2ZD-3

超高齢者死亡データに基づく人間の寿命限界の推定

松浦　祐希[†]　　華山　宣胤[‡]
[†]尚美学園大学芸術情報研究科情報表現専攻
[‡]尚美学園大学芸術情報学部情報表現学科

1．はじめに

生物学の分野では，老化に関する理論は2つの大きなグループに分かれている．一つはダメージ説と呼ばれるので，もう一つはプログラム説と呼ばれている．ダメージ説にしたがえば，我々は体内システムが時とともに損傷することにより老化すると考えられる．一方，プラグラム説にしたがえば，我々の体内には死に向かうメカニズムが埋め込まれていて老化すると考えられる．もし，ダメージ説が正しければ，細胞のダメージを防ぐことによっていくらでも長生きできるが，プログラム説が正しければ，どんなに努力しても寿命限界を超えて生きることはできない.

本研究の目的は，以上を鑑みながら，人間の寿命限界についてダメージ説が正しいか（寿命限界が存在しないか），またはプログラム説が正しいか（寿命限界が存在するか）を，人口動態統計に絶滅コホート法（Wilmoth et al., 2007）を用いることにより得られた超高齢者の生存者データを分析することにより確かめることである．同様の研究を華山（2013）が行っているが，彼が年齢×コホートの二元表データに多項モデルを当てはめているが，本研究は，年齢×時代の二元表データに二項モデルを当てはめ，結果を比較しようとするものである.

2．一般化パレート分布／モデル

$X_1, X_2, \cdots, X_n$ を独立で共通の確率分布 F を持つ確率変数列とする．そして確率変数列 X_i の任意の項を X と表すこととする．このとき，極値理論によると，もし $u > 100$ を十分に大きい閾値を考えれば， $X - u$ の確率分布は条件 $X > u$ の下で次式で表される一般化パレート分布で近似することができる.

$$F(y;\gamma,a) = \begin{cases} 1-(1+\gamma y/a)^{-1/\gamma} & \gamma \neq 0 \\ 1-\exp(-y/a) & \gamma = 0\,. \end{cases} \qquad (1)$$

この分布に重要な性質の一つは，分布の上限がパラメータの値によって変わることである．つまり，もし $\gamma < 0$ ならば分布の上限は有限で $0 < Y < -a/\gamma \equiv \omega$ となるが，もし $\gamma \geq 0$ ならば，分布の上限は無限，すなわち $0 < Y < \infty$ である．この性質から，本研究は次の手順で行う．（A） $\gamma = 0$ を検定する，（B） $\gamma = 0$ 棄却されたら分布上限を推定する.

$\gamma = 0$ の検定や分布の上限の推定には，一般化パレート分布を実データへ当てはめる必要があるが，本研究では人口動態統計から絶滅コホート法を用いて得られた生存者数のデータを取り扱う．そこで，このようなデータに一般化パレート分布を当てはめるために，次のような二項モデルを考える.

M_{ij} を $J_0 + j - 1$（ $j = 1, 2, \cdots, J$ ， J_0 は例えば 1950）年の一定の時期（例えば年初や 10 月 1 日）に $100 + i - 1$（ $i = 1, 2, \cdots, I$ ）歳で生存する人数とする．ただし， I は全ての j について $M_{Ij} = 0$ となるような十分大きい値とする．このとき， $J_0 + j - 1$ 年の一定の時期から 1 年間の死亡者数： $m_{ij} = M_{ij} - M_{i+1,j+1}$ に数えられる個人が確率： $p_j = F(i+1, \gamma_j, a_j) - F(i, \gamma_j, a_j)$ で 1 年内に死亡すると仮定すると， 死亡者数 m_{ij} の尤度への寄与は $\left(M_{ij}/m_{ij}\right)\ q_{ij}^{m_{ij}}(1-q_{ij})^{M_{ij}-m_{ij}}$ ，ただし $q_{ij} = p_j / (1 - F(i, \gamma_j, a_j))$，よって，尤度関数数は次式に比例する.

$$\prod_{i=1,\,j=1}^{I,J} \binom{M_{ij}}{m_{ij}} q_{ij}^{m_{ij}} (1-q_{ij})^{M_{ij}-m_{ij}} \qquad (2)$$

このように， p_{ij} に対して仮定したモデルは一般化パレート分布関数から得られる確率による二項回帰モデルに帰着し，部分尤度（2）を最

大化することにより，パラメータ値を推定することができる．

3．絶滅コホート法による生存者数の算出

人口動態統計には，生年年齢別死亡者数が掲載されている．そこで，絶滅コホート法を用いれば，全ての構成員が死亡してしまったコホートのある年齢時の生存者数は，その時点（年次）より後の死亡者を足し上げることにより算出することができる．

絶滅コホート法は以下のように説明される．まず，$d_{ij}^{(U)}$ を J_0+j-1 年に $100+i-1$ 歳で死んだ $j-i-1$ 年生まれの人々，$d_{ij}^{(L)}$ を同じ歳に同じ年齢で死んだ $j-i$ 年生まれの人々の人数を表すとする．このとき，移民や数え間違いが無いとすれば，J_0+j-1 年に $100+i-1$ 歳で生存した人々の人数：$M_{1,j}$ は次式で表される．

$$M_{1,j}=\sum_{k=0}^{I-1} m_{i+k,j+k}\ ;\ m_{ij}=m_{ij}^{(L)}+m_{i,j+1}^{(U)}. \quad (3)$$

図 1 は，絶滅コホート法の概念をレクシス図（Keiding, 1990）上に表したものである．

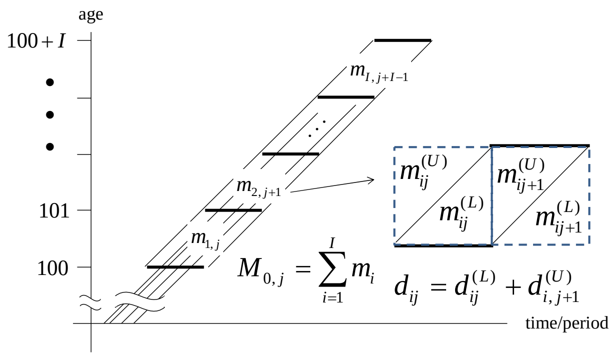

図１：絶滅コホート法

4．推定結果

図 2 および図 3 に出征コホート別寿命限界 $\omega \equiv -a/\gamma$ の推定値を示す．ただし，男子については，極端に長命だった泉重千代さんを除いたデータに基づいて推定を行った．図中の点線は推定値の漸近標準偏差の 2 倍を表している．また，値を示していないコホートのついては，γ の推定値は正であった．そして，負の γ 推定値については $\gamma=0$ の基づく P 値は全て十分に小さいものであった．

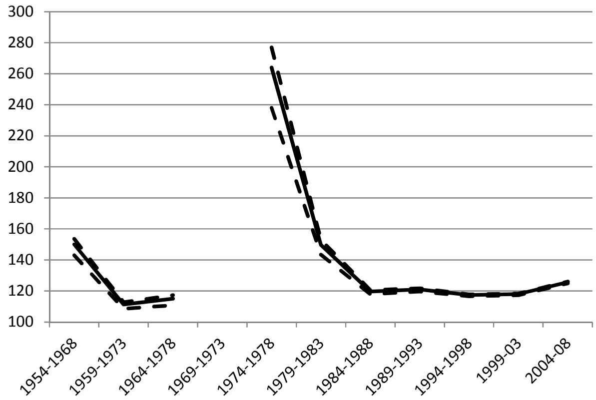

図 2：出征コホート別寿命限界の推定値（男子；泉重千代さんを除いたデータに基づいた推定）

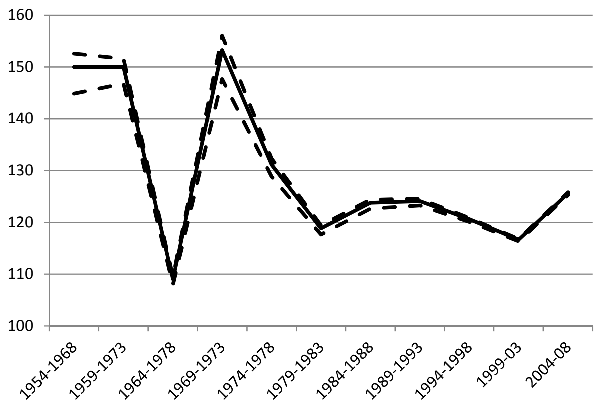

図 3：出征コホート別寿命限界の推定値（女子）

参考文献

Keiding, N. (1990). Statistical inference in the Lexis diagram. Philosophical Transactions of the Royal Society of London Series A, Vol. 332, 487-509.

Hanayama, N. (2013). A discussion of the upper limit of human longevity based on study of data for oldest old survivors and deaths in Japan. The Bulletin of the 59th World Statistics Congress of the International Statistical Institute, Hong Kong.

Wilmoth, J.R., et al. (2007). Methods Protocol for the Human Mortality Database. Vachonhttp://www.mortality.org/

Acknowledgment. This work was supported by Grant-in-Aid for Scientific Research 24500346.

A study of the upper limit of human longevity based on data for oldest-old survivor

†Yuki Matsuura, Shobi University
‡Nobutane Hanayama, Shobi University