推薦論文

R/S Pox レッグライン特性

高橋 秋典^{1,a)} 五十嵐 隆治¹ 上田 浩² 岩谷 幸雄³ 木下 哲男⁴

受付日 2012年10月2日, 採録日 2013年3月1日

概要:本論文では、トラフィック時系列に現れる非定常的特徴を定量化する R/S Pox レッグライン特性, ならびにこの特性を用いた周期的時系列に対する周期推定法を提案する.本特性は, R/S 解析法による R/S Pox Diagram において,時系列の周期性を表す特徴点を境に折れ曲がるプロット形状を明確に示すも のである.この特徴点を定量化し周期を推定できれば,周期的特徴を持つ長期的ポートスキャンなどの低 レート攻撃を検知することができると推測される.本手法の有効性は、シミュレーション時系列および実 環境トラフィック時系列に対する周期推定により示す.

キーワード: R/S 解析法, R/S Pox Diagram, トラフィック変化検知, 周期推定

R/S Pox Leg-line Characteristics

Akinori Takahashi^{1,a)} Ryuji Igarashi¹ Hiroshi Ueda² Yukio Iwaya³ Tetsuo Kinoshita⁴

Received: October 2, 2012, Accepted: March 1, 2013

Abstract: This paper proposes an R/S Pox Leg-Line characteristics to quantify a non-stationary of the Internet traffic time series, and a method of period estimation using the characteristics. To sum up the major feature of the proposal characteristics, the dispersive configuration of an R/S Pox Diagram bends after a characteristic point expressing a period of a traffic time series. If the period is estimated by quantifying the characteristic point, it is thought that a low-rate attack having a cycle such as a long-term port scan is detected. The confirmation of the proposal is practiced by using a simulation and a real traffic data.

Keywords: R/S analysis, R/S Pox Diagram, Network Traffic detection, period estimation

1. はじめに

インターネットのパケットトラフィック時系列は従来モ デルであるポアソン過程には従わず,時系列の自己相似性 に起因する長期記憶過程であることが発見されてから[1], その自己相似性の要因を調査する研究が行われてきた.そ の要因には、上位層プロトコルの TCP 輻輳制御 [2], [3] や 輻輳・非輻輳の臨界領域の影響 [4],また、ネットワークア プリケーションによる影響 [5] や、DDoS 攻撃のような非 定常的な異常トラフィックによる影響 [6] などの報告があ り、トラフィック事象変化に対して自己相似性の様相が変 化するということが観測されている.

この自己相似性を表すハーストパラメータ H の導出法 の1つである R/S 解析法は, Hurst がナイル川の流量変動 の統計的解析に導入した後 [7], Mandelbrot らにより数学 的な基礎付けがなされた統計的解析法 [8] で, Leland ら [1] が初めて, ネットワークトラフィックの自己相似性の解析 に導入したものである. この解析法は "グラフ的な方法" と呼ばれるもので, ハーストパラメータ H は観測時系列

秋田大学大学院工学資源学研究科 Graduate School of Engineering and Resource Science, Akita University, Akita 010-8502, Japan
 京都大学学術情報メディアセンター

Academic Center for Computing and Media Studies, Kyoto University, Kyoto 606–8501, Japan

³ 東北学院大学工学部 Faculty of Engineering, Tohoku Gakuin University, Tagajo, Miyagi 985-8537, Japan

⁴ 東北大学大学院情報科学研究科 Graduate School of Information Sciences, Tohoku University, Sendai, Miyagi 980-8578, Japan

^{a)} akinori@ie.akita-u.ac.jp

本論文の内容は2012 年9月の FIT2012 第11 回情報科学技術 フォーラムにて報告され,同プログラム委員長により情報処理学 会論文誌ジャーナルへの掲載が推薦された論文である.

データにおける任意長区間から算出される R/S 統計量をグ ラフにした R/S Pox Diagram のプロット点群の傾きより 導出される.この R/S 解析法に対しても様々な検討が行 われており, R/S Pox Diagram のハーストパラメータ H 計算範囲の妥当性 [9], [10] や計算高速化のためのアルゴリ ズム改良 [11] などが提案されている.

これらの研究においては, R/S 解析法から導出される ハーストパラメータ H に着目しトラフィック事象に対す る検討が行われているが,非定常的に突発的トラフィック 量増加を示すレベルシフトが発生する場合や,間欠的に到 着し,かつ到着期間内では周期列となるようなトラフィッ ク時系列の場合, R/S Pox Diagram に特徴的なプロット形 状が現れることが報告されている [12], [13], [14]. 著者ら の調査においては,特に周期的時系列に対しては,プロッ ト点群が1つの傾きではなく,途中から折れ曲がり,2つ の傾きを呈することが観測されている.

これらのプロット形状は,非定常性を表す特徴であると 考えられるが,信頼性に欠けるハーストパラメータ H 推 定を与えてしまうため,統計解析においては除去すべき対 象として検討されてきた. Mandelbrot らがコンピュータ シミュレーションを用いた研究で,ランダム過程に決定論 的過程,具体的には sin 波を重畳したとき,その R/S Pox Diagram 形状に変化が現れることを指摘していた [8].し かし,非定常性が重畳されたときの R/S Pox Diagram の 形状変化を事象変化検出に積極的に利用しようとした研究 は見当たらない.著者らは,その非定常性に対するプロッ ト形状の定量化は事象変化の検知に積極的に応用できると 考えている.また, R/S 解析法の計算過程において, R/S 統計量を求める任意長区間のサイズによって未計算部分が 存在し,直近の取得データが解析に反映されないことがあ る.これに対して問題視する研究も見当たらない.

本研究では、まず R/S 解析法の未計算区間により時間 特性に対する即応性が低下する問題点を指摘し、その改 良法を提案する. さらに、その改良法を用いた R/S Pox Diagram に現れる特徴的なプロット形状の要因について明 らかにし、その形状を定量的に扱える R/S Pox レッグラ イン特性を提案する. この名称は、周期的時系列に対して 折れ曲がるようなプロット点群の形状が人間の脚部に似て いることに由来する. この特性を用いて周期的時系列に対 する周期推定法を検討し、シミュレーション時系列に対す る性能評価を行った. また、その際、実環境から観測され た長期的ポートスキャン攻撃トラフィック [15] に対して適 用を試み、そのパケット到着間隔を推定することで本手法 の有効性を示した.

本研究の構成を以下に示す.2章では,R/S解析法を用いたR/SPox Diagramの導出ならびに未計算区間に対する改良について述べる.3章では,周期性を有する時系列に対するR/SPox Diagramの特徴について述べ,4章では

その特徴を定量的に扱う R/S Pox レッグライン特性を提案 する.5章では、シミュレーションならびに実トラフィッ ク時系列データに対する適用を試み、6章でまとめる.

2. R/S 解析法

2.1 導出手順

R/S 解析法 [1] による R/S Pox Diagram の導出手順を 図 1 に示す.

まず,対象とする観測データから解析対象とする時系列 データ { $X_{t}, t = 1, 2, \dots, N$ }を得る.パケットトラフィッ クにおいては,時間軸上での点過程であるトラフィック を,計測単位時間 Δt ごとの到着パケットを計数して得る ことになる.この時系列 { X_{t} }に対して,図1に示すよう な区間長 $n_m, m = 1, 2, \dots, M$ となる区間を定める. n_m は 5 $\leq n_m \leq N$ で, mは $mn_m \leq N$ となるようにした区間数 である.たとえば, N = 3000のとき,

• $n_m = 5$ Clt, $m = N/n_m = 3000/5 = 600$

• $n_m = N/2 = 1500$ Clt, $m = N/n_m = 3000/1500 = 2$

• $n_m = N = 3000$ では, $m = N/n_m = 3000/3000 = 1$ などとなる.ただし、以後は記号の単純化のために、任意 長区間 n_m を n と記す.

いま,時系列長 N 内で互いに重複せず,区間長がnとなるようなm 個の区間を考える.このm 個の各区間(各々は区間長がnである)において,以下のような統計量を求める.まず, $1 \le k \le n$ なるkに対し,式(1)より当該区



図 1 R/S 解析法 Fig. 1 Method of R/S analysis.

間の区間平均 \bar{X}_n を求める.

$$\bar{X}_n = \sum_{k=1}^n X_k / n \tag{1}$$

同一区間内での累積和と線形な傾向 $k\bar{X}_n$ との差を表す 値 W_k を式 (2) より求める.

$$W_k = \sum_{j=1}^k X_j - k\bar{X_n} \tag{2}$$

さらに,式(3)より,この W_k から累積範囲 R_n を求 める.ここで,max $\{0, W_1, \dots, W_k, \dots, W_n\}$ は W_k の最大 値,min $\{0, W_1, \dots, W_k, \dots, W_n\}$ は W_k の最小値である.

$$R_n = \max\{0, W_1, \cdots, W_k, \cdots, W_n\}$$
$$-\min\{0, W_1, \cdots, W_k, \cdots, W_n\}$$
(3)

この累積範囲 R_n と式 (4) から求められる当該区間標準 偏差 S_n の比を用いて, R/S 統計量を導出する.

$$S_n = \sqrt{\sum_{k=1}^{n} X_k^2 / n - \bar{X_n}^2}$$
(4)

ここから,任意長区間 $n \in \Delta n$ ずつ増加させながらそれ ぞれの R/S 統計量を導出し,式 (5) に基づいてハーストパ ラメータ H を推定する.

$$\log(R_n/S_n) = H\log(n) + \log c \tag{5}$$

具体的には $\log(R_n/S_n)$ を被説明変数, $\log(n)$ を説明変数, $\log c$ を定数とした回帰モデルと想定し,最小 2 乗法 によりハーストパラメータ H を推定する.これをグラフ 的に表すと, 横軸 $\log(n)$,縦軸 $\log(R_n/S_n)$ のグラフにプ ロットされた点群の傾きを求めることになる.このグラフ が R/S Pox Diagram である.

2.2 R/S 解析法の未計算区間

R/S解析法は、サイズ N の時系列 X_t に対して任意長区間 n を定め R/S統計量を導出する.しかし、図 1 に示すように、N がnで割り切れる場合、 X_t 全区間データに対して計算が行われるが、割り切れない場合は X_t の時間軸上後半の部分に計算されないデータが存在する.これはnが大きくなるに従い、未計算区間も大きくなることになる.

通常,時系列解析において観測時系列の時間軸は時刻 t が小さい方向が"過去"を表し,大きい方向が"直近"を 表している.つまり,未計算区間にはより直近のデータが 存在することになり,解析に反映されにくくなる.観測対 象によっては即応性が重視されることもあり,直近に発生 したデータが解析に反映されないという事実は,特徴量の 経時変化特性の検討上,問題となる場合がある.



図2 反転時系列の効果



2.3 反転時系列による改良

この問題点を解決するために,より"直近"に近いデー タを X_t の前半に,"過去"のデータを後半に反転させた時 系列 X'_t を生成する.これは,式(7)に示すように,時系 列データを単純に反転させたものである.

$$X_t = \{x_1, x_2, \cdots, x_N\}$$
(6)

$$X'_t = \{x_N, \cdots, x_2, x_1\}$$
(7)

この改良法では、直近の取得データが時系列 X_t の前半N/2までに存在しているならば、どの任意長区間nにおいても解析に反映されることになる.

2.4 改良法の効果

改良法の効果を示すため、突発的にトラフィックデータ が増加した(レベルシフト)シミュレーション時系列を用 いて、従来型の時系列 X_t と改良型の反転時系列 X'_t の 2 つから得られる R/S Pox Diagram を比較した. 用いたシ ミュレーション時系列および導出された Pox Diagram をそ れぞれ図 2(a),図 2(b) に示す. シミュレーション時系列 X_t は、分散 1.0、平均 3.0、ハーストパラメータ H = 0.5 と 設定したサイズ N = 10000 の FGN(Fractional Gaussian Noize)に対し、区間 [9901-10000] に振幅 P = 10 のレベ ルシフト系列を重畳させたものである. これは、観測対象 である時系列に対して、非定常的トラフィック時系列が早 い段階で観測されたことを想定したものである. R/S Pox Diagram の灰色のプロット点は全区間におけるプロット点 を表し、黒のプロット点はレベルシフトの変化点 t = 9901が含まれる任意長区間から導出されたものを表す.

図 2 (a) から, X_t に対する R/S Pox Diagram では, レ ベルシフトの変化点が含まれるプロット点がまばらに観測 され,特に log(n) の後半部分では未計算区間が多く存在し ていることが分かる.しかし,図 2 (b) より,反転時系列 X'_t ではすべての任意長区間 n に対してレベルシフトの変



図3 周期 T の影響 Fig. 3 Effect of period T on an R/S Pox Diagram.

化点が計算に反映されていることが分かる.これより,反 転時系列を用いることで早い段階で観測される非定常的時 系列に対して即応性が高まる効果が期待できる.

3. 周期性に対する R/S Pox Diagram

本研究では、間欠的に到着するパケットトラフィックの ように周期性を有する時系列に着目し、その特徴を明らか にした.本解析法に関する検証は、解析に用いるパラメー タが多すぎて数学的検証が困難と考えられる.そこで、本 研究ではシミュレーション時系列を用いた実験的検証を 行った.検証に用いたシミュレーション時系列のデータサ イズ N は 10,000 とし、R/S 解析の任意長区間 n の増分 Δn は 0.01 とした.周期的時系列の波形として、周期 T の 影響に対する検証には sin 波および矩形波を用いたが、振 幅 P、デューティ比 D の影響に対する検証はどちらもほ ほ同様な結果となったため、本論文では矩形波のみの結果 を示した.

3.1 周期Tの影響

周期 T に対する R/S Pox Diagram のプロット形状変化 の様子を図 3 に示す. 図 3 (a) は振幅 P = 10, 周期 T の sin 波, 図 3 (b) は分散 1.0, 平均 0.0, ハーストパラメータ H = 0.6 とした FGN を定常状態時系列とし (a) の sin 波 を重畳させたもの,図 3(c) は振幅 P = 10,パルス幅 τ , 周期 T とする矩形波,図 3(d) は (b) と同様の FGN に矩 形波を重畳させた時系列である.それぞれの時系列に対し て周期 T = 10,50,100,1000 と変化させたときの R/S Pox Diagram を示した.グラフの一点鎖線は $\log(n) = \log(T)$ を示している.矩形波のデューティ比 τ/T はすべて 0.5 と した.

結果より、すべてのシミュレーション時系列において n = Tとなるポイントを境にプロット点群の傾きが水平方 向に折れ曲がる傾向が顕著に現れた.また、nが前述のポ イントより小さい範囲では、各nにおける R_n/S_n の最大 値の点群による傾きが、すべてのシミュレーションにおい てほぼ1となった.nが前述のポイントより大きい範囲で は、T = 10のとき、FGNが重畳されていると傾きが若干 曲線的になったが、その他はほぼ傾きが直線的に、かつ値 が0に近くなった.この折れ曲がるポイントが明確に周期 Tを示したことを用いて、2つの傾きを表す回帰直線の交 点から周期を推定する手法を検討した.

3.2 振幅 P の影響

3.1 節で用いた FGN に周期 T = 100の矩形波を重量させた時系列に対して,振幅 P = 2および P = 10としたときの R/S Pox Diagram を図 4 に示す.

P = 10に比べ P = 2の場合,プロット点群の折れ曲が る傾向が弱くなっている.これは、定常状態に比べある程 度の振幅変化がないとき、周期的特徴が顕現しにくくなる と予測される.

3.3 デューティ比 D の影響

矩形波を特徴づける指標であるデューティ比に対する影響を検討する.パルス幅 τ ,周期Tのとき,デューティ比Dは式(8)で求める.

$$D = \tau/T \tag{8}$$

3.2 節と同様に FGN に周期 T = 100の矩形波を重畳させ た時系列において、パルス幅 τ を変化させてデューティ比 D = 0.02, 0.1, 0.5 としたときの R/S Pox Diagram を図 5 に示す.

振幅の影響と同様に, D の値に応じてプロット点群の折 れ曲がる特徴に影響が現れたことから, D の値によっても 周期的特徴が顕現しにくくなると予測される.



図 4 振幅 P の影響





Fig. 5 Effect of duty ratio D on an R/S Pox Diagram.

4. R/S Pox レッグライン特性

3章で示した周期的時系列に対するプロット形状は、人体 脚部の太腿、膝、脛と形状が非常によく似ていることから、 本研究では R/S Pox レッグライン (Leg-Line) 特性と呼ぶ ことにする.この特性から得られる特徴量を図 6 に示す. 折れ曲がるプロット形状の特徴は、脚部の太腿 (Thigh) と 脛 (Shin)の部分に見立て、ハーストパラメータ H 導出 法と同様にそれぞれの部分におけるプロット点群の傾きで 表す.n < Tなる導出範囲 RT (Range of Thigh) におけ る傾きを ST (Slope of Thigh),n > Tなる導出範囲 RS (Range of Shin)における傾きを SS (Slope of Shin) と表 記する.また,n = Tとなるポイントは、脚部の膝 (Knee) と見立て、KP (Knee Point) と表記する.

本章では、この特徴量の定量化法について述べる.

4.1 各範囲における傾き (Slope Value)

R/S Pox Diagram の各範囲におけるプロット点群は, 図 3(a) のように一直線上に並ぶものや,図 3(c),(d) の ように縦軸方向に広がるものなど様々な傾斜の形状を呈 する.そこで,各範囲において1方向の傾きではなく,プ ロット点の各 n における上限点群 $\max(R_n/S_n)$,平均点 群 $\arg(R_n/S_n)$,下限点群 $\min(R_n/S_n)$ から求まる3方向 の傾きで表す.導出範囲 RT におけるそれぞれの傾きを $\{ST_{Sup}, ST_{Avg}, ST_{Inf}\}$,導出範囲 RS におけるそれぞれ の傾きを $\{SS_{Sup}, SS_{Avg}, SS_{Inf}\}$ と表し,ハーストパラ メータ H を求めた式 (5) と同様に最小2 乗法を用いて推定 する.

導出範囲 RT, RS の範囲長は、サンプル数とのトレード オフになる.すなわち、図 6 に示した各量の高精度導出を 目指す場合, RT ないしは RS の範囲長を大とする必要があ るが、この範囲長を大きくしすぎると、R/S Pox Diagram の縦軸方向でのプロット点数の減少領域をカバーしてしま い、ST や SS の変動(ゆらぎ)の増加となってしまう恐れ がある.また、図 3 に示すように、周期 T の変動によって



Fig. 6 R/S Pox Leg-line characteristics.

KPも変動するため、極端な短周期および長周期に対して 範囲長を事前に設定するのは困難である.そこで、本研究 では観測対象を推定可能とする周期Tの範囲を限定し、そ の範囲において周期推定を行うことを目標とし、RT、RT の範囲長を検討した.この手法では、周期推定範囲は限ら れるが、観測データ生成時の時間スケールを調整すれば、 実時間上で異なる周期について推定が可能となる.つまり、 並列処理により広範囲または限定した周期的時系列の観測 システムへの適用も検討できる.本研究では、実時間解析 における計算コストを考慮したときの時系列 X_t のデータ サイズNを 10,000 以下として検討することから、有意な 推定範囲として 10 < T < 1000 を目標とした.

導出範囲 RT, RS は以下とした. すなわち図 6 におい て, log(n) ではなく n の値で α_{ST} , および α_{SS} を設定し, これらを各々, RT および RS の起点とする. また, log(n) 上の値で RT および RS の範囲長 β_{ST} , β_{SS} を設定する. し たがって RT は α_{ST} を起点とし,範囲長 β_{ST} , RS は α_{SS} を起点とし,図示の向きの範囲長 β_{SS} となる. RT の起点 α_{ST} は5とし, RS の起点 α_{SS} は,区間長 n が大きくなる と求められる R/S 統計量が少なくなることから,最低 3 点が求められる n = N/3 と設定した. また,範囲長 β_{ST} , β_{SS} は求められる傾きの精度に影響するため調整が必要と なるが,本研究では経験的にそれぞれ 0.8 と設定した.

4.2 Knee Point による周期推定

周期 T の特徴となる KP は、導出範囲 RT, RS から求 められた各傾きを表す回帰直線の交点の n から求める.た だし、周期的時系列が重畳されていなくても RT, RS の傾 きに少しでも差異が生じた場合、KP が導出されてしまう ことがある.これを回避するため、周期的時系列が重畳さ れると SS が小さくなることから、SS に対して重畳判定 となるしきい値 γ を設定する.これを用いて、SS の値が しきい値 γ より小さくなったとき導出を行う制約条件を設 ける.また、KP の値が推定目標とした $10 \leq T \leq 1000$ の 範囲外となったとき、導出できなかったものとする.制約 条件を考慮した周期推定手順を以下に示す.

- (a) ST_{mode1} および SS_{mode2} を1つずつ選択する.
- (b) $SS_{mode2} \ge \gamma$ ならば, (a) に戻る.
- (c) KP 計算

(d) KP < 10, または KP > 1000 ならば, (a) に戻る.
(e) T = KP

mode1, mode2 はそれぞれ, {Sup, Avg, Inf} を表して おり, これらを用いたときに導出される *KP* の数は9 個 となる. それぞれの傾きより計算される *KP* を表 1 にま とめる. 例として, ST_{Sup} および SS_{Avg} から求められる交 点の $n \in KP_{SA}$ と表し,以下に計算例を示す.式(9) は, ST_{Sup} ,式(10) は SS_{Avg} の回帰直線を表し, KP_{SA} は式 (11) より求められる. ただし, C_{STS} , C_{SSA} は定数である.

	表 1	導出される	KP
Table 1	Knee Point	KP derived	by respective slopes.

	SS_{Sup}	SS_{Avg}	SS_{Inf}
$ST_{\rm Sup}$	$KP_{\rm SS}$	$KP_{\rm SA}$	$KP_{\rm SI}$
$ST_{\rm Avg}$	$KP_{\rm AS}$	KP_{AA}	$KP_{\rm AI}$
$ST_{\rm Inf}$	$KP_{\rm IS}$	KP_{IA}	$KP_{\rm II}$

 $\log\{\max(R_n/S_n)\} = ST_{\text{Sup}}\log(n) + C_{\text{STS}}$ (9)

$$\log\{\arg(R_n/S_n)\} = SS_{\text{Avg}}\log(n) + C_{\text{SSA}}$$
(10)

$$KP_{\rm SA} = \frac{C_{\rm STS} - C_{\rm SSA}}{SS_{\rm Avg} - ST_{\rm Sup}} \tag{11}$$

より精度の高い周期推定が可能となる *KP* の選定は, 5 章で行う.

5. シミュレーションによる性能評価

提案する R/S Pox レッグライン特性の性能評価として, 3 章で示した周期,振幅,デューティ比に対する傾き ST, SS を導出し検討を行った.さらに,シミュレーション時系 列および実環境から取得された長期的ポートスキャン攻撃 のトラフィック時系列に対する周期推定も行った.シミュ レーション時系列は図 3(d) に基づいた FGN に矩形波に よる周期的時系列を重畳させたものを使用した.

5.1 周期的特徴に対する傾き

5.1.1 周期特性

周期*T*に対する傾き*ST*, *SS*をそれぞれ図**7**(a),図7(b) に示す.

結果より, ST において ST_{Sup} は 20 < T ≤ 1000 のとき, 安定して約 1.0 の値を保っている. ST_{Avg} および ST_{Inf} は T = 30 のとき最大値をとり, その後 T が増加するにつれ て,値が低下している. 特に ST_{Avg} は, T = 100 以降,定 常状態とほぼ同じ値に戻っている. ここから, ST_{Sup} はど んな周期 T に対しても安定した周期的時系列の検知ができ ると推測できる. また, ST_{Avg} は, T > 100 となる周期性 には反応せず定常状態の特性を表していると推測できる.

SSでは、どの傾きも $20 \le T \le 800$ において 0.3 以下の 値となり、水平方向に傾く特徴をとらえることができた. ただし、T が 1,000 近辺になると傾きが元に戻るようにな る.これは、RS の導出範囲設定に起因するものであり、 β_{SS} の調整により修正が可能と考えられる.

5.1.2 振幅特性

周期 $T \ge 50$, 100, 500 と設定したときの振幅 P に対す る傾き ST, $SS \ge 28$ に示す. ST においては,周期 T に よる値の変動はあるものの,振幅 P > 10 ではすべての傾 きにほとんど変化が見られなくなる.つまり,定常状態に 対してある程度の大きさの P であれば,観測時系列内で振 幅変動があっても,安定した値を呈すると推測できる.ま た,周期特性と同様に ST_{Sup} は約 1.0 の値を保っているこ



図 7 周期 T に対する傾き

Fig. 7 Slope vs. period T of simulation time series.



Fig. 8 Slope vs. amplitude P of simulation time series.

とから,ここでも検知指標としての有効性が推測される. SS においては、各傾きとも Pの増加にともない値が小 さくなり、徐々に水平方向に傾く傾向が観測された.ただ し、振幅が $1 \le P \le 10$ と比較的小さい場合、その傾きは 周期 T の影響が大きいことも観測できた.



Fig. 9 Slope vs. duty ratio D of simulation time series.

5.1.3 デューティ比特性

周期*T*を50,100,500と設定したときのデューティ比 *D*に対する傾き*ST*,*SS*を図9に示す.

ST および SS のどちらの場合においても, D = 0.5に おいてそれぞれ最大値および最小値をとることが観測され た.このときの値が周期的時系列の特徴を最もとらえた値 と推測される.この値が安定して観測できる D の範囲は, 周期 T の値に応じて変化することが分かる.ST_{Sup} に着目 してみると, T = 50ではおおよそ 0.4 < D < 0.6, T = 100では 0.2 < D < 0.8, T = 500 では 0.04 < D < 0.96 で安 定している.それぞれの T における安定状態開始点の D からパルス幅 τ 計算してみる.

$$\tau = D \times T$$

= 0.4 × 50 = 0.2 × 100 = 0.04 × 500
= 20 (12)

すべての*T*において、パルス幅 $\tau = 20$ が得られた.つまり、今回のシミュレーションにおいて、*ST*_{Sup}はパルス幅 $20 \le \tau \le T - 20$ の周期的時系列に対して安定して約1.0の値を示すことが分かった.

5.2 周期推定

5.2.1 シミュレーション時系列

シミュレーション時系列(FGN+矩形波)を用いて周期 を $10 \le T \le 1000$ と変化させたときの周期推定法から導出 された *KP* を図 **10** に示す. *SS* のしきい値 γ は 0.3 とし



図 10 周期 T に対する KP Fig. 10 Knee Point KP vs. period T of simulation time series.

た. 図 10 (a) は, 導出範囲 RT において傾き ST_{Sup} を選択 したとき, RS の傾き { SS_{Sup} , SS_{Avg} , SS_{Inf} } から導出さ れる { KP_{SS} , KP_{SA} , KP_{SI} }, 図 10 (b) は, 傾き ST_{Avg} を 選択したときに RS の傾き { SS_{Sup} , SS_{Avg} , SS_{Inf} } から導 出される { KP_{AS} , KP_{AA} , KP_{AI} }, 図 10 (c) は, 傾き ST_{Inf} を選択したときに RS の傾き { SS_{Sup} , SS_{Avg} , SS_{Inf} } から 導出される { KP_{IS} , KP_{IA} , KP_{II} } を示している. グラフ の対角線にある灰色の破線は,理想直線を表す. プロット 点の存在しない T は, 提案周期推定手法の制約条件によっ て導出されなかったものである.

結果より、導出範囲 RT において傾き ST_{Sup} を選択した 場合、他に比べ、RS のどの傾きにおいても理想直線に近

表 2 ポートスキャン攻撃の詳細

Table 2	Summary	of the	port	scan	attack.
TODIO T	Summery	01 0110	POLU	DOGHI	autout.

	Scan 1	Scan 2	Scan 3
計測日	2008/08/26	2008/08/27	2008/08/30
宛先ポート	4899	80	23
周期 T	約 150	約 300	約 50
パルス幅 τ	約 10~20	約 200	約 20
振幅 <i>P</i>	約 15	約 30~90	約 5



似した形となり良好な周期推定が行われている.ただし, Tが小さい場合は KP_{SS} が良好な結果を示し,T = 100前 後では KP_{SA} ,Tが大きい場合は KP_{SI} とそれぞれ有効な 範囲があることが示された.T < 20においてKPが導出 されなかった原因は,5.1.1項で示したように RT, RS の 導出範囲によるものと推測される.

5.2.2 実環境からのトラフィック時系列

実環境から計測されたトラフィック時系列に対する適用 として、長期的ポートスキャン攻撃が含まれたトラフィッ ク時系列を用いた周期推定を試みた.長期的ポートスキャ ン攻撃とは、ポートスキャンに使用する調査パケットを短 時間で大量に送信せずに、時間間隔をおいて間欠的に少量 の調査パケットを送信することで検知しにくくする攻撃で ある.間欠的に送信されるため周期的時系列の特徴を有し ており、本手法によって攻撃検知、ならびに周期推定が可 能な観測対象と考えられる.

周期推定に用いたポートスキャン攻撃の詳細を表 2 に, そのときの時系列 X_t のグラフを図 11 に示す.トラフィッ クデータは秋田大学キャンパスネットワークの対外接続 ポートから tcpdump を用いて取得されたパケットデータ で,学外から到着した TCP SYN パケットのみをカウント

表 3 周期推定結果 Table 3 Result of period estimation.

	Scan 1	Scan 2	Scan 3
$KP_{\rm SS}$	129	299	64
$KP_{\rm SA}$	108	194	46
$KP_{\rm SI}$	86	114	32

したものである. この時系列 X_t には,攻撃トラフィック 以外にも正常な通信で発生した TCP SYN パケットも含ま れる. 計測単位時間 Δt は 0.02 s,時系列 X_t のサイズ Nは 3,000 点,つまり解析に用いたデータは 60 s 間に計測さ れたものである.表 2 の周期 T は,それぞれの攻撃にお ける周期パルス間の間隔時間の平均値から求めた実測周期 である.

提案手法による周期推定結果を表3に示す.導出範囲 RTの傾きは、前項で示したように安定した値をとる ST_{Sup} を利用してKPを3点導出した.結果より、すべてのス キャン攻撃に対して、 KP_{SS} 、 KP_{SA} 、 KP_{SI} のうち表2に 示した実測周期の値により近い値を示したのは KP_{SS} で あった.また、Scan1のようにパルス幅 τ の変動、Scan2 のように振幅Pの変動がランダムに発生している場合で も、良好な周期推定が行われた.ここから、提案する周期 推定法はパルス幅、振幅の変動に対しロバストな手法であ ると推測できる.

6. まとめ

本研究では、まず、ハーストパラメータ H の推定に用い られていた R/S 解析法の未計算部分の存在を指摘し、反転 時系列を適用することで、直近で発生した事象が解析に反 映させることを示した.これより、より高い即応性、実時 間解析への適用が期待できる.

さらに、R/S Pox Diagram に現れる周期的時系列の特 徴に着目し、これを定量化する R/S Pox レッグライン特 性を提案した.ここで示した導出範囲 RT, RS の傾きは、 周期的時系列の重畳に対して顕著な変化を示すことから、 事象変化の検知指標として期待できる.また、プロット形 状の折れ曲がるポイントが明確に周期を示すことを利用し た周期推定法も提案し、パケットトラフィックを想定した シミュレーション時系列ならびに実環境から実測された長 期的ポートスキャン攻撃トラフィック時系列に対して検証 を行った.この結果より、Thigh 部分の上限点群スロープ *ST*_{Sup} と Shin 部分の上限点群スロープ *SS*_{Sup} から求めら れる Knee Point *KP*_{SS} を用いた場合、良好な周期推定が 行えることを示した.

今後は,導出範囲の調整による周期推定の精度向上の実現,ならびに事象の経時変化に対する特徴量の時間特性の 明確化により,本特性を利用した長期的スキャン攻撃の検 知手法について研究を進める. 謝辞 本研究の一部は科研費(23500077)および東北大 学電気通信研究所における共同プロジェクト研究 H22/A14 の助成を受けたものである.

参考文献

- Leland, W.E., Taqqu, M.S., Willinger, W. and Wilson, D.V.: On the Self -Similar Nature of Ethernet Traffic, *Computer Communications Review*, Vol.23, No.4, pp.183–193 (1993).
- [2] 住田義明,大崎博之,村田正幸,宮原秀夫:上位層プロトコルがネットワークトラヒックの自己相似性に与える影響,電子情報通信学会論文誌 B, Vol.J82-B, No.6, pp.1126–1137 (1999).
- [3] 土井博生,松田崇弘,山本 幹:TCP ふくそう制御がト ラヒックのマルチフラクタル性に与える影響,電子情報通 信学会論文誌 B, Vol.J88-B, No.6, pp.1029–1037 (2005).
- [4] Fukuda, K., Takayasu, M. and Takayasu, H.: A cause of self-similarity in TCP traffic, *International Journal* of Communication Systems, Vol.18, No.6, pp.603–617 (2005).
- [5] 上田浩,奈須野裕,岩谷幸雄,木下哲男:確率過程によるLANトラヒックのモデル化における一考察,情報処理 学会論文誌:数理モデルと応用,Vol.48, No.SIG 2 (TOM 16), pp.167–174 (2007).
- [6] Li, M.: Change trend of averaged Hurst parameter of traffic under DDOS flood Attacks, *Computers & Security*, Vol.25, No.3, pp.213–220 (2006).
- [7] Hurst, H.E.: A suggested statistical model of some time series which occur in nature, *Nature*, Vol.180, No.494 (1957).
- [8] Mandelbrot, B.B. and Wallis, J.R.: Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long-Run Statistical Dependence, *Water Res.*, Vol.5, No.5, pp.967–988 (1969).
- [9] Beran, J., Sherman, R., Taqqu, M.S. and Willinger, W.: Long-Range Dependence in Variable-Bit Rate Video Traffic, *IEEE Trans. Comm.*, Vol.43, No.2/3/4, pp.1566-1579 (1995).
- [10] Taqqu, M.S., Teverovsky, V. and Willinger, W.: Estimators for long-range dependence an empirical study, *Fractals*, Vol.3, No.4, pp.785–798 (1995).
- [11] Igarashi, R., Ono, S., Takahashi, A., Iwaya, Y. and Sakata, M.: Some Features of Network Traffic Depending on Protocols, *Proc. ICMR 2005*, pp.426–431 (2005).
- [12] Dang, T. and Molnar, S.: On the Effects of Non-Stationarity in Long-Range Dependence Tests, *Periodica Polytechnica, Ser. El.*, Vol.43, No.4, pp.227–250 (1999).
- [13] 松葉育雄:非線形時系列解析, pp.83-91, 朝倉書店, 東京 (2000).
- [14] Takahashi, A., Igarasjo, R., Ueda, H., Iwaya, Y. and Kinoshita, T.: Network Anomaly Detection Based on R/S Pox Diagram, *International Journal of the Society* of Materials Engineering for Resources, Vol.17, No.2, pp.186–192 (2010).
- [15] 三鑰達真,吉田和幸:長期的スキャンニングを対象としたスキャン攻撃検知システム,電子情報通信学会技術研究報告, Vol.107, No.449, pp.39-44 (2008).

推薦文

研究会にて関連研究の発表があり興味深く,また手法の 有効性は広く論じられるべきであると考えられる.ページ 数が6ページと不足しているが、体裁を整えたうえで投稿 されるならば本研究会として推薦を行うものとする. (FIT2012 第 11 回情報科学技術フォーラム プログラム委員長 橋田浩一)



高橋 秋典 (正会員)

1991年秋田大学鉱山学部電子工学科卒 業.同年秋田大学鉱山学部助手.1996 年東京大学工学部文部省内地研究員. 2007年秋田大学工学資源学部助教. ネットワークトラフィック特性解析, トラフィック可視化等の研究に従事.

電子情報通信学会, 電気学会, 日本素材物性学会各会員.



五十嵐隆治 (正会員)

1974 年秋田大学鉱山学部電気工学科 卒業.1974 年アキタ電子株式会社. 1975 年秋田大学鉱山学部助手.1986 年工学博士(北海道大学).1987 年 LBL:アメリカ合衆国ローレンス・バー クレー国立研究所客員研究員.1987 年

秋田大学講師. 1995 年秋田大学助教授. 2011 年秋田大学 工学資源学部教授. ネットワークトラフィックの実測と確 率過程による解析等の研究に従事. 電気学会, 電子情報通 信学会, 応用物理学会, 計測自動制御学会, IEEE, 放電学 会, 応用物理学放射線分科会, 日本素材物性学会各会員.



上田浩 (正会員)

2004 年豊橋技術科学大学大学院博士 後期課程修了.同年東北大学電気通 信研究所博士研究員.2006 年群馬大 学総合情報メディアセンター助教授. 2011 年京都大学学術情報メディアセ ンター准教授.博士(工学).確率過

程モデル, HIV と免疫系の相互作用モデル, 生態系の数理 モデル等の研究に従事. 電子情報通信学会, 日本数理生物 学会各会員.



岩谷 幸雄 (正会員)

1993年東北大学大学院修士課程修了. 同年秋田大学鉱山学部助手.2000年 秋田大学工学資源学部講師.2002年 東北大学電気通信研究所助教授.2012 年東北学院大学工学部教授.博士(情 報科学).ネットワークの知的管理手

法,音空間知覚過程の解明とその応用等に従事.FIT2003 論文賞,FIT2005 船井ベストペーパー賞等受賞.電子情 報通信学会,日本音響学会,日本VR学会,米音響学会各 会員.



木下 哲男 (フェロー)

1979年東北大学大学院修士課程修了. 同年沖電気工業(株)入社.1996年 東北大学電気通信研究所助教授,2001 年同大学情報シナジーセンター教授, 現在,同大学電気通信研究所教授.知 識工学,エージェント工学,エージェ

ント応用システム等の研究開発に従事.情報処理学会平成 元年度研究賞,同平成8年度論文賞,電子情報通信学会平 成13年度業績賞等受賞.工学博士.電子情報通信学会,人 工知能学会,IEEE,ACM,AAAI各会員.