

測度変換を利用したユーザパケットロス率推定法

石橋 圭介[†] 会田 雅樹[†] 栗林 伸一[†]

[†] 日本電信電話株式会社 NTT 情報流通プラットフォーム研究所
〒 180-8585 東京都武蔵野市緑町 3-9-11

E-mail: †{ishibashi.keisuke,aida.masaki,kuribayashi.shinichi}@lab.ntt.co.jp

あらまし 測度変換型測定のパケット損失率測定への応用について報告する。パケット損失は通常稀現象であるため、損失率をアクティブ測定によって精度良く求めるには多量の測定パケットが必要となる。本稿では、事前に測定したパケットの遅延と損失率との相関情報と、測定パケットの遅延情報とを用いて、少数の測定パケットで時間平均損失率を高精度に推定する方法、および同方法によって得られた時間平均ロス率を測度変換を用いてユーザパケットロス率に変換する方法を提案する。また、これらの推定方法をシミュレーションにより検証する。

キーワード ロス率, アクティブ測定, パッシブ測定, 測度変換

Estimation of Packet-Loss Ratio using Change-of-Measure

Keisuke ISHIBASHI[†], Masaki AIDA[†], and Shin-ichi KURIBAYASHI[†]

[†] NTT Information Sharing Platform Labs, NTT Corporation
3-9-11, Midori-cho, Musashino-shi, 180-8585 Japan

E-mail: †{ishibashi.keisuke,aida.masaki,kuribayashi.shinichi}@lab.ntt.co.jp

Abstract We have proposed a performance measurement method which combines active and passive measurement and applied it to packet-delay estimation. In this paper, we apply this method to loss-ratio estimation. Because packet loss rarely occurs in current networks, its measurement usually requires a huge number of probe packets, which imposes a non-negligible load on the networks. In our proposed method, the correlation between delay and loss is measured in advance, and at the time of measurement, the time-averaged loss ratio is estimated from the delay of probe packets using the correlation. We also apply our change-of-measure based method to estimate the loss ratio for user packets using the time-averaged loss ratio. Simulations show that our method can estimate the loss ratio for user packets with high accuracy compared with the simple active measurement method.

Key words Loss ratio, Active measurement, Passive measurement, Change-of-Measure

1. はじめに

近年 IP 網において、動画像や VoIP 等のストリーミング系アプリケーションが提供されるようになってきているが、ストリーミングアプリケーションはパケットロス率に特に敏感である。また、TCP アプリケーションのスループットは主に往復遅延、最大ウィンドウサイズ、ロス率によって決定されるが、遅延帯域積が大きい環境では、特にロス率がスループットに大きく影響する [1]。従って、これらのアプリケーションのサービスレベルマネジメント (SLM) のためには高精度のロス率測定が必須である。SLM に利用する場合、ネットワーク性能としての定常的ロス率だけでなく、時間変動するロス率のある特定時間におけるロス率 (サンプル値としてロス率) も把握する必要があり、したがって短時間のロス率測定が必要とある。

ネットワーク品質の測定には大きくパッシブ測定とアクティブ測定の二種類に分けられる。

パッシブ測定によってネットワーク品質を測定するにはネットワークの二地点でパケットデータをタイムスタンプ付きで取得する。そのデータを比較することにより二地点間の品質が得られる。この方法ではユーザパケットの品質が直接得られる利点があるが、パケットデータの取得、比較には多大な計算量が必要になる。ルータの MIB 値によって損失率を得る方法もあるが、この場合は End-to-end の損失率を測定することはできない。

一方、ロス率をアクティブ測定によって測定する場合、単純にプローブパケットを送出し、その損失情報から損失率が算出できるため、簡易に測定が可能であるが、この方法には大きく二つの問題がある。第一の問題は、一般的にロス稀現象であるため、単純にプローブパケットを送出し、その損失情報を用いてロス率を測定するアクティブ測定では、多量のプローブパケットが必要になるという点である。とくに特定時間のロス率を高精度に測定しようとした場合、短時間に多量のパケットを送出する必要があり、測定対象網に無視できない測定負荷を与える可能性がある。

第二に、アクティブ測定によって測定された損失率はあくまでプローブパケットの損失率であり、ユーザパケットの損失率とは異なる可能性があるという問題がある。アクティブ測定によって時間平均の NW 品質を測定することが出来、かつユーザパケットがポアソンの発生すれば、アクティブ測定品質とユーザパケットの品質は一致する。これは PASTA (“Poisson Arrival See Time Average”) と呼ばれる [2]。しかしながら、インターネットにおけるパケット到着はバースト性が強いことが知られており [3]、この場合ユーザパケットの品質はアクティブ測定の品質より低い可能性がある。

筆者らはこれまで第二の問題を解決するため、アクティブ測定とパッシブ測定を組み合わせて、ユーザパケットの品質を測定する測度変換型品質測定方法 CoMPACT-Monitor を提案してきた [4], [5]。本稿では測度変換型測定方法のロス率測定への適用のため、第一の問題を解決する方式を示し、同方式と測度変換方法への組み合わせにより、ユーザパケット損失率を推定する方法を提案する。提案方式では、事前にプローブ遅延値で条件付けられたプローブ近傍のロス率を測定

しておき、実際のロス率測定時にはプローブパケットの損失情報のみならず、その遅延情報と事前に測定した条件付きロス率を用いることにより、少数のプローブパケットで高精度に時間平均ロス率を推定する。さらに本方式により推定した時間平均ロス率を測度変換を用いてユーザパケットのロス率に変換するユーザパケットロス率推定法を提案する。また提案方式をシミュレーションにより評価した結果も示す。

2. ユーザパケットロス率推定法

提案するユーザパケットロス率推定法は下記 2 ステップからなる:

- 1) アクティブ測定により時間平均ロス率を推定する。
- 2) 時間平均ロス率をパッシブ測定によって得られたユーザパケット数から測度変換を用いてユーザパケットロス率に変換する。

以下、それぞれのステップについて説明する。

2.1 時間平均ロス率推定法

このステップの目的は下式で示される $(t_1, t_2]$ における時間平均ロス率 $LR(t_1, t_2)$ を推定することである:

$$LR(t_1, t_2) := \frac{1}{t_2 - t_1} \int_{t_1}^{t_2} \mathbf{1}_{\{V(t)=D_l\}} dt. \quad (1)$$

ここで $\mathbf{1}_{\{\cdot\}}$ は指示関数であり、 $V(t)$ は時刻 t に送出されたパケットの仮待ち時間、 D_l は最大遅延を超える値であり、 $V(t) = D_l$ はそのパケットが損失したことを示す。

$(t_1, t_2]$ に送出した n 個のプローブパケットの損失情報を用いた $LR(t_1, t_2)$ を推定量 $SELR(n)$ は以下で与えられる:

$$SELR(n) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{Y(i)=D_l\}}. \quad (2)$$

ここで $Y(i)$ は i 番目のプローブパケットの遅延であり、 $Y(i) = D_l$ はそのパケットが損失したことを示す。また、 t_i を i 番目のプローブパケット送出時間とし (即ち $V(t_i) = Y_i$)、 $t_1 = 0$ とする。プローブパケットがポアソン過程に従って送出された場合、 $SELR$ は LR の一致推定量となる。長時間観測すれば両者は一致するものの低ロス率時に少数のプローブパケットにより $SELR$ を得た場合、 $SELR$ の推定値と LR との誤差が大きくなる予想される。ここで、あるプローブパケットが損失していなくても、その遅延が大きければ、直感的にその近傍時間のロス率は高くなっていると予想される。本稿ではプローブパケットの遅延とその周辺のロス率の相関を利用したロス率推定法を提案する。まず、条件付きロス率 $l_c(t, \tau, x)$ を次のように定義する。

$$l_c(t, \tau, x) = \Pr[V(t + \tau) = D_l | V(t) = x]. \quad (3)$$

図 3 に示すように時刻 t における遅延 x が大きい場合、 t 付近で送出されたパケットの条件付きロス率は高く、また $|\tau|$ が大きくなるに従い低くなると予想される。本稿では $l_c(t, \tau, x)$ が定常である (t に依らない) と仮定し、 $l_c(\tau, x)$ と書く。 i 番目のプローブパケットの遅延 Y_i が与えられたときに $t_i + \tau$ に送出されたパケットの (条件付きでない) ロス率は $l_c(\tau, Y_i)$ で与えられる。従って t_i の近傍 ($t_i - \delta_-, t_i + \delta_+$) ($\delta_-, \delta_+ \geq 0$) における時間平均ロス率は

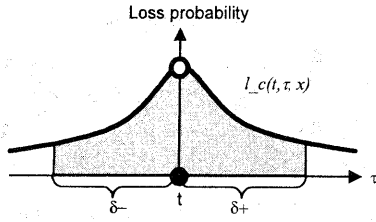


図1 プローブ遅延値で条件付けられたプローブ近傍の損失率

$$\frac{1}{\delta_+ + \delta_-} \int_{-\delta_-}^{\delta_+} l_c(\tau, Y_i) d\tau \quad (4)$$

与えられる。ここで(4)の Y_i に関する期待値は以下で示されるように $E[LR(t_i - \delta_-, t_i + \delta_-)]$ と一致する。

$$\begin{aligned} E \left[\int_{-\delta_-}^{\delta_+} l_c(\tau, Y_i) d\tau \right] &= \int_{-\delta_-}^{\delta_+} E[l_c(\tau, Y_i)] d\tau \\ &= \int_{-\delta_-}^{\delta_+} \int_0^{D_i} l_c(\tau, x) dF_i(x) d\tau \\ &= \int_{-\delta_-}^{\delta_+} \Pr[V(t_i + \tau) = D_i] d\tau \\ &= \int_{-\delta_-}^{\delta_+} E[\mathbf{1}_{\{V(t_i + \tau) = D_i\}}] d\tau \\ &= E \left[\int_{t_i - \delta_-}^{t_i + \delta_+} \mathbf{1}_{\{V(\tau) = D_i\}} d\tau \right], \end{aligned} \quad (5)$$

ここで $F_i(x) = \Pr[V(t_i) \leq x]$ 。したがって、条件付き確率 $l_c(\tau, x)$ と (t_1, t_2) に送出された n 個のプローブパケットによる遅延測定値 $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_n\}$ を用いた、 $LR(t_1, t_2)$ の別の推定値 ELR が以下で与えられる：

$$ELR(n, \delta_+, \delta_-) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\delta_+ + \delta_-} \int_{-\delta_-}^{\delta_+} l_c(\tau, Y_i) d\tau. \quad (6)$$

推定値(6)はプローブパケットの損失情報のみならず、遅延情報も利用することによって推定に用いるサンプル数を増やしているため、(2)に比較して精度が高いことが期待される。

実際、平均二乗誤差は以下に示されるように提案方式の方が小さいことがわかる。ここでは、単一プローブパケットの場合の平均二乗誤差 $E[(ELR(1, \delta_+, \delta_-) - LR(-\delta_-, \delta_+))^2]$ を評価する。複数プローブパケットの場合の誤差はプローブ間で誤差が独立と仮定すれば、プローブ数に反比例して減少する。 $R(x) := \int_{-\delta_-}^{\delta_+} l_c(t, x) dt / (\delta_+ + \delta_-)$ とおく。

$$\begin{aligned} &E[(ELR(1, \delta_+, \delta_-) - LR(-\delta_-, \delta_+))^2] \\ &= \int_0^{D_i} E \left[\left(R(x) - \frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right)^2 \right] dF_1(x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= \int_0^{D_i} \text{Var} \left[R(x) - \frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right] dF_1(x) \\ &+ \int_0^{D_i} E \left[R(x) - \frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right]^2 dF_1(x) \\ &= \int_0^{D_i} \text{Var} \left[\frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right] dF_1(x) \end{aligned} \quad (7)$$

一方、単純測定方式による平均二乗誤差は、 $f_1(D_i) := E[\mathbf{1}_{\{V(0) = D_i\}}] = 1 - F_1(D_i^-)$ (損失率)とおくと

$$\begin{aligned} &E[(SELR(1) - LR(-\delta_-, \delta_+))^2] \\ &= \int_0^{D_i} \text{Var} \left[\frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right] dF_1(x) \\ &+ f_1(D_i) + \int_0^{D_i} E \left[\frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right]^2 dF_1(x) \\ &- 2f_1(D_i) E \left[\frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = D_i\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right] \\ &= \int_0^{D_i} \text{Var} \left[\frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} \mathbf{1}_{\{V(t) = D_i | V(0) = x\}} dt}{\delta_+ + \delta_-} \right] dF_1(x) \\ &+ f_1(D_i) + \int_0^{D_i} \left(\frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} l_c(t, x) dt}{\delta_+ + \delta_-} \right)^2 dF_1(x) \\ &- 2f_1(D_i) \frac{\int_{-\delta_-}^{\delta_+} l_c(t, D_i) dt}{\delta_+ + \delta_-} \end{aligned} \quad (8)$$

従って(8) - (7)は

$$\begin{aligned} &f_1(D_i) + \int_0^{D_i} R(x)^2 dF_1(x) - 2f_1(D_i)R(D_i) \\ &= f_1(D_i)(1 - R(D_i))^2 + \int_0^{D_i^-} R(x)^2 dF_1(x) \\ &\geq 0 \end{aligned} \quad (9)$$

であり、提案測定方式の平均二乗誤差は単純測定方式に比較して、小さくなるのがわかる。

なお、推定値(6)を計算するためには予め条件付き確率 $l_c(\tau, x)$ を用意しておく必要がある。ここで、この条件確率は同じネットワークパスの同じ時間帯であれば同一と仮定する。したがって一度ある時間帯の $l_c(\tau, x)$ が得られれば、以降同じ時間帯の測定では同じ条件付き確率が使えらる。また、実際の測定においては有限回の測定で $l_c(\tau, x)$ を得るために x, τ とも離散化しておく必要がある。また、実際の測定では x, τ とも離散化することにより、 $l_c(\tau, x)$ を計算する。例えば $(-\delta_-, \delta_+)$ を m 個に分割して離散化した場合は、このとき(6)は以下のように書き直される：

$$ELR(n, \delta_+, \delta_-) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{m} \sum_{j=0}^m l_c((\delta_+ + \delta_-)j, Y_i). \quad (10)$$

2.2 ユーザパケットロス率推定

ここではステップ a) の結果と、既に遅延推定に用いられている測度変換型測定方式 [4] との組み合わせについて述べる。我々の提案した測度変換型品質測定方式 CoMPACT Monitor はユーザの体感した品質を推定することを目的とし、ネットワーク品質をアクティブに測定し、ユーザパケット数をパッシブに測定する。これらの値から測度変換により、ネットワーク品質をユーザ品質に変換する。このステップの目的は以下で示される、 (t_1, t_2) に送出されたユーザパケットのロス率 $ULR(t_1, t_2)$ を推定することである。

$$ULR(t_1, t_2) = \frac{\int_{t_1}^{t_2} \mathbf{1}_{\{V(t)=D_i\}} dA(t)}{\int_{t_1}^{t_2} dA(t)} \quad (11)$$

ここで $A(t)$ はユーザパケットの到着過程を表す。従って、分母は (t_1, t_2) に送出された総ユーザパケット数、分子はその内損失したパケット数である。文献 [4] では、 $A(t)$ を流体で近似することにより、 $A(t)$ の経験分布がアクティブとパッシブに測定したデータから得られることを示している。 $a(i)$ を時刻 t_i におけるユーザのトラヒック強度とする。すなわち i 番目の測定タイミングにおける $dA(t)/dt$ である。この $a(i)$ はユーザのパケット数をカウントすることにより、パッシブ測定で得られる。このとき、測定タイミングの定常性を仮定することにより、任意の $d \in \mathbf{R}_+$ に対して以下が成り立つ。

$$\lim_{t_2 \rightarrow D_i} \frac{\int_{t_1}^{t_2} \mathbf{1}_{\{V(t)>d\}} dA(t)}{\int_{t_1}^{t_2} dA(t)} = \lim_{n \rightarrow D_i} \frac{\sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{Y_i>d\}} a(i)}{\sum_{i=0}^n a(i)} \quad a.s. \quad (12)$$

従って、 $a(i)$ を $(t_i - \delta_+, t_i + \delta_-)$ に送出されたユーザパケット、 u を $\sum_{i=1}^n a(i)$ とすると、単純に測度変換を適用した (11) の推定量 $SEULR$ は以下のように得られる [4]:

$$SEULR(n) := \frac{1}{u} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{Y(i)=D_i\}} a(i). \quad (13)$$

(2) と比較すると、ネットワーク品質からユーザ体感品質に変換するため、推定量 (13) はイベント $Y(i) = D_i$ に対して、 $a(i)$ の重みをつけている。文献 [4] において測定期間長が十分長ければ $SEULR$ は ULR に一致することが証明されているが、この推定量はプローブパケットの損失情報のみを用いているため、低ロス率を少数のプローブパケットで推定する場合には、 $SEULR$ と同じく ULR との誤差が大きくなると予想される。

ここでステップ 1 の結果と上記測度変換方式を組み合わせることにより、ユーザパケットロス率の推定量 $EULR(n, \delta_+, \delta_-)$ が下記のように得られる:

$$EULR(n, \delta_+, \delta_-) := \frac{1}{u} \sum_{i=1}^n \frac{1}{m} \sum_{j=0}^m l_c((\delta_+ + \delta_-)j, Y_i) a(i). \quad (14)$$

この推定量は、式 (2) と式 (6) の関係と同じく、式 (13) 中の $\mathbf{1}_{\{Y_i=D_i\}}$ を $\frac{1}{m} \sum_{j=0}^m l_c((\delta_+ + \delta_-)j, Y_i)$ に変換することにより得られる。

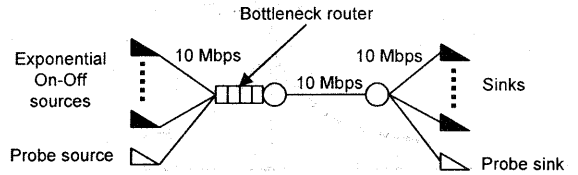


図 2 Network configuration for simulation.

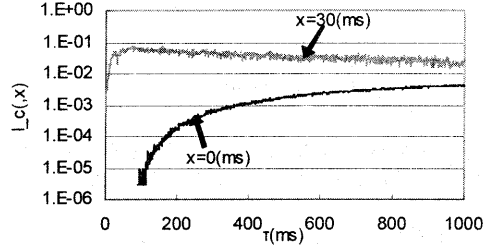


図 3 Conditional loss probability ($l_c(\tau, x)$) for $x = 0$ and 30 (ms).

3. シミュレーション評価

提案推定方式を ns-2 [6] によるシミュレーションで評価した。ネットワークモデルを図 2 に示す。ユーザ端末はパケットを指数 On-Off に従い送出する。平均 On(Off) 区間長は 1 秒 (14 秒) である。また On 区間には同じく指数間隔で 1000byte パケットを送出する。平均送出間隔は 10.6 ms である。従って個々の送信端末は平均 50Kbps でトラヒックを送出する。ユーザ端末数は 100, 140, 180 とした。このときボトルネックリンクの使用率はそれぞれ 0.5, 0.7, 0.9 となる。ルータのバッファサイズは 50 パケットである。またプローブパケットは 64 バイトとし、送信間隔が平均 10ms の指数分布に従うよう送出した。条件付きロス率、時間平均ロス率の算出には全てのプローブパケット測定値を用い、 ELR 、 $EULR$ の算出には 100 個に 1 個のプローブパケットのみ利用した。条件付き確率 $l_c(\tau, x)$ を得るため、まず 50,000 秒のシミュレーションを事前に行った。その後、ロス率測定のために 1000 秒のシミュレーションを 5 回繰り返した。また、本稿では $(\delta_+, \delta_-) = (100, 100)$ (ms) とした。観測された最大遅延は 39 ms であった。図 3 に 140 端末の際の $l_c(\tau, 0)$ と $l_c(\tau, 30)$ を示す。 τ が增大すると共に $l_c(\tau, 30)$ は減少しており、 $l_c(\tau, 0)$ は増大するものの一定値 (時間平均ロス率) に収束していることがわかる。

3.1 時間平均ロス率

まず時間平均ロス率の推定量 ELR の評価を行う。図 4 に 140 端末の場合の 10 回のシミュレーションに対する初めの 200 秒間の時間平均ロス率、 $SELR$ (プローブパケットのロス情報のみを用いた推定値)、 ELR (プローブパケットのロスと遅延情報を用いた推定値) を示す。 $SELR$ は LR との差が大きい一方、 ELR は同一の条件付きロス率 $l_c(\tau, x)$ を用いているにもかかわらず、異なる LR に対して

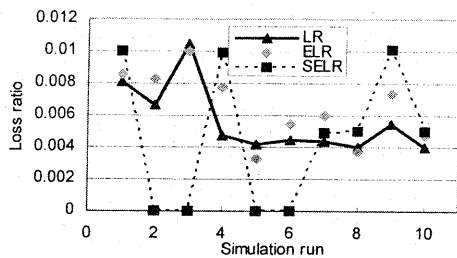


図4 Loss ratio and its estimations for ten simulations.

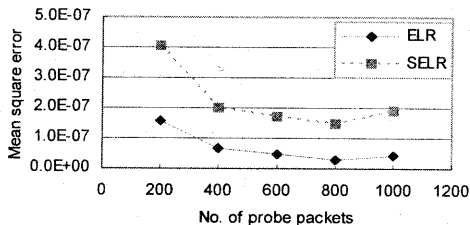


図5 Mean square errors for time-average loss ratio in the case of 100.

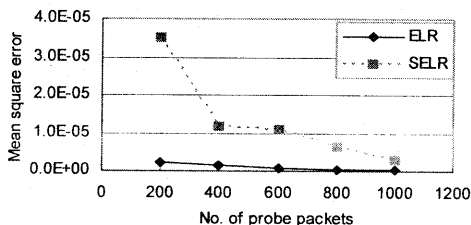


図6 Mean square errors for time-average loss ratio in the case of 140.

高精度で推定していることがわかる。特にシミュレーション2,3,5,6ではプローブパケットの損失がなかったためにSELRはロス率0と推定しているが、実際の平均ロス率は0でない。ELRは遅延情報を用いることにより、このロス率を精度良く推定している。

次に $t_2 = 200 \sim 1000$ 秒と変化させながら平均二乗誤差 $E[(ELR - LR)^2]$ と $E[(SELR - LR)^2]$ を比較した (t_1 は0に固定した)。図5-7に結果を示す。提案方式は単純なロス率推定値に比較して、高精度に時間平均ロス率を推定していることがわかる。

3.2 ユーザパケットロス率推定

次にユーザパケットロス率推定量EULRを評価した。図9に140端末の場合の初めの200秒間におけるULR(ユーザパケットロス率)、SEULR(プローブパケットのロス情報のみを用いた測度変換ロス率)、EULR(プローブパケットのロスと遅延情報を用いた測度変換ロス率)を示す。提案ユーザパケットロス率推定量EULRはユーザパケットロス率を

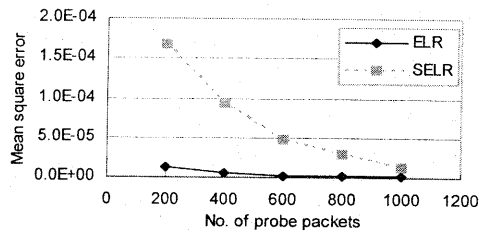


図7 Mean square errors for time-average loss ratio in the case of 180.

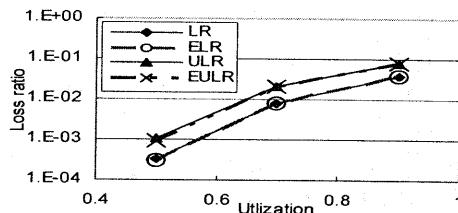


図8 Mean loss ratio for LR, ULR, and EULR

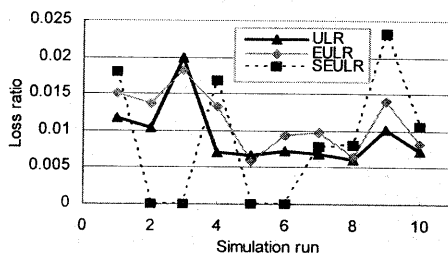


図9 Loss and its estimations results for ten simulations.

正しく推定していることがわかる。ここでユーザパケットロス率は時間平均ロス率と比較して高くなっていることがわかる。これはユーザパケット数とロス率に正の相関があるためである。ユーザパケットロス率と時間平均ロス率の差を示すために、10回のシミュレーションの両者の平均を図8に示す。全ての利用率でユーザ平均ロス率は時間平均ロス率のほぼ2倍となっていることがわかる。プローブパケットの近傍に送出されたユーザパケット数で重みづけることにより我々の提案方式は時間平均ロス率をユーザ平均ロス率に変換出来ていることがわかる。

図10-12に平均二乗誤差を示す。全てのケースで提案推定量は単純な測度変換型推定量に比較して高精度にユーザパケットロス率を推定していることがわかる。

4. まとめ

本稿ではプローブパケットの損失情報のみならず、遅延情報と、事前に測定した遅延条件付き損失確率とを用いることによって、高精度なロス率推定法を提案し、同方式をパッシ

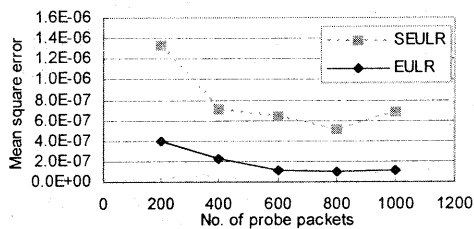


図 10 Mean square errors for user-experienced loss ratio in the case of 100 hosts.

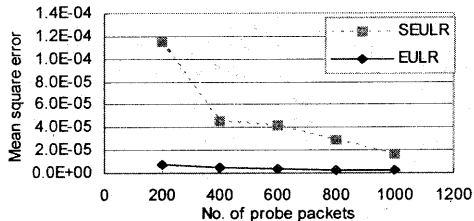


図 11 Mean square errors for user-experienced loss ratio in the case of 140 hosts.

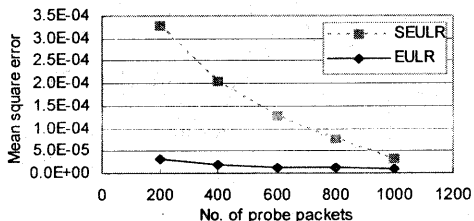


図 12 Mean square errors for user-experienced loss ratio in the case of 180 hosts.

ブユーザパケット数測定結果と測度変換を利用して組み合わせることにより、ユーザパケットロス率を推定する方式を提案した。また両方式の有効性をシミュレーションにより評価した。

謝 辞

本研究を進めるにあたり、シミュレーション評価に協力頂いた HRI の芦田川京子氏に謝意を表す。

文 献

- [1] J. Padhye, V. Firoiu, D. Towsley, and J. Kurose, "Modeling TCP throughput: A simple model and its empirical validation," Proc. ACM Sigcomm'98, 1998.
- [2] R. W. Wolff, "Stochastic modeling and the theory of queues," Prentice Hall, 1988.
- [3] V. Paxson and S. Floyd, "Wide-area traffic: the failure of Poisson modeling," IEEE/ACM Trans.

on Networking, Vol. 3 No. 3, 1995.

- [4] M. Aida, N. Miyoshi, and K. Ishibashi, "A scalable and lightweight QoS monitoring technique combining passive and active approaches," Proc. Infocom 2003, 2003 (To appear).
- [5] K. Ishibashi, T. Kanazawa, and M. Aida, "Active/Passive Combination-type Performance Measurement Method Using Change-of-measure Framework," Proc GLOBECOM 2002, Nov 2003.
- [6] UCB/LBNL/VINT Network Simulator - ns (version 2). <http://www.isi.edu/nsnam/ns>.