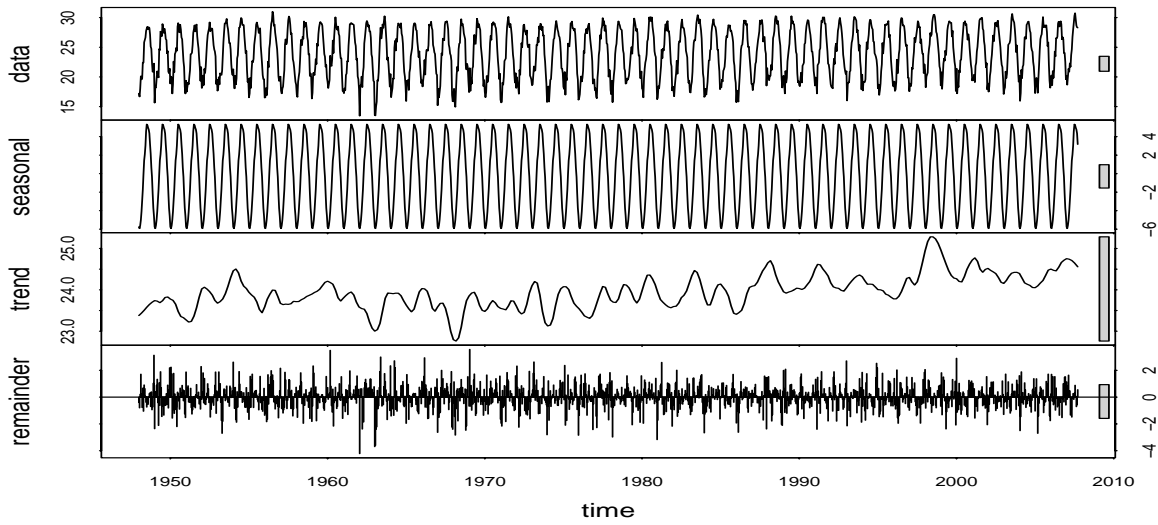


Fig. 11 Decomposition of temperature at Ishigaki Island

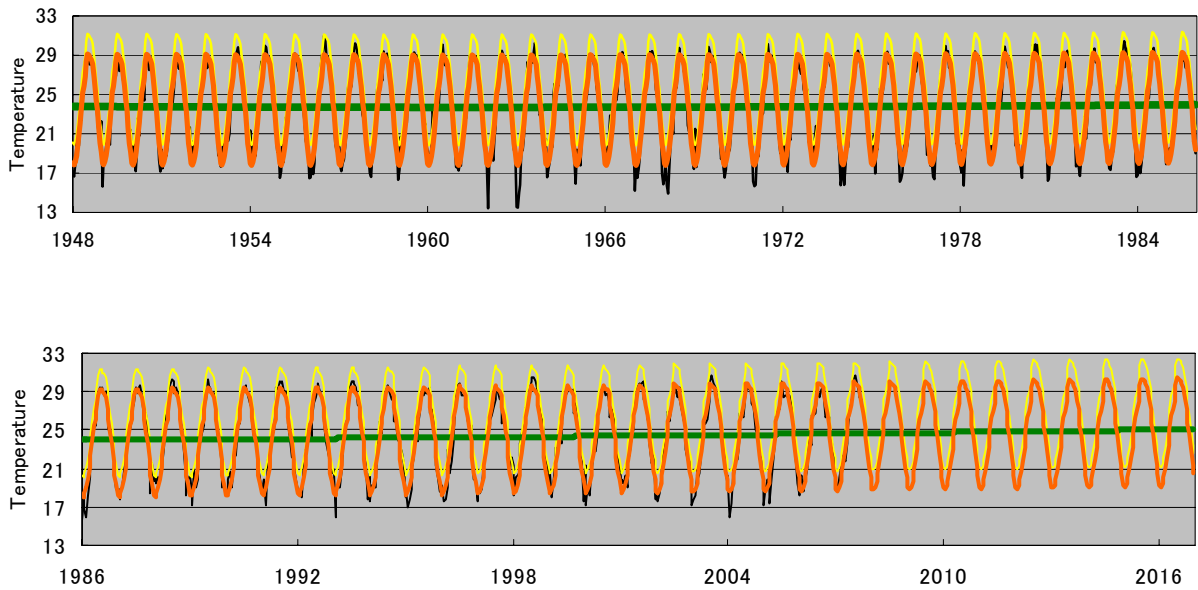


Fig. 12 Estimated and Predicted temperature at Ishigaki island (above: 1948-1985; below: 1986-2017). Green bold line indicates the estimated quadratic curve of trend. Orange line indicates the estimated temperature. Yellow line indicates the 95% upper quantile estimates of temperature. The prediction is done after September 2007.

3.3 *An. minimus* 幼虫密度の将来予測

ここでの目的は将来 10 年間の降水量と気温の予測値から、2 節で構成した *An. minimus* 幼虫密度推定式によってどのように幼虫密度が変化するかを調べる。幼虫数密度を用いた理由は、一般に幼虫密度データの方が成虫密度データよりも観測精度が高いためである。3.1 節で降水量にはトレンドが存在しないと結論されたので、上で得た分解「トレンド」と「誤差」の平均値

に「季節成分」を加えたものを予測値とする。一方気温については、3.2 節で「トレンド」と「誤差」に当てはめた二次曲線から予測値を算出し、さらに季節成分を加えたものを予測値とする。これらを 2 節での *An. minimus* 幼虫密度推定式に代入すれば将来の幼虫密度が得られる。次の Fig. 13 は、将来 10 年間の予測値と過去の降水量と気温データから求めた *An. minimus* 幼虫発生密度である。加えて、Fig. 2 で得られた気温の 95% 上側分位点関数と、3.1 節で得た降水量の Box-Cox 変換データにお

いて誤差項に正規性を仮定した 95% 下側分位点関数から計算される将来 10 年間に 95% の確率で起こりうる最悪ケースの気温と降水量の予測値の組から求めた *An. minimus* 幼虫発生密度予測値をプロットした。この結果は今後、気温の上昇に伴って *An. minimus* 幼虫発生密度は増加するということを示している。

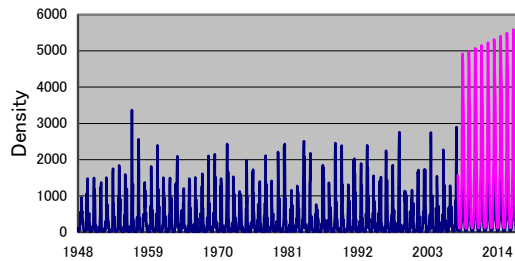


Fig. 13 Estimated and Predicted *An. minimus* immatures density at Nishihama stream. Blue line indicates the estimated mean value of the density. Pink line indicates the 95% upper quantile estimates of the density. The observed rainfall and temperature are used for the estimation before September 2007. The prediction is done after September 2007.

4 *An. minimus* の一人当たり人刺咬数

実際に熱帯熱マラリアの流行をモデル化するためには、*An. minimus* の一人当たり人刺咬数を求める必要がある。ここでは上で構築した *An. minimus* の幼虫密度から一人当たり人刺咬数への変換する方法を述べる。今回は、津田 (2007) の報告書から 2001–2006 年に人囲法によって採取されたデータ (Y) を用いる (野底地域で採取: 1960 年代に *An. minimus* が多く、熱帯熱患者が多かった地域、西浜川が主発生源)。データは半夜、2 人当たりの数であり、データ Y に 0.5 を掛けて一人当たりにし、改めてそれを Y とする。また、データは各年の平均値である。上での降水量と気温から幼虫数密度を予測する式を用いて、実験日に対応する期間の実際の降水量と気温より幼虫数密度の予測値 X を算出し、 X から Y への回帰式を構成する。 X は (1233.4817, 714.5844, 2749.8755, 115.0630, 408.9671, 364.0961) と算出された。モデルは以下のものを考える

$$Y = \alpha X + \varepsilon$$

ここで ε は平均 0 の誤差項を意味し、パラメータ α の最小 2 乗推定量は 0.004912174 となった。上のように刺咬数が幼虫密度に比例すると仮定することは自然である。Fig. 14 は、津田 (2007) により採取された観測データ (点と直線の組) と推定した結果 (太線) を示す。

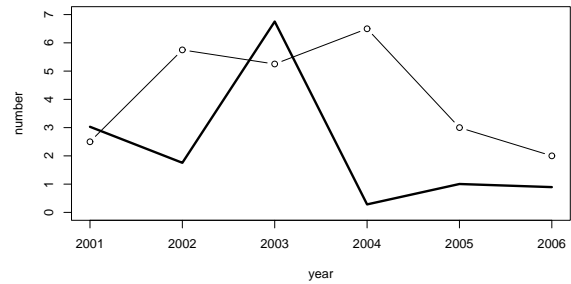


Fig. 14 Number of men bitten by *An. minimus* per night. Observations (line with points) and fitted values (bold line)

4.1 *An. minimus* の一人当たり刺咬数予測値

1951–1960 年における実際の降水量と気温データから上と同じ方法で、幼虫密度を推定し、対応する期間の一人当たり人刺咬数を上の結果を用いて推定した結果を Fig. 15 に示す。

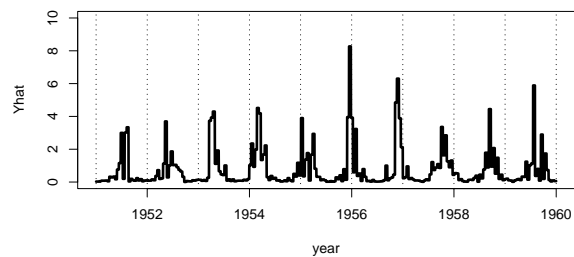


Fig. 15 Estimated human blood index per man in 1951–1960

5 過去の熱帯熱マラリア感染者数推定

石垣島における過去の熱帯熱マラリアの流行を再現するために実際の熱帯熱マラリア罹患者数が必要である。しかしながら、データには未観測の年があり、その部分のデータを補う必要がある。

1945, 1954, 1955, 1956, 1960 年において観測された八重山群島におけるマラリア患者全体に対する熱帯熱マラリア患者の割合は 0.60, 0.50, 0.27, 0.05, 0 である (八重山保健所, 1946, 1965)。目的は 1946–1960 年の未観測年における熱帯熱マラリア患者割合の推定である。1954 年にマラリア対策が強化された事実を反映させるために、1954 年の時点で折れ曲がった 1 次関数を最小 2 乗法で当てはめた (その理論は付録に記している)。ただし 0 から 1 までの値を取るデータなので、

- ① データにある変換を施し、
- ② 変換したデータにモデルを当てはめ、
- ③ 得られたモデルに①の逆変換を施す、

という手順で推定する。変換としてはロジット変換と標準正規分位点変換の二つを用いた。ただし 0 値は不可なので 1960 年の 0 を小さい値 0.000001 で置き換える。以下の Fig. 16 はロジット

ト変換 (破線), 標準正規分位点変換 (実線) のそれぞれの結果を表す.

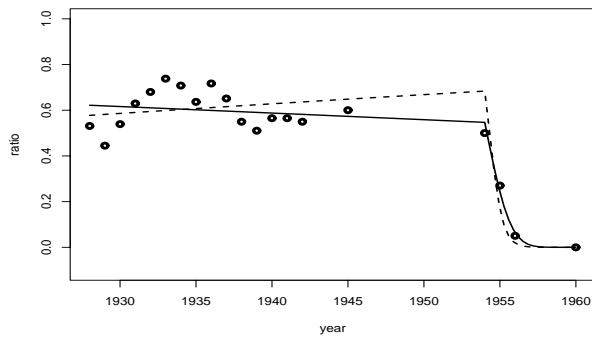


Fig. 16 Estimated ratio of *P. falciparum* patients in 1945-1960

残差はロジット変換で 0.1565862, 標準正規分位点変換で 0.1095862 となり後の方が小さくなった. ゆえに未観測年におけるデータを標準正規分位点変換の結果を利用して補うこととする. 得られたモデルは以下のものである: いま Φ を標準正規分布関数とし, 付録の(A.1)式を用い, x で年を表せば,

$\Phi\{\hat{f}(x)\}$ となる. ここで

$$\hat{f}(x) = \begin{cases} \hat{a} + \hat{b}x, & (x < 1954) \\ \hat{a} + (\hat{b} - \hat{\beta})1954 + \hat{\beta}x & (x \geq 1954) \end{cases}$$

$(\hat{a}, \hat{b}, \hat{\beta}) = (14.585737852 - 0.007404353 - 0.816627969)$ 付録 点 x_0 において繋がった直線モデルの最小二乗回帰問題

6 石垣島の観光客滞在日数分布

近年の石垣島に来訪する観光客の増加は, マラリアの拡散に無視できない影響を与える可能性がある. すなわち将来予測を行う上で観光客の動態をモデルに取り入れる必要が生じ, そのためには石垣島への観光客の滞在日数の分布が必要となる. ここでは, 石垣島の観光客滞在日数の分布をデータに基づいて構成する. 沖縄県庁 (2006) によると, 2006年において沖縄県への観光客が 0-6 日間滞在するそれぞれの割合は以下のように報告されている:

$(p_0, p_1, \dots, p_6) = (0.4, 7.8, 43.6, 33.9, 10.1, 2.1, 0.8)/100$ これをそのまま 0-6 日までの確率分布とする. 7 日以上滞在する人の割合は 1.3%となっていたので, ここを等比級数 $p_j = ar^{j-7}, j \geq 7$ であらわす.

いま八重山群島への観光客の滞在日数の平均値 (2001 年) が 2.8 日である (財) 日本交通公社, 2001) ので, 以下の方程式から a と r を定める:

$$2.8 = Q + \sum_{j=7}^{\infty} ar^{j-7} j$$

$$1 = S + \sum_{j=7}^{\infty} ar^{j-7}$$

ここで $S = \sum_{j=0}^6 p_j, Q = \sum_{j=0}^6 p_j j$ である. その結果 $r = K/(K-1), a = (1-S)(1-r)$ を得る. ここで $K = \{7 + (Q - 2.8)\}/(1-S)$ である. 以上により石垣島の観光客滞在日数分布を求めることができた.

7 まとめ

本稿ではマラリアの流行解析のためのいくつかの統計モデルを構築した. 第 2 節で示した, 降水量と気温から *An. minimus* 幼虫および成虫と *An. sinensis* 成虫の密度を表現する式は本研究だけでなく, より一般に有効であると思われる. さらに, ここで用いた一般化線形モデルは他の同様の問題においても有効である. また, 石垣島における気温は長期的に見ると緩くではあるが上昇傾向にあり, 温暖化の影響であると思われる. 予測のために, 当てはめた 2 次関数はその傾向をよく捉えることができた. 今後さらに気温と降水量について自己相関などの詳細な時系列解析手法を取り入れると, より高い精度の予測が可能となるだろう. マラリアの流行解析には統計モデリングが欠かせないものであり, 今後さらに研究を進める必要がある.

条件: $a + bx_0 = \alpha + \beta x_0$ を満たすモデル

$$f(x) = \begin{cases} a + bx & (x < x_0) \\ \alpha + \beta x & (x \geq x_0) \end{cases}$$

をデータに最小二乗法で当てはめる.

- ・ 推定すべき 3 つのパラメータは以下の損失関数を最小にするものである:

$$S(a, b, \beta) = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \{Y_j - (a + bx_j)\}^2 + \frac{1}{2} \sum_{j=m+1}^n [Y_j - \{a + (b - \beta)x_0 + \beta x_j\}]^2$$

各パラメータについて偏微分したものは以下である:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial a} S(a, b, \beta) &= -\sum_{j=1}^m \{Y_j - (a + bx_j)\} \\ &\quad - \sum_{j=m+1}^n [Y_j - \{a + (b - \beta)x_0 + \beta x_j\}] \\ &= -Y_{\cdot 1} + ma + bx_{\cdot 1} - Y_{\cdot 2} \\ &\quad + (n - m)\{a + (b - \beta)x_0 + \beta x_j\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial b} S(a, b, \beta) &= -\sum_{j=1}^m \{Y_j - (a + bx_j)\} x_j \\ &\quad - \sum_{j=m+1}^n [Y_j - \{a + (b - \beta)x_0 + \beta x_j\}] x_0 \\ &= -\langle \mathbf{Y}_1, \mathbf{x}_1 \rangle + ax_{\cdot 1} + b\|\mathbf{x}_1\|^2 \\ &\quad - [Y_{\cdot 2} - (n - m)\{a + (b - \beta)x_0 + \beta x_j\}] x_0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \beta} S(a, b, \beta) &= -\sum_{j=m+1}^n [Y_j - \{a + (b - \beta)x_0 + \beta x_j\}] (x_j - x_0) \\ &= -\langle \mathbf{Y}_2, \mathbf{x}_2 - x_0 \rangle + a\{x_{\cdot 2} - (n - m)x_0\} \\ &\quad + bx_0\{x_{\cdot 2} - (n - m)x_0\} + \beta\|\mathbf{x}_2 - x_0\|^2 \end{aligned}$$

ここで

$$\mathbf{Y}_1 = (Y_1, \dots, Y_m)^T, \mathbf{Y}_2 = (Y_{m+1}, \dots, Y_n)^T, \mathbf{x}_1 = (x_1, \dots, x_m)^T, \mathbf{x}_2 = (x_{m+1}, \dots, x_n)^T$$

$$Y_{\cdot 1} = \sum_{j=1}^m Y_j, Y_{\cdot 2} = \sum_{j=m+1}^n Y_j, x_{\cdot 1} = \sum_{j=1}^m x_j, x_{\cdot 2} = \sum_{j=m+1}^n x_j$$

であり、 $\langle \cdot, \cdot \rangle$ はユークリッド内積を、 $\|\cdot\|$ はそれによって得られるノルムをあらわす。 $\mathbf{1}_2$ を成分がすべて 1 の $n - (m + 1)$ ベクトルとする。以上の 3 式=0 とおいて得られる方程式は以下のものである：

$$\mathbf{M} \begin{pmatrix} a \\ b \\ \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y_{\cdot} \\ \langle \mathbf{Y}_1, \mathbf{x}_1 \rangle + Y_{\cdot 2} x_0 \\ \langle \mathbf{Y}_2, \mathbf{x}_2 - x_0 \mathbf{1}_2 \rangle \end{pmatrix}$$

ここで

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} n & x_{\cdot 1} - (n - m)x_0 & x_{\cdot 2} - (n - m)x_0 \\ x_{\cdot 1} - (n - m)x_0 & \|\mathbf{x}_1\|^2 + (n - m)x_0^2 & \{x_{\cdot 2} - (n - m)x_0\}x_0 \\ x_{\cdot 1} - (n - m)x_0 & \{x_{\cdot 2} - (n - m)x_0\}x_0 & \|\mathbf{x}_2 - x_0 \mathbf{1}_2\|^2 \end{pmatrix}$$

これを (a, b, β) に関して得た解を $(\hat{a}, \hat{b}, \hat{\beta})$ とするとき次の回帰モデルが得られる：

$$\hat{f}(x) = \begin{cases} \hat{a} + \hat{b}x, & (x < x_0) \\ \hat{a} + (\hat{b} - \hat{\beta})x_0 + \hat{\beta}x & (x \geq x_0) \end{cases} \quad (\text{A.1})$$

謝辞： 本研究は、厚生労働科学研究費「新興・再興感染症の研究」(Grant no. H17-Sinko-ippan-019) の補助を受けて行った。

参考文献

- Cleveland, R. B., Cleveland, S., McRae, E. and Terpenning, I. (1990): STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess. *J. Off. Statist.*, **6**, 3-73.
- Cleveland, W. S. (1979): Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots, *J. Amer. Statist. Assoc.*, **74**, 829-836.

Cleveland, W. S. and Devlin, S. J. (1988): Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting. *J. Amer. Statist. Assoc.*, **83**, 596-610.

McCullagh, P. and Nelder, J. (1989): *Generalized Linear Models*. London: Chapman and Hall.

Toma, T., Miyagi, I., Malenganisho, W. L. M., Murakami, H., Nerome, H. and Yonamine, M. (2002): Distribution and seasonal occurrence of *Anopheles minimus* in Ishigaki island, Ryukyu archipelago, Japan, 1998-1999. *Med. Entomol. Zool.* **53**, Suppl. 2, 29-42.

津田良夫 (2007): 石垣島におけるマラリア媒介蚊の発生状況。アジアで流行している感染症の我が国への侵入監視に関する研究: マラリア等原虫疾患(プロジェクト 3) 平成 18 年度総括研究報告書. 国立感染症研究所. 347-353.

(財) 日本交通公社 (2001): 八重山圏域における観光リゾートの波及効果等に関する調査.

沖縄県庁 (2006): 観光統計実態調査・観光客満足度調査: 平成 18 年度観光統計実態調査報告書. Available from: <http://www3.pref.okinawa.jp/site/view/contviewjsp?cateid=233&id=14739&page=1>

八重山保健所 (1946): 八重山群島のマラリアに就いて. 八重山支庁衛生部業績別冊, 石垣島史所収. 565-605.

八重山保健所 (1965): 八重山群島のマラリア撲滅事業の沿革と其の成績について. 石垣島史所収. 753-810.

気象データ: 気象庁統計データベース. <http://www.jma.go.jp>