

В. В. Кокшенев, С. П. Сущенко (Томск, ТГУ). **Анализ пропускной способности протокола транспортного уровня.**

Целью работы, представленной данным сообщением, является исследование зависимости пропускной способности протокола транспортного уровня от размера окна передачи W и величины тайм-аута ожидания подтверждения $S \geq W$, выраженного в длительностях цикла передачи кадра данных, для процедур селективного и группового отказа в однозвенном тракте. Дальнейший анализ проведен с учетом возможных искажений протокольных блоков данных (ПБД) в канале связи в прямом направлении с вероятностью R_n , и в обратном — с вероятностью R_o . Важным частным случаем моделируемой ситуации является взаимодействие пограничных маршрутизаторов провайдеров интернет-услуг по протоколу EBGP с обменом полными таблицами интернет-маршрутизации, а также взаимодействие по протоколам IBGP и LDP маршрутизаторов в провайдерских MPLS-сетях. В обоих случаях характерен обмен большим количеством маршрутной информации (сотни мегабайт) по TCP-сессиям в небольшие промежутки времени (при установлении или восстановлении сессий). Учтена также природа волоконно-оптических линий связи, имеющих, возможно, существенно различные показатели надежности в прямом и обратном направлениях передачи. Динамика очереди переданных, но не подтвержденных сегментов на узле-отправителе для различных режимов функционирования управляющего протокола описывается цепью Маркова с дискретным временем и числом состояний, равным S . Переходные вероятности цепи Маркова для селективного и группового отказа задаются соответственно следующими зависимостями:

$$\pi_{ij} = \begin{cases} 1, & i = 0, j = 1, \\ R_o, & i = 1, \dots, S-2, j = i+1, \\ 1 - R_o, & i = 1, \dots, W-1, j = 1, \\ 1 - R_o, & i = W, \dots, S-2, j = 0, \\ 1, & i = S-1, j = 0, \end{cases}$$

$$\pi_{ij} = \begin{cases} 1, & i = 0, j = 1, \\ R_o, & i = 1, \dots, S-2, j = i+1, \\ (1 - R_o)(1 - R_n)^i, & i = 1, \dots, W-1, j = 1, \\ (1 - R_o)(1 - (1 - R_n)^i), & i = 1, \dots, W-1, j = 0, \\ 1 - R_o, & i = W, \dots, S-2, j = 0, \\ 1, & i = S-1, j = 0. \end{cases}$$

В работе получены аналитические соотношения для вероятностей состояний цепи Маркова. На их основе найдены функциональные зависимости нормированной пропускной способности управляющего протокола при селективной $Z_C(W, S)$ и групповой $Z_\Gamma(W, S)$ процедурах отказа, являющихся отношением среднего числа ПБД, переданных между получением двух последовательных квитанций, к среднему времени получения квитанции:

$$Z_C(W, S) = (1 - R_n) \frac{1 - R_o^W - WR_o^{S-1}(1 - R_o)}{1 + R_o^{W-1}(1 - R_o - R_o^{S-W})},$$

$$Z_\Gamma(W, S) = (1 - R_n)(1 - R_o) \left\{ R_n - R_o^W [1 - R_o(1 - R_n) - (1 - R_o)(1 - R_n)^{W+1} - (R_o^W - R_o^{S-1})(1 - R_o(1 - R_n))(1 - (1 - R_n)^W)] \right\} \left\{ R_n [1 + R_n - R_o + (1 - R_o)^2 R_o^{W-1}(1 - R_n)^W - R_o^{S-1}(1 - R_o(1 - R_n))] \right\}^{-1}.$$

Численный анализ данных зависимостей показывает, что индекс пропускной способности монотонно растет с увеличением размера окна и выходит в режим насыщения уже при $W \geq 5$ для селективной процедуры и при $W \geq 4$ — для групповой процедуры. Однако селективная процедура отказа обеспечивает большую пропускную способность, чем групповая. Тем не менее, с ростом надежности канала связи преимущество селективной процедуры отказа перед групповой по индексу пропускной способности снижается. При заданном размере окна показатель пропускной способности возрастает с увеличением длительности тайм-аута и практически достигает теоретического предела при насыщении по протокольному параметру W для значений S , превосходящих ширину окна на $2 \div 4$ интервала для селективной процедуры отказа и на $1 \div 3$ интервала для групповой.