

DOI: 10.7667/PSPC151106

应用于配电网的时钟偏移估计的 IEEE 1588 改进方案

梅军¹, 徐迅¹, 钱超¹, 喻洁¹, 王勇², 嵇文路², 朱红²

(1. 东南大学电气工程学院, 江苏 南京 210096; 2. 南京供电公司, 江苏 南京 210019)

摘要: IEEE 1588 协议实现在配电网中网络测量和控制系统的时钟同步, 并在基于分组的网络同步机制中起了重要作用。然而, 传统的 IEEE 1588 同步算法的性能由于非对称链路和随机延迟问题的影响, 达不到期望的精度。提出了基于 IEEE 1588 的时钟同步改进方案涉及到两种不同的随机延迟模型, 分别服从高斯延迟模型和指数延迟模型。并分别推导出该方案中两种时间延迟模型的时钟偏移的最大似然估计值。分析结果表明, 时钟偏移估计的性能依赖于随机延迟的模型和所发送的数据包大小的比率。仿真结果表明, 该方案解决了非对称链路和随机延迟的问题, 与传统的 IEEE 1588 时钟同步方法以及突发脉冲传输方案相比具有更好的性能。

关键词: IEEE 1588; 配电网; 时间偏差; 非对称链路; 随机延迟; 最大似然估计; Cramer-Rao 下界

An improved IEEE 1588 synchronization scheme on the clock offset estimation applied in distribution network

MEI Jun¹, XU Xun¹, QIAN Chao¹, YU Jie¹, WANG Yong², JI Wenlu², ZHU Hong²

(1. School of Electrical Engineering, Southeast University, Nanjing 210096, China;

2. Nanjing Power Supply Company, Nanjing 210019, China)

Abstract: IEEE 1588 is used for clock synchronization in a networked measurement and control system of the distribution grid. It plays an important role in the packet-based network synchronization mechanism. However, the performance of the conventional IEEE 1588 synchronization algorithm is affected by the asymmetric link and random delay problems. This paper proposes an improved IEEE 1588 based synchronization scheme involves two different random delay models: the Gaussian random delay model and the exponential random delay model. And the time offset and the maximum likelihood estimators of the two random delay models are derived. The results show that the clock offset estimation performance depends on the ratio of the random delay of the model and the size of the data packet transmitted. As is shown in the simulation results, the solution to the asymmetric links and random delay issue compared with the traditional IEEE 1588 clock synchronization method and burst transmission scheme obtains better performance.

Key words: IEEE 1588; distribution network; time offset; asymmetric link; random delay; MLE; CRLBs

0 引言

随着包分组网络在通信中的进一步发展, 在配电网通信中逐步得到了广泛的应用, 也满足了配电网用户日益增长的数据通信需求^[1-2]。采用同步光网络的方法, 传统的同步光网络(Synchronous Optical Network, SONET)以及同步数字体系(Synchronous Digital Hierarchy, SDH)最终可以通过同步分配包取代^[3-4]。此外, 虽然 GPS 可以提供可靠的时钟同步

精度, 但由于有些条件下 GPS 信号较弱, 网络运营商正在寻求减少网络中 GPS 的使用方案^[5]。

IEEE 1588 是应用于配电网中节点之间实现时间同步的协议标准。IEEE 1588 通过时间戳信息交换来实现从时钟和主时钟的同步^[6]。然而, 影响传统的 IEEE 1588 算法的同步性能的因素主要有两个。首先, 传统的 IEEE 1588 呈对称的上行和下行的延迟在许多情况下并不切实际, 这造成主从时钟之间传输链路的不对称性^[7]。此外, 传统的 IEEE 1588 不考虑由抖动、排队延误和其他意外的延迟造成的随机时延的影响, 在某些情况下会严重影响时钟同步的精度^[8]。

基金项目: 江苏省电力公司 2015 年第一批非物资(科学研究)项目(ZBXM-FW201502004)

本文是着眼于研究在非对称链路环境下的时钟偏移估计问题,提出了一种以额外传输数据包大小差异为基础的改进的 IEEE 1588 时钟同步方案。此外基于主从时钟报文信息交换过程,推导出时钟偏移的最大似然估计 MLE,并分析了高斯延迟模型和指数随机延迟模型的 Cramer-Rao 下界^[9]。最后,评估了该方案的性能在不同随机时延的环境下传输数据包的大小对同步精度的影响。

1 IEEE 1588 同步原理

IEEE 1588 在主时钟和从时钟的报文交互过程如图 1 所示。

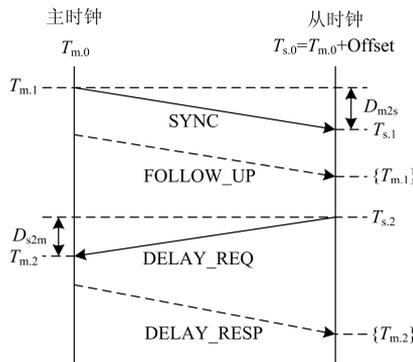


图 1 IEEE 1588 主时钟和从时钟的报文交互过程
Fig. 1 Message exchange process between master clock and slave clock

假设主时钟 T_m 与从时钟 T_s 之间没有时间偏移,可以得到式(1)。

$$T_s = T_m + \phi \quad (1)$$

式中, ϕ 为从时钟的时间偏移。主时钟通过发送 SYNC 报文以触发时钟同步过程,并测量出该报文的发送时间 $T_{m,1}$ 。接着从时钟接收到主时钟发送来的 SYNC 报文,并根据从时钟段的时间记录下其达到的时刻 $T_{s,1}$ 。然后,主时钟发送一个 FOLLOW_UP 报文并包含了时间戳 $T_{m,1}$ 。从时钟发送一个 DELAY_REQ 报文并记录下其发送的时间戳 $T_{s,2}$ 。当主时钟接触到该报文时,主时钟端发送了一个 DELAY_RESP 报文,其中包含了 DELAY_REQ 报文的达到时间 $T_{m,2}$ 。由从时钟计算的下行传输时延(主时钟到从时钟的传输延迟) D_{m2s} 以及上行传输时延(从时钟到主时钟的传输延迟) D_{s2m} 如式(2)和式(3)所示。

$$D_{m2s} = T_{s,1} - T_{m,1} - \phi \quad (2)$$

$$D_{s2m} = T_{m,2} - T_{s,2} + \phi \quad (3)$$

如果假设上行和下行固定且相等,则由从时钟

计算出的单向时延 D_w 和时间偏差 ϕ 可以分别由式(4)和式(5)表示。

$$D_w = \frac{D_{m2s} + D_{s2m}}{2} = \frac{(T_{s,1} - T_{m,1}) + (T_{m,2} - T_{s,2})}{2} \quad (4)$$

$$\phi = \frac{(T_{s,1} - T_{m,1}) - (T_{m,2} - T_{s,2})}{2} \quad (5)$$

然后从时钟通过补偿 ϕ 以实现与主时钟的同步。然而,不对称路径延迟以及随机延迟对同步的效果具有较大的影响。

整体通信延迟可以作为固定延迟和随机延迟的总和进行建模。固定延迟主要为传输延迟,通常受通信链路的数据速率的影响,并且在非对称链路中,上行和下行的固定延迟是不对称的。如果仍采用式(5)进行时间偏移 ϕ 的计算,该不对称的特性将引入一定的偏移误差,并且该误差随着该不对称率的上升而增大。此外,由于随机误差与网络配置有关且很难预测。因此,亟需提出一种改进的方法将非对称链路延迟和随机延迟考虑在内。

2 时钟偏移估计方案

此处提出了一种改进的 IEEE 1588 时间同步方案,与传统的 IEEE 1588 时间同步方案不同的是该方案是基于主从时钟之间数据包大小的不同而实现的。前面提到固定延迟主要为传输延迟,通常受通信链路的数据速率的影响。因此,我们假设固定延迟的大小与数据包的大小成比例。而随机延迟通常依照高斯分布或指数随机分布进行建模。如果随机延迟主要是由一个单一的排队延迟造成的,那么一个单一的服务器 M/M/1 队列可以准确地代表延迟,故排队时间可以建模为指数型随机变量。另外,如果随机延迟是大量独立的随机过程构成,则根据中心极限定理可以建模为一个高斯随机变量。本文中假设上行和下行的固定延迟是不同的但具有一个恒定的比率。因此随机延迟将建模为高斯随机模型或者指数随机模型。

本文中提出的改进的 IEEE 1588 时钟同步方案如图 2 所示。主时钟进行第 i 次时钟同步过程是通过发送容量不同的 SYNC1 报文以及 SYNC2 报文到从时钟以触发,并分别记录下这两个报文的发送时间 $T_{1,i}$ 和 $T'_{1,i}$ 。从时钟分别记录下这两个报文达到的时间 $T_{2,i}$ 和 $T'_{2,i}$ 。接着,一个类似的流程在从时钟与主时钟之间进行。DELAY_REQ1 报文和 DELAY_REQ2 报文在从时钟端的发送时间分别为 $T_{3,i}$ 和 $T'_{3,i}$ 。而其达到主时钟的时间分别为 $T_{4,i}$ 和 $T'_{4,i}$ 。最终,主时钟端发送了一个 DELAY_RESP 报文回到

从时钟端, 其中包含 $T_{1,i}$ 、 $T'_{1,i}$ 、 $T_{4,i}$ 和 $T'_{4,i}$ 四个时间戳信息。因此在第 i 个时钟同步过程, 我们可以记录下两个下行时延观测值 U_i 、 U'_i , 以及两个上行时延观测值 V_i 、 V'_i 。由式(6)~式(9)所示。

$$U_i = T_{2,i} - T_{1,i} = d + \phi + X_i \quad (6)$$

$$U'_i = T'_{2,i} - T'_{1,i} = \alpha \cdot d + \phi + X'_i \quad (7)$$

$$V_i = T_{4,i} - T_{3,i} = l - \phi + Y_i \quad (8)$$

$$V'_i = T'_{4,i} - T'_{3,i} = \alpha \cdot l - \phi + Y'_i \quad (9)$$

式中: d 是下行固定延迟; l 是上行固定延迟; α 是第二个报文的大小相对于第一个报文大小的比率 ($\alpha > 1$); ϕ 为从时钟与主时钟之间的时间偏移; 而 X_i 、 X'_i 、 Y_i 、 Y'_i 分别为四个传输过程的随机延迟。关于这四个观测值, 首先估测出固定时延 d 和 l , 进而将 ϕ 来代替它们。这样, 基于高斯随机模型或者指数随机模型便可以推导时间偏移的 MLE 并分析其相应的 CRLB。

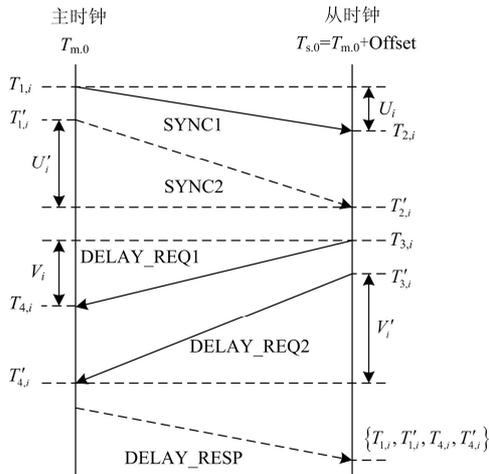


图2 本文提出的 IEEE 1588 时钟同步方案

Fig. 2 Proposed IEEE 1588-based clock synchronization scheme

2.1 运用高斯延迟模型的时钟偏移估计

(1) 固定延迟估计: 运用高斯延迟模型, 此处假设上行和下行随机延迟都遵循均值为 μ 方差为 σ^2 的高斯分布^[10]。经过样本为 N 的时钟同步过程, 由式(6)减去式(7)可以得到 d 的最大似然估计:

$$\hat{d} = \frac{1}{N(\alpha-1)} \sum_{i=1}^N (U'_i - U_i) \quad (10)$$

类似的, 可以得到 l 的最大似然估计:

$$\hat{l} = \frac{1}{N(\alpha-1)} \sum_{i=1}^N (V'_i - V_i) \quad (11)$$

(2) 时钟偏移的最大似然估计: 关于变量 ϕ 、 μ 、

σ^2 、 d 、 l 等变量的似然函数是基于 $\{U_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{U'_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V'_i\}_{i=1}^N$ 四个观测值的, 该函数可以表示如下:

$$L(\phi) = (2\pi\sigma^2)^{-2N} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^N (U_i - d - \phi - \mu)^2 + \sum_{i=1}^N (U'_i - \alpha \cdot d - \phi - \mu)^2 + \sum_{i=1}^N (V_i - l + \phi - \mu)^2 + \sum_{i=1}^N (V'_i - \alpha \cdot l + \phi - \mu)^2 \right]\right\} \quad (12)$$

由对数似然函数进行微分得到:

$$\frac{\partial \ln L(\phi)}{\partial \phi} = -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N [4\phi - (U_i + U'_i - V_i - V'_i) + (1+\alpha)d - (1+\alpha)l] \quad (13)$$

因此, 我们可以推断出 ϕ 的最大似然估计值可进行如下计算:

$$\hat{\phi} = \arg \max_{\phi} [\ln L(\phi)] = \frac{1}{4N} \sum_{i=1}^N [(U_i + U'_i - V_i - V'_i) - (1+\alpha)d + (1+\alpha)l] \quad (14)$$

将式(10)和式(11)代入式(14)中:

$$\hat{\phi} = \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{\alpha-1} \bar{U}_i - \frac{1}{\alpha-1} \bar{U}'_i - \frac{\alpha}{\alpha-1} \bar{V}_i + \frac{1}{\alpha-1} \bar{V}'_i \right) \quad (15)$$

式中, \bar{U}_i 、 \bar{U}'_i 、 \bar{V}_i 、 \bar{V}'_i 分别为 $\{U_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{U'_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V'_i\}_{i=1}^N$ 四个观测值的平均值。

(3) CRLB: 取式(13)中的值为 0, 并对其关于 ϕ 进行微分处理, 得到式(16)。

$$\frac{\partial^2 \ln L(\phi)}{\partial \phi^2} = -\frac{4N}{\sigma^2} \quad (16)$$

因此 MLE 的 CRLB 可以表示如下:

$$\text{var}(\phi) \geq -E \left[\frac{\partial^2 \ln L(\phi)}{\partial \phi^2} \right]^{-1} = \frac{\sigma^2}{4N} \quad (17)$$

2.2 运用指数延迟模型的时钟偏移估计

(1) 固定延迟估计. 运用指数延迟模型, 此处假设上行和下行随机延迟都遵循均值为 λ 的指数分布^[11]。由式(7)减去式(6)得

$$U'_i - U_i = (\alpha-1)d + (X'_i - X_i) \quad (18)$$

则关于参数 d 、 λ 的似然函数为

$$L(d, \lambda) = \left(\frac{\lambda}{2} \right)^N \exp \left\{ -\lambda \left[\sum_{i=1}^N [U'_i - U_i - (\alpha-1)d] \right] \right\} \times \mathbf{1}[U_{(1)} \geq d + \phi, U'_{(1)} \geq \alpha \cdot d + \phi] \quad (19)$$

式中： $\mathbf{1}(x)$ 函数为一个指示函数； $U_{(1)}$ 和 $U'_{(1)}$ 分别为 $\{U_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{U'_i\}_{i=1}^N$ 观测值的最小值。根据最小路径算法， d 的最大似然估计通过对集合 $\Theta = \{(d, \phi) : d > 0, -\infty < \phi < +\infty, \phi \leq U_{(1)} - d, \phi \leq U'_{(1)} - \alpha \cdot d\}$ 的最大化来得到

$$\hat{d} = \frac{U'_{(1)} - U_{(1)}}{\alpha - 1} \quad (20)$$

类似的，由 l 的最大似然估计可以得到：

$$\hat{l} = \frac{V'_{(1)} - V_{(1)}}{\alpha - 1} \quad (21)$$

式中， $V_{(1)}$ 和 $V'_{(1)}$ 分别为 $\{V_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V'_i\}_{i=1}^N$ 观测值的最小值。

(2) 时钟偏移的最大似然估计。关于变量 ϕ 、 λ 、 d 、 l 等变量的似然函数是基于 $\{U_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{U'_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{V'_i\}_{i=1}^N$ 四个观测量的，该函数可以表示如下：

$$L(\phi) = \lambda^{-4N} \exp\left\{-\frac{1}{\lambda} \left[\sum_{i=1}^N (U_i - d - \phi) + \sum_{i=1}^N (U'_i - \alpha \cdot d - \phi) + \sum_{i=1}^N (V_i - l + \phi) + \sum_{i=1}^N (V'_i - \alpha \cdot l + \phi) \right] \times \mathbf{1}[U_{(1)} \geq d + \phi, U'_{(1)} \geq \alpha \cdot d + \phi, V_{(1)} \geq l - \phi, V'_{(1)} \geq \alpha \cdot l - \phi]\right\} \quad (22)$$

$$U_{(1)} \geq \alpha \cdot d + \phi, V_{(1)} \geq l - \phi, V'_{(1)} \geq \alpha \cdot l - \phi$$

类似的，我们可以根据 $\{U_i\}_{i=1}^N$ 和 $\{V_i\}_{i=1}^N$ 推导出 ϕ 的最大似然估计表达式：

$$\hat{\phi} = \frac{1}{2}(U_{(1)} - V_{(1)} + l - d) \quad (23)$$

将式(20)和式(21)代入式(23)，则有

$$\hat{\phi} = \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} U_{(1)} - \frac{1}{\alpha - 1} U'_{(1)} - \frac{\alpha}{\alpha - 1} V_{(1)} + \frac{1}{\alpha - 1} V'_{(1)} \right) \quad (24)$$

(3) CRLB: 将式(6)~式(9)代入式(24)中：

$$\hat{\phi} = \phi + \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} X_{(1)} - \frac{1}{\alpha - 1} X'_{(1)} - \frac{\alpha}{\alpha - 1} Y_{(1)} + \frac{1}{\alpha - 1} Y'_{(1)} \right) \quad (25)$$

式中， $X_{(1)}$ 、 $X'_{(1)}$ 、 $Y_{(1)}$ 和 $Y'_{(1)}$ 分别代表了 $\{X_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{X'_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{Y_i\}_{i=1}^N$ 和 $\{Y'_i\}_{i=1}^N$ 的最小值。 $X_{(1)}$ 、 $X'_{(1)}$ 、 $Y_{(1)}$ 和 $Y'_{(1)}$ 都符合平均值为 $\frac{\lambda}{N}$ 的指数分布。使得 $Z = X_{(1)} - Y_{(1)}$ 、 $Z' = X'_{(1)} - Y'_{(1)}$ ，则 Z 和 Z' 符合位置参数 $\nu=0$ 、规模参数 $b = \frac{\lambda}{N}$ 的拉普拉斯分布。因此，

可以进一步将式(25)改写为

$$\hat{\phi} = \phi + \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} Z - \frac{1}{\alpha - 1} Z' \right) \quad (26)$$

采用拉普拉斯随机变量的线性组合推论，则估计误差 $W = \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} Z - \frac{1}{\alpha - 1} Z' \right)$ 的累积分布函数可以进行如下表示：

$$F(w) = \begin{cases} \frac{\exp\left(\frac{w}{\alpha c}\right)}{4\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)} + \frac{\exp\left(\frac{w}{\alpha c}\right) - \exp\left(\frac{w}{c}\right)}{4\left(1-\frac{1}{\alpha}\right)} + \frac{\exp\left(\frac{w}{c}\right)}{2} \\ \frac{\exp\left(\frac{w}{c}\right)}{4\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)}, & w < 0 \\ 1 + \frac{\exp\left(-\frac{w}{c}\right)}{4\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)} - \frac{\exp\left(-\frac{w}{c}\right) - \exp\left(-\frac{w}{\alpha c}\right)}{2} - \frac{\exp\left(-\frac{w}{\alpha c}\right) - \exp\left(-\frac{w}{c}\right)}{4\left(1-\frac{1}{\alpha}\right)} \\ \frac{\exp\left(-\frac{w}{\alpha c}\right)}{4\left(1+\frac{1}{\alpha}\right)}, & w > 0 \end{cases} \quad (27)$$

式中， $c = \frac{N}{2(\alpha - 1)\lambda}$ 。对式(27)进行微分，并将

$w = \hat{\phi} - \phi$ 对 w 进行替代，作为关于 ϕ 的函数 $\hat{\phi}$ 的概率密度函数为

$$f_q(\hat{\phi}; \phi) = \frac{\alpha \exp\left(-\frac{|\hat{\phi} - \phi|}{\alpha c}\right)}{2c(\alpha^2 - 1)} - \frac{\exp\left(-\frac{|\hat{\phi} - \phi|}{c}\right)}{2c(\alpha^2 - 1)} \quad (28)$$

由于 $E\left[\frac{\partial \ln f_q(\hat{\phi}; \phi)}{\partial \phi}\right] \neq 0$ ，CRLB的正则性条件

并不符合，因此CRLB并不存在。

2.3 均方误差分析

类似于式(25)，式(15)可以改写为

$$\hat{\phi} = \phi + \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{\alpha - 1} \bar{X}_i - \frac{1}{\alpha - 1} \bar{X}'_i - \frac{\alpha}{\alpha - 1} \bar{Y}_i + \frac{1}{\alpha - 1} \bar{Y}'_i \right) \quad (29)$$

式中， \bar{X}_i 、 \bar{X}'_i 、 \bar{Y}_i 和 \bar{Y}'_i 分别代表 $\{X_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{X'_i\}_{i=1}^N$ 、 $\{Y_i\}_{i=1}^N$ 和 $\{Y'_i\}_{i=1}^N$ 的平均值。由于 $X_{(1)}$ 、 $X'_{(1)}$ 、 $Y_{(1)}$ 和 $Y'_{(1)}$

为相互独立的随机延迟, 则全局变量可以表示如下:

$$\text{var}_{\text{Gau}}(\hat{\phi}) = \frac{\sigma^2}{4N} \left[\left(\frac{\alpha}{\alpha-1} \right)^2 + \left(\frac{1}{\alpha-1} \right)^2 + \left(\frac{\alpha}{\alpha-1} \right)^2 + \left(\frac{1}{\alpha-1} \right)^2 \right] = \frac{(\alpha^2+1)\sigma^2}{2N(\alpha-1)^2} \quad (30)$$

同样的, 在指数随机延迟模型中, 该变量为

$$\text{var}_{\text{Exp}}(\hat{\phi}) = \frac{\lambda^2}{4N^2} \left[\left(\frac{\alpha}{\alpha-1} \right)^2 + \left(\frac{1}{\alpha-1} \right)^2 + \left(\frac{\alpha}{\alpha-1} \right)^2 + \left(\frac{1}{\alpha-1} \right)^2 \right] = \frac{(\alpha^2+1)\lambda^2}{2N^2(\alpha-1)^2} \quad (31)$$

在图 3 和图 4 分别为高斯随机延迟和指数随机延迟环境下时钟偏移均方误差的似然估计仿真实验。由此, 可以发现时钟偏移估计的性能依赖于延迟环境的类型, 因此随机模型的选取非常重要。

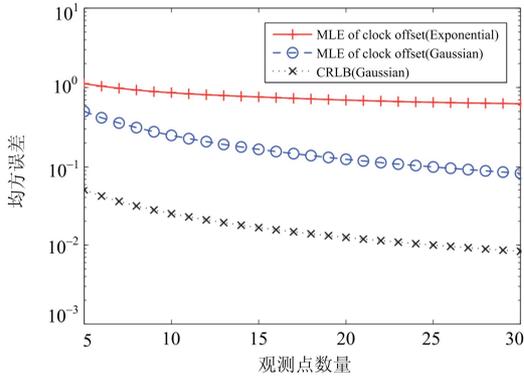


图 3 在高斯随机延迟环境下两种最大似然估计的均方误差 ($\sigma=1, \alpha=2$)

Fig. 3 MSEs of both MLEs in a Gaussian random delay environment ($\sigma=1, \alpha=2$)

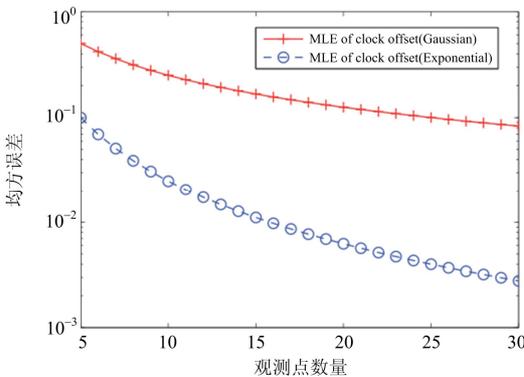


图 4 在指数随机延迟环境下两种最大似然估计的均方误差 ($\sigma=1, \alpha=2$)

Fig. 4 MSEs of both MLEs in a exponential random delay environment ($\sigma=1, \alpha=2$)

由式(30)和式(31)可知, 两个最大似然估计函数

的性能与参数 α 有关而与数据包的大小无关。IEEE 1588 报文传输的最小和最大报文大小分别为 64 字节和 1518 字节。假设 IEEE 1588 最初以报文大小为 64 字节进行发送, 则 $\alpha > 1$, 且 $\alpha_{\text{max}} = 1518/64 \approx 23.7$ 。

在图 5 中, 式(15)和式(24)在 $N=10$ 、 α 从 2 到 23.7 变化情况下高斯分布随机延迟和指数分布随机延迟的均方误差曲线由此画出。可见, 数据包大小比率越大, 最大似然估计的同步性将越好。显然, 分别选用两个数据包大小为最大值和最小值的时候, 将得到最好的同步性能。

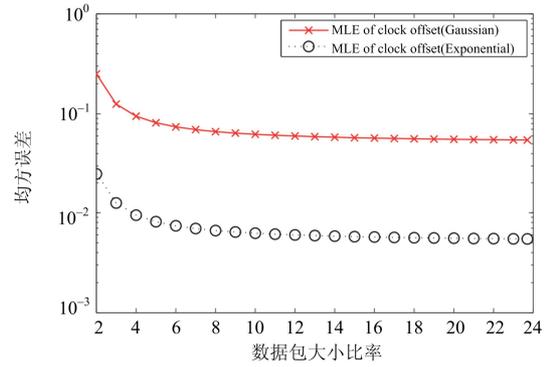


图 5 两种最大似然估计的均方误差随数据包大小比率 α 的变化规律 ($\sigma=1, \lambda=1, N=10$)

Fig. 5 MSEs of both MLEs of clock offset as a function of the packet size ratio α ($\sigma=1, \lambda=1, N=10$)

3 性能评估

此处我们通过蒙特卡洛仿真来评估同步准确性性能。同步准确性评估是针对非对称比率从时钟偏移估测误差角度分别在高斯随机延迟环境或指数随机延迟环境下实现的, 如图 6 和图 7 所示。偏置误差被定义为预期的真实时钟偏移值和估计值之间差的绝对值。由于观测性能的评估依赖于观测样本容量的大小, 现在选取 $N=10$ 以及 $N=100$ 两种情况进行仿真实对比分析。设置高斯随机延迟场景下: $\mu=100 \mu\text{s}$, $\sigma=20 \mu\text{s}$ 。此外, 设置指数随机延迟场景下: $\lambda=100 \mu\text{s}$ 。数据包容量比率 $\alpha=23.7$ 。主从时钟之间的固定延迟 $d=1 \text{ ms}$ 。取不对称比率(从时钟到主时钟方向的传播延时与主时钟到从时钟方向的传播延时的比率)从 2 到 16。

统计数据表明, 所提出的方案估测的同步性能与不对称比率无关。由于链路延迟对称的假设并不切实际, 传统方案的偏置误差随着不对称比率的增大而增大。由于突发脉冲传输方案从一定程度上可以减少不对称比率的影响, 然而由于方案并未将随机延迟考虑在内, 偏置误差仍会随着不对称比率的增加而增大。如图 6 为高斯随机模型在不同的不对

称比率下从时钟的偏置误差，在 $N=10$ 的案例中，偏置误差达到 $4.7 \mu\text{s}$ ，在 $N=100$ 的案例中，偏置误差达到 $1.5 \mu\text{s}$ 。如图 7 为指数随机模型在不同的不对称比率下从时钟的偏置误差，在 $N=10$ 的案例中，偏置误差达到 $7.4 \mu\text{s}$ ，在 $N=100$ 的案例中，偏置误差达到 $0.74 \mu\text{s}$ 。与其相比，传统方案的偏置误差远大于 1 ms ，而突发脉冲传输方案的偏置误差从 $30 \mu\text{s}$ 到 $90 \mu\text{s}$ 不等，且该两者的偏置误差均随不对称比率的增大而增大。

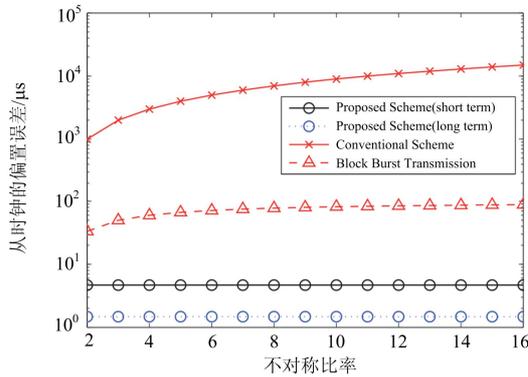


图 6 高斯随机延迟模型下不同不对称比率下不同同步方案从时钟的偏置误差($\mu=100 \mu\text{s}$, $\sigma=20 \mu\text{s}$, $\alpha=23.7$)

Fig. 6 Bias errors of the slave clock for different synchronization schemes as a function of asymmetric ratio in a Gaussian random delay model ($\mu=100 \mu\text{s}$, $\sigma=20 \mu\text{s}$, $\alpha=23.7$)

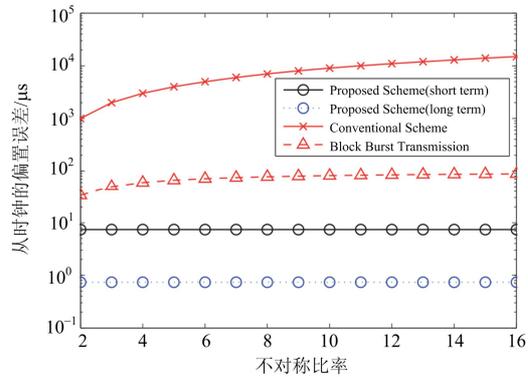


图 7 指数随机延迟模型下不同不对称比率下不同同步方案从时钟的偏置误差($\lambda=100 \mu\text{s}$, $\alpha=23.7$)

Fig. 7 Bias errors of the slave clock for different synchronization schemes as a function of asymmetric ratio in a exponential random delay model ($\lambda=100 \mu\text{s}$, $\alpha=23.7$)

4 结论

本文提出了一种基于 IEEE 1588 的时钟同步方案，利用额外数据包的报文大小的不同来克服不对称链路和随机延迟问题。本文涉及到两种不同的随机延迟模型，分别服从高斯分布和指数分布。分别

进一步推导出该方案中两种时间延迟模型的时钟偏移的最大似然估计值，并对 Cramer-Rao 下界进行了对比分析。结果表明，时钟偏移估计的性能依赖于随机延迟的模型和所发送的数据包大小的比率。仿真结果表明，该方案成功地解决了非对称链路和随机延迟的问题，与传统的 IEEE 1588 时钟同步方法以及突发脉冲传输方案相比具有更好的性能。该方法可以实际应用于工程中前向后向不对称的链路环境下，由于最常见的延迟近似服从于高斯分布和指数分布，该改进方案在实际应用中对于始终偏差的同步具有优势效果。

参考文献

[1] 于亚男, 金阳忻, 江全元, 等. 基于 RT-LAB 的柔性直流配电网建模与仿真分析[J]. 电力系统保护与控制, 2015, 43(19): 125-130.
YU Yanan, JIN Yangxin, JIANG Quanyuan, et al. RT-LAB based modeling and simulation analysis of flexible DC distribution network[J]. Power System Protection and Control, 2015, 43(19): 125-130.

[2] 崔红芬, 汪春, 叶季蕾, 等. 多接入点分布式光伏发电系统与配电网交互影响研究[J]. 电力系统保护与控制, 2015, 43(10): 91-97.
CUI Hongfen, WANG Chun, YE Jilei, et al. Research of interaction of distributed PV system with multiple access points and distribution network[J]. Power System Protection and Control, 2015, 43(10): 91-97.

[3] 滕玲, 高强, 汪洋, 等. 电力频率同步网与时间同步网两网合一可行性研究[J]. 电网技术, 2015, 39(1): 294-298.
TENG Ling, GAO Qiang, WANG Yang, et al. Feasibility research on integration of power frequency synchronization network with time synchronization network[J]. Power System Technology, 2015, 39(1): 294-298.

[4] 齐昕, 张育臣, 唐喜, 等. 基于 IEC 61850 的配网成套开关状态监测系统研制[J]. 电力系统保护与控制, 2015, 43(6): 109-114.
QI Xin, ZHANG Yuchen, TANG Xi, et al. Development of distribution network switchgear condition monitoring system based on IEC61850[J]. Power System Protection and Control, 2015, 43(6): 109-114.

[5] 朱超, 梅军, 黄潇贻, 等. 站域信息实时同步采集中心同步采样时钟的设计[J]. 电力系统自动化, 2014, 38(6): 106-111.
ZHU Chao, MEI Jun, HUANG Xiaoyi, et al. Design of

- synchronous sampling clock in real time synchronous acquisition of substation area information[J]. Automation of Electric Power Systems, 2014, 38(6): 106-111.
- [6] 黄曙, 崔全胜, 宋小会, 等. 电力系统 IEEE 1588 一致性测试研究[J]. 电网技术, 2012, 36(6): 89-94.
HUANG Shu, CUI Quansheng, SONG Xiaohui, et al. Study of IEEE 1588 conformance testing in electric power system[J]. Power System Technology, 2012, 36(6): 89-94.
- [7] 陈班贤, 黄琦, 井实, 等. 一种用于电力系统的可控同步时钟测试仪的研制[J]. 电测与仪表, 2013, 50(7): 96-100, 122.
CHEN Banxian, HUANG Qi, JING Shi, et al. Development of a clock synchronization controlled tester for electric power system[J]. Electrical Measurement & Instrumentation, 2013, 50(7): 96-100, 122.
- [8] 陈晔, 孙建华, 于振兴, 等. 基于 IEEE 1588 的无线传感器网络时钟同步方法[J]. 系统工程与电子技术, 2014, 36(3): 564-574.
CHEN Wu, SUN Jianhua, YU Zhenxing, et al. Clock synchronous method for wireless sensor networks based on IEEE 1588[J]. Systems Engineering and Electronics, 2014, 36(3): 564-574.
- [9] 肖勇, 蔡月宏, 阎啸, 等. 基于 ZigBee 的无线低压电力数据集抄系统终端设计[J]. 电测与仪表, 2013, 50(1): 89-93.
XIAO Yong, CAI Yuehong, YAN Xiao, et al. Design of wireless centralized electric meter reading terminal system based on ZigBee[J]. Electrical Measurement & Instrumentation, 2013, 50(1): 89-93.
- [10] 张勇刚, 黄玉龙, 赵琳. 一种带多步随机延迟量测高斯滤波器的一般框架解[J]. 自动化学报, 2015, 41(1): 122-135.
ZHANG Yonggang, HUANG Yulong, ZHAO Lin. A general framework solution to Gaussian filter with multiple-step randomly-delayed measurements[J]. ACTA AUTOMATICA SINICA, 2015, 41(1): 122-135.
- [11] 张艳萍, 纪磊. 基于指数型多延迟误差信号自相关的变步长常模算法[J]. 计算机应用, 2013, 33(3): 625-627.
ZHANG Yanping, JI Lei. Variable step-size constant modulus algorithm based on exponential multi-delay error signal autocorrelation[J]. Journal of Computer Applications, 2013, 33(3): 625-627.

收稿日期: 2015-06-30; 修回日期: 2015-08-04

作者简介:

梅 军 (1971-), 男, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为电力电子, 智能电网等; E-mail: mei_jun@seu.edu.cn
徐 迅 (1991-), 男, 硕士研究生, 研究方向为智能电网;
钱 超 (1990-), 男, 硕士研究生, 研究方向为智能电网。

(编辑 魏小丽)