

Stochastic ranking process with time dependent intensities

針谷祐 (東北大・理)
 服部久美子 (首都大・数理)
 服部哲弥 (慶應大・経済)
 永幡幸生 (大阪大・基礎工)
 竹島佑介 (富国生命)
 小林孝長 (仙台二高)

確率ランキング過程 (move-to-front 規則) の、粒子軌道および位置 - ジャンプ強度結合経験分布についての無限粒子極限の存在定理を、列先頭へのジャンプが非一様な強度を持つ Poisson random measure で記述される場合に拡張する。模型に特徴的なメカニズム (証明の本質) は一様な場合と異ならないが、技術的徹底もあって、一様な場合もより少ない仮定でより強い収束を得た。

ウェブのランキングのデータを確率ランキング模型で説明する場合に、社会の昼夜の活動差を強度の非一様性で説明する。実用上の方法として、強度の時刻依存性が全ての粒子で共通な場合を考える。相対強度の分布を一般化した Pareto 分布として、自動収集によって得た 2ch.net のスレッド一覧の 1 日分のデータを当てはめた結果は、この方法の有効性を示唆する。また、人気スレッドへの書き込みの集中 (非ロングテールの)、および、深夜に活動が活発で早朝に少ないこと、という、Amazon.co.jp と共通の結果を得た。

1. Poisson random measure で定まる確率ランキング模型の無限粒子極限。

$\mathcal{M}(\mathbb{R}_+) = \{\mathbb{R}_+ \text{ 上の Radon 測度}\}$ とおく。 N を自然数、 $\nu_i^{(N)}$, $i = 1, 2, \dots, N$, を確率空間 (P, \mathcal{F}, Ω) で定義された \mathbb{R}_+ 上の Poisson random measures とする。 $\nu_i^{(N)}$ の intensity measure を $\rho_i^{(N)} \in \mathcal{M}(\mathbb{R}_+)$ ($E[\nu_i^{(N)}(A)] = \rho_i^{(N)}(A)$) とおき、連続である $(\rho_i^{(N)}(\{t\}) = 0, t \geq 0)$ とする。 $x_1^{(N)}, x_2^{(N)}, \dots, x_N^{(N)}$ を $1, 2, \dots, N$ の順列とすると、これを初期値とする非一様な強度を持つ stochastic ranking process $X^{(N)} = (X_1^{(N)}, \dots, X_N^{(N)})$ を、 $i = 1, 2, \dots, N$ と $t \geq 0$ に対して

$$X_i^{(N)}(t) = x_i^{(N)} + \sum_{k=1}^N \int_0^t \mathbf{1}_{X_k^{(N)}(s-0) > X_i^{(N)}(s-0)} \nu_k^{(N)}(ds) + \int_0^t (1 - X_i^{(N)}(s-0)) \nu_i^{(N)}(ds),$$

で定義する。ここで $\mathbf{1}_A$ は事象 $A \in \mathcal{F}$ の定義関数。確率 1 で、 $\nu_i^{(N)} = \sum_{j=1}^{\infty} \delta_{\tau_{i,j}^{(N)}}$ と

書ける。ここで、 δ_a は a に集中した単位分布、 $\tau_{i,j}^{(N)}$ は j について狭義増加する正值確率変数で、 (i, j) に関して全て互いに異なる。強度が一樣 $(\rho_i^{(N)}((0, t]) = w_i^{(N)} t)$ のとき、既報告済のモデル [1,2,3] に一致する。

位置変数をスケールして $[0, 1)$ に収める: $Y_i^{(N)}(t) = N^{-1}(X_i^{(N)}(t) - 1)$ 。ジャンプ済み粒子と未ジャンプ粒子の境界位置は $Y_C^{(N)}(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{1}_{\tau_{i,1}^{(N)} \leq t}$ で表される。

命題 ([4, Prop. 1]) . $t \geq 0$ とする。分布 λ_t が存在して $\lambda_t^{(N)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{\rho_i^{(N)}((0,t])} \rightarrow \lambda_t$,

weakly as $N \rightarrow \infty$, ならば、 $Y_C^{(N)}(t) \rightarrow y_C(t) = 1 - \int_0^t e^{-s} \lambda_t(ds)$, a.e.. \diamond

$\mathcal{M}(\mathbb{R}_+)$ は vague 位相を入れると, $\mathcal{M}(\mathbb{R}_+) \times [0, 1)$ は Poland 空間である. $t \geq 0$ に対して, 位置 - ジャンプ強度結合経験分布を $\mu_t^{(N)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{(\rho_i^{(N)}, Y_i^{(N)}(t))}$ とおく. 定理([4, Thm. 3]) . 分布 μ_0 が存在して $\mu_0^{(N)} \rightarrow \mu_0$, weakly, および $\Lambda(d\rho) = \mu_0(d\rho \times [0, 1))$ とおくと $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{\rho_i^{(N)}((s,t))} \rightarrow \lambda_{s,t} = \int_{\mathcal{M}(\mathbb{R}_+)} \delta_{\rho((s,t))} \Lambda(d\rho)$, weakly, とする. このとき, 各 $t > 0$ に対して, 確率 1 で, $\mu_t^{(N)}$ は分布 μ_t に弱収束する. μ_t は非ラダムで, 以下で与えられる:

$$U(d\rho, y, t) = \mu_t(d\rho \times [y, 1)) = \begin{cases} e^{-\rho((t-t_0(y,t), t))} \Lambda(d\rho), & 0 \leq y \leq y_C(t), \\ e^{-\rho((0,t))} U(d\rho, \hat{y}(y, t), 0), & y_C(t) \leq y < 1. \end{cases}$$

ここで, $t_0(y, t)$ は $y_A(t_0, t) = 1 - \int_{\mathcal{M}(\mathbb{R}_+)} e^{-\rho((t-t_0, t))} \Lambda(d\rho)$ の t_0 に関する逆関数, $\hat{y}(y, t)$ は $y_B(y, t) = 1 - \int_{\mathcal{M}(\mathbb{R}_+)} e^{-\rho((0,t))} \mu_0(d\rho \times [y, 1))$ の y に関する逆関数. \diamond

以上において, $\{\rho_i^{(N)}\}$ などの同程度連続性に関する仮定をおけば, 確率過程としての概収束も得る.

2. 共通の時刻依存性を持つ intensity measure とウェブ上の活動の昼夜差.

強度が一様の場合の軌道 y_C は, ウェブのランキングで毎日定時の観測や 1 日に満たない観測について実際に観測された [2,3]. 非一様な場合に定理を拡張したことによって, 社会の昼夜の活動差が無視できないデータを解析することができる. もっとも単純な方法として, 密度 $\tilde{a} \in L_{loc}^1(\mathbb{R}_+)$ に基づく共通の時刻依存性

$$\rho_i^{(N)}((0, t]) = w_i^{(N)} \int_0^t \tilde{a}(u) du =: w_i^{(N)} A(t) \text{ と } \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{w_i^{(N)}} \rightarrow \lambda \text{ を仮定する. この}$$

とき $y_C(t) = 1 - \int_{\mathbb{R}_+} e^{-w A(t)} \lambda(dw)$ となる. 特に, \tilde{a} が 1 日周期ならば毎日定時のデータは一様な場合の公式に帰着するので, 以前の解析 [3] が正当化される. さらに, 多数の軌道のデータがあるとき, \tilde{a} を分離して λ を統計的に解析できる.

定理([4, Thm. 15]) . \tilde{a} は正で $Z(N) = \sum_{i=1}^N w_i^{(N)} \rightarrow \infty$ のとき $Y_C^{(N)}(s^{(N)}(Z(N)t)) \rightarrow$

$$y_C(A^{-1}(t)) \text{ in prob. ここで, } s^{(N)} \text{ は } S^{(N)}(t) = \sum_{i=1}^N \nu_i^{(N)}((0, t]) \text{ の逆関数. } \diamond$$

一般化 Zipf の法則 $w_i^{(N)} = a(N/i)^{1/b}$ (λ が Pareto 分布) に当てはめて, 2ch.net のあるスレッド一覧の 1 日の全数データ ($N = 697$) から $b = 0.872 \pm 0.002$ を得た. 文献 (<http://web.econ.keio.ac.jp/staff/hattori/liamazn.htm>)

[1] K. Hattori, T. Hattori, Stochastic Processes and their Applications **119** (2009) 966–979.

[2] K. Hattori, T. Hattori, Funkcialaj Ekvacioj **52** (2009) 301–319.

[3] K. Hattori, T. Hattori, preprint (2008).

[4] Y. Hariya, K. Hattori, T. Hattori, Y. Nagahata, Y. Takeshima, T. Kobayashi, Stochastic ranking process with time dependent intensities, preprint (2010).