

突发性业务环境下周期性信元流通过 ATM 复接器的时延抖动¹

何家福 李乐民

(电子科技大学宽带光纤传输与通信系统技术国家重点实验室 成都 610054)

摘 要 在输入 ATM 网络的业务源中, 周期性信元流是很重要的一种。本文精确地分析了一个有限缓存的 ATM 复接器, 其输入业务源由一路周期性信元流、多路随机性贝努利 (Bernoulli) 信元流和突发性两状态马尔科夫调制贝努利 (MMBP) 信元流构成。得出了该路周期性信元流的排队时延分布、时延抖动的自相关函数和功率谱。揭示了突发性业务环境下周期性信元流通过 ATM 复接器的时延抖动行为。计算机模拟验证了分析结果的正确性。

关键词 ATM 复接器, 周期性信元流, 突发性信元流, 时延抖动

中图分类号 TN913.24

1 引 言

宽带综合业务数字网 (B-ISDN) 为解决多种业务的综合和现存各类网络的互通提供了一条有效的途径。B-ISDN 采用异步转移模式 (ATM) 技术来复用、传输和交换各种业务信息, 具有带宽分配灵活和资源利用率高等优点。在 B-ISDN 所支持的业务中, 周期性业务流是非常重要的, 它往往对网络传输时延和时延抖动都有较高的要求。然而由于 ATM 的统计复用技术往往给各种业务流带来严重的传输时延和时延抖动, 从而如何提供该类业务以合格的服务性能已成为目前 ATM 网络设计和规划中一个突出的问题。

本文分析周期性业务流通过 ATM 复接器后的传输时延和时延抖动, 以研究周期性业务流在 ATM 网络中的传输性能。文中 ATM 复接器为一个离散时间的单服务员排队系统, 其缓存器容量有限。时间划分为离散的等长时槽 (Slot)。复接器的输入业务源由一路周期性信元流和背景信元流构成。为了考察不同统计特性的背景信元流对该路周期性信元流时延抖动性能的影响, 文中背景信元流由多路贝努利信元流和两状态马尔科夫调制贝努利 (MMBP) 信元流构成, 分别代表随机性和突发性业务背景。信元到达的突发性量度有多种, 本文采用到达信元数的弥散度 (Index of Dispersion for Counts, IDC) 作为背景信元流的突发性量度, 全面地考虑了信元到达的变异性 (Variation) 和相关性 (Correlation)。

很多文献分析了具有突发性马尔科夫到达业务源的排队系统。文献 [1-3] 中仅分析了周期性信元流时延抖动的分布和方差特性。目前尚无有关分析突发性业务环境下周期性信元流抖动自相关和功率谱的报道。本文以迭代法对排队系统进行精确的分析, 求得了突发性业务环境下周期性信元流的时延分布、抖动自相关和功率谱。

¹ 1995-10-30 收到, 1996-07-24 定稿
国家自然科学基金资助项目

2 业务源模型

本文中, 复接器的业务源由两类相互独立的信元流构成。第一类信元流是一路周期性信元流, 记为 P , 其信元以 $d\Delta$ ($d = 2, 3, \dots$) 时槽等间隔到达, 其中 Δ 为时槽长度 (可标称化为 1)。于是, P 流信元的平均到达率为

$$\lambda_P = 1/d(\text{信元 / 时槽}). \quad (1)$$

第二类本文称为背景信元流。它又由两种相互独立的信元到达组成。其中, 第一种是 M 路独立同分布的贝努利随机性背景信元流, 记为 R 。设 Y 和 α 分别表示任一时槽内 R 流的信元到达数和单路贝努利信元流发生信元到达的概率, 则 Y 服从二项式分布:

$$\Pr\{Y = k\} = \binom{M}{k} \alpha^k (1 - \alpha)^{M-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, M, \quad (2)$$

式中 $\binom{M}{k} = M! / (M - k)! k!$ 。

又设 λ_R 、 σ_R^2 分别为 R 流的平均信元到达率和信元到达数的方差, 则

$$\lambda_R = M\alpha(\text{信元 / 时槽}) \quad (3)$$

$$\sigma_R^2 = M\alpha(1 - \alpha). \quad (4)$$

另一种是由 N 路相互独立且同分布的两状态 MMBP 信元流叠加而成的突发性背景信元流, 记为 B 。单路两状态 MMBP 过程是一个双重随机过程, 由三个参数描述: 状态 ON 到 OFF 的转移概率 $(1 - P_{\text{ON}})$ 、状态 OFF 到 ON 的转移概率 $(1 - P_{\text{OFF}})$ 和处于状态 ON 的时槽中发生信元到达的概率 γ 。处于状态 OFF 时, 没有信元到达。描述状态 ON/OFF 变化过程的是一个离散时间的两状态马氏链, 如图 1 所示。

可知, 整个 B 流信元到达受一个 $(N + 1)$ 态马氏链控制, 记为 V 。 V 链的瞬态转移过程由一步转移矩阵 $[A_{ij}]$ 决定。其元素 A_{ij} 是 V 从状态 i 到状态 j 的一步转移概率。若记 $(\cdot)^+ = \max(\cdot, 0)$, 则由文献 [4, 5] 可知:

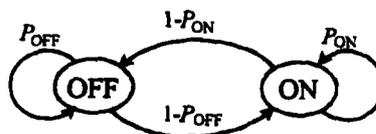


图 1 一个两状态马尔科夫链

$$A_{ij} = \sum_{k=(i-j)^+}^{\min(i, N-j)} \binom{i}{k} (1 - P_{\text{ON}})^k P_{\text{ON}}^{i-k} \binom{N-i}{k-i+j} (1 - P_{\text{OFF}})^{k-i+j} P_{\text{OFF}}^{N-j-k}. \quad (5)$$

此外, 参考文献 [4-6], 并经过一系列推导, 我们可以分别得到 B 流信元的平均到达率 λ_B 、 B 流信元到达数的方差 σ_B^2 和 n 步自协方差 $\text{Cov}_B[n]$ 以及某时槽中当给定 V 链状态为 j 时 B

流信元到达数 $B(j)$ 的分布如下:

$$\lambda_B = N\gamma\pi_{ON} \quad (\text{信元 / 时槽}), \tag{6}$$

$$\sigma_B^2 = N\gamma\pi_{ON}(1 - \gamma\pi_{ON}), \tag{7}$$

$$\text{Cov}_B[n] = N\omega^{|n|}\gamma^2\pi_{ON}(1 - \pi_{ON}), \quad n \neq 0, \tag{8}$$

$$\text{Pr}\{B(j) = i\} = \binom{j}{i} \gamma^i (1 - \gamma)^{j-i}, \tag{9}$$

其中 $\omega = P_{ON} + P_{OFF} - 1$, 而 π_{ON} 是单路两态马氏链状态 ON 的稳态概率:

$$\pi_{ON} = (1 - P_{OFF}) / (2 - P_{ON} - P_{OFF}). \tag{10}$$

由 (6)~(8) 式和 (10) 式, 根据文献 [7] 中 IDC 的定义, 我们得到整个背景信元流的 IDC, 以衡量整个背景业务环境的突发性程度:

$$I_{B+R}[n\Delta] = \frac{1}{(\lambda_B + \lambda_R)} \left(\sigma_B^2 + \sigma_R^2 + 2 \sum_{j=1}^{n-1} \left(1 - \frac{j}{n}\right) \text{Cov}_B[j] \right), \quad n \geq 1. \tag{11}$$

由上可知, 只要设定不同的参数, 即可使整个背景信元流具有不同的相关性 (亦即自协方差 $\text{Cov}_B[n]$) 和变异性 (亦即方差 $\sigma_B^2 + \sigma_R^2$).

3 排队系统模型

本文分析的 ATM 复接器是一个离散时间的单服务员排队系统, 具有有限容量的缓存器 (容量为 K 信元)。时间划分为长度为 Δ 的时槽。如上节所述, 输入源由三种信元流构成, 其平均信元到达率分别为 λ_P , λ_R 和 λ_B 。对每一个信元到达采取先到先服务 (FCFS) 的原则进行服务, 服务时间恒定为 Δ 。设 $\rho = \lambda_P + \lambda_R + \lambda_B$, 为了系统稳定工作, 要求 $\rho < 1$ 。

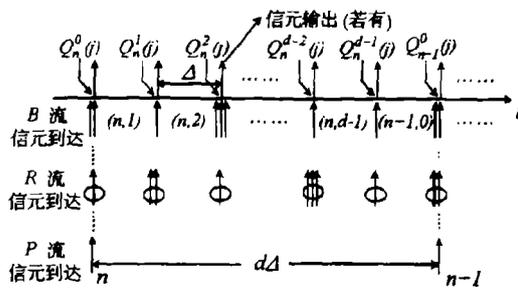


图 2 输入 / 输出信元的时序关系

为了分析方便, 我们假设信元到达和离开均发生在时槽的末端; 信元到达先于信元离开发生; 任一马氏链的状态在时槽的始端发生转移; 且 P 流信元在所处时槽中最后一个到达 (这样将得到最坏的时延性能)。由此得到如图 2 所示的输入 / 输出信元的时序关系。图中, 时槽位置用一个二元数对 (n, k) 进行编号, 其中 $k = 0, 1, \dots, d$ 。第 (n, k) 时槽表示第 n 个 P 流信元到达后的第 k 个时槽。在此, 时槽 (n, d) 和时槽 $(n+1, 0)$ 表示同一

时槽。 $Q_n^k(j)$ ($k = 1, 2, \dots, d-1$) 表示在第 (n, k) 时槽的末端, 当给定 V 链状态为 j ($j \in \{0, 1, \dots, N\}$) 时, 所看到的缓存器中已存信元的数目。而 $Q_n^0(j)$ (或 $Q_{n-1}^d(j)$) 则表示在给定 V 链状态为 j 时, 第 n 个 P 流信元到达时所看到的缓存器中已存信元的数目 (不包括 P 到达信元本身)。

此外, 由于缓存器容量有限, 若任一信元到达时看到缓存器已满, 则该信元被丢弃. 在接收端, 本文假设丢弃信元被识别出来, 并令其时延 $T = 0$.

4 系统分析

从图 2 的时序关系可以写出系统中排队队长 $Q_n^k(j)$ 的演变关系式如下:

$$Q_n^1(j) = \sum_{i=0}^N A_{ij} \min\{Q_n^0(i) + Y + B(j), K\}, \quad (12)$$

$$Q_n^k(j) = \sum_{i=0}^N A_{ij} \min\{(Q_n^{k-1}(i) - 1)^+ + Y + B(j), K\}, \quad k = 2, 3, \dots, d. \quad (13)$$

可见, 该排队系统可以用一个两变量马氏过程描述. 我们定义状态 (Q_n^k, V_n^k) , 其中 Q_n^k 和 V_n^k ($k = 1, 2, \dots, d-1$) 分别表示第 (n, k) 时槽末端看到的缓存器中已有信元数和 V 链的状态, 而 Q_n^0 (或 $Q_{n-1}^d(j)$) 为第 n 个 P 信元到达时所看到的缓存器中已有信元数 (不包括 P 信元本身), 则当 $\rho < 1$ 时, $\{(Q_n^0, V_n^0), n = 0, 1, \dots\}$ 构成一个两变量不可约且非周期的齐次马氏链.

设 $\pi_n^k(i, j) = \Pr\{Q_n^k = i, V_n^k = j\}$ 表示状态 (i, j) 的概率, $H_m(k)$ 为任一时槽中, 当给定 V 链状态为 m 时, 背景信元流到达 k 个信元的概率. 则由 (2) 和 (9) 式我们得到

$$H_m(k) = \begin{cases} \sum_{i=(k-M)^+}^{\min(m,k)} \binom{m}{i} \gamma^i (1-\gamma)^{m-i} \binom{M}{k-i} \alpha^{k-i} (1-\alpha)^{M+i-k}, & 0 \leq k \leq m+M; \\ 0, & \text{其它.} \end{cases} \quad (14)$$

由此, 我们得到相应于 (12) 和 (13) 式的迭代方程式如下:

$$\pi_n^1(r, m) = \sum_{j=0}^N A_{jm} \sum_{i=(r-M-m)^+}^r \pi_n^0(i, j) H_m(r-i), \quad 0 \leq r \leq K-2; \quad (15a)$$

$$\pi_n^1(K-1, m) = \sum_{j=0}^N A_{jm} \left[\sum_{i=(K-1-M-m)^+}^{K-1} \pi_n^0(i, j) H_m(K-1-i) + \pi_n^0(K, j) H_m(0) \right]; \quad (15b)$$

$$\pi_n^1(K, m) = \sum_{j=0}^N A_{jm} \left[\sum_{i=(K-M-m)^+}^{K-1} \pi_n^0(i, j) \sum_{u=K-i}^{M+m} H_m(u) + \pi_n^0(K, j) \sum_{u=1}^{M+m} H_m(u) \right]; \quad (15c)$$

$$\pi_n^k(r, m) = \sum_{j=0}^N A_{jm} \sum_{i=(r-M-m)^+}^{r+1} \pi_n^{k-1}(i, j) H_m(r-(i-1)^+), \quad 0 \leq r < K, \quad k = 2, 3, \dots, d \quad (16a)$$

$$\pi_n^k(K, m) = \sum_{j=0}^N A_{jm} \sum_{i=(K-M-m)^+}^K \pi_n^{k-1}(i, j) \sum_{u=K-(i-1)^+}^{M+m} H_m(u), \quad k = 2, 3, \dots, d. \quad (16b)$$

此外, 还应满足

$$\sum_r \sum_m \pi_n^k(r, m) = 1, \quad k = 1, 2, \dots, d. \quad (17)$$

联立 (15a)~(17) 式, 可以得到该方程组的稳态解:

$$\pi_0(r, m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \pi_n^d(r, m). \quad (18)$$

从而, Q_n^0 的稳态分布为

$$\Pr\{Q_0 = r\} = \sum_{m=0}^N \pi_0(r, m). \quad (19)$$

我们定义 P 流信元排队时延 T 的概率分布为

$$w_k \triangleq \Pr\{T = k\Delta\}, \quad 0 \leq k < K. \quad (20)$$

于是, 由分析得到 P 流信元排队时延的概率分布为

$$w_0 = \Pr\{Q_0 = 0\} + \Pr\{Q_0 = K\}, \quad (21)$$

$$w_k = \Pr\{Q_0 = k\}, \quad k = 1, 2, \dots, K-1. \quad (22)$$

因此, 平均时延 \bar{T} 为

$$\bar{T} = E\{T\} = \sum_{k=0}^{K-1} (k\Delta)w_k. \quad (23)$$

可见, 时延序列 $\{T_i, i = 0, 1, \dots\}$ 在其均值 \bar{T} 上下抖动. 我们定义第 n 个 P 流信元到达的时延抖动 J_n 为

$$J_n \triangleq T_n - \bar{T}, \quad n = 0, 1, 2, \dots, \quad (24)$$

则抖动的自相关函数为

$$R_J[n] = E\{(T_i - \bar{T})(T_{i+n} - \bar{T})\} = \begin{cases} \sum_j (j\Delta)^2 w_j, & n = 0; \\ \sum_j \sum_k [(j\Delta)(k\Delta)p_{jk}(|n|)] - \bar{T}^2, & n \neq 0; \end{cases} \quad (25)$$

其中 $j, k \in \{0, 1, \dots, K-1\}$, $p_{jk}(n)$ 是序号相隔 n 的时延状态的稳态联合概率分布:

$$p_{jk}(n) = \Pr\{T_i = j\Delta, T_{i+n} = k\Delta\}. \quad (26)$$

对于 $n > 0$, $p_{jk}(n)$ 的求法如下:

$$p_{jk}(n) = \begin{cases} \sum_{r=0}^N \sum_{m=0}^N \pi_0(j, r) q_{jr, km}(n), & j, k \neq 0, \\ \sum_{r=0}^N \sum_{m=0}^N [\pi_0(0, r) q_{0r, km}(n) + \pi_0(K, r) q_{Kr, km}(n)], & j = 0, k \neq 0, \\ \sum_{r=0}^N \sum_{m=0}^N \pi_0(j, r) [q_{jr, 0m}(n) + q_{jr, Km}(n)], & j \neq 0, k = 0, \\ \sum_{r=0}^N \sum_{m=0}^N \{\pi_0(0, r) [q_{0r, 0m}(n) + q_{0r, Km}(n)] + \pi_0(K, r) [q_{Kr, 0m}(n) + q_{Kr, Km}(n)]\}, & j = k = 0; \end{cases} \quad (27)$$

其中 $q_{jr,km}(n)$ 是两变量马氏链的 nd 步转移概率:

$$q_{jr,km}(n) = \Pr\{Q(n, 0) = k, V(n, 0) = m | Q(0, 0) = j, V(0, 0) = r\}, \quad (28)$$

式中 $(Q(n, k), V(n, k))$ 是 (Q_n^k, V_n^k) 的稳态情况. $(Q(0, 0), V(0, 0))$ 是稳态时设定的初始状态, 它可以是稳态时任一 P 到达所在时槽对应的状态. $q_{jr,km}(n)$ 采用下述迭代方法获得:

$$q_{jr,km}(n, 1) = \sum_{t=0}^N A_{tm} \sum_{s=(k-M-m)^+}^k q_{jr,st}(n) H_m(k-s), \quad 0 \leq k \leq K-2; \quad (29a)$$

$$q_{jr,(K-1)m}(n, 1) = \sum_{t=0}^N A_{tm} \left[\sum_{s=(K-1-M-m)^+}^{K-1} q_{jr,st}(n) H_m(K-1-s) + q_{jr,Kt}(n) H_m(0) \right]; \quad (29b)$$

$$q_{jr,Km}(n, 1) = \sum_{t=0}^N A_{tm} \left[\sum_{s=(K-M-m)^+}^{K-1} q_{jr,st}(n) \sum_{u=K-s}^{M+m} H_m(u) + q_{jr,Kt}(n) \sum_{u=1}^{M+m} H_m(u) \right]; \quad (29c)$$

$$q_{jr,km}(n, i) = \sum_{t=0}^N A_{tm} \sum_{s=(k-M-m)^+}^{k+1} q_{jr,st}(n, i-1) H_m(k-(s-1)^+), \quad 0 \leq k < K, i = 2, 3, \dots, d; \quad (30a)$$

$$q_{jr,Km}(n, i) = \sum_{t=0}^N A_{tm} \sum_{s=(K-M-m)^+}^K q_{jr,st}(n, i-1) \sum_{u=K-(s-1)^+}^{M+m} H_m(u), \quad i = 2, 3, \dots, d; \quad (30b)$$

其中 $q_{jr,km}(n, i) (i = 0, 1, \dots, d)$ 是从状态 $(Q(0, 0) = j, V(0, 0) = r)$ 到状态 $(Q(n, i) = k, V(n, i) = m)$ 的转移概率, $q_{jr,km}(n)$ 也就是 $q_{jr,km}(n, 0)$ 或 $q_{jr,km}(n-1, d)$. 该迭代方程组的初始条件为

$$q_{jr,km}(0, 1) = \begin{cases} A_{rm} H_m(k-j), & j < K, \quad k < K; \\ A_{rm} \sum_{u=K-j}^{M+m} H_m(u), & j < K, \quad k = K; \\ A_{rm} H_m(k-K+1), & j = K, \quad k < K; \\ A_{rm} \sum_{u=1}^{M+m} H_m(u), & j = K, \quad k = K. \end{cases} \quad (31)$$

采用上述迭代式, 我们可以逐行地进行计算, 避免了矩阵迭代时对巨大存储空间的需求, 使得能够得到更为完整的数值结果.

求得自相关函数后, 经变换后得到抖动的功率谱 $S_J(\omega)$:

$$S_J(\omega) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} R_J[n] e^{-j\omega nd\Delta} = R_J[0] + 2 \sum_{n=1}^{\infty} R_J[n] \cos \omega nd\Delta, \quad (32)$$

其中 $d\Delta$ 是 P 流信元的到达时间间隔. $d\Delta = LT_b$, T_b 为周期性信元流的发送比特周期, L 为一个 ATM 信元中所含业务信息的比特数. 当采用第一类 AAL (ATM 适配层) 时, $L = 47 \times 8 = 376$.

于是, (32) 式变为

$$S_J(\omega) = R_J[0] + 2 \sum_{n=1}^{\infty} R_J[n] \cos \omega n L T_b. \quad (33)$$

5 数值计算和计算机模拟

本节将给出几个数值范例, 以揭示周期性信元流在不同背景业务环境下的排队时延性能。下列各图中, 分析结果以曲线表示, 而模拟结果将以离散点的形式给出, 并且在所有范例中, 取 $d = 10, M = 10, \alpha = 0.01$ 和 $N = 5$ 。

首先, 由 (11) 式, 我们在图 3 中分别给出了四条不同突发性程度的背景信元流的 IDC 曲线。图中上面三条代表了背景信元到达的正相关情况, 下面两条分别对应随机性和负相关情况。

在表 1 中, 我们分别给出了在正相关、随机性和负相关背景业务环境下 P 流信元的平均排队时延和相应的模拟结果。

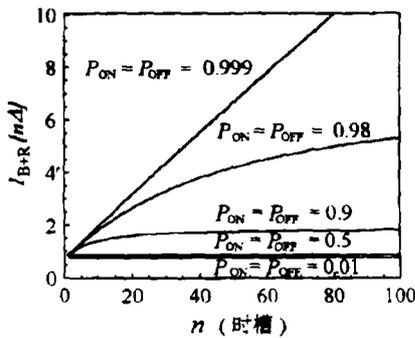


图 3 背景信元流信元到达数的离散度

表 1 P 流信元的平均排队时延

$d = 10, M = 10, \alpha = 0.01, N = 5$			平均时延	
K	γ	$P_{ON}(P_{OFF})$	分析结果	模拟结果
30	0.28	0.999	8.603	8.647
30	0.28	0.500	3.600	3.609
30	0.28	0.010	3.167	3.169
30	0.20	0.999	3.170	3.218
20	0.28	0.999	5.678	5.712
50	0.28	0.999	14.30	14.57

图 4(a) 示出了当缓存器容量 K 和业务强度相同而背景信元流突发性程度不同时 P 流信元的排队时延分布。其中 $K = 30, \gamma = 0.28$ 。图 4(b) 示出了缓存器容量 K 和业务强度 ρ 对排队时延分布的影响。其中 $P_{ON} = P_{OFF} = 0.999$ 。

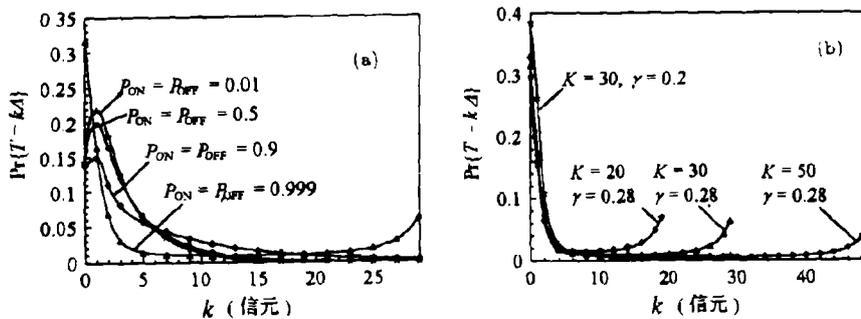


图 4 P 流信元的排队时延分布
(a) IDC 不同时 (b) K 和 γ 不同时

在图 5 和图 6 中, 分别给出了 K 相同而背景信元流突发性和业务强度 ρ 不同时 P 流信元时延抖动的自相关函数和功率谱。其中 $K = 30$ 。

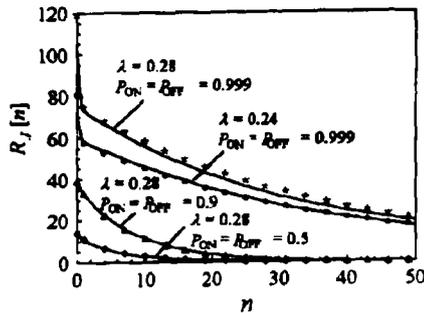


图 5 时延抖动的自相关函数

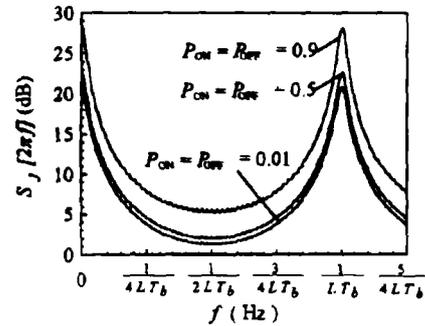


图 6 时延抖动的功率谱

从所得结果可以看出, 不同统计特性的背景信元流对 P 流信元排队时延性能的影响程度差异很大。当背景信元到达存在强烈的正相关 (亦即 ON 和 OFF 状态的持续周期很长) 时, P 流信元将经受比随机性业务背景下大得多的排队时延和时延抖动。而相反, 当背景信元到达存在强烈的负相关 (亦即 ON 和 OFF 状态之间频繁地转移) 时, 则 P 流信元经受的排队时延和时延抖动要比相应的随机性业务背景下的情况要好。表 1 和图 4(b) 还说明, 降低缓存器容量可以减轻由于强烈正相关给 P 流信元排队时延性能带来的损害, 然而缓存器容量的减小相反也会增大 P 流信元的信元丢失率。最佳的缓存器容量设计需要对这两者进行折衷。此外, 模拟结果与分析结果的吻合表明了分析方法的正确性。

6 结 语

本文以迭代法精确地分析了周期性信元流在突发性业务环境下通过 ATM 复接器的时延抖动性能, 得出了周期性信元流的排队时延分布、时延抖动的自相关函数和功率谱, 从频域的角度揭示了周期性信元流通过 ATM 复接器的时延抖动行为。分析结果表明系统的业务强度、背景信元流的突发性和排队缓存器容量是影响周期性信元流时延抖动性能的几个重要因素, 说明在具有强烈正相关的突发性业务环境下, 周期性信元流将经受巨大的时延抖动。因此, 在 ATM 网络环境下, 采用何种技术来有效而经济地去掉或抑制这种抖动, 以满意地传输周期性业务流, 已成为 ATM 技术研究中的一个重要课题。计算机模拟验证了分析结果的正确性。

参 考 文 献

- [1] Matrangi W, Bisdikian C, Sohraby K. On the jitter and delay analysis in ATM multiplexer. Proc. IEEE ICC'94, New Orleans, LA, USA: 1994, 738-744.
- [2] Matrangi W, Bisdikian C, Sohraby K. Jitter Calculus in ATM Networks: Single Node Case. Proc. IEEE INFOCOM'94, Toronto, Canada: 1994, 232-241.
- [3] Bisdikian C, Matrangi W, Sohraby K. A framework for jitter analysis in cell based multiplexers. Performance Evaluation, 1995, 22: 257-277.
- [4] Yijun Xiong, Bruneel H. A tight upper bound for the tail distribution of the buffer contents in statistical multiplexers with heterogeneous MMBP traffic sources. Proc. IEEE GLOBECOM'93, Houston, TX, USA: 1993, 767-771.

- [5] Bruneel H. Queueing behavior of statistical multiplexer with correlated inputs. *IEEE Trans. on COM*, 1988, 36(12): 1339–1341.
- [6] San-qi Li, Mark J W. Performance of Voice/Data integration on a TDM system. *IEEE Trans. on COM*, 1985, COM-33(12): 1265–1273.
- [7] Gusella R. Characterizing the variability of arrival processes with indexes of dispersion. *IEEE J. of SAC*, 1991, 9(2): 203–211.

DELAY JITTER OF A PERIODIC CELL STREAM THROUGH AN ATM MULTIPLEXER IN A BURSTY TRAFFIC ENVIRONMENT

He Jiafu Li Lemin

*(National Key Lab. of Optical Fiber Communications, University of Electronic
Science and Technology of China, Chengdu 610054)*

Abstract The periodic cell stream is a very important member among the input traffic sources in ATM networks. In this paper, a finite-buffered ATM multiplexer with traffic sources composed of a periodic cell stream, multiple i.i.d. Bernoulli cell streams and bursty two-state Markov Modulated Bernoulli Process(MMBP) cell streams is exactly analyzed. The probability mass function of queueing delay, the autocorrelation and power spectrum of delay jitter for this periodic cell stream are derived. The analysis is used to expose the behavior of delay jitter for a periodic cell stream through an ATM multiplexer in a bursty traffic environment. The simulation results indicate that the analytical results are accurate.

Key words ATM multiplexer, Periodic cell stream, Bursty traffic, Delay jitter

何家福: 男, 1969年生, 博士生, 通信与电子系统专业.

李乐民: 男, 1932年生, 教授, 博士生导师, 通信与电子系统专业.