測度変換型品質計測技術における 試験パケット送出規則と計測誤差の考察

渡部 康平 本間 裕大 会田 雅樹

† 首都大学東京大学院 システムデザイン研究科 〒 191-0065 東京都日野市旭が丘 6-6 E-mail: †{watabe-kouhei,yudai,maida}@sd.tmu.ac.jp

あらまし 測度変換型品質計測技術 (CoMPACT monitor) はフロー毎の詳細なサービス品質 (QoS) を取得する技術である。active 計測により取得した片道遅延データに passive 計測のデータを用いた簡単な変換を施すことにより個別フローの片道遅延を得るため,スケーラブルな計測を実現する。近年の研究で報告された active 計測の精度を向上する試験パケット送出法は,CoMPACT monitor と組み合わせることにより CoMACT monitor 全体の推定精度が向上を期待できる。しかし,この研究は QoS の空間平均を推定する場合の精度向上を保証するものであり,時間平均を推定する CoMPACT monitor に対する適用可能性は慎重に議論を進めなければならない。本稿では,この試験パケット送出法と CoMPACT monitor の組み合わせが良好であることを実証し,その精度向上のメカニズムについて考察する。キーワード CoMPACT monitor,測度変換,ガンマ分布,QoS 計測

A Study on the Probing Method and Accuracy for CoMPACT Monitor

Kohei WATABE[†], Yudai HONMA[†], and Masaki AIDA[†]

† Graduate School of System Design, Tokyo Metropolitan University 6–6, Asahigaoka, Hino-shi 191-0065, Japan E-mail: †{watabe-kouhei,yudai,maida}@sd.tmu.ac.jp

Abstract CoMPACT monitor is technique to measure detailed per-flow quality of service (QoS). It achieves scalable measurement since QoS data obtained by active measurement is transformed to QoS of individual flow. New probing method of active measurement proposed in recent study has the possibility of improving CoMPACT monitor's accuracy. However, because this research guarantees the accuracy improvement when we estimate the ensemble mean of QoS, we should carefully discuss the application to the CoMPACT monitor that estimate time average. In this paper, we prove the combination of this new probing method and CoMPACT monitor is good.

Key words Compact monitor, change-of-measure, Gamma distribution, QoS measurement

1. まえがき

インターネットはその普及に伴い、社会インフラとして重要な役割を担うようになってきている。近年増加する IP 電話や動画配信を含め、多様なアプリケーションによって提供される新しいサービスが登場し、そこから発生するトラヒックの特性も多様化している。同時に、これらのアプリケーションによって要求されるサービス品質 (Quality of Service; QoS) は従来の E-mail や Web 閲覧と異なり、その基準もアプリケーション毎に多様化しているといえる。

QoS 基準の多様化に対応するためには、ユーザ毎、アプリケーション毎、契約組織毎といったフロー毎の詳細な QoS の計測が

重要となる. 特に, フロー毎の QoS 計測は, プロバイダと顧客間の QoS に関する取り決めである Service Level Agreements (SLAs) の高度化のためには必須となる技術である.

ネットワークの性能や QoS を評価する手法は、ネットワークの実トラヒックを計測する passive 計測と試験パケットを挿入して計測する active 計測に大別される.

passive 計測では、ルータなどネットワークの各点で通過するトラヒックをモニタリングすることによって品質を測定する. passive 計測は通常、トラヒック量、フローの片道遅延、往復遅延 (round-trip time; RTT)、呼損率などの測定に使われるが、実トラヒックをモニタリングしているため、原理的にはトラヒックに関するいかなる情報も取得可能である。観測点を通

過するトラヒック量のように1点でのモニタリングで計測が可能なものと、片道遅延のように2点でのモニタリングの結果をマッチングする必要があるものがある.

passive 計測はフロー毎の詳細な QoS を正確に計測することが可能であるが、大規模なネットワークに適用しようとした場合、流れるトラヒックは膨大な量となり、送信側と受信側のデータを一ヵ所に集積するのにもネットワークを利用するためネットワーク資源を浪費してしまう。同時にマッチングに要する処理時間が増大するため、スケーラビリティに欠ける。

一方、active 計測はネットワークに試験パケットを挿入し、試験パケットの QoS を計測する. 経路の片道遅延や、RTT、呼損率などが測定可能. エンドユーザでも簡単に計測可能であるという利点があるが、ここで計測するのは試験パケットフローが受けた QoS であり、各フローの受ける QoS の違いを全く考慮しておらず、フロー毎の QoS 情報を取得できてはいない.

著者らは active 計測と passive 計測,両者の欠点を補い各フロー毎の QoS をスケーラブルに計測する方法として測度変換型品質計測技術 (Change-of-Measure based Passive/Active monitoring; CoMPACT monitor) を提案してきた [1].

CoMPACT monitor とは、計測した単一フローの片道遅延を、そのフローと同一経路を流れる各フローのトラヒック量のデータを用いて変換することで、複数のフローの個別の片道遅延を取得する技術である。変換元となるフローは実装上はactive 計測の試験パケットフローを使用し、変換の際に使用するトラヒック量のデータは passive 計測によって取得する。トラヒック量の passive 計測は 1 点での観測で計測が可能で、マッチングを必要としないためスケーラビリティの問題は生じない.

同一経路を流れる全てのフローについてのフロー毎片道遅延を1 系列の試験パケットによる active 計測と簡単な passive 計測から個別かつ同時に計測できるため、active 計測と passive 計測双方の欠点を補完している.

active 試験パケットの送出間隔としては、PASTA (Poisson Arrivals See Time Averages) の特性に従いポアソン到着 (指数分布間隔) で送出することが適切であると信じられてきたが、近年の研究 [2] では、試験パケットがネットワークに与える影響が無視できる non-intrusive な状況を仮定すると、推定精度の点で指数分布よりも優れた分布が複数存在するとの報告をしている。さらに [2] では、試験パケットの送出間隔としてガンマ分布を採用するとで、パラメータを調節して最適に近い分布を選定できることを示している。

本研究ではこの示唆を受け、CoMPACT monitor についてガンマ分布間隔の試験パケット送出を実装する. [2] では試験パケットによって観測するネットワーク品質の過程を定常でエルゴード性が仮定できる確率過程と見なし、定常確率過程の平均を推定する際の推定精度向上を保証している. しかし、CoMPACT monitor ではサンプルパスの時間平均を推定するため計測対象が異なるため、試験パケット送出間隔としてガンマ分布を採用することが CoMPACT monitor についても有効であるかは確認が必要である.

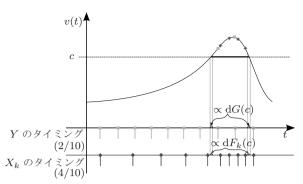


図 1 経験分布と到着タイミングの関係

2. CoMPACT monitor 概要

CoMPACT monitor は試験パケットのタイミングで観測したネットワークの片道遅延の観測値を、計測対象フローのタイミングでの測度に変換することによって計測対象フローが受ける片道遅延を推定する技術である。本節では、[1] に従い、CoMPACT monitor の原理を説明する.

今,注目するネットワークの状態を表す過程 (例えば,時刻 t に送出されたパケットが受ける片道遅延) を v(t) とし,v(t) をあるタイミング (例えば,ユーザ k のパケット送出のタイミング) で観測した際の値を確率変数 X_k とする.このとき, X_k が一定値 c を超える確率は

$$P(X_k > c) = \int 1_{\{x > c\}} dF_k(x) = E_{F_k}[1_{\{x > c\}}]$$

と表せる. ここで $F_k(x)$ は X_k の分布関数である.

 X_k が直接計測可能であれば、 $P(X_k > c)$ は計測回数 m を十分大きくすることで $\sum_{n=1}^m 1_{\{X_k(n)>c\}}/m$ のように推定することができる.ここで $X_k(n)$ $(n=1,2,\cdots,m)$ は X_k の n 番目の計測値である.

ここで、 X_k を直接観測することが困難であると仮定する. v(t) を X_k と独立な別のタイミング (例えば、試験パケット送出のタイミング) で観測した値を確率変数 Y とし、 X_k と Y の 関係を考える. 同じ過程 v(t) を観測していても、観測するタイミングによって観測値は異なる (図 1 参照). 双方の観測値 X_k,Y はそれぞれの分布関数 $F_k(x),G(y)$ によって特徴づけられ、 $P(X_k>c)$ は以下のように Y の測度に変換が可能である.

$$P(X_k > c) = \int 1_{\{x > c\}} dF_k(x)$$

$$= \int 1_{\{y > c\}} \frac{dF_k(y)}{dG(y)} dG(y) = E_G \left[1_{\{Y > c\}} \frac{dF_k(Y)}{dG(Y)} \right]$$

よって、 $P(X_k > c)$ は計測回数 m を十分大きくすることで次のように推定できる.

$$\frac{1}{m} \sum_{n=1}^{m} 1_{\{Y(n) > c\}} \frac{\mathrm{d}F_k(Y(n))}{\mathrm{d}G(Y(n))} \tag{1}$$

ここで Y(n) $(n=1,2,\cdots,m)$ は Y の n 番目の計測値である. この推定は $dF_k(Y(n))/dG(Y(n))$ さえ計測できれば, X_k の計測を必要としないことに注意する.これは,k で定まる特定のフローの片道遅延を,試験パケット列の片道遅延Y から同時

に推定可能であることを示している.

CoMPACT monitor は計測対象フローのパケットを流体近似することによって片道遅延について定式化される [1]. 時刻 $t \ge 0$ における計測対象フローのトラヒック量の過程を a(t) とし、計測対象の経路における片道仮想遅延を v(t) とする. これは時刻 T に送出されたしたパケットが受ける片道遅延が v(T) で与えられることを意味する. a(t),v(t) ともに非負の deterministic process であるとし、 $t \ge 0$ で右連続で左極限を持つとする. これらはトラヒック過程、片道仮想遅延過程のサンプルパスとして捉えることができる.

今,片道遅延の経験分布 $\pi(c)$ を計測することを考えると,計測対象となる量は計測対象フローの全トラヒック中,遅延が c を超えるトラヒックの割合であるから以下のように表せる.

$$\pi(c) = \lim_{t \to \infty} \frac{\int_0^t 1_{\{v(s) > c\}} a(s) ds}{\int_0^t a(s) ds}$$
 (2)

これはサンプリングによって以下の式で推定することができ, 強一致性を持つ(詳細については[1]を参照).

$$Z_m(c) = \frac{1}{m} \sum_{n=1}^{m} 1_{\{v(T_n) > c\}} \frac{a(T_n)}{\sum_{l=1}^{m} a(T_l)/m}$$
(3)

 T_n $(n=1,2,\cdots,m)$ は n 回目のサンプリング時刻である. サンプリングのタイミングは試験パケットの送出に対応し, $v(T_n)$ の観測に active 計測が, $a(T_n)$ の観測に passive 計測が使われる. この passive 計測は,送受信双方に計測器を設置してパケットのマッチングを行う遅延計測のための 2 点間 passive 計測に比べ非常に簡易に実施することが可能である.

(3) の $\sum_{n=1}^{m} 1_{\{v(T_n)>c\}}/m$ の部分は,遅延が c を超えるパケットを数える単純な active 計測だが,試験パケット送出時のトラヒック量によって決定する $a(T_n)/(\sum_{l=1}^{m} a(T_l)/m)$ によって重み付けがなされている.これは active 計測が対象経路について偏りなく計測する遅延の分布を,passive 計測によって計測する計測対象フローのトラヒックの集中具合によって計測対象フローが受ける遅延の分布に補正しているということを意味する.(3) における $a(T_n)/(\sum_{l=1}^{m} a(T_l)/m)$ は,(1) での $\mathrm{d}F_k(Y(n))/\mathrm{d}G(Y(n))$ に対応している.

3. 準最適な試験パケット送出間隔

active 計測の試験パケット送出のポリシーとしては、PASTA の特性に従い、ポアソン到着 (指数分布間隔) による試験パケット送出が広く使われてきた. しかし [3] では、試験パケットの影響が無視できるとする non-intrusive な状況を仮定でき、試験パケット送出過程が定常で mixing (混合的) であれば、以下の等式が成り立つことを証明し、この性質を NIMASTA (Non-Intrusive Mixing Arrivals See Time Averages) と名付けている.

$$\lim_{m \to \infty} \frac{1}{m} \sum_{n=1}^{m} f(Y(T_n)) = E[f(Y(0))] \quad \text{a.s}$$

ここで、f は任意の正の関数で、計測対象の確率過程 Y(t) に

は定常性とエルゴード性を仮定できる必要がある.

これは、試験パケットに対してその他フローのトラヒック量が非常に大きいなどといった non-intrusive な状況では、E[f(Y(0))] を推定可能な試験パケット送出過程がポアソン到着以外にも多数存在することを示している。実際にポアソン到着や一様分布間隔などを含む複数の過程での計測で右辺の値に収束することが確認されている[3]. mixing ではない送出過程の例としては、送出間隔を固定値とする場合などが挙げられる.

さらに [2] では、一定の仮定下で active 計測における試験パケットの送出間隔としてガンマ分布を採用することで、推定精度の点で最適に近い試験パケット送出過程を選定することができることを報告している。m 個の試験パケットによって観測対象の確率過程の期待値 $p=\mathrm{E}[Y(0)]$ を推定すると、推定値 \hat{p} は

$$\hat{p} = \frac{1}{m} \sum_{n=1}^{m} Y(T_n)$$
 (4)

となる. ここで、 \hat{p} の分散を書き出すと以下のようになる.

$$\operatorname{Var}[\hat{p}] = \frac{1}{m^2} \operatorname{Var}\left[\sum_{n=1}^m Y(T_n)\right]$$
$$= \frac{1}{m^2} \sum_{n=1}^m \operatorname{Var}[Y(T_n)] + \frac{2}{m^2} \sum_{n \neq l} \operatorname{Cov}\left(Y(T_n), Y(T_l)\right)$$
(5)

$$= \frac{1}{m} \text{Var}[Y(0)] + \frac{2}{m^2} \sum_{n \neq l} \int R(\tau) f_{|n-l|}(\tau) d\tau \quad (6)$$

 T_k の密度関数を f_k ,計測対象過程 Y(t) の自己共分散関数を $R(\tau) = \operatorname{Cov}(Y(t),Y(t-\tau))$ としている。3番目の等号は計測 対象過程 Y(t) と試験パケット送出過程の定常性から成り立つ。ここで $R(\tau)$ が凸であるという仮定すると,試験パケット送出間隔の平均を μ とするポリシーの中で,推定値 \hat{p} の分散を 最低にするのは試験パケット送出間隔を確定的に μ とした場合であることが証明できる ([2] 参照).推定値の分散の小ささは 推定精度に直結ため,推定値の分散についてのみ注目すれば,指数分布間隔をはじめとするあらゆる試験パケット送出のポリシーよりも,周期的な試験パケットの送信が優れている.

ただし、周期的な試験パケット送信過程は mixing ではなく、NIMASTA の特性の仮定を満たさないため、観測対象の過程の周期と試験パケット送出の周期が一致した場合に真の値に収束しないフェーズロック現象が発生する可能性がある。そのため、周期的な計測が全ての計測過程の中で最適であるとは言えない。

[2] では、従来から使われてきた指数分布間隔による計測と、分散の点で優れるが正確性に欠ける周期的計測の間のトレードオフを解決する計測ポリシーとしてガンマ分布間隔による試験パケットの送出を提案している。 試験パケットの送出間隔として使用する分布の密度関数 g(x) は以下の式で与えられる。

$$g(x) = \frac{x^{\beta - 1}}{\Gamma(\beta)} \left(\frac{\beta}{\mu}\right)^{\beta} e^{-x\beta/\mu} \qquad (x > 0)$$
 (7)

これは、ガンマ分布の形状母数を β 、尺度母数を μ/β とした形で、 β (>0) はパラメータ、 μ (>0) は平均である。ガンマ分布

の性質により、 $\beta = 1$ とすると指数分布に一致し、 $\beta \to \infty$ とすると $g(x) \to \delta(x-\mu)$ に弱収束して周期的な計測と一致する.

自己共分散関数 $R(\tau)$ が凸であるという仮定の下で、(7) の分布に従う間隔でサンプリングした (4) の推定値 \hat{p} の分散は、 β について単調減少となることが証明できる.これは、(6) の右辺第 2 項の共分散部がパラメータ β に伴って減少する効果による.前述のとおり、 $\beta \to \infty$ とすると周期的計測に一致するため、パラメータ β を大きくするほど最適である周期的計測に近い分散を獲得できる.周期的計測の欠点であったフェーズロック現象による正確性の欠如は、 β の値を適度に小さく取ることによって回避できる(ガンマ分布は mixing の条件をみたしている).つまり、適当な β を指定することによってトレードオフを解決し、順最適な試験パケット送出過程を得ることができる.

4. CoMAPCT monitor への適用

CoMPACT monitor に対して、前節で示したガンマ分布間隔の試験パケット送出の適用を考える。(4) と (3) を比較すると、CoMPACT monitor が観測している確率過程 Y(t) は、仮想片道遅延とトラヒック量のサンプルパス v(t)、a(t) に対応する確率過程 V(t)、A(t) を考えることで、以下のように表せる.

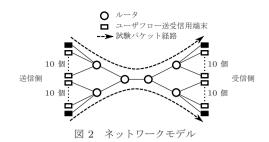
$$Y(t) = 1_{\{V(t) > c\}} \frac{A(t)}{E[A(t)]}$$
 (8)

この確率過程 Y(t) の自己共分散関数 $R(\tau)$ が凸であることが確認されれば, [2] の理論を適用し、ガンマ分布間隔の試験パケット送出による推定精度の向上を理論的に保証できる.

自己共分散関数の凸性については,[2] の中で単純な仮想遅延過程と呼損過程については検証されている。しかし,(8) の CoMPACT monitor が観測する過程 Y(t) は特定のフローのトラヒック過程 A(t) で重みづけられた過程であり,ネットワーク内の全てのフローの影響を受ける遅延過程や呼損過程とは明らかに特性が異なるため,新たに確認が必要である。私たちは第 5 節で Y(t) についても自己共分散関数が凸であるという仮定が適当であることをシミュレーションによって示す。

第 2 節で述べたとおり、CoMPACT monitor では定常性もエルゴード性も仮定せず、仮想片道遅延およびトラヒック量のサンプルパスを v(t), a(t) として、(2) で与えられる経験分布を推定する。しかし、[2] の理論は観測対象の過程 Y(t) を定常確率過程と見なし、Y(t) および T_n の確率的変動に伴う推定値 $\sum_{n=1}^m Y(T_n)/m$ のばらつきが小さくなることを保証するものあった。CoMPACT monitor が推定するのは特定フローが実際に経験した遅延であり、Y(t) のサンプルパス y(t) を観測すると考えた方が適切である。

よって、CoMPACT monitor においては観測対象の過程 Y(t) の変動による推定値のばらつきよりもむしろ、特定のサンプルパスに対するサンプリングのタイミング T_n の変動による推定値のばらつきが小さいことが望ましい。つまり、CoMAPCT monitor の精度向上のために減少が求められる分散は、(5) と対応して以下の式で与えられる。



$$Var[\hat{p}] = \frac{1}{m^2} \sum_{n=1}^{m} Var[y(T_n)] + \frac{1}{m^2} \sum_{n \neq l} Cov(y(T_n), y(T_l))$$
(9)

Y(t) の自己共分散関数が凸であれば、試験パケット間隔が周期的に近づくにつれて (9) の右辺第 2 項に減少傾向があると考えてよい。また、(7) の分布で与えられる試験パケット間隔の分散は μ^2/β となり、パラメータ β の上昇に伴って小さくなる。そのため、各観測値 $y(T_n)$ の値はばらつきにくなり (9) の右辺第 1 項についてもパラメータ β に伴う減少が期待できる。第 5 節では、試験パケット送出間隔として使うガンマ分布を採用することで、 T_n の変化による推定値のばらつきもパラメータに伴って減少するというシミュレーション結果を示す。

5. 順最適な試験パケット送出間隔による効果

ガンマ分布間隔による試験パケット送出が CoMPACT monitor についても有効であるか確認するためにシミュレーション を実施した. 図 2 は使用したネットワークモデルである.

ユーザフロー送受信用端末として 20 対を用意し、対応する端末に向けて転送を行う。ユーザフローは表 1 に示す各 5 本ずつ 4 種類に分けられ、対応する分布とレートにより ON/OFF の 区間長と ON 区間内に発生するトラヒックが決定する ON-OFF 過程であるとした。試験パケット列は表 2 に示す 5 種類とし、送出間隔の平均はいずれも 0.5 s とした。各タイプを図 2 に示す 2 経路にそれぞれ 300 系列ずつ 1500 本流した。推定は 1 系列の試験パケット列で可能だが、誤差棒の表示と推定値の分散の分析のために多数の試験パケット列を用意している。表 2 の指数分布と周期的については、対応するガンマ分布のパラメータが挙げられていることに注意する。

転送は UDP によって行われ、ユーザフローのパケットサイズは 1500 バイト、試験パケットのパケットサイズは 64 バイトとした. リンク帯域は全て 64 Mbps としており、中央のコアルータ間のリンクがボトルネックとなっているため、主に送信側のコアルータでパケットが待たされることにより遅延が生じる. ただし、バッファは十分に用意されており呼損は生じない.

シミュレーション時間は 500 s とし、試験パケット 1 系列が与える影響はバイトベースで約 0.00197% となり、十分に non-intrusive な状況 (試験パケットの影響が無視できる) と言える. passive 計測部においては試験パケット到着時点の前後 20 ms に到着するユーザパケットをカウントしてトラヒック量とした.

観測対象を確率過程と捉えた場合の推定精度の向上を保証するために、(8)で示される自己共分散関数の凸性を確認する.フ

表 1 ユーザフロータイプ

タイプ	フロー ID	平均 ON/OFF	ON/OFF 区間分布	形状 母数	ON 区間 レート
タイプ 1	#1-5	10s/5s	指数分布	-	6 Mbps
タイプ 2	#6-10	5s/10s	指数分布	-	6 Mbps
タイプ 3	#11-15	5s/10s	パレート分布	1.5	9 Mbps
タイプ 4	#16-20	1s/19s	パレート分布	1.5	9 Mbps

表 2 試験パケットタイプ

衣 2	武器 イングライク	/
送信間隔分布	ガンマ分布パラメータ	分布平均
指数分布	$(\beta = 1)$	0.5 s
ガンマ分布	$\beta = 5$	$0.5 \mathrm{\ s}$
ガンマ分布	$\beta = 25$	$0.5 \mathrm{\ s}$
ガンマ分布	$\beta = 125$	$0.5 \mathrm{\ s}$
周期的	$(\beta \to \infty)$	0.5 s

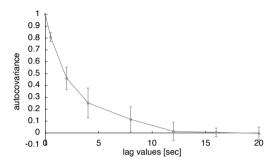


図 3 フロー ID#1 についての自己共分散関数

ロー ID#1 の (標準化された) 自己共分散関数を c=0.1 s についてプロットしたものを図 3 に示す。グラフには 10 回の実験による 95%信頼区間を表示している。グラフから自己共分散関数は下に凸となる傾向があることが確認できる。他にタイプ 2, 3 および 4 のユーザフローについても同じように自己共分散関数を確認したが、いずれも凸の傾向を示した。

観測対象を確率過程として捉えた場合の自己共分散関数の凸性が確認できたため、サンプルパスの時間平均の推定の議論に入る。まず、CoMPACT monitor にガンマ分布間隔の試験パケット送出を用いて片道遅延の経験分布を推定した場合でも真の値が適切に推定できることを示す。前述のシミュレーションモデルを用いて、(3) で与えられるユーザフローの片道遅延の補分布を CoMPACT monitor で推定する。今、v(t), a(t) ともにサンプルパスとして与えられていることに注意する。

図 4 から図 6 に,フロー ID#1 のパケットが経験した片道 遅延の補分布をパラメータ $\beta=1,25$ および $\beta\to\infty$ の試験パケットでそれぞれ推定した結果を示す. 横軸の遅延は (2) でのc に相当することに注意する. 比較のため,active 計測による推定結果も同時にプロットし,推定結果については 95%信頼区間もあわせて表示してある.

CoMPACT monitor の推定結果は、いずれのパラメータについても真の経験分布の値を適切に推定できており、推定結果の優劣も付けられない。タイプ 1 以外のフローについても確認するため、各タイプからフロー ID#6、#11、および#16 について補分布の推定を行ったが、同様の結果が得られた。

次に試験パケット送出間隔に使用するガンマ分布のパラメータに伴う,推定値の分散の挙動を検証する.ここでいう分散は,特定フローの経験した遅延を複数の試験パケット列で推定した場合の推定値の分散を意味しており,サンプルパスに対する観

測のタイミングによって生じるばらつきであることに注意する.

ガンマ分布のパラメータ β 毎に標準偏差を比較する。図 7 と図 8 は図 4 から図 6 で示した補分布の推定の各推定点における標準偏差をプロットしたものである。また、誤差棒は試験パケット 30 系列から算出した標準偏差をひとつのデータと見なした場合の 95%信頼区間を表示している。

パラメータが $\beta=1$ から $\beta=125$ まで上昇するにつれ,標準偏差が減少している. $\beta\to\infty$ に相当する周期的計測では時折, $\beta=125$ や $\beta=25$ の結果を超えることがあるが,これは [2] の中で指摘されたフェーズロック現象の表れと見られる.

試験パケット送出間隔に使用するガンマ分布のパラメータを 適度に大きな値に設定することで、サンプルパスに対する観測 のタイミングによる推定値のばらつきについても精度の向上が 可能であることが分かった。

6. 周期的計測の分散の上限値

前節では、シミュレーションによってガンマ分布のパラメータ β の上昇に伴う推定値の分散の減少を示したが、ここでは $\beta \to \infty$ の周期的な計測について分散の上限値が従来から使われてきた指数分布の分散よりも小さいことを理論的に示す.

まず、推定値の分散を理論的に扱うために、トラヒック過程 a(t) を ON-OFF 過程として理想化を行う。トラヒック過程 a(t) をフローの ON 区間で α 、OFF 区間では 0 の 2 状態しかないとすると、推定値 \hat{p} は以下のように表せる.

$$\hat{p} = \frac{1}{m} \sum_{n=1}^{m} 1_{\{v(T_n) > c\}} \frac{a(T_n)}{\sum_{l=1}^{m} a(T_l)/m}$$

$$= \sum_{n=1}^{m} 1_{\{v(T_n) > c\}} \frac{\alpha \cdot 1_{\{a(T_n) > 0\}}}{\sum_{l=1}^{m} \alpha \cdot 1_{\{a(T_l) > 0\}}}$$

$$= \frac{\sum_{n=1}^{m} 1_{\{v(T_n) > c \land a(T_n) > 0\}}}{\sum_{l=1}^{m} 1_{\{a(T_l) > 0\}}}$$
(10)

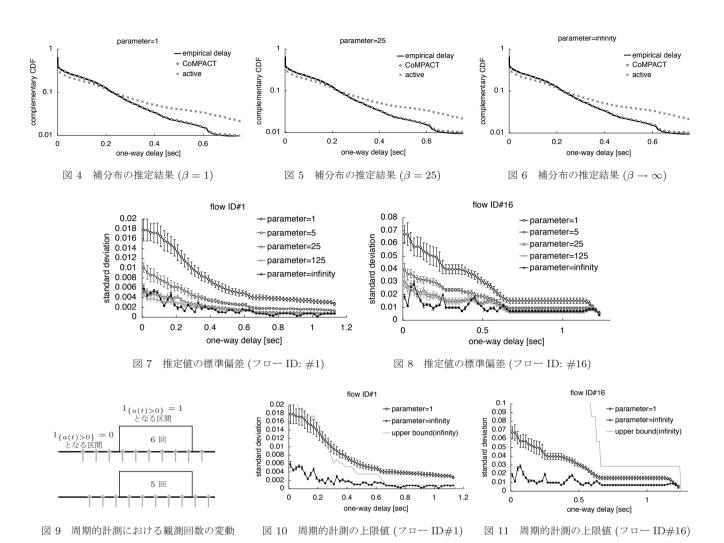
この仮定は UDP のフローに対しては妥当であると考えられる. ここで、周期的計測における (10) の変化の幅を考える. 過程 $1_{\{v(t)>c\wedge a(t)>0\}}$ および $1_{\{a(t)>0\}}$ は 0 と 1 の 2 値のみを取る過程であり、1 を取る区間と 0 を取る区間に分けることができる. これらの過程を周期的計測によって観測した場合、ひとつの 1 を取る区間中での観測回数は最も大きい場合と最も小さい場合の差が高々1 回である (図 9 参照). $1_{\{a(t)>0\}}$ が 1 となる区間の 個数を k_1 、平均を q、 $1_{\{v(t)>c\wedge a(t)>0\}}$ が 1 となる区間の個数 k_2 とすると、(10) の最大の変化幅 Δ は次のように表せる.

$$\Delta = \frac{k_2}{mq - k_1} \tag{11}$$

変化の幅が Δ となる分布の中で分散を最大にする分布は最小値または最大値の 2 値を確率 1/2 で取る分布なので,周期的計測における推定値 \hat{p} の分散の上限値は以下のようになる.

$$\operatorname{Var}[\hat{p}] \le \left(\frac{\Delta}{2}\right)^2 = \frac{k_2^2}{4(mq - k_1)^2}$$
 (12)

シミュレーションでの k_1, k_2 および q を調べ,図 7 と図 8 に示した推定値の標準偏差のグラフに周期的計測の上限をプロッ



トしたものを図 10 と図 11 に示す. グラフには、指数分布間隔 $(\beta = 1)$ と周期的計測 $(\beta \to \infty)$ のみを表示している.

図 10 について、興味のある (遅延の大きい) 領域で指数分布間隔の計測結果よりも周期的計測の上限値が下回っている. この結果により、従来方式である指数分布間隔の計測よりも周期的計測が分散の点で確実に優れることが保証される. また, フロー ID#6 および#11 についても、同様の結果が確認できた.

図 11 では上限値が指数分布間隔の計測結果を大きく上回っているが、これはフローの特性と上限値を与える (12) の特性によるものである. フロー ID#16 のフローは表 1 に示すとおり、トラヒックが流れる ON 区間の割合が極端に低い. これにより (11) の分母は小さくなり、全体の変化幅は大きくなってしまう. そのため、(12) では上限値を小さく押さえることができない.

7. ま と め

試験パケットの影響が無視できるほど小さいとする non-intrusive な状況が仮定できる条件下では、CoMPACT monitorで片道遅延の経験分布を推定した場合についてもガンマ分布間隔による試験パケット送出で推定精度が向上することが確認された. これは、[2] で提案されたガンマ分布間隔による試験パケット送出が、サンプルパスを観測する CoMPACT monitor についても有効であることを意味する. また、CoMPACT monitor

の観測する過程についても自己共分散関数の凸性が確認できた. これは観測対象を確率過程と捉えた場合の推定精度の向上を保証すると同時に, サンプルパスを観測する場合の推定精度の向上にも貢献していると考えられる.

試験パケット送出間隔として使用するガンマ分布のパラメータ β の値決定に関しては、本研究ではいかなる示唆も与えていない. よって、適当な β の値の決定については今後何らかの方策を考えなければならない.

謝 辞

本研究の一部は、日本学術振興会 科学研究費補助金 基盤研究 (B)21300027 より研究費の援助を受けて実施したものです.

文 献

- M. Aida, N. Miyoshi and K. Ishibashi, "A change-of-measure approach to per-flow delay measurement systems combining passive and active methods: On the mathematical formulation of CoMPACT monitor," IEEE Transactions on Information Theory, vol. 54, no. 11, pp. 4966-4979, Nov. 2008.
- [2] F. Baccelli, S. Machiraju, D. Veitch, and J. Bolot, "On optimal probing for delay and loss measurement," in Proc. Int. Measurement Conf. '07, San Diego, CA, Oct. 2007, pp. 291–302
- [3] F. Baccelli, S. Machiraju, D. Veitch, and J. Bolot, "The role of PASTA in Network Mesurement," in Proc. ACM SIGCOMM 2006, Pisa, Italy, Sep. 2006, pp. 231–242.