実効再生産数の計算

中村 崇宏 (高校数学科)

1 序

実効再生産数は、1人の感染者が他の何人に病気を拡 げるかを示す数値である。基本再生産数が生物学的要 因だけで決まる定数であるのに対し、実効再生産数は 感染対策などの社会的要因にも依存する変動量であ る。実効再生産数が1より大きいとき、感染者数が指 数関数的に増大するため、実効再生産数を1以下に 抑えることが感染対策の目標となる。国や自治体が政 策を決定する際、実効再生産数は重要な指標となるた め、政策の科学的根拠を理解するには、実効再生産数 の計算方法を知っていなければならない。

参考文献 [1] のインターネットサイトでは,北海道,京都府,大阪府における新型コロナウィルス感染の実効再生産数を,参考文献 [2] のソフトウェアを用いて計算している。このソフトウェアは Microsoft Excel (VB 言語) で作成されている。本稿はこれを Python言語に翻訳し,参考文献 [1] の計算結果を再現することを試みる。

2 実効再生産数

計算に用いるデータは ,1 日あたりの感染者数 I_t である。ただし添字の t は日付を表す整数 $(t=0,1,2,\cdots)$ である。時刻 t における感染者のうち ,s 日前の感染者 1 人あたりが再生産した者の人数を $\beta_{t,s}$ とすると ,

$$I_t = \sum_{t=1}^{t} \beta_{t,s} I_{t-s} \tag{1}$$

が成り立つ。ここで $\beta_{t,s}$ が

$$\beta_{t,s} = w_s R_t \tag{2}$$

のように積で表されると仮定する (参考文献 [3])。式 (1)(2) から

$$R_t = I_t / \sum_{s=1}^t w_s \, I_{t-s} \tag{3}$$

である。式 (2) の w_s が

$$\sum_{s=1}^{\infty} w_s = 1 \tag{4}$$

を満たすように w_s を規格化するとき , 式 (3) の R_t は時刻 t における実効再生産数を表す。式 (4) の w_s は , 感染から再生産までの日数 s の確率分布を表す。

2.1 感染から再生産までの日数の確率分布

感染者が病気を拡げる過程をベルヌーイ試行とみなせば,単位時間あたりの再生産数はポワソン分布に従う。よって感染から再生産までの時間 s は指数分布に従うことになる。ここで s の平均 E(s) と標準偏差 $\sigma(s)$ を指定できるように,s は指数分布を一般化したガンマ分布

$$s \sim f(s-1; a, b), \quad f(x; a, b) = \frac{x^{a-1}e^{-x/b}}{b^a \Gamma(a)}$$
 (5)

$$a = \left(\frac{E(s) - 1}{\sigma(s)}\right)^2, \quad b = \frac{\sigma(s)^2}{E(s) - 1}$$
 (6)

に従うものとする。ただし Γ はガンマ関数を表す。参考文献 [4] によると,新型コロナウィルスの場合は E(s)=6.3 日, $\sigma(s)=4.2$ 日である。

式 (5) で s-1 がガンマ分布に従うとしているのは,感染から再生産までの日数は 1 以上の数値として集計されるからである。実際には,式 (3) の s は自然数の離散変数であるため,式 (5) を離散化して

$$w_s = \int_{s-1}^{s+1} (1 - |x - s|) f(x - 1; a, b) dx \qquad (7)$$

を用いる。式 (7) の意図は次の通りである (参考文献 [2] の補遺 $\S11$): 感染者数 I_t は 1 日毎に集計するため,正確な感染時刻には 24 時間の幅がある。よって,感染時刻 t_1 と再生産時刻 t_2 の差 $x=t_2-t_1$ には 48 時間の幅がある。すなわち,この差が s 日として集計されるような x は区間 [s-1,s+1] の中にある。 t_1 と t_2 の分布がともに一様であるとすると,x の分布は平均が s の三角分布 1-|x-s| であるので,式 (7) は [s-1,s+1] の範囲で f と三角分布を畳み込んでいる。式 (5) を式 (7) に代入して積分を実行すると

$$w_s = \Delta^2 \{ x F(x; a, b) - ab F(x; a + 1, b) \} |_{x=s-1}$$
 (8)

$$\Delta^2 g(x) = g(x+1) - 2g(x) + g(x-1) \tag{9}$$

$$F(x; a, b) = \int_0^x f(x'; a, b) dx'$$
 (10)

プログラム1

import numpy as np
from scipy.stats import gamma

def si_distr(N, si_mean, si_std): """ serial interval distribution """ $a = ((si_mean-1)/si_std)**2$ $b = (si_mean-1)/a$ k = np.arange(-2,N)return np.diff(k*gamma.cdf(k,a,0,b) - a*b*gamma.cdf(k,a+1,0,b), 2) def Reff(data, si_mean, si_std, tau=7, conf=0.95, mu=5): """ effective reproduction number """ N = len(data)w = si_distr(N, si_mean, si_std) L = np.convolve(data, w)[:N] u = np.ones(tau) a = 1 + np.convolve(data, u)[:N] b = mu/(1 + mu*np.convolve(L, u)[:N])

return np.vstack([gamma.median(a,0,b),

となる。ただし Δ^2 は 2 階差分演算子,F(x;a,b) は累積ガンマ分布関数である。式 (8) の w_s は式 (4) を満たすことに注意する。

gamma.interval(conf,a,0,b)])

プログラム 1 の関数 $\operatorname{si_distr}$ は , 式 (8) の w_s を計算する。プログラム 2 は w_s のヒストグラムを描く。プログラム 2 の実行結果を図 1 に示す。図 1 ではE(s)=6.3 日 , $\sigma(s)=4.2$ 日とした (参考文献 [4])。

2.2 実行再生産数の確率分布

本節ではペイズの定理を用いて , 時刻 t における実行 再生産数 R_t の確率分布を求める (参考文献 [2] の補遺 $\S1$)。 R_t の値が与えられているとき , 1 日あたりの 感染者数 I_t はポワソン分布

$$p(I_t|R_t) = \frac{E(I_t)^{I_t} e^{-E(I_t)}}{I_t!}$$
(11)

に従うと仮定する。ただし I_t の平均 $E(I_t)$ は , 式 (3) から

$$E(I_t) = R_t L_t, \quad L_t = \sum_{s=1}^{t} w_s I_{t-s}$$
 (12)

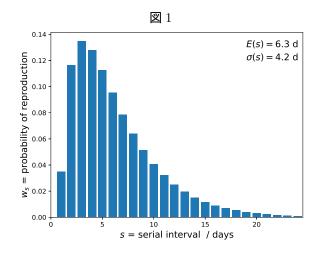
である。ここで R_t の t による変動を滑らかにするため, τ 日間(例えば $\tau=7$)の R_t の平均値 $R_{t,\tau}$ を考える。すなわち,時刻 $t-\tau+1$ から時刻 t までの τ 日間に, R_t は一定値 $R_{t,\tau}$ をとるものとみなす。この τ 日間の感染者数

$$I_{t,\tau} = (I_{t-\tau+1}, \cdots, I_t)$$
 (13)

プログラム 2

import matplotlib.pyplot as plt
from program1 import si_distr

w = si_distr(25, 6.3, 4.2)
plt.bar(range(25), w)
plt.show()



の同時分布関数を $p(I_{t,\tau}|R_{t,\tau})$ と書く。 $I_{t,\tau}$ の成分は独立な確率変数であると仮定すると,式 (11) から,

$$p(I_{t,\tau}|R_{t,\tau}) = \prod_{s=0}^{\tau-1} \frac{(R_{t,\tau}L_{t-s})^{I_{t-s}}e^{-R_{t,\tau}L_{t-s}}}{I_{t-s}!}$$
 (14)

である。au 日間の開始前における $R_{t, au}$ の確率分布関数を $p(R_{t, au})$ とすると,ベイズの定理から,

$$p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau}) = \frac{p(I_{t,\tau}|R_{t,\tau}) p(R_{t,\tau})}{p(I_{t,\tau})}$$
(15)

が成り立つ。式 (15) 左辺の $p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau})$ は, τ 日間の データ $I_{t,\tau}$ を考慮した後の実行再生産数の確率分布を表す。一方,式 (15) 右辺の $p(R_{t,\tau})$ は,データがまだない状態での実行再生産数の不確実性を表している。 $p(R_{t,\tau})$ は平均が μ の指数分布関数

$$p(R_{t,\tau}) = (1/\mu) e^{-R_{t,\tau}/\mu}$$
(16)

であると仮定して , 式 (14)(16) を式 (15) に代入すると , $p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau})$ は

$$p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau}) \propto R_{t,\tau}^{a-1} e^{-R_{t,\tau}/b}$$
 (17)

に比例する。ただし

$$a = 1 + \sum_{s=0}^{\tau-1} I_{t-s}, \quad b = \mu / \left(1 + \mu \sum_{s=0}^{\tau-1} L_{t-s}\right)$$
 (18)

とおいた。式 (17) では $R_{t,\tau}$ に依存しない因子を省略できるため,式 (15) の分母は計算しなくてよい。

プログラム3

 $p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau})$ の全確率が 1 となるように式 (17) を規格化すると,

$$p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau}) = f(R_{t,\tau}; a, b)$$
 (19)

となる。ただし f は式 (5) のガンマ分布関数である。以下では , 式 (16) の μ は時刻 t によらない定数であるとする。式 (19) の分布関数の標準偏差 $b\sqrt{a}$ と平均 ab の比 $1/\sqrt{a}$ が十分に小さくなるためには , τ 日間の感染者数の合計 $\sum_{s=0}^{\tau-1} I_{t-s}$ が十分に大きいことが必要である (参考文献 [2] の補遺 $\S 2$)。

3 計算例

プログラム 1 の関数 Reff は , 式 (19) の $p(R_{t,\tau}|I_{t,\tau})$ を計算し, $R_{t,\tau}$ の中央値と信頼区間を出力する。プロ グラム3は,感染者のデータファイル COVID-19.csv を読み込み, $R_{t,\tau}$ のグラフを描く。このデータファイ ルは参考文献 [5] からダウンロードできる。プログラ ム3の実行結果を図2に示す。プログラム3の「千 葉県」の部分を様々に変えると図3~6を得る。図7 ~9 では, それぞれ参考文献 [6] ~ [8] からダウンロー ドしたデータを用いた。図 $2 \sim 9$ では E(s) = 6.3 日 , $\sigma(s)=4.2$ 日, $\tau=7$ 日, $\mu=5$ とした。これらの図 の横軸は2020年の日付である。各図の上段は1日あ たりの感染者数のヒストグラムであり, 下段の赤線と 破線はそれぞれ,実行再生産数の確率分布の中央値, 信頼度 95%の区間を表す。下段の縦軸は対数目盛で あることに注意する。図2~9の上段と下段を比較す ると,感染者数の増減に応じて実行再生産数が1の 上下を変動することが分かる。図4~6は参考文献[1] の計算結果と一致している。

図 1~9 の作成に用いたコンピュータープログラム を参考文献 [9] に載せた。(2020 年 6 月 20 日投稿)

図 2: 千葉県

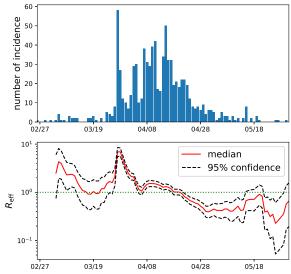
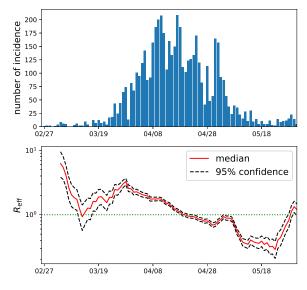


図 3: 東京都



参考文献

- [1] www.covid19-yamanaka.com/cont3/16.html
- [2] A. Cori, et al., American Journal of Epidemiology 178 (2013) 1505
- [3] C. Fraser, PLoS ONE 2(8): e758 (2007)
- [4] Q. Bi, et al. The Lancet Infectious Diseases: April 27 (2020)
- [5] gis.jag-japan.com/covid19jp/
- [6] github.com/nychealth/coronavirus-data
- [7] data.london.gov.uk/dataset
- [8] www.rki.de
- [9] github.com/tt-nakamura/Reff

